

МОДЕЛЮВАННЯ ВПЛИВУ СВІТОВИХ ФОНДОВИХ РИНКІВ НА ФОНДОВИЙ РИНОК УКРАЇНИ

ДМИТРУСЕНКО К. О.

Харків

Вступ. Фінансовий ринок є одним з найважливіших для якісного та кількісного розвитку системи господарювання економічним сегментом. Від його стану залежить здатність економічної системи до ефективного функціонування. З огляду на функції фінансового ринку [1, с. 186–187], можна стверджувати про важливість розвитку та зміцнення даної структури для економіки в цілому. Це свідчить про те, що визначення особливостей функціонування фінансового ринку є актуальною темою дослідження. При цьому, однією з основних складових фінансового ринку є фондовий ринок. В умовах української економіки даний сегмент знаходиться у стадії розвитку, що також актуалізує необхідність досліджень особливостей його динаміки, розробки напрямлень прогнозування його розвитку.

Об'єктивним є той факт, що динаміка фондового ринку України (ФРУ) залежить від тенденцій змін зовнішнього середовища. При цьому, треба окремо зазначити, що глобальному фінансовому ринку притаманна наявність трьох основних фінансових центрів: Америки, Європи та Південно-Східної Азії. Таким чином, логічним є припущення про наявність впливу фондових ринків визначених регіонів на вітчизняний. Аналіз даного впливу здатен надати відповіді на питання доцільності та напрямлень інвестиційної політики окремих інвесторів на ФРУ, що підкреслює **актуальність теми дослідження.**

Проблемам моделювання динаміки та взаємозв'язку економічних індикаторів присвятили свої роботи такі вчені, як Гренджер К. В., Дікей Д. А., Фуллер В. А.,

Магнус Я. Р., Катишев П. К., Пересецький А. А. [2, 5 – 7] та інші. Треба зазначити, що питання дослідження взаємодії фондових ринків України та світу є недостатньо розкритим та потребує теоретичних та практичних розробок. За результатами аналізу літературних джерел [3, 4, 8 – 11], у роботі було виділено наступні індикатори фондових ринків: для опису тенденцій фондового ринку України – індекс ПФТС, фондового ринку Америки – індекс Dow Jones Stock Market Index (D), у якості індикатора фондового ринку Південно-Східної Азії пропонується прийняти японський індекс Nikkey (Nik), індикатора європейського ринку – індекс FTSE. Аналіз динаміки даних індикаторів у роботі виконується у часових рамках від 01.2002 по 03.2011. Оскільки існує процес переливання капіталу між фондовими ринками різних країн, об'єктивною є гіпотеза про тісну їх взаємодію.

Таким чином, **метою даної роботи** є дослідження характеру впливу світових фондових ринків на вітчизняний.

Математичний інструментарій. Досягнення мети можливо при вирішенні таких задач (табл. 1).

Для вирішення приведених задач пропонується алгоритм (рис. 1).

Для здійснення першого кроку та перевірки рядів на стаціонарність пропонується використовувати розширений **тест Дікі-Фуллера (ADF-тест)**. Часовий ряд є стаціонарним, якщо його середнє є величиною постійною, а вибіркової дисперсія та автокореляція не змінюються у часі [1, с. 227]. У випадку, якщо розраховане значення тесту менше критичного, то приймається гіпотеза про стаціонарність ряду. Якщо гіпотеза не приймається, необхідним є перетворення ряду і приведення його до

Задачі дослідження

Задачі	Інструментарій
1. Дослідження часових рядів на стаціонарність	Тест Дікі-Фуллера
2. Вибір виду моделей для дослідження впливу визначених фондових ринків на вітчизняний	Тест Йохансена
3. Аналіз характеру взаємодії показників	Імпульсний аналіз на основі VAR або VEC-моделі
4. Оцінка ступені впливу іноземних фондових ринків на вітчизняний	Аналіз декомпозиції дисперсії індикатора ФРУ в залежності від визначених іноземних фондових ринків
5. Прогнозування динаміки ФРУ в залежності від різних фондових ринків та оцінка якості прогнозів	Інструментарій VAR, VEC-моделювання, формальні критерії якості прогнозу
6. Вибір оптимальної моделі прогнозування динаміки ФРУ	Методи логічного аналізу

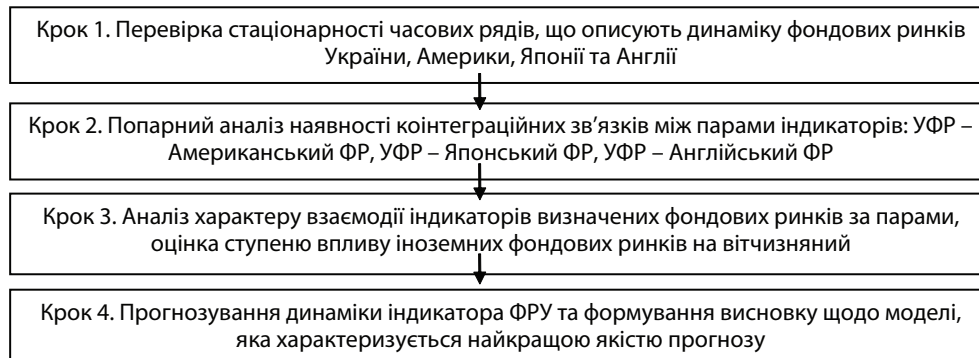


Рис. 1. Алгоритм дослідження взаємодії фондових ринків

стаціонарного. Перевірка рядів на стаціонарність є передумовою використання VAR та VEC-моделі. При цьому, якщо ряди нестационарні та мають однаковий рівень інтегрування, це виступає умовою можливості використання VEC-моделі та, відповідно, дають можливість не ігнорувати важливу довгострокову інформацію, як у випадку побудови VAR-моделі у різницях.

Для здійснення другого кроку алгоритму використовується **тест Йохансена**. Даний тест дозволяє досліджувати ряди на коінтеграцію, при наявності якої, незважаючи на те, що економічні ряди є нестационарними, їхні лінійні комбінації можуть бути стаціонарними. Тест Йохансена дозволяє визначити наявність та кількість коінтеграційних рівнянь. Якщо коінтеграційні рівняння існують, то ми можемо оцінювати та аналізувати VEC-модель [2, с. 136 – 139].

Для здійснення третього та четвертого кроків алгоритму пропонується використовувати апарат *векторних авторегресійних моделей та моделей корегування помилок*. Дані моделі використовуються для дослідження зв'язку між часовими рядами. У найпростішому вигляді VAR-модель пов'язує два ряди y_{1t} та y_{2t} у такий спосіб:

$$y_{1t} = \mu_{10} + \pi_{11}y_{1,t-1} + \pi_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t},$$

$$y_{2t} = \mu_{20} + \pi_{21}y_{1,t-1} + \pi_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t}.$$

Таким чином, значення y_{1t} пов'язується не тільки з затримкою $y_{1,t-1}$, але й з затримкою іншої змінної. При цьому, допускається, що приведені ряди є стаціонарними, випадкові величини ε_{1t} , ε_{2t} є «білим шумом» та не корелюють між собою. Найбільший порядок затримок, що включаються у праву частину, називається порядком авторегресії. [7, с. 67].

Якщо змінні Y_1 та Y_2 коінтегрують, то зв'язок між ними можна промодельовувати за допомогою моделі корегування помилки, яка поєднує короткострокову динаміку з довгостроковим рівноважним зв'язком та у випадку двох змінних має вигляд:

$$\Delta Y_{1t} = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^k \alpha_{11}(i) \Delta Y_{1,t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{12}(i) \Delta Y_{2,t-i} + \lambda_1 u_{1,t-1} + \varepsilon_{align1}$$

$$\Delta Y_{2t} = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^k \alpha_{21}(i) \Delta Y_{1,t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{22}(i) \Delta Y_{2,t-i} + \lambda_2 u_{2,t-1} + \varepsilon_{align2}$$

де $u_{1,t-1} = Y_{1,t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 Y_{2,t-1} - I(0)$ – рівняння довгострокової рівноваги (коінтеграційне рівняння), нормалізоване по першій змінній;

$u_{2,t-1} = Y_{2,t-1} - \gamma'_0 - \gamma'_1 Y_{1,t-1} - I(0)$ – рівняння довгострокової рівноваги (коінтеграційне рівняння), нормалізоване по другій змінній;

ε_{1t} , ε_{2t} – випадкові збурення, що можуть корелювати між собою.

Для того, щоб модель була динамічно стабільною, необхідно, щоб $0 \leq \lambda_1 < 1$, $0 \leq \lambda_2 < 1$. Якщо коінтеграційні рівняння нормовані по різних змінних, то знаки цих коефіцієнтів повинні бути від'ємними. Дані коефіцієнти характеризують чутливість ΔY_1 та ΔY_2 на відхилення від рівноваги [2, с. 120 – 123].

Результати

Крок 1. Перевірка рядів на стаціонарність дозволила отримати такі результати (табл. 2).

Дані аналізу свідчать, що всі ряди, окрім динаміки індексу ПФТС, є нестационарними першого порядку інтегрування. Таким чином, пропонується виконувати побудову моделей впливу динаміки індикаторів світових

Результати перевірки рядів на стаціонарність

Показник	ПФТС	ПФТС у перших різницях	ПФТС у других різницях	DJ	DJ у перших різницях	Nik	Nik у перших різницях	FTSE	FTSE у перших різницях
Значення ADF	-1.337	-2.677	-6.768	-1.990	-3.636	-1.626	-4.635	-1.772	-3.710
Критичне значення статистики МакКіннона*	-3.493	-3.493	-3.494	-3.493	-3.493	-3.493	-3.493	-3.493	-3.493

* – критичне значення при 1% рівні значущості

фінансових ринків на процес зміни активності на ФРУ, тобто на динаміку індексу ПФТС у перших різницях. Динаміка даних індикаторів наведена на рис. 2 а, б, в, г.



Рис. 2а. Динаміка інд. Dow Jones

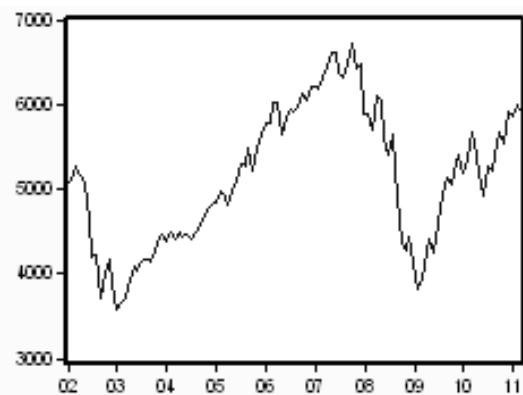


Рис. 2б. Динаміка інд. FTSE

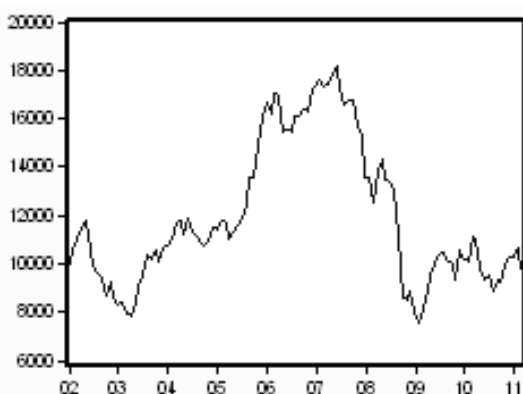


Рис. 2в. Динаміка інд. Nikkei

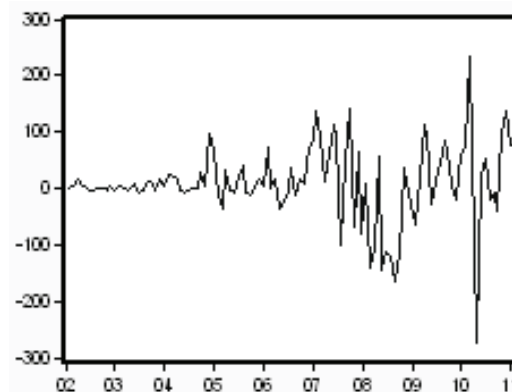


Рис. 2г. Динаміка інд. ПФТС в перших різницях

Крок 2. Даний крок направлений на виявлення коінтеграційних зв'язків між індикаторами світового фондового ринку та ФРУ за допомогою тесту Йохасена. Треба відзначити, що використання зазначеного тесту дозволило виявити коінтеграційні зв'язки у парах: ПФТС у перших різницях – DowJones, ПФТС у перших різницях – Nikkei, ПФТС у перших різницях – FTSE.

Крок 3. Для здійснення третього кроку необхідно є побудова моделей корекції помилки для кожної з сформованих пар. При цьому, постає питання вибору довжини лага. Оскільки кількість рівнів у рядах складає 111, то максимальна кількість лагів дорівнює 10. Оцінка моделей здійснюється за допомогою критеріїв Акаїка та Шварца [2, с. 150 – 155]. Аналіз всіх моделей за визначеними критеріями довів, що оптимальною є побудова трьох моделей з лагом 10. При цьому, використання критеріїв перевірки адекватності моделей дозволило зробити висновки, що моделювання впливу вітчизняного фондового ринку на іноземні є неадекватним, тобто визначені індикатори світових фондових ринків є слабоекзогенними відносно динаміки вітчизняного фондового ринку. Тому для подальшого аналізу у дослідженні використовуються моделі, що відображають вплив світових фондових ринків на вітчизняний (рис. 3).

Таким чином, можна зробити висновок про адекватність моделей, які характеризують залежність УФР від іноземних фондових ринків, у той час, як індикатори іноземних ФР є слабоекзогенними у даних моделях. Також треба відзначити, що моделі є стабільними відносно змінної $D(PFТС)$ (динаміка індексу ФРУ у перших різницях). Про свідчать коефіцієнти відхилення від дов-

Модель впливу американського фондового ринку на український

$$D(PFTS, 2) = -0,7179 \times (D(PFTS(-1) - 0,0055 \times DJ(-1) + 62,2636) - 0,0335 \times D(PFTS(-1), 2) - 0,1732 \times D(PFTS(-2), 2) + 0,0824 \times D(PFTS(-3), 2) + 0,1105 \times D(PFTS(-4), 2) + 0,3602 \times D(PFTS(-5), 2) + 0,3410 \times D(PFTS(-6), 2) + 0,2262 \times D(PFTS(-7), 2) + 0,0041 \times D(PFTS(-8), 2) - 0,1583 \times D(PFTS(-9), 2) + 0,0132 \times D(PFTS(-10), 2) + 0,0141 \times D(DJ(-1)) + 0,0233 \times D(DJ(-2)) - 0,0108 \times D(DJ(-3)) + 0,0164 \times D(DJ(-4)) - 0,0177 \times D(DJ(-5)) - 0,0189 \times D(DJ(-6)) + 0,0154 \times D(DJ(-7)) + 0,01 \times D(DJ(-8)) + 0,0208 \times D(DJ(-9)) - 0,0236 \times D(DJ(-10)).$$

Коефіцієнти множинної регресії для моделі складає 0,75.

Модель впливу японського фондового ринку на український

$$D(PFTS, 2) = -0,6813 \times (D(PFTS(-1) + 0,0026 \times NIK(-1) - 42,8248) - 0,1473 \times D(PFTS(-1), 2) - 0,2197 \times D(PFTS(-2), 2) - 0,0499 \times D(PFTS(-3), 2) + 0,0878 \times D(PFTS(-4), 2) + 0,399 \times D(PFTS(-5), 2) + 0,2859 \times D(PFTS(-6), 2) + 0,2715 \times D(PFTS(-7), 2) - 0,0136 \times D(PFTS(-8), 2) - 0,2028 \times D(PFTS(-9), 2) - 0,0522 \times D(PFTS(-10), 2) + 0,0189 \times D(NIK(-1)) - 0,0017 \times D(NIK(-2)) + 0,0084 \times D(NIK(-3)) - 0,0012 \times D(NIK(-4)) - 0,0169 \times D(NIK(-5)) + 0,0021 \times D(NIK(-6)) + 0,0065 \times D(NIK(-7)) + 0,0167 \times D(NIK(-8)) + 0,0213 \times D(NIK(-9)) - 0,0114 \times D(NIK(-10)).$$

Коефіцієнти множинної регресії для моделі складає 0,71.

Модель впливу англійського фондового ринку на український

$$D(PFTS, 2) = -0,7043 \times (D(PFTS(-1) - 0,1332 \times FTSE(-1) + 65,4867) - 0,0939 \times D(PFTS(-1), 2) - 0,2230 \times D(PFTS(-2), 2) + 0,0079 \times D(PFTS(-3), 2) + 0,0443 \times D(PFTS(-4), 2) + 0,3491 \times D(PFTS(-5), 2) + 0,2537 \times D(PFTS(-6), 2) + 0,1413 \times D(PFTS(-7), 2) - 0,0841 \times D(PFTS(-8), 2) - 0,2370 \times D(PFTS(-9), 2) - 0,0199 \times D(PFTS(-10), 2) + 0,063 \times D(FTSE(-1)) + 0,034 \times D(FTSE(-2)) + 0,0115 \times D(FTSE(-3)) + 0,039 \times D(FTSE(-4)) - 0,0487 \times D(FTSE(-5)) - 0,0283 \times D(FTSE(-6)) + 0,0304 \times D(FTSE(-7)) + 0,0037 \times D(FTSE(-8)) + 0,0391 \times D(FTSE(-9)) - 0,0678 \times D(FTSE(-10)).$$

Коефіцієнт множинної регресії для моделі складає 0,72.

Рис. 3. Моделі, що відображають вплив світових фондових ринків на вітчизняний

гострокової рівноваги, що знаходяться в інтервалі від -1 до 0 (-0.718, -0.681, -0.704 відповідно до порядку згадування моделей). При цьому, найбільшою стабільністю характеризується залежність ФРУ від японського. На основі побудованих моделей у роботі проведено аналіз характеру взаємодії індикаторів фінансових ринків за допомогою імпульсного аналізу. У якості висновку за даним аналізом треба зазначити, що системи, у яких у якості екзогенних змінних виступає індекс ПФТС, набувають певного стабільного стану, чого важко сказати стосовно систем з екзогенними іноземними фінансовими ринками. Таким чином, необхідно сформулювати висновки, що у побудованих моделях динаміку іноземних фінансових ринків не треба приймати у якості екзогенних в залежності від динаміки ФРУ.

Також на третьому кроці проведено аналіз декомпозиції дисперсії індикатора фондового ринку України за трьома побудованими моделями. Даний аналіз виявив найбільший рівень залежності динаміки ПФТС від американського фондового ринку.

Крок 4. На даному кроці пропонується здійснення прогнозування динаміки індексу ПФТС на основі трьох побудованих моделей (рис 4 а, б, в).

За результатами здійсненого прогнозування у роботі проведено оцінку якості прогнозу за трьома моделями (табл. 2)

Наведені дані свідчать про досить високу якість прогнозу при використанні всіх трьох моделей, однак, найкращий результат дозволяє отримати модель впливу японського ФР на вітчизняний.

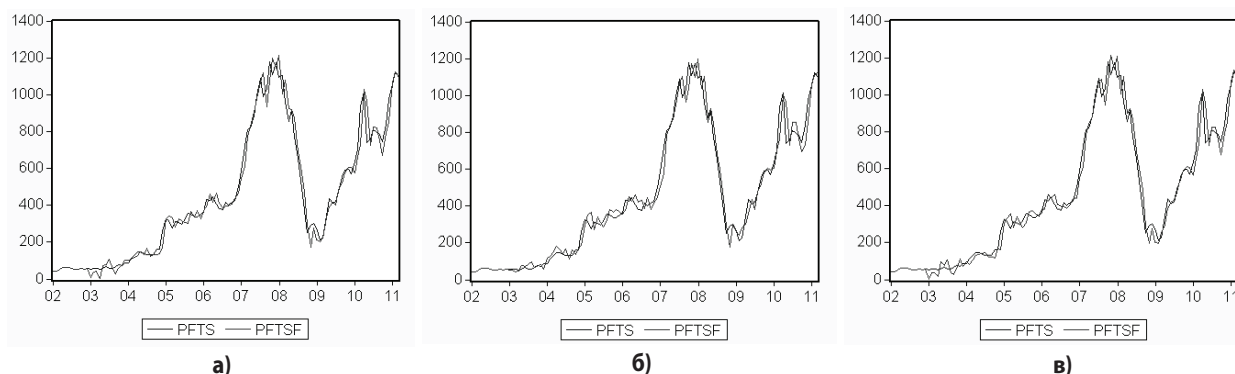


Рис. 4. Графіки динаміки фактичних та прогнозних значень рівнів ряду, що сформовані за трьома наведеними моделями корекції похибок

Таблиця 2

Оцінка якості прогнозу

Моделі	MAPE, %
Оцінки впливу американського ФР на УФР	10,9
Оцінки впливу японського ФР на УФР	10,4
Оцінки впливу англійського ФР на УФР	12,3

Висновки. Аналіз, що проведено, показав таке:
 – фондові ринки трьох основних світових економічних центрів (Америци, Англії та Японії) чинять вплив на фондовий ринок України. Що відображається на тенденціях зміни активності на ньому;

– у ході аналізу було виявлено наявність коінтеграційних зв'язків між динамікою зазначених індикаторів та УФР;

– використання VEC-моделей для прогнозування динаміки зміни тенденцій індексу ПФТС дозволило здійснити прогнозування даного індикатору досить високої якості. Оптимальний лаг, при цьому, дорівнює 10. Окремо слід зазначити, що моделювання залежності змін на світових фондових ринків від ФРУ є недоцільним.

Як напрямок **подальших досліджень** пропонується аналіз впливу інших складових світових фінансових ринків на вітчизняний. ■

ЛІТЕРАТУРА

1. Геєць В. М. Моделі і методи соціально-економічного прогнозування: Підручник / Геєць В. М., Клебанова Т. С., Черняк О. І., Іванов В. В., Дубровіна Н. А., Ставицький А. В. – Х.: ВД «ІНЖЕК», 2005. – 396 с. Укр. мова.

2. Лук'яненко І. Г., Гордніченко Ю. О. Сучасні економетричні методи у фінансах: Навчальний посібник. – К.: Літера ЛТД, 2002. – 352 с.

3. Стрижиченко К. А. Моделі взаємодії фінансових ринків // Бізнес Інформ. – 2006. – №11. – С. 95 – 105.

4. Школьник І. О. Фінансовий ринок України: сучасний стан і стратегія розвитку: Монографія. – Суми: ВВП «Мрія» ТОВ; УАБС НБУ, 2008. – 348 с.

5. Магнус Я. Р., Катышев П. К., Пересецкий А. А. Економетрика. Начальный курс: Учеб. – 8-е изд., испр. – М.: Дело, 2007. – 504 с.

6. Granger C. W. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods / Econometrica. – 1969. – V. 37. – P. 424 – 438.

7. Носко В. П. Економетрика. Введение в регрессионный анализ временных рядов. – Москва, 2002. – 254 с. // Режим доступа: www.iet.ru/mipt/2/text/curs_econometrics.htm.

8. Сайт індексу ПФТС: <http://www.PFTS.com.ua>.

9. <http://online.wsj.com>.

10. <http://www.marketwatch.com>.

11. <http://www.econstats.com>.