

ПРОГНОЗУВАННЯ РІВНЯ ВИКОРИСТАННЯ ПІДТВЕРДЖЕНИХ КРЕДИТНИХ ЛІНІЙ ТА ПОКАЗНИКІВ РИЗИКУ ЗА НИМИ

■ Ігор Волошин¹
Національний банк України
Email: Ihor_Voloshyn@bank.gov.ua

У дослідженні пропонується модель прогнозування очікуваної використаної суми за кредитними лініями. При моделюванні підтверджених кредитних ліній ми спиралися на умовний очікуваний коефіцієнт використання кредитних ліній, отриманий на основі спільного усіченого двовимірного розподілу ймовірностей. Очікувані коефіцієнти щомісячної конверсії ліквідності за кредитними лініями юридичним особам порівнюються з фактичними даними, і використання двовимірного нормального розподілу вважається доцільним для оцінювання майбутнього коефіцієнта використання кредитних ліній на практиці.

Класифікація JEL: C58, G21, G32

Ключові слова: коефіцієнт використання, підтверджені кредитні лінії, експозиція під ризиком, коефіцієнт кредитної конверсії, коефіцієнт конверсії ліквідності

I. ВСТУП

Підтверджені кредитні лінії – це ключові продукти, які пропонуються банками корпоративним та роздрібним клієнтам, переважно у вигляді безвідкличних поновлюваних кредитних ліній та овердрафтів за поточним рахунком. Дві важливі характеристики цих продуктів – зобов'язання банку надати підтвердження наявності кредитних коштів у майбутньому та право клієнтів отримувати додаткові кошти, якщо при цьому не було перевищено ліміт за кредитною лінією. Підтверджені кредитні лінії можуть мати вирішальний вплив на показники очікуваних збитків за кредитами, показники капіталу і ліквідності, а неочікуване використання коштів за кредитною лінією створює як кредитний ризик, так і ризик ліквідності. З огляду на ці ризики Базельським комітетом з питань банківського нагляду, Європейським управлінням банківського нагляду, Національним банком України, а також у МСФЗ 9 встановлені правила оцінки і визнання ризиків за кредитними лініями (BIS, 2001, 2013; Regulation EU, 2013; NBU, 2016; IFRS 9).

У цьому дослідженні пропонується модель прогнозування очікуваної суми використання коштів за кредитними лініями за допомогою умовного коефіцієнта використання, який розраховується на основі спільного усіченого двовимірного розподілу.

Решта дослідження структурована таким чином: розділ II присвячений цільовим змінним та методам моделювання, які використовуються для прогнозування очікуваної суми використання коштів; у розділі III подано підхід до прогнозування очікуваного коефіцієнта використання на основі усіченого двовимірного розподілу, а також наведено приклади оцінювання розміру кредитного ризику та ризику ліквідності; у розділі IV наведено висновки, а також визначено напрям подальших досліджень.

■ Стаття є перекладом оригінальної статті англійською мовою. У разі будь-яких розбіжностей між оригінальною статтею та її перекладом українською мовою англomовна версія статті має переважний статус.

¹ Автор висловлює подяку анонівному рецензенту за цінні коментарі та слушні пропозиції для поліпшення статті

II. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

З метою прогнозування використаної суми за кредитною лінією дослідники застосовували розмаїття коефіцієнтів: коефіцієнт конверсії, коефіцієнт використання, зміну коефіцієнта використання та фактичні дані про використані суми (Moral and de Esparña, 2006; Taplin and al., 2007; Osipenko and Crook, 2015; Tong and al., 2016). Однак практики і теоретики так і не досягли згоди щодо використання змінних і підходів до моделювання.

Базельський комітет радить використовувати коефіцієнт кредитної конверсії (CCF) для розрахунку експозиції під ризиком (EAD), а також подібний коефіцієнт, коефіцієнт конверсії ліквідності (LCF), для розрахунку коефіцієнта покриття ліквідності (BIS, 2001, 2013). Таким чином, коефіцієнт кредитної конверсії – це відношення очікуваної додаткової використаної суми ($EAD - B_t$) впродовж (відповідно до Базеля) 12 місяців, які передують дефолту, до невикористаної суми ($L - B_t$) на поточний момент часу t (наприклад, див. Jacobs, 2009; Moral and de Esparña, 2006):

$$CCF = \frac{EAD - B_t}{L - B_t}, \tag{1}$$

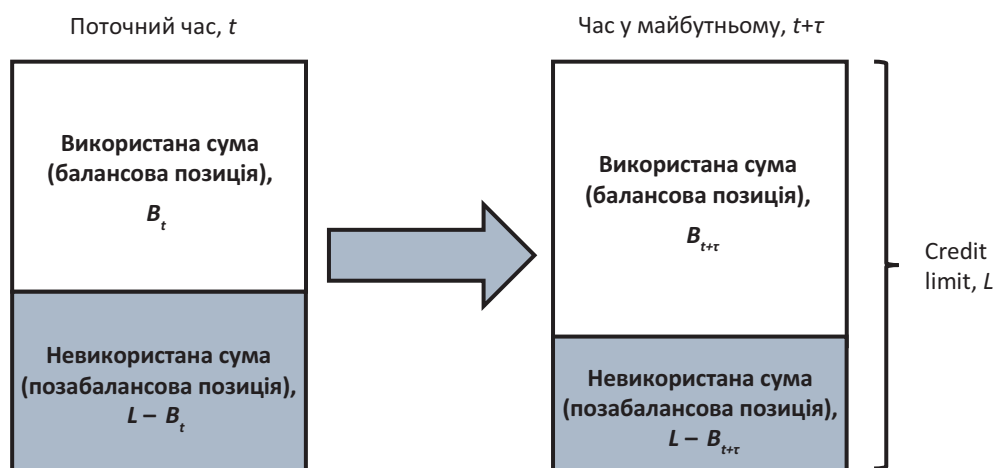
де EAD – експозиція під ризиком, L – кредитний ліміт, B_t – використана сума за кредитною лінією на поточний момент часу t . Звернімо увагу, що відповідно до МСФЗ 9 12-місячний період може бути подовжено на весь період користування кредитом у випадку певних типів знецінених кредитів. Національний банк України використовує коефіцієнт кредитної конверсії (NBU, 2016). Коефіцієнт конверсії ліквідності (LCF) відрізняється від коефіцієнта кредитної конверсії тим, що прогноз суми додатково використаних коштів здійснюється на певний час у майбутньому. Наприклад, LCF прогнозується на 30-денний (місячний) період з метою здійснення прогнозної оцінки коефіцієнта покриття ліквідності. Він показує потенційне використання коштів як відсоток від позабалансових позицій ($L - B_t$) (BIS, 2013):

$$LCF = \frac{EDA - B_t}{L - B_t}, \tag{2}$$

де EDA – очікувана сума використання коштів на певний час у майбутньому.

Таким чином, кредитні лінії включають як балансові, так і позабалансові позиції (див. графік 1).

Графік 1. Кредитний ліміт і використані та невикористані суми за підтвердженими кредитними лініями



Джерело: складено автором.

Наведені вище коефіцієнти конверсії є прозорими, логічними і простими у використанні. І дійсно, сума використаних коштів у майбутньому може збільшитися прямо пропорційно до невикористаної суми кредитної лінії. Такий зв'язок справджується у випадку окремої кредитної лінії, але він не є справедливим для всіх кредитних ліній. Фактично позабалансові статті включають кредитні зобов'язання з різними рівнями використання лімітів. Водночас підхід із використанням коефіцієнта кредитної конверсії містить приховане припущення, що рівень використання кредитних зобов'язань

однаковий. Тому використання CCF може призвести до переоцінювання або недооцінювання ризиків. Незважаючи на це, базельський підхід на основі коефіцієнта кредитної конверсії спонукає банки поглиблювати розуміння своїх позабалансових ризиків. Використання CCF та EAD стало настільки популярним серед банків, що вони планують використовувати ці підходи і після переходу на МСФЗ 9, хоча це й безпосередньо не вимагається стандартом (GPPC, 2016).

Водночас перед практиками і дослідниками постає проблема безпосереднього і точного визначення коефіцієнтів конверсії. Це завдання виявилось непротим з огляду на низку причин. Розподіл коефіцієнта кредитної конверсії є досить складним, бімодальним. Він є невизначеним, коли поточна використана сума дорівнює кредитному ліміту. Коефіцієнт кредитної конверсії є нестабільним, коли поточна використана сума наближається до кредитного ліміту. Він не враховує зміни у кредитному ліміті в часі (Moral and de Esraña, 2006). Це спонукало практиків і дослідників до пошуку альтернативних підходів. До таких підходів належать пряме дослідження ризику втрат у випадку дефолту (Kim and DeVaney, 2001; Taplin and al., 2007; Tong and al., 2016) та використання нових безрозмірних цільових змінних, таких як:

- коефіцієнт використання (Jacobs, 2009; Yang and Tkachenko, 2012):

$$U_t = \frac{B_t}{L}, \quad (3)$$

тобто відношення поточної непогашеної використаної суми до кредитного ліміту;

- зміна коефіцієнта використання (Jacobs, 2009; Yang and Tkachenko, 2012):

$$\Delta U_t = \frac{B_t - B_{t-1}}{L} \equiv U_t - U_{t-1}, \quad (4)$$

тобто відношення зміни у використаній сумі до кредитного ліміту.

Обидві безрозмірні цільові змінні мають мінімальні значення на рівні 0 і максимальні значення на рівні 1, що робить їхні розподіли усіченими. Це ускладнює використання стандартних методів прогнозування. Численні результати прямого прогнозування експозиції під ризиком свідчать, що EAD є прямо пропорційною кредитному ліміту L , а також має слабкий зв'язок із поточною використаною сумою B_t (див., наприклад, Kim and DeVaney, 2001; Taplin and al., 2007). Це підтверджує, що коефіцієнт використання відіграє провідну роль у прогнозуванні майбутньої використаної суми. На відміну від коефіцієнта кредитної конверсії, коефіцієнт використання U_t добре визначений і стабільний за будь-якою величиною непогашеної використаної суми. У ньому враховано можливі зміни кредитного ліміту в часі (Moral and de Esraña, 2006). Таким чином, очікується, що застосування коефіцієнта використання дасть змогу отримати кращий розподіл, ніж бімодальний розподіл за коефіцієнтом кредитної конверсії. Дослідники Osipenko and Crook (2016), крім того, стверджують, що коефіцієнт використання точніше відображає поведінку позичальників, кредитну політику банків і характеристики продуктів. Вони стверджують, що прогнозування коефіцієнта використання замість використаної суми дає змогу уникнути можливих невідповідностей у моделюванні.

Методологічна робота практиків і дослідників була спрямована переважно на виявлення більш поглиблених:

- одномірних розподілів за цільовими змінними, які краще описують емпіричні дані. Наприклад, у дослідженні Tong and al. (2016) автори запропонували застосовувати **одномірну** комбіновану модель з гамма-розподілом;
- методів регресії для поліпшення прогнозу використання коштів. Наприклад, у дослідженні Osipenko and Crook (2016) автори використовували такі поглиблені методи прогнозування, як звичайна лінійна регресія, бета-регресія, бета-трансформація плюс загальні лінійні моделі, дробова регресія, а також зважена логістична регресія.

Звернімо увагу, що використання одномірних розподілів не враховує вплив пояснювальних змінних на **очікувану** використану суму за кредитними лініями. Наприклад, як поточний рівень коефіцієнта використання впливає на майбутній рівень цього показника. Регресії лише приблизно відображають статистичну залежність передбачуваних і пояснювальних змінних (Korns, 1968). Автору не вдалося знайти жодної праці щодо використання спільних двовимірних розподілів для прогнозування вибірки кредитів. З огляду на це автор застосовує коефіцієнт використання в ролі цільової змінної і перевіряє метод, альтернативний регресійному підходу, який базується на спільному усіченому розподілі майбутнього і поточного коефіцієнтів використання кредитних ліній для прогнозування очікуваної використаної суми.

III. МОДЕЛЮВАННЯ КОЕФІЦІЄНТА ВИКОРИСТАННЯ НА ОСНОВІ ДВІЧІ УСІЧЕНОГО ДВОВИМІРНОГО РОЗПОДІЛУ

Візьмемо історичні значення за тривалий період часу щоденних рядів поточної використаної (балансові статті) і невикористаної (позабалансові статті) суми кредитних ліній (див. графік 1). Знаючи ці ряди, ми будемо історичний часовий

ряд коефіцієнта використання U_t . Зауважимо, що статистичні дані повинні містити велику кількість незалежних кредитних ліній. Часові періоди мають обиратися таким чином, щоб включати періоди, коли кредитні ліміти були фіксованими. Знаючи ряд двох випадкових змінних U_t і $U_{t+\tau}$, знаходимо функцію спільного розподілу ймовірностей $f(U_t, U_{t+\tau})$, двічі усічену в площі квадрата: $0 \leq U_t, U_{t+\tau} \leq 1$. У даному випадку ми припускаємо, що функція спільного ймовірного розподілу є стаціонарною. Нас цікавить визначення умовного очікуваного коефіцієнта використання (що перевищує поточний коефіцієнт використання U_t) в період часу τ майбутньому ($t+\tau$), якщо поточний коефіцієнт використання в момент часу t дорівнює U_t :

$$U_{t+\tau}(U_t) = E(U_{t+\tau} | U_t). \quad (5)$$

Знаючи функцію спільного розподілу ймовірностей $f(U_t, U_{t+\tau})$, отримуємо функцію умовної щільності розподілу ймовірностей $f(U_{t+\tau} | U_t)$ змінної $U_{t+\tau}$ при U_t :

$$f(U_{t+\tau} | U_t) = \frac{f(U_t, U_{t+\tau})}{f(U_t)} = \frac{f(U_t, U_{t+\tau})}{\int_0^1 f(U_t, U_{t+\tau}) \times dU_{t+\tau}} \quad (6)$$

Беручи до уваги (6), умовний очікуваний коефіцієнт використання дорівнюватиме:

$$U_{t+\tau}(U_t) = \frac{\int_{U_t}^1 U_{t+\tau} \times f(U_{t+\tau} | U_t) \times dU_{t+\tau}}{\int_{U_t}^1 f(U_{t+\tau} | U_t) \times dU_{t+\tau}} = \frac{\int_{U_t}^1 U_{t+\tau} \times f(U_t, U_{t+\tau}) \times dU_{t+\tau}}{\int_{U_t}^1 f(U_t, U_{t+\tau}) \times dU_{t+\tau}} \quad (7)$$

Таким чином, у формулі (7) оцінюється умовний очікуваний коефіцієнт використання в період часу τ в майбутньому ($t+\tau$) при поточному коефіцієнті використання U_t у момент часу t . Нагадаємо, для оцінки очікуваного рівня кредитних збитків Базель рекомендує розраховувати суму, використану за кредитними лініями за 12 місяців, але може так статися, що відповідно до вимог МСФЗ 9 розрахунок буде необхідно здійснювати протягом усього терміну для певних типів знецінених кредитів.

Якщо ми маємо ряд даних за тривалий період, то можемо аналізувати спільні розподіли пар U_t та $U_{t+k \times \tau}$ і передбачити очікуваний коефіцієнт використання для певних моментів часу: $1 \times \tau, 2 \times \tau, \dots, k \times \tau, \dots, K \times \tau$. Крім того, ми припускаємо, що $\tau = 30$ днів. Тоді k означає число місяців у періоді, який аналізується. Якщо часовий ряд короткий, ми можемо застосувати такий рекурсивний метод. Давайте візьмемо лише один розподіл пар U_t і $U_{t+\tau}$. У цьому випадку можемо оцінити очікуваний коефіцієнт використання наприкінці першого ($k = 1$) місяця, використовуючи формулу (7):

$$U_{t+\tau}(U_t). \quad (8)$$

Додатково розраховуємо очікуваний коефіцієнт використання наприкінці другого ($k = 2$) місяця за формулою, якою враховується нове значення коефіцієнта використання $U_{t+\tau}$, тобто:

$$U_{t+2\tau} = U_{t+2\tau}(U_{t+\tau}). \quad (9)$$

Після цього повторюємо даний метод для очікуваного коефіцієнта використання наприкінці кожного k -ого місяця за допомогою формули:

$$U_{t+k \times \tau} = U_{t+k \times \tau}(U_{t+(k-1) \times \tau}), \quad (10)$$

і так доти, доки не охопимо весь період, що аналізується $T = K \times \tau$.

Для того, щоб передбачити очікувану використану суму (EDA), необхідно застосовувати зворотну формулу (3):

$$EDA_k \equiv B_{t+k \times \tau} = U_{t+k \times \tau} \times L. \quad (11)$$

На жаль, автор мав у наявності лише відносно короткий денний часовий ряд коефіцієнта використання для поновлених корпоративних кредитних ліній одного українського банку в гривні. Дані містять інформацію щодо використаних та невикористаних сум за кредитними лініями за 294 робочі дні.

Розраховані коефіцієнти використання U_t перебувають у межах від 0.5786 до 0.8558. Поточний коефіцієнт використання U_t має:

- середнє значення $\mu_{U_t} = 0.7776$ та
- стандартне відхилення $\sigma_{U_t} = 0.0547$.

Ми також розраховуємо статистичні параметри для коефіцієнтів використання $U_{t+\tau}$ зсунутих уперед на $\tau = 20$ робочих днів:

- $\mu_{U_{t+\tau}} = 0.7805$;
- $\sigma_{U_{t+\tau}} = 0.0508$;
- коефіцієнт кореляції $\rho = 0.5907$ між U_t and $U_{t+\tau}$.

Оскільки ми маємо відносно короткий часовий ряд, припускаємо (для ілюстрації запропонованого підходу), що спільний розподіл U_t та $U_{t+\tau}$ підкоряється усіченому двовірному нормальному розподілу (Wilhelm and Manjunath, 2010) із параметрами (A):

$$f(U_t, U_{t+\tau}) = \frac{\exp\left(-\frac{Q(U_t, U_{t+\tau})}{2 \times (1 - \rho^2)}\right)}{\int_0^1 \int_0^1 \exp\left(-\frac{Q(U_t, U_{t+\tau})}{2 \times (1 - \rho^2)}\right) dx dy}, \quad (12)$$

де

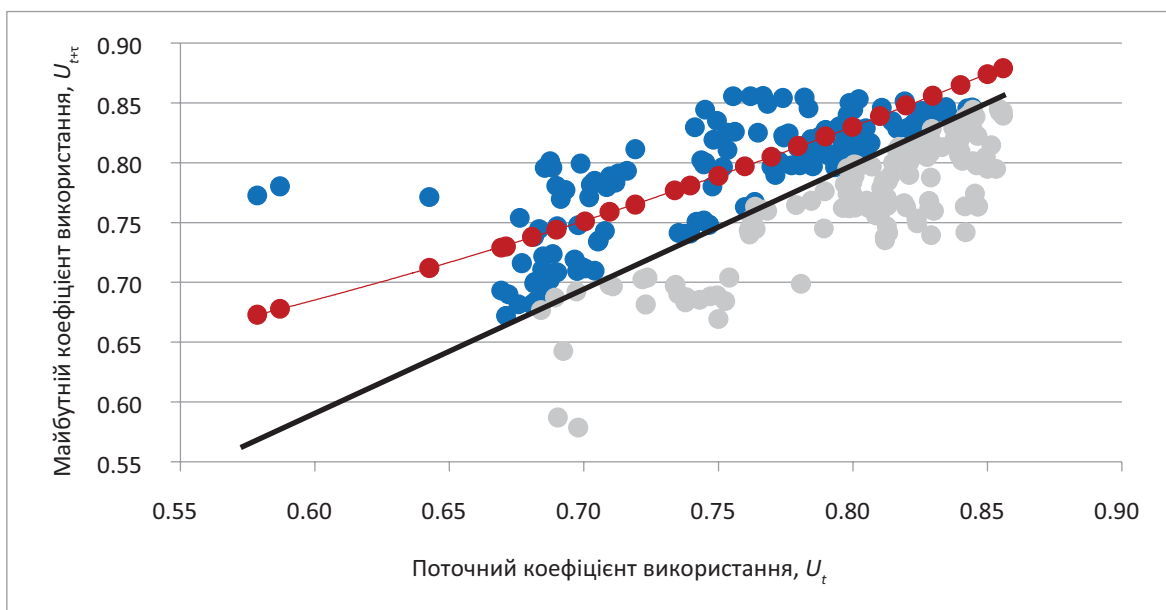
$$Q(U_t, U_{t+\tau}) = \left(\frac{U_t - \mu_{U_t}}{\sigma_{U_t}}\right)^2 - 2 \times \rho \times \left(\frac{U_t - \mu_{U_t}}{\sigma_{U_t}}\right) \times \left(\frac{U_{t+\tau} - \mu_{U_{t+\tau}}}{\sigma_{U_{t+\tau}}}\right) + \left(\frac{U_{t+\tau} - \mu_{U_{t+\tau}}}{\sigma_{U_{t+\tau}}}\right)^2. \quad (13)$$

Підставляючи формулу (13) у (7), ми прогнозуємо умовний очікуваний коефіцієнт використання за такою формулою:

$$U_{t+\tau}(U_t) = \frac{\int_{U_t}^1 U_{t+\tau} \times \exp\left(-\frac{Q(U_t, U_{t+\tau})}{2 \times (1 - \rho^2)}\right) \times dU_{t+\tau}}{\int_{U_t}^1 \exp\left(-\frac{Q(U_t, U_{t+\tau})}{2 \times (1 - \rho^2)}\right) \times dU_{t+\tau}}. \quad (14)$$

Деякі результати оцінювання подано на графіках 2 і 3. Розрахунки проводилися з використанням MathCAD.

Графік 2. Залежність майбутніх коефіцієнтів використання від поточних коефіцієнтів використання



Сині крапки – поточне значення $U_{t+\tau} > U_t$, сірі крапки – поточне значення $U_{t+\tau} \leq U_t$, чорна лінія – $U_{t+\tau} = U_t$, червоні крапки – умовний очікуваний коефіцієнт використання $U_{t+\tau} > U_t$.

Джерело: складено автором.

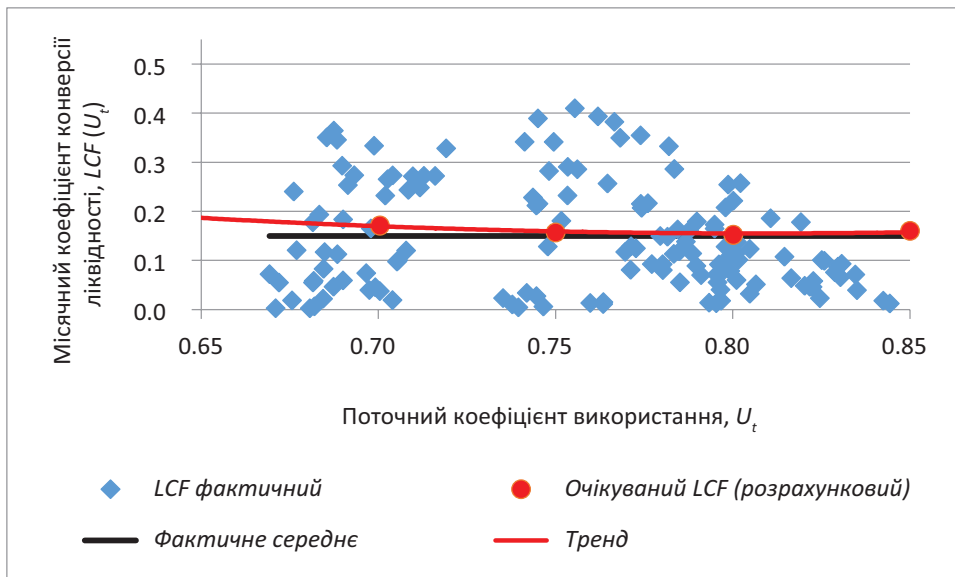
Відповідно до припущення, що змінні U_t та $U_{t+\tau}$ керуються двомірним нормальним розподілом, залежність очікуваних коефіцієнтів використання від поточних коефіцієнтів використання є нелінійною (див. графік 2) та має прийнятне значення коефіцієнта детермінації $R^2 = 0.57$.

Виразимо формулу (2) для коефіцієнта конверсії ліквідності (LCF) в такій еквівалентній формі:

$$LCF_k = \frac{EDA_k - B_t}{L - B_t} \equiv \frac{EDA_k / L - B_t / L}{1 - B_t / L} = \frac{U_{t+k \times \tau} - U_t}{1 - U_t} \quad (15)$$

Залежність очікуваних та фактичних місячних коефіцієнтів конверсії ліквідності LCF від поточного значення коефіцієнта використання U_t показано на графіку 3.

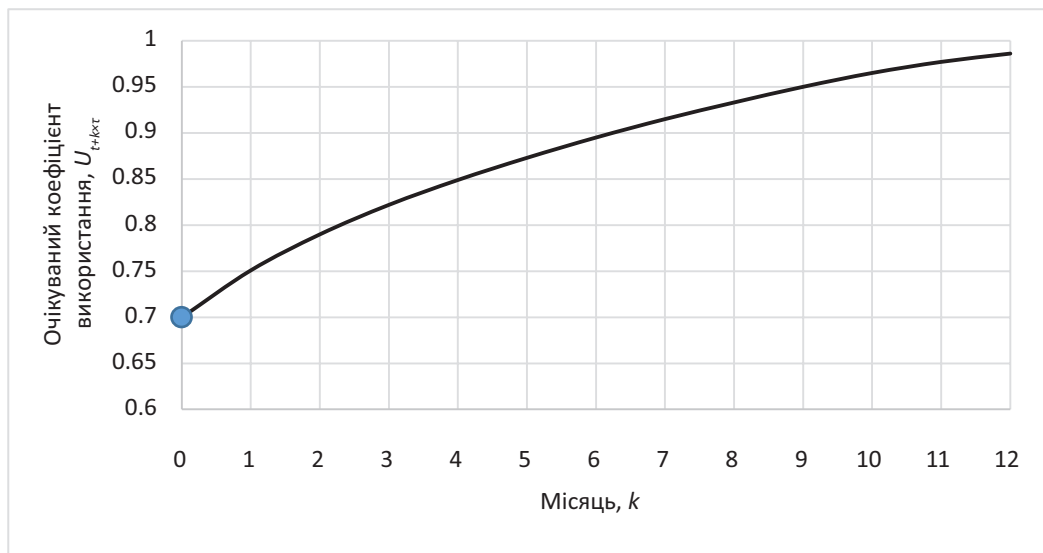
Графік 3. Залежність очікуваних та фактичних місячних коефіцієнтів конверсії ліквідності LCF від поточного значення коефіцієнта використання U_t



Джерело: складено автором.

Як показано на графіку 3, очікуваний коефіцієнт конверсії місячної ліквідності (LCF), що розраховується з використанням запропонованого підходу, збігається з фактичним середнім значенням LCF 15%. Це значення перевищує 10%, рекомендованих Базельським комітетом (BIS, 2013). Приклад оцінювання очікуваного коефіцієнта використання із застосуванням рекурсивної процедури (8 – 11) наведено на графіку 4 та в таблиці.

Графік 4. Зміна з часом очікуваного коефіцієнта використання з точки $U_t = 0.7$



Джерело: складено автором.

Таблиця. Зміна із часом очікуваного коефіцієнта використання з точки $U_t = 0.7$

| Місяць, k | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
|--------------------|-----|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|
| $U_{t+k \times T}$ | 0.7 | 0.751 | 0.79 | 0.822 | 0.849 | 0.873 | 0.895 | 0.915 | 0.933 | 0.95 | 0.977 | 0.977 | 0.986 |

Джерело: складено автором.

Як бачимо на графіку 4, коефіцієнт використання корпоративних кредитних ліній наближається до значення 1 наприкінці 12-місячного періоду. Відповідно LCF за 12 місяців дорівнюватиме:

$$LCF_{12} = \frac{0.986 - 0.7}{1 - 0.7} = 0.953$$

Для того, щоб обчислити експозицію під ризиком (EAD), варто пам'ятати, що сума під ризиком за кредитними лініями змінна та залежить від дефолту позичальника. Тому експозиція під ризиком, наприклад, протягом 12 місяців, розраховується за такою формулою (Tong at al., 2016):

$$EAD_{12} = \sum_{k=1}^{12} \frac{S_{k-1} - S_k}{1 - S_{12}} \times EDA_k \quad (16)$$

де S_k – функція виживання станом на місяць k , $(S_{k-1} - S_k)$ – ймовірність того, що дефолт відбудеться в k місяці. Звернімо увагу, що відповідно до МСФЗ 9 період у 12 місяців може бути подовжено на весь період користування кредитом у випадку певних знецінених кредитів. Ми виразимо функцію виживання S_k через ймовірність дефолту pd протягом місяця, припускаючи, що ймовірність дефолту не залежить від часу, добре відомим відношенням:

$$S_k = (1 - pd)^k \quad (17)$$

З урахуванням (17) переписуємо формулу (16) у такому вигляді:

$$EAD_{12} / L = \sum_{k=1}^{12} \frac{pd \times (1 - pd)^{k-1}}{1 - (1 - pd)^{12}} \times U_{t+k \times T} \quad (18)$$

Знаючи EAD_{12} отримуємо коефіцієнт кредитної конверсії CCF за 12 місяців за таким рівнянням (1):

$$CCF_{12} = \frac{EAD_{12} - B_t}{L - B_t} \equiv \frac{EAD_{12} / L - B_t / L}{1 - B_t / L} = \frac{EAD_{12} / L - U_t}{1 - U_t} \quad (19)$$

Розглянемо такий приклад: нехай щомісячна очікувана ймовірність дефолту дорівнює $pd = 0.008$. Враховуючи зміну очікуваного коефіцієнта використання (див. таблицю), отримуємо відношення експозиції під ризиком до кредитного ліміту за формулою (18):

$$EAD_{12} / L = 0.89.$$

І, нарешті, кредитний фактор конверсії за 12 місяців, визначений формулою (19), становитиме:

$$CCF_{12} = \frac{0.89 - 0.7}{1 - 0.7} = 0.63.$$

Звернімо увагу, що значення коефіцієнта кредитної конверсії менше, ніж значення LCF (0.63 порівняно з 0.953), оскільки використана сума зменшується через дефолти. Звернімо увагу, що розроблений метод підходить не тільки для оцінки очікуваних збитків за кредитами для формування резервів під кредитні збитки та потреби в ліквідності, а також для забезпечення вимог до капіталу.

ВИСНОВКИ

У дослідженні запропоновано альтернативний підхід до прогнозування використаної суми за кредитними лініями на основі цільової змінної коефіцієнта використання та двовимірного нормального розподілу. Метод простий у використанні і потребує лише п'ять параметрів: середні показники та стандартні відхилення для поточних і майбутніх коефіцієнтів використання та коефіцієнт кореляції між ними. Порівняння розрахованого очікуваного та фактичного коефіцієнтів використання показує достатню точність для використання на практиці ($R^2 = 0.57$). Отриманий таким чином очікуваний коефіцієнт використання може бути легко використаний для оцінки коефіцієнта конверсії ліквідності (*LCF*) для коефіцієнта покриття ліквідності, експозиції під ризиком у випадку дефолту (*EAD*) і коефіцієнта кредитної конверсії (*CCF*).

Цей підхід може застосовуватися для оцінювання потреб у ліквідності та кредитних збитків для створення резервів, а також забезпечення вимог до капіталу. На наш погляд, цей підхід має великий потенціал для подальшого розвитку, оскільки може включати декілька незалежних змінних шляхом використання багатовимірної функції розподілу. Крім того, існують великі перспективи використання нестационарного розподілу.

Подальше дослідження може бути зосереджене на прогнозуванні експозиції під ризиком для так званих “індексованих” банківських продуктів, таких як кредити в національній валюті із вбудованим опціоном на їх переоцінку залежно від змін валютного курсу або інших індексів, які стають популярними серед українських банків. Вартість під ризиком за цими продуктами може значно збільшитися в період дефолту, що створить додаткові ризики для банків. Розроблений підхід також потребує тестування для інших продуктів, таких як кредитні картки та корпоративний овердрафт.

Література

- BIS (2001). Basel Committee on Banking Supervision. The Standardised Approach to Credit Risk. Supporting Document to the New Basel Capital Accord. <http://www.bis.org/publ/bcbsca04.pdf>.
- BIS (2013). Basel Committee on Banking Supervision. Basel III: The Liquidity Coverage Ratio and liquidity risk monitoring tools. <http://www.bis.org/publ/bcbs238.pdf>.
- GPPC (2016). Global Public Policy Committee of representatives of the six largest accounting networks. The implementation of IFRS 9 impairment requirements by banks. Considerations for those charged with governance of systemically important banks. – P. 57. <https://assets.kpmg.com/content/dam/kpmg/pdf/2016/06/gppc-ifs9-implementation-considerations-20160617.pdf>.
- IFRS 9 Financial Instruments (replacement of IAS 39). <http://www.ifrs.org/Current-Projects/IASB-Projects/Financial-Instruments-A-Replacement-of-IAS-39-Financial-Instruments-Recognition/Pages/Financial-Instruments-Replacement-of-IAS-39.aspx>.
- Jacobs M. (2009). An Empirical Study of Exposure at Default. Risk Analysis, Division / Credit Risk Modelling Moody's KMV Credit Practitioner's Conference. September 9, 2009. https://papers.ssrn.com/sol3/Papers.cfm?abstract_id=1149407.
- Kim H., DeVaney S.A. (2001). The Determinants of Outstanding Balances among Credit Card Revolvers. <https://afcpce.org/assets/pdf/vol1216.pdf>.
- Korn G.A. and Korn T.M. (1968). Mathematical Handbook for Scientists and Engineers. Definitions, Theorems, and Formulas for Reference and Review. Dover Publications, Inc. Mineola, New York.
- Moral G., de España B. (2006) “X. EAD Estimates for Facilities with Explicit Limits” in Engelmann B., Rauhmeier R. (2006). The Basel II Risk Parameters. Estimation, Validation, and Stress Testing. – Berlin, Heidelberg: Springer. – P. 376.
- NBU (2016). National Bank of Ukraine. Resolution No. 351. Regulation for Measuring Credit Risk Generated by Banks' Asset Operations. <https://bank.gov.ua/document/download?docId=33378802>.
- Osipenko D., Crook J. (2015). The Comparative Analysis of Predictive Models for Credit Limit Utilization Rate with SAS/STAT®. Paper 3328-2015. <https://support.sas.com/resources/papers/proceedings15/3328-2015.pdf>.
- Regulation EU (2013) No 575/2013. The European Parliament and the Council on Prudential Requirements for Credit Institutions and Investment Firms and Amending Regulation (EU) No 648/2012. <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=celex%3A32013R0575>.
- Taplin R., To H.M., Hee J. (2007). Modeling exposure at default, credit conversion factors, and the Basel II Accord. Journal of Credit Risk (1–10) Volume 1/ Number 1, Spring 2007. https://www.researchgate.net/publication/288346183_Modeling_Exposure_at_Default_Credit_Conversion_Factors_and_the_Basel_II_Accord.

- Tong E.N.C., Mues C., Brown I., Thomas L.C. (2016). Exposure at Default Models with and without the Credit Conversion Factor. https://www.researchgate.net/publication/281961282_Exposure_At_Default_Models_with_and_without_the_Credit_Conversion_Factor.
- Wilhelm S. and Manjunath B. G. (2010). Tmvtnorm: A Package for the Truncated Multivariate Normal Distribution. Contributed Research Articles. The R Journal Vol. 2/1, June 2010. pp. 25-29. https://journal.r-project.org/archive/2010-1/RJournal_2010-1_Wilhelm+Manjunath.pdf.
- Yang B.H., Tkachenko M. (2012). Modeling of EAD and LGD: Empirical Approaches and Technical Implementation. https://mpa.ub.uni-muenchen.de/57298/1/MPRA_paper_57298.pdf.