

МАКРОЕКОНОМІЧНИЙ ВПЛИВ ФІСКАЛЬНОЇ ПОЛІТИКИ ПІД ЧАС ЄВРОІНТЕГРАЦІЙНОГО ПРОЦЕСУ

MACROECONOMIC INFLUENCE OF FISCAL POLICY DURING THE EUROINTEGRATION PROCESS

Роман КОПИЧ,
кандидат економічних наук,
Львівський національний університет
імені Івана Франка



Roman KOPYCH,
PhD Economics,
Ivan Franko National University of L'viv

Для більшості країн Центральної та Східної Європи (ЦСЄ) недостатня фіскальна дисципліна в 2000–2006 роках та її послаблення в контексті світової фінансової кризи 2008–2009 (рис. 1), що створила низку асиметричних шоків за операціями обох рахунків платіжного балансу – поточного і фінансового, викликає зрозумілий інтерес щодо засадничих причин такого явища, його макроекономічних наслідків і практичних висновків для фіскальної політики. Збільшення дефіциту бюджету напередодні вступу до ЄС (2004 рік) могло означати використання переваг міжчасової оптимізації приватного й державного споживання, коли тимчасове збільшення дефіциту бюджету дозволяло збільшити інвестиції державного сектора, підвищити купівельну спроможність населення і таким чином закласти підвалини для майбутнього економічного зростання, яке мало забезпечити безперешкодне обслуговування державного боргу. Проте з початком світової фінансової кризи (вересень 2008) сальдо бюджету стрімко погіршилося у всіх без винятку країнах ЦСЄ, що стало наслідком спаду виробництва значно нижче “природного” рівня та винятково несприятливих зовнішніх умов.

У статті проаналізовано взаємозв'язок дефіциту бюджету та головних макроекономічних показників країн Центральної та Східної Європи. Найбільш адекватним теоретичним інструментом, що здатен пояснити феномен швидкого зростання дефіциту бюджету напередодні вступу до Європейського Союзу, є модель міжчасової оптимізації споживання.

Для емпіричного дослідження впливу фіскальної політики на макроекономічні показники використано квартальні дані п'яти країн (Польща, Угорщина, Словенія, Чехія, Латвія) за період 1995–2009 років за допомогою методу векторної авторегресії (VAR/VEC), який дозволяє простежити у часі міжчасовий характер фіскальної політики. Зроблені емпіричні оцінки свідчать на користь моделі міжчасового споживання, оскільки спостерігається довгострокова сприятлива залежність економічного зростання загалом та інвестицій зокрема від дефіциту бюджету.

The article investigates the interconnection of budget deficits and main macroeconomic activities of Central European Countries (CEC). The most adequate theoretical instrument, which can explain the phenomena of quick budget's deficit increasing on the threshold of EU integration, is the model of intertemporal consumption optimization.

Econometric estimation of fiscal policy effects was done for five CEC by the period of 1995–2009 using a structural Vector Autoregression approach. Empirical results showed that Poland is the ideal illustration of theoretically foreseen consequences of fiscal policy in the model of intertemporal optimization of consumption.

Хоча не бракує свідчень щодо відчутної залежності сальдо бюджету від політико-економічних чинників¹, впливовості набутої позиції в ЄС² або виконання умов *acquis communautaire*^{3,4}, все виглядає так, що напередодні вступу до ЄС збільшення дефіциту бюджету було продуманим елементом стратегії прискорення динаміки економічного зростання. У більшості емпіричних досліджень дефіцит бюджету має рестрикційний вплив⁵, але в декількох дослідженнях отримано цілком протилежне – стимулювання доходу (ВВП)⁶. Також не бракує свідчень щодо асиметричного впливу дефіциту бюджету на державний і приватний сектори⁹ або нейтральності фіскальної політики¹⁰ щодо економічного зростання¹¹.

Оскільки з початком світової фінансової кризи країни ЦСЄ втратили доступ до світових фінансових ринків¹², стає природним, що програми фіскального стимулювання були порівняно незначними. Подібним чином зникли підстави для використання логіки міжчасової оптимізації, яка передбачає високу мобільність капіталу. Якщо Польща, Чехія, Словаччина і Словенія зазнали відчутного сповільнення динаміки ВВП – без необхідності залучення зовнішньої допомоги, то Угорщина і Румунія були змушені звернутися за допомогою до МВФ. Ще складнішою була ситуація у країнах Балтії, де Латвія опинилася на межі дефолту, а Естонія і Литва зіткнулися із глибоким спадом виробництва.

Метою даного дослідження є вивчення впливу сальдо бюджету на такі показники, як ВВП, промислове виробництво інвестицій для декількох країн ЦСЄ: Чехії, Угорщини, Польщі, Словенії та Латвії. За допомогою методу векторної авторегресії з коригуванням помилки (VAR/VEC) протестовано гіпотезу, що дефіцит бюджету має короткочасний рестрикційний вплив, але на віддалену перспективу позначається збільшенням ВВП, як це передбачає модель міжчасової оптимізації. Якщо так, то стає обґрунтованим підтримання дефіциту бюджету із середини 1990-х років до 2004–2005, як це спостерігається передусім для найбільших країн ЦСЄ: Польщі, Угорщини та Чехії (рис. 1). Після вступу до ЄС простежується виразна локальна тенденція до покращення сальдо бюджету значною мірою завдяки підтриманню вищого темпу зростання ВВП, що могло бути сприятливим наслідком попереднього збільшення дефіциту бюджету під час приготувань до виконання вимог членства в ЄС.

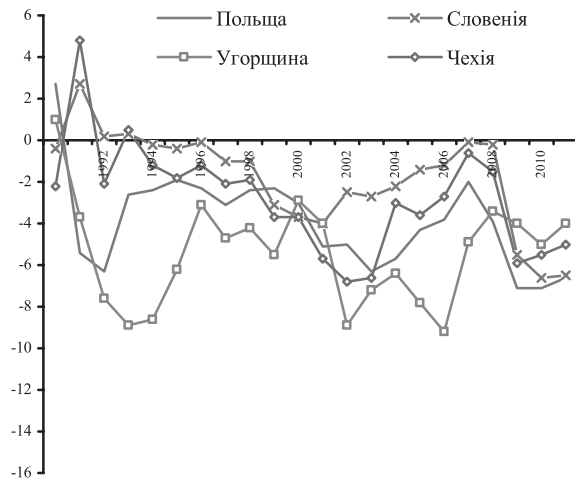
Структура статті відповідає поставленим вище завданням. У наступному підрозділі стисло охарактеризовано теоретичні передбачення для наслідків збільшення дефіциту бюджету відповідно до теоретичної моделі міжчасового споживання, що передбачає чергування рестрикційного та експансійного ефектів у коротко- та довгостроковій перспективі. Далі представлено методологію дослідження й отримані результати. Статтю завершено висновками та пропозиціями щодо подальших досліджень. Головний висновок полягає в тому, що макроекономічний вплив сальдо бюджету в країнах ЦСЄ відповідає логіці міжчасової моделі, передусім для Польщі.

Теоретичний коментар. У найбільш загальному вигляді проблему міжчасової ефективності фіскальної політики описує задача оптимізації приватного споживання¹³:

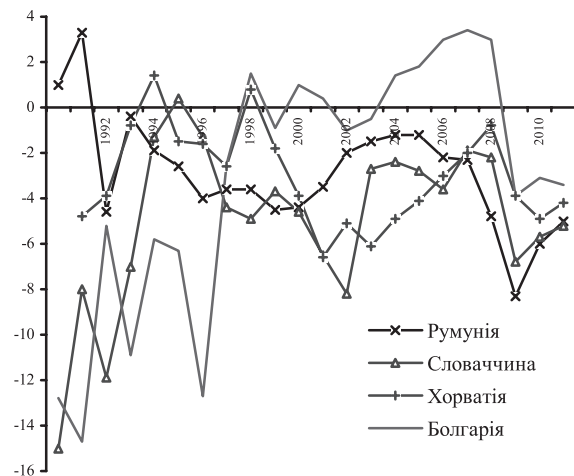


Рис. 1. Країни ЦСЄ: сальдо бюджету (% від ВВП)⁶, 1990–2011 роки

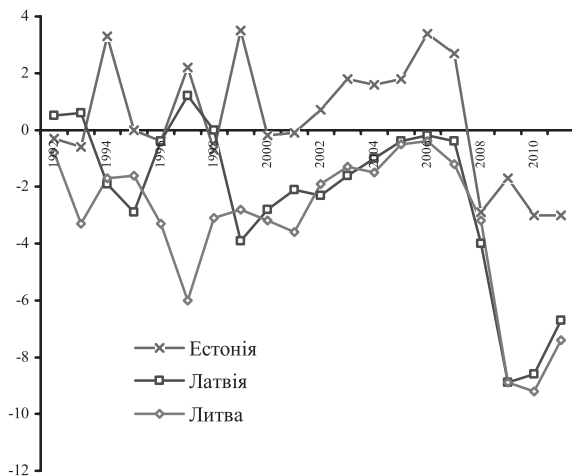
Примітка: на 2010-2011 подано прогнози значення від аналітиків Bank Austria за даними CEE Quarterly⁷.



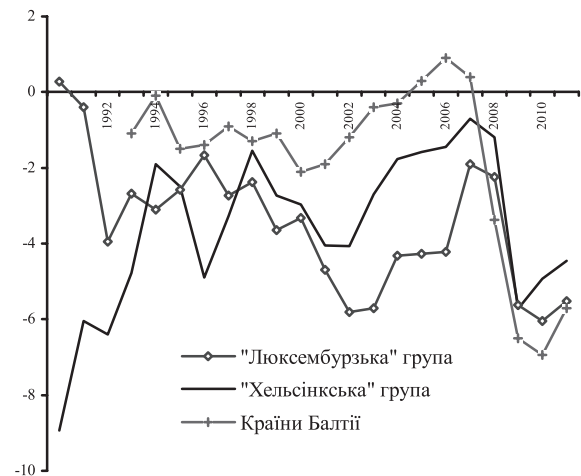
а) країни “люксембурзької” групи;



б) країни “хельсінкської” групи;



в) країни Балтії;



г) середні значення;

$$V(G_0, G_1, T_0, T_1) = \max_{\{C_0, C_1\}} U(C_0, G_0) + \delta U(C_1, G_1) \quad 1$$

згідно обмежень

$$C_0 + \alpha_1^p C_1 = (\bar{Y}_0 - T_0) + \alpha_1^p (\bar{Y}_1 - T_1) - (1 + r_{-1}^p) B_{-1}^p = W_0, \quad 2$$

де α_1^p – дисконтний коефіцієнт для споживання у приватному секторі (показує схильність до відкладеного споживання); $T_0, G_0, C_0, T_1, G_1, C_1$ – податки, урядові видатки та приватне споживання у поточному і майбутньому періодах часу відповідно, \bar{Y}_0 і \bar{Y}_1 – поточне і майбутнє рівноважне значення доходу, r_{-1}^p – процентна ставка, B_{-1}^p – початкова заборгованість приватного сектора, W_0 – сукупне споживання (за сумою двох періодів).

Приватні споживачі максимізують функцію корисності (U) через вибір такої траєкторії споживання у поточному та майбутньому періодах, яка враховує дискретні зміни рівнів урядових видатків і надходжень у бюджет, де коефіцієнт δ характеризує значення суб'єктивного дисконтного чинника. Як показано у рівнянні (1), оптимальний вибір траєкторії приватного споживання $\{C_0, C_1\}$ залежить від екзогенних значень урядових видатків $\{G_0, G_1\}$ і податків $\{T_0, T_1\}$, тобто незалежних від зміни доходу та приватного споживання¹⁴. Функція $V(\cdot)$ відображає максимально можливий рівень корисності, що визначається урядовими витратами та податками.

Для спрощення теоретичного аналізу знехтувано можливими втратами від змін у рівнях урядових видатків та податків.

Міжчасове обмеження у рівнянні (2) показує, що сумарне споживання дорівнює дисконтній сумі доходу в користуванні (без податків) за мінусом початкових боргових зобов'язань приватного сектора. Якщо дисконтна сума податків $T_0 + \alpha_1^p T_1$ не змінюється, податки в обох періодах часу не впливають на поведінку споживачів. Для спрощення функціональних залежностей не враховано потенційного впливу інвестицій на економічне зростання, що має може істотно модифікувати наслідки фіскальної політики у більш загальному випадку.

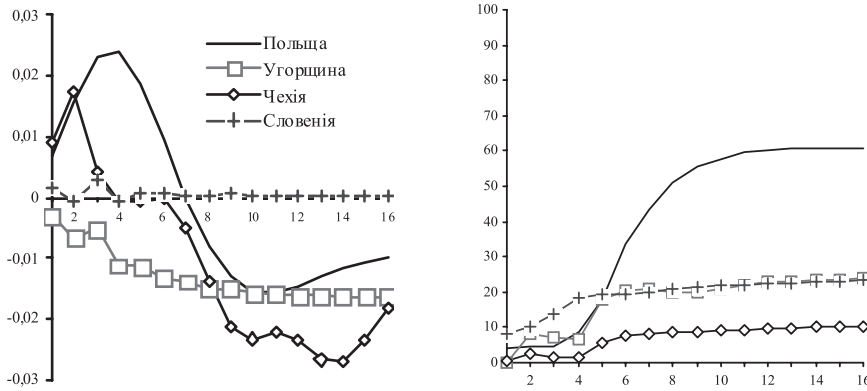
З урахуванням розширеної структури споживання дисконтний коефіцієнт враховуватиме як приватне споживання, так і видатки бюджету:

$$\frac{U_c(C_0; G_0)}{\delta U_c(C_1; G_1)} = \frac{1}{\alpha_1^p}, \quad (3)$$

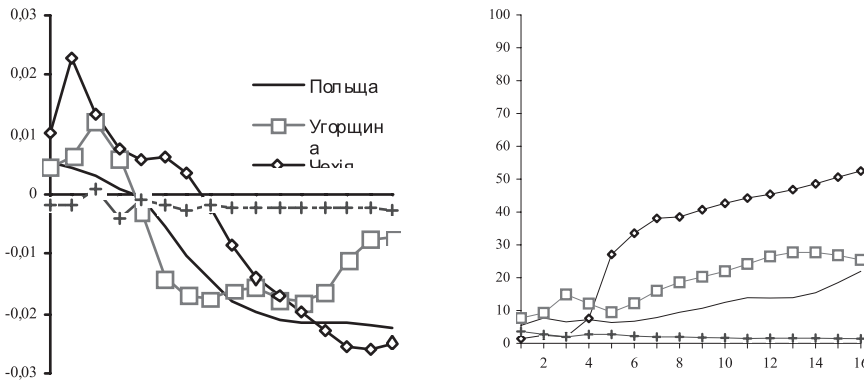
де U_c – гранична корисність приватного споживання, а α_1^p – граничний коефіцієнт заміщення. Таким чином, граничний коефіцієнт заміщення між споживанням у періодах 0 і 1 відбиває не лише міжчасові переваги споживачів, але й взаємодію між приватним споживанням та урядовими видатками.

Рис. 2. Вплив сальдо бюджету на промислове виробництво

Примітка: на графіку зліва показано імпульсну функцію відгуку на стандартний шок з боку інших ендогенних змінних; на правому графіку подано декомпозицію залишків, де враховано 16 кварталних лагів.



а) модель I;



б) модель II;

Оскільки видатки і податки повинні дорівнювати за сумою двох періодів (англ. solvent), міжчасові бюджетні обмеження матимуть такий вигляд:

$$G_0 = B_0^g + T_0 - (1 - r_{-1}^g) B_{-1}^g \quad (4)$$

$$G_t = T_t - \frac{1}{\alpha_1^g} B_0^g \quad (5)$$

де B^g – державний борг, $(1 + r_{-1}^g) B_{-1}^g$ боргові зобов'язання уряду, а α_1^g – граничний коефіцієнт заміщення.

Приймається, що ставки обслуговування приватного і державного боргу можуть відрізнятися. Це стосується й відмінностей для граничного коефіцієнта заміщення.

З урахуванням (4) і (5) бюджетне обмеження для приватного сектора можна переписати:

$$C_0 + \alpha_1^p C_1 = (\bar{Y}_0 - \alpha_1^p \bar{Y}_1) - (G_0 + \alpha_1^p G_1) - (\alpha_1^g - \alpha_1^p)(G_1 - T_1) + (r_{-1}^p - r_{-1}^g) B_{-1}^g - (1 + r_{-1}^p) B_{-1} \quad (6)$$

де B_{-1} – сумарне значення приватного і державного боргу.

З рівняння (6) очевидно, що сумарне приватне споживання залежить від рівноважних значень доходу (ВВП) мінус урядові видатки, різниці між вартістю боргових зобов'язань для державного і приватного секторів, а також вартості державного боргу. Нижчі поточні кошти державних запозичень по-

рівняно з коштами приватного сектора ($r_{-1}^g < r_{-1}^p$) сприяють підвищенню добробуту за підсумком двох періодів. Об'єктивно така структурна характеристика свідчить на користь збільшення дефіциту бюджету, якщо врахувати можливості набагато дешевших зовнішніх запозичень.

Підвищення майбутніх податків T_1 не впливає на обсяги сумарного державного споживання у приватному секторі, якщо дисконтні коефіцієнти для приватного і державного секторів не відрізняються між собою ($\alpha_1^g = \alpha_1^p$). Проте у випадку вищого дисконтного значення для приватного сектору ($\alpha_1^p > \alpha_1^g$) відбуватиметься зниження добробуту приватних споживачів. Зрозуміло, що умова ($\alpha_1^p < \alpha_1^g$) засвідчує доцільність збільшення дефіциту бюджету в поточному періоді. Традиційно підстави для цього вбачають у зниженні податків, яке згодом сприятиме збільшенню доходу через стимулювання приватного споживання та інвестицій, проте не виключено, що подібний ефект матимуть урядові видатки.

Вихідні дані та статистична модель. Для аналізу динамічної взаємодії сальдо бюджету, доходу та інвестицій зручно використати модель векторної авторегресії (VAR) як дієву альтернативу для структурних регресійних моделей. Моделі VAR дозволяють аналізувати взаємодію ендогенних змінних та їхню реакцію на стохастичні шоки. Іншою важливою перевагою моделей VAR вважається можливість спрощеної ідентифікації причинно-наслідкових зв'язків¹⁵ – без необхідності розподілу змінних на ендогенні та екзогенні¹⁶. Хоча часові ряди економічних показників переважно нестационарні, тобто мають одиничний корінь $I(1)$, тим не менше їхня лінійна комбінація може бути стаціонарною, так що пов'язані між собою часові ряди є коінтегрованими і формують систему з коригуванням помилки¹⁷. Лінійну комбінацію декількох змінних можна інтерпретувати як довгострокове обмеження за допомогою коінтеграційного вектора. Зазначений довгостроковий зв'язок можна використати у вигляді механізму коригування помилки (VECM) для визначення функціональних залежностей короткочасної динаміки (перші різниці)¹⁸, що враховують довгострокові обмеження для рівнів ендогенних змінних¹⁹. Таким чином моделі VAR/VEC надають можливість оцінки чинників короткочасної динаміки ендогенних змінних на основі відповідних довгострокових залежностей.

Для емпіричного дослідження впливу фіскальної політики на макроекономічні показники використано кварталні дані Чехії (1996Q1:2009Q4), Польщі (1996Q1:2009Q4), Угорщини (1997Q1:2009Q4), Словенії (1996Q1:2009Q4) і Латвії (1996Q1:2009Q4). Всі показники отримано з довідкового видання МВФ *International Financial Statistics*. Доход визначено показниками ВВП і промислового виробництва у логарифмованому вигляді. Всі показники очищено від сезонності за допомогою методу *Census X-11*. З-поміж незалежних змінних використано показники динаміки промислового виробництва у Німеччині як наближеної характеристики доходу країн - торговельних партнерів та ставки Лондонського ринку міжбанківських позик (LIBOR), що має на меті врахування залежності від потоків капіталу.

Для емпіричного дослідження впливу фіскальної політики на макроекономічні показники використано кварталні дані Чехії (1996Q1:2009Q4), Польщі (1996Q1:2009Q4), Угорщини (1997Q1:2009Q4), Словенії (1996Q1:2009Q4) і Латвії (1996Q1:2009Q4). Всі показники отримано з довідкового видання МВФ *International Financial Statistics*. Доход визначено показниками ВВП і промислового виробництва у логарифмованому вигляді. Всі показники очищено від сезонності за допомогою методу *Census X-11*. З-поміж незалежних змінних використано показники динаміки промислового виробництва у Німеччині як наближеної характеристики доходу країн - торговельних партнерів та ставки Лондонського ринку міжбанківських позик (LIBOR), що має на меті врахування залежності від потоків капіталу.

Тести на стаціонарність виявили, що нульову гіпотезу про $I(1)$ не можна відкинути для рівнів доходу, інвестицій, процентної ставки та номінально-

го обмінного курсу, тоді як немає сумніву щодо стаціонарності перших різниць усіх зазначених показників²⁰. Окрім Латвії, подібні результати отримано для сальдо бюджету. Оскільки тест Джохансена засвідчує наявність щонайменше одного коінтеграційного рівняння для сальдо бюджету, інвестиціями та доходом, а також для сальдо бюджету, процентної ставки, номінального обмінного курсу і доходу, використано модель векторної авторегресії з коригуванням помилки (VAR/VEC).

Взаємний вплив сальдо бюджету та ВВП або промислового виробництва оцінювався за допомогою двох моделей VAR/VEC з таким напрямом причинності:

$$z_t = (\Delta bd_t, \Delta inv_t, \Delta y_t), \quad (\text{модель I})$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{bd}, \varepsilon_t^{inv}, \varepsilon_t^y)$$

$$\text{та } z_t = (\Delta bd_t, \Delta r_t, \Delta e_t, \Delta y_t), \quad (\text{модель II})$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{bd}, \varepsilon_t^r, \varepsilon_t^e, \varepsilon_t^y),$$

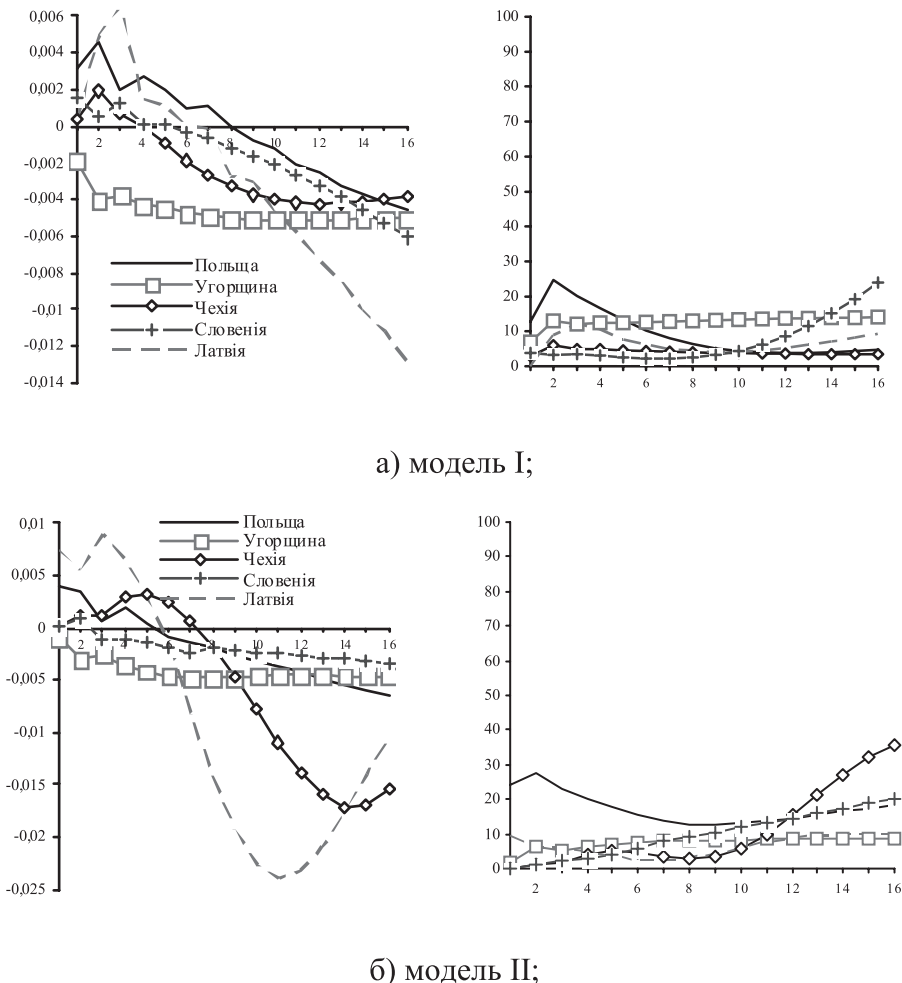
де bd_t – сальдо бюджету (% від ВВП); inv_t – інвестиції (% від ВВП); y_t – доходу – ВВП і промислове виробництво (індекс, 1994=100); r_t – процентна ставка (%); e_t – номінальний обмінний курс (індекс, 1994=100); Δ – оператор перших різниць; $\varepsilon_t^{bd}, \varepsilon_t^{inv}, \varepsilon_t^y, \varepsilon_t^r, \varepsilon_t^e$ – стохастичні чинники.

У моделі I на динаміку доходу впливають поточні та лагові значення сальдо бюджету та інвестицій, тоді як надалі обидві змінні подібним чином залежать від змін доходу. Приймається, що спочатку сальдо бюджету впливає на інвестиції, а через них – на дохід. У моделі II замість інвестицій елементами альтернативного трансмісійного механізму використано показники процентної ставки та номінального обмінного курсу. Обидві VAR/VEC моделі оцінено для специфікацій з 3 або 4 лагами (залежно від країни) та включенням залишків з коінтеграційного рівняння для рівнів ендогенних змінних²¹. Як випливає з виразів (7) і (8), при визначенні послідовності стохастичних шоків динаміка доходу перебуває під впливом інших ендогенних змінних у початковий період часу. Також можна зауважити, що послідовність стохастичних шоків не має вирішального значення, оскільки кореляція між ними достатньо невисока.

Отримані результати. Взаємний вплив ендогенних змінних охарактеризовано за допомогою відповідних імпульсних функцій та декомпозиції залишків²². Аналіз впливу сальдо бюджету на промислове виробництво (рис. 2)²³ і ВВП (рис. 3) підтримує головне припущення моделі міжчасового споживання, адже короткочасний рестрикційний вплив дефіциту бюджету на рівень доходу поєднується із сприятливим стимулюючим впливом на віддаленішу перспективу. Незалежно від функціональної моделі – з інвестиціями (I) чи процентною ставкою і обмінним курсом (II), - дефіцит бюджету виразно перешкоджає економічному зростанню на період до року в Угорщині, Польщі та Чехії, тоді як надалі вплив дефіциту бюджету набуває протилежного забарвлення (з лагом від 2 до 6 кварталів) – саме цього слід очікувати від експансійної фіскальної політики в обраному міжчасовому контексті. Практично лише у Словенії міжчасові ефекти виглядають слабшими, передусім для специфікації з процентною ставкою і обмінним курсом, але очікуваний характер впливу сальдо бюджету з'являється у специфікації з

Рис. 3. Вплив сальдо бюджету на ВВП

Примітка: на графіку зліва показано імпульсну функцію відгуку на стандартний шок з боку інших ендогенних змінних; на правому графіку подано декомпозицію залишків, де враховано 16 кварталних лагів.



а) модель I;

б) модель II;

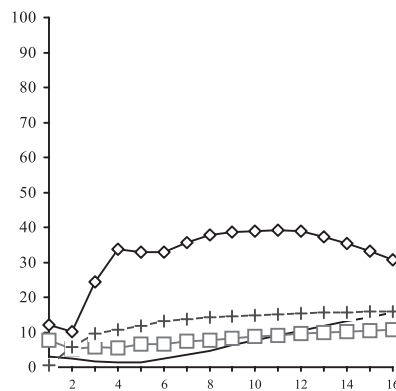
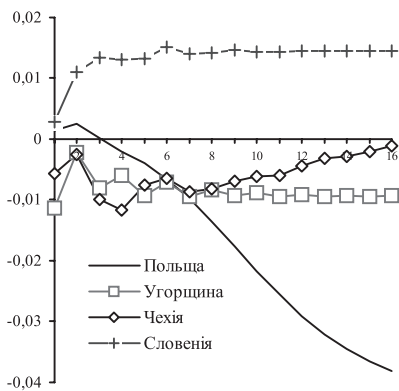
використанням показника ВВП (рис. 3). Подібно логіку міжчасової моделі підтримують оцінки для Латвії.

Декомпозиція залишків показує, що дефіцит бюджету є потужним чинником динаміки промислового виробництва у Словенії та Угорщині, а найбільше – у Польщі (рис. 2). Для Чехії результат залежить від вибору VAR/VEC моделі. Лише у Словенії декомпозиція залишків виявляє нейтральність сальдо бюджету в специфікації з процентною ставкою і обмінним курсом. Використання показника ВВП зменшує вагу дефіциту бюджету в специфікації з інвестиціями (окрім Угорщини), проте в альтернативній специфікації з процентною ставкою і обмінним курсом вплив стає виразним для Польщі та Латвії. Отримані результати показують, що не слід виключати “витіснення” інвестицій дефіцитом бюджету для окремих країн, однак така можливість є менш поширеною, ніж протилежне збільшення інвестицій. Загалом вплив сальдо бюджету в декомпозиції залишків виглядає слабшим у специфікації з включенням показника ВВП (рис. 3).

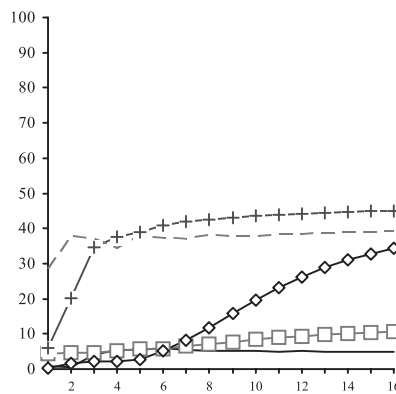
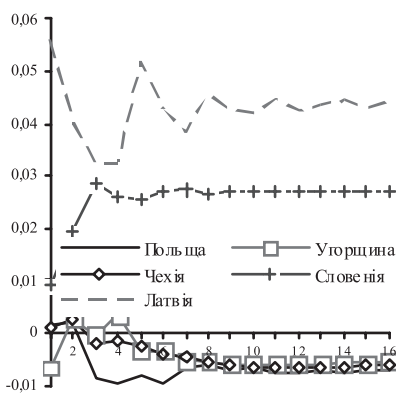
Як це передбачає модель міжчасового споживання, дефіцит бюджету стимулює інвестиції в Чехії, Угорщині та Польщі передусім у специфікації з промисловим виробництвом, проте результати відрізняються для двох інших країн (рис. 4). Лише у Латвії та Словенії дефіцит бюджету “витісняє” інвестиції. У такому контексті виглядає перебільшеним висновок, що в перехідних економіках скорочення дефіциту бюджету є чинником збільшення інвестицій²⁴. Отримані результати передбачають, що експансійний довгостроковий вплив дефіциту бюджету пояснюється компліментарністю до обох компонент сукупного попиту – приватного споживання та інвестицій. З іншого боку,

Рис. 4. Вплив сальдо бюджету на інвестиції (модель I)

Примітка: на графіку зліва показано імпульсну функцію відгуку на стандартний шок з боку інших ендогенних змінних; на правому графіку подано декомпозицію залишків, де враховано 16 кварталних лагів.



а) специфікація з промисловим виробництвом;



б) специфікація з ВВП;

така залежність може означати, що збільшення дефіциту бюджету створює очікування збільшення майбутнього доходу, яке тягне за собою збільшення обсягів споживчого кредитування, а відповідно поточного споживання, коштом майбутніх періодів. Зрозуміло, що така функціональна залежність не передбачає дотримання тотожності Рікардо²⁵. Можна погодитися з припущенням, що підвищення частки приватного сектора у ВВП повинно супроводжуватися посиленням стандартних кейнсіанських характеристики фіскальної політики²⁶, але виключно на довгостроковому перспективу.

У моделі II стимулюючий вплив дефіциту бюджету виглядає помітнішим, але декомпозиція залишків виявляє його невисоку вагу для всіх країн (окрім Чехії). Водночас у специфікації з промисловим виробництвом показники для Польщі та Угорщини дуже високі – понад 60%, а Чехії понад 20%. Такий результат є цілком очікуваним, адже інвестиційний “вміст” промислового виробництва повинен бути вищим. Слід зазначити, що інвестиції країн ЦСЄ в інфраструктуру є меншими порівняно з розвинутими промисловими країнами.

З-поміж інших отриманих результатів вартим уваги є те, що в більшості випадків збільшення дефіциту бюджету супроводжується зниженням процентної ставки, окрім Словенії, що може розглядатися додатковим аргументом на користь моделі міжчасового споживання, яка передбачає саме такий вислід на випадок зовнішнього фінансування дефіциту бюджету. Проте для жодної з країн не знайдено переконливих свідчень, що зниження процентної ставки призводить до поліпшення сальдо бюджету. Слабкі ознаки такого сприятливого зв'язку отримано для Польщі, але лише у специфікації

з промисловим виробництвом. Зміцнення грошової одиниці веде до поліпшення сальдо бюджету в Чехії, тоді як для інших країн вплив обмінного курсу не простежується.

Загалом логіка міжчасової оптимізації виглядає найпереконливіше для Польщі, де вищий дефіцит бюджету стимулює довгострокове збільшення доходу (рис. 2 і 3) і має сприятливий вплив на інвестиції (рис. 4). Отриманий результат може означати, що урядові видатки мають позитивний вплив на розвиток інфраструктури і підприємств державного сектора, який у Польщі залишається доволі значним порівняно з іншими країнами (програма приватизації була поміркованою, а її завершення неодноразово відкладалося у часі). У Польщі простежується потужний зворотний зв'язок між збільшенням доходу та поліпшенням сальдо бюджету, що становить додатковий елемент сприятливої взаємодії дефіциту бюджету та економічного зростання. Оскільки сальдо бюджету поліпшується при зниженні процентної ставки, це посилює сприятливий вплив від очікуваної конвергенції процентної ставки до нижчого рівноважного рівня. Ще одну перевагу забезпечує нейтральність обмінного курсу як щодо ВВП, так і промислового виробництва.

ВИСНОВКИ

Отримані емпіричні результати свідчать на користь моделі міжчасового споживання, оскільки, по-перше, спостерігається довгострокова сприятлива залежність економічного зростання від дефіциту бюджету, що контрастує з протилежним короточасним рестрикційним впливом. По-друге, вищий дефіцит бюджету позначається збільшенням норми інвестицій у більшості країн (окрім Латвії та Естонії). По-третє, дефіцит бюджету виглядає чинником переважно зовнішнім фінансуванням державного боргу. Механізми “витіснення” інвестицій за допомогою процентної ставки або обмінного курсу виглядають доволі слабкими для всіх без винятку досліджуваних країн ЦСЄ.

Найперспективніше логіка моделі міжчасового споживання простежується у Польщі, де крім сприятливого зв'язку між динамікою доходу та збільшенням дефіциту бюджету відбувається поліпшення сальдо бюджету зміцненням грошової одиниці та зниженням процентної ставки. До збільшення рівноважного значення дефіциту бюджету можуть схилити очікуване зміцнення грошової одиниці та зниження процентної ставки. Також відбувається сприятливе поліпшення сальдо бюджету внаслідок пожеввлення виробництва, що закріплює продуктивну взаємну причинність між експансійною фіскальною політикою та економічним зростанням. Додаткові конструктивні причинно-наслідкові зв'язки створено поліпшенням сальдо бюджету внаслідок зниження процентної ставки та зміцнення обмінного курсу.

Перспектива подальших досліджень міжчасових ефектів фіскальної політики простежується щонайменше у трьох напрямках. По-перше, необхідно ідентифікувати особливості трансмісійного механізму між дефіцитом бюджету та приватним споживанням. Зокрема, вартими уваги є гіпотеза перманентного доходу і тотожність Рікардо. По-друге, необхідно ідентифікувати фіскальні мультиплікатори для урядових видатків та податкових надходжень, що дозволить прояснити конкретні механізми впливу дефіциту бюджету на основні макроекономічні показники. По-третє, заслуговують на

увагу різноманітні ефекти акумулювання державного боргу як потенційної перешкоди для сприятливого міжчасового впливу дефіциту бюджету на економічне зростання.

ПОСИЛАННЯ

¹ Fabrizio, S., Mody, A. Can Budget Institutions Counteract Political Indiscipline // *Economic Policy*. – Vol. 21. – No. 48 (October), 2006. – P. 689-739.

² Berger, H., Kopits, G., Szekely, I. Fiscal Indulgence in Central Europe: Loss of the External Anchor? // *Scottish Journal of the Political Economy*. – Vol. 54. – No. 1 (February), 2007. – P. 116-135.

³ Hagemann, H. The macroeconomics of accession: growth, convergence and structural adjustment // *Structural Change and Economic Dynamics*. – 2004. – Vol. 15. – No. 1. – P. 1-12.

⁴ В 2000 році кошти вступу до ЄС для Угорщини та Словаччини оцінювалися на рівні 1,2% від ВВП щорічно, а для Чехії – 3% від ВВП.

Christou, C. Balancing Fiscal Priorities // *Slovak Republic: Selected Issue and Statistical Appendix / IMF Country Report No. 00/215*. – Washington: International Monetary Fund, 2000. – P. 58–94.

⁵ Fischer, S., Sahay, R., Vegh, C. Stabilization and growth in transition economies: The early experience // *Journal of Economic Perspectives*. – Vol. 10. – No. 2. (Spring), 1996. – P. 45–66.

Fischer, S., Sahay, R., Vegh, C. From Transition to Market: Evidence and Growth Prospects // *IMF Working Paper No. 98/52*. – Washington: International Monetary Fund, 1998. – 36 p.

Mervar, A. Economic Growth and Countries in Transition. "Croatian Economic Survey" 6(1), 2004.

Rzońca, A., Cizowicz, P. Non-Keynesian Effects of Fiscal Contraction in New Member States // *ECB Working Paper No. 519*. – Frankfurt: European Central Bank, 2005. – 32 p.

⁶ Початок процедури приєднання до ЄС Естонії, Польщі, Словенії, Чехії та Угорщини було ініційовано на березневому (1998) саміті ЄС в Люксембургу. Відповідне рішення щодо Болгарії, Румунії, Словаччини, Латвії та Литви було прийнято на грудневому (1999) саміті ЄС у Хельсінкі. Для зручності викладу матеріалу до країн "хельсінкської" групи приєднано Хорватію.

⁷ ec.europa.eu/eurostat

⁸ Carmignani, F. The impact of fiscal policy on private consumption and social outcomes in Europe and the US // *Journal of Macroeconomics*. – 2008. – Vol. 30. – No. 1. – P. 575–598.

Mirdala, R. Effects of Fiscal Policy Shocks in the European Transition Economies // *MPRA Paper No. 19481*. – Munich: Munich Personal RePEc Archive, 2009. – 16 p.

Bujak, P., Siwinska-Gorzela, J. Short-run Macroeconomic Effects of Discretionary Fiscal Policy Changes / *CASE-Center for Social and Economic Research in its series CASE Network Studies and Analyses No. 0261*, 2003. – 32 p.

⁹ Berg, A., Borensztein, E., Sahay, R., Zettelmeyer, J. The Evolution of Output in Transition Economies: Explaining the Differences. *IMF Working Paper No. 73*. – Washington: International Monetary Fund, 1999. – 81 p.

¹⁰ Якщо прийняти, що дефіцит бюджету стимулює обсяги виробництва у державному секторі, маючи рестрикційний вплив на приватний сектор, нейтральність щодо доходу може бути наслідком взаємного нівелювання обох ефектів.

¹¹ Purfield, C. Fiscal Adjustment in Transition Countries: Evidence from the 1990s // *IMF Working Paper No. 03/36*. – Washington: International Monetary Fund, 2003. – 21 p.

¹² Sanfey, P. South-Eastern Europe: Lessons from the global economic crisis // *EBRD Working Paper No. 113*. – London: European Bank of Reconstruction and Development, 2010. – 19 p.

¹³ Frenkel, J., Razin, A., Yuen, C.-W. Fiscal Policies and Growth in the World Economy. – Cambridge, Mass.; London: The MIT Press, 1996. – 641 p.

¹⁴ У більш загальному випадку рівень урядових видатків та податкові надходження можуть залежати від обсягів споживання, що ускладнює функціональні залежності, але не змінює принципового характеру можливих оптимізаційних ефектів.

¹⁵ По-перше, не завжди вдається точно ідентифікувати характер причинно-наслідкових зв'язків, а по-друге, можуть виявитися хибними теоретичні міркування щодо коректності причинності між обраними економічними показниками. Зокрема, відмінні теоретичні моделі пропонують власну (досить часто діаметрально протилежну) інтерпретацію впливу інструментів економічної політики на основні макроекономічні показники.

¹⁶ Rudebusch G. Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense? // *International Economic Review*. – 1998. – Vol. 39. – No. 4. – P. 907–948.

¹⁷ Johansen S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(3), 1988.

Johansen S. and Juselius K. Maximum Likelihood and Inferences of Cointegration: With Applications to the Demand for Money / *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2), 1990. – P. 169 – 210.

¹⁸ Якщо показники коінтегровані, оцінки короткочасної динаміки за допомогою перших різниць ендогенних змінних можуть означати втрату важливої інформації, що міститься у довгострокових залежностях для рівнів.

¹⁹ Eigner F. Forecasting and VAR Models / *UK Econometric Forecasting Prof. Kunst SS09 (June)*, 2009.

²⁰ Результати відповідних тестів на одиничний корінь і тесту Джохансена можна отримати на вимогу від автора.

²¹ Вибір лагової структури здійснено на основі критерію Акайка.

²² Імпульсна функція показує вплив стохастичного шоку для однієї з ендогенних змінних на решту ендогенних змінних, ceteris paribus. Оскільки немає обмежень на трансмісійний механізм, імпульсна функція характеризує коротко- і середньостроковий часовий горизонт фіскального шоку. Декомпозиція залишків демонструє вагу стохастичних шоків (або інновацій) для кожної з ендогенних змінних у змінах окремої ендогенної змінної.

²³ Нестача даних щодо промислового виробництва не дозволила провести відповідне дослідження для Латвії.

²⁴ Christensen, L. Lithuanian fiscal reform 1999–2002 – yet another example of an expansionary fiscal contraction? // *Reverse Learning (Lancut, Poland, April 15 – 16, 2005)*.

²⁵ Тотожність Рікардо (англ. the Ricardian equivalence) передбачає обернений зв'язок між збільшенням дефіциту бюджету і приватним споживанням.

²⁶ Berg, A., Borensztein, E., Sahay, R., Zettelmeyer, J. The Evolution of Output in Transition Economies: Explaining the Differences. *IMF Working Paper No. 73*. – Washington: International Monetary Fund, 1999. – 81 p.