

УДК 339.747

А.В.Верстяк, к.е.н.,
Чернівецький національний університет ім. Ю. Федьковича,
В.П.Николук,
Буковинський державний фінансово-економічний університет,
м. Чернівці

ЕКОНОМІКО-МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСУ ПОШИРЕННЯ ФІНАНСОВИХ ІНФЕКЦІЙ В КРАЇНАХ СХІДНОЇ ЄВРОПИ

У статті розглядається проблема поширення фінансових інфекцій на ринках Центральної та Східної Європи. Окрема увага приділяється проблемі емпіричного дослідження такого процесу. Запропоновано економіко-математичну модель як система одночасних рівнянь, тобто сукупності економетричних рівнянь, що визначають взаємозалежність індексу валютного ринкового тиску в різних країнах.

В статье рассматривается проблема распространения финансовых инфекций на рынках Центральной и Восточной Европы. Отдельное внимание уделяется проблеме эмпирического исследования такого процесса. Предложена экономико-математическая модель как система одновременных уравнений, т.е. совокупности эконометрических уравнений, определяющих взаимозависимость индекса валютного рыночного давления в разных странах

The authors investigate the problem of financial contagion in CEE countries. Separate attention is spared to the problem of empiric research of such process. The authors offer economic-mathematical model as simultaneous system, i.e. set of econometric equations that determine the interdependence of exchange market pressure index in different countries.

Ключові слова: фінансова криза, трансмісія фінансових шоків, фінансова інфекція, економетрика, система одночасних рівнянь.

Активне обговорення проблеми трансмісії шоків і так званих «фінансових інфекцій» припало на валютні кризи 1990-х рр., які склалися з трьох регіональних хвиль: криза механізму обмінних курсів у Європі в 1992-93 рр., латиноамериканська криза в 1994-95 рр. та азіатська криза в 1997-98 рр. Регіональні хвилі захопили безліч найрізноманітніших країн, які, на перший погляд, ніяк між собою не пов'язані. Таке поширення валютної кризи отримало назву «інфекція».

Термін «інфекція» (англ. - contagion) з'явився в другій половині 1990-х рр. і є порівняно новим в економічній теорії. В літературі велика кількість публікацій присвячена поширенню фінансових криз, однак аналіз світових тенденцій фінансової стабільності та поширення інфекцій під час поточної фінансової кризи не є повним без виявлення причини взаємозв'язків поширення фінансових інфекцій в країнах Східної Європи, а саме в Україні, Білорусії, Естонії, Латвії, Литві, Молдові та Російській Федерації.

Вибір зазначених країн дає можливість здійснити перевірку двох гіпотез ефекту фінансової інфекції. Перша з них - це «втеча в якість», яка запропонована в праці [1] та базується на прагненні інвесторів до переведення коштів у першокласні активи. Крім того, в цій гіпотезі зазначається, що механізм передачі інфекції носить асиметричний характер в певних групах країн. Тому в межах статті досліджена вибірка країн може бути поділена на групи: країни-члени ЄС та країни, які не є членами ЄС. Друга гіпотеза - це «політична інфекція», запропонована в праці [2], яка відзначає, що передача шоків можлива тільки між потенційними учасниками будь-якого

економічного інтеграційного об'єднання. У зв'язку з цим можна виділити окрему групу країн, які є членами ЄС: Естонія, Латвія та Литва.

В економічній літературі існує велика кількість статей, які присвячені феномену фінансової інфекції та практичним методам її виявлення. Зокрема, емпіричні дослідження явища фінансових інфекцій детально проводились різними вченими.

Ейхенгрін та ін. (1996 р.) [3] здійснили перші спроби емпіричного виявлення ефекту фінансової інфекції. Дослідники ввели екзогенну бінарну змінну з метою виявлення фінансової інфекції в регіоні та поведінки цієї змінної під час фінансової кризи. Якщо екзогенна фінансова змінна була статистично значущою, то робився висновок про поширення інфекцій, навіть якщо внутрішні фактори знаходились під контролем.

Фаверо і Джавацці (2002 р.) [1] запропонували альтернативний т. зв. «тест викидів», який базується на моделях VAR. Період фінансової кризи визначається шляхом виключення залишків із VAR-моделі, після чого вводиться спеціальна бінарна змінна для кожного фінансового потрясіння. У кінці здійснюється оцінка надіентифікованої системи рівнянь з метою виявлення взаємозалежностей. Гіпотеза про існування ефекту інфекції не відхиляється, якщо бінарна змінна статистично значуща.

Форбс та Рігобон (2002 р.) [4] досліджували ефект інфекцій на основі кореляційного аналізу: коефіцієнт кореляції між певними показниками різних країн у період кризи є функцією волатильності ринку. Вчені запропонували механізм управління дисперсією зазначених показників у країні, яка переживає кризу. Дослідження проводились відокремлено для двох періодів і робилися висновки на основі співставлення результатів.

Рігобон (2003 р.) [5] розробив інший підхід – тест зміни коваріаційної матриці, який полягає у її співставленні під час періоду кризи та поза ним. Дунгей та ін. (2005 р.) [6] дослідили канали поширення фінансових інфекцій на основі факторного аналізу. Песеран і Пік (2007 р.) запропонували використовувати в емпіричному дослідженні фінансових інфекцій ендогенні бінарні змінні країн, які визначені як функції змінних інших країн.

Враховуючи відмінності між країнами, які є членами ЄС, та країнами, які не входять до даного інтеграційного об'єднання, виникає потреба у виконанні таких завдань:

- 1) аналіз поширення фінансових інфекцій у всьому регіоні;
 - 2) вивчення стабільності структури можливого ефекту фінансових інфекцій на певному проміжку часу;
 - 3) виявлення гіпотези «втеча в якість» в межах досліджуваних груп країн;
 - 4) виявлення гіпотези політичної інфекції в країнах ЄС: Естонії, Латвії, Литві.
- Логіка дослідження поширення фінансових інфекцій полягає в наступному:
- 1) окреме для кожної країни визначення індексу валютного тиску як комбінації обмінних курсів, процентних ставок та зміни у резервах, з метою виявлення фінансових потрясінь;
 - 2) дослідження взаємозалежності під час кризи;

3) прийняття (або відхилення) гіпотези про наявність фінансової інфекції для кожної країни перевіряється шляхом «тесту порогу» [4].

Дослідження наявності ефекту фінансової інфекції можна здійснити на основі «тесту порогу», який був запропонований Песераном і Піком в 2007 р. [7]. Вчені розглядали т. зв. систему одночасних рівнянь, тобто сукупність економетричних рівнянь (часто лінійних), що визначають взаємозалежність економічних змінних. Важлива відмінна ознака системи «одночасних» рівнянь від інших систем рівнянь полягає в наявності одних і тих же змінних у правих і лівих частинах різних рівнянь системи (йдеться про так звану структурну форму моделі).

У зазначених рівняннях присутні ендогенні змінні, значення яких визначаються в процесі функціонування досліджуваної економічної системи. Їх значення визначаються «одночасно» виходячи із значень деяких екзогенних змінних, значення яких розраховуються поза моделлю та задаються ззовні. У системах одночасних рівнянь ендогенні змінні залежать як від екзогенних змінних, так і від ендогенних.

Вимірювання тісноти зв'язку між змінними та побудова ізольованих рівнянь регресії недостатні для пояснення функціонування складних економічних систем. Зміна однієї змінної не може відбуватися при абсолютній незмінності інших. Її зміна потягне за собою зміни у всій системі взаємозалежних ознак. Таким чином, окремо взяте рівняння регресії не може характеризувати справжній вплив окремих ознак на варіацію результуючої змінної. Тому в економічних дослідженнях важливе місце зайняла проблема опису структури зв'язків між системою змінних.

Зокрема, розглянемо систему одночасних рівнянь:

$$y_{1t} = \delta_1' z_t + \alpha_1' x_{1t} + \beta_1 I(y_{2t} - c_2 \sigma_{2,t-1}) + u_{1t} \quad (1),$$

$$y_{2t} = \delta_2' z_t + \alpha_2' x_{1t} + \beta_2 I(y_{1t} - c_1 \sigma_{1,t-1}) + u_{2t} \quad (2),$$

де y_{it} - деякий показник ефективності в країні i , $i = 1, 2, \dots, 7$, $t = \overline{1, T}$;

u_{1t} та u_{2t} - похибки із відповідними умовними дисперсіями $\sigma_{u_{1,t-1}}^2$ та $\sigma_{u_{2,t-1}}^2$ і коефіцієнтом кореляції $\rho \neq 0$;

регресори x_{it} є специфічними для кожної країни і незалежно розподілені;

вектор z_t розмірністю $s \times 1$ містить задані значення певних загальних факторів, наприклад, ціни на нафту;

$I(A)$ - ідентифікатор функції який приймає значення, що дорівнює 1, якщо $A > 0$, та 0 - в інших випадках, $\sigma_{i,t-1}^2 = Var(y_{it} | \Omega_{t-1})$, Ω_{t-1} містить наявну інформацію в період $t - 1$.

Прикладами показників ефективності y_{it} можуть бути зміна індексів ринків цінних паперів [4; 8], а також індекс валютного ринкового тиску [3]. Ми припускаємо, що y_{it} визначений таким чином, що криза пов'язана з екстремальними додатними значеннями y_{it} та $c_i > 0$.

Безпосереднє застосування звичайного методу найменших квадратів для оцінки рівнянь системи (1)-(2) недоцільно, оскільки в системах одночасних рівнянь порушується найважливіша умова регресійного аналізу - екзогенні фактори. Це призводить до того, що оцінки параметрів будуть зміщеними і незмістовними. Тому для оцінки систем одночасних рівнянь використовується непрямий метод найменших квадратів, дво- та трикроковий методи найменших квадратів, а також методи максимальної правдоподібності.

Використання системи однорідних економетричних рівнянь у дослідженні поширення фінансових інфекцій вимагає розробки таких припущень:

- передача фінансових інфекцій відбувається тільки під час криз, в той час як взаємозалежності є результатом взаємодії ринку;
- країна i переживає кризу, якщо її показник y_{it} знаходиться вище певного критичного значення c_{it} ;
- вважається, що фінансова інфекція, яка поширюється в країні i , збільшує ймовірність кризи в країні j , незважаючи на позаринкову взаємодію, і навпаки;
- для тестування ефекту інфекції перш за все необхідно задати умови, з якими коефіцієнт β_i може бути ідентифікований.

Вищезазначені припущення можуть бути узагальнені на основі включення двох екстремальних значень одночасно:

$$y_{it} = \delta_i' z_t + \alpha_i' x_{it} + \beta_{iU} I(y_{jt} - c_j U \sigma_{j,t-1}) + \beta_{iL} I(-y_{jt} - c_j L \sigma_{j,t-1}) u_{it},$$

де $i = 1, 2$; β_{iU} та β_{iL} - ефект інфекції на верхній та нижній «хвості»;
 $c_{jU} \sigma_{j,t-1}$ та $c_{jL} \sigma_{j,t-1}$ - відповідні порогові значення $c_{jU} \geq 0$ і $c_{jL} \geq 0$.

Позначивши

$$w_{it} = \delta_i' z_t + \alpha_i' x_{it} + u_{it},$$

залежності (1) та (2) можна переписати у вигляді:

$$y_{1t} = w_{1t} + \beta_1 I(y_{2t} - c_2) \tag{3},$$

$$y_{2t} = w_{2t} + \beta_2 I(y_{1t} - c_1) \tag{4}.$$

Співвідношення (3)-(4) - це система нелінійних одночасних рівнянь, яка має розв'язок, коли β_1 або β_2 дорівнює 0. Наприклад, $\beta_2 = 0$, тоді розв'язок системи можна записати у вигляді:

$$y_{1t} = w_{1t} + \beta_1 I(y_{2t} - c_2) \tag{5},$$

$$y_{2t} = w_{2t} \quad (6).$$

Якщо жоден із коефіцієнтів не дорівнює 0, тоді систему рівнянь (3)-(4) можна записати так:

$$Y_{1t} = W_{1t} + I(Y_{2t}) \quad (7),$$

$$Y_{2t} = W_{2t} + I(Y_{1t}) \quad (8),$$

де

$$Y_{it} = \frac{y_{it} - c_i}{\beta_i}, \quad W_{it} = \frac{w_{it} - c_i}{\beta_i} \quad (9).$$

Включимо в модель індекс d_t для позначення вибору рішення, коли $-1 < W_{it} \leq 0$:

$$Y_{it}^*(d_t) = d_t W_{it} + (1 - d_t)(1 + W_{it}), \quad i = 1, 2 \quad (10),$$

де шуканий розв'язок існує, якщо $d_t = 1$, та не існує, якщо $d_t = 0$.

Із урахуванням (10) отримаємо

$$\begin{aligned} Y_{1t} = & (1 + W_{1t})I(W_{2t}) + (1 + W_{1t})I(-W_{2t})I(1 + W_{2t})I(W_{1t}) + \\ & + W_{1t}I(-1 - W_{2t}) + W_{1t}I(-W_{2t})I(1 + W_{2t})I(-1 - W_{1t}) + \\ & + Y_{1t}^*(d_t)I(-W_{2t})I(1 + W_{2t}) \times I(-W_{1t})I(1 + W_{1t}) \end{aligned} \quad (11)$$

та, симетрично:

$$\begin{aligned} Y_{2t} = & (1 + W_{2t})I(W_{1t}) + (1 + W_{2t})I(-W_{1t})I(1 + W_{1t})I(W_{2t}) + \\ & + W_{2t}I(-1 - W_{1t}) + W_{2t}I(-W_{1t})I(1 + W_{1t})I(-1 - W_{2t}) + \\ & + Y_{2t}^*(d_t)I(-W_{1t})I(1 + W_{1t}) \times I(-W_{2t})I(1 + W_{2t}) \end{aligned} \quad (12)$$

Тобто шукане співвідношення записується як:

$$y_{it}^* = \beta_i Y_{it}^* + c_i, \quad i = 1, 2 \quad (13).$$

Важливо зазначити, що співвідношення (13) справедливе навіть в тому випадку, якщо $y_{i,t-1}$ та $y_{i,t-2}$ включені в специфічні регресори x_{it} для кожної країни.

Виходячи з вищесказаного, запропонуємо таку систему одночасних рівнянь:

$$z_{i,t} = \alpha_{0i} + \alpha_{i1}z_{i,t-1} + \alpha_{i2}z_{i,t-2} + \beta_i^+ \mathcal{G}_{i,t}^+ + \beta_i^- \mathcal{G}_{i,t}^- + \varepsilon_{i,t}, \quad (14),$$

де z_i - показник ефективності в країні i , $i = 1, 2, \dots, 7$, $t = \overline{1, T}$, ε_i - параметр похибки, \mathcal{G}_i^+ та \mathcal{G}_i^- - ендогенні бінарні змінні.

Ендогенні бінарні змінні визначаються як:

$$\mathcal{G}_{i,t}^+ = I\left(\sum_{j=1, j \neq i}^n I(z_{j,t} - c_j)\right) \text{ та } \mathcal{G}_{i,t}^- = I\left(\sum_{j=1, j \neq i}^n I(-z_{j,t} - c_j)\right) \quad (15),$$

де c_j - порогове значення показника ефективності економіки i , $I(A)$ - ідентифікатор функції, який набуває значення, що дорівнює 1, якщо $A > 0$, - 1, якщо $A < 0$ та 0 - в інших випадках.

Виходячи із (14) та (17), знайдено значення стандартних відхилень країни i відповідно для \mathcal{G}_i^+ та \mathcal{G}_i^- . Змінні \mathcal{G}_i^+ та \mathcal{G}_i^- набувають значення, що дорівнюють 0 у некризовий період та відповідне значення у період кризи. Значення c_j встановлено як два стандартних відхилення показника дефективності.

Песеран і Пік [7] запропонували так званий механізм оцінки узагальнених інструментальних змінних (Generalized Instrumental VaRIables Estimator, GIVE) з метою оцінки рівняння (14), оскільки використання методу найменших квадратів логічне тільки тоді, коли модель інфекції є рекурсивною і не існує взаємозалежності. Дослідники також припустили, що перший і другий лаги залежної змінної для цільової країни мають бути враховані як ендогенні бінарні змінні, які розраховуються так:

$$w_{j,t}(m) = \left[z_{j,t-1}, (z_{j,t-1})^2, \dots, (z_{j,t-1})^m, z_{j,t-2}, (z_{j,t-2})^2, \dots, (z_{j,t-2})^m \right],$$

$$w_{i,t}(m) = \left[w_{1t}(m), w_{2t}(m), \dots, w_{(i-1)t}(m), w_{(i+1)t}(m), \dots, w_{Nt}(m) \right] \quad (16).$$

Відповідно до (17) значення m встановлено в межах в 1 до 6 та висунуто 2 гіпотези про поширення фінансових інфекцій:

$$H_0 : \beta_i^+ (\beta_i^-) = 0,$$

$$H_1 : \beta_i^+ (\beta_i^-) \neq 0 \quad (17).$$

Гіпотези (17) відображають відсутність або існування ефекту зараження для країни i . В межах даного дослідження висновок про існування ефекту зараження фінансовими інфекціями робиться на основі статистичної значущості коефіцієнтів β_i^+ та β_i^- . Сила ж ефекту визначається на основі порівняння стандартних відхилень σ_{zi} показників ефективності, а саме:

- коефіцієнт фінансової інфекції вважається низьким, якщо $|\beta_i^+| (|\beta_i^-|) \leq \sigma_{zi}$;
- коефіцієнт фінансової інфекції вважається помірним, якщо

$$\sigma_{zi} < |\beta_i^+| (|\beta_i^-|) \leq 1,5\sigma_{zi};$$

- коефіцієнт фінансової інфекції вважається високим, якщо $|\beta_i^+| (|\beta_i^-|) > 1,5\sigma_{zi}$.

На основі введених пропорцій можна зробити висновки про ступінь фінансового зараження. Крім того, в межах даного дослідження вводяться поняття симетричного та асиметричного ефекту поширення фінансових інфекцій. Симетричний ефект означає, що якщо криза відбувається в певній країні, то вона призводить до зростання (падіння) показників ефективності в іншій країні. І навпаки, асиметричний ефект передбачає, що внутрішнє зростання (падіння) показників ефективності в певній країні призводить до кризи в іншій. Якщо спостерігається асиметричний ефект фінансових інфекцій з країн ЄС до країн, які не є членами ЄС (або навпаки), то говориться про поняття «втеча в якість», яка запропонована в праці [4]. Тобто фінансова інфекція може перетікати між декількома групами країн.

Ейхенгрін та ін. (1996 р) [3] зауважили, що валютна криза не може визначатись тільки рівнями обмінних курсів, оскільки спекулятивні атаки не завжди успішні та можуть бути «відбиті» внутрішніми і міжнародними банками або урядовими інтервенціями. Для цього було запропоновано використовувати індекс фінансового тиску, як комбінації обмінних курсів, процентних ставок та зміни у резервах, з метою виявлення фінансових потрясінь. Відповідно до (10) нами розглядається індекс валютного ринкового тиску (Exchange Market Pressure Index, EMP) з метою визначення показника ефективності, який відображає фінансові потрясіння у певній країні. Індекс EMP визначається як:

$$EMP_{i,t} = \left[\left(\frac{\sigma_E}{\sigma_{NFA} + \sigma_I + \sigma_E} \frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} \right) + \left(\frac{\sigma_I}{\sigma_{NFA} + \sigma_I + \sigma_E} \frac{\Delta I_t}{I_{t-1}} \right) - \left(\frac{\sigma_{NFA}}{\sigma_{NFA} + \sigma_I + \sigma_E} \frac{\Delta NFA_t}{M_{t-1}} \right) \right] \cdot 100 \quad (18),$$

де EMP_i - індекс валютного ринкового тиску в країні i , E - обмінний курс, I - внутрішній рівень процентних ставок, NFA - чисті міжнародні активи, M - грошова маса.

Отже, кожен показник будується у вигляді суми середньозваженого рівня девальвації (ревальвації) і відсоткової зміни процентної ставки за вирахуванням внеску чистих іноземних активів до зміни грошової маси. Стандартні відхилення (σ) були використані з метою включення більш значного коливання досліджуваних показників.

Показники ефективності ($z_{i,t}$) визначаються як абсолютна зміна індексу валютного ринкового тиску, оскільки зміни фінансового тиску важливіші, аніж

сам фінансовий тиск для виявлення фінансових потрясінь, тобто:

$$z_{i,t} = EMP_{i,t} - EMP_{i,t-1} \quad (19).$$

Часовий ряд для побудови вищеописаних показників включає період з 1995 по 2011 рр. та сформований на основі World Development Indicators (WDI) і Global Development Finance (GDF).

Описова статистика (яка розділена на 2 субперіоди – 1998-2004 рр. та 2004-2011 рр., а розділом виступає вступ Естонії, Латвії та Литви до ЄС) досліджуваного показника наведена в таблиці 1. Як і очікувалось, середні значення всіх показників знаходяться в околі 0 та більшість з них мають нормальний розподіл згідно із тестом Харке-Бера.

Тест Харке-Бера (англ. Jarque-Bera test) - це статистичний тест, який перевіряє помилки спостережень на нормальність з допомогою співставлення їх третього моменту (асиметрія) та четвертого моменту (ексцес) з моментами нормального розподілу, у якого $S = 0$, $K = 3$. У тесті Харке-Бера перевіряється нульова гіпотеза $H_0 : S = 0, K = 3$ проти гіпотези $H_0 : S \neq 0, K \neq 3$, де S - коефіцієнт асиметрії, K - коефіцієнт ексцесу. Тест Харке-Бера належить до асимптотичних тестів, тобто він застосовується до великих рядів даних. Якщо помилки розподілені нормально, то згідно з теоремою Гауса-Маркова, оцінки методу найменших квадратів будуть кращими (мати найменшу дисперсію в класі лінійних незміщене оцінок) і коефіцієнти регресії будуть також розподілені асимптотично нормально.

Таблиця 1

Описова статистика індексу валютного ринкового тиску

Країна	Середнє значення	Максимальне значення	Мінімальне значення	Ступінь відхилення	Тест Харке-Бера
Весь період 1995-2011 рр.					
Україна	-0,14190	40,15856	-40,51120	22,37854	0,073
Білорусь	-2,58991	47,87505	-74,70743	34,53176	1,251
РФ	-5,00725	24,35546	-54,89570	19,80307	6,912
Естонія	2,73259	25,70254	-35,46488	19,06016	0,821
Латвія	7,34655	42,90614	-44,54617	23,28318	1,714
Литва	3,87225	24,69895	-21,32560	14,62237	0,930
Молдова	-0,07492	65,25965	-42,55058	24,60716	3,484
Субперіод 1998-2004 рр.					
Україна	-6,85865	40,15856	-40,51120	24,97399	0,841
Білорусь	1,06515	47,87505	-45,34777	34,84294	0,294
РФ	-10,96645	24,35546	-54,89570	26,51246	0,897
Естонія	1,75618	25,70254	-35,46488	21,72314	0,396
Латвія	13,12805	42,90614	-14,70244	16,98450	2,103
Литва	3,96550	15,07774	-15,93669	10,11953	0,948
Молдова	-3,48272	65,25965	-42,55058	35,24928	0,594
Субперіод 2005-2011 рр.					
Україна	6,57485	31,48969	-19,84360	18,87052	0,647
Білорусь	-6,24497	0,31326	-0,74707	0,36584	0,700
РФ	0,95195	0,12205	-0,11869	0,07994	0,501
Естонія	3,70899	0,22136	-0,24076	0,17692	0,400
Латвія	1,56505	0,35348	-0,44546	0,28427	0,590
Литва	3,77901	0,24699	-0,21326	0,18996	0,641
Молдова	3,33288	0,14009	-0,04956	0,06506	0,886

*Джерело: розраховано автором

Найвища волатильність індексу валютного ринкового тиску спостерігається в Молдові та Російській Федерації. Цікаво, що волатильність індексу зменшилась для Литви та Латвії після приєднання до ЄС (для Естонії рівень волатильності індексу залишився незмінним). Крім того, для всіх країн, окрім Молдавії та Білорусі, рівень волатильності дещо менший в період 2004-2011 рр. у порівнянні з періодом 1998-2004 рр.

На виконання завдань дослідження проведена оцінка рівняння (14) для кожної окремої країни, а також для періоду 1998-2011 рр. з використанням МНК та GIVE-методу, який був описаний вище. У першому випадку розрахована ендогенна бінарна змінна фінансових інфекцій для кожної країни і відносно інших країн. Всі розрахунки здійснювались в системі XLSTAT.

Відповідні розрахунки коефіцієнтів β_i^+ та β_i^- наведені в таблиці 2. Висновок про існування ефекту фінансових інфекцій можна зробити на основі знаходження статистичної значущості, тобто оцінки міри істинності. Фактично, це ймовірність похибки при відхиленні нульової гіпотези. Перевірка гіпотез за допомогою Р-значення є альтернативною класичній процедурі перевірки через критичне значення розподілу. Зазвичай Р-значення дорівнює ймовірності того, що випадкова величина з даними розподілом (розподілом тестової статистики при нульовій гіпотезі) набуде значення, не менше, ніж фактичне значення тестової статистики.

Таким чином, висновок про існування ефекту фінансових інфекцій можна зробити на основі статистичної значущості коефіцієнтів β_i^+ та β_i^- . Популярними рівнями значущості є 10%, 5%, 1%, і 0,1%. Якщо тест видає р-значення менше α -рівня, то нульова гіпотеза відхиляється. Вищий р-рівень відповідає нижчому рівневі довіри до знайденої у вибірці залежності між змінними. Саме р-рівень є імовірністю помилки, зв'язаної з поширенням результату, який спостерігається, на всю популяцію. Враховуючи вищесказане та той факт, що розрахунки на рівні р-значення 0,1% виявились неадекватними, за основу виявлення фінансових інфекцій взяті відповідно значення 5% і 1%. У таблиці 2 сірим кольором виділено значення β_i^+ та β_i^- , які є статистично значущими на рівні 5% або 1%.

Отже, в інтервалі 1995-2011 рр. спостерігається наявність ефекту фінансових інфекцій для таких країн, як Естонія, Латвія, РФ та Молдавія, а для Білорусії, Литви та України такий ефект відсутній.

Ефект зараження фінансовими інфекціями для РФ є симетричним, якщо $m = \overline{1,4\dots 6}$, (уточнимо, що m виступає критерієм перевищення отриманого показника для i -го року над середньоквадратичним відхиленням по всіх роках); асиметричний ефект в РФ відзначається при $m = \overline{4\dots 6}$. В Естонії спостерігається тільки асиметричний ефект із значеннями $m = \overline{4\dots 6}$, а в Латвії – із $m = \overline{1,3}$. Симетричний ефект трансмісії фінансових шоків у Латвії

спостерігається при значеннях $m = \overline{2 \dots 6}$. В Молдові відзначається як наявність симетричного, так і асиметричного ефектів фінансових інфекцій при всіх значеннях m .

Таблиця 2

Оцінка коефіцієнтів β_i^+ та β_i^- *

		UKR	BLR	RUS	EST	LVA	LTU	MDA
МНК	β_i^+	4,4036	-0,4810	-27,2381	-2,0241	-35,2689	1,5542	-55,8104
	β_i^-	-15,6053	-19,8839	-16,4972	5,6825	-35,1880	-12,9050	-44,7576
GIVE m=1	β_i^+	10,2627	-2,0085	-15,0763	-2,8959	-7,7977	2,0737	-43,6932
	β_i^-	-3,7023	-14,5882	-3,3427	-2,7742	-17,7499	-5,2273	-34,2920
GIVE m=2	β_i^+	60,2976	17,8036	-5,1570	7,5896	-23,1676	7,7778	-57,2609
	β_i^-	1,9335	7,3332	-6,0137	7,8538	-2,5973	-0,5255	-45,7735
GIVE m=3	β_i^+	3,3890	10,4594	-11,7067	-6,5217	-54,5111	-1,1744	-64,1376
	β_i^-	-18,8136	-14,9648	-7,7886	-0,5685	-33,9408	-15,5828	-55,5226
GIVE m=4	β_i^+	1,3434	12,2742	-14,0992	1,5582	-23,1676	2,3368	-43,4136
	β_i^-	-8,1272	12,1352	-4,0555	13,5844	-2,5973	-7,3269	-31,9263
GIVE m=5	β_i^+	1,3434	12,2742	-14,0992	1,5582	-23,1676	2,3368	-43,4136
	β_i^-	-8,1272	12,1352	-4,0555	13,5844	-2,5973	-7,3269	-31,9263
GIVE m=6	β_i^+	1,3434	12,2742	-14,0992	1,5582	-23,1676	2,3368	-43,4136
	β_i^-	-8,1272	12,1352	-4,0555	13,5844	-2,5973	-7,3269	-31,9263

*Джерело: розраховано автором

Нагадаємо, що в межах даного дослідження висновок про існування ефекту зараження фінансовими інфекціями робиться на основі статистичної значущості коефіцієнтів β_i^+ та β_i^- . Сила ж ефекту визначається на основі порівняння стандартних відхилень σ_{zi} показників ефективності, а саме: коефіцієнт фінансової інфекції вважається низьким, якщо $|\beta_i^+| (|\beta_i^-|) \leq \sigma_{zi}$; коефіцієнт фінансової інфекції вважається помірним, якщо $\sigma_{zi} < |\beta_i^+| (|\beta_i^-|) \leq 1,5\sigma_{zi}$; коефіцієнт фінансової інфекції вважається високим, якщо $|\beta_i^+| (|\beta_i^-|) > 1,5\sigma_{zi}$.

Виходячи із вищенаведеного аналізу, можна зробити висновки про ступінь зараження фінансовими інфекціями (табл. 3).

Таблиця 3

Ступінь зараження фінансовими інфекціями*

Ефект зараження	Білорусь	Естонія	Латвія	Литва	Молдова	РФ	Україна
	1995-2011 рр.						
	Немає	$AE_{4,5,6}^{високий}$	$AE_{1,3}^{низький}$ $CE_{2,3,4,5,6}^{низький}$	Немає	$AE_{1,2,3,4,5,6}^{низький}$ $CE_{1,2,3,4,5,6}^{низький}$	$AE_{4,5,6}^{низький}$ $CE_{1,4,5,6}^{низький}$	Немає

* Джерело: розраховано автором

У таблиці АЕ – асиметричний ефект поширення фінансових інфекцій, а СЕ – симетричний ефект поширення фінансових інфекцій; верхній індекс означає силу ефекту – низький, помірний, високий, а нижній індекс значення критерію перевищення отриманого показника для і-го року над середньоквадратичним відхиленням по всіх роках (m).

Як зазначалося вище, актуальним завданням виступає не тільки вивчення поширення фінансових інфекцій у всіх країнах, а й аналіз поширення фінансових інфекцій в окремому регіоні та перевірка гіпотези «втеча в якість» в межах досліджуваних груп країн. Виходячи з цього, проведено аналіз поширення ефекту фінансових інфекцій для країн-членів ЄС та країн, які не входять до даного інтеграційного об'єднання. Цей аналіз дозволив зробити висновки про відсутність політичного ефекту фінансових інфекцій в окремих групах країн. Між країнами Прибалтики не існує політичного ефекту зараження, оскільки, на відміну від Латвії та Естонії, в Литві ефект поширення інфекцій відсутній, а в Естонії спостерігається тільки асиметричний ефект, який не є наслідком політичних взаємозв'язків. Аналогічно, РФ відіграє важливу політичну роль в Білорусії, Україні та Молдові, однак ефект фінансових інфекцій присутній не у всіх країнах, тому можна говорити про політичний ефект тільки між РФ та Молдовою.

Крім того, як зазначалося вище, якщо спостерігається асиметричний ефект фінансових інфекцій з країн ЄС до країн, які не є членами ЄС (або навпаки), то говориться про поняття «втеча в якість», яке базується на прагненні інвесторів до переведення коштів у першокласні активи. Механізм передачі інфекції носить асиметричний характер в певних групах країн і спостерігається як в країнах-членах ЄС, так і поза цим інтеграційним об'єднанням. Зокрема, «втеча в якість» можлива в Естонії, Латвії, РФ та Молдові.

Список використаних джерел:

1. Favero C. A. Is The International Propagation of Financial Shocks Non-Linear / C. A. Favero, F. Giavazzi // Journal of International Economics, Vol. 57, No.1, June 2002. – pp. 231-246.
2. Drazen A. Political Contagion in Currency Crises / A. Drazen // National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 7211, July 1999. – pp. 47-70
3. Eichengreen B. Contagious Currency Crises. / B. Eichengreen, A. Rose, C. Wyplosz // Scandinavian Economic Review 98, 1996. - pp. 463-84.

4. Forbes K. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements." / K. Forbes, R. Rigobon // *Journal of Finance* 57: 22, 2002. - pp. 23-61.
5. Rigobon R. On the Measurement of the International Propagation of Shocks: Is the Transmission Stable / R. Rigobon // *Journal of International Economics*, Vol. 61, No. 2, December. 2003. - pp. 261-283.
6. Dungey M. Empirical Modelling of Contagion: A Review of Methodologies / M. Dungey, R. Fry, B. Gonzales- Hermsillo, L. Vance // *Quantitative Finance*, Vol. 5, No. 1, February, 2005. - pp. 9-24.
7. Peseran H. Econometric Issues in the Analysis of Contagion / H. Peseran, A. Pick // *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 31, No. 4, April, 2007. - pp.1245-1277.
8. Corsetti G. Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion. / G. Corsetti, M. Pericoli, M. Sbracia // *Journal of International Money and Finance*, forthcoming, 2004. - pp. 1177-1199.