

УДК 331.5.024.5

Лаушкін О.М.

асистент кафедри управління персоналом та економіки праці  
Донецького національного університету**ЕКОНОМЕТРИЧНА МОДЕЛЬ ТРАНСФОРМАЦІЇ ЗАЙНЯТОСТІ  
В НОВІЙ ЕКОНОМІЦІ****ECONOMETRIC MODEL OF EMPLOYMENT TRANSFORMATION  
IN THE NEW ECONOMY****АНОТАЦІЯ**

У статті розглядається економетрична модель трансформації зайнятості в новій економіці, особливістю якої є виокремлення головних детермінантів, що визначають трансформаційний потенціал країн і регіонів в умовах становлення якісно нової, постіндустріальної системи суспільного виробництва та зайнятості. Здійснений регресійний аналіз фактичної динаміки змін результуючого показника – продуктивності праці – в економіці в періоді з 2009 р. по 2013 р., що дало змогу ідентифікувати форму функціонального зв'язку між результуючою й незалежними змінними та розробити відповідні заходи щодо реактивації трансформаційних змін, які стримуються власниками індустріального капіталу.

**Ключові слова:** економетрична модель, трансформація зайнятості, нова економіка, регресія.

**АННОТАЦИЯ**

В статье рассматривается эконометрическая модель трансформации занятости в новой экономике, особенностью которой является выделение главных детерминантов, определяющих трансформационный потенциал стран и регионов в условиях становления качественно новой, постиндустриальной системы общественного производства и занятости. Осуществлен регрессионный анализ фактической динамики изменений результирующего показателя – производительности труда – в экономике в периоде с 2009 г. по 2013 г., что позволило идентифицировать форму функциональной связи между результирующей и независимыми переменными и разработать соответствующие мероприятия по реактивации трансформационных изменений, сдерживаемых владельцами индустриального капитала.

**Ключевые слова:** эконометрическая модель, трансформация занятости, новая экономика, регрессия.

**ANNOTATION**

In the article, an econometric model of employment transformation in the new economy is explored, a feature of which is the selection of the major determinants transformational potential of countries and regions in the conditions of formation of a qualitatively new, post-industrial production and employment system. The author has done a regression analysis on the actual dynamics of the resulting indicator – labor productivity in the economy in the period from 2009 to 2013, which allowed the identification of functional form of the relationship between the independent variables and the resultants and development of appropriate measures for transformational changes reactivation, constrained by the owners of industrial capital.

**Keywords:** econometric model, employment transformation, new economy, regression.

**Постановка проблеми.** До початку ХХІ ст. у багатьох країнах світу процеси індустріалізації й урбанізації були далекими від завершення, тоді як окремі країни й регіони вже почали рух у векторі постіндустріальної трансформації суспільно-економічних систем. Подібна асинхронність і асиметричність трансформаційних

процесів свідчать про існування двох принципово різних моделей розвитку – випереджальної, драйвером прогресу в межах якої є внутрішня потреба системи до оновлення й переходу в нову якість, і наздоганяючої, орієнтованої на приведення поточних параметрів системи у відповідність із деякими еталонними параметрами через пряме втручання в природну динаміку системної еволюції. Модель випереджального розвитку, так само як і модель наздоганяючого розвитку, не позбавлена недоліків. Так, у першій із розглянутих моделей система потребує досить тривалого часу для накопичення критичної маси функціональних змін, перш ніж вона буде готова до трансформації, а в другій – форсований темп перетворень порушує стійкість системи, сприяє наростанню ентропії й в остаточному підсумку призводить до її дезінтеграції – руйнування системоутворювального ядра, когезійних зв'язків та інститутів. У подібних умовах виникає потреба в розробленні альтернативної моделі розвитку, джерелом прогресу в межах якої стане унікальний людський і соціальний капітал, що створює самопідприємця, людину-творця (*Homo creator*), для якого праця є засобом розкриття когнітивних і творчих здібностей, розвитку багатой індивідуальності у свободі вибору цільової функції докладених зусиль і траєкторії особистісного зростання.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** У наукове дослідження теоретичних і прикладних проблем трансформації зайнятості значний внесок зробили вчені О. Амоша, С. Бандур [1], В. Геєць, О. Грішнова [2], В. Іноземцев, А. Колот [3], Е. Лібанова [4], Н. Лук'яненко, В. Онікієнко [5], Л. Шаульська [6], С. Baldry, D. Bell, P. Drucker, G. Friedman, A. Gorz, D. Hounshell, F. Machlup, D. North, M. Porat, G. Torlak, R. Volti, D. Zonderman та ін.

**Виділення не вирішених раніше частин загальної проблеми.** Невирішеними залишаються питання визначення головних детермінантів трансформаційних змін в умовах переходу до нової економіки.

**Мета статті.** Метою дослідження є виявлення головних детермінантів процесу трансформації зайнятості в новій економіці.

**Виклад основного матеріалу.** Побудову економетричної моделі трансформації зайнятості

в новій економіці видається доцільним почати з вибору цільової залежної й пояснювальних незалежних змінних (регресорів). На основі критичного аналізу теоретичних і емпіричних досліджень у галузі економіко-математичного моделювання глобальних тенденцій зайнятості було прийняте рішення про використання такого набору змінних, що комплексно характеризують процес трансформації зайнятості в новій економіці: залежна змінна: продуктивність праці в економіці; незалежні змінні (регресори): індекс людського розвитку; індекс соціального капіталу; індекс глобалізації; глобальний індекс інновацій; індекс цифрової готовності; індекс економічної свободи; індекс підприємництва й можливостей; індекс економіки знань.

Показник продуктивності праці в економіці, за визначенням МОП, являє собою вартісне оцінювання обсягу випуску при використанні одиниці праці в межах національної економічної системи. Розрахунок цього показника здійснюється шляхом ділення обсягу валового випуску (у вартісному вираженні) на кількість зайнятого населення. Агрегований показник продуктивності праці надає кількісну оцінку рівню ефективності використання ресурсів праці в економіці. Безумовною перевагою застосування цього показника для міжкраїнових порівнянь є його універсальний характер, що дає змогу зіставляти значення, розраховані для різних країн, без необхідності застосування ваг і коригувальних коефіцієнтів, які нейтралізують вплив нерівномірної забезпеченості ресурсами праці країн світу на результуючі показники їх макроефективності.

Інформаційною базою для розрахунків показника продуктивності праці в економіці є статистична база даних World Development Indicators Світового банку, що надає доступ до макростатистики за 214 країнами світу в 20 галузях, які комплексно оцінюють їх прогрес у соціально-економічному розвитку, і статистична база ILOSTAT МОП, що містить більше ніж 100 індикаторів розвитку ринку праці в

230 країнах світу. Із статистичної бази даних Світового банку оберемо індикатор «ВВП у дол. США в постійних цінах 2005 р.» (GDP constant 2005 US dollars), а із статистичної бази МОП – індикатор «зайнятість за статтю та віком» (employment by sex and age), які використовуватимуться в розрахунку показника продуктивності праці в економіці:

$$\text{Продуктивність праці в економіці} = \frac{\text{ВВП у постійних цінах 2005 р., дол. США}}{\text{Зайнятість, ос.}}$$

Вибір конкретних композитних індексів для включення в економетричну модель базувався на результатах семантичного аналізу концепції «зайнятість у новій економіці» у теоретичних і емпіричних дослідженнях. Результати аналізу подані на рисунку 1.

Перш ніж безпосередньо переходити до процедури економетричного моделювання, необхідно підготувати вихідні дані для аналізу, виконавши пошук спостережень із відсутніми значеннями за незалежними змінними та їх видалення, пошук аномальних спостережень і їх виключення, пошук пропущених значень і їх заміщення, приведення всіх кількісних полів до єдиної шкали.

У результаті пошуку й видалення з масиву даних спостережень із відсутніми значеннями за незалежними пояснювальними змінними, кількість країн, уключених в аналіз, було зменшено з 164 до 108.

Після видалення спостережень із відсутніми значеннями за незалежними пояснювальними змінними у масиві даних усе ще наявні пропущені значення за окремими рівнями рядів динаміки розглянутих показників. Перед процедурою заміщення пропущених значень необхідно встановити, чи є структура пропущених значень залежною від структури даних, тобто чи є зв'язок між імовірністю пропущення значень для незалежної змінної і значенням самої змінної або значеннями інших змінних у наборі. Указана умова в статистиці носить назву MCAR (абсолютно випадково пропущені). Усі методи оцінювання (включаючи метод максимі-

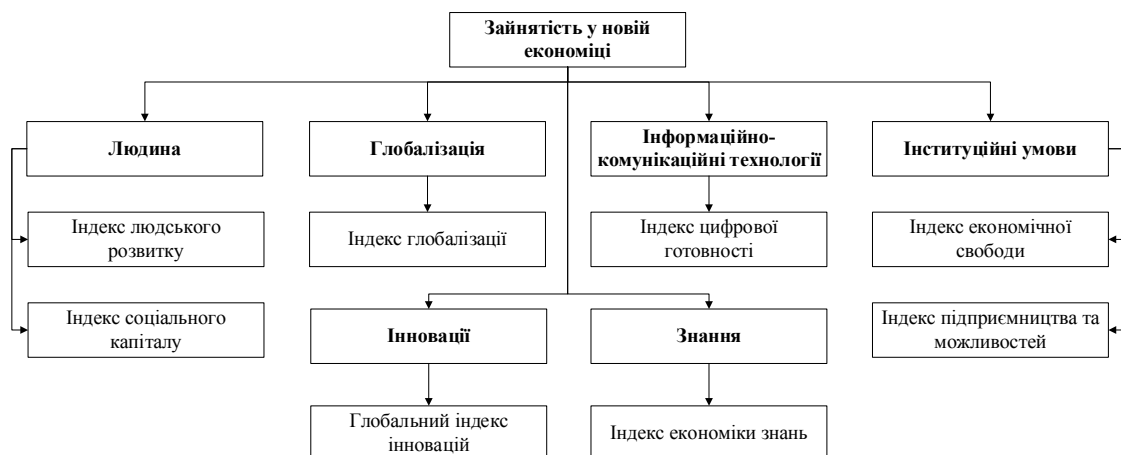


Рис. 1. Концепт-карта подання компонентної структури поняття «зайнятість у новій економіці» із зазначенням показників, що кількісно оцінюють прогрес країни за кожним компонентом

зації очікування) дають узгоджені й незміщені оцінки кореляцій і коваріацій тільки тоді, коли дані задовольняють умову MCAR. Для перевірки виконання умови MCAR застосовується тест Літгла, що перевіряє нульову гіпотезу про те, що дані пропущені абсолютно випадково. Аналізуючи результати тесту Літгла й зважаючи на рівень значимості вище за 0,05, можна прийняти нульову гіпотезу про те, що дані є пропущеними абсолютно випадково, а отже, як метод заповнення (імпутації) пропущених значень у наявному масиві даних можна застосувати метод максимізації очікування.

Для пошуку аномальних спостережень скористаємося модулем «пошук аномальних спостережень», включеним у пакет IBM SPSS Statistics 22.0. Процедура пошуку аномальних спостережень на основі аналізу відхилень значень спостережень від норми, властива їх кластерним групам, виводить список спостережень і причини, через які вони були зараховані до аномальних. Обраний критерій ідентифікації аномальних спостережень – відсоток спостережень із найбільшими значеннями індексу аномальності, дорівнює 5. За результатами процедури аномальні спостереження з порядковими номерами 29 (Зімбабве), 14 (Венесуела), а також аномальні спостереження за цільовою змінною з індексом аномальності більше ніж 6 з номерами 84 (Словаччина), 50 (Люксембург) були вилучені із загального списку спостережень. Отже, у просторовій вибірці об'єктів для побудови економічної моделі залишається 104 країни.

Приведення всіх кількісних полів до єдиної шкали необхідно для виключення впливу неоднорідності складу груп на результати їх порівняння. За цієї процедури від значення кожного елемента, що стандартизується, віднімається мінімальне значення ряду, а різниця ділиться на ширину діапазону. У підсумку, значення стають розподіленими в діапазоні від 0 до 1, де 0 відповідає мінімальне значення, а 1, відповідно, максимальне. У програмному середовищі IBM SPSS 22.0 ця процедура реалізується через використання інструменту автоматичної підготовки даних, що обчислює значення елемента, який стандартизується за формулою:

$$\tilde{X}_{ij} = \frac{X_{ij} - X_{min}}{X_{max} - X_{min}}.$$

На завершальній стадії підготовки вихідних даних для аналізу потрібно реструктурувати змінні в спостереження, тобто трансформувати групи зв'язаних стовпців даних у групи рядків. Зазначена процедура в середовищі IBM SPSS 22.0 реалізується за допомогою майстра реструктуризації даних.

Враховуючи специфіку даних, що складаються зі спостережень тих самих об'єктів (країн) у послідовні періоди часу, для встановлення наявності й форми функціонального зв'язку між цільовою залежною й пояснювальними незалежними змінними буде використана модель панельних даних.

Завдання специфікації моделі панельних даних полягає у виборі типу моделі: об'єднаної, з фіксованим ефектом, з випадковим ефектом. У випадку, коли об'єктами спостереження є країни, кожна з яких має унікальний набір характеристик, вибір на користь моделі з фіксованим індивідуальним ефектом є очевидним. Не настільки очевидним є вибір типу моделі стосовно часового ефекту. Крім змістовних міркувань щодо природи ефекту, існують статистичні тести, що дають змогу вирішувати проблему вибору типу моделі за допомогою стандартної техніки перевірки гіпотез.

Першим тестом, який надає можливість зробити вибір між узагальненою моделлю й моделлю з фіксованими ефектами, є стандартний F-тест, що перевіряє нульову гіпотезу  $H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_n$  в моделі з фіксованими ефектами. Для реалізації зазначеного тесту побудуємо дві моделі – відповідно узагальнену й із фіксованими ефектами – і проведемо компаративний аналіз результатів МНК-оцінок.

У загальному вигляді, узагальнена лінійна модель, що не враховує панельну структуру даних, може бути записана за допомогою такого рівняння:

$$H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_n, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T,$$

де  $y_{it}$  – залежна змінна для економічної одиниці  $i$  у момент часу  $t$ ,  $x_{it}$  – набір незалежних пояснюючих змінних,  $\alpha$  – константа,  $\beta$  – коефіцієнти вектора пояснювальних змінних  $x_{it}$  у момент часу  $t$  для вибіркової одиниці  $i$ ,  $\alpha$   $\varepsilon_{it}$  – випадкова (стохастична) компонента.

Оцінювання параметрів узагальненої моделі проведемо з використанням статистичного пакета Eviews 8. На першому кроці включимо в модель усі попередньо відібрані змінні. Регресійне рівняння матиме вигляд:

$$PROD_{it} = \alpha + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 SCI_{it} + \beta_3 GLI_{it} + \beta_4 GII_{it} + \beta_5 NRI_{it} + \beta_6 IEF_{it} + \beta_7 EOI_{it} + \varepsilon_{it},$$

де  $PROD$  – показник продуктивності праці в економіці,  $HDI$  – індекс людського розвитку,  $SCI$  – індекс соціального капіталу,  $GLI$  – індекс глобалізації,  $GII$  – глобальний індекс інновацій,  $NRI$  – індекс цифрової готовності,  $IEF$  – індекс економічної свободи,  $EOI$  – індекс підприємництва та можливостей.

За результатами МНК-оцінок, узагальнена модель є загалом значимою (імовірність прийняття нульової гіпотези про рівність нулю коефіцієнтів при всіх регресорах  $Prob(F\text{-statistic}) < 0,05$ ). Значення коефіцієнта детермінації  $R^2$ , що відображає якість підгонки регресійної моделі до спостережуваних значень  $PROD$ , є достатньо високим – 0,814. Значення скоректованого  $R^2$ , що нейтралізує ефект зростання  $R^2$ , при включенні все більшої кількості регресорів, також є високим – 0,811. З аналізу t-статистик можна зробити висновок, що всі коефіцієнти, крім коефіцієнтів при змінних  $IEF$  (індекс економічної свободи) і  $NRI$  (індекс цифрової готовності), значимі на 5% рівні. Значення статисти-



ки Дарбіна-Уотсона (0,483) вказує на можливу наявність кореляції за часом у помилках моделі. Для виявлення наявності гетероскедастичності скористаємося тестом Уайта. Тест Уайта вказує на наявність гетероскедастичності ( $p < 0,05$ ), що є наслідком помилкової специфікації моделі.

На наступному кроці проведемо оцінювання моделі панельних даних із фіксованими ефектами. У загальному вигляді регресійна модель панельних даних із фіксованими ефектами має такий вигляд:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + [z_i + z_t + \varepsilon_{it}], \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T,$$

де  $z_i$  – індивідуальні ефекти об'єктів спостереження, не залежні від часу,  $z_t$  – специфічні ефекти, що залежать від часу, але є постійними за об'єктами.

Уключення фіксованих ефектів у регресійне рівняння дає змогу суттєво підвищити якість підгонки моделі до спостережуваних значень цільової змінної. Зазначені фіксовані ефекти будемо трактувати як поправки до константи  $\alpha$ .

Регресійне рівняння моделі панельних даних із фіксованими ефектами, що включає всі попередньо відібрані змінні, має такий вигляд:

$$PROD_{it} = \alpha + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 SCI_{it} + \beta_3 GLI_{it} + \beta_4 GII_{it} + \beta_5 NRI_{it} + \beta_6 IEF_{it} + \beta_7 EOI_{it} + [z_i + z_t + \varepsilon_{it}].$$

Аналізуючи результати МНК-оцінок параметрів моделі, можна зробити висновок про те, що регресійне рівняння в моделі панельних даних із фіксованими ефектами значно краще, порівняно із регресійним рівнянням в узагальненій моделі, описує спостережувані значення цільової змінної.  $R^2$  – частка поясненої дисперсії залежної змінної – становить 0,999, скорегований  $R^2$  – 0,999. Модель загалом є значимою – імовірність прийняття нульової гіпотези про рівність нулю коефіцієнтів при всіх регресорах  $Prob(F\text{-statistic}) < 0,05$ . Однак результати t-статистик, що тестують нульову гіпотезу про рівність нулю коефіцієнта регресії при заданому рівні значимості (0,05), указують на незначимість таких параметрів регресії:  $GII$  (глобальний індекс інновацій),  $GLI$  (індекс глобалізації),  $IEF$  (індекс економічної свободи),  $NRI$  (індекс цифрової готовності),  $SCI$  (індекс соціального капіталу). Значення статистики Дарбіна-Уотсона (2,001) знаходиться в галузі прийняття гіпотези про відсутність автокореляції помилок регресії.

Аналізуючи результати МНК-оцінок, зокрема значення F-статистики в моделі панельних даних із фіксованими ефектами, нульова гіпотеза  $H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_n$  (індивідуальні ефекти відсутні) відхиляється для обраного рівня значимості  $Prob(F\text{-statistic}) < 0,05$ .

Другим тестом, що надає можливість зробити вибір між узагальненою моделлю й моделлю з випадковими ефектами, є тест множників Лагранжа, що перевіряє гіпотезу  $H_0: \sigma_{u_i}^2 = \sigma_{\varepsilon_{it}}^2 = 0$ . Для проведення цього тесту необхідно побудувати регресійне рівняння моделі панельних даних із випадковими ефектами. Модель із випад-

ковими ефектами описується рівнянням:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + [u_i + u_t + \varepsilon_{it}],$$

де  $u_i$  – випадкова помилка, інваріантна за часом для кожної економічної одиниці,  $u_t$  – випадкова помилка, що визначається часом і не залежить від об'єкта спостереження.

Враховуючи умову побудови регресійного рівняння моделі панельних даних із випадковими ефектами, кількість «рівнів» ефекту має бути більшою за кількість незалежних змінних у моделі, тому залишимо в регресійному рівнянні три змінні, значимість яких була найвищою в моделі з фіксованими ефектами. З урахуванням вищезазначеного, регресійне рівняння моделі з випадковими ефектами матиме такий вигляд:

$$PROD_{it} = \alpha + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 GII_{it} + \beta_3 IEF_{it} + [u_i + u_t + \varepsilon_{it}].$$

Пропускаючи аналіз результатів МНК-оцінки цієї моделі, перейдемо безпосередньо до процедури перевірки гіпотези за допомогою вбудованої в програмний пакет Eviews 8 процедури *Breusch-Pagan random effect LM test*. Відносно індивідуального ефекту ймовірність прийняття нульової гіпотези становить менше ніж 5%, а отже, модель простої об'єднаної регресії впевнено відхиляється на користь моделі з випадковим ефектом. Відносно часового ефекту ймовірність прийняття нульової гіпотези перевищує 5%, і тому модель простої об'єднаної регресії є кращою альтернативою, порівняно з моделлю з випадковим ефектом.

Третім і останнім тестом, що дає змогу зробити вибір між моделлю з випадковим ефектом і моделлю з фіксованим ефектом, є тест Хаусмана, що перевіряє нульову гіпотезу  $H_0: Cov(\alpha_i, x_{ji}) = 0$  – відсутність кореляції між індивідуальними, часовими ефектами й іншими пояснювальними змінними. Цей тест оснований на порівнянні оцінок параметрів коефіцієнтів  $\beta$ , отриманих в основній та альтернативних моделях. Сутнісний зміст тесту Хаусмана полягає в тому, що за правильності нульової гіпотези оцінки коефіцієнтів  $\beta$  у моделях із фіксованими й випадковими ефектами не повинні значимо відрізнятися, а якщо правильною є альтернативна гіпотеза, то різниця має бути істотною. Враховуючи, що для моделі з випадковими індивідуальними й тимчасовими ефектами, розрахованої на попередньому кроці, матриця  $\hat{V}(\beta_{FE}) - \hat{V}(\beta_{RE})$  не є додатно визначеною та після виклику процедури *Correlated random effects – Hausman test* у статистичному пакеті Eviews повертається помилка, для перевірки нульової гіпотези тесту Хаусмана про відсутність кореляції між індивідуальними, тимчасовими ефектами й іншими пояснювальними змінними розділимо вихідну модель на дві:

1) модель із випадковим індивідуальним ефектом. Регресійне рівняння має вигляд:

$$PROD_{it} = \alpha + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 GII_{it} + \beta_3 EOI_{it} + [u_i + \varepsilon_{it}];$$

2) модель із випадковим часовим ефектом. Регресійне рівняння має вигляд:

$$PROD_{it} = \alpha + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 GII_{it} + \beta_3 EOI_{it} + [u_t + \varepsilon_{it}].$$

Проведемо МНК-оцінку моделей і, використовуючи вбудовану в програмний пакет Eviews 8 процедуру *Correlated random effects – Hausman test*, отримуємо результати тесту Хаусмана. У випадку першої моделі з випадковим індивідуальним ефектом тест Хаусмана відхиляється нульової гіпотези про випадкові ефекти на користь гіпотези про наявність фіксованих індивідуальних ефектів для обраного рівня значимості ( $p < 0,05$ ). У випадку другої моделі з випадковими часовими ефектами нульова гіпотеза приймається ( $p > 0,05$ ), що свідчить на користь того, що часові ефекти не є фіксованими.

За результатами проведених тестів можна зробити висновок про те, що моделлю, яка найкраще апроксимує спостережувані значення цільової змінної *PROD* (продуктивність праці в економіці), є модель із фіксованими індивідуальними ефектами. Включення часових ефектів у регресійне рівняння істотно не впливає на загальну якість моделі, а отже, динаміка цільової змінної на аналізованому часовому відрізку (2009–2013 рр.) описується єдиною функцією без істотних відмінностей у параметрах, що належать до різних періодів. Отримані результати підтверджуються теоретичними міркуваннями. Так, включення в модель індивідуальних ефек-

тів об'єктів спостереження зумовлене наявністю в кожного зі спостережуваних об'єктів – країн – унікальних особливостей, що визначають їх місце у світовому економічному, політичному, культурному просторі. Відсутність у моделі часових ефектів пов'язана насамперед із тим, що з 2009 р. по 2013 р. світова економіка перебувала в стані посткризового відновлення, не зазнавала впливу глобально синхронізованих кон'юнктурних і фінансових шоків, а динаміка її зростання перебувала в межах загального лінійного тренду.

Отже, регресійне рівняння моделі панельних даних із фіксованими індивідуальними ефектами, що включає всі попередньо відібрані змінні, матиме такий вигляд:

$$PROD_{it} = \alpha + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 SCI_{it} + \beta_3 GLI_{it} + \beta_4 GII_{it} + \beta_5 NRI_{it} + \beta_6 IEF_{it} + \beta_7 EOI_{it} + [z_i + \varepsilon_{it}].$$

Аналізуючи результати МНК-оцінки параметрів моделі, можна зробити висновок про те, що регресійне рівняння в моделі панельних даних із фіксованими індивідуальними ефектами значно краще, порівняно із регресійним рівнянням в узагальненій моделі, описує спостережувані значення цільової змінної *PROD*. – частка поясненої дисперсії залежної змінної *PROD* – ста-

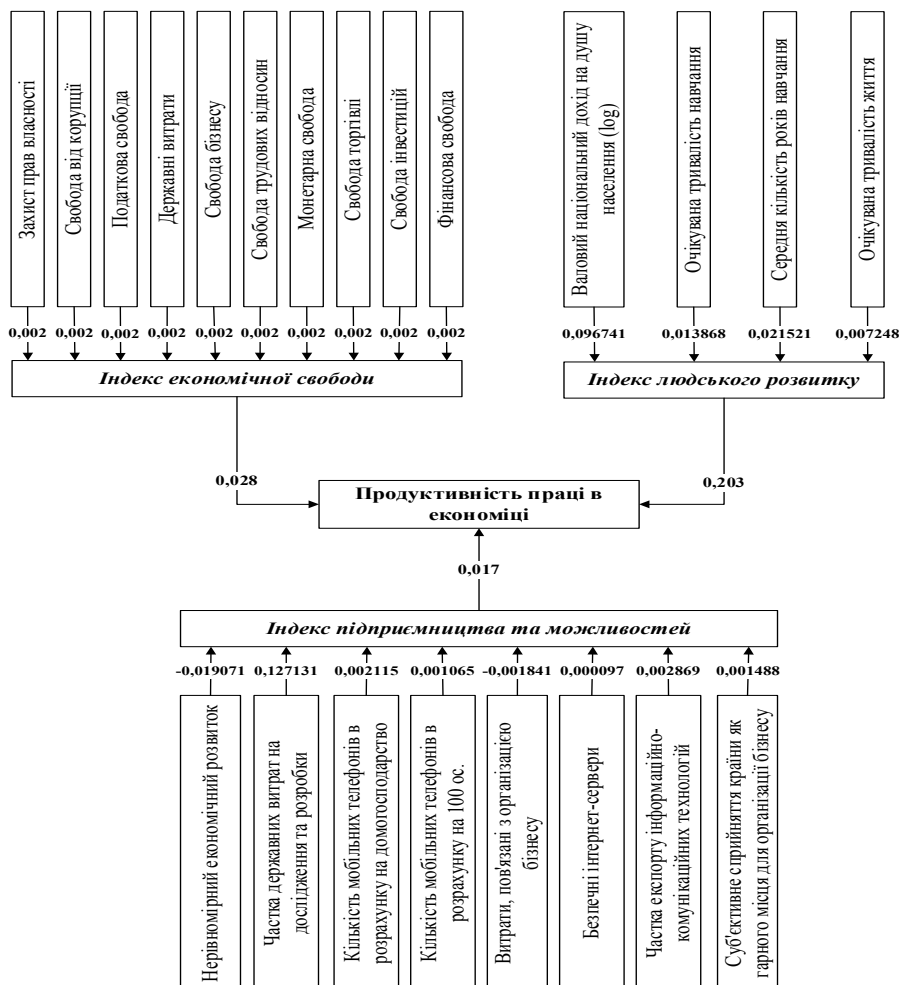


Рис. 2. Економетрична модель трансформації зайнятості в новій економіці

новить 0,999, скорегованої – 0,999. Модель загалом є значимою – імовірність прийняття нульової гіпотези про рівність нулю коефіцієнтів при всіх регресорах  $Prob(F\text{-statistic}) < 0,05$ . Однак результати  $t$ -статистик, що тестують нульову гіпотезу про рівність нулю коефіцієнта регресії при заданому рівні значимості (0,05), указують на незначимість таких параметрів регресії:  $NRI$  (індекс цифрової готовності),  $GII$  (глобальний індекс інновацій),  $GLI$  (індекс глобалізації),  $SCI$  (індекс соціального капіталу).

Методом послідовного виключення незначимих параметрів регресії, починаючи з параметра, імовірність прийняття нульової гіпотези  $H_0: b_{it} = 0$  для якого є найвищою, побудуємо модель, що є значимою за параметрами й загалом. Регресійне рівняння вищевказаної моделі матиме такий вигляд:

$$PROD_{it} = \alpha + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 EOI_{it} + \beta_3 IEF_{it} + [z_i + \varepsilon_{it}].$$

Результати МНК-оцінювання параметрів моделі свідчать про високу якість підгонки регресійної моделі до спостережуваних значень цільової змінної: коефіцієнт детермінації становить 0,999, скорегований – 0,999. За результатами  $F$ -статистики модель є значимою загалом (менше ніж 5% імовірності прийняття нульової гіпотези  $H_0: b_2 = b_3 = \dots = b_k = 0$ ). Значення  $t$ -статистик дають підстави стверджувати про значимість моделі за параметрами (імовірність прийняття нульової гіпотези  $H_0: b_{it} = 0$  менша ніж 5%). Значення статистики Дарбіна-Уотсона (1,983) перебуває в галузі прийняття гіпотези про відсутність автокореляції помилок регресії. Отже, у цій моделі дотримані всі припущення класичної лінійної регресії (виконані умови Гаусса-Маркова), а отже, оцінки параметрів є незміщеними й ефективними.

Остаточний вигляд регресійного рівняння моделі трансформації зайнятості в новій економіці, що була оцінена із використанням панельних даних і враховує фіксовані індивідуальні ефекти об'єктів спостереження – країн:

$$PROD_{it} = 0,067 + 0,203 \times HDI_{it} +$$

$$+ 0,017 \times EOI_{it} + 0,028 \times IEF_{it} + [z_i + \varepsilon_{it}],$$

$i = \text{Австралія, ..., Японія}; t = 2009, \dots, 2013,$

де  $PROD$  – показник продуктивності праці в економіці,  $HDI$  – індекс людського розвитку,  $EOI$  – індекс підприємництва та можливостей,  $IEF$  – індекс економічної свободи,  $i$  – індекс об'єкта спостереження,  $t$  – час,  $\varepsilon_{it}$  – випадкова (стохастична) компонента,  $z_i$  – індивідуальні ефекти об'єктів спостереження, інваріантні за часом.

Інтерпретуємо значення отриманих коефіцієнтів регресії. Коефіцієнти при змінних  $HDI$ ,  $EOI$  й  $IEF$  указують на те, що при збільшенні на 1 пункт значення індексу людського розвитку, індексу підприємництва та можливостей,

а також індексу економічної свободи значення продуктивності праці в економіці збільшується на 0,203, 0,017 і 0,028 пунктів, відповідно. Значення константи ( $\alpha = 0,067$ ) – середнє значення продуктивності праці в економіці при нульових значеннях пояснювальних незалежних змінних та індивідуальних ефектів.

Схематично економетрична модель трансформації зайнятості в новій економіці подана на рисунку 2.

**Висновки.** Розроблена економетрична модель дає змогу провести комплексне кількісне оцінювання процесу трансформації зайнятості в новій економіці з використанням масивів статистичних даних, що являють собою результати повторних просторових спостережень у динаміці з 2009 р. по 2013 р. Узагальнюючи вищевказане, наголосимо, що детермінанти процесу трансформації зайнятості перебувають у тісному діалектичному зв'язку один із одним. Сутнісний зміст цього зв'язку полягає в тому, що й розвиток людського капіталу, і забезпечення економічної свободи, і стимулювання підприємницької активності сприяють формуванню унікальної особистості самопідприємця, людини-творця (Homo creator), для якого праця є засобом розкриття когнітивних і творчих здібностей, розвитку багатой індивідуальності у свободі вибору цільової функції докладених зусиль і траєкторії особистісного зростання.

#### БІБЛІОГРАФІЧНИЙ СПИСОК:

1. Бандур С.І. Розвиток соціально-трудоових відносин як передумова досягнення продуктивної зайнятості населення / С.І. Бандур // Ринок праці та зайнятість населення. – 2014. – № 1 (38). – С. 8–13.
2. Грішнова О.А. Соціальні інновації у трудових відносинах: сутність, види, проблеми реалізації в Україні / О.А. Грішнова, Г.Ю. Міщук // Демографія і соціальна економіка. – 2013. – № 2 (20). – С. 167–178.
3. Колот А.М. Трансформація інституту зайнятості як складова глобальних змін у соціально-трудоовій сфері / А.М. Колот // Україна: аспекти праці. – 2009. – № 8. – С. 3–14.
4. Людський розвиток в Україні: соціальні та демографічні чинники модернізації національної економіки : [колективна монографія] / за ред. Е.М. Лібанової. – К. : Ін-т демографії та соціальних досліджень ім. М.В. Птухи НАН України, 2012. – 320 с.
5. Онікієнко В.В. Ринок праці та соціальний захист населення України: ретраналіз, проблеми, шляхи вирішення : [науково-аналітична монографія] / В.В. Онікієнко. – К. : Ін-т демографії та соціальних досліджень імені М.В. Птухи НАН України, 2013. – 456 с.
6. Шаульська Л.В. Розвиток економіки знань як передумова трансформації сфери зайнятості / Л.В. Шаульська // Теоретичні і прикладні проблеми моделювання сталого розвитку економічних систем : [монографія] / за ред. Т.В. Орехової. – Донецьк : Сучасний друк, 2013. – С. 415–421.