

Долінський Л.Б.,

кандидат економічних наук, доцент,

докторант кафедри економіко-математичного моделювання
ДВНЗ "Київський національний економічний університет
імені Вадима Гетьмана"

КОРЕЛЯЦІЙНИЙ АНАЛІЗ СПІЛЬНОГО ДЕФОЛТУ ПОЗИЧАЛЬНИКІВ

Розглянуто ймовірнісні моделі спільного дефолту підприємств на основі оцінювання ймовірностей їх індивідуальних дефолтів. Проведено кореляційний аналіз ступеня взаємозалежності дефолтів позичальників на основі парних і множинних коефіцієнтів кореляції.

The probabilistic models of the joint defaults of enterprises on the basis of their individual defaults analysis are developed. Correlation analysis of the borrowers' default is based on simple and multiple correlation coefficients.

Ключові слова: позичальники, ймовірнісна модель, спільні дефолти, умовна ймовірність, кореляційний аналіз.

Однією із сучасних тенденцій розвитку фінансового менеджменту в Україні і світі є підвищення ролі управління ризиками в інвестиційно-кредитній політиці суб'єктів господарювання. Серед фінансових ризиків, притаманних емітентам та їхнім борговим цінним паперам, особливе місце посідає кредитний ризик (ризик неплатежу), тому науково-практичні дослідження в цій сфері є актуальними і своєчасними.

Важливим та інформативним показником кредитного ризику боргового інструменту є оцінка відповідної ймовірності дефолту. У світовій практиці ймовірності дефолтів обчислюють шляхом актуарних розрахунків щодо *аналізу виживаності (survival analysis)*¹, результатом яких є статистичні оцінки ймовірності (частоти) дефолтів. Найвідомішими серед таких праць є емпіричні дослідження незалежних учених під керівництвом Е. Альтмана², а також паралельно проведені "великою трійкою" міжнародних рейтингових агентств³, котрі спиралися на статистику дефолтів боргових інструментів у розрізі наявних кредитних рейтингів. Ці статистичні дослідження, зокрема, засвідчили, що між окремими дефолтами існує певний зв'язок. Виявлення такого кореляційного зв'язку дає підстави говорити не лише про індивідуальні дефолти, а й про складніші випадки спільних дефолтів позичальників та/або боргових інструментів.

¹ Докладніше цей метод розглянуто в одній із попередніх праць автора (див.: Долінський Л.Б. Моделювання дефолтів за облігаційними позиками // Фінанси України. — 2009. — № 4. — С. 65—74).

² *Cauoette J.B., Altman E.I., Narayanan P.* Managing credit risk: The next great financial challenge. — L.: John Wiley & Sons, Inc., 1998.

³ Інтернет-ресурси: <http://www.moodys.com>; <http://www.fitchratings.com>; <http://www.standardandpoors.ru>.

Вивченням взаємозалежностей спільних дефолтів займалися такі зарубіжні вчені, як Е. Альтман, Ш. Бенінга, О. Васічек, Д. Лукас, Ф. Фабошці, а також представники провідних рейтингових агентств світу. З-поміж вітчизняних праць виділимо статтю Б. Кишакевича⁴, в якій спільні дефолти розглядаються в аспекті кореляції активів. У основі даного підходу, запропонованого О. Васічком ще в середині 1980-х, лежить гіпотеза, що два позичальники збанкрутують одночасно, якщо вартість їхніх активів стане недостатньою для погашення боргів перед кредиторами. Кореляція активів розглядається як здатність вартості активів змінюючись впливати на інші активи, що є емпіричним фактом, який не можна ігнорувати на практиці. Б. Кишакевич стверджує, що саме підхід кореляції активів покладений у основу таких відомих моделей кредитного ризику, як “Moody’s KMV Portfolio Manager”, “Risk Frontier” тощо.

На жаль, за нинішнього стану українського фондового ринку оцінити реальну ринкову вартість активів (ринкову капіталізацію) вітчизняних підприємств можна лише в поодиноких випадках та зі значною похибкою. Тому західні моделі, побудовані на принципі кореляції активів, поки що не застосовні в Україні. Разом із тим за індивідуальними дефолтами на українському ринку останніх років спостерігається явна взаємозалежність окремих позичальників, стану галузі, економіки тощо. Таким чином, актуальним завданням є пошук закономірностей щодо цих залежностей у аспекті аналізу можливих спільних дефолтів позичальників та/або боргових інструментів.

Слід зазначити, що ця стаття є продовженням публікацій результатів авторських досліджень у сфері моделювання спільних дефолтів. У попередній праці⁵ було висвітлено основні ймовірнісні моделі спільного дефолту, які враховували ймовірності індивідуальних дефолтів позичальників і відповідні умовні ймовірності. У даній публікації розвинено цей підхід у частині кореляційного аналізу дефолтів, причому дефолти позичальників визначаються лише одним кількісним показником — імовірністю дефолту, тобто боргові зобов’язання розглядаються лише в аспекті кредитного ризику, без урахування кореляції вартості або дохідності активів.

Отже, метою даної статті є розбудова моделей оцінки ймовірностей спільного дефолту позичальників на основі визначення кореляції їхніх індивідуальних дефолтів.

Спільна реалізація дефолтів декількох позичальників у дефініціях теорії ймовірностей означає добуток імовірностей їхніх випадкових подій дефолту.

Для двох позичальників за умов залежності випадкових подій їхніх індивідуальних дефолтів імовірність їхнього спільного дефолту описуватиметься моделлю:

⁴ Кишакевич Б.Ю. Використання кореляції активів у моделюванні кредитного ризику портфеля // Науковий вісник НЛТУ України. — 2009. — Вип. 19.8. — С. 235—240.

⁵ Долінський Л.Б. Імовірнісні моделі спільного дефолту позичальників // Фінанси України. — 2010. — № 10. — С. 73—80.

$$P(A \cap B) = P(B) \cdot P(A/B) = P(A) \cdot P(B/A), \quad (1)$$

де $P(A)$ й $P(B)$ — індивідуальні ймовірності дефолту позичальників, а $P(A/B)$ й $P(B/A)$ — відповідні умовні ймовірності.

Складність практичного використання формули (1) зумовлена відсутністю значень умовних ймовірностей $P(A/B)$ і $P(B/A)$. Рейтингові агентства, визначаючи кредитні рейтинги й відповідні ймовірності дефолтів, розв'язують цю проблему експертним шляхом, аналізуючи позичальників різного рівня надійності та їх взаємозв'язки.

Застосування коефіцієнта парної кореляції

Спробуємо оцінити ступінь залежності дефолтів позичальників через застосування коефіцієнта парної кореляції випадкових величин.

Відповідно до вищенаведених дефініцій щодо дефолту для кожного позичальника повна група подій складатиметься лише із двох протилежних несумісних випадкових подій: “наявність дефолту” та “відсутність дефолту”. Введемо бінарну (альтернативну) дискретну випадкову величину X як індикатор появи випадкової події дефолту, тобто:

$$X = \begin{cases} 1, & \text{коли дефолт відбувся;} \\ 0, & \text{коли дефолт не відбувся.} \end{cases}$$

Тоді для першого позичальника, відповідно до введених раніше позначень, можна записати такий ряд розподілу випадкової величини X :

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ P(A) & P(\bar{A}) \end{pmatrix}. \quad (2)$$

Аналогічно для другого позичальника введемо бінарну дискретну випадкову величину Y :

$$Y = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ P(B) & P(\bar{B}) \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Закон розподілу системи двох випадкових величин (X, Y) матиме вигляд:

$Y = y_i$	$X = x_i$	
	1	0
1	$P(A \cdot B)$	$P(\bar{A} \cdot B)$
0	$P(A \cdot \bar{B})$	$P(\bar{A} \cdot \bar{B})$

Тісноту взаємозв'язку випадкових величин X та Y характеризує коефіцієнт парної кореляції:

$$r_{xy} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_x \cdot \sigma_y}, \quad (4)$$

де $\text{cov}(\cdot)$ — коваріація (кореляційний момент), а σ — середньоквадратичне відхилення відповідних випадкових величин.

Треба мати на увазі, що показник r_{xy} є лінійним коефіцієнтом кореляції, тобто вимірює, наскільки зв'язок між випадковими величинами X та Y близький до функціональної лінійної залежності. Отже, коли випадкові величини не корельовані ($r_{xy} = 0$), це означає лише відсутність взаємозалежності в лінійній формі, а не їх повну незалежність, оскільки при цьому між ними може існувати певна нелінійна залежність.

Виразимо формулу (4) для коефіцієнта кореляції через математичні сподівання випадкових величин⁶. Здійснивши певні перетворення, отримаємо:

$$r_{xy} = \frac{M(X \cdot Y) - M(X) \cdot M(Y)}{\sqrt{M(X^2) - M^2(X)} \cdot \sqrt{M(Y^2) - M^2(Y)}}, \quad (5)$$

де $M(\cdot)$ — математичні сподівання відповідних випадкових величин.

У загальному випадку математичне сподівання дискретної випадкової величини X обчислюється за класичною формулою:

$$M(X) = \sum_{i=1}^n p_i \cdot x_i. \quad (6)$$

Підставивши до рівняння (6) значення ряду розподілу (2), одержимо:

$$M(X) = P(A). \quad (7)$$

Аналогічно, скориставшись моделлю (3), знайдемо:

$$M(Y) = P(B). \quad (8)$$

Нарешті, скориставшись законом розподілу системи випадкових величин (X, Y) , матимемо:

$$M(X \cdot Y) = P(A \cdot B). \quad (9)$$

Підставивши вирази (7)—(9) до рівняння (5) та здійснивши певні перетворення, остаточно отримаємо:

$$r_{xy} = \frac{P(A \cdot B) - P(A) \cdot P(B)}{\sqrt{P(A) \cdot (1 - P(A))} \cdot \sqrt{P(B) \cdot (1 - P(B))}}. \quad (10)$$

З формули (10) можна виразити ймовірність спільного дефолту двох позичальників $P(A \cdot B)$. Вона дорівнюватиме:

$$P(A \cdot B) = P(A) \cdot P(B) + r_{xy} \cdot \sqrt{P(A) \cdot (1 - P(A))} \cdot \sqrt{P(B) \cdot (1 - P(B))}. \quad (11)$$

Отже, згідно з моделлю (11) за відомих значень ймовірностей індивідуальних дефолтів позичальників $P(A)$ й $P(B)$ задача оцінювання ймовірності їхнього спільного дефолту зводиться до обчислення коефіцієнта парної кореляції дефолтів.

⁶ Жлуктенко В.І., Наконечний С.І. Теорія ймовірностей і математична статистика: Навч.-метод. посіб.: У 2-х ч. Ч. 1: Теорія ймовірностей. — К.: КНЕУ, 2000. — С. 134.

Економічний аналіз припустимих значень коефіцієнта парної кореляції дефолтів

Виходячи з економічного змісту процесів, що розглядаються, проаналізуємо можливі значення коефіцієнта кореляції індивідуальних дефолтів. Дефолти різних позичальників можуть бути або незалежними, або залежними (корельованими) між собою. Причому можна стверджувати, що за існування такої залежності в переважній більшості випадків наявна саме позитивна кореляція. Рідкісні випадки оберненої залежності ймовірностей дефолтів двох позичальників, на нашу думку, можливі, наприклад, за певних схем фінансового шахрайства, коли дефолт однієї пов'язаної юридичної особи відбувається з метою поліпшення фінансового стану іншої такої особи.

Отже, хоча теоретично діапазон припустимих значень коефіцієнта кореляції становить $r \in [-1; 1]$, на практиці коефіцієнт парної кореляції дефолтів зазвичай належить проміжку $r_{xy} \in [0; 1]$.

За некорельованості випадкових величин ($r_{xy} = 0$) формула (11) спроститься до вигляду:

$$P(A \cdot B) = P(A) \cdot P(B). \quad (12)$$

Вираз (12) показує, що у випадку незалежності подій дефолтів двох позичальників імовірність їхнього спільного дефолту є добутком імовірностей їхніх індивідуальних (автономних) дефолтів.

В Україні за відсутності репрезентативної статистичної вибірки дефолтів обчислення коефіцієнта парної кореляції статистичними методами поки що не є доцільним. Разом із тим цікавим у цьому плані є вивчення досвіду міжнародних рейтингових агентств та інших дослідників, які працюють на розвинутих фінансових ринках Заходу. Аналіз західних праць стосовно історичного статистичного рівня спільних дефолтів підтверджує гіпотезу про домінування саме позитивної кореляції дефолтів.

Однією з перших ґрунтовних праць щодо ймовірностей спільних дефолтів, яка стала досить широко відомою серед професійних фінансових аналітиків, є статистичне дослідження, проведене Д. Лукасом на основі історичних даних "Moody's" з індивідуальних корпоративних дефолтів за 1970—1993 рр.⁷ Ці дані містили статистику дефолтів прорейтингованих компаній різних сфер діяльності. Втім, така статистична вибірка не дала змоги оцінити внутрішньогалузеву кореляцію дефолтів — було досліджено лише середню історичну кореляцію дефолтів залежно від загального стану економіки.

Отримані Д. Лукасом середні шестирічні історичні ймовірності дефолтів за рейтинговою шкалою "Moody's" наведені в табл. 1.

На базі шестирічних імовірностей *індивідуальних* дефолтів та кореляцій між ними Д. Лукасом було розраховано шестирічні ймовірності *спільних* дефолтів (табл. 2).

⁷ Lucas D.J. Default correlation and Credit Analysis // The journal of fixed income. — March, 1995. — P. 76—87.

Таблиця 1. Середні шестирічні ймовірності індивідуальних дефолтів, %

Рейтинг	Ймовірність дефолту
Aaa	0,19
Aa	0,41
A	0,73
Baa	2,50
Ba	10,99
B	23,66

Джерело: Lucas D.J. Default correlation and Credit Analysis // The journal of fixed income. — March, 1995. — P. 76–87.

Таблиця 2. Середні шестирічні ймовірності спільних дефолтів, %

Рейтинг	Aaa	Aa	A	Baa	Ba	B
Aaa	0,00					
Aa	0,00	0,00				
A	0,00	0,01	0,02			
Baa	0,01	0,02	0,03	0,07		
Ba	0,03	0,10	0,19	0,44	2,67	
B	0,07	0,20	0,44	1,05	5,90	10,79

Джерело: Lucas D.J. Default correlation and Credit Analysis // The journal of fixed income. — March, 1995. — P. 76–87.

Табл. 2 визначає ймовірності попарних спільних дефолтів об'єктів рейтингування. Наприклад, коли один позичальник має кредитний рейтинг А, а інший — Ваа, їхня середня історична ймовірність спільного дефолту дорівнюватиме 0,03 % за 6 років.

Значимо, що за повної незалежності двох позичальників, один із яких має кредитний рейтинг А, а інший — Ваа, ймовірність їхнього спільного дефолту відповідно до формули (12) дорівнюватиме $P(A \cdot B) = 0,0001825$, або 0,01825 %. Отже, додатна різниця (0,03 – 0,01825 %) вказує на наявність прямої залежності їхніх дефолтів. Підставивши відомі значення в рівняння (10), знайдемо, що коефіцієнт парної кореляції дефолтів позичальників із такими кредитними рейтингами $r_{xy} \approx 0,009$, тобто можна казати про дуже слабку позитивну кореляцію.

Проведений аналіз у розрізі рівнів кредитних рейтингів показав, що з їх зниженням кореляція дефолтів збільшується. Логічним виглядає пояснення, що менш кредитоспроможні компанії чутливіші до загального стану економіки та, наприклад в умовах фінансової кризи, піддаються впливу загальносистемних проблем, тому їхні дефолти більш корельовані. Компанії-лідери з високим кредитним рейтингом, як правило, зазнають фінансових труднощів унаслідок дії специфічних (індивідуальних) чинників, тому їхні дефолти досить слабо корельовані з ринком.

Множинна кореляція

Розглянувши питання оцінювання спільного дефолту для двох позичальників, спробуємо екстраполювати цей підхід на довільну кількість позичальників.

У загальному вигляді ймовірність спільного дефолту n позичальників описуватиметься рівнянням⁸:

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) = P(A_1) \cdot P(A_2/A_1) \cdot P(A_3/A_1A_2) \cdot \dots \cdot P(A_n/A_1A_2\dots A_{n-1}), \quad (13)$$

де A_i — випадкова подія дефолту i -го позичальника, ($i = \overline{1, n}$).

Зрозуміло, що формула (1) є лише окремим випадком рівняння (13). Кожний із добутоків формули (13), який містить умовні ймовірності, передбачає певну залежність кожного наступного дефолту від попередніх. Наприклад, для оцінювання ймовірності $P(A_n/A_1A_2\dots A_{n-1})$ треба виміряти ступінь залежності випадкової події A_n від усіх інших випадкових подій дефолту.

Отже, для n -го позичальника введемо бінарну дискретну випадкову величину y , яка відповідатиме його ймовірності дефолту. Тоді для вимірювання ступеня залежності його ймовірності дефолту від інших ймовірностей дефолту можна застосовувати *коефіцієнт множинної кореляції*. Цей сукупний коефіцієнт кореляції вимірює інтенсивність взаємозв'язку залежної змінної y (результуючої ознаки) та незалежних змінних x_1, x_2, \dots, x_n (факторів) через матрицю парних коефіцієнтів кореляції⁹:

$$R_{y, x_1, x_2, \dots, x_n} = \sqrt{1 - \frac{\Delta r}{\Delta r_{11}}}, \quad (14)$$

де Δr — визначник матриці парних коефіцієнтів кореляції;

Δr_{11} — визначник матриці міжфакторної кореляції.

$$\Delta r = \begin{vmatrix} 1 & r_{yx_1} & r_{yx_2} & \dots & r_{yx_n} \\ r_{yx_1} & 1 & r_{x_1x_2} & \dots & r_{x_1x_n} \\ r_{yx_2} & r_{x_1x_2} & 1 & \dots & r_{x_2x_n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{yx_n} & r_{x_1x_n} & r_{x_2x_n} & \dots & 1 \end{vmatrix} \quad (15)$$

⁸ Див., наприклад: Жлуктенко В.І., Наконечний С.І. Знач. праця. — С. 31.

⁹ Економетрика: Учеб. / Под ред. И.И. Елисейевой. — М.: Финансы и статистика, 2001. — С. 115.

та

$$\Delta r_{11} = \begin{vmatrix} 1 & r_{x_1 x_2} & \dots & r_{x_1 x_n} \\ r_{x_1 x_2} & 1 & \dots & r_{x_2 x_n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{x_1 x_n} & r_{x_2 x_n} & \dots & 1 \end{vmatrix}. \quad (16)$$

Для випадку трьох змінних (y, x_1, x_2) у праці¹⁰ наведене таке рівняння залежності коефіцієнта множинної кореляції від відповідних коефіцієнтів простої (парної) кореляції:

$$R_{y \cdot x_1 x_2} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 - 2 \cdot r_{yx_1} \cdot r_{yx_2} \cdot r_{x_1 x_2}}{1 - r_{x_1 x_2}^2}}. \quad (17)$$

В аспекті аналізу спільних дефолтів за наявності портфеля боргових зобов'язань важливою властивістю коефіцієнта множинної кореляції є те, що його величина завжди більша або дорівнює максимальному з парних коефіцієнтів кореляції, тобто:

$$R_{y \cdot x_1 x_2 \dots x_n} \geq r_{y x_i(\max)}, \quad i = \overline{1, n}.$$

Коефіцієнт множинної кореляції вимірює *одночасний* вплив незалежних змінних на залежну змінну. Значний інтерес викликає також аналіз ступеня залежності між залежною змінною та окремою незалежною змінною за виключення впливу інших незалежних змінних. Такий факторний аналіз проводять із допомогою *частинних коефіцієнтів кореляції*.

У випадку багатьох змінних можливий розрахунок частинних коефіцієнтів кореляції різних порядків. Порядок частинних коефіцієнтів кореляції визначається кількістю факторів, вплив яких виключається. Відповідно коефіцієнти парної кореляції є коефіцієнтами частинної кореляції нульового порядку, а максимальний порядок частинних коефіцієнтів кореляції дорівнює $(n - 1)$. У цілому, хоча частинна кореляція різних порядків може становити науковий інтерес, на наш погляд, у практичних дослідженнях перевагу слід надавати показникам кореляції найвищого порядку, аналізуючи комплексний вплив усіх спільних дефолтів.

Роль кореляційного аналізу дефолтів у кредитно-інвестиційній політиці

Розглянувши основні моделі кореляційного аналізу спільного дефолту позичальників, зупинимось на питанні їх практичного застосування.

Професійний учасник фінансового ринку, який діє раціонально, при формуванні власного кредитно-інвестиційного портфеля завжди намагатиметься мінімізувати інвестиційні ризики шляхом диверсифікації капіталовкладень.

¹⁰ Економетрика: Учеб. / Под ред. И.И. Елисеевой. – М.: Финансы и статистика, 2001. – С. 115.

Класична й неокласична теорії портфеля розглядають насамперед ринкові ризики, які пов'язані з волатильністю (мінливістю) ринкових цін або дохідностей фінансових активів. Кількісне оцінювання таких ризиків передбачає передусім обчислення показників розсіювання (варіативності) значень ринкової вартості або дохідності активу відносно центру групування цих значень.

Такі ринкові ризики, пов'язані з коливаннями цін або дохідностей фінансових активів, поділяють на два типи: *системні* (загальноринкові) та *індивідуальні* (специфічні, пов'язані з конкретним об'єктом оцінювання). Причому в межах портфельної теорії вважається, що вдало проведена диверсифікація дає змогу майже повністю позбавитися впливу індивідуальних ризиків фінансових активів, що входять у портфель, однак системного ризику повністю позбутися неможливо.

Разом із тим у сучасних українських умовах, за низької кредитоспроможності багатьох вітчизняних емітентів цінних паперів, на передній план для інвестора виходить питання оцінювання й управління не ринковим, а кредитним ризиком. Причому, якщо окремих об'єкт інвестування з погляду кредитного ризику характеризується ймовірністю автономного (індивідуального) дефолту, то для портфеля фінансових інвестицій доцільно визначити ймовірність спільного дефолту.

Проводячи аналогію з ринковими ризиками, можна сказати, що кредитні ризики, які притаманні, наприклад, портфелю боргових цінних паперів, можна поділити на індивідуальні, які вимірюються автономними ймовірностями дефолтів окремих боргових інструментів, та системні, котрі вимірюються ймовірністю спільного дефолту всього портфеля. Причому, якщо вплив індивідуального ризику, тобто окремого дефолту, на ринкову вартість або дохідність кредитно-інвестиційного портфеля можна істотно зменшити, то системний кредитний ризик, який полягає у спільному дефолті всіх активів портфеля, диверсифікувати неможливо. Таким чином, у сучасних умовах проведення кредитно-інвестиційних операцій роль аналізу спільного дефолту важко переоцінити. Оскільки основним математичним способом визначення певних взаємозалежностей є кореляційний аналіз, його застосування до оцінки ймовірностей спільних дефолтів є абсолютно логічним кроком, котрий дав змогу отримати досить цікаві науково-практичні результати.

Задля об'єктивності потрібно сказати і про недоліки кореляційного аналізу спільного дефолту.

По-перше, зрозуміло, що практичні розрахунки коефіцієнтів парної і множинної кореляції спираються на історичні дані. Такі дані відображають лише події спільних дефолтів, які вже відбулись, а не реальні кореляційні відносини між компаніями. За відсутності статистичної стійкості процесів спільних дефолтів *історичні* ймовірності дефолтів можуть досить помітно відрізнятися від *фактичних* значень імовірностей.

По-друге, результати аналізу статистичних даних щодо історичних дефолтів та їх рівня кореляції можуть бути істотно викривлені внаслідок циклічності розвитку економіки та диспропорцій у темпах розвитку або падіння різних галузей тощо.

Незважаючи на вказані недоліки, на нашу думку, кореляційний аналіз є потужним економіко-математичним інструментом оцінювання ймовірностей спільних дефолтів, який, за наявності репрезентативної статистичної вибірки, доцільно застосовувати на практиці.

Говорячи про дефолти в Україні внаслідок фінансової кризи, насамперед можна згадати технічні дефолти будівельних компаній — емітентів облігацій, які відбулися протягом 2008—2010 рр. Про можливість такого розвитку подій на вітчизняному фондовому ринку автор попереджав ще у 2005-му¹¹, отже, те, що сталося, є не випадковістю, а закономірністю. З позицій управління кредитним ризиком можна стверджувати, що інвестори, котрі масово вкладали кошти в нерухомість, не враховували дуже сильну позитивну множинну кореляцію в портфелі будівельних цільових облігацій, а отже й високу ймовірність спільного дефолту, який ми спостерігаємо у значній частині вітчизняної будівельної галузі.

Підсумовуючи зазначене, наголосимо: на нашу думку, кореляційний аналіз спільного дефолту є потужним інструментом для прийняття ефективних інвестиційних рішень із урахуванням надійності капіталовкладень. Наявність у інвесторів таких критеріїв прийняття рішень, як імовірність спільного дефолту позичальників (емітентів), дасть змогу значно підвищити ефективність кредитно-інвестиційної діяльності.

¹¹ Долінський Л.Б. Досвід рейтингового аналізу будівельних компаній — емітентів облігацій // Фінансовий ринок України. — 2005. — № 9. — С. 31.