

銀行資本品質與經濟效率：運用共同邊界法檢定 銀行代理成本假說

曾勝睿

中信金融管理學院科技金融研究所

黃台心*

國立政治大學金融學系

林宜君

國立彰化師範大學會計學系

黃國睿

淡江大學財務金融學系

關鍵詞：槓桿比率、強資本品質、弱資本品質、配置無效率、
技術無效率、成本技術缺口比率、總成本效率、代理成本假
說、效率-風險假說、特許權價值假說

JEL 分類代號：C51, D24, G21

* 聯繫作者。Email: thuang@nccu.edu.tw；電話：(02) 26253440。

聯繫作者感謝國科會專題計畫補助 (計畫編號： MOST 110-2410-H-004-178)，四位
作者感謝兩位審查人精闢建議與指正，文中若仍有疏漏，作者們應負全責。

中文摘要

本研究探討銀行資本品質是否引發代理成本問題，收集 OECD 中 16 國銀行業 2011-2016 年資料，依據槓桿比率（股本除以總資產）區分成強資本品質（SCQ）與弱資本品質（WCQ）兩群組；考量環境變數具有內生性問題後，估計兩群組技術、配置與經濟效率，發現配置無效率情況比技術無效率嚴重，樣本銀行若增加固定資產與資金的投入，並減少勞動投入，可節省約四成支出。隨機共同成本邊界模型發現 SCQ 群組的平均成本技術缺口比率與總成本效率優於 WCQ 群組，進而採用聯立迴歸模型與一般法化動差進行檢定，結果仍不支持代理成本假說；當效率指標為經濟效率與配置效率時，支持效率-風險假說，效率指標若為技術效率，無法判定是否支持效率風險和特許權價值假說

1. 前言

判斷一家銀行的資本品質 (capital quality) 或稱資本結構 (capital structure)，一般根據資本適足率 (capital adequacy ratio, CAR) 或槓桿比率 (leverage ratio, LR)，前者定義為合格資本 (= Tier 1 capital + Tier 2 capital) 占風險加權後資產 (risk-weighted assets) 的比率，後者則為自有資本占總資產的比率 (equity/asset ratio)。這兩種資本比率都能顯示一家銀行的資本狀態與吸收風險的能力，差異在於前者考慮到風險因子而後者則無。依循 Wu et al. (2020) 的分類方法，本研究根據 CAR 與 LR 兩個比率的高或低，將樣本銀行區分為強資本品質 (strong-capital quality, SCQ) 銀行、弱資本品質 (weak-capital quality, WCQ) 銀行與其他銀行等三類。強資本品質銀行 CAR 與 LR 兩個比率皆高，弱資本品質銀行 CAR 高但 LR 低，其他銀行的 CAR 很低而 LR 可能高或低。

根據 Basel III，CAR 選擇以 8% 為分界線，LR 則以 5% 為分界線。¹ 一家銀行若其 CAR 大於或等於 8% 且 LR 大於或等於 5% (4%)，稱為 SCQ 銀行；若其 CAR 大於或等於 8% 而 LR 小於 5% (4%)，稱為 WCQ 銀行；其餘稱為其他銀行，由於它們的 CAR 小於 8%，政府監管當局會介入監督與輔導而影響其經營績效，不屬本研究對象，故本研究僅針對 SCQ 與 WCQ 等兩類銀行進行分析。SCQ 銀行指 CAR 與 LR 兩個比率同時很高者，WCQ 銀行指 CAR 很高但 LR 較低者，CAR 與 LR 兩個比率出現不一致現象。

公司組織的企業，所有權與經營權分離，若經理人員與股東的目標不一致，會出現代理成本 (agency costs) 問題。在公司治理理論中，認為 LR 影響代理成本，進而影響廠商績效。在代理成本假說之下，認為處於高槓桿 (低 LR) 狀況下，公司易發生清算或倒閉風險 (Grossman and Hart, 1982; Williams, 1987)，以及面臨支付負債利息的壓力 (Jensen, 1986)，促使經理人員努力經營企業並顧及股東權益，故可降低股權代理成本 (agency costs of equity) 並增加公司價值，公司的經營績效 (效率) 因而提升。

¹ 根據 1991 年美國聯邦存款保險公司改進法案 (Federal Deposit Insurance Corporation Improvement Act, 簡稱 FDICIA) 之定義，銀行資本充足 (well capitalized) 的標準為 CAR 在 10% 以上且 LR 在 5% 以上。本文採用類似標準區分銀行的資本適足狀態，選擇以 5% 為分界線，本研究另外嘗試以 4% 為分界線，區分 SCQ 與 WCQ 等兩類銀行，當作敏感度分析的依據，結果大致與 5% 分類方式相近。

高槓桿公司因負債餘額增加，相當於將經營風險移轉給債權人，一方面降低風險控管的努力，另一方面必須支付高額利息費用，股東與債權人利益不一致導致負債代理成本 (agency costs of debt) 上升，降低公司的經營績效。故 Jensen and Meckling (1976) 認為 LR 對總代理成本的影響是非線性關係，最初隨槓桿比率上升 (LR 下降)，總代理成本隨股權代理成本下降而下降，槓桿比率上升 (LR 下降) 超過一定水準以後，公司破產或陷入危機的機率提高，負債代理成本超過股權代理成本，總代理成本反轉向上。

代理成本與資本結構議題在銀行業十分重要，Berger and Udell (1994) 認為因為此產業資訊不甚透明或不對稱 (information asymmetry)，經理人員在第一線從事經營活動，掌握的業務資訊高於股東和債權人，了解公司資金的流入流出，在一定的授權範圍內配置內部資源與調控各項支出。因此，經營階層可能利用此訊息優勢為自己謀取額外利益，資訊不對稱的程度越大，代理成本越高。加之，若經營階層並不持有或僅少量持有公司股份，造成 (1)：經理人員辛勤工作並取得亮麗業績，他們只能得到約定的報酬，出現付出與回報不相襯現象，可能降低積極經營企業的誘因；(2)：經理人員的在職消費 (on-the-job consumption)。² 前者得到和付出的不平衡易導致企業獲利下降，後者爭取福利而不需承擔成本，皆可視為一種代理成本。

過去有關代理成本假說的研究結果，並不一致，相關的回顧性論文請參考 Harris and Raviv (1991) 及 Myers (2001) 等。大致採用迴歸分析法，應變數為某種公司績效指標，自變數為 LR 或其他財務槓桿指標，再搭配一些控制變數。Berger and Udell (1994) 同時估計兩條聯立迴歸方程式，即增加估計一條應變數為 LR，自變數為績效指標與一組控制變數。

本研究將蒐集經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Cooperation and Development, OECD) 中的 16 國銀行業的年資料，根據它們的 CAR 與 LR，區分成三類後排除其他銀行，已如前述。針對

² 高階經理人如執行長或總經理，藉由職務之便，以犧牲股東利益的方式，滿足個人慾望，圖利自己之舉，稱為在職消費。例如，頻繁安排昂貴的出差旅行和住宿，消化預算，而行程和地區卻與工作內容毫無關係者。

SCQ 與 WCQ 兩類銀行，在共同邊界架構下，將配置效率與部份環境變數具有內生性問題納入模型後，估計並比較它們的共同成本效率，進而檢定代理成本假說。如果 WCQ 銀行的共同成本效率值優於 SCQ 銀行，因為前者的槓桿比率較高 (LR 較低)，支持代理成本假說；反之，若 SCQ 銀行的共同成本效率值優於 WCQ 銀行，否定代理成本假說。故本研究將檢定 SCQ 與 WCQ 兩類銀行，在共同邊界架構下的成本缺口比率以及共同成本效率，孰優孰劣，作為檢定代理成本假說的依據。具體而言，本研究檢定代理成本假說的虛無假設為：WCQ 銀行在共同邊界架構下的成本缺口比率以及共同成本效率，優於 SCQ 銀行，即支持代理成本假說。

此外，考量銀行績效可能對LR存在反向因果關係 (reverse causality)，本研究將依循 Berger and Bonaccorsi di Patti (2006) 與 Margaritis and Psillaki (2010)，運用迴歸分析法另外檢定兩種假說，包括效率-風險假說 (efficiency-risk hypothesis) 和特許權價值 (franchise-value hypotheses) 假說。前者指越有效率的銀行選擇較低的LR，因為高效率預期可降低破產與財務危機的成本；後者指越有效率的銀行傾向持有較多資本，故其LR較高以確保其未來所得或特許權價值。此時應變數為LR，自變數為效率值與一些控制變數。

本研究特點包括：1. 運用共同成本邊界函數，估計 SCQ 與 WCQ 兩群組樣本銀行的技術效率、配置效率、成本 (經濟) 效率、成本缺口比率以及共同成本效率值；2. 估計群組與共同成本邊界時，將環境變數具有內生性問題 (Amsler, Prokhorov, and Schmidt, APS, 2016, 2017) 納入考慮；3. 從技術效率、配置效率、經濟效率與技術缺口比率等面向，比較兩類銀行的經營績效，進而連結代理成本假說。這種作法，比 Berger and Bonaccorsi di Patti (2006) 單純使用利潤效率一種指標，探討其與資本結構間之關係更為周延。

本文除第 1 節為前言外，第 2 節為文獻回顧，第 3 節介紹研究方法與迴歸模型，第 4 節簡述資料來源和變數定義，第 5 節為實證結果分析，最後一節為結論。

2. 文獻回顧

Berger and Bonaccorsi di Patti (2006) 使用 1990-1995 年美國商業銀

行資料，探討利潤效率與資本結構之關係，實證分析結果支持代理成本假說，而效率-風險與特許權價值兩種假說都有可能成立。Altunbas et al. (2007) 收集歐洲銀行業1992-2000年資料，探討資本、風險與效率三者間之關係；發現無效率的銀行持有較多資本與承擔較少風險。Iannotta, Nocera, and Sironi (2007) 從15個歐洲國家收集181家大型銀行，1999-2004年資料，探討不同所有權模式對利潤、成本效率以及風險之影響；發現與民營銀行相比，公營與相互銀行 (mutual bank) 利潤效率較差，公營銀行的放款品質較差，破產風險也較高。

Margaritis and Psillaki (2007) 使用 2004 年紐西蘭 12,240 家主要是中小企業的資料，實證分析結果支持代理成本假說；運用分量迴歸模型發現槓桿水準 (負債除以總資產) 介於低至中度時，效率-風險假說成立；槓桿水準超過一定程度時，特許權價值假說成立。Margaritis and Psillaki (2010) 使用法國製造業廠商資料，研究資本結構、所有權結構與績效等三者間之關係；運用分量迴歸檢定效率-風險與特許權價值等兩種假說，發現兩種假說皆成立。Dawar (2014) 收集印度78家非金融業廠商2003-2012年資料，在代理理論基礎上，分析廠商資本結構的選擇對績效之影響；發現槓桿比率對財務績效有負向影響，否定代理理論。Chan, Hasan, and Lin (2021) 發現銀行將企業執行長 (CEO) 的額外津貼 (perquisite) 視為一種代理成本，若申請貸款廠商CEO的額外津貼較高，放款銀行對會對其要求較高的利息、抵押品以及較嚴格的合約條款。

如果廠商採用的生產技術群組無法被直接觀察到，一般使用latent class stochastic frontier model，估計生產邊界與效率，例如 Orea and Khumbakar (2004), Greene (2005), Koetter and Poghosyan (2009) 與 Poghosyan and Kumbhakar (2009) 等。如果廠商採用的生產技術群組可被直接觀察到，則可採用 Battese, Prasada Rao, and O'Donnell (2004) 與 O'Donnell, Prasada Rao, and Battese (2008) 提出的共同邊界模型，他們的兩步驟估計法後續有多位學者採用，分析與比較效率和生產力，例如Bos and Schmiedel (2007), 黃台心、張寶光與邱郁芳 (2009), 顏晃平與張瀨文 (2011), Chen (2012) 及 Huang, Juo, and Fu (2015) 等。

Huang, Huang, and Liu (2014) 改進上述模型的第二步驟，仍然使用隨機邊界法估計隨機共同邊界模型，使得第一與第二步驟皆能使用隨機邊

界法，之後廣為許多學者採用，應用於銀行業相關研究者，包括Huang, Chiang, and Tsai (2015), Huang, Chiang, and Chao (2017), Lee and Huang (2017), Chaffai and Hassan (2019), Safiullah and Shamsuddin (2019) 以及Lee and Huang (2019) 等。應用於非銀行業相關研究者，包括 Melo-Becerra and Orozco-Gallo (2017), Huang, Hu, and Chang (2018), Huang, Chang, and Kuo (2019), 以及 Zhang, Fan, and Zhou (2020) 等。

以上文獻大多聚焦於技術效率議題，運用資料包絡分析法同時估計技術與配置效率的論文相對較多，例如 Fu et al. (2016), Nair and Vinod (2019) 以及 Simar and Wilson (2019) 等。使用隨機生產邊界模型同時探討技術與配置效率者，相對較少，包括Atkinson and Cornwell (1994), Kumbhakar (1997), Huang et al. (2014), Tsionas, Assaf, and Matousek (2015), Mamatzakis et al. (2015), Ahmad and Burki (2016) 以及 Lai and Kumbhakar (2019) 等。

不同於過去相關研究，本研究將蒐集 OECD 中的 16 國銀行業 2011-2016 年資料，共包含 3,172 筆觀察值；再根據它們的 CAR 與 LR，區分成三類後排除其他銀行，剩下 3,108 筆資料。若以 $LR = 5\%$ 為標準，SCQ 銀行有 2,435 筆，WCQ 銀行則有 673 筆。³ 針對 SCQ 與 WCQ 兩類銀行，在共同邊界架構下考慮環境變數有內生性問題後，估計技術、配置與經濟效率，進而比較它們的技術缺口比率與總成本效率和檢定代理成本假說。如果 WCQ 銀行的技術缺口比率與總成本效率值優於 SCQ 銀行，因為前者的 LR 較低，支持代理成本假說；反之，若 SCQ 銀行的效率值優於 WCQ 銀行，否定代理成本假說。故本研究將檢定 SCQ 與 WCQ 兩類銀行，在共同邊界架構下的技術、配置與經濟效率以及成本技術缺口比率與總成本效率，孰優孰劣，作為檢定代理成本假說的依據。其虛無假設為：WCQ 銀行在共同邊界架構下的成本技術缺口比率與總成本效率，優於 SCQ 銀行。

此外，考量銀行績效可能對LR存在反向因果關係，本研究將依循 Berger and Bonaccorsi di Patti (2006) 與 Margaritis and Psillaki (2010)，運用迴歸分析法檢定效率-風險與特許權價值等兩種假說。前者指越有效率的銀行選擇較低的LR，因為高效率預期可降低破產與財務危機的成本；

³ 若以 $LR = 4\%$ 為標準，SCQ 銀行有 2,818 筆，WCQ 銀行則有 290 筆。

後者指越有效率的銀行傾向持有較多資本，故其LR較高以確保其未來所得或特許權價值。此時應變數為LR，自變數為效率值與一組控制變數。

總括而言，本研究是相關文獻中，首度將要素配置效率納入隨機共同成本邊界架構，估計並比較 SCQ 與 WCQ 銀行的成本技術缺口比率與總成本效率，據以檢定代理成本假說的論文，進一步採用一般化動差法檢定效率-風險與特許權價值等兩種假說是否成立。

3. 研究方法

本節細分成五小節，3.1小節介紹群組成本邊界模型，3.2小節探討環境變數具有內生性問題以及推導概似函數，3.3小節說明群組技術與配置效率的計算方法，3.4小節介紹共同成本邊界模型以及成本技術缺口比率和總成本效率的計算步驟，最後一小節討論如何運用迴歸模型檢定代理成本、效率-風險和特許權價值等三種假說。

3.1 群組成本邊界

根據樣本銀行的 CAR 與 LR 兩個比率，將它們分成 SCQ 和 WCQ 兩群，基於這兩群銀行採用的生產技術可能有所差異，不宜直接比較它們的生產效率；在 Huang, Huang, and Liu (2014) 隨機共同邊界架構之下，第一階段針對這兩群銀行，採用 Atkinson and Cornwell (1994) 的方法並擴充成多產出架構，將配置效率議題納入成本函數後，分別估計它們的群組成本邊界函數，運用係數估計值可同時計算各群組銀行的技術與配置效率，兩者合稱經濟（成本）效率；此階段容許技術無效率受到一組環境變數之影響且部分環境變數具有內生性質，本文採用 APS (2016, 2017) 的方法處理內生性問題。第二階段，將兩群銀行資料合併，估計隨機共同邊界成本函數，此階段容許技術缺口比率受到一組環境變數之影響且部分環境變數具有內生性質；利用係數估計值計算成本缺口比率以及共同成本效率；唯有在共同邊界架構之下，方能比較兩群銀行的各種效率值。最後，運用迴歸分析探討代理成本假說、效率-風險假說和特許權價值假說。

上述的前兩個估計階段，均將環境變數納入，分別與群組成本邊界的無效率項和共同成本邊界函數的技術缺口比率連結；其中部分環境變數可能具有內生性而必須處理，否則易導致係數估計式不具備一致性，本研究

將依循 APS (2016, 2017) 建議的方法處理內生性問題。採用成本函數的優點，它容許廠商雇用多種要素投入和生產多種產出，適合描述銀行廠商的生產活動；也因為此函數包含要素價格，研究者可以同時探討常被忽略的生產要素配置效率議題，研究結果應較具參考價值。

各群組要素投入向量以 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_N)' \in R_+^N$ 代表，要素價格向量則以 $\mathbf{W} = (W_1, \dots, W_N)' \in R_+^N$ 代表，產出向量表為 $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_L)' \in R_+^L$ 。本研究收集的資料可以定義三種投入與三種產出，故 $N = L = 3$ 。第 k ($= \text{SCQ, WCQ}$) 群組技術集合 (technology set) 表為： $T^k = \{(\mathbf{x}, \mathbf{y}) : \mathbf{x} \text{ 可被銀行用來生產 } \mathbf{y}\}$ 。

依據 Atkinson and Cornwell (1994) 使用影子要素價格 (shadow input prices) $\mathbf{W}^* = (W_1^*, \dots, W_N^*)$ ，描述要素配置無效率，它與實際要素價格向量 $\mathbf{W}$ 的關係如下：

$$\frac{W_j^*}{W_j} = \lambda_j, \quad j = 1, \dots, N, \quad (1)$$

第 j 影子價格與實際價格的比率 λ_j ，代表配置無效率程度，配置參數 $\lambda_j = 1$ 表示第 j 要素已達配置效率； $\lambda_j \neq 1$ 表示第 j 要素投入量未達配置效率。

若銀行存在投入面技術無效率 (technical inefficiency, TI) 時，第 k 群組生產轉換函數表為

$$F^k(\mathbf{y}', b\mathbf{x}') = 0,$$

其中 $0 < b \leq 1$ 代表投入面技術無效率的程度，其值愈接近一愈有技術效率，愈接近 0 愈缺乏技術效率。考慮技術無效率後的第 k 群組影子成本函數為：

$$\begin{aligned} C^{**k}\left(\mathbf{y}', \frac{\mathbf{W}^*}{b}; \boldsymbol{\theta}\right) &= \min_{b\mathbf{x}} \left[\frac{\mathbf{W}^*}{b} (b\mathbf{x}) \mid F^k(\mathbf{y}', b\mathbf{x}') = 0 \right] \\ &= \frac{1}{b} \min_{b\mathbf{x}} [\mathbf{W}^* (b\mathbf{x}) \mid F^k(\mathbf{y}', b\mathbf{x}') = 0] \\ &= \frac{1}{b} C^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}), \end{aligned} \quad (2)$$

式中 $C^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta})$ 代表達到技術效率時的第 k 群組影子成本函數， $\boldsymbol{\theta}$ 為成本函數中全部未知參數向量。利用 Shephard's lemma 以及要素需求函數為要素價格的零階齊次函數的性質，可導得

$$\frac{\partial C^{**k}}{\partial (W_j^*/b)} = bx_j \left(\mathbf{y}', \frac{W^*}{b}; \boldsymbol{\theta} \right) = bx_j(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}), \quad (3)$$

$$\frac{\partial C^{**k}}{\partial W_j^*} = \frac{\partial C^{**k}}{\partial (W_j^*/b)} \frac{\partial (W_j^*/b)}{\partial W_j^*} = x_j(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}), \quad (4)$$

(2) 式對 W_j^* 取偏導數：

$$\frac{\partial C^{**k}}{\partial W_j^*} = \frac{1}{b} \frac{\partial C^{**k}}{\partial W_j^*} \Rightarrow x_j = \frac{1}{b} \frac{\partial C^{**k}}{\partial W_j^*},$$

故

$$\frac{\partial C^{**k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta})}{\partial W_j^*} = bx_j. \quad (5)$$

令第 k 群組 j 要素達到技術效率的影子份額為

$$S_j^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) \equiv \frac{\partial \ln C^{*k}}{\partial \ln W_j^*} = \frac{\partial C^{*k}}{\partial W_j^*} \frac{W_j^*}{C^{*k}} = \frac{bW_j^* x_j}{C^{*k}}, \quad (6)$$

令 j 要素考慮技術效率後的影子份額為

$$\begin{aligned} S_j^{**k} \left(\mathbf{y}', \frac{W^*}{b}; \boldsymbol{\theta} \right) &\equiv \frac{\partial \ln C^{**k}}{\partial \ln (W_j^*/b)} = \frac{\partial C^{**k}}{\partial (W_j^*/b)} \frac{W_j^*/b}{C^{**k}} = \frac{W_j^* x_j}{C^{**k}/b} \\ &= \frac{bW_j^* x_j}{C^{*k}} = S_j^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}), \end{aligned} \quad (7)$$

比較 (6) 與 (7) 兩式，可知是否考慮 TI 參數 b ，不影響 j 要素的影子份額，表示考慮技術無效率因素後，只等比例提高每一要素投入支出，使份額維持不變。

定義第 k 群組實際成本支出 (E^k)

$$E^k = \sum_{j=1}^N W_j x_j = \sum_{j=1}^N W_j \frac{C^{*k} S_j^{*k}}{bW_j^*} = \frac{C^{*k}}{b} \sum_{j=1}^N S_j^{*k} \lambda_j^{-1} = C^{**k} G(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}), \quad (8)$$

其中

$$G(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) = \sum_{j=1}^N S_j^{*k} \lambda_j^{-1},$$

若銀行達到完全配置效率， $\lambda_j = 1$ ， $j = 1, \dots, N$ ，則 $G(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) = 1$ 。(8)

式的重要性，在於將等號左方可以觀察到的實際成本支出，連結到右方的理論成本支出，加入隨機干擾項後（見下文），成為可以估計的迴歸方程式。

針對 (8) 式左右兩邊同時取自然對數：

$$\begin{aligned} \ln E^k &= \ln C^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) - \ln b + \ln G(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) \\ &= \ln C^{**k} \left(\mathbf{y}', \frac{W^*}{b}; \boldsymbol{\theta} \right) + \ln G(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}), \end{aligned} \quad (9)$$

定義實際份額

$$\frac{w_j x_j}{E^k} = \frac{w_j S_j^{*k} C^{*k}}{E^k b W_j^*} = \frac{S_j^{*k} \lambda_j^{-1}}{G}, \quad j = 1, \dots, N. \quad (10)$$

令 $u_T \equiv -\ln b \geq 0$ ，代表 TI 使對數成本上升幅度，(9) 式再加上隨機干擾項 $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ ，成為迴歸方程式：

$$\begin{aligned} \ln E^k &= \ln C^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) + \ln G(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) + u_T + v \\ &= \ln C^k(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \boldsymbol{\theta}) + u_A + \varepsilon, \end{aligned} \quad (11)$$

其中 $C^k(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \boldsymbol{\theta})$ 代表同時達到技術與配置效率時的成本支出， $\varepsilon = u_T + v$ 稱為組合誤差， u_A 代表配置無效率 (allocative inefficiency, AI) 導致對數成本上升幅度，定義為：

$$u_A(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) = \ln C^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) + \ln G(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) - \ln C(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \boldsymbol{\theta}), \quad (12)$$

上式右方前兩項代表有 AI 時的對數成本，減去達到配置效率 (allocative efficiency, AE) 時的對數成本 $\ln C(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \boldsymbol{\theta})$ 。同理，將 (10) 式實際份額加上純粹隨機變數 u ，成為

$$\begin{aligned} \frac{w_j x_j}{E^k} &= \frac{S_j^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) \lambda_j^{-1}}{G(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta})} + u_j \\ &= S_j^k(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \boldsymbol{\theta}) + \eta_j + u_j, \quad j = 1, \dots, N, \end{aligned} \quad (13)$$

其中 $S_j^k(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \boldsymbol{\theta})$ 為達到 AE 時的最適成本份額， η_j 定義為

$$\eta_j = \frac{S_j^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta}) \lambda_j^{-1}}{G(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta})} - S_j^k(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \boldsymbol{\theta}), \quad j = 1, \dots, N, \quad (14)$$

其含意為 AI 的存在，導致實際份額不等於達到 AE 時最適份額 ($S_j^k(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \boldsymbol{\theta})$) 的差額。

實證分析時，(11) 式中的對數成本函數 $\ln C^{*k}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \boldsymbol{\theta})$ 將被設定為文獻中常被使用的 translog 型式，透過偏導數可以得到 (13) 式中的影子份額方程式 S_j^{*k} 。因為 (11) 式中額外出現未知配置參數 λ_j ，必須聯立估計 (11) 與 (13) 式，且因成本函數是要素價格的一階齊次函數， N 種要素投入中我們僅能估計 $N-1$ 個 λ 值，不能估計者須標準化為一。

3.2 內生性問題

假定要素市場是完全競爭，個體經濟理論定義成本函數為生產一定數量商品下的最低生產成本，它是產出與要素價格的函數，均為外生變數。本研究容許 (11) 式的技術無效率項 $u_T \geq 0$ 受到一組環境變數之影響，且部分環境變數具有內生性問題必須解決。令 $u_T = \boldsymbol{\gamma}' \mathbf{q} + \omega_1 \geq 0$ ，

ω_1 的原始機率分配為 $N(0, \sigma_{\omega_1}^2)$ ，因為 $\omega_1 \geq -\gamma'q$ ，而成為自 $-\gamma'q$ 以下被截斷的常態分配。⁴ 將環境變數分解成兩個部分，即 $\gamma'q = \gamma_1'q_1 + \gamma_2'q_2$ ， q_1 代表外生環境變數向量， q_2 代表內生環境變數向量，分別包含 k_1 與 k_2 個環境變數。

將 (11) 式改寫成：

$$\ln E^k = F(\mathbf{y}', W^*; \boldsymbol{\theta}) + \gamma_1'q_1 + \gamma_2'q_2 + \varepsilon, \quad (15)$$

其中 $F(\mathbf{y}', W^*; \boldsymbol{\theta}) = \ln C^{*k}(\mathbf{y}', W^*; \boldsymbol{\theta}) + \ln G(\mathbf{y}', W^*; \boldsymbol{\theta})$ ， $\varepsilon = \omega_1 + v$ 代表組合誤差項。接下來解決內生性問題的推導過程較為冗長，與配置效率議題一併改置於附錄。

3.3 群組效率

因本研究未假設無效率項具有如 APS (2017) 的縮放性質且包含配置效率參數 λ ，(A6) 式與 APS (2016, 2017) 的 (A.4) 式相比有較大差異，進而 $\omega_1|\tilde{\varepsilon}$ 的條件機率密度函數也不同，可推導為 (暫時忽略下標 i)

$$\begin{aligned} f(\omega_1|\tilde{\varepsilon}) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} \frac{\sigma_c \sigma_{\omega_1}}{\sigma} \Phi[B]} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\omega_1 - \tilde{\varepsilon} \left(\frac{\sigma_{\omega_1}^2}{\sigma^2} \right)}{\frac{\sigma_c^2 \sigma_{\omega_1}^2}{\sigma^2}} \right)^2 \right] \\ &= \frac{1}{\Phi \left[\frac{\gamma'q + \mu_s}{\sigma_s} \right] \sqrt{2\pi} \sigma_s} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\omega_1 - \mu_s}{\sigma_s} \right)^2}, \end{aligned} \quad (16)$$

其中 $\mu_s = \tilde{\varepsilon}(\sigma_{\omega_1}^2/\sigma^2)$ ， $\sigma_s^2 = \sigma_c^2 \sigma_{\omega_1}^2 / \sigma^2$ 。(16) 式機率密度函數是將常態分配隨機變數 $N(\mu_s, \sigma_s^2)$ 從 $\gamma'q$ 以下截斷後的分配，故計算條件期望值的公式可證明為

$$E(\omega_1|\tilde{\varepsilon}) = \mu_s + \sigma_s \frac{\phi \left[\frac{\gamma'q + \mu_s}{\sigma_s} \right]}{\Phi \left[\frac{\gamma'q + \mu_s}{\sigma_s} \right]}, \quad (17)$$

條件期望值加上 $\hat{\gamma}'q$ 後 ($\hat{\gamma}$ 代表係數估計值)，當作技術無效率的估計值，技術效率分數 (TE) 成為

$$TE = \exp(-\hat{u}_T) = \exp(-\hat{\gamma}'q - \hat{\omega}_1) = \exp(-\hat{\gamma}'q) \exp(-\hat{\omega}_1), \quad (18)$$

其中 $\hat{\omega}_1$ 需使用係數估計值代入 (17) 式計算得到。TE 值應介於零與一之間，其值越大，代表實際生產成本越靠近群組成本邊界，技術效率越

⁴ ω_1 的截斷機率密度函數為 $f(\omega_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\omega_1}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\omega_1}{\sigma_{\omega_1}}\right)^2} / [1 - \Phi(-\gamma'q/\sigma_{\omega_1})]$ ，其中 $\Phi(\cdot)$ 是標準常態分配的累積分配函數。此處關於技術無效率項的設定以及內生性問題的處理方式類似黃台心、黃國睿與鄭人瑋 (2022)。

高；反之，則越低。

計算配置效率值，需使用成本邊界函數的係數估計值 $\hat{\theta}$ 與 $\hat{\lambda}$ ，計算有配置無效率情況的對數成本值 $\hat{F}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \hat{\theta})$ ，再令 $\hat{\lambda} = 1$ 後計算達到配置效率的對數成本值 $\hat{F}(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \hat{\theta})$ ，前者應大於或等於後者，配置效率分數 (AE) 等於

$$AE = \exp\left(\hat{F}(\mathbf{y}', \mathbf{W}; \hat{\theta}) - \hat{F}(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \hat{\theta})\right), \quad (19)$$

AE 值也應介於零與一之間，其值越大，代表配置無效率的情況越輕微，或稱配置效率程度越高；反之，則代表配置無效率的情況越嚴重，或稱配置效率程度越低。經濟效率 (economic efficiency, EE) 或稱成本效率的定義為

$$EE = TE \times AE, \quad (20)$$

本研究將運用上述最大概似法分別針對 SCQ 與 WCQ 兩群銀行資料，聯立估計群組成本邊界與份額方程式後，運用係數估計值計算各群組 TE、AE 和 EE 等值。接下來，使用各群組每家銀行的成本支出乘以 EE 再取自然對數，得到每家樣本銀行達到經濟效率的最適對數成本支出 $\ln \hat{E}_i^k$ ，此理論最適成本應位於群組成本邊界上，適合用來估計下一小節的隨機共同成本邊界。

3.4 隨機共同成本邊界

隨機共同成本邊界函數的推導，請參考 Huang, Huang, and Liu (2014)，此處不擬詳細說明。令 $k (= 1, 2)$ 代表 SCQ 與 WCQ 兩群組， M 代表共同邊界，共同成本邊界函數從下方包絡群組成本邊界函數，代表整體產業使用最佳生產技術的成本邊界，群組邊界與共同邊界的差距，稱為成本技術缺口 (cost technology gap)，缺口越大代表群組成本邊界越遠離 (高於) 共同成本邊界，此群組銀行使用的生產技術越差；反之，則越佳。值得一提者，估計共同成本邊界函數時，不再考量配置效率議題。

隨機共同成本邊界函數的應變數，就是前小節得到的最適對數成本支出 $\ln \hat{E}_i^k$ ，第 i 樣本表為：

$$\ln \hat{E}_i^k = \ln C_i^M(\mathbf{y}_i, \mathbf{W}_i; \boldsymbol{\theta}^M) + V_i^M + U_i^M, \quad (21)$$

式中 $\boldsymbol{\theta}^M$ 是共同成本邊界函數的待估參數向量， $V_i^M + U_i^M$ 形成組合誤差項，其中 $V_i^M \sim N(0, \sigma_V^2)$ 是外加的隨機干擾項， U_i^M 就是成本技術缺口，

代表群組成本邊界 ($\ln \hat{E}_i^k$) 與共同邊界 ($\ln C_i^M(\cdot)$) 的差距。成本技術缺口可以表為環境變數的函數，即 $U_i^M = \mathbf{F}'\mathbf{Q}_i + \zeta_i \geq 0$ ， $\mathbf{Q}_i$ 是一組影響成本技術缺口的環境變數， $\mathbf{F}'$ 是對應之待估參數向量， $\zeta_i \geq -\mathbf{F}'\mathbf{Q}_i$ 是截斷常態分配隨機變數，其機率密度函數類似 (15) 式的 ω_1 ，請見註 4，其原始分配 (未截斷前) 的變異數為 σ_ζ^2 。

類似 3.2 小節，本研究容許部分或全部環境變數 $\mathbf{Q}_i$ 具有內生性，這是相關文獻中首度在共同邊界模型中考慮內生性問題。解決內生性問題的方法與 3.2 小節類似，且因不需估計配置參數 λ 而無需聯立估計份額方程式，我們只需略為修改 (A8) 與 (A9) 兩式的對數概似函數即可。

將兩群銀行資料合併後，使用最大概似法估計得到共同邊界成本函數的全部迴歸係數值，代入類似 (17) 與 (18) 兩式，計算得到全部樣本銀行的成本技術缺口比率 (cost technology gap ratio, CTGR)，其值越高，表示樣本銀行採用的生產技術越先進；反之，則越差。CTGR 與前小節的 EE 相乘，特稱為總成本效率 (total cost efficiency, TCE)，即 $TCE = EE * CTGR$ ，代表樣本銀行共同成本邊界值與實際成本的比率，其值越大，該銀行總成本效率越佳；反之，則越差。

TCE 與 CTGR 可用來比較不同群組銀行的總成本效率和採用之生產技術，但不宜使用 TE、AE 與 EE 進行跨群組成本效率之比較，因為這三種效率值係根據不同群組的成本邊界計算而來，計算基準並不一致。

為凸顯考慮內生性問題與配置效率的重要性，本文額外估計忽略內生性問題與配置效率的模型，分別估計群組和共同成本邊界，得到成本技術缺口比率和總成本效率後，進行群組間差異性比較。

3.5 假說設定

參考 Berger and Bonaccorsi di Patti (2006)，檢定代理成本假說的迴歸方程式表為：

$$EFF_i = h_1(LR_i, \mathbf{Z}_{1i}) + e_{1i}, \quad (22)$$

式中 EFF_i 是第 i 家銀行的各種效率估計值，詳見 5.3 小節； LR_i 是第 i 家銀行的槓桿比率，等於股本除以總資產的比率 (the ratio of equity capital to gross total assets)， $\mathbf{Z}_{1i}$ 代表可能影響效率的一些控制變數，包括對數總資產、稅前利潤、收入多樣化指標、成本占總資產比率、流動性資產以及兩個總體經濟變數，包括失業率和央行資產占 GDP 的比率； e_{1i}

是平均數為零，變異數為常數的隨機干擾項。若代理成本假說成立，當槓桿比率增加 (LR 下降)，經理人員提升公司價值的壓力增加，必須戮力提升效率，致 EFF 上升，外部股權的代理成本 (the agency costs of outside equity) 下降，即 $\frac{\partial EFF}{\partial LR} < 0$ 。

檢定效率-風險假說和特許權價值假說，將 (22) 式迴歸方程式的應變數與自變數對調：

$$LR_i = h_2(EFF_i, Z_{1i}) + e_{2i}, \quad (23)$$

應變數改為槓桿比率， e_{2i} 是平均數為零，變異數為常數的隨機干擾項。

效率-風險假說認為高效率銀行傾向降低股權，即 $\frac{\partial LR}{\partial EFF} < 0$ 。特許權價值假說則相反，預期 $\frac{\partial LR}{\partial EFF} > 0$ ，高效率銀行傾向保有較多股權資本以保護公司價值。

本研究使用 Lewbel (2012) 提出的一般化動差法，⁵ 須假設 (22) 與 (23) 兩式誤差項具異質共變數，就可以估計和辨認這兩式的迴歸係數，同時解決變數內生性問題。此方法的優點為研究者無須額外蒐集工具變數，故這兩式的控制變數可以相同，都是 Z_{1i} ，缺點在於僅適用於兩條聯立迴歸方程式。

4. 資料分析

本研究從 Orbis Bank Focus 資料庫中，針對OECD成員國中的 16 國銀行業，收集2011-2016年資料，⁶ 共包含3,172筆觀察值；再根據它們的CAR與LR，區分成三類後排除其他銀行，剩下3,108筆資料。

2010年9月12日制定的巴塞爾協議III (Basel III)，要求銀行之資本適足率從2013年起由當時的4%提高到4.5%，到2019年進一步提高到6%。加上2.5%的銀行資本緩衝，逐步達到8.5%的要求。本研究樣本期間涵括 Basel III 實施前和實施中，樣本銀行的資本結構正在逐步調整、適應，

⁵ 此方法至今已被許多論文採用，例如 Milunovich and Yang (2018), Bun and Harrison (2019), Appiah-Otoo et al. (2022), Lai and Kumbhakar (2023), Chen et al. (2023) 等。

⁶ 這 16 國包含 Australia、Austria、Belgium、Canada、Denmark、France、Germany、Italy、Japan、Netherlands、Norway、Portugal、Spain、Sweden、Switzerland 以及 United Kingdom，因為這些國家收集到的樣本數超過 100 筆。本研究排除美國銀行業資料，因為該國的樣本數超過一萬筆以上，遠高於其他國家，另一方面，絕大多數銀行屬於 SCQ。基此，若將美國資料納入研究樣本，實證分析結果易被美國資料支配，無法代表全部樣本國家。

加之已度過 2008 年發生的次貸風暴危機，或許是較佳的研究期間，可從銀行資本品質面向，檢定代理成本假說。

定義銀行業投入與產出變數主要有兩種方法，即生產法 (production approach) 和仲介法 (intermediation approach)，由於生產法定義銀行交易數量或交易帳戶數為產出項目，研究者不易取得相關資料，故大多數研究者採用仲介法。視銀行為金融中介者，將勞動、資本與資金 (各類存款) 定義為投入項，放款、投資與非利息收入定義為產出項。此法優點為變數資料容易取得，可從一般資料庫的財務報表中擷取，本文亦採此法定義投入與產出項。

產出項包括投資 (y_1 , 其他營運資產)、放款 (y_2) 與非利息收入 (y_3)，要素投入量包括勞動 (x_1 , 總資產減固定資產)、⁷ 固定資產 (x_2) 與資金 (x_3)；三種要素支出分別為用人費用 (staff expenses)、其他營運費用 (other operating expenses) 與存款利息費用，總成本 (E) 等於以上三種支出的總和；三種要素價格分別等於三種要素支出除以要素投入量，分別以 W_1 、 W_2 與 W_3 代表。至於環境變數的選擇，並無相關理論可供參考，只能參考過去文獻，選擇一些總體經濟變數以及凸顯銀行、金融市場或制度面特徵等的變數。群組成本邊界的環境變數，選擇與個別銀行特徵有關的變數，包含資產報酬率 (ROA)、產品多樣化指標及其平方項 (divy 與 divy^2)、核心資本比率 (Tier_1 ratio = core capital/risk-weighted assets) 和成本與收入的比率 (cost to income ratio, cost_income) 等。

成本效率越高的銀行，為生產一定數量金融商品，其生產成本較低，有助於提升獲利水準，預期 ROA 與成本效率呈正向關係，例如 Berger, Hancock, and Humphrey (1993), Allen and Rai (1996) 和 Lozano-Vivas, Pastor, and Pastor (2002) 等；但也有文獻發現負向關係者，包括 Cavallo and Rossi (2002), Casu and Molyneux (2003), Lee and Huang (2016, 2017, 2019)。Lozano-Vivas, Pastor, and Pastor (2002) 將類似指標 ROE (權益報酬率, return on equity) 視為市場競爭度指標，而與效率呈正向關係。本文依據 Laeven and Levine (2007) 定義 $\text{divy} = 1 - |y_1 - y_2| / (y_1 + y_2)$ ，其值介於零與一之間，越大代表產品多樣化程度越高；反之，越小

⁷ 因為員工人數闕漏情況較為嚴重，本研究依循 Claessens and Laeven (2004), Turk-Ariss (2009), and Huang and Liu (2014) 定義勞動要素為總資產減固定資產。黃台心、張寶光與邱郁芳 (2009) 使用我國銀行業資料，計算銀行業實質總資產與員工人數兩個變數，1981 年至 2003 年的相關係數，大約等於 0.85，顯示使用總資產當作員工人數的代理變數尚可接受。

代表產品多樣化程度越低。產品多樣化程度越高的銀行，可以分散營運風險並發揮資源共享優勢，預期成本效率越高；放入其平方項變數可以捕捉非線性關係。類似權益資產比率 (equity over total assets)，核心資本比率或可代表銀行經營者的風險態度與政府當局對銀行業的管制狀況，其對成本效率之影響方向較不明確；請參考 Berger and DeYoung (1997) 和 Huang et al. (2011)。成本與收入比率越低表示銀行每一元的收入，須支付的成本越低，成本效率越高。

值得一提者，3.2 小節提到環境變數可能有內生性問題並說明解決之道。本文將 ROA 與 Tier_1 ratio 視為內生變數，因為這兩個變數受到經理人員的決策影響，易與誤差項相關。下節將使用 F 檢定確認它們是否具內生性。

共同成本邊界的環境變數，依循 Huang, Huang, and Liu (2014)，除與個別銀行特徵有關的變數外，增加與總體經濟有關的變數，包含淨利差 (net interest margin, NIM)、放款占總資產的比率 (loan_ta)、通貨膨脹率 (inf_rate)、人口密度 (pop_den, 每平方公里人口數) 以及一國銀行總資產占 GDP 比率 (bank_ass)；前兩個屬於個別銀行特徵變數，後三個為總體變數。人口密度與 bank_ass 資料來自世界銀行。類似群組環境變數，兩個個別銀行特徵變數—NIM 與 loan_ta，受到經理人員的決策影響，易與誤差項相關而有內生性問題，估計共同成本邊界時將一併處理此問題並使用 F 檢定確認它們是否確實存在內生性。⁸

值得留意者，共同成本邊界的無效率項，其實代表群組成本邊界與共同成本邊界的差距，也就是成本技術缺口，成本技術缺口比率 (成本技術缺口) 越高 (越小)，表示該銀行採用的生產技術越先進。個體環境變數 NIM 與 loan_ta 越高，代表銀行獲利能力越高，放款績效佳，越有能力採用較先進生產技術，預期它們與技術缺口比率呈正向關係。通貨膨脹率易帶動利率水準上升，推升銀行獲利，進而有能力使用先進生產技術；人口密度提高，雖有利銀行降低業務推展成本，但也可能降低提高生產技術的誘因；⁹ 一國銀行總資產占 GDP 比率越高，代表金融發展程度越高，銀行業競爭度較高，一方面促使銀行努力提升生產技術以求生存，另一方面

⁸ Huang, Huang, and Liu (2014) 並未考慮群組與共同邊界的環境變數，可能出現內生性問題。

⁹ 請參考 Lozano-Vivas, Pastor, and Pastor (2002), Huang et al. (2011), Lee and Huang (2016, 2017)等。

因利差降低而不利更新生產技術，導致這兩個總體環境變數係數估計值的符號不明確。

[此處插入表 1 至 表 3]

表 1 列出以上各變數的樣本統計量。各變數的標準差都大於平均值，顯示這些變數在樣本銀行間的差異頗大。進一步依據 LR 等於 4% 或 5% 將樣本區分成 SCQ 與 WCQ 兩群組，計算它們的樣本統計量，分別列於表 2 與 3 中。表 2 顯示兩群組銀行投入和產出變數的大小，互有領先；其中三種要素投入的平均值，SCQ 群組較高，但平均成本支出、 y_1 與 y_2 ，則以 WCQ 群組較高。然表 3 顯示 WCQ 群組無論投入和產出變數，均超越 SCQ 群組，表示將 LR 從 4% 提高至 5%，從原來的 SCQ 群組移轉至 WCQ 群組的銀行，偏向較大型者。從下節起，分析焦點將放在 LR 大於或等於 5% 的分組方式。

5. 實證分析

5.1 小節分別呈現群組與共同成本邊界模型的迴歸係數估計結果，利用這些係數估計值計算各種效率值，5.2 小節分析這些效率值的經濟意涵，5.3 小節使用聯立迴歸模型從事各種假說檢定。

5.1 迴歸係數估計結果

5.1.1 群組成本邊界係數估計值

依據 LR 等於 5% 區分 SCQ 與 WCQ 兩群組，為精簡篇幅，不列出內生環境變數 ROA 與 Tier_1 ratio 等兩條縮減式 (即 (A2)) 的係數估計結果；分別檢定兩條縮減式全部斜率項係數同時等於零的 F 檢定統計量，均達到統計顯著；支持縮減式自變數 (工具變數) 的迴歸係數值不同時等於零，顯示這些變數的選擇尚佳。¹⁰

接下來，分別以最大概似法聯立估計 (A8) 與 (13) 式，兩組迴歸係數估計結果置於表 4。達到統計顯著的係數估計值都超過一半以上，顯示模型配適結果尚佳。 $\Omega_{v\eta_2}$ 的係數估計值在兩個群組中皆達 1% 顯著水準， $\Omega_{v\eta_1}$ 的係數估計值則在 WCQ 群組未達統計顯著，可能出在樣本數

¹⁰ 若根據 LR 等於 4% 區分 SCQ 與 WCQ 兩群組，WCQ 群組的 F 檢定統計量未達到統計顯著，原因可能出在其樣本數太少，僅有 290 筆。

較少之故；進一步聯合檢定 $\Omega_{v\eta_1}$ 和 $\Omega_{v\eta_2}$ 同時等於零的虛無假設，兩組樣本皆遭拒絕，根據 APS (2016) 可推論 ROA 與 Tier_1 ratio 等兩個環境變數皆非外生變數，支持迴歸模型應考慮變數內生性問題。¹¹

估計成本函數時，本文選擇第一個生產要素為中立財 (numeraire)，故只能估計兩個配置效率參數，包括 λ_2 與 λ_3 。參考表 4，這兩個參數估計值在兩個模型中都小於一，但僅在 SCQ 群組達到統計顯著，推測亦與 WCQ 模型樣本數偏少有關，致不易準確估計。 λ_2 與 λ_3 估計值小於一的經濟意涵，固定資產 (x_2) 與資金 (x_3) 相較於勞動 (x_1)，投入量偏少 (under-utilized)；為達到配置效率，建議樣本銀行應增加固定資產與資金的投入量，減少勞動投入量，可極小化成本支出。

絕大多數的環境變數係數值都達到統計顯著，且兩個群組係數估計值的符號皆一致。ROA 的係數估計值為正但僅在 SCQ 群組達到統計顯著，表示獲利能力較高的銀行其生產成本也高，致離其成本邊界較遠；此發現與 Cavallo and Rossi (2002), Casu and Molyneux (2003) 和 Lee and Huang (2016, 2017, 2019) 等文獻一致。divy 的一次項係數估計值為正，二次項係數估計值在 WCQ 群組為負且皆達 1% 顯著水準，表示其與技術無效率之關係為開口項下的曲線關係；易言之，隨產品多樣化程度提高，技術 (無) 效率呈先下降 (上升) 然後上升 (下降) 的變化；表示產品多樣化須達到一定程度後，才對技術效率產生正向影響，而在 SCQ 群組二次項係數估計值為正但不顯著。¹² Tier_1 ratio 的係數估計值為負且達 1% 顯著水準，表示經營策略較為審慎的銀行，傾向保有較多資本，面臨的經營風險較低，管理能力也較優。cost_income 的係數估計值為正且顯著，符合預期，表示成本與收入比率越高，每一元的收入須支付的成本越高，技術效率越低。

[此處插入表 4]

5.1.2 隨機共同成本邊界係數估計值

運用表 4 的係數估計值，根據 (18) 至 (20) 式分別計算技術、配置

¹¹ 根據 Shephard's lemma，對數成本與對數要素價格的偏導數，等於該要素的成本分額。本研究計算每筆資料三種成本分額的樣本平均數，皆為正值，表示迴歸係數估計值符合理論預期。

¹² 利用 WCQ 群組的 divy 與其平方項係數值，搭配 divy 的樣本平均數 (0.5898)，計算得到 divy 等於 0.54 時，達到轉折點。

與經濟效率，留待 5.2 小節討論。得到每家銀行經濟效率估計值以後，用以計算最適對數成本支出 $\ln \hat{E}_i^k$ ，即為隨機共同成本邊界函數 (21) 式的應變數，容許部分成本技術缺口的環境變數具有內生性問題，再次運用修正內生性問題的最大概似法進行估計，隨機共同成本邊界係數估計結果，置於表 5。

為節約篇幅，仍不列出兩個內生環境變數 NIM 與 loan_ta 等兩條縮減式的係數估計結果；分別檢定縮減式全部斜率項係數同時等於零的兩個 F 檢定統計量，均達到統計顯著；支持縮減式自變數 (工具變數) 的迴歸係數值不同時等於零，顯示這些變數的選擇尚可。

表 5 中絕大多數的係數估計值達到至少 10% 顯著水準，模型配適結果尚佳。聯合檢定 $\Omega_{v\eta_1}$ 和 $\Omega_{v\eta_2}$ 同時等於零的虛無假設，遭到拒絕，根據 APS (2016) 可推論 NIM 與 loan_ta 皆非外生變數，支持迴歸模型應考慮變數內生性問題。

全部五個環境變數的係數估計值都達到 1% 顯著水準，¹³ 其中個體環境變數 NIM 與 loan_ta 與總體環境變數 inf_rate 的係數估計值都為負，因為存放款利差與放款占總資產比率越大，通貨膨脹帶動利率水準上升，以上三者均推升銀行獲利，越有能力採用先進生產技術；人口密度提高和一國銀行總資產占 GDP 比率越高，不利銀行更新生產技術。¹⁴ 第四節提到這兩個環境變數對效率 (技術缺口) 的影響方向不一定。

運用表 6 的係數估計值，透過類似 (17) 與 (18) 兩式，可以計算隨機共同成本邊界函數 (21) 式的成本技術缺口比率 (CTGR)，進而計算總成本效率 TCE (= EE * CTGR)，下小節將討論。

[此處插入表 5]

5.2 各種效率估計值

運用表 4 與 5 的迴歸係數估計值，根據 (18) 至 (20) 等四式，可計算各種效率值，放在表 6 中。該表最上面五列的數據來自同時考慮內生性與配置效率模型 (模型 1)，接下來五列的左半邊來自忽略內生性但考慮配置效率的模型 (模型 2)，右半邊則來自同時忽略內生性與配置效

¹³ 根據 LR 等於 4% 分群，也得到類似估計結果。

¹⁴ Lee and Huang (2017) 使用隨機共同成本邊界模型，探討西歐各國銀行業效率，發現人口密度有利銀行提高生產技術。

率的模型 (模型 3)。

就群組邊界而言，模型 1 顯示，SCQ 與 WCQ 群組的平均 TE 大於平均 AE，顯示兩群組配置無效率情況比技術無效率嚴重。兩群組 AE 平均值分別等於 0.58 與 0.42，指銀行若達到配置效率，可分別節省 42% 和 58% 的成本支出；兩群組 TE 平均值分別等於 0.68 與 0.77，指銀行若達到技術效率，在相同產出水準下，可分別縮減 32% 和 23% 的要素支出；兩群組 EE 平均值分別等於 0.40 和 0.33，指銀行若達到經濟效率，可分別節省 60% 和 67% 的成本支出。

過去文獻關於技術與配置無效率何者比較嚴重的實證分析結果，沒有一致結論，Berger and Humphrey (1991), Huang et al. (2011) 與 Huang et al. (2014), Tsionas, Assaf, and Matousek (2015), Mamatzakis et al. (2015) 與 Nair and Vinod (2019) 等，發現樣本銀行的技術無效率比配置無效率嚴重，但 Atkinson and Cornwell (1994), Huang and Wang (2004) 與 Lai and Kumbhakar (2019) 等得到相反結論。Adesina (2019) 發現不同樣本國家與期間也會出現不同結論。

建議兩群銀行應優先強化配置效率，在雇用生產要素時，依循各要素價格比等於它們的邊際技術替代率準則。根據 5.1.1 小節，因為兩個配置效率參數的係數估計值 λ_2 與 λ_3 都小於一，為提升配置效率以極小化成本，建議樣本銀行增加固定資產與資金使用量，減少勞動用量。

依據 LR 等於 5% 的分群準則，SCQ 群組平均成本技術缺口比率 (CTGR) 與平均總成本效率 (TCE)，都顯著高於 WCQ 群組，¹⁵ 表示處於低槓桿下強資本品質銀行傾向採用該產業較佳生產技術，導致其群組成本邊界比較靠近共同成本邊界。基於 SCQ 群組的平均 CTGR 與 TCE 兩種經營績效指標，都優於 WCQ 群組，故否定代理成本假說。

模型 2 的數據顯示所有群組平均 AE 值都低於平均 TE 值，此結果與模型 1 類似。SCQ 群組平均 CTGR 值略小於 WCQ，兩群組差異未達統計顯著。在平均 TCE 方面，SCQ 群組的平均 TCE 顯著高於 WCQ 群組，否定代理成本假說，此結果也與模型 1 類似。

根據模型 3 的結果，WCQ 群組的平均 CTGR 值顯著高於 SCQ 群組，支持代理成本假說。平均 TCE 呈現相反結果，SCQ 群組均顯著

¹⁵ 檢定母體平均數差的 t 統計量皆達到 1% 顯著水準。

優於 WCQ 群組，否定代理成本假說；CTGR 與 TCE 兩種指標出現不一致的結論。

綜上所述，模型 1 的平均 CTGR 與 TCE 值，SCQ 群組都優於 WCQ 群組，即均否定代理成本假說，此模型實證分析結果較具穩健性。相反地，模型 2 與 3 出現不一致結論，兩群組的平均 CTGR 與 TCE 值互有領先，不易判斷代理成本假說成立與否，凸顯有無考慮內生性和配置效率議題的重要性。

[此處插入表 6]

5.3 假說檢定

本小節採用聯立迴歸分析法估計 (22) 與 (23) 兩式，再次檢定代理成本假說，若此假說成立，效率估計值與 LR 呈反向關係；反之則否。考量銀行績效可能對 LR 存在反向因果關係，同時估計 (23) 式，檢定 效率-風險與特許權價值等兩種假說。前者關心是否越有效率的銀行選擇較低的 LR，即 LR 與 EFF 呈反向關係；反之則支持特許權價值假說。

至於效率值方面，不宜採用前小節得到的 CTGR 與 TCE 兩種效率估計值，因為它們是假設 LR 等於 5% 分群後估計得到，不宜再用這些效率值與 LR 進行迴歸分析。本研究改用全部樣本，仿照群組邊界估計模型並考量環境變數具有內生性問題，聯立估計 (13) 與 (A8) 兩式，得到隨機混合成本邊界 (stochastic common cost frontier) 函數，為節約篇幅，不列出全部係數估計結果。¹⁶ 運用這些係數估計值分別計算 TE、AE 與 EE，這些效率估計值搭配 LR 可以聯立估計 (22) 與 (23) 式，探討前段的三種假說。使用一般化動差法聯立估計結果置於表 7。

[此處插入表 7]

表中前兩行數字，是聯立估計 EE 與 LR 的結果，第三與第四兩行數字，是聯立估計 TE 與 LR 的結果，最右邊兩行是聯立估計 AE 與 LR 的結果。為能聚焦，表中省略控制變數的係數估計結果，這些自變數

¹⁶ 大多數的係數估計值達到至少 10% 顯著水準，兩個配置參數估計值都小於一且達到 1% 顯著水準；環境變數沿用群組邊界的五個變數，其中 ROA 與 Tier_1 ratio 為內生變數；聯合檢定 $\Omega_{v\eta_1}$ 和 $\Omega_{v\eta_2}$ 同時等於零的虛無假設遭到拒絕，以上結果均與 5.1.1 小節類似。

的係數估計值，都有超過一半以上達到至少 10% 顯著水準。¹⁷

LR 的係數估計值分別等於 0.0870、-0.0492 和 0.1220，皆未達統計顯著，表示 LR 的增減變動，對 EE、TE 與 AE 沒有顯著影響，均不支持代理成本假說，呼應前小節的結論，也與 Dawar (2014) 的發現相同，但與 Berger and Bonaccorsi di Patti (2006) 和 Margaritis and Psillaki (2007) 相左。

至於效率-風險假說和特許權價值假說，EE 與 AE 的迴歸係數估計值均為負且達 1% 顯著水準，代表它們的變動對 LR 有負向且顯著之影響，支持效率-風險假說；惟同表第三列 TE 的迴歸係數值雖然是正值 (0.0084)，但未達統計顯著；以上結果皆不支持特許權價值假說。Berger and Bonaccorsi di Patti (2006) 發現在不同效率值範圍，其對 LR 的影響方向有所改變，Margaritis and Psillaki (2007, 2010) 發現在不同分量上，效率值對 LR 的影響方向也會改變，故這些文獻認為效率-風險與特許權價值兩種假說都有可能成立。

6. 結論

本研究從銀行資本品質角度切入，針對 OECD 中 16 國銀行業 2011-2016 年資料，區分成 SCQ 與 WCQ 兩群組，將環境變數具有內生性問題納入考量後，利用成本邊界函數估計兩群組技術、配置與經濟效率，發現配置無效率情況比技術無效率嚴重。基於兩個配置效率參數的係數估計值都小於一，建議樣本銀行朝向增加固定資產與資金的使用量以及減少勞動投入量方向調整，可以提高配置效率而節省約四成支出。

由於各群組生產邊界不同，群組技術、配置與經濟效率彼此之間無法比較，必須運用隨機共同成本邊界模型，才能估計並比較這兩群組的技術缺口比率和總成本效率。根據隨機共同成本邊界模型估計結果，SCQ 群組平均 CTGR 與 TCE 都高於 WCQ 群組，強資本品質銀行傾向採用該產業較佳生產技術，其群組成本邊界比較靠近共同成本邊界。由於 SCQ 群組的經營績效優於 WCQ 群組，故不支持代理成本假說。

為凸顯本研究模型同時考慮內生性和配置效率的重要性，另外估計

¹⁷ 控制變數包括失業率、取自然對數的總資產、稅前利潤、產出多樣化指標、產出多樣化指標的平方項、成本占總資產比率、央行資產占 GDP 比率和流動性資產占總資產比率等。

忽略內生性但考慮配置效率 (模型 2) 以及同時忽略內生性與配置效率 (模型 3) 等兩種模型。不若模型 1 的結果具有穩健性，這兩模型對於是否支持代理成本假說出現不一致結果。

運用聯立迴歸模型與 GMM 法，檢定代理成本、效率風險和特許權價值等假說。結果仍不支持代理成本假說；當效率指標為 EE 與 AE 時，GMM 聯立迴歸模型的係數估計結果，支持效率-風險假說，效率指標若為 TE，無法判定是否支持效率風險和特許權價值假說。

過去探討代理成本假說的文獻，大多從單一成本或利潤效率面向切入，本研究率先利用共同邊界模型並考慮環境變數內生性問題，同時估計技術效率、配置效率與經濟效率，進而估計成本缺口比率與總成本效率等多面向指標。一方面補強過去多數文獻，大多忽略配置效率的缺憾，另一方面可將不同群組銀行採用不同生產技術問題納入考量。之後，再針對代理成本、效率-風險假說與 特許權價值假說等假說進行檢定，應能對這些假說的適用性提供深入見解。

附錄 處理內生性問題與配置效率估計

令 $\mathbf{z}$ 代表工具變數向量：

$$\mathbf{z} = \begin{pmatrix} 1 \\ \mathbf{X}_1 \\ \mathbf{w} \end{pmatrix}, \quad (\text{A1})$$

其中 $\mathbf{X}_1$ 包含 (15) 式中全部的外生變數 $\mathbf{y}$ 、 $\mathbf{W}$ 和 $\mathbf{q}_1$ ， $\mathbf{w}$ 代表額外的工具變數，假設有 k_w 個且 $k_w \geq k_2$ 。¹⁸ 內生變數 $\mathbf{q}_2$ 的縮減式表為：

$$\mathbf{q}_2 = \Pi' \mathbf{z} + \boldsymbol{\eta}, \quad (\text{A2})$$

$\mathbf{q}_2$ 具有內生性指 $E(v|\mathbf{q}_2) \neq 0$ 或 $\text{Cov}(v, \boldsymbol{\eta}) \neq 0$ 。假設 ω_1 與 $\boldsymbol{\psi} = (v \quad \boldsymbol{\eta})'$

¹⁸ 本研究群組邊界的內生環境變數有兩個，使用的額外工具變數包括勞動價格與產出價格、這些價格取平方和平方根和彼此間的交乘項、產品多樣化指標與其平方項以及成本收入比等，共有 14 個。共同邊界的內生環境變數也有兩個，拿掉上述 14 個環境變數中最後三個，另增通貨膨脹率、人口密度、銀行資產占 GDP 比率、失業率和其平方項。

統計獨立，¹⁹ 條件於 $\mathbf{z}$ 之下，令 $\boldsymbol{\psi} \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$ ， $\boldsymbol{\Omega} = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 & \boldsymbol{\Omega}_{v\eta} \\ \boldsymbol{\Omega}_{\eta v} & \boldsymbol{\Omega}_{\eta\eta} \end{bmatrix}$ 。²⁰ 此模型已被 Kutlu (2010)、Karakaplan and Kutlu (2017) 以及 APS (2016) 等學者探討過，惟他們皆假設自變數中出現內生性問題，且未考慮環境變數，本文的內生變數出現在環境變數，而與 APS (2017) 考慮內生與外生環境變數的情況類似，但他們限定技術無效率項與環境變數之關係具有縮放性質 (scaling property)。²¹

因為 ω_1 與 v 和 $\boldsymbol{\eta}$ 統計獨立，下列聯合機率密度函數表為：

$$f_{\omega_1, v, \boldsymbol{\eta}}(\omega_1, v, \boldsymbol{\eta}) = f_{\omega_1}(\omega_1) f_{v, \boldsymbol{\eta}}(v, \boldsymbol{\eta}) = f_{\omega_1}(\omega_1) f_{v|\boldsymbol{\eta}}(v) f_{\boldsymbol{\eta}}(\boldsymbol{\eta}), \quad (\text{A3})$$

則

$$f_{\varepsilon, \boldsymbol{\eta}}(\varepsilon, \boldsymbol{\eta}) = \int_{-\mathbf{y}'\mathbf{q}}^{\infty} f_{\omega_1, v, \boldsymbol{\eta}}(\omega_1, \varepsilon - \omega_1, \boldsymbol{\eta}) d\omega_1 = f_{\boldsymbol{\eta}}(\boldsymbol{\eta}) \int_{-\mathbf{y}'\mathbf{q}}^{\infty} f_{\omega_1}(\omega_1) f_{v|\boldsymbol{\eta}}(\varepsilon - \omega_1|\boldsymbol{\eta}) d\omega_1. \quad (\text{A4})$$

若隨機向量 $\boldsymbol{\eta}$ 具有聯合常態分配，即

$$f_{\boldsymbol{\eta}}(\boldsymbol{\eta}) = \text{constant} \cdot |\boldsymbol{\Omega}_{\eta\eta}|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp(-\frac{1}{2} \boldsymbol{\eta}' \boldsymbol{\Omega}_{\eta\eta}^{-1} \boldsymbol{\eta}), \quad (\text{A5})$$

則 $v|\boldsymbol{\eta}$ 的條件分配為 $N(\mu_c, \sigma_c^2)$ ， $\mu_c = \boldsymbol{\Omega}_{v\eta} \boldsymbol{\Omega}_{\eta\eta}^{-1} \boldsymbol{\eta}$ ， $\sigma_c^2 = \sigma_v^2 - \boldsymbol{\Omega}_{v\eta} \boldsymbol{\Omega}_{\eta\eta}^{-1} \boldsymbol{\Omega}_{\eta v}$ 。(A4) 式的積分結果成為常態分配 $N(\mu_c, \sigma_c^2)$ 與 $N(0, \sigma_{\omega_1}^2)$ 的卷積 (convolution)。運用變數變換技巧，令 $\tilde{\varepsilon} = \varepsilon - \mu_c$ 、 $\tilde{v} = v - \mu_c$ 以及 $\omega_1 = u_T - \mathbf{y}'\mathbf{q}$ ， $\tilde{\varepsilon}$ 條件於 $\boldsymbol{\eta}$ 的分配是 $N(0, \sigma_c^2)$ 與 $N(0, \sigma_{\omega_1}^2)$ 的卷積， $\tilde{\varepsilon}|\boldsymbol{\eta}$ 的機率密度函數為

$$\frac{1}{\sigma \Phi\left(\frac{\mathbf{y}'\mathbf{q}}{\sigma_{\omega_1}}\right)} \Phi(B) \phi\left(\frac{\tilde{\varepsilon}}{\sigma}\right), \text{ 其中 } \sigma^2 = \sigma_{\omega_1}^2 + \sigma_c^2, B = \frac{\mathbf{y}'\mathbf{q}\sigma^2 + \tilde{\varepsilon}\sigma_{\omega_1}^2}{\sigma_c\sigma_{\omega_1}\sigma}, \phi(\cdot) \text{ 與 } \Phi(\cdot)$$

分別是標準常態分配的機率密度和累積分配函數。

(A4) 式的聯合機率密度函數成為：²²

¹⁹ 本研究稱環境變數具有內生性，指 $\mathbf{q}$ 與誤差項 v 相關但與無效率項 ω_1 不相關，因為代表廠商的管理能力的無效率項 ω_1 ，與廠商無法控制的隨機因素 v 統計獨立的假設比較合理，這點不同於 APS (2017) 與 Centorrino and Pérez-Urdiales (2023)。

²⁰ 本文實證分析時內生環境變數有兩個， $\boldsymbol{\Omega}_{v\eta}$ 是 1×2 向量， $\boldsymbol{\Omega}_{\eta\eta}$ 是 2×2 矩陣。

²¹ 同樣假設技術無效率項與環境變數之關係具有縮放性質，Centorrino and Pérez-Urdiales (2023) 擴充 APS (2017)，放寬誤差項與基本無效率項的獨立性與基本無效率項的條件分配是摺疊常態分配 (folded normal distribution)；作者們推導出所需的機率密度函數，不像 APS (2017) 需借助模擬方法才能進行估計，惟該機率密度函數形式十分複雜，應用上有相當難度。

²² 為節省篇幅，不列出 (A6) 式的推導過程，有興趣的讀者請參考 APS (2016, 2017)，惟本研究 (A6) 式的聯合機率密度函數與 APS (2016) 的附錄 (A.4) 式不完全相同，

$$f_{\varepsilon, \eta}(\varepsilon, \eta) = \text{constant} \cdot |\Omega_{\eta\eta}|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \eta' \Omega_{\eta\eta}^{-1} \eta\right) \sigma^{-1} \Phi\left[\frac{\gamma' q}{\sigma_{\omega_1}}\right]^{-1} \Phi[B] \phi\left(\frac{\varepsilon - \mu_c}{\sigma}\right), \quad (\text{A6})$$

上式取自然對數後針對樣本 $i (=1, \dots, n)$ 加總全部樣本，可得出對數概似函數：

$$\ln L = \ln L_1 + \ln L_2, \quad (\text{A7})$$

$$\ln L_1 = -\frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \sum_i \ln\left(\Phi\left[\frac{\gamma' q_i}{\sigma_{\omega_1}}\right]\right) + \sum_i \ln(\Phi[B_i]) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_i (\ln E_i^k - F(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \theta) - \mu_{ci} - \gamma' q_i)^2, \quad (\text{A8})$$

$$\ln L_2 = -\frac{n}{2} \ln(|\Omega_{\eta\eta}|) - \frac{1}{2} \sum_i (\eta_i' \Omega_{\eta\eta}^{-1} \eta_i), \quad (\text{A9})$$

式中 $B_i = \{\gamma' q_i \sigma^2 + [\ln E_i^k - F(\mathbf{y}', \mathbf{W}^*; \theta) - \mu_{ci} - \gamma' q_i] \sigma_{\omega_1}^2\} / (\sigma_c \sigma_{\omega_1} \sigma)$ ， $\mu_{ci} = \Omega_{v\eta} \Omega_{\eta\eta}^{-1} \eta_i$ ， $\sigma_c^2 = \sigma_v^2 - \Omega_{v\eta} \Omega_{\eta\eta}^{-1} \Omega_{\eta v}$ ， $\sigma^2 = \sigma_{\omega_1}^2 + \sigma_c^2$ 。

在不考慮配置效率的情形下，採用 Kutlu (2010) 與 APS (2016) 建議的估計方法，針對兩個群組，分別使用最小平方法估計縮減式 (A2)，等同於極大化 (A9) 式的對數概似函數 $\ln L_2$ ，得到係數估計值 $\hat{\boldsymbol{\eta}}$ 並用以計算共變數矩陣 $\hat{\Omega}_{\eta\eta} = \frac{1}{n} \sum_i (q_{2i} - \hat{\boldsymbol{\eta}}' \mathbf{z}_i)(q_{2i} - \hat{\boldsymbol{\eta}}' \mathbf{z}_i)'$ ；第二步使用最大概似法極大化 (A8) 式的 $\ln L_1$ ，估計得到各群組的參數值，包括 θ 、 λ 、 γ 、 $\sigma_{\omega_1}^2$ 、 σ_c^2 以及 $\Omega_{v\eta}$ 等。²³ 共同成本邊界函數的估計過程，類似群組邊界，留待 3.4 小節討論。

欲同時探討配置效率議題，只需將前段估計步驟稍加修改，就是第二步擴充為聯立估計 $\ln L_1$ 與 (13) 式的份額方程式，必須藉由份額方程式幫助估計額外的配置參數 λ 。本研究將定義三種要素投入，三種要素份額的總和等於一，故聯立估計時只能放入其中任意兩條份額方程式，並假設它們的誤差項 u_j 為二變量常態分配。為簡化估計模型，假設 u_j 與 (15) 式成本邊界函數的組合誤差 ε 不相關。如此，只需在 (A8) 式中加入二變量常態分配的對數概似函數即可。

參考文獻

而與黃台心、黃國睿與鄭人璋 (2022) 類似。

²³ APS (2016) 的 4.3 小節提到，可以使用標準的 t 或 F 檢定法，檢定 (15) 式中 q_2 變數是否具有外生性，其虛無假設為 $\Omega_{v\eta} = 0$ 。若檢定結果接受此虛無假設，表示 q_2 變數具有外生性；反之，若拒絕此虛無假設，即 $\Omega_{v\eta} \neq 0$ ，確認 q_2 具有內生性。

- 黃台心、張寶光與邱郁芳 (2009)，「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》*，37 (1)，61-100。 (Huang, Tai-Hsin, Bao-Guang Chang, and Yu-Fang Chiu (2009), “An Examination of Banks' Efficiency for Six Asian Countries Using the Metafrontier Cost Function,” *Academia Economic Papers*, 37 (1), 61-100.)
- 黃台心、黃國睿與鄭人瑋 (2023)，「運用隨機共同邊界模型比較我國金控與非金控銀行之生產效率--考慮要素內生性問題」，*《經濟論文叢刊》*，51，15-57。 (Huang, T. H., Kuo-Jui Huang, and Ren Wei Jeng (2022), “Applying the Stochastic Meta-frontier Model to Compare Production Efficiencies between Financial Holding Banks and Non-Financial Holding Banks in Taiwan with the Presence of Endogenous Inputs,” *Taiwan Economic Review*, 51 (1), 15-57.)
- 顏晃平與張瀞文 (2011)，「本國銀行業成本效率之研究—共同邊界函數應用」，*《經濟研究》*，47，147-181。 (Yen, Huang-Ping and Jing-Wen Chang (2011), “Measuring Cost Efficiencies in Domestic Banks: Application of the Metafrontier Approach,” *Economic Research Journal*,” 47 (1), 147-181.)
- Adesina, K. S. (2019), “Bank Technical, Allocative and Cost Efficiencies in Africa: The Influence of Intellectual Capital,” *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 419-433.
- Ahmad, S. and A. A. Burki (2016), “Banking Deregulation and Allocative Efficiency in Pakistan,” *Applied Economics*, 48(13), 1182-1196.
- Allen, L., and A. Rai (1996), “Operational Efficiency in Banking: An International Comparison,” *Journal of Banking and Finance*, 20(4), 655–672.
- Altunbas, Y., S. Carbo, E.P. Gardener, and P. Molyneux (2007), “Examining the Relationships between Capital, Risk and Efficiency in European Banking,” *European financial management*, 13(1), 49-70.
- Amsler, C., A. Prokhorov, and P. Schmidt (2016), “Endogeneity in Stochastic Frontier Models,” *Journal of Econometrics*, 190, 280-288.

- Amsler, C., A. Prokhorov, and P. Schmidt (2017), “Endogenous Environmental Variables in Stochastic Frontier Models,” *Journal of Econometrics*, 199, 131-140.
- Appiah-Otoo, I., A. O. Acheampong, N. Song, C. K. Obeng, I. K. Appiah (2022), “Foreign Aid—Economic Growth Nexus in Africa: Does Financial Development Matter? ” *International Economic Journal*, 36(3), 418-444.
- Atkinson, S. E. and C. Cornwell (1994), “Parametric Estimation of Technical and Allocative Inefficiency with Panel Data,” *International Economic Review*, 35, 231- 243.
- Battese, G. E., D. S. P Rao, and C. J. O 'Donnell (2004), “A Metafrontier Production Function for Estimation of Technical Efficiencies and Technology Gaps for Firms Operating under Different Technologies,” *Journal of Productivity Analysis*, 21, 91-103.
- Berger, A. N. and E. Bonaccorsi di Patti (2006), “Capital Structure and Firm Performance: A New Approach to Testing Agency Theory and an Application to the Banking Industry,” *Journal of Banking and Finance*, 30, 1065-1102.
- Berger, A. N. and R. DeYoung (1997), “Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks, *Journal of Banking and Finance*, 21(6), 849–870.
- Berger, A. N., D. Hancock, and D. B. Humphrey (1993), “Bank Efficiency Derived from the Profit Function,” *Journal of Banking and Finance*, 17, 317-347.
- Berger, A. N. and D. B. Humphrey (1991), “The Dominance of Inefficiencies over Scale and Product Mix Economies in Banking,” *Journal of Monetary Economics*, 28, 117-148.
- Bos, J.W.B. and H. Schmiedel (2007), “Is There a Single Frontier in a Single European Banking Market?” *Journal of Banking and Finance*, 31, 2081-2102.
- Bun, Maurice J. G. and Teresa D. Harrison (2019), “OLS and IV Estimation of Regression Models Including Endogenous Interaction

- Terms,” *Econometric Reviews*, 38(7), 814-827.
- Cavallo, L. and S. P. S. Rossi (2002), “Do Environmental Variables Affect the Performance and Technical Efficiency of the European Banking Systems? A Parametric Analysis Using the Stochastic Frontier Approach,” *The European Journal of Finance*, 8(1), 123-146.
- Casu, B. and P. Molyneux (2003), “A Comparative Study of Efficiency in European Banking,” *Applied Economics*, 35(17), 1865-1876.
- Centorrino, S. and M. Pérez-Urdiales (2023), “Maximum Likelihood Estimation of Stochastic Frontier Models with Endogeneity,” *Journal of Econometrics*, 234(1), 82-105.
- Chaffai, M. and M.K. Hassan (2019), “Technology Gap and Managerial Efficiency: A Comparison between Islamic and Conventional Banks in MENA,” *Journal of Productivity Analysis*, 51, 39-53.
- Chan, C. Y., I. Hasan, and C.Y. Lin (2021), “Agency Cost of CEO Perquisites in Bank Loan Contracts,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 56, 1221-1258.
- Chen, K.H. (2012), “Incorporating Risk Input into the Analysis of Bank Productivity: Application to the Taiwanese Banking Industry,” *Journal of Banking and Finance*, 36, 1911-1921.
- Chen, Y. Y., E. Ofosu, M. Veeraraghavan, and L. Zolotoy (2023), “Does CEO Overconfidence Affect Workplace Safety?” *Journal of Corporate Finance*, 82, 102430.
- Claessens, Stijn, Luc Laeven (2004), “What Drives Bank Competition? Some International Evidence,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 563-583.
- Dawar, V. (2014), “Agency Theory, Capital Structure and Firm Performance: Some Indian Evidence,” *Managerial Finance*, 40(12), 1190-1206.
- Fu, T. T., J. C. Juo, H. C. Chiang, M. M. Yu, and M. Y. Huang (2016), “Risk-Based Decompositions of the Meta Profit Efficiency of Taiwanese and Chinese Banks,” *Omega*, 62, 34-46.
- Greene, W. (2005), “Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimator of

- the Stochastic Frontier Model,” *Journal of Econometrics*, 126, 269–274.
- Grossman, S.J. and O. Hart (1982), “Corporate Financial Structure and Managerial Incentives,” In: McCall, J. (Ed.), *The Economics of Information and Uncertainty*, University of Chicago Press, Chicago.
- Harris, M. and A. Raviv (1991), “The Theory of Capital Structure,” *Journal of Finance*, 46, 297–355.
- Huang, T. H., B. G. Chang, and C. Y. Kuo (2019), “Comparing the Metafrontier Malmquist Productivity Changes of Public Accounting Firms across Countries,” *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, 26(5), 589-608.
- Huang, T. H., K. C. Chen, C. H. Lin, and M. T. Chung (2014), “Consistent Estimation of Technical and Allocative Efficiencies for a Semiparametric Stochastic Cost Frontier with Shadow Input Prices,” *Journal of Productivity Analysis*, 41, 307-320.
- Huang, T. H., D. L. Chiang, and S. W. Chao, (2017), “A New Approach to Jointly Estimating the Lerner Index and Cost Efficiency for Multi-Output Banks under a Stochastic Meta-Frontier Framework,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 65, 212-226.
- Huang, T. H., D. Chiang, and C.M. Tsai (2015), “Applying the New Metafrontier Directional Distance Function to Compare Banking Efficiencies in Central and Eastern European Countries,” *Economic Modelling*, 44, 188-199.
- Huang, T. H., C.N. Hu, and B.G. Chang (2018), “Competition, Efficiency, and Innovation in Taiwan’s Banking Industry—An Application of Copula Methods,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 67, 362-375.
- Huang, C. J., T. H. Huang, and N. H. Liu (2014), “A New Approach to Estimating the Metafrontier Production Function Based on a Stochastic Frontier Framework,” *Journal of Productivity Analysis*, 42, 241-254.
- Huang, T. H. and N. H. Liu (2014), “Bank Competition in Transition Countries: Are Those Markets Really in Equilibrium?” *Empirical Economics*, 47, 1283-1316.

- Huang, T. H., C. H. Shen, K. C. Chen, and S. J. Tseng (2011), “Measuring Technical and Allocative Efficiencies for Banks in the Transition Countries Using the Fourier Flexible Cost Function,” *Journal of Productivity Analysis*, 35, 143-157.
- Iannotta, G., G. Nocera, and A. Sironi (2007), “Ownership Structure, Risk and Performance in the European Banking Industry,” *Journal of banking and finance*, 31(7), 2127-2149.
- Jensen, M.C. (1986), “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers,” *American Economic Review*, 76, 323–339.
- Jensen, M.C. and W. Meckling (1976), “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Capital Structure,” *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
- Karakaplan, M. U. and L. Kutlu (2017), “Handling Rndogeneity in Stochastic Frontier Analysis,” *Economics Bulletin*, 37, 889–901.
- Koetter, M. and T. Poghosyan (2009), “The Identification of Technology Regimes in Banking: Implications for the Market Power-Fragility Nexus,” *Journal of Banking and Finance*, 33, 1413-1422.
- Kumbhakar, S.C. (1997), “Modeling Allocative Inefficiency in a Translog Cost Function and Cost Share Equations: An Exact Relationship,” *Journal of Econometrics*, 76, 351-356.
- Kutlu, L. (2010), “Battese–Coelli Estimator with Endogenous Regressors,” *Economics Letters*, 109, 79–81.
- Laeven, Luc, and Ross Levine (2007), “Is There a Diversification Discount in Financial Conglomerates?” *Journal of Financial Economics*, 85, 331-367.
- Lai, H. P. and S. C. Kumbhakar (2019), “Technical and Allocative Efficiency in a Panel Stochastic Production Frontier System Model,” *European Journal of Operational Research*, 278(1), 255-265.
- Lai, H. P. and S. C. Kumbhakar (2023), “Panel Stochastic Frontier Model with Endogenous Inputs and Correlated Random Components,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 41(1), 80-96.
- Lee, C. C. and T. H. Huang (2016), “Productivity Changes in Pre-Crisis

- Western European Banks: Does Scale Effect Really Matter?" *North American Journal of Economics and Finance*, 36, 29-48.
- Lee, C.C. and T.H. Huang (2017), "Cost Efficiency and Technological Gap in Western European Banks: A Stochastic Metafrontier Analysis," *International Review of Economics and Finance*, 48, 161-178.
- Lee, C. C. and T.H. Huang (2019), "What Causes the Efficiency and the Technology Gap under Different Ownership Structures in the Chinese Banking Industry?" *Contemporary Economic Policy*, 37(2), 332-348.
- Lewbel, A. (2012), "Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, 30(1), 67-80.
- Lozano-Vivas, A., J. T. Pastor, and J. M. Pastor (2002), "An Efficiency Comparison of European Banking Systems Operating under Different Environmental Conditions," *Journal of Productivity Analysis*, 18, 59-77.
- Margaritis, D. and M. Psillaki (2007), "Capital Structure and Firm Efficiency," *Journal of Business Finance and Accounting*, 34 (9-10), 1447-1469.
- Margaritis, D. and M. Psillaki (2010), "Capital Structure, Equity Ownership and Firm Performance," *Journal of banking and finance*, 34(3), 621-632.
- Mamatzakis, E., M. G. Tsionas, S. C. Kumbhakar, and A. Koutsomanoli-Filippaki (2015), "Does Labour Regulation Affect Technical and Allocative Efficiency? Evidence from the Banking Industry," *Journal of Banking and Finance*, 61, S84-S98.
- Melo-Becerra, L.A. and A.J. Orozco-Gallo (2017), "Technical Efficiency for Colombian Small Crop and Livestock Farmers: A Stochastic Metafrontier Approach for Different Production Systems," *Journal of Productivity Analysis*, 47, 1-16.
- Milunovich, George and Minxian Yang (2018), "Simultaneous Equation Systems with Heteroscedasticity: Identification, Estimation, and Stock Price Elasticities," *Journal of Business & Economic Statistics*, 36(2), 288-308.
- Myers, S.C., (2001), "Capital Structure," *Journal of Economic Perspectives*, 15

- (2), 81–102.
- Nair, A. S., and R. Vinod (2019), “Determinants of the Allocative, Cost and Scope Efficiencies of Indian Banks,” *Applied Economics*, 51(5), 509-527.
- O’Donnell, C.J., D. S. Prasada Rao, G.E. Battese (2008), “Metafrontier Frameworks for the Study of Firm-Level Efficiencies and Technology Ratios,” *Empirical Economics*, 34, 231–255.
- Orea, L. and S.C. Khumbakar (2004), “Efficiency Measurement Using a Latent Class Stochastic Frontier Model,” *Empirical Economics*, 29, 169–183.
- Safiullah, M. and A. Shamsuddin (2019), “Risk-Adjusted Efficiency and Corporate Governance: Evidence from Islamic and Conventional Banks,” *Journal of Corporate Finance*, 55, 105-140.
- Simar, L. and P. W. Wilson (2019), “Technical, Allocative and Overall Efficiency: Estimation and Inference,” *European Journal of Operational Research*, 282(3), 1164-1176.
- Tsionas, E. G., A. G. Assaf, and R. Matousek (2015), “Dynamic Technical and Allocative Efficiencies in European Banking,” *Journal of Banking and Finance*, 52, 130-139.
- Turk-Ariss, R. (2009), “Competitive Behavior in Middle East and North Africa Banking Systems,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49, 693-710.
- Williams, J. (1987), “Perquisites, Risk, and Capital Structure,” *Journal of Finance*, 42(1), 29–48.
- Wu, M. W., C. H. Shen, K. J. Huang, and T. H. Huang (2020), “Capital and Liquidity Creation: Does the Capital Adequacy Matter?” Revised and resubmitted to *Review of Quantitative Finance and Accounting*.
- Zhang, H., L.W. Fan, and P. Zhou (2020), “Handling Heterogeneity in Frontier Modeling of City-Level Energy Efficiency: The Case of China,” *Applied Energy*, 279, 115846.

表 1. 各變數敘述統計量

變數名稱	平均值	標準差
總成本 (E)*	3.6355	12.9142
勞動 (x_1)*	231.5008	1107.4475
固定資產(x_2)*	1.5384	6.2890
資金 (x_3)*	177.3446	857.9233
勞動價格 (W_1)	0.0101	0.0131
固定資產價格 (W_2)	19.6956	292.3524
資金價格 (W_3)	0.0124	0.0177
投資 (y_1)*	90.3934	508.6308
放款 (y_2)*	119.0657	480.6700
非利息收入 (y_3)*	1.8789	8.2546
群組邊界環境變數		
資產報酬率 (ROA)	0.0036	0.0103
產品多樣化指標 (divy)	0.5511	0.2506
產品多樣化指標平方 (divy ²)	0.3665	0.2700
核心資本比率 (Tier_1 ratio)	0.1080	0.1107
成本收入比率 (cost_income)	0.7092	0.2525
共同邊界環境變數		
淨利差 (NIM)	0.0187	0.0136
放款占總資產比率 (loan_ta)	0.5868	0.2125
通貨膨脹率 (inf_rate)	0.9137	1.1033
人口密度 (pop_den)+	205.7072	124.2965
銀行資產占 GDP 比率 (bank_ass)	260.0384	450.4255
樣本數	3,108	

註：此處所有金額變數皆為名目值，即未經過基期為 2015 年的 GDP 平減指數 (GDP deflator) 調整成實質變數，迴歸分析時才會調整。

*：衡量單位是十億美元。

＋：衡量單位是人 / 每平方公里。

表 2. 根據 LR = 4% 區分 SCQ 與 WCQ 兩群樣本各變數敘述統計量

變數名稱	SCQ		WCQ	
	平均值	標準差	平均值	標準差
E^*	3.61316	13.3067	3.8525	8.1844
x_1^*	232.3140	1155.7354	223.5994	406.6624
x_2^*	1.5766	6.5687	1.1671	2.1145
x_3^*	178.9654	897.3638	161.5941	251.9886
W_1	0.0106	0.0135	0.0049	0.0062
W_2	17.7376	279.7068	38.7227	394.8138
W_3	0.0122	0.0172	0.0138	0.0223
y_1^*	89.8097	528.4963	96.0651	242.3613
y_2^*	118.8017	501.1180	121.6308	190.1348
y_3^*	1.9216	8.6032	1.4642	3.3005
群組邊界環境變數				
ROA	0.0038	0.0105	0.0009	0.0071
divy	0.5479	0.2528	0.5823	0.2268
divy ²	0.3640	0.2701	0.3904	0.2682
Tier_1 ratio	0.1105	0.1106	0.0835	0.1091
cost_income	0.7045	0.2515	0.7541	0.2591
共同邊界環境變數				
NIM	0.0194	0.0140	0.0120	0.0054
loan_ta	0.5930	0.2071	0.5257	0.2510
inf_rate	0.9100	1.0980	0.9490	1.1556
pop_den	200.9018	123.0284	252.4022	127.0712
bank_ass	260.2840	451.4688	257.6515	440.9161
樣本數	2818		290	

註：此處所有金額變數皆為名目值，即未經過基期為 2015 年的 GDP 平減指數 (GDP deflator) 調整成實質變數，迴歸分析時才會調整。

*：衡量單位是十億美元。

＋：衡量單位是人 / 每平方公里。

表 3. 根據 LR = 5% 區分 SCQ 與 WCQ 兩群樣本各變數敘述統計量

變數名稱	SCQ		WCQ	
	平均值	標準差	平均值	標準差
E^*	3.1675	13.4835	5.3286	10.4372
x_1^*	213.4606	1221.8127	296.7726	507.8985
x_2^*	1.4196	6.8316	1.9680	3.6857
x_3^*	168.4789	955.1539	209.4217	311.9265
W_1	0.0115	0.0142	0.0048	0.0054
W_2	19.2230	300.6351	21.4055	260.3914
W_3	0.0126	0.0178	0.0117	0.0174
y_1^*	80.8748	555.2892	124.8330	278.8799
y_2^*	108.2163	528.8286	158.3203	230.9310
y_3^*	1.7523	8.9079	2.3371	5.2304
群組邊界環境變數				
ROA	0.0041	0.0110	0.0015	0.0065
divy	0.5404	0.2593	0.5898	0.2122
divy ²	0.3592	0.2741	0.3928	0.2531
Tier_1 ratio	0.1154	0.1078	0.0813	0.1168
cost_income	0.6996	0.2606	0.7439	0.2177
共同邊界環境變數				
NIM	0.0203	0.0148	0.0128	0.0049
loan_ta	0.5956	0.2109	0.5550	0.2153
inf_rate	0.9055	1.0912	0.9432	1.1466
pop_den	190.9774	120.1364	259.0016	124.5993
bank_ass	262.0014	456.7926	252.9360	426.8471
樣本數	2,435		673	

註：此處所有金額變數皆為名目值，即未經過基期為 2015 年的 GDP 平減指數 (GDP deflator) 調整成實質變數，迴歸分析時才會調整。

*：衡量單位是十億美元。

＋：衡量單位是人 / 每平方公里。

表 4. 根據 LR = 5% 區分 SCQ 與 WCQ 兩群組的成本邊界係數估計結果

自變數	SCQ		WCQ	
	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
截距	2.0565***	0.1712	1.1033**	0.4392
lnrw2	0.0611***	0.0080	0.0086	0.0104
lnrw3	0.6712***	0.0390	0.9218***	0.1503
lnry1	0.4307***	0.0535	0.2743*	0.1476
lnry2	0.3170***	0.0655	-0.0343	0.1658
lnry3	0.2809***	0.0498	0.4769***	0.1545
lnrw2 ²	0.0069***	0.0005	0.0018	0.0027
lnrw3 ²	0.1669***	0.0071	0.1323***	0.0131
lnry1 ²	0.0869***	0.0133	0.1863***	0.0447
lnry2 ²	0.2643***	0.0247	0.3920***	0.0407
lnry3 ²	0.0846***	0.0103	0.0797***	0.0299
lnrw2*lnrw3	-0.0181***	0.0016	-0.0024	0.0036
lnrw2*lnry1	0.0048***	0.0012	-.8039E-04	0.0004
lnrw2*lnry2	-0.0081***	0.0015	-0.0005	0.0008
lnrw2*lnry3	0.0088***	0.0012	0.0009	0.0014
lnrw3*lnry1	0.0010	0.0076	0.0342	0.0237
lnrw3*lnry2	-0.0258***	0.0086	-0.0585***	0.0213
lnrw3*lnry3	0.0099	0.0061	-0.0125	0.0216
lnry1*lnry2	-0.1098***	0.0163	-0.1905***	0.0295
lnry1*lnry3	0.0482***	0.0086	-0.0401	0.0312
lnry2*lnry3	-0.1418***	0.0113	-0.0810**	0.0331
t	0.0610	0.0476	0.1960***	0.0934
t^2	0.0051	0.0085	-0.0346*	0.0180
t^* lnrw2	0.0045***	0.0010	-1.294 $\times 10^{-5}$	0.0002
t^* lnrw3	0.0139**	0.0057	-0.0118	0.0097
t^* lnry1	0.0132	0.0101	-0.0081	0.0213
t^* lnry2	-0.0270**	0.0111	-0.0034	0.0182
t^* lnry3	0.0174**	0.0081	0.0099	0.0178
λ_2	0.0352***	0.0075	0.0011	0.0020
λ_3	0.3911***	0.0692	0.1305	0.1240
$\Omega_{v\eta_1}$	-0.0013***	7.085 $\times 10^{-5}$	7.741 $\times 10^{-5}$	6.311 $\times 10^{-5}$
$\Omega_{v\eta_2}$	3.8874***	0.1594	0.2480***	0.0780
σ_{ω_1}	8.272 $\times 10^{-5}$ ***	2.347 $\times 10^{-7}$	0.6247***	0.0617
σ_c	0.5885***	0.0106	0.3652***	0.0221

σ_2	0.4753***	0.0067	0.4585***	0.0115
σ_3	0.1538***	0.0030	0.2002***	0.0099
ρ_{23}	-0.1713***	0.0474	-0.3731***	0.0551

群組邊界環境變數

ROA	13.6162***	2.4607	24.6023	18.9474
divy	0.3629*	0.1991	3.0975***	0.7691
divy ²	0.0707	0.1809	-2.8752***	0.6916
Tier_1 ratio	-0.8392***	0.1577	-45.6902***	11.6348
cost_income	0.3075***	0.0647	0.7607***	0.2726

對數概似函數值	570.006	258.833
樣本數	2,435	673

註：1. ***, ** 與 * 分別代表達到 1%, 5% 以及 10% 顯著水準。

2. $\Omega_{v\eta_1}$ 與 $\Omega_{v\eta_2}$ 就是正文中向量 $\Omega_{v\eta}$ 的兩個元素。

3. σ_2 、 σ_3 與 ρ_{23} 分別是固定資產與資金等兩條要素份額方程式的標準差與相關係數。

表 5. 隨機共同成本邊界係數估計結果 (LR = 5%)

自變數	係數估計值	估計標準誤			
截距	1.9953***	0.1473	$\ln ry1 * \ln ry3$	0.0382***	0.0061
$\ln rw2$	0.0399*	0.0243	$\ln ry2 * \ln ry3$	-0.0445***	0.0083
$\ln rw3$	0.6678***	0.0431	t	0.0440	0.0371
$\ln ry1$	0.0997***	0.0372	t^2	0.0042	0.0076
$\ln ry2$	0.5178***	0.0501	$t * \ln rw2$	-0.0018	0.0032
$\ln ry3$	0.1621***	0.0391	$t * \ln rw3$	0.0015	0.0054
$\ln rw2^2$	-0.0239***	0.0033	$t * \ln ry1$	0.0097	0.0066
$\ln rw3^2$	0.0794***	0.0064	$t * \ln ry2$	-0.0212***	0.0074
$\ln ry1^2$	0.0437***	0.0094	$t * \ln ry3$	0.0058	0.0054
$\ln ry2^{**2}$	0.1689***	0.0164	$\Omega_{v\eta_1}$	$5.793 \times 10^{-4}***$	5.060×10^{-5}
$\ln ry3^2$	0.0033	0.0074	$\Omega_{v\eta_2}$	0.0104***	0.0006
$\ln rw2 * \ln rw3$	0.0172***	0.0039	σ_{ω_1}	0.7737***	0.0251
$\ln rw2 * \ln ry1$	0.0198***	0.0042	σ_c	0.2775***	0.0076
$\ln rw2 * \ln ry2$	0.0371***	0.0046			
$\ln rw2 * \ln ry3$	-0.0257***	0.0034	共同邊界環境變數		

lnrw3*lnry1	0.0082	0.0090	inf_rate	-0.1890***	0.0272
lnrw3*lnry2	-0.0341***	0.0097	pop_den	0.0059***	0.0002
lnrw3*lnry3	0.0228***	0.0073	bank_ass	0.0005***	0.0001
lnry1*lnry2	-0.0916***	0.0105	NIM	-45.1086***	4.3695
			loan_ta	-1.1753***	0.1666
對數概似函數值	-2232.15				
樣本數	3,108				

註：1. ***, ** 與 * 分別代表達到 1%, 5% 以及 10% 顯著水準。

2. $\Omega_{v\eta_1}$ 與 $\Omega_{v\eta_2}$ 就是正文中向量 $\Omega_{v\eta}$ 的兩個元素。

3. σ_2 、 σ_3 與 ρ_{23} 分別是固定資產與資金等兩條要素份額方程式的標準差與相關係數。

表 6. 各種效率平均值 (LR = 5%)

同時考慮內生性與配置效率 (模型 1)	SCQ	WCQ	SCQ	WCQ
	平均值 (標準差)	平均值 (標準差)	平均值 (標準差)	平均值 (標準差)
TE	0.6812 (0.1166)	0.7738 (0.0190)		
AE	0.5766 (0.1136)	0.4209 (0.1791)		
EE	0.3968 (0.1182)	0.3259 (0.1398)		
CTGR	0.7776 (0.1027)	0.7206 (0.1557)		
TCE= EE* CTGR	0.3120 (0.1077)	0.2432 (0.1297)		
忽略內生性但考慮配置效率 (模型 2)			同時忽略內生性與配置效率 (模型 3)	
TE	0.7850 (0.0598)	0.6306 (0.3586)	0.6858 (0.1864)	0.1337 (0.0754)

AE	0.4985 (0.1276)	0.4764 (0.1724)		
EE	0.3917 (0.1064)	0.3159 (0.2358)		
CTGR	0.4284 (0.1174)	0.4324 (0.1453)	0.5625 (0.1054)	0.5849 (0.1149)
TCE= EE* CTGR	0.1647 (0.0549)	0.1457 (0.1253)	0.3871 (0.1325)	0.0792 (0.0508)
樣本數	2,435	673	2,435	673

表 7. 一般化動差法估計結果 (同時考慮內生性與配置效率)

	EE	LR	TE	LR	AE	LR
	係數估計值 (標準誤)	係數估計值 (標準誤)	係數估計值 (標準誤)	係數估計值 (標準誤)	係數估計值 (標準誤)	係數估計值 (標準誤)
LR	0.0870 (0.1002)		-0.0492 (0.0322)		0.1220 (0.1001)	
EE		-0.0153*** (0.0059)				
TE				0.0084 (0.0149)		
AE						-0.0162*** (0.0059)
樣本數	3,108	3,108	3,108	3,108	3,108	3,108

註：各迴歸方程式中控制變數的係數估計結果省略。

Capital Quality and Economic Efficiency: A Metafrontier Approach to Testing Agency Costs Hypothesis in Banking Industry

Cheng-Jui Tseng

Graduate School of Technology in Finance, CTBC Business School

Tai-Hsin Huang*

Department of Industrial Economics, Tamkang University

Yi-Chun Lin

Department of Accounting, National Changhua University of Education

Kuo-Jui Huang

Department of Banking and Finance, Tamkang University

Abstract

The leverage ratio (LR) is identified as the ratio of equity to total assets. We classify the sample banks, compiled from 16 OECD countries between 2011 and 2016, into two groups, i.e., strong-capital quality (SCQ) banks and weak-capital quality (WCQ) banks. We estimate both groups' cost frontiers that take allocative inefficiency (AI) and endogenous environmental variables into account. AIs of the sample banks are found to be more serious than technical inefficiencies. To improve their AIs, we suggest that they increase the uses of both inputs of fixed assets and funds, in addition to decrease the use of labor. This saves about 40% expenditure for the banks. The group of SCQ outperform WCQ in terms of measures of cost technology gap ratio (CTGR) and total cost efficiency (TCE). Using simultaneous regression model and the generalized method of moments to test the hypotheses of agency cost, efficiency-risk, and franchise-value, we reject the first hypothesis, but accept the second hypothesis, under the case of EE and AE. Both agency cost and franchise-value hypotheses are failed to be identified in terms of the TE measure.