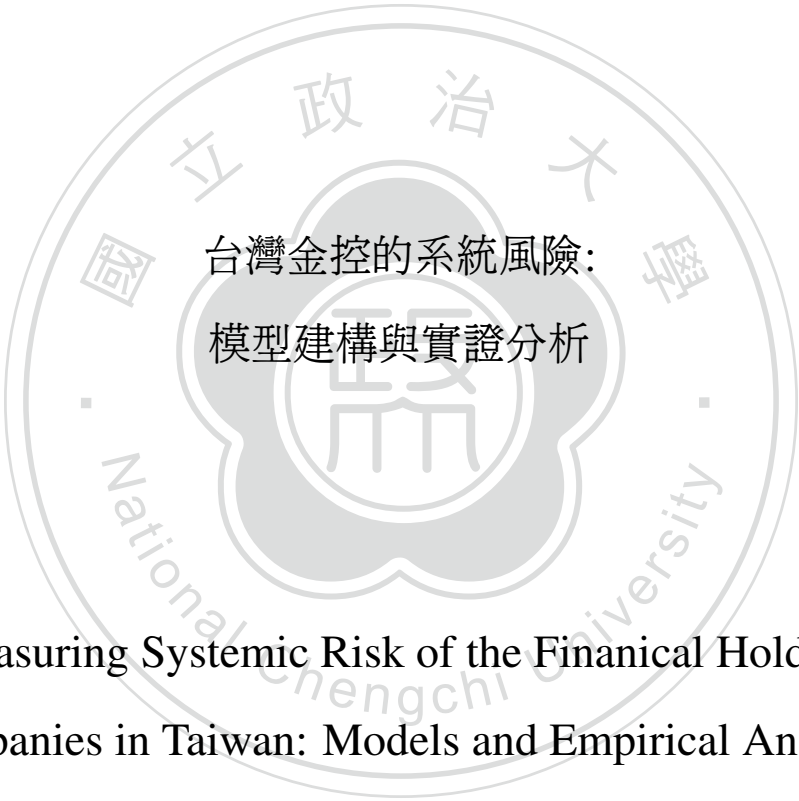


國立政治大學經濟學系碩士論文

指導教授: 徐士勛博士

The logo of National Chengchi University is a circular emblem. It features a central five-petaled flower shape. Inside the flower, the Chinese characters '政大' (Chengchi University) are written in a stylized font. The outer ring of the emblem contains the university's name in Chinese '國立政治大學' at the top and 'National Chengchi University' at the bottom, separated by two small squares.

台灣金控的系統風險：
模型建構與實證分析

Measuring Systemic Risk of the Financial Holding
Companies in Taiwan: Models and Empirical Analysis

研究生: 郭冠麟

中華民國106年6月

謝辭

光陰似箭，一轉眼又到了畢業的季節，研究生生涯也到了尾聲。感謝論文指導教授徐士勛老師，給予我論文的方向，嚴格地要求我們論文細節，並且提出建議與指導，使我能完成最終的論文。真的很慶幸能夠被您教導，從你平易近人且幽默談吐地相處中，讓我更覺得您是一位不可多得的好老師。另外，老師要照顧小孩之餘還要批改我們進度，真的辛苦了，也很感激老師的付出及勉勵。

也感謝口試委員徐之強教授和黃裕烈教授，在口試時的提供寶貴的建議，讓我可以更完善實證結果的部分。

接著，感謝同門同學元駿、妍之和紹傑。這段時間的彼此討論和助教 TA 時的幫助，相信大家未來職場等等都能很順利的。同樣感謝經研好朋友等數十位夥伴們這兩年來的陪伴，一起出遊、唱歌和念書，是這研究所最讓人回味的時光。最後，感謝我的家人及朋友們，全力支持我念研究所，以及在論文寫作時在背後給予我的勉勵，謹將本次成果獻於你們。

郭冠麟 謹致於

國立政治大學經濟學系研究所

中華民國一百零六年六月

摘要

由於 2007-2009 年金融風暴的發生，使得系統風險的研究受到相當大的關注，而此論文也將探討台灣金融業的現況。我們根據 Adrian et al.(2016)、Acharya et al.(2012) 以及 Brownlees et al.(2012)所提出的 ΔCoVaR 、MES 以及 SRISK 等系統風險衡量指標，估算台灣金控系統風險的大小，以及評斷台灣系統風險重要金控的排序。透過時間序列及橫斷面的分析，我們更將風險趨勢分群，或是從相關風險指標來作為監督機構或投資大眾參考的早期警訊。最後，我們亦透過追蹤資料模型，找出系統風險重要解釋變數，並分析變數的可能影響效果。

關鍵詞: 金融控股公司、SRISK、 ΔCoVaR 、MES、系統風險

Abstract

After the Financial Crisis of 2007-2009, there have been rich research about systemic risk analysis, and this work focus on financial industry in Taiwan. According to Adrian et al.(2016)、Acharya et al.(2012)and Brownlees et al.(2012), we consider four measures for systemic risk,they are MES、SRISK、 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ and $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$. We demonstrate how to compare four different measures, and display the ranking of the Systemically Important Financial Institutions (SIFs) based on the resulting SRISK, for Taiwanese holding companies. Finally, we also discuss the individual and macroeconomic effects on systemic risk by using panel data regression.

關鍵詞: Financial Holding Companies、SRISK、 ΔCoVaR 、MES、Systemic Risk、

目錄

1	緒論	1
1.1	研究背景	1
1.2	研究目的	2
2	文獻回顧	4
2.1	風險衡量方法和模型	4
2.2	國內資料文獻探討	7
3	實證定義與模型方法	9
3.1	風險價值 (VaR)	9
3.2	條件下風險價值 (CoVaR)	10
3.3	條件下風險價值差額 (Δ CoVaR)	11
3.4	邊際預期缺口 (MES)	14
3.5	系統風險 (SRISK)	16
4	資料來源與實證結果	19
4.1	敘述統計	19
4.2	時間序列分析	26
4.3	橫斷面分析	31
4.4	迴歸分析	32

圖目錄

1	VaR & $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 相關性分析。(以2008/11/3爲例) . . .	6
2	MES & Beta.	27
3	SRISK時間序列圖.	28
4	華南金控的MES & $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 時序分析.	29
5	元大金控的 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ & $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$	29
6	金控公司的 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$	30
7	金控公司的 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 差異。(以富邦金控爲參考組). . .	30
8	金控公司的 $\Delta^{\$}\text{CoVaR-DCC}$	31

表目錄

1	解釋變數彙整.	19
2	台灣系統風險重要金控排序.	21
3	解釋變數敘述統計A.	22
4	解釋變數敘述統計B.	23
5	被解釋變數敘述統計A.	24
6	被解釋變數敘述統計B.	25
7	金融風暴.	33
8	歐債危機.	34

9 追蹤資料迴歸模型。 36



1 緒論

1.1 研究背景

銀行是一國經濟發展不可或缺的一環，從作為服務中介機構媒介資金需求、供給者到信用擔保、調度周轉等功能，擔當活絡經濟成長及穩定金融的機構而存在。隨著金融業的蓬勃發展，在金融分業監管體制下紛紛成立金融控股公司，由控股公司持有銀行、保險及證券等股權，金控公司存在對於公司治理、監管壓力等方便性，但由於控股模式有利於業務發展和資金運用靈活，若無有效風險監督，則容易造成經濟的動盪。銀行或金控公司聚攏資金容易，而傳統銀行間業務同質性高，獲利有限，因此銀行為追求高獲利下，不間斷地金融創新，透過高槓桿的投資行為，所產生的諸多風險衍生一系列金融損失甚至銀行倒閉。

2005-2006年次級房屋信貸危機則是導火線的開始，在寬鬆的房屋頭期款及低利率下的信用貸款，且投資人普遍相信房價上升的認知下，而在房價泡沫後，投資人抵押的房屋法拍也無人問津，而當初為分散風險的資產證券化發行的不動產抵押貸款債券，為往後金融風暴發生埋下伏筆。

導致在2007-2009金融風暴期間，先是政府一連串救市資金挹注，直到作為不動產抵押貸款債券最大承銷商的雷曼兄弟，不被美國聯準會提供資金紓困下申請破產後，民衆普遍對經濟悲觀、大企業不願意額外投資以及銀行信用收縮造成中小企業周轉不臨倒閉，最終引發經濟大衰退。

1.2 研究目的

Biasi(2012) 提到：「 尷尬地感謝學界和監督者對於 2007-2009 年金融風暴的回響，而豐富了系統風險的分析。」，系統風險實際上是被視為「你很難定義它，但你看它發生時你就會知道」的概念，¹因此現今仍舊沒有一個明確的定義。目前較具代表性是由美國聯準會 Daniel Tarullo 定義：「 系統風險重要金融機構若未履行對債權人及顧客的義務時，將會對金融系統和整體經濟有負向影響。」，而巴薩爾銀行監理委員會對於判斷系統風險重要金融機構 (Systemically Important Financial Institutions , SIFs) 採納要點：規模、複雜性、關聯性以及全球性活動，且每年美國金融穩定委員會 (Financial Stability Board) 與巴薩爾委員會討論後公布全球系統風險重要金融機構 (G-SIFs)。

因此運用適當的風險衡量方法，認定一金融機構是否為系統風險重要機構或其系統風險大小程度，可供監督機構政策參考及投資人審慎清楚潛在系統風險，是本次研究目的。風險價值 (Value at risk , VaR) 在過往是最早用於投資組合的風險衡量，優點是計算簡單且高效率，而在1990年代蔚為風潮，模型方法層出不窮，是當時風險管理必要的工具；缺點在極端事件發生下卻也顯而易見，其估計結果嚴重失準，因為並未考慮到總體經濟環境變遷等等。所以本次研究借鑑 Adrian and Brunnermeier(2016) 提出條件下風險價值 (Conditional Value at Risk , CoVaR)、Acharya, Pedersen, Philippon, Richardson(2010) 提出邊際預期缺口 (Marginal Expected Shortfall , MES)

¹原文:how to define,but you know it when you see it

和 Brownless and Engle (2012) 提出系統風險 (Systemic Risk , SRISK) , 共計三種風險衡量方法 , 處理台灣金融控股公司對於整體金融系統上的系統風險貢獻 , 並比較不同風險衡量方法之間的優缺點 , 以及台灣金控之間系統風險的排序。

本文一共分成五章 , 其中第一章為緒論 , 揭示了我們的研究動機與本文的章節架構。第二章為文獻回顧 , 簡述過去探討系統風險的衡量方法與各類型模型。第三章為實證定義與模型方法 , 詳細的介紹我們所使用的理論 , 和模型的估計步驟。第四章為資料來源與實證結果 , 說明我們所使用的資料與研究方法。最後再於第五章作出總結。



2 文獻回顧

Benoit, Colliard, Hurlin, Perignon(2015) 將系統風險相關議題分為四類並歸納在兩種方法，第一種為特定來源方法 (Source-Specific Approach) 其下又序分為 Systemic Risk-Taking(系統風險承擔)、Contagion(傳染效果)、Amplification Mechanisms(擴大機制) 三類，第二種方法為全球面方法 (Global Approach)，是描述系統風險的衡量方法，也是近幾年學術上主流，本研究亦探討這類型的風險衡量。

2.1 風險衡量方法和模型

VaR 在 1996 年時，由 JP Morgan 發展的系統 (RiskMetrics System) 而被人們熟知，目前已是許多金融機構常用於衡量風險的方法。由於 VaR 有所不足之處，Engle(2004) 遂提出條件自我風險價值 (Conditional Autoregressive Value at Risk, CaViaR)，加入了槓桿效果以捕捉報酬分配具有不對稱的現象；White(2015) 則擴展到多變數多分量下而提出 MVMQ-CaViaR，類似以 VaR 進行向量自我迴歸模型的分析。

此外，有鑑於 VaR 只關注於個別公司或投資組合的尾端風險，而忽略了發生危機等外生變因的情況，Adrian and Brunnermeier(2016) 提出條件風險價值 (CoVaR)，在給定條件影響下計算風險價值，而 ΔCoVaR 則為在金融危機下與正常情況下之間的條件風險差額，之後 Girardi and Ergun (2013) 更將 ΔCoVaR 推展至一般式，其中金融危機可定義為某家特定金控

的損失超過或等於 VaR。

在文獻上 ΔCoVaR 較常使用的估算模型如 Koenker (1978)提出的分量迴歸 (Quantile Regression)，以及 Brownlees and Engle(2012)所建構多變量 GARCH-DCC 模型，還有 Mainik and Schaanning(2012) 使用 Copula 模型等。另外由圖 1 可得知在 2007-2009 金融風暴期間，各金控公司的 VaR 及 ΔCoVaR -DCC 存在極弱的相關性，此結果與 Adrian et al.(2016) 分析美國金融業資料結果相同。

Artzner et al.(1999) 認為要滿足四個公理，分別為遞移性 (Translation invariance)、可加性 (Subadditivity)、正齊次性 (Positive Homogeneity) 和單調性 (Monotonicity) 時才稱作一致性的風險衡量方法。其中，Artzner 提到 VaR 並不滿足可加性所以在探討風險投資組合時不適用，且未考慮總體經濟事件，因此提出尾端條件預期 (Tail Conditional Expectation) 定義，而後 Acerbi et al.(2001)完善並提出預期缺口 (Expected Shortfall, ES) 方法。Taylor(2007) 提出指數權重分量迴歸 (Exponentially Weighted Quantile Regression, EWQR) 以及兩階段核函數指數權重分量迴歸 (Double Kernel Exponentially Weighted Quantile Regression, EWDKQR) 來計算 VaR 和 ES，並且應用 Hit Test、DQ Test 以及 Bootstrap Test 比較以往常用的風險衡量方法，如歷史資料模擬 (Historical Simulation)、極端風險理論 (Extreme Value Theory, EVT) 和 CaViaR 等方法的有效性。Acharya et al.(2010) 提出系統預期缺口 (Systemic Expected Shortfall, SES) 以及邊際預期缺口 (Marginal Expected Shortfall, MES) 此兩種系統風險的衡量方

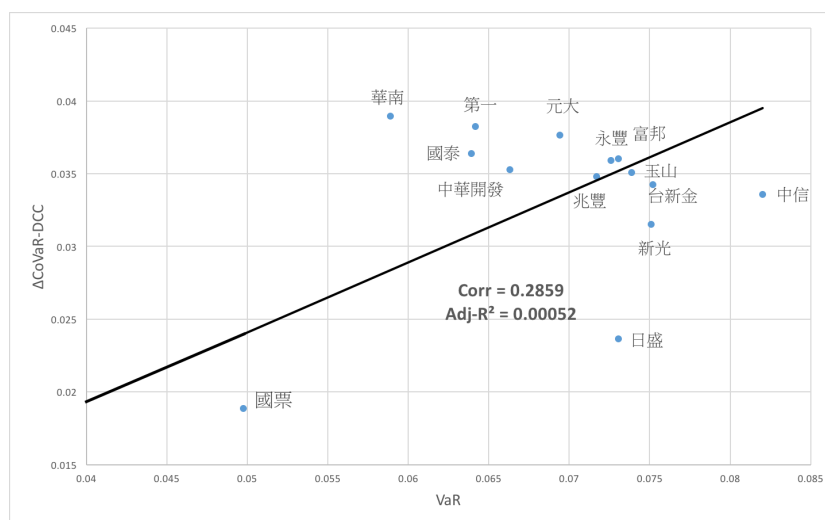


圖 1: VaR & $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 相關性分析。
(以 2008/11/3 為例)

式。其中，作者認為先由 SES、ES 等決定最適系統風險稅，金融監督者可根據此課稅用於因應未來金融危機時的系統風險成本。但有鑑於金融危機發生的機率在實證上難以觀察，因此退而以 MES、Beta 等風險變數來估計實現的系統預期缺口 (Realized SES)，其中，槓桿比率是一重要解釋變數。Acharya, Engle, Richardson (2012) 提出 SRISK 的系統風險衡量方法，之後 Brownlees and Engle (2012) 納入 MES 修正後，SRISK 可視為由槓桿、規模和 MES 的組成。前面兩者可從資產負債表取得，而 MES 需透過時間序列模型估算；其中，Engle et al. (2012) 利用各兩種靜態和動態模型，分別有 Rolling Static Factor model、Rolling Bivariate model、Dynamic Beta model (Engle, 2014) 和 Copula model 用以估計 MES。

不同於上述資金預期缺口而造成系統風險危機，系統風險亦可能因為金融業之間交互影響下，存在太過關連而不能倒 (Too-interconnected-to-fail)

的現象。Billio et al.(2012) 運用主成分分析 Principle Component Analysis 和 Granger Causality 來衡量金融及保險部門的關聯性 (Connectedness)，其中首次提出以 Pairwise Granger Causality 建構金融網絡 (Financial Network)。Chen et al.(2015) 建構固定效果追蹤資料模型來分析系統風險，其中，網絡密度 (Network Density) 為其重要解釋變數，是以給定市場風險價值的落後項下的 Pairwise Granger Causality 估計而得，以此捕捉內生關聯性 (Interconnectedness)。

以上諸多文獻，用已知的公開資料，由不同切入面向或不同模型建構一個即時且可有效判斷經濟機制的衡量方法，來捕捉經由溢出效果、網絡效果等造成金融系統危害的程度，最終可供監督機構作為政策制定的工具。

2.2 國內資料文獻探討

鐘經樊 (2011) 利用民營、公營及外資銀行的拆放款資料，以信用風險分配為基礎下，建構個別銀行的流動風險、銀行間的傳染風險以及銀行破產的外部損失皆採納的動態風險模型，其中個別銀行所貢獻的流動風險是以條件下預期缺口 (Conditional Expected Shortfall, CoES) 做計算，且資料顯示 CoES 的大小與銀行市值有正向關係，作者亦認為最終估計的 CoES、 Δ ES 等風險指標，隨之而得的銀行系統風險貢獻排序對政策監督應有其價值。

不同於計算單一金融機構對於系統風險的貢獻，Sheu and Cheng(2011) 認為產業之間太過關聯會產生特定產業風險 (Sector-Specific Risk)，而個別風險發生時經由溢出效果到整個系統，因此應用台灣各產業資料建構 Sec-

tor ΔCoVaR 。其中電子及銀行產業是系統風險貢獻最大的，另外透過監看 Sector ΔCoVaR 的變化，可作為各產業早期預期指標。



3 實證定義與模型方法

這章節中，我們首先介紹一般公司常用評量系統風險的「風險價值法 (VaR)」以及「預期缺口 (ES)」後，我們會探討當面臨金融危機時，風險價值法需如何轉變成更適當的「條件下風險價值法 (CoVaR)」和「邊際預期缺口 (MES)」，並利用 Brownless and Engle (2012)和 Adrian and Brunnermeier(2016)等人提出的模型進行相關參數的估計。

3.1 風險價值 (VaR)

令 $r_{i,t}$ 為第 i 家金融機構在 t 時間下的權益報酬，則 VaR 可以被定義為在給定期間以及機率下的最大損失財務部位，其數學式為： $Pr(r_{i,t} \leq -VaR_{i,t}^q) = q$ ，其中 $VaR_{i,t}^q$ 稱為第 q 分量下的風險價值。在已知的文獻上有許多的方法可以去估算 VaR，如歷史報酬模擬、極值理論模型、各類型的分量迴歸以及根據標準化殘差下的 ARMA-GARCH 模型模擬等等。

事實上，我們已知用 VaR 方法衡量風險有其侷限性。首先，因為 VaR 本身隱含未來走勢與過去相同，服從同一種分配的前提假設，所以若市場上常面臨突發事件或金融危機時，VaR 並無法全面掌握市場風險。此外 VaR 在評價不同資產的極端情況時，其具有著較不敏感的特性；如 管中閔 (2009) 以下列兩種資產分配來說明：

$$f_{Y_A}(y) = \begin{cases} 0.45 & y \in [0, 2), \\ 0.05 & y \in [-2, 0), \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$f_{Y_B}(y) = \begin{cases} 0.45 & y \in [0, 2), \\ 0.05 & y \in [-1, 0), \\ 0.025 & y \in [-3, -1), \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

其中 Y_A 為資產 A 的報酬， Y_B 則為資產 B 的報酬，而 f_{Y_A} 和 f_{Y_B} 為兩資產的機率分配函數。

由此兩種分配設定可看出資產 B 有較大可能性有著更大的損失甚過於資產 A，但 $VaR_{Y_A}^{0.05} = VaR_{Y_B}^{0.05} = 1$ 、 $VaR_{Y_A}^{0.1} = VaR_{Y_B}^{0.1} = 0$ ，我們可以看出在 0.1 以及 0.05 分量下，我們對於資產 A 與資產 B 市場風險的判讀是相同的。因此若市場發生財務風暴等金融危機時，例如在 0.01 分量下時，資產 B 很有可能會有超乎預期的損失，但藉由 VaR 我們卻無法有效地掌握資產風險，進而造成我們對於不同資產損失的判斷錯誤。

3.2 條件下風險價值 (CoVaR)

實證上，另一常用於衡量風險的評價法為計算條件下的風險價值 (CoVaR)，當極端事件發生時，更具備幫助公司估算系統風險。有一事件 C 在發生機率為 q 時，考慮到給定第 i 家金融機構發生事件 $C(X_i)$ ，而第 j 家金融機構所面臨的市場風險，即為 CoVaR；其定義公式如下：

$$Pr(X^j \leq CoVaR_q^j | C(X_i) | C(X_i)) = q.$$

在我們研究之中， X_j 為第 j 家金融機構的權益報酬，而事件我們會取給定在市場報酬小於某一門檻下，即金融危機下做第 j 家金融機構 CoVaR 的

計算。

3.3 條件下風險價值差額 (ΔCoVaR)

相較於前述定義， ΔCoVaR 則定義為給定第 i 家金融機構處在第 q 分量下的風險價值時，第 j 家金融機構所面臨的風險價值，扣除掉給第 i 家金融機構處在第 0.5 分量的風險價值時，第 j 家金融機構所面臨的風險價值。言而總之，意即 ΔCoVaR 金融系統 (或稱金融市場) 之下方風險價值在第 i 家金融機構發生危機情況下與正常情況下之間的風險價值差額；其數學式表示為：

$$\Delta\text{CoVaR}_q^{s|i} = \text{CoVaR}_q^{s|X^i=\text{VaR}_q} - \text{CoVaR}_q^{s|X^i=\text{VaR}_{50}}, \quad (1)$$

其中由 s 即金融市場取代原本的第 j 家金融機構，對於 ΔCoVaR 的估計方法上，當前實證研究以分量迴歸及 GARCH-DCC 模型為主流，以下我們分別探討這兩種方法的應用。

分量迴歸 (Quantile Regression)

根據 Adrian and Brunnermeier(2016) 的架構，CoVaR 與 VaR 滿足下列線性關係：

$$\text{CoVaR}_q^i = \text{VaR}_q^{s|X^i=\text{VaR}_q} = \hat{\alpha}_q + \hat{\beta}_q \text{VaR}_q^i, \quad (2)$$

其中 $\hat{\alpha}_q$ 為此分量迴歸的截距項估計式，以及 $\hat{\beta}_q = \rho_{i,t} \sigma_{m,t} / \sigma_{i,t}$ 為此分量迴歸的斜率項估計式；此式將 ΔCoVaR -Quantile 與 VaR 的關連簡化為

線性關係。

再將第 (2) 式代入第 (1) 式整後後可得：

$$\Delta CoVaR_q^i = VaR_q^{s|X^i=VaR_q} - VaR_q^{s|X^i=VaR_{50}} = \hat{\beta}_q (VaR_q^i - VaR_{50}^i).$$

GARCH-DCC模型

除此之外，根據 Brownless and Engle (2012)，提出在二元動態時間時序模型 (bivariate dynamic time series model) 如下：

$$r_t = H_t^{1/2} v_t, \quad (3)$$

$$H_t = \begin{pmatrix} \sigma_{m,t}^2 & \sigma_{i,t} \sigma_{m,t} \rho_{i,t} \\ \sigma_{i,t} \sigma_{m,t} \rho_{i,t} & \sigma_{i,t}^2 \end{pmatrix},$$

r_t 為市場報酬與權益報酬的向量， H_t 表示條件下之共變異數矩陣， v_t 為市場干擾項以及金融機構獨有的干擾項，且其分配為未知。其中我們利用正定矩陣分解 (Cholesky decomposition) 變異數矩陣 H_t 後，可得 $H_t^{1/2}$ 一般式：

$$H_t^{1/2} = \begin{pmatrix} \sigma_{m,t} & 0 \\ \sigma_{i,t} \rho_{i,t} & \sigma_{i,t} \sqrt{1 - \rho_{i,t}^2} \end{pmatrix}, \quad (4)$$

此時報酬矩陣 r_t 可改寫成下式：

$$r_{m,t} = \sigma_{m,t} \varepsilon_{m,t},$$

$$r_{i,t} = \sigma_{i,t} \rho_{i,t} \varepsilon_{m,t} + \sigma_{i,t} \sqrt{1 - \rho_{i,t}^2} \xi. \quad (5)$$

此處，Brownless and Engle (2012) 假設條件相關係數 $\rho_{i,t}$ 隨時間改變以捕捉市場與金融機構之間的動態尾端關係。

變異數模型設置

在眾多 GARCH 模型之中，爲了有效捕捉槓桿效果，我們採用 Glosten, Jagannathan and Runkle(1993)變異數模型設定 GJR-GARCH(1,1,1) 模型如下：

$$\sigma_{m,t}^2 = \omega_m + \alpha_m r_{m,t-1}^2 + \delta_m r_{m,t-1}^2 I_{m,t-1}^- + \beta_m \sigma_{m,t-1}^2,$$
$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \delta_i r_{i,t-1}^2 I_{i,t-1}^- + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2,$$

其中 $I_{m,t-1}$ 爲指標變數，當 $r_{m,t-1} < 0$ 則 $I_{m,t-1} = 1$ ，反之 $I_{m,t-1} = 0$ ； $I_{i,t-1}$ 亦爲指標變數，當 $r_{i,t-1} < 0$ 則 $I_{i,t-1} = 1$ ，反之 $I_{i,t-1} = 0$ 。此變異數模型並不同於一般 GARCH(1,1) 模型，藉由多加入的指標變數後，可知若負面消息多時，無論是市場變異數或金融機構的變異數，都會比得到正面消息時的變異數來得大，這樣的設定使我們能捕捉資料中有可能的槓桿效果。

相關係數設置

我們將共變異數矩陣拆分成以下形式：

$$\text{Var}_{t-1} \begin{pmatrix} r_{i,t} \\ r_{m,t} \end{pmatrix} = D_{i,t} P_{i,t} D_{i,t}$$
$$= \begin{bmatrix} \sigma_{i,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{m,t} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1 & \rho_{i,t} \\ \rho_{i,t} & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \sigma_{i,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{m,t} \end{bmatrix}.$$

其中 $P_{i,t}$ 表示隨時間變動的市場及公司報酬之相關係數矩陣， $D_{i,t}$ 爲個別變異數的對角矩陣 (diagonal matrix)。值得一提的是，我們並非直接將 $P_{i,t}$

矩陣模型化，而是在 DCC 模型下透過模型化一個虛擬相關係數矩陣 $Q_{i,t}$ ，再將此正定矩陣的轉換而得，表現式子如下：

$$P_{i,t} = \text{diag}(Q_{i,t}^{-1/2}) Q_{i,t} \text{diag}(Q_{i,t}^{-1/2}).$$

式中 $Q_{i,t}$ 再透過對稱 (symmetric) DCC 模型設定來估算

$$Q_{i,t} = (1 - \alpha_C - \beta_C) S_i + \alpha_C \epsilon_{i,t-1}^* \epsilon_{i,t-1}^{*'} + \beta_C Q_{i,t-1}.$$

上式中 $\epsilon_{i,t-1}^* = \text{diag}(Q_{i,t-1}^{1/2}) \epsilon_{i,t-1}$ ，以及根據 Mezirich and Engle(1996) 的估計式， $S_i = \epsilon_{i,t} \epsilon_{i,t}' / n$ 。另外 $Q_{i,t}$ 及 S_i 必須為正定矩陣下，滿足的必要且充分條件為 $\alpha_C > 0$ ， $\beta_C > 0$ ， $\alpha_C + \beta_C < 1$ 。

經過變異數和相關係數設置下的估計後，我們可以得到相關係數 ($\rho_{i,t}$)、市場變異數 ($\sigma_{m,t}$) 和金控機構變異數 ($\sigma_{i,t}$)，最終我們可以依此二元架構下，可計算出 $\Delta \text{CoVaR-DCC}$ ，數學式表示如下：

$$\Delta \text{CoVaR}_{i,t}^q = \gamma_{i,t} \{ \text{VaR}_{i,t}^q - \text{VaR}_{i,t}^{0.5} \}.$$

其中 $\gamma_{i,t} = \rho_{i,t} \sigma_{m,t} / \sigma_{i,t}$ ，另外此推導過程可參考 Benoit et al.(2012) 附錄 B。

3.4 邊際預期缺口 (MES)

公司在做風險管理時，兩種標準的衡量方法除了前面提及的 VaR 之外，另一種為預期缺口 (ES)。預期缺口 (ES)，定義為給定條件報酬在第 q 分量下小於 VaR_q 時的預期損失，其數學式為：

$$ES_q = -E(R | R \leq -\text{VaR}_q).$$

透過預期缺口 (ES) 我們可以知道市場在金融危機下的預期損失，但我們更希望分辨個別金融機構對於系統風險的貢獻，所以我們介紹另一種風險衡量方法，邊際預期缺口 (MES)，由於 R 可拆分成 i 個部分的報酬加總，即 $R = \sum y_i r_i$ ，其中 y_i 為比例權重，而我們要測量個別部分對於整體風險的敏感度時，則可對其做微分：

$$\frac{\partial ES_q}{\partial y_i} = -E(r_{i,t} | R \leq -VaR_q) = MES_q^i.$$

我們計算 MES 時，常落後一期 (第 $t-1$ 期) 來預期當期 (第 t 期)，是為短期邊際預期缺口 (one-period ahead MES)。又根據第 (3) 式的模型之下，邊際預期缺口亦可表示成公司權益報酬波動和公司與市場之間的相關係數函數，且隨著尾端分配聯動共移 (comovement)；因此 MES 可以改寫成下式：

$$\begin{aligned} MES_{i,t}(C) &= E_{t-1}(r_{i,t} | r_{m,t} < C) \\ &= \sigma_{i,t} \rho_{i,t} E_{t-1}\left(\varepsilon_{m,t} | \varepsilon_{m,t} \leq \frac{C}{\sigma_{m,t}}\right) \\ &\quad + \sigma_{i,t} \sqrt{1 - \rho_{i,t}^2} E_{t-1}\left(\xi_{i,t} | \varepsilon_{m,t} \leq \frac{C}{\sigma_{m,t}}\right). \end{aligned} \quad (6)$$

首先，我們也能從上式得知 MES 是一隨著個別金控機構報酬波動 ($\sigma_{i,t}$) 上升而增加的遞增函數；其次，金控機構與市場之間的相關係數 ($\rho_{i,t}$) 則是決定市場報酬殘差 ($\varepsilon_{m,t}$) 和金控機構報酬殘差 ($\xi_{i,t}$) 尾端預期的加權權重，隨著 ($\rho_{i,t}$) 上升，市場報酬殘差對於影響 MES 的比率更高，最後若金控機構殘差與市場殘差之間是完全相依關係時，則 $E_{t-1}(\xi_{i,t} | \varepsilon_{m,t} \leq \frac{C}{\sigma_{m,t}}) = 0$ 。

事實上 MES 的尾端預期 (溢出效果)，會因為 $-C/\sigma_{m,t}$ 過大，使得樣本數過少，而估計結果不穩定而失去有效性，所以根據 Scaillet (2005) 的非參數估計方法，我們利用核密度估計函數 (kernel density function) 來處理此問題。

$$\hat{E}_{t-1}(\varepsilon_{m,t}|\varepsilon_{m,t} \leq k) = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{m,t} K_h\left(\frac{k-\varepsilon_{m,t}}{h}\right)}{\sum_{t=1}^T K_h\left(\frac{k-\varepsilon_{m,t}}{h}\right)},$$

$$\hat{E}_{t-1}(\xi_{i,t}|\varepsilon_{m,t} \leq k) = \frac{\sum_{t=1}^T \xi_{i,t} K_h\left(\frac{k-\varepsilon_{m,t}}{h}\right)}{\sum_{t=1}^T K_h\left(\frac{k-\varepsilon_{m,t}}{h}\right)},$$

其中 $k = C/\sigma_{m,t}$ ， $K_h(t) = \int_{-\infty}^T k(u)du$ ， $k(u)$ 為核函數，而 h 則為頻寬參數 (bandwidth parameter)。在實證上，核函數的分配選擇對於結果上差異不大，所以我們直接以高斯常態分配來計算，頻寬參數大小的取用則為 $h = T^{-1/2}$ ，最後關於近似常態分配即頻寬參數的討論可參考 Scaillet (2005)。

3.5 系統風險 (SRISK)

根據 Acharya and Engle(2012) 對於系統風險的定義：

$$SRISK_{i,t} = E_{t-1}(Capital\ Shortfall|Crisis).$$

系統風險 (SRISK) 為衡量，在市場發生極端事件之下，所引發無論是直接或間接效果，使得資金短缺，而造成公司倒閉或瀕臨倒閉的一判斷風險價值指標。一般銀行會持有最低資本要求的緩衝是為了應對超出預期的資產風險，其中 $CB_{i,t}$ 表資本緩衝、 $W_{i,t}$ 權益的市場價值、 $D_{i,t}$ 表負債帳面價值，另外假設風險管理會限制保持 k 比例 (prudential ratio) 下的資產，則

$$CB_{i,t} = W_{i,t} - k(D_{i,t} + W_{i,t}).$$

若 (第 t 期) 感興趣於計算當未來 (第 $t + h$ 期) 金融危機時，在給定市場報酬小於某一門檻 C 的條件之下，所面臨多少預期資金短缺，則可定義

$$CS_{i,t} = -E_t(CB_{i,t+h} | R_{m,t+h:t} < C).$$

其中 $CS_{i,t}$ 為當期金融機構的資本短缺。為計算此預期式，我們更增加假設再發生系統事件下時，負債並不重新商議，即 $E_t(D_{i,t+h} | R_{m,t+h:t} < C) = D_{it}$ ，此時

$$\begin{aligned} CS_{i,t} &= kD_{i,t} - (1 - k)W_{i,t+h}E_t(R_{i,t+h} | R_{m,t+h} < C) \\ &= kD_{i,t} - (1 - k)W_{i,t}MES_{i,t+h}(C). \end{aligned} \quad (7)$$

我們此時則可估算系統風險，

$$SRISK_{i,t} = \max(0, CS_{i,t}). \quad (8)$$

實際上，在諸多文獻中常使用 MES，為在發生極端事件下，市場報酬小於 -2% 時，公司權益或資產的預期損失，而有鑒於短期邊際預期缺口注重在短期系統風險變化，無法觀測長期資金缺口的波動，所以 Brownless and Engle(2012) 建議引入長期邊際預期缺口 (Long-run MES,LRMES)。以及根據 Acharya et al.(2012) 認為系統風險發生時，金融危機是長期且持續的，因而改定義極端事件為市場報酬在接下來六個月內下跌超過 40% ，LRMES 若不是以分配模擬的話，可直接用 $1 - \exp(-18 \times MES)$ 來近似估算。結合第 (5)、(6) 式後 SRISK 改寫如下：

$$SRISK_{i,t} = \max(0, kD_{i,t} - (1 - k)(1 - LRMES_{i,t})W_{i,t}).$$

迴歸模型

關於系統風險，我們將會使用邊際預期缺口 (MES, Archaya et al., 2012)， ΔCoVaR (Adrian and Brunnermeier, 2016)，以及由 GARCH-DCC 和分量迴歸架構下的兩種估計方法。我們採用追蹤資料 (Panel Data) 迴歸模型，去解釋系統風險與公司獨有變數和總體經濟狀態變數之間的關係。追蹤資料迴歸模型分為固定效果模型 (Fixed Effect Model) 以及隨機效果模型 (Random Effect Model) 兩種，迴歸模型依序如下：

$$SRISK_{i,t} = \alpha_i + \beta X_{i,t-1} + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_{i,t},$$

$$SRISK_{i,t} = \bar{\alpha} + \beta X_{i,t-1} + \gamma Y_{t-1} + v_{i,t},$$

其中 $SRISK_{i,t}$ 為衡量第 i 家金控在第 t 期的系統風險指標， $X_{i,t-1}$ 表示在第 $t - 1$ 期的公司獨有變數， Y_{t-1} 表示第 $t - 1$ 期的總體經濟狀態變數， α_i 表示個別金控的固定效果或稱個別效果 (individual effect)， $\bar{\alpha}$ 則為個別金控對於系統風險影響的平均值。另外 $\varepsilon_{i,t}$ 為固定效果模型的殘差， $v_{i,t}$ 為隨機效果模型的殘差，且 $v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} + u_i$ ，其中 u_i 為各金控的截距誤差項。實證上，追蹤資料為哪一類型的模型會以 Hausman 檢定來判斷，虛無假設 $H_0 : E(v_{i,t}, X_{i,t-1}) = 0$ 、對立假設 $H_1 : E(v_{i,t}, X_{i,t-1}) \neq 0$ 。若不拒絕虛無假設時，採用隨機效果模型；反之，若拒絕虛無假設，則採用固定效果模型。

4 資料來源與實證結果

我們採用資料期間從2003年12月30日到2016年12月31日，被解釋變數如 ΔCoVaR 、MES 和 SRISK，在模型計算上所需用到的各金控報酬、市場報酬、負債和金控市值等變數，取自台灣經濟新報 (TEJ)。在解釋變數上，參考 Adrian and Brunnermeier(2016) 的對於變數選擇的兩大原則，為能有效捕捉報酬動態且隨時間變動的變數，還有具流動性可交易性的變數；但也因應台灣市場上而有所取捨，並參考對於利率變數的衡量方式。最終我們挑選取公司獨有變數，分別有準槓桿比率、成交量以及取對數後的總資產。我們取總體經濟狀態變數，有台灣對美匯率，台灣加權股價指數，長短期利差。所有解釋變數整理在表 1 中。

表 1: 解釋變數彙整。

變數別	變數代號	衡量方式	變數來源
成交量	Vol	台灣各金控公司當日成交量	TEJ
準槓桿比率	LVG	(金控市值+ 金控負債)/金控市值	TEJ
公司規模	Size	公司市值取對數	TEJ
台股指數	TWSE	台灣加權股價指數	TEJ
匯率	Ex	台灣對美元匯率	DataStream
長短利差	RS	10年期政府公債-金融隔夜拆款利率	TEJ,DataStream

資料取用時間為2003年12月30日到2016年12月30日的日資料。

4.1 敘述統計

在解釋變數的敘述統計上，除了有個別金控公司的特徵變數外，亦附上總體狀態變數的分析於表 3 及表 4。透過敘述統計表我們可以大概了解樣本的

特性，首先由準槓桿比率的平均數可知中華開發金及元大金控槓桿程度位於前二；新光、台新金控遠小於其他金控，顯示其槓桿程度較小。此外，新光、台新金控的標準差亦較大，明顯受到極端值影響，導致變異較大。再者，從公司規模可知，富邦、國泰及中信金控為台灣民營金控中前三大規模的金控，而具公股成分的金控規模則分別為兆豐、華南及第一金控。金控公司成交量平均數表現上，中信金控和新光金控較佳，而華南和日盛表現較差。除此之外，由偏、峰態可知所有金控的成交量分配屬於右偏高峽峰，可能與股民有著追漲跌特性相關，因此當市場存在極端事件時，高額成交量才會發生，造成成交量變異極大，此現象可從範圍(最大值 - 最小值)和標準差極大得知。總體變數中，長短利差受不同期間背景影響下，甚至在2007年5、6月金融隔夜拆款利率處於高峰時，發生反轉現象，導致長短利差由正轉負，導致其標準差和範圍極大。根據中央銀行105年報，²台灣匯率普遍不會突破下界28以及上界35，且由標準差可知變異並不大。最後台灣加權股價指數係因取值為收盤價格，所以2004年4月站上萬點時，此時最大值為9973點，另外台灣加權股價指數是為左偏低闊峰分配，一般而言指數較接近中間值7802點，且極端值發生次數較少。

接著，我們利用二元動態模型，分別計算出 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 、 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 、MES 和 SRISK。我們使用台灣現有的金控公司資料，在排除因資料有所缺漏或成立時間等問題後，估計整理於表5及表6；雖然MES、

²「本行採行管理浮動匯率制度，新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定，如遇不規則因素(如短期資金大量進出)及季節因素，導致匯率過度波動與失序變動，而有不利於經濟與金融穩定之虞時，將本於職責維持外匯市場秩序。」。

$\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 和 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 上金控平均數的排序有些許變化，但金控公司在此三類變數均為右偏低闊峰分配，且標準差在MES及 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 上約為平均數一半、在 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 上則大致為平均數三分之一，較前面兩者的變異較小。最後由表 2 中，SRISK 的平均數可知排序前六為國泰、台新、新光、富邦、華南以及第一金控，恰巧其中四間也屬於公司規模 (Size) 前六位，我們因此可以推測公司規模可能會是影響系統風險一重要解釋變數：另外中華開發金控平均只有3000萬為其中最小，但公司規模卻排第七，或許其他變因影響，值得我們深入探討。

表 2: 台灣系統風險重要金控排序。

	SRISK	Rank	Size	LVG
國泰金控	16.511%	1	1	9
台新金控	16.402%	2	11	1
新光金控	15.689%	3	9	2
富邦金控	9.797%	4	2	10
華南金控	8.902%	5	6	5
第一金控	8.494%	6	5	6
中信金控	6.098%	7	4	11
永豐金控	5.789%	8	10	4
兆豐金控	5.676%	9	3	8
玉山金控	4.477%	10	12	3
日盛金控	0.992%	11	14	7
元大金控	0.965%	12	8	13
國票金控	0.203%	13	13	12
中華開發金控	0.005%	14	7	14

變數排名由2003年12月30日到2016年12月30日的平均值來做排序。

表 3: 解釋變數敘述統計A。

金控公司	平均數	標準差	峰度	偏態	最小值	第一四分位數	中間值	第三四分位數	最大值
華南金控	LVG	13.58	1.55	0.63	0.04	9.14	12.52	14.58	20.24
	Size	5.15	0.05	0.60	-0.48	4.93	5.12	5.19	5.29
	VoL	9720	10559	59.76	5.79	710	4629	10658	198016
富邦金控	LVG	10.05	2.52	-0.63	0.14	4.53	7.84	11.58	16.67
	Size	5.49	0.14	-0.48	0.24	5.11	5.38	5.60	5.84
	VoL	22011	20218	271.84	10.54	1523	11118	26953	635461
國泰金控	LVG	10.14	3.81	-1.15	0.31	4.87	6.12	12.98	18.16
	Size	5.70	0.10	0.07	-0.60	5.37	5.66	5.77	5.94
	VoL	25912	22926	30.03	4.17	2508	13179	30243	333036
中華開發金控	LVG	3.53	1.59	-0.12	1.02	1.64	2.40	4.50	7.65
	Size	5.10	0.10	0.30	-0.33	4.79	5.02	5.16	5.36
	VoL	32414	29248	23.37	3.96	3952	16515	37210	344586
玉山金控	LVG	13.89	4.86	1.53	1.14	6.09	10.95	16.20	36.22
	Size	4.87	0.19	-0.40	0.09	4.34	4.76	5.02	5.21
	VoL	12250	12681	164.37	8.68	643	5527	14741	328450
元大金控	LVG	6.66	3.07	0.70	1.05	2.70	4.18	8.43	15.98
	Size	5.05	0.24	-0.67	-0.99	4.51	4.98	5.21	5.42
	VoL	27636	27924	16.66	2.98	311	9864	35937	332176
兆豐金控	LVG	10.56	2.48	8.76	2.66	6.53	9.07	10.97	25.91
	Size	5.39	0.09	4.41	-1.73	4.94	5.37	5.46	5.55
	VoL	26833	21059	28.14	3.93	1689	14766	32098	295495
台新金控	LVG	25.10	14.29	5.05	1.73	5.29	13.76	31.10	99.83
	Size	4.95	0.14	4.27	-1.84	4.35	4.89	5.04	5.14
	VoL	26814	27422	65.96	5.96	0	13603	29583	547867

表 4: 解釋變數敘述統計B。

金控公司&總體變數	平均數	標準差	降度	偏態	最小值	第一四分位數	中間值	第三四分位數	最大值
新光金控	LVG	22.91	-0.80	0.43	8.25	12.76	21.52	30.07	47.28
	Size	4.96	0.12	0.16	4.58	4.87	4.96	5.02	5.31
	VoL	33101	30756	17.38	2365	15023	24309	39033	364908
國票金控	LVG	9.21	2.05	3.93	1.53	8.10	8.97	10.33	17.17
	Size	4.37	0.08	5.69	-1.43	4.34	4.36	4.41	4.60
	VoL	6533	9798	30.85	4.61	1809	3256	6985	124950
永豐金控	LVG	13.65	3.34	2.76	1.13	11.74	13.32	15.41	28.14
	Size	4.95	0.11	0.27	-0.71	4.87	4.97	5.04	5.13
	VoL	20451	17850	33.85	4.32	10570	15790	23939	263901
中信金控	LVG	10.05	2.48	1.54	1.29	8.45	9.44	10.91	22.16
	Size	5.34	0.11	1.11	-0.49	5.28	5.32	5.44	5.58
	VoL	38508	30445	20.26	3.30	20560	30511	46587	430171
第一金控	LVG	13.47	2.34	0.67	0.55	11.56	13.56	14.85	23.33
	Size	5.17	0.08	0.88	-0.37	5.13	5.16	5.21	5.37
	VoL	24352	23371	12.81	2.90	10104	16430	29620	227608
日盛金控	LVG	13.13	6.42	11.27	3.16	9.66	10.96	13.71	50.44
	Size	4.34	0.13	7.89	-2.52	4.30	4.37	4.41	4.55
	VoL	5965	10339	35.29	4.95	1325	2627	5969	138854
總體變數	RS	0.94	0.43	0.32	-0.01	0.60	0.93	1.26	2.16
	Ex	31.59	1.45	-1.11	-0.18	30.24	31.86	32.80	35.17
	TWSE	7636	1234	-0.38	-0.50	6718	7802	8611	9973

表 5: 被解釋變數敘述統計A。

金控公司		平均數	標準差	峰度	偏態	最小值	第一四分位數	中間值	第三四分位數	最大值
台新金控	MES	0.0272	0.0139	2.0514	1.4364	0.0056	0.0169	0.0242	0.0318	0.0837
	SRISK	101,766	56,760	-1.0293	-0.7409	0	39,104	127,819	144,065	173,383
	CoVaR-DCC	0.0119	0.0061	2.0723	1.5295	0.0026	0.0078	0.0099	0.0138	0.0377
	CoVaR-Quantile	0.0119	0.0053	2.0850	1.3628	0.0046	0.0077	0.0110	0.0142	0.0328
新光金控	MES	0.0295	0.0148	0.7151	1.0664	0.0085	0.0185	0.0257	0.0369	0.0794
	SRISK	97,346	51,216	-0.9807	-0.0489	0	42,201	106,110	130,562	196,638
	CoVaR-DCC	0.0117	0.0061	1.4550	1.3957	0.0037	0.0076	0.0096	0.0140	0.0352
	CoVaR-Quantile	0.0123	0.0053	0.6141	0.9752	0.0042	0.0085	0.0111	0.0150	0.0301
國票金控	MES	0.0185	0.0113	2.4160	1.5246	0.0054	0.0102	0.0148	0.0239	0.0698
	SRISK	1,260	2,277	3.2035	1.9991	0	0	0	1,598	10,955
	CoVaR-DCC	0.0097	0.0049	2.2125	1.5484	0.0031	0.0063	0.0080	0.0115	0.0317
	CoVaR-Quantile	0.0094	0.0055	1.3586	1.3364	0.0031	0.0053	0.0076	0.0122	0.0331
永豐金控	MES	0.0278	0.0136	2.0084	1.4131	0.0106	0.0177	0.0238	0.0352	0.0814
	SRISK	35,921	19,264	-0.7326	-0.1289	0	24,313	36,081	50,656	75,263
	CoVaR-DCC	0.0128	0.0063	2.1006	1.5296	0.0041	0.0085	0.0104	0.0151	0.0400
	CoVaR-Quantile	0.0124	0.0055	1.9776	1.3870	0.0053	0.0082	0.0111	0.0152	0.0339
中信金控	MES	0.0273	0.0135	2.4527	1.5708	0.0093	0.0177	0.0232	0.0322	0.0864
	SRISK	37,832	45,759	1.5399	1.4200	0	0	19,908	60,486	219,953
	CoVaR-DCC	0.0116	0.0060	2.3064	1.5341	0.0025	0.0074	0.0095	0.0139	0.0390
	CoVaR-Quantile	0.0123	0.0053	2.5558	1.5746	0.0058	0.0086	0.0106	0.0144	0.0354
第一金控	MES	0.0238	0.0137	1.7655	1.4047	0.0050	0.0139	0.0196	0.0298	0.0795
	SRISK	52,700	24,414	-0.4559	0.3477	0	34,567	51,253	67,827	113,696
	CoVaR-DCC	0.0128	0.0063	2.3883	1.5423	0.0026	0.0085	0.0107	0.0153	0.0409
	CoVaR-Quantile	0.0116	0.0062	1.1886	1.2737	0.0039	0.0068	0.0100	0.0146	0.0350
日盛金控	MES	0.0249	0.0128	0.6173	1.0405	0.0051	0.0152	0.0217	0.0317	0.0707
	SRISK	6,153	5,512	-1.0436	0.4579	0	585	5,501	10,426	18,672
	CoVaR-DCC	0.0101	0.0050	2.5281	1.5773	0.0028	0.0067	0.0086	0.0117	0.0331
	CoVaR-Quantile	0.0086	0.0043	1.6856	1.2616	0.0029	0.0051	0.0076	0.0108	0.0261

表 6: 被解釋變數敘述統計B。

金控公司		平均數	標準差	峰度	偏態	最小值	第一四分位數	中間值	第三四分位數	最大值
華南金控	MES	0.0245	0.0120	2.1799	1.5048	0.0087	0.0159	0.0207	0.0288	0.0737
	SRISK	55,230	17,298	0.1832	0.4076	14,784	43,528	53,749	66,649	108,313
	CoVaR-DCC	0.0140	0.0067	2.4164	1.5748	0.0045	0.0095	0.0117	0.0163	0.0440
	CoVaR-Quantile	0.0144	0.0065	1.8559	1.4366	0.0066	0.0095	0.0124	0.0170	0.0405
富邦金控	MES	0.0269	0.0111	2.4348	1.5899	0.0112	0.0193	0.0235	0.0305	0.0755
	SRISK	60,787	60,229	0.3430	0.9472	0	0	48,359	98,219	268,693
	CoVaR-DCC	0.0124	0.0063	2.3946	1.5719	0.0038	0.0082	0.0103	0.0146	0.0398
	CoVaR-Quantile	0.0135	0.0047	2.1801	1.4980	0.0072	0.0102	0.0120	0.0154	0.0339
國泰金控	MES	0.0293	0.0127	2.4296	1.5766	0.0121	0.0206	0.0255	0.0340	0.0842
	SRISK	102,445	100,517	-0.7501	0.5759	0	0	85,583	185,806	404,104
	CoVaR-DCC	0.0125	0.0062	2.3011	1.5926	0.0048	0.0083	0.0101	0.0147	0.0393
	CoVaR-Quantile	0.0128	0.0049	2.2976	1.5599	0.0067	0.0094	0.0113	0.0148	0.0335
中華開發金控	MES	0.0290	0.0107	1.8263	1.3247	0.0132	0.0211	0.0263	0.0341	0.0766
	SRISK	30	520	510.2363	21.3207	0	0	0	0	15,859
	CoVaR-DCC	0.0130	0.0060	2.0954	1.5297	0.0029	0.0089	0.0109	0.0152	0.0387
	CoVaR-Quantile	0.0127	0.0043	1.6444	1.2684	0.0066	0.0094	0.0115	0.0147	0.0320
玉山金控	MES	0.0248	0.0113	2.2214	1.4605	0.0087	0.0164	0.0214	0.0301	0.0754
	SRISK	27,778	18,270	-1.1235	-0.0585	0	10,626	28,774	42,869	71,118
	CoVaR-DCC	0.0118	0.0065	2.2190	1.5652	0.0028	0.0073	0.0093	0.0142	0.0404
	CoVaR-Quantile	0.0124	0.0046	2.0188	1.3627	0.0063	0.0091	0.0112	0.0146	0.0332
元大金控	MES	0.0309	0.0136	0.8189	1.1122	0.0081	0.0212	0.0271	0.0383	0.0785
	SRISK	5,988	15,928	7.4015	2.9339	0	0	0	2,033	74,363
	CoVaR-DCC	0.0128	0.0066	2.0091	1.4398	0.0032	0.0083	0.0107	0.0155	0.0415
	CoVaR-Quantile	0.0135	0.0048	0.5613	1.1344	0.0065	0.0100	0.0119	0.0157	0.0298
兆豐金控	MES	0.0247	0.0121	2.2196	1.5791	0.0095	0.0164	0.0207	0.0282	0.0775
	SRISK	35,218	37,833	1.0678	1.3160	0	3,145	23,861	51,925	155,183
	CoVaR-DCC	0.0122	0.0061	1.9360	1.4844	0.0038	0.0080	0.0100	0.0147	0.0380
	CoVaR-Quantile	0.0136	0.0056	2.2966	1.5674	0.0066	0.0098	0.0117	0.0157	0.0390

4.2 時間序列分析

此節，我們將介紹 MES、 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 、 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 及 SRISK，此四種衡量系統風險方法的估算結果。其中我們比較了同一金控不同衡量方法的結果，或進一步將系統風險時間趨勢分群，以期能讓我們更加了解不同金控系統風險走向以及不同衡量解釋變數之間的差異。

在系統風險的概念提出前，文獻上多為系統性風險居多研究的探討，而我們亦對彼此的可能關連有所興趣。由圖 2 中，我們在 2004 年 1 月 2 日到 2016 年 12 月 31 日的研究期間下，以不同金控的 MES 及 Beta 平均數來描繪其線性關係，並發現其相關係數達 -0.97，MES 和 Beta 存在高度負相關。事實上從理論可以證實其確實存在線性關係，假設第 (6) 式中金控報酬殘差 ξ 與市場報酬殘差 ε 兩者之間獨立，並且定義門檻 $C = \text{VaR}_{m,t}(q)$ ，則

$$\begin{aligned} \text{MES}_{i,t}(C) &= \sigma_{i,t} \rho_{i,t} E_{t-1}(\varepsilon_{m,t} | \varepsilon_{m,t} \leq \frac{C}{\sigma_{m,t}}) \\ &= \beta_{i,t} E_{t-1}(r_{m,t} | r_{m,t} < \text{VaR}_{m,t}^q), \\ &= \beta_{i,t} E S_{m,t}^q \\ &= \text{MES}_{i,t}^q, \end{aligned}$$

其中 $\beta_{i,t} = \rho_{i,t} \sigma_{i,t} / \sigma_{m,t}$ ，即金控的 β 風險因子，以及 $E S_{m,t}^q$ 則為市場報酬預期缺口。從上式可看出 MES 將可視為隨時間改變的金控 β 風險因子和市場報酬的預期缺口兩部分所組成，因此若是以一長期觀點來看，我們運用金控 β 風險因子確實可做為觀測 MES 走向的指標。接著我們能夠透過

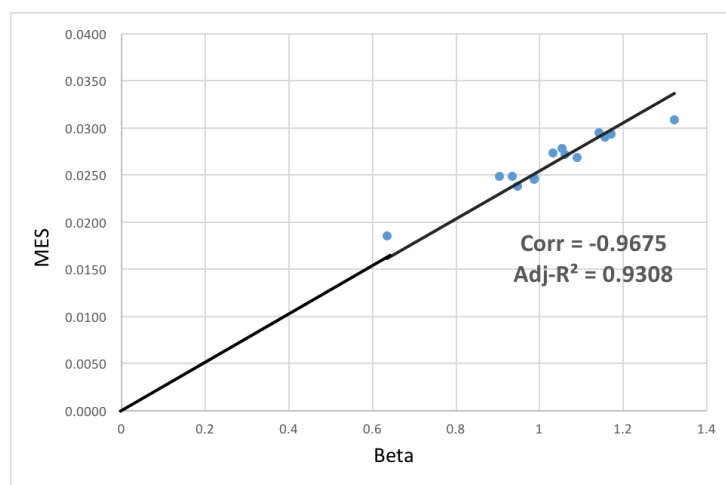
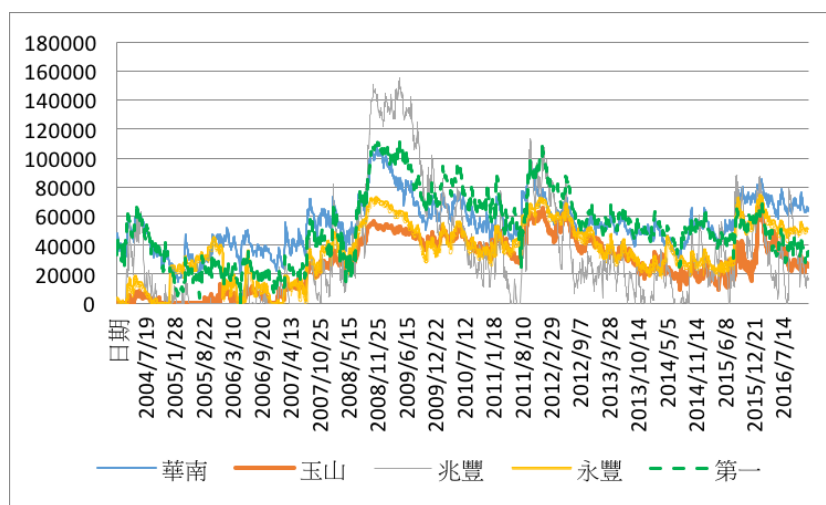


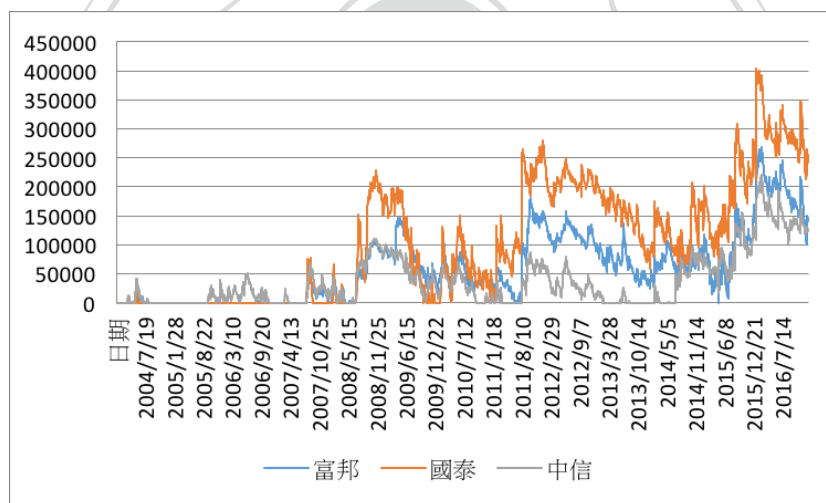
圖 2: MES & Beta。

分群的方式來區分台灣金融業展現的不同樣貌，由圖 3 知風險趨勢下降型分別有華南、兆豐、第一、永豐以及玉山金控，其中前三家是為泛公股金控公司，或許因政府在金控內具一定話語權，使得金控在準槓桿比率 (LVG) 上也相對保守，因此此風險趨勢下降型金控雖然仍有兩次風險高峰期，依序為 2008-2009 金融風暴、2011-2012 歐債危機。但長期來看，除非再次發生全球性金融危機或是自身金控機構提高負債外，系統風險都將相對穩定。

風險趨勢上升型分別是國泰、富邦以及中信金控，為台灣金控市值前三大民營金控，三家的風險時間序列峰型相似，但上升幅度為國泰最高、富邦次之最後為中信。尤其以三次高峰中，每次皆高於前一次，此與準槓桿比率中負債持續線性成長而市值在三次高峰中有明顯下降相關。以華南金控為例，由圖 4 知 MES 與 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 在時間序列走勢上為相似形狀 (shape)，且相關係數高達 0.85；另外由圖 5 以元大金控為例，雖然 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 或 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 的時間序列圖也是相同形狀且平均數相近，只在震盪



(a) 風險趨勢下降型。



(b) 風險趨勢上升型。

圖 3: SRISK時間序列圖。

幅度上有所差異，其中 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 在兩次金融危機下，所估算的系統風險相較於 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 來得大，其餘研究時間時估算的系統風險相較於 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 來得保守。事實上，無論是 MES、 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 或 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 在時間序列資料的趨勢表現上是一致的，但是在橫斷面比較上，如表 5 各家金控在不同系統風險衡量的排序結果上並不相同。

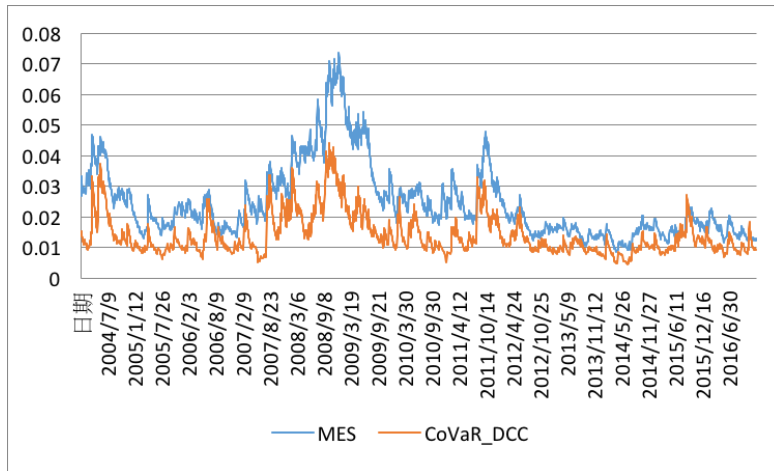


圖 4: 華南金控的MES & $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 時序分析。

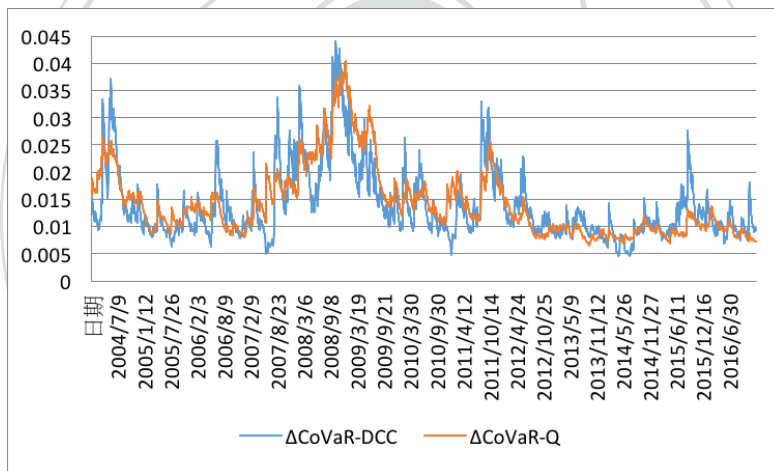


圖 5: 元大金控的 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ & $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 。

根據 Benoit et al.(2012) Proposition 3，當 $MES_{i,t} \leq MES_{j,t}$ 而且 $\Delta\text{CoVaR}_{i,t} \leq \Delta\text{CoVaR}_{j,t}$ 的情況下，充分條件式如下：

$$\rho_{i,t} \geq \max \left(\rho_{j,t}, \frac{\rho_{j,t} \sigma_{j,t} [\text{VaR}_{i,t}^q - \text{VaR}_{i,t}^{50}]}{\sigma_{i,t} [\text{VaR}_{j,t}^q - \text{VaR}_{j,t}^{50}]} \right).$$

反之，若不符合上述條件的情形下，任兩間金控公司在橫斷面資料下的MES及 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ ，這兩種衡量系統風險方法會有不同結論。事實上，我們要比較不同金控公司 ΔCoVaR 之間的差異，對於判斷順序和大小有其難度

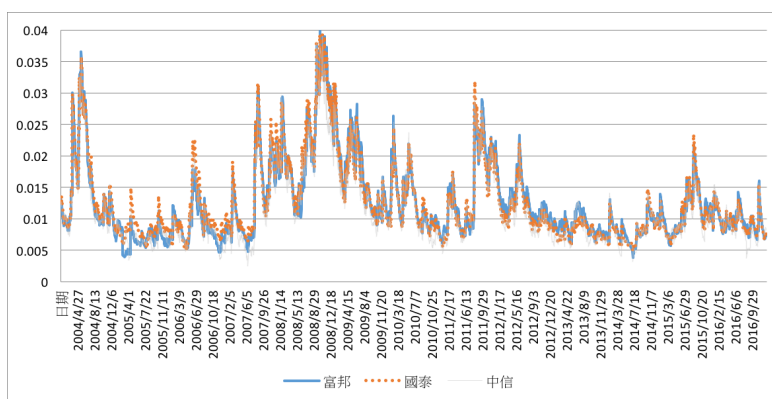


圖 6: 金控公司的 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 。

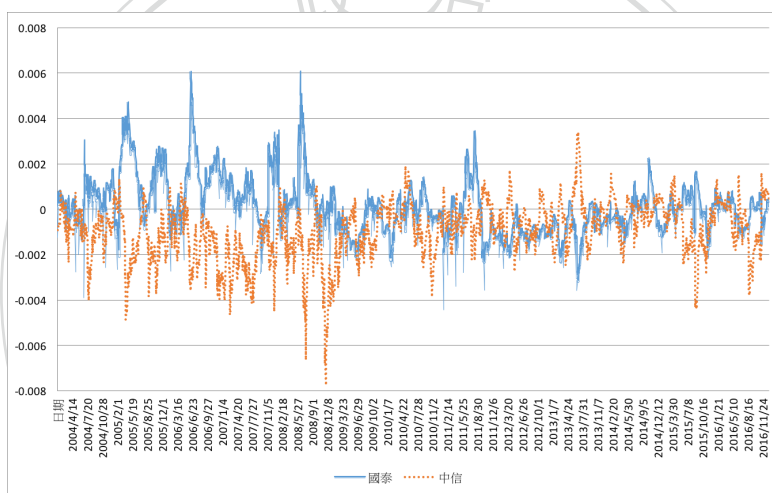


圖 7: 金控公司的 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 差異。
(以富邦金控為參考組)

所在，如圖 6，因同屬金融產業關係，分配走勢大致相似，不容易直接獲取資訊。因此我們可以以其中一間金控為基礎，去比較兩兩之間大小差異，以及面臨系統風險的大小順序。如圖 7，以富邦為參考組，國泰及中信則為對照組，從結果即可清楚看出中信的系統風險普遍都小於富邦，而國泰在金融風暴結束前則普遍大於富邦，至於國泰和富邦亦能從兩條時間序列相差長度知道國泰的系統風險幾乎是較大的。或許在不考慮負債因素之下，我

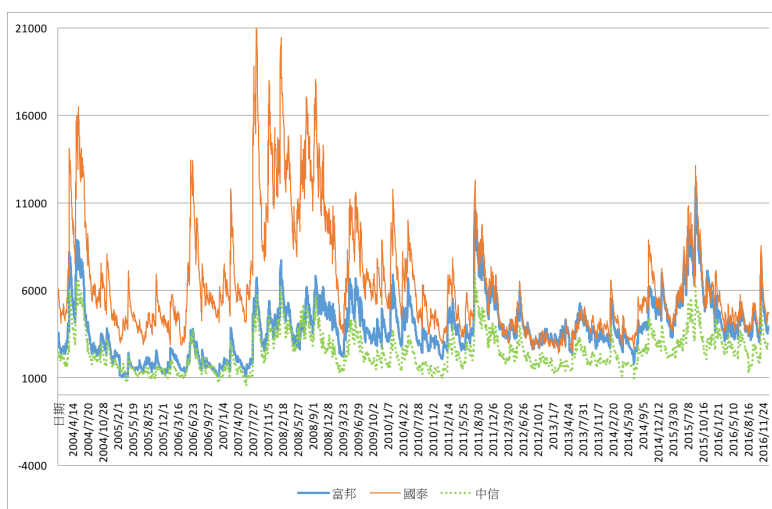


圖 8: 金控公司的 $\Delta^{\$}CoVaR-DCC$ 。

們可以將 $\Delta CoVaR$ 乘上資本額後表示成金錢單位的形式：

$$\Delta^{\$}CoVaR_{i,t} = \Delta CoVaR_{i,t} \times MV_{i,t}. \quad (9)$$

從圖 8 可以發現 2008 年裡國泰在權益報酬影響的損失是十分巨量的。此外，2008 年前富邦和中信的系統風險金額已經趨向相同，而 2011 年後中信的系統風險相較於國泰和富邦來的小，且國泰和富邦亦趨向一致。

4.3 橫斷面分析

由 2007-2009 年金融風暴開始到 Acharya et al.(2012) 所提出系統風險概念以來，無論是美國金融業或政府甚至是個人都更加關注系統風險的走向，而紐約商學院下的波動研究機構 (V-lab) 的建立，旨在模型化系統風險並提供預測結果，並透過此即時訊息，讓投資人以及政策制定者有著可供參考指標。這類資料的公開透明化下，除了更加保證投資人外，也會讓金融業更加審視自己槓桿操作等行為的風險，以及使監督機構在相關利率調整行為有

所依據，最後達成維持金融安穩。因此我們亦根據 V-lab 公開揭露的指標變數，而以台灣各金控的資料來做為研究，如表 6 及表 7，我們選取金融風暴以及歐債危機兩段期間中各一筆資料來探討當下系統風險結果。表 6 及表 7 顯示當日 SRISK、Beta、MV 等風險衡量指標。Acharya et al.(2012) 文中在判斷 SRISK 上認為系統風險排名較前的金融機構，可能是因其他風險衡量指標過於臃腫所導致。在金融風暴期間 (2008/1/22) 可知系統風險 SRISK 較高前幾名，如台新金控，在準槓桿比率 (LVG) 上遠超同業各金控外，新光金控則是當日呈現爆量交易量且 Beta 亦較大。而在歐債危機期間 (2011/8/5) 中，國泰金控的 Beta、Corr 較大，另外可能因為在台灣金控中擁有最大市值 (MV)，在危機期間市值大量跌落，造成系統風險遽增。新光金控和台新金控則一樣可能因為準槓桿比率和成交量過高，而導致貢獻較多的系統風險。

從金融風暴以及歐債危機，我們利用 V-lab 每日即時追蹤市場變化，方便監督者及利益相關人能夠有效掌握系統風險走向，最終達成金融系場穩定平衡。

4.4 迴歸分析

我們首先將匯率 (EX) 和台灣加權股價指數 (TWSE) 取對數做差分，差分後各變數已無單根問題。而表 9 中為追蹤資料迴歸模型結果，四種系統風險衡量方法再經由 Hausman 檢定後，均選擇固定效果模型。成交量對於眾解釋變數皆為正向效果，當高成交量發生時，則系統風險上升；準槓桿比率對

表 7: 金融風暴。

金控公司	SRISK\$	Rank	SRISK%	LRMES	Beta	Corr	MV	LVG	Vol
台新金控	135672.9077	1	26.83%	0.4313	0.7746	0.6689	74233	30.39	44083
新光金控	77998.2263	2	15.42%	0.5515	1.0721	0.5552	118850	14.36	130479
華南金控	62966.6924	3	12.45%	0.4821	0.9232	0.7311	132837	12.88	11808
第一金控	55803.4945	4	11.03%	0.5034	0.9804	0.6376	153813	11.25	63984
兆豐金控	55544.5164	5	10.98%	0.4481	0.8222	0.6666	224506	10.44	23851
永豐金控	39508.8474	6	7.81%	0.4634	0.8249	0.6824	88063	12.78	34221
玉山金控	30000.5691	7	5.93%	0.4460	0.7782	0.6609	54834	14.21	5555
中信金控	22773.5183	8	4.50%	0.4672	0.8243	0.5913	205616	8.51	94271
日盛金控	11840.1863	9	2.34%	0.4242	0.6916	0.5665	18712	15.53	2305
富邦金控	9798.9437	10	1.94%	0.4811	0.8975	0.5876	254730	7.45	94455
國票金控	3856.9406	11	0.76%	0.3830	0.5739	0.5168	24001	10.10	12636
國泰金控	0	12	0%	0.5252	1.0039	0.6192	707836	5.88	91588
中華開發金控	0	13	0%	0.5317	1.0313	0.7626	134285	2.66	30825
元大金控	0	14	0%	0.5519	1.1832	0.6583	210079	3.05	101145

表 8：歐債危機。

金控公司	SRISK\$	Rank	SRISK%	LRMES	Beta	Corr	MV	LVG	Vol
國泰金控	132428.0486	1	23.57%	0.3612	0.9093	0.7316	377013	13.28	52056
台新金控	131693.9795	2	23.44%	0.3211	0.7840	0.6795	86020	28.32	110927
新光金控	94546.5368	3	16.83%	0.2836	0.6553	0.5459	90691	22.88	85881
華南金控	50235.1456	4	8.94%	0.2863	0.6902	0.6601	138631	14.07	19634
永豐金控	41509.3774	5	7.39%	0.3096	0.7187	0.6616	76036	16.39	41920
玉山金控	41362.1331	6	7.36%	0.3302	0.7434	0.5204	70551	16.11	32722
富邦金控	34486.1226	7	6.14%	0.3488	0.8645	0.5899	362180	10.03	46581
第一金控	33148.9023	8	5.90%	0.2893	0.6920	0.5129	179371	11.62	70027
中信金控	2387.8890	9	0.43%	0.3885	0.9678	0.6696	235516	8.25	57672
中華開發金控	0	10	0%	0.3112	0.7350	0.7002	106728	3.05	53874
元大金控	0	11	0%	0.3701	1.0029	0.6932	145036	4.85	98865
兆豐金控	0	12	0%	0.3385	0.8308	0.5908	284227	8.39	73069
國票金控	0	13	0%	0.2278	0.4334	0.4409	29401	6.95	9325
日盛金控	0	14	0%	0.3054	0.6794	0.5938	26783	8.91	7879

於 SRISK、MES 及 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 為正向效果，當金控公司負債上升或市值下跌時，風險槓桿上升，系統風險隨之上升。規模效果在 SRISK 模型中為正向效果，與一般認為金融機構大到不能倒 (Too-big-to-fail) 的概念相符，即規模大的公司對於系統風險貢獻程度越高，如國泰金控；而在 MES、 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 及 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 模型中規模均為負向效果，則分別表示規模大的公司在下一期預期邊際資金缺口越小且風險價值差額也越小。在 SRISK 模型中，長短利差越大對於系統風險影響越大，可能解釋為當利差越大時，銀行傾向於購買十年期公債，而使得資金流動性差，所以當發生金融危難時，會有流動性風險的可能，讓系統風險更大。另外因台灣為貿易出口導向，當台灣對美匯率越高時，台幣相對貶值，利於公司發展並還款給金融機構或以及銀行呆債降低，因此長期系統風險應較小；但本次研究中為日資料屬於短期效果，所以當匯率變動上升時，造成台幣相對貶值，一般公司及大眾對於外幣需求上升、台幣需求下降，因此短期系統風險應上升。

表 9: 追蹤資料迴歸模型。

解釋變數	SRISK		MES		ΔCoVaR-DCC		ΔCoVaR-Q	
	固定效果	隨機效果	固定效果	隨機效果	固定效果	隨機效果	固定效果	隨機效果
Vol	2.8349e-02 ***	2.8272e-02 ***	2.0436e-07 ***	2.0464e-07 ***	4.8268e-08 ***	4.8434e-08 ***	5.0562e-08 ***	5.0695e-08 ***
LVG	9.4969e+02 ***	9.5141e+02 ***	4.55e-06	2.9201e-05 **	1.91e-07	2.1832e-05***	-1.1726e-04***	-9.8712e-05***
Size	9.3258e+03 ***	9.4165e+03 ***	-3.4690e-02 ***	-3.2352e-02 ***	-1.6073e-02 ***	-1.3988e-02 ***	-1.2401e-02 ***	-1.0740e-02 ***
RS	1.0107e+03 ***	1.0118e+03 ***	3.1041e-04 *	3.1253e-04 *	-5.88e-05	-5.66e-05	2.14e-05	2.39e-05
ΔEX	1.0756e+03 **	1.0738e+03 **	2.7774e-03 ***	2.8008e-03 ***	1.7899e-03 ***	1.8101e-03 ***	-1.7288e-03 ***	-1.7149e-03 ***
Δ TWSE	-1.202e+04 *	-1.2035e+04 *	-6.3803e-02 ***	-6.4415e-02 ***	-1.1714e-01 ***	-1.1768e-01 ***	-1.9664e-02 ***	-2.0088e-02 ***

註 1：資料取用時間為 2003 年 12 月 30 日到 2016 年 12 月 30 日的日資料。

註 2：以上四類解釋變數皆為固定效果追蹤資料迴歸模型。

註 3：‘***’、‘**’、‘*’，分別表示解釋變數係數估計在顯著水準 0%、1% 及 5% 下顯著異於 0。

5 結論

本次研究貢獻於運用MES、 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 、 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 和 SRISK 等四種不同的風險衡量方法下，應用在敘述統計並結合時序分析以及橫斷面分析，從多方面下探討台灣金控公司在系統風險不同面向的表現。

首先藉由 SRISK 估計結果的平均值，能夠了解台灣金控系統風險重要機構的排序，結果顯示系統風險前四名依序為：國泰、台新、新光及富邦金控，另外規模和準槓桿比率平均值排序上有其一致性，同 Acharya et al. (2012) 對於風險變數過於臃腫，是造成巨量系統風險的重要風險要素。而在橫斷面與時間序列分析上，讓我們能夠透過每日公開資料做估算，即時反應在風險管理上，作為監督機構評估政策的調度的參考依據，金控公司也能夠隨時風險控管，做到防患未然。最終我們採用追蹤資料迴歸模型，所納入的成交量、準槓桿比率、規模、長短利差、匯率以及台股指數均為重要解釋變數，其中規模越大對於 SRISK 有正向效果，與一般認為大到不能倒認知相同，規模較大的金控因為與同業之間交互合作機會更多，SRISK 也就會占比更多。準槓桿比率越高對於 SRISK 越大，這也是巴薩爾資本協定對於總體審慎規範與槓桿比率接露重要的一環。

對於未來展望的建議，本研究在 $\Delta\text{CoVaR-DCC}$ 、 $\Delta\text{CoVaR-Quantile}$ 及 MES 的追蹤資料迴歸中，除長短利差不顯著外，其餘變數均顯著性存在，但仍有些許解釋變數與一般認知上不同，在後續研究上可從資料頻率考慮降頻以及增加更多重要解釋變數上著手。SRISK 計算所採用的債務、金

控市值、金控權益或資產報酬，或許需要透過加權各會計項目或風險資產，
來完善系統風險的估算。



參考文獻

鐘經燮 (2011).”涵蓋信用風險、銀行間傳導風險、與流動性風險的台灣金融系統風險量化模型”. 中央銀行季刊,**33(2)**, 頁13-40。

Acerbi, C., and Tasche, D. (2002). Expected shortfall: A Natural Coherent Alternative to Value at Risk. *Economic Notes*,**31(2)**, 379-388.

Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., and Richardson, M. (2010). Measuring Systemic Risk. *Working Paper*.

Acharya, V., Engle R., and Richardson M. (2012). Capital Shortfall: A New Approach to Ranking and Regulating Systemic Risks, *The American Economic Review*, **102(3)**, 59-64.

Adrian, T., and Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *The American Economic Review*, **106(7)**, 1705-1741.

Artzner P., Delbaen F., Eber, J.M., and Heath, D. (1999). Coherent Measures of Risk. *Mathematical Finance*, **9**, 203-228.

Benoit, S., Colletaz, G., Hurlin, C., and Perignon, C. (2013). A Theoretical and Empirical Comparison of Systemic Risk Measures. *Working Paper*.

Benoit, S., Colliard, J. E., Hurlin, C., Perignon, C. (2015). Where the Risks

- Lie: A Survey on Systemic Risk. *Review of Finance*, **21(1)**, 109-152.
- Billio, M., Getmansky, M., Lo, A. W., and Pelizzon, L. (2012). Econometric Measures of Connectedness and Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors. *Journal of Financial Economics*, **104**, 535-559.
- Brownlees, C. T., and Engle, R. (2012). Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement. *Working Paper*, NYU-Stern.
- Chen, H., J. Cummins, J. D., Sun, T. and Weiss, M. A. (2015). Tail Risk Spillover and Its Contribution to Systemic Risk: A Network Analysis for Global Reinsurers. *Working Paper*.
- Chen, H., Cummins, J. D., Viswanathan, K. S., and Weiss, M. A. (2014). Systemic Risk and the Interconnectedness between Banks and Insurers: An Econometric Analysis. *Journal of Risk and Insurance*, **81(3)**, 623-652.
- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, **20(3)**, 339-350.
- Engle, R. F., and S. Manganelli (2004). CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles. *Journal of Business and Economic Statistics*, **22**, 367-381.

- Ergun, A. T. and Girardi G.(2013). Systemic Risk Measurement: Multivariate GARCH Estimation of CoVaR. *Journal of Banking and Finance*,**37(8)**, 3169-3180.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., and Runkle, D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The journal of finance*,**48(5)**, 1779-1801.
- Koenker, R., and Bassett Jr, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33-50.
- Kuan C. M., Yeh J. H., Hsu Y. C. (2009). Assessing Value at Risk with CARE, the Conditional Autoregressive Expectile models. *Journal of Econometrics, Elsevier*,**150(2)**, 261-270.
- Mainik, G. and Schaanning, E. (2014). On Dependence Consistency of CoVaR and some other Systemic Risk Measures. *Statistics & Risk Modeling*, **31(1)**,49-77.
- Manganelli, S., Kim, T.H., and White, H. (2010). VAR for VaR: Measuring Systemic Risk Using Multivariate Regression Quantiles. *Working Paper*, ECB.
- Mezrich, J. and Engle, R. (1996). GARCH for Groups. *Risk*,**9**, 36-40.
- Scaillet, O. (2005). Nonparametric Estimation of Conditional Expected

Shortfall. Insurance and Risk. *Management Journal*, **74**, 639-660.

Sheu, H. J., and Cheng, C. L. (2012). Systemic Risk in Taiwan Stock Market. *Journal of Business Economics and Management*, **13(5)**, 895-914.

Taylor, J. W. (2007). Using Exponentially Weighted Quantile Regression to estimate Value at Risk and Expected Shortfall. *Journal of Financial Econometrics*, **6(3)**, 382-406.

