

УДК 33

Еміліо Конгрегадо (Іспанія), Хуан Хосе де ла Вега (Іспанія), Хуан Хосе Гарсія-Мачадо (Іспанія), Антоніо Анібал Голпе (Іспанія)

Чи раціонують комерційні банки кредит? Динаміка зростання різниці кредитів та депозитів

Чи відмовляються банки від кредитів для фірм та домогосподарств в Іспанії? Аналітики та політичні діячі дають стверджувальну відповідь на це питання та стимулюють втручання держави у державні фінанси, державні кредитні схеми та навіть субсидування ставок відсотка. У статті представлено короткий огляд теоретичних та емпіричних аргументів на користь та проти кредитного раціонування, а також розглянуто практику системи банку Іспанії як попереднього кроку для впровадження нових емпіричних даних щодо діяльності комерційних банків протягом та до поточної кризи в Іспанії, аналізуючи довгострокове співвідношення між показниками кредитів та депозитів. Результати показують, що це співвідношення залежить від часу, що підтримує той факт, що така практика нового комерційного банку з'явилася за декілька кварталів до початку поточної кризи кредитування, та має потенційний негативний вплив на фірми та домогосподарства.

Ключові слова: SME, кредитне раціонування, позика, кредити, нелінійні моделі, Іспанія.

Вступ

Раціонування кредитів можна визначити як ситуацію, де деякі особи, що звертаються за позикою відмовляються від кредиту, не зважаючи на те, що намагаються платити більше ніж визначена банком відсоткова ставка для того, щоб отримати позичку та не відрізняються від позичальників, які отримують позики або навіть ситуацію за якої особи, що звертаються за позикою, отримують менший кредит ніж вони бажали отримати (Кітон, 1979).

В Іспанії протягом поточної кризи доступність кредитів широко обговорюється у колах малих та середніх підприємств. Суперечки виникають навколо питання: Чи банківська система Іспанії постачає загальну суму кредитів відповідно до випадків, згідно з якими ті, що мають заборгованість перед банком їх не повертають.

У період між 2001 та 2007 роком для комерційних банків Іспанії настав найбільш успішний період за останні роки. Після інтенсивного процесу трансформацій, якого вимагала потреба провести радикальні зміни для того, щоб бути готовими зустріти глобалізацію фінансових ринків, нових правил регулювання та фінансових інновацій¹. На думку Пінейро (2009) цей період можна охарактеризувати за наступними фактами: 1) Іспанські банки отримали показник прибутку від активів удвічі більший від середнього прибутку європейських банків та прибутковість капіталу на 72% вищу ніж у середньому в інших країнах Європи; 2) з 2004 року домогосподарства Іспанії мали пасивні баланси: іпотечні позики

були надзвичайно високими з темпами росту у розмірі 30%-40%. З іншого боку сек'юритизація іпотечних позик та інших інструментів підвищення капіталу призводить до збільшення дефіциту ліквідності; 3) висока ліквідність веде до більшої динаміки у інвестиційному процесі з цінними паперами та іншими борговими активами на іноземних ринках.

Кредити щорічно збільшувалися на 30% протягом 8 років, в той час як депозити збільшувалися на 6-7%, збільшуючи різницю між кредитами та депозитами можливо через збільшення іпотечного кредиту. Однак криза субстандартного кредитування у США, що розпочалася у 2006 році привела до фінансового колапсу у третій чверті 2006 року. З цього моменту можна спостерігати зростаючу невідповідність між кредитами та депозитами. Як результат використовуючи дані Центрального банку Іспанії, різниця між кредитами та депозитами зросла до 21% у період з 2000 по 2007 рік. З іншого боку, пропозиція кредиту стала більш обмеженою.

Загально відомо, що фінансова криза стала мотивом для втручання Центрального банку та правління у декілька сфер, включаючи впровадження ліквідності, державні фінанси, державні кредитні схеми та навіть субсидування ставок відсотка. Однак ефективність такого втручання можна поставити під сумнів.

Загалом, дослідження впливу поточної кризи на практику комерційних банків повинно бути вирішальним, аналізуючи оцінку відмінностей між кредитами та депозитами. Мета статті – аналізувати різницю між кредитами та депозитами для того, щоб визначити, як розвинулося фінансове посередництво у фінансовій системі Іспанії та які воно мало наслідки для раціонування кредиту.

© Еміліо Конгрегадо, Хуан Хосе де ла Вега, Хуан Хосе Гарсія-Мачадо, Антоніо Анібал Голпе, 2011

¹ Дивись Карбо та Родрігез (2005).

Для цього використаємо векторну модель корегування помилок (vector error-correction model (VECM)). На відміну від попередніх досліджень ми протестуємо чи це співвідношення залежить від часу (залежить від ділового циклу). Якщо статистичний тест покаже, що дане співвідношення не залежить від часу, то техніки лінійної коінтеграції буде достатньо. В іншому випадку використаємо нелінійні техніки. Визначаємо два шляхи проведення аналізу: 1) аналізуємо співвідношення кредитів та депозитів за лінійною моделлю VECM, термін корегування помилок визначається, як різниця та визначивши співвідношення між ними визначаємо процес регулювання у момент коли з'являються шоки; 2) тестуємо можливу наявність нелінійного співвідношення для визначення чи довгострокове співвідношення змінюється за часом.

Мета статті – визначення співвідношення кредитів та депозитів у структурі моделі VECM, використовуючи квартальні дані Іспанії протягом періоду з першого кварталу 1980 по третій квартал 2009. Автори намагаються дослідити правильність результатів традиційного підходу, тобто аналізу VECM. Використовуючи модель коінтеграції ми перевіримо чи співвідношення кредитів та депозитів, яке ми досліджуємо, залежить від часу.

Стаття має наступну структуру. У першому розділі представлено емпіричну методологію, у другому розділі знаходяться результати емпіричного тесту. Останній розділ містить висновки.

1. Економетрична методологія

Перед тим, як визначити нелінійну економетричну модель ми визначили лінійну модель VECM використовуючи метод максимальної правдоподібності. Дані використані в емпіричному аналізі отримані від Банку Іспанії (у млн. євро). Вибірка охоплює період з першого кварталу 1980 до третього кварталу 2009.

Лінійна модель має наступний вигляд:

$$x_t = c + \sum_{i=1}^k A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

У даній моделі $x_t = [c_t, d_t]'$ – це вектор нестаціонарних показників включаючи кредит (c_t) та депозит (d_t), A_i – 2×2 матриця параметрів, та ε_t – 2×1 вектор залишків. Коінтеграція вимагає того, що всі змінні повинні мати однаковий порядок коінтеграції. Перед визначенням моделі лінійної коінтеграції ми протестували два часові ряди на порядок коінтеграції. Для цього ми використали тест Дікі-Фулера та Філіпа-

Перрона, запропоновані Нг та Перроном (2001). Відповідно до результатів, c_t та d_t повинні дорівнювати $I(1)$. Для більш детальної інформації дивись додаток А, таблиця А1.

Щоб охарактеризувати динамічне регулювання можемо переписати модель рівноваги VAR за моделлю VECM. Модель VAR(k) може бути переписана за VECM віднімаючи x_{t-1} з правого та лівого боку рівняння:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= c + (A_1 - I)x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t = \\ &= c + (A_1 - I)x_{t-1} - (A_1 - I)x_{t-2} + (A_1 - I)x_{t-2} + \\ &+ A_2 x_{t-2} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t = \\ &= c + \underbrace{(A_1 - I)x_{t-1} - (A_1 - I)x_{t-2}}_{(A_1 - I)\Delta x_{t-1}} + (A_1 - I)x_{t-2} + \\ &+ A_2 x_{t-2} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t = c + (A_1 - I)\Delta x_{t-1} + \\ &+ (A_1 + A_2 - I)\Delta x_{t-2} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Тож,

$$\Delta x_t = c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$\text{де } \Gamma_i = -\left(I - \sum_{i=1}^{k-1} A_i \right) \text{ та } \Pi = -\left(I - \sum_{i=1}^k A_i \right).$$

Рівняння (1) можна представити наступним чином:

$$\Delta x_t = c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^* \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2')$$

$$\text{де } \Gamma_i^* = -\left(\sum_{i=1}^{k-1} A_{i+1} \right) \text{ та } \Pi = -\left(I - \sum_{i=1}^k A_i \right).$$

Матриця Π завжди визначається як:

$$\Pi = \alpha \beta', \quad (3)$$

де α та β – $n \times r$ матриці, що містять коефіцієнти регулювання та вектор коінтеграції, відповідно, n – кількість змінних, r – кількість коінтеграційних зв'язків (у нашому випадку 1). Символ Δ у рівнянні (2) є символом різниці.

Лагові залишки з коінтеграційного вектору $\beta' x_{t-1}$ є показниками корегування помилок. Цей термін описує ступінь диспропорції системи показників у кожному окремому рівнянні, за яким визначається швидкість регулювання кожної змінної. Термін корегування помилок (тобто значний показник α означає довгостроковий причинний зв'язок незалежних змінних з залежною змінною.

¹ Визначаємо різницю між кредитами та депозитами (g_t) як різницю між кредитами (c_t) та депозитами (d_t).

Систему можна записати як:

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta d_t \end{bmatrix} = \Gamma(L) \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ \Delta d_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (c_{t-1} - \beta d_{t-1}) + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix}, \quad (4)$$

де α_1 та α_2 позначають швидкість регулювання кожної змінної відповідно до довгострокового значення.

Ми визначили модель за методом максимальної правдоподібності, розробленим Йохансеном (1988, 1991). Бачимо, що якщо β наближається до 1, то термін корегування помилок дорівнює $c_{t-1} - d_{t-1} = g_{t-1}$, тобто він дорівнює різниці. Це дуже важливо для інтерпретації результатів. Результати оцінки (лінійного методу VECM) представлені в таблиці 1 (для фіксованого та нефіксованого показника бета), а результати отримані за підходом Йохансена представлені в таблиці A3¹.

Результати показують, що гіпотеза про відсутність коінтеграції ($r = 0$) не може бути відхилена на рівні 5% (може бути відхилена на рівні 10%). І у рівнянні на визначення депозитів і у рівнянні на визначення кредитів термін корегування помилок є незначним. Оскільки показники α не досить відхиляються від 0 обидва часові ряди є довгостроковими зовнішніми відповідно до довгострокової рівноваги.

Однак, незначний показник параметрів (відхилення лінійної коінтеграції) може бути через наявність нелінійності у співвідношенні кредитів та депозитів, тобто їх співвідношення може залежати від часу. Особливо, воно може змінюватися відповідно до різних ступенів ділового циклу. Ми розглянемо нелінійність за дворегимною коінтеграційною моделлю, запропонованою Хансеном та Сео (2002).

Таблиця 1. Визначення лінійної моделі VECM – кредити-депозити

Змінна	Не фіксована $\hat{\beta}$		$\hat{\beta} = 1$	
	Δc_t	Δd_t	Δc_t	Δd_t
c	325.27 (1421.89)	4556.24* (1578.18)	984.62 (1257.64)	4.662.66* (1492.05)
Δc_{t-1}	1.182* (0.112)	0.699* (0.138)	1.179* (0.113)	0.699* (0.137)
Δd_{t-2}	-0.288* (0.135)	-0.011 (0.161)	-0.283* (0.139)	-0.031 (0.166)

¹ Підхід Йохансена оснований на MLE моделі VECM, за поступовою концентрацією параметрів, тобто максимізації функції правдоподібності, визначаючи інші параметри як відомі, та визначаючи кількість r коінтеграційних векторів з матрицею β в останню чергу.

α	-0.032 (0.023)	0.014 (0.021)	-0.025 (0.021)	0.018 (0.019)
----------	-------------------	------------------	-------------------	------------------

Примітки: Стандартна похибка представлена в дужках. **, * значимість на 10%, 5% рівнях, відповідно.

2. Моделювання нелінійності

Визначимо нелінійність за допомогою методу порогової коінтеграції. Концепція порогової коінтеграції характеризує дискретний тип регулювання, за яким досягається довгострокова рівновага лише тоді, коли він перевищує або не досягає критичного порогу.

Хансен та Сео (2002) пропонують векторну модель корегування помилок (VECM), у якій коінтеграційний зв'язок існує між двома змінними та визначає пороговий ефект як термін корегування помилок. Дворегимна порогова коінтеграція має наступний вигляд:

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta d_t \end{bmatrix} = \Gamma(L) \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ \Delta d_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \end{bmatrix} (c_{t-1} - \beta d_{t-1}) + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$z(c_{t-1} - \beta d_{t-1}) \leq \gamma,$$

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta d_t \end{bmatrix} = \Gamma(L) \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ \Delta d_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha'_{11} \\ \alpha'_{21} \end{bmatrix} (c_{t-1} - \beta d_{t-1}) + \begin{bmatrix} v_t^c \\ v_t^d \end{bmatrix}$$

$$z(c_{t-1} - \beta d_{t-1}) > \gamma.$$

Хансен та Сео (2002) запропонували тест на множник Лангранджа з урахуванням гетероскедастичності, де нульова гіпотеза про лінійну коінтеграцію (тут немає порогового ефекту) тестується на протилежності альтернативі порогової коінтеграції. За тестом оцінюється фіксований показник β (що в нашому випадку дорівнює 1) та нефіксовані бета. Тестування моделі показує що нульова гіпотеза про лінійну коінтеграцію відхиляється на користь порогової коінтеграції. Деталі дивіться у додатку А (таблиця А4).

Визначений поріг (різниця) становить $\hat{\gamma} = 30.822,4$ (при $\beta = 1$) та $\hat{\gamma} = 166.272$ (з нефіксованим показником бета). Тож, перший режим розпочинається коли різниця є нижчою за 30822,4 (166.272 з нефіксованим показником бета). Це звичайний режим, включає 88.03% (87.18%, якщо показник β є нефіксованим) всіх досліджень. На відміну незвичайний режим з 11.97% (12.82%) досліджень встановлюється коли різниця перевищує показник 30.822,4 (166.272).

Визначення дворегимної порогової VAR представлено в таблиці 2, де значний ефект корегування помилок визначається у незвичайному режимі (визначені параметри α є значними), але не у звичайному режимі (з фіксованим бета).

Для незвичайного режиму, коефіцієнти регулювання (α) значно відрізняються від 0 коли різниця перевищує показник 116.272. Натомість у випадку якщо різниця менша показника 116.272 на обидві змінні (кредит та депозит) спостерігається тиск у бік підвищення.

Економічна інтерпретація отриманих результатів є наступною. Коли різниця досить велика (період з першого кварталу 2006 до третього кварталу 2009) цей феномен сам по собі викликає зниження кредитів та зростання депозитів.

Таблиця 2. Визначення порогової моделі VECM (за підходом Хансена та Сео)

Фіксований показник бета

Поріг	$c_{t-1} - d_{t-1} \leq 38022.4$		$c_{t-1} - d_{t-1} > 38022.4$	
	Режим 1		Режим 2	
Змінна	Δc_t	Δd_t	Δc_t	Δd_t
c	2891.48 (2080.57)	4422* (2108.88)	20547.7* (8011.43)	-18934.7 (13008.6)
Δc_{t-1}	1.1423* (0.191)	0.8151* (0.2051)	1.0183* (0.1508)	0.7976* (0.1503)

Δd_{t-2}	-0.2683 (0.1918)	-0.1168 (0.2163)	0.0060 (0.2722)	-0.2767 (0.2607)
α	0.0178 (0.048)	0.0178 (0.051)	-0.1793* (0.064)	0.1818* (0.0600)
Дослідження у відсотках	88.03 %		11.97 %.	

Примітки: Стандартні похибки представлені в дужках. **, * Значимість на рівнях 10%, 5% відповідно.

Нефіксований показник бета

Поріг	$c_{t-1} - 0.898 * d_{t-1} \leq 166272$		$c_{t-1} - 0.898 * d_{t-1} > 166272$	
	Режим 1		Режим 2	
Змінна	Δc_t	Δd_t	Δc_t	Δd_t
c	6746.87* (1543.12)	7369.17* (1528.12)	34348.2* (11859.9)	-23.689.5** (14434.7)
Δc_{t-1}	0.584* (0.186)	0.300 (0.187)	1.013* (0.137)	0.748* (0.164)
Δd_{t-2}	-0.176 (0.156)	0.030 (0.186)	-0.060 (0.218)	-0.063 (0.274)
α	0.213** (0.050)	0.197* (0.053)	-0.111* (0.036)	0.083* (0.026)
Дослідження у відсотках	87.18 %		12.82 %.	

Примітки: Стандартні похибки представлені в дужках **, * Значимість на рівнях 10%, 5% відповідно.

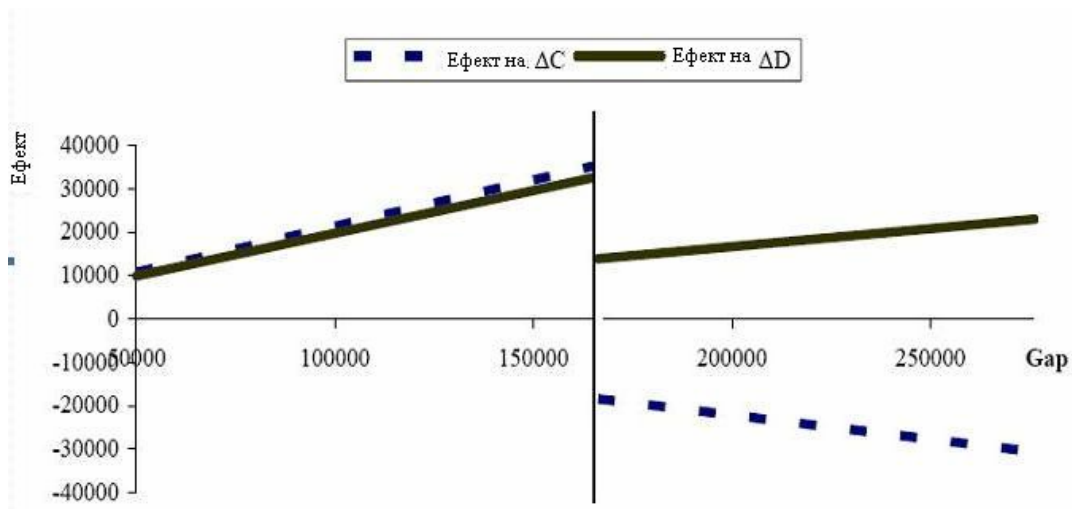


Рис. 1. Реакція зміни кредитів та депозитів на корегування помилок ($c_t - 0,9d_t$)

На рисунку 1 зображено ефект корегування помилок, тобто визначена реакція (зміна) кредитів (Δc_t) та депозитів (Δd_t) на невідповідність між ними (тобто різницю) підтримуючи інші змінні сталими. Як бачимо для “великої” різниці (тобто вище порогу, більшого за 166.272 млн. євро) реакція кредитів є негативною, припускаючи існування проблеми кредитного раціонування. Однак, для “низької” різниці для обох (кредитів та депозитів) вона є позитивною.

Загалом згідно наших результатів, нульова гіпотеза про лінійну коінтеграцію відхиляється на користь дворежимної коінтеграційної моделі. Як наслідок, система, що складається з двох режимів характеризує регулювання різниці кредитів-депозитів відповідно до довгострокової рівноваги. Новий режим, або відповідний незвичайний режим в економіці Іспанії (з 12.82% досліджень) збігається з нещодавнім періодом поточної кризи, що показано у таблиці 2.



Джерело: Щоквартальні звіти про бюджет держави, Instituto Nacional de Estadística.

Fig. 2. Щоквартальне зростання ВВП (перший квартал 1980-третій квартал 2009 року)

Висновок

Співвідношення кредитів та депозитів показує важливість та поширення поточного раціонування кредиту. У статті пояснено їх співвідношення в Іспанії. Ми отримали, що співвідношення змінилося з першою фазою ділового циклу, визначив

ши, що при попередній економічній кризі ця різниця не досягла порогу, тому при поточній кризі виник новий режим, а отже і нова природа у коінтеграційному співвідношенні кредитів та депозитів. Це свідчить про суттєву різницю між попередньою та поточною кризою, що є індикатором фінансового характеру.

Список використаної літератури

1. Andrews, D.K.W. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point // *Econometrica*, 1993. – № 61. – pp. 821-56.
2. Balke, N.S., T.B. Fomby. Threshold cointegration // *International Economic Review*, 1997. – № 38. – pp. 627-45.
3. Banco de España 2001-2009, Informes de Estabilidad Financiera. May and November.
4. Banco de España 2009, Changes in the Loan-Deposit Gap and in its Funding in the Current Decade. Economic Bulletin, January.
5. Beltrán, J.L., Garrido, I. and M. Villanueva. La Utilidad del Control de la Liquidez en el Sistema Financiero para la Prevención de las Crisis, in Celant, A. e Iturralde, T. (Eds.): Creativity and Survival of the Firm under Uncertainty. 2009. European Academic Publishers. Madrid.
6. Carbó, S., F. Rodríguez. New evidence of scope economies among lending, deposit-taking, loan commitments and mutual fund activities // *Journal of Economics and Business*, 2005. – № 57, 3, May-June 2005. – pp. 187-207.
7. Cibrán, P.; Huarte, C. and JL Beltrán. Los Modelos de Control de Gestión de la Actividad Bancaria. Capacidad Predictiva para el Cumplimiento de Objetivos en los Procesos de Crisis, in Cordeiro, J. B. y Díez de Castro, J. A. (Eds.): University, Society and Global Markets. European Academic Publishers. 2008. Madrid.
8. Cibrán, P.; Huarte, C. and Beltrán, and J.L. Impacto de la Crisis Financiera sobre la Gestión Bancaria: Análisis Empírico del Sistema Financiero Español”, in Cordeiro, J.B. y Díez de Castro, J.A. (Eds.): University, Society and Global Markets. 2008. European Academic Publishers. Madrid.
9. Dermigüç, A. and E. Detragiache. Determinants of Banking Crisis: Evidence from Developing and Developed Countries// IMF Working Paper, 1998. – №45, September.
10. Diario Expansión, 13/10/08, p. 25.
11. Dickey, D.A., W.A. Fuller. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit roots // *Journal of the American Statistical Association*, 1981. – №74. – pp. 427-31.
12. Dickey, D.A., W.A. Fuller. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit roots // *Econometrica*, 1981. – № 49. – pp. 1057-72.
13. Engle, R.F., C.W.J. Granger. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing // *Econometrica*, 1987. – №55. – pp. 251-56.
14. Elliot, G., Rothenberg, T.J., J.H. Stock. Efficient test for an autoregressive unit root // *Econometrica*, 1996. – № 64. – pp. 813-36.

15. Esteve, V., Gil-Pareja, S., Martínez-Serrano, J.A., R. Llorca. Threshold cointegration and non-linear adjustment between goods and services inflation in the United States // *Economic Modelling*, 2006. – № 23. – pp. 1033-1039.
16. Hansen, B.E., and B. Seo. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models // *Journal of Econometrics*, 2002. – № 110. – pp. 293-318.
17. Haug, A.A. Critical values from the \bar{Z}_α -Phillips-Ouliaris test from cointegration // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992. – № 54. – pp. 473-80.
18. Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors // *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1998. – № 12(2). – pp. 231-54.
19. Johansen, S. Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian vector autoregressive models // *Econometrica*, 1991. – № 9. – pp. 1551-80.
20. Johansen, S. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis // *Journal of Econometrics*, 1992. – № 52. – pp. 389-402.
21. Keeton, W.R. Equilibrium credit rationing // Garland Publishing Inc., 1979. – New York.
22. Kim, C.J. Unobserved component time series models with Markov-switching heteroskedasticity: changes in regime and the link between inflation series rates and inflation uncertainty // *Journal of Business and Economics Statistics*, 1979. – № 11. – pp. 341-49.
23. Ng, S., P. Perron. Unit roots tests in ARMA models with data dependent methods for the selection of the truncation lag // *Journal of the American Statistical Association*, 1995. – № 90. – pp. 268-81.
24. Ng, S., P. Perron. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power // *Econometrica*, 2001. – № 69. – pp. 1529-54.
25. Perron, P., S. Ng. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties // *Review of Economic Studies*, 1996. – № 63. – pp. 435-65.
26. Phillips, P.C.B., B.E. Hansen. Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I(1) Processes // *Review of Economic Studies*, 1991. – № 57. – pp. 99-125.
27. Phillips, P.C.B., M. Loretan. Estimating Long Run Economic Equilibria // *The Review of Economic Studies*, 1991. – № 58. – pp. 407-36.
28. Phillips, P.C.B., S. Ouliaris. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration // *Econometrica*, 1990. – № 58. – pp. 165-193.
29. Phillips, P.C.B., P. Perron. Testing for a Unit Root in Time Series Regresión // *Biometrika*, 1998. – № 75. – pp. 335-46.
30. Piñeiro, J.M. Estrategias de Negocio de la Banca Mediana Española // *Bolsa, Revista de Bolsas y Mercados Españoles*. 2009. – № 4 Trimestre, n° 182.
31. Saikkonen, P. Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions // *Econometric Theory*, 1991. – № 7. – pp. 1-21.
32. Schwert, G.W. Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation // *Journal of Business and Economic Statistics*, 1989. – № 7. – pp. 47-159.
33. Shin, Y.A Residual-Based Test of the Null of Cointegration against the Alternative of No Cointegration // *Econometric Theory*, 1994. – № 10. – pp. 91-115.
34. Stock, J.H. Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors // *Econometrica*, 1987. – № 55. – pp. 1035-56.
35. Stock, J.H., M.W. Watson. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems // *Econometrica*, 1993. – № 61. – pp. 783-820.

Додаток А. Статистичні тести

У додатку представлено результати декількох статистичних тестів, за якими був проведений емпіричний аналіз. По-перше, ми представили результати тесту на одиничний корінь для того, щоб визначити чи змінні, використані в нашій моделі є сталими. По-друге, ми зазначили результати визначення довжини лагу. По-третє, представили тест Йохансена. По-четверте, представили результати тесту на порогову коінтеграцію запропонованого Хансеном та Сео (2002).

Тести на одиничний корінь

З використанням даних часового ряду, визначили, що дані не є сталими, а тому необхідно визначити стале коінтеграційне співвідношення для того, щоб уникнути проблеми підробної регресії. З цієї причини ми почали дослідження з визначення особливостей часових рядів. У дослідженні використовуємо тест Діккі-Фулера (1979, 1981) та змінену версію тесту Філіпа-Перрона (1988) запропонованого Нг та Перроном (2001) для нульового значення одиничного кореня для того, щоб вирішити проблеми пов'язані з умовними тестами на одиничний корінь. Нг та Перрон (2001) пропонують клас модифікованих тестів, \bar{M} з GLS зняттям направленості даних з використанням модифікованого інформаційного критерію Акаїке для вибору авторегресивного зменшення лагу.

Таблиця А1. Тести Нг-Перрона на одиничний корінь

Змінна	$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	\overline{MZ}_t^{GLS}	\overline{MSB}^{GLS}	\overline{MPT}^{GLS}	Лагу	ADF	Лагу
Кредити	-1.427	-0.445	0.312	9.775	5	0.256	5
Депозити	-4.090	-1.038	0.254	6.441	3	-0.031	3

Примітки: * Відхиляє нульову гіпотезу на 1% рівні значимості. ** Відхиляє нульову гіпотезу на 5% рівні значимості. ** Відхиляє нульову гіпотезу на 10% рівні значимості.

Критичні показники представлені в роботі Нг та Перрона (2001).

Критичні показники					
	$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	\overline{MZ}_t^{GLS}	\overline{MSB}^{GLS}	\overline{MPT}^{GLS}	ADF
1%	-13.80	-2.58	0.17	1.78	-3.49
5%	-8.10	-1.98	0.23	3.17	-2.89
10%	-5.70	-1.62	0.27	4.45	-2.58

Тест на довжину лагу

Для проведення аналізу модель повинна мати однакову довжину лагу. Для того, щоб вибрати довжину лагу VAR ми використали інформаційний критерій Акаїке (AIC), критерій Шварца (SC), критерій Ханна-Квінна (HQ). Вибір показника k ґрунтується на інформаційному критерії, при цьому k = 2. Оскільки змінні моделі VECM належать до першої різниці, для нашої оцінки ми використали один лаг (див. таблиці 1 та 2 у тексті).

Таблиця А2. Результати визначення довжини лагу моделі VAR основаної на критеріях AIC, SC та HQ

Лаг	AIC	SC	HQ
0	53.62290	53.67012	53.64207
1	43.31793	43.45958	43.37544
2	41.79352*	42.02961*	41.88937*

Тест на коінтеграцію

Результати отримані за тестом Йохансена представлено в таблиці А3. Перевірено дві гіпотези про відсутність коінтеграції $r = 0$ ($n-r = 2$) та наявність одного вектора коінтеграції ($r = 1$), що представлено в перших двох колонках. Характеристичні значення пов'язані з комбінаціями $I(1)$ рівнів x_{i0} представлені в колонці 3. У наступній колонці представлено λ_{\max} статистика за якою визначається чи $r = 0$ або $r = 1$. Тест на значимість найбільшого показника λ_r також представлений в таблиці. За результатами гіпотеза про відсутність коінтеграції ($r = 0$) може не відхилитися на рівні 5% (з 5% критичним значенням представленим у колонці 5). За статистикою λ_{trace} перевірено нульову гіпотезу за якою $r = q$, де $q = 0,1$ проти альтернативи що $r = 2$. На основі даного тесту доведено, що нульова гіпотеза не відхиляється. Тож, згідно з результатами тестів на коінтеграцію припускаємо, що нульова гіпотеза про відсутність коінтеграції не відхиляється.

Таблиця А3. Тест Йохансена на коінтеграцію

$H_o : r$	$n - r$	λ	$\lambda_{\max} \text{ test}$	$\lambda_{\max} (0,95)$	$\lambda_{trace} \text{ test}$	$\lambda_{trace} (0,95)$	Лаги
0	2	0.0815	9.9426	14.2646	14.7471	15.4947	1
1	1	0.0402	4.8045	3.8415	4.8044	3.8415	

Примітка: * визначає відхилення на 5% рівні значимості.

Тест на нелінійність

Хансен та Сео (2002) запропонували LM тест на гетероскедастичність, $\sup LM^0$ (для фіксованого β ; $\beta = 1$ у нашому випадку) та $\sup LM$ (для нефіксованого β) для нульової гіпотези про лінійну коінтеграцію (тобто, відсутність порогового ефекту) проти моделі на визначення порогової коінтеграції. Для тесту, p -значення розраховане використовуючи параметричний метод "бутстреп", як запропоновано Хансеном та Сео (2002)¹. Згідно з таблицею А4, порогова коінтеграція виникає на 2,6% рівні значимості для $\sup LM^0$ та 0,8% коли β є нефіксованим, в такому випадку нульова гіпотеза про лінійну коінтеграцію буде відхилена.

¹ Тест позначається з формули $\sup LM^0 = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\beta_0, \gamma)$, де β_0 – відоме значення β (у нашому випадку $\beta = 1$). $\sup LM^0 - LM$ з

урахуванням гетероскедастичності для визначення нульової гіпотези на лінійну коінтеграцію проти альтернативи порогової коінтеграції. Для визначення критичних значень та p -значень ми використали метод "бутстреп" запропонований Хансеном та Сео (2002).

Таблиця А4. Тест Хансена-Сео на порогову коінтеграцію

	$\sup LM^0$	$\sup LM$
Статистичний критерій значення	19.463	22.516
Розраховані р-значення (фіксована незалежна змінна)	0.026	0.008
Розраховані р-значення ("бутстреп")	0.026	0.012
Порогів параметр	38022.4	166272
Визначення вектору коінтеграції	1.00	0.898

Додаток Б. Інтерпретація корегування помилок

У додатку визначено, що залишки моделі VECM можна інтерпретувати як різницю кредитів-депозитів. Наша модель має наступний вигляд:

$$c_t = \mu + \beta d_t + \varepsilon_t,$$

Щоб зробити правильну інтерпретацію терміну корегування помилок, зауважте, що механізм корегування помилок впливає з співвідношення першої різниці:

$$\begin{cases} \Delta c_t = \gamma_0^c + \gamma_1^c \Delta c_{t-1} + \gamma_2^c \Delta d_{t-1} + \alpha^c \varepsilon_{t-1}, \\ \Delta d_t = \gamma_0^d + \gamma_1^d \Delta c_{t-1} + \gamma_2^d \Delta d_{t-1} + \alpha^d \varepsilon_{t-1}, \end{cases}$$

Якщо $\beta = 1$, тоді

$$c_t = \mu + (1)d_t + \varepsilon_t \Rightarrow \varepsilon_t = c_t - \mu - d_t.$$

Отже,

$$\begin{cases} \Delta c_t = \gamma_0^c + \gamma_1^c \Delta c_{t-1} + \gamma_2^c \Delta d_{t-1} + \alpha^c (c_t - \mu - d_t)_{t-1}, \\ \Delta d_t = \gamma_0^d + \gamma_1^d \Delta c_{t-1} + \gamma_2^d \Delta d_{t-1} + \alpha^d (c_t - \mu - d_t)_{t-1}, \end{cases}$$

$$\begin{cases} \Delta c_t = \gamma_0^c - \mu \alpha^c + \gamma_1^c \Delta c_{t-1} + \gamma_2^c \Delta d_{t-1} + \alpha^c (c_t - d_t)_{t-1}, \\ \Delta d_t = \gamma_0^d - \mu \alpha^d + \gamma_1^d \Delta c_{t-1} + \gamma_2^d \Delta d_{t-1} + \alpha^d (c_t - d_t)_{t-1}, \end{cases}$$

при $e_t = c_t - d_t$,

$$\begin{cases} \Delta c_t = \delta_0^c + \gamma_1^c \Delta c_{t-1} + \gamma_2^c \Delta d_{t-1} + \alpha^c e_{t-1}, \\ \Delta d_t = \delta_0^d + \gamma_1^d \Delta c_{t-1} + \gamma_2^d \Delta d_{t-1} + \alpha^d e_{t-1}, \end{cases}$$

де

$$\begin{cases} \delta_0^c = \gamma_0^c - \mu \alpha^c, \\ \delta_0^d = \gamma_0^d - \mu \alpha^d. \end{cases}$$

Отримано 3.03.2010

Переклад з англ. Лисенко Ю.