

ВПЛИВ ПЕРЕДБАЧУВАНИХ І НЕПЕРЕДБАЧУВАНИХ ЗМІН ОБМІННОГО КУРСУ В УКРАЇНІ

■ Віктор Шевчук

Львівський торгово-економічний університет

Email: shevch@lac.lviv.ua

АНОТАЦІЯ

За кварталними даними 1999–2016 рр. оцінено вплив передбачуваної і непередбачуваної компонент номінального ефективного обмінного курсу на основні макроекономічні показники економіки України (додатково враховано залежність від сальдо бюджету, доходу країн-торговельних партнерів, світової процентної ставки та світових цін на сировину). З використанням статистичного методу з гнучкими коефіцієнтами (фільтр Кальмана) встановлено, що девальвація гривні прискорює інфляцію оптових цін та погіршує динаміку ВВП і промислового виробництва (зазначені ефекти виявляються переважно після фінансової кризи 2008–2009 рр.). Втім, на виробництво в аграрному секторі впливають лише непередбачувані зміни обмінного курсу. Отримані результати пояснено за допомогою модифікованої моделі AD–AS із раціональними очікуваннями, що враховує основні механізми впливу обмінного курсу на сукупний попит і сукупну пропозицію за умов доларизації економіки.

JEL Codes: E31, E51, F37, F41

Ключові слова: обмінний курс, дохід, інфляція оптових цін, фільтр Кальмана, Україна

I. ВСТУП

За умов політики інфляційного таргетування аналіз передбачуваних і непередбачуваних змін обмінного курсу важливий передусім із міркувань оцінки сигнального ефекту від валютних інтервенцій, які для конкретних українських умов цілком справедливо називаються одним із необхідних елементів політики НБУ (Груй і Лепушинський, 2016). Макроекономічні наслідки “сигналізованого” напрямку змін обмінного курсу потенційно залежать від його сприйняття учасниками ринку – як перманентного (передбачуваного) чи тимчасового (непередбачуваного). Характер очікувань має підвищений вплив насамперед на випадок проведення стабілізаційної політики в економіках із відсутністю механізмів хеджування валютного ризику. Mendoza and Uribe (2000) на прикладі Мексики показали, що очікування девальвації здатні створити значні труднощі внаслідок підвищення премії від процентної ставки, а це зменшує попит на гроші, заощадження, інвестиції та пропозицію робочої сили. Sanchez (2005) довів теоретично, що побоювання щодо “плавання” грошової одиниці (англ. fear of floating) можуть пояснюватися підвищенням процентної ставки центральним банком у відповідь на рестрикційний ефект від знецінення грошової одиниці, який супроводжується прискоренням інфляції. Це лише прискорює спад виробництва і провокує критику антиінфляційної монетарної політики.

Хоча випадки зменшення доходу є, швидше, наслідком усе-таки девальвації грошової одиниці, а не антиінфляційного підвищення процентної ставки (Frankel, 2005), для “реабілітації” девальваційного шоку як першопричини спаду виробництва нерідко використовується аргумент про зумовленість такого перебігу подій докризовими дисбалансами, передусім на випадок валютної кризи, тож насправді девальвація має стимулюючий вплив, якщо врахувати супутні обставини (Bussière et al., 2012). Така позиція була (і залишається) популярною в Україні. Зокрема, зі значним знеціненням гривні пов’язувалося відновлення економічного зростання в 1999–2000 рр. (Стельмах, 2001), а будь-які кроки щодо зміцнення грошової одиниці сприймалися як шкідливі. Логіка “очевидної вигоди” від заниженого обмінного курсу та “приреченості” на “слабку” гривню має прихильників і в нинішньому післякризовому економічному середовищі – на тлі стрімкого знецінення грошової одиниці з 8 до 26–27 грн./дол. США. Приміром, Юрчишин (2016) вважає, що в 2014–2015 рр. стримування гривні від подальшого знецінення за допомогою адміністративних заходів мало вкрай негативний вплив на виробничий сектор і добробут населення, прискорило доларизацію економіки і посилило панічні настрої серед широкого загалу.

У нашій статті поставлено за мету оцінити вплив передбачуваних і непередбачуваних змін номінального ефективного обмінного курсу (англ. nominal effective exchange rate – NEER) на основні макроекономічні показники економіки України: динаміку ВВП, промислового та аграрного виробництва, а також на інфляцію оптових цін. Для емпіричних оцінок використано метод зі змінними коефіцієнтами (фільтр Кальмана), що дає змогу врахувати можливі структурні зміни і загалом

відповідає концепції раціональних очікувань, яку використано для теоретичної ілюстрації функціональних зв'язків за допомогою авторської модифікації стандартної "підручничкової" моделі AD-AS. Проведений теоретичний аналіз допомагає краще зрозуміти механізми впливу обмінного курсу, а отримані емпіричні результати видаються важливими для оцінки ефективності валютних інтервенцій як одного з додаткових елементів політики інфляційного таргетування.

Спочатку нами зроблено огляд основних досліджень, що стосуються макроекономічних ефектів обмінного курсу. Далі послідовно проілюстровано потенційні відмінності між наслідками передбачуваних і непередбачуваних змін обмінного курсу (для цього використано стандартну модель AD-AS із раціональними очікуваннями), викладено опис вихідних даних і методології дослідження, обговорено отримані результати. Статтю підсумовують стислі висновки та рекомендації.

II. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

У моделі з урахуванням механізмів сукупного попиту і пропозиції Agenor (1991) показав, що передбачувана девальвація впливає на дохід негативно, а непередбачувана – цілком сприятливо. Водночас моделями 1970–1980-х років передбачалася залежність впливу передбачуваних змін обмінного курсу від порівняльної сили переважно експансійних чинників сукупного попиту і рестрикційних – сукупної пропозиції. Отриманий результат підтверджено емпірично за даними щодо 23 країн, що розвиваються.

Kandil and Mirzaie (2003) запропонували інший варіант моделі AD-AS, коли непередбачувана девальвація збільшує сукупний попит через поліпшення торговельного балансу, але підвищує попит на гроші та обмежує пропозицію товарів і послуг унаслідок подорожчання імпорту. Оскільки після непередбачуваної девальвації виникає сприятливий ціновий "сюрприз" (ціни зростають більше, ніж очікувалося), виникає більший попит на робочу силу, що супроводжується підвищенням заробітної плати. Відповідно зростають зайнятість і обсяги виробництва. Вплив девальвації на сукупну пропозицію залежить від того, який ефект переважатиме: експансійний ціновий "сюрприз" чи рестрикційне подорожчання імпортової сировини та матеріалів. На основі аналізу даних щодо 33 країн, що розвиваються, встановлено, що у двох країнах непередбачуване підвищення реального обмінного курсу (англ. real exchange rate – RER) має рестрикційний вплив, а у трьох країнах – експансійний вплив (у решті країн регресійні коефіцієнти статистично не відрізнялися від нуля); споживчі ціни зросли у чотирьох країнах, а у двох – знизилися. Впливу передбачуваної компоненти RER на дохід і ціни не виявлено (за винятком однієї країни, де ціни зросли).

Пізніше Kandil (2015) отримала для країн Латинської Америки такі результати, що обидві форми девальвації – передбачувана і непередбачувана – мають переважно рестрикційний вплив і прискорюють інфляцію (непередбачувані зміни обмінного курсу сильніші за умов плаваючого обмінного курсу). Навпаки, для Австралії Kohler et al. (2014) виявили, що непередбачене зниження RER на 10% тимчасово збільшує ВВП на 0.25–0.5 в. п. упродовж двох років, а перманентне такої ж амплітуди – на 1 в. п. упродовж трьох років (при цьому інфляція зростає на 0.25–0.5 в. п.).

Додаткові теоретичні аргументи створює розподіл попиту і пропозиції на товари внутрішньої і зовнішньої торгівлі – відповідно Q^N і Q^T (Lizondo and Montiel, 1988). Подорожчання імпорту стає рестрикційним, якщо амплітуда підвищення заробітної плати менша порівняно з девальвацією грошової одиниці. Оскільки вплив передбачуваної девальвації на RER менший, ніж у випадку непередбачуваних змін обмінного курсу, макроекономічні ефекти теж повинні бути меншими. Зростання вартості оборотних засобів унаслідок підвищення процентної ставки становить практично єдиний чинник зменшення пропозиції товарів Q^T , який безпосередньо створено девальвацією (такий механізм отримав назву "ефекту Кавальйо").

Якщо абстрагуватися від декомпозиції на передбачувану і непередбачувану компоненти, емпіричні дослідження засвідчують переважно стандартний експансійний ефект від девальвації для промислових країн, головним чином за рахунок збільшення експорту і зменшення імпорту, тоді як для країн, що розвиваються, переважає рестрикційний вплив (Bahmani-Oskooee and Miteza, 2006; Hutchison and Noy, 2002). При цьому спад виробництва спостерігається незалежно від того, що відбувається – девальвація за умов фіксованого обмінного курсу чи знецінення за умов плаваючого обмінного курсу (Ahmed et al., 2002). Випадки рестрикційних девальвацій переважають у країнах Латинської Америки (Bebczuk et al., 2006; Pineres and Cantavella-Jorda, 2010), але таких не бракує і в країнах Азії (Chou and Chao, 2001; Moreno, 1999). Оскільки в країнах Латинської Америки поліпшення торговельного балансу поєднується зі зменшенням доходу (An et al., 2014), це створює підстави для висновку про домінуючий вплив ефектів сукупної пропозиції.

Раніші дослідження для країн Центральної і Східної Європи (ЦСЕ) демонстрували переважно рестрикційний ефект від девальвації (Miteza, 2006), пізніше з'явилися дослідження з відмінними результатами в розрізі окремих країн (Bahmani-Oskooee and Kutun, 2008). Результати сприятливіші у випадку використання показника RER (Mirdala, 2013), що можна інтерпретувати на користь девальвації грошової одиниці, однак у низці досліджень саме зміцнення RER стає чинником збільшення доходу в Болгарії (Hsing and Krenn, 2016), Словаччині (Hsing, 2016a), Чехії (Hsing, 2016b) і Хорватії (Hsing, 2016c). У Македонії знецінення обмінного курсу прискорює інфляцію, але не впливає на обсяги виробництва (Fetai and Zeqiri, 2010). Практично лише для Польщі емпіричні дослідження демонструють стійкий експансійний ефект від девальвації (Haug et al., 2013; Twarowska, 2015; Mills and Pentecost, 2001).

Важливо зауважити, що навіть у разі отримання експансійного ефекту від зниження RER це не означає подібного впливу девальвації грошової одиниці, адже цьому може перешкоджати супутнє підвищення внутрішніх цін. Freund and Pierola (2012) виявили, що помірковане зниження RER (на 20%) справді створює сприятливі передумови для збільшення обсягів експорту промислових товарів, але за умови стабільності номінального обмінного курсу. Проте для країн ЦСЄ отримано, що кожен відсоток девальвації підвищує RER на 0.5–0.6%, причому ефект “перенесення” обмінного курсу (англ. pass-through) дещо вищий для країн із фіксованим обмінним курсом (Beirne and Bijsterbosch, 2009).

Окремі труднощі спричиняє аналіз наслідків значних девальвацій грошової одиниці (понад 20%), що відбуваються внаслідок валютної кризи. Експерти МВФ на підставі дослідження 195 валютних криз у 91 країні, що розвиваються, за період 1970–1998 рр. виявили, що можна отримати як експансійний, так і рестрикційний ефекти (рестрикційний ефект імовірніший у великих і більш розвинутих економіках, зі значним припливом капіталу напередодні валютної кризи) (Gupta et al., 2003). Відновленню виробництва перешкоджає політика обмеження грошової маси з одночасним збільшенням дефіциту бюджету. Проте автори одного з пізніших досліджень за даними 108 країн, що розвиваються, за період 1960–2006 рр. більш категоричні: валютні кризи слугують відновленню динаміки ВВП, яку сповільнили деструктивні докризові чинники (Bussière et al., 2012). Водночас впливу валютних криз на макроекономічні ефекти обмінного курсу не знайдено для країн Південно-Східної Азії (Moreno, 1999).

Крім зауваженого вище контексту – кризовий чи “нормальний” стан, відмінний вплив обмінного курсу може пояснюватися такими гетерогенними чинниками, як цикл ділової активності, особливості потоків капіталу, доларизація економіки, відкритість для зовнішньої торгівлі, присутність критичного завищення RER, супутні зовнішні умови (Bebczuk et al., 2006; Bussière et al., 2012). Механізми рестрикційного впливу обмінного курсу не менш різноманітні: низька цінова еластичність експорту й імпорту, зниження заробітної плати, вплив капіталу (Kamin and Rogers, 2000; Lizondo and Montiel, 1988), перерозподіл доходу на користь багатших прошарків населення з вищою схильністю до заощаджень, поліпшення сальдо бюджету внаслідок вищих податкових надходжень від підприємств-експортерів (Krugman and Taylor, 1978), зниження вартості фінансових активів місцевих компаній (Delli Gatti et al., 2007), балансовий ефект, коли після девальвації зростають обсяги коштів обслуговування зовнішнього боргу (Blanchard et al., 2010). Умова Маршалла–Лернера в сучасних економіках переважно дотримується, головним чином завдяки високій ціновій еластичності імпорту (IMF, 2006). Загалом девальвація може бути як експансійною, так і рестрикційною, але у великих економіках переважає ефект відносних цін у зовнішній торгівлі (експорт зростає, а обсяги імпорту зменшуються), тоді як у малих економіках – зменшення імпорту внаслідок ефекту нижчого доходу (Acedo et al., 2015).

Можливість рестрикційного ефекту посилюють:

- а) висока частка імпортованих товарів у визначенні загального рівня цін;
- б) інфляційне “перенесення”;
- в) переважання грошової маси в загальній вартості активів приватного сектору.

Останнім часом слабше “перенесення” девальвації на інфляцію пояснюється по-різному (зниження довгострокового значення інфляції, зміна структури експорту-імпорту), проте найреалістичніше виглядає пояснення на основі лібералізації торгівлі (нижчі ставки мита), зменшення транспортних коштів та вартості працездатних послуг в оптовій і роздрібній торгівлі (Frankel, 2005), але це може не стосуватися економік із практикою встановлення цін у доларовому еквіваленті. З боку сукупної пропозиції негативно впливає залежність виробництва від імпортованих компонентів і підвищення вартості капіталу в економіках із капіталоємними технологіями (Forbes, 2002).

Хоча не бракує праць, у яких заперечуються переважно рестрикційний вплив девальвації грошової одиниці (передусім на довгострокову перспективу) та відмінності щодо відповідних ефектів залежно від доходу на особу, наприклад Kamin and Klau (1998), проте все-таки більшість досліджень передбачає протилежне. Водночас слід визнати, що макроекономічний вплив обмінного курсу має специфічний характер для окремої країни, перебуваючи в залежності від численних механізмів протилежної орієнтації. Ще одну проблему створює можлива зміна характеру функціональних залежностей із часом. Емпіричні дослідження для України за даними докризового періоду демонстрували експансійний вплив від зниження RER для промислового виробництва, але рестрикційний ефект від девальвації обмінного курсу гривні до долара США (Шевчук, 2008). Емпіричні оцінки з урахуванням даних післякризового періоду демонструють стимулюючий вплив на промислове виробництво, але з одночасним погіршенням динаміки аграрного виробництва (Shevchuk, 2016a). Якщо використати оцінки з гнучкими коефіцієнтами і врахувати за допомогою відповідних фіктивних змінних ефект від валютної кризи, то девальвація гривні поліпшує динаміку промислового виробництва до 2009 року, а після 2014-го з’являється слабкий рестрикційний вплив (Shevchuk, 2016b). Поліпшення торговельного балансу відбувається головним чином завдяки зменшенню обсягів імпорту. Проте безпосередній вплив валютних криз виявляється рестрикційним для промислового виробництва, обсягів експорту й імпорту.

III. ТЕОРЕТИЧНА МОДЕЛЬ

Для ілюстрації основних механізмів впливу передбачуваних і непередбачуваних змін обмінного курсу використано модель AD-AS із раціональними очікуваннями¹:

$$y = a_1(m_t - E_{t-1}p_t) - a_2E_{t-1}(e_t + p_t^* - p_t) - a_3(e_t - E_{t-1}e_t) + u_t, \quad (1)$$

$$y = b_1(m_t - E_t i_{t+1}) + b_2E_t(e_{t+1} + p_{t+1}^* - p_{t+1}) - b_3r_t + b_4g_t + b_5y_t^* + v_t, \quad (2)$$

$$m_t = \phi h_t + (1 - \phi)(e_t + f_{t-1}), \quad (3)$$

$$i_t = \gamma p_t + (1 - \gamma)(e_t + p_t^*), \quad (4)$$

$$r_t = r_t^* + E_t e_{t+1} - e_t - (E_t i_{t+1} - i_t), \quad (5)$$

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

де y_t і y_t^* , p_t і p_t^* , r_t and r_t^* – ВВП (дохід), внутрішні ціни і реальна процентна ставка в даній країні та за кордоном. Відповідно m_t – сукупна пропозиція грошової маси, h_t – внутрішній компонент пропозиції грошової маси, f_t – валютні активи, e_t – обмінний курс (вартість іноземної валюти у національній грошовій одиниці), ε_t – непередбачуваний компонент обмінного курсу, i_t – загальний рівень цін, u_t і v_t – стохастичні шоки з боку відповідно сукупної пропозиції та сукупного попиту. Крім r і r^* , усі змінні подано в логарифмах. E_t і E_{t-1} означає оператор очікувань майбутніх значень, що зроблено відповідно в періоди t і $t-1$.

Модель (1)–(6) дає змогу простежити основні механізми впливу обмінного курсу. У рівняннях (1) і (2) визначено відповідно чинники сукупної пропозиції і сукупного попиту. Центральний банк контролює лише частину грошової маси h_t (рівняння (3)), а решту становлять валютні активи приватного сектору f_{t-1} (з урахуванням обмінного курсу). Загальний рівень цін визначають ціни товарів і послуг внутрішнього виробництва та імпорту, а коефіцієнт $1-\gamma$ може розглядатися мірилом ефекту “перенесення” (рівняння (4)). Реальна процентна ставка залежить від вартості кредитних ресурсів на світових ринках і очікувань девальвації та інфляції (рівняння (5)). Нарешті, у рівнянні (6) обмінний курс визначають два компоненти – передбачуваний (ρe_{t-1}) і непередбачуваний (ε_t). Якщо зміни обмінного курсу непередбачувані (тимчасові), то $\rho=0$; у разі повністю передбачуваних (перманентних) змін $\rho=1$.

Обрана специфікація сукупної пропозиції відповідає мікроекономічному обґрунтуванню виробничої функції для доларизованої економіки з фінансовими обмеженнями (Rojas-Suarez, 1992), але з урахуванням можливості валютного “сюрпризу” (Sanchez, 2005). Обернена залежність сукупної пропозиції від обмінного курсу уподібнює до моделі Agenor (1991), але з тією відмінністю, що ціновий “сюрприз” не обмежується очікуваннями внутрішніх цін (у дусі відомої гіпотези Фелпса–Фрідмана).

Обсяги виробництва сприятливо залежать від обсягів кредитування в реальному вимірі (фінансовий ефект a_1) і стохастичного шоку u_t , тоді як зниження RER (ціновий ефект a_2) і валютний “сюрприз” (a_3) мають протилежний рестрикційний вплив (рівняння (1)). Рішення щодо виробництва товарів і послуг приймаються на підставі очікувань, які зроблено на початок поточного періоду. Таким чином передбачувана девальвація гривні впливає у поточному періоді лише через збільшення вартості валютних активів f_{t-1} (у національній грошовій одиниці) та валютний “сюрприз”. Більша девальвація гривні, ніж певне очікуване її значення ($e_t > E_{t-1}e_t$), перешкоджає нарощуванню виробництва шляхом збільшення обсягів поточного кредитування виробничої діяльності або з інших причин. Наприклад, надмірна девальвація може сприйматися як ознака подальших труднощів у виробничому секторі або схилати до заощаджень іноземної валюти, які не мають безпосереднього стосунку до поточної виробничої діяльності.

У рівнянні (2) сукупний попит залежить від пропозиції грошової маси (ефект добробуту b_1), очікувань RER (ціновий ефект b_2), реальної процентної ставки, урядових видатків, доходу за кордоном і стохастичного шоку. Така специфікація відповідає специфікації сукупного попиту Agenor (1991), але з урахуванням залежності попиту від процентної ставки на зразок залежностей IS-LM, як це пропонують Kandil and Mirzaie (2003). Відповідні залежності для специфікації з раціональними очікуваннями можна знайти у працях Rojas-Suarez (1992) або McCallum (1996). Ефект добробуту обмежено грошовими активами, хоча в більш загальному випадку можуть враховуватися вартість нерухомості, володіння цінними паперами тощо. Девальвація потенційно стимулює сукупний попит за допомогою поліпшення цінових співвідношень у зовнішній торгівлі та зниження реальної процентної ставки. Ефект добробуту має стимулюючий вплив у доларизованій економіці (низьке значення ϕ) зі слабкою залежністю загального рівня цін від вартості імпорту (високе значення γ). Стохастичний шок v_t можна розглядати як ознаку більших преференцій для поточного споживання.

¹ Обраний варіант моделі AD-AS враховує функціональні залежності сукупної пропозиції і сукупного попиту, як це обґрунтовано у декількох працях (Agenor, 1991; Kandil and Mirzaie, 2003; McCallum, 1996; Rojas-Suarez, 1992). Основну відмінність становить урахування доларизації грошової маси та валютного “сюрпризу” для сукупної пропозиції.

Формальні розв'язки системи рівнянь (1)–(6) для доходу і внутрішніх цін подано нижче:

$$y = \bar{y} + \left(\frac{1}{\Delta}\right) \left\{ [(b_2 - (1-\gamma)b_1)a_1 + a_2b_2](\varphi h_t + (1-\varphi)f_{t-1}) + \right. \\ \left. + [((1-\gamma)b_1 - b_2)a_1 - a_2b_1]\rho_t^* + (a_2 - a_1)(b_4g_t + b_5y_t^* - b_3r_t^*) \right\} - \\ - \left(\frac{1}{\Delta_1}\right) [\rho a_1(1 - (1-\varphi)\rho)b_2 - \varphi(1-\gamma)b_1 - (1-\varphi)(1-\rho)\gamma b_3] + \\ + a_2((\gamma + (\varphi - \gamma)\rho)b_1 + (1-\rho)\gamma b_3) - (1-\rho)a_3(\gamma b_1 + \rho b_2 + (1-\rho)\gamma b_3) \Big] e_{t-1} \\ + [((1-\varphi)a_1 - a_3)] \varepsilon_t + u_t, \quad (7)$$

$$\rho = \bar{\rho} + \left(\frac{1}{\Delta}\right) \left\{ (b_1 - a_1)(\varphi h_t + (1-\varphi)f_{t-1}) + [a_2 + b_2 - (1-\gamma)b_1]\rho_t^* + \right. \\ \left. + b_4g_t + b_5y_t^* - b_3r_t^* \right\} + \left(\frac{1}{\Delta_1}\right) [a_2 + \rho b_2 - \rho(\varphi - \gamma)b_1 - (1-\varphi)\rho a_1 - (1-\rho)a_3] e_{t-1} \\ + \left(\frac{1}{\Delta_2}\right) \left[(b_2 - \gamma b_3) \frac{a_2 + \rho b_2 - \rho(\varphi - \gamma)b_1 - (1-\varphi)\rho a_1 - (1-\rho)a_3}{\Delta_1} - \right. \\ \left. - (1-\varphi)a_1 + a_3 + \gamma b_3 + (\varphi - \gamma)b_1 \right] \varepsilon_t + \left(\frac{1}{\Delta_2}\right) (v_t - u_t), \quad (8)$$

де \bar{y} і $\bar{\rho}$ – рівноважні значення відповідно доходу і внутрішніх цін;

$$\Delta = \gamma b_1 + b_2 + a_2 - a_1,$$

$$\Delta_1 = \gamma b_1 + (1-\rho)\gamma b_3 + \rho b_2 + a_2 - a_1,$$

$$\Delta_2 = \gamma b_1 + \gamma b_3.$$

Непередбачувана девальвація має експансійний вплив на дохід за рахунок фінансового ефекту a_1 , тоді як негативно впливає подорожчання оборотних коштів. Неважко переконатися, що за відсутності доларизації ($\phi=1$) вплив ε_t стає рестрикційним. Вплив непередбачуваної девальвації на внутрішні ціни вельми складний і залежить від структурних характеристик. Передбачувана девальвація найімовірніше матиме рестрикційний вплив і сприятиме підвищенню цін (неважко переконатися, що такі залежності стають недвозначними за умов $\rho=1$ та $\gamma=1$). У будь-якому випадку не залишає сумніву досить заплутаний характер впливу обмінного курсу на показники доходу та внутрішніх цін, що додатково ускладнюється доларизацією економіки.

Простіше з іншими незалежними чинниками. Пропозиція грошової маси стимулює дохід за умови переважання цінового ефекту над ефектом добробуту ($b_2 > b_1$); чим менше ціни залежать від імпорту, тим краще. Водночас обидві структурні риси не впливають на залежність внутрішніх цін від грошової маси, яку визначає співвідношення між двома ефектами – фінансовим і добробуту. Якщо ці ефекти не відрізняються ($a_1 = b_1$), а також немає відмінностей між відповідними ціновими ефектами ($a_2 = b_2$), вплив грошової маси стає недвозначно рестрикційним.

Сильний ціновий ефект створює передумови для зменшення доходу та зростання внутрішніх цін після підвищення світових цін. Якщо фінансовий ефект слабший порівняно із ціновим ефектом ($a_1 > a_2$), можна очікувати інтуїтивно очікуване збільшення доходу після збільшення урядових видатків і доходу країн – торговельних партнерів, а також унаслідок зниження світової процентної ставки. В усіх трьох випадках експансійний ефект поєднується з підвищенням внутрішніх цін. Макроекономічний шок із боку сукупної пропозиції ($u_t > 0$) є експансійним і має антиінфляційний вплив, тоді як подібний шок із боку сукупного попиту ($v_t > 0$) не впливає на дохід і підвищує внутрішні ціни.

IV. ВИХІДНІ ДАНІ ТА СТАТИСТИЧНА МЕТОДОЛОГІЯ

Для емпіричного оцінювання використано квартальні дані за 1999–2016 рр. з баз даних Держкомстату України (www.ukrstat.gov.ua) та МВФ (*International Financial Statistics*, www.imf.org). Вивчалася залежність показників ВВП (y_t), а також його окремих компонент – обсягів виробництва у промисловості та сільському господарстві (індекс, 1999 = 100) і оптових цін (p_t) від низки незалежних змінних, як це передбачає модель (1)–(6). Для наближеної характеристики валютних активів (f_t) використано показник валютних депозитів банківської системи (млн. доларів США). Такий вибір неідеальний (валютні депозити можуть негативно корелювати з позабанківськими активами, наприклад під час кризових явищ), але безальтернативний через брак інших даних про валютні активи українських фізичних і юридичних осіб. Гривневий компонент грошової маси (h_t) отримано як різницю між грошовим агрегатом M2 і валютними депозитами банківської системи (млн. грн). Наближеною характеристикою чистих урядових видатків (g_t) використано сальдо бюджету (% від ВВП), світової процентної ставки (r_t^*) – ставку LIBOR, а доходу країн – торговельних партнерів (y_t^*) – промислового виробництва у країнах Єврозони (*indeuro*), ВВП і промислового виробництва у Росії, відповідно *urus* та *indrur*.

Залежно від специфікації статистичної моделі наближеною характеристикою світових цін (p_t^*) обрано світові ціни на метал ($metal_t$), сиру нафту ($brent_t$) і сільськогосподарську сировину ($praw_t$).

Показники ВВП та промислового й аграрного виробництва (в реальному вимірі), а також компоненти пропозиції грошової маси очищено від сезонності за допомогою методу Census X-11. Крім ставки LIBOR і сальдо бюджету, всі змінні використано у логарифмованому вигляді.

Для декомпозиції номінального ефективного обмінного курсу (індекс, 2010 = 100) на передбачуваний і непередбачуваний компоненти використано відому декомпозицію Бевериджа–Нельсона (Beveridge and Nelson, 1981):

$$\varphi(L)[\Delta e_t - \eta] = \theta(L)\xi_t, \quad (9)$$

де передбачуваний (перманентний) компонент становить:

$$\Delta e_t = \eta + \psi(1)\xi_t, \quad \psi(L) = \theta(L)\varphi(L)^{-1}, \quad (10)$$

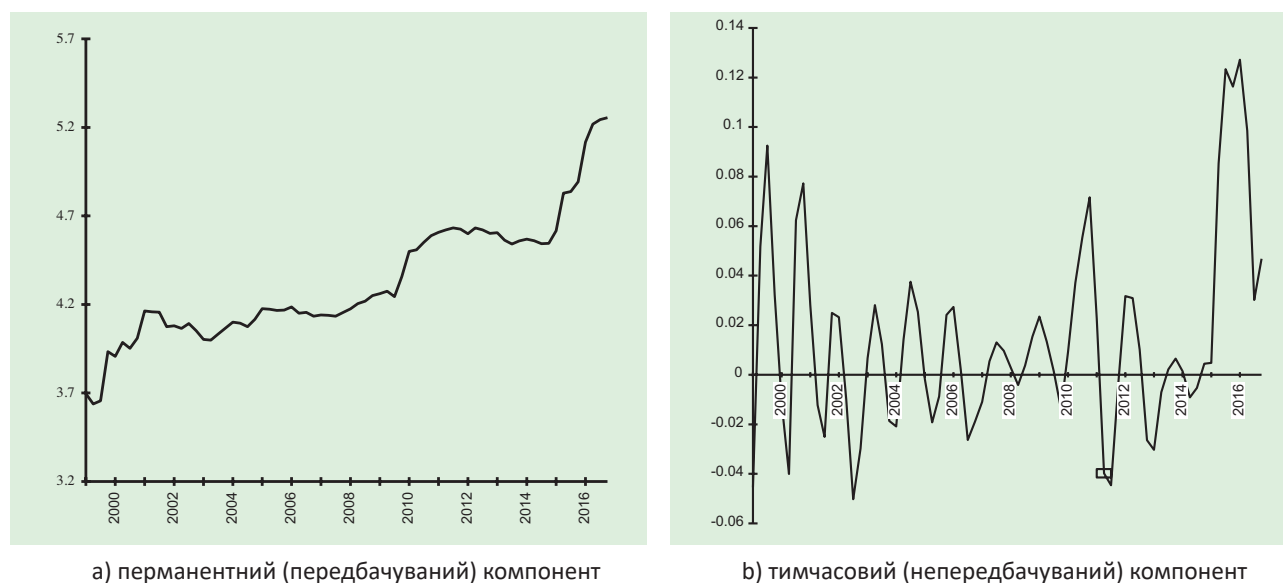
а непередбачуваний (тимчасовий) компонент визначено як:

$$\varepsilon_t = \tilde{\psi}(L)\xi_t, \quad \tilde{\psi}(L) = -\sum_{k=j+1}^{\infty} \psi_k. \quad (11)$$

Фактично йдеться про “очищення” поточних значень показника NEER за допомогою авторегресивного фільтра. Встановлено, що поведінка NEER відповідає процесу ARIMA (3, 1, 2). Відповідно зроблені прогнози визначають перманентний (передбачуваний) компонент NEER, тоді як помилка таких одноперіодних прогнозів приймається тимчасовим (непередбачуваним) компонентом NEER. Обране трактування декомпозиції Бевериджа–Нельсона видається адекватним для інтерпретації логіки моделі з раціональними очікуваннями, хоча таке припущення є дискусійним².

Результати декомпозиції NEER на передбачуваний і непередбачуваний компоненти відображено на графіку 1. Траєкторія перманентного (передбачуваного) компонента NEER не виявляє несподіванок: після кожного “кризового” переходу до нижчого значення настає період тривалої грошової стабільності. Незначне передбачуване зміцнення NEER спостерігалось лише в 2002–2004 і 2011–2013 рр. Найбільш непередбачуваною була девальвація гривні в 2015–2016 рр. Досить несподівано значне зниження обмінного курсу в 2014 році виглядає цілком передбачуваним. Також можна твердити, що для учасників ринку не стала несподіваною девальвація гривні у 2008–2009 рр. Водночас досить “сюрпризними” були зміни обмінного курсу 1999, 2002 і 2010 рр. Значне тимчасове (непередбачуване) зміцнення NEER виявлено для 2003 і 2011 рр. Примітно, що дві офіційні ревальвації гривні (квітень 2005 р. і травень 2008 р.) не виглядають непередбачуваними.

Графік 1. Декомпозиція NEER за допомогою методу Бевериджа–Нельсона (у логарифмах, 2010 = 100) 1999–2016 рр.



Джерело: власні розрахунки за даними МВФ International Financial Statistics.

² Як зауважує Morley (2011), с. 419-439, декомпозиція Бевериджа–Нельсона передбачає дві інтерпретації. В одній із них оптимальний довгостроковий прогноз (мінус детерміністичний тренд) відповідає прогнозним значенням передбачуваного компонента, який не спостерігається безпосередньо, тоді як альтернативна інтерпретація передбачає, що отриманий довгостроковий прогноз визначає перманентний компонент, що спостерігається безпосередньо. Продемонстровано, що обидві інтерпретації відрізняються у статистичному розумінні для оцінок багатовимірних часових рядів, але такі відмінності несуттєві для одномірних часових рядів. Успереч популярному погляду, що декомпозиція Бевериджа–Нельсона визначає часовий перманентний тренд, на підставі макроекономічних даних США знайдено аргументи на користь інтерпретації отриманих результатів як прогнозних значень рівноважного тренду і циклічних змін.

Вибір показника NEER як індикатора обмінного курсу є досить зручним як із технічних, так і з методологічних міркувань. По-перше, показник NEER характеризується необхідною волатильністю і водночас зберігає високу кореляцію з обмінним курсом гривні щодо долара США (0.94). По-друге, в Україні значні обсяги операцій експорту-імпорту здійснюються в євро, що надає поведінці обмінного курсу необхідної непередбачуваності. По-третє, підтримання фіксованого обмінного курсу гривні до долара США де-факто не означає відсутності очікувань обмінного курсу, що значно відрізняються від паритету неформального прикріплення. Одним із варіантів такої поведінки може бути формування очікувань обмінного курсу на підставі пропозиції грошової маси (Rojas-Suarez, 1992; Шевчук, 2008). У такому разі номінальний обмінний курс може залишатися незмінним, але його очікування змінюватимуться в часі залежно від параметрів монетарної політики. У даній праці така можливість не розглядається, але це може стати предметом майбутніх досліджень.

Статистичну модель зі змінними коефіцієнтами (англ. time-varying coefficients – TVP) утворюють два рівняння

$$x_t = \beta_{1,t} neera_{t-1} + \beta_{2,t} neers_t + \beta_{3,t} K_t + \xi_t, \quad (12)$$

$$\beta_{j,t} = \beta_{j,t-1} + \zeta_{j,t}, \quad j=1,2,3, \quad (12a)$$

де x_t – залежна змінна, $neera_t$ і $neers_t$ – передбачуваний і непередбачуваний компоненти NEER, K_t – вектор незалежних змінних, ξ_t – стохастичний чинник.

Рівняння (12) і (12a) характеризують відповідно функціональну структуру статистичної моделі та характер змінних коефіцієнтів. Приймається, що стохастичні чинники ξ_t і ζ_t мають нормальний розподіл і не корелюють між собою. Практично всі змінні коефіцієнти модельовано як рекурсивні ($\zeta_{j,t} = 0$), але коефіцієнти для $neers_t$ у рівняннях для ВВП і промислового виробництва виявилися такими, що відповідають припущенню щодо “випадкового блукання” (англ. random walk without drift). Також можна зауважити, що гнучкі коефіцієнти $\beta_{3,t}$ стосуються вектора незалежних змінних K_t .

Найголовніша перевага методології TVP – це можливість урахування структурної нестабільності функціональних залежностей, наприклад, унаслідок валютної кризи. У ширшому контексті змінні коефіцієнти дають змогу абстрагуватися від таких чинників, як цикл ділової активності чи відкритість для зовнішньої торгівлі. Врахування критичного завищення RER чи розміру змін обмінного курсу (помірного чи суттєвого) доречно зробити за допомогою відповідних фіктивних змінних, як це реалізовано у дослідженні для місячних даних (Shevchuk, 2016b), але у випадку квартальних даних проблему створює недостатньо довга вибірка даних. Також можна зауважити, що оцінювання змінних у часі коефіцієнтів значною мірою нівелює залежність отриманих результатів від специфікації статистичної моделі. Наприклад, отримані результати для обох компонент обмінного курсу не зазнали істотних змін після врахування змінних зовнішнього боргу, прямих і портфельних інвестицій, що враховують рух капіталу.

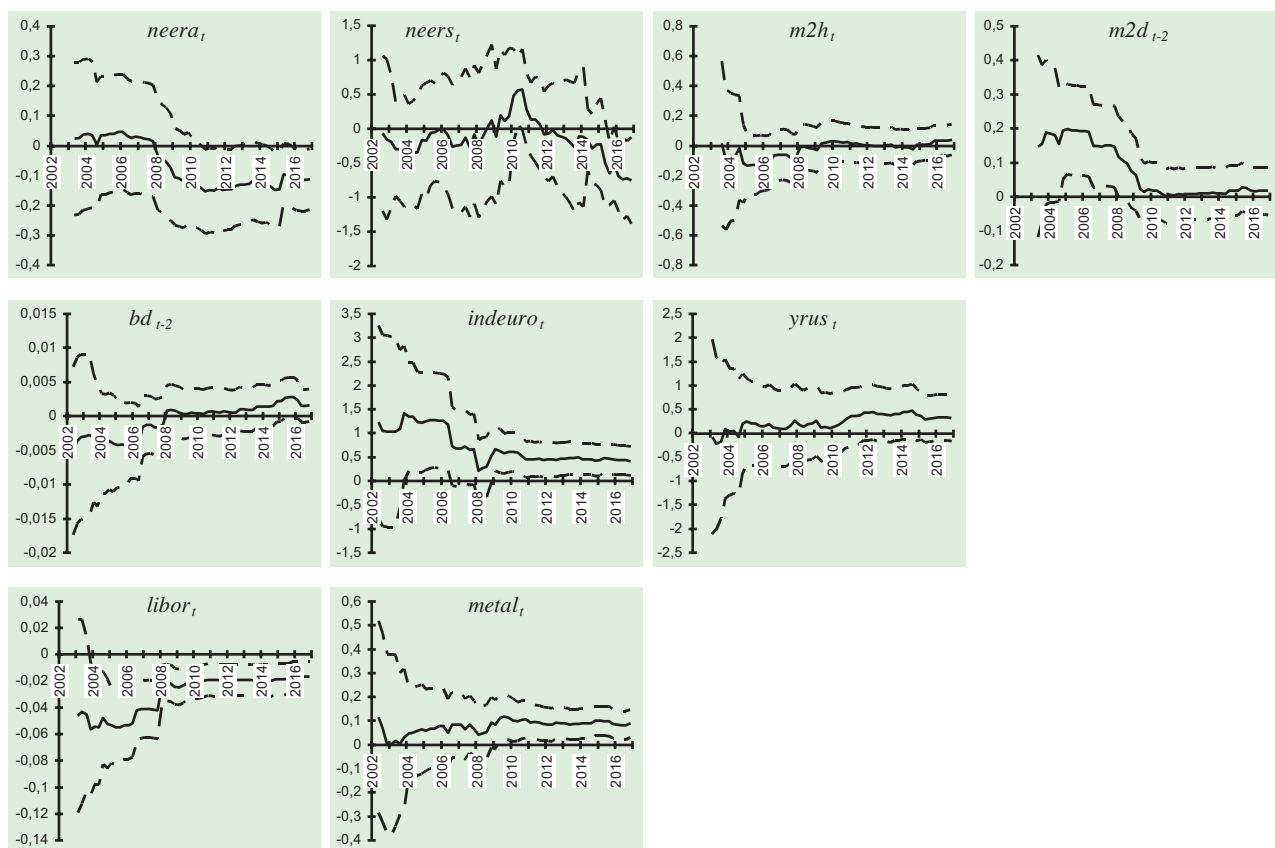
V. ОТРИМАНІ РЕЗУЛЬТАТИ

Оцінки функціональних залежностей для динаміки ВВП виявляють виразну зміну впливу передбачуваного зниження NEER – із нейтрального на рестрикційний – у 2008 році, після початку світової фінансової кризи (див. графік 2)³. Не передбачуване зниження NEER було нейтральним до 2009 року, потім стало експансійним на короткий час у середині 2010 року, але надалі з’явився спадний тренд. Відповідно до логіки моделі (1)–(6) поява рестрикційного впливу означає переважання негативного валютного “сюрпризу” над сприятливим фінансовим ефектом, коли непередбачуване знецінення грошової одиниці обмежує можливості для поточної господарської діяльності. Локальна слабкість такого механізму може пояснювати експансійний ефект зразка 2010 року.

Збільшення гривневої компоненти грошової маси не впливає на динаміку ВВП. Натомість валютний компонент мав стимулюючий вплив до 2008 року, але з того часу теж став нейтральним. Поліпшення сальдо бюджету виявляє слабкі ознаки рестрикційного впливу в 2002–2005 рр., потім зв’язок між обома показниками зник, а в 2015–2016 рр. з’явився стимулюючий вплив. Важливим чинником прискорення динаміки ВВП є пожвавлення промислового виробництва у країнах еврозони, хоча за останні роки відповідний вплив удвічі слабший порівняно із серединою минулої декади. Якщо в 2004–2006 рр. кожен відсоток зростання європейської промисловості додавав 1.2 в. п. до вітчизняного темпу зростання ВВП, то на кінець 2016 року відповідний коефіцієнт знизився до 0.4. Цікаво, що залежність від російського ВВП з’являється лише в 2008–2009 рр., а з 2014 року дещо слабше, що цілком очікувано (відповідний коефіцієнт знижується з 0.44 до 0.32).

³ Подані на графіках 2–5 змінні коефіцієнти стосуються специфікації статистичної моделі, яку використано у кожному з випадків, тобто визначають перелік незалежних змінних. Слід зауважити, що такий перелік відрізняється для окремих залежних змінних, а вибір зумовлено кращими статистичними характеристиками оціненої моделі. Приміром, із таких міркувань індекс світових цін сировини (brent) не включено до специфікації моделей ВВП та аграрного виробництва. Цілком зрозуміло є відсутність показника світових цін на сільськогосподарську сировину (prow) у моделях для ВВП і промислового виробництва або показника світових цін на метал (metal) у моделі для аграрного виробництва.

Графік 2. Чинники динаміки ВВП (у перших різницях)



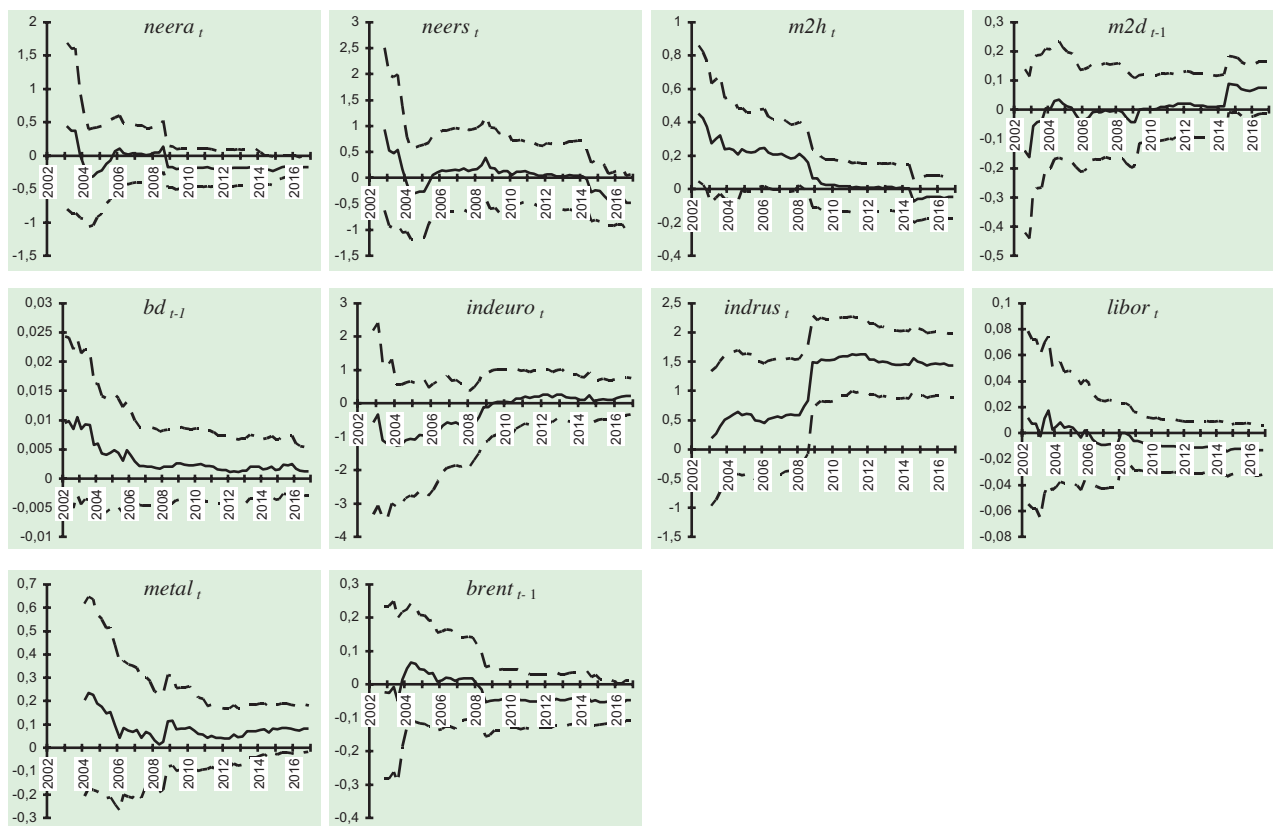
Примітка. Тут і далі оцінені гнучкі коефіцієнти подано у довірчому інтервалі ± 2 стандартних відхилення.

Підвищення процентної ставки за кордоном недвозначно рестрикційне, що цілком відповідає логіці моделі (1)–(6). Підвищення цін на метал стало чинником стимулювання динаміки вітчизняного ВВП лише з 2008 року, що заперечує одне з популярних пояснень економічного зростання в успішних 2002–2007 рр. Все схоже на те, що насправді в ці роки “двигуном” для вітчизняної економіки була європейська промисловість. Підвищена залежність від світових цін на метал досить стабільна в 2010–2016 рр.

Оцінки для промислового виробництва не заперечують рестрикційного впливу передбачуваного зниження NEER (графік 3). Так само простежується рестрикційний вплив непередбачуваного зниження NEER у 2014–2016 рр. Станом на кінець 2016 року передбачуване зниження NEER на 1% призводить до сповільнення динаміки промислового виробництва на 0.17 в. п., а ВВП – на 0.11 в. п. Рестрикційний ефект значно вищий у разі непередбачуваного зниження NEER: кожен відсоток девальвації гривні позначається зниженням темпу зростання промисловості на 0.5% (на початок 2014 року відповідний коефіцієнт становив -0.02), а ВВП – на 0.75% (-0.12).

На відміну від оцінок для динаміки ВВП, збільшення гривневого компонента грошової маси стимулювало зростання промисловості в 2002–2008 рр., надалі цей сприятливий вплив зникає, а з початку 2014 року виникає слабкий рестрикційний ефект (кожен відсоток збільшення $m2h_t$ знижує темп зростання промисловості на 0.05 в. п.). Натомість у 2014–2016 рр. стає експансійним збільшення валютного компонента грошової маси, яке до цього не впливало на динаміку промислового виробництва (кожен відсоток збільшення $m2d_{t-1}$ прискорює зростання промисловості на 0.07 в. п.). Зрозуміло, що отримані результати заперечують поширений стереотип про нібито “нестачу” грошей в економіці України як чинник сповільнення економічного зростання. Останнім часом сальдо бюджету практично не впливає на промислове виробництво, хоча на початку минулої декади експансійний ефект створювало поліпшення цього показника.

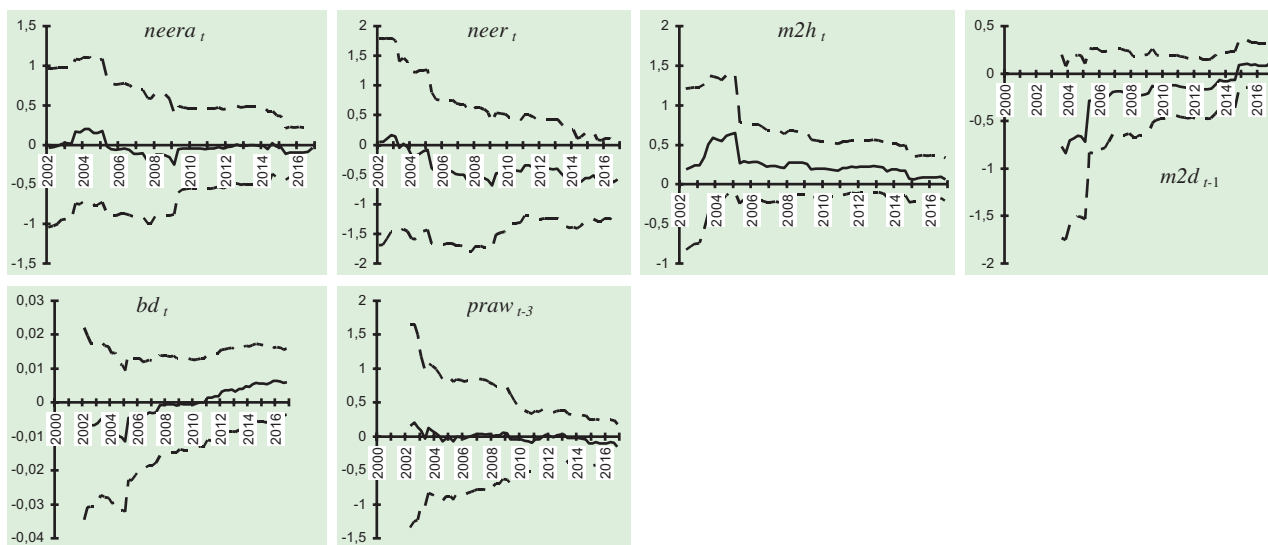
Графік 3. Чинники динаміки промислового виробництва (у перших різницях)



Вітчизняна промисловість на сьогодні не залежить від промислового виробництва в євросоні, тоді як залишається високою залежність від промислового виробництва у Росії, попри політичні зміни у відносинах із цією країною (коефіцієнт при $indrus_t$ незначно зменшився з 1.54 наприкінці 2013 року до 1.43 на кінець 2016-го). Примітно, що залежність української промисловості від Росії зросла більш як удвічі в 2010–2013 рр. Слабка залежність від світових цін на метал з'являється лише у 2014–2016 рр. Так само у цей час стає виразнішою обернена залежність від світових цін на сиру нафту. Вплив ставки LIBOR негативний, але відповідним коефіцієнтам бракує статистичної значущості. Загалом такий результат не дивує, адже вітчизняна промисловість залишається набагато більше ізольованою від зарубіжних фінансових ринків, ніж решта секторів.

Оцінки для аграрного виробництва відрізняються відсутністю залежності від передбачуваного зниження NEER (графік 4). Проте підтверджено рестрикційний вплив непередбачуваного зниження NEER, який виглядає стабільнішим у часі (частково це пояснюється використанням рекурсивної моделі для гнучких коефіцієнтів), але теж стає виразнішим у 2014–2016 рр. (станом на кінець періоду відповідний коефіцієнт становив близько -0.6). Подібно до оцінок для ВВП і промислового виробництва такий вислід означає вагомість функціональної залежності виробничого процесу від нестабільності обмінного курсу.

Графік 4. Чинники динаміки аграрного виробництва



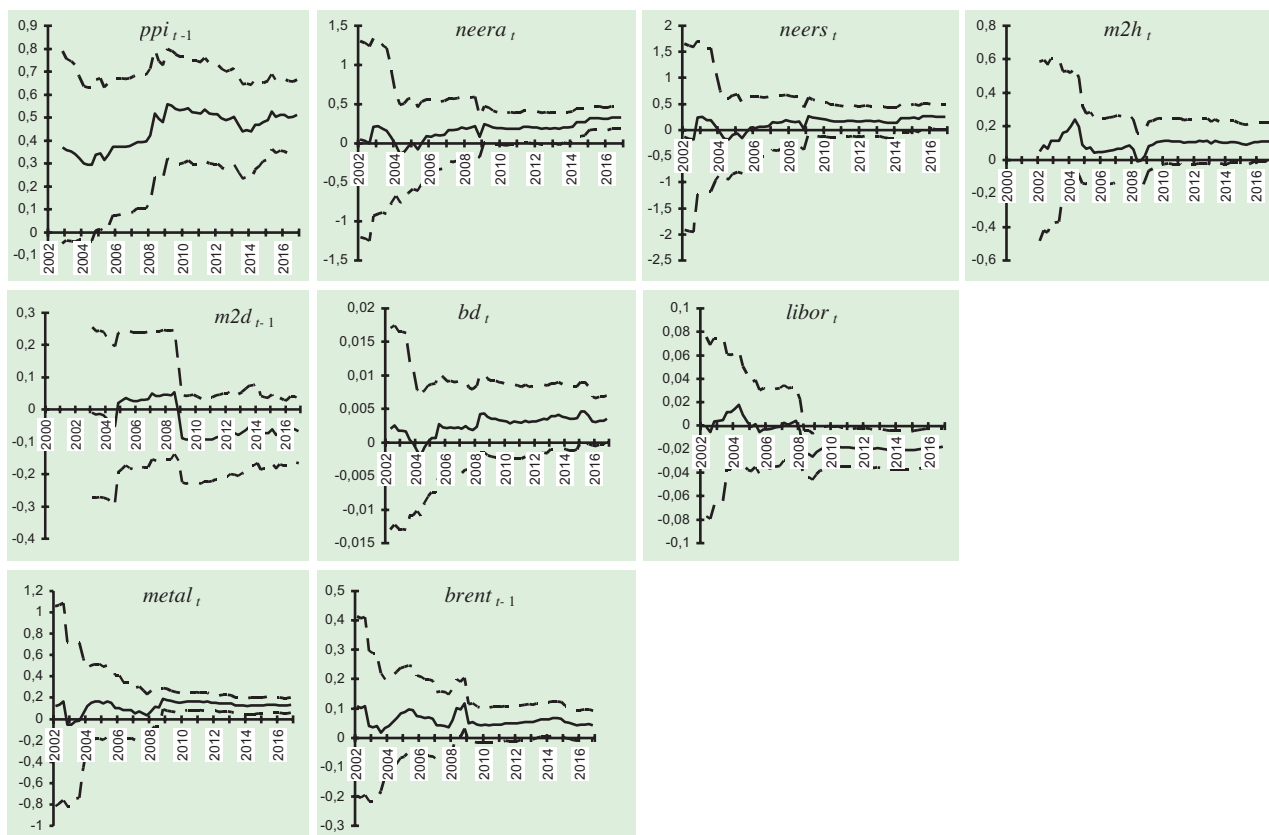
Аграрний сектор уподібнює до промисловості сприятливий вплив гривневого компонента пропозиції грошової маси в 2002–2005 рр., однак надалі така залежність втрачається. Акумуляція валютних депозитів банківської системи мала негативний вплив до 2006 року, а потім стала нейтральною щодо аграрного виробництва. Сальдо бюджету довгий час теж було нейтральним, але з 2012 року поступово зростає стимулюючий ефект. Досить незвичним виглядає брак залежності аграрного виробництва від світових цін на сільськогосподарську сировину. Також немає залежності від ціни сировини нафти.

Отримані результати можуть означати, що непередбачувані зміни обмінного курсу стають сильнішими за умов “плавання” грошової одиниці, як це виявлено Kandil (2015). Також підтверджено, що рестрикційними можуть бути як передбачувана, так і непередбачувана девальвація грошової одиниці. Така риса відрізняє Україну від промислових країн, наприклад Австралії (Kohler et al., 2014), а також тих досліджень, де рестрикційний ефект виявлено лише для передбачуваної девальвації (Agenor, 1991).

Отримані оцінки не заперечують вагомої залежності оптових цін від обох компонентів NEER, починаючи з 2008 року (графік 5). Станом на початок світової фінансової кризи (осінь 2008 року) інфляційне “перенесення” для передбачуваного і непередбачуваного зниження NEER становило 0.18 і 0.16, тобто майже не відрізнялося. Проте в наступні роки інфляційний вплив передбачуваного зниження NEER стає виразнішим. Станом на кінець 2016 року коефіцієнти для інфляційного “перенесення” від $neera_t$ і $neers_t$ зросли відповідно до 0.32 і 0.25. Отримані результати більш-менш відповідають кількісним оцінкам та висновку про більший ефект “перенесення” для значних девальвацій NEER, який отримано для споживчих цін (Фарина, 2016). Проте не помітно, щоб незначні девальвації мали такий самий ціновий ефект, а помірковані – зовсім не впливали на цінову динаміку.

Залежність від гривневого компонента пропозиції грошової маси менш вагома: кожен відсоток збільшення $m2h_t$ прискорює інфляцію оптових цін на 0.1 в. п. Важливо, що від збільшення валютних депозитів можна отримати антиінфляційний ефект (така залежність з’являється після 2008 року).

Графік 5. Чинники інфляції оптових цін



Виявлені функціональні зв'язки засвідчують дієвість валютних інтервенцій на користь зміцнення гривні як чинника одночасного гальмування інфляції і стимулювання доходу, що актуально для поточної економічної ситуації. Оскільки такі валютні інтервенції, найімовірніше, обмежать пропозицію гривневої грошової маси, це матиме додатковий антиінфляційний ефект, не впливаючи на поведінку реального сектору. Водночас намагання підтримати занижений обмінний курс гривні стримуватимуть процес відновлення економічного зростання.

Загалом валютна криза 2008 року істотно вплинула на характер функціональних залежностей для інфляції оптових цін. Крім підсилення інфляційного ефекту від обмінного курсу і появи асиметричної залежності від гривневої і валютної компонент грошової маси, посилюється інфляційний вплив сальдо бюджету, світових цін на метал та процентної ставки за кордоном. Інфляційний вплив світових цін на сиру нафту залишився практично без змін, але відповідні гнучкі коефіцієнти стали статистично значущими. Нарешті, стабілізувалася на вищому рівні авторегресивна залежність із лагом у квартал, що посилювалася упродовж докризового періоду (відповідний коефіцієнт зріс до 0,52 у 2008 році порівняно з 0,35 у 2004-му). У кризових 2014–2015 рр. інерційність інфляції оптових цін знову зросла, але ненабагато.

VI. ВИСНОВКИ

Головний результат проведеного дослідження полягає в тому, що в Україні можна розраховувати на несуперечливий сигнальний ефект (за допомогою очікувань обмінного курсу) від валютних інтервенцій як додаткового інструменту за режиму інфляційного таргетування. Наприклад, від зміцнення гривні за допомогою зменшення пропозиції грошової маси можна очікувати гальмування інфляції і збільшення доходу. Це відповідає поточним реаліям відновлювального економічного зростання з істотно заниженим обмінним курсом гривні. Доларизація економіки дає підстави сподіватися на стимулюючий ефект від обох варіантів зміцнення грошової одиниці – передбачуваного і непередбачуваного. Збільшення обсягу грошової маси є нейтральним щодо ВВП загалом та обсягів виробництва у промисловому й аграрному секторах зокрема.

З-поміж інших результатів варта уваги обернена залежність ВВП і промислового виробництва від світової процентної ставки. Стимулюючий вплив від доходу країн Єврозони простежується лише для українського ВВП. Водночас залишається високою залежність обох показників – ВВП і промислового виробництва – від російської економіки, попри режим економічних санкцій. Оскільки обсяги безпосередньої українсько-російської торгівлі зменшилися, це означає використання обхідних можливостей третіх країн. Усупереч поширеним стереотипам, залежність від світових цін на метал простежується на статистично значущому рівні лише після 2008 року.

Особливістю вітчизняної інфляції оптових цін є асиметрична залежність від гривневої і валютної компонент пропозиції грошової маси, що теж з'явилася у 2008 році, а також інфляційний ефект від поліпшення сальдо бюджету. Цілком очікувано подорожчання сирової нафти має інфляційний вплив, а для світових цін на метал така залежність виникла у 2008 році. Оскільки фінансова криза 2008–2009 рр. істотно впливає на низку функціональних залежностей української економіки, це свідчить на користь статистичних методів із гнучкими коефіцієнтами (фільтр Кальмана), а на випадок використання інших методів, наприклад 2SLS чи векторної авторегресії, необхідно враховувати ефект структурних змін у зв'язку з кризовими явищами 2008–2009 рр.

Література

- Acevedo S., Cebotari A., Greenidge K., Keim G. (2015). External Devaluations: Are Small States Different? Working Paper, No. 15/240, International Monetary Fund, Washington.
- Agenor P.R. (1991). Output, Devaluation and the Real Exchange Rate in Developing Countries. *Review of World Economics*, Vol. 127, No. 1, pp. 18-41.
- Ahmed S., Gust C., Kamin S., Huntley J. (2002). Are Depreciations as Contractionary as Devaluations? A Comparison of Selected Emerging and Industrial Economies. FRB International Finance Discussion Paper, No. 737, Federal Reserve System, Washington.
- An L., Kim G., Ren X. (2014). Is devaluation expansionary or contractionary: Evidence based on vector autoregression with sign restrictions. *Journal of Asian Economics*, No. 34, pp. 27-41.
- Bahmani-Oskooee M., Kutun A. (2008). Are devaluations contractionary in emerging economies of Eastern Europe? *Economic Change*, Vol. 41, No. 1, pp. 61-74.
- Bahmani-Oskooee M., Miteza I. (2006). Are Devaluations Contractionary? Evidence from Panel Cointegration. *Economic Issues*, Vol. 11, No. 1, pp. 49-64.
- Bebczuk R., Galindo A., Panizza U. (2006). An evaluation of the contractionary devaluation hypothesis. Working Paper, No. 582, Inter-American Development Bank.
- Beirne J., Bijsterbosch M. (2009). Exchange Rate Pass-through in Central and Eastern European Member States, Working Paper Series, No. 1120, European Central Bank.
- Beveridge S., Nelson C. (1981). A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, No. 2, pp. 151-174.
- Blanchard O., Faruqee H., Das M. (2010). The Initial Impact of the Crisis on Emerging Market Countries. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 41, No. 1, pp. 263-323.
- Bussière M., Saxena S., Tovar C. (2012). Chronicle of currency collapses: Re-examining the effects on output. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 31, No. 4, pp. 680-708.
- Chou W., Chao C-C. (2001). Are currency devaluations effective? A panel unit root test. *Economics Letters*, Vol. 72, No. 1, pp. 19-25.
- Delli Gatti D., Gallegati M., Greenwald B., Stiglitz, J. (2007). Net Worth, Exchange Rates, and Monetary Policy: The Effects of a Devaluation in a Financially Fragile Environment. Working Paper, No. 13244, National Bureau of Economic Research.
- Fetai B., Zeqiri I. (2010). The impact of monetary policy and exchange rate regime on real GDP and prices in the Republic of Macedonia. *Economic and Business Review*, Vol. 12, No. 4, pp. 263-284.
- Forbes K. (2002). Cheap labor meets costly capital: The impact of devaluations on commodity firms. *Journal of Development Economics*, Vol. 69, No. 2, pp. 335-365.
- Frankel J. (2005). Mundell–Fleming Lecture: Contractionary Currency Crashes in Developing Countries. *Staff Papers*, Vol. 52, No. 2, IMF, pp. 149-192.
- Freund C., Pierola M. (2012). Export Surges: The Power of a Competitive Currency. WB Policy Research Working Paper, 4750, Washington: World Bank, pp. 387-395.

- Gupta P., Mishra D., Sahay R. (2003). Output Response to Currency Crises. Working Paper, No. 03/230, International Monetary Fund, Washington.
- Haug A., Jędrzejowicz T., Sznajderska A. (2013). Combining monetary and fiscal policy in an SVAR for a small open economy. Working Papers, No. 168, National Bank of Poland, Warsaw.
- Hsing Y. (2016a). Is Real Depreciation Expansionary? The Case of the Slovak Republic. *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 16, No. 2, pp. 55-62.
- Hsing Y. (2016b). Is real depreciation expansionary? The case of the Czech Republic. *Theoretical and Applied Economics*, Vol. XXIII, No. 3, pp. 93-100.
- Hsing Y. (2016c). Impacts of Government Debt, the Exchange Rate and Other Macroeconomic Variables on Aggregate Output in Croatia. *Managing Global Transitions*, Vol. 14 No. 3, pp. 223-232.
- Hsing Y., Krenn M. (2016). Effects of fiscal policy and exchange rates on aggregate output in Bulgaria. *Socio-Economic Problems and the State*, Vol. 14, No. 1, pp. 11-17.
- Hutchison M., Noy I. (2005). How Bad Are Twins? Output Costs of Currency and Banking Crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, No. 4, pp. 725-752.
- IMF (2006). Exchange Rates and Trade Balance Adjustment in Emerging Market Economies, International Monetary Fund, Washington.
- Kamin S., Klau M. (1998). Some Multi-Country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output. *International Finance Discussion Papers*, No. 611, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington.
- Kamin S., Rogers G. (2000). Output and the RER in developing countries: an application to Mexico. *Journal of Development Economics*, Vol. 61, No. 1, pp. 85-109.
- Kandil M. (2015). The Adverse Effects of Real Exchange Rate Variability in Latin America and the Caribbean, *Journal of Applied Economics*, Vol. XVIII, No. 1, pp. 99-120.
- Kandil M., Mirzaie I. (2003). The Effect of Exchange Rate Fluctuations on Output and Prices: Evidence from Developing Countries. Working Paper, No. 03/200, International Monetary Fund, Washington.
- Kohler M., Manalo J., Perera D. (2014). Exchange Rate Movements and Economic Activity. *Bulletin. Reserve Bank of Australia*, pp. 47-54.
- Krugman P., Taylor R. (1978). Contractionary effects of devaluation. *Journal of International Economics*, Vol. 78, No. 8, pp. 445-456.
- Lizondo J., Montiel P. (1988). Contractionary Devaluation in Developing Countries: An Analytical Overview. Working Paper, No. 88/51, International Monetary Fund, Washington.
- McCallum B. (1996). *International Monetary Economics*. N.Y.: Oxford: Oxford University Press.
- Mendoza E., Uribe M. (2000). Devaluation risk and the business-cycle implications of exchange-rate management. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, No. 53, pp. 239-296.
- Mills T., Pentecost E. (2001). The real exchange rate and the output response in four EU accession countries. *Emerging Markets Review*, Vol. 2, No. 4, pp. 418-430.
- Mirdala R. (2013). Real Output and Prices Adjustments Under Different Exchange Rate Regimes. *William Davidson Institute Working Paper*, No. 1064, The University of Michigan.
- Miteza I. (2006). Devaluation and output in five transition economies: A panel cointegration approach of Poland, Hungary, Czech Republic, Slovakia and Romania, 1993–2000. *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 6, No. 1, pp. 77-86.
- Moreno, R. (1999). Depreciation and Recessions in East Asia. *FRBSF Economic Review*, No. 3, pp. 27-40.
- Morley J. (2011). The Two Interpretations of the Beveridge–Nelson Decomposition. *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 15, No. 3, pp. 419-439.

- Pineres S., Cantavella-Jorda M. (2010). Short-run effects of devaluation: a disaggregated analysis of Latin American exports. *Applied Economics*, Vol. 42, No. 2, pp. 133-142.
- Rojas-Suarez L. (1992). Limited Capital Markets And The Real Effects Of Monetary Stabilization Policies Under Alternative Exchange Rate Regimes. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 11, No. 6, pp. 594-613.
- Sanchez M. (2005). The Link Between Interest Rates and Exchange Rates. Do Contractionary Depreciations Make a Difference? ECB Working Paper Series, No. 548, European Central Bank, Frankfurt.
- Shevchuk V. (2016a). Modelling of Exchange Rate Effects and Complimentaries Between Agriculture and Industry in Ukraine. *Information Systems in Management*, Vol. 5, No. 3, pp. 401-412.
- Shevchuk V. (2016b). The Real and Nominal Effects of Large Devaluations in Ukraine. *Argumenta Oeconomica Cracoviensia*, No. 14, pp. 97-118.
- Twarowska K. (2015). The Impact of Exchange Rate on Poland's Trade Flows. *International Journal of Management, Knowledge and Learning*, Vol. 4, No. 1, pp. 41-57.
- Груй А., Лепушинський В. (2016). Застосування валютних інтервенцій як додаткового інструменту за режиму інфляційного таргетування: приклад України. *Вісник Національного банку України*, № 238, с. 41-59.
- Стельмах В. (2001). Національний банк України: перші десять років діяльності. *Вісник Національного банку України*, № 4, с. 2-4.
- Фарина О. (2016). Нелінійний ефект перенесення обмінного курсу на внутрішні ціни в Україні. *Вісник Національного банку України*, № 236, с. 32-45.
- Шевчук В. (2008). Платіжний баланс, економічне зростання і стабілізаційна політика. Львів: Кальварія.
- Юрчишин В. (2016). Глобальний контекст валютної політики і напрями посилення стійкості національної грошової одиниці в Україні. *Сучасна валютна політика та особливості її реалізації в Україні*. Київ: Заповіт, с. 5-47.