

模擬 BASEL III 新資本監管對台灣銀行業成本效率之影響

A Simulation of the Impact of New Capital Regulation in BASEL III on the Cost Efficiency of Taiwan's Banks

鄭政秉¹ Cheng-Ping Cheng
雲林科技大學財務金融系

梁連文² Lien-Wen Liang
中國文化大學財務金融系

陳仁屏³ Jen-Ping Chen
台灣合庫銀行斗六分行

Department of Finance, National Yunlin University of Science and Technology;
Department of Banking and Finance, Chinese Culture University and Douliou Branch,
Taiwan Cooperative Bank

(Received January 3, 2013; Final Version May 12, 2014)

摘要：Basel III 協議增訂了銀行自有資本比率、核心自有資本比率、風險覆蓋率、槓桿比率、和流動性比率等資本新規範。本文企圖模擬台灣如實施 Basel III 之新資本監管，對銀行業的成本效率之可能影響。我們利用 Battese and Coelli (1995) 之隨機邊界法 (stochastic frontier approach; SFA) 及 Huang *et al.* (2014) 的隨機共同邊界法 (stochastic metafrontier approach; SMF)，以國內 13 家金控銀行和 19 家非金控銀行之 6 年資料為樣本，探討實施 Basel III 對我國銀行業效率之影響，並對比金控與非金控銀行成本效率受到衝擊之差異。本研究實證結果發現：(1) 考量 Basel III 措施，增加普通股權益計提，將降低金控銀行之成本效率，但卻會提高非金控銀行的成本效率；(2) 增加第一類資本的計提，將提高金控銀行之成本效率，但卻會降低非金控銀行的成本效率；(3) 增加抗景氣循環資本的計提，都會降低金控與非金控銀行的成本效率，對非金控銀行影響尤為顯著；(4) 在共同邊界成本法分析下，金控銀行的共同成本效率優於非金控銀行。

關鍵詞：Basel 資本協定、隨機共同邊界法、銀行產業、成本效率

本文之通訊作者為梁連文，email: llw@faculty.pccu.edu.tw。

感謝兩位匿名評審詳細的審查意見與寶貴建議。

Abstract: BASEL III amended a set of new capital regulations, such as governing bank capital ratio, core equity capital ratio, risk coverage, leverage ratio and liquidity coverage ratio. It might significantly influence the efficiency of the worldwide financial system. We first use the stochastic frontier approach (SFA) of Battese and Coelli (1995), with 6 years sample data of 13 financial holding companies and 19 independent banks, to investigate the effects of adopting Basel III on cost efficiency of Taiwan's banking. We then exploit the stochastic metafrontier approach (SMF) of Huang *et al.* (2014) to compare the different cost efficiency resulted from Basel III between financial holding companies and independent banks. We find that (1) under the Basel III new capital regulations, rise of common stock ratio would decrease cost efficiency of financial holding companies, but increase the one of independent banks. (2) Rise of tier 1 capital would increase cost efficiency of financial holding companies, but decrease the one of independent banks. (3) Rise of countercyclical capital buffer decreases the cost efficiency of both groups of banks, although the effect of the latter is more significant. (4) In terms of meta cost efficiency, we find that financial holding bank is superior to independent banks. Overall, we find that the general cost efficiency of financial holding banks is better than the one of independent banks.

Keywords: Basel Capital Accord, Stochastic Metafrontier Approach, Banking Industry, Cost Efficiency

1. 緒論

一個健全的金融體系是一國經濟能否持續發展之重要基石。特別是在全球金融商品及交易模式不斷創新的浪潮下，各國銀行的經營風險都大幅提升。事實上，無論是過去發生的金融危機或是2008年的金融海嘯 (financial turmoil)，皆對全球金融體系造成很大的傷害，嚴重影響金融秩序與經濟發展。因此，世界各國主管機關紛紛檢討金融監理機制。

為了補救 2008 年金融海嘯對國際金融秩序的重創，巴塞爾銀行監理委員會 (Basel Committee on Banking Supervision; BCBS) 繼 2001 年發佈「新巴塞爾資本協定 (The New Basel Capital Accord)」(簡稱 Basel II) 之後，再於 2010 年提出「巴塞爾資本協定 III」(簡稱 Basel III)。台灣銀行以私有銀行為主，在步向全球化與國際接軌之際，依循巴塞爾資本協議之新規定已是必然趨勢。

Basel III 之內容相當廣泛，包括：(1)強化資本：槓桿比率的實施、系統性重要銀行應額外計提資本，(2)增強風險覆蓋範圍：增加交易對手信用風險、降低對外部信用評等制度的依賴性

及降低懸崖效應，(3)強化流動性管理架構：提高流動性覆蓋比率與淨穩定資金比率，(4)提出抗景氣循環緩衝資本等。

Basel III 的監理架構著重在健全個別金融機構之資本及流動性等，並建立提列緩和景氣循環資本及槓桿比率限額等機制，以穩定總體金融體系，而其規範最主要的目的在於銀行業自有資本質與量之提升。特別著力「提升銀行第一類資本品質及其一致性、透明性」，及「導入加計一定比率的抗循環資本緩衝架構」(郭照榮等，民 102)。

Basel III 之具體管制工具，特別著眼在提高金融機構的資本準備比率。亦即自 2013 年開始，銀行需提高核心資本—普通股權益，2019 年達到 4.5%，第一類資本要求達到 6%，資本適足率 8%。同時自 2016 年起需逐年計提資本保留緩衝，到 2019 年需達 2.5%。前述各類資本計提要求若再加上資本保留緩衝，2019 年時普通股權益需達 7.0%、第一類資本要求 8.5%、資本適足率 10.5%。

由於 Basel III 對銀行自有資本的管制更為嚴格，有可能對金融體系的運作效率造成反效果。事實上，銀行活動的監管限制可能會增加經營成本，例如：增加間接費用、總放款減少、造成投資組合風險上升。亦即銀行持有過多的資本，是成本的負擔，可能損及銀行的效率。但是，銀行資本不足，將無法維持其償付能力。再以資本適足率為例，較高的資本適足率可增加銀行承擔風險的能力，使銀行除注重獲利能力的提高外，也會注意資產品質的維持，有助於銀行健全經營。但過高的資本適足比率，亦可能導致股東報酬率降低，例如銀行為了保留更多的自有資本，將資金留在銀行未貸放出，造成銀行貸款減少，使銀行成本增加、利潤減少。

本文的研究焦點在 Basel III 的新資本監管措施。雖然國內已有部分文獻針對巴塞爾資本協定對我國的總體經濟以及銀行績效之衝擊的研究，然而，仍然缺乏有系統地模擬 Basel III 之新監理規範對台灣銀行影響的研究。故本文主要針對過去研究文獻上較少接觸的風險與效率的部分，探討 Basel III 中的資本監理新規範對台灣銀行成本效率的影響。

此外，2001 年「金融控股公司法」通過以後，台灣先後成立了 15 家金融控股公司(簡稱金控公司)。這些金控公司透過金融百貨化服務，擁有規模經濟(economies of scale)與範疇經濟(economies of scope)之可能優勢。過去雖有文獻針對金控銀行與獨立銀行進行成本效率分析(陳永琦，民 96；陳玉涓、沈鵬飛，民 96；黃美瑛、謝志彬，民 98；Chao *et al.* 2010；Chiou, 2009)，但文獻對於金控銀行與獨立銀行之效率的比較，呈現不一致的研究結果。加入金控雖可擴展非傳統業務，使得經營多角化而有降低風險之可能，但多元性的產品也意味著管理上的複雜性，成本及經營風險也可能提升(Demsetz and Strahan, 1997；Jagtiani and Allen, 2000)。因此，金控銀行和獨立銀行的經營，究竟生產技術有何差異？成本效率何者較高？是值得進一步探討的課題。且迄今尚無文獻探討巴塞爾監理機制對金控銀行與獨立銀行效益之不同影響，此為本文特別關注的課題之一。

本文的研究對象為國內 13 家金控銀行和 19 家非金控銀行，使用 2006 年至 2011 年資料，165 個樣本數。首先應用 Battese and Coelli (1995) 之隨機邊界法 (stochastic frontier approach; SFA) 探討實施 Basel III 對我國銀行業效率之影響。接著，本文也嘗試利用隨機邊界法來評估 Basel III 之監理新規範對金控銀行與非金控銀行的不同衝擊。因為前述既有的文獻在比較不同群組之銀行時，多使用傳統的隨機邊界法混合法 (pooled stochastic frontier approach) 估計所有樣本，而未考慮到不同群組之銀行會擁有不同的生產或成本邊界，因此會產生綜合比較的偏誤。隨機共同邊界法 (stochastic metafrontier approach; SMF) 恰可以糾正此一缺失。因此，本文進一步利用 Huang *et al.* (2014) 的隨機共同邊界法，比較 Basel III 監理新規範對金控與非金控銀行成本效率影響之差異。

2. 巴塞爾資本協定之沿革與文獻回顧

2.1 巴塞爾資本協定之沿革

1992 年開始實施的銀行「資本計算與資本標準之國際規範」，即 Basel I，奠定了國際風險基準資本適足性的基礎。Basel I 要求銀行必須針對其授信資產，依規定權數計算「信用風險性資產總額」，據以提列 8% 之最低適足資本以吸納風險。Basel I 要求銀行的資本應佔其加權後風險性資產總額的 8% 以上。在風險權數的計算，可分為表內風險與表外風險。在表內風險上，巴塞爾資本協定中主要是針對交易對手與資產的等級不同，給予不同的風險權數。

2007 年起正式實施的 Basel II 已關注完整之風險衡量，風險敏感性較高。Basel II 除了 Basel I 原有之第一支柱—最低資本要求 (minimum capital requirements) 之外，更增加了第二支柱—監理審查程序 (supervisory review process) 與第三支柱—市場紀律 (market discipline) 的部分，這三部分合稱新巴塞爾資本協定的三大支柱。

2010 年發布了新的「Basel III：強化穩健銀行體系之全球監理架構」(A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems) 及「流動性風險計量，標準和監測的國際架構」(International Framework for Liquidity Risk Measurement, Standards and Monitoring) 以強化資本、增加風險覆蓋、流動性架構、抗景氣循環，於 2013 年正式實施。過去 Basel I 及 Basel II 施行後產生許多問題，尤其是規章套利的猖獗，因為過去 Basel 賦予銀行控制所需資本的總量，他們卻透過資產負債表中的資產，利用不同持有之間移動所需要的資本權重，和以資產證券化將資產負債表內移動至表外的一個非中介化形式，迅速累積並超過法定最低資本要求。因此實際上，Basel 並沒有對銀行風險承擔有實質性的影響。尤其 2007 年起，歐美銀行體系過度槓桿操作，資本質量未能因應需求，且流動緩衝不足，並受到去槓桿化之影響，引發流動性不足的系統性風險，造成金融危機。因此 Basel I 及 Basel II，將資本適足作為避開危機核心的目的是失

敗的。有鑑於此，巴塞爾委員會在 2010 年提出 Basel III，制定以下的新規範。

資本僅包括第一類資本 (Tier 1，又稱核心第一類自有資本) 和第二類資本，剔除現行第三類資本。最低資本適足率 (含緩衝資本) 自 2016 年 1 月 1 日起逐年提高 0.625%，至 2019 年 1 月 1 日將提高至 10.5%。提升資本品質的具體內容包括：(1) 聚焦普通股權益，著重資本結構管理：普通股權益之法定比率逐年提高，普通股權益佔最低法定資本比率也大幅提升，由 2013 年佔 43.75% 逐年提高，至 2019 年必須佔 66.67%，增幅高達 22.92%。(2) 嚴格定義資本：發行普通股之股本溢價，方得計入普通股權益；明確規定少數股權 (minority interest) 計入普通股權益之數額及前提條件；一定條件特性之永續非累積特別股及無到期日非累積次順位債券，方得列入其他第一類資本工具；定義第二類資本工具。(3) 資本扣除項一致化：增扣其他無形資產、遞延所得稅、不承認現金流量避險準備等。

2.2 文獻回顧

在研究銀行效率的文獻中，隨機邊界函數法為常用之研究方法之一。Kaparakis *et al.* (1994)、Kulasekaran and Shaffer (2002)、Mester (1996) 等人以美國銀行為樣本，發現銀行資本適足率愈高，銀行效率亦愈高；營建業及個人貸款比率占總放款比例愈高，則銀行效率愈低，而銀行經營無效率的主因是配置無效率。Altunbas *et al.* (2000) 與 Cavallo and Rossi (2001) 以日本及歐洲銀行為樣本，發現成本減少的比率主要來自於技術進步；而各國之小銀行存在著規模經濟，若欲提高經營效率，大型銀行應著重於多樣化產出，小型銀行則應著眼於擴張產品規模。

Fan and Shaffer (2004) 利用隨機邊界法採 Cobb-Douglas 及 translog 二種利潤函數，估算 1998 年美國銀行之利潤效率，並檢視銀行之信用風險 (credit risk)、流動風險 (liquidity risk) 及破產風險 (insolvency risk) 與利潤效率之相關。結果發現：(1) Cobb-Douglas 及 translog 二種函數估計之利潤效率有高度相關，但 translog 形式之利潤函數估計之效率值高於 Cobb-Douglas 形式估計之效率值約 4%；(2) 利潤效率與信用風險及破產風險有正相關，但與流動風險關係則不清楚。

Bonin *et al.* (2005) 使用 1996 年至 2000 年的資料，以 11 個體質較優的開發中國家之金融機構，共 225 家銀行為樣本，以隨機邊界法分析轉型中國家 (transition countries) 持股結構對銀行效率之影響。結果顯示民營化並不足以提高銀行效率，國有銀行相對民營銀行之效率，並不明顯較低。然而，外資銀行相較其他類型銀行最有效率，且其提供較佳的服務，特別是有外國策略投資者之銀行。Naouar (2008) 研究是否市場紀律可以有效的影響歐洲銀行的風險，其樣本為 13 個歐洲國家，150 家銀行，期間為 1999 年至 2005 年，使用聯立迴歸 (simultaneous regression) 方法。發現藉由減少隱含的擔保、限制股東和經理之間的衝突以及加強資訊揭露政策來加強市場紀律，其動作可能會減緩歐洲銀行面臨破產的危險。

Laeven and Levine (2009) 探討銀行治理與風險的關係，樣本期間為 1996 年至 2004 年，包

含 48 個國家，279 間銀行，並以最小平方法 (OLS) 分析，結果發現較高的最低資本要求可以增強銀行的穩定性，亦即最低資本要求可降低銀行經營風險。Behr *et al.* (2010) 以最小平方法探討市場競爭高與低的情況下，資本要求與銀行風險的關係，樣本期間為 2006 年，包含 61 個國家，421 間銀行。結果顯示市場競爭高時，隱含銀行特許價值低，此時資本適足與銀行風險呈現顯著負相關；而當市場競爭程度低時，並未發現有特別的關係。

有關金控與非金控銀行績效的探討，Fung (2006) 以美國金控銀行為樣本，認為生產力表現較佳者，並非所有享有規模經濟之金控銀行，而是那些 X 效率表現較佳者。Vennet (2002) 利用成本效率與利潤效率為變數進行實證分析，發現綜合銀行與金融集團屬於較具效率的金融組織型態。Yamori *et al.* (2003) 以日本金控銀行為研究對象，結果指出金控銀行的獲利性雖比非金控銀行好，可是在成本效率方面不見得佔有優勢。Obi and Emenogu (2003) 發現調整風險因素後，金控銀行的績效並未有顯著的成長。有關台灣在此一領域的研究，Chen *et al.* (2005) 分析金控法實施前後的銀行業表現，發現金控銀行的效率優於非金控銀行，金控銀行在經營上較具優勢。但是朱炫璉、吳志銘 (民 98) 卻指出加入金控組織對銀行的相對效率有負面的影響，因為金控銀行因併購所產生的組織複雜化，導致代理成本增加，致其相對於非金控銀行並未有較優異的表現。因此，綜合以上文獻，金控銀行是否比獨立銀行更具經營效率，並未獲得一致的定論。

有關共同邊界函數的探討，首見於 Hayami (1969)，再由 Battese *et al.* (2004) 發揚光大而受到重視。然而，利用 metafrontier 方法進行銀行業跨國比較的研究並不多。Bos and Schmiedel (2003) 估計 1993 年~2000 年歐洲各國銀行的成本及利潤效率，發現若以傳統 SFA 法評估效率時，對於成本效率和利潤效率會有低估偏誤情形產生。黃台心等 (民 98)、鄭政秉等 (民 99) 與顏晃平等 (民 97) 等亦分別應用共同成本邊界模型，分析東亞六國銀行金融風暴後之共同成本效率、實施差異化管理措施對台灣與日本銀行成本效率之差異及台灣農會不同群組信用部之技術水準與成本節省幅度。

而在群組對比上，上述文獻多使用 Battese *et al.* (2004) 的兩階段混和方式估計共同邊界函數，但此一方法存在缺陷，包括在估計過程中，以估計的群組邊界來代替真正的群組邊界；再者，在第二階段共同邊界估計值的結果乃是線性方程式代數結果，故不具統計特性且未考慮誤差項。因此 Huang *et al.* (2014) 提出二階段隨機共同邊界法 (Stochastic Metafrontier; SMF)，此方法於第二階段不再以數學規劃方式，而是採用隨機邊界法估算共同邊界。

Huang *et al.* (2014) 以統計推論取代數學規劃方式估計群組邊界、考慮誤差項及群組間的異質性。目前此研究方法相關文獻有卓翠月等 (民 100) 探討美國銀行資本適足、違約風險與效率之分析。結果發現二階段隨機共同邊界法不僅具有統計推論，並可將群組環境差異作為外生變數去解釋技術缺口。而且 SMF 的標準差皆小於兩階段混合法 (Battese *et al.*, 2004) 的標準差，表示 SMF 比兩階段混合法估計更佳。陳振銘、楊永列 (民 100) 利用 Huang *et al.* (2014) 的隨機共

同邊界法，從生產面設定地方政府群組之財政效率指標，避免政府只考慮相同技術水準以及共同邊界不具統計特性的缺失，以獲得正確效率改善指標。

3. 研究方法與實證模型

本研究視金融機構為資金之仲介機構，故以仲介法選取投入與產出變數，在模型設定上，採用多數文獻使用的超越對數成本函數 (translog cost function)。

3.1 隨機成本邊界模型

Schmidt and Lovell (1979) 利用生產函數與成本函數的對偶性關係，導出隨機成本邊界函數，利用要素需求函數來分析多產出的情況，並以成本面的方式來衡量技術效率與配置效率。而隨機成本邊界的模型為：

$$TC_{it} = f(Y_{it}, P_{it}, \beta) \cdot e^{v_{it} + u_{it}}, \text{ 其中 } i=1,2,\dots,N \text{ 家, } t=1,2,\dots,T \text{ 期} \quad (1)$$

取對數變成：

$$\ln TC_{it} = \ln f(Y_{it}, P_{it}, \beta) + v_{it} + u_{it} \quad (2)$$

其中， TC_{it} 代表第 i 家廠商第 t 期的總成本， Y_{it} 表示第 i 家廠商第 t 期的產出水準， P_{it} 為第 i 家廠商第 t 期的要素投入價格， β 為待估計參數， v_{it} 為隨機誤差項， u_{it} 代表成本無效率項， v_{it} 與 u_{it} 互相獨立。

過去文獻對於效率的衡量，不管是使用參數法或非參數法，共同的缺點為衡量不同類型或區域的決策單位都視為同一技術水準下衡量。在比較不同群組決策單位的效率時，假若先估計個別群組的邊界，再把各群組的技術效率進行比較，這樣的比較分析並不適當。為了避免此缺點，Battese *et al.* (2004) 和 O'Donnell *et al.* (2008) 提出兩階段混合方法來估計共同邊界，在第一階段以隨機邊界法估計個別群組邊界，第二階段則利用第一階段推估的群組邊界，以數學規劃法估計共同邊界，以確保共同邊界可包絡群組邊界。但這樣的估計方法也至少存在下述三個問題。一為第二階段使用數學規劃法求解出的共同邊界不具統計特性；二為混合方式並未處理隨機誤差項；三為每個決策單位所面臨的環境變數並不相同，故所估計出的效率值可能無法顯示環境變數的影響。

3.2 兩階段隨機共同邊界法

為了克服以上缺失，Huang *et al.* (2014) 提出兩階段隨機共同邊界法 (SMF)，利用共同邊界生產函數衡量不同群組決策單位的效率。不同於 Battese *et al.* (2004) 使用數學規劃法，必須依賴

拔靴法或模擬法才能做統計推論，因 SMF 第二階段並非以數學規劃法，而是仍以隨機邊界法去估計共同邊界，因此得到的結果符合統計推論的特性。再者 SMF 在第二步驟，以隨機邊界迴歸模型推估共同邊界，可直接估計技術缺口，以單邊誤差項所反映的技術缺口可進一步的把決策單位所無法控制的環境變數納入函數中，即可同時將環境變數建構到異質無效率項中。Huang *et al.* (2014) 不僅以統計推論取代線性或非線性數學法估計群組邊界，並考慮誤差項以及群組間的異質性。

Huang *et al.* (2014) 模型應用在成本函數上之推導簡述如下。把所有決策單位 (DMU) 區分成 j 群組，第 j 群組的第 i 個 DMU 在第 t 期的群組隨機邊界模型設為：

$$C_{jit} = f_t^j(X_{jit})e^{V_{jit}+U_{jit}}, j = 1, 2, \dots, J; i = 1, 2, \dots, N_j; t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

其中 C_{jit} 、 X_{jit} 分別表示 t 期 DMU _{i} 的成本與投入。 $f_t^j(\bullet)$ 為特定群組的群組邊界，表示 t 期第 j 群組的群組成本技術，反映成本邊界的確定性。與標準隨機邊界模型相同， V_{jit} 為隨機誤差， U_{jit} 為非負隨機誤差。

V_{jit} 假設為同質且獨立 (iid) 的隨機誤差項，並且服從 $N(0, \sigma_{V(j)}^2)$ 常態分配； U_{jit} 是非負數的成本無效率項，服從截斷常態分配 $N^+[\mu^j(Z_{jit}), \sigma_{V(j)}^2(Z_{jit})]$ ，且與 V_{jit} 相互獨立，其中 Z_{jit} 表示外生環境變數。

DMU _{i} 的成本效率 (cost efficiency; CE) 定義為：

$$CE_{it}^j = \frac{C_{jit}}{f_t^j(X_{jit})e^{V_{jit}}} = e^{U_{jit}} \quad (4)$$

式(4)也說明了 t 時期第 i 個 DMU 在 j 群組中的成本效率是考量了個別群組外生環境變數 Z_{jit} 的影響。有別於 Battese *et al.* (2004) 利用數學規劃法求解共同成本邊界，Huang *et al.* (2014) 利用隨機邊界迴歸模型估計共同邊界。在 t 時期所有個別群組 ($f_t^j(X_{jit})$) 的共同成本邊界 ($f_t^M(X_{jit})$) 設定如下：

$$f_t^j(X_{jit}) = f_t^M(X_{jit})e^{U_{jit}^M}, j = 1, 2, \dots, J; i = 1, 2, \dots, N_j; t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

由於 $U_{jit}^M \geq 0$ ，故共同成本邊界必定小於或等於群組成本邊界， $f_t^M(X_{jit}) \leq f_t^j(X_{jit})$ 。再者，技術缺口比率 (technology gap ratio; TGR) 乃是第 j 群組的成本邊界到共同邊界的距離，起因於經濟或非經濟因素等差異，因此 TGR 視個別群組成本邊界與共同成本邊界的距離以及共同邊界技術採用程度而定，TGR 愈大表示該群組成本邊界離共同成本邊界愈遠。

$$TGR_{it}^j = \frac{f_t^j(X_{jit})}{f_t^M(X_{jit})} = e^{U_{jit}^M} \geq 1 \quad (6)$$

DMU_i 在 X_{jit} 下，影響產出 C_{jit} 的隨機干擾效果，群組效率的無效率已分別被 V_{jit} 、 U_{jit} 項所捕捉。非負的 U_{jit}^M 則反映群組成本效率與共同技術效率之技術差距比 (TGR)，表示 DMU_i 即使在群組技術下已達最高成本效率，但在共同邊界上產出還可進一步提高效率。

因技術缺口比率 $TGR_{it}^j = \frac{f_t^j(X_{jit})}{f_t^M(X_{jit})}$ ，決策單位成本效率 $CE_{it}^j = \frac{f_t^j(X_{jit})e^{U_{jit}}}{f_t^j(X_{jit})} = e^{U_{jit}}$ ；而隨機干

擾項為 $\frac{C_{jit}}{f_t^j(X_{jit})e^{U_{jit}}} = e^{V_{jit}}$ ，故可求算出(7)式為：

$$\frac{C_{jit}}{f_t^M(X_{jit})} = TGR_{it}^j \times CE_{it}^j \times e^{V_{jit}} \quad (7)$$

因此共同成本技術效率 (MCE_{jit}) 可表示如(8)式：

$$MCE_{jit} = \frac{C_{jit}}{f_t^M(X_{jit})e^{V_{jit}}} = TGR_{it}^j \times CE_{it}^j \quad (8)$$

Battese *et al.* (2004) 和 O'Donnell *et al.* (2008) 最主要的缺點為使用數學規劃法，以及估計 $f_t^j(X_{jit})$ 時省略估計 $\hat{f}_t^j(X_{jit})$ 的誤差，故第二步驟在估計共同邊界時，便無法得到統計特性。因此，Huang *et al.* (2014) 提出兩階段隨機共同邊界法，在第二階段仍以隨機邊界法估計共同邊界，估計 $f_t^j(X_{jit})$ 時考慮了估計 $\hat{f}_t^j(X_{jit})$ 的誤差項。

4. 實證結果分析

4.1 資料來源及變數設定

本文資料主要來自台灣經濟新報(TEJ)資料庫，其中有關漏者，則是另行整理自「中央銀行全球資訊網」之「本國銀行營運績效季報」。本研究所採用的樣本資料為 32 家本國銀行，包括 13 家金控銀行及 19 家非金控銀行。資料期間是自 2006 年起至 2011 年止，共 6 年。為了追求資料的準確度，本文刪除經營型態與一般商業銀行經營型態不同者、或隱含極端值者，如：中國輸出入銀行、台灣工業銀行、中華開發工銀、全國農業金庫、日盛銀行等樣本。

本研究根據仲介法以及相關文獻 (黃台心等，民 98；Ellinger and Neff, 1993)，選擇放款、投資以及非利息收入為產出變數，資金、勞動以及資本為投入變數。各變數定義如表 1 所示，基本敘述統計量詳見表 2。

4.2 無效率變數

在 2008 年全球金融風暴後，國際清算銀行巴塞爾銀行監理委員會針對 Basel II 規範之不足，進行了許多變革，其中在資本質與量的提升上，特別著力「提升銀行第一類資本品質及其一致性、透明性」及「導入加計一定比率的抗循環資本緩衝架構」(郭照榮等，民 102)。

表 1 變數定義

變數名稱	定義
總成本(TC)	資金成本+資本成本+勞動成本之總和。
資金投入($X1$)	為各類存款加上借入款。
勞動投入($X2$)	為銀行每年員工人數。
資本投入($X3$)	各銀行每年的總固定資產。
資金要素價格($P1$)	利息費用/資金投入($X1$);其中利息費用為各類存款利息費用和同業拆款利息費用之總和。
勞動要素價格($P2$)	員工薪資費用/勞動投入($X2$);其中員工薪資費用為損益表中的用人費用。
資本要素價格($P3$)	資本成本/資本投入($X3$);資本成本包含行政管理費用、折舊費用、稅捐等之加總。
放款總額($Y1$)	為各銀行的買匯貼現及放款總和。
投資總額($Y2$)	為各銀行短期及長期放款總和。
非利息收入($Y3$)	為各銀行之手續費收入、信託報酬收入、兌換盈益、證券經紀收入、信用卡收入等總和。

表 2 金控與非金控銀行之各變數之敘述統計量

	極大值	極小值	平均值	標準差
金 總成本(TC)	85,346,350	6,058,500	31,337,881	17,168,435
控 放款($Y1$)	1,031,985,111	22,068,801	264,814,739	190,693,375
銀 投資($Y2$)	1,993,951,889	215,652,115	896,855,855	488,211,636
行 非利息收入($Y3$)	30,803,533	886,401	7,813,994	6,617,229
資金價格($P1$)	0.041	0.004	0.015	0.008
勞動價格($P2$)	2,045	738	1,186	289
資本價格($P3$)	1.0170	0.0531	0.3711	0.1999
資金投入($X1$)	3,087,066,913	271,946,523	1,182,943,321	659,970,473
勞動投入($X2$)	9,148	2,217	5,788	1,838
資本投入($X3$)	90,607,262	2,192,832	22,208,868	18,671,879
非 總成本(TC)	48,194,432	561,717	10,348,563	9,605,427
金 放款($Y1$)	281,728,246	2,134,251	72,565,159	83,932,820
控 投資($Y2$)	1,657,118,181	23,351,546	310,094,319	370,450,793
銀 非利息收入($Y3$)	16,051,547	7,874	2,086,617	2,405,965
行 資金價格($P1$)	0.029	0.001	0.014	0.006
勞動價格($P2$)	1,748	58	993	255
資本價格($P3$)	2.6426	0.0327	0.3848	0.3968
資金投入($X1$)	1,805,479,768	33,979,934	402,038,955	423,924,260
勞動投入($X2$)	6,228	361	2,503	1,647
資本投入($X3$)	47,711,614	1,051,150	7,436,528	7,968,417

註：除資金價格及資本價格為比例、勞動投入為人，其餘單位為千元。

為了探討此一資本質與量的提升對台灣銀行業績效的衝擊，在「提升銀行第一類資本品質及其一致性、透明性」方面，我們選擇了「普通股權益再計提」及「第一類資本再計提」兩變數。在「導入加計一定比率的抗循環資本緩衝架構」方面，我們選擇了「抗景氣循環資本」計提變數，另為瞭解資本適足率規範對銀行成本效率之影響，我們也納入「資本適足率」變數來共同模擬 Basel III 新資本監管對銀行成本效率的影響。除了前述的四個環境變數之外，我們根據文獻，也在無效率模型中納入了「獲利性」、「規模性」及「Credit/GDP」等控制變數，各變數之定義及理論基礎，茲說明如下。

4.2.1 BASEL III 新資本監管相關變數

(1) 普通股權益再計提

Basel III 強調普通股權之重要性，因其具有最直接吸收損失的能力，為對抗景氣不好之最佳資本工具。根據 Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) 之規定，自 2019 年起，普通股權益加上資本保存緩衝，全體普通股權益占風險加權資產比重需達 7% 以上，故本研究以需再計提金額取對數後作為普通股權益代理變數。

(2) 第一類資本再計提

採行 Basel III 措施後，為使銀行重視長期資本規畫，第一類資本最低比率將由 4%，逐步提高至 6%，再加上 2.5% 的緩衝資本，2019 年起合計必需到達 8.5%，第一類資本又稱核心資本，這類資本具備吸收損失的能力，保障銀行繼續經營，籌募成本也最高。本研究以需再計提金額取對數後作為第一類資本代理變數。

(3) 抗景氣循環資本再計提

可視為資本保留緩衝之延伸，其資本保留區間會隨著信用成長的狀況而做動態調整。抗景氣循環資本最高可設定為風險性資產額的 2.5%。本研究根據郭照榮等 (民 102) 所計算，在歷史危機事件所「釋放」抗循環資本緩衝的訊號¹，分別發生在 2007 年次貸風暴、2009 金融海嘯及 2011 歐債危機。故本研究設定於 2007 年、2009 年、2011 年銀行需計提抗景氣循環資本。

(4) 資本適足率

資本適足率以銀行自有資本淨額除以風險性資產。在資本適足率對銀行績效的影響上，若從「銀行財務槓桿運用」的角度觀之，資本適足率會使銀行之財務槓桿運用能力下降，使得其

¹ 根據郭照榮等 (民 102) 顯示次貸風暴發生，在 2007 年需計提 2.5% 最高上限水準，表示 Credit-to-GDP gap 在危機發生前已能發出「計提」抗循環資本緩衝的訊號。在風暴結束的 2008 年，Credit-to-GDP gap 雖然攀升，且達最高 2.5% 的抗循環資本緩衝水準，但 Credit-to-GDP gap 並未對次貸風暴的結束發出「釋放」抗循環資本緩衝的訊號，主要因為次貸風暴後接續發生金融海嘯；直至 2009 年時 Credit-to-GDP gap 才「釋放」出抗循環資本緩衝訊號。之後 2011 年，又因歐債危機，Credit-to-GDP gap 再發出「釋放」抗循環資本緩衝之訊息。

投資報酬率也下降，故銀行在資本適足率限制下，反而更有誘因選擇高風險性的投資組合，連帶使銀行經營所面臨的風險上升，而影響銀行之成本效率（鄭秀玲、周群新，民 87）。反之，如果以「道德危機」的角度來看，資本適足率的上升代表銀行自身資產品質佳，可避免經營不善、蒙受損失，故若資本適足率越高，代表銀行之資產品質越高，有助於提升銀行經營之效率。文獻上，資本適足率對銀行成本之影響，並沒有明確的結論。

4.2.2 其他控制變數

(5) 獲利性

本研究以資產報酬率 (return on asset; ROA) 作為獲利性的實證指標，資產報酬率為稅前淨利除以平均資產總額。表示銀行運用全部資產可以獲得的報酬，顯示出銀行的獲利能力（劉景中，民 97; Pilloff and Rhoades, 2002）。Altunbas *et al.* (2000) 發現平均資產報酬率與無效率值有顯著反向關係，故本研究推估此變數對銀行成本無效率之影響為負向關係。

(6) 規模性

規模變數以各家銀行分行數作為代理變數；分行數愈多，愈可能滿足不同地域對服務的需求，可為銀行帶來較多機會與獲利，產生擴充型的規模經濟；但另一方面，規模擴大銀行則需負擔較高的人事、管理及房租等相關支出成本，會造成營運成本上升，產生成本無效率的現象，故分行數目與成本效率的關係並不確定。

(7) Credit / GDP

巴塞爾銀行監理委員會 (BCBS) 發現「授信佔國內生產毛額之比例」(簡稱 Credit/GDP)，能在大部份金融風暴發生前，提供明確的訊號與良好的預測效果。IMF (2011) 發現危機發生前 Credit-to-GDP 呈現上升趨勢，且 Credit-to-GDP gap 為正，危機發生後 Credit-to-GDP 明顯下降，而 Credit-to-GDP gap 為負。BCBS (2010) 認為，整體而言 Credit-to-GDP gap 最適合作為抗循環資本緩衝機制決策之指標。亦即 Credit / GDP 指標是在用以衡量或判斷具有跨時性質的系統性風險是否形成時，其中一項「抗循環資本緩衝」決策應否制定時之重要依據。

為避免所選取的變數彼此間相關性過高，產生線性重合進而影響估計結果，本文先進行 Spearman 相關係數檢定。我們發現無論是金控銀行或非金控銀行，得出各變數間的相關係數皆小於 0.8²，故所選取之無效率因子間沒有高相關性存在。

4.3 實證模型建立

本文選用超越對數成本函數。假設此廠商有 m 項產出與 n 項投入，則超越對數成本函數可設定為：

² Hill *et al.* (2001) 主張，兩解釋變數間的相關係數絕對值若大於 0.8 或 0.9，表示有強烈的線性關係，容易於迴歸式中產生共線性問題。

表 3 無效率變數之敘述統計量

變數	金控 2006-2011 年			
	最大值	最小值	平均值	標準差
BASEL III 新資本監管相關變數				
(1)普通股權益再計提	17.925	0.0001	11.986	7.427
(2)第一類資本再計提	17.503	0.0001	7.419	7.909
(3)抗景氣循環資本	17.533	0.0001	8.399	8.463
(4)資本適足性	13.970	7.470	11.385	1.078
獲利性	0.950	-2.360	0.238	0.585
規模性	300	68	143	55
Credit/GDP	1.418	1.316	1.361	0.031
變數	非金控 2006-2011 年			
	最大值	最小值	平均值	標準差
BASEL III 新資本監管相關變數				
(1)普通股權益再計提	17.820	0.0001	5.602	7.376
(2)第一類資本再計提	17.105	0.0001	8.383	7.431
(3)抗景氣循環資本	17.328	0.0001	7.770	7.765
(4)資本適足性	29.830	5.350	11.386	3.040
獲利性	1.940	-6.670	-0.179	1.403
規模性	181	21	70	41
Credit/GDP	1.418	1.316	1.361	0.031

註：BASEL III 新資本監管相關變數中的(1)普通股權益再計提、(2)第一類資本再計提、(3)抗景氣循環資本，單位為千元，但都再取自然對數 ln，數值為 0 者，則以極小值 0.0001 代替；(4)資本適足性單位為比例；獲利性為比例；規模性為家數；Credit/GDP 亦為比例。

$$\ln TC = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln Y_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln P_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln Y_i \ln Y_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \rho_{ij} \ln Y_i \ln P_j + v + u \quad (9)$$

其中 TC 為廠商之總成本； Y_i 為第 i 項產出數量； P_j 為第 j 項投入要素價格。待估參數均符合對稱條件： $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$, $i, j = 1, 2, 3$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, i, j = 1, 2, 3$$

為了滿足成本函數為要素價格的一階齊次條件，本文根據 Allen and Rai (1996)，將總成本及投入要素價格除以勞動投入價格進行標準化，則成本函數可改寫成如下：

$$\begin{aligned}
\ln\left(\frac{TC_{it}}{P_{2it}}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{1it} + \alpha_2 \ln Y_{2it} + \alpha_3 \ln Y_{3it} + \beta_1 \ln\left(\frac{P_{1it}}{P_{2it}}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{P_{3it}}{P_{2it}}\right) + \frac{1}{2} \alpha_{11} (\ln Y_{1it})^2 \\
& + \frac{1}{2} \alpha_{22} (\ln Y_{2it})^2 + \frac{1}{2} \alpha_{33} (\ln Y_{3it})^2 + \alpha_{12} \ln Y_{1it} \ln Y_{2it} + \alpha_{13} \ln Y_{1it} \ln Y_{3it} + \alpha_{23} \ln Y_{2it} \ln Y_{3it} \\
& + \frac{1}{2} \gamma_{11} \left(\ln \frac{P_{1it}}{P_{2it}}\right)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{33} \left(\ln \frac{P_{3it}}{P_{2it}}\right)^2 + \gamma_{13} \ln\left(\frac{P_{1it}}{P_{2it}}\right) \ln\left(\frac{P_{3it}}{P_{2it}}\right) + \rho_{11} \ln Y_{1it} \ln\left(\frac{P_{1it}}{P_{2it}}\right) \\
& + \rho_{13} \ln Y_{1it} \ln\left(\frac{P_{3it}}{P_{2it}}\right) + \rho_{21} \ln Y_{2it} \ln\left(\frac{P_{1it}}{P_{2it}}\right) + \rho_{23} \ln Y_{2it} \ln\left(\frac{P_{3it}}{P_{2it}}\right) + \rho_{31} \ln Y_{3it} \ln\left(\frac{P_{1it}}{P_{2it}}\right) \\
& + \rho_{33} \ln Y_{3it} \ln\left(\frac{P_{3it}}{P_{2it}}\right) + \omega t_{it} + \lambda t_{it}^2 + v_{it} + u_{it} \tag{10}
\end{aligned}$$

其中， i 代表第 i 家銀行， t 代表不同期數， TC_{it} 代表第 i 家廠商第 t 期總成本， Y_{1it} 為第 i 家廠商第 t 期總投資， Y_{2it} 為第 i 家廠商第 t 期買匯貼現及放款， Y_{3it} 為第 i 家廠商第 t 期手續費及非利息收入， P_{1it} 表示第 i 家廠商第 t 期之資金價格， P_{2it} 為第 i 家廠商第 t 期之勞動價格， P_{3it} 表示第 i 家廠商第 t 期之資本價格， t 為時間。

本文設定的成本無效率模型如下：

$$\begin{aligned}
u_{it} & \sim N^+(M_{it} = \delta z_{it}, \sigma^2) \\
M_{it} & = \delta_0 + \delta_1 z_{1it} + \delta_2 z_{2it} + \delta_3 z_{3it} + \delta_4 z_{4it} + \delta_5 z_{5it} + \delta_6 z_{6it} + \delta_7 z_{7t} \tag{11}
\end{aligned}$$

其中 z_{it} 為無效率變數，包括 BASELIII 新資本監管相關變數（普通股權益再計提（ z_{1it} ）、第一類資本再計提（ z_{2it} ）、抗景氣循環資本（ z_{3it} ）和資本適足性（ z_{4it} ））、獲利性（ z_{5it} ）、規模性（ z_{6it} ）、及授信占國內生產毛額比率（ z_{7t} ）， δ 為待估計參數，而成本無效率值定義為 $CE_{it} = e^{u_{it}}$ ，其區間為 $1 < CE_{it} < \infty$ ，若 CE 值越大則代表成本越無效率。

4.4 金控與非金控銀行隨機邊界模型結果

表4顯示隨機邊界成本函數的估計結果，我們以概似比檢定法進一步確定本文所設立之無效率模型是否適當， $LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\}$ ，其中虛無假設 H_0 ：沒有影響無效率的變數之模型。實証結果發現，金控銀行 LR 檢定統計量為 27.088，非金控銀行 LR 為 75.512，均大於 $\chi_{0.01}^2(6) = 16.812$ ，拒絕 H_0 ，表示本文所設立之無效率模型是適當的。

由於本文設定的 translog 成本函數並非投入產出變數的一次式組合，若要明確判斷各產出及投入變數對於總成本的邊際效果及其變動方向，則須將總成本函數對各產出投入變數做偏微分後，再加以判定是否符合理論預期。

表4 金控與非金控銀行隨機邊界成本函數估計結果

變數	金控銀行			非金控銀行		
	估計係數	標準差	t-ratio	估計係數	標準差	t-ratio
截距項	-45.2504***	1.0450	-43.3025	11.5834**	4.6188	2.5079
$\ln Y_1$	0.4780	0.8480	0.5637	-0.2125	0.4361	-0.4873
$\ln Y_2$	5.4485***	0.8134	6.6987	-0.9490**	0.4245	-2.2354
$\ln Y_3$	-2.2192**	0.9340	-2.3760	1.2784***	0.4958	2.5783
$\ln(P_1 / P_2)$	-0.3385	0.9296	-0.3642	-1.1002*	0.6072	-1.8119
$\ln(P_3 / P_2)$	-2.1342**	1.0588	-2.0157	2.2673***	0.8033	2.8224
$1/2 (\ln Y_1)^2$	0.0476	0.0603	0.7890	0.1038***	0.0353	2.9430
$1/2 (\ln Y_2)^2$	-0.0675	0.0802	-0.8419	0.5634***	0.0935	6.0261
$1/2 (\ln Y_3)^2$	0.3100***	0.0821	3.7759	0.1941***	0.0266	7.2944
$\ln Y_1 \ln Y_2$	0.0723	0.0696	1.0378	-0.1384***	0.0466	-2.9696
$\ln Y_1 \ln Y_3$	-0.1434**	0.0570	-2.5135	0.0480**	0.0206	2.3270
$\ln Y_2 \ln Y_3$	-0.0619	0.0853	-0.7260	-0.3141***	0.0501	-6.2652
$1/2 (\ln(P_1 / P_2))^2$	0.1405**	0.0672	2.0899	0.0286	0.0707	0.4042
$1/2 (\ln(P_3 / P_2))^2$	0.2883***	0.0960	3.0024	0.1495***	0.0561	2.6655
$\ln(P_1 / P_2) \ln(P_3 / P_2)$	0.0419	0.0545	0.7679	0.0511	0.0382	1.3392
$\ln Y_1 \ln(P_1 / P_2)$	-0.0005	0.0381	-0.0128	-0.0195	0.0244	-0.7989
$\ln Y_1 \ln(P_3 / P_2)$	0.0678	0.0504	1.3450	-0.0334	0.0323	-1.0331
$\ln Y_2 \ln(P_1 / P_2)$	0.2185***	0.0815	2.6801	0.1774***	0.0373	4.7582
$\ln Y_2 \ln(P_3 / P_2)$	0.2120*	0.1165	1.8199	0.0826	0.0689	1.1991
$\ln Y_3 \ln(P_1 / P_2)$	-0.1018**	0.0398	-2.5581	-0.0508*	0.0278	-1.8275
$\ln Y_3 \ln(P_3 / P_2)$	-0.0456	0.0802	-0.5689	-0.0940***	0.0265	-3.5432
t	0.0606	0.0372	1.6322	-0.0267**	0.0130	-2.0445
t ²	-0.0040	0.0050	-0.7927	0.0049	0.0054	0.8979
σ^2	0.0045***	0.0009	5.2033	0.0097***	0.0010	9.7876
γ	0.4732***	0.1259	3.7577	0.9876***	0.1487	6.6424
LR		32.8822			111.5882	
log likelihood function		108.4248			115.4303	

註：***表示 1%之顯著水準、**表示 5%之顯著水準、*表示 10%之顯著水準。

本文利用 Wald 檢定來判斷：(1)產出是否符合單調性；(2)成本函數是否為價格的非遞減函數。由金控銀行的 Wald 檢定結果可知，成本函數的邊際效果³：放款總額 (Y_1)、投資 (Y_2)、非利息收入 (Y_3) 皆與總成本 (TC) 呈現顯著的正向關係，符合單調性及理論預期。而非金控銀行的 Wald 檢定結果顯示⁴：放款總額 (Y_1)、非利息收入 (Y_3) 與總成本 (TC) 呈現顯著的正向關係，而投資 (Y_2) 與總成本 (TC) 則呈不顯著的正向關係。綜合而言，各產出及投入變數的檢定結果均符合單調性及理論預期。

在資金價格 (P_1)、勞動價格 (P_2) 與資本價格 (P_3) 的檢定結果方面，除金控銀行資本價格 (P_3) 外，均和總成本呈現顯著的正相關。表示符合成本函數為要素價格的非遞減函數之特性。就估計係數而言，勞動價格對總成本的影響明顯高於資金價格以及資本價格，而勞動價格代表銀行支付員工薪資的人事成本費用，當人事成本費用愈高時，銀行成本會大幅增加。

此外，任何成本函數須滿足正規條件 (regularity conditions)，我們必須利用一階齊次條件來檢驗要素份額函數。總成本函數對要素價格一階導數結果可表示如下：

$$S_j^* = \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln P_j} = \beta_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \rho_{ij} \ln P_i + \sum_{i=1}^3 \gamma_{ij} \ln Y_i \quad (12)$$

其中， S_j^* 介於 0 和 1 之間，且各要素份額加總應等於 1。經過本文的檢定可知，金控銀行與非金控銀行的資金份額、勞動份額和資本份額，除金控銀行之資本份額外，均與總成本皆呈現顯

³ 金控銀行各產出及投入價格對總成本之邊際效果檢定如下表：

邊際效果	估計係數	標準誤	Wald 值	P-value
$\partial TC / \partial Y_1$	0.0085***	0.0026	3.2940	0.0010
$\partial TC / \partial Y_2$	0.0088***	0.0019	4.6360	0.0000
$\partial TC / \partial Y_3$	0.6136***	0.0949	6.4640	0.0000
$\partial TC / \partial P_1$.120846D+10***	.763515D+08	15.8280	0.0000
$\partial TC / \partial P_2$	13356.2032***	1251.1082	10.6750	0.0000
$\partial TC / \partial P_3$	-.624588D+07**	.304386D+07	-2.0520	0.0402

註：***表示 1% 之顯著水準、**表示 5% 之顯著水準、*表示 10% 之顯著水準。

⁴ 非金控銀行各產出及投入價格對總成本之邊際效果檢定如下表：

邊際效果	估計係數	標準誤	Wald 值	P-value
$\partial TC / \partial Y_1$	0.0127***	0.0026	4.7800	0.0000
$\partial TC / \partial Y_2$	0.0128	0.0246	0.5200	0.6030
$\partial TC / \partial Y_3$	0.7052***	0.1381	5.1060	0.0000
$\partial TC / \partial P_1$.388422D+09***	.290924D+08	13.3510	0.0000
$\partial TC / \partial P_2$	3334.2926***	430.5213	7.7450	0.0000
$\partial TC / \partial P_3$.469845D+07***	576206.0280	8.1540	0.0000

註：***表示 1% 之顯著水準、**表示 5% 之顯著水準、*表示 10% 之顯著水準。

著的正向關係⁵。

此外，我們進一步檢驗成本函數是否滿足要素價格的凹函數之特點，亦即由成本函數對要素價格偏微分所構成的 Hessian matrix 必須滿足以下之屬性，即：

$$H_1 = |C_{11}^*| \leq 0, H_2 = \begin{vmatrix} C_{11}^* & C_{12}^* \\ C_{21}^* & C_{22}^* \end{vmatrix} \geq 0, H_3 = \begin{vmatrix} C_{11}^* & C_{12}^* & C_{13}^* \\ C_{21}^* & C_{22}^* & C_{23}^* \\ C_{31}^* & C_{32}^* & C_{33}^* \end{vmatrix} \leq 0, \text{其中 } C_{ij}^* = \partial^2 C^* / \partial P_i \partial P_j, i, j = 1, 2, 3 \quad (13)$$

本文之 Wald Test 檢定結果顯示，金控銀行與非金控銀行 H_1 符合正規條件，且非金控銀行顯著，而 H_2 雖為正但不顯著， H_3 則為負，符合條件要求但不顯著，顯示整體檢定結果並不違反 Hessian 矩陣正規條件⁶。

4.5 無效率模型實證結果分析

表5 為成本無效率模型之實證結果。首先分析模擬Basel III 之實施對銀行效率之影響，BASEL III新資本監管相關變數包括：普通股權益再計提、第一類資本再計提、抗景氣循環資本及資本適足性；之後分別針對無效率變數之獲利性、規模性、及Credit/GDP等變數進行說明：

⁵ 要素份額 Wald Test 檢定結果

要素份額	估計係數	標準誤	Wald 值	P-value
金控銀行				
$\partial TC / \partial P_1$	0.5686	0.0359	15.8280	0.0000
$\partial TC / \partial P_2$	0.5054	0.0473	10.6750	0.0000
$\partial TC / \partial P_3$	-0.0740	0.0360	-2.0520	0.0402
非金控銀行				
$\partial TC / \partial P_1$	0.5055	0.0379	13.3510	0.0000
$\partial TC / \partial P_2$	0.3198	0.0413	7.7450	0.0000
$\partial TC / \partial P_3$	0.1747	0.0214	8.1540	0.0000

註：***表示 1%之顯著水準、**表示 5%之顯著水準、*表示 10%之顯著水準。

⁶ 金控銀行與非金控銀行 Hessian Matrix 之 Wald test 檢定

二階效果	估計係數	標準誤	Wald 值	P-value
金控銀行				
H_1	-.151024D+11	.974018D+10	-1.5510	0.1210
H_2	-.123771D+12	.833201D+11	-1.4850	0.1374
H_3	-21719.5400	.764214D+09	0.0000	1.0000
非金控銀行				
H_1	-.126333D+11	.403379D+10	-3.132	0.0017
H_2	-.123579D+11	.988817D+10	-1.2500	0.2114
H_3	-72.0000	.490379D+07	0.0000	1.0000

註：***表示 1%之顯著水準、**表示 5%之顯著水準、*表示 10%之顯著水準。

4.5.1 BASEL III新資本監管相關變數

(1) 普通股權益再計提

由表5可知，為達普通股權益比重之要求，對金控銀行而言，需再計提普通股資本與其成本無效率呈顯著正向關係。推估其原因，在實證期間，金控銀行普通股權益比例為5.25%，仍須再計提普通股權益資本，但再增資部分須付上相當高成本，故會降低銀行成本效率。至於非金控銀行部分，普通股權益比例已高達7.13%，顯示大部分銀行已達標準、甚至超過標準，故普通股權益資本再計提反可顯著地提升其成本效率。亦即大多數非金控銀行不需再計提資本，目前持有的普通股權益已相當充足，對維持銀行長期穩定發展極為有益，且其透過普通股籌資沒有到期還本付息的壓力，籌資風險也相對較小，故反有助於提升其成本效率。

(2) 第一類資本再計提

根據BCBS之規定，自2019年起，第一類資本加上資本保存緩衝，其比重需達8.5%以上。由表5可知，Basel III第一類資本的再計提，對金控銀行是負向顯著關係，但對非金控銀行，則呈正向顯著關係。前者意謂第一類資本的再計提，可提升銀行的成本效率；後者則是降低其成本效率。在實證研究期間，金控銀行的第一類資本比例平均值為8.64%，非金控銀行第一類資本比例平均值為8.58%，均已達到Basel III的要求。然而進一步觀察其資本結構，第一類資本扣除普通股之其他項目中，金控銀行的資本公積佔第一類資本為26.62%，法定盈餘公積、特別盈餘公積、及累積盈餘合計占25.29%。非金控銀行資本公積佔第一類資本11.35%，法定盈餘公積、特別盈餘公積、及累積盈餘合計占16.50%。金控銀行的永續非累積特別股及無到期非累積債券，合計占第一類資本1.62%；非金控銀行則為3.34%。從上述第一類資本項目可知，金控銀行第一類資本的成本相對非金控銀行較低，故第一類資本再計提可降低其成本無效率，然而非金控銀行第一類資本的成本相對較高，故第一類資本再計提增加，反增加其成本無效率。

表 5 無效率模型之實證結果

變數	金控銀行			非金控銀行		
	估計係數	標準差	t-ratio	估計係數	標準差	t-ratio
截距項	0.0874	1.0662	0.0820	1.0137	1.1777	0.8607
普通股權益再計提	0.0141 ***	0.0044	3.1701	-0.0108 ***	0.0022	-4.9644
第一類資本再計提	-0.0078 ***	0.0023	-3.3350	0.0076 ***	0.0018	4.1380
抗景氣循環資本	0.0031	0.0030	1.0501	0.0025 *	0.0014	1.7993
資本適足性	0.0074	0.0140	0.5260	0.0064 ***	0.0015	4.3157
獲利性	-0.1335 ***	0.0261	-5.1123	-0.0331 ***	0.0095	-3.4953
規模性	0.0027 ***	0.0005	5.2624	0.0050 ***	0.0007	7.2625
Credit/GDP	-0.4347	0.8603	-0.5053	-0.8436	0.9609	-0.8780

註：***表示 1% 之顯著水準、**表示 5% 之顯著水準、*表示 10% 之顯著水準

(3) 抗景氣循環資本

過度的信用成長會造成金融體系的不穩定，因此抗景氣循環資本在景氣好時增加計提額外資本緩衝，以限制過度信用擴張，降低順循環效果對總體經濟的不良影響。故鼓勵銀行於景氣好時多充實資本，以因應景氣狀況不佳時吸收損失之需。無論金控銀行或非金控銀行，當增加計提抗景氣循環資本時，都會降低其成本效率，對金控銀行的影響較不顯著，但對非金控銀行則有顯著性影響；推估金控銀行規模較大，承受能力較佳；但非金控銀行普遍規模較小，故受到的衝擊相對較大。

(4) 資本適足性

文獻上，資本適足率對銀行效率的影響並無定論。Pasiouras *et al.* (2009) 認為資本適足率要求會提高成本效率，但降低利潤效率，而對銀行活動的限制反而是降低成本效率，提高利潤效率。本文的實證結果則顯示，資本適足率的提高對我國金控銀行或非金控銀行之成本無效率影響均為正，惟對金控銀行並不具顯著性，對非金控銀行則具有顯著的影響。表示資本適足率的提升，使得台灣銀行之財務槓桿運用能力下降，投資報酬率也下降，甚至去從事高風險的業務，進而降低其成本效率，對非金控銀行的影響程度更甚於金控銀行。

4.5.2 其他控制變數

(5) 獲利性

本研究以資產報酬率 (ROA) 作為銀行獲利性之指標。根據X效益，在產出水準不變下，成本管理卓越的銀行應取得較大獲利 (Berger and Hannan, 1993)。本文實證結果顯示，資產報酬率對金控或非金控銀行成本無效率皆呈現負向且顯著關係，意即當金控或非金控銀行能夠充分運用其資產時，不但可提升資產的獲利率，亦可同時提高銀行的經營效率。

(6) 規模性

本研究以分行家數作為銀行規模的代理變數，無論金控或非金控銀行，均呈顯著正向關係，即我國銀行規模擴大時，其成本效率將隨之下降。顯示我國銀行業，在擴大規模時，其所投入的勞動、固定資產等成本會大於其增加的收入，亦即分行數的增加，若無法有效的管理控制成本，反減少獲利，進而降低銀行之經營效率。

(7) Credit/GDP

Credit/GDP係指經濟體系的授信占國內生產毛額之比率。此指標係指當經濟體系過度信用擴張時，亦即意謂金融危機的發生機率升高，此時，銀行業必須準備足夠的資本緩衝以備危機一旦發生能提供足夠流動性，避免銀行業落入系統性風險的循環中。Credit/GDP對於我國金控與非金控銀行之成本無效率影響為負、但不顯著，亦即Credit/GDP提升時，銀行信用擴大將提升銀行之成本效率，但影響不明確。

本文利用SFA法個別估計金控與非金控銀行之隨機成本函數，發現金控銀行之成本效率值介

於1.005與1.6870之間。排名前三名的銀行分別為：元大商業銀行 (1.0093)、兆豐商業銀行 (1.0215) 與新光商業銀行 (1.0222)。非金控銀行成本效率值介於1.0078與2.0560之間，排名前三名的銀行分別為：高雄銀行 (1.0309)、華泰商業銀行 (1.0610)、台北銀行 (1.1161)。金控與非金控銀行之平均成本效率趨勢如圖1，由該圖可見，金控銀行在成本效率表現上明顯地優於非金控銀行。

4.6 共同成本邊界模型結果

在進行估算共同成本邊界函數之前，我們先以概似比檢定確認金控與非金控銀行之隨機邊界成本函數是否有差異。本文之 LR 統計量值為 163.7264，大於 $\chi_{0.01}^2(30) = 50.89$ ，拒絕虛無假設，表示金控與非金控銀行間隨機成本邊界函數的確存在差異，不能以單一傳統隨機成本函數混合估計，必須藉由共同成本函數來評估不因族群之間的績效差異。因此，本研究利用 Huang *et al.* (2014) 的 SMF 法估計出可包絡兩組銀行隨機成本邊界之共同成本邊界，以作為兩群組銀行間技術效率的比較基礎。為了對照 Huang *et al.* (2014) 之 SMF 法實證結果之特色，本文也採用 Battese *et al.* (2004) 線性規劃法 (linear programming; LP) 估計共同成本邊界，並求解各係數標準差，其定義式如下：

$$\begin{aligned} \min LP^* &\equiv \bar{X}\varphi^* \\ \text{s.t. } X_{it}\varphi^* &\leq X_{it}\hat{\varphi}_{(k)} \end{aligned} \quad (14)$$

其中 X_{it} 為每個決策單位之產出和要素價格列向量， \bar{X} 為所有樣本的產出和要素價格列向量的平均值。

本研究利用統計軟體 Stata 11 版，採用拔靴法重複抽樣樣本 1,000 次，得到估計係數之標準差。並進一步比較 SMF 法及 LP 法有無差異，其估計結果詳如表 6。LP 法因沒有考量隨機因素，無法區隔偶發因素對係數估計值的影響，且無法直接估計各係數的標準誤。

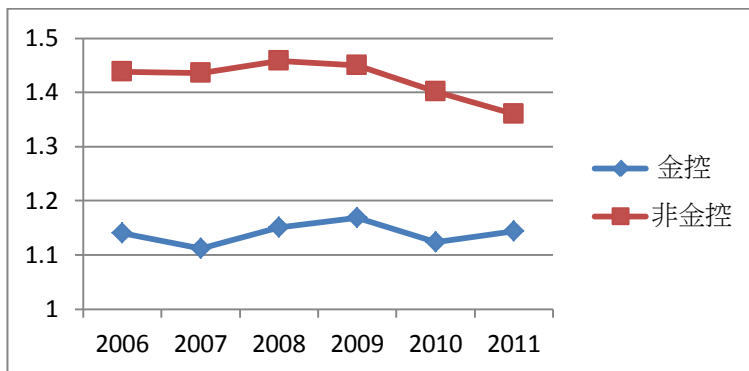


圖 1 金控與非金控銀行平均成本效率趨勢圖

表 6 共同成本函數估計結果

估計方法 變數	SMF			LP			
	係數	標準誤	t 值	係數	標準誤	95%	信賴區間
Constant	-5.1616 **	2.3842	-2.1650	1.5089	4.2325	-6.8494	9.8672
ln Y ₁	-5.2662 ***	0.9129	-5.7688	-5.6849	1.3662	-8.3829	-2.9869
ln Y ₂	0.0685	0.0912	0.7508	-0.0897	0.1690	-0.4236	0.2441
ln Y ₃	0.9079 ***	0.1999	4.5409	0.7654	0.3810	0.0130	1.5178
ln(P ₁ / P ₂)	1.3499 ***	0.3290	4.1032	0.5181	0.6663	-0.7977	1.8339
ln(P ₃ / P ₂)	0.1848	0.1676	1.1031	0.4137	0.3368	-0.2514	1.0789
1/2 (ln Y ₁) ²	1.6250 ***	0.2546	6.3816	2.0049	0.4853	1.0466	2.9633
1/2 (ln Y ₂) ²	0.6755 ***	0.1009	6.6919	0.6935	0.1458	0.4056	0.9813
1/2 (ln Y ₃) ²	0.6230 ***	0.1029	6.0554	0.5903	0.1586	0.2771	0.9035
ln Y ₁ ln Y ₂	1.4912 ***	0.2846	5.2397	1.9081	0.5399	0.8419	2.9744
ln Y ₁ ln Y ₃	0.2661 **	0.1242	2.1420	0.4209	0.1696	0.0860	0.7559
ln Y ₂ ln Y ₃	0.5349 ***	0.0898	5.9558	0.4688	0.1555	0.1617	0.7758
1/2 (ln(P ₁ / P ₂)) ²	0.2324	0.3864	0.6015	-0.4545	0.8702	-2.1729	1.2639
1/2 (ln(P ₃ / P ₂)) ²	0.0973	0.2226	0.4371	0.2105	0.4170	-0.6130	1.0340
ln(P ₁ / P ₂) ln(P ₃ / P ₂)	-0.6455	0.5203	-1.2406	0.2977	1.0072	-1.6913	2.2867
ln Y ₁ ln(P ₁ / P ₂)	-1.6470 *	0.9256	-1.7794	-1.7306	1.8059	-5.2969	1.8358
ln Y ₃ ln(P ₃ / P ₂)	0.6582	0.4250	1.5488	1.4262	0.9666	-0.4825	3.3350
ln Y ₂ ln(P ₁ / P ₂)	0.4796 ***	0.1796	2.6702	0.2949	0.2421	-0.1832	0.7729
ln Y ₁ ln(P ₃ / P ₂)	-0.1611	0.1914	-0.8418	-0.1625	0.3389	-0.8318	0.5067
ln Y ₃ ln(P ₁ / P ₂)	0.5689 **	0.2681	2.1215	0.7853	0.4530	-0.1092	1.6798
ln Y ₂ ln(P ₃ / P ₂)	-0.0929	0.1952	-0.4756	-0.5561	0.2939	-1.1365	0.0244
t	0.8451 ***	0.4255	1.9863	-0.0134	0.6766	-1.3495	1.3227
t ²	0.4469	0.5127	0.8716	-0.5182	1.0393	-2.5705	1.5342
截距項	-0.0164	0.1107	-0.1484				
普通股權益再計提	0.6242 ***	0.1422	4.3888				
第一類資本再計提	0.7853 ***	0.2041	3.8471				
抗景氣循環資本	0.1972	0.4726	0.4172				
資本適足性	2.3020 ***	0.6714	3.4289				
獲利性	0.4817 ***	0.1815	2.6536				
規模性	1.0960 ***	0.0817	13.4152				
Credit/GDP	0.0829	0.2039	0.4065				
$\sigma_u^2 + \sigma_v^2$	0.0142 ***	0.0015	9.7781				

註：***表示 1% 之顯著水準、**表示 5% 之顯著水準、*表示 10% 之顯著水準。

4.6.1 技術缺口比率

本文用 SMF 法估計金控與非金控銀行技術缺口比率 (TGR)，結果顯示金控銀行全體平均效率值為 1.6377，前三名分別為元大銀行 (1.2608)、新光銀行 (1.3244) 及中信銀行 (1.5729)；非金控商業銀行全體平均值為 1.6377，前三名則為高雄銀行 (1.0778)、華泰銀行 (1.1869) 及大台北銀行 (1.2455)。無論是金控或非金控銀行，全體排名後三名分別為土地銀行 (2.4473)、彰化銀行 (2.4754) 及合作金庫 (3.0715)。

金控與非金控銀行歷年之平均技術缺口比率趨勢如圖 2 所示。SMF 法估出的非金控銀行的 TGR 優於金控銀行的，顯示非金控銀行更貼近共同成本邊界。至於 LP 法，雖然非金控銀行的 TGR 優於金控銀行，但金控與非金控的 TGR 數值相當接近，且 2011 年反而金控銀行的 TGR 優於非金控銀行。本文進一步比較 SMF 法或 LP 法之差異，由表 7 可知，SMF 法的 TGR 平均值幾均高於 LP 法，金控與非金控銀行效率值的差異也相對較大。

4.6.2 共同成本效率

本文用 SMF 法估計金控與非金控銀行共同成本效率值 (MCE)，結果顯示金控銀行全體平均效率值為 2.1954，前三名分別為元大銀行 (1.2725)、新光銀行 (1.3537) 及中信銀行 (1.6377)。非金控銀行全體平均值為 2.4513，前三名則為高雄銀行 (1.1120)、華泰銀行 (1.2619) 及大台北銀行 (1.3913)。無論是金控或非金控銀行，全體排名後三名為土地銀行 (4.4443)、彰化銀行 (4.8777) 及合作金庫 (4.8839)。金控與非金控銀行之共同成本效率平均值趨勢如圖 3。

無論是 SMF 法或 LP 法，由圖 3 可知金控銀行在成本效率上優於非金控銀行，特別是金控銀行受到金融海嘯之衝擊，2009 年成本無效率值攀升至最高點。

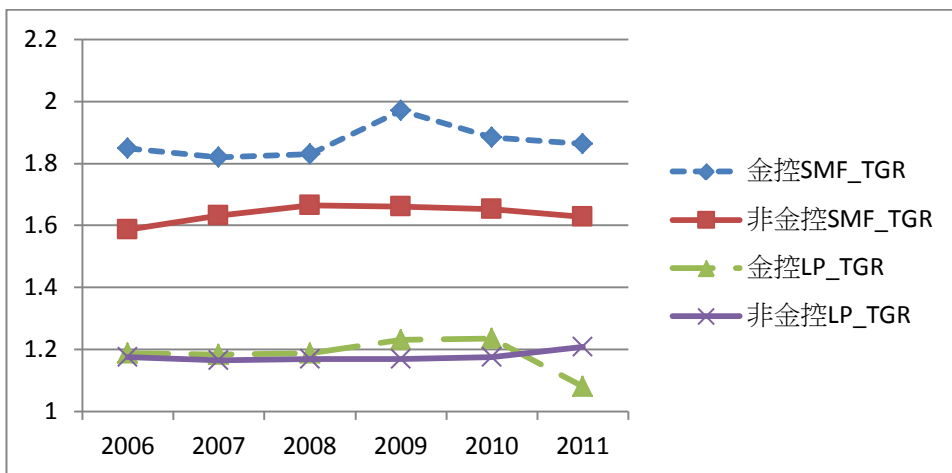


圖2 金控與非金控銀行技術缺口比率圖

表 7 金控與非金控銀行技術缺口比率—SMF 法與 LP 法之比較

TGR	類別	統計值	2006	2007	2008	2009	2010	2011
SMF_TGR	金控	平均值	1.8480	1.8192	1.8303	1.9693	1.8835	1.8631
		標準差	0.4737	0.4220	0.4327	0.5957	0.4526	0.4331
		最大值	3.0779	2.9587	2.6469	3.4007	3.2467	3.0982
		最小值	1.2282	1.2346	1.1123	1.1954	1.3793	1.3270
SMF_TGR	非金控	平均值	1.5868	1.6319	1.6648	1.6602	1.6516	1.6280
		標準差	0.4131	0.4228	0.3681	0.4172	0.4977	0.4511
		最大值	2.4047	2.4692	2.3717	2.5688	2.8035	2.6672
		最小值	1.0001	1.0255	1.1255	1.0637	1.1137	1.1182
LP_TGR	金控	平均值	1.1884	1.1833	1.1881	1.2321	1.2360	1.0804
		標準差	0.2053	0.1695	0.1802	0.3609	0.3950	0.0728
		最大值	1.7392	1.5588	1.5502	2.2811	2.4831	1.2526
		最小值	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
LP_TGR	非金控	平均值	1.1760	1.1642	1.1693	1.1693	1.1748	1.2092
		標準差	0.1820	0.2062	0.1127	0.0996	0.1585	0.2204
		最大值	1.6076	1.9094	1.3015	1.3494	1.5659	1.6932
		最小值	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

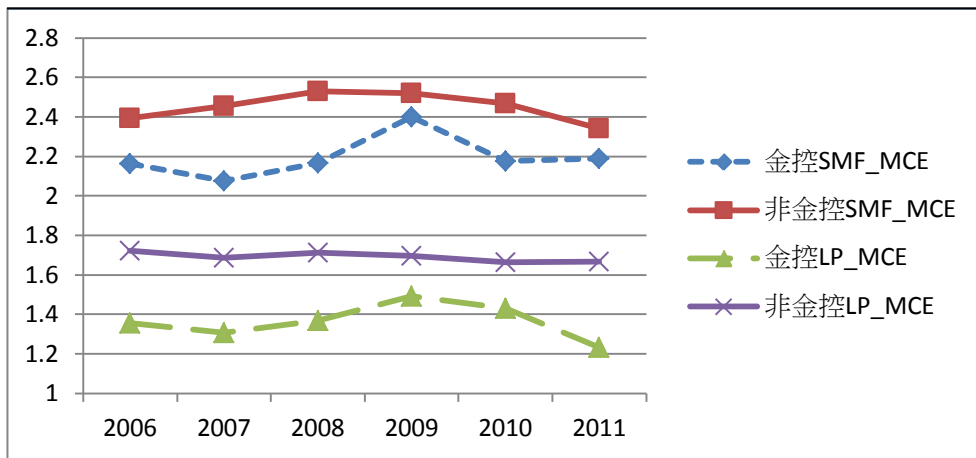


圖 3 金控與非金控銀行共同成本效率平均值圖

進一步比較 SMF 法或 LP 法之差異，由表 8 可知，MCE 法的共同成本效率平均值都高於 LP 法。至於用 SFA 法個別估計金控與非金控銀行的成本效率值，詳見表 8 的 CE 值。若將個別的 CE 值與 LP 法、SMF 法的值比較，可以發現個別 CE 值的走勢與 SMF 法的相對一致，但共同成本的無效率值會大於個別群組的無效率值。然而，LP 法的走勢與個別群組 CE 值的走勢並不一致。

表 8 金控與非金控銀行共同成本效率—SMF 法與 LP 法之比較

項目			2006	2007	2008	2009	2010	2011
SMF_MCE	金控	平均值	2.1638	2.0753	2.1670	2.4017	2.1759	2.1886
		標準差	0.8896	0.8458	0.8562	1.2151	0.9331	0.9014
		最大值	4.7689	4.6607	4.1208	5.7375	5.0838	4.9320
		最小值	1.2438	1.2529	1.1219	1.2052	1.3973	1.3337
	非金控	平均值	2.3928	2.4543	2.5291	2.5187	2.4675	2.3425
		標準差	1.1004	1.1265	1.0911	1.1660	1.3878	1.2272
		最大值	4.0768	4.6072	4.6165	5.1681	5.7630	5.2802
		最小值	1.0176	1.0335	1.1883	1.0783	1.1633	1.1530
LP_MCE	金控	平均值	1.3569	1.3083	1.3695	1.4912	1.4287	1.2317
		標準差	0.2990	0.1971	0.3134	0.7622	0.7462	0.1635
		最大值	2.1533	1.6207	2.2460	3.8486	3.8881	1.6864
		最小值	1.0140	1.0149	1.0086	1.0082	1.0791	1.0686
	非金控	平均值	1.7215	1.6874	1.7135	1.6972	1.6643	1.6676
		標準差	0.5816	0.5257	0.4440	0.3893	0.5399	0.5975
		最大值	2.9903	3.1563	2.5467	2.3995	2.7025	3.0267
		最小值	1.0175	1.0186	1.1298	1.0137	1.0989	1.0239
CE	金控	平均值	1.1407	1.1407	1.1407	1.1407	1.1407	1.1407
		標準差	0.1440	0.1526	0.1726	0.1996	0.1598	0.1676
		最大值	1.5494	1.5753	1.5568	1.6872	1.5658	1.5919
		最小值	1.0127	1.0070	1.0086	1.0082	1.0066	1.0050
	非金控	平均值	1.4384	1.4358	1.4578	1.4497	1.4013	1.3598
		標準差	0.3052	0.3030	0.3082	0.3069	0.3440	0.3241
		最大值	1.8992	1.9366	1.9886	2.0119	2.0556	1.9796
		最小值	1.0175	1.0078	1.0558	1.0137	1.0417	1.0230

5. 結論

金融海嘯重挫了全球經濟，也突顯了金融監管的重要性。以往相信市場機制能夠自我創造金融秩序的理論逐漸勢微，取而代之的是訂定更多、更嚴格的監管機制之要求。而 Basel III 的新資本監管，顯示未來金融機構的營運不能再像過去一樣，只在乎業務發展，而把風險拋之腦後。

在台灣鮮少文獻深入研究 Basel III 實行對銀行體系的衝擊，但未來 Basel III 的推動，不僅攸關台灣整體金融體系的穩定，也影響到銀行體系的成本效率。本研究之實證分析發現 Basel III 之新資本監管對台灣的金控與非金控銀行成本效率的影響都是顯著的。本研究主要的結論歸納如下：

對金控銀行而言，由於其普通股權益比例普遍偏低，為符合 Basel III 之規範，大部分銀行

需再增加普通股權益資本的計提，故導致成本無效率攀升。至於第一類資本的再計提，因其資本結構中，資本公積及盈餘提撥所佔的比例超過一半 (51.91%)，顯示使用的資本成本是相對較低的，故第一類資本再計提可降低其成本無效率。而當增加抗景氣循環資本計提時，有助於對抗風險，降低其成本效率，但並不顯著。

至於非金控銀行部分，大部分銀行已達 Basel III 之規範標準，對維持銀行長期穩定發展極為有益，故普通股權益資本再計提可顯著地提升成本效率。然而，第一類資本的再計提，非金控銀行資本公積及盈餘提撥只佔第一類資本的 27.85%，顯示其資本成本相對較高，故提高第一類資本再計提，反增加其成本無效率。至於增加計提抗景氣循環資本時，會降低其成本效率，推估因非金控銀行普遍規模較小，故受到的衝擊相對較大。資本適足率的提高對非金控銀行之成本無效率影響為正且顯著，顯示增提資本適足率會使銀行之財務槓桿運用能力下降，投資報酬率也下降，甚至增加從事高風險的業務，進而降低成本效率。

綜上分析可知，針對 Basel III 新監理措施的實施，因金控與非金控銀行存在普通股結構及 Tier 1 資本結構之差異，導致普通股權益比例及第一類資本比例的新標準措施，對銀行成本效率的影響有顯著差異性；而抗景氣循環資本的計提，則會降低兩者的成本效率。這些研究發現凸顯出我國金控與非金控銀行因資本結構的差異，導致 Basel III 新監理措施的實施對成本效率的不同影響。我國監理機關也應將此結果具體納入差異化監理的政策中。

此外，獲利性的提升對金控或非金控銀行成本無效率皆呈現負向顯著關係，意即當金控或非金控銀行能夠充分運用其資產時，不但可提升資產的獲利率，亦可同時提高銀行的成本效率。但規模愈大，無論金控或非金控銀行，其成本效率將隨之下降。顯示我國銀行業，在擴大規模時，其所投入的勞動、固定資產等成本會大於其收益的增加，亦即分行數的增加，反減少獲利，進而降低銀行之成本效率。

最後從隨機共同邊界成本估計結果，我們得到金控銀行的平均技術缺口值 (TGR) 高於非金控銀行，表示非金控銀行之成本函數更貼近共同邊界函數。在共同成本效率平均值 (MCE) 方面，金控銀行的表現較非金控銀行為佳。整體而言，金控銀行的經營效率優於非金控銀行。

Basel III 之內容相當廣泛，涉及強化資本、強化風險覆蓋範圍、加強流動性管理、及提高抗景氣循環緩衝資本等措施。因此，Basel III 的實施必然對於金融機構的內部控制、公司治理、風險承受、資源配置、獲利、以及績效等都帶來一定的衝擊，所以也都需要大量的研究者分別針對不同子題進行深入之研究。本研究企圖拋磚引玉，以過去的歷史資料，集中模擬 Basel III 之新資本監管措施對台灣銀行業成本效率的可能影響。後續的研究者除了可以歷史資料進行更廣泛之模擬，也可以待 2016 年後，搜集 Basel III 真正實施後的具體資料，進行各類型的衝擊評估。

參考文獻

- 朱炫璉、吳志銘，「臺灣金融控股組織對銀行效率之影響」，臺灣管理學刊，第九卷第一期，民國 98 年，97-114 頁。
- 卓翠月、黃明祥、林淑惠、楊永列，「美國銀行資本適足、違約風險與效率之分析」，臺灣效率與生產力學會2011 年年會論文，民國100年。
- 郭照榮、李宜熹、陳勤明，「Basel III 對金融穩定及貨幣政策之影響」，中央銀行季刊，第三十五卷第二期，民國 102 年，11-60 頁。
- 陳永琦，「探究本國銀行加入金融控股公司對經營風險與生產成本之影響」，經濟研究，第四十三卷第二期，民國 96 年，209-242 頁。
- 陳玉涓、沈鵬飛，「金控公司子銀行與獨立銀行之成本效率分析」，運籌與管理學刊，第六卷第二期，民國 96 年，45-56 頁。
- 陳振銘、楊永列，「台灣地方政府財政績效評估－隨機共同邊界模型之應用」，台灣效率與生產力學會2011 年年會論文，民國100年。
- 黃台心、張寶光、邱郁芳，「應用共同成本函數探討東亞六國銀行業之生產效率」，經濟論文，第三十七卷第一期，民國 98 年，61-100 頁。
- 黃美瑛、謝志彬，「系統風險對金控法通過前後之銀行業成本與效率影響－隨機成本邊界法」，應用經濟論叢，第八十六期，民國 98 年，1-35 頁。
- 鄭秀玲、周群新，「調整風險後之銀行效率分析：台灣銀行的實證研究」，經濟論文叢刊，第二十六卷第三期，民國 87 年，337-366 頁。
- 鄭政秉、梁連文、許智偉，「差異化管理對台灣與日本銀行業成本效率之影響」，應用經濟論叢，2009 生產力與效率特刊，民國 99 年，145-189 頁。
- 劉景中，「銀行集中度與台灣銀行業的獲利性及風險」，經濟論文叢刊，第三十六輯第三期，民國 97 年，327-355 頁。
- 顏晃平、張靜文、吳榮杰，「臺灣農會信用部成本效率之研究－共同邊界函數應用」，應用經濟論叢，第八十四期，民國 97 年，159-193 頁。
- Allen, L. and Rai, A., "Operational Efficiency in Banking: An International Comparison," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, No.4, 1996, pp. 655-672
- Altunbas, Y., Liu, M. H., Molyneux, P., and Seth, R., "Efficiency and Risk in Japanese Banking," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24, 2000, pp. 1605-1628.
- Battese, G. E., Rao, D. S. P., and O'Donnell, C. J., "A Metafrontier Production Function for Estimation of Technical Efficiencies and Technology Gaps for Firms Operating under Different Technologies," *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 21, 2004, pp. 91-103.

- Battese, G. E. and Coelli, T. J., "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data," *Empirical Economics*, Vol. 20, 1995, pp. 325-332.
- Basel Committee on Banking Supervision (BCBS), *Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer*, Bank for International Settlements, 2010.
- Berger, A. N. and Hannan, T. H. "Using Efficiency Measures to Distinguish among Alternative Explanations of the Structure-Performance Relationship in Banking," N.93-18, Finance and Economics Discussion Series, 1993, Federal Reserve Board.
- Behr, P., Schmidt, R. H., and Xie, R., "Market Structure, Capital Regulation and Bank Risk Taking," *Journal of Financial Services Research*, Vol. 37, No. 2, 2010, pp. 131-158.
- Bonin, J. P., Hasan, I., and Wachtel, P., "Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, No. 1, 2005, pp. 31-53.
- Bos, J. W. B. and Schmiedel, H., "Comparing Efficiency in European Banking: A Meta Frontier Approach," *De Nederlandsche Bank Research Paper*, No. 57, 2003.
- Cavallo, L. and Rossi, S. P. S., "Scale and Scope Economies in the European Banking Systems," *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 11, 2001, pp. 515-531.
- Chao, C. M., Yu, M. M., and Chen M. C., "Measuring the Performance of Financial Holding Companies," *Service Industries Journal*, Vol. 30, No. 6, 2010, pp. 811-829.
- Chen, Y. C., Sun, L., and Peng, C. W., "Commercial Banks' Performance in Taiwan," *International Journal of Business Performance Management*, Vol. 7, No. 4, 2005, pp. 444-463.
- Chiou, C. C., "Effects of Financial Holding Company Act on Bank Efficiency and Productivity in Taiwan," *Neurocomputing*, Vol.72, No. 16-18, 2009, pp. 3490-3506.
- Demsetz, R. and Strahan, P., "Diversification, Size and Risk at Bank Holding Companies," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, 1997, pp. 300-313.
- Ellinger, P. N. and Neff, D. L., "Issues and Approaches in Efficiency Analysis of Agricultural Banks," *Agricultural Finance Review*, Vol. 53, 1993, pp. 82-99.
- Fan, L. and Shaffer, S., "Efficiency versus Risk in Large Domestic US Banks," *Managerial Finance*, Vol. 30, 2004, pp. 1-19.
- Fung, M. K., "Scale Economies, X-Efficiency, and Convergence of Productivity among Bank Holding Companies," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, No. 10, 2006, pp. 2857-2874.
- Hayami, Y., "Sources of Agricultural Productivity Gap among Selected Countries," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 51, 1969, pp. 564-575.
- Hill, R. C., Griffiths, W. G., and Judge, G. G., *Undergraduate Econometrics*, Second Edition, John

Wiley and Sons, 2001.

Huang, C. J., Huang, T. H., and Liu, N. H., "A New Approach to Estimating the Metafrontier Production Function Based on a Stochastic Frontier Framework," *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 42, 2014, pp. 241-254..

International Monetary Fund (IMF), "Toward Operationalizing Macroprudential Policies: When to Act?" *Global Financial Stability Report*, 2011.

Jagtiani, J. and Allen, L., "The Risk Effects of Combining Banking, Securities, and Insurance Activities," *Journal of Economics and Business*, Vol. 52, 2000, pp. 485-497.

Kaparakis, E., Miller, S., and Noulas, A., "Short-run Cost Inefficiency of Commercial Banks: A Flexible Stochastic Frontier Approach," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 26, 1994, pp. 875-893.

Kulasekaran, S. and Shaffer, S., "Cost Efficiency among Credit Card Banks," *Journal of Economics and Business*, Vol. 54, No. 6, 2002, pp. 595-614.

Laeven, L. and Levine, R., "Bank Governance, Regulation and Risk-Taking", *Journal of Financial Economics*, Vol. 93, No. 2, 2009, pp. 259-275.

Mester, L. J., "A Study of Bank Efficiency Taking into Account Risk- Preference," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, No. 6, 1996, pp. 1025-1045.

Naouar, A., "Strength of Market Discipline: Impact on the Solvency of European Banks," Working Paper, 2008.

Obi, C. P. and Emenogu, A., "Bank Holding Company Expansion into Nonblank Functions: Is the Risk in Systematic Risk Rewarded," *Managerial Finance*, Vol. 29, No. 8, 2003, pp. 9-20.

O'Donnell, C. J., Rao, D. S. P., and Battese, G. E., "Metafrontier Frameworks for the Study of Firm-Level Efficiencies and Technology Ratios," *Empirical Economics*, Vol. 34, 2008, pp. 231-255.

Pasiouras, F., Tanna S., and Zopounidis C. (2009), "The Impact of Banking Regulations on Banks' Cost and Profit Efficiency: Cross-Country Evidence," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 18, 2009, pp. 294-302.

Pilloff, S. J. and Rhoades, S. A., "Structure and Profitability in Banking Markets," *Review of Industrial Organization*, Vol. 20, No. 1, 2002, pp. 81-98.

Schmidt, P. and Lovell, C. A. K., "Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers," *Journal of Econometrics*, Vol. 9, No. 3, 1979, pp. 343-366.

Vennet, V. R., "Cost and Profit Efficiency of Financial Conglomerates and Universal Banks in Europe,"

Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 34, No. 1, 2002, pp. 254-282.

Yamori, N., Harimaya, K., and Kondo, K., “Are Banks Affiliated with Bank Holding Companies more Efficient than Independent Banks? The Recent Experience Regarding Japanese Regional BHCs,” *Asia-Pacific Financial Markets*, Vol. 10, No. 4, 2003, pp. 359-376.