

**МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ЛЬВІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
ІМЕНІ ІВАНА ФРАНКА**

На правах рукопису

Оліскевич Маріанна Олександрівна

УДК 330.43+519.862:331.5(477)

**ЕКОНОМЕТРИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ
ДИНАМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ ФУНКЦІОНУВАННЯ ТА РОЗВИТКУ
РИНКУ ПРАЦІ УКРАЇНИ**

Спеціальність 08.00.11 – Математичні методи, моделі та інформаційні
технології в економіці

ДИСЕРТАЦІЯ

на здобуття наукового ступеня
доктора економічних наук

Науковий консультант:
Лук'яненко Ірина Григорівна
доктор економічних наук, професор

Львів – 2015

ЗМІСТ

ВСТУП	5
РОЗДІЛ 1. МЕТОДОЛОГІЧНІ ЗАСАДИ МОДЕЛЮВАННЯ ТА СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ДИНАМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ РОЗВИТКУ РИНКУ ПРАЦІ УКРАЇНИ	16
1.1. Методологічні підходи та концепції розбудови теоретичних макроекономічних моделей ринку праці	19
1.2. Економіко-статистичний аналіз динаміки розвитку трудових ресурсів в Україні, порівняння вітчизняних, європейських і світових тенденцій	64
1.3. Статистичні аспекти та структурні особливості зайнятості, безробіття, продуктивності праці, доходів і споживання в контексті динамічного розвитку ринку праці України	91
Висновки до розділу 1	109
РОЗДІЛ 2. ЕКОНОМЕТРИЧНИЙ ІНСТРУМЕНТАРІЙ МОДЕЛЮВАННЯ АСИМЕТРИЧНОСТІ ТА НЕЛІНІЙНОСТІ ПРОЦЕСІВ ФУНКЦІОНУВАННЯ ТА РОЗВИТКУ РИНКУ ПРАЦІ	114
2.1. Концепція, економетричні моделі та методи виявлення асиметричних ефектів у функціонуванні та розвитку ринку праці України	116
2.2. Аналіз і методологічні аспекти застосування авторегресійних моделей згладженого переходу для моделювання нелінійності динаміки економічної активності населення	135
2.3. Нелінійне моделювання динаміки безробіття на підґрунті порогових авторегресій	153
Висновки до розділу 2	170

РОЗДІЛ 3.	СТРУКТУРНЕ ВЕКТОРНЕ АВТОРЕГРЕСІЙНЕ МОДЕЛЮВАННЯ Й АНАЛІЗ ВЛИВУ СТОХАСТИЧНИХ ШОКІВ НА ПЕРЕБІГ ПРОЦЕСІВ НА РИНКУ ПРАЦІ УКРАЇНИ	174
3.1.	Оцінювання впливу шоків сукупного попиту та пропозиції на реальний обсяг виробництва і безробіття на підґрунті SVAR економетричного аналізу	179
3.2.	Дослідження гістерезису безробіття на українському ринку праці на підставі структурної векторної авторегресійної моделі коригування похибок	196
3.3.	Аналіз динамічних ефектів впливу стохастичних шоків на продуктивність, зайнятість, рівень безробіття та реальну заробітну плату в Україні	219
	Висновки до розділу 3	239
РОЗДІЛ 4.	МЕТОДОЛОГІЯ ЕКОНОМЕТРИЧНОГО АНАЛІЗУ НЕРІВНОМІРНОСТЕЙ І ДИНАМІЧНИХ ЗМІН НА РЕГІОНАЛЬНИХ РИНКАХ ПРАЦІ В КОНТЕКСТІ ЄВРОПЕЙСЬКОЇ ЕКОНОМІЧНОЇ ІНТЕГРАЦІЇ УКРАЇНИ	243
4.1.	Інструментарій оцінювання нерівномірностей у просторовій і галузевій структурах зайнятості та динаміки структурних змін на ринках праці регіонів України	248
4.2.	Методи та моделі аналізу змін у добробуті населення і динаміки споживчих можливостей вітчизняних домогосподарств	268
4.3.	Комплекс економетричних моделей динаміки функціонування регіональних ринків праці на підґрунті аналізу панельних даних, дослідження впливу інтеграційних процесів на зміни у регіональній зайнятості й продуктивності праці	308
	Висновки до розділу 4	335

РОЗДІЛ 5. МОДЕЛЮВАННЯ ДОВГОСТРОКОВИХ СПІВВІДНОШЕНЬ І КОРОТКОСТРОКОВИХ ПРИСТОСУВАНЬ НА РИНКУ ПРАЦІ УКРАЇНИ НА ПІДГРУНТІ ЗАСТОСУВАННЯ КОМПЛЕКСУ ДИНАМІЧНИХ ЕКОНОМЕТРИЧНИХ СИСТЕМ	341
5.1. Моделювання динамічних взаємозв'язків на ринку праці на підґрунті комплексу гібридних систем симульативних рівнянь з урахуванням механізму коригування похибок	343
5.2. Концептуальні засади особливостей векторного авторегресійного моделювання та коінтеграції цінових індексів	358
5.3. Аналіз альтернативних сценаріїв і перспектив розвитку динамічних процесів на ринку праці України	374
Висновки до розділу 5	389
ВИСНОВКИ	392
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	399
ДОДАТКИ	447

ВСТУП

Актуальність теми. Ринкова трансформація української економіки, її соціально-економічний розвиток, конкурентоспроможність, удосконалення людського капіталу значною мірою залежать від упровадження ефективних заходів, що спираються на результати поглибленого теоретичного й емпіричного дослідження особливостей функціонування ринку праці, а також моделювання динаміки його основних індикаторів. За умов нестабільного економічного розвитку національної економіки особливої актуальності набувають аналіз динамічних взаємозв'язків і прогнозування змін тенденцій у соціально-трудовій сфері.

Теоретичним й емпіричним дослідженням ринку праці присвячують свої наукові роботи українські вчені Д. Богиня, В. Брич, І. Гнибіденко, О. Грішнова, Т. Кір'ян, А. Колот, Е. Лібанова, Л. Лісогор, Ю. Маршавін, А. Маслов, С. Панчишин, І. Петрова, Т. Уманець, В. Федоренко, М. Шаповал та ін. Дослідження проблем функціонування та розвитку вітчизняного ринку праці з використанням методів економіко-математичного моделювання проводять З. Бараник, В. Вітлінський, В. Вовк, О. Воронцова, Л. Гальків, В. Геєць, Т. Голубєва, Ю. Городніченко, Л. Гриневич, Л. Гур'янова, В. Єлейко, О. Єрмоленко, Т. Клебанова, О. Купець, С. Левицький, І. Лук'яненко, В. Приймак, Е. Прушківська, М. Скрипниченко, О. Черняк, Л. Шевчук та ін. Водночас малодослідженими залишаються проблеми аналізу складних нелінійних й асиметричних процесів, які відбуваються на ринку праці України, застосування для цього сучасних економетричних методів і моделей.

Фундаментальні засади функціонування ринку праці й економетричне моделювання його основних індикаторів для країн з ринковою та трансформаційною економікою знайшли відображення в працях зарубіжних учених, зокрема Р. Бачманна, К. Біна, О. Бланчарда, Й. Брайтунга, А. Варне, А. Вредіна, Д. Галі, К. Гренджера, М. Густавссона, О. Даметте, Д. Емерсона, К. Карстенсена, Д. Куага, А. Нібура, Д. Піла, А. Спайта, Т. Терасвірти,

С. Фішера, Б. Хансена, Т. Якобсона та ін. Результати наукових пошуків свідчать про те, що статистичні показники ринків праці різних країн світу виявляють різні властивості, що зумовлює необхідність пошуку нетрадиційних підходів до їх емпіричного аналізу та моделювання. Важливими напрямками макроекономічних досліджень західних учених є аналіз і прогнозування зміни тенденцій індикаторів безробіття, зайнятості та доходів на різних фазах економічного циклу, оцінювання головних чинників безробіття у довгостроковому та короткостроковому періодах, аналіз впливу шоків на динаміку процесів на ринку праці, проте ці питання ще не знайшли достатнього відображення в працях українських дослідників.

Поза увагою вчених також залишається методологія моделювання та прогнозування динамічних процесів розвитку соціально-трудової сфери на підґрунті сучасного гнучкого економетричного інструментарію, зокрема порогових моделей часових рядів, моделей згладженого переходу, структурних векторних авторегресійних моделей, асиметричних моделей, моделей коригування похибок. Поглиблення наукових досліджень у цьому напрямі доповнить аналіз і сприятиме визначенню унікальних особливостей ринку праці України на сучасному етапі економічного розвитку, дасть змогу провадити сценарний аналіз можливостей його динаміки, допоможе точніше й оперативніше формувати заходи державної соціально-економічної політики, підвищити гнучкість і конкурентоспроможність бізнесу, прогнозувати тенденції на ринку праці з урахуванням асиметричних ефектів.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Основні наукові результати досліджень отримані впродовж 2007–2015 рр. відповідно до тематики науково-дослідних робіт кафедри математичної економіки та економетрії Львівського національного університету імені Івана Франка та безпосередньо пов'язані з такими темами: «Розробка математичних методів дослідження економічних процесів, економетричне моделювання та прогнозування» (номер державної реєстрації 0109U004331, особистий внесок автора полягає у розробленні концепції економетричного моделювання на

підставі моделей часових рядів і векторних авторегресійних моделей); «Економетричне моделювання та прийняття рішень в економіці та фінансах» (номер державної реєстрації 0113U005121, особистий внесок автора полягає у розробленні методології та економетричного інструментарію моделювання нелінійної динаміки процесів розвитку ринку праці, оцінювання й аналізу впливу шоків на перебіг процесів у соціально-економічній сфері); «Формування механізму ефективного регулювання та управління економічною діяльністю підприємств» наукового журналу «Економіка і фінанси», м. Дніпропетровськ (номер державної реєстрації 0113U007514, особисто авторові належить економетричне дослідження динаміки цінкових індексів, розроблення векторної моделі коригування похибки, моделювання й аналіз різних можливих альтернативних сценаріїв поведінки цін в Україні).

Мета і завдання дослідження. Метою наукового дослідження є розроблення методологічних засад і відповідного цілісного комплексу взаємоузгоджених економетричних динамічних моделей аналізу процесів функціонування та розвитку ринку праці України в умовах підвищених ризиків, асиметричності інформації та дії дестабілізуючих факторів.

Для досягнення мети дослідження поставлено та вирішено такі завдання:

- провести порівняльний аналіз наявних методологічних засад і концепцій розбудови теоретичних макроекономічних моделей ринку праці;
- на підставі економіко-статистичного аналізу дослідити особливості динаміки розвитку вітчизняного ринку праці та вагомості впливу змін у динаміці макропоказників ринку праці на динаміку реального ВВП на особу в Україні;
- розробити методологію комплексного економетричного моделювання динамічних довгострокових співвідношень і короткострокових пристосувань на ринку праці на підґрунті гібридних систем симулятивних рівнянь з урахуванням механізму коригування похибок;

- сформувати концептуальні положення та відповідний економетричний інструментарій виявлення асиметричних ефектів у динаміці процесів функціонування та розвитку ринку праці;
- розробити систему економетричних моделей для аналізу нелінійності динаміки макропоказників ринку праці;
- розробити інструментарій моделювання взаємозв'язку між продуктивністю праці, зайнятістю, рівнем безробіття та реальною заробітною платою, на підставі якого дослідити довгострокові та короткострокові ефекти впливу шоків і основні чинники гістерезису безробіття;
- розробити структурну векторну авторегресійну модель динамічного взаємозв'язку між темпом зростання реального ВВП і циклічним безробіттям й оцінити ефекти впливу шоків сукупного попиту та сукупної пропозиції;
- запропонувати економіко-математичний інструментарій оцінювання нерівномірностей і динамічних змін у просторовій і галузевій структурах ринку праці;
- розробити методологію та відповідний комплекс економетричних моделей динаміки функціонування регіональних ринків праці;
- удосконалити методи та моделі аналізу динаміки споживчих видатків домогосподарств;
- сформувати концептуальні положення моделювання динаміки цінових індексів;
- проаналізувати сценарії функціонування та перспективи розвитку динамічних процесів на ринку праці України на основі розробленого комплексу економетричних моделей.

Об'єктом дослідження є динамічні процеси функціонування та розвитку ринку праці України.

Предметом дослідження є методологічні засади та відповідний інструментарій економетричного моделювання, аналізу і прогнозування динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України.

Методи дослідження. Методологічною основою дисертаційної роботи є загальнонаукові методи дослідження, фундаментальні положення економічної теорії, методи економетричного моделювання та економіко-математичного аналізу, зокрема методи моделювання на підставі нелінійних й асиметричних моделей часових рядів, векторних авторегресійних моделей, структурних моделей, систем симулятивних рівнянь, моделей коригування похибок, панельних даних тощо.

Інформаційною базою дослідження слугують статистичні дані Державної служби статистики України, Національного банку України, дані світових фінансових організацій, зокрема Світового банку, Європейського банку реконструкції та розвитку, Офіційного бюро статистики Європейського Союзу, а також сайтів вітчизняних і зарубіжних організацій.

Наукова новизна одержаних результатів полягає в тому, що, на відміну від існуючих підходів до аналізу ринку праці України, в процесі дослідження отримано такі наукові результати:

вперше:

- розроблено методологію комплексного економетричного моделювання динамічних довгострокових співвідношень і короткострокових пристосувань на ринку праці на підґрунті гібридних систем симулятивних рівнянь з урахуванням механізму коригування похибок, що дало змогу оцінити ступінь змін у динаміці процесів розвитку ринку праці України під впливом різних чинників і визначити перспективи його функціонування на основі сценарного аналізу за різних умов можливого розвитку подій, напрямів структурних перетворень та існуючих ризиків;
- сформовано концепцію та економетричний інструментарій виявлення асиметричних ефектів у динаміці показників ринку праці на підставі асиметричних моделей порогових збурень, що дало змогу проаналізувати відмінності у ступенях впливу позитивних і негативних макроекономічних збурень на динаміку номінальної зайнятості, продуктивності праці, реального

валового внутрішнього продукту, економічної активності населення та рівня безробіття;

- розроблено систему нелінійних моделей, що складається з логістичних моделей згладженого переходу та комплексу порогових авторегресійних моделей, які дали змогу описати різні динамічні властивості економічної активності населення та безробіття під час періодів піднесення і спаду з урахуванням відмінностей у реакціях на зміни у характеристиках попередніх станів;
- розроблено інструментарій дослідження динамічного взаємозв'язку між продуктивністю праці, зайнятістю, рівнем безробіття та реальною заробітною платою, що, на відміну від наявного, ґрунтується на структурній векторній авторегресійній моделі коригування похибок і дає змогу провести аналіз імпульсних відгуків на технологічні шоки, шоки попиту на працю, шоки пропозиції праці та шоки заробітних плат, оцінити їх довгострокові та короткострокові вклади у варіації змінних, визначити чинники гістерезису безробіття на вітчизняному ринку праці;
- розроблено методологію та відповідний комплекс економетричних моделей динаміки функціонування регіональних ринків праці на підґрунті аналізу панельних даних, який охоплює моделювання регіональних видатків на освіту, моделювання змін у регіональній зайнятості загалом і в окремих видах економічної діяльності, виявляє чинники відмінностей у продуктивності праці, номінальній заробітній платі та безробітті на регіональному рівні;

удосконалено:

- інструментарій моделювання динамічного взаємозв'язку між темпом зростання реального ВВП і циклічним безробіттям, на підставі якого оцінено короткострокові та довгострокові ефекти впливу шоків сукупного попиту та пропозиції, визначено їх частки у декомпозиції дисперсії змінних;
- методи та моделі аналізу динаміки споживчих видатків домогосподарств на підґрунті гіпотези постійного доходу, що, на відміну від наявних, поєднують використання процесу адаптивних очікувань формування постійного доходу та

моделі часткового пристосування до бажаного рівня споживання; ґрунтуються на застосуванні сезонних різниць і дають змогу оцінити залежність темпу зростання споживання від темпів зростання постійного і тимчасового доходів, темпу інфляції та попередніх відхилень від рівноважного довгострокового співвідношення, виявляють динамічні зміни у пристосуваннях вітчизняних споживачів;

- інструментарій оцінювання нерівномірностей у просторовій і галузевій структурах ринку праці, який, на відміну від наявного, дає змогу аналізувати динаміку структурних змін у зайнятості на регіональних ринках праці, динаміку змін у диверсифікації зайнятих за регіонами та видами економічної діяльності, динаміку змін у структурі зайнятості з погляду інтеграційних процесів; здійснити порівняння динаміки дисиміляції структурних перебудов та рівня галузевої диверсифікації зайнятості в Україні та на ринках праці країн Європейського Союзу;

дістали подальшого розвитку:

- концептуальні підходи до моделювання динаміки цінових індексів, що, на відміну від існуючих, ґрунтуються на дослідженні каузальності, коінтеграції та застосуванні методики векторного авторегресійного моделювання з урахуванням екзогенних змінних;
- порівняльний аналіз методологічних засад і концепцій розбудови теоретичних макроекономічних моделей ринку праці, що дало змогу визначити теоретико-кількісні й емпірико-кількісні підходи до дослідження ринку праці та сформулювати підґрунтя для розробки адекватної методології економетричного моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України;
- економіко-статистичне дослідження особливостей динаміки розвитку та структури трудових ресурсів, доходів від зайнятості та споживання, продуктивності праці та вагомості впливу змін у динаміці макропоказників ринку праці на динаміку реального ВВП на особу в Україні.

Практичне значення одержаних результатів полягає у використанні та системній реалізації розробленого інструментарію і цілісного комплексу взаємоузгоджених економетричних динамічних моделей для обґрунтування й ухвалення управлінських рішень щодо підтримки стабільності та ефективного розвитку вітчизняного ринку праці.

Наукові розробки автора й отримані результати використані: у роботі Комітету Верховної Ради України з питань соціальної політики, зайнятості та пенсійного забезпечення при підготовці законодавчого забезпечення засад державної політики з питань регулювання трудових відносин і зайнятості населення, у сфері регулювання соціальних гарантій та забезпечення достатнього життєвого рівня людини (довідка № 04-34/15-304987 від 07.12.2015 р.); у прогностно-аналітичній роботі Державної служби зайнятості з метою забезпечення сприяння та реалізації державної політики зайнятості, підвищення якості та результативності соціальних послуг служби зайнятості (довідка Львівського обласного центру зайнятості №11-3341/0-15 від 05.10.2015 р.); у практиці діяльності департаменту соціального захисту населення Львівської обласної державної адміністрації для забезпечення реалізації державної соціальної політики у сфері соціального захисту населення, при підготовці пропозицій до проектів державних цільових, галузевих і регіональних програм соціально-економічного розвитку, розробленні інформаційних і аналітичних матеріалів (довідка № 01-10695 від 15.10.2015 р.); у практичній діяльності управління економіки та управління зовнішньоекономічних відносин та інвестицій Львівської міської ради для здійснення організаційно-функціональних повноважень у соціально-економічній сфері, підготовки проектів програм і заходів, спрямованих на забезпечення збалансованого економічного, соціального та зовнішньоекономічного розвитку міста, прогнозування основних показників його розвитку, складання балансів трудових ресурсів (довідка департаменту економічної політики Львівської міської ради № 23-вих-640 від 20.09.2015 р.); у роботі Державної фіскальної служби України при розрахунку прогностичних

показників доходів бюджетів усіх рівнів (довідка Головного управління ДФС у Львівській області № 5484/10/13-01-11-01-08 від 27.11.2015 р.); Державною установою «Інститут регіональних досліджень імені М. І. Долишнього НАН України» для розроблення концептуальних, методичних, експертно-аналітичних і прогнозних матеріалів у сфері соціально-економічної та міграційної політики держави (довідка 1/103 від 19.05.2015 р.); у роботі Інституту економічних досліджень та політичних консультацій (довідка № 140815/00099 від 15.08.2015 р.); Львівським державним центром науки, інновацій та інформатизації при проведенні фундаментальних і прикладних досліджень з проблем розвитку інтелектуального потенціалу, організації науково-інноваційної та інформаційної діяльності, оцінювання ефективності регіональної науково-технічної політики (довідка 1/172 від 10.09.2015 р.); для викладання дисциплін «Фінансова економетрика» та «Методологія наукових досліджень у фінансах» студентам магістрам напряму «Фінанси і кредит» Національного університету «Києво-Могилянська академія» (довідка від 10.02.2015 р.); при організації навчального процесу, розробленні методичних матеріалів і укладенні наукових програм у Львівському національному університеті імені Івана Франка для викладання дисциплін «Макроекономічні моделі», «Математична економіка», «Додаткові розділи економетрії», «Економетрія часових рядів», «Економетричне нелінійне моделювання» (довідка № 4928-Н від 28.10.2015 р.).

Особистий внесок здобувача полягає в одноосібно виконаному науковому дослідженні, яке відображає авторський підхід до економетричного моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України. Усі наукові результати, які викладено в дисертації, одержані автором самостійно. З наукових праць, виданих у співавторстві, використано лише ті матеріали, які є результатом особистої роботи здобувача.

Апробація результатів дисертації. Основні положення та результати дисертації доповідались та обговорювались на 24 міжнародних і всеукраїнських наукових, науково-методичних, науково-практичних конференціях, наукових

школах, форумах, школах-семінарах, основними з яких є: «Теорія та практика сучасної економічної науки: проблеми та шляхи вирішення» (м. Тернопіль, 2011 р.); «Наукові дослідження та їх практичне застосування. Сучасний стан та шляхи розвитку» (м. Одеса, 2008 р.); «Проблеми впровадження інформаційних технологій в економіці» (м. Ірпінь, 2009 р.); «Institutionelle Grundlagen für die Funktionierung der Ökonomik unter den Bedingungen der Transformation» (м. Нюрнберг, 2014 р.); «Новые перспективы развития экономических наук: инновации и риски» (м. Москва, 2014 р.); «Соціально-економічні аспекти реструктуризації регіональної економіки» (м. Вінниця, 2014 р.); «Сучасні інформаційні технології в економіці, менеджменті та освіті» (м. Львів, 2014 р.); «Съвременни проблеми на регионалното развитие» (м. Пловдив, 2014 р.); «Social and economic problems of modern society» (м. Прага, 2014 р.); «Сучасні проблеми моделювання соціально-економічних систем» (м. Харків, 2014 р.); «Менеджмент предпринимательской деятельности» (м. Сімферополь, 2014 р.); «Wirtschaft und Management: Probleme der Wissenschaft und Praxis» (м. Нюрнберг, 2014 р.); «Проблеми моделювання структури і процесів економічних систем» (м. Черкаси, 2014 р.); «Моделювання економіки: проблеми, тенденції, досвід» (м. Львів, 2014 р.); «Глобальні виклики для навколишнього середовища і ресурсної економіки в країнах Центральної та Східної Європи: безпека та сталий розвиток» (м. Київ, 2014 р.); «Проблеми економічної кібернетики 2014» (м. Полтава, 2014 р.); «Проблеми та перспективи розвитку теорії і практики обліку, контролю, економічного аналізу і статистики» (м. Тернопіль, 2014 р.); «Актуальні проблеми економіки 2014» (м. Київ, 2014 р.); «Socio-economic aspects of economics and management» (м. Таунтон, 2015 р.); «Economics and Management: Challenges and Perspective» (м. Відень, 2015 р.) «Розвиток національної економіки: теорія і практика» (м. Івано-Франківськ, 2015 р.); «Актуальні проблеми сучасної економіки: реалії сьогодення» (м. Ужгород, 2015 р.); «Євроінтеграція економіки України: виклики та рішення» (м. Дніпропетровськ, 2015 р.); «Сучасні проблеми

управління підприємствами в умовах глобалізації та інтернаціоналізації: теорія, практика» (м. Одеса, 2015 р.).

Публікації. Основний зміст дисертаційної роботи опубліковано у 59 друкованих наукових працях загальним обсягом 106,7 друк. арк., серед них: 1 одноосібна монографія, 2 колективних монографії, 7 навчальних посібників, 9 статей – у наукових фахових виданнях України, 8 статей – у наукових фахових виданнях України, що входять до міжнародних наукометричних баз, 7 статей – у зарубіжних виданнях, 25 публікацій – в інших наукових виданнях.

РОЗДІЛ 1

МЕТОДОЛОГІЧНІ ЗАСАДИ МОДЕЛЮВАННЯ ТА СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ДИНАМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ РОЗВИТКУ РИНКУ ПРАЦІ УКРАЇНИ

Ринок праці як частина ринкової структури забезпечує переміщення товарів і послуг, спрямовуючи ресурси в галузі національного господарства або вилучаючи їх з них відповідно до переміщення капіталів і товарів. На відміну від інших типів ринків проблеми ринку праці мають не лише ресурсний і товарний характер, але можуть спричиняти чимало економічних і соціальних проблем (бідність, безробіття, інфляція), соціальну напруженість у суспільстві (мітинги, демонстрації протести, страйки), потужні громадські рухи і соціальні революції [2].

У сучасній українській науці з'являється дедалі більше досліджень, присвячених проблемам ринку праці та його структури. Вчені виявляють існуючі проблеми нестабільності функціонування ринку праці, диспропорції у постійних коливаннях попиту та пропозиції та вказують на те, що зайнятість – це категорія, яка найбільш адекватно відображає зв'язок між економічною та соціальною складовими економічної системи [13]. Дослідники також обґрунтовують наявність демографічних, інформаційних, структурних і ринкових диспропорцій у соціально-трудових відносинах. Зокрема, З. Бараник [3] встановлює нерівномірність розподілу трудових ресурсів територією України; О. Єрмоленко [44] – невідповідність системи освіти та професійної підготовки фахівців сучасним потребам виробництва, а також нерівномірність попиту на працю за віковим критерієм; О. Шубна [212] – вплив висококваліфікованих кадрів за кордон та нелегальну трудову міграцію. І. Хлівна [200] виявляє існуючі проблеми працевлаштування на селі; А. Янішевська [215], вивчаючи рівень економічної активності, рівень зайнятості та рівень безробіття молоді в різних регіонах України, акцентує увагу на проблемах молодіжного ринку праці. Я. Юрик та

І. Жук [213] відзначають негативні наслідки впливу фінансово-економічної кризи на попит на робочу силу, реальну заробітну плату та чисельність вивільнених у результаті спаду працівників. О. Воронцова зазначає [13], що причинами нестабільності розвитку ринку праці є інноваційні зрушення, які викликають зміни у структурі, обсягах зайнятості та продуктивності праці.

Науковці Д. Касьмін, Л. Гриневич, О. Зірко підтверджують [55; 313], що дисбаланс між освітою робочої сили та потребами ринку праці в Україні призводить до неузгодженості та невідповідності між рівнем кваліфікації працівників і робочими місцями, які вони займають, до погіршення кількісної та якісної структури ринку праці. Серед інших, Д. Зоїдзе відзначає [46], що на сучасному етапі соціально-економічного розвитку ринок праці України та її окремих регіонів характеризується значним перевищенням пропозиції робочої сили над попитом, існуванням прихованого безробіття та нелегальної зайнятості. Д. Мангушев [93], досліджуючи фактори та тенденції розвитку сфери послуг, відзначає її роль у структурі ВВП, світовій торгівлі та зайнятості працездатного населення країн; В. Кохан [73] акцентує увагу на проблемах дотримання та захисту трудових прав працівників, залучених до нестандартної зайнятості в Україні, а Л. Гук [28] наголошує на проблемах їх державного регулювання. Автори обґрунтовують значущість прогнозування тенденцій і змін нестандартних форм зайнятості, що поширені на українському ринку праці, як засобу підвищення наукового потенціалу рівня планування і найважливішої складової системи державного регулювання в цій сфері.

Українські науковці А. Колот, А. Глушач і С. Архієреєв [67; 19], вивчаючи вплив на реальну економіку та зайнятість населення глобалізаційних й інтеграційних процесів, що відбуваються у фінансовому секторі, визначають переваги та недоліки їх впливу. Л. Самосьонук [174] аналізує напрями та інтенсивність впливу процесів регіональної економічної інтеграції на зайнятість і доходи населення, визначає залежність інтеграційних ефектів у сфері зайнятості від рівня економічного розвитку країни та її галузевої спеціалізації. Я. Юрик та Ю. Коновалов [457] відзначають гнучкість українського ринку

праці та зауважують, що вітчизняний ринок праці адаптується до економічних коливань не внаслідок змін у кількості зайнятих, а завдяки гнучкості заробітної плати та різних виплат. Серед інших, А. Глушач і С. Архієреєв [19] аналізують вплив глобалізації на ефективність фінансово-кредитних інструментів, що забезпечують регулювання та стимулювання зайнятості; М. Махсма [102] оцінює інтенсивність та якість структурних зрушень у зайнятості на селі; Е. Прушківська [163] аналізує залежність між економічним зростанням і зайнятістю та відзначає, що проблема зайнятості набуває особливого значення в кризові та посткризові періоди. Дослідники також виявляють, що причинами змін у розвитку ринку праці є інноваційні зрушення, що зумовлюють зміни у структурі й обсягах зайнятості та продуктивності праці [156; 13].

Науковці наголошують на необхідності формування ефективного соціально-економічного механізму регулювання ринку праці з метою сприяння продуктивній зайнятості населення та збільшення його реальних доходів. К. Петренко стверджує [154], що подолати структурні диспропорції між попитом і пропозицією робочої сили, які існують на ринку праці, можна за умови посилення ролі держави в регулюванні соціально-економічної системи країни, провадження виваженої регіональної політики стосовно вирішення проблем зайнятості. О. Єрмоленко [43] розглядає засади та методи регулювання ринку праці та визначення їхньої ефективності, аналізує способи поєднання методів державного регулювання; О. Зірко [45] пропонує критерії оцінювання структурного безробіття та рекомендує заходи державного регулювання економіки, спроможні підвищити зайнятість населення та знизити рівень структурного безробіття; Т. Уманець і К. Косьміна [196] аналізують інфраструктурні перетворення на регіональних ринках праці; Д. Тюріна [192] досліджує проблеми, пов'язані з ефективністю використання людського капіталу, та обґрунтовує доцільність запровадження концепції випереджальної освіти у формуванні кваліфікаційних кадрів. С. Бабич [2] зазначає, що активна позиція на ринку праці у сфері зайнятості має стати пріоритетом як економічної, так і соціальної політики держави.

Отже, вітчизняні науковці обґрунтовують необхідність державного регулювання ринку праці в Україні як на регіональному, так і на національному рівнях. Окрім того, український ринок праці, що перебуває на етапі адаптації до світового економічного простору, потребує дослідження регульованих змін і узгодження зі світовими тенденціями [66]. Подолання кризи на ринку праці сприятиме соціальній захищеності як окремої особи, так і суспільства загалом від різноманітних загроз, зміцненню соціальної безпеки держави.

Водночас недостатньо дослідженими залишаються проблеми та методологія моделювання складних динамічних процесів і взаємозалежностей на українському ринку праці, які вимагають застосування економетричних методів аналізу, поєднання засобів статистики, економічної теорії й математики та дають змогу описати довгострокову динаміку процесів і короткострокові коливання змінних, а також оцінити ефекти впливу шоків з урахуванням особливостей функціонування вітчизняного ринку праці та його регіонів.

Основу якісного економетричного дослідження становлять теоретичні економіко-математичні моделі та детальний статистичний аналіз даних, на підставі яких здійснюється емпіричний аналіз. Відтак, розробка адекватної методології економетричного моделювання динамічних процесів розвитку українського ринку праці вимагає аналізу концепцій теоретичних макроекономічних моделей ринку праці, проведення статистичного аналізу становлення та розвитку трудових ресурсів, порівняння тенденцій у вітчизняній економіці зі світовими та європейськими тенденціями, а також економіко-статистичного дослідження змін у структурі зайнятості, безробіття, доходів і продуктивності праці.

1.1. Методологічні підходи та концепції розбудови теоретичних макроекономічних моделей ринку праці

Ринок праці як система суспільних відносин, пов'язаних із пропозицією праці та її найманням, не вичерпується проблемами працевлаштування, а

охоплює весь економічний простір, пов'язаний зі сферою праці, що узагальнює складний спектр економічних і соціальних відносин. Дослідження ринку праці охоплюють проблеми зайнятості та безробіття, ефективності праці та її організації, становлення й якості людського капіталу, умов праці та її оплати, формування доходів і споживання, освіти, підготовки та перепідготовки робочої сили, стабільності та гарантій зайнятості, допомоги безробітним, трудової мотивації та міграції.

Взаємодіючи на ринку праці, попит на працю та її пропозиція формують зайнятість населення, яка є одним із найважливіших аспектів соціально-економічного життя людини, пов'язаним із задоволенням її потреб у сфері праці [4, с. 71], визначає обсяг виробленої продукції та забезпечує економічну основу життя суспільства. Якщо пропозиція праці перевищує попит на працю, виникає таке соціально-економічне явище, як безробіття.

Різні теоретичні макроекономічні моделі по-різному моделюють процеси функціонування ринку праці, характеризують стан його рівноваги, обґрунтовують формування попиту на працю та пропозиції робочої сили.

Неокласична теорія ринку праці базується на припущенні існування досконалої конкуренції як на ринку товарів і послуг, так і на ринку факторів виробництва. Згідно з неокласичною методологією реальна заробітна плата повністю визначається граничною продуктивністю праці, а попит на працю залежить лише від рівня реальної заробітної плати w , причому функція попиту на працю $L^d = L(w)$ є спадною кривою. Тому в короткостроковому періоді зайнятість залежить лише від w : якщо w зростає зайнятість знижується і навпаки. В довгостроковому періоді попит на працю залежить від технологічного прогресу і зростання обсягів капіталу [190, с. 185–205].

Кейнсіанська функція попиту на працю будується за припущення екзогенно заданої номінальної заробітної плати W_0 , рівень зайнятості залежить від величини ефективного попиту, а функція граничної продуктивності зумовлює реальну ціну попиту на працю. Рівень ефективного попиту (Y_0) визначається з IS-LM моделі, з нього на основі виробничої функції

визначаються рівень зайнятості (L_0) і гранична продуктивність праці, а відтак, рівень реальної зарплати w_0 . Фіксований рівень номінальної заробітної плати та рівень цін (P) в економіці визначають, яку кількість працівників найматимуть фірми. Якщо фактична реальна зарплата W_0/P менша за рівноважну w_0 , то фірми все одно найматимуть рівноважну кількість працівників L_0 , якщо ж вища, то фірми найматимуть менше працівників за фіксованою зарплатою, і тоді пропозиція товару буде нижчою за попит, відтак, у короткостроковому періоді виникне дефіцит на ринку товарів. Рівень зайнятості та ціна праці, згідно з кейнсіанською концепцією, змінюються лише за умови, що змінюється рівновага в IS-LM моделі, тобто криві IS чи LM переміщуються.

Щодо кривої пропозиції праці і неокласична, і кейнсіанська теорії стверджують, що зі збільшенням заробітної плати пропозиція праці збільшується до певного рівня. Згідно з неокласичним підходом, пропозиція праці прямо пропорційно залежить від реальної заробітної плати, а також від процентної ставки. Зі зростанням процентної ставки особа зменшує у цьому періоді вільний час і підвищує свою пропозицію праці $L^s = L(w, i)$. Натомість, за кейнсіанським підходом пропозиція праці від процентної ставки не залежить.

За зростання цін, згідно з неокласичним підходом, реальна заробітна плата знижується, що призводить до зниження пропозиції праці. Водночас кейнсіанська теорія стверджує, що зростання цін не впливає на пропозицію праці, оскільки люди, через страх втратити роботу та поповнити лави безробітних, а також враховуючи умови довгострокових трудових договорів і встановлену в них номінальну заробітну плату, пропонують ту ж кількість праці та погоджуються працювати за меншу реальну зарплатню.

Рівновага на ринку праці встановлюється за умови, що пропозиція праці та попит на неї урівноважуються. Згідно з неокласичним підходом, заробітна плата реагує на зміну ринкових умов миттєво, внаслідок чого завдяки ринковим механізмам досягається повна й ефективна зайнятість. При цьому рівновага є стійкою, а безробіття немає. І оскільки усі працездатні, які хочуть працювати, працюють, досягається повна зайнятість на ринку праці. Повна зайнятість

характеризується не максимально можливим залученням до роботи працездатного населення, а достатністю робочих місць для всіх тих, хто добровільно бажає працювати [4, с. 72]. Ефективна зайнятість забезпечується внаслідок того, що подальший приріст праці не дає вигоди, оскільки функція попиту на працю фактично виражає граничну продуктивність праці. Згідно з кейнсіанським підходом ринок праці може перебувати в стані рівноваги і за наявності безробіття, оскільки попит на працю визначається не ціною на неї, а з урахуванням ефективного попиту на товари і послуги. Завищена ціна праці зумовлює безробіття, при цьому зниження заробітної плати не збільшує попит на працю. У такому випадку, якщо існують ті, хто бажає працювати за заробітну плату, нижчу від встановленої, збільшення сукупного попиту дає змогу збільшити зайнятість і знизити рівень безробіття.

Повна зайнятість не означає, що усі трудові ресурси працездатного віку зайняті в економіці. Частина людей не хоче працювати за пропоновану заробітну плату (добровільне безробіття). Також завжди є люди, які перебувають у пошуку кращого місця роботи чи готуються до роботи на новому місці. Такий рівень безробіття визначає природний рівень безробіття і є результатом можливості вільного вибору роботи та її тривалості на ринку праці.

Природний рівень безробіття за повної зайнятості визначається за формулою [94, с. 164]:

$$u^* = s / (f + s),$$

де s – коефіцієнт звільнення;

f – коефіцієнт працевлаштування.

Цей рівень характеризує безробіття в довгостроковій перспективі та, згідно з М. Фрідменом, відображає невальрасівський характер ринку праці, його недосконалість, стохастичність коливань попиту і пропозиції, витрати на збір інформації про вакантні місця, їх доступність і природне переміщення трудових ресурсів. Природний рівень безробіття охоплює фрикційне та структурне безробіття і змінюється з часом. На природний рівень безробіття, крім якості

програм професійної перепідготовки та страхування безробіття [94, с. 166–167], впливає фактичний поточний рівень безробіття. Зокрема, якщо фази спаду є тривалими, а безробіття високим, то природний рівень безробіття не повертається до попереднього рівня, а наближається до деякого вищого значення. Такі зміни частково спричинені втратою кваліфікації працівників за час непрацевлаштованості, а також різними можливостями впливу інсайдерів і аутсайдерів на ринку праці на формування заробітної плати. Як наслідок природний рівень безробіття є динамічним показником, який залежить від попередніх станів функціонування ринку [190, с. 196]:

$$u_t^* = u^* + \lambda(u_{t-1}^* - u^*), \quad 0 \leq \lambda \leq 1,$$

де u_t^* – динамічний рівень природного безробіття в період t ;

λ – коефіцієнт гістерезису.

Фактичний рівень безробіття коливається навколо природного рівня та визначається фазами ділового циклу. Різниця між фактичним і природним рівнями безробіття характеризує циклічне безробіття. Взаємозв'язок між циклічним безробіттям та розривом ВВП описаний законом А. Оукена:

$$(Y^* - Y) / Y^* = \alpha (u - u^*),$$

де Y^* – рівень доходу за повної зайнятості;

Y – фактичний рівень доходу за наявності циклічного безробіття;

α – коефіцієнт Оукена;

u – фактичний рівень безробіття.

За циклічного безробіття частина працівників може працювати неповний робочий день, окрім того, внаслідок прихованого безробіття знижується середня продуктивність праці. Емпіричні дослідження закону А. Оукена в різних країнах свідчать про те, що обсяг виробництва визначається не тільки наявною технологією, а й зміною поведінки економічних агентів зі зміною ринкових умов.

Нестабільні та низькі доходи змінюють у людей ставлення до роботи, породжують байдужість і недбалість, знижують продуктивність праці.

Макроекономічні моделі засвідчують, що якщо темп зростання номінальної заробітної плати, яка характеризує ціну праці, не відображає темпу зростання загального рівня цін в економіці, то рівноважний рівень зайнятості змінюється. Умову рівноваги на ринку праці можна задати співвідношенням [190, с. 200]

$$P Y_L = W^s(L, P),$$

де W^s – функція ціни пропозиції праці;

P – рівень цін;

$Y_L = \partial Y / \partial L = MPL$ – гранична продуктивність праці.

Якщо загальний рівень цін змінюється, то, продиференціювавши, отримуємо

$$Y_L dP + P Y_{LL} dL = W_L^s dL + W_P^s dP,$$

де $Y_{LL} = \partial^2 Y / \partial L^2$; $W_L^s = \partial W^s / \partial L$; $W_P^s = \partial W^s / \partial P$. Тоді

$$dL = (W_P^s - Y_L) / (P Y_{LL} - W_L^s) dP$$

характеризує ефект зайнятості та визначає зміну зайнятості після встановлення рівноваги на ринку праці внаслідок зміни рівня цін. Внаслідок ефекту зайнятості отримуємо ефект виробництва [190, с. 200]

$$dY = Y_L (W_P^s - Y_L) / (P Y_{LL} - W_L^s) dP,$$

значення якого вказує, на скільки зміниться обсяг виробництва у відповідь на зміну цін.

Практичну значущість чинників зміни макроекономічних показників функціонування ринку праці в довгостроковому періоді та циклічність їх короткострокової поведінки виявляють емпіричні дослідження багатьох учених і пояснюють теоретичні економіко-математичні моделі. Науковці обґрунтовують високу еластичність реакції зайнятості як відповідь на коливання попиту на працю, водночас відзначаючи незначні зміни реальних заробітних плат, що свідчить про невальрасівський характер ринку праці. На конкурентному ринку праці наявність безробіття одразу спричиняло б зниження заробітної плати, яке тривало б доти, поки попит і пропозиція праці знову не урівноважились би. Теоретичні макроекономічні моделі ринку праці дають змогу виявити різноманітні причини, за яких ринок праці відхиляється від вальрасівського ринку, а також з'ясовувати, чи можуть ці відхилення

спричинити суттєве безробіття і наскільки значущими є їх вплив на циклічну поведінку зайнятості та реальних заробітних плат.

Низка теорій ґрунтуються на твердженні про те, що вища заробітна плата підвищує продуктивність й ефективність праці, та засвідчують, що вигоди, які отримує фірма від виплати вищої заробітної плати, компенсують її витрати. Вища заробітна плата дає змогу збільшити обсяг споживання працівників, підвищити їхню продуктивність і сприяє поліпшенню якості праці. На вальрасівському ринку праці працівнику байдуже, втратить він роботу чи ні, оскільки подібні робочі місця завжди доступні, а тому, не боячись звільнення, працівник не має стимулів докладати більших зусиль. Натомість, якщо фірма платить заробітну плату, більшу за рівноважну, то її робочі місця цінуються, і працівники такої фірми проявляють більшу старанність навіть, якщо не бояться, що їх спіймають на недбалості. Крім того, виплата вищої заробітної плати може поліпшити якість персоналу, яку фірма не спроможна відстежити. Якщо фірма виплачує вищу заробітну плату, то до неї, ймовірно, найматимуться кваліфікованіші працівники, що сприятиме підвищенню показників середньої якості персоналу та рівня здібностей працівників, яких наймає фірма [446]. Зрештою, висока заробітна плата може зміцнювати симпатію працівників і, відтак, сприяти індукуванню більших зусиль; і навпаки, низька заробітна плата може провокувати на злість, пробуджувати бажання помсти та призвести до ухиляння від виконання обов'язків і саботажу [221]. Існують й інші потенційні переваги вищої заробітної плати. Зокрема, фірма може зменшити плинність кадрів, а, отже, витрати на вербування та навчання; знизити ймовірність об'єднання працівників у спілки; підвищити корисність менеджерів.

Теорії, які обґрунтовують пряму залежність між заробітною платою, продуктивністю та економічною ефективністю праці, називаються теоріями стимулятивної заробітної плати [456; 340]. Такі моделі зазвичай припускають наявність великої кількості однакових фірм-конкурентів, яку позначають N і

яка є сталою в короткостроковому періоді. Типова фірма прагне максимізувати свій реальний прибуток, який визначається за формулою

$$\pi = Y - wL, \quad (1.1)$$

де Y – обсяг виробництва фірми;

w – реальна заробітна плата;

L – кількість робочої сили, яку вона наймає.

У моделях стимулятивної заробітної плати продуктивність фірми залежить як від кількості працівників, яких вона наймає, так і від якості їхньої праці. Зазвичай припускають, що кількість робочої сили L і змінна e , яка відображає рівень старанності працівників, входять у виробничу функцію мультиплікативно [415, с. 460–464]:

$$Y = F(eL), \quad F'(\cdot) > 0, \quad F''(\cdot) < 0. \quad (1.2)$$

Одне з припущень моделей стимулятивної заробітної плати полягає в тому, що старанність є зростаючою функцією від заробітної плати, яку отримує працівник, тобто

$$e = e(w), \quad e'(\cdot) > 0, \quad (1.3)$$

хоча в макроекономічній літературі описані й інші можливі джерела стимулювання зусиль працівників і зазначається, що заробітна плата не є єдиним чинником старанності [408].

Старанність працівника залежить не лише від розміру заробітної плати, яку він отримує на своїй роботі, а й від того, наскільки легко буде знайти іншу роботу, якщо фірма звільнить його через низьку якість праці, а також від заробітної плати, яку платять інші фірми. Відтак, за кожного фіксованого рівня одержуваної заробітної плати працівники, ймовірно, докладають тим більше зусиль, чим вищим є рівень безробіття, і тим менше зусиль, чим вищою є платня на інших фірмах. Отже, як узагальнення функції старанності (1.3) розглядають функцію [415, с. 463]

$$e = e(w, w_0, u), \quad e'_1(\cdot) > 0, \quad e'_2(\cdot) < 0, \quad e'_3(\cdot) > 0, \quad (1.4)$$

де w_0 – середній рівень заробітної плати в економіці;

u – рівень безробіття;

$e'_1(\cdot), e'_2(\cdot), e'_3(\cdot)$ – частинні похідні функції $e(w, w_0, u)$ за змінними w, w_0, u відповідно. Загальна кількість працівників, кожен з яких є одиницею робочої сили, припускається сталою та дорівнює L_0 .

Типова фірма досліджує задачу [415, с. 463]

$$\max_{L,w} (F(e(w, w_0, u) L) - wL). \quad (1.5)$$

Якщо на ринку праці є безробітні, то фірма може довільно встановлювати рівень заробітної плати, якщо ж безробіття немає, то фірма мусить платити, принаймні, таку ж заробітну плату, яку платять інші фірми.

Необхідні умови екстремуму за L і w мають вигляд:

$$F'(e(w, w_0, u) L) e(w, w_0, u) - w = 0, \quad (1.6)$$

$$F(e(w, w_0, u) L) L e'_1(w, w_0, u) - L = 0, \quad (1.7)$$

звідки випливає, що в оптимумі еластичність старанності за заробітною платою дорівнює одиниці:

$$w e'_1(w, w_0, u) / e(w, w_0, u) = 1. \quad (1.8)$$

Оскільки обсяг виробництва є функцією від eL , то, наймаючи працівника, фірма отримує e одиниць ефективної робочої сили за ціною w . Відтак, вартість одиниці ефективної робочої сили становить $w/e(w)$. Кожна фірма прагне найняти робочу силу якомога дешевше, а необхідні умови (1.6), (1.7) забезпечують вибір w , який мінімізує вартість ефективної робочої сили. Заробітна плата, яка задовольняє рівняння (1.8), називається стимулятивною. Рівняння (1.6) показує, що фірма наймає працівників доти, доки граничний продукт ефективної робочої сили не буде дорівнювати її вартості.

З моделі випливає опис загальнооекономічної рівноваги. Оскільки фірми припускаються однаковими, то кожна фірма обирає однакові значення w^* і L^* , які задовольняють умови (1.6), (1.7). Зазвичай припускають, що функція $e(\cdot)$ є такою, що за заданих w_0 і u існує єдине оптимальне значення w . Тоді у стані рівноваги $w=w_0$, а сукупний попит на робочу силу становить NL^* . Якщо пропозиція робочої сили L_0 перевищує це значення, то фірми є необмеженими у виборі w , заробітна плата дорівнює w^* , зайнятість – NL^* і безробіття – $U = L_0 - NL^*$. Якщо ж L_0 менше за NL^* , то можливості фірми є обмеженими і

заробітна плата перебуватиме на рівні, за якого пропозиція праці й попит на неї врівноважуються, а безробіття не буде.

Аналіз моделі (1.2), (1.4), (1.5) показує, що стимулятивна заробітна плата зумовлює безробіття. Крім того, з моделі випливає, що зміни попиту на працю призводять до значних змін зайнятості, водночас реальна заробітна плата і старанність не змінюються. Не змінюються також витрати фірми на робочу силу, внаслідок чого у короткостроковому періоді коливання цін є незначними. Проте модель не пояснює поведінки безробіття в довгостроковому періоді. Згідно з моделлю, в періоди економічного зростання, коли попит на робочу силу зростає, реальна заробітна плата залишається незмінною, а рівень безробіття знижується. Відтак, економіка досягає повної зайнятості, і подальше зростання попиту призводить до зростання реальної заробітної плати. Проте на практиці жодної очевидної тенденції в рівні безробіття в довгостроковому періоді не спостерігають.

Л. Саммерс [437] розглянув функцію старанності такого вигляду [415, с. 464]:

$$e(w, \chi) = \left\{ \left(\frac{w - \chi}{\chi} \right)^\beta, \text{ якщо } w > \chi; 0, \text{ в іншому випадку} \right\}, \quad (1.9)$$

де

$$\chi = (1 - bu) w_0, \quad 0 < \beta < 1, \quad b > 0. \quad (1.10)$$

Якщо $b=1$, то χ визначається множенням заробітної плати, яку платять інші фірми, на частку зайнятих працівників. Якщо $b < 1$, то працівники надають меншого значення безробіттю, зокрема, за достатнього рівня допомоги по безробіттю або ж у періоди, коли для працівників дозвілля важливіше. За цієї функціональної форми умова рівності одиниці еластичності старанності стосовно заробітної плати набуває вигляду

$$\beta \left[w / \left(\frac{w - \chi}{\chi} \right)^\beta \right] \left(\frac{w - \chi}{\chi} \right)^{\beta-1} (1/\chi) = 1,$$

і тоді

$$w = \chi / (1 - \beta) = \left[(1 - bu) / (1 - \beta) \right] w_0. \quad (1.11)$$

Зокрема, для малих значень β з (1.11) випливає, що $w \approx (1+\beta)\chi$, відтак, фірма пропонує премію, яка приблизно дорівнює добутку величини β на індекс можливостей ринку праці χ .

Перебуваючи у стані рівноваги, типова фірма платить рівноважну заробітну плату w_0 і рівноважний рівень безробіття дорівнює [415, с. 465]

$$u = \beta/b = u_{EQ}. \quad (1.12)$$

Отже, з моделі випливає, що рівноважне безробіття залежить лише від параметрів функції старанності і не залежить від виробничої функції, тому вдосконалення технологічних можливостей не призводить до змін у рівні безробіття.

Рівноважна старанність описується формулою

$$e_{EQ} = [(w_0 - (1-bu_{EQ})w_0) / ((1-bu_{EQ})w_0)]^\beta = [\beta/(1-\beta)]^\beta,$$

а рівноважна заробітна плата визначається граничною продуктивністю та вартістю ефективної робочої сили. Оскільки в стані рівноваги загальне безробіття становить $u_{EQ}L_0$ і кожна фірма наймає $(1-u_{EQ})L_0/N$ працівників, то рівноважна заробітна плата дорівнює

$$w_{EQ} = e_{EQ} F' (e_{EQ}(1-u_{EQ})L_0 / N).$$

Оскільки з рівняння (1.11) випливає, що заробітна плата, яка мінімізує витрати на заробітну плату, є спадною функцією за змінною рівня безробіття, то в періоди економічного спаду, коли рівень безробіття перевищує рівноважний рівень u_{EQ} , фірма може прагнути скоротити свої витрати, а відтак, підвищити доходи шляхом зниження заробітної плати і встановлення її на рівні, меншому за рівноважний. У такому випадку фірма змінюватиме заробітну плату згідно з формулою (1.11) і вартість одиниці ефективної робочої сили дорівнюватиме [415, с. 466–467]

$$C_{ADJ} = w / e(w, w_0, u) = 1/(\beta^\beta) [1/(1-\beta)^{1-\beta}] (1-bu) w_0. \quad (1.13)$$

Проте якщо фірма, незважаючи на економічний спад і зростання рівня безробіття все ж виплачуватиме рівноважну заробітну плату w_0 , то її витрати на одиницю ефективної робочої сили становитимуть

$$C_{FIXED} = w_0 / e(w_0, w_0, u) = [(1-bu) / (bu)]^\beta w_0. \quad (1.14)$$

Розрахунки показують, що за $\beta=0,05$ і $b=1$ рівноважний рівень безробіття u_{EQ} згідно з (1.12), дорівнює 5%. Якщо рівень безробіття зростає до 8%, то згідно з (1.13)–(1.14), залежно від рішення, яке ухвалить фірма щодо рівня заробітної плати, витрати на робочу силу відповідно знизяться або на $\Delta C_{FIXED} = 2,5\%$, або на $\Delta C_{ADJ} = 3,2\%$. Тому, якщо фірма вирішить знизити заробітну плату, то зможе зекономити лише 0,6% коштів. Якщо ж рівень безробіття зростає до 7%, то зміни витрат відповідно становитимуть $\Delta C_{FIXED} = 1,8\%$ та $\Delta C_{ADJ} = 2,1\%$ з економією лише у 0,3%. За $\beta=0,03$ і $b=0,6$ також отримуємо $u_{EQ} = 5\%$, при цьому C_{FIXED} і C_{ADJ} знизяться на 1,5% і 1,9% за зростання безробіття до 8% та на 1,0% і 1,2% – за зростання безробіття до 7% відповідно. Отже, у цьому випадку стимулів для зниження заробітної плати ще менше.

Натомість на конкурентному ринку праці рівноважна заробітна плата знижується на величину, яка дорівнює процентному зменшенню рівня зайнятості, поділеному на еластичність пропозиції праці. Зокрема, якщо припустити, що еластичність пропозиції праці дорівнює 0,2, а рівень зайнятості знижується на 3%, рівноважна заробітна плата знижується на 15% і спричиняє зниження витрат на 15%. Тому, якби ринок праці був вальрасівським, то фірми мали б більше стимулів для зниження заробітної плати та цін.

Отже, модель стимулятивної заробітної плати показує, що відносно невеликі значення β можуть визначати досить високий рівень безробіття, при цьому стимулів у фірми регулювати заробітну плату чи ціни у відповідь на зміни в сукупному попиті мало.

Науковці, які вивчають ринок праці, однією з причиною негнучкості заробітних плат називають також те, що можливості фірми щодо контролю якості праці своїх працівників обмежені, що змушує їх з метою стимулювання підвищення старанності підвищувати виплати своїм працівникам. Ця ідея покладена в основу моделі Шапіро–Стіглітца [426]. Модель будується за умови неперервності часу та передбачає розв’язання задачі максимізації очікуваної дисконтованої корисності працівників [415, с. 468–472]:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(t) dt, \quad \rho > 0, \quad (1.15)$$

де ρ – дисконтна ставка, яка характеризується відношенням переваги щодо оцінки корисності споживання та дозвілля в різні періоди часу; $u(t)$ – миттєва корисність у момент часу t , яка визначається як

$$u(t) = \{ w(t) - e(t), \text{ якщо особа зайнята}; \quad 0, \text{ якщо безробітна} \}; \quad (1.16)$$

w – заробітна плата; e – зусилля працівника. У кожен період часу працівник перебуває в одному з трьох станів: зайнятий і докладає зусиль (стан E); зайнятий і не докладає зусиль (S); безробітний (U).

Модель є динамічною й описує можливості працівників переходити з одного стану в інший. Якщо працівник проявляє старанність у період t_0 , то ймовірність того, що він працюватиме на тому ж робочому місці у період t , дорівнює

$$P(t) = \exp(-b(t-t_0)), \quad b > 0. \quad (1.17)$$

З формули (1.17) випливає, що для старанного працівника ймовірність подальшої зайнятості впродовж τ періодів дорівнює $e^{-b\tau}$ і не залежить від того, як довго працівник був зайнятий перед цим. Відтак, втрата робочого місця для старанного працівника характеризується процесом Пуассона, при цьому параметр b визначає норму ризику втратити роботу.

Зазвичай припускають, що виявлення фірмою працівників, які ухиляються від роботи, також описується процесом Пуассона і відбувається з ймовірністю $P(t) = \exp(-q(t-t_0))$. Працівників, яких спіймали на недбалості, звільняють, тому якщо працівник зайнятий, але ухиляється від роботи, ймовірність того, що він пропрацює ще впродовж τ періодів, дорівнює добутку $e^{-q\tau}$ і $e^{-b\tau}$. Крім того обумовлюють, що частка безробітних працівників, які знаходять роботу в кожному періоді, дорівнює a . Параметр a є ендегенним параметром моделі, і не залежить від того, з якої причини працівник став безробітним і як довго він таким був, та характеризує коефіцієнт працевлаштування, який, своєю чергою, пов'язаний із кількістю зайнятих, коефіцієнтом звільнення та кількістю безробітних.

Поведінка фірми в кожному з періодів описується задачею максимізації її прибутку [415, с. 469]

$$\pi(t) = F(e_0 L(t)) - w(t) [L(t) + S(t)], \quad F'(\cdot) > 0, \quad F''(\cdot) < 0, \quad (1.18)$$

де L – кількість старанних працівників; S – кількість працівників, які ухиляються від роботи. Щоб змусити працівників докладати більше зусиль, фірма намагається встановити достатньо високе w й обирає L .

Величини V_i ($i = E, S, U$) позначають значення цільової функції, що характеризує очікуване в початковому періоді значення дисконтованої життєвої корисності працівника, який перебуває в стані i . Оскільки переміщення між станами є процесом Пуассона, то V_i не залежать ні від того, як довго працівник перебував у своєму теперішньому стані, ні від його минулого.

Для знаходження значень V_E , V_S і V_U використовують метод динамічного програмування. Зокрема, досліджують рівняння [415, с. 470]

$$V_E(\Delta t) = \int_0^{\Delta t} e^{-bt} e^{-\rho t} (w - e_0) dt + e^{-\rho \Delta t} [e^{-b\Delta t} V_E(\Delta t) + (1 - e^{-b\Delta t}) V_U(\Delta t)],$$

з якого випливає

$$V_E(\Delta t) = 1/(\rho + b) (w - e_0) + 1/(1 - e^{-(\rho+b)\Delta t}) e^{-\rho \Delta t} (1 - e^{-b\Delta t}) V_U(\Delta t).$$

Обчисливши границю за $\Delta t \rightarrow 0$, отримують значення $V_E = 1/(\rho + b) [(w - e_0) + b V_U]$. Відповідно, якщо працівник ухиляється, одержують $\rho V_S = w - (b + q)(V_S - V_U)$, якщо ж особа є безробітною, то $\rho V_U = a (V_E - V_U)$. З моделі випливає співвідношення $V_E - V_U = e_0 / q$, що свідчить про те, що фірми встановлюють достатньо високу заробітну плату для того, щоб працівники хотіли працювати, а не залишатися безробітними. Відтак працівники отримують премію, розмір якої зростає за старанністю e_0 і спадає за q . Розв'язавши задачу, отримуємо

$$w = e_0 + \rho V_E + b (V_E - V_U) = e_0 + (a + b + \rho) (V_E - V_U)$$

та

$$w = e_0 + (a + b + \rho) e_0 / q.$$

Отже, заробітна плата, потрібна для індукування старанності, зростає за параметрами e_0 (докладені зусилля); a (рівень легкості знаходження роботи); b

(рівень звільнень з роботи); ρ (дисконтна ставка) і спадає за q (норма виявлення працівників, які ухиляються).

Позначивши як L_0 загальну кількість потенційних працівників в економіці та N – загальну кількість фірм, отримують рівняння [415, с. 472]

$$w = e_0 + (\rho + b L_0 / (L_0 - NL)) e_0 / q, \quad (1.19)$$

яке характеризує заробітну плату, яку фірма повинна платити, щоб змусити працівників докладати більше зусиль, як функцію рівня зайнятості, що зростає. За повної зайнятості безробітні працівники знаходять роботу миттєво, звільнення з роботи не завдає їм жодних збитків, а тому заробітної плати, спроможної нівелювати ухиляння від роботи, не існує.

Зазначимо, що якщо фірма пильно контролює старанність працівників, рівновага на ринку праці характеризується точкою перетину кривих попиту на працю та її пропозиції, внаслідок чого досягається повна зайнятість. За недосконалого контролю, згідно з моделлю Шапіро–Стіглітца, станом рівноваги є точка перетину кривої попиту на працю

$$e_0 F'(e_0 L) = w \quad (1.20)$$

та кривої заробітної плати (1.19), а ринок праці характеризується безробіттям. При цьому безробітні працівники прагнуть радше працювати за встановленого на ринку праці рівноважного рівня заробітної плати та докладати чималих зусиль, аніж залишатися безробітними. Проте домогтися зниження заробітної плати вони не можуть, оскільки фірми усвідомлюють, що якщо вони наймуть додаткових працівників, яким платитимуть дещо нижчу за рівноважну заробітну плату, працівники не будуть старанними й ухилятимуться від роботи. Тому заробітна плата не знижується і безробіття не зникає.

З моделі випливає, що збільшення q зміщує криву (1.19) вниз і не впливає на криву попиту на працю. Як наслідок заробітна плата знижується, а зайнятість зростає. Якщо ймовірність виявлення нестаранних працівників прямує до 1, то економіка прямує до стану вальрасівської рівноваги та повної зайнятості.

Отож, аналіз моделі (1.15)–(1.18) виявляє фактори рівноважного безробіття та певною мірою забезпечує його обґрунтування, проте на її основі неможливо спрогнозувати поведінку безробіття в довгостроковому періоді. Для короткострокового періоду модель пропонує одну з імовірних причин того, чому заробітна плата залежить від коливань попиту на продукцію менше, ніж могла б, проте і в цьому випадку не дає змоги отримати числові значення.

У низці праць досліджено розширення моделі Шапіро–Стіглітца. Модифікації моделі, в яких кількість годин роботи працівника може змінюватися, пропонують пояснення проблеми ринку праці, яка часто виникає під час економічних спадів і полягає в тому, що фірми, знаючи, наскільки шкідливим є безробіття для працівників, у багатьох випадках надають перевагу скороченню штату своїх працівників, а не домовляються з ними про поділ праці, зменшення її кількості або ж скорочення тривалості робочого часу для кожного працівника [274]. Із зменшенням кількості годин праці скорочуються надбавки, які працівники отримували раніше, що зумовлює необхідність підвищення заробітної плати, потрібної для нівелювання ухилянь від роботи. Водночас, якщо фірма звільнить деяких працівників, надбавки інших залишаться незмінними, а тому збільшувати заробітну плату недоцільно. Враховуючи це, попри більший ризик для працівників, фірма може вважати скорочення кращим рішенням, аніж поділ праці.

Розглядаються також розширення моделі за допомогою включення різних видів праці, частину яких фірма може повністю контролювати [260]. У тих секторах, в яких фірма спроможна адекватно оцінити якість праці, заробітна плата не містить надбавок і не є стимулятивною. Водночас працівникам на робочих місцях, досконало контролювати які неможливо, продовжують платити заробітну плату, більшу за рівноважний рівень. Граничний продукт таких робочих місць є вищим, і працівники, які отримали таку роботу, не хочуть її втрачати.

Також досліджуються моделі, які враховують відмінності між працівниками з різним ступенем відданості роботі та різним рівнем освіти.

Моделі показують, що фірми з робочими місцями, які складно контролювати, не бажають наймати працівників з низьким ступенем відданості роботі, тому такі працівники переважно зайняті в низькооплачуваних секторах з високою плинністю кадрів [223]. Водночас вивчаються моделі, в яких винагорода за старанність обумовлюється не лише надбавками до заробітної плати, зокрема, досліджуються більш складні механізми компенсацій, а також штрафів за недбалість. Моделі такого типу показують, що, вдаючись до накладання вагомих штрафів, фірма може змусити працівників якісно працювати навіть за рівноважної заробітної плати. Також розглядаються моделі, в яких прийняття на роботу супроводжується вступним внеском з боку працівника, відтак, при найманні роботу отримує той, хто погоджується заплатити за неї більше [226].

Ще одним поясненням невальрасівських властивостей ринку праці слугує тривалість відносин і чинності трудових договорів, укладених між фірмами та працівниками. Фірми не наймають нових працівників у кожному періоді, оскільки багато робочих місць потребують тривалого залучення робочої сили та знання специфіки фірми. Працівники згодні залишатися на своїх робочих місцях доти, поки вигоди від праці, які вони сподіваються отримувати, залишатимуться привабливішими за зовнішні можливості альтернативного працевлаштування. Відтак, завдяки довготривалим контрактам трудові відносини та гарантії для працівників можуть бути важливішими за розмір їх поточної заробітної плати [316]. Довготривалі трудові відносини зумовлюють певну негнучкість заробітних плат, внаслідок чого зарплата не змінюється в кожному періоді у відповідь на відхилення ринку праці від рівноваги.

Моделі ринку праці, які враховують умови трудових контрактів і вивчають вплив домовленостей між працедавцями та працівниками на перебіг процесів на ринку праці, відомі як контрактні моделі [415, с. 478–482]. Такі моделі базуються на максимізації прибутку фірм, який зазвичай визначається функцією

$$\pi = A F(L) - w L, \quad F'(\cdot) > 0, \quad F''(\cdot) < 0, \quad (1.21)$$

де L – кількість робочої сили, яку використовує фірма;

w – реальна заробітна плата.

Змінна A відповідає за зсув функції прибутків, описує технологічні можливості виробництва та відносні зміни цін.

Припускаючи, що A – випадкова величина, яка характеризується дискретним розподілом і набуває T можливих значень, модель дає змогу аналізувати динаміку ринку праці впродовж декількох періодів. Ймовірність того, що $A=A_t$ позначають p_t . Відтак, фірма максимізує свій очікуваний прибуток [415, с. 479]

$$E[\pi] = \sum_{t=1}^T (A_t F(L_t) - w_t L_t) p_t, \quad (1.22)$$

де L_t і w_t – кількість праці та реальна заробітна плата за умови, що $A=A_t$.

Корисність типового працівника визначається функцією

$$u = U(C) - V(L), \quad U'(\cdot) > 0, U''(\cdot) < 0, \quad V'(\cdot) > 0, V''(\cdot) > 0,$$

де функція $U(\cdot)$ характеризує корисність споживання, а $V(\cdot)$ – шкідливість праці.

Відтак, працівники оцінюють очікувану корисність

$$E[u] = \sum_{t=1}^T (U(C_t) - V(L_t)) p_t. \quad (1.23)$$

Умови трудового контракту можуть визначати певний обумовлений середній рівень корисності u_0 , за якого працівники хочуть працювати на фірмі. Різні розширення моделі такого типу враховують, що працівники можуть бути різними, а також що окремі працівники можуть мати різну приховану інформацію про перспективи ринку праці [263]. Крім того, низка контрактних моделей враховує можливості зовнішнього страхування на випадок безробіття [355].

Один з простих типів контрактів, які використовуються на ринку праці, передбачає визначення рівня заробітної плати та дозволяє фірмі обрати зайнятість за кожного значення A . За такого контракту внаслідок нееластичності реальної заробітної плати зниження попиту на працю в деякому періоді змушує фірму зменшити зайнятість, внаслідок чого виникає безробіття або ж неповна зайнятість. Проте дослідники вважають контракти такого типу

неефективними [317], насамперед через те, що граничний продукт праці не залежить від значення, якого набуває параметр A (оскільки заробітна плата фіксована і фірми обирають рівень зайнятості за заданої заробітної плати), а гранична шкідливість праці залежить від A (оскільки безробіття змінюється зі зміною A), як наслідок граничний продукт праці не дорівнює граничній шкідливості роботи, а тому обидві сторони, які укладають контракт, не є повністю задоволеними.

Ефективні контракти передбачають обумовленість і заробітної плати, і тривалості роботи для кожного можливого значення A . Оскільки такі контракти не визначають зайнятість і заробітну плату, як функції від t , їх називають неявними [233]. Значення L_t і w_t визначають рівень споживання C_t , тому модель будується з метою визначення значень L_t і C_t , які фірма вибирає в кожному періоді. Функція Лагранжа для дослідження задачі на умовний екстремум має такий вигляд [415, с. 481]:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=1}^T (A_t F(L_t) - C_t) p_t + \lambda \left[\sum_{t=1}^T (U(C_t) - V(L_t)) p_t - u_0 \right]. \quad (1.24)$$

З необхідної умови за C_t отримуємо $U'(C_t) = 1/\lambda$, звідки випливає, що гранична корисність споживання є сталою й однаковою для кожного стану, а тому сталим є й споживання. Отже, фірма, яка є нейтральною до ризику, за ефективного контракту повністю страхує несхильних до ризику працівників.

Необхідна умова екстремуму за L_t має вигляд

$$p_t A_t F'(L_t) = \lambda p_t V'(L_t),$$

звідки, отримуємо

$$A_t F'(L_t) = V'(L_t) / U'(C). \quad (1.25)$$

За ефективних контрактів фірми не обирають зайнятість на основі заданої заробітної плати, натомість рівень зайнятості, визначений у контракті, визначається умовою рівності граничного продукту праці та граничної шкідливості додаткових годин роботи. З моделі випливає, що витрати фірми на робочу силу, яку вона використовує, змінюються із зміною рівня зайнятості. Якщо фірма хоче збільшити зайнятість у період t , вона мусить збільшити

компенсацію для працівників, щоб не погіршити їхнього становища. Оскільки за такої зміни очікувана вартість шкідливості праці для працівників дорівнює $p_t V'(L_t)$, то граничні витрати фірми на збільшення зайнятості пропорційні до $V'(L_t)$. Якщо пропозиція праці відносно нееластична, то $V'(L_t)$ різко збільшується із зростанням L_t , а тому для фірми вартість робочої сили є набагато більшою тоді, коли зайнятість висока, аніж тоді, коли вона низька.

Отже, контрактні моделі дають змогу пояснити певну проциклічність заробітних плат і пропонують одне з можливих пояснень безробіття, проте не пояснюють, чому зміни попиту на працю спричиняють суттєві зміни зайнятості [245].

Одне з розширень контрактних моделей враховує наявність двох груп потенційних працівників: інсайдерів (працівників, які перебувають у певному зв'язку з фірмою під час укладання контрактів і чий інтереси враховують трудові угоди) й аутсайдерів (працівників, які початково не перебувають у зв'язку з фірмою, але яких можуть найняти після укладання контракту) [354; 310].

У моделях інсайдерів і аутсайдерів прибуток фірми визначається функцією [414, с. 466–467]:

$$\pi = A F(L_I + L_O) - w_I L_I - w_O L_O, \quad (1.26)$$

де L_I і L_O – кількості інсайдерів і аутсайдерів, яких наймає фірма;

w_I і w_O – їхня заробітна плата відповідно.

Фірма й інсайдери домовляються про заробітну плату і зайнятість як функції від стану, при цьому тривалість праці фіксована, тому кількість праці може змінюватися лише внаслідок змін кількості працівників. Інсайдери мають пріоритет при найманні, тому L_O може бути додатним лише тоді, коли L_I дорівнює кількості інсайдерів L_I^0 .

Оскільки інсайдери завжди зайняті, їхня корисність залежить лише від їхньої заробітної плати:

$$u_I = U(w_I), \quad U'(\cdot) > 0, \quad U''(\cdot) < 0. \quad (1.27)$$

Дослідники стверджують, що заробітна плата, яку платять двом типам працівників, не може встановлюватися незалежно: зокрема, емпіричні спостереження ринків праці засвідчують таке: що вищу заробітну плату фірма платить своїм теперішнім працівникам, то більше вона мусить заплатити тим, кого наймає [395]. Для спрощення припускають

$$w_O = w_I - c, \quad c \geq 0. \quad (1.28)$$

Різниця між заробітною платою інсайдерів і аутсайдерів c є додатною, але достатньо малою, причому за заробітної плати $w_I - c$ фірма завжди має змогу найняти додатково стільки працівників, скільки захоче.

У кожному періоді фірма обирає w_I і L_O , w_O визначається на основі w_I і рівняння (1.28), L_I фіксоване на рівні L_I^0 . Фірма зобов'язується забезпечити інсайдерам очікувану корисність u_0 , тому функція Лагранжа набуває такого вигляду [414, с. 467]:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=1}^T [A_t F(L_I^0 + L_{Ot}) - w_{It} L_I^0 - (w_{It} - c) L_{Ot}] p_t + \lambda \left(\sum_{t=1}^T U(w_{It}) p_t - u_0 \right). \quad (1.29)$$

З необхідної умови екстремуму за L_{Ot} , яку можна записати як

$$A_t F'(L_I^0 + L_{Ot}) = w_{It} - c,$$

впливає, що на відміну від моделей неявних контрактів зайнятість обирається за умови рівності граничного продукту праці та реальної заробітної плати. Аутсайтери не беруть участі в укладанні контрактів, а інсайтери та фірма діють так, щоб максимізувати свої об'єднані вигоди, а тому наймають аутсайдерів доти, поки граничний продукт праці не буде дорівнювати заробітній платі, бажання аутсайдерів при цьому не враховуються.

Необхідна умова екстремуму за w_{It} є такою:

$$U'(w_{It}) = (L_I^0 + L_{Ot}) / \lambda. \quad (1.30)$$

У стані економічного піднесення L_{Ot} є вищим, а оскільки U увігнута, то з рівняння (1.30) випливає, що w_{It} є меншим.

Розширення моделі інсайдерів та аутсайдерів стосуються випадків, у яких деякі інсайтери можуть бути звільнені й очікують роботи [310], випадків обмеженої пропозиції праці аутсайдерів, а також нехтують припущенням, що

заробітні плати інсайдерів та аутсайдерів взаємопов'язані [249]. Якщо залежності між заробітними платами інсайдерів та аутсайдерів немає, фірма може найняти аутсайдерів за рівноважної заробітної плати.

Якщо на ринку праці є інсайдери, які мають можливість збільшити заробітну плату і вдаються до такого засобу, то це спричиняє зсув кривої попиту на працю і, як наслідок, скорочення зайнятості та виникнення безробіття. Звичайно влада інсайдерів поширюється лише на частину ринку праці, решта ринку є приблизно конкурентним. Проте оскільки на деяких посадах та в секторах можна отримати вищу заробітну плату, то це приваблює працівників і спонукає їх спробувати отримати роботу на цих посадах. Нові учасники ринку праці не поспішають займати робочі місця в конкурентному секторі й в очікуванні роботи в секторі з вищою заробітною платою вони довше залишаються безробітними, сподіваючись збільшити свої шанси отримати бажане. Отож, трудові контракти та прагнення працівників отримати роботу з вищою за рівноважну заробітну платою є вагомим чинником безробіття. Науковці стверджують, що таке очікувальне безробіття стає визначальним чинником при визначенні природного рівня безробіття [257].

Водночас дослідження ринку праці засвідчують, що значні та тривалі негативні збурення попиту на працю та зміни зайнятості можуть призвести до зміни кількості інсайдерів і певного безробіття серед них, що зумовлює гістерезис безробіття на ринку праці. Працівники, які стають безробітними, втрачають можливість брати участь у процесі встановлення заробітної плати, натомість працівники, яких наймають, з часом набувають таких прав. Відтак, коливання попиту можуть змінювати кількість інсайдерів та впливати на процес встановлення заробітної плати та зайнятість.

Спираючись на ці ідеї, О. Бланчард і Л. Самерс [247] провели дослідження європейського ринку праці в період, коли можна було простежити за цими ефектами. Згідно зі спрощеною версією моделі Бланчарда–Самерса, заробітну плату встановлюють інсайдери, зайнятість обирає фірма, а кількість

інсайдерів у кожному періоді визначається зайнятістю в попередньому періоді [414, с. 470–471]:

$$N_{It} = L_{t-1}. \quad (1.31)$$

Інсайдери і фірма максимізують свої цільові функції в кожному поточному періоді, при цьому прибуток типової фірми описується функцією

$$\pi_t = A_t L_t^\alpha - w_t L_t, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1.32)$$

і припускається, що всім працівникам платять однакову заробітну плату, незалежно від того, хто вони – інсайдери чи аутсайдери. З необхідної умови максимізації отримують рівняння кривої попиту на працю

$$L_t = (1/(\alpha A_t))^{1/(1-\alpha)} w_t^{-1/(\alpha-1)} = B_t w_t^{-\beta}.$$

Оскільки A випадкове, то B також випадкове та моделює збурення попиту на працю. Зокрема, припускають, що $B_t = B_t^0 \varepsilon_t$, де B_t^0 є детермінованою частиною B_t , яка відома працівникам при встановленні заробітної плати; ε_t – випадкове збурення, яке визначається після встановлення w_t .

При встановленні заробітної плати перед інсайдерами постає проблема вибору між очікуваною часткою зайнятих інсайдерів і заробітною платою, яка залежить від рівня зайнятості. Для дослідження наслідків ендогенних змін у кількості інсайдерів використовують цільову функцію [414, с. 471]

$$u_t = E [\min \{ L_t/N_{It}; 1 \}] w_t^b, \quad 0 < b < 1,$$

або

$$u_t = E [\min \{ B_t^0 \varepsilon_t w_t^{-\beta}/N_{It}; 1 \}] w_t^b.$$

Якщо $\varepsilon_t=1$, то величина $\chi_t = (B_t^0/N_{It})w_t^{-\beta}$ визначається відношенням зайнятих до кількості інсайдерів. Тоді $w_t^b = \chi_t^{-b/\beta} (B_t^0/N_{It})^{b/\beta}$. Тому

$$u_t = E [\min \{ \varepsilon_t \chi_t; 1 \}] \chi_t^{-b/\beta} (B_t^0/N_{It})^{b/\beta}. \quad (1.33)$$

Кількість інсайдерів N_{It} й очікуване значення попиту на працю B_t^0 входять у цільову функцію мультиплікативно, а тому не спроможні впливати на значення χ_t , яке максимізує цільову функцію. Тому інсайдери обирають те саме значення χ кожного періоду. Якщо χ^* позначає це оптимальне значення, то інсайдери оберуть

$$w_t = (N_{It} \chi^*/B_t^0)^{-1/\beta}, \quad (1.34)$$

при цьому зайнятість становить

$$L_t = \varepsilon_t N_{It} \chi^*. \quad (1.35)$$

З рівнянь (1.34) і (1.35) випливає, що інсайдери пристосовуються до змін у попиті на працю та кількості інсайдерів (тобто до змін у B^0 і N_I) внаслідок зміни заробітної плати, не змінюючи при цьому ймовірності зайнятості.

Низький рівень попиту на працю внаслідок шоку ε змушує фірму наймати відносно малу кількість працівників, внаслідок чого кількість інсайдерів може скоротитися. Відтак інсайдери, які залишилися, при виборі заробітної плати на наступний період можуть дозволити собі встановити вищу заробітну плату. Отож, з моделі випливає, що одноразове збурення попиту на працю з малим значенням ε може чинити постійний довготривалий вплив на безробіття, оскільки зниження зайнятості повністю переходить у зменшення зайнятості в наступному періоді й у всіх наступних періодах. Оскільки ε визначає випадкові збурення попиту, вплив яких є постійним, то з моделі випливає, що зміна зайнятості дорівнює сумі сталої та випадкової компоненти. Отже, сукупна зайнятість – випадкова [252].

Розширення моделі описують складнішу динаміку зайнятості, яка, проте, не виключає сталої компоненти у коливаннях зайнятості [249]. У короткостроковому періоді через те, що незайняті інсайдери намагаються утримати свій статус інсайдера, заробітна плата може дещо знизитися, проте внаслідок наступних повторних негативних збурень попиту кількість інсайдерів зменшується, що має постійний вплив на поведінку заробітної плати і зайнятості. Зокрема, нетривале зниження сукупного попиту, яке спостерігалось в США на початку 80-х років XX ст., не мало постійного впливу на безробіття, проте триваліший спад, який у той самий час спостерігався у багатьох європейських країнах, перетворив кількість інсайдерів на ендогенну величину і впливав на динаміку зайнятості тривалий період.

Ситуації, за яких попередні шоки та відхилення від рівноваги, чинять на розвиток економіки тривалий постійний вплив, називають явищем гістерезису. Крім висновків, які впливають з моделей інсайдерів і аутсайдерів, дослідники

пропонують інші пояснення гістерезису безробіття [432; 408; 239]. Оскільки безробітні працівники не набувають досвіду і не вдосконалюють свої трудові навички та здібності, зокрема, внаслідок ефекту додаткового навчання в процесі роботи, то їхній людський ресурс може погіршитись або застаріти [335]. Як наслідок для працівників, які втратили роботу через зниження попиту на працю, пошук роботи за відновлення попиту ускладнюється, особливо, якщо економічний спад був тривалим і значним. Крім того, додатковим чинником гістерезису стає згасання бажання працювати. Працівники, які довго залишаються безробітними, можуть знизити свій рівень життя до рівня, який підтримується програмами соціального захисту, а тому тривалий період високого рівня безробіття може зменшити соціальний осуд довготривалого безробіття, внаслідок чого навіть після відновлення попиту на працю пропозиція праці може все ще залишатись низькою [408].

Низка інших моделей ринку праці враховують, що кожен з безробітних не тотожний теперішнім працівникам фірми, та відзначають, що неузгодженість між безробітними та вакантними посадами, на які вони претендують, є важливою ознакою ринку праці. Як наслідок робочі місця розподіляються не через ринкові механізми, а внаслідок складного та тривалого процесу пошуку відповідності та пристосувань, а тому кожен працівник і кожне робоче місце слід розглядати окремо. Моделі, які описують такі процеси, називають моделями пошуку й узгодження [285; 406; 320].

Ринок праці, згідно з цими моделями, не є вальрасівським, оскільки робоча сила та робочі місця не збігаються за структурою, а зайнятість і заробітна плата не визначаються перетином кривих попиту та пропозиції. Потенційні працівники та фірми зустрічаються сам на сам на децентралізованих ринках і беруть участь у складному процесі узгодження інтересів, вподобань, навичок і потреб. Оскільки цей процес не є миттєвим, він спричиняє певне безробіття, а також може впливати на те, як заробітна плата та зайнятість реагують на збурення попиту.

Теоретичні моделі пошуку роботи базуються на застосуванні методу динамічного програмування, що є одним із напрямів дослідження перебігу процесів на ринку праці. Вони враховують вплив ризиків на розподіл заробітної плати, ймовірність звільнення, якість інформації про роботу, а також частоту, з якою розподіл заробітної плати може відбуватись, та обґрунтовують реакції показників ринку праці на зміни в розмірі допомоги по безробіттю. Моделі пошуку припускають, що заробітна плата або інші характеристики роботи, яка пропонується, описуються певним ймовірнісним розподілом, з якого безробітний працівник у кожному періоді отримує скінчену кількість пропозицій. Володіючи інформацією про ймовірнісний розподіл пропозицій, працівник обирає певну стратегію поведінки та ухвалює рішення, коли приймати пропозицію роботи.

Модель міжчасового пошуку роботи Джона Мак-Колла [370] вивчає динаміку ринку праці, на якому безробітні, шукаючи роботи, в кожному періоді отримують одну пропозицію ω з одного і того ж розподілу, що характеризує заробітну плату, $F(w) = P\{\omega \leq w\}$, причому $F(0)=0$ і $F(B)=1$ для $B < \infty$. Працівник має змогу відхилити пропозицію, отримувати допомогу з безробіття c й очікувати наступного періоду, щоб розглянути іншу пропозицію з F , або ж може прийняти пропозицію роботи і надалі працювати з заробітною платою ω .

Дохід особи y_t у період t описується функцією $y_t=c$, якщо особа є безробітною, і $y_t=\omega$, якщо вона погодилася працювати з зарплатнею ω . Безробітний, який вирішує прийняти чи відхилити пропозицію праці та поводитись оптимально, максимізує цільову функцію $E [\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t y_t]$, де $0 < \beta < 1$ – дисконтний множник. Оптимальне значення цільової функції задовольняє рівняння Беллмана [357, с. 135–139]

$$v(\omega) = \max \{ \omega/(1-\beta); c + \beta \int v(\omega') dF(\omega') \} , \quad (1.36)$$

розв'язок якого має вигляд

$$v(\omega) = \{ \omega_0/(1-\beta) = c + \beta \int_0^B v(\omega') dF(\omega'), \text{ якщо } \omega \leq \omega_0; \omega/(1-\beta), \text{ якщо } \omega \geq \omega_0 \}.$$

Заробітна плата $\omega_0 = (1-\beta) [c + \beta \int_0^B v(\omega') dF(\omega')]$ визначає граничний рівень заробітної плати та задовольняє рівняння

$$\omega_0 - c = [\beta/(1-\beta)] \int_{\omega_0}^B (\omega' - \omega_0) dF(\omega'). \quad (1.37)$$

За заданого F з моделі випливає, що гранична заробітна плати ω_0 зростає зі збільшенням норми допомоги по безробіттю c , а також зі зростанням ризику за умови збереження математичного сподівання [419]. Зокрема, якщо математичне сподівання залишається сталим, а ризик зростає, то вища ймовірність отримати дуже добру пропозицію зарплати збільшує цінність тривалого пошуку роботи.

Тривалість періоду, за який пропозиція роботи буде прийнята, є випадковою величиною, яку позначають N . Якщо особа прийняла першу пропозицію, то $N=1$ і $P\{N=1\}=(1-\lambda)$, де $\lambda = \int_0^{\omega_0} dF(\omega')$ позначає ймовірність відхилення пропозиції. Якщо перша запропонована заробітна плата менша за ω_0 , що трапляється з ймовірністю λ , а друга заробітна плата більша за ω_0 , що трапляється з ймовірністю $(1-\lambda)$, то $N=2$ і за припущення про незалежність успішних подій отримуємо $P\{N=2\}=(1-\lambda)\lambda$. Загалом $P\{N=k\}=(1-\lambda)\lambda^{k-1}$. Тому період очікування є геометрично розподіленою випадковою величиною, математичне сподівання якого дорівнює величині, оберненій до ймовірності прийняття пропозиції під час першої спроби $(1-\lambda)^{-1}$. Зазначимо, що за даного F , середнє значення періоду очікування зростає зі зростанням розміру допомоги по безробіттю c .

Модифікації моделі пошуку роботи враховують можливість того, що після першого періоду роботи у кожен наступний період працівник може бути звільнений з ймовірністю α , де $0 < \alpha < 1$ [357, с. 151]. Працівник продовжує розглядати пропозиції зарплати з інваріантного відносно часу відомого ймовірнісного розподілу F й отримувати допомогу по безробіттю обсягом c . Працюючи, працівник отримує заробітну плату ω доти, поки не буде звільнений, а працівник, якого звільнили, переходить у стан безробітного та

перебуває в ньому доти, поки не погодиться прийняти нову пропозицію роботи. Нехай $v(\omega)$ позначає оптимальне значення очікуваного теперішнього значення доходу безробітного, який отримує пропозицію ω і поводить себе оптимально. Якщо він відхиляє цю пропозицію, то

$$v(\omega) = c + \beta \int v(\omega') dF(\omega'),$$

якщо ж приймає, то отримує ω у цей період, а в майбутньому все залежатиме від того, чи звільнять його в наступному періоді. Якщо звільнення не відбулося (з ймовірністю $1-\alpha$), то розглядають $\beta v(\omega)$, якщо ж людину звільняють (з ймовірністю α), то після одного періоду безробіття, надходить нова пропозиція і тоді розглядають $\beta[c + \beta \int v(\omega') dF(\omega')]$. Отже, якщо людина приймає пропозицію, то

$$v(\omega) = \omega + \beta(1-\alpha)v(\omega) + \beta\alpha [c + \beta \int v(\omega') dF(\omega')]. \quad (1.38)$$

Тоді рівняння Беллмана набуває вигляду [357, с. 152]

$$v(\omega) = \max \{ \omega + \beta(1-\alpha)v(\omega) + \beta\alpha (c + \beta E[v]); c + \beta E[v] \}, \quad (1.39)$$

де $E[v] = \int v(\omega') dF(\omega')$. Розв'язок цього рівняння можна подати у такому вигляді:

$$v(\omega) = \{ (\omega + \beta\alpha (c + \beta E[v]) / (1 - \beta(1-\alpha))), \text{ якщо } \omega \geq \omega_0; c + \beta E[v], \text{ якщо } \omega \leq \omega_0 \},$$

де ω_0 задовольняє рівняння

$$\omega_0 + \beta\alpha (c + \beta E[v]) / (1 - \beta(1-\alpha)) = c + \beta E[v].$$

Розглянемо також економіку, за якої поведінка на ринку праці континууму однакових працівників описується попередньою моделлю. Кожен працівник може послідовно змінювати стан, а саме бути безробітним або ж зайнятим, при цьому середня тривалість зайнятості дорівнює $1/\alpha$, а середня тривалість періоду безробіття – $1/(1-F(\omega_0))$. Тоді середній очікуваний рівень безробіття u_t задовольняє різницеве рівняння

$$u_{t+1} = \alpha (1-u_t) + F(\omega_0) u_t, \quad (1.40)$$

де α – норма ризику втрати зайнятості (коефіцієнт звільнення);

$1-F(\omega_0)$ – норма ризику втрати безробіття (коефіцієнт працевлаштування).

Розв'язуючи рівняння (1.40) за умови, що $u_{t+1}=u_t=u$, отримуємо природний рівень безробіття

$$u^* = \alpha / [\alpha + 1 - F(\omega_0)]$$

або

$$u^* = [1/(1-F(\omega_0))] / [1/\alpha + 1/(1-F(\omega_0))] . \quad (1.41)$$

Рівняння (1.41) виражає природний рівень безробіття як відношення середньої тривалості безробіття до суми середньої тривалості зайнятості та середньої тривалості безробіття.

Для вивчення динаміки зайнятості випускників вищих навчальних закладів Дерек Ніл [378] розробив динамічну модель вибору професії та пояснив, чому молоді люди часто змінюють місце роботи та професію на початку своєї трудової діяльності, але в кінцевому підсумку все ж надають перевагу постійній роботі. Згідно з моделлю Нілла, особа обирає на ринку праці пару “професія–робота” (θ, ε) за умови відсутності безробіття. Дохід працівника в період t становить $\theta_t + \varepsilon_t$, і досліджується задача максимізації [357, с. 154–157]

$$E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\theta_t + \varepsilon_t) \right] . \quad (1.42)$$

Дохід θ , який визначає вибір професії, характеризується функцією розподілу F , а змінна ε описує дохід від обраної роботи і характеризується функцією розподілу G . Припускають, що величини θ і ε незалежні, $G(0)=F(0)=0$ і $G(B_\varepsilon)=F(B_\theta)=1$. Працівник може обирати нову роботу ε' , зберігаючи при цьому набуту професію θ , а також обирати нову професію θ' , але тільки, якщо обирає нову роботу. На початковому етапі працівник вирішує чи залишати поточну пару “професія–робота”; чи залишати професію, але обирати нову роботу; чи обирати і нову роботу, і нову професію.

Оптимальне значення цільової функції $v(\theta, \varepsilon)$ початкового періоду для працівника з парою “професія–робота” (θ, ε) , який вирішує, чи обирати нову професію і/або роботу, задовольняє рівняння Беллмана

$$v(\theta, \varepsilon) = \max \{ \theta + \varepsilon + \beta v(\theta, \varepsilon); \theta + \int (\varepsilon' + \beta v(\theta, \varepsilon')) dG(\varepsilon');$$

$$\iint (\theta' + \varepsilon' + \beta v(\theta', \varepsilon')) dF(\theta') dG(\varepsilon') \}. \quad (1.43)$$

Згідно з моделлю, оптимальна поведінка характеризується трьома випадками, що відповідають різним областям на площині (θ, ε) . За досить високих значень $\theta + \varepsilon$ працівник залишається у своєму стані; за високого значення θ , але малого значення ε , працівник зберігає обрану професію, але шукає кращої роботи; за малого значення $\theta + \varepsilon$ працівник шукає і нову професію, і нову роботу.

Якщо пара “професія–робота” (θ, ε) є такою, що працівник не хоче нічого змінювати, то цільова функції набуває значення $(\theta + \varepsilon)/(1 - \beta)$. Це відбувається тоді, коли рішення залишитися на посаді домінує над двома іншими можливостями, тобто це відбувається тоді, коли

$$(\theta + \varepsilon)/(1 - \beta) \geq \max \{C(\theta); Q\},$$

де Q – оптимальне значення цільової функції у випадку обрання нової роботи і нової професії [357, с. 155]

$$Q = \iint [\theta' + \varepsilon' + \beta v(\theta', \varepsilon')] dF(\theta') dG(\varepsilon'),$$

а $C(\theta)$ – оптимальне значення цільової функції у випадку обрання нової роботи за збереження набутої професії θ

$$C(\theta) = \theta + \int [\varepsilon' + \beta v(\theta, \varepsilon')] dG(\varepsilon').$$

Для заданої професії θ робота $\varepsilon_0(\theta)$ описується формулою

$$\varepsilon_0(\theta) = \max \{ (1 - \beta)C(\theta) - \theta; (1 - \beta)Q - \theta \}. \quad (1.44)$$

Рішення залишатися у теперішньому стані, нічого не змінювати є оптимальним для будь-якої пари “професія–робота” (θ, ε) , яка задовольняє умову $\varepsilon \geq \varepsilon_0(\theta)$. Коли ця умова не виконується, то працівник обирає або нову пару “професія–робота” (θ', ε') , або лише нову роботу ε' . Збереження поточної професії є оптимальним за умови $C(\theta) \geq Q$.

Граничне значення професії θ_0 визначається з рівності $C(\theta_0) = Q$. Незалежно від ε працівник не відмовляється від професії, якщо $\theta \geq \theta_0$. Тоді рішення збереження поточної професії можна визначити таким чином:

залишити поточну професію θ , якщо $\theta \geq \theta_0$, або поточну пару “професія–робота” (θ, ε) , якщо $\varepsilon \geq \varepsilon_0(\theta)$.

Дослідження граничних значень $\varepsilon_0(\theta)$ в області збереження професії θ ($\theta \geq \theta_0$) ґрунтується на рівнянні

$$C(\theta) = \theta/(1-\beta) + \int J(\varepsilon') dG(\varepsilon'),$$

де $J(\varepsilon)$ – оптимальне значення $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varepsilon_t$ для працівника, який обирає ε , ухваливши рішення зберегти свою професію θ , але в наступному періоді може вирішити переглянути свій вибір. Рівняння Беллмана для $J(\varepsilon)$ має вигляд [357, с. 157]

$$J(\varepsilon) = \max \{ \varepsilon/(1-\beta); \varepsilon + \beta \int J(\varepsilon') dG(\varepsilon') \}.$$

Межа, що на площині (θ, ε) відокремлює області вибору "нова робота і нова професія" та "лише нова робота", задовольняє рівняння (1.50). Межа, що відокремлює області "нова робота" і "збереження посади", задовольняє рівняння $(\theta + \varepsilon)/(1-\beta) = C(\theta) = \theta/(1-\beta) + \int J(\varepsilon') dG(\varepsilon')$. Межа між областями "нова робота і нова професія" та "збереження посади" задається рівнянням $(\theta + \varepsilon)/(1-\beta) = Q$.

Застосовувавши модель Ніла для дослідження працевлаштування молодих працівників, з'ясовують, що працівник не залишається працювати на фірмі, поки не знайде професію, яка йому подобається, а після того, як він визначився щодо своєї професії, більше її не змінює. Модель, що узагальнює модель Ніла для випадок пізніших змін професій, запропонував Браян Мак-Колл [369].

Детальніший аналіз, який включає дослідження розподілу заробітної плати та враховує динамічний характер визначення граничного значення заробітної плати, містять моделі пошуку й узгодження. Головна ідея цих моделей полягає у переосмисленні змінної ω і ширшому трактуванні цієї величини: не лише як заробітної плати, а як параметра, який характеризує якість узгодження інтересів між працівниками та фірмами. У цих моделях параметр ω розглядається як деяка узагальнена міра продуктивності або сукупної корисності, що формується в процесі узгодження інтересів, й

аналізуються механізми такого узгодження та можливого перегляду поглядів обома сторонами, які розглядаються як представники однорідних сукупностей.

Першим методику такого типу використав Боян Джовановіч [334]. Він побудував модель за припущення, що фірми і працівники поведуться оптимально, та, поступово вивчаючи один одного, оцінюють рівень заробітної плати, яка узгоджує їхні інтереси. Проста версія моделі Джовановіча передбачає, що фірма і працівник формують пару та спільно обирають параметр θ , який характеризує ступінь узгодженості сторін, з деякого ймовірнісного розподілу з функцією розподілу $P(\theta \leq s) = F(s)$. У першому періоді, перш ніж працівник вирішить, працювати йому за цього θ чи чекати і в наступному періоді обирати нове θ з того самого розподілу F , працівник і фірма спостерігають лише значення $y = \theta + u$, де u – випадковий шум, що не корелює з θ . Відтак, у першому періоді пара “працівник–фірма” ухвалює рішення на підставі зміщеного значення θ і формує певне помилкове уявлення про якість узгодження. На основі цього зміщеного спостереження фірма, яка припускається конкурентною зі сталою віддачею від розширення масштабів виробництва, впродовж першого періоду пропонує виплачувати заробітну плату, яка визначається на підставі умовного математичного сподівання θ за умови відомого $\theta + u$, усвідомлюючи, що в наступні періоди зарплата працівника вирівнюється і фірма платитиме очікуване значення θ , яке залежить від додаткової інформації, яку отримають обидва учасники ринку в процесі узгодження.

Фірма є нейтральними стосовно ризику, вони максимізують очікуване теперішнього значення прибутку та домовляються з працівниками, укладаючи неявний контракт про заробітну плату. Працівники вирішують, приймати пропозицію, працювати й отримувати $E[\theta | (\theta + u)]$ чи відмовитись від пропозиції й у наступному періоді очікувати нової пропозиції з параметром θ' і спостереженням $\theta' + u'$. Якщо працівник вирішив прийняти пропозицію в першому періоді, то припускають, що в другому періоді працівник і фірма вивчаючи один одного, оцінюють якість узгодження і спостерігають справжнє

значення θ . Тому в другому періоді фірма пропонує платити працівникові θ , фіксуючи цю заробітну плату надалі, а працівник вирішує, прийняти йому цю пропозицію чи відкинути та перейти у цьому періоді у стан безробітного, а в наступному періоді обирати новий параметр на основі нового зміщеного значення.

Моделювання процесу пошуку й узгодження поділяють на три етапи [357, с. 148–157]. На першому етапі модель визначає значення Q , яке характеризує очікуване теперішнє значення заробітної плати працівника, який у попередньому періоді був безробітним, поводить оптимально та вирішує, обрати параметр узгодження θ на основі його зміщеного спостереження $\theta+u$ чи надалі залишитися безробітним. Другий етап моделювання описує процес після того, як працівник погодився на пропозицію, й у цьому періоді отримує пропоновану фірмою заробітну плату $E[\theta|(\theta+u)]$. На цьому етапі працівник оцінює перспективу отримання θ в усіх наступних періодах. Третій етап характеризує процес після того, як обидва учасники ринку дізнаються про справжнє значення θ , і працівник вирішує чи працювати за θ у цьому періоді та в усі наступні періоди, які він перебуватиме на цій роботі.

Припускають, що θ і u – незалежно розподілені випадкові величини, які описуються нормальним розподілом: θ – з математичним сподіванням μ і дисперсією σ_θ^2 , а u – з математичним сподіванням 0 і дисперсією σ_u^2 :

$$\theta \sim N(\mu, \sigma_\theta^2), \quad u \sim N(0, \sigma_u^2).$$

І працівник, і фірма зацікавлені в отриманні висновків про θ за заданого спостереження $\theta+u$. Припускають, що умовний ймовірнісний розподіл θ за умови відомого $\theta+u=y$ є відомим нормальним розподілом з математичним сподіванням m_θ і дисперсією σ_y^2 . Використовуючи фільтр Кальмана [318, с. 372–398], отримують

$$\begin{aligned} m_\theta &= E[\theta|y] = E[\theta] + (\text{Cov}[\theta, y]/\text{Var}[y]) (y - E[y]) = \\ &= \mu + [\sigma_\theta^2/(\sigma_\theta^2 + \sigma_u^2)] (y - \mu) = \mu + K_\theta (y - \mu), \\ \sigma_y^2 &= E[(\theta - m_\theta)^2|y] = [\sigma_\theta^2/(\sigma_\theta^2 + \sigma_u^2)] \sigma_u^2 = K_\theta \sigma_u^2. \end{aligned}$$

Фірма пропонує працівникові заробітну плату $m_\theta = E[\theta | (\theta + u)]$ в першому періоді й обіцяє виплачувати θ в другому та в усіх наступних періодах, а працівник має вибір: прийняти або відхилити цю пропозицію.

Оскільки випадкова величина $y - \mu = \theta + u - \mu$ нормально розподілена з математичним сподіванням 0 і дисперсією $(\sigma_\theta^2 + \sigma_u^2)$, то m_θ також є нормально розподіленим з математичним сподіванням μ і дисперсією $\sigma_\theta^4 / (\sigma_\theta^2 + \sigma_u^2) = K_\theta \sigma_\theta^2$, тобто

$$m_\theta \sim N(\mu, K_\theta \sigma_\theta^2).$$

Оскільки $K_\theta \sigma_\theta^2 < \sigma_\theta^2$, то m_θ має те саме математичне сподівання, що й θ , але меншу дисперсію.

Задачу максимізації очікуваного теперішнього значення заробітної плати для працівника розв'язують у зворотному напрямі.

На третьому етапі сторони вирішують, чи укласти контракт і працювати далі за цих умов, чи працівник звільняється і шукає нову роботу, відгукуючись або ні на інші пропозиції праці. Нехай $J(\theta)$ позначає очікуване теперішнє значення заробітної плати працівника на третьому етапі, який на підставі вже відомого узгодженого значення θ вирішує чи приймати пропозицію фірми, працювати й отримувати в цей і наступні періоди заробітну плату θ . Працівник, який приймає узгодження, гарантуючи собі θ у цьому періоді, в кожному наступному періоді знову постає перед подібним вибором за того самого θ . Тому, якщо працівник приймає узгодження θ , то отримує $\theta + \beta J(\theta)$, де β – дисконтний множник. Працівник, який відмовляється від узгодження, переходить у цьому періоді у стан безробітного та в наступному періоді отримує нову пропозицію. Очікуване теперішнє значення заробітної плати працівника, який був безробітним у попередньому періоді й поводить себе оптимально, дорівнює Q . Тому рівняння Беллмана набуває вигляду

$$J(\theta) = \max \{ \theta + \beta J(\theta); \beta Q \},$$

розв'язок якого подають у формі [357, с. 162]

$$J(\theta) = \{ \theta / (1 - \beta), \text{ якщо } \theta \geq \theta_0; \beta Q, \text{ якщо } \theta \leq \theta_0 \}. \quad (1.45)$$

Якщо $\theta \geq \theta_0$, де θ_0 – граничний рівень заробітної плати, який визначається з рівняння $\theta_0/(1-\beta) = \beta Q$, то пропозиція роботи приймається, а якщо $\theta \leq \theta_0$ – відхиляється.

На другому етапі моделювання враховуються вже досліджені правила можливої поведінки працівника на третьому етапі. На цьому етапі працівник стикається з поточною пропозицією заробітної плати $m_\theta = E[\theta | (\theta + u)]$ й умовною функцією розподілу $P\{\theta \leq s | (\theta + u)\} = F(s | m_\theta, \sigma_y^2)$. $V(m_\theta)$ позначає очікуване теперішнє значення заробітної плати працівника, якому запропоновано пропозицію m_θ і який поводить себе оптимально. Працівник, який відкинув пропозицію, є безробітним у цей період й обирає новий параметр узгодження в наступному періоді. Очікуване теперішнє значення цього вибору дорівнює βQ . Працівник, який приймає пропозицію, одержує заробітну плату m_θ у цей період і ймовірнісний розподіл заробітної плати $F(\theta' | m_\theta, \sigma_y^2)$ у наступному періоді. Очікуване теперішнє значення цього вибору становить $m_\theta + \beta \int J(\theta') dF(\theta' | m_\theta, \sigma_y^2)$. Отже, рівняння Беллмана для другого етапу набуває вигляду [357, с. 163–164]

$$V(m_\theta) = \max \{ m_\theta + \beta \int J(\theta') dF(\theta' | m_\theta, \sigma_y^2); \beta Q \}. \quad (1.46)$$

Зазначимо, що і m_θ , і $\beta \int J(\theta') dF(\theta' | m_\theta, \sigma_y^2)$ зростають за m_θ , тоді як βQ є сталою величиною. Розв'язок функціонального рівняння (1.46) подають у такому вигляді:

$$V(m_\theta) = \{ m_\theta + \beta \int J(\theta') dF(\theta' | m_\theta, \sigma_y^2), \text{ якщо } m_\theta \geq m_\theta^0; \beta Q, \text{ якщо } m_\theta \leq m_\theta^0 \}. \quad (1.47)$$

Причому для визначення граничного рівня m_θ^0 отримують таке неявне рівняння:

$$m_\theta^0 + \beta \int J(\theta') dF(\theta' | m_\theta^0, \sigma_y^2) = \beta Q.$$

З моделі випливає, що

$$\theta_0 - m_\theta^0 = \beta / (1 - \beta) \int_{\theta_0}^{\infty} (\theta' - \theta_0) dF(\theta' | m_\theta^0, \sigma_y^2), \quad (1.48)$$

звідки, оскільки права частина рівності (1.48) є додатною, одержують $\theta_0 > m_\theta^0$, що свідчить про зростання заробітної плати з подовженням терміну перебування на посаді.

Для моделювання процесу на першому етапі визначають Q як [357, с. 165]

$$Q = \int V(m_\theta) dG(m_\theta|\mu, K_\theta\sigma_\theta^2). \quad (1.49)$$

Отже, оптимальна поведінка працівника визначається на основі системи рівнянь (1.45), (1.47), (1.48), (1.49).

Узагальнюючи, досліджують одне функціональне рівняння [357, с. 166]

$$V(m_\theta) = \max \{ m_\theta + \beta \int \max [\theta/(1-\beta); \beta \int V(m_1') dG(m_1'|\mu, K_\theta\sigma_\theta^2)] dF(\theta|m_\theta, \sigma_y^2); \\ \beta \int V(m_1') dG(m_1'|\mu, K_\theta\sigma_\theta^2) \}.$$

Вираз у правій частині визначає оператор T , який переводить неперервну функцію V в неперервну функцію TV [436]. Функціональне рівняння можна записати як $V=TV$. Якщо оператор T задовольняє властивість монотонності (для усіх m з $v(m) \geq z(m)$ випливає $(Tv)(m) \geq (Tz)(m)$) і дисконтованості (існує стала $\beta \in (0,1)$ така, що для усіх сталих $c \geq 0$ виконується $T(v+c) \leq Tv + \beta c$), то ці умови є достатніми умовами Блеквела для існування єдиного розв'язку функціонального рівняння $Tv=v$ [246].

З моделі також випливає, що середнє значення заробітної плати працівника, зайнятого в першому періоді, дорівнює [357, с. 167]

$$\omega_1^0 = (\int_{m_\theta^0}^{\infty} m_\theta dG(m_\theta|\mu, K_\theta\sigma_\theta^2) / (\int_{m_\theta^0}^{\infty} dG(m_\theta|\mu, K_\theta\sigma_\theta^2)),$$

тоді як середнє значення заробітної плати цього працівника у другому періоді за умови, що він перебуває на посаді впродовж двох періодів, дорівнює

$$\omega_2^0 = (\int_{m_\theta^0}^{\infty} \int_{\theta_0}^{\infty} \theta dF(\theta|m_\theta, \sigma_y^2) dG(m_\theta|\mu, K_\theta\sigma_\theta^2) / (\int_{m_\theta^0}^{\infty} \int_{\theta_0}^{\infty} dF(\theta|m_\theta, \sigma_y^2) dG(m_\theta|\mu, K_\theta\sigma_\theta^2)).$$

Як наслідок $\omega_2^0 > \omega_1^0$, а тому заробітна плата зростає з подовженням тривалості зайнятості та терміну перебування на посаді. Крім того, оскільки $\theta_0 > m_\theta^0$, то нижня межа заробітної плати двоперіодичної співпраці перевищує нижню межу заробітної плати у випадку одноперіодичної співпраці.

Модель також засвідчує, що ймовірність наступних звільнень

$$P\{\theta' < \theta_0 | m_\theta\} = F(\theta_0 | m_\theta, \sigma_y^2)$$

негативно корелює з розміром заробітної плати у першому періоді m_θ , а також обґрунтовує, що звільнення негативно корелюють з терміном перебування на посаді.

Отже, модель Джовановіча дає змогу пояснити такі закономірності ринку праці: 1) у середньому заробітна плата зростає зі зростанням тривалості співпраці працівника з фірмою (терміну перебування на посаді); 2) звільнення негативно корелюють з тривалістю зайнятості (звільнення є більш ймовірними на початку роботи на новій посаді, аніж після тривалого терміну); 3) послідовність звільнень негативно корелює з поточним темпом росту заробітної плати. Модель засвідчує, що кожне з цих емпіричних спостережень є відображенням процесу узгодження інтересів фірми та працівника та поступового вивчення якості їхньої співпраці.

Е. Прескот і Р. Товсенд [407] описали дискретну версію моделі пошуку й узгодження Джовановіча. Деякі сучасні дослідники проводять дослідження в напрямі розширення та узагальнення цих моделей [413].

Отож, макроекономічні теоретичні моделі ринку праці засвідчують нелінійність і асиметричність коливань на ринку праці, що спричиняє різний характер динаміки рівня безробіття у періоди його підвищення та впродовж періодів поступового зниження.

Процес переходу економіки з одного стану в інший, а також причини можливого переходу економіки в стан рівноваги після екзогенного шоку, досліджують у процесі аналізу динамічних стохастичних моделей ринку праці. При цьому змінні розглядаються як неперервні або ж дискретні функції від часу.

Емпіричне моделювання динаміки процесів на ринку праці з урахуванням збурень і шоків зазвичай ґрунтується на теоретичних агрегованих моделях, які охоплюють моделювання ринку праці та реального сектору економіки й описують поведінку макропоказників як у довгостроковому періоді, так і під час короткострокових коливань [274; 301; 373; 305; 433].

Сукупна виробнича функція зазвичай описується функцією типу Кобба – Дугласа

$$Q_t = A_t K_t^\alpha (L_t h_t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1.50)$$

де Q – сукупний випуск (ВВП);

A – сукупна ефективність факторів, що визначається технологією;

K – обсяг капіталу;

L – кількість працівників;

h – середня тривалість праці однієї особи.

Оптимальне інвестиційне рішення виробника задається умовою на граничну продуктивність [224]

$$\alpha A_t (K_t / (L_t h_t))^{1-\alpha} = (1+m) ((1+e\tau_F) r_t + d), \quad (1.51)$$

де r – реальна процентна ставка; e – частка основного капіталу в сукупному капіталі фірми; τ_F – ставка корпоративного податку; d – норма амортизації; m – коефіцієнт націнки на ринку товарів (mark-up factor). З рівнянь (1.50) і (1.51), отримуємо

$$Q_t / (L_t h_t) = A_t^{1/(1-\alpha)} [(1+m) ((1+e\tau_F) r_t + d) / \alpha]^{\alpha/(1-\alpha)}.$$

Припускають також, що доходи від заощаджень оподатковуються, а реальна процентна ставка до оподаткування описується рівнянням [224]

$$r = i - \Delta p = (\sigma + \tau_K \Delta p) / (1 - \tau_K),$$

де i – номінальна процентна ставка; Δp – темп інфляції, виміряний на основі індексу споживчих цін; σ – параметр, який визначається відношенням переваги щодо оцінки корисності споживання в різні періоди; τ_K – ставка податку на дохід від капіталу. Відтак, капіталомісткість і продуктивність у довгостроковому періоді є спадними функціями від ставок оподаткування.

Очікуване теперішнє значення добробуту домогосподарств задається функцією [427]

$$V = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\sigma} \right)^t (\ln C_t - h_t^\beta) \right], \quad (1.52)$$

де C – сукупне споживання, $\beta \geq 1$. Бюджетним обмеженням слугує рівняння

$$(1+\tau_C) P_t C_t + F_t = (1-\tau_Y) W_t h_t + (1+(1-\tau_K)i_t) F_{t-1}, \quad (1.53)$$

де P – рівень цін; τ_C – ставка податку на споживання; F – запас фінансових активів; τ_Y – ставка податку на доходи з праці; W – номінальна заробітна плата. Максимізуючи функцію (1.52) за умови (1.53) стосовно F_t та h_t , отримуємо умови [224]

$$1/C_t - E_t [(1/C_{t+1}) (1+r_{at})/(1+\sigma)] = 0$$

i

$$(1 - \tau_Y) W_t / ((1 + \tau_C) P_t) = \beta C_t h_t^{\beta-1},$$

де $r_{at} = (1 - \tau_K) i_t - E[\Delta p_{t+1}]$ – реальна процентна ставка за вирахуванням податку.

Якщо на ринку праці між спілкою роботодавців і профспілкою працівників укладаються колективні договори, отримують умову щодо встановлення заробітної плати [224]

$$W_t/P_t = f(\tau_Y, b_t, u_t, \varphi, \eta_t) Q_t/(L_t h_t), \quad (1.54)$$

де b – норма заміщення, що визначається на основі величини допомоги по безробіттю; φ – параметр, що вимірює ступінь впливу профспілок у процесі переговорів з роботодавцями; u – рівень безробіття; η – технологічний шок. Функція f характеризується властивостями $0 < f(\cdot) < 1$, $f'_1 > 0$, $f'_2 > 0$, $f'_3 < 0$ і $f'_4 > 0$. Якщо внаслідок позитивного технологічного шоку, який спричиняє підвищення продуктивності праці, профспілки прагнуть отримати більшу частку національного доходу, то $f'_5 > 0$. Реакція рівноважного рівня безробіття на шок продуктивності відображає ступінь реальної негнучкості економіки в довгостроковому періоді.

Вартість робочої сили в стані довгострокової рівноваги визначається з

$$(1 + \tau_{IND}) W_t/P_t = [(1 - \alpha)/(1 + m)] Q_t/(L_t h_t), \quad (1.55)$$

де τ_{IND} – ставка податку на фонд заробітної плати. Як наслідок отримують умову на години праці [224]

$$\beta h_t^{\beta-1} = Q_t/(L_t h_t C_t) [(1 - \alpha)(1 - \tau_Y)/((1 + m)(1 + \tau_{IND})(1 + \tau_C))].$$

Багато дослідників (серед інших Д. Галі [304]) припускають, що технологія A описується випадковим процесом, зокрема,

$$A_t = A_{t-1} \exp(\eta_t),$$

де η_t – iid процес, середнє якого може бути додатним. Крім того, вважають, що в довгостроковому періоді вплив шоків попиту на продуктивність не є тривалим [300]. Траєкторія рівня споживання не залежить від процесу виробництва, не спричиняє його змін у довгостроковому періоді та є середнім зваженим майбутніх очікуваних доходів.

Рівноважний рівень безробіття u_e отримують з рівнянь (1.54) і (1.55). Тоді рівноважний рівень зайнятості L визначається як

$$\ln(L_t) = \ln(N) - u_e = \ln(N) - u(\tau_L, b, \varphi, m, \eta).$$

де N – пропозиція робочої сили, яка в цій моделі вважається фіксованою; $u'_1, u'_2, u'_3, u'_4 > 0, u'_5 \geq 0$; $u'_1, u'_2, u'_3, u'_4, u'_5$ – частинні похідні функції u за відповідними змінними.

З аналізу моделі випливає, що зайнятість у довгостроковому періоді може бути (хоча і не обов'язково) нейтральною до технологічних шоків. Рівноважний рівень безробіття обернено залежить від ставки податку на працю та не залежить від реальних процентних ставок: вища процентна ставка призводить лише до зниження продуктивності та зменшення доходів. Постійний зсув ставки податку на дохід від капіталу не впливає на зайнятість в довгостроковому період, водночас постійні зміни ставки податку на працю мають негативний вплив на зайнятість у довгостроковому періоді, але не впливають на продуктивність, яка визначається співвідношенням капіталу до праці (1.51).

Модель також дає можливість описати динаміку ринку праці в короткостроковому періоді за умов негнучкості цін і номінальної заробітної плати, а також для випадку гнучкості цін [303]. За негнучкості цін і номінальної заробітної плати темп зростання заробітної плати є визначеним і відомим до шоку, якщо ціна є вищою за граничні витрати, то обсяг виробництва фірм забезпечує увесь попит. Якщо грошово-кредитна політика не реагує на технологічні шоки, то сукупний попит в економіці визначається наперед заданими рівнями цін і заробітних плат. У короткостроковому періоді, коли запас капіталу фіксований, попит на працю визначається на основі виробничої функції (1.50). За позитивного шоку продуктивності, оскільки фірми можуть досягти бажаного результату та забезпечити попит за допомогою меншої кількості фактора виробництва (праці), попит на робочу силу знижується, що зумовлює негативний вплив технологічного шоку на зайнятість у короткостроковому періоді. Позитивний шок попиту призводить до

тимчасового підвищення зайнятості, але не чинить довгострокового впливу на продуктивність [275; 430; 250].

Водночас, якщо ціни та заробітні плати в економіці є гнучкими, а рівноважний випуск визначається внаслідок рівноваги між сукупною пропозицією та попитом, то у разі позитивного технологічного шоку в короткостроковому періоді крива попиту на працю та довгострокова крива виплатних можливостей зміщуються вгору на величину шоку. Оскільки крива встановлення заробітної плати зазнає зсуву з деяким лагом, то внаслідок позитивного технологічного шоку реальна заробітна плата та попит на працю в короткостроковому періоді можуть зрости [442].

Розглянемо також стохастичну модель ринку праці, яку використали С. Фабіані, А. Локарно, Г. Онетто та П. Сестіто [297]:

$$y_t = \varphi (d_t - p_t) + a \theta_t, \quad (1.56)$$

$$y_t = l_t + \theta_t, \quad (1.57)$$

$$p_t = w_t - \theta_t + \beta u_t, \quad (1.58)$$

$$n_t = \alpha E_{t-1} [w_t - p_t - \theta_t] + \tau_t, \quad (1.59)$$

$$w_t = E_{t-1} [p_t + \theta_t] + k_t - \sigma E_{t-1} [u_t], \quad (1.60)$$

$$u_t = n_t - l_t, \quad (1.61)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_t^s, \quad (1.62)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \varepsilon_t^n, \quad (1.63)$$

$$k_t = \rho k_{t-1} + \varepsilon_t^w, \quad (1.64)$$

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^d. \quad (1.65)$$

У цій моделі всі змінні, окрім рівня безробіття, виражені в натуральних логарифмах і мають стандартну економічну інтерпретацію. Згідно з рівнянням (1.56), сукупний попит в економіці (y_t) є функцією політичного стану (d_t), для моделювання якого використано процес випадкового блукання (1.65) та продуктивності праці (θ_t), поведінку якої описує модель (1.62). Першу складову рівняння (1.56) можна розглядати як екзогенну компоненту сукупного попиту, що визначається фіскальною та монетарною політикою, тоді як друга складова характеризує постійний вплив продуктивності на дохід і, відтак, – на

споживання, а також те, що технологічні шоки спричиняють створення нового капіталу. Рівняння (1.57) описує виробничу функцію з постійною віддачею від масштабів виробництва. Рівняння (1.58) характеризує процес ціноутворення (p_t) і враховує, що фірми мають можливість встановлювати ціни на свою продукцію, враховуючи рівень своїх витрат на робочу силу (w_t) та рівень безробіття (u_t).

Рівняння (1.59) описує динаміку пропозиції робочої сили (n_t), яка в довгостроковому періоді залежить від демографічних та інших екзогенних факторів (рівняння (1.63)). Для моделювання впливу реальних заробітних плат ($w_t - p_t$) на пропозицію праці використано ідею часткового пристосування з метою врахування довгострокових трендів, спричинених технологічним прогресом. Відтак, якщо у короткостроковому періоді пропозиція праці може реагувати на зміни в реальній заробітній платі, то у довгостроковому періоді вона реагує на різницю між реальною заробітною платою та продуктивністю, що зумовлене тим, що альтернативні витрати щодо пропозиції праці (вартість вільного часу) у довгостроковій перспективі пов'язані з продуктивністю праці. Рівняння (1.60) описує процес встановлення номінальної заробітної плати (w_t): профспілки домовляються про залежність реальних заробітних плат від очікуваного збільшення продуктивності. При цьому заробітна плата змінюється проциклічно та залежить від екзогенної змінної k , яка характеризує шоки заробітних плат або зміни у зовнішніх зарплатних можливостях і моделюється за допомогою рівняння (1.64). Рівняння (1.61) описує поведінку рівня безробіття. Характер залежності рівня безробіття від шоків у рівнянні (1.64) визначається параметром ρ : якщо $\rho=1$, рівень безробіття характеризується стохастичним трендом; якщо $|\rho|<1$, то рівень безробіття є стаціонарним рядом. Випадкові величини ε_t^s , ε_t^n , ε_t^d , ε_t^w позначають екзогенний технологічний шок, шок пропозиції праці, номінальний шок і шок заробітних плат відповідно.

Припустивши, що працівники отримують зарплатню на початку періоду, перед тим як реалізації усіх шоків, окрім ε_t^w , стали відомі, тоді як фірми встановлюють ціни тоді, коли відома уся інформація, з рівнянь (1.58) і (1.60)

отримуємо

$$E_{t-1} [u_t] = 1/(\sigma - \beta) k_t,$$

і, підставивши в (1.59), матимемо

$$n_t = \tau_t - \alpha\beta/(\sigma - \beta) k_t, \quad (1.66)$$

Виразивши з (1.60) l_t як функцію сукупного попиту і продуктивності та використавши (1.56) і (1.58), отримаємо залежність l_t від екзогенних змінних і номінальної заробітної плати. Поєднавши цей результат з рівнянням пропозиції праці, з (1.61) отримуємо [297]

$$u_t = 1/(1 - \beta\varphi) [\tau_t - \alpha\beta/(\sigma - \beta) k_t - \varphi d_t + \varphi w_t - (a + \varphi - 1) \theta_t], \quad (1.67)$$

звідки одержуємо рівняння для реальної заробітної плати

$$w_t = 1/\varphi [(1 - \beta\varphi)/(\sigma - \beta) k_t - \tau_{t-1} + \alpha\beta/(\sigma - \beta) k_t + \varphi d_{t-1} + (a + \varphi - 1) \theta_{t-1}]. \quad (1.68)$$

Якщо $|\rho| < 1$, з рівняння (1.68) випливає, що в довгостроковій перспективі номінальна заробітна плата визначається попитом на працю, продуктивністю та демографічним трендом. Підставляючи (1.68) у (1.67), отримуємо

$$u_t = 1/(\sigma - \beta) k_t + 1/(1 - \beta\varphi) [\varepsilon_t^n - \varphi \varepsilon_t^d - (a + \varphi - 1) \varepsilon_t^s]. \quad (1.69)$$

Звідки випливає, що рівень безробіття є стаціонарним процесом. Тоді рівняння (1.57) можна записати так [297]:

$$y_t = n_t - (n_t - l_t) + \theta_t = n_t - u_t + \theta_t, \quad (1.70)$$

що свідчить про те, що в довгостроковому періоді ні ε_t^w , ні ε_t^d не впливають на випуск. З (1.58) і (1.59) випливає, що тренд реальних заробітних плат реагує лише на шоки продуктивності.

Отже, якщо шоки становлення заробітних плат є тимчасовими (умова $|\rho| < 1$), то розв'язок системи (1.56)–(1.65) стосовно темпів росту реальних заробітних плат, випуску, інфляції та рівня безробіття визначається системою [250, 297]:

$$\begin{bmatrix} \Delta(w_t - p_t) \\ \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ u_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & 0 \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^n \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^w \end{bmatrix} + C^*(L) \begin{bmatrix} \Delta \varepsilon_t^s \\ \Delta \varepsilon_t^n \\ \Delta \varepsilon_t^d \\ \Delta \varepsilon_t^w \end{bmatrix}.$$

Порядок змінних у цій специфікації визначає ідентифікованість структурних шоків у випадку, коли рівень безробіття входить у модель у

рівнях. У цій моделі рівень безробіття визначається перетином рівняння встановлення заробітних плат і рівняння ціноутворення та не зазнає зсуву оскільки шоки, які зміщують криву встановлення заробітних плат, мають лише тимчасовий ефект. Однак номінальні шоки можуть тимчасово зміщувати рівень безробіття вгору або вниз стосовно його рівноважного значення. Інші шоки також можуть мати тимчасовий ефект, однак ні шоки продуктивності, ні шоки пропозиції праці не чинять довгострокового впливу на рівноважний рівень безробіття. Зважаючи на те, що пропозиція праці у короткостроковому періоді реагує на всі шоки, але є абсолютно нееластичною у довгостроковій перспективі (її динаміка визначається коефіцієнтом участі в робочій силі та демографічним трендом), на реальну заробітну плату постійно впливають лише технологічні шоки. Випуск є функцією лише темпів росту населення та технології, тоді як інфляція залежить від усіх стохастичних трендів.

Водночас структура матриці довгострокових ефектів суттєво змінюється, якщо вплив шоків встановлення заробітної плати є постійним (умова $|\rho|=1$). У цьому випадку з (1.69) випливає, що поведінка рівня безробіття в довгостроковому періоді повністю визначається шоками заробітних плат, а з (1.58) отримуємо, що динаміка заробітних плат зумовлена лише поведінкою k_t і θ_t . Тренд випуску не залежить від номінальних шоків попиту, тоді як ціни реагують на всі імпульси.

Динамічна векторна модель за припущення $|\rho|=1$ містить перші різниці рівня безробіття [433, 297] і набуває вигляду:

$$\begin{bmatrix} \Delta u_t \\ \Delta(w_t - p_t) \\ \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^w \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^n \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} + C^*(L) \begin{bmatrix} \Delta \varepsilon_t^w \\ \Delta \varepsilon_t^s \\ \Delta \varepsilon_t^n \\ \Delta \varepsilon_t^d \end{bmatrix}.$$

За такої специфікації шоки процесів переговорів про збільшення зарплат (ε^w) можуть впливати на усі змінні, тоді як технологічний шок (ε^s) не чинить тривалого впливу на безробіття, однак у довгостроковому періоді впливає на реальну заробітну плату, випуск і рівень цін. Водночас шоки пропозиції праці (ε^n) не чинять довгострокового впливу на безробіття та реальні зарплати, а

номінальні шоки (ε^d) мають обмежений вплив на безробіття, реальну заробітну плату та випуск.

Отож, застосовуючи різні теоретичні моделі ринку праці за різних припущень отримуємо різні висновки щодо довгострокової динаміки та короткострокової поведінки змінних, характеру динамічних взаємозв'язків між ними, ефектів впливу шоків та їх тривалості. Тому для отримання адекватних результатів для конкретної економіки використовують, зокрема, методи економетричного аналізу, що поєднують погляди з позиції статистики, економічної теорії та математики. Спрямовані на уніфікацію теоретико-кількісного та емпірико-кількісного підходів до вивчення економічних проблем, економетричні методи дослідження дають змогу застосувати математичну статистику та теорію статистичних висновків до емпіричного вимірювання взаємозв'язків, які пропонує економічна теорія [24, с. 29].

Часто висновки емпіричних досліджень, які стосуються різних країн і різних проміжків часу суперечать один одному та відрізняються від результатів, які випливають з теоретичних моделей. Причини таких невідповідностей зумовлені відмінностями у процесах функціонування ринків праці у просторі та часі і допер достатньо не вивчені.

Отже, кількісно охарактеризувати складні взаємозалежності на українському ринку праці, описати динаміку процесів, виміряти ступінь і визначити напрямки впливу шоків можна за умови розробки та використання комплексу економетричних моделей, методологію побудови яких можна визначати лише на підставі детального вивчення характерних властивостей, які притаманні вітчизняному ринку праці та його регіонів. Враховуючи висновки, отримані за допомогою описаних теоретичних макроекономічних моделей ринку праці, необхідним є економіко-статистичний аналіз економічної активності населення та робочої сили, що зумовлюють пропозицію праці, зайнятості та безробіття, заробітних плат і рівня цін, розподілу доходів, реального обсягу виробництва та продуктивності праці, а також обґрунтування динаміки сукупного споживання, що впливає на формування попиту на товари

та послуги, а відтак, попиту на робочу силу, та сприяє поживавленню на ринку праці.

1.2. Економіко-статистичний аналіз динаміки розвитку трудових ресурсів в Україні, порівняння вітчизняних, європейських і світових тенденцій

Стан ринку праці неможливо розглядати відокремлено від стану демографічної ситуації в країні. Впродовж останніх десятиліть в Україні простежувалось стрімке падіння кількості населення. Зокрема, якщо на початку 1993 року кількість постійного населення становила 51,9 млн осіб, то на початок 2014 року ця кількість зменшилась до 45,2 млн (рис. 1.1а) і до 42,8 млн осіб станом на 1 січня 2015 р. (без урахування тимчасово окупованої території Автономної Республіки Крим і м. Севастополя). За останні 20 років Україна втратила 12,2% постійного населення, при цьому середній річний темп падіння склав 0,71%, зокрема 0,74% для чоловіків і 0,68% для жінок, 0,64% в містах і 0,92% в селах. Сьогодні постійне населення України становить 19,8 млн чоловіків та 23,0 млн жінок (рис. 1.1б), при цьому 13,2 млн проживає в сільській місцевості та 29,6 млн у міських поселеннях (рис. 1.1в).

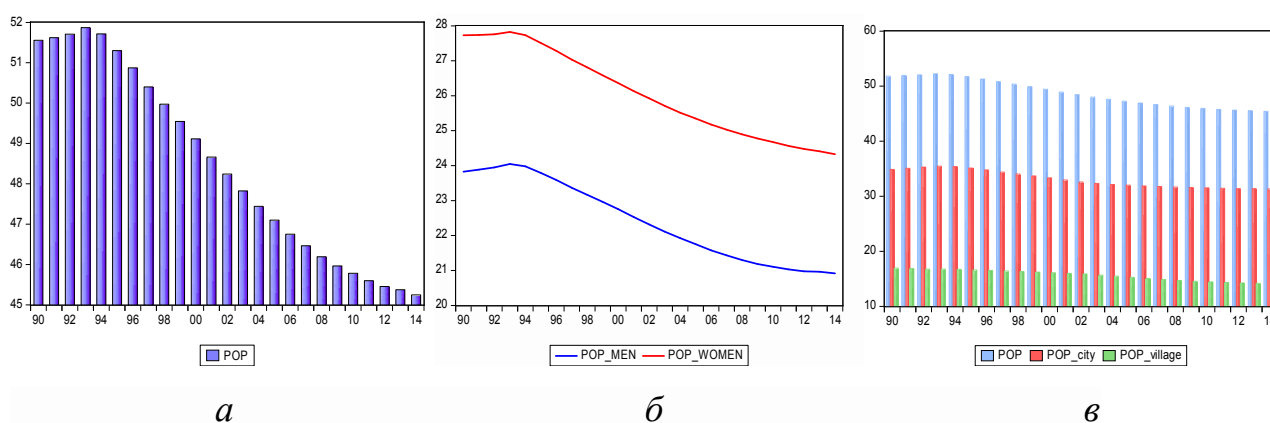


Рис. 1.1. Динаміка: а) кількості постійного населення; б) кількості чоловіків і жінок; в) кількості міських і сільських жителів в Україні впродовж 1990–2014 років

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Порівнюючи зміну кількості населення в Україні з іншими країнами світу (рис. 1.2а), бачимо, що лише Болгарія, Вірменія, Молдова та Прибалтійські країни зазнали більшого відсоткового скорочення населення, ніж Україна, тоді як у більшості країн спостерігалось його зростання, де лідерами є країни Азії та Південної Америки. Порівнюючи демографічну ситуацію в країнах Європи (рис. 1.2б), бачимо, що розвинуті країни характеризуються позитивним темпом зміни населення, натомість країни, які не є членами ЄС та значна частка країн - нових членів, які увійшли в ЄС у 2004 і 2007 роках, демонструють негативні тенденції.

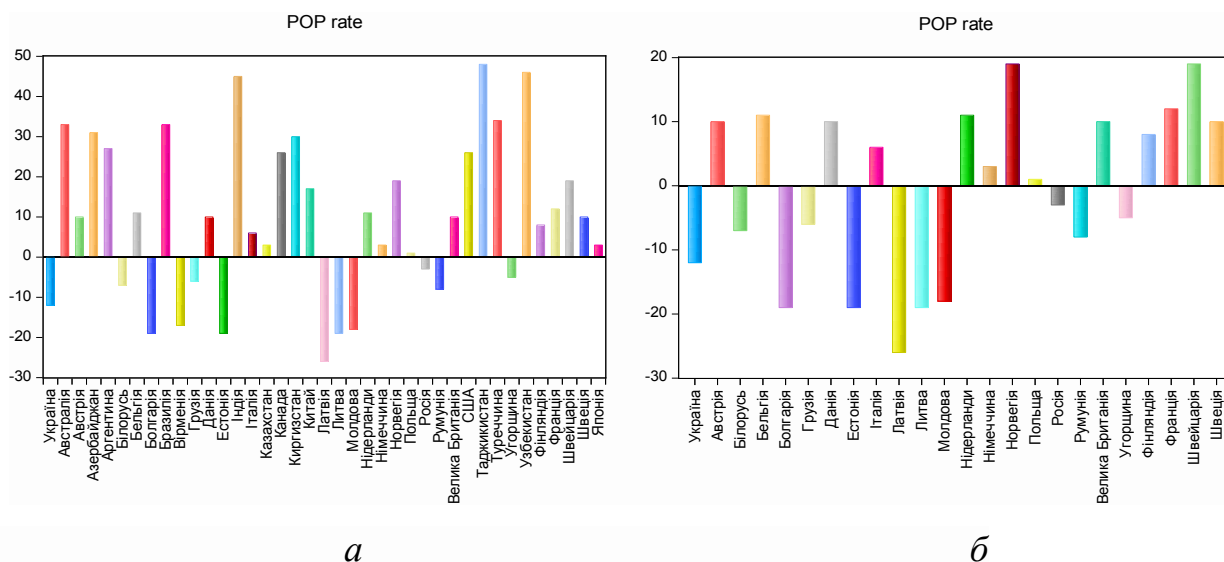


Рис. 1.2. Темпи зміни постійного населення у країнах світу за період 1990—2014 рр.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Світового банку.

В Україні як і раніше залишається високий рівень смертності, який у 2014 році становив 14,0 померлих осіб на тисячу населення (рис. 1.3а). Незважаючи на те, що рівень народжуваності, починаючи з 2002 року зріс від 7,74 до 11,5 дітей на тисячу населення в 2012 році, в 2014 році він знову зменшився до 10,3, при цьому природний приріст населення залишається від'ємним (рис. 1.3б). Проте, починаючи з 2004 року додатний, хоча і незначний, є міграційний приріст населення (рис. 1.3в).

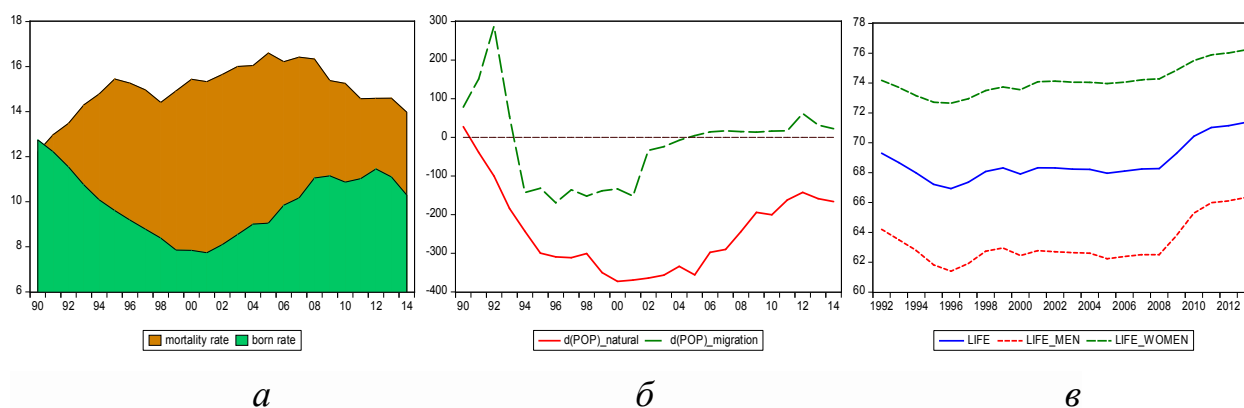


Рис. 1.3. Характеристики приросту населення: а) кількість народжених і померлих на 1 тис. населення; б) природний і міграційний приріст населення (тис. осіб); в) динаміка середньої очікуваної тривалість життя при народженні впродовж 1990—2014 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Порівнюючи рівень смертності в Україні та в різних країнах світу (рис. 1.4а), бачимо, що Україна характеризується одним із найвищих значень. Водночас рівень народжуваності трохи вищий за середньоєвропейський рівень (10,7 народжених на 1 тис. населення) (рис. 1.4б). Зокрема, в 2013 році в Україні коефіцієнт народжуваності на 1 жінку становив 1,5 дітей порівняно з мінімумом 1,09 у 2001 році. Основними причинами смертності в Україні залишаються хвороби, пов'язані з системою кровообігу (66% усіх померлих) і злоякісні новоутворення (14%). Водночас середня очікувана тривалість життя при народженні в Україні зростає (рис. 1.3в), проте залишається низькою порівняно з іншими країнами світу (рис. 1.4в).

Поряд зі зменшенням загальної кількості населення в Україні також відбуваються негативні структурні зміни його вікового складу, що спричиняє старіння населення. Праці багатьох українських науковців виявляють, що недостатній рівень народжуваності та високий рівень смертності призводять до формування в Україні структури населення, для якої характерна висока питома вага осіб старших вікових груп і значно менша – дітей [196].

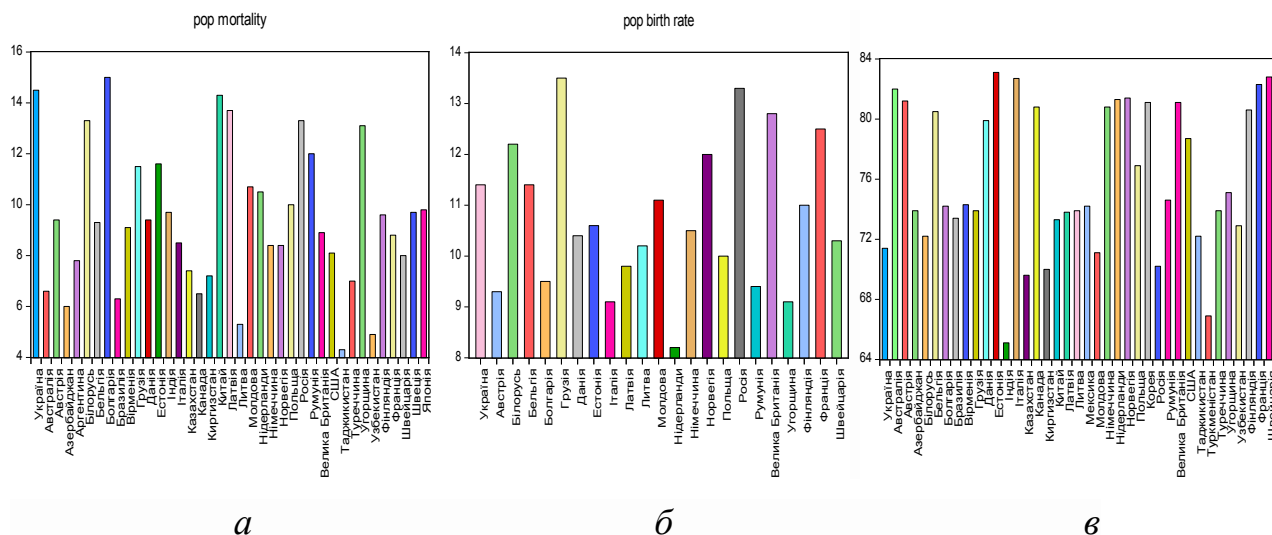


Рис. 1.4. Кількість: а) померлих; б) народжених на 1 тис. населення в різних країнах світу; в) середня очікувана тривалість життя в Україні та різних країнах світу

Джерело: дані Світового банку, розрахунки автора.

Статистичні дані засвідчують, що частки осіб старших за 60 роки та 65 років постійно зростають, а частка осіб працездатного віку навпаки різко зменшується (рис. 1.5). Починаючи з 1999 р., кількість населення віком понад 60 років переважає кількість населення у віці до 15 років і сьогодні становить майже чверть населення, значно перевищуючи частку дітей і молоді (рис. 1.5а). Крім того, з 2004 року кількість населення віком до 15 років менша за кількість осіб похилого віку понад 65 років (рис. 1.5б). В наукових дослідженнях для оцінки ступеня старіння населення побудовано різні шкали. Зокрема, для населення з високим ступенем постаріння використовують шкалу Россета, згідно з якою населення, в якому частка осіб віком 60 років і старші становить 18% і більше, характеризується дуже високим рівнем демографічної старості [196]. За оцінками експертів Світового банку (Міжнародного банку реконструкції та розвитку) Україна також класифікується як «стара» нація, оскільки частка населення, вік яких старший за 65 років, перевищує поріг у 10% [271].

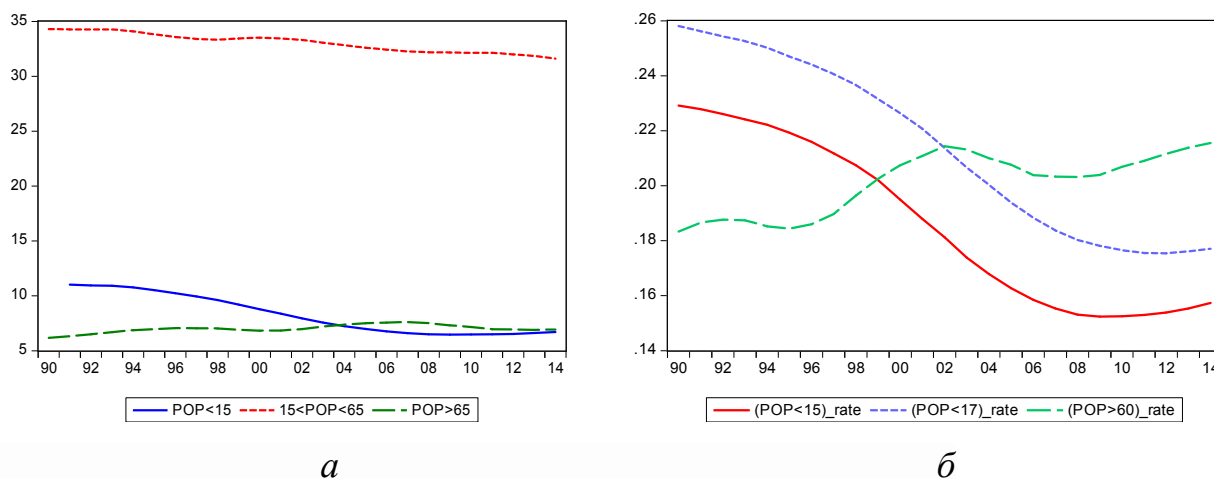


Рис. 1.5. Динаміка: а) кількості населення різних вікових груп (млн осіб); б) відсотка молоді та людей старшого віку в Україні впродовж 1990—2014 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Зазначимо також, що кількість населення вікових груп до 15 та від 65 років у 2014 р. в Україні становила 14,05 млн осіб, а кількість зайнятих працездатного віку становить 18,07 млн осіб. Відтак сьогодні на 100 осіб зайнятих в економіці припадає 78 осіб непрацездатного віку. Особливо гострою є проблема старіння робочої сили у сільській місцевості, передусім у Чернігівській, Кіровоградській та Полтавській областях, що може стати непереборним бар'єром розвитку аграрного сектору цих регіонів [102].

Порівнюючи вікову структуру населення в Україні та світі, бачимо, що частка молодих осіб до 15 років в Україні незначна, тоді як частка осіб старших за 60 років досить висока (рис. 1.6). Водночас серед країн Європи Україна є країною з досить високим показником частки населення середнього віку (від 25 до 59 років), що вносить найбільший вклад у створення валового національного продукту, та середніми показниками частки молоді (від 15 до 24 років) та старших осіб (понад 60 років) (рис. 1.7).

Отож, Україні притаманні європейські тенденції старіння населення, які, на відміну від країн Європи, супроводжуються значним скороченням його загальної кількості та високим коефіцієнтом смертності. Поглиблення процесу старіння населення є причиною зростання демографічного й економічного

навантаження, яке призводить до додаткових труднощів у пенсійному забезпеченні та потребує додаткових коштів на соціальну допомогу.

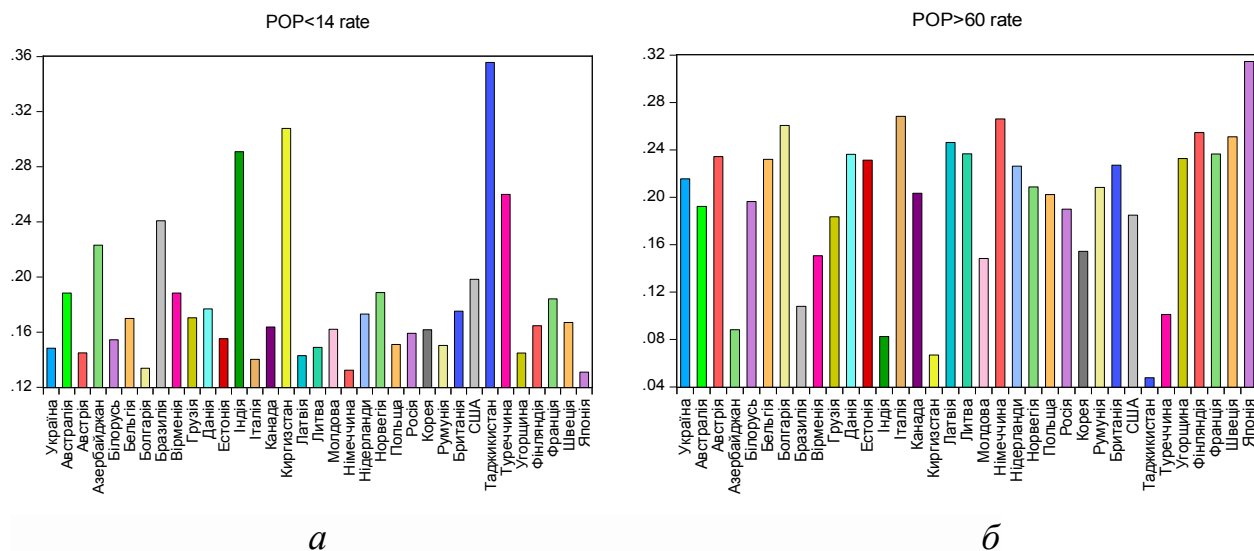


Рис. 1.6. Відсоток населення: а) молодших за 14 років; б) старших за 60 років у різних країнах світу

Джерело: дані Світового банку, розрахунки автора.

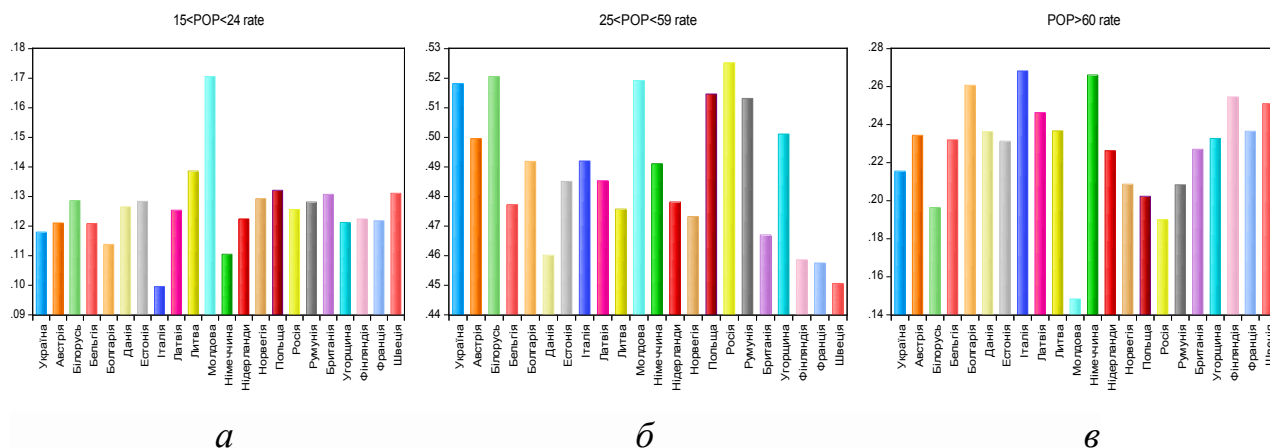


Рис. 1.7. Відсоток населення: а) віком від 15 до 24 років; б) віком від 25 до 59 років; в) старших за 60 років у країнах Європи

Джерело: дані Світового банку, розрахунки автора.

Існуючий високий і постійно зростаючий ступінь старіння населення створює певні перешкоди для нормалізації процесів відтворення робочої сили, яка охоплює економічно активну частину населення країни. Економічно активне населення складається з населення обох статей віком від 15 до 70 років включно, яке впродовж певного періоду забезпечує пропозицію робочої сили на

ринку праці. За матеріалами вибіркового обстеження домогосподарств з питань економічної активності, все населення країни у віці 15–70 років поділяється на три взаємовиключні та вичерпні категорії: зайняті, безробітні й економічно неактивні (поза робочою силою). До складу економічно активного населення (робочої сили) входять тільки ті особи, які займалися економічною діяльністю, або шукали роботу та були готові приступити до неї, тобто класифікуються як зайняті або безробітні (у визначенні МОП) [4, с. 32–33].

Динаміка кількості робочої сили впродовж останніх п'ятнадцяти років (рис. 1.8) засвідчує певне зменшення її кількості, але не таке, яке притаманна загальній кількості населення працездатного віку, що здебільшого спричинено підвищенням рівня економічної активності населення на ринку праці.

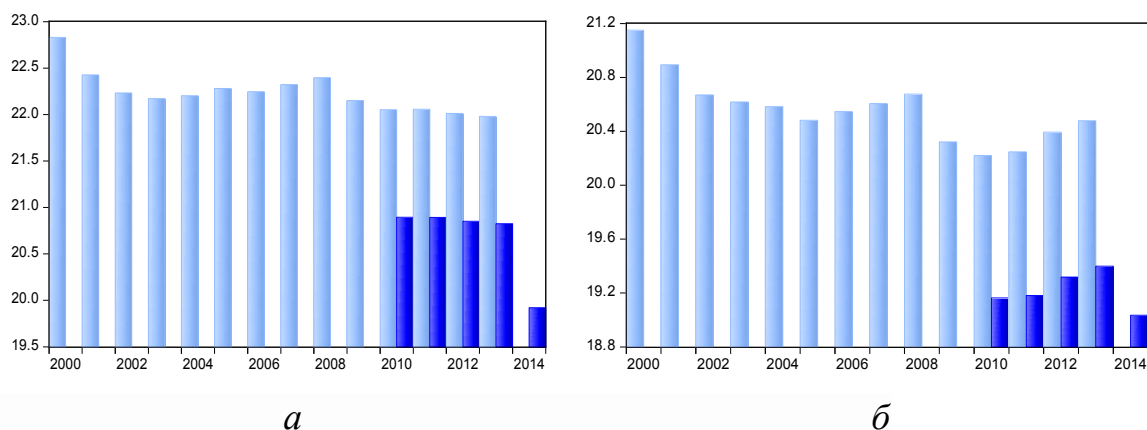


Рис. 1.8. Динаміка: *а)* робочої сили (15–70 р.); *б)* робочої сили (15–64 р.) впродовж 2000–2014 років із та без урахування тимчасово окупованої території АР Крим і м. Севастополя

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора

У 2009 р. в Україні спостерігалось найглибше з 2000 р. падіння кількості економічно активного населення у віці 15–64 років. У цей рік кількість населення, яке пропонувало свою працю для виробництва товарів і надання різноманітних послуг, становила на 1,7 % менше за його кількість у попередньому році. Після падіння у 2009 р., починаючи з 2010 р. кількість економічно активного населення незначно, але підвищувалась, і на кінець 2013

року становила 20478,2 тис. осіб або 73,1 % населення відповідної вікової групи.

Натомість 2014 рік демонструє повторне значне зменшення (на 1,9%) кількості економічно активного населення (рис. 1.8). Зокрема, якщо у 2013 р. частка економічно активного населення України у віці 15-70 років становила в середньому 64,9% населення відповідної вікової групи, то у 2014 р. – лише 62,4%. Зокрема, на кінець 2014 р. кількість економічно активного населення України без урахування тимчасово окупованої території АР Крим і м. Севастополя становить 19920,9 тис. осіб.

Відносним показником щодо питомої ваги робочої сили слугує рівень економічної активності, або коефіцієнт участі в робочій силі (*LFPR*), який визначається як відношення (у відсотках) кількості економічно активного населення віком 15-70 років до всього населення зазначеного віку чи населення відповідної соціально-демографічної групи

$$LFPR = 100\% \cdot LF / POP,$$

де *LF* – кількість економічно активного населення (робоча сила);

POP – загальна кількість населення.

З 2005 р. до 2013 р. рівень економічної активності українського населення віком 15–70 років збільшився з 62,2% до 65,0%, а для населення працездатного віку – з 70,9 до 73,1% відповідно, проте у 2014 р. ці рівні, відповідно, різко зменшились до 62,4% і 71,4%. Статистичні спостереження свідчать про те, що така поведінка цього показника простежується як серед жінок, так і серед чоловіків, а також як серед мешканців міських поселень, так і у сільській місцевості (рис. 1.9). Економічна активність чоловіків значно переважає економічну активність жінок, а також до 2013 р. активність сільських жителів перевищувала активність жителів міст, проте у 2014 р. і міські, і сільські жителі виявляли приблизно однакову економічну активність. Зокрема, у 2014 році рівень економічно активного населення у віці 15-70 міських поселень становить 62,6% усього населення, а для сільських поселень – 61,8% відповідно.

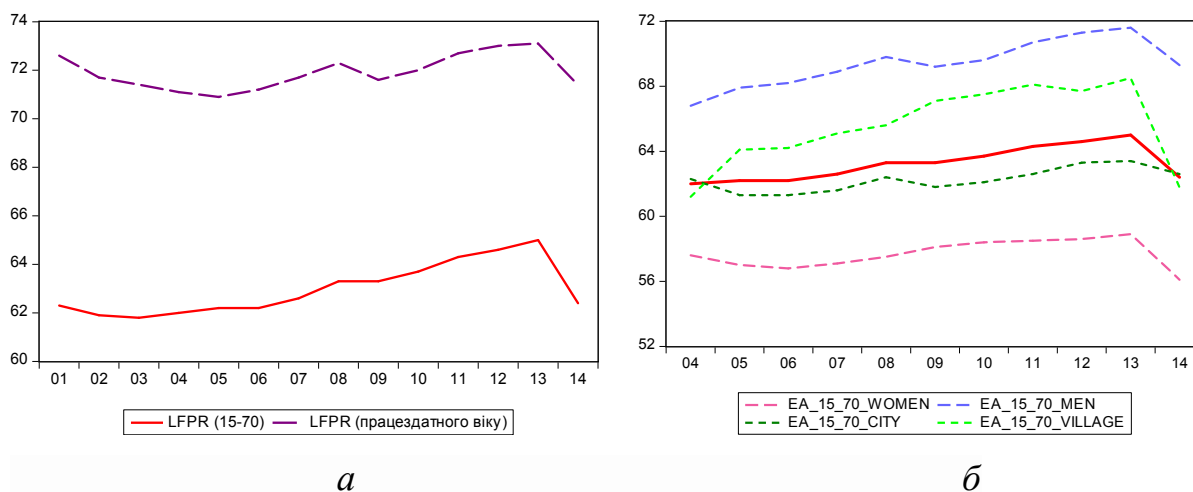


Рис. 1.9. Динаміка: а) коефіцієнта участі в робочій силі; б) рівня економічної активності за статтю і місцем проживання (у %)

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора

Важливим показником орієнтації на повну та продуктивну зайнятість є економічна активність населення в усіх вікових групах та для обох статей. Статистичні дані засвідчують, що найбільша економічна активність в Україні спостерігається серед людей середнього віку 30–39 років та 40–49 років, тобто серед осіб найбільш продуктивного віку, що свідчить про те, що освітньо-кваліфікаційний рівень, професійний досвід та зрілість людини мотивують її до праці. Зниження трудової активності відбувається безпосередньо в передпенсійному та пенсійному віці. Невисока економічна активність у віці 15–21 років зумовлена загальнообов'язковою загальною середньою освітою (до 17–18 років) і періодом отримання вищої освіти з терміном навчання до 21–22 років. Тому цей період не є періодом активної трудової діяльності. За статтю найбільша трудова активність простежуються серед чоловіків у віці 30–39, 40–49 років і жінок у віці 40–49 років.

Аналізуючи динаміку коефіцієнтів участі в робочій силі впродовж 2004—2013 років спостерігаємо його зниження у вікових групах молодих людей до 30 років, натомість зростання серед осіб передпенсійного та пенсійного віку (рис. 1.10). Внаслідок кризи 2008 р. значно зменшився коефіцієнт трудової участі молоді до 24 років в усіх категоріях, особливо серед міських жителів.

Якщо для осіб до 24 років *LFPR* сільських жителів суттєво переважає *LFPR* міських жителів, то в групі від 25 до 29 років спостерігаємо протилежну тенденцію. Таку динаміку можна пояснити вищим ступенем залучення молоді в містах до продовження освіти в коледжах і вищих навчальних закладах. Зниження коефіцієнту участі в робочій силі для молодих чоловіків водночас супроводжується збільшенням у робочій силі кількості молодих пенсіонерів. Тривожною ознакою є постійне зниження *LFPR* молодих жінок (від 25 до 40), зокрема, тих, які залучені до неоплачуваної домашньої роботи, а також тих, хто вважає, що для них немає відповідних робочих місць.

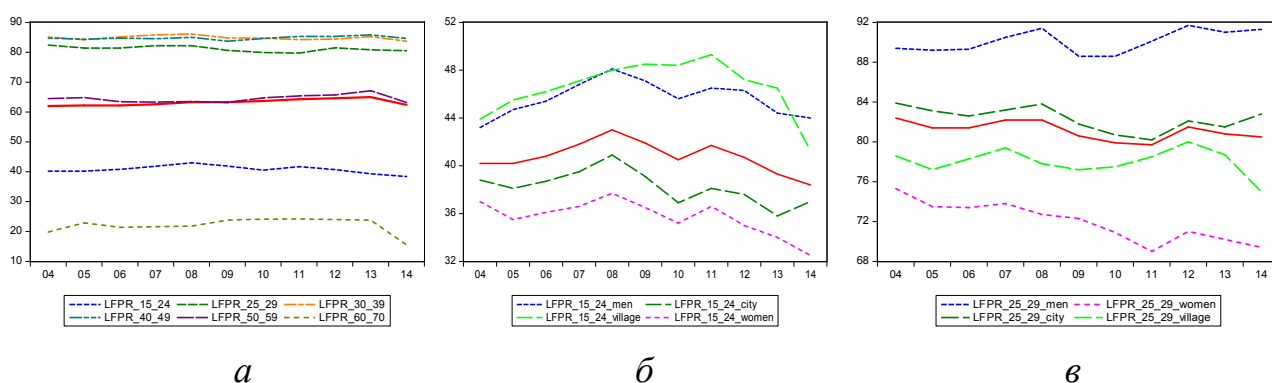


Рис. 1.10. Рівень економічної активності населення за віковими групами, статтю та місцем проживання впродовж 2004—2014 рр.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Виявлені тенденції пояснюються з одного боку, браком можливостей для гідної праці, яка посилилась у період глобальної економічної кризи, а з іншого – низькою мотивацією до роботи, зміни гендерних та сімейних ролей. Молоді жінки, можливо, стали менш активними у пошуку роботи через покладені на них домашні обов'язки й обов'язки з догляду за дітьми, що заохочується через підвищення соціальних виплат після народження дитини, а також спричинене обмеженістю доступу до високоякісної сервісу по догляду за дітьми. У звіті Світового банку зазначено, що неробство і безкоштовний проїзд молодих людей підриває добробут держави і піднімає питання справедливості та соціального забезпечення [349; 454]. На відміну від цього з плином часу все активнішими стають літні люди пенсійного віку, ймовірно, внаслідок зниження

реальних пенсійних виплат і намагання підтримати молоде покоління – їхніх дітей та онуків. У 2014 р. економічна активність впала для усіх вікових груп і статей, виняток становила лише міська молодь віком від 15 до 29 років. Особливо значним зменшенням у 2014 р. характеризується економічна активність літніх людей у віці 60-70 років, яка серед усіх когорт населення зменшилась майже вдвічі.

Статистичні дані регіональних рівні економічної активності населення засвідчують, що для різних реігонів України характерний різний ступінь економічної активності населення (рис. 1.11), який проте демонструє подібні тенденції зміни в часі.

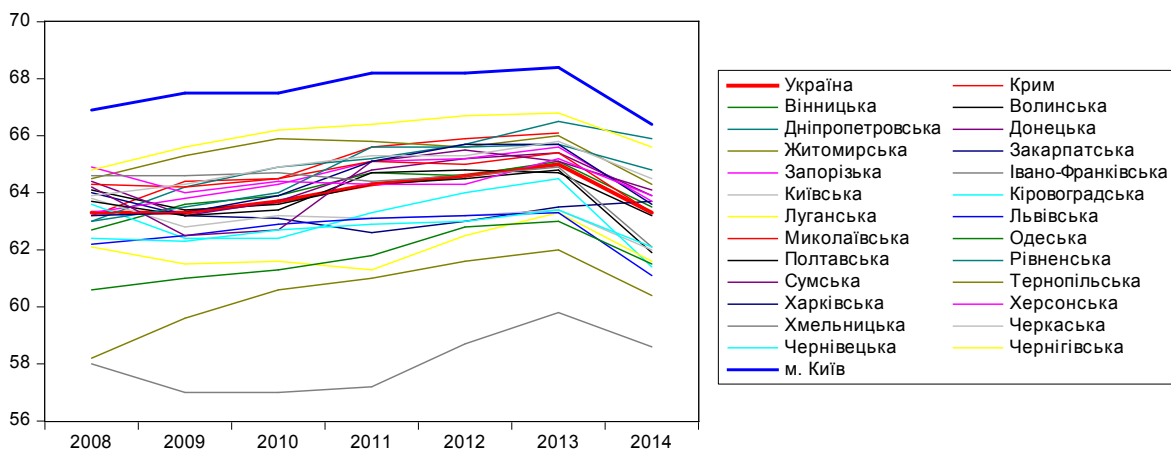


Рис. 1.11. Рівень економічної активності населення за регіонами впродовж 2008—2014 рр.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Зокрема, в усіх областях впродовж 2008—2013 років економічна активність населення зростала, тоді як у 2014 відбувся її спад в усіх регіонах України, за винятком Закарпатської області (тут зросла з 63,5 до 63,7 відсотків). Серед областей України найбільшою економічною активністю населення характеризуються м. Київ (66,4% у 2014 р.), Дніпропетровська, Чернігівська, Рівненська, Черкаська та Житомирська області, тоді як найменшою – Луганська, Одеська, Львівська, Тернопільська та Івано-Франківська (58,6% у 2014р.) області. Зазначимо, що у деяких регіонах східної України економічна активність міського населення значно вища (у понад п'ять разів) за економічну

активність сільських мешканців, однак кардинально протилежна тенденція простежується у західних областях [2].

Проведемо також дослідження рівня економічної активності серед населення з різним рівнем освіти. Аналізуючи динаміку коефіцієнтів участі в робочій силі, отримуємо, що групи з вищим рівнем освіти характеризуються вищою економічною активністю на ринку праці (рис. 1.12). Крім того, спостерігаємо зниження економічної активності в групах з базовою вищою та початковою освітою, що пояснюється, з одного боку, бажанням продовження освіти й отримання диплома спеціаліста та магістра, а з іншого – старінням покоління осіб, які мають лише початковий рівень освіти.

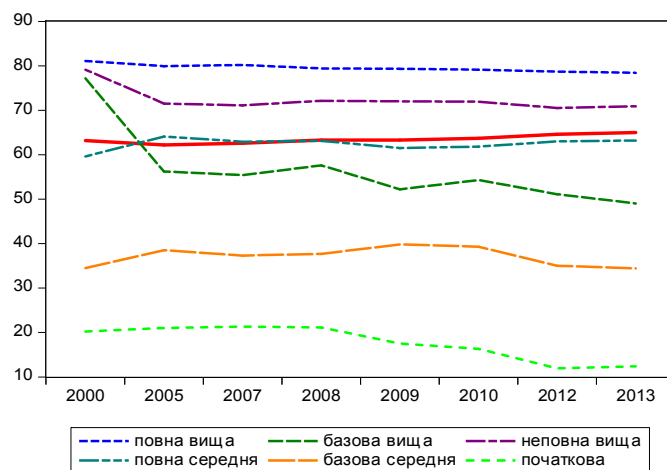


Рис. 1.12. Рівень економічної активності населення у віці 15-70 років за рівнем освіти (у %) впродовж 2000—2014 рр.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Порівнюючи активність населення різної статі та в різних місцях проживання, отримуємо, що *LFPR* чоловіків є більшим за *LFPR* жінок незалежно від рівня освіти, а також для усіх освітніх груп *LFPR* жителів сільської місцевості є більшим за *LFPR* жителів міст.

Найбільший зв'язок між економічною та соціальною складовими економічної системи відображає категорія зайнятості. Якщо макроекономічні показники характеризують національну економіку в цілому та з позицій кількісного аналізу, то зайнятість є тим індикатором, який віддзеркалює соціально-економічний стан суспільства з позицій якісного аналізу. Вплив

внутрішніх і зовнішніх чинників на економічне зростання та зайнятість може бути різним, оскільки не завжди зростання національного продукту веде до збільшення зайнятості. Зокрема, вплив деяких зовнішніх чинників (глобалізації, міжнародної торгівлі, прямих іноземних інвестицій) може сприяти збільшенню ВВП країни, проте зменшувати зайнятість у трудомістких галузях економіки, і навпаки [163].

Стратегічним завданням кожної країни є орієнтація на повну зайнятість, яка за визначенням Міжнародної організації праці досягається при рівні безробіття до 5% і спрямована на максимальне використання трудових ресурсів. Спрямованість на продуктивну зайнятість сприяє розвитку трудового потенціалу та його реалізації, потрібної для задоволення потреб населення, самоактуалізації в праці та підвищення конкурентоздатності країни у глобальному економічному просторі [163]. Зайнятість означає не тільки роботу за заробітну плату (за наймом), але також і заради одержання прибутку чи сімейного доходу на власному підприємстві, враховуючи виробництво в особистому селянському господарстві, з метою ринкової реалізації виробленої продукції.

Загальна кількість зайнятих в Україні, яка визначена на підставі обстеження робочої сили (LFS) за допомогою методології МОП для фізичних осіб у віці 15-70 років, та 15-64 років, постійно збільшувалася впродовж 2001–2008 рр., а чистий приріст зайнятості становив понад один мільйон робочих місць (рис. 1.13а). У 2009 р. економічна та фінансова криза призвела до втрати приблизно 781 тис. робочих місць. Впродовж 2010—2013 рр. відбулося певне відновлення зайнятості (350 тис. робочих місць). За цей період додатково працевлаштовано 535 тис. осіб віком від 15 до 64 роки, але докризового рівня все ж не досягнуто. У цей період статистичні дані засвідчують зайнятість близько 1,5 млн літніх осіб від 65 до 70 років. У 2014 р. знову відбулось різке скорочення рівня зайнятості (на 1241 тис. робочих місць), причому цей спад є глибшим за спад 2009 р., особливо серед сільських жителів.

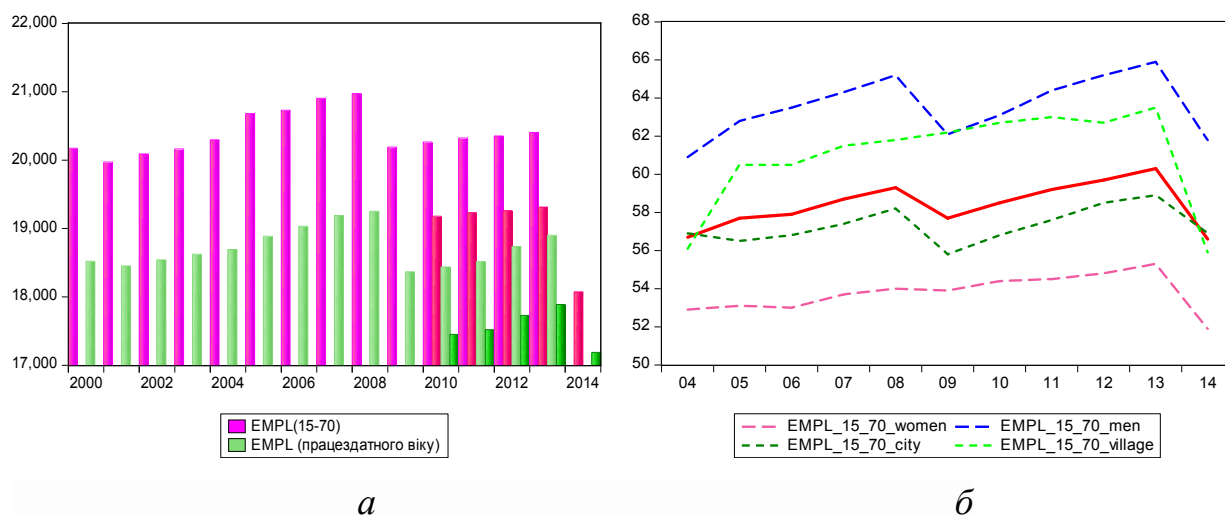


Рис. 1.13. Динаміка: а) кількість зайнятих серед населення працездатного віку та віком від 15 до 70 р., у млн.осіб, із та без урахування тимчасово окупованої території АР Крим і м. Севастополя; б) рівень зайнятості за статтю та місцем проживання (у %) впродовж 2000—2014 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Рівень зайнятості (*EMPL_rate*) – основний відносний показник щодо аналізу зайнятого населення, який розраховують як відношення (у відсотках) кількості зайнятого населення віком 15-70 років до всього населення зазначеного віку чи населення відповідної соціально-демографічної групи

$$EMPL\_rate = 100\% \cdot EMPL / POP,$$

де *EMPL* – кількість зайнятого населення;

POP – загальна кількість населення.

Впродовж 2000—2013 років рівень зайнятості населення віком 15-70 років в Україні збільшився з 55,8% до 60,3%, а серед населення працездатного віку – з 64,5% до 67,4%, проте у 2014 р. знову впав відповідно до 56,6% і 64,5%. Вищий рівень зайнятості виявляють чоловіки порівняно з жінками, а також жителі сільської місцевості порівняно з жителями міських поселень. Крім того, рівні зайнятості жінок і жителів сіл впродовж усього періоду 2000—2013 зростали, причому їхня динаміка не зазнала спаду внаслідок кризи 2008 року (рис. 1.13б). Водночас найвагомішого спаду зазнала зайнятість у сільській місцевості в 2014 р. Найбільша кількість зайнятих була задіяна у товариствах з

обмеженою відповідальністю (21,7%), 19,2% становили зайняті на підприємствах державної форми власності та 16,3% – на підприємствах комунальної форми власності; більше третини усіх найманих працівників зайняті на підприємствах, які фінансують з державного або місцевого бюджетів [44].

Порівнюючи рівень зайнятості у різних вікових групах (рис. 1.14), бачимо, що найвищим рівнем характеризується населення віком від 25 до 49 років (майже 80% усього населення), водночас досить високим є також рівень зайнятості серед осіб старшого віку (50-59 років). Така ситуація пояснюється тим, що багато пенсіонерів шукають роботу та займають робочі місця, які часто через низьку заробітну плату та погані умови роботи не влаштовують молодших працівників. Пенсіонери ж навпаки погоджуються на будь-які умови роботодавців заради поліпшення свого фінансового стану, особливо у скрутний час [44; 457]. Однак у 2014 р. внаслідок зневірення та брак робочих місць найвагомішого спаду зазнала саме зайнятість населення пенсійного віку.

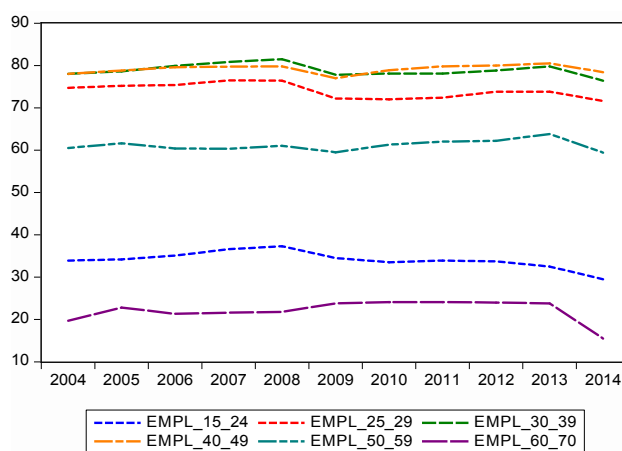


Рис. 1.14. Рівень зайнятості за віковими групами впродовж 2004—2014 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Рівень зайнятості міського населення у віці від 25 до 49 значно перевищує рівень зайнятості населення сільської місцевості у цих же вікових групах, проте для молоді (15-24) та для осіб старшого віку (50-70) простежується суттєве перевищення рівня зайнятості населення у селах порівняно з містами. Відтак вищий загальний рівень зайнятості, який простежується у сільській місцевості,

зумовлений високим рівнем зайнятості у тих осіб старшого віку, на праці яких здебільшого тримається вироблення та реалізація продукції селянських господарств. Рівень зайнятості чоловіків вищий за рівень зайнятості жінок у всіх вікових групах, проте найбільшою є різниця серед молоді (від 15 до 29 років), що зумовлено також різницею в економічній активності цих груп.

Статистичний аналіз динаміки регіональних рівнів зайнятості населення (рис. 1.15) засвічує, що різні реґіони України характеризуються різними рівнями зайнятості, проте демонструють подібні тенденції зміни в часі (спад у 2009 і 2014 роках, поступове зростання впродовж 2010—2013 рр.). Серед областей України найбільша зайнятість спостерігається у м. Києві (62,2% у 2014 р.), Дніпропетровській, Запорізькій, Харківській та Чернігівській областях, тоді як найменша – у Луганській, Львівській, Волинській, Івано-Франківській та Тернопільській (54% у 2014р.) областях.

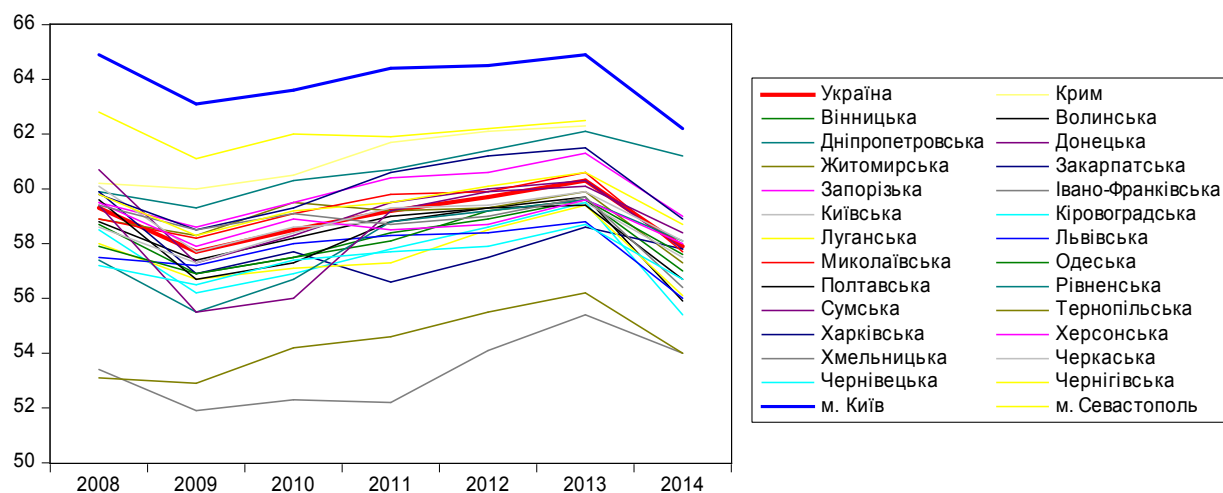


Рис. 1.15. Рівень зайнятості населення за регіонами впродовж 2008—2014 рр.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Інший аспект, який впливає на стан ринку праці – це рівень освіти працівників та адекватність системи освіти й професійної підготовки сучасним потребам виробництва [44]. Аналізуючи динаміку рівня зайнятості населення для груп осіб з різним рівнем освіти (рис. 1.16), отримуємо, що в групах, які мають вищу освіту, простежується вищий рівень зайнятості, тоді як рівень зайнятості осіб лише з середньою освітою досить низький.

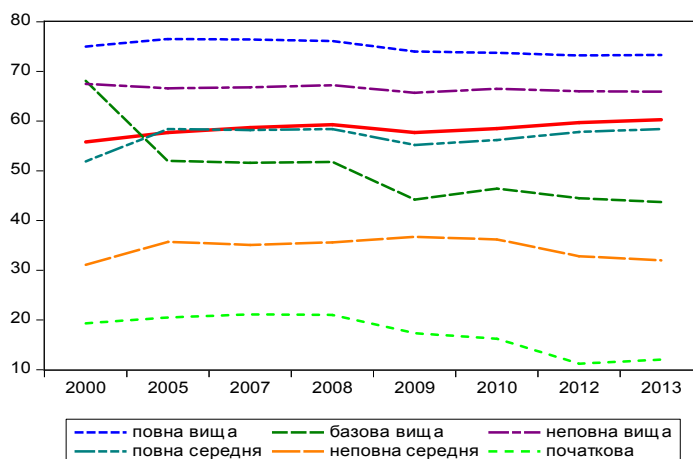


Рис. 1.16. Динаміка рівня зайнятості за рівнем освіти (у %) впродовж 2000–2014 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Проблеми безробіття, нестабільної зайнятості та великого розриву між багатими та бідними прошарками населення залишаються також гострими в країнах Європейського Союзу. У зв'язку з цим розроблено стратегічну програму «Європа-2020», згідно з якою передбачено підвищення рівня зайнятості населення Європи віком від 20 до 64 років з 69% до 75% до 2020 р. і зниження кількості європейців, які живуть за межею бідності, з 80 млн до 60 млн осіб [44].

Порівнюючи рівень зайнятості населення в Україні та країнах ЄС, бачимо, що його значення одне з найвищих у Європі (рис. 1.17а), є на рівні високорозвинутих країн Європейського Союзу (Швеції, Нідерландів, Австрії, Великобританії, Данії, Німеччини) та значно перевищує рівень зайнятості країн-нових членів ЄС (Польщі, Болгарії, Румунії, Угорщини та ін.). Водночас рівень зайнятості молоді віком від 15 до 24 років є середнім по ЄС (рис. 1.17б) і значно меншим за рівень зайнятості молоді країн, які характеризуються загальним високим рівнем *EMPL_rate*, що свідчить про те, що високий рівень зайнятості в Україні зумовлений вищим рівнем економічної активності та зайнятості людей старшого віку, які не мають змоги прожити на соціальні виплати, які їм гарантує держава, та вимушені працювати, незважаючи на вік і стан здоров'я.

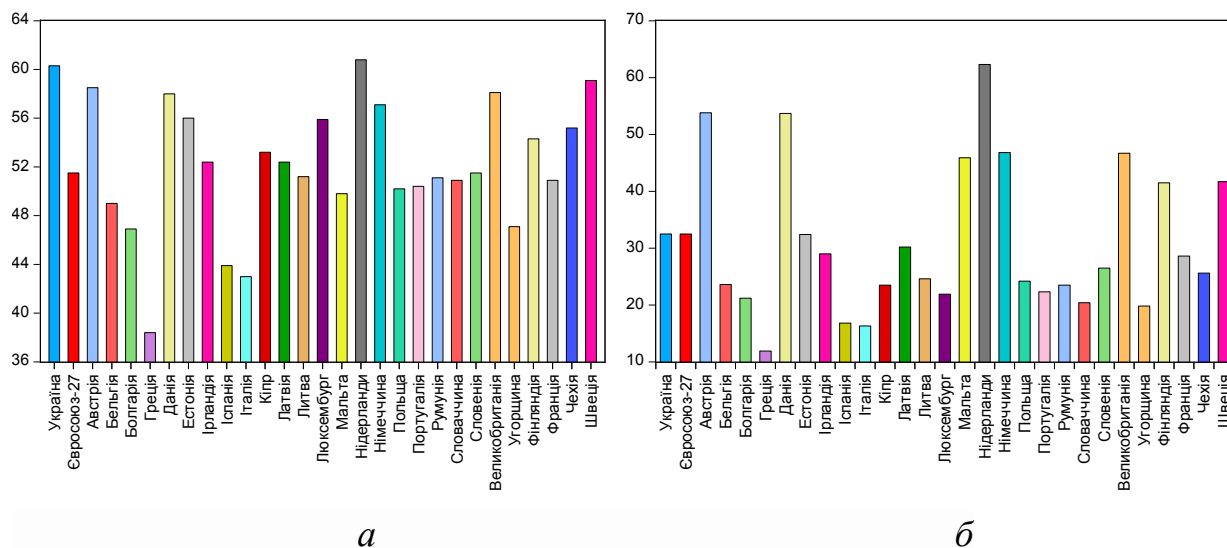


Рис. 1.17. Рівень зайнятості населення: а) серед населення працездатного віку; б) серед молоді у віці 15-24 років в Україні та країнах Європейського Союзу

Джерело: дані Світового банку, розрахунки автора.

У зв'язку з цим, сумнівним є доречність зниження пенсійних виплат і позбавлення пенсій працюючих державних службовців, за рахунок яких підтримується високий рівень зайнятості. Натомість треба стимулювати молодь до активності на ринку праці, підвищувати продуктивність праці та якість робочих місць.

Безробітні, визначені за методологією Міжнародної організації праці (МОП) – це особи у віці 15-70 років (zareєстровані та не zareєстровані в державній службі зайнятості), які одночасно відповідають трьом основним умовам: а) не мали роботи (прибуткового заняття); б) активно шукали роботу або намагались організувати власну справу; в) були готові приступити до роботи (тобто почати працювати за наймом або на власному підприємстві, щоб отримати оплату або дохід) [38].

Загальна кількість безробітних в Україні, визначена на підставі обстеження робочої сили (LFS) за допомогою методології МОП для фізичних осіб у віці 15-70 років, поступово зменшувалась впродовж 2001–2008 рр., проте чистий приріст зайнятості нараховував більше одного мільйона робочих місць (рис. 1.18а). У 2009 році економічна та фінансова криза призвела до втрати

приблизно 781 тис. робочих місць. Масового звільнення не відбулося, однак люди працювали неповний робочий день, тиждень. На великих і середніх підприємствах, зазвичай державних, спостерігався перевантажений штат працівників, зайнятість неповний робочий день, затримка з заробітної плати та її невеликий розмір. Така ситуація пояснюється психологічними чинниками (працівник має постійне робоче місце) і намаганням погашення соціальної напруги, яка в країні набирала обертів [44]. У 2014 р. знову простежувався стрімкий ріст безробіття – на 330 тис. безробітних за рік серед населення без урахування тимчасово окупованої території АР Крим і м. Севастополя (рис. 1.18б).

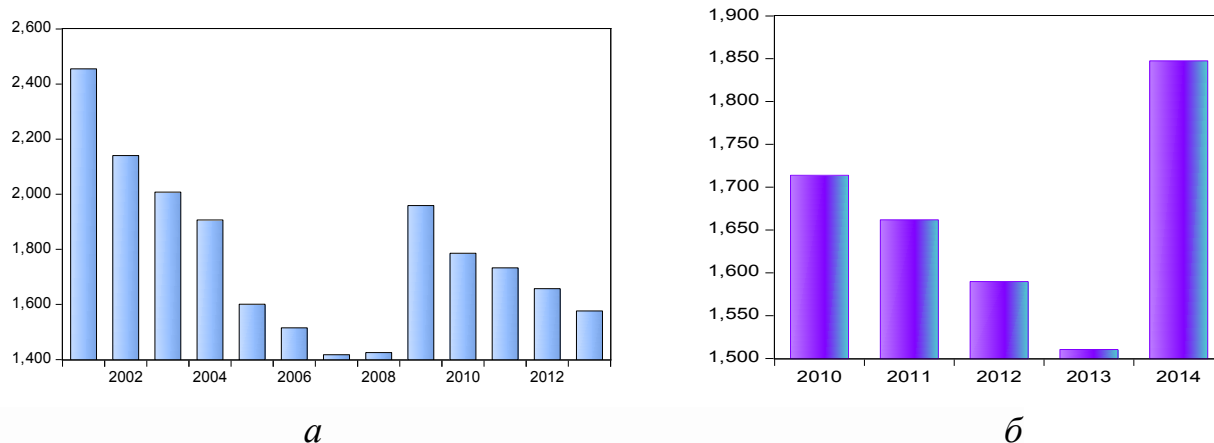


Рис. 1.18. Динаміка: а) кількості безробітних у віці від 15 до 70 р. (у тис. осіб); б) кількості безробітних без урахування тимчасово окупованої території АР Крим і м. Севастополя

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Рівень безробіття (за методологією МОП) (unemployment rate, UR) – це показник, який розраховується як відношення (у відсотках) кількості безробітних певної вікової групи до економічно активного населення (робочої сили) відповідного віку або відповідної соціально-демографічної групи

$$UR = 100\% \cdot UNEMPL / LF = 100\% \cdot UNEMPL / (EMPL + UNEMPL),$$

де $UNEMPL$ – кількість безробітних;

LF – кількість економічно активного населення.

Показник рівня безробіття характеризує загальний стан і тенденції розвитку ринку праці щодо пропозиції робочої сили, використовується для прогнозування й розробки політики у сфері соціально-трудових відносин.

В Україні вищий рівень безробіття простежується серед чоловіків порівняно з жінками, а також у містах порівняно з сільською місцевістю (рис. 1.19). Для усіх категорій впродовж 2004—2008 рр. рівень безробіття поступово зменшувався, у 2009 р. відбулося різке зростання рівня безробіття, що стало відображенням глобальних кризових явищ і зниження рівня економічної активності, після чого, починаючи з 2010 р. і до 2013 р., цей показник головно демонстрував тенденцію до зменшення. Водночас у сільській місцевості навіть у період 2009—2013 років він далі зростав і вже у 2013 р. досягнув значення, притаманного містам. У 2014 р. рівень безробіття значно зріс для усіх груп населення не залежно від віку, статі та місця проживання.

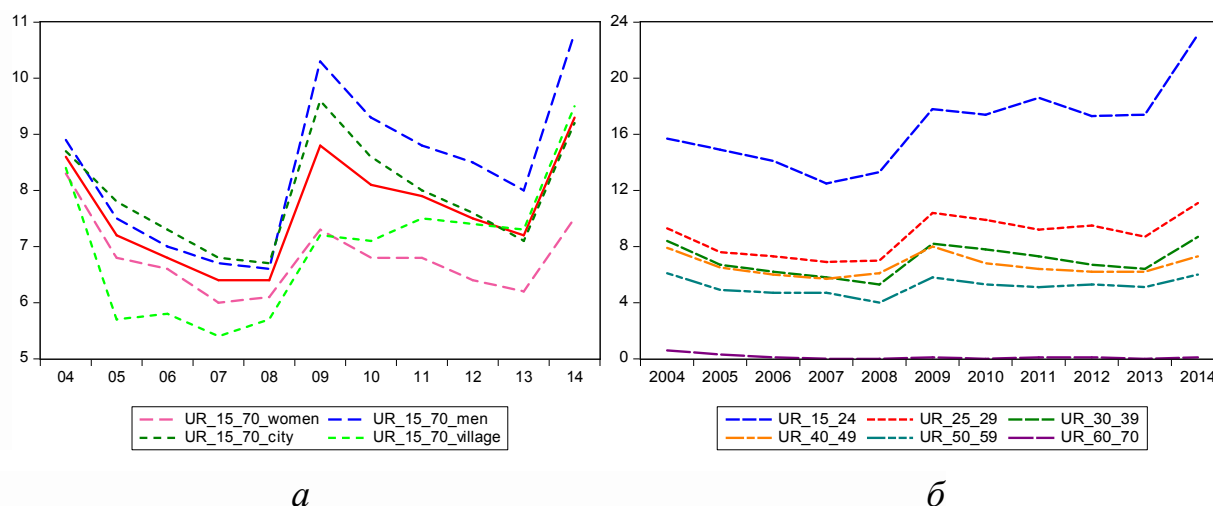


Рис. 1.19. Рівень безробіття населення віком 15-70 років: а) за статтю та місцем проживання; б) віковими групами впродовж 2004—2014 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Порівнюючи рівень безробіття у різних вікових групах, бачимо, що найвищим рівнем характеризується безробіття серед молоді віком від 15 до 24 років (у 2014 р. його рівень становив майже чверть усієї робочої сили цієї вікової групи), водночас низьким є рівень безробіття серед осіб старшого віку (50-59 років) і практично не спостерігається серед літніх людей (60-70 років).

Хоча рівень безробіття серед молоді значно знизився впродовж 2000—2007 років на тлі поліпшення ситуації на ринку праці, поряд зі скороченням кількості населення працездатного віку, проте він знову зріс внаслідок економічної кризи у 2008—2009 роках (рис. 1.19б) і далі не демонстрував тенденцій до зменшення як в інших вікових групах. Досить багато молодих людей не можуть знайти роботу в Україні. У 2014 р. в середньому 23,1%, економічно активних людей у віці 15-24 років були безробітними, що в двічі більше, ніж серед вікової групи 25-29 років. Розрив між рівнями безробіття молоді і рівнем безробіття серед усього населення у віці від 15 до 70 (індикатор youth-to-total unemployment rates ratio) збільшився з 1,95 у 2007 р. до 2,5 в 2014 р.

Зазначимо, що до 2013 р. рівень безробіття молоді (15-24 років) серед міського населення значно перевищував рівень безробіття молоді в сільській місцевості, а для осіб середнього віку 40-49 навпаки простежувалось суттєве перевищення рівня безробіття у селах порівняно з містами, що свідчить про брак гідної роботи на селі, а відтак відтік робочої сили за кордон. Однак безробіття серед сільської молоді теж було б значним, якщо б більшість сільських домогосподарств не використовували свої земельні ділянки як останній засіб для виживання. У 2014 р. рівень безробіття в містах і селах практично вирівнявся (рис. 1.19а).

Досліджуючи динаміку рівня безробіття населення для різних регіонів України (рис 1.20), отримуємо, що різні реїгони України характеризуються різними рівнями безробіття, які проте демонструють подібні тенденції зміни в часі (зростання у 2009 та 2014 роках, та поступове певне зменшення впродовж 2010—2013 рр.). Серед областей України найбільший рівень безробіття спостерігається у Житомирській (10,8% у 2014 р.), Тернопільській, Чернігівській, Полтавській, Рівненській і Вінницькій областях, тоді як найменший – у Запорізькій, Харківській, Київській, Дніпропетровській, Одеській областях та м. Києві (6,3% у 2014р.). Зазначимо, що в шести областях України рівень безробіття в 2014 році становив понад 10%, значно перевищив соціально-допустиму межу та значення до 5%, яке репрезентативно відображає

структурні зрушення в економіці та за визначенням МОП забезпечує повну зайнятість [163]. Зазначимо, що у докризовий період цей вид зайнятості практично було досягнуто в деяких областях України.

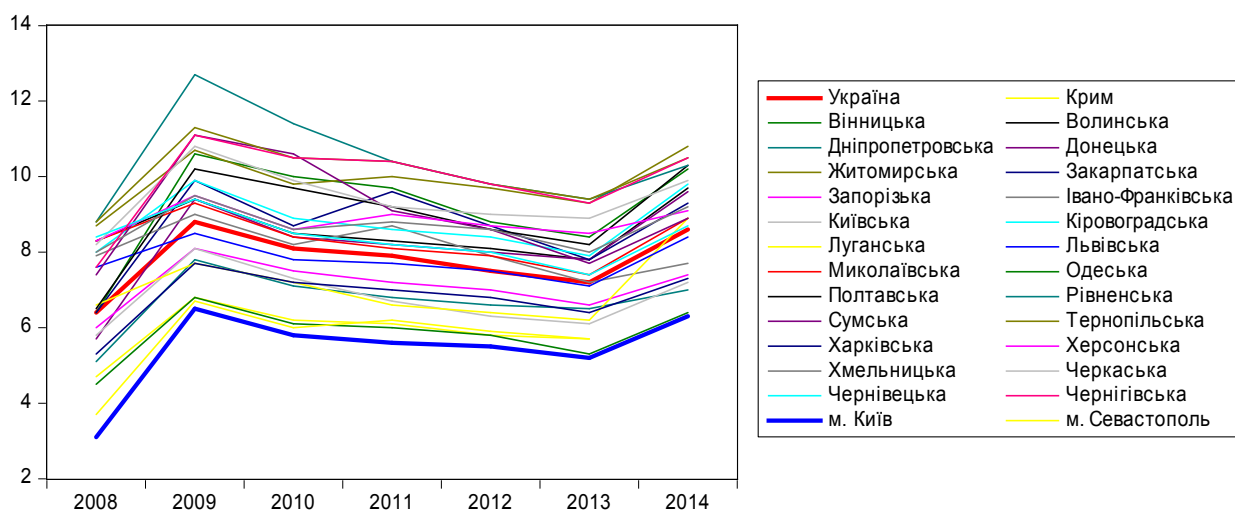


Рис. 1.20. Рівень безробіття населення за регіонами впродовж 2008—2014 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Аналізуючи динаміку рівня безробіття населення для груп осіб з різним рівнем освіти (рис 1.21), отримуємо, що в групах, які мають вищу освіту, простежувався нижчий рівень безробіття, тоді як рівень безробіття осіб лише з середньою освітою вищий за середній. Зазначимо, що найвищим є рівень безробіття серед осіб, які мають базову вищу освіту, причому ця тенденція лише посилилася після 2008 р. Зокрема, рівень безробіття є низьким серед випускників вищих навчальних закладів, які мають повну вищу освіту (ступінь магістра або диплом спеціаліста), але високим серед випускників університетів і коледжів, які мають тільки базову вищу освіту (ступінь бакалавра). Бакалаври мають значно вищий рівень безробіття (11% у 2013 р.) не тільки порівняно з магістрами (6,6%), а також порівняно з менш освіченими людьми, зокрема особами, які мають професійно-технічну освіту (7,0%). Це можна пояснити досить низьким попитом на працю молодих осіб-бакалаврів в Україні, які не вважаються місцевими роботодавцями особами із закінченою вищою освітою (порівняно зі спеціалістами або магістрами), а також браком тимчасових робочих місць, які могли б бути доступними для студентів з дипломом

бакалавра, які далі продовжують навчання. Крім того, в Україні, так як і за кордоном, люди з низьким рівнем освіти і без жодних професійних навичок (середня освіта) мають нижчі можливості працевлаштування.

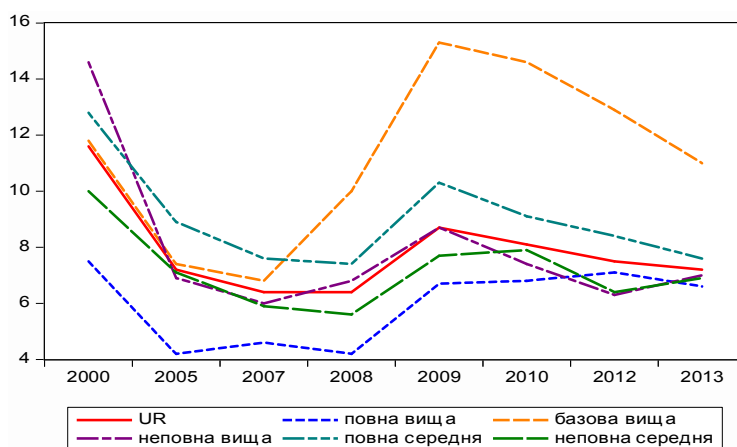


Рис. 1.21. Рівень безробіття за рівнем освіти (у %) впродовж 2000—2013 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Порівнюючи рівень безробіття в Україні та країнах Європейського Союзу (рис. 1.22), бачимо, що його значення у 2013 р. було трохи меншим за середній рівень ЄС, але майже вдвічі вищим за рівень таких країн як Нідерланди, Австрія, Німеччина та значно менше за рівень безробіття Греції, Іспанії, Португалії, Словаччини. Водночас рівень безробіття серед молоді віком від 15 до 24 років був середнім по ЄС.

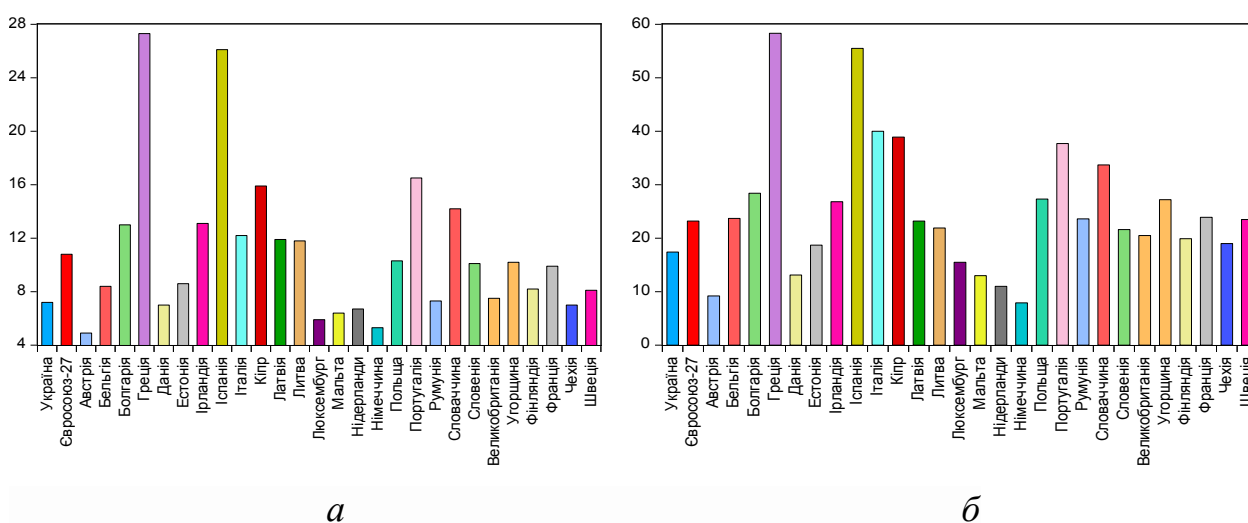


Рис. 1.22. Рівень безробіття: а) серед населення працездатного віку; б) серед молоді у віці 15-24 років в Україні та країнах Європейського Союзу в 2013 р.

Джерело: дані Світового банку, розрахунки автора.

Середню тривалість незайнятості вимірюють за середньою кількістю місяців незайнятості на одного безробітного (рис. 1.23). Розрахунок показників виконано як середню кількості місяців тривалості пошуку роботи на одного безробітного на підставі формули зваженого середнього арифметичного [38]. Статистичні дані засвідчують, що найбільша кількість безробітних перебувають у статусі незайнятих більше ніж 12 місяців або ж до півроку.

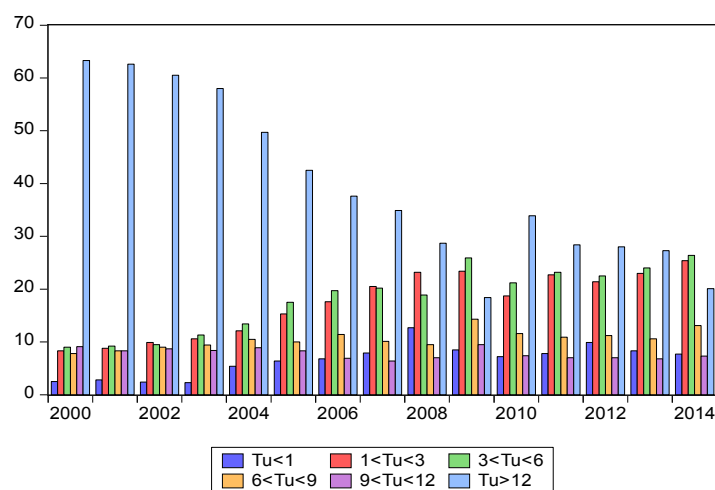


Рис. 1.23. Динаміка безробітних за тривалістю незайнятості (у % до всіх безробітних) впродовж 2000—2014 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Згідно з чинним законодавством зареєстровані безробітні – це особи працездатного віку, які зареєстровані у територіальних органах центрального органу виконавчої влади, що реалізує державну політику у сфері зайнятості населення та трудової міграції, як безробітні та готові й здатні приступити до роботи [38].

Статистичний аналіз динаміки кількості зареєстрованих безробітних в Україні за статтю та місцем проживання (рис. 1.24) засвідчує, що за допомогою у пошуках роботи до цієї установи впродовж 2014 р. звернулося 512,2 тис. незайнятих громадян. Серед цієї категорії осіб майже кожен другий раніше займав місце робітника, майже кожен третій – посаду службовця, решту становили некваліфіковані працівники й особи без професії [196]. Для зареєстрованого безробіття притаманна суттєва регіональна диференціація.

Найвищий рівень зареєстрованого безробіття, розрахований у відсотках до ЕНА працездатного віку, простежується у Полтавській і Черкаській областях, а найнижчий – у м. Києві.

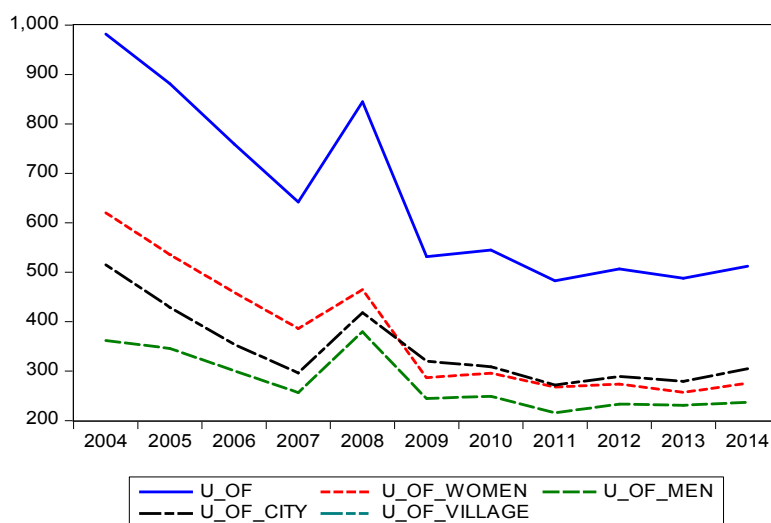


Рис. 1.24. Динаміка кількості зареєстрованих безробітних за статтю та місцем проживання

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Рівень зареєстрованого безробіття визначають як відношення (у відсотках) кількості безробітних, зареєстрованих у державній службі зайнятості, до середньорічної кількості економічно активного населення працездатного віку за відповідний період. Аналіз його співвідношення з показником рівня безробіття (за методологією МОП) дає змогу оцінити ефективність державної політики щодо запобігання масовому безробіттю та певною мірою ступінь довіри громадян до держави стосовно питання працевлаштування, загальнообов'язкового державного соціального страхування на випадок безробіття, особливо на регіональному рівні. Зазначимо, що за показником рівня зареєстрованого безробіття серед країн СНД Україна займає друге-третє місце разом з Таджикистаном після Вірменії (рис. 1.25).

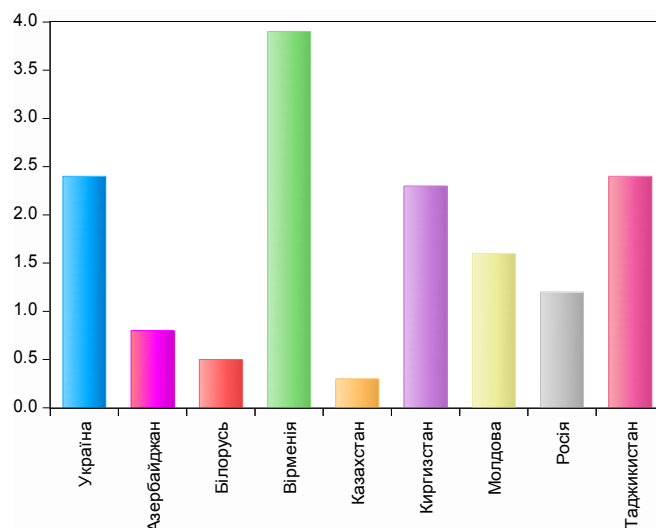


Рис. 1.25. Рівень зареєстрованого безробіття в Україні та країнах СНД у 2013 р.

Джерело: дані Світового банку, розрахунки автора.

Високий рівень безробіття і нестандартна зайнятість – не єдині проблеми ринку праці в Україні. Іншою проблемою є зневіра в широкому розумінні, і стосується не тільки працівників, які шукали роботу та втратили надію на успіх, а й тих, хто не знає, як і де шукати роботу, або вважає, що немає роботи, яка їм підходить, а також тих, хто сподівається повернутися до колишньої роботи, в тім числі сезонна зайнятість. Категорія економічно неактивних серед українського населення у віці 15-70 років становить понад його третину. Загалом у 2014 р. кількість осіб працездатного віку, які швидше за все були здатні та готові працювати на вигідних умовах, проте не працювали або через втрату віри або через зайнятість у домогосподарствах та залежність, становила близько 2,7 млн осіб. За умови сприятливої кон'юнктури на ринку праці ці особи могли б запропонувати свою робочу силу, а, отже, є потенціалом поповнення лав робочої сили. Крім того, значна кількість працівників перебувала в неоплачуваних адміністративних відпустках або ж через економічні причини працювали неповний робочий день. Неактивність часто є в Україні альтернативним станом до стану безробіття в період втрати роботи і в періоди добровільного перебування без роботи. Все більше зайнятих переходять у статус неактивних, порівняно з тими, хто переходить у статус

безробітних, і тих, хто, раніше буди безробітним, перейшов у статус неактивних [349].

В Україні низька внутрішня міграція трудових ресурсів між різними регіонами країни. Зокрема на внутрішню мобільність накладають відбиток процеси старіння населення. Незважаючи на значні відмінності в доходах і показниках ринку праці по регіонах, просторова мобільність українців всередині країни перебуває на досить низькому рівні [452]. Крім того, мігранти на українському ринку праці не обов'язково вибирають регіони з ліпшими умовами на ринку праці. Часто з різних позаекономічних причин вони переїжджають у регіони, які схожі за рівнем економічного та людського розвитку.

Зважаючи на високі витрати, пов'язані з міграцією, та інші бар'єри, працівники часто використовують тимчасову трудову міграцію. Деякі українці, особливо які проживають у прикордонних областях, більш схильні шукати тимчасову роботу за кордоном, а ніж міняти місце проживання в Україні. Низька та неефективна внутрішня трудова мобільність, відтак, не призводить до бажаного перерозподілу трудових ресурсів в економіці, і, отже, відіграє обмежену роль у змінах у продуктивності праці та поліпшенні рівня життя населення [349].

За обмежених можливостей працевлаштування, низької заробітної плати та напруженої політичної ситуації чимало економічно активних українських громадян, передусім у віці 20-49 років, стають зовнішніми трудовими мігрантами. Основними центрами тяжіння українських трудових мігрантів є Росія, Польща, Чехія, Італія, Португалія. У цілому понад 90% загального потоку трудових мігрантів припадає на країни СНД (Росія і частково Білорусь), країни Вишеградської групи (Польща, Словаччина, Чехія, Угорщина) та держави Південної Європи [457]. Для України такі процеси можуть бути загрозливими не лише з погляду використання трудового потенціалу, й для його формування. Країна може натрапити на наявність таких ризиків: соціальна деградація та екістико-поселенська декомпозиція, що сприятиме зростанню

соціальної напруги, підтриманню високого рівня цін на споживчому ринку завдяки спрямуванню міграційного капіталу, поглибленню розірваності між різними соціальними групами, міжетнічної соціальної напруги [313].

Недовикористання трудових ресурсів, яке спостерігається в Україні, безумовно впливає на ріст і потенціал розвитку української економіки в контексті зменшення та старіння її населення.

1.3. Статистичні аспекти та структурні особливості зайнятості, безробіття, продуктивності праці, доходів і споживання в контексті динамічного розвитку ринку праці України

Відповідно до Економічного енциклопедичного словника структура зайнятості населення – це сукупність різних типів і форм зайнятості та взаємодія між ними в межах певних національних економічних систем [108]. Згідно з висновками вітчизняних науковців вона характеризує розподіл працівників за галузями народного господарства, професійно-кваліфікаційними характеристиками, статусами зайнятості, залежно від зайнятості у формальному чи неформальному секторах [163].

В Україні структура зайнятості за рівнем кваліфікації значно відрізняється для чоловіків і для жінок, а також залежить від місця проживання. Зокрема, трудова діяльність понад 50% жителів сільської місцевості відноситься до найпростіших професій, причому їх розподіл є рівномірним як для жінок, так і для чоловіків, тоді як в містах найбільшу частку зайнятих становлять професіонали, фахівці та працівники сфери торгівлі та послуг (разом майже 75%).

Статистичні дані виявляють, що частка некваліфікованих робочих місць у загальній структурі зайнятості в Україні впродовж 2000—2011 років збільшилася на 6,2%, що еквівалентно зростанню на 34,2% в загальній їхній кількості [349]. Серед інших професійних груп збільшенням своєї частки характеризуються працівники сфери послуг, працівники магазинів і сфери

продаж, професіонали, високопоставлені чиновники та менеджери. Водночас знизилася частка офісних працівників, здебільшого завдяки значному скороченню робочих місць для фахівців і службовців; зменшення частки робочих професій відповідає втратам зайнятості в промисловості та сільському господарстві.

Статуси зайнятості визначаються на підставі класифікації, згідно з якою зайняте населення поділяють на такі групи: 1) наймані працівники; 2) працівники, які працюють не за наймом у секторі самостійної зайнятості: а) роботодавці; б) самозайняті; в) безкоштовно працюючі члени сім'ї [4; 38]. Динаміка зайнятості за статусами зайнятості в Україні впродовж останніх 15 років виявляє зменшення питомої ваги найманих працівників, водночас збільшення частки тих, хто працює у секторі самостійної зайнятості, що свідчить про активізацію самостійної підприємницької діяльності тих, хто втрачав роботу [457].

Аналізуючи зміни за останні 15 років, отримуємо, що частка працівників, які отримують заробітну плату і найманих працівників, різко впала, з 90,1 відсотка у 2000 р. до 80,9% у 2013 р. Ці втрати були врівноважені дворазовим збільшенням частки самостійно зайнятих осіб (з 8,1% у 2000 р. до 17,8% у 2013 р.), особливо в сільському господарстві та роздрібній торгівлі. Сьогодні в Україні понад 80% зайнятих – зайняті за наймом, 1% становлять роботодавці та близько 18% – самозайняті.

Дослідження засвідчують, що впродовж лстанніх десяти років постійно зростає кількість осіб зайнятих у секторі неформальної та нестандартної зайнятості, яка охоплює неофіційно зайнятих найманих працівників, неофіційних самозайнятих, неофіційних роботодавців, неоплачуваних працівників домогосподарств, а також працівників, які отримують офіційну заробітну плату, проте були зайнятими неповний робочий час або мали тимчасову роботу.

Рівень участі зайнятого населення у неформальному секторі економіки визначається як відношення (у відсотках) кількості зайнятих у неформальному

секторі економіки віком 15-70 років до всього зайнятого населення зазначеного віку чи населення відповідної соціально-демографічної групи [4; 38]. В Україні частка неформально зайнятих осіб у загальній кількості зайнятих (масштаби зайнятості в неформальному секторі) збільшилась з 21,5% у 2005 році до 23,6 відсотка в 2013 р., здебільшого в сільському господарстві, торгівлі та будівництві. Зокрема, частка неформальної зайнятості для чоловіків трохи більша (приблизно на 2%), ніж для жінок, окрім того, неформально зайняті у сільській місцевості становлять приблизно 75% всіх неформально зайнятих. Три чверті неформально зайнятих мають статус працюючих не за наймом, і лише чверть є найманими працівниками, які однак не є офіційно оформленими у роботодавця (рис. 1.26а).

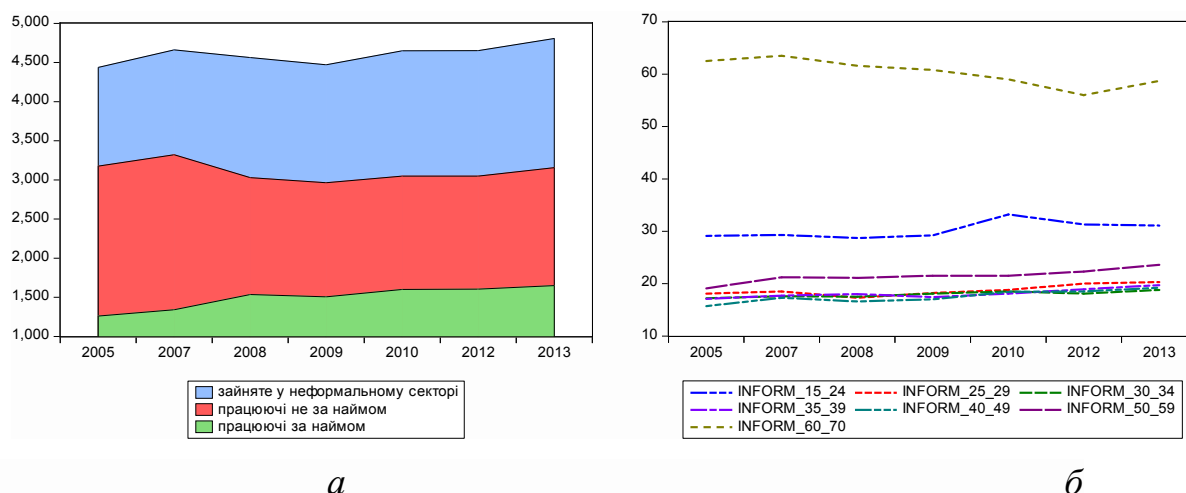


Рис. 1.26. Динаміка: а) кількості населення, яке зайняте у неформальному секторі економіки за статусами зайнятості; б) відсоток неформально зайнятих за віковими групами впродовж 2005—2013 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Аналізуючи вікову структури неформальної зайнятості отримуємо, що найбільшою є частка неформальної зайнятості серед осіб старшого віку (60-70 років), а також молоді віком від 15 до 24 років (рис. 1.26б). Високий відсоток зайнятості в цих вікових групах досягається завдяки жителям сільської місцевості, де старші та молоді люди активно залучаються до праці у власних господарствах. Найменшим є відсоток зайнятих у неформальному секторі

економіки серед осіб, які мають повну вищу освіту (рис. 1.27), тоді як найвищий – серед осіб, які закінчили лише середню школу (понад 50%), що свідчить про те, що неформальний сектор охоплює здебільшого низько кваліфіковану роботу.

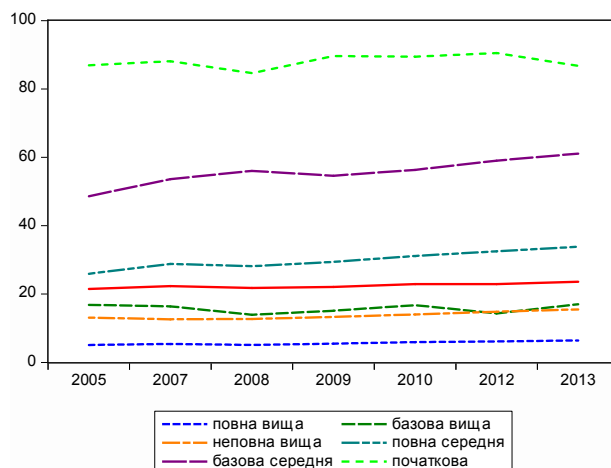


Рис. 1.27. Рівень участі зайнятого населення у неформальному секторі економіки за рівнем освіти впродовж 2005—2013 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Впродовж останніх десятиліть відбулися також зміни у структурі безробітних за причинами незайнятості (рис. 1.28). Зокрема, питома вага вивільнених з економічних причин у 2014 р. порівняно з 2013 р. збільшилась на 1,8 відсоткових пункти і становила 31,6% загальної кількості безробітних. Частка звільнених за власним бажанням зменшилась на 1,3 відсоткових пункти. Частка непрацевлаштованих після закінчення навчальних закладів становить 15,3% усіх безробітних.

У лавах зареєстрованих безробітних переважають некваліфіковані або низькокваліфіковані працівники, водночас великі сучасні компанії та підприємства мають проблему з пошуку висококваліфікованих фахівців [44].

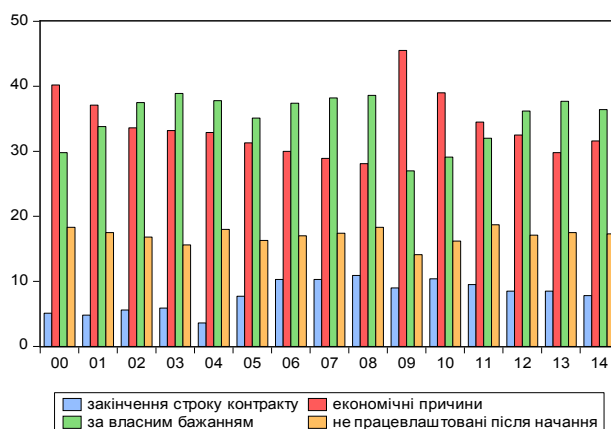


Рис. 1.28. Безробітне населення (за методологією МОП) за причинами незайнятості у 2010—2014 рр. (у %)

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Кількість вільних робочих місць (вакантних посад), про які повідомили підприємства, установи й організації державну службу зайнятості, визначають попит на робочу силу на зареєстрованому ринку праці. Динаміка попиту на робочу силу за 2000—2014 роки свідчить про його постійне зменшення. Зокрема значні негативні зміни спостерігались у 2014 р. Потреба у працівниках у 2014 р. становила 83% відповідного значення 2013 р., що зумовлює існування певної напруги на ринку праці. Аналіз попиту на працю за регіонами свідчать про те, що найбільша кількість вакансій зосереджена в м. Києві, Дніпропетровській, Одеській і Харківській областях.

Зниження потреби в працівниках на заміщення вільних робочих місць на кінець 2014 р. порівняно з 2013 р. простежувалось в усіх без винятку видах економічної діяльності. Проте найбільше зниження цього показника відбулося в промисловості та державному управлінні. Відповідно до цих тенденцій відбулися зміни структури потреби підприємств у працівниках за професійними групами. Зокрема, порівняно з 2013 р. у 2014 р. зменшилась потреба у законодавцях, вищих державних службовцях, керівниках та менеджерах на 29,3%, у професіоналах – на 28,5%, у фахівцях – на 16%, у працівниках сфери торгівлі та послуг – на 7,3%, у кваліфікованих робітниках сільського та лісового господарств, риборозведення та рибальства – на 12,9%, у

кваліфікованих робітниках з інструментом – на 22,5%, у робітниках з обслуговування, експлуатації та контролювання за роботою технологічного устаткування, складання устаткування та машин – на 5,3%, у працівниках найпростіших професій – на 14,7%, тоді як потреба у технічних службовцях навпаки збільшилась на 14,2%.

Навантаження зареєстрованих безробітних на одне вільне робоче місце (вакантну посаду) розраховують як відношення кількості зареєстрованих безробітних до кількості вільних робочих місць, вакантних посад, заявлених підприємствами, установами та організаціями. Динаміка пропозиції праці засвідчила різке підвищення навантаження на одне робоче місце у 2014 р., яке для деяких професійних груп (законодавці, вищі державні службовці, керівники, менеджери, професіонали, кваліфіковані робітники сільського та лісового господарств, риборозведення та рибальства) майже вдвічі перевищувало рівень 2013 р. Середня навантаженість незайнятого населення, яке звернулося за сприянням у працевлаштуванні до державної служби зайнятості, на кінець 2014 р. становила 145 осіб на 10 вільних робочих місць (вакансій) проти 103 осіб на кінець 2013 р. Зокрема, найвищий рівень навантаження незайнятого населення на вільні робочі місця характерний для кваліфікованих робітників сільського та лісового господарств, риборозведення та рибальства – 671 осіб на 10 вільних місць (340 осіб у 2013 р.). Також високим є навантаження на вільні місця для законодавців, вищих державних службовців, керівників і менеджерів (219 у 2014 р. проти 121 у 2013р.), технічних службовців (202 у 2014р.; 180 у 2013 р.) та робітників з обслуговування, експлуатації та контролювання за роботою технологічного устаткування, складання устаткування та машин (180 у 2014 р.; 157 у 2013 р.). Наявність структурних диспропорцій між попитом на робочу силу та її пропозицією за професіями є чинником, який обмежує можливості працевлаштування безробітних і задоволення потреб роботодавців у працівниках [2].

Головним джерело доходу домогосподарств в Україні, як і в багатьох інших країнах, є трудова діяльність: робота за наймом, підприємницька діяльність, натуральне сільське господарство. У структурі сукупних доходів визначальною є частка грошових доходів (91,4%). У середньомісячних грошових доходах населення збільшились частки заробітної плати з 37,1 до 50,8 відсотків і частка пенсій, стипендій, соціальної допомоги з 15,9% до 27,2% (рис. 1.29). Підприємницький дохід значно менш значущий для українських домогосподарств, ніж заробітна плата та різні трансферти. Частка доходів від підприємницької діяльності та самозайнятості зростала впродовж періоду 1999—2010 р. (з 2,4 до 6,2%), а далі впала до 4,0% у 2013 р. Заробітна плата відіграє вагомішу роль для міських домогосподарств, ніж для сільських, які часто покладаються на доходи від продажу сільськогосподарської продукції.

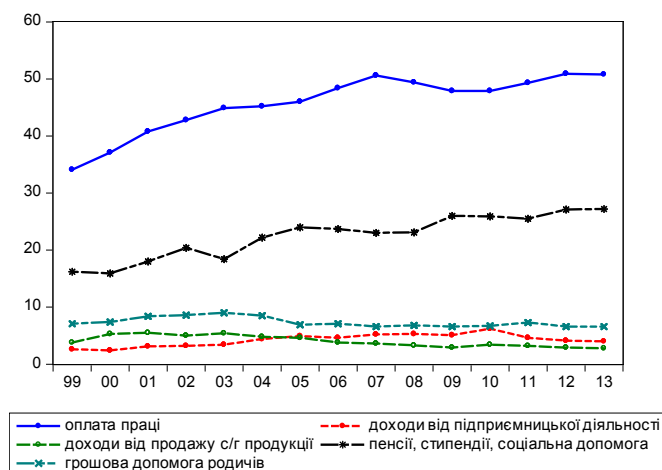


Рис. 1.29. Динаміка структурних складових доходів домогосподарств України впродовж 1999—2013 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

У структурі витрат домогосподарств переважають споживчі витрати, більше половини яких становлять продукти харчування (від 64% до 50%) й оплата за житло, воду, електроенергію, газ (від 8,5% до 9,5%). Витрати на одяг та взуття (6%), охорону здоров'я (3,4%), відпочинок і культуру (2,1%) та освіту (1,2%) є малими.

Завдяки суттєвому збільшенню визначеного законом мінімального розміру оплати праці, зростанню економіки в 2001—2008 р. і поступовому збільшенню заробітної плати в державному секторі, в Україні істотно піднялась середньомісячна заробітна плата, виражена у реальному вимірі стосовно встановленого законом прожиткового мінімуму (рис. 1.30). Зазначимо, однак, що після значного підвищення відношення середньомісячної заробітної плати до прожиткового мінімуму з 0,85 до 2,97 раза впродовж 2000—2008 р., надалі це відношення не зростало, а навпаки дещо знизилося, що свідчить про збідніння українських домогосподарств.

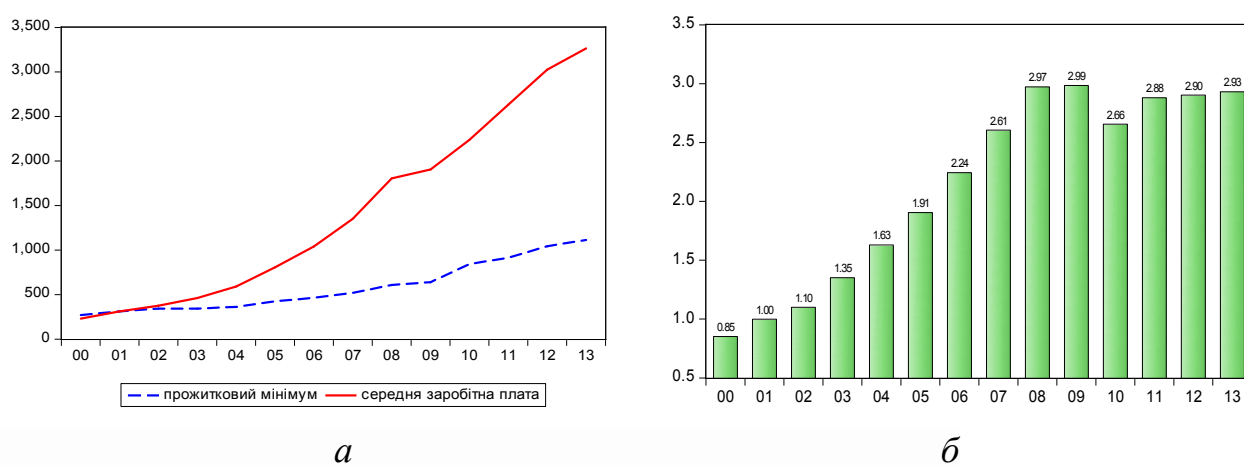


Рис. 1.30. Динаміка: а) середньомісячної номінальної заробітної плати та прожиткового мінімуму (грн.); б) відношення середньої заробітної плати до прожиткового мінімуму впродовж 1999—2013 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Водночас місячний дохід значної частки працівників в Україні є меншим за мінімальну заробітну плату. Відповідно до визначення МОП бідні, які працюють – це люди, чиї заробітки не дають їм змоги вивести себе та свої сім'ї на рівень, що перевищує поріг бідності [330, с. 26]. Ці працівники можуть бути класифіковані як бідні працюючі, якщо вони не мають іншого доходу, у тім числі заробітної плати в конвертах, соціальної допомоги або доходу від інших членів родини.

Розподіл доходів працівників поміж регіонами, а також всередині кожного регіону в різних галузях економіки, в державних і приватних

компаніях, для жінок і чоловіків, молодих і старших осіб, некваліфікованих і висококваліфікованих працівників досить неоднорідний.

Порівнюючи динаміку заробітної плати у різних видах економічної діяльності, бачимо, що найбільш високооплачуваною є робота у фінансовій сфері (у середньому 7020 грн. у 2014 р.) й авіаційному транспорті (11967 грн. у 2014 р.), тоді як найбільша частка працівників, розмір заробітної плати яких нижчий за її мінімальний розмір і прожитковий мінімум, спостерігається в освіті, рибальстві, рибництві, сільському господарстві, мисливстві та пов'язаними з ними послугами (рис. 1.31б).

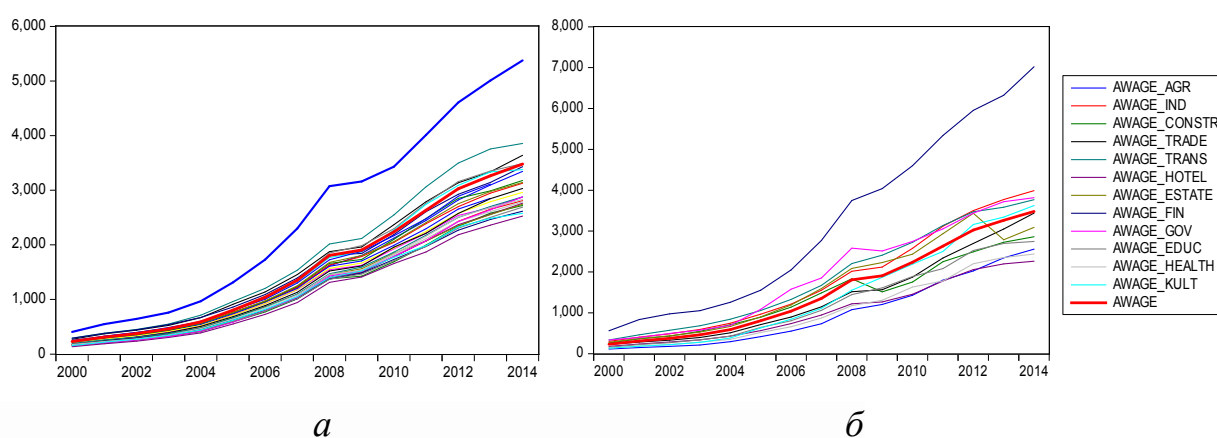


Рис. 1.31. Динаміка: *а*) середньомісячної номінальної заробітної плати у різних областях України (грн.); *б*) для різних видів економічної діяльності впродовж 2000—2014 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, зображення автора.

Розподіл доходів за регіонами також нерівномірний (рис. 1.31а). Зокрема, середня номінальна заробітна плата в м. Києві найбільша (5376 грн. у 2014 р.). Також досить високою є заробітна плата у Донецькій (3858 грн.), Дніпропетровській (3641 грн.), Київській (3489 грн.), областях, тоді як низькі заробітні плати характерні для Чернігівської (2690 грн.), Херсонської (2617 грн.), Чернівецької (2578 грн.) та Тернопільської (2527 грн.) областей.

Чоловіки заробляють у середньому на 29,5 відсотка більше, ніж жінки (3711 грн. проти 2866 грн. у 2013 р.); середня заробітна плата штатних працівників комунальних підприємств (4076 грн. у 2013 р.), державних

підприємств (3265 грн.) і відкритих акціонерних товариств більше, ніж у два рази перевищує середню заробітну плату зайнятих на малих приватних підприємств (1859 грн. у 2013 р.).

Багатофакторний аналіз чинників індивідуального заробітку на підставі мікроданих українського обстеження фірм засвідчує, що на індивідуальні доходи суттєво впливає рівень освіти працівника, проте віддача від освіти в середньому досить низька [279]. Значущих відмінностей у заробітній платі для тих працівників, які є членами профспілки, не виявлено, проте виявлено суттєвий додатний вплив на заробітну плату зайнятості в неформальному секторі, що стимулює зміщення формальної зайнятості у неформальний сектор підприємництва. Емпіричні дослідження також свідчать про те, що етнічна належність, яка виявляється через мову, також суттєво впливає на індивідуальні доходи в Україні, зокрема на вітчизняному ринку праці російськомовні працівники, незважаючи на те, що офіційною мовою в Україні є українська, отримували більшу зарплату [278].

Зазначимо також, що за розміром нарахувань середньомісячної заробітної плати Україна відстає не тільки від розвинених країн, а й від країн з перехідною економікою в Європі та Центральній Азії. Існуюча різниця в заробітній платі та попит на українських робітників за кордоном, особливо в старіючих європейських країнах і Росії, заохочують тисячі українців шукати кращого працевлаштування й отримання доходів за кордоном. Водночас міжнародна трудова міграція має позитивні наслідки завдяки грошовим переказам, досвіду мігрантів, які повертаються, й діяльності діаспори, хоча ці ефекти не повністю використовуються в Україні [92; 350].

Зайнятість є важливим джерелом доходів домогосподарств, проте вона не завжди дає змогу вивести людей з бідності через неповну зайнятість, низьку заробітну плату та нестабільні доходи самозайнятих працівників, особливо для тих, хто займається натуральним сільським господарством. Оцінки дослідників засвідчують, що у 2008 р. кожне четверте домогосподарство з дітьми, в якому були зайняті всі дорослі, класифікувалось згідно з

національною методологією з відносними критеріями як бідне [443, с. 13]. Все ж зростання заробітної плати в поєднанні зі збільшенням соціальних трансфертів, а також зростання грошових переказів трудових мігрантів з-за кордону позитивно впливають на доходи та витрати домогосподарств, сприяють значному скороченню абсолютної бідності та нерівності [450; 443]. Впродовж останніх 15 років частка населення, дохід яких менший за прожитковий мінімум, суттєво скоротилась з 42,7 млн осіб (87,4% від усього населення у 2000 році) до 3,7 млн осіб, що становить 8,4% від усього населення у 2013 р.

Проблему низьких заробітних плат в Україні підсилює заборгованість з заробітної плати та заробітна плата в конвертах, які часто використовують українські роботодавці. Не зважаючи на те, що заборгованість з заробітної плати значно зменшилась порівняно з початком 2000-х років (рис. 1.32), все ж станом на 1 січня 2015 р., сума заборгованості з заробітної плати становила 2436,8 млн грн. без урахування тимчасово окупованої території Автономної Республіки Крим і м. Севастополя та 1320,1 млн грн. без урахування частини зони проведення антитерористичної операції, що майже удвічі більше за заборгованість у 753,0 млн грн. станом на 1 січня 2014 р.

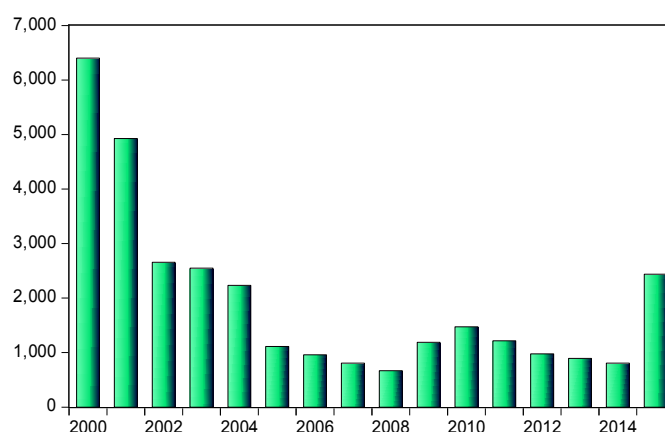


Рис. 1.32. Динаміка заборгованості зі заробітної плати станом на 1 січня відповідного року (2000—2015 рр.)

Джерело: дані Державної служби статистики України, зображення автора.

Хоча немає офіційної статистики про обсяг недекларованих доходів згідно з опитуванням громадської думки, яке проводив Центр соціологічної служби Разумкова в квітні 2010 р., 29,8 відсотка респондентів повідомили, що практика виплати заробітної плати в конвертах поширена в регіоні їхнього проживання, ще 36,2 відсотка вважали, що це явище поширене, і тільки 14,6 відсотків повідомили, що зарплата в конвертах – це або рідкісні випадки, або її немає взагалі [195]. Чим вищий рівень добробуту респондентів, тим частіше вони схильні вважати, що виплата зарплати в конвертах дуже поширена, що може свідчити про те, що саме високооплачувані працівники найчастіше отримують зарплату так.

За даними опитування у 2010 р. щодо оцінки рівня задоволеності своєю роботою за 10-бальною шкалою працюючі респонденти в середньому оцінюють його у 5,7 бала (що дещо вище за показник 5,2, який спостерігався у 2000 р.). Задоволеність роботою зростає зі зростанням самооцінки рівня добробуту, що свідчить про те, що задоволеність роботою значною мірою визначається рівнем її оплати [195]. За даними обстеження Європейського банку реконструкції та розвитку в 2010 році [295] Україну зачислили до десятки країн, працівники яких найменш задоволені своєю роботою. Українці не задоволені своєю роботою не тільки через низьку зарплату, а й тому, що їхня заробітна плата не враховує їхні здібності та зусилля. За даними Міжнародної програми соціальних досліджень (International Social Survey Program) зайняті українці більше ніж працівники багатьох інших країн оцінили свій рівень доходів як дуже несправедливий [195].

Оскільки тиск на робочу силу в Україні, який пов'язаний з поступовим збільшенням старіння населення, в найближчому майбутньому лише посилиться, то за несприятливих демографічних тенденцій для запобігання негативному впливу старіння населення, досягнення високих ступенів ефективності на ринку праці треба підвищувати продуктивність наявних ресурсів. Досягнення високої продуктивності праці, яка є основним показником продуктивної зайнятості, ґрунтується на модернізації робочих місць;

прогресивних зрушеннях у професійно-кваліфікаційній структурі кадрів; адекватній винагороді за працю, яка мотивує та стимулює [163]. Згідно з рейтингом МОП за рівнем продуктивності праці Україна перебувала на 88 місці зі 121 країн.

Продуктивність праці вимірюють як відношення валового внутрішнього продукту за видами економічної діяльності до кількості зайнятих у відповідному секторі економіки (рис.1.33). Статистичний аналіз засвідчує, що лише три сектори економіки характеризувались значними змінами у номінальній зайнятості (сільське господарство, промисловість і торгівля), тоді як для решти секторів кількість зайнятих суттєво не змінилась. Зайнятість у торгівлі характеризується зростаючою динамікою, не зважаючи на кризу 2008 р., тоді як кількість зайнятих у с/г та промисловості відчутно (майже на 1 млн осіб у кожному з цих секторів) зменшилась. Рівень номінального валового продукту найбільший у промисловості та значно перевищує інші сектори економіки.

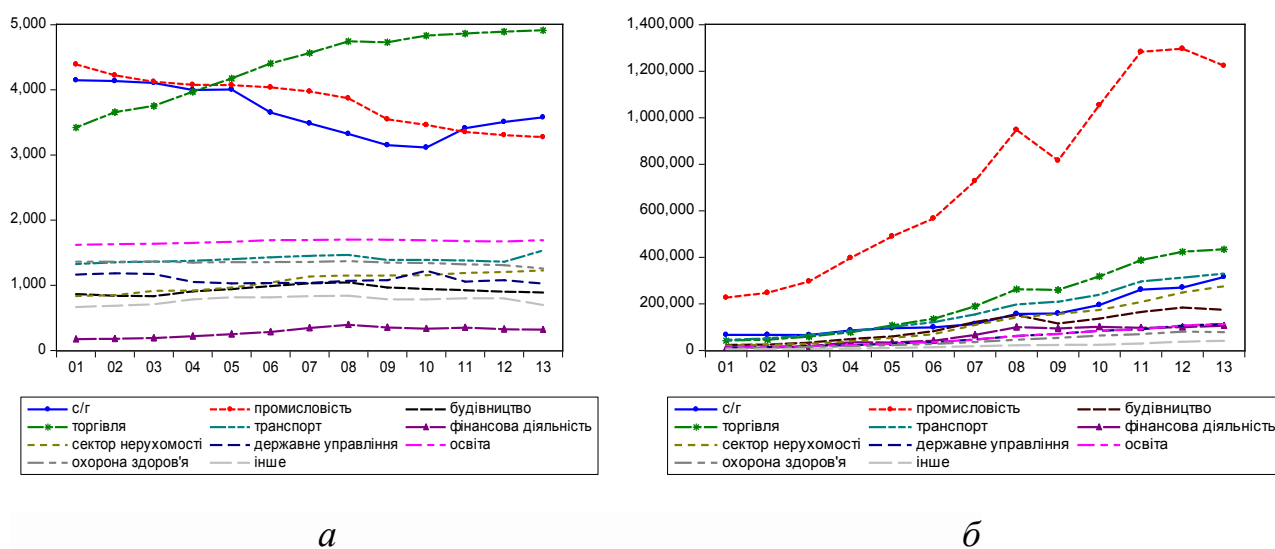


Рис. 1.33. Динаміка: а) кількості зайнятих, у тис. осіб; б) ВВП, у млн грн., у різних секторах економіки впродовж 2000—2013 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, зображення автора.

Динаміка продуктивності праці за період з 2001 до 2013 р. виявляє тенденцію до зростання у всіх секторах (рис. 1.34). Високу продуктивність

демонструє сектор послуг, зокрема, фінансова діяльність, сектор операцій з нерухомим майном, оренди, інжинірингу та надання послуг підприємцям, діяльність транспорту та зв'язку, також промисловість та сектор комунального господарства (виробництво електроенергії, води і газу). Зазначимо, що продуктивність праці в секторі торгівлі, в якому зайнято в Україні найбільша кількість працівників, є на досить низькому рівні.

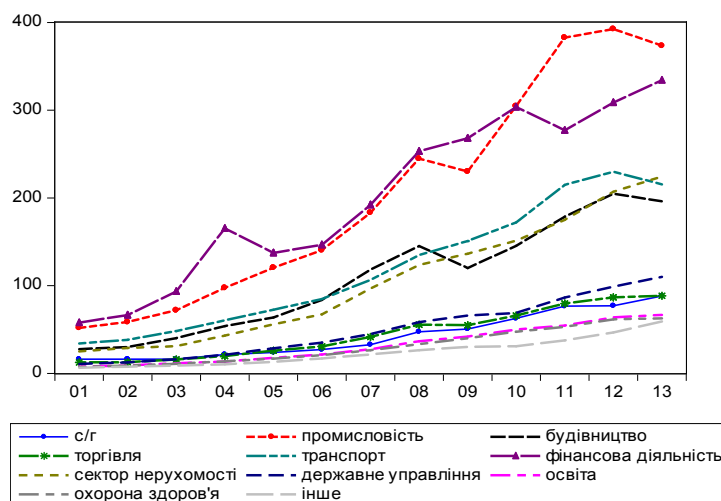


Рис. 1.34. Динаміка номінальної продуктивності праці в різних секторах економіки (у тис. грн. на 1 зайнятого) впродовж 2000—2013 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, зображення автора.

Різною є продуктивність факторів виробництва у різних регіонах України. За рівнем сукупного валового регіонального продукту лідирують м. Київ, декілька східних областей (Дніпропетровська, Донецька, Харківська), Київська область та Одеська область на півдні країни. Водночас ці області характеризуються і найбільшою кількістю зайнятих. Зокрема, у 2014 р. у Донецькій області було зайнято 1752.4 тис., у Дніпропетровській – 1472.8 тис., у Харківській – 1282.8 тис., у м. Києві – 1368.1 тис., у Львівській – 1104,7 тис. осіб.

Найпродуктивніші – столиця країни, Дніпропетровська, Київська, Полтавська, Донецька та Львівська області, причому продуктивність у м. Києві більше ніж вдвічі перевищує продуктивність іншого лідера Дніпропетровщину і більш ніж втричі середню продуктивність по Україні (рис. 1.35). Також чітко

простежуються смуги регіонів з низькою продуктивністю, які охоплюють більшість сільськогосподарських регіонів у західних і північних частинах України.

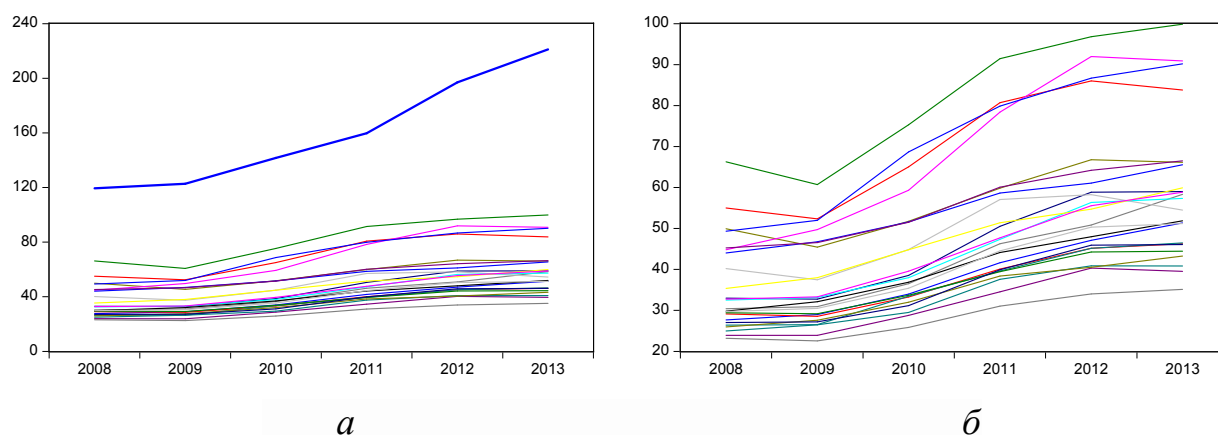


Рис. 1.35. Динаміка номінальної продуктивності праці в різних областях України, у тис. грн. на 1 зайнятого: а) враховуючи м. Київ; б) без урахування столиці

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Більшість робочих місць, які розташовані в східних областях, пропонують роботу в промисловості, підприємства у цих областях зазвичай більші. У західних і центральних регіонах переважають дрібні фірми, а сектор послуг має більшу частку зайнятості. Різноманітніший розподіл діяльності між секторами може допомогти підтримувати довгостроковий розвиток, проте нижчий коефіцієнт участі в робочій силі і нижчий рівень людського капіталу в багатьох відсталих регіонах сприяє існуванню інших форм взаємодії між працівниками та роботодавцями, ніж формальна зайнятість. Зазначимо також, що наукові дослідження дисперсії продуктивності праці в Україні не виявляє чітких галузей-лідерів, оскільки варіація більша всередині секторів, а не між ними [428].

Досліджені тенденції ринку праці мають вплив на динаміку реального ВВП на душу населення (рис. 1.36), трьома основними джерелами змін якого зокрема є: зміни пропозиції робочої сили, зміни продуктивності праці та зміни

попиту на робочу силу, спричинені структурними зрушеннями в економіці та сукупному попиті [271].

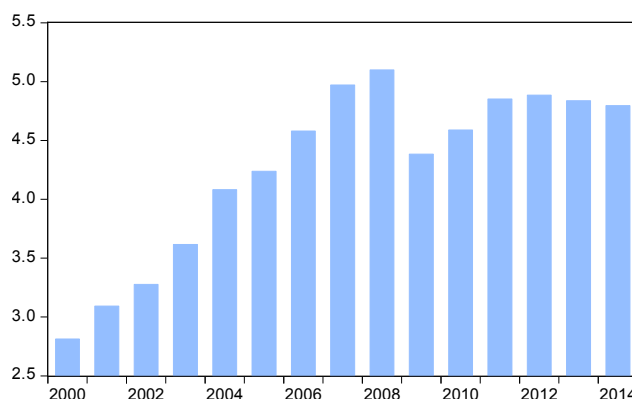


Рис. 1.36. Динаміка реального ВВП на душу населення в Україні впродовж 2000 – 2014 років (у цінах 1999 р.)

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Проведемо декомпозицію реального ВВП на душу населення в Україні на підставі рівняння

$$RGDP/POP = (RGDP/EMPL) \cdot (EMPL/WAP) \cdot (WAP/POP), \quad (1.71)$$

де $RGDP$ – реальний ВВП;

POP – кількість населення;

$EMPL$ – кількість зайнятих;

WAP – кількість населення працездатного віку.

У рівнянні (1.71) реальний ВВП на одного зайнятого ($RGDP/EMPL$) є замінником продуктивності праці; відношення кількості зайнятих до кількості населення працездатного віку ($EMPL/WAP$) вимірює рівень зайнятості; відношення кількості населення працездатного віку до загальної кількості населення (WAP/POP) є замінником індекса старіння населення.

Статистичний аналіз показує, що у 2014 році суттєво зменшився рівень зайнятості, що відображає попит на працю в економіці, причому його падіння є значно сильнішим за спад 2009 р. і сягнуло показника 2004 р. (рис. 1.37б). Крім того продовжують поглиблюватися процеси, що зумовлюють старіння населення (рис. 1.37в) та впливають на пропозицію робочої сили на ринку праці. Водночас, у 2014 році спостерігаються певні позитивні зміни у

продуктивності праці (рис. 1.37а), яка однак досягає лише передкризового рівня 2008 року.

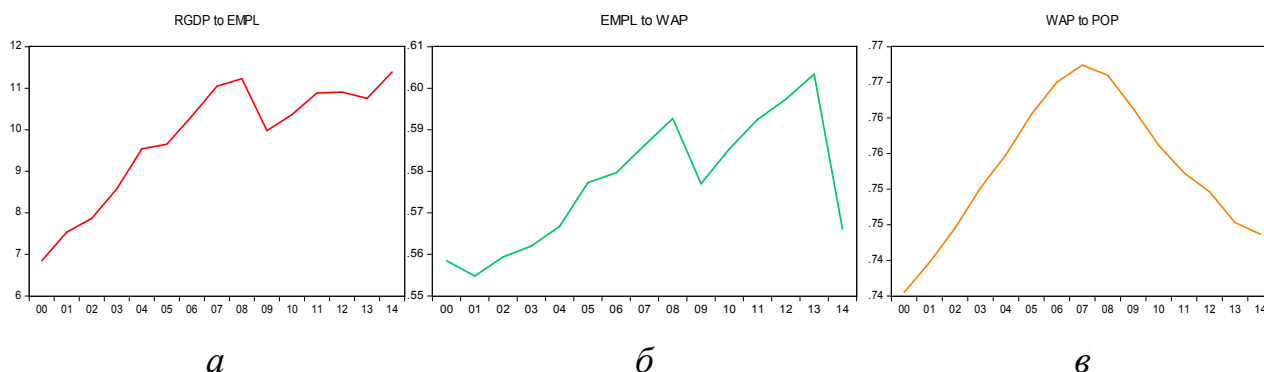


Рис. 1.37. Динаміка: а) продуктивність праці (реальний ВВП на одного зайнятого); б) рівень зайнятості; в) індекс старіння населення впродовж 2000—2014 рр.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

На рис. 1.38 зображено декомпозицію реального ВВП у термінах відсоткових змін, для чого використано перші різниці натуральних логарифмів відповідних змінних.

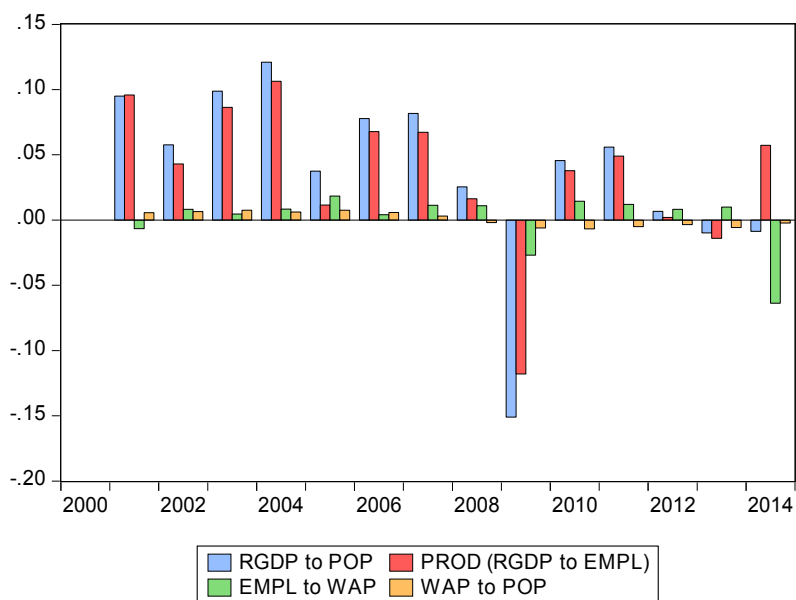


Рис. 1.38. Декомпозиція реального ВВП на душу населення в Україні впродовж 2000–2014 рр.

Джерело: розрахунки автора.

Статистичний аналіз засвідчує, що зростання продуктивності праці, яке вимірюється валовим внутрішнім продуктом (ВВП) на одного зайнятого, в більшості років має найбільший внесок у збільшення ВВП на душу населення. Починаючи з 2007 р. простежувався негативний вплив старіння населення на рівень реального ВВП на душу населення в Україні внаслідок зменшення частки працездатного населення. Вплив рівня зайнятості незначний, проте у 2014 році ця компонента є вагомим чинником, що затримує розвиток економіки.

Отож, демографічні проблеми в Україні, які очікуються в найближчому майбутньому, у випадку відсутності своєчасних і розумних заходів, спрямованих на підвищення продуктивності праці та коефіцієнта участі в робочій силі, можуть мати фундаментальні загрози для ринку праці. Зокрема, зменшення кількості людей працездатного віку може спричинити серйозний тиск на українські компанії, зробити надзвичайно складним завданням утримання траєкторії економічного зростання. Існуючий коефіцієнт участі в робочій силі та повільне зростання продуктивності праці не дають змоги гарантувати стійкість соціального забезпечення та пенсійної системи, а, відтак, зберігається ризик крайньої бідності, що є особливо гострою проблемою для літнього населення.

Створення більшої кількості робочих місць і підвищення їхньої якості сприятиме зростанню продуктивності праці завдяки капітальним інвестиціям та інноваціям, що дасть змогу зменшити негативний вплив старіння населення на економіку. Розрахунки науковців свідчать про те, що для підтримання зростання ВВП на душу населення та компенсації падіння робочої сили, продуктивність праці має зростати кожного року швидше, ніж прогнозує її попередня динаміка. Зокрема, щоб утримати ВВП на душу населення на постійному рівні (нульове зростання), ВВП на зайнятого, що є певним замінником продуктивності праці, надалі має зростати в середньому на 0,36 відсотка щорічно або принаймні на 10 відсотків за період до 2035 р. [349]. Водночас для забезпечення зростання рівня ВВП на душу населення з річним

темпом у 3% продуктивність праці має зрости в середньому на 3,36 відсотка щорічно або ж на 121% загалом до 2035 р. [349]. Отож, враховуючи, що найважче навантаження ляже на молоде покоління, їхній рівень освіти та навчання відіграють вирішальну роль не тільки для їх особистого благополуччя у майбутньому, а й у довгостроковій перспективі для зростання продуктивності праці в цілому по Україні.

Крім того, вплив старіння населення на економіку та рівень життя можна пом'якшити завдяки збільшенню коефіцієнта участі в робочій силі та рівня зайнятості. Це потребує створення більшої кількості робочих місць для тих, хто слабо задіяний до праці або не входить до робочої сили, в тім числі молодь і люди старшого віку, жінки, інваліди, етнічні меншини, а також іммігранти.

Отож, порівняльний аналіз методологічних засад і концепцій розбудови теоретичних макроекономічних моделей ринку праці та результати економіко-статистичного аналізу динаміки, притаманної показникам вітчизняного ринку праці, засвідчують, що в умовах підвищених ризиків, асиметричності інформації та дії дестабілізуючих факторів, для дослідження складних взаємозалежностей та динаміки процесів функціонування та розвитку ринку праці України необхідними є розроблення теоретичних і методологічних положень дослідження на підґрунті системної реалізації розробленого цілісного комплексу взаємоузгоджених економетричних динамічних моделей із застосуванням сучасних інформаційних технологій (рис. 1.39).

Висновки до розділу 1

Підґрунтям розробки адекватної методології економетричного моделювання динамічних процесів на ринку праці слугують теоретичні макроекономічні моделі, які дають змогу якісно описати процеси функціонування ринку праці, характеризують стан його рівноваги та підходи до формування попиту на працю та пропозиції робочої сили.



Рис. 1. Концептуальна схема економетричного моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України
Джерело: розроблено автором.

Аналізом методологічних підходів і концепцій розбудови теоретичних макроекономічних моделей ринку праці неокласичну та кейнсіанську теорії; моделі, які враховують стимулятивну функцію заробітної плати; дослідження причин негнучкості заробітних плат; моделі, які базуються на наявності інсайдерів і аутсайдерів на ринку праці; можливість довготривалих трудових відносин між роботодавцями і профспілками та їх вплив на динаміку заробітних плат, споживання, продуктивність, зайнятість і безробіття; дослідження собливостей процесу пошуку роботи та вибору професії; вивчення явища гістерезису безробіття; врахування відмінностей між структурою робочої сили та робочими місцями; моделювання поступовості узгодження інтересів, уподобань, навичок і потреб між суб'єктами ринку праці; вивчення динамічного взаємозв'язку між ринком праці та реальним сектором економіки; дослідження впливу різних типів шоків на перебіг процесів на ринку праці та стохастичного характеру коливань його показників.

Методи економетричного аналізу, створені на основі поєднання інструментарію статистики, економічної теорії й математики, дають змогу використати теоретико-кількісні та емпірико-кількісні підходи до вивчення проблем ринку праці та вимагають проведення детального статистичного аналізу характерних властивостей, структури й особливостей динаміки його макропоказників. Здійснений економіко-статистичний аналіз динаміки розвитку трудових ресурсів в Україні охоплює дослідження демографічних змін упродовж останніх десятиліть, коефіцієнтів народжуваності та смертності, змін вікової структури населення та їх наслідків для українського ринку праці; динаміки середньої очікуваної тривалості життя та впливу рівня освіти, що характеризують якість людського капіталу; динаміки економічної активності населення на ринку праці, коефіцієнта участі в робочій силі, зайнятості та рівня безробіття загалом, а також за місцем проживання, статтю та для різних вікових груп; порівняння показників динаміки трудових ресурсів України з відповідними показниками функціонування ринків праці європейських та інших країн світу, визначення відмінностей між ринками праці регіонів

України; дослідження структури неактивного населення, його динаміки та проблем недовикористання; особливостей внутрішньої та зовнішньої міграції трудових ресурсів.

Дослідження статистичних аспектів і структурних особливостей національного ринку праці передбачає вивчення структури зайнятості за рівнем кваліфікації та за видами економічної діяльності; динаміки зайнятості за статусами зайнятості; неформальної та нестандартної зайнятості з урахуванням, зокрема часток найманих працівників, роботодавців та самозайнятих; динаміки рівня участі зайнятого населення у неформальному секторі економіки за рівнем освіти, віковими групами, рівнем кваліфікації, статтю та місцем проживання; можливостей і легкості працевлаштування з зарплатнею, що відповідає кваліфікації особи; рівня задоволеності своєю роботою й фінансовим становищем українських працівників; вивчення безробіття за причинами незайнятості; динаміки змін у пропозиції праці та середньої навантаженості незайнятого трудовою діяльністю населення на вільні робочі місця для різних професійних груп; можливості працевлаштування зареєстрованих безробітних і задоволення потреб роботодавців у працівниках; структури та динамічних властивостей доходів від трудової діяльності, витрат і споживання домогосподарств; динаміки та чинників відмінностей у заробітній платі; особливостей розподілу доходів працівників за регіонами та різними галузями економіки; заборгованості з заробітної плати; динаміки продуктивності праці та її впливу на обсяг випуску.

Аналіз впливу змін на ринку праці на динаміку реального ВВП на особу в Україні проведено на основі його декомпозиції та статистичного дослідження ефектів впливу трьох складових: ВВП на одного зайнятого, що є замінником продуктивності праці; відношення кількості зайнятих до кількості населення працездатного віку, яким вимірюється рівень зайнятості; відношення кількості населення працездатного віку до загальної кількості населення, що є замінником індексу старіння населення. Статистичний аналіз засвідчує, що найвагомішим чинником збільшення реального ВВП на одну особу є зростання

продуктивності праці, водночас негативний вплив на рівень життя в Україні має зменшення частки працездатного населення, а також падіння економічної активності населення та рівня зайнятості. Проведений аналіз виявляє вагомість впливу показників ринку праці як чинників розвитку вітчизняної економіки.

Основні результати розділу опубліковані в наукових працях автора: [39, 71, 72, 75, 112, 113, 114, 116, 132, 137].

РОЗДІЛ 2

ЕКОНОМЕТРИЧНИЙ ІНСТРУМЕНТАРІЙ МОДЕЛЮВАННЯ АСИМЕТРИЧНОСТІ ТА НЕЛІНІЙНОСТІ ПРОЦЕСІВ ФУНКЦІОНУВАННЯ ТА РОЗВИТКУ РИНКУ ПРАЦІ

Сучасний стан ринку праці в Україні характеризується значними диспропорціями, які притаманні перехідним і кризовим періодам економічного розвитку. В умовах структурних перетворень і нестабільності сфері соціально-трудових відносин притаманні різні форми асиметрії, зокрема, наявні інституціональна, економічна, соціальна й інформаційна асиметрії, що мають як позитивні так і негативні наслідки. Асиметричними є елементи природного, соціального та міграційного відтворення населення країни, динамічна невідповідність між пропозицією та попитом на робочу силу, неузгодженість між професійно-кваліфікаційною структурою трудових ресурсів регіонів і потребами регіональних ринків праці. Крім просторової асиметрії, ринок праці також характеризується асиметричністю процесів адаптації до нестабільних ринкових умов, асиметричністю реакцій показників ринку праці на позитивні й негативні шоки та нелінійністю їхньої поведінки.

На диспропорції та нелінійність економічних процесів на вітчизняному ринку праці вказують наукові праці В. Вітлінського, В. Вовка, А. Ганчука, Л. Гур'янової, О. Єрмоленка, Т. Клебанової, А. Колота, О. Красноносової, О. Купець, І. Лук'яненко, А. Маслова, В. Міги, С. Панчишина, Я. Столярчук. О. Черняка, В. Федоренка, О. Шубної та інших. Дослідники обґрунтовують наявність соціально-демографічної, інформаційної, структурної, ринкової, територіальної і гендерної асиметрії на ринку праці [188; 68; 69; 96]; значну залежність економіки від непослідовних політичних рішень, старіння виробничих фондів внаслідок недостатнього обсягу фінансування виробничої сфери [44]; обмеженість ефекту від прямих іноземних інвестицій і асиметрію у розміщенні продуктивних сил [104]; недовикористання трудових ресурсів та

неоптимальність розподілу зайнятості [212]; значний рівень безробіття, проблеми у неформальному секторі зайнятості [74].

Аналіз і вивчення асиметричної та нелінійної поведінки показників ринків праці для різних країн ґрунтуються на дослідженні економетричних моделей часових рядів. Зокрема, Й. Фаріа, Й. Куестас і Е. Моурелле [298] обґрунтували напрям каузальності та нелінійність взаємозв'язку між безробіттям і діловою активністю та оцінили STAR-EXT модель для OECD країн. М. Голмес і Б. Сільверстоне [323] використали нелінійний підхід з марківськими переключеннями режимів для моделювання асиметричного зв'язку між безробіттям і обсягом випуску продукції в Сполучених Штатах Америки. Й. Перез, Й. Родрігез і С. Усабіага [404] виявили нелінійну й асиметричну природу співвідношення між ВВП-розривом і зміною рівня безробіття в Андалузії й Іспанії. Ж. Кансело [264] дослідив нелінійність у рівні безробіття для економік шести розвинутих країн за допомогою авторегресій згладженого переходу, в яких змінною переходу був темп росту ВВП, і довів, що нелінійність зумовлена циклічною асиметрією. Д. Готчкіс і Д. Робертсон [326] за допомогою економіко-математичної моделі праці та дозвілля виявили, що коефіцієнт участі в робочій силі серед різних демографічних груп є асиметричним у відгуках на зміни в умовах на ринку праці. С. Кендіз і А. Сагін [268] оцінили авторегресійні моделі згладженого переходу для економічної активності населення на турецького ринку праці й обґрунтували нелінійність поведінки коефіцієнта участі в робочій силі як для жінок, так і для чоловіків.

Сьогодні активно триває пошук нових підходів, зокрема зі застосуванням сучасного економіко-математичного інструментарію, які б давали змогу адекватно відображати складні нелінійні процеси й асиметричність інформації, що характеризують стан ринку праці не тільки в Україні, а й в інших країнах світу. У зв'язку з цим, зважаючи на значний інтерес у дослідженнях асиметричності в соціально-трудовій сфері національної економіки та досвід зарубіжних досліджень, в умовах економічної нестабільності в Україні

актуальними є розробка й аналіз сучасних економетричних моделей, які дають змогу виявити особливості нелінійної динаміки основних макроекономічних показників ринку праці України та їхньої асиметричної реакції на позитивні й негативні шоки, що збурюють економічне середовище.

2.1. Концепція, економетричні моделі та методи виявлення асиметричних ефектів у функціонуванні та розвитку ринку праці України

Дослідження асиметричності різних економічних показників зарубіжними вченими ґрунтуються на аналізі асиметричних нелінійних моделей часових рядів. У ранній праці В. Веккер [445] вперше описав властивості асиметричних процесів рухомого середнього й оцінив асиметричність декількох індексів цін виробників промислової продукції в США. С. Елвуд [290] виявив асиметричність впливу інновацій на валовий національний продукт, а також на обсяг промислової продукції на підставі авторегресійних моделей порогових збурень. Г. Коутмус [345] та Р. Кумар і Р. Данкар [347] отримали емпіричні докази того, що умовна волатильність доходів асиметрична, в тому сенсі, що негативні збурення (погані новини) значно сильніше впливають на волатильність, ніж позитивні. А. Діонге та Д. Гуеган [286] запропонували дослідження асиметричних сезонних властивостей поведінки часових рядів на підставі сезонної гіперболічної APARCH моделі. У праці Л. Кіліана та Й. Вігфуссона [341] використано векторні авторегресійні моделі для оцінки асиметричних функцій відгуків і доведено, що динаміка коливань випуску, які відбуваються внаслідок відхилень від рівноваги, в різних напрямках мають різну амплітуду.

Проблеми оцінювання асиметричності економічних процесів висвітлюють праці низки українських вчених. Зокрема, А. Колот [68] виявляє різні форми асиметрії в царині соціально-трудова відносин і виділяє чинники, які дестабілізують соціально-трудова сферу; В. Міга [104] з позиції оцінки

асиметричності здійснює аналіз тенденцій розвитку сільського ринку праці; А. Ганчук [14] обґрунтовує кількісний метод оцінки довжини рецесії, який ґрунтується на використанні індексу асиметрії часових рядів. Вітчизняні науковці розглядають різні питання просторової асиметрії розміщення трудових ресурсів регіонів, визначають показники і чинники її формування [44] та стверджують, що для вирішення наявних соціально-економічних проблем необхідно посилити соціальну відповідальність усіх інститутів суспільства. Серед інших А. Маслов [96] пропонує вирішення проблеми інформаційної асиметрії за допомогою "аукціону Вікрі"; в роботі О. Шубної [212] розроблено індекс регіональної асиметрії та запропоновано концепції регіональних соціально-економічних програм.

Проте в Україні не достатньо дослідженням залишається питання асиметричності динаміки робочої сили, рівня економічної активності населення, зайнятості, безробіття, продуктивності праці та інших показників ринку праці, а також асиметричності реакції ринку праці на макроекономічні шоки і збурення залежно від їхньої величини та напрямку.

Емпіричний аналіз та економетричне моделювання поведінки основних індикаторів стану ринку праці з метою виявлення особливостей їхньої асиметричної динаміки, підвищення точності прогнозів та ефективності проведення заходів соціально-економічної політики в умовах економічної нестабільності в Україні здійснюватимемо на основі квартальних даних за 2002—2014 роки, які отримано на підставі статистичних звітів Державної служби статистики України. Досліджуватимемо такі ряди: *UR* (рівень безробіття, визначений МОП, у %); *UROF* (зареєстрований рівень безробіття, у %); $RR=100\% \cdot UROF/UR$ (відсоток безробітних, які зареєстровані у центрах зайнятості, у %); *LFPR* (коефіцієнт участі в робочій силі, у %); *EMPL* (зайняте населення, у тис. осіб); *PROD* (продуктивність праці, у тис. грн. на особу); *UNEMPL* (кількість безробітного населення, у тис. осіб); *UNEMPLOF* (кількість офіційно зареєстрованих безробітних, у тис. осіб); *RGDP* (реальний валовий

внутрішній продукт, у млн грн.). У табл. 2.1 наведено основні їхні статистичні характеристики.

Таблиця 2.1

Статистичні характеристики показників безробіття й економічної активності населення

Період	Середнє	Мінімум	Максимум	Стандартне відхилення	Коефіцієнт асиметрії	Коефіцієнт ексцесу
Рівень безробіття <i>UR</i>						
2002–2004 р.	9,46	7,85	11,23	0,93	0,345	2,93
2004–2008 р.	6,76	5,21	8,71	1,21	0,175	1,64
2009–2013 р.	7,91	6,17	9,48	0,92	-0,040	2,23
2014–2015 р.	9,35	8,16	10,59	0,89	0,061	2,14
Зареєстрований рівень безробіття <i>UROF</i>						
2002–2004 р.	3,76	3,50	4,00	0,15	-0,098	2,25
2004–2008 р.	3,11	2,40	3,90	0,38	0,027	2,58
2009–2013 р.	2,56	1,80	4,40	0,62	1,558	5,26
2014–2015 р.	2,52	2,20	3,00	0,30	0,752	2,36
Процент реєстрації безробітних <i>UROF/UR</i>						
2002–2004 р.	40,04	32,93	47,10	3,91	0,087	2,89
2004–2008 р.	46,75	37,17	60,28	6,58	0,389	2,11
2009–2013 р.	32,29	25,41	46,37	5,92	0,930	3,03
2014–2015 р.	27,11	22,66	31,16	3,86	-0,280	1,28
Коефіцієнт участі в робочій силі <i>LFPR</i>						
2002–2004 р.	62,24	60,10	63,03	0,85	-1,589	5,04
2004–2008 р.	62,54	61,20	64,70	0,93	0,709	2,88
2009–2013 р.	64,18	62,10	65,70	0,92	-0,195	2,94
2014–2015 р.	62,32	60,60	63,40	1,12	-0,634	2,14

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

На перспективи розвитку ринку праці суттєвий вплив мають негативні демографічні тенденції, що супроводжуються звуженням демографічної бази для відтворення людських ресурсів [1; 202]. Українські вчені акцентують увагу на тому, що впродовж останніх десятиріч у зв'язку з низьким рівнем

народжуваності, високою смертністю й еміграцією осіб працездатного віку в Україні відбувається різке зменшення кількості населення та його старіння. Статистичний аналіз виявляє, що квартальний темп падіння кількості населення віком від 15 до 70 років впродовж 2002—2008 рр. становив 0,096%, окрім того у період з 2009 до 2015 р. цей показник удвічі збільшився і становить 0,23% в квартал.

Крім того, на сучасному етапі українському ринку праці притаманний ріст безробіття, який характеризується нерівномірністю за гендерним, віковим і соціальним статусом, а також простежується утруднення або і неможливість працевлаштування низькокваліфікованих працівників (молоді, жінок, інвалідів) та переселенців зі східних областей України. Статистичний аналіз даних виявляє, що рівень безробіття *UR* (Unemployment Rate), який визначено Міжнародною організацією праці, після значного зсуву внаслідок кризи кінця 2008р. (у середньому з 6 до 9 відсотків) впродовж 2009—2013 р. дещо знизився, проте у 2014—2015 р. знову демонструє зростаючий тренд (рис. 2.1а). Водночас, незважаючи на негативні явища, які пов'язані зі скороченням кількості населення працездатного віку та зростанням рівня безробіття, у цей же період в Україні спостерігається підвищення економічної активності населення та зростання коефіцієнта участі в робочій силі *LFPR* (Labor Force Participation Rate), внаслідок чого кількість робочої сили *LF* (Labor Force) не виявляє таких значних зсувів, які притаманні загальній кількості населення віком від 15 до 70 років. Основним рушієм економічної активності та розвитку є соціальні групи, які мають кваліфікаційні й трудові можливості, соціальну активність і мобільність, спроможність адаптуватися до сформованих умов та ефективно реалізовувати свої здібності [200], а також підвищення економічної активності осіб «третього віку» [410].

Поведінку ряду *UR*, який згідно з МОП визначає рівень безробіття в Україні, та ряду *LFPR*, який визначає процент працездатного населення, що входить до робочої сили, а також динаміку їхніх десезонованих (за допомогою мультиплікативного методу Census X12) значень, зображено на рис. 2.1а та 2.2а

відповідно. На рис. 2.1б і 2.2б зображено динаміку їхніх квартальних темпів росту.

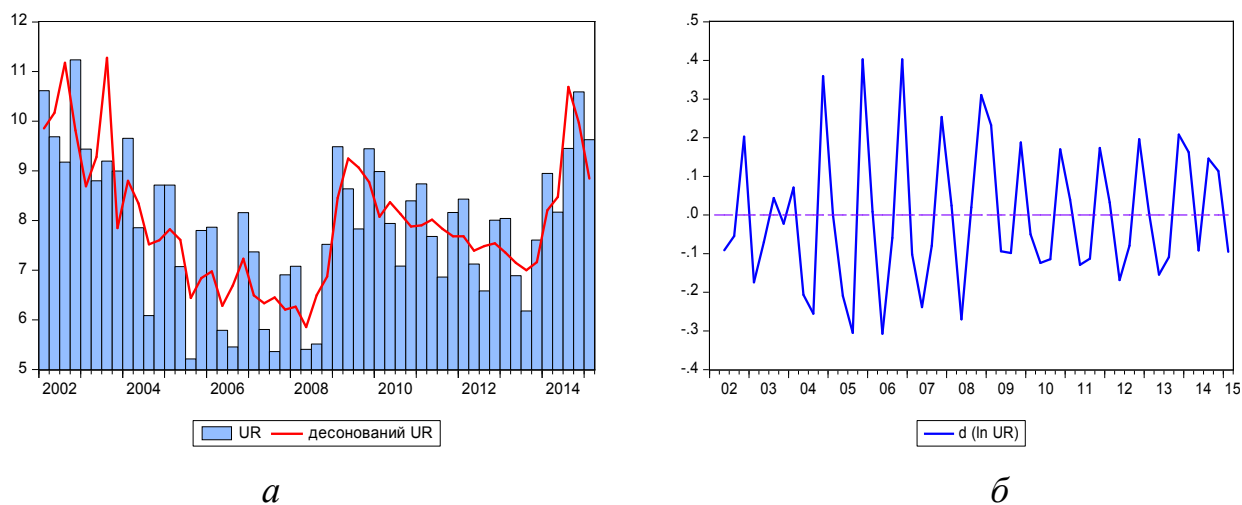


Рис. 2.1. Динаміка: а) ряду рівня безробіття (МОП); б) його темпів росту впродовж 2002—2015 рр.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

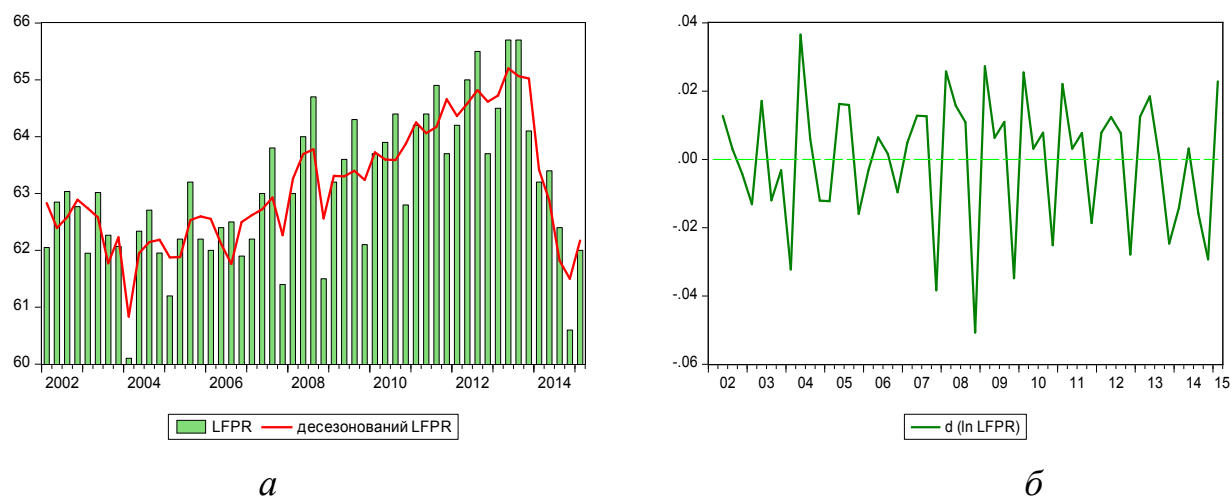


Рис. 2.2. Динаміка: а) процента економічної активності населення (ряд $LFPR$); б) його темпів росту впродовж 2002—2015 рр.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Аналіз динаміки економічної активності населення та рівня безробіття, а також дослідження співвідношення між ними впродовж різних періодів ділового циклу в різних країнах світу проводили багато науковців. Зокрема, М. Какінака та Г. Міямото [338] оцінювали довгострокові коінтеграційні

співвідношення між коефіцієнтом участі в робочій силі (*LFPR*) і рівнем безробіття (*UR*) в Японії та виявили, що внаслідок ефекту зневірювання працівників у періоди зростання рівня безробіття рівень *LFPR* може знижуватись. Д. Ліу [356] доповнив дослідження для японської економіки, провівши його з урахуванням можливості різних структурних зрушень, на підставі панельних даних на регіональному рівні. Д. Емерсон [291] змодельовав взаємозв'язок між коефіцієнтом участі в робочій силі та *UR* для агрегованих даних США. Науковці відзначають, що наявність високого безробіття під час рецесії може змусити людей виходити з робочої сили, оскільки у ці періоди витрати на пошук роботи можуть переважати вигоди від зайнятості [241]. Як наслідок між безробіттям і економічною активністю спостерігається від'ємна кореляція, а відтак рівень безробіття може бути значущим чинником, який негативно впливає на рішення особи чи входити до робочої сили, чи ні. Проте в інших дослідженнях [320] показано, що у цей же час (під час економічних спадів), щоб запобігти зниженню своїх доходів домогосподарства збільшують свою пропозицію праці, зокрема, значну активність у пошуку роботи виявляють молоді працівники. У зв'язку з цим під час ділових циклів зростання безробіття може супроводжуватись збільшенням *LFPR*, і в довгостроковій перспективі взаємозв'язок між *LFPR* і рівнем безробіття може не простежуватись.

В Україні забезпеченню стабільної зайнятості працездатного населення перешкоджають нестійкість ринку праці, які зумовлені нестабільністю розвитку вітчизняної економіки та окремих її галузей, а також характерні сезонні коливання. Проведений статистичний аналіз засвідчив, що між рівнем безробіття та коефіцієнтом участі в робочій силі спостерігається значна від'ємна кореляція впродовж усього періоду з 2002 до 2014 р. (табл. 2.2). Крім того, після 2009 р. обернений взаємозв'язок між *LFPR* і *UR* посилюється. Якщо до 2008 р. коефіцієнт кореляції становив приблизно $-0,5$, то після 2009 понад $-0,9$, що свідчить про те, що з часом в Україні підвищення рівня безробіття супроводжується значним зменшення коефіцієнта участі в робочій силі.

Таблиця 2.2

Коефіцієнти кореляції між коефіцієнтом участі в робочій силі, рівнем безробіття, визначеним МОП, та зареєстрованим рівнем безробіття

Період	Corr [<i>LFPR</i> , <i>UR</i>]	Corr [<i>LFPR</i> , <i>UROF</i>]	Corr [<i>UR</i> , <i>UROF</i>]
2002Q1—2008Q4	-0,4819 (<i>p-value</i> = 0,0094)	-0,4367 (<i>p-value</i> = 0,0201)	0,7847 (<i>p-value</i> = 0,0000)
2009Q1—2015Q1	-0,9199 (<i>p-value</i> = 0,0000)	-0,1955 (<i>p-value</i> = 0,3491)	0,4396 (<i>p-value</i> = 0,0279)

Джерело: розрахунки автора.

Водночас, проводячи порівняльний статистичний аналіз сезонних властивостей рядів *LFPR* і *UR*, отримуємо, що рівень безробіття демонструє сезонні коливання, протилежні до тих, які виявляє коефіцієнт економічної активності. Зокрема, у першому та четвертому кварталі, рівень безробіття відносно високий, а економічна активність населення навпаки низька (рис. 2.3), що може бути викликано передбаченням поганих перспектив у працевлаштуванні й ефектом зневірення окремих працівників у короткостроковому періоді.

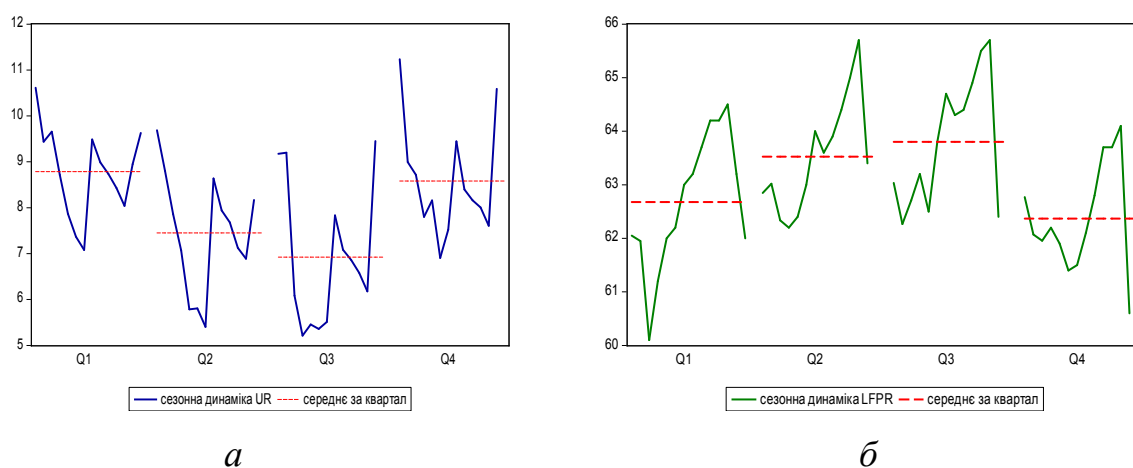


Рис. 2.3. Сезонна динаміка: а) рівня безробіття; б) коефіцієнта участі в робочій силі

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Поглибивши аналіз і дослідивши кореляційний зв'язок між десезонованими рядами, тобто рядами, з яких за допомогою методів ковзного середнього усунуто сезонні фактори, отримуємо протилежні висновки та позитивний коефіцієнт кореляції (рис. 2.4).

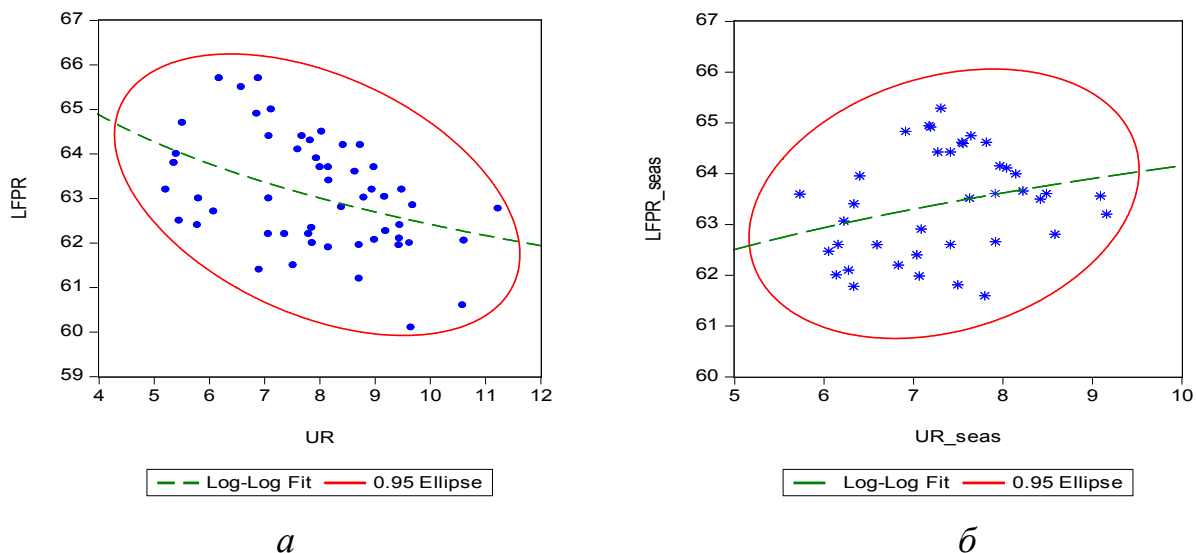


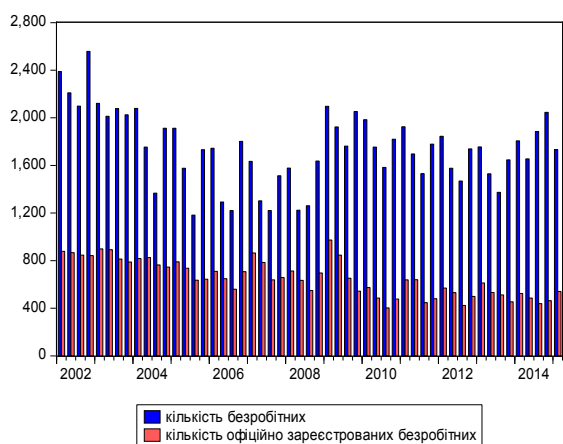
Рис. 2.4. Кореляційний зв'язок: а) між $LFPR$ і UR ; б) між їхніми десезонованими значеннями

Джерело: розрахунки автора.

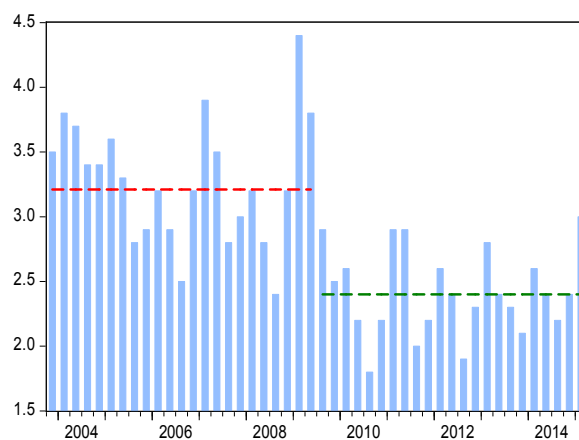
Отож, можна стверджувати, що короткострокові зменшення коефіцієнта участі в робочій силі спричинені сезонним підвищенням рівня безробіття, тоді як у довгостроковій перспективі українські домогосподарства виявляють підвищення економічної активності та збільшення коефіцієнта входження в робочу силу у відповідь на збільшення рівня безробіття й відповідне зниження їхніх доходів.

Досліджуючи рівень зареєстрованого безробіття $UROF$ в Україні та співвідношення між ним і економічною активністю населення, спостерігаємо від'ємний коефіцієнт кореляції (табл. 2.2), проте зазначимо, що цей взаємозв'язок навпаки послаблюється після 2009 року. Виявлені тенденції супроводжуються також послабленням зв'язку між UR і $UROF$. Загалом проведений статистичний аналіз виявив, що, починаючи з 2009 року в Україні спостерігається різке зменшення відсотка тих безробітних, які звертаються за

допомогою по безробіттю (рис. 2.5а). Обрахунки засвідчують таке: якщо впродовж 2005—2008 років приблизно половина фактичних безробітних ставала на облік у центрах зайнятості, а це близько 700 тис. осіб з 1,5 млн безробітних, то, починаючи з 2009 р., така кількість становить лише 30 відсотків (560 тис. з 1,7 млн). Внаслідок цього, незважаючи на те, що рівень безробіття UR , починаючи з 2009 р., зріс у середньому на 1,3% (рис. 2.1а, табл. 2.1), рівень зареєстрованого безробіття $UROF$ навпаки зменшився у середньому на 0,8% (рис. 2.5б, табл. 2.1).



а



б

Рис. 2.5. Динаміка: а) кількості безробітних та кількості офіційно зареєстрованих безробітних; б) зареєстрованого рівня безробіття

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Отож, емпіричний аналіз виявляє, що підвищення економічної активності населення в Україні відбувається за рахунок входу в робочу силу нових працівників, які активно шукають роботу, проте, незважаючи на те, що вони є безробітними, офіційно не реєструються в центрах зайнятості. Зазначимо, що на кінець другого кварталу 2015 р. кількість таких незареєстрованих безробітних становила близько 1,2 млн осіб.

Проведемо економетричне моделювання динаміки основних макропоказників ринку праці на підставі асиметричних нелінійних моделей часових рядів, які дадуть змогу виміряти різні ефекти і тривалості впливу

позитивних і негативних шоків на процеси, що відбуваються у соціально-трудовій сфері.

За припущення симетричності відгуків на шоки різних знаків для одновимірного моделювання поведінки економічних показників можна використати відомі лінійні моделі часових рядів, а саме авторегресійні $AR(p)$ моделі

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + u_t, \quad (2.1)$$

моделі рухомого середнього $MA(q)$

$$y_t = \beta_0 + u_t + \beta_1 u_{t-1} + \dots + \beta_q u_{t-q}, \quad (2.2)$$

мішані авторегресійні моделі рухомого середнього $ARMA(p,q)$

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + u_t + \beta_1 u_{t-1} + \dots + \beta_q u_{t-q}, \quad (2.3)$$

а також нелінійні моделі часових рядів такого загального вигляду [379]

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_{jk} y_{t-j} y_{t-k} + \\ + \sum_{l=1}^{\infty} \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{s=1}^{\infty} \alpha_{lms} y_{t-l} y_{t-m} y_{t-s} + \dots + u_t, \quad (2.4)$$

та білінійні моделі [311]

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j u_{t-j} + \sum_{k=1}^{\infty} \gamma_k y_{t-k} u_{t-k} + u_t. \quad (2.5)$$

У кожній з цих моделей y_t позначає часовий ряд, спостереження якого відомі, u_t – послідовність незалежних однаково розподілених випадкових величин, які безпосередньо не простежуються, а α_i , β_j і γ_k – невідомі параметри моделей. Якщо послідовність інновацій u_t визначається послідовністю випадкових величин з асиметричною функцією щільності, зокрема, у випадку логарифмічно нормального розподілу, то моделі (2.1–2.5) описують поведінку економічних часових рядів з асиметричними маргінальними чи умовними щільностями ймовірностей.

Проте у поведінці багатьох економічних величин дослідники виявляють асиметричність іншого типу. Тобто, короткострокові коливання економічних показників засвідчують різну асиметричну реакцією на позитивні та негативні

збурення, що не може бути описана за допомогою моделей (2.1)–(2.5) з асиметричним розподілом інновацій. Як наслідок динаміка таких асиметричних часових рядів у різні періоди характеризується різними властивостями, які залежать від того чи значення інновацій додатні, чи від’ємні.

Для моделювання індикаторів ринку праці та сукупного випуску вибір теоретичного підґрунтя зазвичай ґрунтується на різних теоріях стосовно їх стохастичного характеру та за припущення про симетричність. Проте теоретичні моделі реального бізнес-циклу стверджують, що технологічні шоки передусім впливають на дисперсію випуску, а його рівень описується моделлю випадкового блукання [357; 414, с.162–163]. Багато дослідників вважають, що важливим джерелом зміни дисперсії ВВП та зайнятості є позитивні технологічні шоки, і не визнають теорій існування негативних технологічних шоків, наполягаючи на тому, що технологічний регрес відбувається рідко. З іншого боку, неокейнсіанські теорії зосереджують увагу на шоках попиту як джерелі значущих змін дисперсії випуску та використовують негнучкість цін для пояснення короткострокових відхилень від природного рівня виробництва, припускаючи при цьому вплив шоків обох знаків симетричними. Отож, якщо спостережувані коливання випуску та зайнятості є результатом шоків попиту та значущих технологічних інновацій, то в середньому позитивні шоки матимуть триваліший вплив, аніж негативні. Як наслідок ступінь впливу позитивних і негативних збурень на економічну активність, безробіття, зайнятість і продуктивність праці матиме асиметричний характер.

Оцінювання впливу шоків різних знаків і вимірювання їхньої кореляції з майбутніми значеннями індикаторів українського ринку праці проведемо за допомогою нелінійних асиметричних моделей порогових збурень, які трактують збурення як неспостережувані компоненти часового ряду. Врахування відмінностей між ефектами впливу позитивних і негативних інновацій проведемо за допомогою введення в модель певного порогового співвідношення. Розглядатимемо моделі, що враховують різні режими поведінки залежно від конкретного значення змінної-індикатора, яка

характеризує минуле значення збурення. Зокрема, якщо збурення невід'ємні, то регулювання відбуватиметься згідно з першим режимом, для негативних збурень альтернативну динаміку ряду визначатиме другий режим.

Асиметрична модель порогових збурень рухомого середнього (threshold-disturbance moving average model) першого порядку має вигляд [445]

$$y_t = u_t + \beta^+ u^+_{t-1} + \beta^- u^-_{t-1}, \quad (2.6)$$

де u_t визначає послідовність незалежних однаково розподілених випадкових величин:

$u^+_t = \max \{u_t, 0\}$ – послідовність позитивних інновацій;

$u^-_t = \min \{u_t, 0\}$ – послідовність негативних інновацій;

β^+ і β^- – невідомі параметри моделі.

Якщо обидва фільтри асиметричної моделі збігаються, тобто, якщо $\beta^+ = \beta^-$, то асиметрична TDMA модель (2.6) зводиться до симетричної МА моделі

$$y_t = u_t + \beta u_{t-1}. \quad (2.7)$$

На відміну від моделі (2.7), для якої математичне сподівання послідовності y_t дорівнює нулю, у випадку асиметричної МА(1) моделі (2.6) математичне сподівання y_t є функцією параметрів β^+ і β^- і загалом відмінне від нуля. Зокрема, математичне сподівання визначається формулою

$$\mu = \beta^+ \int_0^{\infty} u^+ \varphi(u^+) du^+ + \beta^- \int_{-\infty}^0 u^- \varphi(u^-) du^- = (\beta^+ - \beta^-) / (2\pi)^{1/2}, \quad (2.8)$$

дисперсія асиметричного ряду становить

$$\gamma_0 = 1 + ((\beta^+)^2 + (\beta^-)^2) / 2 - \mu^2, \quad (2.9)$$

коваріація першого порядку дорівнює

$$\gamma_1 = (\beta^+ + \beta^-) / 2, \quad (2.10)$$

а автоковаріації, порядок яких вищий за одиницю, дорівнюють нулю. Оскільки симетрична модель (2.7) є частковим випадком асиметричної моделі (2.6), то математичне сподівання і автоковаріації симетричної моделі можна визначити, якщо в (2.8), (2.9) і (2.10) параметри β^+ і β^- прийняти такими, що дорівнюють

один одному. Отримуємо відомі результати для $MA(1)$ моделі: $\mu = 0$, $\gamma_0 = 1 + \beta^2$, $\gamma_1 = \beta$.

Оскільки і асиметрична $TDMA(1)$, і симетрична $MA(1)$ моделі характеризуються нульовими коефіцієнтами автокореляції порядку більшого за один, то звичайний аналіз автокореляційної функції ряду не дає змоги визначити чи модель асиметрична, чи симетрична. Зауважимо, що у випадку, коли параметри асиметричної моделі рівні за абсолютною величиною, але протилежні за знаком, тобто, якщо $\beta^+ = -\beta^-$, то на підставі автоковаріаційної функції асиметричний ряд, динаміка якого описується $TDMA(1)$ моделлю, неможливо відрізнити від реалізацій звичайної послідовності незалежних однаково розподілених випадкових величин, оскільки у цьому випадку

$$\mu = 2\beta^+ / (2\pi)^{1/2}, \quad \gamma_0 = 1 + ((\pi-2)/\pi)(\beta^+)^2, \quad \gamma_1 = 0.$$

Тому прогнозовані майбутні значення послідовності y_t характеризуються дисперсією похибки прогнозу $1 + ((\pi-2)/\pi)(\beta^+)^2$, яка перевищує дисперсію похибки прогнозів, які були б зроблені за допомогою істинної асиметричної моделі.

Асиметрична $TDMA(q)$ модель

$$y_t = u_t^+ + \beta_1^+ u_{t-1}^+ + \dots + \beta_q^+ u_{t-q}^+ + u_t^- + \beta_1^- u_{t-1}^- + \dots + \beta_q^- u_{t-q}^-,$$

подібно до моделі першого порядку характеризується автокореляційною функцією, яка набуває нульових значень для лагів більших за q . Якщо ж $\beta_i^+ = -\beta_i^-$, $i = 1, 2, \dots, q$, то симетрична $TDMA(q)$ модель матиме нульові автоковаріації для всіх лагів і тоді на підставі дослідження вибіркової автокореляційної функції ряду таку послідовність не можна відрізнити від звичайної послідовності незалежних випадкових величин.

Перевіримо симетричність реакції на позитивні та негативні шоки рядів $LFPR$, UR , $UROF$, $EMPL$, $PROD$, $RGDP$, що визначають процент економічної активності, рівень безробіття, визначений за методологією МОП, зареєстрований рівень безробіття, номінальну зайнятість, продуктивність праці та реальний валовий внутрішній продукт, відповідно, на основі оцінювання й аналізу $TDMA$ моделі (2.6). Дослідження проведемо для рівнів рядів і їхніх

натуральних логарифмів, перших різниць рівнів і їхніх натуральних логарифмів, а також сезонних різниць. Зазначимо, що з усіх рядів попередньо видалено тренд і скореговано на сезонність (залежно від виявлених статистичних властивостей ряду або за допомогою регресійних специфікацій із відповідно введеними фіктивними змінними, що визначають сезонні фактори, або за допомогою сезонних корегувань на підставі мультиплікативного методу ковзного середнього). Тестування стаціонарності використовуваних рядів проведено на підставі тесту Дікі–Фуллера. У табл. 2.3 наведено окремі результати проведеного моделювання, а саме, оцінки параметрів асиметричних TDMA моделей поряд з відповідними результатами оцінювання симетричних моделей, для яких обидва порогові коефіцієнти однакові. Оцінювання проведено за допомогою методу максимальної правдоподібності, числові розрахунки виконано на підставі складеної автором програми.

Для тестування асиметричності використаємо статистику відношення правдоподібності [445]

$$LR = -2 (\ln L_R - \ln L_{UR}) = 2 \ln [(\hat{\sigma}_s / \hat{\sigma}_{as})^T],$$

де $\ln L_R$ – логарифм функції правдоподібності й $\hat{\sigma}_s$ – оцінка стандартного відхилення залишків, знайдені за умови вкладки (симетричної) гіпотези, а $\ln L_{UR}$ – логарифм функції правдоподібності й $\hat{\sigma}_{as}$ — оцінка стандартного відхилення залишків за альтернативної (асиметричної) гіпотези. Ця статистика має асимптотичний хі-квадрат розподіл, ступінь вільності якого дорівнює кількості обмежень. Обчислені значення статистики відношення правдоподібності наведено в останньому стовпці табл. 2.3.

Аналізуючи результати моделювання, отримуємо, що для різних трансформацій скоригованих на тренд і сезонність показників зареєстрованого рівня безробіття, продуктивності праці та процента економічної активності суми квадратів залишків симетричної й асиметричної МА моделей статистично значуще не відрізняються між собою. Значення LR -статистики не дає змоги відхилити гіпотезу про симетричність, а тому можна стверджувати, що ці ряди

загалом симетрично реагують на позитивні та негативні шоки попереднього періоду.

Таблиця 2.3

**Результати порівняння симетричних і асиметричних моделей
рухомого середнього та тестування асиметричності**

Ряд	Симетрична модель		Асиметрична модель			LR-статистика
	β	$\hat{\sigma}_s^2$	β^+	β^-	$\hat{\sigma}_{as}^2$	
Процент економічної активності						
$\Delta_4 \ln LFPR$	0,26	0,0044	0,25	0,27	0,0044	0,0023
$\Delta \ln LFPR$	-0,67	0,0049	-0,65	-0,82	0,0046	2,8430*
Рівень безробіття						
UR	0,77	29,6603	0,99	0,61	27,3423	3,8994**
$\Delta_4 UR$	0,88	39,9504	0,99	0,24	37,5826	2,7493*
Зареєстрований рівень безробіття						
$UROF$	0,87	2,7179	0,99	0,77	2,6724	0,8287
$\Delta_4 UROF$	0,99	5,9336	0,99	0,99	5,9336	0,0000
Продуктивність праці						
$\Delta \ln PROD$	-0,05	0,2035	-0,06	0,04	0,2032	0,0718
$\Delta_4 \ln PROD$	0,81	0,1042	0,94	0,66	0,1032	0,4332
Кількість зайнятих						
$\Delta \ln EMPL$	0,29	0,0097	0,51	0,07	0,0093	2,0585
$\Delta_4 \ln EMPL$	0,27	0,0141	0,05	0,55	0,0128	4,4352**
Реальний ВВП						
$\Delta \ln RGDP$	0,30	0,1376	0,01	-0,99	0,0808	5,8556**
$\Delta_4 \ln RGDP$	-0,01	0,2008	-0,05	0,31	0,1980	0,6910

Примітка: * позначає статистичну значущість на рівні 10%, ** – на рівні 5%.

Джерело: розрахунки автора.

Для рядів UR , $EMPL$ і $RGDP$ гіпотеза про симетричність МА процесу відхиляється на рівні 5%. Параметри асиметричного процесу рухомого середнього відрізняються між собою, що свідчать про те, що позитивні та негативні інновації по різному впливають на поведінку рівня безробіття,

кількості зайнятих і реального ВВП, тому їхні прогнози, які ґрунтуються на попередніх інноваціях, повинні по різному враховувати знак збурень. Зокрема, позитивні шоки майже не змінюють темпів росту номінальної зайнятості, тоді як негативні їх значно скорочують (чутливість до негативних змін становить 55%).

Для ряду $RGDP$ отримуємо, що параметр β^+ статистично значуще не відрізняється від нуля, а параметр β^- – від -1, що свідчить про те, що позитивні збурення постійно змінюють рівень реального ВВП (згідно з процесом випадкового блукання), тоді як негативні шоки спричиняють значущі, проте тимчасові відхилення від траєкторії його природного рівня.

Розглянемо також моделювання показників ринку праці на підставі асиметричних авторегресійних моделей часових рядів, щоб виявити асиметричність у тривалості впливів різних шоків. Як і у випадку МА процесів досліджуватимемо відмінності у ступені впливу двох типів шоків: позитивних і негативних.

Стационарний авторегресійний $AR(1)$ процес

$$y_t = \varphi y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.11)$$

де φ – авторегресійний параметр;

$$\varepsilon_t \sim NID [0, \sigma_\varepsilon^2],$$

можна подати у вигляді $MA(\infty)$ -зображення

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \varphi^j \varepsilon_{t-j},$$

яке визначає вплив усіх попередніх збурень.

У випадку асиметричності спостережуваний ряд можна розкласти на дві компоненти, одна з яких вимірює сукупні зміни пов'язані з впливом позитивних шоків, а інша зміни пов'язані з впливом негативних збурень. Асиметричну авторегресійну модель порогових збурень (threshold-disturbance autoregressive model) першого порядку можна зобразити у вигляді нелінійної моделі, яка охоплює систему [290]

$$y_t = m + y_t^p + y_t^n, \quad (2.12)$$

де m – константа,

$$y_t^p = \sum_{j=0}^{\infty} (\varphi_p)^j \varepsilon_{t-j} \text{ для всіх } \varepsilon_{t-j} \geq 0 ; \quad y_t^n = \sum_{j=0}^{\infty} (\varphi_n)^j \varepsilon_{t-j} \text{ для всіх } \varepsilon_{t-j} < 0 . \quad (2.13)$$

Рівняння (2.13) можна зобразити у вигляді нелінійної моделі, яка охоплює систему

$$y_t^p = \varphi_p y_{t-1}^p + \varepsilon_t \text{ і } y_t^n = \varphi_n y_{t-1}^n \quad \text{для всіх } \varepsilon_t \geq 0 ; \quad (2.14)$$

$$y_t^p = \varphi_p y_{t-1}^p \text{ і } y_t^n = \varphi_n y_{t-1}^n + \varepsilon_t \quad \text{для всіх } \varepsilon_t < 0 . \quad (2.15)$$

Якщо $\varphi_p = \varphi_n$, то TDAR(1) модель (2.12), (2.14)–(2.15) є еквівалентною до стандартної AR(1) моделі (2.11). Якщо ж $\varphi_p \neq \varphi_n$, то ефект впливу позитивних шоків відрізняється від ефекту впливу негативних шоків, і порогова специфікація характеризує асиметрію.

У табл. 2.4 наведено результати оцінювання параметрів асиметричних TDAR моделей, відповідних їм симетричних моделей, а також значення статистики відношення правдоподібності для часових рядів, що характеризують показники вітчизняного ринку праці.

Тестування асиметричності на підставі авторегресійних моделей засвідчує значну асиметрію в тривалості відгуків на шоки усіх досліджуваних показників ринку праці.

Моделювання виявляє, що коефіцієнт участі в робочій силі виявляє асиметричність у перших різницях логарифмів ряду. Темпи росту процента економічно-активного населення по-різному реагують на позитивні та негативні шоки. Зокрема, позитивні збурення спричиняють їхнє незначне зменшення, тоді як негативні збурення їх збільшують. При цьому згідно з результатами моделювання негативні збурення мають втричі більший і триваліший вплив на зміну процента економічної активності, ніж позитивні. У кризові періоди домогосподарства з метою запобігання зниження доходів збільшують свою пропозицію праці, зокрема молодь і старші особи виявляють підвищену активність у пошуку роботи, що спричиняє зростання коефіцієнта участі у робочій силі. Тому можна стверджувати, що тривалі періоди економічної нестабільності та спадів впродовж 2002—2014 років і виявлена

значна асиметрична реакція підвищення процента економічної активності у відповідь на негативні шоки є причинами зростання коефіцієнта участі в робочій силі, що спостерігається впродовж цього періоду та частково компенсує негативний вплив падіння загальної кількості населення працездатного віку на розвиток процесів на ринку праці.

Таблиця 2.4

**Результати оцінювання симетричних й асиметричних
порогових авторегресійних моделей і тестування асиметричності**

	Процент економічної активності		Зареєстрований рівень безробіття		Рівень безробіття (МОП)		Продуктивність праці		Кількість зайнятих	
Параметр	$\Delta \ln LFPR$		$UROF$		UR		$\ln PROD$		$\Delta \ln EMPL$	
	AR	$TDAR$	AR	$TDAR$	AR	$TDAR$	AR	$TDAR$	AR	$TDAR$
φ	-0,29		0,01		0,01		0,07		-0,12	
φ_p		-0,14		0,09		0,08		0,02		0,02
φ_n		-0,42		0,04		0,07		-0,01		0,26
$\hat{\sigma}^2$	0,007	0,006	5,265	3,815	54,66	34,99	0,236	0,151	0,011	0,010
χ^2	3,8769**		15,7865***		21,8507***		21,9083***		2,7353*	
Параметр	$\Delta_4 \ln LFPR$		$\Delta_4 UROF$		$\Delta_4 UR$		$\Delta_4 \ln PROD$		$\Delta_4 \ln EMPL$	
	AR	$TDAR$	AR	$TDAR$	AR	$TDAR$	AR	$TDAR$	AR	$TDAR$
Φ	0,36		0,73		0,57		0,84		0,36	
φ_p		0,34		0,46		0,71		0,81		0,02
φ_n		0,46		0,88		0,37		-0,45		0,63
$\hat{\sigma}^2$	0,004	0,004	7,194	6,401	36,23	34,02	0,068	0,068	0,014	0,012
χ^2	0,2151		5,2644**		2,8369*		0,0965		4,4337**	

Джерело: розрахунки автора.

Обидва показники рівня безробіття асиметричні в рівнях, а також асиметричними є їхні річні темпи росту. Шоки, які мають позитивний вплив на економіку (і, відповідно, негативний на рівень безробіття) спричиняють зменшення $UROF$ і UR , а шоки, які мають негативний вплив на економіку (і, відповідно, позитивний на рівень безробіття) збільшують їхні рівні. Проте

величини відгуків на шоки різних знаків є різними. Зокрема, негативні економічні збурення мають сильніший вплив на циклічне безробіття (відхилення рівня безробіття від його природного рівня, траєкторію якого ми визначили з урахуванням трендових і сезонних властивостей ряду), ніж позитивні. Як виявило моделювання, ступінь впливу негативних шоків на рівень безробіття, визначений МОП, і зареєстрований рівень є однаковим, тоді як позитивні шоки впливають на рівень безробіття більше, ніж на його зареєстрований рівень.

Продуктивність праці підвищується і впродовж періодів економічного піднесення, і під час фаз спаду. Проте зазначимо, що оцінки авторегресійних параметрів φ_p вдвічі більші за відповідні оцінки φ_n , тому можна стверджувати, що продуктивність праці сильніше та триваліше реагує на позитивні технологічні шоки. Моделювання також засвідчує, що додатне відхилення від природної траєкторії спричиняє подальше збільшення продуктивності праці, а відтак створює тренд, тоді як від'ємні відхилення компенсуються у наступному періоді.

Асиметричними є й річні темпи зміни номінальної зайнятості. Результати моделювання виявляють, що позитивні шоки не мають статистично значущого впливу на цей показник, тоді як негативні шоки значно його зменшують. Крім того, внаслідок авторегресійної структури асиметричної моделі отримуємо, що тривалість впливу негативних шоків на кількість зайнятих в економіці країни є більшою.

Отож, отримані емпіричні результати засвідчують, що негативні збурення значно більше, ніж позитивні підвищують волатильність показників ринку праці, що потребує врахування асиметричності їхньої реакції на різні зміни ринкових умов при моделюванні та прогнозуванні майбутніх тенденцій розвитку процесів у соціально-трудовій сфері.

Проведений аналіз обґрунтовує необхідність застосування при моделюванні динаміки показників ринку праці сучасних нелінійних моделей часових рядів, зокрема, порогових моделей, регресійних моделей згладженого

переходу, непараметричних моделей часових рядів і асиметричних VAR моделей, які допоможуть прогнозувати тенденції на ринку праці з урахуванням асиметричних ефектів. Виявлена асиметрія процесів на ринку праці дасть змогу підвищити адекватність моделювання, точність прогнозу основних індикаторів стану ринку праці та ефективність проведення заходів соціально-економічної політики в умовах нестабільності та структурних зрушень.

2.2. Аналіз і методологічні аспекти застосування авторегресійних моделей згладженого переходу для моделювання нелінійності динаміки економічної активності населення

Результати дослідження взаємозв'язку між економічною активністю населення та рівнем безробіття впродовж різних періодів ділового циклу різними вченими [291; 338; 356] засвідчують, що співвідношення *UR* і *LFPR* зумовлене дією чинників, які часто мають протилежний характер впливу, і залежить від низки різних обставин і стану ринку праці, а відтак науковці отримали суперечливі висновки. Числені дослідження виявили, що у періоди економічних спадів рівень безробіття не повно відображає реальну ситуацію на ринку праці [315; 421; 364] і тому в періоди рецесії треба звернути увагу на аналіз і моделювання *LFPR*. Одна з причин цього пов'язана із ефектом зневірення працівників, оскільки у кризові періоди вони навіть не входять до робочої сили і не впливають на рівень безробіття [320; 241]. Внаслідок цього у періоди, коли економічна активність знижується й економіка зазнає спаду, збільшується кількість працівників, що виходять з робочої сили, і спостерігається динамічна асиметрія у рівнях зайнятості та безробіття [344]. Проте у цей же час поряд із відтоком зневірених працівників із метою запобігання зниження своїх доходів домогосподарства можуть збільшити свою пропозицію праці. У результаті може відбуватися приплив нових працівників, зокрема молоді та людей старшого віку, внаслідок чого на ринку праці може

зберігатися рівновага. При цьому коефіцієнт участі в робочій силі не зазнає значних змін, або навіть підвищується.

Отож, вчені наголошують на тому, що завдяки таким двом ефектам, як відтік зневірених і приплив додаткових працівників, у періоди, коли економічна діяльність знижується *LFPR*, може бути ефективнішим індикатором ринку праці порівняно з рівнями зайнятості та безробіття. У зв'язку з цим для поглиблення аналізу сучасного стану ринку праці в Україні, зважаючи на складну демографічну й економічну ситуацію в нашій державі, актуальним і необхідним є вивчення динаміки економічної активності населення.

Виявлена асиметрична поведінка українського *LFPR* вказує на необхідність проведення нелінійного економетричного аналізу та здійснення ґрунтовного статистичного дослідження властивостей часового ряду. Коректне застосування економетричних методів з метою побудови адекватної моделі для опису поведінки процента економічної активності населення в Україні, потребує проведення попереднього статистичного аналізу властивостей часового ряду *LFPR*, що, зокрема, охоплює дослідження його стаціонарності. Зазначимо, що в різних країнах показник, який визначає процент участі населення працездатного віку в робочій силі, характеризується різними статистичними властивостями. Зокрема, М. Густавссон і П. Остергольм вивявили [315], що *LFPR* в Австралії, Канаді та США не є стаціонарними. З. Оздемір, М. Балкілар і А. Тансел [397], провівши аналіз загального *LFPR*, а також *LFPR* для чоловіків і жінок окремо, отримали, що стаціонарності можуть перешкоджати структурні зрушення в економіці. Багато вчених стверджує таке: якщо *LFPR* є стаціонарним, то рівень безробіття в довгостроковому періоді трансформується у рівень зайнятості, якщо ж *LFPR* виявляє властивість нестаціонарності, то у цьому випадку рівень безробіття не є коректним індикатором незайнятості на ринку праці. За нестаціонарності частки економічно активного населення ефективність вимірювання ступеня незайнятості за допомогою показника рівня безробіття є суперечливим,

оскільки реакція пропозиції праці на макроекономічні шоки може бути різною та залежати від перспектив працевлаштування [314; 364].

Результати дослідження стаціонарності ряду $LFPR$ в Україні на підставі перевірки наявності одиничного кореня за допомогою розширеного тесту Дікі–Фуллера, які наведені в табл. 2.5, засвідчують, що ряд є нестаціонарним, а відтак реакція пропозиції праці на макроекономічні шоки може змінюватися залежно від перспектив працевлаштування.

Оскільки, як свідчить дослідження, ряд перших різниць натуральних логарифмів $\Delta \ln LFPR$, який визначає темпи росту частки економічно активного населення, є стаціонарним (табл. 2.5), то ряд $LFPR$ є інтегрованим першого порядку. Тому побудову моделі проводитимемо для ряду $\Delta \ln LFPR$.

Таблиця 2.5

Тестування характеру нестаціонарності процента економічної активності населення

Екзогенні змінні	ADF -статистика	Рівень значущості	Критичні значення	p -значення
Нульова гіпотеза: $\ln LFPR$ містить одиничний корінь				
перетин,	-3,012939	0,01	-4,175640	0,1401
лінійний тренд		0,05	-3,513075	
		0,10	-3,186854	
Нульова гіпотеза: $\Delta \ln LFPR$ містить одиничний корінь				
перетин	-15,09598	0,01	-3,588509	0,0000
		0,05	-2,929734	
		0,10	-2,603064	

Джерело: розрахунки автора.

Поведінка та попередньо проведений економетричний аналіз ряду $\Delta \ln LFPR$ засвідчують його асиметричність та необхідність застосування при моделюванні економічної активності на ринку праці нелінійних моделей часових рядів. Зазначимо, що необхідність використання нелінійних моделей досить часто виникає в макроекономічному та фінансовому моделюваннях

[89]. І хоча під час моделювання макроекономічних процесів для опису нелінійних економічних явищ дослідники все ж часто використовують лінійні наближення, проте в багатьох випадках характеристики рядів потребують використання саме нелінійних специфікацій.

Нелінійні економетричні моделі можна поділити на дві великі категорії. Перша охоплює моделі, які не містять лінійну модель як окремий випадок, а друга – охоплює низку моделей, які узагальнюють лінійні моделі та за певних обмежень перетворюються у лінійні. Регресійні моделі перемикавання (switching regression model), різні моделі з марківськими перемикаваннями режимів (Markov-switching model) та регресійні моделі згладженого переходу (smooth transition regression) є прикладами моделей, які належать до цього класу [361, p. 223].

Внаслідок проведеного попереднього економетричного аналізу, а також враховуючи досвід зарубіжних досліджень [421; 268], для моделювання економічної активності населення в Україні обрано регресійну модель згладженого переходу (STR) [440]. Зазначимо, що STR моделі є нелінійними регресійними моделями, які можна розглядати як розширення регресійних моделей перемикавання. Крім того, одновимірна авторегресійна дворежимна модель згладженого переходу (STAR) має перевагу у використанні порівняно з пороговою авторегресійною моделлю чи моделями з марківськими перемикаваннями завдяки можливості врахування згладженості переходу між різними режимами [231]. STAR моделі дають змогу моделювати процеси, для яких на деякому проміжку часу може переважати певна структура ряду, яка за певних умов внаслідок перемикавання режиму плавно змінюється іншою структурою [361, с. 224].

Регресійна модель згладженого переходу (STR модель) має такий загальний вигляд [441, с. 223]:

$$y_t = \varphi' z_t + \theta' z_t G(s_t; \gamma, \alpha) + u_t = (\varphi + \theta G(s_t; \gamma, \alpha))' z_t + u_t, \quad t=1, \dots, T, \quad (2.16)$$

де $z_t = (w_t', x_t')'$ – сукупність пояснюючих змінних; $w_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$; $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$ – вектор екзогенних змінних; $\varphi = (\varphi_0, \varphi_1, \dots, \varphi_m)'$ і

$\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_m)'$ – $(m+1)$ -вимірні вектори невідомих параметрів ($m = p + k$); $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ послідовність випадкових збурень. Функція переходу $G(s_t; \gamma, \alpha)$ визначається як неперервна обмежена функція від неперервної змінної переходу s_t , параметра нахилу γ та вектора параметрів розподілу $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_K)'$, $\alpha_1 < \dots < \alpha_K$. Зображення (2.16) показує, що модель можна інтерпретувати як лінійну модель із стохастичними і змінними у часі коефіцієнтами, значення яких задаються функцією $\varphi + \theta G(s_t; \gamma, \alpha)$.

Перша частина моделі (2.16) характеризує лінійну компоненту системи з параметрами φ_j ($j=1, \dots, m$), тоді як друга частина $\theta' z_t G(s_t; \gamma, \alpha)$ – нелінійну компоненту з параметрами θ_j . Якщо модель (2.16) не містить екзогенних змінних, вектор $z_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ складається лише зі сталої та запізнень ендогенної змінної, змінна переходу визначається як $s_t = y_{t-d}$ або $s_t = \Delta y_{t-d}$, $d > 0$, а вектори параметрів φ і θ містять $p+1$ коефіцієнтів, що включають перетин і p коефіцієнтів нахилу при лагових значеннях, то модель (2.16) є одновимірною авторегресійною моделлю згладженого переходу STAR.

Якщо функція переходу, яка визначає поведінку нелінійної частини в (2.16), задається логістичною функцією

$$G(s_t; \gamma, \alpha) = 1 / (1 + \exp(-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - \alpha_k))) , \quad \gamma > 0, \quad (2.17)$$

то отримуємо логістичну модель згладженого переходу LSTR (logistic smooth transition regression). У практичному моделюванні зазвичай використовують значення $K = 1$ і $K = 2$, а відповідні моделі позначають LSTR1 і LSTR2 [441, р. 223]. Для $K = 1$ параметри моделі $\varphi + \theta G(s_t; \gamma, \alpha)$ монотонно змінюються зі зміною s_t від φ до $\varphi + \theta$. Для $K = 2$ параметри є симетричними функціями навколо середньої точки $(\alpha_1 + \alpha_2)/2$, в якій логістична функція досягає свого мінімального значення, яке міститься між нулем і $1/2$. У цьому випадку функція переходу прямує до нуля при $\gamma \rightarrow \infty$ і дорівнює $1/2$, якщо $\alpha_1 = \alpha_2$ і $\gamma < \infty$. Параметр γ визначає нахил, а α_1, α_2 – розподіл значень функції переходу.

LSTR1 модель дає змогу охарактеризувати асиметричну поведінку економічного показника та допомагає описати поведінку процесів, динамічні

властивості яких різні під час періодів піднесення та рецесії і залежать від того, в якій фазі ділового циклу перебуває економіка, причому перехід від одного крайнього режиму до іншого відбувається плавно. Моделі LSTR2 надають перевагу у випадках, коли динамічний характер процесу є схожим для великих і малих значень ряду, але відрізняється для його середніх значень. Зокрема, за допомогою LSTR2 моделі можна охарактеризувати нелінійні короткострокові пристосування до рівноваги у випадку, коли сила притягання до рівноважних траєкторій є нелінійною функцією, яка залежить від величини відхилення від рівноваги.

При $\gamma = 0$ функція переходу $G(s_t; \gamma, a) = 1/2$, тому STR модель (2.16) містить лінійну модель як частковий випадок. З іншого боку, при $\gamma \rightarrow \infty$ модель LSTR1 апроксимує регресійну модель перемикавання з двома режимами, які мають рівні дисперсії.

Альтернативною до LSTR2 моделі є експоненціальна STR (ESTR) модель, в якій функція переходу набуває вигляду

$$G_E(s_t; \gamma, a) = 1 - \exp(-\gamma (s_t - a)^2), \quad \gamma > 0. \quad (2.18)$$

Ця функція є симетричною навколо $s_t = a$ і має при низьких і помірних значеннях параметра нахилу γ приблизно такий самий вигляд, але інше мінімальне значення (нуль) порівняно з логістичною функцією (2.17). Оскільки ця функція містить на один параметр менше, ніж модель LSTR2, то її можна розглядати як корисну альтернативу до логістичної функції переходу. Проте вона має недолік. При $\gamma \rightarrow \infty$ (2.16) з (2.18) стає майже лінійною, де функція переходу дорівнює нулю при $s_t = a$ і одиниці для решти значень аргумента.

На практиці змінна переходу s_t зазвичай стохастична і часто є елементом вектора z_t . Вона може бути лінійною комбінацією декількох змінних, а також може вимірювати різниці деякого елемента з z_t . У випадку, якщо для $s_t = t$ отримуємо лінійну модель із детерміновано змінними параметрами.

Проведемо одновимірне економетричне дослідження ряду процента економічної активності *LFPR*, використовуючи методику LSTAR моделювання. Порядок довжини лагів, які входитимуть у модель, обираємо на підставі

порівняння статистичних критеріїв Акайка, Шварца та Ханнана–Куїна для відповідних лінійних моделей. Для врахування сезонності у характері поведінки ряду в модель включено константу та сезонні змінні $S1, S2, S3$, які набувають значення 1 відповідно у першому, другому та третьому кварталах і нуль для усіх інших кварталів. Результати оцінювання авторегресійних моделей з різною довжиною лагів засвідчують, що найкращим вибором є модель, яка містить три попередніх запізнення, тобто $p=3$.

Отже, проведемо моделювання поведінки ряду $LFPR$ на підставі STAR моделі такого загального вигляду:

$$\Delta \ln LFPR_t = \beta' Seas_t + \varphi' y_t + \theta' y_t G(s_t; \gamma, \alpha) + u_t, \quad t=1, \dots, T, \quad (2.19)$$

де $Seas_t = (S1_t, S2_t, S3_t)$ – вектор сезонних фіктивних змінних; $y_t = (1, \Delta \ln LFPR_{t-1}, \Delta \ln LFPR_{t-2}, \Delta \ln LFPR_{t-3})'$ – вектор пояснюючих змінних; $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)'$, $\varphi = (\varphi_0, \varphi_1, \varphi_2, \varphi_3)'$ і $\theta = (\theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3)'$ – вектори невідомих параметрів моделі; u_t – iid $(0, \sigma^2)$ послідовність випадкових збурень. Функція переходу $G(s_t; \gamma, \alpha)$ задається логістичною функцією (2.17), яка є неперервною функцією від змінної переходу s_t , параметра нахилу γ та вектора параметрів розподілу α . Вектор параметрів розподілу $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_K)'$ визначає певні порогові значення між різними змінними в часі режимами, які визначаються різними значеннями s_t .

Для обґрунтування коректності використання нелінійної моделі згладженого переходу (2.16)–(2.17) використаємо загальну методику тестування нульової гіпотези про лінійність за альтернативи про LSTR-нелінійність певного типу [319; 361]. У випадку STR моделі використовують апроксимацію функції переходу (2.17) за допомогою її розвинення в ряд Тейлора до третього порядку поблизу нульової гіпотези $\gamma = 0$. Як наслідок для тестування оцінюють допоміжну регресію [441, с. 226]

$$y_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j' \tilde{z}_t s_t^j + u_t^*, \quad t=1, \dots, T, \quad (2.20)$$

де $z_t = (1, \tilde{z}_t)'$; $\tilde{z}_t$ – m -вимірний вектор; $u_t^* = u_t + R_3(s_t; \gamma, \alpha) \theta' z_t$; $R_3(s_t; \gamma, \alpha)$ – залишковий член розвинення, а параметри β_j ($j=1, 2, 3$) можна зобразити у

вигляді γb_j , де b_j є функціями від θ і α , $b_j \neq 0$. Нульова гіпотеза про лінійність формулюється так: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, і є звичайною лінійною за параметрами гіпотезою в лінійній моделі. За правильної нульової гіпотези тестова статистика має асимптотичний χ^2 - розподіл з трьома ступенями свободи. Проте для невеликих і середніх вибірок χ^2 - розподіл статистики може бути серйозно спотворений, тому в цих випадках рекомендують використовувати відповідну F - статистику [361]. За нульової гіпотези її розподіл апроксимується $F[3, T-4m-1]$ розподілом Фішера.

Для визначення адекватної LSTR специфікації для частки економічно активного населення оберемо множину потенційних змінних переходу $S = \{ Trend, \Delta \ln LFPR_{t-1}, \Delta \ln LFPR_{t-2}, \Delta \ln LFPR_{t-3} \}$ і проведемо тестування нелінійності, по черзі використовуючи як змінну переходу кожен елемент з S . Якщо нульова гіпотеза відхиляється для декількох змінних переходу, то обирають ту змінну, для якої p -значення тесту найменше, оскільки ступінь відхилення нульової гіпотези є сильнішим проти правильної альтернативи, ніж проти інших альтернативних моделей. Однак, якщо кілька малих p -значень близькі один до одного, то треба продовжити моделювання й оцінити декілька відповідних STR моделей, а тоді на етапі оцінювання здійснити вибір між ними.

Для вибору типу адекватної LSTR моделі використаємо таку послідовність тестувань: 1) тестування нульової гіпотези $H_{04}: \beta_3 = 0$ (статистика $F4$); 2) тестування нульової гіпотези $H_{03}: \beta_2 = 0$ за умови $\beta_3 = 0$ (статистика $F3$) і 3) тестування нульової гіпотези $H_{02}: \beta_1 = 0$ за умови $\beta_3 = \beta_2 = 0$ (статистика $F2$). Зазначимо, що в частковому випадку $\alpha = 0$ для моделі LSTR1 $\beta_2 = 0$, тоді як для моделей LSTR2 і ESTR $\beta_1 = \beta_3 = 0$ [441, с. 227]. Якщо ж $\alpha \neq 0$, то все ж β_2 ближче до нульового вектора ніж β_1 або β_3 для моделі LSTR1, і навпаки для моделі LSTR2. Тому, якщо p -значення тесту рішуче відкидає гіпотезу H_{03} , то варто вибрати модель LSTR2 або ESTR, у іншому випадку обирають модель LSTR1. Результати проведених послідовних тестувань для різних змінних переходу наведено в табл. 2.6.

Таблиця 2.6

**Результати тестування характеру нелінійності авторегресійних
співвідношень**

Гіпотеза	<i>Trend</i>	$\Delta \ln LFPR(-1)$	$\Delta \ln LFPR(-2)$	$\Delta \ln LFPR(-3)$
<i>p-value F</i> (H_0)	0,0356**	0,0482**	0,0136**	0,7895
<i>p-value F4</i> (H_{04})	0,0945	0,0923	0,0708	0,5624
<i>p-value F3</i> (H_{03})	0,0312**	0,0427**	0,9221	0,5951
<i>p-value F2</i> (H_{02})	0,5276	0,0212**	0,0030***	0,6839
Тип коректної моделі	<i>LSTR2</i>	<i>LSTR1</i> <i>LSTR2</i>	<i>LSTR1</i>	Лінійна

Примітка: ** позначає статистичну значущість на рівні 5%, *** – на рівні 1%.

Джерело: оцінки автора.

Внаслідок проведених тестувань отримано *p*-значення для тестових статистик, які менші за допустимий рівень значущості 5% для перших трьох змінних переходу з *S* (табл. 2.6), що виявляє нелінійність авторегресійних співвідношень і обґрунтовує необхідність використання при моделюванні коефіцієнта участі в робочій силі нелінійних LSTAR моделей. Тестування засвідчують, що адекватними можуть бути LSTR1 моделі зі змінними переходу $\Delta \ln LFPR_{t-1}$ або $\Delta \ln LFPR_{t-2}$ та LSRT2 моделі зі змінними переходу $\Delta \ln LFPR_{t-1}$ або *Trend*. Зазначимо, що LSTR1 і LSTR2 моделі описують різні типи поведінки. Перша модель ($K = 1$) має два крайні режими, які відрізняються між собою. Зокрема, якщо змінна переходу є індикатором переходу між фазами ділового циклу, то один режим буде відповідати фазі піднесення у діловому циклі, а другий – пов'язаним із фазою спаду. Тому LSTR1 модель дає змогу змодельовати асиметричну поведінку економічної активності на ринку праці та описати залежність властивостей процесу від того, в якій фазі ділового циклу перебуває економіка. LSTR2 модель має два однакових режими для дуже великих і малих значень змінної переходу, тоді як середній режим відрізняється [361].

Оскільки на етапі тестування нелінійності отримано декілька можливих нелінійних специфікацій, то вибір між ними відбуватиметься впродовж оцінювання та діагностики моделей. Параметри STAR моделей оцінимо за допомогою використання методу максимальної правдоподібності та ітераційного алгоритму BFGS. Обчислення здійснюватимемо за допомогою спеціалізованого економетричного пакета JMulTi.

Початкові значення параметрів обрано на підставі сітчастого пошуку. У табл. 2.7 наведено результати оцінювання початкових значень параметра нахилу та параметрів розподілу для різних моделей згладженого переходу з різними змінними переходу.

Таблиця 2.7

Результати оцінювання початкових значень параметрів функції переходу

Тип	Параметр α		Параметр γ		SSR
Моделі	інтервал пошуку	початкове значення	інтервал пошуку	початкове значення	
Змінна переходу – $TREND$					
LSTR2	[1,00; 45,00]	$\alpha_1 = 5,5517$ $\alpha_2 = 43,4828$	[0,50; 10,00]	$\gamma = 10,00$	0,0034
Змінна переходу – $\Delta \ln LFPR(-1)$					
LSTR1	[-0,0507; 0,0365]	$\alpha_1 = -0,0206$	[0,50; 10,00]	$\gamma = 3,2100$	0,0021
LSTR2	[-0,0507; 0,0365]	$\alpha_1 = -0,0267$ $\alpha_2 = -0,0034$	[0,50; 10,00]	$\gamma = 7,2102$	0,0028
Змінна переходу – $\Delta \ln LFPR(-2)$					
LSTR1	[-0,0507; 0,0365]	$\alpha_1 = 0,0004$	[0,50; 10,00]	$\gamma = 9,2401$	0,0040

Джерело: розрахунки автора.

Дослідження показують, що найменшими значеннями суми квадратів залишків *SSR* характеризуються моделі LSTR1 і LSTR2 зі змінною переходу $\Delta \ln LFPR_{t-1}$. На рис. 2.6, 2.7 зображено значення *SSR* як функції від обох параметрів α і γ для цих моделей. Зокрема, на рис. 2.6а, 2.7а зображено поверхні $(-1) \cdot SSR$, і тому визначається їхній максимум, а на рис. 2.6б, 2.7б –

лінії рівня функції SSR , які дають змогу визначити мінімальне значення суми квадратів залишків.

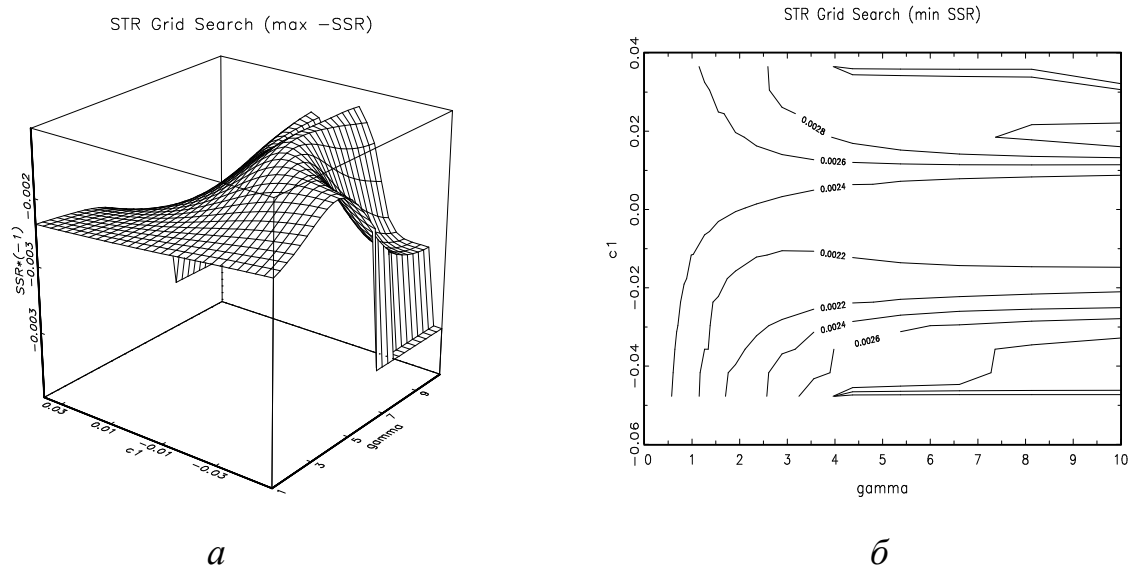


Рис. 2.6. Графічне зображення суми квадратів залишків моделі $LSTR1$ як функції від параметрів нахилу та розподілу

Джерело: розрахунки автора.

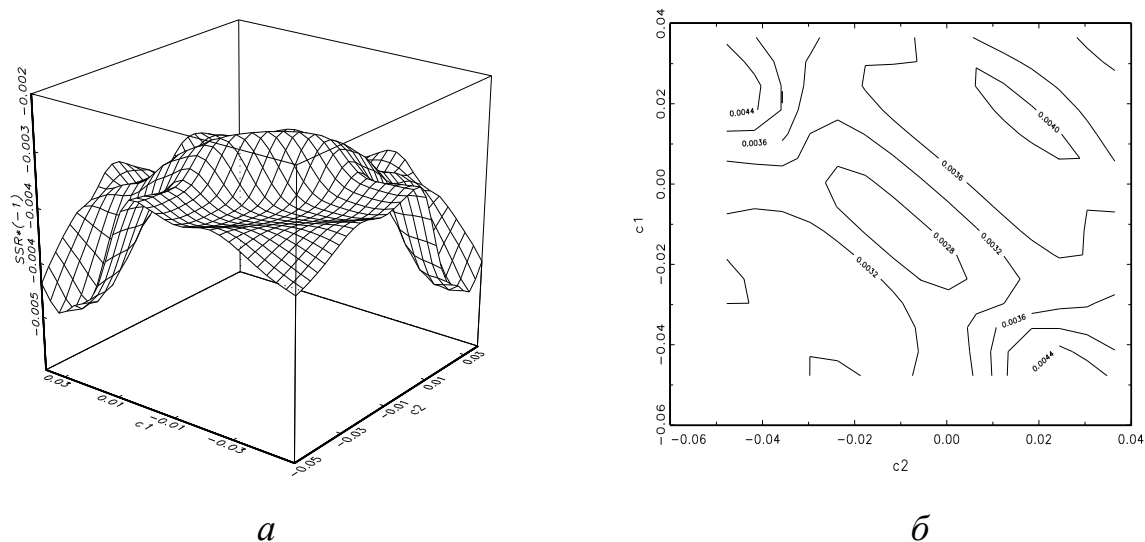


Рис. 2.7. Графічне зображення суми квадратів залишків моделі $LSTR2$ як функції від двох параметрів розподілу

Джерело: розрахунки автора.

Подальше оцінювання та діагностування різних моделей згладженого переходу на підставі тестування автокореляції залишків, умовної

гетероскедастичності та нормальності їх розподілу, а також стабільності параметрів виявляють, що найкращою для опису темпу росту частки економічно активного населення є LSTR1 модель зі змінною переходу $\Delta \ln LFPR_{t-1}$.

Отож, остаточна LSTAR специфікація моделі для коефіцієнта економічної активності населення набуває такий вигляду:

$$\Delta \ln LFPR_t = \varphi_0 + \beta_1 SI_t + \beta_2 S2_t + \beta_3 S3_t + \quad (2.21)$$

$$+ \varphi_1 \Delta \ln LFPR_{t-1} + \varphi_2 \Delta \ln LFPR_{t-2} + \varphi_3 \Delta \ln LFPR_{t-3} +$$

$$+ G(s_t; \gamma, \alpha) (\theta_1 \Delta \ln LFPR_{t-1} + \theta_2 \Delta \ln LFPR_{t-2} + \theta_3 \Delta \ln LFPR_{t-3}) + u_t,$$

$$G(\Delta \ln LFPR_{t-1}; \gamma, \alpha) = 1 / (1 + \exp(-\gamma (\Delta \ln LFPR_{t-1} - \alpha))), \quad (2.22)$$

де $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$;

G – обмежена нулем та одиницею функція переходу;

$$s_t = \Delta \ln LFPR_{t-1}.$$

Зазначимо, що лінійну авторегресійну модель отримуємо при $\gamma = 0$. При $\gamma \rightarrow \infty$ отримуємо $G(s_t; \gamma, \alpha) = 0$, якщо $\Delta \ln LFPR_{t-1} < \alpha$ і $G(s_t; \gamma, \alpha) = 1$, якщо $\Delta \ln LFPR_{t-1} > \alpha$. Функція переходу (2.22) є монотонно зростаючою за s_t , параметр нахилу γ характеризує те, як швидко відбувається перехід значень функції від 0 до 1, а параметр розподілу α визначає, де відбувається цей перехід. Модель описує ситуацію, за якої фази піднесення та спаду економіки у діловому циклі мають різні динаміки, а перехід між ними відбувається плавно. Параметр нахилу γ характеризує швидкість переходу від одного режиму до іншого.

Результати оцінювання параметрів LSTR1 моделі зі змінною переходу $\Delta \ln LFPR_{t-1}$ та врахування сезонних змінних поряд із результатами оцінювання лінійної авторегресійної моделі наведено в табл. 2.8. Оцінювання нелінійної моделі виконано на підставі максимізації умовної правдоподібності. Збіжність досягнуто після 17 ітерацій. У таблиці також наведено статистики Стюдента параметрів, ** – означають статистичну значущість на рівні 95%.

Таблиця 2.8

**Результати оцінювання LSTR1 моделі
для коефіцієнта участі в робочій силі**

Змінна	LSTR модель		AR модель	
	Коефіцієнт	<i>t</i> -статистика (<i>p</i> -значення)	Коефіцієнт	<i>t</i> -статистика (<i>p</i> -значення)
Лінійна частина				
Const	-0,0022	-0,1012 (0,9200)	-0,0240	2,8353 (0,0073)
<i>S1</i>	0,0056	0,8753 (0,3880)	0,0280	1,7519 (0,0879)
<i>S2</i>	0,0280	4,1089 (0,0003)	0,0398	5,5308 (0,0000)
<i>S3</i>	0,0194	3,3998 (0,0018)	0,0307	1,8977 (0,0654)
$\Delta \ln LFPR(-1)$	-0,2232	-0,3525 (0,7268)	-0,7273	-5,2032 (0,0000)
$\Delta \ln LFPR(-2)$	0,2282	2,0112 (0,0451)	-0,4622	-2,7060 (0,0101)
$\Delta \ln LFPR(-3)$	-0,8898	-1,6784 (0,1030)	-0,5523	-3,9273 (0,0004)
Нелінійна частина				
Const	0,0135	-0,5666 (0,5749)	—	—
$\Delta \ln LFPR(-1)$	0,1912	-0,3179 (0,7526)	—	—
$\Delta \ln LFPR(-2)$	-0,5434	-2,2655 (0,0304)	—	—
$\Delta \ln LFPR(-3)$	0,4453	0,7986 (0,4304)	—	—
Параметри функції переходу				
Γ	3,4979	2,2352 (0,0257)	—	—
A	-0,0194	-2,9427 (0,0060)	—	—
Статистичні характеристики моделей				
<i>AIC</i>	-9,4007		-6,3688	
<i>SC</i>	-8,8787		-6,0877	
<i>HQ</i>	-9,2061		-6,2640	
R^2	0,8757		0,7980	
adjusted R^2	0,8754		0,7661	
SD залишків	0,0081		0,0093	

Джерело: оцінки автора.

Оцінене значення параметра розподілу $\alpha = -0,01938$ визначає значення, за якого відбуваються плавні зміни в режимі динамічної поведінки економічної

активності населення від періодів її низьких темпів росту до періодів високих значень. Моделювання виявило, що поточний темп таких змін по-різному реагує на зміни у характеристиках попередніх станів, і свідчить про те, що амплітуда значень попереднього темпу зміни коефіцієнта участі в робочій силі визначає зсув режиму поведінки та плавний перехід впродовж часового періоду від його низьких до високих рівнів. Отримане оцінене значення параметра нахилу $\gamma = 3,4979$, яке характеризує плавність такого переходу, є досить великим і свідчить про те, що економічна активність населення досить швидко реагує на зміни, які відбуваються на ринку праці.

На рис. 2.8 зображено графік оціненої функції переходу $G(s_t; \gamma, \alpha) = 1/(1 + \exp(-\gamma(s_t - \alpha)))$ як функцію від змінної переходу $s_t = \Delta \ln LFPR_{t-1}$ (рис. 2.8а), а також динаміку її значень впродовж 2003—2015 років (рис. 2.8б).

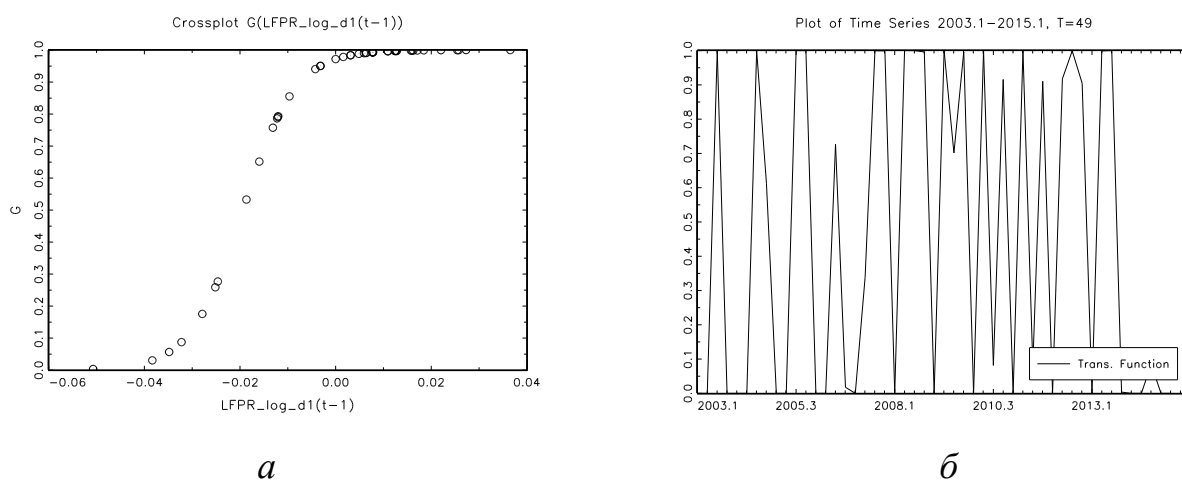


Рис. 2.8. Функція переходу моделі (2.21)–(2.22)

Джерело: оцінки автора.

З графіка функції переходу як функції від спостережень змінної переходу $\Delta \ln LFPR_{t-1}$ видно, що перехід насправді плавний і відносно симетричний стосовно оціненого значення параметра розподілу, тоді як динаміка часового ряду значень функції переходу засвідчує асиметричність відгуків.

На рис. 2.9 зображено лінійну $\phi'z_t$ та нелінійну $\theta'z_t G(s_t; \gamma, \alpha)$ компоненти ряду.

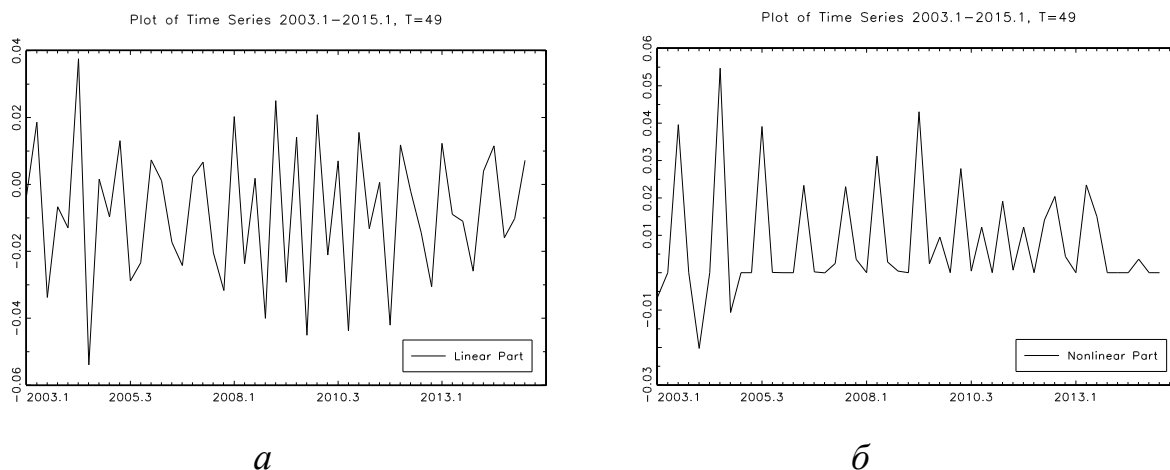


Рис. 2.9. Лінійна та нелінійна компоненти ряду $\Delta \ln LFPR_t$, оцінені на підставі LSTR1 моделі

Джерело: оцінки автора.

Порівняння результатів моделювання на підставі лінійної AR(3) моделі та розробленої нелінійної моделі (2.21)–(2.22) виявило значне зменшення інформаційних критеріїв і стандартної похибки моделі, а також збільшення коефіцієнтів детермінації, що підтверджує необхідність застосування нелінійних підходів у моделюванні. На рис. 2.10 зображено фактичні значення y_t , а також значення оцінені за двома моделями, а саме за лінійною AR моделлю, та значення $\phi' z_t + \theta' z_t G(s_t; \gamma, \alpha)$, визначенні на підставі нелінійної LSTR1 моделі, які враховують оцінки лінійної та нелінійної компонент.

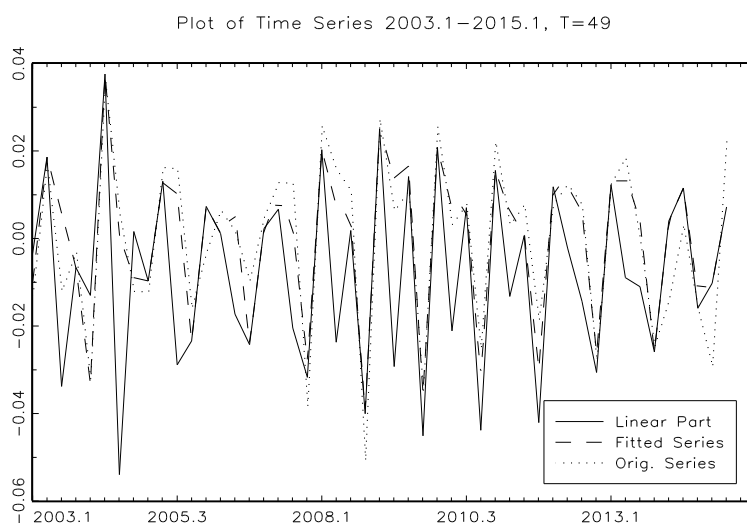


Рис. 2.10. Фактичні значення ряду $\Delta \ln LFPR_t$ та оцінені його значення на підставі AR(3) і LSTR1 моделей

Джерело: розрахунки автора.

Моделювання засвідчує, що оцінки LSTR1 моделі дають кращі *ex post* прогнози, аніж їхні лінійні (AR) відповідники, похибка відхилень оцінених за LSTR1 моделлю (2.21)–(2.22) значень *LFPR* від їхніх фактичних даних у середньому становить 0,2%.

Після того як STR модель оцінено, треба перевірити чи вона адекватно моделює нелінійність виявлену в даних на початку дослідження та протестувати чи не залишається ще деяка нелінійність, яку не вдалося описати за допомогою оціненої STR моделі, а також перевірити стабільність параметрів моделі. Нестабільність параметрів моделі може свідчити про помилковість (неправильність) обраної специфікації моделі або зміну економічного співвідношення, яке описує модель, впродовж часу.

Перевіримо адекватність моделювання нелінійності в даних, яка виявлена на початку дослідження, і протестуємо наявність додаткової нелінійності, яка могла ще залишитись. Для проведення такої перевірки розглядають таке доповнення STR моделі [440; 361, с. 230]:

$$y_t = \varphi' z_t + \theta' z_t G(s_{1t}; \gamma_1, a_1) + \psi' z_t H(s_{2t}; \gamma_2, a_2) + u_t, \quad (2.23)$$

де $H(s_{2t}; \gamma_2, a_2)$ ще одна функція переходу вигляду (2.16), причому $H(s_{2t}; 0, a_2) = 0$, а $u_t \sim \text{iid } N[0, \sigma^2]$. Нульова гіпотеза про відсутність додаткової нелінійності формулюється як $H_0: \gamma_2 = 0$ для (2.23).

Застосування тесту LM-типу для перевірки цієї гіпотези є подібним до тестування початкової нелінійності. Відмінність, яка тут виникає порівняно з випадком тестування лінійності в початковій моделі полягає в тому, що у цьому випадку вектор z_t у (2.20) замінюють на градієнт-вектор

$$v_t = (z_t', z_t' G(s_{1t}; \gamma_1^{\wedge}, a_1^{\wedge}), g_t(\gamma^{\wedge}), g_t(a_1^{\wedge}))',$$

де $g_t(\gamma) = \partial G(s_{1t}; \gamma_1, a_1) / \partial \gamma_1|_{(\gamma_1, a_1) = (\gamma_1^{\wedge}, a_1^{\wedge})}$;

$$g_t(a_1) = \partial G(s_{1t}; \gamma_1, a_1) / \partial a_1|_{(\gamma_1, a_1) = (\gamma_1^{\wedge}, a_1^{\wedge})}.$$

Крім тестування залишкової нелінійності для обґрунтування адекватності побудованої моделі, необхідно також перевірити стабільність параметрів оціненої моделі (2.21)–(2.22). Для проведення тестування регресію (2.16) переписують у вигляді [441, с. 232]

$$y_t = \varphi(t)' z_t + \theta(t)' z_t G(s_t; \gamma, \alpha) + u_t, \quad \gamma > 0, \quad (2.24)$$

де

$$\varphi(t) = \varphi + \lambda_\varphi H_\varphi(t^*; \gamma_\varphi, \alpha_\varphi) \quad \text{і} \quad \theta(t) = \theta + \lambda_\theta H_\theta(t^*; \gamma_\theta, \alpha_\theta), \quad (2.25)$$

де $t^* = t/T$ і $u_t \sim \text{iid } N[0, \sigma^2]$. Функції $H_\varphi(t^*; \gamma_\varphi, \alpha_\varphi)$ і $H_\theta(t^*; \gamma_\theta, \alpha_\theta)$ визначені в (2.25) для $s_t = t^*$. Вони характеризують два різних змінних в часі вектори параметрів, значення яких плавно змінюються між φ і $\varphi + \lambda_\varphi$ та θ і $\theta + \lambda_\theta$, відповідно. Рівняння (2.24)–(2.25) визначають змінну в часі регресійну модель згладженого переходу (time-varying smooth transition regression model). Нульова гіпотеза про сталість параметрів формулюється як $H_0: \gamma_\varphi = \gamma_\theta = 0$, тоді як альтернативна гіпотеза визначає плавну зміну параметрів у часі та має вигляд H_1 : або $\gamma_\varphi > 0$, або $\gamma_\theta > 0$, або поєднання обох альтернатив.

Для тестування нульової гіпотези використовують тест LM-типу. У цьому випадку будується допоміжна регресія залишків $\hat{u}_t$ стосовно

$$v_t = [z_t', z_t' t^*, z_t' (t^*)^2, z_t' (t^*)^3, z_t' t^* G(s_t; \gamma, \alpha), z_t' (t^*)^2 G(s_t; \gamma, \alpha), z_t' (t^*)^3 G(s_t; \gamma, \alpha)]'.$$

Результати тестування залишкової нелінійності та стабільності параметрів моделі наведено в табл. 2.9.

Таблиця 2.9

Результати тестування адекватності специфікації моделі

Тестування	<i>p</i> -значення	<i>p</i> -значення	<i>p</i> -значення	<i>p</i> -значення
залишкової	<i>F</i>	<i>F4</i>	<i>F3</i>	<i>F2</i>
нелінійності	0,63649	0,39900	0,95342	0,27155
Тестування	Функція	Тестова	Розподіл	<i>p</i> -значення
стабільності	переходу	статистика		
параметрів	H_θ	1,1917	$F[11,19]$	0,3549
	H_φ	1,2048	$F[22,8]$	0,4142

Джерело: розрахунки автора.

Проведені тестування свідчать про стабільність параметрів моделі та відсутність додаткової нелінійності, а відтак на адекватність вибору LSTAR1

моделі для опису динаміки процента економічно активного населення в Україні.

Проведемо також діагностування побудованої моделі (2.21)–(2.22) на підставі дослідження властивостей її залишків.

Тестування наявності автокореляції в ряді залишків STR моделей є частковим випадком загального тесту. Зокрема, тестування нульової гіпотези про відсутність автокореляції залишків моделі (2.21)–(2.22) проти альтернативи про автокореляцію порядку не більшого за q базується на регресії залишків $\hat{u}_t$ оціненої LSTAR моделі стосовно своїх лагових значень $\hat{u}_{t-1}, \dots, \hat{u}_{t-q}$ і часткових похідних логарифмічної функції правдоподібності за параметрами моделі, які обчислено в точці, що максимізує $\ln L$. Тестова статистика має вигляд [441, с. 230]

$$F_{LM} = \{ (SSR_0 - SSR_1)/q \} / \{ SSR_1/(T-n-q) \},$$

де n – кількість параметрів моделі;

SSR_0 – сума квадратів залишків LSTAR моделі;

SSR_1 – сума квадратів залишків відповідної допоміжної регресії.

За нульової гіпотези розподіл тестової статистики апроксимується F - розподілом Фішера з $N_1 = q$ і $N_2 = T-n-q$ ступенями вільності.

Результати тестувань автокореляції залишків моделі (2.21)–(2.22) для різних порядків лагів, які наведено в табл. 2.10, засвідчують їхню неавтокорельованість.

Для діагностування адекватності оціненої моделі перевіримо також нульову гіпотезу про відсутність *ARCH* ефектів у залишках і протестуємо нормальність їхнього розподілу на основі тесту Жарка–Бера.

Результати проведених тестувань, які наведено в табл. 2.11, свідчать про нормальність розподілу залишків і відсутність умовної гетероскедастичності.

Отже, результати проведених статистичних тестувань засвідчують адекватність проведеного моделювання та коректність використання нелінійної логістичної моделі згладженого переходу для опису поведінки коефіцієнта участі в робочій силі в Україні.

Таблиця 2.10

**Результати тестування автокореляції залишків
LSTAR моделі (2.21)–(2.22)**

	Порядок лагу	Тестова статистика	Розподіл	<i>p</i> -значення
<i>LM</i> -тест присутності автокореляції	1	0,7353	$F[1,30]$	0,3980
	2	0,3680	$F[2,28]$	0,6954
	3	0,5199	$F[3,26]$	0,6723
	4	0,7041	$F[4,24]$	0,5969
	5	0,5264	$F[5,22]$	0,7538
	6	0,4824	$F[6,20]$	0,8136
	7	0,6239	$F[7,18]$	0,7299
	8	0,5728	$F[8,16]$	0,7854

Джерело: розрахунки автора.

Таблиця 2.11

**Результати тестування нормальності залишків та *ARCH* ефектів у LSTAR
моделі (2.21)–(2.22)**

<i>ARCH-LM</i> тест (8 лагів)	χ^2 - статистика	<i>p</i> - значення	<i>F</i> - статистика	<i>p</i> – значення
	3,4271	0,9048	0,4721	0,8653
Тестування нормальності	Коефіцієнт асиметрії	Коефіцієнт ексцесу	Статистика Жарка-Бера	<i>p</i> – значення
	-0,4604	3,1742	1,6468	0,4389

Джерело: розрахунки автора.

2.3. Нелінійне моделювання динаміки безробіття на підґрунті порогових авторегресій

Перспективним напрямом сучасних досліджень можна вважати також підхід, який ґрунтується на застосуванні економетричних методів і моделей аналізу нелінійних часових рядів з нетиповими функціями розподілу, до яких,

зокрема, належать моделі порогових авторегресій. Відповідно розробка та реалізація даного класу моделей сьогодні надзвичайно актуальна для дослідження ринку праці України, оскільки дозволить не тільки адекватно прогнозувати нелінійні процеси та зміну їхньої динаміки на ринку праці, а й оцінювати значення порогових параметрів, які визначають різні режими їхньої поведінки, зокрема динаміку зростання та зниження безробіття й зайнятості, що дає змогу в короткостроковому періоді з метою прогнозування та коригування короткострокових процесів і переходу до тривалого економічного зростання передбачати фази їх спаду та підвищення й своєчасно реагувати на них.

Безробіття – соціально-економічне явище, за якого частина робочої сили з певних причин не зайнята в економічній діяльності. Коливний характер динаміки рівня безробіття є важливим фактором впливу на всі аспекти ринку, без його дослідження неможливе ефективне вивчення діяльності економіки. Рівень зареєстрованого безробіття визначають як відсоткове відношення кількості безробітних, зареєстрованих у Державній службі зайнятості, до середньорічної кількості робочої сили. Аналіз його співвідношення з показником рівня безробіття, який визначено за методологією МОП, дає змогу оцінити ступінь довіри громадян до держави стосовно питання працевлаштування та загальнообов'язкового державного соціального страхування на випадок безробіття.

Грунтуючись на теоретичних узагальненнях нелінійності поведінки показників ринку праці, змодельємо динаміку рівня зареєстрованого безробіття для української економіки на підставі нелінійного аналізу часових рядів. Розглянемо часовий ряд u_t , який описує рівень зареєстрованого безробіття серед населення працездатного віку в Україні. Динаміку його місячних значень протягом 1999—2015 рр. зображено на рис. 2.11а. Дані отримано на підставі статистичних звітів, розміщених на сайті Державної служби статистики, а також періодичних видань Державного центру зайнятості. Візуальний аналіз графіка цього ряду, дозволяє зробити попередній висновок про його нестационарність. Статистична перевірка даного ряду на наявність одиничного

кореня на підставі розширеного тесту Дікі-Фуллера підтверджує, що ряд u_t , який ми аналізуємо, є інтегрованим першого порядку ($ADF = -2,2945$ для рівнів і $ADF = -4,6161$ для перших різниць), а тому моделювання проводитимемо для ряду перших різниць $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$, який, відповідно, є стаціонарним. Графік значень перших різниць ряду зображено на рис. 2.11б.

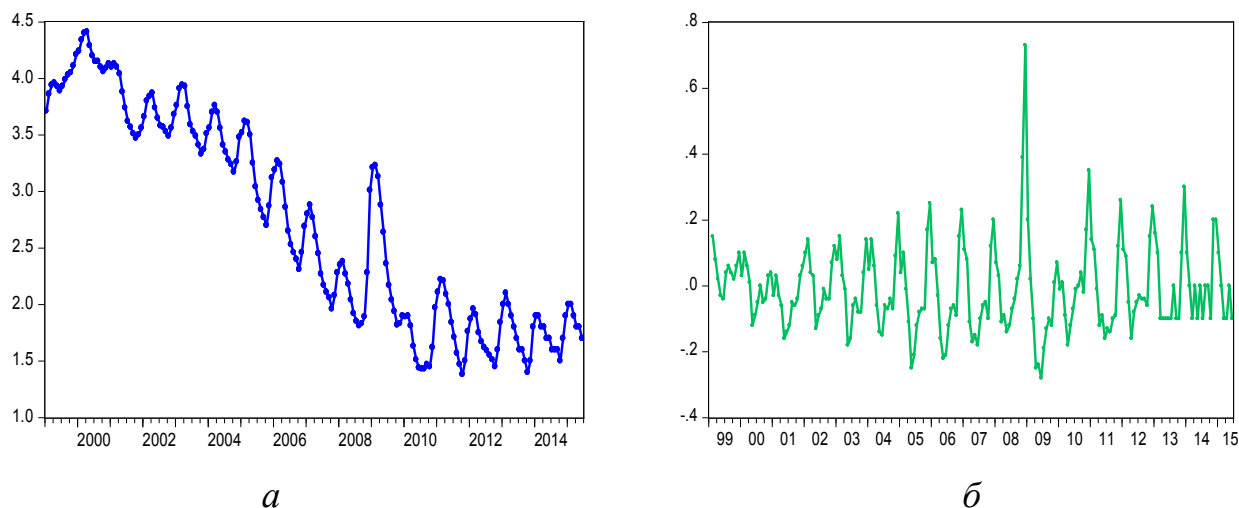


Рис. 2.11. Динаміка: а) значень зареєстрованого рівня безробіття; б) змін у рівні зареєстрованого безробіття в Україні впродовж 1999—2015 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Аналіз результатів оцінювання авторегресійних AR моделей

$$\Delta u_t = c + \alpha_1 \Delta u_{t-1} + \alpha_2 \Delta u_{t-2} + \dots + \alpha_{p-1} \Delta u_{t-p+1} + \alpha_p \Delta u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.26)$$

засвідчує, що більшість параметрів незначущі, крім того, статистичні характеристики залишків заперечують адекватність такої специфікації. Дослідження виявило, що лінійна структура моделі не є коректною і потребує узагальнення. Досліджуючи статистичні властивості та графічне зображення значень рівня безробіття в Україні, можна припустити, що його поведінка моделюється різними процесами впродовж різних часових проміжків. Для моделювання такого типу нелінійності застосовують порогові авторегресійні моделі, які дають змогу відобразити зміну поведінки часового ряду залежно від значення деякої функції, яка визначається економічною структурою.

Для моделювання нелінійного характеру зареєстрованого безробіття в Україні використаємо порогові авторегресійні моделі, які характеризують зміну

поведінки часового ряду залежно від значення деякої порогової величини, яка невідома, тому також є предметом дослідження. Методи наближення загальної нелінійної структури пороговою авторегресією висвітлені в працях відомих науковців-економетристів К. Ченя, Г. Тонга, Б. Хансена, Д. Піла, А. Спайта [269; 319; 401] та ін.

Найпоширеніший тип такого класу моделей – дворежимна порогова авторегресійна (TAR) модель (threshold autoregressive model), яка для рівня безробіття матиме такий загальний вигляд:

$$\Delta u_t = (\alpha_0 + \alpha_1 \Delta u_{t-1} + \alpha_2 \Delta u_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta u_{t-p}) \cdot I(q_{t-1} \leq \gamma) + \quad (2.27)$$

$$+ (\beta_0 + \beta_1 \Delta u_{t-1} + \beta_2 \Delta u_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta u_{t-p}) \cdot I(q_{t-1} > \gamma) + \varepsilon_t,$$

де $I(\cdot)$ позначає функцію-індикатор, яка набуває значення 1 або 0, залежно від значення аргументу; $q_{t-1} = q(u_{t-1}, \dots, u_{t-s})$ є деякою функцією попередніх даних. Значення параметра $p > 1$ визначає порядок авторегресії. Параметр γ називають пороговим параметром. Параметри α_j є авторегресійними коефіцієнтами нахилів, якщо $q_{t-1} \leq \gamma$, а параметри β_j є авторегресійними коефіцієнтами при лагових змінних, якщо $q_{t-1} > \gamma$. Припускається, що збурення ε_t не залежать від попередніх значень u_t , а також, що вони є однаково розподіленими незалежними випадковими величинами ($\varepsilon_t \in iid [0, \sigma^2]$).

Проаналізуємо дві альтернативні форми моделі (2.27). Для цього визначимо

$$y_t = (1 \ \Delta u_{t-1} \ \dots \ \Delta u_{t-p})' \quad (2.28)$$

і

$$y(\gamma)_t = (y_t' \cdot I(q_{t-1} \leq \gamma) \ y_t' \cdot I(q_{t-1} > \gamma))'.$$

Тоді (2.27) можна записати у вигляді

$$\Delta u_t = y_t' \cdot \alpha \cdot I(q_{t-1} \leq \gamma) + y_t' \cdot \beta \cdot I(q_{t-1} > \gamma) + \varepsilon_t$$

або

$$\Delta u_t = (y(\gamma)_t)' \delta + \varepsilon_t, \quad (2.29)$$

де $\delta = (\alpha' \beta)'$. Невідомими параметрами моделі, які потрібно оцінити, є вектор параметрів δ і γ , крім того, однією з основних проблем дослідження на підставі

TAR моделей є вибір функціональної залежності, яка відповідає за зміну режиму поведінки досліджуваного показника, тобто порогової функції q .

Оскільки модель (2.29) є нелінійною за параметрами, то одним з допустимих методів її оцінювання є метод максимальної правдоподібності (ML). Крім того, за припущення, що $\varepsilon_t \in iid N[0, \sigma^2]$, та врахувавши, що регресійне рівняння (2.29) розривне, для оцінювання параметрів моделі використовують послідовні умовні LS оцінки.

Для оцінювання параметрів моделі (2.29) для кожної порогової функції q_{t-1} визначимо всілякі можливі значення, яких вона може набувати впродовж досліджуваного часового періоду. Для кожного такого значення γ знайдемо точкові LS оцінки параметрів δ моделі [319]

$$\hat{\delta}(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{y}_t(\gamma) \mathbf{y}_t'(\gamma) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{y}_t(\gamma) \Delta u_t \right). \quad (2.30)$$

На підставі залишків оціненої моделі

$$\hat{\varepsilon}_t(\gamma) = \Delta u_t - \mathbf{y}_t'(\gamma) \hat{\delta}(\gamma)$$

обчислимо оцінку невідомої дисперсії збурень

$$\hat{\sigma}_T^2(\gamma) = 1/T \sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t(\gamma))^2. \quad (2.31)$$

Отримавши множину дисперсій залишків, які відповідають різним значенням порогової функції, вибираємо найменше $\hat{\sigma}_T^2$ і відповідне йому значення порогу. Тоді LS оцінкою порогового параметра γ є значення, яке мінімізує (2.31)

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin}_{\{\gamma \in \Gamma\}} \hat{\sigma}_T^2(\gamma), \quad (2.32)$$

де $\Gamma = [\gamma_1, \gamma_2]$.

Зауважимо, що дисперсія залишків $\hat{\sigma}_T^2(\gamma)$ може набувати щонайбільше T різних значень, які залежать від значень, яких набуває параметр γ . Ці значення відповідають $\hat{\sigma}_T^2(\gamma)(q_{t-1})$, $t=1, \dots, T$. Тому для знаходження оцінок параметрів моделі застосуємо OLS до регресій вигляду (2.29), приймаючи $\gamma = q_{t-1}$ для кожного $q_{t-1} \in \Gamma$. Для кожної регресії обчислюємо дисперсію залишків

$$\hat{\sigma}_T^2(q_{t-1}) = 1/T \sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t(q_{t-1}))^2.$$

Отримавши множину дисперсій залишків, які відповідають різним значенням порогової функції, вибираємо найменше $\hat{\sigma}_T^2(\gamma)$ і відповідне значення γ , яке відповідає найменшому значенню дисперсії, тобто

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin}_{\{q \in \Gamma\}} \hat{\sigma}_T^2(q_{t-1}).$$

Тоді оцінку δ знаходимо як $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\hat{\gamma})$. Відповідні залишки обчислюємо як $\hat{\varepsilon}_t = \Delta u_t - y_t'(\hat{\gamma}) \hat{\delta}$ з вибірковою дисперсією $\hat{\sigma}_T^2 = \hat{\sigma}_T^2(\hat{\gamma})$.

Якщо визначити порогову змінну як $q_{t-1} = \Delta u_{t-d}$ для деяких цілих $d \in [1, d_0]$, то отримуємо самозбуджуючу порогову авторегресійну (SETAR) модель (self-exciting threshold autoregressive). Ціле число d , яке називають лагом затримки, зазвичай є невідомим, тому має бути оціненим. У випадку використання SETAR моделей метод отримання оцінок параметрів потребує оцінювання принаймні $T \times d_0$ регресій.

Для застосування порогової моделі до дослідження поведінки рівня безробіття як функцію-індикатор розглянемо різні лаги рівнів безробіття u_{t-d} для деякого $d \leq 12$, а також різні лаги змін безробіття Δu_{t-d} , $d=1, \dots, 12$. У табл. 2.12–2.13 наведені результати оцінювання моделей, що враховують 24 різні варіанти порогових функцій.

Чисельні розрахунки проведено на підставі складеної автором програми в програмному середовищі GAUSS за допомогою використання матричної мови програмування, яку широко застосовують вчені, статистики, економетристи та фінансові аналітики, і яка є достатньо універсальною для різноманітних чисельних задач. Зокрема, у першому стовпці таблиць подано вигляд порогової функції q_{t-1} , а в другому – мінімальна сума квадратів залишків $\hat{\sigma}_T^2(\hat{\gamma})$ для відповідної порогової функції. Найкращий результат у випадку використання запізнень зміни безробіття (табл. 2.12) отримуємо для $q_{t-1} = \Delta u_{t-6}$, а у випадку використання лагів рівня безробіття (табл. 2.13) – для $q_{t-1} = u_{t-2}$.

Таблиця 2.12

Результати пошуку та тестування адекватності TAR моделей безробіття для порогової функції, що характеризує лаги змін у рівні безробіття

Тип порогової функції	Найменше значення дисперсії	Оцінка порогового параметра	Тестування коректності TAR моделі	Ймовірність неадекватності TAR моделі
	$\hat{\sigma}_T^2 \cdot 1000$	$\hat{\gamma}$	$F_T(\gamma)$	$Prob$
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1}$	3,8187	0,065	80,24	0,000
$q_{t-1} = \Delta u_{t-2}$	3,8493	0,005	78,36	0,000
$q_{t-1} = \Delta u_{t-3}$	3,9610	-0,035	71,75	0,001
$q_{t-1} = \Delta u_{t-4}$	3,8030	0,005	81,22	0,000
$q_{t-1} = \Delta u_{t-5}$	4,2664	-0,073	55,44	0,001
$q_{t-1} = \Delta u_{t-6}$	3,3135	-0,101	124,73	0,000
$q_{t-1} = \Delta u_{t-7}$	3,6485	-0,125	91,26	0,000
$q_{t-1} = \Delta u_{t-8}$	3,7097	-0,085	87,18	0,000
$q_{t-1} = \Delta u_{t-9}$	3,8647	-0,098	77,42	0,000
$q_{t-1} = \Delta u_{t-10}$	3,6432	0,006	91,27	0,000
$q_{t-1} = \Delta u_{t-11}$	3,6134	0,045	93,62	0,000
$q_{t-1} = \Delta u_{t-12}$	3,3641	0,105	112,15	0,000

Джерело: оцінки автора.

Важливо перевірити чи розроблені нелінійні TAR моделі статистично значущо відрізняються від лінійних авторегресійних моделей відповідного порядку, що визначається в процесі аналізу поведінки автокореляційної та часткової автокореляційної функції ряду, а також інших процедур ідентифікації.

Відповідною нульовою гіпотезою є $H_0 : \alpha = \beta$. Якщо похибки незалежні й однаково розподілені Д. Ендрюс і В. Плобергер [227] довели, що за відомого значення порогу тестування нульової гіпотези з силою тесту, яка близька до оптимальної, можна виконати, використовуючи F статистику

$$F_T(\gamma) = T((\sigma_a)_T^2 - \hat{\sigma}_T^2(\gamma)) / (\hat{\sigma}_T^2(\gamma)), \quad (2.33)$$

де

$$(\sigma_a)_T^2 = 1/T \sum_{t=1}^T (\Delta u_t - y_t' a)^2, \quad (2.34)$$

а

$$a = \left(\sum_{t=1}^T y_t y_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T y_t \Delta u_t \right) \quad (2.35)$$

є OLS оцінкою a за припущення, що $\alpha = \beta$. Оскільки $F_T(\gamma)$ монотонна за $\hat{\sigma}_T^2(\gamma)$ функція, то

$$F_T = \sup_{\{\gamma \in \Gamma\}} F_n(\gamma) \quad (2.36)$$

є точковою F статистикою проти альтернативи $H_1: \alpha \neq \beta$ за відомого γ .

Таблиця 2.13

**Результати пошуку та тестування адекватності TAR моделей безробіття
для порогової функції, що характеризує лаги рівня безробіття**

Тип порогової функції	Найменше значення дисперсії	Оцінка порогового параметра	Тестування коректності TAR моделі	Ймовірність неадекватності TAR моделі
	$\hat{\sigma}_T^2 \cdot 1000$	$\hat{\gamma}$	$F_T(\gamma)$	$Prob$
$q_{t-1} = u_{t-1}$	3,4183	2,296	115,86	0,000
$q_{t-1} = u_{t-2}$	3,3383	2,050	131,82	0,000
$q_{t-1} = u_{t-3}$	3,5030	1,835	101,52	0,000
$q_{t-1} = u_{t-4}$	4,1370	2,175	62,06	0,000
$q_{t-1} = u_{t-5}$	4,3347	2,390	52,11	0,006
$q_{t-1} = u_{t-6}$	4,4971	2,493	44,60	0,019
$q_{t-1} = u_{t-7}$	4,5074	2,645	44,13	0,029
$q_{t-1} = u_{t-8}$	4,5414	3,150	42,64	0,040
$q_{t-1} = u_{t-9}$	4,6584	3,154	37,65	0,099
$q_{t-1} = u_{t-10}$	4,2658	2,427	39,01	0,081
$q_{t-1} = u_{t-11}$	4,0201	2,370	68,40	0,000
$q_{t-1} = u_{t-12}$	3,9001	2,335	75,31	0,000

Джерело: оцінки автора.

Проте для TAR моделі таке тестування не є коректним, оскільки поріг γ не визначений для H_0 і асимптотичний розподіл F_T у цьому випадку не є χ^2 -розподілом. Методика тестування статистичної значущості нелінійних TAR і SETAR моделей як альтернативних до лінійної $AR(p)$ ґрунтується на апроксимації розподілу $F_T(\gamma)$ -статистики на підставі бутстрап процедури. Б. Хансен довів [319], що асимптотичний розподіл може бути наближений за допомогою такої бутстрап процедури. Нехай $e^*_t \in \text{iid } N[0,1]$ ($t=1, \dots, T$) випадкові величини. Оцінимо регресію e^*_t стосовно y_t для отримання дисперсії похибок $(\sigma_a)_T^2$, а також стосовно $y(\gamma)_t$ для отримання дисперсії похибок $\hat{\sigma}_T^2(\gamma)$. Тоді

$$F^*_T(\gamma) = T((\sigma_a)_T^2 - \hat{\sigma}_T^2(\gamma)) / (\hat{\sigma}_T^2(\gamma)) \quad \text{і} \quad F^*_T = \sup_{\{\gamma \in \Gamma\}} F^*_T(\gamma).$$

Розподіл F^*_T слабо збігається за ймовірністю до розподілу F_T , тому повторення бутстрап процедури для F^*_T можна використати для наближення асимптотичного розподілу F_T . Бутстрап наближення p -значення тесту формується на підставі обчислення відсотка вибірок, для яких F^*_T перевищує отримане F_T .

Проведемо процедуру тестування TAR моделі (2.29) на адекватність для різних варіантів порогових функції, для яких вже обчислені точкові оцінки параметрів і відповідні дисперсії залишків. Також обчислимо p -значення, які визначають ймовірність того, що AR модель має перевагу над відповідною TAR моделлю. Значення статистики F і відповідні ймовірності ($Prob$) для 24 порогових функцій наведено в останніх двох стовпцях табл. 2.12, 2.13. Результати тестування засвідчують, що в більшості випадків не було отримано таких статистично значущих залишків, які б показали, що моделювання рівня безробіття за допомогою лінійної AR-моделі є адекватнішим, ніж нелінійне TAR моделювання.

Отож, результати обчислень свідчать про те, що зареєстрований рівень безробіття в Україні характеризується нелінійною структурою і при моделюванні його поведінки треба застосовувати порогові моделі, що дають змогу відобразити його різну динаміку залежно від попереднього стану

економічного середовища. Зокрема, виявлено, що зміна характеру поведінки безробіття відбувається у випадку, коли його значення два періоди назад перевищило 2,05%, або коли зміна безробіття півроку тому була більшою за $-0,101$. При цьому вплив на режим поведінки минулих значень змін безробіття вагомійший за вплив минулих значень самого рівня безробіття.

Отже, загальна специфікація оціненої нелінійної порогової авторегресійної моделі безробіття має такий вигляд:

$$\Delta u_t = (\alpha_0 + \alpha_1 \Delta u_{t-1} + \alpha_2 \Delta u_{t-2} + \dots + \alpha_{12} \Delta u_{t-12}) \cdot I(\Delta u_{t-6} < -0,101) + \quad (2.37) \\ + (\beta_0 + \beta_1 \Delta u_{t-1} + \beta_2 \Delta u_{t-2} + \dots + \beta_{12} \Delta u_{t-12}) \cdot I(\Delta u_{t-6} > -0,101) + \varepsilon_t.$$

Значення оцінок параметрів моделі (2.37) та їхні відповідних t -статистик наведено в табл. 2.14. Значення статистик Стюдента засвідчують, що більшість параметрів є статично значущими.

Таблиця 2.14

**Результати оцінювання та тестування значущості
параметрів нелінійної порогової авторегресійної моделі безробіття**

Порядок лагу	Оцінка параметрів	Статистика Стюдента	Оцінка параметрів	Статистика Стюдента
j	α_j	$t(\alpha_j)$	β_j	$t(\beta_j)$
1	0,1304	2,5146*	-0,0138	-2,2971*
2	1,4076	9,3539**	0,3652	5,1405**
3	-1,2280	-5,0466**	-1,0824	-4,0247**
4	1,4460	5,2121**	-0,0312	-0,4108
5	0,2589	0,7058	-0,1720	-2,3482*
6	-0,8418	-2,1706*	0,0087	0,1172
7	1,1212	2,7584**	-0,1055	-1,3039
8	-0,2693	-1,0601	-0,0554	-0,7043
9	-0,5451	-2,1977*	-0,0134	-0,1633
10	0,9135	4,5120**	-0,1956	-2,1120*
11	-0,2866	-1,8516	0,1088	0,9256
12	0,2769	2,2000*	0,0715	0,6464

Джерело: оцінки автора.

Визначена на підставі моделювання порогова функція й оцінка порогового параметра засвідчують, що модель змінюватиме режим у випадку, коли зміна рівня безробіття, що відбулася півроку тому, перевищить значення $-0,101$. Використовуючи точкові оцінки параметрів нахилу і порогового параметра, знайдемо оцінені значення рівня безробіття України. На рис. 2.12 зображено оцінені на підставі побудованої TAR-моделі значення зареєстрованого рівня безробіття в Україні, де спостереження, які описуються різними гілками порогової авторегресії зображено різними символами.

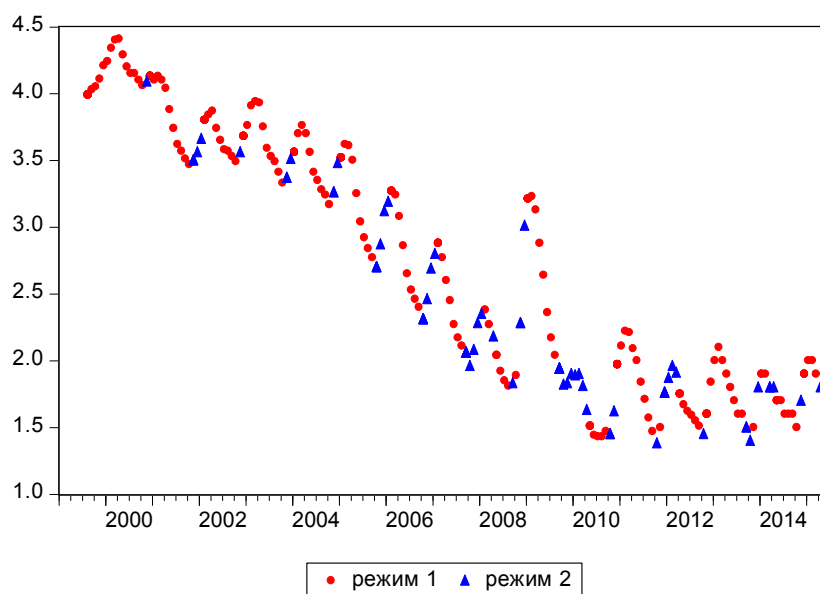


Рис. 2.12. Розбиття рівнів зареєстрованого безробіття на два різні режими характеру його поведінки залежно від величини зміни минулих значень

Джерело: оцінки автора.

Результати моделювання засвідчують, що впродовж досліджуваного періоду 142 спостережень у різні місяці різних років підпорядковуються першому режиму і характеризують періоди спадання безробіття, тоді як 49 спостережень належать до другого режиму поведінки, який відповідно описує динаміку процесу збільшення відсотка реєстрації безробітних.

У випадку моделювання на підставі SETAR моделей задача оцінювання розширюється завдяки включенню пошуку параметра d , який оцінюється разом з іншими параметрами моделі. Для вибору адекватної SETAR порогової моделі

безробіття як функцію-індикатор розглянемо також довгі різниці рівнів безробіття $q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-d}$, а також довгі різниці змін рівня безробіття $q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-d}$ різних порядків ($3 < d < 12$), які виявляють зміну поведінки показника впродовж тривалого часового проміжку. У табл. 2.15 наведені результати оцінювання моделей, які враховують різні варіанти порогових функцій. Оскільки оцінювання SETAR моделі не передбачено в стандартних економетричних пакетах, чисельні розрахунки проведено на підставі складеної автором програми в середовищі GAUSS. Як видно з таблиці, серед усіх оцінених порогових моделей найменшу суму квадратів залишків у випадку використання довгих різниць рівнів безробіття отримуємо для $q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-4}$, а у випадку використання довгих різниць змін рівня безробіття найменшу суму квадратів залишків маємо для $q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-6}$. При цьому, як засвідчують отримані результати, вплив на режим поведінки довгих різниць рівня безробіття вагоміший за вплив довгих різниць змін рівня безробіття.

Значення статистичного критерію тестування статистичної значущості нелінійних SETAR моделей як альтернативних до лінійної $AR(p)$ моделі (2.26), а також рівень значущості, за якого нульову гіпотезу не відхиляємо, наведено в третьому стовпці табл. 2.15. Результати тестування засвідчують, що в обох випадках застосування довгих різниць з точністю 99,9% можна стверджувати, що для дослідження безробіття нелінійні SETAR моделі мають перевагу над AR моделюванням. При цьому застосування як порогової функції довгих різниць рівня безробіття дає кращі, ніж у випадку використання довгих різниць змін рівня безробіття. Окрім того, у випадку використання довгих різниць $q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-4}$ отримуємо менше значення дисперсії (табл. 2.15), а ніж у випадку використання лагів зміни рівня безробіття $q_{t-1} = \Delta u_{t-6}$ (табл. 2.12).

Оцінимо статистично значущі межі порогового параметра SETAR моделі. Для побудови асимптотичного довірчого інтервалу для γ використаємо статистику відношення правдоподібності $LR_n(\gamma)$. У випадку тестування гіпотези $H_0: \gamma = \gamma_0$ за певних умов [319, Theorem 1, с. 5]

$$LR_T(\gamma_0) \rightarrow^d \xi, \quad \text{де } \xi = \max_{s \in R} [2W(s) - |s|], \quad (2.38)$$

$$W(v) = \{ W_1(-v), \text{ якщо } v < 0; \quad 0, \text{ якщо } v = 0; \quad W_2(v), \text{ якщо } v > 0 \},$$

де $W_1(v)$ і $W_2(v)$ два незалежні стандартні броунівські рухи на $[0, \infty)$. Довірчим інтервалом для $\gamma \in$ область $\Gamma^* = \{ \gamma : LR_T(\gamma) \leq c_{\xi}(\beta) \}$.

Таблиця 2.15

**Результати пошуку та тестування адекватності *SETAR* моделей безробіття
для різних порогових функцій**

Тип порогової функції	Найменше значення дисперсії $\hat{\sigma}_T^2 \cdot 1000$	Тестування адекватності <i>SETAR</i> моделі $F_T(\gamma)$	Оцінка порогового параметра
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-3}$	3,6412	91,75 ($p=0,000$)	0,145
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-4}$	3,2672	120,11 ($p=0,000$)	0,034
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-5}$	3,5204	100,25 ($p=0,000$)	0,060
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-6}$	3,4766	103,48 ($p=0,000$)	-0,055
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-7}$	3,7248	86,19 ($p=0,000$)	-0,085
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-8}$	3,7923	81,88 ($p=0,000$)	-0,265
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-9}$	3,5280	99,70 ($p=0,000$)	-0,425
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-10}$	3,9513	72,31 ($p=0,000$)	-0,440
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-11}$	4,1848	59,56 ($p=0,000$)	-0,305
$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-12}$	4,4938	44,74 ($p=0,022$)	-0,270
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-3}$	3,4747	103,62 ($p=0,000$)	0,095
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-4}$	3,7231	86,30 ($p=0,000$)	0,137
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-5}$	3,3494	113,33 ($p=0,000$)	0,183
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-6}$	3,4178	107,94 ($p=0,000$)	0,238
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-7}$	3,3903	110,09 ($p=0,000$)	0,235
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-8}$	3,5397	98,85 ($p=0,000$)	0,173
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-9}$	3,3582	112,63 ($p=0,000$)	0,072
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-10}$	3,4699	103,98 ($p=0,000$)	0,075
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-11}$	3,7067	87,36 ($p=0,000$)	0,165
$q_{t-1} = \Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-12}$	4,0615	66,11 ($p=0,000$)	-0,032

Джерело: оцінки автора.

Довірчий інтервал можна знаходити графічним методом, який полягає в побудові графіка залежності значень $LR_T(\gamma)$ від γ , а також прямої $c_\xi(\beta)$, де $c_\xi(\beta)$ – критичне значення розподілу ξ для рівня значущості β [319]. Еквівалентно можна зображати графік залежності значень дисперсій залишків $\hat{\sigma}_T^2(\gamma)$ від γ і пряму $\hat{\sigma}_T^2(1+c_\xi(\beta)/T)$.

Область Γ^* може бути розривною на практиці. Більш консервативною процедурою є визначення опуклої області $\Gamma_C^*=[\gamma_1^*, \gamma_2^*]$, де $\gamma_1^*=\min_\gamma \Gamma^*$ і $\gamma_2^*=\max_\gamma \Gamma^*$. Емпіричні дослідження на підставі методу Монте-Карло засвідчують, що довірна область Γ^* містить менший за номінальний відсоток значень параметра, рівні відхилення зменшуються зі збільшенням порогового ефекту, а також, що величина спотворення не рівномірно зменшується із збільшенням обсягу вибірки. Кращі наближення отримуються на підставі використання опуклої області Γ_C^* , для якої рівні відхилення в загальному близькі до номінальних.

Точкові оцінки порогового параметра γ для різних SETAR моделей безробіття наведено в останньому стовпці табл. 2.15. На рис. 2.13 зображено графік залежності $\hat{\sigma}_T^2(\gamma)$ від γ , а також пряму $\hat{\sigma}_T^2(\gamma) (1+c_\xi(\beta)/T)$. Результати моделювання засвідчують, що для моделі, яка використовує порогову функцію $q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-4}$, 95% довірчий інтервал для γ становить (0,02; 0,11). Точною оцінкою порогу є значення порогової функції q_{t-1} , за якого значення $\hat{\sigma}_T^2(\gamma)$ буде найменшим. Такою оцінкою є значення $\gamma^* = 0,034$.

Для знаходження довірчих інтервалів параметрів нахилу використаємо асимптотичні висновки аналізу класичної регресійної моделі, які стверджують таке: якщо γ є відоме, то

$$\sqrt{T} (\hat{\delta}(\gamma) - \delta_0) \rightarrow^d N[0, \Psi(\gamma)], \quad (2.39)$$

де $\Psi(\gamma) = (E[y(\gamma)y(\gamma)])^{-1} \sigma^2$. У випадку, коли γ відоме, область

$$\Omega^*(\gamma) = \hat{\delta}(\gamma) \pm z_\beta s_{\delta}(\gamma)$$

є β -значущим довірчим інтервалом для δ . Тут z_β позначає β -значуще критичне значення нормального розподілу, $s_{\delta^\wedge}(\gamma) = \Psi^\wedge(\gamma)/T$ – стандартна похибка $\delta^\wedge(\gamma)$.

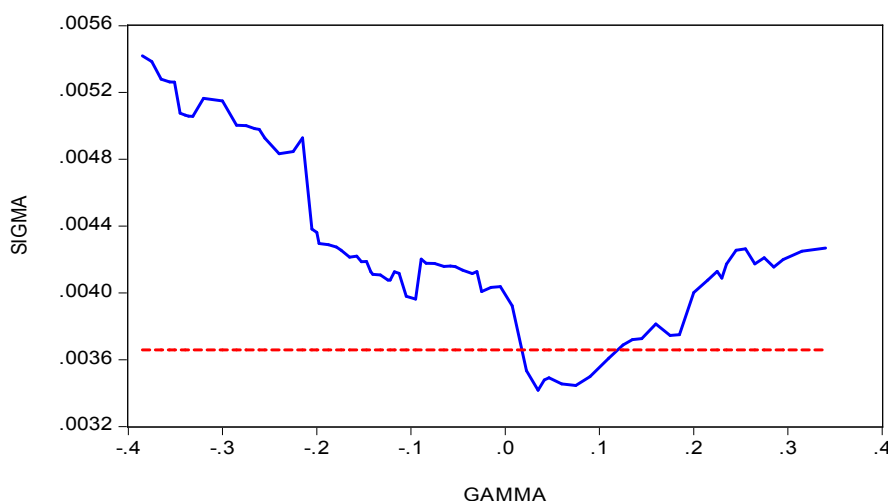


Рис. 2.13. Довірчий інтервал порогового параметра SETAR моделі з

$$q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-4}$$

Джерело: оцінки автора.

Проте для TAR моделей пороговий параметр γ оцінюється разом з параметрами нахилу δ . Тому для отримання довірчого інтервалу для δ для деякого $0 < \varphi < 1$ будуємо φ -значущий довірчий інтервал $\Gamma^\wedge(\varphi)$ для порогового параметра γ і для кожного γ з цього інтервалу обчислюємо довірчий інтервал $\Omega^\wedge(\gamma)$ для δ . Далі об'єднуємо всі ці множини [319], тобто

$$\Omega^\wedge_\varphi = U_{\{\gamma \in \Gamma^\wedge(\varphi)\}} \Omega^\wedge(\gamma). \quad (2.40)$$

За побудовою $\Omega^\wedge_\varphi$ зростає за φ в тому сенсі, що $\Omega^\wedge_{\varphi_1} \subseteq \Omega^\wedge_{\varphi_2}$, якщо $\varphi_1 < \varphi_2$. Тому виникає питання, яким має бути вибір рівня значущості φ інтервалу порогового параметра γ для побудови адекватного β -значущого довірчого інтервалу для δ . Дослідження точності довірчих областей, проведені за допомогою експериментів Монте-Карло виявили, що для побудови довірчих інтервалів регресійних параметрів нахилу SETAR моделі найкраще використовувати область $\Omega^\wedge_{0.8}$. Отримані довірчі інтервали параметрів нахилу оціненої порогової моделі безробіття, наведені в табл. 2.16, свідчать про значущість більшості коефіцієнтів.

Таблиця 2.16

Довірчі інтервали параметрів нахилу SETAR моделі безробіття

Порядок лагу j	95% довірчий інтервал параметрів α_j	95% довірчий інтервал параметрів β_j
0	(-0,002 ; -0,001)	(0,056 ; 0,103)
1	(0,442 ; 0,800)	(0,642 ; 1,164)
2	(-0,262 ; -0,144)	(-1,142 ; -0,629)
3	(-0,068 ; -0,037)	(0,755 ; 1,370)
4	(-0,188 ; -0,104)	(-2,164 ; -1,193)
5	(0,022 ; 0,040)	(1,728 ; 3,133)
6	(-0,215 ; -0,118)	(-1,530 ; -0,844)
7	(0,026 ; 0,048)	(0,048 ; 0,087)
8	(-0,233 ; -0,128)	(0,591 ; 1,073)
9	(0,054 ; 0,098)	(-1,322 ; -0,729)
10	(-0,329 ; -0,181)	(0,551 ; 1,000)
11	(0,117 ; 0,213)	(-0,055 ; -0,030)
12	(0,236 ; 0,428)	(0,003 ; 0,006)

Джерело: оцінки автора.

Використавши оцінену порогову модель, яка ґрунтується на $q_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-4}$, визначимо також значення темпів зміни зареєстрованого рівня безробіття як $\Delta u_t / u_t$. На рис. 2.14 зображено оцінені значення рівнів зареєстрованого безробіття, які модель розбиває на два режими, а на рис. 2.15 зображено оцінені значення темпів їх зміни.

До першого режиму належать ті спостереження, для яких різниця рівнів безробіття впродовж попередніх трьох місяців менша за 0,034, решта спостережень підпорядковуються другому режиму поведінки. На рис. 2.14, 2.15 спостереження, які увійшли до першого режиму, зображено за допомогою кружечків, відповідно, трикутники відповідають спостереженням, які належать до другого режиму. Зазначимо, що впродовж досліджуваного періоду періоди зростання темпів зміни рівня безробіття характеризуються авторегресією з

коефіцієнтами α_j , а періоди зниження темпів рівня безробіття – коефіцієнтами β_j .

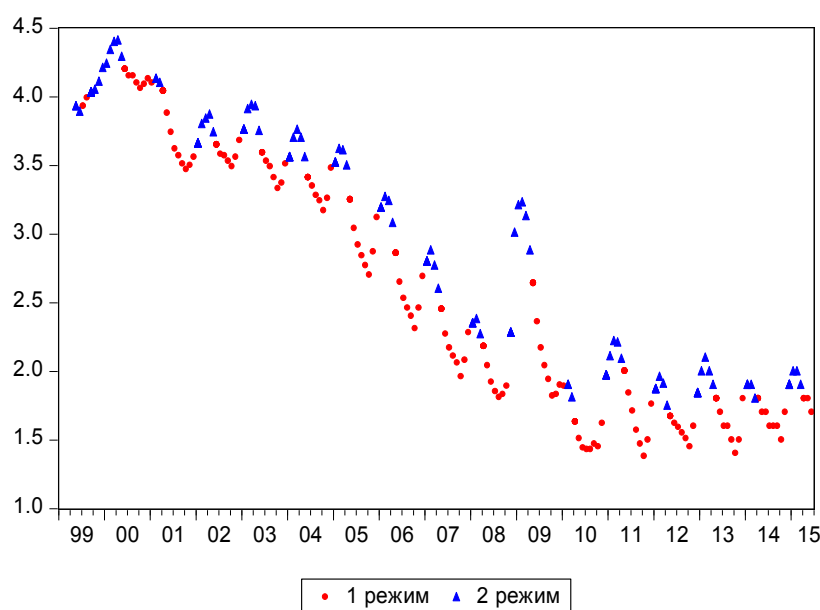


Рис. 2.14. Оцінені значення зареєстрованого рівня безробіття на підставі дворежимної SETAR моделі з використанням довгих різниць

Джерело: оцінки автора.

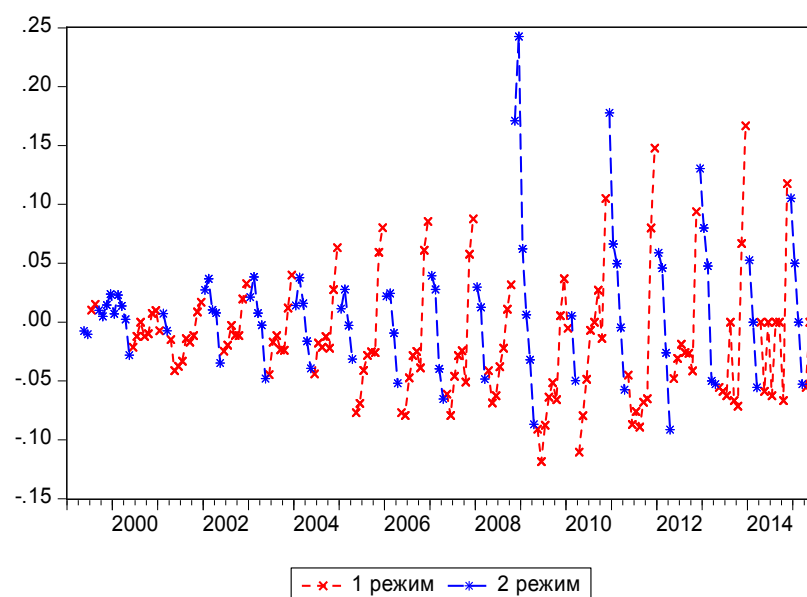


Рис. 2.15. Оцінені значення темпів зміни зареєстрованого рівня безробіття $\Delta u_t/u_t$ на підставі дворежимної SETAR моделі

Джерело: оцінки автора.

Висновки до розділу 2

Теоретичною основою для упровадження заходів соціально-економічної політики слугують результати аналізу, моделювання та прогнозування процесів на ринку праці за допомогою сучасного гнучкого економетричного інструментарію з урахуванням асиметричності відгуків на макроекономічні шоки, які збурюють економіку. Результати емпіричного дослідження низки показників ринку праці, а саме номінальної зайнятості, продуктивності праці, реального ВВП, процента економічної активності, зареєстрованого рівень безробіття та рівня безробіття, визначеного за методологією МОП, виявляють відмінності у їх реакціях на позитивні та негативні збурення. Виконане на підставі оцінювання й аналізу асиметричних TDMA і TDAR моделей часових рядів порівняння ступеня та тривалості впливу шоків різних знаків виявило, що негативні шоки впливають на зайнятість, економічну активність і безробіття сильніше, ніж позитивні. Крім того, негативні збурення значно більше, ніж позитивні, підвищують їх волатильність. Виявлена асиметричність відгуків на шоки різних знаків засвідчує необхідність урахування при моделюванні та прогнозуванні майбутніх тенденцій розвитку процесів у соціально-трудовій сфері асиметричності реакції показників ринку праці на різні зміни ринкових умов.

Частково запобігти загрозам для вітчизняного ринку праці, пов'язаним із впливом негативних демографічних тенденцій, у довгостроковій перспективі можна завдяки своєчасним та виваженим заходам, які спрямовані на подальше підвищення продуктивності праці та пожвавлення економічної активності населення на ринку праці. Для цього необхідно розробити якісні моделі, які дають змогу пояснити динаміку безробіття й коефіцієнта участі в робочій силі. Проведене емпіричне дослідження засвідчило, що виявлений обернений взаємозв'язок між економічною активністю населення та рівнем безробіття в Україні, зумовлений ефектом зневірення працівників, короткостроковий. Коливання коефіцієнта участі в робочій силі спричинені сезонними

коливаннями рівня безробіття, тоді як у довгостроковій перспективі українці виявляють підвищення економічної активності та збільшення коефіцієнта входження в робочу силу. З'ясовано, що тривалі періоди економічної нестабільності та спадів упродовж 2002—2015 років і значна асиметрична реакція підвищення процента економічної активності у відповідь на негативні макроекономічні шоки є причинами зростання коефіцієнта участі в робочій силі. Поряд із впливом зневірених працівників у кризові періоди українські домогосподарства з метою запобігання зниженню доходів збільшують свою пропозицію праці, зокрема, молодь та особи старшого віку виявляють підвищену активність у пошуку роботи, що частково компенсує негативний наслідок зменшення загальної кількості населення працездатного віку.

Проведений аналіз послужив підставою для обґрунтування необхідності застосування при моделюванні динаміки показників ринку праці сучасних нелінійних моделей часових рядів, зокрема, порогових моделей і регресійних моделей згладженого переходу, які дають змогу прогнозувати тенденції на ринку праці з урахуванням асиметричних ефектів.

Поведінку ряду рівня економічної активності населення на ринку праці пояснює розроблена нелінійна логістична модель згладженого переходу, яка допомагає змодельовати асиметричність у поведінці економічної активності населення на ринку праці та дає змогу описати різні динамічні властивості процесу під час періодів піднесення та рецесії. Результати моделювання кількісно характеризують динамічні зміни в режимах поведінки коефіцієнта участі в робочій силі від періодів його низьких темпів росту до періодів високих значень і виявляють, що поточний темп таких змін по-різному реагує на зміни у характеристиках попередніх станів. Оцінене значення параметра нахилу γ , яке визначає плавність переходу, засвідчує, що економічна активність населення досить швидко реагує на зміни, які відбуваються на ринку праці.

На підставі результатів емпіричного дослідження зареєстрованого рівня безробіття в Україні оцінено низку нелінійних економетричних специфікацій і обґрунтовано застосування порогових авторегресійних моделей для опису його

нелінійної й асиметричної поведінки. Моделювання засвідчує, що динаміка зареєстрованого рівня безробіття в національній економіці характеризується різними режимами поведінки, які змінюють один одного залежно від того, якого значення набуває визначена за допомогою економетричного аналізу порогова функція. Оцінене на підставі реальної інформації значення порогового параметра виявляє розгалуження TAR моделі у двох напрямках, які по-різному характеризують динамічний перебіг зростання та зниження темпу росту показника. Зокрема, перша гілка оціненої нелінійної авторегресії описує та дає змогу в короткостроковому періоді прогнозувати динаміку процесу зростання темпу росту зареєстрованого рівня безробіття, тоді як друга множина оцінок допомагає охарактеризувати динамічний перебіг спаду темпу зміни процента реєстрації безробітних у центрах зайнятості.

Виявлений нелінійний характер поведінки показників підтверджує невальрасівські властивості ринку праці в Україні, засвідчує його нерівномірну й асиметричну циклічну динаміку розвитку. Як підтверджують результати дослідження, розробка та застосування порогових авторегресійних моделей є перспективним напрямом прогнозування нелінійного характеру та змін тенденцій основних показників ринку праці, оскільки дають підстави не тільки отримати якісні оцінки, а й кількісно оцінити значення порогових параметрів, які визначають різні режими їх поведінки. Це дає змогу в умовах підвищених ризиків та асиметричності інформації завчасно передбачати фази спаду та підвищення, оперативно реагувати на них.

Розроблені нелінійні економетричні моделі динаміки зайнятості та безробіття доповнюють дослідження властивостей сектора праці в Україні та допомагають точніше прогнозувати наслідки державних заходів у цій сфері. Виявлений нелінійний характер динаміки зареєстрованого безробіття свідчить про доцільність запровадження різних заходів державної політики зайнятості в періоди зростання та зниження темпів його зміни, а оцінене значення порогу дає змогу визначити момент зміни програм сприяння зайнятості в короткостроковому періоді.

Побудовані моделі дають змогу підвищити адекватність моделювання та прогнозування майбутніх тенденцій на ринку праці в Україні з метою запровадження заходів, спрямованих на підтримання та підвищення процента економічної активності населення та продуктивності праці. Своєчасність та ефективність таких заходів у довгостроковій перспективі допоможуть частково запобігти загрозам для вітчизняного ринку праці, які пов'язані із впливом негативних демографічних тенденцій і старіння населення. Пожвавлення активності населення на ринку праці дасть змогу підвищити випуск вітчизняної продукції за умови належного стимулювання створення нових робочих місць з урахуванням прогнозованих потреб ринку, забезпечення ефективної зайнятості населення, сприяння працевлаштуванню, перепідготовці та підвищенню професійної кваліфікації осіб, які вивільняються у результаті зміни ринкових умов.

Основні результати розділу опубліковані в наукових працях автора: [112, 116, 124, 129, 132, 137, 149, 360, 387, 391, 392].

РОЗДІЛ 3

СТРУКТУРНЕ ВЕКТОРНЕ АВТОРЕГРЕСІЙНЕ МОДЕЛЮВАННЯ Й АНАЛІЗ ВЛИВУ СТОХАСТИЧНИХ ШОКІВ НА ПЕРЕБІГ ПРОЦЕСІВ НА РИНКУ ПРАЦІ УКРАЇНИ

В умовах нестабільності та зовнішніх викликів в Україні відбувається зміна пріоритетів та цінностей у соціально-економічній сфері, започатковуються структурні та інституційні зрушення, внаслідок яких змінюються параметри ринку праці. Сучасний стан вітчизняного ринку праці характеризується виникненням і поширенням нових нестандартних форм зайнятості, підвищенням диференціації сегментів праці, посиленням гнучкості та мобільності робочої сили, орієнтацією на інноваційні та інформаційно-насичені технології, зміщенням акцентів на якість трудового потенціалу. Погіршення загальної макроекономічної ситуації в Україні призводить до загострення протиріч у соціально-трудовій сфері, підсилення яких зумовлено відсутністю дієвих структурних змін у зайнятості, звуженням можливостей працевлаштування, неповним використанням зайнятої робочої сили, зниженням реальних доходів від зайнятості.

Проте в умовах глобалізації світової економіки необхідно враховувати, що на формування та реалізацію економічної політики держави посилюється вплив екзогенних чинників і шоків, реакція на які внаслідок інерційності ринку праці та гістерезису безробіття може мати не лише тимчасовий, а й тривалий характер. Ефективність вирішення соціально-економічних проблем потребує удосконалення методів моделювання трансформаційних процесів на ринку праці, а також розробки методологічних засад оцінки природи та впливу різних типів збурень економічного середовища на короткострокову та довгострокову динаміку змін у компонентах соціально-трудових відносин. У зв'язку з цим актуальним є аналіз структурних динамічних економіко-математичних моделей, які дають змогу виявити особливості впливу макроекономічних шоків

на показники ринку праці як у короткостроковому, так і в довгостроковому періодах.

У мінливих умовах зовнішнього й внутрішнього економічного середовища, глобалізаційних і структурних перетворень, а також макроекономічних збурень важливо дослідити структурні та циклічні чинники безробіття, охарактеризувати шоки, які призводять до постійних змін у рівні безробіття в Україні. Відкрите питання сучасних досліджень: чи рівень безробіття справді спричинений структурними, чи циклічними факторами. Вчені відзначають, що лише ознаки гістерезису безробіття, який виявляється в різних країнах у тому, що тимчасові збурення призводять до постійних змін у рівні безробіття, не дають змоги зробити точний висновок, і важко вирізнити чинники циклічного та структурного безробіття [455].

Ранні емпіричні дослідження джерел безробіття здебільшого ґрунтувались на невеликих (одне або два рівняння) економетричних моделях ринку праці [239; 289]. Надалі аналіз і дослідження впливу різних типів збурень на ринки праці різних країн науковці будували на структурних векторних моделях ринку праці. Низка досліджень пов'язана з оцінками моделей коригування похибок, які застосовувались для опису процесу формування рівня заробітної плати та рівняння попиту на працю. У VAR підході з урахуванням загальних трендів ті змінні, які зазвичай припускались екзогенними в невеликих моделях (зокрема, пропозиція праці та продуктивність), розглядаються як ендогенні. Водночас векторні моделі часових рядів, які враховують наявність спільних стохастичних трендів, є адекватною методологією вивчення явища гістерезису, оскільки ефекти впливу тимчасових шоків на стохастичні тренди мають постійний характер, позаяк короткострокові коливання можуть бути спричинені як трендовими збуреннями, так і тимчасовими шоками. Структурний VEC підхід дає змогу виокремити структурні та циклічні компоненти безробіття, які зазвичай взаємно корелюють.

Отож, сучасний аналіз і вивчення ринків праці різних країн зарубіжними вченими ґрунтуються на дослідженні векторних динамічних економетричних моделей. Т. Якобсон, А. Вредін і А. Верне [332] вперше дослідили джерела коливань ринків праці в скандинавських країнах на підставі структурної векторної авторегресійної моделі зі спільними трендами, проаналізували чинники безробіття й відмінності між ринками праці Данії, Норвегії та Швеції. У результаті моделювання виявлено наявність гістерезису безробіття не тільки для ринку праці Данії, яка демонструє європейські тенденції, а й для Швеції та Норвегії, які характеризуються традиційно низьким і стабільним рівнем безробіття. Автори обґрунтовують існування трьох збурень, які мають довгостроковий вплив на безробіття, а саме технологічних шоків, шоків пропозиції праці та шоків рівноважного безробіття (або шоків заробітних плат), водночас вплив шоків попиту на працю мають лише короткостроковий ефект. Е. Салтарі та Г. Травагліні [422], проаналізувавши тривимірну структурну VAR модель для продуктивності праці, зайнятості та сукупного попиту, стверджують, що для пояснення динаміки європейської економіки в останні десятиліття треба враховувати і технологічні шоки, і нетехнологічні шоки пропозиції праці, які зумовлені інституційними змінами. Автори з'ясували, що технологічні шоки є причиною зниження темпів зростання продуктивності праці, але вони не можуть пояснити зростання зайнятості. З іншого боку, нетехнологічні шоки спричиняють динамічні зміни в зайнятості та не пояснюють уповільнення продуктивності праці. К. Кастерсен і Г. Хансен [267] проаналізували ринок праці Німеччини за допомогою структурної векторної авторегресійної моделі коригування похибки, в якій коінтеграційні довгострокові співвідношення інтерпретують як попит на робочу силу, рівняння встановлення заробітної плати та рівняння рівноваги на ринку товарів і послуг. Вчені виявили існування двох постійних і трьох тимчасових шоків, кількісно охарактеризували їхній динамічний вплив. Показано, що важливими чинниками безробіття в короткостроковому періоді є шоки товарного ринку та шоки державних видатків. У довгостроковому періоді рівень безробіття в

Німеччині визначається шоками технології та пропозиції робочої сили. Зокрема, позитивний технологічний шок призводить до зниження безробіття, проте пристосування до нового довгострокового рівня відбувається досить повільно.

С. Маїдорн, використовуючи SVAR модель впливу чотирьох структурних шоків, а саме шоків продуктивності, попиту, заробітної плати та пропозиції робочої сили, досліджує гістерезис на австрійському ринку праці [366]. Д. Мораванський і Д. Немец [371], опрацювавши макроекономічні дані ринку праці, оцінили параметри моделі визначення заробітних плат і провели аналіз гістерезису безробіття в Чеській Республіці. М. Партрідж і Д. Рікман [400] проаналізували динаміку ринків праці провінцій Канади на підставі структурної векторної авторегресії з обмеженнями на довгострокові ефекти. Досліджено три складові коливань ринку, які пов'язані з шоками попиту на працю (нові робочі місця), шоками пропозиції праці, які виникають внаслідок міграції (нові люди), та внутрішньої пропозиції праці (корінні жителі). Т. Краво [280], вивчаючи вплив коливань економічної активності на зайнятість на великих і малих підприємствах у різних секторах і регіонах Бразилії, показує, що поведінка різниці темпів зростання зайнятості на великих і дрібних фірмах є антициклічною. К. Парк [399] досліджує вплив на галузеву зайнятість у промисловості США технологічних шоків двох типів: сукупного та галузевого. Для виокремлення впливу кожного шоку побудовано дві незалежні VAR моделі: фактор-розширену векторну авторегресію (FAVAR) для ідентифікації сукупних шоків та галузеву SVAR модель для ідентифікації галузевих шоків.

С. Гуанг [327] проаналізував панельні дані рядів рівня безробіття для країн OECD, провів моделювання їхніх коливань навколо природного рівноважного рівня і підтвердив гіпотезу гістерезису. С. Дрітсакі та М. Дрітсакі [287] виявили наявність гістерезису в безробітті для трьох країн Європейського союзу (Греції, Ірландії та Португалії). Д. Баффу-Бонні та А. Гяпонг [232] використали структурну VAR модель для дослідження впливу змін у заробітній платі на динаміку продуктивності праці, зайнятості та цін у секторах сільського

господарства та промисловості в коротко та довгостроковому періоді. М. Дупагне та П. Феве [288] дослідили ефект технологічних шоків на попит на працю, зайнятість і продуктивність у країнах G-7. О. Бланчард і Д. Галі [251] побудували модель економічних коливань, яка ґрунтується на максимізації корисності, і довели, що співвідношення між інфляцією і безробіттям залежить від характеристик ринку праці. М. Равн і С. Сімонеллі [412] використали 12-вимірну VAR модель для дослідження впливу структурних технологічних і монетарних шоків на волатильність ринку праці США. Ф. Мандельман і Ф. Занетті [367] використавши моделі реального бізнес циклу, з'ясували, що позитивні технологічні шоки зумовлюють зменшення попиту на працю. В. Гольцл і А. Райнсталлер [324] за допомогою SVAR моделі проаналізували продуктивність праці в різних промислових секторах економіки Австрії та показали, що шоки продуктивності та сукупного попиту мають постійний вплив і зумовлюють зростання випуску та зайнятості в промисловості. А. Герцог-Штайн і К. Логе [322] провели дослідження впливу інституційних факторів, циклічних шоків і гістерезису в західній Німеччині.

Науковці відзначають, що дослідження впливу шоків різних типів на ринок праці особливо актуальне та важливе для розуміння динаміки ринку праці в країнах, які розвиваються, з метою розробки національної, галузевої і регіональної трудової політики, що спрямовані на гасіння коливань зайнятості, особливо в періоди економічних спадів.

На нестабільності процесів та проблемах ринку праці в Україні та регіонах наголошують у своїх працях українські вчені. Дослідники обґрунтовують необхідність переходу до інформаційно-інноваційної економіки та подолання значного технологічного відставання; прискорення і збільшення масштабів структурних змін у трудовій сфері національного господарства; послаблення нерівномірності та диспропорційності розвитку ринків праці регіонів; вирівнювання дисбалансу між попитом та пропозицією робочої сили; усунення невідповідностей у структурі зайнятості, заробітної плати та продуктивності праці. Вітчизняні науковці акцентують увагу на необхідності

технологічного прориву та досліджують вплив технологічних шоків на вітчизняну економіку. Зокрема, І. Петрова [156] аналізує специфіку ринку інноваційної праці, тенденції і перешкоди на шляху його становлення в Україні; В. Омеляненко [111] відзначає, що технологічні шоки відіграють особливо важливу роль для економік, що розвиваються, оскільки відносна технологічна відсталість країни потребує більших змін у виробничому процесі. Л. Гриневич і О. Зірко [313], використовуючи методи структурно-динамічного аналізу, досліджують інтенсивність структурних зрушень в інвестиціях і зайнятості населення в різних секторах економіки. К. Петренко [154] визначає основні індикатори посилення диспропорційності регіонального соціально-економічного розвитку та характеризує їхній вплив на депресивність розвитку територій. Н. Іщенко [50] зазначає, що вища продуктивність праці створює передумови для зростання доходів працівників, вдосконалення сфери праці та підвищення якості трудового життя. Проте в Україні залишаються не дослідженими питання моделювання структурних динамічних взаємозв'язків на ринку праці, які дають змогу оцінити реакції його індикаторів на макроекономічні шоки та збурення.

3.1. Оцінювання впливу шоків сукупного попиту та пропозиції на реальний обсяг виробництва і безробіття на підґрунті SVAR економетричного аналізу

Розробка методології побудови економетричної моделі динамічного взаємозв'язку між темпом росту реального ВВП і циклічним безробіттям в Україні на підставі структурної векторної коінтеграційної моделі дасть змогу узагальнити модель Оукена з урахуванням випадкових збурень та кількісно охарактеризувати вплив шоків різного типу. Розглядатимемо два типи збурень, які впливають на випуск і зайнятість, а саме, шоки сукупної пропозиції та шоки сукупного попиту, досліджуватимемо їх тимчасовий та довгостроковий вплив.

Досліджуючи переміщення кривої сукупного попиту (AD) та довгострокової ($LRAS$) і короткострокової ($SRAS$) кривих сукупної пропозиції, отримуємо, що постійний позитивний шок попиту, який спричиняє переміщення кривої AD вправо, зумовлює короткострокове збільшення випуску, який у довгострокову періоді все ж поступово повертається до початкового рівня, а також постійне зростання цін [152; 218; 415]. Внаслідок позитивного шоку пропозиції, який переміщує вправо як короткострокову, так і довгострокову криві сукупної пропозиції, короткострокова рівновага переміщується по кривій сукупного попиту в точку, в якій спостерігається вища продуктивність і нижчі ціни. Крім того, з плином часу внаслідок переміщення $LRAS$ вправо спостерігаємо подальше зростання виробництва і зниження цін. Отож, можна стверджувати, що шоки пропозиції мають постійний вплив як на обсяг виробництва, так і на ціни, тоді як позитивні шоки попиту спричиняють постійне підвищення цін і лише тимчасове підвищення випуску.

На переміщення кривих попиту та пропозиції впливають різні чинники. Зазвичай крива AS реагує на структурні зміни в економіці, які спричиняють зсув рівня випуску за умови повної зайнятості та можуть бути зумовлені технологічними шоками або шоками факторів [218, с. 337–338]. Криву AD можуть перемістити два типи збурень. Перша група чинників належить до шоків реального попиту (зміни в приватних або державних видатках, зміни в податках, добробуті або очікуваному майбутньому випуску продукції), інша група факторів обумовлена грошово-кредитною політикою або шоками на валютних ринках (зміни в пропозиції номінальної грошової маси, номінальній процентній ставці, очікуваннях інфляції тощо) [218, с. 338].

Забезпеченню повної зайнятості працездатного населення в Україні перешкоджають структурні зрушення та нестабільність розвитку вітчизняної економіки, а також коливання рівня безробіття, які спричинені сезонними коливаннями в обсягах випуску окремих галузей. На рис. 3.1 зображено поведінку реального ВВП і рівня безробіття, визначеного МОП, впродовж

2002—2015 років, а також динаміку їхніх десеզонованих (за допомогою мультиплікативного методу Census X12) значень.

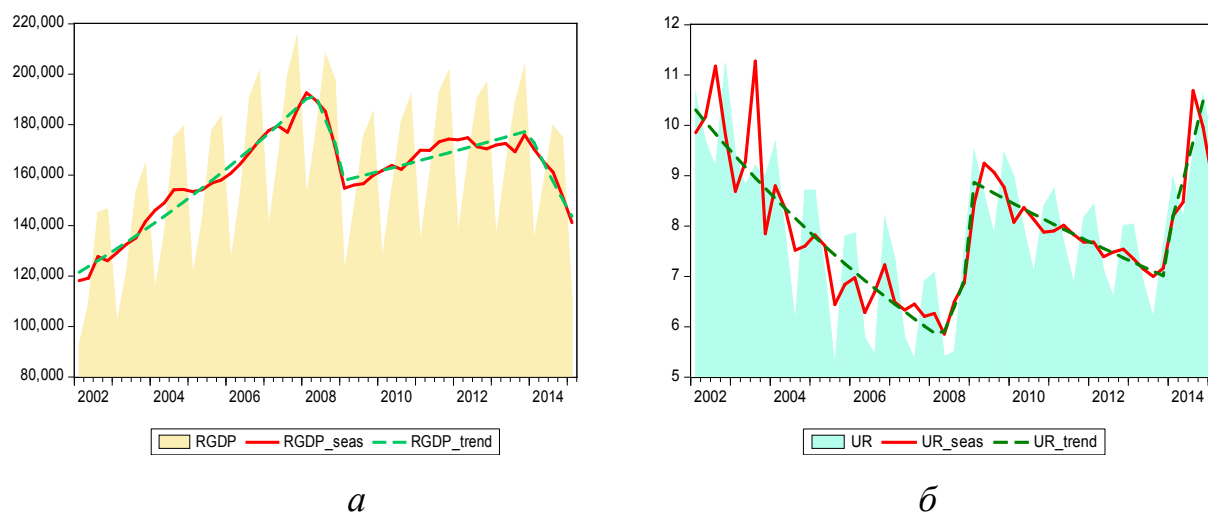


Рис. 3.1. Динаміка: *а)* реального ВВП; *б)* рівня безробіття впродовж 2002—2015 рр.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Результати економетричного оцінювання трендових компонент поведінки реального ВВП (ряд $RGDP_t$) та рівня безробіття (ряд UR_t) на підставі логарифмічно-лінійних моделей свідчать про детерміновані зсуви в специфікаціях і статистично значущі зміни їхнього кута нахилу. Зовнішні негативні збурення економічного середовища є однією з причин спаду вітчизняного виробництва, зростання державного боргу, значного відтоку депозитів, падіння обсягів будівництва та зниження експорту. Моделювання виявило, що внаслідок негативних макроекономічних шоків, спричиненими світовою економічною кризою вкінці 2008 року, рівень реального випуску зазнав значного негативного зсуву, крім того статистично значущо знизився його темп росту. Якщо до 2008 р. темп росту $RGDP$ становив 1,8% в квартал, то після 2009 цей показник зменшився до 0,8%. В останні роки економічна та політична ситуації в Україні значно ускладнилися. У 2014 р. рівень реального ВВП, який характеризує кінцевий результат виробничої діяльності, значно зменшився. Відповідно до закону Оукена, зменшення ВВП призводить до збільшення кількості безробітних. Тому поряд зі зниженням реального випуску

простежується підвищення рівня безробіття (рис. 3.1б), який у кінці 2008 р. стрибкоподібно зріс з 5,4 до 9,3 відсотків, а впродовж 2014 року – з 7,6 до 10,6%. При цьому нахил лінії тренда ряду *UR* не зазнав статистично значущих змін, зокрема, зменшення рівня безробіття відбувалося з темпом $-0,0234$ до 2008 р. і $-0,0103$, починаючи з 2009 до кінця 2013 р. Статистичний аналіз засвідчує тісний обернений зв'язок між динамікою рівня безробіття та поведінкою реального випуску (рис. 3.2а), коефіцієнт кореляції між цими показниками становить $-0,62$.

Вимушена незайнятість робочої сили виникає внаслідок фрикційного, структурного та циклічного безробіття, які зумовлені трьома основними причинами безробіття: пошуком роботи; негнучкістю заробітної плати; недостатнім сукупним попитом. Структурне безробіття, яке пов'язане з технологічними змінами у виробництві, втратою необхідності в деяких професіях тощо та фрикційне безробіття, яке пов'язане з динамікою пошуку нової роботи людьми, які здебільшого звільнилися за власним бажанням, закінчили вищі навчальні заклади, а також втратили сезонну роботу (зокрема в сільській місцевості) визначають природний рівень безробіття, що характеризує стан ринку праці за повної зайнятості, коли кількість робочих місць відповідає кількості людей, які шукають роботу. Траєкторію природного рівня безробіття визначимо за допомогою застосування до десеզонованого ряду *UR* фільтра Годріка–Прескотта (рис. 3.2б).

Відхилення від траєкторії природного рівня визначають динаміку циклічного безробіття, яке зумовлене не регулярними та зазвичай не передбачуваними економічними коливаннями, які пов'язані з неоднаковим рівнем ділової активності в різні періоди. Цикли ділової активності, які можуть мати різну тривалість, супроводжуються коливаннями обсягу виробництва й зайнятості, відбуваються як внаслідок впливу шоків сукупного попиту, так і внаслідок впливу шоків сукупної пропозиції. У періоди спаду, які можуть бути, зокрема, зумовлені падінням попиту на товари і послуги, підвищується циклічне безробіття.

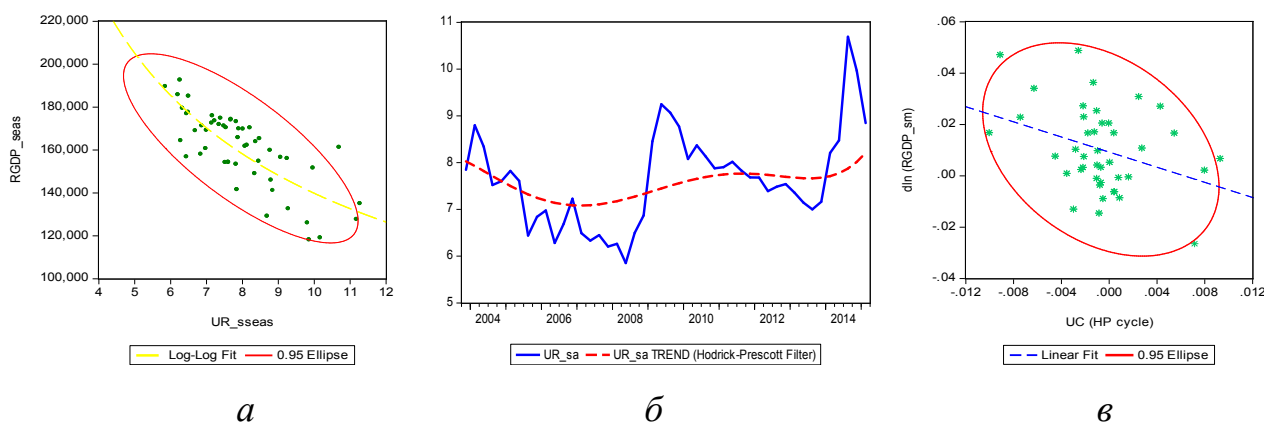


Рис. 3.2. а) Взаємозалежність між реальним ВВП і рівнем безробіття;
б) природний рівень безробіття; в) взаємозалежність між темпом росту $RGDP$ та циклічним безробіттям UC

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Співвідношення між темпом росту реального ВВП і нормою циклічного безробіття вперше кількісно оцінив А. Оукен, який виявив, що на початку 60-тих років для США збільшення відхилення фактичного від природного рівня безробіття на 1% спричинило ВВП-розрив у 2,5% [152; 218; 94]. Розрив ВВП характеризує економічні втрати від безробіття та вимірює обсяг товарів і послуг, які суспільство недовиробило внаслідок того, що частина його ресурсів не використовувалась. Економетричний аналіз для України також виявляє обернений взаємозв'язок між циклічним безробіттям і темпом росту ВВП (рис.3.2в), оцінка коефіцієнта Оукена становить приблизно 1,5%.

Узагальнимо модель Оукена та дослідимо динамічну векторну модель, яка описує взаємозалежність між темпом росту реального ВВП та циклічним безробіттям, яке позначатимемо UC , а також дає змогу врахувати та кількісно охарактеризувати вплив шоків сукупної пропозиції та шоків сукупного попиту. Вважатимемо, що шоки попиту не мають тривалого ефекту впливу ні на безробіття, ні на випуск, тоді як шоки пропозиції можуть мати довгостроковий ефект на випуск [218].

Інтерпретація збурень, які мають постійний ефект, як шоків пропозиції, а збурень з тимчасовим ефектом, як шоків попиту, мотивована традиційним

кейнсіанський поглядом на коливання та пояснює модель ринку праці Стенлі Фішера [299]:

$$y(t) = m(t) - p(t) + \alpha \theta(t), \quad (3.1)$$

$$y(t) = l(t) + \theta(t), \quad (3.2)$$

$$p(t) = w(t) - \theta(t), \quad (3.3)$$

$$w(t) = E_{t-1} [w \mid l(t) = l^0]. \quad (3.4)$$

Тут змінні $y = \ln Y$, $l = \ln L$ і $\theta = \ln \Theta$ відповідно позначають натуральні логарифми випуску Y , зайнятості L і продуктивності праці Θ . Повну зайнятість визначає величина $l^0 = \ln L^0$, а $p = \ln P$, $w = \ln W$ і $m = \ln M$ є логарифмами рівня цін, номінальної заробітної плати та пропозиції грошей.

Рівняння (3.1) визначає сукупний попит як функцію від реальних грошових залишків і продуктивності праці. Виробнича функція, яка задана (3.2), пов'язує випуск, зайнятість і продуктивність праці та припускає постійну віддачі від масштабу. Рівняння (3.3) визначає поведінку рівня цін залежно від номінальної заробітної плати та продуктивності праці, а рівняння (3.4) характеризує процес формування заробітної плати. Зокрема, припускається, що заробітна плата визначається у попередньому періоді та її рівень ґрунтується на очікуванні повної зайнятості. Зазначимо, що згідно з цією моделлю продуктивність праці може впливати безпосередньо на сукупний попит, що, зокрема, можна пояснити змінами в інвестиційному попиті (у цьому випадку $\alpha > 0$).

Модель (3.1)–(3.4) доповнюють стохастичними рівняннями, що характеризують динаміку пропозиції грошей і продуктивності праці

$$m(t) = m(t-1) + e^d(t), \quad (3.5)$$

$$\theta(t) = \theta(t-1) + e^s(t), \quad (3.6)$$

де $e^d(t)$ і $e^s(t)$ – шоки сукупного попиту та пропозиції, які припускаються серійно некорельованими і попарно ортогональними. Визначивши безробіття $u(t) = l^0 - l(t)$ і розв'язавши модель стосовно $u(t)$ та випуску $y(t)$, отримуємо

$$\Delta y(t) = e^d(t) - e^d(t-1) + \alpha (e^s(t) - e^s(t-1)) + e^s(t),$$

$$u(t) = -e^d(t) - \alpha e^s(t).$$

Отож, з моделі (3.1)–(3.6) випливає, що ефекти впливу шоків попиту на випуск і безробіття мають короткостроковий характер і зникають з часом. У довгостроковій перспективі лише шоки пропозиції, які зумовлені збуреннями у продуктивності праці, впливають на випуск.

Враховуючи висновки теорії економічного зростання [152; 218; 415], все ж можна стверджувати, що деякі шоки попиту, зокрема, такі як зміни в нормі дисконтування, яка визначає відношення переваги домогосподарств щодо оцінки корисності споживання та дозвілля в різні періоди часу, або ж зміни в бюджетно-податковій політиці, які обумовлюють зміни норми заощаджень, впливають на обсяг капіталу та випуску в довгостроковому періоді. Крім того, можливість існування зростаючої віддачі від людського капіталу й ефекти від навчання на власному досвіді в процесі роботи також підвищують ймовірність того, що шоки попиту можуть мати деякі довгострокові наслідки. Їхній вплив, який супроводжується накопиченням капіталу, є досить тривалим, тому можна вважати, що довгострокові ефекти, які пов'язані з такими шоками попиту, малі порівняно з ефектами збурень пропозиції. Циклічні коливання ділової активності відбуваються як внаслідок шоків попиту, так і шоків пропозиції. Зазначимо, що шоки пропозиції впливають і на циклічні коливання випуску впродовж бізнес-циклів, і на його трендову компоненту. Виокремити окремий вплив шоків пропозиції на цикли та тренд важко, оскільки вони корелюють між собою через їхню спільну залежність від поточних і минулих збурень пропозиції. Оскільки існує багато видів шоків пропозиції та попиту, причому деякі з них мають постійний, а інші тимчасовий вплив на випуск, і, крім того, величина цих впливів є різною для різних шоків, то впродовж моделювання розглядатимемо певний усереднений динамічний ефект від різних шоків.

Методологію побудови моделі базуватимемо на використанні динамічної векторної авторегресійної моделі для $x_t = (Q_t, UC_t)'$, де $Q_t = \ln RGDP\_sm_t$ позначає натуральні логарифми десеզонованого та скорегованого на зсув рівня реального ВВП; UC_t – рівень циклічного безробіття, який вимірюємо як відхилення десеզонованого ряду рівня безробіття згідно з МОП від лінії

нелінійного тренда, визначеного на підставі фільтра Годріка–Прескота; ряд $\Delta \ln RGDP\_sm_t$ вимірює темп росту реального ВВП.

Стохастичні чинники впливу в моделі трактуватимемо як структурні шоки сукупної пропозиції та сукупного попиту, відповідно позначатимемо η^d і η^s та припускатимемо, що шоки попиту не мають довгострокового впливу на випуск. Тоді інновації двовимірної декомпозиції Уолда для темпу росту випуску та рівня безробіття визначатимуться як лінійні комбінації базових збурень, які є основою шоків попиту та пропозиції. Ідею проведення такого моделювання запропонували О. Бланчард і Д. Куаг [248].

Якщо вектор x_t визначається стаціонарним процесом

$$x_t = A(0) \eta_t + A(1) \eta_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} A(j) \eta_{t-j}, \quad \text{Var} [\eta] = I, \quad (3.7)$$

де $A(j)$ – послідовність матриць таких, що сума їхніх (1,1) елементів дорівнює нулю, тобто $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}(j) = 0$, то рівняння (3.7) задає динаміку Q_t і UC_t як дистрибутивний процес з розподіленими лагами від двох збурень η^d і η^s . Миттєві ефекти $\eta = (\eta^d, \eta^s)$ на x визначає матриця $A(0)$; подальші лагові ефекти визначаються через $A(j)$, $j \geq 1$. Обмеження $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}(j) = 0$ означає, що η^d не має ефекту впливу на рівень Q . Якщо x стаціонарний, то існує зображення рухомого середнього [292, с. 297]

$$x_t = v_t + C(1) v_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} C(j) v_{t-j}, \quad \text{Var} [v] = \Xi. \quad (3.8)$$

Порівнюючи рівняння (3.7) і (3.8), бачимо, що вектор інновацій v і вектор вихідних збурень η пов'язані співвідношенням $v = A(0)\eta$, де $A(j) = C(j)A(0)$ для всіх j . Оцінивши $A(0)$, можна визначити η за допомогою оцінених v , а також оцінити $A(j)$ на підставі оцінок $C(j)$. З (3.7) і (3.8) випливає, що $A(0)$ задовольняє умову: $A(0)A'(0) = \Xi$, і що верхній лівий елемент у $\sum_{j=0}^{\infty} A(j)$ дорівнює нулю. За відомої Ξ перша умова накладає три обмеження на чотири елементи $A(0)$; крім

того, маючи $\sum_{j=0}^{\infty} C(j)$, можна накласти четверте обмеження. На практиці спочатку будують матрицю $A(0)$ і використовують її для отримання $A(j) = C(j) - A(0)$, $j = 0, 1, 2, \dots$, і $\eta_t = A(0)^{-1} v_t$. Отож, модель описує динаміку випуску і безробіття як функції від поточних і минулих збурень попиту та пропозиції.

Спільне динамічне моделювання змінних реального випуску та рівня безробіття почнемо з оцінювання та дослідження векторної авторегресійної моделі такого загального вигляду [362, с. 88]:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (3.9)$$

де $x_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})' \in (K \times 1)$ – вектор ендеогенних змінних, A_j ($j=1, \dots, p$) – $(K \times K)$ -матриці.

Проте у практичному моделюванні використання VAR специфікації (3.9) припускає, що корені характеристичного рівняння $|I_n - A_1 z - A_2 z^2 - \dots - A_p z^p| = 0$ лежать поза одиничним кругом, що відповідає випадку стаціонарних змінних. Якщо ж ряди, для яких проводиться моделювання, нестационарні, то треба застосовувати VAR модель для перших різниць, а якщо змінні коінтегрують, то коректно використати векторну модель коригування похибок.

Дослідження стаціонарності досліджуваних рядів, а також рядів їхніх відхилень від відповідних ліній тренда наведено в табл. 3.1. Результати розширеного тесту Дікі–Фуллера засвідчують наявність одиничного кореня в рівнях рядів і стаціонарність їхніх перших різниць.

Тестування наявності причинності та її напряму проведемо за допомогою процедури перевірки на каузальність за Гренджером [258, с. 298]. Внаслідок застосування тесту множників Лагранжа отримуємо, що зміни обсягів реального ВВП спричиняють зміни у безробітті в наступних періодах, тоді як зворотні впливи не виявляють статистичної значущості (табл. 3.2). Результати застосування тесту Інгла–Гренджера свідчать про наявність коінтеграції між досліджуваними змінними (табл. 3.2).

Таблиця 3.1

**Результати тестування наявності одиничного кореня
за допомогою розширеного тесту Дікі–Фуллера**

Змінна	Детерміновані компоненти	ADF- статистика	Змінна	Детерміновані компоненти	ADF- статистика
$\ln RGDP\_sm$	Const, Trend, Shift	-0,3209	$\Delta \ln RGDP\_sm$	Const, Shift	-6,129**
UR_sm	Const, Trend, Shift	-3,7229	ΔUR_sm	Const, Shift	-9,590**
e_RGDP	Const	-3,3219	Δe_RGDP	—	-8,492**
UC	Const	-2,4105	ΔUC	—	-6,016**

Примітка: ** позначає статистичну значущість на рівні 5%.

Джерело: розрахунки автора.

Таблиця 3.2

Результати тестування причинності за Гренджером і коінтеграції

Pairwise Granger Causality Tests				
Null Hypothesis:		<i>F</i> -Statistic		<i>p</i> -value
<i>UC</i> does not Granger Cause <i>ln RGDP</i>		0,0201		0,9801
<i>ln RGDP</i> does not Granger Cause <i>UC</i>		5,8568		0,0057
Engle-Granger Cointegration Tests				
Dependent Variable	tau-Statistic	<i>p</i> -value	<i>z</i> -Statistic	<i>p</i> -value
<i>ln RGDP</i>	-4,8436	0,0014	-31,4877	0,0009
<i>UC</i>	-5,2849	0,0004	-35,8003	0,0002

Джерело: розрахунки автора.

Оскільки досліджувані ряди коінтегровані, то коректною моделлю для опису їхньої поведінки може бути структурна векторна модель коригування похибок, яка у загальному випадку має вигляд [362, с. 162]

$$B \Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + R \eta_t, \quad (3.10)$$

де $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, матриця $\Pi = - (I - \sum_{j=1}^p A_j)$ – описує довгострокові ефекти, а

$\Gamma_k = - \sum_{j=k+1}^p A_j$, ($k=1, \dots, p-1$). Приведена форма моделі (3.10) зображається як

$$\Delta x_t = \Pi^* x_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (3.11)$$

де

$$\Pi^* = B^{-1} \Pi, \quad \Gamma_k^* = B^{-1} \Gamma_k,$$

а інновації приведеної форми ε_t зі структурними шоками η_t пов'язані співвідношенням [255]

$$\varepsilon_t = B^{-1} R \eta_t. \quad (3.12)$$

Тут B і R – невироджені матриці, а вектор збурень $u_t = R \eta_t$ описується векторним процесом білого шуму з нульовим математичним сподіванням і коваріаційною матрицею $E[u_t u_t'] = \Omega$.

Методологію структурного векторного авторегресійного аналізу використовують у своїх дослідженнях зарубіжні вчені у різних країнах світу. Серед інших, Ж. Гарсія-Соланес, Й. Родрігез-Лопес і Ж. Торрес [307] на основі SVAR методології розробили стохастичну модель відкритої економіки та дослідили динаміку рахунку поточних операцій платіжного балансу для країн групи G-7; Ш. Леу [352] оцінив неокейнсіанську SVAR модель для австралійської економіки; Й. Юргутіте [336] на підставі структурного аналізу та декомпозиції шоків Бланчарда–Куага проаналізувала переваги введення євро та синхронізації бізнес-циклів між Литвою й іншими країнами Євросоюзу.

Науковці вивчають реакцію макроекономічних змінних на три різні типи збурень, а саме шоків пропозиції, реальних шоків попиту та номінальних шоків. Зокрема, Ф. Іссау, Т. Боуфате та Г. Ель [331] дослідили вплив ефектів шоків цін на нафту на додану вартість у промисловості для низки країн з різним рівнем економічного розвитку; в [308] проведено аналіз проблеми ідентифікації впливу макроекономічних шоків на економіку Марокко; Н. Арфа [229] застосував структурну векторну авторегресійну модель для визначення основних джерел імпульсів і пояснення економічних коливань економіки

Франції. А. Афонсо і Р. Соуза [220] оцінили баєсівську SVAR модель для аналізу макроекономічних наслідків бюджетної політики та дослідили вплив збурень у державних витратах на реальний ВВП та динаміку державного боргу в Португалії.

Оцінимо параметри SVEC моделі (3.11)–(3.12) для рядів реального ВВП та циклічного безробіття в Україні. Необхідні обчислення виконано у спеціалізованому економетричному пакеті JMulti. Результати моделювання, які отримано на підставі застосування методу максимальної правдоподібності, наведено в табл. 3.3. Зазначимо, що побудована модель поєднує оцінювання довгострокових взаємозв'язків між змінними й опис динаміки їхньої короткострокової поведінки.

Таблиця 3.3

Результати оцінювання VEC моделі (3.11)–(3.12)

Змінна	Рівняння для $\Delta \ln RGDP$		Рівняння для ΔUC	
	Коефіцієнт	<i>t</i> -статистика	Коефіцієнт	<i>t</i> -статистика
Коефіцієнти короткострокових ефектів				
Const	0,137	2,545**	–0,078	–5,922**
$\Delta \ln RGDP(t-1)$	0,114	0,704	0,114	0,558
$\Delta UC(t-1)$	–0,056	–0,134	0,022	–4,071**
$\Delta \ln RGDP(t-2)$	0,065	0,399	0,065	–0,221
$\Delta UC(t-2)$	0,488	1,331	–0,009	–2,882**
Коефіцієнти швидкостей пристосування				
$E\_long(t-1)$	–0,471	–5,851**	–0,186	–2,547**
Оцінки параметрів коінтеграційного довгострокового співвідношення				
<i>UC</i>	<i>ln RGDP</i>		<i>Trend</i>	
Коефіцієнт	Коефіцієнт	<i>t</i> -статистика	Коефіцієнт	<i>t</i> -статистика
1,00	–0,021	4,476**	0,001	3,102**

Джерело: розрахунки автора.

У цій моделі темпи росту реального ВВП та зміни у циклічному безробітті пов'язані системою залежностей від їхніх попередніх значень, а

також від попередніх відхилень від довгострокових рівноважних коінтеграційних взаємозв'язків. Оцінені коефіцієнти швидкостей пристосування визначають збіжність до довгострокових траєкторій, а їхні від'ємні знаки свідчать про те, що змінні мають тенденцію до подолання розриву між ними і тяжіють до зменшення, якщо спостерігається додатне відхилення від рівноваги.

Вибір порядку лагів, які включено в модель, виконано на основі послідовності модифікованих статистик відношення правдоподібності LR , фінальних похибок передбачення FPE , багатовимірних узагальнень інформаційних критеріїв Акайка та Шварца [258, с. 233].

Основними елементами в SVEC моделі є структурні шоки η_t^s і η_t^d . Оскільки вони не прогнозуються за допомогою попередніх характеристик системи, що генерує векторний часовий ряд x_t , і безпосередньо не спостерігаються, то потрібні певні припущення для їхньої ідентифікації. Для того, щоб визначити параметри структурної форми, на матриці параметрів B , R , A_1 , ..., A_p , Ω накладають обмеження, які зазвичай базуються на висновках економічної теорії та містять певні умови щодо некорельованості структурних збурень, нормалізації дисперсій шоків, обмеження на миттєві та довгострокові ефекти. Зокрема, для ідентифікації повної моделі треба накласти $K^2 + K(K-1)/2$ обмежень [256, р. 164].

Наклавши обмеження $B=I$, отримуємо так звану С-модель [225]. Оскільки модель містить $K=2$ змінних, то для ідентифікації структурних шоків $\eta_t = (\eta_t^s, \eta_t^d)$ із залишків VEC моделі треба обумовити ще $K(K-1)/2=1$ обмеження. Враховуючи проведений попередній аналіз щодо впливу шоків попиту та пропозиції на випуск і безробіття, введемо обмеження, яке полягає в тому, що шоки попиту не мають довгострокового впливу на випуск. Ця умова може бути реалізована за допомогою накладання нульового обмеження на (1.2)-елемент матриці довгострокових імпульсів Ψ . Тоді структурні параметри можна оцінити, використовуючи LV-зображення (latent variable) [255]

$$\Delta x_t \sim R \zeta_t^u, \quad (3.13)$$

$$x_{t-1}^{\sim} = -\Psi \xi_t^v, \quad (3.14)$$

$$\xi_t^u + \xi_t^v = \eta_t, \quad (3.15)$$

де (1.2)-елемент матриці Ψ дорівнює нулю. Внаслідок оцінювання системи (3.13)–(3.15) отримано такі результати:

$$\hat{\Omega} = \begin{pmatrix} 0,0191 & -0,0008 \\ -0,0008 & 0,0011 \end{pmatrix}, \quad \hat{R} = \begin{pmatrix} 0,0127 & -0,0056 \\ 0,0008 & 0,0033 \end{pmatrix}, \quad \hat{\Psi} = \begin{pmatrix} 0,0166 & 0,0000 \\ 0,0003 & 0,0001 \end{pmatrix}$$

$$st.er.(R) = \begin{pmatrix} 0,0029 & 0,0020 \\ 0,0007 & 0,0006 \end{pmatrix}, \quad t-stat.(R) = \begin{pmatrix} 4,4172^{**} & -2,7816^{**} \\ 1,1094 & 5,4783^{**} \end{pmatrix},$$

$$st.er.(\Psi) = \begin{pmatrix} 0,0045 & 0,0000 \\ 0,0001 & 0,0000 \end{pmatrix}, \quad t-stat.(\Psi) = \begin{pmatrix} 3,6668^{**} & 0,0000 \\ 3,3457^{**} & 1,0151 \end{pmatrix}.$$

Аналізуючи t -статистики структурних параметрів, отримуємо, що шоки пропозиції не мають значущого миттєвого впливу на рівень безробіття.

Діагностування структурних векторних моделей коригування похибок проводять на підставі тестування залишків. Результати тестування наявності автокореляції в векторному ряді залишків розробленої SVAR моделі, перевірки нульової гіпотези про відсутність *ARCH* ефектів у залишках і тестування нормальності їхнього розподілу на основі тесту Жарка–Бера наведено в табл. 3.4. Результати проведених тестувань свідчать про неавтокорельованість залишків, нормальність розподілу та відсутність умовної гетероскедастичності, а відтак на адекватність проведеного моделювання.

Розроблена SVEC модель дає змогу провести аналіз динамічних ефектів впливу структурних шоків на рівень випуску та безробіття. Імпульсний аналіз SVAR моделі проводять на підставі зображення рухомого середнього [292, с. 297–299]

$$\begin{aligned} x_t &= \Phi_0 \varepsilon_t + \Phi_1 \varepsilon_{t-1} + \Phi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = \Phi(L) \varepsilon_t = \\ &= \Phi_0 B^{-1} R \eta_t + \Phi_1 B^{-1} R \eta_{t-1} + \Phi_2 B^{-1} R \eta_{t-2} + \dots = \Psi(L) \eta_t, \end{aligned} \quad (3.16)$$

де $\Phi(L) = A(L)^{-1} = (1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)^{-1}$, $\Psi(L) = \Psi_0 + \Psi_1 L + \Psi_2 L^2 + \dots = A(L)^{-1} B^{-1} R$, а L – лаговий оператор. Елемент (i, j) матриці Ψ_h вимірює ефект впливу j -го шоку на i -ту змінну через h періодів і визначає значення функції імпульсних відгуків.

Таблиця 3.4

Результати діагностування моделі на підставі тестувань залишків

Одновимірні статистики					
ARCH-LM тест (16 лагів)					
Рівняння	χ^2 - статистика	p - значення	F – статистика	p - значення	
$\Delta \ln RGDP$	8,5462	0,9309	0,7957	0,6697	
ΔUC	10,8693	0,8175	1,1673	0,4209	
Тестування нормальності залишків					
Рівняння	Коефіцієнт асиметрії	Коефіцієнт ексцесу	Статистика Жарка-Бера	p - значення	
$\Delta \ln RGDP$	0,6609	4,2736	5,8964	0,0524	
ΔUC	0,8408	3,7199	5,8557	0,0535	
Багатовимірні статистики					
VARCH-LM Test Statistic		PORTMANTEAU Test (16 lags) ($H_0: R_h=(r_1,...,r_h)=0$)		LM-TYPE Test for Autocorrelation (5 lags)	
χ^2 - статистика	p – значення	тестова статистика	p – значення	LM - статистика	p - значення
44,2514	0,5036	37,4314	0,9581	17,2624	0,6359
Multiple Skewness Test		Multiple Kurtosis Test		Doornik – Hansen Statistic	
χ^2 [2] - статистика	p – значення	χ^2 [2] - статистика	p – значення	χ^2 [4] - статистика	p - значення
6,7966	0,0334	3,5158	0,1724	10,3124	0,3551

Джерело: розрахунки автора.

Довгостроковий вплив шоків характеризує матриця $\Psi = \Psi(1) = (1 - A_1 - A_2 - \dots - A_p)^{-1} \cdot B^{-1} R$. Зазначимо, що для SVEC моделі імпульсні відгуки є функціями не лише матриць короткострокових ефектів і матриць структурних параметрів, а й оцінених коефіцієнтів швидкостей пристосування та параметрів коінтеграційних співвідношень (табл. 3.3).

Графічне зображення значень функцій імпульсних відгуків розробленої SVEC моделі для реального ВВП та рівня безробіття зображено на рис. 3.3–3.4.

Довірчі інтервали визначено на основі бутстрап процедури Голла [362, с. 177–178].

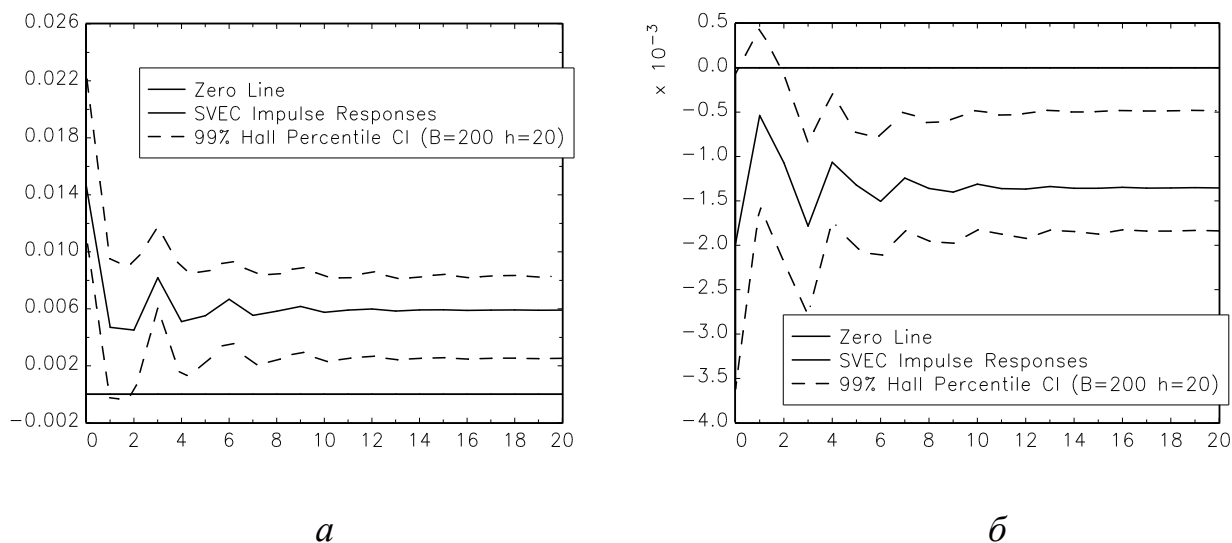


Рис. 3.3. Динамічний вплив шоку пропозиції η^s : а) на зміни у випуску; б) на зміни у безробітті

Джерело: розрахунки автора.

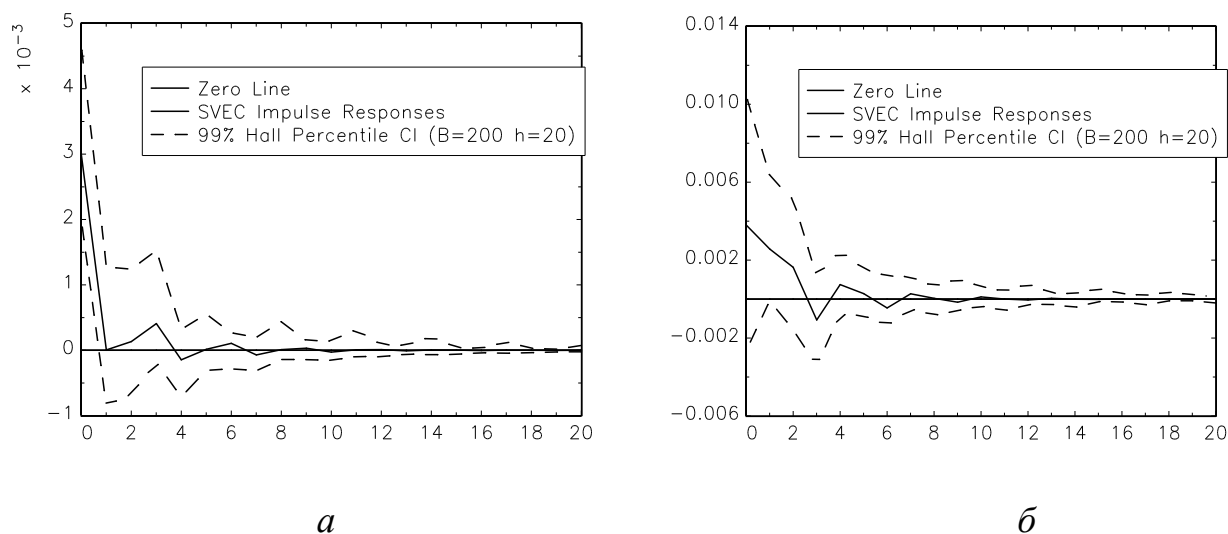


Рис. 3.4. Динамічний вплив шоку попиту η^d : а) на зміни у випуску; б) на зміни у безробітті

Джерело: розрахунки автора.

Аналіз функцій імпульсних відгуків [292, с. 305–306] виявив, що позитивні збурення пропозиції мають стабільний вплив на випуск, збільшують його темп росту у довгостроковому періоді, а також не значно, проте

статистично значущо, зменшують циклічне безробіття (рис. 3.3). Обчислені довірчі інтервали виявляють, що реакція змінних на шок пропозиції не є миттєвою і впродовж першого року після того як відбувся шок його вплив на безробіття не є значущим. Відгуки змінних на шок попиту зображено на рис. 3.4. Моделювання засвідчує, що такі шоки мають лише незначний короткостроковий вплив, а їхній ефект повністю зникає впродовж двох років після того як відбувся шок. Після початкового зростання рівень випуску повертається до свого початкового рівня.

У табл. 3.5 наведено частки дисперсії випуску та безробіття, які пов'язані з шоками пропозиції. Частки дисперсії, що пов'язані з шоками попиту, відповідно отримуються шляхом віднімання згаданих значень від одиниці.

Таблиця 3.5

Декомпозиція дисперсії коливань змінних, спричинених шоком пропозиції

Горизонт прогнозування	Частка дисперсії випуску	Частка дисперсії безробіття
1	0,84	0,30
2	0,89	0,32
3	0,93	0,37
4	0,94	0,48
8	0,97	0,62
12	0,98	0,71
20	0,99	0,80

Джерело: розрахунки автора.

Результати моделювання засвідчують, що шоки пропозиції є визначальним чинником змін у реальному ВВП в Україні як у коротко, так і в довгостроковому періоді. Варіація у рівні безробіття в короткостроковому періоді зумовлена головню шоками попиту, тоді як у довгостроковому періоді все більше відчутним стає вплив шоків пропозиції.

3.2. Дослідження гістерезису безробіття на українському ринку праці на підставі структурної векторної авторегресійної моделі коригування похибок

Метою подальшого дослідження є емпіричний аналіз та економетричне моделювання динамічних взаємозв'язків між продуктивністю праці, кількістю зайнятих, рівнем безробіття та реальною заробітною платою в Україні на підставі структурної векторної моделі коригування похибок. Проведений аналіз дасть змогу охарактеризувати вплив технологічних шоків, шоків попиту на працю, шоків пропозиції праці та шоків заробітних плат і визначити, які з них мають довгострокові наслідки на вітчизняний ринок праці та спричиняють гістерезис безробіття, а які лише короткостроковий вплив.

Теоретичною основою емпіричного моделювання взаємозв'язків між показниками ринку праці слугуватиме певна модифікація макроекономічної економіко-математичної моделі ринку праці, яку вперше запропонували Т. Якобсон, А. Вредін і А. Варне [332]. Теоретична модель охоплює моделювання виробничої функції, рівняння попиту на працю, рівняння пропозиції робочої сили та рівняння встановлення заробітної плати. Малими літерами як зазвичай прийнято в емпіричному аналізі позначатимемо натуральні логарифми змінних. Нехай $rgdp = \ln RGDP$, $empl = \ln EMPL$, $lf = \ln LF$, $wage = \ln AWAGE$ і $p = \ln PRICE$ позначають натуральні логарифми реального валового внутрішнього продукту, кількості зайнятих в економіці, робочої сили, середньої заробітної плати та рівня цін, відповідно.

Виробничу функцію визначимо як співвідношення між випуском продукції та зайнятістю

$$rgdp_t = \rho empl_t + \theta_t, \quad (3.17)$$

де ρ вимірює віддачу від розширення масштабу. Змінна θ_t визначає стохастичний технологічний тренд, який описується процесом випадкового блукання

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_t^{technology}, \quad (3.18)$$

де $\varepsilon_t^{technology}$ – чистий технологічний шок.

Рівняння попиту на працю описує залежність зайнятості від реальної заробітної плати $rwage_t = awage_t - p_t = \ln (AWAGE_t/PRICE_t)$ та випуску

$$empl_t = -\eta rwage_t + \lambda rgdp_t + \zeta_t, \quad (3.19)$$

де параметри η і λ вимірюють еластичності зайнятості за реальною заробітною платою та випуском, відповідно. Величина ζ_t визначає випадкові збурення попиту на працю, які описуються авторегресійним процесом

$$\zeta_t = \varphi \zeta_{t-1} + \varepsilon_t^{demand}. \quad (3.20)$$

Якщо $|\varphi| < 1$, то попит на робочу силу є стаціонарним й інновації попиту на працю ε_t^{demand} мають лише тимчасовий ефект на зайнятість. Зокрема, в частковому випадку, якщо $\varphi=0$ [332], то шоки попиту на робочу силу лише миттєво незначно впливають на зайнятість.

Третя компонента моделі характеризує рівняння пропозиції праці й описує взаємозв'язок між робочою силою та реальною заробітною платою

$$lf_t = \pi rwage_t + \xi_t. \quad (3.21)$$

Екзогенний стохастичний тренд пропозиції робочої сили ξ_t описується процесом випадкового блукання

$$\xi_t = \xi_{t-1} + \varepsilon_t^{supply}. \quad (3.22)$$

Параметр π вимірює нахил кривої пропозиції праці, тобто еластичність пропозиції праці, а ε_t^{supply} є шоком пропозиції праці. В частковому випадку, коли π дорівнює нулю, отримуємо екзогенну робочу силу.

Рівняння встановлення заробітної плати має вигляд

$$rwage_t = \delta (rgdp_t - empl_t) + \kappa empl_t - \gamma (lf_t - empl_t) + \varsigma_t \quad (3.23)$$

і показує, що реальна заробітна плата залежить від продуктивності праці $prod_t = (rgdp_t - empl_t)$, зайнятості $empl_t$ і рівня безробіття, який визначається як $UR_t = (lf_t - empl_t)$. Тренд заробітної плати ς_t може бути стаціонарним або нестаціонарним залежно від значення параметра ψ авторегресійного процесу

$$\varsigma_t = \psi \varsigma_{t-1} + \varepsilon_t^{rwage}, \quad (3.24)$$

який характеризує його поведінку. Якщо $|\psi| < 1$, то тренд заробітної плати стаціонарний, в іншому випадку процес встановлення заробітної плати описується стохастичним трендом, що характеризує нагромадження постійних випадкових шоків з нульовим середнім і сталою дисперсією.

Припустимо, що усі чотири чисті шоки, а саме технологічний шок $\varepsilon_t^{technology}$, шок попиту на працю ε_t^{demand} , шок пропозиції праці ε_t^{supply} та шок заробітних плат ε_t^{rwage} є Гаусівськими величинами з нульовим середнім, дисперсією $\sigma_i^2 > 0$ для $i = technology, demand, supply, rwage$ та нульовими коваріаціями.

Рівняння (3.23) допомагає описати невальрасівський характер ринку праці та дає змогу визначити ступінь його конкурентності. Зміни у величині ς_t можна інтерпретувати як відображення змін у рівноважному рівні безробіття. Визначивши ці значення як $u_t^* = \varsigma_t / \gamma$, рівняння (3.23), можна переписати у вигляді

$$rwage_t = \delta (rgdp_t - empl_t) + \kappa empl_t - \gamma [(lf_t - empl_t) - u_t^*], \quad (3.25)$$

яке засвідчує, що реальна заробітна плата реагує на відхилення безробіття від його рівноважного рівня. Тоді шок ε_t^{rwage} можна також інтерпретувати як шок рівноважного рівня безробіття, де параметр ψ визначає певну негнучкість ринку праці.

Зазначимо, що модель також узгоджується і з чисто конкурентним ринком праці. Зокрема, якщо $\rho = \lambda = \eta = \delta = 1$, $\kappa = 0$, $\psi = 0$ і $\gamma > 0$, то отримуємо, що безробіття є білим шумом, а реальна заробітна плата дорівнює граничному продукту праці (плюс білий шум).

Перетворимо модель (3.17)–(3.24) до моделі стосовно змінних, які використовуватимемо в емпіричному аналізі ринку праці, а саме,

продуктивності праці $prod_t = rgdp_t - empl_t$, зайнятості $empl_t$, рівня безробіття $UR_t = lf_t - empl_t$ і реальної заробітної плати $rwage_t$, та запишемо її у векторному вигляді

$$\begin{pmatrix} 1 & 1-\rho & 0 & 0 \\ -\lambda & 1-\lambda & 0 & -\eta \\ 0 & 1 & 1 & -\pi \\ -\delta & \kappa & \gamma & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} rgdp_t - empl_t \\ empl_t \\ lf_t - empl_t \\ rwage_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \\ \varsigma_t \end{pmatrix} \quad (3.26)$$

або компактніше

$$A y_t = \omega_t,$$

де $y_t = (rgdp_t - empl_t, empl_t, lf_t - empl_t, rwage_t)'$ – вектор ендогенних змінних; $\omega_t = (\theta_t, \zeta_t, \xi_t, \varsigma_t)'$ – вектор збурень. Визначник матриці A дорівнює

$$\Delta = (1 - \rho\lambda) (1 + \gamma\pi) + \eta (\gamma - \kappa) + (\rho - 1) \eta \delta$$

і зазвичай є додатним. Зокрема, якщо $\rho = \lambda = \eta = \delta = 1$, $\kappa = 0$ і $\gamma > 0$, то $\Delta = \gamma$.

Якщо Δ не дорівнює нулю, то, використовуючи припущення стосовно шоків $\varepsilon_t^{technology}$, ε_t^{demand} , ε_t^{supply} і ε_t^{rwage} , розв'язуючи модель (3.26) стосовно ендогенних змінних, отримаємо

$$\begin{bmatrix} prod_t \\ empl_t \\ UR_t \\ rwage_t \end{bmatrix} = \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} \eta(\gamma - \kappa) + (1 - \lambda)(1 + \gamma\pi) \\ \lambda(1 + \gamma\pi) - \eta\delta \\ \eta\delta - \lambda(1 + \kappa\pi) + \pi\delta(1 - \lambda) \\ \lambda(\gamma - \kappa) + \delta(1 - \lambda) \end{bmatrix} \theta_t + \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} (\rho - 1)(1 + \gamma\pi) \\ 1 + \gamma\pi \\ \delta\pi(\rho - 1) - 1 - \kappa\pi \\ \gamma - \kappa + \delta(\rho - 1) \end{bmatrix} \zeta_t + \\ + \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} \eta\gamma(\rho - 1) \\ \eta\gamma \\ 1 - \rho\lambda - \kappa\eta + \delta\eta(\rho - 1) \\ \gamma(\rho\lambda - 1) \end{bmatrix} \xi_t + \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} \eta(1 - \rho) \\ -\eta \\ \eta + \pi(1 - \rho\lambda) \\ 1 - \rho\lambda \end{bmatrix} \varsigma_t, \quad (3.27)$$

Модель (3.27) описує динамічну поведінку показників ринку праці, а саме продуктивності праці, зайнятості, рівня безробіття та реальної заробітної плати, яка зумовлена чотирма не спостережуваними компонентами: двома випадковими блуканнями пропозиції робочої сили ξ_t і технології θ_t , та двома стохастичними компонентами ζ_t і ς_t , які виникають внаслідок шоків у рівнянні попиту на працю та рівнянні встановлення заробітних плат. Кожна з цих компонент може бути стаціонарною, якщо $|\phi| < 1$ чи $|\psi| < 1$, відповідно, або

нестационарною, якщо $|\phi| = 1$ чи $|\psi| = 1$. Зокрема, якщо $|\psi| = 1$, то модель містить три стохастичні тренди: тренд пропозиції праці, технологічний тренд і тренд рівноважного безробіття (або тренд заробітної плати). Змінні θ_t , ζ_t , ξ_t , ς_t визначають стохастичний технологічний тренд, випадкові збурення попиту на працю, екзогенний стохастичний тренд пропозиції робочої сили та стохастичний тренд заробітної плати, а $\varepsilon_t^{technology}$, ε_t^{demand} , ε_t^{supply} , ε_t^{rwage} – чистий технологічний шок, шок попиту на працю, шок пропозиції праці та шок заробітних плат, відповідно.

Економетричний аналіз моделі ринку праці почнемо з необмеженої векторної авторегресійної моделі, яка містить p лагів [292, с. 295]

$$A(L)y_t = u_t,$$

або

$$y_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + u_t. \quad (3.28)$$

Тут $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$ – $(n \times 1)$ -вектор ендегенних змінних; A_j^* ($j=1, \dots, p$) – $(n \times n)$ -матриці Зображення (3.28) є приведеною формою системи структурних взаємозв'язків

$$A y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B \varepsilon_t. \quad (3.29)$$

де A і B – невироджені матриці, причому $A_j^* = A^{-1} A_j$ ($j=1, \dots, p$), а вектор збурень приведеної форми u_t пов'язаний з вектором структурних шоків ε_t співвідношенням

$$A u_t = B \varepsilon_t.$$

Модель містить три типи випадкових змінних: $v_t = B \varepsilon_t$ – $(n \times 1)$ -вектори помилок структурної SVAR моделі; $u_t = A^{-1} B \varepsilon_t = K \varepsilon_t$ – залишки приведеної VAR моделі, які описуються процесом білого шуму з нульовим математичним сподіванням і сталою коваріаційною матрицею Σ_u і ε_t – структурні шоки або структурні інновації, які припускаються ортогональними. В подальшому економетричному моделюванні асоціюватимемо структурні шоки в рівняннях продуктивності, зайнятості, безробіття та реальної заробітної плати як технологічні шоки, шоки попиту на працю, шоки пропозиції праці та шоки

встановлення заробітних плат, відповідно, тобто $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{technology}, \varepsilon_t^{demand}, \varepsilon_t^{supply}, \varepsilon_t^{rwage})'$.

Для емпіричного аналізу та моделювання ринку праці в Україні використовуватиме щоквартальні дані Державної служби статистики України за період з 2002 до 2015 року. Ряд продуктивності праці визначимо шляхом віднімання логарифма кількості зайнятих $EMPL$ від логарифма реального валового внутрішнього продукту $RGDP$, тобто $prod_t = \ln PROD_t = \ln (RGDP_t/EMPL_t) = \ln RGDP_t - \ln EMPL_t = rgdp_t - empl_t$. Змінна UR_t позначає рівень безробіття, який визначено Міжнародною організацією праці, а $rwage_t = \ln RWAGE_t = \ln (AWAGE_t/PRICE_t) = \ln AWAGE_t - \ln PRICE_t = awage_t - p_t$ позначає ряд логарифмів реальної заробітної плати.

Застосування методології структурного векторного авторегресійного моделювання для економетричного аналізу моделі ринку праці припускає, що змінні, які входять у модель є стаціонарними. Якщо ж ряди, для яких проводиться моделювання, нестационарні, то необхідний коінтеграційний аналіз і використання векторної моделі коригування похибок (VECM). Часові ряди продуктивності праці та реальної заробітної плати виявляють трендову зростаючу поведінку, і хоча така тенденція не простежується в рядах кількості зайнятих і рівня безробіття, все ж графічне зображення жодного з чотирьох часових рядів не виявляє стаціонарних властивостей. Тому перед тим, як оцінювати приведену форму VAR моделі, проведемо тестування характеру нестационарності досліджуваних рядів за допомогою розширеного тесту Дікі–Фуллера.

Результати тестування наявності одиничного кореня в рядах десеzonованих та скорегованих на зсув змінних наведено в табл. 3.6. Враховуючи динаміку часових рядів, в тестові регресії включено сталу та детермінований тренд, крім того, додатково досліджено специфікації лише з константою при тестуванні на одиничний корінь рядів зайнятості та рівня безробіття. Вибір кількості лагів різниць, які входять в ADF -тест, виконано на підставі SIC критерію при використанні максимального порядку лагів $p_{max} = 8$.

Для тестування одиничного кореня в перших різницях рядів у тестові регресії для $prod_t$, $empl_t$ і $rwage_t$ включено сталу та не включено жодного детермінованого члена при тестуванні перших різниць ряду безробіття UR_t . Крім того, порівняно з тестовими регресіями для рівнів кількість лагів для різниць зменшується на одиницю.

Таблиця 3.6

**Результати тестування порядку інтегрованості рядів
за допомогою тесту Дікі–Фуллера**

Змінна	Детерміновані члени	Лag	Макс. лаг	Критичні значення			Тестова статистика	<i>p</i> -значення
				10%	5%	1%		
$prod$	const, trend	1	8	-3,183	-3,506	-4,16	-2,3621	0,3940
$\Delta prod$	const	0	7	-2,599	-2,922	-3,57	-5,3369	0,0000
$empl$	const, trend	0	8	-3,183	-3,506	-4,16	-4,8062	0,0016
	const	1	4	-2,599	-2,922	-3,57	-2,6672	0,0872
	const, trend	1	4	-3,183	-3,506	-4,16	-2,6548	0,2593
$\Delta empl$	const	0	7	-2,599	-2,922	-3,57	-12,912	0,0000
UR	const, trend	0	8	-3,183	-3,506	-4,16	-2,6015	0,2815
	const	0	8	-2,599	-2,922	-3,57	-2,7112	0,0794
ΔUR	—	0	7	-1,612	-1,947	-2,61	-8,9960	0,0000
$rwage$	const, trend	1	8	-3,183	-3,506	-4,16	-1,9884	0,5926
$\Delta rwage$	const	0	7	-2,599	-2,922	-3,57	-4,7972	0,0003

Джерело: оцінки автора.

Аналіз результатів застосування до часових рядів продуктивності праці, зайнятості, рівня безробіття та реальної заробітної плати розширеного тесту Дікі–Фуллера свідчать про те, що гіпотеза наявності одиничного кореня не може бути відхилена для рівнів усіх чотирьох змінних. Водночас гіпотеза одиничного кореня для перших різниць цих рядів відкидається на рівні надійності 99%. Проведені тестування засвідчують наявність одиничного кореня в рівнях усіх рядів, тоді як перші різниці стаціонарні. Отож, ряди $prod_t$, $empl_t$, UR_t і $rwage_t$ є інтегрованими першого порядку, або $I(1)$ змінними.

Зазначимо, що інтегрованість ряду безробіття серед іншого означає, що безробіття має постійну компоненту, яка описується процесом випадкового блукання і серійно корельовану тимчасову компоненту. Ці компоненти, зокрема, можна інтерпретувати як структурне та циклічне безробіття, які в загальному випадку корелюють між собою. Інтегрованість ряду рівня безробіття підтверджує гіпотезу гістерезису безробіття, зумовленого наявністю в ряді безробіття постійної компоненти.

Важливим кроком емпіричного аналізу в процесі побудови адекватної структурної динамічної моделі ринку праці є вибір коректної специфікації необмеженої VAR моделі, яка слугуватиме основою для моделі коригування похибки. Вибір порядку лагів ендогенних змінних p , які охоплює VAR модель, виконуватимемо на підставі аналізу послідовності модифікованих статистик відношення правдоподібності LR , порівняння похибок передбачення FPE , багатовимірних узагальнень інформаційних критеріїв Акайка, Шварца та Ханнана-Куінна [258, с. 294]. Зважаючи на доступну кількість спостережень, обираємо максимальний порядок лагів $p_{max}=5$. Для всіх варіантів оцінимо відповідну VAR модель і проведемо низку потрібних діагностичних тестів. Зокрема, тестуватимемо наявність автокореляції, нормальність розподілу й гетероскедастичність залишків оцінених VAR моделей. Результати проведених тестувань для різних порядків моделі ($p = 1, \dots, 5$) наведено в табл. 3.7.

Як свідчать тестування, VAR(1) модель, яку можна обрати згідно з критерієм SIC , виявляє ознаки автокореляції залишків і засвідчує ненормальність їх розподілів, а VAR(2) модель, на яку вказують критерії AIC та HQ , характеризується наявністю гетероскедастичності та серійної кореляції. Тому VAR моделі з довжиною лага $p = 1$ та $p = 2$ є занадто обмежувачими специфікаціями для моделювання ринку праці. Зважаючи на те, що при $p = 4$ жоден з діагностичних тестів не виявляє доказів неправильної специфікації продовжимо аналіз з використанням VAR(4) моделі.

Структурна векторна авторегресійна модель дає змогу здійснити аналіз впливу структурних шоків, який ґрунтується на дослідженні стохастичних

трендів і допомагає провести різницю та виокремити вплив непередбачених шоків з постійним ефектом (збурення системи з тривалим впливом) і непередбачених шоків з тимчасовим ефектом (короткострокові збурення системи).

Таблиця 3.7

Результати дослідження порядку VAR моделі

Статистика	Кількість лагів					
	0	1	2	3	4	5
<i>AIC</i>	-20,496	-23,681	-24,158*	-24,039	-24,131	-24,111
<i>SIC</i>	-19,701	-22,250*	-22,091	-21,336	-20,792	-20,196
<i>HQ</i>	-20,198	-23,145	-23,384*	-23,027	-22,880	-22,714
<i>LM</i> (1)	97,8419	28,1730	36,4458	44,5690	20,9117	28,1511
	[0,0000]	[0,0301]	[0,0025]	[0,0002]	[0,1819]	[0,0303]
<i>LM</i> (5)	35,5038	17,5566	16,3730	16,4303	11,3488	30,4309
	[0,0034]	[0,3505]	[0,4272]	[0,4234]	[0,7875]	[0,0159]
Port.Test[5]	152,3927	78,8915	76,0011	67,3953	52,8229	112,3327
	[0,0001]	[0,0035]	[0,0223]	[0,2677]	[0,6137]	[0,0000]
<i>Q</i> _skewness	44,8098	8,6978	4,7419	1,6113	4,4470	1,9982
	[0,0000]	[0,0691]	[0,3148]	[0,8067]	[0,3489]	[0,7361]
<i>Q</i> _kurtosis	94,1076	35,2595	6,2408	2,3893	7,7448	0,3171
	[0,0000]	[0,0000]	[0,1819]	[0,6645]	[0,1014]	[0,9887]
Heteroskedasticity Tests	287,5937	105,2451	366,7212	236,4206	189,2758	—
	[0,0058]	[0,9455]	[0,0049]	[0,0314]	[0,2354]	

Джерело: оцінки автора.

Дослідження наявності стохастичних трендів у моделі ґрунтується на коінтеграційному аналізі змінних. Теоретична структурна модель ринку праці (3.17)–(3.24), на якій базовано емпіричне дослідження, передбачає можливість існування одного або двох тимчасових шоків, які пов'язані з шоками попиту на працю та шоками заробітних плат, і відповідно, не менше двох та не більше чотирьох загальних стохастичних трендів, зокрема, можливе існування трьох або двох постійних шоків. Визначатимемо постійний шок як шок, який має

тривалий ефект впливу на рівень змінної, тоді як вплив тимчасового шоку зникає або під час наступного періоду, або впродовж найближчих декількох періодів. Зазначимо таке: якщо характеристичний поліном VAR моделі містить k одиничних коренів і r коренів поза одиничним кругом, то у довгостроковому періоді векторний часовий ряд характеризується k стохастичними трендами, тоді як решта r шоків мають лише тимчасовий вплив. Зокрема, якщо існує одне коінтеграційне співвідношення ($r = 1$) між змінними чотиривимірної VAR моделі ринку праці ($n = 4$), то динаміку продуктивності праці, зайнятості, рівня безробіття та реальної заробітної плати визначають $k = n - r = 3$ шоки, які мають постійний ефект, якщо ж обґрунтовано існування двох коінтеграційних співвідношень, то отримуємо лише два стохастичні тренди.

Враховуючи виявлений однаковий порядок інтегрованості та трендові властивості часових рядів $prod_t$, $empl_t$ і $rwage_t$, дослідимо існування між ними можливих коінтеграційних взаємозв'язків. Для перевірки коінтеграції використовуватимемо VAR(4) специфікацію та досліджуватимемо коінтеграційні співвідношення з різними детермінованими членами, зокрема включатимемо константу та лінійний тренд. Згідно з методологією Йохансена, тестування коінтеграційних рангу виконуватимемо на підставі статистик відношення правдоподібності, а саме статистики максимального власного значення та статистики сліду. Результати проведених тестувань наведено в табл. 3.8. Оскільки тестові статистики мають нестандартний асимптотичний розподіл, то використано критичні значення Мак-Кіннона та Міхеліса [394, Table 1].

Висновок про ранг коінтеграції робимо на підставі послідовності тестувань. Спочатку розглядаємо нульову гіпотезу про відсутність коінтеграційних співвідношень ($r=0$) проти альтернативи про існування принаймні одного коінтеграційного вектора ($r \geq 1$). Далі тестуємо нульову гіпотезу про існування не більше одного коінтеграційного вектора ($r \leq 1$) проти альтернативи, що існує щонайменше два коінтеграційних вектора ($r \geq 2$) і т.д. Результати проведених тестувань виявили, що у випадку тестування існування

коінтеграційних співвідношень, які містять детермінований зсув і не містять тренда, вибір не є обґрунтованим. У випадку включення в коінтеграційне співвідношення лінійного тренду нульова гіпотеза про $r=1$ не може бути відхилена на звичайних рівнях значущості, при цьому і статистика максимального власного значення, і статистика сліду свідчать про існування та коректність використання при оцінюванні моделі коригування похибок одного коінтеграційного довгострокового рівноважного співвідношення.

Таблиця 3.8

Результати тестування наявності коінтеграційних взаємозв'язків між показниками ринку праці

Гіпотеза	Власні значення	LR-статистика		95% критичні значення		р-значення	
		λ -max	Trace St.	λ -max	Trace St.	λ -max	Trace St.
Коінтеграційне співвідношення не містить тренду							
$H_0: r = 0$	0,671649	50,12***	86,11***	27,584	47,8561	0,0000	0,0000
$H_0: r \leq 1$	0,379484	21,47**	35,99***	21,131	29,7970	0,0448	0,0085
$H_0: r \leq 2$	0,210250	10,62	14,52*	14,264	15,4947	0,1742	0,0697
$H_0: r \leq 3$	0,082988	3,89**	3,89**	3,8414	3,8414	0,0483	0,0483
Коінтеграційне співвідношення містить лінійний тренд							
$H_0: r = 0$	0,695261	53,47*	93,07*	32,118	63,8761	0,0000	0,0000
$H_0: r \leq 1$	0,404349	23,31	39,59	25,823	42,9152	0,1036	0,1033
$H_0: r \leq 2$	0,240566	12,38	16,28	19,387	25,8721	0,3803	0,4701
$H_0: r \leq 3$	0,082997	3,89	3,89	12,517	12,5179	0,7567	0,7567

Джерело: оцінки автора.

Оскільки досліджувані показники ринку праці коінтегровані, то коректною методикою моделювання їхньої поведінки є векторна модель коригування похибок, яка у загальному випадку має вигляд [362, с. 162]

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + K \varepsilon_t, \quad (3.30)$$

де $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, матриця $\Pi = - (I_n - \sum_{j=1}^p A_j)$ визначає довгострокові

співвідношення між змінними, а матриці $\Gamma_s = - \sum_{j=s+1}^p A_j$, $(s=1, \dots, p-1)$

характеризують динаміку їхньої короткострокової поведінки, $\varepsilon_t \sim (0, I_n)$. У випадку існування r коінтеграційних співвідношень VEC модель (3.30) можна записати у вигляді

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + K \varepsilon_t, \quad (3.31)$$

де $\beta - (r \times 1)$ коінтеграційний вектор; $\alpha - (n \times r)$ матриця. Елементи матриці α визначають коефіцієнти пристосування й інтерпретують як швидкості пристосування (повернення) до довгострокових коінтеграційних співвідношень.

Враховуючи попередньо визначений для VAR специфікації в рівнях коректний порядок лагів $p = 4$, у VEC специфікацію включатимемо відповідно три лаги різниць змінних. Отож, побудуємо VECM з одним коінтеграційним співвідношенням, яке містить тренд, змінну детермінованого зсуву та змінні імпульсів

$$\begin{pmatrix} prod_t \\ empl_t \\ UR_t \\ rwage_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{pmatrix} \left[(\beta_1 \ \beta_2 \ \beta_3 \ \beta_4) \begin{pmatrix} prod_{t-1} \\ empl_{t-1} \\ UR_{t-1} \\ rwage_{t-1} \end{pmatrix} + (\beta_5 \ \beta_6) \begin{pmatrix} Trend_{t-1} \\ Dshift2008Q4_{t-1} \end{pmatrix} \right] + \\ + \begin{pmatrix} \gamma_{11}^1 & \gamma_{12}^1 & \gamma_{13}^1 & \gamma_{14}^1 \\ \gamma_{21}^1 & \gamma_{22}^1 & \gamma_{23}^1 & \gamma_{24}^1 \\ \gamma_{31}^1 & \gamma_{32}^1 & \gamma_{33}^1 & \gamma_{34}^1 \\ \gamma_{41}^1 & \gamma_{42}^1 & \gamma_{43}^1 & \gamma_{44}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta prod_{t-1} \\ \Delta empl_{t-1} \\ \Delta UR_{t-1} \\ \Delta rwage_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11}^2 & \gamma_{12}^2 & \gamma_{13}^2 & \gamma_{14}^2 \\ \gamma_{21}^2 & \gamma_{22}^2 & \gamma_{23}^2 & \gamma_{24}^2 \\ \gamma_{31}^2 & \gamma_{32}^2 & \gamma_{33}^2 & \gamma_{34}^2 \\ \gamma_{41}^2 & \gamma_{42}^2 & \gamma_{43}^2 & \gamma_{44}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta prod_{t-2} \\ \Delta empl_{t-2} \\ \Delta UR_{t-2} \\ \Delta rwage_{t-2} \end{pmatrix} + \\ + \begin{pmatrix} \gamma_{11}^3 & \gamma_{12}^3 & \gamma_{13}^3 & \gamma_{14}^3 \\ \gamma_{21}^3 & \gamma_{22}^3 & \gamma_{23}^3 & \gamma_{24}^3 \\ \gamma_{31}^3 & \gamma_{32}^3 & \gamma_{33}^3 & \gamma_{34}^3 \\ \gamma_{41}^3 & \gamma_{42}^3 & \gamma_{43}^3 & \gamma_{44}^3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta prod_{t-3} \\ \Delta empl_{t-3} \\ \Delta UR_{t-3} \\ \Delta rwage_{t-3} \end{pmatrix} +$$

$$+ \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Dimpulse2008Q4_t \\ Dimpulse2014Q1_t \\ Const \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix}. \quad (3.32)$$

Оцінювання SVAR моделі (3.29) проведено на підставі максимізації логарифма функції максимальної правдоподібності. Результати оцінювання параметрів VEC моделі (3.32) наведено в табл. 3.9.

Таблиця 3.9

**Оцінки параметрів векторної авторегресійної моделі коригування
похибок**

Змінні	Рівняння для $\Delta prod$		Рівняння для $\Delta empl$		Рівняння для ΔUR		Рівняння для $\Delta rwage$	
	коеф.	t-стат.	коеф.	t-стат.	коеф.	t-стат.	коеф.	t-стат.
	(ст.пох)	[p-знач]	(ст.пох)	[p-знач]	(ст.пох)	[p-знач]	(ст.пох)	[p-знач]
$\Delta prod_{(-1)}$	0,332	1,834	-0,044	-0,781	0,021	0,596	0,309	1,476
	(0,181)	[0,067]	(0,056)	[0,435]	(0,035)	[0,551]	(0,209)	[0,140]
$\Delta empl_{(-1)}$	-1,821	-3,176	0,491	2,773	-0,025	-0,232	-0,363	-0,547
	(0,573)	[0,001]	(0,177)	[0,006]	(0,110)	[0,817]	(0,664)	[0,584]
$\Delta UR_{(-1)}$	0,180	0,199	0,400	1,428	-0,333	-1,917	1,172	1,116
	(0,907)	[0,842]	(0,280)	[0,153]	(0,174)	[0,055]	(1,050)	[0,264]
$\Delta rwage_{(-1)}$	0,269	2,222	0,044	1,184	-0,080	-3,463	0,331	2,359
	(0,121)	[0,026]	(0,037)	[0,236]	(0,023)	[0,001]	(0,140)	[0,018]
$\Delta prod_{(-2)}$	-0,129	-0,820	-0,118	-2,425	-0,025	-0,819	-0,616	-3,372
	(0,158)	[0,412]	(0,049)	[0,015]	(0,030)	[0,413]	(0,183)	[0,001]
$\Delta empl_{(-2)}$	-1,713	-3,495	0,140	0,922	-0,011	-0,121	-1,625	-2,865
	(0,490)	[0,000]	(0,151)	[0,357]	(0,094)	[0,903]	(0,567)	[0,004]
$\Delta UR_{(-2)}$	0,366	0,499	-0,116	-0,513	-0,290	-2,060	-0,901	-1,061
	(0,734)	[0,618]	(0,227)	[0,608]	(0,141)	[0,039]	(0,850)	[0,289]
$\Delta rwage_{(-2)}$	0,117	1,028	0,041	1,167	-0,004	-0,199	0,118	0,896
	(0,114)	[0,304]	(0,035)	[0,243]	(0,022)	[0,842]	(0,132)	[0,370]
$\Delta prod_{(-3)}$	0,438	2,153	-0,119	-1,891	0,033	0,853	0,760	3,225
	(0,204)	[0,031]	(0,063)	[0,059]	(0,039)	[0,394]	(0,236)	[0,001]

Продовження табл. 3.9.

$\Delta empl_{(-3)}$	-0,188	-0,478	-0,103	-0,854	0,095	1,257	0,141	0,310
	(0,392)	[0,632]	(0,121)	[0,393]	(0,075)	[0,209]	(0,454)	[0,757]
$\Delta UR_{(-3)}$	0,108	0,142	-0,231	-0,980	0,094	0,645	0,400	0,453
	(0,762)	[0,887]	(0,235)	[0,327]	(0,146)	[0,519]	(0,882)	[0,650]
$\Delta rwage_{(-3)}$	-0,055	-0,461	0,087	2,383	-0,047	-2,069	-0,156	-1,133
	(0,119)	[0,645]	(0,037)	[0,017]	(0,023)	[0,039]	(0,137)	[0,257]
$Dimpulse$	-0,163	-9,576	0,001	0,132	0,002	0,699	-0,249	-12,633
2008Q4	(0,017)	[0,000]	(0,005)	[0,895]	(0,003)	[0,485]	(0,020)	[0,000]
$Dimpulse$	-0,055	-3,198	0,000	0,059	0,004	1,135	-0,103	-5,130
2014Q1	(0,017)	[0,001]	(0,005)	[0,953]	(0,003)	[0,256]	(0,020)	[0,000]
Const	0,001	0,302	0,002	2,318	0,000	-0,437	0,007	2,243
	(0,003)	[0,762]	(0,001)	[0,020]	(0,001)	[0,662]	(0,003)	[0,025]
<i>ARCH-LM</i>	χ^2 -	<i>p</i> -value	χ^2 -	<i>p</i> -value	χ^2 -	<i>p</i> -value	χ^2 -	<i>p</i> -value
test	statistic		statistic		statistic		statistic	
	13,5444	0,6326	11,1602	0,7995	16,9358	0,3898	10,0497	0,8640
Normality	<i>JB</i> -	<i>p</i> -value	<i>JB</i> -	<i>p</i> -value	<i>JB</i> -	<i>p</i> -value	<i>JB</i> -	<i>p</i> -value
Test	statistic		statistic		statistic		statistic	
	1,7287	0,4213	1,2828	0,5265	2,9225	0,2319	0,2512	0,8820

Джерело: оцінки автора.

Діагностування оціненої моделі (3.32) проводять за допомогою перевірки припущень багатовимірною нормального розподілу, які слугують основою методології VAR оцінювання [361, с. 125]. Таку перевірку виконують на основі діагностування залишків моделі. Якщо залишки або автокорелюють, або гетероскедастичні, або їхній розподіл асиметричний чи характеризується зміщеним ексцесом, то оцінки VECM не можна розглядати як оцінки, які відповідають методу максимальної правдоподібності з повною інформацією (FIML), тому вони можуть не мати оптимальних властивостей. У таких випадках отримані оцінки параметрів можуть не мати жодного сенсу, і оскільки ми не знаємо їхніх справжніх властивостей, то висновки моделювання можуть бути некоректними.

Початкову перевірку коректності специфікації проведемо на підставі графічного аналізу залишків, що часто дає змогу виявити проблеми специфікації, які не можна отримати за допомогою статистичних тестів. Динаміку оцінених рядів залишків кожного рівняння моделі (3.32) зображено на рис. 3.5.

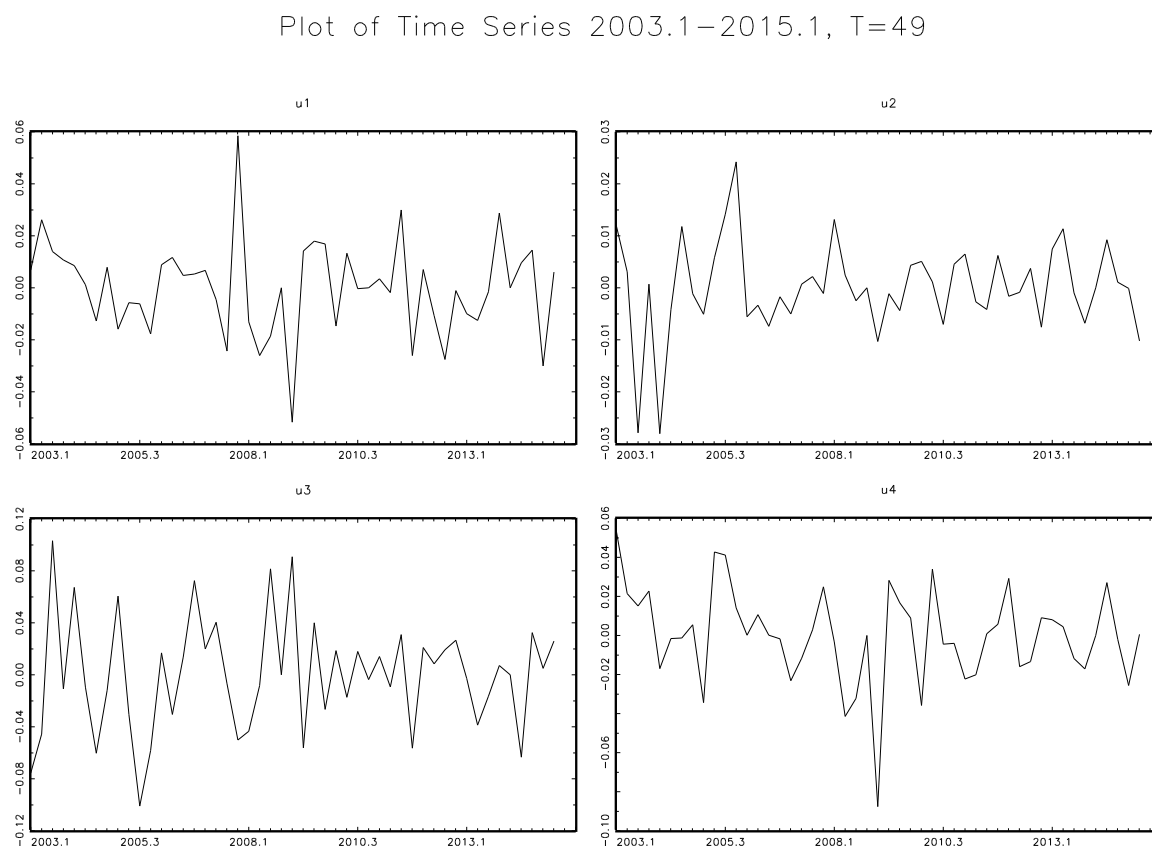


Рис. 3.5. Динаміка залишків оціненої SVEC моделі (3.32)

Джерело: оцінки автора.

На рис. 3.6 зображено автокореляційні функції залишків всієї системи. Зокрема, діагональні корелограми визначають послідовність коефіцієнтів автокореляції $r_{kk,i} = \text{Corr} [y_{k,t}; y_{k,t-i}]$, ($k = 1, \dots, 4; i = 1, \dots, 14$), тоді як недіагональні діаграми визначають перехресні коефіцієнти кореляції $r_{kj,i} = \text{Corr} [y_{k,t}; y_{j,t-i}]$, ($k, j = 1, \dots, 4; k \neq j; i = 1, \dots, 14$).

Crosscorrelations

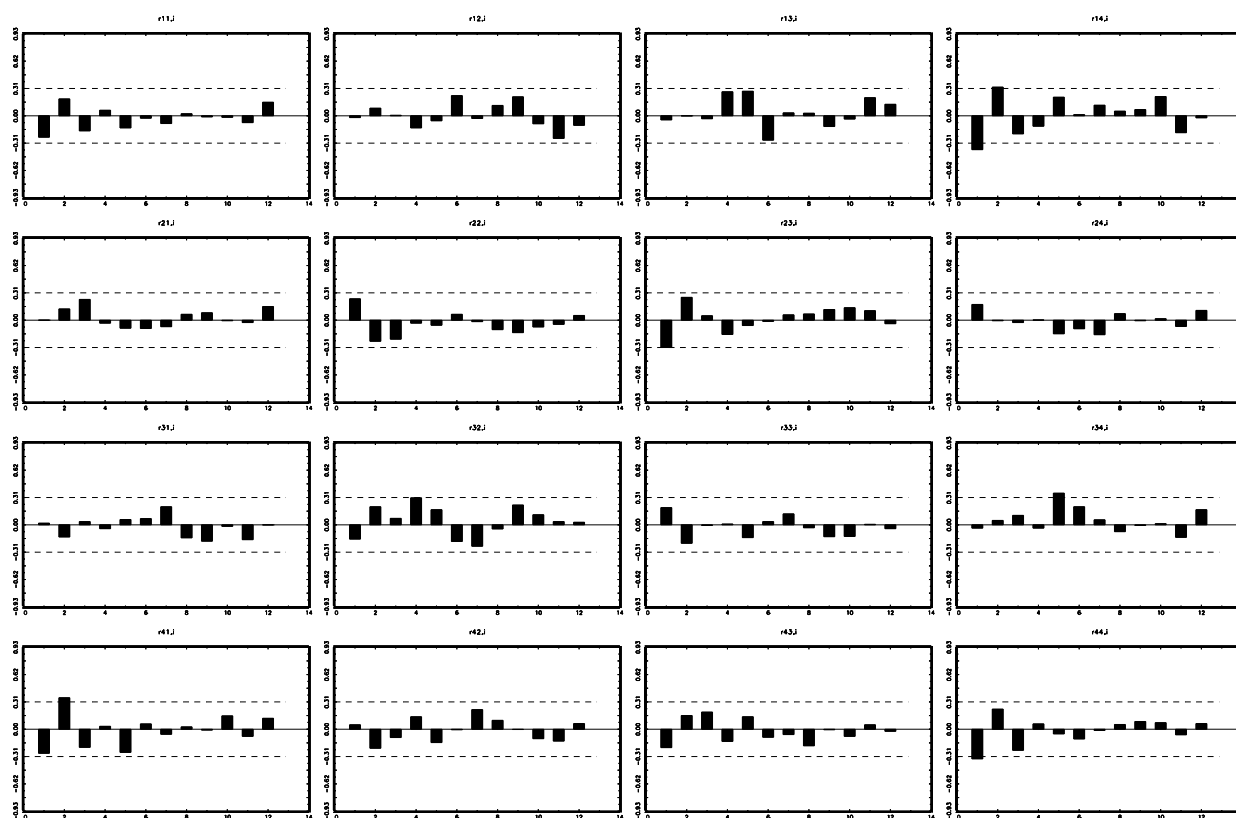


Рис. 3.6. Автокореляції векторів залишків SVEC моделі (3.32)

Джерело: розрахунки автора.

Рис. 3.5–3.6 виявляють хорошу поведінку залишків та їхніх автокореляцій, проте графічний аналіз є лише необхідним інструментом для виявлення проблем у специфікації моделі та не може замінити тестових процедур. Тому проведемо статистичні тестування наявності автокореляції в ряді залишків розробленої SVEC моделі, перевіримо нульову гіпотезу про відсутність *ARCH* ефектів у залишках і нормальність їх розподілу. Результати проведених тестувань, які наведено в табл. 3.10, свідчать про неавтокорельованість залишків, нормальність їхнього розподілу та відсутність умовної гетероскедастичності, а відтак на адекватність побудованої моделі.

Таблиця 3.10

Результати діагностування залишків VEC моделі (3.32)

Одновимірні статистики					
ARCH-LM тест (16 лагів)					
Рівняння	χ^2 - statistic	p - value	F - statistic	p - value	
<i>prod</i>	13,5444	0,6326	2,0591	0,1905	
<i>empl</i>	11,1602	0,7995	1,3550	0,3732	
<i>UR</i>	16,9358	0,3898	4,0146	0,0474	
<i>rwage</i>	10,0497	0,8640	1,1155	0,4792	
Тестування нормальності залишків					
Рівняння	Коефіцієнт асиметрії	Коефіцієнт ексцесу	Статистика Жарка–Бера	p - значення	
<i>prod</i>	-0,4644	3,4485	1,7287	0,4213	
<i>empl</i>	-0,4398	2,8739	1,2828	0,5265	
<i>UR</i>	0,0753	4,3326	2,9225	0,2319	
<i>rwage</i>	-0,0061	2,6070	0,2512	0,8820	
Багатовимірні статистики					
<i>VAR</i> CH-LM Test Statistic		Multiple Skewness Test		Multiple Kurtosis Test	
(3 lags)					
χ^2 [300] - statistic	p - value	χ^2 [2] - statistic	p - value	χ^2 [2] - statistic	p - value
312,2194	0,3018	4,8158	0,3067	3,1508	0,5329

Джерело: оцінки автора.

На рис 3.7 зображено рекурсивні власні значення та відповідні значення τ -статистики [361, с. 138–140] для тестування стабільності параметрів моделі. Оскільки вони не дають підстав для сумніву щодо нестійкості моделі, а діагностичні тести для VECM не засвідчують неправильності специфікації, то можна стверджувати, що побудована SVEC модель є адекватним описом динаміки процесів на ринку праці.

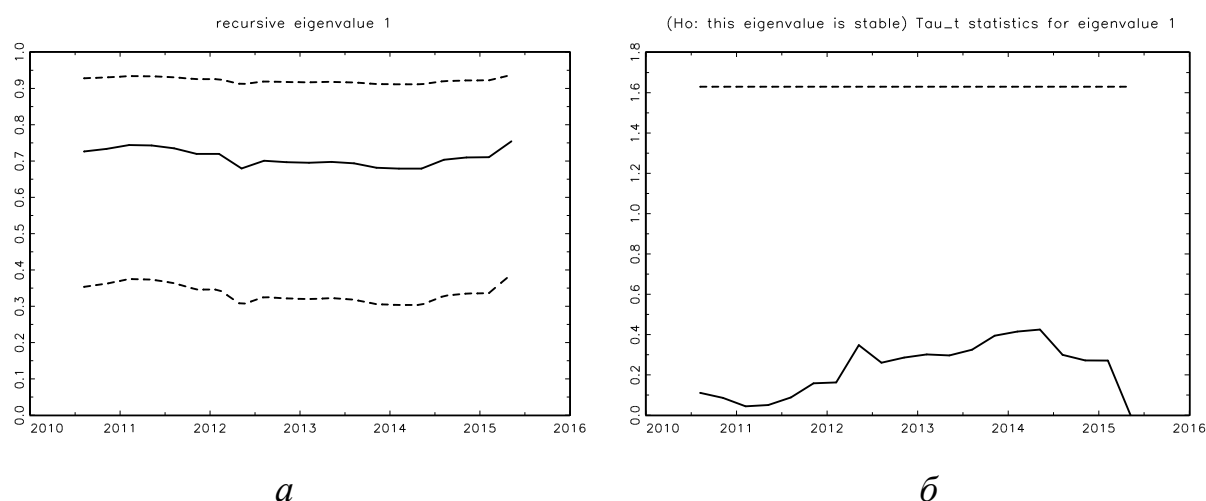


Рис. 3.7. Рекурсивні: а) власні значення; б) τ -статистики з 5% критичним значенням

Джерело: оцінки автора.

У табл. 3.11 наведено ML -оцінки коінтеграційного вектора β і вектора коефіцієнтів швидкостей пристосування до виявленого довгострокового коінтеграційного співвідношення для кожної змінної.

Таблиця 3.11

Оцінки коінтеграційного вектора та коефіцієнтів швидкостей пристосування

	<i>prod</i>	<i>empl</i>	<i>UR</i>	<i>rwage</i>	<i>Trend</i>
β'	1,00	-11,68 (1,73)	-3,113 (2,66)	0,672 (0,24)	-0,007 (0,002)
		[-6,77]	[-1,17]	[2,84]	[-3,8]
		{0,00}	{0,24}	{0,01}	{0,00}
α'	-0,25 (0,06)	0,127 (0,02)	-0,021 (0,01)	-0,163 (0,07)	
	[-4,26]	[7,00]	[-1,88]	[-2,39]	
	{0,00}	{0,00}	{0,06}	{0,02}	

Примітка: в () подано стандартні похибки, в [] – t -статистики, в {} – p -значення тестування значущості параметра.

Джерело: оцінки автора.

Оцінені коефіцієнти швидкостей пристосування визначають збіжність до довгострокових траєкторій, а їхні від'ємні знаки означають, що змінні мають

тенденцію до подолання розриву між ними і тяжіють до зменшення, якщо відбувається додатне відхилення від рівноваги.

Дослідимо зв'язок між коінтеграційним вектором β і можливою інтерпретацією рівноважної траєкторії. Згідно з теоретичною моделлю (3.17)–(3.24) коінтеграційний взаємозв'язок за умови, що $|\varphi| < 1$, може забезпечити функція попиту на працю (3.19), а також за умови, що $|\psi| < 1$, рівняння встановлення заробітної плати (3.23).

Якщо $|\varphi| < 1$, то виразивши рівняння (3.19) через змінні VEC моделі, отримуємо

$$rwage_t - \frac{\lambda}{\eta}(rgdp_t - empl_t) + \frac{1-\lambda}{\eta}empl_t = \frac{1}{\eta}\zeta_t. \quad (3.33)$$

Зазначимо, що за $\lambda = \eta = 1$ модель визначає стаціонарну частку заробітної плати.

Якщо $|\psi| < 1$, то коінтеграційне співвідношення задається рівнянням заробітної плати (3.23), яке можна записати у вигляді

$$rwage_t - \delta prod_t - \kappa empl_t + \gamma UR_t = \zeta_t. \quad (3.34)$$

За умови $\delta = 1$, $\kappa = 0$ і $\gamma > 0$ рівняння (3.34) визначає стаціонарний зв'язок між часткою заробітної плати і безробіттям.

Якщо $\lambda = \eta = 1$, то з (3.27) випливає, що в рівнянні безробіття коефіцієнт при технологічному тренді становить $(\delta - 1)/\Delta$, а коефіцієнт при тренді пропозиції праці дорівнює $(1 - \rho)(1 - \delta)/\Delta$. У цьому випадку, якщо або параметр масштабу ρ або параметр при продуктивності в рівнянні заробітної плати δ дорівнюють одиниці, то тренд пропозиції праці не має довгострокового ефекту впливу на рівень безробіття. Крім того, якщо $\delta = 1$, то технологічний тренд також не матиме довгострокового ефекту на рівень безробіття і тоді у випадку, коли $\psi = 1$, єдиним можливим джерелом гістерезису безробіття є шоки заробітної плати, або шоки рівноважного (природного) рівня безробіття. У теоретичних моделях ринку праці часто припускають виконання умов Лайярда–Нікеля [351], тобто передбачають, що рівень безробіття в довгостроковому періоді не залежить ні від шоків технологій, ні від шоків пропозиції робочої сили. Проведений аналіз виявляє, що побудована модель враховує цю

властивість як частковий випадок, якщо $\lambda=\eta=\delta=1$, і дає змогу перевірити її виконання для українського ринку праці.

Якщо нормалізувати коінтеграційний вектор, оцінки коефіцієнтів якого подано в табл. 3.8 так, щоб коефіцієнт біля реальної заробітної плати дорівнював одиниці, то отримане коінтеграційне співвідношення можна трактувати як стаціонарний довгостроковий рівноважний взаємозв'язок між реальною заробітною платою, продуктивністю, зайнятістю та безробіттям. Переписуючи його у вигляді рівняння встановлення заробітної плати (3.23), отримаємо

$$rwage_t = -1,488 prod_t + 17,38 empl_t + 4,637 UR_t + 0,010 Trend - 0,345 Dshift2008Q4 + e_t. \quad (3.35)$$

Зазначимо, що у рівнянні (3.35) коефіцієнт при продуктивності праці є від'ємним, проте його знак пов'язаний із включенням у коінтеграційне співвідношення змінної лінійного тренда. У цьому рівнянні тренд, зокрема, можна інтерпретувати як деякий заміник продуктивності та чинник підвищення ефективності праці. Проте як видно з моделювання, зважаючи на досить мале значення коефіцієнта при змінній *Trend*, зв'язок між цими факторами потребує детальнішого дослідження. Решта оцінених коефіцієнтів узгоджуються з теоретичними міркуваннями. Збільшення кількості зайнятих супроводжується зростанням заробітної плати, що свідчить про її певну проциклічність, крім того, реальна заробітна плата обернено залежить від рівня безробіття. Проте відповідний коефіцієнт при змінній UR_t не є статистично значущим при звичайних рівнях надійності. Отож, отримуємо, що рівень безробіття не впливає на процес встановлення заробітних плат в Україні, що, зокрема, свідчить про слабкі інституції трудових колективів і профспілок, відсутність впливу на цей процес як інсайдерів, так і аутсайдерів ринку праці. Зазначимо, що досвід зарубіжних економетричних досліджень [267] засвідчив суттєвий вплив інсайдерів на рівень встановлюваної реальної заробітної плати в розвинених країнах.

Дослідимо також, як оцінений коінтеграційний вектор β узгоджується з рівнянням попиту на працю (3.19). Для цього перевіримо виконання різних обмежень на його коефіцієнти, які базуватимемо на певних теоретичних припущеннях, що дають змогу виявити можливі характерні властивості ринку праці. Проаналізуємо три різні обмеження на вектор β . Перше обмеження, яке перевірятимемо, припускає нульовий вплив рівня безробіття на процес встановлення заробітної плати. Відповідний коінтеграційний вектор, який відповідає цьому обмеженню, позначатимемо $\beta_{(1)}' = [\beta_{1,(1)} \beta_{2,(1)} 0 1]$. Друге обмеження $\beta_{(2)}' = [-1 \beta_{2,(2)} 0 1]$ накладає умову рівності коефіцієнтів при реальній заробітній платі та продуктивності за абсолютною величиною, але з протилежними знаками. Третє обмеження $\beta_{(3)}' = [\beta_{1,(3)} 0 0 1]$ визначає нульові обмеження на вплив зайнятості та безробіття. Крім того перевіримо обмеження $\beta_{(4)}' = [-1 0 0 1]$, що об'єднує усі попередні умови, тобто припускає нульові коефіцієнти при змінних зайнятості та безробіття, а також рівні коефіцієнти з протилежними знаками для реальної заробітної плати і продуктивності праці. З погляду теоретичної моделі ринку праці (3.17)–(3.24): $\beta_{(1)}$ визначає загальне співвідношення попиту на працю (3.19), $\beta_{(2)}$ – рівняння попиту на працю з обмеженням $\lambda=\eta$ (однакові еластичності попиту стосовно випуску та реальної заробітної плати), $\beta_{(3)}$ – рівняння попиту на працю з $\lambda=1$ (одинична еластичність за випуском), а $\beta_{(4)}$ приймає одночасно і λ , і η рівними одиниці. Зазначимо, що останній випадок припускає стаціонарність частки заробітної плати на одиницю продуктивності.

Емпіричне дослідження проведемо за допомогою статистики відношення правдоподібності для тестування відповідних лінійних обмежень, накладених на β , оцінених довірчих інтервалів для параметрів λ і η та дослідження стаціонарності оціненого коінтеграційного співвідношення заданого відповідним коінтеграційним вектором. Зазначимо, що статистика відношення правдоподібності для тестування лінійних обмежень на параметри коінтеграційного вектора за заданого рангу коінтеграції має асимптотичний χ^2 -

розподіл зі ступенем свободи, що дорівнює кількості обмежень. Результати проведених тестувань наведено в табл. 3.12.

Таблиця 3.12

Оцінки коінтеграційного вектора за різних теоретичних обмежень

Гіпотеза	LR- статистика	Розподіл	Критичні значення			p-значення
			0,80	0,90	0,95	
$\beta_{(1)} \in \beta$	1,3691	$\chi^2[1]$	1,642	2,706	3,841	0,2420
$\beta_{(2)} \in \beta$	88,6798	$\chi^2[2]$	3,219	4,605	5,991	0,0000
$\beta_{(3)} \in \beta$	45,8731	$\chi^2[2]$	3,219	4,605	5,991	0,0000
$\beta_{(4)} \in \beta$	92,3411	$\chi^2[3]$	4,642	6,251	7,815	0,0000

Джерело: оцінки автора.

Для кожного оціненого коінтеграційного вектора, враховуючи, що $\beta_{1,(i)} = -\lambda/\eta$ і $\beta_{2,(i)} = (1-\lambda)/\eta$, де $\beta_{k,(i)}$ позначає k -й елемент коінтеграційного вектора при i -му обмеженні, можна отримати оцінки структурних параметрів λ і η за формулами [332]

$$\lambda = -\eta\beta_1 = \frac{\beta_1}{\beta_1 - \beta_2}, \quad \eta = -\frac{1}{\beta_1 - \beta_2}.$$

У табл. 3.13 наведено оцінки коефіцієнтів $\beta_{k,(i)}$ та відповідні їм оцінки параметрів λ і η . Аналізуючи отримані результати моделювання, отримуємо, що для українського ринку праці обмеження $\lambda=\eta$, пов'язане з коінтеграційним вектором $\beta_{(2)}$, відхиляється, що свідчить про те, що еластичності попиту на працю за випуском і реальною заробітною платою різні. Крім того, відхиляються також гіпотези про одиничну еластичність за випуском $\lambda=1$ (вектор $\beta_{(3)}$) і стаціонарність частки заробітної плати $\lambda=\eta=1$ (вектор $\beta_{(4)}$).

Зазначимо, що економетричні дослідження ринку праці Данії та Норвегії [332] обґрунтовують коректність припущення $\beta_{(2)}$, що засвідчують рівність еластичностей попиту на працю за випуском і реальною заробітною платою в цих країнах. В інших дослідженнях для Німеччини [267] вчені обґрунтовують, що обмеження $\beta_{(4)}$ можна розглядати як прийнятне стаціонарне співвідношення. Зазначимо, що Швеція й інші північні країни характеризуються низьким рівнем

безробіття. У цих країнах реальна заробітна плата дуже чутлива до змін у рівні безробіття, зокрема внаслідок високого ступеня централізації в процесі встановлення заробітної плати завдяки сильним профспілкам [262].

Таблиця 3.13

Оцінки параметрів рівняння попиту на працю для різних коінтеграційних векторів

Гіпотеза	Коінтеграційний вектор						λ	η
	<i>prod</i>	<i>empl</i>	<i>UR</i>	<i>rwage</i>	<i>Trend</i>	<i>Shift</i>		
β_0	1,00	-11,88	-3,11	0,67	-0,01	0,23		
нормований вектор	1,49	-17,68	-4,63	1,00	-0,01	0,35	0,078	-0,052
$\beta_{(1)}$	1,00	-0,70	0,00	0,23	-0,01	0,23		
нормований вектор	4,35	-3,09	0,00	1,00	-0,03	1,01	0,123	-0,028
$\beta_{(2)}$	1,00	1,77	0,00	-1,00	-0,01	0,23		
нормований вектор	-1,00	-1,77	0,00	1,00	0,01	-0,23	-1,299	-1,299
$\beta_{(3)}$	1,00	0,00	0,00	-0,44	-0,01	0,23		
нормований вектор	-2,25	0,00	0,00	1,00	0,02	-0,52	1,000	0,444
$\beta_{(4)}$	1,00	0,00	0,00	-1,00	-0,01	0,23		
нормований вектор	-1,00	0,00	0,00	1,00	0,01	-0,23	1,000	1,000

Джерело: оцінки автора.

В Україні точкові оцінки еластичності зайнятості за реальною заробітною платою та випуском, відповідно, становлять $\lambda=0,123$ і $\eta=-0,028$. Отримані значення засвідчують, що попит на працю в Україні нееластичний і дуже слабо реагує на зміни у випуску та заробітній платі. Зокрема, зростання реального ВВП на 1% спричиняє підвищення попиту на працю, а відтак і зайнятості лише на 0,12%, а зміни у заробітній платі фактично не впливають на зайнятість. Зазначимо, що відповідні еластичності для розвинених країн значно вищі, зокрема для скандинавських країн, де рівень безробіття традиційно низький, вчені отримали: $\lambda=1,55$ і $\eta=1,55$ для ринку праці Данії та $\lambda=4,48$ і $\eta=4,48$ для Норвегії [332].

3.3. Аналіз динамічних ефектів впливу стохастичних шоків на продуктивність, зайнятість, рівень безробіття та реальну заробітну плату в Україні

Розроблена SVEC модель дає змогу провести аналіз динамічних ефектів впливу структурних шоків на рівень випуску та безробіття. Імпульсний аналіз VEC моделі

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

проводять на підставі зображення рухомого середнього [256, с. 168]

$$\Delta y_t = \Psi \sum_{i=1}^t u_i + \Phi(L) u_t + y_0, \quad (3.36)$$

де $\Psi = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} (I_n - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i) \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$ – матриця довгострокових ефектів; матриці $\beta_{\perp}$, $\alpha_{\perp}$ позначають ортогональні доповнення до β , α ; $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j L^j$ – поліном нескінченного порядку від лагового оператора з матрицями коефіцієнтами Φ_j , які прямують до нуля при $j \rightarrow \infty$ і характеризують тимчасові ефекти. Змінна y_0 містить усі початкові значення. Ранг матриці Ψ дорівнює $n - r$, де r – коінтеграційний ранг системи.

Для того, щоб дослідити динамічний вплив кожного окремого шоку, використовують розклад на ортогональні компоненти та припускають, що структурні шоки взаємно некорельовані і, отже, ортогональні. Отож, припускатимемо

$$\Sigma_{\varepsilon} = E [\varepsilon_t \varepsilon_t'] = K^{-1} \Sigma_u (K^{-1})' = I_N, \quad (3.37)$$

$$\Omega = \Psi K = [M_{n \times k} \quad 0_{n \times r}]. \quad (3.38)$$

Умова (3.37) визначає незалежність структурних шоків і є стандартною умовою ортогоналізації, причому матриця K є невизначеною і потребує оцінювання. Припущення (3.38) означає, що тільки перші $k = n - r$ структурних шоків мають постійний ефект, тоді як решта r шоків мають тільки тимчасовий вплив. Використовуючи коінтеграційні обмеження та ортогональність

постійних і тимчасових шоків, можна отримати матриці M і R^* і переписати VMA зображення (3.36) у вигляді моделі стохастичних трендів [267]

$$y_t = M \tau_t + R^*(L) \varepsilon_t + y_0$$

із k -вимірним структурним випадковим блуканням або загальним трендом

$$\tau_t = \tau_{t-1} + v_t$$

і стаціонарним структурним поліномом $R^*(z)$.

Умови (3.37), (3.38) не є достатніми для визначення матриці K і додатково потрібно ще $k(k-1)/2$ економічних обмежень для визначення загальних трендів та, відповідно, $r(r-1)/2$ обмежень для визначення r тимчасових шоків. Разом вони становлять $kr + k(k-1)/2 + r(r-1)/2 = n(n-1)/2$ обмежень. У випадку структурної SVEC моделі $u_t = A^{-1}B \varepsilon_t$, тому ортогональні короткострокові імпульсні відгуки отримують з $\Phi_j A^{-1}B$, а довгострокові ефекти шоків визначаються матрицею $\Omega = \Psi A^{-1}B$. Ця матриця має ранг $n-r$, оскільки $\text{rank } \Psi = n-k$, а A і B є не виродженими.

Структурний аналіз ринку праці проведемо на підставі оціненої VEC моделі (3.32). У моделі (3.17)–(3.24) вектор структурних шоків задається як $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{\text{technology}}, \varepsilon_t^{\text{demand}}, \varepsilon_t^{\text{supply}}, \varepsilon_t^{\text{rwag}})'$. Структурні шоки ε_t є важливими елементами SVAR моделі, які однак не прогнозуються за допомогою попередніх характеристик процесу і є вхідними елементами в лінійній динамічній системі взаємозв'язків, що генерує n -вимірний векторний часовий ряд y_t . Оскільки структурні шоки безпосередньо не спостерігаються, то для ідентифікації їхнього впливу потрібні певні припущення.

Проведений коінтеграційний аналіз виявив, що система містить $k = 3$ шоки з постійними ефектами в VECM і відповідно $r = 1$ шок, який має тимчасовий ефект. Враховуючи, що A одинична матриця, то для повної ідентифікації моделі ринку праці потрібно накласти шість лінійно незалежних обмежень.

У різних наукових дослідженнях було запропоновано різні схеми ідентифікації моделі ринку праці. Зокрема, припускалось, що в довгостроковому періоді робоча сила є екзогенною, тобто $\pi = 0$. Таке

обмеження згідно з (3.21) означало б, що поведінка робочої сили обумовлена лише трендом пропозиції робочої сили. В праці К. Біна [239] запропоновано проводити моделювання за умови постійної віддачі від масштабу ($\rho = 1$), що означає, що в довгостроковому періоді продуктивність визначається лише технологічним трендом. Це обмеження у випадку існування двох загальних стохастичних трендів забезпечує повну ідентифікацію системи, а якщо існує три стохастичні тренди, то для досягнення ідентифікації потрібні додаткові припущення. Інше можливе обмеження $\lambda = \eta = \delta = 1$ відповідає умові Лайарда–Нікеля [351] і означає, що в довгостроковому періоді рівень безробіття не залежить ні від тренда технології, ні від тренда пропозиції робочої сили. У випадку трьох стохастичних трендів умова Лайарда–Нікеля накладає лише два обмеження на трендові коефіцієнти та забезпечує ідентифікацію тренда рівноважного безробіття, оскільки лише він має тривалий ефект впливу на рівень безробіття, однак технологічний тренд і тренд пропозиції праці залишаються не визначеними, тому потрібні додаткові обмеження. У [332] використано припущення $\lambda\rho = 1$, яке також визначає різні ситуації залежно від кількості наявних загальних трендів. У випадку двох трендів обмеження означає, що довгострокова динаміка реальної заробітної плати в довгостроковому періоді зумовлена лише технологічним трендом. У випадку трьох трендів, обмеження описує ситуацію, за якої реальна заробітна плата та робоча сила не залежать від тренда рівноважного безробіття. За такого ідентифікаційного припущення можна, зокрема, перевірити чи ринок праці характеризується властивістю екзогенності пропозиції праці ($\pi = 0$), а також чи рівень безробіття в довгостроковому періоді залежить від пропозиції робочої сили та технології.

Економетричний аналіз виявляє, що оцінене коінтеграційне співвідношення узгоджується з рівнянням встановлення заробітної плати, а його стаціонарність засвідчує відсутність довгострокового впливу шоків заробітної плати на змінні, які включені в y_t . Якщо $A = I_n$, то такі висновки відповідають нульовому останньому стовпцю матриці довгострокових ефектів

$\Omega = \Psi B$. Зважаючи на ранг матриці Ω , ці умови визначають лише $kr=3$ лінійно незалежних обмежень. Щоб визначити постійні шоки, треба накласти ще $k(k-1)/2=3$ додаткових обмеження. Припускаючи постійний ефект від масштабу $\rho = 1$, отримуємо, що в довгостроковому періоді поведінка продуктивності праці обумовлена лише технологічними шоками $\varepsilon_t^{technology}$. Це обмеження можна врахувати, якщо прийняти елементи $(\Omega)_{1j}$ для $j = 2,3,4$ рівними нулю. Оскільки $(\Omega)_{14}=0$ вже враховано у першій множині обмежень, то маємо тільки два додаткових лінійно незалежних обмеження, які випливають з припущення про постійний ефект від масштабу. Отож, для ідентифікації SVECM потрібне ще одне додаткове обмеження. Припустимо, що шоки пропозиції не мають довгострокового впливу на реальну заробітну плату, тобто $(\Omega)_{43} = 0$. Накладені обмеження використовуються для ідентифікації постійних шоків, оскільки у попередньому емпіричному аналізі виявлено лише один тимчасовий шок і для його ідентифікації не потрібно ніякого миттєвого обмеження.

Підсумувавши накладені обмеження, досліджуватимемо таку структуру матриці довгострокових впливів Ω (long-run impact matrix)

$$\Omega = \begin{pmatrix} * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & 0 \\ * & * & * & 0 \\ * & * & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (3.39)$$

Внаслідок оцінювання отримуємо

$$\hat{\Omega} = \begin{pmatrix} 0,0140 & 0 & 0 & 0 \\ [4,24] & & & \\ 0,0025 & 0,0014 & -0,0004 & 0 \\ [3,39] & [1,51] & [-2,81] & \\ -0,0014 & -0,0015 & 0,0015 & 0 \\ [-2,05] & [-1,42] & [2,92] & \\ 0,0164 & 0,0177 & 0 & 0 \\ [2,56] & [1,48] & & \end{pmatrix} \quad (3.40)$$

$$\hat{B} = \begin{pmatrix} 0,0110 & -0,0002 & 0,0067 & 0,0070 \\ [2,81] & [-0,06] & [1,10] & [2,23] \\ 0,0018 & 0,0017 & -0,0013 & -0,0036 \\ [1,91] & [1,97] & [-1,25] & [-2,26] \\ -0,0005 & -0,0026 & 0,0006 & 0,0006 \\ [-0,90] & [-1,73] & [1,63] & [1,79] \\ 0,0115 & 0 & -0,0116 & 0,0046 \\ [2,49] & & [-1,16] & [2,05] \end{pmatrix} \dots \quad (3.41)$$

$$\Sigma_u * 100 = \begin{pmatrix} 0,0215 & -0,0014 & 0,0003 & 0,0082 \\ -0,0014 & 0,0021 & -0,0008 & 0,0020 \\ 0,0003 & -0,0008 & 0,0008 & -0,0011 \\ 0,0082 & 0,0020 & -0,0011 & 0,0288 \end{pmatrix} \dots \quad (3.42)$$

В дужках подано бутстрап t -значення, отримані за допомогою 200 бутстрап повторень. Оцінені довготривалі ефекти шоків на рівень безробіття наведені в третьому рядку матриці (3.40). Згідно з отриманими оцінками в довгостроковому періоді технологічні шоки та шоки попиту значущо знижують рівень безробіття в Україні. Зазначимо, що для ринку праці Канади такий вплив мають лише шоки попиту [362], а для скандинавських країн навпаки отримано значущий вплив структурних шоків технологій та пропозиції праці [332]. Протестуємо й інші обмеження на ефекти впливу структурних шоків. Зокрема, перевіримо чи шоки пропозиції праці мають довготривалий вплив на безробіття, що відповідає тестуванню гіпотези $H_0: (\mathcal{Q})_{33} = 0$. Відповідна LR статистика має $\chi^2[1]$ -розподіл і становить $LR=6,07$ з p -значенням 0,014. Отож, нульова гіпотеза відхиляється на рівні значущості 5%, що свідчить про значущість шоків пропозиції. Аналізуючи також t -статистики інших параметрів, отримуємо, що технологічні шоки мають значущий вплив на усі показники ринку праці.

Використаємо результати проведеного оцінювання та ідентифікації для знаходження структурних параметрів моделі (3.17)–(3.24). Модель ефектів загальних трендів для чотирьох ендогенних змінних, а саме продуктивності праці, зайнятості, рівня безробіття та реальної заробітної плати, яка ґрунтується

на трьох виявлених стохастичних трендах і враховує одне коінтеграційне співвідношення, можна переписати у вигляді

$$\begin{bmatrix} prod_t \\ empl_t \\ UR_t \\ rwage_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{11} & \mu_{12} & \mu_{13} \\ \mu_{21} & \mu_{22} & \mu_{23} \\ \mu_{31} & \mu_{32} & \mu_{33} \\ \mu_{41} & \mu_{42} & \mu_{43} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_t \\ \zeta_t \\ \varsigma_t \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-i}^{technology} \\ \varepsilon_{t-i}^{demand} \\ \varepsilon_{t-i}^{supply} \\ \varepsilon_{t-i}^{rwage} \end{bmatrix}$$

Коефіцієнти μ_{ij} , які отримано внаслідок оцінювання моделі коригування похибки, наведені в табл. 3.14, в дужках подано стандартні похибки, ** визначають статистичну значущість на рівні 5%. Зазначимо, що отримані оцінки обчислено за умови, що всі шоки мають одиничні дисперсії, тому обчислені коефіцієнти μ_{ij} вимірюють довгострокові ефекти впливу одиничного шоку в тренді j -ї інновації на i -ту ендогенну змінну.

Таблиця 3.14

Оцінки коефіцієнтів загальних трендів

Змінна	Оцінки параметрів		
	θ_t	ζ_t	ς_t
<i>prod</i>	0,0140** (0,0043)	0	0
<i>empl</i>	0,0025** (0,0009)	0,0014 (0,0010)	-0,0004** (0,0001)
<i>UR</i>	-0,0014* (0,0008)	-0,0015 (0,0012)	0,0015** (0,0006)
<i>rwage</i>	0,0164** (0,0761)	0,0177 (0,0129)	0

Джерело: оцінки автора.

Одержані результати узгоджуються з теоретичною моделлю. Зокрема, результати моделювання виявили, що позитивний технологічний шок у довгостроковій перспективі призводить до вищої продуктивності праці та зайнятості, зумовлює зниження безробіття та спричиняє підвищення реальних заробітних плат. Крім того, позитивний шок пропозиції праці за рівних інших умов спричиняє зниження зайнятості та підвищення рівня безробіття. Зазначимо, що в Данії значущі довгострокові ефекти безробіття спричинені шоками пропозиції праці, а в Норвегії – технологічними шоками [332].

На основі коефіцієнтів μ_{ii} оцінимо структурні параметри моделі π , γ , δ та визначимо відповідні волатильності. Для $\kappa=0$ параметри рівняння пропозиції праці знаходяться за такими формулами [332]:

$$\pi = \frac{\mu_{21} + \mu_{31}}{\mu_{41}}, \quad \sigma^{supply} = \mu_{22} + \mu_{32}.$$

Враховуючи значення параметрів λ і η , оскільки $\lambda \neq 1$, можна визначити параметри рівняння встановлення заробітної плати [332]

$$\delta = \frac{\lambda \cdot \mu_{32} \mu_{41}}{(1 - \lambda)(\mu_{21} \mu_{32} - \mu_{22} \mu_{31}) + \eta \cdot \mu_{32} \mu_{41}},$$

$$\gamma = \frac{\mu_{22} \mu_{41}}{(1 - \lambda)(\mu_{21} \mu_{32} - \mu_{22} \mu_{31}) + \eta \cdot \mu_{32} \mu_{41} + \mu_{22} \mu_{41}},$$

$$\sigma^{rwage} = (\gamma + (\rho - 1)\delta) \mu_{33}.$$

Параметр $\sigma^{technology}$, що вимірює стандартну похибку технологічного шоку, визначений для всіх значень λ і обчислюється за формулою

$$\sigma^{technology} = \frac{\gamma \eta - \eta \delta (1 - \rho)}{\delta (1 - \lambda) + \gamma \lambda} \mu_{41}.$$

Зазначимо таке: якщо $\eta = \lambda$ і $\rho \lambda = 1$, то $\sigma^{technology} = \mu_{41}$. Якщо ж $\lambda = \rho = 1$, то $\sigma^{technology} = \eta \mu_{41}$. Оцінені значення структурних параметрів для українського ринку праці наведено в табл. 3.15. Отримані результати для вітчизняного ринку праці порівнюємо з відповідними результатами для скандинавських країн. Зазначимо, що оцінений параметр π , який вимірює еластичність пропозиції праці для України позитивний, проте він так само як і для Данії та Норвегії не суттєво відрізняється від нуля для стандартних рівнів значущості.

Досліджуючи параметри рівняння встановлення заробітної плати γ , δ , σ^{rwage} , отримуємо, що вони суттєво відрізняються для різних країн. Зокрема, для України оцінка параметра δ , що вимірює еластичність заробітної плати стосовно продуктивності праці, значно перевищує відповідні оцінки для інших країн. Підвищення продуктивності праці в Україні на 1% спричиняє підвищення заробітних плат приблизно на 5%, тоді як у розвинених країнах відповідне підвищення заробітних плат становить від 0,015 до 1,7 відсотків. З

іншого боку, заробітна плата в Україні значно менше чутлива до зміни рівня безробіття порівняно зі Швецією й особливо Норвегією.

Таблиця 3.15

**Оцінки структурних параметрів стохастичної
моделі ринку праці (3.17)–(3.24)**

Параметр	Україна	Данія	Норвегія	Швеція
π	0,0673	0,0597	0,2516	-1,0690
γ	1,0162	1,2446	9,6760	5,7723
δ	5,1881	0,8790	0,0149	1,6969
$\sigma^{technology}$	0,0002	0,0142	0,0171	0,0102
σ^{supply}	0,0001	0,0168	0,0176	0,0068
$\sigma^{r_{wage}}$	0,0015	0,0046	0,0241	0,0100
$(\sigma^{r_{wage}})^*$	0,00147	0,0037	0,0025	0,0017

Джерело: оцінки автора.

Крім того, оцінка стандартних відхилень інновацій продуктивності, пропозиції праці та заробітних плат для України є малими порівняно з результатами для інших країн, що свідчить про те, що технологічні шоки, шоки пропозиції праці та шоки заробітних плат значно менш волатильні в Україні порівняно із розвиненими країнами. Так само меншу стандартну похибку отримуємо, досліджуючи волатильність рівноважного безробіття $(\sigma^{r_{wage}})^* = \sigma^{r_{wage}}/\gamma$, хоча ця величина вже є приблизно співмірною для усіх країн. Результати моделювання виявляють, що точкова оцінка $(\sigma^{r_{wage}})^*$ для України становить 0,15 відсотка в квартал, тоді як для Данії ця величина становить 0,37 відсотка, для Норвегії – 0,25 відсотка, а для Швеції – 0,17 відсотка в квартал. Отож, результати моделювання засвідчують, що тренд рівноважного рівня безробіття в Україні найменш волатильний.

Проведемо дослідження властивостей ринку праці за допомогою перевірки низки різних гіпотез стосовно структурних параметрів і коефіцієнтів μ_{ij} . Результати проведених тестувань наведено в табл. 3.16.

Гіпотеза про вертикальну криву пропозиції $\pi=0$ еквівалентна гіпотезі $H_0: \mu_{21} + \mu_{31} = 0$. Результати тестування цієї гіпотези виявили, що має підстав заперечувати, що в Україні еластичність пропозиції праці стосовно заробітних плат π дорівнює нулю, тоді як у Швеції ця гіпотеза відхиляється на 5 відсотковому рівні. Важливо також дослідити, наскільки чутливою є заробітна плата у відповідь на зміни в продуктивності. З (3.27) випливає, що умова $\delta=0$ еквівалентна до умови $\mu_{32} = 0$. Висновки проведеного тестування (див. табл. 3.16) вказують на те, що цю гіпотезу треба відхилити, що свідчить про статистичну значущість впливу продуктивності на заробітні плати. Так само відхиляємо гіпотезу $\delta = 1$ про одиничну еластичність заробітних плат за продуктивністю, яка відповідає умові $\mu_{21} = \mu_{31} = 0$. Аналогічний результат отримали дослідники для Норвегії, тоді як для Данії ця властивість підтверджується [332]. Обчислене значення параметра δ засвідчує, що заробітні плати в Україні швидко і значущо реагують на підвищення продуктивності праці.

Таблиця 3.16

Тестування гіпотез на структурні параметри

Емпірична гіпотеза	Теоретична гіпотеза	Статистика
$H_0: \mu_{21} + \mu_{31} = 0$	$H_0: \pi = 0$	0,9135
$H_0: \mu_{32} = 0$	$H_0: \delta = 0$	-1.2912
$H_0: \mu_{21} = \mu_{31} = 0$	$H_0: \pi = 0, \delta = 1$	8,3142
$H_0: \mu_{22} = 0$	$H_0: \gamma = 0$	1.3722
$H_0: \mu_{31} = \mu_{32} = 0$	$H_0: \lambda = \eta = \delta = 1$	5,4531

Джерело: оцінки автора.

Властивості функції встановлення заробітної плати мають також вирішальне значення для дослідження тривалості впливів шоків на безробіття. Тому проведемо дослідження чутливості заробітної плати до безробіття. З (3.27) отримуємо, що умова $\gamma = 0$ еквівалентна умові $\mu_{22} = 0$. На відміну від усіх розвинених скандинавських країн, де гіпотеза $H_0: \gamma = 0$ відхиляється, ми не

можемо відхилити цю гіпотезу. Проведене тестування ще раз засвідчує нечутливість заробітних плат в Україні до зміни рівня безробіття.

Перевіримо також умови Лайарда–Нікеля. З погляду емпіричної моделі загальних трендів ця умова зводиться до обмежень $H_0: \mu_{31} = \mu_{32} = 0$. З погляду теоретичної моделі тренди пропозиції робочої сили та технологій мають нульовий вплив на безробіття, якщо $\lambda = \eta = \delta = 1$. Зважаючи на результати тестувань, отримуємо, що ці умови не справджуються для українського ринку праці внаслідок значущості впливу технологічних шоків. Зазначимо, що для Норвегії технологічний тренд також впливає на довгострокову поведінку безробіття, тоді як для Швеції умови Лайарда–Нікеля узгоджуються з емпіричними даними [332].

Використовуючи отримані оцінки матриць B , Φ_j і Ω , визначимо також реакції показників ринку праці (імпульсні відгуки) на структурні шоки, які забезпечують інформативну картину динамічних ефектів макроекономічних шоків на вітчизняний ринок праці. Зазначимо, що для SVEC моделі імпульсні відгуки є функціями не лише матриць короткострокових ефектів і матриць структурних параметрів, а й оцінених коефіцієнтів швидкостей пристосування та параметрів коінтеграційних співвідношень (див. табл. 3.11).

Графічне зображення значень функцій імпульсних відгуків розробленої SVEC моделі разом із 95% та 90% довірчими інтервалами зображено на рис. 3.8–3.11. Довірчі інтервали визначено на підставі бутстрап процедури Голла [256, с. 177].

З рис. 3.8 видно реакцію на технологічний шок продуктивності, попиту на працю, рівня безробіття та заробітних плат разом з 95% бутстрап довірчими інтервалами Голла, які ґрунтуються на 200 бутстрап повтореннях. Дослідження динамічного впливу технологічного шоку показує, що його довгостроковий вплив є значним для усіх змінних. Зокрема, отримуємо, що позитивний технологічний шок ($\varepsilon_t^{technology}$) спричиняє значуще підвищення продуктивності, зайнятості та реальних заробітних плат і зниження рівня безробіття. Причому цей вплив має значущий ефект як у короткостроковому, так і в

довгостроковому періоді. Змінні продуктивності, зайнятості та реальної заробітної плати реагують на шок практично миттєво, лише рівень безробіття демонструє затримку в один період.

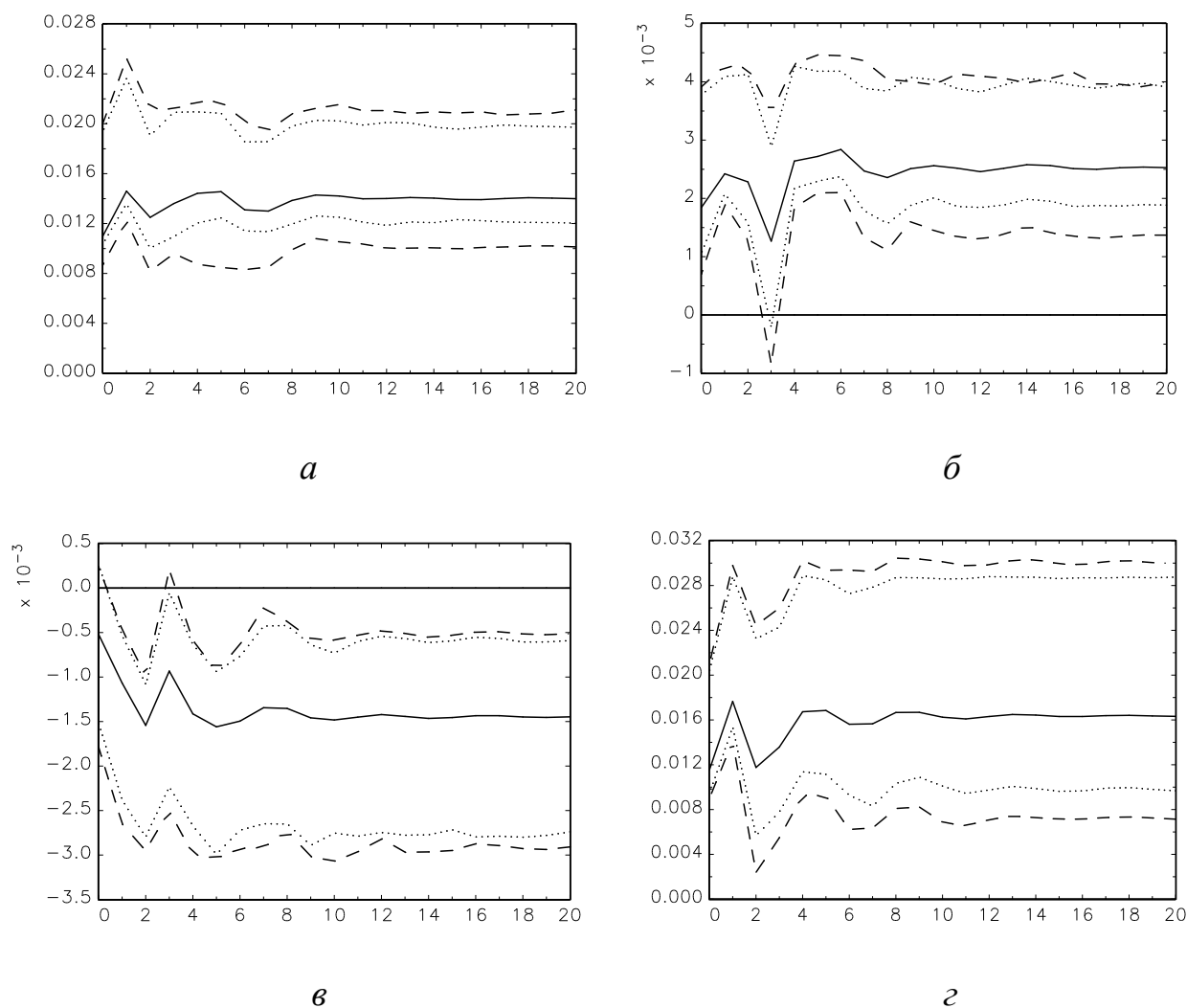


Рис. 3.8. Функції імпульсних відгуків на технологічний шок:

а) продуктивності праці; б) зайнятості; в) рівня безробіття; г) реальної заробітної плати

Джерело: оцінки автора.

Зазначимо, що пристосування до нових довгострокових рівнів також досить швидко для усіх показників. Вже через чотири квартали усі змінні досягають нового рівня, після чого ще впродовж одного року демонструють деякі коливання, і вже після 8 кварталів повністю стабілізуються на новому рівноважному рівні. Величина впливу технологічного шоку є найбільшою для

продуктивності праці та заробітних плат. Зауважимо, що внаслідок дослідження впливу технологічного шоку в Німеччині [267], отримано, що рівень безробіття не одразу реагує на збурення в технології, а лише після 2-3 кварталів. Для Швеції отримано значущо від'ємний вплив технологічного шоку на безробіття, тоді як для Данії та Норвегії цей вплив є не значущим [332].

Рис. 3.9 виявляє реакцію продуктивності, зайнятості, рівня безробіття та заробітних плат на шок попиту на працю разом з 95% бутстрап довірчими інтервалами Голла, які ґрунтуються на 200 бутстрап повтореннях. Позитивний шок попиту на робочу силу призводить до падіння рівня безробіття та підвищення зайнятості. Максимальний ефект досягається приблизно через три квартали, а новий довгостроковий рівень показники досягають приблизно через два роки після шоку.

Результати моделювання також засвідчують, що досить швидко і позитивно реагує на збурення попиту реальна заробітна плата, яка вже практично після другого кварталу досягає нового рівноважного рівня. Щодо впливу шоку попиту на продуктивність праці, то тут спостерігаємо лише короткостроковий негативний вплив, який триває 1-2 квартали, у довгостроковому періоді отримуємо, що шоки попиту на працю не мають значущого впливу на продуктивність.

Підсумовуючи, отримуємо, що внаслідок шоку попиту відбувається тривалий позитивний зсув вверх рівня реальних заробітних плат і зайнятості, при цьому рівень безробіття значущо зменшується. Зазначимо, що такий самий результат отримано при дослідженні ринку праці в Німеччині [267], проте в Норвегії, Швеції та Данії тимчасові шоки попиту на працю не мають ні значущих короткострокових ефектів, ні тим більше довгострокових ефектів [332].

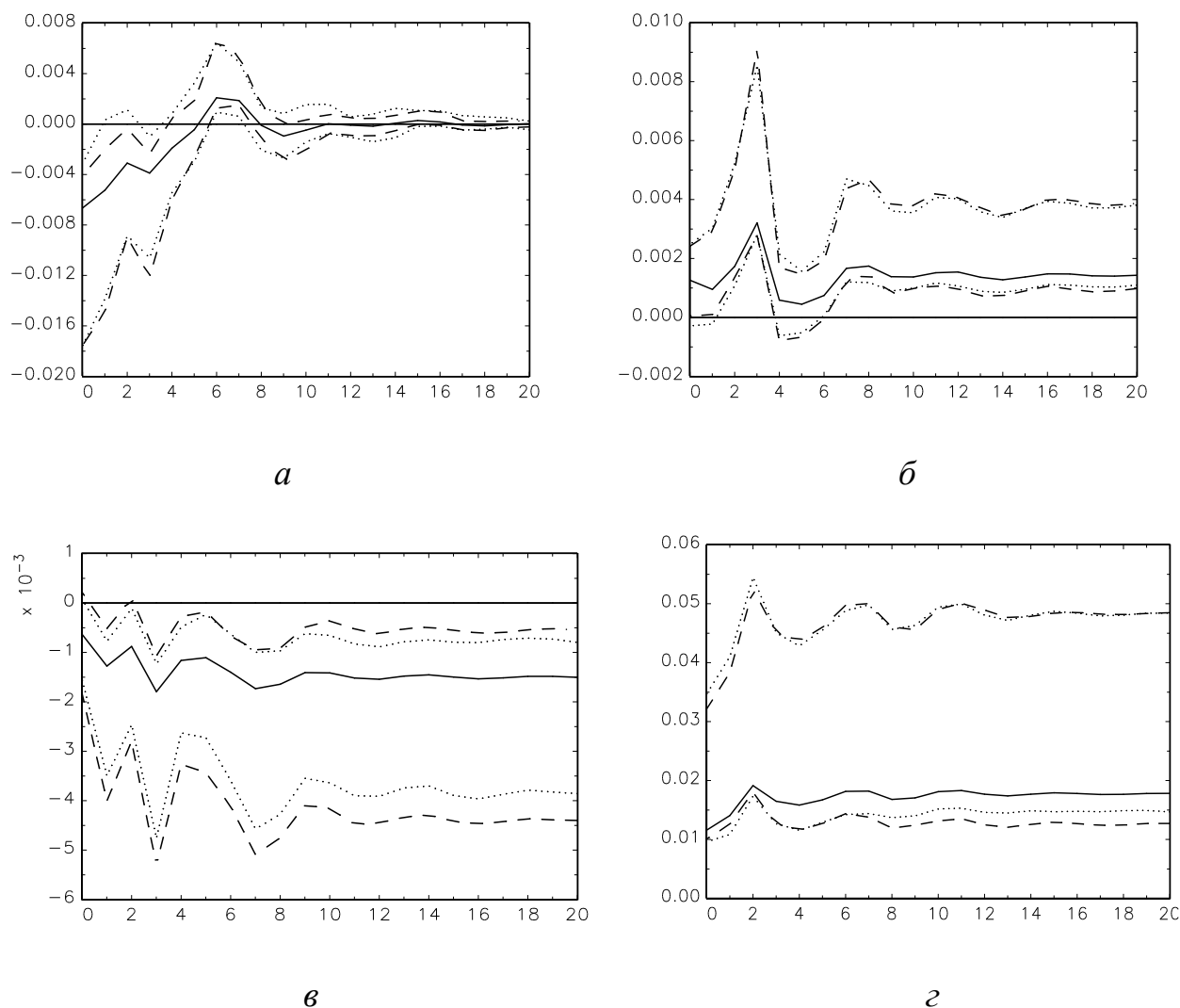


Рис. 3.9. Функції імпульсних відгуків на шок попиту на працю:

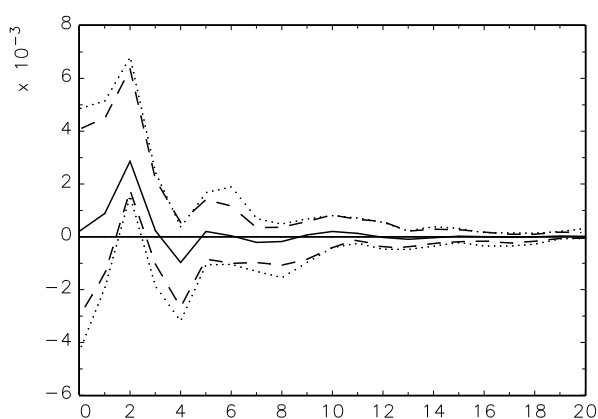
а) продуктивності праці; б) зайнятості; в) рівня безробіття; з) реальної заробітної плати

Джерело: оцінки автора.

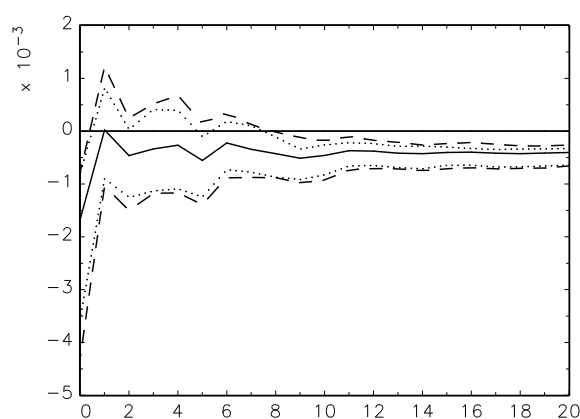
Рис. 3.10 показує реакцію продуктивності, зайнятості, рівня безробіття та заробітних плат на шок пропозиції праці. Аналіз функцій імпульсних відгуків на позитивні збурення пропозиції засвідчує, що позитивний шок пропозиції праці не має тривалого ефекту на продуктивність і заробітні плати, що узгоджується з бутстрап t -значеннями матриці довгострокових ефектів, хоча в короткостроковому періоді впродовж 1-2 кварталів не значно збільшує продуктивність. Зростання робочої сили миттєво призводить до вищого рівня

безробіття, який через два квартали дещо зменшується, проте вже через рік стабілізується на новому довгостроковому рівні, що перевищує початковий.

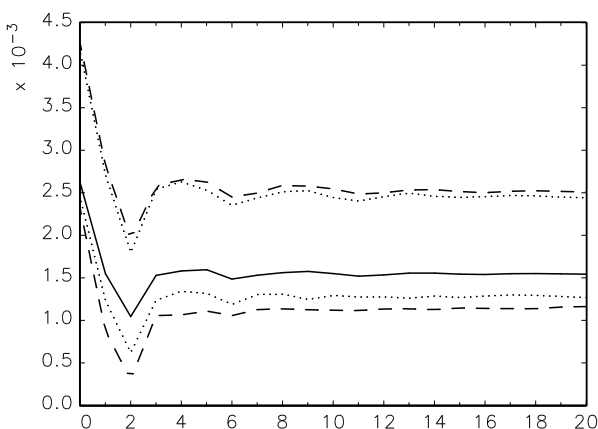
Водночас кількість зайнятих навпаки повільно пристосовується до свого нового рівноважного рівня. Обчислені довірчі інтервали виявляють, що реакція зайнятості на шок пропозиції не є миттєвою. Цей ефект стає істотним тільки через приблизно шість-десять кварталів після шоку. Зазначимо, що в європейських країнах шок пропозиції праці не має значущого впливу в довгостроковому періоді, хоча і спричиняє зростання рівня безробіття приблизно протягом двох років.



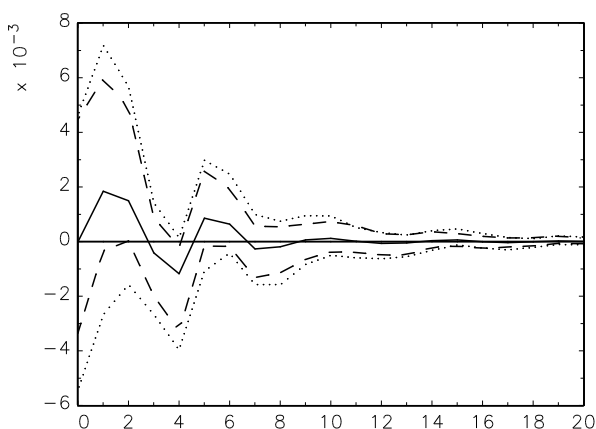
а



б



в



г

Рис. 3.10. Функції імпульсних відгуків на шок пропозиції праці:

а) продуктивності праці; б) зайнятості; в) рівня безробіття; г) реальної заробітної плати

Джерело: оцінки автора.

Рис. 3.11 виявляє реакцію на шок заробітних плат показників продуктивності, зайнятості, рівня безробіття та заробітних плат разом з 95% бутстрап довірчими інтервалами Голла, які ґрунтуються на 200 бутстрап повтореннях.

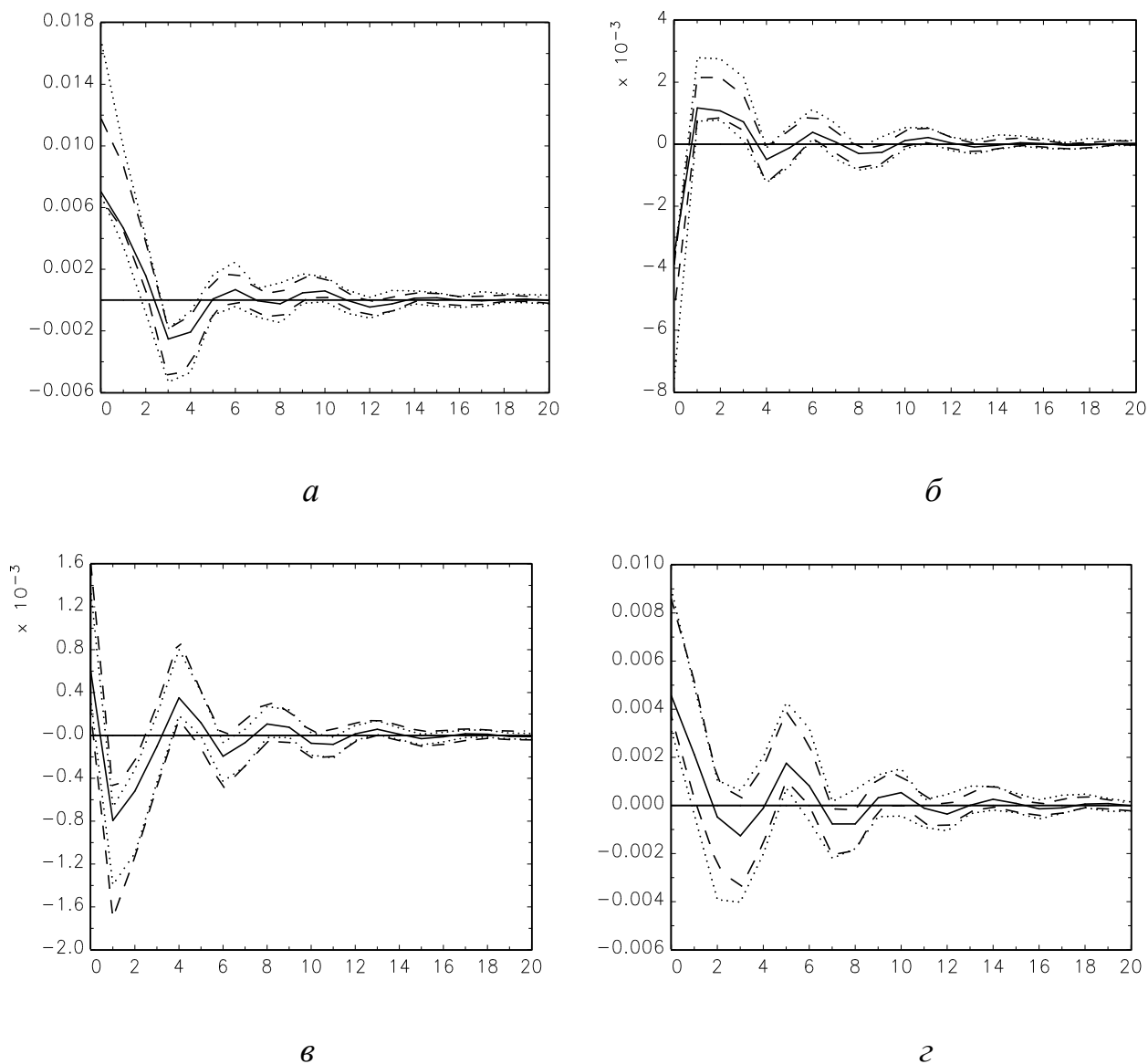


Рис. 3.11. Функції імпульсних відгуків на шок заробітних плат:

а) продуктивності праці; *б)* зайнятості; *в)* рівня безробіття; *г)* реальної заробітної плати

Джерело: оцінки автора.

У довготривалій перспективі реакція на шоки заробітної плати дорівнює нулю. Моделювання засвідчує, що такі шоки мають лише незначний

короткостроковий вплив, і їхній ефект повністю зникає впродовж двох років після того як відбувся шок. Варто зазначити, що в короткостроковому періоді позитивний шок заробітних плат спричиняє значне підвищення продуктивності праці, яке відчувається впродовж перших двох кварталів. Крім того, спостерігаємо коливання зайнятості та рівня безробіття впродовж одного року після шоку. Зокрема, після початкового зростання рівень безробіття повертається до природного рівня.

Зауважимо, що в скандинавських країнах шоки заробітних плат мають довгостроковий вплив на рівноважний рівень безробіття, причому пристосування до шоків рівноважного безробіття відбувається протягом 1-2 років у Норвегії та Швеції, і протягом приблизно 4 років у Данії [332]. Порівнюючи величини реакцій на різні шоки системи, зазначимо, що реакції показників ринку праці на шоки заробітної плати є малими порівняно з реакцією на інші шоки.

В цілому імпульсні характеристики відповідають тому, що можна було б очікувати з економічною теорією. Крім того, відзначимо, що адаптація до нової рівноваги ринку праці займає приблизно два роки не залежно від причин, що збурили ринок праці. Щоб оцінити відносну важливість впливу шоків на показники ринку праці, обчислимо також декомпозиції дисперсій похибок прогнозу [292, с. 310–311] для різних горизонтів прогнозування h (табл. 3.17–3.18).

Результати досліджень виявляють, що шоки пропозиції праці є головним джерелом українського безробіття в короткостроковому періоді, тоді як з плином часу частки технологічних шоків і шоків попиту зростають і в довготривалій перспективі близько 60% варіацій у змінні безробіття можна віднести до шоків попиту та технологій.

Таблиця 3.17

Декомпозиція дисперсії коливань рівня безробіття та заробітної плати

Горизонт прогно- зування	Безробіття (UR)				Реальна заробітна плата ($rwage$)			
	$\varepsilon^{technolog}$	ε^{demand}	ε^{supply}	ε^{rwage}	$\varepsilon^{technolog}$	ε^{demand}	ε^{supply}	ε^{rwage}
1	0,03	0,05	0,87	0,05	0,46	0,47	0,00	0,07
2	0,10	0,15	0,68	0,07	0,55	0,42	0,00	0,03
3	0,21	0,15	0,57	0,07	0,45	0,53	0,00	0,02
4	0,19	0,24	0,52	0,05	0,43	0,55	0,00	0,02
5	0,22	0,24	0,49	0,05	0,45	0,54	0,00	0,01
6	0,25	0,23	0,48	0,04	0,46	0,53	0,00	0,01
7	0,26	0,24	0,46	0,04	0,46	0,53	0,00	0,01
8	0,26	0,27	0,44	0,03	0,45	0,54	0,00	0,01
12	0,28	0,29	0,41	0,02	0,45	0,54	0,00	0,01
16	0,29	0,30	0,40	0,01	0,46	0,54	0,00	0,00
20	0,29	0,31	0,39	0,01	0,46	0,54	0,00	0,00
30	0,30	0,31	0,38	0,01	0,46	0,54	0,00	0,00
40	0,30	0,32	0,37	0,01	0,46	0,54	0,00	0,00

Джерело: оцінки автора.

Незважаючи на те, що технологічні шоки не є важливими для коротких горизонтів, з часом вони мають все важливіше значення і вже через 12 періодів технологічні шоки пояснюють 28% дисперсії рівня безробіття. Як наслідок у довгостроковому періоді частки обох структурних шоків (технологічного шоку та шоку пропозиції) та шоків попиту врівноважуються (рис. 3.12). На відміну від цього, шоки заробітної плати не є важливим джерелом для визначення безробіття ні в короткостроковому, ні в довгостроковому періоді.

Таблиця 3.18

Декомпозиція дисперсії коливань продуктивності та зайнятості

Горизонт прогно- зування	Продуктивність (<i>prod</i>)				Зайнятість (<i>empl</i>)			
	$\varepsilon^{technolog}$	ε^{demand}	ε^{supply}	ε^{rwage}	$\varepsilon^{technolog}$	ε^{demand}	ε^{supply}	ε^{rwage}
1	0,56	0,21	0,00	0,23	0,17	0,08	0,14	0,61
2	0,70	0,15	0,00	0,15	0,32	0,09	0,10	0,49
3	0,75	0,12	0,01	0,12	0,38	0,14	0,08	0,40
4	0,78	0,11	0,01	0,10	0,32	0,31	0,06	0,31
5	0,82	0,09	0,01	0,08	0,39	0,29	0,05	0,27
6	0,85	0,08	0,01	0,07	0,46	0,25	0,05	0,24
7	0,86	0,07	0,01	0,06	0,51	0,22	0,05	0,22
8	0,88	0,06	0,01	0,05	0,54	0,23	0,04	0,19
12	0,92	0,04	0,00	0,04	0,58	0,24	0,04	0,14
16	0,94	0,03	0,00	0,03	0,62	0,24	0,03	0,11
20	0,95	0,02	0,00	0,03	0,64	0,24	0,03	0,09
30	0,97	0,01	0,00	0,02	0,67	0,24	0,03	0,06
40	0,98	0,01	0,00	0,01	0,68	0,24	0,03	0,05

Джерело: оцінки автора.

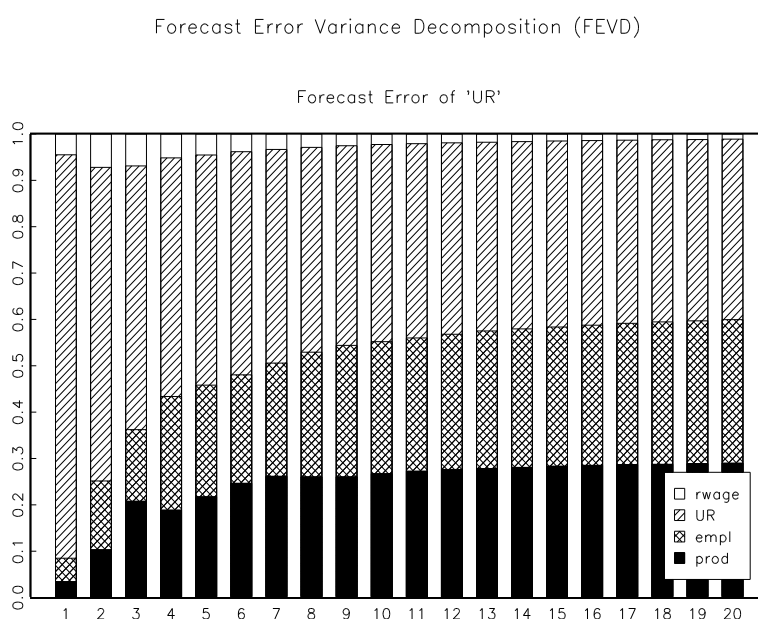


Рис. 3.12. Декомпозиція варіації пропозиції праці

Джерело: розрахунки автора.

Варіації у рівні заробітних плат зумовлені здебільшого технологічними шоками та шоками попиту, причому їхні частки приблизно однакові та не змінюються з часом (рис. 3.13). Моделювання засвідчує, що ці шоки відіграють однаково важливу роль у поясненні коливань реальних заробітних плат як у коротко, так і у довгостроковому періоді. Шоки пропозиції праці та шоки заробітних плат не є важливими ні для якого часового періоду.

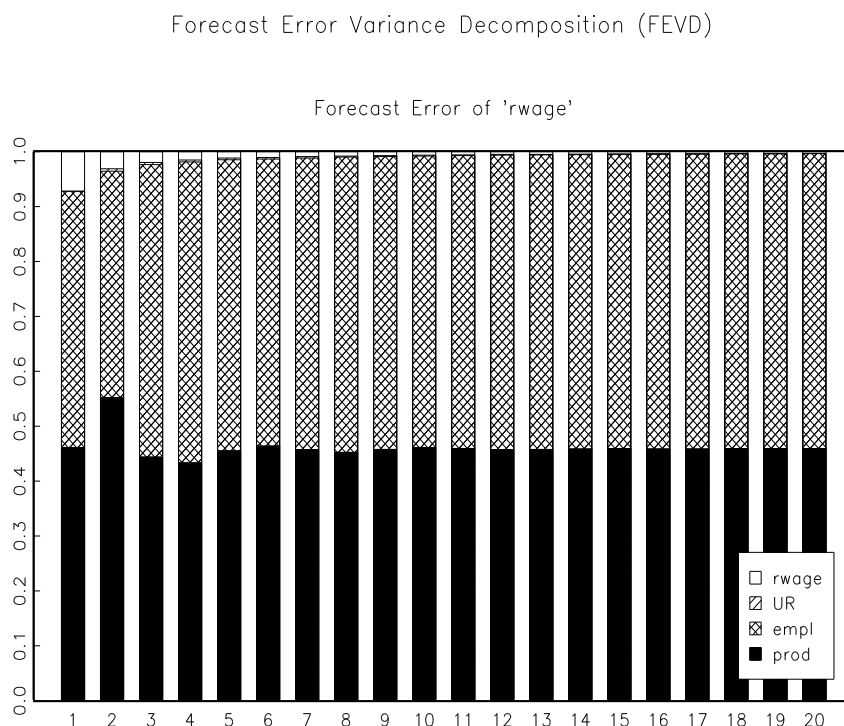


Рис. 3.13. Декомпозиція варіації реальної заробітної плати

Джерело: розрахунки автора.

Декомпозиція дисперсії кількості зайнятих (рис. 3.14) показує, що якщо в короткостроковому періоді визначальним чинником змін цього показника є шоки заробітних плат, то в довгостроковому періоді їхній вплив стає все менш відчутним і приблизно 70% варіацій пояснюється шоками технологій і 24% шоками попиту.

Варіація продуктивності (рис. 3.15) в довгостроковому періоді практично повністю пояснюється технологічними шоками (технологічні шоки пояснюють 97% варіації продуктивності праці в довгостроковому періоді), хоча впродовж

перших двох кварталів по 15-20% дисперсії коливань продуктивності визначають шоки попиту та заробітних плат.

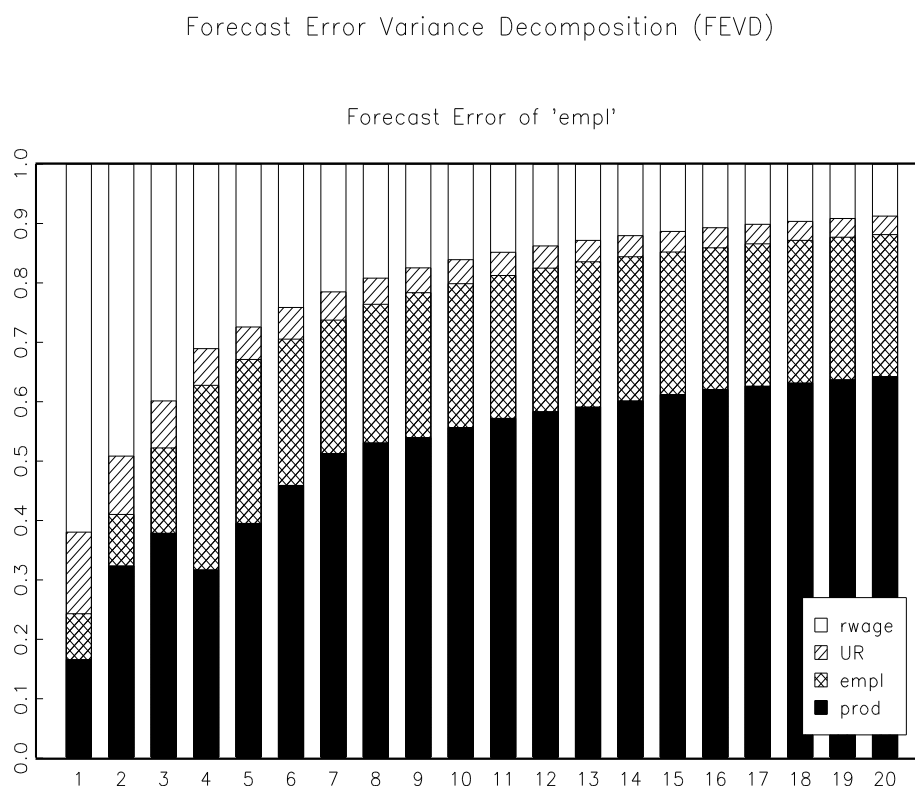


Рис. 3.14. Декомпозиція варіації попиту на працю

Джерело: розрахунки автора.

Отож, результати моделювання засвідчують, що в Україні немає єдиної причини зміни безробіття. Бачимо, що різні структурні та циклічні шоки пояснюють безробіття впродовж різних часових горизонтів. Особливим є те, що в Україні (подібно до Німеччини) ефект тимчасових шоків попиту має тривалий ефект, що виявляє високий ступінь інерційності української економіки. Існування гістерезису не означає, що всі економічні шоки мають постійний вплив на безробіття. Побудована модель враховує, що деякі збурення мають постійний вплив на рівень безробіття, тоді як інші лише тимчасовий.

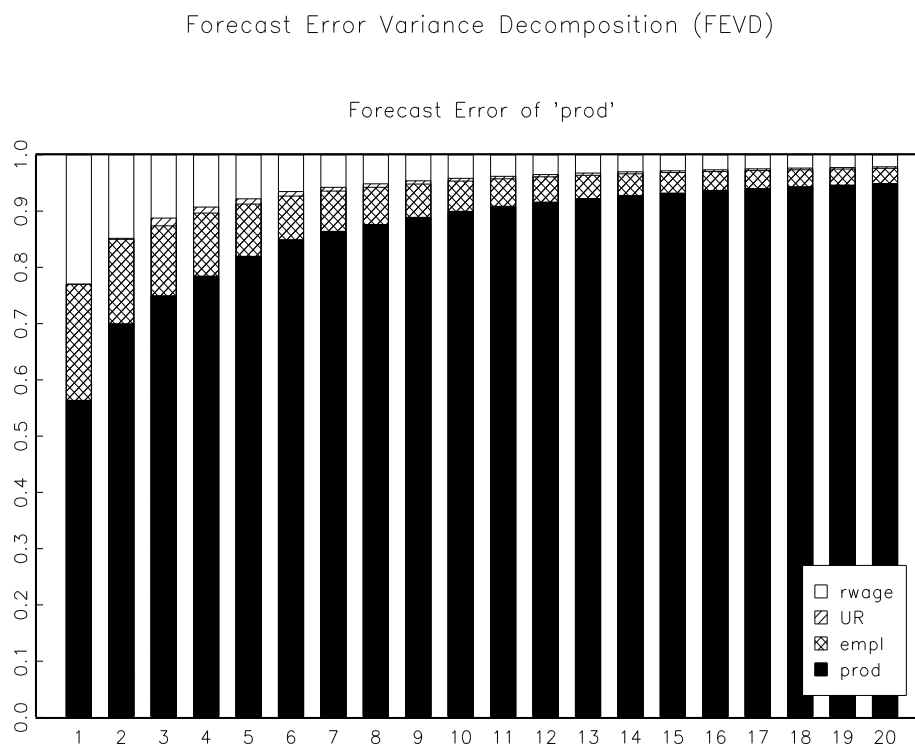


Рис. 3.15. Декомпозиція варіації продуктивності

Джерело: розрахунки автора.

Моделювання засвідчує, що постійні зміни у безробітті є результатом дії структурних чинників (технологічні шоки, шоки пропозиції праці) та циклічних шоків попиту на робочу силу. Короткострокові коливання рівня безробіття навколо його стохастичного тренда обумовлені як структурними шоками технологій, пропозиції робочої сили та встановлення заробітної плати, так і циклічними збуреннями попиту на робочу силу.

Висновки до розділу 3

Результати аналізу, моделювання та прогнозування процесів на ринку праці, здійснені за допомогою сучасного гнучкого економетричного інструментарію з урахуванням особливостей економічних процесів, які є характерними для нестабільного економічного розвитку України, слугують основою підвищення ефективності механізмів соціально-економічного регулювання.

На підставі проведеного емпіричного дослідження узагальнено модель Оукена та досліджено динамічну векторну економетричну SVAR модель, яка описує динамічний взаємозв'язок між темпом росту реального ВВП і циклічним безробіттям. Розроблена модель дає змогу врахувати довгострокові співвідношення між змінними, визначити короткострокові ефекти та швидкість пристосування до рівноважних траєкторій. Проведений аналіз впливу структурних збурень, який ґрунтується на декомпозиції шоків Бланчарда–Куага, засвідчує, що позитивні збурення сукупної пропозиції мають тривалий вплив на обсяг виробництва, збільшують його темп росту в довгостроковому періоді, а також статистично значущо зменшують циклічне безробіття. Шоки сукупного попиту чинять лише незначний короткостроковий ефект впливу на обидва показники, який швидко зникає.

Побудовано також структурну векторну авторегресійну модель коригування похибок для продуктивності праці, зайнятості, рівня безробіття та реальної заробітної плати, яка дає змогу врахувати ефекти шоків різних типів та оцінити їх вплив у короткостроковому та довгостроковому періоді. Внаслідок емпіричного дослідження характеристик структурних взаємозв'язків між низкою показників ринку праці на основі розробленої SVEC моделі виявлено, що попит на працю в Україні є нееластичним і дуже слабо реагує на зміни у випуску та заробітних платах, а позитивні технологічні шоки в довгостроковій перспективі призводять до вищої продуктивності праці та зайнятості, зумовлюють зниження безробіття, спричиняють підвищення реальних заробітних плат. Заробітні плати в Україні реагують на підвищення продуктивності праці швидко і значуще та водночас мало чутливі до зміни рівня безробіття. Зазначимо, що еластичність заробітної плати стосовно продуктивності праці значно перевищує відповідні оцінки для європейських країн, водночас, заробітна плата в Україні набагато менше чутлива до зміни рівня безробіття. Натомість технологічні шоки, шоки пропозиції праці та шоки заробітних плат значно менш волатильні в Україні порівняно з розвиненими країнами. На підставі розробленої SVEC моделі проведено аналіз імпульсних

відгуків на технологічні шоки, шоки попиту на працю, шоки пропозиції праці та шоки заробітних плат. Результати моделювання засвідчили, що шоки пропозиції робочої сили спричиняють миттєве зростання безробіття, тоді як у довгостроковому періоді важливими джерелами зменшення рівня безробіття є позитивні технологічні шоки та шоки попиту на працю. Технологічні шоки також мають значущий сприятливий вплив на інші показники ринку праці. Зокрема, позитивний технологічний шок спричиняє підвищення продуктивності, зайнятості та реальних заробітних плат, причому цей вплив є значущим як у короткостроковому, так і в довгостроковому періодах. Крім того, в Україні тривалий ефект на ринок праці мають тимчасові шоки попиту на працю, що підтверджує інерційність вітчизняної економіки.

Отож, результати проведеного економетричного аналізу свідчать про те, що на продуктивність праці тривало і позитивно впливають лише технологічні шоки, хоча в короткостроковому періоді впродовж одного кварталу позитивні зміни в продуктивності можуть бути спричинені позитивним шоком заробітних плат і пропозиції праці. Довгострокові позитивні зміни в кількості зайнятих спричиняють технологічні шоки та шоки попиту на працю, причому вплив технологічного шоку удвічі сильніший. Негативні зміни у кількості зайнятих можуть бути спричинені шоками пропозиції, причому вплив таких шоків на зайнятість дещо сповільнений і відчувається не одразу, а лише після 2-3 років. Рівень безробіття значуще зменшується в довгостроковому періоді внаслідок технологічних шоків і шоків попиту, тоді як шоки пропозиції спричиняють його зростання. Величина зміни рівноважного рівня безробіття у довгостроковому періоді є приблизно однаковою за різних типів шоків. Заробітні плати в довгостроковому періоді реагують лише на технологічні шоки та шоки попиту на працю, тоді як шоки самих заробітних плат мають лише короткостроковий характер.

Результати моделювання засвідчили, що в Україні гістерезис безробіття зумовлений різними причинами. Різні структурні та циклічні шоки пояснюють безробіття впродовж різних часових горизонтів. Зокрема, існує три основні

джерела гістерезису безробіття: стохастичний технологічний тренд, тренд пропозиції робочої сили та шоки попиту на працю. Моделювання засвідчує, що постійні зміни у безробітті є наслідком впливу структурних чинників та циклічних шоків.

Розроблені моделі та виявлені властивості ринку праці дають змогу поглибити аналіз і підвищити точність прогнозів динаміки показників ринку праці та ефективність соціально-економічних заходів в умовах підвищених ризиків та дії дестабілізуючих факторів економічного середовища в Україні.

Основні результати розділу опубліковані в наукових працях автора: [39, 116, 128, 131, 143, 146, 359, 388, 390, 393].

РОЗДІЛ 4

МЕТОДОЛОГІЯ ЕКОНОМЕТРИЧНОГО АНАЛІЗУ НЕРІВНОМІРНОСТЕЙ І ДИНАМІЧНИХ ЗМІН НА РЕГІОНАЛЬНИХ РИНКАХ ПРАЦІ В КОНТЕКСТІ ЄВРОПЕЙСЬКОЇ ЕКОНОМІЧНОЇ ІНТЕГРАЦІЇ УКРАЇНИ

Просторовим структурам кожної країни певною мірою притаманні різні форми асиметричності розвитку. Неузгодженість у здійсненні економічних інтересів виникає за рахунок багатьох зовнішніх і внутрішніх чинників, у тім числі адаптації управління економічними інституціями до нестабільних умов ринкового середовища. Регіональні диспропорції спричиняють поглиблення нерівності в суспільстві, порушують рівномірність розвитку національної економіки, перешкоджають ефективній інтеграції українського ринку праці та зближення ринків.

Аналіз і виявлення диспропорційності й асиметричності регіонального розвитку є предметом дослідження багатьох вітчизняних науковців. Вагомий внесок у дослідження регіональних диспропорцій в Україні роблять Т. Клебанова, Л. Гур'янова, Т. Трунова й А. Смірнова [60], які запропонували авторський алгоритм оцінки й аналізу нерівномірності регіонального розвитку та реалізували його для регіонів України. О. Раєвнева і О. Бобкова [168] дослідили регіональні нерівномірності в Україні за допомогою розкладу індексу Тейла; В. Огліх і Т. Єфанова [110] оцінили асиметричність економічної системи на рівні окремої області; Л. Сімків [178] розглянула асиметричність регіонального розвитку України та запропонувала шляхи її подолання. Чимало праць присвячено питанню розподілу регіонів України на кластери. Зокрема, науковці пропонують різні схеми аналізу просторової кластеризації темпів соціально-економічного розвитку на підставі методів кластерного аналізу та представляють отримані результати для регіонів України. Теоретичні основи кластеризації описав І. Марковський [95]; Т. Пушкар і В. Федорова [165] проаналізували формування кластерів у світі. Наявність неоднорідності в

розвитку регіональних ринків праці засвідчують О. Нікіфорова та Л. Чаговець [109], які поділяють регіони України на два кластери за допомогою методу К-середніх. М. Кизим і Т. Мощицька [58] проаналізували наявність міжрегіональних диспропорцій та провели просторову кластеризацію регіонів України у 2000, 2005 і 2008 роках на підставі трьох економічних показників: валового регіонального продукту на душу населення, доходів бюджету на одну особу та заробітної плати. Т. Клебанова, Т. Трунова й А. Смірнова визначили алгоритм групування регіонів за рівнями соціально-економічного розвитку [63].

Багато українських вчених для вивчення регіональних конвергенційних процесів і диференціації просторових структур використовують у своїх працях економіко-математичні й економетричні методи моделювання. Зокрема, Л. Гур'янова та С. Прокопович [30] використали модель Баумоля, модель просторового лага та модель умовної конвергенції з просторовою похибкою; А. Ястребова, О. Нікіфорова та Л. Чаговець [217] запропонували модель вирівнювання регіональних розбіжностей за допомогою податкових важелів; Я. Притула та Н. Кузенко [162] обчислили індекс Тейла й індекс структурних змін для регіонів України, побудували економетричну модель регіональної конвергенції. Л. Гур'янова, Т. Клебанова, О. Сергієнко та Г. Гончаренко [29] обчислили коефіцієнти σ -конвергенції на підставі коефіцієнтів варіації та коефіцієнта Джині для основних показників соціально-економічного розвитку регіонів України впродовж 2000—2009 рр. Л. Чаговець [204] дослідила просторово-динамічну модель диференціації соціально-економічного розвитку регіонів.

У сучасному економічному світі важливе місце займає поняття інтегрованості країни в світову економіку, яка як економічне явище охоплює різноманітні сфери діяльності суспільства. Глобалізація світової економіки, яка зумовлена посиленням міжнародної співпраці, науковими та технологічними досягненнями, змінами у характері праці людей, відбувається досить швидко й інтенсивно. Внаслідок посилення інтеграційних процесів в Європі вчені виявили підвищення кореляції між фондовими ринками країн східної Європи та

країнами Єврозони [423]; помітили вплив фінансової інтеграції не тільки на фінансовий, а й на приватний сектор, стійкі економічні стани й економічне зростання країн Євросоюзу [219]; охарактеризували позитивні наслідки європейської інтеграції на зміни на ринках капіталу та кредитних ринках [376] і довели, що високий рівень взаємозв'язку, який виявлено між ринками капіталів ЄС, має істотний вплив на ефективність роботи кожного ринку та становлення цін активів [222].

Проблеми інтеграції української економіки у світовий економічний простір та Європейський Союз досліджує багато українських вчених. Зокрема, О. Журавльов [47] розглянув трансформаційні процеси України в умовах глобалізації економіки; Г. Ортіна [151] обумовила проблеми та можливості інтеграційного розвитку реального сектора економіки, охарактеризувала вплив інтеграційних відносин на формування стратегії розвитку реального сектора економіки; І. Ситнік [177] визначив чинники здатності України до інтеграційного розвитку на основі кореляційно-регресійного аналізу.

Вітчизняні дослідники зазначають, що однією з перешкод у досягненні Україною високого ступеня інтегрованості є нерівномірності та диспропорції в соціально-економічному розвитку регіонів країни. Регіональна асиметричність розвитку спричиняє виникнення бідних і багатих регіонів, що порушує рівномірність розвитку національної економіки. Б. Язлюк [214] описав стратегії модернізації й інноваційного підвищення соціально-економічної безпеки з метою подолання асиметрії регіонів. М. Пашкевич і Ю. Папіж [153] провели дослідження проблеми конвергенції регіонів у країнах з перехідною економікою, запропонували системний підхід до вирівнювання регіонів за певними ознаками. Я. Притула та Н. Кузенко [162] провели оцінювання регіональних диспропорцій в Україні на підставі економетричної моделі, що охоплює три структурні реформи: вступ до СОТ, політики обмінного курсу та інфляції. Науковці підтверджують наявність міжрегіональної нерівності та наголошують на проведенні структурних реформ з метою економічного розвитку України в перспективі. Українські вчені також зазначають, що

усунення депресивності та приведення регіонів до однорідного стабільного процвітання є першочерговим завданням політики держави щодо її територіальних областей [429]; обґрунтовують обов'язковість розробки регіональних стратегій як запоруки збалансованого економічного розвитку країни [191].

Дослідження регіональної нерівномірності розвитку та проблем інтеграції займає важливе місце в світовій науковій літературі. Серед інших, праці іноземних науковців Л. Саверс [424], С. Обрадович [381], Л. Касерес [261] засвідчують, що кожна країна по-різному адаптується до інтеграційних процесів в економічній діяльності. Зокрема, Л. Андре [226] зосередив увагу на економічній конвергенції та провів аналіз сучасних досліджень інтеграції всередині Євросоюзу. Г. Петракос й Л. Топалогло [405] проаналізували вплив динаміки інтеграції на перспективи розвитку зовнішніх прикордонних регіонів ЄС. Х. Гуанг, Р. Леон-Гонзалес і С. Юпо [328] для вивчення регіональної фінансової інтеграції застосували динамічну коінтеграційну модель. І. Маєс і Л. Куагліа [365] обґрунтували переваги європейської інтеграції у сфері грошово-кредитної політики, а К. Крістіанес [276] – на ринках державних облігацій. П. Артеларіс, Д. Калліорас і Г. Петракос [230], застосувавши нелінійні економетричні моделі, дослідили еволюцію регіональних нерівностей у кожній з країн - нових членів Європейського Союзу та показали існування регіональних клубів конвергенції. С. Барріос і Е. Стробл [236] здійснили економетричний аналіз взаємозв'язку між нерівностями в регіонах країни та величиною її ВВП на душу населення на підставі напівпараметричних методів оцінювання регіональних даних для низки країн Європи.

Особливого значення набуває дослідження економічної інтеграції та нерівномірного розвитку ринку праці, який є важливим елементом соціально-економічної системи країни. Б. Батавіа та П. Нандакумар [238] дослідили вплив економічної інтеграції на основі задачі максимізації корисності профспілок і визначили вплив розвитку зовнішніх ринків праці на національну заробітну плату. Д. Каліорас і Г. Петракос [339] на основі аналізу результатів оцінювання

економетричної моделі дослідили вплив економічної інтеграції на зростання промислової зайнятості в країнах - нових членах Європейського Союзу, а також взаємозв'язок між їхніми структурними характеристиками та географічною привабливістю регіонів. Г. Йохансон [333] виявила, що регіональна інтеграція сприяє зростанню продуктивності праці в країнах Європейського Союзу. К. Бартц і Н. Фухс-Шундельн [237] розглянули роль кордонів, мовних відмінностей та різної валюти в різних країнах як чинників сповільнення процесів інтеграції ринків праці. Автори на основі модифікованої просторово-часової авторегресійної моделі проаналізували перешкоди на шляху до інтеграції на ринках праці в Європейському Союзі, та показали, що, незважаючи на можливість вільного переміщення через кордон та запровадження єдиної валюти, мовні бар'єри все ще відіграють важливу роль у поглибленні інтеграційних процесів. Д. Вілдасін [447] наголосив, що інвестиції в людський капітал збільшують спеціалізацію та міграцію кваліфікованої робочої сили, підвищують ефективність ринку праці, а децентралізоване державне інвестування в людський капітал є неефективним та породжує нерівномірності на ринку праці. М. Бінсток і Д. Фельзенштайн [240] відзначають, що аналіз регіональної конвергенції повинен враховувати соціально-демографічну структуру зайнятості у різних регіонах.

Отож, інтенсифікація економічних інтеграційних процесів, які відбуваються в світовій економіці загалом та Україні зокрема, потребує поглиблення наукових досліджень ефективності функціонування національної економіки та вирішення проблем диспропорцій розвитку окремих регіонів. Подолання нерівномірності регіонального розвитку та підвищення конкурентоздатності вітчизняного ринку праці дасть змогу підвищити продуктивність праці та темпи економічного зростання.

Водночас на сучасному етапі розвитку глобалізаційних процесів та євроінтеграційного спрямування національної економіки актуальним є виявлення та моделювання впливу економічної інтеграції на трансформацію регіональних ринків праці в Україні. Незважаючи на значний прогрес у

дослідженнях у сучасних умовах економічної нестабільності в Україні не достатньо розробленими залишаються методи економетричного аналізу та моделювання просторової регіональної нерівномірності, а також її взаємозв'язку з процесами економічної інтеграції.

4.1. Інструментарій оцінювання нерівномірностей у просторовій і галузевій структурі зайнятості та динаміки структурних змін на ринках праці регіонів України

Виявлення чинників нерівномірності у просторовій структурі ринків праці в регіонах України потребує оцінок рівня і характерних особливостей просторового розподілу зайнятості. Відмінності у просторовому розподілі зайнятості можуть бути одним з чинників, які зумовлюють диференціацію зростання продуктивності регіонів впродовж останніх десятиліть. Регіональну виробничу структуру регіонів у термінах зайнятості можна охарактеризувати, порівнюючи частки зайнятого населення у кожному регіоні за різними видами економічної діяльності, які охоплюють: 1) сільське господарство, мисливство, лісове господарство та рибництво; 2) промисловість; 3) будівництво; 4) торгівля; ремонт автомобілів, побутових виробів та предметів особистого вжитку; діяльність готелів та ресторанів; 5) діяльність транспорту та зв'язку; 6) фінансова діяльність; 7) операції з нерухомим майном, оренда, інжиніринг та надання послуг підприємцям; 8) державне управління; 9) освіта; 10) охорона здоров'я та надання соціальної допомоги; 11) інші види економічної діяльності. Статистичний аналіз частки зайнятих у різних секторах економіки для 27 регіонів України до 2013 року та 25 регіонів (без урахування тимчасово окупованої території Автономної Республіки Крим і м. Севастополя) у 2014 році виявляє, що економічні структури зайнятості в різних областях відрізняються головню за часткою зайнятих у сільському господарстві та промисловості, тоді як частка інших секторів для різних областей приблизно однакова.

Для визначення рівня структурних змін у зайнятості, які відбулися впродовж 2004—2014 рр. у різних регіонах України, оцінимо коефіцієнт регіональних структурних змін у зайнятості $RCSC$ [339]. Індекс $RCSC$ визначається як коефіцієнт кореляції між рівнем зайнятості в різних секторах економіки ($i=1, \dots, 11$) в кожному регіоні ($r=1, \dots, 27$) для двох різних років (t_1, t_2) і обчислюється за формулою

$$RCSC(r)_{t_1, t_2} = \text{Corr} [EMPL_{ri}(t_1), EMPL_{ri}(t_2)] , \quad (4.1)$$

де $EMPL_{ri}(t)$ – кількість зайнятих у r -му регіоні в i -му секторі економіки у рік t . Індекс RSC набуває значень з інтервалу $[0,1]$, причому значення близькі до 0 свідчать про те, що впродовж періоду (t_1, t_2) відбулися значні структурні зміни зайнятості в регіоні, натомість значення близькі до 1 засвідчують відсутність будь-яких змін. Обчислені значення індексу RSC для різних областей України та різних часових проміжків зображено на рис. 4.1.

Аналіз оцінених значень коефіцієнта $RCSC$ засвідчує, що різні області демонструють різну реакцію на зміни в економічному середовищі та виявляють різний рівень структурної перебудови. За період з 2004 р. до 2013 р. значних структурних змін у рівні зайнятості зазнали шість з 27 регіонів України (Житомирська, Київська та Полтавська області, Автономна Республіка Крим, а також міста Київ і Севастополь), ще 7 областей демонстрували незначні структурні зрушення, тоді як у решти (близько половини) областей України розподіл зайнятості практично не змінився. Зазначимо, що основна частина структурних змін, що відбулися, зафіксована впродовж докризового періоду з 2004 до 2008 р., натомість починаючи з 2008 до 2013 р. лише чверть регіонів виявляють певні незначні зміни у структурі зайнятості, причому постійним неперервним зменшенням індексу $RCSC$ впродовж усього періоду з 2004 до 2013 року характеризувалась лише Київська область. Для 2013—2014 рр. обчислені значення індексів $RCSC$ для усіх регіонів України перевищують значення 0,99, що свідчить про те, що у 2014 р. регіональна структура зайнятості порівняно з попереднім роком не змінилась.

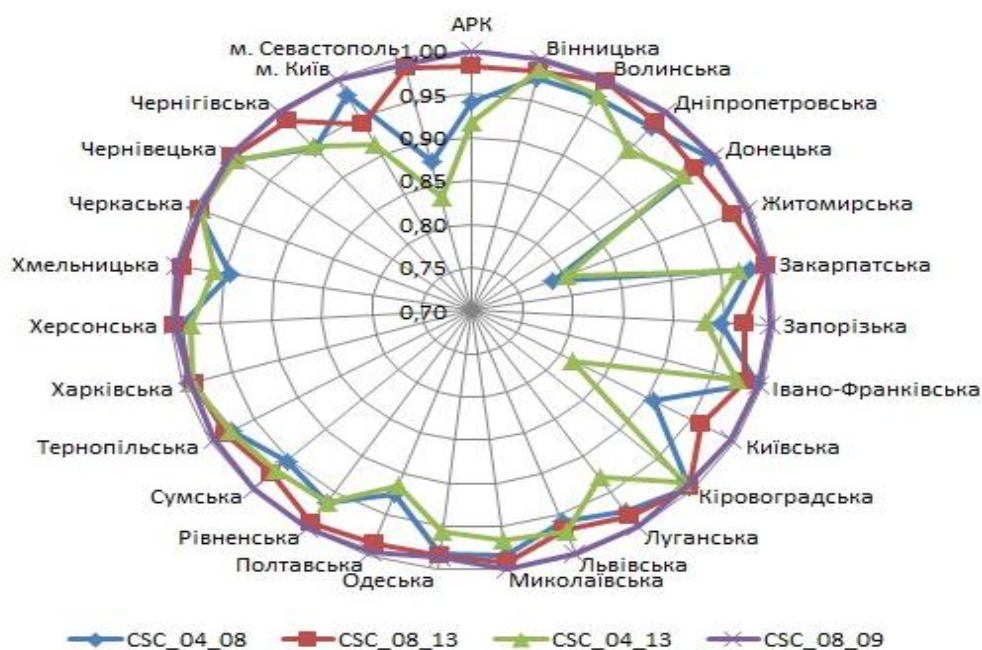


Рис. 4.1. Значення індексів структурних змін для різних областей України

Джерело: розрахунки автора.

Порівняльний аналіз часток зайнятих за різними видами економічної діяльності виявляє значні відмінності в структурі розподілу зайнятості за секторами економіки в Україні та країнах Євросоюзу. Зокрема, в Україні значно перевищує середньоевропейський рівень (4,5%) частка зайнятих у сільському господарстві, мисливстві, лісовому господарстві та рибництві (17,1%), а також частка зайнятих у сфері торгівлі (рис. 4.2, 4.4a). Зазначимо, що в деяких країнах, які набули членства в ЄС у 2004, 2007 роках, зокрема в Прибалтійських країнах, Болгарії, Польщі у 2004 р. напередодні вступу в європейське співтовариство частка зайнятих у с/г перевищувала 16%, проте внаслідок процесів євроінтеграції вона поступово зменшилась і вже в 2014 р. ситуація майже вирівнялась. Надалі сільськогосподарською країною залишається лише Румунія (25,4%) і дещо перевищує середній по Європі рівень Польща (11,2%). Проте усі країни демонструють поступове зниження частки зайнятих у сільському господарстві, що свідчить про підвищення продуктивності праці й удосконалення технологій у цьому секторі економіки, натомість частка зайнятих у с/г в Україні впродовж останніх десяти років майже не змінюється.

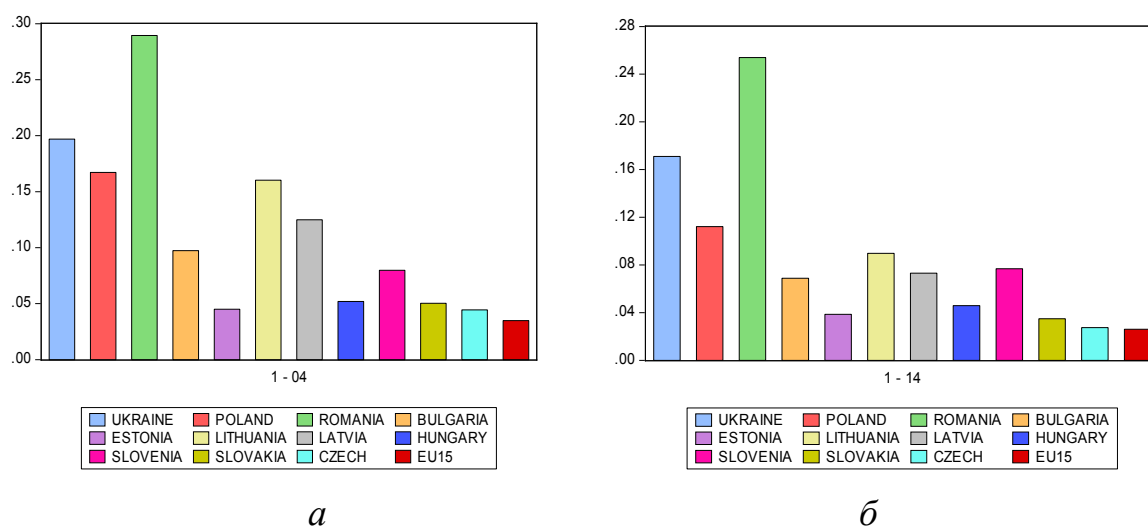


Рис. 4.2. Частки зайнятих у сільському господарстві, мисливстві, лісовому господарстві та рибництві: а) у 2004 р.; б) у 2014 р.

Джерело: дані Державної служби статистики України та EUROSTAT, розрахунки автора.

Водночас значно меншою в Україні порівняно з країнами - новими членами ЄС є частка зайнятих у промисловості (рис. 4.3а). Зокрема, якщо в Україні частка зайнятих у промисловості становить приблизно 16%, то в Чехії, Словаччині, Словенії, Болгарії, Угорщині, Польщі ця частка коливається від 22 до 28%.. Малорозвинутими порівняно з Європою в Україні залишаються сектор будівництва (рис. 4.3б), частка зайнятих в якому майже вдвічі менша ніж у більшості країн Європи, і сектор транспорту та зв'язку (рис. 4.4б).

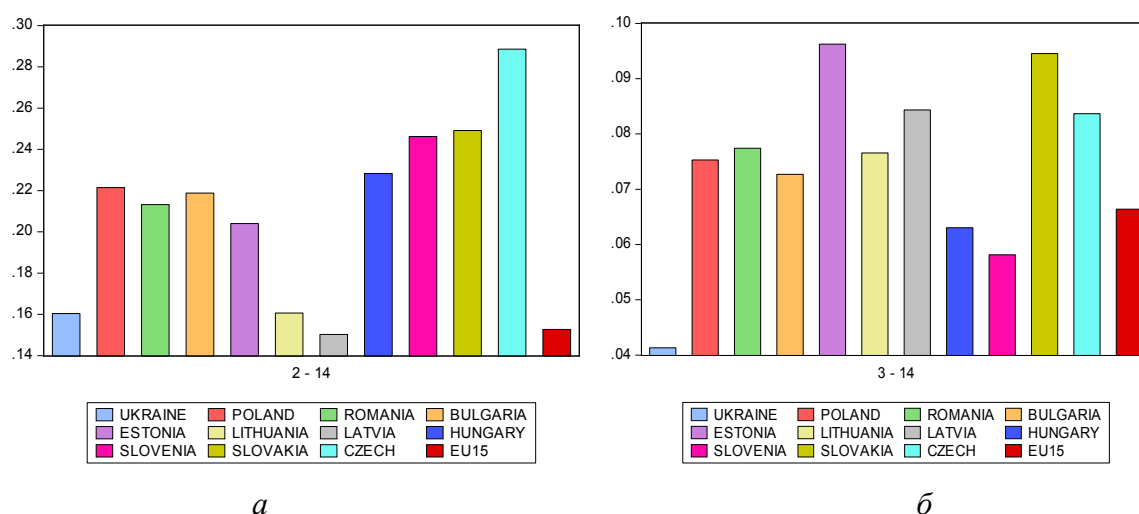


Рис. 4.3. Частки зайнятих: а) у промисловості, б) у будівництві у 2014 р.

Джерело: дані Державної служби статистики України та EUROSTAT, розрахунки автора.

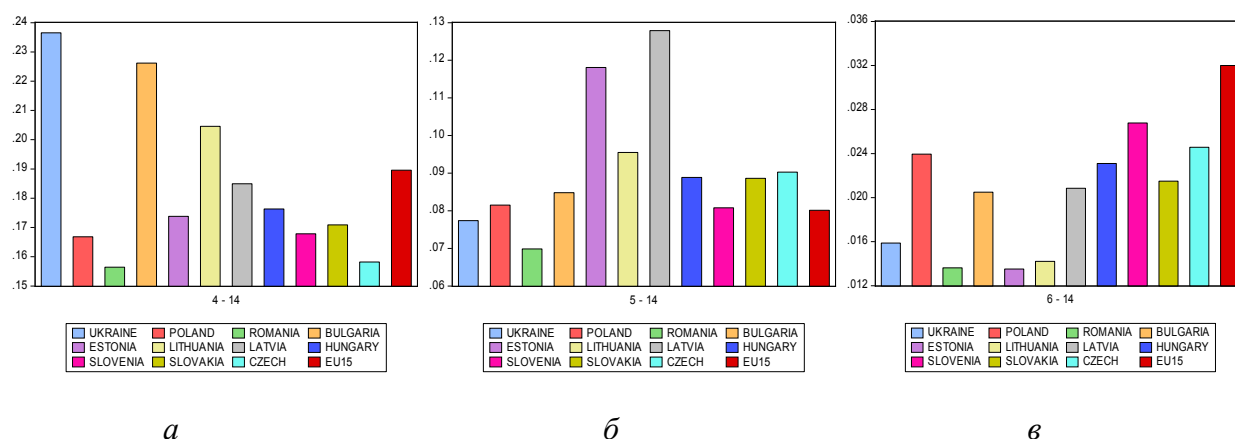


Рис. 4.4. Частки зайнятих: а) у торгівлі, ремонті, діяльності готелів та ресторанів; б) у діяльності транспорту та зв'язку; в) у фінансовому секторі у 2014 р.

Джерело: дані Державної служби статистики України та EUROSTAT, розрахунки автора.

Також удвічі меншою, ніж у Польщі, і майже втричі меншою, ніж у середньому в Євросоюзі є частка зайнятих у секторі, що охоплює діяльність з операцій з нерухомим майном, оренди, інжинірингу та надання послуг підприємцям (рис. 4.5а).

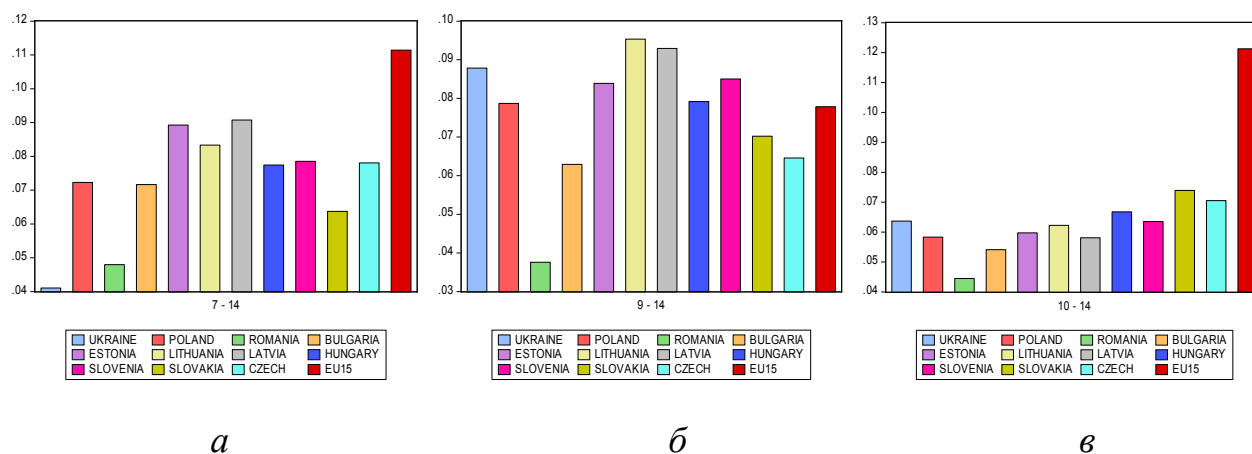


Рис. 4.5. Частки зайнятих: а) в операціях з нерухомим майном, оренді, інжинірингу та наданні послуг підприємцям; б) в освіті; в) в охороні здоров'я у 2014 р.

Джерело: дані Державної служби статистики України та EUROSTAT, розрахунки автора.

Зазначимо, що в країнах - нових членах ЄС до вступу в Євросоюз частка цього сектору була навіть меншою за український рівень. Проте внаслідок

інтеграційних процесів їхня частка вирівнялась з загальноєвропейським рівнем і зараз становить приблизно 10%, тоді як в Україні за період з 2008 по 2014 р. вона навіть впала з 5,9% до 4,1%. В галузі освіти Україна демонструє середні по Європі показники зайнятості, а от у галузі охорони здоров'я ця частка (6,4%) перебуває на рівні частки країн - нових членів ЄС, проте вдвічі менша за частку зайнятих у медицині (12,1%) в розвинених країнах EU15.

Порівняння особливостей динаміки структурних перетворень, які відбуваються в регіонах України та країнах Європи, можна виконати за допомогою індексу дисиміляції структури зайнятості (*IDES*) [339]. *IDES* – це індекс, який оцінює відмінності у розподілі зайнятості поміж секторами економіки (*i*) для економік двох країн (*a*, *b*) у заданому році (*t*) і визначається за формулою

$$IDES_{ab,t} = \sum_{i=1}^m (a_{i,t} - b_{i,t})^2, \quad (4.2)$$

де a_i і b_i – частки зайнятих в *i*-му секторі економіки країн *a* і *b* відповідно. Високі значення індексу свідчать про більшу розбіжність, натомість низькі значення засвідчують незначні розбіжності між структурами економік, що порівнюються. Зростання значень *IDES* з плином часу виявляє, що аналізовані економіки стають все більше несхожими, а зменшення значень показує, що відповідні країни стають все більше подібними з погляду розподілу зайнятості за окремими секторами економіки. Обчислені значення індексу дисиміляції між Україною та різними країнами Євросоюзу наведено в табл. 4.1.

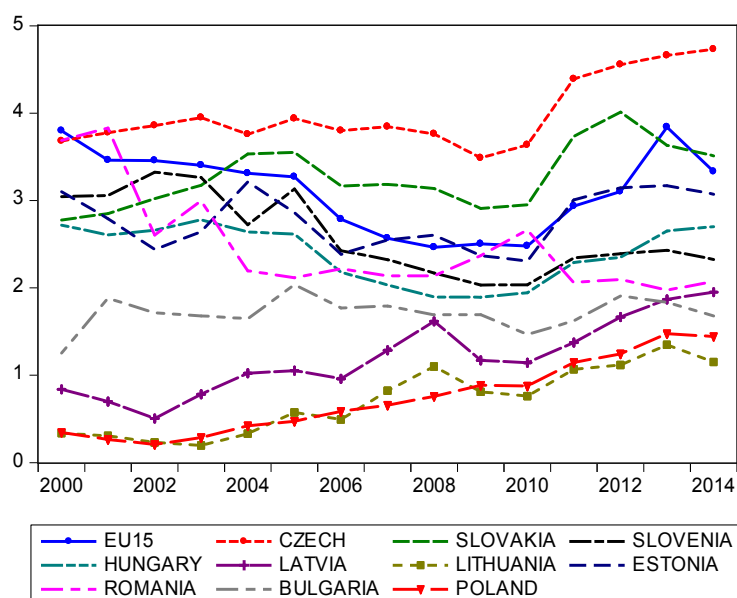
Аналіз обчислених значень коефіцієнтів *IDES* виявив, що найбільш схожою структура зайнятості за різними секторами економіки в Україні є зі структурою зайнятості Польщі, Литви та Латвії, тоді як найбільш відмінною з Чехією, Словаччиною, країнами EU15. Проте динаміка значень цього показника засвідчує поглиблення розбіжностей з усіма країнами впродовж останніх 10 років (рис. 4.6). Особливо помітні ці зміни з країнами, з якими у 2004 р. українська економіка була найбільш подібною. Зокрема, коефіцієнт розбіжності з Польщею виріс у п'ять разів (з 0,3 до 1,5).

Таблиця 4.1

Коефіцієнти *IDES* між Україною та країнами ЄС

Рік	EU 15	Поль ща	Чехія	Слова ччина	Сло венія	Угор щина	Лат вія	Лит ва	Есто нія	Руму нія	Болга рія
2000	3,80	0,34	3,68	2,78	3,04	2,72	0,84	0,34	3,10	3,69	1,25
2001	3,46	0,27	3,78	2,85	3,06	2,60	0,70	0,31	2,79	3,83	1,88
2002	3,46	0,21	3,86	3,02	3,32	2,66	0,50	0,23	2,44	2,60	1,71
2003	3,40	0,29	3,95	3,17	3,26	2,78	0,78	0,20	2,64	3,00	1,68
2004	3,31	0,42	3,76	3,53	2,72	2,64	1,02	0,33	3,21	2,19	1,65
2005	3,27	0,47	3,94	3,55	3,13	2,62	1,05	0,57	2,86	2,12	2,04
2006	2,79	0,59	3,80	3,17	2,43	2,18	0,96	0,49	2,39	2,22	1,77
2007	2,57	0,66	3,84	3,18	2,32	2,03	1,29	0,82	2,55	2,14	1,79
2008	2,47	0,76	3,76	3,14	2,17	1,89	1,62	1,10	2,60	2,14	1,69
2009	2,50	0,89	3,49	2,91	2,03	1,89	1,17	0,81	2,37	2,37	1,69
2010	2,48	0,88	3,63	2,95	2,04	1,94	1,14	0,76	2,30	2,66	1,47
2011	2,94	1,15	4,39	3,74	2,34	2,29	1,37	1,07	3,01	2,06	1,62
2012	3,10	1,24	4,56	4,01	2,39	2,35	1,67	1,12	3,15	2,10	1,91
2013	3,42	1,47	4,66	3,63	2,43	2,65	1,87	1,35	3,17	1,97	1,83
2014	3,33	1,44	4,73	3,51	2,32	2,70	1,95	1,15	3,07	2,07	1,68

Джерело: розрахунки автора.

Рис. 4.6. Коефіцієнти *IDES* між Україною та країнами Європи

Джерело: розрахунки автора.

Для вимірювання диверсифікації зайнятості за різними секторами економіки на ринках праці регіонів України використаємо індекс Тейла, який характеризує міру ентропії регіональної нерівності розвитку секторів у термінах зайнятості та визначається за формулою [405]

$$T_r = \sum_{i=1}^m \frac{e_{ri}}{e_r} \ln \frac{e_r}{e_{ri}}, \quad (4.3)$$

де $e_{ri} = \frac{EMPL_{ri}}{\sum_r \sum_i EMPL_{ri}}$ – частка зайнятих у i -му секторі r -го регіону в економіці

країни, $e_r = \sum_i e_{ri}$ – загальна частка зайнятих у r -му регіоні. Зазначимо, що

$$\frac{e_{ri}}{e_r} = \left(\frac{EMPL_{ri}}{\sum_r \sum_i EMPL_{ri}} \right) / \left(\frac{\sum_i EMPL_{ri}}{\sum_r \sum_i EMPL_{ri}} \right) = \frac{EMPL_{ri}}{\sum_i EMPL_{ri}} \quad \text{– частка } i\text{-го сектору в}$$

економіці r -го регіону, де $\sum_r \sum_i e_{ri} = 1$. Внаслідок ділення коефіцієнта T_r на теоретичний максимум $\ln(m)$, де m – кількість секторів, отримуємо нормований індекс галузевої диверсифікації в кожному регіоні, значення якого належать інтервалу $[0, 1]$. Зокрема, нормований індекс для регіону r набуває значення 0, якщо лише один сектор наявний у цьому регіоні та значення 1, якщо в усіх m секторах працює однакова кількість осіб. На національному рівні використовують усереднений показник Тейла

$$\bar{T}_r = \sum_{r=1}^n e_r \ln \frac{1}{e_r}, \quad (4.4)$$

де n – кількість регіонів. Оцінки індексу галузевої диверсифікації зайнятості для різних регіонів України за різні роки наведено в табл. 4.2.

Обчислені значення регіональних індексів Тейла виявили, що для різних регіонів України характерний різний ступінь спеціалізації за секторами економіки, який, крім того, демонструє різні тенденції зміни в часі. Зокрема, у 2004 р. індекс диверсифікації секторів для різних областей коливався в межах від 0,821 до 0,907 (із середнім значенням 0,859), у 2008 р. зріс і перебував у межах від 0,852 до 0,925 (із середнім значенням 0,880), тоді як у 2014 році

знову дещо зменшився і належить проміжку від 0,836 до 0,918 (із середнім значенням 0,872).

Таблиця 4.2

Індекс галузевої диверсифікації зайнятості в різних регіонах України

Регіон	2004	2008	2009	2013	2014
Автономна Республіка Крим	0,8811	0,9020	0,8944	0,8647	—
Вінницька	0,8237	0,8720	0,8640	0,8278	0,8399
Волинська	0,8366	0,8691	0,8575	0,8516	0,8652
Дніпропетровська	0,8496	0,8540	0,8606	0,8534	0,8596
Донецька	0,8411	0,8563	0,8609	0,8651	0,8563
Житомирська	0,8483	0,9013	0,8946	0,8924	0,8960
Закарпатська	0,8710	0,8848	0,8929	0,8789	0,8781
Запорізька	0,8490	0,8666	0,8757	0,8611	0,8705
Івано-Франківська	0,8743	0,8914	0,8882	0,8611	0,8607
Київська	0,9003	0,9249	0,9254	0,9179	0,9171
Кіровоградська	0,8390	0,8589	0,8732	0,8478	0,8640
Луганська	0,8414	0,8517	0,8539	0,8373	0,8369
Львівська	0,9076	0,9201	0,9193	0,9033	0,9081
Миколаївська	0,8822	0,8800	0,8692	0,8553	0,8566
Одеська	0,8943	0,9174	0,9121	0,9030	0,9058
Полтавська	0,8575	0,8864	0,8827	0,8691	0,8729
Рівненська	0,8881	0,8929	0,8883	0,8686	0,8743
Сумська	0,8642	0,8940	0,8984	0,8839	0,8897
Тернопільська	0,8486	0,8847	0,8798	0,8370	0,8501
Харківська	0,8860	0,8897	0,8871	0,8865	0,8936
Херсонська	0,8357	0,8538	0,8546	0,8367	0,8476
Хмельницька	0,8211	0,8596	0,8496	0,8355	0,8459
Черкаська	0,8467	0,8713	0,8750	0,8654	0,8676
Чернівецька	0,8606	0,8711	0,8683	0,8682	0,8676
Чернігівська	0,8487	0,8796	0,8705	0,8558	0,8687
м. Київ	0,9040	0,9033	0,8987	0,8979	0,8927
м. Севастополь	0,9296	0,9264	0,9244	0,9134	—

Джерело: розрахунки автора.

У більшості регіонів (18 областей) з часом впродовж усього періоду від 2004 до 2014 р. галузева диверсифікація посилилась. Крім того, порівнюючи ступінь спеціалізації секторів у регіонах у початковому 2004 р. та кінцевому 2014 р. бачимо, що за цей період відбулося певне вирівнювання регіонів з погляду зайнятості в різних секторах економіки, про що свідчить зменшення кутового коефіцієнта регресії (рис.4.7). Зокрема ті області, індекс Тейла яких у 2004 р. був вищим за середній по Україні, до 2014 р. дещо зменшився, тоді як ті області, які характеризувались на початку досить низьким індексом Тейла, а відтак вищим ступенем секторальної спеціалізації, навпаки підвищили свою відносну диверсифікацію.

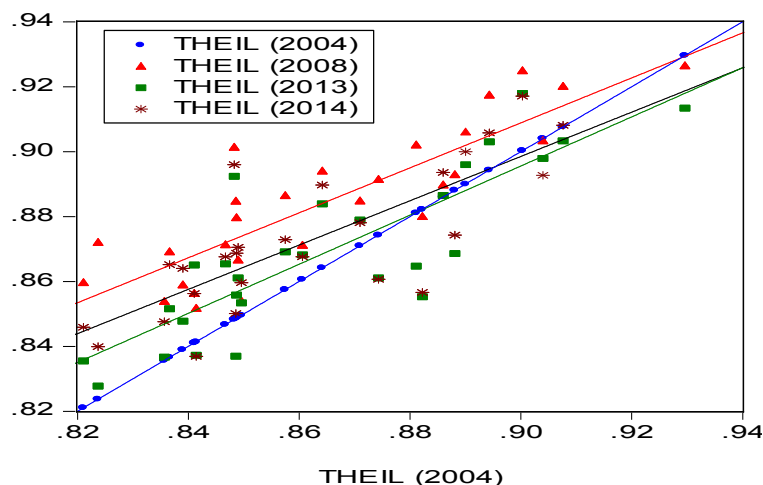


Рис. 4.7. Зміна індексів галузевої диверсифікації впродовж 2004–2014 рр.

Джерело: розрахунки автора.

Зазначимо, що серед областей України найбільш спеціалізованими є Хмельницька, Вінницька, Херсонська, Волинська, Кіровоградська та Тернопільська області (переважає сектор сільського господарства, в якому зайнято близько третини зайнятих (28-33%)) та Луганська область (36% зайнятих у сфері торгівлі, що становить найбільшу частку сектору торгівлі в Україні). Донецька область, яка в 2004 р. належала до найбільш спеціалізованих областей (32% промисловість, 21% торгівля), у 2013 р. характеризувалась середнім по Україні коефіцієнтом Тейла (25% промисловість, 24% торгівля). Найбільш диверсифікованими за секторами впродовж усього періоду є

Київська, Львівська, Одеська та Харківська області. Зазначимо також, що Житомирська область, яка у 2004 р. демонструвала середнє значення індексу диверсифікації, завдяки зменшенню частки зайнятості в с/г з 28% до 15% у 2014 р. належить до найбільш диверсифікованих областей.

Порівнюючи рівень спеціалізації зайнятості в Україні та в інших країнах Європи (табл. 4.3), бачимо, що національна економіка характеризується дещо нижчим ступенем диверсифікації. Більш спеціалізованими залишаються лише Румунія та Болгарія. Крім того, в усіх країнах ЄС впродовж останніх десяти років рівень диверсифікації підвищувався, тоді як в Україні він майже не змінився. Зазначимо також, що, незважаючи на різний рівень галузевої диверсифікації в регіонах України, жодна з областей не демонструє рівня, який притаманний країнам EU15.

Таблиця 4.3

Індекс галузевої диверсифікації зайнятості в Україні та країнах Європи

Рік	Україна	EU 15	Чехія	Словенія	Угорщина	Латвія	Литва	Естонія	Болгарія	Румунія	Польща
2000	0,881	0,927	0,885	0,873	0,906	0,915	0,894	0,901	0,880	0,752	0,902
2004	0,890	0,929	0,884	0,888	0,915	0,929	0,904	0,899	0,882	0,816	0,903
2007	0,903	0,930	0,881	0,899	0,913	0,933	0,921	0,915	0,884	0,838	0,912
2008	0,906	0,935	0,888	0,906	0,920	0,935	0,923	0,909	0,892	0,853	0,918
2009	0,905	0,937	0,898	0,918	0,927	0,947	0,934	0,923	0,897	0,858	0,926
2010	0,905	0,937	0,900	0,917	0,927	0,944	0,934	0,923	0,897	0,859	0,929
2011	0,902	0,937	0,894	0,924	0,925	0,947	0,932	0,923	0,899	0,866	0,929
2012	0,900	0,936	0,897	0,931	0,931	0,954	0,933	0,927	0,898	0,861	0,931
2013	0,896	0,935	0,900	0,927	0,931	0,949	0,935	0,929	0,905	0,863	0,931
2014	0,898	0,944	0,897	0,927	0,928	0,948	0,936	0,926	0,911	0,869	0,933

Джерело: розрахунки автора.

Міру ентропії просторової диверсифікації зайнятості кожної галузі в окремій країні можна визначити за допомогою індексу Тейла за формулою [405]

$$T_i = \sum_{r=1}^n \frac{e_{ri}}{e_i} \ln \frac{e_i}{e_{ri}}, \quad (4.5)$$

де $e_{ri} = \frac{EMPL_{ri}}{\sum_r \sum_i EMPL_{ri}}$ – частка зайнятих у i -му секторі економіки в r -му регіоні,

$e_i = \sum_r e_{ri}$ – частка зайнятих у i -му секторі економіки загалом. Величина T_i визначає поняття зворотне до поняття географічної концентрації галузей і набуває мінімального значення 0, якщо сектор i працює лише в одному регіоні, та максимального значення $\ln(n)$, якщо в усіх n регіонах частка зайнятих цього сектора є однаковою. Усереднення на національному рівні для цього показника становить

$$\bar{T} = \sum_{i=1}^m e_i \ln \frac{1}{e_i}. \quad (4.6)$$

Внаслідок ділення коефіцієнта T_i на теоретичний максимум $\ln(n)$, отримуємо нормований індекс диверсифікації Тейла, який набуває значень з інтервалу $[0,1]$. Зокрема, для нормованих коефіцієнтів значення близькі до 0 свідчать про абсолютну географічну концентрацію галузі в одному регіоні, а значення близькі до 1 засвідчують абсолютну географічну диверсифікацію цієї галузі.

Значення індексу регіональної диверсифікації зайнятості для різних видів економічної діяльності в Україні за різні роки наведено в табл. 4.4.

Обчислені значення індексів диверсифікації для кожної галузі за регіонами засвідчують, що для різних секторів економіки характерний різний ступінь географічної концентрації, який майже не змінюється в часі. Серед усіх секторів найбільш географічно сконцентрованими є фінансовий сектор, сектор операцій з нерухомим майном і промисловість, тоді як інші сектори характеризуються досить високим коефіцієнтом диверсифікації Тейла.

Аналізуючи зміну коефіцієнта Тейла впродовж останніх десяти років, бачимо, що серед усіх секторів економіки лише у фінансовому секторі значно посилювалась географічна концентрація зайнятих, причому головні зміни відбулися впродовж 2008—2014 рр. У цей період в областях, які з погляду

зайнятості охоплювалу малу частку фінансового сектору України, ця частка ще зменшилась, натомість в областях із досить великою часткою цього сектору вона підвищилась.

Таблиця 4.4

Нормований індекс регіональної нерівномірності зайнятості для різних видів економічної діяльності в Україні

Сектор економіки	2004	2008	2009	2013	2014
Сільське господарство, мисливство, лісове господарство та рибництво	0,962	0,960	0,960	0,957	0,964
Промисловість	0,893	0,895	0,896	0,898	0,906
Будівництво	0,920	0,929	0,933	0,935	0,930
Торгівля; ремонт автомобілів, побутових виробів та предметів особистого вжитку; діяльність готелів та ресторанів	0,932	0,940	0,942	0,939	0,938
Діяльність транспорту та зв'язку	0,923	0,930	0,935	0,924	0,925
Фінансова діяльність	0,887	0,880	0,865	0,827	0,820
Операції з нерухомим майном, оренда, інжиніринг та надання послуг підприємцям	0,855	0,870	0,864	0,855	0,849
Державне управління	0,945	0,954	0,953	0,939	0,937
Освіта	0,958	0,960	0,960	0,961	0,963
Охорона здоров'я та надання соціальної допомоги	0,954	0,954	0,954	0,956	0,961
Усереднений індекс	0,9483	0,9493	0,9499	0,9509	0,9524

Джерело: розрахунки автора.

У підсумку відбувається збільшення кутового коефіцієнта регресії (рис. 4.8) та поглиблення географічної концентрації фінансового сектору впродовж 2008—2014 років. Зокрема, частка зайнятих фінансового сектору, яка працює у Дніпропетровській області, збільшилась з 8,4% до 10,2%, причому таке зростання відбулося ще впродовж 2004—2008 років. Також більше ніж на 2% (з 3,4% до 5,9%) зросла частка зайнятих фінансового сектору в Київській

області, проте на відміну від Дніпропетровської області цей ріст відбувався неперервно.

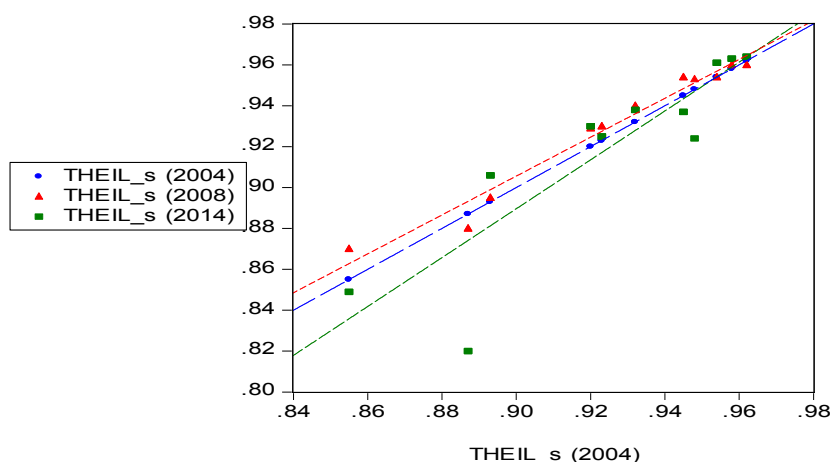


Рис. 4.8. Зміна просторової диверсифікації зайнятості за різними секторами економіки в Україні

Джерело: розрахунки автора.

Для вимірювання ступеня економічної інтеграції регіонів України з різними країнами світу для кожного регіону визначимо регіональні індекси економічної інтеграції *RIEI*, обчислення яких ґрунтуватиметься на обсягах торгівлі товарами та послугами. Індекс економічної інтеграції з економікою країн Європи на національному рівні для кожного сектору економіки (*i*) та заданого року (*t*) розраховуватимемо за формулою

$$IEI(EUR)_{i,t} = \frac{TRADE(EUR)_{i,t}}{TOTALTRADE_{i,t}}, \quad (4.7)$$

де $TRADE(EUR)_{i,t}$ – обсяг торгівлі (імпорт та експорт у вартісному вираженні) з країнами Європи в *i*-му секторі в рік *t*; $TOTALTRADE_{i,t}$ – загальний обсяг торгівлі *i*-го сектора зі світом у рік *t*. Зазначимо, що коефіцієнт *IEI* набуває значень з інтервалу $[0,1]$, а саме 0 – якщо економічної інтеграції немає і 1 – у випадку абсолютної економічної інтеграції.

Проведений емпіричний аналіз свідчить про те, що обсяги експорту й імпорту в галузях сільського господарства та промисловості з різними частинами світу має неоднаковий розподіл у різні роки. Порівнюючи 2006, 2008 та 2013 роки, бачимо, що динаміка торгівлі сільськогосподарською продукцією

характеризується зростаючою тенденцією, а обсяг промислової торгівлі в 2013 р. порівняно з 2008 р. навпаки зменшився. Крім того, в 2013 році стосовно попередніх років частки торгівлі України сільськогосподарською продукцією з країнами Європи, Америки та СНД були найнижчими, натомість з країнами Азії та Африки – найвищими. У 2014 році спостерігаємо помітне зменшення обсягів торгівлі сектору сільського господарства з усіма країнами (в основному за рахунок зменшення обсягів імпорту), а також скорочення експорту та імпорту промисловості з країнами СНД. При цьому частки обсягів торгівлі з різними групами країн у 2014 році порівняно з 2013 р., за винятком частки торгівлі промисловості з країнами СНД, яка помітно зменшилась, майже не змінилися.

За відсутності статистичних даних обсягів торгівлі з різними країнами світу на регіональному рівні для визначення регіональних індексів економічної інтеграції за секторами економіки визначимо коефіцієнти розміщення зайнятості. Коефіцієнти регіонально-галузевого розміщення визначатимемо за формулою [405]

$$LQ_{ri} = (EMPL_{ri} / EMPL_r) / (EMPL_i / EMPL), \quad (4.8)$$

де $EMPL_{ri}$ – кількість зайнятих в i -му секторі в r -му регіоні; $EMPL_r$ – загальна кількість зайнятих у r -му регіоні; $EMPL_i$ – загальна кількість зайнятих в i -му секторі економіки країни; $EMPL$ – загальна кількість зайнятих у країні. Коефіцієнти LQ_{ri} набувають значень більших ніж 0. Зокрема, значення більші за 1 свідчать про те, що участь i -го сектору в зайнятості цього регіону є більшою, ніж у країні загалом. Значення коефіцієнтів розміщення секторів у різних областях України в 2014 році наведено в табл. 4.5.

Аналіз обчислених коефіцієнтів розміщення секторів у різних областях України засвідчує, що в кожному напрямі економічної діяльності можна виділити декілька регіонів, для яких LQ перевищує 1.

Таблиця 4.5

Коефіцієнти регіонально-галузевого розміщення у 2014 р.

Регіон/область	С/г	Про мис ло вість	Будів ниц тво	Торгі вля	Транс порт	Фінан си	Неру хо мість	Держ уп равлі ння	Осві та	Охо рона здо ров'я
Вінницька	1,81	0,71	0,61	0,81	0,88	0,66	0,57	1,01	1,10	1,14
Волинська	1,37	0,80	0,68	0,97	0,80	0,74	0,66	1,01	1,33	1,10
Дніпропет ровська	0,42	1,62	0,89	1,11	1,02	1,25	0,95	0,93	0,91	0,92
Донецька	0,69	1,50	1,24	1,13	1,03	0,59	0,67	0,75	0,69	0,87
Житомирська	0,87	0,87	0,96	1,04	1,14	0,62	0,62	1,34	1,12	1,10
Закарпатська	1,45	0,71	1,32	0,90	0,77	0,47	0,48	0,79	1,06	0,86
Запорізька	0,92	1,39	0,96	1,00	0,80	0,75	1,00	0,88	0,87	1,01
Івано- Франківська	1,66	0,78	1,12	0,83	0,64	0,56	0,51	0,77	1,16	1,10
Київська	0,39	1,12	0,87	0,96	1,39	1,48	1,52	1,36	0,99	1,28
Кіровоградська	1,62	0,83	0,77	0,78	1,01	0,44	0,71	0,85	1,08	1,13
Луганська	0,80	1,22	1,10	1,34	0,93	0,57	0,63	0,66	0,74	0,92
Львівська	1,07	0,93	1,58	0,87	1,03	0,77	0,79	0,96	1,13	1,18
Миколаївська	1,57	0,85	0,85	0,90	0,88	0,54	0,57	1,06	0,97	0,87
Одеська	0,95	0,56	0,99	1,06	1,58	0,92	1,18	1,08	1,07	0,96
Полтавська	1,17	1,20	0,76	0,90	0,96	0,68	0,67	0,96	0,98	1,09
Рівненська	1,04	0,83	1,13	1,16	0,86	0,60	0,57	0,80	1,15	1,09
Сумська	1,32	0,99	1,21	0,82	0,86	0,63	0,61	1,02	1,04	1,04
Тернопільська	1,83	0,58	0,78	0,78	0,70	0,53	0,54	0,91	1,27	1,14
Харківська	0,78	1,19	1,10	1,02	0,99	0,76	1,54	0,84	1,06	0,93
Херсонська	1,71	0,62	0,68	0,96	0,72	0,60	0,76	0,95	1,06	0,95
Хмельницька	1,55	0,80	0,65	0,98	0,74	0,59	0,57	1,02	1,12	1,04
Черкаська	1,56	0,91	0,99	0,82	0,87	0,78	0,63	0,84	1,00	1,11
Чернівецька	1,63	0,62	1,11	0,89	0,70	0,53	0,58	0,77	1,09	1,03
Чернігівська	1,41	0,79	0,56	0,95	0,74	0,93	0,73	1,25	1,00	1,22
м. Київ	0,02	0,52	0,98	1,11	1,40	4,03	3,23	1,82	1,00	0,76

Джерело: розрахунки автора.

Зокрема, найбільший вклад у зайнятість у секторі сільського господарства належить Тернопільській, Вінницькій і Херсонській областям, для яких коефіцієнт LQ для с/г перевищує 1,7, а також Кіровоградській, Хмельницькій, Волинській, Закарпатській, Івано-Франківській, Миколаївській, Черкаській, Чернівецькій і Чернігівській областям, коефіцієнт яких коливається від 1,37 до 1,66. Найменше представлені в секторі с/г Дніпропетровська та Київська області з коефіцієнтом 0,4. У промисловості переважає зайнятість у Дніпропетровській, Донецькій, Луганській, Запорізькій, Харківській та Полтавській областях (LQ від 1,2 до 1,6), тоді як у Закарпатській, Одеській, Тернопільській та Херсонській областях коефіцієнт LQ для промисловості не досягає величини 0,7. Сектор будівництва переважає у Львівській області ($LQ=1,58$), а сектор транспорту – в Одеській та Київській. Фінансовий сектор зосереджений у м. Києві, для якого $LQ=4,03$, а також у Київській і Дніпропетровській областях. Зазначимо, що у 2014 р. порівняно з 2013 р. регіонально галузеве розміщення практично не змінилося.

Регіональні індекси економічної інтеграції визначимо за формулою

$$RIEI_{r,t} = \sum_{i=1}^m (IEI_{i,t} \times LQ_{ri,t}). \quad (4.9)$$

Обчислені значення регіональних індексів економічної інтеграції сільського господарства та промисловості для регіонів України в 2008, 2013 та 2014 роках зображено на рис. 4.10–4.11.

Аналіз регіональних індексів інтеграції засвідчує, що у 2013 р. порівняно з 2008 р. в усіх регіонах України ступінь інтеграція сектору сільського господарства з країнами Європи та СНД послабився, натомість значно посилювався з країнами Азії й Африки (рис. 4.10а, 4.10б). Водночас для сектору промисловості впродовж 2008—2013 рр. значущих часових змін у регіональних індексах $RIEI$ не спостерігалось (рис. 4.11а, 4.11б).

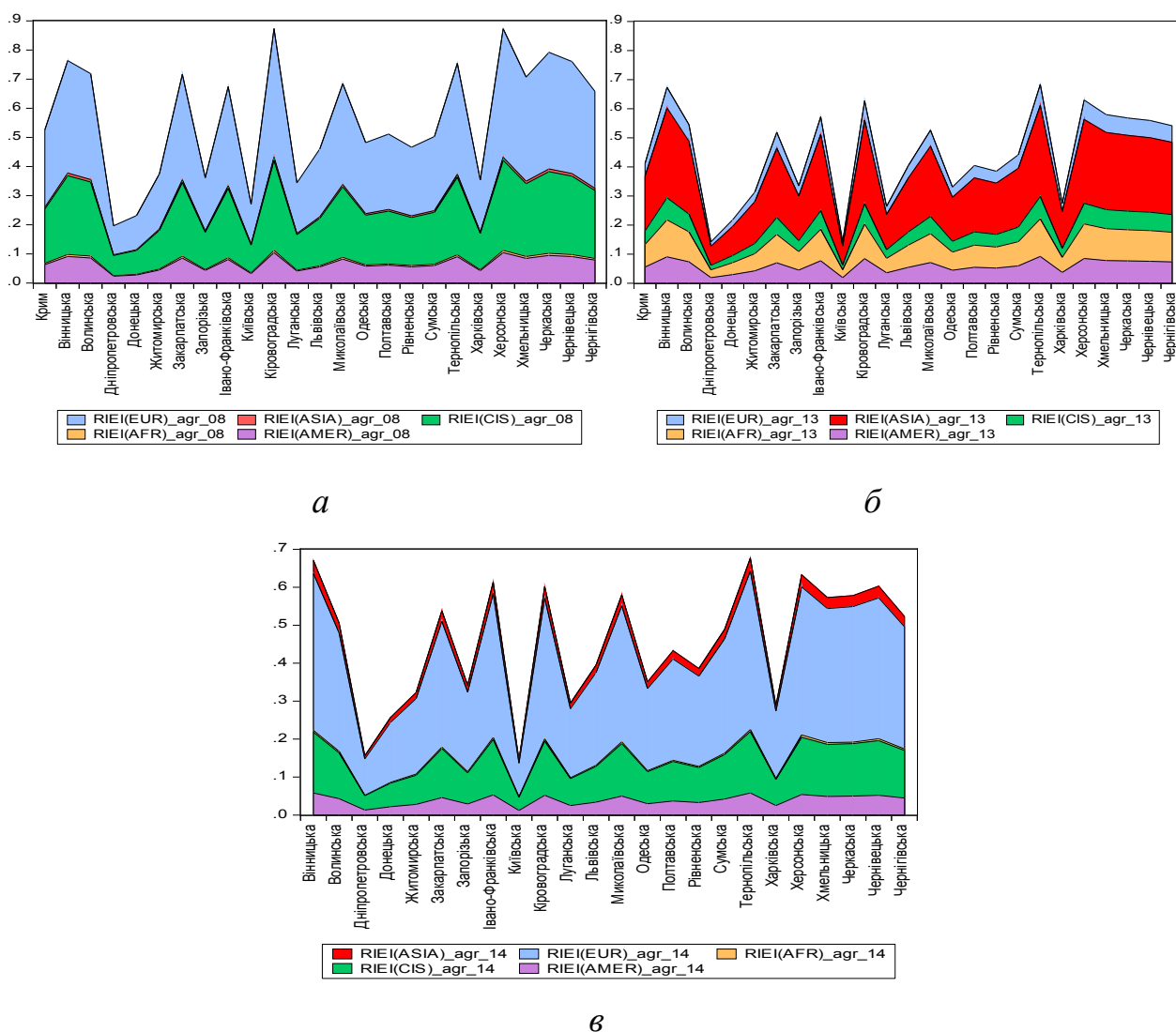


Рис. 4.10. Значення регіональних індексів інтеграції сільського господарства України: *а)* у 2008 р.; *б)* у 2013 р.; *в)* у 2014 р.

Джерело: розрахунки автора.

У 2014 році регіональні рівні інтеграції сільського господарства з країнами Азії перевищили відповідні рівні інтеграції з країнами Європи, а *RIEI* з країнами Африки досягли, а для деяких областей навіть перевищили їхні значення з країнами СНД (рис. 4.10в). Крім того у 2014 році відбулися зміни у регіональних індексах економічної інтеграції промисловості. Зокрема, найвищі значення індексів у цьому році отримано для країн Європи (рис. 4.11в).

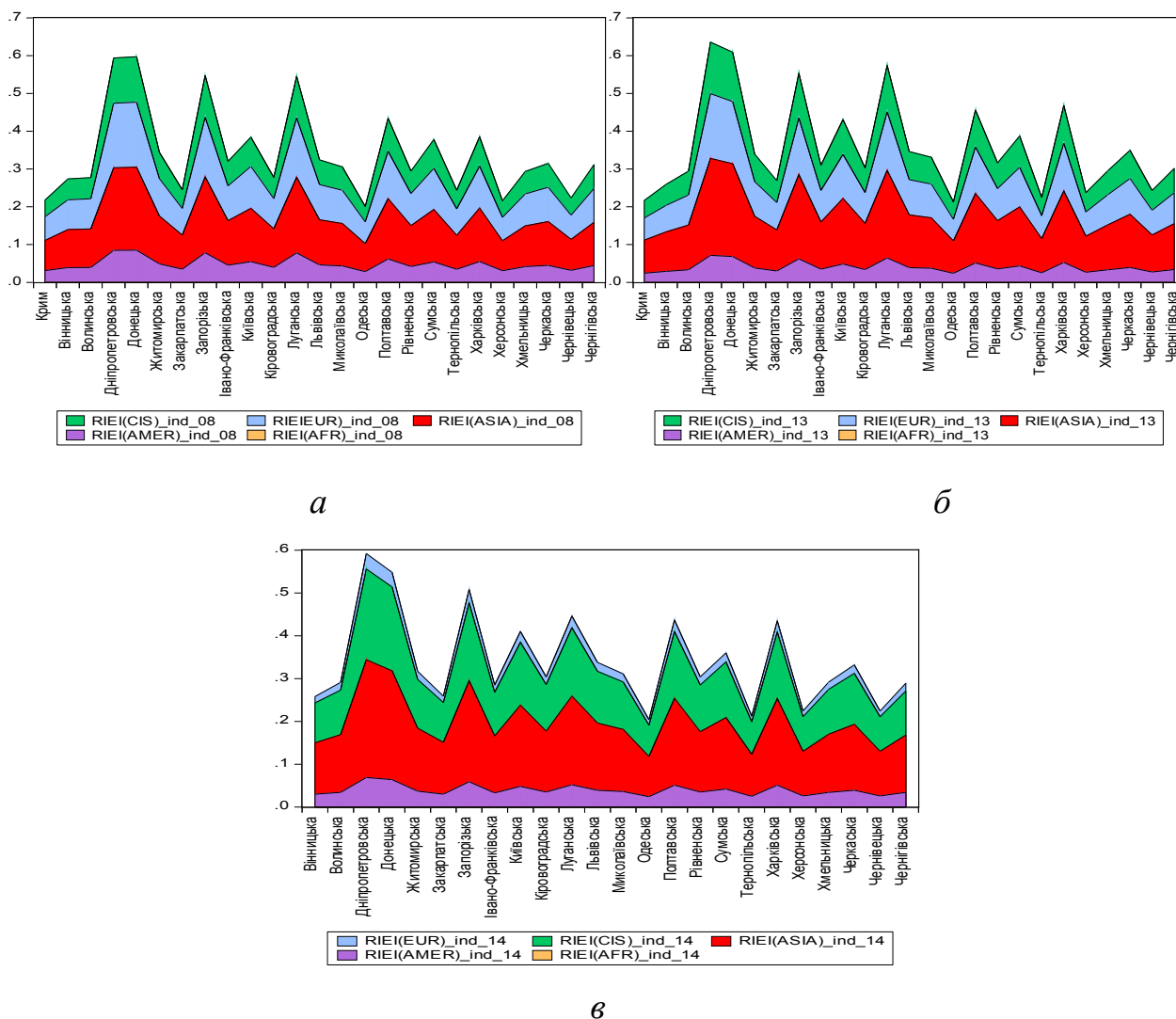


Рис. 4.11. Значення регіональних індексів інтеграції промисловості України:
а) у 2008 р.; б) у 2013 р.; в) у 2014 р.

Джерело: розрахунки автора.

На рис. 4.12 зображено обчислені індекси економічної інтеграції сільського господарства та промисловості з економікою країн Європи та аналогічно визначені індекси інтеграції з економікою країн СНД у 2014 році.

Порівнюючи рівень інтеграції секторів с/г та промисловості в термінах зайнятості отримуємо, що для більшості регіонів України, за винятком 6 промислових регіонів (Дніпропетровська, Донецька, Запорізька, Київська, Луганська, Харківська області) більш інтегрованим з країнами Європи є сектор сільського господарства (рис. 4.12а). Водночас досліджуючи ступінь інтеграції регіонів України з країнами СНД, отримуємо протилежний результат – для

більшості регіонів індекс інтеграції промисловості з цими країнами значно більший за відповідний індекс інтеграції с/г (рис. 4.12б). Зазначимо також, що для 4 областей (Чернівецька, Вінницька, Херсонська та Тернопільська) загальний *RIEI* для с/г майже утричі перевищує *RIEI* для промисловості, а для ще 10 областей *RIEI* для с/г вдвічі більший. Водночас для Дніпропетровської області *RIEI* промисловості з СНД у понад 10 разів перевищує *RIEI* с/г, а для Київської – у понад 8, для Донецької – у 6, для Запорізької, Луганської та Харківської – у 4, для Полтавської, Житомирської, Рівненської, Сумської та Львівської областей – у понад 2 рази. Загалом аналіз регіональних індексів інтеграції виявив, що с/г регіонів України є більш інтегрованим з країнами Європи, тоді як промисловість – з країнами СНД.

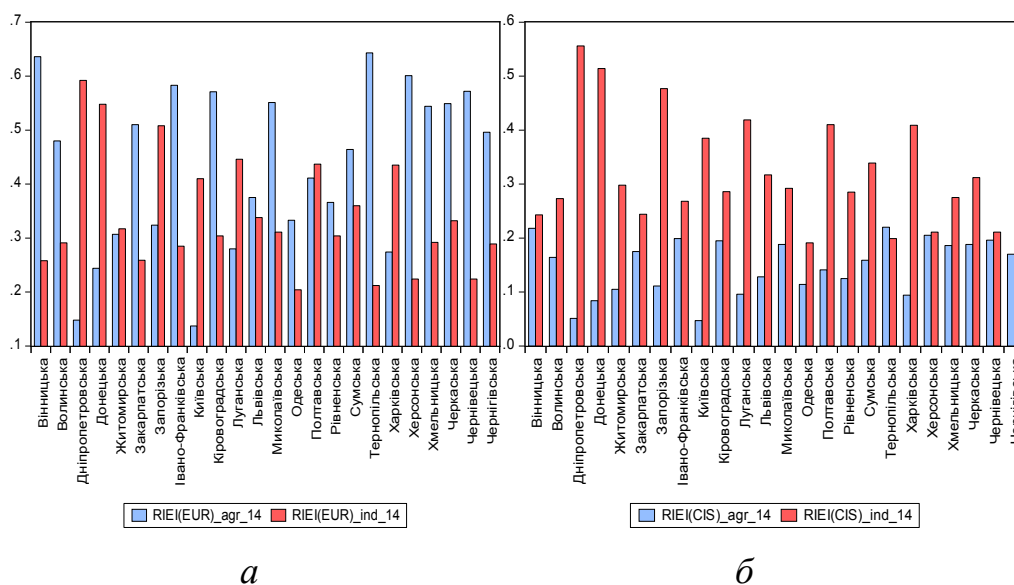


Рис. 4.12. Регіональні індекси інтеграції с/г і промисловості з країнами:

а) Європи; б) СНД у 2014 р.

Джерело: розрахунки автора.

На підставі використання індексу гравітації визначимо індекс географічної привабливості (периферійності) регіонів [339]

$$GI_r = \sum_j (EMPL_r \times EMPL_j / d_{rj}), \quad (4.10)$$

де $EMPL_r$ – кількість зайнятих в r -му регіоні, для якого обчислюють індекс периферійності; $EMPL_j$ – кількість зайнятих в j -му регіоні ($j=1, \dots, 25, j \neq r$); d_{rj} –

відстань між центрами r -го та j -го регіонів. Індекс GI набуває значень більших за 0 і відображає міру географічної доступності та ринкового потенціалу кожного регіону. Індеси географічної периферійності регіонів України визначені на підставі (4.10) для різних років зображено на рис. 4.13.

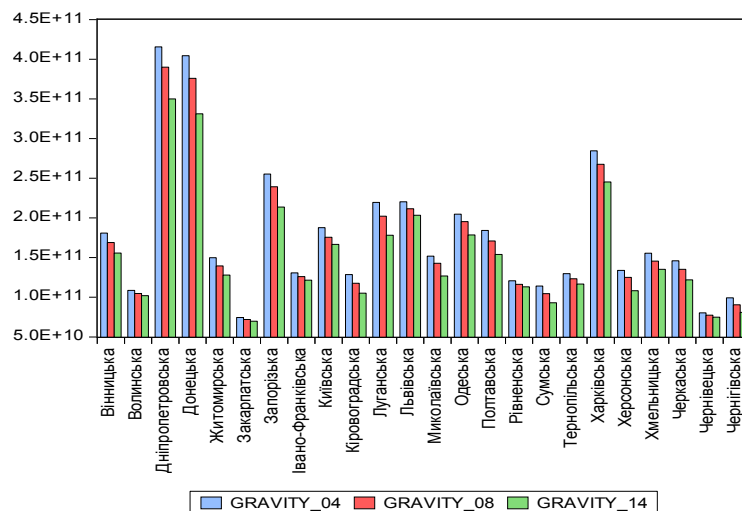


Рис. 4.13. Регіональні індекси географічної привабливості у 2004 р, 2008 р, 2014 р.

Джерело: розрахунки автора.

Аналіз регіональних GI індексів виявив, що найбільш доступними та географічно привабливими стосовно інших є Дніпропетровська, Донецька, Харківська, Запорізька, Львівська, а також Одеська, Луганська, Київська області, тоді як Волинську, Закарпатську, Сумську, Чернівецьку та Чернігівську області можна зачислити до найпериферійніших регіонів України.

4.2. Методи та моделі аналізу змін у добробуті населення і динаміки споживчих можливостей вітчизняних домогосподарств

Невід'ємним елементом моделювання процесів на ринку праці є аналіз змін у добробуті населення, який окрім дослідження динаміки доходів від зайнятості охоплює вивчення особливостей динамічних змін у взаємозв'язку між доходом і споживанням домогосподарств. Теоретичні та емпіричні дослідження розвитку ринків праці різних країн світу засвідчують, що поділ

ресурсів суспільства між поточним споживанням і різноманітними видами інвестицій, зокрема у фізичний і людський капітали, наукові дослідження та розвиток, має вирішальний вплив на рівень життя як у довгостроковому, так і в короткостроковому періодах. Цей поділ визначається характером розподілу домогосподарствами своїх доходів між споживанням і заощадженнями, на який впливають рівень багатства, зміни цін, відсоткові ставки й інші обмеження, з якими вони стикаються. На рівні окремого домогосподарства міжчасовий розподіл споживання та заощаджень впливає на його економічний добробут впродовж тривалого часу, а на рівні національної економіки кумулятивний ефект рішень окремих домогосподарств визначає динаміку зростання національної економіки, впливає на торгівельний баланс, рівень виробництва та зайнятість.

Поглиблення наукових досліджень динаміки споживання, дослідження чинників, які визначають споживання та заощадження як у короткостроковому, так і в довгостроковому періодах, і вивчення динамічних змін у характері їхнього впливу є особливо актуальним для України в умовах нестабільності короткострокових коливань та структурних зрушень. Крім того, у мінливому середовищі нашої країни актуальним є вивчення макроекономічних взаємозв'язків, які б враховували не тільки довгострокові рівноважні тенденції, а й одночасно описували б динамічну реакцію поведінки змінних на шоки, які збурюють економічне середовище. У зв'язку з цим наукове дослідження динамічних процесів розвитку українського ринку праці потребує ефективного механізму діагностування та емпіричного дослідження розподілу ресурсів домогосподарств, а також вивчення його часової динаміки.

На рис. 4.14 зображено динаміку загальних доходів населення у різних регіонах України, динаміку наявного доходу у розрахунку на одну особу, а також відсоткових змін у реальному наявному доході. Емпіричний аналіз засвідчує, що значну частину своїх доходів українські домогосподарства спрямовують на споживання, що зумовлює попит на товари і послуги та сприяє підвищенню зайнятості.

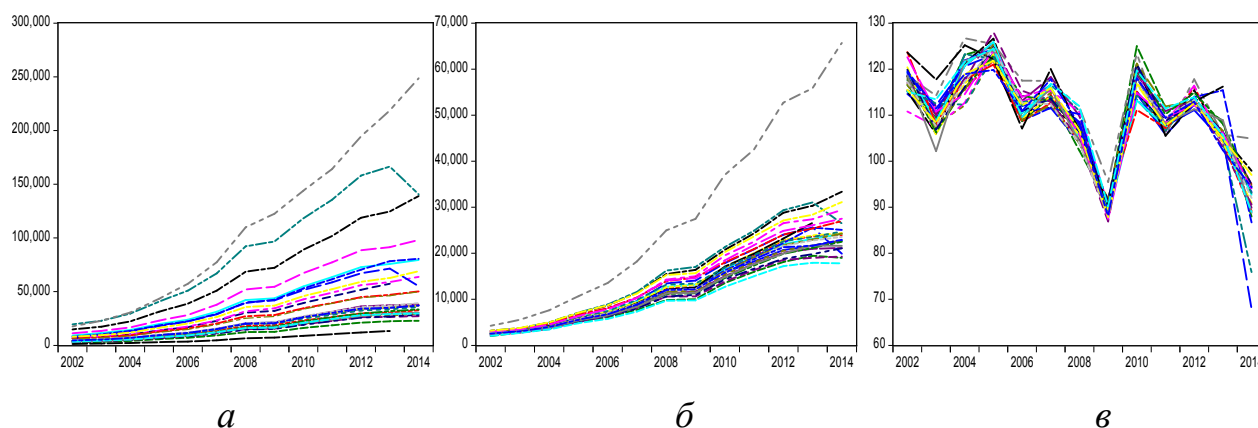


Рис. 4.14. Динаміка: *а)* доходів населення; *б)* наявного доходу у розрахунку на одну особу; *в)* відсоткових змін у реальному наявному доході за регіонами України

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Важливість впливу формування та динаміки споживчих видатків як вагомого елемента сукупного попиту зазначають у своїх працях як вітчизняні, так і зарубіжні вчені. Теоретичним підґрунтям сучасних досліджень функції споживання є роботи й ідеї відомих економістів Д. Кейнса (J. Keynes), І. Фішера (I. Fisher), М. Фрідмена (M. Friedman), Ф. Модільяні (F. Modigliani) та Р. Голла (R. Hall). У значній частині наукових праць цього напрямку використано сучасні емпіричні методи дослідження. Зокрема, економетричні методи моделювання сукупного споживання застосовують зарубіжні та українські вчені: Д. Генрі (D. Hendry), Н. Горідько, Г. Девідсон (H. Davidson), Д. Дедман (D. Deadman), С. Джео (S. Yeo), І. Лук'яненко, А. Манітсаріс (A. Manitsaris), Г. Могиляс, Д. Морлі (Morley), Д. Ромер (D. Romer), Ф. Срба (F. Srba), В. Харемза (W. Charemza) та інші.

Проте в Україні малодослідженими залишаються питання емпіричного аналізу динамічної поведінки споживання домогосподарств, методологія економетричного моделювання динамічних і структурних змін у характері взаємозв'язку між споживанням та основними чинниками, які його визначають, а також економетричний інструментарій моделювання довгострокових

співвідношень і механізму короткострокового динамічного пристосування при прийнятті споживчих рішень домогосподарствами в Україні.

Найпростіше формулювання моделі споживання, яка ґрунтується на гіпотезі абсолютного доходу Д. Кейнса і яку можна оцінити на підставі реальних даних часових рядів, має вигляд $CONS_t = a + b INC_t + \varepsilon_t$, де $CONS_t$ і INC_t позначають реальні значення споживання та доходу на душу населення, ε_t – випадкові збурення, $a > 0$, $0 < b < 1$. Для такої лінійної функції споживання гранична схильність до споживання дорівнює $MPC = \partial CONS / \partial INC = b$, середня схильність до споживання $APC_t = CONS_t / INC_t = a / INC_t + b$ при зростанні доходу зменшується, що узгоджується з кейнсіанською гіпотезою абсолютного доходу.

Сьогодні вже існує суттєвий обсяг теоритичних та емпіричних робіт щодо поведінки сукупного споживання, які слугують альтернативою до гіпотези абсолютного доходу (АІН). Висновки цих робіт ґрунтуються на міжчасовому бюджетному обмеженні І. Фішера, висунутій М. Фрідменом гіпотезі постійного доходу (РІН), гіпотезі LC життєвого циклу Ф. Модільяні, гіпотезі випадкового блукання Р. Голла.

Основним елементом сучасних напрямів теоретичних досліджень, які присвячені як вивченню довгострокових тенденцій економічного зростання, так і короткострокових економічних коливань, є вивчення поведінки споживання домогосподарств у різні періоди часу. Зокрема, згідно з РІ-LC гіпотезою особа максимізує життєву корисність

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{1}{(1 + \rho)^t} u(C_t),$$

де $u(\cdot)$ – миттєва функція корисності;

ρ – дисконтна ставка.

Моделювання враховує міжчасове бюджетне обмеження

$$\sum_{t=0}^{\infty} \frac{1}{(1 + r)^t} C_t \leq A_0 + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{1}{(1 + r)^t} Y_t,$$

де A_t – позначає величину майна особи в період t ,

r – процентна ставка

Проаналізувавши задачу максимізації, отримують [415, с. 342]

$$C_t = \frac{r}{r+1} \left[A_t + \sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^s} E_t[Y_{t+s}] \right], \quad (4.11)$$

$$A_{t+1} = (1+r) (A_t + Y_t - C_t),$$

звідки випливає, що в кожен період часу особа розподіляє свої очікувані життєві ресурси рівними частками на всі майбутні періоди життя, згладжуючи рівень свого споживання в часі.

Динаміка короткострокових змін у споживанні під час економічних спадів і піднесенень по-різному відображає зміни в доходах. Згідно з моделями реальних ділових циклів [415, с. 153], рішення домогосподарства про розподіл доходу між споживанням і заощадженням ґрунтується на максимізації його очікуваної корисності

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} u(c_t, 1-l_t) H_t,$$

де $u(c_t, 1-l_t)$ – миттєва функція корисності кожного члена домогосподарства, яка характеризує його систему вподобань і залежить від обсягу споживання c_t та кількості годин праці l_t ;

H_t – кількість членів домогосподарства;

ρ – ставка дисконтування, яка визначається встановленим домогосподарствами відношенням переваги щодо оцінки корисності споживання та дозвілля в різні періоди часу.

Динаміка сукупного випуску залежить від розвитку технологій A_t , які в довгостроковому періоді зростають з темпом g , а в короткостроковому – зазнають випадкових збурень, а саме: $\ln A_t = A_0 + gt + \varepsilon_t$, де ε_t – відображає вплив технологічних шоків і описується авторегресійним процесом першого порядку $\varepsilon_t = \rho_A \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$. Дослідження таких оптимізаційних задач засвідчує [415, с. 162], що поведінка сукупного доходу Y_t є випадковим процесом

$$\ln Y_t = \alpha \ln s_t + \alpha \ln Y_{t-1} + (1-\alpha) (A_0 + gt + \rho_A \varepsilon_{t-1}) + (1-\alpha) (\ln l_t + N_0 + nt) + (1-\alpha) \varepsilon_t,$$

де n – темп росту населення,

s_t – відношення споживання до доходу, яке визначає норму заощаджень у кожен період часу.

Отож, упродовж короткострокових коливань траєкторія споживання домогосподарств взаємопов'язана з динамікою сукупного доходу і є важливою складовою дослідження розвитку ринку праці країни.

Сучасні теоретичні рекурсивні макроекономічні динамічні моделі базуються на максимізації очікуваної корисності домогосподарств [357, с. 497]

$$\sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s^t} \beta^t U(c_t(s^t), n_t(s^t)) \pi_t(s^t).$$

Тут $U(\cdot)$ – миттєва функції корисності; c_t – рівень споживання у період t ; n_t – рівень зайнятості у період t , які залежать від попередньої історії $s^t = \{s_t, s_{t-1}, \dots, s_0\}$ реалізацій випадкових подій s_t , що відбуваються до періоду t і визначаються наявними у кожному з цих періодів системою переваг, рівнем доходів, рівнем технологій та інформацією, які своєю чергою є стохастичними процесами. За бюджетного обмеження домогосподарства

$$\sum_{t=0}^{\infty} \{q_t (1+\tau_{ct}) c_t + (1-\tau_{it}) q_t [k_{t+1} - (1-\delta) k_t]\} \leq \sum_{t=0}^{\infty} \{r_t (1-\tau_{kt}) k_t + w_t (1-\tau_{nt}) n_t - q_t \tau_{ht}\}$$

та бюджетного обмеження уряду

$$\sum_{t=0}^{\infty} q_t g_t \leq \sum_{t=0}^{\infty} \{ \tau_{ct} q_t c_t - \tau_{it} q_t [k_{t+1} - (1-\delta) k_t] + r_t \tau_{kt} k_t + w_t \tau_{nt} n_t + q_t \tau_{ht} \},$$

де τ_{ct} , τ_{it} , τ_{kt} , τ_{ht} позначають різні ставки податків, знаходження рівноважної траєкторії споживання зводиться до знаходження розв'язку диференціального рівняння

$$u'(c_t) = \beta u'(c_{t+1}) (1+\tau_{ct}) / (1+\tau_{ct+1}) [(1-\tau_{it+1})(1-\delta) / (1-\tau_{it}) + (1-\tau_{kt+1})] f'(k_{t+1}) / (1-\tau_{it}) .$$

Отож, динамічна поведінка споживання є складною і визначається багатьма чинниками, які у кожен період зазнають випадкових збурень.

Статистичні дані для різних країн світу та за різні періоди часу засвідчують різні властивості поведінки споживання домогосподарств, а тому емпіричні моделі, розроблені на їх підставі, відрізняються між собою.

Економетричне моделювання залежності між споживанням і доходом в Україні проводитимемо на підставі щоквартальних даних витрат населення на закупівлю товарів та оплату послуг і їхніх доходів впродовж 2001—2015 рр., які отримано на підставі статистичних звітів, розміщених на сайті Державної служби статистики. Враховуючи динаміку індекса споживчих цін і зміну кількості населення, використовуватимемо реальні показники у розрахунку одну особу.

Статистичний аналіз поведінки досліджуваних рядів свідчить про те, що амплітуда короткострокових коливань реального доходу становить приблизно 16,7 % від його значень, тоді як поведінка реального споживання характеризується 14,4 % відхиленнями, що свідчить про деяке незначне згладжування обсягу споживчих видатків. Оскільки дисперсії споживання та доходу збільшуються зі зростанням значень змінних, то моделювання проводитимемо з використанням їхніх натуральних логарифмів, що узгоджується і зі статистичними, і з економічними поглядами. Зокрема, використання логарифмів змінних у емпіричному моделюванні зумовлене економічною теорією, яка зазначає увігнутість теоретичних економічних співвідношень [357], а також статистичними властивостями рядів, що досліджуються.

Тестування наявності причинності та її напрям проведемо за допомогою процедури перевірки на каузальність за Гренджером. Застосувавши тест Гренджера, результати якого наведено у табл. 4.6, отримуємо, що величина зміни споживання є ендогенною, а фактори змін у доходах і рівень інфляції – екзогенними чинниками, які визначають рівень змін споживчих видатків домогосподарств. Зазначимо, що зворотні впливи не виявляють статистичної значущості.

Таблиця 4.6

Результати тестування каузальності за Гренджером

VAR Granger Causality Tests			
Exogeneity: @seas(2), @seas(3), @seas(4)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
Dependent variable: $\Delta \ln CONS$			
$\Delta \ln INC$	11,69871	4	0,0197
INF	11,26026	4	0,0238
All	25,08524	8	0,0015
Dependent variable: $\Delta \ln INC$			
$\Delta \ln CONS$	6,386933	4	0,1721
INF	4,241843	4	0,3743
All	11,28029	8	0,1863

Джерело: розрахунки автора.

Крім того, статистичний аналіз засвідчує, що ряди споживання та доходу в Україні зазнають значущих сезонних змін (рис. 4.15), які доцільно враховувати під час моделювання.

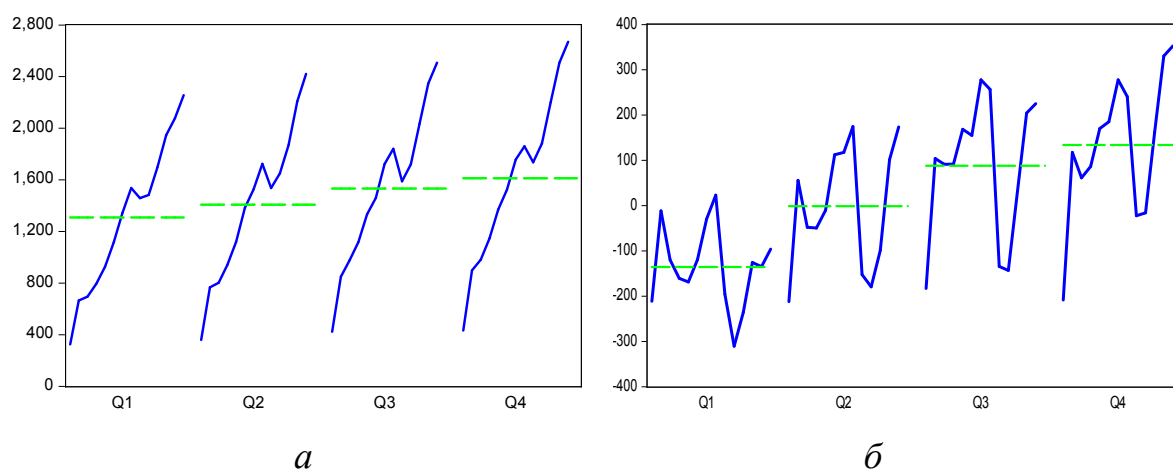


Рис. 4.15. Сезонна динаміка: а) ряду споживання $CONS_t$; б) ряду споживання, очищеного від трендової компоненти

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Одним із можливих економетричних підходів є включення в модель фіктивних змінних, які вимірюватимуть вплив сезонних факторів, інший – це будувати

модель на базі сезонних різниць змінних. Дослідимо обидва ці підходи для моделювання зв'язку між споживанням і чинниками, які на нього впливають. В обох варіантах теоретичним підґрунтям емпіричного моделювання є гіпотеза постійного доходу.

Згідно з гіпотезою постійного доходу (РІН) особи приймають рішення стосовно обсягу свого поточного споживання на підставі очікуваного, нормального або ж постійного доходу, а не опираючись на вимірний поточний реальний дохід, як стверджує теорія абсолютного доходу АІН. Різницю між фактичним і постійним (чи планованим) доходом називають тимчасовим доходом, а різницю між фактичним і постійним споживанням – тимчасовим споживанням [152; 87]. Гіпотеза постійного доходу базується на припущенні, що постійне споживання $CONS^p_t$ пропорційне до постійного доходу INC^p_t , тобто $CONS^p_t = b INC^p_t$, а тимчасове споживання та тимчасовий дохід не корелюють між собою, тобто $Cov [CONS^t_t, INC^t_t] = 0$.

Отож, дослідимо логарифмічно лінійну модель споживання, підґрунтям якої є гіпотеза постійного доходу

$$\ln CONS^p_t = \alpha + \beta \ln INC^p_t. \quad (4.12)$$

Однак, оцінювання на підставі реальних даних функції споживання, яка ґрунтується на РІН, вимагає значень постійного доходу та постійного споживання, які не є спостережуваними. Оскільки ми не спостерігаємо ні постійного споживання $CONS^p_t$, ні постійного доходу INC^p_t , а маємо лише дані їхніх фактичних обсягів, то з метою побудови функції споживання для України розглянемо різні підходи до емпіричного оцінювання залежності (4.12).

Можливим припущенням щодо процесу формування постійного доходу є гіпотеза адаптивних очікувань. Припускатимемо, що вимірювання постійного доходу споживачі базують на підставі середнього очікуваного значення майбутнього доходу, тобто $INC^p_t = E_t [INC_{t+1}]$. Тоді оцінювання величини постійного доходу INC^p_t можна здійснити за допомогою використання гіпотези адаптивних очікувань, припустивши, що зміна очікуваного (постійного) доходу

$\Delta \ln INC_t^p$ пропорційна до різниці між фактичним доходом у цей період та очікуваним (постійним) доходом у попередньому періоді, а саме

$$\ln INC_t^p - \ln INC_{t-1}^p = (1-\lambda) (\ln INC_t - \ln INC_{t-1}^p), \quad 0 < \lambda < 1. \quad (4.13)$$

Зазначимо, що процес адаптивних очікувань полягає в процедурі корегування очікувань

$$INC_t^p / INC_{t-1}^p = (INC_t / INC_{t-1}^p)^{(1-\lambda)},$$

згідно з якою в кожен період часу реальне значення змінної порівнюють із її очікуваним значенням. Якщо фактичне значення доходу виявляється більшим за його очікуване значення (оцінене значення його постійного рівня в попередньому періоді), тобто $(INC_t / INC_{t-1}^p) > 1$, то очікуване значення доходу в наступному періоді корегується в бік його збільшення і $(INC_t^p / INC_{t-1}^p) > 1$, якщо ж меншим, то в бік зменшення.

Вираз (4.13) можна переписати в такому вигляді:

$$INC_t^p = (INC_t)^{1-\lambda} \cdot (INC_{t-1}^p)^\lambda,$$

звідки випливає, що значення доходу очікуване в наступний період формується як зважене середнє його фактичного й очікуваного значення у поточному періоді. Чим менша величина λ , тим ближче очікуване майбутнє значення до поточного значення доходу.

Щодо постійного споживання гіпотеза постійного доходу передбачає, що споживач має змогу контролювати своє реальне споживання і його фактичні споживчі видатки $CONS_t$ зазвичай спрямовані на підтримку деякого постійного, бажаного або цільового рівня споживання $CONS_t^p$. Відхилення поточного споживання від постійної компоненти, яке характеризує тимчасове споживання, є випадковим, тому його можна розглядати як похибку регресії. Можна припустити, що бажаний рівень споживання описується процесом часткового пристосування, згідно з яким фактичний приріст споживання пропорційний до різниці між його бажаним рівнем і значенням у попередній період, тобто

$$\ln CONS_t - \ln CONS_{t-1} = (1-\delta) (\ln CONS_t^p - \ln CONS_{t-1}) + u_t, \quad 0 < \delta < 1 \quad (4.14)$$

Цей вираз можна переписати як

$$CONS_t = (CONS_t^p)^{(1-\delta)} (CONS_{t-1})^\delta \exp(u_t),$$

звідки видно, що $CONS_t$ отримується як зважене середнє бажаного рівня і фактичного значення споживання в попередньому періоді. Чим менше значення значення δ , тим швидше відбувається процес пристосування, тобто тим ближчим є поточний рівень споживання до його бажаного рівня. Зокрема, якщо значення $\delta=0$, то повне пристосування відбувається за один період, тобто поточне споживання залежить лише від бажаного рівня споживання. В іншому крайньому випадку, коли $\delta=1$, поточне споживання повністю орієнтується на споживання в попередній період, що відповідає гіпотезі випадкового блукання Р. Голла.

Розглянемо комбінацію моделей адаптивних очікувань щодо формування постійного доходу та часткового пристосування до бажаного рівня споживання, які дають змогу виразити неспостережувані величини постійного споживання $CONS_t^p$ та постійного доходу INC_t^p в моделі (4.12) за допомогою їхніх фактичних вимірюваних значень $CONS_t$ та INC_t . Отож, дослідимо модель споживання, яка охоплює систему рівнянь

$$\ln CONS_t^p = \alpha + \beta \ln INC_t^p, \quad (4.14)$$

$$\ln INC_t^p = (1-\lambda) \ln INC_t + \lambda \ln INC_{t-1}^p, \quad 0 < \lambda < 1, \quad (4.15)$$

$$\ln CONS_t = (1-\delta) \ln CONS_t^p + \delta \ln CONS_{t-1} + u_t, \quad 0 < \delta < 1, \quad (4.16)$$

де λ – параметр процесу адаптивних очікувань;

δ – параметр процесу часткового пристосування;

β – довгострокова еластичність споживання за доходом.

Підставивши (4.14) у (4.16), отримаємо

$$\ln CONS_t = \alpha (1-\delta) + \delta \ln CONS_{t-1} + \beta (1-\delta) \ln INC_t^p + u_t, \quad (4.17)$$

звідки, замінивши INC_t^p згідно з (4.15), матимемо

$$\ln CONS_t = \alpha (1-\delta) + \delta \ln CONS_{t-1} + \beta (1-\delta) (1-\lambda) \ln INC_t + \beta (1-\delta) \lambda \ln INC_{t-1}^p + u_t. \quad (4.18)$$

Оскільки відповідно до процесу адаптивних очікувань (4.15) постійний дохід INC_t^p частково залежить від спостережуваних значень INC_t , а частково від неспостережуваних INC_{t-1}^p , то його використання не дає змоги оцінити специфікацію (4.18), в якій замість величини INC_t^p з'являється INC_{t-1}^p . Водночас,

розглянувши рівняння (4.17) з лагом в один період, домноживши його на λ і віднявши отриману рівність від (4.18), отримаємо модель

$$\ln CONS_t = \alpha (1-\delta) (1-\lambda) + \beta (1-\delta) (1-\lambda) \ln INC_t + \\ + (\delta+\lambda) \ln CONS_{t-1} - \lambda \ln CONS_{t-2} + u_t - \lambda u_{t-1}. \quad (4.19)$$

Однак у випадку оцінювання специфікації (4.19), змінна $CONS_{t-1}$, яка є екзогенною змінною регресії, корелює з однією зі складових похибки $-\lambda u_{t-1}$. Тому оцінки параметрів моделі (4.19), які можуть бути отримані на підставі застосування МНК, будуть зміщеними та не консистентними. Для подолання цієї економетричної проблеми виразимо в (4.15) минуле очікуване значення доходу згідно з процесом адаптивних очікувань. Врахувавши, що параметр моделі адаптивних очікувань $\lambda \in (0;1)$, та повторюючи такі послідовні підстановки, отримаємо

$$\ln INC_t^p = (1-\lambda)[\ln INC_t + \lambda \ln INC_{t-1} + \lambda^2 \ln INC_{t-2} + \lambda^3 \ln INC_{t-3} + \lambda^4 \ln INC_{t-4} + \dots]. \quad (4.20)$$

У підсумку модель адаптивних очікувань зводиться до твердження, що очікуване значення доходу, або ж значення постійного доходу, є зваженим середнім поточного і минулих значень фактичного доходу з вагами, які зменшуються з часом і спадають у геометричній прогресії. Підставивши (4.20) у (4.19), отримаємо модель з розподілом лагів Койка.

Оскільки ряди споживання та доходу в Україні характеризуються сезонністю, яка ще більше помітна, коли з рядів видалити детермінований тренд (рис. 4.15б), то для апроксимації сезонної компоненти введемо в модель фіктивні змінні $S2_t, S3_t, S4_t$, які вимірюватимуть вплив детермінованих сезонних чинників. Окрім того, як замітник змінної, що описувала б величину багатства домогосподарств і характеризувала б трендову складову, використаємо змінну часового тренду t . Отож, провівши перетворення Койка, яке дає змогу виразити значення постійного доходу за допомогою поточного доходу та його лагів, дослідимо модель, яка описуватиме поведінку споживання згідно з гіпотезою постійного доходу та використовує комбінацію методики адаптивних очікувань у формуванні постійного доходу та процесу часткового пристосування у формуванні бажаного рівня споживання

$$\ln CONS_t = a(1-\delta) + \delta \ln CONS_{t-1} + \gamma_1 t + \gamma_2 S2_t + \gamma_3 S3_t + \gamma_4 S4_t + \\ + \beta(1-\delta)(1-\lambda) [\ln INC_t + \lambda \ln INC_{t-1} + \lambda^2 \ln INC_{t-2} + \dots + \lambda^p \ln INC_{t-p}] + u_t. \quad (4.21)$$

Модель (4.21) можна оцінити на підставі реальних даних. Оцінювання параметрів специфікацій для різних p проведено за допомогою нелінійного методу найменших квадратів. Дослідження моделей з різною кількістю лагів p та їхнє порівняння на підставі скорегованого коефіцієнта детермінації, інформаційних критеріїв Акайка та Шварца, а також властивостей корелограм їхніх залишків виявило, що під час моделювання потрібно враховувати вплив на поточне споживання попередніх значень доходу за останні два роки. Результати оцінювання моделі (4.21) для $p=8$ наведено в табл. 4.7 – 4.8.

Таблиця 4.7

Результати оцінювання моделі споживання згідно з РІН гіпотезою, яка ґрунтується на комбінації моделей адаптивних очікувань та часткового пристосування

Параметр	Оцінка	НАС	t -статистика	p -значення
	коефіцієнта	станд. похибка		
Константа α	-0,0156	0.2249	-0.0696	0.9448
Параметр процесу адаптивних очікувань формування постійного доходу λ				
	-0,2169	0.2173	-0.9982	0.3230
Параметр процесу часткового пристосування формування бажаного рівня споживання δ				
	0,2681	0,0664	4.0393	0.0002
Еластичність споживання стосовно постійного доходу β				
	0.9701	0.0543	17.8877	0.0000

Джерело: розрахунки автора.

Таблиця 4.8

Статистичні характеристики моделі споживання (4.21)

Скорегований R^2	0,9887	DW	1,8941
AIC	-3,1402	LM	0,3985
MPC_{long}	0,9696	MPC_{short}	0,8722

Джерело: розрахунки автора.

Аналіз результатів оцінювання параметрів моделі (4.21) на підставі значень t -статистик Стьюдента виявляє, що значущими є параметр процесу адаптивних очікувань δ , параметр β , який вимірює довгострокову еластичність споживання за доходом, та коефіцієнти γ_3 і γ_4 біля фіктивних сезонних змінних, що відображають зміну споживання у третьому та четвертому кварталах кожного року.

Аналіз статистичних властивостей залишків побудованої моделі засвідчив, що вони задовольняють припущення білого шуму. Зокрема, поведінка автокореляційної та часткової автокореляційної функції залишків, а також значення DW -статистики Дарбіна–Уотсона та LM -статистики множників Лагранжа (табл. 4.2.8) свідчить про відсутність автокореляції.

Параметр γ_1 при змінній тренда не є значущим. Зазначимо, що змінну часового тренда введено в специфікацію функції споживання з метою врахування часових тенденцій у споживанні, а також для вимірювання впливу ефектів багатства, величина якого визначає обсяг споживання домогосподарств згідно з LC- гіпотезою [152; 415]. Оскільки не існує надійних статистичних даних, які б вимірювали величину багатства домогосподарств, а недорозвиненість фондового ринку в Україні не дає нам інших інструментів його наближення, то змінна тренда в моделі (4.21) слугує певним заміном змінної багатства [86]. Результати моделювання свідчать про статистичну незначущість багатства при формуванні їхніх споживчих видатків. Такий висновок зумовлений низьким рівнем доходів в останні роки та неспроможністю отримання позик, що в поєднанні зі зростанням рівня цін спричиняє падіння багатства українських домогосподарств.

Параметр процесу адаптивних очікувань формування очікуваного доходу λ є незначущим, що свідчить про те, що українські споживачі будують свої очікування і формують уявлення про свій постійний дохід лише на підставі поточного значення доходу. Оцінювання постійного доходу повністю ґрунтується на теперішньому фактичному значенні доходу, причому його минула поведінка не додає значущої додаткової інформації для формування

майбутніх очікувань. Отож, тривалий низький рівень доходів в Україні впродовж останніх років змушує споживачів вичерпувати ресурси, які вони нагромадили в попередні періоди. Домогосподарства не мають змоги згладжувати своє споживання в часі, не проєктують своє минуле на майбутнє, а в своїх рішеннях опираються лише на теперішній період.

Статистика Стюдента параметра процесу часткового пристосування δ свідчить про його статистичну значущість, що свідчить про адекватність припущення того, що українські споживачі базують свої споживчі рішення, враховуючи деякий бажаний постійний рівень споживання. При цьому оцінене значення параметра процесу часткового пристосування δ , на підставі якого можна визначити ступінь залежності поточного споживання від бажаного рівня споживання, дорівнює 0,27, і виявляє, що фактичний приріст споживання дорівнює в середньому 73 відсотків від різниці бажаного рівня споживання і його значення в попередній період. Отримані оцінки свідчать про те, що домогосподарства в Україні при прийнятті своїх споживчих рішень на 73% опираються на бажаний цільовий рівень споживання і на 27% враховують попередній рівень споживання. На рис. 4.16 зображено динаміку рекурсивних оцінок параметра δ , яка засвідчує зміну властивостей процесу часткового пристосування у формуванні постійного споживання. Як виявило дослідження, у 2007 р. поточне споживання в середньому на 85% опиралося на бажаний рівень споживання і лише на 15% залежало від попереднього фактичного рівня. У 2008—2009 рр. ця частка зменшилась до 83%, а починаючи з 2010 р. відбувся постійний зсув у пристосуваннях споживачів, що зменшило залежність поточного споживання від його бажаного рівня. Впродовж 2013—2014 рр. ситуація ще погіршилася, що зумовило стрімке зменшення коефіцієнта в кінці 2014 р. до значення 0,73.

Окрім того, в усі періоди отримане оцінене значення параметра δ є статистично значущо меншим за 1, що заперечує гіпотезу випадкового блукання Р. Гола про те, що найліпшим прогнозом майбутнього споживання є споживання в попередній період, а зміну споживання не можливо передбачити.

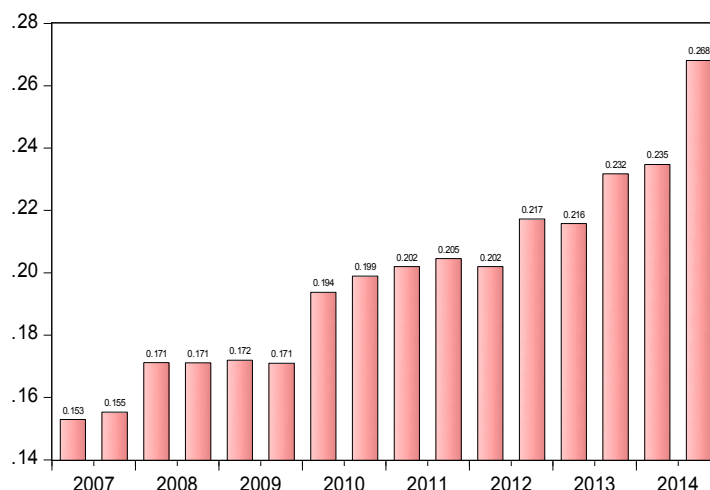


Рис. 4.16. Динамічні зміни параметра процесу часткового пристосування

Джерело: розрахунки автора.

Оцінена еластичність споживання щодо постійного доходу β становить 0,97. Згідно з (4.21) короткострокова гранична схильність до споживання у відсотках визначається як $MPC_{short} = \beta(1-\delta)(1-\lambda)$ і дорівнює 0,87. У довгостроковому періоді економіка тяжіє до деякого стаціонарного стану або статичної рівноваги, за якої споживання та дохід – сталі. Тоді параметри такої довгострокової статичної рівноваги можна отримати, розв'язавши (4.21) стосовно стаціонарного споживання $CONS^*$ та припускаючи, що $CONS^* = CONS_t = CONS_{t-1}$. У підсумку довгострокова гранична процентна схильність до споживання дорівнюватиме $MPC_{long} = \beta = 0,97$.

Розглянемо інший можливий підхід до емпіричного дослідження споживання, який ґрунтується на гіпотезі постійного доходу та DHSY методиці [284; 270]. Враховуючи сезонність поведінки споживання (рис. 4.12), побудуємо модель зв'язку споживання та доходу, що використовує їхні сезонні різниці, які вимірюють різницю між поточним значенням показника та значенням, яке спостерігалось рік тому. Зауважимо, що оператор сезонних різниць $L^4(x_t) = \Delta_4 x_t = x_t - x_{t-4}$ усуває з ряду одночасно й адитивну сезонність, і лінійний тренд, а тому модель, яка ґрунтується на їхньому застосуванні, не потребує введення фіктивних змінних сезонності та змінної тренда.

Дослідження почнемо з моделі

$$\Delta_4 \ln CONS_t = a_1 \Delta_4 \ln INC_t + a_2 \Delta \Delta_4 \ln INC_t + \varepsilon_t, \quad (4.22)$$

в якій сезонні зміни у споживанні, які апроксимують темпи росту споживання, залежать від сезонних змін у доході, які вимірюють темпи росту поточного доходу. Згідно з цією моделлю споживач збільшує своє споживання у відсотковому вимірі на величину, яка дорівнює a_1 частці від змін у поточному доході. А саме, з моделі (4.22) випливає, що рівень споживання в певному кварталі року дорівнює рівню споживання в такому ж кварталі минулого року плюс певне корегування обсягу споживання, яке пов'язане зі зміною доходу за цей рік. Оскільки середній квартальний рівень доходу зростає з року в рік, то параметр a_1 має бути додатним. Величину $a_1 \Delta_4 \ln INC_t$ можна охарактеризувати як зміну постійного доходу, що спрямовується на споживання, відповідно коефіцієнт a_1 вимірюватиме частку поточного доходу, яку домогосподарства трактують як постійний.

Введення в регресію (4.22) члена $\Delta \Delta_4 \ln INC_t$ зумовлене і статистичними, й економічними міркуваннями. З погляду статистики перші різниці від сезонних різниць усувають нелінійний тренд, який характеризує поведінку доходу. З економічного погляду, короткострокові відхилення між сезонними змінами в доході можна трактувати як тимчасовий дохід. Зокрема, якщо відсоткові річні зміни в доході $\Delta_4 \ln INC_t$ більші за зміни в доході, які споживачі спостерігали у попередньому кварталі $\Delta_4 \ln INC_{t-1}$, то величина $\Delta \Delta_4 \ln INC_t$ буде додатною. Якщо домогосподарства розглядають таке зростання доходу як зміну тимчасового доходу, то, згідно з гіпотезою постійного доходу, вони повинні зменшити зростання свого споживання до рівня зростання споживання, яке було б за відсутності тимчасового доходу, а саме до рівня споживання у періоди, коли поточний дохід складається тільки з постійного. З РІН гіпотези випливає, що мінливий дохід спонукає домогосподарства заощаджувати, щоб компенсувати можливі майбутні втрати доходу, та брати позики, щоб підвищити споживання у періоди з відносно низьким рівнем доходів, та у підсумку споживати приблизно той самий обсяг товарів і послуг. Згідно з

теорією постійного доходу завдяки заощадженням і позикам, які дають змогу домогосподарствам, з одного боку, запобігти зниженню споживання в періоди можливих втрат доходу та з іншого – підвищити споживання в періоди з відносно низьким рівнем доходу, споживачі згладжують своє міжчасове споживання. Отож, згідно з висновками економічної теорії, коефіцієнт a_2 повинен бути від'ємним.

Внаслідок оцінювання специфікації (4.22), отримано

$$\Delta_4 \ln CONS_t = 1,077 \Delta_4 \ln INC_t - 0,120 \Delta \Delta_4 \ln INC_t, \quad R^2 = 0,905, \quad DW = 1,64.$$

(26,6***) (-1,364)

У дужках подано значення t -статистик Стьюдента, позначення *** свідчить про статистичну значущість коефіцієнта на 99 % рівні надійності. Коефіцієнт детермінації моделі засвідчує її адекватність, проте і зі статистичного, і з економічного поглядів модель (4.22) має недоліки. Зокрема, статистика Дарбіна–Уотсона виявляє автокореляцію залишків моделі, яка може бути спричинена помилковою специфікацією. Крім того, у випадку статичної рівноваги (static equilibrium), за якої усі змінні набувають сталих значень, тобто $CONS_t = CONS_{t-4} = CONS^*$ і $INC_t = INC_{t-4} = INC^*$, модель (4.22) не спроможна описати статичного рівноважного зв'язку, оскільки тоді $\Delta_4 CONS_t = 0$, $\Delta_4 INC_t = 0$, $\Delta \Delta_4 INC_t = 0$ і (4.22) перетвориться у тотожність $0 = a_1 \cdot 0 + a_2 \cdot 0$, яка, очевидно, не визначає жодного довгострокового співвідношення між споживанням і доходом. У випадку стабільної рівноваги (stable equilibrium), за якої усі змінні змінюються з певним сталим темпом, тобто $\Delta_4 \ln CONS_t = \Delta_4 \ln INC_t = g$ і $\Delta \Delta_4 \ln INC_t = 0$, отримуємо $g = 1,077g$. Зважаючи на це, ця модель може описувати лише короткострокові коливання і не придатна до моделювання довгострокової поведінки споживання. Отож, дослідження властивостей оціненої моделі (4.22) спонукає нас до вдосконалення методології моделювання.

Висновки економічної теорії та емпіричні дослідження засвідчують, що упродовж довгострокового періоду споживання пропорційне до доходу $CONS = \theta INC$, тобто середня схильність до споживання стала $APC = CONS/INC = \theta$ [415]. У короткостроковому періоді відношення споживання до

доходу відхиляється від рівноважного значення θ , а тому $\ln(CONS_t/INC_t) = \ln CONS_t - \ln INC_t$ не є постійним. Можна очікувати таке: якщо рік тому спостерігалось певне додатне відхилення від рівноваги $\ln CONS_{t-4} - \ln INC_{t-4} > 0$, тобто відношення споживання до доходу було більшим за певний рівноважний рівень $CONS_{t-4}/INC_{t-4} > \theta$, то у цьому році домогосподарство, намагаючись скорегувати своє споживання, зменшуватиме його, і в поточному періоді відношення $CONS_t/INC_t$ буде меншим за θ . Для емпіричного дослідження такого ефекту введемо в модель (4.22) елемент $\ln CONS_{t-4} - \ln INC_{t-4}$, тобто дослідимо модель

$$\Delta_4 \ln CONS_t = a_1 \Delta_4 \ln INC_t + a_2 \Delta \Delta_4 \ln INC_t + a_3 (\ln CONS_{t-4} - \ln INC_{t-4}) + \varepsilon_t, \quad (4.23)$$

Отож, змінну $\ln CONS_{t-4} - \ln INC_{t-4}$ введено в модель з метою вимірювання ефектів впливу короткострокових відхилень від довгострокового рівноважного взаємозв'язку між споживанням і доходом, який визначає пропорцію споживання в доході у довгостроковому періоді.

У випадку, якщо всі змінні є сталими і не змінюються з часом, довгострокове співвідношення, яке ґрунтується на моделі (4.23), набуде вигляду $0 = a_3 (\ln CONS_t - \ln INC_t)$, звідки випливає рівняння статичної рівноваги $CONS_t = INC_t$. Якщо ж споживання і дохід зростають з однаковим сталим темпом g , то отримуємо рівняння траєкторії збалансованого зростання $g = a_1 g + a_3 (\ln CONS_t - \ln INC_t)$, або $\ln CONS_t = \ln INC_t + g(1-a_1)/a_3$. Тоді довгострокова функція споживання набуде вигляду $CONS_t = \theta INC_t$, де $\theta = \exp(h)$, $h = g(1-a_1)/a_3$. Якщо a_3 від'ємне, то APC обернено залежить від темпу зростання g , що підтверджує досвід емпіричних досліджень для різних країн світу [270, с. 24].

Моделі (4.22) і (4.23) описують реальні змінні та не містять номінальних. Згідно з цими моделями, зростання чи зменшення купівельної спроможності грошей не впливає на реальне споживання, тобто темп інфляції не має впливу на кількість товарів і послуг, які споживають домогосподарства. Проте, якщо споживачі інтерпретують зростання номінального доходу як зростання реального доходу і не спостерігають або з певних причин реалістично не

оцінюють зміну рівня цін, то їхні реальні споживчі витрати можуть відреагувати на зростання номінального доходу. Крім того, якщо інфляція є непередбаченою для споживачів, то споживачі можуть інтерпретувати зростання цін на товари, які вони зазвичай споживають як відносне збільшення, а не як загальне збільшення рівня цін в економіці, зокрема, споживачі можуть вважати, що подорожчали саме ті продукти, які вони споживають (продукти харчування тощо). З іншого боку, темп інфляції слугує вимірником рівня витрат, який пов'язаний з утриманням активів в українській валюті. Отож, у відповідь на неочікувані зміни в цінах, реальне споживання домогосподарств може зменшитися.

Для того, щоб оцінити вплив інфляції, введемо в модель споживання (4.23) змінну, яка вимірює річний темп інфляції і визначається як $INF_t = \Delta_4 \ln P_t$, а також, щоб визначити, як впливає на зміну реального споживання акселератор інфляції, змінну, яка вимірює зміну темпу інфляції $\Delta INF_t = \Delta \Delta_4 \ln P_t$. Рівень цін P_t визначаємо на підставі значень індекса споживчих цін на товари та послуги. Отож, досліджуватимемо модель

$$\Delta_4 \ln CONS_t = a_1 \Delta_4 \ln INC_t + a_2 \Delta \Delta_4 \ln INC_t + a_3 (\ln CONS_{t-4} - \ln INC_{t-4}) + a_4 INF_t + a_5 \Delta INF_t + \varepsilon_t. \quad (4.24)$$

Оцінивши параметри моделі (4.24), перевіримо її стабільність, застосовуючи методику рекурсивних найменших квадратів [24, с. 364; 361, с. 132]. Послідовно оцінюватимемо модель (4.24), щоразу використовуючи все більшу кількість спостережень. На першому кроці, оскільки модель містить п'ять невідомих параметрів і лаги до п'ятого порядку, оцінювання ґрунтуватимемо на перших 11 спостереженнях. Далі до вибірки по черзі додаватимемо по одному значенню ендогенної та усіх екзогенних змінних і використовуватимемо такий набір даних, щоб отримати чергову оцінку коефіцієнтів. Процес повторюємо доти, поки всі T спостережень не будуть використані. При цьому ми отримуємо 46 оцінок вектора $\mathbf{a} = (a_1 \ a_2 \ a_3 \ a_4 \ a_5)$. На кожному кроці останню оцінку $\mathbf{a}$ використовуємо для передбачення наступного значення залежної змінної $\Delta_4 \ln CONS$. Похибки однокрокових прогнозів,

отриманих внаслідок таких передбачень, є рекурсивними залишками. Якщо модель стабільна, то рекурсивні залишки незалежні, нормально розподілені з нульовим середнім і сталою дисперсією σ^2 .

На рис. 4.17 зображено графік коливань рекурсивних залишків моделі (4.24) навколо нульового середнього, а також наведено лінії, що визначають межі двох стандартних похибок. Залишки, які є поза межами довірчого інтервалу, свідчать про нестабільність параметрів рівняння. Для моделі споживання (4.24) результати дослідження виявляють існування трьох точок структурних змін у моделі – у кінці 2005 р., на початку 2008 р. та в кінці 2014 року. Зокрема, у першому кварталі 2008 р. споживання значно перевищило рівень, який на підставі моделі (4.24) передбачався його попередньою динамікою та попереднім динамічним співвідношенням між споживанням і доходом, що загостило і підсилило негативний вплив кризових явищ кінця 2008 р. на споживачів в Україні.

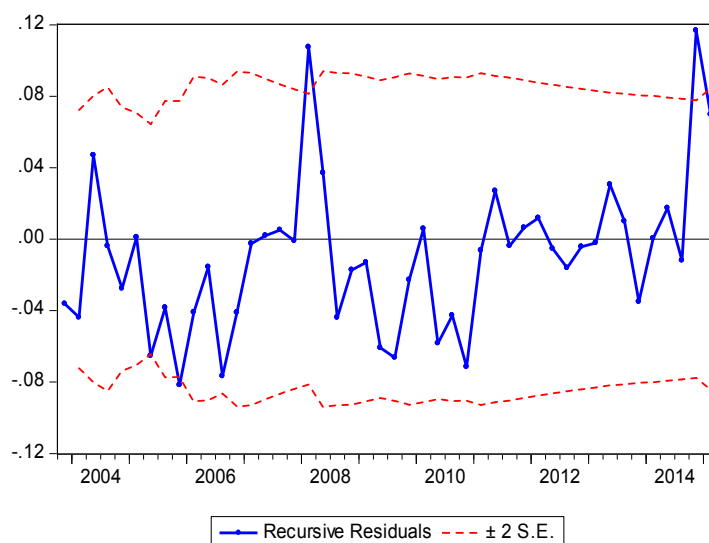


Рис. 4.17. Динамічна поведінка рекурсивних залишків моделі (4.24)

Джерело: розрахунки автора.

Для визначення періоду, який окреслює зміну структури моделі, використаємо статистику Чоу. Тест Чоу ґрунтується на оцінюванні регресії на основі спостережень різних підвибірок і дає змогу визначити, чи є суттєві

відмінності в отриманих оцінках. Тестову статистику обчислюють так [24, с. 361]:

$$F_j = ((ESS_U - ESS_R) / (T - T_j)) / (ESS_R / (T_j - k)) ,$$

де ESS_U – сума квадратів залишків регресії, яку оцінено на підставі всієї вибірки обсягом T спостережень; ESS_R – сума квадратів залишків регресії, яку оцінено на основі підвибірки, що охоплює T_j спостережень; k – кількість оцінюваних параметрів регресії. Іншою статистикою є статистика відношення правдоподібності LR , що ґрунтується на порівнянні обмеженого та необмеженого максимуму логарифма Гаусівської функції правдоподібності, які одержують унаслідок оцінювання регресії, використовуючи усю вибірку даних. Обмежена регресія використовує початкову множину регресорів, тоді як необмежена регресія додатково містить фіктивні змінні для кожної точки прогнозу. На рис. 4.18 зображено послідовність LR статистик відношення правдоподібності для моделі (4.24), які свідчать про те, що суттєві зміни у структурі моделі відбулися у 2 кварталі 2008 р. Результати тесту Чоу підтверджують цей висновок.

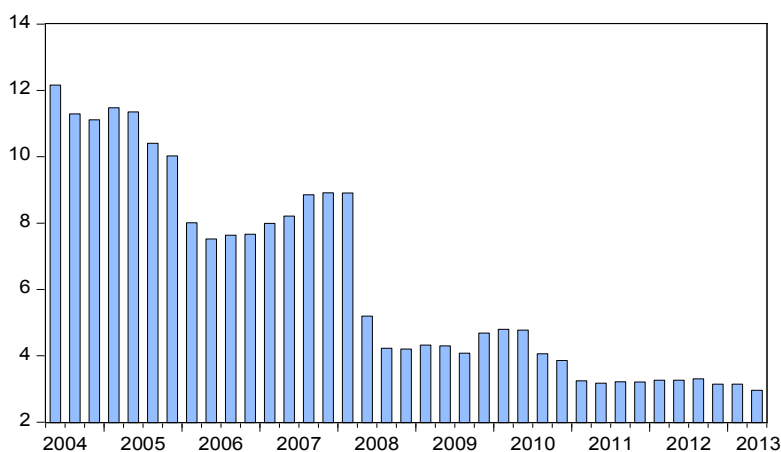


Рис. 4.18. Динамічна поведінка послідовник LR статистик моделі (4.24)

Джерело: розрахунки автора.

Дослідимо динамічні властивості коефіцієнтів моделі споживання (4.24), яку оцінено на підставі вибірок за різні періоди. Для того, щоб простежити еволюцію оцінок параметрів, обчислимо рекурсивні оцінки коефіцієнтів для кожної екзогенної змінної, включеної в модель регресії (4.23), використовуючи

на кожному кроці все більшу кількість спостережень. У табл. 4.9 наведено середні річні значення рекурсивних оцінок для кожного параметра моделі, * позначає коефіцієнти, значущість яких перевищує 0,95.

Таблиця 4.9

Рекурсивні значення коефіцієнтів моделі (4.24)

Період	Змінні				
	$\Delta_4 \ln INC_t$	$\Delta\Delta_4 \ln INC_t$	$\ln CONS_{t-4} - \ln INC_{t-4}$	INF_t	ΔINF_t
	ефект зміни	ефект зміни	ефект відхилення	ефект	ефект
	поточного	тимчасового	від довгострокової	інфляції	прискорення інфляції
	доходу	доходу	рівноваги		
2004	0,837*	-0,239*	-0,583*	-0,376	-2,966*
2005	0,839*	-0,160*	-0,590*	-0,430*	-2,076*
2006	0,827*	-0,073	-0,609*	-0,737*	-0,944
2007	0,829*	-0,085	-0,596*	-0,758*	-1,114
2008	0,854*	-0,028	-0,530*	-0,588*	-0,319
2009	0,928*	-0,032	-0,453*	-0,563*	-0,201
2010	0,970*	-0,067	-0,345*	-0,515*	-0,159
2011	0,977*	-0,083	-0,318*	-0,502*	-0,096
2012	0,983*	-0,085	-0,294*	-0,471*	-0,068
2013	0,996*	-0,082	-0,257*	-0,426*	-0,104
2014	0,998*	-0,101	-0,222*	-0,387*	-0,213

Джерело: розрахунки автора.

На рис. 4.19–4.21 зображено динаміку можливих значень кожного з оцінених рекурсивних коефіцієнтів регресії разом із лініями 95% довірчих інтервалів. Початкова нестабільність параметрів для всіх змінних зумовлена малою кількістю спостережень, яка використовувалась для отримання їхніх оцінок на початку рекурсії. У подальшому варіація оцінених значень, яку спостерігаємо при додаванні все більшої кількості спостережень, висвіляє зміну структурних властивостей моделі.

На рис. 4.19 зображено рекурсивні значення коефіцієнта a_1 , який визначає у відсотковому вимірі граничні значення річних змін у споживанні стосовно

річних змін у доході та вимірює ту частку поточного доходу, яку споживачі трактують як зміни постійного доходу. Зауважимо, що до кінця 2007 р. цей коефіцієнт був стабільним, дорівнював 0,83 і був значущо меншим за 1, тобто при зростанні річного темпу зростання фактичного доходу на 1% темп росту споживання збільшувався на 0,83%. У 2008 р. гранична процентна схильність до споживання не значно, проте з постійним ефектом, збільшилась до 0,85, а на початку 2009 р. стрибкоподібно зросла до 0,93, продовжуючи плавно зростати до 1 протягом наступних років.

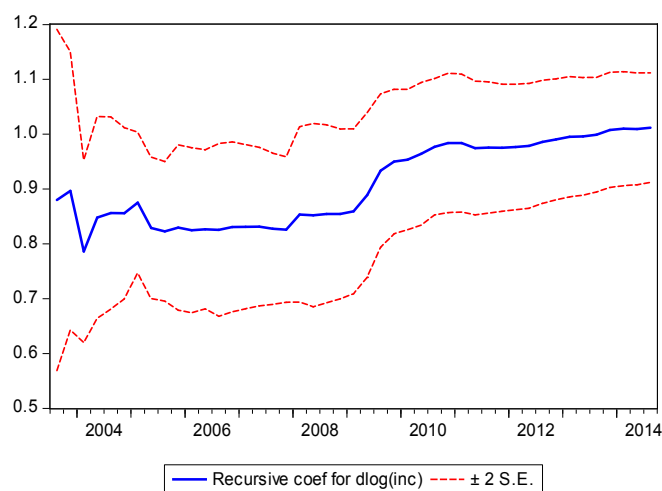


Рис. 4.19. Рекурсивні значення коефіцієнта a_1 , що вимірює ефект зміни поточного доходу

Джерело: розрахунки автора.

Отож, результати моделювання засвідчують, що українські споживачі до 2008 р. відстежували зміни тимчасового доходу та спрямовували на споживання приблизно 83% змін поточного доходу, які вони трактували як зміни в постійному доході. Внаслідок кризи, яка проявилась у 2008 р., з плином часу все більшу частку змін поточного доходу споживачі характеризують як зміни постійного доходу, що призвело до того, що у 2013 та 2014 роках домогосподарства схильні спрямовувати на споживання практично всі зміни поточного доходу. Виявлена внаслідок моделювання різка зміна динамічної залежності споживання від доходу підтверджує теоретичну гіпотезу, що

споживачі аналізують джерела змін доходу і реагують на ті збурення, які кардинально впливають на їхнє економічне становище.

На рис. 4.20а зображено динаміку коефіцієнта a_2 , що відображає корегування змін у споживанні за короткострокових змін темпів зростання доходу, які трактуємо як зміни тимчасового доходу. Зауважимо, що впродовж усього досліджуваного періоду цей коефіцієнт набуває від'ємних значень, а це свідчить про те, що зростання тимчасового доходу корегує зростання поточного споживання, яке спричинене зростанням поточного доходу у бік його зменшення, що узгоджується з твердженнями Фрідмена. Проте цей коефіцієнт не є значущим, а тому така корекція не є притаманною для більшості українських споживачів. Оскільки, як виявило моделювання, гіпотеза рівності граничних схильностей до споживання для тимчасового і постійного доходів не відхиляється, то значення коефіцієнта a_1 можна трактувати як частку домогосподарств, які мають ліквідні обмеження. Зазначимо, що динаміка цього коефіцієнта (рис. 4.19) виявляє, що ця частка з часом зростала і сьогодні майже всі домогосподарства в Україні стикаються з обмеженнями ліквідності, тобто практично не можуть позичати.

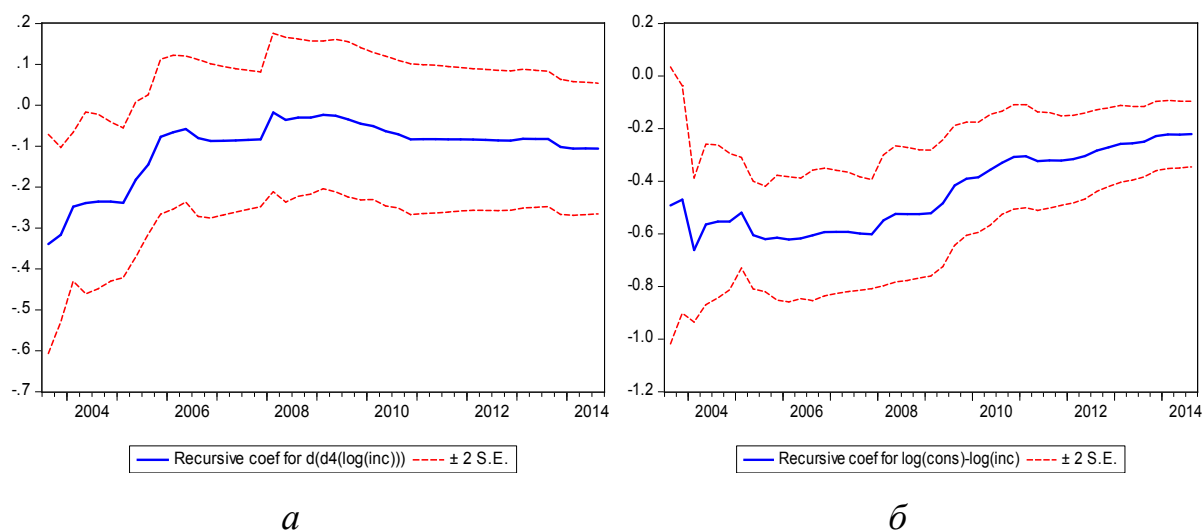


Рис. 4.20. Рекурсивні значення: а) коефіцієнта a_2 , що вимірює ефект зміни тимчасового доходу; б) коефіцієнта a_3 , що вимірює ефект відхилення від довгострокової траєкторії

Джерело: розрахунки автора.

Отож, тривалий низький рівень доходів в Україні впродовж останніх років та обмеження ліквідності, яке за оцінкою притаманне 99% домогосподарств, змушує домогосподарства вичерпувати ресурси, які вони нагромадили в попередні періоди, внаслідок чого споживачі не мають змоги згладжувати своє споживання в часі й свої споживчі рішення практично повністю базують на поточному доході.

Динаміку коефіцієнта a_3 , що вимірює швидкість пристосування до рівноваги, яка визначається довгостроковим рівноважним відношенням споживання до доходу, зображено на рис. 4.20б. Зазначимо, що цей коефіцієнт є значущим і від'ємним для всіх періодів. Тобто споживачі зменшують частку споживання в доході $CONS_t/INC_t$ у поточному періоді, якщо таке відношення в попередньому році перевищувало рівноважний рівень. Обчислені значення свідчать про те, що до кінця 2007 р. таке корегування було значним і становило 60% відхилень, у 2008 р. реакція споживачів на відхилення від рівноваги стала менш відчутною (50%), а починаючи з початку 2009 р. чутливість споживання до попереднього відхилення від рівноваги поступово знизилася приблизно до 22%. Отож, моделювання виявило, що внаслідок кризи чутливість споживання до відхилень від довгострокових тенденцій зменшилась удвічі.

Рекурсивні значення коефіцієнта a_4 , який визначає вплив зростання цін на споживання, є стабільно значущим упродовж усього періоду (рис. 4.21а), що свідчить про неочікуваність рівня інфляції для споживачів. Отож, можна стверджувати, що формування очікувань домогосподарств щодо рівня інфляції в Україні скоріше має адаптивний характер, аніж базується на раціональних сподіваннях. Унаслідок різних причин, які, зокрема, можуть бути зумовлені неправильними уявленнями споживачів про співвідношення між їхніми номінальними та реальними заробітними платами, а також про рівень відносних цін на різноманітні товари та послуги, українські споживачі зменшують своє реальне споживання у відповідь на зростання цін в економіці. Зростання темпу інфляції також спричиняє витрати, які виникають унаслідок знецінення активів і збережень домогосподарств у національній валюті, що

зумовлює зміни у величині їхнього багатства, яке згідно з гіпотезою життєвого циклу Ф. Модільяні [189; 415] є важливим чинником споживання. Крім того, зростання темпу інфляції підвищує номінальні відсоткові ставки, які негативно корелюють зі змінами в багатстві, а, відтак, і зі споживанням.

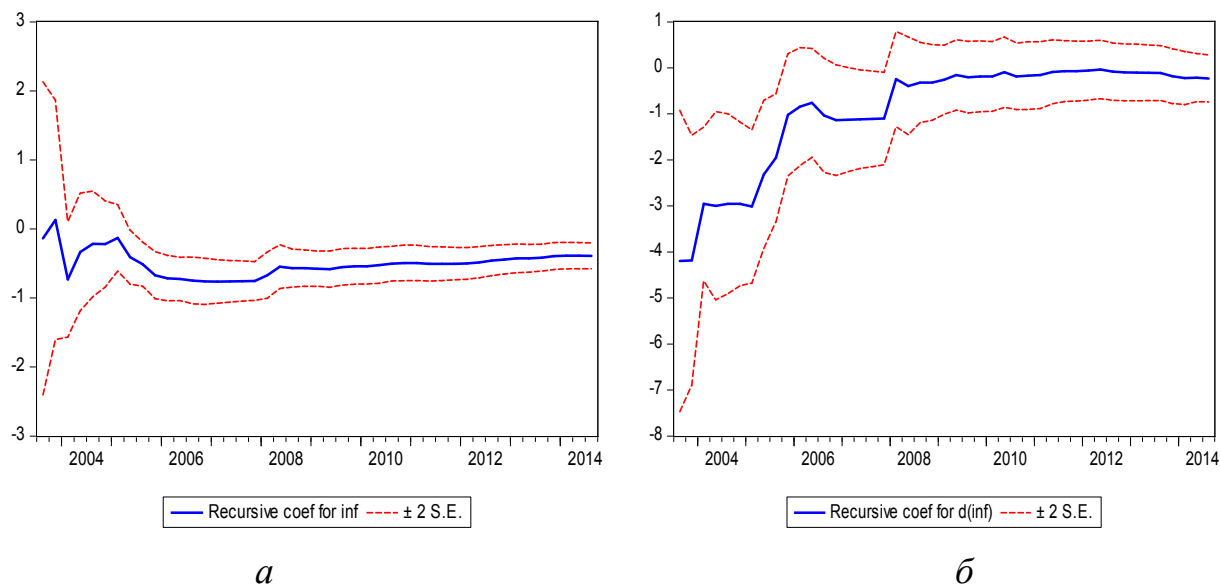


Рис. 4.21. Рекурсивні значення: *а)* коефіцієнта a_4 , що вимірює ефект зміни темпу інфляції; *б)* коефіцієнта a_5 , що вимірює ефект акселератора інфляції

Джерело: розрахунки автора.

Динаміка змін коефіцієнта a_5 (рис. 4.21б) виявляє, що починаючи з 2008 року прискорення інфляції не має статистично значущого впливу на реальне споживання, проте до кінця 2007 р. споживання реагувало на акселератор інфляції, вище значення якого зменшувало реальне споживання споживачів.

Отож, моделювання засвідчує злам властивостей поведінки споживання в Україні. Для врахування виявленої зміни динаміки споживання у 2008 та 2014 роках введемо в модель (4.24) фіктивні змінні $\Delta_4 D2008Q2$ і $\Delta_4 D2014Q1$. Отож, оцінимо модель

$$\begin{aligned} \Delta_4 \ln CONS_t = & a_1 \Delta_4 \ln INC_t + a_2 \Delta \Delta_4 \ln INC_t + a_3 (\ln CONS_{t-4} - \ln INC_{t-4}) + \\ & + a_4 INF_t + a_5 \Delta INF_t + a_6 \Delta_4 D2008Q2 + a_7 \Delta_4 D2014Q1 + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (4.25)$$

Результати оцінювання моделі (4.25) наведено в табл. 4.10. Незважаючи на більшу кількість регресорів у зв'язку з введенням додаткової змінної, інформаційні критерії Акайка та Шварца є меншими за їхні значення в

попередніх моделях (4.22)–(4.24), а скорегований коефіцієнт детермінації більший ($Adj.R^2=0,94$). Крім того, значення статистики Дарбіна–Уотсона ($DW=1,94$) засвідчує відсутність автокореляції залишків побудованої моделі.

Таблиця 4.10

Результати оцінювання DHSY - моделі (4.25)

Dependent Variable: $\Delta_4 \ln CONS$				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2002Q2 2015Q2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta_4 \ln INC$	0,9949	0,0507	19,7984	0,0000
$\Delta\Delta_4 \ln INC$	-0,0600	0,0911	-0,6587	0,5136
$\ln CONS_{-4} - \ln INC_{-4}$	-0,2578	0,0812	-3,1719	0,0028
INF	-0,5224	0,1171	-4,4605	0,0001
ΔINF	0,0991	0,3554	0,2789	0,7816
$\Delta_4 D2008Q2$	0,0581	0,0157	3,7009	0,0006
$\Delta_4 D2014Q1$	-0,0186	0,0187	-0,9936	0,3260
Statistics				
R-squared	0,9431	Mean dependent var		0,1321
Adjusted R-squared	0,9351	Sum squared resid		0,0830
F-statistic	156,0654	S E. of regression		0,0439
Prob(F-statistic)	0,0000	Durbin-Watson stat		1,9399
Akaike info criterion	-3,2829	Schwarz criterion		-3,0152

Джерело: оцінки автора.

Оцінивши специфікацію (4.25), отримали додатну та меншу за одиницю оцінку коефіцієнта a_1 при зміні в доході, що узгоджується з економічною теорією. Також тестування виявило, що значення $a_1=0,99$ статистично значущо не відрізняється від 1, що свідчить про те, що споживчі видатки домогосподарств в Україні повністю орієнтуються на обсяг поточного доходу. Висока частка змін поточного доходу, яку домогосподарства трактують як зміни постійного доходу, свідчить про те, що значна частка споживачів стикається з ліквідними обмеженнями. Домогосподарства обмежені у

можливостях згладжувати своє споживання через нездатність позичати та відповідно переносити свої майбутні доходи на поточні періоди.

Статистика Стюдента параметра a_2 вказує на його статистичну незначущість, яка свідчить про те, що зміни тимчасового доходу майже не впливають на корегування споживання. І хоча згідно з теоретичною гіпотезою постійного доходу, гранична схильність до споживання мала б бути вищою для постійного доходу та нижчою для тимчасового, внаслідок проведеного емпіричного дослідження отримуємо, що в Україні MPC тимчасового доходу є дуже високою і статистично значущо не відрізняється від MPC постійного доходу. Наближеність граничної схильності споживання для постійного та тимчасового доходів підтверджує висновок про чисельну перевагу домогосподарств з обмеженнями ліквідності.

Величина $\ln CONS_{t-4} - \ln INC_{t-4}$ статистично значущо впливає на зміни у споживанні, тобто споживачі беруть до уваги відхилення від рівноваги, а саме відхилення від рівноважного співвідношення споживання та доходу, яке відбулося рік тому, й у цьому році корегують його рівень. Якщо рік тому простежувався незвично високий рівень споживання відносно доходу, то у цьому році споживачі знижують рівень споживання щодо цього річного доходу на величину, яка становить приблизно третину попереднього відхилення від рівноваги.

Оцінений коефіцієнт при змінній INF_t статистично значущо від'ємний, і це свідчить про те, що зростання інфляції зменшує реальне споживання. Зокрема, якщо інфляція в поточному кварталі зростає на 2 % стосовно інфляції, яка була у цьому кварталі рік тому, то реальне споживання зменшується на 1 %. Цей висновок підтверджує, що темп інфляції є певним інфляційним податком, який зменшує купівельну спроможність домогосподарств.

Оцінений коефіцієнт при ΔINF_t є від'ємним, проте не значущим. Отож, інфляцію загалом не трактують як прискорену. Проте зазначимо, що оцінені на основі вибірки, яка охоплює спостереження до початку 2008 р., обидва

коефіцієнти a_4 і a_5 є від'ємними та значущими, що свідчить про суттєвий негативний вплив на споживання також і акселератора інфляції.

Отож, результати DHSY моделі (4.25) узгоджуються з висновками моделі (4.21) і підтверджують, що практично всі домогосподарства в Україні не мають змоги згладжувати своє міжчасове споживання та раціонально формувати очікування, стикаються з обмеженнями ліквідності, що змушує їх у своїх споживчих рішеннях опиратися лише на реалії поточного періоду.

Коректне застосування економетричних методів багатофакторного регресійного аналізу протребує також проведення попередньої перевірки часових рядів на стаціонарність, оскільки використання нестаціонарних змінних може призвести до хибної регресії, яка не відображатиме причинно-наслідкових взаємозв'язків між змінними [85]. Графічний аналіз поведінки рядів споживання та доходу (рис. 4.15) засвідчує, що з плином часу значення показників зростають. Така поведінка зазвичай зумовлена нестаціонарністю, причиною якої може бути наявність детермінованого або стохастичного тренда, або обох. Наявність в економічних рядах стохастичного тренда пояснюється акумулюванням випадкових постійних шоків, середнє яких дорівнює нулю, що спричинені циклами економічної активності та нестабільністю економічного середовища. Оскільки неврахування або трактування стохастичного тренда як детермінованих змін є помилковим і призводить до неправильних висновків, то у процесі розробки адекватної економетричної моделі споживчих видатків важливим є тестування рядів на одиничний корінь, виявлення якого свідчитиме про стохастичний тренд.

Крім того, ряди споживання, доходу та інфляції впродовж періоду, який ми розглядаємо, характеризуються сезонністю. Зазначимо, що ряд, якому притаманні сезонні коливання, може містити детерміновані сезонні компоненти, бути стаціонарним сезонним процесом або ж виявляти стохастичну сезонність [329]. Тому для коректного моделювання квартальних спостережень економічних показників треба також визначити тип його сезонності.

Перевіримо сезонну інтегрованість ряду логарифмів споживання $\ln CONS_t$ на підставі *DHF* тесту (Dickey, Hasza, Fuller) [270]. Процедура тесту на першому кроці ґрунтується на оцінюванні $AR(m)$ специфікації для сезонних різниць ряду

$$\Delta_4 \ln CONS_t = \theta_1 \Delta_4 \ln CONS_{t-1} + \theta_2 \Delta_4 \ln CONS_{t-2} + \dots + \theta_m \Delta_4 \ln CONS_{t-m} + u_t \quad (4.26)$$

та використанні отриманих оцінок $\theta^{\wedge}_1, \dots, \theta^{\wedge}_m$ її параметрів для побудови ряду

$$z_t = \ln CONS_t - \theta^{\wedge}_1 \ln CONS_{t-1} - \theta^{\wedge}_2 \ln CONS_{t-2} - \dots - \theta^{\wedge}_m \ln CONS_{t-m}. \quad (4.27)$$

Далі оцінюємо авторегресію n -го порядку, додатковою екзогенною змінною у якій є лагове значення, побудованої згідно з (4.27), величини z_t , тобто

$$\Delta_4 \ln CONS_t = \gamma z_{t-4} + a_1 \Delta_4 \ln CONS_{t-1} + \dots + a_n \Delta_4 \ln CONS_{t-n} + \xi_t. \quad (4.28)$$

DHF - тест ґрунтується на оцінці параметра γ і його статистиці Стюдента. На підставі аналізу властивостей залишків авторегресій вигляду (4.26) для різних m отримуємо значення $m=6$ і $\theta^{\wedge}_1 = 0,93$, $\theta^{\wedge}_2 = 0,09$, $\theta^{\wedge}_3 = 0,02$, $\theta^{\wedge}_4 = -0,22$, $\theta^{\wedge}_5 = 0,06$, $\theta^{\wedge}_6 = 0,02$. Тоді, вибравши $n=4$, на підставі аналізу оцінених для різних n специфікацій (4.27), одержуємо $\gamma^{\wedge} = 0,018$, $s_{\gamma}^{\wedge} = 0,021$, $t_{\gamma} = 0,909$. Оскільки обчислене значення тестової статистики перевищує її критичне значення за рівня значущості 1%, то можна стверджувати, що ряд логарифмів споживання сезонно інтегрований, а отже, його сезонна компонента стохастична.

Детальніше дослідимо статистичні властивості ряду $\ln CONS_t$ за допомогою *HEGY* методики (Hylleberg, Engle, Granger, Yoo) [329]. Ідея полягає у дослідженні нестационарності не тільки на підставі тестування простого одиничного кореня, а й у тестуванні можливої наявності кожного з чотирьох коренів, модуль яких дорівнює одиниці ($\varphi=1$, $\varphi=-1$, $\varphi=i$, $\varphi=-i$). Оскільки сезонні різниці можна записати у вигляді

$$\begin{aligned} \Delta_4 \ln CONS_t &= \ln CONS_t - \ln CONS_{t-4} = (1-L^4) \ln CONS_t = \\ &= (1-L)(1+L)(1+L^2) \ln CONS_t = (1-L)(1+L)(1+iL)(1-iL) \ln CONS_t, \end{aligned} \quad (4.29)$$

де L – лаговий оператор, такий що $L(\ln CONS_t) = \ln CONS_{t-1}$, $L^j(\ln CONS_t) = \ln CONS_{t-j}$, то з зображення (4.29) випливає, що сезонні різниці охоплюють можливість наявності чотирьох різних одиничних коренів. Перший корінь $\varphi=1$, який відповідає компоненті $(1-L)$, є одиничним коренем, що характеризує

наявність у ряді стохастичного тренда та відповідає нульовій частоті у спектрі. Інші корені $\varphi = -1$ і $\varphi = \pm i$, які одержуємо відповідно з множників $(1+L)$ і $(1+iL)(1-iL)$, характеризують сезонну структуру ряду, яка пов'язана зі стохастичними циклами, відповідно, з піврічною та річною періодичністю. Лише коли усі компоненти у (4.29) статистично значуще відрізняються від нуля, то ряд є стаціонарним, що відповідає $I(0)$. Процедура перевірки наявності одиничних коренів з різною частотою у ряді логарифмів споживання $\ln CONS_t$ згідно з тестом HEGY, потребує створення додаткових змінних

$$Y1_t = (1+L)(1+L^2) \ln CONS_t = \ln CONS_t + \ln CONS_{t-1} + \ln CONS_{t-2} + \ln CONS_{t-3},$$

$$Y2_t = -(1-L)(1+L^2) \ln CONS_t = -\ln CONS_t + \ln CONS_{t-1} - \ln CONS_{t-2} + \ln CONS_{t-3},$$

$$Y3_t = -(1-L)(1+L) \ln CONS_t = -\ln CONS_t + \ln CONS_{t-2},$$

$$Y4_t = -L(1-L)(1+L) \ln CONS_t = -\ln CONS_{t-1} + \ln CONS_{t-3},$$

і оцінювання допоміжної регресії

$$\Delta_4 \ln CONS_t = \beta_1 Y1_{t-1} + \beta_2 Y2_{t-1} + \beta_3 Y3_{t-1} + \beta_4 Y4_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4.30)$$

Ряд сезонно інтегрований, якщо всі коефіцієнти $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ значущо не відрізняються від нуля, і стаціонарний, якщо вони усі не нульові. Якщо β_1 значущо від'ємний, то у ряді немає несезонної стохастичної нестационарної компоненти. Якщо β_2 значущо від'ємний, то ряд не містить піврічного стохастичного циклу. Коефіцієнти β_3 і β_4 відповідають за річний стохастичний цикл і треба тестувати спільно, використовуючи тест множників Лагранжа. Для отримання висновків тестування t -статистики параметрів β_j порівнюють з критичними значеннями з відповідних таблиць, які отримали на підставі проведення великої кількості експериментів Монте-Карло [329]. У випадку, якщо залишки моделі (4.30) корелюють, то тестова регресія розширюється за допомогою включення у неї запізнень ендогенної змінної. Дослідження виявило, що для тестування сезонного одиничного кореня у ряді $\ln CONS_t$ коректною тестовою специфікацією є

$$\begin{aligned} \Delta_4 \ln CONS_t = & c + a_1 \Delta_4 \ln CONS_{t-1} + a_2 \Delta_4 \ln CONS_{t-2} + \dots + a_4 \Delta_4 \ln CONS_{t-4} + \\ & + b_1 Y1_{t-1} + b_2 Y2_{t-1} + b_3 Y3_{t-1} + b_4 Y4_{t-1} + u_t. \end{aligned}$$

Оцінивши цю регресію, отримаємо такі оцінки параметрів $b_1=0,01$, $b_2=-0,12$, $b_3=0,04$, $b_4=0,03$ і відповідні їм значення тестових статистик $\tau_{b1}=1,12$, $\tau_{b2}=-2,11$, $\tau_{b3}=-0,71$, $\tau_{b4}=-0,73$. Оскільки абсолютні значення статистик для усіх параметрів не перевищують критичні значення, то можна стверджувати, що ряд логарифмів споживання містить одиничні корені усіх типів, а саме характеризується стохастичним трендом і стохастичною циклічністю з піврічною та річною періодичністю, які можна спільно описати сезонною стохастичною компонентою. Оскільки за малих значень $(x_t - x_{t-4})/x_{t-4}$ для довільного ряду $\Delta_4 \ln x_t = \ln(x_t/x_{t-4}) = \ln(1 + (x_t - x_{t-4})/x_{t-4}) \approx (x_t - x_{t-4})/x_{t-4}$, то сезонні різниці логарифмів ряду апроксимують його річні темпи росту.

Отож, проведене дослідження на підставі *DHF* і *HEGY* методик вказує на необхідність використання під час моделювання сезонних різниць четвертого порядку логарифмів ряду споживання $\Delta_4 \ln CONS_t$, які описують темпи росту реального споживання на особу в Україні. Проведемо також статистичне дослідження властивостей цього ряду. А саме, протестуємо наявність одиничного кореня у ряді сезонних різниць логарифмів споживання та ряді їхніх перших різниць на підставі розширеного тесту Дікі–Фуллера. Значення *ADF* статистик вказують на наявність одиничного кореня у ряді $\Delta_4 \ln CONS_t$ та на його відсутність у ряді $\Delta \Delta_4 \ln CONS_t$. Отож, результати тестувань засвідчують, що ряд змін у річних темпах росту споживання $\Delta \Delta_4 \ln CONS_t$ є стаціонарним, а тому побудову економетричної моделі доцільно базувати на його використанні.

Оскільки спільне моделювання нестационарних рядів є не коректним [85], то аналогічне дослідження проведемо для рядів логарифмів доходу $\ln INC_t$ та інфляції $\ln INF_t$. Результати застосування *DHF*, *HEGY* та *ADF* тестів до цих рядів наведені у табл. 4.11, де значення статистик, які значущо від'ємні з *p-value* меншим ніж 0,01 позначені **.

Таблиця 4.11

**Результати тестувань наявності компонент стохастичної сезонності та
стохастичного тренда**

Методика тестування	Споживання	Доход	Інфляція
	$\ln CONS$	$\ln INC$	INF
<i>DHF</i> тест	0,0146	0,0161	—
<i>HEGY</i> тест	3,8502	1,2016	-0,7097
	-0,7677	-0,8005	-4,6061**
	-0,8395	-1,0140	-4,5093**
	-0,9705	-0,1881	-4,2167**
	$\Delta_4 \ln CONS$	$\Delta_4 \ln CONS$	INF
<i>ADF</i> тест	-0,7628	-1,5181	-1,2329
	$\Delta\Delta_4 \ln CONS$	$\Delta\Delta_4 \ln CONS$	ΔINF
<i>ADF</i> тест	-4,2754**	-4,2701**	-5.0037**

Джерело: розрахунки автора.

Аналіз проведених тестувань виявив, що динаміка рядів споживання та доходу характеризуються стохастичними компонентами з подібними властивостями. Зокрема, ряди логарифмів споживання та логарифмів доходу є сезонно інтегрованими, а перші різниці їхніх сезонних різниць стаціонарні. При цьому обидва ряди $\ln CONS_t$ і $\ln INC_t$ містять стохастичний тренд і характеризуються наявністю стохастичних циклів з піврічною та річною частотою. Результати *HEGY* тесту для ряду інфляції в Україні засвідчують, що його не стаціонарність не пов'язана зі стохастичною циклічністю, проте усі проведені тести свідчать про наявність у цьому ряді одиничного кореня, який характеризує стохастичний тренд і визначає динаміку його поведінки.

Отож, проведений аналіз засвідчує, що

$$\ln CONS_t \sim IS_4(1,1), \quad \ln INC_t \sim IS_4(1,1), \quad INF_t \sim I(1),$$

а тому для побудови коректної моделі споживання треба використовувати перетворення $\Delta\Delta_4\ln CONS_t$, $\Delta\Delta_4\ln INC_t$, ΔINF_t , які вимірюють короткострокові коливання темпів зміни споживання, доходу та інфляції.

Проведене дослідження рядів $\Delta_4\ln CONS_t$, $\Delta_4\ln INC_t$, INF_t виявило однаковий порядок їхньої інтегрованості, що дає змогу провести дослідження коінтеграції, яка покладена в основу сучасних економетричних моделей. Дослідження на підставі тестування Йохансена, результати якого наведено в табл. 4.12, свідчать про існування одного коінтеграційного довгострокового рівноважного співвідношення.

Таблиця 4.12

Результати тесту Йохансена на коінтеграцію

Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: $\ln CONS$, $\ln INC$, INF				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE	Eigenvalue	Trace Statistic	0,05 Critical Value	Prob.
None *	0,489255	36,25397	29,79707	0,0078
At most 1	0,133314	6,691047	15,49471	0,6138
At most 2	0,008950	0,395570	3,841466	0,5294
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0,05 Critical Value	Prob.
None *	0,489255	29,56292	21,13162	0,0026
At most 1	0,133314	6,295478	14,26460	0,5756
At most 2	0,008950	0,395570	3,841466	0,5294
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level				

Джерело: розрахунки автора.

Для встановлення довгострокового рівноважного зв'язку між споживанням і його чинниками та знаходження коінтеграційного вектора використаємо авторегресійну модель розподіленого лага, яка містить запізнення споживання та доходу до п'ятого порядку, а також лаги інфляції та детерміновані компоненти. Отож, оцінимо ADL(5,5,1) модель

$$\begin{aligned} \ln CONS_t = & a_0 + a_1 \ln CONS_{t-1} + a_2 \ln CONS_{t-2} + a_3 \ln CONS_{t-3} + a_4 \ln CONS_{t-4} + \\ & + a_5 \ln CONS_{t-5} + b_0 \ln INC_t + b_1 \ln INC_{t-1} + b_2 \ln INC_{t-2} + b_3 \ln INC_{t-3} + \\ & + b_4 \ln INC_{t-4} + b_5 \ln INC_{t-5} + c_0 INF_t + c_1 INF_{t-1} + d_1 SI_t + d_2 S2_t + d_3 S3_t + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (4.31)$$

У випадку статичної рівноваги, за якої всі змінні набувають сталих значень, модель (4.31) визначає довгострокове співвідношення між споживанням, доходом та інфляцією

$$\ln CONS_t = a + b \ln INC_t + c INF_t + s_1 SI_t + s_2 S2_t + s_3 S3_t + u_t. \quad (4.32)$$

З ADL моделі отримуємо, що довгострокова еластичність споживання за доходом оцінюється як $b^{\wedge} = (b_0 + b_1 + b_2 + b_3 + b_4 + b_5) / (1 - a_1 - a_2 - a_3 - a_4 - a_5)$. Аналогічно оцінюємо довгостроковий граничний вплив на споживання темпу інфляції $c^{\wedge} = (c_0 + c_1) / (1 - a_1 - a_2 - a_3 - a_4 - a_5)$ і довгострокові сезонні зміщення споживання. Результати обчислень наведено у табл. 4.13. Зазначимо, що статистики Стюдента окремих коефіцієнтів при сезонних змінних і *LM* статистика для сукупного їхнього тестування вказують на те, що сезонні фактори не є статистично значущими, тобто рівняння довгострокового зв'язку не піддається значним сезонним зсувам.

Таблиця 4.13

**Результати оцінювання коінтеграційного довгострокового
співвідношення**

Порядок лагу	Короткострокові ефекти розподілених лагів у <i>ADL</i> моделі					
	споживання	доходу	інфляції	сезонності		
0	—	0,7070	-0,1046	-0,0213	-0,0124	-0,0606
1	0,5334	-0,2636	-0,0454	—	—	—
2	-0,1385	0,0470	—	—	—	—
3	0,1692	-0,0355	—	—	—	—
4	-0,0428	0,1055	—	—	—	—
5	0,2062	-0,3071	—	—	—	—
Довгострокові ефекти						
Const	<i>INC</i>	<i>INF</i>	<i>SI</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	
0,4993	0,9292	-0,5509	-0,076	-0,045	-0,222	

Джерело: оцінки автора.

Відхилення від довгострокового зв'язку пояснюють коливання, які простежуються в короткостроковому періоді та визначаються залишками $u_t^{\wedge}$ моделі довгострокової траєкторії. Дослідження за допомогою використання методики Інгла–Гренджера свідчать про стаціонарність ряду залишків, оскільки значення тестової статистики становить $IG = -3,4021$ і є статистично значущо від'ємним для рівня значущості $\alpha = 0,01$. Отже, $u_t^{\wedge} \sim I(0)$, тому можемо стверджувати, що рівняння (4.32) визначає довгострокове коінтеграційне співвідношення. Зазначимо, що динаміка ряду $u_t^{\wedge}$, яку зображено на рис. 4.22, характеризується значними піками у третьому кварталі кожного року, що свідчить про значні короткострокові відхилення споживання українських споживачів від рівноважної довгострокової траєкторії з липня до вересня кожного року.

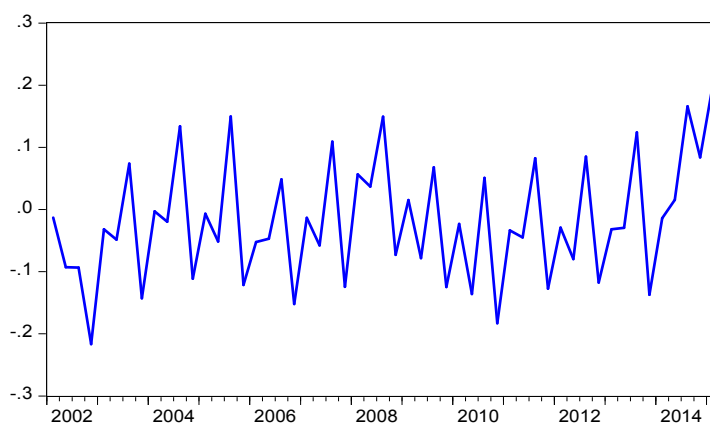


Рис. 4.22. Динаміка відхилень споживання від довгострокового рівноважного співвідношення

Джерело: оцінки автора.

Таке зростання споживчих видатків пов'язане із витратами спричиненими відпустками, початком навчального року й осінніми приготуваннями до зимового періоду, зумовлене акумулюванням коштів у попередні квартали.

Отримане довгострокове коінтеграційне співвідношення дає змогу побудувати модель коригування похибок (ЕСМ - модель), яка ґрунтується на використанні стаціонарних рядів і дає змогу поєднати довгострокові рівноважні взаємозв'язки й описати короткострокові коливання, що виникають внаслідок

відхилень від довгострокових траєкторій і спричинені різними типами збурень і шоків, які в короткостроковому періоді порушують сталі тенденції та структуру зв'язків між змінними.

Оцінюючи та порівнюючи різні специфікації, отримуємо, що адекватна ЕСМ модель споживання має вигляд

$$\begin{aligned} \Delta \Delta_4 \ln CONS_t = & a_0 + a_1 \Delta \Delta_4 \ln INC_t + a_2 \Delta INF_t + a_3 Elong_{t-1} + a_4 Elong_{t-4} + \\ & + a_5 \Delta S\_RATE_{t-1} + a_6 \Delta S\_RATE_{t-2} + a_7 \Delta S\_RATE_{t-3} + a_8 \Delta S\_RATE_{t-4} + \\ & + a_9 S2_t + a_{10} DS\_2008Q1 + a_{11} DI\_2010Q4 + a_{12} DS\_2014Q1 + \varepsilon_t, \quad (4.33) \end{aligned}$$

де змінна ΔS_RATE визначає норму заощаджень; $S2$ – сезонна фіктивна змінна, яка набуває значення 1 для II кварталу кожного року; $Elong$ – відхилення від довгострокового співвідношення (4.32); DS_2008Q1 , DS_2014Q1 та DI_2010Q4 – фіктивні змінні, які відображають відповідно постійні та тимчасовий зсуви моделі. Результати оцінювання моделі (4.33) подано у табл. 4.14.

Статистичний аналіз отриманої моделі, який опирається на значення скорегованого коефіцієнта детермінації ($R^2=0,97$), статистику Дарбіна–Уотсона ($DW=2,04$), статистику Фішера ($F=123,6$), статистику Жарка–Бера ($JB=0,68$) та результати тестів Уайта та Бреуша–Пагана на гетероскедастичність, засвідчує її адекватність. Середнє абсолютних значень відносних похибок між фактичними й оціненими значеннями в межах вибірки впродовж 2001–2015 рр. становить 1,67%. Коефіцієнт нерівності Тейла [86; 201, с. 47] дорівнює 0,014 і є близьким до нуля. При цьому пропорція зміщення, яка вимірює похибку оцінювання, що пов'язана з точністю моделювання рівня змінної, становить 0,022, а пропорція дисперсії, яка вимірює похибку оцінювання амплітуди коливань змінної, становить 0,020. Пропорція коваріації, яка дорівнює 0,958, засвідчує, що фактичні та розраховані на підставі моделі значення майже ідеально корелюють між собою. Отож, близькість оцінених на основі ЕСМ моделі значень рівня споживання та фактичних даних, а також здатність моделі відтворювати динаміку коливної поведінки рівня споживання в Україні, підтверджують достовірність і високу якість проведеного моделювання.

Таблиця 4.14

Результати оцінювання моделі коригування похибок

Dependent Variable: $\Delta\Delta_4 \ln CONS$				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Const	-0,0196	0,0054	-3,5828	0,0011
$\Delta\Delta_4 \ln INC$	0,9437	0,0449	21,016	0,0000
ΔINF	-0,2335	0,1276	-1,8304	0,0760
$Elong_{-1}$	-0,2733	0,0423	-6,4563	0,0000
$Elong_{-4}$	-0,2637	0,0473	-5,5739	0,0000
ΔS_RATE_{-1}	0,5868	0,1395	4,2059	0,0002
ΔS_RATE_{-2}	0,7937	0,1258	6,3085	0,0000
ΔS_RATE_{-3}	0,5683	0,1256	4,5223	0,0001
ΔS_RATE_{-4}	1,4315	0,1009	14,181	0,0000
S_2	-0,0156	0,0114	-1,3643	0,1814
DS_2008Q1	0,0199	0,0063	3,1460	0,0034
DI_2010Q4	-0,0631	0,0151	-4,1817	0,0002
DS_2014Q1	-0,0037	0,0141	-0,2668	0,7912
Statistics				
R-squared	0,9775	Mean dependent var	-0,0179	
Adjusted R-squared	0,9696	Sum squared resid	0,0128	
F-statistic	123,56	S.E. of regression	-4,3032	
Prob(F-statistic)	0,0000	Durbin-Watson stat	2,0436	
Akaike info criterion	-4,8150	Schwarz criterion	-4,3032	
Heteroskedasticity Test	1,5410	Jarque-Bera	0,6868	

Джерело: оцінки автора.

З моделі випливає, що короткострокові зміни у споживанні залежать від короткострокових змін у доході, еластичність таких змін близька до одиниці, дорівнює 0,94 і статистично значуще не відрізняється від граничної процентної схильності до споживання в довгостроковому періоді (табл. 4.13). Інфляція значущо і негативно впливає на зміни в реальному споживанні. Зокрема, короткострокові зміни в сезонному споживанні залежать від змін у темпі

інфляції, тобто зростання квартального темпу інфляції спричиняє зменшення реального споживання.

Значущі та від'ємні значення коефіцієнтів a_3 і a_4 , які визначають швидкість пристосування до рівноваги, свідчать про, що модель динамічно стабільна. Споживання реагує на попередні відхилення від довгострокової рівноважної траєкторії, які пов'язані з непередбачуваними періодичними шоками в економіці, та корегує такі відхилення протягом наступного року. Коефіцієнт a_3 є чутливістю на відхилення від рівноваги, яке відбулося квартал тому, а коефіцієнт a_4 є чутливістю на відхилення від рівноваги, яке спостерігалось рік тому. Оцінені значення параметрів засвідчують, що, якщо простежується додатне відхилення рівня споживання від довгострокового рівноважного співвідношення (4.32) на 1%, то у наступному кварталі та через рік відбувається корегування такого відхилення в обсязі 27% та 26%, відповідно.

Значущий вплив на зміни в споживанні мають зміни норми заощадження впродовж усіх кварталів попереднього року. В кожному кварталі відсоткове збільшення споживання дорівнює приблизно 60–80% від збільшення норми заощаджень у попередніх трьох кварталах і повністю використовує відповідне збільшення, яке відбулося рік тому. Зазначимо, що дослідження моделей, які містять більшу кількість лагів норми заощаджень, засвідчують, що зміни норми заощаджень, які відбулися впродовж раніших періодів (5, 6 і т.д. кварталів тому) не мають статистично значущого впливу на зміну споживання, причому коефіцієнти при інших екзогенних змінних моделі залишаються стабільними. Такий результат свідчить про, що українські споживачі в середньому витрачають свої заощадження впродовж наступного року та не мають змоги нагромаджувати їх у довгостроковій перспективі.

Від'ємний коефіцієнт біля змінної $S2$, яка відображає зсув короткострокового споживання у другому кварталі кожного року, вказує на зменшення споживання у цей період навіть за інших однакових умов, що спричинено акумулювання коштів на майбутнє збільшення витрат у третьому

кварталі, про які свідчили досить високі значення відхилень від довгострокового рівня (рис. 4.22).

Отож, узгодження результатів розроблених моделей засвідчує, що тривалий низький рівень доходів та постійна інфляція зумовили вичерпування ресурсів домогосподарств в Україні, що у поєднанні з ліквідними обмеженнями при отриманні позик спричинило те, що споживачі не мають змоги, раціонально використовуючи усю наявну інформацію, формувати свої споживчі видатки з урахуванням мінливості їхніх доходів та згладжувати своє споживання в часі й у своїх споживчих рішеннях опираються лише на можливості поточного періоду.

Зазначимо, що аналіз результатів моделювань, які проведені на підставі статистичних даних для високорозвинутих країн [270; 368], довів, що у цих країнах споживачі відстежують зміни у споживанні, доході та їх співвідношенні й аналізують зміни у постійній і тимчасовій компонентах доходу. При цьому *MPC* постійного доходу є вищою за *MPC* тимчасового доходу, що зокрема свідчить про те, що використання заощаджень і позик дає змогу домогосподарствам цих країн згладжувати своє споживання. Зокрема, за різними оцінками в країнах Європейського Союзу, в середньому третина домогосподарств мають обмеження ліквідності, тоді як для України ця кількість значно більша. Аналіз результатів моделювання засвідчує, що майже усі домогосподарства в Україні мають ліквідні обмеження, тобто практично не можуть позичати.

4.3. Комплекс економетричних моделей динаміки функціонування регіональних ринків праці на підґрунті аналізу панельних даних, дослідження впливу інтеграційних процесів на зміни у регіональній зайнятості й продуктивності праці

В умовах нестабільного економічного середовища в національній економіці актуальним є вивчення макроекономічних взаємозв'язків на

регіональних ринках праці, які відображають особливості соціально-економічних процесів у регіонах. Регіональні ринки праці, які формуються в Україні, відрізняються диференціацією, диспропорціями у розвитку, структурними зрушеннями та інвестиційними можливостями. Сучасні тенденції таких відмінностей зумовлюють актуальність економіко-математичного моделювання поведінки показників ринку праці, яке використовує регіональні спостереження. Незважаючи на значну кількість праць, яка присвячена проблемам ринку праці, в Україні недостатньо розробленими залишаються економетричні моделі ринку праці для панельних даних регіонів України, які дадуть змогу виявити особливості взаємозв'язків на регіональних ринках праці та визначити чинники їх зміни.

Охарактеризуємо особливості та проведемо економетричне моделювання динаміки регіональних значень середньої заробітної плати, номінальної зайнятості та безробіття й проаналізуємо вплив чинників, які їх визначають. За даними Державної служби статистики України середньомісячна заробітна плата впродовж досліджуваного періоду у всіх регіонах зростала, проте її рівень та темп росту відрізнявся. Зокрема, найвищі значення простежувались у м. Києві (від 3074 грн. до 5376 грн.), Донецькій (3858 грн. у 2014 р.) та Дніпропетровській (3641 грн. у 2014 р.) областях, які більше як удвічі перевищують найнижчі значення в Тернопільській (1313 грн. у 2008р), Чернігівській (1370 грн. у 2008 р.) і Херсонській (1375 грн. у 2008 р.) областях (рис. 4.23).

Для того, щоб оцінити взаємозалежності на ринку праці в Україні об'єднаємо дані часових рядів для 27 регіонів України за шість років впродовж 2008—2013 рр. в одну вибірку (всього 162 спостережень). Зауважимо, що емпіричні дані, на яких ґрунтується моделювання, є панельними, тобто одночасно об'єднують і часові ряди, і просторові вибірки. Такі спостереження є значно багатшим джерелом інформації порівняно з суто перерізними просторовими даними або з окремими часовими рядами, проте їхнє моделювання потребує досить складних специфікацій [84, с. 229].

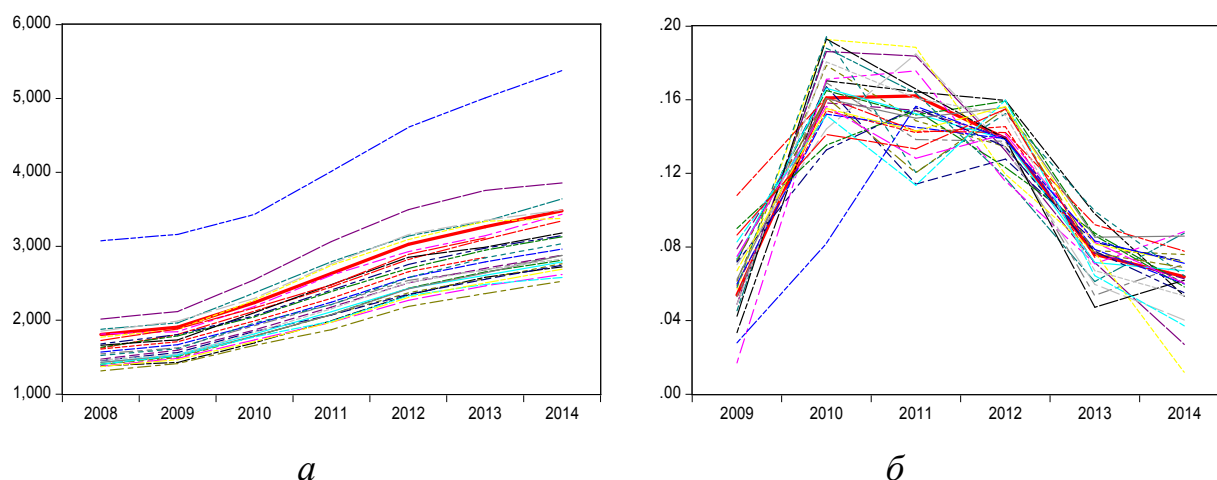


Рис. 4.23. Динаміка: а) середньомісячної заробітної плати; б) темпів росту заробітної плати в регіонах України

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Внаслідок дослідження, оцінювання та порівняння різних специфікацій обрано такі регресії:

$$\ln AWAGE_{rt} = a_r + \alpha_1 \ln RGDP_{rt} + \alpha_2 UROF_{rt} + \alpha_3 UR_{rt} + \quad (4.34)$$

$$+ \alpha_4 \ln WARR_{rt} + \alpha_5 \ln P_{rt} + \alpha_6 \Delta \ln P_{rt} + \alpha_7 \ln UNEMPL_{rt} + \alpha_8 \ln AWAGE_{r,t-1} + u_{rt} ,$$

$$\ln EMPL_{rt} = b_r + \beta_1 \ln RGDP_{rt} + \beta_2 \ln AWAGE_{rt} + \quad (4.35)$$

$$+ \beta_3 \ln LF_{rt} + \beta_4 \ln WARR_{rt} + \beta_5 \ln UNB_{rt} + u_{rt} ,$$

$$\ln UNEMPL_{rt} = c_r + \gamma_1 \ln RGDP_{rt} + \gamma_2 \ln AWAGE_{rt} + \quad (4.36)$$

$$+ \gamma_3 \ln LF_{rt} + \gamma_4 \ln WARR_{rt} + \gamma_5 \ln UNB_{rt} + u_{rt} ,$$

де a_r, b_r, c_r – фіксовані ефекти r -го регіону;

$AWAGE_{rt}$ – середньомісячна заробітна плата в розрахунку на одного штатного працівника у r -му регіоні за рік t (грн.);

$RGDP_{rt}$ – реальний валовий регіональний продукт r -го регіону за рік t у постійних цінах 2007 р. (млн грн.);

$UROF_{rt}$ – зареєстрований рівень безробіття населення у r -му регіоні впродовж року t (%);

UR_{rt} – рівень безробіття населення (за методологією МОП) у r -му регіоні впродовж року t (%);

$WARR_{rt}$ – заборгованість із виплати заробітної плати у r -му регіоні за рік t (млн грн.);

P_{rt} – рівень цін, визначений на підставі індексу споживчих цін за регіонами (до грудня попереднього року) у r -му регіоні у рік t ;

$UNEMPL_{rt}$ – безробітне населення у r -му регіоні впродовж року t (тис. осіб);

$EMPL_{rt}$ – зайняте населення у r -му регіоні впродовж року t (тис. осіб);

LF_{rt} – економічно активне населення у r -му регіоні впродовж року t (тис. осіб);

UNB_t – середній розмір допомоги по безробіттю у рік t (грн.);

u_{rt} – випадкова величина; $r = 1, \dots, 27$; $t = 1, \dots, 6$.

Коефіцієнти логарифмічно-лінійних моделей (4.34)–(4.36) визначають еластичності за відповідними чинниками та показують на скільки відсотків змінюється ендегенна змінна зі збільшенням фактора на 1% за умови, що всі інші фактори залишаються незмінними. У табл. 4.15 наведено результати оцінювання моделей (4.34)–(4.36). Результати моделювання засвідчують високі значення скорегованих коефіцієнтів детермінації в усіх трьох регресіях. Значення F -статистик Фішера свідчать про адекватність оцінених моделей.

Модель (4.34) визначає чинники впливу на середньомісячну заробітну плату, яка є важливим індикатором попиту на товари та послуги в економіці. Згідно з економічною теорією модель враховує рівень цін ($\ln P$) та інфляції ($\Delta \ln P$), які обчислено на підставі регіональних індексів споживчих цін (CPI), величину реального валового регіонального продукту ($\ln RGDP$), показники безробіття в регіонах ($\ln UNEMP$, UR , $UROF$) та рівень заборгованості з заробітної плати ($\ln WARR$).

Моделювання виявило, що чим вищий рівень цін у регіоні, тим вища номінальна заробітна плата, проте вона не зростає співмірно з вартістю життя. Еластичність зарплатні в регіонах за рівнем цін менша за одиницю і становить 0,49. Крім того, зростання темпу інфляції має негативний значущий вплив на рівень доходів працівників. Заробітна плата прямо залежить від зростання реального валового регіонального продукту, рівень якого є показником

економічного розвитку регіону, причому його зростанні на 1% зумовлює зростання зарплатні в регіоні на 0,24%. Зростання кількості безробітних спричиняє падіння середньої зарплати, еластичність такого впливу становить -0,36.

Таблиця 4.15

Результати оцінювання моделей (4.34)–(4.36)

Метод оцінювання:	Модель (4.34)		Модель (4.35)		Модель (4.36)	
МНК для панельних регресій	Пояснювальна змінна					
	ln <i>AWAGE</i>		ln <i>EMPL</i>		ln <i>UNEMPL</i>	
Змінні	Коеф.	<i>t</i> -стат.	Коеф.	<i>t</i> -стат.	Коеф.	<i>t</i> -стат.
Const	4,270	4,23** (0,000)	−1,749	−2,78** (0,007)	0,474	0,086 (0,932)
ln <i>RGDP</i>	0,235	3,70** (0,001)	0,046	2,38* (0,020)	−0,525	−2,25* (0,027)
ln <i>AWAGE</i>	—	—	0,168	3,12** (0,003)	−1,550	−2,59* (0,012)
ln <i>LF</i>	—	—	0,910	13,2** (0,000)	1,213	1,47 (0,144)
ln <i>UNEMPL</i>	−0,356	−2,75** (0,008)	—	—	—	—
<i>UROF</i>	−0,029	−4,50** (0,000)	—	—	—	—
<i>UR</i>	1,387	1,278 (0,208)	—	—	—	—
ln <i>P</i>	0,494	3,17** (0,003)	—	—	—	—
Δ ln <i>P</i>	−0,946	−2,73** (0,009)	—	—	—	—
ln <i>WARR</i>	0,004	0,87 (0,386)	0,002	1,05 (0,297)	0,028	1,03 (0,306)
ln <i>UNB</i>	—	—	0,143	1,71 (0,092)	1,863	3,92** (0,000)
ln <i>AWAGE</i> _{−1}	0,309	2,94** (0,005)	—	—	—	—
R-squared	0,996		0,999		0,970	
Adjusted R-squared	0,994		0,999		0,958	
F-statistic	444,51		10239,71		79,92	
Prob (F-statistic)	0,000		0,000		0,000	
Jarque-Bera statistic	1,34		30,32		1,489	

Примітка: в дужках () рівень значущості; * позначає відхилення гіпотези про незначущість параметра на рівні надійності 0.95; ** – на рівні надійності 0,99.

Джерело: оцінки автора.

Оцінки параметрів моделей (4.34)–(4.36) визначають ступінь впливу реального валового регіонального продукту, рівня економічно активного населення регіону, середньої заробітної плати, її заборгованості та розміру допомоги по безробіттю на кількість зайнятих і кількість безробітних. Аналіз результатів моделювання засвідчує, що зростання заробітної плати зумовлює зростання кількості зайнятих, зменшення кількості безробітних, причому ефект її впливу на безробіття (1,55) значно більший за ефект впливу на зайнятість (0,17). Збільшення кількості економічно активного населення пропорційно збільшує кількість зайнятих і не впливає на кількість безробітних. Зокрема, підвищення кількості економічно активного населення на 1% спричиняє збільшення кількості зайнятих на 0,91%.

Підвищення допомоги по безробіттю не має статистично значущого впливу на кількість зайнятих, проте значуще збільшує кількість безробітних, причому підвищення допомоги на 10% призводить до підвищення кількості безробітних на 18,6%. Реальний випуск у регіонах стимулює кількість зайнятих і зменшує кількість безробітних, крім того, ступінь його впливу на зниження безробіття значно більший. Зокрема, відповідні еластичності становлять 0,05 та -0,52, відповідно.

Введення в специфікацію моделей (4.34)–(4.36) різних значень a_r , b_r , c_r дає змогу врахувати те, що залежності заробітної плати, кількості зайнятих і безробітних від чинників, які на них впливають, можуть бути різними для різних регіонів України. Водночас оцінені параметри α_j , β_j , γ_j однакові для всіх об'єктів і періодів. Статистичні тестування виявили значущі відмінності між фіксованими ефектами регіонів у всіх моделях (*Cross-section* $F_{AWAGE} = 9,36^{**}$; $F_{EMPL} = 12,55^{**}$; $F_{UNEMPL} = 14,30^{**}$).

Фіксовані ефекти областей a_r , b_r , c_r вимірюють вплив не вимірювальних чинників, які впливають на залежну змінну відповідної моделі, залежать від якості менеджменту області, рівня соціально-економічного розвитку, територіального розташування регіону та інших чинників. Оскільки кожна з моделей містить загальний перетин, то обчислені значення фіксованих ефектів

для кожного регіону характеризують відмінності у відповідних перетинах. Зокрема, значення a_i вимірюють різниці в логарифмах заробітної плати в i -му регіоні порівняно з його середнім значенням по Україні.

На рис. 4.24 зображено значення цих відмінностей у відсотковому вимірі. Бачимо, що за однакових значень факторів моделі, а саме, валових регіональних продуктів, рівнів безробіття, рівнів цін та інфляції, значно меншою порівняно з середнім по Україні рівнем була заробітна плата у Волинській та Одеській областях, а у Донецькій, Рівненській, Черкаській і Чернівецькій за однакових інших умов зарплатня значущо перевищувала середній рівень.

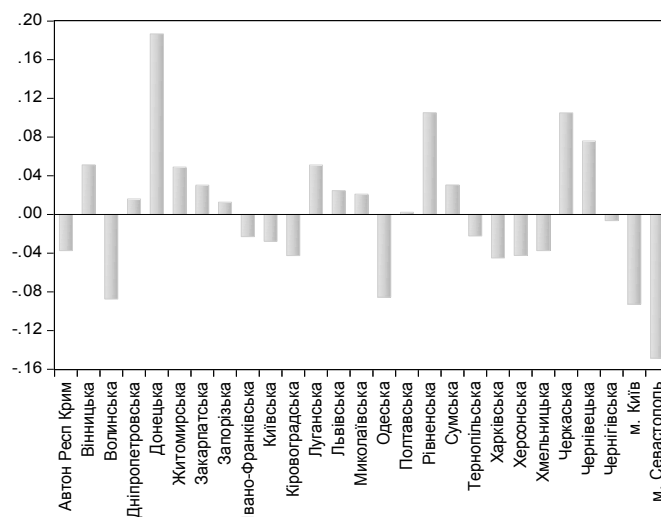


Рис. 4.24. Різниці в фіксованих ефектах регіонів для заробітної плати порівняно з середнім по Україні значенням у відсотках

Джерело: оцінки автора.

Для вивчення комплексу питань із забезпечення раціональної зайнятості та оптимального функціонування ринку праці важливе значення має концепція людського капіталу, яка є одним із центральних розділів сучасної економіки праці [4, с. 102–114]. Людський капітал формується та розвивається внаслідок інвестицій в освіту, здоров'я, накопичення навичок, здібностей, мотивацій, використання яких призводить до зростання продуктивності праці та доходів, а також стимулює подальші інвестиції в людський капітал. На макроекономічному рівні категорія людського капіталу охоплює накопичені

вкладення в такі галузі діяльності як освіта, професійна підготовка та передпідготовка, служба працевлаштування, оздоровлення тощо, і є суттєвою частиною національного багатства країни.

Аналіз ефективності інвестицій в людський капітал включає дослідження та оцінку витрат на освіту [4, с. 107]. Для проведення економетричного дослідження видатків на освіту в Україні, з метою розширення множини даних об'єднаємо дані часових рядів за декілька років для усіх регіонів України в одну вибірку. Моделювання проводитимемо на основі щорічних даних: видатків на освіту (в млн грн.) – змінна EC ; доходів місцевих бюджетів (у млн грн.) – змінна Y ; кількості населення (у тис.) – змінна L ; кількості учнів на 10 тис. населення (у тис.) – змінна U ; кількості студентів на 10 тис. населення (у тис.) – змінна S . Дані отримано на підставі запитів в обласні управління освіти та науки, обласні головні фінансові управління, обласні державні адміністрації та головні управління статистики в кожній області. Статистичні дані засвідчують, що видатки на освіту більші в тих областях, в яких більші доходи. Проте і доходи, і видатки на освіту залежать від кількості населення області, тому, можливо, високий ступінь кореляції між доходами та витратами зумовлений значною залежністю цих змінних від фактора величини населення в області. Аналіз динаміки змін, які відбуваються у кількості учнів на 10 тис. населення, вказує на те, що частка дітей шкільного віку в Україні з кожним роком зменшується. Зокрема, за останні сім років частка учнів у середньому зменшилась приблизно на 20%, при цьому найбільшою вона є у Рівненській, Волинській, Закарпатській та Івано-Франківській, а найменшою – у Дніпропетровській, Луганській, Сумській та Донецькій областях. Щодо частки студентів, то порівняно з іншими областями найбільшою щільністю студентів характеризуються Харківська (1 тис. студентів на 10 тис. населення, що майже вдвічі більше, ніж у середньому по Україні) та Львівська області (приблизно 600 студентів на 10 тис. населення). Зауважимо, що в Дніпропетровській і Донецькій областях, в яких простежувались найбільші доходи бюджетів і

найбільші обсяги видатків на освіту, частка студентів була середньою по Україні.

Дослідимо різні види моделей для панельних даних і порівняємо їх. Так ми зможемо обрати найбільш адекватну модель, яка буде відображати залежність видатків на освіту від доходу, кількості населення, загальної кількості учнів та загальної кількості студентів.

Найпростішою моделлю, яка дає змогу моделювати панельні дані, є модель без ефектів або модель об'єднаної регресії. Моделювання даних у такий спосіб припускає, що зв'язки між змінними є сталими протягом часу і для всіх перехресних об'єктів у вибірці. В загальному вигляді модель панельних даних для опису видатків на освіту можна подати у вигляді

$$EC_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 UL_{it} + \beta_4 SL_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (4.37)$$

де EC_{it} – видатки на освіту i -ї області за рік t (млн грн.); α – сталий член моделі, Y_{it} – доходи бюджету i -ї області за рік t (млн грн.); L_{it} – кількість населення i -ї області в t році (тис.); UL_{it} – загальна кількість учнів i -ї області в t році (тис.); SL_{it} – загальна кількість студентів i -ї області в t році (тис.); ε_{it} – випадкові збурення; β_j ($j=1, 2, 3, 4$) – параметри моделі, що вимірюють часткові ефекти від зміни регресора ($i=1, \dots, N$; $t=1, \dots, T$).

Провівши економетричні оцінювання цієї моделі, отримуємо

$$EC_{it}^{\wedge} = 173,822 + 0,311 Y_{it} - 0,376 L_{it} + 1,741 UL_{it} + 0,952 SL_{it}.$$

Аналізуючи значення статистик Стюдента одержуємо, що всі параметри моделі значущі, а, отже, всі змінні включені в модель мають суттєвий вплив на видатки на освіту. Згідно з цією моделлю, при збільшенні доходів бюджетів областей на 1 млн грн. видатки на освіту області збільшуються на 311 тис. грн., при збільшенні загальної кількості студентів на 1 тис. – на 952 тис. грн., при збільшенні загальної кількості учнів на 1 тис. – на 1741 тис. грн. Коефіцієнт детермінації моделі R^2 становить 0,9713, а статистика Фішера перевищує критичне значення. Проте аналіз залишків виявляє деякі викиди значень, крім того переважна більшість їхніх абсолютних значень недостатньо малі. Отож, модель (4.37) потребує подальшого дослідження та вдосконалення.

Модель (4.37) містить спільний для різних областей перетин α і не враховує індивідуальних особливостей формування видатків на освіту в кожній області. У цій моделі дані для різних областей об'єднали в одну вибірку і трактуються як спостереження однієї узагальненої абстрактної області України, тобто припускається, що такі значення видатків на освіту можливі та могли б спостерігатись для кожної з областей України при заданих значеннях екзогенних змінних. Проте, специфіка регіону, традиції та загальне відношення до освіти зумовлюють те, що видатки на освіту можуть бути різними для різних областей навіть за однакових рівнів доходу, кількості населення, учнів і студентів. Перевага моделювання, яке ґрунтується на використанні панельних даних полягає в тому, що таке дослідження дає змогу виділяти різні ефекти впливу невимірюваних факторів для кожного об'єкта панельної вибірки.

Щоб дослідити модель, яка враховуватиме різні ефекти для різних областей розкладемо збурення ε_{it} на дві складові $\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$. Тут α_i позначає специфічні індивідуальні ефекти кожної з областей, а u_{it} – випадкові збурення. Якщо розглядати α_i як N невідомих фіксованих параметрів, то модель (4.37) з такими збуреннями належатиме до класу моделей панельних даних з фіксованими ефектами та набуде вигляду

$$EC_{it} = \alpha + \alpha_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 UL_{it} + \beta_4 SL_{it} + u_{it}. \quad (4.38)$$

Особливістю моделі (4.38) є те, що для різних областей оцінюються різні значення констант α_i , які відображають вплив факторів, що є специфічними саме для них. Враховується, що залежність видатків на освіту для однієї області може певним чином відрізнятися від залежності видатків на освіту іншої області, але є постійною для різних періодів. Оцінений вектор параметрів $\beta_{FE}^{\wedge}$ моделі (4.38) визначає оцінки фіксованих ефектів.

Аналіз результатів моделювання засвідчує, що побудована модель досить добре описує поведінку видатків на освіту, коефіцієнт детермінації становить $R^2=0,987$, значення F -статистики більше за критичне значення та свідчить про адекватність побудованої моделі. Графічне зображення значень перетинів α_i (фіксовані ефекти) для кожної області зображено на рис. 4.25.

Обчислені значення фіксованих ефектів для кожної області виявляють рівень видатків на освіту в цій області порівняно з середнім рівнем перетину моделі. Моделювання засвідчує, що за умови однакових значень факторів моделі (а саме, доходів бюджетів областей, загальної кількості учнів і студентів) значно менше порівняно з середнім по Україні рівнем витрачали б на освіту Донецька, Дніпропетровська та Луганська області. Зазначимо, що отримані результати узгоджуються з висновками, які отримано на основі аналізу індексів регіонально-галузевого розміщення зайнятості (табл. 2.5).

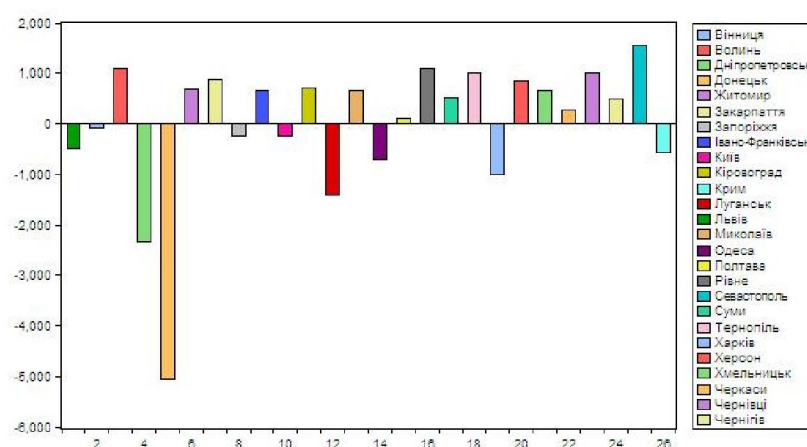


Рис. 4.25. Значення фіксованих ефектів для кожної області

Джерело: оцінки автора.

Дослідимо також модель, яка містить і ефекти фіксованого об'єкта, і часові ефекти

$$EC_{it} = \alpha + \alpha_i + \tau_t + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 UL_{it} + \beta_4 SL_{it} + u_{it} . \quad (4.39)$$

Введення в модель різних значень перетинів τ_t враховує те, що залежність видатків на освіту в одному році може відрізнятися від залежності видатків на освіту в іншому році.

Узагальнені результати перевірки наявності статистично значущих відмінностей у фіксованих ефектах різних типів наведені в табл. 4.16. Значення статистик виявляють, що фіксовані ефекти кожної області та часові ефекти різних років значущо відрізняються. Це означає, що модель панельних даних з

фіксованими ефектами (4.39) ліпше описує видатки на освіту, а ніж звичайна регресійна модель зі спільним перетином на множині панельних даних (4.37).

Таблиця 4.16

Результати тестувань значущих відмінностей у значеннях фіксованих ефектів

Гіпотеза	F -статистика	χ^2 -статистика	p -значення
$H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_N$			
Відмінностей між ефектами областей немає	9,0235	170,0207	0,000000
$H_0 : \tau_1 = \dots = \tau_T$			
Часові ефекти значущо не відрізняються	13,5138	80,3912	0,000000
H_0 : Значущо не відрізняються ні ефекти областей, ні часові ефекти	11,7636	227,8859	0,000000

Джерело: оцінки автора.

Якщо розглядати α_i як реалізації незалежних від регресорів випадкових величин з математичним сподіванням 0 та дисперсією σ_α^2 , то модель (4.39) належатиме до класу моделей панельних даних з випадковими ефектами. Вплив випадкових факторів відображається за допомогою включення збурення u_{it} , а α_i визначає індивідуальну випадкову специфічну компоненту i -ї області, що не змінюється з часом. Випадкові величини u_{it} та α_i припускаються взаємно незалежними, а також не корельованими з регресорами. Оскільки

$$E[(\alpha_i + u_{it})^2] = \sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2, \quad \text{Cov}[\alpha_i + u_{it}, \alpha_i + u_{is}] = \sigma_\alpha^2, \quad t \neq s,$$

то випадкова величина моделі $(\alpha_i + u_{it})$ потрапляє під вплив автокореляції, тому стандартні похибки, які обчислюються на підставі МНК, не є коректними, а оцінки параметрів не ефективними. У цьому випадку ефективніші оцінки знаходять за допомогою узагальненого методу найменших квадратів і позначаються $\beta_{RE}^{\wedge}$ [24, с. 688]. Результати оцінювання моделі панельних даних з випадковими ефектами областей і фіксованими ефектами часу наведені в табл. 4.17.

Таблиця 4.17

**Результати оцінювання моделі з випадковими ефектами областей
та фіксованими часовими ефектами**

Dependent Variable: <i>EC</i>				
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects, Period fixed effects)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>C</i>	207,5914	32,9462	6,3009	0,0000
<i>Y</i>	0,2542	0,0078	32,4729	0,0000
<i>L</i>	-0,1651	-2,6589	0,0621	0,0086
<i>UL</i>	0,8147	0,5399	1,5087	0,1332
<i>SL</i>	0,6110	0,3668	1,6658	0,0976
Weighted Statistics				
<i>R</i> -squared	0,980433	Mean dependent var	1011,558	
Adjusted <i>R</i> -squared	0,979289	Sum squared resid	1043772,0	
<i>F</i> -statistic	856,8112	S.E. of regression	78,12763	
Prob(<i>F</i> -statistic)	0,000000	Durbin-Watson stat	1,905828	

Джерело: оцінки автора.

Статистики Стюдента коефіцієнтів побудованої моделі засвідчують, що видатки на освіту областей України не залежать від кількості учнів і студентів у цих областях, хоча їхня частка є різною у різних областях, а залежать лише від сукупного доходу області та загальної кількості населення. Крім того, залежність містить різні коефіцієнти перетину для кожної області та різних часових періодів.

Порівнюючи цю модель і об'єднану регресію зі спільним перетином на підставі суми квадратів залишків, отримуємо, що використання техніки моделювання з урахуванням випадкових ефектів значно зменшує суму квадратів залишків. Зокрема, для моделі (4.37) $ESS = 1834201$, тоді як для моделі з випадковими ефектами $ESS = 1043772$.

Перевірка статистичної значущості випадкових ефектів полягає у тестуванні нульової гіпотези $H_0: \sigma_a^2 = 0$ проти альтернативи $H_1: \sigma_a^2 \neq 0$ та використання LM статистики Бреуша-Пагана, яка за нульової гіпотези має

розподіл χ^2 з одним степенем свободи. Обчислене значення критерію LM = 64,806 свідчить про значущість відмінностей у випадкових ефектах різних областей.

Отже, ми оцінили дві моделі для панельних даних видатків на освіту: модель з фіксованими ефектами та модель з випадковими ефектами, кожна з яких ліпше описує дані, ніж об'єднана регресія (4.37). Модель з фіксованими ефектами моделює відмінності між залежностями для різних областей як параметричні зміщення регресійної специфікації, а модель з випадковими ефектами розглядає окремі індивідуальні сталі для різних областей як такі, що випадково розподілені між різними елементами просторової вибірки.

Критерій порівняння таких специфікацій ґрунтується на ідеї Гаусмана та використовує статистику [84, с. 257; 24, с. 692]

$$W = \chi^2 [k] = (\beta^{\wedge}_{RE} - \beta^{\wedge}_{FE})' (\text{Var}[\beta^{\wedge}_{FE}] - \text{Var}[\beta^{\wedge}_{FE}])^{-1} (\beta^{\wedge}_{RE} - \beta^{\wedge}_{FE}).$$

Обчислене значення критерію Гаусмана дорівнює 66,38 є більше за критичне значення χ^2 -розподілу, тому ми відхиляємо гіпотезу про те, що випадкові ефекти не корелюють з іншими регресорами, і, відтак, гіпотезу, що для врахування індивідуальних особливостей кожної з областей треба використовувати модель з випадковими ефектами. На підставі результатів тесту Гаусмана можемо стверджувати, що для моделювання обсягу видатків на освіту в областях України метод, який використовує фіксовані ефекти, адекватніший.

Отже, результати дослідження виявили, що для моделювання видатків на освіту доцільно використовувати методологію моделювання панельних даних, яка враховує фіксовані ефекти для різних областей і фіксовані часові ефекти для різних років.

Проведемо також дослідження особливостей і економетричне моделювання динамічних змін у регіональних рівнях зайнятості та продуктивності праці.

Емпіричне дослідження номінальної зайнятості населення у різних регіонах України за останні 10 років виявляє суттєві регіональні відмінності у

динаміці відсоткової зміни загальної кількості зайнятих, а також кількості зайнятих у різних секторах економіки (рис.4.26).

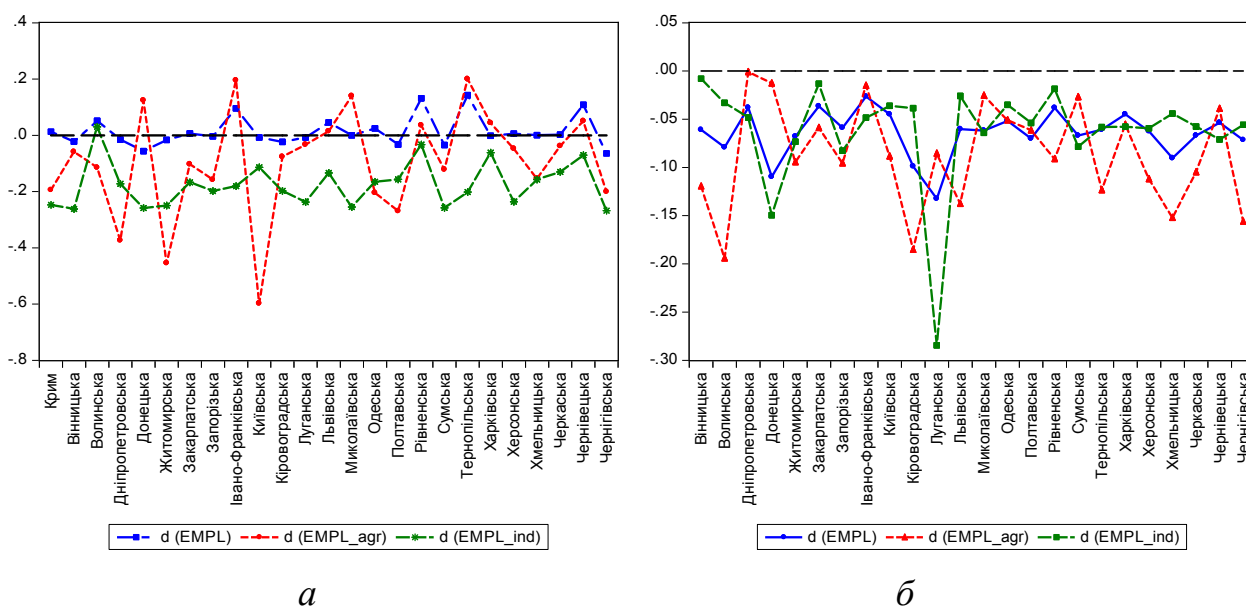


Рис. 4.26. Зміни у регіональній номінальній зайнятості: а) за період з 2004 р. до 2013 р.; б) за 2014 р.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Зокрема, впродовж 2004—2013 років (рис. 4.26а) у половині регіонів, незважаючи на падіння кількості населення, спостерігалось зростання номінальної зайнятості (серед інших, у Тернопільській області на 14,2%, Рівненській – на 13,1%, Чернівецькій – на 10,8%, Івано-Франківській – на 9,6%, Волинській – на 5,1%, Львівській – на 4,5%, Одеській – на 2,4%), хоча в деяких регіонах відбулося зменшення загальної кількості зайнятих (найбільше у Чернігівській (–6,5%) та Донецькій (–5,7%) областях). Водночас динаміка кількості зайнятих у промисловості зумовлена від’ємним темпом росту, який у середньому становив –7,5%, в усіх областях України. Відсоткова зміна зайнятих у регіональному сільському господарстві характеризується більшою, порівняно зі загальною зайнятістю та зайнятістю у промисловості, варіацією та значною лівосторонньою асиметрією. Підвищення кількості зайнятих у сільськогосподарському секторі (в середньому близько 9%) відбулося лише в третині областей України (Львівській, Рівненській, Харківській, Чернівецькій,

Таблиця 4.18

**Характеристика відсоткової зміни кількості зайнятих в регіонах України,
2004—2013 рр.**

Характеристика	Відсоткова зміна загальної кількості зайнятих	Відсоткова зміна кількості зайнятих у сільському господарстві	Відсоткова зміна кількості зайнятих у промисловості
Mean	0,0120	-0,1272	-0,1969
Maximum	0,1331	0,1821	0,0299
Minimum	-0,0667	-0,9106	-0,3115
Std. Dev.	0,0522	0,2481	0,0931
Skewness	0,9852	-1,4754	0,6908
Kurtosis	3,2477	5,4209	2,7424
Jarque-Bera	4,1083	15,175	2,0579
Probability	0,1282	0,0005	0,3573
Sum	0,3007	-3,1809	-4,9232

Джерело: розрахунки автора.

Таблиця 4.19

**Характеристика відсоткової зміни кількості зайнятих в регіонах України,
2004—2014 рр.**

Характеристика	Відсоткова зміна загальної кількості зайнятих	Відсоткова зміна кількості зайнятих у сільському господарстві	Відсоткова зміна кількості зайнятих у промисловості
Mean	-0,055217	-0,216251	-0,259587
Maximum	0,084570	0,163315	-0,003802
Minimum	-0,174262	-1,003302	-0,605819
Std. Dev.	0,068575	0,262620	0,130197
Skewness	0,507263	-1,151290	-0,471559
Kurtosis	2,735898	4,760967	3,707068
Jarque-Bera	1,099011	8,402882	1,389417
Probability	0,577235	0,014974	0,499220
Sum	-1,325196	-5,190035	-6,230079

Джерело: розрахунки автора.

Донецькій, Миколаївській, Івано-Франківській і Тернопільській), значних змін зазнало с/г Київської (–59,7%), Житомирської (–45,5%) та Дніпропетровської (–37,4%) областей, тоді як у решті регіонів темп падіння с/г зайнятості коливався в межах від –3% до –27%.

У 2014 році натомість спостерігаємо падіння як загальної кількості зайнятих, так і кількості зайнятих в сільському господарстві та промисловості в усіх без винятку областях України (рис. 4.26б).

Для моделювання змін у регіональній зайнятості загалом, а також у секторах сільського господарства та промисловості зокрема використаємо економетричні моделі. На підставі попереднього економіко-математичного аналізу, оцінюючи та порівнюючи різні економетричні моделі, обрано такі специфікації:

$$\begin{aligned} \Delta \ln EMPL_r = & \alpha_1 + \alpha_2 E04\_agr_r + \gamma_2 E04\_ind_r + \gamma_3 E04\_serv_r + \\ & + \alpha_3 EMPL04\_agr_r / POP04_r + \alpha_4 \Delta RIEI(EUR)\_ind_r + \alpha_5 \Delta RIEI(CIS)\_ind_r + \\ & + \alpha_6 (\Delta RIEI(EUR)\_agr_r + \Delta RIEI(CIS)\_agr_r) + \alpha_7 (\Delta RIEI(ASIA)\_agr_r + \Delta RIEI(AFR)\_agr_r) \\ & + \alpha_8 \ln GI04_r + \alpha_9 \Delta THEIL_r + \varepsilon_{1r}, \end{aligned} \quad (4.40)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln EMPL\_agr_r = & \beta_1 + \beta_2 E04\_agr_r + \beta_3 E04\_serv_r + \beta_4 EMPL04\_agr_r / POP04_r + \\ & + \beta_5 (\Delta RIEI(EUR)\_agr_r + \Delta RIEI(CIS)\_agr_r) + \\ & + \beta_6 (\Delta RIEI(ASIA)\_agr_r + \Delta RIEI(AFR)\_agr_r) + \beta_7 \ln GI04_r + \beta_8 \Delta THEIL_r + \varepsilon_{2r}, \end{aligned} \quad (4.41)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln EMPL\_ind_r = & \gamma_1 + \gamma_2 E04\_ind_r + \gamma_3 E04\_serv_r + \gamma_4 EMPL04\_ind_r / POP04_r + \\ & + \gamma_5 \Delta RIEI(EUR)\_ind_r + \gamma_6 RIEI08(CIS)_r + \gamma_7 RIEI08(ASIA)_r + \\ & + \gamma_8 \ln GI04_r + \gamma_9 \Delta THEIL_r + \varepsilon_{3r}. \end{aligned} \quad (4.42)$$

Тут $EMPL04_r$ позначає кількість зайнятих у r -й області в початковому 2004 р. (у тис. осіб); $POP04_r$ – кількість населення r -ї області в 2004 р. (в тис. осіб); $E04\_agr_r$ – частка зайнятих r -ї області в секторі сільського господарства в 2004 р. (у %); $E04\_ind_r$ – частка зайнятих r -ї області в промисловості в 2004 р. (у %); $E04\_serv_r$ – частка зайнятих r -ї області в сфері послуг у 2004 р. (у %). Змінні $RIEI(EUR)_r$, $RIEI(CIS)_r$, $RIEI(ASIA)_r$, $RIEI(AFR)_r$ позначають індекси економічної інтеграції r -ї області з країнами Європи, СНД, Азії й Африки, відповідно. $\Delta RIEI_r$ – зміна індексу економічної інтеграції в r -му регіоні за період з 2008 до

2013 року. Змінна $\Delta THEIL_r$ характеризує зміну індексу диверсифікації зайнятості за різними секторами економіки в r -му регіоні впродовж 2004—2013 років, а змінна $GI04_r$ позначає індекс географічної привабливості r -го регіону в 2004 р.

Оцінки параметрів моделей (4.40)–(4.42) визначають ступінь впливу відмінностей у географічному розташуванні регіону, початковому рівні зайнятості, частках окремих секторів, ступені економічної інтеграції та індексі диверсифікації галузей економіки у регіоні на величину зміни номінальної зайнятості у регіоні, а також у регіональній зайнятості в сільському господарстві та промисловості. Отримані внаслідок оцінювання на основі реальних статистичних даних оцінки параметрів моделей (4.40)–(4.42) та відповідні значення статистик Стюдента наведено в табл. 4.20.

У табл. 4.21 наведено значення скорегованих коефіцієнтів детермінації, статистик Фішера та результатів тестування гетероскедастичності залишків моделей (4.40)–(4.42) на підставі тесту Уайта та Бреуша–Пагана–Годфрі. Отримані значення статистичних критеріїв та їхні p -значення свідчать про гомоскедастичність їхніх залишків й адекватність побудованих моделей.

Аналізуючи впливи екзогенних змінних на зміну регіональної зайнятості, отримуємо, що початкова частка регіону в сільськогосподарському секторі України є значущим чинником впливу на подальшу динаміку зміни кількості зайнятих у цьому регіоні. Області, які характеризувались вищою початковою (у 2004 р.) часткою сектору сільського господарства, демонстрували впродовж 2004—2013 рр. загальне зростання зайнятості, яке проте супроводжувалось зменшенням кількості зайнятих у с/г. Натомість початкова частка регіону в промисловості не мала значущого впливу на зміну загальної кількості зайнятих і зайнятості у с/г, проте негативно вплинула на зміну зайнятості в промисловості. Водночас вища початкова частка зайнятих регіону в сфері послуг за умови рівності інших умов сприяє розвитку і сільського господарства, і промисловості, зростанню темпу росту зайнятості та розвитку цих секторів.

Таблиця 4.20

Результати оцінювання моделей (4.40)–(4.42)

Variable	Рівняння для					
	$\Delta \ln EMPL$		$\Delta \ln EMPL_{agr}$		$\Delta \ln EMPL_{ind}$	
	Coef.	t-Statistic (p-value)	Coef.	t-Statistic (p-value)	Coef.	t-Statistic (p-value)
Const	0,5782	1,126 (0,2769)	1,6310	0,861 (0,4013)	0,2773	0,327 (0,7477)
$E04_{agr}$	0,0256	5,683*** (0,0000)	-0,0624	-2,876** (0,0105)	—	—
$E04_{ind}$	—	—	—	—	-0,0266	-1,835* (0,0850)
$E04_{serv}$	—	—	0,0086	2,232** (0,0394)	0,0107	2,862** (0,0113)
$EMPL04_{agr} / POP04$	-0,0634	-6,15*** (0,0000)	0,0059	0,156 (0,8782)	—	—
$EMPL04_{ind} / POP04$	—	—	—	—	-0,0954	-4,37*** (0,0005)
$\Delta RIEI(EUR)_{ind}$	0,1643	2,543** (0,0217)	—	—	0,0317	4,999*** (0,0001)
$\Delta RIEI(CIS)_{ind}$	-0,1271	-2,556** (0,0211)	—	—	—	—
$RIEI08(CIS)$	—	—	—	—	0,0751	7,442** (0,0000)
$RIEI08(ASIA)$	—	—	—	—	-0,0707	-7,63*** (0,0000)
$\Delta RIEI(EUR)_{agr+}$	0,0012	1,564 (0,1374)	-0,0190	-7,47*** (0,0000)	—	—
$\Delta RIEI(CIS)_{agr}$	-0,0019	-1,554 (0,1397)	0,0566	5,924*** (0,0000)	—	—
$\Delta RIEI(ASIA)_{agr+}$	-0,0164	-0,833 (0,4171)	-0,0859	-1,223 (0,2382)	-0,0490	-1,262 (0,2250)
$\Delta RIEI(AMR)_{agr}$	-0,3973	-2,907** (0,0103)	0,8986	1,279 (0,2180)	-0,0926	-0,580 (0,5696)

Примітка: ***, ** і * позначають значущість параметра на рівні 99%, 95% and 90%.

Джерело: оцінки автора.

Таблиця 4.21

Результати діагностики адекватності моделей (4.40)–(4.42)

R -squared	0,8336	0,9076	0,9077
Adjusted R -squared	0,7504	0,8695	0,8616
F -Statistic	10,019 (0,000)	23,851 (0,000)	19,669 (0,000)
White-Statistic	0,4876 (0,847)	0,3072 (0,940)	1,4256 (0,259)
BPG —Statistic	0,6115 (0,755)	1,1971 (0,355)	1,3799 (0,277)

Примітка: у дужках () наведено p -значення.

Джерело: оцінки автора.

Зростання кількості зайнятих у регіоні обернено залежить від частки зайнятих сектору с/г цього регіону в структурі населення регіону, причому її зростання на 1% зумовлює зменшення темпу росту загальної кількості зайнятих на 0,06%.

Результати моделювання також виявили, що вищий індекс інтеграції промисловості регіону з країнами Європи сприяє підвищенню рівня зайнятості в цьому регіоні, тоді як вищий рівень промислової інтеграції регіону з країнами СНД навпаки погіршує ситуацію на регіональному ринку праці. Рівень інтеграції сільськогосподарського сектору не впливає на зміну зайнятості загалом, проте є значущим чинником зміни зайнятості у с/г. Зазначимо, що області, сільське господарство яких активізувало торговельні відносини з країнами Азії й Африки, виявляють тенденції до зростанням зайнятості, тоді як розширення інтеграції с/г з країнами Європи та СНД зумовлює її спад. Крім того, значущим чинником впливу на зростання регіональної зайнятості у промисловості є початкові рівні індексу економічної інтеграції промисловості з СНД, визначені напередодні кризи у 2008 р.

Зростання коефіцієнта диверсифікації Тейла є значущим чинником зміни кількості зайнятих, що засвідчує важливість впливу регіональної спеціалізації на зростання зайнятості в регіоні. Від'ємне оцінене значення параметра виявило, що регіональна диверсифікація в Україні не дає змоги приглушити властиві кожній галузі шоки, які виникають внаслідок інтеграційних процесів, кризових явищ і нестабільності ситуації, а навпаки посилюють вплив збурень. Водночас індекс гравітації не є статистично значущим фактором у жодній з моделей, що свідчить про те, що географічне розташування області не має впливу на динамічні зміни у регіональній зайнятості.

Проведемо також економетричне дослідження впливу рівня економічної інтеграції на зміну рівня зайнятості й економічну активність населення в регіонах України. Емпіричне дослідження зміни рівня зайнятості населення у різних областях за останні 10 років виявляє певні регіональні відмінності в динаміці попиту на робочу силу, рівня зайнятості загалом та в різних секторах

економіки зокрема. Зазначимо, що впродовж 2004—2013 років у всіх регіонах водночас із зростанням безробіття простежувалось зростання економічної активності населення та загального рівня зайнятості (рис. 4.27а). Зокрема, найбільшим поживаленням на ринку праці характеризувалися Тернопільська (+6,7%), Рівненська (+5,2%), Чернівецька (+4,5%), Івано-Франківська (+3,9%), Луганська (+3,6%) та Черкаська (+3,4%) області. Водночас рівень зайнятості у промисловості характеризувався негативним зсувом в усіх областях України (за винятком Волинської області) у середньому приблизно на 1% (з 7,6% до 6,6%). Натомість зміна рівня зайнятості у сільському господарстві в розрізі регіонів країни демонструвала значну неоднорідність (від –5% до +3%). Зокрема, приблизно в половині областей відбулося незначне зростання рівня зайнятості в с/г (у середньому на 0,4% з 9,7% до 10,5%), тоді як для решти областей навпаки відбулося його зменшення (у середньому на 1,9% з 10,4% до 8,5%). Зокрема, значного зменшення зазнав рівень сільськогосподарської зайнятості у Житомирській (–4,7%), Київській (–4,3%) і Полтавській (–2,3%) областях (рис. 4.28а).

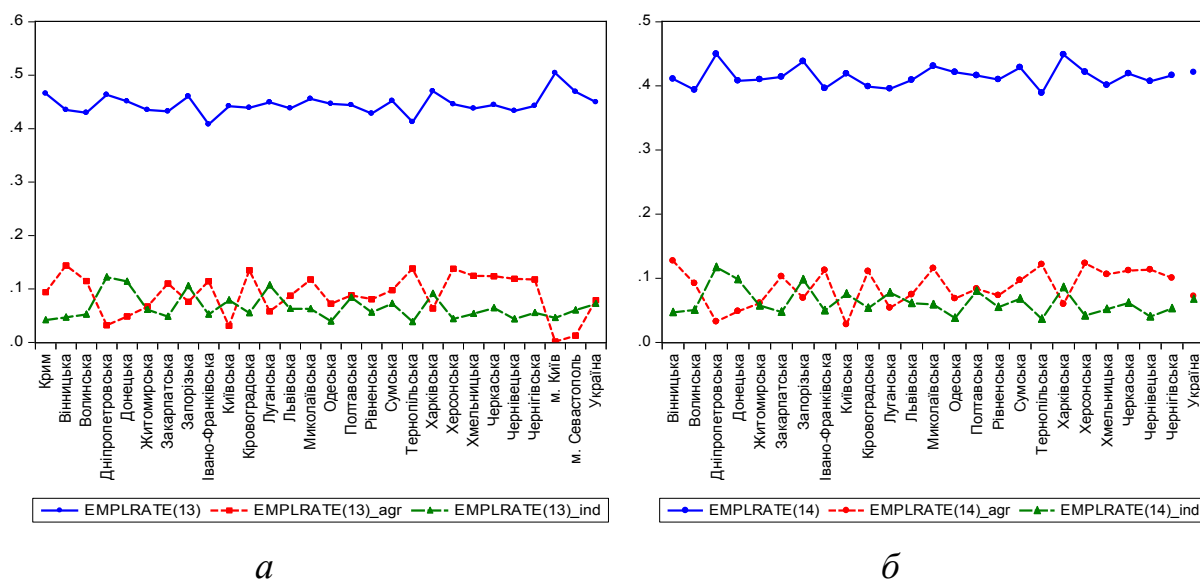


Рис. 4.27. Рівень зайнятості населення на регіональних ринках праці:

а) у 2013 р.; б) у 2014 р.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

У 2014 році рівень зайнятості значно зменшився в усіх областях України (у середньому на $-2,7\%$). При цьому насамперед спад відбувся у Луганській ($-5,4\%$) та Донецькій ($-4,3\%$) областях, а також значним зменшенням характеризуються Кіровоградська ($-4,1\%$), Хмельницька ($-3,7\%$), Волинська ($-3,6\%$) області та м. Київ ($-3,0\%$). Найменші зміни рівня зайнятості спостерігаються у Харківській ($-2,1\%$), Закарпатській ($-1,9\%$), Рівненській ($-1,8\%$), Дніпропетровській ($-1,4\%$) та Івано-Франківській ($-1,2\%$) областях (рис. 4.27б, 4.28б).

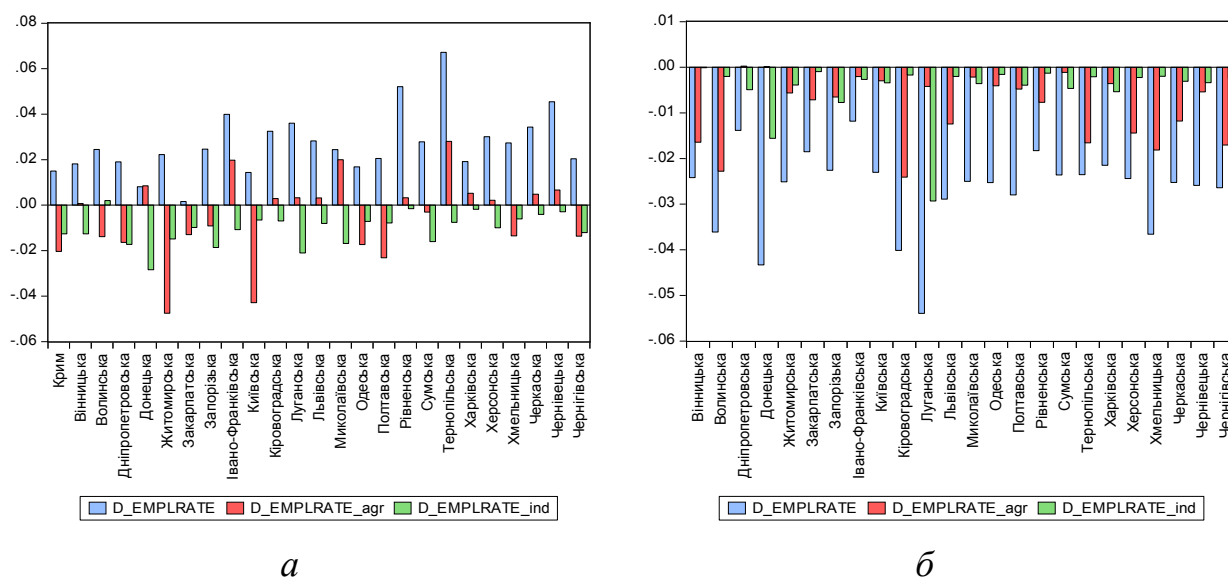


Рис. 4.28. Зміна рівня зайнятості населення на регіональних ринках праці:

а) впродовж 2004—2013 рр.; б) за 2014 р.

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Для моделювання змін у рівні регіональної зайнятості загалом, а також у секторах сільського господарства та промисловості, внаслідок оцінювання та порівняння різних економетричних специфікацій обрано моделі

$$\begin{aligned} \Delta EMPLRATE_r = & \alpha_1 + \alpha_2 GI04_r + \alpha_3 \Delta THEIL_r + \alpha_4 EMPLRATE04_r + \\ & + \alpha_5 RIEI08(EUR)_r + \alpha_6 RIEI08(CIS)_r + \alpha_7 \Delta RIEI(EUR)_r + \\ & + \alpha_8 \Delta RIEI(CIS)_r + \varepsilon_{1r}, \end{aligned} \quad (4.43)$$

$$\begin{aligned} \Delta EMPLRATE\_agr_r = & \beta_1 + \beta_2 GI04_r + \beta_3 \Delta THEIL_r + \beta_4 EMPLRATE04_r + \\ & + \beta_5 RIEI08(EUR)_r + \beta_6 RIEI08(CIS)_r + \beta_7 \Delta RIEI(EUR)_r + \\ & + \beta_8 \Delta RIEI(CIS)_r + \varepsilon_{2r}, \end{aligned} \quad (4.44)$$

$$\begin{aligned} \Delta EMPLRATE\_ind_r = & \gamma_1 + \gamma_2 GI04_r + \gamma_3 \Delta THEIL_r + \gamma_4 EMPLRATE04_r + \\ & + \gamma_5 RIEI08(EUR)_r + \gamma_6 RIEI08(CIS)_r + \gamma_7 \Delta RIEI(EUR)_r + \\ & + \gamma_8 \Delta RIEI(CIS)_r + \varepsilon_{3r}, \end{aligned} \quad (4.45)$$

Тут $EMPLRATE04_r = EMPL04_r / POP04_r$ позначає рівень зайнятості в r -й області в початковому 2004 р.; $EMPL04_r$ – кількість зайнятих у r -й області в 2004 р. (в тис. осіб); $POP04_r$ – чисельність населення r -ї області в 2004 р. (в тис. осіб); $\Delta EMPLRATE_r$ – зміни в загальному рівні зайнятості в r -му регіоні за період з 2004 до 2013 року; $\Delta EMPLRATE\_agr_r$ і $\Delta EMPLRATE\_ind_r$ – зміни в рівнях зайнятості відповідно в секторах сільського господарства та промисловості r -го регіону за період з 2004 до 2013 року. Змінні $RIEI08(EUR)_r$, $RIEI08(CIS)_r$ та $\Delta RIEI(EUR)_r$, $\Delta RIEI(CIS)_r$ позначають індекси економічної інтеграції r -ї області з країнами Європи та СНД у 2008 році та зміни їхніх значень за період з 2008 по 2013 рік. Змінна $\Delta THEIL_r$ характеризує зміну індексу диверсифікації зайнятості за різними секторами економіки в r -му регіоні впродовж 2004—2013 років, а змінна $GI04_r$ позначає індекс географічного потенціалу r -го регіону в 2004 р.

Оцінки параметрів моделей (4.43)–(4.45) визначають ступінь впливу географічного розташування регіону, початкового рівня зайнятості, зміни індексу диверсифікації галузей економіки у регіоні, а також початкових рівнів економічної інтеграції з країнами Європи і СНД та їхніх змін на зміну рівня зайнятості у регіоні, а також рівнів регіональної зайнятості в сільському господарстві та промисловості. Отримані внаслідок оцінювання на підставі реальних статистичних даних оцінки параметрів моделей (4.43)–(4.45), відповідні значення статистик Стюдента та їхні p -значення наведено в табл. 4.22.

У табл. 4.23 наведено значення скорегованих коефіцієнтів детермінації, статистик Фішера та результатів тестування гетероскедастичності залишків моделей (4.43)–(4.45) на підставі тесту Уайта та Бреуша–Пагана–Годфрі. Отримані значення статистичних критеріїв та їхні p -значення свідчать про гомоскедастичність залишків і адекватність побудованих моделей.

Таблиця 4.22

Результати оцінювання моделей (4.43)–(4.45)

Variable	Рівняння для					
	$\Delta EMPLRATE$		$\Delta EMPLRATE_{agr}$		$\Delta EMPLRATE_{ind}$	
	Coef.	t-Statistic (p-value)	Coef.	t-Statistic (p-value)	Coef.	t-Statistic (p-value)
Const	0,228076	6,622*** (0,0000)	0,012660	0,36869 (0,7169)	0,048214	3,068*** (0,0070)
$GI04$	-1,35E-15	-0,044895 (0,9647)	8,40E-14	1,337255 (0,1988)	-5,64E-15	-0,307100 (0,7625)
ΔT	-0,061464	-1,8101* (0,0880)	-0,208746	-4,069*** (0,0008)	0,039079	1,324010 (0,2030)
$EMPLRATE04$	-0,503073	-5,839*** (0,0000)	-0,212687	-2,954*** (0,0089)	-0,110520	-3,258*** (0,0046)
$RIEI08(EUR)$	0,000175	0,681410 (0,5048)	0,001535	4,168*** (0,006)	0,000665	5,283*** (0,0001)
$RIEI08(CIS)$	-2,36E-06	-0,007764 (0,9939)	-0,000826	-1,9029* (0,0741)	-0,000986	-5,250*** (0,0001)
$\Delta RIEI(EUR)$	-0,000395	-0,718049 (0,4825)	0,000422	0,526294 (0,6055)	-0,001105	-4,541*** (0,0003)
$\Delta RIEI(CIS)$	0,001630	1,7824* (0,0925)	0,002349	1,7821* (0,0926)	0,003165	7,934*** (0,0000)

Примітка: ***, ** і * позначають значущість параметра на рівні 99%, 95% and 90%.

Джерело: оцінки автора.

Таблиця 4.23

Результати діагностики моделей (4.43)–(4.45)

R -squared	0,8230	0,7722	0,753610
Adjusted R -squared	0,7501	0,6784	0,652156
F -statistic	11,2949 (0,0000)	8,2338 (0,0002)	7,4280 (0,00037)
White-statistic	$F[7,17]=0,2383$ (0,9694)	1,6298 (0,1938)	0,6270 (0,7273)
BPG —statistic	0,3515 (0,9178)	1,8345 (0,1452)	0,5188 (0,8082)

Примітка: у дужках () подано p -значення.

Джерело: оцінки автора.

Аналізуючи впливи екзогенних змінних на зміну економічної активності в різних регіонах України, отримуємо, що одним з головних значущих факторів зміни рівня зайнятості загалом в області, та в сільському господарстві й промисловості зокрема, є початковий рівень регіональної зайнятості. Від'ємні значення отриманих коефіцієнтів α_4 , β_4 , γ_4 засвідчують, що регіони з вищим початковим рівнем зайнятості характеризуються меншим його подальшим

ростом, і навпаки регіони, для яких початковий рівень зайнятості був нижчим, демонструють швидше зростання. Моделювання виявило, що такі тенденції характерні як для обох секторів (сільського господарства та промисловості), так і для економіки регіону загалом і засвідчують певне вирівнювання впродовж 2004—2013 років різних регіонів країни з погляду відсотка зайнятих у загальній кількості населення області. Зазначимо також, що коефіцієнт збіжності для сектору сільського господарства майже вдвічі більший за коефіцієнт збіжності для промисловості.

Зростання рівня регіональної зайнятості прямо залежить від значення індексу інтеграції з країнами Європи напередодні кризи у 2008 році й обернено від початкового значення індексу інтеграції з країнами СНД. Виявлена тенденція, характерна для сектору сільського господарства і для промисловості, свідчить про переваги та вигоди від інтеграції регіонів України з економікою Євросоюзу.

Зміна індексу інтеграції регіону з країнами Європи та СНД є статистично значущим чинником впливу лише на рівень зайнятості в промисловості та не впливає на частку зайнятості в сільському господарстві. При цьому чим більший ступінь посилення інтеграції промисловості регіону з країнами Європи, тим трохи меншими є зміни у частці зайнятих у промисловості, натомість посилення регіональної інтеграції з країнами СНД зумовлює незначне, проте статистично значуще, підвищення частки промислової зайнятості в регіоні.

По-різному реагує рівень зайнятості на зміни коефіцієнта нерівності Тейла, який є значущим чинником у моделях, що пояснюють загальний рівень регіональної зайнятості та частку населення, яке зайняте у сільському господарстві. Від'ємні оцінені значення параметрів показують, що регіональна диверсифікація в Україні не дає змоги приглушити властиві кожній галузі шоки, які виникають внаслідок інтеграційних процесів, кризових явищ та нестабільності ситуації, а навпаки посилюють вплив збурень, зокрема на ринку сільськогосподарської продукції, та послаблюють економіку загалом.

Індекс гравітації не є статистично значущим чинником у жодній з моделей, що свідчить про те, що географічне розташування області не має впливу на динамічні зміни в економічній активності в жодному з секторів.

Дослідимо також взаємозв'язок між продуктивністю праці в регіонах України, нерівномірністю розвитку регіонів й інтеграційними процесами. Статистичні дані засвідчують, що у 2013 р. найвища продуктивність праці простежувалась у Дніпропетровській, Київській та Полтавській областях, втричі перевищуючи відповідні значення у таких малопродуктивних областях: Закарпатська, Тернопільська та Чернівецька (рис. 4.29).

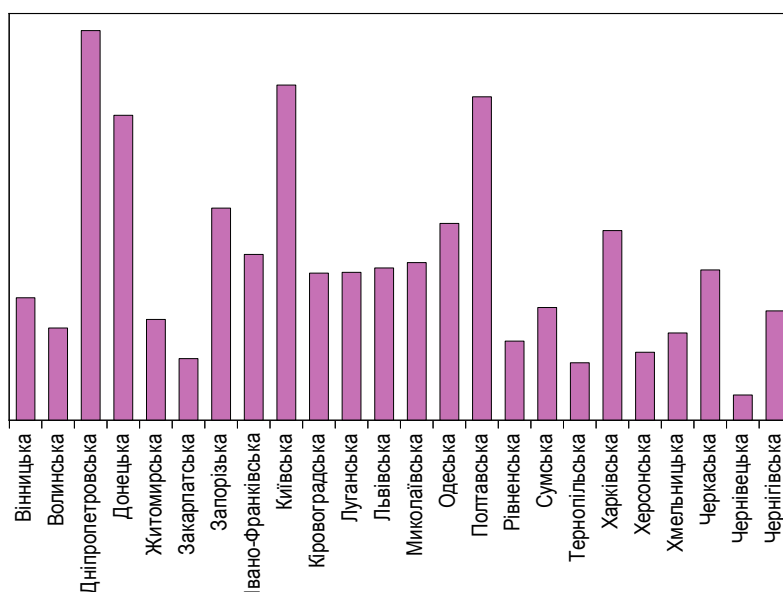


Рис. 4.29. Продуктивність праці у регіонах України, 2013 р.

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Емпіричне дослідження взаємозв'язку між продуктивністю праці в регіонах України, нерівномірністю розвитку регіонів і рівнем інтеграційних процесів проведемо на основі економетричної моделі

$$\ln PROD_{rt} = \alpha_{1t} + \alpha_{2t} E\_serv_{rt} + \alpha_{3t} RIEI(EUR)_{rt} + \alpha_{4t} RIEI(CIS)_{rt} + \alpha_{5t} \ln GI_r + \alpha_{6t} \ln THEIL_r + \varepsilon_{rt}, \quad (4.46)$$

де $PROD_{rt}$ позначає продуктивність праці в r -му регіоні в рік t , E_serv_{rt} – частка зайнятих r -ї області в сфері послуг у рік t . Оцінимо параметри моделі для двох різних років, а саме 2008 р., що передував початку кризових явищ в економіці, та 2013 р. Результати проведенного моделювання наведено в табл. 4.24.

Аналізуючи результати оцінювання моделі (4.46) отримуємо таке: якщо в 2008 р. продуктивність праці статистично значуще залежала лише від географічного розташування регіону, то вже у 2013 р. на цей показник мали вплив індекси економічної інтеграції, індекс нерівномірності Тейла та частка зайнятих у сфері послуг.

Таблиця 4.24

Результати оцінювання моделей продуктивності праці

Variable	Рівняння для			
	ln <i>PROD</i> (2008)		ln <i>PROD</i> (2013)	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
<i>Const</i>	-8,9602	-2,231**	-16.2174	-3.894***
<i>E_serv</i>	3,3615	0,857	0.1188	3.468***
ln <i>THEIL</i>	3,0137	1,397	7.2349	3.678***
ln <i>GI</i>	0,3567	3,27***	0.3547	3.668***
<i>RIEI(EUR)</i>	-0,0028	-0,429	0.0574	3.209***
<i>RIEI(CIS)</i>	0,0318	1,841*	0.0174	3.473***
<i>R-squared</i>	0,8206		0,8264	
Adjusted <i>R-squared</i>	0,7734		0,7807	
<i>F</i> - Statistic	17,3829 (0,0000)		18,0887 (0,0000)	
White Statistic	<i>F</i> [5,19]=1,6866 (0,1862)		<i>F</i> [5,19]=0,8011 (0,5626)	
<i>BPG</i> Statistic	<i>F</i> [5,19]=1,8032 (0,1604)		<i>F</i> [5,19]=1,1278 (0,3794)	

Примітка: ***, ** і * позначають значущість параметра на рівні 99%, 95% and 90%, *p*-значення у дужках ().

Джерело: оцінки автора.

Оцінена еластичність продуктивності за індексом Тейла виявила, що підвищення регіонального індексу диверсифікації зайнятості на 1% спричиняє зростання продуктивності праці на 7,2%. Отриманий результат засвідчує, що вищий ступінь диверсифікації галузей у структурі економіки регіону зумовлює значно ліпші можливості для перерозподілу наявних трудових ресурсів на альтернативні існуючі та безпечніші види економічної діяльності, внаслідок чого спад в окремих секторах не призводить до спаду економіки області загалом. Крім того, здобуті нові навички й урізноманітнення трудового досвіду

працівників розширюють можливості підприємницької діяльності, особливо в регіонах, де простежується переміщення працівників не тільки між різними фірмами, а й між різними галузями економіки.

Індекс гравітації – статистично значущий чинник впливу в обох моделях, що свідчить про те, що географічне розташування суттєво впливає на продуктивність праці в регіоні. Додатне та стабільне в часі значення коефіцієнта α_5 засвідчує, що віддалені (периферійні) області мають менший потенціал до зростання продуктивності праці та потребують посилення уваги до розробки й впровадження інноваційної регіональної стратегії розвитку.

Моделювання також виявило, що підвищення індексу регіональної економічної інтеграції з країнами Європи та країнами СНД стимулює зростання продуктивності праці. Проте коефіцієнт еластичності з ЄС та СНД відрізняються і відповідно становлять 5,7 і 1,7, що ще раз підтверджує переваги, доцільність і перспективність інтеграції України з Європейським Союзом.

Висновки до розділу 4

Сучасний досвід становлення та розвитку ринкової економіки України свідчить про актуальність вивчення регіональних характеристик національного сектора праці, які визначають особливості соціально-економічних явищ у регіонах нашої країни. На підставі емпіричного дослідження структури регіональної зайнятості населення за різними видами економічної діяльності оцінено низку індексів, зокрема, індекси регіональних структурних змін у зайнятості (*RCSC*), індекси галузевої диверсифікації зайнятих у кожному з регіонів, індекси регіональної диверсифікації зайнятих для кожного сектора економіки, регіональні індекси економічної інтеграції (*RIEI*) з різними групами країн світу, індекси географічної привабливості регіонів, а також на підставі оцінених індексів дисиміляції структури зайнятості (*IDES*) виконано

порівняльний аналіз динамічних змін у структурах зайнятості та рівнях галузевої диверсифікації в Україні та країнах Європейського Союзу.

На підставі аналізу індексів диверсифікації зайнятості для різних реігонів України визначено різні ступені регіональної спеціалізації за секторами економіки, які, окрім того, демонструють різні тенденції зміни в часі. Виявлено, що серед областей України найбільш диверсифікованими є Київська, Львівська, Одеська та Харківська області, тоді як Хмельницька, Вінницька, Херсонська, Волинська та Луганська, навпаки, характеризуються достатньо високим ступенем спеціалізації зайнятих. Водночас жодна з областей України не наближається до рівня диверсифікації країн Євросоюзу.

За допомогою аналізу динаміки індексів *RSC* виявлено, що хоча й різні українські області демонструють різний рівень структурної перебудови, суттєві зміни у структурі зайнятості за останні десять років відбулися лише в столиці та декількох областях країни, тоді як більшість областей характеризуються дуже незначними структурними зрушеннями. Порівняльний аналіз часток зайнятих за секторами економіки в Україні та в інших країнах Європи показує значні відмінності між ними. Основною відмінністю української економіки є значне перевищення часток зайнятих у сільському господарстві й сфері торгівлі, низький рівень часток зайнятих у будівництві, промисловості, діяльності транспорту та зв'язку, фінансовій діяльності та секторі операцій з нерухомістю. Динаміка значень індексів засвідчує поглиблення розбіжностей між структурою ринку праці України та усіх країн ЄС упродовж останніх 10 років. Переважання в структурі розподілу української зайнятості секторів, які характеризуються низькою продуктивністю праці, та відсутність змін обмежують можливості розвитку економіки регіонів і країни загалом.

У результаті економетричного дослідження взаємозалежності між доходами та споживанням в Україні розроблено низку моделей, зокрема, модель, яка описує поведінку споживання згідно з гіпотезою постійного доходу та є комбінацією моделі адаптивних очікувань формування постійного доходу і моделі часткового пристосування до бажаного рівня споживання, а також

економетричну модель, яка є моделлю у сезонних різницях і враховує вплив попередніх відхилень від довгострокової рівноважної траєкторії та темпу інфляції. Оцінювання розроблених моделей на підставі реальної інформації та аналіз отриманих результатів виявили, що українські споживачі будують свої очікування щодо майбутніх доходів, лише спираючись на поточне значення доходу. Аналіз результатів моделювання засвідчує, що практично усі зміни поточного доходу домогосподарства трактують як зміни постійного доходу, при цьому наближеність граничної схильності споживання для постійного і тимчасового доходу та їх високе значення свідчать про чисельну перевагу домогосподарств з обмеженнями ліквідності. Статистичні тестування також виявляють зменшення реального споживання внаслідок зростання рівня цін, а також зміну структури моделі та зсуви споживання у кризові періоди.

Внаслідок дослідження динамічних властивостей коефіцієнтів моделі залежності темпу зростання споживання від темпів зростання постійного і тимчасового доходів, темпу інфляції та процентного відхилення від довгострокового рівноважного співвідношення, яку оцінено на підставі вибірок за різні періоди, показано, що до 2008 р. споживачі, аналізуючи зміни обох складових доходу, приблизно 83% змін у поточному доході характеризували як зміни темпів постійного доходу, відображаючи їх у динаміці свого споживання. Спричинені кризою негативні процеси в економіці країни суттєво погіршили економічне становище вітчизняних споживачів і призвели до того, що на даний час 99% домогосподарств в Україні, вичерпавши свої ресурси і потерпаючи від ліквідних обмежень, не мають змоги згладжувати своє споживання та формують свої споживчі видатки, виходячи з розміру поточного доходу. Крім того, моделюванням виявлено значне зниження реакції споживання на відхилення від довгострокових тенденцій і постійний негативний вплив інфляції, темп якої є неочікуваним для більшості споживачів. Дослідження динамічних властивостей економетричної моделі споживання, розробленої на підставі комбінації процесів адаптивних очікувань і часткового пристосування, засвідчує, що починаючи з 2010 р. простежується постійний зсув у

можливостях пристосування домогосподарств до бажаного цільового рівня споживання. Статистичні тестування також заперечують гіпотезу випадкового блукання Р. Гола про те, що зміну споживання неможливо передбачити, побудовані моделі виявляють хорошу динамічну здатність прогнозувати зміни в рівнях і динаміку короткострокових коливань у поведінці фактичних значень споживання.

Розроблена модель коригування похибок враховує рівноважні економічні зв'язки, які впливають з макроекономічної теорії, а також дає змогу змодельовати короткострокові ефекти впливу на темпи зміни споживання таких чинників, як зміни у темпах росту доходів, змін норми заощаджень упродовж попереднього року, сезонності та відхилень від довгострокової рівноваги, які виникають внаслідок непередбачуваних шоків в економіці. Виявлено, що українські домогосподарства витрачають свої заощадження впродовж наступного року та не мають змоги накопичувати їх у довгостроковій перспективі. Обчислені значення коефіцієнтів, які вимірюють швидкість пристосування до рівноваги, вказують на те, що модель є динамічно стабільною, причому 50% відхилень від довгострокового зв'язку корегується протягом року. Відтак, низький рівень заощаджень може призвести до низького рівня доходу та зростання зовнішнього боргу в довгостроковій перспективі.

Важливою складовою національного багатства країни та її регіонів є людський капітал, аналіз ефективності інвестицій в який передбачає дослідження й оцінювання витрат на освіту, професійну підготовку, охорону здоров'я. Економетричне дослідження та розроблена методологія моделювання регіональних видатків на освіту свідчить про те, що в областях України недостатньо справедливо й обґрунтовано формуються інвестиції, які сприяють накопиченню знань, навичок, мотивацій і здібностей, використання яких зумовлює зростання продуктивності праці та доходів. Зокрема, більше уваги слід надати розвитку освіти в промислових регіонах України, в яких, як засвідчує моделювання, встановилося занижене, враховуючи їх можливості та потреби, фінансування освіти, що зумовлює сповільнення розвитку

регіонального людського капіталу. Концентрація ресурсів у напрямі підвищення рівня освіченості майбутніх працівників є необхідним елементом сучасних економічних перетворень у нашій країні, оскільки як, зокрема, показують динамічні макроекономічні моделі, навіть помірні зміни ресурсів, що виникають внаслідок нагромадження людського капіталу, можуть спричинити значні зміни обсягу виробництва продукції та продуктивності праці в регіонах України.

На підставі показників, що характеризують регіональну структуру зайнятості, побудовано низку економетричних моделей, які дають змогу оцінити вплив початкового рівня зайнятості, індексу галузевої диверсифікації зайнятості в регіоні, індексу географічної привабливості регіону, а також початкового рівня економічної інтеграції регіону з країнами Європи та СНД і їх зміни за останні шість років на зміни у регіональній зайнятості загалом, а також у секторах сільського господарства та промисловості зокрема. Моделювання засвідчує певну конвергенцію регіонів за значенням частки зайнятих у сільському господарстві та промисловості. Крім того, виявлено значущий позитивний вплив на зміну рівня зайнятості початкового значення індексу економічної інтеграції з країнами Європи та негативний вплив індексу інтеграції з країнами СНД. Зокрема, результати моделювання свідчать про те, що вищий індекс інтеграції регіону з європейськими країнами сприяє підвищенню рівня зайнятості в цьому регіоні, тоді як вищий рівень інтеграції регіону з країнами СНД, навпаки, погіршує ситуацію на регіональному ринку праці. Цей результат підтверджується як для сектора сільського господарства, так і для промисловості, та свідчить про переваги європейського напрямку економічної інтеграції України.

Отримані результати моделювання також засвідчують, що вищий ступінь диверсифікації галузей у структурі економіки регіону зумовлює значно кращі можливості для перерозподілу наявних трудових ресурсів на альтернативні та безпечніші види економічної діяльності, внаслідок чого спад в окремих секторах не спричиняє спаду економіки області загалом. Крім того здобуті нові

навики й урізноманітнення трудового досвіду працівників розширюють можливості підприємницької діяльності.

Економетричний аналіз і моделювання змін у продуктивності праці в регіонах України обґрунтовує статистичну значущість індексу географічної привабливості регіону, визначеного на підставі оцінювання регіональних індексів гравітації, що свідчить про те, що географічне розташування виробничих ресурсів суттєво впливає на продуктивність праці в Україні. Додатне та стабільне в часі значення коефіцієнта означає, що віддалені (периферійні) області мають менший потенціал для зростання продуктивності праці та потребують посилення уваги до розробки й впровадження інноваційної регіональної стратегії розвитку. Моделювання також обґрунтовує, що підвищення індексів регіональної економічної інтеграції з країнами Європи та країнами СНД стимулює зростання продуктивності праці. Проте коефіцієнти еластичності для країн Європи та СНД відрізняються і, відповідно, становлять 5,7 і 1,7, що засвідчує переваги, доцільність і перспективність інтеграції України з Європейським Союзом.

Отож, результати аналізу підтверджують необхідність структурних змін і реформування інфраструктури регіональних ринків праці; посилення уваги до розвитку людського капіталу та сектора освіти в промислових регіонах країни; спрямування заходів економічної політики держави на підвищення доходів населення, що, враховуючи виявлену реакцію споживання, сприятиме значному підвищенню попиту та завдяки високим значенням мультиплікаторів позитивно вплине на ВВП і зайнятість, а також європейського спрямування інтеграційних процесів і державного управління в Україні, які, як засвідчують результати моделювання, стимулюватимуть позитивні процеси розвитку національного ринку праці.

Основні результати розділу опубліковані в наукових працях автора: [107, 113, 116, 119, 121, 122, 123, 126, 130, 138, 139, 145, 147, 148, 150, 382, 385].

РОЗДІЛ 5

МОДЕЛЮВАННЯ ДОВГОСТРОКОВИХ СПІВВІДНОШЕНЬ І КОРОТКОСТРОКОВИХ ПРИСТОСУВАНЬ НА РИНКУ ПРАЦІ УКРАЇНИ НА ПІДГРУНТІ ЗАСТОСУВАННЯ КОМПЛЕКСУ ДИНАМІЧНИХ ЕКОНОМЕТРИЧНИХ СИСТЕМ

Передумовою проведення якісних змін у соціально-економічній сфері є системний аналіз динаміки розвитку вітчизняного ринку праці, який сприятиме формуванню ефективного механізму використання людського потенціалу, впровадженню ефективних заходів державного регулювання й управління розвитком національної економіки. Існуючі суттєві невідповідності у структурі зайнятості, заробітної плати та продуктивності праці, підвищення рівня безробіття, нерівномірність розподілу доходів, соціальна незахищеність бідних верств населення характеризують нагальні проблеми у соціально-трудо́вій сфері України, які зумовлені як внутрішніми так і зовнішніми чинниками. У зв'язку з цим актуальною є розробка динамічних структурних економіко-математичних систем симульативних рівнянь, які допоможуть виявити особливості характеру взаємозв'язків між основними макроекономічними показниками соціально-економічної сфери, проаналізувати можливі сценарії розвитку та спрогнозувати майбутню ситуацію на вітчизняному ринку праці.

Аналіз і вивчення особливостей симульативного моделювання ринків праці вченими у різних країнах світу ґрунтуються на дослідженні економіко-математичних моделей та систем. Серед інших, П. Ротару [418] на підставі симульативної економетричної системи аналізує ринок праці Румунії з погляду попиту на робочу силу та досліджує модель, яка описує зв'язок між рівнем зайнятості та соціально-економічними показниками функціонування ринку праці. Результати проведеного аналізу засвідчують позитивний вплив доходів населення на зайнятість, а також наявність негативного впливу продуктивності праці на попит на робочу силу. М. Мосфелдт і П. Остергольм [375] оцінили вплив фінансової кризи на ринок праці Швеції. Г. Гервартц і

А Нібур [321] досліджують кроссекційні відмінності в залежностях показників регіональних ринків праці від їх головних чинників на підставі економетричної моделі для панельних даних країн Європи. Д. Чекчі та С. Гарсія-Пеналоса [272] моделюють загальний вплив інститутів ринку праці на нерівність доходів домашніх господарств в Європейському Союзі.

Багато економістів для моделювання взаємозв'язків між показниками ринків праці різних країн застосовують економетричні моделі коригування похибок. Зокрема, А. Станева [434] досліджує проблеми розвитку ринку праці Болгарії, проводить коінтеграційний аналіз, оцінює ЕСМ-модель для опису взаємозв'язків між безробіттям, зайнятістю, заробітною платою, продуктивністю праці та інфляцією. Я. Наканіші [377] використовує новий економетричний інструментарій для дослідження проблем на японському ринку праці. Окремі автори, зокрема, О. Дамете і В. Фроментін [283], Е. Боубтане, Д. Колібалі та К. Раулт [253] за допомогою моделі коригування похибок досліджують взаємозв'язок між міграцією, зростанням та безробіттям на ринку праці в країнах OECD.

Отож, досвід українських і зарубіжних досліджень свідчить про потребу для моделювання та аналізу взаємозв'язків між показниками вітчизняного ринку праці застосовувати багатовимірні динамічні економетричні системи, які враховують коінтеграційні співвідношення між змінними, довгострокові траєкторії їхньої поведінки та динаміку короткострокових коливань. Актуальними є емпіричний аналіз та економетричне моделювання взаємозв'язків між показниками ринку праці України на підставі комплексу симулятивних моделей коригування похибок, які дають змогу поєднати довгострокові рівноважні зв'язки та механізми короткострокового динамічного пристосування й врахувати особливості динаміки процесів у соціально-економічній сфері вітчизняної економіки.

5.1. Моделювання динамічних взаємозв'язків на ринку праці на підґрунті комплексу гібридних систем симульативних рівнянь з урахуванням механізму коригування похибок

Базуючись на попередньо проведеному економіко-статистичному аналізі, для оцінки системи взаємозалежностей на ринку праці в Україні визначено такі основні показники: *RGDP* – реальний валовий внутрішній продукт (млн грн.); *LF* – економічно активне населення (тис. осіб); *EMPL* – зайняте населення (тис. осіб); *UNEMPL* – безробітне населення (тис. осіб); *WAP* – населення віком 15–70 років (тис. осіб); *AWAGE* – середньомісячна заробітна плата в розрахунку на одного працівника (грн.); *WARR* – заборгованість із виплати заробітної плати (млн грн.); *UR* – рівень безробіття населення (за методологією МОП) (%); *UROF* – зареєстрований рівень безробіття населення (%); *UNB* – середній розмір допомоги по безробіттю (грн.); *CPI* – індекс споживчих цін.

Для характеристики різноманітних процесів на ринку праці в економічній теорії використовують різні соціально-економічні категорії людських ресурсів: населення як джерело поповнення трудових ресурсів, зокрема економічно активне населення, яке забезпечує пропозицію робочої сили для виробництва товарів і надання послуг; трудові ресурси реальних працівників, які вже зайняті в економіці; а також потенційних працівників, котрі не зайняті, але можуть працювати [2]. Економічно активне населення, яке визначає робочу силу в економіці, залежить від кількості наявних людей певного віку та чинників, які пов'язані з заробітною платою [86]. Аналізуючи квартальну динаміку кількості населення у віці від 15 до 70 років в Україні (змінна *WAP*) впродовж 2004—2014 років, простежуємо тенденцію до зменшення. Гладка лінія на рис. 5.1а, визначена на підставі оціненої моделі нелінійного тренда, специфікація якої містить по різному включені фіктивні змінні, дає змогу оцінити різні перетини та різні коефіцієнти нахилів для різних часових проміжків і даних без урахування тимчасово окупованої території АР Крим і м. Севастополя.

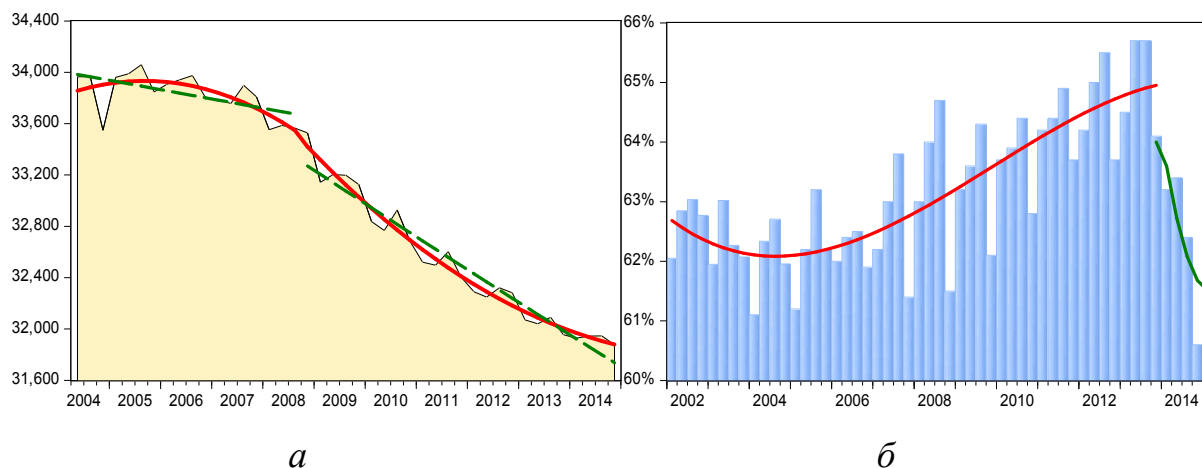


Рис. 5.1. Динаміка: а) кількості населення віком від 15 до 70 років; б) процента економічно активного населення (без урахування тимчасово окупованої території АР Крим і м. Севастополя) впродовж 2004—2014 років

Джерело: дані Державної служби статистики України, оцінки автора.

Емпіричне дослідження залежності ряду WAP як функції від часу виявило зсув лінії регресії, а також статистично значущу зміну кута нахилу в кінці 2008 року. Зокрема, до IV кварталу 2008 р. середнє зменшення за квартал становило 20,79 тис. осіб, тоді як починаючи з 2009 р. таке зменшення становило 74 тис. осіб. Відмінності у темпах падіння кількості населення працездатного віку безперечно поглибили вплив світової економічної кризи та посилили негативні процеси в економіці України. Зазначимо, що впродовж 2014—2015 рр. значущих змін у характері динаміки загальної кількості населення працездатного віку не спостерігається.

Щодо відсотка кількості економічно активного населення, то впродовж 2004—2013 рр. спостерігаємо позитивну тенденцію до зростання цього показника (рис. 5.1б), зокрема за ці роки коефіцієнт участі в робочій силі збільшився з 61% до майже 66% у певних кварталах, що у підсумку компенсувало падіння величини WAP . Натомість у 2014 році спостерігаємо різке зменшення проценту економічної активності населення на ринку праці в Україні.

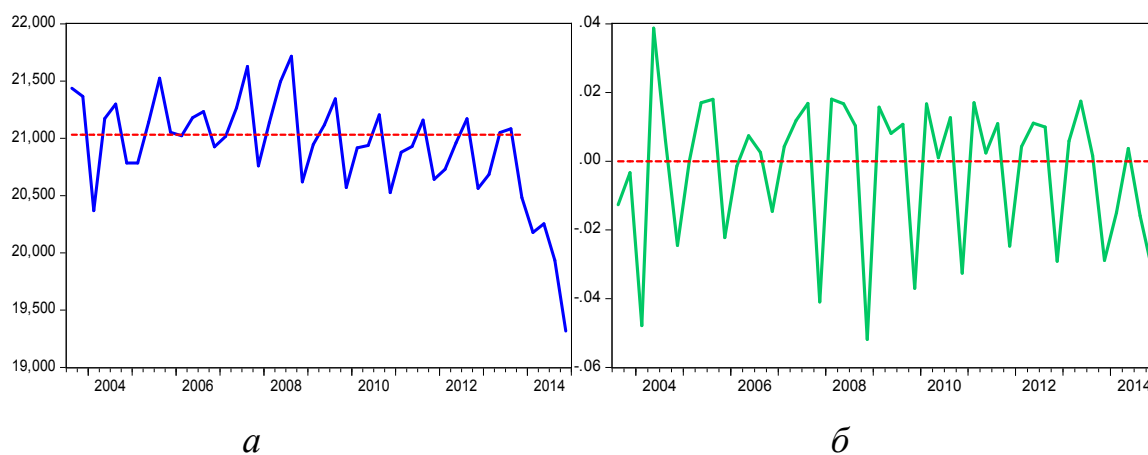


Рис. 5.2. Динаміка: а) робочої сили в Україні; б) темпів зміни робочої сили (без урахування тимчасово окупованої території АР Крим і м. Севастополя)

Джерело: дані Державної служби статистики України, оцінки автора.

Як наслідок кількість економічно активного населення (змінна LF) у період з 2009 до 2013 р. (рис. 5.2) не зазнала тих негативних змін, які були притаманні загальній кількості населення у віці 15-70 років, проте нажалі за 2014 рік значно зменшилась. Зазначимо, що економічна активність характеризується значними сезонними коливаннями і кожного року найбільша у третьому кварталі.

Побудуємо економетричну модель, яка б описувала та давала змогу прогнозувати динаміку економічно активного населення в Україні. Оскільки поведінка змінної LF не виявляє певних тенденцій, що підтверджують також дослідження К. Султан, І. Лук'яненко та Ю. Городніченка [189], застосуємо методику $ARIMA$ моделювання з використанням екзогенних змінних та детермінованих зсувів у специфікації. Як екзогенні змінні оберемо загальну кількість населення працездатного віку (WAP) та величину середньої заробітної плати ($AWAGE$). Для врахування зміни структури моделі в кінці 2008 р. та на початку 2009 р. дослідимо ефекти різних типів фіктивних змінних $D2008q4(k)$ ($k=1,2,3$), значення яких дорівнюють нулю для всіх періодів до IV кварталу 2008 р. Для врахування зсувів впродовж 2014 року в модель введено змінну $D2014q1$, яка набуває значення 0 до IV кварталу 2013 р. та 1 починаючи з I

кварталу 2014 р. Внаслідок дослідження низки альтернативних варіантів обрано $ARMAX(3,1,1)$ специфікацію

$$\Delta \ln LF_t = a_0 + a_1 \Delta \ln LF_{t-1} + a_2 \Delta \ln LF_{t-2} + a_3 \Delta \ln LF_{t-3} + d_0 D2008Q4(k) + d_1 D2014Q1 + s_0 S3_t + B(L) \Delta \ln WAP_t + C(L) \Delta \ln AWAGE_t + G(L) e_t, \quad (5.1)$$

де $B(L)$, $C(L)$, $G(L)$ – поліноми від лагового оператора з невідомими коефіцієнтами. Тут і надалі $S1$, $S2$, $S3$, $S4$ позначають сезонні бінарні змінні, які набувають значення 1 відповідно у першому, другому, третьому та четвертому кварталах, і значення 0 в усіх інших кварталах кожного року.

На підставі моделі (5.1) проведемо інтервент-аналіз [292, р. 277–279], який дає змогу перевірити відмінності у середніх тенденціях динаміки часового ряду. Позначимо $D2008Q4(1)=D2008Q4\_jump$ фіктивну змінну, яка набуває значення 1 для усіх періодів, починаючи з IV кварталу 2008 р. і характеризує зсув (рис. 5.3а). У випадку використання такої фіктивної змінної у специфікації (5.1) до IV кварталу 2008 р. перетин моделі вимірюється як a_0 , а починаючи з IV кварталу стрибкоподібно зміщується до a_0+d_0 . Оцінене значення d_0 визначає початковий або миттєвий ефект, значущість якого ґрунтується на значенні t -статистики параметра d_0 . Довгостроковий ефект впливу такого типу інтервент-змінної, враховуючи авторегресійну структуру моделі, становить $d_0/(1-a_1-a_2-a_3)$ і є більшим за короткостроковий ефект d_0 . Різні тимчасові ефекти можна отримати, аналізуючи функцію імпульсних відгуків $MA(\infty)$ зображення моделі (5.1)

$$\Delta \ln LF_t = a_0/(1-a_1-a_2-a_3) + d_0 (A(L))^{-1} D2008Q4(k) + d_1/A(L) D2014Q1 + s_0/A(L) S3_t + B(L)/A(L) \Delta \ln WAP_t + C(L)/A(L) \Delta \ln AWAGE_t + G(L)/A(L) e_t, \quad (5.2)$$

де $A(L) = 1 - a_1 L - a_2 L^2 - a_3 L^3$, $(A(L))^{-1}$ – обернений оператор до оператора $A(L)$,

$$d_0(A(L))^{-1} D2008Q4(k)_t = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_j D2008Q4(k)_{t-j},$$

λ_j є нелінійними функціями коефіцієнтів a_1 , a_2 , a_3 . Зокрема, у випадку авторегресії першого порядку $\lambda_j = (a_1)^j$, миттєвий ефект становить d_0 , ефект у кожний наступний період збільшується і в k -му періоді дорівнює $d_0(1+a_1+(a_1)^2+(a_1)^3+\dots+(a_1)^k)$, а в довгостроковому періоді при $k \rightarrow \infty$ досягає

значення $d_0/(1-a_1)$. Оцінивши модель (5.1) зі змінною $D2008Q4\_jump$, отримуємо статистично не значуще значення коефіцієнта d_0 , що свідчить про те, що збурення, які відбулися в економіці України внаслідок подій кінця 2008 р., не мали значного постійного довгострокового ефекту на економічну активність населення.

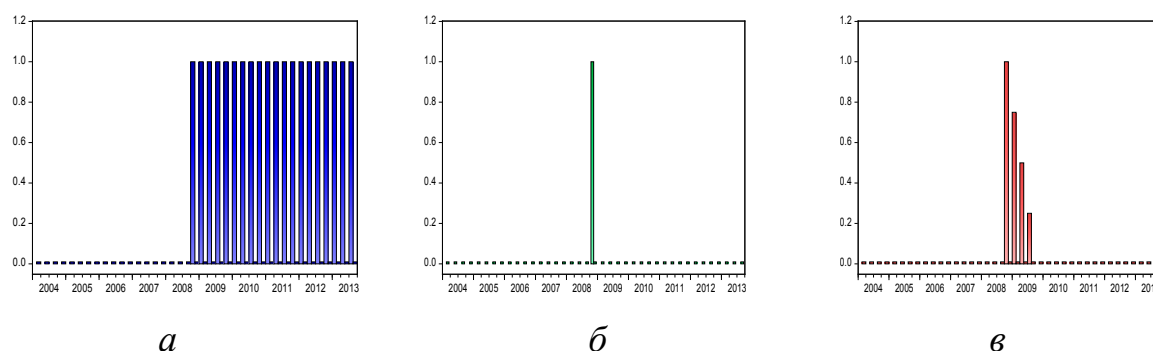


Рис. 5.3. Функції: а) зсуву; б) простого імпульсу; в) пролонгованого імпульсу

Іншою можливістю врахування змін у структурі моделі є використання перших різниць змінної зсуву. Тоді змінна $D2008Q4(2) = D2008Q4\_impulse = \Delta D2008Q4\_jump$ набуватиме значення 0 в усі періоди за винятком лише одного окремого періоду (IV квартал 2008 р.), в якому вона дорівнює одиниці (рис. 5.3б). Ця функція імпульсу характеризує тимчасовий вплив. Простий імпульс матиме вплив на темп зміни економічної активності безпосередньо у цьому періоді, а також через авторегресійну природу моделі впливатиме на його величину в усі наступні періоди. Проте амплітуда такого впливу з часом згасатиме і в довгостроковому періоді прямуватиме до нуля. Зокрема, у випадку AR(1) процесу ефект у k -му періоді дорівнює $d_0(a_1)^k$. Оцінивши модель (5.1), використовуючи фіктивну змінну $D2008Q4\_impulse$, отримуємо статистично значущі значення параметрів d_0 , a_1 , a_2 , a_3 (табл. 5.1). Отримана оцінка параметра d_0 свідчить про те, що в кінці 2008 року відбувся зсув у темпі зміни робочої сили на 0,9 відсотка.

Ще однією можливістю врахування структурних змін у моделі (5.1) є дослідження впливу змінної, яка відображає функцію пролонгованого імпульсу. Нехай змінна $D2008Q4(3)=D2008Q4\_prolong$ набуває значення 1 у IV кварталі

2008, 0,75 у I кварталі 2009, 0,5 у II кварталі 2009, 0,25 у III кварталі 2009 року та 0 в усі інші періоди (рис. 5.3в). Так визначена фіктивна змінна визначає пролонгований імпульс і на відміну від простого імпульсу (1 лише у IV кварталі 2008 р.) характеризує поступове зменшення з кожним кварталом впродовж наступного року.

За такої фіктивної змінної миттєвий ефект також становить d_0 , а далі впродовж чотирьох кварталів поступово змінюється, досягаючи через рік нового значення. Зокрема, для $AR(1)$ процесу ефект у наступному кварталі дорівнює $d_0(1+0,75a_1)$, через два квартали – $d_0(1+0,75a_1+0,5(a_1)^2)$, через три квартали – $d_0(1+0,75a_1+0,5(a_1)^2+0,25(a_1)^3)$, а тоді надалі поступово спадає. У випадку авторегресії третього порядку матимемо таку ж поведінку, але величини ефектів впливу обчислюватимуться як нелінійні функції оцінених значень a_1, a_2, a_3 . Оцінивши специфікацію (5.1) з пролонгованим імпульсом, отримуємо значущі значення коефіцієнта d_0 . У табл. 5.1 наведено деякі результати оцінювання моделі (5.1) з різними варіантами інтервент-змінної (t - статистика в дужках).

Таблиця 5.1

Результати інтервент-аналізу моделі робочої сили (5.1)

Інтервент-змінна	a_1	a_2	a_3	d_0	AIC	SBC
<i>D2008Q4_jump</i>	-1,0989 (-12,16**)	-0,7796 (-8,48**)	-0,3840 (-4,24**)	-0,0035 (-1,07)	-7,2504	-6,8105
<i>D2008Q4_impulse</i>	-1,0943 (-12,79**)	-0,7163 (-8,14**)	-0,3333 (-3,83**)	-0,0098 (-1,78*)	-7,3138	-6,8739
<i>D2008Q4_prolong</i>	-1,1215 (-14,22**)	-0,7503 (-8,81**)	-0,3601 (-4,26**)	-0,0134 (-2,16**)	-7,3655	-6,9257

Примітка: * позначає відхилення нульової гіпотези про незначущість коефіцієнта на рівні надійності 0,95; ** – на рівні 0,99.

Джерело: оцінки автора.

Порівнюючи отримані результати, бачимо, що значення авторегресійних коефіцієнтів стабільні, проте значущими є коефіцієнти лише при змінних, які

відображають імпульси. Обидва критерії *AIC* і *SBC* свідчать про перевагу моделі з пролонгованим імпульсом. Отож, можна стверджувати, що внаслідок подій, які відбулися в кінці 2008 р., відбувся значущий проте тимчасовий негативний зсув у темпі росту кількості економічно активного населення, який тривав продовж наступного року.

Результати оцінювання моделі (5.1) наведено в табл. 5.2. У підсумку оцінена модель для економічно активного населення має вигляд

$$\begin{aligned} \Delta \ln LF_t = & -0,0098 - 1,1215 \Delta \ln LF_{t-1} - 0,7503 \Delta \ln LF_{t-2} - 0,3601 \Delta \ln LF_{t-3} + \\ & (-3,34^{***}) (-14,22^{***}) \quad (-8,81^{***}) \quad (-4,26^{***}) \\ & + 0,0234 S3_t - 0,2070 \Delta \ln WAP_{t-1} + 0,4601 \Delta \ln WAP_{t-3} + 0,1019 \Delta \ln AWAGE_t - \\ & (6,26^{***}) \quad (-1,05) \quad (2,60^{**}) \quad (2,78^{***}) \\ & - 0,0134 D2008Q4\_prolong_t - 0,0370 D2014Q1_t + e_t + 0,6356 e_{t-1}. \end{aligned} \quad (5.3)$$

$$\begin{aligned} & (-2,16^{**}) \quad (-7,62^{***}) \quad (3,89^{***}) \\ & DW = 2,18; \quad LM = 1,03 \quad (p=0,389); \quad Q[10] = 8,2 \quad (p=0,514); \\ & J-B = 1,01 \quad (p=0,602); \quad F(ARCH) = 1,56 \quad (p=0,218). \end{aligned}$$

Побудована модель, окрім фіктивної імпульсної змінної, містить також стаціонарні змінні, які визначають темп росту середньої заробітної плати $\Delta \ln AWAGE_t$ та лаги темпу зміни кількості населення працездатного віку $\Delta \ln WAP$. Коефіцієнти при цих змінних визначають ваги трансферної функції [292, р. 270–272] та показують як зміни в екзогенних змінних впливають на часову динаміку ендогенної змінної. Зазначимо, що зміна у темпі росту заробітної плати спричиняє зростання темпу економічної активності населення, зокрема короткостроковий ефект такого впливу становить 0,102, тоді як довгостроковий вплив завдяки авторегресійній структурі моделі становить $c_0/(1-a_1-a_2-a_3)=0,032$. Зменшення темпу зміни населення зумовлює зменшення економічної активності, проте з лагом у три квартали. Отож, як свідчать висновки моделі (5.3), підвищення доходів українських працівників сприяє збільшенню економічної активності працездатного населення і навпаки їх зменшення зумовлює неактивність на ринку праці.

Таблиця 5.2

Результати оцінювання моделі (5.1)

Dependent Variable: $\Delta \ln LF$ Method: *Maximum Likelihood*

Convergence achieved after 28 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,0098	0,0029	-3,3435	0,0022
$\Delta \ln LF(-1)$	-1,1215	0,0788	-14,222	0,0000
$\Delta \ln LF(-2)$	-0,7503	0,0851	-8,8077	0,0000
$\Delta \ln LF(-3)$	-0,3601	0,0844	-4,2656	0,0002
$\Delta \ln WAP(-1)$	-0,2070	0,1971	-1,0503	0,3020
$\Delta \ln WAP(-3)$	0,4601	0,1769	2,6006	0,0143
$\Delta \ln AWAGE$	0,1019	0,0366	2,7848	0,0092
S3	0,0234	0,0037	6,2604	0,0000
<i>D2008Q4_prolong</i>	-0,0134	0,0061	-2,1664	0,0383
<i>D2014Q1</i>	-0,0370	0,0048	-7,6246	0,0000
<i>MA(1)</i>	0,6356	0,1632	3,8934	0,0005
R-squared	0,930965	Mean dependent var	-0,00238	
Adjusted R-squared	0,907953	S.D. dependent var	0,01958	
S.E. of regression	0,005941	Akaike info criterion	-7,36551	
Sum squared resid	0,001059	Schwarz criterion	-6,92575	
$\ln L_{max}$	158,3891	Hannan-Quinn criter.	-7,02229	
F-statistic	40,4560	Durbin-Watson stat	2,18210	
Prob(F-statistic)	0,0000	Jarque-Bera stat.	1,01489	

Джерело: оцінки автора.

Становлення позитивної динаміки заробітної плати, яка дасть змогу підвищити життєвий рівень населення та покращити економічну ситуацію, на думку багатьох авторів, потребує удосконалення існуючої державної соціально-економічної політики України [154], що своєю чергою потребує аналізу та системного моделювання процесів на ринку праці. Внаслідок порівняння різних специфікацій для моделювання довгострокової поведінки середньої заробітної

плати, яка є важливим індикатором попиту на товари і послуги в економіці, обрано модель такого вигляду:

$$\begin{aligned} \ln AWAGE_t = & \alpha_1 + \alpha_2 \ln RGDP_t + \alpha_3 \ln EMPL_t + \alpha_4 UR_t + \alpha_5 UROF_t + \alpha_6 \ln P\_CPI_t + \\ & + \alpha_7 \Delta \ln P\_CPI_t + \alpha_8 \Delta \ln WARR_t + \alpha_9 TREND + \alpha_{10} S2_t + \alpha_{11} S3_t + \\ & + \alpha_{12} S4_t + \alpha_{13} \ln AWAGE_{t-1} + \alpha_{14} \ln AWAGE_{t-4} + \varepsilon\_Awage_t. \end{aligned} \quad (5.4)$$

Згідно з економічною теорією модель (5.4) враховує показники рівня цін $\ln P\_CPI$ та інфляції $\Delta \ln P\_CPI$, які обчислено на підставі індексу споживчих цін, величину реального валового внутрішнього продукту $\ln RGDP$, кількість зайнятих в економіці $\ln EMPL$, показники рівня безробіття UR і $RUOF$, величину зміни заборгованості з виплати заробітної плати $\Delta \ln WARR$, а також враховує адаптивний характер часової зміни заробітної плати та містить лагові значення $\ln AWAGE$ за минулі періоди. Коефіцієнти моделі визначають еластичності зміни середньомісячної заробітної плати в Україні за відповідними чинниками та показують на скільки відсотків змінюється зарплатня зі збільшенням фактора на 1% за умови, що всі інші фактори залишаються незмінними

Для моделювання кількості зайнятих і кількості безробітних використано специфікації

$$\begin{aligned} \ln EMPL_t = & \beta_1 + \beta_2 \ln RGDP_t + \beta_3 \ln LF_t + \beta_4 \ln (AWAGE/P\_CPI)_t + \\ & + \beta_5 \ln UNB_t + \beta_6 \Delta \ln WARR_t + \beta_7 S2_t + \beta_8 S3_t + \beta_9 S4_t + \\ & + \beta_{10} \ln EMPL_{t-1} + \varepsilon\_EMPL_t, \end{aligned} \quad (5.5)$$

$$\begin{aligned} \ln UNEMPL_t = & \gamma_1 + \gamma_2 \ln RGDP_t + \gamma_3 \ln LF_t + \gamma_4 \ln (AWAGE/P\_CPI)_t + \\ & + \gamma_5 \ln UNB_t + \gamma_6 \Delta \ln WARR_t + \gamma_7 S2_t + \gamma_8 S3_t + \\ & + \gamma_9 S4_t + \varepsilon\_UNEMPL_t. \end{aligned} \quad (5.6)$$

Оцінки параметрів моделей (5.5) і (5.6) визначають ступінь впливу реального валового внутрішнього продукту, кількості економічно активного населення, середньомісячної реальної заробітної плати, заборгованості з її виплати та розміру допомоги по безробіттю на кількість зайнятих і кількість безробітних в Україні. Рівняння (5.4)–(5.6) доповнимо тотожностями

$$LF_t = EMPL_t + UNEMPL_t, \quad (5.7)$$

$$UR_t = 100 \cdot UNEMPL_t / LF_t \quad (5.8)$$

й оцінюватимемо систему симультативних рівнянь (5.4)–(5.8) за допомогою зваженого двокрокового методу найменших квадратів. Результати оцінювання наведено в табл. 5.3.

Таблиця 5.3

Результати оцінювання системи симультативних рівнянь (5.4)–(5.8)

Змінна	Рівняння системи для					
	ln <i>AWAGE</i>		ln <i>EMPL</i>		ln <i>UNEMPL</i>	
	Коеф.	<i>t</i> -стат.	Коеф.	<i>t</i> -стат.	Коеф.	<i>t</i> -стат.
Const	-7,3965	-0,948	-0,2399	-0,130	24,410	1,007
ln <i>RGDP</i>	0,4677	5,85***	0,0648	2,79***	-0,7882	-2,469**
ln <i>LF</i>	—	—	0,7432	2,95***	-0,4905	-0,187
ln <i>EMPL</i>	0,4154	0,518	—	—	—	—
<i>UR</i>	0,0064	0,445	—	—	—	—
<i>UROF</i>	-0,0196	-2,197**	—	—	—	—
ln <i>AWAGE/P_CPI</i>	—	—	0,0341	2,235**	-0,6008	-3,29***
ln <i>UNB</i>	—	—	-0,0169	-4,21***	0,2587	5,58***
ln <i>P_CPI</i>	0,4120	2,499**	—	—	—	—
Δln <i>P_CPI</i>	0,0567	0,391	—	—	—	—
Δln <i>WARR</i>	-0,0146	-0,759	0,0035	0,452	-0,1724	-2,315**
<i>TREND</i>	0,0060	2,84***	—	—	—	—
<i>S2</i>	-0,0137	-0,537	0,0031	0,894	-0,0267	-0,567
<i>S3</i>	-0,1230	-4,14***	-0,0022	-0,359	0,0110	0,130
<i>S4</i>	-0,1108	-3,37***	-0,0332	-2,681**	0,2325	1,689*
ln <i>AWAGE</i> ₋₁	0,4814	2,76***	—	—	—	—
ln <i>AWAGE</i> ₋₄	0,1880	1,363	—	—	—	—
ln <i>EMPL</i> ₋₄	—	—	0,1834	1,550	—	—
Adjusted <i>R</i> -squared	0,997		0,973		0,882	
Durbin-Watson Stat.	2,093		1,967		2,019	

Примітка: * позначає відхилення нульової гіпотези про незначущість коефіцієнта на рівні надійності 0,90; ** – на рівні 0,95; *** – на рівні 0,99.

Джерело: оцінки автора.

Зазначимо, що часові ряди включені в модель є нестационарними та характеризуються стохастичними трендами. Дослідження рівнів і перших різниць цих змінних на наявність одиничного кореня за допомогою розширеного тесту Дікі–Фуллера засвідчують їхню інтегрованість першого порядку. Тому їхнє спільне моделювання могло призвести до хибних регресій, які не відображають причинно-наслідкових взаємозв'язків між змінними [85]. Проте у випадку коінтеграції модель (5.4)–(5.8) описуватиме коінтеграційні співвідношення, які згідно з термінологією Інгла–Гренджера характеризують каузальність або причинну поведінку показників ринку праці як довгострокові взаємозв'язки між змінними з подібними трендовими властивостями. Дослідження залишків системи (5.4)–(5.6) на підставі *ADF*-тесту, результати якого наведено в табл. 5.4, свідчать про їхню стаціонарність, а, отже, ряди E_AWAGE , E_EMPL , E_UNEMPL є $I(0)$ змінними. У підсумку модель (5.4)–(5.8) можна інтерпретувати як систему рівноважних довгострокових співвідношень між показниками ринку праці в Україні, відхилення від яких насправді тимчасові.

Таблиця 5.4

Результати *ADF* тесту для залишків системи (5.4)–(5.6)

Augmented Dickey–Fuller unit root test for residual	E_AWAGE		E_EMPL		E_UNEMPL	
	<i>t</i> -Stat	Prob.	<i>t</i> -Stat.	Prob.	<i>t</i> -Stat.	Prob.
	-5,9897	0,0000	-5,8090	0,0000	-5,9111	0,0000

Джерело: оцінки автора.

Рівняння (5.4) визначає довгостроковий рівноважний взаємозв'язок між середньою заробітною платою, реальним ВВП, рівнем цін і рівнем офіційного безробіття. Змінні, які визначають кількість економічно активного населення, заборгованість із заробітної плати та рівень безробіття визначеного за методологією МОП не є статистично значущими у цьому рівнянні, тому не мають вагомego впливу на поведінку середньої заробітної плати у довгостроковому періоді. Рівняння (5.5) описує довгостроковий взаємозв'язок

між кількістю зайнятих, реальним ВВП, реальною заробітною платою, робочою силою та допомогою по безробіттю. У рівнянні (5.6), яке визначає довгострокову траєкторію поведінки кількості безробітних, значущими є реальний ВВП, допомога по безробіттю, реальна зарплата та її заборгованість.

Для моделювання динаміки показників ринку праці у короткостроковому періоді дослідимо специфікації коригування похибок, в яких темпи росту ендогенних змінних залежать від темпів росту екзогенних факторів, а також від величини відхилень рівнів змінних системи від рівнянь довгострокової рівноваги (5.4)–(5.8), які спостерігались у попередньому періоді. Внаслідок економетричного аналізу різних специфікацій отримано такі рівняння короткострокових пристосувань:

$$\begin{aligned} \Delta \ln AWAGE_t = & \lambda_0 + \lambda_1 \Delta \ln RGDP_t + \lambda_2 \Delta UR_t + \lambda_3 \Delta UROF_t + \lambda_4 \Delta \ln P\_CPI_t + \\ & + \lambda_5 \Delta^2 \ln P\_CPI_t + \lambda_6 \Delta \ln UNB_t + \lambda_7 \Delta^2 \ln WARR_t + \lambda_8 S2_t + \lambda_9 S3_t + \\ & + \lambda_{10} S4_t + \lambda_{11} \Delta \ln AWAGE_{t-1} + \delta_1 E\_AWAGE_{t-1}, \end{aligned} \quad (5.9)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln EMPL_t = & \mu_0 + \mu_1 \Delta \ln RGDP_t + \mu_2 \Delta \ln LF_t + \mu_3 \Delta \ln (AWAGE/P\_CPI)_t - \\ & + \mu_4 \Delta \ln UNB_t + \mu_5 \Delta^2 \ln WARR_t + \mu_6 S2_t + \mu_7 S3_t + \mu_8 S4_t + \delta_2 E\_EMPL_{t-1}, \end{aligned} \quad (5.10)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln UNEMPL_t = & \varphi_0 + \varphi_1 \Delta \ln RGDP_t + \varphi_2 \Delta \ln LF_t + \varphi_3 \Delta \ln (AWAGE/P\_CPI)_t + \\ & + \varphi_4 \Delta \ln UNB_t + \varphi_5 \Delta^2 \ln WARR_t + \varphi_6 S2_t + \varphi_7 S3_t + \varphi_8 S4_t + \\ & + \varphi_9 \Delta \ln UNEMPL_{t-4} + \delta_3 E\_UNEMPL_{t-1}. \end{aligned} \quad (5.11)$$

Результати оцінювання системи (5.9)–(5.11) та відповідні статистичні характеристики, які засвідчують її адекватність, наведено в табл. 5.5.

Система моделей коригування похибок (5.9)–(5.11) у поєднанні з моделлю поведінки економічно активного населення (5.3) описує короткострокові коливання на ринку праці. Змінні E_AWAGE_{t-1} , E_EMPL_{t-1} , E_UNEMPL_{t-1} вимірюють відхилення від оцінених довгострокових рівноважних коінтеграційних співвідношень (5.4)–(5.8), які спостерігались у попередньому періоді. Параметри δ_1 , δ_2 , δ_3 є коефіцієнтами швидкостей пристосування та важливими характеристиками динаміки системи, які визначають збіжність до довгострокових рівноважних співвідношень. Оцінки коефіцієнтів швидкостей пристосування наведені в табл. 5.6.

Таблиця 5.5

**Результати оцінювання системи
короткострокових пристосувань (5.9)–(5.11)**

Змінна	Рівняння системи для					
	$\Delta \ln AWAGE$		$\Delta \ln EMPL$		$\Delta \ln UNEMPL$	
	Коеф.	<i>t</i> -стат.	Коеф.	<i>t</i> -стат.	Коеф.	<i>t</i> -стат.
Const	0,112	3,19***	0,026	2,04**	-0,315	-2,07**
$\Delta \ln RGDP$	0,386	4,14***	0,069	1,92*	-0,986	-2,32**
$\ln LF$	—	—	0,857	6,90***	-0,418	-0,317
$\ln EMPL$			—	—	—	—
ΔUR	0,005	1,125	—	—	—	—
$\Delta UROF$	-0,029	-3,04***	—	—	—	—
$\ln AWAGE/P\_CPI$	—	—	0,057	1,38	-0,284	-0,640
$\Delta \ln UNB$	0,037	1,72*	-0,009	-1,21	0,107	1,098
$\Delta \ln P\_CPI$	0,273	2,099**	—	—	—	—
$\Delta^2 \ln P\_CPI$	-0,115	-0,731	—	—	—	—
$\Delta^2 \ln WARR$	-0,028	-1,579	0,011	1,72*	-0,216	-2,82***
<i>S2</i>	-0,091	-1,89*	-0,021	-1,44	0,351	1,71*
<i>S3</i>	-0,203	-4,4***	-0,029	-1,58	0,421	1,90*
<i>S4</i>	-0,120	-2,81***	-0,052	-3,51**	0,478	2,6***
$\Delta \ln AWAGE_{-1}$	0,596	5,82***	—	—	—	—
$\Delta \ln UNEMPL_{-4}$	—	—	—	—	0,312	2,7***
Adjusted <i>R</i> -squared	0,943		0,982		0,932	
<i>F</i> -Statistic	33,25		101,62		31,344	
<i>p</i> -value	0,0000		0,0000		0,0000	
Durbin-Watson Stat.	1,813		1,994		1,893	

Джерело: оцінки автора.

Висока статистична значущість параметрів δ_1 , δ_2 , δ_3 свідчать про те, що заробітна плата, зайнятість та безробіття чутливо реагують на попередні відхилення від рівноважних траєкторій (5.4)–(5.8). Від’ємні знаки коефіцієнтів та їхня близькість до одиниці виявляють, що змінні мають тенденцію до

подолання розриву між ними і, якщо простежується додатне відхилення від рівноважних співвідношень, тяжіють до зменшення у наступному періоді.

Таблиця 5.6

Оцінки параметрів швидкостей пристосування до рівноваги

Average Wage Equation (5.9)		Employment Equation (5.10)		Unemployment Equation (5.11)	
Coefficient	<i>t</i> -Statistic	Coefficient	<i>t</i> -Statistic	Coefficient	<i>t</i> -Statistic
-1,0468	-4,27***	-0,8021	-3,77***	-0,965	-5,33***

Джерело: оцінки автора.

Обчислені значення скорегованих коефіцієнтів детермінації та статистик Фішера свідчать про адекватність як довгострокових, так і короткострокових специфікацій, а значення статистик Дарбіна–Уотсона на відсутність автокореляції залишків побудованих моделей.

Для дослідження здатності розроблених моделей прогнозувати показники ринку праці та визначення точності передбачень, оцінимо їх лише на підставі частини доступних спостережень, побудуємо ex post прогнози на рік, два роки вперед і порівняємо спрогнозовані значення з фактичними даними. Показники точності прогнозів для рівнянь, які описують довгострокові співвідношення (5.4)–(5.8) та короткострокові пристосування (5.3), (5.9)–(5.11) наведені в табл. 5.7.

Аналізуючи впливи екзогенних змінних на динаміку основних показників ринку праці (табл. 5.3, 5.5), отримуємо, що чим вищим рівень цін, тим вища номінальна заробітна плата, проте вона не зростає співмірно з вартістю життя. Довгострокова еластичність зарплатні за індексом споживчих цін є меншою за одиницю і становить 0,41. У короткостроковому періоді заробітна плата не є гнучкою та статистично значуще не реагує на зміни у темпі інфляції у поточному кварталі. Заробітна плата прямо залежить від зростання реального валового внутрішнього продукту, рівень якого є вимірником економічного зростання країни, а його зростання на 1% зумовлює збільшення зарплатні на

0,47%. Реальний ВВП стимулює кількість зайнятих і зменшує кількість безробітних, причому ступінь його впливу на зниження безробіття значно більший (відповідні еластичності становлять 0,06 та $-0,79$). У короткостроковому періоді підвищення темпів росту реального ВВП спричиняє зростання темпів росту заробітної плати та пропорційно зменшує темпи змін у кількості безробітних.

Таблиця 5.7

Середня відносна похибка ex post прогнозу у відсотках

Змінна	Система довгострокових зв'язків (5.4)–(5.8)		Система короткострокових зв'язків (5.3), (5.9)–(5.11)	
	1 рік вперед	2 роки вперед	1 рік вперед	2 роки вперед
<i>AWAGE</i>	2,29%	3,06%	3,07%	5,75%
<i>EMPL</i>	1,61%	1,63%	1,12%	1,44%
<i>LF</i>	0,88%	1,27%	0,42%	0,68%
<i>UR</i>	9,24%	6,85%	7,61%	6,94%
<i>UNEMPL</i>	8,37%	6,46%	7,22%	6,42%

Джерело: оцінки автора.

Зазначимо також, що рівень безробіття, який визначений за методологією МОП, тобто частка тих людей, які активно шукали роботу, намагались організувати власну справу або ж чекали відповіді на запропоновану ними працю, статистично значуще не впливає на зміни у заробітній платі у довгостроковому періоді. Проте статистично значущим чинником впливу на заробітну плату в Україні є рівень зареєстрованого безробіття. Зокрема, підвищення зареєстрованого рівня безробіття на 1% супроводжується зниженням заробітної плати на 2%, а підвищення темпів зміни зареєстрованого рівня безробіття на 1% спричиняє зменшення темпів росту зарплатні на 3%.

Зміна кількості зайнятих (а також кількості економічно активного населення) не впливає на динаміку заробітної плати у довгостроковому періоді. Водночас збільшення кількості економічно активного населення на 10% збільшує кількість зайнятих на 7,4% та зменшує кількість безробітних на 4,9%.

Зміни у темпі росту кількості зайнятих під час короткострокових пристосувань майже пропорційно відображають зміни у темпах змін кількості економічно активного населення та не впливають на кількість безробітних.

Збільшення реальної заробітної плати значущо зменшує кількість безробітних. У довгостроковому періоді збільшення реальної заробітної плати на 10% супроводжується зменшенням кількості безробітних на 6%. Підвищення допомоги по безробіттю значуще збільшує кількість безробітних і зменшує кількість зайнятих, причому збільшення допомоги на 10% призводить до збільшення кількості безробітних на 2,5%. Проте під час короткострокових коливань темпи росту реальної заробітної плати та темпи росту допомоги по безробіттю не спричиняють значущих змін у темпах зміни кількості зайнятих та кількості безробітних. Крім того, значущість коефіцієнта біля лагового значення заробітної плати у рівнянні (5.4) свідчить про адаптивний характер підвищення заробітної плати. Параметр α_{13} можна трактувати як параметр часткового пристосування до деякого бажаного рівня зарплатні. Оцінене значення виявляє, що фактичний приріст заробітної плати в середньому дорівнює 48 відсотків від різниці її бажаного рівня та значення в попередній період.

5.2. Концептуальні засади особливостей векторного авторегресійного моделювання та коінтеграції цінових індексів

Ефективне реформування економічної системи та прогнозування тенденцій на ринку праці України потребує також вироблення сучасної методології моделювання динаміки цінових індексів і дефляторів. Цінова стабільність, яка є однією з передумов стабільного економічного зростання й добробуту нації, має стати пріоритетним завданням активної та гнучкої політики уряду та Національного банку. Важливим соціально-економічним наслідком інфляції є перерозподіл національного доходу та багатства між різними економічними інститутами, соціальними групами суспільства,

зростання невизначеності в процесі прийнятті інвестиційних рішень. Розмір втрат від інфляції залежить від її динаміки, передбачуваності й інфляційних очікувань. Для проведення дослідження динамічних змін у рівнях цін необхідним є розробка методології та використання економіко-математичного інструментарію, що спирається на застосування економетричних систем, дає змогу провести аналіз наслідків альтернативних можливих сценаріїв, які ґрунтуються на різних припущеннях, та спрогнозувати майбутню динаміку показників.

Значний вклад у вивчення теоретичних і прикладних проблем дослідження інфляційних процесів в Україні вносять праці В. Вовка, А. Волошенка, А. Вороніна, В. Геєця, Н. Горідько, Ю. Городніченка, К. Жулінської, М. Кизима, Т. Клебанової, І. Лук'яненко, М. Макаренка, В. Марцина, С. Панчишина, О. Петрика, В. Попова, В. Селіверстова, О. Черняка та інших вітчизняних вчених. Науковці відзначають, що інфляція є однією з найгостріших проблем сучасного соціально-економічного розвитку України та обґрунтовують актуальність і необхідність детальнішого та поглибленішого аналізу особливостей цінової нестабільності в Україні. Зокрема, В. Марцин [97] провів аналіз причин і соціально-економічних наслідків інфляційних процесів у 2008—2011 рр. і проаналізував їхні довгострокові тенденції. О. Петрик [155] описує основні підходи до моделювання інфляції, які використовують у Національному банку, прогнозування та розробки макроекономічних сценаріїв, а також окреслює пріоритети діяльності регулятора з метою забезпечення сталого економічного розвитку країни.

Науковці досліджують ймовірні причини інфляційних процесів в Україні та засоби боротьби з ними. В. Селіверстов [176] аналізує особливості впливу окремих інструментів монетарної політики на темпи інфляції, а також на величину грошової маси за допомогою розрахунку відповідних коефіцієнтів кореляції й детермінації; Н. Горідько та Р. Ніжегородцев [23] з урахуванням часових лагів будують економетричні моделі, що ілюструють вплив зношення основних фондів на розгортання інфляційних процесів; М. Макаренко і

К. Жулінська [91] для прогнозування рівня цін в Україні застосовують авторегресійні лагові моделі, побудовані на підставі множини інфляційних факторів. Дослідники зазначають, що інфляцією на споживчому ринку можна управляти, знижуючи її темпи та зменшуючи інфляційні ризики, стверджують про те, що держава повинна використовувати свою владу в галузі оподаткування витрат і грошової політики для усунення економічної нестабільності [159]. Дослідження монетарного блоку, і зокрема блоку цінових індексів і дефляторів, є важливою складовою динамічної макроеконометричної структурної моделі України [86], яка ґрунтується на новому концептуальному підході, а також Квартальної прогнозної моделі (КПМ), яка розроблена фахівцями Національного банку і є базовою моделлю для прогнозування та симуляцій у середньо-строковому періоді [155].

Аналіз і вивчення особливостей динаміки інфляційних процесів у різних країнах світу зарубіжними вченими базуються на дослідженні економіко-математичних моделей. Серед інших, А. Еспаза, Е. Серна і Р. Альбасете [294] вивчають поведінку інфляції в Європейському Союзі, яку виміряно на підставі гармонізованого індексу споживчих цін (НІСР), К. Бермінгам і А. Дагостіно [243] аналізують переваги та недоліки використання в емпіричних дослідженнях агрегованих цінових індексів. Ф. Румлер і М. Вальдемама [420] порівнюють властивості неокенсіанської кривої Філіпса як структурної моделі динаміки інфляції та сучасних економетричних моделей часових рядів. Вчені обґрунтовують, що структурні моделі здебільшого можуть бути використані для пояснення поточного стану та минулої динаміки поведінки інфляції, але не дають змоги використовувати їх для її адекватного прогнозування.

Багато авторів вказує на переваги застосування в прогнозуванні інфляції одновимірних авторегресійних моделей, звичайних і баєсівських VAR моделей, моделей коригування похибок. Зокрема, М. Брату [254] на підставі економетричних моделей часових рядів прогнозує динаміку змін дефлятора ВВП Румунії, а А. Танасі та К. Фратостітеану [439] обґрунтовують застосування для прогнозування інфляції методики векторного моделювання.

К. Капістран, К. Констандсе і М. Рамос-Франсія [265] будують прогнози окремих цінових індексів і агрегованого індексу споживчих цін у Мексиці на підставі моделей часових рядів, які враховують два типи сезонності: детерміновану та стохастичну. Для прогнозування індексу споживчих цін у Хорватії Д. Куновак [348] застосовує факторний аналіз, побудований на 144 економічних змінних; М. Жижко [438] використовує спостереження, які охоплюють дані чотирьох центральних банків Чеської Республіки, Угорщини, Польщі та Румунії, досліджуючи існування взаємозв'язку між прогнозами інфляції та інфляційними очікуваннями домашніх господарств. М. Клементс [277] оцінює щільність прогнозів інфляції у Великобританії, використовуючи інтегральні перетворення тестів на адекватність. Д. Кроушоре [281] здійснює прогнозування інфляції в США на підставі даних реальних часових рядів. А. Анг, Г. Бекаерт і М. Вей [228] досліджують прогностичні властивості чотирьох альтернативних методів прогнозування інфляції та проводять комбінування таких прогнозів. Г. Мосер [374] оцінює VAR і ARIMA моделі та застосовує їх для прогнозування австрійського НІСР та його детермінант-субіндексів.

Для дослідження ефектів впливу на економічні процеси інновацій грошово-кредитної політики використовують структурні векторні авторегресії [409; 302]. Зокрема, Б. Бернанке, Й. Боівін і П. Еліаз [244] поєднують стандартний структурний VAR аналіз з останніми результатами факторного аналізу для великих наборів даних і досліджують монетарний трансмісійний механізм за допомогою фактор-розширеної VAR методології.

Зважаючи на вагомість впливу інфляційних змін на перебіг процесів на ринку праці й у різних сферах нестабільного вітчизняного економічного середовища, в сучасних умовах в Україні актуальним і необхідним є всебічний економетричний аналіз динаміки та механізму узгодження різних цінових індексів та макроекономічних дефляторів, а також аналіз і прогнозування можливих сценаріїв їхньої поведінки. Досвід українських і зарубіжних досліджень свідчить про необхідність доповнення існуючого моделювання та

аналізу взаємозв'язків за допомогою застосування багатовимірних динамічних економетричних специфікацій, які враховують коінтеграційні співвідношення між змінними, довгострокові траєкторії їхньої поведінки та динаміку короткострокових коливань.

Проведемо емпіричний аналіз динаміки цін в Україні, які побудовані на основі дефляторів ВВП та основних складових видатків, а саме дефлятора приватного споживання, дефлятора державного споживання, дефлятора інвестицій, дефлятора експорту та дефлятора імпорту. Моделювання проводитимемо на підставі їхніх щоквартальних спостережень впродовж останніх 14 років, які отримано на підставі звітів Державної служби статистики України.

Динаміку поведінки нормованих стосовно початку 2002 р. цінових індексів зображено на рис. 5.4. Зазначимо, що за період від 2002 до 2013 р. найбільше зросли ціни на експорт (у 6,6 разів) і державних видатків (у 5,7 разів), тоді як ціни на імпорт збільшилися у 4,2, а на інвестиції – у 5,2 раза (рис. 5.4а). Найповільніше зростали ціни на товари та послуги, що обумовлюють приватне споживання домогосподарств (у 2,9 раза). Різною також була амплітуда коливань різних цінових індексів. Зокрема, середнє відхилення під час короткострокових коливань дефлятора ВВП становило 3,2%, тоді як амплітуда коливань дефляторів споживання, інвестицій, державних видатків, експорту та імпорту, відповідно, дорівнювала 2,2%, 3,4%, 3,6%, 3,9 та 2,9%.

Емпіричний аналіз даних виявив, що впродовж 2004—2013 років значно стрімкіше порівняно з цінами на інші складові видатків зростали ціни на державне споживання. Зокрема, темп росту цін на державне споживання, який впродовж 2002—2013 рр. у середньому дорівнював 4,3% у квартал, у 1,5 рази перевищував темп росту цін на товари та послуги (2,8%), які складають споживчі витрати домогосподарств. Така динаміка свідчить про тенденцію до завищеності та неадекватності ціноутворення в процесі державних закупівель в Україні та наявність корупційної складової у сфері розподілу державних фінансів впродовж усього цього періоду.

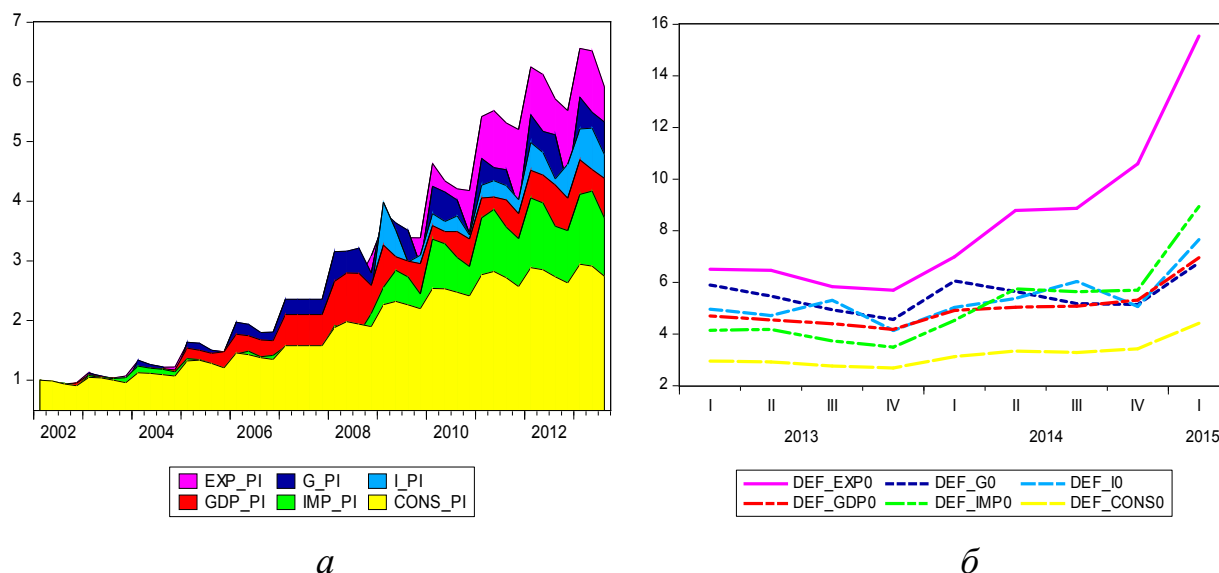


Рис. 5.4. Динаміка дефляторів експорту, державного споживання, інвестицій, ВВП, імпорту та приватного споживання в Україні: а) впродовж 2002–2013 рр.; б) впродовж 2013–2015 рр.

Джерело: дані Державної служби статистики України.

Проте у 2014 р. динаміка дефлятора споживчих витрат сектору загального державного управління уповільнилась і демонструє позитивну тенденцію на рівні зростання дефлятора ВВП (рис. 5.4б). Зазначимо, що за період з I кварталу 2014 до I кварталу 2015 року ціни на державне споживання зросли найменше (у 1,12 раза), тоді як ціни на експорт збільшились у 2,22 раза, на імпорт – у 1,9, на інвестиції – у 1,52, приватне споживання – у 1,41 рази. Відтак порівняно з початком 2002 р. спостерігаємо найбільше зростання цін на експорт (у 15,5 разів) та імпорт (у 8,94 разів). Водночас за цей період ціни на інвестиції зросли у 7,66 разів, державного споживання – у 6,77 і приватного споживання – у 4,42 раза. Загалом дефлятор ВВП вказує на середнє зростання цін у 6,95 разів.

Зазначимо також, що в Україні ціни на експорт зростають майже втричі швидше за ціни на приватне споживання, що зумовлює збагачення експортерів та, частково у зв'язку з поширеною в Україні практикою зарплат у конвертах, їх працівників, і посилює нерівномірність розподілу доходів і нерівність серед українського населення.

Економетричне моделювання взаємозв'язків між різними ціновими індексами в Україні проводитимемо на базі системи авторегресійних рівнянь, яка не передбачає початкового поділу змінних на ендогенні й екзогенні, є динамічною та враховує вплив минулих значень змінних на їхні поточні значення. Оскільки дисперсії рядів збільшуються зі зростанням значень змінних, то надалі в моделюванні використовуватимемо їхні натуральні логарифми.

Для сукупного моделювання важливе значення мають статистичні властивості кожного з рядів, які входитимуть у систему. Тому проведемо детальне дослідження характеру поведінки кожної змінної. Як видно з рис. 5.4, усі досліджувані часові ряди цін є нестационарними, характеризуються трендом і демонструють циклічні сезонні коливання, які повторюються для кожного кварталу впродовж різних років. Процес усунення сезонних коливань та виокремлення трендової складової проведемо за допомогою методу ковзного середнього. Визначення характеру нестационарності та наявності в рядах стохастичного тренда дослідимо за допомогою розширеного тесту Дікі–Фуллера.

В табл. 5.8 наведено результати ADF тесту на наявність одиничного кореня для рядів, з яких наперед видалено сезонність. Результати дослідження засвідчують, що тест Дікі–Фуллера не може відхилити нульову гіпотезу про те, що кожен з часових рядів логарифмів рівнів цін містить одиничний корінь. Водночас їхні перші різниці, які вимірюють темпи росту цін, стаціонарні. Отож, усі ряди цін характеризуються стохастичним трендом, який можна усунути за допомогою операції перших різниць, тому є інтегрованими першого порядку, тобто $I(1)$ змінними.

Таблиця 5.8

Тестування одиничного кореня в рядах дефляторів

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)			
Level of ln seasonally adjusted series of Price Indexes			
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends			
Method		Statistic	Prob.**
<i>ADF</i> - Fisher Chi-square		9,38557	0,4959
<i>ADF</i> - Choi Z-stat		0,89639	0,8150
Levin, Lin & Ch		2,13768	0,9837
Im, Pesaran and Shin W-stat		0,85205	0,8029
Intermediate <i>ADF</i> test results			
Series	<i>t</i> -Stat	Prob.	Lag
<i>LN (CONS_PI)</i>	-2,5966	0,2836	2
<i>LN (I_PI)</i>	-2,0838	0,5421	1
<i>LN (G_PI)</i>	-0,1655	0,9922	1
<i>LN (EXP_PI)</i>	-3,3989	0,0637	5
<i>LN (IMP_PI)</i>	-0,9451	0,9425	0
Differences of ln seasonally adjusted series of Price Indexes			
Exogenous variables: Individual effects			
Method		Statistic	Prob.**
<i>ADF</i> - Fisher Chi-square		127,388	0,0000
<i>ADF</i> - Choi Z-stat		-9,05001	0,0000
Levin, Lin & Ch		-11,9235	0,0000
Im, Pesaran and Shin W-stat		-12,2912	0,0000
Intermediate <i>ADF</i> test results			
Series	<i>t</i> -Stat	Prob.	Lag
<i>DLN (CONS_PI)</i>	-3,1024	0,0326	0
<i>DLN (I_PI)</i>	-10,133	0,0000	0
<i>DLN (G_PI)</i>	-9,9787	0,0000	0
<i>DLN (EXP_PI)</i>	-2,6831	0,0841	1
<i>DLN (IMP_PI)</i>	-5,7438	0,0000	0

Примітка: ** Ймовірності для тесту Фішера обчислені на підставі асимптотичного хі-квадрат розподілу, всі інші тести використовують асимптотичну нормальність.

Джерело: оцінки автора.

Для одночасного моделювання часових рядів цін, що враховувало б лаги змінних, використаємо векторну авторегресійну модель, яку зазвичай застосовують для прогнозування системи взаємопов'язаних часових рядів і для аналізу динамічного впливу випадкових збурень на систему змінних. VAR підхід не потребує специфікації структурних зв'язків, враховує ендогенність кожного ряду та дає змогу описати їхню динаміку як функцію від лагових значень усіх змінних системи.

Результати дослідження на підставі тесту Гренджера на каузальність свідчать про те, що усі цінові індекси взаємопов'язані, тому є ендогенними змінними, за винятком змінної індексу цін на державне споживання, яка є екзогенною. З цих висновків випливає, що ціноутворення у сфері державних закупівель визначається поза рівноважними ціновими співвідношеннями і не прогнозується на підставі динаміки цін інших складових.

Отже, досліджуватимемо векторну модель, ендогенними змінними якої є перші різниці логарифмів рядів цін, які визначають дефлятор споживання, дефлятор інвестицій, дефлятор імпорту, дефлятор експорту та дефлятор ВВП, що характеризує динаміку загального росту цін в економіці України. Внаслідок проведеного емпіричного аналізу обрано таку специфікацію VAR моделі:

$$\Delta \ln Y_t = F(\Delta \ln Y_{t-1}, \Delta \ln Y_{t-2}, \Delta \ln Y_{t-3}, \Delta \ln Y_{t-4}, \Delta \ln G\_PI_t, \Delta \ln G\_PI_{t-1},$$

$$\Delta \ln G\_PI_{t-2}, \Delta \ln G\_PI_{t-3}, \Delta \ln G\_PI_{t-4}, \ln RUU_t, \Delta \ln RUU_t, S2_t, S3_t, S4_t, \varepsilon_t), \quad (5.12)$$

де $Y_t = (CONS\_PI_t, I\_PI_t, GDP\_PI_t, EXP\_PI_t, IMP\_PI_t)'$ – вектор ендогенних змінних; $CONS\_PI_t$ – індекс цін (дефлятор) приватного споживання; I_PI_t – індекс цін (дефлятор) інвестицій; GDP_PI_t – індекс цін (дефлятор) ВВП; EXP_PI_t – індекс цін (дефлятор) експорту; IMP_PI_t – індекс цін (дефлятор) імпорту; G_PI_t – індекс цін (дефлятор) державного споживання; RUU_t – номінальний обмінний курс долара США (UAN/USD); $S2_t, S3_t, S4_t$ – фіктивні змінні, які вимірюють вплив сезонних факторів, і дорівнюють 1 у відповідному кварталі та 0 в усіх інших кварталах кожного року.

Екзогенними змінними моделі (5.12) є темпи росту цін на державне споживання та його лаги, а також номінальний обмінний валютний курс долара США. Модель також містить детерміновані сезонні фактори, які відображають сезонний характер поведінки цінових індексів.

Оскільки усі ряди цін нестационарні, проте однакового порядку інтегрованості, то можуть існувати їхні лінійні комбінації, які будуть стаціонарними величинами. У цьому випадку нестационарні часові ряди цін будуть коінтегрованими, що свідчитиме про наявність довгострокових рівноважних взаємозв'язків між ними. Отож, оскільки усі цінові індекси однакового порядку інтегрованості, то проведемо тестування існування коінтеграційних співвідношень між нестационарними ціновими індексами приватного споживання, інвестицій, державного споживання, експорту та імпорту на підставі тесту Йохансена. А саме використаємо статистику сліду та статистику максимального власного значення.

Статистика сліду (Trace Statistic) [258, с. 351]

$$LR_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

є сукупним критерієм перевірки нульової гіпотези, яка полягає в існуванні не більше ніж r коінтеграційних векторів проти загальної альтернативи, що таких векторів є більше за r , де $\hat{\lambda}_i$ – оцінені значення впорядкованих власних значень відповідної матриці.

Статистика максимального власного значення (Max-Eigen Statistic) [258, р. 351] тестує гіпотезу про існування r коінтеграційних співвідношень проти альтернативи, що їх існує $r+1$ й обчислюється за формулою

$$LR_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}).$$

Результати проведення послідовності тестових процедур наведено в табл. 5.9.

Таблиця 5.9

Результати тестування коінтеграції на підставі тесту Йохансена

Series: $\ln CONS\_PI$, $\ln I\_PI$, $\ln GDP\_PI$, $\ln EXP\_PI$, $\ln IMP\_PI$				
Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0,05 Critical Value	Prob.
None *	0,961801	242,7820	69,81889	0,0000
At most 1 *	0,776889	105,6538	47,85613	0,0000
At most 2 *	0,528316	42,65023	29,79707	0,0010
At most 3	0,231811	11,08947	15,49471	0,2061
At most 4	0,000315	0,013235	3,841466	0,9082
Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0,05 Critical Value	Prob.
None *	0,961801	137,1282	33,87687	0,0000
At most 1 *	0,776889	63,00357	27,58434	0,0000
At most 2 *	0,528316	31,56076	21,13162	0,0012
At most 3	0,231811	11,07624	14,26460	0,1504
At most 4	0,000315	0,013235	3,841466	0,9082

Примітка: * позначає відхилення гіпотези на рівні значущості 0,05.

Джерело: оцінки автора.

Кількість, визначених на підставі тестів коінтеграційних векторів, називають рангом коінтеграції. Отримані результати виявили наявність трьох коінтеграційних взаємозв'язків між п'ятьма ціновими індексами, які ми досліджуємо. Отож, ранг дорівнює 3, що свідчить про те, що існує три однакових стохастичних тренда, які визначають динаміку цін в економіці України. Існування коінтеграційних зв'язків засвідчує, що у довгостроковому періоді ряди цін не можуть розвиватись незалежно один від одного, а також, що існує взаємозв'язок між короткостроковими змінами у рівнях цін та відхиленнями від довгострокових співвідношень. Отже, змінні логарифмів

рядів цін є коінтегрованими рядами порядку (1,1), а відхилення від довгострокової цінової рівноваги – тимчасовими. Отримані стаціонарні лінійні комбінації можна інтерпретувати як траєкторії довгострокових взаємозв'язків між різними ціновими індексами.

Отож, досліджуватимемо векторну модель коригування похибок, ендогенними змінними якої є дефлятор споживання, дефлятор інвестицій, дефлятор імпорту, дефлятор експорту та дефлятор ВВП. Специфікація оціненої VEC - моделі (vector error-correction model) набуває вигляду

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & B0 + B1 \Delta \ln Y_{t-1} + B2 \Delta \ln Y_{t-2} + B3 \Delta \ln Y_{t-3} + B4 \Delta \ln Y_{t-4} + C1 S2_t + \\ & + C2 S3_t + C3 S4_t + G1 \Delta \ln G\_PI_t + G2 \Delta \ln G\_PI_{t-3} + G3 \Delta \ln G\_PI_{t-4} + \\ & + R1 \ln RUU_t + R2 \Delta \ln RUU_t + M1 E1_{t-1} + M2 E2_{t-1} + M3 E3_{t-1}, \end{aligned} \quad (5.13)$$

де $B2, B3, B4$ – матриці розміру 5×5 оцінок параметрів при лагових значеннях ендогенних змінних; $C1, C2, C3$ – матриці розміру 5×1 оцінок параметрів при сезонних змінних; $G1, G2, G3$ – матриці розміру 5×1 оцінок параметрів при змінних, які визначають темп росту цін на державне споживання $\Delta \ln G\_PI$ і його лаги третього та четвертого порядків, відповідно; $R1, R2$ – матриці розміру 5×1 оцінок параметрів при $\ln RUU$ і $\Delta \ln RUU$, які вимірюють рівні та квартальні темпи росту валютного курсу, відповідно. Змінні $E1_{t-1}, E2_{t-1}, E3_{t-1}$ є векторами відхилень від оцінених довгострокових рівноважних коінтеграційних співвідношень, матриці коефіцієнтів $M1, M2, M3$ визначають вектори параметрів швидкостей пристосування.

Вибір порядку лагів, які включено в модель, виконано на підставі послідовності модифікованих статистик відношення правдоподібності LR , фінальних похибок передбачення FPE , багатовимірних узагальнень інформаційних критеріїв Акайка та Шварца.

Модель коригування похибок (5.13) є VAR системою у перших різницях, яка доповнена механізмом коригування похибок. Вона поєднує оцінювання довгострокових взаємозв'язків між різними ціновими індексами та опис динаміки їхньої короткострокової поведінки. У цій моделі темпи росту цін кожної складової видатків пов'язані системою взаємозалежностей від

попередніх значень усіх темпів зміни цін впродовж попереднього року, а також від попередніх відхилень від довгострокових рівноважних співвідношень, які наявні між рівнями цін.

Внаслідок оцінювання VEC моделі (5.13), отримано три контеграційні рівняння (у дужках подано стандартні похибки параметрів)

$$\ln CONS\_PI_t = 0,147 + 10,949 \ln I\_PI_t - 0,119 \ln EXP\_PI_t + \quad (5.14)$$

(0,78**) (-0,52)

$$+ 3,276 \ln IMP\_PI_t + 9,442 \ln GDP\_PI_t + E1_t;$$

(0,49**) (0,83**)

$$\ln I\_PI_t = -0,062 + 0,020 \ln EXP\_PI_t + 0,277 \ln IMP\_PI_t + \quad (5.15)$$

(0,045) (0,039**)

$$+ 0,785 \ln GDP\_PI_t + E2_t;$$

(0,34**)

$$\ln EXP\_PI_t = -0,348 + 1,925 \ln IMP\_PI_t - 0,041 \ln GDP\_PI_t + E3_t; \quad (5.16)$$

(0,41**) (0,27)

де $E1_t$, $E2_t$, $E3_t$ – залишки регресій; ** позначає відхилення гіпотези про незначущість параметра на 0,99 рівні.

Оцінені стаціонарні лінійні комбінації можна інтерпретувати як траєкторії довгострокових взаємозв'язків між різними ціновими індексами [293, с. 364]. Згідно з термінологією Інгла–Гренджера рівноважні співвідношення (5.14)–(5.16) характеризують каузальність або причинну поведінку цін у різних сферах економіки як довгострокові взаємозв'язки між змінними з подібними трендовими властивостями. Динаміка змін цін у короткостроковому періоді залежить від величини відхилень рівнів змінних системи від цих рівнянь довгострокової рівноваги, які простежувались у попередньому періоді.

Зазначимо, що перше рівняння (5.14) визначає довгостроковий рівноважний взаємозв'язок між індексом цін приватного споживання, інвестицій, ВВП, експорту та імпорту. Змінна експорту не є статистично значущою у цьому рівнянні. Друге рівняння (5.15) пов'язує індекси цін на

інвестиції, ВВП, експорт та імпорт, а третє (5.16) – на експорт, ВВП та імпорт. Зауважимо, що ціни на інвестиції тісно пов'язані з цінами на імпорт і дефлятором ВВП, тоді як ціни на експорт – з цінами на імпорт, що зумовлено їхньою спільною залежністю від валютного курсу.

Оцінена векторна модель коригування похибок (VEC) (error-correction model) набуває вигляду

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln \text{CONS\_}PI_t \\ \Delta \ln I\_PI_t \\ \Delta \ln \text{EXP\_}PI_t \\ \Delta \ln \text{IMP\_}PI_t \\ \Delta \ln \text{GDP\_}PI_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -2,4 \\ -3,5 \\ -1,7 \\ -4,5 \\ -0,8 \end{pmatrix} + \\
 + \begin{pmatrix} 1,5 & -0,1 & 0,7 & -0,7 & -1,1 \\ 3,8 & 1,4 & 1,4 & -1,9 & 4,9 \\ 1,8 & 0,1 & 0,6 & -1,1 & -1,4 \\ 2,4 & 0,6 & 1,1 & -1,8 & -2,6 \\ 1,4 & 0,2 & 0,5 & -0,6 & -1,4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln \text{CONS\_}PI_{t-1} \\ \Delta \ln I\_PI_{t-1} \\ \Delta \ln \text{EXP\_}PI_{t-1} \\ \Delta \ln \text{IMP\_}PI_{t-1} \\ \Delta \ln \text{GDP\_}PI_{t-1} \end{pmatrix} + \\
 + \begin{pmatrix} 1,4 & -0,2 & 0,7 & -0,5 & -0,7 \\ 1,5 & 0,7 & 0,8 & -0,9 & -2,6 \\ 1,8 & 0,0 & 0,6 & -0,7 & -1,9 \\ 3,4 & 0,6 & 2,0 & -1,9 & -4,0 \\ 0,8 & -0,2 & 0,1 & -0,1 & -0,4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln \text{CONS\_}PI_{t-2} \\ \Delta \ln I\_PI_{t-2} \\ \Delta \ln \text{EXP\_}PI_{t-2} \\ \Delta \ln \text{IMP\_}PI_{t-2} \\ \Delta \ln \text{GDP\_}PI_{t-2} \end{pmatrix} + \\
 + \begin{pmatrix} 0,5 & -0,1 & 0,8 & -0,4 & -0,9 \\ 2,5 & 0,4 & 0,6 & -0,8 & -2,1 \\ 1,4 & 0,3 & 1,6 & -1,3 & -3,0 \\ 2,4 & 0,6 & 2,1 & -1,8 & -4,5 \\ 0,4 & 0,1 & 0,6 & -0,3 & -0,6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln \text{CONS\_}PI_{t-3} \\ \Delta \ln I\_PI_{t-3} \\ \Delta \ln \text{EXP\_}PI_{t-3} \\ \Delta \ln \text{IMP\_}PI_{t-3} \\ \Delta \ln \text{GDP\_}PI_{t-3} \end{pmatrix} + \\
 + C1 S2_t + C2 S3_t + C3 S4_t + G1 \Delta \ln G\_PI_t + G2 \Delta \ln G\_PI_{t-3} + G3 \Delta \ln G\_PI_{t-4} + \\
 + R1 \ln RUU_t + R2 \Delta \ln RUU_t + M1 EI_{t-1} + M2 E2_{t-1} + M3 E3_{t-1}, \quad (5.17)$$

де елементи матриць, виділені жирним шрифтом, відповідають значущим коефіцієнтам. Оцінки решти коефіцієнтів (5.17), а саме швидкостей

пристосування та коефіцієнтів короткострокових ефектів екзогенних змінних наведено в табл. 5.10.

Оцінені коефіцієнти швидкостей пристосування є важливими характеристиками динаміки системи, які визначають збіжність до довгострокових рівноважних співвідношень. Від'ємні знаки коефіцієнтів показують, що в короткостроковому періоді змінні мають тенденцію до подолання розриву між ними і тяжіють до зменшення та повернення до рівноваги, якщо відбувається додатне відхилення від рівноважних довгострокових співвідношень.

Таблиця 5.10

Результати оцінювання VEC моделі (5.13)

VEC рівняння					
	$\Delta \ln CONS\_PI$	$\Delta \ln I\_PI$	$\Delta \ln EXP\_PI$	$\Delta \ln IMP\_PI$	$\Delta \ln GDP\_PI$
Коінтеграційне відхилення	Коефіцієнти швидкостей пристосування				
$E1_{t-1}$	-2,2787 [-3,85]	-2,8692 [-3,57]	-1,2386 [-0,71]	-1,7336 [-1,53]	-1,5365 [-1,79]
$E2_{t-1}$	-0,2460 [-0,99]	-2,6508 [-7,87]	-0,6452 [-0,88]	-1,2693 [-2,67]	-0,4692 [-1,30]
$E3_{t-1}$	-0,8849 [-3,38]	-1,1854 [-3,33]	-0,4563 [-0,59]	-0,4398 [-0,87]	-0,6851 [-1,59]
Змінна	Коефіцієнти короткострокових ефектів				
$\Delta \ln G\_PI_t$	0,2215	0,0690	0,2886	0,0284	0,4065
$\Delta \ln G\_PI_{t-3}$	0,2268	0,2651	0,4942	0,5590	0,1234
$\Delta \ln G\_PI_{t-4}$	0,4836	-0,1638	0,0742	0,4808	0,0905
$\ln RUU_t$	0,3760	0,5710	0,2669	0,7056	0,1314
$\Delta \ln RUU_t$	-0,2981	-0,4027	0,1950	-0,1321	-0,1687
Статистичні характеристики					
Adj. R-squared	0,9722	0,9774	0,8902	0,9442	0,9638
F-Statistic	47,414	58,344	11,726	23,400	36,237
Jarque-Bera St.	2,5079	0,1506	0,0611	1,5771	0,3677

Примітка: жирним шрифтом виділено значущі коефіцієнти; у дужках [] подано t-статистики параметрів.

Джерело: оцінки автора.

Внаслідок аналізу значущості коефіцієнтів швидкостей пристосування отримуємо, що ціни на споживання та інвестиції реагують на попередні відхилення від рівноважних траєкторій (5.14) і (5.16). Крім того, ціни на інвестиції та імпорт корегують відхилення від траєкторії (5.15).

Дослідження адекватності моделі проводимо на підставі тестування рядів залишків. Зазначимо, що модель є адекватною, якщо залишки володіють властивостями білого шуму. Для тестування серійної автокореляції *VEC* залишків використаємо послідовність *LM* тестів (табл. 5.11), а для тестування гетероскедастичності низку тестів Уайта.

Таблиця 5.11

Результати тестування автокореляції залишків моделі (5.17)

VEC Residual Serial Correlation *LM* Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order *h*

Lags	<i>LM</i> - Statistic	Prob ($\chi^2[25]$)
1	27,72517	0,3207
2	27,62504	0,3254
3	31,52132	0,1723
4	20,25389	0,7334
5	28,97078	0,2651
6	24,20090	0,5078
7	23,95454	0,5220
8	20,34514	0,7285
9	27,36477	0,3379
10	14,92293	0,9432
11	19,80935	0,7568
12	25,55709	0,4315

Джерело: оцінки автора.

Оскільки в усіх випадках отримано значення, які не перевищують критичні значення, то можна стверджувати про адекватність розробленої моделі. Крім того, статистики Жарка-Бера для різних рівнянь засвідчують нормальність розподілу залишків.

5.3. Аналіз альтернативних сценаріїв і перспектив розвитку динамічних процесів на ринку праці України

Використаємо оцінені моделі (5.3)–(5.11), а також модель (5.17) для дослідження різних гіпотетичних сценаріїв розвитку процесів на ринку праці впродовж минулих 10 років. Для цього проаналізуємо різні альтернативні можливі зміни у поведінці екзогенних змінних та їхні наслідки на динаміку ендогенних змінних моделей.

Розпочнемо із сценарного аналізу альтернативної поведінки цінових індексів на основі побудованої векторної моделі дефляторів (5.17).

Оскільки дослідження динаміки цін на державні закупівлі свідчить про те, що темп росту цього показника впродовж 2002—2013 років перевищував темп росту цін, які визначає дефлятор ВВП (а саме темп росту ряду G_PI в середньому становив 4,3% в квартал, тоді як темп росту GDP_PI – 3,9%), то згідно з першим сценарієм проаналізуємо, яких змін зазнали б показники ринку праці, якби ціни на державне споживання впродовж 2002—2013 років зростали з тим самим темпом, що і ціни ВВП. На рис. 5.5а зображено динаміку росту цін ВВП, фактичну поведінку цін на державне споживання, а також їхню поведінку за альтернативного сценарію 1.

Результати моделювання виявили, що зменшення цін на державне споживання зменшує загальний рівень цін в економіці країни у середньому на 5% в рік, при цьому в 2011—2012 рр. річне падіння цін могло б сягнути 9-10% (рис. 5.5б).

Отримані висновки свідчать про те, що подолання корупції та формування виваженої політики конкурентного ціноутворення у споживчих витратах сектору загального державного управління, дало б змогу знизити загальний рівень цін в Україні та, як свідчать висновки раніше розроблених моделей споживання, сприяло б підвищенню рівня добробуту українських домогосподарств.

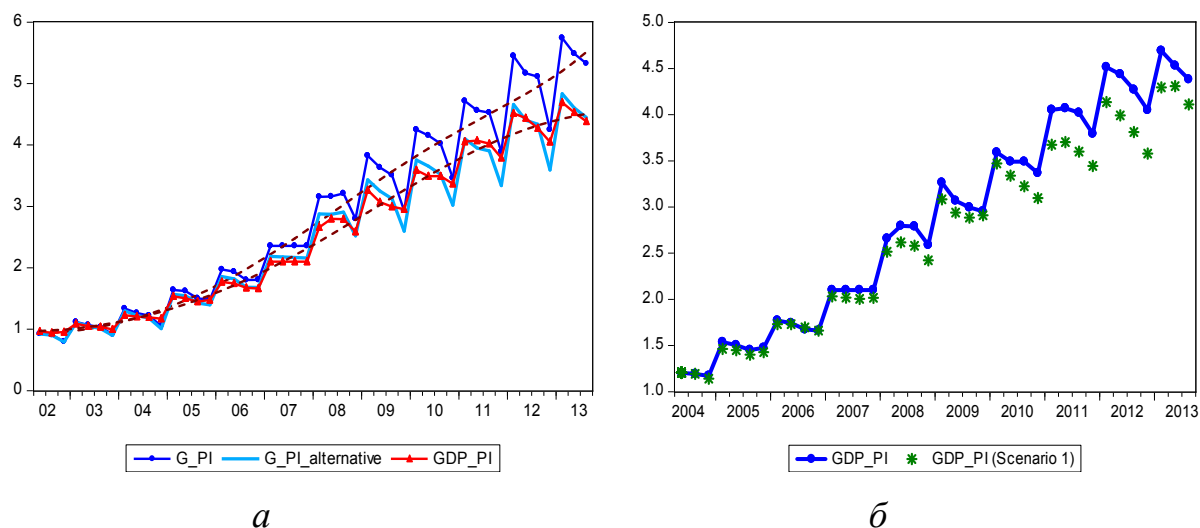


Рис. 5.5. Фактична й альтернативна динаміка: *а)* дефлятора державного споживання; *б)* відповідні зміни у динаміці дефлятора ВВП в Україні

Джерело: оцінки автора.

Для реалізації другого та третього сценаріїв розглянемо різну поведінку зміни валютного курсу долара США. Зокрема, використаємо побудовану модель (5.17) для аналізу того, які наслідки мав би на динаміку цін різних складових видатків сценарій 2, за якого курс долара зростав поступово, а також сценарій 3, за якого курс долара після 2008р. не зазнав би зсуву. Такі сценарії звичайно неможливі в реальності, але мають гіпотетичний інтерес і демонструють можливості побудованої моделі. Наслідки сценарію 2, за якого валютний курс гладко зростав би, спричиняють також згладжену поведінку цінових індексів. Аналізуючи результати моделювання за сценарієм 3, отримуємо, що такі зміни призвели б до суттєвого зменшення рівнів цін на імпорт та експорт (рис. 5.6), а також знизили б ціни на приватне споживання й інвестиції (рис. 5.7) порівняно з їхніми фактичними рівнями, які простежувались у ці періоди.

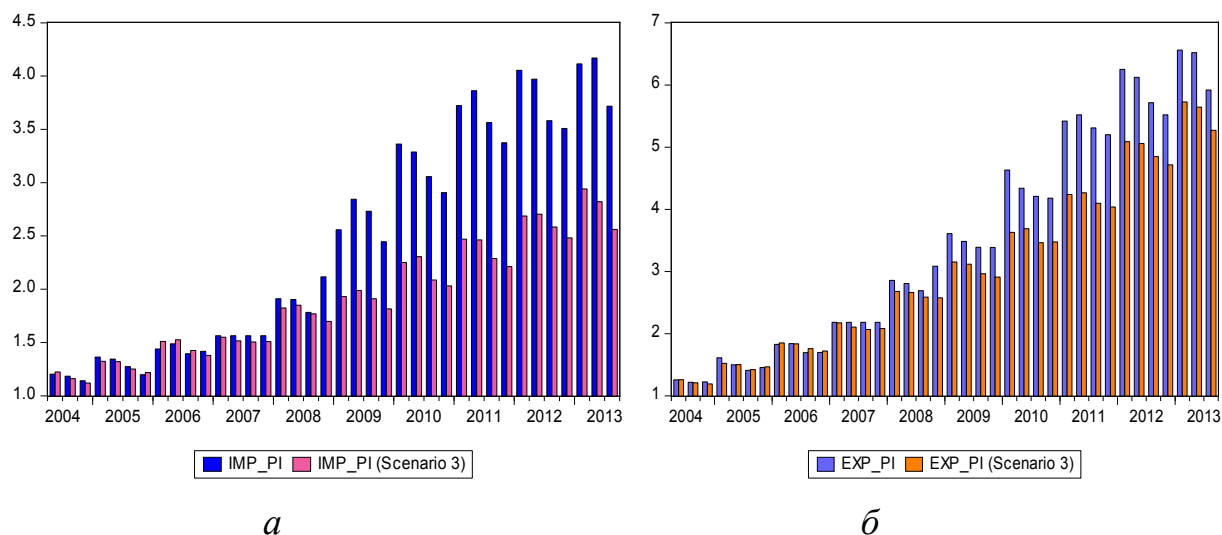


Рис. 5.6. Фактична й альтернативна динаміка цін: а) на імпорт; б) на експорт

Джерело: оцінки автора.

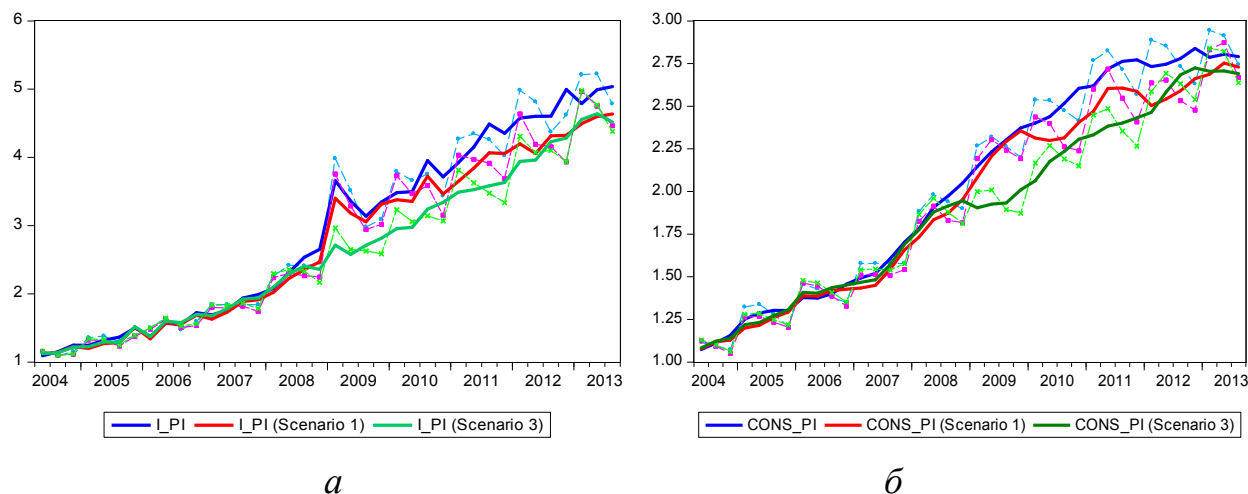


Рис. 5.7. Фактична й альтернативна динаміка цін: а) на інвестиції; б) на приватне споживання

Джерело: оцінки автора.

Середньорічні зміни у цінових індексах, отримані внаслідок програвання наведених сценаріїв, наведено у табл. 5.12. Зазначимо, що за усіх сценаріїв розвитку впливу зазнали б ціни на усі складові видатків.

Дослідимо також вплив різних альтернативних можливих змін у поведінці екзогенних факторів моделей ринку праці (5.3)–(5.11) та їх впливу на зайнятість, рівень безробіття, робочу силу та заробітні плати.

Таблиця 5.12

Відхилення цін за різних сценаріїв розвитку

Індекс цін	Відносне відхилення від фактичних значень (у %)							
	2006 р.	2007 р.	2008 р.	2009 р.	2010 р.	2011 р.	2012 р.	2013 р.
Сценарій 1								
<i>GDP_PI</i>	-0,4	-3,9	-6,4	-3,7	-5,8	-9,5	-10,2	-2,7
<i>CONS_PI</i>	-0,2	-3,8	-4,1	-1,3	-6,3	-5,6	-7,2	-6,5
<i>I_PI</i>	-1,0	-2,9	-5,1	-4,0	-4,9	-7,6	-9,9	-6,8
Сценарій 2								
<i>GDP_PI</i>	5,1	4,7	4,2	-7,7	-7,8	-9,6	-1,2	6,7
<i>CONS_PI</i>	4,6	2,6	3,1	-10,0	-8,1	-7,0	0,5	4,0
<i>I_PI</i>	5,0	5,1	5,0	-14,5	-8,0	-7,4	-2,8	5,4
<i>IMP_PI</i>	9,3	10,7	11,2	-12,1	-13,1	-12,0	2,3	11,1
<i>EXP_PI</i>	6,1	3,7	0,7	-3,9	-8,4	-11,2	-0,6	7,7
Сценарій 3								
<i>GDP_PI</i>	—	—	—	-15,7	-16,8	-15,5	-14,2	-12,7
<i>CONS_PI</i>	—	—	—	-14,1	-11,9	-12,2	-5,8	-3,5
<i>I_PI</i>	—	—	—	-12,4	-17,8	-22,4	-16,4	-12,4
<i>IMP_PI</i>	—	—	—	-19,6	-14,6	-15,7	-12,5	-7,2
<i>EXP_PI</i>	—	—	—	-27,6	-31,2	-35,0	-30,7	-30,6

Джерело: оцінки автора.

Оскільки дослідження динаміки зміни допомоги по безробіттю свідчить про те, що темп росту цього показника впродовж досліджуваного періоду перевищував темп росту середньої заробітної плати (а саме, темп росту ряду *AWAGE* в середньому становив 4,4% у квартал, тоді як темп росту допомоги по безробіттю *UNB* дорівнював 5,8%), то згідно з першим сценарієм проаналізуємо, яких змін зазнали б показники ринку праці, якби допомога по безробіттю впродовж останніх десяти років зростала з тим самим темпом, що і заробітна плата. На рис. 5.8а зображено динаміку заробітної плати, фактичну поведінку величини допомоги по безробіттю, а також її поведінку за альтернативного сценарію у логарифмічній шкалі.

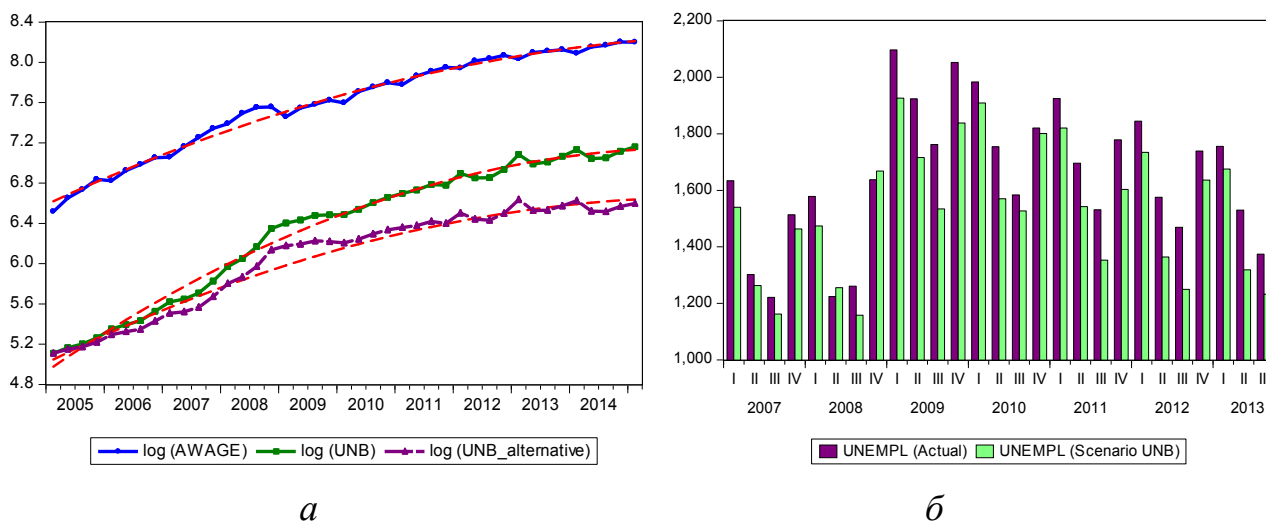


Рис. 5.8. Динаміка середньої заробітної плати, допомоги по безробіттю та відповідні зміни у номінальному безробітті в Україні

Джерело: розрахунки автора

Аналізуючи результати моделювання за альтернативного сценарію отримуємо, що таке зменшення темпів росту величини допомоги по безробіттю призвело б до суттєвого зменшення кількості безробітних (-3,4% у 2007р., -4,7% у 2008р., -5,8% у 2009р., -7,1% у 2010р., -8,5% у 2011р., -9,9% у 2012р., -11,1% у 2013р.) та рівня безробіття (рис. 5.8б). Зазначимо, що у цьому випадку вплив альтернативних змін в *UNB* на інші показники ринку праці не досяг би 1 відсотка.

Для реалізації другого сценарію звернемо увагу на динаміку відсотка безробітних, які реєструються у центрах зайнятості. Зазначимо, що рівень безробіття *UR*, визначений МОП, починаючи з початку 2009 року зріс (у середньому на 1,3% з 6,6% до 7,9%), тоді як рівень зареєстрованого безробіття *RUOF* навпаки зменшився. У підсумку спостерігаємо різке зменшення відсотка тих безробітних, які звернулися за допомогою по безробіттю (*UROF/UR*) (рис. 5.9а).

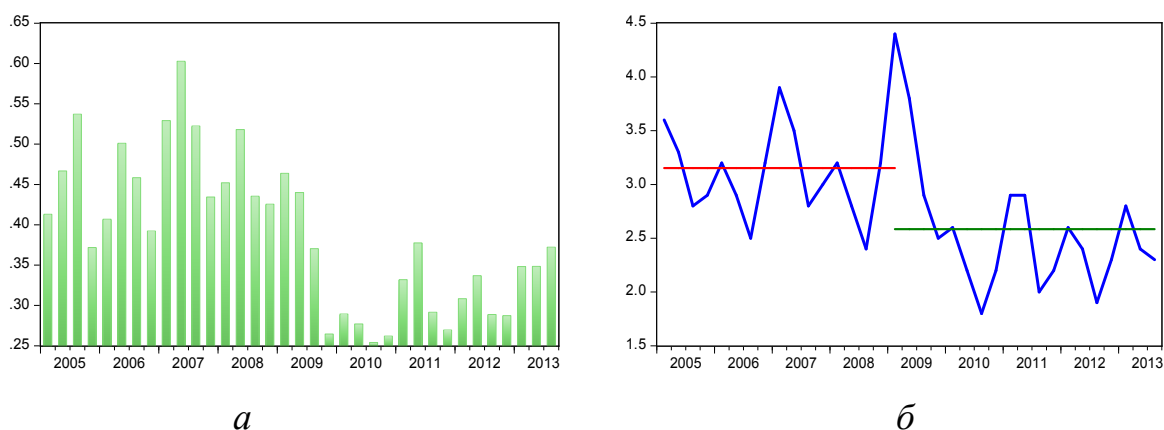


Рис. 5.9. Динаміка: а) відсотка безробітних, які офіційно зареєструвались; б) зареєстрованого рівня безробіття

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора

Обчислення засвідчують таке: якщо впродовж 2005—2008 років приблизно половина фактичних безробітних ставала на облік у центрах зайнятості, то починаючи з 2009 р. така кількість становить лише 30 відсотків. Внаслідок таких процесів на ринку праці динаміка ряду офіційного безробіття зазнала зсуву з 3,15% до 2,58% (рис. 5.9б).

Використаємо розроблений комплекс моделей для аналізу того, які б наслідки мав на показники ринку праці сценарій, за якого відсоток зареєстрованого безробіття не зазнав би негативного зміщення. Результати моделювання виявили, що такі зміни спричинили б падіння заробітної плати у середньому на 1% у 2010 р., причому це зменшення залишалося б стабільним впродовж наступних років до 2013 р.

Окремо дослідимо вплив реального ВВП, який є показником економічного зростання країни. Зазначимо, що його рівень зазнав негативного зсуву внаслідок кризи, яка розпочалась у кінці 2008 р. Крім того, темп його росту, який до 2008р. становив 1,8%, впродовж наступних років зменшився на 1,3% і дорівнював 0,5%. Розглянемо два альтернативних сценарії (рис. 5.10). Згідно з першим сценарієм припустимо, що темп росту реального ВВП був би більшим за існуючий у кожному періоді з 2005 до 2013р. на 1 відсоток, а згідно з другим – реальний ВВП хоча і зазнав би негативних зсувів внаслідок кризи,

проте зберіг би і надалі темп росту, який спостерігався до початку 2009 р. Звичайно, як свідчать останні події в Україні, такі сценарії практично нереалістичні та мають суто гіпотетичний інтерес.

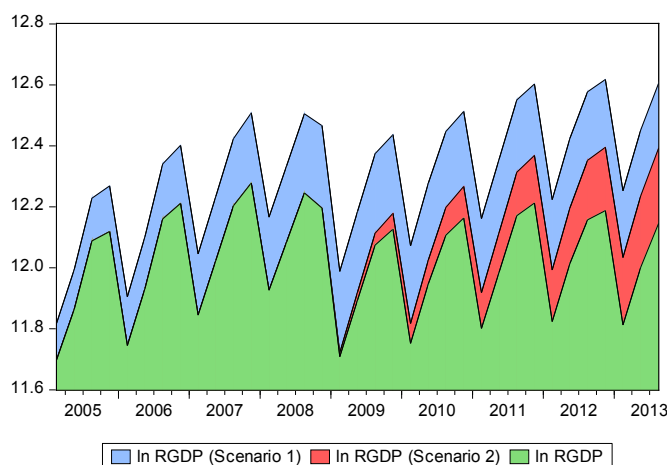


Рис. 5.10. Динаміка реального ВВП (у логарифмічній шкалі) за альтернативних сценаріїв розвитку

Джерело: дані Державної служби статистики України, розрахунки автора.

Середньорічні зміни у показниках ринку праці у результаті програвання обох сценаріїв для реального ВВП наведено у табл. 5.13. Зазначимо, що за обох сценаріїв розвитку впливу зазнали б усі показники ринку праці. Постійне хоча і не значне збільшення темпів росту реального ВВП (на 1%) продовж 2005—2013 років призвело б до значного додаткового зростання заробітних плат (на 23%), підвищило б зайнятість (на 5,5%), стимулювало б економічну активність населення (на 2,3%) та значно зменшило б кількість безробітних (на 39% від їхньої фактичної кількості).

Водночас дослідження низки альтернативних сценаріїв стосовно поведінки заборгованості з заробітної плати виявило незначущість впливу зміни її динаміки на динаміку ендогенних змінних впродовж 2002—2013 років.

Використаємо також розроблений комплекс моделей для прогнозування майбутньої поведінки показників українського ринку праці на 2016—2017 роки. Обчислення здійснюватимемо на підставі значень змінних, які відповідно скореговано та не враховують дані тимчасово окупованої території АР Крим і м. Севастополя. Для прогнозування екзогенних змінних застосуємо інтегровані

авторегресійні моделі рухомого середнього з відповідним урахуванням зсувів, характеру нестационарності та сезонних властивостей кожного з рядів, а також розглянемо різні варіанти їх альтернативної поведінки.

Таблиця 5.13

Відхилення сценарних значень показників ринку праці від базового сценарію

Змінна	2006 р.	2007 р.	2008 р.	2009 р.	2010 р.	2011 р.	2012 р.	2013 р.
Сценарій 1								
<i>AWAGE</i> (грн.)	91,1	146,2	233,0	271,4	370,6	506,0	651,5	774,1
<i>EMPL</i> (тис. осіб)	395,3	549,6	639,2	458,3	568,5	755,2	932,9	1138,3
<i>LF</i> (тис. осіб)	139,1	254,8	283,9	-39,0	20,8	183,3	332,2	523,0
<i>UR</i> (%)	-1,18	-1,37	-1,65	-2,24	-2,48	-2,63	-2,79	-2,88
<i>UNEMPL</i> (тис.осіб)	-256,2	-294,8	-355,3	-497,3	-547,6	-571,9	-600,8	-615,2
Сценарій 2								
<i>AWAGE</i> (грн.)	—	—	—	28,0	86,5	170,1	273,4	372,8
<i>EMPL</i> (тис. осіб)	—	—	—	35,4	103,2	212,2	338,8	491,8
<i>LF</i> (тис. осіб)	—	—	—	-25,2	-50,1	-17,6	38,0	140,9
<i>UR</i> (%)	—	—	—	-0,27	-0,68	-1,03	-1,37	-1,62
<i>UNEMPL</i> (тис.осіб)	—	—	—	-60,6	-153,2	-229,9	-300,8	-350,9

Джерело: розрахунки автора.

Зокрема, для прогнозування динаміки заборгованості з виплати заробітної плати оцінено таку авторегресійну модель рухомого середнього:

$$\begin{aligned} \Delta \ln WARR_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln WARR_{t-1} + \alpha_2 \Delta \ln WARR_{t-2} + \alpha_3 Trend + \alpha_4 D2008q4 + \\ & + \alpha_5 D2014q1 + \alpha_6 D2008q4 \cdot Trend + \alpha_7 D2008q4 \cdot (Trend)^2 + \\ & + \alpha_8 D2014q1 \cdot Trend + \alpha_9 S2 + \alpha_{10} S3 + \alpha_{11} S4 + \varepsilon_t + \alpha_{12} \varepsilon_{t-1} + \alpha_{13} \varepsilon_{t-2}, \end{aligned} \quad (5.18)$$

Фактичну динаміку заборгованості з виплати заробітної плати, а також її можливі прогнозовані значення зображено на рис. 5.11. Статистичні дані засвідчують, що впродовж 2014 р. подібно до ситуації в кінці 2008 р. заборгованість із виплати заробітної плати в Україні стрімко зросла та на кінець

І кварталі 2015 року досягла значення 2436,8 млн. грн. Розглянемо три альтернативні поведінки змінної *WARR*. Згідно з першим варіантом розвитку подій припустимо, що заборгованість збережеться на існуючому рівні; згідно з другим варіантом припускати, що вона надалі поступово зменшуватиметься відповідно до (5.18); третій сценарій припускати швидкий спад існуючої заборгованості.

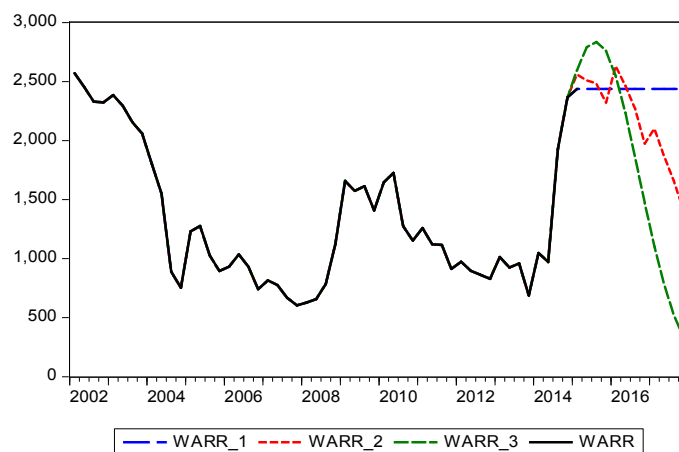


Рис. 5.11. Динаміка заборгованості з виплати зарплати за альтернативних припущень

Джерело: дані Державної служби статистики України, оцінки автора.

Прогноз динаміки часового ряду допомоги по безробіттю за умови збереження його існуючого темпу росту (ряд *UNB_1*), а також його поведінку за альтернативних можливих сценаріїв зображено на рис. 5.12.

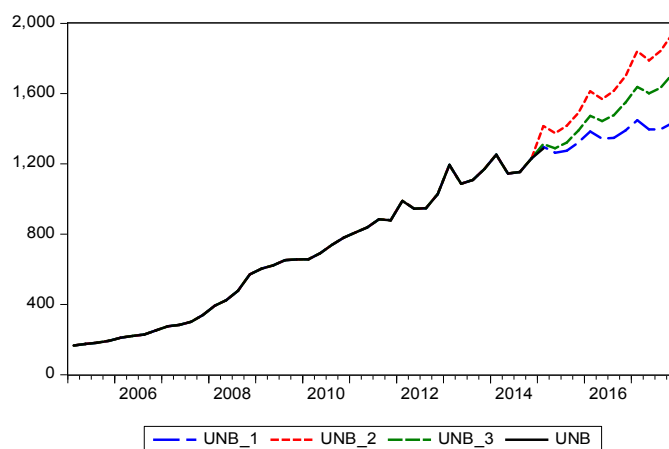


Рис. 5.12. Динаміка допомоги по безробіттю за альтернативних можливих сценаріїв

Джерело: дані Державної служби статистики України, оцінки автора.

Для прогнозування реального валового внутрішнього продукту використаємо таку ARIMA(2,1,2) модель:

$$\Delta \ln RGDP_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln RGDP_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln RGDP_{t-2} + \beta_3 D2008q4 + \beta_4 D2014q1 + \beta_5 S2 + \beta_6 S3 + \beta_7 S4 + \varepsilon_t + \beta_8 \varepsilon_{t-1} + \beta_9 \varepsilon_{t-2}, \quad (5.19)$$

Прогнозовані значення $RGDP$, отримані на основі моделі (5.19), визначатимуть базовий сценарій розвитку. Крім того розглянемо сценарій, за якого темп росту ВВП надалі зберігатиме значення притаманні йому в період з 2009 до 2013 року, а також сценарії, які відповідатимуть тенденціям його поведінки у період з 2002 до кінця 2008 року (рис. 5.13).

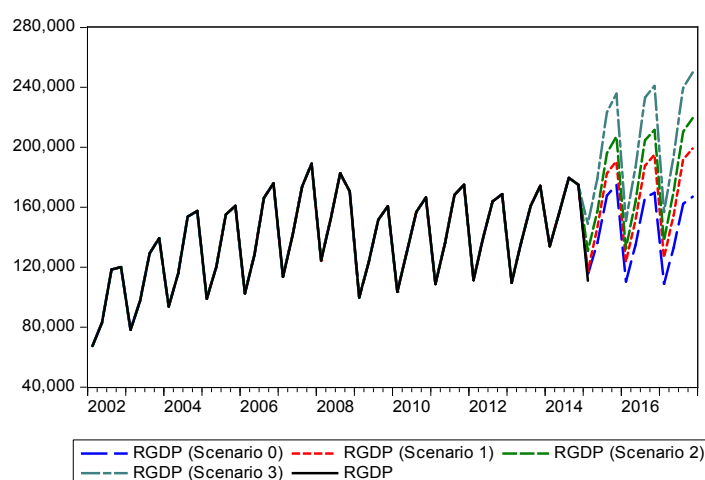


Рис. 5.13. Динаміка реального ВВП за альтернативних сценаріїв розвитку

Джерело: розрахунки автора.

Щодо динаміки рівня цін розглянемо три альтернативні сценарії, які відповідають різній можливій альтернативній поведінці валютного курсу (рис. 5.14а). Згідно з першим сценарієм використовуватимемо поведінку цін за відносної цінової стабільності, згідно з другим і третім сценарієм припускати́мо помірне та стрімке зростання рівня цін, відповідно (рис. 5.14б).

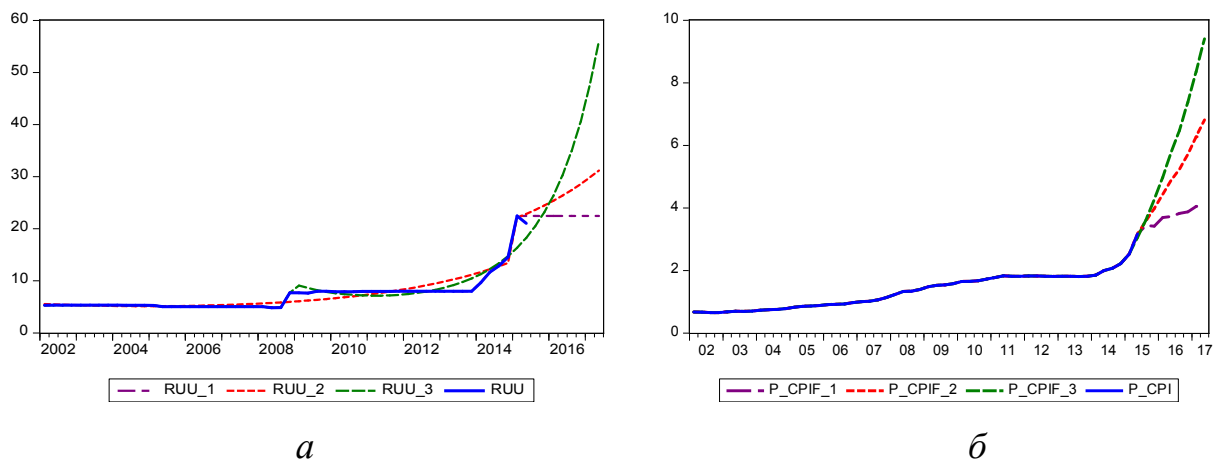


Рис. 5.14. Динаміка: *а)* валютного курсу долара США; *б)* рівня цін за альтернативних сценаріїв

Джерело: розрахунки автора.

Використавши прогнозовані значення екзогенних змінних та застосувавши розроблену динамічну модель (5.3)–(5.11), побудуємо прогнози ендогенних показників ринку праці. На рис. 5.15 зображено прогнозовану динаміку пропозиції праці, рівня безробіття, попиту на працю та середньої номінальної заробітної плати разом із межами 95% прогнозованих інтервалів для базового сценарію розвитку екзогенних змінних, який припускає збереження їхніх попередніх тенденцій.

Застосування розробленого комплексу моделей ринку праці засвідчує, що згідно з базовим сценарієм збереження характеру поведінки реального ВВП, цін, допомоги по безробіттю, рівня зареєстрованого безробіття та заборгованості з заробітної плати, впродовж 2015—2017 років в Україні внаслідок поступового зростання цін відбудеться подальше плавне зростання номінальних заробітних плат, певне зменшення пропозиції робочої сили та рівня безробіття, тоді як попит на робочу силу майже не зміниться.

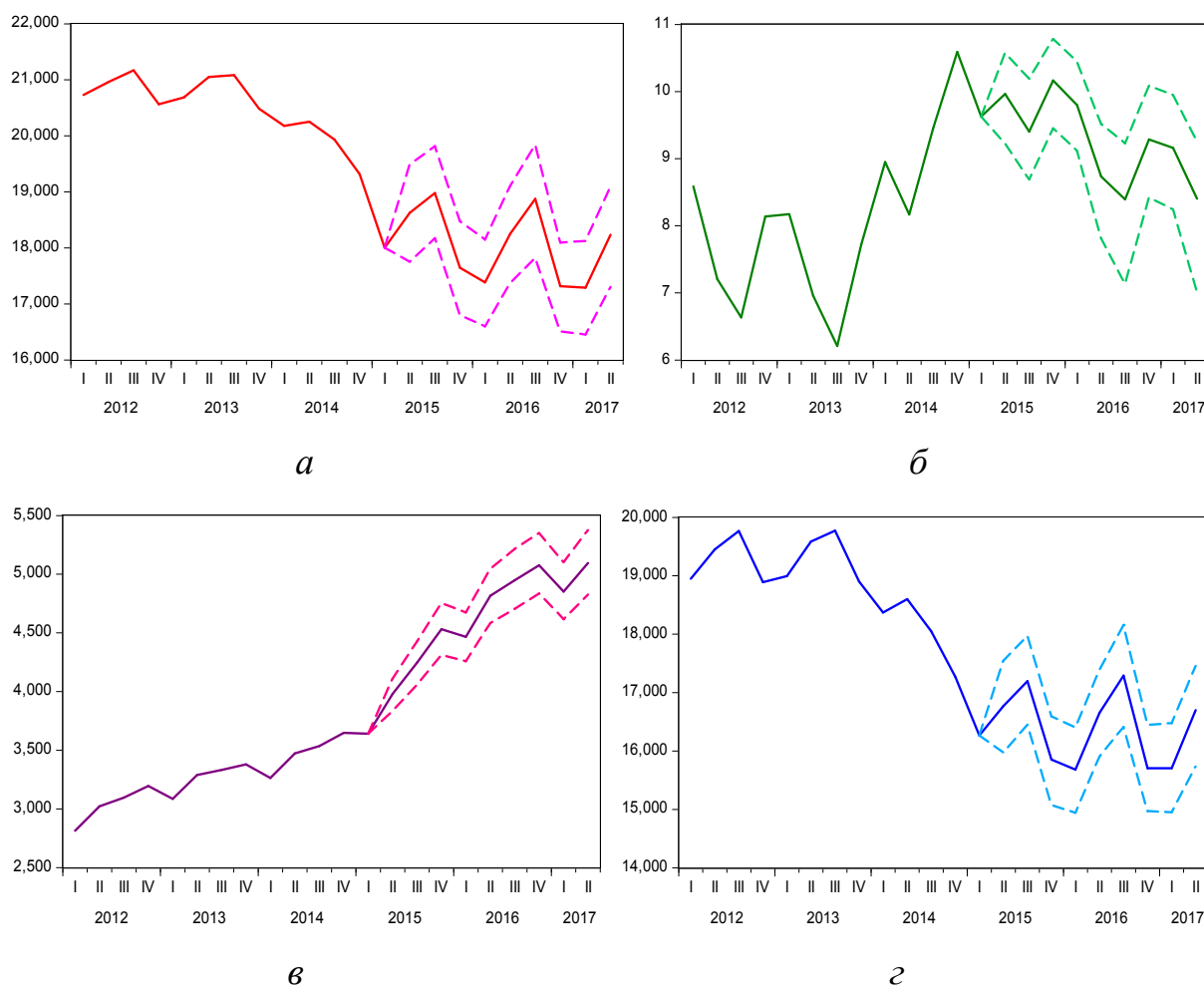


Рис. 5.15. Прогнозовані значення: а) робочої сили; б) рівня безробіття; в) номінальної заробітної плати; г) кількості зайнятих та відповідні 95% прогнозовані інтервали за умови базового сценарію розвитку

Джерело: оцінки автора.

У табл. 5.14, 5.15 наведено прогнозовані значення макропоказників ринку праці за альтернативних сценаріїв майбутньої поведінки реального валового внутрішнього продукту.

Перший сценарій припускає, що в результаті сприятливої економічної політики темп росту реального ВВП у 2015—2017 роках зазнає зсуву до рівня періоду 2009—2013 рр., а другий можливий сценарій майбутнього розвитку процесів в Україні припускає зростання темпу реального ВВП до рівня 1,8% в квартал, який був характерний до 2008 року.

Таблиця 5.14

**Прогнозовані значення зайнятості та рівня безробіття
за різної альтернативної динаміки *RGDP***

Період	Кількість зайнятих			Рівень безробіття		
	Сценарій			Сценарій		
	Базовий	1	2	Базовий	1	2
2015 рік						
III квартал	17202,03	17631,2	17976,59	9,400	8,954	8,540
IV квартал	15872,71	16361,27	16817,51	10,159	9,699	9,230
2016 рік						
I квартал	15714,44	16273,69	16656,12	9,904	9,163	8,676
II квартал	16668,21	17326,18	17770,75	8,752	8,076	7,581
III квартал	17317,06	18002,86	18383,5	8,426	7,655	6,986
IV квартал	15726,44	16607,17	17170,53	9,323	8,591	8,144
2017 рік						
I квартал	15752,23	16694,24	17233,92	9,220	8,430	7,891
II квартал	16734,96	17613,23	17989,54	8,444	7,487	6,689

Джерело: розрахунки автора.

Проведений сценарний аналіз засвідчує, що навіть незначне збільшення темпу росту реального ВВП, призводить до збільшення попиту на робочу силу, стимулює економічну активність населення на ринку праці, зумовлює зменшення рівня безробіття та зростання реальних заробітних плат.

На рис. 5.16 зображено фактичні та прогнозовані за допомогою розробленої симульативної моделі значення реальної заробітної плати за різної альтернативної поведінки рівня цін (рис. 5.14б).

Аналіз результатів моделювання засвідчує, що у випадку подальшого стрімкого зростання цін та відсутності позитивних змін у реальному секторі економіки, в Україні очікуватиметься значне падіння реальних доходів від зайнятості, а також відчутне зменшення економічної активності населення на ринку праці (-5,9% від існуючої кількості робочої сили).

Таблиця 5.15

**Прогнозовані сценарні значення робочої сили та реальної заробітної плати
за різної альтернативної динаміки *RGDP***

Період	Робоча сила			Реальна заробітна плата		
	Сценарій			Сценарій		
	Базовий	1	2	Базовий	1	2
2015 рік						
III квартал	18986,71	19365,06	19655,08	1325,45	1361,08	1407,44
IV квартал	17667,47	18118,56	18527,63	1444,51	1523,81	1597,41
2016 рік						
I квартал	17441,80	17915,28	18238,47	1343,85	1457,07	1538,73
II квартал	18267,03	18848,43	19228,52	1474,10	1629,52	1734,53
III квартал	18910,51	19495,15	19764,21	1523,90	1699,33	1825,43
IV квартал	17343,36	18167,91	18692,81	1572,94	1794,57	1932,75
2017 рік						
I квартал	17352,03	18231,13	18710,34	1472,21	1710,18	1848,50
II квартал	18278,32	19038,75	19279,19	1575,68	1847,11	2012,62

Джерело: розрахунки автора.

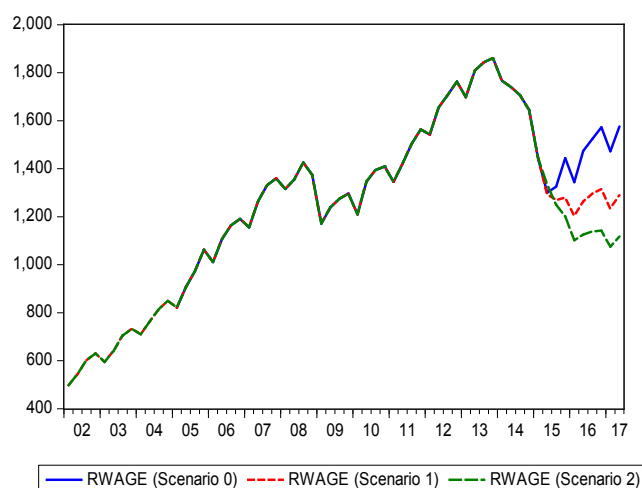


Рис. 5.16. Прогнозована динаміка реальних заробітних плат за альтернативної поведінки рівня цін

Джерело: оцінки автора.

У табл. 5.16 наведено відносні відхилення значень показників ринку праці від базового прогнозованого сценарію у випадку збереження існуючого високого рівня заборгованості з виплати заробітної плати.

Сценарний аналіз засвідчує, що у випадку, якщо і надалі підтримуватиметься високий рівень заборгованості з виплати заробітної плати, то це незначно, проте негативно, вплине на усі показники вітчизняного ринку праці.

Таблиця 5.16

**Відносні відхилення сценарних значень за умови збереження
заборгованості з виплати заробітної плати
(у % від базових значень)**

Змінна	2015 р.		2016 р.				2017 р.	
	III кв.	IV кв.	I кв.	II кв.	III кв.	IV кв.	I кв.	II кв.
<i>AWAGE</i> (%)	-0,08	-0,27	-0,19	-0,07	-0,32	-0,67	-0,32	-0,63
<i>EMPL</i> (%)	-0,01	-0,06	-0,04	-0,01	0,00	-0,11	-0,06	-0,01
<i>LF</i> (%)	-0,005	-0,022	-0,030	-0,051	-0,064	-0,021	-0,074	-0,084
<i>UNEMPL</i> (%)	0,08	0,34	0,63	0,43	0,71	0,88	0,20	1,13
<i>UR</i> (%)	0,08	0,36	0,60	0,38	0,65	0,90	0,13	1,05

Джерело: оцінки автора.

Отже, як засвідчує проведене моделювання, за відсутності позитивних змін у динаміці реального обсягу виробництва та сприяння залученню інвестицій, наявності існуючої заборгованості з виплати заробітної плати, що виникла в останні періоди, та невинної зростаючої динаміки валютного курсу та рівня цін, ринок праці в Україні впродовж наступних років характеризуватиметься зменшенням економічної активності населення та попиту на робочу силу, значно вищим за природний рівнем безробіття та зниженням реальних заробітних плат, що зважаючи на нестабільність економічного середовища, може поглибити проблеми характерні для вітчизняного ринку праці та зумовити соціальну напруженість у суспільстві.

Висновки до розділу 5

Стан ринку праці за умов нестабільного економічного розвитку набуває важливого значення як критерій визначення напрямів соціально-економічної політики держави. Забезпечити ефективність механізмів соціально-економічного державного регулювання можна на основі поглибленого аналізу, моделювання та прогнозування процесів на ринку праці за допомогою сучасного гнучкого економетричного інструментарію з урахуванням системності взаємозв'язків, особливостей динаміки економічних процесів.

На підставі результатів емпіричного дослідження взаємозв'язків між макроекономічними показниками ринку праці в Україні розроблено комплекс динамічних економетричних симульативних моделей і моделей коригування похибок, які враховують довгострокові рівноважні економічні зв'язки, а також дають змогу змодельовати короткострокові ефекти впливу низки чинників на темпи зміни заробітної плати, робочої сили, зайнятості та безробіття. Отримані внаслідок оцінювання на підставі реальних даних, оцінки параметрів розробленого комплексу моделей визначають ступінь впливу реального ВВП, рівня економічної активності населення на ринку праці, рівня безробіття, визначеного за методологією МОП, зареєстрованого рівня безробіття, заборгованості з виплати заробітної плати, показників рівня цін, інфляції та розміру допомоги по безробіттю.

Проведене економетричне дослідження та розроблена методологія моделювання системи динамічних взаємозалежностей між показниками рівнів цін, які побудовано на основі дефляторів основних компонентів видатків в Україні, а саме дефлятора приватного споживання, дефлятора інвестицій, дефлятора споживчих витрат сектора загального державного управління, дефлятора експорту та дефлятора імпорту, підтвердили існування між ними довгострокових рівноважних коінтеграційних співвідношень та дали змогу розробити векторну модель коригування похибок, яка враховує динаміку короткострокових пристосувань і реакцію на попередні відхилення від

рівноваги. З'ясовано, що ціни на державне споживання, темпи зростання яких упродовж 2002—2013 років значно перевищували темпи зростання приватного споживання, є екзогенним фактором, який спричиняє підвищення цін інших складових, що негативно впливає на розвиток економіки країни. Оцінена модель дає змогу проводити аналіз різних можливих альтернативних сценаріїв поведінки цін і прогнозувати їх динаміку за умов різної монетарної політики щодо валютного курсу.

Відтак розроблений комплекс економетричних моделей використано для аналізу різних гіпотетичних сценаріїв розвитку динамічних процесів на ринку праці впродовж минулих десяти років. Проведений сценарний аналіз дав змогу оцінити наслідки впливу альтернативних змін у динаміці допомоги по безробіттю, рівня реєстрації безробітних у центрах державної служби зайнятості, заборгованості з виплати заробітної плати та реального ВВП на основні макропоказники ринку праці. Результати сценарного аналізу свідчать про те, що знизити загальний рівень цін в Україні можна подолавши корупцію та усунувши завищеність та неадекватність ціноутворення, які характерні для споживчих витрат сектора загального державного управління, що своєю чергою, сприятиме підвищенню добробуту вітчизняних домогосподарств. Також з'ясовано, що навіть незначне постійне збільшення темпів зростання реального ВВП зумовлює значне додаткове зростання заробітної плати, підвищує зайнятість, стимулює економічну активність населення та значно зменшує кількість безробітних.

На підставі розробленої методології моделювання та оціненої системи взаємозв'язків отримано прогнози щодо майбутніх тенденцій розвитку ринку праці, а також проаналізовано динаміку його функціонування за різних альтернативних сценаріїв майбутнього розвитку економічних процесів в Україні. Моделювання засвідчує, що за відсутності структурних змін і позитивних зрушень у реальному секторі економіки, скорочення значної заборгованості з виплати заробітної плати, яка накопичилась впродовж 2014—2015 років, та за подальшого зростання рівня цін ринок праці в Україні

впродовж наступних років характеризуватиметься негативними тенденціями зменшення економічної активності населення та зайнятості, високим рівнем безробіття та низьким рівнем реальної заробітної плати. Враховуючи зовнішні шоки та нестабільність ситуації всередині країни, такі тенденції можуть водночас призвести до значного впливу активного населення працездатного віку, зокрема молоді, що ще більше посилить негативні демографічні тренди, процеси старіння населення та зубожіння українців.

Використання побудованих моделей у структурі цілісної макромоделі України дасть змогу здійснити комплексний аналіз економічних процесів у національній економіці та оцінити перспективи її розвитку як у короткостроковому, так і в довгостроковому періодах.

Основні результати розділу опубліковані в наукових працях автора: [90, 115, 116, 117, 118, 120, 125, 127, 136, 140, 141, 142, 144, 358, 383, 384, 386, 389].

ВИСНОВКИ

У дисертації здійснено теоретичне узагальнення та запропоновано нове вирішення наукової проблеми щодо підтримки стабільного функціонування та розвитку ринку праці України за умов підвищених ризиків, асиметричності інформації та дії дестабілізуючих факторів, яке полягає у розробленні теоретичних і методологічних положень дослідження динамічних процесів розвитку ринку праці на підґрунті системної реалізації розробленого цілісного комплексу взаємоузгоджених економетричних динамічних моделей із застосуванням сучасних інформаційних технологій.

Виконане наукове дослідження дало змогу дійти таких висновків:

1. Аналіз наявних методологічних засад і концепцій розбудови теоретичних макроекономічних моделей ринку праці дав змогу визначити підґрунтя розроблення методології економетричного моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці, охарактеризувати теоретичні макроекономічні моделі, які допомагають якісно описати процеси функціонування ринку праці, характеризують стан його рівноваги, визначають підходи до формування попиту на працю та пропозиції робочої сили, зумовлюють чинники встановлення заробітних плат, обґрунтовують наявність динамічного взаємозв'язку між ринком праці та реальним сектором економіки, засвідчують важливість урахування впливу різних типів шоків на перебіг процесів на ринку праці та стохастичного характеру коливань його показників.
2. Проведений економіко-статистичний та економетричний аналіз дав змогу окреслити особливості динаміки розвитку трудових ресурсів і структурних перетворень на ринку праці України та виявити вагомість впливу змін у динаміці макропоказників ринку праці на динаміку реального ВВП на особу в Україні.
3. Розроблено методологію комплексного економетричного моделювання динамічних довгострокових співвідношень і короткострокових

пристосувань на ринку праці та відповідний комплекс гібридних динамічних економетричних симулятивних систем і моделей коригування похибок, які враховують довгострокові рівноважні економічні взаємозв'язки між показниками ринку праці та дають змогу оцінити короткострокові ефекти впливу низки чинників на темпи зміни заробітної плати, робочої сили, зайнятості та безробіття. Визначено ступінь впливу реального валового внутрішнього продукту, рівня економічної активності населення на ринку праці, рівня безробіття, визначеного за методологією МОП, зареєстрованого рівня безробіття, заборгованості з виплати заробітної плати, показників рівня цін, темпу інфляції, розміру допомоги по безробіттю.

4. Сформовано концепцію та економетричний інструментарій виявлення асиметричних ефектів у динаміці процесів на ринку праці на підставі асиметричних моделей порогових збурень. Обґрунтовано відмінності у ступенях і тривалості впливу позитивних і негативних макроекономічних збурень на динаміку номінальної зайнятості, продуктивності праці, реального валового внутрішнього продукту, процента економічної активності та рівня безробіття.
5. Розроблено цілісну систему нелінійних моделей, яка складається з логістичних моделей згладженого переходу (LSTR) та комплексу порогових авторегресійних (SETAR) моделей, що дало змогу кількісно охарактеризувати динамічні зміни в режимах поведінки коефіцієнта участі в робочій силі від періодів його низьких темпів зростання до періодів високих значень; виявити швидкість реакції економічної активності на зміни, які відбуваються на ринку праці; обґрунтувати різні режими поведінки зареєстрованого рівня безробіття, які змінюють один одного залежно від того, якого значення набуває визначена внаслідок економетричного аналізу порогова функція, з урахуванням асиметричних ефектів.

6. Для дослідження динамічного взаємозв'язку між продуктивністю праці, зайнятістю, рівнем безробіття та реальною заробітною платою розроблено структурну векторну авторегресійну модель коригування похибок (SVEC), за результатами якої виявлено особливості вітчизняного ринку праці щодо еластичності попиту на працю стосовно реального обсягу виробництва та заробітної плати, чутливості реакції реальної заробітної плати на зміни у продуктивності праці та рівні безробіття, еластичності пропозиції праці; визначено основні чинники гістерезису безробіття. Проаналізовано реакції змінних на технологічні шоки, шоки попиту на працю, шоки пропозиції праці, шоки заробітних плат, кількісно оцінено їх вплив упродовж різних часових горизонтів, на підставі яких зокрема обґрунтовано, що позитивний технологічний шок спричиняє підвищення продуктивності, зайнятості, реальної заробітної плати та зниження рівня безробіття, причому цей вплив має значущий ефект як у короткостроковому, так і в довгостроковому періодах.
7. Побудовано структурну векторну авторегресійну модель, яка описує динамічний взаємозв'язок між темпом зростання реального ВВП і циклічним безробіттям. Виявлено, що позитивні збурення сукупної пропозиції чинять тривалий ефект на обсяг виробництва, збільшуючи його рівень у довгостроковому періоді, та статистично значуще зменшують безробіття. Водночас шоки сукупного попиту мають лише короткострокові ефекти впливу.
8. Для емпіричного аналізу нерівномірностей у динаміці просторових і галузевих структурних змін на ринку праці запропоновано економіко-математичний інструментарій, використання якого дало змогу оцінити динаміку регіональних структурних змін у зайнятості та її галузевої диверсифікації, регіональних індексів економічної інтеграції з погляду зайнятості тощо. На підставі оцінок індексу дисиміляції виконано порівняльний аналіз динамічних змін у структурі зайнятості в Україні та країнах Європейського Союзу, який дав змогу виявити значні відмінності

між ними та засвідчив поглиблення розбіжностей між структурою ринку праці України та усіма країнами ЄС. Переважання у структурі розподілу вітчизняної зайнятості секторів, які характеризуються низькою продуктивністю праці, та відсутність змін ускладнюють можливості розвитку економіки регіонів і країни загалом.

9. Розроблено методологію та відповідний комплекс економетричних моделей динаміки функціонування регіональних ринків праці, реалізація якого дала змогу емпірично оцінити ефекти впливу початкового розподілу зайнятості за різними видами економічної діяльності, значень індексу галузевої диверсифікації зайнятості й індексу географічної привабливості регіону, рівнів економічної інтеграції регіону з різними групами країн і їх змін на динаміку процесів на регіональних ринках праці; провести аналіз впливу низки чинників на видатки на освіту на регіональному рівні; виявити чинники відмінностей у продуктивності праці в регіонах України.
10. Економетричне дослідження засвідчило, що географічне розміщення виробничих ресурсів суттєво впливає на продуктивність праці в Україні, а області з низьким значенням індексу географічної привабливості мають менший потенціал до зростання продуктивності праці та потребують посилення уваги до розроблення й впровадження інноваційної регіональної стратегії розвитку. Виявлено, що в областях України недостатньо об'єктивно формуються інвестиції, які сприяють накопиченню знань, навичок, мотивацій і здібностей, використання яких зумовлює зростання продуктивності праці та доходів. Обґрунтовано, що підвищення економічної інтеграції стимулює позитивні зміни на регіональних ринках праці; виявлено переваги інтеграції України з Європейським Союзом.
11. Для аналізу динамічних змін у реальних споживчих можливостях вітчизняних домогосподарств розроблено систему економетричних моделей, що складається з моделі, яка описує поведінку реального

споживання згідно з гіпотезою постійного доходу і є комбінацією моделі адаптивних очікувань формування постійного доходу та моделі часткового пристосування до бажаного рівня споживання; моделі, яка ґрунтується на застосуванні сезонних різниць і враховує вплив інфляції та попередніх відхилень від рівноважного співвідношення; моделі коригування похибок, яка поєднує оцінювання довгострокової траєкторії та дає змогу дослідити короткострокові ефекти впливу на темп зміни споживання змін у темпах зростання доходу, інфляції, розподілених лагів зміни норми заощадження, чинників сезонності та відхилень від довгострокової рівноваги, що виникають внаслідок непередбачуваних шоків в економіці.

12. Внаслідок дослідження динамічних властивостей коефіцієнтів розроблених моделей обґрунтовано, що до 2008 р. вітчизняні споживачі, аналізуючи зміни обох складових доходу, постійного та тимчасового, близько 80% змін у поточному доході характеризували як зміни постійного доходу та відображали їх у динаміці свого споживання. Негативні процеси в економіці країни, які набули розвитку внаслідок кризи, а також упродовж 2014–2015 рр., суттєво погіршили економічне становище вітчизняних споживачів і призвели до того, що на даний час 99% домогосподарств України, вичерпавши свої ресурси та зазнаючи ліквідних обмежень, не мають змоги згладжувати своє споживання та формують свої споживчі видатки, ґрунтуючись лише на реаліях поточного доходу. Моделювання засвідчило значне зниження реакції споживання на відхилення від довгострокових тенденцій і постійний негативний вплив інфляції, темп якої є неочікуваним для більшості споживачів. Також виявлено, що починаючи з 2010 р. відбувся постійний негативний зсув у можливостях пристосування домогосподарств до бажаного цільового рівня їх споживання.

13. Розроблено концептуальні положення моделювання динамічних взаємозв'язків між ціновими індексами, які побудовано на основі

дефляторів основних компонентів видатків, а саме дефлятора приватного споживання, дефлятора інвестицій, дефлятора споживчих витрат сектору загального державного управління, дефлятора експорту та дефлятора імпорту, що дало змогу виявити існування довгострокових рівноважних коінтеграційних співвідношень між ними та розробити векторну модель коригування похибок, яка враховує динаміку короткострокових пристосувань і реакцію на попередні відхилення від рівноваги. З'ясовано, що дефлятор державного споживання, темп зростання якого впродовж 2002–2013 рр. значно перевищував темпи зростання інших дефляторів, є екзогенним фактором, який спричиняє підвищення цін інших складових, що негативно впливає на розвиток економіки країни. Оцінена модель дала змогу провести аналіз різних альтернативних сценаріїв поведінки цін і спрогнозувати їх динаміку за різної монетарної політики щодо валютного курсу.

14. На підґрунті розроблених економетричних моделей досліджено різні гіпотетичні сценарії розвитку динамічних процесів на ринку праці, зокрема з'ясовано, що навіть незначне постійне збільшення темпу зростання реального ВВП зумовлює значне додаткове зростання заробітної плати, підвищує зайнятість, стимулює економічну активність населення та сприяє зменшенню кількості безробітних. Отримані на підставі розробленої методології моделювання та реалізації розробленого комплексу моделей прогнози майбутніх тенденцій розвитку ринку праці й аналіз динаміки його функціонування за різних альтернативних сценаріїв майбутнього розвитку економічних процесів в Україні, засвідчили, що за відсутності структурних змін і позитивних зрушень у реальному секторі економіки, скорочення значної заборгованості з виплати заробітної плати, яка сформувалась у 2014–2015 рр., та подальшого зростання цін, ринок праці в Україні впродовж наступних років характеризуватиметься негативними тенденціями зменшення економічної активності населення та зайнятості, значно вищим за природний рівнем безробіття та низьким

рівнем реальних заробітних плат, що, зважаючи на складну та нестабільну економічну ситуацію всередині країни та зовнішні шоки, може поглибити проблеми на ринку праці та спричинити соціальну напруженість у суспільстві.

15. Проведене дослідження є підґрунтям для обґрунтованого ухвалення оперативних, середньострокових і стратегічних управлінських рішень, зокрема з метою запровадження заходів, спрямованих на підтримання й подальше підвищення економічної активності населення та продуктивності праці; реформування інфраструктури регіональних ринків праці; посилення уваги до розвитку людського капіталу та сектору освіти в промислових регіонах країни; спрямування заходів економічної політики держави на підвищення реальних доходів населення; підвищення гнучкості та конкурентоспроможності бізнесу; європейської спрямованості інтеграційних процесів і ефективного державного управління в Україні.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Аксьонова І. В. Статистичний аналіз впливу демографічних процесів на економічний розвиток України / І. В. Аксьонова // Бізнес Інформ. – 2012. – № 6. – С. 86–89.
2. Бабич С. М. Сучасний ринок праці в економічній системі / С. М. Бабич // Бізнес Інформ – 2012. – № 10. – С. 160–164.
3. Бараник З. П. Функціонування ринку праці з позиції системного підходу / З. П. Бараник // Науковий вісник Волинського національного університету імені Лесі Українки. – 2009. – № 15. – С. 44–49.
4. Богиня Д. П. Основи економіки праці : навч. посібник. / Д. П. Богиня, О. А. Грішнова. – 3-ге вид., стереотип. – К. : Знання-Прес, 2002. – 313 с.
5. Брич В. Я. Трансформація ринку праці та проблеми підвищення життєвого рівня населення: методологія, практика, шляхи вирішення : монографія / В. Я. Брич. – Т. : Екон. думка, 2003. – 374 с.
6. Вітлінський В. В. Моделювання економіки : навч. посібник / В. В. Вітлінський. – К. : КНЕУ, 2003. – 408 с.
7. Вітлінський В. В. Математичні моделі та методи ринкової економіки : навч. посібник / В. В. Вітлінський, О. В. Піскунова. – К. : КНЕУ, 2010. – 527 с.
8. Вовк В. М. Моделювання економічних процесів підприємства: монографія / В. М. Вовк, Н. І Камінська, С. С. Прийма. – Дрогобич : Коло, 2011. – 448 с.
9. Вовк В. М. Моделювання організаційних процесів у підприємстві : монографія. / В. М. Вовк, С. С. Прийма, І. М. Шиш. – Львів : ЛНУ імені Івана Франка, 2011. – 334 с.
10. Вовк В. М. Оптимізація соціальних програм підприємства / В. М. Вовк, С. С. Прийма // Моделирование социально-экономических систем: теория и практика : коллективная монография. – Х. : ИД “ИНЖЭК”, 2012. – С. 398–413.
11. Волошенко А. В. Дослідження інфляції утворюючих чинників в Україні / А. В. Волошенко // Актуальні проблеми економіки. – 2011. – № 9. – С. 83–91.

- 12.Воронін А. В. Дискретна модель ринкової адаптації / А. В. Воронін, О. В. Гунько // Бізнес Інформ. – 2013. – № 4. – С. 158–162.
- 13.Воронцова О. Проблеми формування попиту на працю в умовах нестабільного розвитку економіки / О. Воронцова // Бізнес Інформ. – 2014. – № 2. – С. 228–232.
- 14.Ганчук А.А. Оцінка другої хвилі рецесії фінансового ринку / А. А. Ганчук, М. П. Овчарук // Фін.-кредит. діяльн.: пробл. теорії і практики. – 2012. – Вип. 2. – С. 238–243.
- 15.Геєць В. Секторальні макромоделі прогнозування економіки України / В. Геєць, М. Скрипниченко, М. Соколик, С. Шумська // Економіст. – 1998. – № 5. – С. 58 – 67.
- 16.Геєць В. М. Моделі і методи соціально-економічного прогнозування: [підручник] / В. М. Геєць, Т. С. Клебанова, О. І. Черняк, А. В. Ставицький та ін. – 2-ге вид., виправ. – Х. : ВД «ІНЖЕК», 2008. – 396 с.
- 17.Геєць В. М. Макроекономічне моделювання за секторами національної економіки у програмно-аналітичному інструментарії ”Макропрогноз економіки України” / В. М. Геєць, М. І. Скрипниченко // Математичне моделювання в економіці. – 2013. – Вип. 1. – С. 116–129.
- 18.Гейман О. А. Аналіз нерівномірності економічного розвитку регіонів України / О. А. Гейман, О. М. Крупа // Проблеми Економіки. – 2009. – № 4. – С. 37–45.
- 19.Глушач А. В. Трансакційна складова екзогенних чинників впливу на зайнятість в умовах глобалізації економіки / А. В. Глушач, С. І. Архієреєв // Проблеми економіки. – 2013. – № 3. – С. 227–232.
- 20.Гнибіденко І. Ф. Нові теоретико-методологічні аспекти дослідження властивостей та функцій сфери зайнятості / І. Ф. Гнибіденко // Пробл. науки. – 2005. – № 2. – С. 2–8.
- 21.Гнибіденко І. Ф. Ринок праці України: перспективи євроінтеграції : монографія / І. Ф. Гнибіденко, Н. Б. Кузнєцова, Ю. М. Маршавін,

- О. М. Могильний, Ю. Б. Пінчук; ред.: І. Ф. Гнибіденко; Ін-т підготов. кадрів держ. служби зайнятості України. – К. : ДКС центр, 2012. – 245 с.
22. Горідько Н. П. Оцінка граничних схильностей до споживання та заощадження в сучасній економіці України / Н. П. Горідько // Бізнес Інформ. – 2011. – № 792. – С. 12–15.
 23. Горідько Н. П. Знос основних фондів як чинник інфляції в сучасній економіці України: досвід економетричного аналізу / Н. П. Горідько, Р. М. Ніжегородцев // Проблеми економіки. – 2011. – № 3. – С. 98–100.
 24. Грін В. П. Економетричний аналіз: переклад з англійської / наук. редактор О. Комашко. – К. : Видавництво Соломії Павличко “Основи”, 2005. – 1195 с.
 25. Грішнова О. Економічна природа і значення категорії людський капітал / О. Грішнова, Л. Тертична // Україна: аспекти праці. – 2003. – № 7. – С. 33–37.
 26. Грішнова О. А. Трудовий потенціал України: оцінка стану, ефективність використання, стратегічні напрями розвитку : монографія / О. А. Грішнова, С. Р. Пасека, А. С. Пасека. – Черкаси : Маклаут, 2011. – 358 с.
 27. Грішнова О. А. Економіка праці та соціально-трудові відносини : підручник / О. А. Грішнова. – 5-те вид., доповн. – К. : Знання, 2011. – 390 с.
 28. Гук Л. П. Прогнозування та регулювання розвитку нестандартної зайнятості в Україні / Л. П. Гук // Бізнес Інформ. – 2014. – № 4. – С. 278–283.
 29. Гурьянова Л. С. Модель анализа асимметрии регионального развития / Л. С. Гурьянова, Т. С. Клебанова, Е. А. Сергиенко, Г. С. Гончаренко // Проблемы Экономики. – 2012. – № 2. – С. 27–33.
 30. Гурьянова Л. С. Модели оценки влияния межрегионального взаимодействия на процессы конвергенции развития территорий / Л. С. Гурьянова, С. В. Прокопович // Бизнес Информ. – 2013. – №1. – С. 62–67.
 31. Гурьянова Л. С. Методы и модели анализа пространственной кластеризации темпов социально-экономического развития регионов / Л. С. Гурьянова, Г. А. Холодный, А. С. Лукьянчикова // Проблемы Экономики. – 2013. – № 2. – С. 242–250.

32. Джалілов О. О. Основні проблеми інтеграції економічної системи України у світовий економічний простір / О. О. Джалілов // Бізнес Інформ. – 2014. – № 7. – С. 27–31.
33. Джаладова І. А. Аналіз динаміки структури та оцінки структурних коливань у демографічних процесах / І. А. Джаладова // Моделювання та інформаційні системи в економіці. – 2012. – Вип. 87. – С. 275–284.
34. Доходи та витрати населення [Електронний ресурс] / Державний комітет статистики України. – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>
35. Економіка України. Тенденції, оцінки, прогнози. Центр соціальних і економічних досліджень. CASE Україна. – 2006. – N4. – 49 с.
36. Економічна активність населення України 2008: Статистичний збірник, Державна служба статистики України. – К. : – 2009. – 228 с.
37. Економічна активність населення України 2009: Статистичний збірник, Державна служба статистики України. – К. : – 2010. – 205 с.
38. Економічна активність населення України 2013. Статистичний збірник, Державна служба статистики України. – К. : – 2014. – 197 с.
39. Євсєєнко О. Деякі аспекти статистичного аналізу зайнятості та безробіття на ринку праці України / О. Євсєєнко, Л. Волохова // Економіст. – 2005. – № 9. – С. 37–39.
40. Єлейко В. І. Основи економетрії : навч. посібник. – Львів : ТЗОВ “МАРКА ЛТД”, 1995. – 192 с.
41. Єлейко В. І. Економіко-статистичні методи моделювання і прогнозування : навч. посібник. – К. : УМК ВО, 1998. – 88 с.
42. Єлейко В. І. Економетричний аналіз діяльності підприємств : навч. посібник / В. І. Єлейко, Р. Д. Боднар, М. Я. Демчишин. – Т. : Навчальна книга – Богдан, 2011. – 362 с.
43. Єрмоленко О. А. Методи регулювання вітчизняного ринку праці / О. А. Єрмоленко // Бізнес Інформ. – 2013. – № 7. – С. 23–28.
44. Єрмоленко О. А. Протиріччя та їх наслідки на ринку праці в Україні / О. А. Єрмоленко // Бізнес Інформ. – 2014. – № 3. – С. 231–236.

- 45.Зірко О. В. Державне регулювання економіки: шляхи підвищення зайнятості / О. В. Зірко // Бізнес Інформ. – 2012. – № 11. – С. 29–32.
- 46.Зоїдзе Д. Р. Сучасний ринок праці: вивільнення найманих працівників як чинник структурної невідповідності між попитом та пропозицією / Д. Р. Зоїдзе // Проблеми економіки. – 2013. – № 2. – С. 59–65.
- 47.Журавльов О. В. Міжнародні інтеграційні процеси України в умовах трансформації глобальної економіки / О. В. Журавльов // Бізнес Інформ. – 2013. – № 7. – С. 43–47.
- 48.Іванов Ю. Б. Оцінка рівня розвитку економіки знань в регіонах України / Ю. Б. Іванов, В. Ф. Тищенко // Проблеми економіки. – 2012. – № 3. – С. 81–90.
- 49.Інститут демографії та соціальних досліджень імені М. В. Птухи Національної академії наук України [Електронний ресурс]. – 2014. – Режим доступу (<http://www.idss.org.ua/monografii/popforecast2014.rar>)
- 50.Іщенко Н. А. Теоретико-методичні засади оцінки мотиваційного забезпечення ефективної зайнятості на регіональному ринку праці / Н. А. Іщенко // Економічний простір. – 2013. – № 73. – С. 80–88.
- 51.Инновационные и информационные технологии в развитии национальной экономики: теория и практика : монография / Под ред Т. С. Клебановой, В. П. Невежина, Е. И. Шохина. – М. : Научные технологии, 2013. – 528 с.
- 52.Камінський А. Б. Економічний ризик та методи його вимірювання // А. Б. Камінський. – Вид. Дім “Козаки”, 2002. – 120 с.
- 53.Камінський А. Б. Концептуальні підходи до вимірювання фінансових ризиків / А. Б. Камінський // Фінанси України. – 2006. – № 5. – С. 78–85.
- 54.Камінський А. Б. Моделювання фінансових ризиків / А. Б. Камінський – К. : Видавничо-поліграфічний центр «Київський університет», 2006. – 304 с.
- 55.Касьмін Д. С. Проблеми функціонування молодіжного сегменту ринку праці / Д. С. Касьмін // Бізнес Інформ. – 2014. – № 8. – С. 174–179.
- 56.Кір'ян Т. М. Мотивація людського капіталу до продуктивної праці / Т. М. Кір'ян – К. : НДІ праці і зайнятості населення, 2008. – 416 с.

57. Кір'ян Т. М. Визначення впливу різноманітних видів форм зайнятості та безробіття населення на стан національного ринку праці / Т. М. Кір'ян, М. С. Шаповал // Вісник економічної науки України. – 2015. – №1. – С. 72–81.
58. Кизим М. О. Дослідження міжрегіональних диспропорцій соціально-економічного розвитку в Україні / М. О. Кизим, Т. О. Мощицька // Проблеми Економіки. – 2011. – № 2. – С. 36–39.
59. Кирилич В. М. Економетричне моделювання макроекономічних процесів. Економічні коливання, гроші та інфляція. Векторні авторегресійні моделі : навч.-метод. посібник / В. М. Кирилич, М. О. Оліскевич. – Львів: ВЦ ЛНУ імені Івана Франка, 2012. – 144 с.
60. Клебанова Т. С. Оценка и анализ неравномерности развития регионов Украины / Т. С. Клебанова, Л. С. Гурьянова, Т. Н. Трунова, А. Ю. Смирнова // Актуальні проблеми економіки. – 2009. – № 8(98). – С. 162–167.
61. Клебанова Т. С. Математичні методи і моделі ринкової економіки : навч. посібник / Т. С. Клебанова, О. І. Черняк, М. О. Кизим, О. В. Раєвська та ін. – Х. : ВД “ІНЖЕК”, 2010. – 456 с.
62. Клебанова Т. С. Система диагностики региональных рынков труда / О.В.Никифорова, Т. С. Клебанова // Бизнес информ. – 2010. – № 4(1). – С. 43-45.
63. Клебанова Т. С. Алгоритм оцінки та аналізу диспропорцій рівнів соціального та економічного розвитку регіонів / Т. С. Клебанова, Т. М. Трунова, А. Ю. Смірнова // Бізнес Інформ. – 2011. – № 5. – С. 34–38.
64. Клебанова Т. С. Сценарное моделирование в управлении региональным развитием / Т. С. Клебанова, Л. С. Гурьянова, Т. Н. Трунова, А. Ю. Смирнова // Бизнес Информ. – 2012. – № 10. – С. 60–65.
65. Клебанова Т. С. Моделирование и информационные технологии в исследовании социально-экономических систем: теория и практика : монография / Т. С. Клебанова, В. С. Пономаренко и др. – Бердянск : ФЛ-П Ткачук А. В., 2014. – 604 с.

- 66.Ковальчук Г. К. Світовий досвід управління ринком праці та його застосування в Україні / Г. К. Ковальчук // Вісник Дніпропетровського університету. – 2014. – Сер.: Економіка: Т. 22. – Вип. 8(2). – С. 48–53.
- 67.Колот А. М. Ринок праці та зайнятість населення: проблеми теорії та виклики практики : колективна монографія / А. М. Колот // К. : Інститут підготовки кадрів державної служби зайнятості України. – 2010. – 363 с.
- 68.Колот А. М. Асиметрії розвитку соціально-трудової сфери: прояви, причини, передумови подолання / А. М. Колот // Актуальні проблеми економіки. – 2012. – № 6. – С. 205–211.
- 69.Колот А. М. Соціальна відповідальність: теорія і практика розвитку : монографія / А. М. Колот, О. А. Грішнова, О. Г. Брінцева, О. О. Герасименко, О. А. Даниленко; ред.: А. М. Колот; ДВНЗ "Київ. нац. екон. ун-т ім. В. Гетьмана". – К. : КНЕУ, 2012. – 501 с.
- 70.Колот А. М. Соціалізація відносин у сфері праці в контексті стійкого розвитку : монографія / А. М. Колот, О. А. Грішнова, О. О. Герасименко; ред.: А. М. Колот; МОНМС України, ДВНЗ "Київ. нац. екон. ун-т ім. В. Гетьмана". – К., 2010. – 348 с.
- 71.Козицький В. А. Основи математичної економіки. Теорія споживання / В. А. Козицький, С. П. Лавренюк, М. О. Оліскевич – Львів : ЛНУ імені Івана Франка. Піраміда, 2004. – 264 с.
- 72.Козицький В. А. Основи математичної економіки. Теорія фірми / В. А. Козицький, С. П. Лавренюк, М. О. Оліскевич – Львів : ЛНУ імені Івана Франка. Піраміда, 2005. – 324 с.
- 73.Кохан В. П. Нестандартна зайнятість в Україні: виклики часу / В. П. Кохан // Право на іноваційне суспільство. – 2013. – № 1/2013. – С. 173–187.
- 74.Красноносова О. М. Теоретичні аспекти формування просторової асиметрії розміщення трудових ресурсів в економіці регіону / О. М. Красноносова, О. О. Єрмоленко // Бізнес Інформ. – 2013. – № 1. – С. 52–56.

- 75.Лавренюк С. П. Основи економетрії : тексти лекцій / С. П. Лавренюк, М. О. Оліскевич. – Львів : ЛНУ ім. І. Франка, 2003. – 367 с.
- 76.Левицкий С. И. Моделирование проектного управления сложными экономическими объектами : монография / С. И. Левицкий; [научн. ред. проф. Ю. Г. Лысенко]. – Донецк: Юго-Восток, 2012. – 341 с.
- 77.Левицкий С. И. Формирование стратегического потенциала интеграции экономических систем / Ю. Г. Лысенко, С. И. Левицкий, Д. П. Михайлик, И. А. Фрунзе / Модели оценки и анализа сложных социально-экономических систем : монография / Под ред. докт. экон. наук проф. В. С. Пономаренко, докт. экон. наук проф. Т. С. Клебановой, докт. экон. наук проф. Н. А. Кизима; Х.: ИД «Инжэк», 2013. – 664 с.
- 78.Левицкий С. И. Оценка эффективности интеграции экономических объектов / С. И. Левицкий, Д. П. Михайлик, И. А. Фрунзе // Нове в економічній кібернетиці: Зб. наук. ст. / під загал. ред. Ю. Г. Лисенко; Донецький нац. ун-т. // Моделювання потенціалу розвитку економічних систем. – Донецьк : «Юго-Восток», 2013. – №3. – С.31–49.
- 79.Левицкий С. И. Механизм планирования синергии при слияниях и поглощениях в процессе интеграции экономических объектов / С. И. Левицкий, И. А. Фрунзе // Вісник Запорізького національного університету. – 2014. – Економічні науки: № 2. – С. 28–39.
- 80.Лібанова Е. М. Людський розвиток в Україні: соціальні та демографічні чинники модернізації національної економіки : колективна монографія / Е. М. Лібанова, О. В. Макарова, І. О. Курило та ін.; за ред. Е. М. Лібанової. – К. : Інститут демографії та соціальних досліджень ім. М.В.Птухи НАН України, 2012. – 320 с.
- 81.Лібанова Е. М. Ринок праці : навч. посібник / Е. М. Лібанова. – К. : ЦУЛ, 2003. – 224 с.
- 82.Лісогор Л. С. Прогнозування розвитку ринку праці в Україні: проблеми та перспективи / Л. С. Лісогор // Ринок праці та зайнятість населення. – 2012. – № 1. – С. 54–56.

83. Лук'яненко І. Економетрика. Теорія та практика / Ірина Лук'яненко, Лариса Краснікова. – К. : Знання, 1998. – 493 с.
84. Лук'яненко І. Г. Сучасні економетричні методи у фінансах : навч. посібник / І. Г. Лук'яненко, Ю. О. Городніченко. – К. : Літера ЛТД, 2002. – 352 с.
85. Лук'яненко І. Г. Проблеми «хибної» регресії у економічних дослідженнях / І. Г. Лук'яненко // Наукові записки НаУКМА – К. : ВД “КМ Академія”. – 2002. – Т. 20. – С. 422–424.
86. Лук'яненко І. Г. Динамічні макроекономічні моделі. Новий концептуальний підхід. / І. Г. Лук'яненко. – К. : Вид. дім “КМ Академія”, 2003. – 52 с.
87. Лук'яненко І. Г. Емпірична оцінка функції приватного споживання для України / І. Г. Лук'яненко, Г. Є. Могиляс // Наукові записки НаУКМА. – К. : ВД “КМ Академія”. – 2003. – Т. 21. – С. 3–9.
88. Лук'яненко І. Г. Прогнозування наслідків економічної політики за допомогою моделі загальної рівноваги / І. Г. Лук'яненко, Р. Б. Семко // Актуальні проблеми економіки. – 2012. – № 1. – С. 303–319.
89. Лук'яненко І. Г. Особливості моделювання правил монетарної політики на основі гібридних регресійних моделей з нейронним компонентом / І. Г. Лук'яненко, В. М. Жук // Проблеми економіки. – 2014. – № 1. – С. 323–329.
90. Лук'яненко І. Г. Емпіричне дослідження динамічних коротко та довгострокових взаємозв'язків на ринку праці / І. Г. Лук'яненко, М. О. Олісевич // Тези доповідей II Міжнародної конференції «Глобальні виклики для навколишнього середовища та ресурсної економіки в країнах Центральної та Східної Європи: безпека та сталий розвиток», м. Київ, 9-11 жовтня 2014 р. – Київ : Київський національний університет імені Тараса Шевченка, 2014. – С. 51.
91. Макаренко М. Дослідження інфляційних чинників в Україні / М. Макаренко, К. Жулінська // Банківська справа. – 2011. – № 3. – С. 3–10.
92. Малиновська О. А. Трудова міграція: соціальні наслідки та шляхи реагування. – К. : НІСД, 2011. – 40 с.

93. Мангушев Д. В. Послуги як індикатор зростання макроекономічних показників країн / Д. В. Мангушев // Бізнес Інформ. – 2014. – № 2. – С. 45–52.
94. Манків Г. Макроекономіка / Н. Грегорі Манків. Пер. з англ. С. Панчишин. – К. : Основи, 2000. – 588 с.
95. Марковський І. О. Кластеризація інноваційної активності країн-членів ЄС / І. О. Марковський // Економічний часопис-XXI. – 2011. – № 11–12. – С. 16–19.
96. Маслов А.О. Інформаційна асиметричність на ринку праці і “аукціон Вікрі” / А. О. Маслов // Актуальні проблеми економіки. – 2012. – № 11. – С. 41–48.
97. Марцин В. С. Деякі підходи до регулювання інфляційних процесів на сучасному етапі розвитку економіки / В. С. Марцин // Економіка розвитку. – 2013. – № 1(65). – С. 42–48.
98. Маршавін Ю. М. Ринок праці України і державна служба зайнятості в умовах динамічних змін: матеріали досліджень / Ю. М. Маршавін. – К. : Альтерпрес, 2011. – 483 с.
99. Маршавін Ю. М. Регулювання ринку праці України: теорія і практика системного підходу : монографія / Ю. М. Маршавін; Ін-т підготов. кадрів держ. служби зайнятості України. – К. : Альтерпрес, 2011. – 396 с.
100. Матюшенко І. Ю. Стимулювання технологічного розвитку України в державних програмах економічного розвитку в 2013 – 2014 рр. / І. Ю. Матюшенко // Бізнес Інформ. – 2013. – № 4. – С. 29–37.
101. Матвіїшин Є. Г. Застосування моделі демографічного прогнозування для регулювання ринку праці у регіоні / Є. Г. Матвіїшин // Ефективність державного управління. – 2012. – Вип. 33. – С. 302–311.
102. Махсма М. Б. Оцінка інтенсивності та якості структурних зрушень у зайнятості сільського населення / М. Б. Махсма // Проблеми економіки. – 2013. – № 2. – С. 79–86.

103. Микитенко В. В. Моделі ефективного управління розвитком економічної системи та наслідки їх запровадження / В. В. Микитенко, С. І. Левицький // Економічна кібернетика. – 2008. – № 51-52. – С. 4–16.
104. Міга В. К. Асиметричність положення суб'єктів ринку праці / В. К. Міга // Вісн. нац. ун-ту «Львівська політехніка». – 2012. – № 748. – С. 327–331.
105. Моделі ідентифікації макроекономічних дисбалансів в Україні : кол. монографія / за ред. д-ра екон. наук М. І. Скрипниченко. – К., 2015. – 544 с.
106. Модели оценки и анализа сложных социально-экономических систем : монография / Под ред. докт. екон. наук, проф. В. С. Пономаренко, докт. екон. наук, проф. Т. С. Клебановой, докт. екон. наук, проф. Н. А. Кизима. – Х. : ИД “ИНЖЭК”, 2013. – 664 с.
107. Моделирование и информационные технологии в исследовании социально-экономических систем: теория и практика / под. ред. д-ра. екон. наук, проф. В. С. Пономаренко, д-ра екон. наук, проф. Т. С. Клебановой. – Харьков-Бердянск : ФЛ-П Ткачук А. В., 2014. – 604 с. // 1.3. Сучасні підходи до моделювання споживання в Україні (І. Г. Лук'яненко, М.О. Олісевич). – С. 51–77.
108. Мочерний С. В. Економічний енциклопедичний словник : у 2-х т. / С. В. Мочерний, Я. С. Ларіна, О. А. Устенко, С. І. Юрій; за ред. С. В. Мочерного. – Львів : Світ, 2005. – 616 с.
109. Никифорова О. В. Оценка неоднородности развития системы региональных рынков труда Украины / О. В. Никифорова, Л. А. Чаговец // Бизнес Информ. – 2011. – № 5. – С. 41–44.
110. Огліх В. В. Аналіз соціально-економічного розвитку економічної системи Дніпропетровської області / В. В. Огліх, Т. І. Єфанова // Економічний простір. – 2014. – № 87. – С. 91–99.
111. Омеляненко В. А. Аналіз теоретичних підходів до міжнародного аспекту державної політики в умовах технологічного шоку / В. А. Омеляненко // Вісник ОНУ імені І. І. Мечникова. – 2013. – Т. 18. – Вип. 2/1. – С. 72–77.

112. Оліскевич М. О. Основи економетрії часових рядів : навч. посібник / М. О. Оліскевич. – Львів : ЛНУ імені І. Франка, 2009. – 327 с.
113. Оліскевич М. О. Економетричне моделювання макроекономічних процесів: Людський капітал. Моделі для панельних даних : навч.-метод. посібник М. О. Оліскевич. – Львів: ВЦ ЛНУ імені Івана Франка, 2012. – 96 с.
114. Оліскевич М. О. Економетричне моделювання макроекономічних процесів: Сукупне споживання. Динамічні моделі з розподіленими лагами : навч.-метод. посібник / М. О. Оліскевич. – Львів: ВЦ ЛНУ імені Івана Франка, 2012. – 112 с.
115. Оліскевич М. О. Методологічні засади сучасного економетричного моделювання та прогнозування інфляційних процесів в Україні / М. О. Оліскевич // Формування механізму стійкого розвитку економіки: теорія та практика : колективна монографія. – Дніпропетровськ : «ФОРМ Дробязко С. І.», 2014. – С. 213–221.
116. Оліскевич М. О. Економетричне моделювання динамічних процесів розвитку ринку праці України : монографія / М. О. Оліскевич. – Львів : ЛНУ імені Івана Франка, 2015. – 400 с.
117. Оліскевич М. О. Одновимірне моделювання грошової маси в Україні / М. О. Оліскевич // України син : Збірник матеріалів на пошану доктора економічних наук, професора, заслуженого діяча науки і техніки Степана Злупка. – Львів : Видавничий центр ЛНУ імені Івана Франка, 2006. – С. 167–180.
118. Оліскевич М. О. ARIMA моделювання індекса споживчих цін в Україні / Оліскевич М. О., Лигор М. М. // Вісник Львівського університету. – 2007. – Серія економічна: Вип. 38. – С. 120–125.
119. Оліскевич М. О. Дослідження функції споживання в Україні / М. О. Оліскевич // Вісник Тернопільського національного економічного університету. – 2007. – № 4. – С. 92–105.
120. Оліскевич М.О. Дослідження одиничного кореня та побудова моделі зі змінною варіацією для ряду грошової маси в Україні / М. О. Оліскевич //

- Вісник Львівського університету. Сер. економ. – 2008. – Вип. 39. – С. 353–362.
121. Олісевич М. О. Панельне моделювання видатків на освіту в Україні / М. О. Олісевич, Г. І. Берегова // Вісник Львівського університету. – 2012. – Серія економічна: Вип. 48. – С. 184–194.
122. Олісевич М. О. Аналіз та моделювання динаміки приватного споживання в Україні / М. О. Олісевич // Економічний вісник університету. ДВНЗ “Переяслав–Хмельницький державний педагогічний університет імені Григорія Сковороди”. – 2013. – № 21/2. – С. 247–254.
123. Олісевич М. О. Емпіричне РІН-моделювання динаміки споживчих видатків в Україні / М. О. Олісевич // Вісник Львівського університету. – 2013. – Серія економічна: Вип. 50. – С. 212–221.
124. Олісевич М. О. Дослідження нелінійної динаміки рівня безробіття в Україні на підставі SETAR моделей / М. О. Олісевич // Вісник Львівської державної фінансової академії. – 2013. – № 24. – С. 230–238.
125. Олісевич М. О. Економетричний аналіз взаємозв’язків між показниками ринку праці в Україні / М. О. Олісевич // Регіональна бізнес-економіка та управління. – 2014. – № 2(38). – С. 24–29.
126. Олісевич М. О. Особливості економетричних моделей споживання в Україні в умовах нестабільності та структурних зрушень / М. О. Олісевич // Бізнес Інформ. – 2014. – № 3. – С. 113–121.
127. Олісевич М. А. Анализ особенностей векторного моделирования динамики индексов цен в Украине / М. А. Олісевич // Новая экономика. – 2014. – № 2[64]. – С. 54–60.
128. Олісевич М. О. Вплив структурних шоків на реальний випуск та безробіття: SVAR підхід / М. О. Олісевич // Формування ринкової економіки в Україні. – 2014. – Вип. 32. – С. 98–107.
129. Олісевич М. О. Асиметричність динаміки процесів на ринку праці: нелінійний економетричний аналіз / М. О. Олісевич // Актуальні проблеми економіки. – 2015. – № 2(164). – С. 427–436.

130. Олісевич М. О. Проблеми регіональної нерівномірності зайнятості в контексті європейської економічної інтеграції України / М. О. Олісевич, М. Р. Антоняк-Бабіш // Економічний часопис-XXI. – 2015. – № 3-4(2). – С. 46–50.
131. Олісевич М. О. Структурна коінтеграційна модель українського ринку праці / М. О. Олісевич, В. А. Козицький // Актуальні проблеми економіки. – 2015. – № 6(168). – С. 444–456.
132. Олісевич М. О. Емпіричний аналіз динамічного взаємозв'язку безробіття та економічної активності населення на ринку праці в Україні / М. О. Олісевич // Вісник Одеського національного університету. – 2015. – Том 20, Серія: Економіка. – Вип. 2/2. – С. 197–201.
133. Олісевич М. О. Економетричне моделювання депозитного та кредитного портфелю комерційного банку / Олісевич М. О., Лигор М. М. // Збірник наукових праць за матеріалами міжнародної науково-практичної конференції «Наукові дослідження та їх практичне застосування. Сучасний стан та шляхи розвитку» (Одеський нац. морський ун-т, 1-15 жовтня 2008 р.), Одеса. – 2008. Том 5, Економіка. – С. 42–47.
134. Олісевич М. О. Економетричне моделювання зобов'язань комерційного банку / М. О. Олісевич, М. М. Лигор // Матеріали VII Міжнародної науково-практичної конференції «Проблеми впровадження інформаційних технологій в економіці». – Ірпінь, 2009. – С. 411–415.
135. Олісевич М. О. Економетричне моделювання депозитного та кредитного портфелів на основі моделі корегування похибки / М. О. Олісевич, М. М. Лигор // Економ. наукова конф. «Теорія та практика сучасної економічної науки: проблеми та шляхи вирішення»: зб. тез (м. Тернопіль, 7 грудня 2011 р.). – Тернопіль, 2011. – С.110–111.
136. Олісевич М. О. Економетричне моделювання динаміки показників ринку праці в Україні / М. О. Олісевич // Соціально-економічні аспекти реструктуризації регіональної економіки: матеріали міжнародної науково-

практична конференції, м. Вінниця, 6-7 лютого 2014 р. – Вінниця : ТОВ «Нілан-ЛТД», 2014. – С. 275–277.

137. Олісевич М. О. Особливості емпіричного моделювання безробіття / М. О. Олісевич // Сучасні інформаційні технології в економіці, менеджменті та освіті: матеріали IV Всеукраїнської науково-практичної конференції, м. Львів, 20 березня 2014 р. – Львів (Європейський університет), 2014. – С. 13–15.
138. Олісевич М. О. Прогнозування рівня приватного споживання в Україні за допомогою економетричних моделей / М. О. Олісевич // Менеджмент підприємницької діяльності: матеріали двенадцятої всеукраїнської науково - практичної конференції студентів, аспірантів, докторантів, г. Симферополь, 10-11 апреля 2014 г. – Симферополь, «ДИАЙЛИ», 2014. – С. 134–135.
139. Олісевич М. О. Комбінування прогнозів емпіричних моделей споживання / М. О. Олісевич // Сучасні проблеми моделювання соціально-економічних систем. Матеріали VI міжнародної науково-практичної Інтернет-конференції, м. Харків, 3-12 квітня 2014 р. – Харків-Бердянськ: ФОП Ткачук О.В., 2014. – С. 16–19.
140. Олісевич М. О. Емпіричне дослідження динаміки різних цінових індексів / М. О. Олісевич // Проблеми моделювання структури і процесів економічних систем: збірник тез доповідей учасників Міжнародної науково-практичної конференції, м. Черкаси, 17-18 квітня 2014 р. – Черкаси : Східноєвропейський університет економіки і менеджменту, 2014. – С. 144–146.
141. Олісевич М.О. Симультаційне економетричне моделювання динаміки процесів на ринку праці в Україні / М. О. Олісевич// Моделювання економіки: проблеми, тенденції, досвід: Тези доповідей V Міжнародної науково-методичної конференції Форуму молодих економістів-кібернетиків, м. Львів, 2-3 жовтня 2014 р. – Львів. Видавничий центр ЛНУ ім. І. Франка, 2014. – С. 48–50.

142. Олісевич М.О. ARIMAX моделювання динаміки робочої сили / М. О. Олісевич // Тези доповідей II Міжнародної науково-методичної конференції «Проблеми економічної кібернетики 2014», м. Полтава, 2-3 жовтня 2014 р. – Донецьк: «Цифрова типографія», 2014. – С. 99–100.
143. Олісевич М.О. Емпіричний взаємозв'язок між зайнятістю та реальним ВВП / М. Олісевич, В. Козицький // Проблеми та перспективи розвитку теорії і практики обліку, контролю, економічного аналізу і статистики: збірник тез доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, м. Тернопіль, 5 грудня 2014 р. – Тернопіль: Астон, 2014. – С.101–103.
144. Олісевич М. О. Динаміка процесів на ринку праці: економетричне моделювання / М. О. Олісевич // Актуальні проблеми економіки 2014: [матеріали VIII-ої міжнародної конференції, м. Київ, 12 грудня 2014 р.], за наук. ред. д.е.н., проф. М. М. Єрмошенка. – К. : Національна академія управління, 2015. – С.72–76.
145. Олісевич М. О. Розподіл регіональних індексів економічної інтеграції / М. О. Олісевич, М. Р. Антоняк-Бабіш // Євроінтеграція економіки України: виклики та рішення: матеріали Міжнародної науково-практичної конференції, м. Дніпропетровськ, 20-21 лютого 2015 р. – Дніпропетровськ: Видавничий дім «Гельветика», 2015. – С.256–259.
146. Олісевич М. О. Вплив технологічних шоків на продуктивність праці та реальну заробітну плату / М. О. Олісевич, В. А. Козицький // Актуальні проблеми сучасної економіки: реалії сьогодення: матеріали доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, м. Ужгород, 6-7 березня 2015 р. – Ужгород: Видавничий дім «Гельветика», 2015. – С.272–274.
147. Олісевич М. О. Моделювання структурних змін та продуктивності праці в регіонах України / М. О. Олісевич, М. Р. Антоняк-Бабіш // Сучасні проблеми управління підприємствами в умовах глобалізації та інтернаціоналізації: теорія, практика: матеріали Міжнародної науково-практичної конференції, м. Одеса, 27-28 березня 2015 р. – Одеса : ОНУ імені І. І. Мечникова, 2015. – С.196–198.

148. Олискевич М. О. Эконометрический анализ частого потребления в Украине / М. О. Олискевич // Сборник XXII Международной научно-практической конференции «Новые перспективы развития экономических наук: инновации и риски», 4 Часть, (г. Москва, 1 февраля 2014). – Москва, Аналитический центр «Экономика и финансы», 2014. – С. 121–123.
149. Олискевич М. А. Эконометрическое исследование безработицы в Украине / М. А. Олискевич // Social and economic problems of modern society : materials of the III international scientific conference on June 1–2, 2014. – Prague: Vědecko vydavatelské centrum «Sociosféra-CZ». – P. 141–143.
150. Олискевич М. А. Панельный эмпирический анализ украинских региональных рынков труда / Олискевич М. А., Козицкий В. А. // Съвременни проблеми на регионалното развитие: Събрани статии. (Международната научно-практическа конференция на тема "Съвременни проблеми на регионалното развитие", 27-28 октябрия 2014г., г. Пловдив, България.) – Академично издателство на Аграрния университет, Пловдив, България. – 2014. – Т. 2. – С. 206–209.
151. Ортіна Г. В. Вплив інтеграційних відносин на формування стратегії розвитку реального сектора економіки / Г. В. Ортіна // Європейський вектор економічного розвитку. – 2014. – № 1(16). – С. 129–134.
152. Панчишин С. М. Макроекономіка : навч. посібник./ С. М. Панчишин – К. : Либідь, 2001. – 616 с.
153. Пашкевич М. С. Регіональна конвергенція та інноваційний менеджмент / М. С. Пашкевич, Ю. С. Папіж // Економічний часопис-XXI. – 2014. – № 3–4(1). – С. 74–77.
154. Петренко К. В. Ринок праці: проблеми та перспективи розвитку депресивної території / К. В. Петренко // Бізнес Інформ. – 2013. – № 5. – С. 211–216.
155. Петрик О. Інфляція в Україні та її прогнозування в Національному банку / О. Петрик // Вісник Національного банку України. – 2012. – № 5. – С. 8–12.

156. Петрова І. Л. Ринок інноваційної праці: тенденції формування в Україні / І. Л. Петрова // Україна: аспекти праці. – 2013. – № 5. – С. 3–7.
157. Петровська О. Моделювання сукупного капіталу сучасної України / О. Петровська // Економіка і прогнозування. – 2008. – № 2 – С. 112–128.
158. Подра О. П. Інвестиційне відтворення людського капіталу та його вплив на соціально-економічний розвиток держави / О. П. Подра // Вісник Хмельницького національного університету. – 2012. – Т. 3. – С. 217–221.
159. Попов В. Українська економіка в параметрах інфляції та безробіття / В. Попов // Економіка України. – 2011. – № 11. – С. 69–79.
160. Праця України у 2013 році: Статистичний збірник, Державна служба статистики України. К. : ТОВ Вид. «Консультант». – 2014. – 336 с.
161. Приймак В. Економіко-математичні методи та моделі в управлінні ринком праці / В. Приймак, Д. Скорупка // Економіка: реалії часу. – 2013. – № 2. – С. 6–15.
162. Притула Я. Я. Структурні реформи і регіональна конвергенція в Україні / Я. Я. Притула, Н. В. Кузенко // Регіональна економіка. – 2013. – № 1. – С. 7–16.
163. Прушківська Е. В. Зайнятість у посткризовий період: національний аспект / Е. В. Прушківська // Бізнес Інформ. – 2012. – № 12. – С. 27–31.
164. Прушківська Е. Аналіз диверсифікації галузевої структури економіки регіону в докризовий та посткризовий періоди / Е. В. Прушківська, В. І. Куценко // Бізнес Інформ. – 2015. – № 1. – С. 91–96.
165. Пушкар Т. А. Світовий досвід формування й розвитку мережевих і кластерних об'єднань / Т. А. Пушкар, В. Г. Федорова // Економічний часопис-XXI. – 2011. – № 11-12. – С. 68–71.
166. Радіонова І. Економічне зростання з участю людського капіталу / І. Радіонова // Економіка України. – 2009. – № 1. – С. 19–20.
167. Раевнева Е. В. Анализ неравномерности развития регионов Украины / Е. В. Раевнева, О. М. Крупа // Проблемы Экономики. – 2010. – № 4. – С. 52–64.

168. Раєвнєва О. В. Визначення джерел нерівномірності розвитку регіонів України на підставі розкладання індексу Тейла / О. В. Раєвнєва, О. Ю. Бобкова // Актуальні проблеми економіки. – 2012. – № 2(128). – С. 200–210.
169. Ринок праці [Електронний ресурс] / Державний комітет статистики України. – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>
170. Ринок праці та зайнятість населення: проблеми теорії та виклики практики : колективна монографія / ред.-координатор М. В. Туленков. – К. : ІПК ДСЗУ, 2010. – 363 с.
171. Рух кадрів та використання робочого часу працівників у 2014 році. Експрес випуск, Державна служба статистики України. – К. – 2015. – 13 с.
172. Садова У. Регіональні ринки праці: аналіз та прогноз / У. Садова, Л. Семів; відп. ред. М. І. Долішній. – Львів : Інститут регіональних досліджень, 2000. – 264 с.
173. Садова У. Я. Міграційні процеси в Україні: сучасні виклики та регіональна специфіка / У. Я. Садова, М. М. Біль // Регіональна економіка. – 2013. – №3(69). – С. 211–221.
174. Самосьюнок Л. М. Динаміка доходів і зайнятості населення в країнах-учасниках регіональних інтеграційних об'єднань / Л. М. Самосьюнок // Актуальні проблеми економіки. – 2012. – № 10(136). – С. 15–21.
175. Секторальні макромоделі прогнозування економіки України / за ред. академ. НАН України В. М. Гесця. – К. : Фенікс, 1999. – 304 с.
176. Селіверстов В. В. Аналіз впливу окремих інструментів монетарної політики на темпи інфляції в Україні / В. В. Селіверстов // Фінанси України. – 2012. – № 4. – С. 41–49.
177. Ситнік І. В. Чинники інтеграційної здатності та перспективи розвитку економіки України / І. В. Ситнік // Бізнес Інформ. – 2011. – № 7(2). – С. 30–34.

178. Сімків Л. Є. Проблеми диспропорційного розвитку регіонів України та шляхи їх подолання / Л. Є. Сімків // Інноваційна економіка. – 2013. – № 6(44). – С. 122–128.
179. Скрипниченко М. І. Секторальні та міжкраїнні моделі економічного розвитку / М. І. Скрипниченко. – К. : Фенікс, 2004. – 256 с.
180. Скрипниченко М. І. Потенціал ендogenous зростання економіки України/ М. І. Скрипниченко, Т. І. Приходько, В. Р. Сіденко та ін.; за ред. д-ра екон. наук М. І. Скрипниченко. – НАН України, Інст екон. та прогнозув. – К., 2010. – 436 с.
181. Скрипниченко М. І. Прикладні аспекти формування міжкраїнних моделей економічного розвитку / М. І. Скрипниченко // Економіка і прогнозування : Науково-аналітичний журнал. – 2005. – № 1. – С.92–109.
182. Скрипниченко М. І. Макроекономічна збалансованість і критичні дисбаланси в економіці України / М. І. Скрипниченко // Економіка України.– 2015. – № 2. – С. 4–23.
183. Современные проблемы моделирования социально-экономических систем: монография / Под ред. В. С. Пономаренко, Т. С. Клебановой, Н. А. Кизима. – Х. : ИД «ИНЖЭК», 2009. – 440 с.
184. Соціальний захист населення України : статистичний бюлетень. Державна служба статистики України. – К., 2013. – 123 с.
185. Статистичний щорічник України за 2009 рік. Державна служба статистики України. – К., 2010. – 567 с.
186. Статистичний щорічник України за 2013 рік. Державна служба статистики України. – К., 2014. – 534 с.
187. Статистичний бюлетень за січень 2015 року. Державна служба статистики України. – К., 2015. – № 2. – 77 с.
188. Столярчук Я. М. Глобальні асиметрії економічного розвитку : монографія/ Я. М. Столярчук; Київ. нац. екон. ун-т ім. В. Гетьмана. – К., 2009. – 302 с.

189. Султан К. Методологічні аспекти розробки та практичного застосування макроеконометричних моделей (на прикладі України) / К. Султан, І. Лук'яненко, Ю. Городніченко. – К. : Вид. дім “KM Academia”, 2000. – 204 с.
190. Тарасевич Л. С. Макроэкономика : Учебник. Изд. 3-е, перераб. и доп. / Л. С. Тарасевич, В. М. Гальперин, П. И. Гребенщиков, А. И. Леусский. – СПб. : Изд-во СПбГУЭФ, 1999. – 656 с.
191. Тищенко А. Н. О необходимости региональных стратегий для развития территорий / А. Н. Тищенко // Проблемы Экономики. – 2010. – № 3. – С. 55–60.
192. Тюріна Д. М. Оцінка ринку праці в умовах панування парадигми рівноваги / Д. М. Тюріна // Бізнес Інформ. – 2013. – № 8. – С. 220–225.
193. Україна у цифрах 2012 : статистичний збірник, Державна служба статистики України. – К., 2013. – 249 с.
194. Україна у цифрах 2013 : статистичний збірник, Державна служба статистики України. – К., 2014. – 240 с.
195. Український центр економічних і політичних досліджень імені Олександра Разумкова : “Заробітна плата в Україні: на шляху до економічного зростання і добробуту”// Національна безпека і оборона. – 2010. – № 7 (118). – С. 111.
196. Уманець Т. В. Загальноукраїнські та регіональні виміри сучасних тенденцій розвитку ринку праці / Т. В. Уманець, К. М. Косьміна // Бізнес Інформ. – 2012. – № 7. – С. 98–101.
197. Фактори макроекономічної нестабільності в системі моделей економічного розвитку : кол. моногр. / за ред. д-ра екон. наук М. І. Скрипниченко; НАН України, Ін-т екон. та прогнозув. – К., 2012. – С. 96–106.
198. Федоренко В. Г. Теоретичні та прикладні засади інвестиційно-інноваційного розвитку економіки і ринку праці в Україні : монографія /

- В. Г. Федоренко, Ю. М. Маршавін, І. Ф. Гнибіденко, С. В. Рум'янцева, О. Д. Діденко, М. М. Руженський; Ін-т підготов. кадрів держ. служби зайнятості України. – К., 2007. – 317 с.
199. Федоренко В. Г. Ринок праці в Україні та економічні тенденції в умовах світової економічної кризи / В. Г. Федоренко // Економіка та держава. – 2009. – № 1. – С. 12–14.
 200. Хлівна І. В. Сучасні тенденції та проблеми розвитку сільського ринку праці / І. В. Хлівна // Проблеми економіки. – 2013. – № 1. – С. 136–141.
 201. Холден К. Економічне прогнозування: Вступ / К. Холден, Д. А. Піл, Дж. Л. Томсон. – К. : Інформтехніка. – ЕМЦ, 1996. – 216 с.
 202. Ціжма Ю. І. Структура зайнятості населення в умовах демографічної кризи в Україні / Ю. І. Ціжма // Бізнес Інформ. – 2013. – № 5. – С. 222–226.
 203. Чаговец Л. А. Оценка дифференциации социально-экономической активности региональных зон / Л. А. Чаговец, О. В. Никифорова // Бизнес Информ. – 2011. – № 6. – С. 31–34.
 204. Чаговец Л. О. Просторово-динамічна модель диференціації соціально-економічного розвитку регіонів / Л. О. Чаговец // Бізнес Інформ. – 2011. – № 9. – С. 26–29.
 205. Черкаський І. Б. Теоретичні аспекти визначення сутності та змісту економічної інтеграції / І. Б. Черкаський, Н. В. Белікова, О. В. Козирева // Бізнес Інформ. – 2014. – № 2. – С. 12–17.
 206. Черняк О. І. Динамічна економетрика: навч. посібник / О. І. Черняк, А. В. Ставицький. – К. : КВІЦ, 2000. – 120 с.
 207. Черняк О. І. Методологічні засади моделювання індексу цін стабільності / О. І. Черняк, О. В. Баженова // Економіка і прогнозування. – 2009. – № 3. – С. 123–133.
 208. Черняк О. І. Економетрика: підручник. / О. І. Черняк, О. В. Комашко, А. В. Ставицький, О. В. Боженова. – К. : ВПЦ "Київський університет", 2010. – 359 с.
 209. Черняк О. І. System principles of the socially responsible investing of power

- projects of Ukraine/ О. І. Черняк, Н. В. Слушаєнко // Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Серія „Економіка”. – 2014. – Вип. 6 (159). – С. 16–22.
210. Черняк О. І. Прикладні аспекти прогнозування розвитку складних соціально-економічних систем : монографія / За ред. О. І. Черняка, П. В. Захарченка. – Бердянськ : Видавець Ткачук О. В., 2015. – 384 с
211. Шимченко Л. А. Ринок праці в Україні: проблеми та складнощі реформування / Л. А. Шимченко // Україна: аспекти праці : науково-економічний та суспільно-політичний журнал. – 2011. – № 1. – С. 31–36.
212. Шубна О. В. Регіональні особливості просторової асиметрії розміщення і функціонування трудових ресурсів України : автореф. дис. канд. екон. наук : 08.00.05 / О. В. Шубна; Харк. нац. акад. міськ. госп-ва. – Х., 2011. – 21 с.
213. Юрик Я. І. Аналіз основних тенденцій розвитку ринку праці України / Я. І. Юрик, І. Л. Жук // Інноваційна економіка. – 2013. – № 6. – С. 173–180.
214. Язлюк Б. О. Стратегії модернізації як напрям інноваційного підвищення соціально-економічної безпеки та подолання асиметрії регіонів / Б. О. Язлюк // Інноваційна економіка. – 2013. – № 3(41). – С. 149–153.
215. Янішевська А. В. Аналіз стану ринку праці та зайнятості молоді в Україні/ А. В. Янішевська // Економіка: реалії часу. – 2014. – № 3(13). – С. 147–155.
216. Яркін П. Тенденції ринку праці в Україні / П. Яркін // Фінанси. – 2005. – № 12. – С. 23–27.
217. Ястребова А. С. Моделирование процесса выравнивания диспропорций развития региональных систем с использованием налоговых рычагов / А. С. Ястребова, О. В. Никифорова, Л. А. Чаговец // Проблемы Экономики. – 2012. – № 2. – С. 58–62.
218. Abel A. Macroeconomics / Andrew B. Abel and Ben S. Bernanke. – Addison-Wesley Publishing Co., 2005. – 631 P.

219. Adina A. European Financial Integration and the Recent Crisis / A. Adina // Ovidius University Annals, Economic Sciences Series. – 2013. – Vol. XIII. – Issue 1(May). – P. 126–131.
220. Afonso A. The Macroeconomic Effect of Fiscal Policy in Portugal: a Bayesian SVAR Analysis / António Afonso, Ricardo Sousa // Portuguese Economic Journal, Springer. – 2011. – Vol. 10. – Issue 1. – P. 61–82.
221. Akerlof G. A. The fair wage-effort hypothesis and unemployment/ George A. Akerlof, Janet L. Yellen // Quarterly Journal of Economics. – 1990. – Vol. 105. – P. 255–283.
222. Alexakis P. On the integration of European capital markets / P. Alexakis, A. Vasila // Managerial Finance. – 2013. – Vol. 39. – Issue 9. – P. 825–836.
223. Alexopoulos M. Unemployment and the Business Cycle / Michelle Alexopoulos // Journal of Monetary Economics. – 2004. – Vol. 51 (March). – P. 277–298.
224. Alho K. E.O. Productivity, Employment and Taxes – A VAR Analysis of the Trade-offs and Impacts / Kari E.O. Alho, Nuutti Nikula // Keskusteluaiheita, Discussion Papers, ISSN, 0781-6847; No. 1074. – Helsinki: ETLA, Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, The Research Institute of the Finnish Economy. – 2007. – 19 p.
225. Amisano G. Topics in Structural VAR Econometrics / Gianni Amisano, Carlo Giannini. – New York: Springer-Verlag, 1997. – 181 p.
226. Andrei L. C. Economic Convergence, Part of Advanced European Integration / Liviu C. Andrei // Internal Auditing and Risk Management. – 2014. – Vol. 2. – Issue 34(June). – P. 13–21.
227. Andrews D. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative / D. W. K. Andrews, W. Ploberger // Econometrica. – 1994. – Vol. 62 – P. 1383–1414.
228. Ang A. Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better? / A. Ang, G. Bekaert, M. Wei // Journal of Monetary Economics, Elsevier. – 2007. – Vol. 54. – Issue 4. – P. 1163–1212.

229. Arfa N. Sources of economic fluctuations in France: A structural VAR model / Nabil Ben Arfa // *European Journal of Government and Economics*. – 2012. – Vol. 1. – Issue 1. – P. 66–85.
230. Artelaris P. Regional inequalities and convergence clubs in the European Union new member-states / P. Artelaris, D. Kallioras, G. Petrakos // *Eastern Journal of European Studies*. – 2010. – Vol. 1. – Issue 1(June). – P. 113–133.
231. Bachmann R. Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data / Bachmann, R., S. Elstner, and E. Sims // *American Economic Journal: Macroeconomics*. – 2013. – Vol. 5(2). – P. 217–249.
232. Baffoe-Bonnie J. The Dynamic Implications For Wage Changes On Productivity, Prices, And Employment In A Developing Economy: A Structural Var Analysis / John Baffoe-Bonnie, Anthony O. Gyapong // *Journal of Developing Areas*. – 2012. – Vol. 46. – Issue 2. – P. 397–417.
233. Baily M. N. Wages and Employment under Uncertain Demand / Martin Neil Baily // *Review of Economic Studies*. – 1974. – Vol. 41 (January). – P. 37–50.
234. Balçılar M. An in-Sample and out-of-sample Empirical Investigation of the Nonlinearity in House Prices of South Africa / M. Balçılar, R. Gupta, Z. B. Shah// *Economic Modeling*. – 2011. –Vol. 28. – P. 891–899.
235. Bardsen G. Asymmetric Unemployment Rate Dynamics in Australia / G. Bardsen, S. Hurn, Z. McHugh // *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. – 2012. – Vol. 16(1). – P. 1–22.
236. Barrios S. The dynamics of regional inequalities / S. Barrios, E. Strobl // *Regional Science and Urban Economics*. – 2009. – Vol. 39. – Issue 5(September). – P. 575–591.
237. Bartz K. The role of borders, languages, and currencies as obstacles to labor market integration / K. Bartz, N. Fuchs-Schündeln // *European Economic Review*. – 2012. – Vol. 56. – Issue 6. – P. 1148–1163.
238. Batavia B. Economic Integration and Union Power / B. Batavia, P. Nandakumar // *Open Economies Review*. – 2002. – Vol. 13. – Issue 2(April). – P. 175–182.

239. Bean C. R. European Unemployment: A Survey / C. R. Bean // *Journal of Economic Literature*. – 1994. – Vol. 32. – P. 573–619.
240. Beenstock M. Regional Heterogeneity, Conditional Convergence and Regional Inequality / M. Beenstock, D. Felsenstein // *Regional Studies*. – 2008. – Vol. 42. – Issue 4. – P. 475–488.
241. Benati L. Some Empirical Evidence on the „Discouraged Worker“ Effect / Luca Benati // *Economics Letters*. – Elsevier. – 2001. – Vol. 70. – Issue 3. – P. 387–395.
242. Benkovskis K. Price Setting Behaviour in Latvia: Econometric Evidence from CPI Micro Data / Konstantins Benkovskis, Ludmila Fadejeva, Krista Kalnberzina // *Economic Modelling*. – 2012. – Vol.29. – No.6. – P. 2115–2124.
243. Bermingham C. Understanding and forecasting aggregate and disaggregate price dynamics / Colin Bermingham, Antonello D’Agostino // *Empirical Economics*. – 2014. – Vol. 46. – P. 765–788.
244. Bernanke B. Measuring Monetary Policy: A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach / Ben S. Bernanke, Jean Boivin, Piotr Elias// *Quarterly Journal of Economics*. – 2005. – Vol. 120. – Issue 1. – P. 387–422.
245. Bils M. Testing for Contracting Effects on Employment / Mark J. Bils // *Quarterly Journal of Economics*. – 1991. – Vol. 106 (November). – P. 1129–1156.
246. Blackwell D. Discounted Dynamic Programming / David Blackwell // *Annals of Mathematical Statistics*. – 1965. – Vol. 36. – Issue. 1. – P. 226–235.
247. Blanchard O. Hysteresis and the European Unemployment Problem / Olivier J. Blanchard, Lawrence H. Summers // *NBER Macroeconomics Annual*. – 1986. – Vol. 1. – P. 15–78.
248. Blanchard O. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances / O. Blanchard, D. Quah // *American Economic Review*. – 1989. – Vol. 79. – Issue 4. – P. 655–673.

249. Blanchard O. The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence / Olivier J. Blanchard, Justin Wolfers // *Economic Journal*. – 2000. – Vol. 110 (March). – P. C1–C33.
250. Blanchard O. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model / Olivier J. Blanchard, Jordi Galí // *Journal of Money, Credit, and Banking*. – 2007. – Vol. 39 (February). – P. 35–65.
251. Blanchard O. Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment / Olivier Blanchard, Jordi Galí // *American Economic Journal: Macroeconomics*. – 2010. – Vol. 2. – Issue 2. – P. 1–30.
252. Blinder A. A Shred of Evidence on Theories of Wage Stickiness / Alan S. Blinder, Don H. Choi // *Quarterly Journal of Economics*. – 1990. – Vol. 105 (November). – P. 1003–1015.
253. Boubtane E. Immigration, Growth and Unemployment: Panel VAR Evidence from OECD Countries / Ekrame Boubtane, Dramane Coulibaly, Christophe Rault // *LABOUR, CEIS*. – 2013. – Vol. 27(4). – P.399–420.
254. Bratu M. Using the Econometric Approach to Improve the Accuracy of GDP Deflator Forecasts / Bratu, Mihaela // *EuroEconomica*. – 2013. – Vol. 32. – Issue 1. – P. 70–76.
255. Breitung J. A convenient representation for structural vector autoregressions / Jörg Breitung // *Empirical Economics*, Springer. – 2001. – Vol. 26. – Issue 2. – P. 447–459.
256. Breitung J. Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses / Jorg Breitung, Ralf Brüggemann, Helmut Lutkepohl // in *Applied Time Series Econometrics*, edited by Helmut Lutkepohl and Markus Kratzig. – Cambridge University Press, 2004. – P. 159–196.
257. Broer D. The Equilibrium Rate of Unemployment in the Netherlands / D. P. Broer, D. A. Draper, F. H. Huizinga // *De Economist*. – 2000. – Vol. 148. – No. 3. – P. 345–371.
258. Brooks C. *Introductory Econometrics for Finance* / Chris Brooks. – Cambridge University Press, 2nd edition. New York, 2008. – 643 p.

259. Buccella D. Labor unions and economic integration: A review / DomenicoBuccella // *Economica*. – 2011. – Vol. LVII. – P. 25–89.
260. Bulow J. A Theory of Dual Labor Markets with Applications to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment / Jeremy Bulow, Lawrence H. Summers // *Journal of Labor Economics*. – 1986. – Vol. 4. – P. 376–414.
261. Caceres L. R. Economic integration and unemployment in Central America / Luis Rene Caceres // *Journal of Developing Areas*. – 2014. – Vol. 48. – Issue 1. – P. 43–60.
262. Calmfors L. Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance / L. Calmfors, J. Driffill // *Economic Policy*. – 1988. – Vol. 6. – P. 13–61.
263. Campbell C. The Reasons for Wage Rigidity: Evidence from a Survey of Firms/ Carl M. Campbell, Kunal S. Kamani // *Quarterly Journal of Economics*. – 1997. – Vol. 112 (August). – P. 759–789.
264. Cancelo J. Cyclical Asymmetries in Unemployment Rates: International Evidence / J. Cancelo // *International Advances in Economic Research*. – 2007. – Vol. 13. – No. 3. – P. 334–346.
265. Capistrán C. Multi-horizon inflation forecasts using disaggregated data / Carlos Capistrán, Constandse Christian, Manuel Ramos-Francia // *Economic Modelling*. – 2010. – Vol. 27. – Issue 3. – P. 666–677.
266. Carmichael L. Can Unemployment Be Involuntary? Comment / Lorne Carmichael // *American Economic Review*. – 1985. – Vol. 75 (December). – P. 1213–1214.
267. Carstensen K. Cointegration and common trends on the West German labour market / Kai Carstensen, Gerd Hansen // *Empirical Economics*. – 2000. – Vol. 25. – Issue 3. – P. 475–493.
268. Cengiz S. Modeling nonlinear behavior of labor force participation rate by STAR: An application for Turkey / Sibel Cengiz, Afsin Sahin // *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*. – 2014. – Vol. 7(1). – P. 113-127.

269. Chan K. On estimating thresholds in autoregressive models / K. S. Chan, H. Tong // *Journal of Time Series Analysis*. – 1996. – Vol. 7. – P. 179–194.
270. Charemza W. W. New Directions in Econometric Practice / Wojciech W. Charemza, Derek F. Deadman. – Edward Elgar Publishing, Inc., USA, 1997. – 344 p.
271. Chawla M. From red to gray : the third transition of aging populations in Eastern Europe and the former Soviet Union / by Mukesh Chawla, Gordon Betcherman and Arup Banerji. – World Bank. – 2007. – Washington, DC: World Bank. – 272 p.
272. Checchi D.. Labour market institution and income inequality / Daniele Checchi, Cecilia García-Penalosa // *Economic Policy*, CEPR & CES & MSH. – 2008. – Vol. 23. – P. 601–649.
273. Chernyak O. The analysis of methods for constructing composite indicators / O. Chernyak, M. Shumayeva // *Revista Economica*. – 2014. – Vol.66. – N 2. – P.75–82.
274. Christiano L. Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations / Lawrence J. Christiano, Martin Eichenbaum // *American Economic Review*. – 1992. – Vol. 82 (June). – P. 430–450.
275. Christiano L. The Response of Hours to a Technology Shock: Evidence Based on Direct Measures of Technology / L. J. Christiano, M. Eichenbaum, R. Vigfusson // *Journal of the European Economic Association*. – 2004. – Vol. 2. – Nos. 2-3. – P. 381–95.
276. Christiansen C. Integration of European bond markets / Charlotte Christiansen // *Journal of Banking & Finance*. – 2014. – Vol. 42. – Issue C. – P. 191–198.
277. Clements M. Evaluating the Bank of England Density Forecasts of Inflation/ Michael P. Clements // *Economic Journal*. – 2004. – Vol. 114. – No.498. – P.844–866.
278. Constant A. The Russian-Ukrainian Earnings Divide. / A. Constant, M. Kahanec, K. F. Zimmermann // *Economics of Transition*. – 2011. – P. 1–35.

279. Coupé T. Recent Dynamics of Returns to Education in Transition Countries / T. Coupé, H. Vakhitova. – 2011. – KSE Discussion Paper No. 39.
280. Cravo T. Are small employers more cyclically sensitive? Evidence from Brazil / Túlio A. Cravo // Journal of Macroeconomics. – 2011. – Vol. 33. – Issue 4. – P. 754–769.
281. Croushore D. An Evaluation of Inflation Forecasts from Surveys Using Real Time Data / Dean Croushore // The B. E. Journal of Macroeconomics, De Gruyter. – 2010. – Vol. 10(1). – P. 1–32.
282. Czarniewski S. Quality Parameters of Human Capital in the Digital Economy / S. Czarniewski // International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences. – 2014. – Vol. 4. – Issue 3. – P. 193–198.
283. Damette O. Migration and labour markets in OECD countries: a panel cointegration / O. Damette, V. Fromentin // Applied Economics. – 2013. – Vol. 45. – Issue 16. – P. 2295–2304.
284. Davidson J. H. Econometric modeling of aggregate time-series relationship between consumers expenditure and income in United Kingdom / J. H. Davidson, D. H. Hendry, F. Srba, S. Yeo // The Economic Journal. – 1978. – Vol. 88. – P. 661–692.
285. Diamond P. A. Aggregate Demand Management in Search Equilibrium / Peter A. Diamond // Journal of Political Economy. – 1982. – Vol. 90 (October). – P. 881–894.
286. Diongue A. The stationary seasonal hyperbolic asymmetric power ARCH model / Abdou Kâ Diongue, Dominique Guégan // Statistics and Probability Letters. – 2007. – Vol. 77. – Issue 11. – P. 1158–1164.
287. Dritsaki C. Hysteresis in unemployment: an empirical research for three member states of the European Union / Chaido Dritsaki, Melina Dritsaki // Theoretical and Applied Economics. – 2013. – Vol. XVIII. – Issue 4(581). – P. 35–46.

288. Dupaigne M. Technology shocks around the world / Martial Dupaigne, Patrick Feve // *Review of Economic Dynamics*. – 2009. – Vol. 12. – Issue 4. – P. 592–607.
289. Elmeskov J. Nordic unemployment in a European perspective / J. Elmeskov // *Swedish Economic Policy Review*. – 1994. – Vol. 1. – P. 21–70.
290. Elwood S. K. Is the persistence of shocks to output asymmetric? / S. Kirk Elwood // *Journal of Monetary Economics*. – 1998. – 41– P. 411–426.
291. Emerson J. Unemployment and Labor Force Participation in the United States / J. Emerson // *Economics Letters*. – 2011. – Vol. 111. – Issue 3. – P. 203–206.
292. Enders W. *Applied Econometric Time series* / Walter Enders. – John Wiley & Sons. Inc., 3rd edition. New York, 2010. – 544 p.
293. Engle R. F. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing / R. F. Engle, C. W. J. Granger // *Econometrica*. – 1987. – N 55. – P. 251–276.
294. Espasa A. Forecasting Inflation in the European Monetary Union: A Disaggregated Approach By Countries and By Sectors / A. Espasa, E. Senra, R. Albacete // *The European Journal of Finance*. – 2002. – Vol. 8. – P. 402–421.
295. European Bank for Reconstruction and Development (EBRD). *Crisis and Transition: The People's Perspective. Transition Report 2011*. European Bank for Reconstruction and Development, London. – 2011. – 182 p.
296. European Training Foundation (ETF). *Transition from Education to Work in EU Neighbouring Countries. Results of an ETF Innovation and Learning Project*. – ETF, Turin. – 2008. – 86 p.
297. Fabiani S. The sources of employment fluctuations: an empirical application to the Italian case / Silvia Fabiani, Alberto Locarno, Gian Paolo Oneto, Paolo Sestito // *Labour Economics*. – 2001. – Vol. 8. – Issue 2 (May). – P. 259–289.
298. Faria, J. R. Entrepreneurship and Unemployment: A Nonlinear Bidirectional Causality? / J. R. Faria, J. C. Cuestas, E. Mourelle // *Economic Modelling*. – 2010. – Vol. 27. – No. 5. – P. 1282–1291.

299. Fischer S. Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule / Stanley Fischer // *Journal of Political Economy*. – 1977. – Vol. 85. – No. 1. – P. 191–205.
300. Francis N. The use of long-run restrictions for the identification of technology shocks / N. Francis, M. Owyang, A. Theodorou // *Federal Reserve Bank of St Louis Review*. – 2003. – Vol. 85. – No. 6. – P. 53–66.
301. Galí J. Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations / J. Galí // *American Economic Review*. – 1999. – Vol. 89. – No. 2. – P. 249–71.
302. Galí J: Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis / Jordi Galí, Mark Gertler // *Journal of Monetary Economics*. – 1999. – Vol. 44. – P.195–222.
303. Galí J. European Inflation Dynamics / J. Galí, M. Gertler, D. López-Salido // *European Economic Review*. – 2001. – Vol. 45. – Issue. 7. – P. 1121–1150.
304. Galí J. On the Role of Technology Shocks as a Source of Business Cycles: Some New Evidence / J. Galí // *Journal of the European Economic Association*. – 2004. – Vol. 2. – Nos. 2-3. – P. 372–380.
305. Galí J. Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How Well Does the Real Business Cycle Model Fit Postwar U.S. Data? / Jordi Galí, Pau Rabanal // *NBER Macroeconomics Annual*. – 2004. – Vol. 19. – P. 225–288.
306. Gangl M. Changing Labour Markets and Early Career Outcomes: Labour Market Entry in Europe / Markus Gangl // *Work, Employment & Society*. – 2002. – Vol. 16. – Issue 1(March). – P. 67–90.
307. García-Solanes J. Demand Shocks and Trade Balance Dynamics / José García-Solanes, Jesús Rodríguez-López, José Torres // *Open Economies Review*, Springer. – 2011. – Vol. 22 – Issue 4 – P. 739–766.
308. Ghassan H. B. An Alternative Identification of the Economic Shocks in SVAR Models / Hassan Belkacem Ghassan, Mohammed Souissi, Mohammed Kbir Alaoui // *Economics Bulletin*. – 2009. – Vol. 29. – Issue 2. – P. 1019–1026.
309. Gorodnichenko Y. Returns to Education in Russia and Ukraine: A Semiparametric Approach to Cross-Country Comparative Analysis /

- Y. Gorodnichenko, K. S. Peter // *Journal of Comparative Economics*. – 2005. – Vol. 33. – Issue 2. – P. 324–350.
310. Gottfries N. Insiders, Outsiders, and Nominal Wage Contracts / Nils Gottfries // *Journal of Political Economy*. – 1992. – Vol. 100 (April). – P. 252–270.
311. Granger C. On the Invertibility of Time Series Models / C.W.J. Granger, A. Anderson // *Stochastic Processes and Their Applications*. – 1978. – Vol. 8. – P. 87–92.
312. Gronicki M. Macroeconomic model for Ukraine / Miroslaw Gronicki, Katarzyna Pietka // *CASE Working paper*, 1999. – 56 p.
313. Grynevych L. Structural Changes in Economy and the Labor Market: European Union and Ukraine / L. Grynevych, O. Zirko // *Economics Annals-XXI*. – 2014. – № 3-4(1). – P. 16–19.
314. Gustavsson M. The Informational Value of Unemployment Statistics: A Note on the Time Series Properties of Participation Rates / M. Gustavsson, P. Österholm // *Economics Letters*. – 2006. – Vol. 92. – Issue 3. – P. 428–433.
315. Gustavsson M. Labor-Force Participation Rates and the Informational Value of Unemployment Rates: Evidence from Disaggregated US Data / M. Gustavsson, P. Österholm // *Economics Letters*. – 2012. – Vol. 116. – Issue 3. – P. 408–410.
316. Hall R. Employment Fluctuations and Wage Rigidity / Robert E. Hall // *Brookings Papers on Economic Activity*. – 1980. – No. 1. – P. 91–123
317. Hall R. Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness / Robert E. Hall // *American Economic Review*. – 2005. – Vol. 95 (March). – P. 50–65.
318. Hamilton J. D. *Time Series Analysis* / James D. Hamilton. – Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994. – 813 p.
319. Hansen B. E. Inference in TAR models / B.E. Hansen // *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. – 1997. – Vol. 2(1). – P. 1–14.
320. Hernández R. D. Análisis por cohortes de la participación laboral en México (1987-2009) / Robert Duval Hernández, Pedro Orraca Romano // *El Trimestre Económico*. – 2011. – Vol. LXXVIII (2). – Issue 310. – P. 343-375.

321. Herwartz H. Growth, unemployment and labour market institutions: evidence from a cross-section of EU regions / Helmut Herwartz, Annekatrien Niebuhr // *Applied Economics*, Taylor & Francis Journal. – 2011. – Vol. 43(30). – P. 4663–4676.
322. Herzog-Stein A. Labor Market Reforms, Hysteresis, and Business Cycles in Germany: A SVAR Approach to Explain Unemployment Developments / Alex Herzog-Stein, Camille Logeay // *Applied Economics Quarterly*. – 2010. – Vol. 61. – P. 89–124.
323. Holmes M. J. Okun's law, asymmetries and jobless recoveries in the United States: A Markov-switching approach / M. J. Holmes, B. Silverstone // *Economics Letters*. – 2006. – Vol. 92. – No. 2. – P. 293–299.
324. Holzl W. On the heterogeneity of sectoral growth and structural dynamics: evidence from Austrian manufacturing industries / Werner Holzl, Andreas Reinstaller // *Applied Economics*. – 2011. – Vol. 43. – Issue 20. – P. 2565–2582.
325. Hosios A. On the Efficiency of Matching and Related Models of Search and Unemployment / Arthur J. Hosios // *Review of Economic Studies*. – 1990. – Vol. 57 (April). – P. 279–298.
326. Hotchkiss J. L. Asymmetric Labour Force Participation Decisions / J. L. Hotchkiss, J. C. Robertson // *Applied Economics*. – 2012. – Vol. 44. – No. 16. – P. 2065–2073.
327. Huang S. Hysteresis in Unemployment: Evidence from OECD Countries / Shu-Ching Huang // *Journal of Economics and Management*. – 2011. – Vol. 7. – Issue 1. – P. 135–158.
328. Huang X. Financial Integration from a Time-Varying Cointegration Perspective / X. Huang, R. Leon-Gonzalez, S. Yupho // *Asian Journal of Empirical Research*. – 2013. – Vol. 3. – Issue 12(December). – P. 1473–1487.
329. Hylleberg S. Seasonal Integration and Cointegration / S. Hylleberg, R. F. Engle, C. W. J. Granger, B. S. Yoo // *Journal of Econometrics*. – 1990. – Vol. 44 – P. 215–238.

330. International Labour Organization (ILO). World of Work Report 2012: Better Jobs for a Better Economy. ILO (International Institute for Labour Studies), Geneva. – 2012. – 128 p.
331. Issaoui F. The long run dynamic of the Dutch disease phenomenon: a SVAR approach / Fakhri Issaoui, Talel Boufateh, Ghassen El // International Journal of Computational Economics and Econometrics. – 2013. – Vol. 3 – Issue 1/2 – P. 43–63.
332. Jacobson T. Common trends and hysteresis in Scandinavian unemployment / T. Jacobson, A. Vredin, A. Warne // European Economic Review. – 1997. – Vol. 41. – P. 1781–1816.
333. Johansson H. Regional Integration and Productivity Growth: The Case of EU / Helena Johansson // Journal of Economic Integration. – 2001. – Vol. 16. – P. 1–20.
334. Jovanovic B. Job Matching and the Theory of Turnover / Boyan Jovanovic // Journal of Political Economy. – 1979. – Vol. 87. – Issue. 5. – P. 972–990.
335. Jovanovic B. Learning by Doing and the Choice of Technology / Boyan Jovanovic, Yaw Nyarko // Econometrica. – 1996. – Vol. 64. – No. 6. – P. 1299–1310.
336. Jurgutyte J. Lithuania's Track to the Euro and the Endogeneity Hypothesis / Jurgita Jurgutyte // Baltic Journal of Economics. – 2006. – Vol. 6. – Issue 1. – P. 53–69.
337. Juselius K. The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications / Katarina Juselius. – Oxford University Press Inc., New York, 2006. – 457 p.
338. Kakinaka M. Unemployment and labour force participation in Japan / Makoto Kakinaka, Hiroaki Miyamoto // Applied Economics Letters. – 2012. – Vol. 19. – Issue 11. – P. 1039–1043.
339. Kallioras D. Industrial growth, economic integration and structural change: evidence from the EU new member-states regions / D. Kallioras, G. Petrakos // The Annals of Regional Science. – 2010. – Vol. 45. – Issue 3(December). – P. 667–680.

340. Katz L. Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation / Lavrence F. Katz // MBER Macroeconomic Annual. – 1986. – Vol. 1. – P. 235–276.
341. Kilian L. Are the responses of the U.S. economy asymmetric in energy price increases and decreases? / Lutz Kilian, Robert J. Vigfusson // Quantitative Economics. – 2011. – Vol. 2. – P. 419–453.
342. Klebanova T. Approach to the Assessment Irregularity and Cyclic Dynamics of Territorial Development / Tamara Klebanova, Lidiya Guryanova, Yousef Daradkeh, Sergii Kavun // Asian Economic and Financial Review. – 2013. – Vol. 3. – No. 12. – P. 1620–1641.
343. Klebanova T. S. Model basis of the early warning and localization of crises in economic systems of territories / T. S. Klebanova, L. S. Guryanova, I. K. Shevchenko // Actual Problems of Economics. – 2014. – № 3(153). – P. 201–211.
344. Koop G. Dynamic Asymmetries in US Unemployment / G. Koop, S. M. Potter // Journal of Business and Economic Statistics. – 1999. – Vol. 17. – P. 298–312.
345. Koutmos G. Asymmetric index stock returns: evidence from the G-7 / Gregory Koutmos // Applied Economics Letters. – 1999. – Vol. 6. – P. 817–820.
346. Kula F. Unemployment Hysteresis in Turkey: Does Education Matter? / Ferit Kula, Alper Aslan // International Journal of Economics and Financial Issues. – 2014. – Vol. 4. – Issue 1. – P. 35–39.
347. Kumar R. Empirical Analysis of Conditional Heteroskedasticity in Time Series of Stock Returns and Asymmetric Effect on Volatility / Rakesh Kumar, Raj S. Dhankar // Global Business Review. – 2010. – Vol. 11 – Issue 1 – P. 21–33.
348. Kunovac D. Factor Model Forecasting of Inflation in Croatia / Davor Kunovac // Financial Theory and Practice, Institute of Public Finance. – 2007. – Vol. 31. – Issue 4. – P. 371–393.
349. Kupets O. Ukraine Case Study: Jobs and Demographic Change / Olga Kupets, Volodymyr Vakhitov, Svitlana Babenko. – Background Paper for World Development Report 2013. – 2013. – 94 p.

350. Kupets O. Average Wages, Labor Productivity and Transition Progress: Empirical Study of Transition Economies. / O. Kupets // NAUKMA Scientific Proceedings, Economic studies. – 2011. – Vol. 120. – P. 43–49.
351. Layard P. Unemployment in Britain / P. R. G. Layard and S. J. Nickell // *Economica*, Supplement. – 1986. – Vol. 53. – P. 121–169.
352. Leu S. A New Keynesian SVAR model of the Australian economy / Shawn Chen-Yu Leu // *Economic Modeling*, Elsevier. – 2011. – Vol. 28. – Issue 1-2. – P. 157–168.
353. Levitskiy S. Assessment Techniques for Integration Efficiency of Economic Objects / Stanislav Levitskiy, Igor Frunze, Denis Mikhaylik // *International Journal of Economics, Commerce and Management*. – 2014. – Vol. 2. – Issue 2. – P. 1–15.
354. Lindbeck A. Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations / Assar Lindbeck, Dennis J. Snower // *American Economic Review*. – 1986. – Vol. 76 (May). – P. 235–239.
355. Lindbeck A. Raising Children to Work Hard: Altruism, Work Norms, and Social Insurance/ Assar Lindbeck, Sten Nyberg // *Quarterly Journal of Economics*. – 2006. – Vol. 121 (November). – P. 1473–1503.
356. Liu D. The link between unemployment and labor force participation rates in Japan: A regional perspective. / De-Chih Liu // *Japan and the World Economy*. – Elsevier. – 2014. – Vol. 30(C). – P. 52–58.
357. Ljungqvist L. Recursive Macroeconomic Theory / Lars Ljungqvist, Thomas J. Sargent. – The MIT Press Cambridge, 2004. – 1082 p.
358. Lukianenko I. H. Labour Market in Ukraine: An Empirical Dynamic Analysis Using Error Correction Model / I. H. Lukianenko, M. O. Oliskevych // *Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Economics*. – 2014. – Vol. 6(159). – P. 52–58.
359. Lukianenko I. The Effects of Shocks on the Ukrainian Labor Market: SVEC Modeling / I. Lukianenko, M. Oliskevych // *Procedia Economics and Finance*. – 2015. – Vol. 27. – P. 311 – 322.

360. Lukianenko I. G. The Modelling of Registered Unemployment Rate Nonlinear Dynamics in Ukraine by Means of Threshold Autoregression / I. G. Lukianenko, M. O. Oliskevych // *The Problems of Economy*. – 2015. – N 3. – C. 309–316.
361. Lutkepohl H. *Applied Time Series Econometrics* / Edited by Helmut Lutkepohl and Markus Kratzig. – Cambridge University Press, 2004. – 323 p.
362. Lutkepohl H. Vector Autoregressive and Vector Error Correction Models / Helmut Lutkepohl // in *Applied Time Series Econometrics*, edited by Helmut Lutkepohl and Markus Kratzig. – Cambridge University Press, 2004. – P. 86–158.
363. Macroeconometric modeling and its use for the conduct of policy in Ukraine. – TACIS, Ukrainian Economic Trends. – 1998. – N. 9. – P. 82–86.
364. Madsen J. Are Labour Force Participation Rates NonStationary? Evidence from 130 Years for G7 Countries / J. Madsen, V. Mishra, R. Smyth // *Australian Economic Papers*. – 2008. – Vol. 17. – P. 166–189.
365. Maes I. The process of European monetary integration: a comparison of the belgian and italian approaches / I. Maes, L. Quaglia // *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*. – 2003. – Vol. 56. – Issue 227. – P. 299–335.
366. Maidorn S. The effects of shocks on the Austrian unemployment rate – a structural VAR approach / Susanne Maidorn // *Empirical Economics*. – 2003. – Vol. 28. – Issue 2. – P. 387–402.
367. Mandelman F. Flexible prices, labor market frictions and the response of employment to technology shocks / Federico S. Mandelman, Francesco Zanetti // *Labour Economics*. – 2014. – Vol. 26(C). – P. 94–102.
368. Manitsaris A. Estimating the European Union Consumption Function under the Permanent Income Hypothesis / Athanasios Manitsaris // *International Research Journal of Finance and Economics*. – 2006. – Issue 2. – P. 131–135.
369. McCall B. P. A Dynamic Model of Occupational Choice / Brian P. McCall // *Journal of Economic Dynamics and Control*. – 1991. – Vol. 15. – No. 2. – P. 387–408.
370. McCall J. Economics of Information and Job Search / John J. McCall // *Quarterly Journal of Economics*. – 1970. – Vol. 84. – Issue. 1. – P. 113–126.

371. Moravanský D. Wage Bargaining Model As Microfoundation Of Hysteresis Hypothesis / Dalibor Moravanský, Daniel Němec // Bulletin of the Czech Econometric Society. – 2006. – Vol. 13. – Issue 23. – P. 61–76.
372. Morley J. C. The Slow Adjustment of Aggregate Consumption to Permanent Income / J. C. Morley // Journal of Money, Credit and Banking. – 2007. – Vol. 39. – Issue 2-3 (March-April). – P. 615–638.
373. Mortensen D. T. Growth, Unemployment and Labor Market Policy/ D. T. Mortensen // Journal of the European Economic Association. – 2005. – Vol. 3. – Issue 2-3. – P. 236–258.
374. Moser G. Forecasting Austrian inflation / Gabriel Moser, Fabio Rumler, Johann Scharler // Economic Modelling. – 2007. – Vol. 24(3). – P. 470–480.
375. Mossfeldt M. The persistent labour-market effects of the financial crisis / Marcus Mossfeldt, Par Osterholm // Applied Economics Letters. – 2011. – Vol. 18. – Issue 7. – P. 637–642.
376. Muradoglu Y. G. European integration and corporate financing / Y. G. Muradoglu, C. Onay, K. Phylaktis // International Review of Financial Analysis. – 2014. – Vol. 33. – Issue C. – P. 138–157.
377. Nakanishi Ya. Dynamic labour demand using error correction model / Yasuo Nakanishi // Applied Economics. – 2001. – Vol. 33. – Issue 6. – P. 783–790.
378. Neal D. The Complexity of Job Mobility among Young Men / Derek Neal // Journal of Labor Economics. – 1999. – Vol. 17. – Issue. 2. – P. 237–261.
379. Nelson J. Formulation of a Nonlinear Predictor / J. Z. Nelson, J. W. Vanness // Technometrics. – 1973. – Vol. 15. – P. 1–12.
380. Niebuhr A. Integration and labour markets in European border regions / A. Niebuhr, S. Stiller // Zeitschrift für Arbeits markt Forschung (Journal for Labour Market Research). – 2006. – Vol. 39. – Issue1. – P. 57–76.
381. Obradovic S. European Integration And Balkan Countries / Sasha Obradovic // Revista Economica. – 2008. – Vol. 40. – Issue 3. – P. 119–124.

382. Oliskevych M. O. Econometric modelling of regional labor market indicators in Ukraine / M. O. Oliskevych // Наукові записки НаУКМА. – 2014. – Том 159, Економічні науки. – С. 58–63.
383. Oliskevych M. O. Empirical Modeling of Long-term Interrelations and Short-term Dynamic Adjustments of Private Consumption in Ukraine / M. O. Oliskevych // The Problems of Economy. – 2014. – N 2. – P. 357–365.
384. Oliskevych M. O. Price Dynamics in Ukraine: An Econometric Analysis of Co-Integration and Error-Correction Model / M. O. Oliskevych // Journal L'Association 1901 "SEPIKE". – 2014. – Ausgabe 4. – P. 179–183.
385. Oliskevych M. The Impact of Economic Integration on Labor Productivity in Ukrainian Regions / M. Oliskevych, M. Antoniak-Babish // The Advanced Science Journal. – 2015. – Vol. 2015. – Issue 2. – P. 27–30.
386. Oliskevych M. Dynamic Analysis and Modeling of the Labor Market Development in Ukraine / M. Oliskevych // International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences. – 2015. – Vol. 5. – Issue 2. – P. 137–145.
387. Oliskevych M. Economic Activity of Population in the Ukrainian Labor Market: Nonlinear Smooth Transition Model / M. Oliskevych // British Journal of Economics, Management and Trade. – 2015. – Vol. 10. – Issue 1. – P. 1–13.
388. Oliskevych M. Hysteresis, Structural Shocks and Common Trends in Labor Market: Consequence for Ukraine / M. Oliskevych // Economic Studies. – 2015. – Issue 4. – P. 120 – 137.
389. Oliskevych M. O. Econometric forecasting of deflators dynamic in Ukraine / M. O. Oliskevych // Institutionelle Grundlagen für die Funktionierung der Ökonomik unter den Bedingungen der Transformation: Sammelwerk der wissenschaftlichen Artikel. – Vol. 2. – Verlag SWG imex GmbH, (May 23, 2014, Nurnberg, Germany). – 2014. – S. 242–245.
390. Oliskevych M. O. Fehlerkorrekturmodell für Arbeitslosigkeit und Ausgang / M. O. Oliskevych, V. A. Kozytskyy // Wirtschaft und Management: Probleme der Wissenschaft und Praxis: Sammelwerk der wissenschaftlichen Artikel.

- (Ergebnissen der wissenschaftlich-praktischen Konferenz "Wirtschaft und Management: Probleme der Wissenschaft und Praxis", Nürnberg, Deutschland, 19 Dezember 2014). – Verlag SWG imex GmbH. – 2014. – Vol. 2. – S. 291–294.
391. Oliskevych M. O. The Differences in Persistence of Positive and Negative Shocks to Labour Market Indicators / M. O. Oliskevych, V. A. Kozytskyy // Socio-economic aspects of economics and management: Collection of scientific articles. (The results of the International scientific and practical conference "Socio-economic aspects of economics and management", Taunton, MA, United States of America, 25 January 2015). – Aspekt Publishing. – 2015. – Vol. 2. – P. 234–237.
392. Oliskevych M. O. The Asymmetric Effect on Volatility of Labor Market Times Series / M. O. Oliskevych, V. A. Kozytskyy // Economics and Management: Challenges and Perspectives: Collection of scientific articles. (Collection of scientific articles published on the results of the International scientific and practical conference "Economics and Management: Challenges and Perspective", Vienna, Austria, February 21, 2015). – "East West" Association for Advanced Studies and Higher Education GmbH. – 2015. – P. 208–211.
393. Oliskevych M. O. Cointegration and SVAR Model of Unemployment / M. O. Oliskevych, V. A. Kozytskyy // Розвиток національної економіки: теорія і практика: матеріали Міжнародної науково-практичної конференції, проведеної на базі ДВНЗ «Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника», м. Івано-Франківськ, 3-4 квітня 2015 р. – Тернопіль : Крок. – 2015. – Ч. 3. – С. 395–397.
394. Osterwald-Lenum M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: Four cases / M. Osterwald-Lenum // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. – 1992. – Vol. 54(46). – P. 1–472.
395. Oswald A. Efficient Contracts Are on the Labour Demand Curve: Theory and Facts / Andrew J. Oswald // Labour Economics. – 1993. – Vol. 1 (June). – P. 85–113.

396. Owusu E. E. Assessing the Relationship between Budget Participation and Employees' Performance of Public Universities in Ghana: a Case of University of Education / E. E. Owusu, G. Dwomoh, M. Collins, G. Yaa, O. Daniel // International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences. – 2014. – Vol. 4. – Issue 1. – P. 85–95.
397. Ozdemir Z. A. International Labour Force Participation Rates by Gender: Unit Root or Structural Breaks? / Zeynel Abidin Ozdemir, Mehmet Balcilar, Aysit Tansel // Bulletin of Economic Research. – 2013. – Vol. 65. – Issue 05. – P. s142–s164.
398. Panfil P. The integration of the European government bond markets during the crisis / Przemyslaw Panfil // *Economica i Prawo*. – 2012. – Vol. 9. – Issue 2(June). – P. 13–26.
399. Park K. Employment responses to aggregate and sectoral technology shocks / Kangwoo Park // *Journal of Macroeconomics*. – 2012. – Vol. 34. – Issue 3. – P. 801–821.
400. Partridge M. Canadian regional labour market evolutions: a long-run restrictions SVAR analysis / Mark Partridge, Dan Rickman // *Applied Economics*. – 2009. – Vol. 41. – Issue 15. – P. 1855–1871.
401. Peel D. A. Threshold nonlinearities in unemployment rates: further evidence for the UK and G3 economies / D. A. Peel, A. E. H. Speight // *Applied Economics*. – 2000. – Vol. 32(6). – P. 705–715.
402. Peeters M. Modelling unemployment in the presence of excess labor supply: An application to Egypt / M. Peeters // *Journal of Economics and Econometrics*. – 2011. – Vol. 54. – No.2. – P. 58– 92.
403. Perelli-Harris B. Ukraine: On the Border between Old and New in Uncertain Times / B. Perelli-Harris // *Demographic Research*. – 2008. – Vol. 19. – P. 1145–1178.
404. Pérez, J. J. Dynamic analysis of the relation between economic cycle and unemployment cycle: a regional application / J. J. Pérez, J. Rodríguez, C. Usabiaga// *Investigaciones Regionales*. – 2003. – No. 2. – P. 141–162.

405. Petrakos G. Economic geography and European integration: the effects on the EU's external border regions / G. Petrakos, L. Topaloglou // *International Journal of Public Policy*. – 2008. – Vol. 3. – Issue 3/4. – P. 146–162.
406. Pissarides C. Short-Run Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages / Christopher A. Pissarides // *American Economic Review*. – 1985. – Vol. 75 (September). – P. 676–690.
407. Prescott E. Pareto Optima and Competitive Equilibria with Adverse Selection and Moral Hazard/ Edward C. Prescott, Robert M. Townsend // *Econometrica*. – 1984. – Vol. 52. – P. 21–45.
408. Prescott E. Why Do Americans Work So Much More than Europeans? / Edward C. Prescott // *Federal Reserve Bank Minneapolis Quarterly Review*. – 2004. – Vol. 28 (July). – P. 2–13.
409. Primiceri G. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy / Giorgio E. Primiceri // *Review of Economic Studies*. – 2005. – Vol. 72. – No. 3. – P. 821–852.
410. Rad N. S. Conceptualization of a Demographically Stable Model of the Pension System and Economic Activity of «Third Age» People: Interaction Context / N. S. Rad // *Problems of Economics*. – 2014. – Vol. 3. – P. 151–158.
411. Raiser M. Are Wages in Ukraine Too Low? And What Could Be Done to Increase Them? World Bank Policy Note. 2007. Available at: http://siteresources.worldbank.org/UKRAINEEXTN/Resources/wages_in_ukraine_eng.pdf.
412. Ravn M. Labor Market Dynamics and the Business Cycle: Structural Evidence for the United States / Morten O. Ravn, Saverio Simonelli // *Scandinavian Journal of Economics*, Wiley Blackwell. – 2008. – Vol. 109(4). – P. 743–777.
413. Rogerson R. Search-Theoretic Models of the Labor Market: A Survey / Richard Rogerson, Robert Shimer, Randall Wright // *Journal of Economic Literature*. – 2005. – Vol. 43 (December). – P. 959–988.
414. Romer D. *Advanced Macroeconomics* / David Romer. – The McGraw Hill Companies, Inc., 1996. – 540 p.

415. Romer D. *Advanced Macroeconomics* / David Romer. – The McGraw Hill Companies, Inc., 4th edition, 2012. – 738 p.
416. Rosenthal S. *Geography, Industrial Organization and Agglomeration* / S. S. Rosenthal, W. C. Strange // *The Review of Economics and Statistics*. – 2003. – Vol. 85. – Issue 2. – P. 377–393.
417. Rosenthal S. *Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies* / S. S. Rosenthal, W. C. Strange // In J.V. Henderson and J.F. Thisse (ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*. Edition 1. Vol. 4, Chapter 49. – Elsevier. – 2004. – P. 2119–2171.
418. Rotaru P. C. *A regional model for labour demand in Romania* / Paul Costel Rotaru // *Theoretical and Applied Economics*. – 2013. – Vol. XVIII. – Issue 5(582). – P. 71–78.
419. Rothschild M. *Increasing Risk II: Its Economic Consequences* / Michael Rothschild, Joseph Stiglitz // *Journal of Economic Theory*. – 1971. – Vol. 3. – Issue. 1. – P. 66–84.
420. Rumler F. *Comparing the New Keynesian Phillips Curve with time series models to forecast inflation* / Fabio Rumler, Maria Teresa Valderrama // *The North American Journal of Economics and Finance*. – 2010. – Vol. 21. – Issue 2. – P. 126–144.
421. Salamaliki P. *Smooth transition trends and labor force participation rates in the United States* / Paraskevi Salamaliki, Ioannis Venetis // *Empirical Economics*. – 2014. – Vol. 46(2). – P. 629–652.
422. Saltari E. *The Productivity Slowdown Puzzle. Technological and Non-technological Shocks in the Labor Market* / Enrico Saltari, Giuseppe Travaglini // *International Economic Journal*. – 2009. – Vol. 23. – Issue 4. – P. 483–509.
423. Savva C. *Stock market integration between new EU member states and the Euro-zone* / C. Savva, N. Aslanidis // *Empirical Economics*. – 2010. – Vol. 39. – Issue 2(October). – P. 337–351.

424. Sawers L. Inequality and the Transition: Regional Development in Lithuania / Larry Sawers // *Baltic Journal of Economics*. – 2006. – Vol. 6. – Issue 1(July). – P. 37–51.
425. Serban A.C. Education and Changing Labour Content – Implication on Employment // Andreea Claudia Serban // *Actual Problems of Economics*. – 2012. – N 10(136). – P. 536–544.
426. Shapiro C. Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device / Carl Shapiro, Joseph E. Stiglitz // *American Economic Review*. – 1984. – Vol. 74 (June). – P. 433–444.
427. Shapiro D. Consumer Response to Tax Rebates / Matthew D. Shapiro, Joel Slemrod // *American Economic Review*. – 2003. – Vol. 93 (March). – P. 381–396.
428. Shepotylo O. Services Liberalization and Productivity of Manufacturing Firms: Evidence from Ukraine / O. Shepotylo, V. Vakhitov. Policy Research Working Paper Series No. 5944. – World Bank, Washington, D.C. – 2012. – 42 p.
429. Shevchenko O. Depression of regions in Ukraine and possibilities of its overcoming / O. Shevchenko // *Business Inform.* – 2011. – N. 7. – P. 66–68.
430. Schmitz J. What Determines Productivity? Lessons from the Dramatic Recovery of the U.S. and Canadian Iron Ore Industries Following Their Early 1980s Crisis / James A. Schmitz // *Journal of Political Economy*. – 2005. – Vol. 113 (June). – P. 582–625.
431. Schneider F. Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences / F. Schneider, D. H. Enste // *Journal of Economic Literature*. – 2000. – Vol. XXXVIII (March). – P. 77–114.
432. Siebert H. Labor Market Rigidities: At the Root of Unemployment in Europe / Horst Siebert // *Journal of Economic Perspectives*. – 1997. – Vol. 11 (Summer). – P. 37–54.
433. Sonedda D. A Structural VAR Approach on Labour Taxation Policies / D. Sonedda // *Applied Economics*. – 2006. – Vol. 38. – P. 95–114.

434. Staneva A. Analysis of the Labour Market in Bulgaria through a Error Correction Model / Anita Staneva // *Economic Thought journal*, Bulgarian Academy of Sciences. – Economic Research Institute. – 2008. – Issue 3. – P. 90–106.
435. Stankeviciene J. Building Lithuanian macro-econometric model: Forecast of average wages and unemployment rate/ J. Stankeviciene, A. Gruodis, A. Lokutijevskij, U. Urbaite // *Intelektine ekonomika intellectual economics*. – 2012. – Vol. 6. – No. 1(13). – P. 754–775.
436. Stokey N. *Recursive Methods in Economic Dynamics* / Nancy Stokey, Robert E. Lucas with Edward C. Prescott. – Cambridge, MA: Harvard University Press, 1989. – 65 p.
437. Summers L. Relative Wages, Efficiency Wages, and Keynesian Unemployment / Lawrence H. Summers // *American Economic Review*. – 1988. – 78 (May). – P. 383–388.
438. Szyszko M. The interdependences of central bank's forecasts and inflation expectations of consumers / Szyszko, Magdalena // *Bank i Kredyt*. National Bank of Poland, Economic Institute. – 2013. – Vol. 44. – Issue 1. – P. 33–66.
439. Tanasie A. Forecasting inflation and its determinants / Anca Tanasie, Cosmin Fratostiteanu // *Journal Revista Tinerilor Economisti*. – 2008. – Vol 1. – Issue 10. – P. 110–116.
440. Terasvirta T. Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models / T. Terasvirta // *Journal of the American Statistical Association*. – 1994. – Vol. 89. – P. 208–218.
441. Terasvirta T. Smooth Transition Regression Modeling / Timo Terasvirta // in *Applied Time Series Econometrics*, edited by Helmut Lutkepohl and Markus Kratzig. – Cambridge University Press, 2004. – P. 222–242.
442. Uhlig H. Do Technology Shocks Lead to a Fall in Total Hours Worked? / H. Uhlig // *Journal of the European Economic Association*. – 2004. – Vol. 2. – Nos. 2-3. – P. 361–371.

443. UNDP. Poverty and Social Impact Analysis of the Economic Crisis in Ukraine. United Nations Development Programme in Ukraine, Kyiv. – 2010. – 93 p.
444. Wahiba N. F. Wage Distribution Disparities in the Labor Market / N. F. Wahiba // International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences. – 2014. – Vol. 3. – Issue 1. – P. 117–125.
445. Wecker W. E. Asymmetric Time Series / William E. Wecker // Journal of the American Statistical Association. – 1981. – Vol. 76. – N. 373 – P. 16–21.
446. Weiss A. Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages / Andrew Weiss // Journal of Political Economy. – 1980. – Vol. 88 (June). – P. 526–538.
447. Wildasin D. E. Labor-Market Integration, Investment in Risky Human Capital, and Fiscal Competition / David E. Wildasin // American Economic Review. – 2000. – Vol. 90. – Issue 1(March). – P. 73–95.
448. Wooldridge J. Introductory Econometrics. A Modern Approach / J. Wooldridge. – MIT Press Cambridge, 1997. – 818 p.
449. Wooldridge J. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data / Jeffrey M. Wooldridge. – The MIT Press Cambridge, 2002. – 1064 p.
450. World Bank. Ukraine: Poverty Update. – World Bank, 2007. – Washington, D.C. Kyiv. – 43 p.
451. World Bank. Ukraine: Labor Demand Study. – World Bank, 2009. – Washington, D.C. – 38 p.
452. World Bank. World Development Report 2012: Gender Equality and Development. – World Bank, 2012. – Washington, D.C. – 458 p.
453. World Bank. In Search of Opportunities. How a More Mobile Workforce Can Propel Ukraine's Prosperity. Report No. 68824-ECA. – World Bank, 2012. – Washington, D.C. – 102 p.
454. World Bank. World Development Report 2013: Jobs. – 2013. – Washington, D.C : World Bank. – 422 p.

455. Wyplosz C. Demand and structural views of Europe's high unemployment trap / C. Wyplosz // Swedish Economic Policy Review. – 1994. – Vol. 1. – P. 75–107.
456. Yellen J. Efficiency Wage Models of Unemployment / Janet L. Yellen // American Economic Review. – 1984. – 74. – P. 200–205.
457. Yuryk Ya. I. The Labor Market of Ukraine: Yesterday, Today and Tomorrow / Ya. I. Yuryk, Yu. I. Konovalov // Business Inform. – 2014. – N 8. – P. 150–156.

ДОДАТКИ

Додаток А

Декомпозиція відносних річних змін у реальному ВВП на особу в Україні

Період	Відносні річні зміни у			
	реальному ВВП на особу	продуктивності праці	рівні зайнятості	індексі старіння населення
	($\Delta \ln \text{RGDP/POP}$)	($\Delta \ln \text{RGDP/EMPL}$)	($\Delta \ln \text{EMPL/WAP}$)	($\Delta \ln \text{WAP/POP}$)
2001	0,0949	0,0958	-0,0066	0,0057
2002	0,0577	0,0430	0,0082	0,0065
2003	0,0988	0,0865	0,0047	0,0076
2004	0,1210	0,1064	0,0084	0,0062
2005	0,0375	0,0116	0,0185	0,0075
2006	0,0777	0,0678	0,0040	0,0059
2007	0,0818	0,0673	0,0113	0,0031
2008	0,0254	0,0163	0,0110	-0,0019
2009	-0,1510	-0,1180	-0,0268	-0,0061
2010	0,0455	0,0379	0,0144	-0,0068
2011	0,0559	0,0490	0,0120	-0,0051
2012	0,0067	0,0021	0,0082	-0,0035
2013	-0,0098	-0,0141	0,0100	-0,0058
2014	-0,0086	0,0573	-0,0637	-0,0022

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Додаток Б

**Сезонні фактори та десезоновані квартальні значення
логарифмів показників ринку праці,
їх перших різниць та сезонних різниць**

Таблиця Б.1

**Десезонування рядів коефіцієнта участі в робочій силі та зайнятості
населення**

Коефіцієнт участі в робочій силі				Номінальна зайнятість		
Сезонні фактори						
Період	адитивні для логарифмів ряду		мультиплікативні для рівнів ряду	адитивні для логарифмів ряду		мультиплікативні для рівнів ряду
I квартал	-0,0183		0,9934	-0,0066		0,9819
II квартал	0,0114		1,0065	0,0065		1,0114
III квартал	0,0254		1,0109	0,0109		1,0256
IV квартал	-0,0184		0,9893	-0,0108		0,9817
Період	$\ln LFPR_{sa}$	$\Delta \ln LFPR_{sa}$	$\Delta_4 \ln LFPR_{sa}$	$\ln EMPL_{sa}$	$\Delta \ln EMPL_{sa}$	$\Delta_4 \ln EMPL_{sa}$
2002Q1	4,1345	—	—	9,8723	—	—
2002Q2	4,1342	-0,0003	—	9,8670	-0,0053	—
2002Q3	4,1328	-0,0014	—	9,8622	-0,0049	—
2002Q4	4,1503	0,0174	—	9,8773	0,0151	—
2003Q1	4,1329	-0,0174	-0,0016	9,8844	0,0071	0,0121
2003Q2	4,1369	0,0040	0,0027	9,8802	-0,0042	0,0132
2003Q3	4,1205	-0,0164	-0,0123	9,8489	-0,0313	-0,0132
2003Q4	4,1391	0,0185	-0,0112	9,8917	0,0428	0,0145
2004Q1	4,1026	-0,0365	-0,0303	9,8359	-0,0558	-0,0485
2004Q2	4,1260	0,0234	-0,0109	9,8660	0,0301	-0,0142
2004Q3	4,1276	0,0016	0,0071	9,8781	0,0121	0,0291
2004Q4	4,1372	0,0096	-0,0019	9,8673	-0,0107	-0,0244
2005Q1	4,1207	-0,0165	0,0181	9,8671	-0,0002	0,0312
2005Q2	4,1238	0,0031	-0,0022	9,8734	0,0063	0,0075
2005Q3	4,1354	0,0116	0,0078	9,8983	0,0249	0,0203
2005Q4	4,1412	0,0057	0,0040	9,8907	-0,0076	0,0234
2006Q1	4,1337	-0,0075	0,0130	9,8883	-0,0024	0,0212
2006Q2	4,1271	-0,0067	0,0032	9,8897	0,0014	0,0163
2006Q3	4,1243	-0,0028	-0,0111	9,8820	-0,0077	-0,0163
2006Q4	4,1363	0,0120	-0,0048	9,8805	-0,0015	-0,0102
2007Q1	4,1369	0,0006	0,0032	9,8937	0,0132	0,0054
2007Q2	4,1366	-0,0003	0,0096	9,8936	-0,0001	0,0039
2007Q3	4,1449	0,0082	0,0206	9,9014	0,0078	0,0194
2007Q4	4,1282	-0,0167	-0,0081	9,8869	-0,0146	0,0063
2008Q1	4,1497	0,0215	0,0128	9,9028	0,0160	0,0091
2008Q2	4,1524	0,0027	0,0157	9,9088	0,0059	0,0152

Продовження табл. Б.1

Період	$\ln LFPRsa$	$\Delta \ln LFPRsa$	$\Delta_4 \ln LFPRsa$	$\ln EMPLsa$	$\Delta \ln EMPLsa$	$\Delta_4 \ln EMPLsa$
2008Q3	4,1589	0,0065	0,0140	9,9039	-0,0049	0,0024
2008Q4	4,1298	-0,0290	0,0016	9,8731	-0,0308	-0,0137
2009Q1	4,1529	0,0230	0,0032	9,8660	-0,0071	-0,0369
2009Q2	4,1461	-0,0068	-0,0063	9,8544	-0,0116	-0,0544
2009Q3	4,1527	0,0066	-0,0062	9,8604	0,0061	-0,0435
2009Q4	4,1396	-0,0131	0,0097	9,8485	-0,0119	-0,0246
2010Q1	4,1608	0,0212	0,0079	9,8704	0,0219	0,0044
2010Q2	4,1508	-0,0099	0,0047	9,8539	-0,0165	-0,0005
2010Q3	4,1542	0,0034	0,0016	9,8623	0,0085	0,0019
2010Q4	4,1508	-0,0035	0,0112	9,8585	-0,0039	0,0100
2011Q1	4,1686	0,0178	0,0078	9,8714	0,0129	0,0010
2011Q2	4,1586	-0,0100	0,0078	9,8564	-0,0150	0,0025
2011Q3	4,1620	0,0034	0,0077	9,8627	0,0063	0,0003
2011Q4	4,1650	0,0030	0,0142	9,8669	0,0042	0,0084
2012Q1	4,1686	0,0036	0,0000	9,8678	0,0010	-0,0036
2012Q2	4,1679	-0,0007	0,0093	9,8643	-0,0035	0,0079
2012Q3	4,1712	0,0033	0,0092	9,8664	0,0021	0,0037
2012Q4	4,1650	-0,0062	0,0000	9,8648	-0,0015	-0,0020
2013Q1	4,1732	0,0082	0,0047	9,8702	0,0053	0,0023
2013Q2	4,1786	0,0054	0,0107	9,8712	0,0010	0,0069
2013Q3	4,1742	-0,0044	0,0030	9,8668	-0,0044	0,0004
2013Q4	4,1713	-0,0030	0,0063	9,8655	-0,0013	0,0007
2014Q1	4,1529	-0,0184	-0,0204	9,8369	-0,0286	-0,0333
2014Q2	4,1430	-0,0099	-0,0356	9,8195	-0,0174	-0,0517
2014Q3	4,1227	-0,0203	-0,0515	9,7756	-0,0440	-0,0912
2014Q4	4,1151	-0,0076	-0,0561	9,7752	-0,0003	-0,0902
2015Q1	4,1337	0,0186	-0,0192	9,7152	-0,0600	-0,1217

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Таблиця Б.2

Десезонування рядів рівнів безробіття

Рівень безробіття (МОП)				Зареєстрований рівень безробіття		
Сезонні фактори						
Період	адитивні для логарифмів ряду		мультиплікативні для рівнів ряду	адитивні для логарифмів ряду		мультиплікативні для рівнів ряду
I квартал	0,8171		1,1159	0,3529		1,1281
II квартал	-0,4783		0,9405	0,0988		1,0387
III квартал	-0,9922		0,8722	-0,3244		0,8890
IV квартал	0,6535		1,0924	-0,1273		0,9600
Період	$URsa$	$\Delta URsa$	$\Delta_4 URsa$	$UROFsa$	$URsa$	$\Delta URsa$
2002Q1	9,5109	—	—	3,4571	9,5109	—
2002Q2	10,3013	0,7904	—	3,6585	10,3013	0,7904
2002Q3	10,5190	0,2177	—	4,1618	10,5190	0,2177
2002Q4	10,2844	-0,2346	—	3,8543	10,2844	-0,2346
2003Q1	8,4577	-1,8267	-1,0532	3,5458	8,4577	-1,8267

Продовження табл. Б.2

Період	$URsa$	$\Delta URsa$	$\Delta_4 URsa$	$UROFsa$	$URsa$	$\Delta URsa$
2003Q2	9,3588	0,9011	-0,9426	3,7548	9,3588	0,9011
2003Q3	10,5454	1,1866	0,0264	4,0493	10,5454	1,1866
2003Q4	8,2346	-2,3109	-2,0499	3,6459	8,2346	-2,3109
2004Q1	8,6544	0,4198	0,1967	3,3685	8,6544	0,4198
2004Q2	8,3518	-0,3026	-1,0070	3,5622	8,3518	-0,3026
2004Q3	6,9759	-1,3759	-3,5695	3,8244	6,9759	-1,3759
2004Q4	7,9782	1,0023	-0,2563	3,5418	7,9782	1,0023
2005Q1	7,8103	-0,1679	-0,8440	3,1912	7,8103	-0,1679
2005Q2	7,5180	-0,2923	-0,8337	3,1771	7,5180	-0,2923
2005Q3	5,9770	-1,5411	-0,9990	3,1495	5,9770	-1,5411
2005Q4	7,1402	1,1633	-0,8380	3,0209	7,1402	1,1633
2006Q1	7,0492	-0,0910	-0,7611	2,8366	7,0492	-0,0910
2006Q2	6,1532	-0,8961	-1,3649	2,7920	6,1532	-0,8961
2006Q3	6,2534	0,1003	0,2765	2,8120	6,2534	0,1003
2006Q4	7,4697	1,2163	0,3295	3,3334	7,4697	1,2163
2007Q1	6,6038	-0,8659	-0,4454	3,4571	6,6038	-0,8659
2007Q2	6,1733	-0,4305	0,0202	3,3697	6,1733	-0,4305
2007Q3	6,1454	-0,0279	-0,1080	3,1495	6,1454	-0,0279
2007Q4	6,3227	0,1772	-1,1471	3,1251	6,3227	0,1772
2008Q1	6,3440	0,0214	-0,2598	2,8366	6,3440	0,0214
2008Q2	5,7468	-0,5972	-0,4265	2,6958	5,7468	-0,5972
2008Q3	6,3198	0,5730	0,1744	2,6996	6,3198	0,5730
2008Q4	6,8829	0,5631	0,5603	3,3334	6,8829	0,5631
2009Q1	8,5021	1,6192	2,1581	3,9004	8,5021	1,6192
2009Q2	9,1845	0,6824	3,4377	3,6585	9,1845	0,6824
2009Q3	8,9779	-0,2067	2,6581	3,2620	8,9779	-0,2067
2009Q4	8,6476	-0,3303	1,7647	2,6042	8,6476	-0,3303
2010Q1	8,0544	-0,5932	-0,4477	2,3048	8,0544	-0,5932
2010Q2	8,4433	0,3889	-0,7412	2,1181	8,4433	0,3889
2010Q3	8,1206	-0,3227	-0,8573	2,0247	8,1206	-0,3227
2010Q4	7,6861	-0,4345	-0,9615	2,2917	7,6861	-0,4345
2011Q1	7,8291	0,1430	-0,2253	2,5707	7,8291	0,1430
2011Q2	8,1664	0,3373	-0,2769	2,7920	8,1664	0,3373
2011Q3	7,8657	-0,3007	-0,2549	2,2496	7,8657	-0,3007
2011Q4	7,4707	-0,3950	-0,2154	2,2917	7,4707	-0,3950
2012Q1	7,5548	0,0841	-0,2743	2,3048	7,5548	0,0841
2012Q2	7,5748	0,0200	-0,5916	2,3106	7,5748	0,0200
2012Q3	7,5457	-0,0291	-0,3199	2,1372	7,5457	-0,0291
2012Q4	7,3288	-0,2170	-0,1419	2,3959	7,3288	-0,2170
2013Q1	7,2048	-0,1240	-0,3501	2,4821	7,2048	-0,1240
2013Q2	7,3257	0,1210	-0,2491	2,3106	7,3257	0,1210
2013Q3	7,0841	-0,2417	-0,4617	2,5871	7,0841	-0,2417
2013Q4	6,9637	-0,1203	-0,3650	2,1876	6,9637	-0,1203
2014Q1	8,0206	1,0568	0,8158	2,3048	8,0206	1,0568
2014Q2	8,6842	0,6636	1,3585	2,3106	8,6842	0,6636
2014Q3	10,8371	2,1528	3,7530	2,4746	10,8371	2,1528
2014Q4	9,6951	-1,1419	2,7314	2,5001	9,6951	-1,1419
2015Q1	8,6284	-1,0667	0,6078	2,6593	8,6284	-1,0667

Таблиця Б.3

**Десезонування рядів реального валового внутрішнього продукту і
продуктивності праці**

Реальний ВВП				Продуктивність праці		
Сезонні фактори						
Період	адитивні для логарифмів ряду		мультиплікативні для рівнів ряду	адитивні для логарифмів ряду		мультиплікативні для рівнів ряду
I квартал	-0,2633		0,7694	-0,2451		0,7836
II квартал	-0,0609		0,9404	-0,0723		0,9296
III квартал	0,1481		1,1584	0,1228		1,1294
IV квартал	0,1762		1,1932	0,1946		1,2154
Період	$\ln RGDP_{sa}$	$\Delta \ln RGDP_{sa}$	$\Delta_4 \ln RGDP_{sa}$	$\ln PROD_{sa}$	$\ln RGDP_{sa}$	$\Delta \ln RGDP_{sa}$
2002Q1	11,3827	—	—	1,5104	11,3827	—
2002Q2	11,3875	0,0047	—	1,5204	11,3875	0,0047
2002Q3	11,5340	0,1466	—	1,6719	11,5340	0,1466
2002Q4	11,5202	-0,0138	—	1,6430	11,5202	-0,0138
2003Q1	11,5300	0,0098	0,1473	1,6457	11,5300	0,0098
2003Q2	11,5492	0,0192	0,1618	1,6690	11,5492	0,0192
2003Q3	11,6213	0,0721	0,0873	1,7724	11,6213	0,0721
2003Q4	11,6681	0,0468	0,1479	1,7764	11,6681	0,0468
2004Q1	11,7120	0,0439	0,1820	1,8761	11,7120	0,0439
2004Q2	11,7206	0,0086	0,1714	1,8546	11,7206	0,0086
2004Q3	11,7948	0,0742	0,1735	1,9168	11,7948	0,0742
2004Q4	11,7915	-0,0034	0,1233	1,9242	11,7915	-0,0034
2005Q1	11,7658	-0,0256	0,0538	1,8987	11,7658	-0,0256
2005Q2	11,7575	-0,0083	0,0369	1,8841	11,7575	-0,0083
2005Q3	11,8038	0,0463	0,0090	1,9055	11,8038	0,0463
2005Q4	11,8129	0,0091	0,0214	1,9222	11,8129	0,0091
2006Q1	11,8016	-0,0113	0,0358	1,9133	11,8016	-0,0113
2006Q2	11,8221	0,0204	0,0645	1,9323	11,8221	0,0204
2006Q3	11,8729	0,0508	0,0690	1,9909	11,8729	0,0508
2006Q4	11,9019	0,0290	0,0890	2,0213	11,9019	0,0290
2007Q1	11,9042	0,0024	0,1026	2,0105	11,9042	0,0024
2007Q2	11,9180	0,0138	0,0960	2,0244	11,9180	0,0138
2007Q3	11,9172	-0,0008	0,0444	2,0158	11,9172	-0,0008
2007Q4	11,9738	0,0566	0,0719	2,0870	11,9738	0,0566
2008Q1	11,9965	0,0227	0,0922	2,0937	11,9965	0,0227
2008Q2	11,9921	-0,0044	0,0741	2,0833	11,9921	-0,0044
2008Q3	11,9674	-0,0247	0,0501	2,0635	11,9674	-0,0247
2008Q4	11,8714	-0,0960	-0,1025	1,9982	11,8714	-0,0960
2009Q1	11,7744	-0,0969	-0,2221	1,9085	11,7744	-0,0969
2009Q2	11,7838	0,0094	-0,2083	1,9295	11,7838	0,0094
2009Q3	11,7812	-0,0026	-0,1862	1,9208	11,7812	-0,0026
2009Q4	11,8110	0,0298	-0,0603	1,9626	11,8110	0,0298
2010Q1	11,8111	0,0001	0,0367	1,9407	11,8111	0,0001

Продовження табл. Б.3

Період	$\ln RGDP_{sa}$	$\Delta \ln RGDP_{sa}$	$\Delta_4 \ln RGDP_{sa}$	$\ln PROD_{sa}$	$\ln RGDP_{sa}$	$\Delta \ln RGDP_{sa}$
2010Q2	11,8380	0,0269	0,0541	1,9841	11,8380	0,0269
2010Q3	11,8158	-0,0222	0,0346	1,9534	11,8158	-0,0222
2010Q4	11,8467	0,0309	0,0357	1,9882	11,8467	0,0309
2011Q1	11,8608	0,0141	0,0497	1,9894	11,8608	0,0141
2011Q2	11,8804	0,0196	0,0425	2,0241	11,8804	0,0196
2011Q3	11,8849	0,0045	0,0691	2,0222	11,8849	0,0045
2011Q4	11,8962	0,0113	0,0495	2,0293	11,8962	0,0113
2012Q1	11,8840	-0,0122	0,0232	2,0161	11,8840	-0,0122
2012Q2	11,9066	0,0226	0,0262	2,0423	11,9066	0,0226
2012Q3	11,8592	-0,0474	-0,0257	1,9928	11,8592	-0,0474
2012Q4	11,8596	0,0004	-0,0366	1,9948	11,8596	0,0004
2013Q1	11,8677	0,0081	-0,0163	1,9975	11,8677	0,0081
2013Q2	11,8863	0,0186	-0,0203	2,0151	11,8863	0,0186
2013Q3	11,8409	-0,0454	-0,0183	1,9741	11,8409	-0,0454
2013Q4	11,8923	0,0514	0,0327	2,0268	11,8923	0,0514
2014Q1	12,0688	0,1764	0,2011	2,2319	12,0688	0,1764
2014Q2	12,0215	-0,0473	0,1352	2,2019	12,0215	-0,0473
2014Q3	11,9502	-0,0712	0,1093	2,1747	11,9502	-0,0712
2014Q4	11,8966	-0,0536	0,0043	2,1214	11,8966	-0,0536
2015Q1	11,8806	-0,0161	-0,1882	2,1653	11,8806	-0,0161

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Додаток В

Дослідження не стаціонарності та нелінійності динаміки процента економічної активності населення

Таблиця В.1

Тестування порядку інтегрованості ряду процента економічної активності населення

Тестування наявності одиничного кореня у часовому ряді натуральних логарифмів				
Null Hypothesis: LFPR_LN has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
t-Statistic				Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3,012939		0,1401
Test critical values:	1% level	-4,175640		
	5% level	-3,513075		
	10% level	-3,186854		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LFPR_LN)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LFPR_LN(-1)	-0,687659	0,228235	-3,012939	0,0045
D(LFPR_LN(-1))	-0,374423	0,185238	-2,021314	0,0501
D(LFPR_LN(-2))	-0,566662	0,143943	-3,936699	0,0003
D(LFPR_LN(-3))	-0,700802	0,104001	-6,738395	0,0000
C	2,829189	0,939671	3,010828	0,0046
@TREND("2002Q1")	0,000910	0,000267	3,406917	0,0015
R-squared	0,803669	Mean dependent var		0,000152
Adjusted R-squared	0,778499	S.D. dependent var		0,019295
S.E. of regression	0,009081	Akaike info criterion		-6,441682
Sum squared resid	0,003216	Schwarz criterion		-6,200793
Log likelihood	150,9378	Hannan-Quinn criter.		-6,351881
F-statistic	31,92890	Durbin-Watson stat		1,863592
Prob(F-statistic)	0,000000			

Продовження табл. В.1

Тестування наявності одиничного кореня у часовому ряді перших різниць натуральних логарифмів				
Null Hypothesis: D(LFPR_LN) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
t-Statistic				Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-15,09598	0,0000	
Test critical values:	1% level	-3,584743		
	5% level	-2,928142		
	10% level	-2,602225		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LFPR_LN,2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LFPR_LN(-1))	-3,586319	0,237568	-15,09598	0,0000
D(LFPR_LN(-1),2)	1,731308	0,172721	10,02374	0,0000
D(LFPR_LN(-2),2)	0,853522	0,096427	8,851502	0,0000
C	0,002420	0,001521	1,591496	0,1192
R-squared	0,904516	Mean dependent var	-0,000220	
Adjusted R-squared	0,897529	S.D. dependent var	0,031545	
S.E. of regression	0,010098	Akaike info criterion	-6,268313	
Sum squared resid	0,004181	Schwarz criterion	-6,107720	
Log likelihood	145,0370	Hannan-Quinn criter.	-6,208445	
F-statistic	129,4635	Durbin-Watson stat	1,739732	
Prob(F-statistic)	0,000000			

Продовження табл. В.1

Тестування наявності одиничного кореня у часовому ряді перших різниць натуральних логарифмів з урахуванням сезонних факторів		
ADF Test for series: LFPR_log_d1		
lagged differences: 3		
intercept, seasonal dummies, no time trend		
asymptotic critical values		
reference: Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993), "Estimation and Inference in Econometrics", p. 708, table 20.1, Oxford University Press, London		
1%	5%	10%
-3,43	-2,86	-2,57
value of test statistic: -4,1184		
regression results:		
variable	coefficient	t-statistic
x(-1)	-2,3772	-4,1184
dx(-1)	0,7261	1,5966
dx(-2)	0,3109	0,9794
dx(-3)	-0,1357	-0,8344
constant	-0,0084	-1,9424
sdummy(2)	0,0088	1,3778
sdummy(3)	0,0178	2,4028
sdummy(4)	0,0153	2,5898
RSS	0,0027	

Джерело: оцінки автора.

Таблиця В.2

Результати тестування нелінійності моделі в JMulTi 4

TESTING LINEARITY AGAINST STR					
variables in AR part:	CONST LFPR_log_d1(t-1) LFPR_log_d1(t-2) LFPR_log_d1(t-3)				
param. not under test:	S1 S2 S3				
p-values of F-tests (NaN - matrix inversion problem):					
transition variable	F	F4	F3	F2	suggested model
LFPR_log_d1(t-1)*	4.8239e-02	9.9235e-01	4.2791e-02	2.1208e-02	LSTR1
LFPR_log_d1(t-2)	1.3691e-02	7.0894e-02	9.2211e-01	3.0617e-03	LSTR1
LFPR_log_d1(t-3)	7.8953e-01	5.6241e-01	5.9513e-01	6.8397e-01	Linear
TREND	3.5632e-02	9.5463e-02	3.1286e-02	5.2765e-01	LSTR2

Джерело: оцінки автора.

Таблиця В.3

Результати вибору кількості лагів в JMulTi 4

OPTIMAL LAGS FROM HANNAN-RISSANEN MODEL SELECTION	
(Hannan & Rissanen, 1982, Biometrika 69)	
original variable:	LFPR_log_d1
order of differencing (d):	0
optimal lags p, q (searched all combinations where max(p,q) <= 8)	
Akaike Info Criterion:	p=3, q=0
Hannan-Quinn Criterion:	p=3, q=0
Schwarz Criterion:	p=3, q=0

Джерело: оцінки автора.

Додаток Д

Результати оцінювання параметрів функції переходу для різних змінних переходу та типів моделі в JMulTi 4

STR GRID SEARCH

variables in AR part: CONST LFPR_log_d1(t-1) LFPR_log_d1(t-2) LFPR_log_d1(t-3)

restriction theta=0: S1 S2 S3

transition variable: LFPR_log_d1(t-1)

transition function: LSTR1

grid c $\{-0,0507; 0,0365, 30\}$

grid gamma $\{0.50, 10.00, 30\}$

gamma c1

3.2100 -0.0206

restriction theta=0:

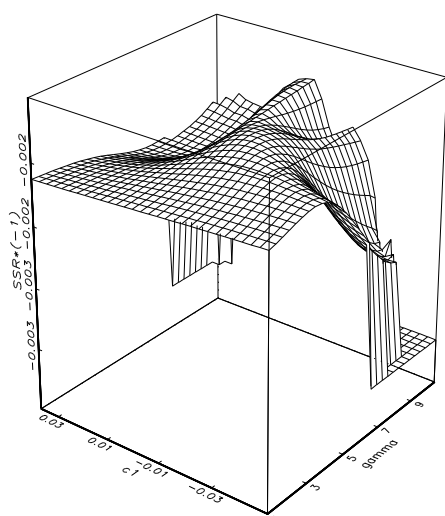
transition variable: LFPR_log_d1(t-1)

transition function: LSTR1

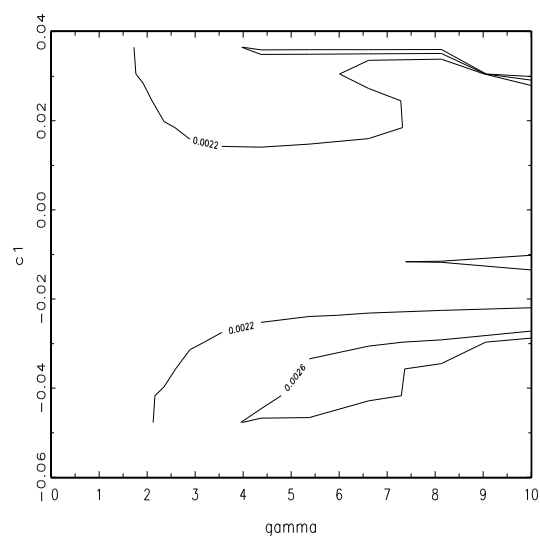
gamma c1

10.0000 -0.0026

STR Grid Search (max -SSR)



STR Grid Search (min SSR)



STR GRID SEARCH

variables in AR part: CONST LFPR_log_d1(t-1) LFPR_log_d1(t-2) LFPR_log_d1(t-3)

restriction theta=0: S1 S2 S3

transition variable: LFPR_log_d1(t-1)

transition function: LSTR2

grid c $\{-0.05, 0.04, 30\}$

grid gamma $\{0.50, 10.00, 30\}$

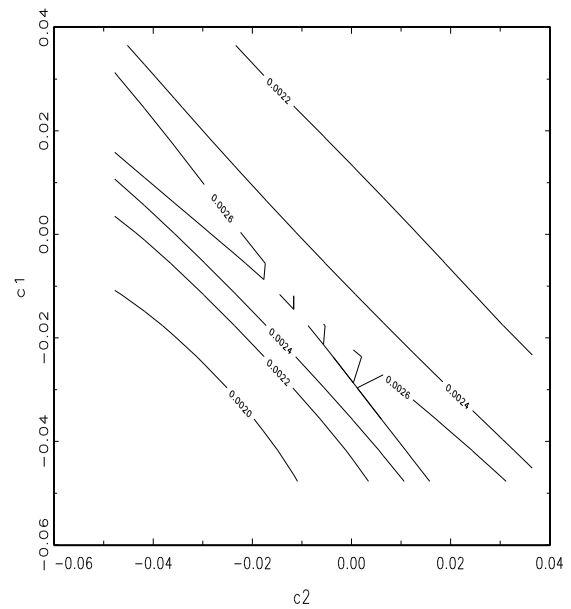
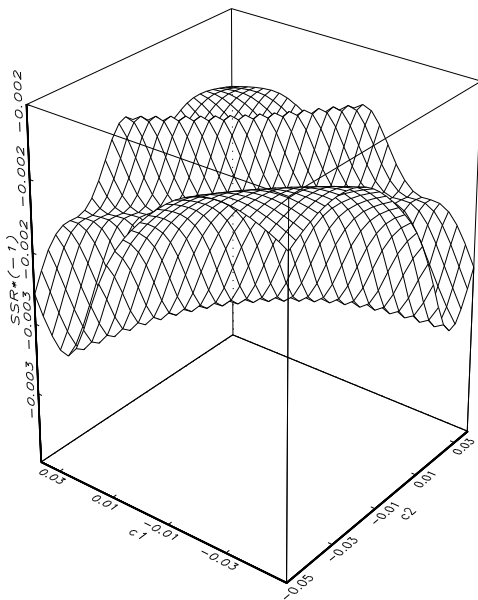
gamma	c1	c2
7.2102	-0.0267	-0.0034

restriction theta=0:

transition variable: LFPR_log_d1(t-1)

transition function: LSTR2

gamma	c1	c2
10.0000	-0.0026	0.0305



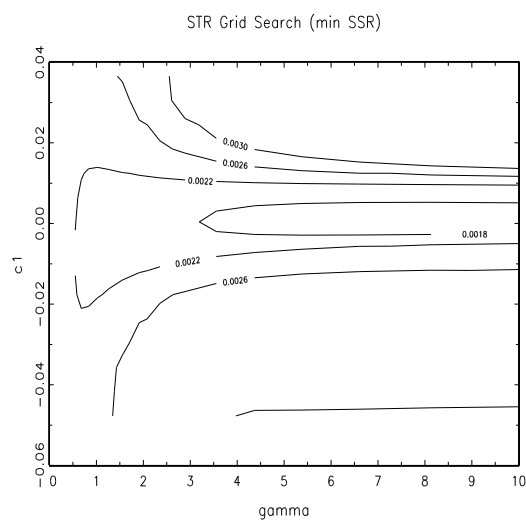
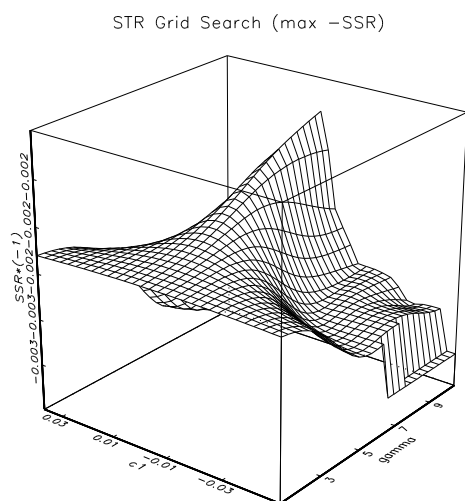
restriction theta=0: S1 S2 S3

transition variable: LFPR_log_d1(t-2)

transition function: LSTR1

gamma c1

9,2401 0.0004



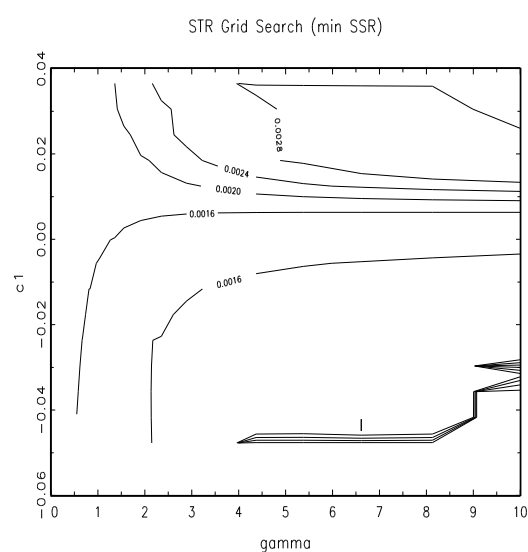
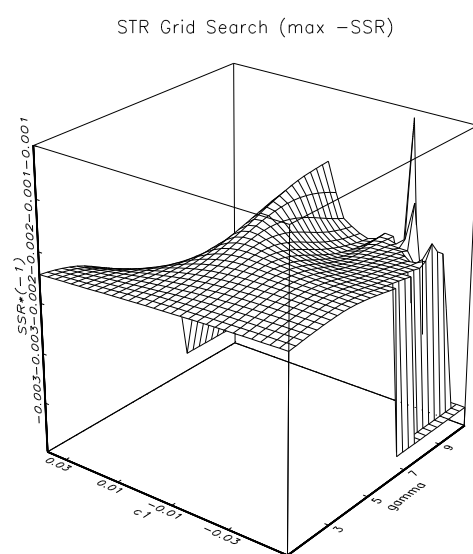
restriction theta=0:

transition variable: LFPR_log_d1(t-2)

transition function: LSTR1

gamma c1

10.0000 -0.0297



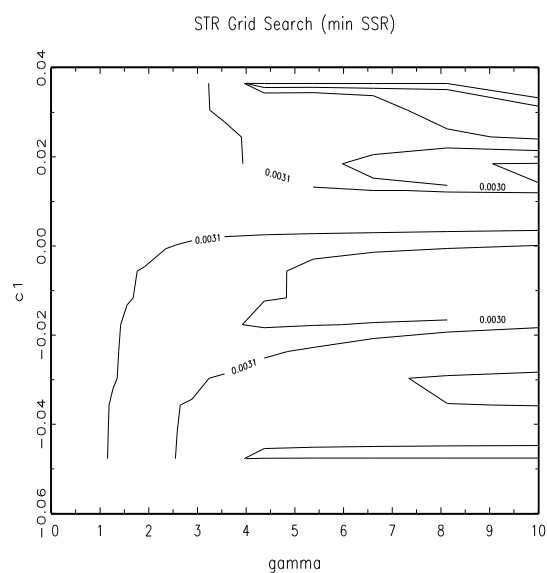
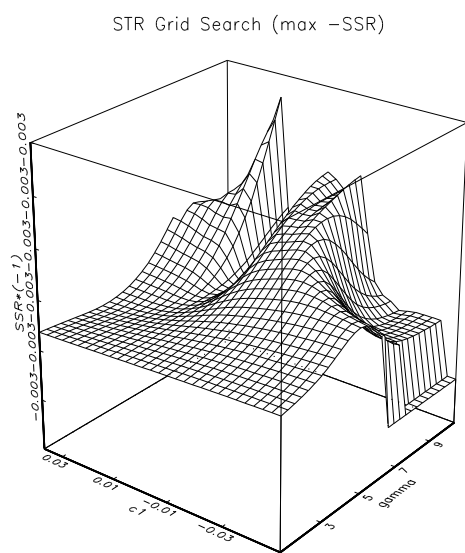
restriction theta=0: S1 S2 S3

transition variable: LFPR_log_d1(t-3)

transition function: LSTR1

gamma c1

10.0000 0.0155



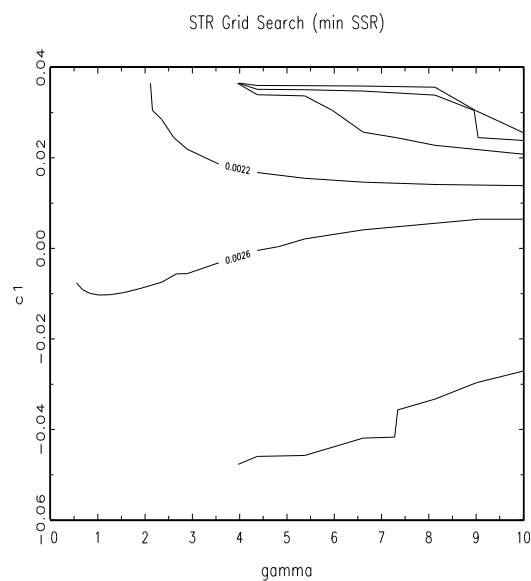
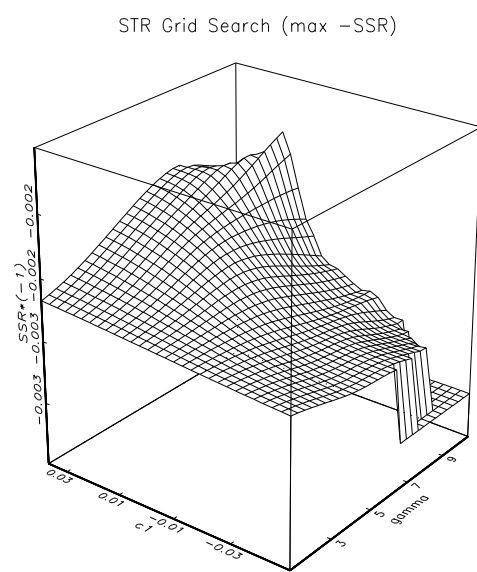
restriction theta=0:

transition variable: LFPR_log_d1(t-3)

transition function: LSTR1

gamma c1

10.0000 0.0185

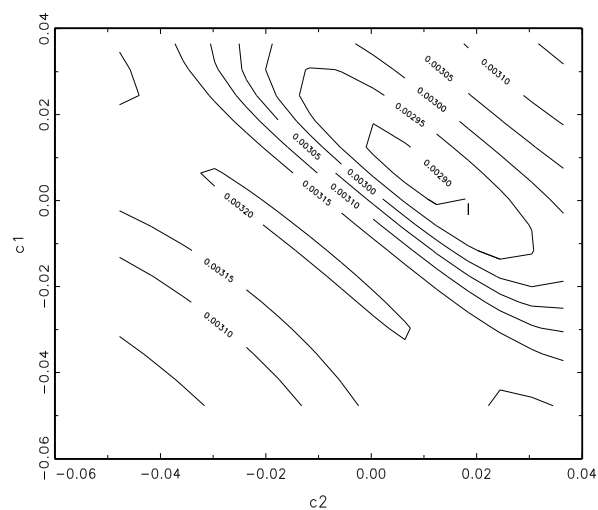
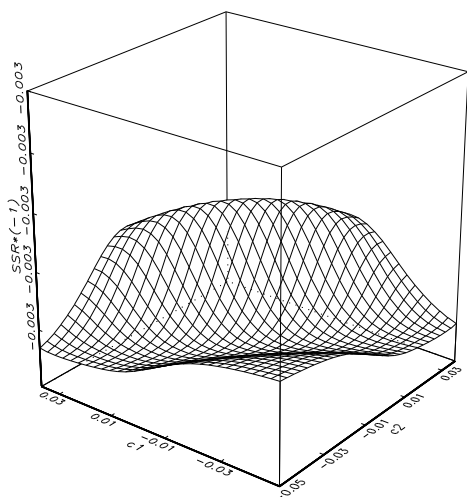


restriction theta=0: S1 S2 S3

transition variable: LFPR_log_d1(t-3)

transition function: LSTR2

gamma	c1	c2
10.0000	-0.0146	0.0155

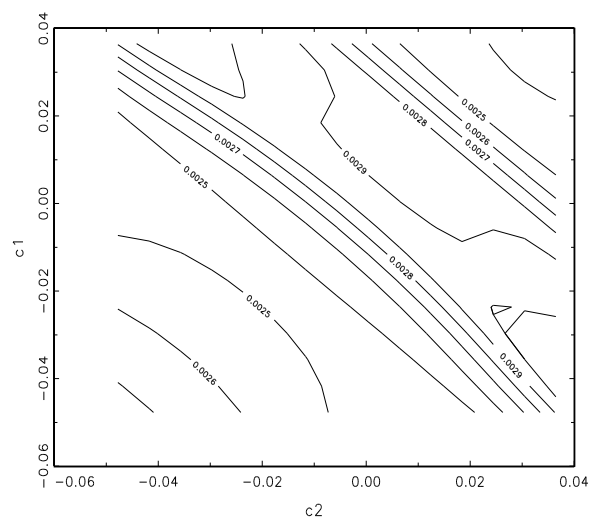
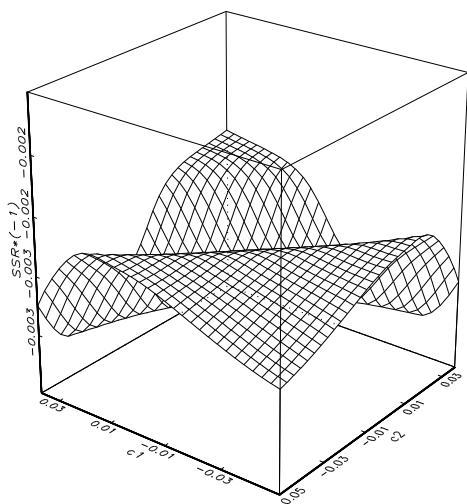


restriction theta=0:

transition variable: LFPR_log_d1(t-3)

transition function: LSTR2

gamma	c1	c2
7.3352	0.0215	0.0275



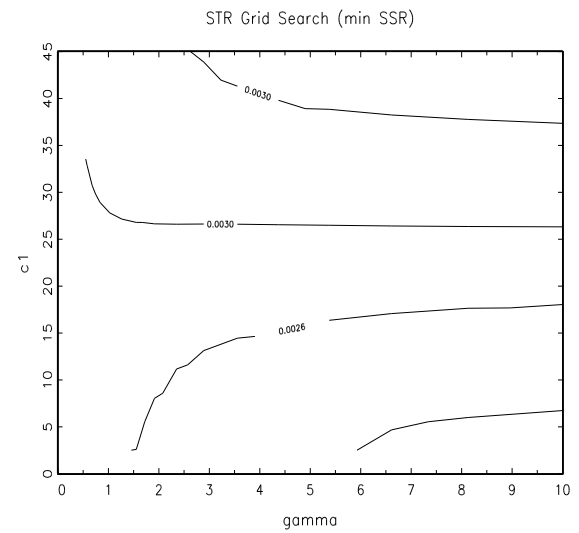
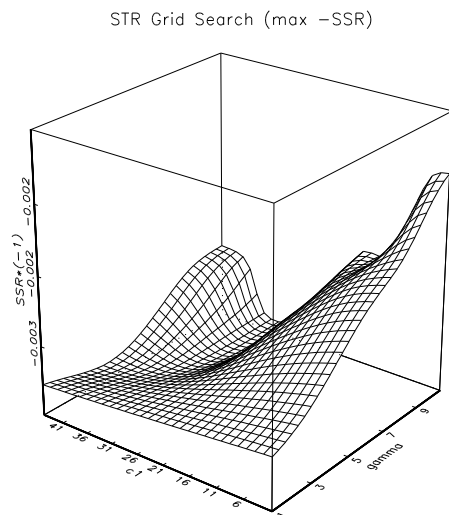
restriction theta=0:

transition variable: TREND

transition function: LSTR1

gamma c1

10.0000 1.0000



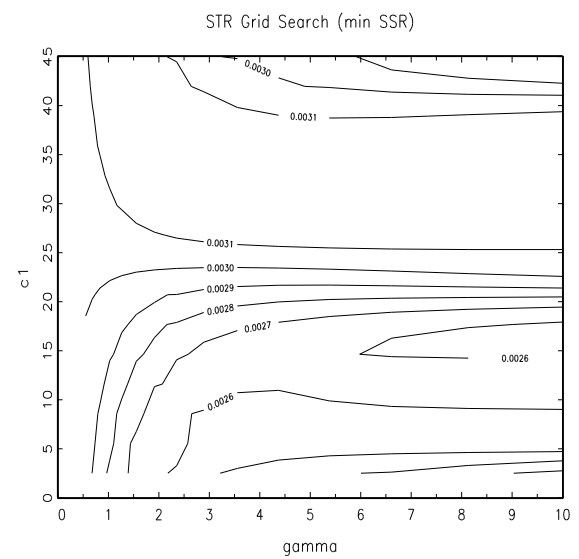
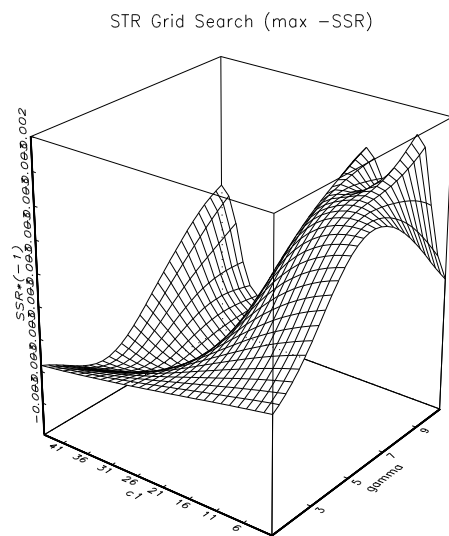
restriction theta=0: S1 S2 S3

transition variable: TREND

transition function: LSTR1

gamma c1

10.0000 7.0690

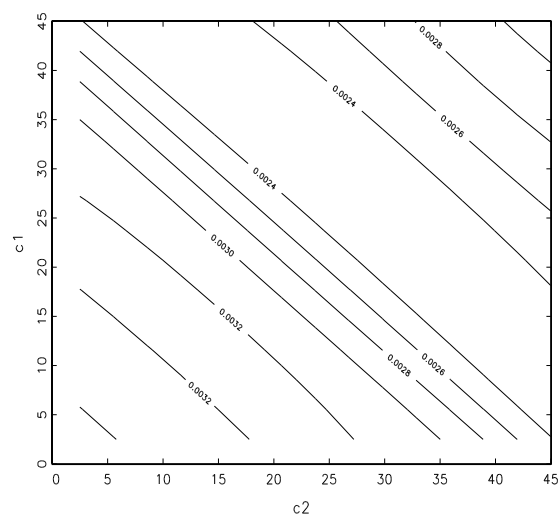
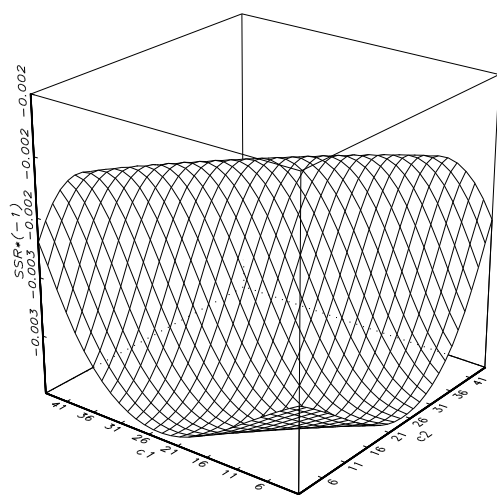


restriction theta=0: S1 S2 S3

transition variable: TREND

transition function: LSTR2

gamma	c1	c2
10.0000	5.5517	43.4828

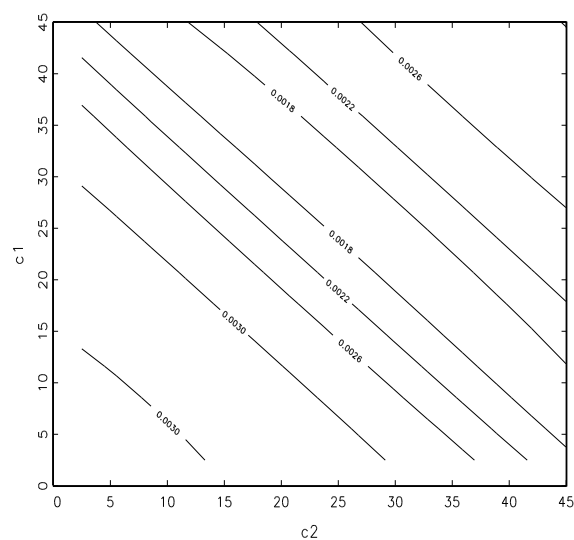
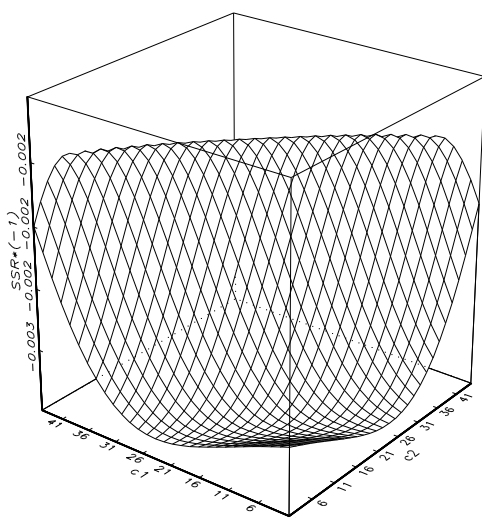


restriction theta=0:

transition variable: TREND

transition function: LSTR2

gamma	c1	c2
10.0000	5.5517	45.0000



Джерело: оцінки автора.

Додаток Е

Результати оцінювання та діагностики

логістичних моделей згладженого переходу різних типів в JMulTi 4

STR ESTIMATION

variables in AR part: CONST LFPR_log_d1(t-1) LFPR_log_d1(t-2) LFPR_log_d1(t-3)

restriction theta=0: S1 S2 S3

restriction phi=0:

restriction phi=-theta:

transition variable: LFPR_log_d1(t-1)

transition function: LSTR1

number of iterations: 17

variable	start	estimate	SD	t-stat	p-value
----- linear part -----					
CONST	0.00027	-0.00226	0.0223	-0.1012	0.9200
S1	0.00583	0.00562	0.0064	0.8752	0.3880
S2	0.02801	0.02802	0.0068	4.1089	0.0003
S3	0.01941	0.01940	0.0057	3.3998	0.0018
LFPR_log_d1(t-1)	-0.14732	-0.22328	0.6334	-0.3525	0.7268
LFPR_log_d1(t-2)	0.38310	0.22824	1.1135	2.0112	0.0451
LFPR_log_d1(t-3)	-0.93739	-0.88985	0.5302	-1.6783	0.1030
---- nonlinear part ----					
CONST	-0.01617	-0.01354	0.0239	-0.5666	0.5749
LFPR_log_d1(t-1)	-0.26596	-0.19117	0.6013	-0.3179	0.7526
LFPR_log_d1(t-2)	-2.70079	-2.54339	1.1227	-2.2654	0.0304
LFPR_log_d1(t-3)	0.49435	0.44526	0.5576	0.7985	0.4304
Gamma	3.21001	3.49786	2.8317	1.2353	0.2257
C1	-0.02064	-0.01938	0.0066	-2.9426	0.0060
AIC:	-9.4007e+00				
SC:	-8.8787e+00				
HQ:	-9.2061e+00				
R2:	8.7257e-01				

adjusted R2: 0.8754
variance of transition variable: 0.0004
SD of transition variable: 0.0192
variance of residuals: 0.0001
SD of residuals: 0.0081

Test of No Error Autocorrelation (NaN - matrix inversion problem):

lag	F-value	df1	df2	p-value
1	0.7353	1	30	0.3980
2	0.3680	2	28	0.6954
3	0.5199	3	26	0.6723
4	0.7041	4	24	0.5969
5	0.5264	5	22	0.7538
6	0.4824	6	20	0.8136
7	0.6239	7	18	0.7299
8	0.5728	8	16	0.7854

Test of No Remaining Nonlinearity (NaN - matrix inversion problem):

transition variable	F	F4	F3	F2
LFPR_log_d1(t-1)	6.3650e-01	3.9901e-01	9.5342e-01	2.7155e-01
LFPR_log_d1(t-2)	4.1095e-01	5.4556e-01	4.2281e-01	1.9217e-01
LFPR_log_d1(t-3)	1.3255e-01	4.8142e-02	4.6298e-01	6.9286e-01

Parameter Constancy Test (NaN - matrix inversion problem):

variables not under test:

transition function	F-value	df1	df2	p-value
H1	1.1917	11.0000	19.0000	0.3549
H2	1.2048	22.0000	8.0000	0.4142
H3	NaN	NaN	NaN	NaN

ARCH-LM TEST with 8 lags:

test statistic: 3.4270
 p-Value(Chi²): 0.9048
 F statistic: 0.4721
 p-Value(F): 0.8653

JARQUE-BERA TEST:

test statistic: 1.6468
 p-Value(Chi²): 0.4389
 skewness: -0.4604
 kurtosis: 3.1742

STR ESTIMATION

variables in AR part: CONST LFPR_log_d1(t-1) LFPR_log_d1(t-2) LFPR_log_d1(t-3)
 restriction theta=0:
 restriction phi=0:
 restriction phi=-theta:
 transition variable: LFPR_log_d1(t-1)
 transition function: LSTR1
 number of iterations: 29

variable	start	estimate	SD	t-stat	p-value
----- linear part -----					
CONST	-0.03144	-0.02786	0.0055	-5.0801	0.0000
S1	0.03177	0.02718	0.0090	3.0258	0.0048
S2	0.04730	0.04243	0.0089	4.7915	0.0000
S3	-0.00658	0.00756	0.0120	0.6277	0.5345
LFPR_log_d1(t-1)	-0.54677	-0.56833	0.2065	-2.7527	0.0095
LFPR_log_d1(t-2)	0.57045	0.44991	0.2390	1.8823	0.0686
LFPR_log_d1(t-3)	-0.57819	-0.50838	0.2379	-2.1366	0.0401

---- nonlinear part ----

CONST	0.02181	0.01842	0.0124	1.4798	0.1484
S1	-0.43714	-0.87277	0.1567	-0.1070	0.9154
S2	-0.02214	-0.01961	0.0155	-1.2661	0.2143
S3	0.02649	0.01135	0.0162	0.7028	0.4871
LFPR_log_d1(t-1)	-0.19752	-0.17995	0.5217	-0.3449	0.7323
LFPR_log_d1(t-2)	-1.01898	-0.97424	0.3859	-2.5245	0.0166
LFPR_log_d1(t-3)	0.07183	-0.02631	0.3718	-0.0708	0.9440
Gamma	9.01855	19.70115	18.2218	1.0812	0.2875
C1	0.00343	0.00548	0.0016	3.3250	0.0022

AIC: -9.1192e+00

SC: -8.5015e+00

HQ: -8.8848e+00

R2: 8.4498e-01

adjusted R2: 0.8481

variance of transition variable: 0.0004

SD of transition variable: 0.0191

variance of residuals: 0.0001

SD of residuals: 0.0092

Test of No Error Autocorrelation (NaN - matrix inversion problem):

lag	F-value	df1	df2	p-value
1	1.3474	1	31	0.2546
2	0.8744	2	29	0.4278
3	0.9257	3	27	0.4417
4	0.6232	4	25	0.6502
5	0.5016	5	23	0.7718
6	0.4096	6	21	0.8643
7	0.4137	7	19	0.8819
8	0.4740	8	17	0.8579

Test of No Remaining Nonlinearity (NaN - matrix inversion problem):

transition variable	F	F4	F3	F2
LFPR_log_d1(t-1)	7.5558e-02	2.3622e-01	8.0572e-02	2.0967e-01
LFPR_log_d1(t-2)	8.1374e-01	5.5443e-01	7.3902e-01	7.1961e-01
LFPR_log_d1(t-3)	9.9628e-02	6.2216e-02	4.0841e-01	3.7777e-01

Parameter Constancy Test (NaN - matrix inversion problem):

variables not under test:

transition function	F-value	df1	df2	p-value
H1	1.1662	14.0000	17.0000	0.3769
H2	1.1424	28.0000	3.0000	0.5344
H3	NaN	NaN	NaN	NaN

ARCH-LM TEST with 8 lags:

test statistic:	19.2315
p-Value(Chi ²):	0.0137
F statistic:	4.5277
p-Value(F):	0.0009

JARQUE-BERA TEST:

test statistic:	2.6998
p-Value(Chi ²):	0.2593
skewness:	-0.5444
kurtosis:	3.3701

STR ESTIMATION

variables in AR part: CONST LFPR_log_d1(t-1) LFPR_log_d1(t-2) LFPR_log_d1(t-3)

restriction theta=0:

restriction phi=0:

restriction phi=-theta:

transition variable: LFPR_log_d1(t-1)

transition function: LSTR2

number of iterations: 15

variable	start	estimate	SD	t-stat	p-value	
----- linear part -----						
CONST	-0.02774	-0.03415	0.0063	-5.4053	0.0000	
S1	0.01952	0.03288	0.0095	3.4668	0.0015	
S2	0.04743	0.06702	0.0125	5.3744	0.0000	
S3	0.01119	-0.01262	0.0186	-0.6781	0.5026	
LFPR_log_d1(t-1)	-0.26044	0.07068	0.4298	0.1644	0.8704	
LFPR_log_d1(t-2)	0.67594	1.23465	0.3453	3.5759	0.0011	
LFPR_log_d1(t-3)	-0.29776	-0.66009	0.2662	-2.4797	0.0186	
---- nonlinear part ----						
CONST	0.01230	0.02151	0.0094	2.2904	0.0287	
S1	0.00622	-0.00605	0.0147	-0.4106	0.6841	
S2	-0.01859	-0.04329	0.0161	-2.6882	0.0113	
S3	0.01322	0.03179	0.0212	1.5008	0.1432	
LFPR_log_d1(t-1)	-0.30442	-0.63117	0.4631	-1.3628	0.1825	
LFPR_log_d1(t-2)	-1.04259	-1.68466	0.4131	-4.0781	0.0003	
LFPR_log_d1(t-3)	-0.12264	0.16665	0.3345	0.4982	0.6218	
Gamma	10.58797	7.38257	3.2553	2.2679	0.0302	
C1	-0.02665	-0.02710	0.0017	-15.8482	0.0000	
C2	0.00644	0.00329	0.0012	2.7101	0.0107	

AIC: -9.3602e+00

SC: -8.7039e+00

HQ: -9.1112e+00

R2: 8.8305e-01
 adjusted R2: 0.8854
 variance of transition variable: 0.0004
 SD of transition variable: 0.0191
 variance of residuals: 0.0001
 SD of residuals: 0.0081

Test of No Error Autocorrelation (NaN - matrix inversion problem):

lag	F-value	df1	df2	p-value
1	0.3002	1	30	0.5878
2	0.4568	2	28	0.6379
3	0.2166	3	26	0.8840
4	0.1887	4	24	0.9420
5	0.2154	5	22	0.9522
6	0.1939	6	20	0.9749
7	0.2120	7	18	0.9780
8	1.0247	8	16	0.4570

Test of No Remaining Nonlinearity (NaN - matrix inversion problem):

transition variable	F	F4	F3	F2
LFPR_log_d1(t-1)	1.0777e-01	2.6753e-02	5.1981e-01	8.1186e-01
LFPR_log_d1(t-2)	8.6090e-01	8.4680e-01	4.8047e-01	6.9713e-01
LFPR_log_d1(t-3)	5.9466e-02	2.6675e-02	2.3950e-01	8.1436e-01

Parameter Constancy Test (NaN - matrix inversion problem):

variables not under test:

transition function	F-value	df1	df2	p-value
H1	1.4724	14.0000	17.0000	0.2222
H2	5.5659	28.0000	3.0000	0.0907
H3	NaN	NaN	NaN	NaN

ARCH-LM TEST with 8 lags:

test statistic: 7.4157
 p-Value(χ^2): 0.4925
 F statistic: 1.1316
 p-Value(F): 0.3694

JARQUE-BERA TEST:

test statistic: 0.3606
 p-Value(χ^2): 0.8350
 skewness: -0.1329
 kurtosis: 2.6745

**Оцінені значення лінійної та нелінійної компоненти ряду, функції переходу
та змінної переходу LSTAR1 моделі**

Time	Linear Part	Nonlinear Part	Fitted Series	Orig. Series	Trans. Function	Trans. Variable
2003 Q1	-0.0034	-0.0066	-0.0100	-0.0131	0.0000	-0.0042
2003 Q2	0.0186	0.0000	0.0186	0.0171	0.0000	-0.0131
2003 Q3	-0.0338	0.0396	0.0058	-0.0120	1.0000	0.0171
2003 Q4	-0.0067	0.0000	-0.0067	-0.0032	0.0000	-0.0120
2004 Q1	-0.0130	-0.0203	-0.0332	-0.0322	0.0001	-0.0032
2004 Q2	0.0376	0.0000	0.0376	0.0365	0.0000	-0.0322
2004 Q3	-0.0540	0.0547	0.0007	0.0059	1.0000	0.0365
2004 Q4	0.0016	-0.0106	-0.0090	-0.0121	0.6114	0.0059
2005 Q1	-0.0097	-0.0000	-0.0097	-0.0122	0.0000	-0.0121
2005 Q2	0.0131	0.0000	0.0131	0.0162	0.0000	-0.0122
2005 Q3	-0.0289	0.0391	0.0102	0.0159	1.0000	0.0162
2005 Q4	-0.0234	0.0001	-0.0233	-0.0159	1.0000	0.0159
2006 Q1	0.0073	-0.0000	0.0073	-0.0032	0.0000	-0.0159
2006 Q2	0.0011	0.0000	0.0011	0.0064	0.0001	-0.0032
2006 Q3	-0.0173	0.0234	0.0061	0.0016	0.7268	0.0064
2006 Q4	-0.0242	0.0002	-0.0240	-0.0096	0.0179	0.0016

2007 Q1	0.0023	-0.0000	0.0022	0.0048	0.0000	-0.0096
2007 Q2	0.0067	0.0025	0.0091	0.0128	0.3387	0.0048
2007 Q3	-0.0205	0.0230	0.0025	0.0126	0.9995	0.0128
2007 Q4	-0.0317	0.0036	-0.0282	-0.0383	0.9994	0.0126
2008 Q1	0.0203	-0.0000	0.0203	0.0257	0.0000	-0.0383
2008 Q2	-0.0237	0.0312	0.0075	0.0157	1.0000	0.0257
2008 Q3	0.0018	0.0029	0.0047	0.0109	1.0000	0.0157
2008 Q4	-0.0400	0.0004	-0.0396	-0.0507	0.9962	0.0109
2009 Q1	0.0250	-0.0000	0.0250	0.0273	0.0000	-0.0507
2009 Q2	-0.0293	0.0430	0.0138	0.0063	1.0000	0.0273
2009 Q3	0.0142	0.0024	0.0166	0.0109	0.7011	0.0063
2009 Q4	-0.0451	0.0096	-0.0356	-0.0348	0.9965	0.0109
2010 Q1	0.0208	-0.0000	0.0208	0.0254	0.0000	-0.0348
2010 Q2	-0.0211	0.0279	0.0067	0.0031	1.0000	0.0254
2010 Q3	0.0071	0.0004	0.0075	0.0078	0.0814	0.0031
2010 Q4	-0.0438	0.0122	-0.0316	-0.0252	0.9157	0.0078
2011 Q1	0.0155	-0.0000	0.0155	0.0220	0.0000	-0.0252
2011 Q2	-0.0132	0.0191	0.0059	0.0031	1.0000	0.0220
2011 Q3	0.0006	0.0007	0.0013	0.0077	0.0795	0.0031
2011 Q4	-0.0421	0.0122	-0.0298	-0.0187	0.9108	0.0077
2012 Q1	0.0118	-0.0000	0.0118	0.0078	0.0000	-0.0187
2012 Q2	-0.0022	0.0141	0.0119	0.0124	0.9176	0.0078
2012 Q3	-0.0143	0.0204	0.0061	0.0077	0.9992	0.0124
2012 Q4	-0.0306	0.0043	-0.0263	-0.0279	0.9046	0.0077
2013 Q1	0.0123	-0.0000	0.0123	0.0125	0.0000	-0.0279
2013 Q2	-0.0090	0.0235	0.0145	0.0184	0.9993	0.0125
2013 Q3	-0.0110	0.0150	0.0040	0.0000	1.0000	0.0184
2013 Q4	-0.0259	0.0000	-0.0259	-0.0247	0.0035	0.0000
2014 Q1	0.0040	-0.0000	0.0040	-0.0141	0.0000	-0.0247
2014 Q2	0.0115	0.0000	0.0115	0.0032	0.0000	-0.0141
2014 Q3	-0.0159	0.0036	-0.0123	-0.0159	0.0833	0.0032
2014 Q4	-0.0102	0.0000	-0.0102	-0.0293	0.0000	-0.0159
2015 Q1	0.0072	-0.0000	0.0072	0.0228	0.0000	-0.0293

Джерело: оцінки автора

Графічний аналіз LSTAR1 моделі

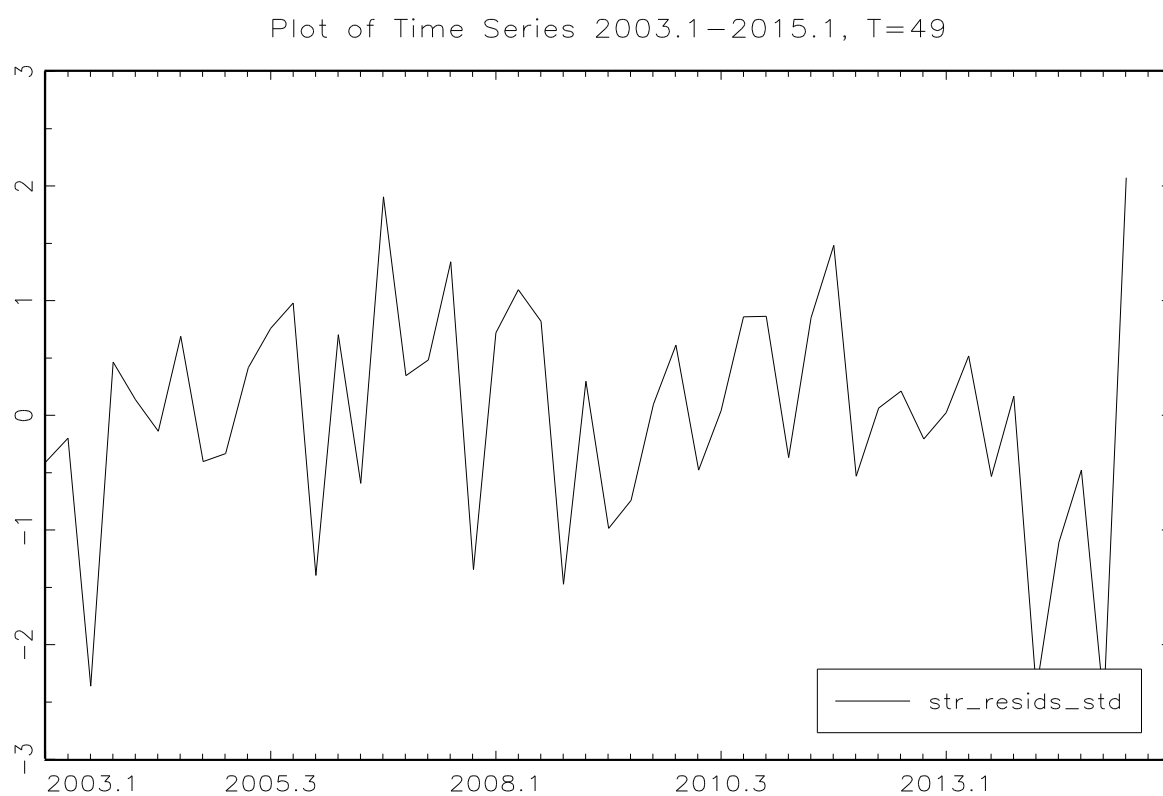


Рис. Е.1. Динаміка стандартизованих залишків моделі LSTAR1

Джерело: оцінки автора

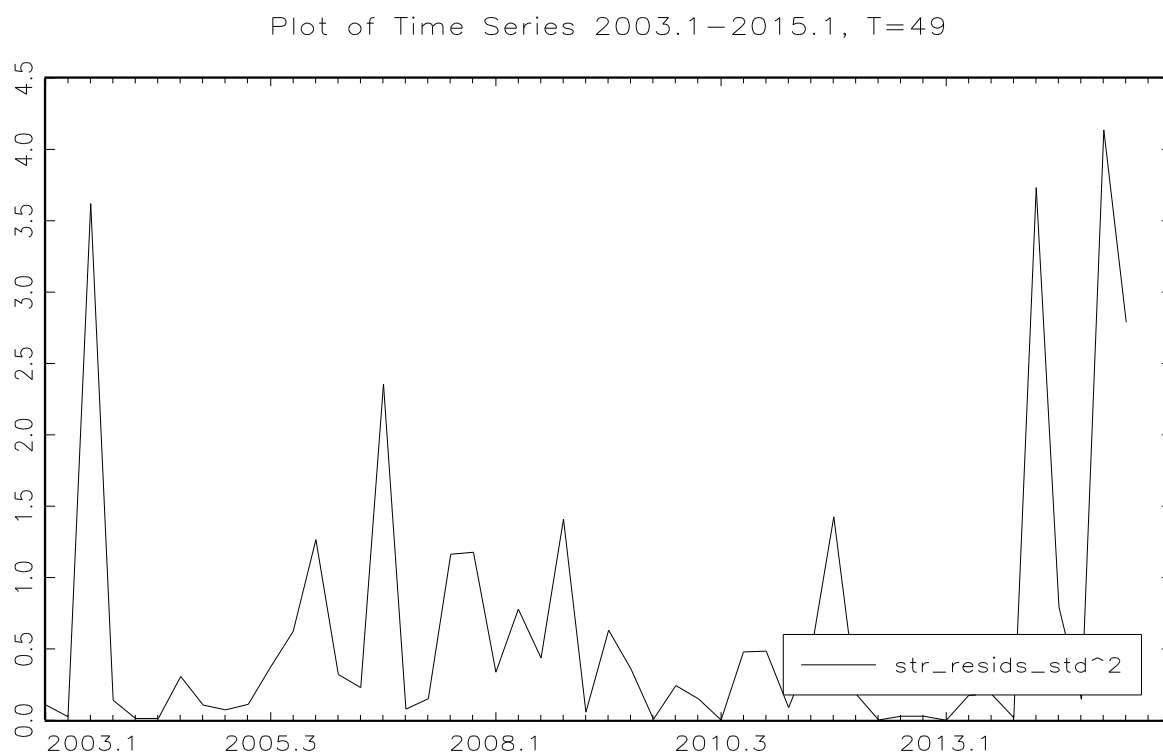


Рис. Е.2. Динаміка квадратів стандартизованих залишків моделі LSTAR1

Джерело: оцінки автора

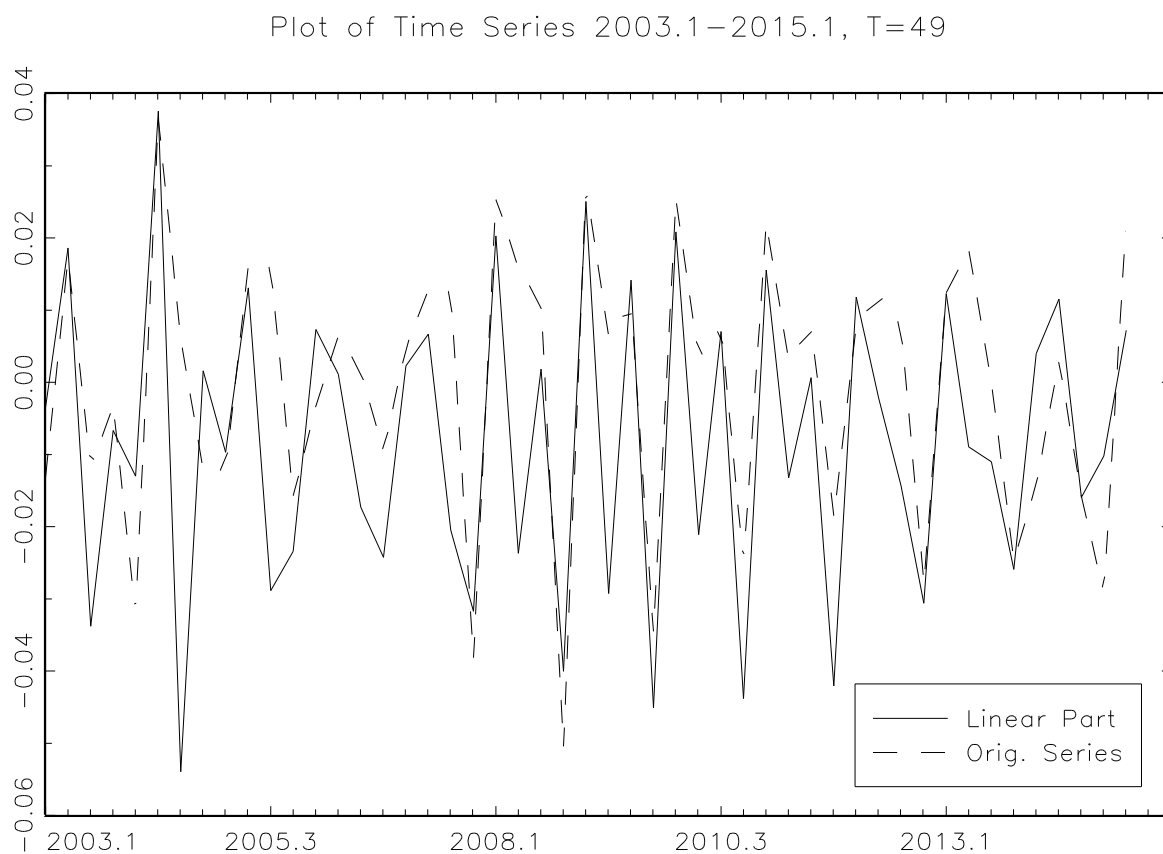


Рис. Е.3. Динаміка оціненої за LSTAR1 моделлю лінійної складової $\Delta \ln LFPR$

Джерело: оцінки автора.

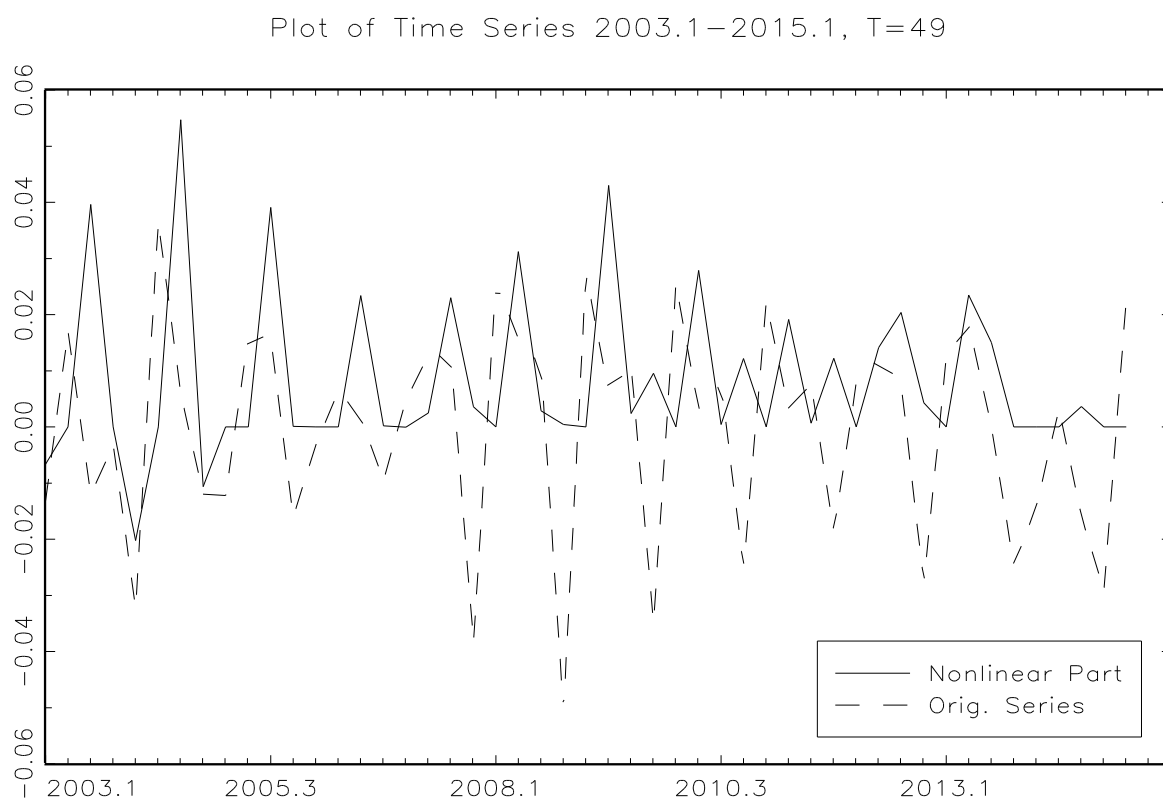


Рис. Е.4. Динаміка оціненої за LSTAR1 моделлю нелінійної складової $\Delta \ln LFPR$

Джерело: оцінки автора.

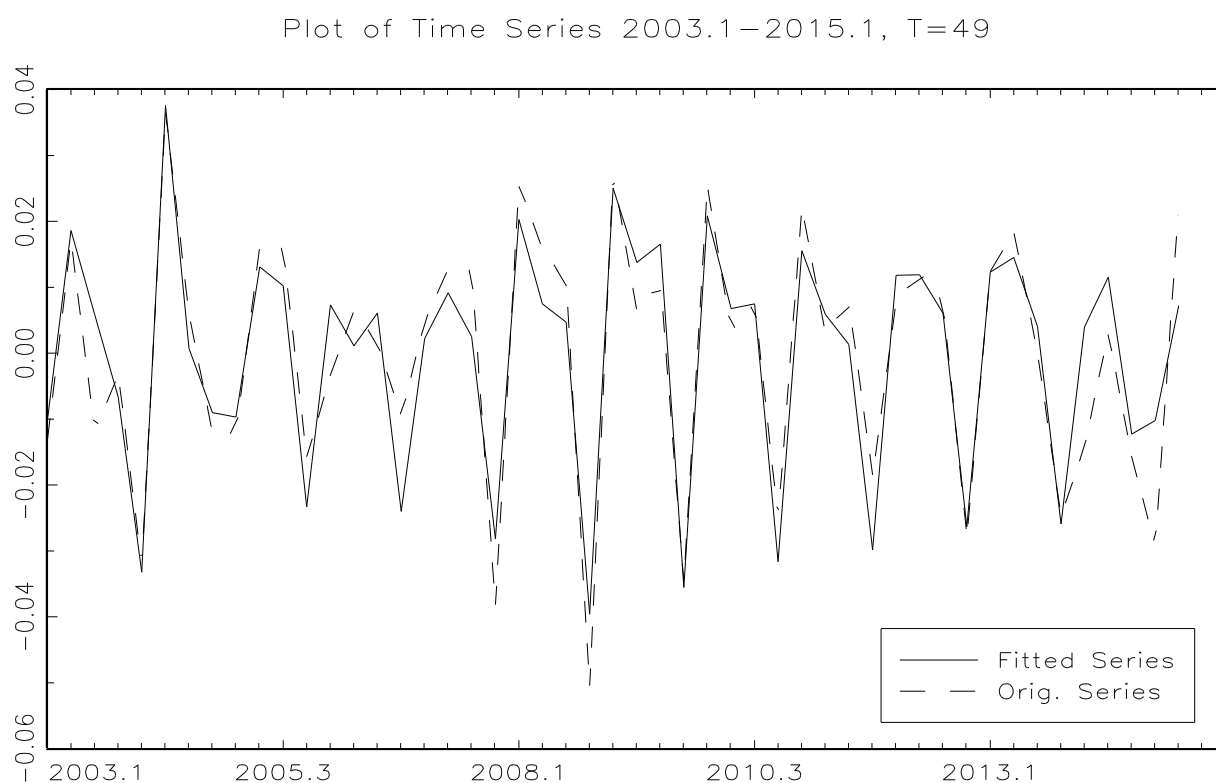


Рис. Е.5. Динаміка фактичних й оцінених за LSTAR1 моделлю значень $\Delta \ln LFPR$
Джерело: оцінки автора.

Графічний аналіз LSTAR2 моделі

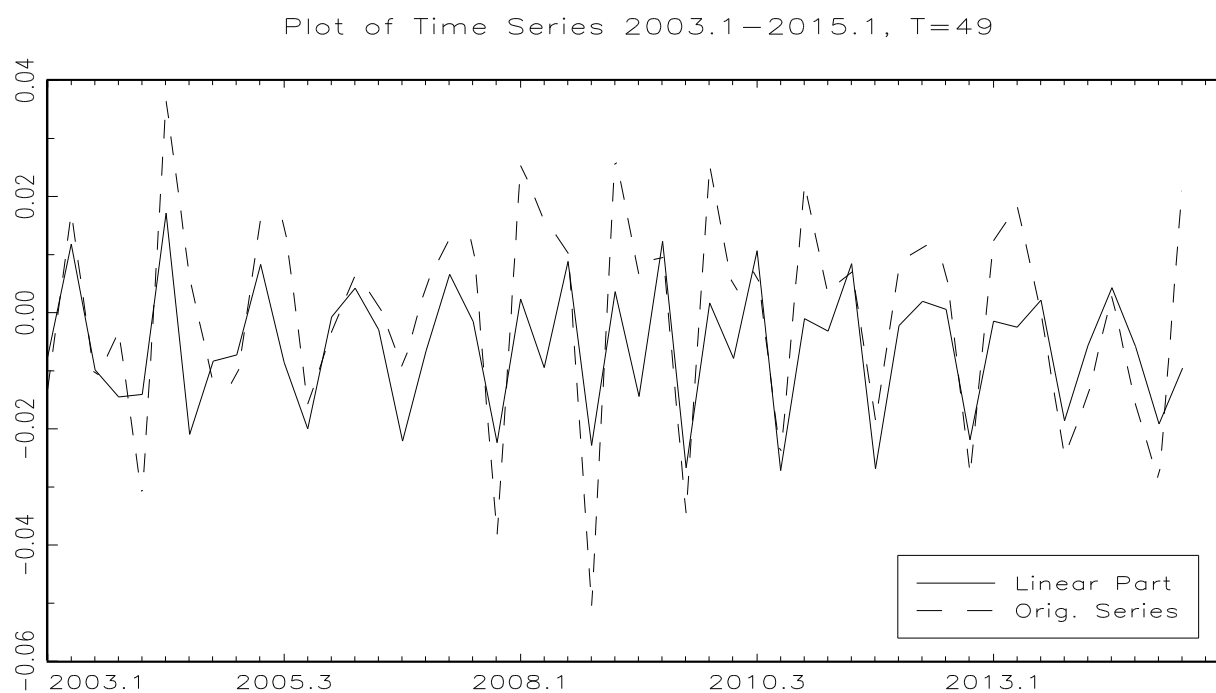


Рис. Е.6. Динаміка оціненої за LSTAR2 моделлю лінійної складової $\Delta \ln LFPR$
Джерело: оцінки автора.

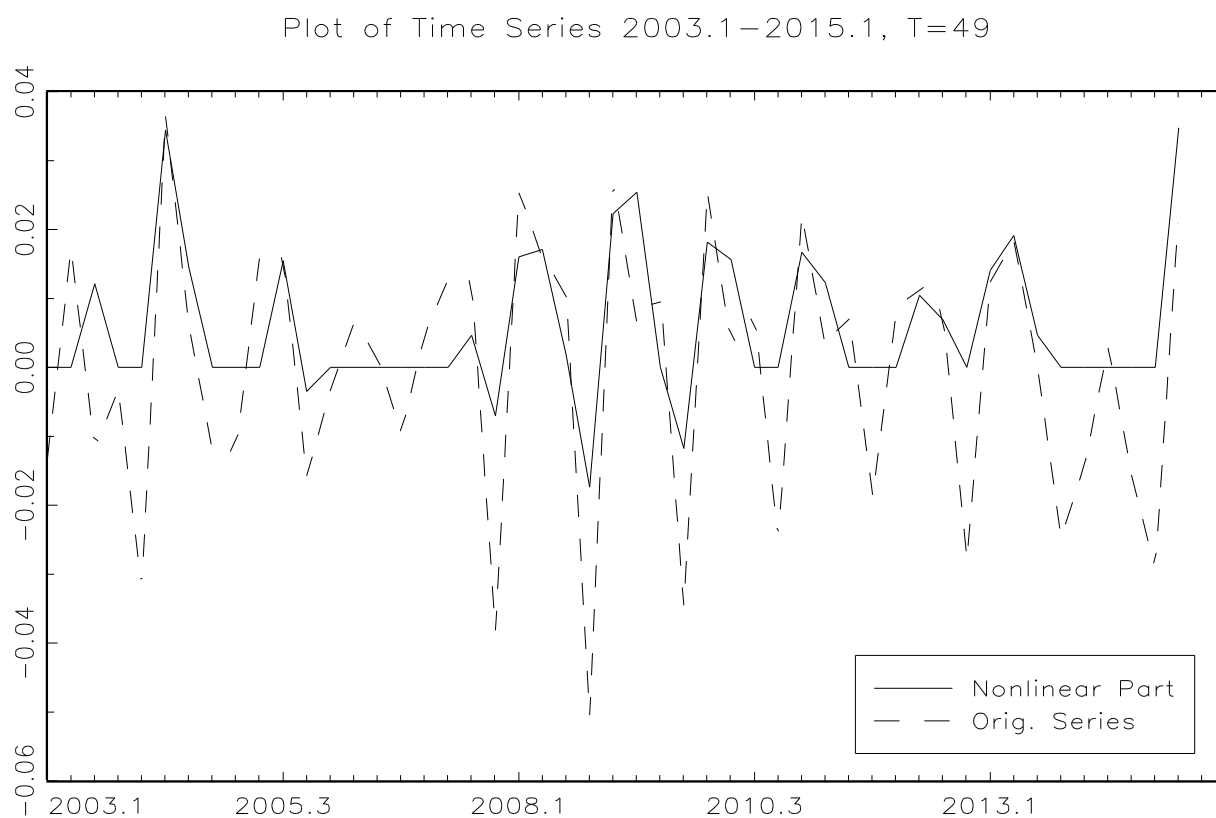


Рис. Е.7. Динаміка оціненої за LSTAR2 моделлю нелінійної складової $\Delta \ln LFPR$

Джерело: оцінки автора.

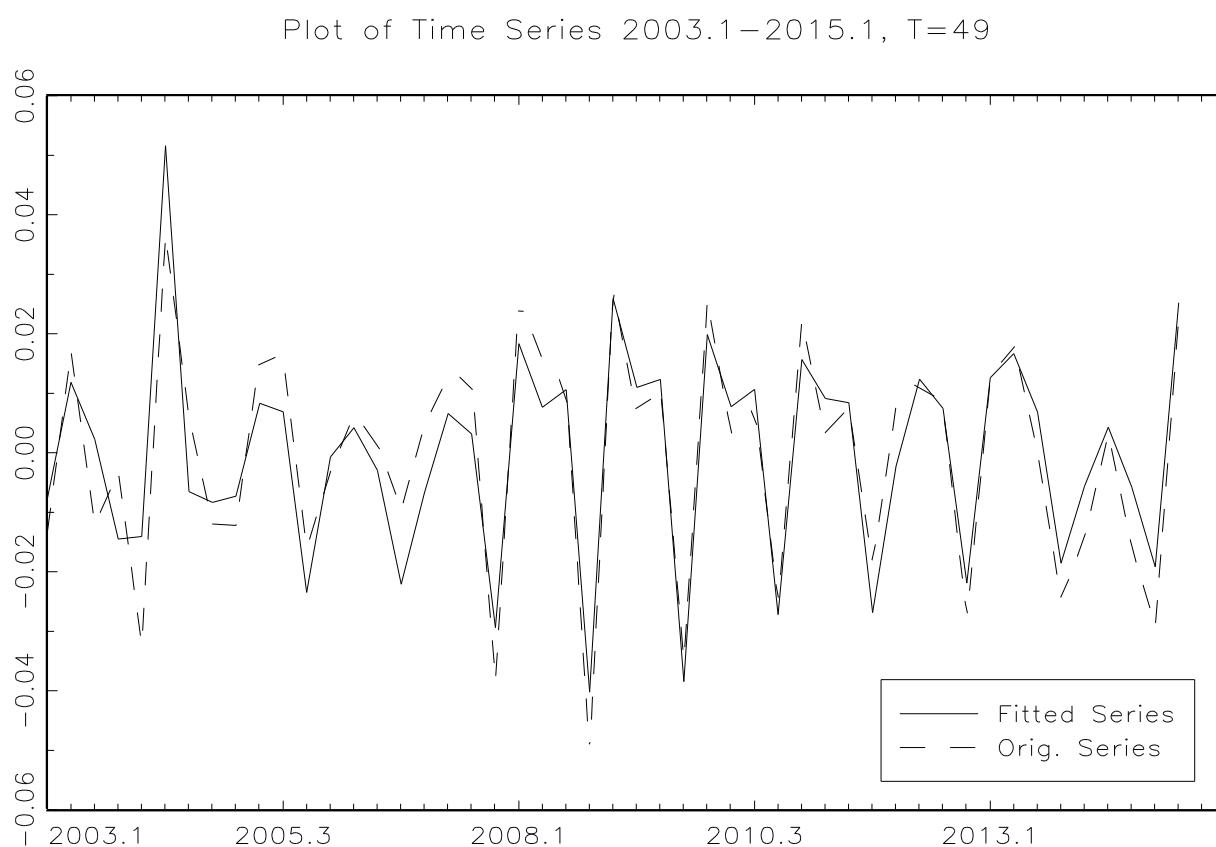


Рис. Е.8. Динаміка фактичних й оцінених за LSTAR1 моделлю значень $\Delta \ln LFPR$

Джерело: оцінки автора.

Результати оцінювання лінійної моделі

Model: ARIMA(3,0,0)

Final Results:

Iterations Until Convergence: 5

Log Likelihood: 159.756932 Number of Residuals: 48

AIC : -6,3688 Error Variance : 0.000085300

SBC : -6,0877 Standard Error : 0.009235823

DF: 41 Adj. SSE: 0.003613007 SSE: 0.003497318

Dependent Variable: D(LFPR_log)

	Coefficients	Std. Errors	T-Ratio	Approx. Prob.
AR1	-0.727394	0.139797	-5.203218	0.0000
AR2	-0.462244	0.170821	-2.706011	0.0101
AR3	-0.552364	0.140645	-3.927364	0.0004
C	-0.024048	0.008481	-2.835408	0.0073
S1	0.028070	0.016022	1.751950	0.0878
S2	0.039813	0.007198	5.530888	0.0000
S3	0.030724	0.016190	1.897709	0.0654

AR Roots and Moduli:

Real : 0.14228 0.14228 -1.12231

Imag.: 1.26154 -1.26154 0.00000

Mod. : 1.26954 1.26954 1.12231

PORTMANTEAU TEST with 16 lags

Portmanteau: 5.2417

p-Value (Chi²): 0.9494

Ljung & Box: 6.9648

p-Value (Chi²): 0.8599

JARQUE-BERA TEST:

test statistic: 10.9960
 p-Value(χ^2): 0.0041
 skewness: -0.9307
 kurtosis: 4.4258

ARCH-LM TEST with 4 lags:

test statistic: 2.1039
 p-Value(χ^2): 0.7167
 F statistic: 0.5524
 p-Value(F): 0.6984

ARCH estimation with normal distributed errors for "resids"

ARCH lags = 1

variable	coefficient	t-statistic
intercept	6.69533e-05	6.48478
gamma(1)	1.46663e-03	0.00728

covariance matrix

1.06599e-10	-7.45186e-07
-7.45186e-07	4.05546e-02

log likelihood = 1.56595e+02

AUTOCORRELATION FUNCTION (p <= 8)

resids

lag	ac	pac
1	0.0167	0.0167
2	0.0233	0.0253
3	-0.0302	-0.0337
4	0.1171	0.1350
5	-0.0917	-0.1186
6	-0.0823	-0.0997
7	0.0077	0.0153
8	-0.0825	-0.1306

Джерело: оцінки автора.

Додаток Ж
Моделювання на підставі порогових
авторегресійних моделей в GAUSS 6

MODEL.prg

```

cls;
@-----Loading Data-----@
load Y_[] = Unempl.txt;
M      = ones(rows(Y_),1);
Nr      = 1000;
@----- Spesification -----@
Y      = Y_;
Reg     =
M~lagn(Y,1)~lagn(Y,2)~lagn(Y,3)~lagn(Y,4)~lagn(Y,5)~lagn(Y,6)~lagn(Y,7)~lagn(
Y,8)~lagn(Y,9)~lagn(Y,10)~lagn(Y,11)~lagn(Y,12);
N_free  = 0;
N_THR   = cols(reg)-N_free;
Q_      = Y_-lagn(Y_,3);
L       = Clean_Threshold_Set(Q_,N_THR);

//format /rd 10,3;
format /rd 20,10;
@-----Model Diagnostics-----@
YXQ     = packr(Y~Reg~Q_);
Trimming_ = {0};
{beta,sigma,tstats,Avar,_N1,_N2,L1L2,sigma_set,L,r1_Fit} =
TAR_Full(YXQ,N_free,N_THR);
p_ = TAR_Test(YXQ, N_free, N_THR, Nr);

```

```

"Threshold" L1L2;
// "P-value " TAR_Test(YXQ, N_free, N_THR, 1000);

row_ = rows(beta);
"Regime1 Beta~Tstats" Beta[1:row_/2]~Tstats[1:row_/2];
"Regime2 Beta~Tstats" Beta[1+row_/2:row_]~Tstats[1+row_/2:row_];
Var_=diag(Avar);
print "Sigma" Sigma*1000;
print "p" p_;
print "Number1" _N1;
print "Number2" _N2;
"T : " rows(Y);
@-----Regime splitting-----@
YXQ = packr(Y~Reg~Reg~Q_);
rY = YXQ[:,1];
X1 = YXQ[:,(N_free+2):(N_free+N_thr+1)];
X2 = YXQ[:,(N_free+N_thr+2):(N_free+2*N_thr+1)];
Q_1 = YXQ[:,cols(YXQ)];
X = zeros(rows(X1),cols(X1)+cols(X2));
// create "double" matrix X(L) depend on L and Q_-treshold variable.
Q_rez = Q_1 .<= (L1L2[1]+L1L2[2])/2;
// indecator of the slope;
X[:,1:cols(X1)] = X1 .* Q_rez;
X[:,cols(X1)+1:cols(X1)+cols(X2)] = X2 .* (1-Q_rez);
if N_free>0;
    X = YXQ[:,2:N_free]~X;
endif;
fY=X*(inv(X'X)*(X'rY));

```

```

@----- Regimes -----@
Y_r   = Y_[rows(Y_)-rows(YXQ)+1:rows(Y_)];
time_ = seqa(1,1, rows(Y_r));
Reg_1  = (Y_r .* Q_rez);
Reg_2  = (Y_r .* (1-Q_rez));
nul_   = {.};
k_     = 1;
do until k_>rows(Y_r);
    if Reg_1[k_]==0; Reg_1[k_]=nul_; endif;
    if Reg_2[k_]==0; Reg_2[k_]=nul_; endif;
    k_=k_+1;
endo;

print "Check 1" sumc(Q_rez);
print "Check 2" sumc(1-Q_rez);

@----- Fit back in level-----@
Y_real = Y_[rows(Y_)-rows(YXQ):rows(Y_)-1];
fy_back = fy+y_real;
time_ = rows(YXQ);

@----- Graph -----@
library pgraph;
graphset;
begwind;
window(2,2,0);
setwind(1);
title("SSE vs Threshold");
xy((L[:,1]+L[:,2])/2,sigma_set);
nextwind;
title("Model Fit");
_pltype = {6,6};

```

```
xy(rows(fY),fY~rY);  
nextwind;  
title("Regime splitting");  
_pltype = {6,6};  
xy(time_,Reg_1~Reg_2);  
nextwind;  
title("Residuals");  
_pltype = {6,6};  
xy(time_,Y_r-fY);  
endwind;
```

Джерело: розроблено автором.

Testing.prg

```

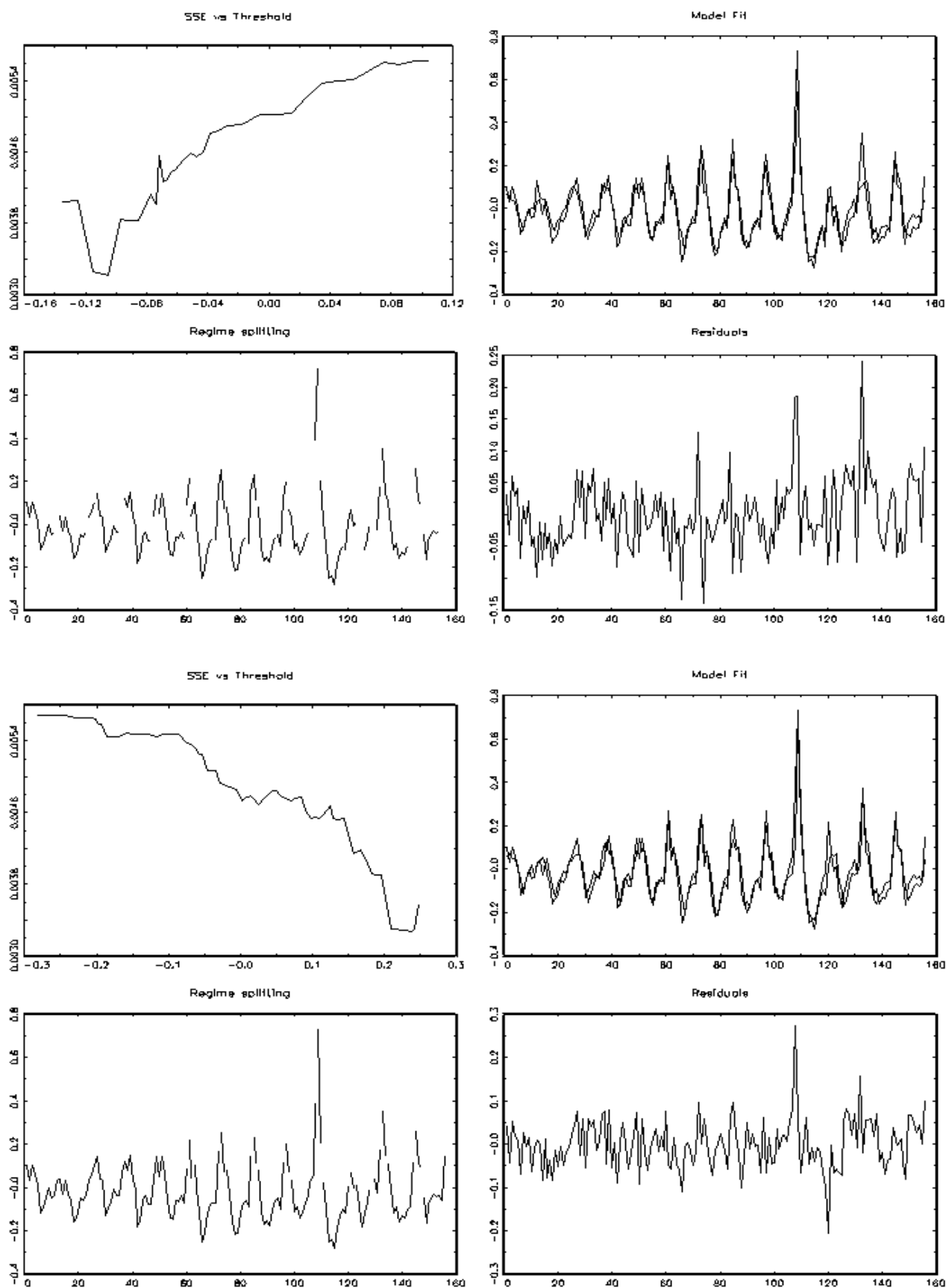
cls;
@-----Loading Data-----@
load Y_[] = Unempl.txt;
M      = ones(rows(Y_),1);
Nr      = 1000;
@-----@
Y      = Y_;
Reg     =
M~lagn(Y,1)~lagn(Y,2)~lagn(Y,3)~lagn(Y,4)~lagn(Y,5)~lagn(Y,6)~lagn(Y,7)~lagn(
Y,8)~lagn(Y,9)~lagn(Y,10)~lagn(Y,11)~lagn(Y,12);
N_free  = 0;
N_THR   = cols(reg)-N_free;
Trimming_ = {0};

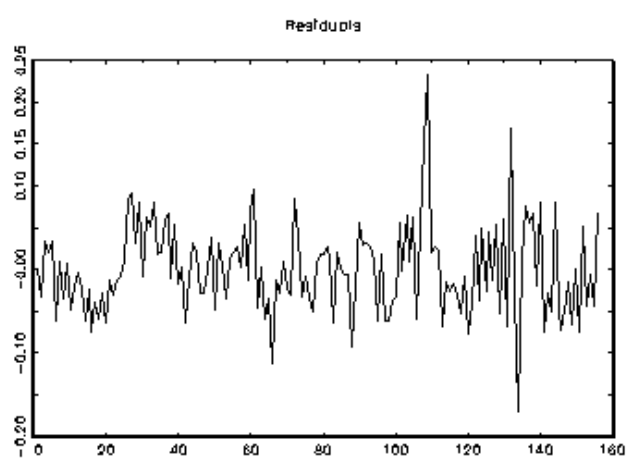
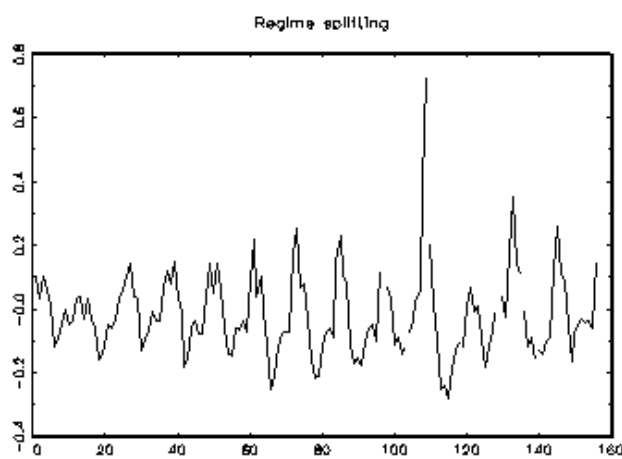
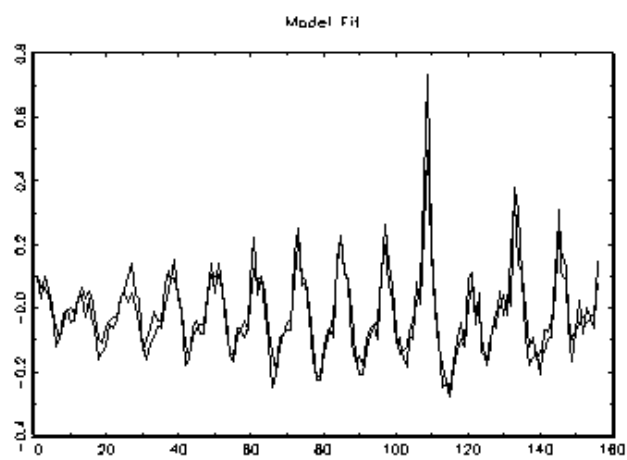
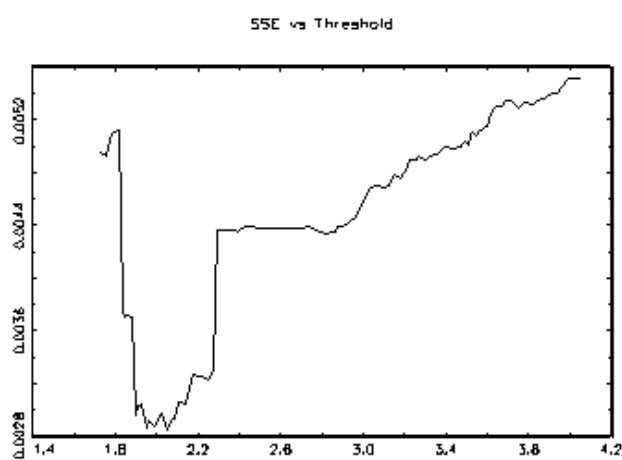
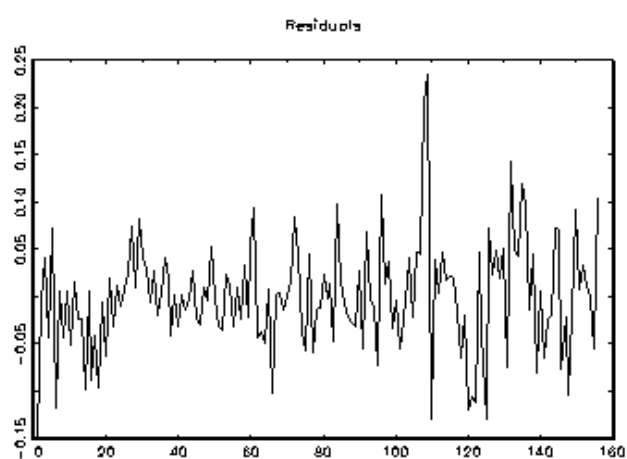
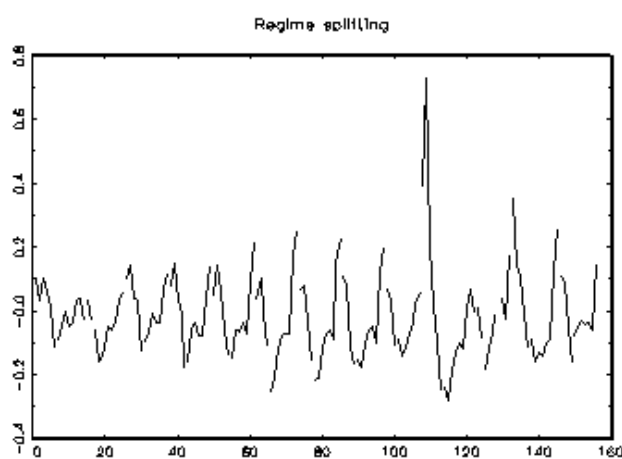
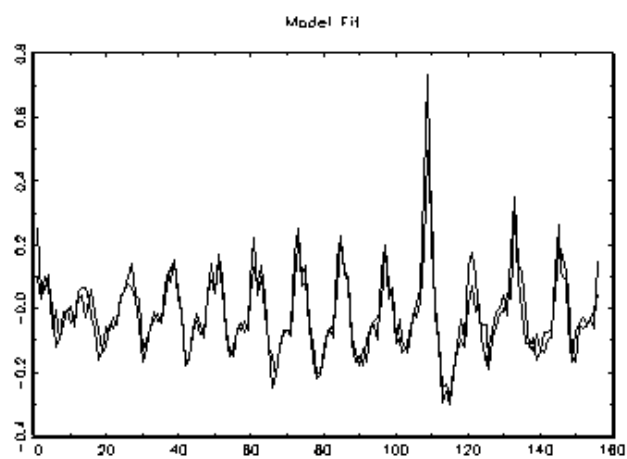
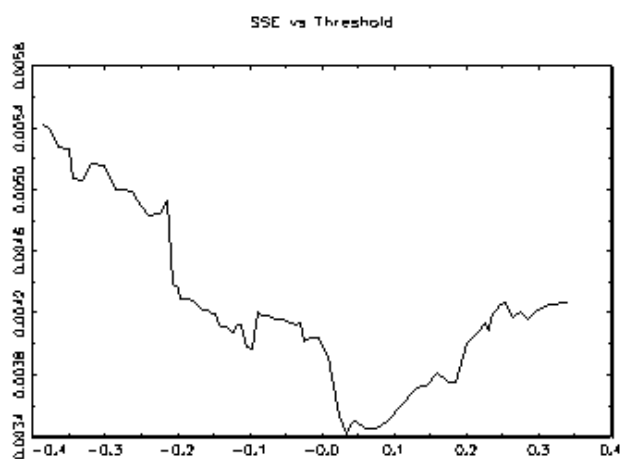
i = 1;
do until i>12;
    Q_ = lagn(Y_,i);
    YXQ = packr(Y~Reg~Q_);
    p_ = TAR_Test(YXQ, N_free, N_THR, Nr);
    {beta,sigma,tstats,Avar,_N1,_N2,L1L2,sigma_set,L,r1_Fit} =
TAR_Full(YXQ,N_free,N_THR);
    print p_ "(" sigma*1000 ")";
    print sigma*1000;
    i = i+1;
endo;

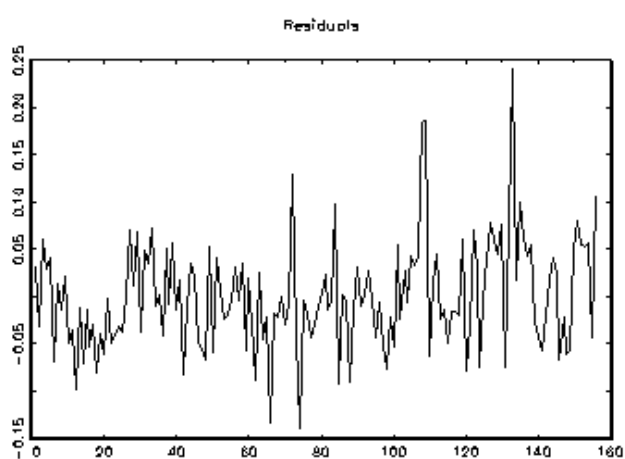
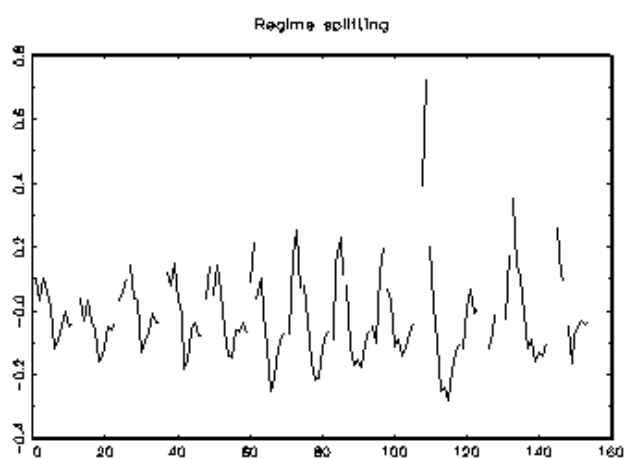
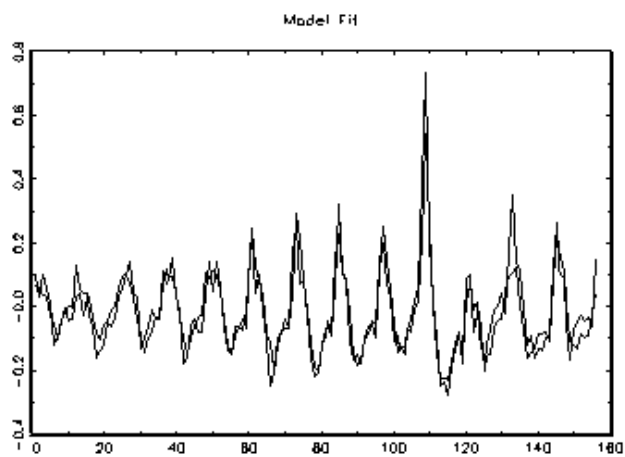
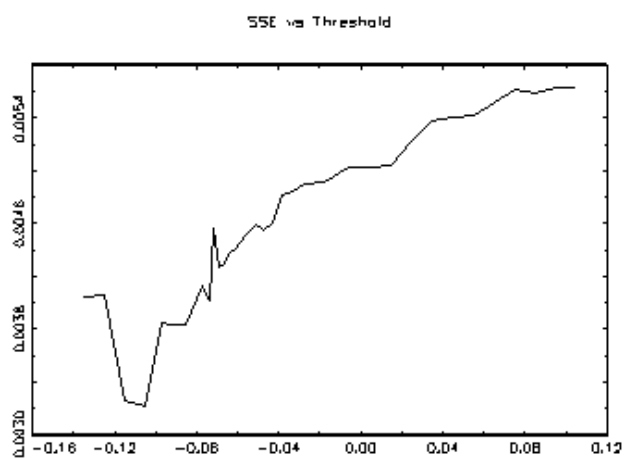
```

Джерело: розроблено автором.

Графічний аналіз результатів моделювання для різних типів порогових функцій







Джерело: оцінки автора.

Додаток З

Динаміка індексів регіональних ринків праці

Таблиця 3.1

Коефіцієнт структурних змін зайнятості за різними видами економічної діяльності в регіонах України

Регіон	CSC _{2004, 2008}	CSC _{2008, 2009}	CSC _{2008, 2013}	CSC _{2004, 2013}	CSC _{2013, 2014}
АР Крим	0,9399	0,9984	0,9813	0,9170	—
Вінницька	0,9760	0,9975	0,9831	0,9847	0,9984
Волинська	0,9756	0,9964	0,9948	0,9783	0,9927
Дніпропетровська	0,9758	0,9989	0,9838	0,9411	0,9994
Донецька	0,9941	0,9981	0,9744	0,9598	0,9963
Житомирська	0,7860	0,9964	0,9803	0,8024	0,9948
Закарпатська	0,9809	0,9953	0,9958	0,9685	0,9991
Запорізька	0,9463	0,9956	0,9712	0,9315	0,9992
Івано-Франківська	0,9941	0,9966	0,9817	0,9745	0,9995
Київська	0,9077	0,9970	0,9613	0,8155	0,9980
Кіровоградська	0,9968	0,9927	0,9961	0,9872	0,9957
Луганська	0,9773	0,9981	0,9838	0,9292	0,9825
Львівська	0,9585	0,9970	0,9679	0,9699	0,9957
Миколаївська	0,9835	0,9988	0,9924	0,9657	0,9963
Одеська	0,9812	0,9854	0,9838	0,9562	0,9986
Полтавська	0,9249	0,9968	0,9844	0,9142	0,9976
Рівненська	0,9638	0,9990	0,9927	0,9642	0,9991
Сумська	0,9520	0,9989	0,9735	0,9673	0,9939
Тернопільська	0,9756	0,9960	0,9834	0,9787	0,9981
Харківська	0,9940	0,9921	0,9890	0,9896	0,9984
Херсонська	0,9911	0,9961	0,9951	0,9812	0,9989
Хмельницька	0,9442	0,9978	0,9912	0,9609	0,9976
Черкаська	0,9991	0,9941	0,9948	0,9933	0,9980
Чернівецька	0,9919	0,9991	0,9984	0,9918	0,9991
Чернігівська	0,9434	0,9981	0,9860	0,9472	0,9965

Продовження табл. 3.1

Регіон	CSC _{2004, 2008}	CSC _{2008, 2009}	CSC _{2008, 2013}	CSC _{2004, 2013}	CSC _{2013, 2014}
м. Київ	0,9770	0,9975	0,9415	0,9145	0,9965
м. Севастополь	0,8769	0,9905	0,9877	0,8334	—
Україна	0,9714	0,9980	0,9834	0,9546	0,9968

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

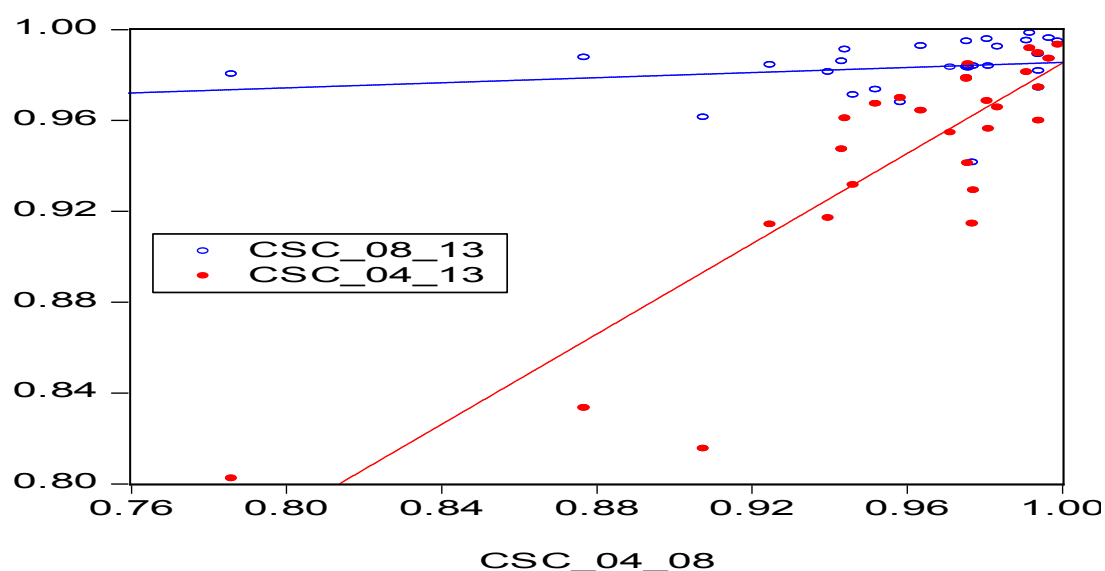


Рис. 3.1. Зміна регіональних коефіцієнтів структурних змін за різні періоди

Джерело: оцінки автора.

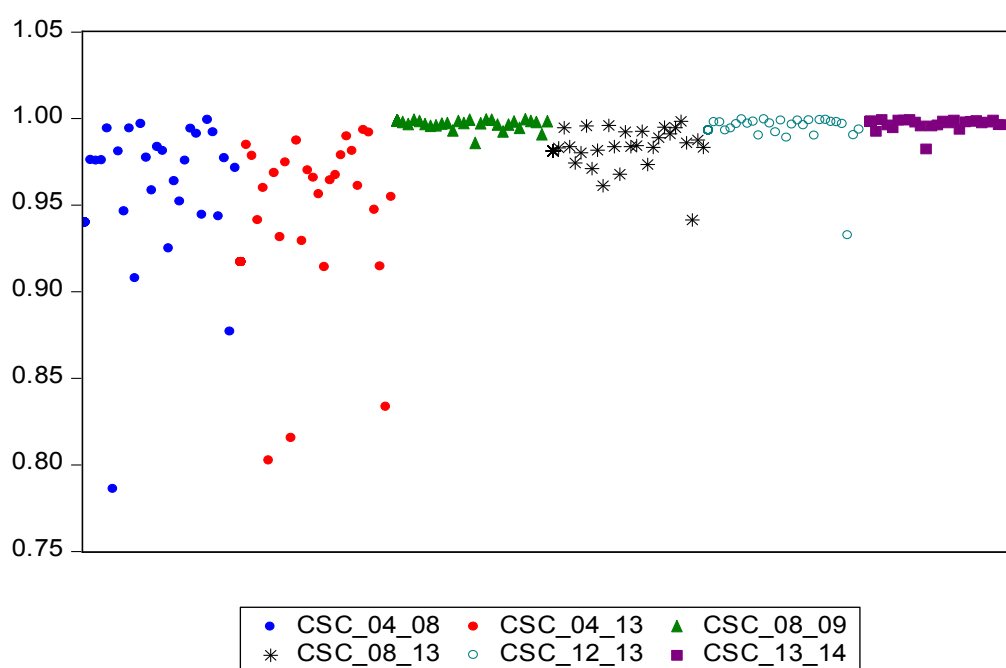


Рис. 3.2. Значення регіональних коефіцієнтів структурних змін за різні періоди

Джерело: оцінки автора.

Таблиця 3.2

Частки зайнятих у сільському господарстві, мисливстві, лісовому господарстві та рибництві в Україні та країнах Європейського Союзу

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,216	0,206	0,197	0,176	0,167	0,158	0,156	0,154	0,168	0,172	0,175	0,171
EU15	0,040	0,038	0,035	0,033	0,032	0,028	0,028	0,028	0,027	0,027	0,027	0,026
Болгарія	0,123	0,098	0,097	0,076	0,071	0,070	0,068	0,067	0,066	0,063	0,065	0,069
Чехія	0,052	0,049	0,044	0,037	0,036	0,032	0,031	0,031	0,030	0,030	0,030	0,027
Естонія	0,060	0,064	0,045	0,050	0,047	0,039	0,040	0,040	0,042	0,044	0,043	0,039
Угорщина	0,063	0,061	0,052	0,047	0,045	0,043	0,046	0,044	0,048	0,052	0,049	0,046
Латвія	0,140	0,151	0,125	0,109	0,097	0,077	0,085	0,083	0,087	0,081	0,078	0,073
Литва	0,179	0,182	0,160	0,135	0,110	0,079	0,089	0,087	0,083	0,088	0,084	0,090
Польща	0,174	0,185	0,167	0,151	0,140	0,133	0,127	0,126	0,124	0,122	0,117	0,112
Румунія	0,390	0,323	0,289	0,272	0,257	0,250	0,257	0,269	0,255	0,261	0,257	0,254
Словаччина	0,069	0,066	0,050	0,044	0,042	0,039	0,036	0,032	0,031	0,032	0,033	0,035
Словенія	0,078	0,076	0,080	0,077	0,076	0,069	0,071	0,070	0,069	0,070	0,072	0,077

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.3

Частки зайнятих у промисловості в Україні та країнах Європейського Союзу

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,228	0,220	0,210	0,204	0,201	0,197	0,195	0,190	0,185	0,176	0,171	0,165
Польща	0,241	0,245	0,231	0,233	0,240	0,236	0,239	0,241	0,233	0,221	0,214	0,217
Румунія	0,246	0,244	0,275	0,263	0,274	0,262	0,260	0,255	0,240	0,225	0,212	0,214
Болгарія	0,271	0,280	0,277	0,272	0,276	0,281	0,273	0,267	0,255	0,245	0,235	0,225
Естонія	0,278	0,270	0,234	0,243	0,275	0,261	0,240	0,231	0,230	0,213	0,219	0,225
Литва	0,212	0,209	0,200	0,199	0,199	0,201	0,196	0,193	0,186	0,173	0,167	0,168
Латвія	0,208	0,195	0,192	0,192	0,183	0,176	0,180	0,169	0,164	0,152	0,153	0,150
Угорщина	0,269	0,273	0,273	0,257	0,250	0,245	0,243	0,244	0,232	0,223	0,221	0,226
Словенія	0,327	0,330	0,334	0,316	0,308	0,315	0,302	0,296	0,280	0,261	0,259	0,251
Словаччина	0,293	0,292	0,301	0,292	0,296	0,294	0,290	0,294	0,282	0,257	0,247	0,260
Чехія	0,307	0,316	0,314	0,307	0,303	0,300	0,311	0,313	0,301	0,277	0,277	0,288
EU15	0,211	0,208	0,203	0,196	0,191	0,186	0,184	0,181	0,169	0,160	0,157	0,157

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.4

**Частки зайнятих у будівництві
в Україні та країнах Європейського Союзу**

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,045	0,042	0,045	0,048	0,049	0,050	0,048	0,047	0,045	0,044	0,044	0,041
Польща	0,076	0,060	0,055	0,064	0,070	0,079	0,083	0,082	0,083	0,081	0,077	0,075
Румунія	0,042	0,047	0,054	0,063	0,076	0,084	0,082	0,080	0,078	0,078	0,078	0,077
Болгарія	0,059	0,052	0,057	0,074	0,091	0,102	0,100	0,088	0,077	0,070	0,071	0,073
Естонія	0,075	0,059	0,071	0,100	0,127	0,124	0,099	0,086	0,100	0,097	0,094	0,096
Литва	0,059	0,075	0,082	0,100	0,112	0,110	0,087	0,070	0,069	0,071	0,078	0,077
Латвія	0,060	0,064	0,090	0,100	0,121	0,121	0,080	0,069	0,071	0,072	0,076	0,084
Угорщина	0,070	0,070	0,080	0,082	0,085	0,081	0,078	0,074	0,069	0,063	0,064	0,063
Словенія	0,055	0,060	0,059	0,059	0,061	0,068	0,066	0,061	0,059	0,060	0,060	0,058
Словаччина	0,080	0,081	0,096	0,099	0,101	0,106	0,109	0,111	0,104	0,104	0,100	0,095
Чехія	0,094	0,089	0,092	0,091	0,091	0,097	0,101	0,096	0,089	0,087	0,086	0,084
EU15	0,079	0,079	0,079	0,081	0,083	0,083	0,078	0,075	0,073	0,070	0,068	0,066

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.5

**Частки зайнятих у торгівлі, ремонті, діяльності готелів та ресторанів
в Україні та країнах Європейського Союзу**

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,155	0,182	0,196	0,212	0,218	0,226	0,234	0,238	0,239	0,240	0,241	0,237
Польща	0,159	0,164	0,164	0,162	0,169	0,168	0,169	0,171	0,169	0,169	0,165	0,167
Румунія	0,105	0,109	0,123	0,135	0,145	0,148	0,150	0,149	0,154	0,156	0,158	0,156
Болгарія	0,191	0,201	0,197	0,210	0,211	0,209	0,215	0,227	0,238	0,232	0,229	0,226
Естонія	0,157	0,188	0,163	0,174	0,171	0,179	0,175	0,175	0,167	0,163	0,170	0,174
Литва	0,161	0,168	0,181	0,192	0,190	0,203	0,202	0,206	0,206	0,203	0,205	0,205
Латвія	0,178	0,168	0,172	0,192	0,196	0,192	0,194	0,194	0,190	0,179	0,182	0,185
Угорщина	0,180	0,182	0,178	0,191	0,193	0,192	0,189	0,187	0,188	0,184	0,179	0,176
Словенія	0,175	0,173	0,170	0,167	0,163	0,166	0,169	0,173	0,169	0,166	0,172	0,168
Словаччина	0,155	0,159	0,158	0,171	0,171	0,164	0,178	0,177	0,172	0,167	0,177	0,171
Чехія	0,164	0,167	0,173	0,166	0,162	0,160	0,166	0,161	0,161	0,160	0,159	0,158
EU15	0,188	0,187	0,189	0,190	0,190	0,188	0,188	0,188	0,187	0,188	0,190	0,190

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.6

**Частки зайнятих у діяльність транспорту та зв'язку
в Україні та країнах Європейського Союзу**

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,067	0,067	0,068	0,069	0,069	0,070	0,069	0,069	0,068	0,067	0,075	0,077
Польща	0,063	0,063	0,061	0,065	0,065	0,076	0,077	0,076	0,076	0,079	0,081	0,081
Румунія	0,050	0,053	0,051	0,056	0,055	0,064	0,066	0,065	0,064	0,066	0,069	0,070
Болгарія	0,075	0,079	0,074	0,071	0,068	0,078	0,080	0,082	0,082	0,084	0,088	0,085
Естонія	0,106	0,103	0,090	0,097	0,091	0,103	0,112	0,102	0,108	0,115	0,110	0,118
Литва	0,071	0,060	0,064	0,065	0,071	0,081	0,083	0,087	0,095	0,097	0,093	0,095
Латвія	0,086	0,084	0,101	0,090	0,088	0,107	0,112	0,116	0,115	0,112	0,114	0,128
Угорщина	0,081	0,081	0,076	0,076	0,076	0,091	0,092	0,094	0,092	0,094	0,096	0,089
Словенія	0,068	0,061	0,061	0,058	0,063	0,088	0,092	0,089	0,090	0,087	0,087	0,081
Словаччина	0,083	0,073	0,065	0,068	0,070	0,084	0,085	0,087	0,090	0,094	0,086	0,089
Чехія	0,080	0,079	0,078	0,075	0,075	0,090	0,094	0,096	0,097	0,090	0,090	0,090
EU15	0,061	0,062	0,061	0,060	0,060	0,081	0,080	0,080	0,080	0,081	0,080	0,080

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.7

**Частки зайнятих у фінансовій діяльності
в Україні та країнах Європейського Союзу**

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,008	0,009	0,011	0,014	0,016	0,019	0,017	0,016	0,017	0,016	0,016	0,016
Польща	0,026	0,024	0,020	0,023	0,024	0,022	0,024	0,023	0,024	0,025	0,025	0,024
Румунія	0,010	0,008	0,010	0,010	0,011	0,012	0,014	0,015	0,017	0,016	0,014	0,014
Болгарія	0,011	0,013	0,012	0,013	0,013	0,017	0,019	0,017	0,019	0,018	0,018	0,020
Естонія	0,015	0,013	0,017	0,011	0,015	0,016	0,019	0,017	0,018	0,018	0,017	0,014
Литва	0,010	0,009	0,010	0,011	0,015	0,013	0,016	0,017	0,014	0,015	0,014	0,014
Латвія	0,013	0,010	0,016	0,023	0,019	0,017	0,022	0,019	0,021	0,028	0,024	0,021
Угорщина	0,022	0,020	0,020	0,021	0,022	0,024	0,025	0,024	0,024	0,024	0,025	0,023
Словенія	0,025	0,024	0,024	0,024	0,025	0,025	0,028	0,028	0,032	0,034	0,029	0,027
Словаччина	0,018	0,018	0,021	0,023	0,020	0,023	0,021	0,021	0,022	0,022	0,023	0,021
Чехія	0,020	0,021	0,020	0,019	0,021	0,023	0,022	0,024	0,025	0,028	0,028	0,025
EU15	0,034	0,034	0,032	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,032	0,032	0,032

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.8

Частки зайнятих у діяльності, пов'язаній з операціями з нерухомим майном, орендою, інжинірингом та наданні послуг підприємцям в Україні та країнах Європейського Союзу

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,040	0,042	0,045	0,050	0,054	0,055	0,057	0,057	0,058	0,059	0,042	0,041
Польща	0,035	0,047	0,057	0,057	0,063	0,057	0,062	0,066	0,069	0,069	0,068	0,072
Румунія	0,014	0,017	0,029	0,032	0,032	0,034	0,036	0,038	0,039	0,038	0,043	0,048
Болгарія	0,032	0,038	0,046	0,047	0,049	0,050	0,052	0,055	0,058	0,065	0,071	0,072
Естонія	0,066	0,082	0,064	0,073	0,074	0,071	0,075	0,085	0,081	0,086	0,095	0,089
Литва	0,031	0,038	0,040	0,050	0,049	0,063	0,070	0,079	0,079	0,080	0,084	0,083
Латвія	0,048	0,041	0,041	0,055	0,062	0,060	0,068	0,083	0,086	0,087	0,090	0,091
Угорщина	0,053	0,059	0,070	0,072	0,072	0,069	0,072	0,072	0,073	0,076	0,079	0,077
Словенія	0,049	0,050	0,062	0,068	0,070	0,065	0,068	0,069	0,071	0,076	0,075	0,079
Словаччина	0,041	0,048	0,055	0,057	0,061	0,061	0,064	0,064	0,063	0,063	0,065	0,064
Чехія	0,056	0,054	0,059	0,065	0,070	0,071	0,071	0,070	0,071	0,074	0,079	0,078
EU15	0,086	0,092	0,098	0,103	0,106	0,099	0,103	0,104	0,105	0,107	0,110	0,111

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.9

Частки зайнятих у державному управлінні в Україні та країнах Європейського Союзу

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,059	0,059	0,052	0,050	0,050	0,051	0,053	0,060	0,052	0,053	0,068	0,072
Польща	0,054	0,061	0,067	0,064	0,062	0,063	0,065	0,066	0,066	0,067	0,068	0,069
Румунія	0,044	0,053	0,056	0,055	0,053	0,052	0,056	0,053	0,053	0,052	0,051	0,054
Болгарія	0,069	0,076	0,072	0,073	0,074	0,071	0,073	0,075	0,076	0,079	0,079	0,078
Естонія	0,055	0,055	0,082	0,061	0,059	0,059	0,063	0,072	0,067	0,066	0,069	0,072
Литва	0,053	0,057	0,050	0,049	0,054	0,055	0,061	0,062	0,061	0,058	0,062	0,061
Латвія	0,078	0,078	0,072	0,079	0,079	0,080	0,078	0,071	0,070	0,068	0,069	0,069
Угорщина	0,069	0,069	0,075	0,073	0,070	0,071	0,077	0,081	0,079	0,080	0,089	0,095
Словенія	0,060	0,055	0,060	0,060	0,057	0,059	0,064	0,063	0,064	0,068	0,061	0,064
Словаччина	0,077	0,070	0,072	0,070	0,068	0,069	0,075	0,081	0,082	0,079	0,086	0,091
Чехія	0,066	0,063	0,066	0,068	0,067	0,063	0,065	0,068	0,065	0,063	0,064	0,070
EU15	0,077	0,077	0,075	0,075	0,074	0,075	0,076	0,075	0,075	0,073	0,072	0,085

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.10

**Частки зайнятих в освіті
в Україні та країнах Європейського Союзу**

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,080	0,081	0,081	0,082	0,081	0,081	0,084	0,083	0,083	0,082	0,083	0,088
Польща	0,070	0,066	0,079	0,078	0,074	0,075	0,078	0,078	0,076	0,075	0,078	0,079
Румунія	0,045	0,050	0,045	0,046	0,045	0,045	0,044	0,044	0,045	0,042	0,040	0,038
Болгарія	0,074	0,074	0,075	0,069	0,067	0,062	0,059	0,060	0,063	0,064	0,063	0,063
Естонія	0,077	0,094	0,075	0,087	0,078	0,086	0,101	0,097	0,091	0,096	0,086	0,084
Литва	0,116	0,097	0,096	0,085	0,091	0,100	0,105	0,109	0,106	0,101	0,094	0,095
Латвія	0,089	0,077	0,087	0,078	0,073	0,080	0,088	0,097	0,102	0,103	0,103	0,093
Угорщина	0,082	0,082	0,085	0,081	0,080	0,079	0,083	0,084	0,083	0,081	0,080	0,079
Словенія	0,065	0,067	0,070	0,080	0,078	0,076	0,076	0,081	0,085	0,088	0,087	0,085
Словаччина	0,078	0,078	0,074	0,072	0,069	0,067	0,068	0,071	0,069	0,067	0,070	0,070
Чехія	0,063	0,065	0,059	0,058	0,058	0,056	0,059	0,060	0,060	0,064	0,065	0,065
EU15	0,067	0,069	0,072	0,071	0,070	0,071	0,074	0,075	0,075	0,076	0,077	0,078

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.11

**Частки зайнятих в охороні здоров'я та наданні соціальної допомоги
в Україні та країнах Європейського Союзу**

Країна	2000	2002	2004	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Україна	0,068	0,068	0,066	0,065	0,065	0,065	0,067	0,066	0,065	0,064	0,062	0,064
Польща	0,066	0,066	0,059	0,060	0,057	0,054	0,055	0,058	0,057	0,058	0,060	0,058
Румунія	0,032	0,042	0,042	0,043	0,042	0,043	0,045	0,046	0,046	0,043	0,043	0,044
Болгарія	0,058	0,058	0,050	0,053	0,050	0,047	0,050	0,052	0,051	0,049	0,052	0,054
Естонія	0,052	0,053	0,064	0,055	0,054	0,046	0,055	0,057	0,056	0,054	0,056	0,060
Литва	0,066	0,070	0,074	0,069	0,065	0,061	0,065	0,069	0,068	0,066	0,064	0,062
Латвія	0,050	0,069	0,049	0,046	0,045	0,044	0,054	0,056	0,058	0,058	0,052	0,058
Угорщина	0,065	0,062	0,070	0,069	0,067	0,065	0,065	0,068	0,067	0,069	0,068	0,067
Словенія	0,053	0,056	0,052	0,060	0,058	0,056	0,056	0,059	0,059	0,058	0,062	0,064
Словаччина	0,070	0,065	0,070	0,067	0,065	0,062	0,063	0,068	0,068	0,069	0,071	0,074
Чехія	0,061	0,061	0,067	0,068	0,068	0,064	0,066	0,069	0,066	0,068	0,068	0,071
EU15	0,095	0,097	0,104	0,106	0,105	0,107	0,112	0,114	0,117	0,119	0,120	0,121

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України та EUROSTAT.

Таблиця 3.12

Коефіцієнти регіонально-галузевого розміщення у 2008 р.

Регіон/область	С/г	Промисловість	Будівництво	Торгівля	Транспорт	Фінанси	Нерухомість	Держуправління	Освіта	Охорона здоров'я
АР Крим	1,17	0,58	0,92	1,11	1,01	0,75	1,17	0,96	0,88	1,52
Вінницька	1,70	0,73	0,76	0,86	1,02	0,71	0,64	1,08	1,10	1,14
Волинська	1,60	0,74	0,77	0,98	0,75	0,82	0,62	1,05	1,21	1,02
Дніпропетровська	0,44	1,59	0,89	1,08	1,00	1,22	1,02	0,74	0,92	0,90
Донецька	0,52	1,60	1,26	1,01	1,19	0,74	0,87	0,66	0,74	0,87
Житомирська	0,83	0,92	1,02	1,11	1,08	0,76	0,66	1,30	1,13	1,11
Закарпатська	1,59	0,66	1,10	0,88	0,84	0,66	0,41	0,87	1,04	0,88
Запорізька	0,80	1,47	0,77	0,99	0,84	0,95	1,01	0,81	0,91	0,98
Івано-Франківська	1,50	0,86	1,05	0,82	0,77	0,83	0,68	0,82	1,23	1,10
Київська	0,60	1,03	1,36	0,97	1,41	1,15	1,18	1,14	0,93	1,09
Кіровоградська	1,94	0,74	0,73	0,75	0,98	0,61	0,54	1,08	0,99	1,03
Луганська	0,77	1,46	0,98	1,10	0,94	0,71	0,64	0,91	0,79	0,89
Львівська	1,02	0,87	1,23	0,92	1,03	0,89	1,06	1,01	1,18	1,17
Миколаївська	1,52	0,82	1,06	0,96	0,89	0,76	0,68	1,03	0,97	0,89
Одеська	1,07	0,54	0,93	1,04	1,64	1,01	1,20	1,01	1,09	1,02
Полтавська	1,14	1,16	0,87	0,92	1,02	0,89	0,74	1,06	0,94	1,00
Рівненська	1,04	0,79	1,13	1,14	0,86	0,68	0,60	0,99	1,21	1,13
Сумська	1,12	1,01	0,96	1,00	0,94	0,81	0,70	1,03	1,00	0,98
Тернопільська	1,68	0,65	0,85	0,81	0,79	0,72	0,63	1,05	1,37	1,12
Харківська	0,79	1,03	0,81	1,17	0,89	0,86	1,32	0,87	1,03	0,91
Херсонська	1,94	0,58	0,67	0,92	0,80	0,66	0,78	0,91	1,00	0,91
Хмельницька	1,57	0,79	0,74	1,02	0,83	0,60	0,51	1,09	1,11	1,00
Черкаська	1,76	0,84	0,80	0,78	0,89	0,84	0,66	0,92	1,06	1,04
Чернівецька	1,69	0,60	1,10	0,95	0,72	0,63	0,40	0,91	1,10	0,98
Чернігівська	1,47	0,83	0,70	0,96	0,74	0,89	0,65	1,28	1,03	1,15
м. Київ	0,02	0,69	1,40	1,08	0,93	3,20	2,96	1,67	1,04	0,79
м. Севастополь	0,20	0,68	1,31	1,03	1,09	0,97	1,36	2,32	1,10	0,80

Джерело: оцінки автора.

Таблиця 3.13

Коефіцієнти регіонально-галузевого розміщення у 2013 р.

Регіон/область	С/г	Промисловість	Будівництво	Торгівля	Транспорт	Фінанси	Нерухомість	Держуправління	Освіта	Охорона здоров'я
АР Крим	1,15	0,56	0,86	1,23	0,85	0,69	1,07	1,10	0,84	1,30
Вінницька	1,88	0,67	0,61	0,80	0,88	0,66	0,58	1,01	1,08	1,10
Волинська	1,52	0,76	0,71	0,94	0,76	0,82	0,59	0,97	1,28	1,05
Дніпропетровська	0,40	1,64	0,87	1,12	1,05	1,24	0,96	0,90	0,92	0,89
Донецька	0,61	1,57	1,20	1,04	1,03	0,72	0,79	0,87	0,76	0,91
Житомирська	0,88	0,88	1,14	1,07	1,16	0,59	0,61	1,19	1,10	1,05
Закарпатська	1,45	0,69	1,30	0,86	0,78	0,50	0,50	0,80	1,10	0,86
Запорізька	0,94	1,43	0,91	1,01	0,80	0,73	0,96	0,80	0,88	0,97
Івано-Франківська	1,60	0,80	1,05	0,84	0,66	0,59	0,52	0,79	1,18	1,11
Київська	0,40	1,11	0,97	0,96	1,44	1,50	1,51	1,35	0,98	1,25
Кіровоградська	1,75	0,78	0,84	0,78	0,98	0,43	0,65	0,85	1,05	1,02
Луганська	0,74	1,48	0,93	1,18	0,93	0,54	0,56	0,81	0,82	0,92
Львівська	1,13	0,89	1,64	0,86	1,02	0,76	0,73	0,96	1,13	1,16
Миколаївська	1,47	0,85	0,85	0,96	0,91	0,58	0,60	0,99	1,00	0,85
Одеська	0,92	0,55	1,02	1,08	1,61	0,97	1,15	1,10	1,05	0,96
Полтавська	1,13	1,18	0,78	0,95	0,94	0,69	0,67	0,97	0,99	1,06
Рівненська	1,08	0,82	1,12	1,15	0,87	0,58	0,54	0,81	1,18	1,07
Сумська	1,23	1,00	1,09	0,90	0,86	0,65	0,63	1,01	1,04	1,03
Тернопільська	1,91	0,58	0,83	0,76	0,68	0,54	0,51	0,84	1,28	1,07
Харківська	0,77	1,21	0,99	1,04	1,05	0,81	1,54	0,85	1,00	0,91
Херсонська	1,76	0,61	0,66	0,95	0,73	0,59	0,73	0,89	1,05	0,91
Хмельницька	1,62	0,76	0,68	0,98	0,77	0,57	0,53	0,94	1,11	0,98
Черкаська	1,59	0,90	1,14	0,79	0,83	0,78	0,63	0,87	1,03	1,07
Чернівецька	1,56	0,63	1,14	0,89	0,73	0,56	0,55	0,76	1,11	1,02
Чернігівська	1,51	0,78	0,60	0,95	0,71	0,89	0,66	1,16	1,00	1,18
м. Київ	0,02	0,57	1,03	1,08	1,40	4,16	3,31	1,71	1,03	0,79
м. Севастополь	0,15	0,80	1,76	1,05	0,89	0,75	1,43	1,54	1,08	1,08

Джерело: оцінки автора.

Таблиця 3.14

Регіональні індекси економічної інтеграції у 2008 р.

Регіон/область	с г					промисловість				
	Євро па	СНД	Азія	Аф рика	Аме рика	Євро па	СНД	Азія	Аф рика	Аме рика
АР Крим	0,526	0,254	0,260	0,068	0,063	0,174	0,218	0,111	0,000	0,031
Вінницька	0,763	0,368	0,377	0,098	0,091	0,219	0,274	0,140	0,000	0,039
Волинська	0,719	0,347	0,355	0,092	0,086	0,221	0,277	0,141	0,000	0,040
Дніпропет- ровська	0,196	0,095	0,097	0,025	0,023	0,474	0,594	0,303	0,000	0,085
Донецька	0,231	0,112	0,114	0,030	0,028	0,477	0,597	0,305	0,000	0,085
Житомирська	0,375	0,181	0,185	0,048	0,045	0,275	0,344	0,176	0,000	0,049
Закарпатська	0,716	0,346	0,354	0,092	0,085	0,196	0,245	0,125	0,000	0,035
Запорізька	0,361	0,174	0,178	0,046	0,043	0,437	0,548	0,279	0,000	0,078
Івано- Франківська	0,674	0,325	0,333	0,087	0,080	0,255	0,320	0,163	0,000	0,046
Київська	0,270	0,130	0,134	0,035	0,032	0,307	0,384	0,196	0,000	0,055
Кіровоградська	0,873	0,421	0,431	0,112	0,104	0,222	0,278	0,142	0,000	0,040
Луганська	0,344	0,166	0,170	0,044	0,041	0,435	0,545	0,278	0,000	0,078
Львівська	0,460	0,222	0,227	0,059	0,055	0,259	0,324	0,165	0,000	0,046
Миколаївська	0,684	0,330	0,338	0,088	0,082	0,244	0,306	0,156	0,000	0,044
Одеська	0,482	0,233	0,238	0,062	0,058	0,160	0,201	0,102	0,000	0,029
Полтавська	0,511	0,247	0,253	0,066	0,061	0,347	0,435	0,222	0,000	0,062
Рівненська	0,466	0,225	0,230	0,060	0,056	0,235	0,295	0,150	0,000	0,042
Сумська	0,503	0,243	0,248	0,065	0,060	0,302	0,378	0,193	0,000	0,054
Тернопільська	0,754	0,364	0,373	0,097	0,090	0,195	0,244	0,124	0,000	0,035
Харківська	0,354	0,171	0,175	0,045	0,042	0,308	0,385	0,197	0,000	0,055
Херсонська	0,873	0,421	0,431	0,112	0,104	0,172	0,216	0,110	0,000	0,031
Хмельницька	0,707	0,341	0,349	0,091	0,084	0,234	0,294	0,150	0,000	0,042
Черкаська	0,792	0,382	0,391	0,102	0,095	0,251	0,315	0,161	0,000	0,045
Чернівецька	0,761	0,367	0,376	0,098	0,091	0,178	0,223	0,114	0,000	0,032
Чернігівська	0,658	0,318	0,325	0,085	0,079	0,248	0,311	0,159	0,000	0,044
м. Київ	0,526	0,254	0,260	0,068	0,063	0,174	0,218	0,111	0,000	0,031

Джерело: оцінки автора.

Таблиця 3.15

Регіональні індекси економічної інтеграції у 2013 р.

Регіон/область	с г					Промисловість				
	Євро па	СНД	Азія	Аф рика	Аме рика	Євро па	СНД	Азія	Аф рика	Аме рика
АР Крим	0,412	0,180	0,368	0,133	0,055	0,170	0,217	0,112	0,000	0,024
Вінницька	0,674	0,294	0,602	0,218	0,091	0,204	0,260	0,134	0,000	0,029
Волинська	0,545	0,238	0,487	0,176	0,073	0,231	0,294	0,152	0,000	0,033
Дніпропет- ровська	0,142	0,062	0,127	0,046	0,019	0,499	0,636	0,328	0,000	0,072
Донецька	0,219	0,095	0,196	0,071	0,029	0,478	0,609	0,314	0,000	0,069
Житомирська	0,313	0,137	0,280	0,101	0,042	0,266	0,339	0,175	0,000	0,038
Закарпатська	0,519	0,226	0,464	0,168	0,070	0,211	0,269	0,139	0,000	0,030
Запорізька	0,335	0,146	0,300	0,108	0,045	0,435	0,553	0,286	0,000	0,062
Івано- Франківська	0,572	0,250	0,512	0,185	0,077	0,243	0,310	0,160	0,000	0,035
Київська	0,143	0,062	0,128	0,046	0,019	0,339	0,431	0,222	0,000	0,048
Кіровоградська	0,627	0,273	0,561	0,203	0,084	0,238	0,303	0,156	0,000	0,034
Луганська	0,264	0,115	0,236	0,085	0,036	0,451	0,574	0,296	0,000	0,065
Львівська	0,405	0,177	0,363	0,131	0,055	0,272	0,346	0,178	0,000	0,039
Миколаївська	0,526	0,230	0,471	0,170	0,071	0,260	0,331	0,171	0,000	0,037
Одеська	0,330	0,144	0,296	0,107	0,044	0,167	0,213	0,110	0,000	0,024
Полтавська	0,405	0,176	0,362	0,131	0,054	0,358	0,456	0,235	0,000	0,051
Рівненська	0,385	0,168	0,344	0,125	0,052	0,248	0,316	0,163	0,000	0,036
Сумська	0,442	0,193	0,395	0,143	0,059	0,304	0,387	0,200	0,000	0,044
Тернопільська	0,683	0,298	0,611	0,221	0,092	0,176	0,225	0,116	0,000	0,025
Харківська	0,275	0,120	0,246	0,089	0,037	0,368	0,468	0,242	0,000	0,053
Херсонська	0,630	0,275	0,563	0,204	0,085	0,186	0,237	0,122	0,000	0,027
Хмельницька	0,580	0,253	0,518	0,188	0,078	0,232	0,295	0,152	0,000	0,033
Черкаська	0,568	0,248	0,508	0,184	0,076	0,275	0,350	0,180	0,000	0,039
Чернівецька	0,559	0,244	0,500	0,181	0,075	0,191	0,243	0,125	0,000	0,027
Чернігівська	0,542	0,236	0,484	0,175	0,073	0,237	0,301	0,155	0,000	0,034
м. Київ	0,412	0,180	0,368	0,133	0,055	0,170	0,217	0,112	0,000	0,024

Джерело: оцінки автора.

Таблиця 3.16

Регіональні індекси економічної інтеграції у 2014 р.

Регіон/область	с г					Промисловість				
	Євро па	СНД	Азія	Аф рика	Аме рика	Євро па	СНД	Азія	Аф рика	Аме рика
АР Крим	0,636	0,218	0,670	0,223	0,058	0,258	0,243	0,150	0,000	0,030
Вінницька	0,480	0,164	0,506	0,168	0,043	0,291	0,273	0,169	0,000	0,034
Волинська	0,148	0,051	0,156	0,052	0,013	0,592	0,556	0,344	0,000	0,069
Дніпропет- ровська	0,244	0,084	0,257	0,086	0,022	0,548	0,514	0,318	0,000	0,064
Донецька	0,307	0,105	0,323	0,108	0,028	0,317	0,298	0,184	0,000	0,037
Житомирська	0,510	0,175	0,538	0,179	0,046	0,259	0,244	0,151	0,000	0,030
Закарпатська	0,324	0,111	0,342	0,114	0,029	0,508	0,477	0,295	0,000	0,059
Запорізька	0,583	0,199	0,614	0,204	0,053	0,285	0,268	0,166	0,000	0,033
Івано- Франківська	0,137	0,047	0,145	0,048	0,012	0,410	0,385	0,238	0,000	0,048
Київська	0,571	0,195	0,602	0,200	0,052	0,304	0,286	0,177	0,000	0,035
Кіровоградська	0,280	0,096	0,295	0,098	0,025	0,446	0,419	0,259	0,000	0,052
Луганська	0,375	0,128	0,395	0,131	0,034	0,338	0,317	0,196	0,000	0,039
Львівська	0,551	0,188	0,580	0,193	0,050	0,311	0,292	0,181	0,000	0,036
Миколаївська	0,333	0,114	0,351	0,117	0,030	0,204	0,191	0,118	0,000	0,024
Одеська	0,411	0,141	0,433	0,144	0,037	0,437	0,410	0,254	0,000	0,051
Полтавська	0,366	0,125	0,386	0,128	0,033	0,304	0,285	0,176	0,000	0,035
Рівненська	0,464	0,159	0,489	0,163	0,042	0,360	0,339	0,209	0,000	0,042
Сумська	0,643	0,220	0,677	0,225	0,058	0,212	0,199	0,123	0,000	0,025
Тернопільська	0,274	0,094	0,288	0,096	0,025	0,435	0,409	0,253	0,000	0,051
Харківська	0,601	0,205	0,633	0,211	0,054	0,224	0,211	0,130	0,000	0,026
Херсонська	0,544	0,186	0,573	0,191	0,049	0,292	0,275	0,170	0,000	0,034
Хмельницька	0,549	0,188	0,578	0,192	0,050	0,332	0,312	0,193	0,000	0,039
Черкаська	0,572	0,196	0,603	0,201	0,052	0,224	0,211	0,130	0,000	0,026
Чернівецька	0,496	0,170	0,523	0,174	0,045	0,289	0,271	0,168	0,000	0,034
Чернігівська	0,636	0,218	0,670	0,223	0,058	0,258	0,243	0,150	0,000	0,030
м. Київ	0,480	0,164	0,506	0,168	0,043	0,291	0,273	0,169	0,000	0,034

Джерело: оцінки автора.

Таблиця 3.17

Регіональні індекси географічної привабливості

Регіон/область	2004 р.	2008 р.	2013 р.	2014 р.
Автономна Республіка Крим	1,37E+11	1,31E+11	1,27E+11	—
Вінницька	1,81E+11	1,69E+11	1,61E+11	1,56E+11
Волинська	1,09E+11	1,05E+11	1,04E+11	1,02E+11
Дніпропетровська	4,16E+11	3,90E+11	3,70E+11	3,50E+11
Донецька	4,04E+11	3,76E+11	3,53E+11	3,31E+11
Житомирська	1,50E+11	1,39E+11	1,33E+11	1,28E+11
Закарпатська	7,44E+10	7,19E+10	7,14E+10	6,99E+10
Запорізька	2,55E+11	2,39E+11	2,27E+11	2,14E+11
Івано-Франківська	1,31E+11	1,26E+11	1,24E+11	1,22E+11
Київська	1,88E+11	1,76E+11	1,70E+11	1,67E+11
Кіровоградська	1,29E+11	1,18E+11	1,10E+11	1,05E+11
Луганська	2,20E+11	2,02E+11	1,88E+11	1,78E+11
Львівська	2,20E+11	2,11E+11	2,07E+11	2,03E+11
Миколаївська	1,52E+11	1,43E+11	1,36E+11	1,27E+11
Одеська	2,05E+11	1,95E+11	1,91E+11	1,79E+11
Полтавська	1,84E+11	1,71E+11	1,61E+11	1,54E+11
Рівненська	1,21E+11	1,16E+11	1,15E+11	1,13E+11
Сумська	1,14E+11	1,05E+11	9,75E+10	9,31E+10
Тернопільська	1,30E+11	1,23E+11	1,19E+11	1,17E+11
Харківська	2,84E+11	2,68E+11	2,55E+11	2,45E+11
Херсонська	1,34E+11	1,25E+11	1,19E+11	1,08E+11
Хмельницька	1,55E+11	1,46E+11	1,39E+11	1,35E+11
Черкаська	1,46E+11	1,35E+11	1,27E+11	1,22E+11
Чернівецька	8,05E+10	7,74E+10	7,63E+10	7,48E+10
Чернігівська	9,94E+10	9,06E+10	8,41E+10	8,09E+10

Джерело: оцінки автора.

Таблиця 3.18

Реальне споживання та дохід на особу в Україні

Період	CONS	INC	Період	CONS	INC
2001Q1	324,95	440,59	2008Q1	1537,26	1840,82
2001Q2	359,14	504,60	2008Q2	1723,63	2086,34
2001Q3	423,26	569,29	2008Q3	1840,66	2349,85
2001Q4	432,71	633,08	2008Q4	1859,62	2349,21
2002Q1	664,40	709,55	2009Q1	1457,94	1747,53
2002Q2	766,50	854,43	2009Q2	1536,36	1946,49
2002Q3	849,66	1156,44	2009Q3	1589,28	2088,78
2002Q4	898,44	1106,65	2009Q4	1736,29	2193,72
2003Q1	695,52	768,62	2010Q1	1482,92	1787,71
2003Q2	802,60	892,15	2010Q2	1649,20	2140,67
2003Q3	976,95	1172,20	2010Q3	1720,29	2262,54
2003Q4	981,89	1184,18	2010Q4	1882,51	2504,18
2004Q1	794,54	872,40	2011Q1	1697,15	2053,58
2004Q2	940,80	1039,02	2011Q2	1869,45	2281,99
2004Q3	1116,74	1300,70	2011Q3	2035,01	2555,28
2004Q4	1146,71	1383,73	2011Q4	2200,67	2721,45
2005Q1	926,54	1079,45	2012Q1	1947,35	2293,12
2005Q2	1119,50	1341,67	2012Q2	2209,43	2634,84
2005Q3	1333,40	1574,30	2012Q3	2347,14	2871,24
2005Q4	1370,13	1676,52	2012Q4	2508,22	3015,11
2006Q1	1115,54	1340,44	2013Q1	2077,75	2426,94
2006Q2	1382,15	1607,48	2013Q2	2421,47	2773,04
2006Q3	1459,54	1886,07	2013Q3	2507,84	2947,58
2006Q4	1524,89	1957,21	2013Q4	2670,21	3307,69
2007Q1	1344,82	1584,56	2014Q1	2256,08	2666,47
2007Q2	1526,78	1871,61	2014Q2	2390,19	2786,41
2007Q3	1722,22	2171,97	2014Q3	2241,74	2755,85
2007Q4	1756,94	2270,98	2014Q4	2443,18	2695,51

Джерело: розрахунки автора.

Таблиця 3.19

Відносні зміни у регіональній номінальній зайнятості

Регіон/область	за період з 2004 р. до 2013 р.			за 2014 р.		
	всього	у с/г	у промис- ловості	всього	у с/г	у промис- ловості
Вінницька	-0,0225	-0,0587	-0,2619	-0,0610	-0,1196	-0,0079
Волинська	0,0514	-0,1152	0,0304	-0,0790	-0,1941	-0,0331
Дніпропетровська	-0,0152	-0,3740	-0,1727	-0,0380	-0,0009	-0,0484
Донецька	-0,0565	0,1236	-0,2583	-0,1096	-0,0128	-0,1497
Житомирська	-0,0166	-0,4547	-0,2495	-0,0679	-0,0943	-0,0735
Закарпатська	0,0063	-0,1031	-0,1671	-0,0366	-0,0589	-0,0133
Запорізька	-0,0035	-0,1585	-0,1983	-0,0589	-0,0956	-0,0828
Івано-Франківська	0,0958	0,1956	-0,1805	-0,0265	-0,0152	-0,0485
Київська	-0,0078	-0,5977	-0,1139	-0,0450	-0,0885	-0,0362
Кіровоградська	-0,0236	-0,0762	-0,1976	-0,0988	-0,1853	-0,0386
Луганська	-0,0079	-0,0333	-0,2373	-0,1325	-0,0856	-0,2846
Львівська	0,0451	0,0143	-0,1336	-0,0602	-0,1376	-0,0259
Миколаївська	-0,0004	0,1398	-0,2551	-0,0617	-0,0254	-0,0641
Одеська	0,0241	-0,2049	-0,1655	-0,0518	-0,0511	-0,0352
Полтавська	-0,0328	-0,2695	-0,1564	-0,0700	-0,0615	-0,0539
Рівненська	0,1315	0,0355	-0,0328	-0,0382	-0,0911	-0,0185
Сумська	-0,0346	-0,1213	-0,2581	-0,0669	-0,0269	-0,0785
Тернопільська	0,1424	0,1998	-0,2016	-0,0607	-0,1234	-0,0583
Харківська	-0,0023	0,0435	-0,0618	-0,0448	-0,0556	-0,0579
Херсонська	0,0054	-0,0476	-0,2362	-0,0625	-0,1121	-0,0593
Хмельницька	0,0002	-0,1542	-0,1573	-0,0903	-0,1522	-0,0442
Черкаська	0,0018	-0,0381	-0,1303	-0,0669	-0,1049	-0,0577
Чернівецька	0,1081	0,0509	-0,0708	-0,0536	-0,0391	-0,0711
Чернігівська	-0,0646	-0,2005	-0,2677	-0,0716	-0,1561	-0,0558

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Таблиця 3.20

Частка зайнятих у загальній кількості населення регіону

Регіон/область	у 2013 р.			у 2014 р.		
	всього	у с/г	у промис- ловості	всього	у с/г	у промис- ловості
АР Крим	0,4657	0,0939	0,0418	—	—	—
Вінницька	0,4350	0,1435	0,0468	0,4108	0,1271	0,0467
Волинська	0,4297	0,1147	0,0524	0,3936	0,0920	0,0503
Дніпропетровська	0,4633	0,0322	0,1220	0,4495	0,0324	0,1170
Донецька	0,4511	0,0483	0,1138	0,4078	0,0485	0,0982
Житомирська	0,4350	0,0668	0,0611	0,4099	0,0611	0,0572
Закарпатська	0,4324	0,1099	0,0482	0,4139	0,1027	0,0472
Запорізька	0,4606	0,0756	0,1056	0,4380	0,0691	0,0979
Івано-Франківська	0,4080	0,1143	0,0524	0,3962	0,1123	0,0497
Київська	0,4419	0,0309	0,0789	0,4189	0,0280	0,0755
Кіровоградська	0,4390	0,1348	0,0550	0,3988	0,1107	0,0533
Луганська	0,4492	0,0581	0,1069	0,3953	0,0539	0,0776
Львівська	0,4380	0,0870	0,0628	0,4091	0,0746	0,0608
Миколаївська	0,4557	0,1175	0,0625	0,4307	0,1153	0,0589
Одеська	0,4465	0,0723	0,0393	0,4212	0,0682	0,0378
Полтавська	0,4440	0,0880	0,0838	0,4161	0,0832	0,0799
Рівненська	0,4282	0,0807	0,0561	0,4099	0,0730	0,0548
Сумська	0,4521	0,0978	0,0726	0,4285	0,0967	0,0679
Тернопільська	0,4123	0,1381	0,0384	0,3888	0,1215	0,0363
Харківська	0,4701	0,0633	0,0912	0,4486	0,0597	0,0858
Херсонська	0,4460	0,1375	0,0438	0,4216	0,1231	0,0416
Хмельницька	0,4377	0,1243	0,0536	0,4011	0,1061	0,0516
Черкаська	0,4442	0,1236	0,0643	0,4190	0,1118	0,0613
Чернівецька	0,4331	0,1187	0,0436	0,4073	0,1133	0,0402
Чернігівська	0,4427	0,1175	0,0553	0,4163	0,1004	0,0529
м. Київ	0,5040	0,0015	0,0459	0,4737	0,0012	0,0395
м. Севастополь	0,4689	0,0126	0,0603	—	—	—
Україна	0,4497	0,0788	0,0722	0,4210	0,0720	0,0675

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Таблиця 3.21

Зміна рівня зайнятості населення на регіональних ринках праці

Регіон/область	впродовж 2004—2013 рр.			за 2014 р.		
	всього	у с/г	у промис- ловості	всього	у с/г	у промис- ловості
Вінницька	0,0181	0,0007	-0,0126	-0,0242	-0,0164	-0,0001
Волинська	0,0245	-0,0138	0,0020	-0,0361	-0,0228	-0,0020
Дніпропетровська	0,0190	-0,0164	-0,0172	-0,0138	0,0002	-0,0049
Донецька	0,0081	0,0085	-0,0284	-0,0433	0,0001	-0,0156
Житомирська	0,0222	-0,0475	-0,0149	-0,0251	-0,0056	-0,0039
Закарпатська	0,0016	-0,0129	-0,0098	-0,0185	-0,0071	-0,0009
Запорізька	0,0246	-0,0091	-0,0186	-0,0226	-0,0065	-0,0077
Івано-Франківська	0,0399	0,0198	-0,0108	-0,0118	-0,0020	-0,0027
Київська	0,0144	-0,0429	-0,0066	-0,0230	-0,0029	-0,0034
Кіровоградська	0,0325	0,0029	-0,0070	-0,0401	-0,0241	-0,0017
Луганська	0,0360	0,0033	-0,0210	-0,0539	-0,0042	-0,0293
Львівська	0,0283	0,0031	-0,0081	-0,0289	-0,0124	-0,0020
Миколаївська	0,0244	0,0200	-0,0169	-0,0250	-0,0021	-0,0036
Одеська	0,0168	-0,0173	-0,0071	-0,0253	-0,0040	-0,0016
Полтавська	0,0205	-0,0231	-0,0078	-0,0280	-0,0048	-0,0039
Рівненська	0,0521	0,0033	-0,0015	-0,0183	-0,0077	-0,0013
Сумська	0,0278	-0,0030	-0,0160	-0,0236	-0,0011	-0,0046
Тернопільська	0,0672	0,0280	-0,0076	-0,0235	-0,0166	-0,0021
Харківська	0,0191	0,0052	-0,0018	-0,0215	-0,0036	-0,0054
Херсонська	0,0301	0,0021	-0,0100	-0,0244	-0,0144	-0,0023
Хмельницька	0,0274	-0,0135	-0,0060	-0,0366	-0,0181	-0,0020
Черкаська	0,0343	0,0048	-0,0040	-0,0252	-0,0118	-0,0031
Чернівецька	0,0454	0,0067	-0,0029	-0,0259	-0,0054	-0,0034
Чернігівська	0,0204	-0,0136	-0,0121	-0,0264	-0,0171	-0,0024

Джерело: розрахунки автора на підставі даних Державної служби статистики України.

Додаток К

Результати моделювання на підставі систем симульативних рівнянь

Таблиця К.1

Результати оцінювання системи довгострокових взаємозалежностей

System: SYS_LONG				
Estimation Method: Weighted Two-Stage Least Squares				
Total system (balanced) observations 105				
Linear estimation after one-step weighting matrix				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-7,396560	7,797033	-0,948638	0,3460
C(2)	0,467799	0,080029	5,845386	0,0000
C(3)	0,415495	0,801260	0,518552	0,6057
C(4)	0,006424	0,014423	0,445421	0,6574
C(5)	-0,019643	0,008939	-2,197475	0,0312
C(8)	0,412094	0,164851	2,499788	0,0147
C(9)	0,056723	0,144911	0,391433	0,6966
C(10)	-0,014653	0,019293	-0,759498	0,4500
C(51)	0,006024	0,002124	2,836527	0,0059
C(31)	-0,013736	0,025570	-0,537194	0,5928
C(32)	-0,123006	0,029713	-4,139856	0,0001
C(33)	-0,110895	0,032883	-3,372350	0,0012
C(41)	0,481483	0,174752	2,755245	0,0074
C(42)	0,188008	0,137931	1,363060	0,1771
C(11)	-0,239907	1,841472	-0,130280	0,8967
C(12)	0,064858	0,023246	2,790072	0,0067
C(13)	0,743253	0,251823	2,951488	0,0043
C(16)	0,034135	0,015273	2,235082	0,0285
C(17)	-0,016964	0,004029	-4,210457	0,0001
C(20)	0,003526	0,007801	0,452006	0,6526
C(34)	0,003134	0,003503	0,894503	0,3740
C(35)	-0,002203	0,006129	-0,359546	0,7202

Продовження табл. К.1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(36)	-0,033267	0,012406	-2,681510	0,0091
C(43)	0,183466	0,118291	1,550968	0,1253
C(21)	24,41067	24,22277	1,007757	0,3169
C(22)	-0,788248	0,319159	-2,469766	0,0159
C(23)	-0,490522	2,613009	-0,187723	0,8516
C(26)	-0,600832	0,182682	-3,288958	0,0016
C(27)	0,258770	0,046350	5,583009	0,0000
C(30)	-0,172423	0,074449	-2,315991	0,0234
C(37)	-0,026772	0,047173	-0,567522	0,5721
C(38)	0,011039	0,084583	0,130515	0,8965
C(39)	0,232592	0,137657	1,689646	0,0954
Determinant residual covariance 1,14E-12				
Equation:				
LOG(AWAGE) = C(1) + C(2)*LOG(RGDP) + C(3)*LOG(EMPL) + C(4)*RU + C(5)*RUOF + +C(8)*LOG(P_CPI) + C(9)*DLOG(P_CPI) + C(10)*DLOG(WARR) + C(51)*@TREND + + C(31)*@SEAS(2) + C(32)*@SEAS(3) + C(33)*@SEAS(4) + + C(41)*LOG(AWAGE(-1)) + C(42)*LOG(AWAGE(-3))				
Instruments: LOG(RGDP) LOG(P_CPI) DLOG(P_CPI) DLOG(WARR) RUOF LOG(UNB) @TREND @SEAS(2) @SEAS(3) @SEAS(4) LOG(AWAGE(-1)) LOG(AWAGE(-4)) LOG(EMPL(-1)) LOG(EMPL(-4)) LOG(UNEMPL(-1)) LOG(UNEMPL(-4)) C				
R-squared	0,998432	Mean dependent var	7,491918	
Adjusted R-squared	0,997080	S.D. dependent var	0,462751	
S.E. of regression	0,014032	Sum squared resid	0,004135	
Durbin-Watson stat	2,093008			

Продовження табл. К.1

Equation: $\text{LOG(EMPL)} = C(11) + C(12) * \text{LOG(RGDP)} + C(13) * \text{LOG(LF)} + C(16) * \text{LOG(AWAGE/P\_CPI)} + \\ + C(17) * \text{LOG(UNB)} + C(20) * \text{DLOG(WARR)} + C(34) * @SEAS(2) + C(35) * @SEAS(3) + \\ + C(36) * @SEAS(4) + C(43) * \text{LOG(EMPL(-1))}$			
R-squared	0.984312	Mean dependent var	9,930412
Adjusted R-squared	0.973722	S.D. dependent var	0,024719
S.E. of regression	0.004673	Sum squared resid	0,000546
Durbin-Watson stat	1.967167		
Equation: $\text{LOG(UNEMPL)} = C(21) + C(22) * \text{LOG(RGDP)} + C(23) * \text{LOG(LF)} + \\ + C(26) * \text{LOG(AWAGE/P\_CPI)} + C(27) * \text{LOG(UNB)} + C(30) * \text{DLOG(WARR)} + \\ + C(37) * @SEAS(2) + C(38) * @SEAS(3) + C(39) * @SEAS(4)$			
R-squared	0,885632	Mean dependent var	7,383664
Adjusted R-squared	0,882461	S.D. dependent var	0,161434
S.E. of regression	0,063291	Sum squared resid	0,104148
Durbin-Watson stat	2,019901		

Джерело: оцінки автора.

Таблиця К.2

Результати оцінювання системи короткострокових пристосувань

System: SYS_ SHORT				
Total system (balanced) observations 102				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0,112451	0,035280	3,187372	0,0022
C(2)	0,386194	0,093266	4,140744	0,0001
C(4)	0,005484	0,004874	1,125111	0,2680
C(5)	-0,028916	0,009488	-3,041751	0,0043
C(8)	0,273135	0,130145	2,098700	0,0211
C(9)	-0,115433	0,157874	-0,731172	0,4587
C(7)	0,036541	0,021215	1,722413	0,0895
C(10)	-0,027809	0,017609	-1,579233	0,1286

Продовження табл. К.2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(31)	-0,091154	0,048095	-1,895258	0,0622
C(32)	-0,203128	0,045946	-4,420945	0,0000
C(33)	-0,120491	0,042826	-2,813690	0,0062
C(41)	0,596473	0,102452	5,821946	0,0000
C(51)	-1,046816	0,245330	-4,266971	0,0001
C(11)	0,026321	0,013884	2,042917	0,0470
C(12)	0,069445	0,036192	1,918787	0,0592
C(13)	0,857357	0,124414	6,891121	0,0000
C(16)	0,056934	0,041121	1,384523	0,1618
C(17)	-0,009436	0,007796	-1,210306	0,2304
C(20)	0,011119	0,006469	1,718801	0,0902
C(34)	-0,021160	0,014729	-1,436606	0,1763
C(35)	-0,029186	0,018426	-1,583945	0,1048
C(36)	-0,052441	0,014818	-3,510729	0,0007
C(52)	-0,802109	0,212802	-3,769279	0,0003
C(21)	-0,314945	0,152428	-2,066180	0,0436
C(22)	-0,985957	0,425271	-2,318422	0,0252
C(23)	-0,418086	1,318455	-0,317103	0,7879
C(26)	-0,284470	0,444231	-0,640365	0,5450
C(27)	0,107333	0,087761	1,097913	0,2457
C(30)	-0,216297	0,076258	-2,823250	0,0072
C(37)	0,351220	0,204767	1,715214	0,0985
C(38)	0,421283	0,220411	1,904037	0,0573
C(39)	0,478025	0,161847	2,644614	0,0099
C(48)	0,312139	0,116008	2,690675	0,0090
C(53)	-0,964568	0,180906	-5,331880	0,0000
Determinant residual covariance		8,47E-13		

Продовження табл. К.2

Equation:			
$\begin{aligned} \text{DLOG(AWAGE)} = & C(1) + C(2)*\text{DLOG(RGDP)} + C(4)*\text{D(RU)} + C(5)*\text{D(RUOF)} + \\ & + C(8)*\text{DLOG(P\_CPI)} + C(9)*\text{DLOG(P\_CPI,2)} + C(7)*\text{DLOG(UNB)} + \\ & + C(10)*\text{DLOG(WARR,2)} + C(31)*\text{@SEAS(2)} + C(32)*\text{@SEAS(3)} + C(33)*\text{@SEAS(4)} + \\ & + C(41)*\text{DLOG(AWAGE(-1))} + C(51)*\text{RES\_AWAGE\_L(-1)} \end{aligned}$			
R-squared	0,960300	Mean dependent var	0,046886
Adjusted R-squared	0,943141	S.D. dependent var	0,050587
S.E. of regression	0,012635	Sum squared resid	0,003353
Durbin-Watson stat	1,812914		
Equation:			
$\begin{aligned} \text{DLOG(EMPL)} = & C(11) + C(12)*\text{DLOG(RGDP)} + C(13)*\text{DLOG(LF)} + \\ & + C(16)*\text{DLOG(AWAGE/P\_CPI)} + C(17)*\text{DLOG(UNB)} + C(20)*\text{DLOG(WARR,2)} + \\ & + C(34)*\text{@SEAS(2)} + C(35)*\text{@SEAS(3)} + C(36)*\text{@SEAS(4)} + C(52)*\text{RES\_EMPL\_L(-1)} \end{aligned}$			
R-squared	0,989939	Mean dependent var	0,001204
Adjusted R-squared	0,982442	S.D. dependent var	0,030525
S.E. of regression	0,004675	Sum squared resid	0,000525
Durbin-Watson stat	1,994357		
Equation:			
$\begin{aligned} \text{DLOG(UNEMPL)} = & C(21) + C(22)*\text{DLOG(RGDP)} + C(23)*\text{DLOG(LF)} + \\ & + C(26)*\text{DLOG(AWAGE/P\_CPI)} + C(27)*\text{DLOG(UNB)} + C(30)*\text{DLOG(WARR,2)} + \\ & + C(37)*\text{@SEAS(2)} + C(38)*\text{@SEAS(3)} + C(39)*\text{@SEAS(4)} + C(48)*\text{DLOG(UNEMPL(-4))} + \\ & + C(53)*\text{RES\_UNEMPL\_L(-1)} \end{aligned}$			
R-squared	0,944245	Mean dependent var	-0,009718
Adjusted R-squared	0,932187	S.D. dependent var	0,177679
S.E. of regression	0,055399	Sum squared resid	0,070587
Durbin-Watson stat	1,893424		

Джерело: оцінки автора.

Таблиця К.3

**Сценарні значення допомоги по безробіттю
(ретроспективний аналіз)**

Період	Середньомісячна заробітна плата		Допомога по безробіттю			
	Фактичні значення	Трендова складова	Фактичні значення	Трендова складова	Альтернативні значення	Альтернативний тренд
2005Q1	676,54	749,43	165,60	144,99	165,60	155,50
2005Q2	773,71	800,25	175,01	159,80	172,56	166,80
2005Q3	841,51	853,38	181,55	175,72	176,51	178,65
2005Q4	932,80	908,84	192,89	192,81	184,91	191,04
2006Q1	918,73	966,61	210,69	211,09	199,15	203,97
2006Q2	1016,92	1026,70	220,06	230,58	205,10	217,43
2006Q3	1079,51	1089,08	228,61	251,32	210,09	231,42
2006Q4	1156,34	1153,73	251,48	273,31	227,88	245,93
2007Q1	1161,19	1220,59	275,88	296,57	246,50	260,95
2007Q2	1289,73	1289,61	283,68	321,09	249,92	276,45
2007Q3	1414,94	1360,74	300,87	346,86	261,36	292,41
2007Q4	1544,85	1433,89	339,27	373,87	290,60	308,81
2008Q1	1618,95	1508,97	391,74	402,09	330,85	325,63
2008Q2	1797,58	1585,88	424,46	431,48	353,48	342,83
2008Q3	1906,16	1664,50	477,68	461,99	392,24	360,37
2008Q4	1913,53	1744,71	571,07	493,55	462,37	378,22
2009Q1	1735,20	1826,36	604,16	526,10	482,32	396,34
2009Q2	1892,00	1909,31	622,44	559,55	489,97	414,68
2009Q3	1963,67	1993,37	651,84	593,80	505,94	433,19
2009Q4	2046,00	2078,39	655,56	628,75	501,71	451,82
2010Q1	1993,33	2164,16	656,49	664,28	495,40	470,53
2010Q2	2227,00	2250,49	691,69	700,26	514,67	489,24
2010Q3	2332,00	2337,17	739,03	736,54	542,21	507,91
2010Q4	2434,67	2423,97	780,05	772,98	564,30	526,46
2011Q1	2388,67	2510,66	810,00	809,42	577,78	544,85
2011Q2	2604,67	2597,02	838,00	845,70	589,39	563,00

Продовження табл. К.3

2011Q3	2726,67	2682,79	885,00	881,63	613,75	580,85
2011Q4	2836,67	2767,72	879,00	917,05	601,07	598,33
2012Q1	2814,67	2851,56	989,00	951,78	666,83	615,38
2012Q2	3022,00	2934,06	945,00	985,62	628,26	631,93
2012Q3	3096,00	3014,94	948,00	1018,40	621,44	647,91
2012Q4	3195,00	3093,95	1028,00	1049,93	664,47	663,26
2013Q1	3085,33	3170,84	1194,00	1080,03	760,97	677,93
2013Q2	3288,67	3245,32	1087,00	1108,53	683,10	691,83
2013Q3	3331,33	3317,17	1108,00	1135,25	686,56	704,92
2013Q4	3379,00	3386,11	1172,00	1160,03	716,07	717,14
2014Q1	3263,00	3451,91	1252,00	1182,71	754,25	728,44
2014Q2	3473,00	3514,34	1145,00	1203,16	680,15	738,77
2014Q3	3536,00	3573,15	1154,00	1221,24	675,91	748,07
2014Q4	3648,00	3628,14	1232,00	1236,84	711,51	756,31

Джерело: оцінки автора.

Таблиця К.4

**Сценарні значення реального валового внутрішнього продукту
(ретроспективний аналіз)**

Період	Реальний ВВП		Сценарій 1		Сценарій 1	
	RGDP	ln RGDP	RGDP_1	ln RGDP_1	RGDP_2	ln RGDP_2
2005Q1	120374,03	11,70	135721,34	11,82	120374,03	11,70
2005Q2	142048,06	11,86	161768,37	11,99	142048,06	11,86
2005Q3	177794,12	12,09	204511,92	12,23	177794,12	12,09
2005Q4	183287,94	12,12	212950,20	12,27	183287,94	12,12
2006Q1	126128,73	11,75	148013,43	11,91	126128,73	11,75
2006Q2	152088,08	11,93	180270,73	12,10	152088,08	11,93
2006Q3	191117,12	12,16	228808,74	12,34	191117,12	12,16
2006Q4	201077,12	12,21	243152,43	12,40	201077,12	12,21
2007Q1	139444,00	11,85	170317,29	12,05	139444,00	11,85
2007Q2	166869,00	12,02	205862,62	12,23	166869,00	12,02
2007Q3	199535,00	12,20	248635,92	12,42	199535,00	12,20

Продовження табл. К.4

Період	Реальний ВВП		Сценарій 1		Сценарій 1	
	RGDP	ln RGDP	RGDP_1	ln RGDP_1	RGDP_2	ln RGDP_2
2007Q4	214883,00	12,28	270451,75	12,51	214883,00	12,28
2008Q1	151231,44	11,93	192252,84	12,17	151231,44	11,93
2008Q2	177201,95	12,09	227531,81	12,34	177201,95	12,09
2008Q3	208014,30	12,25	269780,00	12,51	208014,30	12,25
2008Q4	197982,97	12,20	259350,65	12,47	197982,97	12,20
2009Q1	121588,94	11,71	160877,95	11,99	123179,91	11,72
2009Q2	146525,06	11,89	195820,11	12,18	150384,67	11,92
2009Q3	175364,63	12,07	236717,49	12,37	182338,96	12,11
2009Q4	184744,25	12,13	251884,95	12,44	194605,11	12,18
2010Q1	127059,45	11,75	174977,10	12,07	135592,64	11,82
2010Q2	154405,98	11,95	214773,79	12,28	166931,80	12,03
2010Q3	181164,59	12,11	254526,75	12,45	198423,96	12,20
2010Q4	191592,23	12,16	271882,32	12,51	212590,83	12,27
2011Q1	133464,38	11,80	191298,43	12,16	150029,91	11,92
2011Q2	160412,96	11,99	232235,39	12,36	182682,83	12,12
2011Q3	193054,70	12,17	282300,91	12,55	222732,96	12,31
2011Q4	201317,05	12,21	297341,41	12,60	235304,64	12,37
2012Q1	136456,38	11,82	203569,00	12,22	161580,75	11,99
2012Q2	165238,41	12,02	248984,17	12,43	198222,34	12,20
2012Q3	190534,66	12,16	289986,43	12,58	231558,87	12,35
2012Q4	196280,02	12,19	301732,94	12,62	241662,55	12,40
2013Q1	134961,23	11,81	209555,27	12,25	168340,30	12,03
2013Q2	163083,65	12,00	255766,08	12,45	206079,76	12,24
2013Q3	188106,56	12,14	297974,70	12,60	240810,09	12,39

Джерело: оцінки автора.

Таблиця К.5

**Фактичні й альтернативні прогнозовані значення заборгованості з
виплати заробітної плати та допомоги по безробіттю**

Заборгованість із виплати заробітної плати				Допомога по безробіттю			
Період	Фактичні значення	Період	Фактичні значення	Період	Фактичні значення	Період	Фактичні значення
2005Q1	1230,40	2010Q1	1646,30	2005Q1	165,60	2010Q1	656,49
2005Q2	1276,30	2010Q2	1726,90	2005Q2	175,01	2010Q2	691,69
2005Q3	1027,50	2010Q3	1275,30	2005Q3	181,55	2010Q3	739,03
2005Q4	895,30	2010Q4	1153,10	2005Q4	192,89	2010Q4	780,05
2006Q1	931,60	2011Q1	1259,30	2006Q1	210,69	2011Q1	810,00
2006Q2	1036,00	2011Q2	1121,50	2006Q2	220,06	2011Q2	838,00
2006Q3	930,40	2011Q3	1115,80	2006Q3	228,61	2011Q3	885,00
2006Q4	741,40	2011Q4	912,40	2006Q4	251,48	2011Q4	879,00
2007Q1	815,80	2012Q1	973,30	2007Q1	275,88	2012Q1	989,00
2007Q2	775,70	2012Q2	896,90	2007Q2	283,68	2012Q2	945,00
2007Q3	667,10	2012Q3	862,00	2007Q3	300,87	2012Q3	948,00
2007Q4	603,70	2012Q4	828,70	2007Q4	339,27	2012Q4	1028,00
2008Q1	627,40	2013Q1	1013,40	2008Q1	391,74	2013Q1	1194,00
2008Q2	656,80	2013Q2	924,60	2008Q2	424,46	2013Q2	1087,00
2008Q3	784,40	2013Q3	959,50	2008Q3	477,68	2013Q3	1108,00
2008Q4	1123,70	2013Q4	688,00	2008Q4	571,07	2013Q4	1172,00
2009Q1	1658,10	2014Q1	1046,90	2009Q1	604,16	2014Q1	1252,00
2009Q2	1574,20	2014Q2	970,70	2009Q2	622,44	2014Q2	1145,00
2009Q3	1614,20	2014Q3	1927,70	2009Q3	651,84	2014Q3	1154,00
2009Q4	1408,30	2014Q4	2366,90	2009Q4	655,56	2014Q4	1232,00
Період	Сценарій 1	Сценарій 2	Сценарій 3	Період	Сценарій 1	Сценарій 2	Сценарій 3
2015Q1	2436,80	2558,93	2596,19	2015Q1	1297,03	1311,47	1414,50
2015Q2	2436,80	2508,04	2790,36	2015Q2	1263,29	1288,78	1374,75
2015Q3	2436,80	2482,90	2834,88	2015Q3	1275,44	1321,68	1416,87
2015Q4	2436,80	2321,48	2758,26	2015Q4	1322,41	1389,93	1489,45
2016Q1	2436,80	2630,79	2546,63	2016Q1	1384,84	1473,56	1613,50
2016Q2	2436,80	2463,81	2236,16	2016Q2	1341,77	1443,86	1568,15
2016Q3	2436,80	2270,09	1862,56	2016Q3	1347,69	1476,74	1616,20
2016Q4	2436,80	1974,45	1471,77	2016Q4	1390,20	1549,03	1699,00
2017Q1	2436,80	2100,02	1102,34	2017Q1	1448,51	1638,21	1840,49
2017Q2	2436,80	1868,97	782,46	2017Q2	1396,50	1601,44	1788,77

Джерело: дані Державної служби статистики, розрахунки автора.



ВЕРХОВНА РАДА УКРАЇНИ

Комітет з питань соціальної політики, зайнятості та пенсійного забезпечення

01008, м. Київ-8, вул. М. Грушевського, 5, тел.: 255-40-35, факс: (044) 255-41-70

№ 04-34/15-304987

"04" 12 2015 р.

Голові спеціалізованої вченої ради
Д 26.006.07
ДВНЗ «Київський національний
економічний університет імені Вадима
Гетьмана»
д.е.н., проф. В. В. Вітлінському

ДОВІДКА

**про впровадження результатів дисертаційного дослідження
“Економетричне моделювання динамічних процесів
функціонування та розвитку ринку праці України”
на здобуття наукового ступеня доктора економічних наук
Олісевич Маріанни Олександрівни**

Основні положення та результати наукового дослідження доцента кафедри математичної економіки та економетрії Львівського національного університету імені Івана Франка Олісевич Маріанни Олександрівни, викладені у дисертаційній роботі “Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України”, використано у роботі Комітету Верховної Ради України з питань соціальної політики, зайнятості та пенсійного забезпечення.

Висновки щодо еластичності попиту на працю, чутливості реакції реальної заробітної плати на зміни у продуктивності праці та рівні безробіття, еластичності пропозиції праці, отримані на підставі структурних векторних моделей з урахуванням механізму коригування похибок, а також прогнози майбутніх тенденцій розвитку ринку праці й аналіз динаміки його функціонування за різних альтернативних сценаріїв розвитку економічних процесів в Україні враховано при підготовці законодавчого забезпечення засад державної політики з питань регулювання трудових відносин та зайнятості населення, у сфері регулювання соціальних гарантій та забезпечення достатнього життєвого рівня людини.

Голова Комітету

Л. Денісова



Міністерство соціальної політики України
Державний центр зайнятості

Львівський обласний центр зайнятості

вул.Бортнянського 11а, м.Львів, 79039, тел/факс (032) 297-16-97,

E-mail: kanc@locz.lviv.ua Web: <http://www.dcz.gov.ua/lviv> Код ЄДРПОУ 03491180

05.10.2015 №11-3344/0-15

На № _____ від _____

Голові

спеціалізованої вченої ради Д 26.006.07

ДВНЗ «Київський національний

економічний університет імені Вадима Гетьмана»

д.е.н., проф. В. В. Вітлінському

03860, Київ, просп. Перемоги, 54/1

ДОВІДКА

про впровадження результатів дисертаційної роботи

Олісевич Маріанни Олександрівни

на тему: “Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України”,

поданої до захисту на здобуття наукового ступеня

доктора економічних наук зі спеціальності

08.00.11 – математичні методи, моделі та інформаційні технології в економіці

Дисертаційна робота Олісевич Маріанни Олександрівни “Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України” пройшла апробацію у Львівському обласному центрі зайнятості.

Матеріали дисертаційної роботи використано у прогнозно-аналітичній роботі центру; зокрема для аналізу та прогнозування динаміки рівня економічної активності населення використано розроблену автором нелінійну логістичну модель згладженого переходу, яка дала змогу виявляти різні динамічні властивості процесу під час періодів піднесення та рецесії з урахуванням асиметричних ефектів і кількісно визначати плавні зміни в характері поведінки коефіцієнта участі в робочій силі. З метою підвищення якості та результативності соціальних послуг служби зайнятості у практику діяльності Львівського обласного центру зайнятості також впроваджено розроблений Олісевич М. О. комплекс нелінійних економетричних порогових авторегресійних моделей, використання якого дало змогу визначати різні режими динаміки зареєстрованого рівня безробіття та прогнозувати їх зміну залежно від значення, якого набуває визначена автором порогова функція.

Використання розробленого в дисертації інструментарію та кількісних оцінок дає змогу в умовах нестабільності та підвищених ризиків завчасно передбачати фази спаду й підвищення економічної активності та кількості зареєстрованих безробітних, оперативно реагувати на них. Результати дослідження є підґрунтям для обґрунтованого ухвалення оперативних рішень з метою забезпечення сприяння та реалізації державної політики зайнятості.



Директор

Львівського обласного центру зайнятості

В.Н. Бариліук



УКРАЇНА

ЛЬВІВСЬКА ОБЛАСНА ДЕРЖАВНА АДМІНІСТРАЦІЯ
ДЕПАРТАМЕНТ СОЦІАЛЬНОГО ЗАХИСТУ НАСЕЛЕННЯ

79046, м. Львів, вул. Митрополита Андрія, 10, тел. (032) 255-37-70, факс (032) 255-46-50,
E-mail: cmsp1300@gmail.com

15.10.2015 N01-10695

Голові спеціалізованої вченої ради Д 26.006.07
ДВНЗ «Київський національний економічний
університет імені Вадима Гетьмана»
д-ру. екон. н., проф. Вітлінському В. В.
03860, Київ, просп. Перемоги, 54/1

ДОВІДКА

про впровадження результатів дисертаційної роботи
Олісевич Маріанни Олександрівни
на тему: "Економетричне моделювання динамічних процесів
функціонування та розвитку ринку праці України",
поданої до захисту на здобуття наукового ступеня
доктора економічних наук за спеціальністю
08.00.11 – математичні методи, моделі та
інформаційні технології в економіці

Результати дисертаційної роботи Олісевич Маріанни Олександрівни на тему
"Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці
України" впроваджені в практику діяльності департаменту соціального захисту
населення Львівської обласної державної адміністрації.

З метою виконання завдань департаменту щодо забезпечення реалізації державної
соціальної політики на території області у сфері соціального захисту населення, що включає
визначення пріоритетів соціального розвитку та здійснення аналізу рівня життя населення,
було використано результати дисертаційного дослідження динамічних змін у реальних
споживчих можливостях українських домогосподарств та розроблений автором комплекс
економетричних моделей, що охоплює модель, яка описує поведінку реального споживання
згідно з гіпотезою постійного доходу, модель адаптивних очікувань формування постійного
доходу, модель часткового пристосування до бажаного рівня споживання; поєднує
оцінювання довгострокових траєкторій та дає змогу дослідити короткострокові ефекти
впливу на темпи зміни споживання змін у темпах росту доходу, інфляції, розподілених лагів
зміни норми заощадження, чинників сезонності та відхилень від довгострокової рівноваги, що
виникають внаслідок непередбачуваних шоків в економіці.

Висновки, отримані у дисертації на підставі розробленої автором структурної
векторної авторегресійної моделі динамічного взаємозв'язку між темпом росту реального
ВВП і циклічним безробіттям щодо короткострокових та довгострокових ефектів впливу шоків
сукупного попиту та сукупної пропозиції використано при розробці інформаційних і
аналітичних матеріалів, практичній, консультативно-правовій та організаційно-методичній
роботі адміністрації.

Результати наукового дослідження Олісевич М. О. враховано при підготовці
пропозицій до проектів державних цільових, галузевих та регіональних програм соціально-
економічного розвитку відповідно до визначених повноважень та виконання функцій
департаменту.

Директор департаменту
соціального захисту населення
Львівської обласної державної адміністрації



Мартиняк В. В.



Львівська міська рада

Департамент економічної політики

Україна, 79 006, Львів, пл. Ринок, 1, тел.: (032) 254-60-57

10.09.2015 № 23-век-640

На № _____ від _____

Голові спеціалізованої вченої ради Д 26.006.07
ДВНЗ «Київський національний економічний
університет імені Вадима Гетьмана»
Д-ру екон. наук, проф. Вітлінському В. В.
03860, Київ, просп. Перемоги, 54/1

ДОВІДКА

про впровадження результатів дисертаційного дослідження
“Економетричне моделювання динамічних процесів
функціонування та розвитку ринку праці України”
на здобуття наукового ступеня доктора економічних наук
Олісевич Маріанни Олександрівни

Основні результати дисертаційного наукового дослідження доцента Львівського національного університету імені Івана Франка Олісевич М. О. мають значне науково-прикладне значення та впроваджено у практичну роботу Львівської міської ради.

Розроблена у дисертації методологія моделювання та побудований комплекс динамічних економетричних симульативних моделей і моделей коригування похибок дають змогу оцінити довгострокові рівноважні економічні взаємозв'язки між показниками ринку праці та короткострокові ефекти впливу низки чинників на темпи зміни заробітних плат, робочої сили, зайнятості та безробіття. Висновки моделювання використано у роботі управління економіки департаменту економічної політики для здійснення організаційно-функціональних повноважень у соціально-економічній сфері з метою забезпечення збалансованого економічного та соціального розвитку міста, ефективного використання його трудових і фінансових ресурсів.

У діяльності управління зовнішньоекономічних відносин та інвестицій для підготовки проектів програм та заходів, спрямованих на забезпечення збалансованого зовнішньоекономічного та інвестиційного розвитку міста, прогнозування основних показників розвитку зовнішньоекономічної політики, складання балансів трудових ресурсів використано, запропонований у дисертації Олісевич М. О., інструментарій оцінювання регіональних індексів економічної інтеграції, індексів дисиміляції структурних перетворень на ринках праці регіонів України та ринках праці країн Європейського Союзу, комплекс економетричних моделей динаміки функціонування ринків праці регіонів і виконаний на їх підставі аналіз наслідків впливу поглиблення інтеграційних процесів як чинника змін у регіональних рівнях зайнятості й продуктивності праці.

Директор департаменту



І. Кулинич



**ДЕРЖАВНА ФІСКАЛЬНА СЛУЖБА УКРАЇНИ
ГОЛОВНЕ УПРАВЛІННЯ ДФС У ЛЬВІВСЬКІЙ ОБЛАСТІ**

вул. Стрийська, 35, м. Львів, 79003, тел. (032) 297-30-91, (032) 297-36-85 факс (032) 297-39-39
www.lv.sfs.gov.ua; e-mail:lv.official@sfs.gov.ua Код ЄДРПОУ 39462700

27.11.2015 № 5484/10/13-01-11-01-08

на № _____ від _____

Голові спеціалізованої вченої ради Д 26.006.07
ДВНЗ «Київський національний економічний
університет імені Вадима Гетьмана»
д. ек. н., проф. Вітлінському В. В.
03860, Київ, просп. Перемоги, 54/1

ДОВІДКА

**про впровадження результатів дисертаційного дослідження
Оліскевич Маріанни Олександрівни “Економетричне моделювання
динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України”**

Методологічні та методичні розробки дисертанта щодо аналізу та прогнозування довгострокових і короткострокових ефектів впливу випадкових збурень, технологічних шоків, збурень попиту на працю, пропозиції праці, шоків заробітних плат на динаміку економічних процесів, а також висновки, побудованих у дисертації, структурних векторних авторегресійних моделей коригування похибок і моделей, які враховують механізм короткострокових пристосувань мають практичне значення і використовуються у роботі Головного управління ДФС у Львівській області при розрахунку прогнозних показників доходів бюджетів усіх рівнів з урахуванням прогнозів макроекономічних показників і тенденцій розвитку ринку праці.

Заступник начальника
Головного управління
ДФС у Львівській області



В.В.Кресяк

014416



НАЦІОНАЛЬНА АКАДЕМІЯ НАУК УКРАЇНИ
Державна установа
«ІНСТИТУТ РЕГІОНАЛЬНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ
імені М. І. Долішнього
Національної академії наук України»

79026, Львів-26, Козельницька, 4. Тел. (032) 270-71-68, факс (032) 270-70-58; e-mail: irr@mail.lviv.ua

№ 1/103 від "19" травня 2015 р.

На № _____ від "_____" _____ 2015 р.

Голові спеціалізованої вченої ради Д 26.006.07
ДВНЗ «Київський національний економічний
університет імені Вадима Гетьмана»
д.е.н., проф. В. В. Віглінському
03860, Київ, просп. Перемоги, 54/1

ДОВІДКА

про використання наукових результатів дисертаційної роботи
Олісевич М. О. «Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та
розвитку ринку праці України»

ДУ «Інститут регіональних досліджень імені М. І. Долішнього НАН України» інформує, що результати наукового дослідження Олісевич Маріанни Олександрівни були використані при виконанні науково-дослідних тем відділом соціально-гуманітарного розвитку регіону («Соціально-економічна захищеність мігрантів: загальнонаціональний та регіональний вимір» №ДР 0113U000106 та «Соціально-культурологічні наслідки міграційних процесів» №ДР 0114U004400). При цьому, були адаптовані до потреб аналізу регіональних ринків праці України наступні результати наукових досліджень, які мають наукову новизну та практичну значущість:

- економіко-математичний інструментарій дослідження нерівномірностей та динаміки змін у структурі регіональної зайнятості населення за різними видами економічної діяльності;
- інструментарій оцінювання динаміки індексів регіональних структурних змін у зайнятості, індексів галузевої диверсифікації зайнятих у регіонах, індексів регіональної диверсифікації зайнятих для кожного виду економічної діяльності, регіональних індексів економічної інтеграції з погляду зайнятості, аналіз їх розбіжностей з відповідними показниками для країн ЄС;
- модель лонгітюдних даних для регіонального аналізу впливу низки чинників на видатки на освіту населення;
- економетричний аналіз та концепція моделювання впливу індексів економічної інтеграції регіонів (за окремими групами країн світу) на зміни у регіональних рівнях зайнятості у різних сферах економічної діяльності.

Пропозиції та рекомендації, надані автором, є також складовою розробки низки концептуальних, методичних, експертно-аналітичних та прогностичних матеріалів Інституту у сфері соціально-економічної та міграційної політики держави.

Директор Інституту
д.е.п, професор



Кравців В. С.

ІНСТИТУТ ЕКОНОМІЧНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ ТА ПОЛІТИЧНИХ КОНСУЛЬТАЦІЙ

01030 Київ, вул. Рейтарська, 8/5-А,
 тел. (+38044) 278-6342, 278-6360, факс 278-6336
 E-mail: institute@ier.kiev.ua, <http://www.ier.com.ua>



№140815/00099

Київ, 15 серпня 2015 року

Голові спеціалізованої вченої ради Д 26.006.07
 ДВНЗ «Київський національний економічний університет імені Вадима Гетьмана»
 д.е.н., проф. **В.В. Вітлінському**

03860, Київ, просп. Перемоги, 54/1

ДОВІДКА

про впровадження результатів дисертаційної роботи

Олісевич Маріанни Олександрівни

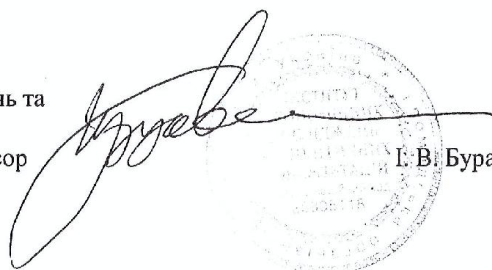
на тему: «Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку
 ринку праці України»

Основні положення та результати дисертаційної роботи Олісевич М.О. на тему «Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України» були частково враховані у роботі Інституту економічних досліджень та політичних консультацій при розробці наступних проектів:

- «Стратегічна дорадча група з економічних реформ в Україні», Проект №4881, рішення Правління МФВ від 12 червня 2014р., тривалість проекту: червень 2014р. – лютий 2015р.
- «Міграція між Україною та ЄС: оцінка наслідків від скасування візового режиму», Проект №47749, рішення Правління МФВ від 3 червня 2013р., тривалість проекту: червень 2013р. – травень 2014р.
- «Прогнозування міграції між ЄС, V4 та Східною Європою: вплив від скасування візового режиму», Міжнародний Вішеградський фонд, тривалість проекту: травень 2013р. – травень 2014р.

У цих проектах частково використані розроблені та вдосконалені автором дисертаційного дослідження теоретико-методологічні підходи до економетричного моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України в умовах макроекономічної нестабільності

Голова правління
 Інституту економічних досліджень та
 політичних консультацій,
 доктор економічних наук, професор


 І.В. Бураковський



МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ЛЬВІВСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ЦЕНТР НАУКИ, ІННОВАЦІЙ ТА ІНФОРМАТИЗАЦІЇ

пр.В.Чорновола, 57, Львів-20, 79020
V.Chornovil avenue, 57, Lviv-20, 79020
tel/fax: (0322) 52-34-01 e-mail: cstei@cstei.lviv.ua
Url: <http://www.cstei.lviv.ua> p/p: 26009019406503 РВ АКБ «Індустріалбанк» м. Львова, МФО 313849, ЗКПО 02736432

N 1/172 від 10.09.2015

Голові спеціалізованої вченої ради Д 26.006.07

ДВНЗ «Київський національний економічний

університет імені Вадима Гетьмана»

д.е.н., проф. В. В. Вітлінському

03860, Київ, просп. Перемоги, 54/1

ДОВІДКА

про впровадження результатів наукових досліджень

Олісевич Маріанни Олександрівни

Наукові результати докторської дисертаційної роботи "Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України", отримані канд. фіз.-мат. наук, доцентом Олісевич Маріанною Олександрівною, використано у роботі Львівського Державного Центру Науки, Інновацій та Інформатизації, що є провідною державною науково-інформаційною структурою західного регіону України.

А саме, у діяльності ЛЦНІ, яка спрямована на дослідження проблем і формування підходів щодо функціонування регіональних інформаційно-інноваційних структур в умовах економічних і політичних перетворень в Україні, набули використання

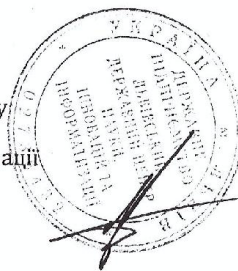
- розроблений комплекс економетричних моделей динаміки функціонування ринків праці регіонів на основі моделей лонгітюдних (панельних) даних;
- концептуальні засади моделювання особливостей динаміки та коінтеграції цінових індексів на підставі дефлятора ВВП та дефляторів компонент видатків;
- дослідження основних чинників гістерезису безробіття та висновки розробленої структурної векторної авторегресійної моделі коригування похибок динамічного взаємозв'язку між продуктивністю праці, зайнятістю, рівнем безробіття і реальною заробітною платою для української економіки.

Результати дослідження також використано при проведенні фундаментальних і прикладних досліджень з проблем розвитку інтелектуального потенціалу, організації науково-інноваційної та інформаційної діяльності, оцінки ефективності регіональної науково-технічної політики.

Директор

Львівського Державного Центру
Науки, Інновацій та Інформатизації

К.т.н.



М. С. Яворський

«ЗАТВЕРДЖУЮ»

Віце-президент з наукової роботи та інформатизації

“ 10 ” 02

Ярошенко Т.О.



«ЗАТВЕРДЖУЮ»

Віце-президент з науково-педагогічної роботи

“ 10 ” 02

Ожогін В.М.



Голові спеціалізованої вченої ради Д 26.006.07
ДВНЗ «Київський національний економічний
університет імені Вадима Гетьмана»
д.е.н., проф. В.В. Вітлінському
03860, Київ, просп. Перемоги, 54/1

ДОВІДКА

про впровадження у навчальний процес результатів дисертаційної роботи
Оліскевич Маріанни Олександрівни на тему:

**“Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та
розвитку ринку праці України”**

Запропоновані Оліскевич М.О. в дисертації на тему “Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України” методичні розробки виявлення асиметричних ефектів у динаміці показників ринку праці на підґрунті застосування асиметричних нелінійних моделей часових рядів, а також підходи щодо економетричного моделювання динамічних довгострокових співвідношень і короткострокових пристосувань на ринку праці на підґрунті гібридних моделей систем симулятивних рівнянь з урахуванням механізму коригування похибок використовуються при викладанні навчальних дисциплін «Фінансова економетрика» та «Методологія наукових досліджень у фінансах» студентам магістрам напряму «Фінанси і кредит» Національного університету «Києво-Могилянська академія».

Зав.кафедри фінансів,
д.е.н., проф.

Декан факультету
економічних наук,
к.е.н., доцент

І.Г. Лук'яненко

О.В. Гуменна

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ЛЬВІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ імені ІВАНА ФРАНКА

вул. Університетська, 1, м. Львів, 79000, тел./факс (032)2616048, тел. 2603402

E-mail: franko.lviv.ua Код ЗКПІО 02070987

Управління держказначейства у Львівській області. МФО 825014. р.р. 35221203001061

№ свідоцтва 17701483, ін. под. № 020709813029

Валютний рахунок № 26007006042 в Укресімбанку м. Львова МФО 325718

28.10.2015

N

4928-Н

На N

від

«ЗАТВЕРДЖУЮ»



Проректор з наукової роботи,

професор, д-р. НАН України,

професор

Р. Є. Гладішевський

10.10.2015 р.

Голова спеціалізованої вченої ради Д 26.006.07

Львівський національний економічний

університет імені Вадима Гетьмана»

д-ру екон. наук, проф. В. В. Вітлінському

03860, Київ, просп. Перемоги, 54/1

ДОВІДКА

про впровадження результатів дисертаційного дослідження на тему:

“Економетричне моделювання динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України”

здобувача наукового ступеня доктора економічних наук із спеціальності 08.00.11 “математичні

методи, моделі та інформаційні технології в економіці”,

доцента кафедри математичної економіки та економетрії

механіко-математичного факультету

Львівського національного університету імені Івана Франка

Олісевич Маріанни Олександрівни

Результати дисертаційного дослідження Олісевич М. О., яке, присвячене економетричному моделюванню динамічних процесів функціонування та розвитку ринку праці України, були успішно впроваджені при організації навчального процесу, розробці методичних матеріалів і наукових програм у Львівському національному університеті імені Івана Франка впродовж 2012–2013, 2013–2014, 2014–2015 навчальних років для викладання дисциплін “Макроекономічні моделі”, “Математична економіка”, “Узагальнені економетричні моделі”, “Додаткові розділи економетрії”, “Економетрія часових рядів”, “Економетричне нелінійне моделювання”, а також при написанні наукових, дипломних та магістерських робіт. Впровадження результатів експериментально-дослідницької частини дисертаційної роботи Олісевич М. О. дало змогу поглибити теоретичні знання та покращити практичні навички бакалаврів, магістрів і аспірантів.

Завідувач кафедри

математичної економіки та економетрії

д-р фіз.-мат. наук, професор

Кирилич В. М.

Декан

механіко-математичного факультету

д-р фіз.-мат. наук, професор

Зарічний М. М.