

考慮內生要素和環境變數問題下探討我國銀行業經濟效率 *

黃台心 **、林宜君 ***、曾滕睿 ****、鄭人瑋 *****

摘 要

本研究改良 Amsler et al. (2016, 2017) 的模型，將生產要素與環境變數具有內生性問題，納入投入面方向距離函數與成本函數，分別探討我國銀行業 2002-2019 年的技術與成本效率，配置效率隱含在上述兩種效率之差額。推導出誤差項的機率密度函數後，採用最大似法進行估計並計算各種效率值。實證分析結果支持方向距離函數應考慮內生要素與環境變數，成本函數也應考慮內生環境變數。樣本銀行的配置無效率比技術無效率嚴重，尤以泛公營銀行最高，外商銀行最低；將樣本期間切成兩部分，發現除外商銀行外，各種效率值有惡化趨勢；樣本銀行享有規模與範疇經濟，擴大營運規模與產品多樣化，有利降低營運成本。

* 作者們感謝兩位審查人提出的精闢建議，讓本文有更臻完善機會，文中若仍有錯誤，應是作者們之責。

** 淡江大學產業經濟學系兼任教授，Email：thuang@nccu.edu.tw。

*** 國立彰化師範大學會計學系副教授，本文通訊作者，Email：ycshiller@cc.ncue.edu.tw。

**** 中信金融管理學院科技金融研究所助理教授，Email：erictseng@ctbc.edu.tw。

***** 國立政治大學金融學系博士，Email：102352503@nccu.edu.tw。

DOI：10.53106/054696002023060113002

收件日期民國 111 年 8 月 17 日；修改日期民國 111 年 10 月 6 日；

接受日期民國 112 年 1 月 31 日。

關鍵詞：技術效率、配置效率、內生素素、內生環境變數、規模與範疇經濟

JEL 分類代號：C36、D24、G21

考慮內生要素和環境變數問題下探討我國銀行業經濟效率

黃台心、林宜君、曾塋睿、鄭人瑋

壹、緒論

過去利用隨機邊界生產或距離函數探討技術效率的文獻，大多假設生產要素具有外生性，與隨機干擾項統計獨立，故可運用修正最小平方法 (corrected ordinary least squares) 或最大概似法進行估計。然而，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變數不是獨立變數。Olley and Pakes (1996) 進一步指出為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相互關聯的問題，一為選擇問題 (selection problem)；另一為聯立問題 (simultaneity problem)。

Olley and Pakes (1996) 提出三步驟估計法，解決前述兩個問題，即分別採用部分線性模型 (partially linear model)、估計存活機率和使用投資變數控制要素投入與無法觀察到生產力的相關性。Levinsohn and Petrin (2003) 在不考慮選擇問題之下，建議改用中間財投入解決聯立問題。這兩篇論文都採用 Cobb-Douglas 生產函數，屬於單一方程式架構，也都忽略廠商的技術無效率及其影響因子。後續有許多學者採用 Olley and Pakes (1996) 的方法進行實證分析，例如 Keller and Yeaple (2009)、Eslava et al. (2013)、De Loecker et al. (2016) 與 Goya et al. (2016) 等。

Amsler et al. (2016) (以下簡稱 APS) 特別針對隨機生產邊界模型，分析有內生生產要素問題出現時的正確估計方法，主要使用工具變數法解決內生性解釋變數的問題；再根據內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，APS (2016) 僅探究技術效率議題，忽略其影響因子以及配置效率的重要性。

因為 APS (2016) 模型額外考慮技術無效率項，故較具一般化。APS (2017) 將技術無效率項與環境變數連結，兩者間具有縮放性質 (scaling property)，即技術無效率設定為一個基本無效率項乘以一個環境變數的函數¹；而且容許環境變數具有內生性。Centorrino and Pérez-Urdiales (2022) 朝兩個方向擴充 APS (2017)，包含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)，他們的方法在應用上難度較高。

本研究打算朝四個方向延伸 APS (2016, 2017) 模型：1. 將影響技術無效率的因子納入模型，容許技術無效率受到環境變數的影響，但是兩者間不需具有縮放性質，故較具一般性；2. 容許組合誤差項與環境變數相關，也就是環境變數具有內生性，運用關聯結構法 (copula methods) 另行推導最大概似函數，不必如 APS (2016, 2017) 需使用模擬最大概似法 (simulated maximum likelihood approach, SMLA)；3. 收集我國銀行業資料，改估計投入面方向距離函數 (directional input distance function, DIDE)²，可同時將多種投入、多種產出以及非意欲產出納入，也較生產函數只能包含單一產出更具一般化；4. 估計隨機成本邊界以得到樣本銀行的總效率，也稱為成本或經濟效率，它包含技術與配置效率兩個部分，故扣除第 3 點的技術效率值，即可得到配置效率估計值。最後，利用以上這些效率估計值，進行不同群組間的比較以獲得一些經濟或政策意涵。

本論文除第 1 節為緒論外，第 2 節為文獻回顧，包括隨機生產邊界模型、內生性生產要素模型、內生性環境變數模型以及估計經濟效率的實證分析論文；第 3 節介紹研究方法與迴歸模型，第 4 節敘述資料來源、變數定義與樣本統計量，第 5 節分析實證結果，最後一節為結論。

¹ 根據 APS (2017)，第 i 廠商的技術無效率設定為 $u_i = u_i^0 \exp(q_i' \delta)$ ，其中 u_i^0 是基本無效率項， q_i 是一組環境變數， δ 為對應之迴歸係數向量。

² Färe et al. (2005)、Färe and Grosskopf (2005) 和 Huang and Chung (2017) 等皆使用方向距離函數進行實證分析。

貳、文獻回顧

隨機生產邊界模型最早由 Aigner et al. (1977) 和 Meeusen and Van Den 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。自 1990 年代起，陸續有學者嘗試無效率項表為環境變數的函數，諸如 Kumbhakar et al. (1991), Huang and Liu (1994) 與 Battese and Coelli (1995) 等。Wang and Schmidt (2002) 設定具有縮放性質的技術無效率模型，證明應採用一步驟估計法，探討環境變數對無效率之影響；使用類似模型者包括 Caudill et al. (1995) 與 Wang and Ho (2010)。

近十年來，一些學者開始探討生產邊界模型中，自變數（生產要素）因為與誤差項相關而有內生性問題，例如 Kutlu (2010) 與 Tran and Tsionas (2013)，Tran and Tsionas (2013) 容許生產要素與組合誤差項相關；他們皆使用 Cholesky decomposition 分解共變數矩陣方法，推導概似函數。APS (2016) 個別考慮兩種主要模型，其一為生產要素與誤差項相關，這兩者皆與無效率項統計獨立，他們採用條件分配法推導概似函數；另一則為生產要素同時與誤差項和無效率項相關，他們建議使用模擬最大概似法估計模型中的參數。

以上論文皆未將無效率項與環境變數連結，直到 Karakaplan and Kutlu (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。Kutlu et al. (2019) 同時研究內生生產要素與內生環境變數，但僅容許環境變數與隨機干擾項相關，而與無效率項獨立；Griffiths and Hajargasht (2016) 在縱橫資料 (panel data) 架構下分析類似模型。APS (2017) 擴充上述內生環境變數模型，惟限定無效率項擁有縮放性質

任一迴歸模型的自變數出現內生性問題，常被採用的估計方法，不外乎工具變數法 (instrumental variables approach, IV)、一般化動差法 (generalized method of moments, GMM) 或有限訊息最大概似法 (limited information maximum likelihood)。使用 IV 或 GMM 方法常面臨的一個問題，是必須額外找到工具變數，Lewbel (1997) 提出不需另找工具變數的方法。

運用資料包絡分析法 (data envelopment analysis, DEA) 同時探討技術與配置效率的

論文相對較多，例如 Fethi and Pasiouras (2010)、Gardener et al. (2011)、Fu et al. (2016)、Adesina (2019)、Mansour and Moussawi (2020) 以及 Simar and Wilson (2020)。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，早期有 Atkinson and Cornwell (1994)、Kumbhakar (1996a, 1996b, 1997)、黃台心 (1999)、Kumbhakar and Wang (2006a, 2006b)、Huang et al. (2011) 和 Huang et al. (2014a) 等，近年來則有 Tsionas et al. (2015)、Mamatzakis et al. (2015)、Ahmad and Burki (2016) 以及 Lai and Kumbhakar (2019) 等。除 Lai and Kumbhakar (2019) 以外，皆未考慮生產要素具有內生性問題。

參、研究方法

過去使用隨機邊界模型同時探討技術與配置效率的文獻，均針對成本或利潤邊界模型，採用一階段法同時估計技術與配置效率；Mamatzakis et al. (2015) 提到一階段法雖有兩個優點，因迴歸模型已十分複雜，不易再將要素內生性問題與環境變數一併納入考量。

本研究依循 Färe and Grosskopf (2005) 的架構運用隨機邊界模型，第一階段考慮有內生性生產要素與環境變數，估計投入面方向距離函數以得到樣本銀行的技術效率值；第二階段考慮有內生性環境變數的情況下，估計隨機成本邊界以得到成本效率值，它與第一階段技術效率值之差，就是配置效率估計值。

一、投入面方向距離函數(DIDF)

定義要素投入向量 $x = (x_1, \dots, x_N) \in R_+^N$ ，產出向量 $y = (y_1, \dots, y_M)' \in R_+^M$ ，非意欲產出 (b) 以不良放款代表， $b \in R_+$ ，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³。定義技術集合 (technology set)：

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

生產要素集合 (input requirement set) 表為：

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

考慮一個投入面方向距離函數：

³ 弱可拋的定義請參考 Färe and Grosskopf (2005)。

$$\bar{D}_l(x, y, b; g_x) = \sup \{ \beta : (x - \beta g_x, y, b) \in L(y) \} \quad (1)$$

式中， $g_x \in R_+^N$ 稱為方向向量，廠商在目前的投入和產出組合下，朝 g_x 方向最多減少 β 單位後，仍然在 $L(y)$ 集合內，故 $\beta \geq 0$ 。本文設定方向向量為單位向量，即 $g_x = (1, \dots, 1)$ ⁴。

將 DIDF 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 $v_1 \sim N(0, \sigma_{v1}^2)$ 後，它可被表為迴歸方程式：

$$-x_1 = \bar{D}_l(x_2 - x_1, \dots, x_N - x_1, y, b; g_x) + \varepsilon \quad (2)$$

其中 $\varepsilon = v - u$ 稱為組合誤差， $u = \bar{D}_l(x, y, b; g_x) \sim N(0, \sigma_u^2)$ ，因為根據定義， $\bar{D}_l(x, y, b; g_x)$ 是一個非負值變數，代表廠商的技術無效率， v 與 u 假設為統計獨立。值得一提者，(2) 式選定 x_1 進行轉換，研究者可任意選擇某要素投入進行轉換；另外，從事實證分析時，本文將 $\bar{D}_l(\cdot)$ 函數設定為二次型式 (quadratic form)，自變數包括向量 $(x_2 - x_1, \dots, x_N - x_1, y, b)$ 中所有變數的一次項、二次項與交乘項。本小節暫不考慮 u 受到環境變數的影響。

以下描述主要參考 APS (2016)，將 (2) 式重新表為線性迴歸方程式：

$$-x_{1i} = \alpha + X'_{1i}\beta_1 + X'_{2i}\beta_2 + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

式中 X_{1i} 代表第 i 廠商 $j_1 \times 1$ 產出向量 (包含非意欲產出)，它與組合誤差項 ε_i 不相關，視為外生變數， X_{2i} 代表除 x_1 與 X_{1i} 以外的其他 $j_2 \times 1$ 要素投入向量⁵，假設 $E(\varepsilon_i | X_{2i}) \neq 0$ ，

⁴ Färe and Grosskopf (2005) 認為選用單位向量的優點在於，因為每家公司都是根據相同方向衡量 (無) 效率，故具有可比較性；若改用每家公司個別觀測值，即 $(g_x) = (x)$ ，代表每家公司都是根據不同方向衡量效率，如此得到的效率值不宜相互比較。

⁵ 值得一提者，投入面方向距離函數架構下，僅容許廠商為將一定數量商品生產出來，調整要素投入量，故本文只假設要素投具有內生性。此外，實證分析時 X_{1i} 與 X_{2i} 還包含要素投入與產出的平方項與彼此間的交乘項。

故被視為內生變數。

將 (3) 式改寫成矩陣形式：

$$-x_1 = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon \quad (4)$$

其中 $-x_1$ 與 ε 皆是 $n \times 1$ 向量， X_1 因為包含截距項是 $n \times (j_1 + 1)$ 矩陣， X_2 是 $n \times j_2$ 矩陣。令工具變數向量 $z_i = \begin{pmatrix} X_{1i} \\ w_i \end{pmatrix}$ ， w_i 是 $j_w \times 1$ 額外的外生工具變數向量且 $j_w \geq j_2$ 。工具變數必須具有外生性，即要求 $E(\varepsilon_i | z_i) = 0$ 。⁶

內生變數矩陣 X_2 可另外表示成縮減型式 (reduced form)：

$$X_2 = Z\Pi + \eta \quad (5)$$

式中 $Z = (X_1, W)$ ， Π 為縮減式的待估參數， z_i 與 η_i 不相關，故 X_2 為內生變數等同於 $\text{Cov}(\eta, \varepsilon) \neq 0$ 。APS (2016) 假設 η_i 與 v_i 相關， u_i 與 $\psi_i = \begin{pmatrix} v_i \\ \eta_i \end{pmatrix}$ 統計獨立，並令 $\psi_i \sim N(0, \Omega)$ ， $\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 & \Omega_{v\eta} \\ \Omega_{\eta v} & \Omega_{\eta\eta} \end{bmatrix}$ ，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)。

為簡單起見，先假設模型中只含有一個內生生產要素， η 是一個純量 (scalar) 隨機變數且與 ε 相關，此時 η 變成向量。 ε 與 η 的聯合機率密度函數 ($h(\varepsilon, \eta)$) 表為：

$$h(\varepsilon, \eta) = c(F_1(\varepsilon), F_2(\eta), \rho) f_1(\varepsilon) f_2(\eta) \quad (6)$$

⁶ 本研究實證分析使用的額外工具變數包含各要素價格、要素價格開平方根以及彼此間的交乘項等。

其中 $f_1(\varepsilon)(f_2(\eta))$ 與 $F_1(\varepsilon)(F_2(\eta))$ 分別是 $\varepsilon(\eta)$ 的邊際機率密度 (marginal probability density functions, pdf) 與邊際累積分配函數 (marginal cumulative distribution functions, CDF)； ρ 代表此關聯結構函數的相依參數 (dependence parameter)，衡量 $F_1(\varepsilon)$ 與 $F_2(\eta)$ 的相依程度； $c(\cdot)$ 代表關聯結構分配的 pdf，其中的元素 $F_1(\varepsilon)$ 與 $F_2(\eta)$ 必須是介於零與一之間的均勻隨機變數 (uniform random variable) ⁷。

以高斯關聯結構函數 (Gaussian copula) 為例，第 i 筆觀察值 ε_i 與 η_i 聯合分配表為

$$h(\varepsilon_i, \eta_i) = \frac{1}{|\rho|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \xi_i'(\rho^{-1} - I_2)\xi_i\right) \times f_1(\varepsilon_i) \times f_2(\eta_i) \quad (7)$$

式中

$$\rho = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}$$

ρ_{12} 是 2×1 向量 $\xi_i = [\phi^{-1}(F_1(\varepsilon_i)) \ \phi^{-1}(F_2(\eta_i))]'$ 兩個元素 $\phi^{-1}(F_1(\varepsilon_i))$ 與 $\phi^{-1}(F_2(\eta_i))$ 的相關係數， I_2 是 2×2 的單位矩陣，(7) 式的對數概似函數為：

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \ln h(\varepsilon_i, \eta_i) \quad (8)$$

其中 θ 向量代表 (4) 至 (6) 式中所有的待估參數，包括 β_1 ， β_2 ， σ_v^2 ， σ_u^2 ， Π ， $\Omega_{\eta v}$ ， $\Omega_{\eta \eta}$ 以及 ρ_{12} 等。

估計 (6) 式需要知道 $f_1(\varepsilon_i)$ 與 $f_2(\eta_i)$ 的 pdf 和反分配函數 (inverse of the distribution function) $\xi_i = [\phi^{-1}(F_1(\varepsilon_i)) \ \phi^{-1}(F_2(\eta_i))]'$ ，根據 Aigner et al. (1977)， $f_1(\varepsilon_i)$ 的 pdf 是：

⁷ (6) 式的理論基礎請參考 Cherubini et al. (2004)。

$$f_1(\varepsilon_i) = \frac{2}{\sigma_\varepsilon} \phi\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_\varepsilon}\right) \Phi\left(\frac{-\lambda\varepsilon_i}{\sigma_\varepsilon}\right) \quad (9)$$

其中 $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ ， $\sigma_\varepsilon = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ ， $\phi(\cdot)$ 與 $\Phi(\cdot)$ 分別是標準常態分配的 pdf 和 CDF， $f_2(\eta_i)$ 與 $F_2(\eta_i)$ 則是一般的常態分配 pdf 和 CDF。因為 (9) 式出現 $\Phi\left(\frac{-\lambda\varepsilon_i}{\sigma_\varepsilon}\right)$ ，沒有封閉型式 (closed-form)，無法對 $f_1(\varepsilon_i)$ 直接積分而得到 $F_1(\varepsilon_i)$ 。Greene (2005) 與 Amsler et al. (2016, 2017) 建議運用數值積分法 (numerical integration procedure) 得到 $F_1(\varepsilon_i)$ 的近似值。

Tsay et al. (2013) 提出一個近似積分法，獲得 $F_1(\varepsilon_i)$ 的近似函數，與前述數值積分法不同之處，此近似函數具有封閉型式且誤差極小⁸。本研究稱此法為「封閉型式法」，如果 u_i 受到外生或內生環境變數的影響，此法也可用來推導對應之 pdf 和概似函數⁹。 $F_1(\varepsilon_i)$ 的推導十分冗長，不擬列出，有興趣的讀者可向作者索取。

二、內生環境變數

本小節擴充 APS (2016) 的模型但容許 u_i 受到環境變數之影響，不同於 APS (2017) 之處有二：1. 遵循傳統模型設定，仍假設 u_i 與 v_i 統計獨立，主因為 u_i 代表廠商的管理能力，與廠商無法控制的隨機因素 v_i 統計獨立，比較合理；如此，不需使用數值分析法與 SMLA，應用上比較簡單，但須重新推導概似函數。2. 不需假設 u_i 與環境變數之間具有縮

⁸ Tsay et al. (2013) 證明近似誤差在 10^{-5} 以內。

⁹ 數值積分法與封閉型式法各有優劣，前者只需透過程式模擬，反覆演算，唯要求進階程式設計能力以及耗用大量電腦運算時間。後者因已推導出函數型式，可直接利用最大概似法進行估計，省去電腦模擬時間，為其優點；但因函數型式比較複雜與高度非線性，

放性質，即本文令 $u_i = \gamma'q_i + \omega_i$ ，其中 q_i 代表一組環境變數， γ 為對應之待估參數向量， ω_i 是隨機變數，具有常態分配，即 $\omega_i \sim N(0, \sigma_\omega^2)$ ，由於 $u_i \geq 0$ ，故 $\omega_i \geq -\gamma'q_i$ ，則 $-\gamma'q_i \leq \omega_i < \infty$ ，使得 ω_i 成為自 $-\gamma'q_i$ 以下截斷的常態分配。與本文類似設定但假設環境變數是外生的論文很多，如 Huang and Liu (1994)、Battese and Coelli (1995)、Huang et al. (2014b)、Jiang and Sharp (2015)、Almanidis et al. (2019) 以及 Jiang and Andrews (2020)。

改寫 (3) 式

$$\begin{aligned} -x_{li} &= \alpha + X_i'\beta + v_i - \gamma'q_i - \omega_i, \quad i=1, \dots, n \\ &= \alpha + X_i'\beta - \gamma'q_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (10)$$

其中 $\varepsilon_i = v_i - \omega_i$ ¹⁰， v_i 與 ω_i 假設統計獨立。如果部分要素投入和環境變數具有內生性，依循 APS (2017) 將 X_i 與 q_i 分離為：

$$X_i = \begin{pmatrix} X_{li} \\ X_{2i} \end{pmatrix}, \quad q_i = \begin{pmatrix} q_{li} \\ q_{2i} \end{pmatrix} \quad (11)$$

式中 X_{li} 與 q_{li} 假設是外生變數向量，分別包含 k_{x1} 與 k_{q1} 個變數， X_{2i} 與 q_{2i} 為內生變數向量，分別包含 k_{x2} 與 k_{q2} 個變數；令 z_i 代表工具變數向量：

$$z_i = \begin{pmatrix} 1 \\ X_{li} \\ q_{li} \\ w_i \end{pmatrix} \quad (12)$$

實際估計時概似函數比較不容易收斂。值得一提者，這兩種方法都屬近似函數法。

¹⁰ 為精簡符號，此處仍使用 $\varepsilon_i (= v_i - \omega_i)$ 。

其中 w_i 代表額外的工具變數，個數必須大於或等於 k_{x2} 與 k_{q2} 之和。內生變數 x_{2i} 與 q_{2i} 的縮減式表為：

$$X_{2i} = \Pi'_x z_i + \eta_i \quad (13)$$

$$q_{2i} = \Pi'_q z_i + \tau_i \quad (14)$$

值得注意者，本文容許 $\varepsilon_i (= v_i - \omega_i)$ 、 η_i 以及 τ_i 彼此相關。

根據 (10)-(14) 式並省略下標 i ，令 $h(\varepsilon, \eta, \tau)$ 代表模型中誤差項的聯合 pdf，則：

$$h(\varepsilon, \eta, \tau) = c(F_1(\varepsilon), F_2(\eta), F_3(\tau), \Omega) f_1(\varepsilon) f_2(\eta) f_3(\tau) \quad (15)$$

式中 $f_j(\cdot)$ and $F_j(\cdot)$ ($j=1,2,3$) 分別是 ε ， η ，與 τ 的邊際 pdf 和 CDF， Ω 是 copula 函數的相依參數向量，衡量 $F_j(\cdot)$ ($j=1,2,3$) 彼此間的相依程度， $c(\cdot)$ 是 copula 分配的 pdf，其中各元素必須是均勻分配隨機變數。因為 η 與 τ 分別是 $k_{x2} \times 1$ 與 $k_{q2} \times 1$ 向量，它們的邊際 CDF 與 pdf 分別是 $F_2(\eta) = [F_{21}(\eta_1), \dots, F_{2k_{x2}}(\eta_{k_{x2}})]$ ， $f_2(\eta) = [f_{21}(\eta_1) \times \dots \times f_{2k_{x2}}(\eta_{k_{x2}})]$ ， $F_3(\tau) = [F_{31}(\tau_1), \dots, F_{3k_{q2}}(\tau_{k_{q2}})]$ ，and $f_3(\tau) = [f_{31}(\tau_1) \times \dots \times f_{3k_{q2}}(\tau_{k_{q2}})]$ 。

如果選擇使用 Gaussian copula¹¹，第 i 樣本觀察值的聯合 pdf 成為：

$$h(\varepsilon_i, \eta_i, \tau_i) = \frac{1}{|\Omega|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \xi'_i (\Omega^{-1} - I_3) \xi_i\right) \times f_1(\varepsilon_i) \times f_2(\eta_i) \times f_3(\tau_i) \quad (16)$$

其中

¹¹ 目前採用 copula 函數進行迴歸分析的論文，率皆採用 Gaussian copula，例如 Lai and Huang (2013)、Huang et al. (2017) 以及 APS (2016, 2017) 等，APS (2016) 說明採用此函數的理由，故本文也用來從事迴歸分析。

$$\Omega = \begin{pmatrix} 1 & \Omega_{\varepsilon\eta} & \Omega_{\varepsilon\tau} \\ & 1 & \Omega_{\eta\tau} \\ & & 1 \end{pmatrix},$$

$\xi_i = [\phi^{-1}(F_1(\varepsilon_i)) \ \phi^{-1}(F_2(\eta_i)) \ \phi^{-1}(F_3(\tau_i))]'$ 是一個 $(1+k_{x2}+k_{q2}) \times 1$ 的向量，

$\phi^{-1}(F_1(\varepsilon_i))$ 是在 $F_1(\varepsilon_i)$ 處衡量標準常態分配 CDF 的反函數，是一個純量，

$\phi^{-1}(F_2(\eta_i)) = [\phi^{-1}(F_{21}(\eta_i)), \dots, \phi^{-1}(F_{2k_{x2}}(\eta_{k_{x2}}))]'$ 是 $1 \times k_{x2}$ 向量，

而 $\phi^{-1}(F_3(\tau_i)) = [\phi^{-1}(F_{31}(\tau_i)), \dots, \phi^{-1}(F_{3k_{q2}}(\tau_{k_{q2}}))]'$ 是 $1 \times k_{q2}$ 向量，

I_3 是 $(1+k_{x2}+k_{q2}) \times (1+k_{x2}+k_{q2})$ 的單位矩陣，相依矩陣 Ω 的非主對角元素 $\Omega_{\varepsilon\eta}$ 、 $\Omega_{\varepsilon\tau}$ 和

$\Omega_{\eta\tau}$ 分別是 $1 \times k_{x2}$ 、 $1 \times k_{q2}$ 和 $k_{x2} \times k_{q2}$ 的向量或矩陣，代表隨機變數 $\phi^{-1}(F_1(\varepsilon_i))$ 、 $\phi^{-1}(F_2(\eta_i))$

與 $\phi^{-1}(F_3(\tau_i))$ 彼此間的相關係數。對應 (15) 式的對數概似函數為：

$$\ln L(\theta_1) = \sum_{i=1}^n \ln h(\varepsilon_i, \eta_i, \tau_i) \quad (17)$$

其中 θ_1 代表所有出現在 (10), (13), (14) 與 (15) 等四式中的參數，包括 α 、 β 、 γ 、 σ_v^2 、 σ_u^2 、 Π_x 、 Π_q 以及 Ω 。

運用最大概似法估計 (17) 時，必須用到 $f_1(\varepsilon_i)$ 、 $f_2(\eta_i)$ 與 $f_3(\tau_i)$ 等三組機率密度函數和它們的累積分配函數。 $f_2(\eta_i)$ 與 $f_3(\tau_i)$ 均假設為多變量聯合常態分配， $f_1(\varepsilon_i)$ 的機率密度函數已知為：

$$f_1(\varepsilon_i) = \frac{\Phi(-B_i)\phi(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_\varepsilon})}{\sigma_\varepsilon \Phi(\frac{\gamma' q_i}{\sigma_\omega})} \quad (18)$$

其中 $-B_i = (\gamma' q_i \sigma_\varepsilon^2 - \varepsilon_i \sigma_\omega^2) / \sigma_v \sigma_\omega \sigma_\varepsilon$ ， $\sigma_\varepsilon = \sqrt{\sigma_\omega^2 + \sigma_v^2}$ ， $\phi(\cdot)$ 與 $\Phi(\cdot)$ 是標準常態分配的 pdf 與 CDF。從 (18) 式看出 $f_1(\varepsilon_i)$ 具有偏常態分配且無封閉型式，因為 $\Phi(\cdot)$ 沒有封閉型式，導致對應的 CDF ($F_1(Q_i)$) 無法經由積分獲得，本研究採用 Tsay et al. (2013) 的推導方法，推導 $F_1(Q_i)$ 的近似函數 ($F_1^{app}(Q_i)$)，其的過程省略。

將 $F_1^{app}(Q_i)$ 代入 (16) 式的聯合機率密度函數中，運用最大似法估計 (17) 式，特別適用於迴歸模型中出現內生生產要素以及環境變數的情況。最後，使用條件期望值公式計算技術無效率值 (TI)：

$$TI = \gamma' q_i + E(\omega_i | \varepsilon_i) = \gamma' q_i + \mu_{*1} + \sigma_* \frac{\phi(\frac{\gamma' q_i + \mu_{*1}}{\sigma_*})}{\Phi(\frac{\gamma' q_i + \mu_{*1}}{\sigma_*})} \quad (19)$$

式中 $\mu_{*1} = -\varepsilon_i \sigma_\omega^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_\omega^2)$ ， $\sigma_* = \sigma_v \sigma_\omega / \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_\omega^2}$ 。

三、隨機成本邊界與內生環境變數

本小節介紹隨機成本邊界函數，用來估計成本效率。銀行實際成本支出 (E) 為

$$E = px = \sum_{j=1}^N p_j x_j \quad (20)$$

式中 $p \geq 0$ 是 $N \times 1$ 要素價格向量。令 $C(y, p)$ 代表銀行為生產一定產出水準 y 的最適成本函數，令 x^* 代表最適要素投入向量，則

$$C(y, p) = px^*$$

根據 Färe and Grosskopf (2005) 定義成本 (無) 效率指標 (CI)：

$$CI(x, y, p; g_x) = \frac{px - C(y, p)}{pg_x} = \frac{p(x - x^*)}{pg_x} \geq 0 \quad (21)$$

因為 $px \geq C(y, p)$ 。CI 值愈大，代表愈缺乏成本效率；反之，則愈有成本效率； $CI = 0$ 代表此廠商已在成本邊界上生產，具有完全的成本效率。根據 (1) 式投入面方向距離函數的定義， $x - \bar{D}_I(x, y, b; g_x)g_x \in L(y)$ ，由於 $C(y, p) \leq px$ ，則

$$C(y, p) \leq p(x - \bar{D}_I(x, y, b; g_x)g_x)$$

可推得

$$CI(x, y, p; g_x) = \frac{px - C(y, p)}{pg_x} \geq \bar{D}_I(x, y, p; g_x) \quad (22)$$

改寫成

$$CI(x, y, p; g_x) = \frac{px - C(y, p)}{pg_x} = \bar{D}_I(x, y, p; g_x) + \overline{AE}_I \quad (23)$$

易言之，成本無效率指標可被分解為技術 (無) 效率 ($\bar{D}_I(x, y, p; g_x)$) 與配置 (無) 效率 ($\overline{AE}_I$)，以下簡稱它們為 TI 和 AI ¹²。

¹² (23) 式中的分母 pg_x ，代表將各要素價格加總，相當於若每種生產要素都雇用一個單位的成本支出，就是經濟學所稱的複合財 (composite goods) 或複合要素 (composite inputs)。分子等於實際成本支出 (px) 減去最適成本支出 ($C(y, p)$)，代表成本無效率的存在，導致實際成本支出高出最適成本支出的部分，故為非負值；兩者相除，可將成本無效率轉換成多少單位的複合財。

依據 (21) 式可知 $E \geq C(y, p)$ ，在不等式右方加上一個非負隨機變數 U ，轉換為等式：

$$E = C(y, p) + V + U \quad (24)$$

U 代表成本無效率，包含技術與配置兩種無效率，導致實際成本支出 (E) 超過最適成本 $C(y, p)$ ，加入隨機干擾項 V 可將上式變成迴歸方程式。將成本邊界函數 $C(y, p)$ 設定為二次型式， $\epsilon = V + U$ 視為組合誤差，(24) 式成為隨機成本邊界迴歸方程式。如果無效率項 U 受到一組環境變數的影響，第 i 家銀行無效率表為：

$$U_i = \Gamma' R_i + W_i \quad (25)$$

其中 R_i 代表一組環境變數， Γ 為對應之待估參數向量， W_i 是誤差項，原本是常態分配，即 $W_i \sim N(0, \sigma_w^2)$ ，但因為 $U_i \geq 0$ ，故 $W_i \geq -\Gamma' R_i$ ，則 $-\Gamma' R_i \leq W_i < \infty$ ，使得 W_i 成為自 $-\Gamma' R_i$ 以下截斷的常態分配。稍加修改 (18) 式， ϵ_i 的機率密度函數 $g_1(\epsilon_i)$ 表為

$$g_1(\epsilon_i) = \frac{\Phi(-B_i) \phi\left(\frac{\epsilon_i}{\sigma_\epsilon}\right)}{\sigma_\epsilon \Phi\left(\frac{\Gamma' R_i}{\sigma_w}\right)} \quad (26)$$

其中 $-B_i = (\Gamma' R_i \sigma_\epsilon^2 + \epsilon_i \sigma_w^2) / (\sigma_v \sigma_w \sigma_\epsilon)$ ， $\sigma_\epsilon = \sqrt{(\sigma_w^2 + \sigma_v^2)}$ 。

因為成本函數是在給定某生產量與要素市場為完全競爭假設之下得到，一般均視向量 y 與 p 為外生變數，故自變數比較不易有內生性問題，將環境變數 R_i 分離為：

$$R_i = \begin{pmatrix} R_{1i} \\ R_{2i} \end{pmatrix} \quad (27)$$

式中 R_{1i} 與 R_{2i} 分別是外生與內生環境變數，各自包含 k_{R1} 與 k_{R2} 個變數。接下來的處理方法與前小節 (12) 至 (17) 式極為類似，只需稍作修改，故此處不再重複。

得到成本邊界函數的係數估計值以後，同樣使用條件期望值公式計算成本無效率值 (CCI)：

$$CCI = \Gamma' R_i + E(W_i | \epsilon_i) = \Gamma' R_i + \mu_{**i} + \sigma_{**} \frac{\phi\left(\frac{\Gamma' R_i + \mu_{**i}}{\sigma_{**}}\right)}{\Phi\left(\frac{\Gamma' R_i + \mu_{**i}}{\sigma_{**}}\right)} \quad (28)$$

式中 $\mu_{**i} = \epsilon_i \sigma_W^2 / \sigma_\epsilon^2$ ， $\sigma_{**} = \sigma_V \sigma_W / \sigma_\epsilon$ 。CCI 其實就是 (23) 式的分子 $px - C(y, p)$ ，除以 pg_x 得到成本無效率指標 $CI(x, y, p; g_x)$ ，減掉利用 (19) 式計算得到的技術無效率指標 $TI(= \bar{D}_I(x, y, b; g_x))$ ，得到配置無效率 $AI(= \bar{AE}_I)$ 。若 $CI = 0$ ，則 $TI = AI = 0$ ，表示廠商若達到完全的成本效率，技術無效率與配置無效率必須同時等於零。這三種無效率指標值若越大，代表銀行廠商無效率情況越嚴重，造成的成本浪費越多；反之，則否。

四、規模與範疇經濟

利用迴歸係數估計值，我們可以計算樣本銀行的規模與範疇 (多元) 經濟 (scale and scope economies) 值，以本研究定義三種產出為例，規模經濟 (SC) 計算公式：

$$SC = \sum_{m=1}^3 \frac{\partial C(y, p)}{\partial y_m} \frac{y_m}{C(y, p)} \quad (29)$$

SC 值若小於一，代表銀行如果將三種產品同時增產 1%，總成本的增幅小於 1%，處於規模報酬遞增階段，應繼續擴大營運規模以降低長期平均成本；反之，SC 值若大於一，廠商已在規模報酬遞減階段，應縮小營運規模以降低長期平均成本；SC 值若等於一，代表

已在最適規模處營運，長期平均成本已在最低可能水準，生產規模無須再做調整。

範疇經濟 (SCOPE) 計算公式：

$$\text{SCOPE} = \frac{C(y_1, 0, 0, p) + C(0, y_2, 0, p) + C(0, 0, y_3, p) - C(y, p)}{C(y, p)} \quad (30)$$

SCOPE 值若大於零，代表銀行若同時生產三種產品的成本支出 ($C(y, p)$)，小於分別由三家專業銀行各自生產單一商品的成本和，存在範疇經濟；反之，若小於零，則否。

肆、資料分析

本研究資料主要取自台灣經濟新報資料庫 (TEJ)，期間為 2002 年至 2019 年¹³，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，因為其中部分銀行已被合併或設立時間不同，總樣本數為 648。

本研究根據仲介法定義投入與產出變數如下表 1¹⁴，各變數的敘述統計量如表 2。各變數的標準差相較於平均數都很大，表示各樣本銀行各變數值的變異程度頗大；放款總額 (Y_1) 平均值約是投資總額的 2.5 倍，放款的平均利息收入約是投資收入的 9 倍，顯示銀行整體營運模式中，主要獲利來源為放款，其次是投資。表 3 將樣本銀行區分成泛公營銀行、民營銀行與外商銀行等三類，分別列出它們各變數的樣本統計量。泛公營銀行的營運規模最大，民營銀行與外商銀行，各投入和產出變數的平均值互有領先。

¹³ 我國於 2002 年 1 月 1 日正式成為 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。

¹⁴ 參考 Sealey and Lindley (1977)，本文將銀行視為資金中介者，定義其投入和產出。

表 1 變數定義

投入與產出變數	定義
總成本 (Cost)	勞動成本+(營業費用 - 勞動成本) + 利息支出
放款總額 (y_1)	買匯貼現及放款-催收款項毛額
投資總額 (y_2)	短期投資+長期投資
非利息收入總額 (y_3)	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
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
勞動價格 (w_1)	勞動成本/員工人數
資本價格 (w_2)	(營業費用-勞動成本)/固定資產
資金價格 (w_3)	利息支出/資金總額
環境變數：投入面方向距離函數	
資本適足率 (CAR)	自有資本/風險加權資產
泛公營銀行 (pub)	虛擬變數，泛公營銀行 = 1，其他 = 0
民營銀行 (private)	虛擬變數，民營銀行 = 1，其他 = 0
催收款比率 (overduerate)	催收款毛額/放款總額
市場競爭度 (hhita)	根據總資產計算的 HHI
經濟成長率 (gdprate)	GDP 成長率
環境變數：成本函數	
roa	資產報酬率
eta	權益資產比
逾期放款比率 (badrate)	甲類逾放比+乙類逾放比
branch	分行數
inflation	通貨膨脹率
市場競爭度 (hhiy ₁)	根據放款計算的 HHI
金控銀行 (fhhb)	虛擬變數，金控銀行= 1，其他 = 0

表 2 各變數的敘述統計量

變數名稱	平均值	標準差
Cost*	18487.1	16415.2
y ₁ *	589461	582030
y ₂ *	212584	255317
y ₃ *	4214.01	5164.89
bad*	7175.94	13498.0
x ₁ #	3744.98	2607.74
x ₂ *	12963.8	16942.8
x ₃ *	762790	773246
w ₁ *	1.28	0.36
w ₂	0.65	2.06
w ₃	0.01	0.00
環境變數_技術效率		
CAR**	11.8	2.9
pub	0.25	0.43
private	0.6	0.47
overduerate**	1.2	2.39
hhita	534.85	34.52
gdprate**	3.8	2.59
環境變數_成本效率		
roa**	0.26	1.06
eta**	7.12	3.70
badrate**	1.97	3.73
branch	88.41	58.84
inflation**	1.02	1.02
hhiy1	532.41	31.69
fhb	0.42	0.49
樣本數	648	

註：1. *：單位是百萬元新台幣；2. **：單位是%；3. #：單位是人數；

4. 所有金額變數皆經過基期為 2016 年的消費者物價指數 (CPI) 平減。

表 3 銀行分群的敘述統計量

變數名稱	泛公營銀行	民營銀行	外商銀行
	平均值 (標準差)	平均值 (標準差)	平均值 (標準差)
Cost*	34819.1 (16808.1)	13115.6 (12748.5)	12474.4 (4972.79)
y_1^*	1307640 (583328)	364133 (347355)	239836 (80279.0)
y_2^*	398790 (318459)	1.47673 (203588)	172789 (96717.7)
y_3^*	4998.31 (3141.62)	3732.65 (5748.26)	5676.07 (4604.89)
bad*	16618.3 (22864.8)	4255.18 (5623.17)	2251.98 (3495.79)
$x_1\#$	5941.07 (2122.82)	3024.08 (2438.05)	2925.71 (1187.18)
x_2^*	28687.5 (24857.7)	8280.27 (8533.16)	3352.34 (2535.29)
x_3^*	1611540 (8.57)	489189 (5.09)	406861 (158306)
w_1^*	1.59 (0.28)	1.15 (0.31)	1.44 (0.38)
w_2	0.23 (0.10)	0.44 (0.32)	3.54 (6.38)
w_3	0.013 (0.006)	0.01 (0.007)	0.01 (0.005)
環境變數			
CAR**	11.46 (1.42)	11.66 (2.83)	14.78 (4.96)
overduerate**	0.93 (1.20)	1.49 (2.80)	0.53 (0.85)
roa**	0.03 (0.51)	0.22 (1.25)	0.51 (0.64)
eta**	5.63 (1.33)	7.4869 (4.08)	8.671 (4.06)
badrate**	1.565 (2.26)	2.26 (4.30)	0.93 (1.36)
branch	151.62 (62.08)	69.80 (39.82)	48.06 (30.97)
樣本數	162	431	55

註：1.*：單位是百萬元新台幣；2.**：單位是%；3.#：單位是人數；

4. 所有金額變數皆經過基期為 2016 年的消費者物價指數 (CPI) 平減。

泛公營銀行的勞動要素價格最高，其次為外商銀行，民營銀行最低。資本價格則以外商銀行最高，其次為民營銀行，泛公營銀行最低；觀察表 3 可看出原因在於外商銀行的固定資產較低。資金價格以民營銀行最高，其次為泛公營銀行，外商銀行最低。以上分析顯示三類銀行在雇用不同要素方面各有優勢，若根據這些單一面向指標，吾人不易判斷哪類銀的經營績效優於另外兩類。

參考過去文獻，例如 Berger et al. (1993)、Allen and Rai (1996)、Lozano-Vivas et al. (2002)、Andrieş (2011)、Huang et al. (2011) 以及 Lee and Huang (2019) 等，投入面方向距離函數與成本函數，分別選用六與七個環境變數，如表 1。

資本適足率 (CAR) 與權益資產比 (eta) 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；反之，風險趨避的經理人員，為降低破產風險保有較多的自有資本。過去文獻傾向支持 eta 與效率之間呈正向關係，即自有資本較高的銀行效率較高者，如 Berger and Mester (1997)、Lozano-Vivas et al. (2002)、Huang et al. (2011) 以及 Lee and Huang (2016)。銀行必須維持 8% 以上的 CAR 水準後，取決於經理人員的風險態度下仍有相當斟酌空間，故選擇此環境變數具內生性。

關於所有權結構與效率之間的關係，Berger et al. (2000) 提出兩種假說，一為在地優勢假說 (home field advantage hypothesis)，支持本國銀行效率較高，因為外商銀行的營運成本較本國銀行高而收入又較低；另一為全球優勢假說 (global advantage hypothesis)，認為外商銀行較本國銀行更具有全球競爭優勢，而有較高生產效率。催收款比率 (overduerate) 與逾期放款比率 (badrate) 顯示銀行的放款品質，兩種比率越低的銀行，放款品質與流程比較嚴謹，但放款金額較保守，導致生產無效率可能較高；反之，放款品質與流程比較寬鬆，生產效率可能較高。

使用 $hhita$ 與 $hhiy_1$ 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能採用先進生產技術，可能有較高的生產效率；故市場競爭度指標對效率之影響不

確定¹⁵。資產報酬率 (roa) 代表銀行的獲利能力，與銀行的投入、產出和生產技術水準息息相關，最有可能出現內生性問題，過去文獻為避免此問題，改用每年全體樣本銀行的平均 roa，例如 Lee and Huang (2019)。本研究仍使用個別銀行的 roa，但將其視為內生變數。過去文獻發現 roa 越高的銀行較有效率者，包括 Berger et al. (1993)、Allen and Rai (1996)、Huang et al. (2011)、Lozano-Vivas et al. (2002) 和 Lee and Huang (2016, 2017) 等。

七個環境變數中另一個可能有內生性問題者為 eta，本研究將它與 roa 同時視為內生變數，詳見 5.1 小節。經濟成長率 (gdprate) 與通貨膨脹率 (inflation) 兩個總體經濟變數，代表一國整體經濟活動的概況，Lozano-Vivas et al. (2002) 和 Huang et al. (2011) 認為它同時影響銀行存款與放款活動，故對銀行效率的影響可能為正或負。金控銀行 (fhh) 相對於非金控銀行，享有較大的營運規模與綜效，採用較先進生產技術提供各種金融商品，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「綜效假說」；但獨立銀行的變異程度較大，其中也有表現極佳的銀行，符合「小而美」假說。

伍、實證分析

第一小節首先討論考慮要素內生性問題下，投入面方向距離函數和成本函數的係數估計結果，接著討論不考慮要素內生性也不考慮環境變數以及不考慮要素內生性但納入外生環境變數等兩種狀況；第二小節分析效率估計結果，第三小節進行分群比較分析，最後一小節為規模與範疇經濟分析。

¹⁵ Tsekouras and Daskalopoulou (2006) 認為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為正向或負向，沒有定論。

一、迴歸係數估計結果

估計 (17) 式投入面方向距離函數的概似函數時，本研究分別針對以下四種情況論述：1.僅考慮內生生產要素，忽略環境變數，2.同時考慮生產要素與環境變數有內生性，3.僅考慮生產要素有內生性，全部六個環境變數皆為外生，4.不考慮要素內生性但納入外生環境變數。

表 4 列出迴歸係數估計值與標準誤，左半部是未考慮環境變數的狀況，右半部是考慮內生環境變數的狀況。為節約篇幅，不列出縮減式共 126 個迴歸係數估計值。六個環境變數中的資本適足率 (CAR) 一般定義為自有資本除以風險加權資產，銀行必須維持 8% 以上水準後仍有相當斟酌空間，故本研究選擇此環境變數具內生性。如果迴歸模型僅考慮生產要素有內生性，全部六個環境變數皆為外生 (此時僅有其中 3 個環境變數的係數值達到統計顯著)，運用 Hausman 檢定方法，生產要素有內生性問題獲得支持；惟在生產要素和 CAR 皆有內生性的狀況下，內生性問題未獲得支持，可能的原因為 CAR 的迴歸係數值未達到統計顯著 (請見表 4)。由於容許 CAR 有內生性的狀況下，有較多 (五個) 環境變數的迴歸係數值達到統計顯著，故表 4 右半部數據仍來自此模型¹⁶。

絕大多數的迴歸係數估計值達到至少 10% 顯著水準，模型配適結果尚佳；聯合檢定六個環境變數係數同時為零的虛無假設遭到拒絕，支持投入面方向距離函數應納入環境變數。泛公營銀行與民營銀行的估計值均為負，表示這兩類銀行的技術效率優於外商銀行 (標準組)。外商銀行可能因為正式進入台灣時間較短，營運規模較小，導致管理無效率的情況較嚴重，支持在地優勢假說。Bonin et al. (2005) 研究六個轉型國家後，發現外

¹⁶ 六個環境變數中另一個可能有內生性問題者為催收款比率 (overduerate)，本研究嘗試將它視為內生變數，CAR 還原為外生環境變數，估計結果差異不大且 Hausman 檢定也不支持此變數有內生性問題。

商銀行最有效率，公營銀行最無效率；Nikiel and Opiela (2002) 發現外商銀行最有成本效率，但利潤效率較低；Kasman and Yildirim (2006) 則相反，外商銀行利潤效率較佳但成本無效率較高。本研究也估計不考慮要素內生性但納入外生環境變數的情況，僅民營銀行的估計值為負且達 10% 顯著水準，其他五個環境變數的係數值均不顯著。

催收款比率 (overduerate) 的係數估計值為負且達到 5% 顯著水準，催收款比率較高的銀行，其放款審核品質可能不佳，但相對放款金額較大，在一定的要素雇用之下放款的生產量較高，技術效率越高。市場競爭度指標 hhita 的係數估計值為負且達到 10% 顯著水準，表示市場集中度越高 (獨占力越強)，銀行實際的投入與產出越靠近生產邊界，技術效率越高。一般說來，越大的銀行獨占力越強，由於樣本銀行中泛公營銀行規模較大，此發現呼應上段泛公營銀行的技術效率較優的結論。反觀不考慮要素內生性但納入環境變數的情況，hhita 的係數估計值為正但未達統計顯著，不支持寧靜生活假說。經濟成長率 (gdprate) 的迴歸係數估計值為正且達到 10% 顯著水準，表示經濟成長率越高，銀行技術無效率越高；此結果不同於 Huang et al. (2011) 和 Lee and Huang (2017)。

表 5 列出估計 (24) 式成本函數的係數估計值，左半邊不考慮環境變數的全部 38 個係數估計值中，僅有 13 個達到統計顯著，配適結果欠佳。右半邊同時考慮 roa 與 eta 為內生環境變數的模型，全部 45 個係數估計值中，高達 35 個係數估計值 (包括 6 個環境變數的係數值) 達到統計顯著，凸顯考慮內生環境變數的重要性。聯合檢定七個環境變數係數同時為零的虛無假設遭到拒絕，支持成本函數應納入環境變數。運用 Hausman 檢定方法，檢定統計量達到統計顯著，支持 roa 與 eta 同時有內生性問題。

表 4 考慮要素内生性投入面方向距離函數係數估計值

自變數	未考慮環境變數		考慮内生環境變數	
	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
截距	980.947***	0.0809	-203.497	138.789
y_1	.2257E-02***	.6193E-8	.1097E-02***	.3448E-03
y_2	.9328E-02***	.1345E-7	.8352E-02***	.5293E-03
y_3	-.3120***	.5325E-05	-.2668***	.9005E-02
bad	.6376E-02***	.1403E-05	.9497E-02	.8173E-02
x_2	-.0829***	.1438E-05	-.0716***	.7894E-02
x_3	-.7425E-02***	.4529E-8	-.6592E-02***	.2152E-03
t	-77.3693***	.0172	10.0798	25.2209
$0.5*y_1*y_1$	.1439E-7***	.2130E-22	.1374E-7***	.8910E-18
$0.5*y_2*y_2$	-.9757E-8***	.7688E-22	-.9698E-8***	.5447E-17
$0.5*y_3*y_3$	.6730E-5***	.7010E-16	.5902E-5***	.2953E-11
$0.5*bad*bad$	.1767E-6***	.1140E-17	.2818E-6***	.2988E-13
$0.5*x_2*x_2$	.1900E-5***	.1064E-17	.1894E-5***	.6901E-13
$0.5*x_3*x_3$	.1245E-7***	.6649E-23	.1190E-7***	.3098E-18
$0.5*t*t$	7.8071***	.1641E-02	4.0260	3.2109
y_1*y_2	.2885E-8***	.1491E-22	.2320E-8***	.9017E-18
y_1*y_3	-.9262E-7***	.3075E-19	-.8567E-7***	.1806E-14
y_1*bad	.6644E-7***	.4079E-20	.8555E-7***	.3895E-15
y_2*y_3	-.1186E-6***	.6093E-19	-.1023E-6***	.2817E-14
y_2*bad	-.1108E-6***	.1671E-19	-.1069E-6***	.1158E-14
y_3*bad	.4837E-5***	.3990E-16	.4462E-5***	.1791E-11
y_1*x_2	.8251E-8***	.2013E-20	.6144E-8***	.1077E-15
y_1*x_3	-.1186E-7***	.5792E-23	-.1109E-7***	.2459E-18
y_2*x_2	.1328E-7***	.3140E-20	.2094E-7***	.2292E-15
y_2*x_3	-.1523E-8***	.1013E-21	-.1542E-8***	.6386E-18
y_3*x_2	-.2256E-7***	.6221E-17	.3445E-6***	.4050E-12
y_3*x_3	.1087E-6***	.2330E-19	.8651E-7***	.1275E-14
y_1*t	-.3099E-04***	.3476E-10	-.4065E-04***	.2299E-05
y_2*t	-.3356E-03***	.6383E-10	-.2779E-03***	.4002E-05

表 4 考慮要素內生性投入面方向距離函數係數估計值（續）

自變數	未考慮環境變數		考慮內生環境變數	
	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
y_3^*t	.4081E-02***	.7123E-7	.4954E-02***	.1651E-02
bad^*x_2	.2957E-6***	.7819E-18	.3048E-6***	.5937E-13
bad^*x_3	-.4839E-7***	.3327E-20	-.6333E-7***	.2632E-15
bad^*t	-.4898E-02***	.7445E-7	-.2735E-02	.3328E-02
$x_2^*x_3$	-.3575E-7***	.1531E-20	-.3528E-7***	.8216E-16
x_2^*t	-.4622E-03***	.7983E-8	-.4776E-03	.5588E-03
x_3^*t	.7499E-04***	.2468E-10	.7102E-04***	.1673E-05
$\sigma_u(\sigma_w)$	618.178***	.7920	360.085***	127.309
σ_v	8.2823***	.3016E-03	735.636***	33.0818
環境變數				
CAR	n.a.		41.7112	26.9850
pub	n.a.		-1196.27**	556.984
private	n.a.		-517.946*	302.687
overduerate	n.a.		-155.002**	67.8171
hhita	n.a.		-1.1111*	.6384
gdprate	n.a.		59.0103**	28.9255
對數概似函數	-608436		-31234.8	
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 。

3. 表中符號“E”代表科學符號，例如 E-07 代表 10^{-7} 。

4. 估計 (10) 式投入面方向距離函數時，內生變數有四個，分別是 x_1 、 x_2 、 x_3 和 CAR，這它們彼此間的相關係數共有六個，其中四個達到統計顯著，此處省略以節省篇幅。另外，縮減式共有 126 個迴歸係數也省略。

表 5 成本函數係數估計值

自變數	未考慮環境變數		考慮內生環境變數	
	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
截距	-1272.58	1290.19	7047.29***	1270.21
w_2 / w_1	941729	742559	.3819E+07***	.1107E+07
w_3 / w_1	.3777E+08	.9262E+08	-.1839E+09*	.9735E+08
$0.5*(w_2 / w_1)^2$	.5744E+07	.4270E+08	.2587E+08	.4688E+08
$0.5*(w_3 / w_1)^2$	-.3599E+13	.3512E+13	-.2643E+12	.3496E+13
$(w_2 / w_1)*(w_3 / w_1)$	.2152E+11	.4238E+11	-.1675E+11	.7024E+11
y_1	.1639E-02	.2148E-02	.2904E-03	.2024E-03
y_2	.2626E-02	.4954E-02	-.4990E-02***	.1143E-02
y_3	.7911***	.1697	.5304***	.0430
$0.5*y_1*y_1$	-.1726E-9	.1826E-8	.3367E-8***	.1929E-18
$0.5*y_2*y_2$	.1704E-7***	.5806E-8	.3522E-8***	.8023E-17
$0.5*y_3*y_3$	.9356E-6	.7892E-5	.9573E-5***	.1035E-10
y_1*y_2	-.4125E-8	.2667E-8	-.1909E-8***	.7045E-18
y_1*y_3	-.5608E-6***	.9830E-7	-.3960E-6***	.1124E-14
y_2*y_3	.3127E-6*	.1868E-6	.1348E-12***	.4022E-14
t	78.3758	183.542	-697.850***	174.218
$0.5*t*t$	-18.0661	16.9145	43.1614***	14.6889
$(w_2 / w_1)*y_1$	9.1332***	2.1622	3.6872	2.2611
$(w_2 / w_1)*y_2$	-4.0223	2.9635	-4.0051	3.3714
$(w_2 / w_1)*y_3$	-96.3783	75.8312	92.9592	65.1504
$(w_2 / w_1)*t$	-132686***	32850	-265961***	57912.3
$(w_3 / w_1)*y_1$	1090.37***	67.8931	979.9273***	40.8876
$(w_3 / w_1)*y_2$	513.1484**	232.1743	740.689***	136.4302
$(w_3 / w_1)*y_3$	1237.1574	6767.0603	11688.540**	5123.023
$(w_3 / w_1)*t$	.9207E+07	.7256E+07	.2327E+08***	.6324E+07
y_1*t	.2561E-06*	.1382E-06	-.1540E-06***	.1012E-08
y_2*t	-.3182E-06	.3510E-06	.4581E-06***	.5874E-08
y_3*t	.7900E-05	.1055E-04	.7796E-05*	.3989E-05
bad	.2289E-04	.7266E-04	-.7540E-04***	.2114E-04

表 5 成本函數係數估計值 (續)

自變數	未考慮環境變數		考慮內生環境變數	
	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
0.5*bad*bad	-.2318E-5***	.8207E-6	-.1416E-5***	.4338E-13
bad*(w ₂ / w ₁)	-63.696	51.2995	3.9283	76.9346
bad*(w ₃ / w ₁)	6825.98***	1795.8737	8657.564***	1308.472
bad*y ₁	.6430E-7	.4642E-7	.8654E-9***	.9885E-16
bad*y ₂	.9653E-7	.1393E-6	.9223E-7***	.1158E-14
bad*y ₃	.6561E-5	.6223E-5	.8636E-6***	.5236E-11
bad*t	-.4633E-02	.7603E-02	-.2531E-02	.4662E-02
$\sigma_u (\sigma_w)$	2451.51***	203.96	1255.47***	154.152
σ_v	1492.45***	110.42	1981.58***	76.7989
環境變數				
roa	n.a.		-368.682**	171.256
eta	n.a.		-11947.0***	3570.91
badrate	n.a.		-114.715**	55.7593
branch	n.a.		23.4715***	4.1626
inflation	n.a.		-267.253***	103.545
hhi	n.a.		.1083	.9855
fhh	n.a.		-1582.49***	367.711
對數概似函數	-6306.23		-5996.08	
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 σ_w 與 σ_v 。

3. 表中符號“E”代表科學符號，例如 E-07 代表 10^{-7} 。

4. 估計 (24) 式成本函數時，內生變數有三個，分別是：總成本(Cost)、roa 和 eta，這它們彼此間的相關係數共有三個，都達到統計顯著，此處省略以節省篇幅。另外，縮減式共有 83 個迴歸係數也省略。

Roa 與 eta 的係數估計值都為負且分別達到 5% 與 1% 顯著水準，支持過去文獻的發現，即獲利能力佳與 eta 高的銀行成本效率也高。badrate 的係數估計值為負且達 5% 顯著水準，表示放款品質與流程比較寬鬆的銀行，成本效率較高。分行數 (branch) 係數估計值為正且達 1% 顯著水準，顯示增加分行數易導致成本效率下降。通貨膨脹率 (inflation) 的係數值為負且達 1% 顯著水準，通膨這個總體經濟變數正向影響銀行成本效率。金控銀行 (fhb) 相對於非金控銀行較具成本效率的優勢，符合綜效假說；此結果與鄭政秉等 (2015) 和陳柏琪與顏晃平 (2018) 相同。

表 6 考慮要素內生性但忽略環境變數的平均成本無效率估計值

銀行類別	TI 值 (標準差) (A)	AI 值 (標準差) (B)	CI 值 (標準差) (C) = (A)+(B)	員工人數	樣本數
泛公營	384.65 (389.56)	1422.69 (1253.35)	1807.34 (1171.65)	5941.07 (2122.82)	162
民營	749.23 (528.77)	1175.67 (982.12)	1924.90 (1094.15)	3024.08 (2438.05)	431
外商	790.58 (461.22)	1235.76 (1108.82)	2026.34 (1140.04)	2925.71 (1187.18)	55
金控銀行	619.82 (618.13)	1672.49 (1334.37)	2292.32 (1414.83)	5648.37 (2484.70)	270
非金控銀行	691.43 (428.46)	935.41 (684.66)	1626.84 (728.88)	2385.41 (1678.51)	378
全體銀行	661.61 (516.79)	1242.53 (1070.36)	1904.14 (1117.87)	3744.98 (2607.74)	648

註：括弧內數字是標準差。

表 7 同時考慮要素內生性與內生環境變數的成本無效率估計值

銀行類別	TI 值 (標準差) (A)	AI 值 (標準差) (B)	CI 值 (標準差) (C)=(A)+(B)	員工人數	樣本數
泛公營	93.08 (14.08)	2620.35 (1333.10)	2713.43 (1336.80)	5941.07 (2122.82)	162
民營	165.87 (52.64)	811.24 (612.37)	977.10 (624.54)	3024.08 (2438.05)	431
外商	401.18 (160.57)	423.83 (435.02)	825.01 (403.05)	2925.71 (1187.18)	55
金控銀行	151.67 (59.24)	1677.24 (1323.95)	1828.91 (1305.77)	5648.37 (2484.70)	270
非金控銀行	179.05 (120.29)	911.63 (918.76)	1090.68 (883.75)	2385.41 (1678.51)	378
全體銀行	167.64 (100.37)	1230.63 (1167.61)	1398.28 (1138.71)	3744.98 (2607.74)	648

註：括弧內數字是標準差。

二、效率分析

運用表 4 與 5 的迴歸係數估計值，計算考慮要素內生性但忽略環境變數的平均成本無效率值 CI，分解為 TI 與 AI 兩個成分¹⁷，如表 6；計算同時考慮要素內生性與內生環境變數的成本無效率估計值以及 TI 與 AI，如表 7。本研究在估計投入面方向距離函數時，應變數是員工人數；估計成本函數時，應變數是總成本除以勞動價格；故 TI、AI 與 CI 的衡量單位都是員工人數。表 6 顯示全體樣本銀行平均成本無效率值等於 1904.14，分成 TI = 661.61 與 AI = 1242.53，樣本銀行的配置無效率情況比較嚴重，技術無效率較輕。銀行為達到完全成本效率而在成本邊界上生產，平均應減少投入量約當 1904 人，在生產邊界上進行生產，可節省約當 662 人，達到配置效率時可再節省要素投入量約當 1243 人。

表 7 顯示全體樣本銀行平均成本無效率值等於 1398.28，分成 TI = 167.64 與 AI = 1230.63，仍以配置無效率情況比較嚴重，技術無效率較輕。樣本銀行為在成本邊界上生產，平均應減少投入量約當 1398 人，在生產邊界上進行生產，可節省約當 168 人，達到配置效率時可再節省要素投入量約當 1231 人。比較表 6 與表 7，顯示若忽略環境變數（表 6），易高估三種無效率值，而以 TI 高估的情況比較嚴重。生產與成本邊界模型中若納入環境變數，表示在評估樣本廠商效率時，已將不同廠商所處的環境差異因素納入考量，各廠商都在公平立足點上進行效率評估，效率估計值較具可比性。過去文獻大多發現技術無效率比配置無效率情況嚴重，例如 Berger et al. (1993)、Atkinson and Cornwell (1994)、Huang (2000)、Huang et al. (2011) 與 Huang et al. (2014a) 等，本研究發現與它們相反，原因可能在於這些論文採用一階段估計法，也未將要素與環境變數具內生性問題納入考量。

¹⁷ 先利用 (28) 式計算 CCI，然後除以 pg_x 得到 CI 值，根據 (19) 式計算 TI 值， $AI = CI - TI$ 。

準此，以下分析將聚焦於表 7。泛公營銀行平均 TI 值最低，其次為民營銀行，外商銀行最高，印證表 4 環境變數係數估計值的發現；不過，平均 AI 值的大小順序顛倒，外商銀行平均 AI 值最低，其次為民營銀行，泛公營銀行最高。由於 AI 值強過 TI 值，成本無效率平均值仍以泛公營銀行最高，其次為民營銀行，外商銀行最低。泛公營銀行可能因為規模較大，較有能力採用先進生產技術，提高管理能力，故技術效率較高；但受限於（人事）法令規章約制，生產要素的配置無法因應市場狀況，即刻調整以降低成本，導致 AI 值最高；外商銀行對於要素配置的調整最為靈活，配置效率最高。金控銀行 TI 值低於非金控銀行，AI 值恰相反，由於 AI 值過強，非金控銀行 CI 值低於金控銀行¹⁸。

以上分析著重無效率水準值，忽略不同類別銀行的規模大小有所差異，透過簡單轉換，改成介於零與一之間的無效率分數從事比較，可能比較公允。轉換公式為將各種無效率水準值，除以各銀行的員工人數，此分數代表無效率相對嚴重程度，若用一減去無效率分數，即得到傳統的效率分數。表 8 列出轉換後結果。泛公營銀行成本無效率導致成本浪費達 47%，民營銀行為 44%，外商銀行 39%；相對於成本無效率值，三類銀行的成本無效率分數差異縮小。金控銀行的 CI 值與 AI 值均超過非金控銀行，但轉成無效率分數後，金控銀行的三種無效率分數都小於非金控銀行，前者的經營績效反優於後者。

¹⁸ 根據表 7 的數據，進行兩母體平均數差的假設檢定，結果都達到統計顯著，表示三種無效率值在各類銀行之間皆有顯著差異。

表 8 同時考慮要素內生性與內生環境變數的成本無效率分數

銀行類別	TI 值 (標準差) (A)	AI 值 (標準差) (B)	CI 值 (標準差) (C)=(A)+(B)	員工人數	樣本數
泛公營	0.0236 (0.0258)	0.4493 (0.1529)	0.4729 (0.1630)	5941.07 (2122.82)	162
民營	0.1092 (0.1473)	0.3301 (0.1909)	0.4393 (0.2673)	3024.08 (2438.05)	431
外商	0.2491 (0.6725)	0.1415 (0.1224)	0.3906 (0.6563)	2925.71 (1187.18)	55
金控銀行	0.0369 (0.0302)	0.2723 (0.1391)	0.3092 (0.1292)	5648.37 (2484.70)	270
非金控銀行	0.1446 (0.3003)	0.3950 (0.2110)	0.5396 (0.3482)	2385.41 (1678.51)	378
全體銀行	0.0997 (0.2361)	0.3439 (0.1941)	0.4436 (0.3009)	3744.98 (2607.74)	648

註：括弧內數字是標準差。

表 9 跨期間成本無效率估計值

銀行類別	2002-2008			2009-2019		
	TI 值 (標準差) [樣本數]	AI 值 (標準差)	CI 值 (標準差)	TI 值 (標準差) [樣本數]	AI 值 (標準差)	CI 值 (標準差)
泛公營	88.14 (15.17) [63]	2405.44 (1316.61)	2493.57 (1320.37)	96.22 (12.42) [99]	2757.12 (1332.04)	2853.34 (1334.93)
民營	137.95 (51.70) [180]	678.44 (490.24)	816.38 (503.48)	185.89 (43.46) [251]	906.47 (671.64)	1092.36 (676.34)
外商	278.45 (99.97) [9]	757.19 (374.45)	1035.64 (306.04)	425.19 (159.88) [46]	358.61 (419.03)	783.80 (409.49)
金控銀行	134.25 (55.56) [105]	1448.59 (1218.87)	1582.84 (1208.36)	162.76 (59.00) [165]	1822.75 (1370.48)	1985.50 (1344.36)
非金控銀行	127.85 (62.43) [147]	873.29 (895.97)	1001.14 (880.96)	211.63 (136.02) [231]	936.03 (934.08)	1147.66 (882.69)
全體銀行	130.51 (59.64) [252]	1113.00 (1078.55)	1243.51 (1067.24)	191.2685 (113.14) [396]	1305.49 (1216.33)	1496.76 (1172.65)

註：小括弧內數字是標準差，中括弧內數字是樣本數。

三、比較分析

本研究樣本期間經歷 2007-2008 年次貸危機，將樣本期間分割成 2002-2008 與 2009-2019 兩段子期間，成本效率值列於表 9。除外商銀行的 AI 與 CI 值以外，其他各類銀行以及全體銀行均呈現效率惡化現象；由於外商銀行在 2002-2008 年僅有 9 筆資料，較不具有參考價值。表 4 與 5 連續型環境變數共有十個，包括 CAR、overduerate、hhita、gdprate、roa、eta、badrate、branch、inflation 和 hhi y_1 等，根據它們的係數估計值和這兩段期間平均值的變化，CAR、overduerate、hhita、badrate、branch 和 inflation 等六個的變化，造成效率惡化，其餘四個則造成效率提升，因為前者大於後者，導致效率退步。

overduerate 的係數值為負，表示銀行若適度放寬放款審核標準以增加放款金額，有助於產出與獲利的提高，促進技術效率；但伴隨而來者，可能讓催收款比率上升，侵蝕獲利；hhita 的係數值為負，隱含提高此產業的市場集中度，有利銀行廠商技術效率的提升，鼓勵銀行間的合併或許是可行之道；gdprate 的係數值為正，提醒在經濟繁榮期，經營者應抱持審慎態度，勿過度放貸與投資。在成本（配置）效率方面，roa 與 eta 的係數值為負，表示銀行應致力提高獲利能力與自有資本，可提升其成本與配置效率；類似 overduerate 的負係數值，逾期放款比率 (badrate) 的係數值也為負，銀行若適度增加放款，有助於提升成本（配置）效率。

分行數的係數值為正，表示增加分行數未必有助於成本（配置）效率的提高；inflation 的係數值為負，表示在通貨膨脹時期，可能因生產要素價格未等比例上漲，造成生產要素的實質價格下跌，成本（配置）效率因而提升。最後，金控銀行虛擬變數 (fhh) 的係數值為負且顯著，支持設立金控公司有利提升成本（配置）效率。

若迴歸模型不考慮要素內生性與環境變數，利用它們的係數估計值計算各種效率值後，與表 7 相較，各種無效率值傾向高估，TI、AI 與 CI 值都以外商銀行最高，次為民營

銀行，泛公營銀行最低。若迴歸模型不考慮要素內生性而環境變數皆為外生，也傾向高估成本無效率值，而且整體 TI 平均值反超越 AI，表示技術無效率情況比配置無效率嚴重。以上結果支持評估效率時，應一併考量要素內生性與內外生環境變數，才能得到較正確的結果。

四、規模與範疇經濟

運用表 5 同時考慮要素內生性與內生環境變數的係數估計值，使用 (29) 與 (30) 式計算規模與範疇經濟值於表 10。各類銀行規模經濟平均值都小於一，確認樣本銀行均在規模報酬遞增階段從事生產，擴大營運規模有助降低長期平均成本；範疇經濟值平均值都為正值，支持樣本銀行應同時生產三種金融商品，發揮資源共享優勢，節約生產成本。

表 10 同時考慮要素內生性與內生環境變數的規模與範疇經濟估計值

銀行類別	規模經濟	標準差	範疇經濟	標準差	樣本數
泛公營	0.6928	0.1387	0.6194	0.3026	162
民營	0.5884	0.1617	0.9689	0.3669	431
外商	0.7599	0.3553	0.8039	0.8920	55
金控銀行	0.6243	0.1348	0.6812	0.2397	270
非金控銀行	0.6325	0.2219	1.0006	0.5117	378
全體銀行	0.6291	0.1904	0.8675	0.4486	648

陸、結論

本文在 Amsler et al. (2016, 2017) 的架構之下，將要素內生性與內生環境變數一併考量，並嘗試改良與擴充，仍假設 u_i 與 v_i 統計獨立，但不需假設 u_i 與環境變數之間具有縮放性質，再依循 Färe and Grosskopf (2005)，分別估計我國銀行業的技術與配置無效率。為凸顯考慮內生性問題的重要性，另外估計兩種不考慮內生性問題的模型以資對照。

利用迴歸係數估計結果進行檢定，支持要素內生性與內生環境變數的存在，估計投入面方向距離函數與成本函數時應納入迴歸模型。利用迴歸係數估計值計算各種效率值，發現樣本銀行配置無效率情況比技術無效率嚴重，與過去文獻結果相異。原因可能在於這些論文採用一階段估計法，也未考量生產要素與環境變數具內生性問題；而本研究為兩階段估計法並納入內生性問題。迴歸模型中若忽略環境變數，易高估三種無效率值，而以 AI 高估的情況比較嚴重。

泛公營銀行平均 TI 值雖然最低，但其 AI 值過高，導致其成本無效率是三類銀行中最高者，應優先改善配置無效率情況，放寬法令規章對它們的束縛。金控銀行成本無效率值雖然高於非金控銀行，但因無效率分數較低，其經營績效反優於非金控銀行。

跨期分析結果顯示樣本銀行成本無效率情況惡化，根據環境變數平均值的變動與係數估計值正負號，推斷欲改善成本無效率情況，建議：1.適度增加放款額度，2.銀行間整併或設立金控公司以提高市占率，3.在經濟繁榮期，放貸與投資決策應審慎，4.努力降低成本以提高獲利能力，5.適度保有較高的自有資本以避免發生清算風險，6.審慎評估設立新分之利弊得失，7.處於通膨時期，可考慮擴增營運規模與產出。8.擴大營運規模與聯合生產多樣化金融商品，享受規模與範疇經濟優勢。

參考文獻

一、中文部分

- 黃台心，1999，「由利潤函數衡量我國銀行廠商之經濟效率—參數計量法的應用」，經濟論文，27：283-309。(Huang, T. H., 1999, “A Study on the Bank Efficiency of Taiwan Using a Shadow Profit Function with Panel Data”, *Academia Economic Papers*, 27: 383-309)
- 陳柏琪與顏晃平，2018，「臺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, P. C. and H. P. 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.)
- 鄭政秉、梁連文與陳仁屏，2015，「模擬 BASEL III 新資本監管對台灣銀行業成本效率之影響」，管理與系統，22：175-203。(Cheng, C. P., L.W. Liang, and J. P. Chen, 2015, “A Simulation of the Impact of New Capital Regulation in BASEL III on the Cost Efficiency of Taiwan’s Banks,”, *Journal of Management and Systems*, 22: 175-203.)

二、英文部分

- 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: 1182-1196.

- Aigner, D., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt, 1977, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.
- Allen, L. and A. Rai, 1996, "Operational Efficiency in Banking: An International Comparison", *Journal of Banking and Finance*, 20: 655-672.
- Almanidis, P., M. U. Karakaplan, and L. Kutlu, 2019, "A Dynamic Stochastic Frontier Model with Threshold Effects: U.S. Bank Size and Efficiency", *Journal of Productivity Analysis*, 52: 69-84.
- 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.
- Andrieș, A. M., 2011, "The Determinants of Bank Efficiency and Productivity Growth in the Central and Eastern European Banking Systems", *Eastern European Economics*, 49: 38-59.
- 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. and T. J. Coelli, 1995, "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, 20: 325-332.
- Berger, A. N., R. deYoung, H. Genay, and G. F. Udell, 2000, "Globalization of Financial Institutions: Evidence from Cross-border Banking Performance", Brookings-Wharton Papers on Financial Services 3.
- Berger, A. N., G. A. 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 L. J. Mester, 1997, "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions", *Journal of Banking and Finance*, 21: 895-947.
- Bonin, J. P., I. Hasan, and P. Wachtel, 2005, "Privatization Matters: Bank Efficiency in Transition Countries", *Journal of Banking and Finance*, 29: 2155-2178.
- Caudill, S. B., J. M. Ford, and D. M. Gropper, 1995, "Frontier Estimation and Firm-specific Inefficiency Measures in the Presence of Heteroskedasticity", *Journal of Business and*

- Economic Statistics*, 13: 105-111.
- Centorrino, S. and M. Pérez-Urdiales, 2022, “Maximum Likelihood Estimation of Stochastic Frontier Models with Endogeneity”, *Journal of Econometrics*, forthcoming.
- Cherubini, U., E. Luciano, and W. Vecchiato, 2004, *Copula Methods in Finance*, New York: John Wiley.
- De Loecker, J., P. K. Goldberg, A. K. Khandelwal, and N. Pavcnik, 2016, “Prices, Markups, and Trade Reform”, *Econometrica*, 84: 445-510.
- Eslava, M., J. Haltiwanger, A. Kugler, and M. Kugler, 2013, “Trade and Market Selection: Evidence from Manufacturing Plants in Colombia”, *Review of Economic Dynamics*, 16: 135-158.
- Färe, R. and S. Grosskopf, 2005, *New Directions: Efficiency and Productivity*, U.S.A.: Kluwer Academic Publishers.
- Färe, R., S. Grosskopf, D. W. Noh, and W. Weber, 2005, “Characteristics of a Polluting Technology: Theory and Practice”, *Journal of Econometrics*, 126: 469-492.
- Fethi, M. D. and F. Pasiouras, 2010, “Assessing Bank Efficiency and Performance with Operational Research and Artificial Intelligence Techniques: A Survey”, *European Journal of Operational Research*, 204: 189-198.
- 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.
- Gardener, E., P. Molyneux, and H. N. Linh, 2011, “Determinants of Efficiency in South East Asian Banking”, *The Service Industries Journal*, 31: 2693-2719.
- Goya, E., E. Vayá, and J. Suriñach, 2016, “Innovation Spillovers and Firm Performance: Micro Evidence from Spain (2004–2009)”, *Journal of Productivity Analysis*, 45: 1-22.
- Greene, W. H., 2005, “Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models”, *Journal of Productivity Analysis*, 23: 7-32.
- Griffiths, W. E. and G. Hajargasht, 2016, “Some Models for Stochastic Frontiers with Endogeneity”, *Journal of Econometrics*, 190: 341-348.
- Huang, T. H., 2000, “Estimating X-Efficiency in Taiwanese Banking Using a Translog

- Shadow Profit Function”, *Journal of Productivity Analysis*, 14: 225-245.
- Huang, T. H., K. C. Chen, C. H. Lin, and M. T. Chung, 2014a, “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, C. J., T. H. Huang, and N. H. Liu, 2014b, “A New Approach to Estimating the Metafrontier Production Function Based on a Stochastic Frontier Framework”, *Journal of Productivity Analysis*, 42: 241-254.
- Huang, C. J. and J. T. Liu, 1994, “Estimation of a Non-neutral Stochastic Frontier Production Function”, *Journal of Productivity Analysis*, 5: 171-180.
- Huang, T. H. and M. T. Chung, 2017, “Do Undesirables Matter on the Examination of Banking Efficiency Using Stochastic Directional Distance Functions”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 65: 194-211.
- Huang, T. H., C. I. Lin, and K. C. Chen, 2017, “Evaluating Efficiencies of Chinese Commercial Banks in the Context of Stochastic Multistage Technologies”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 41: 93-110.
- 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.
- Jiang, N. and A. Andrews, 2020, “Efficiency of New Zealand’s District Health Boards at Providing Hospital Services: A Stochastic Frontier Analysis”, *Journal of Productivity Analysis*, 53: 53-68.
- Jiang, N. and B. Sharp, 2015, “Technical Efficiency and Technological Gap of New Zealand Dairy Farms: a Stochastic Meta-frontier Model”, *Journal of Productivity Analysis*, 44: 39-49.
- Kasman, A. and C. Yildirim, 2006, “Cost and Profit Efficiencies in Transition Banking: the Case of New EU Members”, *Applied Economics*, 38:1079-1090.
- Karakaplan, M. U. and L. Kutlu, 2017, “Handling Endogeneity in Stochastic Frontier Analysis”, *Economics Bulletin*, 37: 889-901.
- Keller, W. and S. R. Yeaple, 2009, “Multinational Enterprises, International Trade, and

- Productivity Growth: Firm Level Evidence from the United States”, *Review of Economics and Statistics*, 91: 821-831.
- Kumbhakar, S. C., 1996a, “A Parametric Approach to Efficiency Measurement Using a Flexible Profit Function”, *Southern Economic Journal*, 63: 473-487.
- Kumbhakar, S. C., 1996b, “Efficiency Measurement with Multiple Outputs and Multiple Inputs”, *Journal of Productivity Analysis*, 7: 225-256.
- 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.
- Kumbhakar, S. C., S. Ghosh, and J. T. McGuckin, 1991, “A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in US Dairy Farms”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 9: 279-286.
- Kumbhakar, S. C. and H. J. Wang, 2006a, “Pitfalls in the Estimation of a Cost Function That Ignores allocative inefficiency: A Monte Carlo Analysis”, *Journal of Econometrics*, 134: 317-340.
- Kumbhakar, S. C. and H. J. Wang, 2006b, “Estimation of Technical and Allocative Inefficiency: A Primal System Approach”, *Journal of Econometrics*, 134: 419-440.
- Kutlu, L., 2010, “Battese–Coelli Estimator with Endogenous Regressors”, *Economics Letters*, 109: 79-81.
- Kutlu, L., K. C. Tran, and M. G. Tsionas, 2019, “A Time-varying True Individual Effects Model with Endogenous Regressors”, *Journal of Econometrics*, 211: 539-559.
- Lai, H. P. and C. J. Huang, 2013, “Maximum Likelihood Estimation of Seemingly Unrelated Stochastic Frontier Regressions”, *Journal of Productivity Analysis*, 40: 1-14.
- 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: 255-265.
- 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: 332-348.
- Levinsohn, J. and A. Petrin, 2003, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 70: 341-372.
- Lewbel, A., 1997, “Constructing Instruments for Regressions with Measurement Error When No Additional Instruments Are Available, with an Application to Patents and R&D”, *Econometrica*, 65: 1201-1213.
- 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.
- 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.
- Mansour, R. and C. E. Moussawi, 2020, “Efficiency, Technical Progress and Productivity of Arab Banks: A Non-parametric Approach”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 75: 191-208.
- Marschak, J. and W. H. Andrews, 1944, “Random Simultaneous Equations and the Theory of Production”, *Econometrica*, 12: 143-205.
- Meeusen, W. and J. Van Den Broeck, 1977, “Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error”, *International Economic Review*, 18: 435-444.
- Nikiel, E. M. and T. P. Opiela, 2002, “Customer Type and Bank Efficiency in Poland Implications for Emerging Market Banking”, *Contemporary Economic Policy*, 20: 255-271.
- Olley, S. and A. Pakes, 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64: 1263-1298.
- Sealey C. and J. Lindley, 1977, “Inputs, Outputs, and a Theory of Production and Cost at Depository Financial Institutions”, *Journal of Finance*, 32: 1251-1266.

- Simar, L. and P. W. Wilson, 2020, "Technical, Allocative and Overall Efficiency: Estimation and Inference", *European Journal of Operational Research*, 282: 1164-1176.
- Tran, K. C. and E. G. Tsionas, 2013, "GMM Estimation of Stochastic Frontier Models with Endogenous Regressors", *Economics Letters*, 118: 233-236.
- Tsay, W. J., C. J. Huang, T. T. Fu, and I. L. Ho, 2013, "A Simple Closed-form Approximation for the Cumulative Distribution Function of the Composite Error of Stochastic Frontier Models", *Journal of Productivity Analysis*, 39: 259-269.
- Tsekouras, K. D. and I. Daskalopoulou, 2006, "The Differential Efficiency Hypothesis Revisited in the Light of Multifaceted Productive Efficiency", *Journal of Productivity Analysis*, 28: 87-99.
- 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.
- Wang, H. J. and C. W. Ho, 2010, "Estimating Fixed-effect Panel Stochastic Frontier Models by Model Transformation", *Journal of Econometrics*, 157: 286-296.
- Wang, H. J. and P. 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.

Investigating Economic Efficiencies of Taiwan's Banking Industry with Endogenous Inputs and Environmental Variables

Tai-Hsin Huang^{*}, Yi-Chun Lin^{**}, Cheng-Jui Tseng^{***}, and
Ren-Wei Jeng^{****}

Abstract

In this study, we modified the model proposed by Amsler, Prokhorov, and Schmidt (2016, 2017) to consider endogenous inputs and environmental variables in directional input distance and cost functions. Compiling data from Taiwan's banking industry, spanning 2002-2019, we estimated technical, cost, and allocative (in)efficiency measures for sample banks. The maximum likelihood estimation was adopted to obtain the parameter estimates for the above two functions. Empirical results support that the distance function considers endogenous inputs and environmental variables and that the cost function involves endogenous environmental

* Professor, Department of Industrial Economics, Tamkang University. Email: thuang@nccu.edu.tw.

** Associate Professor, Department of Accounting, National Changhua University of Education. Corresponding Author. Email: ycshiller@cc.ncue.edu.tw.

*** Assistant Professor, Graduate School of Technology in Finance, CTBC Business School. Email: erictseng@ctbc.edu.tw.

**** Ph.D. Student, Department of Money and Banking, National Chengchi University. Email: 102352503@nccu.edu.tw.

variables. The average value of allocative inefficiency was higher than technical inefficiency, where foreign banks were the most allocatively efficient, followed by private and pan-public banks. The various inefficiency measures tended to deteriorate over time. Since economies of scale and scope prevail in the industry, we recommend that the sample banks expand their operating scale and diversify their financial products to lower the long-run average cost.

Keywords: Technical Efficiency, Allocative Efficiency, Endogenous Inputs, Endogenous Environmental Variables, Scale and Scope Economies

JEL Classification: C36, D24, G21

DOI: 10.53106/054696002023060113002

Received August 17, 2022; Revised October 6, 2022; Accepted January 31, 2023.