



УДК 336:339.7

**Копич Р.І.**, канд. екон. наук

Львівський національний університет імені Івана Франка

## ПРАКТИЧНІ ПІДХОДИ ДО ВИЗНАЧЕННЯ ФІСКАЛЬНОЇ СТІЙКОСТІ КРАЇН ЦЕНТРАЛЬНОЇ ТА СХІДНОЇ ЄВРОПИ

*Розглянуто теоретичні засади і сучасні практичні підходи до визначення фіскальної стійкості на основі статистичних тестів і рекурсивних алгоритмів. Подано результати емпіричного тестування стійкості фіскальної політики країн ЦСЄ та України за допомогою тестів на стаціонарність і коінтеграцію та методів двоокрових найменших квадратів (2SLS) і векторної авторегресії з коригуванням помилки (VAR/VEC). Встановлено, що напередодні світової фінансової кризи 2008–2010 рр. у більшості країн ЦСЄ (окрім Угорщини) та України існували можливості для збільшення дефіциту бюджету та обсягів державного боргу.*

*Ключові слова:* фіскальна стійкість, дефіцит бюджету, процентна ставка, зовнішні запозичення, зростання ВВП

Кризові явища 2008–2009 рр., що позначилися значним зростанням дефіциту бюджету і державного боргу, лише посилюють увагу до проблеми стійкості фіскальної позиції (або фіскальної стійкості) країн Центральної та Східної Європи (ЦСЄ). Тимчасове погіршення сальдо бюджету не містить майбутніх загроз для економічної політики, якщо вартість активів державного сектора перевищує сумарну вартість поточних і майбутніх боргових зобов'язань [1, с. 205–211; 2, с. 517–528]. Практично йдеться про здатність виконувати боргові зобов'язання на довгострокову перспективу [3, с. 148; 4, с. 639]<sup>1</sup>. Для країн ЦСЄ додатково стверджується, що фіскальна стійкість повинна означати не лише досягнення стабільності державного боргу на "безпечному" рівні, але й запобігання підвищенню податкового тиску та підтримання на прийнятному рівні державних інвестицій і видатків на науково-дослідну діяльність [5, с. 57–87].

Для України проблему забезпечення платоспроможності уряду за умови "усуспільнення приватних боргів", яке стало поширеним явищем під час фінансової кризи 2008–2009 рр., наголошує Т.Вахненко [9, с. 14–28]. Різноманітні аспекти управління держав-

<sup>1</sup> Інформативний огляд відповідних питань зроблено Ф.Балассоне і Д.Франко [6, с. 21–60], Р.Хеммінгом і Н.Чоком [7] та Р.Хеммінгом і М.Петрі [8].



ним боргом у контексті ризик-менеджменту розглядають В.Федосов і О.Колот [10, с. 3–33]. А.Машко зауважує важливість довіри при формуванні боргової політики [11, с. 369–375], Ц.Огонь стверджує про необхідність фінансової стабільності держави [12, с. 32–41], а І.Чуницька звертає увагу на необхідність збільшення державних інвестицій під час збільшення дефіциту бюджету, що створює можливості для нарощування фінансового потенціалу [13, с. 52–55]. Т.Унковська рівновагу державного бюджету як одного з елементів фінансової стабільності розглядає у контексті внутрішнього потенціалу фінансової дестабілізації, втрат від екзогенних шоків та їхньої компенсації внаслідок дії зовнішніх стабілізаторів, але обмежується загальнотеоретичними міркуваннями [14, с. 14–33].

Хоча теоретичні питання фіскальної стійкості розроблені в широкому аналітичному контексті [7, 15, 16], бракує предметних емпіричних досліджень для країн ЦСЄ, що перешкоджає визначенню можливості проведення експансійної фіскальної політики. Д.Міхалеком проведено описовий аналіз стійкості фіскальних показників Хорватії та інших країн ЦСЄ за допомогою низки індикаторів, що зазвичай використовуються у такому контексті: співвідношення "державний борг/ВВП", "державний борг/надходження до бюджету" і "кошти обслуговування державного боргу/ВВП", часова (коротко- чи довгострокові) і валютна структура боргових зобов'язань, доходність урядових облігацій, кредитні рейтинги [17, с. 11–52]. А.Крейдл для Чехії визнавав, що за умови погіршення демографічної ситуації для стабілізації показника державного боргу необхідно отримати профіцит бюджету на рівні 0,4% від ВВП, а це передбачає скорочення видатків та/або підвищення податкових надходжень на 3% від ВВП [18]. Подібний результат Х.Геноріо отримала для Словенії [5, с. 57–87]. А.Геворкян на підставі річних даних 1989–2006 рр. встановив, що фіскальну стійкість можна очікувати лише в країнах СНГ з додатним сальдо експорту-імпорту товарів і послуг – Азербайджані, Білорусі, Казахстані, Росії та Україні [19]<sup>2</sup>. С.Власов стверджує, що стійкість фіскальної позиції Росії вимагає підтримання державного боргу на рівні не вище 30% від ВВП [20, с. 30–36].

Для Польщі гіпотезу про фіскальну стійкість підтверджено за допомогою коінтеграційного тесту і тестів на одиничний корінь

<sup>2</sup> Включення України до переліку країн – чистих експортерів виглядає дещо перебільшеним, адже додатне сальдо поточного рахунку спостерігалось лише в 1999–2004 рр.



К.Гріном, М.Холмсом і Т.Ковальським [21, с. 160–182]. За даними 1995–2005 рр., подібним чином виявлено стійкість фіскальної позиції для Словенії та Угорщини, тоді як цього бракувало для Польщі [22, с. 25–35]. Частково підтвердилася гіпотеза самодостатності фіскальних показників у Хорватії, Словаччині, Латвії та Україні, хоча тест Джохансена для надходжень і видатків бюджету створював певні застереження.

Метою цієї статті є оцінка фіскальної стійкості країн ЦСЄ та України за допомогою розширеного набору структурних статистичних тестів, що дозволяє проводити репрезентативний аналіз можливостей фіскальної політики окремих країн, а також верифікацію раніше отриманих результатів для даної вибірки країн. У дослідженні вирішено декілька завдань: а) стисло охарактеризовано поширені методики тестування фіскальної стійкості; б) здійснено відповідні емпіричні тести; в) зроблено аналітичну інтерпретацію отриманих результатів. Головний висновок полягає у тому, що напередодні світової фінансової кризи 2008–2010 рр. у більшості країн ЦСЄ, окрім Угорщини, та Україні існували можливості для збільшення дефіциту бюджету та акумулювання додаткового зовнішнього боргу.

**Методологія визначення фіскальної стійкості.** Під фіскальною стійкістю (*англ.* fiscal sustainability) зазвичай розуміють забезпечення такого поточного сальдо бюджету, що гарантує фіскальну платоспроможність (*англ.* fiscal solvency) – безперешкодне обслуговування державного боргу на довгострокову перспективу [23, с. 7–13]<sup>3</sup>. Фіскальна стійкість характеризує поточне однопіріодне бюджетне обмеження на основі доступних фактичних даних (реальна процентна ставка, обмінний курс, темп зростання ВВП тощо), тоді як фіскальна платоспроможність – його міжчасовий вимір (це передбачає використання очікувань майбутніх значень відповідних макроекономічних показників).

Підтримання фіскальної стійкості передбачає нижче сальдо бюджету, ніж це необхідно для досягнення фіскальної платоспроможності, оскільки враховується можливість використання інфля-

<sup>3</sup> У такому контексті простежуються прозорі аналогії з теорією корпоративних фінансів [23, с. 7]. Компанія втрачає платоспроможність, якщо її чисті активи (різниця між загальною вартістю активів і борговими зобов'язаннями) стають від'ємними. Водночас втрата ліквідності означає, що компанія нездатна обслуговувати поточні зобов'язання, навіть залишаючись платоспроможною на довгострокову перспективу. Під час кризових явищ поняття платоспроможності та ліквідності стають майже тотожними.



ційного податку для обслуговування державного боргу [23, с. 12]. Міжчасова фіскальна платоспроможність зазвичай ототожнюється з відсутністю "бульбашки" державного боргу, коли вартість урядових зобов'язань збільшується швидше, ніж здатність до їх обслуговування [17, с. 14; 24, с. 1083]<sup>4</sup>. Умова платоспроможності означає, що дефіцит бюджету принаймні не збільшує державний борг, тоді як фіскальна стійкість передбачає узгодженість дефіциту бюджету з іншими цілями макроекономічної політики: інфляцією, темпом зростання експорту і ВВП [23, с. 13]. Передбачається, що за умови фіскальної стійкості для досягнення безпечного рівня державного боргу не потрібні зміни в оподаткуванні або урядових видатках [25, с. 209–241].

Існують два підходи до практичного визначення фіскальної стійкості – за допомогою різноманітних індикаторів або рекурсивних алгоритмів. Відомі індикатори фіскальної стійкості – критерії Рудіна і Сміта, Бланчара, Вега і Тальві [26] – недостатньо технологічні для країн ЦСЄ, з погляду труднощів розрахунку рівноважних значень первинного профіциту бюджету або його компонент – урядових видатків чи податкових надходжень. Із-поміж рекурсивних методів привабливо виглядають алгоритми на основі структурних моделей.

Е.Кроче і У.Хуан–Рамон запропонували алгоритм на основі порівняння сальдо бюджету з різницею між реальною процентною ставкою та зростанням ВВП [13]:

$$b_t = \beta_t b_{t-1} - g_t, \quad (1a)$$

$$g^* = (\beta^* - 1)b^*, \quad (1b)$$

$$g_t = g^* + \lambda(b_{t-1} - b^*), \quad (1c)$$

де:  $b_t$  – державний борг,  $g_t$  – профіцит бюджету,  $g^*$  і  $\beta^*$  – відповідно рівноважні первинний профіцит і дисконтний коефіцієнт, що забезпечують конвергенцію до рівноважного значення державного боргу  $b^*$ .

<sup>4</sup> Поняття фіскальної платоспроможності видається достатньо умовним, оскільки дискретного підвищення податків та/або скорочення урядових видатків зазвичай достатньо для такого поліпшення сальдо бюджету, щоб відновити обслуговування державного боргу (без його часткового списання). В такому разі оцінки платоспроможності дозволяють оцінити "відповідальність" поточної фіскальної політики – не більше. Перехід до фіскальної платоспроможності або фіскальної стійкості залежить від міцності урядової коаліції, впливовості опозиційних політичних сил, а також підтримки широким загалом непопулярних заходів щодо скорочення дефіциту бюджету [23, с. 13].



У рівнянні (1с) первинний профіцит розділено на дві компоненти: первинний профіцит  $g^*$ , що забезпечує досягнення рівноважного значення державного боргу  $b^*$ , та реакцію економічної політики  $\lambda(b_{t-1} - b^*)$  у напрямку досягнення цієї мети. Оскільки після необхідних підстановок:

$$b_t = (\beta_t - \lambda_t)b_{t-1} - (\beta^* - \lambda_t - 1)b^*, \quad (2)$$

критерієм фіскальної стійкості пропонується вважати

$$\beta_t - \lambda_t = \left[ \frac{1 + r_t}{1 + y_t} - \frac{g_t - b^*}{b_{t-1} - b^*} \right], \text{ причому } (\beta_t - \lambda_t) < 1. \quad (3)$$

Практично значення  $\beta_t$  визначається різницею між реальною процентною ставкою та динамікою ВВП,  $r_t - y_t$ <sup>5</sup>. Емпіричне визначення стійкості фіскальної позиції полягає у розрахунку значень  $\lambda$  і  $\beta$  для окремої країни та ідентифікації факту причинності  $\lambda \Rightarrow \beta$  (це можна зробити за допомогою тесту Гренджера). Фактично йдеться про емпіричну ідентифікацію факту, коли заходи щодо поліпшення сальдо бюджету зменшують різницю між реальною процентною ставкою і динамікою ВВП.

Порівняно з розрахунком індикаторів фіскальної стійкості вирішальна перевага простіших підходів для аналізу трансформаційних економік полягає у тому, що немає потреби розраховувати рівноважні значення профіциту бюджету, видатків і податкових надходжень, якщо це вимагає даних за достатньо тривалий період і створює труднощі навіть для розвинених промислових країн. Відмінна методика полягає у визначенні фіскальної стійкості за допомогою емпіричних тестів на стаціонарність і коінтеграцію [16, с. 19–44], як це впливає з відповідного міжчасового обмеження для державного боргу:

$$B_{t-1} = \sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^{s+1}} (T_{t+s} - G_{t+s}) + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+r)^{s+1}}, \quad (4)$$

де:  $T$  – надходження до бюджету,  $G$  – урядові видатки,  $B$  – державний борг.

<sup>5</sup> Умовно приймається, що  $\beta_t \approx 1$  для стабільних економік промислових країн,  $\beta_t > 1$  – для економік із відносною нестачею капіталу,  $\beta_t \gg 1$  – для нестабільних економік (з ризиком дефолту).



Необхідною умовою стійкості бюджетного дефіциту чи державного боргу є їх стаціонарність, що зазвичай перевіряють тестом Дікі–Фуллера (*англ.* the Dickey–Fuller – ADF) і Філіпса–Перрона (*англ.* the Phillips–Perron – PP). Ще один спосіб тестування фіскальної стійкості ґрунтується на використанні коінтеграційної регресії:

$$T_r = a + bGG_t + u_t, \quad (5)$$

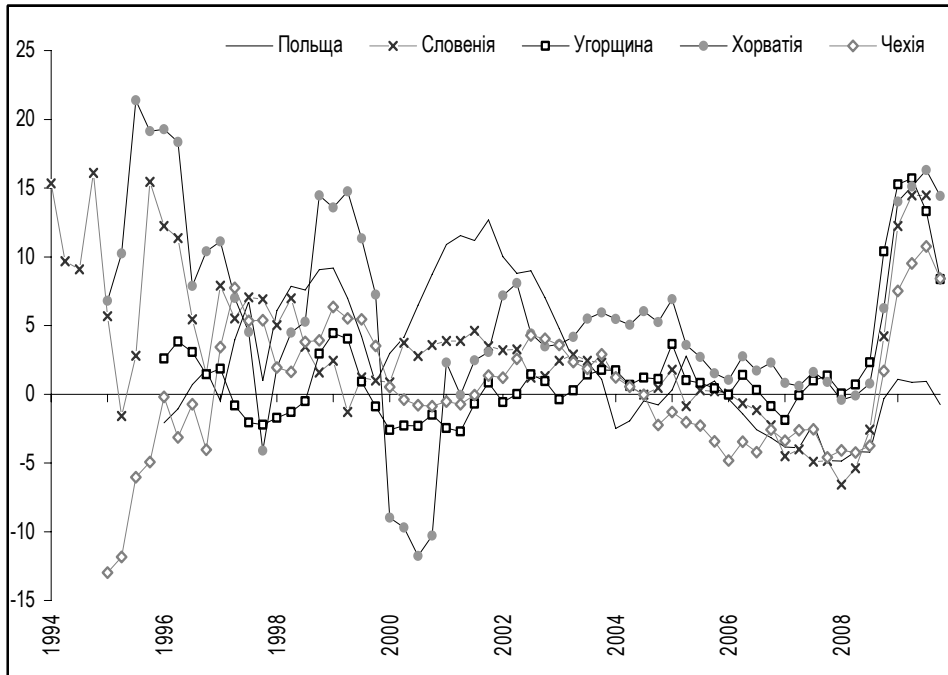
де:  $u_t$  – стохастичний чинник.

У рівнянні (5) урядові видатки враховують кошти обслуговування державного боргу. Якщо нульову гіпотезу про відсутність коінтеграції можна відкинути на достатньо високому рівні статистичної значущості, то це означає прийняття альтернативної гіпотези коінтеграції. Для цього залишки  $u_t$  мають бути стаціонарними (або  $I(0)$ ).

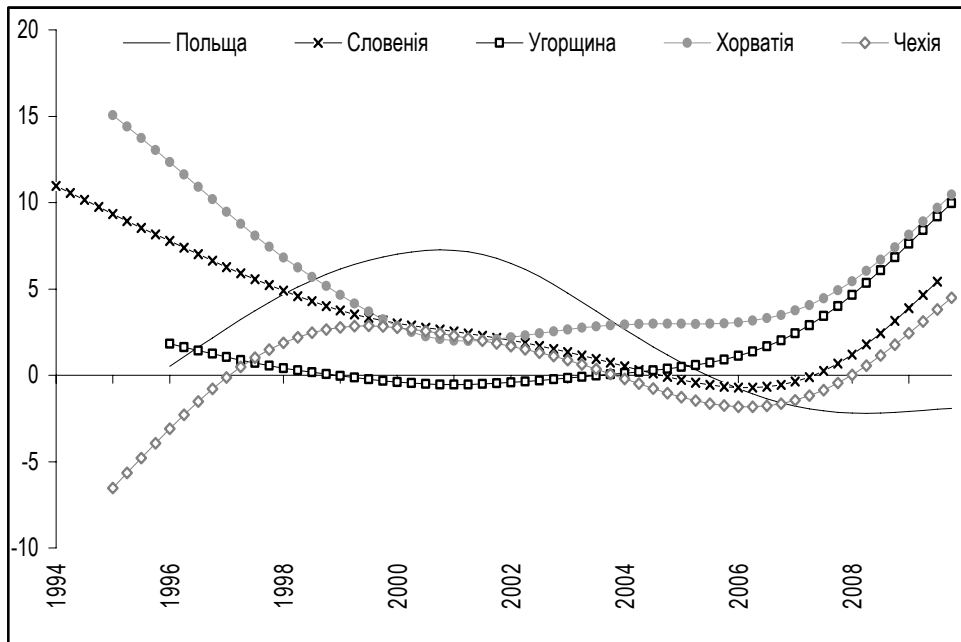
З практичною метою можна зробити декілька висновків щодо міжчасового бюджетного обмеження: а) якщо немає коінтеграції показників урядових видатків і бюджетних надходжень, то дефіциту бюджету бракує стійкості; б) якщо така коінтеграція стверджується з коінтеграційним коефіцієнтом  $b=1$ , то дефіцит бюджету є стійким на довгострокову перспективу; в) якщо є коінтеграція, але з коінтеграційним коефіцієнтом  $b<1$ , то урядові видатки зростають швидше, ніж надходження до бюджету, що означає брак фіскальної стійкості. Важливо зауважити, що розрахунки взаємної причинності, стохастичності чи коінтеграції відповідних фіскальних показників можна здійснювати щоквартально і таким чином контролювати напрямок руху – до фіскальної стійкості чи у протилежному напрямі.

**Вихідні дані.** Для емпіричного дослідження фіскальної стійкості використано квартальні дані 5 країн ЦСЄ (Польщі, Хорватії, Угорщини, Словенії, Чехії), а також України за період 1993–2009 рр. з довідкового видання МВФ [27]. Сальдо бюджету  $BD_t$  визначено різницею між надходженнями та урядовими видатками центрального уряду (з врахуванням сезонності). Показник  $r_t - y_t$  характеризує різницю між процентною ставкою за кредитами комерційних банків та інфляцією споживчих цін і темпом зростання ВВП.

За винятком Чехії, різниця  $r_t - y_t$  залишалася додатною впродовж 1990-х років (рис. 1), що не сприяло оптимістичній оцінці самодостатності дефіциту бюджету і державного боргу. У 2000–2005 рр. значення  $r_t - y_t$  для Польщі, Словенії, Угорщини і Чехії стабілізувалося в межах 0–4%, тоді як показник для Хорватії змінювався



а) фактичні значення;



б) рівноважні значення

Примітка: рівноважні значення отримано за допомогою фільтра Ходріка – Прескотта.

**Рис. 1.** Показники  $r_t - y_t$  досліджуваних країн ЦСЄ, 1994–2009 рр.

Джерело: розраховано за даними *International Financial Statistics* [Електронний ресурс]. – Доступний з : <[www.imf.org](http://www.imf.org)>.



у ширшому діапазоні. Найнижчими значеннями  $r_t - y_t$  характеризувалася Угорщина, що могло розглядатися заспокійливим чинником під час збільшення дефіциту бюджету. Після вступу до ЄС значення  $r_t - y_t$  стрімко знизилося у Польщі, Чехії та Словенії. З початком світової фінансової кризи (осінь 2008 р.) різниця  $r_t - y_t$  зросла до 10–15% для всіх країн, крім Польщі. Аналіз рівноважних значень підтверджує стрімке зниження  $r_t - y_t$  для Польщі, що відбулося на тлі високих значень цього показника в 1999–2003 рр. Рівноважне значення  $r_t - y_t$  для Угорщини поступово зростає з 2006 р. Показники Словенії і Чехії співпадають з 2000 р. і синхронно зростають зі середини декади, коли спостерігалися від'ємні значення  $r_t - y_t$ . Другу пару утворюють на вищому рівні значень  $r_t - y_t$  Хорватія та Угорщина.

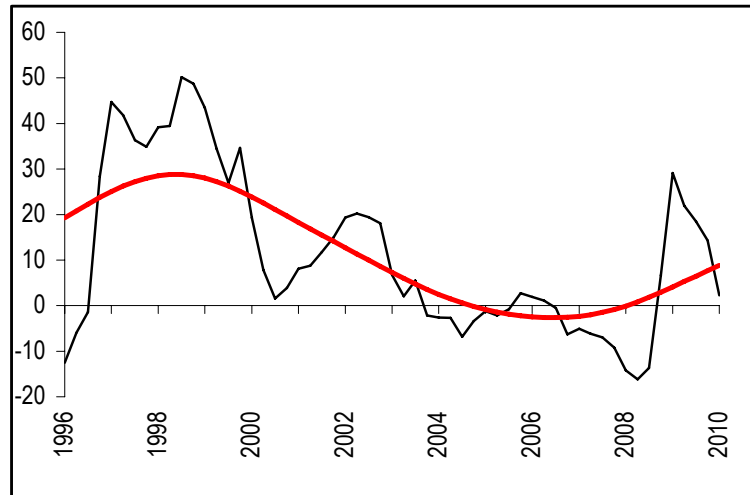
В Україні рівноважне значення  $r_t - y_t$  зросло до 30% під час фінансової кризи 1998–1999 рр., але за наступні роки знизилося до від'ємних значень в 2005–2007 рр. (рис. 2). З осені 2008 р. рівноважне значення  $r_t - y_t$  теж зросло, але з меншою амплітудою порівняно з країнами ЦСЄ (рис. 16). Спадна динаміка фактичних значень  $r_t - y_t$  навколо рівноважного тренду виглядає нерівномірною, а від'ємні значення 2007–2008 рр. пояснюються прискоренням інфляції та запізнілою реакцією фінансового ринку на "перегрів" економіки. Проте з початком світової фінансової кризи (осінь 2008 р.) підвищення номінальної процентної ставки та спад виробництва створили дуже стрімке підвищення значень  $r_t - y_t$ , яке поступово коригувалося впродовж 2009 р.

**Отримані результати.** У табл. 1 подано результати тесту Гренджера на взаємну причинність сальдо бюджету та різниці між реальною процентною ставкою і темпом зростання ВВП. Вплив сальдо бюджету на різницю  $r_t - y_t$  знайдено лише для України, де гіпотезу про брак причинності  $BD_t \Rightarrow r_t - y_t$  можна відкинути на рівні статистичної значущості 10%. З-поміж досліджуваних країн ЦСЄ залежність  $BD$  від  $r_t - y_t$  помічено лише в Угорщині, де відповідний результат є статистично значущим на рівні 10%.

Тест Джохансона показує коінтеграцію показників сальдо бюджету і  $r_t - y_t$  в усіх досліджуваних країнах (табл. 2). У більшості країн



виявлено одне коінтеграційне рівняння, тоді як у Польщі та Хорватії – два рівняння<sup>6</sup>. У Польщі, Угорщині, Словенії та Україні коінтеграційний зв'язок простежується для декількох тестових припущень.



**Рис. 2. Україна: фактичні та рівноважні значення  $r_t - y_t$ , 1996–2010 рр.**

Джерело: розраховано за даними International Financial Statistics.

Таблиця 1

**Тест Гренджера на взаємну причинність сальдо бюджету та різниці між реальною процентною ставкою і динамікою ВВП**

Країна	Роки	Ляг	Тестова гіпотеза	
			$BD$ не впливає на $r-y$	$r-y$ не впливає на $BD$
Хорватія	1997–2009	4	1,680 (0,173)	0,743 (0,568)
Угорщина	1997–2009	3	1,347 (0,269)	2,482 (0,059**)
Польща	1997–2009	4	1,434 (0,238)	0,832 (0,512)
Словенія	1995–2009	4	0,896 (0,474)	1,343 (0,268)
Чехія	1995–2009	4	1,103 (0,366)	0,527 (0,714)
Україна	1994–2009	4	2,372 (0,066***)	0,281 (0,888)

Примітка: \* – гіпотезу можна відкинути на рівні статистичної значущості 1% (\*\* – 5%, \*\*\* – 10%).

<sup>6</sup> У Польщі та Україні спостерігається квадратичний тренд е даних, в Угорщині – лінійний тренд, у Словенії, Хорватії та Чехії присутності тренду не знайдено. У трьох країнах коінтеграція спостерігається з лягом у 3 квартали, двох країнах – 4 квартали, одній країні – 2 квартали.



Таблиця 2

Тест Джохансена для показників  $BD_t$ , та  $r_t - y_t$

Країна	Тестове припущення	Кількість рівнянь	Лаг	Тестове значення	Критичне значення на рівні 5%
Польща	V	2	4	22,28**	18,39
Словенія	I	1	4	13,07**	12,32
Угорщина	III	1	2	16,47**	15,49
Хорватія	I	2	3	4,76**	4,12
Чехія	I	1	3	14,62**	12,32
Україна	V	1	3	28,33**	18,29

Примітка: з урахуванням незалежних змінних. Тестові припущення означають: I і II – відсутність лінійного тренду в даних, III і IV – наявність лінійного тренду, V – квадратичний тренд; \* – гіпотезу можна відкинути на рівні статистичної значущості 1% (\*\* – 5,\*\*\* – 10%).

Результати емпіричного оцінювання методом 2SLS стисло підсумовано у табл. 3. Виразно помітно поліпшення оцінок фіскальної стійкості після вступу до ЄС для всіх країн ЦСЄ, крім Угорщини, адже від’ємний регресійний коефіцієнт впливу сальдо бюджету на  $r_t - y_t$  набуває статистичної значущості на рівні 10%. При цьому значення регресійного коефіцієнта практично не змінюється, що засвідчує високу стабільність зв’язку між  $BD_t$  і  $r_t - y_t$  зі середини 1990-х років. Подібна особливість притаманна Хорватії та Україні. Вартує уваги, що український коефіцієнт виявився найвищим. Це означає підвищену здатність фіскальної дисципліни до зменшення боргового тягаря, що може реалізовуватися за допомогою і зниження номінальної процентної ставки, і стимулювання динаміки ВВП.

Таблиця 3

Вплив сальдо бюджету на  $r_t - y_t$

Роки	Польща	Словенія	Угорщина	Хорватія	Чехія	Україна
1996–2004	-0,374 (-1,226)	-0,288 (-1,370)	-0,017 (-0,552)	-0,386 (-1,451)	-0,104 (-1,578)	-0,806 (-1,297)
1996–2009	-0,381 (-1,676***)	-0,216 (-1,746***)	-0,030 (-0,791)	-0,382 (-1,833***)	-0,118 (-1,958***)	-0,792 (-1,741***)

Примітка: \* – гіпотезу можна відкинути на рівні статистичної значущості 1% (\*\* – 5,\*\*\* – 10%).

Приймаючи взаємну причинність показників сальдо бюджету та  $r_t - y_t$ , для емпіричного оцінювання додатково використано мо-

дель VAR/VEC із коригуванням помилки. В окремих випадках застосовано обмеження для короткочасних коефіцієнтів.

Якщо ендогенні змінні мають одиничний корінь  $I(1)$  і коінтегровані з порядком  $r$  ( $0 < r < n$ ), то модель VAR/VEC виглядає так:

$$A(L)\Delta z_t = -\alpha\beta z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

де:  $A(L)$  – матриця-поліном порядку  $k$ ,  $\alpha$  і  $\beta$  – матриці розміром  $n \times r$ ,  $z_t$  – вектор ендогенних змінних,  $\varepsilon_t$  – вектор стохастичних шоків.

Вектори ендогенних змінних і стохастичних шоків вибрано такими:

$$z_t = (\Delta bd_t, \Delta(r_t - y_t)), \\ \varepsilon_t = (\varepsilon_t^{bd}, \varepsilon_t^{r-y}), \quad (7)$$

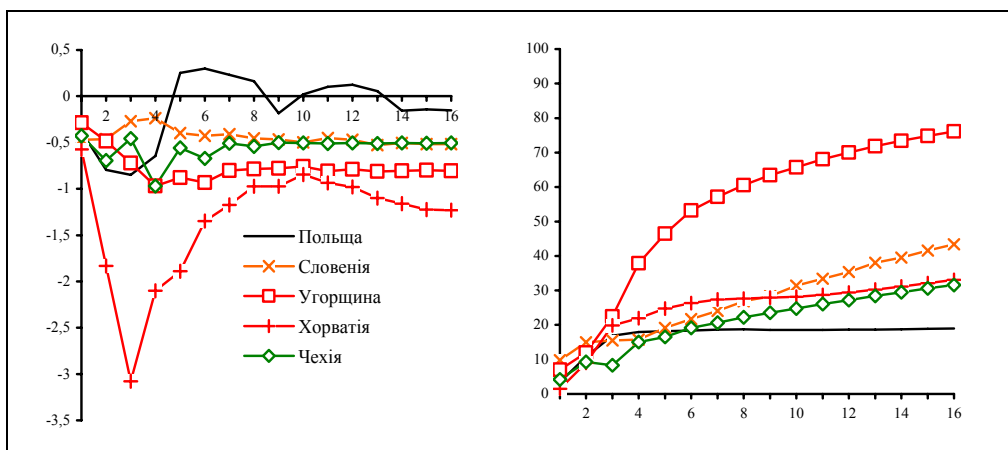
де:  $\Delta bd_t$  – перші різниці сальдо бюджету (% від ВВП),  $\Delta(r_t - y_t)$  – перші різниці для показника реальної процентної ставки (%), скоригованого на динаміку зростання ВВП,  $\varepsilon_t^{bd}$  і  $\varepsilon_t^{r-y}$  – стохастичні чинники.

Із-поміж незалежних змінних використано показники реального ефективного обмінного курсу  $REER_t$  (Угорщина, Хорватія, Чехія, Україна), номінального обмінного курсу  $E_t$  (Польща), темпу зростання промислового виробництва у Німеччині  $GIND_t$  (Словенія, Угорщина, ставки LIBOR (Польща, Угорщина). Обмеження короткочасного впливу довгострокового коінтеграційного коефіцієнта на сальдо бюджету виявилось статично значущими для Польщі, Словенії та Угорщини. В інших випадках додаткові обмеження не встановлювалися. Статистичні тести лагової структури та залишків підтверджують адекватність отриманих моделей VAR/VEC.

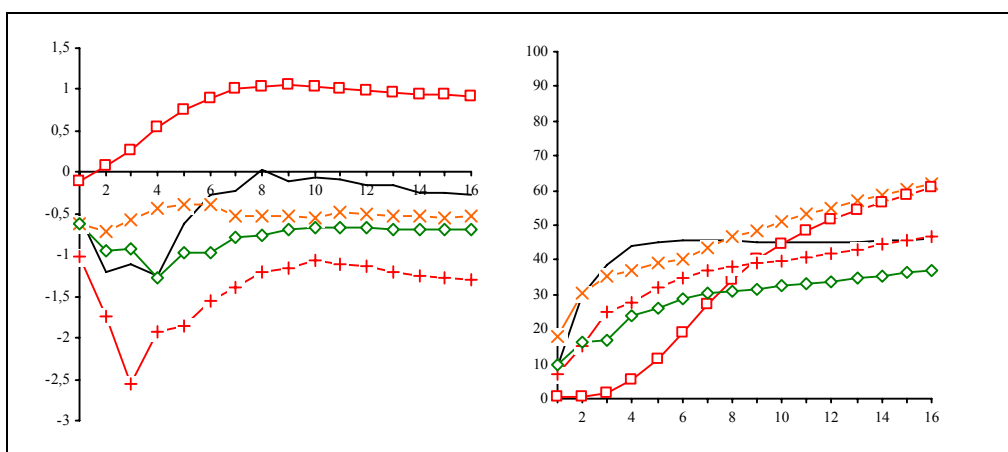
Довгостроковий обернений коінтеграційний зв'язок між сальдо бюджету і  $r_t - y_t$  виявився найбільш потужним у Польщі та Україні. Дещо слабшу залежність отримано для Словенії, Хорватії і Чехії. Лише в Угорщині немає довгострокового зв'язку між сальдо бюджету і  $r_t - y_t$ .

На рис. 3 (країни ЦСЄ) і рис. 4 (Україна) отримані результати проілюстровано за допомогою відповідних імпульсних функцій, які показують вплив однієї із залежних змінних на іншу залежну змінну, а також декомпозиції залишків, що характеризує вагомість впливу кожної із залежних змінних. Оцінки VAR/VEC не виявляють помітних відмінностей щодо зв'язку між сальдо бюджету та різ-

ницею між реальною процентною ставкою і динамікою ВВП для вибірок 1993–2004 рр. і 1993–2009 рр. за винятком Угорщини, де помітно втрату фіскальної стійкості з врахуванням даних після вступу до ЄС. Якщо для вибірки 1993–2004 рр. отримано обернену залежність між сальдо бюджету і  $r_t - y_t$ , то для вибірки 1993–2009 рр. напрям впливу змінюється з точністю до навпаки. Вага сальдо бюджету в декомпозиції залишків  $r_t - y_t$  дещо знижується, але залишається найвищою з-поміж досліджуваних країн ЦСЄ (поряд із Словенією) – 60%. У Польщі сальдо бюджету має короткочасний негайний вплив на різницю між реальною процентною ставкою і темпом зростання ВВП, який зникає приблизно через рік.



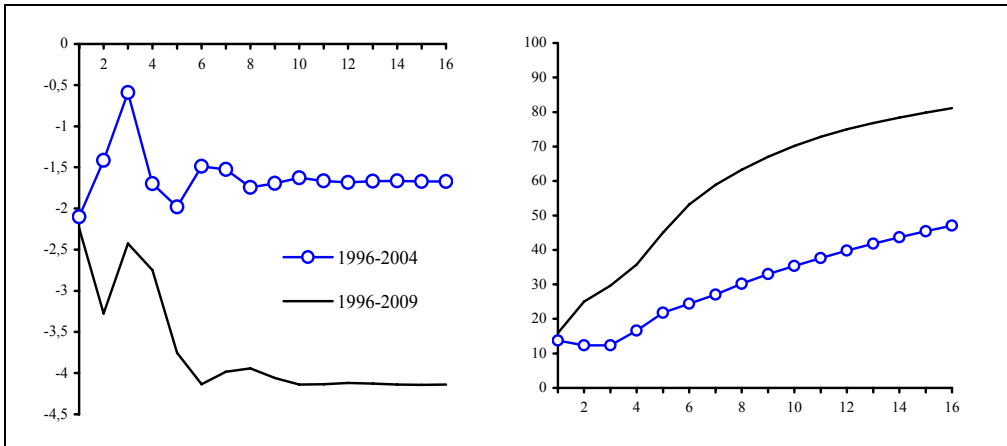
а) вибірка 1993–2004 рр.;



б) вибірка 1993–2009 рр.;

**Рис. 3. Країни ЦСЄ: вплив сальдо бюджету на різницю між реальною процентною ставкою і динамікою ВВП (за оцінками VEC-моделей)**

Обернена залежність між  $BD_t$  і  $r_t - y_t$  стає виразнішою для розширеної вибірки даних; так само зростає понад вдвічі – до 45% – вага сальдо бюджету в залишках  $r_t - y_t$ . У Словенії та Чехії поліпшення сальдо бюджету на 1% від ВВП зменшує різницю  $r_t - y_t$  приблизно на 0,5%. З часом сальдо бюджету визначає відповідно 60 і 40% динаміки  $r_t - y_t$ , що теж є високим показником. Для Хорватії вплив сальдо бюджету на  $r_t - y_t$  дещо слабшає, але повністю зберігається його архітектура: стрімке збільшення початкового імпульсу впродовж року, який поступово слабшає через два роки, але надалі залишається набагато відчутнішим, ніж у решті країн.



**Рис. 4. Україна: вплив сальдо бюджету на різницю між реальною процентною ставкою і динамікою ВВП (за оцінками VEC-моделей)**

У цілковитій відповідності до результатів тесту Гренджера зменшення різниці  $r_t - y_t$  внаслідок поліпшення сальдо бюджету найвідчутніше простежується в Україні (рис. 4). Сальдо бюджету визначає майже 70% різниці між реальною процентною ставкою і динамікою ВВП, але зазначений вплив починає реалізовуватися приблизно через рік, що засвідчує інерційний характер отриманого зв'язку. Для коротшої вибірки 1993–2004 рр. вплив сальдо бюджету на  $r_t - y_t$  виявився вдвічі нижчим, як і вага у декомпозиції залишків.

Потрібно зазначити, що зміна напрямку причинності  $BD_t \Rightarrow r_t - y_t$  на  $r_t - y_t \Rightarrow BD_t$  не вплинула на характер імпульсної функції для Чехії та України, тоді як у Польщі з'явився додат-



ний вплив. Для Угорщини зменшився отриманий додатний вплив, а для Словенії та Хорватії – від’ємний вплив  $BD_t$  на  $r_t - y_t$ .

Результати двох тестів на стаціонарність державного зовнішнього боргу – модифікованого Дікі – Фуллера (ADF) і Філіппа – Перрона (PP) – наведено у табл. 4, а надходжень і видатків бюджету – у табл. 5. Дані про державний зовнішній борг ( $B^*$ ) отримано зі спільної бази даних МВФ, Світового банку і ОЕСР *World Debt Tables*. Гіпотезу про нестационарність показника  $B^*$  можна відкинути з високою надійністю лише для Естонії (2002–2010 рр.), Чехії (2003–2010 рр.), Словенії (1995–2005 рр.) та України (1997–2005 рр.). Таким чином, обидва тести – ADF і PP – засвідчують відсутність проблем з оцінкою самодостатності державного зовнішнього боргу напередодні світової фінансової кризи 2008–2009 рр. лише для двох країн.

У Словенії та Україні часовий ряд  $B^*$  отримав одиничний корінь I(1) згідно з тестом ADF. Погіршилися ознаки стаціонарності  $B^*$  для Угорщини і Хорватії (тест PP) і Литви (ADF). Лише у Латвії тест PP поліпшує оцінку стаціонарності державного зовнішнього боргу.

Таблиця 4

**Тести на стаціонарність державного зовнішнього боргу**

Країна	Період	Лаги	ADF	PP
Хорватія	1997–2003	2	-1,46	-4,56***
	2004–2010	3	-1,45	-1,0
Угорщина	1997–2004	2	-1,77	-2,06**
	2002–2010	3	-0,05	-0,26
Польща	1996–2005	2	-0,38	-0,79
	1999–2010	3	-0,55	-0,54
Словенія	1995–2005	2	-4,61*	-4,91*
	2003–2010	3	-0,90	-4,23*
Естонія	1996–2003	2	-4,28***	-2,55
	2002–2010	3	-2,94***	-6,89*
Латвія	1997–2003	2	-1,62	-1,39
	2003–2010	3	-0,70	-4,34*
Литва	1996–2003	2	-3,53**	-1,25
	2003–2010	3	-2,10	-2,03
Чехія	2003–2010	3	-3,32**	-4,35*
Україна	1997–2005	2	-2,84***	-3,72**
	2004–2010	3	-2,54	-4,24*

Примітка: \* – гіпотезу можна відкинути на рівні статистичної значущості 1% (\*\* – 5, \*\*\* – 10%).

Таблиця 5

 Тести стаціонарності для надходжень  
і видатків бюджету

Країна	Змінна	Роки	Лаги	ADF	PP
Хорватія	REV	1997–2004	3	-1,87	-1,83
		1997–2010	3	-2,38	-2,26
	EXP	1997–2004	3	-1,46	-2,28
		1997–2010	3	-1,73	-2,77***
Угорщина	REV	1997–2004	3	-3,37**	-3,03**
		1997–2010	3	-2,79***	-2,59***
	EXP	1997–2004	3	-5,06*	-3,53**
		1997–2010	3	-4,58*	-4,68**
Польща	REV	1996–2004	3	-4,58*	-7,80*
		1996–2010	3	-3,79*	-10,48*
	EXP	1996–2004	3	-2,87***	-10,90*
		1996–2010	3	-2,83***	-3,03**
Словенія	REV	1995–2004	3	-2,26	-6,95*
		1995–2010	3	0,27	-3,74**
	EXP	1995–2004	3	-1,25	-4,17*
		1995–2010	3	-0,57	-0,73
Чехія	REV	1993–2004	3	-3,91*	-4,73*
		1993–2010	3	-4,45*	-5,11*
	EXP	1993–2004	3	-2,87***	-2,95**
		1993–2010	3	-3,00**	-3,46**
Україна	REV	1995–2004	3	-2,95**	-1,71
		1995–2010	3	-2,95**	-2,14
	EXP	1995–2004	3	-2,62***	-1,56
		1995–2010	3	-2,75***	-2,06

Примітка: \* – гіпотезу можна відкинути на рівні статистичної значущості 1% (\*\* – 5, \*\*\* – 10%).

Ознаки нестационарності державного боргу дуже переконливі у Польщі. Надходження до бюджету і урядові видатки є стаціонарними для Чехії для обох вибірок – до та після 2004 р. (табл. 5). Подібне виявлено для Польщі та Угорщини. У Словенії та Хорватії обидві компоненти сальдо бюджету є нестационарними. В Україні слабкі ознаки стаціонарності надходжень і видатків бюджету демонструє тест ADF, але тест PP засвідчує нестационарність обох показників. Загалом отримані результати показують більшу стаціонарність компонент сальдо бюджету, ніж це отримано для країн ЄС [2, с. 517–528].



Хоча тести на стаціонарність надходжень і видатків для Польщі і Хорватії виявилися недостатньо інформативними, використання коінтеграційного тесту Джохансена (табл. 6) налаштовує оптимістичніше.

*Таблиця 6*

**Тест Джохансена для надходжень і видатків бюджету**

Країна	Лаг	Кількість коінтеграційних рівнянь	Значення коінтеграційного коефіцієнта $b$	
			1993–2005	2002–2010
Польща	4	2	0,96	8,9
Словенія	2	2	1,14	0,26
Угорщина	3	2	0,27	-2,46
Хорватія	3	2	1,51	1,42
Чехія	3	2	0,26	0,15
Україна	2	2	9,11	1,78

В усіх випадках ідентифіковано присутність двох коінтеграційних рівнянь на рівні статистичної значущості не нижче 5%, але значення коінтеграційного коефіцієнта  $b$  виявилися достатньо відмінними. На підставі значень  $b$  можна стверджувати про фіскальну стійкість у Хорватії, а також Польщі та Україні. У Польщі значення  $b$  стрімко зростає для вибірки 2002–2010 рр., а для України навпаки – знижується. Загалом зниження значень  $b$  отримано для всіх країн, крім Польщі, що засвідчує послаблення фіскальної стійкості за останні роки. Дуже контрастно значення  $b$  знизилося у Словенії, де обсяги державного боргу залишаються порівняно невисокими, а дефіцит бюджету – незначним. Результатами коінтеграційного тесту не заперечується стрімке погіршення фіскальної ситуації в Угорщині.

**Висновки.** Для зручності отримані результати узагальнено в табл. 7. Суттєвих побоювань щодо фіскальної стійкості не виявлено для Польщі, Словенії, Хорватії і Чехії, де три з чотирьох підходів підтверджують відповідну гіпотезу. Подібною є ситуація в Україні, де лише динаміка державного зовнішнього боргу викликає певні сумніви щодо стаціонарності. На перший погляд, такі особливості не створювали побоювань щодо збільшення дефіциту бюджету як елемента антикризової політики в 2008–2010 рр., однак акцентування переваг зовнішніх запозичень виглядає ризиковим способом фінансування дефіциту бюджету. Примітно, що за показником дер-





жавного зовнішнього боргу брак фіскальної стійкості виявлено у трьох із шести країн. Можна зробити висновок, що на початок світової фінансової кризи можливості зовнішнього фінансування дефіциту бюджету виглядали вичерпаними для найбільших країн регіону – Польщі та Угорщини, а на сьогодні це може стосуватися й України, де станом на кінець I кв. 2011 р. зовнішній державний борг зріс до 26,0 млрд дол. проти заледве 11,5 млрд дол. станом на осінь 2008 р.

Таблиця 7

## Узагальнені результати тестів на фіскальну стійкість

Країна	Причинність " $BD \Rightarrow r$ "		Державний зовнішній борг	Тест Джохансена
	2SLS	VAR		
Польща	так	так	Ні	так
Словенія	так	так	Так	ні
Угорщина	ні	ні	Ні	ні
Хорватія	так	так	Ні	так
Чехія	так	так	Так	ні
Україна	так	так	ні/так	так

Дуже переконливо підтверджено брак фіскальної стійкості для Угорщини, яка в 2008–2009 рр. стала однією з найбільш проблемних економік Східної Європи і була змушена звернутися за допомогою до МВФ та європейських інститутів. Водночас Польща обійшлася без зовнішньої фінансової допомоги і єдиною зі східноєвропейських країн зуміла уникнути спаду виробництва, що підтримало податкові надходження до бюджету і, таким чином, обмежило амплітуду погіршення сальдо бюджету. З іншого боку, збільшення дефіциту бюджету до 7% від ВВП, а державного боргу – до 55% від ВВП передбачає перехід до заходів фіскальної консолідації вже найближчим часом. Поліпшення сальдо бюджету повинно оперативно знизити реальну процентну ставку, що становить один із важливих механізмів підвищення фіскальної стійкості для усіх досліджуваних країн ЦСЄ (окрім Угорщини).

**Список використаних джерел**

1. *Besancenot D., Huynh K. and Vranceanu R.* Default on sustainable public debt: illiquidity suspect convicted // *Economics Letters*. – 2004. – Vol. 82. – No. 2. – P. 205–211.



2. *Bravo A. and Silvestre A.* Intertemporal sustainability of fiscal policies: some tests for European countries // *European Journal of Political Economy*. – 2002. – Vol. 18. – No. 3. – P. 517–528.
3. *EU Sustainability Report–2009*. – Luxembourg : Office for Official Publications of the European Communities, 2009. – 160 p.
4. *Giammarioli N., Nickel C., Rother P. and Vidal K.-P.* Assessing Fiscal Soundness: Theory and Practice / *Fiscal Policy Workshop* (Perugia, 30 March – 1 April, 2006). – Perugia : Banca d'Italia, 2006. – P. 637–672.
5. *Genorio H.* General Government Debt Sustainability in Slovenia // *Prikazi in analize*. – 2005. – Vol. XII. – No. 2 (November). – P. 57–87.
6. *Balassone F. and Franco D.* Assessing Fiscal Sustainability: A Review of Methods with a View to EMU // *Fiscal Sustainability. Public Finance Workshop* (Perugia, 20–22 January, 2000). – Roma : Banca d'Italia, 2000. – P. 21–60.
7. *Chalk N. and Hemming R.* Assessing Fiscal Sustainability in Theory and Practice / *IMF Working Paper No. 00/81*. – Washington : International Monetary Fund, 2000. – 27 p.
8. *Hemming R. and Petrie M.* A Framework for Assessing Fiscal Vulnerability / *IMF Working Paper No. 00/52*. – Washington : International Monetary Fund, 2000. – 21 p.
9. *Вахненко Т.* Особливості формування державного боргу та управління його складовими в період фінансової кризи // *Фінанси України*. – 2009. – № 6. – С. 14–28.
10. *Федосов В., Колот О.* Управління державним боргом у контексті ризик-менеджменту // *Фінанси України*. – 2008. – № 3. – С. 3–33.
11. *Машко А.* Теоретичний аспект моделювання управління державним боргом // *Наука і економіка*. – 2008. – № 4. – С. 369–375.
12. *Огонь Ц.* Домінанти фінансової стабільності в розвитку зобов'язань держави // *Фінанси України*. – 2008. – № 5. – С. 32–41.
13. *Чуницька І.* Видатки бюджету та збільшення їх позитивних ефектів на формування фінансового потенціалу держави // *Економіст*. – 2008. – № 2. – С. 52–55.
14. *Унковська Т.* Системне розуміння фінансової стабільності: розв'язання парадоксів // *Макроекономічна теорія*. – 2009. – № 1. – С. 14–33.
15. *Ganelli G.* The new open economy macroeconomics of government debt // *Journal of International Economics*. – 2005. – Vol. 65. – Issue 1 (January). – P. 167–184.
16. *Afonso A.* Fiscal Sustainability: The Unpleasant European Case // *FinanzArchive*. – 2005. – No. 61. – P. 19–44.
17. *Mihaljek D.* Sustainability of Croatia's Public and External Debt // *Croatian Economic Survey*. – 2005. – No. 7. – P. 11–52.
18. *Krejdl A.* Fiscal Sustainability – Definition, Indicators and Assessment of Czech Public Finance Sustainability // *CNB Working Paper Series 3/2006*. – Prague : the Czech National Bank, 2006. – 29 p.
19. *Gevorkyan A.* An Empirical Inquiry into Fiscal Policy Sustainability in Transition Economies // *The Sixth International Conference on Developments in Economic Theory* (Bilbao, Spain. July 2–3, 2009). – Bilbao : University of the Basque Country, 2009. – 28 p.
20. *Власов С.* Теоретические аспекты применения понятия устойчивости государственных финансов // *Компетентность*. – 2010. – № 6. – С. 30–36.
21. *Green C., Holmes M. and Kowalski T.* Poland: a successful transition to budget sustainability? // *Emerging Markets Review*. – 2001. – Vol. 2. – No. 2. – P. 160–182.



22. *Копич Р.* Оцінка стійкості фінансової позиції держави на прикладі країн Центральної та Східної Європи // Економіка і прогнозування. – 2006. – № 2. – С. 25–35.
23. *Dinh H.* Fiscal solvency and sustainability in economic management // World Bank Policy Research Working Paper No. 2213. – Washington : World Bank, 1999. – 32 p.
24. *Mendoza E. and Ostry J.* International Evidence on Fiscal Solvency: Is Fiscal Policy "Responsible"? // Journal of Monetary Economics. – 2008. – Vol. 55. – No. 6. – P. 1081–1093.
25. *Artis M. and Marcellino M.* The Solvency of Government Finances in Europe // Fiscal Sustainability. Public Finance Workshop (Perugia, 20–22 January, 2000). – Roma : Banca d'Italia, 2000. – P. 209–241.
26. *Croce E. and Juan-Ramon V.* Assessing Fiscal Sustainability: A Cross-Country Comparison / IMF Working Paper No. 03/145. – Washington : International Monetary Fund, 2003. – 33 p.

*Надійшла в редакцію  
21.03.2011 р.*