

銀行集中度與臺灣銀行業風險之關聯性研究： 以證券市場資料評估

BANK CONCENTRATION AND BANK RISK IN TAIWAN: AN ASSESSMENT USING EQUITY MARKET DATA

劉景中

德明財經科技大學財政稅務系助理教授

Jin-Chung Liu

*Assistant Professor, Department of Finance and Taxation
Takming University of Science and Technology*

摘要

近來政府認為臺灣的銀行業競爭力不夠跟銀行過多有關，因此在政策上，希望藉由提高銀行集中度來降低市場競爭度，進而增加它們的競爭力。本文目的是以1996-2005年臺灣銀行業的風險為研究對象，探討銀行集中度對銀行風險的影響。本文銀行風險強調的是以證券市場資料衡量的總風險、系統風險及非系統風險，並且在估計方法上，強調固定效果的兩階段最小平方法。主要實證結果發現，提高銀行集中度有助銀行的總風險及非系統風險的降低，以及銀行集中度對銀行總風險造成影響原因主要來自於非系統風險，而不是來自系統風險。

關鍵字：銀行集中度、市場結構、銀行風險

ABSTRACT

In recent year, the Taiwan government has concluded that the rather low competitiveness of Taiwan's banking industry is due to overbanking. To enhance the competitiveness in the banking industry, the government has aimed to lessen the market competition by increasing bank concentration. This paper presents an empirical study on

the impact of bank concentration on bank risk in Taiwan from 1996 to 2005, and uses the equity market data to measure bank risks, which include total risk, systematic risk, and unsystematic risk. It also applies the fixed effects two-stage least squares technique for estimation. The results show that bank concentration is negatively correlated with both total risk and unsystematic risk. Furthermore, the negative correlation between bank concentration and total risk is due to unsystematic risk rather than systematic risk.

Keywords: Bank Concentration, Market Structure, Bank Risk

壹、前言

近來政府認為臺灣的銀行業競爭力不夠跟銀行過多（overbanking）、銀行過度競爭有關，因此，在政策上希望金融機構能夠進行整併以降低市場競爭度。在 2000 年，政府陸續公佈「銀行法修正案」及「金融機構合併法」；並在 2001 年通過「金融控股法」；緊接著，在 2004 年推行「第二次金融改革」，在這政策中強調 2005 年底公股金融機構減半（12 家減為 6 家）、三家金融機構市佔率逾 10% 及 2006 年底金控減半（14 家減為 7 家）；在 2008 年推動「第三次金融改革」，強調尊重市場機制的金融機構整合。這些政策的目的無不是希望藉由金融機構的同業購併及跨業購併，提高金融機構的集中度，降低市場競爭度，進而增加它們的競爭力。我們要問的是：提高金融機構的集中度是否會對臺灣的金融機構競爭力有所幫助嗎？這議題對臺灣的金融主管機關是很重要的課題。本文的目的為以 1996-2005 年臺灣銀行業的風險為研究對象，探討銀行集中度對銀行風險的影響。

過去探討銀行集中度對銀行風險影響的理論一直存有爭議（Beck, Demircug-Kunt, & Levine, 2006）。支持提高銀行集中度會降低銀行風險的理由有以下幾個：第一、當銀行集中度愈高時，銀行市場獨佔力（market power）愈高，銀行獲利因而也愈高。當銀行獲利愈高時，銀行愈可降低不可預期的衝擊，並且接受風險較高的放款及投資計畫誘因也愈低，因此銀行風險也就愈低。¹ 第二、在銀行集中度較高的環境下，由於銀行數量較少，政府監督管理比較容易，銀行風險也就較低。支持提高銀行集中度會提高銀行風險的理由有以下幾個：第一、Boyd and De Nicolo（2005）指出，當銀行集中度愈高時，銀行市場獨佔力愈高，銀行對廠商放款利率也愈高，這提高廠商經營風險，銀行風險也因此提高。第二、政府常有銀行太重要

以致不能倒（too important to fail）的觀念，因此，間接地提高銀行接受高風險活動的誘因，進而造成銀行風險提高。²

過去探討銀行集中度對銀行風險影響的實證文獻也沒有一致的結論。支持提高銀行集中度會降低銀行風險的實證文獻有：Beck et al.（2006）分析 1980-1997 年跨國資料，他們的銀行風險變數以銀行系統危機來衡量，銀行系統危機定義為某國某年若銀行逾放比率大於 10%、或政府拯救銀行系統危機支出佔 GDP 大於 2%、或有大規模的國際性銀行系統危機或政府有採用緊急措施（如放假或存款凍結等）來協助力度過銀行系統危機，他們的實證結果發現，銀行集中度愈高的國家發生銀行系統危機的可能性愈低。Chang, Guerra, Lima and Tabak（2008）研究 2000-2005 年巴西國家的銀行集中行為，銀行風險變數以銀行信用風險-銀行逾放比率-來衡量，實證結果發現銀行集中度與銀行風險呈負相關。支持提高銀行集中度會提高銀行風險的實證文獻有：De Nicolo, Bartholomew, Zaman and Zephirin（2004）以跨國資料為研究對象，銀行風險變數以銀行系統風險來衡量，他們定義銀行系統風險為某國在樣本期內最大資產的前五家銀行平均倒閉風險（Z-score），實證結果發現不論 1993-2000 年或 1997-2000 年銀行集中度愈高的國家，銀行系統風險也愈高。Yeyati and Micco（2007）以 1990 年代拉丁美洲的銀行為研究對象，銀行風險變數以銀行倒閉風險（Z-score）來衡量，他們發現銀行集中度並沒有顯著影響銀行風險。³

在過去這些探討銀行集中度的實證文獻上，他們的做法都以常用的銀行集中度變數-赫氏指數（Herfindahl-Hirschmani Index, HHI）或集中比率（CR_n）-為外生變數，迴歸檢定其對銀行風險的影響。本文也採用相同方法來探討銀行集中是否會降低台灣銀行業的風險。相對過去實證文獻，本文不同的是，強調近來臺灣銀行業市場結構趨向集中的改變經驗。自 2000 年後臺灣銀行業陸續發生購併，這使得本國銀行家數從 2000 年最高的 53 家，下滑到 2005 年 46 家。⁴臺灣銀行業市場結構趨向集中的改變經驗是檢定銀行集中度對銀行風險影響的理想實驗場所。

然而，過去這些實證文獻最主要的差異在於使用不同的銀行風險變數。有些實證文獻的銀行風險變數強調的是會造成整體銀行受影響的銀行系統風險，如 De Nicolo et al.（2004）及 Beck et al.（2006）；有些實證文獻的銀行風險變數強調的是銀行信用風險，如 Chang et al.（2008）；有些實證文獻的銀行風險變數強調的是銀行倒閉風險，如 Yeyati and Micco（2007）。前者實證文獻的銀行系統風險為總體資料（macro-level）；後者實證文獻的銀行信用風險及銀行倒閉風險皆為個體資料（bank-level）。這些實證文獻的銀行風險變數都以會計資料（accounting data）來衡量。

爲了充分探討銀行集中度對不同的銀行風險的影響，本文不僅考慮過去這些以會計資料所衡量的銀行風險變數（包括銀行信用風險及銀行倒閉風險），另外也考慮以證券市場資料（market data）所衡量的銀行風險變數（包括總風險、非系統風險及系統風險）。本研究強調以證券市場資料所衡量的銀行風險變數，強調這些變數的理由有以下幾點：第一、相對於會計資料，以證券市場資料所衡量的銀行風險變數比較能正確地反映銀行風險。這是因爲銀行管理者比較容易透過會計技巧美化銀行財務績效。第二、會計資料所衡量的銀行風險變數只能反映當期銀行所呈現的風險；證券市場資料所衡量的銀行風險變數不僅反映投資者對當期銀行所呈現的風險，也能反映投資者對未來預期表現所呈現的風險。第三、相對於總體資料的銀行系統風險變數，本文的銀行系統風險變數強調以證券市場資料來衡量，透過證券市場資料所求得的銀行系統風險變數爲個體資料；使用個體資料的銀行系統風險變數的好處爲，可提供銀行系統風險更富豐的資訊及更多的變異（variability）。

在估計模型之計量方法上，本研究主要採用固定效果的長期追蹤模型（fixed effects model）估計，另外也強調固定效果的兩階段最小平方法（Fixed Effects Two-stage Least Squares, FE2SLS）（Baltagi, 2005）。強調後者計量方法理由有二：第一、爲了解決廠商間個別差異（individual heterogeneity）的特性。在過去探討銀行集中度對銀行風險影響的實證文獻中，有些實證文獻採用斷面資料（cross-section data）或共同長期追蹤資料（pooled panel data）的估計方法；但是這些實證文獻都忽略廠商間個別差異的特性，這會造成估計結果產生偏誤。⁵第二、爲了解決自變數可能有內生化（endogeneity）的問題。雖然有些實證文獻採用固定效果的長期追蹤模型來解決廠商間個別差異的特性，不過，Beck et al.（2006）指出銀行集中度變數可能有內生化的問題；也就是銀行風險可能影響銀行集中度變數，若採固定效果的長期追蹤模型會導致估計結果產生不一致性。⁶本研究的計量方法先採用固定效果的長期追蹤模型估計，接著再採用 FE2SLS 估計。希望透過這種方法來檢定估計結果是否受內生化問題影響，也同時反映估計結果是否具穩健性（robust）。

過去實證文獻並沒有發現探討銀行集中度對臺灣銀行業風險影響的議題，但有一些實證文獻在探討造成銀行集中度對臺灣銀行業獲利性產生影響的背後真正原因。例如：馬泰成（2005）發現結構行爲表現（structure-conduct-performance）假說可解釋 1994-2002 年臺灣上市上櫃銀行獲利下跌的原因；換言之，造成銀行集中度對銀行獲利性產生影響的背後真正原因跟銀行市場獨佔力有關。林文昌、賴怡洵與陳家彬（2005）發現 1995-2001 年臺灣銀行業支持效率結構（efficient-structure）假說；換言之，造成銀行集中度對銀行獲利性產生影響的背後真正原因跟銀行的經營效率有關。

本文架構如下：第二節說明實證模型，第三節說明資料來源及描述，第四節報告實證結果，第五節為結論。

貳、實證模型

本節分為二小節，第一小節說明銀行集中度對銀行風險影響的模型設定，第二小節說明該模型的計量方法。

一、模型設定

本文主要採用固定效果的長期追蹤模型來探討銀行集中度對銀行風險的影響。估計模型設定如下：

$$s_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CR_{it} + \alpha' F_{it} + \mu_i + v_{it}, \quad \forall i, t \quad (1)$$

s_{it} 為第 t 年第 i 家銀行風險變數。 CR_{it} 為第 t 年第 i 家銀行面對的銀行集中度變數。 F_{it} 為第 t 年第 i 家銀行本身的財務特性變數，此變數為一組向數的控制變數。 μ_i 及 v_{it} 分別表示第 t 年第 i 家個別廠商風險差異效果及誤差項。以下說明應變數及自變數的定義，以及各估計係數的預期符號和經濟意義。

(一) 應變數的定義

銀行風險變數 (s_{it}) 包括會計資料所衡量的銀行風險變數及證券市場資料所衡量的銀行風險變數。在會計資料方面，銀行風險變數包括銀行信用風險 (NETCB) 及銀行倒閉風險 (Z-score)。在證券市場資料方面，銀行風險變數包括總風險 (Total Risk, TS)、非系統風險 (Unsystematic Risk, NS) 及系統風險 (Systematic Risk, SS)。以下依序說明之。

1. 銀行信用風險

銀行信用風險 (NETCB) 反映銀行貸款償還的不確定性，以銀行的逾期放款比率來衡量。銀行的逾期放款比率定義為逾期放款佔放款比率 (%)，其中，逾期放款表示到期 3 個月以上未還之放款。當銀行的逾期放款比率愈高時，銀行信用風險愈高。

2. 銀行倒閉風險

銀行倒閉風險 (insolvency risk) 採用由 Boyd, Graham, and Hewitt (1993) 所推導的 Z-score 來表示。⁷Z-score 反映銀行倒閉-銀行損失 (- π) 超過於銀行資本 (E) 的機率，可表示如下：

$$P(\pi \leq -E) = P(r \leq -K) = \int_{-\infty}^{-K} F(r) dr \quad (2)$$

(2)式中， r 表示銀行的資產報酬率 ($r = \pi / A = ROA$)， K 表示銀行的資本佔資產比率 ($K = E / A$)，其中， A 為銀行的資產。使用契比歇夫不等式 (chebishev inequality)，(2)式可進一步表示如下：

$$P(r \leq -K) \leq \frac{\sigma_r^2}{(\mu_r + K)^2} = \frac{1}{z^2} \quad (3)$$

(3)式中， z 表示銀行的 Z-score，表示如下：

$$z = \frac{\mu_r + K}{\sigma_r} = \frac{\mu_{ROA} + E / A}{\sigma_{ROA}} \quad (4)$$

(4)式中， μ_{ROA} 及 σ_{ROA} 分別表示銀行資產報酬率 ($r = ROA$) 的機率分配之母體平均數及標準差。由(3)及(4)式可知，當 Z-score 愈高時，表示銀行發生倒閉的可能性愈低，因此，Z-score 愈高，銀行倒閉風險愈低。

對第 t 年第 i 家銀行而言，(4)式的 Z-score 估計式可表示如下：

$$Z - score_{it} = \frac{(\hat{\mu}_{ROA_{it}} + E / A_{it})}{\hat{\sigma}_{ROA_{it}}} \quad (5)$$

$Z - score_{it}$ 表示為第 t 年第 i 家銀行的倒閉風險估計值。 $\hat{\mu}_{ROA_{it}}$ 為第 t 年第 i 家銀行的資產報酬率之樣本平均數。 $\hat{\sigma}_{ROA_{it}}$ 為第 t 年第 i 家銀行的資產報酬率之樣本標準差。以季資料的資產報酬率為第 t 年第 i 家銀行的資產報酬率樣本，求得第 t 年第 i 家銀行的 $\hat{\mu}_{ROA_{it}}$ 及 $\hat{\sigma}_{ROA_{it}}$ 。 E / A_{it} 為第 t 年第 i 家銀行的資本佔資產比率，以季資料求得平均資本佔資產比率來代表。

3. 總風險、非系統風險及系統風險

在衡量總風險 (TS) 方面，本文運用月資料的銀行股價報酬率求得第 t 年第 i

家銀行的股價報酬率標準差 (σ_{it})。在衡量非系統風險 (NS) 及系統風險 (SS) 方面，本研究透過三因子模型 (three-factor model) 來求得。

根據資本資產定價理論 (CAPM)，銀行的股價報酬率只受單一共同風險要素-市場的股價報酬率-影響，這估計模型-一因子模型-設定如下：

$$R_{is} = \lambda_0 + \lambda_1 R_{ms} + e_{is}, \forall i, s \quad (6)$$

R_{is} 為銀行的股價報酬率。 R_{ms} 為加權股價指數報酬率，反映市場的股價報酬率。本研究的估計模型採用三因子模型；也就是(6)式另加入其他兩個會影響銀行股價報酬率的共同風險要素-匯率變動率及無風險利率變動率。過去探討與銀行風險相關的實證文獻大多另考慮這二個風險要素，例如：Chamberlain, Howe, and Popper (1997)、Martin (2000)、Patro, Wald, and Wu (2002)、Hahm (2004) 及 Elyasiani and Mansur (2005)。另考慮這兩個共同風險要素的理由為：第一、自從 1980 年代以來，金融自由化成為大多數國家主要的金融政策，這造成利率及匯率價格波動幅度增大。第二、由於銀行主要業務為存款及放款，利率價格變動會對銀行的利潤產生影響，進而反映在銀行的股價報酬上。第三、若銀行有國外資產或負債，匯率價格變動會影響銀行的利潤及股價報酬；若銀行無國外資產或負債，匯率價格變動也會間接地透過非金融業的公司表現來影響銀行利潤及股價報酬。例如，當匯率價格變動時，非金融業的公司可能發生倒閉或利潤下滑，這間接地降低銀行放款品質，進而影響銀行的利潤及股價報酬。因此，基於這些理由，本研究也相同於過去探討與銀行風險相關的實證文獻一樣，另考慮這兩個共同風險要素。⁸ 三因子模型設定如下：

$$R_{is} = \lambda_0 + \lambda_1 R_{ms} + \lambda_2 R_{fs} + \lambda_3 R_{rs} + e_{is}, \forall i, s \quad (7)$$

R_{is} 為第 s 月第 i 家銀行的股價報酬率。 R_{ms} 為第 s 月加權股價指數報酬率。 R_{fs} 為第 s 月的新臺幣對美元匯率變動率， R_{rs} 為第 s 月的 1-30 天期的商業本票次級市場利率變動率 ($R_{rs} = (q_s - q_{s-1})/q_{s-1}$)，其中， q 為 1-30 天期的商業本票次級市場利率；這反映無風險利率變動率。 e_{is} 表示第 s 月第 i 家銀行的誤差項。

銀行非系統風險 (NS) 又稱銀行特有風險，反映個別銀行的特殊事件 (如銀行的高階主管突然離職或罷工等) 所造成的風險，以(7)式誤差項的標準差 (σ_{ei}) 來衡量。銀行系統風險 (SS) 反映為會對整體銀行造成影響的風險，如利率變動、外匯變動或經濟衰退等。銀行系統風險以為銀行總風險的平方減去非系統風險的平方，

再開根號 ($SS = \sqrt{\sigma_i^2 - \sigma_{e_i}^2}$) 來衡量。⁹ 本研究以月資料為樣本並採用 OLS 方法估計(7)式, 可分別求得第 t 年第 i 家銀行的非系統風險及系統風險。透過這方法可使得這兩風險變數 (NS 及 SS) 形成以年資料型態來表示的長期追蹤資料, 再把這長期追蹤資料代入(1)式可求得各估計係數的估計值。¹⁰

(二) 銀行集中度與銀行風險

相同於過去探討與銀行集中度相關的實證文獻, 本文銀行集中度變數 (CR_{it}) 也採用赫氏指數 (HHI) 及集中比率 (CRn) 來衡量。赫氏指數反映的是整體銀行在市場上集中的現象; 集中比率反映的是相對最大的 n 家銀行在市場上集中的現象。變數定義如下:

$$HHI_{it} = \sum_i^k MS_{it}^2$$

$$CRn_{it} = \sum_i^n MS_{it}$$

n 為在市場上最大的前 n 家銀行, 過去探討與銀行集中度相關的實證文獻大多以最大的前三家銀行來衡量, 本文亦是如此。 k 為市場上所有銀行家數, 本文以本國銀行全部家數來衡量, 共 53 家。 MS_{it} 為第 t 年第 i 家銀行的市場佔有率。在計算 CRn 時, MS 以百分比率 (%) 來衡量; 但在計算 HHI 時, MS 去除百分比率。過去實證文獻一般以資產市場佔有率或存款市場佔有率來衡量 MS, 本文兩者都包括, 因此本文銀行集中度變數共為四種, 分別為赫氏資產指數 (HHIa)、赫氏存款指數 (HHId)、資產集中比率 (CRa_3) 及存款集中比率 (CRd_3)。這些指標值愈高表示銀行集中度愈高。

至於銀行集中度對銀行風險 (包括銀行信用風險、銀行倒閉風險、總風險、非系統風險及銀行系統風險) 影響方向上, 如過去的理論顯示, 提高銀行集中度會降低或提高這些銀行風險。支持提高銀行集中度會降低或提高這些銀行風險的理由已在前言說明過, 不再贅述。總之, α_1 的預期符號為未定。

(三) 銀行本身的財務特性變數與銀行風險

銀行本身的財務特性變數 (F_{it}) 包括銀行資產規模、資本佔資產比率、流動比率及銀行營收成長率變數, 這些變數資料型態皆以年資料型態來表示, 以下依序說明之。銀行資產規模 (SIZE) 變數以取對數後的銀行資產來表示。當銀行資產規模愈大時, 銀行愈能適應環境變動的衝擊, 並且管理風險的人才及設備愈充足, 銀行

風險也愈低，故銀行資產規模估計係數的預期符號為負。資本佔資產比率（EQ）愈高，銀行愈可防範風險性資產有重大損失時導致銀行週轉不靈的狀況發生，銀行風險因而愈低，因此，銀行資本佔資產比率估計係數的預期符號負。這裏資本的定義為資產減負債的淨值。流動比率（LQ）為流動資產佔流動負債比率。當銀行流動比率愈高時，由於資產變現性提高，銀行安全性也提高，銀行風險因而愈低。所以流動比率估計係數的預期符號為負。Herring and Vankudre（1987）指出，未來成長機會較低的銀行，爲了提高銀行報酬，較有可能從事高風險的活動，因此銀行風險也較高。以銀行營收成長率（GO）來衡量銀行的未來成長機會；銀行營收成長率為當期營業收入淨額減前期營業收入淨額，再除以前期營業收入淨額。GO 值愈高，表示銀行未來成長機會愈高。故銀行營收成長率的預期符號為負。

二、估計模型之計量方法

除了採用固定效果的長期追蹤模型估計(1)式外，本文也強調採用固定效果的兩階段最小平方法（FE2SLS）。以下說明 FE2SLS 的估計方法；爲方便說明，本文把(1)式改寫爲下式：

$$s_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CR_{it} + \alpha' F_{it} + \mu_i + v_{it} = Z_{it} \delta + \mu_i + v_{it}, \quad \forall i, t \quad (8)$$

下標的 i 表示第 i 家廠商， $i=1,2,\dots,N$ 。下標的 t 表示第 t 年， $t=1,2,\dots,T$ 。 CR_{it} 表示銀行集中度變數，同時也是內生變數。 F_{it} 爲 $K \times 1$ 的外生變數向量。 $Z_{it} = [1, CR_{it}, F_{it}']$ 爲 $1 \times (K+2)$ 的向量。 $\delta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha')$ 爲 $(K+2) \times 1$ 的向量。令 $X_{it} = [F_{2it}, F_{it}']$ 爲 $1 \times (K+1)$ 的向量， F_{2it} 爲對應 CR_{it} 的工具變數；本文設定爲扣除當期銀行集中度變數後所有其他樣本期的銀行集中度變數之平均值（ $AVCR_{it}$ ）。 μ_i 表示個別廠商風險差異效果。把(8)式進一步簡化爲下式：

$$s = Z\delta + Z_{\mu}\mu + v \quad (9)$$

$Z = [\tau_{NT}, CR, F']$ 爲 $NT \times (K+2)$ 的矩陣，其中 $\tau_{NT} = (1,1,\dots,1)'$ 爲 $NT \times 1$ 的向量。令 $X = [F_2, F']$ 爲 $NT \times (K+1)$ 的矩陣。 $Z_{\mu} = I_N \otimes \tau_T$ 表示爲 $NT \times N$ 的廠商虛擬變數矩陣，其中 I_N 表示 $N \times N$ 的單位矩陣， $\tau_T = (1,1,\dots,1)'$ 爲 $T \times 1$ 的向量，符號 \otimes 代表寇雷克乘積（kronecker product）。爲了移除廠商風險差異效果（ $Z_{\mu}\mu$ ），把(9)式乘上矩陣 $Q = I_{NT} - P$ ， Q 表示爲每一家廠商的樣本觀察值偏離其樣本期間內的平均值之大小。¹¹ $P = I_N \otimes \bar{J}_T$ 爲每一家廠商的樣本觀察值在樣本期間內的平均值。¹² $\bar{J}_T = J_T/T$ ， J_T 爲 $T \times T$ 的矩陣，其中每個元素皆爲一。透過這方法，(9)式可轉換成爲下式：

$$Qs = QZ_1\delta_1 + Qv \quad (10)$$

由於 $QZ_\mu = Q\tau_{NT} = 0$ ，廠商風險差異效果被移除（ $QZ_\mu\mu = 0$ ），且在(9)式的 Z 變成 $Z_1 = [CR, F']$ 為 $NT \times (K+1)$ 的矩陣， δ 變成 $\delta_1 = (\alpha_1, \alpha')'$ 為 $(K+1) \times 1$ 的向量。令 $\tilde{s} = Qs$ 及 $\tilde{Z}_1 = QZ_1$ ，並以 $\tilde{X} = QX$ 為 $NT \times (K+1)$ 的工具變數矩陣，執行 2SLS 估計上式可得估計係數($\tilde{\delta}_1$)如下：

$$\tilde{\delta}_1 = (\tilde{Z}_1 P_{\tilde{X}} \tilde{Z}_1)^{-1} \tilde{Z}_1 P_{\tilde{X}} \tilde{s} \quad (11)$$

估計係數($\tilde{\delta}_1$)的變異數可表示如下：

$$\text{Var}(\tilde{\delta}_1) = \sigma_v^2 (\tilde{Z}_1 P_{\tilde{X}} \tilde{Z}_1)^{-1} \quad (12)$$

在(11)及(12)式中的 $P_{\tilde{X}}$ 表示為每一家銀行的工具變數觀察值在樣本期間內的平均值，而其中一元素可表示為 $\bar{F}_{2i} = \sum_{t=1}^T F_{2it} / T$ 。

參、資料來源及描述

銀行資料為不平衡的長期追蹤資料 (unbalanced panel data)。¹³ 樣本期間為 1996 到 2005 年，樣本包括樣本期間內所有本國上市上櫃的銀行及公開發行銀行，總共有 53 本國銀行。¹⁴ 除了證券市場資料所衡量的銀行風險變數外，其他所有變數的資料皆來自臺灣經濟新報社的「上市上櫃公司財務資料庫」及「公開發行公司財務資料庫」。在證券市場資料所衡量的銀行風險變數中，股價報酬率及加權股價指數報酬率的資料皆來自臺灣經濟新報社的「TEJ 股價模組」。新臺幣對美元匯率及 1-30 天期的商業本票次級市場利率的資料皆來自臺灣經濟新報社的「總體經濟資料庫」。

表 1 報告迴歸變數每年平均值以及在樣本期內的平均值和標準差。在銀行風險變數方面，發現以下三點現象：第一、相對銀行倒閉風險 (Z-Score)，銀行信用風險 (NETCB) 與總風險 (TS)、非系統風險 (NS) 及系統風險 (SS) 在樣本期內變動趨勢較相近。NETCB 與 TS、NS 及 SS 在 1997 年後呈現上漲趨勢，NETCB、TS 及 SS 分別在 2001 年達最高；NS 在 2000 年達最高。接著，NETCB、TS 及 SS 與 NS 分別在 2001 年與 2002 年後大致呈下滑走勢。第二、NETCB、TS 及 NS 在 2005 年為樣本期內的最低點。第三、銀行倒閉風險 (Z-Score) 在樣本期內互有漲跌，銀行倒閉風險最高的前二年分別在 1997 年及 2002 年。

在銀行集中度變數方面，赫氏資產指數（HHIa）、赫氏存款指數（HHId）、資產集中比率（ CRa_3 ）及存款集中比率（ CRd_3 ）皆在 1996 年為最高，以後逐漸下滑，並且皆在 2005 年達最低。這結果反映著銀行集中度呈現下滑的趨勢，造成下滑的可能原因可分以下二點說明：第一、舊銀行成立早，市場佔有率遠大於新銀行，但隨著新銀行的競爭，使得舊銀行市場佔有率呈現下滑趨勢，新舊銀行間的市場大小不均度因而降低，進而導致銀行集中度下滑。第二、本國銀行在 2000 年後陸續發生購併，銀行家數從 2000 年的 53 家降到 2005 年的 46 家，本國銀行集中度在 2000 年以後應有上升趨勢但卻呈現下滑趨勢。造成此現象的原因跟本國銀行在這段期間的購併並非大銀行與大銀行間的購併有關，因此，這些購併後的銀行市場佔有率並沒有較大幅增加。同時，未從事購併的銀行則透過擴大資產規模來提高本身的市場佔有率，因此，這造成銀行間的市場大小不均度沒有增加反而下滑，進而導致銀行集中度下跌。

在銀行本身財務特性變數方面，銀行資產規模（SIZE）大致呈現逐年增加，這反映本國銀行規模愈來愈大。資本佔資產比率（EQ）自 1998 年後逐年下滑，到 2003 年達最低；然而，在 2004 年之後有回升趨勢。1998-2003 年 EQ 變化可能反映銀行管理者對風險愛好度逐年提高，希望藉著降低資本佔資產比率以提高銀行獲利。流動比率（LQ）在樣本期間互有漲跌。銀行營收成長率（GO）在 2000-2004 年為樣本期間內相對較低點；其中，在 2001-2003 的 GO 皆為負的。另外，銀行營收成長率（GO）在 2005 年有回升的現象。

表 2 報告各變數間的相關係數。主要發現有以下幾個：第一、銀行信用風險變數與證券市場資料所衡量的銀行風險變數-包括總風險、非系統風險及銀行系統風險變數-彼此間在 1%顯著水準下有顯著的正相關。第二、總風險、非系統風險及銀行系統風險變數間在 1%顯著水準下有顯著正相關。第三、四個銀行集中度變數彼此間在 1%顯著水準下有顯著正相關。此外，銀行集中度變數與其他自變數間的相關係數絕對值沒有高過於常規門檻值 0.8 或 0.9，表示銀行集中度變數與其他自變數間沒有共線性的問題（Hill, Griffiths, & Judge, 2001）。第四、銀行本身財務特性變數之間的相關係數絕對值也沒有高過於常規門檻值 0.8 或 0.9，故銀行本身財務特性變數間也沒有共線性的問題。

以下的迴歸分析可更深入的討論銀行集中度對銀行風險的影響。

肆、實證結果

本節分成兩小節，第一小節為探討銀行集中度對銀行風險影響的估計結果，第二小節為說明穩健性檢定的估計結果。

一、銀行集中度與銀行風險

表 3 及表 4 報告採用固定效果的長期追蹤模型來估計(1)式的估計結果。表 3 報告當銀行風險變數以會計資料來衡量時的估計結果；表 4 報告當銀行風險變數以證券市場資料來衡量時的估計結果。在表 3 中，模型 1 到 4 的應變數為銀行信用風險 (NETCB)-以逾期放款比率來衡量；模型 5 到 8 的應變數為銀行倒閉風險 (Z-score)-以 Z-score 來衡量。模型 1 到 4 及模型 5 到 8 的銀行集中度變數皆分別為赫氏資產指數 (HHI_a)、赫氏存款指數 (HHI_d)、資產集中比率 (CR_{a3}) 及存款集中比率 (CR_{d3})。在表 4 中，模型 1 到 4、模型 5 到 8 及模型 9 到 12 的應變數分別為總風險 (TS)、非系統風險 (NS) 及系統風險 (SS)。不論模型 1 到 4、模型 5 到 8 或模型 9 到 12，銀行集中度變數皆分別放入 HHI_a、HHI_d、CR_{a3} 及 CR_{d3}。在表 3 及表 4 中，各模型皆控制銀行本身財務特性變數，並且皆省略報告常數項，以及最後都報告樣本數及判定係數 (R^2)。

在表 3 銀行本身財務特性變數的估計結果方面，當銀行風險變數為銀行信用風險 (NETCB) 時，顯著的估計係數分別為資產規模 (SIZE)、資本佔資產比率 (EQ) 及營收成長率 (GO)。這三個估計係數相當穩健；資產規模、資本佔資產比率及營收成長率估計係數分別在四個模型中皆顯著為負。顯著的資產規模估計係數顯示，銀行資產規模愈大，銀行適應衝擊能力愈好，以及銀行管理風險人才及設備愈充足，因此信用風險也就愈低。顯著的資本佔資產比率估計係數顯示，資本佔資產率愈高，銀行愈可防範銀行發生擠兌的危機，銀行信用風險因而愈低。顯著的營收成長率估計係數反映，營收成長率較高的銀行，從事高風險活動的誘因較低，故銀行信用風險較低。當銀行風險變數為倒閉風險 (Z-score) 時，流動比率 (LQ) 及營收成長率 (GO) 估計係數在四個模型皆分別顯著為正。這反映流動比率及營收成長率是銀行倒閉風險的重要決定因素。同時，也反映銀行流動比率愈高，銀行資產變現性愈高，銀行倒閉風險也就愈低，以及銀行營收成長率愈高，銀行倒閉風險愈低。

在表 3 銀行集中度變數的估計結果方面，銀行集中度-包括赫氏資產指數 (HHI_a)、赫氏存款指數 (HHI_d)、資產集中比率 (CR_{a3}) 及存款集中比率 (CR_{d3})-估計係數在應變數為銀行信用風險 (NETCB) 下的四個模型皆顯著為負；銀行集中

表 1 各變數的平均值及標準差

年度	銀行信用 風險 (NETCB)	銀行倒閉 風險 (Z-Score)	總風險 (TS)	非系統 風險 (NS)	系統風險 (SS)	赫氏資產 指數 (HHIa)	赫氏存款 指數 (HHId)	資產集中 比率 (CRa ₃) %	存款集 中比率 (CRd ₃) %	資產規模 (SIZE)	資本佔 資產比 率(EQ) %	流動比 率(LQ) %	營收成長率 (GO) %
1996 年	4.51	59.70	11.63	5.94	9.81	539.03	623.91	30.14	33.61	25.90	11.89	525	13.06
1997 年	4.01	34.40	7.33	5.85	4.02	476.50	549.72	27.53	31.03	26.02	9.91	503	13.71
1998 年	4.46	67.48	8.48	5.89	5.76	472.88	515.57	27.01	29.55	26.08	11.46	795	23.94
1999 年	5.59	63.49	11.43	7.78	8.08	470.24	503.37	26.83	28.90	26.21	10.36	643	16.01
2000 年	6.54	71.29	17.27	12.47	11.76	455.14	491.21	26.39	27.93	26.19	9.54	546	4.33
2001 年	9.43	66.66	17.87	11.42	13.41	454.65	490.68	26.30	28.03	26.23	8.47	674	-1.84
2002 年	8.75	36.59	15.17	11.56	9.53	455.22	484.56	26.14	27.65	26.24	7.53	681	-18.17
2003 年	6.35	48.14	16.42	9.51	13.07	463.90	486.20	25.88	27.29	26.31	5.58	607	-9.96
2004 年	3.71	54.73	12.49	8.60	8.85	451.00	479.56	25.07	26.79	26.47	8.19	689	5.17
2005 年	2.94	55.22	6.44	4.49	4.42	444.98	469.27	23.83	25.44	26.62	7.83	513	16.36
1996-2005 年平均 值 (標準差)	5.80 (7.04)	55.23 (77.66)	12.58 (5.97)	8.49 (4.53)	8.91 (4.68)	468.35 (25.49)	509.41 (43.80)	26.51 (1.56)	28.62 (2.21)	26.23 (1.03)	9.05 (12.86)	619 (741)	5.61 (32.36)

註：資產規模值為取過自然對數。括號內的值為標準差。

表 2 各變數間的相關係數

各變數	銀行信用風險 (NETCB)	銀行倒閉風險 (Z-Score)	總風險 (TS)	非系統 風險 (NS)	系統風 險(SS)	赫氏資 產指數 (HHIa)	赫氏存 款指數 (HHId)	資產集 中比率 (CRa ₃) %	存款集 中比率 (CRd ₃) %	資產規 模(SIZE)	資本佔 資產比 率(EQ) %	流動比 率(LQ) %	營收成 長率 (GO) %
銀行信用風(NETCB)	1.000												
銀行倒閉風(Z-Score)	-0.053	1.000											
總風險(TS)	0.573 ^{***}	-0.024	1.000										
非系統風險(NS)	0.580 ^{***}	-0.061	0.908 ^{***}	1.000									
系統風險(SS)	0.460 ^{***}	0.023	0.918 ^{***}	0.673 ^{***}	1.000								
赫氏資產指數(HHIa)	-0.061	0.009	-0.176 ^{***}	-0.282 ^{***}	-0.069	1.000							
赫氏存款指數(HHId)	-0.069	-0.001	-0.221 ^{***}	-0.295 ^{***}	-0.137 ^{**}	0.971 ^{***}	1.000						
資產集中比率(CRa ₃)	0.021	0.011	-0.076	-0.158 ^{***}	-0.008	0.924 ^{***}	0.934 ^{***}	1.000					
存款集中比率(CRd ₃)	-0.028	0.002	-0.204 ^{***}	-0.258 ^{***}	-0.141 ^{**}	0.924 ^{***}	0.967 ^{***}	0.978 ^{***}	1.000				
資產規模(SIZE)	-0.296 ^{***}	-0.055	-0.157 ^{***}	-0.203 ^{***}	-0.083	-0.143 ^{***}	-0.153 ^{***}	-0.177 ^{***}	-0.174 ^{***}	1.000			
資本佔資產比率(EQ)	-0.361 ^{***}	0.144 ^{***}	-0.100 [*]	-0.183 ^{***}	-0.017	0.090 ^{**}	0.098 ^{**}	0.099 ^{**}	0.106 ^{**}	-0.230 ^{***}	1.000		
流動比率(LQ)	0.155 ^{***}	0.203 ^{***}	0.173 ^{***}	0.184 ^{***}	0.134 ^{**}	0.047	0.066	0.058	0.072	-0.146 ^{**}	0.059	1.000	
營收成長率(GO)	-0.291 ^{***}	0.364 ^{***}	-0.348 ^{***}	-0.289 ^{***}	-0.339 ^{***}	0.062	0.070	0.050	0.078 [*]	-0.120 [*]	0.136 ^{***}	0.183 ^{***}	1.000

註：*表示在 10%的水準下顯著；** 表示在 5%的水準下顯著；***表示在 1%的水準下顯著。

表 3 銀行集中度與銀行風險之迴歸結果-會計資料

自變數	銀行信用風險(NETCB)				銀行倒閉風險(Z-Score)			
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
赫氏資產指數(HHIa)	-0.06*** (0.01)				0.02 (0.18)			
赫氏存款指數(HHId)		-0.04*** (0.007)				-0.03 (0.11)		
資產集中比率(CRa ₃)			-0.48** (0.21)				5.24* (3.08)	
存款集中比率(CRd ₃)				-0.56*** (0.15)				1.23 (2.24)
資產規模(SIZE)	-6.67*** (0.95)	-7.06*** (0.99)	-5.54*** (1.06)	-6.59*** (1.06)	-7.58 (14.54)	-11.65 (15.07)	9.60 (15.69)	-2.73 (15.83)
資本佔資產比率(EQ)	-0.29*** (0.03)	-0.28*** (0.03)	-0.29*** (0.03)	-0.29*** (0.03)	0.51 (0.51)	0.54 (0.51)	0.41 (0.51)	0.48 (0.51)
流動比率(LQ)	0.0004 (0.0005)	0.0003 (0.0005)	0.0005 (0.0005)	0.0004 (0.0005)	0.02*** (0.007)	0.02** (0.007)	0.02*** (0.007)	0.02*** (0.007)
營收成長率(GO)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	0.75*** (0.12)	0.76*** (0.12)	0.74*** (0.12)	0.74*** (0.12)
樣本數	437	437	437	437	427	427	427	427
判定係數(R ²)	0.28	0.25	0.25	0.27	0.17	0.17	0.18	0.17

註：1.此表報告當銀行風險變數以會計資料來衡量時(1)式的估計結果，此表採用固定效果的長期追蹤模型估計，且省略報告常數項。

2.*表示在 10%的水準下顯著；** 表示在 5%的水準下顯著；***表示在 1%的水準下顯著。

3.括號內的值為標準差。

度估計係數則在應變數為銀行倒閉風險 (Z-score) 下的四個模型多不顯著為正。這結果反映提高銀行集中度會降低銀行信用風險，但不會降低銀行倒閉風險。雖然銀行集中度對銀行信用風險有顯著為負的影響，但這些銀行集中度變數對銀行信用風險的影響幅度並不大；每增加這些銀行集中度變數一個標準差大致減少銀行信用風險變數 (NETCB) 樣本標準差的 25%以下。如表 1 所見，每當增加赫氏資產指數 (HHIa)、赫氏存款指數 (HHId)、資產集中比率 (CRa₃) 及存款集中比率 (CRd₃) 一個樣本標準差 (25、44、1.56 及 2.21)，它們對銀行信用風險 (NETCB) 的影響幅度分別為-1.5(= 25×-0.06)、-1.76 (= 44×-0.04)、-0.75 (= 1.56×-0.48) 及-1.24 (= 2.21×0.56)，這些值的大小分別約為 NETCB 樣本標準差 (7.04) 的 21% (= 1.5/7.04)、25% (= 1.76/7.04)、11% (= 0.75/7.04) 及 18% (=1.24/7.04)。

至於以證券市場資料衡量的銀行風險-包括總風險 (TS)、非系統風險 (NS) 及

系統風險 (SS)-之估計結果方面，根據表 4 顯示，在四個銀行本身財務估計係數中，顯著的估計係數為資產規模 (SIZE)、資本佔資產比率 (EQ) 及營收成長率 (GO)。資產規模 (SIZE) 估計係數在應變數為總風險 (TS) 及非系統風險 (NS) 下的四個模型大多顯著為負；當應變數為系統風險 (SS) 時，資產規模估計係數在四個模型中有二個模型顯著為負。因此，整體而言，這結果仍支持提高銀行資產規模有助於降低這些以證券市場資料衡量的銀行風險 (TS、NS 及 SS)。資本佔資產比率 (EQ) 及營收成長率 (GO) 估計結果相當穩健；資本佔資產比率 (EQ) 及營收成長率 (GO) 估計係數在十二個模型皆顯著為負。銀行資本佔資產比率及營收成長率愈高，銀行總風險 (TS)、非系統風險 (NS) 及系統風險 (SS) 愈低。

在表 4 銀行集中度變數的估計結果方面，不論應變數為銀行總風險 (TS)，或是非系統風險 (NS)，銀行集中度估計係數在大多數的模型皆顯著為負；當應變數為系統風險 (SS) 時，銀行集中度估計係數在四個模型皆不顯著。這結果反映提高銀行集中度會降低銀行的總風險 (TS) 及非系統風險 (NS)，但不會影響銀行系統風險 (SS)。由於銀行的總風險 (TS) 是由非系統風險 (NS) 及系統風險 (SS) 組成的，因此，提高銀行集中度會降低銀行的總風險的主要來源來自非系統風險，而不是來自系統風險。

至於這些顯著銀行集中度變數對總風險 (TS) 及非系統風險 (NS) 的影響幅度方面，以對非系統風險 (NS) 的影響幅度最大，其次為對總風險 (TS) 的影響幅度。除此之外，這些銀行集中度變數對銀行風險 (TS 及 NS) 的影響幅度，皆大於對銀行信用風險 (NETCB) 的影響幅度。以下說明這些銀行集中度變數對銀行風險 (TS 及 NS) 的影響幅度：每增加 HH1a、HH1d、CRa₃ 及 CRd₃ 一個樣本標準差 (25、44、1.56 及 2.21)，它們對 NS 的影響幅度大約分別為 NS 樣本標準差 (4.53) 的 39% ($=1.75/4.53$)、49% ($=2.2/4.53$)、17% ($=0.76/4.53$) 及 42% ($=1.88/4.53$)。每增加 HH1a、HH1d 及 CRd₃ 一個樣本標準差 (25、44 及 2.21)，它們對 TS 的影響幅度大約分別為 TS 樣本標準差 (5.97) 的 17% ($=1/5.97$)、29% ($=1.76/5.97$) 及 29% ($=1.72/5.97$)。

綜合言之，銀行集中度的估計結果有以下二個結論：第一、提高銀行集中度有助於銀行信用風險的降低，但對銀行倒閉風險沒有影響。造成前者估計結果的可能原因為，當銀行集中度愈高時，銀行市場獨佔力愈高，銀行獲利也愈高；因銀行獲利提高，銀行篩選放款的意願也提高，因此，銀行發生逾期放款的可能性降低，銀行信用風險也降低。造成後者估計結果的可能原因為，提高銀行集中度會降低銀行發生倒閉的可能性之正面效果-銀行愈能降低不可預期的衝擊、篩選放款意願愈高或

表 4 銀行集中度與銀行風險之迴歸結果-證券市場資料

自變數	總風險(TS)				非系統風險(NS)				系統風險(SS)			
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11	模型12
赫氏資產指數(HHIa)	-0.04** (0.02)				-0.07*** (0.01)				0.005 (0.02)			
赫氏存款指數(HHId)		-0.04*** (0.01)				-0.05*** (0.01)				-0.01 (0.01)		
資產集中比率(CRa ₃)			0.07 (0.36)				-0.49* (0.27)				0.45 (0.30)	
存款集中比率(CRd ₃)				-0.78*** (0.26)				-0.85*** (0.19)				-0.36 (0.22)
資產規模(SIZE)	-5.21** (2.09)	-7.59*** (2.22)	-1.72 (2.28)	-7.45*** (2.34)	-6.35*** (1.50)	-7.62*** (1.60)	-3.21* (1.70)	-6.78 (1.72)	-1.40 (1.77)	-3.64* (1.90)	0.38 (1.91)	-4.30** (1.99)
資本佔資產比率(EQ)	-0.52*** (0.11)	-0.49*** (0.11)	-0.55*** (0.11)	-0.48*** (0.11)	-0.42*** (0.08)	-0.40*** (0.08)	-0.44*** (0.08)	-0.39*** (0.08)	-0.30*** (0.09)	-0.28*** (0.09)	-0.32*** (0.10)	-0.27*** (0.10)
流動比率(LQ)	-0.0005 (0.0007)	-0.0006 (0.0007)	-0.0005 (0.0007)	-0.0006 (0.0007)	-0.0003 (0.0005)	-0.0003 (0.0005)	-0.0003 (0.0005)	-0.0004 (0.0005)	-0.0004 (0.0006)	-0.0004 (0.0006)	-0.0004 (0.0006)	-0.0005 (0.0006)
營收成長率(GO)	-0.12*** (0.02)	-0.11*** (0.02)	-0.13*** (0.02)	-0.11*** (0.02)	-0.07*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.09*** (0.02)	-0.09*** (0.02)	-0.10*** (0.02)	-0.09*** (0.02)
樣本數	279	279	279	279	279	279	279	279	279	279	279	279
判定係數(R^2)	0.27	0.29	0.25	0.28	0.32	0.34	0.26	0.30	0.18	0.18	0.19	0.19

註：1. 此表報告當銀行風險變數以證券市場資料來衡量時(1)式的估計結果，此表採用固定效果的長期追蹤模型估計，且省略報告常數項。

2. *表示在 10%的水準下顯著；** 表示在 5%的水準下顯著；***表示在 1%的水準下顯著。

3. 括號內的值為標準差。

政府愈容易監督-與提高銀行集中度會提高銀行發生倒閉的可能性之負面效果-銀行放款利率愈高或政府愈有銀行不能倒的觀念-相互抵消，進而造成銀行集中度並沒有顯著影響銀行倒閉風險。前者會降低銀行信用風險的估計結果與 Chang et al. (2008) 相同；後者不會對銀行倒閉風險造成影響的估計結果與 Yeyati and Micco (2007) 相同。

第二、愈高的銀行集中度對降低銀行的總風險及非系統風險愈有幫助，但對銀行系統風險沒有影響，此外，銀行集中度對銀行總風險造成影響的原因主要來自於非系統風險，而不是來自系統風險。造成會降低銀行非系統風險之可能原因為，當銀行集中度愈高時，市場上的投資人會認為，銀行獲利會愈高，銀行處理未預期衝擊的能力會愈好，以及由於在市場上的銀行會較少，政府監督管理會較容易，這些都對降低個別銀行的非系統風險-如個別銀行的高階主管突然離職或罷工等所造成的風險-是有幫助的。造成不會對銀行系統風險產生影響的可能原因為，市場投資人認為，提高銀行集中度對整體銀行風險之正面效果-銀行愈能降低不可預期的衝擊、篩選放款意願愈高或政府愈容易監督-與提高銀行集中度對整體銀行風險之負面效果-銀行放款利率愈高或政府愈有銀行不能倒的觀念-相互抵消，進而造成銀行集中度對銀行系統風險不會造成影響。過去實證文獻發現銀行集中度會對銀行系統風險產生正面 (Beck et al., 2006) 及負面 (De Nicolo et al., 2004) 的影響；本文卻發現銀行集中度未必會對銀行系統風險造成影響，造成這結果的原因跟本文強調以證券市場資料來衡量銀行系統風險有關，此銀行系統風險為個體資料。

根據這些估計結果對政府的金融政策意涵為，近來政府鼓勵銀行購併以提高銀行集中度的政策是正確的，這將有助於降低銀行的信用風險、總風險及非系統風險。根據表 1 顯示，自 1996-2005 年臺灣銀行業集中度的逐年下滑確提高了這些銀行風險。另外，值得一提的是，愈高的銀行資產規模、資本佔資產比率及營收成長率，銀行的信用風險、總風險、非系統風險及系統風險愈低。因此，自 1996 年到 2005 年臺灣銀行業資產規模平均每年增加的現象，以及自 2004 年後資本佔資產比率及自 2005 年後營收成長率的回升現象，都將對降低這些銀行風險有正面幫助。

二、其他穩健性檢定 (Robustness Test)

為了更進一步探討銀行集中度的估計結果是否具有穩健性，本文進行二種不同的穩健性檢定。第一種為設定(1)式中的銀行集中度變數為內生變數。第二種以市場上最大的前四或五家銀行的資產集中比率及存款集中比率來衡量另一銀行集中比率變數。

(一) 考慮銀行集中度變數為內生變數的影響

由於銀行集中度變數有可能為內生變數，為了解決這問題，本文採用固定效果的兩階段最小平方法（FE2SLS）。我們把(1)式中的銀行集中度變數（ CR_{it} ）設定為內生變數，並以扣除當期銀行集中度變數後所有其他樣本期的銀行集中度變數之平均值（ $AVCR_{it}$ ）當作 CR_{it} 所對應之工具變數。¹⁵表 5 報告當銀行集中度變數考慮為內生變數時的估計結果。為了節省篇幅，表 5 只報告銀行集中度變數的估計結果，其他變數的估計結果不列出。整體而言，表 5 的估計結果和表 3 及表 4 的估計結果大致相同；不論顯著的數量、顯著水準及方向，銀行集中度變數的估計結果皆相同於表 3 及表 4。

(二) 不同銀行集中比率變數的影響

在衡量銀行集中比率（CRn）變數上，過去實證文獻大多採用市場上最大前三家銀行來衡量，但有些實證文獻採用在市場上最大前四或五家銀行來衡量。因此，本文除了考慮在市場上最大前三家銀行的資產集中比率（ CRa_3 ）及存款集中比率（ CRd_3 ）外，也如過去實證文獻採用在市場上最大前四家銀行的資產集中比率（ CRa_4 ）和存款集中比率（ CRd_4 ），以及在市場上最大前五家銀行的資產集中比率（ CRa_5 ）和存款集中比率（ CRd_5 ）。表 6 報告當銀行集中度變數為這些銀行集中比率變數時(1)式的估計結果，為了節省篇幅，只報告這些集中比率變數的估計結果。根據表 6 發現，不論採用 CRa_4 、 CRd_4 、 CRa_5 或 CRd_5 ，這些銀行集中比率估計結果大致皆跟表 3 及表 4 的 CRa_3 及 CRd_3 估計結果相同。

伍、結論

自從 2000 年後，政府陸續通過「銀行法修正案」、「金融機構合併法」及「金融控股法」，以及在 2004 年推行「第二次金融改革」；這些政策都是希望提高金融機構的集中度來降低市場競爭度，進而增加它們的競爭力。本文目的是以 1996-2005 年臺灣銀行業的風險為研究對象，探討銀行集中度對銀行風險的影響。在銀行風險變數，本研究不僅考慮過去實證文獻以會計資料所衡量的銀行風險變數(包括銀行信用風險及銀行倒閉風險)，另外也強調以證券市場資料所衡量的銀行風險變數(包括總風險、系統風險及非系統風險)。為了解決銀行集中度變數可能有內生化的問題，本文在估計方法上強調固定效果的兩階段最小平方法。此外，本文也考慮不同的銀行集中度變數來檢定估計結果是否具穩健性。實證結果發現，銀行集中度愈高，以會

表 5 銀行集中度與銀行風險之迴歸結果-考慮銀行集中度變數為內生變數

自變數	應變數(會計資料)		應變數(證券市場資料)		
	銀行信用風險 (NETCB)	銀行倒閉風險 (Z-Score)	總風險 (TS)	非系統風險 (NS)	系統風險 (SS)
赫氏資產指數(HHIa)	-0.06*** (0.01)	0.02 (0.18)	-0.04** (0.02)	-0.07*** (0.01)	0.005 (0.02)
赫氏存款指數(HHI d)	-0.04*** (0.007)	-0.03 (0.11)	-0.04*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.01 (0.01)
資產集中比率(CRa ₃)	-0.48** (0.21)	5.24* (3.08)	0.07 (0.36)	-0.49* (0.27)	0.45 (0.30)
存款集中比率(CRd ₃)	-0.56*** (0.15)	1.23 (2.24)	-0.78*** (0.26)	-0.85*** (0.19)	-0.36 (0.22)

註：1. 此表報告當銀行集中度變數為內生變數時(1)式的估計結果，此表採用固定效果的兩階段最小平方方法 (FE2SLS) 估計，且省略報告常數項。

2. *表示在 10%的水準下顯著；** 表示在 5%的水準下顯著；***表示在 1%的水準下顯著。
3. 括號內的值為標準差。

表 6 銀行集中度與銀行風險之迴歸結果-考慮其他的集中比率變數 (CRn)

自變數	應變數(會計資料)		應變數(證券市場資料)		
	銀行信用風 險(NETCB)	銀行倒閉風 險(Z-Score)	總風險 (TS)	非系統風險 (NS)	系統風險 (SS)
前四大銀行的資產集中比 率(CRa ₄)	-0.53*** (0.19)	4.21 (2.81)	-0.14 (0.32)	-0.59** (0.24)	0.27 (0.27)
前五大銀行的資產集中比 率(CRa ₅)	-0.48*** (0.18)	3.90 (2.60)	-0.07 (0.30)	-0.54** (0.22)	0.32 (0.25)
前四大銀行的存款集中比 率(CRd ₄)	-0.52*** (0.13)	1.08 (1.96)	-0.66*** (0.23)	-0.73*** (0.17)	-0.30 (0.19)
前五大銀行的存款集中比 率(CRd ₅)	-0.46*** (0.12)	1.22 (1.77)	-0.51** (0.20)	-0.61*** (0.15)	-0.19 (0.17)

註：1. 此表報告當銀行集中變數分別為 CRa₄、CRd₄、CRa₅ 及 CRd₅ 時(1)式的估計結果，此表只報告銀行集中比率的估計結果。

2. *表示在 10%的水準下顯著。** 表示在 5%的水準下顯著。***表示在 1%的水準下顯著。
3. 括號內的值為標準差。

計資料衡量的銀行信用風險愈低，以及以證券市場資料衡量的銀行總風險及非系統風險也愈低。

既然提高銀行集中度有助於這些銀行風險的降低，本文有以下幾個政策建議。第一、政府可藉由提高銀行資產透明度、提供購併銀行財務協助、或是提供更多的稅賦誘因的方式，以提高銀行購併的意願，進而增加銀行集中度。第二、雖然近來銀行間購併行為增加，但銀行集中度反而下跌，造成的原因之一跟這些銀行間的購併不是大銀行與大銀行間的購併有關。因此，建議政府可以鼓勵大銀行間的購併，這將使銀行集中度快速提升。未來研究方向可朝銀行集中度是否有助於廠商及消費者融資著手。

註釋

1. Cetorelli (2001) 也指出相同的概念；當銀行集中度愈高時，市場競爭度愈低，銀行對放款進行篩選的意願愈高，所以放款品質愈佳，銀行風險也愈低。
2. 過去探討銀行集中度對銀行風險影響的實證文獻大致上以 Beck et al. (2006) 所描述的理论為基礎。
3. 過去實證文獻比較多在探討銀行集中度對銀行獲利或淨邊際收入的影響，或是造成這些影響的背後真正原因為何，例如：Berger (1995)、Goldberg and Rai (1996)、Demirguc-Kunt and Huizinga (1999)、Pilloff and Rhoades (2002)、Demirguc-Kunt, Laeven and Levine (2004) 及 Park and Weber (2006)。另外，有一些實證文獻探討金融自由化後銀行風險的變化，例如，Keeley (1990) 發現在 1980 年代美國政府解除跨州分行設立限制後，美國銀行風險提高。Jayaratne and Strahan (1998) 則發現 1980 年代美國分行設立自由化後銀行風險卻降低。
4. 在 2001 年台新銀行購併大安銀行，在 2003 年中信銀行託購併萬通銀行及世華銀行購併國泰銀行，在 2005 年富邦銀行購併台北銀行、聯邦銀行購併中興銀行、陽信銀行購併高新銀行及誠泰銀行購併新光銀行。
5. De Nicolo et al. (2004) 針對橫斷面資料採用 OLS 估計。Beck et al. (2006) 針對共同長期追蹤資料採用 logit 模型估計。
6. Yeyati and Micco (2007) 採用固定效果的長期追蹤模型估計。Beck et al. (2006) 並

沒有明確解決內生化問題，他們採用銀行集中度變數在樣本期初期的資料來降低此問題。

7. 過去曾採用 Z-score 來衡量銀行倒閉風險的實證文獻有很多，例如：De Nicolo (2000)、De Nicolo et al.(2004)、Konishi and Yasuda(2004)、Esho, Kofman and Sharpe (2005)、Stiroh and Rumble(2006)、Iannotta, Nocera and Sironi(2007)及 Yeyati and Micco (2007)。另外，銀行倒閉風險反映銀行風險的範圍大於銀行信用風險，銀行倒閉的原因不僅可能會受到銀行信用風險影響，也可能會受到其他風險影響，如利率風險、流動風險等。
8. 本文採用的三因子模型強調的共同風險要素為：市場的股價報酬率、匯率變動率及無風險利率變動率；Fama and French (1992, 1993) 的三因子模型強調的共同風險要素為：市場的股價報酬率、資產規模溢酬因子 (SMB) 及淨值佔市值比益酬因子 (HML)。過去採用 Fama and French (1992, 1993) 三因子模型的實證文獻大多以非金融業的公司為研究對象；以銀行業為研究對象的實證文獻比較多考慮本文的三因子模型中的變數。造成原因為，Fama and French (1992) 指出針對非金融業的公司而言，高桿槓的公司可能反映公司有財務危機，但由於銀行主要為存放產業，故有高度的財務桿槓，當銀行有財務桿槓較高時，銀行並不表示有較高的財務危機。因此，Fama and French (1992) 認為他們的三因子模型並不適合用在金融業，Viale, Kolari and Fraser (2009) 透過檢定美國銀行業也支持這觀點。
9. 若 R_l, R_m, R_f 及 e_i 互不相關，則對(7)式取變異數可得： $\sigma_i^2 = \lambda_1^2 \sigma_m^2 + \lambda_2^2 \sigma_f^2 + \lambda_3^2 \sigma_l^2 + \sigma_{e_i}^2$ 。其中， σ_i 為總風險， σ_{e_i} 為非系統風險， $\sqrt{\lambda_1^2 \sigma_m^2 + \lambda_2^2 \sigma_f^2 + \lambda_3^2 \sigma_l^2}$ 為系統風險。
10. 過去很多實證文獻也採用相同於本文的做法求得 TS、NS 或 SS，例如：Demsetz and Strahan(1997)、Konishi and Yasuda(2004)、Stiroh(2006a, 2006b)及 Baele, De Jonghe and Vander Vennet (2007)。
11. 例如， Q_s 可表示為每一家廠商的風險觀察值偏離其樣本期間內的平均值之大小，而其中一元素可表示為 $s_{it} - \bar{s}_i$ 。 Q_z 可表示為每一家廠商的自變數觀察值偏離其樣本期間內的平均值之大小，而其中一元素可表示為 $F_{it,k} - \bar{F}_{i,k}$ 。
12. 例如， P_s 表示為每一家廠商的風險觀察值在樣本期間內的平均值，而其中一元素可表示為 $\bar{s}_i = \sum_{t=1}^T s_{it} / T$ 。 P_z 表示為每一家廠商的自變數觀察值在樣本期間內的平均值，而其中一元素可表示為 $\bar{F}_{i,k} = \sum_{t=1}^T F_{it,k} / T$ 。
13. 不平衡的長期追蹤資料為，允許每家銀行在樣本期間內可以有不相同的觀察值。在樣本期間內，有新的銀行進入市場，或有銀行退出市場，這造成每家銀行在樣

本期間內可以有不相同的觀察值，例如：萬通銀行在 2003 年被中信銀行購併，因此萬通銀行在本文的樣本期間只有 1996-2002 年。

14. 本國銀行包括如下：彰化商業銀行、第一商業銀行、華南商業銀行、中華開發工銀、中國國際商銀、新竹國際商銀、台北國際商銀、台南中小企銀、高雄中小企銀、台東中小企銀、台中商業銀行、中國信託商銀、中國農民銀、交通銀行、國泰世華商銀、萬通商業銀行、大安商業銀行、台北富邦銀行、中華商業銀行、台灣中小企銀、國泰商業銀行、高雄銀行、萬泰商業銀行、聯邦商業銀行、建華商業銀行、玉山商業銀行、富邦商業銀行、復華商業銀行、台新國際商銀、遠東國際商銀、中興商業銀、大眾商業銀行、安泰商業銀、慶豐商業銀行、花蓮中小企銀、誠泰商業銀行、陽信商業銀行、第七商業銀行、高新商業銀行、寶華商業銀行、日盛國際商銀、華僑商業銀行、新光商業銀行、華泰商業銀行、三信商業銀行、合作金庫銀行、台灣土地銀行、台灣銀行、中央信託局、板信商業銀行、中國輸出入銀行、上海商業銀行及臺灣工業銀行。
15. 例如，第 t 期第 i 銀行的銀行集中度變數 (CR_{it}) 所對應的工具變數為扣除第 t 期銀行集中度變數後所有其他樣本期的銀行集中度變數之平均值 ($AVCR_{it}$)。此工具變數與 (CR_{it}) 相關，但與誤差項 (v_{it}) 無關。

參考文獻

一、中文部份

1. 林文昌、賴怡洵與陳家彬(2005)，台灣地區銀行市場結構與價格僵固性，證券市場發展季刊，17(2)，1-40。
2. 馬泰成(2005)，產業結構與利潤：臺灣銀行市場的實證研究，公平交易季刊，13(3)，61-92。

二、英文部份

1. Baele, L., De Jonghe, O., & Vander Vennet, R. (2007). Does the stock market value bank diversification? Journal of Banking and Finance, 31(7), 1999-2023.
2. Baltagi, B. H. (2005). Econometric analysis of panel data. England: John Wiley & Sons.

3. Beck, T., Demirguc-Kunt, A., & Levine, R. (2006). Bank concentration, competition, and crises: First results. Journal of Banking and Finance, 30(5), 1581-1603.
4. Berger, A. N. (1995). The profit-structure relationship in banking-tests of market-power and efficient-structure hypotheses. Journal of Money, Credit, and Banking, 27(2), 404-431.
5. Boyd, J. H., & De Nicolo, G. (2005). The theory of bank risk-taking and competition revisited. Journal of Finance, 60(3), 1329-1343.
6. Boyd, J. H., Graham, S., & Hewitt, R. (1993). Bank holding company mergers with nonblank financial firms: Effects on the risk of failure. Journal of Banking and Finance, 17(1), 43-63.
7. Chang, E. J., Guerra, S. M., Lima, E. J. A., & Tabak, B. M. (2008). The stability-concentration relationship in the Brazilian banking system. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 18(4), 388-397.
8. Chamberlain, S., Howe, J. S., & Popper, H. (1997). The exchange rate exposure of U.S. and Japanese banking institutions. Journal of Banking and Finance, 21(6), 871-892.
9. Cetorelli, N. (2001). Competition among banks: Good or bad. Economic Perspectives, 25(2), 38-48.
10. Demirguc-Kunt, A., Laeven, L., & Levine, R. (2004). Regulation, market structure, institution, and the cost of financial intermediation. Journal of Money, Credit and Banking, 36(3), 593-622.
11. Demirguc-Kunt, A., & Huizinga, H. (1999). Determinants of commercial bank interest margins and profitability: Some international evidence. World Bank Economic Review, 13(2), 379-408.
12. Demsetz, R. S., & Strahan, P. E. (1997). Diversification, size, and risk at bank holding companies. Journal of Money, Credit and Banking, 29(3), 300-313.
13. De Nicolo, G. (2000). Size, charter value and risk in banking: An international perspective. Working Paper no.689, International Finance Discussion Papers, Board of Governors of the Federal Reserve System.
14. De Nicolo, G., Batholomew, P., Zaman, J., & Zephirin, M. (2004). Bank consolidation,

- conglomeration and internationalization: Trends and implications for financial risk. Financial Markets, Institutions and Instruments, 13(4), 173-217.
15. Elyasiani, E., & Mansur, I. (2005). The association between market and exchange rate risks and accounting variables: A GARCH model of the Japanese banking Institutions, Review of Quantitative Finance and Accounting, 25(2), 183-206.
 16. Esho, N., Kofman, P., & Sharpe, I. (2005). Diversification, fee income, and credit union risk. Journal of Financial Services Research, 27(3), 259-281.
 17. Fama, E., & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. Journal of Finance, 47, 427-465.
 18. Fama, E., & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics, 33(1), 3-56.
 19. Goldberg, L., & Rai, A. (1996). The structure-performance relationship for European banking. Journal of Banking and Finance, 20(3), 745-771.
 20. Hahm, J. H. (2004). Interest rate and exchange rate exposures of banking institutions in pre-crisis Korea. Applied Economics, 36(13), 1409-1419.
 21. Herring, R. J., & Vankudre, P. (1987). Growth opportunities and risk-taking by financial intermediaries. Journal of Finance, 42(3), 583-599.
 22. Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Judge, G. G. (2001). Undergraduate econometrics (2nd ed.). NY: John Wiley & Son.
 23. Iannotta, G., Nocera, G., & Sironi, A. (2007). Ownership structure, risk and performance in the European banking industry. Journal of Banking and Finance, 31(7), 2127-2149.
 24. Jayaratne, J., & Strahan, P. (1998). Entry restrictions, industry evolution, and dynamic efficiency: Evidence from commercial banking. Journal of Law and Economics, 41(1), 239-275.
 25. Keeley, M. C. (1990). Deposit insurance, risk, and market power in banking. American Economic Review, 80(5), 1180-1200.
 26. Konishi, M., & Yasuda, Y. (2004). Factors affecting bank risk taking: Evidence from Japan. Journal of Banking and Finance, 28(4), 215-232.

27. Martin, A. D. (2000). Exchange rate exposure of the key financial institutions in the foreign exchange market. International Review of Economics and Finance, 9(3), 267-286.
28. Park, K. H., & Weber, W. L. (2006). Profitability of Korean banks: Test of market structure versus efficient structure. Journal of Economics and Business, 58(3), 222-239.
29. Patro, D. K., Wald, J. K., & Wu, Y. (2002). Explaining exchange rate risk in world stock markets: A panel approach. Journal of Banking and Finance, 26(10), 1951-1972.
30. Pilloff, S., & Rhoades, S. (2002). Structure and profitability in banking markets. Review of Industrial Organization, 20(1), 81-98.
31. Striroh, K. J. (2006a). A portfolio view of banking with interest and noninterest activities. Journal of Money, Credit and Banking, 38(5), 1351-1361.
32. Striroh, K. J. (2006b). New evidence on the determinants of bank risk. Journal of Financial Services Research, 30(3), 237-263.
33. Striroh, K. J. & Rumble, A. (2006). The Darkside of diversification: The case of U.S. financial holding companies. Journal of Banking and Finance, 30(8), 2131-2161.
34. Viale, A. M., Kolari, J. W., & Fraser, D. R. (2009). Common risk factors in bank stocks. Journal of Banking and Finance, 33(3), 464-472.
35. Yeyati, E. L., & Micco, A. (2007). Concentration and foreign penetration in Latin American banking sectors: Impact on competition and risk. Journal of Banking and Finance, 31(6), 1633-1647.

2008 年 10 月 31 日收稿

2008 年 11 月 23 日初審

2009 年 04 月 06 日複審

2009 年 06 月 17 日接受