

ЕКОНОМІКО-МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ

УДК 519.86:336.748.3

Великоіваненко Г. І., к.ф.-м.н., доц.,
професор кафедри економіко-математичного моделювання,
ДВНЗ «КНЕУ імені Вадима Гетьмана»

МОДЕЛЮВАННЯ ВОЛАТИЛЬНОСТІ ВАЛЮТНИХ КУРСІВ З УРАХУВАННЯМ АСИМЕТРИЧНИХ ЕФЕКТІВ ВПЛИВУ ЕКОНОМІЧНИХ ФАКТОРІВ

У статті досліджено можливість урахування асиметричних ефектів впливу різних економічних факторів на коливання валютного курсу у процесі моделювання. Зокрема, здійснено перевірку наявності прямого впливу між валютними курсами, відсотковими ставками, фондовими індексами і цінами на нафту. Побудовано моделі для оцінювання асиметричних ефектів взаємовпливу між волатильністю валютних курсів і зазначеними факторами та прогнозування волатильності валютних курсів.

В статье исследована возможность учета асимметричных эффектов влияния различных экономических факторов на колебания валютного курса в процессе моделирования. В частности, осуществлена проверка наличия прямого влияния между валютными курсами, процентными ставками, фондовыми индексами и ценами на нефть. Построены модели для оценки асимметричных эффектов взаимовлияния между волатильностью валютных курсов и указанными факторами и прогнозирования волатильности валютных курсов.

The paper investigates the possibility of considering of the asymmetric effects of different factors on exchange rate fluctuations during the simulation. In particular, there has been carried out the check of direct effects between exchange rates, interest rates, stock indices and oil prices. The models for the evaluation of asymmetric effects of mutual influence between the volatility of exchange rates and these factors and forecasting volatility of exchange rates have been constructed.

Ключові слова: волатильність валютного курсу, тест Гренджера, асиметричні ефекти, багатовимірна модель GARCH, діагональна порогова модель BEKK, тест Дібольда—Мар'яно.

Ключевые слова: волатильность валютного курса, тест Грэнджера, асимметричные эффекты, многомерная модель GARCH, диагональная пороговая модель BEKK, тест Дибольда—Марьяно.

Key words: exchange rate volatility, Granger test, asymmetric effects, multidimensional model GARCH, diagonal threshold model BEKK, Diebold-Mariano test.

Постановка проблеми. Серйозним каталізатором глобалізаційних процесів у світі стало стрімке нарощення міжнародного руху капіталів. У найзагальнішій формі ринок капіталів являє собою світову фінансову систему, яка спирається на фондовий ринок та інші первинні і вторинні ринки цінних паперів, ринок кредитного капіталу, валютний ринок. За темпами нарощення обсягів і масштабами обороту світовий ринок капіталів відіграє провідну роль у сучасній економіці.

Світовій фінансовій системі, з існуючими видами ринків, характерні свої закономірності функціонування та розвитку, що не властиві міжнародній торгівлі чи динаміці виробництва світового ВВП. Суттєве збільшення кількості фінансових криз та їх масштабів на провідних фондових ринках мали шоковий вплив на економіку західних країн. Світове співтовариство проявляє все більшу зацікавленість у створенні стабільної фінансової системи і прозорості ринку капіталів. Тому, в останні роки, виникла потреба у наукових дослідженнях, що стосуються стійкого і прогнозованого розвитку фондових, кредитних, валютних ринків.

Аналіз останніх джерел чи публікацій. Теоретичні та практичні аспекти аналізу і прогнозування коливань валютних курсів, а також їх взаємозв'язків з іншими сферами економіки висвітлені в роботах зарубіжних і вітчизняних учених: Е. Берга, Д. Бернштейна, Р. Дорнбуша, С. Едвардса, Ф. Кідленда, Д. Маршалла, М. Мелвіна, Д. Мортонна, С. Фішера, Дж. Фрідмена, О. Бреславської, Т. Вахненко, С. Боринця, А. Гальчинського, І. Лук'яненко, Т. Мусієнко, М. Савлука, В. Сікори, В. Юрчишина та інших.

Останнім часом усе більше наукових праць присвячуються дослідженню впливу волатильності обмінного курсу на такі макроекономічні показники, як обсяги торгівлі, обсяги виробництва, відсоткові ставки, інфляцію, обсяги грошової маси тощо [1, 2]. Проте, такі дослідження дали неоднозначні результати. Аналіз, проведений для країн-членів ЄМС, а також країн кандидатів, показав, що в деяких з них ринок FOREX перебував під впливом реальних і монетарних шоків [3]. Було встановлено, що волатильність на фондових ринках мала незначний вплив на валютні курси. Для порівняння, в аналогічних дослідженнях про взаємовплив валютних курсів і цін на акції в США, Великобританії та Японії, виявилось, що волатильність фондового ринку є значним джерелом волатильності обмінного курсу в усіх трьох країнах [4].

Ще одним напрямком у вивченні валютних курсів та їх волатильності є дослідження впливу різних валютних режимів на динаміку волатильності валютного курсу з метою виявлення режимів, що призводять до періодів високої та низької волатильності [5, 6]. Результатами таких досліджень стали, зокрема, висновки про те, що впровадження плаваючого режиму призводить до збільшення варіації валютного курсу.

Постановка завдання. Особливістю представленого дослідження є вивчення впливу як економічних факторів (змінних) на коливання валютного курсу, так і можливого зворотного впливу. Основне завдання статті полягає у побудові моделі для оцінювання ефектів взаємовпливу та асиметричних ефектів між волатильністю обмінного валютного курсу і такими економічними факторами як відсоткові ставки, фондові індекси і ціни на нафту. Досліджується можливість прогнозування волатильності валютного курсу на підґрунті діагональної порогової моделі ВЕКК.

Виклад основного матеріалу дослідження. 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 — 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 даному 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, виключаючи останні потрясіння 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 виключені з вибірки через незвичайно високу волатильність у період після фінансової кризи. Початок вибірки було обрано залежно від наявності даних по країнах у рамках 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.

¹ Розрахунки було виконано у пакеті EViews 6.0

Таким чином, статистична вибірка включає 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) по відношенню до євро, обране 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 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) були використані 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 ексцесу, 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 [7] 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 [8] 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, включаючи 1 лаг, показали, що процентні ставки впливають на коливання валютного курсу в Австралії і в Сполучених Штатах. Спостерігається також зворотній 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 у порівнянні 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 подальших досліджень обрано багатовимірну модель GARCH як модель, що найкращим чином описує умовні дисперсії і коваріації. Існує безліч різних специфікацій для багатовимірних моделей GARCH. У даній статті обрано діагональну порогову модель ВЕКК³ [9].

Для двовимірного випадку діагональна порогова модель ВЕКК задається таким чином:

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

² Згідно Управління з Енергетичної Інформації США.

³ За прізвищами Баба, Енгла, Кронера та Крафта.

$$\begin{aligned}
& + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & 0 \\ 0 & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1,t-1}^2 & u_{1,t-1}u_{2,t-1} \\ u_{1,t-1}u_{2,t-1} & u_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \gamma_{11} & 0 \\ 0 & \gamma_{22} \end{pmatrix} + \\
& \begin{pmatrix} \delta_{11} & 0 \\ 0 & \delta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1,t-1}^{*2} & u_{1,t-1}^*u_{2,t-1}^* \\ u_{1,t-1}^*u_{2,t-1}^* & u_{2,t-1}^{*2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta_{11} & 0 \\ 0 & \delta_{22} \end{pmatrix}, \\
& u_{i,t}^* = \begin{cases} u_{i,t}, & u_{i,t} < 0 \\ 0, & u_{i,t} \geq 0 \end{cases}
\end{aligned} \tag{1}$$

або:

$$\sigma_{1,t}^2 = \alpha_{11}^2 + \gamma_{11}^2 u_{1,t-1}^2 + \beta_{11}^2 \sigma_{1,t-1}^2 + \delta_{11}^2 u_{1,t-1}^{*2}; \tag{2}$$

$$\sigma_{12,t}^2 = \alpha_{11}\alpha_{12} + \gamma_{11}\gamma_{22}u_{1,t-1}u_{2,t-1} + \beta_{11}\beta_{22}\sigma_{12,t-1} + \delta_{11}\delta_{22}u_{1,t-1}^*u_{2,t-1}^*; \tag{3}$$

$$\sigma_{2,t}^2 = (\alpha_{11}^2 + \alpha_{22}^2) + \gamma_{22}^2 u_{2,t-1}^2 + \beta_{22}^2 \sigma_{2,t-1}^2 + \delta_{22}^2 u_{2,t-1}^{*2}. \tag{4}$$

Додатновизначеність матриці коваріацій забезпечується квадратичним характером коефіцієнтів $B = \begin{pmatrix} \beta_{11} & 0 \\ 0 & \beta_{22} \end{pmatrix}$ і $\Gamma = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & 0 \\ 0 & \gamma_{22} \end{pmatrix}$, які є діагональними за визначенням, у той час як матриця $A = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ 0 & \alpha_{22} \end{pmatrix}$ є верхньою трикутною матрицею.

Рівняння (2) та (4) представляють собою умовні дисперсії першої та другої змінних, а рівняння (3) представляє коваріацію. Коефіцієнти γ_{11} і γ_{22} представляють авторегресії відповідних ефектів двох змінних (тобто залежність від коливань попереднього періоду). Крім того, β_{11} і β_{22} вимірюють GARCH ефекти, тобто вплив минулої волатильності на її поточний стан. Асиметричний (пороговий) член в умовній матриці коваріацій представлений за допомогою матриці $\Delta = \begin{pmatrix} \delta_{11} & 0 \\ 0 & \delta_{22} \end{pmatrix}$.

Зокрема, коефіцієнти δ_{11} і δ_{22} відображають ефект «поганих» новин на умовну дисперсію змінних.

«Погані» новини, з точки зору цін на акції, відображають падіння їхньої цінності і, отже, відповідають назві. Аналогічним чином інтерпретуються асиметричні ефекти для інших змінних.

У даному дослідженні в парних моделях у якості першої змінної взято обмінний курс для конкретної країни, а друга почергово приймає значення інших змінних (процентні ставки, фондові індекси і ціни на нафту). Результати розрахунків коефіцієнтів парних моделей представлено в табл. 1⁴.

Можемо зробити висновки, що асиметричні ефекти впливу для обмінних курсів спостерігаються тільки у Великобританії. Для всіх країн було виявлено, що «погані» новини щодо прибутковості фондових ринків збільшують їх волатильність у наступному періоді. Цей феномен добре відомий в академічних колах і був документально підтверджений численними дослідниками [10—12]. Натомість, не було знайдено жодних асиметричних ефектів впливу для цін на нафту в обраних країнах.

⁴ Використано пакет: EViews 6.0

Таблиця 1

РЕЗУЛЬТАТИ МОДЕЛІ ТМGARСН ДІАГОНАЛЬНА-ВЕКК

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
$\alpha(1,1)$	0.000** (2.15)	0.000*** (1.92)	0.000** (1.99)	0.000 (1.5)	0.000 (1.61)	0.000*** (1.95)	0.000* (2.76)	0.000** (2.54)	0.000** (2.36)	0.000** (1.98)	0.000*** (1.88)	0.000*** (1.86)
$\alpha(1,2)$	0.000*** (-1.68)	0.000 (0.21)	0.000 (-1.1)	0.000 (-0.49)	0.000 (1.11)	0.000 (-0.06)	0.000 (-0.67)	0.000 (1.05)	0.000 (0.42)	0.000 (-0.79)	0.000** (2.04)	0.000 (-0.37)
$\alpha(2,2)$	0.000*** (1.75)	0.000** (2.45)	0.000* (2.68)	0.000* (2.65)	0.000* (2.82)	0.000* (2.91)	0.000** (2.01)	0.000* (2.98)	0.000** (2.2)	0.000** (2.05)	0.000* (3.48)	0.000 (1.37)
$\gamma(1,1)$	0.177* (8.48)	0.148* (5.03)	0.168* (7.13)	0.109*** (1.8)	0.108 (1.41)	0.171* (9.7)	0.136* (6.02)	0.13* (3.96)	0.169* (9.96)	0.141* (6.74)	0.13* (4.55)	0.149* (7.35)
$\gamma(2,2)$	0.083* (4.74)	0.196* (2.9)	0.105* (2.62)	0.254* (10.32)	0.22* (3.63)	0.16* (4.14)	0.156* (7.85)	0.223* (4.48)	0.07*** (1.76)	0.153* (5.86)	0.218* (3.39)	0.108** (2.2)
$\delta(1,1)$	-0.042 (-0.48)	-0.085 (-0.89)	-0.062 (-0.89)	0.16 (1.24)	0.157 (1.2)	-0.011 (-0.16)	0.146* (2.71)	0.155** (2.2)	-0.062 (-1.36)	-0.08 (-1.36)	0.065 (0.75)	-0.067 (-1.42)
$\delta(2,2)$	0.118* (3.88)	0.223 (1.08)	0.35* (3.12)	-0.013 (-0.07)	-0.164 (-0.76)	0.283* (3.22)	-0.055 (-0.61)	-0.161 (-0.78)	0.316* (3.21)	0.137** (2.18)	-0.157 (-0.69)	0.319*** (1.92)
$\beta(1,1)$	0.981* (219.28)	0.985* (241.57)	0.982* (218.65)	0.986* (178.64)	0.986* (222.77)	0.984* (305.24)	0.983* (283.84)	0.983* (245.45)	0.983* (292.07)	0.987* (357.35)	0.989* (439.36)	0.986* (343.8)
$\beta(2,2)$	0.992* (95.6)	0.955* (71.9)	0.949* (32.8)	0.961* (12.6)	0.959* (41.5)	0.958* (40.0)	0.985* (108.0)	0.957* (2.7)	0.966* (58.8)	0.98* (80.6)	0.962* (56.9)	0.961* (52.0)
Log-Lik	16544	20715	23468	18584	20675	21975	18916	22037	24069	17437	21245	23148

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)	-0.056** (-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

Побудовані моделі волатильності можна використати для прогнозування її значень на наступний період. Для порівняння якості результатів прогнозування було побудовано модель векторної авторегресії для попарних моделей між обмінними валютними курсами та відповідно процентними ставками, цінами на нафту та фондовими індексами. Така модель дає можливість прогнозування обмінного валютного курсу, ураховуючи інформацію про динаміку інших змінних, а також минулі значення часового ряду валютного курсу.

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 [13].

Результати розрахунків моделі подано в табл. 2. Як бачимо, константа для всіх змінних і країн є статистично не значущою, крім однієї, і лише на 10 % рівні. Дані 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.

За допомогою побудованих моделей розраховано прогноз на наступні періоди поза вибіркою для чотирьох країн і трьох попарних моделей. Прогноз будувався рекурентно на один період наперед, використовуючи дані на 725 днів після останнього спостереження вибірки, що відповідає 02.09.2008 — 10.06.2011, тобто кризовому етапу в світовій економіці. Коефіцієнти моделей при цьому не перераховуються.

Для того щоб статистично оцінити наскільки прогноз волатильності за моделями багатовимірної умовної гетероскедастичності кращий за прогноз моделями безумовної волатильності, 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 табл. 3.

Таблиця 3

ТЕСТ ДІБОЛЬТА-МАР'ЯНО ДЛЯ МОДЕЛІ ДІАГ-ПОРОГ. 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 діаг.-порог. ВЕКК	1.0E-4	1.0E-4	1.0E-4	5.9E-5	6.0E-5	6.0E-5
Дібольт-Мар'яно тест	1.541	1.637	1.566	2.184**	2.17**	2.288**
Ймовірність	(0.124)	(0.102)	(0.118)	(0.029)	(0.03)	(0.022)
	Великобританія			США		
RMSE безумовного прогнозу	7.0E-6	7.0E-6	7.1E-6	1.5E-5	1.7E-5	1.7E-5
RMSE прогнозу діаг.-порог. ВЕКК	6.0E-6	6.0E-6	5.9E-6	1.4E-6	1.5E-5	1.5E-5
Дібольт-Мар'яно тест	2.792*	2.806*	2.765*	2.527**	2.44**	2.432**
Ймовірність	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.012)	(0.015)	(0.015)

Примітки: *, **, *** позначає значимість на 1 %, 5 %, та 10 % рівнях; e — перші різниці логарифмів курсів валют до Євро; i — перші різниці процентних ставок; s — перші різниці логарифмів фондових індексів; o — перші різниці логарифмів цін на нафту.

Стандартні відхилення для всіх прогнозів діагональної порогової ВЕКК менші за відповідні стандартні відхилення за моделями безумовної варіації для усіх моделей і країн, але для Австралії ця різниця не є статистично значущою згідно тесту Дібольда—Мар'яно. Проте для інших країн статистика Дібольда—Мар'яно є статистично значущою на рівні 1 %—5 %.

Висновки з проведеного дослідження. У статті проведено аналіз можливих прямих і зворотних впливів між волатильністю обмінного валютного курсу та волатильністю процентних ставок, цін на нафту і фондових індексів. 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 наступному етапі дослідження було побудовано модель багатовимірної умовної гетероскедастичності. Діагональна порогова ВЕКК-модель, підтвердила GARCH-ефекти у розглянутих змінних, а також виявила асиметричні впливи новин. Зокрема, для акцій було встановлено, що «погані» новини збільшують їх волатильність набагато більше, ніж «хороші» новини. Цей факт можна пояснити, скоріш за все, несхильністю до ризику більшості інвесторів. Для валютних курсів асиметричний ефект було виявлено лише у Великобританії. Для цін на нафту не було виявлено жодних асиметричних ефектів у розглянутих країнах. Волатильність процентних ставок показала асиметричні ефекти в Австралії і в США.

Аналіз результатів прогнозування на підґрунті побудованих моделей виявив, що 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.

Література

1. Schnabl G. Exchange rate volatility and growth in small open economies at the EMU periphery / G. Schnabl // European Central Bank Working Paper Series. — 2007. — Number 773. — 47 p.
2. Baum C. On the sensitivity of the volume and volatility of bilateral trade flows to exchange rate uncertainty/ C. Baum, M. Caglayan // Journal of International Money and Finance. — 2010. — Vol. 29. — P. 79—93.
3. 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.
4. Kanas A. Is exchange rate volatility influenced by stock return volatility? Evidence from the US, the UK and Japan / A. Kanas // Applied Economics Letters. — 2002. — Vol. 9. — P. 501—503.
5. Kocenda E. Exchange Rate Volatility and Regime Change: Visegrad Comparison / E. Kocenda, J. Valachy // IPC Working Paper Series. — 2006. — Number 7. — 44 p.
6. Kóbor A. Foreign Exchange Market Volatility in EU Accession Countries in the Run-Up to Euro Adoption: Weathering Uncharted Waters / A. Kóbor, I. Székely // IMF Working papers. — 2004. — No. 04/16. — 19 p.
7. Engle R. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of UK Inflation / R. Engle // Econometrica. — 1982. — Vol. 50. — P. 987—1008.
8. 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.
9. Grydaki M. What Explains Nominal Exchange Rate Volatility? Evidence from the Latin American Countries / M. Grydaki, S. Fountas // Discussion paper University of Macedonia. — 2010. — 2010_10.
10. Black F. Studies in stock price volatility changes / F. Black // Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, 1976. — P. 177—181.

11. French K. Expected stock returns and Volatility / K. French, W. Schwert, R. Stambaugh // Journal of Financial Economics. — 1987. — Vol.19. — P. 137—155.
12. Nelson D. Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach / D. Nelson // Econometrica. — 1990. — Vol. 59. — P. 347—370.
13. Schwarz G. E. Estimating the dimension of a model / G. E. Schwarz // Annals of Statistics. — 1978. — Vol. 6 (2). — P. 461—464.

Стаття надійшла до редакції 24 квітня 2013 р.

УДК 519.8(075)

Манжос Т. В., к.ф.-м.н.,
доцент кафедри вищої математики,
Луцишина Ж. В., доктор філософії в галузі економіки,
старший викладач кафедри вищої математики,
ДВНЗ «КНЕУ імені Вадима Гетьмана»

ОПТИМІЗАЦІЯ УПРАВЛІННЯ ЗАПАСАМИ ПІДПРИЄМСТВА З УРАХУВАННЯМ РИЗИКУ

Вивчається питання про оптимальний розмір товарного чи виробничого запасу підприємства, за якого функція прибутку досягає максимуму за умови стохастичного попиту. Побудовано алгоритм знаходження такого оптимального розміру замовлення ресурсу у випадку врахування ризику, спричиненого варіацією майбутнього випадкового прибутку за рівномірно розподіленого попиту.

Исследуется задача определения оптимального размера товарного или производственного запаса предприятия, который максимизирует функцию прибыли, в условиях неопределенности. Найден алгоритм поиска такого оптимального размера заказа в случае, если риск, возникающий вследствие вариации прибыли, учитывается при построении целевой функции и спрос распределен равномерно.

We study the question of optimal lot size that can maximize a profit of the company, if demand is stochastic. The algorithm for search of optimal lot size under the mean-variance framework in a case of uniform distribution of demand was found.

Ключові слова: оптимальний розмір запасу, максимізація прибутку, одноперіодні моделі управління запасами, неохильність до ризику.

Ключевые слова: оптимальный размер запаса, максимизация прибыли, одноперіодные модели управления запасами, несклонность к риску.

Key words: optimal lot size, maximization of the profit, single-period inventory system, risk-sensitive decisions.

Постановка проблеми. У наш час ринкової економіки запаси створюють виробничі підприємства різного профілю та потужності, підприємства оптової та роздрібною торгівлі, страхові компанії тощо. Яка ж основна функція запасів?

По-перше, причиною їх створення є те, що за рахунок збільшення розмірів партії можна зменшити витрати на закупівлю або виробництво одиниці розглядуваного ресурсу. Адже, наприклад, при закупівлі певного товару часто можна отримати оптову знижку. Також якщо розглядати виробництво деякого продукту, функція витрат, як правило, є монотонно зростаючою та опуклою, а це означає, що відношення $c(Q)/Q$, де Q — розмір партії продукту, $c(Q)$ — витрати на її виготовлення, є спадною функцією по змінній Q .

По-друге, потреби в ресурсах можуть постійно коливатись. Це стимулює компанію створювати резерви, щоб запобігти простою виробництва через можливу недостачу сировини, комплектуючих тощо. Якщо ж розглядати збутові підприємства, то постійне варіювання попиту на товар також обумовлює створення запасів, адже