

УДК 330.131.7

Юн-Черн Су (Тайвань), Хань-Чін Хуан (Тайвань), Серена Ван (Тайвань)

Моделювання економічної вартості ризику фінансової холдингової компанії: нестационарні моделі в порівнянні з традиційними моделями

У статті розглянуто економічну вартість ризику фінансової холдингової компанії. Сформовано два портфелі та розраховано щоденний прибуток і збиток для кожного з них. Автори зазначають, що лише метод історичного моделювання та GARCH (1,1)-AR (1) моделі зазнали велику кількість невдач у Базельському регіоні, в той час як всі інші моделі взагалі не є прийнятними для двох портфелів на обох рівнях довіри. На 99% рівні довіри, використання обох моделей є придатним для обох портфелів, виявлено лише один недолік у пробному тесті. Модель історичного моделювання має переваги над моделлю GARCH (1, 1)-AR (1) на 95 % рівні довіри.

Ключові слова: економічна вартість ризику, фінансова холдингова компанія, нестационарні моделі, традиційні моделі.

Вступ

Фінансові холдингові компанії мали світові тенденції після анулювання розділів 20 і 32 Закону Гласа-Стігола в 1999 році. Головні учасники ринку прагнуть оптимізувати розмір та складність їхньої діяльності через конгломерати з метою досягнення економії за рахунок росту виробництва та розширення асортименту. Такі міри призначені також для ізолювання діяльності малих та середніх холдингових компаній та нефінансових холдингових компаній.

На відміну від промислових корпорацій первинною функцією кредитно-фінансової установи виступає активне регулювання фінансового ризику. Як результат, вони мають визначити джерела ризику, проконтролювати та точно їх оцінювати. Регулювання з дорадчим правом кредитно-фінансових установ потребує підтримки мінімальних рівнів капіталу – резервів на покриття фінансових ризиків. (Кіган, 2008). Об'єднання американських та міжнародних банків, наприклад, Базельський комітет з питань банківського нагляду, Комісія цінних паперів та бірж США, та органи регулювання Європейського Союзу затвердили різноманітні моделі економічної вартості ризику (VaR) для визначення вимог до достатності капіталу з урахуванням ринкового ризику великих банків та змін 1996 року стосовно ринкового ризику до Базельської Угоди.

Спочатку, модель VaR не використовували в оцінюванні ринкового ризику, але зараз цей метод використовують для активного контролю та управління кредитним та виробничим ризиком (Марек, 2008). Модель VaR є головним показником управління ризиком всієї фірми. За методом

моделі VaR визначається ризик портфелів та розраховується леверидж, взаємозв'язки та поточні позиції (Джоріон, 2010).

Оскільки комерційні дані є таємними, у більшості досліджень порівнюються методи моделювання моделі VaR та їх виконання, використовуючи ілюстративні портфелі (Гендрікс, 1996; Маршал та Сігл, 1997; Прітскер, 1997). Берковітц та О'Браєн почали пробне дослідження, вивчаючи статистичну точність прогнозів моделі VaR. Вони проаналізували розподіл історичних комерційних даних P&L (прибутку і збитку), і щоденні дії моделі VaR оцінені шістьма Американськими банками за критерієм “крупний біржовий маклер” Базеля, для яких торгова діяльність прирівнюється до 10 відсотків загальної суми або 1 млрд. доларів. Вони показали, що, безумовно, оцінки моделі VaR, як правило, є консервативними у порівнянні з 99-ю процентилією P&L. Однак, збитки моделі VaR іноді перевищують, що зустрічається все частіше. Це означає, що модель VaR має недоліки у прогнозуванні змін нестійкості кон'юнктури P&L. Модель GARCH краще підходить для визначення зміни нестійкості кон'юнктури P&L. Таким чином, модель GARCH допускає адекватне покриття ризику з меншою нормою мінімального капіталу.

Всі тайванські банки дотримуються 8% достатності капіталу у балансових звітах. Тим не менш, ця норма не однаково застосовується для фірм, що проводять операції з цінними паперами та страхових фірм. Фінансові установи та фінансові холдингові компанії мають реєструвати прибуток і збиток їхньої діяльності доки холдингові положення різних видів структурованого продукту є збалансованими. За останні роки, торгові рахунки великих комерційних банків і фінансових холдингових груп значно зросли та стали більш складними. Це, значною мірою, відобра-

жає різке зростання похідних фінансових інструментів позабіржових ринків, таких як TWD, NDF, IRS, CCS, ф'ючерси та опціони, т.д.

Мета даного дослідження – визначити статистичну відповідність моделей VaR для торгових портфелів фінансових холдингових компаній. Ми порівнюємо емпіричну дію нестационарних моделей та широко вживаних традиційних моделей, таких як RiskMetrics™, методу історичного моделювання і методу моделювання Монте Карло. Зважаючи на природу регулювання ризику нестационарних моделей, ми сподіваємось, що вони мають переваги над традиційними моделями у моделюванні вартості ризику. Спираючись на деякі розрахунки, формуємо два портфелі моделювання. Ці два портфелі були змодельовані за портфелями двох провідних фінансових холдингових груп. В основному, ці два портфелі містять три категорії активів, включаючи обмін, капітал та державні облигації. Крім того, обидва портфелі мають ті самі інструменти в кожній категорії активів та ту ж загальну суму портфеля.

Ми обрали п'ять різних моделей ринкових ризиків VaR, включаючи моделі GARCH (1,1)-AR(1), GARCHM, RiskMetrics™, метод історичного моделювання і метод моделювання Монте Карло для тестування шаблонної та нешаблонної моделі продуктивності. Обидва портфелі досліджуються на 95% і 99% рівні довіри. Вони протестовані за один день. Емпіричні моделі показують велику перевагу ефективності нестационарної моделі GARCH над традиційною моделлю RiskMetric™ широкого вжитку на обох 95% і 99% рівнях довіри. Тільки для моделей історичного моделювання та GARCH (1,1)-AR (1) існує велика кількість відмов разом зі схваленнями регіону в Базелі. Такий же висновок зробили Берковітц і О'Браєн (2002), які виявили, що проста модель ARMA+GARCH перевершує традиційні моделі банку.

На 99% рівні довіри, обидві моделі представлені однаково добре у двох портфелях, виявлено лише один недолік з 217 спостережень. На 95% рівні довіри модель історичного моделювання перевершує моделі GARCH (1,1) -AR (1), тому що P&L зібрані на рівні фінансових холдингів, а не на рівні комерційного банку, не знайдено структурного недоліку протягом пробного періоду.

У розділі 1 представлено огляд попередніх літературних джерел про Базельську угоду, традиційну модель метричного ризику VaR, нестационарні моделі GARCH, метод історичного моделювання та метод моделювання Монте Карло. У розділі 2

обговорюються припущення і процес P&L, в той час як у розділі 3 представлена методологічна модель. Розділ 4 висвітлює емпіричні результати, висновки відображені в останньому розділі.

1. Моделювання економічної вартості ризику

Управління ризиками – процес виявлення, вимірювання та контролювання. В кінці 1980-х рр. Гулдіман ввів поняття вартості ризику Дж. Моргана. VaR описує квінтіля запланованого розподілу прибутку і збитків за проектним горизонтом. Наприклад, на 95% рівні довіри, VaR повинна бути такою, щоб вона перевищувала 5% від загального числа спостережень у розподілі. На сьогодні, багато універсальних банків та органів регулювання торгівлі широко застосовують та схвалюють статистичні системи основані на управлінні ризиками, такі як VaR для оцінки їх фінансового ризику.

1.1. Базельська угода. Цей Комітет досліджував можливість використання приватних банків у внутрішніх моделях для розрахунку капіталу ринкового ризику в якості альтернативи стандартизованої системи оцінки. Результати даного дослідження були досить втішними для того, щоб передбачити використання внутрішніх моделей для оцінки ринкових ризиків.

Базельська угода представляє знакову фінансову угоду з регулюванням комерційних банків. Основною метою є зміцнення надійності і стабільності міжнародної банківської системи, забезпечуючи мінімальну норму вимог до капіталу.

У 1988 році Базельською угодою визначені загальні заходи платоспроможності (коефіцієнт Кука), які поширюються тільки на кредитні ризики. Коефіцієнт Кука вимагає рівність капіталу принаймні на рівні 8% від загального обсягу активів банку, зважених з урахуванням ризику. Капітали не обмежуються звичайним визначенням реальної величини власного капіталу, що складається з двох компонентів. Капітал першого рівня (або “основний” капітал) включає в себе випуски повністю сплачених акцій та розкриття резерву, головним чином, після сплати податків нерозподіленого прибутку. З 8% нарахувань на основний капітал, капітал першого рівня повинен охоплювати принаймні 50%. Капітал другого рівня (або “додатковий” капітал) включає в себе постійні фонди, приховані резерви, другорядний борг з терміном погашення понад 5 років, а акції погашення на розсуд емітента. Вага спекулятивного капіталу була розподілена на чотири категорії в залежності від характеру активів.

У 1996 році Базельський комітет вніс поправки до Базельської угоди, включаючи ринкові ризики. Дана поправка додала нарахування на основний капітал за ринковий ризик на основі одного з двох підходів, стандартизований метод або метод внутрішньої моделі. За поправкою активи банку розділяються на дві категорії: торговий портфель, портфель банків, умисно призначений на короткостроковий продаж, та, як правило, призначений для ринку, та банківський портфель, в основному призначений для кредитів.

Поправка додає нарахування на основний капітал за ринковий ризик торгового портфелю, а також строк дії та товарний ризик банківського портфелю. Для отримання загальних вимог достатності капіталу, банки повинні додати їх грошовий збір кредитного та ринкового ризиків. Крім того, банкам дозволено використовувати новий клас капіталу, тобто капітал третього рівня, що складається з короткострокового молодшого боргу. Сума капіталу третього рівня (капіталу другого рівня або обох) обмежена до 250% капіталу першого рівня, що виділяється на підтримку ринкових ризиків.

1.2. VaR та моделі. Модель VaR – метод оцінки ризиків, що використовує стандартні статистичні методи та міри найгірше очікуваних збитків протягом визначеного періоду в нормальних ринкових умовах на заданому рівні довіри. Важливо, цей метод обчислює ризик за допомогою тих же одиниць, що і підсумковий рядок банку – доларів. Таким чином, акціонери і менеджери можуть вирішити чи комфортно вони себе почувають з таким рівнем ризику.

У зв'язку з конфіденційністю даних, більшість з VaR, пов'язаних емпіричними дослідженнями, використовують фіктивні дані для певного класу активів. Берковітц і О'Браєн (2002) опублікували перше дослідження, щоб представити перші прямі докази використання моделей VaR для шести великих американських торгових фірм. Вони приймають моделі ARMA+GARCH до моделі VaR від щоденних даних P&L для порівняння результатів з прогнозами VaR. Основний емпіричний факт полягає у тому, що модель P&L GARCH підходить до більш ранньої моделі VaR та краща у прогнозуванні змін у нестійкості кон'юнктури. Модель GARCH дозволяє порівняне покриття ризику менш нормативним капіталом.

Крістоферсен та Дібольд намагаються забезпечити основу для ризик-менеджерів, щоб визначити кращу статистику, що підходить до інструменту моделі VaR для різних холдингових портфелів. У статті використані щоденні записи індекс курсів цінних паперів агенції S&P з листопада 1985 ро-

ку по жовтень 1994 року для тестування продуктивності моделей GARCH (1,1), Risk Metrics, припустимих і знову прогнозованих чотирьох різних ймовірностей покриття ризику. Результати тестування показали, що різні моделі VaR можуть бути оптимальними для різних рівнів оплати. Статистика показала, що модель Risk Metrics перевищує повторно прогнозовану нестійкість кон'юнктури моделі VaR на 1% рівні довіри та припустима нестійкість кон'юнктури моделі VaR перевищує модель Risk Metrics на 10% рівні довіри. Моделі GARCH та Risk Metric, як правило, забезпечують дуже схожі короткострокові прогнози коливання, але вони мають різні наслідки у довгостроковий термін.

Управління фінансовими послугами Британії показало, що 42% банків користуються методом коваріаційної матриці, 31% банків – методом історичного моделювання, та 23% користуються методом моделювання Монте Карло.

1.2.1. Підхід моделі GARCH. Оцінки нестационарної коваріації та безумовно повна коваріаційна матриця між результатами активу має вирішальне значення для ціноутворення активів, вибору портфеля та управління ризиками. У зв'язку з цим, була запропонована велика кількість багатовимірних моделей нестійкості кон'юнктури. Наприклад, Боллерслев, Енгл і Вулдрідж (1988) запропонували діагональний процес моделі GARCH. У сфері управління ризиками, експотенційно зважене змінне середнє минулих результатів портфелю зазвичай використовується в якості простої моделі активів нестійкості кон'юнктури та коваріації.

Для моделювання фінансових результатів та визначення ризику зворотного боку фінансових позицій, точні частоти екстремальних явищ мають вирішальне значення. У літературі два різних підходи можуть виділити наступні: безумовне проти умовного моделювання. У безумовних моделях, що базуються на теорії екстремальних значень (EVT), остання динаміка результатів поширення моделюється з полином часу, враховуючи, що останні події незалежні та некорельовані. Зазвичай, величезна сукупність даних потрібна для виведення останніх розумних оцінок, але останні характеристики здаються стабільними з полином часу. Останні оцінки використовуються для того, щоб наблизитися до певних горизонтів та рівнів довіри економічної вартості ризику.

На відміну від безумовного підходу, клас моделей GARCH був дуже успішним у моделюванні зосередження важливої нестійкості кон'юнктури та не однакового і незалежно розподілених влас-

тивостей даних (Боллерслев та ін., 1988). Багато досліджень показують поліпшення оцінок моделі VaR, пов'язаних з моделями GARCH, обумовленими повними розподілами.

1.2.2. Підхід моделі Risk MetricsTM. Модель Risk Metrics приймає прагматичний підхід до моделі ризику. Різниця моделюється за допомогою прогнозу експоненціально зваженого змінного середнього (EWMA). Експоненціальні моделі розміщуються геометрично, зосереджуючи увагу не на спостереженнях, а на важливості останніх досліджень. Дана модель може розглядатись як окремий випадок процесу моделі GARCH. Особливо легко реалізувати експоненційну модель, тому що вона спирається тільки на один параметр.

Методика LongRunTM групи Risk Metrics забезпечує комплексну методологію для отримання умов ринкового курсу протягом довгого проміжку часу, використовуючи 2 методики: одна базується на поточній інформації про ринок, інша – на економетричних моделях. Прогнози, засновані на поточних ринкових цінах, активно використовують дані цін реального товару, ф'ючерсів, форвардів і опціонів, і застосовують деякі похідні теорії для добування інформації з даних про ціни, в той час як прогнози базуються на основах економіки, вони також спираються на історичні часові ряди фінансових та економічних даних та економетричне моделювання часового ряду.

1.2.3. Метод історичного моделювання. Метод історичного моделювання, пряме забезпечення повної ціни, складається з повертаючих у часі, наприклад, за останні 220 днів, і застосування діючих значень до тимчасового ряду історичних повернень активу. Даний підхід іноді називають *бутстрепінг*, оскільки він припускає використання фактичного розподілу останніх історичних даних без заміни. Коли метою є моделювання прибутків за період довший ніж частота даних, моделювання Монте Карло або методи бутстрепінгу можна розглядати як розумний вибір.

Існує декілька недоліків даного підходу. По-перше, він припускає, що існує відповідна історія змін ціни. Тим не менш, деякі активи можуть мати короткі історії, або може взагалі не бути записів для історії активу. По-друге, використовується єдина лінія дій. Зразок може пропустити важливі події або затримати події, що не з'являться у майбутньому. По-третє, прийняття структурних зрушень може бути дуже повільним.

1.2.4. Метод моделювання Монте Карло. У теорії підхід Монте Карло може полегшити всі технічні труднощі. Він може об'єднати нелінійні

позиції, нестандартний розподіл, припущені параметри і, навіть, задані користувачем умови. Метод реалізується в два етапи. По-перше, ризик-менеджер вказує випадковий процес для фінансових змінних, так як і технологічні параметри; параметри такі як ризики та взаємозв'язки можуть бути виведені з історичних або предметних даних. По-друге, шляхи фіктивних цін моделюються для всіх відсоткових змінних. Портфель прив'язаний до ринку з використанням повної оцінки.

Він подібний до методу історичного моделювання, крім того, що гіпотетичні зміни цін на активи створюються за допомогою жеребкування на попередньо визначеному випадковому процесі. Найбільша потенційна слабкість, за винятком приналежності до найдорожчої в реалізації, є модель ризику.

2. Дані

Існувала висока чутливість та конфіденційність даних, пов'язаних з торгівлею, але ці дані не були частиною суспільного доступу до інформації. На підставі обмежень, формується два змодельованих портфелі. Дані портфелі були змодельовані з двох провідних фінансових холдингових груп за встановленими правилами, описаними в розділі 2.1. Вони містять три типи активів: валюта, акції та державні облигації. Існують точно такі ж документи по кожному класу активів і загального обсягу портфеля. Єдина відмінність полягає в сумі інвестиційного долара для окремого документа, основаної на нормі покриття та обчисленої за правилами, встановленими нижче.

2.1. Формування портфелів А і Б – процес та припущення. Вихідні дані були отримані з повідомлених операційних доходів, вказаних у щоквартальних фінансових звітах окремих дочірніх компаній під керівництвом цих двох фінансових холдингових компаній. Для моделювання портфелів кожного з них в послідовності, встановлено наступні припущення:

- ◆ Для банків: вважаємо, що тільки 20% їх операційних доходів надходить з Міністерства фінансів, в той час як основна торговельна діяльність – з Відділу іноземної валюти (FX) (Дев'як, 2007). Для полегшення виконання зворотного/стрес тестування, ми обираємо лише прості FX операції, тобто у списку немає жодного погодження про майбутню відсоткову ставку та опціонних продуктів. Всі валютні пари будуть заброньовані у своїх початкових торгових парах, але перетворені у базу TWD для облікових цілей під час розрахункового періоду.

- ◆ Для фондів: більшість доходів надходить від брокера. Припускаємо, що 80% їх доходів надходить від брокера, 15% – від торгівлі акціями і 5% – з державних облигацій.
- ◆ Страхування нерухомості та життя: вважаємо, що 85% доходів надходять від страхування, що пов'язане з брокерами. 15% доходів – від торгівлі власним портфелем та розділення на документи – 5% державних облигацій та 10% акцій.
- ◆ Інвестиційна компанія: припускаємо, що 50% доходів отримують від торгівлі акціями.
- ◆ Жодних похідних на облигації та фонди не були включені до портфелів для простоти, а також з метою точності зворотного тестування.

Із зазначених припущень, отримуємо розмір торгівельної діяльності двох портфелів А і Б, поширений на три основних класи активів іноземної валюти, акцій та облигацій. Ринковий ризик моделі VaR походить від діяльності торгівлі та цінних змін базових документів. Для всіх брокерських доходів не потрібний резервний капітал цих видів діяльності.

Крім того, ми також виключаємо всі доходи від роздрібних іпотечних бізнес-ліній з двох основних причин. По-перше, більшість роздрібних кредитів у Тайвані починаються з “хиткого” фундаменту, тобто банки мають право змінювати ставки, коли основні ставки установлені. Банки завжди захищені від поширення та існує менша цінова нестійкість під дією моделі VaR. По-друге, роздрібні фінансування існують бі-

льше в області кредитування моделі VaR, основаної на поправках Базеля II.

З усіх кроків та припущень прийнятих вище, створено два приклади портфелів з різними співвідношеннями між різними класами активів, у той час як загальний розмір активів також між ними відрізняється. Таким чином, портфель Б приблизно в 2 рази більший ніж портфель А за загальним розміром активів. Портфель Б має більш високий розподіл капіталу, пов'язаного з інвестиціями, понад 59% від загального обсягу активів, в той час як портфель А порівняно більш поширений у 3-х типах інструментів.

Далі, припустимо, що портфелі А і Б мають однакову загальну вартість активів. Єдина відмінність між ними полягає у розподілі інвестицій за трьома класами активів іноземної валюти, облигацій та акцій. Припустимим в даному процесі може бути розмір портфеля, що не вплине на результат роботи моделі VaR у прогнозуванні інструментів. У таблиці 1 зроблено підсумок виділення інвестицій активам портфелів А і Б.

Потім порівнюються акції, державні облигації і валютні пари для встановлення позицій обох портфелів. Позиції купуються та зберігаються для обох портфелів з 28 листопада 2001 року по 15 квітня 2003 року. У звітний період відбувається 617 спостережень. Портфелі зареєстровані у поточних ринках, щоб отримати 617 спостережень щоденного P&L. Для того, щоб виконати звітне тестування, необхідно 400 спостережень для установки моделі та інші 217 спостережень для звітного тестування.

Таблиця 1. Розмір і розподіл портфелів А і Б між класами інвестиційного активу.

За деякими припущеннями, ми отримуємо розмір торгівельної діяльності портфелів А і Б, поширений на три основні класи активів іноземної валюти, акцій і облигацій з 28 листопада 2001 року по 15 квітня 2003 року. У звітному періоді відбувається 617 спостережень. У таблиці наведені розмір і розподіл портфелів А і Б між класами інвестиційного активу. Панелі А і Б описують розмір і розподіл портфелів А і Б між класами інвестиційного активу. Відсоток розподілу активів для портфелів А і Б порівнюється у панелі В.

А: Розмір і розподіл портфеля А між класами інвестиційного активу		
Портфель А	Вартість активів (TWD)	Відсоток
FX	\$7,370,520,600	42%
Державні облигації	\$3,291,360,300	18%
Акція	\$7,207,263,950	40%
Всього	\$17,869,144,850	100%
Б: Розмір і розподіл портфеля А між класами інвестиційного активу		
Портфель Б	Вартість активів (TWD)	Відсоток
FX	\$6,656,714,200	12%
Державні облигації	\$16,172,832,850	29%
Акція	\$32,345,665,700	59%
Всього	\$55,175,212,750	100%

Таблиця 1 (прод.). Розмір і розподіл портфельів А і Б між класами інвестиційного активу.

В: Відсотковий розподіл активів для портфельів А і Б		
	Портфель А	Портфель Б
FX	42%	12%
Державні облігації	18%	29%
Акція	40%	59%
Всього	100%	100%

3. Методика

У даному дослідженні тестується п'ять моделей: нестационарні моделі GARCH-AR(1) і GARCHM, традиційні моделі широкого вжитку Risk-MetricTM, методи історичного моделювання та моделювання Монте Карло.

3.1. Модель GARCH (1,1). Простий процес моделі GARCH; модель GARCH(1,1) виглядає наступним чином:

$$R_t = \alpha + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \phi_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{1}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \times \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \times h_{t-1},$$

де R_t – прибуток в період t ; h_t – умовна дисперсія в період t ; ε_t – залишковий член у період t .

Хоча модель GARCH (1,1)-AR(1) може бути виражена як:

$$R_t = \alpha + AR * R_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = A + B * h_{t-1} + C\varepsilon_{t-1}^2. \tag{2}$$

де R_t – прибуток в період t ; h_t – умовна дисперсія в період t ; ε_t – залишковий член у період t , AR – оцінка авторегресії, $t-1$.

Енгл, Ліліен і Робінс (1987) включили умовну дисперсію до рівняння умовного середнього та сформулювали модель ARCH- у значенні (ARCH-M). Модель ARCH(1,1)-M виглядає наступним чином:

$$R_t = \alpha + \beta \sqrt{h_{t-1}} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \phi_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{3}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \times \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \times h_{t-1},$$

де R_t – повернення в період t ; h_t – умовна дисперсія в період t ; ε_t – залишковий член у період t .

3.2. Зворотне та попереднє тестування. Зворотнє тестування також є центральним новаторським рішенням Базельського комітету, щоб допустити внутрішні моделі VaR до вимог капіталу. Коли модель ідеально відповідає стандарту, кі-

лькість спостережень, що виходять за межі моделі VaR, повинна відповідати встановленому рівню довіри. Модель зворотного тестування включає систематичне порівняння історичних мірок моделі VaR з наступними поверненнями.

При малих значеннях параметру p (покриття ризиків) моделі VaR, стає важче підтвердити відхилення. Наприклад, на основі Базельських правил (1996) зворотнє тестування безвідмовної області, при $p = 0,01$ і $T = 255$ (число спостережень) становить $N < 7$ (N позначає кількість відмов, які можуть спостерігатися у звітному розмірі T не відкидаючи нульову гіпотезу, що p правильна ймовірність на 95% рівні довіри). Неможливо пояснити, коли N є надмірно маленькою або модель систематично завищує ризик. Інтуїтивно, виявлення систематичних помилок стає все важчим для низьких значень p , тому що це призводить до дуже рідкісних подій. Це пояснює чому деякі банки вважають за краще вибирати більш високе значення p , наприклад 0,05 (значення на 95% рівні довіри). Отже, в даному дослідженні ми тестуємо обидва значення $p = 0,01$ і 0,05.

Попереднє тестування необхідне для порівняння фактичного доходу за один день з прогнозами моделі VaR. Якщо фактичний дохід перевищує модель VaR, зразок даного дня є “стороннім значенням”. Той самий процес повторювався 200 разів для отримання числа сторонніх значень, крім того, це число було порівняне з вихідними даними, для перевірки якості моделі.

У даній роботі використовується зворотній тест для перевірки результатів методу історичного моделювання, методу моделювання Монте Карло та моделі RiskMetrics, в той час як попереднє тестування використовується для двох моделей GARCH. Існує всього 617 спостережень (звітний період з 28/11/2003 по 15/04/2003) для портфельів А і Б, відповідно, і ті ж результати використовуються у зворотному тестуванні трьох моделей. У попередньому тестуванні використовується 400 спостережень для отримання оцінки моделі GARCH. З отриманих оцінок, день за днем, прогнозуються середні величини та дисперсії для решти 217 спостережень (від 16/06/2002 по 15/04/2003).

4. Емпіричні результати

4.1. Структура щоденного часового ряду P&L.

Розподіл двох портфельів показаний на рисунках 1 і 2. Жоден з них не демонструє стандартний розподіл. Однак, більшість з повернень зосереджені навколо їх середніх значень протягом періодів спостережень. У таблиці 2 представлені дані статистики для щоденного P&L. У розподілах існує ексцес, що перевищує показник нормального розподілу; тобто, є кілька можливостей для край-

ніх змін значень обох портфельів. Теоретично, ексцеси роблять розподіл, що дуже відрізняється від нормального розподілу.

Тому, для розрахунку і прогнозування моделі VaR, для перевірки порушення ризикозалежності, для уникнення крайніх втрат потрібно прийняти нестационарні моделі. Крім того, коефіцієнт кореляції щоденного P&L складає 0,71. Висока кореляція може відобразити подібність у складі портфеля.



Примітка: на рисунку зображено розподіл щоденних прибутків портфеля А з 28/11/2000 по 15/04/2003. Всього відбулося 617 спостережень для портфеля А.

Рис. 1. Розподіл щоденних прибутків портфеля А



Примітка: на рисунку зображено розподіл щоденних прибутків портфеля Б з 28/11/2000 по 15/04/2003. Всього відбулося 617 спостережень для портфеля Б.

Рис. 2. Розподіл щоденних прибутків портфеля Б

Таблиця 2. Дані статистики щоденного P&L портфельів А і В

У таблиці представлені дані статистики щоденного P&L з 28/11/2000 по 15/04/2003. Всього відбулося 617 спостережень портфельів А і В, відповідно.

	Спостер.	Середнє знач.	Станд. відхилення	99-а процентиля	Екссес	Відхилення
Портфель А	617	0.0093%	0.7046%	-1.6786%	33.4632922	-0.08928627
Портфель Б	617	0.0022%	0.9590%	-2.1910%	18.57438641	1.307275392

4.2. Результати тестування різних підходів моделі VaR. У даній роботі протестоване прогнозування продуктивності п'яти різних підходів, тобто, моделей GARCH (1,1)-AR (1), GARCHM, RiskMetrics™, методи історичного моделювання та моделювання Монте Карло, і простежено тактику результатів їх виконання в зворотному або в попередньому тестуваннях. У таблиці 3 по-дано

всі результати зворотного тестування для трьох підходів: RiskMetrics™, методу історичного моделювання та моделювання Монте Карло для портфельів А і Б на 95% і 99% рівнях довіри. Серед трьох моделей, що пройшли зворотне тестування, метод історичного моделювання продемонстрував кращий результат на 95% і 99% рівнях довіри обох портфельів.

Таблиця 3. Кількість випадючих показників портфельів А і Б у звітний період

У таблиці представлена кількість випадючих показників портфельів А і Б у зворотному тестуванні методу історичного моделювання, моделювання Монте Карло та Risk Metrics™ на 95% та 99% рівнях довіри. Звітний період з 28/11/2000 по 15/04/2003.

	Портфель А			Портфель Б		
	Історичне моделювання	Монте Карло	RiskMetrics	Історичне моделювання	Монте Карло	RiskMetrics
На 95% рівні довіри	25	33	29	29	38	31
На 99% рівні довіри	2	12	7	2	11	7
Спостереження	617	617	617	617	617	617

У статті представлено результати попереднього тестування двох моделей GARCH у період 217 спостережень, у той самий час порівнюються результати зворотного тестування цих моделей у той самий період. У таблиці 4 відображено порівняння результатів тестування. У двох моделях попереднього тестування, за моделлю GARCH (1,1)-AR (1) отримали кращий результат ніж за моделлю GARCHM. При порівнянні результатів всіх п'яти моделей у той

самий період було виявлено, що за методом історичного моделювання отримано кращі результати ніж за методами GARCH (1,1)-AR (1), GARCHM. Результати моделей Монте Карло та RiskMetrics дуже змішані між двома портфелями та двома рівнями довіри. У таблиці 5 наведено результати всіх п'яти моделей, відповідно. Крім того, результати дослідження портфельів на 95% рівні довіри графічно відображені на рисунках 3-6.

Таблиця 4. Кількість випадючих показників портфельів А і Б за межами звітного періоду

Кількість випадючих показників портфельів А і Б моделей історичного моделювання, моделювання Монте Карло, RiskMetrics™, GARCH (1,1)-AR (1) та GARCHM (1,1) на 95% та 99% рівні довіри. Звітний період з 16/06/2002 по 15/04/2003.

	Портфель А					Портфель Б				
	Історичне моделювання	Монте Карло	RiskMetrics	GARCH -AR	GARCHM	Історичне моделювання	Монте Карло	RiskMetrics	GARCH-AR	GARCHM
На 95% рівні довіри	5	22	13	66	88	7	115	17	112	13
На 99% рівні довіри	1	44	2	11	22	1	33	2	11	1
Спостереження	216	2216	216	2216	216	216	216	216	2216	216

4.3. Модель ефективності у порівнянні з нарахуваннями на основний капітал. У таблиці 4 представлені результати методу історичного моделювання – недовліки 5(1) і 7(1) портфельів А і Б на 95% (99%) рівні довіри, в той час як

результати моделі GARCH (1,1)-AR (1) – недовліки 6(1) і 7(1) портфельів А і Б на 95% (99%) рівні довіри, відповідно. У статті було виявлено, що портфель Б має домінуючий розподіл цінних паперів для вказаних акцій, у той час як

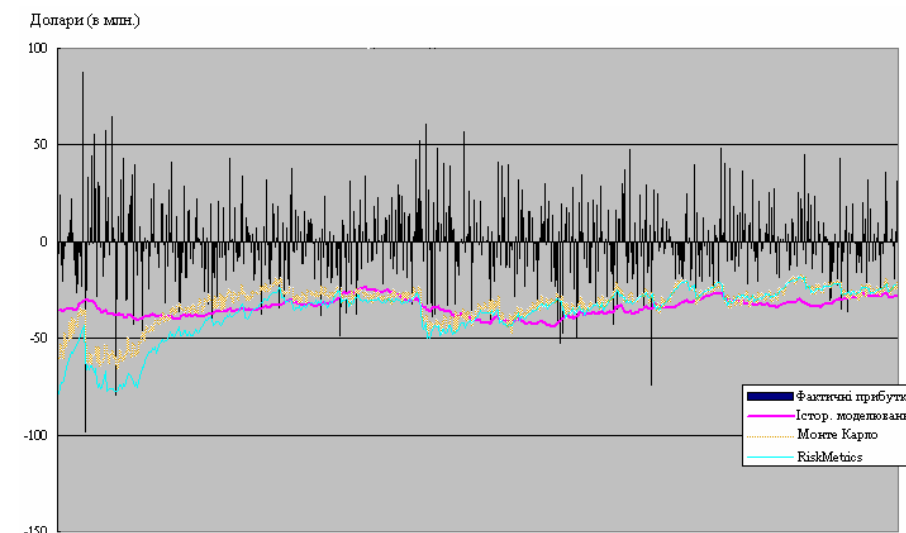
портфель А має більш поширений розподіл цінних паперів серед всіх класів активів. З точки зору простої статистики, кількості недоліків, тобто кількості випадуючих показників, метод історичного моделювання представляє кращий результат з п'яти підходів обох портфельів на всіх рівнях довіри. Модель GARCH (1,1)-AR (1) має трохи більше недоліків ніж метод історичного моделювання обох портфельів на 95% рівні довіри, в той час як результати на 99% рівні довіри однакові для всіх підходів. Часовий ряд моделі VaR може передавати рівні капіталу нижче необхідних, не спричиняючи

більше порушень для моделі GARCH для змін нестійкості кон'юнктури P&L. Якщо провести більш ретельну перевірку, на рисунках 3-6, можна побачити, що прогнозування моделі VaR методу історичного моделювання завжди більше ніж інші, це означає, що комерційні банки або фінансові холдингові компанії, використовуючи метод історичного моделювання до вимог капіталу, мають більшу ймовірність зарезервувати нарахування на основний капітал ніж інші. Це означає, що фінансові установи можуть вводити більші нарахування на основний капітал.

Таблиця 5. Дані статистики моделі VaR портфельів А і Б

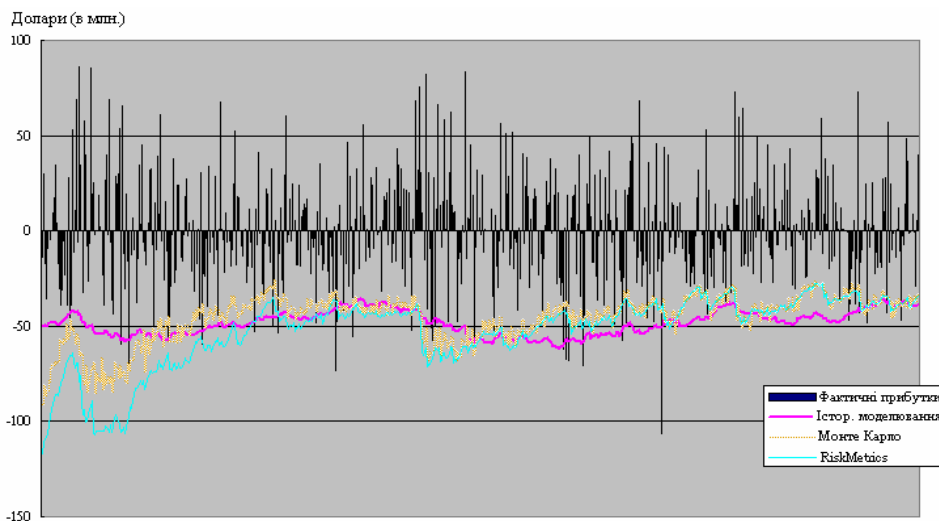
У таблиці представлені дані статистики моделі VaR портфельів А і Б, отримані з методу історичного моделювання, моделювання Монте Карло, RiskMetrics, GARCH (1,1)-AR (1) і GARCHM (1,1) на 95% і 99% рівнях довіри. Звітний період на панелях А, Б і В з 28/11/2000 по 15/04/2003. Звітний період представлений в панелях Г і Д з 16/06/2002 по 15/04/2003.

А: Дані статистики моделі VaR, отримані з методу історичного моделювання									
	Спостереження	На 99% рівні довіри				На 95% рівні довіри			
		Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення	Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення
Портфель А	617	-2.2250%	2	-0.9598%	-1.3377%	-1.1659%	25	-0.3854%	-2.2570%
Портфель Б	617	-2.7396%	2	-0.5298%	-0.9273%	-1.6231%	29	-0.3205%	-1.8924%
Б: Дані статистики VaR отримані з методу моделювання Монте Карло									
	Спостереження	На 99% рівні довіри				На 95% рівні довіри			
		Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення	Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення
Портфель А	617	-1.5814%	12	-0.3228%	-1.1708%	-1.1143%	33	-0.3900%	-1.5319%
Портфель Б	617	-2.2114%	11	-0.4110%	-1.7476%	-1.5455%	38	-0.4353%	-2.3833%
В: Дані статистики VaR отримані з моделі RiskMetrics									
	Спостереження	На 99% рівні довіри				На 95% рівні довіри			
		Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення	Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення
Портфель А	617	-1.7765%	7	-0.3694%	-1.1648%	-1.2542%	29	-0.3459%	-1.5379%
Портфель Б	617	-2.4901%	7	-0.4296%	-1.7757%	-1.7580%	31	-0.4007%	-2.3123%
Г: Дані статистики VaR отримані з моделі GARCH (1,1)-AR (1)									
	Спостереження	На 99% рівні довіри				На 95% рівні довіри			
		Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення	Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення
Портфель А	617	-1.4385%	1	-0.9524%	-0.9524%	-1.0177%	6	-0.3303%	-1.3835%
Портфель Б	617	-1.9984%	1	-1.6002%	-1.6002%	-1.4185%	12	-0.3372%	-2.1824%
Д: Дані статистики VaR отримані з моделі GARCHM (1,1)									
	Спостереження	На 99% рівні довіри				На 95% рівні довіри			
		Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення	Середня VaR	Порушення	Середні порушення	Максимальні порушення
Портфель А	617	-1.3850%	2	-0.5303%	-1.0354%	-0.9853%	8	-0.2836%	-1.4391%
Портфель Б	617	-1.9399%	1	-1.6661%	-1.6661%	-1.3700%	13	-0.3420%	-2.2344%



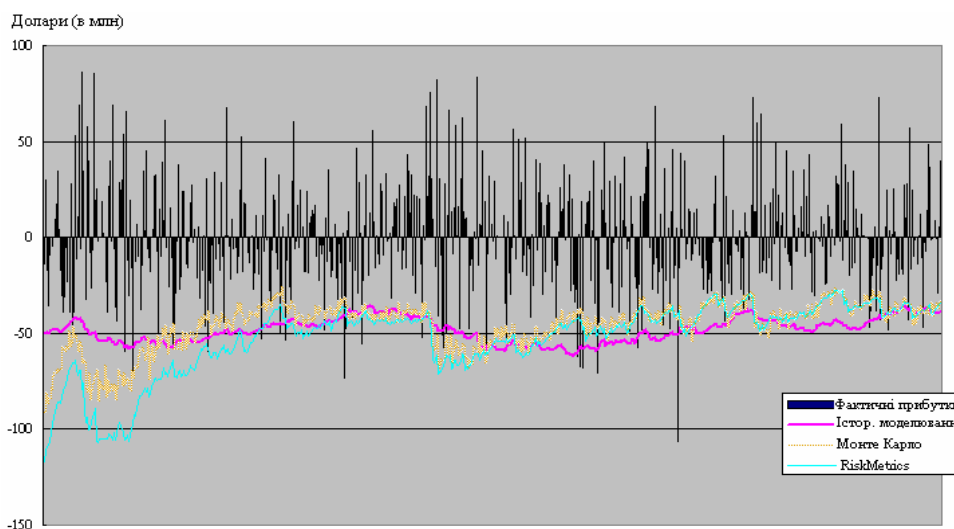
Примітка: результати отримані з методу історичного моделювання, методу моделювання Монте Карло та RiskMetrics на 95% рівні довіри. Звітний період з 28/11/2000 по 15/04/2003.

Рис. 3. Фактичні прибутки та модель VaR портфеля А



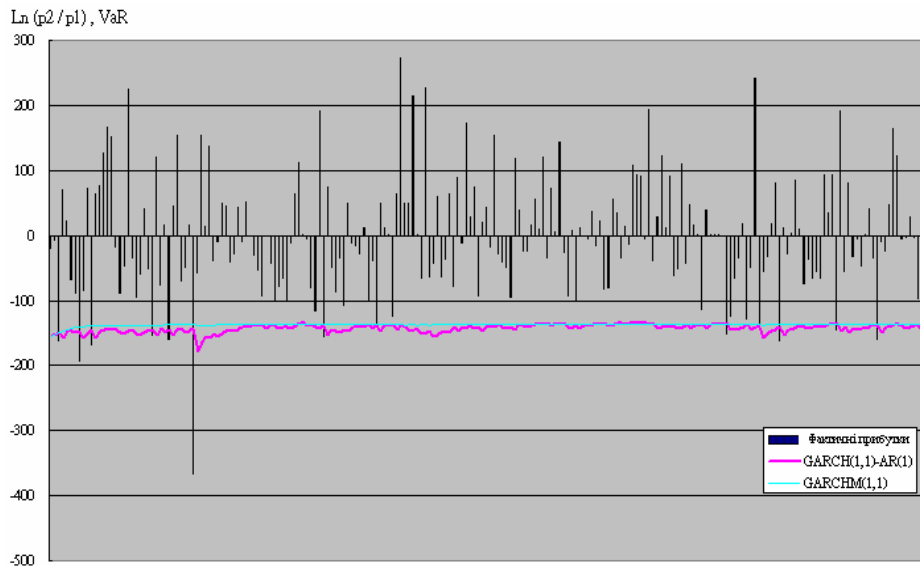
Примітка: результати отримані з методу історичного моделювання, методу моделювання Монте Карло та RiskMetrics на 95% рівні довіри. Звітний період з 28/11/2000 по 15/04/2003.

Рис. 4. Фактичні прибутки та модель VaR портфеля Б



Примітка: результати отримані з моделей GARCH(1,1)-AR(1) і GARCHM(1,1) на 95% рівні довіри. Звітний період з 16/06/2002 по 15/04/2003.

Рис. 5. Фактичні прибутки та модель VaR портфеля А



Примітка: результати отримані з моделей GARCH(1,1)-AR(1) і GARCHM(1,1) на 95% рівні довіри. Звітний період з 16/06/2002 по 15/04/2003.

Рис. 6. Фактичні прибутки та модель VaR портфеля Б

Висновок

У даній статті розглянуто Базельські вимоги, формалізація ринкового ризику і економічна вартість ризику фінансових холдингових компаній. За рахунок обмеження конфіденційності та недоступності реальних комерційних даних, змодельовано портфелі двох провідних фінансових холдингових компаній. Обчислено щоденний P&L для обох портфелів з 617 спостереженнями. Також прийнято п'ять методів моделі VaR на 95% і 99% рівнях довіри для розрахунку прогнозів VaR та порівняння ефективності, основаної

на зворотному та попередньому тестуваннях. У статті було виявлено декілька недоліків методу історичного моделювання і моделі GARCH (1,1)-AR (1) при дослідженні Базельського регіону, в той час як всі інші моделі взагалі не прийнятні для обох портфелів на 95% і 99% рівнях довіри. На 99% рівні довіри, обидві моделі двох портфелів показали гарні результати, із 217 досліджень виявлено лише одну помилку. Результати показали, що на 95% рівні довіри за методом історичного моделювання отримано кращі результати ніж за моделлю GARCH (1,1)-AR (1).

Список використаних джерел

1. Basle Committee on Banking Supervision. International convergence of capital measurement and capital standards // 1988. Basle, Switzerland.
2. Basle Committee on Banking Supervision. Amendment to the capital accord to incorporate market risks // 1996. Basle, Switzerland.
3. Berkowitz J. and J. O'Brien. How accurate are value-at-risk models at commercial banks? // *The Journal of Finance*, 2002. – № 57. – pp. 1093-1112.
4. Bollerslev, T., R.F. Engle, and J.M. Wooldridge. A capital asset pricing model with time-varying covariance // *Journal of Political Economy*, 1988. – № 96. – pp. 116-131.
5. Charlotte, C. Value at risk using the factor-arch model // *Journal of Risk*, 1999. – № 1. – pp. 65-86.
6. Christoffersen, P.F. and F.X. Diebold. How relevant is volatility forecasting for financial risk management // *Review of Economics and Studies*, 2000. – № 82. – pp. 12-22.
7. Dohnal, M. Basel II implementation – retail credit risk mitigation // *Banks and Bank Systems*, 2008. – № 2. – pp. 54-68.
8. Engle, R.F., D. Lilien, R. Robins. Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model // *Econometrica*, 1987. – № 55. – pp. 391-407.
9. Floquet, K. The relationship between capital structure and risk in emerging market banks // *Banks and Bank Systems*, 2008. – № 1. – pp. 63-74.
10. Hendricks, D. Evaluation of Value-at-Risk models using historical data // *Economic Policy Review*, 1996. – № 39. – pp. 36-69.
11. Jorion, P. Value-at-Risk: The new benchmark for controlling market risk // 2001. McGraw-Hill, Chicago.
12. Marshall, C., and M. Siegal. Value-at-Risk: Implementing a risk measurement standard // *Journal of Derivatives*, 1997. – № 4. – pp. 91-111.
13. Morgan, J.P. Risk Metrics™ // 1995, third edition. Morgan.

14. Pritsker, M. Evaluating Value-at-Risk methodologies: Accuracy versus computational time // *Journal of Financial Services Research*, 1997. – № 12. – pp. 201-242.
15. Srečko, D., A. Grum. Exchange rate volatility and its impact on risk management with internal models in commercial banks // *Banks and Bank Systems*, 2007. – № 4. – pp. 31-37.

Отримано 26.08.2009

Переклад з англ. Міщенко О.

Су, Юн-Черн. Моделювання економічної вартості ризику фінансової холдингової компанії: нестационарні моделі в порівнянні з традиційними моделями [Текст] / Юн-Черн Су, Хань-Чін Хуан, Серена Ван // *Банки та банківські системи країн світу*. - 2010. - № 1. - Т. 3. - С. 77-88.