

УДК 336.71 (450)

Доменіко Курціо (Італія), Ігор Гіанфранческо (Італія), Антонелла Малінконіко (Італія)

Визначення кореляції активів та потреб у капіталі: емпіричні дані банківської системи Італії

Реформа Базельського Комітету направлена на посилення структури світового капіталу, відома як Базель III, визначає ряд заходів для визначення проциклічності, і як наслідок, робить вимоги до капіталу банків більш стійкими протягом різних фаз економічного циклу. Ряд можливих підходів, які можуть використовувати органи нагляду у вивченні даного питання включають такі заходи, як використання оцінок імовірності дефолту упродовж циклу та класифікація інших параметрів ризику, а саме рівня значимості та залежності між імовірністю дофолту (ІД) та кореляцією активів.

Основні цілі статті – визначення залежності між ІД та кореляцією активів на основі емпіричних даних про витрати банківської системи Італії. Автори перевіряють розрахунки кореляції ціни встановлених активів за допомогою показника кореляції активів, які вони отримують при порівнянні емпірично визначених неочікуваних витрат з вимогами до мінімального капіталу.

Дане дослідження проливає світло на обернену залежність між ІД та кореляцією активів, що є однією з головних гіпотез, на основі якої ґрунтуються внутрішні оцінки, і що не було змінено у реформах Базелю III. У статті визначено, що знак цієї залежності залежить від поєднання двох протилежних ефектів: ефекту ІД, що відповідає гіпотезі оберненої залежності та ефекту волатильності ІД, які не досліджувалися раніше. Згідно з запропонованими даними, якщо певна зміна у ймовірності дефолту відбувається разом зі зміною волатильності штрафної ставки, оборнена залежність не підтримується.

Ключові слова: кореляція активів, банки, Базель II, управління ризиками, регулювання.

Вступ

Кореляція активів відіграє вирішальну роль у угоді Базель II, будучи фактором визначення величини мінімального капіталу за різними класами активів, визначеного Базельським Комітетом (тобто, корпоративні, комерційні позики, позики на нерухомість, кредитні картки та споживчі кредити). Крім того, моделювання кореляції у кредитному портфелі банку активно обговорюється науковцями та практиками. Разом з імовірністю дефолту (ІД), кореляція активів є одним з основних факторів моделювання кредитного ризику, оскільки розрахунки економічної вартості ризику (VaR) дуже чутливі до змін цих двох параметрів.

Оскільки підходи для оцінки ймовірностей дефолту удосконалилися упродовж останніх десятиліть, аналіз сумісного переміщення між позичальниками все ще залишається на ранній стадії розвитку, що визначено Базельським Комітетом, коли він подав свою пропозицію для нової версії угоди 1988 року, відомої як Базель II. Саме тому, Комітет затвердив стандартні вимоги для визначення кореляцій, які й можуть інтерпретуватися як консервативні принципи для визначення величини важливих параметрів ризику¹.

У даній роботі запропоновано емпіричне дослідження методів визначення кореляції ціни активів

за Базель II у контексті підходу на основі внутрішніх рейтингів (internal ratings-based (IRB) approach – IRB). Ми хочемо дослідити як фактори ризику впливають на вимоги до капіталу банків на основі аналізу кореляції активів, який ми отримуємо за рахунок порівняння визначених неочікуваних витрат з вимогами до мінімального капіталу.

Стаття має наступну структуру. У першому розділі розглянуто кореляцію ціни активів у контексті структури регулювання Базелю II. У другому розділі представлено огляд попередніх досліджень пов'язаних з питаннями нормативного режиму кореляції активів за умовами угоди. У третьому розділі описано методіку, яку ми використовували у дослідженні, використані дані та вплив факторів Базелю II на визначення кореляції. У четвертому розділі запропоновано результати дослідження, в останньому – висновки.

1. Кореляція активів та вимоги до капіталу за Базель II

Угода Базель II – важливий прогрес у визначенні та управлінні мінімального капіталу на основі оцінки ризиків. Незважаючи на це IRB, а саме їх основа, ґрунтуються на деяких методах – “перспективний” та “основний” варіант. Деякі з цих методів використовуються для визначення параметрів ризику, які банки повинні використовувати для виведення формули визначення ризику органами регулювання, щоб визначити вимоги до капіталу (k) пов'язані з класами активів, у яких портфель кредитів банку був сегментований. Фактично, органи регулювання перевірили та визначили значення параметрів кореляції для кожної формули.

© Доменіко Курціо, Ігор Гіанфранческо, Антонелла Малінконіко, 2011.

¹ Комітет вирішив дозволити банкам використовувати свої оцінки кореляції із-за наступних причин: (1) визначення параметрів кореляції – сфера проведення емпіричного та теоретичного дослідження; (2) надання банкам можливості проводити свої власні оцінки кореляції могло б погіршити ситуацію; (3) корегування кореляційних значень – це інструмент політики, який органи регулювання не хочуть втрачати.

В особливості, формула, яку ми будемо використовувати у даному дослідженні – одна з тих, що

$$K = \underbrace{1.06}_{\text{Поправочний коефіцієнт}} \cdot \left\{ LGD \cdot N \left[\frac{1}{\sqrt{1-R}} \cdot G(PD) + \sqrt{\frac{R}{1-R}} \cdot G(x) \right] - PD \cdot LGD \right\} \cdot \underbrace{\frac{1 + (M - 2.5) \cdot (\alpha - \beta \cdot \ln PD)^2}{1 - 1.5 \cdot (\alpha - \beta \cdot \ln PD)^2}}_{\text{Встановлення строку погашення}}, \quad (1)$$

де:

- ◆ *PD* – ймовірність дефолту згідно зі ступенем оцінки, тобто, середній відсоток одержувачів кредиту протягом одного року;
- ◆ *LGD* – витрати у випадку дефолту, за якими визначається відсоток витрат, що може понести банк у разі дефолту позичальника. Ці витрати завжди визначаються як відсоток витрат у випадку дефолту (*EAD*), та залежать від типу та величини застави, а також типу позичальника та очікуваних доходів від вилучених активів;
- ◆ *R* – кореляція активів поміж позичальниками, і визначається як чутливість до загальних факторів ризику;
- ◆ *N* – кумулятивна функція розподілу для нормованої випадкової величини, розподіленої за нормальним законом (тобто, ймовірність того, що ця величина є нульовим значенням і дисперсія дорівнює 1 або *x*);
- ◆ *x* визначає відсоток витрат, який органи нагляду хочуть прийняти. Чим менше значення *x*, тим точніша модель та більші вимоги до капіталу. Базельський комітет вирішив встановити *x* у розмірі 0.1%;
- ◆ *G(z)* – обернена функція нормального розподілу для нормованої випадкової величини, розподіленої за нормальним законом (тобто, значення *x* визначається за *N(x) = z*);
- ◆ Поправочний коефіцієнт, що становить 1.06 був встановлений комітетом щоб уникнути переходу від старих стандартів Базель 1 до методів внутрішніх рейтингів, що може викликати додаткове зниження капіталу банків.

Поправка закінчення строку кредиту зазначена у формулі – це функція закінчення строку (*M*) та ІД щоб прийняти до уваги зменшення ризику. Два параметри *α* та *β* дорівнюють 11.852% та 5.478%, відповідно. Зазначимо, що за підходом IRB Foundation, *M* визначається у розмірі 2.5, в той час як за підходом IRB Advanced воно коливається між 1 та 5.

У січні 2001 року Базельський комітет запропонував показник мінімального капіталу на основі внутрішніх рейтингів банків та представив першу версію “закритої” формули для визначення мінімального капіталу. Формула направлена на відтворення результатів моделей портфелів визначених головними інвестиційними банками та консалтин-

використовується для визначення вимог до капіталу (*k*) на кредит у розмірі 1 євро:

говими фірмами у другій половині останнього десятиліття 20 століття. Початково Базельський Комітет визначив, що кореляція активів сягає 20% для всіх боржників банку¹. Пізніше, у відповідь на відгуки практиків, згідно з результатами їх досліджень, міжнародні органи нагляду запропонували альтернативну формулу для розрахунку капіталу, де кореляція активів мала б бути функцією зниження імовірності дефолту фірм.

Вони припустили, що кореляція активів мала б становити 10% для найбільшої ІД та 20% для найменшої ІД². Формули визначення ризику, початково запропоновані Комітетом у новій версії Угоди, були пізніше змінені, щоб запропонувати готове рішення питання піднятого деякими державними органами нагляду згідно з проблемою класифікації у визначенні кредитного ризику малих та середніх підприємств. Справа в тому, що оригінальні формули визначення ризику були занадто неправдоподібними, таким чином визначаючи надмірні нарахування на основний капітал для цієї категорії позичальників. Саме тому, Комітет запропонував дві основні зміни: по-перше, визначив дві різні формули окремо для великих та для малих і середніх підприємств; по-друге, припустив, що кореляція активів знижується з імовірністю дефолту фірм.

Що стосується попереднього, Комітет додав поправки для фірм з оборотом у розмірі від 5 до 50 млн. євро. Крім того, банкам дозволили корегувати формулу кореляції на основі логіки, що кореляція зменшується з розміром компанії та використовувати більш відповідні показники ризику для роздібних кредитів, визначивши, що загальна сума кредитів залишилася нижче 1 млн. євро. Що стосується останнього, це правило повинно пом’якшити вимоги до капіталу для малих підприємств під час економічного спаду, на основі припущення, що малі та середні компанії більш чутливі до спаду економіки ніж великі підприємства.

У фінальній версії нової угоди, кореляція активів для державних, корпоративних та банківсь-

¹ Дивись BCBS (2001a). Використовуючи слова представників Комітету, за моделлю асимптотичного фактору окремого ризику (ASRF) прийнятої для визначення вимог до мінімального капіталу, ціна активів кожного боржника на їх думку мала “загрузку фактора” у розмірі 0.20 з загальними факторами ризику.

² Дивись BCBS (2001b).

ких кредитів визначена у межах від 12% до 24%, з оберненою залежністю від імовірності дефолту згідно з наступною формулою, де ми також показуємо поправки для малих та середніх підприємств:

$$R = 0.12 \cdot [1 + e^{(-50 \cdot PD)}] - 0.04 \cdot \left[1 - \left(\frac{S-5}{45} \right) \right], \quad (2)$$

де R – коефіцієнт кореляції для кредиту i , PD – імовірність дефолту позичальника та S – оборот позичальника¹.

За моделлю асимптотичного фактору окремого ризику, що є основою структури на основі внутрішніх оцінок нового Базель II, вартість активів позичальника корелюється з фактором систематичного ризику. Це означає, що з одного боку, позичальники з низькою кореляцією активів стикаються з проблемами кредитування. З іншого боку, висока кореляція викликає чуттєвість до загального фактору систематичного ризику.

За Базелем II, рівень кореляції активів залежить від кредитоздатності позичальника. На основі емпіричних досліджень проведених Комітетом, чим вища якість активів, тим більша чутливість та кореляція з ринковими явищами. Ці результати відповідають фінансовій теорії про те, що більша частина економічних витрат від кредитів високої якості пов'язана з систематичним ризиком.

2. Огляд відповідної літератури

Незважаючи на важливість кореляції активів у визначення портфелю кредитного ризику та класифікації формул визначення ризику Базель II, лише у декількох джерелах досліджувалося це питання. Наприклад, ми визначили, що лише у праці Сіроні та Заззара (2003) досліджувалася банківська система Італії. На основі відсотка банкрутств, про який повідомив Банк Італії, вони визначили коефіцієнт кореляції ймовірності дефолту для кредитів італійських банків наданих нефінансовим компаніям та сімейному бізнесу, що згруповані відповідно до географічної зони та розміру кредитних портфелів. На основі двозначної моделі типу Мертона, вони визначили кореляцію середніх прибутків від активів, що відповідають коефіцієнту кореляції під час дефолту. Їх визначена кореляція прибутків від активів є меншою ніж 20%, визначених Комітетом на час написання даної роботи.

У наступні роки підвищена увага науковців та практиків, з одного боку, стосувалася існування

оберненої залежності між кореляцією активів та ймовірністю дефолту, з іншого боку – між кореляцією активів та розміром фірми.

Що стосується першого, використавши дані, що стосуються різних класів активів банківських систем Об'єднаного Королівства та США, та використовуючи таку ж саму методику, що і ми, міжнародне рейтингове агентство Fitch Ratings (2008) визначило, що поправки Базель II стосовно кореляції вартості активів є загалом більш консервативними ніж емпірична кореляція, яку вони отримали, і ця кореляція, отримана дослідницьким шляхом, має тенденцію до географічної зміни.

Дюлман та Шейле (2003) аргументували, що для секторів, які є циклічними, а саме – виробництво та будівництво, спостерігається домінування великих фірм, у менш циклічних секторах – транспорт та комунікаційні послуги, переважають малі та середні підприємства. Тож необхідно очікувати те, що систематичний ризик та кореляція активів загалом збільшується з розміром фірми. Іншою причиною виправдання позитивної залежності між кореляцією активів та розміром фірми є те, що великі фірми можуть отримати перевагу диверсифікації, зменшуючи таким чином диверсифікований компонент ризику.

Що стосується оберненої залежності між кореляцією активів і ймовірністю дефолту, в існуючих джерелах літератури визначається два головних теоретичних аргументів: по-перше, це припущення підтримується лише якщо кредитний ризик фірми збільшується. Це можна пов'язати зі специфічними факторами фірми, а не діловим циклом. По-друге, фірми, що залежать від ділового циклу можуть вибирати безпечнішу структуру капіталу, знижуючи, таким чином, імовірність дефолту. У наступних працях представлено різні результати, залежно від того, чи використовуються при дослідженні дані про дефолт або активи. Фактично, доступність необхідних даних на рівні банку для аналізу кореляцій кредитного портфелю залишається важливим питанням для визначення стійких та достовірних оцінок.

Дюлман та ін. (2007) визначили кореляції активів за місячними часовими рядами прибутків від активів приблизно 2000 європейських фірм на основі методу KMV для періоду з 1996 по 2004 рік та використали ці оцінки в аналізі вартісної оцінки ризику (VaR). Автори порівнюють оцінки кореляції фізичних позичальників, що змінюються з часом у ринковій моделі та оцінки особливості сектору у секторній моделі та аналізують їх вплив на економічний капітал, що необхідний для визначення ризику кредитного портфелю. Вони також використовують IRB модель визначену за Базель II, визначивши, що VaR з часом змінюється для рин-

¹ Фактично, для малих та середніх підприємств Комітет дозволив знизити регулювання до 4%, таким чином визначивши кореляцію між 8% та 20%.

кової та секторної моделі за рахунок змін у частоті дефолту та кореляції активів.

Визначивши різницю між неоднорідним та однорідним портфелями з урахуванням величини впливу, вони відмітили, що моделювання індивідуальних кореляцій активів має значний вплив на VaR для кредитних портфелів неоднорідного розміру об'єкту кредитування, припускаючи, що пропуск індивідуальних взаємозалежностей може значно знизити оцінку VaR. Крім того, для портфелів з неоднорідною величиною впливу, модель IRB поєднує моделі з кореляціями в залежності від сектору з урахуванням VaR, оскільки у випадку дрібноструктурного портфелю з однорідним розміром заборгованості визначаються загальні консервативні оцінки ризику, навіть якщо на піку кредитного ризику дистанція між іншими моделями зникає.

Зосереджуючи увагу на вибірці, що складається з великих корпорацій та котовані фірми, Лопез (2004) емпірично визначає залежність між середньою кореляцією активів у портфелі, ІД фірми та розміром активів. Як зазначають Дюлман та ін. (2007), аналіз ґрунтується на методі KMV для визначення змін нарахувань на ризик неплатоспроможності, що використовувався у портфелях фірм США, Японії та Європи. Його результати підтверджують наявність оберненого зв'язку між кореляцією активів та імовірністю дефолту, припускаючи, що фірми з більшою імовірністю дефолту наражаються на більший специфічний ризик, ніж на систематичний ризик. Крім того, він визначив, що кореляція активів – це зростаюча функція розміру фірми, що означає, що більші компанії значно взаємозв'язані з загальним економічним середовищем та загальними факторами ризику. Крім того, визначені ним кореляції поєднуються з тими, які отримані за формулою, визначеною у листопаді 2001 року у пропозиції BCBS про стандарти мінімального капіталу.

Дітч та Петі (2004) провели оцінку кореляції активів у двох вибірках, що приблизно нараховують 440,000 малих та середніх фірм Франції та 280,000 малих та середніх фірм Німеччини, використовуючи дані про дефолт та модель ризику у період з 1995 по 2001 рік у Франції та 1997-2001 у Німеччині. По-перше, ці результати підтвердили, що чутливість до одного фактору систематичного ризику досить низька, середнє значення кореляції активів для малих та середніх фірм Франції та Німеччини становить 1%. Далі значення кореляції зменшується в середньому з розміром фірм малого та середнього бізнесу (МСБ), що входять до вибірки, визначаючи що кредитний ризик цих фірм менш чутливий до систематичного ризику, оскільки розмір фірм збільшується. На останок, вони не визначили негативної залежності між коре-

ляцією активів та ІД; фактично, ця залежність має U-подібну форму у Франції та позитивна у Німеччині. На основі зроблених висновків автори доводять, що: (1) більші фірми МСБ повинні отримувати сприятливіший режим ніж великі фірми, тому що вони менш чутливі до систематичного ризику; (2) навіть якщо на індивідуальній основі вони більш ризиковіші ніж для більших фірм МСБ, банківське кредитування фірм МСБ повинно розглядатися як роздрібні кредити згідно з їх слабкою чутливістю до систематичного ризику та користі від диверсифікації великого портфелю.

Використовуючи однофакторну модель, яка лежить в основі IRB підходу Базелю II, Дюльман та Шойле (2003) розраховують кореляцію активів на основі бази даних, що включає більше ніж 50,000 корпоративних боржників, що досліджена за 10-річний період з 1991 по 2000 рік. Вони не визначили підтримки підходу Базельського Комітету про те, що кореляція активів зменшується з імовірністю дефолту. На противагу, поправка про те, що кореляція збільшується з розміром, що була внесена на розгляд Базельським Комітетом стосується виключно МСБ, загалом підтримується у їхньому аналізі.

Де Савиньє та Рено (2002), а також Горді та Хейтфілд (2005) використовують класи рейтингових агентств та проводять оцінки для великих компаній. Зосереджуючись на вибірці США у період з 1981 по 2001 рік, у попередньому дослідженні використовували базу даних Standard & Poor для дослідження характеру кореляції дефолту. Вони дослідили різні показники кореляції отримані за фактичними даними про дефолт. Вони також розглянули питання послідовності кореляції капіталу як показник кореляції активів при порівнянні кореляції середнього капіталу та кореляції дефолту для 21-річного періоду вибірки. На останок, Горді та Хейтфілд (2002) показали, що незначно позитивний зв'язок між якістю кредиту та передбаченою кореляцією активів не є статистично значним.

3. Оцінка кореляції активів у банківській системі Італії

3.1. Дані та методологія. У статті аналізується середні значення та волатильність даних про емпіричні витрати щоб полегшити оцінку очікуваних та неочікуваних витрат (EL та UL, відповідно), що у свою чергу можуть використовуватися для визначення значення кореляції.

Першим кроком є отримання часових рядів досліджень загальних витрат. У нашому емпіричному аналізі ми звернемося до статистики якості кредитних портфелів банків Італії, що є загальнодоступною на сайті банку Італії. Незважаючи на це, ми повинні бути впевнені, що погодже-

ність даних з визначенням класів активів за Базель II не є повною у зв'язку з регуляторним режимом наданих кредитів для МСБ. З іншого боку, використовуючи ці дані ми отримуємо переваги від розміру бази даних та значної частоти досліджень. Як наслідок, слід зазначити, що статистика про витрати повідомляє лише про прострочені кредити та ґрунтується на більшій категорії проблемних кредитів, які включають реструктуровані кредити, неякісні кредити та прострочені кредити.

Особливу увагу приділяємо зваженим простроченим кредитам та сумі кредитної заборгованості по кредитним послугам, не враховуючи зважені прострочені кредити. За цими даними визначаємо заборгованість на балансових рахунках італійських банків. Часовий проміжок, який ми аналізували розпочинається у першій чверті 1990 року до першої чверті 2010 року. Слід зазначити, що дані відображають період ринкової кризи, оскільки емпіричний аналіз зосереджувався лише на ринковій кон'юнктурі. Ми використали дані нефінансових корпорацій, розподілених за розміщенням (географічною зоною), споживчими секторами (будівництво, транспорт та комунікаційні послуги, тощо) та загальні надані кредити.

Згідно з методикою прийнятою Fitch Ratings (2008), щоб оцінити емпірично отриману кореляцію за регуляторною формулою IRB, ми провели чотири-крокову процедуру, яку можна коротко описати наступним чином:

1. Оскільки регуляторна формула приведена у відповідності до стандарту за один рік на основі квартальної процентної ставки, визначеної за щорічною штрафною ставкою для кожної кредитної послуги (ADRLF) як показник квартального потоку зважених прострочених кредитів (QFABD) помножених на 4 поділений на суму кредитної заборгованості, що представлено формулою:

$$ADRLF = \frac{QFABD \cdot 4}{LF} \quad (3)$$

ADRLF – це еквівалент середньорічної ІД; середнє значення його розподілу може використовуватися для розрахунку регуляторної формули.

2. Для кожної формули, ми розраховуємо відповідний відсоток витрат помножуючи ADRLF на 45%-LGD (значення визначене Комітетом для корпорацій та банків за підходом IRB-Foundation) а тоді розраховуємо середнє (μ) та стандартне відхилення (σ) відсотка витрат у визначених часових рядах. Ці дві статистики є основними для визначення значень кореляції з формул IRB.

3. Оскільки це найкраще підходить для визначення середнього та стандартного відхилення розподілу відсотків витрат, ви використовуємо бета-розподіл для визначення загальних емпіричних витрат (EL + UL). Бета-розподіл визначається у проміжку (0,1) та повністю характеризується за двома позитивними параметрами форми, які ми позначаємо α та β , що отримані за середнім та стандартним відхиленням витрат:

$$\alpha = \mu \cdot \left(\frac{\mu \cdot (1 - \mu)}{\sigma^2} - 1 \right), \quad (4)$$

$$\beta = (1 - \mu) \cdot \left(\frac{\mu \cdot (1 - \mu)}{\sigma^2} - 1 \right). \quad (5)$$

Якщо α та β відомі, функція щільності ймовірності бета-розподілу визначається як:

$$f(x) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1}, \quad \alpha > 0, \beta > 0, \quad (6)$$

де:

$$B(\alpha, \beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} dx.$$

Як наслідок загальні витрати (EL + UL) – це значення x при $P(x) = 99.9\%$. Щоб отримати неочікувані витрати необхідно вирахувати з загальних витрат неочікувані.

4. Емпіричну кореляцію активів можна визначити розрахувавши значення кореляції, отриманої за регуляторною формулою, визначеною у першому розділі за середнім значенням розподілу ІД та 45%-LGD емпіричних неочікуваних витрат на основі бета-розподілу.

3.2. Вплив факторів ризику за Базель II на визначену емпіричну кореляцію. Для того, щоб краще зрозуміти результати, важливо визначити як фактори ризику за Базель II (PD, LGD, M та S) впливають на оцінену емпіричну кореляцію, що стосується ІД, починаючи з розгляду рівноваги (тобто, емпіричні неочікувані витрати зрівнюють мінімальний капітал), при інших рівних умовах, збільшення імовірності дефолту визначають два результати, обидва у напрямку зниження передбаченого коефіцієнту кореляції активів. По-перше, збільшення ІД викликає збільшення вимог до капіталу, що визначає зниження коефіцієнту кореляції щоб зробити вимоги до капіталу рівними емпіричному UL. По-друге, коли ІД зростає, збільшується EL, даючи певну величину сумарних витрат (EL + UL), UL скорочується і коефіцієнт передбаченої кореляції активів має зменшитися для того, щоб зрівняти вимоги до мінімального капіталу з емпіричним UL.

Як зазначено у попередньому розділі, приймаючи певний рівень ІД, розраховуємо очікувані

витрати використовуючи 45%-LGD. Визначаємо, що різні значення LGD не мають значного впливу на наші оцінки. Рівні LGD використовуються не тільки для того, щоб визначити емпіричні неочікувані витрати, але й також визначити формулу розрахунку мінімального капіталу. Особливо, для даного збільшення LGD емпіричні неочікувані витрати та вимоги до капіталу розраховані за формулою регулювання капіталу приблизно збільшуються на ту ж саму величину. Як наслідок, підвищення LGD не має значного впливу на визначену кореляцію.

На противагу, різні значення строку погашення (maturity (M)) впливають на оцінену емпіричну кореляцію – чим більший строк, тим менші оцінки кореляції. Значення M використовуються лише для визначення формули регулювання капіталу і не впливає на емпіричні неочікувані витрати. Особливо, що стосується визначеного збільшення M вимоги до капіталу збільшуються оскільки емпіричні неочікувані витрати не змінюються. Як наслідок, виникає необхідність у менших рівнях визначеної кореляції щоб поєднати нове значення вимог до капіталу з емпіричними неочікуваними витратами.

У результаті, оборот фірми (S) не впливає на оцінену кореляцію. Оборот використовується лише для розрахунку кореляції за Базель II для даної ІД, щоб визначити формулу регулювання капіталу. Більші значення S викличуть визначення більших вимог до капіталу, але ми не визначаємо жодного впливу на наші оцінки тому, що вплив нейтралізується за інтераційним процесом який ми прийняли, щоб визначити передбачену кореляцію активів.

4. Емпіричні дані та головні результати: ефект ІД у порівнянні з ефектом волатильності ІД

Основні результати представлені у наступній таблиці. У таблиці 1 показано емпірично визначену кореляцію активів, визначену за розміщенням

клієнтів та загальною сумою наданих кредитів. Друга колонка показує, що середня імовірність дефолту визначається на основі історичних даних Банку Італії. У третій колонці показано ефект волатильності часових рядів імовірності дефолту, а значення кореляції активів визначається за формулою регулювання як функція кожного рівня імовірності дефолту, представлені у четвертій колонці. У останній трьох формулах представлено оцінки кореляції, які ми емпірично отримали визначаючи три гіпотези пов'язані зі строком погашення.

Наші оцінки підтримують консерватизм коефіцієнту кореляції за Базель II: передбачені кореляції менші ніж ті, що ми розраховали на основі оберненої залежності між ІД та LGD. Цей консерватизм можна пояснити глобальним контекстом Базель II та потребою у врахуванні потенційних відмінностей у портфелях ризику у банках, що працюють у різних регіонах з різнорідними кредитними портфелями. Інакше кажучи, переоцінюючи значення емпіричної кореляції активів Комітет має на меті зменшити ризик моделі. Консерватизм Базелю II доцільний якщо емпірично визначені кореляції ґрунтуються на довгострокових даних, особливо ті, що містять нормальні ринкові умови. Спільні зміни між значеннями активів та дефолтами значно збільшуються коли фінансові ринки знаходяться у стані стресу, оскільки активи змінюються більш рівномірно, а дефолти мають тенденцію до групування під час спаду ринку, таким чином спричиняючи недооцінку структури кореляції під час стресових умов.

Крім того, емпірично визначені кореляції змінюються згідно з наданими сумарними кредитами. Припускаючи, що сумарні кредити позичальника можуть розглядатися як показник розміру фірми, можемо побачити, що для обох країн передбачена кореляція збільшується з сумарними наданими кредитами, що відповідає погляду про те, що більші фірми більш чутливі до загального фактору систематичного ризику.

Таблиця 1. Передбачена кореляція – розподіл за проживанням споживачів (географічна зона) та сумарні кредити

	ІД	σ	Кореляція за Базель II	Передбачена кореляція		
				M = 5	M = 2.5	M = 1
Італія						
Менше ніж €125,000	1.83%	0.52%	16.80%	0.52%	0.79%	1.06%
Від €125,000 до €500,000	2.46%	0.71%	15.50%	0.64%	0.94%	1.22%
€500,000 та більше	2.62%	0.99%	15.24%	1.12%	1.58%	2.03%
Регіони північного заходу						
Менше ніж €125,000	1.57%	0.40%	17.48%	0.38%	0.59%	0.82%
Від €125,000 до €500,000	2.02%	0.51%	16.36%	0.44%	0.66%	0.89%
€500,000 та більше	2.00%	0.63%	16.41%	0.68%	1.01%	1.34%
Регіони північного сходу						

Продовження табл. 1

	ІД	σ	Кореляція за Базель II	Передбачена кореляція		
				M = 5	M = 2.5	M = 1
Менше ніж €125,000	1.29%	0.37%	18.31%	0.46%	0.72%	1.00%
Від €125,000 до €500,000	1.70%	0.50%	17.12%	0.53%	0.80%	1.09%
€500,000 та більше	1.89%	0.78%	16.67%	1.13%	1.65%	2.16%
Центральні регіони						
Менше ніж €125,000	2.15%	0.62%	16.09%	0.59%	0.87%	1.15%
Від €125,000 до €500,000	2.93%	0.95%	14.77%	0.89%	1.26%	1.60%
€500,000 та більше	3.33%	1.33%	14.27%	1.44%	1.99%	2.48%
Східні регіони						
Менше ніж €125,000	2.74%	0.87%	15.05%	0.81%	1.16%	1.49%
Від €125,000 до €500,000	3.92%	1.29%	13.69%	1.08%	1.48%	1.84%
€500,000 та більше	4.51%	2.11%	13.26%	2.34%	3.10%	3.76%
Острови						
Менше ніж €125,000	2.84%	1.14%	14.91%	1.32%	1.85%	2.34%
Від €125,000 до €500,000	4.26%	1.65%	13.49%	1.56%	2.10%	2.58%
€500,000 та більше	4.56%	2.36%	13.23%	2.88%	3.79%	4.57%

Джерело: Дослідження на основі даних Банку Італії (статистична база даних в он-лайн режимі).

Що стосується зв'язку між ІД та кореляцією активів, який описується у другому розділі, у попередніх джерелах літератури не представлено заключних висновків про точну статистичну залежність. Для того, щоб більше дослідити це питання у таблиці 2 представляємо три різні підперіоди: (1) березень 1990-березень 2000 року; (2) березень 1995-березень 2005 року; (3) березень 2000-березень 2010 року, а у таблиці 3 роз-

раховуємо передбачену кореляцію для різних промислових секторів. У таблиці 2 описуємо як змінюється кореляція активів упродовж зазначених часових горизонтів для класу сумарних активів, що нараховують €500,000. Незважаючи на те, що штрафна процентна ставка систематично знижується, кореляція не проявляє монотонної динаміки, що ми пізніше визначаємо як “ефект волатильності імовірності дефолту”.

Таблиця 2. Передбачена кореляція для трьох різних проміжків часу (сумарні кредити становлять €500.000 та більше) – розподіл за проживанням споживачів (географічна зона)

	ІД	σ	Кореляція за Базель II	Передбачена кореляція		
				M = 5	M = 2.5	M = 1
Італія						
Березень 90-березень 00	3.31%	0.85%	14.29%	0.60%	0.85%	1.08%
Березень 95-березень 05	2.49%	0.79%	15.45%	0.78%	1.12%	1.45%
Березень 00-березень 10	1.91%	0.46%	16.61%	0.39%	0.59%	0.79%
Регіони південного заходу						
Березень 90-березень 00	2.33%	0.58%	15.74%	0.46%	0.68%	0.91%
Березень 95-березень 05	1.85%	0.37%	16.76%	0.27%	0.41%	0.56%
Березень 00-березень 10	1.67%	0.48%	17.22%	0.52%	0.79%	1.07%
Регіони північного сходу						
Березень 90-березень 00	2.30%	0.79%	15.80%	0.88%	1.27%	1.65%
Березень 95-березень 05	1.55%	0.49%	17.52%	0.60%	0.92%	1.25%
Березень 00-березень 10	1.46%	0.48%	17.78%	0.61%	0.94%	1.28%
Центральні регіони						
Березень 90-березень 00	4.31%	1.13%	13.39%	0.73%	1.00%	1.25%
Березень 95-березень 05	3.30%	1.00%	14.30%	0.82%	1.15%	1.46%
Березень 00-березень 10	2.34%	0.55%	15.72%	0.40%	0.60%	0.79%
Південні регіони						
Березень 90-березень 00	5.98%	1.95%	12.60%	1.38%	1.82%	2.19%
Березень 95-березень 05	4.97%	2.11%	13.00%	2.06%	2.72%	3.29%
Березень 00-березень 10	3.04%	0.81%	14.63%	0.61%	0.87%	1.11%

Продовження табл. 2

	ІД	σ	Кореляція за Базель II	Передбачена кореляція		
Острови						
Березень 90-березень 00	6.20%	2.25%	12.54%	1.76%	2.29%	2.74%
Березень 95-березень 05	4.91%	2.68%	13.03%	3.33%	4.34%	5.20%
Березень 00-березень 10	2.93%	0.77%	14.77%	0.58%	0.83%	1.07%

Джерело: Дослідження на основі даних Банку Італії (статистична база даних в он-лайн режимі).

Дані про італійську банківську систему показують, що передбачені, визначені кореляції змінюються у різних географічних областях та галузях (таблиця 3), оскільки поправки Базель II про використання тих самих оцінок кореляції, неза-

лежно від потенційних відмінностей у профілю ризику позичальників, що належать до різних галузей, або знаходяться у різних географічних зонах, не обов'язково повинні розрізняти відповідні профілі ризику банківських активів.

Таблиця 3. Передбачена кореляція – розподіл за промисловими секторами позичальників

	ІД	σ	Кореляція за Базель II	Передбачена кореляція		
				M = 5	M = 2.5	M = 1
Продукція с/г, лісництва та рибальства	2.48%	1.00%	15.47%	1.24%	1.76%	2.26%
Продукція металообробки, окрім транспортного обладнання	1.80%	0.65%	16.87%	0.85%	1.25%	1.67%
Їжа та тютюнові вироби	2.54%	0.62%	15.38%	0.46%	0.67%	0.88%
Текстильні вироби, одяг, взуття	3.01%	0.74%	14.66%	0.51%	0.74%	0.95%
Канцелярська продукція	2.32%	0.79%	15.76%	0.85%	1.23%	1.61%
Будівництво	2.67%	1.02%	15.16%	1.17%	1.65%	2.11%
Послуги оптової та роздрібною торгівлі, послуги ремонту	2.36%	0.71%	15.68%	0.67%	0.97%	1.27%
Житло та ресторанне обслуговування	2.31%	0.85%	15.78%	1.01%	1.45%	1.88%
Інші ринкові послуги	1.86%	0.72%	16.73%	0.97%	1.42%	1.88%
Паливо, хімічна продукція	1.54%	0.53%	17.57%	0.72%	1.08%	1.46%
Руда та метали та неметалеві мінерали та продукти	2.08%	0.67%	16.25%	0.73%	1.07%	1.42%
Неметалеві мінерали та продукти с/г та промисловості	2.06%	0.74%	16.29%	0.89%	1.29%	1.70%
Електричні товари, комп'ютери, тощо	2.26%	0.68%	15.88%	0.67%	0.97%	1.28%
Інші продукти виробництва (враховуючи гумові та пластикові вироби)	2.23%	0.70%	15.94%	0.71%	1.04%	1.37%
Транспортні та комунікаційні послуги	2.53%	0.75%	15.39%	0.52%	0.76%	0.99%

Наші емпіричні результати свідчать про те, що залежність між ІД та кореляцією активів є сумнівною, тому що певні зміни у ІД у різних географічних зонах та загальному кредитуванні (таблиця 1), відбувається з певною зміною у волатильності імовірності дефолту. Ми визначили, що результативні наслідки зміни у імовірності дефолту та його волатильності, що ми називаємо “ІД ефект” та “ІД волатильність”, є відповідно протилежними. ІД ефект описано у третьому розділі. Що стосується ефекту волатильності ІД, то якщо збільшення ІД супроводжується збільшенням волатильності розподілу ІД, емпіричне значення UL збільшується. Як наслідок, коефіцієнт передбаченої кореляції має збільшитися для того, щоб зробити вимоги до капіталу рівними емпіричному значенню UL. Якщо ми розглянемо лише “ефект ІД”, обернена залежність між ІД та кореляцією активів здається існує, але якщо ми розглянемо “ефект волатильності ІД”, то він залежить від відповідної величини. У таблиці 4 підсумовано як підвищення основних факторів ризику впливає на неочікувані витрати, вимоги до капіталу та кінцевий вплив на передбачену, емпірично визначену кореляцію активів.

Таблиця 4. З'язок між збільшенням факторів ризику та кореляцією

Фактор ризику	Емпірич. UL	Вимоги до капіталу	Кореляція
ІД	(-)	(+)	(-)
Волатил. ІД	(+)	=	(+)
LGD	(+)	(+)	=
M	=	(+)	(-)

Висновки

За результатами припускаємо, що кореляції за Базель II більші ніж ті, які визначені за даними фактичних витрат, що ми використовували, таким чином, підтримуємо консерватизм коефіцієнту регулювання та ідею про те, що кореляція активів змінюється географічно та у різних галузях. Наші результати проливають світло на обернену залежність між імовірністю дефолту та кореляцією активів. На основі нашого методу ми показуємо, що у поясненні цього зв'язку, волатильність емпіричної ймовірності дефолту відіграє вирішальну роль якщо збільшення імовірності дефолту спричиняє зменшення кореляції активів за рахунок комбінації позитивного впливу на

вимоги до капіталу та негативного впливу на UL. Якщо волатильність імовірності дефолту збільшується, кореляція стає більшою. Якщо це не враховувати, кореляція активів може зменшуватися якщо збільшується імовірність дефолту.

Обернена залежність між імовірністю дефолту та коефіцієнтом кореляції активів, що є однією з головних гіпотез, на якій ґрунтується підхід IRB, і не була змінена за реформою Базелю III, яка враховувала ряд заходів на визначення проциклічності, і як наслідок, робить вимоги до капіталу банків більш стійкими упродовж різних фаз економічного циклу.

Ряд можливих підходів, яких можуть дотримуватися органи нагляду для дослідження даного питання враховують класифікацію параметрів ризику формули регулювання капіталу, тобто, імовірність дефолту, рівень довіри та залежність між можливістю дефолту та кореляцією активів антициклічним шляхом.

Якщо розглянути детально, значення кореляції активів використані у формулі регулювання капіталу не мають бути більше фіксованими або пов'язуватися з імовірністю дефолту залежно від специфікації портфелю регулювання, але повинні змінюватися з часом відповідно до різних фаз економічного циклу. Особливо, розмір параметрів кореляції активів повинен зменшуватися у період спаду (коли імовірність дефолту збільшується) та збільшуватися упродовж періоду експансії (коли імовірність дефолту зменшується), таким чином

посилюючи обернену залежність між кореляцією активів та імовірністю дефолту визначену Базельським Комітетом. Далі дослідження можуть допомогти зрозуміти як значення кореляції активів можуть класифікуватися антициклічним шляхом.

У дослідженні показано важливість ролі волатильності імовірності дефолту, що не враховується у формулі регулювання капіталу. Особливо, що стосується оцінок імовірності дефолту використаних для визначення формули регулювання капіталу, Базельський Комітет заявив, що імовірність дефолту повинна визначатися банками як середня величина штрафної ставки за один рік. Щоб надалі зменшити циклічність оцінок імовірності дефолту, це можна регулювати за рахунок визначення їх волатильності з часом. Наприклад, регулювання може відображати різницю між поточною імовірністю дефолту та імовірності дефолту під час економічного спаду. Згідно з цим останнім припущенням деякі можливі підходи вже розроблені FSA (2008) та CEBS (2009).

У результаті, деякі питання все ще потребують подальшого дослідження. По-перше, характер кореляції активів у період стресів фінансового ринку. Оскільки поправки Базелю II визначаються за аналізом циклів, який ми проводимо у даній роботі, не зрозуміло, як ці поправки визначають збільшення кореляції упродовж кризи ринку. Було б цікаво дослідити залежність між кореляціями та розміром фірми, тому що наші результати не дають заключних висновків.

Список використаних джерел

1. Basel Committee on Banking Supervision (BCBS). The Internal Ratings-Based Approach: Supporting Document to the New Basel Capital Accord // Bank for International Settlements, 2001a, January.
2. Basel Committee on Banking Supervision (BCBS). Potential Modifications to the Committee's Proposals // Bank for International Settlements, 2001b, November.
3. CEBS (2009). Position Paper on a Countercyclical Capital Buffer, July.
4. Dietsch M., J. Petey. Should SME exposure 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*, 2004. – No. 28. – pp. 773-788.
5. De Servigny A., O. Renault. Default correlation: Empirical evidence // Working paper, Standard & Poor's, 2002.
6. Düllmann K., H. Scheule. Asset correlation of German corporate obligors: its estimation, its drivers and implications for regulatory capital // Paper presented at Banking and Financial Stability: A Workshop on Applied Banking Research, Banca d'Italia, Rome, 2003, March.
7. Düellmann K., M. Scheicher, C. Schmieder. Asset Correlation and Credit Portfolio Risk – an Empirical Analysis // Discussion Paper Series 2, *Banking and Financial Studies*, 2007. – No. 13.
8. Fitch Ratings. Basel II Correlation Values. An Empirical Analysis of EL, UL and the IRB Model, 2008, May.
9. FSA (2009). A Regulatory Response to the Global Banking Crisis, FSA Discussion Paper, N.09/02.
10. Gordy M.B. A risk-factor model foundation for ratings-based bank capital rules // *Journal of Financial Intermediation*, 2003. – No. 12. – pp. 199-232.
11. Gordy, M., E. Heitfield. Estimating default correlations from panels of credit ratings and performance data // Working paper, Federal Reserve Board, 2002.
12. Lopez J.A. The empirical relationship between average asset correlation, firm probability of default, and asset size // *Journal of Financial Intermediation*, 2004. – No. 13. – pp. 265-283.
13. Sironi A., C. Zazzara. The Basel Committee proposals for a new capital accord: implications for Italian banks // *Review of Financial Economics*, 2003. – Vol. 12 – pp. 99-126.

Отримано 03.04.2011

Переклад з англ. Лисенко Ю.