銀行集中度及效率對市場競爭度的影響: 台灣實證研究

劉景中*

台灣政府近年來推動許多金融改革政策, 主要是希望藉由提高金融機構的集中度以降低它們惡性競爭, 以及改善金融機構經營效率不佳的現象。本文以1996–2007年台灣銀行業爲研究對象, 探討銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度的影響。主要實證結果有以下兩個: 第一、銀行集中度與銀行市場競爭度的關係呈非線性的關係。當銀行集中度低時, 提高銀行集中度會提高銀行的市場競爭度; 當銀行集中度高時, 提高銀行集中度會降低銀行的市場競爭度。第二、銀行效率愈高, 銀行的市場競爭度愈低。

關鍵詞: 銀行集中度, 銀行效率, 市場競爭度, 市場獨佔力
JEL 分類代號: L10, G21

1 前言

近年來台灣金融政策有重大變革, 重要的政策包括: 2000年公佈的「金融機構合併法」; 2001年通過的「金融控股法」; 2004年推行之「第二次金融改革」, 並在這政策中強調在2005年底公股金融機構減半 (12家減爲6家)、3家金融機構市佔率逾10%、在2006年底金控減半 (14家減爲7家) 及在2006年至少促成一家金融機構由外資經營或在國外掛牌上市。而在2008年推動的「第三次金融改革」則強調尊重市場機制的金融機構整合。這些政策大致可分成兩個目的: 第一、希望藉由提高金融機構的集中度, 以降

*作者爲德明財經科技大學財政稅務系助理教授。本文承蒙編輯及兩位匿名評審提供許多的寶貴意見與建議, 僅此致謝。

臺灣大學學術期刊資料庫

低它們的價格及市場過度惡性競爭; 第二、希望透過政策的協助來改善台灣的金融機構經營效率不佳的現象。

台灣的金融機構也在這些政府政策的鼓勵下產生重大的改變, 例如: 從本國銀行家數來看, 由2000年本國銀行家數爲最高的53家下滑到2007年40家。[1] 從金融控股公司成立的家數來看, 自從2001年「金融控股法」通過後到2007年止, 總共有14家金融控股公司成立。從公股銀行民營化家數來看, 在1996年公股銀行有12家, 但在2007年底公股銀行只剩3家。[2] 從外資投資本國銀行家數來看, 從1996年到2007年有3家本國銀行由外資銀行百分之一百持有。[3] 因此, 這些金融政策的改變會影響到金融機構的市場結構及經營效率。我們要問的是: 提高金融機構的集中度是否會降低台灣金融機構的市場競爭度? 金融機構經營效率的變動會對台灣金融機構的市場競爭度造成什麼的影響呢? 這對台灣的金融主管機關及金融機構都是很重要的議題。

本文的目的是以1996–2007年台灣銀行業爲研究對象, 探討銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度的影響。理論顯示銀行集中對銀行市場競爭度有負向的影響, 支持理由爲結構行爲表現 (structure-conduct-performance) 假說, 該假說認爲在銀行集中度愈高的環境下, 銀行間勾結愈容易, 銀行愈能訂定出較高的產出價格, 這會造成銀行市場獨佔力 (market power) 愈高, 銀行市場競爭度也就愈低 (Bain, 1951)。而效率結構 (efficient-structure) 假說則認爲經營愈有效率的銀行因經營成本愈低, 故銀行獲利及市場佔有率也就愈高, 進而導致銀行集中度愈高 (Demsetz, 1973)。這隱含著銀行效率愈高, 銀行經營成本愈低, 銀行市場獨佔力愈高, 銀行市場競爭

[1]在2001年台新銀行併購大安銀行。在2003年中信銀行併購萬通銀行及世華銀行併購國泰銀行後更名爲國泰世華。在2004年玉山銀行併購高企。在2005年台北銀行併購富邦銀行後更名爲台北富邦、聯邦銀行併購中興銀行、陽信銀行併購高新銀行及誠泰銀行併購新光銀行後更名爲台灣新光商銀, 在2005年全國農業金庫設立。在2006年中銀併購交銀後更名爲兆豐國際商業銀行, 建華商銀併購台北國際商業銀行後更名爲永豐商業銀行。在2007年國泰世華併購第七商業銀行, 英商渣打銀行併購新竹商銀, 台灣銀行併購中央信託局, 中信銀行併購花蓮企銀, 荷商荷蘭銀行併購台東企銀, 花旗台灣商銀併購華僑商銀, 在2007年稻江商銀設立。

[2]在2007年止剩3家公股銀行, 分別爲台灣銀行、中國輸出入銀行及土地銀行。

[3]在2007年英商渣打銀行、荷商荷蘭銀行及花旗台灣商銀分別併購新竹商銀、台東企銀及華僑商銀。

期刊資料庫

度也就愈低。

過去實證文獻對於銀行集中度對銀行市場競爭度影響並沒有一致的結論, 實證文獻發現提高銀行集中度會降低銀行市場競爭度的有 Bikker and Haaf (2002) 及 Turk-Ariss (2009); 但 Claessens and Laeven (2004) 及 Fernández de Guevara et al. (2005) 則發現提高銀行集中度會提高銀行市場競爭度。Fernández de Guevara and Maudos (2007) 及 Casu and Girardone (2006) 則發現銀行集中度跟銀行市場競爭度無關。然而, 過去探討銀行效率對銀行市場競爭度影響的實證文獻除了 Turk-Ariss (2009) 外皆發現提高銀行效率會降低銀行市場競爭度。以下詳細說明這些實證文獻。

Bikker and Haaf (2002) 分析1988–1998年跨國資料, 並以 Panzar and Rosse (1987) 所提出的 H 統計值 (H-statistic) 來衡量銀行的市場競爭度, 他們發現銀行集中度愈高, 銀行的市場競爭度愈低。Claessens and Laeven (2004) 研究1994–2001年跨國的銀行業, 並採用 H 統計值來衡量銀行的市場競爭度, 實證結果發現提高銀行集中度反而會提高銀行的市場競爭度。Fernández de Guevara et al. (2005) 以1990年代歐洲銀行業爲研究對象, 並且採用他們所推導的 Lerner 指數 (Lerner Index) 來衡量銀行的市場競爭度, 實證結果發現提高銀行集中度及降低銀行效率會提高銀行市場競爭度。Casu and Girardone (2006) 以 H 統計值來衡量銀行市場競爭度, 他們發現在1997–2003年歐洲銀行業提高銀行集中度並不會影響銀行市場競爭度, 但提高銀行效率卻能降低銀行市場競爭度。Fernández de Guevara and Maudos (2007) 以1986–2002年西班牙銀行業爲研究對象, 他們採用 Lerner 指數來衡量銀行的市場競爭度, 實證結果發現銀行集中度並沒有顯著影響銀行市場競爭度, 但銀行效率卻是影響銀行市場競爭度的重要變數。Turk-Ariss (2009) 採用 H 統計值來衡量2000–2006年中東及北非國家的銀行市場競爭度, 他發現愈高的銀行集中度及愈低的銀行效率, 這些國家的銀行市場競爭度愈低。Carbó et al. (2009a) 以淨邊際利率收益、資產報酬率、H 統計值及 Lerner 指數來衡量銀行市場競爭度, 實證結果發現在1995–2001年歐洲銀行業提高銀行效率會降低銀行市場競爭度。[4]

[4]過去探討與銀行市場競爭度相關的實證文獻比較多著重在探討如何衡量各國的銀行市場競爭度之議題, 例如: Mamatzakis et al. (2005)、Al-Muharrami et al. (2006)、Shaf-

臺灣大學學術期刊資料庫

在過去這些探討銀行集中度或銀行效率對銀行市場競爭度影響的實證文獻上, 他們的做法都以銀行集中度或銀行效率變數爲外生變數, 迴歸檢定其對銀行市場競爭度的影響。然而在過去這些實證文獻上, 最主要的差異在於衡量銀行市場競爭度方法上的不同。衡量方法大致可分成二種: 第一種方法爲 Panzar and Rosse (1987) 所提出的 H 統計值; 第二種方法爲 Fernández de Guevara et al. (2005) 所推導的 Lerner 指數。本文採用第二種方法, 理由有二: 第一、相對於 H 統計值, Lerner 指數提供銀行市場競爭度更多的資訊及更多的變異 (variability)。H 統計值所計算出的銀行市場競爭度爲總體資料 (macro-level); 而 Lerner 指數所計算出的銀行市場競爭度爲個體資料 (bank-level)。第二、Carbó et al. (2009a) 實證研究發現 Lerner 指數優於 H 統計值, 原因爲, H 統計值在衡量銀行的市場競爭度時只觀察銀行在市場上的價格行爲反應; 但 Lerner 指數在衡量銀行的市場競爭度時則同時觀察銀行在市場上的價格及數量行爲反應。[5]

本研究與過去實證文獻最大不同之處在於強調近來台灣銀行業市場結構趨向集中及銀行效率的改變經驗。除此之外, 過去實證文獻根據結構行爲表現假說認爲銀行集中度與銀行市場競爭度的關係爲一對一的線性關係, 但本文認爲銀行集中度跟銀行市場競爭度的關係可能呈現非線性的關係。換言之, 當銀行集中度低時, 銀行集中可能不會對銀行市場競爭度造成影響或可能產生正向影響; 當銀行集中度高時, 銀行集中可能會對銀行市場競爭度造成負向影響。造成這非線性關係的理由除了跟結構行爲表現假說有關外, 另跟銀行價格具僵固性以及跟銀行集中度反映銀行市場的可競爭度 (contestability) 有關。

在銀行效率變數上, 本文強調採用資料包絡法 (data envelopment analysis, DEA) 所衡量的利潤效率 (profit efficiency)。過去實證文獻的銀行效率變數不是採用資料包絡法所衡量的成本效率 (cost efficiency), 就是採用

---

fer and Thomas (2007)。過去並沒有實證文獻針對台灣銀行業在探討本文研究之議題, 但有實證文獻在探討如何衡量台灣銀行業每年的市場競爭度之議題, 例如: 沈中華・呂美慧 (2007) 與 盧育鋒・黃炳文・李建強 (2007)。

[5]除了正文所提到的實證文獻外, 其他探討與銀行市場競爭度相關的實證文獻也有採用這種方法, 例如: Carbó et al. (2003)、Maudos and Fernández de Guevara (2004)、Fernández de Guevara et al. (2007) 及 Carbó et al. (2009b)。

期刊資料庫

隨機邊界法 (stochastic frontier analysis, SFA) 所衡量的成本效率。[6] 本文強調採用資料包絡法所衡量的利潤效率之理由有二: 相對於隨機邊界法, 資料包絡法的優點爲, 不像隨機邊界法須選擇成本函數的形態、無效率誤差項的分配型態及估計方法 (Coelli et al., 2005); 此外, 相對於成本效率, 利潤效率比較能反映銀行效率 (Berger and Mester, 1997)。這是因爲成本效率是假設銀行管理者以追求銀行成本極小化爲目標而求得; 利潤效率則是假設銀行管理者以追求銀行利潤極大化爲目標而求得。一般而言, 銀行管理者以追求銀行利潤極大化爲目標比較合理。當銀行管理者在追求銀行利潤極大化時, 不僅須考慮銀行成本極小化的問題, 也須考慮銀行收益 (revenue) 極大化的問題。因此, 利潤效率不僅包括銀行收益面所產生的效率問題, 也包括銀行成本面所產生的效率問題。Berger and Mester (1997) 的實證結果發現銀行利潤無效率值大於成本無效率值, 這反映了銀行收益面在衡量銀行效率上的重要性。

在估計模型上, 本研究強調採用由 Blundell and Bond (1998) 所提出的系統一般化動差法之動態長期追蹤模型 (dynamic panel data model of system GMM, system GMM)。採用此計量方法理由有二: 第一、可反映銀行市場競爭度可能具有持續性 (persistence) 的現象; 換言之, 當期銀行相對上有較高的市場競爭度可能會在下一期也有相對上較高的市場競爭度。第二、可同時解決自變數具有內生化 (endogeneity) 的問題及應變數具有個別差異 (individual heterogeneity) 的特性。過去實證文獻有一些針對斷面 (cross-section) 資料採用 OLS 方法估計, 但是這些實證文獻都忽略個別差異的特性, 這會造成估計結果產生偏誤。雖然有一些實證文獻採用固定效果 (fixed-effects) 的長期追蹤模型來解決個別差異的特性, 然而, 根據安逸生活 (quiet life) 假說指出, 銀行市場競爭度愈低, 銀行管理者愈不會努力地經營銀行, 這會造成銀行效率愈低 (Hicks, 1935); 換言之, 銀行效率變數可能有內生化的問題, 銀行市場競爭度可能會對銀行效率產生影響。[7]

[6]採用資料包絡法所衡量的成本效率之實證文獻爲 Casu and Girardone (2006); 採用隨機邊界法所衡量的成本效率之實證文獻爲 Fernández de Guevara and Maudos (2007)。Fernández de Guevara et al. (2005)、Turk-Ariss (2009) 及 Carbó et al. (2009a) 皆採用簡略衡量方法來衡量銀行成本效率, 他們的方法分別爲營運成本除以總收入、非利息費用除以總收入及營運成本除以資產。

[7]過去有一些實證文獻在探討銀行市場競爭度對銀行效率的影響, 例如: Berger and

臺灣大學學術期刊資料庫

Baltagi (2005) 指出, 若估計模型的自變數有內生變數, 仍採用固定效果的長期追蹤模型來估計, 估計結果會產生偏誤及不一致性現象。[8]

爲了反映銀行市場競爭度可能具有持續性現象及解決上述兩計量問題, 本文採用系統一般化動差法之動態長期追蹤模型。本文的估計模型先設定銀行持續性變數爲內生變數, 其他所有自變數爲外生變數; 接著再設定銀行持續性變數及銀行效率變數爲內生變數, 其他自變數爲外生變數。希望透過這種方式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定性 (robust)。

本文架構如下: 第2節說明實證模型, 第3節說明資料來源及描述, 第4節報告實證結果, 第5節爲結論。

2 實證模型

本節分爲二小節, 第1小節說明銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響的模型設定, 第2小節說明這模型的計量方法。

2.1 模型設定

本文採用動態長期追蹤模型來探討銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度的影響, 估計模型設定如下:

$$\begin{aligned} y_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 y_{it-1} + \alpha_2 \mathrm{HHI}_t + \alpha_3 \mathrm{HHI}_t^2 + \alpha_4 \mathrm{EFF}_{it} \\ & + \alpha_5 \mathrm{TA}_{it} + \alpha_6 \mathrm{TA}_{it}^2 + \alpha_7 \mathrm{DR}_{it} + \alpha_8 \mathrm{DIV}_{it} + \alpha_9 \mathrm{MS}_{it} \\ & + \alpha' D_t + \mu_i + \nu_{it}, \quad \forall i, t, \end{aligned} \tag{1}$$

y_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行市場競爭度變數, y_{it-1} 爲第 $t-1$ 年第 i 家銀行市場競爭度變數, HHI_t 爲第 t 年銀行集中度變數, HHI_t^2 爲第 t 年銀行集

Hannan (1998)、Weill (2004) 及 Maudos and Fernández de Guevara (2007)。

[8]過去針對橫斷面資料採用OLS 方法的實證文獻有: Bikker and Haaf (2002)、Claessens and Laeven (2004)、Casu and Girardone (2006)、Turk-Ariss (2009) 及 Carbó et al. (2009a)。曾採用固定效果的長期追蹤模型的實證文獻有: Fernández de Guevara et al. (2005) 及 Fernández de Guevara and Maudos (2007)。Fernández de Guevara and Maudos (2007) 也曾採用工具變數 (instrumental variable) 法來解決內生變數的問題, 但這種方法的缺點爲忽略個別差異的特性。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

中度變數的平方項, EFF_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行效率變數, TA_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行資產規模變數, TA_{it}^2 爲第 t 年第 i 家銀行資產規模變數的平方項, DR_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行倒帳風險變數, DIV_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行多角化變數, MS_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行市場佔有率變數, $\boldsymbol{D}_t$ 爲時間虛擬變數, 此變數爲一組向數變數 ($\boldsymbol{D}_t = (D_{1997}, \cdots, D_{2007})'$)。在 (1) 式中, 銀行集中度及銀行效率變數爲本文主要探討的變數, 而其他變數爲控制變數 — 銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})、資產規模、資產規模平方項、銀行倒帳風險、銀行多角化、銀行市場佔有率及時間虛擬變數。μ_i 及 ν_{it} 分別表示第 i 家銀行市場競爭度的個別差異效果及第 t 年第 i 家銀行市場競爭度的誤差項。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。

2.1.1 應變數的定義

本文銀行的市場競爭度變數 (y) 強調的是採用 Fernández de Guevara et al. (2005) 所推導的 Lerner 指數, 此變數說明如下:

$$y_{it} = \frac{P_{it} - MC_{it}}{P_{it}}, \tag{2}$$

Fernández de Guevara et al. (2005) 的 Lerner 指數強調以銀行資產來衡量銀行產出, 理由爲, 銀行非利息收入的金融活動逐漸重要, 因此在衡量銀行產出時不能只考慮會產生利息收入的放款, 而應考慮會產生利息收入及非利息收入的廣義銀行產出 — 銀行資產。故在 (2) 式中的 P_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行的產出單位價格, 以銀行總收入 (包含利息收入及非利息收入) 除以銀行資產來表示。MC_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行的邊際成本; 也就是銀行每增加一單位產出 — 銀行資產, 總成本增加多少數量。MC 可從 Translog 成本函數推導出來。

假設銀行總成本爲銀行產出、銀行資金價格、銀行勞動價格、銀行資本價格及技術變動的函數; $TC = TC(\text{TA}, W_1, W_2, W_3, \text{Trend})$, 將銀行總成本函數轉成 Translog 成本函數 (Christensen et al., 1973), 此函數之估計模型設定如下:

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\ln TC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \mathrm{TA}_{it} + \frac{1}{2}\beta_2 (\ln \mathrm{TA}_{it})^2 + \sum_{j=1}^{3} \lambda_j \ln W_{j,it} + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{3}\sum_{k=1}^{3} \lambda_{jk} \ln W_{j,it} \cdot \ln W_{k,it} + \sum_{j=1}^{3} \gamma_j \ln \mathrm{TA}_{it} \cdot \ln W_{j,it} + \theta_1 \mathrm{Trend} + \frac{1}{2}\theta_2 \mathrm{Trend}^2 + \theta_3 \mathrm{Trend} \cdot \ln \mathrm{TA}_{it} + \sum_{j=1}^{3} \phi_j \mathrm{Trend} \cdot \ln W_{j,it} + u_i + \eta_{it}, \quad \forall i, t。 \tag{3}$$

(3) 式須滿足要素價格一階齊次條件; 也就是 $\sum_j \lambda_j = 1, \sum_j \lambda_{jk} = 0, \forall k$, $\sum_j \gamma_j = 0$ 及 $\sum_j \phi_j = 0$。此外, (3) 式也須滿足對稱性的限制條件; 也就是 $\lambda_{jk} = \lambda_{kj}$。TA 表示銀行產出, 以銀行資產表示。$W_1$ 爲銀行的資金單位價格, 以存款的利息支出除以存款表示。W_2 爲銀行的勞動單位價格, 以薪資支出除以員工人數表示。W_3 爲銀行的資本單位價格, 以資本費用除以固定資產表示; 而資本費用爲營業費用扣除薪資支出。Trend 反映技術變動, 以時間勢趨衡量; Trend $= 1, 2, 3, \cdots, 12$ 代表1996–2007年。TC 爲總成本, 包含資金成本、勞動成本及資本成本。其中, 資金成本爲資金價格乘上存款; 勞動成本爲勞動價格乘上員工人數; 資本成本爲資本價格乘上固定資產。u 及 η 分別表示個別廠商成本差異效果及誤差項。在 (3) 式中下標的 it 表示第 t 年第 i 家銀行。在要素價格一階齊次及對稱性的條件限制下, 本文運用固定效果的長期追蹤模型估計 (3) 式, 並進一步求得銀行的邊際成本爲:

$$MC_{it} = \frac{\partial TC_{it}}{\partial \mathrm{TA}_{it}} = \frac{TC_{it}}{\mathrm{TA}_{it}}\left(\beta_1 + \beta_2 \ln \mathrm{TA}_{it} + \sum_{j}^{3} \gamma_j \ln W_{j,it} + \theta_3 \mathrm{Trend}\right)。 \tag{4}$$

本文以 Lerner 指數來衡量銀行市場競爭度, Lerner 指數介於0到1之間。當銀行爲完全競爭廠商時, Lerner 指數爲零; 當銀行非完全競爭廠商時, Lerner 指數大於零。Lerner 指數愈大, 銀行市場獨佔力愈高, 銀行市場競爭度愈低, 因此, Lerner 指數與銀行市場競爭度呈反向變動。

臺灣大學博碩士論文 期刊資料庫

2.1.2 銀行集中度與銀行市場競爭度

在過去探討銀行集中度對銀行市場競爭度影響的實證文獻上, 銀行集中度變數不是採用赫氏指數 (Herfindahl-Hirschmani Index, HHI), 就是採用集中比率 (CRn) 來衡量。赫氏指數反映的是整體銀行在市場上所形成集中的現象; 集中比率反映的是相對最大的 n 家銀行在市場上所形成集中的現象。本文主要強調赫氏指數來衡量銀行集中度, 原因爲, 雖然集中比率相對於赫氏指數的優點爲簡單易算, 但缺點爲沒有包含所有銀行在市場上的資訊; 也就是忽略很多小銀行在市場上的影響力。另外一個缺點爲沒有任何準則告訴我們相對最大的 n 家是多少家 (Bikker and Haaf, 2002)。[9] 因此本文的銀行集中度變數主要採用赫氏指數, 變數定義如下:

$$\mathrm{HHI}_t = \sum_{i}^{k} \mathrm{MS}_{it}^2, \tag{5}$$

HHI_t 表示爲在第 t 年所有銀行面對的銀行集中度變數。k 爲市場上所有銀行家數, 本文以本國銀行全部家數來衡量, 共56家。MS_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行的市場佔有率, 反映市場大小不均度。在計算 HHI 時, MS 去除百分比率。由於銀行業務主要以存款及放款爲主, 因此, 過去實證文獻一般以存款市場佔有率或放款市場佔有率來衡量 MS, 或者是以廣義銀行產出市場佔有率—資產市場佔有率—來衡量 MS。本文這參者都包括, 故本文銀行集中度變數共有三種, 分別爲赫氏資產指數 (HHIa)、赫氏存款指數 (HHId) 及赫氏放款指數 (HHIl)。這些指標值愈高表示銀行集中度愈高。

本研究認爲銀行集中度與銀行市場競爭度間可能呈非線性的關係, 因此在 (1) 式中除了加入銀行集中度變數外, 另加入銀行集中度變數的平方項 — 包括赫氏資產指數平方項、赫氏存款指數平方項及赫氏放款指數平方項 — 來檢定這關係。造成這非線性關係的原因爲: 第一、銀行集中會降低銀行市場競爭度 (提高銀行市場獨佔力) 的原因跟銀行間透過勾結行爲來提高銀行產出價格有關。Worthington (1989) 更進一步指出, 當銀行集

[9]採用集中比率來衡量銀行集中度的另一個缺點爲, 當本研究嘗試檢定銀行集中度與銀行市場競爭度是否呈現非線性的關係時, 在 (1) 式加入集中比率的平方項 (CRn^2) 後, 發現集中比率與集中比率的平方項會產生共線性的問題。

期刊資料庫

中度低時, 由於銀行家數多, 銀行間勾結較不易, 故銀行集中並不會提高銀行產出價格或即使會提高銀行的產出價格但其提高的幅度也不大 — 銀行產出價格較具僵固性; 隨著銀行集中, 銀行家數減少到某規模 (銀行集中度高) 後, 由於銀行家數少, 銀行間勾結較容易, 故銀行集中會提高銀行產出價格, 且這提高的幅度會隨著銀行集中度提高而提高 — 銀行產出價格較不具僵固性。第二、Corvoisier and Gropp (2002) 指出, 銀行集中度可反映銀行市場的可競爭度 (contestability)。當銀行市場的可競爭度較高時, 表示銀行可自由進出市場的容易度較高 (Baumol, 1982), 因此, 銀行間較容易發生併購行爲, 銀行集中度也較高, 同時, 銀行也會訂定出比較有競爭性的產出價格, 故銀行產出價格會較低。這隱含著, 銀行集中會降低銀行產出價格。

綜合言之, 當銀行集中度低時, 由於銀行間勾結較不易, 因此銀行集中對銀行產出價格提高的幅度比較可能會低於銀行集中對銀行產出價格降低的幅度, 這會造成銀行產出價格與邊際成本差距降低, 銀行的市場獨佔力因而降低, 銀行的市場競爭度也就提高; 相反地, 當銀行集中度高時, 由於銀行間勾結較容易, 因此銀行集中對銀行產出價格提高的幅度比較可能會高於銀行集中對銀行產出價格降低的幅度, 這會造成銀行產出價格與邊際成本差距提高, 銀行的市場獨佔力因而提高, 銀行的市場競爭度也就降低。故銀行集中度變數的估計係數 (α_2) 及銀行集中度變數平方項的估計係數 (α_3) 的預期符號分別爲負及正。

過去實證文獻都著重在探討銀行集中度與銀行市場競爭度間是否呈現一對一的關係。在過去這些實證文獻中, Claessens and Laeven (2004) 及 Fernández de Guevara et al. (2005) 皆發現提高銀行集中度會提高銀行市場競爭度; 然而, Fernández de Guevara et al. (2005) 更進一步指出造成這現象的原因跟銀行市場的可競爭度提高有關。[10] Bikker and Haaf (2002) 及 Turk-Ariss (2009) 皆發現銀行集中度對銀行市場競爭度有負向影響, 並且也指出造成這結果的原因跟結構行爲表現假說有關。Casu and Girardone

[10]Claessens and Laeven (2004) 並沒有明確地說明造成這結果的原因。Corvoisier and Gropp (2002) 發現提高銀行集中度會降低銀行的儲蓄及定期存款價格, 造成這原因也跟銀行市場的可競爭度提高有關。

期刊資料庫

(2006) 及 Fernández de Guevara and Maudos (2007) 皆發現銀行集中度並不會影響銀行市場競爭度。

2.1.3 銀行效率與銀行市場競爭度

(1) 利潤效率之衡量方法

在銀行效率變數上, 本文強調採用資料包絡法 (DEA) 所衡量的利潤效率。過去實證文獻對於如何透過 DEA 來求得利潤效率大致可分成兩種方法, 第一種爲由 Färe and Grosskopf (1997) 所提出的方法, 第二種爲由 Cooper et al. (2006) 所提出的方法 (Cooper et al., 2006)。本研究強調採用 Cooper et al. (2006) 所提出的方法, 原因爲採用 Färe and Grosskopf (1997) 方法所得到的利潤效率會有以下現象發生: 當不同的銀行使用不同的單位利潤但都使用相同的投入要素數量及生產出相同的產出數量時, 在採用 Färe and Grosskopf (1997) 方法後, 這些不同的銀行的利潤效率會有相同現象的發生。然而, 採用 Cooper et al. (2006) 方法所得到的利潤效率則可避免掉這相同現象的發生。[11] 以下說明這兩種利潤效率。

(1.1) Färe and Grosskopf (1997) 的利潤效率

假設第 t 年市場上有 n 家銀行, 每家銀行有 m 個投入要素 $(x_1, x_2, \cdots, x_m)$ 及 s 個產出 $(q_1, q_2, \cdots, q_s)$, 每家銀行的投入要素單位價格分別爲 c_1, $c_2, \cdots, c_m$; 產出的單位價格分別爲 $r_1, r_2, \cdots, r_s$, 則銀行的生產可能組合 (production possibility set, $\boldsymbol{P}_p$) 可表示爲:

$$\boldsymbol{P}_p = \left\{(x, q) | x \geqslant X\lambda, \boldsymbol{q} \leqslant \boldsymbol{Q}\boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\lambda} \geqslant \boldsymbol{0}, \boldsymbol{e}\boldsymbol{\lambda} = \boldsymbol{1}\right\}, \tag{6}$$

在 (6) 式中, $X = (x_1, \cdots, x_n)$, 其中, $x_j = (x_1, \cdots, x_m)'$。$Q = (q_1, \cdots, q_n)$, 其中, $q_j = (q_{1j}, \cdots, q_{sj})'$。$e = (1, \cdots, 1)$。$\lambda = (\lambda_1, \cdots, \lambda_n)'$, λ 表示爲賦予每家銀行之權數。

[11] Cooper et al. (2006) 的利潤效率是根據 Tone (2002) 概念所推導出來的。在 Tone (2002) 文獻中, 他只有推導成本效率及收益效率, Cooper et al. (2006) 則更進一步根據 Tone (2002) 概念擴展到利潤效率。

臺灣大學 期刊資料庫

在這生產可能組合 ($\boldsymbol{P}_p$) 下, 第 o 家銀行每個投入要素及產出數量之最適解 ($\boldsymbol{x}_o^*, \boldsymbol{q}_o^*$), 可透過下式線性規劃問題求得:

$$\begin{aligned} \max_{\boldsymbol{x}_o, \boldsymbol{q}_o, \boldsymbol{\lambda}_o} \quad & \boldsymbol{p}_o\boldsymbol{q}_o - \boldsymbol{c}_o\boldsymbol{x}_o \\ \text{s.t.} \quad & \boldsymbol{x}_o \geqslant \boldsymbol{X}_o\boldsymbol{\lambda}, \\ & \boldsymbol{q}_o \leqslant \boldsymbol{Q}_o\boldsymbol{\lambda}, \\ & \boldsymbol{\lambda} \geqslant \boldsymbol{0}, \\ & \boldsymbol{e}\boldsymbol{\lambda} = \boldsymbol{1}, \end{aligned} \tag{7}$$

在 (7) 式中, $\boldsymbol{p}_o = (r_{1o}, r_{2o}, \cdots, r_{so})$, $\boldsymbol{c}_o = (c_{1o}, c_{2o}, \cdots, c_{mo})$。透過 (7) 式, 可求得第 o 家銀行最適利潤 ($\boldsymbol{p}_o\boldsymbol{q}_o^* - \boldsymbol{c}_o\boldsymbol{x}_o^*$), 將實際利潤 ($\boldsymbol{p}_o\boldsymbol{q}_o - \boldsymbol{c}_o\boldsymbol{x}_o$) 除以這最適利潤, 即可得出第 o 家銀行的利潤效率:

$$\text{EFF}_o = \frac{\boldsymbol{p}_o\boldsymbol{q}_o - \boldsymbol{c}_o\boldsymbol{x}_o}{\boldsymbol{p}_o\boldsymbol{q}_o^* - \boldsymbol{c}_o\boldsymbol{x}_o^*}, \tag{8}$$

重複解這問題 n 次, 就可得到第 t 年所有銀行的利潤效率。

(1.2) Cooper et al. (2006) 的利潤效率

Cooper et al. (2006) 發現 Färe and Grosskopf (1997) 的利潤效率在特定的假設成立情況下會有如前段所提的相同現象發生, 他們更進一步指出, 造成這現象發生的原因跟 Färe and Grosskopf (1997) 的利潤效率是透過 (8) 式求得有關。以下簡單說明之。假設市場上有 A 及 B 銀行, 若 A 銀行單位利潤爲 B 銀行的兩倍 — $\boldsymbol{p}_A = (r_{1A}, \cdots, r_{sA}) = 2\boldsymbol{p}_B = (2r_{1B}, \cdots, 2r_{sB})$ 和 $\boldsymbol{c}_A = (c_{1A}, \cdots, c_{mA}) = 2\boldsymbol{c}_B = (2c_{1B}, \cdots, 2c_{mB})$, 以及 A 與 B 銀行都使用相同投入要素數量 — $\boldsymbol{x}_A = (x_{1A}, \cdots, x_{mA})'$ 與 $\boldsymbol{x}_B = (x_{1B}, \cdots, x_{mB})'$ — 及生產出相同的產出數量 — $\boldsymbol{q}_A = (q_{1A}, \cdots, q_{sA})'$ 與 $\boldsymbol{q}_B = (q_{1B}, \cdots, q_{sB})'$, 透過 (7) 式可求得 A 與 B 銀行最適投入要素數量 — $\boldsymbol{x}_A^*$ 與 $\boldsymbol{x}_B^*$ — 及最適產出數量 — $\boldsymbol{q}_A^*$ 與 $\boldsymbol{q}_B^*$, 且這兩家銀行最適投入要素數量及最適產出數量會相等 — $\boldsymbol{x}_A^* = \boldsymbol{x}_B^*$ 及 $\boldsymbol{q}_A^* = \boldsymbol{q}_B^*$。再把 A 與 B 銀行最適投入要素數量及產出數量代入 (8) 式, 會得到 A 銀行的利潤效率等於 B

臺灣大學學術期刊資料庫

銀行的利潤效率 — $\mathrm{EFF}_A = \mathrm{EFF}_B$ — 之現象, 這相等現象可表示如下:

$$\begin{aligned}\mathrm{EFF}_A &= \frac{\boldsymbol{p}_A\boldsymbol{q}_A - \boldsymbol{c}_A\boldsymbol{x}_A}{\boldsymbol{p}_A\boldsymbol{q}_A^* - \boldsymbol{c}_A\boldsymbol{x}_A^*} = \frac{2\boldsymbol{p}_B\boldsymbol{q}_B - 2\boldsymbol{c}_B\boldsymbol{x}_B}{2\boldsymbol{p}_B\boldsymbol{q}_B^* - 2\boldsymbol{c}_B\boldsymbol{x}_B^*} \\ &= \frac{\boldsymbol{p}_B\boldsymbol{q}_B - \boldsymbol{c}_B\boldsymbol{x}_B}{\boldsymbol{p}_B\boldsymbol{q}_B^* - \boldsymbol{c}_B\boldsymbol{x}_B^*} = \mathrm{EFF}_B。\end{aligned}$$

爲了避免這現象發生, Cooper et al. (2006) 採用以價格爲基礎的概念來解決, 換言之, 把 (6)、(7) 及 (8) 式改成以價格爲基礎的概念來表示。詳細說明如下。以價格爲基礎的銀行生產可能組合可表示爲:

$$\boldsymbol{P}_{cp} = \left\{(\bar{\boldsymbol{x}}, \bar{\boldsymbol{q}}) \middle| \bar{\boldsymbol{x}} \geqslant \bar{\boldsymbol{X}}\boldsymbol{\lambda}, \bar{\boldsymbol{q}} \leqslant \bar{\boldsymbol{Q}}\boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\lambda} \geqslant \boldsymbol{0}, \boldsymbol{e}\boldsymbol{\lambda} = \boldsymbol{1}\right\}, \tag{9}$$

在 (9) 式中, $\bar{\boldsymbol{X}} = (\bar{\boldsymbol{x}}_1, \cdots, \bar{\boldsymbol{x}}_n)$, 其中, $\bar{\boldsymbol{x}}_j = (c_{1j}x_{1j}, \cdots, c_{mj}x_{mj})'$。$\bar{\boldsymbol{Q}} = (\bar{\boldsymbol{q}}_1, \cdots, \bar{\boldsymbol{q}}_n)$, 其中, $\bar{\boldsymbol{q}}_j = (r_{1j}q_{1j}, \cdots, r_{sj}q_{sj})'$。$\boldsymbol{e} = (1, \cdots, 1)$。$\boldsymbol{\lambda} = (\lambda_1, \cdots, \lambda_n)'$。

在這生產可能組合下, 對第 o 家銀行而言, 其投入要素成本 $(\bar{\boldsymbol{x}}_o)$ 及產出收益 $(\bar{\boldsymbol{q}}_o)$ 之最適解 $(\bar{\boldsymbol{x}}_o^*, \bar{\boldsymbol{q}}_o^*)$ 可從下式以價格爲基礎的線性規劃問題求出:

$$\begin{aligned}\max_{\bar{\boldsymbol{x}}_o, \bar{\boldsymbol{q}}_o, \boldsymbol{\lambda}_o} \quad & \boldsymbol{e}\bar{\boldsymbol{q}}_o - \boldsymbol{e}_o\bar{\boldsymbol{x}}_o \\ \text{s.t.} \quad & \bar{\boldsymbol{x}}_o \geqslant \bar{\boldsymbol{X}}_o\boldsymbol{\lambda}, \\ & \bar{\boldsymbol{q}}_o \leqslant \bar{\boldsymbol{Q}}_o\boldsymbol{\lambda}, \\ & \boldsymbol{\lambda} \geqslant \boldsymbol{0}, \\ & \boldsymbol{e}\boldsymbol{\lambda} = \boldsymbol{1}。\end{aligned} \tag{10}$$

透過 (10) 式, 可求得第 o 家銀行最適利潤 $(\boldsymbol{e}\bar{\boldsymbol{q}}_o^* - \boldsymbol{e}_o\bar{\boldsymbol{x}}_o^*)$, 將實際利潤 $(\boldsymbol{e}\bar{\boldsymbol{q}}_o - \boldsymbol{e}_o\bar{\boldsymbol{x}}_o)$ 除以這最適利潤, 即可得出第 o 家銀行的利潤效率:

$$\mathrm{EFF}_o = \frac{\boldsymbol{e}\bar{\boldsymbol{q}}_o - \boldsymbol{e}_o\bar{\boldsymbol{x}}_o}{\boldsymbol{e}\bar{\boldsymbol{q}}_o^* - \boldsymbol{e}_o\bar{\boldsymbol{x}}_o^*}, \tag{11}$$

重複解這問題 n 次, 就可得到第 t 年所有銀行的利潤效率。

臺灣大學學術期刊資料庫

(2) 變數定義及預期符號

如 (9)、(10) 及 (11) 式所見, 衡量銀行利潤效率須要銀行投入要素項 (x) 及產出項 (q)。一般衡量銀行投入要素及產出項的方法可歸納爲兩大類: 生產法 (production approach) 及中介法 (intermediation approach)。生產法是將銀行視爲使用資本與勞力來生產各類存款及放款帳戶的廠商, 因此, 以銀行各類存款及放款的交易戶數目來衡量銀行產出。此方法的優點是, 可避免因通貨膨脹因素所造成的金額偏誤, 但銀行交易帳戶數目資料不易取得, 因此本文不考慮此種方法。

中介法視銀行的功能爲提供金融仲介服務, 而非以生產存款及放款帳戶, 所以, 其以交易帳戶的金額來衡量投入要素及產出。中介法又可分成三種方法, 資產法 (asset approach)、附加價值法 (value-added approach) 及使用者成本法 (user cost approach)。本文使用資產法來衡量銀行的投入要素及產出, 此方法認爲在銀行之資產負債表中, 貸方之負債具有要素投入之特性。銀行可透過資產來獲取利潤, 故借方之資產則具有產出的特性。由於資產法簡單, 因此此方法最常被使用來衡量銀行的投入要素及產出。本文的銀行投入要素項包括員工人數、存款及固定資產。銀行產出項包括銀行的放款與投資。

衡量銀行利潤效率除了須要銀行投入要素項及產出項外, 也須要投入要素的單位價格 (c) 及產出單位價格 (r)。對應於銀行投入要素項, 本文銀行投入要素的單位價格包括勞動的單位價格、資金的單位價格及資本的單位價格。勞動的單位價格以薪資支出除以員工人數來衡量; 資金的單位價格以存款的利息支出除以存款來衡量; 資本的單位價格以資本費用除以固定資產來衡量, 其中, 資本費用爲營業費用扣除薪資支出。相同地, 對應於銀行產出項, 本文銀行產出的單位價格包括放款的單位價格及投資的單位價格。放款的單位價格以利息收入除以放款來衡量; 投資的單位價格以投資收入除以投資, 其中, 投資收入包括票券利息收入、買賣票券利益、股利收入、處分投資利得及投資跌價損失回轉。

至於銀行效率對銀行市場競爭度影響方向上, 如前言所述, 提高銀行效率, 會降低銀行經營成本, 進而降低銀行的邊際成本, 這會導致銀行的產出價格與邊際成本的差距擴大, 因此造成銀行的市場獨佔力提高, 銀行的市

臺灣大學學術期刊資料庫

場競爭度降低, 故 α_4 的預期符號爲正。

2.1.4 控制變數與銀行市場競爭度

銀行控制變數包括銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})、資產規模、資產規模平方項、倒帳風險、多角化、市場佔有率及時間虛擬變數, 以下依序說明之。[12] (1) 式考慮銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1}) 變數的目的是, 爲了反映銀行市場競爭度可能具有持續性的現象。銀行市場競爭度落後一期估計係數顯著爲正表示銀行市場競爭度具有持續性現象。銀行市場競爭度具有持續性現象跟銀行具有壟斷性資源、特殊技術或特有管理能力等因素有關, 若當期銀行因這些因素而有較低的市場競爭度 (較高的市場獨佔力) 在下一期也會有較低的市場競爭度 (較高的市場獨佔力), 故 α_1 的預期符號爲正。

爲了反映銀行資產規模與銀行市場競爭度間可能呈非線性的關係, 在模型中同時加入銀行資產規模變數及資產規模變數的平方項。這兩變數中的資產規模皆以取對數後的銀行資產來表示。當銀行資產規模小時, 資產規模愈大, 可產生規模經濟, 降低銀行經營成本, 進而降低銀行邊際成本, 此時, 若銀行也跟著同時降低產出價格, 則會造成銀行市場競爭度未必會愈低 (銀行市場獨佔力未必會愈高); 若銀行沒有跟著同時降低產出價格, 則會造成銀行市場競爭度愈低 (銀行市場獨佔力愈高)。當銀行資產規模大到某程度時, 可能因組織聯擊協調問題, 導致銀行資產規模愈大, 銀行邊際成本愈高, 此時, 若銀行產出價格進也跟著同時提高, 則會造成銀行市場競爭度未必會愈高 (銀行市場獨佔力未必愈低); 若銀行產出價格沒有跟著同時提高, 則會造成銀行市場競爭度會愈高 (銀行市場獨佔力愈低)。故 α_5 及 α_6 的預期符號皆爲未定。

銀行倒帳風險變數以銀行的逾期放款比率 (%) 來表示, 其中, 逾期放款比率定義爲逾期放款佔放款比率。銀行逾期放款比率愈高, 表示銀行倒帳風險愈高。因此, 當銀行倒帳風險愈高時, 銀行經營成本及銀行邊際成本也愈高, 進而導致銀行市場獨佔力愈低, 銀行市場競爭度愈高, 故 α_7 的

[12]這些控制變數主要參考 Fernández de Guevara et al. (2005) 及 Fernández de Guevara and Maudos (2007)。

臺灣大學學術期刊資料庫

預期符號爲負。

在衡量銀行多角化變數上, 本文參考 Stiroh and Rumble (2006) 的做法, 變數計算方法說明如下:

$$\begin{aligned} \mathrm{DIV}_{it} &= 1 - \left(\sum \mathrm{SHI}_{it}^2 + \mathrm{SHO}_{it}^2 \right), \\ \mathrm{SHI}_{it} &= \frac{IT_{it}}{IT_{it} + OI_{it}}, \\ \mathrm{SHO}_{it} &= \frac{OI_{it}}{IT_{it} + OI_{it}}, \end{aligned} \tag{12}$$

IT 爲利息收入, OI 爲非利息收入, (12) 式的 it 表示第 t 年第 i 家銀行。銀行多角化值皆介於0到1之間, 值愈大表示銀行業務愈多角化。銀行多角化愈低 (銀行愈專業化), 銀行監督及篩選放款和投資愈容易, 放款及投資的資訊不對稱性也會降低, 這造成銀行經營成本及邊際成本降低, 銀行市場獨佔力因而愈高, 銀行市場競爭度也愈低。不過, 銀行愈多角化, 所產生的範疇經濟 (economies of scope) 可降低銀行經營成本, 導致銀行邊際成本降低, 因此銀行市場獨佔力愈高, 銀行市場競爭度愈低。故估計係數 α_8 的預期符號未定。

銀行市場佔有率變數以銀行的資產市場佔有率 (%) 來衡量。相對市場獨佔力 (relative-market-power) 假說認爲, 當銀行集中度較高時, 表示市場上存在著市場佔有率較高的銀行, 這些銀行形成的原因跟它們的產出具差異性有關; 這些銀行因廣告或地理位置佳等因素, 造成銀行產出具差異性, 進而導致銀行相對於市場有比較高的佔有率, 同時它們也能夠影響產出價格, 獲取超額利潤。這隱含著, 當銀行市場佔有率愈高時, 銀行愈能影響產出價格, 造成銀行市場獨佔力愈高, 銀行市場競爭度愈低, 故 α_9 的預期符號爲正。時間虛擬變數爲一組向量變數 ($\boldsymbol{D}_t = (D_{1997}, \cdots, D_{2007})'$), 當 $D_{1997}, \cdots, D_{2007}$ 皆爲0時, 則代表1996年的資料。模型包含此變數的目的是爲了控制特定時間效果 (time-specific effect); 換言之, 它是用來控制在樣本期間內某特定事件 (如亞洲金融風暴) 對銀行市場競爭度的影響。

2.2 估計模型之計量方法

本文採用 Blundell and Bond (1998) 所提出的系統一般化動差法 (system

臺灣大學學術期刊資料庫

GMM) 估計(1) 式。系統一般動差法之估計係數必須在動差條件 (moment condition) 方可求得, 以下簡單說明這動差條件。爲方便說明起見, 把 (1) 式改寫爲一般式如下:

$$y_{it} = \beta_1 y_{it-1} + \boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{X}_{it} + \mu_i + \nu_{it}, \tag{13}$$

y_{it-1} 表示應變數落後一期項, 它爲內生變數。$\boldsymbol{X}_{it}$ 爲 $(K-1)\times 1$ 的外生變數向量。系統一般化動差法不僅估計 (13) 式的差分形式外, 也估計 (13) 式的水準形式, 因此一共有兩組動差條件。

(13) 式差分形式的估計模型之動差條件爲: $\mathrm{E}(\boldsymbol{Z}'_{di} \triangle \boldsymbol{v}_i) = 0$, 它包含 $m_d = (T-2)[(T-1)+2(K-1)T)]/2$ 個動差條件, 其中, T 爲樣本期。$\triangle \boldsymbol{v}_i$ 爲誤差差分項向量; $\triangle \boldsymbol{v}_i = [\triangle \nu_{i3}, \triangle \nu_{i4} \cdots, \triangle \nu_{iT}]'$。$\boldsymbol{Z}_{di}$ 爲工具變數矩陣 (the matrix of instruments), 定義如下:

$$\boldsymbol{Z}_{di} = \begin{bmatrix} y_{i1} & \boldsymbol{X}_{i1} & \cdots & \boldsymbol{X}_{iT} & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & y_{i1} & y_{i2} & \boldsymbol{X}_{i1} & \cdots & \boldsymbol{X}_{iT} & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & y_{i1} \cdots y_{iT-2} & \boldsymbol{X}_{i1} & \cdots & \boldsymbol{X}_{iT} \end{bmatrix},$$

工具變數爲應變數 (y_{it}) 的 $t-2$ 期及其前期, 以及外生變數 $(\boldsymbol{X}_{it})$ 的第 1 期到第 T 期。

(13) 式水準形式的估計模型之動差條件爲: $\mathrm{E}(\boldsymbol{Z}'_{li}\boldsymbol{v}_i) = 0$, 它包含 $m_l = (T-2)K$ 個動差條件。$\boldsymbol{v}_i$ 爲誤差項向量; $\boldsymbol{v}_i = [\nu_{i3}, \nu_{i4} \cdots, \nu_{iT}]'$。工具變數矩陣 $\boldsymbol{Z}_{li}$ 的定義如下:

$$\boldsymbol{Z}_{li} = \begin{bmatrix} \Delta y_{i2} & \Delta \boldsymbol{X}_{i3} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \Delta \boldsymbol{X}_{i4} & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{iT-1} & \Delta \boldsymbol{X}_{iT} \end{bmatrix},$$

工具變數爲應變數差分項 (Δy_{it}) 的 $t-1$ 期, 以及外生變數差分項 $(\Delta \boldsymbol{X}_{it})$ 的當期。本文樣本爲不平衡 (unbalanced) 的長期追蹤資料, 因此刪除 $\boldsymbol{Z}_{di}$

臺灣大學學術期刊資料庫

和 $\boldsymbol{Z}_{li}$ 矩陣中的遺失值所對應的列, 以零取代剩餘列中的遺失值。[13] 系統一般化動差法包括第一步一般化動差法 (one-step GMM) 及第二步一般化動差法 (two-step GMM), 本文採用第二步一般化動差法。

3 資料來源及描述

本文資料爲不平衡的長期追蹤資料 (unbalanced panel data), 樣本期間爲1996到2007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56本國銀行。[14] 在估計模型中所用到的變數資料來源皆來自台灣經濟新報社的「上市上櫃公司財務資料庫」及「公開發行公司財務資料庫」。爲了降低物價波動的影響, 所有變數皆採用實質變數來衡量; 也就是這些變數皆平減消費者物價指數。消費者物價指數資料來自台灣經濟新報社「總體經濟資料庫」。

表1 報告 (3) 式 — Translog 成本函數—之估計結果, (3) 式採用固定效果的長期追蹤模型 (fixed effects model) 來估計, 最後報告樣本數及判定係數 (R^2), 此表省略報告常數項。我們發現, (3) 式之判定係數達 0.96, 顯示模型的解釋能力相當高。除一些自變數之估計係數不具顯著性外, 大多

[13] 例如, i 銀行應變數缺少 $t = 1$ 的資料, 則 $\boldsymbol{Z}_{li}$ 不變, 但 $\boldsymbol{Z}_{di}$ 改爲:

$$\boldsymbol{Z}_{di} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & y_{i2} & \boldsymbol{X}_{i1} & \cdots & \boldsymbol{X}_{iT} & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & \cdots & y_{iT-2} & \boldsymbol{X}_{i1} & \cdots & \boldsymbol{X}_{iT} \end{bmatrix}。$$

[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、兆豐國際商業銀行 (中國國際商業銀行)、渣打國際商業銀行 (新竹國際商業銀行)、台北國際商業銀行、京城商業銀行 (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、永豐商業銀行 (建華商業銀行)、玉山商業銀行、富邦商業銀行、元大商業銀行 (復華商業銀行)、台新國際商銀、遠東國際商業銀行、中興商業銀行、大衆商業銀行、安泰商業銀行、慶豐商業銀行、花蓮中小企銀、台灣新光商業銀行 (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 (泛亞商業銀行)、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、稻江商業銀行、全國農業金庫、花旗台灣商業銀行及台灣工業銀行。

臺灣大學 期刊資料庫

表 1: Translog 成本函數之參數估計值

自變數	係數估計值 (估計標準差)	自變數	係數估計值 (估計標準差)
$\ln \mathrm{TA}$	−0.630 (0.532)	$\ln \mathrm{TA} \cdot \ln W_1$	0.034*** (0.009)
$(1/2) \ln \mathrm{TA} \cdot \ln \mathrm{TA}$	0.106*** (0.024)	$\ln \mathrm{TA} \cdot \ln W_2$	−0.061*** (0.014)
$\ln W_1$	0.630** (0.306)	$\ln \mathrm{TA} \cdot \ln W_2$	0.026** (0.012)
$\ln W_2$	0.800* (0.417)	Trend	0.099 (0.061)
$\ln W_3$	−0.430 (0.263)	(1/2) Trend · Trend	−0.006*** (0.001)
$(1/2) \ln W_1 \cdot \ln W_1$	0.057** (0.023)	Trend · ln TA	−0.008*** (0.002)
$\ln W_1 \cdot \ln W_2$	−0.045** (0.022)	Trend · $\ln W_1$	−0.019*** (0.004)
$\ln W_1 \cdot \ln W_3$	−0.012 (0.015)	Trend · $\ln W_2$	0.006 (0.004)
$(1/2) \ln W_2 \cdot \ln W_2$	0.058 (0.035)	Trend · $\ln W_3$	0.013*** (0.002)
$\ln W_2 \cdot \ln W_3$	−0.013 (0.022)		
$(1/2) \ln W_3 \cdot \ln W_3$	0.025 (0.017)		
樣本數	491		
判定係數 (R^2)	0.96		

註: 此表報告 (3) 式的估計結果, 採用固定效果的長期追蹤模型估計, 省略報告常數項。TA 表示銀行產出, W_1 爲銀行的單位資金價格, W_2 爲銀行的單位勞動價格, W_3 爲銀行的單位資本價格, Trend 反映技術變動。** 表示在5%的水準下顯著; *** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲估計標準差。

數自變數之估計係數在不同顯著水準下具顯著性。利用表 1 所求得的估計係數代入 (4) 式中可求出每年每家銀行的邊際成本, 接著, 進一步透過 (2) 式可求得每年每家銀行的 Lerner 指數, 有關邊際成本及 Lerner 指數的統計量描述見表 2 及以下說明。

臺灣大學學術期刊資料庫

表2 報告模型 (1) 式中各變數每年平均值及在樣本期內的平均值和標準差。圖1、圖2 及圖3 分別描繪銀行市場競爭度、銀行集中度及銀行效率在樣本期內每年的走勢, 這些圖皆依表2 數據繪製而成。根據圖1 及表2 所示, 在1996–2000年 Lerner 指標大致略呈上漲, 在2000年後, 政府推動許多金融改革政策, Lerner 指標在2000–2001年略呈上漲, 在2001–2004年 Lerner 指標則呈較大幅的上漲, 但在2004–2007年 Lerner 指標則呈較大幅的下跌。

這些走勢呈現兩種現象: 第一、在1996–2000年銀行的市場競爭度 (市場獨佔力) 大致略呈下滑 (上升); 在2000–2004年銀行市場競爭度大致呈較大幅度的下滑; 在2004–2007年銀行的市場競爭度呈較大幅度的上升。造成這些結果的原因可從簡單的 Lerner 指標結構來看。在1996–2000年, 銀行邊際成本及產出價格皆呈下滑走勢, 且整體而言, 銀行邊際成本下滑的幅度略大於銀行產出價格, 這導致銀行產出價格與邊際成本差距大致略呈擴大, 進而造成整體地銀行市場競爭度略呈下滑; 在2000–2004年, MC 與 P 也皆呈下滑, 且整體而言, MC 下滑的幅度較 P 大, 這導致 $P - MC$ 的差距大致呈增加, 進而造成整體地銀行市場競爭度呈現較大幅度的下滑; 在2004–2007年, P 呈現下跌現象, 同時, MC 呈現上升的現象, 這導致銀行產出價格與邊際成本差距愈來愈小, 進而造成銀行市場競爭度愈來愈高。第二、在1996–1999年 Lerner 指數平均值約爲0.2092; 在2000年金融改革政策後 (2000–2007年) Lerner 指數平均值約爲0.3586。這反映了, 在1996–1999年, 銀行的市場競爭度 (市場獨佔力) 平均仍高 (低), 這正好呼應了政府認爲台灣銀行業在這段期間內 (1996–1999年) 的市場競爭仍有過高的疑慮。另外, 也反映了政府在2000年後推動金融改革政策確實有幫助於台灣銀行業市場競爭的降低。此外, 值得一提的, Lerner 指標在1998年達樣本期最低, 也就是銀行市場競爭度在1998年最高 (市場獨佔力最低), 造成這結果的原因跟在1998年銀行邊際成本較高有關。[15]

[15]沈中華・呂美慧 (2007) 及 盧育鋒・黃炳文・李建強 (2007) 採用 H 統計分別衡量在1996–2002年及在1996–2005年台灣銀行業的銀行市場競爭度, 他們皆發現銀行市場競爭度在1996–2000年大致略呈下滑, 以及在2000–2000年銀行市場競爭度大致有較大幅度的降低。這些結果大致相同於本文。另外, 沈中華・呂美慧 (2007) 也發現在1998年銀行市場競爭度爲最高。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 2: 迴歸變數的平均值及標準差

	銀行市場競爭度 (y)	銀行產出價格 (P)	邊際成本 (MC)	赫氏資產指數 (HHIa)	赫氏存款指數 (HHId)	赫氏放款指數 (HHIl)	銀行效率 (EFF)	資產規模 (TA)	銀行倒帳風險 (DR)	銀行多角化 (DIV)	銀行市場佔有率 (MS)
1996年	0.1922	0.0779	0.0601	539.03	623.91	527.43	0.807	21.33	4.51	0.265	2.174
1997年	0.2257	0.0683	0.0550	476.50	549.72	489.74	0.714	21.45	4.01	0.277	2.000
1998年	0.1798	0.0718	0.0590	472.88	515.57	475.13	0.625	21.49	4.46	0.245	2.041
1999年	0.2392	0.0691	0.0524	470.24	503.37	454.19	0.443	21.61	5.59	0.258	2.083
1999年	0.2492	0.0681	0.0502	455.14	491.21	447.92	0.361	21.57	6.54	0.225	1.923
2001年	0.2633	0.0657	0.0454	454.65	490.68	442.13	0.419	21.64	9.43	0.261	1.923
2002年	0.3743	0.0530	0.0311	455.22	484.56	432.12	0.535	21.63	8.75	0.269	1.923
2003年	0.4318	0.0448	0.0232	463.90	486.20	439.46	0.641	21.71	6.35	0.330	2.000
2004年	0.4604	0.0434	0.0214	451.00	479.56	440.45	0.612	21.85	3.71	0.353	2.083
2005年	0.4107	0.0461	0.0237	444.98	469.27	434.36	0.531	21.98	2.94	0.324	2.222
2006年	0.3564	0.0410	0.0256	480.43	495.81	500.12	0.600	21.95	3.20	0.309	2.273
2007年	0.3226	0.0397	0.0272	539.76	541.21	555.63	0.570	22.11	2.10	0.338	2.632
1996–2007 年平均值 (標準差)	0.3119 (0.1483)	0.0577 (0.0246)	0.0393 (0.0162)	475.31 (30.51)	510.92 (41.18)	469.89 (38.74)	0.562 (0.383)	21.68 (1.05)	5.34 (6.79)	0.286 (0.105)	2.091 (2.361)

註: 銀行市場競爭度 (y) 以 Lerner 指數來衡量, 銀行效率 (EFF) 以銀行利潤效率來衡量, 資產規模 (TA) 以取對數後的銀行資產來表示, 銀行倒帳風險 (DR) 以銀行的逾期放款佔放款比率 (%) 來衡量, 銀行市場佔有率 (MS) 以銀行的資產市場佔有率 (%) 來衡量。

期刊資料庫

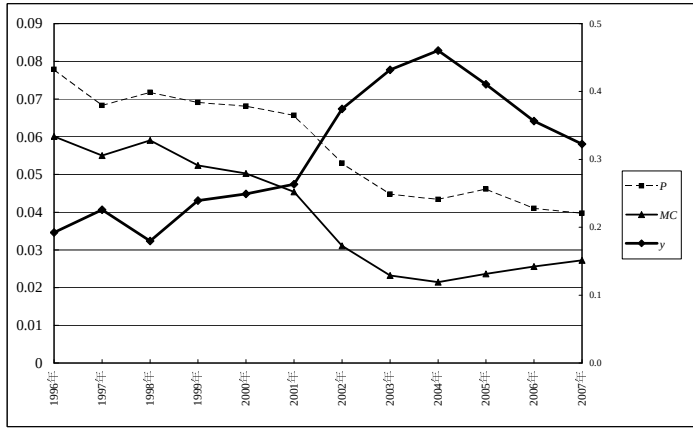


圖 1: 銀行市場競爭度在1996–2007年每年的走勢圖

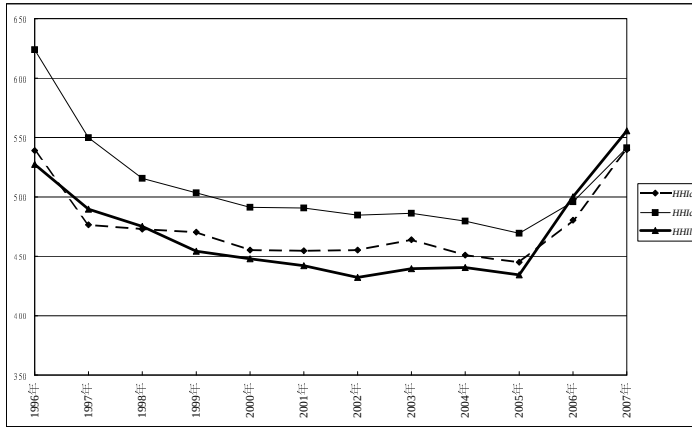


圖 2: 銀行集中度在1996–2007年每年的走勢圖

在銀行集中度變數方面, 如表2及圖2所見, 不論赫氏資產指數 (HHIa)、赫氏存款指數 (HHId) 或赫氏放款指數 (HHIl), 它們在樣本期內的走勢大致相同且略呈 U 字型。可把這走勢區分成三個不同階段說明, 這三個不同階段分別爲1996–2000年、2000–2005年及2005–2007年。在第一階段期間 (1996–2000年), 銀行集中度變數呈現下滑的趨勢; 在第二階段期間 (2000–2005年), 銀行集中度變數大致略呈下滑的趨勢; 在第三階段期間

臺灣大學學術期刊資料庫

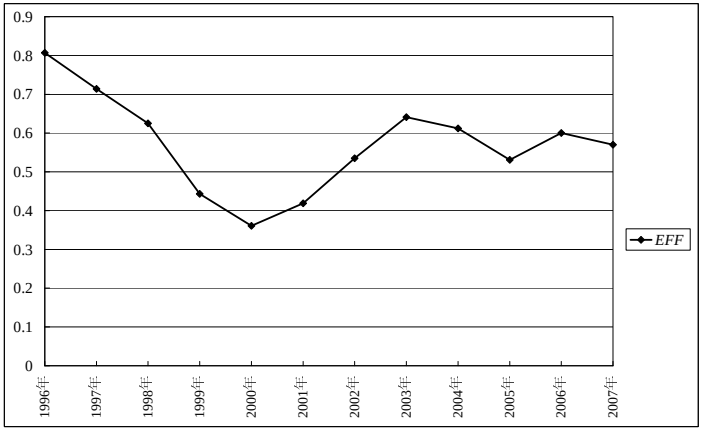


圖 3: 銀行效率在1996–2007年每年的走勢圖

(2005–2007年), 銀行集中度變數呈現上升的趨勢。造成在第一階段銀行集中度下滑的可能原因爲: 舊銀行成立早, 市場佔有率遠大於新銀行, 但隨著新銀行的加入, 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。在第二階段期間, 雖然本國銀行家數從2000年最高的53家降到2005年的46家, 銀行集中度變數在2000–2005年應呈上升趨勢但卻略呈現下滑趨勢, 造成這結果的可能原因爲: 本國銀行在這段期間的併購並非大銀行與大銀行間的併購, 這導致這些併購後的銀行市場佔有率並無大幅增加, 此外, 在這段期間未從事併購的銀行也透過擴大資產規模 (如分行) 來提高本身的市場佔有率, 因此, 最後導致銀行間的市場大小不均度並沒有增加反而略下降, 進而造成銀行集中度略下跌。[16] 造成在第三階段銀行集中度上升的原因爲, 本國銀行家數持續併購, 從2005年的46家降到2007年的40家。只要銀行間持續發生併購行爲, 銀行家數會愈來愈少, 平均每家銀行市場佔有率就會愈來愈高, 即使銀行間的市場大小不均度沒有增加, 銀行集中度也會愈來愈高。

在銀行效率變數方面, 如表2及圖3所見, 在1996年銀行效率 爲最高,

[16]盧育鋒 · 黃炳文 · 李建強 (2007) 也發現在1996–2005年台灣銀行業的集中度呈現下滑的趨勢。

臺灣大學學術期刊資料庫

以後逐漸下滑至2000年達最低, 在2000年後逐漸增加到2003年, 以後大致略呈下滑現象。在1996–2000年銀行效率呈現下滑的現象, 正好支持前言所提的政府認爲在這段期間內台灣銀行業經營效率不彰的觀點。相對於2000年, 自2001年後銀行效率的改善, 正好反映政府在這段期間內推動的金融改革政策確實有幫助銀行效率的提升。

在控制變數方面, 銀行資產規模在樣本期間內大致呈現增加的現象, 這反映本國銀行規模愈來愈大。銀行倒帳風險自1997呈現上升的趨勢, 到2001年達最高, 而後大致呈現下滑走勢, 這反映近年來銀行倒帳風險愈來愈低。銀行多角化在2003–2007年平均大於在1996–2002年, 這反映近年來銀行愈多角化。銀行的市場佔有率自1996年後逐年下滑, 到2000年達最低, 接著在2003年之後有回升趨勢, 到2007年達最高。由於銀行集中度變數是由銀行市場佔有率所組成的, 因此, 可發現銀行市場佔有率與銀行集中度變數在樣本期間的趨勢變動大致相同。

表3報告各變數間的相關係數。Hill et al. (2001) 指出, 若兩自變數間的相關係數絕對值高於常規門檻值0.8或0.9, 表示這兩自變數比較有可能有共線性的問題 (multicollinearity)。根據表3可以發現, 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; 銀行效率變數與其他自變數間的相關係數絕對值, 以及各控制變數之間的相關係數絕對值也皆沒有高於0.8或0.9。這些結果反映, 這些自變數比較沒有共線性的問題。雖然兩自變數間的相關係數在檢定自變數是否具有共線性問題上的好處爲簡單, 但當自變數超過兩個以上時, 兩自變數間的相關係數若高於0.8或0.9, 未必顯示這兩自變數有共線性問題; 兩自變數間具有高度相關性是檢定自變數是否具有共線性問題的充分但非必要條件。爲彌補這缺點, 本文另計算各自變數的變異數膨脹因子 (variance inflation factor, VIP) — 用於檢定某自變數與所有其他自變數的相關性方法。本文發現各自變數的變異數膨脹因子皆小於常規門檻值10, 表示各自變數與所有其他自變數間的共線性程度低, 各自變數沒有共線性的問題。[17]

[17]爲了節省篇幅, 這些值未另做表報告。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 各變數間的相關係數

	銀行市場競爭度 (y)	赫氏資產指數 (HHIa)	赫氏存款指數 (HHId)	赫氏放款指數 (HHIl)	銀行效率 (EFF)	資產規模 (TA)	銀行倒帳風險 (DR)	銀行多角化 (DIV)	銀行市場佔有率 (MS)
銀行市場競爭度 (y)	1.000								
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.242	1.000							
赫氏存款指數 (HHId)	−0.383	0.850	1.000						
赫氏放款指數 (HHIl)	−0.253	0.943	0.769	1.000					
銀行效率 (EFF)	0.191	0.163	0.197	0.153	1.000				
資產規模 (TA)	−0.159	−0.017	−0.107	0.006	0.310	1.000			
銀行倒帳風險 (DR)	−0.197	−0.142	−0.089	−0.190	−0.249	−0.322	1.000		
銀行多角化 (DIV)	0.363	0.024	−0.079	0.032	0.244	0.393	−0.351	1.000	
銀行市場佔有率 (MS)	−0.259	0.051	0.022	0.056	0.427	0.685	−0.199	0.241	1.000

註: 變數定義同表 2。

臺灣大學學術期刊資料庫

4 實證結果

本節分成兩小節, 第一小節探討銀行集中度與銀行效率對銀行市場競爭度影響的估計結果, 第二小節爲銀行集中度與銀行效率估計結果的穩健性檢定。

4.1 銀行集中度、銀行效率與銀行市場競爭度

表4 報告 (1) 式之估計結果, 爲了解決自變數可能有內生變數的問題, 本研究採用 Blundell and Bond (1998) 所提出的系統一般化動差法來估計 (1) 式。在表4 中, 內生變數爲銀行市場競爭度落後一期變數, 其他自變數爲外生變數。模型1到3的應變數皆爲銀行市場競爭度變數 (y), 本文採用 Fernández de Guevara et al. (2005) 的 Lerner 指數來衡量銀行市場競爭度變數; 此指數值愈高, 銀行市場競爭度愈低 (市場獨佔力愈高)。模型1到3的主要差異在於銀行集中度變數的不同, 它們的銀行集中度變數分別爲赫氏資產指數、赫氏存款指數及赫氏放款指數。各模型皆包含銀行控制變數, 並且最後都報告樣本數、過度確定 Sargan 檢定 (Sargan test of over-identifying restriction) 的 p 值及誤差差分項二階自我相關檢定 (second-order autocorrelation in the first-differenced residual) 的 p 值。各模型的 Sargan 檢定結果皆沒有棄卻虛無假設, 故支持額外的工具變數設定是適當的。[18] 各模型的誤差差分項二階自我相關係數爲零的虛無假設也皆無法棄卻, 顯示估計結果具一致性。[19] 各模型皆省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。

在銀行控制變數估計結果方面, 銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1}) 估計係數在三個模型皆顯著爲正。這反映銀行市場競爭度落後一期是銀行市場競爭度的重要決定因素, 此外, 也證實銀行市場競爭度具有持續性現象 —

[18]以 (13) 式爲例, 動差條件個數爲 $m_s = m_d + m_l = (T-2)[(T-1) + 2(K-1)T)]/2 + (T-2)K$, 估計參數爲 K, 且 $m_s > K$。過度確定 Sargan 檢定的意義, 在 m_s 個工具變數是適當且能夠估計 K 個係數的情況下, 檢定多出的 ($m_s - K$) 個工具變數是否適當 (Arellano and Bond, 1991; Johnston and Dinardo, 1997)。

[19]Arellano and Bond (1991) 指出, 爲了使 GMM 估計結果具一致性, 當期的誤差差分項與落後一期的誤差差分項可相關, 但當期的誤差差分項與落後二期的誤差差分項必須不相關 ($E(\Delta v_{it}\Delta v_{it-2}) = 0$)。

期刊資料庫

表 4: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果

	銀行市場競爭度 (y)		
	模型1	模型2	模型3
銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})	0.34***	0.31***	0.34***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.02***		
	(0.002)		
赫氏資產指數平方項 ($HHIa^2$)	0.00002***		
	(0.000002)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.07***	
		(0.004)	
赫氏存款指數平方項 ($HHId^2$)		0.00006***	
		(0.000003)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.04***
			(0.003)
赫氏放款指數平方項 ($HHIl^2$)			0.00004***
			(0.000003)
銀行效率 (EFF)	0.08***	0.07***	0.08***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)
資產規模 (TA)	1.37***	1.65***	1.37**
	(0.57)	(0.56)	(0.57)
資產規模平方項 (TA^2)	−0.03***	−0.04***	−0.03**
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.003***	−0.003***	−0.003***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
銀行多角化 (DIV)	0.36***	0.39***	0.36***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
銀行市場佔有率 (MS)	0.04***	0.05***	0.04***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.999	0.996	0.999
一階自我相關檢定的 p 值	0.01	0.02	0.01
二階自我相關檢定的 p 值	0.27	0.23	0.27

註: 此表報告 (1) 式的估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。** 表示在5%的水準下顯著; *** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲標準差。

臺灣人學學術期刊資料庫

當期銀行市場競爭度低 (市場獨佔力高) 的銀行會持續到下一期; 當期銀行市場競爭度低 (市場獨佔力高) 的銀行, 可能因具有良好的管理、壟斷性資源或特有技術, 因此在下一期也會持續。

資產規模、資產規模平方項、倒帳風險、多角化及市場佔有率估計結果相當穩健, 這些變數的估計係數皆分別在三個模型中顯著。顯著爲正的資產規模及顯著爲負的資產規模平方項估計係數反映著銀行資產規模與銀行的市場競爭度變數間呈非線性 — 倒 U 字型 — 的關係; 資產規模大型及小型的銀行因邊際成本較高, 導致這些銀行的市場競爭度 (市場獨佔力) 比資產規模中型的銀行來得高 (低)。這估計結果跟台灣的經驗還算一致; 由於在台灣大型的銀行多爲公股銀行, 公股銀行相對有較高的經營成本及邊際成本, 因此銀行市場競爭度比較高 (市場獨佔力比較低)。小型的銀行因較不能產生規模經濟, 所以銀行的邊際成本較中型的銀行高, 銀行的市場競爭度也較高 (市場獨佔力較低)。

顯著爲負的倒帳風險估計係數表示, 銀行倒帳風險愈高, 銀行的邊際成本愈高, 銀行的市場競爭度也就愈高 (市場獨佔力愈低)。如表 2 所見, 自2001 年後 有下滑的現象, 這現象會降低銀行的市場競爭度 (提高市場獨佔力)。顯著爲正的多角化 (DIV) 估計係數顯示, 提高銀行的產出多角化會因範疇經濟, 造成銀行邊際成本降低, 銀行的市場競爭度也因而降低 (市場獨佔力提高)。顯著爲正的市場佔有率估計係數反映, 較高市場佔有率的銀行因產出具差異性, 故能影響產出價格, 進而降低銀行的市場競爭度 (提高市場獨佔力)。根據表 2 顯示, 相對於 1996–2002 年間, 台灣銀行業在 2003–2007 年間有產出多角化成長的現象, 以及自 2002 年後台灣銀行業市場佔有率有上升的現象, 這些現象都會降低銀行的市場競爭度 (提高市場獨佔力)。

在銀行集中度變數的估計結果方面, 不論銀行集中度變數爲赫氏資產指數、赫氏存款指數或赫氏放款指數, 銀行集中度變數的估計係數皆在 1% 水準下顯著爲負, 同時, 銀行集中度變數的平方項 — 包含赫氏資產指數平方項、赫氏存款指數平方項及赫氏放款指數平方項 — 估計係數也皆在 1% 水準下顯著爲正。這結果如本文預期般地, 反映銀行集中度與銀行市場競爭度變數間呈非線性 — U 字型 — 的關係。當銀行集中度低時, 銀行集中

臺灣大學學術期刊資料庫

會因銀行間勾結較不易, 導致銀行集中對銀行產出價格產生正向影響 — 提高銀行產出價格 — 幅度不大, 同時, 也因銀行集中可反映銀行市場的可競爭度提高, 這造成銀行集中會對銀行產出價格造成負向影響 — 降低銀行產出價格, 因此, 當銀行集中度低時, 銀行集中對銀行產出價格正向影響幅度會低於銀行集中對銀行產出價格負面影響幅度, 進而造成提高銀行集中度反而使銀行的市場競爭度上升 (市場獨佔力下滑)。當銀行集中度高時, 銀行集中會因銀行間勾結愈容易, 進而導致銀行集中對銀行產出價格正向影響幅度也愈大, 並且這影響幅度會大於銀行集中對銀行產出價格負向影響, 進而降低銀行市場競爭度 (提高市場獨佔力)。

在銀行效率變數的估計結果方面, 以 Cooper et al. (2006) 的銀行利潤效率來衡量銀行效率。銀行效率估計係數在三個模型皆顯著爲正, 這反映當銀行效率愈高時, 銀行經營成本及邊際成本愈低, 進而導致銀行的產出價格與銀行的邊際成本差距愈大, 這造成銀行的市場競爭度愈低 (市場獨佔力愈高)。近年來政府認爲台灣銀行業的經營效率不佳, 因此在2000年後推動許多改革銀行效率的金融政策。如表2所見, 銀行效率自2001年後有改善的現象, 易言之, 這些金融改革政策會降低銀行市場競爭度 (提高銀行市場獨佔力)。

綜合言之, 銀行集中度及銀行效率變數的估計結果可得以下二個結論: 第一、當銀行集中度低時, 提高銀行集中度會提高銀行的市場競爭度 (降低市場獨佔力); 當銀行集中度高時, 提高銀行集中度會降低銀行的市場競爭度 (提高市場獨佔力)。這估計結果跟過去實證文獻的估計結果不同, 過去文獻認爲銀行集中度與銀行市場競爭度間呈線性關係, 銀行集中會對銀行市場競爭度產生正向影響 (Claessens and Laeven (2004) 及 Fernández de Guevara et al. (2005))、負向影響 (Bikker and Haaf (2002) 及 Turk-Ariss (2009)) 或沒有影響 (Fernández de Guevara and Maudos (2007) 及 Casu and Girardone (2006)); 本文卻發現銀行集中度與銀行市場競爭度間呈非線性關係。[20] 第二、提高銀行效率對降低銀行的市場競爭度 (提高市場獨佔力) 是有幫助。這估計結果跟過去大多數探討銀行效率對銀行市場競爭

[20]盧育鋒・黃炳文・李建強 (2007) 受限於銀行集中度及銀行市場競爭度 — Panzar and Rosse (1987) 的 H 統計值—都是總體資料, 因此採用簡單的相關係數檢定這兩變數間的關係, 他們發現在1996–2005年台灣銀行業的銀行集中度愈高, 銀行的市場競爭度愈高。

度影響的實證文獻 — Fernández de Guevara et al. (2005)、Fernández de Guevara and Maudos (2007)、Casu and Girardone (2006) 及 Carbó et al. (2009a) — 所得結論相同。

補充說明的是, 附表1報告銀行集中度及資產規模變數未考慮平方項時 (1) 式之估計結果。銀行集中度及資產規模估計係數皆顯著爲負; 銀行效率估計係數顯著爲正; 在控制變數方面, 除了銀行市場佔有率外, 其他控制變數的估計係數皆顯著。這些估計結果跟表 4 做比較, 可以發現, 控制變數的估計結果除了銀行市場佔有率外皆不受加入銀行集中度及資產規模變數的平方項而影響, 這反映這些估計結果相當穩健。另外, 銀行集中度及資產規模變數的平方項之估計係數皆顯著, 這反映, (1) 式有必要考慮這兩變數的平方項。[21]

4.2 其他穩健性檢定 (robustness test)

爲了更進一步探討銀行集中度及銀行效率的估計結果是否具有穩健性, 本文進行五種不同的穩健性檢定。第一種爲設定 (1) 式中的銀行效率變數爲內生變數。第二種爲採用兩產出項的 Lerner 指數來當作另一種銀行市場競爭度變數。第三種爲以 Battese and Coelli (1992) 的成本效率來當作另一種銀行效率變數。第四種爲控制金融法令改變之時間虛擬變數對銀行市場競爭度的影響。第五種爲採用非 Lerner 指數 — 資產報酬率、淨邊際利率收益及 H 統計值 — 來當作另一種銀行市場競爭度變數。

4.2.1 考慮銀行效率變數為內生變數的影響

由於銀行效率變數可能爲內生變數, 爲了解決這問題, 本文仍採用 Blundell and Bond (1998) 所提出的系統一般化動差法, 但是修正 (1) 式模型設定, 也就是把 (1) 式中的銀行效率變數設定爲內生變數。因此, 原本在差分形

[21]附表2、附表3 及附表4 爲, 相同於表5、表6 及表7 的估計模型, 但未考慮銀行集中度及資產規模變數的平方項。估計結果發現, 當表5、表6 及表7 的估計模型皆未考慮平方項時, 銀行集中度估計係數皆顯著爲負, 資產規模估計係數大致皆顯著爲負, 銀行效率估計係數皆顯著爲正, 控制變數的估計結果跟對應的表 — 表5、表6 及表7 — 之估計結果大致相同。這些結果都反映了, 控制變數的估計結果相當穩健, 以及模型有必要考慮這兩變數的平方項。

期刊資料庫

式估計模型下的工具變數修正爲: 應變數與銀行效率變數的 $t-2$ 期及其前期, 以及其他外生變數的第 1 期到第 T 期; 原本在水準形式估計模型下的工具變數修正爲: 應變數和銀行效率變數差分項的 $t-1$ 期, 以及其他外生變數差分項的當期 (Blundell et al., 2000)。

表 5 報告 (1) 式在考慮銀行效率變數爲內生變數後的估計結果。表 5 的估計結果和表 4 的估計結果大致相同。在銀行集中度變數的估計結果方面, 銀行集中度變數的估計係數及銀行集中度變數的平方項估計係數皆分別在三個模型中的二個模型顯著爲負及正, 整體而言, 這結果仍支持銀行集中度與銀行市場競爭度變數間呈非線性的關係。在銀行效率變數的估計結果方面, 銀行效率估計係數仍在三個模型中皆顯著爲正, 這相同於表 4。控制變數 — 銀行市場競爭度落後一期、資產規模、資產規模的平方項、倒帳風險、多角化及市場佔有率 — 的估計結果也皆大致相同於表 4 的估計結果。

4.2.2 不同銀行市場競爭度變數的影響

在衡量銀行市場競爭度時, Fernández de Guevara et al. (2005) 採用單一產出項 — 銀行資產 — 的 Lerner 指數; 本文考慮另一種銀行市場競爭度變數, 這銀行市場競爭度變數採用兩產出項 — 銀行放款與投資 — 的 Lerner 指數 (yl)。考慮這種銀行市場競爭度變數的理由爲, 彌補 Fernández de Guevara et al. (2005) 在衡量銀行市場競爭度時的缺點。雖然以銀行資產來表示銀行產出項的優點爲, 可同時反映會產生利息收入的產出及會產生非利息收入的產出, 但其缺點爲: 第一、以綜合單一產出項 — 銀行資產 — 來衡量銀行市場競爭度可能會產生估計偏誤的問題, 原因爲, 這種銀行產出項也包括了一些不會產生收入的產出, 如現金及約當現金。第二、本文在衡量銀行效率變數時, 產出項有兩項 — 銀行放款及投資, 但在衡量銀行市場競爭度變數時, 產出項僅有一項 — 銀行資產, 這會產生前後不一致的問題。第三、在 (1) 式中的 TA 被當作銀行資產規模, 但在 (2)、(3) 及 (4) 式中的 TA 被當作銀行產出項; 也就是相同的變數被賦予雙重身份 — 銀行資產規模及產出項。

爲了彌補這些缺點, 本文考慮另一種同時以銀行放款及投資爲產出項

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果 — 考慮銀行效率變數爲內生變數

	銀行市場競爭度 (y)		
	模型1	模型2	模型3
銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})	0.33***	0.32***	0.34***
	(0.07)	(0.08)	(0.07)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.07**		
	(0.03)		
赫氏資產指數平方項 ($HHIa^2$)	0.00007**		
	(0.00003)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.02	
		(0.04)	
赫氏存款指數平方項 ($HHId^2$)		0.00002	
		(0.00004)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.07**
			(0.03)
赫氏放款指數平方項 ($HHIl^2$)			0.00007**
			(0.00003)
銀行效率 (EFF)	0.07***	0.07***	0.07***
	(0.01)	(0.02)	(0.01)
資產規模 (TA)	1.70**	0.67	1.69**
	(0.72)	(1.09)	(0.72)
資產規模平方項 (TA^2)	−0.04**	−0.02	−0.04**
	(0.02)	(0.03)	(0.02)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.005***	−0.004***	−0.005***
	(0.0005)	(0.0004)	(0.0005)
銀行多角化 (DIV)	0.37***	0.29***	0.37***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)
銀行市場佔有率 (MS)	0.04*	−0.002	0.04*
	(0.02)	(0.03)	(0.02)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	1.000	1.000	1.000
一階自我相關檢定的 p 值	0.03	0.03	0.03
二階自我相關檢定的 p 值	0.30	0.30	0.30

註: 此表報告當銀行效率變數爲內生變數時 (1) 式的估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。* 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。括號內的值爲標準差。

國立臺灣大學 期刊資料庫

的銀行市場競爭度變數 — 兩產出項的 Lerner 指數。參考 Fernández de Guevara et al. (2007) 及 Angelini and Cetorelli (2003) 對單一產出項的 Lerner 指數之推導原理, 本研究進一步推導出兩產出項的 Lerner 指數。這兩產出項的 Lerner 指數雖可解決前段所提的缺點, 但其缺點爲該指數僅能反映銀行放款市場的競爭度, 而無法同時一次反映全部產出所形成的市場競爭度。兩產出項的 Lerner 指數僅能反映銀行放款市場的競爭度之理由爲, 銀行主要爲存放產業, 在放款市場上, 銀行對放款價格會有影響力; 但在投資市場上, 因有其他產業競爭, 銀行對投資價格無影響力。因此, 假設銀行在放款市場上面對的市場爲不完全競爭市場; 銀行在投資市場上面對的市場爲完全競爭市場。有關兩產出項的 Lerner 指數之詳細推導說明請見附錄。

採用下式來計算兩產出項的 Lerner 指數:

$$yl_{it} = \frac{r_{it} - MC_{it}\left(L_{it}, IN_{it}, W_{1,it}, W_{2,it}, W_{3,it}, \text{Trend}\right)}{r_{it}}, \qquad (14)$$

r_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行的放款單位價格, 以利息收入除以銀行放款來表示。MC_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行的邊際成本函數。L_{it} 表示第 t 年第 i 家銀行的放款。IN_{it} 表示第 t 年第 i 家銀行的投資。$W_{1,it}$、$W_{2,it}$、$W_{3,it}$ 及 Trend 變數定義相同於 (3) 式。把第 t 年第 i 家銀行的成本函數 ($TC_{it} = TC(L_{it}, IN_{it}, W_{1,it}, W_{2,it}, W_{3,it}, \text{Trend})$) 轉換成 Translog 成本函數後, 可進一步求得 MC_{it}。Translog 成本函數之估計模型設定如下:

$$\begin{aligned}
\ln TC_{it} = {} & \beta_0 + \sum_{j=1}^{3} \gamma_j \ln W_{j,it} + \gamma_L \ln L_{it} + \gamma_I \ln IN_{it} \\
& + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{3} \sum_{k=1}^{3} \gamma_{jk} \ln W_{j,it} \cdot \ln W_{k,it} + \gamma_{LI} \ln L_{j,it} \cdot \ln IN_{k,it} \\
& + \frac{1}{2} \gamma_{LL} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \gamma_{II} (\ln IN_{it})^2 + \sum_{j=1}^{3} \lambda_{jL} \ln W_{j,it} \cdot \ln L_{it} \\
& + \sum_{j=1}^{3} \lambda_{jI} \ln W_{j,it} \cdot \ln IN_{it} + \mu_1 \text{Trend}
\end{aligned}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$+\frac{1}{2}\mu_2 \text{Trend}^2 + \mu_L \text{Trend} \cdot \ln L_{it} + \mu_I \text{Trend} \cdot \ln IN_{it}$$
$$+\sum_{j=1}^{3} \mu_j \text{Trend} \cdot \ln W_{j,it} + u_i + \eta_{it}, \quad \forall i, t, \tag{15}$$

相同於 (3) 式, (15) 式也須滿足要素價格一階齊次及對稱性的條件。

在這兩個條件限制下, 運用固定效果的長期追蹤模型估計 (15) 式, 並進一步求得銀行的邊際成本 (MC_{it}) 爲:

$$MC_{it} = \frac{\partial TC_{it}}{\partial L_{it}} = \frac{TC_{it}}{L_{it}}\left(\gamma_L + \gamma_{LL} \ln L_{it} + \sum_{j}^{3} \gamma_{jL} \ln W_{j,it} + \gamma_{LI} \ln IN_{it} + \mu_L \text{Trend}\right)。 \tag{16}$$

把 (16) 式中求出的每年每家銀行之邊際成本代入 (14) 式, 可求得每年每家銀行之兩產出項的 Lerner 指數。

表6 報告當銀行市場競爭度變數爲兩產出項的 Lerner 指數時 (1) 式的估計結果。根據表6 顯示, 除了銀行倒帳風險、多角化及市場佔有率變數外, 表6 的估計結果不論在顯著數量及方向皆相同於表4 的估計結果。這估計結果再一次反映了銀行集中度變數、銀行集中度變數平方項及銀行效率變數的估計結果具穩健性。另外, 值得一提的是, 銀行倒帳風險及多角化估計係數變得不顯著。銀行市場佔有率估計係數在三個模型皆顯著爲負, 這跟表4 皆顯著爲正的估計結果不同, 這反映了, 銀行市場佔有率愈高, 銀行的放款市場競爭度愈高 (放款市場獨佔力愈低), 造成這結果的可能原因爲, 銀行爲了提高市場佔有率而犧牲了放款價格; 或者是銀行爲了提高市場佔有率而擴展不好的據點, 進而造成銀行邊際成本的提高, 這些原因都會導致銀行的放款市場競爭度愈高 (放款市場獨佔力愈低)。

4.2.3 不同銀行效率變數的影響

雖然採用 DEA 求得利潤效率有前言所提的優點, 但也存在一些缺點。其缺點爲: 第一、相對成本效率, 利潤效率值不見得一定會介於0到1間, 銀行若發生虧損時, 它可能爲負值; 若利潤爲零時, 它亦可能趨近於無限大。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果 — 考慮另一種銀行市場競爭度變數

	銀行市場競爭度 (yl)		
	模型1	模型2	模型3
銀行市場競爭度落後一期 (yl_{t-1})	0.36*** (0.03)	0.39*** (0.03)	0.39*** (0.03)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.01*** (0.003)		
赫氏資產指數平方項 ($HHIa^2$)	0.00001*** (0.000003)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.04*** (0.004)	
赫氏存款指數平方項 ($HHId^2$)		0.00004*** (0.000003)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.02** (0.003)
赫氏放款指數平方項 ($HHIl^2$)			0.00002*** (0.000003)
銀行效率 (EFF)	0.11*** (0.007)	0.11*** (0.007)	0.11*** (0.007)
資產規模 (TA)	0.87 (0.76)	1.52*** (0.55)	1.52*** (0.55)
資產規模平方項 (TA^2)	−0.02 (0.02)	−0.04*** (0.01)	−0.04*** (0.01)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.0007 (0.001)	−0.001 (0.0008)	−0.001 (0.0008)
銀行多角化 (DIV)	−0.03 (0.03)	−0.04 (0.03)	−0.04 (0.03)
銀行市場佔有率 (MS)	−0.06*** (0.02)	−0.04** (0.02)	−0.04** (0.02)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.992	0.992	0.992
一階自我相關檢定的 p 值	0.0002	0.0002	0.0002
二階自我相關檢定的 p 值	0.48	0.42	0.42

註: 此表報告當銀行市場競爭度變數爲兩產出項的 Lerner 指數時 (1) 式的估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。** 表示在5%的水準下顯著; *** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

第二、相對於隨機邊界法 (SFA), DEA 沒有考慮誤差項對效率前緣的影響 (Coelli et al., 2005)。綜合言之, 不論採用 DEA 求得的利潤效率或 SFA 求得成本效率, 這兩種方法求得的效率都有優缺點。因此, 本文銀行效率不僅強調 DEA 的利潤效率, 另外也考慮 SFA 的成本效率 (EFF2)。希望透過這兩種效率來檢定銀行效率的估計結果是否具有穩健性。在衡量成本效率時, 本研究的 SFA 採用 Battese and Coelli (1992) 的隨時間變動的無效率模型 (time-varying inefficiency model)。

採用 Battese and Coelli (1992) 模型主要優點爲: 第一、他們模型在衡量成本效率時採用長期追蹤資料。因此, 相對橫斷面的 SFA 而言, 他們模型在衡量成本效率時提供更多的資訊及更多的變異。第二、他們認爲管理者的經營管理能力可透過過去經營管理的經驗而累積學習, 因此, 他們模型設定效率會隨時間變動而有系統的變動 (Coelli et al., 2005)。

在衡量衡量成本效率時, Battese and Coelli (1992) 模型必須透過隨機邊界成本函數, 這成本函數型式本研究採用 Translog 成本函數。此 Translog 隨機邊界成本函數的設定跟 (15) 式大致相同, 唯一不同的是在 (15) 式的 $u_i + \eta_{it}$ 須改爲 $u_{it} + \eta_{it}$。$u_{it} + \eta_{it}$ 表示爲第 t 年第 i 家銀行的組合誤差項 (composed error)。η_{it} 表示爲第 t 年第 i 家銀行的隨機誤差項, 且 $\eta_{it} \sim iid\ \mathrm{N}(0, \sigma_\eta^2)$。$u_{it}$ 表示爲第 t 年第 i 家銀行的隨時間變動的無效率誤差項, 且 $u_{it} = \exp[\phi(t - T)]u_i$, 其中, ϕ 表示爲被估計的參數, t 表示第 t 年, T 表示爲樣本期, 以及 u_i 表示爲非負的隨機變數, 須服從截斷性常態分配 (truncated normal distribution) — $u_i \sim iid\ \mathrm{N}^+(0, \sigma_u^2)$。相同於 (15) 式, 此 Translog 隨機邊界成本函數也須滿足要素價格一階齊次及對稱性之條件, 接著, 再運用最大概式估計法估計各參數, 最後可求得每年每家銀行的成本效率 ($\mathrm{EFF2}_{it}$)。成本效率表示爲, 第 t 年第 i 家銀行的理想最低成本除以爲實際成本; 換言之, $\mathrm{EFF2}_{it} = \exp(-u_{it})$。成本效率值介於0到1間, EFF2 愈大, 表示銀行愈有效率。

表7 報告當銀行效率變數爲 Battese and Coelli (1992) 的成本效率時 (1) 式的估計結果。整體而言, 表7 的估計結果跟表4 估計結果大致相同。根據表7 及表4 估計結果顯示, 不論採用 Cooper et al. (2006) 的利潤效率或 Battese and Coelli (1992) 的成本效率, 銀行效率估計係數皆顯著爲正,

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果 — 考慮另一種銀行效率變數 (EFF2)

	銀行市場競爭度 (y)		
	模型1	模型2	模型3
銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})	0.39***	0.39***	0.39***
	(0.05)	(0.05)	(0.05)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.02***		
	(0.002)		
赫氏資產指數平方項 ($HHIa^2$)	0.00002***		
	(0.000002)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.06***	
		(0.004)	
赫氏存款指數平方項 ($HHId^2$)		0.00006***	
		(0.000004)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.04***
			(0.005)
赫氏放款指數平方項 ($HHIl^2$)			0.00004***
			(0.000004)
銀行效率 (EFF2)	0.24***	0.24***	0.24***
	(0.08)	(0.08)	(0.08)
資產規模 (TA)	0.80	0.80	0.80
	(0.81)	(0.81)	(0.81)
資產規模平方項 (TA^2)	−0.02	−0.02	−0.02
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.005***	−0.005***	−0.005***
	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)
銀行多角化 (DIV)	0.37***	0.37***	0.37***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
銀行市場佔有率 (MS)	0.02	0.02	0.02
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.999	0.999	0.999
一階自我相關檢定的 p 值	0.03	0.03	0.03
二階自我相關檢定的 p 值	0.25	0.25	0.25

註: 此表報告當銀行效率變數爲 Battese and Coelli (1992) 的成本效率 (EFF2) 時 (1) 式的估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。* 表示在10%的水準下顯著; *** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲標準差。

華藝線上學術期刊資料庫

這估計結果再一次支持, 銀行效率愈高, 銀行的市場競爭度愈低 (市場獨佔力愈高)。銀行集中度變數的估計係數及銀行集中度變數的平方項估計係數仍皆分別在三個模型中顯著爲負及正, 這也再一次支持銀行集中度與銀行市場競爭度變數間呈非線性 — U 字型 — 的關係。在控制變數的估計結果方面, 除了資產規模、資產規模的平方項及市場佔有率估計係數變得不顯著外, 其他控制變數的估計結果皆相同於表 4。

4.2.4 控制金融法令改變之時間虛擬變數的影響

金融法令改變可能會影響銀行市場競爭度, 因此在 (1) 式的控制變數中額外加入金融法令改變之時間虛擬變數, 希望藉由控制此變數來探討銀行集中度及銀行效率的估計結果是否具有穩健性, 並且也探討金融法令改變對銀行市場競爭度的影響。在金融法令改變之時間虛擬變數上, 本研究考慮金融機構合併法及金融控股法之時間虛擬變數, 考慮這兩虛擬變數的目的是, 爲了探討金融機構合併法通過及金融控股法通過對銀行市場競爭度的影響。金融機構合併法之時間虛擬變數 (PO) 設定爲在1999年以前 (1996–1999年) 爲0, 在2000年以後 (2000–2007年) 爲1; 金融控股法之時間虛擬變數 (POO) 設定爲在2000年以前 (1996–2000年) 爲0, 在2001年以後 (2001–2007年) 爲1。

表8 報告當 (1) 式額外控制金融機構合併法或金融控股法之時間虛擬變數時的估計結果。由於金融機構合併法與金融控股法之時間虛擬變數有共線性問題, 故我們將這兩時間虛擬變數分別放入 (1) 式中。模型1、2及3皆爲在 (1) 式中放入金融機構合併法之時間虛擬變數; 模型4、5及6皆爲在 (1) 式中放入金融控股法之時間虛擬變數。

在金融機構合併法之時間虛擬變數的估計結果方面, 從模型1、2及3的估計結果可發現, 在其他條件不變下, 金融機構合併法通過後, 銀行市場競爭度 (市場獨佔力) 是較金融機構合併法通過前來的低 (高)。造成這結果的可能原因爲, 在金融機構合併法通過後, 台灣銀行業陸續發生購併, 這使得購併後的銀行資產規模較購併前大, 且較能適應環境變動的衝擊, 故銀行風險較低。當銀行風險較低時, 存款人要求的風險溢酬也較低, 故銀行資金成本也就較低, 這將導致這些購併後的銀行產出價格與邊際成本的

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 8: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果 — 控制金融法令改變之時間虛擬變數

	銀行市場競爭度 (y)		
	模型1	模型2	模型3
銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})	0.34*** (0.03)	0.31*** (0.03)	0.34*** (0.03)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.02*** (0.002)		
赫氏資產指數平方項 ($HHIa^2$)	0.00002*** (0.000002)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.07*** (0.004)	
赫氏存款指數平方項 ($HHId^2$)		0.00006*** (0.000003)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.01*** (0.001)
赫氏放款指數平方項 ($HHIl^2$)			0.00001*** (0.000001)
銀行效率 (EFF)	0.08*** (0.005)	0.07*** (0.005)	0.08*** (0.005)
資產規模 (TA)	1.37** (0.57)	1.65*** (0.56)	1.37** (0.57)
資產規模平方項 (TA^2)	−0.03** (0.01)	−0.04*** (0.01)	−0.03** (0.01)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.003*** (0.0005)	−0.003*** (0.0005)	−0.003*** (0.0005)
銀行多角化 (DIV)	0.36*** (0.02)	0.39*** (0.02)	0.36** (0.02)
銀行市場佔有率 (MS)	0.04*** (0.02)	0.05*** (0.02)	0.04*** (0.02)
金融機構合併法之時間虛擬變數 (PO)	0.14*** (0.02)	0.10*** (0.01)	0.11*** (0.02)
金融控股法之時間虛擬變數 (POO)			
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.999	0.996	0.999
一階自我相關檢定的 p 值	0.01	0.02	0.01
二階自我相關檢定的 p 值	0.27	0.23	0.27

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	銀行市場競爭度 (y)		
	模型4	模型5	模型6
銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})	0.34*** (0.03)	0.31*** (0.03)	0.34*** (0.03)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.02*** (0.002)		
赫氏資產指數平方項 ($HHIa^2$)	0.00002*** (0.000002)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.07*** (0.004)	
赫氏存款指數平方項 ($HHId^2$)		0.00006*** (0.000003)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.01*** (0.001)
赫氏放款指數平方項 ($HHIl^2$)			0.00001*** (0.000001)
銀行效率 (EFF)	0.08*** (0.005)	0.07*** (0.005)	0.08*** (0.005)
資產規模 (TA)	1.37** (0.57)	1.65*** (0.56)	1.37** (0.57)
資產規模平方項 (TA^2)	−0.03** (0.01)	−0.04*** (0.01)	−0.03** (0.01)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.003*** (0.0005)	−0.003*** (0.0005)	−0.003*** (0.0005)
銀行多角化 (DIV)	0.36*** (0.02)	0.39*** (0.02)	0.36*** (0.02)
銀行市場佔有率 (MS)	0.04*** (0.02)	0.05*** (0.02)	0.04*** (0.02)
金融機構合併法之時間虛擬變數 (PO)			
金融控股法之時間虛擬變數 (POO)	0.14*** (0.02)	0.10*** (0.01)	0.11*** (0.02)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.999	0.996	0.999
一階自我相關檢定的 p 值	0.01	0.02	0.01
二階自我相關檢定的 p 值	0.27	0.23	0.27

註: 此表報告當 (1) 式額外控制金融機構合併法之時間虛擬變數 (PO) 或金融控股法之時間虛擬變數 (POO) 時的估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。** 表示在5%的水準下顯著; *** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲標準差。

期刊資料庫

差距較購併前大, 銀行市場競爭度 (市場獨佔力) 因而較低 (高), 這結果會進一步造成, 整體平均銀行的市場競爭度 (市場獨佔力) 在金融機構合併法通過後有呈現較低 (高) 的現象。

在金融控股法之時間虛擬變數的估計結果方面, 本研究發現, 在其他條件不變下, 金融控股法通過後, 銀行市場競爭度 (市場獨佔力) 是較金融控股法通過前來的低 (高)。造成這結果的可能原因爲, 當金融控股法通過後, 金融控股公司陸續成立, 一些銀行成爲金融控股公司下的子公司, 由於這些銀行可受到金融控股公司資金奧援, 故它們經營風險較低, 這造成存款人要求的風險溢酬較低, 銀行資金成本也就較低, 進而導致銀行產出價格與邊際成本的差距較大, 這些銀行市場競爭度 (市場獨佔力) 因而較低 (高), 因此, 整體平均銀行的市場競爭度 (市場獨佔力) 在金融控股法通過後有呈現較低 (高) 的現象。[22]

比較表 4 與表 8 的估計結果可發現, 當 (1) 式額外加入金融機構合併法或金融控股法之時間虛擬變數後, 不僅銀行集中度變數、銀行集中度變數平方項及銀行效率變數的估計結果跟表 4 相同, 控制變數的估計結果也跟表 4 相同, 這顯示銀行集中度變數、銀行集中度變數平方項、銀行效率變數及控制變數的估計結果具穩健性。[23]

4.2.5 非 Lerner 指數之銀行市場競爭度變數的影響

近年來探討與銀行市場競爭度有關的實證文獻在衡量銀行市場競爭度時一般都採用 Lerner 指數或 H 統計, 但也有實證文獻 (Carbó et al., 2009a) 採用淨邊際利率收益或資產報酬率來衡量銀行市場競爭度。這些變數各自

[22]根據金融控股法第56條第 2 項規定, 如果金融控股公司之銀行子公司、保險子公司或證券子公司發生妨礙正常營運這情形時, 主管機關爲確保公共利益或穩定金融市場, 可命令金融控股公司履行將子公司營運回復正當之義務。金融控股法第 53 條第 1 項規定, 金融控股公司應於持股比率範圍內, 爲其核心金融子公司籌募資金, 並強制規定金控母公司必須依持股比率強制認購子銀行、子保險與子證券公司之增資股份。這兩條法律皆反映, 一旦銀行加入金融控股公司可獲得金控母公司在資金的奧援及保證。

[23]當表 5、表 6 及表 7 的估計模型皆額外加入金融機構合併法或金融控股法之時間虛擬變數後, 銀行集中度變數、銀行集中度變數平方項、銀行效率變數及控制變數的估計結果仍會跟對應的表 — 表 5、表 6 及表 7 — 之估計結果相同, 另外, 金融機構合併法及金融控股法之時間虛擬變數估計係數皆呈顯著爲正, 這跟表 8 的估計結果相同。爲了節省篇幅, 這些估計結果只說明不列表。

期刊資料庫

從不同構面來衡量銀行市場競爭度。爲了估計結果的穩健性, 本文銀行市場競爭度變數除了強調 Lerner 指數外, 另也考慮淨邊際利息收益、資產報酬率及 H 統計。淨邊際利息收益 (net interest margin, NIMTA) 表示爲 (IR-IE)/TA (%), 其中, IR 爲銀行的利息收入, IE 爲銀行的利息支出, TA 爲銀行的資產。當銀行的淨邊際利率收益愈高時, 表示銀行的市場競爭度 (市場獨佔力) 愈低 (高)。資產報酬率 (ROA) 表示爲 $(Tr - Tc - loss - tax)$/TA (%), 其中, TA 爲銀行的資產, tax 爲銀行的稅賦, Tr 爲銀行總收入 (包含利息收入及非利息收入), Tc 爲銀行總成本 (包含金融業務成本及營業費用, 但在金融業務成本項中不包含銀行的呆帳準備), $loss$ 爲銀行的呆帳準備 (provision for loan loss)。當銀行的資產報酬率愈高時, 表示銀行的市場競爭度 (市場獨佔力) 愈低 (高)。

在衡量 H 統計值方面, 本研究參考 Claessens and Laeven (2004) 的模型設定, 模型設定如下:

$$\begin{aligned}\ln P_i = {} & \lambda_0 + \lambda_1 \ln\left(W_{1,i}\right) + \lambda_2 \ln\left(W_{2,i}\right) + \lambda_3 \ln\left(W_{3,i}\right) \\ & + \gamma_1 \ln\left(Y_{1,i}\right) + \gamma_2 \ln\left(Y_{2,i}\right) + \gamma_3 \ln\left(Y_{3,i}\right) + \varepsilon_i, \quad \forall i, t, \end{aligned} \tag{17}$$

P 爲銀行的產出單位價格, 以銀行總收入 (包含利息收入及非利息收入) 除以資產 (%) 衡量之。W_1 爲銀行的資金單位價格, 以存款的利息支出除以存款 (%) 衡量。W_2 爲銀行的勞動單位價格, 以薪資支出除以資產 (%) 表示。W_3 爲銀行的資本單位價格, 以資本費用除以資產 (%) 表示; 而資本費用爲營業費用扣除薪資支出。Y_1 爲銀行的資本佔資產比率 (%)。Y_2 爲銀行的放款佔資產比率 (%)。Y_3 爲銀行的資產。ε 爲誤差項。(17) 式的 i 表示第 i 家銀行。H 統計值是觀察銀行總收入對所有要素價格的反應程度; 換言之, H 統計值爲銀行總收入對所有要素價格的彈性加總 $(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)$。我們運用年資料並採用 OLS 方法估計 (17) 式求得每年的估計係數, 再加總每年的 λ_1, λ_2 及 λ_3 求得每年的 H 統計值。H 統計值介於 $-\infty$ 到1間, H 統計值愈高, 銀行市場競爭度 (市場獨佔力) 愈高 (低)。[24]

[24]H 統計值理論背景分析如下: 若銀行面對的市場爲完全競爭市場, H 統計值爲 1, 這表示當銀行所有要素價格呈等比率增加時, 平均成本也會呈等比率增加, 由於銀行爲完全競爭廠商, 銀行收入也會呈等比率增加以反映銀行長期經濟利潤等於 0。若銀行面對的市

表 9: 各銀行市場競爭度變數在1996–2007年每年的數值

	Lerner 指數 (y)	H 統計值	資產報酬率 (ROA)	淨邊際利息收益 (NIMTA)
1996	0.1922	0.4182	1.112	1.412
1997	0.2257	0.2041	1.009	1.316
1998	0.1798	0.1963	0.448	1.335
1999	0.2392	0.2370	0.317	1.471
2000	0.2492	0.6327	0.044	1.615
2001	0.2633	0.1556	−0.414	1.468
2002	0.3743	0.0856	−0.675	1.859
2003	0.4318	0.1196	−0.698	1.764
2004	0.4604	0.5442	0.430	1.777
2005	0.4107	0.2541	0.080	1.770
2006	0.3564	0.3690	−1.267	1.432
2007	0.3226	0.6761	−0.232	1.139

註: 淨邊際利息收益表示爲 (IR-IE)/TA (%), 其中, IR 爲利息收入, IE 爲利息支出, TA 爲資產。資產報酬率 (ROA) 表示爲 $(Tr - Tc - loss - tax)$/TA (%), 其中, TA 爲資產, tax 爲稅賦, Tr 爲總收入 (包含利息收入及非利息收入), Tc 爲總成本 (包含金融業務成本及營業費用, 但在金融業務成本項中不包含銀行的呆帳準備), $loss$ 爲呆帳準備。

表 9 報告各銀行市場競爭度變數 — Lerner 指數、H 統計值、資產報酬率及淨邊際利息收益 — 在樣本期內每年的數值, 圖 4 爲根據表 9 繪製而成的每年各銀行市場競爭度變數之走勢圖。從表 9 及圖 4 可發現幾點現象: 第一、除了資產報酬率變數外, 其他各銀行市場競爭度變數 — Lerner 指數、H 統計值及淨邊際利率收益 — 的走勢大致相同。Lerner 指數及淨邊際利息收益大致呈現倒 U 字型, 在 1996 年後 Lerner 指數及淨邊際利息

場爲壟斷性競爭市場, H 統計值介於 0 到 1 間, 這表示當銀行所有要素價格呈等比率增加時, 由於銀行爲壟斷性競爭廠商, 銀行收入未呈等比率增加。若銀行面對的市場爲獨佔市場, H 統計值小於或等於 0, 這表示當銀行所有要素價格呈等比率增加時, 由於銀行爲獨佔廠商, 產出彈性大於 1, 產出減少幅度大於價格上升幅度, 因此銀行收入下滑, 造成銀行所有要素價格與收益呈反向變動。

臺灣博碩士論文 期刊資料庫

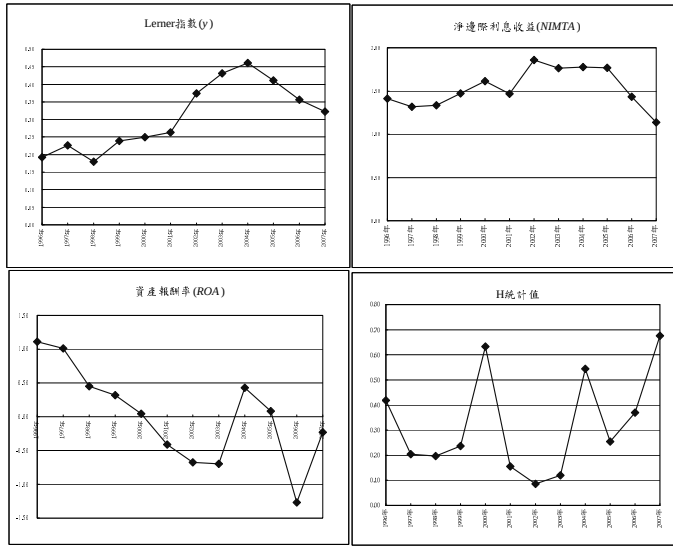


圖 4: 各銀行市場競爭度變數在1996–2007年每年的走勢圖

收益呈現上升趨勢, 這兩變數分別在2004年及2002年達最高, 以後皆呈下滑走勢。H 統計值在去除2000年及2004年相對極端值後大致呈現 U 字型, 在1996後 H 統計值呈現下滑走勢, 在2002達最低, 以後呈現上升走勢。[25] 這三個變數皆呈現銀行市場競爭度 (市場獨佔力) 先降低 (增加) 後增加 (降低) 現象。第二、資產報酬率的走勢在樣本期內大致呈現下滑, 這意味著銀行市場競爭度 (市場獨佔力) 大致呈現越來越高 (低) 的現象。造成這結果的原因跟在本文的樣本期間內國內銀行遭受較大幅度的壞帳虧損有關, 因此, 台灣的銀行業提列較大幅度的呆帳準備, 這造成資產報酬率在樣本期間內呈現下跌現象。

表10 報告當銀行市場競爭度變數分別爲淨邊際利息收益及資產報酬率時 (1) 式的估計結果。[26] 在表10 中, 模型1、2及3報告當銀行市場競爭

[25]沈中華 · 呂美慧 (2007) 及 盧育鋒 · 黃炳文 · 李建強 (2007) 皆發現在1996–2002年 H 統計值大致呈下滑走勢, 且在2002達最低。盧育鋒 · 黃炳文 · 李建強 (2007) 並進一步發現在2002–2005年 H 統計值大致略呈上揚走勢。這些結果跟本文所衡量出的 H 統計值走勢大致相同。

[26]由於透過 (17) 式所求得的 H 統計值爲總體資料, 故不放入 (1) 式做迴歸分析。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果 — 以淨邊際利息收益或資產報酬率來當作另一種銀行市場競爭度變數

	淨邊際利息收益		
	模型1	模型2	模型3
淨邊際利息收益落後一期 ($NIMTA_{t-1}$)	0.66***	0.68***	0.66***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)
資產報酬率落後一期 (ROA_{t-1})			
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.11***		
	(0.01)		
赫氏資產指數平方項 ($HHIa^2$)	0.0001***		
	(0.00001)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.23***	
		(0.03)	
赫氏存款指數平方項 ($HHId^2$)		0.0002***	
		(0.00003)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.15***
			(0.03)
赫氏放款指數平方項 ($HHIl^2$)			0.0001***
			(0.00003)
銀行效率 (EFF)	0.29***	0.29***	0.29***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)
資產規模 (TA)	10.73***	13.24***	10.59***
	(3.92)	(4.44)	(3.93)
資產規模平方項 (TA^2)	−0.27***	−0.33***	−0.26***
	(0.09)	(0.11)	(0.09)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.02***	−0.02***	−0.02***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)
銀行多角化 (DIV)	−1.63***	−1.57***	−1.65***
	(0.38)	(0.37)	(0.38)
銀行市場佔有率 (MS)	0.22***	0.27**	0.21**
	(0.09)	(0.11)	(0.09)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.98	0.99	0.98
一階自我相關檢定的 p 值	0.0002	0.0001	0.0003
二階自我相關檢定的 p 值	0.19	0.13	0.20

續接下頁

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

承接上頁

	資產報酬率		
	模型4	模型5	模型6
淨邊際利息收益落後一期 ($NIMTA_{t-1}$)			
資產報酬率落後一期 (ROA_{t-1})	0.30*** (0.004)	0.31*** (0.006)	0.30*** (0.006)
赫氏資產指數 (HHIa)	1.17*** (0.19)		
赫氏資產指數平方項 ($HHIa^2$)	−0.001*** (0.0002)		
赫氏存款指數 (HHId)		0.28*** (0.09)	
赫氏存款指數平方項 ($HHId^2$)		−0.0002*** (0.00008)	
赫氏放款指數 (HHIl)			0.50*** (0.07)
赫氏放款指數平方項 ($HHIl^2$)			−0.0005*** (0.00007)
銀行效率 (EFF)	−0.15 (0.14)	−0.11 (0.15)	−0.19 (0.14)
資產規模 (TA)	2.11 (11.60)	1.69 (10.90)	11.11 (10.26)
資產規模平方項 (TA^2)	−0.006 (0.28)	−0.004 (0.26)	−0.23 (0.25)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.15*** (0.01)	−0.17*** (0.005)	−0.17*** (0.006)
銀行多角化 (DIV)	4.47*** (0.78)	3.45*** (0.90)	4.36*** (0.79)
銀行市場佔有率 (MS)	−0.40 (0.45)	−0.27 (0.38)	0.03 (0.35)
樣本數	419	419	419
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.999	0.998	0.995
一階自我相關檢定的 p 值	0.0006	0.0004	0.0008
二階自我相關檢定的 p 值	0.26	0.26	0.26

註: 此表報告當銀行市場競爭度變數爲淨邊際利息收益或資產報酬率時 (1) 式的估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。** 表示在5%的水準下顯著; *** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

度變數爲淨邊際利息收益時的估計結果; 模型4、5及6報告當銀行市場競爭度變數爲資產報酬率時的估計結果。實證結果發現, 當銀行市場競爭度變數爲 NIMTA 時, 銀行集中度變數、銀行集中度變數的平方項及銀行效率變數的估計結果皆相同於表4, 這結果再一次支持銀行集中度與銀行市場競爭度變數間呈現非線性 — U 字型 — 關係, 以及提高銀行效率會降低 (提高) 銀行市場競爭度 (市場獨佔力)。在控制變數的估計結果方面, 除了銀行多角化估計係數外, 其他控制變數的估計結果皆相同於表4。顯著爲負的銀行多角化估計係數意味著, 當銀行提高多角化程度時, 銀行監督及篩選放款能力會降低, 這會造成銀行利息成本 (IE) 提高, 利息收入與利息支出的差距會縮小, 進而導致以淨邊際利息收益的角度來衡量的銀行市場競爭度 (市場獨佔力) 呈現增加 (減少) 的現象。綜合言之, 這些變數的估計結果大致跟表4 的估計結果相同, 這結果也可以跟表9 及圖4 中 Lerner 指數與淨邊際利率收益走勢相近 — 都呈倒 U 字型 — 互爲呼應。[27]

當銀行市場競爭度變數爲 ROA 時, 不論是銀行集中度變數、銀行集中度變數的平方項、銀行效率變數或是控制變數的估計結果大致跟表4 的估計結果不同。在銀行集中度變數的估計結果方面, 銀行集中度變數及銀行集中度變數的平方項估計係數分別顯著爲正及負, 這跟表4 分別顯著爲負及正的估計結果不同, 這反映了, 銀行集中度與銀行市場競爭度變數 — 資產報酬率 — 間呈現倒 U 字型關係。在銀行效率變數的估計結果方面, 銀行效率變數的估計係數變得不顯著。在控制變數的估計結果方面, 除了銀行市場競爭度落後一期、倒帳風險及多角化估計係數相同於表4 外, 其他控制變數的估計結果皆不同於表4。總而言之, 這些變數的估計結果大致都不同於表4 估計結果, 這現象可以跟表9 及圖4 中 Lerner 指數與資產報酬率走勢不同 — 前者呈倒 U 字型; 後者呈下滑走勢—互爲呼應。[28]

造成在表10 中模型4、5及6的估計結果與表4 的估計結果不同的主要原因在於, 資產報酬率在衡量銀行市場競爭度時有考慮銀行的呆帳準備;

[27]Lerner 指數與淨邊際利息收益走勢相近, 也反映在它們間的相關係數上, 它們間的相關係數值爲0.67。

[28]Lerner 指數與資產報酬率間的相關係數爲 −0.53, 這結果跟表9 及圖4 中 Lerner 指數與資產報酬率走勢不同互爲呼應。

臺灣大學學術期刊資料庫

但 Lerner 指數則沒有。[29] 然而, 考慮銀行呆帳準備的資產報酬率在衡量銀行市場競爭度時會有較不精確的問題, 其原因跟銀行業常透過提列呆帳準備來平穩獲利 — 所得平穩 (income smoothing) 假說 — 有關。[30] 舉例來說, 近年來的力霸案, 主要往來的債權銀行 — 兆豐銀行及中華銀行 — 爲了平穩獲利表現, 它們都低列銀行的呆帳準備。力霸與嘉石化在事發前3年就已申請紓困, 照理銀行早該提列足夠的呆帳準備, 但此舉可能造成兆豐銀行必須增提60億的呆帳準備及投資損失, 這將嚴重地影響獲利表現; 而中華銀行實際淨值應是 −300億, 但其財報卻說是114億。造成這些結果的原因都跟它們都低報銀行的呆帳準備有關 (沈中華・陳庭萱, 2008)。[31]

總而言之, 銀行爲了平穩獲利常透過呆帳準備來操作, 因此, 當我們看到某一家銀行當年有較低的資產報酬率時, 這並不一定表示這家銀行當年有較低的獲利能力或有較高 (低) 的銀行市場競爭度 (市場獨佔力), 反而可能是因爲當年銀行勇於革新, 願打消過去累積的呆帳所造成 (沈中華, 2005)。相對於資產報酬率, Lerner 指數在衡量銀行市場競爭度時就沒有這問題, 故本文的銀行市場競爭度變數強調 Lerner 指數, 實證結果也以 Lerner 指數的估計結果爲主。[32]

5 結論

自從2000年後, 政府陸續通過「金融機構合併法」及「金融控股法」, 在2004年推行「第二次金融改革」, 在2008年推動「第三次金融改革」, 這

[29] H 統計值及淨邊際利息收益在衡量銀行市場競爭度時也沒有考慮到銀行的呆帳準備。

[30] 過去有很多文獻都在探討與所得平穩假說相關之議題, 例如: Laeven and Majnoni (2003)、沈中華 (2005)、沈中華・陳庭萱 (2008) 及 Kwak et al. (2009)。

[31] 根據「銀行資產評估損失準備提列及逾期放款催收款呆帳處理辦法」規定, 銀行可依放款的償還能力將放款分成五類, 並針對每一類放款提列不同比率的備抵呆帳 (loan loss reserve) 金額, 假若金融主管單位沒有積極的監管, 銀行可「主觀」地對放款進行分類, 這將影響銀行到底要提列多少最低備抵呆帳金額 (沈中華・陳庭萱, 2008)。另外, 這辦法雖規定銀行須提列多少最低備抵呆帳金額, 但卻沒有規定銀行須於幾年內攤提這最低備抵呆帳金額, 換言之, 這辦法沒有規定銀行每年須提多少呆帳準備以達最低備抵呆帳金額。

[32] Lerner 指數也優於淨邊際利息收益及 H 統計值。由於淨邊際利息收益在衡量銀行市場競爭度時忽略了銀行非利息收入及非利息支出的金融活動 (Carbó et al., 2009a), 因此, 當銀行非利息收入及非利息支出的金融活動愈形重要時, Lerner 指數會優於淨邊際利率收益。H 統計值的缺點在前言已說明過, 不再贅述。

國立臺灣大學圖書館 期刊資料庫

些政策目標爲, 希望藉由提高金融機構的集中度以降低它們過度惡性競爭度的現象, 以及希望改善金融機構經營效率不佳的現象。本文的目的爲以1996–2007年台灣銀行業爲研究對象, 探討銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度的影響。本文銀行市場競爭度變數強調的是 Fernández de Guevara et al. (2005) 的 Lerner 指數。銀行效率變數強調的是 Cooper et al. (2006) 所推導的利潤效率。在估計模型之計量方法上, 強調系統一般化動差法之動態長期追蹤模型, 目的是爲了反映銀行市場競爭度可能具有持續性現象及解決銀行效率變數可能有內生化問題。此外, 爲了檢定估計結果是否具穩健性, 本研究也考慮不同的銀行效率變數及銀行市場競爭度變數, 以及控制金融法令改變之時間虛擬變數。主要實證結果有以下兩個: 第一、銀行集中度與銀行市場競爭度的關係呈非線性的關係。當銀行集中度低時, 提高銀行集中度會提高銀行的市場競爭度; 當銀行集中度高時, 提高銀行集中度會降低銀行的市場競爭度。第二、銀行效率愈高的銀行, 邊際成本愈低, 進而造成銀行的市場競爭度愈低。

既然持續的銀行集中及提高銀行效率有助於銀行的市場競爭度降低, 本文有以下幾個政策建議。若政府認爲銀行市場競爭度有過高的現象是由銀行價格惡性競爭所造成的, 政府可藉由持續地提高銀行集中度, 以提高銀行價格, 進而降低銀行市場有過度競爭的現象; 若政府認爲銀行的市場競爭度過高現象的原因跟銀行邊際成本過高有關, 政府可從改善銀行的效率著手, 這將有助於銀行市場競爭度的降低。未來研究方向可朝銀行集中度是否有助於台灣廠商及消費者融資著手, 以及探討改善台灣銀行業效率的重要決定因素爲何。

附錄

兩項產出項的 Lerner 指數之推導說明

假設在放款市場上有 N 家銀行, 且放款市場爲寡佔市場。銀行的產出項爲放款及投資。放款市場的需求函數爲 $r = r(L)$, 其中 $L = L_j + \sum_{j \neq i} L_i$, L_j 表示第 j 家銀行的放款。假設在投資市場上銀行爲價格接受者, 故銀行的單位投資價格爲已知 ($r_I = \bar{r}_I$)。IN_j 表示第 j 家銀行的投資。第 j 家銀行的成本函數爲 $TC_j = TC(L_j, IN_j, \boldsymbol{W}_j)$, 其中 $\boldsymbol{W}_j$ 表示第 j 家銀

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

行使用的要素價格向量。第 j 家銀行的目標利潤函數爲:

$$\max_{L_j, IN_j} \Pi_j = r(L)L_j + r_I IN_j - TC_j\left(L_j, IN_j, \boldsymbol{W}_j\right), \tag{A1}$$

放款的第一階條件爲:

$$\frac{\partial \Pi_j}{\partial L_j} = r + \frac{\partial r}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial L_j}L_j - \frac{\partial TC_j}{\partial L_j} = 0。 \tag{A2}$$

(A2) 式移項可得:

$$r - MC_j = -\frac{\partial r}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial L_j}L_j。 \tag{A3}$$

(A3) 式等號的左右兩邊除以 r, 另把等號右邊乘上 L/L, 並令 $\partial L/\partial L_j = 1 + (\partial \sum_{j\neq i} L_i/\partial L_j)$, 即:

$$\frac{r - MC_j}{r} = -\frac{\partial r}{\partial L}\left(1 + \frac{\partial \sum_{j\neq i} L_i}{\partial L_j}\right)L_j\frac{1}{r}\frac{L}{L}。 \tag{A4}$$

在放款市場爲寡佔市場 (Cournot 模型) 的假設下, 第 j 家銀行對整個銀行業的放款猜測變量值爲0 ($\partial \sum_{j\neq i} L_i/\partial L_j = 0$)。重新整理 (A4) 式可得:

$$\frac{r - MC_j}{r} = \frac{L/L_j}{-\frac{\partial L}{\partial r}\Big/\frac{r}{L}}。 \tag{A5}$$

令 ε 爲放款需求的價格彈性 ($\varepsilon = (\partial L/\partial r)/(r/L)$)。在 Cournot 均衡下, $L_j = L/N$。(A5) 可得:

$$yl = \frac{r - MC_j}{r} = \frac{1}{N\varepsilon}。 \tag{A6}$$

當銀行在放款市場上爲獨佔廠商 ($N = 1$) 時, 這兩產出項的 Lerner 指數 (yl) 可表示爲: $yl = (r - MC_j/r) = 1/\varepsilon$。當銀行在放款市場上爲完全競爭廠商 ($N = \infty, \varepsilon = \infty$) 時, 這兩產出項的 Lerner 指數 ($yl$) 爲0 ($yl = r - MC_j/r = 0$)。

根據 (A6) 式, 本文採用下式來計算這兩產出項的 Lerner 指數:

$$yl_{it} = \frac{r_{it} - MC_{it}\left(L_{it}, IN_{it}, W_{1,it}, W_{2,it}, W_{3,it}, \text{Trend}\right)}{r_{it}}, \tag{A7}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

r_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行的放款單位價格。MC_{it} 爲第 t 年第 i 家銀行的邊際成本函數。L_{it} 表示第 t 年第 i 家銀行的放款。IN_{it} 表示第 t 年第 i 家銀行的投資。$W_{1,it}$、$W_{2,it}$ 及 $W_{3,it}$ 定義分別爲第 t 年第 i 家銀行的資金單位價格、勞動單位價格及資本單位價格。Trend 反映技術變動。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 1: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果 — 銀行集中度及資產規模變數未考慮平方項

	銀行市場競爭度 (y)		
	模型1	模型2	模型3
銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})	0.31***	0.34***	0.31***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.0008***		
	(0.00008)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.002***	
		(0.0001)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.0009***
			(0.00003)
銀行效率 (EFF)	0.07***	0.07***	0.07***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)
資產規模 (TA)	−0.06***	−0.07***	−0.06***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.003***	−0.003***	−0.003***
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)
銀行多角化 (DIV)	0.36***	0.37***	0.36***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
銀行市場佔有率 (MS)	−0.004	−0.003	−0.004
	(0.004)	(0.005)	(0.04)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.999	0.996	0.999
一階自我相關檢定的 p 值	0.02	0.02	0.02
二階自我相關檢定的 p 值	0.23	0.23	0.23

註: 此表報告當銀行集中度及資產規模變數未考慮平方項時 (1) 式之估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。*** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 2: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果 — 考慮銀行效率變數爲內生變數且未考慮銀行集中度及資產規模變數平方項

	銀行市場競爭度 (y)		
	模型1	模型2	模型3
銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})	0.27***	0.34***	0.27***
	(0.07)	(0.06)	(0.07)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.0007***		
	(0.0001)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.001***	
		(0.0002)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.0008***
			(0.00006)
銀行效率 (EFF)	0.08***	0.07***	0.08***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
資產規模 (TA)	−0.05**	−0.02	−0.05***
	(0.02)	(0.01)	(0.02)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.005***	−0.005***	−0.005***
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)
銀行多角化 (DIV)	0.31***	0.33***	0.31***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
銀行市場佔有率 (MS)	−0.005	−0.02**	−0.005
	(0.01)	(0.006)	(0.01)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	1.000	1.000	1.000
一階自我相關檢定的 p 值	0.05	0.04	0.05
二階自我相關檢定的 p 值	0.29	0.30	0.29

註: 此表報告當銀行效率變數爲內生變數且未考慮銀行集中度及資產規模變數平方項時 (1) 式之估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。** 表示在5%的水準下顯著; *** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表3: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果 — 考慮另一種銀行市場競爭度變數且未考慮銀行集中度及資產規模變數平方項

	銀行市場競爭度 (yl)		
	模型1	模型2	模型3
銀行市場競爭度落後一期 (yl_{t-1})	0.35***	0.35***	0.35***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.001***		
	(0.00007)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.001***	
		(0.0001)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.001***
			(0.00006)
銀行效率 (EFF)	0.11***	0.11***	0.11***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)
資產規模 (TA)	0.03	0.03	0.03
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.001	−0.001	−0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)
銀行多角化 (DIV)	−0.03	−0.03	−0.03
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
銀行市場佔有率 (MS)	−0.08***	−0.08***	−0.08***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.986	0.985	0.986
一階自我相關檢定的 p 值	0.0002	0.0002	0.0002
二階自我相關檢定的 p 值	0.53	0.51	0.53

註: 此表報告當銀行市場競爭度變數爲兩產出項的 Lerner 指數 (yl) 且未考慮銀行集中度及資產規模變數平方項時 (1) 式之估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。*** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 4: 銀行集中度及銀行效率對銀行市場競爭度影響之迴歸結果 — 考慮另一種銀行效率變數且未考慮銀行集中度及資產規模變數平方項

	銀行市場競爭度 (y)		
	模型1	模型2	模型3
銀行市場競爭度落後一期 (y_{t-1})	0.39***	0.38***	0.39***
	(0.04)	(0.04)	(0.04)
赫氏資產指數 (HHIa)	−0.0005***		
	(0.00007)		
赫氏存款指數 (HHId)		−0.001***	
		(0.0002)	
赫氏放款指數 (HHIl)			−0.0008***
			(0.00006)
銀行效率 (EFF2)	0.11*	0.14*	0.11*
	(0.07)	(0.08)	(0.07)
資產規模 (TA)	−0.07***	−0.07***	−0.07***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
銀行倒帳風險 (DR)	−0.005***	−0.005***	−0.005***
	(0.0005)	(0.0006)	(0.0005)
銀行多角化 (DIV)	0.37***	0.37***	0.37***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
銀行市場佔有率 (MS)	0.002	−0.002	0.002
	(0.005)	(0.006)	(0.005)
樣本數	420	420	420
過度認定 Sargan 檢定的 p 值	0.996	0.995	0.996
一階自我相關檢定的 p 值	0.02	0.02	0.02
二階自我相關檢定的 p 值	0.23	0.22	0.23

註: 此表報告當銀行效率變數爲 Battese and Coelli (1992) 的成本效率 (EFF2) 且未考慮銀行集中度及資產規模變數平方項時 (1) 式之估計結果, 省略報告常數項及時間虛擬變數的估計結果。* 表示在10%的水準下顯著; *** 表示在1%的水準下顯著。括號內的值爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

沈中華・呂美慧 (2007), “本國銀行業逐年的競爭程度及其變化之分析”, 《證券市場發展季刊》, 19(2), 119–152。

沈中華・陳庭萱 (2008), “臺灣商業銀行修正呆帳提列後的成本效率實證研究”, 《經濟論文》, 36(2), 221–247。

沈中華 (2005), “銀行評比: 推估品質一致的盈餘”, 《金融風險管理季刊》, 1(3), 89–105。

盧育鋒・黃炳文・李建強 (2007), “金融控股公司成立對本國銀行業競爭程度影響之分析”, 《金融風險管理季刊》, 3(4), 69–103。

Al-Muharrami, S., Matthew, K., and Khabari, Y. (2006), “Market structure and competitive conditions in the Arab GCC banking system”, *Journal of Banking and Finance*, 30, 3487–3501.

Angelini, P. and Cetorelli, N. (2003), “The effects of regulatory reform on competition in the banking industry”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 663–684.

Arellano, M. and Bond, S. (1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.

Bain, J. (1951), “Relation of profit rate to industry concentration”, *Quarterly Journal of Economics*, 65, 293–324.

Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: John Wiley and Sons.

Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1992), “Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India”, *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153–169.

Baumol, W. (1982), “Contestable markets: An uprising in the theory of industry structure”, *American Economic Review*, 72(1), 1–15.

Berger, A. N. and Hannan, T. H. (1998), “The efficiency cost of market power in the banking industry: A test of the ‘quit life’ and related hypotheses”, *Review of Economics and Statistics*, 8(3), 454–465.

Berger, A. N. and Mester, L. J. (1997), “Inside the black box: What explain differences in the efficiencies of financial institutions”, *Journal of Banking and Finance*, 21, 895–947.

Bikker, J. A. and Haaf, K. (2002), “Competition, concentration and the

臺灣大學學術期刊資料庫

relationship: An empirical analysis of the banking industry", *Journal of Banking and Finance*, 26, 2191–2214.

Blundell, R. and Bond, S. (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.

Blundell, R., Bond, S., and Windmeijer, F. (2000), "Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimators", IFS working papers W00/12, Institute for Fiscal Studies.

Carbó, S., Humphrey, D., Maudos, J., and Molyneux, P. (2009a), "Cross-county comparisons of competition and pricing power in European banking", *Journal of International Money and Finance*, 28, 115–134.

Carbó, S., Humphrey, D., and Rodriguez, F. (2003), "Deregulation, bank competition and regional growth", *Regional Studies*, 37, 227–237.

Carbó, S., Rodriguez, F., and Udell, G. (2009b), "Bank market power and SME financing constraints", *Review of Finance*, 13(2), 309–340.

Casu, B. and Girardone, C. (2006), "Bank competition, concentration and efficiency in the single European market", *The Manchester School*, 74(4), 441–468.

Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., and Lau, L. J. (1973), "Transcendental logarithmic production frontiers", *Review of Economics and Statistics*, 55, 28–45.

Claessens, S. and Laeven, L. (2004), "What drive bank competition? Some international evidence", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 563–583.

Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnel, C. J., and Battese, G. E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, New York: Springer.

Cooper, W. W., Seiford, L. M., and Tone, K. (2006), *Introduction to Data Envelopment Analysis and its Users with DEA–Solver Software and References*, New York: Springer Science+Business Media.

Corvoisier, S. and Gropp, R. (2002), "Bank concentration and retail interest rates", *Journal of Banking and Finance*, 26, 2155–2189.

Demsetz, H. (1973), "Industry structure, market rivalry, and public policy", *Journal of Law and Economics*, 16, 1–9.

Färe, R. and Grosskopf, S. (1997), "Profit efficiency, Farrell decomposition and the Mahler inequality", *Economics Letters*, 57, 283–287.

Fernández de Guevara, J. and Maudos, J. (2007), "Explanatory factors of

臺灣大學學術期刊資料庫

market power in the banking system", *The Manchester School*, 75(3), 275–296.

Fernández de Guevara, J., Maudos, J., and Perez, F. (2005), "Market power in European banking sectors", *Journal of Financial Services Research*, 27(2), 109–137.

——— (2007), "Integration and competition in the European financial markets", *Journal of International Money and Finance*, 26, 26–45.

Hicks, J. (1935), "The theory of monopoly", *Econometrica*, 3, 1–20.

Hill, R. C., Griffiths, W. E., and Judge, G. G. (2001), *Undergraduate Econometrics*, New York: John Wiley and Sons.

Johnston, J. and Dinardo, J. (1997), *Econometric Method*, New York: McGraw-Hill.

Kwak, W., Lee, Ho-Young, and Mande, V. (2009), "Institutional ownership and income smoothing by Japanese banks through loan loss provisions", *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 12(2), 219–243.

Laeven, L. and Majnoni, G. (2003), "Loan loss provisioning and economic slowdowns: Too much, too late?", *Journal of Financial Intermediation*, 12, 178–197.

Mamatzakis, E., Staikouras, C., and Koutsomanoli-Fillipaki, N. (2005), "Competition and concentration in the banking sector of the South Eastern European region", *Emerging Markets Review*, 6, 192–209.

Maudos, J. and Fernández de Guevara, J. (2004), "Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European union", *Journal of Banking and Finance*, 28, 2259–2281.

——— (2007), "The cost of market power in banking: Social welfare loss vs. cost inefficiency", *Journal of Banking and Finance*, 31, 2103–2125.

Panzar, J. C. and Rosse, J. N. (1987), "Testing for monopoly equilibrium", *Journal of Industrial Economics*, 25, 443–456.

Shaffer, S. and Thomas, L. (2007), "A reassessment of market power among credit card bank", *Applied Financial Economics*, 17, 755–767.

Stiroh, K. J. and Rumble, A. (2006), "The darkside of diversification: The case of U.S. financial holding companies", *Journal of Banking and Finance*, 30(8), 2131–2161.

Tone, K. (2002), "A strange case of the cost and allocative efficiencies in DEA", *Journal of the Operational Research Society*, 53, 1225–1231.

Turk-Ariss, R. (2009), "Competitive behavior in Middle East and North Africa banking systems", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49,

臺灣人文學術期刊資料庫

693–710.
Weill, L. (2004), "On the relationship between competition and efficiency in the EU banking sector", *Kredit und Kapital*, 37(3), 329–352.
Worthington, P. R. (1989), "On the distinction between structure and conduct: Adjustment costs, concentration, and price behavior", *Journal of Industrial Economics*, 37, 235–238.

投稿日期: 2009年9月1日, 接受日期: 2010年11月1日

The Impact of Bank Concentration and Efficiency on Competition: Evidence from Taiwan

Jin-Chung Liu

Department of Finance and Taxation, Takming University of Science and Technology

In recent years, the Taiwan government has implemented numerous financial reforms. The main aims of these reforms has been to lower excessive competition among financial institutions by raising their concentration and to improve the efficiency of financial institutions. This paper presents an empirical study on the impact of bank concentration and bank efficiency on bank competition in Taiwan from 1996 to 2007. This paper finds that the relation between bank concentration and bank competition is nonlinear. While bank concentration is low, increasing bank concentration results in increasing bank competition. While bank concentration is high, increasing bank concentration results in decreasing bank competition. This paper also finds that higher bank efficiency lowers bank competition.

Keywords: bank concentration, bank efficiency, competition, market power
JEL classification: L10, G21

臺灣大學學術期刊資料庫