

Абдула Ялама (Туреччина)

Зв'язки фондових ринків у країнах з перехідною економікою: дані з Туреччини та Бразилії

Мета даного дослідження – дослідити зв'язок між фондовими біржами Туреччини та Бразилії протягом 2002-2009 рр. Щоб визначити причинні дифракційні прямі картини, ми застосували модель коінтеграції та векторне моделювання виправлення помилок і тест на причинно-наслідкову залежність Грейнджера з оцінок VECM із двома змінними.

Результати показують, що існує важливий ринковий взаємозв'язок між Туреччиною та Бразилією. Проблема часової зони не враховується у цих відносинах, що надає можливість інвесторам використовувати міжнародні стратегії хеджування та розміщення активів.

Ключові слова: зв'язок фінансового ринку, метод коінтеграції, ISE, BOVESPA.

Вступ

Світові фінансові ринки перебувають у динамічній взаємодії. Зв'язок міжнародних ринків виникає особливо серед країн зі схожими рівнями ризику. Взаємодія вважається важливою для інвесторів, а саме для рішень стосовно розміщення активів на міжнародних ринках (для детальної інформації, див. Хіетала, 1989; Масіх та Масіх, 2001; Бекарт і Харвей, 2003). Деякі автори знаходять дані на підтвердження важливого зв'язку між фондовими ринками у світі (Чен та ін., 2002; Олгун та Оздемір, 2007; Філактіс та Равазоло, 2005), тоді як інші не знаходять такої інформації (Чен, Гуп і Пан, 1992-1997; Хуанг та ін., 2000; Оней, 2007). У літературі немає єдиної думки стосовно існування зв'язку між міжнародними фондовими ринками. З цієї причини, у багатьох дослідженнях, де розглянуто зв'язок між фондовими ринками у світі, використано наступні три категорії: розвинуті країни (Сун та Янг, 1997), країни, що розвиваються (Бекарт і Харвей, 1995; Масіх і Масіх, 1999; Метін і Мурадоглу, 2001), розвинуті країни та країни, що розвиваються разом (Вінг та ін., 2004; Воронкова, 2004; Сіріопулос, 2007).

Деякі автори пояснюють взаємозв'язок між фондовими ринками країн в межах одного регіону, як наприклад група тихоокеанських країн (Філактіс і Равазоло, 2002) або центральноєвропейські ринки (Сіріопулос, 2007), тоді як інші досліджують міжрегіональні відносини між Сполученими Штатами та Японією (Філактіс, К. та Равазоло, Ф., 2005); Гон-Конгом, Південною Кореєю, Сингапуром, Тайванем, Японією та Сполученими Штатами (Чан, Гуп і Пан, 1992); США та ринками Центральної Європи (Воронкова, 2004); Бразилією та Туреччиною (Онай, 2007).

У декількох дослідженнях розглянуто зв'язок між Бразилією і Туреччиною, оскільки обидві країни

вважаються країнами з перехідною економікою, обидві були втягнуті у борги до Міжнародного валютного фонду, а також мають подібні економічні історії (Метін і Мурадоглу, 2001; Алпер і Їлмаз, 2004; Оздемір, Баїг та ін., 2006, Олгун, Онай, 2007; Саракоглу, 2009). Наприклад, Онай (2007) досліджує довгострокову фінансову інтеграцію BOVESPA та ISE, використовуючи причинність Енгла-Грейнджера та тест коінтеграції Йохансена за 1995-2005 рр. Результати цього дослідження показують, що немає лінійних довгострокових відносин між Бразилією та Туреччиною, тоді як існує короткостроковий зв'язок між цими двома країнами. Метін та Мурадоглу (2001) досліджують рівень ринкової інтеграції ринків, які розвиваються, і наголошують, що всі національні ринки, враховуючи Бразилію і Туреччину, об'єднані зі світовими лідерами на період з 1988 по 1998 рік.

У статті досліджується існування і напрямки зв'язку між Туреччиною (ISE: Фондова біржа Стамбула) та Бразилією (BOVESPA: фондовий ринок Сан-Паулу), хоча на сьогодні немає важливих реальних та фінансових зв'язків між Бразилією та Туреччиною. По-перше, ми застосовуємо модель коінтеграції Йохансена та Юселіуса (1990) і векторне моделювання корекції помилок, щоб виявити *довготривалу* та *короткотривалу* динаміку відносин, відповідно. По-друге, щоб визначити напрямки причинності між Туреччиною та Бразилією, використовуємо тест казуальності Грейнджера, отриманий із моделей з двома змінними VECM.

Дане дослідження відрізняється від попередніх за трьома ознаками: по-перше, спрямованістю на міжрегіональний зв'язок, що є важливим для літератури завдяки тому, що зв'язки фінансового ринку більше проголошуються в межах одного регіону, ніж між різними регіонами. По-друге, зв'язками ринків, що розвиваються, що є важливими для літератури, зважаючи на той факт, що у

багатьох дослідженнях розглядається вплив світових ринків на ринки, що розвиваються. По-третє, це часова різниця. Існують практичні проблеми при процедурі тестування, коли час офіційної торгівлі на біржі у різних країнах відрізняється (Дунгей, Фрай, Хермосілло, Мартін, 2005; Мартенс і Пун, 2001; Мілунович і Торп, 2007). Стаття побудована наступним чином: у розділі 1 описано метод дослідження. Розділи 2 та 3 представляють емпіричні дані. Останній розділ містить загальні результати та висновок.

1. Метод

У цьому дослідженні спершу ми застосовуємо метод коінтеграції Йохансена-Юселіуса для перевірки довгострокових балансових відносин (Йохансен, 1988; 1994; 1995; Йохансен і Юселіус, 1990). Метою тесту коінтеграції є визначення чи пов'язані між собою групи нестационарних рядів. Методика Йохансена зазвичай використовується в установці, де всі змінні у системі є $I(1)$.

Методика Йохансена бере свій початок у векторній авто регресії (VAR) порядку p :

$$Y_t = \varpi + K_1 y_{t-1} + \dots + K_p y_{t-p} + \xi_t, \quad (1)$$

де Y_t – $n \times 1$ вектор змінних, які інтегровані із порядку один, що загалом визначається $I(1)$, та ξ_t є $n \times 1$ вектором залишків. Показник VAR може бути представлений як у рівнянні (2):

$$\Delta Y_t = \varpi + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \xi_t, \quad (2)$$

$$\text{де } \Pi = \sum_{i=1}^p K_i - I \text{ і } \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p K_j.$$

Якщо матриця коефіцієнтів Π зменшила ранг $r < n$, тоді існують $n \times r$ матриці Φ та β кожна з рангом r так що $\Pi = \Phi \beta'$ і $\beta' y_t$ – стаціонарний. r – кількість коінтегруючих відносин, елементи Φ відомі як параметри регулювання у векторній моделі коректування помилок і кожний стовпчик β є коінтегруючим вектором.

Можна показати, що для даного r , оцінка за методом максимальної правдоподібності β визначає комбінацію y_{t-1} , що створює r найбільших канонічних кореляцій Δy_t з y_{t-1} після коректування для лагових відмінностей і детермінованих змінних, якщо вони присутні. Йохансен пропонує два різних критерія відношення правдоподібності значимості цих канонічних кореляцій, а отже, зменшеного рангу матриці Π : критерій сліду та максимального характерного числа.

Асимптотичні критичні значення тестів можна знайти у роботі Йохансана і Юселіуса (1990), а також вони надаються економетричними ком-

плектами програмного забезпечення. Оскільки критичні значення, використані для максимального характеристичного числа і тестові статистики сліду засновані на чистому припущенні тесту на одиничний корінь, вони вже не будуть правильними, коли змінні у системі – процеси на близько одиничний корінь (Х'ялмарсон і Остерхолм, 2007).

Потім ми застосовуємо модель VECM для перевірки короткострокової динаміки. Модель VECM є обмеженою моделлю VAR. Специфікація VECM обмежує довгострокову поведінку наближення ринків до довгострокових співвідношень рівноваги і припущення короткострокової динаміки. Суттєве питання використання моделей VECM – умова коінтеграції між двома змінними з коінтегруючим вектором. Якщо ми розглядаємо відносини між Y_t та X_t у простій моделі VECM:

$$\Delta X_t = \Psi_1 (X_{t-1} - \lambda Y_{t-1}) + \zeta_{1t}, \quad \Psi_1 > 0 \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = -\Psi_2 (X_{t-1} - \lambda Y_{t-1}) + \zeta_{2t}, \quad \Psi_2 > 0, \quad (6)$$

де ζ_{1t} та ζ_{2t} – перешкоди білого шуму, Ψ_1 та Ψ_2 представляють швидкість параметрів регулювання. Ψ_1 , Ψ_2 та λ – позитивні параметри.

Коінтегруючий термін $(X_{t-1} - \lambda Y_{t-1})$ – термін корегування помилки (EC).

Крім VECM, ми застосовуємо аналіз декомпозиції дисперсії (VD) для з'ясування динамічної поведінки моделі і відносної важливості кожної випадкової перешкоди.

Як останній крок цього дослідження, щоб визначити напрямок причинності між Туреччиною та Бразилією, ми застосовуємо результати тесту причинності Грейнджера, отримані з моделей VECM з двома змінними.

Концепція причинності Грейнджера визначається наступним чином:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \lambda \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \phi_j \Delta X_{t-j} + \zeta_{t-1}, \quad (7)$$

де λ – коефіцієнти для термінів корегування помилок. Критичним є вибір лагів j ; невідповідні лаги спричиняють автокорельовані помилки. Цей підхід також припускає визначення каузального напрямку відносин з відкиданням H_0 гіпотези, і потім можна сказати, що X_t "Грейнджер спричиняє" Y_t .

2. Дані

У даній статті всі дані отримані з DataStream. Ми використовували курс на момент закриття біржі ISE NATIONAL 100 PRICE INDEX (код DataStream: *TRKISTB*) і PRICE INDEX BOVESPA (код DataStream: *BRBOVES*). Щоб вирішити проблему часової зони, ми використали щоденні (у Панелі А) та щотижневі (у Панелі В) дані. Ми вирішили розпочати після 2002 року, а саме після бразильської кризи у січні, 1999; і після двох фінансових криз у Туреччині у листопаді 2000 та лютому 2001 року. Більше того, до цього була інша криза на фінансових ринках, яка

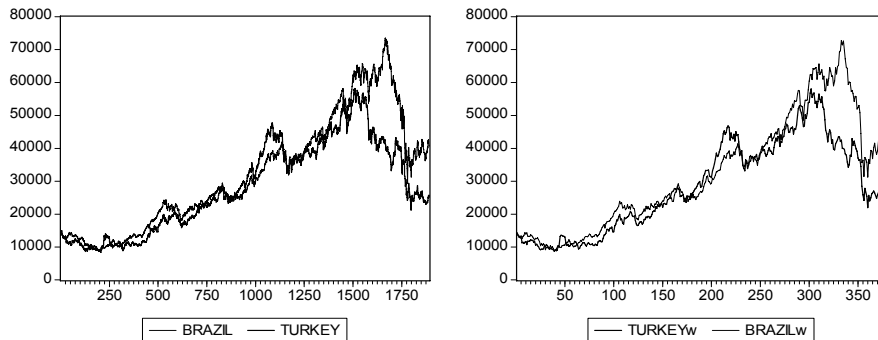


Рис. 1. Графік ціни BOVESPA та ISE

Жирна лінія представляє ISE, нормальна лінія – BOVESPA.

Відносини між Туреччиною та Бразилією, використовуючи метод регресії, представлені у таблиці 1.

Таблиця 1. Результати хибної регресії¹

Панель А: щоденна	
$ISE_t = 4589,18 + 0,7372_{t=93,2597} * BOVESPA_{t-1} + \epsilon_t$	
R ² = 0,8306 Adj. R ² = 0,8305 Дурбін-Ватсон (D-W) = 0,0129	
Панель Б: щотижнева	
$ISE_t = 4643,25 + 0,7360_{t=42,998} * BOVESPA_{t-1} + \epsilon_t$	
R ² = 0,8310 Adj. R ² = 0,8305 Дурбін-Ватсон (D-W) = 0,0392	

¹ У літературі існує багато шляхів розглядання проблеми часової зони, такі як використання синхронних даних (Мартенс і Пун, 2001), і дводенного ковзаючого значення (Дунгей та ін., 2005), тижневих даних (Шотман та Залевська, 2006), і щомісячних даних (Матеус, 2004). У цьому дослідженні були використані щотижневі дані для розгляду проблеми часової зони. Зниження частоти даних є зручним для проблеми часового узгодження, яка ухилиється від витрат втрати інформації (Шотман та Залевська, 2006). Час офіційної торгівлі на біржі ISE NATIONAL 100 PRICE INDEX: ISE відкритий з понеділка по п'ятницю, перша зміна – з 09.30 до 12.30, друга зміна – з 14.00 до 17.00, часова зона Туреччини – GMT+2 (Стамбул). (<http://www.ise.org/markets/stock.htm>).

Час офіційної торгівлі на біржі BRAZIL BOVESPA PRICE INDEX: BOVESPA відкрита з понеділка по п'ятницю. 9.45-10.00 – попередній підрахунок теоретичної початкової ціни; 10.00-5.00 – торгівля. Часова зона Бразилії - GMT-3 (Сан Пауло). (http://www.bovespa.com.br/BovespaEV/horarioeg_i.htm).

дуже вплинула на обидві країни. Наприклад: мексиканська фінансова криза 19 грудня 1994 року (Дунгей та ін., 2005); російська криза 3 серпня 1999 року та LTCM криза (Дунгей та ін., 2007). Розглядаючи проблеми пропущених спостережень, ми використали підхід виключення пропущених спостережень (Дунгей та ін., 2005).

3. Емпіричні результати

Коли ми поглянемо на рисунок 1, можна сказати, що відносини між ISE та BOVESPA розраховані на тривалий період.

Таблиця 1 має на увазі можливість хибної регресії, яка була спершу визначена Грейджером та Ньюболдом (1974) ($R^2 >$ Дурбін-Ватсон). Отже, стаціонарна характеристика є важливим фактором. Якщо два нестационарних ряди є стаціонарними на тому самому рівні, можуть існувати відносини коінтеграції між ними, підтримуючи думку, що відносини між значеннями першої серії не є хибними.

Щоб зрозуміти відносини між Туреччиною та Бразилією, спершу стаціонарні характеристики серії досліджено у таблиці 2а і 2б, використовуючи розширені тести на одиничний корінь Дікі-Фулера та Філіпса-Перона, відповідно.

Таблиця 2а. Результати розширених тестів кореня одиниці Дікі-Фулера

	Панель А: щоденна					
	У ціні			У прибутку		
	Тестова статистика ^x	Лаг ^y	Модель ^z	Тестова статистика ^x	Лаг ^y	Модель ^z
Туреччина	-0,1596	1	-	-13,3111**	10	-
Бразилія	-1,2093	22	I	-10,0776**	17	I
	Панель Б: щотижнева					
Туреччина	-1,4334	16	I	-12,5879*	1	-
BOVESPA	-1,1288	7	I	-13,1540*	1	-

Примітки: ^x критичні значення МакКінон для рівнів значимості 1% і 5% складають -3,43, і -2,96 з (intercept) моделлю, відповідно. ^{*}, і ^{**} представляють відхилення на рівнях значимості 5% та 1%, відповідно. ^y Інформаційний критерій Акаїке використовується для вибору порядку лагу. ^z "I", and "-" представляють ADF, включаючи intercept, ADF включаючи тренд та intercept, відповідно. ^z "I", and "-" представляють ADF, включаючи intercept, ADF включаючи тренд та intercept, відповідно. ^z "I", and "-" представляють ADF, включаючи intercept, ADF включаючи тренд та intercept, відповідно. ^z "I", and "-" представляють ADF, включаючи intercept, ADF включаючи тренд та intercept, відповідно. ^z "I", and "-" представляють ADF, включаючи intercept, ADF включаючи тренд та intercept, відповідно. ^z "I", and "-" представляють ADF, включаючи intercept, ADF включаючи тренд та intercept, відповідно.

Таблиця 26. Результати тестів Філіпс-Перон на одиничний корінь

	Панель А: щоденна					
	У ціні			У прибутку		
	Тестова статистика ^x	Ширина стрічки ^y	Модель ^z	Тестова статистика ^x	Ширина стрічки ^y	Модель ^z
Туреччина	-0,1517	15	-	-42,6378**	17	-
Бразилія	-1,1094	18	I	-43,6966**	18	-
	Панель Б: щотижнева					
Туреччина	-0,1621	3	-	-19,4422**	5	-
Бразилія	0,254	6	-	-21,5786**	6	-

Примітки: ^x Критичні значення МакКінон для рівнів значимості 1% і 5% складають -2,56, і -1,94 без (тренд + intercept) моделі; -3,43 та -2,96 з (intercept) моделлю; -3,96 та -3,41 з (тренд + intercept) моделлю, відповідно. * Представляє відхилення на рівні значимості 5%, і ** представляє відхилення на рівні значимості 1%. ^y Ньювей-Вест метод використовується для вибору ширини стрічки. ^z "I", та "-" представляють ADF, включаючи intercept, ADF включаючи тренд та intercept, відповідно. & Інформаційний критерій Акаїке використовується для визначення відповідної детерміністичної структури моделі PP.

Для Туреччини та Бразилії, нульові гіпотези одиничного кореня не були відхилені на ціновому рівні, але були відхилені на рівні прибутковості для Панелей А та Б. Це відбулося через те, що серії фондового ринку у системі є I(1), як більшість фінансових серій. По-друге, метод коінтеграції Йохансена і Юселіуса (1990) був застосований, щоб дослідити довгострокові відносини між Туреччиною та Бразилією. Методика Йохан-

сена здається доцільною для перевірки довготривалих відносин. Для цієї моделі довжина лагу була обрана, застосовуючи моделі VAR, що представлені у таблиці 3.

Таблиця 3. Вибір порядку лагу фондових ринків

Лаг	Панель А: щоденна		Панель Б: щотижнева	
	AIC	SC	AIC	SC
0	8.493	8.499	11.507	11.528*
1	8.466*	8.484*	11.505*	11.568
2	8.467	8.496	11.511	11.617
3	8.468	8.509	11.531	11.679
4	8.471	8.524	11.551	11.742
5	8.470	8.535	11.552	11.786

Примітки: AIC – Інформаційний критерій Акаїке; SB – інформаційний критерій Шварц; * представляє критерій вибору лагового порядку.

Таблиця 3 показує, що AIC обирає 1 лаг для Панелей А та Б, додатково, SC обирає 0 лагів для Панелі Б. Ми обрали критерій AIC і використали один лаг для Панелей А та Б. Потім ми застосували тест коінтеграції Йохансена-Юселіуса, використовуючи один попередньо визначений лаг. Результати представлені у таблиці 4.

Таблиця 4 обирає відхилення нульової гіпотези, що означає, що не існує коінтеграції між двома фондовими ринками для Панелей А та Б.

Таблиця 4. Результати тестів коінтеграції

Характеристичне число	Панель А: щоденна					
	Слід			Максимальне характеристичне число		
	Статистика сліду ^a	0,05 критичне значення	prob ^c	Максимально-характеристична статистика ^b	0,05 критичне значення	prob ^c
0.376361	1612,797	25.8721	0.000**	891.4839	19.3870	0.000**
0,31754	721.3128	12.5179	0.000**	721.3128	12.5179	0.000**
	Панель Б: щотижнева					
0.363567	296,6687	15.4947	0.000**	169.4537**	14.2646	0.000**
0.287688	127.2150	3.8414	0.000**	127.2150**	3.8414	0.000**

Примітки: ^a Тест сліду позначає одне коінтегруюче рівняння на рівні 0.05. Нульова гіпотеза – це $\gamma = 1$ та $\gamma \leq 0$ для необмеженої коінтеграції рангового тесту, тоді як альтернативна гіпотеза $\gamma \geq 1$, та $\gamma = 2$ [γ = кількість векторів коінтеграції].

^b Тест максимального характеристичного числа позначає одне коінтегруюче рівняння на рівні 0.05. Нульова гіпотеза $\gamma = 1$ та $\gamma \leq 0$ для рангового тесту необмеженої коінтеграції (максимальне характеристичне значення), тоді як альтернативна гіпотеза – це $\gamma = 1$, та $\gamma = 2$ [γ = кількості векторів коінтеграції].

^c р-значення МакКінон-Хауг-Міхеліс (1999). ** представляють відхилення на рівні значимості 1%. Інформаційний критерій Shwarz використовується для визначення відповідного лагу моделі, що зазначено як один у таблиці 2. Припущення тренду: лінійний детерміністичний тренд (обмежений) для Панелі А. Лінійний детерміністичний тренд для Панелі Б.

Тест сліду і тест максимального характеристичного числа позначають два коінтегруючих рівняння на рівні 0.05 для Панелей А та Б, отже, можна сказати, що між Туреччиною та Бразилією існують довгострокові відносини. Крім того, оскільки ринки коінтегровані, то ми застосували модель VECM, що зафіксувала короткострокову динаміку. Результати представлені у таблиці 5.

Таблиця 5 позначає, що термін виправлення помилок (EC_{t-1}) важливий на рівні 5% для Туреччини та Бразилії у Панелях А та Б, що означає, що відхилення від довгострокової рівноваги виправляється поступово через короткострокові регулювання.

Метод декомпозиції дисперсії (VD) був застосований для того самого періоду, щоб краще розуміти

динамічну поведінку цих ринків. VD показує порцію рухів у послідовності ендогенних змінних як результат власного впливу впливів на інші змінні. Результат VD представлений у таблиці 6.

Таблиця 5. Результати векторної моделі виправлення помилок

	Панель А: щоденна		Панель Б: щотижнева	
	$\Delta LISE_{t-1}$	$\Delta LBOVESPA_t$	$\Delta LBOVESPA_{t-1}$	$\Delta LISE_{t-1}$
EC_{t-1}	-0.3580 [-13.2954]	0.5141 [21.4687]**	-0.3689 [-5.1258]**	0.5424 [8.5779]**
$\Delta LISE_{t-1}$	-0.3678 [-16.1383]	-0.3125 [-15.4198]**	-0.3699 [-6.4064]**	-0.3109 [-6.1308]
$\Delta LBOVESPA_{t-1}$	-0.1383 [-4.6235]**	-0.1936 [-1.8548]	-0.2505 [-3.6089]**	-0.1936 [-3.1758]
Константа	0.0006 [-0.0114]**	-0.0019 [-0.0388]	0.0416 [0.1476]	0.0256 [0.1036]

Примітки: L представляє логарифмічний оператор; EC – термін виправлення помилки оціненого коінтегруючого рівняння. ** представляє відхилення на рівні значимості 5%. Панель А – $R^2:0,3231$; Adj $R^2: 0,3221$; логарифмічна правдоподібність: -8345,824. Панель Б – $R^2:0,3427$; Adj $R^2 - 0,4006$; логарифмічна правдоподібність: -2217,670.

Таблиця 6а. Панель А: щоденна. Результати декомпозиції дисперсії для того ж обраного періоду

Vf	LISE			LBOVESPA		
	Період	Станд. похибка	LISE	Період	Станд. похибка	LBOVESPA
1	2.484	100.000	0.000	2.209	20.938	79.062
2	2.827	92.089	7.911	2.333	27.091	72.909
5	4.011	88.658	11.342	3.013	51.099	48.901
10	5.382	86.764	13.236	3.830	63.798	36.202
20	7.402	85.675	14.325	5.089	72.751	27.249
30	8.979	85.283	14.717	6.093	76.289	23.711
40	10.317	85.082	14.918	6.953	78.185	21.815
50	11.501	84.959	15.041	7.718	79.366	20.634
60	12.573	84.876	15.124	8.414	80.172	19.828
70	13.562	84.817	15.183	9.056	80.758	19.242
80	14.482	84.772	15.228	9.656	81.203	18.797
90	15.348	84.737	15.263	10.221	81.552	18.448
100	16.168	84.709	15.291	10.756	81.833	18.167

Примітки: L представляє логарифмічний оператор. Наприклад, LISE означає логарифмічну ціну ISE. Vf: декомпозиція дисперсії LISE та LBOVESPA.

Таблиця 6б. Панель Б: щотижнева. Результати декомпозиції дисперсії для того ж обраного періоду

Vf	LISE			LBOVESPA		
	Період	Станд. похибка	LISE	Період	Станд. похибка	LBOVESPA
1	5.461	100.000	0.000	4.798	30.114	69.886
2	5.956	96.805	3.195	4.998	35.473	64.527
5	8.450	92.243	7.757	6.661	58.272	41.728
10	11.213	90.235	9.765	8.488	69.532	30.468
20	15.339	89.009	10.991	11.317	77.438	22.562
30	18.569	88.563	11.437	13.567	80.531	19.469
40	21.315	88.331	11.669	15.495	82.180	17.820
50	23.746	88.190	11.810	17.207	83.206	16.794
60	25.950	88.094	11.906	18.764	83.905	16.095
70	27.980	88.026	11.974	20.202	84.413	15.587
80	29.874	87.974	12.026	21.543	84.798	15.202
90	31.654	87.933	12.067	22.806	85.100	14.900
100	33.339	87.901	12.099	24.003	85.343	14.657

Примітки: L представляє логарифмічний оператор. Наприклад, LISE означає логарифмічну ціну ISE. Vf: декомпозиція дисперсії LISE та LBOVESPA.

Таблиця 6 показує, що протягом довготривалого періоду (100 днів), декомпозиція дисперсії BOVESPA пояснюється, приблизно 18.16%, своїми власними минулими впливами, тоді як приблизно 81.83% пояснюється минулими впливами ISE для Панелі А.

Для Панелі Б це пояснюється, приблизно 14.65%, своїми власними минулими впливами, тоді як приблизно 85.34% пояснюються минулими впливами ISE. Але для ISE ситуація інша. Декомпозиція дисперсії ISE пояснюється, приблизно 84.70%, власним минулим впливом, тоді як приблизно 15.29% пояснюються минулим впливом BOVESPA у довгостроковому терміні для Панелі А.

Для Панелі Б це пояснюється, приблизно 87.90%, своїм власним минулим впливом, тоді як приблизно 12.09% пояснюються минулим впливом BOVESPA у довгостроковому терміні.

Як останній крок у визначенні напрямку причинного зв'язку між коінтегрованими Туреччиною та Бразилією ми використовуємо результати тесту причинності Грейнджера, отримані з моделей VECM із двома змінними, представлені у таблиці 7.

Таблиця 7. Тест причинності Грейнджера з оцінок VECM із двома змінними

	Панель А: щоденна		Панель Б: щотижнева	
	Вальд (χ^2)	Р-значення	Вальд (χ^2)	р-значення
Туреччина не залучає Бразилію	237.7696	0.000**	37.5868	0.000**
Бразилія не залучає Туреччину	21.3772	0.000**	13.0246	0.000**

Примітка: ** представляє відхилення на рівні значимості 5%.

Результати моделей VECM із двома змінними узгоджуються з моделями із двома змінними і попарними результатами тесту причинності Грейнджера.

Висновок

У даному дослідженні ми розглянули зв'язки і динамічну взаємодію фондових ринків Туреччини та Бразилії. Ми здійснили дане дослідження, застосовуючи (1) модель коінтеграції Йохансен і Юселіус (1990) і векторне моделювання виправ-

лення помилок, а також (2) тест причинності Грейнджера з оцінок VECM із двома змінними. Основні результати зазначені нижче.

По-перше, тест коінтеграції Йохансен-Юселіус позначає, що існує один коінтегруючий вектор на рівні 5% для Панелей А та Б, що показує довготривалі відносини між ISE та BOVESPA. По-друге, VECM показує, що відхилення Туреччини та Бразилії регулюються поступово через короткострокові урегулювання. По-третє, VD аналіз пропонує, що декомпозиція дисперсій Бразилії пояснюється як її власним минулим впливом, так і минулим впливом Туреччини, тоді як декомпозиція дисперсій Туреччини переважно пояснюється лише її власним минулим шоком. Нарешті, існує двостороння причинність Грейнджер між Туреччиною та Бразилією для Панелей А та Б.

Отже, дане дослідження робить наголос на тісний зв'язок між Туреччиною та Бразилією, що є важливим для літератури, оскільки фінансові ринки більше взаємодіють в межах одного регіону, ніж між різними регіонами. Ця стаття підтверджує взаємозв'язок між ринками, які розвиваються, що є важливим, оскільки багато досліджень розглядають вплив світових ринків на ринки, що розвиваються. Більше того, беруться до уваги різниці часової зони, порівнюючи результати щоденних та щотижневих даних, що є важливим для літератури, оскільки існує приблизно 7-годинна різниця між ринками, і це може створювати практичну проблему у тестових процедурах, але ми показуємо, що проблема часової зони не має значного впливу. Наш аналіз зв'язків фондового ринку двох країн, зазначає, що міжнародні інвестори мають можливості для диверсифікації портфеля, інвестуючи в Туреччину та Бразилію, що дає інвесторам можливість для світових стратегій хеджування. Дане дослідження рекомендує подальший розгляд зовнішніх ефектів непостійності між цими двома фондовими ринками.

Список використаних джерел

1. Alper, C. Emre and Kamil Yilmaz. 2004. "Volatility and Contagion: evidence from the Istanbul stock exchange", *Economic Systems* 28, No. 4 (December): 353-367.
2. Bekaert, G. and C.R. Harvey. 2003. "Emerging Markets Finance", *Journal of Empirical Finance* 10, Nos. 1-2 (February): 3-55.
3. Chelley-Steeley, Patricia, 2004. Equity Market Integration in the Asia-Pacific Region: A Smooth Transition Analysis, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 13, 621-632.
4. Dickey, D.A. & Fuller W.A., 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49 (4) July, 1057-1072.
5. Dungey Mardi, Renee F., Gonzalez-Hermosillo, and Martin V.L., 2005. "Empirical Modeling of Contagion: A Review of Methodologies", *Quantitative Finance*, 5, 1, 9-24.
6. Dungey M., Renee Fry and Vance L. Martin, 2006. Correlation, Contagion and Asian Evidence, *Asian Economic Journal*, 5 (2), 32-72.
7. Dungey Mardi, Martin V.L. 2007. "Unravelling Financial Market Linkages During Crises", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 1, 89-119.
8. Enders, Walter, 2003. *Applied Econometric Time Series*, Wiley, USA.

9. Eun and Jang, 1997. "Price Interaction in a Sequential Global Market: Evidence from the Cross-Listed Stocks", *European Financial Management*, Vol. 3, No. 2, 209-235.
10. G. Bekaert and C.R. Harvey, 1995. "Time-Varying world market integration", *Journal of Finance* 50, 403-444.
11. G. Chen, M. Firth and O. Rui, 2002. "Stock market linkages: Evidence from Latin America", *Journal of Banking and Finance*, 26, 1113-1141.
12. Granger, C.W.J. (1980), "Testing for Causality: A Personal Viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 1, 329-352.
13. Granger, C.W.J. and Newbold, P. 1974. "Spurious regressions in econometrics". *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
14. Griffiths William E., R. Carter Hill and George G., 1993. *Learning and Practising Econometrics*, Canada: John Wiley & Sons, Inc.
15. Hietala, P.T., 1989. "Asset pricing in partially segmented markets: evidence from the Finnish markets", *Journal of Finance* 44, 697-718.
16. Hjalmarsson E. and Österholm P., 2007. "Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology When Variables are Near-Integrated", *IMF Working Paper No. 07/141, FRB International Finance Discussion Paper No. 915*.
17. Huang B.N., C.W. Yang and J.W.S. Hu, 2000. "Causality and cointegration of stock markets among the United States, Japan and the South China Growth Triangle", *International Review of Financial Analysis*, 9, 281-297.
18. Johansen, S. and K. Juselius, 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
19. Johansen, S., 1994. "The Role of The Constant And Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables", *Econometric Reviews* 13, 205-229.
20. Johansen, S., 1995. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Pres.
21. Johansen, S., 2005. "Statistical Analysis Of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
22. Kam C. Chan, Benton Gup and Ming-Shiun Pan, 1992. "An Empirical Analysis of Stock Prices in Major Asian Markets and the United States", *The Financial Review*, Volume 27, Issue 2, 289-307.
23. Kam C. Chan, Benton Gup and Ming-Shiun Pan, 1997. "International stock market efficiency and integration: a study of eighteen nations", *Journal of Business Finance and Accounting*, Volume 24, No. 6, 803-813.
24. Martens, M. and Poon, S-H. 2001., "Returns Synchronization and Daily Correlation Dynamics Between International Stock Markets", *Journal of Banking and Finance*, 25, 1805-1827.
25. Masih A.M.M. and R. Masih, 1999. "Are Asian stock market fluctuations due mainly to intra-regional contagion effects? Evidence based on Asian emerging stock markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, 251-282.
26. Masih R., and Masih A.M.M. 2001. "Long and Short term dynamic casual transmission amongst international stock markets", *Journal of International Money and Finance*, 20, 563-587.
27. Mateus, T. 2004. "The Risk and Predictability of Equity Returns of The EU Accession Countries", *Emerging Markets Review*, 5: 241-266.
28. Metin, K. and Muradoglu, G., 2001. "Forecasting Integrated Stock Markets Using International Co-Movements", *Russian and East European Finance and Trade*, 37, No. 5, 45-63.
29. Ng Angela, 2000. "Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, 207-233.
30. Olgun and Özdemir, 2007. "Linkages between the center and periphery stock prices: Evidence from the vector ARFIMA model", *Economic Modelling*, In Press, Corrected Proof, Available online 27 September 2007.
31. Onay, C., 2007. "Cointegration Analysis of BOVESPA and Istanbul Stock Exchanges", *Proceedings of Oxford Business and Economics Conference*, 24-26 June 2007, Oxford University, UK.
32. Ozdemir, Z.A., Olgun, H. and Saracoglu, B., 2009. "Dynamic linkages between the center and periphery in international stock markets", *Research in International Business and Finance*, 23, 46-53.
33. Phillips P. and P. Perron, 1988. "Testing for unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
34. Phylaktis K., and Ravazzolo F., 2002. "Measuring financial and economic integration with equity prices in emerging markets", *Journal of International Money and Finance*, 21, 879-904.
35. Phylaktis, K. and Ravazzolo, F., 2005. Stock Market Linkages in Emerging Markets: Implications for International Portfolio Diversification", *International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, 91-106.
36. Schotman, P.C., & Zalewska, A. 2006. "Non-synchronous trading and testing for market integration in central european emerging markets", *Journal of Empirical Finance*, 13 (4-5): 462-494.
37. Syriopoulos, Theodore, 2007. "Dynamic Linkages Between Emerging European and Developed Stock Markets: Has The EMU Any Impact?", *International Review of Financial Analysis*, Volume 16, Issue 1, 41-60.
38. Voronkova S., 2004. "Equity market integration in Central European emerging markets: A cointegration analysis with shifting regimes", *International Review of Financial Analysis*, 13, 633-647.
39. Wing-Keung Wong, Jack Penm, Richard Deane Terrell, Karen Yann Ching, 2004. "The Relationship Between Stock Markets Of Major Developed Countries And Asian Emerging Markets", *Journal of Applied Mathematics & Decision Sciences*, 8, 4, 201.

Отримано 24.08.2009

Переклад з англ. Філатової Ю.