DOI: 10.6277/TER.202301_51(1).0002

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

黃台心・黃國睿・鄭人瑋*

本研究運用 Huang, Huang, and Liu (2014) 提出之隨機共同邊界模型, 比較我國金控與非金控銀行生產效率; 採用 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016) 的方法解決隨機生產邊界模型有內生生產要素問題, 容許無效率項受到外生環境變數之影響, 必須另行推導機率密度函數。群組邊界估計結果, 發現增設分行不利樣本銀行提升技術效率; 民營銀行的效率優於泛公營銀行; 金控銀行不支持寧靜生活假說; 存放款利差越大的非金控銀行, 技術效率越佳; 產品多樣化僅對非金控銀行有利。共同邊界模型發現金控銀行無效率主因是欠缺管理能力, 非金控銀行主因是採用較差生產技術; 樣本期間內生產效率有改善趨勢。

關鍵詞: 內生性生產要素, 環境變數, 隨機共同邊界, 寧靜生活假說, 生產技術
JEL **分類代號**: C02, G21, G23

1 緒論

自從 Aigner, Lovell, and Schmidt (1977) 以及 Meeusen and Broeck (1977) 提出隨機邊界法 (stochastic frontier approach, SFA) 以後, 廣受學者們的重視和應用, 被廣泛應用探討諸如銀行業、保險業、製造業、餐旅業以及公私

*作者分別爲國立政治大學金融學系專任教授、淡江大學財務金融學系專任助理教授與國立政治大學金融學系博士生。黃台心爲通訊作者 (thuang@nccu.edu.tw)。作者們誠摯地感謝本刊兩位匿名評審以及責任編輯提供寶貴的審查意見, 讓本文內容論述更加周全, 若仍有疏漏不足之處, 應屬作者們之責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 51:1 (2023), 15–57。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

立學校等的技術效率; 例如 Berger and Mester (1997)、Adkins and Moomaw (2003)、Bos and Schmiedel (2007)、Hu et al. (2010)、張景福與劉錦添 (2013)、盧迺園與傅祖壇 (2016)、Huang, Lin, and Wu (2019) 等; 其中以銀行業效率的實證研究論文最多, 顯示生產效率議題在此產業的重要性。從投入面和產出面衡量得到技術無效率值, 分別代表此產業爲達到一定生產量, 要素投入可減少的數量, 以及在現有要素投入量之下, 生產量可以增加的數量。無論何者, 均代表資源運用上的浪費, 銀行經營者應設法提升管理能力和改善生產流程, 進而減少資源浪費和節約成本, 增加獲利才能永續經營。

最早 Marschak and Andrews (1944) 指出估計單一生產函數, 面臨聯立問題以及要素投入不是獨立變數等問題。Olley and Pakes (1996) 指出爲獲得具有一致性的係數估計值, 估計生產函數時必須解決兩個問題, 一爲選擇問題 (selection problem), 即廠商選擇是否繼續營業或清算 (liquidation); 另一爲聯立問題 (simultaneity problem), 起因於無法觀察到的生產力與要素需求相關, 由於此生產力具有序列相關, 導致要素投入量與誤差項相關。Olley and Pakes (1996) 提出三步驟估計法, 解決上述兩個問題; Levinsohn and Petrin (2003) 在不考慮選擇問題之下, 改用中間財投入當作工具變數解決聯立問題。之後, 多位學者採用他們的方法進行實證研究, 例如 Eslava et al. (2013)、De Loecker et al. (2016) 與 Goya, Vayá, and Suriñach (2016) 等。這些學者多使用 Cobb-Douglas 生產函數, 也未將技術無效率項納入迴歸模型。

早期採用隨機生產邊界模型估計廠商技術效率的文獻, 大多忽略生產要素可能具有內生性問題, 起因於迴歸模型中的自變數 (即生產要素) 與誤差項相關, 如果沒有適當處理, 造成係數估計值與估計標準誤不具備一致性, 後續用來進行假設檢定和區間推定、計算生產要素的邊際產量、規模彈性、技術進步率以及技術效率等, 皆可能誤導研究結果而做出錯誤推論, 失去參考價值。

近年來, 隨機生產邊界模型相關文獻, 逐漸重視要素內生性問題。Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016) (以下簡稱 APS) 針對隨機生產邊界模型有內生性生產要素問題出現時, 提出使用工具變數法解決; 細分爲內

臺灣大學學術期刊資料庫

生變數是否與組合誤差中的隨機干擾項或無效率項相關, 分別推導機率密度函數。但是, 此篇論文僅探究技術效率議題, 忽略其影響因子以及不同群組間的技術差異性。Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) (以下簡稱 APS) 將技術無效率項與環境變數連結, 兩者間之關係限定具有縮放性質 (scaling property), 即技術無效率設定爲一個基本無效率項乘以一個環境變數的函數;[1] 而且, 也容許環境變數具有內生性, 可能與基本無效率項或誤差項相關。

本研究聚焦於下列四點: 1. 採用產出面方向距離函數代表銀行業生產技術, 此函數的優點可將銀行的多種 (意欲) 產出和非意欲產出同時納入; 若使用生產函數, 必須假設銀行僅生產單一產出, 恐與事實不符; 而若使用投入面或產出面距離函數, 雖可將多種投入和產出放入模型, 卻不易把非意欲產出同時納入, 進而容許廠商可以同時增加意欲產出和減少非意欲產出;[2] 2. 第一階段估計群組邊界時, 考慮生產要素具有內生性問題, 假設它們與誤差項相關但與技術無效率項不相關;[3] 3. 容許技術無效率受到外生環境變數的影響, 但是兩者間不必具有縮放性質 (scaling property), 故需重新推導組合誤差項的機率密度函數以及概似函數; 4. 使用 Huang, Huang, and Liu (2014) 發展的隨機共同邊界模型, 第二階段估計此模型的迴歸係數值, 用來計算技術缺口 (technology gap, TGAP) 和總無效率值, 進而比較我國金控和非金控銀行的生產效率。[4]

根據群組邊界實證分析結果, 增設分行不利樣本銀行提升技術效率; 民營銀行的效率優於泛公營銀行; 金控銀行不支持寧靜生活假說; 存放款利差越大的非金控銀行, 技術效率越佳; 產品多樣化僅對非金控銀行有利。共

[1]根據 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 的符號, 第 i 廠商的技術無效率表爲 $u_i = u_i^0 \exp(q_i'\delta)$, 其中 u_i^0 稱爲基本無效率項, q_i 是一組環境變數, δ 爲對應之迴歸係數向量。

[2]Färe, Noh, and Weber (2005), Färe and Grosskopf (2005), Huang, Chiang, and Tsai (2015) 和 Huang and Chung (2017) 等皆使用方向距離函數進行實證分析。

[3]在此假設下如果排除無效率項, 因內生性生產要素與組合誤差中的隨機干擾項相關, 就跟 Olley and Pakes (1996) 和 Levinsohn and Petrin (2003) 的模型相同, 只是解決內生性問題的方式不同。

[4]值得一提者, 第二階段的應變數來自第一階段的配適值, 已將內生性生產要素問題解決, 故本階段估計共同邊界時, 不再考慮要素內生性問題。

臺灣大學學術期刊資料庫

同邊界模型發現金控銀行無效率主因是欠缺管理能力, 非金控銀行無效率主要來自較差生產技術; 樣本期間內生產效率有改善趨勢。

本文除第 1 節爲緒論外, 第 2 節爲文獻回顧, 主要包括隨機生產邊界模型、共同邊界模型以及內生性生產要素等實證分析論文; 第 3 節爲研究方法與迴歸模型, 第 4 節簡述資料來源與變數定義, 第 5 節進行實證分析, 最後一節爲結論。

2 文獻回顧

隨機生產邊界模型最早由 Aigner, Lovell, and Schmidt (1977) 和 Meeusen and Broeck (1977) 提出, 假設隨機干擾項具有常態分配, 無效率項具有半常態或指數分配, 大多採用最大概似法進行估計。Stvenson (1980) 進一步將無效率項的分配延伸爲截斷常態分配, 與半常態或指數分配相較, 必須多估計一個母體平均數, 故較具一般化。早期學者大多未考慮環境變數對無效率項的影響, 此議題自 1990 年代起受到重視, 例如 Kumbhakar, Ghosh, and McGuckin (1991), Huang and Liu (1994), Battese and Coelli (1995), Wang and Schmidt (2002), Caudill and Gropper (1995), Wang and Ho (2010) 以及 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 等。

共同邊界生產函數 (metafrontier production function) 的概念首先由 Hayami (1969) 和 Hayami and Ruttan (1970, 1971) 等人提出, 認爲在不同群組內的廠商, 會依據各自所處經營環境的差異而選用特定生產技術, 即爲群組生產邊界。經營環境包括管制政策、自然環境、生產要素品質以及要素價格等; 這些環境因素可能限制群組內廠商無法選用最佳生產技術, 也就是共同生產邊界所代表的技術。生產技術缺口定義爲共同生產邊界與群組生產邊界之差。

過去比較不同群組廠商生產效率的論文, 一者將全體廠商資料合併後一起估計, 利用係數估計值分別計算不同群組效率值再進行比較, 或者將廠商資料分群後個別估計後, 計算各群組效率值再進行比較。前者的缺點需假設不同群組廠商均採用相同生產技術, 恐與事實不符; 後者雖不要求這種假設, 但不同群組的生產邊界不同, 不宜直接相互比較。Battese, Rao, and O'Donnell (2004) 與 O'Donnell, Rao, and Battese (2008) 提出之共同

臺灣大學學術期刊資料庫

生產邊界模型, 將前述兩種方法融合, 改用兩階段估計法, 第一階段將廠商資料分群後以 SFA 法估計個別群組的生產函數, 第二階段合併全體資料後使用數理規劃法估計共同生產邊界。之後, 有許多學者採用他們的方法進行不同群組生產效率之比較, 例如 Bos and Schmiedel (2007), 黃台心, 張寶光, 與邱郁芳 (2009), Chen and Yang (2011), 顏晃平與張瀞文 (2011), Chen (2012), Huang et al. (2011), Huang and Fu (2013) 以及 Poghosyan and Kumbhakar (2009) 等。

Battese, Rao, and O'Donnell (2004) 與 O'Donnell, Rao, and Battese (2008) 之共同生產邊界模型存在一個弱點, 即第一與第二兩階段使用的估計方法不一致, 且數理規劃法無法將隨機干擾項納入模型, 導致係數估計值沒有統計性質。Huang, Huang, and Liu (2014) 改良前述兩篇論文之第二階段, 仍然採用隨機邊界法估計共同邊界, 後續多位學者採用之, 例如 Melo-Becerra and Orozco-Gallo (2017), Lee and Huang (2017), Huang, Chang, and Kuo (2017), Chang, Huang, and Kuo (2015), Bravo-Ureta, Higgins, and Arslan (2020), Safiullah and Shamsuddin (2022), 黃台心, 陳禹伶, 與邱義晃 (2020) 等。Huang, Hu, and Chang (2018) 和黃台心, 鍾銘泰, 與陳世章 (2018) 運用隨機共同邊界模型計算得到技術缺口比率, 當作銀行業與證券業的創新度指標, 用來探討市場競爭度與創新間的關係。黃台心, 王允立, 與黃國睿 (2022) 以及陳柏琪與顏晃平 (2018), 分別運用網絡隨機共同邊界模型與資料包絡分析法 (data envelopment analysis, DEA), 比較我國金控與非金控銀行效率, 其他例如例如 O'Donnell, Rao, and Battese (2008) 與 Huang, Juo, and Fu (2015) 等, 也使用 DEA 法估計共同邊界模型。

近年來生產邊界模型中, 自變數 (生產要素) 具有內生性問題受到多位學者重視, 例如 Guan et al. (2009), Kutlu (2010), Tran and Tsionas (2013), Griffiths and Hajargasht (2016) 與 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016), Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016) 考慮兩種情況, 一爲生產要素與誤差項相關且皆與無效率項統計獨立, 推導出機率密度函數後使用最大概似進行估計; 另一則爲生產要素同時與誤差項和無效率項相關, 需使用數值分析法獲得所需之聯合機率密度函數, 並以模擬最大概似法 (maximum

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 各種內生性模型彙整

	無環境變數模型			有環境變數模型		
	誤差項 v_i	無效率項 u_i	估計方法	誤差項 v_i	無效率項 u_i	估計方法
(1) 自變數	相關	不相關	MLE*			
(2) 自變數	相關	相關	MLSE**			
(3) 自變數 (環境變數外生)				相關	不相關	MLE
(4) 自變數與環境變數				相關	不相關	MLE
(5) 自變數與環境變數				相關	相關	MSLE

註: * MLE 最大概似法 (maximum likelihood estimation)。

** MSLE 模擬最大概似法 (maximum simulated likelihood estimation)。

(1) 相關文獻包括 Guan et al. (2009), Kutlu (2010), Tran and Tsionas (2013) 以及 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016)。

(2) 相關文獻包括 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016) 與 Griffiths and Hajargasht (2016)。

(3) 相關文獻包括 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 與 Karakaplan and Kutlu (2017b)。

(4) 相關文獻包括 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017), Kutlu (2016), Tsukamoto (2019) 以及 Karakaplan and Kutlu (2017a)。

(5) 相關文獻包括 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 。

simulated likelihood estimation, MSLE) 估計模型中的參數。

以上文獻皆未將無效率項連結環境變數, 直到 Karakaplan and Kutlu (2017b) 與 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 才將無效率項與外生環境變數連結, 並容許生產要素具有內生性。另外, Kutlu (2016), Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017), Karakaplan and Kutlu (2017a) 與 Tsukamoto (2019), 同時研究內生生產要素與內生環境變數, 內生性來源爲生產要素和環境變數同時與隨機干擾項相關, 但與無效率項獨立。Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 擴充上述模型, 容許生產要素和環境變數同時與隨機干擾項以及無效率項相關, 惟限定無效率項與內生環境變數之關係需有縮放性質。

表 1 綜合整理近年來在 SFA 領域中, 探討自變數 (生產要素) 與環境變

臺灣大學學術期刊資料庫

數出現內生性問題的文獻。[5] 模型 (1) 與 (2) 不考慮環境變數, 其中模型 (1) 只考慮自變數與誤差項相關, 模型 (2) 容許自變數同時與誤差項和無效率項相關; 模型 (3) 至 (5) 考慮環境變數, 其中模型 (3) 的環境變數假設爲外生變數, 模型 (4) 與 (5) 假設環境變數爲內生; 但是, 模型 (4) 僅容許自變數和環境變數與誤差項相關, 模型 (5) 則容許自變數和環境變數同時與誤差項以及無效率項相關。本研究歸屬於模型 (4)。

3 研究方法與模型

過去使用隨機邊界模型探討技術效率的文獻, 若樣本廠商生產單一產出, 大多估計生產函數描述廠商的生產技術, 若生產多重產出, 則估計成本或利潤函數, 這兩種函數要求研究者須額外蒐集生產要素和 (或) 產品的價格, 有時不易取得, 或這些價格資料無法準確計算, 變數衡量誤差的出現會影響迴歸係數估計值的性質。投入面、產出面或方向距離函數, 提供研究者另一種選擇, 它們可用以刻畫廠商雇用多種投入生產多種產品的情況, 卻不需用到投入和產出的價格資訊; 方向距離函數還擁有另外一個優點, 可將生產過程中伴隨產生的非意欲產出納入模型中, 是其他函數不易做到者。爲利用此優點, 本文選擇估計產出面方向距離函數 (directional output distance function, DODF), 再將要素內生性問題與外生環境變數一併放入模型。

Färe, Noh, and Weber (2005) 與 Färe and Grosskopf (2005) 介紹如何運用 DEA 法搭配 DODF, 估計技術 (配置) 效率和計算非意欲產出的影子價格, 惟 DEA 需使用數理規劃法而非經濟計量法, 無法考慮要素內生性問題, 本研究改用隨機邊界模型, 第一階段假設有內生性生產要素與外生環境變數的情況下, 推導機率密度函數後, 分別估計金控和非金控兩群銀行的隨機產出面方向距離函數, 代表它們的群組邊界, 廠商實際生產量與群組邊界之差, 稱爲技術無效率值; 利用群組邊界計算每家銀行配適值, 當作第二階段的應變數, 考慮有外生性環境變數的情況下, 再次估計隨機產出面方向距離函數, 即爲隨機共同邊界, 它與第一階段群組邊界之差, 就是技

[5] 感謝本刊評審建議, 使用表列方式整理相關文獻, 釐清文獻發展脈絡。

臺灣大學學術期刊資料庫

術缺口。加總技術無效率值與技術缺口, 得到總無效率值, 可用來比較不同群組間的效率差異。

3.1 產出面方向距離函數 (DODF)

定義要素投入向量 $x = (x_1, \cdots, x_N)' \in R_+^N$, 產出向量 $y = (y_1, \cdots, y_M)' \in R_+^M$, 非意欲產出 ($b$) 以逾期放款代表, $b \in R_+$, 它與意欲產出 y 具有零聯合產出 (null-joint outputs) 以及弱可拋 (weak disposability) 特性。[6] 定義技術集合 (technology set):

$$T = \{(x, y, b) : \ x\text{可被銀行用來生產}(y, b)\}。$$

產出集合 (output set) 表爲:

$$P(x) = \{(y, b) : \ (x, y, b) \in T\}。$$

定義產出面方向距離函數:

$$\vec{D}_0\left(x, y, b; g_y, g_b\right) = \sup\left\{\beta : \ \left(x, y + \beta g_y, b - \beta g_b\right) \in P(x)\right\}。 \quad (1)$$

式中 $g_y \in R_+^M$ 與 $g_b \in R_+$ 稱爲方向向量, 廠商在目前的投入和產出組合下, 朝 g_y 方向增產 β 單位與朝 $-g_b$ 方向減產 β 單位後, 仍然在 $P(X)$ 集合內, 故 $\beta \geq 0$, 若 $\beta = 0$, 表示廠商已在生產邊界上進行生產。本研究設定方向向量爲單位向量, 即 $g_y = (1, \cdots, 1)$ 和 $g_b = 1$。

將 DODF 應擁有之轉換性質 (translation property) 和對稱性納入, 再附加一個隨機干擾項 $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ 後, 可被表爲迴歸方程式:[7]

$$y_1 = \vec{D}_0\left(x, y_2 - y_1, \cdots, y_M - y_1, b + y_1; g_y, g_b\right) + \varepsilon, \quad (2)$$

其中 $\varepsilon = v - u$ 稱爲組合誤差, $u = \vec{D}_0(x, y, b; g_y, g_b) \sim N^+(0, \sigma_u^2)$, 代表廠商的技術無效率, v 與 u 假設爲統計獨立。以下暫不考慮 u 受到環境變數的影響。

[6] 弱可拋的定義請參考 Färe and Grosskopf (2005)。

[7] 此處我們任意選定 $-y_1$ 當作轉換變數, 研究者可選擇其他意欲或非意欲產出當作轉換變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016) 將 (2) 式表爲線性迴歸方程式:

$$y_{1i} = X'_{1i}\beta_1 + X'_{2i}\beta_2 + \varepsilon_i, \quad i = 1, \cdots, n, \tag{3}$$

式中 X_{1i} 代表第 i 廠商除 y_1 以外的其他 $j_1 \times 1$ 產出向量 (包含截距項與非意欲產出), 它與組合誤差項 ε_i 不相關, 視爲外生變數,[8] X_{2i} 代表 $j_2 \times 1$ 要素投入向量, 假設 $E(\varepsilon_i|X_{2i}) \neq 0$, 故被視爲內生變數; n 代表樣本數。

將 (3) 式改寫成矩陣形式:

$$y_1 = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon, \tag{4}$$

其中 y_1 與 ε 皆是 $n \times 1$ 向量, X_1 是 $n \times j_1$ 矩陣, X_2 是 $n \times j_2$ 矩陣。令工具變數向量 $z_i = (X_{1i}/w_i)$, w_i 是 $j_w \times 1$ 額外的外生工具變數向量且 $j_w \geq j_2$, 若 $j_w = j_2$ 表示 (3) 式的迴歸模型可被剛好驗證 (exactly identified), 而若 $j_w > j_2$ 則爲過度驗證 (over-identified)。工具變數必須具有外生性, 即要求 $E(\varepsilon_i|z_i) = 0$。

內生變數矩陣 X_2 可另外表示成縮減型式 (reduced form):

$$X_2 = Z\Pi + \eta, \tag{5}$$

式中 $Z = (X_1, w)$, Π 爲縮減式的待估參數, z_i 與 η_i 不相關, 故 X_2 爲內生變數等同於 $Cov(\eta, \varepsilon) \neq 0$。Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016) 假設 η_i 與 v_i 相關, u_i 與 $\psi_i = (v_i/\eta_i)$ 統計獨立, 並令 $\psi_i \sim N(0, \Omega)$, $\Omega = [(\sigma_v^2/\Omega_{v\eta})/(\Omega_{\eta v}/\Omega_{\eta\eta})]$, 其中 $\Omega_{v\eta}$ 是 $1 \times j_2$ 向量, $\Omega_{\eta v}$ 是它的轉置向量, $\Omega_{\eta\eta}$ 是 $j_2 \times j_2$ 方陣, 故 Ω 是 $(j_2+1) \times (j_2+1)$ 方陣。他們推導出聯合估計 (4) 與 (5) 式的對數概似函數, 就是該文中方程式編號 (13a)–(13d)。

Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 朝幾個方向擴充 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016) 的模型, 其中之一將技術無效率 u 表爲外生環境變數的函數且有縮放性質, 也容許 v 與 u 彼此相關。本研究不同於 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 之處有二: 1. v 與 u 仍假設爲統計獨立, 主因爲 u 代表廠商的管理能力, 與廠商無法控制的隨機因素 v 統

[8] 產出向量 (包含 bad) 可能是 X_1 或是 X_2 的一部分, 我們將在 5.1 小節實證分析中, 使用 Hausman 檢定來判斷。

臺灣大學學術期刊資料庫

計獨立的假設, 比較合理; 2. 不假設 u 與環境變數之間具有縮放性質, 本文設定爲 $u_i = \gamma' h_i + \omega_i$, 其中 h_i 代表一組環境變數, γ 爲對應之待估參數向量, $\omega_i \sim N(0, \sigma_\omega^2)$ 是隨機變數, 因爲 $u_i \geq 0$, 故 $\omega_i \geq -\gamma' h_i$, 則 $-\gamma' h_i \leq \omega_i < \infty$。使用與本文類似設定且假設環境變數是外生的論文很多, 例如 Huang and Liu (1994)、Battese and Coelli (1995)、Huang, Huang, and Liu (2014)、Jiang and Sharp (2015)、Lundgren and Marklund (2015)、Almanidis, Karakaplan, and Kutlu (2019) 以及 Jiang and Andrews (2020) 等。

延續前面的假設, 即 η_i 與 v_i 相關, u_i 與 $\psi_i = (v_i/\eta_i)$ 統計獨立, 可導得下列對數概似函數:

$$\ln L = \ln L_1 + \ln L_2, \tag{6}$$

$$\ln L_1 = -\frac{n}{2}\ln\sigma^2 - \Sigma_i \ln\left(\Phi\left[\frac{\gamma' h_i}{\sigma_\omega}\right]\right) + \Sigma_i \ln\left(\Phi\left[BB_i\right]\right) - \frac{1}{2\sigma^2}\Sigma_i \left(y_{1i} - X_{1i}'\beta_1 - X_{2i}'\beta_2 - u_{ci} + \gamma' h_i\right)^2, \tag{7}$$

$$\ln L_2 = -\frac{n}{2}\ln\left(|\Omega_{\eta\eta}|\right) - \frac{1}{2}\Sigma_i \left(\eta_i' \Omega_{\eta\eta}^{-1} \eta_i\right), \tag{8}$$

式中 $BB_i = (\gamma' h_i \sigma^2 - (\gamma_{1i} - X_{1i}'\beta_1 - X_{2i}'\beta_2 - u_{ci} + \gamma' h_i)\sigma_\omega^2/\sigma_c\sigma_\omega\sigma)$, $\mu_{ci} = \Omega_{v\eta}\Omega_{\eta\eta}^{-1}\eta_i$, $\sigma_c = \sigma_v^2 - \Omega_{v\eta}\Omega_{\eta\eta}^{-1}\Omega_{\eta v}$, $\sigma^2 = \sigma_\omega^2 + \sigma_c^2$, $\Phi[\cdot]$ 代表標準常態分配的累積分配函數。(7) 式與 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 的 (A.4) 式相比有相當差異, 詳細推導過程請參考文末附錄, 技術無效率值 (technical inefficiency, TI) 與技術效率分數的計算公式也放在同一附錄。

本文分別使用金控與非金控銀行資料, 利用最大概似法估計 (6) 式, 得到這兩個群組邊界的係數估計值以後, 一方面個別計算每個樣本銀行的技術無效率值; 另一方面計算 y_1 的配適值 ($\hat{y}_1$), 當做下階段估計隨機共同邊界的應變數。

3.2 隨機共同邊界函數

本小節介紹隨機共同邊界函數, 此函數從上方包絡前小節的群組邊界函數, 代表產業最佳生產技術, 群組邊界與共同邊界的差距, 稱爲技術缺口,

臺灣大學學術期刊資料庫

TGAP 值越大, 代表群組邊界越偏離共同邊界, 此群組廠商使用的生產技術越差; 反之, 若 TGAP 值越小, 代表群組邊界越接近共同邊界, 此群組廠商使用的生產技術越高。參考註 4, 本階段估計隨機共同邊界函數時, 不再考慮要素內生性問題。

隨機共同邊界函數的推導, 可參考 Huang, Huang, and Liu (2014), 差別在於該文使用 translog 生產函數, 須將應變數與自變數取自然對數轉換, 本文採用方向距離函數, 無須轉換, 爲節省篇幅, 只列出隨機共同邊界產出面方向距離函數。[9] 令 $k(=1,2)$ 代表群組別, M 代表共同邊界, 爲精簡符號, 改寫 (3) 式, 第 k 個群組的第 i 個決策單位的產出面方向距離函數表爲:

$$y_{1i}^{k} = X_i\beta^{k} + \varepsilon_i, \quad k = 1, 2;\ i = 1, \cdots, \tag{9}$$

其中 X_i 來自 (4) 式自變數矩陣 $X = (X_1 X_2)$ 的第 i 列, 參考附錄 (A–9) 與 (A–10), 直接使用條件期望值加上 $-\gamma' h$, 當作技術無效率的估計值, 就是 TI, 代表廠商實際生產量與群組邊界的距離, 其值若越大, 該廠商越缺乏技術效率; 反之, 則技術效率越高。

共同邊界的應變數來自群組邊界的配適值, 即 $\hat{y}_{1i}^{k}$, 共同邊界表爲:

$$\hat{y}_{1i}^{k} = X_i^{k}\beta^{M} - U_i^{M} + V_i^{M}, \tag{10}$$

式中 $-U_i^M + V_i^M$ 構成共同邊界的組合誤差項, $V_i^M \sim N(0, \sigma_V^2)$ 是隨機干擾項, 可讓 (10) 式成爲迴歸方程式, U_i^M 就是技術缺口, 代表群組邊界 $(\hat{y}_{1i}^{k})$ 與共同邊界 $(f_i^M(X_i^k) = X_i^k\beta^M)$ 的差距, 此差距越大表示第 k 群組採用的生產技術較差; 反之, 差距若越小表示此群組採用的生產技術越佳。類似群組無效率項, 技術缺口也可表爲環境變數的函數, 即 $U_i^M = \Gamma' H_i + W_i \geq 0$, H_i 是一組影響生產技術的外生環境變數, Γ 是對應之待估參數, $W_i \sim N(0, \sigma_W^2)$。稍加修改 (7) 式即是本階段的對數概似函數:

$$\begin{aligned} \ln L = &-\frac{n}{2}\ln\sigma^2 - \Sigma_i \ln\left(\Phi\left[\frac{\Gamma' H_i}{\sigma_W}\right]\right) + \Sigma_i \ln\left(\Phi\left[AA_i\right]\right) \\ &- \frac{1}{2\sigma^2}\Sigma_i\left(\hat{y}_{1i}^{k} - X_i\beta^{M} + \Gamma' H_i\right)^2, \end{aligned} \tag{11}$$

[9] 詳細推導過程請參考 Huang, Juo, and Fu (2015)。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 $AA_i = (\Gamma' H_i \sigma^2 - (\hat{y}_{1i}^k - X_i \beta^M + \Gamma' H_i)\sigma_W^2 / \sigma_V \sigma_W \sigma), \sigma^2 = \sigma_W^2 + \sigma_V^2$。

將所有群組資料合併後估計 (11) 式的對數概似函數, 得到 β^M 的參數估計值 ($\hat{\beta}^M$), 利用類似 (A1–12) 的公式, 可以得到技術缺口估計值 (TGAP), TGAP 與利用群組邊界計算得到的技術無效率值相加, 稱爲總技術無效率 TTI (total technical inefficiency), 即 TTI = TI + TGAP, 代表廠商實際產量與共同邊界的差距, 因爲每家廠商都根據共同邊界衡量得到 TTI, 故研究者可以使用 TTI 比較不同群組廠商的生產效率, 也能使用 TGAP 比較不同群組廠商採用的生產技術, 孰高孰低; 但是, TI 不宜直接用於比較不同群組廠商的生產效率, 因爲這些 TI 值根據不同群組的生產邊界計算而來, 彼此立足點相異。

上述總技術無效率值 TTI 有衡量單位, 其單位與應變數 y_1 相同, 故大規模銀行一般而言, TTI 值高於小規模銀行, 易導向小規模銀行的生產效率較大規模銀行優的結論, 對大規模銀行不甚公平。針對 TTI 公式左右兩邊同除以共同邊界值 $f_i^M(X_i^k)$, 轉換成無效率分數後再行比較, 應更恰當, 即

$$\frac{\text{TTI}}{f_i^M\left(X_i^k\right)} = \frac{\text{TI}}{f_i^M\left(X_i^k\right)} + \frac{\text{TGAP}}{f_i^M\left(X_i^k\right)}, \tag{12}$$

表示總技術無效率分數等於技術無效率分數與技術缺口分數之和, 這些分數值均應介於 0 與 1 之間。

4 資料分析

本研究資料來自台灣經濟新報資料庫 (TEJ), 期間爲 2002 年至 2019 年,[10] 共 41 家商業銀行, 分屬 9 家泛公營銀行, 27 家民營銀行以及 5 家外商銀行; 屬不平衡縱橫資料, 因爲其中部分銀行已被合併或設立時間不同, 刪除部分變數爲負值的觀測值後, 總樣本數爲 642。

依據仲介法定義投入與產出變數如表 2, 各變數的敘述統計量如表 3。各變數的標準差相較於平均數都很大, 表示樣本銀行各變數值的變異程度頗大; 此外, 放款總額 (y_3) 平均值約是投資總額 (y_2) 的 2.7 倍, 顯示銀行整

[10] 我國於 2002 年 1 月 1 日正式成爲 WTO 的會員, 本研究選擇此樣本期間希望避開這些制度面或重大事件因素的影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 變數定義

投入與產出變數	定義
非利息收入 (y_1)	手續費收入 + 信託報酬收入 + 證券經紀收入 + 信用卡收入 + 兌換盈益 + 保本保息準備轉收益
投資總額 (y_2)	短期投資 + 長期投資
放款總額 (y_3)	買匯貼現及放款 − 催收款項毛額
逾期放款 (bad)	甲類逾期放款 + 乙類逾期放款
勞動投入量 (x_1)	員工人數
固定資產 (x_2)	固定資產
資金總額 (x_3)	活期存款 + 儲蓄存款 + 定期存款 + 支票存款 + 郵匯局存款 + 其他存款 + 借入款
環境變數: 群組邊界	
Branch	分行數
泛公營銀行 (pub)	虛擬變數, 泛公營銀行 = 1, 其他 = 0
HHIy^3	根據放款計算的 HHI
NIS	存放款利差
Div	產品多樣化指標*
Div^2	產品多樣化指標的平方
環境變數: 共同邊界	
meanROA	每年平均資產報酬率
meanCAR	每年平均資本適足率
NIS	存放款利差
HHIta	根據每家銀行總資產計算的 HHI
meanoverdue	每年平均催收款比率 (催收款毛額/放款總額)
經濟成長率 (gdprate)	GDP 每年成長率

註: * Div $= 1 - (|Y_3 - Y_2|/Y_3 + Y_2)$。Div 介於 0 與 1 之間, 其值越大, 代表產品多樣化程度越高; 反之, 其值越小, 代表產品多樣化程度越低。

體營運模式中, 主要獲利來源爲放款, 其次是投資。表 4 將樣本銀行區分成金控銀行與非金控銀行等二類, 分別列出它們各變數的樣本統計量。金控銀行各投入和產出變數的平均值, 皆大於非金控銀行, 顯示前者的營運規模較後者大, 使用的生產效率與技術應有差異。

參考過去文獻, 例如 Berger, Hancock, and Humphrey (1993), Mester

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 各變數的敘述統計量

變數名稱	平均值	標準差
y_1^*	4,255,599.14	5,170,858.36
y_2^*	2.1410E+08	2.5599E+08
y_3^*	5.8393E+08	5.7749E+08
bad*	7,145,476.04	1.3515E+07
x_1#	3,758.96	2,607.74
x_2^*	1.3803E+07	1.7916E+07
x_3^*	8.0063E+08	7.9043E+08
環境變數: 群組邊界		
Branch	88.55	58.26
泛公營銀行 (pub)	0.2508	0.4338
HHIy^3	532.2728	31.6777
NIS**	1.9822	1.0797
Div	0.4749	0.2321
環境變數: 共同邊界		
meanROA**	0.2631	0.4993
meanCAR**	11.8706	1.4180
NIS**	1.9822	1.0797
HHIta	534.6708	34.4242
meanoverdue**	1.2581	1.2238
經濟成長率 (gdprate)**	3.8796	2.5826
樣本數	642	

註: 1. * 單位是 1,000 元新台幣; 2. ** 單位是%; 3. # 單位是人數; 4. 所有變數皆經過基期爲 2016 年的消費者物價指數 (CPI) 平減。

(1993), Allen and Rai (1996), Dietsch and Lozano-Vivas (2000), Lozano-Vivas, Pastor, and Hasan (2001), Lozano-Vivas, Pastor, and Pastor (2002), Andrieş (2011), Huang, Chiang, and Chen (2011), Huang, Juo, and Fu (2015) 以及 Lee and Huang (2017, 2019) 等, 本研究選用的環境變數如表 2 與 3。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 金控與非金控銀行的敘述統計量

	非金控銀行		金控銀行	
	平均值	標準差	平均值	標準差
y_1^*	2,189,239.49	2,608,755.19	7,120,848.76	6,349,926.99
y_2^*	1.0725E+08	1.1975E+08	3.6226E+08	3.1449E+08
y_3^*	3.3853E+08	4.0696E+08	9.2419E+08	6.0643E+08
bad*	6,047,657.39	1.3968E+07	8,667,730.15	1.2730E+07
x_1#	2,405.28	1,679.74	5,635.99	2,480.97
x_2^*	7,093,098.54	8,330,695.76	2.3107E+07	2.2844E+07
x_3^*	4.5204E+08	4.8225E+08	1.2840E+09	8.7630E+08
環境變數: 群組邊界				
Branch	62.98	43.76	124.00	57.34
pub	0.1930	0.3952	0.3309	0.4714
HHIy^3	531.78	31.55	532.96	31. 90
NIS**	1.9579	0.8347	2.0159	1.3487
Div	0.4517	0.2524	0.5070	0.1965
環境變數: 共同邊界				
meanROA**	0.2658	0.5000	0.3171	1.0367
meanCAR**	11.8724	1.4249	11.8681	1.4110
NIS**	1.9579	0.8347	2.0159	1.3487
HHIta	534.2564	34.3349	535.2454	34.6034
meanoverdue**	1.2602	1.2294	1.2553	1.2184
經濟成長率**	3.8747	2.5630	3.8865	2.6142
樣本數	373		269	

註: 1. * 單位是1,000元新台幣; 2. ** 單位是%; 3. # 單位是人數; 4. 所有變數皆經過基期爲2016年的消費者物價指數 (CPI) 平減。

就群組邊界而言, 分行數 (branch) 越多的銀行, 一方面可以接觸較多客戶, 容易擴展業務與產出, 另一方面須雇用較多生產要素導致成本增加, 增加分行數對於生產效率之影響方向不確定。泛公營銀行通常受限於法令限制, 要素雇用與產出決策傾向保守與欠缺彈性, 一般認爲其生產效率較民營銀行差, 故泛公營銀行虛擬變數 (pub) 的係數估計值預期爲正。HHIy_3 當作市場競爭度的代理變數, 依據寧靜生活假說 (quiet life hypothesis), 營運在高度集中市場的廠商, 因有較強的市場獨占力而缺乏競爭壓力, 致其

臺灣大學學術期刊資料庫

生產效率較低; 但另一方面, 高度集中市場的廠商通常生產規模較大, 享有規模經濟優勢並有能力採用先進生產技術, 可能有較高的生產效率。綜而言之, 市場競爭度指標對效率之影響可能爲正或負, 取決於兩種力量何者較強。[11]

我國自民國 80 年開放新銀行申設之後, 銀行過多 (over-banking) 問題浮現, 過度競爭造成存放款利差 (NIS) 逐漸縮小, 爲求生存迫使銀行引進諸如金融科技 (FinTech) 等創新技術, 節約要素雇用量並改良生產方式以擴大利差, 有助生產效率的提升, 此環境變數的係數估計值預期爲負值。依據 Laeven and Levine (2007), 產品多樣化指標 (Div) 計算公式爲:

$$\text{Div} = 1 - \frac{|y_3 - y_2|}{y_3 + y_2}。$$

Div 介於零與一之間, 其值越大, 代表產品多樣化程度越高; 反之, 其值越小, 代表產品多樣化程度越低。爲追求較高的產品多樣化, 每樣產品都無法大量生產, 不利新生產技術的引進和達到規模經濟的效果, 有礙生產效率的提升; 反之, 若廠商追求生產專業化, 有利新生產技術的引進和享有規模經濟的好處, 促進生產效率的提升。有鑒於此變數對技術效率之影響方向可能取決於多樣化程度的高低, 呈現非線性關係, 本研究也放入 Div 的平方項變數試圖捕捉。

共同邊界選用的環境變數多屬年平均值, 原因在於這些平均值變數不易有內生性問題。表 4 顯示兩類銀行面臨的環境變數有些差異, 它們採用的生產技術可能亦有不同, 共同邊界模型或許是較佳的分析架構。[12]

過去文獻發現 ROA 越高的銀行較有效率者, 包括 Berger, Hancock, and Humphrey (1993), Allen and Rai (1996), Huang, Chiang, and Chen (2011), Lozano-Vivas, Pastor, and Pastor (2002), Lee and Huang (2016, 2017)。引申推論, 此變數的年平均值若上升, 促使銀行採用較佳生產技術,

[11] Tsekouras and Daskalopoulou (2006) 認爲不同研究者使用的研究方法和變數不盡相同, 效率與市場集中度之間的關係爲正向或負向, 沒有定論。

[12] 本研究共同邊界的環境變數, 仍放入存放款利差, 一方面因爲銀行過多問題導致存放款市場趨近於完全競爭, NIS 偏向外生決定, 較無內生性問題; 另一方面存放款利差易影響銀行生產方式的選擇。本研究嘗試改用每年平均 NIS, 而非個別銀行的 NIS, 估計結果全部環境變數的係數估計值皆不顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

縮小群組邊界與共同邊界之間的技術缺口。資本適足率 (CAR) 代表銀行經理人員的風險偏好, 銀行保有較少的自有資本, 經理人員較偏好風險並選擇較高的槓桿操作 (Huang, Chiang, and Chen, 2011; Lee and Huang, 2017); 相反的, 風險趨避的經理人員, 爲降低破產風險願意保有較多的自有資本而減少放款、犧牲部份獲利。Mester (1993), Berger and Mester (1997), Lozano-Vivas, Pastor, and Pastor (2002), Huang, Chiang, and Chen (2011), Lee and Huang (2016, 2017) 等支持 CAR 與效率之間呈正向關係。但是, 年平均 CAR 上升, 代表放款產出減少, 可能導致銀行較無意願採用先進生產技術。

催收款比率 (overduerate) 顯示銀行的放款品質, 此比率越低的銀行, 放款品質與流程比較嚴謹, 但放款金額趨於保守, 較無誘因讓銀行採用較佳生產技術, 致技術缺口較大; 反之, 此比率較高的銀行, 放款品質與流程比較寬鬆, 放款金額較高, 誘使銀行採用較佳生產技術, 因而縮小技術缺口。經濟成長率 (gdprate) 總體經濟變數, 代表一國整體經濟活動概況, Dietsch and Lozano-Vivas (2000), Lozano-Vivas, Pastor, and Hasan (2001), Lozano-Vivas, Pastor, and Pastor (2002), and Huang, Chiang, and Chen (2011) 認爲它同時影響銀行存款與放款活動, 故對銀行採用的生產技術之影響可能爲正或負。HHIta 代表市場競爭度, 前面已論及它對生產效率之影響方向不確定, 進而推論它對銀行採用何種生產技術亦不確定。

金控銀行 (fhb) 營運規模較非金控銀行大, 並享有規模經濟與經營綜效, 較有能力引入先進生產技術與金融創新, 提供各種新金融商品, 預期應有較高生產效率。過去的研究大多發現隸屬於金控公司的銀行表現較優, 符合所謂的「綜效假說」; 獨立銀行的營運規模較小, 經營績效的變異程度較大, 也有表現極佳的銀行, 符合所謂的「小而美」假說。職是之故, 研究者欲比較這兩類銀行的生產效率, 共同邊界模型或許是較佳的選擇。

5 實證分析

第一小節討論要素內生性問題下, 分別估計兩類銀行產出面方向距離函數的係數值; 其次分析共同邊界的估計結果, 分成有無考慮環境變數的兩種情況; 第二小節使用這些係數估計計算 TI、TGAP、TTI 以及無效率分數並

臺灣大學學術期刊資料庫

進行比較; 最後一小節分爲兩部分 (1) 按照樣本期間分成兩段子期間, (2) 不考慮內生性問題, 分類比較。

5.1 群組與共同邊界係數估計結果

首先檢定投入和產出向量屬於內生還是外生變數, 本文運用 Hausman 檢定方法, 檢定產出 (包含 bad) 向量是內生或外生變數的卡方統計量, 未達到統計顯著, 判斷產出 (包含 bad) 向量是外生變數; 檢定要素投入向量是內生或外生變數的卡方統計量, 達到統計顯著, 判斷投入向量是內生變數。以下的迴歸分析若考慮內生性, 均指生產要素具有內生性。

估計 (6) 式兩個群組邊界的係數值與估計標準誤, 置於表 5, 左半部是金控銀行組, 右半部是非金控銀行組。迴歸係數估計值達到至少 10% 顯著水準的個數, 非金控銀行較多, 因爲此類銀行的樣本數較金控銀行多。聯合檢定六個環境變數係數同時爲零的虛無假設均遭到拒絕, 故支持產出面方向距離函數應納入環境變數。金控銀行與非金控銀行六個環境變數中, 分別有三個與四個係數值達到至少 10%顯著水準, 其中分行數與泛公營銀行的估計值均爲正值, 增設分行不利這兩類銀行提升技術效率, 應深思擴增分行數的必要性。民營銀行的效率優於泛公營銀行, 前者的管理效率較佳, 符合預期。Bonin, Hasan, and Wachtel (2005) 研究六個轉型國家後, 發現外商銀行最有效率, 公營銀行最無效率。

金控銀行市場競爭度指標 HHIy3 的係數估計值爲負且達到 1%顯著水準, 表示市場獨占力越強, 金控銀行實際的投入與產出越靠近生產邊界, 技術效率越高, 不支持寧靜生活假說。反觀非金控銀行, 此變數的係數估計值爲正但未達到統計顯著。金控銀行其餘三個環境變數的係數估計值未達統計顯著, 非金控銀行則有兩個達到統計顯著, 其中 NIS 的係數值爲負, 存放款利差越大的非金控銀行, 技術效率越佳, 符合前節預期。在產品多樣化指標方面, 金控銀行的一次與二次項係數值皆爲正, 但未達到統計顯著; 非金控銀行的一次與二次項係數值分別爲正與負, 僅二次項係數達到統計顯著, 勉強支持 Div 與無效率之間存在非線性關係, 且爲開口向下的曲線關係; 根據係數估計值可計算出當 $\text{Div} = 0.12$ 時, 無效率達到極大值, 之後開始下降, 顯示非金控銀行多樣化程度超過 0.12 以後才有助於生產效率的

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 考慮要素內生性群組邊界產出面方向距離函數係數估計值

	金控銀行		非金控銀行	
自變數	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
截距	−179,608	780,327	285,304	245,601
x_1	−770.007	486.751	−469.491*	283.560
y_2	0.04178***	0.6710E-02	0.0206***	0.3731E-02
y_3	0.0172*	0.9563E-02	0.0197***	0.3610E-02
bad	−0.0909	0.0793	−0.0434**	0.0191
x_2	0.1842**	0.0799	0.0847	0.0649
x_3	−0.0149*	0.8660E-02	−0.01350***	0.4025E-02
t	175,983	167,439	−79,341.8*	46,711.3
$0.5^*x_1^*x_1$	0.0617	0.1446	0.6527***	0.1344
$0.5^*y_2^*y_2$	0.2062E-10	0.1494E-10	0.8849E-13	0.2579E-10
$0.5^*y_3^*y_3$	0.2800E-10	0.2003E-10	0.4452E-10***	0.1420E-10
0.5*bad*bad	−0.3733E-08	0.3330E-08	−0.4537E-08***	0.1063E-08
$0.5^*x_2^*x_2$	−0.7778E-08***	0.2915E-08	0.1529E-07*	0.7998E-08
$0.5^*x_3^*x_3$	−0.2047E-10	0.2361E-10	−0.2096E-10	0.1306E-10
0.5^*t^*t	−18,191.6	22,857.6	5,573.33	4,568.98
$x_1^*y_2$	−0.1252E-05	0.1467E-05	−0.4623E-05***	0.1438E-05
$x_1^*y_3$	−0.3791E-05*	0.1946E-05	−0.3164E-06	0.1305E-05
x_1^*bad	0.1091E-03***	0.1833E-04	0.2730E-04**	0.1112E-04
$y_2^*y_3$	0.1102E-10	0.1188E-10	0.1897E-11	0.2450E-10
y_2^*bad	−0.1738E-09	0.2476E-09	0.1720E-09	0.1308E-09
y_3^*bad	−0.3919E-09	0.3442E-09	−0.1501E-08***	0.1475E-09
$x_1^*x_2$	−0.2061E-04	0.1761E-04	−0.1229E-03***	0.2315E-04
$x_1^*x_3$	0.2824E-05	0.1879E-05	0.7907E-06	0.1254E-05
$y_2^*x_2$	−0.1287E-09	0.1538E-09	−0.1409E-08***	0.4057E-09
$y_2^*x_3$	−0.1180E-10	0.1343E-10	0.1843E-10	0.2729E-10
$y_3^*x_2$	−0.3266E-09	0.2216E-09	−0.8945E-09**	0.3623E-09
$y_3^*x_3$	0.5534E-12	0.2077E-10	−0.1140E-10	0.1078E-10
x_1^*t	−33.4571	42.9271	41.2984**	20.4000
y_2^*t	−0.1441E-02**	0.7190E-03	−0.7106E-03***	0.2653E-03
y_3^*t	−0.9487E-03	0.9658E-03	−0.1575E-02***	0.3453E-03
bad^*x_2	0.4972E-09	0.3177E-08	−0.1059E-07***	0.2130E-08
bad^*x_3	0.5246E-10	0.3471E-09	0.1273E-08***	0.1456E-09
bad^*t	0.0284***	0.8912E-02	0.0203***	0.3324E-02
$x_2^*x_3$	0.4580E-09*	0.2422E-09	0.1241E-08***	0.3916E-09

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	金控銀行		非金控銀行	
自變數	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
x_2^*t	−0.1060E-02	0.7803E-02	−0.3054E-02	0.4378E-02
x_3^*t	0.1358E-02	0.8766E-03	0.1030E-02***	0.3493E-03
η_{v1}	0.7006E+07	0.3938E+08	−0.5162E+08***	0.8607E+07
η_{v2}	−0.6798E+12***	0.1855E+12	−0.3166E+11	0.4628E+11
η_{v3}	0.9612E+13***	0.3125E+13	−0.2362E+13***	0.6814E+12
σ_ω	0.1167E+07***	131,734	0.2297E+07***	545,612
σ_c	563,052***	176,020	413,572***	18,133.4
環境變數				
Branch	47,405.1***	5,401.86	93,949.8***	32,962.1
pub	0.4402E+07***	495,208	0.2044E+08*	0.1259E+08
HHIy3	−8,310.11***	2,949.90	−31,543.4	22,780.6
NIS	−152,474	233,646	−0.5688E+07**	0.2585E+07
Div	0.2040E+07	0.5442E+07	0.4197E+08	0.4953E+08
Div*Div	0.6406E+07	0.5097E+07	−0.1751E+09*	0.9838E+08
對數概似函數	−4,137.18		−5,441.61	
樣本數	269		373	

註: ***, ** 與 * 分別代表達到1%, 5%以及10%顯著水準。

提升。[13]

表6列出共同邊界產出面方向距離函數係數估計值與標準誤, 左半邊考慮環境變數, 右半邊不考慮環境變數。兩個迴歸模型係數估計值達到統計顯著者, 超過一半以上, 顯示模型配適度尚佳。六個環境變數的係數值有五個達到統計顯著, 其中 meanroa、HHIta 和 meanoverdue 等三個變數的係數值爲負, 表示平均資產報酬率上升、市場集中度提高以及平均催收款比率上升, 皆能縮小技術缺口, 促使銀行採用較佳生產技術。meanCAR 與 NIS 的係數值爲正且達到1%顯著水準, 平均資本適足率提高, 銀行必須減少放款以保留較多自有資本, 因而缺乏誘因採用較先進生產技術; 存放款利差的擴大易讓銀行忽略提高生產技術的重要性。值得注意者, 雖然不考慮環境變數的模型係數估計值有超過半數達到統計顯著, 根據這些係

[13]因爲非金控銀行 Div 的樣本平均值等於0.45, 表示大多數非金控銀行的 Div 值高於0.12, 產品多樣化有助提升它們的生產效率。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 共同邊界產出面方向距離函數係數估計值

	考慮環境變數		不考慮環境變數	
自變數	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
截距	132,093	405,463	0.1195E+07***	465,845
x_1	−671.188***	256.326	−964.059***	317.848
y_2	0.0439***	0.2243E-02	0.0456***	0.6345E-02
y_3	0.0305***	0.2377E-02	0.01961***	0.6665E-02
bad	0.0915***	0.0179	0.1112***	0.0285
x_2	−0.4433E-03	0.0315	−0.0871**	0.0358
x_3	−0.0247***	0.2771E-02	−0.0154**	0.6932E-02
t	186,686**	81,190.6	−29,405.1	117,027
$0.5*x_1^*x_1$	0.1881**	0.0763	0.119862	0.1149
$0.5*y_2^*y_2$	0.4755E-10***	0.6302E-11	0.2917E-10**	0.1456E-10
$0.5*y_3^*y_3$	0.9441E-11***	0.3301E-11	0.4173E-10***	0.8216E-11
0.5*bad*bad	−0.4370E-08***	0.4428E-09	−0.6554E-08***	0.6194E-09
$0.5*x_2^*x_2$	−0.9636E-10	0.5788E-09	−0.9287E-09	0.1421E-08
$0.5*x_3^*x_3$	−0.1258E-10***	0.3740E-11	0.9572E-11	0.9542E-11
$0.5*t*t$	1,816.90	10,951.4	−9,491.41	10,995.8
$x_1^*y_2$	−0.2454E-05***	0.4870E-06	−0.3112E-05***	0.8464E-06
$x_1^*y_3$	−0.3414E-05***	0.3948E-06	−0.4402E-05***	0.1089E-05
x_1^*bad	0.3923E-04***	0.5928E-05	0.4054E-04***	0.7618E-05
$y_2^*y_3$	0.3912E-10***	0.4372E-11	0.3546E-10***	0.7964E-11
y_2^*bad	−0.3836E-09***	0.4477E-10	−0.4830E-09***	0.8928E-10
y_3^*bad	−0.6453E-09***	0.2379E-10	−0.5478E-09***	0.9749E-10
$x_1^*x_2$	0.6064E-06	0.8519E-05	0.5966E-04***	0.9770E-05
$x_1^*x_3$	0.3564E-05***	0.3653E-06	0.2787E-05**	0.1162E-05
$y_2^*x_2$	0.1290E-09***	0.3157E-10	0.1673E-09*	0.99340E-10
$y_2^*x_3$	−0.3522E-10***	0.4225E-11	−0.2906E-10***	0.9008E-11
$y_3^*x_2$	−0.1668E-09***	0.3010E-10	−0.1364E-09*	0.7883E-10
$y_3^*x_3$	0.4747E-11	0.3751E-11	−0.2046E-10**	0.8472E-11
x_1^*t	−23.7293	4.5165	73.9102***	28.0961
y_2^*t	−0.2144E-02***	0.2039E-03	−0.1650E-02***	0.3985E-03
y_3^*t	−0.3005E-02***	0.1952E-03	−0.1075E-02***	0.3807E-03
bad*x_2	−0.3772E-10	0.1748E-09	−0.1933E-08***	0.3982E-09
bad*x_3	0.4256E-09	0.1291E-08	0.5018E-09***	0.9407E-10
bad*t	0.0272***	0.3667E-02	0.0219***	0.3613E-02
$x_2^*x_3$	0.5506E-10**	0.2348E-10	−0.4888E-10	0.8560E-10

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

自變數	考慮環境變數		不考慮環境變數	
	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
x_2^*t	0.3317E-02**	0.1537E-02	0.4994E-03	0.41984E-02
x_3^*t	0.2481E-02***	0.1405E-03	0.1119E-02***	0.3801E-03
$\sigma_W(\sigma_u)$	0.3770E+07***	247,288	0.3017E+07***	65,736
σ_v	1471.90***	341.506	4,594.47**	23,43.82
環境變數				
meanROA	−0.4999E+07***	752,585	n.a.	
meanCAR	0.1538E+07***	236,873	n.a.	
NIS	0.2786E+07***	321,454	n.a.	
HHIta	−41,927.1***	6,694.89	n.a.	
meanoverdue	−791,489**	372,079	n.a.	
gdprate	124,275	90,729.5	n.a.	
對數概似函	−708,914		−107,653	
樣本數	648		648	

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

2. 迴歸模型中若不考慮環境變數, 本研究估計 σ_u 與 σ_v; 若考慮環境變數, 則估計 σ_w 與 σ_v。

數值計算得到的技術缺口值, 與左半邊得到者仍有差距, 進而影響總技術無效率值, 請見下小節, 凸顯估計共同邊界時放入環境變數的重要性。[14]

5.2 效率分析

運用表5和6的群組與共同邊界迴歸係數估計值, 計算考慮要素內生性的平均技術無效率值 (TI)、技術缺口值 (TGAP) 以及總技術無效率值 (TTI), 如表7。先看左半邊考慮環境變數的共同邊界模型, 整體產業的平均 TI 值大於平均 TGAP 值, 表示我國銀行業無效率的主要原因出在欠缺管理能力, 而非採用較差的生產技術; 爲提升總技術效率值, 樣本銀行應優先改善其管理能力, 其次爲改良生產技術。

將樣本銀行分成金控與非金控兩類, 發現兩者有明顯差異。金控銀行的平均 TI 值大於平均 TGAP 值, 而與整體產業特徵一致; 推測可能因爲

[14]感謝本刊評審建議, 我們使用 Wald test, 檢定全部六個環境變數的係數同時等於0的虛無假設, 得到自由度爲6的卡方統計量644.03, 應拒絕此虛無假設。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 各種無效率平均值

群組別	共同邊界函數考慮環境變數			共同邊界函數不考慮環境變數		
(樣本數)	群組無效率值	技術缺口值	總無效率值	群組無效率值	技術缺口值	總無效率值
金控銀行	5,901,501.6	1,914,548.3	7,816,049.9	5,901,501.6	1,299,629.6	7,201,131.2
(269)	(4,429,034.3)	(1,622,218.8)	(5,212,705.4)	(4,429,034.3)	(1,428,231.3)	(4,811,787.1)
	[0.3760]	[0.1730]	[0.5490]	[0.3952]	[0.1286]	[0.5238]
	{0.1839}	{0.1533}	{0.1816}	{0.1923}	{0.1473}	{0.1807}
非金控銀行	768,553.8	2,989,138.0	3,583,241.7	768,553.8	2,574,398.8	3,342,952.6
(373)	(1,689,264.3)	(2,418,842.7)	(3,105,710.1)	(1,689,264.3)	(2,801,426.2)	(3,430,437.4)
	[0.1391]	[0.5813]	[0.7203]	[0.1720]	[0.5362]	[0.7082]
	{0.1378}	{0.2298}	{0.2433}	{0.1790}	{0.2190}	{0.2829}
全體銀行	2,919,274.9	2,538,881.6	5,458,156.5	2,919,274.9	2,040,266.5	4,959,541.5
(642)	(4,035,040.1)	(2,185,699.3)	(4,552,000.6)	(4,035,040.1)	(2,409,065.1)	(4,487,663.1)
	[0.2383]	[0.4102]	[0.6485]	[0.2655]	[0.3654]	[0.6310]
	{0.1971}	{0.2848}	{0.2352}	{0.2149}	{0.2783}	{0.2616}

註: 小括弧內數字是標準差, 中括弧內數字是無效率分數, 大括弧內數字是無效率分數的標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

金控銀行的生產規模遠超過非金控銀行, 組織龐大造成經理人員不易有效監督管理; 另一方面, 規模大的銀行較有財力從事金融創新和引進新技術, 平均 TGAP 值因而較低。反觀非金控銀行, 平均 TI 值遠低於平均 TGAP 值, 主要無效率源自採用較差生產技術, 此類銀行應積極引進新生產技術, 可有效提升總技術效率值。

爲消除營運規模差異, 表7中括弧內列出利用 (12) 式計算的無效率分數。金控銀行的總技術無效率值雖然大於非金控銀行, 其無效率分數約爲 0.55, 小於非金控銀行的0.72, 顯示金控銀行若能在共同邊界上從事生產, 產量可以增加55%, 非金控銀行可以增加72%。若改由效率分數角度, 金控銀行的效率分數約爲 0.45(= 1 − 0.55), 大於後者的 0.28(= 1 − 0.72), 金控銀行總技術效率優於非金控銀行。表7右半邊數據來自共同邊界未考慮環境變數模型, 雖然主要結論與左半邊類似, 忽略環境變數造成技術缺口值傾向低估, 主要歸因於遺漏環境變數的模型, 在評估樣本銀行的技術缺口時, 忽略各銀行所處的環境差異, 在立足點不平等狀態下, 不易正確反映受評估單位的技術缺口值。

作者們嘗試將全體銀行資料合併, 估計產出面方向距離函數, 環境變數包含表5中使用者, 利用係數估計值計算兩類銀行的無效率值與分數,[15] 得到金控銀行技術效率分數爲0.66, 高於非金控銀行的0.56。此結論雖與上段「金控銀行總技術效率優於非金控銀行」的結論一致, 但此處無法區分無效率主要來自欠缺管理能力, 還是採用較差的生產技術。

顏晃平與張瀞文 (2011) 使用共同成本邊界模型比較金控子銀行與獨立銀行的成本效率; 發現2001年至2008年間, 金控銀行總成本效率優於非金控銀行。陳柏琪與顏晃平 (2018) 利用資料包絡分析法與兩階段網絡模型, 考慮非意欲產出後估計2004–2013年台灣銀行業的生產效率; 發現第一生產階段的生產效率金控優於非金控銀行, 與本研究的發現相反; 但第二生產階段金控銀行優於非金控銀行, 則與本研究之結果相同。黃台心, 王允立, 與黃國睿 (2022) 運用網絡隨機共同邊界模型與關聯結構法, 比較我國金控與非金控銀行2002–2017年經營效率; 發現非金控銀行第一生產

[15]爲節約篇幅, 不列出迴歸係數估計值與標準誤。如此得到的邊界函數可稱爲合併邊界 (common frontier), 即將金控與非金控銀行的生產邊界合併估計得到。

臺灣大學學術期刊資料庫

階段總效率較金控銀行佳, 第二階段則相反, 顯示兩類銀行在不同生產階段各有其優勢; 因爲第二生產階段是銀行主要的生產活動, 故整體而言, 金控銀行經營績效稍優於非金控銀行。

總而言之, 本研究的發現大致與相關文獻一致, 即金控銀行的經營績效較佳, 顯示金控公司的設立, 可以達到資源整合與共享, 得以發揮經營綜效 (synergy) 的目標。

表7列出的技術無效率值、技術缺口值、總無效率值以及對應之各種無效率分數等, 均可視爲一種資源浪費, 提供銀行經理人員改善管理能力、生產技術與調整生產流程之參考; 政府當局制定各種金融政策, 包括公營銀行民營化、新增營運項目、銀行合併、是否鼓勵成立金控銀行以及外商銀行的進入等, 這些數據也有參考價值。

5.3 分類比較

5.3.1 前後期差異

本研究樣本期間包含十七年, 歷經2007–2008年次貸危機, 如將樣本期間切爲2002–2008與2009–2019兩個次期間, 可了解樣本銀行生產效率變動情形。使用群組與共同邊界皆考慮環境變數的迴歸係數值, 計算得到平均 TI、TGAP 和 TTI 等三種無效率值列於表8。就全體銀行而言, 第二段期間三種無效率值皆高於第一段期間, 呈現惡化現象; 但是, 無效率分數顯現相反結果, 第二段期間三種無效率分數皆低於第一段期間, 呈現改善現象。前面提過, 無效率分數已消除規模因素, 較能真實反映廠商的生產效率, 以下分析側重無效率分數。

金控銀行第一段期間群組無效率分數爲0.35, 低於第二段期間的0.39, 但技術缺口分數相反, 第一段期間 (0.21) 高於第二段期間 (0.14), 因爲技術缺口下滑力道大於無效率上升力道, 總無效率分數呈現改善現象。非金控銀行第一段期間群組無效率分數爲0.19, 高於第二段期間的0.095, 技術缺口分數相反, 第一段期間 (0.54) 低於第二段期間 (0.61), 因爲群組無效率分數下滑力道大於技術缺口上升力道, 總無效率分數呈現改善現象。綜合以上, 樣本銀行的生產無效率情況於樣本期間內, 有改善現象; 但是改善

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 兩段期間無效率平均值

群組別 (前、後期樣本數)	2002–2008			2009–2019		
	群組無效率值	技術缺口值	總無效率值	群組無效率值	技術缺口值	總無效率值
金控銀行	4,730,502.0	1,802,714.1	6,533,216.2	6,830,494.6	2,003,270.1	8,833,764.7
(119、150)	(419,903.4)	(1,468,572.4)	(5,253,618.2)	(4,224,691.1)	(1,734,194.1)	(4,965,735.6)
	[0.3525]	[0.2109]	[0.5634]	[0.3947]	[0.1429]	[0.5376]
	{0.1953}	{0.1799}	{0.2058}	{0.1726}	{0.1206}	{0.1596}
非金控銀行	833,893.3	2,113,513.0	2,947,406.3	717,282.6	3,676,231.3	4,393,513.9
(164、209)	(1,727,505.8)	(2,366,817.0)	(3,205,766.4)	(1,661,003.2)	(2,234,982.2)	(2,737,191.4)
	[0.1947]	[0.5405]	[0.7352]	[0.0954]	[0.6133]	[0.7087]
	{0.1515}	{0.2360}	{0.2641}	{0.1077}	{0.2202}	{0.2256}
全體銀行	2,472,396.6	1,982,823.7	4,455,220.4	3,271,549.4	2,977,222.4	6,248,771.9
(283、359)	(3,689,503.4)	(2,040,589.6)	(4,542,433.9)	(4,259,953.8)	(2,199,228.4)	(4,407,397.5)
	[0.2610]	[0.4019]	[0.6630]	[0.2205]	[0.4167]	[0.6372]
	{0.1879}	{0.2689}	{0.2554}	{0.2025}	{0.2970}	{0.2176}

註: 小括弧內數字是標準差, 中括弧內數字是無效率分數, 大括弧內數字是無效率分數的標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

的驅動力兩類銀不一致, 金控銀行源自生產技術的提升, 非金控銀行則爲管理能力進步。

5.3.2 不考慮內生性問題

爲凸顯考慮內生性問題的重要性, 重新估計忽略內生性問題的群組邊界和共同邊界, 係數估計結果置於表9和10, 群組邊界與共同邊界的係數估計值達到統計顯著者, 較表5和6少, 共同邊界環境變數的係數估計值皆不顯著, 凸顯考慮內生性問題的必要性。使用表9和10的係數估計值, 計算兩段期間的各種無效率值置於表11, 金控銀行兩段期間總無效率分數持平, 約爲0.87, 非金控銀行分別等於0.86和0.70, 呈下降趨勢。反觀表8, 金控銀行兩段期間總無效率分數分別爲0.56和0.54, 非金控銀行分別等於0.74和0.71, 皆呈下滑趨勢。此外, 表11的各種無效率分數大多高於表8, 顯示不考慮內生性問題的模型傾向高估無效率分數。

6 結論

本文旨在 Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016) and Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 的架構下, 考慮要素內生性並容許外生環境變數影響技術無效率, 不同之處包括: 1. 環境變數無須擁有縮放性質而影響無效率 u_i; 2. 使用產出面方向距離函數代表樣本銀行的生產技術, 優點除了可以描繪銀行多投入與多產出的情況外, 也能將非意欲產出 (逾期放款) 納入模型, 是使用生產函數或投入 (產出) 面距離函數無法辦到者; 3. 將上述架構延伸, 運用 Huang, Huang, and Liu (2014) 提出的隨機共同邊界模型, 比較我國金控與非金控銀行的生產效率。

在群組邊界方面, 首先利用 Hausman's test 檢定生產要素與產出是否具有內生性質, 結果支持要素內生性的存在, 應納入迴歸模型且應考量外生環境變數對無效率之影響。增設分行不利樣本銀行提升技術效率、民營銀行的效率優於泛公營銀行、金控銀行拒絕寧靜生活假說、存放款利差越大的非金控銀行, 技術效率越佳、非金控銀行多樣化程度超過0.12以後有助提升生產效率。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 不考慮要素內生性群組邊界係數估計值

	金控銀行		非金控銀行	
自變數	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
截距	453,488	962,034	461,792*	276,493
x_1	−1,005.99**	506.242	−345.276	309.352
y_2	0.0396***	0.7913E-02	0.01443***	0.4357E-02
y_3	0.9767E-02	0.9661E-02	0.0152***	0.4018E-02
bad	−0.0882	0.0857	−0.0724***	0.0196
x_2	0.1159	0.0841	0.0334	0.0677
x_3	−0.7867E-02	0.8845E-02	−0.9572E-02**	0.4469E-02
t	115,961	196,702	−42,046.4	51,878.4
$0.5^*x_1^*x_1$	0.1743	0.1368	0.36850**	0.1767
$0.5^*y_2^*y_2$	0.1865E-10	0.1571E-10	−0.2275E-12	0.2500E-10
$0.5^*y_3^*y_3$	0.3414E-10*	0.2026E-10	0.5968E-10***	0.1682E-10
0.5*bad*bad	−0.3526E-08	0.2564E-08	−0.1072E-08	0.9900E-09
$0.5^*x_2^*x_2$	−0.6419E-08**	0.3036E-08	0.1861E-07**	0.7418E-08
$0.5^*x_3^*x_3$	−0.1807E-10	0.2403E-10	0.1887E-10	0.1923E-10
0.5^*t^*t	−14,579.1	27,483.0	4,762.09	4,898.51
$x_1^*y_2$	−0.2465E-05*	0.1321E-05	0.2992E-06	0.1772E-05
$x_1^*y_3$	−0.3651E-05*	0.1919E-05	0.4963E-08	0.1340E-05
x_1^*bad	0.1060E-03***	0.2011E-04	0.3908E-04***	0.1110E-04
y_2^*y3	0.9523E-11	0.1140E-10	0.5584E-10**	0.2593E-10
y_2^*bad	0.8166E-11	0.2245E-09	0.1452E-09	0.1258E-09
y_3^*bad	−0.4010E-09	0.3451E-09	−0.9546E-09***	0.1184E-09
$x_1^*x_2$	−0.2661E-04	0.1785E-04	−0.1233E-03***	0.2398E-04
$x_1^*x_3$	0.2793E-05	0.1740E-05	0.1589E-05	0.1539E-05
$y_2^*x_2$	−0.1983E-09	0.1551E-09	−0.9782E-09**	0.4275E-09
$y_2^*x_3$	−0.6964E-11	0.1244E-10	−0.3084E-10	0.2804E-10
$y_3^*x_2$	−0.2957E-09	0.2515E-09	−0.7785E-09*	0.4008E-09
$y_3^*x_3$	−0.3058E-11	0.2126E-10	−0.4344E-10***	0.1584E-10
x_1^*t	−20.4364	43.9864	−3.4669	23.2462
y_2^*t	−0.1283E-02*	0.7553E-03	−0.5094E-03*	0.2964E-03
y_3^*t	−0.1055E-02	0.9691E-03	−0.1218E-02***	0.3646E-03
bad*x_2	0.1876E-08	0.3387E-08	−0.7147E-08***	0.2293E-08
bad*x_3	−0.2429E-11	0.3339E-09	0.6587E-09***	0.1246E-09
bad*t	0.0286***	0.8191E-02	0.0303***	0.3219E-02
$x_2^*x^3$	0.4160E-09	0.2635E-09	0.9485E-09**	0.4551E-09

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	金控銀行		非金控銀行	
自變數	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
x_2^*t	0.4919E-02	0.9170E-02	0.6731E-03	0.4434E-02
x_3^*t	0.1233E-02	0.9026E-03	0.7123E-03*	0.3771E-03
σ_w	0.1185E+07***	132,412	0.1206E+07***	175,822
σ_v	675,408***	144,294	352,767***	33,472.2
環境變數				
Branch	43,018.9***	5,736.33	42,107.0***	14,388.3
pub	0.3706E+07***	490,126	0.4968E+07***	0.1429E+07
HHIy3	−8,416.48***	3,283.19	−6,589.49*	3,797.29
NIS	8,236.29	207,106	−130,507	452,464
Div	647,743	0.5875E+07	−0.1545E+08**	0.6197E+07
Div*Div	0.8041E+07	0.5597E+07	0.1787E+08***	0.6561E+07
對數概似函數	−4,153.16		−5,472.22	
樣本數	269		373	

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

共同邊界方面, 平均資產報酬率上升、市場集中度提高以及平均催收款比率上升, 幫助縮小技術缺口; 平均資本適足率提高以及存放款利差的擴大, 不利縮小技術缺口。金控銀行的平均 TI 值大於平均 TGAP 值, 表示欠缺管理能力是無效率主要原因, 非金控銀行則相反, 無效率主要來自採用較差生產技術。第二段樣本期間無效率分數低於第一段樣本期間, 生產效率有改善趨勢; 共同邊界若忽略環境變數, 技術缺口值傾向低估, 而估計群組邊界若忽略要素內生性問題, 則傾向高估無效率分數。

本研究主要比較金控與非金控銀行的技術效率, 未來可考慮將配置效率納入, 探討所謂經濟效率議題, 更完整探討銀行業的生產效率與要素資源配置情形。另外, Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2017) 探討生產要素與環境變數同時具有內生性, 它們一者與隨機干擾項相關, 或者與無效率項相關, 本研究模型可以直接套用到與隨機干擾項相關的情況; 但與無效率項相關的情況, 將留做未來深究方向之一。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 不考慮要素內生性共同邊界係數估計值

自變數	係數估計值	估計標準誤
截距	377,321***	88,932.0
x_1	−338.369***	97.5293
y_2	0.04313***	0.1043E-02
y_3	0.0162***	0.8992E-03
bad	0.0181*	0.9991E-02
x_2	−0.2085***	0.0189
x_3	−0.0112***	0.1260E-02
t	−29,667.0	35,442.4
$0.5^*x_1^*x_1$	−0.2441***	0.0865
$0.5^*y_2^*y_2$	0.3000E-10***	0.1023E-10
$0.5^*y_3^*y_3$	0.1621E-10*	0.8874E-11
0.5*bad*bad	−0.6522E-08***	0.5086E-09
$0.5^*x_2^*x_2$	0.3752E-08***	0.1336E-08
$0.5^*x_3^*x_3$	0.1582E-10	0.1054E-10
0.5^*t^*t	135.936	3,878.07
$x_1^*y_2$	−0.5008E-05***	0.3835E-06
$x_1^*y_3$	−0.9096E-06	0.6151E-06
x_1^*bad	0.8200E-04***	0.4456E-05
$y_2^*y_3$	0.4115E-10***	0.6623E-11
y_2^*bad	0.3025E-10	0.9003E-10
y_3^*bad	−0.7208E-09***	0.1233E-09
$x_1^*x_2$	0.4656E-04***	0.8703E-05
$x_1^*x_3$	0.1192E-05*	0.6263E-06
$y_2^*x_2$	0.2388E-09***	0.8161E-10
$y_2^*x_3$	−0.2548E-10***	0.7222E-11
$y_3^*x_2$	−0.2488E-10	0.9788E-10
$y_3^*x_3$	−0.1245E-10	0.9205E-11
x_1^*t	145.215***	12.4070
y_2^*t	−0.2109E-02***	0.1124E-03
y_3^*t	−0.2223E-02***	0.1341E-03
bad*x_2	0.5688E-08***	0.7830E-09

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

自變數	係數估計值	估計標準誤
bad*x_3	0.2541E-09**	0.1023E-09
bad*t	0.0263***	0.2725E-02
$x_2^* x_3$	−0.3035E-09***	0.1164E-09
$x_2^* t$	0.4091E-02**	0.1841E-02
$x_3^* t$	0.1206E-02***	0.1639E-03
σ_w	0.1036E+08***	0.3009E+07
σ_v	2,766.66***	170.690
環境變數		
meanROA	−0.1796E+07	0.5031E+07
meanCAR	−819,896	0.2293E+07
NIS	−132,372	0.6651E+07
HHIta	−67,281.3	79,049.9
meanoverdue	0.5978E+07	0.3983E+07
gdprate	−0.1693E+07	0.1306E+07
對數概似函數	−224,090	
樣本數	642	

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

臺灣大學學術期刊資料庫

表 11: 不考慮內生性問題各種無效率平均值

群組別	2002–2008			2009–2019		
(樣本數)	群組無效率值	技術缺口值	總無效率值	群組無效率值	技術缺口值	總無效率值
金控銀行	4,133,833.0	4,371,737.9	8,505,570.9	6,031,308.4	2,942,700.1	8,974,008.5
(150、119)	(3,837,518.0)	(5,481,846.0)	(8,716,735.0)	(3,708,487.0)	(2,735,517.9)	(5,808,926.2)
	[0.4424]	[0.4296]	[0.8720]	[0.5747]	[0.2983]	[0.8730]
	{0.4025}	{0.2500}	{0.4950}	{0.3640}	{0.2105}	{0.4912}
非金控銀行	1,048,843.8	1,621,966.6	2,670,810.4	1,013,871.22	1,484,352.9	2,498,224.2
(164、209)	(1,651,688.8)	(2,139,902.2)	(3,596,262.1)	(1,508,183.3)	(1,229,471.6)	(2,368,558.6)
	[0.3319]	[0.5274]	[0.8593]	[0.2770]	[0.4273]	[0.7043]
	{0.3291}	{0.2505}	{0.4637}	{0.2724}	(0.2257)	{0.3891}
全體銀行	2,346,065.4	2,778,230.9	5,124,296.3	3,110,293.4	2,093,690.2	5,203,983.7
(283、359)	(3,172,757.8)	(4,131,617.2)	(6,898,877.3)	(3,631,296.4)	(2,124,025.4)	(5,247,179.3)
	[0.3784]	[0.4863]	[0.8646]	[0.4014]	[0.3734]	[0.7748]
	{0.3652}	{0.2545}	{0.4763}	{0.3463}	{0.2283}	{0.4420}

註: 小括弧內數字是標準差, 中括弧內數字是無效率分數, 大括弧內數字是無效率分數的標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄: 概似函數之推導

令迴歸方程式爲:

$$y_i = \alpha + x_i'\beta + v_i - u_i, \tag{A-1}$$

其中無效率項表爲環境變數的函數

$$u_i = \gamma' h_i + \omega_i \geq 0, \tag{A-2}$$

則 $-\gamma' h_i \leq \omega_i < \infty$, ω 是隨機變數且 $\omega_i \sim N^*(0, \sigma_\omega^2)$。其機率密度函數爲

$$f(\omega_i) = \frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma\omega} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\omega_i}{\sigma_\omega}\right)^2}}{1 - \Phi\left(-\frac{\gamma' h_i}{\sigma_\omega}\right)}, \tag{A-3}$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 是標準常態分配的累積分配函數, 將 (A–2) 式帶入 (A–1)

$$y_i = \alpha + x_i'\beta + v_i - \gamma' h_i - \omega_i = \alpha + x_i'\beta - \gamma' h_i + \varepsilon_i, \tag{A-4}$$

其中 $\varepsilon_i = v_i - \omega_i = y_i - \alpha - x_i'\beta + \gamma' h_i$。因爲 ω 與 v 和 η 假設統計獨立, 故可將下列聯合機率密度函數表爲

$$f_{w,v,\eta}(w, v, \eta) = f_w(w) \cdot f_{v,\eta}(v, \eta) = f_w(w)\, f_{v|\eta}(v)\, f_\eta(\eta), \tag{A-5}$$

進而

$$\begin{aligned} f_{\varepsilon,\eta}(\varepsilon, \eta) &= \int_{-\gamma' h}^{\infty} f_{\omega,v,\eta}(\omega, \varepsilon + \omega, \eta) d\omega \\ &= f_\eta(\eta) \int_{-\gamma' h}^{\infty} f_\omega(\omega)\, f_{v|\eta}(\varepsilon + \omega) d\omega。 \end{aligned} \tag{A-6}$$

若隨機向量 η 假設具有聯合常態分配, 即

$$f_\eta(\eta) = \text{constant} \cdot |\Sigma_{\eta\eta}|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}\eta' \Sigma_{\eta\eta}^{-1} \eta\right),$$

臺灣大學學術期刊資料庫

則 $v|\eta$ 的條件分配爲 $N(\mu_c, \sigma_c^2)$, $\mu_c = \Sigma_{v\eta}\Sigma_{\eta\eta}^{-1}\eta$, $\sigma_c^2 = \sigma_v^2 - \Sigma_{v\eta}\Sigma_{\eta\eta}^{-1}\Sigma_{\eta v}$。(A–6) 式的積分結果成爲常態分配 $N(\mu_c, \sigma_c^2)$ 與 $N^+(0, \sigma_w^2)$ 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 $\omega = u - \gamma' h$, $\tilde{\varepsilon}$ 條件於 η 的分配是 $N(0, \sigma_c^2)$ 與 $N^+(0, \sigma_w^2)$ 的卷積, $\tilde{\varepsilon}|\eta$ 的機率密度函數爲 $[1/\sigma\Phi(\gamma' h/\sigma\omega)]\Phi(BB)\phi(\tilde{\varepsilon}/\sigma)$, 其中 $\sigma^2 = \sigma_\omega^2 + \sigma_c^2$, $BB = (\gamma' h_i\sigma^2 - \tilde{\varepsilon}\sigma_\omega^2/\sigma_c\sigma_\omega\sigma)$, $\phi(\cdot)$ 是標準常態分配的機率密度函數。

(A–6) 的聯合機率密度函數成爲

$$f_{\varepsilon,\eta}(\varepsilon, \eta) = \text{constant} \cdot |\Sigma_{\eta\eta}|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}\eta'\Sigma_{\eta\eta}^{-1}\eta\right) \cdot \sigma^{-1} \cdot \Phi\left[\frac{\gamma' h}{\sigma_\omega}\right] \cdot \Phi[BB] \cdot \phi\left(\frac{\varepsilon - \mu_c}{\sigma}\right) \tag{A-7}$$

上式取自然對數後針對下標 i 加總, 就是正文 (6) 至 (8) 式。

$\omega|\tilde{\varepsilon}$ 的機率密度函數可推導爲

$$\begin{aligned} f(\omega|\tilde{\varepsilon}) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\frac{\sigma_c\sigma_\omega}{\sigma}\Phi[BB]} \exp\left[-\frac{1}{2} \times \frac{\left(\omega + \tilde{\varepsilon}\left(\frac{\sigma_\omega^2}{\sigma^2}\right)\right)}{\sigma_c^2\sigma_\omega^2/\sigma^2}\right] \\ &= \frac{1}{\Phi\left[\frac{\gamma' h + \mu_s}{\sigma_s}\right]\sqrt{2\pi}\sigma_s} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\omega - \mu_s}{\sigma_s}\right)^2} \end{aligned} \tag{A-8}$$

其中 $\mu_s = -\tilde{\varepsilon}(\sigma_\omega^2/\sigma^2)$, $\sigma_s^2 = (\sigma_c^2\sigma_\omega^2/\sigma^2)$。機率密度函數其實就是將常態分配 $N(\mu_s, \sigma_s)$ 從 $-\gamma' h$ 以下截斷, 故條件期望值可證明爲

$$E(\omega|\tilde{\varepsilon}) = \mu_s + \sigma_s \frac{\phi\left[\frac{\gamma' h + \mu_s}{\sigma_s}\right]}{\Phi\left[\frac{\gamma' h + \mu_s}{\sigma_s}\right]}, \tag{A-9}$$

條件衆數 (conditional mode) 可證明爲

$$\text{Mode}(\omega|\tilde{\varepsilon}) = \begin{cases} \mu_s, & \text{if } \mu_s \geq -\gamma' h \\ -\gamma' h, & \text{其他} \end{cases} 。 \tag{A-10}$$

條件期望值或條件衆數均加上 $-\gamma' h$ 後, 可當作技術無效率的估計值, 技術效率分數則爲

$$\text{TE} = \exp\left(-\hat{u}\right) = \exp\left(-\hat{\gamma}' h - \hat{\omega}\right) = \exp\left(-\hat{\gamma}' h\right)\exp\left(-\hat{\omega}\right), \tag{A-11}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 $\hat{\omega} = E(\omega|\tilde{\varepsilon})$ 或 Mode$(\omega|\tilde{\varepsilon})$。

研究者若估計 translog 函數, 一般皆使用 TE 代表廠商的技術效率分數, 其值若越大, 代表實際產量越靠近群組邊界, 技術效率越高; 反之, 則越低。本研究將估計方向距離函數, 不需將應變數與自變數取自然對數, 直接使用條件期望值或條件衆數加上 $\gamma' h$, 當作技術無效率 (TI) 的估計值, 即

$$\text{TI} = E(\omega|\tilde{\varepsilon}) \quad \text{或} \quad \text{Mode}(\omega|\tilde{\varepsilon}) + \gamma' h。 \tag{A-12}$$

參考文獻

張景福與劉錦添 (2013), “人力資本與技術效率: 台灣製造業之實證研究,” 《人文及社會科學集刊》, 25(2), 307–344。(Chang, Ching-Fu and Jin-Tian Liu (2013),“The Impact of Human Capital on Technical Efficiency: Evidence from Taiwan’s Manufacturing Industry,” *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 25(2), 307–344.)

陳柏琪與顏晃平 (2018), “台灣銀行業經營效率之分析 — 共用投入下網絡資料包絡分析法之應用,” 《應用經濟論叢》, 104, 139–183。(Chen, Po-Chi and Huang-Ping Yen (2018),“Efficiency of Taiwanese Banking: An Application of a Two-stage Network System with Shared Inputs and Undesirable Outputs,” *Taiwan Journal of Applied Economics*, 104, 139–183.)

黃台心, 王允立, 與黃國睿 (2022), “運用網絡隨機共同邊界模型與關聯結構法比較我國金控與非金控銀行經營效率,” 《人文及社會科學集刊》, 34(2), 301–344。(Huang, Tai-Hsin and Yun-Li Wang and Kuo-Jui Huang (2022),“Comparing the Efficiency of Taiwan’s FHBs and Non-FHBs in the Context of the Network Stochastic Metafrontier Model and Copula Methods,” *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 34(2), 301–344.)

臺灣大學學術期刊資料庫

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 and 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, 陳禹伶, 與邱義晃 (2020), "運用隨機共同成本邊界函數聯合估計中國銀行業之成本效率及市場競爭度," 《經濟論文》, 48(3), 373–412。(Huang, Tai-Hsin and Yu-Ling Chen and Yi-Huang Chiu (2020),"Jointly Estimating the Meta-frontier Cost Function and Price Equation to Examine the Chinese Banking Industry Industrial apos Cost Efficiency and Market Competition," *Academia Economic Papers*, 48(3), 373–412.)

黃台心, 鍾銘泰, 與陳世章 (2018), "台灣證券業市場競爭度與創新之研究," 《證券市場發展季刊》, 30(2), 151–193。(Huang, Tai-Hsin and Ming-Tai Chung and Shih-Jhang Chen (2018), "Market Competition and Innovation in Taiwan's Securities Industry," *Review of Securities and Futures Markets*, 30(2), 151–193.)

盧迺園與傅祖壇 (2016), "利用共同薪資隨機邊界函數評估台灣地區大學商學院績效," 《應用經濟論叢》, 100, 61–103。(Lu, Ni-Young and Tsu-Tan Fu (2016),"Efficiency Performance of Colleges of Business in Taiwan – An Application of Stochastic Metafrontier Approach," *Taiwan Journal of Applied Economics*, 100, 61–103.)

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(1), 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.)

Adkins, Lee C. and Ronald Moomaw (2003), "The Impact of Local Funding on the Technical Efficiency of Oklahoma School," *Economics Letters*, 81(1), 31–37.

Aigner, Dennis J., C. A. Knox Lovell, and Peter Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Prodction Function Models," *Journal of Econometrics*, 6(1), 21–37.

臺灣大學學術期刊資料庫

Allen, Linda and Anoop Rai (1996), "Operational Efficiency in Banking: An International Comparison," *Journal of Banking and Finance*, 20(4), 655–672.

Almanidis, Pavlos, Mustafa U. Karakaplan, and Levent Kutlu (2019), "A Dynamic Stochastic Frontier Model With Threshold Effects: U.S. Bank Size and Efficiency," *Journal of Productivity Analysis*, 52(1), 69–84.

Amsler, Christine, Artem Prokhorov, and Peter Schmidt (2016), "Endogeneity in Stochastic Frontier Models," *Journal of Econometrics*, 190(2), 280–288.

Amsler, Christine, Artem Prokhorov, and Peter Schmidt (2017), "Endogenous Environmental Variables in Stochastic Frontier Models," *Journal of Econometrics*, 199(2), 131–140.

Andrieş, Aline M. (2011), "The Determinants of Bank Efficiency and Productivity Growth in the Central and Eastern European Banking Systems," *Eastern European Economics*, 49(6), 38–59.

Battese, George E. and Tim J. Coelli (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data," *Empirical Economics*, 20(2), 325–332.

Battese, George E., D. S. Prasada Rao, and Christopher 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(1), 91–103.

Berger, Allen N., Diana Hancock, and David B. Humphrey (1993), "Bank Efficiency Derived from the Profit Function," *Journal of Banking and Finance*, 17(2–3), 317–347.

Berger, Allen N. and Loretta J. Mester (1997), "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions," *Journal of Banking and Finance*, 21(7), 895–947.

Bonin, John. P., Iftekhar Hasan, and Paul Wachtel (2005), "Privatization Matters: Bank Efficiency in Transition Countries," *Journal of Banking and Finance*, 29(8–9), 2155–2178.

Bos, Jaap W. B. and Heiko Schmiedel (2007), "Is There a Single Frontier in a Single European Banking Market?" *Journal of Banking and Finance*, 31(7), 2081–2102.

Bravo-Ureta, Boris E., Daniel Higgins, and Aslihan Arslan (2020), "Irrigation Infrastructure and farm Productivity in the Philippines: A Stochastic Meta-Frontier Analysis," *World Development*, 135(C), 1–15.

臺灣大學學術期刊資料庫

Caudill, Steven B. adn Jon M. Ford and Daniel M. Gropper (1995), "Frontier Estimation and Firm-Specific Inefficiency Measures in the Presence of Heteroskedasticity," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1), 105–111.

Chang, Bao-Guang, Tai-Hsin Huang, and Chun-Yi Kuo (2015), "A Comparison of the Technical Efficiency of Accounting firms Among the US, China, and Taiwan Under the Framework of a Stochastic Metafrontier Production Function," *Journal of Productivity Analysis*, 44(3), 337–349.

Chen, Ku-Hsieh (2012), "Incorporating risk Input Into the Analysis of Bank Productivity: Application to the Taiwanese Banking Industry," *Journal of Banking and Finance*, 36(7), 1911–1921.

Chen, Ku-Hsieh and Hao-Yen Yang (2011), "A Cross-Country Comparison of Productivity Growth Using the Generalised Metafrontier Malmquist Productivity Index: With Application to Banking Industries in Taiwan and China," *Journal of Productivity Analysis*, 35(3), 197–212.

De Loecker, Jan., Pinelopi K. Goldberg, Amit K. Khandelwal, and Nina Pavcnik (2016), "Prices, Markups, and Trade Reform," *Econometrica*, 84(2), 445–510.

Dietsch, Michel and Ana Lozano-Vivas (2000), "How the Environment Determines Banking efficiency: A Comparison Between French and Spanish Industries," *Journal of Banking and Finance*, 24(6), 985–1004.

Eslava, Marcela, John Haltiwangerb, Adriana Kuglere, and Maurice Kuglerg (2013), "Trade and Market Selection: Evidence from Manufacturing Plants in Colombia," *Review of Economic Dynamics*, 16(1), 135–158.

Färe, Rolf Shawna Grosskopf, Dong-Woon Noh, and William Weber (2005), "Characteristics of a Polluting Technology: Theory and Practice," *Journal of Econometrics*, 126(2), 469–492.

Färe, Rolf and Shawna Grosskopf (2005), "New Directions: Efficiency and Productivity," New York: Kluwer Academic Publishers.

Goya, Esther, Esther Vayá, and Jordi Suriñach (2016), "Innovation Spillovers and firm Performance: Micro Evidence from Spain (2004–2009)," *Journal of Productivity Analysis*, 45(1), 1–22.

Griffiths, William E. and Gholamreza Hajargasht (2016), "Some Models for Stochastic Frontiers with Endogeneity," *Journal of Econometrics*, 190(2), 341–348.

Guan, Zhengfei, Subal C. Kumbhakar, Robert J. Myers, and Alfons O. Lansink (2009), "Measuring Excess Capital Capacity in Agricultural

臺灣大學學術期刊資料庫

Production," *American Journal of Agricultural Economics*, 91(3), 765–776.

Hayami, Yujiro (1969), "Sources of Agricultural Productivity Gap Among Selected Countries," *American Journal of Agricultural Economics*, 51(3), 564–575.

Hayami, Yujiro and Vernon Ruttan (1970), "Agricultural Productivity Differences Among Countries," *American Economic Review*, 60(5), 895–911.

——— (1971), *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.

Hu, Jin-Li, Chia-Ning Chiu, Hwai-Shuh Shieh, and Chia-Hui Huang (2010), "A Stochastic Cost Efficiency Analysis of International Tourist Hotels in Taiwan," *International Journal of Hospitality Management*, 29(1), 99–107.

Huang, Cliff J., Tai-Hsin Huang, and Nan-Hung Liu (2014), "A New Approach to Estimating the Metafrontier Production Function Based on a Stochastic Frontier Framework," *Journal of Productivity Analysis*, 42(3), 241–254.

Huang, Cliff J. and Jin-Tan Liu (1994), "Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function," *Journal of Productivity Analysis*, 5(2), 171–180.

Huang, Mei-Ying and Tsu-Tan Fu (2013), "An Examination of the Cost Efficiency of Banks in Taiwan and China Using the Metafrontier Cost Function," *Journal of Productivity Analysis*, 40(3), 387–406.

Huang, Mei-Ying, Jia-Ching Juo, and Tsu-Tan Fu (2015), "Metafrontier cost Malmquist Productivity Index: An Application to Taiwanese and Chinese Commercial Banks," *Journal of Productivity Analysis*, 44(3), 321–335.

Huang, Tai-Hsin, Bao-Guang Chang, and Chun-Yi Kuo (2017), "Comparing the Metafrontier Malmquist Productivity Changes of Public Accounting Firms across Countries," *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, 26(3), 1–20.

Huang, Tai-Hsin, Li-Chih Chiang, and Kuan-Chen Chen (2011), "An Empirical Study of Bank Efficiencies and Technology Gaps in European Banking," *Manchester School*, 79(4), 839–860.

Huang, Tai-Hsin, Dien-Lin Chiang, and Chao-Min Tsai (2015), "Applying the New Metafrontier Directional Distance Function to Compare Bank-

臺灣大學學術期刊資料庫

ing Efficiencies in Central and Eastern European Countries," *Economic Modelling*, 44(C), 188–199.

Huang, Tai-Hsin and Ming-Tai Chung (2017), "Do Undesirables Matter on the Examination of Banking Efficiency Using Stochastic Directional Distance Functions," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 65(C), 194–211.

Huang, Tai-Hsin, Chu-Nan Hu, and Bao-Guang Chang (2018), "Competition Efficiency and Innovation in Taiwan's Banking Industry-An Application of Copula Methods," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 67(2), 362–375.

Huang, Tai-Hsin, Chung-I Lin, and Ruei-Cian Wu (2019), "Assessing the Marketing and Investment Efficiency of Taiwan's Life Insurance Firms under Network Structures," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 71(C), 132–147.

Huang, Tai-Hsin, Chung-Hua Shen, Kuan-Chen Chen, and Shen-Ju Tseng (2011), "Measuring Technical and Allocative Efficiencies for Banks in the Transition Countries Using the Fourier Flexible cost Function," *Journal of Productivity Analysis*, 35(2), 143–157.

Jiang, Nan and Antony Andrews (2020), "Efficiency of New Zealand's District Health Boards at Providing Hospital Services: A Stochastic Frontier Analysis," *Journal of Productivity Analysis*, 53(1), 53–68.

Jiang, Nan and Basil Sharp (2015), "Technical Efficiency and Technological Gap of New Zealand Dairy Farms: A Stochastic Meta-Frontier Model," *Journal of Productivity Analysis*, 44(1), 39–49.

Karakaplan, Mustafa U. and Levent Kutlu (2017a), "Endogeneity in Panel Stochastic Frontier Models: An Application to the Japanese Cotton Spinning Industry," *Applied Economics*, 49(59), 5935–5939.

——— (2017b), "Handling Endogeneity in Stochastic Frontier Analysis," *Economics Bulletin*, 37(2), 889–901.

Kumbhakar, Subal C., Soumendra Ghosh, and J. Thomas McGuckin (1991), "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in US Dairy Farms," *Journal of Business and Economic Statistics*, 9(3), 279–286.

Kutlu, Levent (2010), "Battese-Coelli Estimator with Endogenous Regressors," *Economics Letters*, 109(2), 79–81.

——— (2016), "A Time-Varying true Individual Effects Model with Endogenous Regressors," Unpublished Manuscript.

臺灣大學學術期刊資料庫

Laeven, Luc and Ross Levine (2007), "Is There a Diversification Discount in Financial Conglomerates?" *Journal of Financial Economics*, 85(2), 331–367.

Lee, Chi-Chuan and Tai-Hsin Huang (2016), "Productivity Changes in Pre-Crisis Western European Banks: Does Scale Effect Really Matter?" *North American Journal of Economics and Finance*, 36(C), 29–48.

——— (2017), "Cost Efficiency and Technological Gap in Western European Banks: A Stochastic Metafrontier Analysis," *International Review of Economics and Finance*, 48(C), 161–178.

——— (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.

Levinsohn, James and Amil Petrin (2003), "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *Review of Economic Studies*, 70(2), 341–372.

Lozano-Vivas, Ana, Jesus T. Pastor, and Iftekhar Hasan (2001), "European Bank Performance Beyond Country Borders: What Really Matters?" *Review of Finance*, 5(1–2), 141–165.

Lozano-Vivas, Ana, Jesus T. Pastor, and Jose M. Pastor (2002), "An Efficiency Comparison of European Banking Systems Operating Under Different Environmental Conditions," *Journal of Productivity Analysis*, 18(1), 59–77.

Lundgren, Tommy and Per-Olov Marklund (2015), "Climate Policy, Environmental Performance, and Profits," *Journal of Productivity Analysis*, 44(3), 225–235.

Marschak, Jacob and William H. Andrews (1944), "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production," *Econornetrica*, 12(3), 143–205.

Meeusen, Wim and J. Van Den Broeck (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, 18(2), 435–444.

Melo-Becerra, Ligia A. and Antonio 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), 1–16.

Mester, Loretta J. (1993), "Efficiency in the Saving and Loan Industry," *Journal of Banking and Finance*, 17(2–3), 267–286.

臺灣大學學術期刊資料庫

O'Donnell, Christopher J., D. S. Prasada Rao, and George E. Battese (2008), "Metafrontier Frameworks for the Study of Firm-Level Efficiencies and Technology Ratios," *Empirical Economics*, 34(2), 231–255.

Olley, Steven and Ariel Pakes (1996), "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, 64(6), 1263–1298.

Poghosyan, Tigran and Subal C. Kumbhakar (2009), "Heterogeneity of Technological Regimes and Banking Efficiency in Former Socialist Economies," *Journal of Productivity Analysis*, 33(1), 19–31.

Safiullah, Md and Abul Shamsuddin (2022), "Technical Efficiency of Islamic and Conventional Banks with Undesirable Output: Evidence From a Stochastic Meta-Frontier Directional Distance Function," *Global Finance Journal*, 51, 100547.

Stvenson, Rodney E. (1980), "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation," *Journal of Econometrics*, 13(1), 57–66.

Tran, Kien C. and Efthymios G. Tsionas (2013), "GMM Estimation of Stochastic Frontier Models with Endogenous Regressors," *Economics Letters*, 118(1), 233–236.

Tsekouras, Kostas D. and Irene Daskalopoulou (2006), "The Differential Efficiency Hypothesis Revisited in the Light of Multifaceted Productive Efficiency," *Journal of Productivity Analysis*, 28, 87–99.

Tsukamoto, Takahiro (2019), "Endogenous Inputs and Environmental Variables in Battese and Coelli's (1995) Stochastic Frontier Model," *Economics Bulletin*, 39(3), 2228–2236.

Wang, Hung-Jen and Chia-Wen Ho (2010), "Estimating Fixed-Effect Panel Stochastic Frontier Models By Model Transformation," *Journal of Econometrics*, 157(2), 286–296.

Wang, Hung-Jen and Peter Schmidt (2002), "One-Step and Two-Step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels," *Journal of Productivity Analysis*, 18, 129–144.

投稿日期: 2021年4月28日, 接受日期: 2021年9月29日

臺灣大學學術期刊資料庫

Applying the Stochastic Meta-frontier Model to Compare Production Efficiencies of Financial Holding Banks and Non-Financial Holding Banks in Taiwan in the Presence of Endogenous Inputs

Tai-Hsin Huang

Department of Money and Banking, National Chengchi University

Kuo-Jui Huang

Department of Banking and Finance, Tamkang University

Ren Wei Jeng

Department of Money and Banking, National Chengchi University

This paper applies the stochastic meta-frontier model, developed by Huang, Huang, and Liu (2014), to compare the production efficiency of Taiwan's financial holding banks (FHBs) with non-financial holding banks (NFHBs). We solve the problem of endogenous inputs using the method proposed by Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016), which links the inefficiency term with a set of environmental variables, and derive the required probability density function. Based on group frontiers, it is found that the increase in the number of branches fails to enhance a bank's efficiency, private banks outperform pan-public banks, FHBs reject the quiet-life hypothesis, NFHBs with a higher net interest margin have higher efficiency, and product diversification improves efficiency of NFHBs only. According to the results from the meta-frontier model, the main source of inefficiency for FHBs comes from the lack of managerial abilities, while the adoption of inferior technology is the primary source of inefficiency for NFHBs. It is also found that production inefficiency lessened during the sample period.

Keywords: endogenous inputs, environmental variables, stochastic meta-frontier, quiet life hypothesis, production technology
JEL classification: C02, G21, G23

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫