

Маріанна О. Оліскевич, Валерій А. Козицький
СТРУКТУРНА КОІНТЕГРАЦІЙНА МОДЕЛЬ
УКРАЇНСЬКОГО РИНКУ ПРАЦІ

У статті проведено економетричний аналіз динаміки продуктивності праці, зайнятості, рівня безробіття та реальної заробітної плати в Україні за 2002–2013 роки. Оцінено структурну векторну авторегресійну модель коригування помилки, досліджено коінтеграційні довгострокові співвідношення між показниками ринку праці. Охарактеризовано вплив технологічних шоків, шоків попиту на працю, шоків пропозиції праці та шоків заробітних плат у коротко- та довгостроковому періодах.

Ключові слова: ринок праці; коінтеграція; SVAR-модель; економетричний аналіз; структурні шоки.

Форм. 17. Рис. 4. Табл. 5. Літ. 12.

Маріанна А. Оліскевич, Валерій А. Козицький
СТРУКТУРНАЯ КОІНТЕГРАЦИОННАЯ МОДЕЛЬ
УКРАИНСКОГО РЫНКА ТРУДА

В статье проведен эконометрический анализ динамики производительности труда, занятости, уровня безработицы и реальной заработной платы в Украине за 2002–2013 годы. Оценено структурную векторную авторегрессионную модель корректировки ошибки, исследованы коинтеграционные долгосрочные соотношения между показателями рынка труда. Охарактеризовано влияние технологических шоков, шоков спроса на труд, шоков предложения труда и шоков заработной платы в кратко- и долгосрочном периодах.

Ключевые слова: рынок труда; коинтеграция; SVAR-модель; эконометрический анализ; структурные шоки.

Marianna O. Oliskevych¹, Valeriy A. Kozytzkyi²
STRUCTURAL COINTEGRATION MODEL
OF UKRAINIAN LABOR MARKET

The paper presents an econometric analysis of productivity, employment, unemployment rate and real wage dynamics in Ukraine during 2002–2013. The structural vector autoregressive error correction model has been estimated. The cointegration long-run relationships between the indicators of labor market have been studied. The influence of technology shocks, labor demand shocks, labor supply shocks and wage setting shocks in the short and long term is characterized.

Keywords: labor market; cointegration; SVAR model; econometric analysis; structural shocks.

Постановка проблеми. 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 і параметри ринку праці. Сучасний стан вітчизняного ринку праці характеризується виникненням та 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. Ефективність вирішення соціально-економічних проблем потребує удосконалення методів моделювання трансформаційних процесів на ринку

¹ Ivan Franko National University of Lviv, Ukraine.

² Ivan Franko National University of Lviv, Ukraine.

праці, а також розробки методологічних засад оцінювання природи та впливу різних типів збурень економічного середовища на перебіг змін у компонентах соціально-трудових відносин як у коротко-, так і у довгостроковому періодах.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. На проблемах ринку праці в Україні та регіонах наголошують у своїх працях чимало українських вчених: Л. Гриневич [7], О. Зірко [7], Н. Іщенко [1], М. Кизим [2], О. Мощицька [2], В. Омеляненко [3], К. Петренко [4], І. Петрова [5] й інші. 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. Зокрема, І. Петрова проаналізувала специфіку ринку інноваційної праці та тенденцій і перешкод на шляху його становлення в Україні [5]; Л. Гриневич та О. Зірко на основі методів структурно-динамічного аналізу дослідили інтенсивність структурних зрушень в інвестиціях і зайнятості населення в різних секторах економіки [7]; К. Петренко визначила основні індикатори посилення диспропорційності регіонального соціально-економічного розвитку та охарактеризувала їх вплив на депресивність розвитку території [4]. Вітчизняні науковці акцентують увагу на необхідності технологічного прориву та досліджують вплив технологічних шоків на вітчизняну економіку. Серед інших, В. Омеляненко відзначає, що технологічні шоки відіграють особливо важливу роль для економік, що розвиваються, оскільки відносна технологічна відсталість країни вимагає більших змін у виробничих процесах [3]. Н. Іщенко зазначає, що вища продуктивність праці створює передумови для зростання доходів працівників, вдосконалення сфери праці та підвищення якості трудового життя [1]. Проте, в Україні залишаються недослідженими питання моделювання структурних динамічних взаємозв'язків на ринку праці та вимірювання реакцій його індикаторів на макроекономічні шоки і збурення.

Аналіз і вивчення ринків праці різних країн зарубіжними вченими базуються на дослідженні векторних динамічних економетричних моделей часових рядів. Зокрема, Т. Якобсон, А. Вредін і А. Варне на основі структурної VAR-моделі із загальними трендами дослідили джерела коливань ринку праці в скандинавських країнах [10] та обґрунтували існування трьох збурень, які мають довгостроковий вплив на безробіття, а саме технологічних шоків, шоків пропозиції праці та шоків рівноважного безробіття. Е. Салтарі та Г. Травагліні побудували тривимірну структурну векторну авторегресійну модель продуктивності праці, зайнятості та сукупного попиту та виявили, що для пояснення динаміки європейської економіки в останні десятиліття необхідно враховувати і технологічні, і нетехнологічні шоки пропозиції праці, зумовлені інституційними змінами [12]. К. Кастерсен і Г. Хансен проаналізували ринок праці Німеччини за допомогою моделі коригування помилки, в якій коінтеграційні довгострокові співвідношення інтерпретуються як попит на робочу силу, рівняння встановлення заробітної плати та рівняння рівноваги на ринку товарів

і послуг [6]. В. Гольцл і А. Райнсталер за допомогою SVAR-моделі проаналізували продуктивність праці в різних індустріальних секторах економіки Австрії та показали, що шоки продуктивності та сукупного попиту завжди зумовлюють зростання випуску та зайнятості в промисловості [9]. А. Герцог-Штайн і К. Логе провели дослідження впливу інституційних факторів, циклічних шоків та гістерезису в Західній Німеччині [8].

Метою дослідження є емпіричний аналіз і економетричне моделювання структурних взаємозв'язків між продуктивністю праці, зайнятістю, рівнем безробіття та реальними заробітними платами в Україні, які нададуть змогу виміряти ступені впливу технологічних шоків, шоків попиту на працю та шоків пропозиції праці на процеси, що відбуваються в соціально-трудовій сфері національної економіки.

Основні результати дослідження. Теоретичною основою емпіричного моделювання слугуватиме макроекономічна модель ринку праці [10], яка охоплює моделювання виробничої функції, рівняння попиту на працю, рівняння пропозиції робочої сили та рівняння встановлення заробітної плати

$$rgdp_t = \rho \times empl_t + \theta_t; \quad (1)$$

$$empl_t = -\eta \times rwage_t + \lambda \times rgdp_t + \zeta_t; \quad (2)$$

$$lf_t = \pi \times rwage_t + \xi_t; \quad (3)$$

$$rwage_t = \delta \times (rgdp_t - empl_t) - \gamma \times (lf_t - empl_t) + \varsigma_t. \quad (4)$$

Тут малими літерами позначено натуральні логарифми змінних, зокрема $rgdp = \ln RGDP$, $empl = \ln EMPL$, $lf = \ln LF$, $wage = \ln WAGE$ і $p = \ln PRICE$ позначають натуральні логарифми реального валового внутрішнього продукту, кількості зайнятих в економіці, робочої сили, середньої заробітної плати та рівня цін відповідно, $rwaget = \ln(WAGE/PRICE)_t$ – реальна заробітна плата. Параметр ρ вимірює віддачу від розширення масштабу, η і λ – еластичності зайнятості за реальною заробітною платою та випуском, π – еластичність пропозиції праці, δ і γ – еластичності заробітної плати за продуктивністю та рівнем безробіття.

У моделі (1)–(4) змінні θ_t , ζ_t , ξ_t , ς_t визначають технологічний тренд, випадкові збурення попиту на працю, екзогенний тренд пропозиції робочої сили та тренд заробітної плати відповідно, поведінку яких опишемо за допомогою стохастичних процесів

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_t^{technology}; \quad (5)$$

$$\zeta_t = \varphi \times \zeta_{t-1} + \varepsilon_t^{demand}; \quad (6)$$

$$\xi_t = \xi_{t-1} + \varepsilon_t^{supply}; \quad (7)$$

$$\varsigma_t = \psi \times \varsigma_{t-1} + \varepsilon_t^{wage}, \quad (8)$$

де $\varepsilon_t^{technology}$ – чистий технологічний шок; ε_t^{demand} – шок попиту на працю; ε_t^{supply} – шок пропозиції праці; ε_t^{wage} – шок заробітних плат.

Модель (1)–(8) описує динаміку продуктивності праці, зайнятості, рівня безробіття і реальної заробітної плати, що визначаються двома випадковими

блуканнями в продуктивності θ_t і пропозиції робочої сили ξ_t . Інші випадкові компоненти моделі: шоки попиту на робочу силу ζ_t та встановлення заробітної плати ς_t , можуть бути як стаціонарними, якщо $|\phi| < 1$ чи $|\psi| < 1$, так і нестационарними, якщо $|\phi| = 1$ чи $|\psi| = 1$. Зокрема, якщо $|\psi| = 1$, то існуватиме 3 стохастичні тренди: тренд пропозиції праці, технологічний тренд і тренд рівноважного безробіття (або заробітної плати).

Використовуючи припущення стосовно шоків $\varepsilon_t^{technology}$, ε_t^{demand} , ε_t^{supply} і ε_t^{wage} і розв'язуючи модель (1)–(8), отримаємо

$$\begin{bmatrix} rgdp_t - empl_t \\ empl_t \\ lf_t - empl_t \\ rwage_t \end{bmatrix} = \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} \eta\gamma + (1-\lambda)(1+\pi) \\ \lambda(1+\gamma\pi) - \eta\delta \\ \eta\delta - \lambda + (1-\lambda)\pi\delta \\ \lambda\gamma + \alpha(1-\lambda) \end{bmatrix} \theta_t + \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} (\rho-1)(1+\gamma\pi) \\ 1+\gamma\pi \\ (\rho-1)\delta - 1 \\ \gamma - \alpha(1-\rho) \end{bmatrix} \zeta_t + \\ + \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} (\rho-1)\eta\eta \\ \eta\gamma \\ 1-\rho\lambda + (\rho-1)\delta\delta \\ (\rho\rho-1)\gamma \end{bmatrix} \xi_t + \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} \eta(1-\rho) \\ -\eta \\ \eta + (1-\rho\lambda)\pi \\ 1-\rho\lambda \end{bmatrix} \varsigma_t, \quad (9)$$

де параметр $\Delta = (1 - \rho\lambda)(1 + \gamma\pi) + \eta\gamma + (\rho - 1)\eta\delta$ зазвичай є додатним. Зокрема, якщо $\rho = \lambda = \eta = \delta = 1$ і $\gamma > 0$, то $\Delta = \gamma$.

Для економетричного аналізу моделі ринку праці можна застосувати методологію структурного векторного авторегресійного моделювання, використання якого припускає, що змінні, які входять в модель, є стаціонарними. Якщо ж ряди, для яких проводиться моделювання, є нестационарними, то необхідним є коінтеграційний аналіз і використання векторної моделі корегування похибки (VECM). Аналіз результатів застосування до часових рядів продуктивності праці, зайнятості, рівня безробіття та реальної заробітної плати розширеного тесту Дікі-Фуллера вказують на те, що гіпотеза наявності одиничного кореня не може бути відхилена для рівнів усіх 4 змінних. Водночас гіпотеза одиничного кореня для перших різниць цих рядів відкидається на рівні надійності 99%. Отож, ряди $prod_t = rgdp_t - empl_t$, $empl_t$, $UR_t = lf_t - empl_t$ і $rwage_t$ є інтегрованими першого порядку, або I(1) змінними.

Дослідження наявності стохастичних трендів в моделі базують на коінтеграційному аналізі змінних. Модель (1)–(8) передбачає можливість існування одного або двох тимчасових шоків, які пов'язані з шоками попиту на працю і шоками заробітних плат, та відповідно 2–3 постійних шоків. Визначатимемо постійний шок як такий, що має тривалий ефект впливу на рівень змінної, тоді як вплив тимчасового шоку зникає або під час наступного періоду, або протягом найближчих декількох періодів. Зазначимо, що, якщо характеристичний поліном VAR моделі містить k одиничних коренів і r коренів поза одиничним кругом, то у довгостроковому періоді векторний часовий ряд характеризується k загальними трендами, тоді як решта r шоків мають лише тимчасовий вплив. Результати застосування тесту Йохансена показують, що

нульова гіпотеза про $r = 1$ не може бути відхилена на звичайних рівнях значущості, а отже, існує один коінтеграційний вектор.

Дослідимо зв'язок між коінтеграційним вектором β і можливою інтерпретацією рівноважної траєкторії. Згідно з теоретичною моделлю (1)–(8) коінтеграційний взаємозв'язок може забезпечити за умови, що $|\phi| < 1$, функція попиту на працю (2) або за умови, що $|\psi| < 1$, рівняння встановлення заробітної плати (4).

Якщо $|\phi| < 1$, то виразивши рівняння (2) через змінні VEC моделі, отримуємо

$$rwage_t - \frac{\lambda}{\eta}(rgdp_t - empl_t) + \frac{1-\lambda}{\eta}empl_t = \frac{1}{\eta}\zeta_t. \quad (10)$$

Зазначимо, що за $\lambda = \eta = 1$ модель визначає стаціонарну частку заробітної плати. Тоді з (9) 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 $\delta = 1$, 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 зазвичай припускають виконання умов Лайарда-Нікеля, тобто передбачають, що рівень безробіття в довгостроковому періоді не залежить ні від шоків технологій, ні від шоків пропозиції робочої сили. Проведений аналіз показує, що побудована модель включає цю властивість як частковий випадок, якщо $\lambda = \eta = \delta = 1$, і дає змогу перевірити її виконання для українського ринку праці.

Дослідимо також, як оцінений коінтеграційний вектор β узгоджується з рівнянням попиту на працю (2). 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 $\beta_{(1)} = [\beta_{1,(1)} \ \beta_{1,(2)} \ 0 \ 1]$. 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 точки зору теоретичної моделі ринку праці (1)–(8): $\beta_{(1)}$ визначає загальне співвідношення попиту на працю (2), $\beta_{(2)}$ – 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 $\beta_{(4)}$ покладає одночасно і λ , і η рівними одиниці. Зазначимо, що останній випадок припускає стаціонарність частки заробітної плати.

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 [11]. Результати проведених тестувань наведено в табл. 1.

Таблиця 1. Оцінки коінтеграційного вектора за різних теоретичних обмежень, авторська розробка

Гіпотеза	LR-статистика	Розподіл	Критичні значення			р-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

З кожного оціненого коінтеграційного вектора, враховуючи, що $\beta_{1,(i)} = \lambda / \eta$ і $\beta_{2,(i)} = (1 - \lambda) / \eta$, де $\beta_{k,(i)}$ позначає k -тий елемент коінтеграційного вектора при i -тому обмеженні, можна отримати оцінки структурних параметрів λ і η за формулами

$$\lambda = -\frac{\beta_1}{\eta} = \frac{\beta_1}{\beta_1 - \beta_2}, \quad \eta = -\frac{1}{\beta_1 - \beta_2}. \quad (11)$$

У табл. 2 наведено оцінки коефіцієнтів $\beta_{k,(i)}$, відповідні їм оцінки параметрів λ і η , а також статистики перевірки коректності обмежених специфікацій, які базуються на тестуванні автокореляції залишків та тестуванні нормальності їх розподілу.

Таблиця 2. Оцінки параметрів рівняння попиту на працю для різних коінтеграційних векторів, авторська розробка

Hypothesis	Cointegration vector						λ	η
	prod	empl	UR	rwage	Trend	Shift		
β_0	1,00	-11,88	-3,11	0,67	-0,01	0,23	0,078	-0,052
normalized	1,49	-17,68	-4,63	1,00	-0,01	0,35		
$\beta_{(1)}$	1,00	-0,7	0,00	0,23	-0,01	0,23	0,123	-0,028
normalized	-4,35	-3,09	0,00	1,00	-0,03	1,01		
$\beta_{(2)}$	1,00	1,77	0,00	-1,00	-0,01	0,23	-1,299	-1,299
normalized	-1,00	-1,77	0,00	1,00	0,01	-0,23		
$\beta_{(3)}$	1,00	0,00	0,00	-0,44	-0,01	0,23	1,000	0,444
normalized	-2,25	0,00	0,00	1,00	0,02	-0,52		
$\beta_{(4)}$	1,00	0,00	0,00	-1,00	-0,01	0,23	1,000	1,000
normalized	-1,00	0,00	0,00	1,00	0,01	-0,23		

Аналізуючи отримані результати моделювання, отримуємо, що для українського ринку праці обмеження $\lambda = \eta$, пов'язане з коінтеграційним вектором $\beta_{(2)}$, відхиляється, що вказує на те, що еластичності попиту на працю за випуском та реальною заробітною платою є різними. Крім того, відхиляються також гіпотези про одиничну еластичність за випуском $\lambda = 1$ (вектор $\beta_{(3)}$) та стаціонарність частки заробітної плати $\lambda = \eta = 1$ (вектор $\beta_{(4)}$). Зазначимо, що економічні дослідження ринку праці Данії та Норвегії [10] обґрунтовують коректність припущення $\beta_{(2)}$, що вказує на рівність еластичностей попиту на працю за випуском і реальною заробітною платою в цих країнах. В інших дослідженнях для Швеції [10] і Німеччини [6] вчені обґрунтовують, що обмеження $\beta_{(4)}$ можна розглядати як прийнятне стаціонарне співвідношення.

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 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 є значно вищими, зокрема, для скандинавських країн, де рівень безробіття є традиційно низьким, вчені отримали: $\lambda = 1,55$ і $\eta = 1,55$ для ринку праці Данії та $\lambda = 4,48$ і $\eta = 4,48$ для Норвегії.

Використаємо результати проведеного оцінювання та ідентифікації для знаходження структурних параметрів моделі (1)–(8). Модель ефектів загальних трендів для 4 ендегенних змінних, а саме продуктивності праці, зайнятості, рівня безробіття та реальної заробітної плати, яка базується на трьох виявлених стохастичних трендах та враховує одне коінтеграційне співвідношення, можна переписати у вигляді

$$\begin{bmatrix} prod_t \\ empl_t \\ UR_t \\ rwage_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{11} & \mu_{12} & \mu_{13} \\ \mu_{21} & \mu_{22} & \mu_{23} \\ \mu_{31} & \mu_{32} & \mu_{33} \\ \mu_{41} & \mu_{42} & \mu_{43} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_t \\ \xi_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-i}^{technology} \\ \varepsilon_{t-i}^{demand} \\ \varepsilon_{t-i}^{supply} \\ \varepsilon_{t-i}^{rwage} \end{bmatrix}. \quad (12)$$

Коефіцієнти μ_{ij} , отримані в результаті оцінювання моделі корегування помилки і наведені в табл. 3, в дужках подано стандартні похибки, ** визначають статистичну значущість на рівні 5%. Зазначимо, що отримані оцінки обчислено за умови, що всі шоки мають одиничні дисперсії, а тому обчислені коефіцієнти μ_{ij} вимірюють довгострокові ефекти впливу одиничного шоку в тренді j -тої інновації на i -ту ендегенну змінну.

Таблиця 3. Оцінки коефіцієнтів загальних трендів, авторська розробка

Змінна	Оцінки параметрів		
	θ_t	ξ_t	ζ_t
$rgdp - empl$	0,0140** (0,0043)	0	0
$empl$	0,0025** (0,0009)	0,0014 (0,0010)	-0,0004** (0,0001)
$UR = 1f - empl$	-0,0014* (0,0008)	-0,0015 (0,0012)	0,0015** (0,0006)
$rwage$	0,0164** (0,0761)	0,0177 (0,0129)	0

Одержані результати узгоджуються з теоретичною моделлю. Зокрема, результати моделювання показують, що позитивний технологічний шок в 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 [10].

На основі коефіцієнтів μ_{ij} можна знайти структурні параметри моделі λ , δ , π та оцінити відповідні волатильності. Якщо, зокрема, коінтеграційне рівняння відповідає рівнянню попиту на працю, то параметри пропозиції праці знаходяться за такими формулами:

$$\pi = \frac{\mu_{21} + \mu_{31}}{\mu_{41}}, \sigma^{supply} = \mu_{22} + \mu_{32}. \quad (13)$$

Враховуючи значення параметрів λ і η , які знайдені на основі коефіцієнтів коінтеграційного співвідношення, оскільки $\lambda \neq 1$, можна визначити параметри рівняння встановлення заробітної плати

$$\delta = \frac{\lambda \times \mu_{32} \mu_{41}}{(1 - \lambda)(\mu_{21} \mu_{32} - \mu_{22} \mu_{31}) + \eta \times \mu_{32} \mu_{41}}; \quad (14)$$

$$\gamma = \frac{\mu_{22} \mu_{41}}{(1 - \lambda)(\mu_{21} \mu_{32} - \mu_{22} \mu_{31}) + \mu \times \mu_{32} \mu_{41} + \mu_{22} \mu_{41}}; \quad (15)$$

$$\sigma^{wage} = (\gamma + (\rho - 1)\delta)\mu_{33}. \quad (16)$$

Параметр $\sigma^{technology}$, що вимірює стандартну похибку технологічного шоку, визначений для всіх значень λ і обчислюється за формулою

$$\sigma^{rgdp} = \frac{\gamma\eta - \eta\delta(1 - \rho)}{\delta(1 - \lambda) + \gamma\lambda} \mu_{41}. \quad (17)$$

Зазначимо, що якщо $\eta = \lambda$ і $\rho\lambda = 1$, то $\sigma^{technology} = \mu_{41}$. Якщо ж $\lambda = \rho = 1$, то $\sigma^{technology} = \eta \times \mu_{41}$. Оцінені значення структурних параметрів для українського ринку праці наведено в табл. 4.

Таблиця 4. Оцінки структурних параметрів моделі ринку праці, авторська розробка

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
σ^{wage}	0,0015	0,0046	0,0241	0,0100
$(\sigma^{wage})^*$	0,00147	0,0037	0,0025	0,0017

Отримані результати для вітчизняного ринку праці порівнюємо з відповідними результатами для скандинавських країн. Зазначимо, що оцінений пара-

метр π , який вимірює еластичність пропозиції праці для України є позитивними, проте він так само, як і для Данії та Норвегії, не суттєво відрізняються від нуля на стандартних рівнях значущості.

Досліджуючи параметри рівняння встановлення заробітної плати γ , δ , σ^{wage} , 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 в розвинених країнах відповідне підвищення заробітних плат складає від 0,015% до 1,7%. З іншого боку, заробітна плата в Україні є набагато менш чутливою до змін рівня безробіття.

Крім того, стандартні відхилення інновацій продуктивності, пропозиції праці та заробітних плат для України є дуже малими порівняно з результатами розвинених 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 $(\sigma^{wage})^* = \sigma^{wage} / \gamma$, хоча ця величина вже є приблизно співмірною для усіх країн. Результати моделювання виявляють, що точкова оцінка $(\sigma^{wage})^*$ для України становить 0,15% в квартал, тоді як для Данії ця величина складає 0,37%, для Норвегії – 0,25%, Швеції – 0,17% в квартал. Отож, наші результати показують, що тренд рівноважного рівня безробіття в Україні є найменш волатильним.

Проведемо дослідження властивостей ринку праці за допомогою перевірки низки різних гіпотез стосовно структурних параметрів та коефіцієнтів μ_j . Результати проведених тестувань наведено в табл. 5.

Таблиця 5. Тестування гіпотез на структурні параметри, авторська розробка

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

Гіпотеза про вертикальну криву пропозиції $\pi = 0$ алгебраїчно еквівалентна гіпотезі $H_0: \mu_{21} + \mu_{31} = 0$. Результати тестування цієї гіпотези показують, що ми не можемо заперечувати, що в Україні еластичність пропозиції праці стосовно заробітних плат π дорівнює нулю, тоді як у Швеції ця гіпотеза відхиляється на рівні 5%. Важливо також дослідити, наскільки чутливою є заробітна плата до змін продуктивності. З (9) випливає, що умова $\delta = 0$ еквівалентна умові $\mu_{32} = 0$. Висновки проведеного тестування (табл. 5) вказують на те, що цю гіпотезу слід відхилити, що свідчить про статистичну значущість впливу продуктивності на заробітні плати. Так само ми відхиляємо гіпотезу $\delta = 1$ про одиничну еластичність заробітних плат за продуктивністю, яка відповідає умові, що $\mu_{21} = \mu_{31} = 0$. Аналогічний результат отримано дослідниками для Норвегії, тоді як для Данії ця властивість підтверджується [10]. Обчислене зна-

чення параметра δ засвідчує, що заробітні плати в Україні швидко і значущо реагують на підвищення продуктивності праці.

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 (9) 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.

Перевіримо також умови Лайарда-Нікеля. З точки зору емпіричної моделі загальних трендів ця умова зводиться до обмежень $H_0: \mu_{31} = \mu_{32} = 0$. З позиції 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.

Forecast Error Variance Decomposition (FEVD)

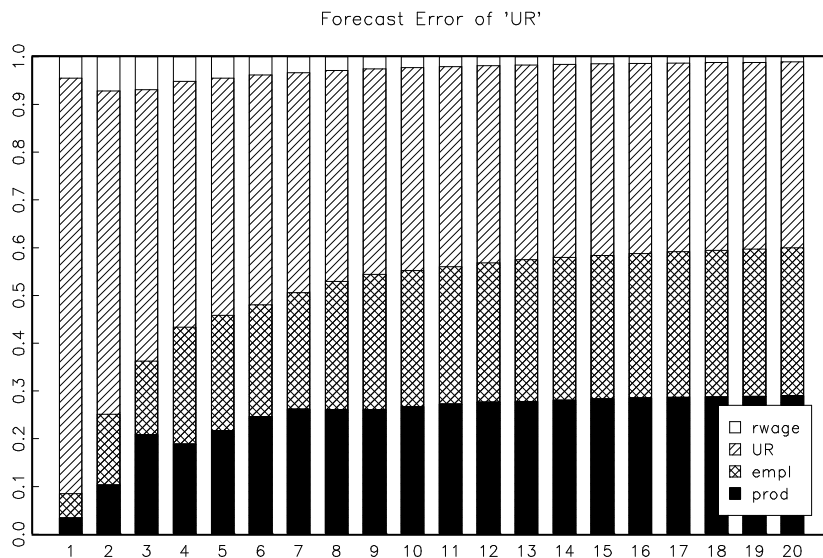


Рис. 1. Декомпозиція похибок прогнозу рівня безробіття, авторська розробка

Щоб оцінити вплив шоків на показники ринку праці, обчислимо декомпозиції дисперсії похибок прогнозу (рис. 1–4). Результати досліджень показують, що 30% варіацій у змінні безробіття можна віднести до шоків попиту на працю. Крім того, незважаючи на те, що технологічні шоки не є важливими для коротких горизонтів, з плином часу вони мають все більш важливе значення і вже через 12 періодів технологічні шоки пояснюють 28% дисперсії в безробітті. В результаті в довгостроковому періоді частки обох структурних шоків (технологічного і шоку пропозиції) та шоків попиту врівноважуються.

На відміну від цього, шоки заробітної плати не є важливим джерелом визначення безробіття ні в коротко-, ані в довгостроковому періоді.

Forecast Error Variance Decomposition (FEVD)

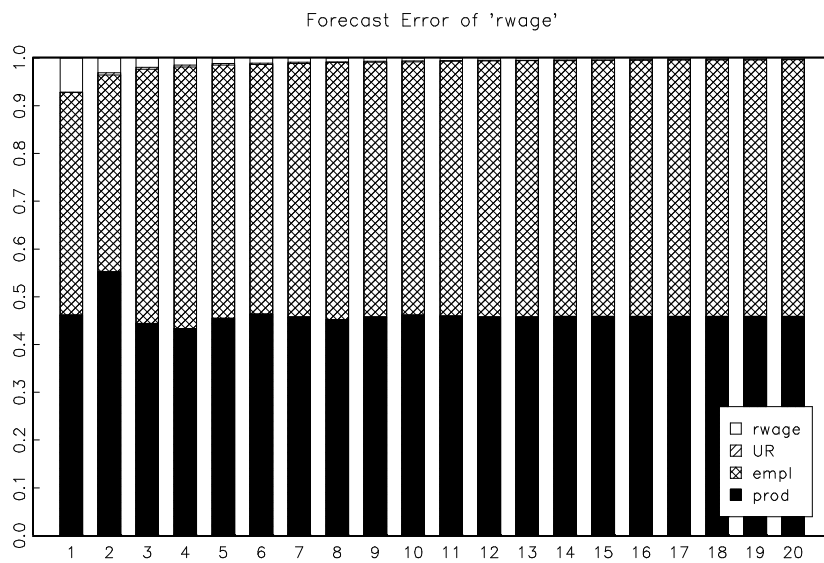


Рис. 2. Декомпозиція похибок прогнозу реальних заробітних плат, авторська розробка

Forecast Error Variance Decomposition (FEVD)

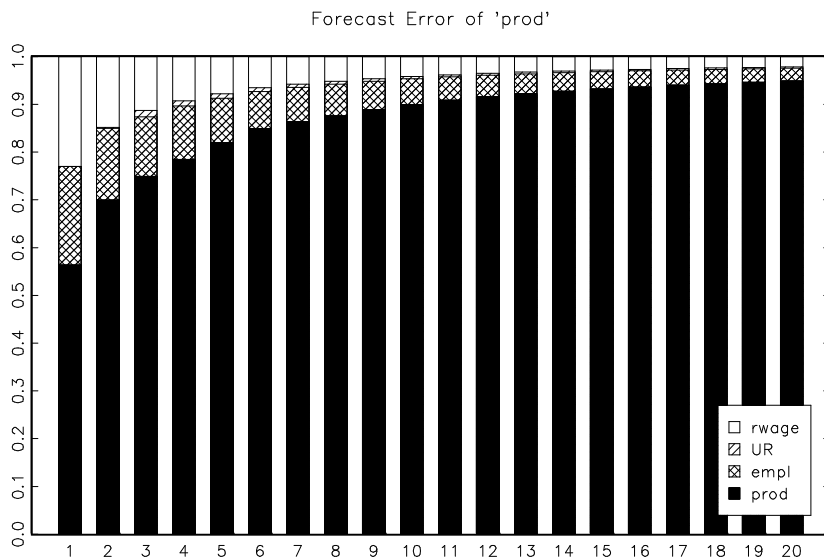


Рис. 3. Декомпозиція похибок продуктивності праці, авторська розробка

Forecast Error Variance Decomposition (FEVD)

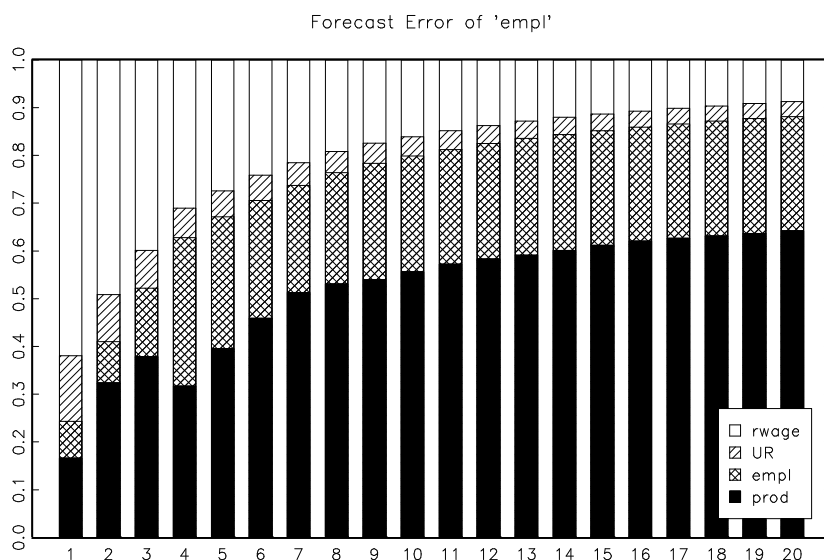


Рис. 4. Декомпозиція похибок прогнозу зайнятості, авторська розробка

Результати моделювання засвідчують, що в Україні немає єдиної причини зростання безробіття. Ми бачимо, що різні структурні та циклічні шоки пояснюють безробіття впродовж різних часових горизонтів. Особливим є те, що в Україні ефект тимчасових шоків попиту має тривалий ефект, що виявляє високий ступінь інерції української економіки.

Висновки. У результаті емпіричного дослідження структурних взаємозв'язків між низкою показників ринку праці на основі розробленої векторної моделі коригування похибки 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 та спричиняють підвищення реальних заробітних плат. Заробітні плати в Україні швидко і значущо реагують на підвищення продуктивності праці та водночас є нечутливими до зміни рівня безробіття. Розроблена модель і виявлені властивості ринку праці дають змогу поглибити аналіз і підвищити точність прогнозів динаміки показників ринку праці та ефективність соціально-економічних заходів в умовах нестабільності економічного середовища в Україні.

1. *Ищенко Н.А.* Теоретико-методичні засади оцінки мотиваційного забезпечення ефективної зайнятості на регіональному ринку праці // *Економічний простір.* – 2013. – №73. – С. 80–88.

2. *Кизим М.О., Моцицька Т.О.* Дослідження міжрегіональних диспропорцій соціально-економічного розвитку в Україні // *Проблеми економіки.* – 2011. – №2. – С. 36–39.

3. *Омельяненко В.А.* Аналіз теоретичних підходів до міжнародного аспекту державної політики в умовах технологічного шоку // *Вісник ОНУ імені І. І. Мечникова.* – 2013. – Т. 18, Вип. 2/1. – С. 72–77.

4. *Петренко К.В.* Ринок праці: проблеми та перспективи розвитку депресивної території // Бізнес Інформ.— 2013.— №5. — С. 211–216.
5. *Петрова І.* Ринок інноваційної праці: тенденції формування в Україні // Україна: аспекти праці.— 2013.— №5. — С. 3–7.
6. *Carstensen, K., Hansen, G.* (2000). Cointegration and common trends on the West German labour market. *Empirical Economics*, 25(3): 475–493.
7. *Grynevych, L., Zirko, O.* Structural Changes in Economy and the Labor Market: European Union and Ukraine // *Економічний часопис-XXI*.— 2014.— №3–4, Ч. 1. — С. 16–19.
8. *Herzog-Stein, A., Logeay, C.* (2010). Labor Market Reforms, Hysteresis, and Business Cycles in Germany: A SVAR Approach to Explain Unemployment Developments. *Applied Economics Quarterly*, 61: 89–124.
9. *Holz, W., Reinstaller, A.* (2011). On the heterogeneity of sectoral growth and structural dynamics: evidence from Austrian manufacturing industries. *Applied Economics*, 43(20): 2565–2582.
10. *Jacobson, T., Vredin, A., Warne, A.* (1997). Common trends and hysteresis in Scandinavian unemployment. *European Economic Review*, 41: 1781–1816.
11. *Lutkepohl, H., Kratzig, M.* (ed.) (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press. 323 p.
12. *Saltari, E., Travaglini, G.* (2009). The Productivity Slowdown Puzzle. Technological and Non-technological Shocks in the Labor Market. *International Economic Journal*, 23(4): 483–509.

Стаття надійшла до редакції 14.02.2015.