

台灣上市櫃證券商經營績效分析 — 一般化 Malmquist 生產力指數之應用

李文福、張佩茹*

摘要

本文採用多元投入多元產出距離函數與一階段隨機邊界法分析 2004 年至 2008 年台灣上市櫃證券商的經營管理效率，並利用 Diewert (1976) 二次式恆等輔理，將 Orea (2002) 的產出導向一般化 Malmquist 生產力指數改寫成投入導向模式，分析證券商總要素生產力變動 (total factor productivity change, TFPC) 之來源。實證結果顯示：(1) 整體上市櫃證券商季平均管理效率值為 0.8931；(2) 資產規模、股價指數、產品集中度是三項有利之經營環境因素，而營業據點數、金控制度、資本適足性是三項不利之環境因素；(3) TFP 的表現與總體經濟成長率變動關係密切，整體 TFP 微幅退步 (每季 -0.0016)，歸因於技術效率退步 (-0.0098)，規模效果成長 (0.0035)，和技術進步 (0.0047)；若不計金融海嘯大環境惡化的 2008 年，則 TFP 是有成長的；(4) 金控證券商是技術進步的引領者，但其管理效率不如獨立證券商。

關鍵詞：證券商、隨機邊界分析法、一般化 Malmquist 生產力指數、規模彈性

JEL 分類代號：D24, G21, L25

* 兩位作者分別為聯絡作者：李文福，開南大學行銷學系教授，33857 桃園縣蘆竹鄉開南路 1 號，電話：03-3412500 轉 5062，E-mail: wfli@mail.knu.edu.tw。張佩茹，台灣中油股份有限公司會計管理師，11010 台北市信義區松仁路 3 號 2006 室，電話：02-87258761，E-mail: 92205024@nccu.edu.tw。作者非常感謝匿名評審們寶貴的意見使本文增色不少，文中若有任何錯誤乃由作者負責。
投稿日期：民國 99 年 6 月 30 日；修訂日期：民國 99 年 9 月 29 日；
接受日期：民國 101 年 6 月 22 日。

1. 前言

台灣證券市場自 1962 年開市至今即將邁向 50 年，證券商的家數由當初不到 10 家，隨著台灣經濟的成長而迅速成長，至 1993 年總公司達 272 家，分公司 189 家，之後因石油危機、國內經濟景氣下滑，國內股市日漸低迷，為提升競爭力，政府推動證券商合併與營業讓與政策，證券商的家數因而迅速減少，至 2008 年總公司數量降為 132 家，但分公司數量卻高達 1,011 家。在這演變歷程，2001 年 6 月金融控股公司法正式實施，證券業興起另一股併購 (merger and acquisition, M&A) 風潮，證券商逐漸朝大型化、跨業間合併的方向發展，使得台灣證券商的家數持續減少，證券商之間的規模差異擴大，金控證券商與獨立證券商並存，經營管理方式也有所改變。同時政府推動經濟自由、國際化與開放市場政策，健全相關的法令規章，強化國外資源進入我國市場之意願，證券業整體外資持股比率也略有增加。總的來說，證券業市場經營環境出現了改變。經營環境 (operating environment) 的差異會影響廠商經營管理與績效，因此評估不同經營環境下的證券商管理效率，以及探討何種經濟因素驅動廠商經營績效變動，對於改善證券業之經營績效則顯得特別重要。目前我國證券市場已經進入白熱化競爭的局面，上市櫃證券商總公司家數雖然不多，但分公司於 2008 年將近 700 家，近年來其證券交易總金額之市佔率也一直高達六成，因此上市櫃證券商之經營績效也成為矚目之焦點。

證券產業是資本市場的中心，在現今的金融市場裡扮演著重要的角色 (Liu, 2008)。對一個自由經濟體系而言，證券市場的興衰已被普遍認為是整體經濟榮枯的指標，同時也是國家經濟發展的櫥窗，因為透過金融市場機制，不僅可以協助企業籌資，也可以提供投資人多元投資選擇，進而影響整體經濟成長與發展。是故，理論上整體證券業之經營績效應為產官學所關注，然而實際上卻出現了

相當的落差，特別是學術之研究。證券業與銀行雖然同為主要的金融中介機構，銀行績效問題之研究極為豐富，例如 Berger and Humphrey (1997) 即回顧了 130 篇 21 個國家銀行效率績效之研究，可是證券市場得到的關注卻不成比例。對證券業研究貧乏的原因，主要是政府管制者對證券業沒有像對銀行產業一般有系統地蒐集並公開各種相關證券業統計訊息。就台灣而言，情況亦是如此，探討證券業之經營績效之文獻十分貧乏，因此為填補此一缺口，本文擬以動態之觀點探索台灣證券業之經營績效。特別地，本文以生產效率 (production efficiency) 及總要素生產力 (total factor productivity, TFP) 這兩個具總結性 (summary) 的績效指標衡量台灣證券業 2004 年至 2008 年的經營績效，並探索其 Malmquist 生產力變動之經濟驅動因素 (economic drivers)，以及造成某些證券商經營效率不彰的可能原因，希望這些實證結果對證券業者提昇經營績效有所助益。

生產效率是指實際生產活動偏離完全效率生產邊界之程度，而總要素生產力變動 (total factor productivity change, TFPC) 是指總產出成長扣除總投入成長之後的餘數，它代表廠商利潤與社會福利之變動。理論上我們可以根據不同的目標或範疇，定義不同的生產效率概念，如技術效率、配置效率、經濟效率（成本、收益、利潤）或有限制情況之經濟效率，由於要獲得正確的投入與產出價格資料以評估配置效率並不容易 (Farrell, 1957)，¹ 而且諸多實證研究也指出技術無效率往往是一嚴重問題 (Berger et al., 1993; 黃台心, 1997; Wang et al., 2003)，因此本文強調技術效率問題。

在實際分析廠商經營績效時，近期研究大都採用邊界模型，邊界模型主要有兩種方法：無母數資料包絡分析 (data envelopment analysis, DEA)，以及母數隨機邊界法 (stochastic frontier approach, SFA)。兩方法各有其優缺點，都可應用於多產出與多投入之生產情

¹ 配置效率亦是生產效率重要議題，但 Farrell (1957) 對於能獲得正確價格資料持保守態度，因而作業研究或管理科學領域學者特別關注技術效率之衡量 (Charnes and Cooper, 1985)。

況，不過 DEA 之優點在於其不需預設生產函數、對資料數量要求較低、計算較容易，而 SFA 之主要優點在其考量了隨機干擾因素、可做統計推論與檢定。由於證券市場亦富隨機干擾因素，因此隨機邊界模型應是分析此市場廠商績效一個十分妥適的研究方法。

誠如前述，相對銀行業而言，探討證券業經營效率的實證文獻不論國內外都很貧乏，探討之內容僅觸及投入產出實質關係之純技術效率與規模效率者，如王國樑等 (1998)、Fang and Hu (2009) 以及 Hu and Fang (2010)。有擴及至與要素價格有關之配置效率與成本效率者，如 Goldberg et al. (1991)、王國樑與余威廷 (1995)、Fukuyama and Weber (1999)、Wang et al. (2003) 以及 Harimaya and Okuyama (2006)，探討成本效率也通常會探討規模經濟、範疇經濟之問題。在這些研究中，通常將證券業視為多產出活動之產業，因此產出變數多依經營業務種類（經紀、承銷、自營等）區分或做某種程度合併，但 Fang and Hu (2009) 的產出變數設定較為特別，認為證券商在追求市場份額，由於市場總份額為一，因此利用零和利益遊戲 (zero-sum gains, ZSG) DEA 評估台灣 2006 年 92 家經紀與自營證券商之效率，同時也衡量不同群組技術差距比率 (technology gap ratio)。此外，Hu and Fang (2010) 的產出變數除經紀業務市場份額外，另加入經紀業務收入，文中利用四階段 DEA 實證分析台灣 2002 年至 2005 年間 12 至 14 家資產最大的證券公司，並探討金控制度對證券商之技術效率與管理效率之影響。由此觀之，在證券商效率研究方法上，多以 DEA 方法進行經營效率評估，鮮少以 SFA 方法進行。

有關探討證券業生產力變動的文獻更少，即若有 (如 Fukuyama and Weber, 1999; Zhang et al., 2006)，也多是沿襲 Färe et al. (1994) 或 Ray and Desli (1997) 模式利用 DEA 方法將 Malmquist TFP 指數分解為技術變動、技術效率變動（含純技術、規模、擁擠效率變動）等因素。然而 DEA 方法未考慮隨機因素，因此本文將以 SFA 模式估計證券業者的生產力變動來源。

然而，以 SFA 模式探討生產力變動來源卻可能面臨一些問題。首先，由於固定規模報酬 (constant returns to scale, CRS) 隨機生產

邊界不一定包絡變動規模報酬 (variable returns to scale, VRS) 隨機生產邊界，因此規模效率之計算，若依循 DEA 處理模式將之定義為隨機 CRS 距離函數 (distance function) 與隨機 VRS 距離函數之比值，則規模效率值不一定會滿足上限為一之條件，而失其意義。為處理此問題，Balk (2001) 延伸 Ray (1998) 的結果推導出一個在 VRS translog 產出距離函數下的規模效率之衡量公式，將兩期規模效率相比較則可測得對 TFPC 之貢獻。但問題是，當生產技術是全域規模遞增、全域規模遞減、或是射線齊次 (ray-homogeneous) 時，Balk (2001) 方法所算得的規模效率並無上限，因此在實務應用上此方法有其限制。

隨後 Orea (2002) 在 VRS translog 產出距離函數下，利用 Diewert (1976) 的二次式恆等輔理 (quadratic identity lemma) 提出產出導向 (output oriented) 一般化 Malmquist 生產力指數，此方法不用先行計算規模效率，而可直接計算規模效果對 TFPC 之貢獻，解決 Balk (2001) 方法在實務應用上可能面臨的困難，同時此指數亦滿足生產力指數應具備的比例 (proportionality) 條件，因此，此指數是生產力評估上頗可信賴的方法。由於本文認為證券業產出受外在因素影響甚大，業者在投入之控制能力比產出控制能力為高，因此我們由投入面衡量廠商績效。為達此目的，我們遂仿照 Orea (2002) 作法，利用 Diewert (1976) 的二次式恆等輔理推導出投入導向 (input oriented) 一般化 Malmquist 生產力指數，以作為分析台灣上市櫃證券商生產力變動之實證架構。此指數除可探討效率變動、技術變動對生產力變動之影響，亦可探討多產出下規模彈性對生產力變動之影響。此外廠商將投入轉化成產出之能力也可能受到經營環境之影響，因此本文採用一階段隨機邊界模式 (Battese and Coelli, 1995) 將環境因素納入考量 (DeYoung and Nolle, 1996; Berger and Mester, 1997; Fried et al., 1999; Chen et al., 2007; Fang and Hu, 2009; Staub et al., 2010; Naceur et al., 2011)，以能客觀評估廠商管理效率 (managerial efficiency)，作為廠商提升有效管理技巧之參考。

證券商為金融營利單位，以資金、勞動、固定資產為生產投入，主要從事經紀、承銷、或自營證券業務，也辦理融資融券業務、買賣債券、及其他與營業有關業務，從中獲取收入與賺取利潤為目標。由於各項產出的生產技術不盡相同，因此本文採用多投入多產出的績效評估模型。綜合言之，本文主要有以下幾個特點。首先，在效率估計方法上，本文使用 SFA 方法。現有台灣證券業績文獻幾乎都採用 DEA，但證券市場充滿隨機特性（如衡量誤差常被視為不可避免之因素），使用 SFA 方法正可考慮隨機因素。其次，本文使用投入導向而不是產出導向評估績效。證券市場總產出幾乎由外在總體經濟條件決定，在一定期間，總交易量幾乎固定，廠商互動接近零和遊戲，另一方面證券商通常對投入的調整具有相當的掌控能力，因此從投入面評估績效應更具管理意涵。第三，本文使用一般化 Malmquist 生產力指數拆解生產力成長來源，配合 VRS translog 距離函數之設定，可探討效率變動、技術變動、規模彈性變動對生產力變動之影響。第四，本文使用一階段 SFA 法，考量短期不能變動之環境變數（如營業據點數、廠商規模、金控制度、外資參與、風險偏好、業務集中度、股市狀況）對效率之影響，獲得相當豐富的管理意涵，可作為廠商管理者或政府制訂管理策略或政策提升績效之參考。

本文其餘架構如下：第 2 節為理論模型，介紹隨機邊界分析法以及如何仿照 Orea (2002) 延伸導出投入導向之一般化 Malmquist 生產力指數；第 3 節說明 2004 年至 2008 年台灣上市櫃證券業季追蹤資料來源與變數處理；第 4 節為實證結果分析；最後為結論。

2. 理論模型

2.1 隨機邊界效率估計法

新古典學派完全效率的生產行為假設，可能因廠商管理上之疏失而變得與實際不符，現實上廠商也可能面臨諸多的不確定因素，

因此本文將使用隨機邊界分析法 (SFA) 評估廠商生產效率。SFA (Aigner et al., 1977; Meeusen and van Den Broeck, 1977) 係利用統計計量方法衡量生產邊界與生產效率，事先設定生產函數或距離函數的形式，以及兩個誤差項之分配：一為單邊分配之誤差項，說明無效率之分配，一為對稱分配的誤差項，說明測量誤差、運氣的好壞、函數設定誤差等等隨機因素之影響。

在多投入多產出情況下，Shephard (1970) 定義距離函數以衡量技術效率的高低程度。一般可就投入導向或產出導向估計距離函數，而其取捨，主要的考量在於廠商對於投入或產出，何者的權衡調整能力較高。證券業的產出受經濟景氣的影響極大，廠商想要透過不同的管理行銷方式來影響產出的幅度是有限的；同時成本極小化也是一般常用的廠商行為假設，故本文選擇與成本函數具有對偶關係的投入距離函數來進行效率的衡量。

假設決策單位 DMU_i (或廠商) 使用 N 種投入， $x = (x_1, \dots, x_N)$ ，生產 M 種產出， $y = (y_1, \dots, y_M)$ ，生產技術可表示為： $T = \{(x, y) | x \text{ 能生產出 } y\}$ 。假設生產技術具有強可拋性 (strong disposability)，² 投入距離函數定義為

$$D_I(y, x) = \max \left\{ \theta : \left(y, \frac{x}{\theta} \right) \in T \right\}, \quad (1)$$

$D_I(y, x)$ 為 x 的一階齊次式。³ 因此，投入距離函數為 Farrell (1957) 所定義之投入技術效率 (TE_I) 之倒數，即

$$TE_I = \min \{ \lambda : (y, \lambda \cdot x) \in T \} = [D_I(y, x)]^{-1}, \quad (2)$$

² 生產技術具投入與產出強可拋性條件：若 $(x, y) \in T$ ，當 $x' \geq x, y' \leq y$ ，則 $(x', y') \in T$ 。

³ 關於距離函數的其他特性，請參考 Kumbhakar and Lovell (2000) 及 Coelli et al. (2005)。

若 x 足以生產 y ，則 $1 \leq D_I(y, x) < \infty$ ， $0 < TE_I \leq 1$ 。當 $D_I(y, x) > 1$ ，即 $TE_I < 1$ ，表示技術無效率；當 $D_I(y, x) = 1$ ，即 $TE_I = 1$ ，表示完全技術效率。

由於本文分析之證券廠商資料為追蹤資料 (panel data)，因此在距離函數中加入時間變數 t ，以反映生產技術之變動。配合實證分析時使用 translog 距離函數，故本文設定指數型干擾項 (參閱 Kumbhakar and Lovell, 2000)，SFA 模型如下：

$$1 = D_I(y_{it}, x_{it}, t; \beta) \cdot \exp(v_{it} - u_{it}), \quad (3)$$

其中 i 指第 i 個 DMU， t 表時間； v_{it} 為常態分配； u_{it} 為技術無效率項，符合一非負數單邊分配； β 則為待估計係數。

(3) 式等號左邊為 1，並非傳統的估計模式，但基於投入距離函數為 x 的一階齊次式，本文遂利用投入 x_N 來改寫 (3) 式為一可估計之模式⁴

$$x_{Nit}^{-1} = D_I\left(y_{it}, \frac{x_{it}}{x_{Nit}}, t; \beta\right) \cdot \exp(v_{it} - u_{it}). \quad (4)$$

廠商將投入轉為產出之能力除受本身內部管理能力影響外，亦受非其能掌控之外在操作環境變數之影響 (Fried et al., 1999; Lovell, 2000)，因此欲探討廠商經營管理績效，需同時考量外在環境變數之作用，又為避免二階段估計法所產生之假設的矛盾問題，因此本文特別採用 Battese and Coelli (1995) 提出之一階段分析法。在此模式中，假設廠商可完全掌控其生產技術，故環境變數不會影響生產技術，但會直接影響產出因而影響生產效率，並假設外在環境變數

⁴ (3) 式可使用不同變數予以標準化並改寫，例如使用某一投入 x_k 或投入向量的模數 (norm)，使用前者之優點是所估的母數數量較少，但缺點是，標準化之投入不同，估計結果可能略有差異。使用後者之優缺點恰與前者相反。可參考 Hetemaki (1996)、Kumbhakar and Lovell (2000)、Fuentes et al. (2001) 以及王媛慧等 (2007)。

不會干擾特定投入要素之使用，兩者之間互相獨立。⁵ 設環境變數向量為 z_{it} ，因此本文設定技術無效率項為： $u_{it} = \delta_0 + \sum_{h=1}^L \delta_h z_{hit} + \varepsilon_{it}$ ，其中 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。此外，將 (4) 式之投入距離函數設定為 translog 函數形式，則可展開如下式

$$\begin{aligned}
 -\ln x_{Nit} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^M \beta_{1,j} \ln y_{jit} + \sum_{k=1}^{N-1} \beta_{2,k} \ln \left(\frac{x_{kit}}{x_{Nit}} \right) \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^M \sum_{q=1}^M \beta_{3,jq} \ln y_{jit} \ln y_{qit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{N-1} \sum_{p=1}^{N-1} \beta_{4,kp} \ln \left(\frac{x_{kit}}{x_{Nit}} \right) \ln \left(\frac{x_{pit}}{x_{Nit}} \right) \\
 & + \sum_{j=1}^M \sum_{k=1}^{N-1} \beta_{5,jk} \ln y_{jit} \ln \left(\frac{x_{kit}}{x_{Nit}} \right) \\
 & + \sum_{j=1}^M \beta_{6,j} \ln y_{jit} t + \sum_{k=1}^{N-1} \beta_{7,k} \ln \left(\frac{x_{kit}}{x_{Nit}} \right) t \\
 & + \beta_8 t + \frac{1}{2} \beta_9 t^2 + v_{it} - u_{it} \quad , \quad (5)
 \end{aligned}$$

其中 $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ ， $u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2)$ ， $\mu_{it} = \delta_0 + \sum_{h=1}^L \delta_h z_{hit}$ ， y_{jit} 為第 t 期第 i 廠商第 j 種產出變數， x_{kit} 為第 t 期第 i 廠商第 k 種投入變數， z_{hit} 為第 t 期第 i 廠商第 h 種環境變數。

上述模型可利用最大概似估計法 (maximum likelihood estimation, MLE) 估計 β 、 δ 、 σ_v^2 、 σ_u^2 等各項參數，⁶ 並可以利用條件期望值估計出個別 DMU 於各期之技術效率

⁵ 在此假設下建立之模型稱為中立性模型，無效率項 u_{it} 僅是環境變數 z_{it} 之函數， $u_{it} = g(z_{it})$ 。相對於此，若考慮外在環境因素對特定投入要素使用造成影響者，則稱非中立 (non-neutral) 模型， $u_{it} = g(z_{it}, x_{it})$ 。

⁶ 實證時，可將所有資料化成 (5) 式對應之格式，視其宛如一生產函數。本文利用 Frontier 4.1 軟體進行 (5) 式之估計。

$$TE_{it} = E[\exp(-u_{it}) | \varphi_{it}], \quad \varphi_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

估計距離函數的潛在問題是 (Kumbhakar and Lovell, 2000)，(5) 式等號右邊有投入作為解釋變數，因此可能並非外生變數而出現內生性或聯立方程式偏誤之問題。此曾為學者熱烈討論，部分學者建議用工具變數方法或聯立方程式方法來處理 (Alvarez, 2000; Sickles et al., 2002)。但 Coelli (2000) 特別指出如果工具變數運用處理不當（如工具變數與干擾項相關），估計式會出現更嚴重之偏誤與不一致性 (bias and inconsistency)。事實上，Coelli (2000) 進一步以 Marschak and Andrews (1944) 及 Hoch (1958) 原先之方式嚴謹證明，當距離函數為 Cobb-Douglas 或 translog 時，在成本極小化、收益極大化或預期利潤極大化行為下，標準化之估計式不會有內生性或聯立方程式偏誤之問題。成本極小化是一般可接受之廠商的行為假設，並配合證券業特性之考量，因此本文選擇估計投入距離函數，應不會有內生性或聯立方程式偏誤之困擾。

2.2 一般化 Malmquist 生產力指數

TFP 指數為兩期（或兩廠商）的 TFP 比值，即 TFP 成長率為總合實質產出成長率減總合實質投入成長率後之餘數 (residual)。在跨時或橫斷面生產力比較時，近期廣被使用的方法之一是 Färe et al. (1994) 所提的幾何平均型式的 Malmquist TFP 指數

$$M_I(x^s, y^s, x^t, y^t) = \left[\frac{D_I(x^s, y^s, s)}{D_I(x^t, y^t, s)} \times \frac{D_I(x^s, y^s, t)}{D_I(x^t, y^t, t)} \right]^{\frac{1}{2}}, \quad (7)$$

其中 (x^s, y^s) 和 (x^t, y^t) 為 s 期與 t 期之投入與產出向量，此指數為 Caves et al. (1982) 所定義的兩個 TFP 指數的幾何平均數，包含兩個單期投入距離函數，也包括兩個混合期投入距離函數。值得一提

的是，一個有意義的 TFP 指數應滿足比例條件。⁷ 因此，(7) 式的四個距離函數須在 CRS 下計算始能獲得有意義的 TFP 指數。申言之，即使技術為 VRS，也需以 CRS 為基準來計算 (7) 式。若以 VRS 計算 (7) 式，則因產出距離函數與投入距離函數並不互為倒數，計算所得之生產力指數將不滿足比例條件，也就無意義。

在 (7) 式，若 $M_I(\cdot) > 1$ ，表生產力呈現成長；反之，若 $M_I(\cdot) < 1$ ，表生產力呈現衰退。 $M_I(\cdot) = 1$ ，表生產力停滯不動。在時間歷程中，TFP 為何變動？一般而言，在時間歷程中，生產技術可能變動，⁸ 生產技術上可能出現浪費資源的無效率現象，投入可能偏離生產力最大之規模 (most productive scale size) 狀況，這些因素都將構成生產力的變動。因此，生產力變動可拆解為技術變動 (technical change, *TC*)、純技術效率變動 (pure technical efficiency change, *PTEC*)、規模效率變動 (scale efficiency change, *SEC*) (參見 Nishimizu and Page, 1982; Färe et al., 1994; Ray and Desli, 1997)。Ray and Desli (1997) 將 Malmquist TFP 指數分解為

$$M_I(x^s, y^s, x^t, y^t) = TC \times PTEC \times SEC, \quad (8)$$

$$TC = \left[\frac{D_{IV}(x^s, y^s, t)}{D_{IV}(x^s, y^s, s)} \times \frac{D_{IV}(x^t, y^t, t)}{D_{IV}(x^t, y^t, s)} \right]^{\frac{1}{2}}, \quad (9)$$

$$PTEC = \frac{D_{IV}(x^s, y^s, s)}{D_{IV}(x^t, y^t, t)}, \quad (10)$$

⁷ 若生產力指數為一函數 $G(x^s, y^s, x^t, y^t)$ ，則比例條件意指：

$$G(x^s, y^s, \alpha x^s, \beta y^s) = \beta / \alpha。$$

⁸ 技術進步較常見，技術退步較少見，但卻也可能發生，例如自然災害、戰爭、低技術勞工增加、某些要素短缺、組織變革不順等等勢必降低廠商以相同的投入去生產相同產出的能力。

$$SEC = \left[\frac{\frac{D_{IV}(x^t, y^t, s)}{D_{IC}(x^t, y^t, s)}}{\frac{D_{IV}(x^s, y^s, s)}{D_{IC}(x^s, y^s, s)}} \times \frac{\frac{D_{IV}(x^t, y^t, t)}{D_{IC}(x^t, y^t, t)}}{\frac{D_{IV}(x^s, y^s, t)}{D_{IC}(x^s, y^s, t)}} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (11)$$

上式中 D_{IC} 和 D_{IV} 係指 CRS 和 VRS 之距離函數。 SEC 之估計涉及多個 D_{IV} 與 D_{IC} 之比值，在無母數 DEA 方法下，除混合期 D_{IV} 可能出現無解之問題外，規模效率 (D_{IV}/D_{IC}) 之計算並無其他問題，因為無母數確定模型下， $D_{IC} \geq D_{IV}$ ，規模效率小於等於 1。然而在母數 SFA 方法，由於 CRS 的隨機距離函數不一定包絡 VRS 的隨機距離函數，故規模效率可能逾越上限 1。為解決此問題，Balk (2001) 延伸 Ray (1998) 單一產出的模型，導出多產出 VRS translog 產出距離函數下規模效率之衡量公式，將兩期規模效率相比較則可測得對 TFPC 之貢獻。然而此方法卻有一潛在問題，即當實際生產技術是全域遞增、全域遞減或固定規模報酬，或是射線齊次時，規模效率並無上限，因此 Balk (2001) 方法在實際應用上有可能出現困難。

隨後 Orea (2002) 提出考慮規模效果的一般化 Malmquist 生產力指數，與 Balk (2001) 一樣，生產技術是建基於 VRS translog 距離函數。由於 translog 距離函數可視為 $\ln x, \ln y, t$ 的二次式，因此 Orea (2002) 利用 Diewert (1976) 的二次式恆等輔理來處理 TFPC 的衡量，此方法不需要先行計算規模效率值，也沒有 Balk (2001) 計算方式中可能會出現規模效率值無上限的問題。因此，本文仿照 Orea (2002) 之處理，利用 Diewert (1976) 的二次式恆等輔理導出投入導向之生產力指數，來衡量台灣上市櫃證券商近年來的 TFP 變動。

假設多產出多投入的生產技術為一 VRS translog 投入距離函數型式，則 TFP 變動可以廣義的表示成下式 (Balk, 1998)

$$\begin{aligned} \ln M_t = & \frac{1}{2} \sum_{j=1}^M \left[\frac{-\partial \ln D_t(x^t, y^t, t)}{\partial \ln y_j} + \frac{-\partial \ln D_t(x^s, y^s, s)}{\partial \ln y_j} \right] \cdot \ln \left(\frac{y_j^t}{y_j^s} \right) \\ & - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \left[\frac{\partial \ln D_t(x^t, y^t, t)}{\partial \ln x_k} + \frac{\partial \ln D_t(x^s, y^s, s)}{\partial \ln x_k} \right] \cdot \ln \left(\frac{x_k^t}{x_k^s} \right), \quad (12) \end{aligned}$$

亦即 TFP 變動為加權平均之產出變動減去加權平均之投入變動，其中產出變動的權數為負的產出距離彈性，而投入變動的權數為投入距離彈性。⁹

接著我們利用二次式恆等輔理 (Diewert, 1976)，將投入距離函數兩期之間的變動關係表示成

$$\begin{aligned} & \ln D_t(x^t, y^t, t) - \ln D_t(x^s, y^s, s) \\ = & \frac{1}{2} \sum_{j=1}^M \left[\frac{\partial \ln D_t(x^t, y^t, t)}{\partial \ln y_j} + \frac{\partial \ln D_t(x^s, y^s, s)}{\partial \ln y_j} \right] \cdot \ln \left(\frac{y_j^t}{y_j^s} \right) \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \left[\frac{\partial \ln D_t(x^t, y^t, t)}{\partial \ln x_k} + \frac{\partial \ln D_t(x^s, y^s, s)}{\partial \ln x_k} \right] \cdot \ln \left(\frac{x_k^t}{x_k^s} \right) \\ & + \frac{1}{2} \left[\frac{\partial \ln D_t(x^t, y^t, t)}{\partial t} + \frac{\partial \ln D_t(x^s, y^s, s)}{\partial s} \right]. \quad (13) \end{aligned}$$

把 (13) 式代入 (12) 式， $\ln M_t$ 即可以被拆解成純技術效率變動與技術變動

$$\begin{aligned} \ln M_t = & - \left[\ln D_t(x^t, y^t, t) - \ln D_t(x^s, y^s, s) \right] \\ & + \frac{1}{2} \left[\frac{\partial \ln D_t(x^t, y^t, t)}{\partial t} + \frac{\partial \ln D_t(x^s, y^s, s)}{\partial s} \right], \quad (14) \end{aligned}$$

⁹ 在投入距離函數之下，產出距離彈性定義為 $\eta_j^t = \partial \ln D_t(x^t, y^t, t) / \partial \ln y_j$ ，理論上應為負值；而投入距離彈性則定義為 $\varepsilon_k^t = \partial \ln D_t(x^t, y^t, t) / \partial \ln x_k$ ，理論上應為正值。

其中第一項為 $-\left[\ln D_I(x^t, y^t, t) - \ln D_I(x^s, y^s, s)\right]$ ，用來表示純技術效率變動，大（小）於 0 表示純技術效率進步（退步）。而第二項 $(1/2)[\partial \ln D_I(x^t, y^t, t)/\partial t + \partial \ln D_I(x^s, y^s, s)/\partial s]$ ，用來表示技術變動，大（小）於 0 表示技術進步（退步）。

現在我們回到 (12) 式。學者們普遍對 TFP 指數有一個共識，即 TFP 指數必須滿足四項性質：¹⁰ 恆等性 (identity)、單調性 (monotonicity)、可分性 (separability) 以及比例性 (proportionality)。在 translog 函數下， M_I 服從前三項性質，但並不一定滿足比例性，除非 translog 距離函數為 CRS。因為要滿足比例性條件，(12) 式中不論是產出變動或是投入變動的權數總和（即產出或投入距離彈性總和）都應該要等於 1，而欲此成立，投入距離函數必須具有一階齊次於 x 以及負一階齊次於 y 之特性，亦即生產技術需為 CRS。然而一旦以 CRS 方式處理，當規模報酬顯著或是重要時，我們又將陷入無法探討規模報酬變動對生產力影響的困境。

為能探討規模報酬變動對生產力之影響，本文參酌 Orea (2002) 的作法，加總產出成長時所用之權數不是產出距離彈性，而是產出距離彈性份額。因此，我們設定下列 VRS 投入導向一般化 Malmquist 生產力指數

$$\ln G_I = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^M (e_j^t + e_j^s) \cdot \ln \left(\frac{y_j^t}{y_j^s} \right) - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N (\varepsilon_k^t + \varepsilon_k^s) \cdot \ln \left(\frac{x_k^t}{x_k^s} \right), \quad (15)$$

其中 $e_j^t = \left[\partial \ln D_I(x^t, y^t, t) / \partial \ln y_j \right] / \sum_{j=1}^M \left[\partial \ln D_I(x^t, y^t, t) / \partial \ln y_j \right]$ ， $\varepsilon_k^t = \partial \ln D_I(x^t, y^t, t) / \partial \ln x_k$ 。

此時 G_I 除滿足恆等性、單調性以及可分性條件，亦滿足比例性條件，因為不論距離函數是否為 CRS，產出變動或是投入變動的權

¹⁰ 恆等性是指如果投入和產出都沒有變動的話，TFP 指數為 1。單調性是指產出增加以及投入減少時，都可以明確地使 TFP 增加。可分性是指 TFP 指數中，計算產出與投入總變動時，總產出變動決定於產出水準，而總投入變動決定於投入水準，而此將與距離函數型態之分離性 (separability) 有關。

數總和都是 1，故 $\ln G_t$ 是一正確的 TFP 變動衡量指數。此外， $\ln G_t$ 亦可以再拆解成 $\ln M_t$ 以及規模效果 (SEC) 對 TFP 的貢獻

$$\ln G_t = \ln M_t - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^M \left\{ \left[-\sum_{j=1}^M \frac{\partial \ln D_t(x^t, y^t, t)}{\partial \ln y_j} - 1 \right] \cdot e_j^t + \left[-\sum_{j=1}^M \frac{\partial \ln D_t(x^s, y^s, s)}{\partial \ln y_j} - 1 \right] \cdot e_j^s \right\} \cdot \ln \left(\frac{y_j^t}{y_j^s} \right), \quad (16)$$

其中 $\ln M_t$ 可以在 VRS 下被拆解成如 (14) 式所示的純技術效率變動與技術變動，(16) 式等號右邊第二項為規模效果對 TFP 的貢獻。因此，規模效果決定於規模彈性大小與產量成長，¹¹ 如果 CRS 或產出無成長，則規模效果消失。若不是如此，則可測得規模變動對生產力變動之影響。例如：若兩期皆為遞增規模報酬，則產出成長會使生產力提升，若兩期皆為遞減規模報酬，則產出緊縮亦會使生產力提升。反之，生產力衰退。

最後，利用前節 translog 投入距離函數之估計結果 ((3) 式至 (5) 式)，則可由 (14) 式估計純技術效率變動 (PTEC) 與技術變動 (TC)，由 (16) 式右邊第二項可估得規模效果 (SEC)，將三者加總即為一般化總要素生產力變動 ($\ln G_t$)。

3. 資料來源與處理

3.1 資料來源

台灣證券商可分為證券經紀商、證券承銷商、證券自營商，以及經營兩種以上證券業務之綜合證券商。目前證券市場已經進入白

¹¹ 產出規模彈性 (Färe and Primont, 1995) 為 $\eta_j^t = - \left[\sum_{j=1}^M (\partial \ln D_t(x^t, y^t, t) / \partial \ln y_j) \right]^{-1}$ 。

熱化競爭的局面，各證券商提供的商品和服務同質性高，競爭優勢取決於是否能夠提供全方位的服務，因此證券業整體而言有邁向綜合證券商以及擴張規模的趨勢；上市櫃證券商總公司家數雖然不多，但分公司於 2008 年第 3 季達 696 家，規模（總、分公司家數和）較一般證券商大，且其近幾年證券總成交金額之市場佔有率均高達六成，加上財務資料較一般證券商公開而容易取得，故為本文研究的重心。

本文以台灣地區目前仍上市櫃之綜合證券商為研究對象，研究期間為 2004 年第 1 季至 2008 年第 3 季，資料來源主要為台灣經濟新報資料庫 (taiwan economic journal database) 之損益表及資產負債表，而營業據點數的資料來源為公開資訊觀測站 (market observation post system)、臺灣證券交易所 (taiwan stock exchange corporation) 以及真像王證券專業資料庫 (SFI on line) 整理計算而得。用來平減名目貨幣表示的投入產出為實質變數所需的消費者物價指數，則取自於阿利摩斯經濟統計資料庫 (AREMOS economic statistical databank)。

3.2 投入與產出變數

金融產業之投入產出不像製造業那麼容易衡量，而觀諸證券業績評估相關文獻，投入產出變數之選擇也不一致。例如：Fukuyama and Weber (1999) 考量 2 投入（勞工、實質資本）與 2 產出（經紀業務收入、承銷業務收入）；Wang et al. (2003) 包含 2 投入（勞工、樓地板面積）與 3 產出（經紀業務收入、自營業務收入、承銷業務收入）；Zhang et al. (2006) 則使用 3 投入（勞工報酬、資本費用、業主權益）與五產出（佣金、融資利得、投資收入、資產管理收入、總收入）；Fang and Hu (2009) 使用 3 投入（固定資產、金融資本、一般和管理費用）與 1 產出（經紀與自營業務交易量市場份額）；Hu and Fang (2010) 設定 2 投入（分行數、佣金折扣）和 2 產出（經紀業務交易市場份額、經紀業務收入）模型。

由上述文獻看來，除少數研究外，大都採用多產出之設定。證

券商為金融中介營利單位，因此本文根據 Berger et al. (1993) 的中介法 (intermediation approach)，認為證券商基本上以勞動、固定資產、借入資金為投入，從事經紀、承銷、或自營證券業務，也辦理融資融券業務、買賣債券、及其他與營業有關業務（認購或認售權證發行、選擇權交易…等等），以獲取收入與賺取利潤為目標。然而這些營業活動生產技術不盡相同，對於生產技術特性（如產出彈性）探討與效率生產力評估宜以多投入多產出模型為之，但為顧及 SFA 估計時的自由度，因此有些產出合併歸類，最後本文設定 3 投入與 4 產出之生產模型。3 項投入變數為：員工人數、固定資產淨額、其他營業成本；4 項產出變數包括：經紀業務收入、承銷與自營業務收入、營業利息收入、其他營業收入。茲將 3 投入與 4 產出變數的定義說明如下：

3.2.1 投入項

- (1) 員工人數 (x_1)：季末員工人數。
- (2) 固定資產淨額 (x_2)：固定資產總額減累積折舊，為該季期初和期末之平均值。
- (3) 其他營業成本 (x_3)：損益表中的費用合計扣除勞動成本、折舊費用以及營業外支出。

3.2.2 產出項

- (1) 經紀業務收入 (y_1)：證券經紀部門接受客戶委託買賣有價證券及辦理融券業務所收取之經紀手續費收入。
- (2) 承銷與自營業務收入 (y_2)：證券商承銷證券取得之收入以及為自己本身利益而自行買賣有價證券取得之收入。¹²
- (3) 營業利息收入 (y_3)：證券商辦理融資融券業務、買賣債券及其他與營業有關之利息收入。

¹² 上市櫃綜合證券商有經紀、承銷與自營證券業務，通常以經紀業務為主。但為顧及 SFA 估計 translog 函數時有更充足的自由度，經紀業務收入單獨列為一產出，但承銷業務收入與自營業務收入合併為一產出。

- (4)其他營業收入 (y_4)：由於各家營業重點不同，故將非屬於傳統經紀、承銷、自營業務收入及營業利息收入之其他重要營業收入加總於此項作為一項產出，如認購（售）權證發行利益、選擇權交易利益、借券回補利益、股務代理收入、股利收入等。

3.3 環境變數

環境條件會影響廠商將投入轉化為產出之能力，因此證券商效率評估有趣的地方是探討哪些環境因素會影響效率，進而獲得管理者可資參考的管理效率。環境因素係指外部因素或短期廠商管理者無法控制之內部外生性因素（廠商特性），本文參考金融產業實證文獻（Gardner and Grace, 1993; DeYoung and Nolle, 1996; Berger and Mester, 1997; Berger et al., 2000; Chen et al., 2007; Fang and Hu, 2009; Staub et al., 2010; Tecles and Tabak, 2010; Naceur et al., 2011），共選取 7 個環境變數：營業據點數、規模、組織型態／公司治理（金控或獨立體系）、外資參與、業務集中度、資本適足性（風險）、股價指數。茲進一步說明各變數與無效率之預期關係。¹³

- (1)營業據點數 (z_1)：係證券商總公司和分公司之總和。擴張營業據點可以擴大客源，增加收益，但擴張營業據點也勢必增加營運、管理成本，服務品質也可能不易維持，當股市不景氣時，營業據點短期不易異動，營業據點多會增加營運管理之複雜與困難。因此，營業據點數與經營績效之間先驗上並無一定關係（Chen et al., 2007; Fang and Hu, 2009），是一檢驗性 (testable) 假說。
- (2)對數資產總額 (z_2)：廠商規模大小為長期策略之考量，以資產總額作為規模大小之代理變數，係資產負債表中季末資產總額之對數值。有學者認為有較多的資產應可以支援各項業

¹³ Berger and Mester (1997) 傾向使用相關性而不用因果關係來論述環境變數與效率之關聯，因有些解釋變數可能只是部分外生或者有內生性的疑慮。

務的開辦而具有較強的規模競爭優勢，因此效率增加 (Berger et al., 1993; Drake et al., 2006)。但是若沒有適當的管理機制，則規模將會造成大而無當，出現協調問題而浪費資源，無效率增加 (Gardner and Grace, 1993; Kwan, 2006)。因此，規模與效率之關係是一檢驗性假說。

- (3) 是否加入金控體系 (z_3)：是否加入金控體系作為經營管理模式區分，1(0) 代表已 (未) 加入金控體系。理論上，金控公司可以因為同時結合旗下子公司如銀行、保險、票券、證券的各項資源，提供跨業、整合性以及便利的服務，而有競爭上之優勢。但另一方面，企業併購可能出於自願也可能是限於法令被迫成立 (Chong et al., 2006; Hu and Fang, 2010)，若是後者，則併購可能干擾行為誘因，併購不但未能發揮綜效，反而損害股東累積異常報酬 (cumulated abnormal return)，影響績效。
- (4) 業務 (產品) 集中度 (z_4)：係以賀芬德－賀曲面指數 (Herfindahl-Hirschman index, HHI) 來衡量產出集中度或業務專業化程度，HHI 的算法是個別業務收入佔總營業收入的比例之平方的加總。過去研究，許多作者支持產品多樣化可降低成本，範疇經濟可提昇效率 (Panzar and Willig, 1977; Grace and Timme, 1992)。但亦研究認為透過學習曲線，生產集中化可降低生產成本，改善生產效率 (王國樑等, 1998; Staub et al., 2010)。因此，業務集中度與經營績效關係仍是一檢驗性假說。
- (5) 對數股價指數 (z_5)：為臺灣證券交易所發行量加權股價指數之對數值。本文依臺灣證券交易所網站之方式，以算數平均計算季加權股價指數，即將該季每日股價指數加總除以該季交易天數。社經條件影響金融中介機構的績效 (Naceur et al., 2011)，而股市與總體經濟息息相關，故本文認為股價指數可視為總體經濟的代理變數，對證券商而言是影響績效的外生

變數。經紀業務收入為綜合證券商之最大宗收入，而該項收入與股市好壞有密切關聯，在股市蓬勃時，廠商可以充分利用產能，提高經營效率，應是一項有利的環境變數。

(6) 資本適足性 ($z6$)：係以股本佔總資產比率衡量，顯示資本化深度 (capitalization)，代表企業對風險之偏好，為個別廠商的特性。此變數係考量管理者的目標可能不只是報酬，亦可能包含風險 (Hughes et al., 1996; Mester, 1996)，因此若未考慮風險因素，則績效評估會產生偏誤。近期文獻中，有研究者根據道德危險理論 (moral hazard theory) (Isik and Hassan, 2003; Tecles and Tabak, 2010; Naceur et al., 2011)，認為當資本化程度高，表示業主面臨的風險大，業主對管理者的監督或要求提高，管理者會更小心謹慎，因此會有較佳的管理，利潤效率高 (Tecles and Tabak, 2010)。但資本化程度高，由於有較高之資本作後盾，破產風險低，管理者是否可能因代理問題 (agency problem) 產生道德危機而疏於管理？似乎值得觀察。另一方面，從理論而言，利潤函數、成本函數、生產函數是不同的最適化行為，因此環境變數與利潤效率、成本效率或與技術效率之關係可能不同 (Berger and Mester, 1997)。所以，資本化程度高，利潤效率高，但成本效率、技術效率不一定高。例如：Staub et al. (2010) 發現巴西銀行業 2000 年至 2007 年間，資本適足性與配置效率呈現顯著負關係，與技術效率亦是負關係但不顯著。因此，很值得本文去驗證資本適足性與台灣證券業技術效率的關係。

(7) 外資持股比率 ($z7$)：係以外資持股比率衡量外資參與度。¹⁴ 企業引進外資一般認為可能會使企業有機會接觸較佳之生產與管理技術，也較有機會在國際市場借貸，享有低成本優勢，因此效率高 (Berger et al., 2000; Dimelis and Louri, 2002;

¹⁴ 通常當廠商之外資持股比率超過 50% 時，定義為外國廠商 (foreign-owned firm)，否則稱為本國廠商 (domestic firm)。

Fang and Hu, 2009), 此稱為全球優勢假說 (global advantage hypothesis)。然而有外資參與之企業，相較於無外資之本國企業而言，其監督管理距離增加，管制與監督環境亦有差別，因此會形成組織上的劣勢或不經濟，因此效率低 (DeYoung and Nolle, 1996; Berger et al., 2000; Sensarma, 2006; Staub et al., 2010)，此稱為主場（家園）優勢假說 (home field advantage hypothesis)。因此，文獻的結論是兩面並存。再者，外資或許需達一定門檻始見其效果。因此，台灣證券業引進外資參與對效率之影響究竟為何？則有待驗證。

3.4 資料處理與基本統計量

目前台灣地區上市櫃之綜合證商家數不多，為能有足夠之自由度並提高距離函數母數估計式的有效性，故本文選用季資料以增加自由度。由於本文所選取之大部分投入產出為金額變數，會受到每年物價波動的影響，故需將之以消費者物價指數平減，以平減後之實質變數用於模型分析，方能較為客觀衡量各證券商之技術效率與生產力變動情形。本文消費者物價指數以 2004 年第 1 季為基期。

由於在原始資料中，營業利息收入以及其他營業收入皆有負值出現之情形，但本文所採用之模型必須將資料進行自然對數處理，倘若資料出現負值則無法計算，因此將資料中有負值出現的觀察值刪除，其中大慶證券因為資料中部分變數負值過多，所以將其從樣本中刪除。此外，元大證券因為於 2007 年第 3 季進行大規模合併，資料落差過大而出現離群值影響估計結果，亦將其從樣本中刪除，¹⁵其餘上市櫃綜合證券商為研究樣本，共計 16 家 285 筆觀察值。16 家樣本證券商雖皆為綜合券商，然而承銷與自營業務收入 (y2) 部分季資料為 0。由於 translog 函數的變數值必須大於 0，倘

¹⁵ 元大證券於 2007 年第 3 季完成併購，投入產出資料出現巨大變動，例如 2007 年勞動由第 2 季的 1,500 人驟增至第 3 季的 4,500 人，第 4 季為 4,700 人，2008 年各季皆為 4,500 人。

資料為 0，變通之道為取一很小值取代之，本文則採 Gilligan et al. (1984) 處理方式，以 0.001 取代 0。¹⁶

16 家樣本廠商中，6 家隸屬金控體系，10 家為獨立公司，兩群組觀察值之投入、產出與環境變數之基本統計量分別列於表 1.A 與表 1.B。從表中可看出不論從產出、投入或資產總額來說，證券商規模差異不小。就群組比較，金控證券商的平均規模大於獨立證券商，具體而言，四項產出平均值的比率介於 1.1464 至 1.5563，三項投入平均值比率介於 1.1358 至 1.4719，平均資產總額比率為 1.5678。金控證券商平均資本適足性略低於獨立證券商。金控證券商無外資，獨立證券商外資持股比率平均值為 8.89%，比率不高，有些季甚至無外資；不過在經濟自由、國際化與開放市場政策下，10 家獨立證券商中有 8 家外資持股比率明顯增加。

表 1.A 金控子證券商各項變數之基本統計量

變數	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
經紀業務收入 (y1)	111	588,133.8	267,594.2	204,348.1	1,596,417.0
承銷與自營業務收入 (y2)	111	245,382.2	255,182.9	5,670.3	1,247,359.0
營業利息收入 (y3)	111	307,249.1	81,761.5	138,499.2	526,316.5
其他營業收入 (y4)	111	465,904.2	425,200.0	5,536.8	2,649,166.0
員工人數 (x1)	111	1,784	393	1,055	2,416
固定資產淨額 (x2)	111	2,238,697.0	451,608.5	1,422,105.0	2,990,258.0
其他營業成本 (x3)	111	780,151.2	625,226.1	178,001.7	5,064,476.0
營業據點數 (z1)	111	49	12	23	69
對數資產總額 (z2)	111	17.6324	0.3777	16.5038	18.2241
是否加入金控體系 (z3)	111	1	0	1	1
業務集中度 (z4)	111	0.3373	0.0574	0.2555	0.5567
對數股價指數 (z5)	111	8.8396	0.1454	8.6376	9.1112
資本適足性 (z6)	111	0.2582	0.0643	0.1384	0.4106
外資持股比例 (z7)	111	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

資料來源：本研究整理。

註：收入、固定資產淨額、其他營業成本以及資產總額數字已以物價指數平減，而單位皆為仟元。

¹⁶ 文獻另有多種處理方法，如 Kim (1986) 以樣本平均數的 10% 取代替 0，Mester (1987) 以樣本極小值的 10% 取代 0，Mester (1993, 1996) 以樣本極小值取代 0。哪種方法最佳，並無定論。

表 1.B 獨立證券公司各項變數之基本統計量

變數	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
經紀業務收入 (y1)	174	377,905.8	260,262.6	14,767.3	1,311,958.0
承銷與自營業務收入 (y2)	174	154,624.5	199,633.6	0.0	1,312,127.0
營業利息收入 (y3)	174	230,864.3	157,943.8	563.0	552,445.9
其他營業收入 (y4)	174	406,417.3	481,390.0	468.8	3,061,930.0
員工人數 (x1)	174	1,212	624	109	2,025
固定資產淨額 (x2)	174	1,971,102.0	1,264,884.0	211,163.4	4,296,733.0
其他營業成本 (x3)	174	638,102.6	622,200.7	31,811.1	3,892,736.0
營業據點數 (z1)	174	30	15	2	50
對數資產總額 (z2)	174	17.1827	0.8963	15.3911	18.3281
是否加入金控體系 (z3)	174	0	0	0	0
業務集中度 (z4)	174	0.3422	0.0691	0.2536	0.6091
對數股價指數 (z5)	174	8.8441	0.1440	8.6376	9.1112
資本適足性 (z6)	174	0.2791	0.0787	0.1826	0.8175
外資持股比例 (z7)	174	0.0889	0.1140	0.0000	0.5078

資料來源：本研究整理。

註：同表 1.A。

4. 實證結果分析

4.1 投入距離函數與無效率影響因子

本文應用 Frontier 4.1 軟體估計 translog 投入距離函數，各參數之估計結果整理於表 2。由於 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ ， $0 \leq \gamma \leq 1$ ，因此，若 $\gamma = 0$ ，表示技術無效率項不存在，所有偏離邊界的部分均來自於無法控制的隨機干擾；若 $\gamma = 1$ ，表示所有偏離邊界的部分係由於廠商無效率所致。表 2 顯示 $\hat{\gamma} = 0.9778$ ，顯著異於 0，表示無效率現象存在，但 $\hat{\gamma}$ 也顯著異於 1，表示隨機因素亦存在。另從概似比檢定 (likelihood ratio test) 來看， $LR = 30.59 > \chi_{1-2\alpha}^2(9) = \chi_{0.99}^2(9) = 21.66$ ，因此在 $\alpha = 0.5\%$ ，拒絕了虛無假設 $H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = 0$ ，顯示無效率效果存在。因此，本文樣本資料不宜採用傳統平均距離函數（完全效率）估計，也不宜利用確定性母數法估計，而 SFA 應屬適宜的分析法。

接著我們探討技術無效率之影響因素。從表 2 可以得知：營業據點數、加入金控體系以及資本適足性皆與無效率呈現顯著正相關，而資產總額、股價指數以及產品（業務）集中度則與無效率呈現顯著負相關，至於外資持股比率之迴歸係數為正，但不具顯著性。茲進一步說明其意義並探討其管理意涵如下。

表 2 Translog 投入距離函數參數估計結果

解釋變數	參數	參數估計值	t 值
<i>Constant</i>	β_0	23.1204	8.4989***
$\ln y_{1it}$	$\beta_{1,1}$	2.2630	2.9422***
$\ln y_{2it}$	$\beta_{1,2}$	-0.2830	-2.3562**
$\ln y_{3it}$	$\beta_{1,3}$	-6.2133	-7.3593***
$\ln y_{4it}$	$\beta_{1,4}$	-0.2226	-0.9468
$\ln(x_{1it} / x_{3it})$	$\beta_{2,1}$	1.0489	1.3614
$\ln(x_{2it} / x_{3it})$	$\beta_{2,2}$	-0.1506	-0.2266
$0.5 \cdot \ln y_{1it} \cdot \ln y_{1it}$	$\beta_{3,11}$	-0.2303	-2.7971***
$\ln y_{1it} \cdot \ln y_{2it}$	$\beta_{3,12}$	0.0272	2.2191**
$\ln y_{1it} \cdot \ln y_{3it}$	$\beta_{3,13}$	0.3128	6.0728***
$\ln y_{1it} \cdot \ln y_{4it}$	$\beta_{3,14}$	0.0200	0.9300
$0.5 \cdot \ln y_{2it} \cdot \ln y_{2it}$	$\beta_{3,22}$	0.0035	2.3787**
$\ln y_{2it} \cdot \ln y_{3it}$	$\beta_{3,23}$	-0.0306	-2.6938***
$\ln y_{2it} \cdot \ln y_{4it}$	$\beta_{3,24}$	0.0045	0.6309
$0.5 \cdot \ln y_{3it} \cdot \ln y_{3it}$	$\beta_{3,33}$	-0.1215	-5.3830***
$\ln y_{3it} \cdot \ln y_{4it}$	$\beta_{3,34}$	-0.0400	-2.5770**
$0.5 \cdot \ln y_{4it} \cdot \ln y_{4it}$	$\beta_{4,44}$	-0.0033	-0.3014
$0.5 \cdot \ln(x_{1it} / x_{3it}) \cdot \ln(x_{1it} / x_{3it})$	$\beta_{4,11}$	-0.0696	-0.5212
$\ln(x_{1it} / x_{3it}) \cdot \ln(x_{2it} / x_{3it})$	$\beta_{4,12}$	0.0369	0.3194
$0.5 \cdot \ln(x_{2it} / x_{3it}) \cdot \ln(x_{2it} / x_{3it})$	$\beta_{4,22}$	0.0080	0.0715
$\ln y_{1it} \cdot \ln(x_{1it} / x_{3it})$	$\beta_{5,11}$	0.5159	7.3792***

表 2 Translog 投入距離函數參數估計結果 (續前頁)

解釋變數	參數	參數估計值	t 值
$\ln y_{1it} \cdot \ln(x_{2it} / x_{3it})$	$\beta_{5,12}$	-0.4920	-7.0444***
$\ln y_{2it} \cdot \ln(x_{1it} / x_{3it})$	$\beta_{5,21}$	-0.0237	-1.8590*
$\ln y_{2it} \cdot \ln(x_{2it} / x_{3it})$	$\beta_{5,22}$	0.0422	3.4552***
$\ln y_{3it} \cdot \ln(x_{1it} / x_{3it})$	$\beta_{5,31}$	-0.5464	-7.3865***
$\ln y_{3it} \cdot \ln(x_{2it} / x_{3it})$	$\beta_{5,32}$	0.4646	8.5264***
$\ln y_{4it} \cdot \ln(x_{1it} / x_{3it})$	$\beta_{5,41}$	-0.0465	-1.2508
$\ln y_{4it} \cdot \ln(x_{2it} / x_{3it})$	$\beta_{5,42}$	0.0623	2.2335**
$\ln y_{1it} \cdot t$	$\beta_{6,1}$	-0.0139	-3.8826***
$\ln y_{2it} \cdot t$	$\beta_{6,2}$	0.0042	4.4391***
$\ln y_{3it} \cdot t$	$\beta_{6,3}$	0.0135	4.0873***
$\ln y_{4it} \cdot t$	$\beta_{6,4}$	0.0059	2.4301**
$\ln(x_{1it} / x_{3it}) \cdot t$	$\beta_{7,1}$	0.0150	2.7676***
$\ln(x_{2it} / x_{3it}) \cdot t$	$\beta_{7,2}$	-0.0100	-1.9222*
t	β_8	-0.0121	-0.2476
$0.5 \cdot t^2$	β_9	0.0012	1.5201
Constant	δ_0	31.0808	3.8214***
營業據點數 (z1)	δ_1	0.0192	2.8458***
對數資產總額 (z2)	δ_2	-0.5340	-2.3379**
是否加入金控體系 (z3)	δ_3	0.6258	2.3703**
業務集中度 (z4)	δ_4	-3.9613	-3.3006***
對數股價指數 (z5)	δ_5	-2.7357	-5.2314***
資本適足性 (z6)	δ_6	2.7999	2.7702***
外資持股比率 (z7)	δ_7	0.6040	0.4363
	$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$	0.2446	2,617.7994***
	$\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$	0.9778	241.7811***
對數概似函數 (log likelihood function)		200.5356	
單邊誤差概似比檢定 (LR test of the one-sided error)		30.5909	

資料來源：本研究整理。

註：***、** 與 * 分別表示達 1%、5% 與 10% 顯著水準。

實證結果顯示：(1) 營業據點數 ($z1$) 的迴歸係數為正且達到 1% 的顯著水準，表示營業據點數是一不利的經營環境，營業據點增加明顯降低技術效率，隱含擴張營業據點未發揮其正面功效。因此，證券公司應審慎考慮營業據點數是否適當，裁併多餘之營業據點，使營業據點增加客源的邊際收益與增加管理的邊際成本取得平衡，以提升經營效率。(2) 對數資產總額 ($z2$) 的迴歸係數為負且達到 5% 的顯著水準，表示資產增加會提升技術效率，大廠商有較高之效率。台灣證券業規模差異不小，因此小規模之證券商可考慮擴大規模之策略。(3) 是否為金控體系虛擬變數 ($z3$) 之迴歸係數為正且達到 5% 的顯著水準，表示金控制度是一不利的經營環境。此結果或許與一般預期不符。推究金控制度是不利的經營環境之原因，可能是因台灣金控公司之成立主要是配合政府政策，併購並非出於自願，因此干擾了經濟誘因，使得併購綜效未能如預期般地展現。此結果隱含政府主管機關或廠商應謹慎檢討金控法或企業管理上有那些因素妨礙或限制了整併綜效之發揮。如：金控法相關規定是有否與時俱進？企業集團之資訊、人力、設備之整合是否落實？(4) 產品（業務）集中度 ($z4$) 的迴歸係數為負且達到 1% 的顯著水準，表示業務集中可透過學習曲線效果，減少錯誤，降低生產成本，改善生產效率，因此業者應尋求其業務利基市場 (niche market)，進而創造屬自己的核心競爭力。(5) 對數股價指數 ($z5$) 的迴歸係數為負且達到 1% 的顯著水準，表示總體經濟是一有利的經營環境，股市或總體經濟繁榮時，各種資源利用率較高，證券商可達到較高效率。(6) 資本適足性 ($z6$) 的迴歸係數為正且達到 1% 的顯著水準，表示（股本/總資產）比率增加，管理者管理疏失也變大，技術效率低。此結果似與『道德危險理論假說』不符，雖然『道德危險理論假說』主要是論資本適足性與利潤效率之關係而不是與技術效率之關係，但實證結果仍值得關注。因為資本適足性與技術無效率之所以呈現顯著正關係，是否有可能係因有較高之資本化作後盾，破產風險低，管理者因此產生道德危險而疏於管理，這個猜測 (conjecture) 值得我們進一步觀察判斷。但不論如何，這個估計結果隱含經營管

理者應強化對風險之認識與風險管理，以改善資源使用效率。(7) 外資持股比率 ($z7$) 之迴歸係數為正，表示外資比率高，技術效率低，但關係不顯著。¹⁷ 因此，台灣綜合證券商市場是否拒絕「全球優勢假說」或支持「主場優勢假說」，需未來進一步觀察。本文樣本中，金控證券商皆無外資，而獨立證券商在經濟自由化與國際化潮流下，逐漸引進外資，但除寶來與凱基證券商外，其他獨立證券商之外資比率皆低，有些是近期才引進外資，或許因此無法影響公司管理，才顯不出外資參與對於管理效率之影響效果。¹⁸ 外資參與可增加企業接觸先進生產技術或管理技巧之機會，然而外資來源有多管道（如僑外金融機構、法人、信託基金、個人），效益可能不同，因此引進外資時，廠商亦應謹慎評估外資來源。

4.2 證券商經營效率

本文係採用季資料 2004 年第 1 季至 2008 年第 3 季（2004 年 Q1-2008 年 Q3）來估計技術效率值，由於季與季之間的變動資料過多不利於比較分析，故本研究將效率值整理成為年的季平均變動值，¹⁹ 再按年的方式將季效率值與排名結果列於表 3。

從表 3 可以發現，整體受評綜合證券商的季平均效率值為 0.8931，顯示受評證券商在投入資源的運用效率上仍存在 10.69% 改善空間。這個效率估計值略低於 Hu and Fang (2010) 的 DEA 年效率估計值（2002 年至 2005 年 12 至 14 家綜合證券商）。觀察期間，效率值起伏變化，若對照加權股價指數與總體經濟表現變化，發現它們有著顯著的關聯性。根據臺灣證券交易所網站資料，2003

¹⁷ 本文嘗試刪除外資持股比率 ($z7$)，重新估計 SFA 模型，經檢定，兩模型並無顯著差異。此外，金控證券商皆無外資，所以本文也嘗試刪除原 SFA 模型的金控虛擬變數 ($z3$)，重新估計，經檢定，兩模型也無顯著差異，惟外資持股比率 ($z7$) 之估計係數變為負，但不顯著。

¹⁸ 本文 16 家證券商之外資持股比率以寶來證券最高，觀察期間持股比率介於 30.23% 至 50.78%，其餘廠商皆低於 35%，有些甚至為 0，直至後期才有零星外資，因此 16 家廠商皆為本國廠商。

¹⁹ 本文資料為季資料，因此表中數值為季效率值，季效率值無法用於推估年效率值，年效率值需利用年資料推估。

表 3 季平均技術效率值與排名

證券商	2004 年 Q1-Q4	排名	2005 年 Q1-Q4	排名	2006 年 Q1-Q4	排名
寶來	0.9280	6	0.8910	5	0.9340	6
統一	0.9671	1	0.9528	1	0.9552	3
元富	0.9528	3	0.9158	4	0.9590	2
大眾	0.9139	8	0.6788	16	0.9013	10
永豐金*	0.8940	11	0.7547	13	0.8501	14
大華*	0.9563	2	0.9359	3	0.9547	4
群益	0.8648	13	0.8121	10	0.9018	9
富邦*	0.9127	9	0.8044	11	0.9223	7
凱基	0.8579	14	0.8476	7	0.9413	5
華南永昌*	0.9032	10	0.7487	14	0.8428	15
台証*	0.7849	16	0.7345	15	0.8224	16
金鼎	0.8477	15	0.7679	12	0.9194	8
日盛*	0.8777	12	0.8194	9	0.8979	11
宏遠	0.9301	5	0.9383	2	0.8879	12
康和	0.9510	4	0.8398	8	0.9594	1
大展	0.9156	7	0.8509	6	0.8783	13
全體證券商	0.9036		0.8308		0.9080	
金控證券商*	0.8881		0.7996		0.8817	
獨立證券商	0.9129		0.8495		0.9238	
證券商	2007 年 Q1-Q4	排名	2008 年 Q1-Q3	排名	2004 年 Q1 -2008 年 Q3	排名
寶來	0.9500	10	0.9029	6	0.9212	5
統一	0.9697	1	0.9298	3	0.9549	1
元富	0.9594	4	0.9202	5	0.9414	2
大眾	0.9533	6	0.7944	16	0.8483	14
永豐金*	0.8856	16	0.8403	14	0.8449	15
大華*	0.9549	5	0.8766	8	0.9357	3
群益	0.9618	2	0.8099	15	0.8701	11
富邦*	0.9513	7	0.8784	7	0.8938	8
凱基	0.9507	8	0.8422	13	0.8879	10
華南永昌*	0.9481	11	0.8431	12	0.8572	13
台証*	0.9129	15	0.8642	10	0.8238	16
金鼎	0.9426	12	0.8601	11	0.8675	12
日盛*	0.9503	9	0.9211	4	0.8933	9
宏遠	0.9308	14	0.8714	9	0.9117	6
康和	0.9603	3	0.9661	1	0.9353	4
大展	0.9373	13	0.9313	2	0.9027	7
全體證券商	0.9449		0.8782		0.8931	
金控證券商*	0.9338		0.8706		0.8748	
獨立證券商	0.9516		0.8828		0.9041	

資料來源：本研究整理。

註：* 表示金控證券商。

年至 2008 年之年平均加權股價指數依序為：5161、6033、6092、6842、8509、7024，其上升下降變化與效率值變化趨勢大致相同：加權股價指數顯著上漲時，效率值上升；加權股價指數顯著下跌時，效率值下降。2004 年加權股價指數上漲 16.89%，效率值為 0.9036；2006 年加權股價指數上漲 12.31%，效率值為 0.9080；2007 年加權股價指數上漲 24.36%，效率值為 0.9449，是觀察期間效率值最高時期。反觀效率值下降時期，2008 年受金融海嘯影響，加權股價指數下跌 17.45%，效率值下降為 0.8782；2005 年加權股價雖有上漲，但漲幅不到 1%，GDP 成長率卻比 2004 年低 1.5%，²⁰而效率值大幅下降為 0.8308。因此，估計結果顯示效率水準與短期股價水準或總體經濟表現有所關聯，與前述無效率因素之分析結論相吻合。

此外，從表 3 可知金控集團證券商之平均效率年年低於獨立（非金控）證券商，觀察期間，整體金控證券商平均效率為 0.8748，獨立證券商效率為 0.9041，顯示金控體系證券商較不具效率，此結果與前述無效率因素之分析結論一致。兩組群效率差異最大出現於 2005 年，效率最低之時期。就個別廠商言，觀察期間平均效率，前三名分別為：統一、元富、大華。

4.3 證券商之生產力變動與變動來源

依 (16) 式計算出台灣上市櫃證券商於樣本期間（2004 年第 1 季至 2008 年第 3 季）之純技術效率變動、技術變動與規模效果，並加總得 TFP 變動，由於季與季之間的變動資料過多不利於比較分析，故本研究將各項績效指標整理出年的季平均變動值，分別列於表 4 至表 7，各指標數據大於 0 表示進步，小於 0 則表示退步。²¹我們先分析驅動 TFP 變動的三因素，再分析 TFP 的變動。

²⁰ 依行政院主計總處國民所得統計資料，台灣 2003 年至 2008 年之經濟成長率依序為：3.67%、6.19%、4.70%、5.44%、5.98%、0.73%。

²¹ 表中富邦 2007 年第 4 季至 2008 年第 3 季，宏遠 2004 年第 1 季至 2004 年第 4 季、第 2004 年第 4 季至 2005 年第 4 季之相關績效指標沒有估計值，是因 y_3 與 y_4 是負數被刪除，故無數據。

表 4 純粹技術效率變動

證券商／時間	2004年	2004年Q4	2005年Q4	2006年Q4	2007年Q4	2004年Q1
	Q1-Q4	-2005年Q4	-2006年Q4	-2007年Q4	-2008年Q3	-2008年Q3
寶來	0.0053	-0.0163	0.0210	0.0133	-0.0914	-0.0104
統一	-0.0316	-0.0343	0.0226	0.0298	-0.1044	-0.0186
元富	0.0196	-0.0311	0.0441	0.0063	-0.0750	-0.0087
大眾	-0.0945	-0.0852	0.1249	-0.0320	-0.3201	-0.0686
永豐金*	-0.0754	-0.0394	0.0525	0.0039	-0.0759	-0.0214
大華*	0.0211	-0.0265	0.0002	-0.0008	-0.1013	-0.0194
群益	-0.0480	0.0106	0.0219	0.0108	-0.1472	-0.0074
富邦*	-0.0014	-0.0409	0.0480	0.0438	—	0.0111
凱基	-0.0140	0.0456	-0.0206	0.0208	-0.0284	0.0051
華南永昌*	-0.0436	-0.0425	0.0248	0.0571	-0.1096	-0.0052
台証*	0.0334	-0.0249	0.0454	0.0037	-0.0504	0.0025
金鼎	-0.0136	0.0094	0.0248	0.0252	-0.1283	-0.0104
日盛*	0.0207	-0.0247	0.0266	0.0351	-0.0464	0.0039
宏遠	—	—	0.0014	-0.0263	-0.0762	-0.0298
康和	-0.0704	-0.0135	0.0566	0.0000	0.0232	0.0019
大展	-0.1386	0.0704	-0.0810	0.1762	0.0234	0.0081
全體證券商	-0.0230	-0.0177	0.0255	0.0230	-0.0889	-0.0098
金控證券商*	-0.0075	-0.0332	0.0329	0.0230	-0.0717	-0.0053
獨立證券商	-0.0346	-0.0071	0.0210	0.0230	-0.0978	-0.0127
金控與獨立差異	0.0270	-0.0261	0.0119	0.0000	0.0262	0.0074

資料來源：本研究整理。

註：1. * 表示金控證券商。

2. “—”是因原始資料中，該觀察點之營業利息收入以及其他營業收入有負值出現，無法配合實證模型取自然對數，因此將該觀察點刪除。參見 p. 85 說明。

首先就純技術效率變動來看，由表 5 可看到樣本期間，平均而言，整體證券商效率是微幅退步的（每季 -0.98%），其中變動呈現進步的證券商有 6 家，富邦、大展進步最多，退步的有 10 家，大眾、宏遠退步最多。對全體證券商平均而言，效率進步最大發生在 2006 年 (2.55%)，2007 年次之 (2.30%)，是加權股價指數與 GDP 皆有大幅成長時期。效率退步出現於 2004 年、2005 年與 2008 年，效率變動幅度也與股市、GDP 變動趨勢有所關聯。2004 年為樣本起始年，GDP

成長率於第 3 季開始大幅減緩，²² 平均起來效率衰退 (-2.30%)；2005 年加權股價指數雖有所成長但成長相當有限 (0.97%)，且經濟成長率直到第 3 季才明顯增加，平均起來效率仍呈現衰退 (-1.77%)；2008 年效率退步幅度最大 (-8.89%)，此時期加權股價指數大幅下降，與全球金融海嘯不無關係，第 3 季 GDP 也開始呈現負成長，整年經濟成長率僅 0.73%。

表 5 技術變動

證券商／時間	2004 年 Q1-Q4	2004 年 Q4 -2005 年 Q4	2005 年 Q4 -2006 年 Q4	2006 年 Q4 -2007 年 Q4	2007 年 Q4 -2008 年 Q3	2004 年 Q1 -2008 年 Q3
寶來	0.0019	0.0086	0.0122	0.0197	0.0194	0.0126
統一	-0.0040	0.0084	0.0117	0.0190	0.0141	0.0104
元富	0.0034	0.0134	0.0132	0.0189	0.0228	0.0143
大眾	-0.0236	-0.0142	0.0062	0.0089	0.0013	-0.0024
永豐金*	0.0002	0.0072	0.0097	0.0193	0.0128	0.0102
大華*	0.0028	0.0101	0.0174	0.0221	0.0123	0.0135
群益	-0.0061	0.0025	0.0060	0.0054	0.0163	0.0034
富邦*	0.0043	0.0101	0.0146	0.0213	—	0.0125
凱基	-0.0035	0.0024	0.0106	0.0160	0.0172	0.0065
華南永昌*	-0.0064	0.0002	0.0024	0.0040	0.0002	0.0005
台証*	0.0070	0.0128	0.0115	0.0156	0.0119	0.0120
金鼎	-0.0025	0.0013	0.0060	0.0207	0.0178	0.0088
日盛*	-0.0007	0.0113	0.0119	0.0177	0.0136	0.0112
宏遠	—	—	-0.0678	-0.0336	-0.0249	-0.0437
康和	-0.0196	-0.0131	-0.0022	0.0103	-0.0085	-0.0078
大展	-0.0172	-0.0157	-0.0052	0.0062	-0.0241	-0.0035
全體證券商	-0.0030	0.0033	0.0035	0.0118	0.0069	0.0047
金控證券商*	0.0012	0.0086	0.0113	0.0165	0.0117	0.0101
獨立證券商	-0.0062	-0.0003	-0.0013	0.0084	0.0045	0.0011
金控與獨立差異	0.0074	0.0089	0.0126	0.0080	0.0072	0.0090

資料來源：本研究整理。

註：1. 同表 4。

2. 同表 4。

²² 2004 年各季經濟成長率為 6.05%、9.67%、6.67%、2.91%；2005 年各季經濟成長率為 2.71%、4.01%、4.48%、6.98%。

其次就技術變動來看，由表 5 可看到樣本期間，除 2004 年外，整體證券商技術年年微幅成長，平均而言，樣本期間技術的季成長率為 0.47%，其中技術進步的證券商有 12 家，退步的則有 4 家。再就廠商特性來看，6 家金控證券商屬中大型廠商，皆呈現技術進步；中大型獨立證券商（如元富、寶來、統一），技術進步顯著，但員工不足 1,000 人之小型獨立證券商（宏遠、康和、大展、大眾），技術則比較容易出現退步現象，這是一個有趣也符合一般預期之結果。因為通常大廠商被預期較有能力從事研發活動，創新能力較強，是技術的引領者。另就時間歷程而言，整體金控體系證券商，技術皆呈現進步現象，在樣本期間後期，獨立證券商整體技術也呈現進步現象。獨立證券商之間技術變動有些差異，為何有差異？除研發因素外，我們認為可能與外資有關。經計算，在觀察期間，各獨立證券商的平均技術進步率與平均外資持股比率的相關係數為 0.4717，屬中度正相關。因此，雖然 SFA 模型無效率影響因素分析顯示外資比率與技術效率並無顯著關係，但外資卻可能影響技術進步，展現其正面功能。

2004 年大部分廠商出現技術衰退，是比較令人覺得意外的結果。推究技術衰退原因，可能是 2004 年為樣本期間初期，離證券市場併購風潮不遠，不論市場結構、組織體系或外在環境都不穩定，這些擾動因素可能造成在這一時期裡廠商經營管理決策困難，降低廠商以相同的投入去生產相同產出的能力，生產邊界內移，因此證券業之生產技術呈現微幅衰退現象。

接著就規模效果而言，由表 6 可看到樣本期間，平均而言，整體證券商規模效果略有進步 (0.35%)，其中規模效果呈現進步的證券商有 13 家，富邦最為顯著，退步的有 3 家，大華最為嚴重。由於 translog 函數為一伸縮性函數，各樣本點之產出彈性可以不同，在樣本期間，廠商平均彈性介於 0.8353 至 1.9648 之間。根據理論推導，若為遞增規模報酬，則產出成長（下降）會使生產力提升（下降），規模效果為正（負）；若為遞減規模報酬，則產出減少（增加）亦會使生產力提升（下降），規模效果為正（負）。由表中

表 6 規模效果

證券商/時間	2004 年 Q1-Q4	2004 年 Q4 -2005 年 Q4	2005 年 Q4 -2006 年 Q4	2006 年 Q4 -2007 年 Q4	2007 年 Q4 -2008 年 Q3	2004 年 Q1 -2008 年 Q3
寶來	-0.0274	-0.0122	0.0253	0.0735	-0.0620	0.0043
統一	-0.0128	-0.0037	0.0198	0.0649	-0.0610	0.0057
元富	-0.0119	-0.0039	0.0465	0.0748	-0.0475	0.0106
大眾	0.0137	0.0008	-0.0205	0.0016	-0.0007	-0.0046
永豐金*	-0.0158	-0.0219	0.0260	0.0626	-0.0725	0.0001
大華*	-0.0241	-0.0023	0.0334	0.0099	-0.0687	-0.0064
群益	-0.0289	0.0100	0.0186	0.0647	-0.2346	0.0032
富邦*	0.0169	-0.0196	0.0276	0.0712	—	0.0212
凱基	-0.0205	0.0074	0.0039	0.0244	-0.0409	-0.0006
華南永昌*	-0.0205	-0.0085	0.0134	0.0467	-0.1376	0.0004
台証*	0.0141	-0.0094	0.0202	0.0298	-0.0458	0.0037
金鼎	0.0039	0.0066	0.0206	0.0371	-0.0662	0.0039
日盛*	0.0206	-0.0105	0.0195	0.0662	-0.0760	0.0075
宏遠	—	—	0.0084	0.0007	-0.0019	0.0028
康和	-0.0051	-0.0002	0.0086	0.0103	-0.0011	0.0022
大展	0.0190	-0.0040	0.0181	-0.0246	0.0131	0.0032
全體證券商	-0.0067	-0.0048	0.0176	0.0411	-0.0499	0.0035
金控證券商*	-0.0015	-0.0120	0.0233	0.0467	-0.0713	0.0039
獨立證券商	-0.0107	0.0002	0.0141	0.0371	-0.0388	0.0033
金控與獨立差異	0.0092	-0.0123	0.0092	0.0096	-0.0325	0.0005

資料來源：本研究整理。

註：1. 同表 4。

2. 同表 4。

可看出，2006 年與 2007 年，股市繁榮期間，個別廠商規模效果幾都為正，整體分別成長 1.76%與 4.11%；股市低迷期，規模效果多數為負，2008 年規模效果衰退最為嚴重，達 -4.99%。

最後探討總要素生產力 (TFP) 之變動，TFP 之變動係技術效率、規模效果與技術變動三項經濟驅動因素之淨結果。由表 7 中可看到樣本期間，平均而言，整體 TFP 是退步的 (每季-0.16%)，其中呈現進步的證券商有 8 家，富邦、日盛、台證較為突出；退步的亦有 8 家，大眾、宏遠、大華較為嚴重。若就時間歷程而言，2006 年與 2007 年股市繁榮期，金控體系與獨立證券商的 TFP 皆呈現顯著成長，整體分別成長 4.67%與 7.59%。然而，2008 年受全球金融

表 7 TFP 變動

證券商／時間	2004 年	2004 年 Q4	2005 年 Q4	2006 年 Q4	2007 年 Q4	2004 年 Q1
	Q1-Q4	-2005 年 Q4	-2006 年 Q4	-2007 年 Q4	-2008 年 Q3	-2008 年 Q3
寶來	-0.0202	-0.0199	0.0585	0.1065	-0.1341	0.0065
統一	-0.0484	-0.0296	0.0541	0.1137	-0.1513	-0.0026
元富	0.0112	-0.0217	0.1038	0.1000	-0.0997	0.0162
大眾	-0.1045	-0.0986	0.1105	-0.0214	-0.3195	-0.0756
永豐金*	-0.0910	-0.0541	0.0883	0.0858	-0.1356	-0.0111
大華*	-0.0001	-0.0187	0.0510	0.0312	-0.1577	-0.0122
群益	-0.0829	0.0231	0.0465	0.0809	-0.3655	-0.0008
富邦*	0.0199	-0.0505	0.0902	0.1363	—	0.0448
凱基	-0.0380	0.0555	-0.0061	0.0611	-0.0521	0.0110
華南永昌*	-0.0705	-0.0508	0.0406	0.1079	-0.2470	-0.0042
台証*	0.0545	-0.0216	0.0772	0.0491	-0.0843	0.0183
金鼎	-0.0121	0.0172	0.0515	0.0829	-0.1767	0.0022
日盛*	0.0405	-0.0239	0.0580	0.1190	-0.1088	0.0226
宏遠	—	—	-0.0580	-0.0592	-0.1030	-0.0707
康和	-0.0951	-0.0268	0.0630	0.0207	0.0136	-0.0036
大展	-0.1368	0.0507	-0.0681	0.1577	0.0125	0.0079
全體證券商	-0.0327	-0.0191	0.0467	0.0759	-0.1319	-0.0016
金控證券商*	-0.0078	-0.0366	0.0675	0.0861	-0.1312	0.0086
獨立證券商	-0.0515	-0.0072	0.0338	0.0685	-0.1322	-0.0083
金控與獨立差異	0.0437	-0.0294	0.0337	0.0176	0.0009	0.0169

資料來源：本研究整理。

註：1. 同表 4。

2. 同表 4。

海嘯衝擊，股市嚴重下挫，也導致金控體系與獨立證券商的 TFP 皆呈現顯著衰退 (-13.12%、-13.22%)，整體廠商 TFP 衰退達-13.19%。2008 年是總體經濟大環境惡化的一年，若撇開 2008 年，則 TFP 是有成長的。

證券業平均 TFP 衰退或許令人感到意外，其實 TFP 衰退現象也一樣出現在台灣的銀行產業裡。例如，惠譽國際信評公司 (Fitch Ratings) 對台灣銀行業的評等自 2004 年起，連續四年為較差的 D 級，李文福與范雅鈞 (2010) 發現台灣銀行業在 1997 年至 2005 年與 2004 年至 2008 年間，上市櫃銀行的 TFP 是退步的居多，且整體

TFP 是衰退的。因此，台灣金融產業 TFP 下降或許是過去一段時間的普遍現象，其原因或與這段期間金融改革頻繁，企業組織調整不順暢，大環境不理想有關。

TFP 之變動係技術效率、規模效果與技術進步三個經濟驅動因素之淨結果。在研究樣本期間，何者主導證券業 TFP 之變動？由圖 1 可看出，代表效率變動和規模效果之折線在樣本期間均呈現先上升後下降的趨勢，技術逐年進步（除 2004 年外），技術變動之折線略呈上升，而 TFP 變動之折線呈現先上升後下降的走勢。因此，從時間歷程來看，TFP 增減趨勢與效率變動和規模效果的走勢相若，表示效率變動和規模效果左右了 TFP 之變動。

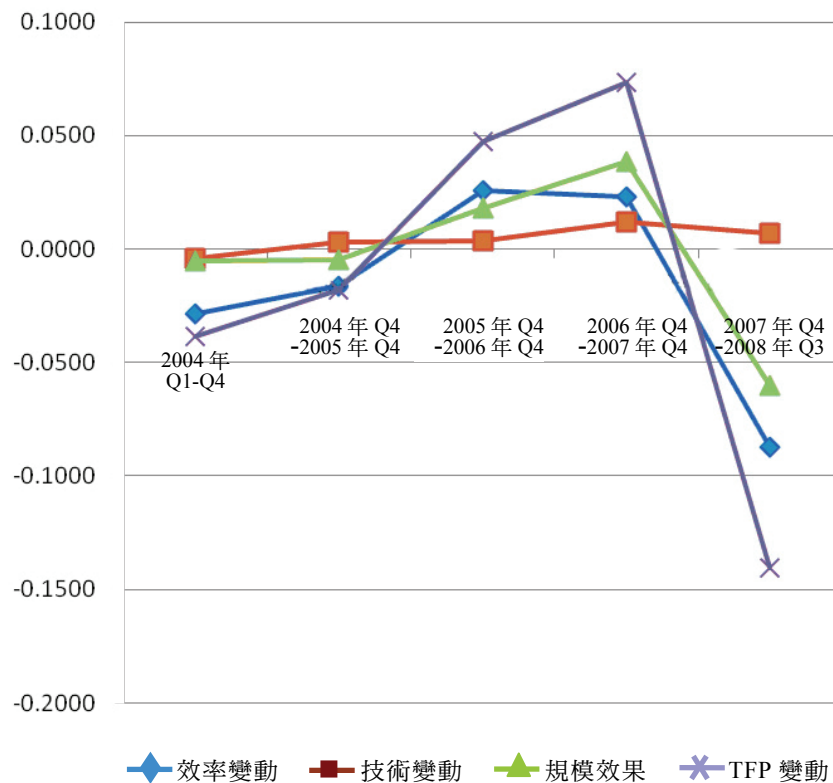


圖 1 TFP 變動與其組成份之趨勢圖

最後，從表 4 至表 7 最後一列數據可看出，於 2004 年至 2008 年觀察期間，整體而言，金控旗下證券商與獨立證券商的效率皆略有衰退，但獨立證券商較嚴重；金控旗下證券商的技術成長顯著，優於獨立證券商；兩體系的規模效果表現差異不大，但金控旗下證券商較佳。因此，綜合起來，金控證券商之 TFPC 大於獨立證券商 (1.69%)。

5. 結論

證券產業是資本市場的中心，在現今金融市場裡扮演著重要角色。在金融控股公司法實施後，台灣證券業市場出現併購風潮，證券商之間的規模差異擴大，市場結構與經營環境出現重大改變。經營環境的差異會影響生產績效，因此評估不同經營環境下的證券商管理效率以及探討何種因素驅動廠商要素生產力變動，對於改善證券業之經營績效則顯得特別重要。

目前我國上市櫃證券商證券交易總額之市佔率高達六成，其經營績效也成為矚目之焦點。因此，本文利用 2004 年至 2008 年上市櫃綜合證券商的投入產出季資料，採用一階段隨機邊界分析法 (Battese and Coelli, 1995)，建立一多投入多產出之投入距離函數來評估管理效率，並仿照 Orea (2002) 導出投入導向的一般化 Malmquist 生產力指數來分析生產力變動與變動來源。本文實證結果具有相當豐富的管理意涵，可作為廠商或政府擬訂管理策略或政策提升績效之參考。

本文有幾個頗具意義且有趣的發現。首先，SFA 模型實證結果顯示台灣綜合證券業確實存在著技術無效率現象與隨機因素。獨立證券商效率高於金控集團券商，整體受評證券商季平均效率值為 0.8931，隱含存在著可節省 10.69% 要素使用的空間。其次，在影響技術效率之環境因素分析中，本文發現資產規模、股價指數、產

品集中度是三項有利的環境因素，而營業據點數、金控制度、資本適足性是三項不利之環境因素，而外資參與效果不顯著。

無效率影響因素的實證結果提供了一些提升效率的管理策略與政策的重要意涵。舉其要者，例如 (1) 證券商應謹慎思考是否需裁併多餘的分支機構問題，務使營業據點增加客源的邊際收益與增加管理的邊際成本取得平衡。(2) 小廠商可考量擴大規模以進一步獲取分工專業化利益。(3) 目前我國金控公司係配合政府政策而非出於自願成立有關，強迫性併購會干擾經濟誘因，以致無法發揮併購之綜效。因此，金融管制當局應檢討金控法是否有妨礙或限制金控子公司競爭力的問題，而企業集團則應加強與落實資訊、人力、設備之整合，減少資源浪費。(4) 綜合證券商宜強化其具有市場利基的產品。(5) 資本適足性是不利環境因素。因此，管理者是否出現道德危險值得關注，而管理者應強化對風險之認識與風險管理機制。(6) 外資參與的影響效率效果不顯著，「全球優勢假說」需進一步觀察判斷。但外資卻可能影響技術進步，外資有多種來源，效益可能不同，因此，廠商應謹慎評估外資來源，始能有益於效率提昇與技術進步，享受外資的潛在好處。

在 TFP 變動及其驅動因素方面，本文發現技術效率變動相對較大，整體而言效率是退步的（每季 -0.0098），但技術呈現微幅進步（每季 0.0047），規模效果亦略有成長（每季 0.0035），兩者稍微抵銷效率負成長之力道，最後整體 TFP 呈現微幅退步（每季 -0.0016），但若不計金融海嘯大環境惡化的 2008 年，則 TFP 是有成長的。綜合言之，TFPC 的表現與總體經濟成長率變動關係密切。金控集團證券商是技術進步的引領者，為其優點，但其技術效率不如獨立證券商。因此，對金控證券商而言，如何減少投入的浪費，增加產出與投入比率，「追趕」提升管理效率可能是當務之急。至於提昇效率之作為，則如：加強職工教育、訓練計畫、資訊平台整合，凝聚工作熱誠，減少工作錯誤。另一方面，由於證券產業之生產技術僅微幅進步，長期而言，技術進步乃是提升生產力根本之道，因此證券業

需設法增加 R&D 活動、慎選外資參與對象，活絡接觸吸收先進技術之機會，「創新」提昇最佳實務技術水準是證券商長期必要的努力方向。

本文重點在技術管理效率的評估，技術效率僅是經濟效率（配置效率、成本效率、收益效率、利潤效率）的一個環節，它們之間本質上相關但不相同。在黑盒子裡，環境變數與技術無效率的正負關係不一定成立於與經濟無效率的關係中 (Berger and Mester, 1997)。因此，本文所列舉之環境變數對我國證券商經濟效率之影響可為未來的研究方向。

參考文獻

- 王國樑、余威廷 Wang, Kuo-Liang and Wei-Ting Yu (1995), 「台灣證券業規模與多樣化經濟之探討」“Economies of Scale and Scope in the Taiwan Securities Industry”, 證券市場發展季刊 *Review of Securities and Futures Markets*, 7:3, 125-144。 (in Chinese)
- 王國樑、翁志強、張美玲 Wang, Kuo-Liang, Chih-Chang Weng and Mei-Lin Chang (1998), 「台灣綜合證券商技術效率探討」“A Study of Technical Efficiencies of Integrated Securities Firms in Taiwan”, 證券市場發展季刊 *Review of Securities and Futures Markets*, 10:2, 93-116。 (in Chinese)
- 王媛慧、李文福、翁竹君 Wang, Yuan-Huei, Wen-Fu Lee and Chu-Chun Wong (2007), 「台灣國際觀光旅館業生產力與效率分析：隨機邊界距離函數之應用」“Productivity and Efficiency Analysis of International Tourist Hotels in Taiwan: An Application of the Stochastic Frontier Approach”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 35:1, 55-86。 (in Chinese with English abstract)
- 公開資訊觀測站 Market Observation Post System (2010), <http://mops.twse.com.tw/index.htm>。 (in Chinese)
- 台灣經濟新報資料庫 Taiwan Economic Journal Database (2010), <http://www.tej.com.tw/twsite>。 (in Chinese)
- 李文福、范雅鈞 Lee, Wen-Fu and Ya-Jyun Fan (2010), 「台灣銀行業經營績效分析：Luenberger 生產力指標法之應用」“Evaluating the Performance of the Taiwanese Banking Industry: An Application of Luenberger Productivity Indicator”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 38:4, 593-627。 (in Chinese with English abstract)
- 阿利摩斯經濟統計資料庫 AREMOS Economic Statistical Databanks (2010), <http://www.tedc.org.tw/tedc/>。 (in Chinese)
- 真像王證券專業資料庫 SFI On Line (2012), <http://online.sfib.org.tw/Home/inx.aspx>。 (in Chinese)

- 黃台心 Huang, Tai-Hsin (1997), 「台灣地區本國銀行成本效率之實證研究--隨機邊界模型之應用」 “An Empirical Study on Cost Efficiency of Domestic Banking in Taiwan -- An Application of the Stochastic Frontier Model”, *人文及社會科學集刊 Journal of Social Sciences and Philosophy*, 9:1, 85-123。 (in Chinese with English abstract)
- 臺灣證券交易所 Taiwan Stock Exchange Corporation (2010), <http://www.twse.com.tw/ch/index.php>。 (in Chinese)
- Aigner, D. J., C. A. Knox Lovell and P. Schmidt (1977), “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models,” *Journal of Econometrics*, 6:1, 21-37.
- Alvarez, A. R. (2000), “Measuring Allocative Efficiency in a Bureaucracy: The Spanish Public Hospitals Sector,” Presented at The North American Productivity Workshop, Union College, Schenectady, NY.
- Balk, B. M. (1998), *Industrial Price, Quantity, and Productivity Indices: The Micro-Economic Theory and an Application*, Boston: Kluwer Academic.
- Balk, B. M. (2001), “Scale Efficiency and Productivity Change,” *Journal of Productivity Analysis*, 15:3, 159-183.
- 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*, 20:2, 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, 23-120.
- Berger, A. N., D. Hancock and D. B. Humphrey (1993), “Bank Efficiency Derived from the Profit Function,” *Journal of Banking & Finance*, 17:2-3, 317-347.
- Berger, A. N. and D. B. Humphrey (1997), “Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research,” *European Journal of Operational Research*, 98:2, 175-212.

- Berger, A. N. and L. J. Mester (1997), "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?" *Journal of Banking & Finance*, 21:7, 895-947.
- Caves, D. W., L. R. Christensen and W. E. Diewert (1982), "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity," *Econometrica*, 50:6, 1393-1414.
- Charnes, A. and W. W. Cooper (1985), "Preface to Topics in Data Envelopment Analysis," *Annals of Operations Research*, 2:1, 59-94.
- Chen, P. C., M. M. Yu, C. C. Chang and S. H. Hsu (2007), "Productivity Change in Taiwan's Farmers' Credit Unions: A Nonparametric Risk-Adjusted Malmquist Approach," *Agricultural Economics*, 36:2, 221-231.
- Chong, B. S., M. H. Liu and K. H. Tan (2006), "The Wealth Effect of Forced Bank Mergers and Cronyism," *Journal of Banking & Finance*, 30:11, 3215-3233.
- Coelli, T. J. (2000), "On the Econometric Estimation of the Distance Function Representation of a Production Technology," CORE Discussion Paper 2000042.
- Coelli, T. J., D. S. P. Rao, C. J. O'Donnell and G. E. Battese (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Second Edition, New York: Springer Science.
- DeYoung, R. and D. E. Nolle (1996), "Foreign-Owned Banks in the United States: Earning Market Share or Buying It?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 28:4, 622-636.
- Diewert, W. E. (1976), "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics*, 4:2, 115-145.
- Dimelis, S. and H. Louri (2002), "Foreign Ownership and Production Efficiency: A Quantile Regression Analysis," *Oxford Economic Papers*, 54:3, 449-469.
- Drake, L., M. J. B. Hall and R. Simper (2006), "The Impact of

- Macroeconomic and Regulatory Factors on Bank Efficiency: A Non-Parametric Analysis of Hong Kong's Banking System," *Journal of Banking & Finance*, 30:5, 1443-1466.
- Fang, C. Y. and J. L. Hu (2009), "A Metafrontier Study of Securities Broker and Dealer Efficiency under Zero-Sum Gains," *Investment Management and Financial Innovations*, 6:3, 25-34.
- Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang (1994), "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries," *The American Economic Review*, 84:1, 66-83.
- Färe, R. and D. Primont (1995), *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications*, Boston: Kluwer Academic.
- Farrell, M. J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society*, 120:3, 253-290.
- Fried, H. O., S. S. Schmidt and S. Yaisawarng (1999), "Incorporating the Operating Environment into a Nonparametric Measure of Technical Efficiency," *Journal of Productivity Analysis*, 12:3, 249-267.
- Fuentes, H. J., E. Grifell-Tatjé and S. Perelman (2001), "A Parametric Distance Function Approach for Malmquist Productivity Index Estimation," *Journal of Productivity Analysis*, 15:2, 79-94.
- Fukuyama, H. and W. L. Weber (1999), "The Efficiency and Productivity of Japanese Securities Firms, 1988-93," *Japan and the World Economy*, 11:1, 115-133.
- Gardner, L. A. and M. F. Grace (1993), "X-Efficiency in the US Life Insurance Industry," *Journal of Banking & Finance*, 17:2-3, 497-510.
- Gilligan, T., M. Smirlock and W. Marshall (1984), "Scale and Scope Economies in the Multi-Product Banking Firm," *Journal of Monetary Economics*, 13:3, 393-405.
- Goldberg, L. G., G. A. Hanweck, M. Keenan and A. Young (1991), "Economies of Scale and Scope in the Securities Industry," *Journal of Banking & Finance*, 15:1, 91-107.

- Grace, M. F. and S. G. Timme (1992), "An Examination of Cost Economies in the United States Life Insurance Industry," *The Journal of Risk and Insurance*, 59:1, 72-103.
- Harimaya, K. and E. Okuyama (2006), "The Changing Structure of Cost for Japanese Securities Firms," *International Journal of Business*, 11:1, 17-33.
- Hetemaki, L. (1996), "Essays on the Impact of Pollution Control on a Firm: A Distance Function Approach," Finnish Forest Research Institute Research Papers No. 609.
- Hoch, I. (1958), "Simultaneous Equation Bias in the Context of the Cobb-Douglas Production Function," *Econometrica*, 26:4, 566-578.
- Hu, J. L. and C. Y. Fang (2010), "Managerial Efficiency of Securities Firms under the Law-induced Financial Holding Companies in Taiwan," *Journal of Information & Optimization Sciences*, 31:1, 37-62.
- Hughes, J. P., W. Lang, L. J. Mester and C. G. Moon (1996), "Efficient Banking under Interstate Branching," *Journal of Money, Credit and Banking*, 28:4, 1045-1071.
- Isik, I. and M. K. Hassan (2003), "Efficiency, Ownership and Market Structure, Corporate Control and Governance in the Turkish Banking Industry," *Journal of Business Finance & Accounting*, 30:9-10, 1363-1421.
- Kim, H. Y. (1986), "Economies of Scale and Economies of Scope in Multiproduct Financial Institutions: Further Evidence from Credit Union," *Journal of Money, Credit and Banking*, 18:2, 220-226.
- Kumbhakar, S. C. and C. A. Knox Lovell (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Kwan, S. H. (2006), "The X-Efficiency of Commercial Banks in Hong Kong," *Journal of Banking & Finance*, 30:4, 1127-1147.
- Liu S. (2008), "Commission Deregulation and Performance of Securities Firms: Further Evidence from Japan," *Journal of Economics and*

- Business*, 60:4, 355-368.
- Lovell, C. A. Knox (2000), "Measuring Efficiency in the Public Sector," in *Public Provision and Performance*, ed., L. T. Blank, North-Holland: Emerald Group Pub Ltd.
- Marschak, J. and W. H. Andrews (1944), "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production," *Econometrica*, 12:3/4, 143-205.
- Meeusen, W. and J. van Den Broeck (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, 18:2, 435-444.
- Mester, L. J. (1987), "A Multiproduct Cost Study of Savings and Loans," *The Journal of Finance*, 42:2, 423-445.
- Mester, L. J. (1993), "Efficiency in the Savings and Loan Industry," *Journal of Banking & Finance*, 17:2-3, 267-286.
- Mester, L. J. (1996), "A Study of Bank Efficiency Taking into Account Risk-Preferences," *Journal of Banking & Finance*, 20:6, 1025-1045.
- Naceur, S. B., H. Ben-Khedhiri and B. Casu (2011), "What Drives the Performance of Selected MENA Banks? A Meta-frontier Analysis," IMF Working Paper 11/34.
- Nishimizu, M. and J. M. Page (1982), "Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-78," *The Economic Journal*, 92:368, 920-936.
- Orea, L. (2002), "Parametric Decomposition of a Generalized Malmquist Productivity Index," *Journal of Productivity Analysis*, 18:1, 5-22.
- Panzar, J. C. and R. D. Willig (1977), "Economies of Scale in Multi-output Production," *The Quarterly Journal of Economics*, 93:3, 481-493.
- Ray, S. C. (1998), "Measuring Scale Efficiency from a Translog Production Function," *Journal of Productivity Analysis*, 11:2, 183-194.
- Ray, S. C. and E. Desli (1997), "Productivity Growth, Technical Progress,

and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment,” *The American Economic Review*, 87:5, 1033-1039.

Sensarma, R. (2006), “Are Foreign Banks Always the Best? Comparison of State-Owned, Private and Foreign Banks in India,” *Economic Modelling*, 23:4, 717-735.

Shephard, R. W. (1970), *Theory of Cost and Production Functions*, Princeton: Princeton University Press.

Sickles, R. C., D. H. Good and L. Getachew (2002), “Specification of Distance Functions Using Semi- and Nonparametric Methods with an Application to the Dynamic Performance of Eastern and Western European Air Carriers,” *Journal of Productivity Analysis*, 17:1-2, 133-155.

Staub, R. B., G. de Silvae Souza and B. M. Tabak (2010), “Evolution of Bank Efficiency in Brazil: A DEA Approach,” *European Journal of Operational Research*, 202:1, 204-213.

Tecles, P. L. and B. M. Tabak (2010), “Determinants of Bank Efficiency: The Case of Brazil,” *European Journal of Operational Research*, 207:3, 1587-1598.

Wang, K. L., Y. T. Tseng and C. C. Weng (2003), “A Study of Production Efficiencies of Integrated Securities Firms in Taiwan,” *Applied Financial Economics*, 13:3, 159-167.

Zhang, W. D., S. Zhang and X. Luo (2006), “Technological Progress, Inefficiency, and Productivity Growth in the US Securities Industry, 1980-2000,” *Journal of Business Research*, 59:5, 589-594.

Operational Performance of Listed Securities Firms in Taiwan: An Application of a Generalized Malmquist Productivity Index

Lee, Wen-Fu and Pei-Ju Chang

Abstract

This paper adopts a multi-input, multi-output distance function and a one-stage stochastic frontier approach to measure managerial efficiency of listed securities firms in Taiwan from 2004 to 2008. Inspired by the output oriented model of Orea (2002), this paper applies the quadratic identity (Diewert, 1976) to derive an input orientated generalized Malmquist productivity index to measure and analyze the economic drivers of productivity change. The empirical findings are as follows. First, for the whole sample firms, on average, the managerial efficiency score is 0.8931 per quarter. Second, there are 3 favorable operating environmental variables (asset scale, stock price index, and concentration of business lines), and 3 unfavorable environmental variables (number of branch offices, FHC securities subsidiary, and capital adequacy). Third, the performance of TFP is significantly and positively related to macroeconomic growth. Within the sample periods, on average, the TFP drops by 0.16% each quarter. The sources of TFP change are the deterioration in technical efficiency (-0.98%), the improvements in scale efficiency (0.35%), and technical change (0.47%). If we exclude the financial crisis year of 2008, then TFP improves. Fourth, the FHC securities subsidiaries outperform in technical innovation, while independent securities firms perform better in managerial efficiency.

Keywords: Securities Firms, Stochastic Frontier Approach, Generalized Malmquist Productivity Index, Scale Elasticity

JEL Classification: D24, G21, L25

Lee, Wen-Fu, Department of Marketing, Kainan University, No. 1, Kainan Rd., Luzhu Township, Taoyuan County 33857, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-3-3412500 ext. 5062, E-mail: wfli@mail.knu.edu.tw. Pei-Ju Chang, CPC Corporation, Taiwan, Room 2006, No. 3, Songren Rd., Sinyi Dist., Taipei City 11010, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-87258761, E-mail: 92205024@nccu.edu.tw.

Received 30 June 2010; revised 29 September 2010; accepted 22 June 2012.