

隨機共同邊界與要素內生性架構下 探討我國會計師事務所之經濟效率

林宜君

國立彰化師範大學會計學系

黃台心^{*}

國立政治大學金融學系

關鍵詞: 會計師事務所、要素內生性、隨機共同邊界模型、技術效率、配置效率、經濟效率、成本缺口比率

JEL 分類代號: C26, D24, L84

^{*} 聯繫作者: 黃台心, 國立政治大學金融學系, 臺北市 116011 文山區指南路二段 64 號, 電話: (02) 2625-3440; 傳真: (02) 2625-3440; E-mail: thuang@nccu.edu.tw。兩位作者感謝本刊評審們提供寶貴意見, 讓本文有更臻完善的機會, 若仍有疏漏, 應是作者們的疏失。

摘 要

本研究依據會計師事務所員工人數在 21 (含) 人以上者, 定義為大型事務所, 反之則為小型事務所, 研究期間為民國 99 至 103 年。在隨機共同生產與成本邊界模型下考慮生產要素具有內生性質, 探究大、小型事務所技術、配置和經濟(成本)效率。實證分析結果, 小型事務所因有較佳管理能力及生產資源規劃能力, 總技術效率優於大型事務所。大型事務所若先改善管理能力, 其次為提升生產技術, 應可大幅強化生產效率與節約資源。迴歸模型若忽略生產要素內生性問題, 傾向得到偏低的總技術效率, 大型事務所優先改善順序也顛倒。成本效率方面, 大型事務所弱點為採用較差的生產技術, 因其成本缺口比率遠低於小型事務所; 兩群事務所配置無效率較不嚴重。

1. 緒論

自 Aigner et al. (1977) 和 Meeusen and van den Broeck (1977) 提出隨機邊界模型後, 大多數的相關研究集中在探討技術效率議題, 研究配置與經濟效率議題者相對較少。同時探討技術與配置效率問題者, 常面臨所謂的「the Greene problem」。¹ 後續學者諸如 Bauer (1985) 和 Kumbhakar (1991) 等, 雖提出改良方法描述配置無效率,² 但都須加上一些限制條件; 直到 Berger et al. (1993), Atkinson and Cornwell (1994), Kumbhakar (1996, 1997), Huang (2000), Kumbhakar and Wang (2006a, 2006b), Huang et al. (2011) 與 Huang et al. (2014) 等論文, 引入影子要素與產出價格, 代表配置無效率狀況後, 才較為合理。近五年的相關研究包括 Tsionas et al. (2015)、Mamatzakis et al. (2015)、Ahmad and Burki (2016)、Lai and Kumbhakar (2019) 以及 Kumbhakar and Tsionas (2021) 等。

採用影子價格方式同時探討技術與配置效率的計量模型比較複雜, 實證估計的難度高, 故大多未考慮生產要素具有內生性問題。此問題直到 Olley and Pakes (1996) 和 Levinsohn and Petrin (2003) 以後才受到重視, 但在隨機生產邊界模型下考慮要素內生性問題者, 大約從 Kutlu (2010), Tran and Tsionas (2013) 與 Tran and Tsionas (2015) 開始, Amsler et al. (2016, 2017) 有系統的分析要素內生性的各種可能情況, 惟這五篇論文皆局限於估計技術效率, 忽略配置效率的重要性。

「會計資訊」扮演國家經濟發展動能與國家整體資源有效配置之關鍵角色,³ 會計師事務所則是透過審計, 除符合資本市場法定揭露要求 (Gerakos and Syverson, 2015), 並強化企業財務報表透明及改善資本市場效率 (Watts and Zimmerman, 1983; Black, 2000), 降低財務報表資訊不對稱, 足見會計師產業影響國家經濟發展的重要性, 會計師產出因而具備公共財性質。如同一般企

¹ Greene (1980) 最先注意到此問題。

² 黃台心 (1997, 1998) 運用類似模型分析我國銀行業的成本效率。

³ 詳見金管會「108 年度會計師事務所調查報告」, 前言第一段第七行。

業, 會計師事務所會面臨審計市場激烈競爭環境, 如何在資源有限情境下, 妥善配置和有效利用資源, 提高審計生產效率, 乃管理階層首要面對事務所經營之重大課題。

審計品質優劣除了來自於會計師專業服務的素養, 也必須仰賴例如電腦設備、辦公室空間及行政團隊人員等後勤支援, 方能順利進行審計生產過程, 產出財務報表簽證等相關會計師意見服務。為了執行審計生產過程, 事務所必須擬訂查核規劃和投入相當成本, 影響事務所利潤高低與審計品質優劣。因此, 會計師事務所的營運績效值得深入探討。本研究稱「營運績效」, 包含會計師事務所審計要素資源投入與產出之關係, 本文使用技術效率(TE)衡量之, 以及要素配置是否達到最適化目標(成本極小化), 本文使用配置效率(AE)衡量之; TE 與 AE 相乘得到經濟效率(EE)。

技術效率可分成投入面和產出面兩種, 前者定義為達到一定產出水準下, 最適(低)要素投入與實際要素投入之比; 後者定義為固定要素投入量之下, 實際產出水準與最大可能產出水準之比, 都應介於零與一之間。廠商若能根據兩種要素價格比, 等於要素邊際技術替代率雇用生產要素, 可以達到配置效率; 反之, 則有配置無效率。

過去研究技術效率或經濟效率的論文, 大多針對銀行業、保險業或製造業廠商, 其他產業相對較少。以會計師事務所為研究對象的論文也不多, Greenwood et al. (2005) 和 Bröcheler et al. (2004) 指出影響會計師事務所績效的學術研究相對稀少, 可能因為普查或抽樣調查資料不易取得, 而大多數論文僅針對單一國家前百大會計師事務所進行研究。例如 Banker et al. (2005), Chang et al. (2009), Chang et al. (2009) 和 Knechel et al. (2009), 分析美國前百大會計師事務所效率, Chang et al. (2011) 研究資訊與人力資本如何影響臺灣 51 家會計師事務所的生產力; 直到 Chang et al. (2015) 與 Huang et al. (2019) 始進行跨國比較, 包括臺灣、美國與大陸。

另外有一支文獻聚焦於審計技術效率與審計公費探討 (Dopuch et al., 2003), 觀察審計合約小時與審計品質研究 (Knechel et al., 2009), 或者探討事務所合併後產生的配置效率(收入效率)與技術效率成長 (Banker et al., 2007)。由於過往審計生產效率研究, 多以審計小時為單一要素投入, 進行審

計生產效率衡量。單一要素投入-產出評估, 往往忽略事務所在審計過程的其它資源投資(Knechel et al., 2009)。實際上會計師事務所營運, 員工不是唯一要素投入, 尚有房屋、辦公設備、電腦設備及行政後勤員工等投入。⁴ 若以單一生產要素代表組織之效率評估, 是無法衡量整體的生產力與績效(Coelli et al., 2005; 黃鏡如等, 2008)。

綜上所述, 會計師事務所績效評估必須同時包含技術與配置效率, 方能體現會計師產業之資源運用與成本最佳化的績效評估。

本研究試圖使用我國會計師事務所民國 99-103 年的普查資料, 在 Huang et al. (2014) 隨機共同邊界架構下, 考慮生產要素具有內生性問題, 比較大、小型事務所的技術、配置與經濟(成本)效率, 實證分析結果, 小型事務所因有較佳管理能力及生產資源規劃能力, 總技術效率優於大型事務所。大型事務所若先改善管理能力, 其次為提升生產技術, 應可大幅強化生產效率與節約資源。迴歸模型若忽略生產要素內生性問題, 傾向得到偏低的總技術效率, 大型事務所優先改善順序也顛倒。成本效率方面, 大型事務所弱點為採用較差的生產技術, 因其成本缺口比率遠低於小型事務所; 兩群事務所配置無效率較不嚴重。

先前研究可能受資料取得限制, 本研究貢獻主要補足過去使用單一生產要素從事績效評估的缺憾, 提供會計師產業整體績效評估, 並同時考慮內生性與外在環境變數對於會計師事務所營運績效產生之影響, 除具備會計師產業之實務管理意涵, 並提供管理當局在制定會計師之超然獨立評估準則時, 應注意事項, 在政策制定上具備相當參考價值。

本文除第一節為緒論外, 第二節為文獻回顧, 第三節介紹研究方法和建立研究假說, 第四節描述樣本資料, 第五節進行實證分析, 最後一節為結論。

⁴ 經濟學理論指出, 廠商進行資源投入的生產過程中, 生產要素主要為土地、資本與勞動, 資本定義可包括辦公大樓、相關機器設備與辦公設備等, 勞動指公司員工, 包含技術人員與非技術人員等。

2. 文獻回顧

2.1 環境變數

自 Kumbhakar et al. (1991), Huang and Liu (1994), Battese and Coelli (1995) 嘗試將無效率項表為外生環境變數的函數以後, 我們得以探討哪些環境因素對廠商技術效率有正向或負向之影響。由於這些外在因素在估計時已放入模型中, 相當於已將廠商面臨不同的環境因素納入考量, 各廠商皆在相同立足點上評估效率, 模型估計結果較有參考價值。否則, 有些廠商的效率估計值之所以較高, 可能因為它面臨較佳環境因素所致; 有些廠商的效率估計值之所以較差, 可能因為它面臨不利環境因素所致。例如設立在大都市的會計師事務所, 因為交通便捷或審計服務需求量大, 處於有利的經營環境, 經營績效易高出設立在郊區的會計師事務所; 設立在靠近港口的電廠, 容易取得發電所需燃煤, 與建在內陸非煤礦區的電廠相比, 處於較有利的經營環境。

考慮生產要素具有內生性問題的學者, Amsler et al. (2017) 與 Karakaplan and Kutlu (2017a) 將無效率項與外生環境變數連結, Kutlu et al. (2019), Karakaplan and Kutlu (2017b) 和 Tsukamoto (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, Amsler et al. (2016) 雖考慮多種要素內生性, 卻忽略環境變數, 直到 Amsler et al. (2017) 才納入外生或內生環境變數。

至目前為止, 討論要素內生性的文章除 Lai and Kumbhakar (2019) 外, 大多未同時考量配置效率, 該文針對美國 82 家主要火力發電廠 1986–1997 年的縱橫資料 (panel data), 運用 Cobb-Douglas 生產函數進行實證分析, 發現技術無效率和配置無效率分別導致樣本電廠成本上升 14.27% 和 25.3%, 配置無效率問題比技術無效率嚴重。Kumbhakar and Tsionas (2021) 使用與 Lai and Kumbhakar (2019) 相同資料但不同模型進行分析, 發現技術無效率和配置無效率分別導致樣本電廠成本上升 4.6% 和 16.7%, 配置無效率問題仍比技術無效率嚴重。

2.2 隨機共同邊界

為比較不同群組間的生產效率, Battese et al. (2004) 與 O'Donnell et al. (2008) 提出共同邊界模型, 分為兩個步驟: 第一步運用隨機邊界法分別估計個別群組的生產效率, 第二步運用數理規劃法估計共同邊界。⁵ 此模型提供研究者適當方法比較不同群組間的生產效率, 但因兩個步驟採用相異方法進行估計, 有些矛盾, 尤其數理規劃法欠缺統計性質, 無法從事統計推論或假設檢定。他們的方法已被許多國內外學者採用, 例如黃台心等 (2009)、顏晃平與張靜文 (2011)、Bos and Schmiedel (2007)、Chen (2012)、Chen and Yang (2011)、Huang and Fu (2013) 以及 Huang et al. (2015) 等。

Huang et al. (2014) 針對上述缺點提出改進之道, 其第一步驟同 Battese et al. (2004), 主要改良第二步驟, 仍使用隨機邊界法估計共同邊界, 故名隨機共同邊界模型。目前已被許多學者用於實證分析, 包括黃台心等 (2018)、Chang et al. (2015)、Melo-Becerra and Orozco-Gallo (2017)、Lee and Huang (2017, 2019)、Jiang and Sharp (2015)、Huang et al. (2018) 以及 Huang et al. (2019) 等。黃台心等 (2022) 考慮要素內生性問題下, 使用產出面方向距離函數比較我國金控與非金控銀行生產效率, 然未觸及配置效率議題。

3. 研究方法

本研究在隨機共同邊界架構下, 以員工人數 20 人為界, 將我國會計師事務所區分成大型 (21 人及以上) 與小型 (20 人及以下) 等兩類,⁶ 估計與比較它們的技術、配置和經濟效率。(一) 首先利用投入面距離函數代表生產函數, 分別估計兩類事務所的群組邊界並計算群組技術效率, 接著合併全部樣本後估計隨機共同邊界距離函數, 用以計算技術缺口比率和共同邊界效率。(二) 分別估計兩類事務所的群組 translog 成本邊界並計算群組成本效率, 也稱為群組經

⁵ 他們的模型可稱為確定性共同邊界, 與本研究的隨機共同邊界有所差別。

⁶ 作者們嘗試改用 30 人為界, 區分大型與小型事務所, 實證分析結果差異不大, 請見 5.3 小節。

濟效率, 根據經濟理論, 它等於技術效率與配置效率的乘積; 易言之, 技術、配置和經濟效率等三者, 只需知道其中任意兩者即可。接著合併全部樣本後估計隨機共同成本邊界函數, 用以計算成本缺口比率和共同邊界成本效率。

本研究特色有二, 一為估計群組邊界投入面距離函數時, 將生產要素具有內生性問題納入考量, 可獲得具有一致性的係數估計值; 另一為額外估計成本函數可獲得經濟效率值, 利用經濟效率與技術效率的差距計算群組配置效率和共同邊界配置效率。了解技術與配置效率的相對大小, 提供經營者和政府當局擬定經營策略和制定相關法案之參考。

3.1 群組技術效率

關於投入面距離函數的定義與其性質, 請參閱 Kumbhakar and Lovell (2000)、Karagiannis et al. (2004) 和 Kumbhakar and Wang (2007) 等。假設會計師事務所雇用三種要素投入, 以 3×1 向量 x 代表, 生產兩種產出, 以 2×1 向量 y 代表, 標準化 translog 投入面距離函數 $D_I(x, y, t)$ 可表為:

$$\begin{aligned}
 -\ln x_1 &= \alpha_1 + \sum_{j=2}^3 \alpha_j \ln \tilde{x}_j + \sum_{m=1}^2 \beta_m \ln y_m + \alpha_4 t + \frac{1}{2} \alpha_5 t^2 \\
 &+ \frac{1}{2} \sum_{j=2}^3 \sum_{k=2}^3 \alpha_{jk} \ln \tilde{x}_j \ln \tilde{x}_k + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^2 \sum_{m=1}^2 \beta_{lm} \ln y_l \ln y_m \\
 &+ \sum_{j=2}^3 \sum_{m=1}^2 \delta_{jm} \ln \tilde{x}_j \ln y_m + \sum_{j=2}^3 \alpha_{tj} \ln \tilde{x}_j t + \sum_{m=1}^2 \beta_{tm} \ln y_m t + v_1 - u_1 \\
 &= \alpha + X' \beta + v_1 - u_1
 \end{aligned} \tag{1}$$

其中 $\tilde{x} = (\tilde{x}_2, \tilde{x}_3)' = (x_2/x_1, x_3/x_1)'$ 。(1) 式中已將投入面距離函數是要素投入的一階齊次函數以及對稱等性質放入, t 代表時間趨勢項, $u_1 = \ln D_I(x, y, t)$ 是一個具單邊分配的非負隨機變數, 代表廠商的生產無效率, $v_1 \sim N(0, \sigma_{v_1}^2)$ 是額外放入的隨機干擾項, 捕捉所有無法控制的隨機因素並讓 (1) 式成為迴歸方程式。向量 X 包含 (1) 式中全部要素投入、產出、時間趨勢項以及它們的平方與交乘項。

根據 Huang and Liu (1994)、Battese and Coelli (1995)、Huang et al. (2014)、Jiang and Sharp (2015)、Lundgren and Marklund (2015) 以及 Jiang and

Andrews (2020) 等文獻, 無效率項 u 可表為一組外生環境變數的線性函數, 即

$$u_1 = \gamma_1' q_1 + \omega_1 \geq 0, \quad (2)$$

表示 ω_1 的定義域為 $-\gamma_1' q_1 \leq \omega_1 < \infty$, 本文假設為截斷常態分配, 未截斷前的分配為 $N(0, \sigma_{\omega_1}^2)$, $\sigma_{\omega_1}^2$ 代表變異數,⁷ q_1 代表一組外生環境變數, γ_1 是對應之待估參數。將(2)式代入(1)式中, 成為

$$-\ln x_1 = Y = \alpha + X'\beta - \gamma_1' q_1 + \varepsilon \quad (3)$$

其中 $\varepsilon = v_1 - \omega_1$, v_1 與 ω_1 假設統計獨立。

如果要素投入具有內生性, 依據 Amsler et al. (2016) 將 X 分離為:

$$X = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix}, \quad (4)$$

式中 X_1 假設是外生變數共有 k_1 個變數, 即是(1)式中產出、時間趨勢項以及它們的平方與交乘項, $E(v_1 | X_1) = 0$ 。 X_2 為內生變數, 即是(1)式中所有的要素投入項以及它們與產出和時間趨勢項的交乘項, 假設有 k_2 個變數; 令 z 代表工具變數向量:

$$z = \begin{pmatrix} 1 \\ X_1 \\ w \end{pmatrix}, \quad (5)$$

其中 w 代表額外的工具變數, 假設有 k_w 個且 $k_w \geq k_2$ 。⁸ 內生變數 X_2 的縮減式

⁷ ω_1 的機率密度函數為 $f(\omega_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\omega_1}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\omega_1}{\sigma_{\omega_1}}\right)^2} / \left[1 - \Phi\left(-\frac{\gamma_1' q_1}{\sigma_{\omega_1}}\right)\right]$, 其中 $\Phi(\cdot)$ 是標準常態分配的累積分配函數。

⁸ 本研究的內生變數有兩個, 就是 x_2 與 x_3 。根據 Amsler et al. (2016) 的建議, 本文使用的額外工具變數主要是要素價格, 包含取平方根的三種要素價格、平方根要素價格彼此間的交乘項、三個平方根要素價格的交乘項以及平方根要素價格與兩種取對數後產出變數的交乘項等,

表為：

$$X_2 = \Pi'z + \eta \quad (6)$$

X_2 具有內生性指 $E(v_1|X_2) \neq 0$ 或 $\text{Cov}(v_1, \eta) \neq 0$ 。假設 ω_1 與 $\psi = \begin{pmatrix} v_1 \\ \eta \end{pmatrix}$ 統計獨立，條件於 z 之下，令 $\psi \sim N(0, \Omega)$ ， $\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{v_1}^2 & \Omega_{v_1\eta} \\ \Omega_{\eta v_1} & \Omega_{\eta\eta} \end{bmatrix}$ 。⁹ 此模型已被 Kutlu (2010)、Karakaplan and Kutlu (2017a)、Tran and Tsionas (2013) 以及 Amsler et al. (2016) 等學者探討過，惟他們皆未將環境變數納入考量，Amsler et al. (2017) 則考慮內生與外生環境變數的情況。¹⁰

因為 ω_1 與 v_1 和 η 統計獨立，下列聯合機率密度函數表為：

$$f_{\omega_1, v_1, \eta}(\omega_1, v_1, \eta) = f_{\omega_1}(\omega_1) \cdot f_{v_1, \eta}(v_1, \eta) = f_{\omega_1}(\omega_1) f_{v_1|\eta}(v_1) f_{\eta}(\eta), \quad (7)$$

進而

$$\begin{aligned} f_{\varepsilon, \eta}(\varepsilon, \eta) &= \int_{-\gamma_1'q_1}^{\infty} f_{\omega_1, v_1, \eta}(\omega_1, \varepsilon + \omega_1, \eta) d\omega_1 \\ &= f_{\eta}(\eta) \int_{-\gamma_1'q_1}^{\infty} f_{\omega_1}(\omega_1) f_{v_1|\eta}(\varepsilon + \omega_1 | \eta) d\omega_1 \end{aligned} \quad (8)$$

若隨機向量 η 具有聯合常態分配，即

共有 11 個。Amsler et al. (2016) 認為要素市場比較接近完全競爭，則要素價格可視為外生既定。另外，沈中華與呂美慧 (2007) 使用 Panzar-Rosse (PR) 模型 (Panzar and Rosse, 1987)，發現 1996 至 2000 年間，我國金融市場處於壟斷性競爭或完全競爭；黃台心等 (2015) 探討包含臺灣在內東亞八國銀行業，1994–2008 年的市場競爭度，發現皆為獨占性競爭或完全競爭；Chang et al. (2015) 使用 PR 模型探討我國會計師產業的市場競爭度，發現此產業的市場競爭度逐漸上升，1992–2004 年是獨占性競爭，但 2005–2008 年為完全競爭。

⁹ (1) 式等號右方內生產要素有二，即 x_2 與 x_3 。根據 Amsler et al. (2016) 4.6 小節， $\Omega_{v_1\eta}$ 是 1×2 向量， $\Omega_{\eta\eta}$ 是 2×2 矩陣。

¹⁰ 本研究稱生產要素具有內生性，指 X_2 與誤差項 v_1 相關但與無效率項不相關，因為代表廠商的管理能力的無效率項 u_1 ，與廠商無法控制的隨機因素 v_1 統計獨立的假設，似乎比較合理，這點有別於 Amsler et al. (2017)。他們設定 u_1 為具有縮放性質 (scaling property) 環境變數的函數，不同於本文 (2) 式。故若 v_1 與無效率項相關，Amsler et al. (2017) 的估計方法是否仍可使用，尚待釐清。

$$f_{\eta}(\eta) = \text{constant} \cdot |\Omega_{\eta\eta}|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}\eta' \Omega_{\eta\eta}^{-1} \eta\right), \quad (9)$$

則 $v_1 | \eta$ 的條件分配為 $N(\mu_c, \sigma_c^2)$, $\mu_c = \Omega_{v_1\eta} \Omega_{\eta\eta}^{-1} \eta$, $\sigma_c^2 = \sigma_{v_1}^2 - \Omega_{v_1\eta} \Omega_{\eta\eta}^{-1} \Omega_{\eta v_1}$ 。(8)式的積分結果成為常態分配 $N(\mu_c, \sigma_c^2)$ 與 $N(0, \sigma_{\omega_1}^2)$ 的卷積(convolution)。運用變數變換技巧, 令 $\tilde{\varepsilon} = \varepsilon - \mu_c$ 、 $\tilde{v} = v_1 - \mu_c$ 以及 $\omega_1 = u_1 - \gamma_1' q_1$, $\tilde{\varepsilon}$ 條件於 η 的分配是 $N(0, \sigma_c^2)$ 與 $N(0, \sigma_{\omega_1}^2)$ 的卷積, $\tilde{\varepsilon} | \eta$ 的機率密度函數為

$$\frac{1}{\sigma \Phi\left(\frac{\gamma_1' q_1}{\sigma_{\omega_1}}\right)} \Phi(B) \phi\left(\frac{\tilde{\varepsilon}}{\sigma}\right),$$

其中 $\sigma^2 = \sigma_{\omega_1}^2 + \sigma_c^2$, $B = \frac{\gamma_1' q_1 \sigma^2 - \tilde{\varepsilon} \sigma_{\omega_1}^2}{\sigma_c \sigma_{\omega_1} \sigma}$, $\phi(\cdot)$ 是標準常態分配的機率密度函數。

(8)式的聯合機率密度函數成為:¹¹

$$f_{\varepsilon, \eta}(\varepsilon, \eta) = \text{constant} \cdot |\Omega_{\eta\eta}|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\eta' \Omega_{\eta\eta}^{-1} \eta\right) \sigma^{-1} \Phi\left[\frac{\gamma_1' q_1}{\sigma_{\omega_1}}\right]^{-1} \Phi[B] \phi\left(\frac{\varepsilon - \mu_c}{\sigma}\right) \quad (10)$$

上式取自然對數後針對下標 $i (= 1, \dots, n)$ 加總全部樣本, 可導得下列對數概似函數:

$$\ln L = \ln L_1 + \ln L_2, \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \ln L_1 = & -\frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \sum_i \ln \left[\Phi \left[\frac{\gamma_1' q_{1i}}{\sigma_{\omega_1}} \right] \right] + \sum_i \ln (\Phi[B_i]) \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_i (-Y_i - X_{1i}' \beta_1 - X_{2i}' \beta_2 - \mu_{ci} + \gamma_1' q_{1i})^2, \end{aligned} \quad (12)$$

$$\ln L_2 = -\frac{n}{2} \ln (|\Omega_{\eta\eta}|) - \frac{1}{2} \sum_i (\eta_i' \Omega_{\eta\eta}^{-1} \eta_i), \quad (13)$$

¹¹ 為節省篇幅, 不列出(10)式的推導過程, 有興趣的讀者請參考 Amsler et al. (2016, 2017)。

式中 $B_i = \frac{\gamma'_1 q_{1i} \sigma^2 - (-Y_i - X'_{1i} \beta_1 - X'_{2i} \beta_2 - \mu_{ci} + \gamma'_1 q_{1i}) \sigma_{\omega_i}^2}{\sigma_c \sigma_{\omega_i} \sigma}$, $\mu_{ci} = \Omega_{v_1 \eta} \Omega_{\eta \eta}^{-1} \eta_i$, $\sigma_c = \sigma_{v_1}^2 - \Omega_{v_1 \eta} \Omega_{\eta \eta}^{-1} \Omega_{\eta v_1}$, $\sigma^2 = \sigma_{\omega_i}^2 + \sigma_c^2$ 。

(12) 式與 Amsler et al. (2017) 的 (A.4) 式相比有相當差異, $\omega_1 | \tilde{\varepsilon}$ 的條件機率密度函數可推導為

$$\begin{aligned} f(\omega_1 | \tilde{\varepsilon}) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} \frac{\sigma_c \sigma_{\omega_i}}{\sigma} \Phi[B]} \exp \left[-\frac{1}{2} \frac{\left(\omega_1 + \tilde{\varepsilon} \left(\frac{\sigma_{\omega_i}^2}{\sigma^2} \right) \right)^2}{\sigma_c^2 \sigma_{\omega_i}^2 / \sigma^2} \right] \\ &= \frac{1}{\Phi \left[\frac{\gamma'_1 q_1 + \mu_s}{\sigma_s} \right] \sqrt{2\pi} \sigma_s} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\omega_1 - \mu_s}{\sigma_s} \right)^2} \end{aligned} \quad (14)$$

其中 $\mu_s = -\tilde{\varepsilon} \left(\frac{\sigma_{\omega_i}^2}{\sigma^2} \right)$, $\sigma_s^2 = \frac{\sigma_c^2 \sigma_{\omega_i}^2}{\sigma^2}$ 。(14) 式機率密度函數其實就是將常態分配 $N(\mu_s, \sigma_s^2)$ 從 $\gamma'_1 q_1$ 以下截斷, 故計算期望值的公式可證明為

$$E(\omega_1 | \tilde{\varepsilon}) = \mu_s + \sigma_s \frac{\phi \left[\frac{\gamma'_1 q_1 + \mu_s}{\sigma_s} \right]}{\Phi \left[\frac{\gamma'_1 q_1 + \mu_s}{\sigma_s} \right]}, \quad (15)$$

條件眾數 (conditional mode) 可證明為

$$\text{Mode}(\omega_1 | \tilde{\varepsilon}) = \begin{cases} \mu_s, & \text{若 } \mu_s \geq -\gamma'_1 q_1 \\ -\gamma'_1 q_1, & \text{其他} \end{cases}. \quad (16)$$

條件期望值加上 $\gamma'_1 q_1$ 後, 可當作技術無效率的估計值, 技術效率分數則為

$$TE = \exp(-\hat{u}_1) = \exp(-\hat{\gamma}'_1 q_1 - \hat{\omega}_1) = \exp(-\hat{\gamma}'_1 q_1) \exp(-\hat{\omega}_1), \quad (17)$$

其中 $\hat{\omega}_1$ 需使用係數估計值代入(15)式計算得到。TE 值越大, 代表實際產量越靠近群組邊界, 技術效率越高; 反之, 則越低。

3.2 隨機共同生產邊界

將會計師事務所資料分成大型與小型兩群組後, 分別運用(11)式的對數概似函數估計群組邊界, 進而運用(17)式分別計算兩群組內所有廠商的技術效率以及應變數 Y 的配適值($\hat{Y}$)。根據 Battese et al. (2004), 共同生產邊界函數從上方包絡群組邊界函數, 代表產業最佳生產技術, 群組邊界與共同邊界的差距, 一般稱為技術缺口(technology gap), 缺口越大代表群組邊界越遠離共同邊界, 此群組廠商使用的生產技術越差; 反之, 則越佳。值得一提者, 本階段仍將要素內生性問題納入考量。¹²

隨機共同邊界函數的推導, 可參考 Huang et al. (2014), 為節省篇幅, 以下僅擇要列出隨機共同邊界投入面距離函數。令 $k (= 1, 2)$ 代表群組別, M 代表共同邊界, (3) 式的第 k 個群組第 i 個決策單位的投入面距離函數改寫為:

$$Y_i^k = X_i \beta^k + \varepsilon_i, \quad k = 1, 2; \quad i = 1, \dots, n_k. \quad (18)$$

共同邊界的應變數就是群組邊界的配適值($\hat{Y}_i^k$), 共同邊界表為:

$$\hat{Y}_i^k = X_i \beta^M + V_{li}^M - U_{li}^M, \quad (19)$$

式中 $V_{li}^M - U_{li}^M$ 形成共同邊界的組合誤差項, $V_{li}^M \sim N(0, \sigma_{V_1}^2)$ 是外加的隨機干擾項。 U_{li}^M 就是非負技術缺口, 代表群組邊界($\hat{Y}_i^k$)與共同邊界的差距, 此差距越大, 代表此群組採用的生產技術越偏離產業最佳技術, 即生產技術越差; 反之, 此群組採用的生產技術越佳。依據 Huang et al. (2014) 技術缺口可以結合環境

¹² 感謝本刊評審的建議。

變數, 即

$$U_{li}^M = \Gamma_1' Q_{li} + W_{li} \geq 0, \quad (20)$$

Q_{li} 是一組影響生產技術的外生環境變數, Γ_1 是對應之參數, W_{li} 的定義域為 $\Gamma_1' Q_{li} \leq W_{li} \leq \infty$, 其分配類似 ω_1 也是截斷常態分配, 其機率密度函數類似註 7 中的 $f(\omega_1)$, 唯變異數改為 $\sigma_{W_1}^2$ 。

值得一提者, 估計共同邊界時仍將要素內生性問題納入考量, 對數概似函數就與群組邊界的 (11) 至 (13) 式類似, 故不再列出以節省篇幅。¹³

將各群組資料合併後估計對數概似函數, 得到 β^M 的參數估計值 ($\hat{\beta}^M$), 利用類似 (17) 的公式, 可以得到技術缺口比率 (technology gap ratio, TGR), TGR 值越高代表採用的生產技術越佳, TGR 值越低代表採用的生產技術越差。TGR 與 TE 相乘, 稱為總技術效率 TTE (total technical efficiency), 即 $TTE = TE * TGR$, 代表廠商實際產量與共同邊界的比率, TTE 與 TGR 可用來比較不同群組廠商的總技術效率和採用的生產技術, 孰優孰劣, 但不宜使用 TE 比較不同群組廠商的生產效率, 因為它們根據不同群組的生產邊界計算而來, 比較標準不一致。

3.3 群組與共同邊界的估計步驟

本小節摘要整理前兩小節的估計過程, 分成三個步驟。首先採用 Kutlu (2010) 與 Amsler et al. (2016) 建議的估計方法, 針對不同群組, 使用最小平方方法估計縮減式 (6), 得到係數估計值 $\hat{\Pi}$ 並用以計算共變數矩陣 $\hat{\Omega}_{\eta\eta} = \frac{1}{n} \sum_i (X_{2i} - \hat{\Pi}' z_i)(X_{2i} - \hat{\Pi}' z_i)'$; 第二步使用最大概似法極大化 (12) 式的 $\ln L_1$, 估計得各群組的參數值, 包括 β_1 、 β_2 、 γ_1 、 $\sigma_{\omega_1}^2$ 、 σ_c^2 以及 $\Omega_{v_1\eta}$ 。第三步合併各群組資料並考慮要素內生性問題後, 估計 (19) 式的共同邊界。

¹³ Huang et al. (2014) 提到估計共同邊界得到係數估計值的共變數矩陣, 應以 White (1982) 提出的 sandwich-form 修正, 本文 5.1 小節中同時列出未修正和修正後的估計標準誤, 除少數例外, 大多數的估計標準誤變化不大。

3.4 群組成本(經濟)效率

依據經濟理論, 成本函數是要素價格與生產量的函數, 推導過程中須給定要素價格與固定生產量, 一般均假設要素價格與生產量具有外生性, 故本研究在估計成本邊界函數時, 所有自變數皆假設為外生。令 E 代表事務所實際的成本支出, 三種要素支出的價格以向量 p 表示, 標準化 translog 群組成本函數表為:¹⁴

$$\begin{aligned} \ln(E/p_1) = & a_1 + \sum_{j=2}^3 a_j \ln\left(\frac{p_j}{p_1}\right) + \sum_{m=1}^2 b_m \ln y_m + a_4 t + \frac{1}{2} a_5 t^2 \\ & + \frac{1}{2} \sum_{j=2}^3 \sum_{k=2}^3 a_{jk} \ln\left(\frac{p_j}{p_1}\right) \ln\left(\frac{p_k}{p_1}\right) + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^2 \sum_{m=1}^2 b_{lm} \ln y_l \ln y_m \\ & + \sum_{j=2}^3 \sum_{m=1}^2 d_{jm} \ln\left(\frac{p_j}{p_1}\right) \ln y_m + \sum_{j=2}^3 a_{ij} \ln\left(\frac{p_j}{p_1}\right) t + \sum_{m=1}^2 b_{im} \ln y_m t \\ & + v_2 + u_2 \end{aligned} \quad (21)$$

上式右方除 $v_2 + u_2$ 以外各項, 代表為生產一定的產出水準, 最適(低)對數成本支出, u_2 代表成本無效率因素的存在, 導致標準化對數實際成本支出, $\ln(E/p_1)$, 高於最適成本支出的部分, 此無效率因素可能來自技術無效率和(或)配置無效率; v_2 是額外放入的隨機干擾項。

類似 3.1 小節, u_2 可與環境變數連結, 即:

$$u_2 = \gamma_2' q_2 + \omega_2 \geq 0, \quad (22)$$

表示 ω_2 的定義域為 $-\gamma_2' q_2 \leq \omega_2 < \infty$, 本文假設為截斷常態分配, 未截斷前的分配為 $N(0, \sigma_{\omega_2}^2)$, $\sigma_{\omega_2}^2$ 代表變異數, 其機率密度函數類似註 7 但須局部修改; q_2 代表一組外生環境變數, γ_2 是對應之待估參數。將(22)式代入(21)式成為

¹⁴ 迴歸分析時還須將對稱性質放入(21)式。

$$\ln(E/p_1) = C = a + Zb + \gamma_2' q_2 + \varepsilon_2 \quad (23)$$

其中 $\varepsilon_2 = v_2 - \omega_2$, v_2 與 ω_2 假設統計獨立, 向量 Z 代表最適對數成本支出的自變數, b 是對應之係數向量。 ε_2 的機率密度函數 $f(\varepsilon_2)$ 為:

$$f(\varepsilon_2) = \frac{\Phi(-\tilde{B}_i) \phi\left(\frac{\varepsilon_2}{\sigma_{\varepsilon_2}}\right)}{\sigma_{\varepsilon_2} \Phi\left(\frac{\gamma_2' q_2}{\sigma_{\omega_2}}\right)}, \quad (24)$$

其中 $-\tilde{B}_i = (\gamma_2' q_2 \sigma_{\varepsilon_2}^2 + \varepsilon_2 \sigma_{\omega_2}^2) / \sigma_{v_2} \sigma_{\omega_2} \sigma_{\varepsilon_2}$, $\sigma_{\varepsilon_2} = \sqrt{\sigma_{\omega_2}^2 + \sigma_{v_2}^2}$ 。

上式針對群組樣本連乘後取自然對數, 得到對數概似函數, 分別估計兩群事務所資料後得到群組成本邊界的係數估計值。利用類似 (14) 與 (15) 兩式, 得到成本效率估計值 (CE):

$$CE = \exp(-\hat{u}_2) = \exp(-\gamma_2' q_2 - \hat{\omega}_2) = \exp(-\hat{\gamma}_2' q_2) \exp(-\hat{\omega}_2), \quad (25)$$

其中 $\hat{\omega}_2$ 須利用類似 (15) 式計算得到。CE 值越大, 代表實際成本越靠近群組成本邊界, 成本效率越高; 反之, 則越低。運用 3.1 小節得到的群組 TE 值和本小節的 CE 值, 可以計算群組 AE 值。

3.5 隨機共同成本(經濟)效率

運用前小節群組邊界的係數估計值也能計算應變數 C 的配適值 ($\hat{C}$), 共同成本邊界函數從下方包絡群組成本邊界函數, 代表產業最佳生產技術, 群組邊界與共同邊界的差距, 此處稱為成本技術缺口 (cost technology gap), 缺口越大代表群組成本邊界越遠離 (高於) 共同成本邊界, 此群組廠商使用的生產技術越差; 反之, 則越佳。

隨機共同成本邊界函數的推導類似 3.2 小節, 以下僅擇要列出推導過程。令 $k (= 1, 2)$ 代表群組別, M 代表共同邊界, (23) 式的第 k 個群組第 i 個決策

單位的成本函數改寫為:

$$\ln(E_i^k/p_{li}^k) = C_i^k = \tilde{Z}_i b^k + \varepsilon_2, \quad k=1,2; \quad i=1, \dots, n. \quad (26)$$

隨機共同成本邊界的應變數就是群組成本邊界的配適值($\hat{C}_i^k$)表為:

$$\hat{C}_i^k = \tilde{Z}_i b^M + V_{2i}^M + U_{2i}^M, \quad (27)$$

式中 b^M 是共同成本邊界的待估參數向量, $V_{2i}^M + U_{2i}^M$ 形成隨機共同成本邊界的組合誤差項, $V_{2i}^M \sim N(0, \sigma_{V_2}^2)$ 是外加的隨機干擾項。 U_{2i}^M 就是成本技術缺口, 代表群組成本邊界($\hat{C}_i^k$)與共同邊界的差距。依據 Huang et al. (2014) 成本技術缺口可以結合環境變數, 即 $U_{2i}^M = \Gamma_2' Q_{2i} + W_{2i} \geq 0$, Q_{2i} 是一組影響生產技術的外生環境變數, Γ_2 是對應之參數, W_{2i} 是截斷常態分配隨機變數, 其機率密度函數類似 (22) 式的 ω_2 , 變異數為 $\sigma_{W_2}^2$ 。略為修改 (20) 式即得對數概似函數:

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \sum_i \ln \left(\Phi \left[\frac{\Gamma_2' Q_{2i}}{\sigma_{W_2}} \right] \right) + \sum_i \ln \left(\Phi \left[\tilde{A}_i \right] \right) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_i \left(\hat{C}_i^k - \tilde{Z}_i b^M - \Gamma_2' Q_{2i} \right)^2, \quad (28)$$

$$\text{其中 } \tilde{A}_i = \frac{\Gamma_2' Q_{2i} \sigma^2 + (\hat{C}_i^k - \tilde{Z}_i b^M - \Gamma_2' Q_{2i}) \sigma_{W_2}^2}{\sigma_{V_2} \sigma_{W_2} \sigma}, \quad \sigma^2 = \sigma_{W_2}^2 + \sigma_{V_2}^2.$$

將各群組資料合併後估計 (28) 式的對數概似函數, 得到 b^M 的參數估計值($\hat{b}^M$), 利用類似 (15) 和 (17) 的公式, 可以得到成本技術缺口比率 (cost technology gap ratio, CTGR), CTGR 值越高代表採用的生產技術越佳, CTGR 值越低代表採用的生產技術越差。CTGR 與前小節的 CE 相乘, 稱為總成本效率 TCE (total cost efficiency), 即 $TCE = CE * CTGR$, 代表廠商實際成本與共同成本邊界的比率, TCE 與 CTGR 可用來比較不同群組廠商的總成本效率和採用的生產技術, 但不宜使用 CE 比較不同群組廠商的成本效率, 因為 CE 根據不同群組的成本邊界計算而來, 比較基礎不一致。運用總成本效率和 3.2 小節

的總技術效率, 我們可以計算總配置效率 (TAE), 因為這三種效率值只需知道其中任意兩種, 就可計算第三種。

3.6 各種效率值之間的關係

以上總共介紹群組技術效率、群組配置效率、技術缺口比率、總技術效率、群組成本效率、成本缺口比率、總成本效率以及總配置效率等八種效率觀念, 使用圖 1 釐清彼此關係。

假設 A 與 B 兩類事務所均雇用兩種生產要素 x_1 與 x_2 , 生產單一產品, 它們的群組邊界分別為圖中 DC 和 IJ 兩條等產量線, 共同生產邊界以等產量線 GK 代表, 它從下方包絡 DC 和 IJ 兩條群組等產量線。以 A 類事務所為例, 3.1 小節群組技術效率 $TE = OC/OA$, 表示若使用最有技術效率方式生產等產量線 DC 所代表的產量, 只需使用 OC 線段代表的要素投入量, 但該廠商實際投入量為 OA, 此廠商若能減少 $1 - OC/OA$ 代表的比率, 就可在生產邊界上進行生產而達到完全的技術效率; 3.3 小節群組成本效率 $CE = OE/OA$, 代表廠商若達到完全成本效率, 可節省 $1 - CE$ 代表的比率, TE 與 CE 之差距為 EC, 即為群組配置無效率, 故群組配置效率 $AE = OE/OC = CE/TE$; 技術缺口比率 $TGR = OF/OC$, FC 代表群組邊界與共同邊界的差距, TGR 代表廠商若採用此產業最佳生產技術 (以共同生產邊界 GK 代表), 要素投入量可以節省 $1 - TGR$ 代表的比率。以下四種效率值可做類似解釋, 不再贅述; 總技術效率 $TTE = OF/OA = TE * TGR$, 成本缺口比率 $CTGR = OH/OE$, 總成本效率 $TCE = OH/OA$, 總配置效率 $TAE = OH/OF = TCE/TTE$ 。

3.7 研究假說

本小節依序建立以下五種假說, 比較兩類事務所的經營績效。

臺灣四大會計師事務查核公開發行公司簽證, 市占率高達 89%, 中型及小型會計師事務所合計僅占 11%。¹⁵ 我國審計市場, 上市櫃公司查核業務主要交

¹⁵ 詳金管會 109 年度審計監理報告。

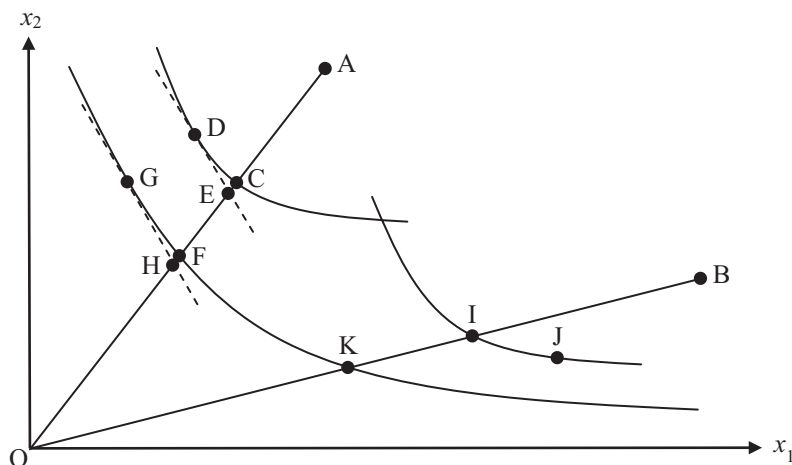


圖 1 不同效率值之關係

給四大會計師事務所, 少數給非四大但是具備一定營運規模的事務所查核; 其他非公開發行公司會計及審計工作, 就由中小型會計師事務所執行。

會計師產業面臨的風險主要為審計風險及企業固有風險、企業控制風險與查核風險等三種。會計師可以透過查核規劃及產業專家敏感度, 降低固有風險與內部控制風險, 然而客戶企業風險依舊存在。上市櫃公司查核在法令要求下, 審計規劃流程及查核比較嚴謹。因此, 大型會計師事務所為降低風險, 包括查核財務報表重編或者會計師簽證不實機率, 影響事務所聲譽及法律訴訟求償, 採用先進科技工具及查核技術, 致力提升事務所資源應用最佳化能力。大型會計師事務所審計查核之技術, 優於小型會計師事務所, 也就是大型會計師事務所採用的生產技術優於小型會計師事務所。設立假說 1 如下。

假說 1 大型事務所的技術缺口比率高於小型事務所。

依據資源基礎理論,¹⁶ 企業核心競爭力源自於企業擁有資源整合及槓桿能

¹⁶ 就策略管理研究, 主要有兩大學派, 第一學派是由產業經濟學的市場結構理論, 以 Michael Porter 為代表的 IO 學派。另外一學派則是資源基礎理論, 由 Barney (2001) 提出, 簡稱 RBV。資源基礎理論指出, 企業的競爭力不能單看公司規模, 而是來自公司所擁有的全部資源, 透過資源整合及槓桿, 建立可持續性核心競爭力。公司資源可分為有形資源及無形資源, 有形資源指公司的廠房設備、存貨等等, 無形資源則是指公司的人力資本, 品牌聲譽及供應鏈等。

力 (Barney, 2001), 規模不是唯一核心競爭力來源。由於小型會計師事務所擁有資源不若大型會計師事務所豐沛, 面對市場系統風險及審計市場競爭情境下, 小型會計師事務所必須強化自有資源的管理規劃能力, 不斷提升事務所內部經營管理能量, 方能維持生存。

實務上, 公開發行以上公司或者具備上市規模隱形冠軍之非公開發行公司, 多由大型會計師事務所提供專業服務; 因此, 大型會計師事務所的公費收入與營運規模肯定優於小型會計師事務所, 前者對抗營運風險之能力亦應大於後者。基於資源有限及追求效益最大化原則, 小型會計師事務所因市場獨占力低於大型事務所, 面臨同業競爭壓力, 執行審計查帳生產活動時, 必須針對事務所資源進行最佳組合運用, 致力提升本身事務所的技術效率 (管理能力) 與強化服務品質, 方能在激烈競爭下存活。

由於大型會計師事務所的營運規模遠大於小型會計師事務所, 前者之管理控制幅度 (*span of control*) 肯定比後者高,¹⁷ 控制幅度越大的組織, 一般而言越不容易進行資源整合、有效監督及權責分明; 故小型會計師事務所的總技術效率, 預期大於四大會計師事務所。總技術效率由技術效率和技術缺口比率組成, 因此我們推論假說 2 如下:

假說 2 小型事務所總技術效率高於大型事務所。

延續假說 1 論點, 由於大型事務所具有規模大和較多產業專家的優勢, 一些實證研究發現大型事務所具備經濟規模, 可以節省共同成本 (Banker et al., 2003); 另外, 大型事務所透過合併, 促進管理能力改善, 產生技術進步 (Banker et al., 2005)。就審計查核經驗, 會計師查核經驗次數越多, 透過學習效果的累積, 改善投入查帳成本 (Healy, 1985; 陳皆碩等, 2016)。由於大型會計師事務所查帳案件數多於小型會計師事務所, 產業專家累積經驗速度優於小型會計師事務所。綜上所述, 由於大型會計師事務所具備經濟規模及產業專家經驗

¹⁷ 「控制幅度」指「一個主管所能直接指揮監督部屬的數目」。由於能力及各方面因素之限制, 控制幅度有一定的限度, 超過此限度, 非但不能充分管理部屬, 部屬也會感到不滿。至於控制幅度多少才適宜, 管理研究目前尚未有定論。原則是求組織結構權責落實, 通常建議控制幅度要越短越好, 因此後續才有變形蟲組織或者扁平組織說法。

學習效果, 推論大型事務所使用的生產技術應優於小型事務所。設定假說 3 如下。

假說 3 大型事務所の成本缺口比率高於小型事務所。

由於政府對於公開上市櫃公司的會計師查核品質及審計監理要求, 遠超過非公開發行中小型企業, 大型會計師事務所為避免被訴訟求償, 必須強化其財務報表查核品質, 導致投入審計生產品質的成本大於中小型會計師事務所。延續假說 2 的論點, 基於小型事務所總技術效率高於大型事務所, 為生產一定數量的產出, 小型事務所生產要素投入量, 少於大型會計師事務所, 故小型事務所生產成本較低, 總成本效率也較高, 設定假說 4 如下。

假說 4 小型事務所總成本效率高於大型事務所。

大型事務所的人員編制遠大於小型事務所, 面臨會計師產業審計服務需求之變化以及要素市場供需變化, 導致要素價格波動時, 較能及時因應調整會計師事務所生產要素配置。從 4.2 節中可以得知, 大型事務所平均員工人數 (x_1) 高達 104.87 人, 是小型事務所平均員工人數 5.63 人的 18.6 倍。小型事務所人員配置極為精簡, 面臨產品需求與要素市場的變動, 不易立即調整。因此, 就事務所總配置效率觀點來看, 大型事務所應高於小型會計師事務所, 設定假說 5 如下:

假說 5 大型事務所の總配置效率高於小型事務所。

4. 資料分析

本研究主要資料來源為臺灣經濟新報資料庫 (TEJ), 從中整理我國會計師事務所產業民國 99 年至 103 年共計五年資料, 主因為 104 年以後沒有各事務所樓地板面積資料。刪除主要變數資料不全樣本後, 總計得到 3,410 筆, 平均每年約有 680 餘筆觀察值。樣本事務所以小型者居多, 大型者偏少, 為避免大型事務所群組樣本過少, 本文定義大型會計師事務所, 不若一般實證研究, 將樣

本分為四大與非四大。主要是因為臺灣會計師事務所規模分布，不若歐美國家，四大占總市場超過 70% 以上。臺灣會計師產業除了有四大會計師事務所，尚有許多中小型會計師事務所。基於四大樣本數偏少，重新定義大型事務所與小型事務所。定義會計師事務所員工人數 21 人及以上者為大型事務所，20 人及以下者為小型事務所；樣本數分別有 474 與 2,936。¹⁸ 因為每年各事務所的編號均不相同，研究者無法將各年資料串成縱橫資料 (panel data)，本研究使用的資料屬於混合資料 (pooling data)。

4.1 變數定義

表 1 列出本文使用的全部變數定義。要素投入有三種，包括員工人數 (x_1)、合夥人與經理人數 (x_2) 以及固定資產 (x_3)，而以樓地板面積 (坪) 代表固定資產；對應之要素價格分別為 p_1 、 p_2 和 p_3 ；三種要素支出之和為總成本 (cost)。產出變數有二：簽證收入 (y_1) 與管理顧問收入 (y_2)。

本研究的迴歸分析模型包含群組生產函數、群組成本函數、共同生產函數以及共同成本函數等共計四組，故環境變數也需四組。群組生產函數定義三個環境變數：女性員工比率 (female)、員工素質 (quality) 以及市占率 (share)；女性員工心思細膩，但可能因家庭因素無法配合加班或參加在職訓練，故 female 對生產效率的影響方向不明確；一般而言，quality 越高，員工生產效率越高，但也須給付較高薪水或產出水準未能大幅增加，故其係數符號不確定；市占率的係數若為正，表示市占率越高的事務所生產效率越低，吻合「寧靜生活假說」(quiet life hypothesis)；反之，則否定該假說。¹⁹

群組成本函數放入五個環境變數，包括高中學歷者占比 (high)、產品多樣化指標 (div) 及其平方項、案件價格 (price) 與失業率 (un) 等。員工中高中學

¹⁸ 為瞭解不同分類方式是否對研究結果產生影響，本研究另外定義 31 人及以上者為大型事務所，30 人及以下者為小型事務所，發現主要結果不變，請參閱 5.3 小節。

¹⁹ 依據寧靜生活假說，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有能力採用先進生產技術，可能有較高的生產效率。綜而言之，市場競爭度指標對效率之影響可能為正或負，取決於兩種力量何者較強。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。

表 1 變數定義

變數	定義(衡量單位)
要素投入	
員工人數(x_1)	領組 + 其他員工(人數)。
合夥人與經理(x_2)	合夥人 + 經理人(人數)。
固定資產(x_3)	事務所使用的樓地板面積(坪)。
要素價格	
員工價格(p_1)	領組與其他員工薪資費用/ x_1 (元)。
合夥人與經理價格(p_2)	合夥人與經理人收入/ x_2 (元)。
固定資產價格(p_3)	租金支出/ x_3 (元)。
產出變數	
簽證收入(y_1)	融資簽證 + 其他財務簽證 + 所得稅簽證收入(元)。
管理顧問收入(y_2)	稅務規劃 + 稅務行政救濟收入 + 其他業務收入 + 管理顧問 + 工商登記收入 + 其他執行業務收入(元)。
總成本(cost)	$p_1 * x_1 + p_2 * x_2 + p_3 * x_3$ (元)。
環境變數	
群組生產邊界	
女性員工比率(female)	會計師事務所全體人員中女性比率。
員工素質(quality)	會計師事務所全體人員中具有大學(含)以上學歷人員比率。
市占率(share)	個別會計師事務所簽證收入的市占率。
隨機共同生產邊界	
碩博比率(master)	合夥人、經理人與領組等三類人員中擁有碩士或博士學歷者之比率。
平均接案數(ave_case)	事務所全體人員平均接案數(案件數/($x_1 + x_2$))(案件數/人)。 案件數 = 事務所每年接到簽證和管顧案件數之和。
經濟成長率(growth)	GDP 每年成長率(%)。
群組成本邊界	
高中學歷者占比(high)	會計師事務所全體人員中高中學歷者占比。
產品多樣化指標(div)	依據 Laeven and Levine (2007), $div = 1 - \frac{ y_1 - y_2 }{y_1 + y_2}$ 。 div 介於零與一之間, 其值越大, 代表產品多樣化程度越高; 反之, 其值越小, 代表產品多樣化程度越低。
div 的平方(div^2)	div 取平方。
失業率(un)	臺灣每年失業率(%)。
案件價格(price)	($y_1 + y_2$)/案件數(元/件)。
隨機共同成本邊界	
平均每年產品多樣化程度(ave_div)	每年平均 div。
通貨膨脹率(inflation)	根據臺灣消費者物價指數(CPI)計算的每年通貨膨脹率(%)。
賀芬達指數(HHI)	根據事務所簽證收入計算的 Herfindahl-Hirschman index, 代表市場競爭程度。

歷者占比若越高, 預期對事務所成本效率易有不利影響; 產品多樣化程度越高的事務所, 可以分散風險並享有資源共享優勢, 成本效率越高; 放入平方項變數可以捕捉非線性關係。案件價格 (price) 和失業率 (un) 與成本效率之關係, 較不明確, 可能為正或負, 尤其失業率可視為一國整體經濟活動概況的代理變數, 失業率降低代表景氣復甦或繁榮, 帶動對會計師服務需求的增加, 簽證與管顧收入提高有利事務所成本效率提升; 另一方面, 事務所因收入增加易忽視管理能力的加強或為追求利潤而過度擴張營運規模, 反不利其成本效率的提升。

共同生產函數考慮碩博士比率 (master)、員工平均接案數 (ave_case) 和經濟成長率 (growth) 等三個環境變數。擁有碩、博士比率越高的事務所, 越容易接受新知和學習新生產技術, 進而採用較高生產技術, 預期其係數為負。平均接案數越高的事務所為擴大收入, 有較高誘因採用先進生產技術, 預期其係數亦為負。至於經濟成長率變數, 類似上段 un, 反映一國整體經濟活動概況的失業率, 對事務所採用生產技術的影響方向不確定。

共同成本函數考慮平均每年產品多樣化程度 (ave_div)、通貨膨脹率 (inflation) 與賀芬達指數 (HHI) 等三個環境變數, 這三個變數相當於每年平均值, 而非個別事務所觀察值, 主因可避免它們有內生性問題, 導致迴歸係數缺乏一致性。在群組成本函數中放入個別事務所的 div 及其平方項變數, 提到此變數對成本效率之影響可能是非線性, 此處僅放入 ave_div 的一次項, 其係數估計值可能為正或負。類似 un 與 growth, 通貨膨脹率也反映一國整體經濟活動概況, 對事務所採用生產技術的影響方向也不確定。賀芬達指數代表會計師事務所產業的市場競爭度, 其值越大表示市場競爭度越低, 或稱市場集中度越高; 若其係數估計值為負, 表示市場集中度越高, 事務所可能越想提高市占率而採用越先進生產技術; 反之, 若其係數估計值為正, 事務所越排斥採用先進生產技術, 類似前面提到的「寧靜生活假說」。

4.2 敘述統計量

表 2 列出全部樣本事務所所有變數的敘述統計量, 各投入和產出變數的標準差, 相較於平均數都偏大, 顯示各事務所營運規模彼此之間差異頗大。為了解

表 2 各變數敘述統計量

變數名稱	平均值	標準差
cost	2.09784D+07	1.96707D+08
x_1	19.42815	123.51
x_2	7.00	51.15
x_3	493.47	6204.77
p_1	357479.26	156865.47
p_2	622066.40824	644249.97
p_3	4040.14	3975.29
y_1	1.84040D+07	1.64911D+08
y_2	1.10420D+07	9.76797D+07
female	0.7479	0.1628
quality	0.9329	0.1312
share	0.00139	0.01326
master	0.1079	0.1366
ave_case	20.94	29.87
growth	4.5541	2.86
high	0.0671	0.1312
div	0.5243	0.2985
div ²	0.3640	0.3088
un	4.3888	0.4157
price	69640.54	577801.11
ave_div	0.5243	0.0123
inflation	1.2751	0.3969
HHI	1213.598	17.045
樣本數	3,410	

註: 此處所有金額變數皆未經過基期為 2016 年的消費者物價指數 (CPI) 平減, 迴歸分析時才予以平減。

兩群事務所樣本特徵的差異, 表 3 列出大、小型事務所所有變數的敘述統計量。明顯地, 這兩群事務所營運規模相去甚遠, 小型事務平均員工數僅 5.63 人, 大型事務所則高達 104.87, 其他的投入、產出和要素投入價格等變數, 也有相似情形。由此推斷, 這兩群事務所選用的生產方式應有差異, 若將兩群事務所資料合併估計再分群比較, 相當於假設它們均採用相同生產方式, 恐與事實不符; 建議採用本研究共同邊界模型, 才能正確比較不同群組廠商的生產效率。

表 3 兩群事務所的敘述統計量

	大型事務所		小型事務所	
	平均值	標準差	平均值	標準差
cost	1.28996D+08	5.15026D+08	3539614.76	2572292.26
x_1	104.87	318.38	5.63	3.71
x_2	37.54	133.26	2.07	1.30
x_3	2772.99	16472.49	125.45	113.516
p_1	425435.69	142671.60	346508.09	156314.16
p_2	819807.88	1187372.83	590142.21	497539.20
p_3	4763.56	3487.15	3923.35	4036.98
y_1	1.10066D+08	4.31459D+08	3605670.73	3338457.35
y_2	6.57685D+07	2.55421D+0	2206765.99	2553538.71
female	0.7603	0.1167	0.7458	0.1690
qualiy	0.9713	0.0421	0.9268	0.1394
share	0.00867	0.0347	0.00022	0.00017
master	0.0864	0.0785	0.1114	0.1435
ave_case	15.82	7.84	21.77	31.97
growth	4.55	2.86	4.55	2.86
high	0.0287	0.0421	0.0733	0.1394
div	0.5671	0.2810	0.5174	0.3007
div ²	0.4004	0.3104	0.3581	0.3082
un	4.39	0.42	4.39	0.42
price	189251.47	1533039.05	50330.06	79572.42
ave_div	0.5242	0.0122	0.5243	0.0123
inflation	1.27	0.396	1.28	0.397
HHI	1213.64	17.0	1213.59	17.04
樣本數	474		2,936	

註: 同表 2。

5. 實證分析

5.1 小節針對群組生產函數、群組成本函數、共同生產函數以及共同成本函數等四種邊界函數, 依序分析它們的迴歸係數估計結果; 5.2 小節運用迴歸係數

估計值計算各種技術效率、成本效率與配置效率, 比較兩群事務所的效率差異。5.3 小節為敏感度分析, 藉由不同分群方式, 觀察實證結果是否出現差異。

5.1 係數估計值

5.1.1 群組生產函數

為節約篇幅, 不列出縮減式(6)式的係數估計結果, 聯合檢定 x_2 與 x_3 兩迴歸式全部斜率項係數同時等於零的 F 檢定統計量, 小型事務所分別等於 50.59 與 23.02, 均達到統計顯著; 大型事務所則分別等於 7.68 與 20.42, 也都達到統計顯著; 以上結果支持兩條縮減式自變數(工具變數)的迴歸係數值不同時等於零, 顯示這些變數的選擇尚佳。大型事務所的檢定統計量較小的主因, 在於其樣本數僅有 474 筆, 遠低於小型事務所的 2,936 筆。²⁰

表 4 列出兩群事務所投入面距離函數的係數估計結果, 大型事務所因樣本數較少, 28 個迴歸係數估計值中只有 13 個達到至少 10% 顯著水準, 小型事務所因樣本數較多, 有高達 21 個係數達到至少 10% 顯著水準。 $\Omega_{v_1\eta_1}$ 和 $\Omega_{v_1\eta_2}$ 的係數估計值皆達 1% 顯著水準, 顯示存在生產要素內生性問題; 本研究採用 Hausman's test 檢定, 得到檢定統計量 10003.59, 應拒絕自變數(生產要素)與誤差項不相關的虛無假設, 確認存在要素內生性問題。運用表 4 係數估計值計算大型與小型事務所的規模經濟值(標準差), 分別為 0.6783 (0.2056) 與 0.4190 (0.1099), 顯示兩群事務所皆處於遞增規模報酬階段, 若繼續擴大營運規模, 有助降低長期平均成本。²¹

²⁰ 此檢定統計量計算公式為 $FF = \frac{T-K}{K-1} \frac{R^2}{1-R^2}$, 其中 T 代表樣本數, K 為自變數個數, R^2 是

判定係數; FF 統計量是自由度等於 $(K-1, T-K)$ 的 F 分配統計量。感謝本刊評審提供的經驗法則, FF 值若超過 10 以上較無弱工具變數的問題。以此觀之, 僅大型事務所 x_2 迴歸式的 FF 值未達標; 我們另外嘗試增加工具變數的個數, 該公式中分子 R^2 僅些許上升, 但同時因為分母 K 也上升, 致無助於提高 FF 值。

²¹ 參考 Kumbhakar and Wang (2007) 與 Karagiannis et al. (2004), 利用(1)式計算規模經濟(RTS)公式為 $RTS^{-1} = \sum_{m=1}^2 \partial(-\ln x_1) / \partial \ln y_m$ 。RTS⁻¹ 若小於一, 代表規模經濟; 反之則為規模不經濟。

表 4 群組投入面距離函數係數估計值

自變數	大型事務所		小型事務所	
	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
截距	-10.4918***	2.6452	-6.4174***	0.3771
$\ln y_1$	0.4905	0.3472	0.5720***	0.0482
$\ln y_2$	1.2565***	0.2427	0.5171***	0.0315
$\ln(x_2/x_1)$	1.3124**	0.5315	1.3042***	0.1082
$\ln(x_3/x_1)$	0.0687	0.3452	0.2847***	0.0868
t	0.0069	0.1519	0.1104**	0.0524
$0.5 \ln y_1 \ln y_1$	-0.0702**	0.0328	-0.0812***	0.0044
$0.5 \ln y_2 \ln y_2$	-0.1073***	0.0206	-0.0638***	0.0036
$0.5 [\ln(x_2/x_1)]^2$	0.3832***	0.0556	0.0477**	0.0211
$0.5 [\ln(x_3/x_1)]^2$	-0.0059	0.03577	0.0367***	0.0107
$0.5 t * t$	-0.0135	0.0159	0.0019	0.0065
$\ln y_1 \ln y_2$	0.0153	0.0222	0.0186***	0.0021
$\ln y_1 \ln x_2$	-0.0337	0.0380	-0.0537***	0.0070
$\ln y_1 \ln x_3$	-0.0306	0.0247	0.01031*	0.0057
$\ln y_2 \ln x_2$	0.0333	0.0261	-0.0176***	0.0058
$\ln y_2 \ln x_3$	0.0281	0.0197	-0.0140***	0.0043
$\ln y_1 * t$	0.0101	0.0112	-0.1118	0.0032
$\ln y_2 * t$	-0.0074	0.0086	-0.0052**	0.0023
$\ln x_2 \ln x_3$	-0.0705**	0.0337	-0.0157	0.0115
$\ln x_2 * t$	-0.0196	0.0186	0.0073	0.0066
$\ln x_3 * t$	-0.0151	0.0159	-0.0029	0.0047
$\Omega_{v_1 \eta_1}$	-0.0300***	0.0066	0.0372***	0.0044
$\Omega_{v_1 \eta_2}$	-0.0282***	0.0061	-0.0525***	0.0052
σ_{ω_1}	0.1916**	0.0938	0.0230	0.0805
σ_{v_1}	0.1695*	0.1030	0.2858***	0.0073
環境變數				
female	-0.1050	0.1347	0.1439***	0.0351
quality	0.7760***	0.2834	-0.0444***	0.0417
share	-3.6577**	1.5032	622.201***	79.9982
對數概似函數	-23.3588		-497.648	
樣本數	474		2,936	

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

2. $\Omega_{v_1 \eta_1}$ 與 $\Omega_{v_1 \eta_2}$ 就是正文中向量 $\Omega_{\eta v_1}$ 的兩個元素。

環境變數方面, 兩群事務所的係數估計值符號恰相反, 顯示同一環境變數對不同群組事務所效率的影響方向不同。大型事務所 *female* 的係數值為負但未達統計顯著; 相反的, 小型事務所 *female* 的係數值為正且顯著, 而其樣本平均數為 0.7458 (表 3), 表示此類事務所女性員工比率超過一半, 若降低女性員工比率可以提高技術效率。大型事務所 *quality* 的係數值為正且達 1% 顯著水準, 顯示員工素質提高, 大型事務所須支付較高待遇但產出水準未能至少等比例增加, 不利生產效率的提升; 小型事務所此變數的係數值為負但未達統計顯著。*share* 是唯一的環境變數同時對兩群事務所效率有顯著影響, 但方向相反; 大型事務所為負值, 表示市占率越高的大事務所技術效率越高, 否定「寧靜生活假說」, 小型事務所為正值, 表示市占率越高的小事務所技術效率越差, 符合「寧靜生活假說」。

5.1.2 群組成本函數

表 5 列出兩群組成本函數的係數估計值, 大型事務所因樣本數較少, 28 個迴歸係數估計值中只有 14 個達到至少 10% 顯著水準, 小型事務所因樣本數較多, 有高達 23 個係數達到至少 10% 顯著水準。運用表 5 係數估計值計算大型與小型事務所的規模經濟值(標準差), 分別為 0.6567 (0.1640) 與 0.5860 (0.1367), 顯示兩群事務所皆處於遞增規模報酬階段, 若繼續擴大營運規模, 有助降低長期平均成本。²²

環境變數方面, 兩群事務所的係數估計值符號一致, 惟顯著性有所差異。顯示同一環境變數對不同群組事務所成本效率的重要性不同。大型事務所 *high* 的係數值為正但未達統計顯著, 小型事務所為正且顯著, 表示小型事務所若高中學歷員工增加, 不利其成本效率之提高。兩型事務所 *div* 的一次項與二次項係數符號相同, 分別為負與正, 但僅一次項係數達到統計顯著。此變數對成本無效率之影響為開口向上的曲線關係, 一開始隨多樣化程度增加, 無效率(效率)逐漸下降(上升), 當大型事務所 *div* = 0.98, 小型事務所 *div* = 1.65 時, 無效率(效率)達到最低(高), 之後反轉, 多樣化程度的增加, 無效率(效率)

²² 利用 (21) 式 translog 成本函數計算規模經濟 (CRTS) 公式為 $CRTS = \sum_{m=1}^2 \partial \ln(E/p_1) / \partial \ln y_m$ 。CRTS 若小於一, 代表規模經濟; 反之則為規模不經濟。

表 5 群組成本邊界函數係數估計值

自變數	大型事務所		小型事務所	
	係數估計值	估計標準誤	係數估計值	估計標準誤
截距	10.6304***	2.4637	9.6729***	0.8124
$\ln y_1$	-0.2856	0.3346	-0.7883***	0.0890
$\ln y_2$	-0.7846***	0.2746	-0.4126***	0.0737
$\ln(w_2/w_1)$	1.6653***	-0.4551	0.4273***	0.1154
$\ln(w_3/w_1)$	1.1746***	0.4345	1.0768***	0.0852
t	-0.1108	0.1760	-0.2512***	0.0682
$0.5 \ln y_1 \ln y_1$	0.0804**	0.0335	0.0961***	0.0060
$0.5 \ln y_2 \ln y_2$	0.1130***	0.0192	0.0670***	0.0048
$0.5 [\ln(w_2/w_1)]^2$	0.0300	0.0402	0.0806***	0.0104
$0.5 [\ln(w_3/w_1)]^2$	0.0352	0.0379	0.0693***	0.0080
$0.5 t * t$	0.0143	0.0177	0.0103	0.0079
$\ln y_1 \ln y_2$	-0.0532**	0.0235	-0.0283***	0.0056
$\ln y_1 \ln(w_2/w_1)$	0.0467*	0.0271	-0.0183**	0.0073
$\ln y_1 \ln(w_3/w_1)$	-0.0298	0.0284	-0.0229***	0.0062
$\ln y_2 \ln(w_2/w_1)$	0.0517**	0.0226	-0.0048	0.0056
$\ln y_2 \ln(w_3/w_1)$	-0.0212	0.0244	-0.0205***	0.0048
$\ln y_1 * t$	0.0013	0.0129	0.0119***	0.0045
$\ln y_2 * t$	0.0056	0.0102	0.0097***	0.0036
$\ln(w_2/w_1) \ln(w_3/w_1)$	-0.0898***	0.0307	-0.0153*	0.0083
$\ln(w_2/w_1) * t$	-0.0299	0.0190	0.0058	0.0060
$\ln(w_3/w_1) * t$	0.0095	0.0223	0.0314***	0.0075
σ_w	4.4106***	0.5396	4.6563***	0.8868
σ_v	0.2609***	0.0192	0.3133***	0.0104
環境變數				
high	1.7128	56.9758	24.3716*	14.0068
div	-115.282***	40.9108	-120.599*	71.1507
div ²	58.5852	45.4739	36.6481	59.7305
un	-4.1719**	1.8008	-14.0765***	4.6460
price	-0.00052	0.0363	-0.00046	0.0170
對數概似函數	-81.6964		-1113.39	
樣本數	474		2,936	

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

逐漸上升(下降)。因為 div 必須介於零與一之間, 以上數據建議無論大或小型事務所, 若要提高成本效率, 儘量增加產品多樣化程度。失業率對兩群事務所成本效率之影響都為負且達到統計顯著, 表示若經濟復甦或景氣繁榮造成失業率下降, 兩群事務所仍應注意管理能力的加強。案件價格(price)對兩群事務所成本無效率之影響皆為負向, 惜未達統計顯著。

5.1.3 共同生產與成本邊界

使用表 4 的大、小兩群組投入面距離函數係數估計值, 計算(1)式應變數的配適值後, 合併兩群組樣本, 以最大概似法估計(20)式獲得共同投入面距離函數的係數向量 β^M , 結果置於表 6, 絕大多數係數估計值達到至少 10% 顯著水準。環境變數方面, master 和 ave_case 的係數估計值均為負且達到 10% 顯著水準, 顯示合夥人、經理人與領組等三類中、高階人員, 學歷為碩博士比率越高, 越有能力接受新知與採用先進生產技術; 另外, 員工平均接案數越高的事務所, 越有能力和誘因設法提升生產技術, 這兩個原因皆促使群組邊界與共同邊界之間的差距縮小。經濟成長率(growth)的係數估計值雖為負, 但未達到統計顯著。

由於本研究此處採用二階段估計法, 已將第一階段估計式的標準誤納入, 預期表 6 第三行的估計標準誤(二階段估計法), 應大於最後一行不考慮內生性問題的估計標準誤。比對表 6 最後兩行數據, 支持上述預期, 惟除環境變數部分外, 兩者差異不大。

使用表 5 的大、小兩群組成本邊界函數係數估計值, 計算(21)式應變數的配適值後, 合併兩群組樣本, 以最大概似法估計(28)式獲得共同成本函數的係數向量 b^M , 結果置於表 7, 絕大多數係數估計值達到至少 10% 顯著水準。環境變數方面, 平均產品多樣化程度(ave_div)與 inflation 的係數估計值都為正且達 10% 顯著水準, 顯示多樣化程度越高, 事務所易因每樣商品產量受限而缺乏採用先進生產技術的意願; 通貨膨脹反映經濟復甦或繁榮, 對會計師服務的需求增加而增加獲利, 事務所可能暫不急於提升生產技術。²³

²³ 本文依循 Huang et al. (2014), 估計共同成本邊界時, 使用 sandwich formula 修正估計標準誤, 表 7 同時列出修正與未修正的估計標準誤, Huang et al. (2014) 發現兩種估計標準誤孰大孰小, 並無定論。

表 6 共同邊界投入面距離函數係數估計值

自變數	係數估計值	估計標準誤 (二階段估計法)	估計標準誤 (不考慮內生性)
截距	-8.7505***	0.1671	0.0784
$\ln y_1$	0.8369***	0.0206	0.0179
$\ln y_2$	0.4653***	0.0169	0.0130
$\ln(x_2/x_1)$	0.3484***	0.0508	0.0227
$\ln(x_3/x_1)$	0.9312***	0.0426	0.0408
t	0.0885***	0.0281	0.0182
$0.5 \ln y_1 \ln y_1$	-0.1070***	0.0022	0.0014
$0.5 \ln y_2 \ln y_2$	-0.0741***	0.0015	0.0011
$0.5 [\ln(x_2/x_1)]^2$	0.0754***	0.0079	0.0068
$0.5 [\ln(x_3/x_1)]^2$	0.0210***	0.0044	0.0039
$0.5 t^2$	-0.0218***	0.0080	0.0036
$\ln y_1 \ln y_2$	0.0331***	0.0016	0.00099
$\ln y_1 \ln x_2$	-0.0041	0.0032	0.0030
$\ln y_1 \ln x_3$	-0.0242***	0.0025	0.0022
$\ln y_2 \ln x_2$	0.0047**	0.0023	0.0021
$\ln y_2 \ln x_3$	-0.0221***	0.0017	0.0015
$\ln y_1^* t$	0.0048***	0.0011	0.00094
$\ln y_2^* t$	-0.0048***	0.0009	0.00081
$\ln x_2 \ln x_3$	-0.0224***	0.0046	0.0039
$\ln x_2^* t$	-0.0042*	0.0023	0.0021
$\ln x_3^* t$	-0.0044**	0.0018	0.0015
σ_{W_1}	1.6890***	0.4372	0.3930
σ_{V_1}	0.0990***	0.0049	0.0035
$\Omega_{v_1\eta_1}$	0.0077***	0.0021	n.a.
$\Omega_{v_1\eta_2}$	-0.0002	0.0022	n.a.
環境變數			
master	-40.0894**	16.2505	7.3381
ave_case	-0.7964**	0.3971	0.1942
growth	-4.5019	4.2763	0.3146
對數概似函數	2738.85		
樣本數	3,410		

註: 同表 5。

表 7 共同成本邊界函數係數估計值

自變數	係數估計值	估計標準誤 (未修正)	估計標準誤 (修正後)
截距	7.7545***	0.08600	0.0770
$\ln y_1$	-0.6220***	0.0111	0.0041
$\ln y_2$	-0.2793***	0.0080	0.0060
$\ln(w_2/w_1)$	-0.0418***	0.0155	0.0093
$\ln(w_3/w_1)$	1.1712***	0.0080	0.0002
t	0.2038***	0.0132	0.0021
$0.5 \ln y_1 \ln y_1$	0.0907***	0.0010	0.0002
$0.5 \ln y_2 \ln y_2$	0.0636***	0.0006	0.0002
$0.5 [\ln(w_2/w_1)]^2$	0.0406***	0.0021	0.0001
$0.5 [\ln(w_3/w_1)]^2$	0.0718***	0.0011	0.0007
$0.5 t^2$	0.0125***	0.0008	0.0007
$\ln y_1 \ln y_2$	-0.0351***	0.0004	0.0002
$\ln y_1 \ln(w_2/w_1)$	0.0039***	0.0009	0.0004
$\ln y_1 \ln(w_3/w_1)$	-0.0242***	0.0008	0.0003
$\ln y_2 \ln(w_2/w_1)$	0.0078***	0.0007	8.28E-05
$\ln y_2 \ln(w_3/w_1)$	-0.0241***	0.0006	0.0001
$\ln y_1 * t$	0.0089***	0.0007	0.0002
$\ln y_2 * t$	0.0068***	0.0007	0.0001
$\ln(w_2/w_1) \ln(w_3/w_1)$	-0.0118***	0.0010	6.37E-05
$\ln(w_2/w_1) * t$	0.0076***	0.0008	0.0008
$\ln(w_3/w_1) * t$	0.0248***	0.0013	0.0006
σ_{w_2}	3.4930	9.8300	95.7365
σ_{V_2}	0.0147***	0.0025	0.0017
環境變數			
ave_div	4627.05***	147.917	196.9210
inflation	95.6686***	5.3443	13.4961
HHI	-2.17063***	0.0690	0.0751
對數概似函數	3864.62		
樣本數	3,410		

註: ***, ** 與 * 分別代表達到 1%, 5% 以及 10% 顯著水準, 使用未修正的估計標準誤計算。因為除環境變數的估計標準誤變化較大以外, 大多數其他係數的估計標準誤, 未修正和修正後差異不大。

5.2 效率分析

5.2.1 技術效率

使用 5.1 小節的係數估計值, 我們可以計算 3.5 小節的各種技術效率值, 如表 8。為凸顯考慮要素內生性的重要, 本研究另外估計忽略要素內生性的群組和共同邊界投入面距離函數, 但不列出係數估計結果以省篇幅, 但將使用它們的係數估計值計算各種效率值, 一併放入表 8。該表顯示考慮和忽略要素內生性的模型, 得到的各種效率值大多有相當差異。考慮要素內生性模型下大型事務所的平均技術效率、技術缺口比率以及總技術效率, 分別等於 0.53、0.88 和 0.47, 都低於小型事務所的 0.82、0.93 和 0.77。大型事務所需減少 47% ($1 - 0.53$) 的 x_1 投入量, 才能達到其群組邊界, 而採用之生產技術水準, 只需再提高 12% ($1 - 0.88$) 即可達到共同邊界; 故其無效率的主要原因為管理無效率, 若優先改善, 可以大幅提升總技術效率。²⁴

採用平均數差異檢定, 發現兩群事務所技術缺口比率以及總技術效率的差異都達到統計顯著, 實證分析結果拒絕假說 1, 接受假說 2。就會計實證意涵來講, 假說 1 被推翻, 經深入詢問業界專家, 實證結果合理, 也呼應寧靜假說。因為大型事務所固然資源優於小型事務所, 但是因為其基層工作人員流動率高於小型, 導致循環式教導學習成本高, 抵銷原有的資源與技術優勢。另外大型事務所的組織結構較小型事務所龐大, 業務量多於小型事務所, 控制幅度 (span of control) 大於小型事務所, 這對於審計活動的管理訊息規劃及改正等傳遞, 肯定不若小型事務所訊息傳遞快, 以上現象都會抵消原有掌控的資源及技術優勢, 所以假說 1 被拒絕, 此發現與一般實務認知相左, 一般認知大型事務所應優於小型事務所的技術缺口比率, 這是月暈效果 (halo effect) 的認知偏誤, 也呼應寧靜生活假說。

²⁴ 作者們嘗試將兩群事務所資料合併後, 估計所謂的合併生產邊界 (common production frontier), 利用迴歸係數計算全部樣本的技術效率值, 區分成大與小兩個子樣本後計算平均效率值, 分別等於 0.67 和 0.77, 大型事務所的平均技術效率顯著低於小型事務所; 若忽略要素內生性問題, 兩個子樣本的平均技術效率值只有些許變化。值得一提者, 使用合併生產邊界模型無法將總技術效率分成技術效率 and 技術缺口比率兩種。收集美國銀行業資料, Almanidis et al. (2019) 發現運用合併生產邊界分析銀行效率, 易導致錯誤結果。

表 8 各種技術效率平均值(以 20 人為分界線)

	大事務所		小事務所	
	考慮內生性	不考慮內生性	考慮內生性	不考慮內生性
群組技術效率	0.5304 (0.0960)	0.6718 (0.0630)	0.8207 (0.0866)	0.6321 (0.1248)
技術缺口比率	0.8942 (0.0668)	0.4232 (0.0890)	0.9216 (0.0117)	0.9696 (0.0152)
總技術效率	0.4745 (0.0948)	0.2817 (0.0553)	0.7562 (0.0787)	0.6122 (0.1181)
RTS	0.6783 (0.2056)	0.6579 (0.2305)	0.4190 (0.1099)	0.3504 (0.1089)
樣本數	474		2,936	

註: 括弧內數字是標準差。

假說 2 成立, 符合實務意涵。因為小型事務所體認到自己規模小, 產業專精度及品牌光環不若大型事務所, 因此如何在競爭環境中不被市場(客戶)淘汰, 僅能就其事務所有限資源, 在每日營運中兢兢業業, 透過現有資源的有效運用, 維持其核心競爭力, 留住客戶, 如此方能不被市場淘汰。因此假說 2 成立尚屬合理。

5.2.2 成本效率

使用 5.1 小節的係數估計值, 我們可以計算各種成本效率值, 如表 9。大、小型事務所的群組平均成本效率差異不大, 分別等於 0.79 和 0.77, 但前者的平均成本缺口比率以及總成本效率, 分別等於 0.71 和 0.57, 都低於小型事務所的 0.96 和 0.74。大型事務所無效率的主要原因為可能在於現有要素投入配置是否有改善空間, 例如外勤工作查核規劃及人員訓練熟悉度, 設法降低基層人員流動率等, 相信可提高成本效率, 以大幅提升其總成本效率。採用平均數差異檢定, 發現兩群事務所成本缺口比率以及總成本效率的差異均達到統計顯著。配置效率方面, 無論是群組抑或總配置效率, 兩類事務所的差異相較於成本缺口比率以及總成本效率雖然不大, 總配置效率的差異仍達到統計顯著。值得注意者, 因各種配置效率平均直皆達 0.92 以上, 兩群事務所配置無效率問題相對比較輕微, 建議將重心放在技術效率改善。

表 9 各種成本效率平均值(以 20 人為分界線)

	大事務所	小事務所
群組成本效率	0.7912 (0.0633)	0.7722 (0.0351)
成本缺口比率	0.7139 (0.1069)	0.9640 (0.0331)
群組配置效率	0.9970 (0.0236)	0.9227 (0.0733)
總成本效率	0.5657 (0.0955)	0.7445 (0.0425)
總配置效率	0.9810 (0.0704)	0.9517 (0.0677)
CRTS	0.6567 (0.1640)	0.5860 (0.1367)
樣本數	474	2,936

註: 同表 8。

綜而言之, 本小節的實證分析結果, 拒絕假說 1 和 3, 接受假說 2、4 和 5。說明如下, 假說 1 被推翻, 除證明大型事務所支持寧靜生活理論假說, 也證明社會大眾普遍認知大型事務所的技術缺口比率優於小型事務所, 有月暈效果之認知偏誤。假說 3 延續假說 1, 但被拒絕, 經深入探詢會計師實務專家, 本假說被推翻, 反映臺灣會計師實務現況, 尚屬合理。因為大型事務所規模遠大於小型事務所, 可從表 3 證實, 就經營公司之損益兩平點目標而言, 小型會計師事務所達成率肯定大於大型會計師事務所, 因為固定成本和管銷成本差異甚大。另外四大會計師事務所為達成符合法規要求及事務所同業評鑑, 甚至美商符合 PCAOB 查核, 要素投入量一定大於一般小型事務所, 這些都是影響事務所要素投入成本, 因此假說 3 被推翻為合理。

假說 4 成立是合理, 成本效率就其經濟意涵, 主要就是評估管理階層掌握公司現有資源, 是否達到成本最適化。以往會計技術效率實證研究, 忽略內生性及外在系統風險評估 (Dopuch et al., 2003, Chang et al., 2018, Knechel et al., 2009), 內生性影響迴歸係數估計值的統計性質, 系統風險影響要素投入數量高低與成本變動。大型事務所規模及資源高於小型事務所, 應對市場競爭與供需變化能力肯定比小型事務所強, 其總配置效率平均值高達 0.98, 代表大型

事務所為維持品牌效果和一定市占率, 在生產要素配置方面的能力是小型事務所無法企及的, 支持假說 5。

5.3 敏感度分析

4.1 小節提到為瞭解不同分類方式是否對研究結果產生影響, 本研究另外定義 31 人及以上者為大型事務所, 30 人及以下者為小型事務所, 依據 5.1 小節迴歸分析順序, 分別估計群組生產函數、共同邊界生產函數、群組成本函數以及共同邊界成本函數, 係數估計結果與 5.1 小節大體類似, 為節省篇幅不列出它們的係數估計結果。利用這些係數估計值計算 5.2 小節的各種效率值, 如表 10 和表 11。

表 10 顯示考慮和不考慮內生性問題得到的各種技術效率值有相當差異, 與表 8 的發現類似; 假說 1 與 2 的結論也與 5.2.1 小節相同, 即拒絕假說 1 和接受假說 2。表 11 顯示兩群組各種平均成本效率值, 與表 9 的發現類似, 即拒絕假說 3 和接受假說 4 與 5。

比較表 8 與 10, 大事務所各種效率平均值的差異較大, 可能因為此類事務所的樣本數較少, 增減樣本數對效率估計值的影響較大; 因為大事務所樣本數從 474 降為 310, 降幅達 34.6%, 小事務所樣本數增幅僅 5.6%。比較表 9 與 11, 同類事務所各種效率平均值的差異則較小。不論這些效率平均值的差異較大或較小, 上述五種假說檢定結果皆相同, 表示本文實證分析結果具有頑強性(robustness), 不受分群方式之影響, 故研究結果應有一定參考價值。

5.4 本節結論

本研究主要將過去文獻忽略的生產要素內生性問題納入考量, 運用 Huang et al. (2014) 提出之隨機共同邊界模型, 區分會計師事務所為大型和小型兩群組後, 分別從生產邊界與成本邊界角度, 進行迴歸分析, 探討技術、配置與經濟效率等議題。除大型事務所因樣本數較少, 致群組生產與成本邊界迴歸係數估計值達到統計顯著者稍少外, 小型事務所群組生產與成本邊界和共同生產與成本邊界的迴歸係數, 達到統計顯著者都超過一半以上。估計群組生產邊

表 10 各種技術效率平均值 (以 30 人為分界線)

	大事務所		小事務所	
	考慮內生性	不考慮內生性	考慮內生性	不考慮內生性
群組技術效率	0.8417 (0.0841)	0.9281 (6.88D-16)	0.8474 (0.0587)	0.6752 (0.1175)
技術缺口比率	0.5884 (0.1645)	0.2253 (0.0440)	0.9786 (0.0222)	0.9020 (0.0238)
總技術效率	0.4958 (0.1500)	0.2091 (0.0408)	0.8292 (0.0594)	0.6097 (0.1109)
RTS	0.6700 (0.2045)	0.7266 (0.2179)	0.4895 (0.1263)	0.4558 (0.1328)
樣本數	310		3,100	

註: 同表 8。

表 11 各種成本效率平均值 (以 30 人為分界線)

	大事務所	小事務所
	考慮內生性	考慮內生性
群組成本效率	0.8354 (0.0641)	0.7657 (0.0294)
成本缺口比率	0.7045 (0.1241)	0.9580 (0.0413)
配置效率	0.9715 (0.0498)	0.9014 (0.0614)
總成本效率	0.5896 (0.1110)	0.7351 (0.0400)
總配置效率	0.9708 (0.0782)	0.8869 (0.0626)
RTS	0.6791 (0.1765)	0.6179 (0.1477)
樣本數	310	3,100

註: 同表 8。

界時若忽略要素內生性問題, 技術缺口比率和總技術效率傾向低估, 但不會改變假說 1 和假說 2 的檢定結果。

利用迴歸係數估計值計算技術缺口比率、總技術效率、成本缺口比率、總

成本效率以及總配置效率等五種效率值, 根據 3.6 小節建立的五種研究假說進行檢定, 假說 1 和假說 3 遭到拒絕, 但接受假說 2、4 與 5。

6. 結論

以往研究會計師事務所效率之文獻, 多以單一生產要素進行探討, 並且忽略生產要素內生性問題。本研究首度將生產要素內生性納入考量, 運用 Huang et al. (2014) 模型, 同時探討技術效率與配置效率議題, 期望補足過去研究的缺口, 對於了解會計師事務所的整體技術效率與配置效率, 相互間關聯性更加清楚, 解決以往使用單一要素投入評估整體效率之不足。

在共同邊界模型下, 可以評估技術缺口比率、總技術效率、成本缺口比率、總成本效率以及總配置效率等五者, 除總配置效率外, 均以小型事務所較有優勢, 支持寧靜生活假說外, 也證實大型事務所必然具備競爭優勢之月暈效果認知偏誤, 的確存在。相信無論對於大型或小型會計師事務所, 本研究結果對於臺灣會計師事務所經營策略, 具備相當實務管理意涵及管理思考啟發, 也對於會計師產業的營運規劃及審計市場業務拓展策略, 有不同觀點與省思。就主管機關角度, 會計師透過審計提供專業且超然獨立服務, 由於市場公費價格競爭, 必定擠壓事務所現有利潤及要素投入調整, 但此調整是否會影響財務報表查核品質, 評估會計師事務所效率議題十分重要。如同銀行業金融機構被要求公司財務資料, 必須符合巴賽爾資本協定之最低限制, 本研究具備相當政策管理意涵及貢獻。

參考文獻

- 沈中華與呂美慧 (2007), 「本國銀行業逐年的競爭程度及其變化之分析」, 《證券市場發展季刊》, 2(19), 119–152。 (Shen, C.-H. and M.-Y. Lu (2007), “Analysis of Taiwan’s Banking Market Competition and Its Change Across Time,” *Review of Securities and Futures Markets*, 2(19), 119–152.)
- 黃台心 (1997), 「臺灣地區本國銀行成本效率之推估 — 隨機邊界模型之應用」, 《人文

- 及社會科學集刊》, 9(1), 85–123。(Huang, T.-H. (1997), “An Empirical Study on Cost Efficiency of Domestic Banking in Taiwan: An Application of the Stochastic Frontier Model,” *Journal of Social Science and Philosophy*, 9(1), 85–123.)
- 黃台心 (1998), 「以隨機成本邊界函數分析本國銀行的規模與多元經濟」, 《經濟論文叢刊》, 26(2), 209–241。(Huang, T.-H. (1998), “Estimating Scale and Scope Economics in Taiwan’s Banking Sector Using a Stochastic Frontier Cost Function,” *Taiwan Economic Review*, 26(2), 209–241.)
- 黃台心, 江典霖與張雅凱 (2015), 「再探銀行產業的市場競爭度 — 東亞八國的實證分析」, 《管理評論》, 34(4), 59–76。(Huang, T.-H., D.-L. Chiang, and Y.-K. Chang (2015), “Re-Visit the Market Competition of the Banking Industries in Eight East Asian Countries,” *Management Review*, 34(4), 59–76.)
- 黃台心, 黃國睿與鄭人瑋 (2022), 「運用隨機共同邊界模型比較我國金控與非金控銀行之生產效率 — 考慮要素內生性問題」, 《經濟論文叢刊》, 50(2), 1–43。(Huang, T.-H., K.-J. Huang, and R.-W. Jeng (2022), “Applying the Stochastic Meta-Frontier Model to Compare Production Efficiencies between Financial Holding Banks and Non-Financial Holding Banks in Taiwan with the Presence of Endogenous Inputs,” *Taiwan Economic Review*, 50(2), 1–43.)
- 黃台心, 張寶光與邱郁芳 (2009), 「應用共同成本函數探討東亞六國銀行業之生產效率」, 《經濟論文》, 37(1), 61–100。(Huang, T.-H., B.-G. Chang, and Y.-F. Chiu (2009), “An Examination of Banks’ Efficiency for Six Asian Countries Using the Metafrontier Cost Function,” *Academia Economic Papers*, 37(1), 61–100.)
- 黃台心, 鍾銘泰與陳世章 (2018), 「臺灣證券業市場競爭度與創新之研究」, 《證券市場發展季刊》, 30(2), 151–193。(Huang, T.-H., M.-T. Chung, and S.-J. Chen (2018), “Market Competition and Innovation in Taiwan’s Securities Industry,” *Review of Securities and Futures Markets*, 30(2), 151–193.)
- 黃鏡如, 傅祖壇與黃美瑛 (2008), 《績效評估: 效率與生產力之理論與應用》, 臺北: 新陸出版社。(Huang, C.-J., T.-T. Fu, and M.-Y. Huang (2008), *Performance Evaluation: Efficiency and Productivity*, Taipei: ShinLou Publishing Company.)
- 陳皆碩, 鄭國枝與康湘婷 (2016), 「會計師產業簽證經驗與簽證工作量對財務報表重編之影響」, 《中山管理評論》, 24(1), 153–198。(Chen, C.-S., K.-C. Cheng, and H.-T. Kang (2016), “The Impact of Auditors’ Industrial Attestation Experience and Audit Workload on Financial Restatements,” *Sun Yat-sen Management Review*, 24(1), 153–

198.)

- 顏晃平與張靜文(2011),「本國銀行業成本效率之研究 — 共同邊界函數應用」,《經濟研究》, 47(1), 147–181。(Yen, H.-P. and J.-W. Chang (2011), “Measuring Cost Efficiencies in Domestic Banks: Application of the Metafrontier Approach,” *Economic Research Journal*, 47(1), 147–181.)
- 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(1), 21–37.
- 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(1), 69–84.
- Amsler, C., A. Prokhorov, and P. Schmidt (2016), “Endogeneity in Stochastic Frontier Models,” *Journal of Econometrics*, 190(2), 280–288.
- Amsler, C., A. Prokhorov, and P. Schmidt (2017), “Endogenous Environmental Variables in Stochastic Frontier Models,” *Journal of Econometrics*, 199(2), 131–140.
- Atkinson, S. E. and C. Cornwell (1994), “Parametric Estimation of Technical and Allocative Inefficiency with Panel Data,” *International Economic Review*, 35, 231–243.
- Banker, R. D., H. Chang, and R. Cunningham (2003), “The Public Accounting Industry Production Function,” *Journal of Accounting and Economics*, 35(2), 255–281.
- Banker, R. D., H. Chang, and R. Natarajan (2005), “Productivity Change, Technical Progress, and Relative Efficiency Change in the Public Accounting Industry,” *Managerial Science*, 51(2), 291–304.
- Banker, R. D., H. Chang, and R. Natarajan (2007), “Estimating DEA Technical and Allocative Inefficiency Using Aggregate Cost or Revenue Data,” *Journal of Productivity Analysis*, 27(2), 115–121.
- Barney, J. B. (2001), “Resource-Based Theories of Competitive Advantage: A Ten-Year on the Resource-Based View,” *Journal of Management*, 27(6), 643–650.
- 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.

- Battese, G. E., D. S. Rao, and C. J. O'Donnell (2004), "A Metafrontier Production Function for Estimation of Technical Efficiencies and Technology Gaps for Firms Operating under Different Technologies," *Journal of Productivity Analysis*, 21(1), 91–103.
- Bauer, P. W. (1985), "An Analysis of Multiproduct Technology and Efficiency Using the Joint Cost Function and Panel Data: An Application to the U.S. Airline Industry," Doctoral Dissertation, University of North Carolina at Chapel Hill.
- Berger, A. N., D. Hancock, and D. B. Humphrey (1993), "Bank Efficiency Derived from the Profit Function," *Journal of Banking and Finance*, 17(2–3), 317–347.
- Black, B. S. (2000), "The Legal and Institutional Preconditions for Strong Securities Markets," *UCLA Law Review*, 48(4), 781–855.
- Bos, J. W. and H. Schmiedel (2007), "Is There a Single Frontier in a Single European Banking Market?" *Journal of Banking and Finance*, 31(7), 2081–2102.
- Bröcheler, V., S. Maijoor, and A. van Witteloostuijn (2004), "Auditor Human Capital and Audit Firm Survival: The Dutch Audit Industry in 1930–1992," *Accounting, Organization and Society*, 29(7), 627–646.
- Chang, H., J. Chen, R. R. Duh, and S. H. Li (2011), "Productivity Growth in the Public Accounting Industry: The Roles of Information Technology and Human Capital," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 30(1), 21–48.
- Chang, H., H. L. Choy, W. W. Cooper, B. R. Parker, and T. W. Ruefli (2009), "Measuring Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Changes of CPA Firms Prior to, and Following the Sarbanes-Oxley Act," *Socio-Economic Planning Sciences*, 43(4), 221–228.
- Chang, H., H. L. Choy, W. W. Cooper, and T. W. Ruefli (2009), "Using Malmquist Indexes to Measure Changes in the Productivity and Efficiency of US Accounting Firms Before and After the Sarbanes-Oxley Act," *Omega*, 37(5), 951–960.
- Chang, B. G., T. H. Huang, and C. Y. Kuo (2015), "A Comparison of the Technical Efficiency of Accounting Firms among the US, China, and Taiwan under the Framework of a Stochastic Metafrontier Production Function," *Journal of Productivity Analysis*, 44(3), 337–349.
- Chang, B. G., T. H. Huang, and H. M. Wang (2015), "An Evaluation of Technical Efficiencies for the Top 100 Public Accounting Firms in China," *International Journal of Information and Management Science*, 26(4), 361–378.

- Chang, H., Y. C. Kao, R. Mashruwala, and S. M. Sorensen (2018), "Technical Inefficiency, Allocative Inefficiency, and Audit Pricing," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 33(4), 580–600.
- Chen, K. H. (2012), "Incorporating Risk Input into the Analysis of Bank Productivity: Application to the Taiwanese Banking Industry," *Journal of Banking and Finance*, 36(7), 1911–1921.
- Chen, K. H. and H. Y. Yang (2011), "A Cross-Country Comparison of Productivity Growth Using the Generalised Metafrontier Malmquist Productivity Index: With Application to Banking Industries in Taiwan and China," *Journal of Productivity Analysis*, 35(3), 197–212.
- Coelli, T. J., D. S. P. Rao, C. J. O'Donnell, and G. E. Battese (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Boston, MA: Springer Science & Business Media.
- Dopuch, N., M. Gupta, D. A. Simunic, and M. T. Stein (2003), "Production Efficiency and the Pricing of Audit Services," *Contemporary Accounting Research*, 20(1), 47–77.
- Gerakos, J. and C. Syverson (2015), "Competition in the Audit Market: Policy Implications," *Journal of Accounting Research*, 53(4), 725–775.
- Greene, W. H. (1980), "On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model," *Journal of Econometrics*, 13(1), 101–115.
- Greenwood, R., S. X. Li, R. Prakash, and D. L. Deephouse (2005), "Reputation, Diversification, and Organizational Explanations of Performance in Professional Service Firms," *Organization Science Journal*, 16(6), 661–673.
- Healy, P. M. (1985), "The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions," *Journal of Accounting and Economics*, 7(1-3), 85–107.
- Huang, T. H. (2000), "Estimating X-Efficiency in Taiwanese Banking Using a Translog Shadow Profit Function," *Journal of Productivity Analysis*, 14(3), 225–245.
- Huang, T. H., B. G. Chang, and C. Y. Kuo (2019), "Comparing the Metafrontier Malmquist Productivity Changes of Public Accounting Firms Across Countries," *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, 26(5), 589–608.
- Huang, T. H., K. C. Chen, C. H. Lin, and M. T. Chung (2014), "Consistent Estimation of Technical and Allocative Efficiencies for a Semiparametric Stochastic Cost Frontier with Shadow Input Prices," *Journal of Productivity Analysis*, 41(2), 307–320.
- Huang, M. Y. and T. T. Fu (2013), "An Examination of the Cost Efficiency of Banks in

- Taiwan and China Using the Metafrontier Cost Function,” *Journal of Productivity Analysis*, 40(3), 387–406.
- Huang, T. H., C. N. Hu, and B. G. Chang (2018), “Competition, Efficiency, and Innovation in Taiwan’s Banking Industry: An Application of Copula Methods,” *Quarterly Review of Economics and Finance*, 67, 362–375.
- Huang, C. J., T. H. Huang, and N. H. Liu (2014), “A New Approach to Estimating the Metafrontier Production Function Based on a Stochastic Frontier Framework,” *Journal of Productivity Analysis*, 42(3), 241–254.
- Huang, M. Y., J. C. Juo, and T. T. Fu (2015), “Metafrontier Cost Malmquist Productivity Index: An Application to Taiwanese and Chinese Commercial Banks,” *Journal of Productivity Analysis*, 44(3), 321–335.
- Huang, C. J. and J. T. Liu (1994), “Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function,” *Journal of Productivity Analysis*, 5(2), 171–180.
- 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(2), 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(1), 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(1), 39–49.
- Karagiannis, G., P. Midmore, and V. Tzouvelekas (2004), “Parametric Decomposition of Output Growth Using a Stochastic Input Distance Function,” *American Journal of Agricultural Economics*, 86(4), 1044–1057.
- Karakaplan, M. U. and L. Kutlu (2017a), “Handling Endogeneity in Stochastic Frontier Analysis,” *Economics Bulletin*, 37(2), 889–901.
- Karakaplan, M. U. and L. Kutlu (2017b), “Endogeneity in Panel Stochastic Frontier Models: An Application to the Japanese Cotton Spinning Industry,” *Applied Economics*, 49(59), 5935–5939.
- Knechel, W. R., P. Rouse, and C. Schelleman (2009), “A Modified Audit Production Framework: Evaluating the Relative Efficiency of Audit Engagements,” *Accounting*

- Review*, 84(5), 1607–1638.
- Kumbhakar, S. C. (1991), “The Measurement and Decomposition of Cost-Efficiency: The Translog Cost System,” *Oxford Economic Papers*, 43, 667–683.
- Kumbhakar, S. C. (1996), “A Parametric Approach to Efficiency Measurement Using a Flexible Profit Function,” *Southern Economic Journal*, 63, 473–487.
- Kumbhakar, S. C. (1997), “Modeling Allocative Inefficiency in a Translog Cost Function and Cost Share Equations: An Exact Relationship,” *Journal of Econometrics*, 76(1–2), 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(3), 279–286.
- Kumbhakar, S. C. and C. A. K. Lovell (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S. C. and M. G. Tsionas (2021), “Estimation of Costs of Technical and Allocative Inefficiency,” *Journal of Productivity Analysis*, 55(1), 41–46.
- Kumbhakar, S. C. and H. J. Wang (2006a), “Estimation of Technical and Allocative Inefficiency: A Primal System Approach,” *Journal of Econometrics*, 134(2), 419–440.
- Kumbhakar, S. C. and H. J. Wang (2006b), “Pitfalls in the Estimation of a Cost Function That Ignores Allocative Inefficiency: A Monte Carlo Analysis,” *Journal of Econometrics*, 134(2), 317–340.
- Kumbhakar, S. C. and D. Wang (2007), “Economic Reforms, Efficiency and Productivity in Chinese Banking,” *Journal of Regulatory Economics*, 32(2), 105–129.
- Kutlu, L. (2010), “Battese-Coelli Estimator with Endogenous Regressors,” *Economics Letters*, 109(2), 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(2), 539–559.
- Laeven, L. and R. Levine (2007), “Is There a Diversification Discount in Financial Conglomerates?” *Journal of Financial Economics*, 85(2), 331–367.
- Lai, H. P. and S. C. Kumbhakar (2019), “Technical and Allocative Efficiency in a Panel Stochastic Production Frontier System Model,” *European Journal of Operational Research*, 278(1), 255–265.
- Lee, C. C. and T. H. Huang (2017), “Cost Efficiency and Technological Gap in Western

- European Banks: A Stochastic Metafrontier Analysis,” *International Review of Economics and Finance*, 48, 161–178.
- Lee, C. C. and T. H. Huang (2019), “What Causes the Efficiency and the Technology Gap under Different Ownership Structures in the Chinese Banking Industry?” *Contemporary Economic Policy*, 37(2), 332–348.
- Levinsohn, J. and A. Petrin (2003), “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables,” *Review of Economic Studies*, 70(2), 341–372.
- Lundgren, T. and P. O. Marklund (2015), “Climate Policy, Environmental Performance, and Profits,” *Journal of Productivity Analysis*, 44(3), 225–235.
- 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.
- Meeusen, W. and J. van den Broeck (1977), “Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error,” *International Economic Review*, 18, 435–444.
- Melo-Becerra, L. A. and A. J. Orozco-Gallo (2017), “Technical Efficiency for Colombian Small Crop and Livestock Farmers: A Stochastic Metafrontier Approach for Different Production Systems,” *Journal of Productivity Analysis*, 47(1), 1–16.
- O’Donnell, C. J., D. S. Rao, and G. E. Battese (2008), “Metafrontier Frameworks for the Study of Firm-Level Efficiencies and Technology Ratios,” *Empirical Economics*, 34(2), 231–255.
- Olley, S. and A. Pakes (1996), “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica*, 64, 1263–1298.
- Panzar, J. C. and J. N. Rosse (1987), “Testing for ‘Monopoly’ Equilibrium,” *Journal of Industrial Economics*, 35, 443–456.
- Tran, K. C. and E. G. Tsionas (2013), “GMM Estimation of Stochastic Frontier Models with Endogenous Regressors,” *Economics Letters*, 118(1), 233–236.
- Tran, K. C. and E. G. Tsionas (2015), “Endogeneity in Stochastic Frontier Models: Copula Approach without External Instruments,” *Economic Letters*, 133, 85–88.
- 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.
- Tsukamoto, T. (2019), “Endogenous Inputs and Environmental Variables in Battese and Coelli’s (1995) Stochastic Frontier Model,” *Economics Bulletin*, 39(3), 2228–2236.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman (1983), “Agency Problems, Auditing, and the Theory of the Firm: Some Evidence,” *The Journal of Law and Economics*, 26(3), 613–633.
- White, H. (1982), “Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models,” *Econometrica*, 50, 1–16.

STUDYING ECONOMIC EFFICIENCY OF TAIWAN'S ACCOUNTING FIRMS UNDER THE STOCHASTIC META-FRONTIER FRAMEWORK WITH ENDOGENOUS INPUTS

Yi-Chun Lin

Department of Accounting
National Changhua University of Education

Tai-Hsin Huang*

Department of Money and Banking
National Chengchi University

Keywords: Public accounting firms, Endogenous inputs, Stochastic meta-frontier model, Technical efficiency, Allocative efficiency, Economic efficiency, Cost technology gap ratio

JEL Classification: C26, D24, L84

* Correspondence: Tai-Hsin Huang, Department of Money and Banking, National Chengchi University, Taipei 116011, Taiwan. Tel: (02) 2625-3440; Fax: (02) 2625-3440; E-mail: thuang@nccu.edu.tw.

ABSTRACT

This paper compiles data from public accounting firms in Taiwan, spanning 2010-2014, and splits the sample firms into two groups, large and small ones. The former is defined as firms hiring 21 or more employees and the reverse is true for the latter. We compare technical, allocative, and economic (cost) efficiencies under the framework of the stochastic meta-frontier with endogenous inputs. The outcomes show that the total technical efficiency of small firms is higher than that of large firms because the former have higher managerial abilities and adopt superior technology to the latter. It is suggested that large firms improve their managerial abilities, and then undertake better technology in order to promote their production efficiency and save input usage. If the problem of endogenous inputs is overlooked, then the resulting total technical efficiency score tends to be underestimated. As for cost efficiency, large firms are found to employ inferior technology, so their cost technology gap ratio is lower than small firms'. The allocative inefficiency of both groups is not serious.

研究紀要

標題: 隨機共同邊界與要素內生性架構下探討我國會計師事務所之經濟效率

作者: 林宜君、黃台心

類型: 實證研究或其它

研究動機

本研究主要針對我國會計師事務所民國 99 至 103 年資料, 分析與比較它們的技術、配置和經濟(成本)效率。因為我國會計師產業以小型者居多, 不同規模事務所採用的生產技術有所差異, 進行效率評估時應將這種技術差異性納入分析模型, 才能獲得可信賴的結論。本文以員工人數在 21 (含) 人以上者, 定義為大型事務所, 反之則為小型事務所。此外, 生產要素具有內生性問題, 是近年來重要研究議題。本文在隨機共同生產與成本邊界模型下, 考慮生產要素具有內生性問題, 探究大、小型事務所技術、配置和成本效率差異, 據以提出經營策略建議。

研究方法

在 Huang et al. (2014) 提出之隨機共同邊界架構下, 以員工人數 20 或 30 人為界, 將我國會計師事務所區分成大型(21 或 31 人及以上)與小型(20 或 30 人及以下)等兩類。(一) 利用投入面距離函數, 分別估計兩類事務所的群組邊界並計算群組技術效率, 接著合併全部樣本後估計隨機共同邊界距離函數, 計算技術缺口比率和共同邊界效率。(二) 分別估計兩類事務所的群組成本邊界並

計算群組成本效率, 接著合併全部樣本後估計隨機共同成本邊界函數, 計算成本缺口比率和共同邊界成本效率。估計群組與共同邊界投入面距離函數時, 將生產要素具有內生性問題納入考量, 可獲得具有一致性的係數估計值。利用成本效率與技術效率的差距計算群組配置效率和共同邊界配置效率。

主要發現及建議

實證分析結果, 發現小型事務所因有較佳管理能力及生產資源規劃能力, 總技術效率優於大型事務所。大型事務所若先改善管理能力, 其次為提升生產技術, 應可大幅強化生產效率與節約資源。迴歸模型若忽略生產要素內生性問題, 傾向得到偏低的總技術效率, 大型事務所優先改善順序也顛倒。成本效率方面, 大型事務所弱點為採用較差的生產技術, 因其成本缺口比率遠低於小型事務所。

兩群事務所配置無效率問題比較輕微, 不過, 大型事務所生產要素平均總配置效率值高達 0.98, 歸因於其規模及資源高於小型事務所, 應對市場競爭與供需變化能力強過小型事務所。

Copyright of Taiwan Economic Forecast & Policy is the property of Institute of Economics, Academia Sinica, Taiwan Economic Forecast & Policy and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.