

УДК 336.764.1:334.72

КОРЕЛЯЦІЯ АКТИВІВ ТА ПОТРЕБИ В КАПІТАЛІ ДЛЯ МСП В МЕЖАХ ПЕРЕГЛЯНУТОЇ “БАЗЕЛЬ-ІІ”

Дж. Хенеке, С. Трюк

В даній статті розглядаються кінцеві зміни зваженої функції базового ризику плану “Базель-ІІ” станом на червень 2004 року. Особлива увага приділяється впливу запропонованих змін на малі та середні підприємства (МСП). Розглянуто зміни переглянутої структури “Базель-ІІ” та порівняно нормативний підхід з емпіричними результатами відношення між кореляцією активів, можливістю дефолту (PD) та розміром фірми. На базі емпіричних досліджень можна зробити припущення, що кореляція активів на ринку буде нижчою, ніж прийнята для узгодженого капіталу. В ситуаційній задачі досліджено вплив впровадження змін нормативного капіталу на кредитні спреди для МСП. Результати дослідження говорять, що узгоджений капітал кредитних спредів зменшиться для компаній, які мають вищі рейтинги, в той час як виросте відсоткова ставка та спреди для компаній з рейтингом неінвестиційного класу.

Ключові слова: узгоджений капітал Базелю, МСП, потреби в капіталі, кореляція активів.

Вступ

Нове узгодження капіталу (Базель-ІІ) змушує банки базувати потреби в капіталі для кредитного ризику на внутрішній або зовнішній рейтинговій системі (BIS, 2001). Угода Банку міжнародних розрахунків (BIS), яка стане ефективною до кінця 2007 року, покликана зробити більш міцною систему управління ризиком міжнародних фінансових установ. Для кредитного ризику, згідно з результатами дослідження, проведеного Deutsche Bundesbank (2004), більшість міжнародних банків обере так званий підхід внутрішніх рейтингів (IRB). Відповідно до цього підходу, обсяг капіталу банку повинен бути таким, щоб покрити майбутні втрати від кредитів, та залежить від кредитоспроможності дебітора. У третьому консультативному документі Узгодження капіталу Базель (BIS, 2003) зазначається:

“Підхід IRB базується на оцінці неочікуваних втрат (UL) та очікуваних втрат (EL). Зважена функція ризику визначає потребу в капіталі для частини UL за умови, що очікувані втрати розглядаються окремо”.

Оцінка UL – це те саме, що оцінка ризику. Найбільш відома оцінка ризику – Value-at-Risk (VaR), яка була представлена Морганом у 1990-х роках. Про Value-at-Risk можна говорити як про суму капіталу, яка може бути втрачена протягом наступного року, якщо наступний рік буде дійсно поганим. Value-at-Risk – це 95% квантиль розподілу втрат і тому може бути виражений в кількісній формі як сума втраченого капіталу, навіть якщо найгірший результат мав 5%-й шанс (рис. 1). Щоб розрахувати VaR, потрібна модель визначення розподілу втрат банківського портфеля. Базельський комітет прийняв концепцію VaR як оцінку головного ризику. Але його оцінка для UL – це не просто виконання VaR, але й розрахунок на VaR як на його основу. Функції підходу IRB створені на основі переглядів та фактів, базованих на використанні моделі, та в цьому сенсі є інтерполяцією емпіричного та математичного підходів. В даній статті розглядаються кінцеві зміни зваженої функції базового ризику плану “Базель-ІІ” станом на червень 2004 року. Головна увага приділяється питанню впливу запропонованих змін на сегмент МСП. Тому ми будемо досліджувати нормативний підхід до кореляції активів та потреби в капіталі саме для цих установ.

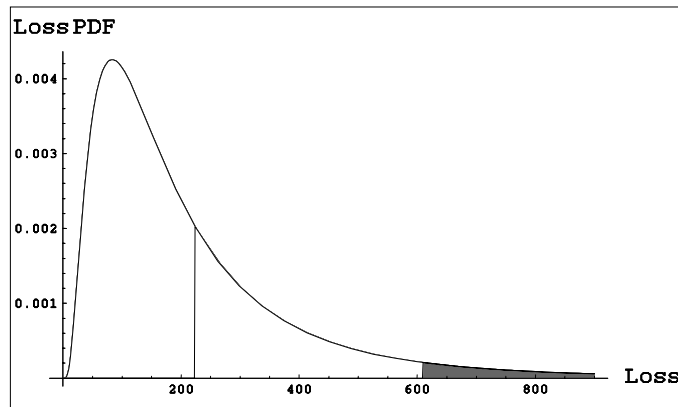


Рис. 1. VaR(95%) та EL. Результат, гірший за VaR(95%) – втрати в заштрихованій області

Підхід IRB – складові ризику, ключові елементи та зважена функція базового ризику

Ключові елементи та складові ризику

Відповідно до консультативного документу (BIS, 2001), підхід IRB складається з п'яти ключових елементів:

- ◆ класифікація ризиків потенційних збитків відповідно до фундаментальної методології;
- ◆ для кожного класу потенційних збитків, компоненти базового ризику, які повинен забезпечити банк, використовуючи стандартні параметри або внутрішні оцінювання;
- ◆ зважена функція базового ризику, яка забезпечує показники ризику;
- ◆ набір мінімальних вимог, які повинен виконати банк;
- ◆ перегляд виконавчим керівництвом узгодженості поставлених задач з мінімальними вимогами.

Нарахування на основний капітал для потенційних збитків залежить від групи 4 елементів ризику (витрати), які забезпечуються або за рахунок використання стандартних правил контролю фундаментальної методології, або внутрішньої експертизи найсучаснішої методології:

Вірогідність дефолту (PD): Всі банки повинні провести внутрішню оцінку PD згідно з різними типами дебіторів. Кожна оцінка PD повинна представляти консервативний погляд на віддалену середню PD для типу, який розглядається, та базуватись на історичному досвіді та емпіричних доказах. Підготовка оцінки, процес управління ризиком та призначення рейтингу повинні повністю узгоджуватись з мінімальними контрольними потребами для призначення IRB.

Збитки, пов'язані з дефолтом (LGD): При відповідності PD певного дебітора характеристики специфічних угод не мають значення, LGD – відповідають схемі кредитування. На збитки головним чином впливають такі ключові характеристики угоди, як наявність застави та рівень субординації. LGD визначаються декількома способами. Вони встановлюються відповідно до фундаментальної методології – LGD визначається за допомогою стандартних контрольних правил. Диференційовані рівні LGD базуються на характеристиках основної угоди, включаючи наявність та тип застави. Точка відліку – 50% для більшості незабезпечених угод, в той час як більша вартість (70%) відповідає субординованим збиткам, але відсоток може бути змінений залежно від рівня забезпечення кредиту. У випадку угоди з матеріальною заставою використовується методологія фактора ризику (BIS, 2003). За сучасною методологією LGD визначається самими банками. Тому банки використовують

внутрішні оцінки LGD для цільового капіталу, щоб диференціювати вартості LGD на основі ширшої групи угод та характеристик дебітора.

Сума вимог за активними операціями (EAD): Як і LGD, EAD відповідають схемі кредитування. Згідно з фундаментальною методологією, банки самі визначають EAD за допомогою використання стандартних контрольних правил. У більшості випадків EAD дорівнює номінальному обсягу потенційних збитків, але для певних збитків, наприклад, з невиконаними зобов'язаннями, вони також включають оцінку майбутньої позики до дефолту.

Строк боргового зобов'язання (M): В сучасному підході строк боргового зобов'язання розглядається як очевидний елемент ризику. Стандартний контрольний підхід представлений для того, щоб зв'язати ефективні строки боргового зобов'язання за угодою з потребами в капіталі.

Розрахунок зваженої функції базового ризику

В моделях кредитного ризику окремий випадок дефолту зазвичай моделюється з використанням випадкової змінної Y , яка впливає з закону Бернуллі. Це означає, що Y може дорівнювати 0 або 1, $Y=1$ означає дефолт фірми. Згідно з моделлю Мертовна, дефолт відбувається в тому випадку, коли вартість загальних активів V стає меншою за певний критичний рівень D (контрактна вартість зобов'язань фірми). Тоді можливість дефолту матиме такий вигляд:

$$P(Y = 1) = P(V < D).$$

Ідея дефолту компанії у випадку, коли вартість її активів стає меншою за критичний рівень c_i , також використовується при розрахунку моделі Value-at-Risk кредиту Базельського комітету. Припустимо, що $Z_{i,t}$ – зміна активів компанії i протягом часу t . В так званій однофакторній моделі $Z_{i,t}$ матиме розподіл Гауссіана з середнім значенням, яке дорівнює 0, та відхиленням – 1. Ця змінна може бути розкладена на:

$$Z_{i,t} = \sqrt{\rho} X_t + \sqrt{1 - \rho} \cdot \varepsilon_{i,t}$$

при $X_t \sim N(0,1)$ та $\varepsilon_{i,t} \sim N(0,1)$. Випадковий вплив вартості активів дебітора i – це комбінація фактора систематичного ризику, який впливає на всіх дебіторів, та фактора унікального ризику $\varepsilon_{i,t}$, який має вплив лише на дебітора i . Тоді $\sqrt{\rho}$ – навантаження фактора систематичного ризику, яке інтерпретується як чутливість до систематичного ризику. Математично – це просто корінь квадратний коефіцієнту кореляції процесу оцінки активів та фактора систематичного ризику. Тоді можливість дефолту можна виразити:

$$P(Y_{i,t} = 1) = P(Z_{i,t} < c_i) = \Phi(c_i).$$

Це абсолютна можливість дефолту. Якщо відомий результат фактора систематичного ризику, тоді можна розрахувати умовну можливість дефолту:

$$\begin{aligned} P(Y_{i,t} = 1 | X_t = x) &= P(Z_{i,t} \leq c_i | X_t = x) = \\ P(\sqrt{\rho} X_t + \sqrt{1 - \rho} \cdot \varepsilon_{i,t} \leq c_i | X_t = x) &= \\ P(\varepsilon_{i,t} < \frac{c_i - \sqrt{\rho} X_t}{\sqrt{1 - \rho}} | X_t = x) &= \Phi(\frac{c_i - \sqrt{\rho} X_t}{\sqrt{1 - \rho}}). \end{aligned}$$

Таким чином, Φ – кумулятивна функція стандартного нормального розподілу. Маючи модель вірогідності дефолту для окремого кредиту, можемо розробити модель для всього кредитного портфелю. Розглянемо портфель, що складається з n кредитів для різних дебіторів.

Припустимо, що всі дебітори мають однаковий критичний рівень дефолту $c_i = c$. Тоді залежно від стану економіки $X_t = x$ вірогідність k дефолтів портфелю буде розподілена біноміально:

$$P\left(\sum_{i=1}^n Y_{i,t} = k \mid X_t = x\right) = \binom{n}{k} (p(x))^k (1-p(x))^{n-k},$$

$$\text{де } p(x) = \Phi\left(\frac{c - \sqrt{\rho}x}{\sqrt{1-\rho}}\right).$$

Згідно з законом повторного очікування, вірогідність k дефолтів – це очікувана величина умовної вірогідності k дефолтів:

$$P\left(\sum_{i=1}^n Y_{i,t} = k\right) = \int_{-\infty}^{\infty} P\left(\sum_{i=1}^n Y_{i,t} = k \mid X_t = x\right) \Phi(x) dx =$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \binom{n}{k} \left(\Phi\left(\frac{c - \sqrt{\rho}x}{\sqrt{1-\rho}}\right)\right)^k \left(1 - \Phi\left(\frac{c - \sqrt{\rho}x}{\sqrt{1-\rho}}\right)\right)^{n-k} \Phi(x) dx.$$

Маючи теоретичну модель дефолту, можемо дослідити, як ці рівняння пов'язані з умовами Базельських IRB. Як згадувалось раніше, функція IRB базується на оцінці VaR. При вірогідності k дефолтів однорідного портфеля розміром n функція кумулятивного розподілу збитків портфелю матиме вигляд:

$$P\left(\sum_{i=1}^n Y_{i,t} \leq m\right) = \sum_{k=0}^m \int_{-\infty}^{\infty} \binom{n}{k} (p(x))^k (1-p(x))^{n-k} \Phi(x) dx.$$

Таким чином, щоб визначити VaR, наприклад, на рівні 99,9%, необхідно розрахувати $P^{-1}(0.999)$. Це складний процес, який повинен мати числовий вигляд. На щастя, VaR приблизно дорівнює однофакторній моделі. У відомій статті Горді (2002) запропоновано правило незмінного портфеля для нарахувань на капітал на рівні разової позики і, таким чином, на рівні базової Базельської функції IRB. Припустимо, що $\alpha_{0.999}$ протилежне 99,9% квантилю стану економіки X_t , який означає, що гірший результат фактора систематичного ризику має шанс лише на рівні 0,01%. Якщо X_t стандартно розподілене з невеликими значеннями, X_t буде несприятливим для фірми, то $VaR(99.9\%) = \Phi^{-1}(0.001)$. Умовно для “поганого” стану економіки вірогідність дефолту для окремої позики буде визначатись так:

$$P\left(\sum_{i=1}^n Y_{i,t} = 1 \mid X_t = \alpha_{0.999}\right) = \Phi\left(\frac{c_i - \sqrt{\rho} \Phi^{-1}(0.001)}{\sqrt{1-\rho}}\right),$$

а очікувані втрати за позикою:

$$E[L_i \mid X_t = \alpha_{0.999}] = LGD \cdot \Phi\left(\frac{c_i - \sqrt{\rho} \Phi^{-1}(0.001)}{\sqrt{1-\rho}}\right).$$

Критичне c_i можна визначити з PD відповідної позики наступним чином:

$$PD_i = P(Y_{i,t} = 1) = P(Z_{i,t} < c_i).$$

При $Z_{i,t} \sim N(0,1)$ ми отримуємо:

$$PD_i = \Phi(c_i) \Leftrightarrow \Phi^{-1}(PD_i) = c_i.$$

Це приводить нас до суті (основних принципів) Базельської функції IRB з метою визначити нормативні нарахування на капітал для однієї позики. Оскільки стандартний нормальний розподіл є симетричним навколо нульової позначки, ми отримуємо сутність зваженої функції базового ризику нової Базельської угоди по капіталу:

$$E[L_i | X_i = \alpha_{0,999}] = LGD \cdot \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(PD) + \sqrt{\rho} \cdot \Phi^{-1}(0.999)}{\sqrt{1-\rho}}\right).$$

Перевірка зваженої функції базового ризику

Консультативний документ січня 2001 року

Відповідно до другого консультативного документу (CP2) активи, зважені на предмет ризику, (RWA) повинні розраховуватись за формулою (BIS, 2001):

$$RWA = \min\left[\frac{LGD}{50} \cdot K(PD) \cdot (1 + b(PD) \cdot (M - 3)); 12.5 \cdot LGD\right].$$

Безперечно, разом з вірогідністю до розрахунку активів, зважених на предмет ризику, входять також такі фактори, як збитки, пов'язані з дефолтом (LGD), та строк боргового зобов'язання (M). Фактор $b(PD)$ – строк боргового зобов'язання та $K(PD)$ – вивіреної зваженої функції базового ризику. Особливо при використанні сучасного підходу IRB строк боргового зобов'язання стає елементом ризику. Чутливість вартості на кінець періоду оцінки до погіршення якості кредиту за винятком дефолту залежить від строку боргового зобов'язання. Як наслідок, строк боргового зобов'язання має значний вплив на економічний капітал в так званих моделях “переоцінки за ринковою вартістю” (MTM) з більшим строком погашення кредитів, які потребують більшого обсягу економічного капіталу. Коефіцієнт коригування строку боргового зобов'язання базується на вивіреному підході MTM. Вивірення $b(PD)$ – функціональне відношення між PD та $b(PD)$ відповідно до:

$$b(PD) = \frac{0.023 \cdot (1 - PD)}{PD^{0.44} + 0.047 \cdot (1 - PD)}.$$

А вивірена функція базового ризику набуває вигляду:

$$K(PD) = 976.5 \cdot \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(PD) + \sqrt{0.20} \cdot \Phi^{-1}(0.995)}{\sqrt{1-0.20}}\right) \cdot \left(1 + 0.047 \cdot \frac{1 - PD}{PD^{0.44}}\right).$$

Легко побачити, що параметр кореляції активів у пропозиції 2001 року був на рівні $\rho = 0.20$ для всіх позик, а квантиль для розрахунку Value-at-Risk – 99,5%. Вищезазначений вираз складається з трьох факторів. 976,5 – постійний коефіцієнт коригування вивірення $K(PD)$ до 100% для $PD = 0,7\%$ та $LGD = 50\%$. $\Phi(1.118 \cdot \Phi^{-1}(PD) + 1.288)$ – це сума EL та UL, яка належить до гіпотетичного безперервно-гранульованого портфеля однорічної позики при $LGD = 50\%$ і базується на однофакторній моделі. $(1 + 0.047 \cdot (1 - PD) / PD^{0.44})$ – коригування внаслідок того, що зважений базовий ризик для позик був вивірений відповідно до середнього трирічного строку боргового зобов'язання. Деякі приклади зваженого ризику для PD, відповідно до другого консультативного документу, представлені в табл. 1. Потрібно зауважити, що мінімальна вага ризику – 14,1 базується на мінімальному рівні, який становить 0,03%.

Таблиця 1

Приклади зваженого базового ризику для корпоративних витрат відповідно до другого консультативного документу січня 2001 року

PD (%)	BRW (%)	PD (%)	BRW (%)
0.03	14.1	1.0	125.0
0.05	19.1	2.0	192.4
0.1	29.3	3.0	246.0
0.2	45.1	5.0	331.4
0.4	69.9	10.0	482.4
0.5	80.6	15.0	588.0
0.7	99.8	20.0	625.0

Аналіз підходу CP2 IRB

Пропозиції підходу IRB другого консультативного документу були предметом жвавих дискусій. Особливо МСП побоюються підвищення вартості капіталу для банків, що приведе до погіршення умов кредитування для цих компаній. Також створений стимулюючий характер підходу IRB для банків викликає сумніви, оскільки зважений ризик у багатьох випадках є значно вищим для підходу IRB, ніж для підходу STD. Для IRB існує тенденція присвоєння меншої ваги ризику компаніям з високою оцінкою фінансового стану та присвоєння більшої ваги ризику компаніям з рейтингом, нижчим за ВВ-. Оскільки МСП навряд чи можуть отримати рейтинг першої з трьох категорій, відповідно до CP2, банки зберігатимуть вищий відсоток на капітал для цих компаній. Тому МСП та компанії з рейтингом ризикового класу бояться постраждати від вищої вартості капіталу.

Інше суперечливе питання – лінійне відношення між строком боргового зобов'язання та призначенням ваги ризику (рис. 2). Порівнюючи показники ризику зі спредами, які спостерігаються на ринку, можна помітити, що для облігацій з вищим рейтингом кредитні спреди надаються з більшим строком погашення. Для облігацій з нижчим рейтингом ринкові кредитні спреди не демонструють позитивної кореляції зі строком погашення. Для облігацій з рейтингом Ва спреди постійні, а для облігацій з рейтингом В – знижуються з року в рік. Практичні причини цього полягають у тому, що оскільки загроза зниження імовірності дефолту «відступає», нечутливі до ризику інвестори потребують меншої різниці в доходності різних типів цінних паперів, щоб компенсувати очікувані втрати внаслідок дефолту. Така ринкова поведінка кредитних спредів не була включена в CP2. Навіть гірше, велика кількість МСП побоюються, що у зв'язку з вищими показниками ризику для довгострокових позик, банки навіть можуть відмовитись укладати такі угоди.

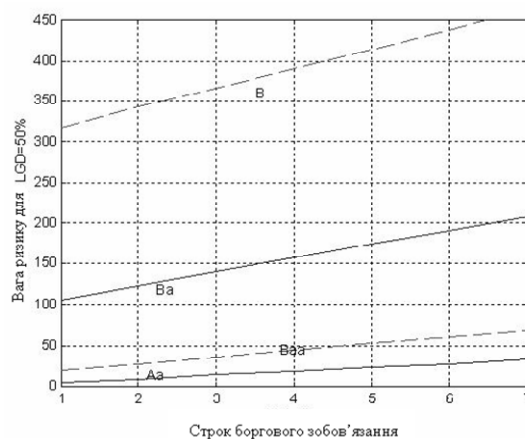


Рис. 2. Визначені показники ризику в CP2 як функція строку позики для різних рейтингів

Зміни кінцевої версії підходу IRB*Підхід до МСП*

Одне з головних зауважень – підхід до більш ризикових позик або компаній нового узгодження. Зазвичай МСП-дебітори визначаються як компанії зі щорічним обсягом продажу – 50 млн. євро. В Німеччині більш ніж 90% компаній належать до цього класу. Беручи до уваги різні ризики, пов'язані з дебіторами МСП, відповідно до підходу IRB для корпоративних кредитів, банки тепер матимуть можливість розрізняти кредитування МСП та кредитування більших компаній. Банкам, які контролюють ризик потенційних збитків, пов'язаний з малим бізнесом подібно до ризику потенційних збитків роздрібною торгівлі, буде дозволено використовувати менший обсяг капіталу, необхідний для підходу роздрібного IRB для втрат при невиконанні дебітором своїх зобов'язань, за умови, що загальні втрати банку від невиконання дебітором зобов'язань для окремого МСП складають менш ніж 1 млн. євро. За висновками комітету це має привести до зниження кількості МСП-дебіторів на 10% в структурі IRB для корпоративних позик.

Зміни строку погашення позики

В рамках основного підходу IRB строк погашення позики буде складати 2,5 замість 3-х років. Додатково в сучасному підході IRB при визначенні унікальних характеристик національних ринків контролери матимуть можливість звільняти малі національні фірми від обмеження строків погашення позики. Малими національними фірмами вважаються компанії з загальним обсягом продажу та загальним обсягом активів менше 500 млн. євро. В цьому випадку для таких фірм середній строк погашення позики буде становити 2,5 роки. Для фірм з обсягом продажу вищим за 500 млн. євро, згідно з сучасним підходом IRB, строк погашення позики буде включено відповідно до фактора

$$\frac{(1 + b(PD)) \cdot (M - 2.5)}{1 - 1.5b(PD)}$$

$$\text{з } b(PD) = 0.011852 - 0.05478 \log(PD))^2.$$

В таблиці 2 представлені приклади порівняння встановлення строку погашення позики з однорічним строком боргового зобов'язання. Очевидним є те, що для концентрації ризику банку з більшою вірогідністю дефолту ефект строку погашення позики є набагато меншим, ніж для концентрації ризику банку з більш вищими показниками (параметрами).

Таблиця 2

Встановлення строку погашення позики згідно з Базельською угодою по капіталу, версія червня 2004 року. Фактори у порівнянні з представленням однорічного строку боргового зобов'язання

PD	M=1	M=2	M=2,5	M=3	M=4	M=5
0,03%	1,000	1,604	1,906	2,208	2,811	3,415
0,05%	1,000	1,501	1,752	2,002	2,504	3,005
0,10%	1,000	1,392	1,588	1,784	2,177	2,569
0,50%	1,000	1,223	1,334	1,446	1,669	1,892
1,00%	1,000	1,173	1,260	1,346	1,520	1,693
5,00%	1,000	1,091	1,136	1,182	1,272	1,363
10,00%	1,000	1,066	1,099	1,132	1,197	1,263
15,00%	1,000	1,053	1,080	1,107	1,160	1,214
20,00%	1,000	1,046	1,068	1,091	1,137	1,183
25,00%	1,000	1,040	1,060	1,080	1,120	1,160
30,00%	1,000	1,036	1,054	1,072	1,108	1,143

Вдосконалена функція BRW (перевірений показник ризику)

Наслідком неупередженої характеристики функції показників ризику, яка включена у підхід IRB, стало введення Базельським комітетом покращеної версії цієї функції. Видозмінена формула відношення вірогідності дефолту, кореляції між активами, розміру компанії та строку погашення позики до потреби в капіталі відрізняється від формули, запропонованої в другому консультативному документі. Остання припускає, що кореляція активів для всіх випадків дорівнює 0.20. Нова ж формула припускає, що кореляція між активами зменшується з PD та збільшується з розміром фірми згідно з наступним відношенням (для $5 \leq S \leq 50$):

$$\rho(PD; S) = 0.12 \cdot \left(\frac{1 - e^{-50 \cdot PD}}{1 - e^{-50}} \right) + 0.24 \cdot \left(1 - \frac{1 - e^{-50 \cdot PD}}{1 - e^{-50}} \right) - \left(1 - \frac{S - 5}{45} \right) \cdot 0.04.$$

Зазначимо, що для $S > 50$ останній термін дорівнює 0, тоді як для $S < 5$ воно набуває значення 0.04. Для найнижчого PD цінність кореляції активів дорівнює 0.24, а для найвищого PD вона становить 0.12. Для компаній з обігом євро в 5 млн. або менше, припущена кореляція активів знижується до 0.04, тоді як для компаній з обіговим капіталом більше 50 млн. євро немає зниження кореляції активів взагалі. Між ними існує лінійне відношення. Оскільки питання кореляції активів більш широко розкриватиметься у наступних розділах, ми лише представимо приклади кореляції для декількох комбінацій PD та обігу S в таблиці 3.

Таблиця 3

Модель кореляції активів для різних комбінацій PD та розміру компанії, оцінених за обігом порівняно з формулою CP2

PD	CP2	S=5	S=15	S=25	S=50
0,03%	0.2	0.20	0.21	0.22	0.24
0,05%	0.2	0.20	0.21	0.21	0.24
0,10%	0.2	0.19	0.20	0.21	0.23
0,50%	0.2	0.17	0.18	0.19	0.21
1,00%	0.2	0.15	0.16	0.17	0.19
5,00%	0.2	0.09	0.10	0.11	0.13
10,00%	0.2	0.08	0.09	0.10	0.12
15,00%	0.2	0.08	0.09	0.10	0.12
20,00%	0.2	0.08	0.09	0.10	0.12
25,00%	0.2	0.08	0.09	0.10	0.12
30,00%	0.2	0.08	0.09	0.10	0.12

Знову намір Базельського комітету знизити BRW для МСП з вищими PD є очевидним. Рівень вірогідності, який мався на увазі в формулі, збільшився від 0.995 до 0.999. Це значення переходить в головну формулу для оцінювання потреби в капіталі та ризикових активів. Якщо взяти до уваги рівень конфіденційності та $\Phi^{-1}(0.999)$, підсумкова формула є наступною

$$RWA_i = K(PD, \rho) \cdot 12.5 \cdot EAD$$

$$^3 K = LGD \left[\Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(PD) + \sqrt{\rho} \cdot \Phi^{-1}(0.999)}{\sqrt{1 - \rho}} \right) - PD \right] \cdot \frac{(1 + b(PD)) \cdot (M - 2.5)}{1 - 1.5b(PD)}.$$

Φ означає функцію сукупного стандартного нормального розподілу. Загальні ризикові активи це просто сума всіх значень.

Ефект змін функції BRW представлено на рисунку 3. Нагадаємо, що мета цієї зміни – знизити витрати підходу IRB для сектора МСП. Підприємства у цьому секторі як правило мають нижчу продуктивність. Нова версія функції BRW демонструє, як показники ризику значно знижуються для позичальників з PD – більш ніж 1.0%.

Очікувані та неочікувані збитки, необхідний капітал

Поправки в Базель II – це перевірка показників ризику, лише коли мова йде про неочікувані збитки. Тому очікувані збитки віднімаються від загальних втрат:

$$UL = LGD \cdot \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(PD) + \sqrt{\rho} \cdot \Phi^{-1}(0.999)}{\sqrt{1-\rho}} \right) - LGD \cdot PD$$

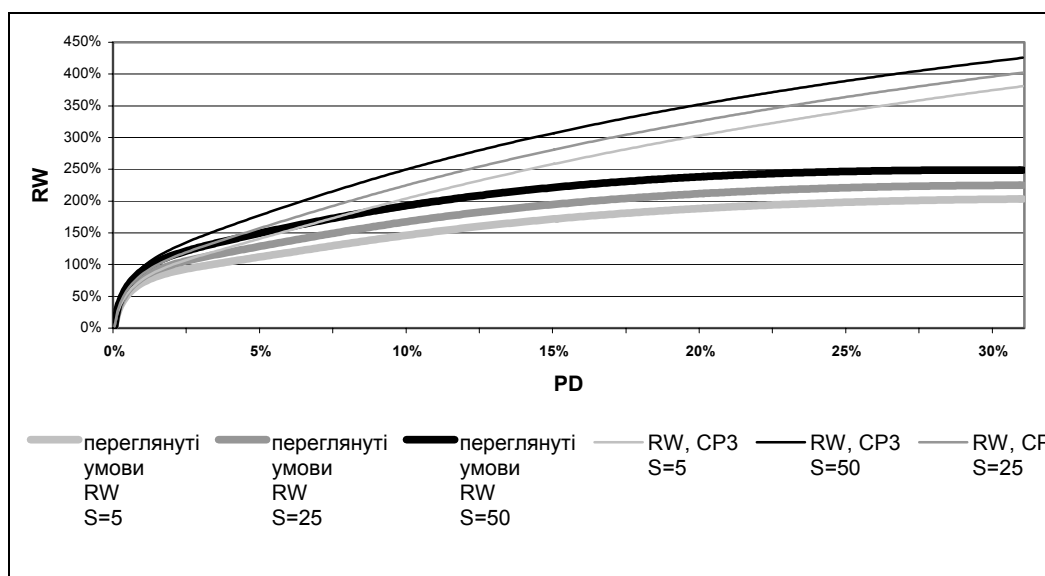


Рис. 3. Показники ризику для різного обігу S=5, S=25 та S=50 у кінцевій версії угоди (BIS, 2004) та CP3 (BIS, 2001)

Параметри моделі та їх вплив

Кореляція активів та розмір фірми

Обговоримо економічні аргументи, які підтверджують припущення, що кореляція активів залежить від розміру та вірогідності дефолту. Спершу ми розглянемо вплив розміру компанії. Інтерпретацією однофакторної моделі є те, що цінність загальних активів контролюється систематичним та унікальними факторами. Вища кореляція звичайних активів має на увазі вищу кореляцію з фактором систематичного ризику. Підхід Базель II наводить на думку про те, що менші компанії демонструють меншу кореляцію активів. Це підтримується доказом, що великі підприємства можна розглядати як портфель цінних паперів малих фірм. Це означає, що великі фірми як правило краще диверсифіковані, таким чином, їхній ідіосинкратичний ризик може бути меншим порівняно з їхнім систематичним ризиком. Другим аргументом є так званий “аргумент ділового сектора”. Ділові сектори, як правило, дуже циклічні і, отже, більш залежні від систематичного ризику, характеризуються великим процентним співвідношенням великих підприємств. Розгляд розміру по відношенню до ділового сектора може привести до висновку, що розмір компанії є суттєвим показником кореляції активів. Це може узгоджуватись з даними таблиці 4.

Розподіл німецьких МСП за бізнес-секторами

Бізнес-сектор	Частка МСП (%)
Виробництво	15.6%
Будівництво	17.6%
Автомобільна промисловість	15.4 %
Транспорт/комунікації	31.7%
Охорона здоров'я/фінансові послуги	27.4%
Інше/побутові послуги	42.1%

Кореляція активів та PD

Стосовно залежності кореляції активів від PD, є дуже мало літературних джерел, де вивчається це питання на теоретичній основі. Перший емпіричний доказ відношення між PD та кореляцією активів з'явився після кількісного дослідження наслідків (QIS-2), проведеного в квітні 2001 року. Деякі автори вирішували це питання по відношенню до різних кредитних ринків. Перша головна зміна в поточній угоді стала свого роду реакцією на QIS-2. Законопроект січня 2001 року встановив кореляцію активів до 20%. В світлі цих результатів було проведено дослідження, відоме як QIS-2.5. В цьому дослідженні (відоме ще під назвою «законопроект листопада») кореляцію активів було модифіковано з метою зробити ρ функцією PD. Як було описано вище, в кінцевій версії угоди (BIS, 2004) кореляція активів тепер залежить від PD та від обігу S компанії, а можлива величина для ρ варіює між 0.08 та 0.24. Причин такої зміни багато. Частково вони мотивовані теоретичними моделями, пов'язані з макроекономічними та політичними доказами.

Емпіричні докази кореляції активів

Після представлення моделі CreditMetrics для промисловості стало звичайною практикою використовувати кореляцію власного капіталу як заміну для кореляції активів. Сервіні та Ренаулт (2002) піддають сумніву точність цього підходу. Порівнюючи емпіричну кореляцію дефолту та прогнозу (передбачувану) кореляцію дефолту, вони виявили недопущення (запобігання) низької залежності між цими величинами. Автори пов'язують це з тим фактом, що курси акцій та їх прибутковість відображають багато факторів, таких як неприйняття ризику на фондових ринках та ефекти ліквідності. Крім того, більшість фірм не проводять торговельної діяльності на фондовому ринку, тому цей підхід потребує змін для його більш ефективного застосування на МСП. Ханенстейн (2004) досліджує те, як реально можна використати вартість загальних активів замість ринкової капіталізації. Його знахідки не припускають використання цього методу для того, щоб встановити кореляцію капіталу для неторговельних компаній. Лопез (2002) знаходить емпіричний доказ, який підтримує гіпотезу зменшення відношення між кореляцією активів та вірогідністю дефолту. Його оцінювання свідчать про те, що цей ефект є сильнішим для більших підприємств. Для фірм, які потрапили в категорію МСП, його оцінювання вказують на незначну залежність.

Дієч та Петей (2002, 2004) забезпечують вичерпні результати для МСП на ринках Німеччини та Франції. Їхній доказ не припускає негативного відношення між PD та ρ , як у функціях Базель II. Для відношення з розміром фірми вони виявили, що ρ зменшується залежно від розміру фірми.

Дуллманн та Шеуле (2003) провели найбільш витончене емпіричне дослідження впливу PD та розміру фірми на кореляцію активів. Їхні знахідки відхиляють чітке відношення ρ та PD і підтверджують зменшення відношення ρ зі зменшенням розміру компанії. У свою модель ці автори включають макроекономічну змінну у формі індексу ділового клімату (індекс умов для ділової діяльності) та заборгованості позичальника по кредитах.

Останні дослідження забезпечують деякий доказ відношення між розміром фірми та кореляцією активів для однофакторної моделі, як це було уточнено в Базельській угоді по капіталу. Включення таких понять, як загальний обіг, заборгованість по кредитах та інших специфічних для фірм величин в регресивну модель, забезпечує методи, необхідні для перевірки значимості цих параметрів по відношенню один до одного. Щоб виявити, чи розмір компанії є лише «довіреною особою» (посередником) для бізнес-сектора, можна використати регресивну модель, щоб статистично перевірити пояснювальну силу *обігу* по відношенню до змінних, які є специфічними для кожного сектора. Далі результати забезпечують доказ того, що кореляція активів збільшується з вірогідністю дефолту. Це суперечить припущенням, зробленим функціями вірогідності ризику IRB.

Ситуаційне дослідження

З метою аналізу можливого впливу нової угоди на процентні ставки та кредитні спреди для емітентів різної кредитоспроможності проведемо ситуаційне дослідження. Досліджуючи портфель цінних паперів типового МСП Німеччини (рис. 4), ми бачимо, що близько 50% фірм мали середній рейтинг цінних паперів BB, BB+ або BB-. Щоб побачити, як умови кредиту можуть змінюватись для цих фірм, ми розглядаємо компанії з різними рейтингами AAA, BB та B. Базуючись на спрощених підрахунках, демонструємо, як кредитні спреди можуть змінюватись згідно з нормативами Базель II.

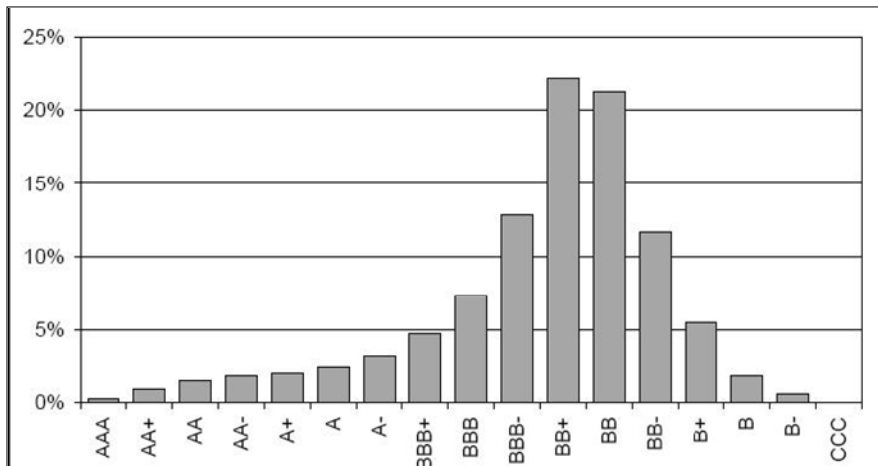


Рис. 4. Портфель цінних паперів МСП групи KfW (Kreditanstalt für Wiederaufbau, 2003)

В таблиці 5 представлено кредити під земельну власність. Ми припускаємо, що всі кредити мають EAD 100%, LGD 50%, строк погашення заборгованості по кредитах 4 роки та обіг 45 млн. євро. Це означає, що ми головним чином зосереджуємось на впливі вірогідності дефолту на кредитні спреди згідно з новою угодою.

Таблиця 5

Приклади власності для розглянутих кредитів у ситуаційному дослідженні

EAD	LGD	Клас оцінки	PD (%)	Строк боргового зобов'язання (М)	Розмір компанії
100	50	AAA	0,01	4 роки	45
100	50	BB	1,20	4 роки	45
100	50	B	7,00	4 роки	45

У старій угоді для всіх кредитів отримано нарахування на основний капітал – 8%. Це означає, що *власні кошти* складатимуть 8% невиплаченого боргу у порівнянні з 92% *позикового капіталу*. Ці підрахунки є однаковими для всіх трьох видів кредиту, тому що питання ризиковості (небезпеки) в старій угоді не розглядається. Обчислимо показники ризику, базовані на новій угоді по капіталу. Для позичальника з рейтингом В банк повинен зберігати (тримати) $100 \cdot 0,08 \cdot 2,0167 = 16,133$ *власних коштів* проти 83,867 *позикового капіталу*.

Далі припустимо, що ROE для банку складає 15%, а вартість внутрішнього кредиту банку – 5%, залишаючи чистий ROE 10%. З необхідним капіталом це додає надбавку $10\% \cdot 16,133 = 1,61$. Крім того, ми припускаємо плату за обробку вантажу 0,25% та винагорода за прийняття ризику 3,5%, це дає фірмі 10,36% процентної ставки по кредитах порівняно з процентною ставкою 9,55% при старій угоді. Отже, в нашому ситуаційному дослідженні процентна ставка для клієнта з рейтингом В є приблизно на 0,81% вища згідно з новою угодою. Підрахунки рейтингів AAA, BB та В коротко представлені в таблиці 6.

Таблиця 6

Ілюстративні підрахунки для різних кредитів та рейтингів

Клас рейтингу	Угода Базель I			Базель II IRB		
	AAA	BB	B	AAA	BB	B
EAD	100	100	100	100	100	100
Показник ризику	100%	100%	100%	12,9%	62,6%	201,7%
Власні кошти	8%	8%	8%	1,03%	5,01%	16,13%
Позикові кошти	92%	92%	92%	98,97%	94,99%	83,87%
ROE	15%	15%	15%	15%	15%	15%
Вартість кредиту	5%	5%	5%	5%	5%	5%
Чистий ROE	10%	10%	10%	10%	10%	10%
Чиста вартість капіталу	0,8%	0,8%	0,8%	0,103%	0,501%	1,613%
Плата за обробку вантажу	0,25%	0,25%	0,25%	0,25%	0,25%	0,25%
Винагорода за прийняття ризику	0,1%	1,0%	3,5%	0,1%	1,0%	3,5%
Процентна ставка	6,15%	7,05%	9,55%	5,45%	6,75%	10,36%

Висновки

У статті ми розглянули кінцеві зміни функції BRW підходу IRB нової Базельської угоди по капіталу. Особливу увагу було приділено впливу запропонованих змін у секторі малих та середніх підприємств (МСП). Ми виявили, що базуючись за різноманітних змінах в кінцевій версії угоди Базель II, особливо по відношенню до сектора МСП, потреби в капіталі були значною мірою знижені порівняно з більш ранніми версіями угоди.

Далі ми спробували дослідити відношення між кореляцією активів, вірогідністю дефолту (PD) та розміром фірми у правовому дослідженні та порівняли їх з результатами декількох емпіричних досліджень. Емпіричні результати наводять на думку про те, що кореляція активів на ринку є нижчою, ніж кореляція активів, яка припускалась в угоді по капіталу. Є також деякі докази зменшення відношення між розміром фірми та кореляцією активів.

Також нами було проведено ситуаційне дослідження ефектів нової угоди для процентних ставок та кредитних спредів. Тому було розглянуто декількох дебіторів (для прикладу). Наші знахідки наводять на думку про те, що в результаті дії нової угоди по капіталу кредитні спреди зменшаться для компаній з вищими рейтингами, в той час як матиме місце підвищення процентної ставки та спредів для підприємств з рейтингом нижче BB. Це узгоджу-

ється з метою нової угоди, яка більшою зосереджується на оцінюванні сприйняття ризику кредитами та боргових зобов'язань. Ми робимо висновок, що для того, щоб залишити свої поточні кредитні умови, МСП повинні підвищити свої рейтинги, покращити свою структуру капіталу, кредитоспроможність та активно підтримувати стосунки з власними банками.

Список використаних джерел

1. Basel Committee on Banking Supervision (2001), Consultative Document – The Internal-Ratings-Based Approach to Credit Risk.
2. Basel Committee on Banking Supervision (2003), The new Basel Capital Accord, Third consultative Document, <http://www.bis.org/bcbs/bcbscp3.htm>.
3. Basel Committee on Banking Supervision (2004), The new Basel Capital Accord, International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: a Revised Framework, June 2004.
4. Belkin, B., Forest, L.R. and Suchower, S. (1998), The effect of systematic credit risk on loan portfolio value-at-risk and loan pricing, *CreditMetrics Monitor*.
5. Benzin, A., Rachev, S.T. and Trück, S. (2003), Approaches to Credit Risk in the New Basel Capital Accord, *Credit Risk: Measurement, Evaluation and Management*, 1-34, Physika.
6. Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S. (1996), The financial accelerator and the flight to quality *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.
7. Dempster, A.P., Laird, N.M. and Rubin, D.B. (1977), Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 39(1), 1-38.
8. Dietsch, M. and Petey, J. (2002), The credit risk in SME loans portfolios: Modeling issues, pricing and capital requirements, *Journal of Banking and Finance*, 26, 303-324.
9. Dietsch, M. and Petey, J. (2004), Should SME exposures be treated as retail or corporate exposures? A comparative analysis of default probabilities and asset correlations in French and German SMEs, *Journal of Banking and Finance*, 28, 773-788.
10. Düllmann, K. and Scheule, H. (2003), Determinants of the Asset Correlations of German Corporations and Implications for Regulatory Capital, Working Paper, University of Regensburg.
11. Frey, R. and McNeil A.J. (2003), Dependent Defaults in Models of Portfolio Credit Risk, *Journal of Risk*, 6(1), 59-92.
12. Gordy, Michael (1998), A Comparative Anatomy of Credit Risk Models, Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System.
13. Gordy, Michael (2002), A Risk-Factor Model Foundation for Ratings-Based Capital Rules, Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System.
14. Gupton, G.M., Finger, C.C. and Bhatia, M. (1997), *CreditMetrics – Technical Document* Morgan Guaranty Trust Co, <http://creditmetrics.com>.
15. Hahnenstein, L. (2004), Calibrating the CreditMetrics Correlation Concept for Non Publicly-Traded Corporations – Empirical Evidence from Germany, Working Paper.
16. Hamerle, A., Liebig, T. and Rösch, R. (2003), Credit Risk Factor Modeling and the Basel II IRB approach, Discussion Paper, Deutsche Bundesbank.
17. Hamerle, A., Liebig, T. and Scheule, H. (2004), Forecasting Credit Portfolio Risk, Deutsche Bundesbank, Discussion Paper.
18. Institut für Mittelstandsforschung (2004), SMEs in Germany, Facts and Figures 2004, IfM-Studie.

19. Kashyap, A.K. and Stein, J.C. (2004), Cyclical Implications of the Basel II Capital Standards, *Economic Perspectives*, Federal Bank of Chicago, 28(1), 2004
20. Kalckreuth, von U. (2001), Monetary transmission in Germany: New perspectives on financial constraints and investment spending, Working Paper, European Central Bank, No. 109.
21. Koyluoglu, H. and Hickman, A. (2002), A Generalized Framework for Credit Risk Portfolio Models, Manuscript, Oliver Wyman & Company.
22. Kreditanstalt für Wiederaufbau (2003), Basel II – aktueller Stand und Auswirkungen auf die Mittelstandsfinanzierung, KfW-Arbeitspaper.
23. Lopez, Jose, A. (2002), The Empirical Relationship between Average Asset Correlation, Firm Probability of Default and Asset Size, FRBSBF, Working Paper.
24. Rösch, D. (2002a), Mitigating Pro-Cyclicality in Basel II, Working Paper, University of Regensburg.
25. Rösch, D. (2002b), Correlations and Business Cycles of Credit Risk: Evidence from Bankruptcies in Germany, *Financial Markets and Portfolio Management* 17, No. 3.
26. Servigny, A. and Renault, O. (2002), Default Correlation: Empirical Evidence, Working Paper, Standard and Poors.
27. Trück, S., Link, T. and Rachev, S.T. (2001), New tendencies in rating SMEs with respect to Basel II, *Informatica*, 12(4), 593-610.
28. Trück, S. (2001), Basel II and the consequences of the IRB approach for capital requirements, Proceedings of the METU International Conference in Economics, Ankara.

Отримано 24.10.2005