

Дослідження/

■ **Сергій Ніколайчук**  
**Sergiy Nikolaichuk**

Заступник директора Генерального економічного департаменту Національного банку України, кандидат економічних наук

PhD (Economics), Deputy Director, General Economic Department, National Bank of Ukraine

E-mail: Serhii.Nikolaichuk@bank.gov.ua

■ **Надія Шаповаленко**  
**Nadiia Shapovalenko**

Головний економіст департаменту платіжного балансу Національного банку України

Chief economist, Balance of Payments Department, National Bank of Ukraine

E-mail: Nadiia.Shapovalenko@bank.gov.ua



## Визначення факторів динаміки поточного рахунку платіжного балансу в Україні

### The Identification of the Determinants of Current Account Balance in Ukraine

*У статті досліджено основні фактори зміни стану поточного рахунку в Україні. В ролі аналітичного інструментарію використано структурні векторні авторегресійні моделі зі знаковими обмеженнями для оцінювання впливу таких шоків: попиту, пропозиції, умов торгівлі та номінального. Отримані результати узгоджуються з висновками ряду моделей відкритої економіки, зокрема: 1) торговельний баланс України здебільшого визначається шоками попиту й умов торгівлі; 2) зростання попиту, спричинене змінами у фінансній політиці та/або зміною уподобань економічних агентів, призводить до значного погіршення торговельного балансу; 3) стійкі несприятливі зміни умов торгівлі мають негативний довгостроковий вплив на торговельний баланс, що підтверджує гіпотезу Харбергера-Лаурсена-Метцлера; 4) номінальні шоки мають значно менший вплив на торговельний баланс.*

*This paper studies the sources of current account fluctuations in Ukraine. We apply a structural VAR approach with sign restrictions to estimate the effects of the supply, demand, nominal, and terms-of-trade shocks. The findings are consistent with the predictions of a wide set of open-economy models: (1) the trade balance in Ukraine is mostly driven by demand and terms-of-trade shocks, (2) a surge in demand caused by changes in fiscal policy and/or in preferences of economic agents leads to a significant deterioration of the trade balance, (3) persistent adverse terms-of-trade shocks have negative long-run effect on the trade balance (in line with the Harberger-Laursen-Metzler hypothesis), (4) nominal shocks have a much smaller effect on the trade balance.*

*Ключові слова:* поточний рахунок, торговельний баланс, СВАР-модель, знакові обмеження.

*Key words:* current account balance, trade balance; SVAR model; sign restrictions.

#### ВСТУП

До 2005 року в Україні поточний рахунок платіжного балансу був

профіцитним завдяки сприятливій зовнішній кон'юктурі, а також експортно орієнтованому зростанню економіки в умовах заниженого ре-

ального обмінного курсу національної валюти і пригніченого внутрішнього попиту. Після 2005 року Україна з чистого кредитора перетворилася

на реципієнта іноземного капіталу з відповідною зміною знака сальдо поточного рахунку. Ці зміни відбувалися на тлі м'якої фіскальної політики, а також перегріву внутрішнього попиту і реального зміцнення обмінного курсу.

За умов існування надлишкової ліквідності на міжнародних фінансових ринках та режиму жорсткої прив'язки курсу гривні до долара США фінансування дефіциту поточного рахунку не було занадто складним. Як наслідок до кінця 2008 року цей дефіцит сягнув 7% від ВВП і, за різними оцінками, перевищив свій прийнятний рівень, що сприяло поглибленню негативних наслідків фінансової кризи для української економіки [1].

Різне зменшення попиту на внутрішньому ринку та істотна девальвація національної валюти зумовили значне коригування дефіциту – до 1.5% від ВВП у 2009 році. Однак унаслідок впливу внутрішніх і зовнішніх чинників дефіцит збільшився до 8.1% від ВВП у 2012 році, що знову актуалізувало питання про стійкість української економіки до впливу зовнішніх факторів.

Враховуючи необхідність її забезпечення за допомогою заходів макроекономічної політики, метою нашого дослідження є визначення та аналіз основних факторів динаміки поточного рахунку в Україні.

### МЕТОДОЛОГІЯ ДОСЛІДЖЕННЯ

Інструментарієм для аналізу були структурні векторні авторегресійні (СВАР) моделі зі знаковими обмеженнями, використання яких дало змогу послабити традиційні довгострокові обмеження (наприклад, нейтральність номінальних шоків).

Оцінювання за допомогою СВАР-моделей потребує накладання додаткових обмежень (ідентифікаційних припущень), які дають змогу перейти від залишків приведеної форми рівнянь до ортогональних структурних шоків, які мають економічну інтерпретацію. Ідентифікаційні припущення повинні ґрунтуватися на інституційних знаннях, економічній теорії або обмеженнях, отриманих з аналізу інформації з інших джерел.

Розглянемо представлення даних у вигляді VAR-моделі (для спрощення 1-го порядку):

$$z_t = A_1 z_{t-1} + e_t, \quad (1)$$

де  $z_t$  – вектор змінних розмірністю  $n \times 1$ ;  
 $e_t$  – набір залишків, які мають ну-

льові показники математичних очікувань, постійну коваріаційну матрицю та не мають автокореляції. Представлення цих даних у вигляді СВАР-моделі буде таким:

$$B_0 z_t = B_1 z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

де  $\varepsilon_t$  – структурні (економічні) шоки, які мають нульове середнє, постійну дисперсію, не мають серійної кореляції та кореляції між окремими шоками, тобто  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{jt}) = 0$ .

Поєднавши формули (1) і (2), отримуємо  $B_0 e_t = \varepsilon_t$ , тобто структурні шоки  $\varepsilon_t$  є лінійними комбінаціями залишків VAR-моделі  $e_t$ .

Інформації, яка міститься в даних, недостатньо для отримання оцінок структурних шоків, необхідні додаткові припущення. З цією метою конструюється набір ваг  $\hat{B}_0$  для залишків  $\hat{e}_t$ , або, інакше кажучи, використовуються ідентифікаційні обмеження, які зменшують кількість “вільних” параметрів структурних рівнянь до кількості, що отримується з приведеної форми.

У літературі використовуються кілька методів для отримання необхідних обмежень. Перший і найпопулярніший – ортогоналізація залишків приведеної форми за допомогою розкладу Холецкого (вперше – у праці Сімса [2]). Отримана структурна модель є рекурсивною, тобто базується на певній причинно-наслідковій послідовності, а порядок змінних особливо важливий для економічної інтерпретації. Другий метод ґрунтується на накладенні обмежень на вплив шоків у короткостроковому періоді (вперше – у праці Галі [3]). Третя процедура, запропонована в дослідженні Бланшара та Куа [4], базується на встановленні довгострокових обмежень, узгоджених з економічною теорією. Також може використовуватися поєднання коротко- та довгострокових обмежень, як у праці Фішера та Хейя [5]. У кожному з підходів параметричні обмеження звільняють достатню кількість інструментів для ендогенних змінних у структурних рівняннях, що дає змогу оцінювати їхні параметри.

Зовсім недавно було запропоновано новий метод, що базується на “знакових” обмеженнях на відгуки на імпульси [6–8], і, на наш погляд, має ряд переваг. Основні серед них – можливість отримання узгоджених з економічною теорією функцій відгуків на імпульси, уникнення ідентифікаційних проблем, пов'язаних із короткими часовими рядами та жор-

сткими “нульовими” обмеженнями відгуків, тощо.

Розглянемо цей метод детальніше, використовуючи алгоритм, наведений у праці Фрая та Пагана [9].

Нехай  $S^{-1}$  – матриця, що має стандартні відхилення  $\varepsilon$  по діагоналі та нулі для інших елементів. Розкладемо оцінені залишки:  $\hat{e}_t = \hat{B}_0^{-1} S^{-1} S \hat{e}_t = T \hat{\eta}_t$ , де  $\hat{\eta}_t$  має одиничну дисперсію.

Якщо ми зможемо знайти таку квадратну матрицю  $Q$ , щоб  $Q'Q = QQ' = I$ , тоді:

$$\hat{e}_t = TQ'Q\hat{\eta}_t = T^*\hat{\eta}_t^*, \quad (3)$$

і ми маємо новий набір оцінених шоків  $\hat{\eta}_t^*$ , які також мають коваріаційну матрицю  $I$ , оскільки  $QE(\hat{\eta}_t, \hat{\eta}_t')Q' = I$ . Отже, ми отримуємо комбінацію шоків  $\eta_t^*$ , які мають ідентичну коваріаційну матрицю, як і шоки  $\eta_t$ , але матимуть різний вплив на  $e_t$  та, відповідно, змінні  $z_t$ .

Є два поширені методи отримання ортогональної матриці  $Q$  – перетворення Гівенса та Хаусхолдера. Ми обрали другий, оскільки при збільшенні розмірності VAR-моделей він, з точки зору обчислень, є ефективнішою стратегією [10, 11]. Отже, відповідно до цього перетворення генеруються деякі випадкові змінні  $W$  зі щільністю розподілу  $N(0, I_n)$  для VAR-моделі з  $n$  змінними, і потім розкладаються таким чином:  $W = Q_R R$ , де  $Q_R$  – ортогональна матриця, а  $R$  – трикутна матриця. Матричні перетворення Хаусхолдера використовуються для декомпозиції  $W$ . Алгоритм, за допомогою якого розраховують  $Q_R$ , часто має назву  $QR$ -декомпозиції. Очевидно, що  $Q_R = I$  відповідає матриці, яка використовується у рекурсивному порядку. Оскільки можна згенерувати різні  $W$ , то можна й отримати різні  $Q_R$ .

Ітеративний процес складається з таких етапів:

1) випадкова факторизація коваріаційної матриці залишків приведеної форми для отримання матриці впливів структурних шоків (тобто певної СВАР-моделі);

2) розрахунок відгуків на імпульси цієї СВАР-моделі;

3) тестування виконання обмежень для отриманих відгуків на імпульси. Якщо відгуки підходять, СВАР-модель використовується в подальших розрахунках. Якщо не підходять – відкидається.

Ітеративний процес триває до досягнення заданого числа прийнятних СВАР-моделей або заданого максимального числа ітерацій.

Після цього проводимо вибір результату на основі набору прийнятних СВАР-моделей. Відповідно до висновків, зроблених у праці Фрая та Пагана [10], ми використовуємо для подальшого дослідження одну модель, відгуки на імпульси якої максимально наближені до медіанних відгуків.

### ПИТАННЯ ВИБОРУ ІДЕНТИФІКАЦІЙНОЇ СХЕМИ

Існує два варіанти отримання обмежень для ідентифікації структурних шоків у СВАР-моделі: на основі наявної емпіричної літератури [12], або теоретичних структурних моделей від традиційного підходу Манделла-Флемінга — до комплексних динамічних стохастичних моделей загальної рівноваги (DSGE-моделей) для двох країн із недосконалими ринками активів [13]. Ми використовуємо перший підхід, базуючись на припущеннях і емпіричних результатах багатьох досліджень факторів динаміки поточного рахунку, зокрема — праця Фішера та Хея, Фрачера й Штрауба, Хофмейстера, Прасада, Чжана та Вана, Барнетта і Штрауба [5, 13–17].

Для подальшого дослідження використовуємо СВАР-модель із чотирма змінними та чотирма видами шоків, враховуючи наявні відносно короткі часові ряди, а також компроміс між точністю моделі (простіша схема ідентифікації має потенційний ризик неврахування певних важливих шоків) і витратами на обчислення. Дискусії щодо кількості змінних і видів шоків можна знайти в працях [6, 18–20].

Чотири основні види шоків, які впливають на торговельний баланс в Україні, — пропозиції, попиту, умов торгівлі та номінальний. Головною метою нашого дослідження є виявлення впливу різних шоків на торговельний баланс. Іншими змінними, що вводяться до моделі для ідентифікації шоків, є відносний ВВП, реальний обмінний курс і умови торгівлі. Майже всі відгуки стану торговельного балансу на імпульси залишаються необмеженими, за винятком короткострокових ефектів шоків попиту й умов торгівлі. Водночас інша важлива вимога для ідентифікації полягає в накладенні знакових обмежень, які повинні однозначно визначити і відокремити один від одного чотири види шоків (див. таблицю 1).

Розпочнемо з шоку попиту, який є циклічною макроекономічною екс-

пансією, зумовленою екзогенними заходами політики (наприклад, фіскальної) та/або екзогенними коливаннями “автономних” компонент споживчих та інвестиційних витрат (ці коливання часто можуть бути спричинені переорієнтацією на споживання товарів, які торгуються, замість товарів, які не торгуються, і навпаки). У простій теоретичній моделі, наприклад, моделі Манделла-Флемінга-Дорнбуша (модель малої відкритої економіки), бум реального попиту (зміна кривої IS) сприяє зростанню випуску продукції і зайнятості, а також зростанню обсягів імпорту і зміцненню обмінного курсу в реальному вимірі (а отже, й до зменшення обсягів чистого експорту). Вплив на реальний обмінний курс в основному є результатом зростання цін на товари, які не торгуються, відносно цін на товари, які торгуються. Однак така цінова динаміка збільшення також призводить до зростання цін на вітчизняні товари відносно цін на імпортовані товари.

Інтерпретація шоку пропозиції (чи продуктивності) складніша. Перш за все ми визначаємо його як шок, що веде до персистентного позитивного впливу на ВВП. Згідно з ефектом Баласса-Самуельсона він призводить до зміцнення реального обмінного курсу (у зв'язку зі збільшенням цін на товари, які не торгуються, відносно цін на товари, які торгуються). Відмінність цього шоку від шоку попиту полягає в реакції цін на товари, які торгуються. Внаслідок дії шоку пропозиції вітчизняні виробники мають змогу знизити ціни на продукцію для підвищення своєї конкурентоспроможності. Це призводить до зниження індексу умов торгівлі в короткостроковій перспективі.

Відповідно до обмежень перманентне зростання індексу умов торгівлі сприяє збільшенню випуску продукції і поліпшує торговельний баланс у короткостроковій перспективі. Зважаючи на особливості структури зовнішньої торгівлі України (високу частку сировинних товарів в експорті

та високу частку енергетичних товарів в імпорті), припустимо, що еластичності заміщення, особливо в короткостроковій перспективі, не є істотними, а домінуючим каналом шоку є канал доходу. Однак ми залишаємо відкритим питання напряму впливу довгострокових відгуків.

Шок реальної девальвації, зумовлений, наприклад, змінами номінального обмінного курсу центральним банком, дуже часто розглядається як основний інструмент коригування дисбалансів поточного рахунку. Для перевірки ефективності цього заходу в Україні ми не обмежуємо відгук торговельного балансу на номінальний шок. Для того, щоб відрізнити номінальний шок від шоку умов торгівлі (у нашому випадку вони обидва є стимулюючими з точки зору впливу на обсяг випуску продукції), накладаються обмеження на відгук індексу умов торгівлі. Припускається, що реальна девальвація призведе до зниження відносних цін на українські експортні товари відносно іноземних (імпортованих) у короткостроковій перспективі (при цьому позитивний шок умов торгівлі означає зростання індексу умов торгівлі).

З метою отримання узгоджених показників використовуються лише відносні змінні. Оскільки і торговельний баланс, і обмінний курс за своєю природою є “відносними” (відображають відносні потоки або відносні ціни), використання для обсягів випуску продукції (ВВП) й інфляції відносних змінних узгоджується з цією емпіричною специфікацією. Друга причина використання відносних змінних полягає в проблемі ідентифікації. ВВП в Україні, як правило, має проциклічну динаміку зі світовим ВВП, тому збільшення обсягів виробництва в Україні може відображати ще більше зростання виробництва основних країн — торговельних партнерів. Аналогічні висновки можемо зробити для інфляції. Звичайно, можливе оцінювання за допомогою альтернативної моделі, яка містить як внутрішні, так і зовнішні показники. Але в нашому випадку такий ва-

Таблиця 1. Знакові обмеження, використані в базовій СВАР- моделі\*

Вид шоку	Умови торгівлі	Відносний випуск (ВВП)	Торговельний баланс	РЕОК
Шок умов торгівлі	↑ / ↑	↑	↑	
Шок пропозиції	↓	↑ / ↑		↑ /
Шок попиту	↑	↑	↓	↑ /
Номінальний шок	↓	↑		↓ / ↓

\*Коротко- та довгострокові ефекти представлені таким чином: короткострокові / довгострокові.

Таблиця 2. Дані, використані у дослідженні

Ряди	Визначення	Джерело
Сальдо поточного рахунку	Відношення сальдо поточного рахунку до ВВП	НБУ*, ДССУ**, розрахунки авторів
Торговельний баланс	Відношення торговельного балансу до ВВП	НБУ, ДССУ, розрахунки авторів
Вітчизняний випуск (ВВП)	Український ВВП в постійних цінах	ДССУ
Іноземний випуск (ВВП)	Зважений за торговельним оборотом індекс реального ВВП країн – основних торговельних партнерів України	МФС***, НБУ, розрахунки авторів
Умови торгівлі	Відношення дефлятора експорту до дефлятора імпорту товарів та послуг Відношення дефлятора експорту до дефлятора імпорту товарів	ДССУ, розрахунки авторів НБУ, розрахунки авторів
Реальний обмінний курс	Реальний ефективний обмінний курс на основі дефлятора ВВП Реальний ефективний обмінний курс на основі ІСЦ	МФС, ДССУ, розрахунки авторів НБУ

\*Національний банк України.  
\*\*Державна служба статистики України.  
\*\*\*Міжнародна фінансова статистика (IFS).

ріант не підходить через відносно незначну розмірність вибірки даних.

### ПОБУДОВА СВАР-МОДЕЛІ ДЛЯ УКРАЇНИ. ДАНІ ТА ПИТАННЯ ЩОДО ОЦІНЮВАННЯ МОДЕЛІ

У дослідженні використовуються щоквартальні дані за 2001–2012 роки, їх наведено в таблиці 2. Всі дані для оцінювання було сезонно скориговано за допомогою процедури Х12 та прологарифмовано (за винятком рядів сальдо поточного рахунку і торговельного балансу).

Базова СВАР-модель включає чотири змінні.

1. **Індекс умов торгівлі** як відношення дефлятора експорту до дефлятора імпорту товарів і послуг ( $tot_t$ ).
2. **Відносний випуск** як відношення внутрішнього випуску до іноземного ( $gy_t$ ).
3. **Сальдо торговельного балансу** як відношення до ВВП ( $tb_t$ ).
4. **Реальний ефективний обмінний курс**, розрахований на основі дефлятора ВВП ( $geer_t$ ).

Також ми використовуємо інші виміри змінних для перевірки стійкості моделі.

Для змінних моделі було проведено тести на стаціонарність. Доповнений тест Дікі-Фуллера і тест Філіпса-Перона засвідчили, що неможливо відхилити нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня для рівнів змінних. На підставі результатів тестів можемо зробити висновок, що більшість розглянутих часових рядів є інтегрованими процесами першого порядку (крім відносних цін). Тому надалі використовуємо перші різниці показників.

Ми також застосували тест Квятковського-Філіпса-Шмідта-Шина, для якого підтвердження нульової гіпотези свідчить про стаціонарність ряду [21]. Результати дещо відрізняються – нульова гіпотеза стаціонарності не може бути відхилена для таких змінних, як: торговельний баланс, баланс поточного рахунку, умови торгівлі, РЕОК (що не суперечить економічній теорії). Відносний ВВП і ціни є процесами I(1), відповідно до всіх трьох тестів (для критичного рівня 5%). Тому для перевірки стійкості моделі ми оцінюємо альтернативну модель у рівнях для показників торговельного балансу, умов торгівлі, РЕОК.

Відповідно до інформаційних критеріїв VAR-модель було оцінено з константою і двома лагами. При використанні рівнів замість перших різниць для торговельного балансу, РЕОК та умов торгівлі найкращим вибором є три лаги, що узгоджуються з двома лагами для моделі з першими різницями.

Далі було оцінено СВАР-модель зі знаковими обмеженнями на основі алгоритму, описаного вище, та отримано 5 000 моделей з відгуками на імпульс, що відповідають обмеженням зі схеми, наведеної в таблиці 1.

### РЕЗУЛЬТАТИ ОЦІНЮВАННЯ БАЗОВОЇ МОДЕЛІ

#### Функції відгуку на імпульс

На графіку 1 наведено функції імпульсних відгуків базової СВАР-моделі: медіана 5 000 відгуків, відгуки “кращої моделі” – найближчої до медіани (подальший аналіз здебільшого ґрунтується на результатах “кращої

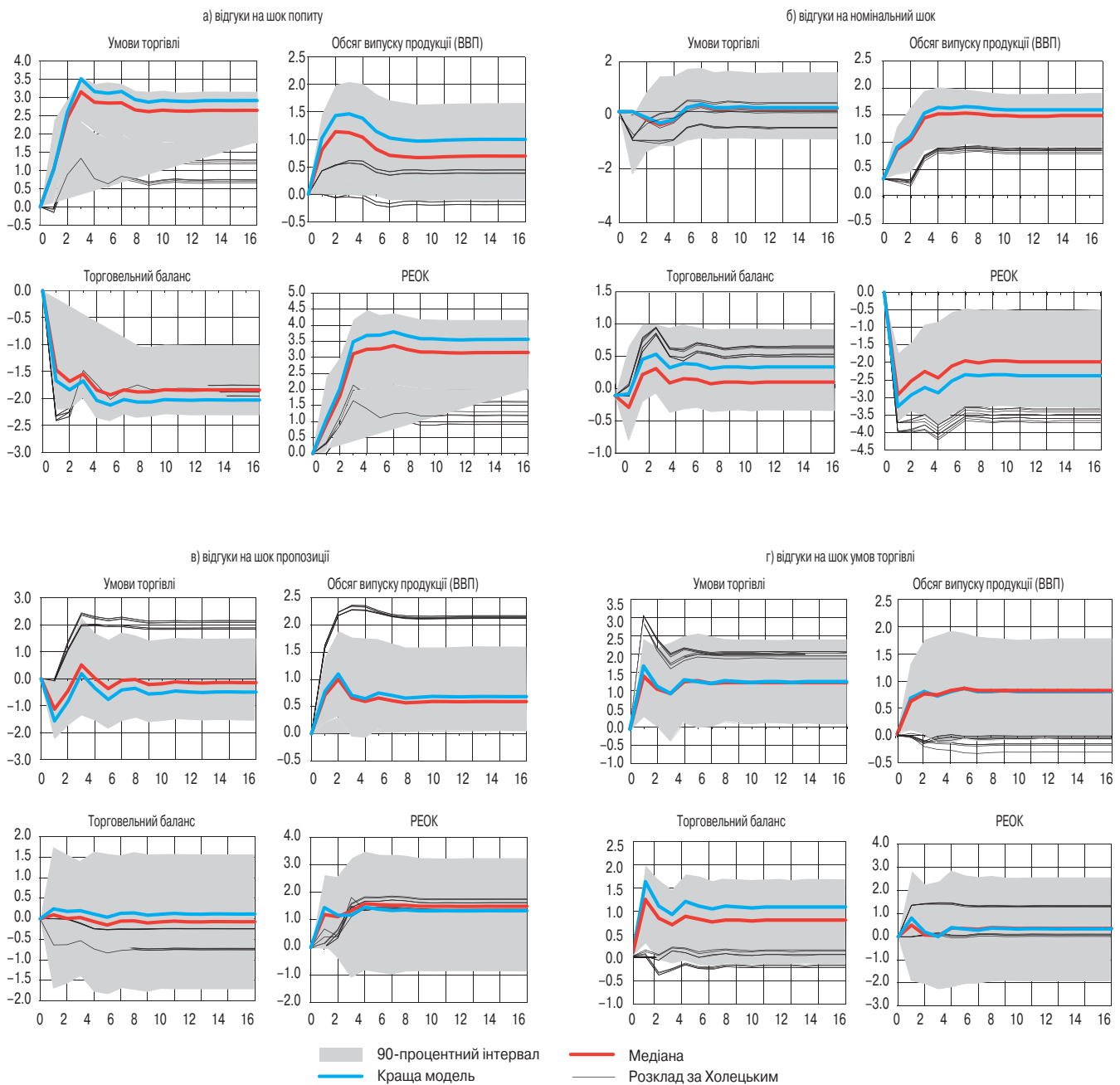
моделі”), 90% квантиль функцій імпульсного відгуку відповідно до відстані до медіани (за винятком 5% квантилів найвіддаленіших відгуків з кожного боку).

**Експансивний шок попиту** (див. графік 1-а) призводить до початкового зростання рівня ВВП на 1%, зумовлюючи значне погіршення торговельного балансу (на 1.7% до ВВП). Внутрішні ціни також реагують на шок – зростанням відносно зовнішніх. У результаті зміни цінової конкурентоспроможності зменшують первинний позитивний вплив на обсяги відносного ВВП, але у довгостроковій перспективі вплив залишається позитивним (у діапазоні від 0.0 до 1.6%). Погіршення цінової конкурентоспроможності разом зі зростанням попиту веде до стійкого негативного ефекту на торговельний баланс (із подальшою інтенсифікацією).

**Номинальний шок** (див. графік 1-б) інтерпретується як реальна девальвація національної валюти. Оскільки шок є довгостроковим, це визначає його довгостроковий позитивний вплив на обсяги попиту і стан торговельного балансу. Проте відносний вплив номінального шоку на торговельний баланс не такий суттєвий, як шоку попиту. Це результат того, що зростання внутрішнього попиту (максимально – через рік) частково нівелює початковий позитивний вплив на стан торговельного балансу. Крім того, позитивний вплив номінального шоку на торговельний баланс не є миттєвим, що свідчить про неможливість відхилення гіпотези J-кривої для України: реакція торговельного балансу на номінальний шок у перший квартал для “кращої моделі” близька до нуля, а медіана відгуків є меншою від нуля. Такий результат узгоджується з миттєвою негативною реакцією умов торгівлі на девальвацію, а саме ефект переносу номінальної девальвації на експортні ціни в національній валюті не такий значущий, як на імпорتنі ціни (вітчизняні виробники менше коригують свої ціни у гривні з метою отримання конкурентних переваг).

**Шок пропозиції** (див. графік 1-в) призводить до довгострокового збільшення обсягів випуску продукції внаслідок підвищення продуктивності. Це сприяє перманентному зміцненню реального обмінного курсу, що підтверджує ефект Балаша-Самуельсона. Вплив шоку на умови

Графік 1. Функції відгуку на імпульс СВАР-моделей\*



\* Одиницями виміру графіка є процентне відхилення від базового рівня. На осях ординат відображено квартали.

торгівлі є негативним через відносне зниження внутрішніх цін унаслідок високого рівня пропозиції. Дія цих різноспрямованих чинників приводить до позитивного, але незначного ефекту на торговельний баланс, відображаючи збільшення обсягу пропозиції товарів, які торгуються.

На графіку 1-г відображено відгуки на *шок умов торгівлі*, що в цьому випадку розглядається як перманентний. Шок має довгостроковий позитивний вплив на обсяги випуску продукції і реальний обмінний курс

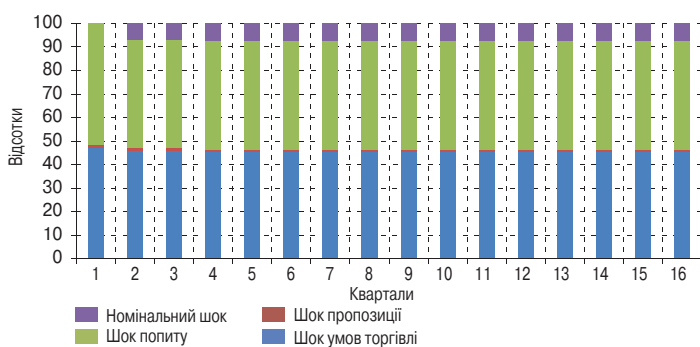
(хоча для обмінного курсу ефект є незначним). Завдяки накладеним обмеженням короткостроковий вплив шоку на торговельний баланс позитивний, надалі вплив ефекту слабшає внаслідок зростання внутрішнього попиту і погіршення цінової конкурентоспроможності. Однак довгостроковий ефект шоку на торговельний баланс залишається позитивним, що підтверджує гіпотезу Харбергера-Лаурсена-Метцлера, а також те, що вплив умов торгівлі на торговельний баланс в Україні в основному відбува-

ється через канал доходу, а не заміщення.

### Аналіз декомпозиції дисперсії похибок прогнозів і впливу шоків у 2001–2012 роках

На графіку 2 відображено декомпозицію дисперсії похибок прогнозів для торговельного балансу, де шок умов торгівлі і шок попиту є основними факторами та визначають понад 90% дисперсії в довгостроковому періоді (відповідно 44% і 48%). Значущість

Графік 2. Декомпозиція дисперсії похибок прогнозів для торговельного балансу



номінального шоку в першому кварталі близька до нуля, пізніше – зростає, але вплив залишається незначним – 6%. Роль шоку пропозиції значно менша – 2%.

Цікавим є той факт, що вплив номінального шоку дуже незначний, незважаючи на вельми високий рівень кореляції між РЕОК і станом торговельного балансу. Пояснюється це наявністю факторів, які мають значний довгостроковий вплив як на торговельний баланс, так і на РЕОК (наприклад, зміна вподобань споживачів між вітчизняними та імпортованими товарами та/або експансивна фіскальна політика).

Для оцінки відносної значущості впливу всіх шоків на торговельний баланс було проведено декомпозицію показника торговельного балансу за період часу 2002–2012 років. Фактичні зміни часового ряду розподілено на такі складові: базовий рівень торговельного балансу, внески шоків умов торгівлі, попиту, пропозиції та номінального шоку (див. графік 2).

Погіршення торговельного балансу з I кварталу 2005 року до I кварталу 2008 року відбулося переважно внаслідок дії шоків попиту (сумарний ефект – 13.1% від ВВП). Внесок шоків умов торгівлі був незначний, проте в цей період їх висока волатильність суттєво вплинула на динаміку торговельного балансу. Додатковий негативний внесок номінальних шоків (унаслідок стимулюючої монетарної політики) був оцінений у 0.7% від ВВП. Незважаючи на високі темпи зростання ВВП у цей період, негативний внесок шоків пропозиції становив 0.1% від ВВП, що є свідченням ключової ролі факторів попиту в економічному зростанні.

З II кварталу 2008 року до III кварталу 2008 року дефіцит зовнішньої торгівлі знизився завдяки поліпшенню умов торгівлі (відбулося зростання світових цін на сталь до рекордно

високого рівня) й уповільнення внутрішнього попиту.

Із IV кварталу 2008 року до IV кварталу 2009 року відбулося коригування дефіциту зовнішньої торгівлі внаслідок впливу ефектів глобальної фінансово-економічної кризи. Різне скорочення внутрішнього попиту призвело до зменшення дефіциту на 10% від ВВП. Водночас погіршення умов торгівлі частково нівелювало позитивний ефект (на 1.4% від ВВП). Незважаючи на різку реальну девальвацію обмінного курсу національної валюти, ефекти номінальних шоків теж гальмували коригування дефіциту. Це пояснюється тим фактом, що для подолання дисбалансів, які виникли під час кризи, необхідно була ще більша девальвація гривні, яка стримувалася масивними інтервенціями Національного банку на валютному ринку.

Нещодавнє погіршення торговельного балансу в 2010–2012 роках також пояснюється насамперед впли-

вом шоків попиту. М'яка фіскальна політика і перегрітий внутрішній попит (хоча, на противагу подіям 2005–2008 років, головною причиною був інвестиційний бум, пов'язаний з підготовкою до чемпіонату Європи з футболу 2012 року та проектами з поліпшення енергоефективності) призвели до кумулятивного негативного ефекту в розмірі 6.2% від ВВП. Додаткові 0.8% від ВВП були наслідком погіршення умов торгівлі, відображаючи стагнацію на світових ринках сталі і зростання цін на імпортований газ. Вплив номінальних шоків було оцінено в 1.7% від ВВП.

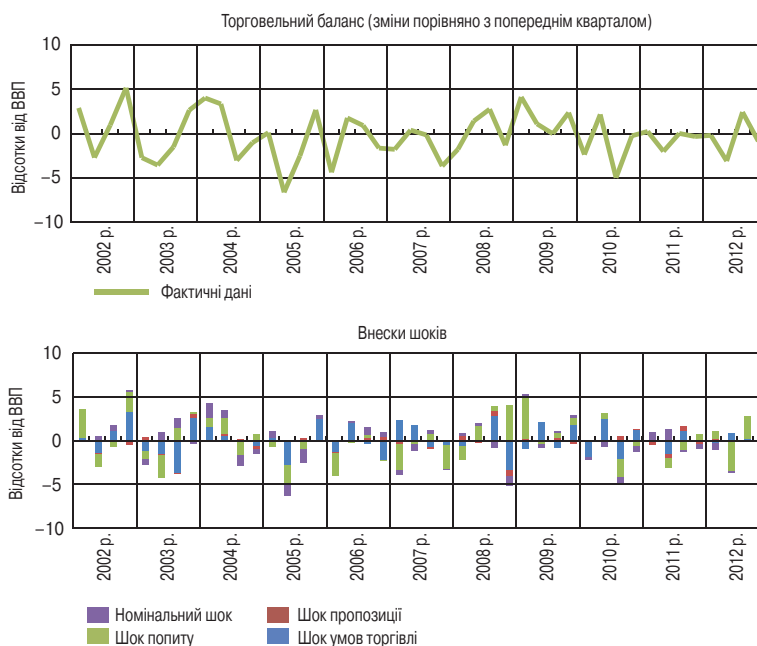
### ПЕРЕВІРКА СТІЙКОСТІ РЕЗУЛЬТАТІВ

#### Альтернативні моделі на основі розкладу Холецького

Незважаючи на обґрунтованість наших знакових обмежень, корисною вправою є дослідження стійкості результатів до альтернативних ідентифікаційних схем. Для цього ми використовуємо розклад Холецького, а саме оцінюємо VAR-моделі з різними варіантами порядку розташування чотирьох змінних і порівнюємо отримані функції відгуку на імпульс і декомпозицію дисперсії похибок прогнозів (див. графік 1).

У цілому практично для всіх моделей напрям відгуків торговельного балансу на шоки збігається з базовою моделлю, але є й певні відмінності.

Графік 3. Історична декомпозиція зміни торговельного балансу



Для шоку попиту тільки в половині моделей вплив на випуск є тимчасовим, в іншій половині моделей він перманентний, що консистентно з базовою моделлю. У теоретичних дослідженнях найчастіше вплив шоку попиту на ВВП має тимчасову природу, однак у середньостроковій перспективі він є значним, а саме такий часовий інтервал є об'єктом нашого інтересу. Також у моделях, що використовують розклад Холецького, відгуки реального обмінного курсу та умов торгівлі відбуваються із затримкою, що можна пояснити наявністю короткострокових обмежень. Відгук стану торговельного балансу схожий для більшості моделей.

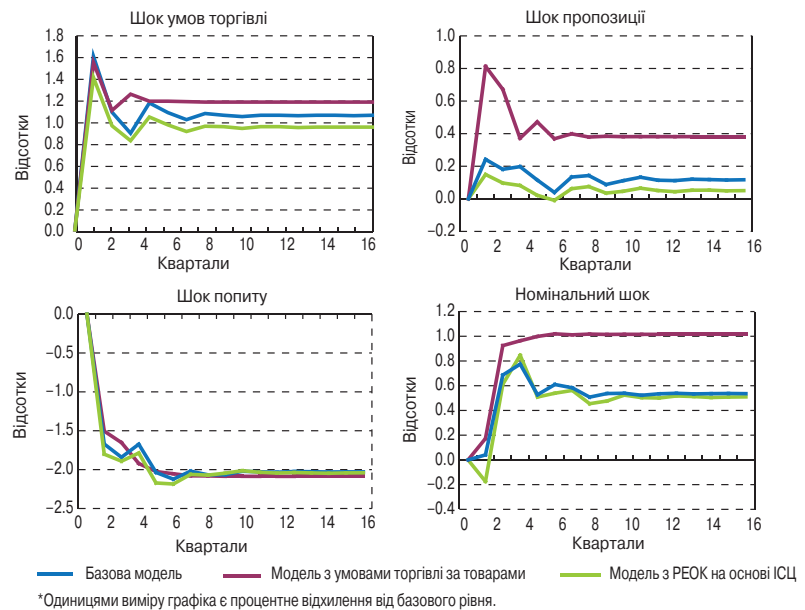
Для номінального шоку головна відмінність полягає в наявності лагу для відгуку обсягів випуску (ВВП). Очевидним поясненням цього є короткострокова природа обмежень, що використовуються в моделях. Водночас відгук торговельного балансу на реальну девальвацію однаковий в усіх моделях, а в деяких моделях функція відгуку в першому кварталі близька до нуля. Отже, гіпотеза про наявність ефекту J-кривої не може бути відхилена.

Відгуки на шок пропозиції істотно різняться. Причиною цього може бути неправильна ідентифікація шоку при використанні розкладу Холецького. У разі позитивного шоку пропозиції (збільшення продуктивності) внутрішні ціни на товари, що торгуються, найвірогідніше знижуватимуться, тоді як у моделях, отриманих на основі розкладу Холецького, відносні внутрішні ціни зростають. Таким чином, отриманий у цих моделях шок за своєю природою більше нагадує шок попиту, ніж пропозиції.

Результати впливу шоків умов торгівлі теж відрізняються. У разі використання розкладу Холецького розглядається будь-який шок, що веде до збільшення експортних цін відносно імпортних. Тоді як у моделі зі знаковими обмеженнями шок умов торгівлі є зовнішнім шоком, що відображає зміни відносних цін на світових ринках. Через це при використанні розкладу Холецького розглянутий шок має високий рівень кореляції зі зміцненням реального обмінного курсу та погіршенням сальдо торговельного балансу.

Ми також аналізуємо декомпозицію дисперсії похибок прогнозів для отриманих альтернативних моделей. Щодо шоку пропозиції та номіналь-

Графік 4. Функції відгуку на імпульс для торговельного балансу\*



\*Одиницями виміру графіка є процентне відхилення від базового рівня.

ного шоку вони, як і в базовій моделі, відіграють незначну роль у визначенні дисперсії (значення становлять відповідно 0.02–0.06 і 0.01–0.04). Значущість шоку попиту в моделях, отриманих на основі розкладу Холецького, більша, ніж у базовій моделі (0.78–0.86). З другого боку, в альтернативних моделях значущість шоків умов торгівлі зменшується (0.08–0.17), що також можемо пояснити відмінностями в інтерпретації цих шоків.

### Альтернативна модель із рівнями замість різниць

У цілому відгуки альтернативної моделі мають той самий знак, що й у базовій. Однак якщо позитивний відгук стану торговельного балансу та реального обмінного курсу на шок умов торгівлі є перманентним у базовій моделі, то в альтернативній його довгостроковий вплив на перераховані змінні є незначним. Це можна пояснити наявністю високого рівня від'ємної кореляції між рівнями зазначених показників.

За результатами декомпозиції дисперсії похибок прогнозів шоки попиту, як і в базовій моделі, є найвагомими. Зменшення значущості шоку умов торгівлі теж можемо пояснити негативною кореляцією між рівнями торговельного балансу й умовами торгівлі. Номінальний шок і шок пропозиції мають, як і в базовій моделі, незначний вплив.

### Використання альтернативних вимірювань показників моделі

В альтернативних моделях замість показника умов торгівлі, який визначається як відношення дефлятора експорту товарів і послуг до дефлятора імпорту, використовуються цінні індекси тільки для експорту й імпорту товарів, а замість РЕОК на основі дефлятора ВВП використовується РЕОК на основі індексу споживчих цін (ІСЦ).

Результати оцінок наведено на графіку 4. Незважаючи на певні відмінності, у цілому величина і напрям відгуків в альтернативних моделях відповідають результатам базової моделі.

Аналіз декомпозиції дисперсії похибок прогнозів альтернативних моделей приводить до аналогічних результатів – основними є шоки умов торгівлі та попиту.

У процесі дослідження також було розглянуто модель, в якій замість торговельного балансу використовувався показник сальдо рахунку поточних операцій. Отримані результати практично нічим не відрізняються від результатів базової моделі.

### ВИСНОВКИ

Останнім часом економіка України перебуває під впливом значних зовнішніх дисбалансів. Наявні теоретичні дослідження містять різні пояснення цього феномену для різних країн, однак емпіричних досліджень для

Україні майже немає. У нашому дослідженні було проведено оцінювання важливості впливу різних шоків на поточний рахунок платіжного балансу в Україні за допомогою СВАР-моделей зі знаковими обмеженнями.

За результатами дослідження встановлено, що шоки попиту й умов торгівлі є основними факторами, котрі визначають динаміку сальдо зовнішньої торгівлі в Україні. У базовій моделі ці два шоки визначають понад 90% дисперсії в довгостроковому періоді (з них 44% – шок умов торгівлі, 48% – шок попиту). Стійкість цих висновків була доведена на основі різних специфікацій: шок попиту визначає від 27 до 68% дисперсії, а шок умов торгівлі – від 16 до 54%.

Декомпозиція торговельного балансу в досліджуваному періоді засвідчила, що з 2010-го до 2012 року негативний внесок шоків попиту становив 6.2% від ВВП, а додаткові 0.8% від ВВП були наслідком погіршення умов торгівлі. Проблеми зі станом торговельного балансу з 2005-го до 2008 року виникли здебільшого внаслідок шоків збільшення внутрішнього попиту (сумарний ефект становив 13.1% від ВВП), який призвів до перегріву економіки України напередодні глобальної фінансово-економічної кризи. Саме тому прийняття рішень у сфері фінансової політики має бути своєчасним і виваженим. Проте заходи монетарної політики теж є важливим інструментом для вжиття заходів щодо коригування зовнішніх дисбалансів.

Важливість впливу зовнішніх шоків можемо пояснити особливостями структури вітчизняної економіки, зокрема, високим ступенем її відкритості й високою концентрацією сировинних товарів у структурі експорту. При цьому вибір режиму обмінного курсу національної валюти також є важливим чинником. Протягом усього досліджуваного періоду в Україні фактично був чинним режим прив'язки номінального обмінного курсу гривні до долара США (з нетривалими епізодами коригування, наприклад, під час кризи наприкінці 2008 року). За такого режиму адаптація до зовнішніх шоків відбувається шляхом зміни внутрішніх цін, оскільки номінальний курс не може бути ефективним буфером. Враховуючи високу вразливість торговельного балансу України до впливу зовнішніх шоків, перехід до режиму більш гнучкого обмінного курсу, ймовірно, може поліпшити ситуацію.

Важливим результатом дослідження також є висновок про незначну реакцію торговельного балансу на номінальні шоки (які пояснюють лише 7% дисперсії в базовій моделі, і ця частка не перевищує 20% в альтернативних моделях), що свідчить про неефективність коригування тільки за допомогою зміни номінального (реального) обмінного курсу. По-перше, згідно з результатами аналізу на основі моделі вплив девальвації на торговельний баланс відбувається лише в коротко- і середньостроковій перспективі (1–2 роки), що підтверджується аналізом ситуації в досліджуваному періоді: після коригування у 2009 році за допомогою номінальної девальвації курсу дефіцит знову значно збільшився у 2011 році. По-друге, реальна девальвація призводить до суттєвого негативного впливу на обсяг національного багатства країни, і, таким чином, обмежує потенціал для довгострокового сталого економічного зростання.

Також результати нашого емпіричного аналізу не можуть спростувати існування ефекту J-кривої для України. Це означає, що вплив на торговельний баланс номінального послаблення впродовж першого кварталу буде близьким до нуля внаслідок швидкої реакції відносних цін порівняно зі зміною обсягів зовнішньої торгівлі. □

#### Література

1. Ніколайчук С., Шаповаленко Н. Дефіцит поточного рахунку платіжного балансу: оцінка прийнятого рівня для України // *Економіка і прогнозування*. – 2010. – № 2. – С. 74–87.
2. Sims, C.A. *Macroeconomics and Reality* // *Econometrica*. – 1980. – Vol. 48(1). – P. 1–48.
3. Gali, J. How well does the IS-LM model fit postwar U.S. data? // *The Quarterly Journal of Economics*. – 1992. – Vol. 107. – P. 709–738.
4. Blanchard, O. and D. Quah. *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances* // *American Economic Review*. – 1989. – Vol. 79. – No 4. – P. 655–673.
5. Fisher, L. A., Huh, H. S. *Real exchange rates, trade balances and nominal shocks: Evidence for the G-7* // *Journal of International Money and Finance*. – 2002. – Vol. 21(4). – P. 497–518.
6. Faust, J. *The robustness of identified VAR conclusions about money* // *International Finance Discussion Papers*. – 1998. – Discussion Papers № 610.
7. Canova, F. and G. de Nicolò. *Monetary disturbances matter for business*

*fluctuations in the G-7* // *Journal of Monetary Economics*. – 2002. – Vol. 49. – P. 1131–1159.

8. Uhlig, H. *What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure* // *Journal of Monetary Economics*. – 2005. – Vol. 52. – P. 381–419.

9. Fry, R. and A. Pagan. *Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review* // *Journal of Economic Literature*. – 2011. – Vol. 49(4). – P. 938–960.

10. Fry, R. and A. Pagan. *Some issues in using sign restrictions for identifying structural VARs* // *NCER Working Paper Series 14, National Centre for Econometric Research*. – Working Paper Series. – No. 14. – 2007.

11. Rubio-Ramirez, J.F., D. Waggoner and T. Zha. *Markov-switching structural vector autoregressions: Theory and application* // *Computing in Economics and Finance*. – 2006. – Vol. 69. – No. 1. – P. 54–81.

12. Kim, S. and N. Roubini. *Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S.* // *Journal of International Economics*. – 2008. – Vol. 74(2). – P. 362–383.

13. Fratzscher, M. and R. Straub. *Asset prices and current account fluctuations in G7 economies* // *ECB Working Paper No. 1014*. – 2009.

14. Hoffmaister, A. and J. Roldos. *Are business cycles different in Asia and Latin America?* // *International Monetary Fund, Working Paper*. – No. 97/9. – 1997.

15. Prasad, E.S. *International trade and the business cycle* // *Economic Journal*. – 1999. – Vol. 109. – P. 588–606.

16. Zhang, Y. and G. Wan. *What accounts for China's trade balance dynamics?* // *Journal of Policy Modeling*. – 2007. – Vol. 29(6). – P. 821–837.

17. Barnett, A. and R. Straub. *What drives U.S. current account fluctuations?* // *ECB Working Paper No. 959*. – 2008.

18. Paustian, M. *Assessing sign restrictions* // *The B.E. Journal of Macroeconomics*. – 2007. – Vol. 7(1). – P. 1–33.

19. Canova, F., L. Gambetti and E. Papa. *The structural dynamics of output growth and inflation: Some international evidence* // *The Economic Journal*. – 2007. – Vol. 117(519). – P. 167–191.

20. Busch, U., M. Scharnagl and J. Scheithauer. *Loan supply in Germany during the financial crisis* // *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*. – No. 05. – 2010.

21. Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin. *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root* // *Journal of Econometrics*. – 1992. – Vol. 54(1). – P. 159–178.