

Піскунова О. В.,

доктор економічних наук, професор кафедри економіко-математичного моделювання,

Водзянова Н. К.,

старший викладач кафедри економіко-математичного моделювання,

Панченко К. С.,

здобувач кафедри економіко-математичного моделювання, ДВНЗ «КНЕУ імені Вадима Гетьмана»

Piskunova O. V.,

Doctor of Economics,

Professor of the Department of Economic and Mathematical Modeling,

Vodzyanova N. K.,

Senior Lecturer of the Department of Economic and Mathematical Modeling,

Panchenko K. S.,

Graduate Student of the Department of Economic and Mathematical Modeling,

SHEI KNEU named after V. Hetman

МОДЕЛЮВАННЯ СЦЕНАРІЇВ СТРЕС-ТЕСТУВАННЯ РИНКОВОГО РИЗИКУ МЕТОДАМИ ВЕКТОРНО-РЕГРЕСІЙНОГО АНАЛІЗУ

MODELLING OF MARKET RISK STRESS-TESTING SCENARIOS USING METHODS OF VECTOR-REGRESSION ANALYSIS

Анотація. У сучасній банківській діяльності стрес-тестування набуває вагомій ролі як обов'язковий інструмент ризик-менеджменту. Одним із найважливіших етапів стрес-тестування є побудова шоккових сценаріїв, які з одного боку мали би історичне підґрунтя, а з іншого — враховували глибину можливої кризи. Актуальність теми дослідження обумовлена тим, що з одного боку використання моделей при встановленні сценаріїв стрес-тестування банківських ризиків, у тому числі ринкового, є обов'язковою регуляторною вимогою, а з іншого боку створення універсального методу побудови стресових сценаріїв є некоректним, оскільки шоківі сценарії ефективно розробляти на індивідуальній основі, з урахуванням стратегії і бізнес-моделі окремого банку. При проведенні макроекономічних досліджень у сфері стрес-тестування постійно доводиться стикатися з необхідністю оцінити вплив різних шоків на економічну динаміку в країні. Крім того багато часових рядів, особливо в фінансовій сфері, змінюються синхронно в певній залежності. Тому розробка економетричної моделі, яка дозволить описати взаємовплив між різними фінансовими часовими рядами в нестабільних економічних умовах, займає важливу роль у процесі проведення стрес-тестування ринкового ризику. В якості такої моделі авторами обрано модель векторної авторегресії.

Новими науковими результатами публікації є розроблення обґрунтованих сценаріїв стрес-тестування ринкового ризику на підґрунті методів векторно-авторегресійного аналізу. У статті запропоновано авторську методологію побудови стресових сценаріїв ринкового ризику з застосуванням моделей векторної авторегресії. В якості ендогенних змінних економетричної моделі використано основні ризик-фактори ринкового ризику, які відображають валютний і процентний ризику: офіційні валютні курси долара та євро по відношенню до гривні, короткострокові та довгострокові процентні ставок по кредитах у гривні, доларі та євро. Обчислення проводилися в програмному пакеті EViews 10.0. Перевірка не виявила коінтеграції між змінними, тому оцінювалася стандартна VAR модель з обмеженнями. Було побудовано та проаналізовано функції імпульсних відеауків, які розглядаються як стрес-сценарії для оцінки ринкового ризику. Результати наукового дослідження можуть бути важливими для підрозділів ризик-менеджменту комерційних банків, які впроваджують інструменти стрес-тестування ринкового ризику у внутрішні системи управління ризиками.

Ключові слова: ринковий ризик; стрес-тестування; моделювання сценаріїв стрес-тестування; векторно-авторегресійна модель; VAR; функція імпульсних відеауків.

Abstract. Nowadays stress testing is becoming an important role as a mandatory tool of risk management in the modern banking activity. One of the most important stages of stress testing is the construction of shock scenarios, which on the one hand would have a historical basis, and on the other — take into account the depth of a possible crisis. The relevance of the research topic is due to the fact that on the one hand the use of models in stress-test scenarios is a mandatory regulatory requirement, and on the other hand that it is incorrect to create a universal method of stress scenarios, because shock scenarios developed on an individual basis is more effective due to taking into account the strategy and business model of each bank. When conducting macroeconomic research in the field of stress testing, we constantly have to face the need to assess the impact of various shocks on the economic dynamics in the country. In addition, many time series, especially in the financial sector, change synchronously in a certain way. Therefore, the development of an econometric model, which will describe the interaction between different financial time series in unstable economic conditions, plays an important role in the process of stress testing of market risk. The authors chose the vector autoregression model as such a model.

New scientific result of the publication is the development of reasonable scenarios of stress testing of market risk based on the methods of vector-autoregressive analysis. The authors' methodology of construction of stress scenarios of market risk with the use of vector autoregression models is offered in the article. As endogenous variables of the econometric model, we use the main risk factors of market risk, which reflect currency and interest rate risks: official exchange rates of dollar and euro against hryvna, short-term and long-term interest rates of loans in hryvna, dollar and euro. The calculations were performed in the software package EViews 10.0. The test did not reveal cointegration between variables, so it was evaluated the standard VAR model with constraints. Impulse response functions were constructed and analyzed, which are considered as stress scenarios for assessing market risk. The results of scientific research can be important to risk units of commercial banks that implement tools of market risk stress testing in the internal risk management system.

Keywords: market risks; stress-testing; modeling of stress-testing scenarios; vector autoregression model; VAR; impulse responsible function.

Постановка проблеми

Значимість стрес-тестування як основоположного інструменту ризик-менеджменту в останні роки зростає колосальними темпами. Причиною цього стала низка фінансових криз, що торкнулись у тому числі і економіки нашої країни. Інтерес до стрес-тестування проявляється і на державному рівні: регулятор активно використовує стрес-тестування в своїй аналітичній діяльності, на підставі отриманих результатів приймаються рішення, що стосуються принципів питань розвитку банківського сектора. Одним з ключових аспектів стрес-тестування є побудова стрес-сценаріїв — опису можливого стану об'єкта в майбутньому, гіпотетично або математично прогнозованого. Від того, наскільки коректно та якісно визначені сценарії, залежить кінцевий результат усього процесу стрес-тестування та подальші стратегічні кроки діяльності комерційного банку. Головною проблемою є відсутність стандартизованої методології побудови стресових сценаріїв, адже залежно від характеру, масштабу, розміру установи, складності та ризику його ділової діяльності повинні розроблятися конкретні шоківі сценарії з різним рівнем деталізації та складності, з урахуванням стратегії та бізнес-моделі окремого банку. Тому розроблення науково-обґрунтованих сценаріїв стрес-тестування ринкового ризику для комерційних банків України є надзвичайно актуальним.

Аналіз останніх досліджень і публікацій.

Проблематика моделювання сценаріїв стрес-тестування ринкового ризику досліджувалась у працях багатьох вітчизняних науковців, серед яких, зокрема, Беленька Г.В., Зеленська М.І., Аксьонова А.С. та ін., та зарубіжних учених, наприклад, Кармінський А.М., Серякова Е.В., Соловійов С.С. [1—4]. У праці [1] запропоновано підходи до моделювання фінансової стабільності банківського сектору України, особливо в кризовий період, розроблено макроекономічну модель для прогнозування динаміки макроекономічних індикаторів та оцінено зміну фінансових показників комерційних банків України під впливом різних стрес-сценаріїв. Серед економіко-математичних моделей автор використав двокроковий і трикроковий метод найменших квадратів і моделі векторної корекції помилок. Доведено, що найкращі оцінки забезпечуються саме векторними моделями корекції помилок з екзогенними змінними. У праці [2] розглядаються існуючі підходи до моделювання міжгалузевих зв'язків фінансового ринку та пропонується авторський підхід на основі моделей векторної авторегресії. Для побудови моделі було обрано показники валютного, кредитного та фондового ринків

України. Виявлено, що зміни на кредитному ринку викликають зміни на валютному та навпаки, а зміни на фондовому ринку можуть стати причиною змін на валютному ринку. У статті [3] автором побудовано історичний сценарій стрес-тестування ринкового ризику, розраховано зміни основних ризик-факторів і застосовано їх до поточних значень. У дослідженні [4] побудовано однофакторні та багатфакторні сценарії, серед яких регуляторний шоківий сценарій, сценарії на основі побудови дисперсійно-коваріаційної матриці ризик-факторів і на основі моделі копул для аналізу впливу кількох ризик-факторів.

Підсумовуючи сказане, можна зазначити, що важливою невирішеною проблемою залишається побудова науково-обґрунтованих сценаріїв стрес-тестування ринкового ризику на основі методів економетричного моделювання. У праці [5] авторів запропоновано для визначення таких сценаріїв застосовувати векторно-авторегресійну модель (або Vector Autoregression, надалі VAR) — економетричну динамічну багатовимірну модель, яка обробляє одночасні набори змінних, де кожна ендогенна змінна регресує на власних відставаннях та відставаннях усіх інших змінних у системі кінцевого порядку.

Метою статті є розроблення науково-обґрунтованих сценаріїв стрес-тестування ринкового ризику комерційного банку на основі моделей векторної авторегресії, що є новим науковим результатом публікації.

Виклад основного матеріалу дослідження

В якості ендогенних змінних VAR-моделі було використано основні ризик-фактори ринкового ризику, які відображають валютний і процентний ризики. Ці фактори було детально проаналізовано у праці авторів [5], в якій для моделювання стрес-сценаріїв ринкового ризику відібрано 8 змінних: офіційні валютні курси долара та євро по відношенню до гривні (USD і EUR відповідно, вимірюються в абсолютних величинах) та короткострокові і довгострокові процентні ставки за кредитами в гривні, доларі та євро (UAH ST, UAH LT, USD ST, USD LT, EUR ST, EUR LT відповідно, одиниці виміру — %). Розглядалися щомісячні дані для вказаних показників за період з 2006 по 2018 рр., оприлюднені Національним банком України [6]. Обчислення проводились у програмному пакеті EViews 10.0, розробленому в тому числі для проведення масштабних економетричних досліджень. Для аналізу використовувались натуральні логарифми значень показників. Така трансформація даних забезпечує нормалізацію розподілу та вирівнювання дисперсії,

а також перехід аналізу від абсолютної до відносної зміни показників, що є нагляднішим та має економічний сенс під час настання стресових подій.

Основні етапи побудови та практичного застосування VAR-моделі такі:

1) перевірка часових рядів на стаціонарність і, в разі виявлення їхньої не стаціонарності, зведення до стаціонарного вигляду;

2) визначення оптимального порядку (лагу) моделі;

3) перевірка часових рядів на коінтеграцію;

4) залежно від результатів попереднього етапу вибір типу моделі та оцінювання її параметрів: у разі наявності коінтеграції рядів оцінюється модель коригування помилки, у протилежному випадку — VAR-модель;

5) побудова функцій імпульсних відгуків та їх аналіз.

Розглянемо детальніше кожен з цих етапів.

Етап 1. Перевірка часових рядів на стаціонарність.

Оскільки методологія VAR-моделювання застосовується лише для стаціонарних рядів, перевірка на стаціонарність є важливим етапом побудови моделі. Процес вважається стаціонарним, якщо його середнє та дисперсія не залежать від часу, а значення коваріації між двома періодами часу залежить лише від проміжку між ними і не залежить від конкретного періоду часу [7, с. 17-20]. Якщо ряд не є стаціонарним, тобто математичне сподівання, дисперсія або коваріація змінюються залежно від часу, то його можна звести до стаціонарного операторами різниць або виділенням тренду.

Для перевірки часового ряду на стаціонарність розроблено ряд тестів, найрозповсюдженішим з яких є тест Дікі-Фуллера (Dickey-Fuller test, DF) та його модифікація — розширений тест Дікі-Фуллера (augmented Dickey-Fuller test, ADF). В основі цього тесту лежить така базова модель:

$$\Delta Y_t = a_0 + bt + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} a_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

де $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, t — часовий тренд, ε_t — випадкова величина (білий шум), a_0, a_i, b, δ — коефіцієнти регресії.

Залежно від значень коефіцієнтів a_i можливі два випадки: якщо всі $a_i = 0$, тоді достатньо застосувати DF-тест; якщо хоча б одне зі значень $a_i \neq 0$, тоді застосовують ADF-тест. Простіше кажучи, якщо процес є типу AR(1), тоді застосовують DF-тест, у всіх інших випадках — ADF-тест.

Ще однією важливою категорією ADF-тесту є критичні значення статистики МакКіннона для тестування одиничного кореня, які представляють уточнені значення статистик Дікі-Фуллера та визначені для кожного типу регресії та заданого рівня значущості. Якщо значення статистики τ знаходиться зліва від критичного значення, то нульова гіпотеза про одиничний корінь відхиляється, а процес визнається стаціонарним. У протилежному випадку нульова гіпотеза не відхиляється, тоді процес може мати одиничні корені, тобто бути нестационарним часовим рядом. Статистика τ розраховується за формулою:

$$\tau = \frac{\delta - 0}{S_e(\delta)}, \quad (2)$$

де $S_e(\delta)$ — середнє квадратичне відхилення оціненого параметра δ моделі (1).

На основі трьох базових моделей тесту Дікі-Фуллера тестується нульова гіпотеза $H_0: \delta = 0$ проти альтернативної $H_1: \delta < 0$:

а) модель без дрейфу при $a_0 = 0, b = 0$: якщо $H_0: \delta = 0$, тоді часовий ряд є нестационарним;

б) модель з дрейфом при $b = 0$: якщо $H_0: \delta = 0$, тоді часовий ряд є нестационарним;

в) модель з трендом при $b \neq 0$: якщо $H_0: \delta = 0$, тоді часовий ряд є нестационарним.

Якщо нульова гіпотеза H_0 не може бути відхилена, тоді потрібно перейти від рівнів ряду до розрахунку перших різниць ΔY_t та повторити перевірку на стаціонарність, використовуючи різниці другого порядку $\Delta^2 Y_{t-i}$ за такою формулою базової моделі:

$$\Delta^2 Y_t = a_0 + bt + \delta \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} a_i \Delta^2 Y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Якщо нульову гіпотезу не можна відхилити для перших різниць, тоді потрібно продовжити тестування для других різниць і т.д., до тих пір, поки не буде отримано стаціонарний часовий ряд. На практиці зазвичай достатньо різниць не більше другого порядку ($d=2$) для того, щоб привести часовий ряд до стаціонарного.

Виконано перевірку досліджуваних часових рядів на стаціонарність за допомогою розширеного тесту Дікі-Фуллера для 12 лагів, що відповідає періодичності вибірки. Результати перевірки наведено в табл. 1¹.

¹ З метою візуальної зручності наведено найбільші значення τ -статистики ADF-тесту

Таблиця 1

ПЕРЕВІРКА ЧАСОВИХ РЯДІВ НА СТАЦІОНАРНІСТЬ

	ADF τ -статистика, $I(0)$	ADF τ -статистика, $I(1)$	Критичне значення		
			1%	5%	10%
EUR_LN	-0,44	-11,65	-3,47	-2,88	-2,58
EUR_LT_LN	-1,07	-14,11	-3,47	-2,88	-2,58
EUR_ST_LN	-2,07	-16,53	-3,47	-2,88	-2,58
UAH_LT_LN	-2,08	-13,17	-3,47	-2,88	-2,58
UAH_ST_LN	-3,02	-10,92	-3,47	-2,88	-2,58
USD_LN	0,03	-10,33	-3,47	-2,88	-2,58
USD_LT_LN	-0,62	-11,49	-3,47	-2,88	-2,58
USD_ST_LN	-1,96	-14,69	-3,47	-2,88	-2,58

Як можна помітити з табл. 1, майже для всіх часових рядів за нульового порядку інтегрованості гіпотеза H_0 не відхиляється, а для перших різниць моделі з дрейфом приймається альтернативна гіпотеза. Виняток становить часовий ряд UAH ST LN: за нульового порядку інтегрованості гіпотеза H_0 про наявність одиничного кореня приймається за 1 % рівня значимості, але відхиляється за 5 % і 10 % рівня значимості. Цей ряд було додатково досліджено на стаціонарність для кожного лагу та встановлено, що з 5 % рівнем значимості для деяких лагів (0, 6-9) значення τ -статистики було вище за критичне значення, для всіх інших — нижче. Такі оцінки з великою ймовірністю свідчать про нестационарність, тому можна зробити висновок, що усі проаналізовані часові ряди є стаціонарними в перших різницях.

Далі у дослідженні використовуватимуться перші логарифмічні різниці значень розглядуваних ризик-факторів, обчислені за формулою: $\Delta Y_t = \ln(y_t) - \ln(y_{t-1})$, де y_t — значення ризик-фактору в точний момент часу t та у попередній момент $t-1$.

Етап 2. Визначення оптимального порядку (лагу) моделі.

Визначення порядку моделі є ключовим елементом при побудові векторно-авторегресійних моделей. Основне питання полягає у визначенні кількості ендогенних змінних і кількості лагів у системі. При включенні багатьох змінних з великою кількістю лагів модель важко оцінити та аналізувати вплив змінних одна на одну. В той же

час мала кількість змінних або лагів може призвести до невірної оцінки моделі.

Якщо точна специфікація моделі невідома (що практично завжди і буває), то користуються критеріями, що дозволяють вибирати з деякої сукупності моделей найкращу. Для того, щоб визначити значення лагу p векторно-авторегресійного рівняння, застосовують процедуру Ханнона-Ріссанена, яка полягає в розрахунку кількох інформаційних критеріїв:

1) інформаційний критерій Акаїке (Akaike information criterion, AIC), який розраховується за формулою: $AIC = \ln |\Sigma_\varepsilon| + 2 \frac{k(1+pk)}{T}$;

2) інформаційний критерій Шварца (Schwarz Information Criterion, SIC), інакша назва — інформаційний критерій Байєса (Bayesian information criterion, (S)BIC), який розраховується за формулою: $(S)BIC = \ln |\Sigma_\varepsilon| + \frac{k(1+pk)}{T} \ln(T)$;

3) критерій Ханнона-Квіна (Hannan-Quinn Information Criterion, HQIC), який розраховується за формулою: $HQIC = \ln |\Sigma_\varepsilon| + 2 \frac{k(1+pk)}{T} \ln(\ln(T))$, де $|\Sigma_\varepsilon|$ — визначник дисперсійно-коваріаційної матриці залишків VAR-моделі порядку p , k — кількість ендогенних змінних, T — кількість спостережень часового ряду [8, с.147-150].

Інформаційні критерії — це своєрідна міра якості економетричних моделей, яка враховує ступінь пристосування моделі до даних, враховуючи коригування на кількість оцінюваних параметрів. Перший доданок представляє собою штраф за велику дисперсію, другий — штраф за використання додаткових пояснюючих змінних. Як можна побачити з формул, критерій Ханнона-Квіна накладає найбільший штраф на збільшення кількості використуваних параметрів, а критерій Акаїке — найменший. Тому він вважається найменш значущим у порівнянні з двома іншими. До того ж, критерій Шварца являється асимптотично ваговим, у той час як критерій Акаїке зміщений у сторону вибору перепараметризованої моделі.

Обирається така довжина лага p , якій відповідає найменше значення критерію. Слід зазначити, що інформаційні критерії використовуються виключно для порівняння моделей між собою, вони не дають змоги тестувати або перевіряти статистичні гіпотези.

Розраховані значення інформаційних критеріїв наведено на рис. 1.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1299.604	NA	1.97e-18	-18.06439	-17.89863*	-17.99703*
1	1399.575	187.3589	1.19e-18	-18.56748	-17.07570	-17.96129
2	1476.039	134.7486	1.01e-18*	-18.74181	-15.92400	-17.59679
3	1531.015	90.72861	1.17e-18	-18.61559	-14.47175	-16.93173
4	1578.177	72.55724	1.54e-18	-18.38010	-12.91023	-16.15741
5	1625.344	67.28658	2.08e-18	-18.14467	-11.34877	-15.38314
6	1688.836	83.47194	2.31e-18	-18.13756	-10.01564	-14.83720
7	1742.508	64.55658	3.08e-18	-17.99311	-8.545161	-14.15392
8	1795.885	58.23035	4.36e-18	-17.84455	-7.070571	-13.46652
9	1875.391	77.83750	4.61e-18	-18.06141	-5.961402	-13.14455
10	1995.707	104.3300*	3.03e-18	-18.84905	-5.423010	-13.39335
11	2079.863	63.55877	3.73e-18	-19.13096	-4.378891	-13.13642
12	2194.471	73.73371	3.55e-18	-19.83876*	-3.760665	-13.30539

Рис. 1. Встановлення оптимального порядку VAR-моделі

Як бачимо з рис. 1, за результатами тесту мінімальні значення двох інформаційних критеріїв SC і HQ відповідають нульовому лагу. Проте, враховуючи, що в економіці практично не зустрічаються випадки, коли велика кількість змінних одночасно взаємодіє між собою в один і той самий момент часу, запропоновано побудувати моделі з лагами 1 і 2, які відповідають наступним після лагу 0 мінімальним значенням критеріїв SC і HQ, та вибрати між ними найкращу. Для фінального вибору оптимальної довжини лагу застосовано інформаційні критерії Акаїке та Шварца, значення яких наведено у табл. 2, а також розраховано статистику тесту відношення правдоподібності LR, рекомендовану К. Сімсом.

$$LR = [T - (1+k \cdot p)] (\ln |\Sigma_{\varepsilon 1}| / - \ln |\Sigma_{\varepsilon 2}|), \quad (4)$$

де $|\Sigma_{\varepsilon 1}|$, $|\Sigma_{\varepsilon 2}|$ — визначники дисперсійно-коваріаційних матриць залишків VAR(1) і VAR(2).

LR-статистика асимптотично має розподіл χ^2 зі ступенем свободи, що дорівнює кількості обмежень, накладених на оцінки параметрів [8, с.159].

Таблиця 2

РЕЗУЛЬТАТИ ПОБУДОВИ VAR(P)

Модель	Визначник $ \Sigma_{\varepsilon} $	AIC	(S)BIC
VAR(1)	2,7830·10 ⁻¹⁹	-18,56748	-17,07570
VAR(2)	1,0408·10 ⁻¹⁹	-18,74181	-15,92400

Розраховане значення $LR = 136,71$, критичне значення $\chi^2_{(0,05;64)} = 83,68$. Так як $LR > \chi^2_{(0,05;64)}$, то порівняння визначників не дає змоги стверджувати про їх рівність, а це означає, що кращою буде модель без обмежень на оцінки параметрів VAR(2).

За інформаційним критерієм Акаїке також вибираємо VAR(2). Значення (S)BIC протирічить двом першим висновкам, але враховуючи, що цей критерій бажано застосовувати для великої кількості спостережень і незначної розбіжності в значеннях для VAR(1) і VAR(2), вибираємо для подальшого аналізу модель VAR(2) з лагом 2.

Етап 3. Перевірка часових рядів на коінтеграцію.

На Етапі 1 з метою задоволення умов стаціонарності довелося трансформувати дані, взявши перші різниці. Якщо побудувати модель на перетворених даних, то зі змістовної точки зору отримана модель описуватиме тільки короткострокові взаємозв'язки між економічними змінними, і як наслідок, виключається можливість існування довгострокової рівноваги між рівнями рядів. Фактично це означатиме ігнорування наявності довгострокових залежностей в макроекономіці. Кардинальним вирішенням проблеми є поняття коінтеграції. На практиці часто виникають ситуації, коли економічні змінні є нестаціонарними, однак їхні лінійні комбінації можуть бути стаціонарними. В такому випадку кажуть, що змінні коінтегрують, інакше це означає, що між змінними зі стохастичними трендами існує довгостроковий рівноважний зв'язок.

Одним зі способів перевірити фактори на коінтеграцію є перевірка залишків кожного рівняння довгострокової рівноваги на стаціонарність [7, с. 126-140]. Даний спосіб є методологією Енгла-Грейнджера. Іншим методом є визначення наявних коінтеграційних зв'язків на основі стандартної VAR-моделі шляхом включення в праву частину рівняння вектора Y_{t-1} (у рівнях, інші лагові змінні — перші різниці) з відповідною матрицею параметрів Π розмірністю $k \times k$, де k — кількість ендогенних змінних VAR-моделі. Цей підхід має назву метода Йохансена. Вважається, що якщо перевірку на коінтеграцію проходять два часових ряди ($k=2$), тоді краще використовувати тест Енгла-Грейнджера, якщо перевіряються більше ($k>2$), тоді доцільніше застосовувати методологію Йохансена. Якщо підтверджується гіпотеза про наявність коінтеграційних зв'язків, тоді краще оцінювати та аналізувати модель коригування помилок (ECM), яка дозволяє одночасно оцінити зміни в короткостроковому та довгостроковому періодах. Оскільки досліджуються 8 змінних, тому розглянемо детальніше метод Йохансена. Базове рівняння за

методологією Йохансена набуває вигляду, якщо записати матрицю Π через добуток $\alpha\beta^T$:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \\ \Delta Y_t &= \alpha\beta^T Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t,\end{aligned}\quad (5)$$

де $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ — матриця розмірністю $k \times k$, ранг якої r дорівнює кількості коінтеграційних рівнянь, $\pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$, β — коінтеграційна матриця $k \times r$, що описує наявний довгостроковий зв'язок у r рівняннях із k рівнянь системи, α — матриця $k \times r$, що описує швидкості пристосування до довгострокової тенденції.

Залежно від значення рангу r матриці Π виділяють такі випадки:

а) якщо ранг $r = 0$, тоді модель є звичайною VAR-моделлю в перших різницях;

б) якщо ранг $r = k$, тобто матриця Π має повний ранг, це означає, що всі компоненти вектора Y_{t-1} у рівнях стаціонарні, але це викликає протиріччя, бо стаціонарними є перші різниці; отже, коінтеграційних зв'язків не існує.

в) якщо ранг $0 < r < k$, тоді ранг матриці Π дорівнює кількості незалежних коінтеграційних рівнянь.

Відповідно до обчислених результатів, отримуємо ранг 8, який еквівалентний кількості змінних, звідки можемо зробити висновок, що коінтеграційних зв'язків не існує.

Етап 4. Оцінювання параметрів моделі.

Оскільки на етапі 3 не було виявлено коінтеграції між змінними, будувалась стандартна VAR-модель. Оцінки параметрів VAR-моделі у приведеній формі отримано за звичайним МНК.

У результаті побудови моделі багато оцінок коефіцієнтів за t -критерієм виявились незначимими. Це можливе за двох причин: 1) відповідна змінна не має впливу на залежну змінну в даному рівнянні; 2) між лаговими змінними рівняння наявна мультиколінеарність. Крім того, оцінки коефіцієнтів можуть бути незначимими, якщо часові ряди є недостатньо довгими. Тому, коли VAR-модель застосовується до макроекономічних даних з обмеженими розмірами вибірки, параметризація моделей є поширеною проблемою.

Вирішенням даної проблеми може бути встановлення обмежень на незначимі оцінки параметрів моделі. У загальному вигляді лінійні обмеження до VAR-моделі мають вигляд, що дозволить накладати обмеження простою репараметризацією моделі:

$$\beta = R\gamma + r, \quad (6)$$

де $\beta = \text{vec}(B)$ — вектор коефіцієнтів VAR-моделі, R — вектор обмежень, γ — вектор необмежених параметрів, r — вектор відомих параметрів [8, с. 194].

Вектор обмежень R будується за таким принципом. На першому етапі розраховують VAR-модель стандартним чином. Далі для кожної змінної оціненої моделі будують вектор обмежень, в якому позначкою «NA» відмічають вплив змінних із статистично-значимою оцінкою t -статистики, а позначкою «0» — незначимі оцінки. Після цього VAR-модель обов'язково необхідно перерахувати.

Результати оцінювання VAR(2)-моделі з обмеженнями (6) в приведеній формі запису такі:

$$\Delta \text{EUR}_{\text{LN}}_t = 0,011 + 0,060 \cdot \Delta \text{EUR}_{\text{LT_LN}}_{t-2} - 0,098 \cdot \Delta \text{USD}_{\text{LT_LN}}_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta \text{USD}_{\text{LN}}_t = 0,010 - 0,346 \cdot \Delta \text{EUR}_{\text{LN}}_{t-1} + 0,409 \cdot \Delta \text{USD}_{\text{LN}}_{t-1} + 0,062 \cdot \Delta \text{EUR}_{\text{LT_LN}}_{t-2} - 0,108 \cdot \Delta \text{USD}_{\text{LT_LN}}_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

$$\Delta \text{EUR}_{\text{ST_LN}}_t = -0,008 - 0,310 \cdot \Delta \text{EUR}_{\text{ST_LN}}_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (9)$$

$$\Delta \text{EUR}_{\text{LT_LN}}_t = -0,007 - 0,316 \cdot \Delta \text{EUR}_{\text{LT_LN}}_{t-1} - 0,379 \cdot \Delta \text{EUR}_{\text{LT_LN}}_{t-2} + \varepsilon_{4t} \quad (10)$$

$$\Delta \text{USD}_{\text{ST_LN}}_t = -0,003 - 0,268 \cdot \Delta \text{EUR}_{\text{LN}}_{t-1} - 0,143 \cdot \Delta \text{EUR}_{\text{ST_LN}}_{t-2} - 0,180 \cdot \Delta \text{USD}_{\text{ST_LN}}_{t-1} + \varepsilon_{5t} \quad (11)$$

$$\Delta \text{USD}_{\text{LT_LN}}_t = -0,005 - 0,646 \cdot \Delta \text{USD}_{\text{LT_LN}}_{t-1} - 0,354 \cdot \Delta \text{USD}_{\text{LT_LN}}_{t-2} + 0,349 \cdot \Delta \text{UAH}_{\text{LT_LN}}_{t-1} + \varepsilon_{6t} \quad (12)$$

$$\Delta \text{UAH}_{\text{ST_LN}}_t = 0,001 - 0,113 \cdot \Delta \text{EUR}_{\text{ST_LN}}_{t-1} + \varepsilon_{7t} \quad (13)$$

$$\Delta \text{UAH}_{\text{LT_LN}}_t = 0,003 + 0,110 \cdot \Delta \text{USD}_{\text{LT_LN}}_{t-1} - 0,106 \cdot \Delta \text{UAH}_{\text{ST_LN}}_{t-2} - 0,494 \cdot \Delta \text{UAH}_{\text{LT_LN}}_{t-1} - 0,279 \cdot \Delta \text{UAH}_{\text{LT_LN}}_{t-2} + \varepsilon_{8t} \quad (14)$$

Етап 5. Побудова функцій імпульсних відгуків.

VAR-моделі дозволяють проводити економічний аналіз результатів на основі функцій імпульсних відгуків (impulse response function) [7, с. 89-97]. Функція імпульсних відгуків простежує вплив разового шоку на одне з нововведень на поточні та майбутні

значення ендогенних змінних. Вона показує зміну ендогенних показників у відповідь на шок (зміну одного зі збурень системи). Зміна одного зі збурень ε_{it} призведе до зміни усіх поточних і майбутніх значень Y_{it} . Шок для i -ї змінної не тільки безпосередньо впливає на саму змінну, але й передається до всіх інших ендогенних змінних через динамічну структуру відставання VAR. Інакше кажучи, функція імпульсних відгуків вимірює ефект зміни значень ендогенних змінних системи в поточний і майбутні періоди часу, викликані зміною одного з показників на одне середньоквадратичне відхилення в поточний період часу.

Для побудованої моделі (7)-(14) функції імпульсних відгуків наведено на рис. 2.

Дослідивши функції імпульсних відгуків і виділивши найбільший вплив ендогенних змінних на шокову зміну результуючого показника, отримуємо табл. 3.

Важливо відмітити, що отримані у табл. 3 результати є не що інше, як сценарії стрес-тестування ринкового ризику, в яких відображено зміну залежних параметрів унаслідок настання шоку. Так, VAR-модель забезпечує існування сталих, економічно-обґрунтованих взаємозв'язків між елементами ринкового ризику, в той час як функція імпульсних відгуків дозволяє проаналізувати їх взаємозалежний характер зміни в шоккових умовах. У подальшому обчислені результати можуть стати частиною історичного або гіпотетичного сценарію стрес-тестування.

Оскільки у VAR-моделюванні дані зазнали двох трансформацій: логарифмування та інтегрування, тому для отримання кінцевого результату необхідно виконати протилежні дії у зворотному напрямку. У підсумку отримуємо такі стрес-сценарії:

1. Зміна курсу пари валют євро/гривня в шоккових умовах призведе до зниження довгострокової процентної ставки в доларі США до 6,8 % (-1,6 % в абсолютному вираженні; -19,2 % у відносному вираженні) в другому місяці та зросте до 7,6 % у третьому місяці (+0,8 % і +12,2 % відповідно).

2. Зміна курсу пари валют долар/гривня в шоккових умовах призведе вже з другого місяця до зниження курсу валют євро/гривня в 2,3 разу та зниження довгострокової процентної ставки в доларі США до 6,7 % (-1,8 % в абсолютному вираженні; -20,9 % у відносному вираженні).

3. Зміна короткострокової процентної ставки в доларі США в шоккових умовах призведе до зниження курсу валют євро/гривня в 1,5 разу в другому місяці та зниження короткострокової процентної ставки в євро на 24,3 %.

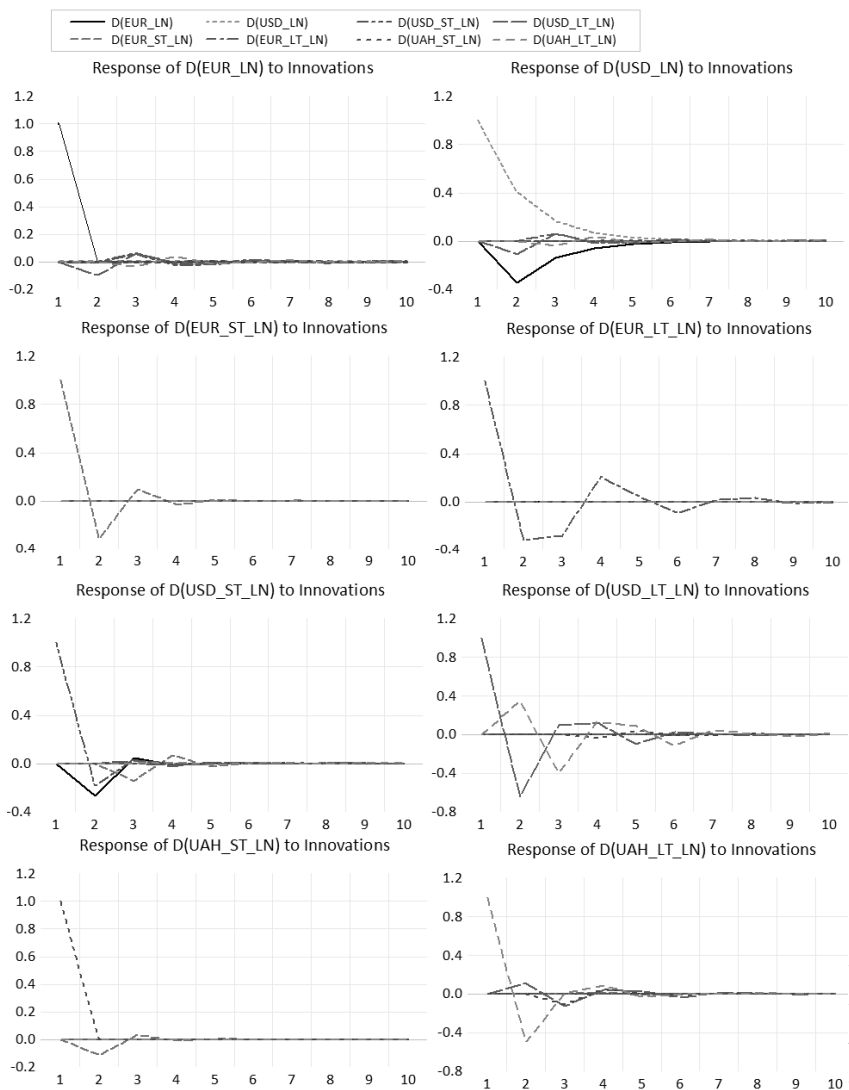


Рис. 2. Функції імпульсних відгуків побудованої VAR-моделі

4. Зміна довгострокової процентної ставки в доларі США в шоківих умовах призведе спочатку до зростання довгострокової процентної ставки в гривні в 1,8 разу в другому місяці, а потім її стрімкого зниження в 4 рази вже у третьому місяці.

5. Зміна короткострокової процентної ставки в гривні в шокових умовах призведе до зниження короткострокової процентної ставки в євро на 18,6 %.

6. Зміна довгострокової процентної ставки в гривні в шокових умовах призведе спочатку до зростання довгострокової процентної ставки в доларі США на 26,4 % у другому місяці, а вже в третьому місяці відбудеться зниження показника на 32,8 % з одномоментним зниженням короткострокової процентної ставки в гривні на 40,1 %.

Таблиця 3

АНАЛІЗ ФУНКЦІЙ ІМПУЛЬСНИХ ВІДГУКІВ ПОБУДОВАНОЇ МОДЕЛІ

Показник, який зазнає шокової зміни	Змінна, яка суттєво реагує на зміну шокового показника	Характер поведінки та максимальне значення змінної, у % від власного значення
ΔEUR_LN	ΔUSD_LT_LN	Знизиться на 10 % через два місяці, в третьому місяці зросте на 6 %
ΔUSD_LN	ΔEUR_LN	Знизиться на 35 % через два місяці, поступово повернеться до попереднього значення через 5 місяців
	ΔUSD_LT_LN	Знизиться на 11 % через два місяці, в третьому місяці зросте на 6 %
ΔUSD_ST_LN	ΔEUR_LN	Знизиться на 27 % через два місяці, в третьому місяці повернеться до попереднього значення
	ΔEUR_ST_LN	Знизиться на 14 % через три місяці, в четвертому місяці зросте на 7 %
ΔUSD_LT_LN	ΔUAH_LT_LN	Зросте на 35 % через 2 місяці, через 3 місяці знизиться на 40 %
ΔUAH_ST_LN	ΔEUR_ST_LN	Знизиться на 11 % через два місяці, через місяць повернеться до попередніх значень
ΔUAH_LT_LN	ΔUSD_LT_LN	Зросте на 11 % через 2 місяці, через 3 місяці знизиться на 12 %
	ΔUAH_ST_LN	Через 3 місяці знизиться на 11 %, через місяць повернеться до попередніх значень

Висновки. Таким чином, розроблено сценарії стрес-тестування ринкового ризику комерційного банку на основі моделі векторної авторегресії. Результати проведеного дослідження показали, що між проаналізованими елементами ринкового ризику існує тісний взаємозв'язок. З'ясовано, що зміни на процентному ринку викликають зміни на валютному, а зміни на валютному ринку проковкують зміни на ринку кредитних ресурсів. Хоча моделювання сценаріїв стрес-тестування ринкового ризику методами векторно-регресійного аналізу є досить складним і ресурсно-витратним підходом до побудови стресових сценаріїв, водночас стрес-сценарії, отримані на основі функцій імпульсних відгуків, є обґрунтованими, наглядними та економічно-логічними.

У подальших дослідженнях для побудови оптимальної моделі ринкового ризику планується серед ризик-факторів додатково розглянути фондовий ризик.

Бібліографічні посилання

1. Беленька Г. В. Математичні методи діагностування фінансової стабільності банківського сектору України: дис. на здобуття наук. ступеня к.е.н. за спец. 08.00.11. ДВНЗ «КНЕУ імені Вадима Гетьмана. Київ, 2011. 165 с.

2. Зеленська М. І., Аксьонова А. С. Прикладні аспекти дослідження взаємозв'язків між сегментами фінансового ринку України. Ефективна економіка № 1, 2014. URL: <http://www.economy.nayka.com.ua/?op=1&z=2696>. (дата звернення 20.04.2020)

3. Соловьев С.С. Стресс-тестирование рыночных рисков финансовой организации в условиях кризиса. Финансы и кредит. 2010. № 17 (401). С. 54-58.

4. Карминский А.М., Серякова Е.В. Методы и модели стресс-тестирования рыночных рисков портфеля финансовых инструментов. Вестник МГИМО-Университета. 2015. № 4(43). С. 53-63.

5. Піскунова О.В., Водзянова Н.К., Панченко К.С. Концепція стрес-тестування ринкового ризику з використанням методів економетричного моделювання. Моделювання та інформаційні системи в економіці. 2020. № 99.

6. Офіційний сайт Національного банку України. URL: <https://bank.gov.ua>

7. Лук'яненко І. Г., Городніченко Ю. О. Сучасні економетричні методи у фінансах. Навчальний посібник. Київ : Літера ЛТД, 2002. 352 с.

8. Lutkepohl H. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer-Verlag, Berlin, 2005. 765 с.

Статтю подано до редакції 06.10.2020