

Оцінка ризику біржових індексних інструментів на основі VaR: досвід Тайваню

У статті досліджено щоденну міру ризикової вартості (Value-at-Risk (VaR)) для доходів 0050-біржового індексного фонду (Exchange Traded Funds (ETF)) Тайванської фондової біржі з 2003 по 2007 рік. Важливе джерело удосконалення функціонування між дистрибутивним припущенням та специфікацією непостійності визначено шляхом використання симетричних (GARCH) та асиметричних (GJR-GARCH) моделей. Емпіричні результати показують, що дистрибутивні припущення та специфікації асиметричної непостійності досягають своєї переваги на різних рівнях значимості. Крім того, різні розподіли “важких хвостів” мають розглядатися на різних рівнях значимості. Врешті-решт, ми підтверджуємо той факт, що модель GJR-*t*/GARCH-*HT* є корисною для консервативних/активних ризик-менеджерів по відношенню до ринкової невизначеності на нестійких ринках біржових індексних інструментів.

Ключові слова: біржовий індексний фонд, міра ризикової вартості, ринковий ризик, GARCH, Тайвань.

Вступ

З часу банкрутства або кризового стану різних фінансових закладів¹, після того, як вони зазнали великих втрат через ризик потенційних збитків до непередбачуваних ринкових змін протягом останніх 15 років, фінансові економісти, регулюючі органи та практики звернули увагу на управління ризиком ефективного ринку. На додаток, введення Базельської угоди в 1996 році дозволило банкам використовувати моделі управління ризиком внутрішнього ринку, щоб задовольнити їхні потреби стосовно достатності капіталу. У цих межах міра ризикової вартості (VaR) стала популярною лінією захисту проти ризику банкрутства фінансових закладів та ефективним інструментом управління ризиком. VaR забезпечує фінансові заклади почуттям мінімально очікуваної втрати з малою вірогідністю (α_1) з урахуванням часового проміжку k (звичайно 1- або 10-денний). В іншому випадку VaR стосується максимальних потенційних втрат, що матимуть місце протягом даного часового проміжку на даному рівні значимості ($1 - \alpha_1$).

Нещодавно міжнародні біржові індексні фонди iShares² стали популярними інвестиційними інструментами серед світових інвесторів, оскільки представляють різні портфелі, які

поєднують найкращі характеристики інвестиційних фондів закритого та відкритого типів. Подібно до інвестиційних фондів закритого типу, iShares ETF можуть розпродаватися протягом операційного дня за чистою вартістю активів (net-asset value (NAV)). Як і інвестиційні фонди відкритого типу, iShares ETF сприяють створенню і погашенню фондів, але мають менші витрати і є більш раціональними в плані податків. На початку 1990-х років американська фондова біржа представила депозитні свідоцтва Standard & Poor's (SPDRs), що підтримуються фондовим портфелем, який ретельно прослідковує базовий індекс. Успіх SPDR спричинив випуск подібних продуктів повсюди, включаючи Тайвань³. Перший випуск ETF у Тайвані, Фонд Polaris Taiwan Top 50 Tracker (далі, 0050-ETFs), був успішно запущений у 2003 році, відкриваючи нову еру для фінансових ринків у Тайвані. Таблиця 1 містить дані про щоденну велику кількість різних ETF, які продавались між вереснем 2006 та груднем 2007 року. 0050-ETF є найбільш активно оборотними фондами серед різних iShares, зареєстрованих на фондовій біржі Тайваню (Taiwan Stock Exchange, далі TAIEX) у показниках щоденної кількості акцій в обігу. Наскільки нам відомо, існуюча література, що має справу з ETF, зосереджується на дослідженні ціни (Чу та Хсіє, 2002; Тсе і Мартінез, 2007), гарантій (Александр і Барбоса, 2008), міжнародної коінтеграції між ETF та

© Хунг-Чун Лью, Йу-Жу Ченг, Йі-Пін Тзоу, 2009.

Автор вдячний Раді національної науки Республіки Китай, Тайвань, за фінансову підтримку цього дослідження.

¹ Банкрутство банку Baring у 1995 році, фінансові кризи у Азії в 1997 р., нездатність управління довгостроковим капіталом у 1998 р., американська криза субстандартного кредитування у 2007 р. і величезні втрати банку Societe Generale's у 2008 р., що склали понад 7 млн. доларів США.

² iShares були першочергово створені світовими інвесторами Barclays у березні 1996 року під назвою World Equity Benchmark Shares (WEBS).

³ Нещодавно ринки, що розвиваються, такі як Тайвань, привернули значну увагу міжнародних інституційних інвесторів, яких зацікавив високий рівень прибутків. Інвестування в Тайванську фондову біржу (Taiwan Stock Exchange (TSE)) кваліфікованими іноземними інституційними інвесторами (Qualified Foreign Institutional Investors (QFII)) було припинене у 1991 році, і обмеження у подальшому були послаблені у 2003 році. Таким чином, протягом останнього десятиліття Тайвань привернув значну кількість іноземних інвесторів.

інвестиційними компаніями закритого типу (Олінюк та ін., 1999), а також ризико-прибуткової діяльності між ETF іноземних ринків та інвестиційних фондів закритого типу (Харпер та ін., 2006). Ми ж досліджуємо ринковий ризик на ринку ETF з точки зору VaR-аналізу.

Таблиця 1. Середній щоденний торговельний оборот різних ETF, зареєстрованих на ТАІЕХ

Об'єкт	Щоденний об'єм акцій
(0050) Фонд Polaris Taiwan Top 50 Tracker (3 2003/6/30)	6,171
(0051) Фонд Polaris Taiwan Mid-Cap 100 Tracker (3 2006/8/31)	927
(0052) Фонд Fubon Taiwan Technology Tracker (3 2006/9/12)	593

Примітка: У таблиці представлено щоденний об'єм (у тисячах акцій) ETF, торгівля якими велась між 12 вересня 2006 та 31 грудня 2007 року.

Відтоді як у 1994 році групою управління ризиком у компанії J.P. Morgan розроблено модель RiskMetrics для вимірювання VaR, RiskMetrics стала базою з практикуючими спеціалістами для оцінки ринкового ризику. Модель RiskMetrics припускає, що прибутки активів зазвичай розподіляються з нульовим значенням і зі змінною, яка виражена як експоненційно зважене ковзаюче середнє початкових збалансованих прибутків. Модель розкритикували за щонайменш два недоліки. По-перше, документально підтверджено, що розподіл фінансових прибутків характеризується позитивним ексцесом та “важкими хвостами”, а отже, припускається, що умовна відповідність нормам може призвести до істотного відхилення у перспективних оцінках VaR. По-друге, нестійкість прибутків часто характеризується кількістю стилізованих фактів, включаючи нестійкість, що змінюється з часом, та асиметричну нестійкість (або ефект від залучення позикових коштів). Така звичайна часова залежність фінансових прибутків була винайдена для того, щоб здійснювати значний вплив на прогнозування точності VaR (Александр і Лей, 1997; Брукс і Персанд, 2003).

У багатьох роботах на предмет застосування VaR, продемонстровано удосконалення в оцінках VaR, що асоціюються з GARCH-моделями з прибутковими інноваціями, які уможливають розподіли з “важкими хвостами”. Наприклад, Со та Йу, досліджуючи моделі GARCH, включаючи RiskMetrics та дві моделі GARCH (IGARCH, FIGARCH) довготривалої пам'яті, виявили, що моделі t -відхилення кращі, ніж моделі нормального відхилення у визначенні потрібної

вартості VaR для тривалої позиції на рівні значимості 99%. Бамс та ін. (2005) дійшли подібних висновків, стверджуючи, що модель GARCH(1,1)- t є підходящою для правильно оцінених надмірних витрат. Ханг та ін. (2008) виявили, що запропонований підхід VaR, заснований на моделі GARCH-НТ, досягає точності та дієвості на низьких та високих рівнях значимості для сировинних товарів альтернативних видів енергії, коли доходи активів демонструють особливості з позитивним ексцесом та “важкими хвостами”.

Брукс та Персанд (2003) стверджували, що асиметрія є важливою особливістю у схемі VaR, і тому має бути змодельована у специфікації нестійкості. Ангелідіс та ін. (2004) оцінюють функціонування великої групи моделей ARCH з трьома дистрибутивними припущеннями (нормальне, Ст'юдент- t та GED) у моделюванні щоденної міри ризикової вартості п'яти індексів акцій. Базуючись на запропонованій квантильній функції витрат, очевидним є те, що комбінація t -розподілу Ст'юдента з моделями EGARCH робить найбільш точні VaR-прогнози для більшості даних фондового ринку. Однак Ангелідіс та Дегіаннакіс (2005) зазначили, що моделі з нормальною дистрибуцією дають щоденні прогнози VaR на рівні значимості 95%, тоді як моделі, що враховують ефект залучення позикових коштів для умовної дисперсії, ексцес, що перевищує показник нормального розподілу, асиметричність даних, точно прогнозують VaR на рівні значимості 99%. Хуанг та Лін (2004) використали моделі RiskMetrics, APARCH- N та APARCH- t , щоб проаналізувати точність та дієвість кожної моделі для майбутніх цін індексу акцій на низькому та високому рівнях значимості. Результати проведеного ними аналізу говорять про те, що APARCH- N функціонує краще на нижчих рівнях значимості, тоді як APARCH- t є більш точною на вищому рівні. Ане (2006) також підтримав ідею, вказавши на те, що додаткова гнучкість, викликана моделлю APGARCH, забезпечує незначне покращення для точних прогнозів VaR.

Однак, не дивлячись на великий обсяг літератури щодо прогнозування VaR, у жодній з робіт не обговорюється той факт, чи є дистрибутивне припущення і непостійність асиметрії суттєвими для вдосконалення дії VaR на різних рівнях значимості. На низьких рівнях значимості (наприклад, 90%) ризик-менеджер, що бере до уваги обидва вищезгадані фактори, ймовірно, переоцінює правдиву VaR. Такий менеджер може вводити більші амортизаційні витрати, ніж необхідно, накладаючи надмірні та

неможливі альтернативні витрати по відношенню до капіталу. Відповідно, цікаво буде дослідити, чи впливають дистрибутивні припущення та специфікація нестійкості на вимірювання ринкового ризику у контексті VaR на різних рівнях значимості.

Дане дослідження відрізняється від попередніх трьома головними параметрами. По-перше, ми приводимо в дію симетричні (GARCH) та асиметричні (GJR-GARCH) моделі нестійкості, використовуючи три дистрибутивні припущення (нормальне, Ст'юдент- t та розподіл з "важким хвостом"), щоб оцінити VaR¹ на рівні 90% та 99% для 0050-ETF прибутків, тоді як у жодній з попередніх робіт не розглянуто ринковий ризик на ринку ETF з точки зору аналізу VaR. По-друге, частковий наголос робився на передбачуваному змісті двох різних можливих джерел функціональних удосконалень, асиметрії процесу нестійкості та дистрибутивного припущення. Обговорення, що проводиться у цьому дослідженні, дає нам можливість розпізнати важливе джерело покращення функціонування між дистрибутивним припущенням та специфікацією нестійкості під час прогнозування ризику падіння фінансових позицій на різних рівнях значимості. Нарешті, двоступеневий критерій вибору моделі (Сарма та ін., 2003) використовується для порівняльної оцінки передбачуваного функціонування цих VaR-моделей в управлінні ризиком. Спершу моделі випробовуються з метою визначення їх передбачуваної точності з одночасним використанням критеріїв безумовного покриття (LR_{uc})² (Купієк, 1995) та критерію умовного покриття (LR_{cc})³ (Крістоферсен, 1998). Потім постійна утилітарна функція витрат (FLF) визначається та використовується для подальших оціночних моделей, що відповідають передумовам обох критеріїв тестування. Таким чином, у цих межах тести одностороннього знакового критерію, що підтримуються Діболдом та Маріано (1995), застосовуються для подальшого розгляду конкурентних моделей у показниках функції витрат, що можуть показати верховенство однієї моделі над іншою. Отже, вона сприяє вибору ризик-менеджерами оптимальних методів VaR серед різних

кандидатів. У роботі досліджено на один день уперед прогнозує функціонування різних моделей VaR для доходів 0050-ETF з 30 червня 2003 до 12 липня 2007 року. Емпіричні результати показують, що дистрибутивне припущення з важким "хвостом" впливає на прогнози VaR на нижчому рівні значимості, тоді як асиметрія непостійності – ні. З іншого боку, дистрибутивне припущення з важким "хвостом" і специфікація асиметрії нестабільності є суттєвими для покращення функціонування VaR на вищому рівні значимості. На додаток, наші результати також вказують на те, що консервативні/активні ризик-менеджери можуть схвалити запропоновану модель GJR- t /GARCH- HT як корисний метод захисту проти ринкового нестійкого положення на нестійких ринках ETF.

Решта дослідження побудована наступним чином. У першому розділі описано економетричну структуру, включаючи різні VaR-моделі і критерії оцінки, що застосовуються для оцінок VaR. У розділі 2 описано дані. Розділ 3 деталізує порівняльний аналіз функціонування конкурентоздатних моделей VaR. Останній розділ містить висновки.

1. Економетрична структура

1.1. Моделі волатильності класу GARCH.

Позначимо $r_t = 100(\ln p_t - \ln p_{t-1})$ як постійну ставку доходів з часу $t-1$ до t , де p_t є ціновим рівнем базових активів за час t і позначає набір даних стосовно всіх спостережуваних прибутків до часу $t-1$ при Ω_{t-1} . Симетрична модель GARCH(1,1) з основним середнім значенням може бути сформульована наступним чином:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \sigma_t z_t, \quad z_t | \Omega_{t-1} \sim F(0,1), \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad (2)$$

де μ та σ_t^2 позначають умовне середнє і непостійність доходів, відповідно. ε є процесом здійснення нововведень, тоді як $F(0,1)$ – щільність розподілу з середнім нульовим значенням та одиничною дисперсією. ω , α та β є ненегативними параметрами з обмеженням $\alpha + \beta < 1$.

Проста група моделей типу GARCH, що можуть впоратися з асиметричною непостійністю у відповідь на асиметричні порушення, це модель GJR-GARCH, що підтримується Глостеном та ін. (1993). Модель GJR-GARCH відрізняється від моделі (2):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad (3)$$

¹ Прогнози VaR розглядаються протягом щоденного періоду, оскільки цей період є важливим для торговельних цілей, а отже представляє інтерес для наукових співробітників, керівних органів та практикуючих спеціалістів, які залучені до процесу управління ризиком.

² Критерій LR_{uc} може відхилити модель, яка має або дуже високі, або дуже низькі відхилення.

³ Критерій LR_{cc} уможливує відхилення моделей, які утворюють або дуже багато, або дуже мало класифікованих порушень VaR.

де індикаторна функція d_{t-1} набуває значення одиниці, якщо $\varepsilon_{t-1} < 0$, і 0 в іншому випадку. Індикаторна змінна встановлює відмінність між позитивними та негативними порушеннями таким чином, що асиметричні ефекти в даних поглинаються γ . Отже, у моделі GJR-GARCH позитивні новини мають вплив α , а негативні – вплив $(\alpha + \gamma)$, тоді як негативні (позитивні) новини більш впливають на непостійність, якщо $\gamma > 0$ ($\gamma < 0$). Окрім того, ω , α та β є ненегативними параметрами з обмеженням $\alpha + \beta + 0.5\gamma < 1$, тоді як оцінка суми $\alpha + 0.5\gamma$ має бути позитивною (Лінг і МакАлір, 2002).

1.2. Дистрибутивні припущення. Згідно з результатами роботи Інгла (1982), щільність розподілу вважалась стандартним нормальним розподілом, як вказано нижче:

$$F(z_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-0.5z_t^2). \quad (4)$$

Іншою загальною ознакою багатьох фінансових доходів є те, що їх вибірковий ексцес досить великий, що вказує на “важкі хвости” у їх емпіричних розподілах. Під час дослідження моделі GARCH для таких даних вчені затвердили розподіл Ст’юдент- t (Боллерслев, 1987; Хуанг і Лін, 2004; Со і Йу, 2006, серед інших) або розподіл з повільно убуваючим хвостом (HT) (Політіс, 2004; Хунг та ін., 2008). Якщо припускається розподіл Ст’юдент- t з мірою свободи ν , вірогідність щільності розподілу (pdf) z_t має наступний вигляд:

$$F(z_t, \nu) = \frac{\Gamma((\nu+1)/2)}{\Gamma(\nu/2)\sqrt{\pi(\nu-2)}} \left(1 + \frac{z_t^2}{\nu-2}\right)^{-(\nu+1)/2}, \text{ для } \nu > 2 \quad (5)$$

де $\Gamma(\bullet)$ є гамма-функцією, а ν – параметром міри свободи (або форми). Для великих сум ν його щільність зводиться до стандартного нормального розподілу.

Замість цього, з HT-розподілом pdf інновацій набуває вигляду:

$$F(z_t, a_0, 1) = \frac{(1 + a_0 z_t^2)^{-1.5} \exp\left(-\frac{z_t^2}{2(1 + a_0 z_t^2)}\right)}{\sqrt{2\pi(\Phi(a_0^{-0.5}) - \Phi(-a_0^{-0.5}))}}, \quad (6)$$

де 1 позначає стандартне відхилення z_t , а Φ – кумулятивну вірогідність функції щільності стандартного нормального розподілу. Параметр форми a_0 відображає міру свободи “важких хвостів” з обмеженням $0 < a_0 < 1$. Коли $a_0 \rightarrow 0$, HT зменшиться до стандартного нормального

розподілу, тоді як розподіл має товстіші за нормальні хвости, коли $a_0 \rightarrow 1$ (Для отримання детального опису щодо розподілу HT звертайтеся до Політіс, 2004).

Ми створюємо шість конкурентоздатних технічних вимог до моделі у моделюючій непостійності прибутків ETF порівняльного аналізу: GARCH- N , GJR- N , GARCH- t , GJR- t , GARCH-HT та GJR-HT модель. Параметричний вектор $\Theta \equiv [\mu, \omega, \alpha, \beta, \dots]$ отримується з максимізації вибіркової функції логарифмічної правдоподібності з використанням псевдо-максимальної правдоподібної оцінки (Quasi maximum likelihood estimation (QMLE)), як вказано нижче:

$$LL(\Theta) = \sum_{t=1} \ln F(\Theta), \quad (7)$$

де $F(\bullet)$ є функцією правдоподібності моделей GARCH з різними дистрибутивними припущеннями.

1.3. Міра ризикової вартості та критерії оцінки VaR, заснованій на моделі. За схемою параметричних методів (Джоріон, 2000) умовна оцінка VaR для одноденного володіння отримується, як вказано нижче:

$$VaR_{t+1} = F(z_t; \alpha_1) \cdot \hat{\sigma}_t + \mu, \quad (8)$$

де $F(z_t; \alpha_1)$ позначає відповідний квантиль розподілу¹ z_t , тоді як $\hat{\sigma}_t$ є прогнозом непостійності, утвореним з (2) або (3).

1.3.1. Тест LR для безумовного покриття (LR_{uc}). Щоб перевірити результати VaR, спершу застосуємо критерій відношення правдоподібності Куп’єка (1995), щоб дослідити, чи узгоджується кількість статистичних відмов з кількістю теоретичних відмов моделі VaR. Основна гіпотеза кількості відмов P перевіряється по відношенню до альтернативної гіпотези, де кількість відмов відрізняється від P , у яких статистика подається як:

$$LR_{uc} = 2 \ln \left[\frac{\hat{\pi}^{n_1} (1 - \hat{\pi})^{n_0}}{P^{n_1} (1 - P)^{n_0}} \right] \sim \chi^2(1), \quad (9)$$

де $\hat{\pi} = n_1 / (n_0 + n_1)$ є максимальною правдоподібною оцінкою P , а n_1 позначає випадкову величину Бернуллі, що представляє загальну кількість порушень VaR².

¹ Хунг та ін. (2008) отримали аналітичний квантиль-оператор для розподілу HT. Це сприяє зручній оцінці VaR за межами вибірки з розподілом HT.

² Якщо передбачувана VaR не може покрити реалізовану втрату долара, це визначається як порушення.

1.3.2. Критерій LR для умовного покриття (LR_{cc}). Крістоферсен (1998) розробив критерій умовного покриття (LR_{cc}), щоб дослідити, чи дорівнює загальна кількість відмов очікуваному числу і чи є відхилення VaR незалежно розподіленими. Зважаючи на реалізацію серій прибутків r_t та ряд VaR-оцінок, індикаторний параметр I_t можна визначити наступним чином:

$$I_t \begin{cases} 1 \text{ if } r_{t+1} < VaR_t \\ 0 \text{ if } r_{t+1} \geq VaR_t \end{cases} \quad (10)$$

Оскільки результати точної оцінки VaR показують властивість правильного умовного покриття, серії I_t повинні демонструвати як правильне безумовне покриття, так і серійну незалежність. Критерій LR_{cc} є об'єднаним критерієм цих двох властивостей, а відповідна статистика критерію є $LR_{cc} = LR_{uc} + LR_{ind}$, оскільки ми зважаємо на перше спостереження. Як наслідок, при нульовій гіпотезі про те, що процес відмови є незалежним, а очікувана пропорція відхилень дорівнює P , відповідне відношення правдоподібності має наступний вигляд:

$$LR_{cc} = -2 \ln \frac{(1-P)^{n_0} P^{n_1}}{(1-\hat{\pi}_{01})^{n_{00}} \hat{\pi}_{01}^{n_{01}} (1-\hat{\pi}_{11})^{n_{10}} \hat{\pi}_{11}^{n_{11}}} \sim \chi^2(2), \quad (11)$$

де n_i, j є кількістю спостережень із сумою i , за якою слідує сума j ($i, j=0, 1$), $\pi_{ij} = P\{I_t = j | I_{t-1} = i\}$ ($i, j=0, 1$), $\hat{\pi}_{01} = n_{01}/(n_{00}+n_{01})$, $\hat{\pi}_{11} = n_{11}/(n_{10}+n_{11})$.

1.3.3. Функція втрати управління ризиком і критерій переваги. Функція втрати компанії (FLF), що відображає корисність компанії, подається як:

$$L_{t=1}^F = (r_{t+1} - VaR_t)^2 \cdot I_{\{r_{t+1} < VaR_t\}} - \delta \cdot VaR_t \cdot I_{\{r_{t+1} > VaR_t\}}, \quad (12)$$

де δ – альтернативна вартість капіталу. За Маркуці (2005), альтернативна вартість капіталу може бути пов'язана з надійною процентною ставкою, а отже, ми вводимо $\delta = 1.5\%$ до нашого емпіричного пояснення.

Щоб розглянути перевагу одного кандидата серед інших, застосуємо такі ж односторонні критерії знаків, як у Діболда та Маріано (1995) і Сарма та ін. (2003) для подальшого дослідження конкурентоздатних моделей у показниках FLF: щоб розглянути дві моделі VaR, модель i та модель j , позначимо різницю втрат між моделлю i та j як $X_t = L_{i,t} - L_{j,t}$ (негативні величини X_t позначають перевагу моделі i над j). Отже, нульова гіпотеза нульового середнього значення диференціалу втрат перевіряється по відношенню до альтернативної гіпотези

негативного середнього значення, із ст'юдентизованим варіантом критерію знаків:

$$\hat{S}_{ij} = (S_{ij} - 0.5T)(0.25T)^{-0.5}, \quad (13)$$

де $S_{ij} = \sum_{t=1}^T I_{\{X_t > 0\}}$, $I_{\{ \}}$ є індикаторною функцією, а T позначає період визначення вартості. Відносно нуля, \hat{S}_{ij} є асимптотично розподіленим як стандартне нормальне. Нульова гіпотеза відкидається на рівні значимості 5%, якщо $\hat{S}_{ij} < -1.645$. Відхилення \hat{S}_{ij} (\hat{S}_{ij}) означатиме, що модель i (j) значно перевершує модель j (i).

2. Опис даних та оцінка моделей

2.1. Дані. Дані, що розглядаються у цій статті, є щоденною остаточною ціною фонду Polaris Taiwan Top 50 Tracker (0050-ETFs) та отримані з бази даних Блумберг. Дані для 0050-ETFs охоплюють період з 30 червня 2003 по 12 липня 2007 року для сумарної величини із 1001 даних спостереження.

Попередній аналіз щоденних доходів 0050-ETF для всього звітного періоду представлений у таблиці 2. Згідно з результатами панелі А, середні щоденні доходи є позитивними і порівнюються зі змінним середнім квадратичним відхиленням. Доходи 0050-ETF демонструють суттєві докази асиметрії та ексцесу. Тобто, серія прибутків зміщується вліво, означаючи, що на ринках ETF Тайваню більше негативних, ніж позитивних зовнішніх доходів, тоді як серія прибутків характеризується розподілом з “хвостами”, що є значно товстішими, ніж для нормального розподілу. Статистичний критерій J-B надалі підтверджує, що щоденний дохід 0050-ETF є ненормально розподіленим. Більш того, статистичні критерії Q^2 and LM зображують лінійну залежність збалансованих доходів і сильного впливу ARCH¹. Як наслідок, ці попередні аналізи даних сприяють застосуванню складного розподілу, що включає особливості “важких хвостів”. Щоб уникнути неточних результатів, у панелі Б представлено тести на перевірку одиничних коренів Філіпса і Перона (1988) (Phillips and Perron (PP)) та Квятковського, Філіпса, Шмідта та Шина (1992) (KPSS – Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin). Результати тестів не дають жодних доказів нестационарності доходів 0050-ETF.

¹ Щоб зекономити місце, ми не описуємо дескриптивні графіки 0050-ETF прибутків. Відзначимо, що: 1) 0050-ETF означає ринок, на якому спостерігається тенденція підвищення цін протягом 2007 року. 2) Класифікація порушень видно з графіки щоденних прибутків 0050-ETF. 3) Щільність та QQ-схема по відношенню до нормального розподілу показують, що обидва розподіли прибутків демонструють “важкі хвости”.

Таблиця 2. Попередній аналіз щоденних доходів 0050-ETF

Панель А. Зведені дані						
Середнє %	Станд. відх.	Асиметрія	Ексцес	J-B	Q ² (12)	LM(12)
0.061	1.204	-0.460*	5.613*	1348.510*	99.490*	76.786*
Панель Б. Тести на перевірку одиничних коренів						
PP	Інтервал		KPSS	Інтервал		
-30.718*	7		0.122	6		

Примітки: 1. * – значимість на рівні 1%. 2. J-B представляє статистику критерію нормального розподілу Жака і Бера (1987). 3. Q²(12) – критерій Льюнга-Бокса (Ljung-Box) Q для 12-ї порядкової серійної кореляції збалансованих доходів. 4. Критерій LM також розглядає автокореляцію збалансованих доходів. 5. PP і KPSS – перевірки дані для стаціонарності серії доходів. Критерій PP відхиляє нульову гіпотезу нестационарності, якщо критерій значимості є негативним, а абсолютна величина критерію значимості перевищує критичне значення відповідного рівня: 1%: -3.436; 5%: -2.864; 10%: -2.568. Критерій KPSS відхиляє нульову гіпотезу стаціонарності, якщо критерій значимості перевищує критичне значення відповідного рівня: 0.739; 5%: 0.463; 10%: 0.347.

2.2. Результати оцінки моделей. Для проведення аналізу VaR, у цьому розділі оцінюються моделі типу GARCH з трьома альтернативними розподілами. Всі моделі GARCH оцінюються з 750 щоденними доходами, а період оцінки тоді замінюється одним новим днем уперед та опусканням найбільш віддаленого дня. За допомогою цієї процедури, останні 250 результатів спостережень вважаються типовими для оцінки VaR.

Таблиця 3. Результати оцінки

Модель	μ	ω	α	β	γ	ν	a_0	Q ² (12)	LL
GARCH-N	0.084 ^b [0.041]	0.265 ^c [0.013]	0.141 ^c [0.010]	0.693 ^c [0.010]	-	-	-	14.729	-1198
GJR-N	0.062 [0.039]	0.293 ^c [0.013]	0.070 ^c [0.009]	0.676 ^c [0.010]	0.133 ^c [0.022]	-	-	13.819	-1195
GARCH-t	0.064 ^a [0.033]	0.061 ^c [0.009]	0.070 ^c [0.013]	0.909 ^c [0.005]	-	3.350 ^c [0.481]	-	13.380	-1148
GJR-t	0.058 ^a [0.035]	0.097 ^c [0.012]	0.049 ^b [0.020]	0.878 ^c [0.007]	0.062 ^c [0.023]	3.405 ^c [0.437]	-	11.619	-1147
GARCH-HT	0.065 ^b [0.031]	0.025 ^c [0.004]	0.033 ^c [0.007]	0.919 ^c [0.007]	-	-	0.124 ^c [0.026]	15.308	-1150
GJR-HT	0.060 ^a [0.036]	0.034 ^c [0.005]	0.026 ^c [0.004]	0.904 ^c [0.006]	0.019 ^b [0.008]	-	0.123 ^c [0.028]	14.352	-1149

Примітки: 1. a, b та c – значимість на рівні 10%, 5% і 1%, відповідно. 2. ν і a_0 відповідно позначають специфічні параметри t-розподілу і HT-розподілу, де ν та a_0 є позитивними параметрами форми, що регулюють важкі хвости щільності вірогідності з обмеженнями $\nu > 2$ і $0 < a_0 < 1$. 3. Q²(12) – критерій Льюнга-Бокса Q для автокореляції у збалансованих стандартизованих залишках з 12 лагами. 4. LL – значення логарифмічної правдоподібності. 5. Середні квадратичні помилки – у дужках.

3. Оцінка ефективності VaR

3.1. Результати критеріїв безумовного та умовного покриття. Щоб оцінити точність прогнозування моделей VaR, у таблиці 4 представлено зведені дані стосовно міри ризикової вартості за межами вибірки при низьких (90%)¹ та високих (99%) рівнях значимості.

¹ Результати VaR на рівні значимості 95% дуже схожі з тими, що отримані на рівні 90%, і тому не представлені тут.

У цьому дослідженні параметри оцінюються на основі псевдомаксимальної оцінки вірогідності (quasi maximum likelihood estimation (QMLE)) у показниках BFGS алгоритму оптимізації з використанням економетричного набору WinRATS 7.0. Модель оцінки та діагностична перевірка для прибутків 0050-ETF протягом звітного періоду подані у таблиці 3.

Як показано в таблиці 3, параметри ω , α , β та γ в умовних рівняннях дисперсії є позитивними та важливими (принаймні на рівні 5%). При цьому, симетричний компонент GARCH вказує на існування збереження непостійності в прибутках ETF, оскільки $\alpha + \beta \approx 1$. Визначальним моментом у таблиці 3 є те, що параметр γ рівняння умовної непостійності у кожній моделі типу GJR є позитивним і дуже важливим, що означає, що негативні порушення (погані новини) роблять більший вплив на непостійність ETF, ніж позитивні порушення (гарні новини) тієї самої значимості. Оцінні значення для параметрів ν та a_0 , що коливаються від 3.350 до 3.405 і від 0.124 до 0.123, є статистично важливими на рівні 1%, що підтверджує присутність “важких хвостів” у серіях прибутків. Більш того, “важкий хвіст” зменшується, але не зникає, коли моделюється рівняння дисперсії з використанням нелінійної специфікації GARCH.

Згідно з результатами панелі А таблиці 4, модель GJR-N дає найбільшу середню величину оцінок VaR, далі йде модель GARCH-N. Однак моделі GARCH-N або GJR-N не можуть пройти критерії LR_{uc} та LR_{cc}, що свідчить про те, що моделі з нормальною похибкою переоцінюють VaR, засновану на моделі. З іншого боку, решта моделей проходять критерії покриття, що наводить на думку про те, що дистрибутивні припущення “важких хвостів” здатні здійснювати

відповідні щоденні прогнози VaR. Це доводить те, що дистрибутивне припущення відіграє значну роль для VaR-оцінок на нижчому рівні значимості, ніж специфікація асиметрії непостійності. Цікаво те, що моделі GARCH-HT та GJR-HT проходять критерій LR_{uc}/LR_{cc} , а їх кількість емпіричних відмов є дуже близькою до встановленої. Отже, прийняття HT-розподілу є кращим, ніж прийняття t-розподілу для щоденних прогнозів VaR на низькому рівні значимості.

Для випадку рівня значимості 99% спостерігаємо, що моделі GARCH-N, GJR-N, GARCH-t та GJR-t можуть пройти критерій безумовного покриття, що вказує на те, що вибіркова точка оцінки статистично узгоджується з приписаним рівнем значимості цих чотирьох VaR-моделей. Повертаючись до колонки LR_{cc} -статистики, знаходимо, що вищезгадані чотири моделі також можуть пройти критерій умовного покриття. Це говорить про те, що функціонування цих моделей з часом залишається стабільним і не

погіршується на турбулентних ринках. Однак ні модель GARCH-HT, ні GJR-HT не можуть запропонувати відповідних VaR-прогнозів згідно зі статистикою LR_{uc} . Зважаючи на ці випадки, моделі були відхилені критерієм LR_{cc} . Доведено, що краще функціонування моделі з розподілом HT на нижчому рівні значимості не гарантує його перевагу на вищому. Крім того, кількість емпіричних відхилень, викликаних моделлю GJR-t є максимально наближеною до приписуваної. Можливо, модель GJR з t-розподілом є кращою, ніж модель з нормальним і HT-розподілами для щоденних прогнозів VaR на високому рівні значимості.

Однак для низького і високого рівнів значимості ризик-менеджер не може обрати унікальний метод VaR, за умов наявності більше, ніж однієї моделі. Відповідно, двоступенева процедура рекомендується для подальшого вибору однієї моделі серед різних кандидатів через загальну постійну функцію втрат у показниках різних рівнів значимості.

Таблиця 4. Зведені дані щодо міри ризикової вартості за межами вибірки

Панель А. Результати VaR на рівні значимості 90%					
	Середня VaR	Порушення	Кількість відмов	LR_{uc}	LR_{cc}
GARCH-N	-1.4006	12	0.0480	9.1217*	11.6200*
GARCH-t	-1.1930	20	0.0800	1.1845	1.2916
GARCH-HT	-1.0840	27	0.1080	0.1737	0.5798
GJR-N	-1.4277	13	0.0520	7.6268*	9.6089*
GJR-t	-1.2080	20	0.0800	1.1845	1.2916
GJR-HT	-1.1099	23	0.0920	0.1821	0.1911
Панель Б. Результати VaR на рівні значимості 99%					
	Середня VaR	Порушення	Кількість відмов	LR_{uc}	LR_{cc}
GARCH-N	-2.5857	5	0.0200	1.9568	4.3871
GARCH-t	-3.1482	4	0.0160	0.7691	3.9306
GARCH-HT	-2.1486	6	0.0240	3.5553*	5.4073*
GJR-N	-2.6198	5	0.0200	1.9568	4.3871
GJR-t	-3.1269	3	0.0120	0.0949	4.2096
GJR-HT	-2.2021	7	0.0280	5.4969*	7.3421*

Примітка: 1. Критичні значення статистик LR_{uc} та LR_{cc} на рівні значимості 10% є 2.71 та 4.61, відповідно. 2. * – значимість на рівні 10%.

3.2. Вибір моделі, що базується на знаковому критерії Діболда та Маріано. Для моделей, які можуть відповідати умовам критеріїв покриття, у дослідженні використано односторонні знакові критерії при подальшій оцінці інших конкурентоздатних моделей.

У таблиці 5 відображено кінцеві результати стандартизованих знакових критеріїв на низькому та високому рівнях значимості. Панель А таблиці містить перелік середніх значень функції втрат, що отримані різними моделями VaR згідно з процедурою відбору, що обговорюється вище. Ці значення показують, що модель GJR-HT (GARCH-t) має нижчі економічні витрати, ніж

GARCH-HT (GJR-t), на рівні значимості 90% (99%). Однак нижче середнє значення FLF не обов'язково має означати перевагу тієї моделі серед її конкурентів. Відповідно, знаковий критерій у Діболда і Маріано (1995) вводиться для подальшого дослідження переваги серед інших кандидатів.

Стандартизована статистика знакового критерію представлена в панелі Б таблиці 5. Знаковий критерій, що застосовується для цих моделей по відношенню до FLF, показує, що модель GARCH-HT значно перевершує модель GJR-HT на низькому рівні значимості. Це доводить те, що специфікація розподілу “важких хвостів”

(*HT*-помилка) є більш важливою, ніж асиметрія непостійності під час оцінки щоденних VaR на нижчому рівні значимості. З іншого боку, модель GJR-*t* має значно кращі показники, ніж модель GARCH-*t* на високому рівні значимості. Отже, це вважатиметься суттєвим доказом того, що специфікація асиметричної непостійності та дистрибутивне припущення *t*-помилки є важливими для вдосконалення прогнозів VaR з використанням вищого рівня значимості.

Таблиця 5. Критерії переваги у показниках FLF на різних рівнях значимості

Панель А. Середні значення			
Рівень значимості 90%		Рівень значимості 99%	
Модель	FLF	Модель	FLF
GARCH- <i>HT</i>	0.24397	GARCH- <i>t</i>	0.11326
GJR- <i>HT</i>	0.23674	GJR- <i>t</i>	0.11588
Панель Б. Знакові критерії			
$\hat{S}_{G-HT, GJR-HT}$	-2.6563*	$\hat{S}_{G-t, GJR-t}$	1.8973
$\hat{S}_{GJR-HT, G-HT}$	2.6563	$\hat{S}_{GJR-t, G-t}$	-1.8973*

Примітка: 1. Критичне значення статистики \hat{S}_{ij} (\hat{S}_{ji}) на рівні 5% дорівнює -1.645. 2. * – значимість на рівні 5%. 3. Відхилення \hat{S}_{ij} (\hat{S}_{ji}) означає, що модель *i* (*j*) значно перевершує модель *j* (*i*).

Підсумувавши результати, здобуті в 3.1 і 3.2, маємо три головні висновки. По-перше, дистрибутивне припущення відіграє важливу роль для прогнозів VaR на нижчому рівні значимості, ніж специфікація асиметрії непостійності. По-друге, дистрибутивне припущення та специфікація асиметричної непостійності є суттєвими для удосконалення функціонування VaR на вищому рівні значимості. І нарешті, *HT*-розподілу віддається перевага на нижчому рівні значимості, тоді як *t*-розподіл домінує на вищому рівні.

Висновок

Останнім часом біржові індексні фонди (ETF) стали домінуючими інвестиційними інструментами серед світових інвесторів. Велика кількість літератури, пов'язаної з ETF, в основному зосереджується на дослідженні ціни, гарантій, міжнародної коінтеграції і ризико-прибуткового функціонування ETF та інвестиційних компаній

Список використаних джерел

- Alexander, C., Barbosa, A., 2007, Hedging index exchange traded funds. *Journal of Banking and Finance* 32, 326-337.
- Alexander, C., Leigh, C., 1997, On the covariance models used in value at risk models. *Journal of Derivatives* 4, 50-62.
- Ané, T., 2006, An analysis of the flexibility of asymmetric power GARCH models. *Computational Statistics & Data Analysis* 51, 1293-1311.
- Angelidis, T., Benos, A., Degiannakis, S., 2004, The use of GARCH models in VaR estimation. *Statistical Methodology* 1, 105-128.
- Angelidis, T., Degiannakis, S., 2005, Modeling risk for long and short trading positions. *Journal of Risk Finance* 6, 226-238.

закритого типу, що мають фіксовану структуру капіталу. На відміну від попередніх робіт, дана стаття є цінним внеском до літератури в плані моделювання та вимірювання ринкового ризику на ринку ETF з точки зору аналізу міри ризикової вартості.

У статті емпірично досліджено передбачуване функціонування VaR на один день уперед шести моделей міри ризикової вартості для 0050-ETF фондової біржі Тайваню, починаючи з 30 червня 2003 до 12 липня 2007 року. Частковий наголос робився на передбачуваному змісті двох можливих джерел удосконалення функціонування: асиметрія в процесі непостійності та дистрибутивне припущення. Ефективність оцінюється шляхом використання критерію двоступеневого вибору моделі. Виявлено декілька вагомих доказів, які мають бути розглянуті ризик-менеджерами, що прагнуть точно обчислити VaR. По-перше, на нижчому рівні значимості модель GARCH/GJR, що асоціюється з прибутковими нововведеннями, які слідують за нормальним розподілом, має намір переоцінити VaR, засновану на моделі. На відміну від цього, моделі зі Ст'юдент-*t* розподілом або *HT*-помилками можуть робити відповідні прогнози VaR, що свідчить про те, що дистрибутивне припущення “важких хвостів” значно впливає на VaR-прогнози на нижчому рівні значимості, тоді як асиметрія непостійності – ні. По-друге, на вищому рівні значимості не лише розподіл “важких хвостів” відіграє важливу роль у VaR-прогнозах, але й специфікація асиметрії непостійності. Нарешті, застосування розподілу “важких хвостів” у моделюванні VaR не обов'язково є постійним на різних рівнях значимості, оскільки отримані нами результати свідчать про те, що *HT*-розподілу віддається перевага на нижчому рівні, тоді як *t*-розподіл є головною альтернативою на вищому рівні значимості.

Загалом, емпіричні результати вказують на те, що консервативні/активні ризик-менеджери можуть прийняти запропоновану модель GJR-*t*/GARCH-*HT* як корисний параметр ризику банкрутства під час захисту проти ринкової невизначеності на нестійких ринках ETF.

6. Bams, D., Lehnert, T., Wolff, C.C.P., 2005, An evaluation framework for alternative VaR-models. *Journal of International Money and Finance* 24, 944-958.
7. Bollerslev, T., 1987, A conditional heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *Review of Economics and Statistics* 69, 542-547.
8. Brooks, C., Persaud, G., 2003, The effect of asymmetries on stock index return Value-at-Risk estimates. *Journal of Risk Finance* 4, 29-42.
9. Christoffersen, P.F., 1998, Evaluating interval forecasts. *International Economic Review* 39, 841-862.
10. Chu, Q.C., Hsieh, W.L., 2002, Pricing efficiency of the S&P 500 index market: evidence from the Standard & Poor's depository receipts. *Journal of Futures Markets* 22, 877-900.
11. Diebold, F.X., Mariano, R.S., 1995, Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics* 13, 253-263.
12. Engle, R.F. and Ng, V., 1993, Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance* 48, 1749-1778.
13. Franses, P.H., Dijk, D.V., 1996, Forecasting stock market volatility using (non-linear) GARCH models. *Journal of Forecasting* 15, 229-235.
14. Glosten, L., Jagannathan, R., Runkle, D., 1993, On the relation between the expected value and the volatility nominal excess return on stocks. *Journal of Finance* 46, 1779-1801.
15. Harper, J.T., Mdura, J., Schnusenberg, O., 2006, Performance comparison between exchange-traded funds and closed-end country funds. *International Financial Markets, Institutions & Money* 16, 104-122.
16. Huang, Y.C., Lin, B.J., 2004, Value-at-Risk analysis for Taiwan stock index futures: Fat tails and conditional asymmetries in return innovations. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 22, 79-95.
17. Hung, J.C., Lee, M.C., Liu, H.C., 2008, Estimation of Value-at-Risk for energy commodities via fat-tailed GARCH models. *Energy Economics* 30, 1173-1191.
18. Jarque, C.M., Bera, A.K., 1987, A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistics Review* 55, 163-172.
19. Jorion, P., 2000, *Value at Risk: The new benchmark for managing financial risk*. McGraw-Hill, New York.
20. Kupiec, P., 1995, Techniques for verifying the accuracy of risk management models. *Journal of Derivatives* 3, 73-84.
21. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., 1992, Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
22. Ling, S., McAleer, M., 2002, Stationarity and the existence of moments of a family of GARCH processes. *Journal of Econometrics* 106, 109-117.
23. Marcucci, J., 2005, Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 9, 1-53.
24. Nelson, D.B., 1991, Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica* 59, 347-370.
25. Olienyk, J.P., Schwebach, R.G., Zumwalt, J.K., 1999, WEBS, SPDRs and country funds: analysis of international cointegration. *Journal of Multinational Financial Management* 9, 217-232.
26. Phillips, P.C.B., Perron, P., 1988, Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, 335-346.
27. Politis, D.N., 2004, A heavy-tailed distribution for arch residuals with application to volatility prediction. *Annals of Economics and Finance* 5, 283-298.
28. Sarma, M., Thomas, S., Shah, A., 2003, Selection of Value-at-Risk models. *Journal of Forecasting* 22, 337-358.
29. So, M.K.P., Yu, P.L.H., 2006, Empirical analysis of GARCH models in Value at Risk estimation. *International Financial Markets, Institutions & Money* 16, 180-197.
30. Tse, Y., Martinez, V., 2007, Price discovery and informational efficiency of international iShares funds. *Global Finance Journal* 18, 1-15.

Отримано 23.01.2009

Переклад з англ. Філатової Ю.