

УДК 336.76

І. С. КРАВЧУК,
*доцент, кандидат економічних наук,
докторант кафедри банківського менеджменту та обліку
Тернопільського національного економічного університету*

ІНДЕКС СТРЕСУ НА РИНКУ ОБІГОВИХ ФІНАНСОВИХ ІНСТРУМЕНТІВ УКРАЇНИ

Розкрито методику конструювання і розрахунку композитного індексу стресу ринку обігових фінансових інструментів України з урахуванням особливостей українського ринку, а також накопиченого світового і вітчизняного досвіду розробки індексів фінансового стресу. Індекс стресу запропоновано розраховувати на основі ринкових даних шляхом урівноваженого усереднення субіндексів ринків акцій, боргових цінних паперів і деривативів.

Ключові слова: ринок обігових фінансових інструментів, індекс фінансового стресу, волатильність, ринкова ліквідність, цінні папери, деривативи.

IGOR KRAVCHUK,
*Associate Professor, Cand. of Econ. Sci.,
Doctoral student of Department of Banking Management and Accounting,
Ternopil National Economic University*

STRESS INDEX IN UKRAINE'S MARKET OF NEGOTIABLE FINANCIAL INSTRUMENTS

The technique of construction and calculation of composite stress index in Ukraine's market of negotiable financial instruments is presented, taking into account peculiarities of Ukraine's market, as well as the world and domestic experience in developing the financial stress indices. Stress index is proposed to be calculated on the basis of market data by balanced averaging of the sub-indices of stocks, debt securities and derivatives.

Keywords: market of negotiable financial instruments, financial stress index, volatility, market liquidity, securities, derivatives.

Ринок обігових фінансових інструментів (цінних паперів і деривативів) є іманентною складовою фінансової системи і перебуває у двосторонньому взаємозв'язку з іншими фінансовими інституціями та реальним сектором економіки у площині забезпечення його стабільного функціонування. Імовірні ринкові потрясіння можуть негативно вплинути на стан економіки у випадку матеріалізації системного ризику, а тому за ринком обігових фінансових інструментів має бути постійне спостереження з боку профільних регуляторів для упередження або раннього виявлення можливих ринкових порушень з використанням у тому числі інструментів макропруденційної політики.

Одним із засобів вивчення існуючої ринкової ситуації є розрахунок індексів стресу, які агрегують інформацію на основі даних про індикатори різних сегментів ринку. З їх допомогою регулятори можуть точніше і своєчасно проектувати свої дії з підтримання фінансової стабільності.

© Кравчук Ігор Святославович (Kravchuk Igor), 2018; e-mail: i.kravchuk@tneu.edu.ua.

Дослідження індексів фінансового стресу можна поділити на два періоди: 1) до початку світової фінансової кризи 2007 р. воно характеризувалося незначною кількістю публікацій, серед яких особливо можна виокремити працю таких фахівців Банку Канади, як М. Іллінг і Дж. Лью [1], з пропозиціями щодо розрахунку індексу стресу фінансової системи в цілому на підставі великої кількості індикаторів; 2) після світової фінансової кризи спостерігалось значне зростання кількості досліджень в окресленій площині (зокрема, це праці таких вчених, як Р. Балакрішнан, С. Даннінгер, С. Елекдаг та І. Тителл [2], К. Клісен і Д. Сміт [3], М. Ло Дука і Т. Пелтонен [4], Ж. Слінгенберг і Дж. де Хаан [5], Р. Кардереллі, С. Елекдаг і С. Лалл [6], Ц.-Я. Парк і Р. Меркадо [7], Д. Лоузіс та А. Воулдіс [8], М. Оет, Дж. Дулі та С. Онг [9], Р. Вермулен та інші [10].

Європейський центральний банк на своєму статистичному порталі постійно розкриває композитний індикатор системного стресу (CISS), який розробили Д. Холло, М. Кремер і М. Ло Дука [11], а також індекси фінансового стресу для окремих країн Європи (CLIFS), які запропонували Т. Дюпрі, Б. Клаус і Т. Пелтонен [12].

Крім того, Європейська рада з системного ризику (ESRB) створила базу фінансових криз країн ЄС, для ідентифікації яких використовувався індекс фінансового стресу згідно з методикою Т. Дюпрі та інших [12].

А. Вдовиченко і Г. Орос [13] запропонували розраховувати індекс фінансового стресу для України як поєднання чотирьох індикаторів (перші різниці логарифмів депозитів домогосподарств, помножені на (-1) ; індекс тиску на валютний ринок; волатильність першої різниці логарифмів індексу ПФТС; показник EMBI + Ukraine) для аналізу фіскальної політики.

НБУ у звітах про фінансову стабільність публікує індекс фінансового стресу на основі методології, запропонованої у праці Л. Тищенко і А. Чайбок [14]. Цей індекс розраховується на основі 14 показників і включає 4 субіндекси (банківського сектору; сектору корпоративних цінних паперів; сектору державних цінних паперів; валютного ринку). Автори намагалися взяти до уваги обмеження, які виникають, зважаючи на слабкий деформований розвиток вітчизняної фінансової системи. Але у відношенні до розрахунків, які стосуються ринків обігових фінансових інструментів, можна виокремити ряд недоліків.

1. З 2011 р. для оцінки українського ринку акцій використовувалась інформація про значення фондового індексу WIG Ukraine, який свідчить про котирування лише ряду українських компаній на польському фондовому ринку і про ставлення польських інвесторів до українських акцій, але не відображає стану власного вітчизняного ринку (хоча він і малий за обсягами). Крім того, кореляція між цим індексом та індексом вітчизняного ринку (UX) є неістотною, а в деякі періоди статистично незначущою (рис. 1).

2. Волатильність акцій розраховується на основі стандартного відхилення значень фондових індексів. По-перше, стандартне відхилення доцільно розраховувати на основі дохідності індексів, а по-друге, сучасні фінансово-математичні дослідження пропонують більш удосконалені підходи до оцінки волатильності, які враховують недоліки, притаманні для показника стандартного відхилення.

3. Для оцінки суверенного ризику запропоновано розраховувати спред між середньозваженою дохідністю українських урядових еврооблігацій і дохідністю 10-річних казначейських облігацій США (US Treasury 10Y), проте в цьому випадку

ку відсутня узгодженість між строками обігу облігацій, а одним з факторів визначення їх доходності є саме строк їх погашення.

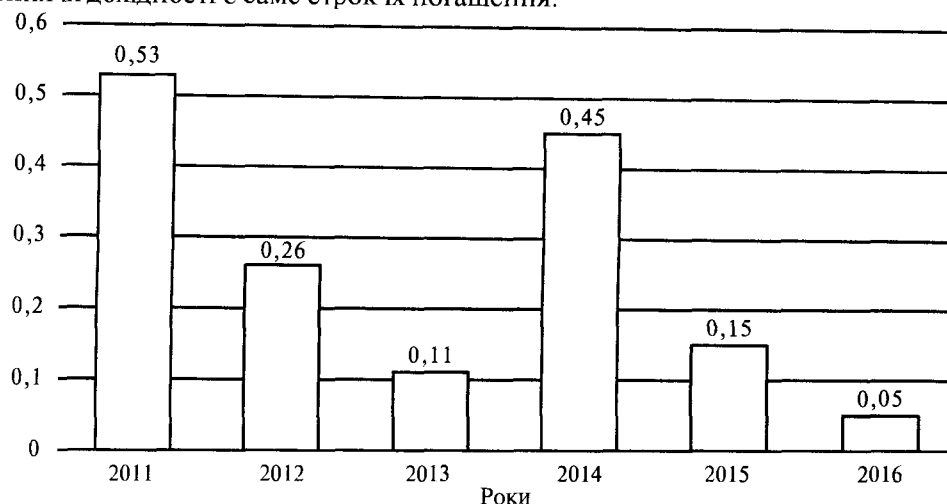


Рис. 1. Динаміка кореляції фондових індексів WIG Ukraine та UX

Побудовано автором за [Електронний ресурс]. — Режим доступу : <https://stoq.pl>.

У 2013 і 2016 рр. коефіцієнти кореляції є статистично незначущими, оскільки p-value перевищує 0,05 (у 2013 р. — 0,0899, у 2016 р. — 0,4437).

4. Ліквідність єврооблігацій не відображає стану внутрішнього ринку боргових цінних паперів.

5. Для агрегування показників в індекс пропонується при розрахунку вагових коефіцієнтів застосовувати відношення розміру кожного сегмента фінансової системи до ВВП. Так, для розрахунку частки субіндексу корпоративних цінних паперів використовується відношення обсягу капіталізації фондового ринку та обсягу ринку корпоративних облігацій до ВВП. На жаль, не уточнено, стосуються ці дані вітчизняного ринку чи акцій на Варшавській біржі та обсягу емісій корпоративних єврооблігацій. Якщо враховуються дані по вітчизняному ринку, то такий підхід є некоректним, оскільки показники субіндексів розраховувалися по цінних паперах, які перебувають в обігу на зарубіжних ринках. Крім того, не вказано, стосується капіталізація (якщо вона розраховувалася для вітчизняного ринку) тільки лістингових цінних паперів (у біржовому реєстрі) чи всіх акцій у біржовому списку. З огляду на підвищення вимог до лістингу, капіталізація лише акцій з біржового реєстру істотно зменшує значущість цього ринку у фінансовій системі.

Наукові дослідження індексів стресу стосуються фінансової системи в цілому, а дані про ринок акцій або боргові цінні папери є лише вхідною інформацією для побудови субіндексів. Проте пропозиції щодо розрахунку індексу стресу, який би охоплював усі сегменти власне ринку обігових фінансових інструментів, відсутні.

Мета статті полягає у розробці індексу стресу ринку обігових фінансових інструментів України з урахуванням особливостей українського ринку та накопиченого світового і вітчизняного досвіду розрахунку індексів фінансового стресу.

Для конструювання композитного індексу використано різноманітні економічні методи й моделі (зокрема, кореляційний аналіз, модель узагальненої авторегресійної умовної гетероскедастичності, стандартизацію на основі інтегральної функції розподілу, сезонне коригування, визначення довгострокового тренду на основі фільтрації).

У листопаді 2016 р. у рамках Конгресу ринку капіталів, організованого Варшавським університетом і Національним депозитарієм Польщі (KDPW), проведено конкурс на кращу наукову розробку у сфері фінансових ринків, в якому перемогла подана автором стаття про індекс стресу на ринку обігових фінансових інструментів Польщі, надалі опублікована у науковому виданні Варшавського університету [15]. Запропоновану в ній методику у модифікованому варіанті використано також для розробки і розрахунку індексу стресу на ринку обігових фінансових інструментів України.

Для ідентифікації ринкової нестабільності спробуємо сконструювати композитний індекс стресу ринку обігових фінансових інструментів (*FIMSI* – financial instrument markets stress index), який пропонуємо розраховувати на основі ринкових даних шляхом урівноваженого усереднення субіндексів ринку акцій (*EMSI* – equity market stress index), боргових цінних паперів (*DSMSI* – debt securities market stress index) і деривативів (*DrMSI* – derivatives market stress index):

$$FIMSI = \frac{EMSI + DSMSI + DrMSI}{3}. \quad (1)$$

Вхідні цифрові потоки даних для обчислення індексу отримано з Thomson Reuters Eikon (доступ надано Варшавським університетом) і веб-сайту "Української біржі".

Розроблені індекси фінансового стресу, достатньо широко описані в дослідницьких працях, також базуються на ринкових даних, проте запропонований *FIMSI* має такі особливості:

- 1) стосується виключно ринків обігових фінансових інструментів;
- 2) враховує зміни у ринковій ліквідності на внутрішньому ринку;
- 3) відображає зміни на ринку похідних фінансових інструментів.

Найбільш бажаним і прийнятним є застосування щоденних даних. Тим часом реалізація цього критерію пов'язана з рядом проблем. Денні дані по українському ринку доступні, але в історичній перспективі для ринку державних облігацій не є щоденними (вони мають розриви: наприклад, дані за серпень 2011 р. про дохідність 1-річних державних облігацій доступні тільки за 25 серпня); крім того, значні різноспрямовані зміни волатильності на ринках акцій та деривативів не дозволяють чітко ідентифікувати тренд зміни індексу і подають багато сигналів, які можуть бути хибними, а тому їх доцільно усереднити на місячній основі. З огляду на окреслені проблеми, індекс ринку обігових фінансових інструментів для України буде розраховано щомісячно на основі середніх щоденних даних індикаторів за відповідний місяць. Часовий горизонт розрахунку – квітень 2011 р. – грудень 2016 р., оскільки інформація про дохідність українських облігацій є доступною в терміналі Thomson Reuters Eikon тільки з квітня 2011 р.

Субіндекс ринку акцій (*EMSI*) включає такі індикатори.

1. Волатильність дохідності фондового індексу "Української біржі" (*sVol*), на якій укладається більшість біржових угод з акціями (майже 85% *). Проте цей показник буде певною мірою недостатньо репрезентативним щодо ринку акцій в Україні через домінування позабіржового ринку (на біржовому сегменті, наприклад, у 2016 р. укладено тільки 13,2% загальної кількості угод з цінними паперами). Для отримання значень волатильності (умовної дисперсії), з огляду на го-

* Розраховано автором за даними річного звіту Національної комісії з цінних паперів і фондового ринку за 2016 р.

ловний недолік очікуваної волатильності щодо її розрахунку на основі припущення про нормальний розподіл ринкових даних, застосовано процес GARCH (1,1). У свою чергу, індикатор реалізованої волатильності (realized volatility) характеризується набагато вищою чутливістю до змін у ціновій динаміці ринку та наявністю великої кількості коливань волатильності, що може пояснюватись її розрахунком на основі внутрішньоденних даних. Як наслідок, відображається багато шумових флуктуацій, що ускладнило б інтерпретацію індикатора.

Розрахунок GARCH (1,1) здійснювався за допомогою програмного економетричного пакета Gretl. Крім попередніх значень випадкової величини (ε_{t-i}), модель враховує також попередні значення дисперсії (h_{t-i}) [16, р. 309]:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}, \quad (2)$$

де $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ і $\beta_i \geq 0$ — параметри, величини яких визначаються методом максимальної правдоподібності.

Найбільш прийнятною для аналізу динаміки дохідності фінансових інструментів, у тому числі при розрахунку волатильності для індексів фінансового стресу, є методика застосування параметрів $p=1$ і $q=1$, тобто моделі GARCH (1,1) [5; 7].

2. Індикатор CMAX (*sCMAX*), який розраховується на основі фондового індексу UX з 1-річним часовим вікном. Цей індикатор можна виразити як відношення значення фондового індексу до його максимальної величини за певний період (часове вікно) [1]:

$$CMAX_t = x_t / \max [x \in (x_{t-j} | j = 0, 1, \dots, T)], \quad (3)$$

де x — значення фондового індексу; T — часове вікно (низький показник індексу свідчить про фінансову нестабільність).

3. Коефіцієнт ринкової ефективності (*sMEC*) для врахування змін у ліквідності. Цей показник [17] відображає пружність ринку (resiliency) і розраховується як відношення дисперсії дохідності за “довгий” період ($Var(R_t)$) до дисперсії дохідності за “короткий” період ($Var(r_t)$):

$$MEC = \frac{Var(R_t)}{T \cdot Var(r_t)}. \quad (4)$$

При конструюванні індексів нестабільності ринків обігових фінансових інструментів показник *MEC* розраховується як відношення дисперсії 2-денної дохідності до дисперсії 1-денної дохідності, отриманих з моделі GARCH (1,1). Якщо індекс є меншим від 1, то вважається, що ринок неліквідний.

До субіндексу ринку боргових цінних паперів (*DSMSI*) включено такі складові.

1. Індикатор суверенного спреда (Sov-spread) — різниця дохідності 1-річних державних облігацій України (внутрішньої позики) і США. Більш прийнятним є використання дохідності 10-річних облігацій: зокрема, на думку М. Іллінга і Дж. Лью [1], довгострокову дохідність слід розглядати як рівноважну для ринку державних боргових цінних паперів. Крім того, саме дохідність довгострокових облігацій є одним з індикаторів номінальної конвергенції при прийнятті рішення про приєднання певної країни до ЄС *. Проте до українського ринку такі дані не можуть бути застосовані, оскільки Міністерство фінансів України протягом майже цілого часового горизонту розрахунку індексу стресу не здійсню-

* The Treaty on the functioning of the European Union // Official Journal of the European Union. — 26.10.2012. — P. 326/47–326/390.

вало емісію облігацій з такими строками погашення. Певним обмеженням для застосування цього індикатора є також природа коливань суверенного спреда пов'язаних зі змінами в дохідності більшою мірою на ринку США, ніж України.

2. Спред 5-річних кредитних дефолтних свопів (CDS), який показує сукупний кредитний ризик щодо інвестицій у державні боргові цінні папери України. Зростання спреда CDS свідчить про наростання фінансової нестабільності. Цей індикатор також має певні обмеження щодо ефективності застосування, оскільки відображає зміну у ставленні іноземних інвесторів до рівня кредитоспроможності держави, але не свідчить про розвиток внутрішнього ринку фінансових інструментів державного боргу.

Волатильність дохідності та коефіцієнт МЕС для державних облігацій неможливо порахувати, адже дані про зміну щоденної дохідності на безперервній основі не доступні, та, крім того, відповідні денні значення протягом місяця майже не змінюються. Наприклад, з 14 квітня 2014 р. до 25 вересня 2014 р. дохідність була незмінною і становила 20%. Методика реалізованої волатильності теж не може бути застосована, оскільки базується на використанні внутрішньоденних даних.

Також не може бути додаткового індикатора і про корпоративні облігації, оскільки в Україні після значної кількості дефолтів по корпоративних боргових цінних паперах з 2009 р. цей сегмент ринку обігових фінансових інструментів майже не функціонує, хоча протягом 2004–2009 рр. ПФТС спільно з ІА Cbonds розраховувала індекси корпоративних облігацій "ПФТС-Cbonds" і "ПФТС-Cbonds/TR".

Нерозвинутим є і короткостроковий сегмент ринку боргових інструментів. Тільки у грудні 2015 р. НБУ почав публікацію даних про криві дохідності (на основі параметричної моделі Нельсона — Сігела). За умови розвитку ринку цінних паперів в Україні (за наявності достатньої кількості історичних даних) у майбутньому до складу субіндексу доцільно ввести індикатор, який би відображав дохідності двотижневих депозитних сертифікатів НБУ, визначених з 2016 р. ключовим інструментом монетарної політики (згідно з новим операційним дизайном монетарної політики).

Субіндекс ринку деривативів (DrMSI) включає лише індикатор зміни кількості відкритих позицій за ф'ючерсами на фондовий індекс UX (Der), адже тільки такий контракт має певний історичний горизонт даних. Цей сегмент ринку обігових фінансових інструментів в Україні теж є слабшим порівняно з міжнародними ринками, перебуває у стадії зародження і навіть з нормативно-правової точки зору недостатньо врегульований станом на листопад 2017 р.

Значення індикатора ринку деривативів розраховувались як абсолютна різниця логарифмів кількості відкритих позицій, адже як їх зростання, так і їх падіння є ознаками нестабільності ринку.

Для динаміки операцій з деривативами характерним є істотне нарощування їх обсягів перед закінченням дії контрактів (березень, червень, вересень, грудень), а тому здійснювалося сезонне коригування індикатора ринку деривативів на основі методу TRAMO/SEATS (у програмі Gretl), який розроблений центральним банком Іспанії та використовується Євростатом.

При розрахунку субіндексів для забезпечення узгодженості даних здійснювалась їх стандартизація на основі інтегральної функції розподілу (cumulative density function — CDF), оскільки для більшості індикаторів, які використовуються при конструюванні індексів стресу, не підтверджується наявність нормального розподілу (табл. 1) і не може бути застосована методика нормалізації даних.

Таблиця 1

**Тести на нормальний розподіл індикаторів індексу стресу
на ринку обігових фінансових інструментів**

Індикатори	p-value *	
	тест Шапіро – Вілка	тест Колмогорова – Смирнова
sVol.....	0,00	0,000318351
CMAx.....	0,0217085	0,594068
sMEC.....	0,53295	0,744688
Sov-Spread.....	0,000179162	0,20952
CDS.....	0,00	0,00000629577
Der.....	0,00	0,00

* При $p > 0,05$ не можна відкидати припущення про наявність нормального розподілу з імовірністю 95%.

Для CMAx і MEC застосовано інверсію, оскільки напрям їх зміни (зменшення значень), який свідчить про можливу нестабільність, є протилежним до прямої зміни індикаторів волатильності та суверенного спреда тощо (збільшення значень).

Між індикаторами не простежується значна кореляція (табл. 2), що відповідає критерію відбору індикаторів для уникнення дублювання (принцип parsimony).

Таблиця 2

**Кореляційна матриця індикаторів індексу стресу
на ринку обігових фінансових інструментів ***

Індикатори	sVol	sMEC **	sCMAx **	Sov-Spread	CDS	Der
sVol.....		0,2670	0,3051	0,3023	-0,1765	-0,0319
sMEC **.....	0,2670		-0,0847	0,1204	0,1004	-0,0971
sCMAx **.....	0,3051	-0,0847		0,2862	-0,1486	0,0649
Sov-Spread....	0,3023	0,1204	0,2862		0,2115	0,0365
CDS.....	-0,1765	0,1004	-0,1486	0,2115		0,1551
Der.....	-0,0319	-0,0971	0,0649	0,0365	0,1551	

* Розрахунки автора.

** Інвертовані індикатори.

Фінансовий стрес ідентифікується, якщо величина індексу стресу перевищує довгостроковий тренд більш як на одне середньоквадратичне відхилення. Для визначення довгострокового тренду застосовано фільтр Ходріка – Прескотта (the Hodrick – Prescott (HP) filter) з коефіцієнтом λ для місячних даних на рівні 14400 [18, р. 8]. Автори фільтра використовують концептуальне припущення, що окремі показники часового ряду даних (y_t) є сумою трендової (g_t) та циклічної (c_t) складових [19, р. 3]:

$$y_t = g_t + c_t, \quad (5)$$

де $t = 1, \dots, T$.

У довгостроковому періоді середнє значення циклічної складової прямує до 0. Значення ж трендової складової пропонується розраховувати на основі такого виразу [19, р. 3]:

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}. \quad (6)$$

Параметр λ є додатною величиною, що зменшує мінливість трендового компонента ряду. Чим вищим є значення λ , тим більш згладженим буде отриманий часовий ряд.

Стресові періоди також включатимуть епізоди (з меншим відхиленням значень індексу стресу від довгострокового тренду), які є всередині стресових періодів, як це запропоновано Ц.-Я. Парком і Р. Меркадо [7, с. 11].

З використанням щомісячного композитного індексу стресу на ринку обігових фінансових інструментів України (рис. 2) визначено 34 стресових епізоди (без урахування місяців, які входять у стресові періоди і щодо яких індекс стресу є меншим від одного середнього квадратичного відхилення від тренду) за період з квітня 2011 р. до грудня 2016 р. (69 значень індексу).

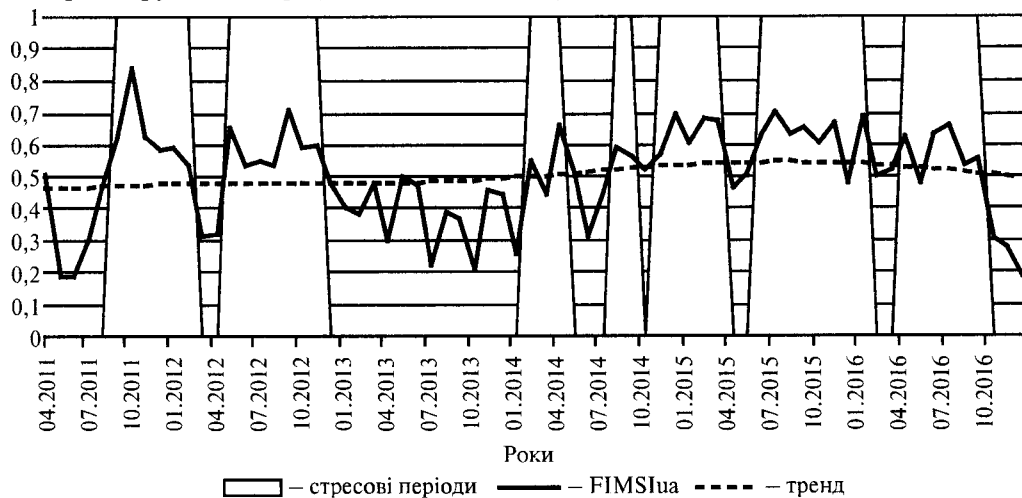


Рис. 2. Динаміка композитного індексу стресу на ринку обігових фінансових інструментів України

Власні розрахунки автора. Відображено стресові періоди з тривалістю 2 і більше місяців.

Стресові періоди можна так коротко охарактеризувати:

— вересень 2011 р. — лютий 2012 р. і травень — листопад 2012 р. (стресові епізоди пояснюються, насамперед, нестабільністю на міжнародних ринках, тобто розвитком кризи суверенних боргів у Європі: за вказані періоди індекс UX зменшився, відповідно, на 15% і 46%);

— лютий — квітень 2014 р. і серпень 2014 р. — березень 2015 р. (стресові епізоди викликані масштабною політичною та економічною кризою в Україні (як на макроекономічному, так і на корпоративному рівнях), у тому числі значною девальвацією національної валюти, що зменшує заінтересованість в інвестиціях у гривнях; спостерігаються рух до ліквідності (flight to liquidity) та висока аверсія до ризику, тобто більшість операцій на ринку цінних паперів здійснюється з державними облігаціями; суверенний кредитний рейтинг України перебуває на високо-спекулятивному рівні);

— червень 2015 р. — січень 2016 р. (реструктуризація зовнішнього державного боргу (згоди з кредиторами досягнуто наприкінці серпня 2016 р., у вересні парламент змінив законодавство, запровадивши державні деривативи, для реалізації умови реструктуризації) і, як наслідок, зниження міжнародного кредитного рейтингу; поновлення негативних очікувань щодо економічного розвитку України, в тому числі на фоні політичної нестабільності, тобто невизначеності в діяльності уряду);

— квітень — вересень 2016 р. (зокрема, 6 квітня у Нідерландах відбувся референдум про асоціацію України з ЄС, за результатами якого “проти” проголосувало понад 60% учасників). Більша тривалість цього періоду як стресового певною мірою пов’язана із значним зменшенням обсягу відкритих похідних контрактів: так, якщо в середині червня кількість відкритих контрактів становила більш як 11 тис., то вже 17 червня — 2 тис., і лише наприкінці вересня їх кількість перевищила 1 тис.

Висновки

Проведений аналіз запропонованого композитного індексу стресу свідчить, що переважаючими факторами впливу на ситуацію на ринку обігових фінансових інструментів України є внутрішньонаціональні, які з 2014 р. домінують. На даний час індекс стресу ринку в Україні є ще малозначущим для відображення економічної ситуації в державі з огляду на слабкий розвиток ринку та його мізерну роль у фінансуванні та відображенні корпоративної діяльності.

За умови реалізації реформ щодо розвитку ефективного ринку обігових фінансових інструментів в Україні, в перспективі запропонований індекс стресу може бути розширений додатковими показниками, а також використовуватися для прогнозування потенціальних негативних фінансових потрясінь на основі побудови моделей впливу економічних змінних на динаміку індексу стресу.

Список використаної літератури

1. *Illing M., Liu Y.* An Index of Financial Stress for Canada / Bank of Canada Working Paper No. 14. — 2003.
2. *Balakrishnan R., Danninger S., Elekdag S., Tytell I.* The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies / IMF Working Paper No. 133. — 2009.
3. *Kliesen K., Smith D.* Measuring Financial Market Stress // Federal Reserve Bank of St. Louis, Economic Synopses. — 2010. — No. 2.
4. *Lo Duca M., Peltonen T.* Macro-financial Vulnerabilities And Future Financial Stress. Assessing Systemic Risk And Predicting Systemic Events / ECB Working Paper Series No. 1311. — 2011.
5. *Slingenberg J., de Haan J.* Forecasting Financial Stress / DNB Working Paper No. 292. — 2011.
6. *Cardarelli R., Elekdag S., Lall S.* Financial stress and economic contractions // Journal of Financial Stability. — 2011. — No. 7. — P. 78–97.
7. *Park C.-Y., Mercado R.* Determinants of Financial Stress in Emerging Market Economies / ADB Economics Working Paper Series No. 356. — 2013.
8. *Louzis D., Vouldis A.* A Financial Systemic Stress Index for Greece / ECB Working Paper Series No. 1563. — 2013.
9. *Oet M., Dooley J., Ong S.* The Financial Stress Index: Identification of Systemic Risk Conditions // Risks. — 2015. — No. 3. — P. 420–444.
10. *Vermeulen R., Hoeberichts M., Vašiček B.* et al. Financial stress indexes and financial crises // Open Economies Review. — 2015. — Vol. 26. — No. 3. — P. 383–406.
11. *Holló D., Kremer M., Lo Duca M.* CISS — A Composite Indikator Of Systemic Stress In The Financial System / ECB Working Paper Series No. 1426. — 2012.
12. *Duprey T., Klaus B., Peltonen T.* Dating systemic financial stress episodes in the EU countries / ECB Working Paper Series No. 1873. — 2015.

13. Вдовиченко А., Орос Г. Индекс финансового стресса: оценка и применения в эмпирических исследованиях в Украине // Журнал европейской экономики. — 2015. — Т. 14. — № 2. — С. 205–224.
14. Тищенко Л., Чайбок А. Индекс финансового стресса для Украины // Вісник Національного банку України. — 2017. — № 240. — С. 5–14.
15. Kravchuk I. Indeks stresu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych w Polsce // Problemy Zarządzania. — 2017. — Vol. 15. — No. 1. — S. 193–206.
16. Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity // Journal of Econometrics. — 1986. — No. 31. — P. 307–327.
17. Hasbrouck J., Schwartz R. Liquidity and Execution Costs in Equity Markets // Journal of Portfolio Management. — 1988. — Vol. 14. — No. 3. — P. 10–16.
18. Kočenda E., Černý A. Elements of time series econometrics: an applied approach. — Prague : Karolinum Press, Charles University, 2014. — 228 p.
19. Hodrick R., Prescott E. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation // Journal of Money, Credit and Banking. — 1997. — Vol. 29. — No. 1. — P. 1–16.

References

1. Illing M., Liu Y. An index of financial stress for Canada. Bank of Canada Working Paper 2003-14, 2003.
2. Balakrishnan R., Danninger S., Elekdag S., Tytell I. The transmission of financial stress from advanced to emerging economies. IMF Working Paper No. 133, 2009.
3. Kliesen K., Smith D. Measuring financial market stress. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Economic Synopses*, 2010, No. 2.
4. Lo Duca M., Peltonen T. Macro-financial vulnerabilities and future financial stress. Assessing systemic risk and predicting systemic events. ECB Working Paper Series No. 1311, 2011.
5. Slingenberg J., de Haan J. Forecasting financial stress. DNB Working Paper No. 292, 2011.
6. Cardarelli R., Elekdag S., Lall S. Financial stress and economic contractions. *Journal of Financial Stability*, 2011, No. 7, pp. 78–97.
7. Park C.-Y., Mercado R. Determinants of financial stress in emerging market economies. ADB Economics Working Paper Series No. 356, 2013.
8. Louzis D., Vouldis A. A financial systemic stress index for Greece. ECB Working Paper Series No. 1563, 2013.
9. Oet M., Dooley J., Ong S. The financial stress index: identification of systemic risk conditions. *Risks*, 2015, No. 3, pp. 420–444.
10. Vermeulen R., Hoeberichts M., Vašíček B. et al. Financial stress indexes and financial crises. *Open Economies Review*, 2015, Vol. 26, No. 3, pp. 383–406.
11. Holló D., Kremer M., Lo Duca M. CISS — a composite indicator of systemic stress in the financial system. ECB Working Paper Series No. 1426, 2012.
12. Duprey T., Klaus B., Peltonen T. Dating systemic financial stress episodes in the EU countries. ECB Working Paper Series No. 1873, 2015.
13. Vdovychenko A., Oros G. Indeks finansovoho stresu: otsinka i zastosuvannya v empyrychnykh doslidzhennyakh v Ukraini [Financial stress index: estimation and application in empirical researches in Ukraine]. *Zhurnal evropeiskoi ekonomiky — Journal of European Economy*, 2015, Vol. 14, No. 2, pp. 205–224 [in Ukrainian].

14. Tyshchenko I., Csajbok A. *Indeks finansovoho stresu dlya Ukrainy* [Index of financial stress for Ukraine]. *Visnyk Natsional'noho banku Ukrainy – Herald of the National Bank of Ukraine*, 2017, No. 240, pp. 5–14 [in Ukrainian].
15. Kravchuk I. *Indeks stresu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych w Polsce* [Stress index in the negotiable financial instruments market in Poland]. *Problemy Zarządzania – Management problems*, 2017, Vol. 15, No. 1, pp. 193–206 [in Polish].
16. Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 1986, No. 31, pp. 307–327.
17. Hasbrouck J., Schwartz R. Liquidity and execution costs in equity markets. *Journal of Portfolio Management*, 1988, Vol. 14, No. 3, pp. 10–16.
18. Kočenda E., Černý A. *Elements of Time Series Econometrics: an Applied Approach*. Prague, Karolinum Press, Charles University, 2014.
19. Hodrick R., Prescott E. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, Vol. 29, No. 1, pp. 1–16.

Стаття надійшла до редакції 17 листопада 2017 р.
