

УДК 519.86:336.743

Галина ВЕЛИКОІВАНЕНКО

кандидат фізико-математичних наук, доцент,
професор кафедри економіко-математичного моделювання,
ДВНЗ «Київський національний економічний університет імені Вадима Гетьмана»

МОДЕЛЮВАННЯ ВОЛАТИЛЬНОСТІ ВАЛЮТНИХ КУРСІВ НА ПІДГРУНТІ БАГАТОВИМІРНОЇ МОДЕЛІ GARCH

У статті розглянуто особливості процесу прогнозування валютних обмінних курсів з урахуванням можливих взаємовпливів різних економічних факторів. Здійснено перевірку наявності прямого впливу між валютними курсами, відсотковими ставками, фондовими індексами і цінами на нафту. Побудовано моделі для прогнозування та оцінювання ефектів взаємовпливу між волатильністю валютних курсів і зазначеними факторами.

Ключові слова: паритет купівельної спроможності, волатильність валютного курсу, тест Гренджера, модель векторної авторегресії, інформаційний критерій, багатовимірна модель GARCH.

Сучасні фінансові ринки світу загалом та України зокрема характеризуються мінливістю та непередбачуваністю валютних курсів. Обсяги операцій світового валютного ринку постійно зростають. Це пов'язано із розвитком міжнародної торгівлі та скасуванням валютних обмежень у багатьох країнах. На сьогодні валютний ринок є одним із найбільших та ліквідних фінансових ринків у світі.

В економічній теорії ґрунтовному вивченню проблеми вибору валютних режимів та регулюванню грошової сфери присвячено чимало праць західних і російських економістів: А. Анікіна, Е. Берга, Д. Бернштейна, П. Гецці, Г. Джан, Р. Дорнбуша, В. Ключова, Л. Красавіної, Д. Маршалла, Г. Пуарсона, Н. Сміта, Д. Уоррелла, Дж. Френкеля, Дж. Фрідмена, С. Фішера, К. Шулера та інших. Серед українських дослідників слід назвати роботи С. Боринця, О. Бреславської, Т. Вахненка, А. Гальчинського, І. Лук'яненка, Т. Мусієнко, М. Савлука, В. Сікори, В. Юрчишина та інших.

Однією з основних концепцій, що лежить в основі розуміння сутності валютного курсу, є концепція паритету купівельної спроможності (ПКС) [1-3].

Теорія абсолютного паритету купівельної спроможності ґрунтується на законі єдиної ціни, який говорить, що в умовах досконалої конкуренції той самий товар у різних країнах має однакову ціну, якщо вона виражена в одній і тій же валюті. Паритет купівельної спроможності – це рівень обмінного курсу між валютами двох країн, що дозволяє вирівняти купівельну спроможність кожної з них. Відповідно обмінний курс між валютами двох країн дорівнює співвідношенню рівня цін у цих країнах [4].

Проте теорія абсолютного паритету купівельної спроможності не витримала випробування практикою функціонування міжнародного валютного ринку внаслідок суттєвих спрощень, покладених у її підґрунтя. Тому виникла теорія відносного паритету купівельної спроможності, відповідно до якої коливання валютного курсу пропорційні відносній зміні рівня цін у двох країнах [5].

Починаючи з кінця 80-х років минулого століття,

дослідження в області курсоутворення були спрямовані на перевірку дієздатності доктрини ПКС на підґрунті застосування економітричних методів і моделей. Зокрема Д. Френкель на основі даних для країн із високими темпами інфляції отримав результати, які підтвердили, що обмінний курс наближається до ПКС у довгостроковому періоді, а відхилення від нього можливі лише внаслідок тимчасових шоків і жорсткості цін на ринку товарів [6].

Суттєвим недоліком цих досліджень стало ігнорування проблеми нестационарності змінних у побудованих регресійних моделях. Використання методу коінтеграції часових рядів у подальших дослідженнях коливань валютних курсів, розробленого Р. Енглом та К. Грейнджером, дало неоднозначні результати [7; 8].

Необхідною умовою побудови адекватних моделей при застосуванні методу коінтеграції є використання довгих часових рядів. У випадку аналізу курсів валют постає проблема змішування різних режимів обмінного курсу. Ця проблема була вирішена А. Тейлором завдяки використанню у дослідженні панельних даних. Результатом проведеного аналізу став висновок про справедливість гіпотези ПКС у довгостроковому періоді, хоча автор зазначив можливість значних відхилень курсу від ПКС у короткостроковому періоді [9].

Останнім часом здійснюються розробки у напрямі аналізу впливу різних валютних режимів на динаміку волатильності обмінного курсу з метою виявлення режимів, що призводять до періодів високої і низької волатильності [10]; а також, у напрямі аналізу впливу основних макроекономічних показників на волатильність обмінного курсу [11].

Особливістю нашого дослідження є вивчення впливу як економічних факторів (змінних) на коливання валютного курсу, так і можливого зворотного впливу.

Метою статті є вивчення можливого взаємовпливу волатильності між валютними курсами, відсотковими ставками, фондовими індексами та цінами на нафту. Основні завдання статті полягають у перевірці наявності прямого впливу між валютними курсами, відсотковими ставками, фондовими індексами і цінами

на нафту; побудові багатовимірної моделі *GARCH* для оцінювання ефектів взаємовпливу волатильності та прогнозування волатильності валютного курсу.

Інтуїтивно зрозумілий учасника міжнародного або фінансового ринку процес зміни валютних курсів, чи цін активів потребує певної характеристики, що відображає цю зміну. Такою характеристикою є волатильність.

На валютних і фінансових ринках ціни змінюються постійно. Більша частина учасників торгів, чи то спекулянти, чи то інвестори, намагаються прогнозувати майбутні ціни на активи. Проте ціни формуються на основі властивостей фінансового інструменту, минулих даних про ціну і низки неконтрольованих факторів. Крім довгострокових змін цін на активи, інвесторів цікавить їх зміна протягом короткого проміжку часу. Для характеристики таких коливань і використовується волатильність – статистичний показник, що характеризує тенденцію ринкової ціни або доходу змінюватися з часом.

Вибір змінних для аналізу взаємовпливів волатильностей зумовлений метою охопити ефекти взаємовпливів різних сфер економіки на волатильність обмінного курсу. У нашому дослідженні фондові індекси відображають оцінку розвитку реального сектору економіки, процентні ставки представляють фінансовий сектор, ціни на нафту відображають ресурсну базу світової економіки.

Вибір країн визначається п'ятьма світовими валютами з найбільшим торговим оборотом, з євро, взятим за базу. Період дослідження обрано на підставі доступності даних, за винятком останніх потрясінь через фінансову кризу.

Для дослідження використано щоденні дані за період 09.01.1996-01.09.2008 років, що становить 3300 спостережень. Найновіші спостереження (після 2008 року) були вилучені з вибірки через незвичайно високу волатильність у період після фінансової кризи. Початок вибірки було обрано залежно від наявності даних по країнах у межах дослідження. Всі оригінальні ряди (тобто процентні ставки, фондові індекси, ціни на нафту і валютний курс) виявилися нестационарними, тому для подальших досліджень були взяті перші різниці¹.

Таким чином, статистична вибірка містить спостереження для чотирьох країн (Австралія, Японія, Великобританія і Сполучені Штати Америки). Зокрема, в якості змінної, що відповідає валютному курсу (e) взято перші різниці логарифмів номінального курсу відповідних валют (австралійського долару, ієни, британського фунту стерлінгів і долара) відносно євро, обраного за базу. До 1999 року використовується обмінний курс ЕКЮ. Для відображення у моделях змінної, що характеризує процентні ставки (i), обрано державні облігації з 10-річним терміном погашення. Для опису змінної, що характеризує фондові індекси (s), розраховується перша різниця логарифмів відповідно до фондових індексів у кожній з країн. Зокрема, використовуються такі показники фондового ринку: S&P ASX 200 в Австралії, TOPIX 500 для Японії, FTSE 100 в Великобританії і S&P 500 для США. Для цін на нафту (o) було взято перші різниці логарифмів ціни на кошик нафти ОПЕК.

Аналіз перетворених рядів на стаціонарність показав, що, згідно з тестом Дікі-Фуллера, стаціонарність може бути прийнята для всіх перетворених рядів. Обчислені дескриптивні

статистики показали, що всі ряди не є нормально розподіленими у всіх країнах. Це зумовлено головним чином високою ймовірністю екстремальних значень, тобто завищеними значеннями експесу, що може також вказувати на авторегресивну умовну гетероскедастичність у даних. На підставі побудованої допоміжної регресії від константи і першого авторегресійного члена (для усунення можливої автокореляції), проводився тест ARCH-LM [12] з одним лагом. Тест вказує на авторегресійні гетероскедастичні ефекти для всіх рядів, за винятком процентних ставок у США (для яких такі ефекти були виявлені за тестом з трьома лагами). Таким чином, моделювання волатильності для обраних часових рядів є виправданим.

Наступним кроком є проведення тесту Гренджера [13] щодо існування причинно-наслідкових зв'язків між досліджуваними змінними. Тест проводився попарно для перевірки існування прямого впливу між обмінним курсом, процентними ставками, фондовими індексами і цінами на нафту.

Результати попарного тесту Гренджера щодо існування причинно-наслідкових зв'язків для всіх змінних і країн, разом з 1 лагом, наведені в таблиці 1. Як ми бачимо, процентні ставки впливають на коливання валютного курсу в Австралії і в Сполучених Штатах. Спостерігається також зворотний ефект. Можна дати наступне обґрунтування взаємозв'язку цих двох змінних: центральні банки впливають на курси валют за допомогою маніпулювання процентними ставками та вартістю валют. Вищі процентні ставки збільшують прибутковість кредиторів у національній економіці порівняно з іншими країнами. Таким чином, високі процентні ставки сприяють залученню іноземного капіталу і викликають підвищення обмінного курсу.

Ціни на нафту впливають на валютні курси в усіх країнах, крім Великобританії. Це можна пояснити відмінностями в експорті та імпорті нафтопродуктів. З іншого боку, споживання нафти у Великобританії є відносно збалансованим², що також підтверджує цей висновок. Фондові індекси впливають на валютні курси за Гренджером тільки у Великобританії; обернений вплив спостерігається для Великобританії, а також Австралії.

Для підтвердження попереднього аналізу, а також у якості підґрунтя для подальшого дослідження волатильності валютних курсів, було побудовано модель векторної авторегресії для попарних моделей між обмінними валютними курсами та відповідно процентними ставками, цінами на нафту та фондовими індексами. Ця модель дає можливість прогнозування обмінного валютного курсу, урахуовуючи інформацію про динаміку інших змінних, а також минулі значення часового ряду валютного курсу.

Фактично, векторна авторегресія – це система економетричних рівнянь, кожне з яких становить собою модель авторегресії і розподіленого лагу. Довжину лагу можна визначити, використовуючи один з інформаційних критеріїв, таких, як критерій Акаїке (*AIC*) [14] або критерій Шварца (*BIC*) [15].

Було обрано модель векторної авторегресії першого порядку, оскільки вона достатньо добре описує автокореляції в змінних і була підтверджена інформаційним критерієм Шварца для більшості пар змінних.

¹ Розрахунки було виконано у пакеті EViews 6. 0

² Згідно з Управлінням з Енергетичної Інформації США

Результати розрахунків моделі подано в таблиці 2. Як бачимо, результати підтверджують висновки попередньої моделі. Константа для всіх змінних і країн є статистично не значущою, крім однієї, і лише на 10% рівні. Ці результати відповідають висновкам економічної теорії про те, що коливання валютного

курсу не мають чіткого детермінованого тренду. Для обмінних курсів автокореляція першого лагу спостерігається лише в Японії, для відсоткової ставки і ринку акцій – в Австралії і США, а для цін на нафту – в усіх країнах.

Таблиця 1. Результати тесту Гренджера

Нульова гіпотеза	Австралія		Японія		Великобританія		США	
	F-статистика	Ймовірність	F-статистика	Ймовірність	F-статистика	Ймовірність	F-статистика	Ймовірність
$I \not\subset E$	13,946*	(0,000)	0,000	(0,993)	1,037	(0,309)	20,346*	(0,000)
$E \not\subset I$	13,274*	(0,000)	0,870	(0,351)	5,51***	(0,019)	3,12***	(0,077)
$S \not\subset E$	0,002	(0,964)	0,521	(0,471)	5,98**	(0,015)	1,152	(0,283)
$E \not\subset S$	46,505*	(0,000)	0,729	(0,393)	2,79***	(0,095)	0,199	(0,656)
$O \not\subset E$	5,18**	(0,023)	5,63**	(0,018)	0,202	(0,654)	5,22**	(0,022)
$E \not\subset O$	0,013	(0,909)	2,589	(0,108)	0,149	(0,700)	3,25***	(0,072)
$S \not\subset I$	1,354	(0,245)	0,324	(0,570)	0,117	(0,733)	0,405	(0,524)
$I \not\subset S$	0,182	(0,670)	2,430	(0,119)	0,676	(0,411)	6,51**	(0,011)
$O \not\subset I$	0,672	(0,413)	0,437	(0,509)	1,543	(0,214)	1,642	(0,200)
$I \not\subset O$	0,003	(0,955)	0,657	(0,418)	0,015	(0,902)	0,999	(0,318)
$O \not\subset S$	0,048	(0,827)	2,024	(0,155)	0,501	(0,479)	0,017	(0,895)
$S \not\subset O$	1,467	(0,226)	1,731	(0,188)	0,599	(0,439)	2,085	(0,149)

Примітки: $\not\subset$ - позначає «не є причиною за Гренджером»; *, **, *** позначає рівень значущості 1%, 5%, 10% відповідно; e – перші різниці логарифмів курсів валют до євро; i – перші різниці логарифмів процентних ставок; s – перші різниці логарифмів фондових індексів; o – перші різниці логарифмів цін на нафту

Таблиця 2. Результати моделі VAR(1)

Коефіцієнти	Австралія			Японія			Великобританія			США		
	e-i	e-o	e-s	e-i	e-o	e-s	e-i	e-o	e-s	e-i	e-o	e-s
c(1)	0,000 (-0,13)	0,000 (-0,02)	0,000 (-0,09)	0,000 (0,29)	0,000 (0,36)	0,000 (0,3)	0,000 (-0,23)	0,000 (-0,2)	0,000 (-0,24)	0,000 (0,26)	0,000 (0,36)	0,000 (0,32)
c(2)	-0,001 (-0,66)	0,000 (1,42)	0,000*** (1,78)	0,000 (-0,72)	0,000 (1,41)	0,000 (-0,35)	-0,001 (-1,07)	0,000 (1,42)	0,000 (0,67)	-0,001 (-0,56)	0,000 (1,41)	0,000 (1,21)
$\phi(1,1)$	0,017 (0,99)	0,026 (1,5)	0,028 (1,59)	0,043** (2,45)	0,042** (2,4)	0,043** (2,48)	0,004 (0,23)	0,006 (0,36)	0,009 (0,51)	-0,001 (-0,07)	0,012 (0,7)	0,008 (0,45)
$\phi(1,2)$	- 0,007* (-3,73)	- 0,014** (-2,28)	-0,001 (-0,05)	0,000 (-0,01)	- 0,016** (-3,37)	0,007 (0,72)	-0,002 (-1,02)	-0,002 (-0,45)	0,017** (2,45)	-0,008* (-4,51)	-0,012** (-2,28)	-0,01 (-1,07)
$\phi(2,1)$	- 0,641* (-3,64)	0,006 (0,11)	-0,157* (-6,82)	-0,085 (-0,93)	0,073 (1,61)	0,027 (0,85)	0,433** (2,35)	0,027 (0,39)	0,072*** (1,67)	0,318*** (1,77)	0,102*** (1,8)	0,015 (0,45)
$\phi(2,2)$	- 0,059* (-3,33)	0,161* (9,37)	-0,056* (-3,19)	-0,003 (-0,18)	0,162* (9,41)	0,025 (1,42)	0,028 (1,62)	0,161* (9,37)	-0,028 (-1,61)	0,04** (2,27)	0,16* (9,3)	- 0,036** (-2,03)
Log(L)	16242	20414	22944	17935	20220	21447	18560	21671	23320	17202	20939	22633

Примітки: t-статистики подані у дужках; *, **, *** позначає рівень значущості 1%, 5%, 10% відповідно; e – перші різниці логарифмів курсів валют до євро; i – перші різниці логарифмів процентних ставок; s – перші різниці логарифмів фондових індексів; o – перші різниці логарифмів цін на нафту

За допомогою отриманих моделей було побудовано прогноз на наступні періоди поза вибіркою для чотирьох країн і трьох попарних моделей. Прогноз будувався рекурентно на один період наперед, з використанням даних на 725 днів після останнього спостереження вибірки, що відповідає 02.09.2008 р. – 10.06.2011 р., тобто кризовому етапу у світовій економіці. Коефіцієнти моделі при цьому не перераховуються.

На жаль, для всіх моделей прогнозовані значення виявились близькими до нуля для всіх періодів. Приймаючи гіпотезу про те, що сьогоднішнє значення валютного курсу є гарною оцінкою завтрашнього значення, тобто зміна дорівнює нулю, перевіримо, чи прогноз векторної авторегресії є статистично кращим,

ніж прогноз нулем на прикладі парної моделі зміни валютного курсу внаслідок змін відсоткової ставки в країні. Для цього розрахуємо стандартне відхилення прогнозів (RMSE) та порівняємо їх за допомогою тесту Дібольда-Мар'яно [16] на наявність статистично значущої різниці між прогнозами.

Значення стандартних відхилень, а також тесту Дібольда-Мар'яно подано в таблиці 3.

Із наведених розрахунків видно, що немає значущої різниці між прогнозами і навіть стандартне відхилення базового прогнозу іноді виявляється статистично кращим. Отже, можна зробити висновок, що модель векторної авторегресії не дає адекватних результатів прогнозування валютних курсів. З теоретичної точки зору цей факт можна пояснити наступним чином: якби

можна було з певною точністю спрогнозувати значення валютного курсу, можна було б розробити стратегію арбітражу, що суперечить гіпотезі про ефективність

світових фінансових ринків. Тому вважаємо за доцільне будувати прогноз не значень валютного курсу, а значень його волатильності.

Таблиця 3. Тест Дібольда-Мар'яно для моделі VAR(1)

	Австралія			Японія		
	e - i	e - o	e - s	e - i	ЗРВНІ	e - s
RMSE базового прогнозу	0,076	0,076	0,076	0,088	0,088	0,088
RMSE прогнозу VAR	0,076	0,076	0,076	0,088	0,088	0,088
Дібольд-Мар'яно тест	-0,192	-0,715	-0,613	-0,208	-0,581	-0,683
Ймовірність	(0,848)	(0,475)	(0,54)	(0,835)	(0,562)	(0,495)
	Великобританія			США		
	e - i	e - o	e - s	e - i	e -	e - s
RMSE базового прогнозу	0,035	0,035	0,035	0,047	0,047	0,047
RMSE прогнозу VAR	0,035	0,035	0,035	0,047	0,047	0,048
Дібольд-Мар'яно тест	0,573	2,038**	-1,33	0,365	0,099	-3,095*
Ймовірність	(0,566)	(0,042)	(0,184)	(0,715)	(0,922)	(0,002)

Примітки: *, **, *** позначає значущість на 1%, 5% та 10% рівнях;

e – перші різниці логарифмів курсів валют до євро; i – перші різниці логарифмів процентних ставок;

s – перші різниці логарифмів фондових індексів; o – перші різниці логарифмів цін на нафту

Багатовимірну модель GARCH обрано як модель, що найкращим чином описує умовні дисперсії і коваріації. Існує безліч різних специфікацій для багатовимірних моделей GARCH. У нашій статті обрано модель BEKK¹. Основними перевагами цієї специфікації є те, що вона завжди гарантує позитивну визначеність умовної коваріаційної матриці, враховує побічні ефекти у волатильності між змінними і зменшує обчислювальні навантаження для оцінки всіх параметрів моделі [17].

Для двовимірного випадку модель MGARCH BEKK задається наступним чином:

$$\begin{pmatrix} \sigma_{1,t}^2 & \sigma_{12,t}^2 \\ \sigma_{21,t}^2 & \sigma_{2,t}^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & 0 \\ \alpha_{12} & \alpha_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ 0 & \alpha_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} \\ \beta_{12} & \beta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{1,t-1}^2 & \sigma_{12,t-1}^2 \\ \sigma_{21,t-1}^2 & \sigma_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{21} \\ \gamma_{12} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1,t-1}^2 & u_{1,t-1}u_{2,t-1} \\ u_{1,t-1}u_{2,t-1} & u_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \quad (1)$$

або:

$$\sigma_{1,t}^2 = \alpha_{11}^2 + \gamma_{11}^2 u_{1,t-1}^2 + 2\gamma_{11}\gamma_{21}u_{1,t-1}u_{2,t-1} + \gamma_{21}^2 u_{2,t-1}^2 + \beta_{11}^2 \sigma_{1,t-1}^2 + 2\beta_{11}\beta_{21}\sigma_{12,t-1}^2 + \beta_{21}^2 \sigma_{2,t-1}^2 \quad (2)$$

$$\sigma_{12,t}^2 = \alpha_{11}\alpha_{12} + \gamma_{11}\gamma_{12}u_{1,t-1}^2 + \gamma_{11}\gamma_{22}u_{1,t-1}u_{2,t-1} + \gamma_{12}\gamma_{21}u_{1,t-1}u_{2,t-1} + \gamma_{22}\gamma_{21}u_{2,t-1}^2 + \beta_{11}\beta_{12}\sigma_{1,t-1}^2 + \beta_{12}\beta_{21}\sigma_{12,t-1}^2 + \beta_{11}\beta_{22}\sigma_{12,t-1}^2 + \beta_{22}\beta_{21}\sigma_{2,t-1}^2 \quad (3)$$

$$\sigma_{2,t}^2 = (\alpha_{11}^2 + \alpha_{22}^2) + \gamma_{12}^2 u_{1,t-1}^2 + 2\gamma_{22}\gamma_{12}u_{1,t-1}u_{2,t-1} + \gamma_{22}^2 u_{2,t-1}^2 + \beta_{12}^2 \sigma_{1,t-1}^2 + 2\beta_{22}\beta_{12}\sigma_{12,t-1}^2 + \beta_{22}^2 \sigma_{2,t-1}^2 \quad (4)$$

Рівняння (2) та (4) репрезентують умовні дисперсії першої та другої змінних, а рівняння (3) – коваріацію. Коефіцієнти γ_{21} і β_{21} викликають найбільше зацікавлення у цій моделі, оскільки вони вимірюють вплив другої змінної на першу. Зокрема, побічні ефекти

від другої змінної на першу охоплюються β_{21} , а вплив минулих коливань на дисперсію першої змінної – γ_{21} . Зворотний ефект вимірюється через γ_{12} і β_{12} . Коефіцієнти γ_{11} і γ_{22} складають авторегресії відповідних ефектів двох змінних (тобто від коливань попереднього періоду). Крім того, β_{11} і β_{22} вимірюють GARCH ефекти, тобто вплив минулої волатильності на її поточний стан.

У нашому дослідженні в парних моделях у якості першої змінної взято обмінний курс для конкретної країни, а друга по чергово приймає значення інших змінних (процентні ставки, фондові індекси і ціни на нафту).

Результати моделі BEKK² наведено в таблиці 4. Як видно, двосторонні побічні ефекти у волатильності між процентними ставками та змінами курсів валют спостерігаються в Австралії й у Великобританії. Для останньої також був виявлений вплив минулих шоків на волатильність першої змінної. Вищезазначені ефекти статистично значущі на рівні 1%. Цікаво, що процентні ставки не демонструють такого впливу на валютні курси в Японії і у США. З іншого боку, ціни на нафту, так виглядає, переносять попередні шоки, а також варіації до волатильності обмінного курсу в цих країнах. Обидві країни є найбільшими нетто-імпортерами нафти у світі, таким чином, великі коливання цін на нафту викликають зміни в реальній рівновазі обмінних курсів ієни та долара США відносно євро.

Побічні ефекти від прибутковості індексів акцій до волатильності не були виявлені в усіх досліджуваних країнах. Тільки в Австралії шоки на фондових ринках корелюють з волатильністю валютних курсів наступного періоду на рівні значущості в 5%. Майже всі побічні ефекти збігаються з ефектами причинності за Гренджером.

¹ За прізвищами Баба, Енгла, Кронера та Крафта.

² Використано програмний пакет: JMulti (<http://www.jmulti.de/>)

Таблиця 4. Результати моделі MGARCH BEKK

Коефіцієнти	Австралія			Японія			Великобританія			США		
	e-i	e-o	e-s	e-i	e-o	e-s	e-i	e-o	e-s	e-i	e-o	e-s
$\alpha(1,1)$	0,001* (15,51)	0,001* (8,85)	0,001* (5,29)	0,001* (4,30)	0,001* (3,13)	0,001 (0,39)	0,000 (1,05)	0,000 (0,42)	0,000* (6,63)	0,001* (9,91)	0,000* (12,63)	0,000* (6,84)
$\alpha(1,2)$	-0,004* (-7,79)	0,001 (0,93)	-0,001 (-1,00)	0,000** (-2,39)	-0,002 (-1,44)	0,000 (-0,03)	0,010* (12,30)	-0,003 (-0,60)	0,000* (0,62)	-0,004* (-7,46)	-0,001* (-3,21)	0,000 (0,42)
$\alpha(2,2)$	0,012* (5,26)	0,003* (2,75)	0,001 (1,39)	0,006 (0,73)	0,00** (2,04)	0,002 (0,71)	0,004* (4,45)	0,003 (0,15)	0,001* (3,45)	0,012* (5,06)	0,003* (3,96)	0,002* (2,70)
$\gamma(1,1)$	0,166* (9,11)	0,186* (7,11)	0,153* (12,66)	0,188* (6,87)	0,197* (7,01)	0,211 (0,67)	0,126* (5,57)	0,153 (0,63)	0,145* (14,49)	0,141* (20,43)	0,141* (13,10)	0,135* (15,16)
$\gamma(1,2)$	0,015 (0,04)	0,078 (0,22)	-0,048 (-1,46)	-0,384 (-0,91)	-0,129 (-0,98)	-0,041 (-0,04)	0,148 (0,67)	0,027 (0,01)	0,035 (0,45)	-0,176 (-0,31)	-0,108 (-0,73)	0,043 (1,01)
$\gamma(2,1)$	-0,001 (-0,40)	0,005 (0,36)	-0,04** (-2,28)	-0,009 (-1,57)	-	-0,013 (-0,31)	0,008* (3,22)	-0,005 (-0,14)	-0,002 (-0,24)	0,000 (-0,02)	-0,01*** (-1,85)	-0,004 (-0,52)
$\gamma(2,2)$	0,245* (3,93)	0,225* (8,33)	0,262* (5,01)	0,26** (2,30)	0,236* (4,86)	0,246* (3,09)	0,258* (7,26)	0,259* (0,54)	0,281* (7,15)	0,256* (3,15)	0,252* (8,77)	0,255* (6,08)
$\beta(1,1)$	0,972* (-363)	0,975* (-305)	0,982* (-323)	0,981* (-244)	0,976* (-123)	0,972 (-10)	0,981* (-297)	0,987* (-32)	0,987* (-554)	0,986* (-331)	0,987* (-734)	0,988* (-625)
$\beta(1,2)$	0,279* (6,23)	-0,031 (-0,37)	0,01** (2,28)	0,072 (0,89)	0,035 (0,97)	0,009 (0,03)	0,05* (1,70)	-0,012 (-0,01)	0,001 (0,10)	0,041 (0,40)	0,024 (0,82)	-0,005 (-0,78)
$\beta(2,1)$	-0,004* (-3,82)	-0,002 (-0,29)	0,007 (0,81)	0,005 (1,36)	0,01*** (1,75)	0,004 (0,30)	-0,008* (11,68)	0,005 (0,16)	-0,003 (-0,74)	0,000 (-0,17)	0,00*** (1,68)	-0,001 (-0,52)
$\beta(2,2)$	0,948* (95,6)	0,957* (71,9)	0,950* (32,8)	0,931* (12,6)	0,951* (41,5)	0,959* (40,0)	0,922* (108,0)	0,932* (2,7)	0,952* (58,8)	0,929* (80,6)	0,943* (56,9)	0,956* (52,0)
Log(L)	16355	20680	23400	18519	20633	21914	18276	21998	23983	17336	21219	23073

Примітки: t-статистики подані у дужках; *, **, *** позначає рівень значущості 1%, 5%, 10% відповідно; e – перші різниці логарифмів курсів валют до євро; i – перші різниці логарифмів процентних ставок; s – перші різниці логарифмів фондових індексів; o – перші різниці логарифмів цін на нафту

За допомогою побудованих моделей волатильності можна спрогнозувати її значення на наступний період. Для цього, як і раніше, було використано рекурентний прогноз для значень поза вибіркою, що відповідає періоду 02.09.2008 – 10.06.2011, тобто кризовому етапу у світовій економіці. Коефіцієнти моделі при цьому знову ж таки не перераховуються. Розглянемо детальніше прогноз для волатильності курсу австралійського долара до євро з другою змінною, у якості якої взято відсоткові ставки в Австралії.

Для того щоб статистично оцінити наскільки прогноз волатильності за моделями багатовимірної умовної гетероскедастичності кращий за прогноз моделями безумовної волатильності, як і попереднього разу, порівнюються стандартні відхилення (RMSE) прогнозів, а також будується тест Дібольда-Мар'яно для перевірки того, чи існує статистично значуща різниця між прогнозами, результати якого наведено у таблиці 5.

Як ми бачимо, стандартні відхилення для всіх прогнозів BEKK менші за відповідні стандартні відхилення прогнозів безумовної варіації для усіх моделей і країн. Також бачимо, що ці результати є статистично значущими, згідно з тестом Дібольда-Мар'яно, для всіх моделей і країн. Для Австралії ми спостерігаємо значущість на рівні 10%, для моделі "e-o" в Японії на рівні 5%, а для всіх інших моделей на рівні 1%.

У статті проведено аналіз можливих прямих і зворотних впливів між волатильністю обмінного валютного курсу та волатильністю процентних ставок, цін на нафту і фондових індексів. Дослідження показало наявність авторегресійних, а також ARCH-ефектів у більшості змінних. Тест Гренджера щодо існування причинно-наслідкових зв'язків, проведений за всіма змінними і країнами, виявив прямі та зворотні залежності для деяких змінних. Зокрема, було

виявлено, що коливання валютних курсів спричиняють (за Гренджером) коливання цін на нафту у всіх країнах, крім Великобританії. Коливання процентних ставок впливають на коливання обмінного валютного курсу в Австралії та США. Для фондових індексів причинні ефекти були виявлені тільки у Великобританії.

На базі попарних моделей векторної авторегресії між валютними курсами та процентними ставками, цінами на нафту, фондовими індексами, відповідно, було побудовано рекурентні покрокові прогнози для періоду поза вибіркою (02.09.2008 – 10.06.2011). Проте, аналіз стандартних відхилень і тесту Дібольда-Мар'яно показав, що прогноз є статистично не значущим порівняно з прогнозом згідно з моделлю випадкового блукання (очікувана зміна дорівнює нулю).

Тому на наступному етапі дослідження було побудовано модель багатовимірної умовної гетероскедастичності (MGARCH). Специфікація BEKK дозволила дослідити побічні ефекти між змінними. Зовнішні ефекти між волатильністю цін на нафту і валютних курсів були знайдені для найбільших імпортерів нафтосировини: Японії і США. Ефекти від процентних ставок, навпаки, були виявлені в Австралії і Великобританії. Волатильність фондових індексів не виявила ніяких зовнішніх ефектів до обмінного курсу. Волатильності всіх часових рядів виявились значно залежними від їх минулих значень, що свідчить про високий рівень автокореляції. Для більшості розглянутих змінних попередні шоки призводять до збільшення волатильності змінних.

Таким чином, було виявлено, що хоча спрогнозувати динаміку валютних курсів безпосередньо дуже важко, їх волатильність може бути прогнозованою з певною точністю за допомогою моделей багатовимірної умовної гетероскедастичності. Прогноз волатильності

валютного курсу є дуже важливим, оскільки використовується для оцінювання похідних фінансових інструментів, що спираються на обмінні курси, такі, як валютні свопи, ф'ючерси та опціони на купівлю валюти.

Наше дослідження буде продовжено у напрямі

побудови моделей для аналізу впливу попередніх шоків і асиметричних ефектів на волатильність валютних курсів, а також використання імпульсного аналізу для моделювання еволюції впливів.

Таблиця 5. Тест Дібольда-Мар'яно для моделі ВЕКК

	Австралія			Японія		
	e - i	e - o	e - s	e - i	e - o	e - s
RMSE безумовного прогнозу	1,1E-4	1,2E-4	1,2E-4	6,9E-5	6,9E-5	6,8E-5
RMSE прогнозу ВЕКК	9,9E-5	1,0E-4	1,0E-4	6,2E-5	6,3E-5	6,2E-5
Дібольда-Мар'яно тест	1,708***	1,788***	1,778***	2,613*	2,555**	2,611*
Ймовірність	(0,088)	(0,074)	(0,076)	(0,009)	(0,011)	(0,009)
	Великобританія			США		
	e - i	e - o	e - s	e - i	e - o	e - s
RMSE безумовного прогнозу	7,0E-6	7,0E-6	7,1E-6	1,5E-5	1,7E-5	1,7E-5
RMSE прогнозу ВЕКК	5,9E-6	5,9E-6	6,0E-6	1,4E-5	1,5E-5	1,6E-5
Дібольда-Мар'яно тест	2,694*	3,316*	3,402*	2,71*	3,034*	3,019*
Ймовірність	(0,007)	(0,001)	(0,001)	(0,007)	(0,002)	(0,003)

Примітки: *, **, *** позначає значущість на 1%, 5% та 10% рівнях;

e – перші різниці логарифмів курсів валют до євро; i – перші різниці логарифмів процентних ставок;

s – перші різниці логарифмів фондових індексів; o – перші різниці логарифмів цін на нафту

Список літератури

1. Боринець С. Я. Міжнародні фінанси : підр. / С. Я. Боринець. – К. : Знання-Прес, 2002. – 311 с.
2. Гальчинський А. Теорія грошей : навч. посібник / А. Гальчинський. – К. : Основи, 1998. – 415 с.
3. Сікора В. Д. Міжнародні валютно-кредитні відносини : підр. / В. Д. Сікора, А. С. Філіпеко, В. І. Мазуренко. – К. : Либідь, 1997. – 208 с.
4. Лиховидов В. Н. Фундаментальний аналіз мирових валютних ринків: методи прогнозування и прийнятия рішень. – В. : Диллінгцентр, 1999. – С. 53 – 67.
5. Найман Э. Л. Малая Энциклопедия Трейдера. – Издательство: К. : Альфа-Капитал, 1999 – С. 99-115.
6. Frenkel J. Purchasing power parity: doctrinal perspective and evidence from the 1920s / J. Frenkel // Journal of international economics. – 1978. – Vol. 8. – P. 169 – 191.
7. Mark N. Real and nominal exchange rates in the long run : an empirical investigation / N. Mark // Journal of international economics. – 1990. – Vol. 28. – P. 115 – 136.
8. Kim Y. Exchange rate anomalies in the industrial countries : a solution with a structural VAR approach / Y. Kim // Journal of money, credit and banking. – 1990. – Vol. 22. – P. 491 – 503.
9. Taylor A. A century of purchasing power parity / A. Taylor // Review of economics and statistics. – 2002. – Vol. 84. – P. 139 – 150.
10. Kocenda E. Exchange Rate Volatility and Regime Change: Visegrad Comparison / E. Kocenda, J. Valachy // IPC Working Paper Series. – 2006. – Number 7. – P. 94 – 115.
11. Giannellis N. What causes exchange rate volatility? Evidence from selected EMU members and candidates for EMU membership countries / N. Giannellis, A. Papadopoulos // Journal of International Money and Finance. – 2011. – Vol. 30. – P. 39–61.
12. Engle R. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of UK Inflation / R. Engle // Econometrica. – 1982. – Vol. 50. – P. 987–1008.
13. Granger C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods / C. W. J. Granger // Econometrica. – 1969. – Vol. 37 (3). – P. 424–438.
14. Akaike H. A new look at the statistical model identification / H. Akaike // IEEE Transactions on Automatic Control. – 1974. – Vol. 19 (6). – P. 716–723.
15. Schwarz G. E. Estimating the dimension of a model / G. E. Schwarz // Annals of Statistics. – 1978. – Vol. 6 (2). – P. 461–464.
16. Diebold F. X. Comparing predictive accuracy / F. X. Diebold, R. S. Mariano // Journal of Business and Economic Statistics. – 1995. – Vol. 13. – P. 253–263.
17. Engle R. F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH / R. F. Engle, K. Kroner // Econometric Theory. – 1995. – Vol. 11. – P. 122-150.

РЕЗЮМЕ

Великоиваненко Галина

Моделирование волатильности валютного курса на основе многомерной модели GARCH

В статье рассмотрены особенности процесса прогнозирования валютных обменных курсов с учетом возможных взаимовлияний различных экономических факторов. Осуществлена проверка наличия прямого влияния между валютными курсами, процентными ставками, фондовыми индексами и ценами на нефть. Построены модели для

прогнозирования и оценки эффектов взаимовлияния между волатильностью валютных курсов и указанными факторами.

RESUME

Velykoivanenko Galyna

Modeling of the exchange rates of volatility on the grounds of multidimensional models GARCH

The article considers the features of process of forecasting of currency exchange rates including the possible mutual influences of different factors. There has been carried out the check of direct effects between exchange rates, interest rates, stock indices and oil prices. There have been constructed the models for evaluation of the effects of mutual influence between the volatility of exchange rates and indicated factors.

Стаття надійшла до редакції 04.03.2013 р.