

ФІНАНСИ, ГРОШОВИЙ ОБІГ І КРЕДИТ

УДК 336.761

С.В. Ляшенко*
В.І. Ляшенко**

ОЦІНКА ЗАЛЕЖНОСТІ ІНДЕКСУ ПЕРШОЇ ФОНДОВОЇ ТОРГОВЕЛЬНОЇ СИСТЕМИ ВІД ІНДЕКСІВ МОСКОВСЬКОЇ МІЖБАНКІВСЬКОЇ ВАЛЮТНОЇ БІРЖИ ТА ІНДЕКСУ ДОУ ДЖОНС

В дослідженні виявлені залежності українського фондового ринку від світових тенденцій та виконаний аналіз російського індексу ММВБ та американського Доу Джонс.

В исследовании выявлены зависимости украинского фондового рынка от мировых тенденций и выполнен анализ российского индекса ММВБ и американского Доу Джонс.

Постановка проблеми. В умовах світової фінансової кризи високої актуальності набуває проблема аналізу взаємозалежності фондових індексів. Індeksi ринків, що розвиваються, як, наприклад, українські, дуже чуттєві до змін у світових індексах, тому необхідно виявляти ступінь цієї залежності, чому і присвячена ця робота.

Наприкінці 2008 року світова економіка зі стану нестійкої стагнації перейшла у фазу, як мінімум, середньострокової рецесії, що може протривати як кілька місяців, так і розтягнутися на весь 2009 рік. Очікувалося, що перші місяці 2009 року в Україні будуть найбільш напруженими, а пік соціально-економічної кризи може припасти на кінець зими – початок весни. Якщо за зиму буде збережено фінансово-курсову стабільність, буде уникнуто масового згортання виробничої діяльності і ефективно розпорядиться наявними фінансовими ресурсами для стимулювання реального сектора економіки, тоді вже навесні розраховуватимемо на певну стабілізацію в цілому соціально-економічній ситуації в країні. В іншому випадку, вже за підсумками першого кварталу 2009 року майже 25% українських підприємств можуть виявитися де-факто банкрутами, що призведе до повної зупинки або закрити значної кількості виробництв, зокрема, містоутворюючих, масового звільнення людей, що тільки підсилить фінансово-економічну кризу і соціальну напруженість в суспільстві.

Знову використовуватимуться бартерні схеми у взаєморозрахунках, значно зросте безнадійна кредиторська і дебіторська заборгованість, податкові відрахування знизяться до мінімуму, і країна фактично знову повернеться до системи товарно-грошових відносин середини 90-х минулого століття. При цьому абсолютна більшість інвестиційних програм буде або припинена на невизначений строк, або взагалі згорнута через повну неактуальність. Ймовірно, доведеться забути і про які-небудь реальні перспективи в рамках підготовки і проведення загальнодержавного проекту Євро-2012. Український фондовий ринок як у січні, так і у лютому 2009 р, скоріше за все, залишатиметься пасивним. Проте, значне падіння цін на українські папери в 2008 заклало певний плацдарм для ринкового росту вартості українських акцій в 2009. За керованої соціально-економічної ситуації, відносної курсової стабільності та відсутності значного негативу у світовій економіці український біржовий ринок в січні-лютому 2009 р. має шанси показати середній ціновий ріст на рівні 3-12%.

Аналіз публікацій. Дослідженнями з цієї тематики займається небагато українських вчених. В. Кучеренко характеризує ПФТС (Індекс Першої фондової торговельної системи), М. Назарчук визначає взаємозв'язок між фондовими індексами та показниками розвитку економіки України [4; 8; 9]. Цікавими є роботи російських вчених, зокрема, автокореляційний

* Ляшенко С.В. — магістрант Донецького національного технічного університету.

** Ляшенко В.І. — зав. відділом Інституту економіки промисловості НАН України, д-р екон. наук, с.н.с., м. Донецьк.

аналіз Б.Алехіна, дослідження факторів впливу на фондові індекси окремих галузей економіки М. Алексенкової, визначення особливостей поведінки фондових індексів в 1997 році Боровикова В [1; 4; 8]. Актуальним для України є дослідження якості фондових індексів білоруського вченого А. Бельзецького [2; 3]. Більшого розвитку дослідження поведінки фондових індексів здобули у країнах Заходу. Так, використані нами методики дослідження VaR (value at risk) та VAR (vector autoregression) зустрічаються у багатьох ґрунтовних дослідженнях з аналізу фондового ринку. Перший рекомендується використовувати для оцінки ризикованості активу (акції, облігації, індексу, тощо) [6-10], а другий – для оцінювання зв'язку між зміною вартості будь яких активів або їх залежності від економічних показників [10-17].

Метою даної статті є вияв залежності українського фондового ринку від світових тенденцій. Для аналізу обрано російський індекс ММВБ та американський індекс Доу Джонс.

Виклад основного матеріалу дослідження. Якщо ж макроекономічні показники в Україні погіршуватимуться, цінова динаміка на українських біржах, скоріше за все, також набуде спадного тренду, а фондовий індикатор тільки в січні може впасти майже на 10%. Додатковим фактором росту повинна слугувати й та обставина, що в Україні, незважаючи на цілковиту недоречність і низьку ймовірність успішної приватизації в умовах кризи, як і раніше, ведеться дискусія про приватизацію в 2009 інвестиційно привабливих державних об'єктів, зокрема, реалізацію контрольних пакетів акцій генеруючих і блокуючих пакетів розподільчих компаній. Основні фонди у теплової генерації нині зношені майже на 80% і вимагають термінової модернізації, на яку держава просто не має грошей.

Якщо український уряд відмовиться від приватизації в стратегічній для економічної безпеки країни галузі та, як і раніше, за залишковим принципом фінансуватиме інвестиційні програми в електроенергетиці, тоді ще одним найближчим проявом економічної кризи може стати енергетична. Через фізичну зношеність і нерівномірне споживання електроенергії в один дуже нещасливий для України день вся об'єднана українська енергосистема може звалитися і спричинити великі економічні і соціальні потрясіння, що вимагатиме від держави термінових і суттєвих організаційних і фінансових ресурсів для відновлення нормального функціонування енергосистеми в масштабах всієї країни.

Можливо, на фоні дефіциту бюджетних коштів, а також позикових і інвестиційних ресурсів приватизація знову виявиться пріоритетною статтею для формування українським урядом дохідної частини. Тоді, в очікуванні майбутніх державних розпродажів, акції українських «генераторів» і «обленерго» можуть зацікавити не лише вітчизняних і закордонних спекулянтів, але й потенційних стратегів, які здійснюватимуть дешеві покупки на ринку, максимально консолідуючи свій «доприватизаційний» пакет. Однак, не будемо забувати, що і на світових фондових ринках головними стримуючими факторами інвестиційної активності залишаються загальносвітова фінансова нестабільність, слабкі показники фінансово-виробничого сектору національних економік, недостатній платоспроможний попит на товарних ринках і недолік довіри системних інвесторів.

Якщо ж, зважаючи на це, політико-економічна ситуація в нашій країні розвиватиметься за песимістичним сценарієм і остаточно згоратимуться інвестиційні програми, український біржовий ринок може в 2009 році звалитися додатково ще на 20-30%. В 2008 помітно збільшилася торговельна активність на ринках державних облігацій, акцій і корпоративних облігацій. Водночас знизилася торгівля інвестиційними сертифікатами і муніципальними цінними паперами (табл. 1).

Найбільшого прогресу 2008 року досягнуто в торгівлі державними бондами. Ринок ОВДП виріс більш ніж у три з половиною рази – до 10,76 млрд. грн., зайнявши 23,25 % річного торговельного обсягу ПФТС. В 2007 частка ринку держпаперів склала 9,18% з торговельним оборотом в 2,96 млн. грн. Домінував у ПФТС, як і в 2007, ринок корпоративних облігацій. 2008 року торги на ньому вирости на 3,7 млрд. грн. (20,47%), сягнувши 21,54 млрд. грн., однак, частка ринку в ПФТС скоротилася до 46,54%. В 2007 торговельний оборот на ринку корпоративних облігацій склав 17,88 млрд. грн. з часткою на біржі 55,44%. В 2008 абсолютним лідером на ринку корпоративних облігацій стали бонди «Укргазбанку» (серія 3) – 1,26 млрд. грн., найближчим переслідувачем – облігації «Укрсоцбанку» (серія Е) – 701,11 млн. грн., який відстав від лідера в 1,85 рази, замкнули трійку лідерів облігації компанії «Дружба народів Нова» (серія В) – 599,6 млн. грн.

Друге місце в річній структурі ПФТС посів ринок акцій. За підсумками 2008 він виріс на 2,94 млрд. гривень, досягши 13,17 млрд. грн. і забезпечивши ризиковим інструментам частку ринку в 28,46% від загального обся-

Таблиця 1

Структура торгів цінними паперами в ПФТС в 2007-2008 [19]

Вид цінних паперів	Обсяг торгів за 2007 р., грн.	Частка в загальному обсязі торгів, %	Обсяг торгів за 2008 р., %	Частка в загальному обсязі торгів, %	Зміна за період, %
Ринок державних цінних паперів	2959869824,01	9,18	10 757 638 919,52	23,25	263,45
ОВДП	2959869824,01	100	10 757 638 919,52	100	163,45
Ринок муніципальних цінних паперів	752 196 665,63	2,33	595 099 248,48	1,29	-20,89
Муніципальні облигації	752 196 665,63	100	595 099 248,48	100	-20,89
Ринок корпоративних облигацій	17878790816,90	55,44	21537869196,80	46,54	20,47
Корпоративні облигації	17878790816,90	100	21537869196,80	100	20,47
Ринок акцій	10227952317,65	31,72	13169945893,65	28,46	28,76
Блакитні фішки	5026965236,82	49,15	6094131014,30	46,27	21,23
Акції 2-го і -3-го рівнів	5200987110,83	50,85	7075814879,35	53,73	36,05
Ринок цінних паперів пайових ІСІ	427970275,38	1,33	217878356,54	0,471	-49,09
інвестиційні сертифікати	427970275,38	100	217878356,54	100	-49,09
Похідні цінні папери	-	-	-	-	-
Опціони	-	-	-	-	-
Разом	32246779929,57	100,00	46278431614,99	100,00	43,51

гу торгів. Роком раніше попит на ринку склав 10,23 млрд. грн. (31,72%). В 2008 лідерами торгів на ринку акцій стали цінні папери «Харцизького трубного заводу» – 78 угод на суму 1,49 млрд. грн.; «Центренерго» – 2 526 угод, 590,32 млн. грн. і «Дніпроенерго» – 569 угод, 577,63 млн. грн.

На третьому місці річної структури біржі опинився ринок державних облигацій з обсягом торгів 2,96 млрд. грн. (9,18%). У 2008 частка ринку держпаперів у ПФТС зросла до 23,25%, а торговельний оборот склав 10,76 млрд. грн. В 2008 перші позиції зайняли ОВДП зі строками погашення: 28.09.2011 (обсяг торгів – 3,02 млрд. грн.), 22.02.2012 (3,0 млрд. грн.) і 17.12.2008 (1,5 млрд. грн.).

Ринок муніципальних цінних паперів зайняв за результатами минулого року четверте місце. Якщо в 2007 наторгували цінних паперів на суму 752,2 млн. грн., або 2,33% усього річного обороту, то в 2008 обсяги торгів муніципальними бондами скоротилися на 20,89% – до 595,1 млн. грн. (1,29%). В 2008 році в лідери вийшли облигації муніципалітетів Одеської міської ради (серія В) – 280,68 млн. грн., Київської міської ради (серія А) – 146,5 млн. грн. і Харківської міської ради (серія А) – 48,75 млн. грн.

Вибір індексу ПФТС як такого, що репрезентує український ринок акцій

обґрунтовано у першому розділі. Індеси ММВБ та Доу Джонс є такими, що репрезентують ринки відповідно Росії та США [3]. Для аналізу обрано ринки саме цих країн тому, що Росія є найбільшим партнером України, економіки країн сильно пов'язані, країни знаходяться в одному регіоні. США обрано як найбільша економіка світу, індекси якої відображають загальні настрої інвесторів.

Обрана модель векторної авторегресії (VAR) дозволяє зробити висновки щодо короткострокової та довгострокової реакції однієї змінної на іншу (короткострокові та довгострокові мультиплікатори, побудова функції реакції на імпульс), а також знаходження наявності залежності поміж двома змінними. Остання проблема найбільш актуальна для часових рядків через те, що якщо дві змінні мають такий самий тренд, то виникає проблема «регресії, що здається» [11]. Моделі VAR можуть надати багато корисної інформації щодо того, через який час після зміни однієї змінної змінюється інша та чи буде цей ефект мати стабільний характер.

Щоб перевірити справжність впливу однієї змінної на іншу буде використано тест на каузальність по Грейнджеру [11]. Для виконання розрахунків використано програму Stata 9.2.

Модель VAR у випадку наявності екзогенних змінних має вигляд:

$$\vec{y}_t = \vec{v} + A_1 \vec{y}_{t-1} + A_2 \vec{y}_{t-2} + \dots + A_p \vec{y}_{t-p} + B_0 \vec{x}_t + B_1 \vec{x}_{t-1} + \dots + B_s \vec{x}_{t-s} + \vec{u}_t \quad (1)$$

У цій моделі A – матриця параметрів $K \times K$ при авторегресійних членах моделі, B – відповідно, матриця параметрів $K \times K$ при ек-

зогенних змінних, де K – число ендогенних змінних y , котрі в свою чергу являють собою вектор-стовбчик розмірності K [16].

При моделюванні фінансових часових рядків моделі авто регресії застосовуються у тих випадках, коли необхідно змодельовати вплив макроекономічних факторів на ринок цінних паперів або для моделювання взаємозалежності цінних паперів у портфелі.

Для аналізу було обрано значення індексів ПФТС, ММВБ та Доу Джонс з 04.12.2004 по 29.12.2007. Індекс ПФТС за період, що досліджується мав зростаючий тренд, як і індекс Доу Джонс. Індекс ММВБ, як і індекс ПФТС зростав протягом періоду, проте в 2007 році темпи зростання впали.

$$\begin{aligned} R_t^{fst} &= \alpha_{10} + \alpha_{11}R_{t-1}^{fst} + \alpha_{12}R_{t-2}^{fst} + \alpha_{13}R_{t-1}^{rsti} + \alpha_{14}R_{t-2}^{rsti} + \alpha_{15}R_{t-1}^{micexi} + \alpha_{16}R_{t-2}^{micexi} + \varepsilon_t^{fst} \\ R_t^{dow} &= \alpha_{20} + \alpha_{21}R_{t-1}^{fst} + \alpha_{22}R_{t-2}^{fst} + \alpha_{23}R_{t-1}^{rsti} + \alpha_{24}R_{t-2}^{rsti} + \alpha_{25}R_{t-1}^{micexi} + \alpha_{26}R_{t-2}^{micexi} + \varepsilon_t^{rsti} \\ R_t^{micexi} &= \alpha_{30} + \alpha_{31}R_{t-1}^{fst} + \alpha_{32}R_{t-2}^{fst} + \alpha_{33}R_{t-1}^{rsti} + \alpha_{34}R_{t-2}^{rsti} + \alpha_{35}R_{t-1}^{micexi} + \alpha_{36}R_{t-2}^{micexi} + \varepsilon_t^{micexi} \end{aligned} \quad (2)$$

де R_t^{fst} , R_t^{dow} , R_t^{micexi} – відповідно, логарифмічні дохідності індексів ПФТС, Доу Джонс та ММВБ, $\alpha_{ij}, i \in [1,3], j \in [1,6], i, j \in N$ – оцінювані параметри VAR, $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ – вектор незалежно та однаково розподілених помилок.

Дані табл. 2 показують, що на індекс ПФТС істотно впливають другі лаги дохідності індексів Доу Джонс та ММВБ, що свідчить про затримку у один торговельний день, необхідний для

Таким чином, необхідно перевірити зв'язок між українським, російським та американським фондовими ринками за допомогою аналізу багатовимірних часових рядків моделлю векторної авторегресії (VAR).

Рядки значень індексів не є стаціонарними, тому в моделі буде аналізуватися логарифмічна доходність відповідних індексів.

Оптимальна кількість лагових значень змінних, отримана на основі інформаційного критерія Шварца дорівнює 2. Таким чином модель VAR має вид:

того, щоб індекс ПФТС відреагував на зміну цих індексів.

Цікаво, що коефіцієнт при другому лазі дохідності індексу ММВБ значущ та є від'ємним, що свідчить про те, що при зростанні дохідності індексу ММВБ на наступний день повинно очікуватись зменшення дохідності індексу ПФТС.

Для вияву істотності зв'язку між динамікою

Таблиця 2

Параметри моделі VAR* (згенеровано Stata 9.2)

	коэф.	ст. пом.	z	P> z	[95% довір. інтервал]	
Rfst						
Rfst						
L1.	.089862	.0394153	2.28	0.023	.0126095	.1671145
L2.	.0993334	.0394357	2.52	0.012	.0220408	.176626
Rdow						
L1.	.0291876	.0672784	0.43	0.664	-.1026757	.1610509
L2.	.2323587	.06516	3.57	0.000	.1046473	.36007
Rmicexi						
L1.	.0027385	.0621406	0.04	0.965	-.1190549	.1245319
L2.	-.1434202	.0620276	-2.31	0.021	-.2649922	-.0218482
_cons	.0018032	.0006343	2.84	0.004	.00056	.0030464
Rdow						
Rfst						
L1.	.0626984	.0688735	0.91	0.363	-.0722911	.197688
L2.	-.1651699	.0689093	-2.40	0.017	-.3002296	-.0301102
Rdow						
L1.	-.6864298	.1175611	-5.84	0.000	-.9168453	-.4560144
L2.	-.2902614	.1138594	-2.55	0.011	-.5134218	-.0671011
Rmicexi						
L1.	.4592532	.1085834	4.23	0.000	.2464337	.6720727
L2.	.2230557	.1083859	2.06	0.040	.0106232	.4354883
_cons	.0025877	.0011084	2.33	0.020	.0004154	.0047601
Rmicexi						
Rfst						
L1.	.0063332	.0747439	0.08	0.932	-.1401623	.1528286
L2.	-.1564634	.0747828	-2.09	0.036	-.303035	-.0098919
Rdow						
L1.	-.1823828	.1275814	-1.43	0.153	-.4324378	.0676721
L2.	-.1165331	.1235642	-0.94	0.346	-.3587146	.1256483
Rmicexi						
L1.	-.0985212	.1178385	-0.84	0.403	-.3294804	.132438
L2.	.0110463	.1176242	0.09	0.925	-.2194929	.2415856
_cons	.002801	.0012028	2.33	0.020	.0004435	.0051586

* L1 відповідає першому лагу змінної, L2 – другому

дохідності українського, російського та американського ринків використано тест на каузальність по Грейнджеру. Дані табл. 3 дають можливість зробити висновок, що вплив

динаміки дохідності індексів ММВБ та Доу Джонс на динаміку дохідності індексу ПФТС є значущим, при чому значущість впливу індексу Доу Джонс трохи вища.

Таблиця 3

Результати теста хі-квадрат на каузальність по Грейнджеру (сгенеровано Stata 9.2)

Змінна		chi2	df	Prob > chi2
Rfstс	Rdow	14.215	2	0.001
Rfstс	Rmicexi	6.8837	2	0.032
Rfstс	ALL	21.781	4	0.000
Rmicexi	Rfstс	6.1575	2	0.046
Rmicexi	Rmicexi	17.907	2	0.000
Rmicexi	ALL	26.349	4	0.000
Rdow	Rfstс	4.4012	2	0.111
Rdow	Rdow	2.1745	2	0.337
Rdow	ALL	7.2383	4	0.124

З іншого боку, дохідність ММВБ залежить від дохідності Доу Джонс більше, ніж навпаки. Щодо індексу Доу Джонс, то його дохідність залежить від інших аналізованих індексів у найменшому ступені. (статистика хі-квадрат значуща при рівні більш 10%).

Функція реакції на імпульс показує динаміку реакції змінної на одночасний шок з боку інших змінних. Через те, що може існувати кореляція між шоками, така функція не характеризує динаміку змін однієї змінної при шоку з боку іншої при інших рівних умовах. Для подолання цього недоліку проводиться ортогоналізація шоків та будується ортогональна функція реакції на імпульс, для чого застосовується розклад Холецкого [16].

На рис. 1 ми можемо спостерігати, що зростання дохідності індексу Доу Джонс призводить до зростання дохідності індексу ПФТС, тобто спостерігається пряма залежність, причому ефект від шоку згасає десь на п'ятий день. Сірим кольором зазначено довірчий інтервал (95%).

Рис. 2 показує, що рівноважна дохідність індексу ПФТС після додатного шоку з боку індексу Доу Джонс вища за рівноважну дохідність до шоку. З іншого боку зниження

дохідності індексу Доу Джонс буде означати становлення дохідності індексу ПФТС через 5 днів на рівні нижчому, ніж до шоку.

Зараз подивимось зв'язок між ПФТС та ММВБ. Виходячи виключно з графіку на рис. 3-4 можна зробити висновок, що зростання дохідності індексу ММВБ призводить спочатку до зниження, а потім до зростання дохідності індексу ПФТС.

Тим не менш графік для кумулятивної функції показує, що не існує статистично значущого зниження дохідності індексу ПФТС при зростанні індексу ММВБ. За допомогою методу латентних показників та використання процедури Якобі в роботі вдалося розрахувати еталонні значення українських фондових індексів. Їхнє практичне застосування полягає в тому, що співставляючи ряди даних еталонного фондового індексу та фондових індексів, що досліджуються, можна оцінити показники якості останніх.

Було розглянуто два показника якості – точність та адекватність. Виявилось, що лише один український фондовий індекс має необхідний коефіцієнт адекватності. Це індекс сім'ї PFTS - PFTS-Cbonds/TR. Це індекс

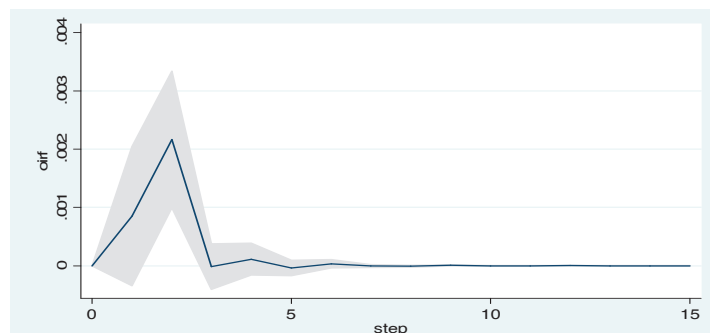


Рис. 1. «Графік ортогональної функції реакції на імпульс для дохідності індексу ПФТС з боку дохідності індексу Доу Джонс»

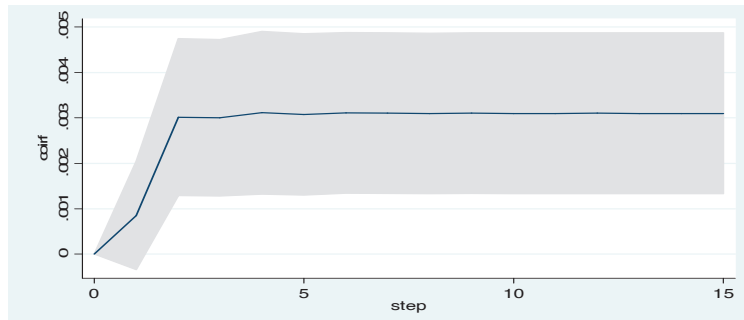


Рис. 2. «Графік кумулятивної ортогональної функції реакції на імпульс для доходності індексу ПФТС з боку доходності індексу Доу Джонс»

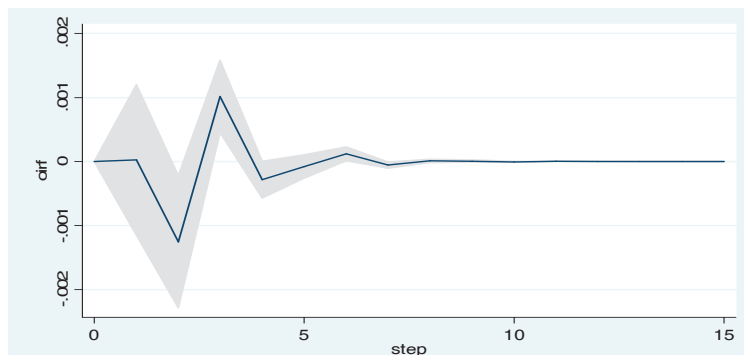


Рис. 3. «Графік ортогональної функції реакції на імпульс для доходності індексу ПФТС з боку доходності індексу ММВБ»

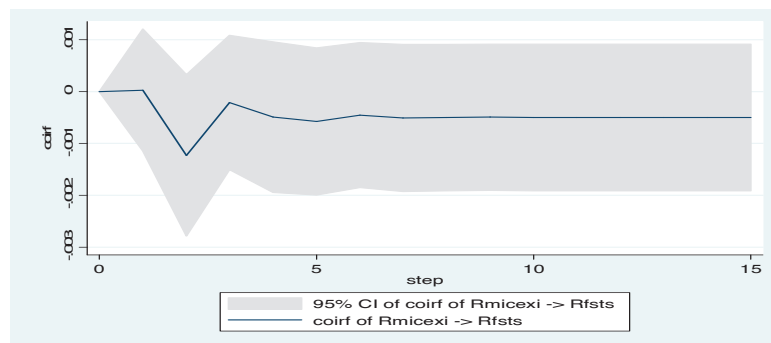


Рис. 4. «Графік кумулятивної ортогональної функції реакції на імпульс для доходності індексу ПФТС з боку доходності індексу ММВБ»

українських облігацій. Серед індексів акцій найбільш адекватним за розрахунками виявився індекс ПФТС, тому його було обрано для аналізу.

Варіаційно-коваріаційний метод розрахунку VaR є досить вдалим та прийнятним для оцінки ризику змін вартості фінансових інструментів. Він відрізняється концептуальною і розрахунковою простотою.

Відносне значення VaR з ймовірністю 99% складає 2,5% для довгої позиції та 2,8% для короткої. Розрахунок абсолютного значення VaR для індексу ПФТС на 28.12.2007 (поточна

вартість індексу = 1174,02) подано в табл. 4.

Отже, ми могли б максимально втратити 29,35 пунктів цього індексу протягом найближчої доби з ймовірністю 99% та глибиною розрахунку в 1 рік, тобто поточна вартість інструменту максимально могла б знизитися до позначки 1144,67.

Знаючи індекс, який найбільш повно відображає український ринок акцій та рівень його ризикованості, була змодельована залежність українського ринку від закордонних. Для цього була використана модель векторної авторегресії (VAR) дозволяє зробити висновки

Таблиця 4

**Відносне значення оберненого нормального розподілу
(параметричне (варіаційно-коваріаційне) моделювання)**

Рівень довіри	Найбільш ймовірне значення	Найменше значення	VaR для довгої позиції	Найбільше значення	VaR для короткої позиції
95%	0,16%	1,7%		2,1%	
97%		2,0%		2,3%	
99%		2,5%		2,8%	

щодо короткострокової та довгострокової реакції однієї змінної на іншу, а також знаходження наявності залежності між двома змінними. Для моделі були обрані індекси ПФТС (Україна), ММВБ (Росія), Доу Джонс (США).

Висновки. Побудована модель дала можливість дійти висновків, що залежність між українським ринком акцій та російським існує, проте вона не має істотного впливу на динаміку індексів ПФТС та ММВБ.

Вплив індексу Доу Джонс на український ринок акцій додатна та більш значуща, ніж вплив ММВБ, що свідчить про те, що український ринок більш залежить від глобальних тенденцій, а ніж локальних

Залежність українського ринку акцій від російського та американського більш значуща, а ніж залежність двох останніх від українського.

Література

1. Алексеенкова М.В. Факторы отраслевого анализа для российской переходной экономики: Препринт WP2/2001/01. – М.: ГУВШЭ, 2001. – 34 с.
2. Бельзецкий А. Качество фондовых индексов // Банковский вестник. – 2006. – № 2. – С. 19-25.
3. Бельзецкий А. Фондовые индексы: оценка качества. – М.: Новое знание, 2006. – 310 с.
4. Боровиков В. Некоторые особенности поведения фондовых индексов в 1997 году. [Электронный ресурс] – <http://www.statsoft.ru> – проверено 27.10.2008.
5. Єріна А.М., Пальян З.О. Теорія статистики: Практикум. – К.: Товариство «Знання», КОО, 1997. – 325 с.
6. Лобанов А. Проблема метода при расчете value at risk // Рынок ценных бумаг. – 2000. – № 21. – С. 54-58.
7. Лобанов А., Порох А. Анализ применимости различных моделей расчета value at risk на российском рынке акций // Рынок ценных бумаг. – 2001. – № 2. – С. 65-70.
8. Лобанов А.А., Чугунов А.В. Энциклопедия финансового риск-менеджмента. – М.: Альпина Бизнес Букс, 2006. – 680 с.
9. Бригхем Ю., Гапенски Л. Финансовый менеджмент. – Т.1. – СПб.: Экономическая школа, 1997. – 568 с.
10. Брейли Р., Майерс С. Принципы корпоративных финансов. – М.: ЗАО «Олимп-Бизнес», 1997. – 424 с.
11. Вільям Г. Грін „Економетричний аналіз”. – К.: „ОСНОВИ”, 2005. – 1199 с.
12. Eric Zivot. Introduction to Computational Finance and Financial Econometrics. – London, 2002. – 544 с.
13. Индекс ПФТС [Электронный ресурс] – <http://www.pfts.com/uk/shares-indexes/> – проверено 10.10.2008.
14. Russell Davidson and James G. MacKinnon Foundations of Econometrics. – Oxford Press. – 1999. – 640 с.
15. Box G. and Jenkins G. Time Series Analysis: Forecasting and Control, 2nd. ed. San Francisco: Holden Day, 1984. – 324 с.
16. VAR Intro – Introduction to Vector Autoregression Models – Stata User’s Manual [Электронный ресурс] – www.stata.com. – проверено 10.10.2008.
17. АНАЛІТИКА: Оперативна інформація щодо стану фондового ринку та ринку цінних паперів України станом на 2008-01-31 [Электронный ресурс] – <http://www.ssmc.gov.ua/8/1> – проверено 27.10.2008.
18. Боровкова В.А. Рынок ценных бумаг. – СПб.: Питер, 2006. – 320 с.
19. Морква О. Падаємо і стискаємося // Україна. Бізнес-Ревю. – 2009. – № 1-2. – С. 6.