

ВПЛИВ ОБМІННОГО КУРСУ НА ТОРГОВЕЛЬНИЙ БАЛАНС УКРАЇНИ

У цій роботі визначається потужність та величина зв'язку між обмінним курсом та балансом торгівлі товарами України. Незважаючи на те, що в Україні відбуваються структурні зміни, ефект відносної ціни та ефект доходу впливають на формування українських торговельних потоків. Ці ефекти є значимішими для торгівлі з рештою світу, порівняно з пострадянськими республіками, а це вказує на те, що відносини українських підприємств із західними контрагентами більше базуються на ринкових сигналах. Умова Маршалла-Лернера виконується для торгівлі товарами з рештою світу, що свідчить про ефективність управління обмінним курсом як інструментом зовнішньоекономічної політики.

Торговельний баланс є одним із важливих показників розвитку національної економіки. На його динаміку впливають дії та очікування всіх економічних агентів. Згідно з кейнсіанським підходом, обмінний курс є ключовим інструментом впливу на торговельний баланс через зміну відносної ціни товарів внутрішнього виробництва та імпортованих товарів. Реальна девальвація національної грошової одиниці зумовлює зниження ціни експортних товарів та підвищення ціни імпортованих товарів. За умовою Маршалла-Лернера девальвація збільшує сальдо торговельного балансу тоді і тільки тоді, коли сума цінових еластичностей імпорту й експорту перевищує одиницю [1]. Через існування часових лагів у реагуванні попиту на зміну відносної ціни короткострокові еластичності, як правило, є меншими, ніж довгострокові [2].

Визначення потужності та величини зв'язку між обмінним курсом і торговельним балансом свідчить про ефективність управління обмінним курсом як інструментом зовнішньоекономічної політики держави. Емпіричні дослідження у більшості розвинутих країн і країнах, що розвиваються, загалом підтверджують значимість впливу, особливо за умови обмеженого руху капіталу [3].

Баланс торгівлі товарами України протягом восьми років був від'ємним. Девальвація гривні у дискусіях з макроекономічної політики часто розглядається як один із шляхів вирівнення торговельного балансу. Водночас бракує емпіричних досліджень для підтвердження або спросту-

вання цієї тези. Ця робота є спробою заповнити зазначену нішу. Тому метою даної роботи є, перше, визначити, чи впливають на українську зовнішню торгівлю ринкові сигнали відносної ціни та доходу й перевірити, чи виконується умова Маршалла-Лернера щодо України. По-друге, перевірити гіпотезу, що торговельні потоки України до та з пострадянських республік (ПРР) менш базовані на ринкових відносинах, ніж торгівля з рештою світу (РС).

Модель

Згідно з теорією попиту, споживач намагається максимізувати корисність, виходячи з наявних ресурсів. Відповідно, функції попиту на експорт та імпорт відображають обсяг попиту як функцію від рівня доходу в регіоні, що імпортує, ціни товару власного виробництва та ціни імпортованого товару. Припустимо, що функція попиту є гомогенною, тобто "ілюзії грошей" немає — пропорційне збільшення доходу і всіх цін не впливає на попит. Тоді аргументами функції попиту будуть рівень реального доходу та відносної ціни імпортованого товару [3]. За інших рівних умов, зростання реального доходу приводить до збільшення попиту, зростання відносної ціни імпорту — до зменшення попиту. Функція попиту на імпорт для закордону є функцією попиту на український експорт, тому зростання відносної ціни нашого імпорту має спричинити збільшення попиту на наш експорт. Припускаємо, що функція попиту є мультиплікативною, аби оцінені параметри можна було інтер-

претувати як еластичності. Тому всі змінні у рівняннях оцінені у логарифмах.

Для побудови моделі треба зробити низку додаткових припущень. По-перше, потоки капіталу є константними або екзогенними. По-друге, економіка України є "малою" на світових ринках (пропозиція товарів є нескінченно еластичною). По-третє, ми розглядаємо лише два агреговані товари (експорт та імпорт). Ціна експортного товару визначена у національній грошовій одиниці — гривні, ціна імпортного товару фіксована в іноземній валюті. По-четверте, для оцінки торговельних рівнянь з ПРР і РС припускається, що крос-еластичність товарів за ціною дорівнює нулю, тобто торговельні відносини з цими регіонами є незалежними один від одного.

Оскільки теоретична та емпірична література не дає однозначної відповіді щодо проблеми моделювання часових лагів, ми використали два підходи. Перший з них базується на моделі часткового пристосування (partial adjustment), за якою попит на товар у певному періоді змінюється пропорційно до різниці між бажаним рівнем попиту і рівнем попиту у попередньому періоді [4]. В результаті отримуємо авторегресивну структуру лагу з геометрично спадними граничними еластичностями.

$$\log X_t = \delta_x \alpha + (1 - \delta_x) \log X_{t-1} + \delta_x \beta_{0x} \log P_t + \delta_x \beta_{1x} \log Y_t^* + \delta u_t, \quad < \delta_x < 1$$

$$\log M_t = \delta_m \alpha + (1 - \delta_m) \log M_{t-1} + \delta_m \beta_{0m} \log P_t + \delta_m \beta_{1m} \log Y_t + \delta v_t, \quad < \delta_m < 1$$

де X_t — обсяг експорту M_t , — обсяг імпорту, P_t — відносна ціна імпортного товару, Y_t^* — реальний доход за кордоном, Y_t — реальний доход в Україні. Коефіцієнти при змінних відносної ціни та доходу є короткострокові еластичності, тоді як довгострокові можна отримати, поділивши короткострокові показники на коефіцієнт пристосування δ . Довгостроковими еластичностями за ціною є показники β_{0x} та β_{0m} , довгостроковими еластичностями за доходом — показники β_{1x} та β_{1m} .

Другий підхід до моделювання часових лагів полягає у покроковому пошуку довжини лагу доки коефіцієнт при наступній змінній стає незначимим або коли знак коефіцієнта стає важко пояснити теоретично.

$$\log X_t = \alpha_x + \beta_{0x} \log P_t + \beta_{1x} \log P_{t-1} + \dots + \beta_{kx} \log P_{t-k} + \gamma_{\alpha x} \log Y_t^* + \delta u_t;$$

$$\log M_t = \alpha_m + \beta_{0m} \log P_t + \beta_{1m} \log P_{t-1} + \dots + \beta_{km} \log P_{t-k} + \gamma_{\alpha m} \log Y_t + \delta v_t.$$

Коефіцієнти при змінних відносної ціни та доходу є короткострокові граничні еластичності, тоді як довгострокові дорівнюють сумі граничних еластичностей.

Дані

Оскільки у торговельних рівняннях всі змінні є реальними величинами, певна проблема полягає у пошуку відповідних замінників. Реальний обмінний курс гривні слугував замінником показника відносної ціни. Ми розглядали величини обсягів експорту, імпорту і доходу виражені в доларах США. Оскільки вартість експорту (у доларах США) відображає як зміну обсягу, так і зміну ціни (яка фіксована у гривнях), коефіцієнти при змінній відносної ціни в експортних рівняннях мають бути інтерпретовані як цінова еластичність експорту мінус одиниця. У цьому випадку перевірка умови Маршалла-Лернера полягає в тому, чи є сума коефіцієнтів при змінних відносної ціни більшою від нуля.

Економетрична оцінка коефіцієнтів торговельних рівнянь здійснювалася за методом найменших квадратів (OLS) на основі квартальних даних від початку 1994 року (коли Національний банк України почав готувати платіжний баланс відповідно до міжнародних стандартів) до третього кварталу 1999 року. Дані вартості експорту й імпорту товарів взято з платіжного балансу України [5]; реальний обмінний курс гривні для всіх торговельних партнерів — з Міжнародної Фінансової Статистики [6]; реальний обмінний курс гривні для ПРР — розрахований на основі номінального обмінного курсу гривні до російського рубля (в свою чергу, розрахований як крос-курс через долар США), рівнів інфляції в Україні та Росії, реальний обмінний курс гривні для РС — розрахований на основі номінальних обмінних курсів гривні до валют 6 основних торговельних партнерів України поза ПРР (США, Німеччина, Польща, Угорщина, Китай, Туреччина), та рівнів інфляції в цих країнах і Україні. Динаміка доходу за кордоном розрахована як зважена за обсягами українського експорту динаміка ВВП у Росії та 6 вказаних торговельних партнерів. Використано два показники доходу в Україні — офіційний ВВП за даними Держкомстату, та оцінка ВВП групою UEPLAC [7].

Результати

Слід зауважити, що отримані результати варто сприймати з обережністю з огляду на низку перешкод, які на даному етапі розвитку укра-

їнської економіки і статистики не вдається подолати. Надійність отриманих результатів зменшується внаслідок процесу структурної трансформації економіки, коли зв'язки не є стійкими, існування значного тіньового сектора, надмірного регулювання певних секторів та коротких часових рядів змінних.

Відносна ціна та реальний дохід мають статистично значимий вплив на обсяги всього українського експорту й імпорту (в дужках подано *p*-величини для *t*-статистики). Збільшення доходу за кордоном на 1 % викликає збільшення українського експорту на 0,58 %. Збільшення відносної ціни імпорту зумовлює збільшення обсягу експорту на 0,73 %. Український експорт у першому кварталі статистично значимо менший, ніж в інших кварталах. Авторегресивна модель найкраще описує попит на імпорт, що свідчить про значну інерційність витрат на імпорتنі товари в Україні. Як і очікувалося, імпорт позитивно корелює з доходом. Зростання доходу на 1 % викликає збільшення імпорту на 0,26 %. Проте знак коефіцієнта відносної ціни є несподіваним, бо свідчить про позитивну залежність імпорту від ціни.

$$X_t = e^{9.54(0.00)} * P_{t-1}^{-0.27(0.006)} * Y_t^{*0.58(0.00)} * e^{-0.11Q1(0.00)}; R^2 = 0.79; DW = 2.03,$$

$$M_t = e^{-1.31(0.19)} * M_{t-1}^{0.65(0.00)} * P_t^{0.21(0.067)} * Y_t^{0.36(0.02)}; R^2 = 0.86; DW = 1.87.$$

"Нелогічну" поведінку всього імпорту може пояснити імпорт з ПРР. Згідно з оцінками, відносна ціна на обсяг імпорту з ПРР статистично значимо не впливає. Натомість знайдено значимую часову тенденцію до зменшення імпорту з ПРР та більший рівень імпорту у період з 2-го кварталу 1995 року до 2-го кварталу 1997 року. Незначущість впливу відносної ціни на імпорт можна пояснити великою часткою енергоносіїв у імпорті та непрозорим ціноутворенням з використанням негрошових форм розрахунків (бартер, взаємозаліки) та заборгованостей. Екс-

порт у ПРР, на відміну од імпорту, залежить од відносної ціни. Зменшення відносної ціни експорту (збільшення відносної ціни імпорту) на 1 % викликає збільшення обсягу експорту на 0,7 %. У 1-му кварталі обсяг експорту у ПРР є традиційно нижчим.

$$X_t^{fsu} = e^{5.15(0.00)} * P_{t-1}^{-0.32(0.006)} * Y_t^{*0.41(0.00)} * e^{-0.17Q1(0.012)}; R^2 = 0.87; DW = 1.49$$

$$M_t^{fsu} = e^{5.17(0.00)} * Y_t^{0.3(0.027)} * e^{0.2LAR(0.004)} * e^{-0.015t(0.003)}; R^2 = 0.66; DW = 1.62$$

Обсяги експорту та імпорту з РС відчутно реагують на зміни відносної ціни імпорту та реального доходу. Збільшення відносної ціни імпорту на 1 % зумовлює зростання експорту на 0,92 % та падіння імпорту на 0,42 %. Зростання доходу у РС на 1 % викликає збільшення попиту на українські товари на 0,49 %, в той час як при зростанні доходу в Україні ми можемо очікувати збільшення імпорту на 0,23 %. У першому кварталі кожного року Україна імпортує з РС менше товарів.

$$X_t^{row} = e^{4.96(0.002)} * P_t^{0.47(0.007)} * P_{t-1}^{-0.55(0.003)} * Y_t^{*0.49(0.039)}; R^2 = 0.69; DW = 1.74$$

$$M_t^{row} = e^{6.55(0.00)} * P_t^{-0.42(0.00)} * Y_{t-1}^{0.23(0.01)} * e^{-0.02Q1(0.00)}; R^2 = 0.88; DW = 1.26$$

На основі оцінених коефіцієнтів можна дійти висновку, що для всіх обсягів експорту й імпорту умова Маршалла-Лернера не виконується (див. табл.). Сума еластичностей не перевищує одиниці, передусім, через неочікувану поведінку імпорту, що, в свою чергу, зумовлено специфікою імпорту з ПРР. Хоча експорт у ПРР є еластичним, нічого не можна сказати щодо умови Маршалла-Лернера, оскільки відносна ціна не є статистично значимою для імпорту з ПРР. Умова Маршалла-Лернера виконується у випадку торгівлі з РС, причому на обсяги торгівлі іс-

Таблиця. Перевірка умови Маршалла-Лернера

Регіон	Період	Ех-І	ЕМ	Ех+ЕМ -1	Умова Маршалла-Лернера
всі країни	один квартал	-0,27	-0,21	-0,48	не виконується
всі країни	довгостроковий	-0,27	-0,33	-0,6	не виконується
ПРР	один квартал	0,32	не значимий	0,32	не визначено
РС	півроку	-0,08	0,42	0,34	виконується

тотно впливають і ефект доходу, й ефект відносної ціни.

Отож, незважаючи на те, що в Україні відбуваються структурні зміни, а наша країна перебувала під впливом зовнішніх шоків, ефект ціни та ефект доходу впливають на формування торговельних потоків до та з України. Ці ефек-

ти є значимішими для торгівлі з РС, що вказує на те, що відносини українських підприємств із західними контрагентами більше базуються на ринкових сигналах, аніж торговельні відносини з пострадянськими республіками. Реальне знецінення гривні збільшує сальдо торгівлі товарами з РС.

1. *Williamson, John and Chris Miller.* The World Economy: A Textbook in International Economics. Henkel Hampstead: Harvester Wheatsheaf, 1991.— P. 195—196.

2. *Caves, Richard E., Jeffrey A. Frankel and Ronald W. Jones.* World Trade and Payments. New York: HarperCollins Inc. 1996,— P. 362—364.

3. *Goldstein, Morris and Mohis S. Khan.* Income and Price Effects in Foreign Trade.— In Handbook of International Economics ed. by Ronald W. Jones and Peter B. Kenen. Vol. 2. New York: North Holland Press, 1985.— P. LX.

4. *Gujarati N. Damodar.* Basic Econometrics. McGraw-Hill, Inc. 1995, p. 603.

5. Платіжний баланс України // Національний банк України. Різні випуски.

6. International Financial Statistics // International Monetary Fund. Various issues.

7. Тенденції української економіки // Українсько-Європейський консультативний центр з питань законодавства. Різні випуски.

Piontkivsky R. V.

EXCHANGE RATE IMPACT ON THE UKRAINIAN TRADE BALANCE

This paper tests the link between the exchange rate and Ukrainian trade balance. Despite the undergoing structural changes, relative price and income effects do influence Ukrainian trade flows. The impact is more profound in the trade with the Rest of the World region, than with Former Soviet Union region, suggesting that trade relationships with the Rest of the World is more market signals' based. Marshall-Lerner condition is fulfilled in case of trade with the West indicating the effectiveness of exchange rate policies.