

УДК 330.131.7: 336.77 (529)

Куан-Мін Ванг (Тайвань), Тан-Бін Нгуен Ті (Тайвань), Шу-Хуї Ву (Тайвань)

## Динамічний різноплановий ризик: головні детермінанти перехідного механізму кредитної ставки у Тайвані

У статті вивчається питання існування перехідного механізму ставки відсотка Тайваню в рамках асиметричної моделі порогової коінтеграції. Емпіричні результати надають переконливий доказ асиметричного відношення коінтеграції між ставкою грошового ринку та кредитною ставкою, коли різноплановий ризик (hetero-risk) розглядається як індикаторна змінна. Тому можна зробити висновок, що процентний різноплановий ризик дає змогу визначити, чи існує механізм асиметричного переходу ставки відсотка на грошовому ринку Тайваню.

**Ключові слова:** перехід ставки відсотка, різноплановий ризик, порогова коінтеграція, модель корекції похибки.

### Вступ

Процес переходу ставки відсотка відіграє важливу роль у грошово-кредитній політиці. “Перехід” ставки відсотка визначається як зміна офіційного курсу на роздрібні тарифи. Центральний банк регулює офіційні тарифи згідно з волатильністю бізнес-циклу, яка є наслідком корекції ринкових ставок серед банків. Потім банки переводять зміну ринкових ставок до роздрібних тарифів. Якщо ця врегульована ставка повністю перетворюється на тарифи для індивідуальних споживачів, тобто на роздрібні тарифи, тоді це називається повним переходом. Проте банки нездатні негайно перевести цю спеціальну ставку до роздрібних тарифів у зв’язку з тривалістю контакту, фінансовою структурою чи операційною системою. Зазвичай, одна частина ставки встановлюється споживачами, інша проходить через збільшення продажної ціни порівняно з базовим рівнем на фіксованих ставках, які можуть різнитись між банків. Отже, перетворення ринкових ставок на роздрібні тарифи не складає пропорцію один до одного (1:1), інакше кажучи, це є неповним переходом.

Процес перетворення ринкового курсу на роздрібні тарифи залежить від економічної політики держави та ефективності органів управління. Є багато факторів, які впливають на цей процес: економічний цикл, короткостроковий дисбаланс, спричинений асиметрією інформації, процентний ризик тощо. Тому роздрібні тарифи не здатні повністю відобразити зміни офіційного курсу. У такому випадку має місце процес асиметричного переходу.

“Асиметричний перехід ставки відсотка (Asymmetric interest rate pass-through)” – це спільне поняття, яке використовується для пояснення впливу коливання похибки на вре-

гулювання банківських роздрібних тарифів. Якщо зміни значень похибки не впливають на встановлення роздрібних тарифів, а процес повернення до середнього числа є симетричним, то процес переходу можна розглядати як симетрію. Проте ми вважаємо, що на процес асиметричного переходу впливає скоріше динамічний різноплановий ризик, ніж довгострокові коливання похибки. Хорват та ін. (2004) перші відкрили асиметричне врегулювання впливу відсоткового ризику на відсотковий перехід, який, на нашу думку, існує в Тайвані. Для підтвердження цього ми розширюємо ідею Хорват та співавторів (2004) твердженням про те, що зміна ризику викликає асиметричне врегулювання.

Слід розглянути, що ж таке динамічний різноплановий ризик ставки відсотка. Коли центральний банк змінює нарахування відсотків, банківські установи намагаються передати це нарахування частково через кредитну ставку. Щоб збільшити прибутки, банки можуть негайно збільшувати кредитні ставки з додатковими нарахуваннями, проте можуть і поступово знижувати кредитну ставку разом з вирахованим грошовим збором. Інакше кажучи, врегулювання кредитної ставки можуть бути асиметричними. Отже, кредитна ставка по-різному реагує на зміну ставки відсотка по міжбанківських операціях. Крім того, кредитний ризик також спричиняє незмінність кредитної ставки на короткий термін, позаяк банки врегульовують кредитну ставку, базуючись на кредитній репутації, що може допомогти зробити певні висновки про ризик клієнтів. Асиметрична реакція на врегулювання міжбанківської процентної ставки та нестабільний критерій кредитного обслуговування роблять кредитну ставку невизначеною. Тому ризик кредитної ставки уже не можна вважати однорідним (homo), він стає різноплановим (hetero) та змінюється з часом.

Наголос нашого дослідження – на відсотковому переході від ринкового курсу до кредитної ставки та її характеристик. Першим питанням є наступне: чи можна назвати відношення між ринковим курсом та кредитною ставкою асиметричною коінтеграцією. Щоб відповісти на нього, застосовуємо довгострокові коливання похибки та поняття різнопланового ризику. Друге питання – чи є незмінним урегулювання відхилення кредитної ставки, яке мало місце в короткостроковій перспективі. Коли асиметрична коінтеграція та незмінність врегулювання кредитної ставки підтримуються емпіричними результатами, можна зробити висновок про наявність асиметричного врегулювання механізму переходу в Тайвані. Наші емпіричні результати наводять на думку про те, що дані про зміни процентного ризику ведуть до асиметричної коінтеграції між кредитною та ринковою ставками; вони також спричиняють інерційність кредитної ставки на тривалий строк.

### 1. Методологія

З метою перевірки довготривалого відношення між ринковим курсом та кредитною ставкою, ми використали порогову авторегресійну (TAR) та імпульсну порогову авторегресійну (MTAR) моделі, запропоновані Ендерс та Сікелс (2001). Аналізуємо рівень переходу шляхом оцінювання моделі довгострокового відношення між кредитною ставкою та ринковим курсом:

$$li_t = \beta_0 + \beta_1 mi_t + e_t, \quad (1)$$

де  $mi$  – ринковий курс,  $li$  – кредитна ставка.  $\beta_0$  позначає додану норму прибутку на основі фіксованої кредитної ставки.  $\beta_1$  – рівень переходу відсоткової ставки,  $e_t$  – залишковий член. З метою перевірки коінтеграції між змінними перевіряємо одиничний корінь  $e_t$ .

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

$\varepsilon_t$  розглядається як стадія “білих шумів”. Коли  $-2 < \rho < 0$ , має місце довготривале відношення симетричної стаціонарності, представлене Енгле та Грейнджером (1987). Симетричне припущення може привести до невірної моделі, якщо довгострокове відношення є асиметричною стаціонарністю. Щоб подолати цю проблему, необхідна гіпотеза про те, що похибка довготривалої рівноваги є джерелом сигналів про асиметричне врегулювання. Ендерс та Сікелс (2001) розробляють моделі TAR та MTAR, щоб проаналізувати рівноважне врегулювання асиметричної ста-

ціонарності. Модель TAR описується наступним чином:

$$\Delta e_t = I_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 e_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

$I_t$  у рівнянні (3) – це індикаторна змінна, яка означає:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } e_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } e_{t-1} < \tau \end{cases}. \quad (4)$$

MTAR описується наступним чином:

$$\Delta e_t = M_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 e_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Індикаторна змінна  $M_t$  обирається наступним чином:

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta e_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta e_{t-1} < \tau \end{cases}. \quad (6)$$

У зв'язку з тим, що процентні платежі є щорічними, стандартне відхилення ковзкого середнього 12-місячної кредитної ставки обчислюється як

$$\sigma_t = \left[ \sum_{s=0}^{12} (y_t - \bar{y}) / 11 \right]^{0.5}, \quad s = 0, \dots, N - 12,$$

де  $N$  представляє кількість результатів спостережень. Щоб оцінити динамічний процентний ризик з індикаторною змінною  $\sigma_t$ , змінимо рівняння (4) та (6) наступним чином:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \sigma_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \sigma_{t-1} < \tau \end{cases}, \quad (7)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \sigma_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta \sigma_{t-1} < \tau \end{cases}. \quad (8)$$

Простіше кажучи, модель, де  $e_{t-1}$  використовується як індикаторна змінна, має назву Модель 1, а модель, що використовує у якості індикаторної змінної  $\sigma_{t-1}$ , називається Модель 2.

У моделях 1 та 2, якщо рівняння (3) та (5) є автокореляційними, TAR та MTAR можна записати таким чином:

$$\Delta e_t = I_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 e_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

$$\Delta e_t = M_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 e_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (10)$$

Достатньою умовою для  $\{e_t\}$ , яке є стаціонарним, є виконання  $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$ . Продовжимо перевірку асиметричної порогової коінтег-

рації зі статистикою Ф. За допомогою Ф-статистики перевіряємо нульову гіпотезу  $\rho_1 = \rho_2 = 0$  з  $I^2$ -розподілом. Якщо нульова гіпотеза відхиляється, має місце коінтеграція. Отже, щоб проаналізувати, чи є вірною нульова гіпотеза ( $\rho_1 = \rho_2$ ), далі можна використати F-тест. Якщо нульова гіпотеза симетричного розподілу приймається, довготривале відношення між змінними є симетричним, отже, ми повертаємось до результатів тесту коінтеграції Енгле та Грейнджера. Якщо нульова гіпотеза  $\rho_1 = \rho_2$  відхиляється, існування довготривалої асиметричної коінтеграції підтверджується. Крім того, ми використали метод Чена (1993), щоб оцінити порогове значення  $\tau$ . Використовуючи Ф-статистику для перевірки, відносні критичні значення можна віднести до результатів симуляції Вейна та співавторів (2004).

Більш того, коли асиметрична порогова коінтеграція існує, модель MTAR, запропонована Ендерсом (2004), має бути використана для встановлення моделі корекції похибки, щоб проаналізувати зміни короткострокового відхилення. Асиметричну модель корекції похибки зображено наступним чином:

$$\Delta li_t = \mu + \eta_1 M_t \bar{e}_{t-1} + \eta_2 (1 - M_t) \bar{e}_{t-1} + \sum_{j=1}^k a_{1j} \Delta li_{t-j} + \sum_{j=1}^k a_{2j} \Delta mi_{t-j} + \zeta_t, \quad (11)$$

де  $\mu$  – відрізок, що відсікається,  $\eta_1$  та  $\eta_2$  представляють врегульовану швидкість поправочного

члена похибки з позитивним та негативним знаками відповідно.  $\bar{e}_{t-1} = li_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 mi_{t-1}$ .  $a_{ij}$  ( $i = 1, 2; j = 1, \dots, k$ ) – коефіцієнт змінної  $i$  з інтервалом  $j$ .

Зокрема, за варіаційною маржею кредитної ставки можна спостерігати по направленню вгору та вниз за допомогою корекції похибки  $M_t \bar{e}_{t-1}$  та  $(1 - M_t) \bar{e}_{t-1}$ . Отже,  $|\eta_1| > |\eta_2|$  позначає врегулювання (зміни) з висхідною стійкістю, а  $|\eta_1| \leq |\eta_2|$  означає спадні зміни.

## 2. Дані та емпіричні результати

У статті використано місячні дані за період з лютого 1986 по липень 2005 року. Міжбанківська онкольна ставка ( $mi_t$ ) представляє ринковий курс, а кредитна ставка ( $li_t$ ) – це середнє кредитної ставки 36 головних банків Тайваню. Інформацію запропоновано банком даних Економічного журналу Тайваню (Taiwan Economic Journal (TEJ)).

Спершу ми використали розширений тест на перевірку одиничних коренів Дікі та Фуллера (ADF), щоб перевірити стаціонарність значень. У таблиці 1 представлено результати тесту ADF стосовно рівня та першого диференціалу. При рівні значимості 1% значення міжбанківської та кредитної ставок не здатні відхилити нульове припущення стаціонарності. Проте значення диференціалу рішуче відкидають цю нульову гіпотезу.

Таблиця 1. Результати розширеного тесту на перевірку одиничних коренів Дікі та Фуллера

Змінна		Рівень		Диференціал першого порядку
$li_t$		-2.336 [1]		-9.960*** [0]
$mi_t$		-0.791 [8]		-8.711*** [7]

Примітка: регресія розширеного тесту Дікі та Фуллера наступна  $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ . Максимальний лаг становить 14 періодів. Значення у квадратних дужках – найбільш підходящий інтервал, визначений найменшим значенням AIC. \*\*\* означають рівень значимості 1%, а критичне значення на цьому рівні – -3.463 (МакКінлоп, 1996).

В таблиці 2 запропоновано розраховані значення  $\beta_0, \beta_1$  та результати коінтеграційного тесту Енгле та Грейнджера. Оцінений коефіцієнт змінної ринкового курсу у рівнянні (1) становить 0.259 та є статистично значним на рівні 1%, що вказує на незавершений перехід ринкового курсу на кредитну ставку. Розрахований коефіцієнт  $\beta_0$  є статистично більшим за нуль, що свідчить про те, що додана норма

прибутку (збільшення продажної ціни порівняно з базовим рівнем) стосовно кредитної ставки широко використовується для часткового покриття додаткових нарахувань. Також результати тесту Енгле та Грейнджера вказують на відсутність симетричного довгострокового відношення; це означає, що ринковий курс не може бути використаний для прогнозування тенденції кредитної ставки в умовах симетричної інформації.

Таблиця 2. Результати коінтеграційного тесту Енгле та Грейнджера

Довгострокове рівняння		$\beta_0$		$\beta_1$		$H_{01}$ : немає коінтеграції
$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + e_t$		7.043*** (63.50)		0.259*** (13.17)		-2.144 [8]

Примітка: У коінтеграційному тесті Енгле-Грейнджера регресія ADF має вигляд  $\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + e_t$ . Максимальний інтервал – 14. Значення у квадратних дужках – це найбільш підходящий лаг, визначений найменшим значенням AIC. Значення в круглих дужках – t-статистика. \*\*\* позначають рівень значимості 1%, критичне значення – становить -3.98 (МакКішоп, 1996).

У таблиці 3 показано результати тестів моделей TAR та MTAR, де у якості індикаторних змінних використано  $e_{t-1}$  (модель 1) та  $\sigma_{t-1}$  (модель 2) відповідно. При рівні значимості 5% модель, яка використовує  $e_{t-1}$  ( $\Delta e_{t-1}$ ) у якості індикаторної змінної, вказує на відсутність коінтеграційного

відношення, тоді як модель, де використано  $\sigma_{t-1}$  ( $\Delta \sigma_{t-1}$ ), забезпечує переконливий доказ асиметричної коінтеграції. Це вказує на те, що фактором, який обумовлює наявність механізму переходу від ринкового курсу до кредитної ставки у Тайвані, є динамічний різноплановий ризик.

Таблиця 3. Коінтеграційна перевірка моделей TAR та MTAR

Модель	Індикаторна змінна	Лаги	$\rho_1$	$\rho_2$	$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$	$\tau$	$H_0: \rho_1 = \rho_2$	p-значення
					$\Phi$ -статистика		F-статистика	
TAR	$e_{t-1}$	7	-0.058	-0.057	3.066	-0.061	0.000	0.983
MTAR	$\Delta e_{t-1}$	7	-0.049	-0.061	3.130	-0.111	0.056	0.812
TAR	$\sigma_{t-1}$	6	-0.161	-0.040	7.255**	0.141	5.747	0.017**
MTAR	$\Delta \sigma_{t-1}$	5	-0.168	-0.037	6.479**	0.116	5.823	0.016**

Примітка: Максимальний лаг – 14. \*\* рівень значимості – 5%. Критичні значення тесту  $\Phi$  взяті до уваги, табл. 2 Зейпа та співавторів (2004).

Далі застосовуємо модель корекції похибки, щоб перевірити стійкі якості кредитної ставки. З метою уникнення некомплекту вибірки, спричиненого оці-

неними коефіцієнтами, незначні коефіцієнти пропущені перед повторним оцінюванням. Оцінка моделі корекції похибки представлена рівнянням (12):

$$\Delta li_t = -0.046 + 0.012 M_{it} \bar{e}_{it-1} - 0.051(1 - M_{it}) \bar{e}_{it-1} + 0.364 \Delta li_{t-1} + 0.022 \Delta mi_{t-1},$$

(0.117) (0.817) (0.048) (0.000) (0.058)

(12)

$$Q_{L,B}(24) = 3.950 (1.000) \quad ARCH(24) = 0.096 (1.000)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \sigma_{t-1} \geq 0.116 \\ 0 & \text{if } \Delta \sigma_{t-1} < 0.116 \end{cases}$$

Значення в дужках – p-значення,  $Q_{L,B}(24)$  та  $ARCH(24)$  – статистика Льюнга-Бокса (Ljung-Box) з інтервалом у 24 періоди. При рівні значимості 1% залишки моделі не мають автокореляції та змін гетероскедастичності, що вказує на те, що модель є стабільною. Порівнюючи  $\eta_1$  та  $\eta_2$ :  $|\hat{\eta}_1| = 0.012 < |\hat{\eta}_2| = 0.051$ , виявляємо, що швидкість низхідного врегулювання є меншою, ніж висхідного, що вказує на стійкість “зверху донизу”.

При рівні значимості 5%  $\hat{\eta}_2 = -0.051$  відрізняється від нуля, що говорить про те, що збитки, спричинені кредитним ризиком, є меншими, ніж ті, які викликані ризиком, оціненим банками ( $\Delta \sigma_{t-1} < \hat{\tau}$ ) упродовж попереднього періоду. Далі банки повинні врегулювати кредитну ставку, базуючись на кредитному ризику клієнтів. Більш того, якщо попит на державні цінні папери зростає, банки можуть прийняти такти-

ку високої кредитної ставки, що веде до “врегулювання низхідного порядку”. Представлені вище результати забезпечують доказ відношення між врегулюванням кредитної ставки та зміною процентного ризику. Щоб максимізувати прибутки разом з ризиком, банки застосовують політику збільшення продажною ціни порівняно з базовим рівнем на фіксованому курсі і не повністю переміщують нарахування, спричинені додатковим ринковим курсом до кредитної ставки. Це явище відображає недосконалу конкуренцію на грошово-кредитному ринку Тайваню.

#### Список використаних джерел

1. Chan, K.S. (1993) Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics* 21, 520-533.
2. Enders, W. (2004). *Applied econometric time series*, second edition. John Wiley and Sons, Inc.
3. Enders, W., Siklos, P. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics* 19, 166-176.
4. Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
5. Horváth, C., Krekó, J., Naszódi, A. (2004). Interest rate pass-through in Hungary. MNB working paper.
6. MacKinnon, J.G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics* 11, 601-618.
7. Sander, H., Kleimeier, S. (2002). Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates in the euro area: an empirical investigation into interest rate pass-through. *Kredit und Kapital*, 35 (2), 161-192.
8. Sander, H., Kleimeier, S. (2004). Convergence in eurozone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration? *Journal of International Money and Finance* 23, 461-492.
9. Wane, A., Gilbert, S., Dibooglu, S. (2004). Critical values of the empirical F-distribution for threshold. *Calendar Year 2004 Discussion Papers for the Department of Economics Southern Illinois University, Carbondale*.

Отримано 20.05.2008.

Переклад з англ. Н. Середи.

#### Висновок

В умовах динамічного різнопланового ризику ми виявили явище асиметричного переходу кредитної ставки у Тайвані. Використовуючи асиметричну модель корекції похибки з метою аналізу відхилення кредитної ставки від рівноваги, ми також відкрили спадну тенденцію кредитної ставки. Тому можна зробити висновок, що фактором, який обумовлює наявність асиметричного переходу, є динамічний різноплановий ризик. Ці результати вказують на відсутність досконалої конкуренції у банківському секторі Тайваню та на наявність у ньому характеристик монополії чи олігополії.