

DOI: [https://doi.org/10.24144/2409-6857.2018.2\(52\).75-83](https://doi.org/10.24144/2409-6857.2018.2(52).75-83)
УДК 330.362+351.82

Ніконенко У.М.

СТРУКТУРНІ ПРОЦЕСИ ЕКОНОМІКИ УКРАЇНИ ЯК ЕКСПОРТЕРА СИРОВИННИХ РЕСУРСІВ

У статті розкрито структурні процеси, що відбуваються в економіці України з використанням секторальної моделі з двома секторами – сировинним і несировинним. Встановлено основні функціональні залежності, з врахуванням того факту, що обидва сектори конкурують за робочу силу та інвестиції, характеризуються вільним рухом ресурсів і можуть безперешкодно експортувати власну продукцію. Емпірично оцінено характер зв'язку між індексом структурних змін та динамікою ВВП, який визначає порівняльну доходність сировинного і несировинного секторів та актуальну позицію діючої структури стосовно рівноважного значення з використанням моделі з коригуванням помилки (ECMs).

Ключові слова: сировинний сектор, несировинний (технологічний) сектор, експорт, структурні процеси, ВВП, індекс структурних змін, обмінний курс, іноземні інвестиції.

Постановка проблеми. Вектор розвитку України, орієнтований на євроінтеграцію, набуття чинності угоди про зону вільної торгівлі передбачає подальше проведення структурних реформ. Істотною перешкодою для збалансованої і динамічної інтеграції України до європейського економічного простору є закріплення за нею ролі постачальника сировинної продукції на світовий ринок, навіть незважаючи на невідповідність світовим критеріям експортера сировини. Тенденція до збільшення частки сировини в українському експорті виразно простежується з кінця 1990-х років У 2003-2007 рр. з'явилися ознаки структурних змін на користь несировинного експорту, головним чином за рахунок збільшення експорту металопродукції, але з початком світової фінансової кризи (осінь 2008 р.) відновлено тенденцію до погіршення якості структури українського експорту. Впродовж останнього десятиріччя співвідношення між несировинним і сировинним секторами погіршилося вдвічі. Зі середини 2017 р. з'явилися ознаки збільшення частки несировинного експорту, але поки що зарано стверджувати про самодостатність таких змін. Таким чином, нагальною проблемою та одночасно викликом для України сьогодні є правильний вибір секторальних пріоритетів, які б забезпечували економічне зростання в майбутньому.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Серед вагомих наукових досліджень в напрямі аналізу структурних процесів, що спостерігаються у вітчизняній економіці важливе

місце посідають праці таких вчених, як Ж. Анпілогової [1], В. Антонюк [2], Т. Богдан [3], О. Веклич [6], Н. Заболотної [4], В. Козюка [5], В. Кононенка [6], І. Підоричевої [2], О. Собкевич [7], Л. Шаблістої [6] та багатьох інших.

Так, зокрема, Ж. Анпілогова зауважує, що в індустріально розвинених країнах загальна закономірність галузевих зрушень полягає в помітному зниженні питомої ваги сировинних галузей і сільського господарства, у технічній модернізації промисловості й швидкому росту галузей сфери послуг. В Україні укорінилася експортоорієнтована модель економічного розвитку, причому у світовому поділі праці наша країна закріплюється як сировинний та ресурсний придаток [1, с. 91-92]. Т. Богдан наголошує на неможливості суттєвого підвищення добробуту населення при закріпленні на сировинну спеціалізацію України [3, с. 87]. О. Собкевич зазначає, що однією з найважливіших цілей загальноекономічної політики вбачається технологічна реструктуризація промислового виробництва [7, с. 106]. Разом з тим, незважаючи на численну кількість публікацій, які засвідчують доцільність структурних зрушень на користь несировинного сектора для конкретного українського випадку, бракує емпіричних оцінювань впливу індексу структурних змін на динаміку ВВП України, як країни – експортера сировинних ресурсів.

Формулювання цілей статті. Мета статті полягає у висвітленні структурних процесів, що відбуваються у вітчизняній економіці та емпіричне оцінювання взаємного зв'язку між ВВП та індексом структурних змін, який відбиває співвідношення між сировинним і несировинним секторами за допомогою моделі з коригуванням помилки (ECMs).

© Ніконенко Уляна Михайлівна, к.е.н., доц., доцент кафедри фінансово-економічної безпеки, обліку і оподаткування, Українська академія друкарства, м. Львів, тел: +380952142074, email: uliana-nikonenko@ukr.net

Опис основного матеріалу дослідження. Для пояснення структурних процесів в економіці України доречно використати секторальну модель з двома секторами – сировинним і несировинним. Обидва сектори конкурують за робочу силу та інвестиції, характеризуються вільним рухом ресурсів і можуть безперешкодно експортувати власну продукцію.

Основні функціональні залежності є такими:

$$Q_t^T = \alpha L_t^T + (1-\alpha)K_t^T + (1-\gamma)g_t + (1-\eta)F_t + (1-\rho)CA_t - b_1[E_t L_{t+1}^T - \bar{L}_t^T] - a_2[E_t K_{t+1}^T - \bar{K}_t^T] + \xi, \quad (1)$$

$$Q_t^S = \beta L_t^S + (1-\beta)K_t^S + \gamma g_t + \eta F_t + \rho CA_t - a_1[E_t L_{t+1}^S - \bar{L}_t^S] - a_2[E_t K_{t+1}^S - \bar{K}_t^S] + \quad (2)$$

$$P_t Y_t = (1-\phi)(E_t P_t^*)Q_t^S + \phi P_t Q_t^T, \quad (3)$$

$$(1-\phi)(E_t P_t^*)Q_t^S = \phi P_t Q_t^T, \quad (4)$$

$$g_t [\gamma E_t P_t^* + (1-\gamma)P_t] = \tau(P_t Y_t), \quad (5)$$

$$F_t = CA_t \left(\frac{E_t P_t^*}{P_t}, Y, Y^* \right), \quad (6)$$

де Q_t^S і Q_t^T , L_t^S і L_t^T , K_t^S і K_t^T – обсяги виробництва, зайнятість та засоби капіталу в сировинному і несировинному (технологічному) секторах, відповідно,

$E_t L_{t+1}^S$ і $E_t K_{t+1}^S$, $E_t L_{t+1}^T$ і $E_t K_{t+1}^T$ – очікування зайнятості та обсягів капіталовкладень у сировинному та несировинному (технологічному) секторах,

\bar{L}_t^S і \bar{K}_t^S , \bar{L}_t^T і \bar{K}_t^T – рівноважні значення робочої сили та засобів капіталу в сировинному і несировинному (технологічному) секторах, відповідно,

g_t – сальдо бюджету,

F_t – обсяги іноземних інвестицій,

P_t^* і P_t – рівні цін на сировинні та технологічні товари, відповідно,

E_t – номінальний обмінний курс (вартість іноземної валюти у національній грошовій одиниці),

Y_t – доход (валовий внутрішній продукт),

τ – частка податкових надходжень у ВВП.

У рівняннях (1) і (2) описано виробничу функцію в сировинному і несировинному секторах відповідно. Обсяги виробництва залежать від засобів робочої сили і капіталу, урядових видатків, іноземних інвестицій та попиту за кордоном. Механізми корекції на ринках праці та фінансових ресурсів передбачають, що в разі очікувань надлишкової секторальної зайнятості та переінвестування у

засоби фізичного капіталу відбуватиметься коригуюче зменшення зайнятості та інвестицій. Умовно можна прийняти, що частка робочої сили переважає у несировинному секторі ($\alpha > 1 - \alpha$), тоді як протилежне співвідношення спостерігається у сировинному секторі ($\beta < 1 - \beta$).

Урядові видатки та іноземні інвестиції розподіляються між обома секторами – сировинним і несировинним, а відповідне співвідношення визначають коефіцієнти γ і η . Сальдо поточного рахунку приймається для спрощення симетричним в обох секторах – Q^T і Q^S , хоча у більш загальному випадку сальдо експорту-імпорту може бути індивідуальним для кожного зі секторів.

У рівнянні (3) подано вираз для доходу (ВВП) в цінах товарів несировинного сектора. Вартість продукції сировинного сектора визначають ціни світового ринку та обмінний курс. Зрозуміло, що девальвація грошової одиниці створює стимули на користь сировинного сектора. Коефіцієнт ϕ характеризує нецінову складову структурних змін, що може відбивати особливості інституційного середовища. Преференції на користь несировинного сектора (це передбачає збільшення значень ϕ) можуть нівелювати вплив як подорожчання сировинних товарів на світових ринках, так і девальвації грошової одиниці. Зрозуміло, що зміцнення грошової одиниці у відповідь на подорожчання сировини матиме подібний вплив.

У рівнянні (4) визначено умову секторальної рівноваги, коли цінові та нецінові чинники не створюють переваг на користь одного зі секторів. Це логічно за умов відсутності інституційних перешкод для працевлаштування та інвестицій в обох секторах.

У рівнянні (5) визначено бюджетне обмеження. Приймається, що податкові надходження $\tau(P_t Y_t)$ є достатніми для фінансування урядових видатків у сировинному і несировинному секторах.

Нарешті, у рівнянні (6) визначено рівновагу платіжного балансу. Дещо спрощено сальдо поточного рахунку врівноважується припливом іноземного капіталу. Функціональні залежності поточного рахунку визначено у стандартний спосіб, а саме: цей показник поліпшується в разі зниження обмінного курсу та збільшення доходу країн-торговельних партнерів; протилежно впливає збільшення власного ВВП.

Враховуючи умову рівноваги (рівняння (5)), з рівнянь (1) і (2) для стану рівноваги отримуємо, що:

$$L^* = \frac{1}{\phi\alpha P - (1-\phi)\beta E_t P_t^*} \left\{ [(1-\phi)(1-\beta)E_t P_t^* - \phi(1-\alpha)P_t] K^* + \right. \\ \left. + [(1-\phi)\gamma E_t P_t^* - \phi(1-\gamma)P_t] g_t + [(1-\phi)\eta E_t P_t^* - \phi(1-\eta)P_t] F_t + \right. \\ \left. + [(1-\phi)\rho E_t P_t^* - \phi(1-\rho)P_t] CA_t + \varepsilon_t - \xi_t \right\}, \quad (7)$$

де L^* і K^* – це рівноважні значення засобів робочої сили і капіталу.

Неважко знайти умову здійснення структурних змін на користь несировинного сектора, що передбачає підвищення обмінного курсу:

$$\frac{\partial L^*}{\partial \left(\frac{P}{E_t P_t^*} \right)} = \frac{1}{\left(\phi\alpha \left(\frac{P}{E_t P_t^*} \right) - (1-\phi)\beta \right)} \left\{ [(1-\phi)(1-\beta) - \phi(1-\alpha)] K^* + \right. \\ \left. + [(1-\phi)\gamma - \phi(1-\gamma)] g_t + [(1-\phi)\eta - \phi(1-\eta)] F_t + \right. \\ \left. + [(1-\phi)\rho - \phi(1-\rho)] CA_t + \varepsilon_t - \xi_t \right\}. \quad (8)$$

Достатньо високе значення $1 - \beta$ у поєднанні з низьким значенням $1 - \alpha$ та невисокою часткою несировинних товарів у ВВП надає інвестиціям у фізичний капітал сприятливого характеру, коли частка несировинних товарів

зростає. Невисоке значення ϕ посилює відповідний стимулюючий вплив для урядових видатків, іноземних інвестицій та чистого експорту.

Логіку моделі (1)-(6) зручно проілюструвати графічно (рис. 1). Припустимо, що несировинний сектор Q^T забезпечує вищий темп зростання ВВП порівняно зі сировинним сектором Q^S , як це притаманно більшості країн на зразок України, а макроекономічну рівновагу визначає деяке рівноважне співвідношення $(Q^T/Q^S)_0$, якому відповідає темп зростання ВВП на рівні y_0 . У такому разі в стані макроекономічної рівноваги (т. А) немає відмінностей щодо віддачі на інвестиції в обох секторах – Q^T і Q^S . Якщо структура економіки змінюється на користь сектора Q^T , але при цьому рівноважне значення структурних пропорцій залишається без змін (т. А), тобто структурні зрушення на користь несировинного сектора мають тимчасовий характер, виникають можливості для прискорення темпу зростання ВВП за рахунок прискорення динаміки економічного зростання в обох секторах.

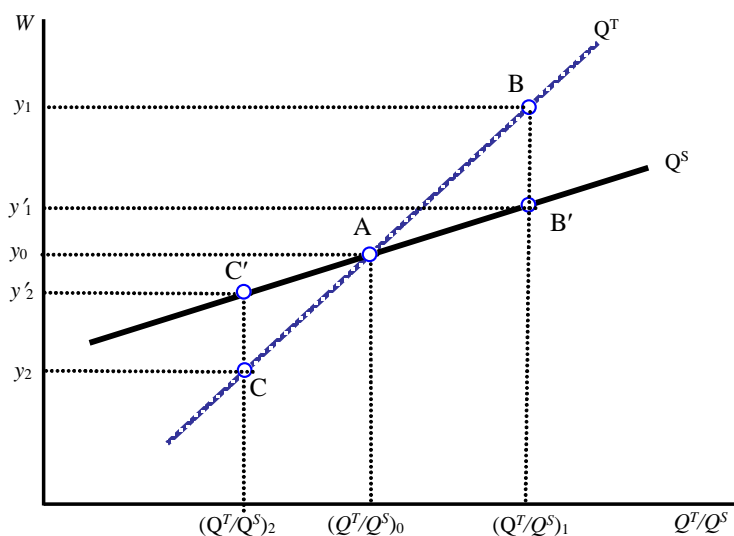


Рис. 1. Секторальна рівновага в економіці зі сировинною орієнтацією

За умови зростання співвідношення між несировинним і сировинним секторами до $(Q^T/Q^S)_1$, зростає внесок кожного із секторів у зростання ВВП, відповідно до y_1 та y'_1 , але така ситуація не є самодостатньою у довгостроковому періоді. З часом рівноважні механізми зумовлюють повернення до рівноважного стану (т. А), що супроводжуватиметься зниженням частки несировинного сектора у ВВП. Найлегше такий процес можна пояснити прискореним зростанням заробітної плати у секторі Q^T , яке

знижуватиме рентабельність зроблених інвестицій та погіршуватиме конкурентоспроможність виробленої продукції. Зрозуміло, що в такій ситуації будь-які спроби подолання несировинного характеру економіки, які не супроводжуються зміною рівноважного стану, приречені на невдачу.

З іншого боку, перебування в «сировинному» стані економіки, коли співвідношення між несировинним і сировинним секторами є нижчим від рівноважного значення, тобто $(Q^T/Q^S)_2 <$

$(Q^T/Q^S)_0$, передбачає можливість конвергенції до вищого рівноважного значення динаміки ВВП на рівні y_0 , але в такому разі вагому перешкоду становить вища доходність інвестицій у людський та фізичний капітал в сировинному секторі. Якщо несировинний сектор здатен забезпечити економічне зростання на рівні y_2 , то для сировинного сектора цей показник зростає до y_2 . Зрозуміло, що це перешкоджає перерозподілу виробничих ресурсів на користь несировинного сектора. Таким чином виникають об'єктивні передумови для тривалого в часі перебування у макроекономічному стані з нижчим темпом економічного зростання порівняно з потенційними можливостями ($y_2 < y_0$).

Зрозуміло, що переваги на користь сировинної орієнтації економіки стають очевидними у випадку вищої рентабельності сировинного сектора порівняно з несировинним, що може бути адекватною характеристикою багатьох країн з багатими покладами природних ресурсів. Найпершим кандидатом виглядають країни-експортери сировини і природного газу. В такому разі дещо парадоксально, але зростання частки несировинного сектора понад рівноважне значення лише посилює аргументацію на користь інвестицій в сировинному секторі. Натомість зниження співвідношення Q^T/Q^S створює стимули

для переорієнтації на несировинні види діяльності.

В економіці з вищою доходністю несировинного сектора перебування на нижчому від рівноважного співвідношенні між несировинним і сировинним секторами $(Q^T/Q^S)_2 < (Q^T/Q^S)_0$, передбачає заходи державного втручання, що передусім перешкоджають трансферу ресурсів у сировинний сектор. Одним з них може бути зміцнення грошової одиниці, а іншим – надання преференцій для діяльності у несировинному (технологічному) секторі. Оскільки безпосереднє фінансування технологічних галузей містить ризики зловживань та економічної неефективності, швидше йдеться про розвиток інфраструктури і стимулювання акумуляції людського капіталу. Ще одну можливість створює заохочення іноземних інвестицій.

Цікаво, що доцільність політики адміністративного заохочення трансферу виробничих ресурсів у несировинний сектор лише посилюється на випадок структурних шоків, що підвищують рівноважне значення Q^T/Q^S (рис. 2). Така ситуація може мати як внутрішнє, так і зовнішнє походження. Зокрема, цього можна очікувати від стійкого в часі погіршення умов торгівлі на світових сировинних ринках, як це стверджують прихильники гіпотези

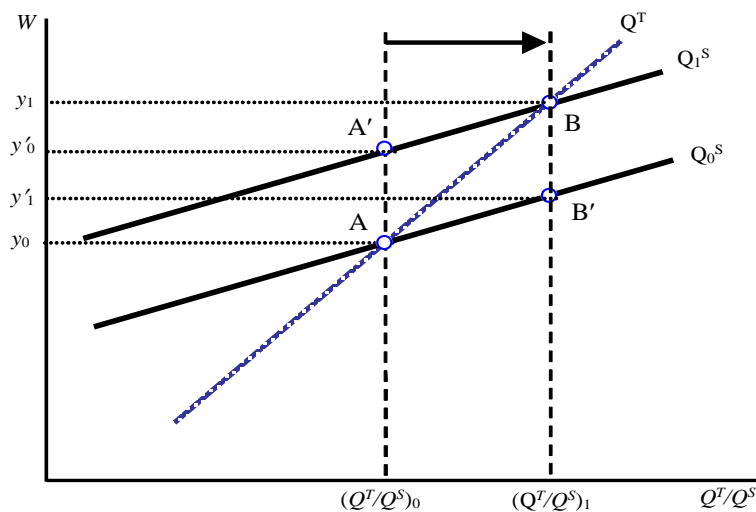


Рис. 2. Наслідки структурних зрушень на користь несировинного сектора в економіці зі сировинною орієнтацією

Пребіша-Зінгера.

Припустимо, що стан рівноваги змінився на користь технологічного сектора $(Q^T/Q^S)_0 \rightarrow (Q^T/Q^S)_1$ внаслідок підвищення продуктивності праці у сировинному секторі. У такому разі ситуація в стані вихідної рівноваги (т. А) стає подібною до описаної вище

ситуації зі структурним співвідношенням нижче рівноважного рівня. Оскільки доходність діяльності в сировинному секторі стає вищою, це створює підстави для перерозподілу ресурсів на користь сировинного сектора (т. А').

Потужною перешкодою для такого розвитку подій може стати надходження іноземних

інвестицій, адже в такому разі стимули для внутрішнього перерозподілу ресурсів на користь сировинного сектора нівелюються підвищеною доходністю іноземних інвестицій у країні-сировинному експортері порівняно з країною перебування. У такому разі виникають можливості використання «недооціненої» робочої сили та інших переваг, які, не виключено, пов'язані з наявністю сировинних ресурсів.

Для аналізу характеру зв'язку між індексом структурних змін і динамікою ВВП, який визначає порівняльну доходність сировинного і несировинного секторів та актуальну позицію діючої структури стосовно рівноважного значення доцільно використати моделі з коригуванням помилки (англ. error correction models – ECMs), які базуються на припущенні, що між декількома змінними існує зв'язок, який визначає як довго- так і короткочасні залежності. Загалом існують щонайменше три інтерпретації процесу коригування помилки [8]. Згідно початкового пояснення Філіпсом та Сарганом і Хендрі, ECMs відбивають конвергенцію до деякого рівноважного значення, як це передбачається економічною теорією. В інтерпретації Енгла і Гренджера ECMs не стосується структурних характеристик, які обумовлено теоретично, а лише відбиває тенденцію повернення до рівноважного тренду. Оцінені довгострокові залежності можуть відбивати не лише дію структурних чинників чи тенденцію повернення до рівноважного тренду, але й реалії очікувань економічних агентів.

Виходячи з методології Енгла-Гренджера,

присутність коінтеграції двох показників, що містять так званий одиничний корінь I(1), дозволяє оцінити довгострокову залежність між ними (у рівнях):

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t, \quad (9)$$

а потім використати отримані залишки для оцінки короткочасної динаміки залежної змінної (у перших різницях):

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \gamma \Delta X_t - \delta \varepsilon_{t-1} + \xi_t, \quad (10)$$

де Y_t – залежна змінна, X_t – вектор незалежних змінних, ε_t і ξ_t – стохастичні чинники.

У рівнянні (10) до переліку незалежних змінних додається лагове значення залишків з рівняння (9). Коефіцієнт δ характеризує швидкість повернення залежної змінної до рівноважного значення на основі відхилень від довгострокової рівноваги. Потрібно зауважити, що на випадок присутності між декількома змінними більш ніж одного коінтеграційного рівняння необхідно використовувати альтернативну процедуру VAR/VEC [8]. Також важливо, що передбачення для короткочасних коефіцієнтів можуть в принципі відрізнятися від оцінок для довгострокових залежностей. Так само може відрізнятися перелік незалежних змінних.

Для оцінки особливостей взаємного зв'язку між ВВП і структурними характеристиками вітчизняної економіки використано індекс структурних змін на основі структури експорту (рис. 3).

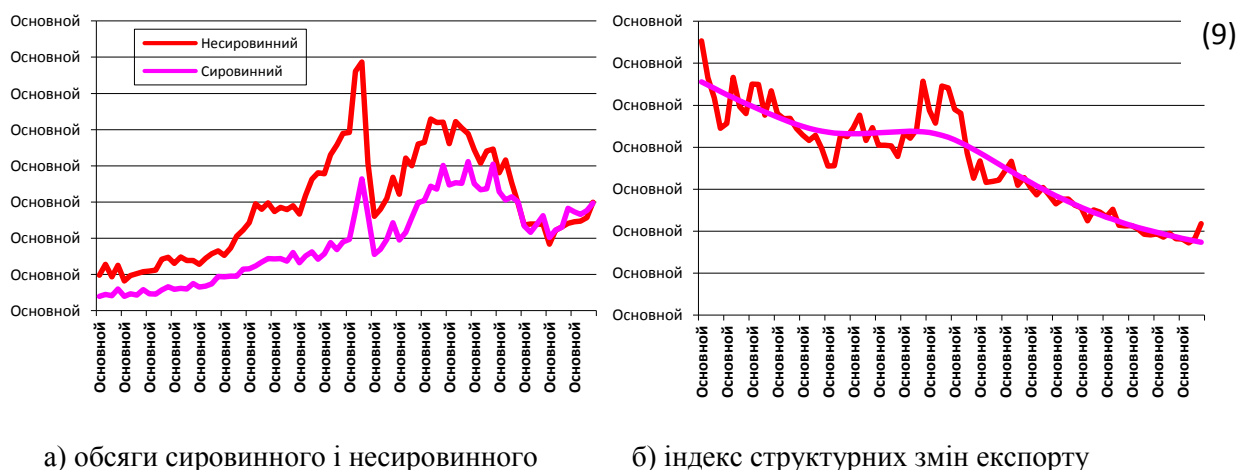


Рис. 3. Україна: структурні характеристики експорту, 1998-2017 рр.*

*Джерело: побудовано автором за даними [9]

З рис. 3б видно, що з кінця 1990-х років спостерігалось зростання частки сировини в українському експорті. Впродовж 2003-2007 рр.

відбулися структурні зміни на користь несировинного експорту, але з початком світової фінансової кризи (осінь 2008 р.) ситуація

змінилася – виявлено погіршення якійної структури українського експорту. За останні десять років співвідношення між Q^T/Q^S погіршилося вдвічі. Зі середини 2017 р. відновилося тенденція до зростання частки несировинного експорту.

Обидва тести – Дікі-Фуллера (ADF) та Філіп-

са-Перрона (PP) – засвідчують нестационарність рівнів Y_t і STR_t , тоді як перші різниці обох показників є стаціонарними (табл. 1). Це означає, що обидва показники мають одиничний корінь $I(1)$, а відповідно є підстави для дослідження їхньої коінтеграції.

Тест Джохансена підтверджує наявність

Таблиця 1

Тести на стаціонарність для ВВП та індексу структурних змін*

Змінна	Вибірка	ADF		PP	
		Рівні	Перші різниці	Рівні	Перші різниці
Y_t	2000–2010	-1,64 (0,75)	-4,31 (0,0***)	1,03 (0,92)	-4,31 (0,0***)
	2000–2017	-1,90 (0,64)	-5,71 (0,0***)	-1,61 (0,77)	-5,69 (0,0***)
STR_t	2000–2010	-2,57 (0,29)	-8,07 (0,0***)	-2,68 (0,24)	-8,09 (0,0***)
	2000–2017	-3,09 (0,11)	-4,08 (0,0***)	-3,21 (0,08*)	-10,55 (0,0***)

*Джерело: власні розрахунки за даними [10].

одного коінтеграційного рівняння на рівні статистичної значущості не нижче 5% згідно чотирьох з п'яти тестових припущень (табл. 2).

Відповідно для показників ВВП та індексу структурних змін можна застосовувати модель з коригуванням помилки.

Таблиця 2

Тест Джохансена на коінтеграцію показників ВВП та індексу структурних змін

Модель	M1	M2	M3	M4	M5
Тренд	Немає	Немає	Лінійний	Лінійний	Квадратичний
Тип тесту	Без сталої	Зі сталою	Зі сталою	Зі сталою	Зі сталою
	Без тренду	Без тренду	Без тренду	3 трендом	3 трендом
Trace					
$r = 0$	16,34**	27,16***	28,15***	32,18***	29,41***
$r = 1$	0,05	4,94	4,43**	5,45	2,29
Max Eigen					
$r = 0$	16,28**	22,21***	21,71***	27,34***	27,11***
$r = 1$	0,05	4,94	4,43**	5,45	3,34

Примітка: *** означає заперечення H_0 на рівні статистичної значущості 1% (** на рівні 5%, * на рівні 10%).

Джерело: власні розрахунки.

Для попереднього вивчення напряму причинності зазвичай використовується тест Гренджера. Отримані результати показують, що гіпотезу про відсутність впливу STR_t на Y_t не можна відкинути для усіх трьох кварталних лагів в обох вибірках: 2000-2010 і 2000-2017 рр. (табл. 3).

Такий розподіл проведено з метою врахування можливої структурної турбулентності 2014-2016 рр. З іншого боку, не можна відкинути гіпотезу про відсутність впливу ВВП на індекс структурних змін.

Таблиця 3

Тест Гренджера щодо взаємної причинності між STR_t та Y_t

Лаги	2000–2010		2000–2017	
	STR_t не впливає на Y_t	Y_t не впливає на STR_t	STR_t не впливає на Y_t	Y_t не впливає на STR_t
1	3,107 (0,07*)	0,893 (0,35)	4,392 (0,03**)	1,096 (0,29)
2	9,101 (0,0***)	0,466 (0,63)	11,123 (0,0***)	0,591 (0,55)
3	7,020 (0,0***)	1,037 (0,38)	7,773 (0,0***)	1,443 (0,23)

Примітка: ***, ** і * означають заперечення гіпотези про відсутність причинності на рівні статистичної значущості 1%, 5% і 10% відповідно; в дужках подано р-статистику.

Джерело: власні розрахунки за даними [10]

З врахуванням причинності $STR_t \Rightarrow Y_t$ виникають підстави для такої системи з двох рівнянь:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m b_j STR_{t-j} + \alpha_1 CRISIS_t + \varepsilon_t, \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n c_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m d_j \Delta STR_{t-j} + \beta_1 CRISIS_t + \delta \varepsilon_{t-1} + \xi_t, \quad (12)$$

де Y_t – ВВП, STR_t – індекс структурних змін, $CRISIS_t$ – фіктивна змінна, що враховує кризові явища (1 для 2000Q1, 2004Q3:2004Q4, 2008Q3:2009Q4, 2013Q1:2015Q4, 0 – для решти кварталів). Таким чином приймається, що власний вплив мала ситуація на початку 2000 р., пов’язана з інерцією глибокої валютної кризи 2008-2009 рр., короткочасний період фінансової дестабілізації наприкінці 2004 р., зумовлений «помаранчевою революцією», події світової фінансової кризи 2008-2009 рр. та остання в часі гостра криза 2014-2015 рр. Приймається, що кризові явища з’явилися ще на початку 2013 р. і завершилися до кінця 2015 р., хоча відновлення

докризової економічної динаміки триває по сьогодні.

Статистична модель (11) передбачає, що ВВП залежить від індексу структурних змін, який, зі свого боку, відбиває співвідношення між сировинним і несировинним секторами. Якщо $\sum_{j=1}^m b_j > 0$, економіка відповідає припущенню щодо вищої рентабельності в секторі несировинних товарів Q^T ; інакше вищою віддачею на інвестиції характеризується сектор сировинних товарів Q^S .

Емпіричні оцінки для довго- і короткочасних коефіцієнтів впливу індексу структурних змін на ВВП наведено у табл. 4. Цілоком передбачувано коефіцієнт детермінації R^2 значно вищий для оцінок довгострокових коефіцієнтів, але його значення для оцінок короткочасних коефіцієнтів теж достатньо високі як для перших різниць. Для коротшої вибірки 2000-2010 рр. включені змінні пояснюють 48% змін у динаміці ВВП, а для вибірки 2000-2017 рр. цей показник знижується до 41%. В усіх випадках тест ADF виявляє стаціонарність залишків, що дозволяє адекватну інтерпретацію отриманих результатів.

Таблиця 4

Оцінки залежності ВВП від структурних змін в українському експорті*

Незалежна змінна	Довгострокові коефіцієнти		Незалежна змінна	Короткострокові коефіцієнти	
	Залежна змінна Y_t			Залежна змінна ΔY_t	
	2000–2010	2000–2017		2000–2010	2000–2017
Y_{t-1}	1.203 (7.93 ^{***})	1.220 (10.37 ^{***})	ΔY_{t-1}	1.394 (5.16 ^{***})	1.311 (5.08 ^{***})
Y_{t-2}	-0.226 (-1.50)	-0.230 (-1.95 [*])	ΔY_{t-1}	-0.487 (-2.86 ^{***})	-0.359 (-2.49 ^{**})
STR_t	0.415 (2.26 ^{**})	0.263 (2.20 ^{**})	ΔSTR_{t-1}	1.112 (2.90 ^{***})	1.348 (3.74 ^{***})
$CRISIS_t$	-0.625 (-1.95 ^{**})	-0.457 (-2.21 ^{**})	—	—	—
—	—	—	δ	-1.110 (-3.64 ^{***})	-1.045 (-3.72 ^{***})
R^2	0.97	0.97	R^2	0.48	0.41
ADF	-4.10 ^{***}	-8.30 ^{***}	ADF	-6.34 ^{***}	-8.42 ^{***}

*Джерело: власні розрахунки.

Оцінки для довгострокових коефіцієнтів засвідчують прямий сприятливий зв’язок між структурними змінами на користь несировинного експорту. Відповідний коефіцієнт при STR_t стає меншим для вибірки 2000-2017 рр., що може означати наближення до деякого рівноважного

значення Q^T/Q^S за останні декілька років. Проте немає підстав заперечувати припущення щодо вищої віддачі на продукцію несировинного сектора.

Український ВВП перебільшено реагує на зміни у попередньому періоді, адже коефіцієнти при Y_{t-1} перевищує 1. Корекція відбувається з лагом у два квартали, але однаково за сумою двох кварталів вітчизняний ВВП виглядає дуже інерційним. Як і можна було очікувати кризові явища позначилися зменшенням ВВП.

Оцінки для короткочасних коефіцієнтів підтверджують сприятливий характер структурних зрушень на користь несировинних товарів (з лагом у квартал), причому відповідний

коефіцієнт при ΔSTR_{t-1} стає більшим для вибірки 2000–2017 рр. Так само підтверджується характер авторегресивної залежності, коли підсилення динаміки зростання ВВП з лагом у квартал надалі коригується з лагом у два квартали. Оскільки не знайдено підтвердження для деструктивного впливу кризових явищ у короткочасному періоді, це схиляє до припущення щодо їхнього довгострокового характеру.

Нарешті, коригуючий коефіцієнт δ виявляє дуже оперативну корекцію довгострокових залежностей з деяким «перельотом». Така структурна риса відповідає наведеній вище теоретичній можливості, коли під час підвищення співвідношення Q^T/Q^S до вищого рівноважного рівня вища доходність діяльності в сировинному секторі зумовлює протилежну реакцію.

Отримані функціональні залежності можна вважати достатньо стійкими, адже оцінки регресійних коефіцієнтів для періодів 2000-2010 і 2000-2017 рр. практично не відрізняються.

Висновки і перспективи подальших досліджень. Отримані емпіричні результати засвідчують конструктивність структурних зрушень на користь несировинного сектора

вітчизняної економіки. Зростання української економіки значною мірою залежатиме від експорту кінцевої продукції з високим вмістом доданої вартості, але аж ніяк не сировинного спрямування. Як відомо, Україна імпортує товари високого ступеня переробки та значні обсяги енергоносіїв, тоді як експорт високотехнологічної продукції є мінімальним. Таким чином, існує потреба у вивченні “кращих практик” країн ЄС з метою оновлення технологічних процесів, тобто розпочати технологічну модернізацію промисловості загалом, особливо на Південному Сході, що важко переживає закономірне відмирання застарілих, безперспективних виробництв. Вдале географічне розташування повинно створити умови для розміщення на українських територіях виробничих потужностей багатьох іноземних компаній з можливістю експорту продукції до ЄС та інших країн світу (певною мірою це вже спостерігається в західних областях країни), що в свою чергу, дозволить залучити іноземні інвестиції, забезпечити працевлаштування населення, активізувати інноваційну діяльність, і таким чином, підвищити конкурентоспроможність України на міжнародній арені.

ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Анпілогова, Ж. Д. Галузева структура сучасної промисловості й динаміка її розвитку в Україні / Ж.Д. Анпілогова // Інвестиції: практика та досвід. – 2012. – №11. – С. 90-93.
2. Антонюк В. Пріоритетні вектори модернізації економіки України / В.П. Антонюк, І.Ю. Підоричева // Стратегічна панорама. – 2017. – №2. – С.116-123.
3. Богдан Т. П. Макроекономічні проблеми торговельних відносин України з ЄС і нагальні завдання економічної політики // Стратегічні пріоритети. – 2016. № 1 (38). – С. 86-98.
4. Заболотна Н.Г. Структурні диспропорції в зовнішній торгівлі України та шляхи їх подолання / Н.Г. Заболотна // Економіка і суспільство. – 2017. – Вип. 8. – С. 594-598.
5. Козюк В. Глобальна економіка в умовах спадного тренда сировинних цін: виклики та можливості для України / В. Козюк, О. Шиманська // Вісник ТНЕУ. – 2016. – №1. – С. 128-135.
6. Механізм структурних зрушень в економіці України: монографія. / В.І. Кононенко, О.О. Веклич, Л.М. Шабліста та ін.; відпов. ред. д.е.н. В.І. Кононенко. – К.: Ін-т економіки НАНУ, 2002. – 288 с.
7. Собкевич О.В. Пріоритети промислової політики України у контексті стимулювання структурних зрушень і модернізаційних перетворень в економіці / О.В. Собкевич // Стратегічна панорама. – 2017. – №2. – С.106-115.
8. Alogoskoufis G., Smith R. On Error Correction Models: Specification, Interpretation, Estimation. – Journal of Economic Surveys. – 1991, – Vol. 5 – Issue 1 – P. 97-128.
9. Державна служба статистики України . URL: [http:// www.ukrstat.gov.ua](http://www.ukrstat.gov.ua).
10. IMF International Financial Statistics. URL: [https:// www.data.imf.org](https://www.data.imf.org).

REFERENCES

1. Anpilogova Zn. D. (2012). Galuzeva struktura suchasnoi' promislavosty y dynamika ii rozvytku v Ukraini [Branch structure of modern industry and dynamics of its development in Ukraine]. Investytsii': praktyka ta dosvid. – Investments: practice and experience, 11, 90-93 [in Ukrainian].
2. Antonyuk V.P., Pidorycheva I.Yu. (2017). Priorytetni vektory modernizatsii' ekonomiky Ukrainy [Priority vectors of modernization of the Ukrainian economy]. Strategichna panorama. – Strategic panorama, 2, 116-123 [in Ukrainian].
3. Bogdan T. P. (2016). Makroekonomichni problemy torgovelynykh vidnosyn Ukrainy z JeS i nagalni zavdannya ekonomichnoi' polityky [Macroeconomic problems of Ukraine's trade relations with the EU and urgent tasks of economic policy]. – Strategichni priorytety. – Strategic priorities, 1 (38), 86-98 [in Ukrainian].

4. Zabolotna N.G. (2017). Strukturni dysproportsii' v zovnishniy torgivli Ukrainy ta shlakhy i'kh podolannya [Structural imbalances in Ukraine's foreign trade and ways to overcome them]. *Ekonomika i suspil'stvo – Economics and society*, 8, 594-598 [in Ukrainian].
5. Kozyuk V, Shymans'ka O. (2016). Global'na ekonomika v umovakh spadnogo trenda syrovynnykh tsin: vyklyky ta mozhyvosti dlya Ukrainy [Global economy in the context of the downtrend of commodity prices: challenges and opportunities for Ukraine]. *Visnyk TNEU – TNEU Bulletin*, 1, 128-135 [in Ukrainian].
6. Kononenko V.I., Veklych O.O., Shablysta L.M. et al. (2002). Mekhanizm strukturnykh zrushen' v ekonomitsi Ukrainy [The mechanism of structural shifts in the economy of Ukraine]. Kyiv: Instytut ekonomiky NANU [in Ukrainian].
7. Sobkevych O.V. (2017). Priorytety promyslovoi' polityky Ukrainy u konteksti stymulyuvannya strukturnykh zrushen' i modernizatsiynyts peretvoren' v ekonomitsi [Priorities of Ukraine's industrial policy in the context of stimulating structural transitions and modernization transformations in the economy]. *Strategichna panorama. – Strategic panorama*, 2, 106-115 [in Ukrainian].
8. Alogoskoufis G., Smith R. (1991). On Error Correction Models: Specification, Interpretation, Estimation. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 5, 1, 97-128.
9. Derzhavna sluzhba statystyky Ukrainy [State Statistics Service of Ukraine]. ukrstat.gov.ua. Retrieved from: <http://www.ukrstat.gov.ua> [in Ukrainian].
10. IMF. International Financial Statistics. data imf.org. Retrieved from: <https://www.data.imf.org>.

Одержано 06.09.2018 р.