

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

大股東持股與廠商績效—內生轉換迴歸模型之分析

計畫類別：個別型計畫

計畫編號：NSC91-2415-H-032-012-

執行期間：91年08月01日至92年07月31日

執行單位：淡江大學產業經濟系(所)

計畫主持人：陳明園

報告類型：精簡報告

處理方式：本計畫可公開查詢

中華民國 92 年 10 月 20 日

行政院國家科學委員會補助專題研究計畫成果
報告

※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※

※※

※

※

※ 大股東持股與廠商績效—內生轉換迴歸模型之分析 ※

※

※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※※

※※

計畫類別：個別型計畫

計畫編號：91-2415-H-032-012-

執行期間：91年8月1日至92年7月31日

計畫主持人：陳明園

計畫參與人員：劉靜容（研究生）

本成果報告包括以下應繳交之附件：

- 赴國外出差或研習心得報告一份
- 赴大陸地區出差或研習心得報告一份
- 出席國際學術會議心得報告及發表之論文各一份
- 國際合作研究計畫國外研究報告書一份

執行單位：淡江大學產業經濟學系

中 華 民 國 九 十 二 年 九 月 三 十 日

行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告

大股東持股與廠商績效—內生轉換迴歸模型之 分析

計畫編號：91-2415-H-032-012-

執行期限：91年8月1日至92年7月31日

主持人：陳明園 淡江大學產業經濟學系

E-mail：mychen@mail.tku.edu.tw

一 摘要

本文的主要目的是探討經理人股權對公司績效的影響，文獻中類似主題的實證研究相當多，本研究與相關文獻主要的不同，在於我們針對股權結構內生性的問題以及我國公司股權的特色，建立內生轉換聯立方程式模型，利用二階段估計方法，先以多項式 logit 模型探討公司股權情境（依大股東持股狀態定義）的內生選擇，並在考慮自我選擇偏誤後，進行經理人股權與公司績效的聯立方程式分析。本文以民國 90 年 466 家上市公司為研究對象，實證結果顯示，公司集團效果的強度（公司與其關係人交易的密切程度），以及家族介入公司經營的情況，是影響公司股權情境選擇的重要因素；同時，隨著股權情境自我選擇的不同，經理人持股的改變對於公司績效的影響有著顯著的差異。

關鍵詞：經理人股權；公司績效；內生轉換聯立方程式模型

二 前言

在探討股權結構如何影響公司績效的文獻中，是否考慮股權結構內生性的問題以及如何克服這問題，常是各研究主要差異的所在。Demsetz (1983) 建立利潤極大化之內生股權結構的觀念，他認為股權結構是公司權衡許多利益和成本，並且透過自我選擇過程所達到的一個組織均衡的結果；由於股權結構是內生決定，反映各公司的最適選擇，因此從橫斷面的公司資料來看，股權結構與公司的績效或獲利率之間應是沒有關聯。Demsetz and Lehn (1985) 的實證結果發現股權與績效間的線性關係是不存在的，股權結構對績效不具解釋能力。Morck et al. (1988) 檢驗經理人股權（代表股權結構）與績效的關係，他們強調內部所有權的誘因效果，發現二者間存在非線性關係，也就是在經理人持股比率低時，因「利益一致」(convergence of interest) 所產生的正向相關，以及隨著經理人持股比率增加，因「職位鞏固」(entrenchment) 動機所造成的負向相關；McConnell and Servaes (1990)，Hermalin and Weisbach (1991)，與 Himmelberg et al. (1999) 等研究也皆有類似的發現。

然而，Demsetz and Lehn (1985) 或 Morck et al. (1988) 等較早的研究在探討股權結

構對績效的影響時，雖然認知到股權結構是內生決定，並且分析了股權結構的決定因素，例如企業風險的大小或是經理人權衡性支出的多寡，但在檢驗股權對績效之效果的績效迴歸式中，卻忽略了績效可能對股權結構產生影響的內生性問題。基於內部資訊 (insider information) 以及以績效為基礎之薪酬制度 (performance-based compensation) 的考量，公司績效也會影響其股權型態；例如，由於資訊的差異，公司內部人員與市場對於績效的不同預期，創造了經理人依其預期改變其持股狀況的動機，也因而改變了整個公司的股權結構；而經理人薪酬以股票選擇權給付，也造成績效影響股權結構的可能性。基於這項因素，近年來許多研究皆以橫斷面的公司資料為對象，運用聯立方程式的模型來處理股權結構變數 (股權集中度或經理人股權) 在績效迴歸式中的內生問題，例如 Agrawal and Knoeber (1996) 利用兩階段最小平方法估計包含公司績效、內部經理人股權、機構持股、外部大股東持股等六項代理問題控制機制的七條聯立方程式模型；Chung and Pruitt (1996) 使用三階段最小平方法估計高階經理人股權、報酬、與公司績效之間的關係。

進行我國公司股權與績效關聯性的研究時，不僅存在股權內生的問題，更有股權變數衡量的困難。Shleifer and Vishny (1997)，La Porta et al. (1999)，Claessens et al. (2000)，與 Bebchuk et al. (2000) 等研究皆強調，許多國家的公司股權結構普遍存在直接持股比例低的控制股東，雖然這些股東擁有不高的直接股權，但持有的股份或具有較高的投票權 (dual class equity)，或可透過交叉持股 (cross ownership) 與金字塔結構 (stock pyramids) 等股權連結的措施來增加對公司的控制權，使得其控制力明顯超過其實際擁有的現金分配權，因而有足夠的誘因與能力，積極介入公司的經營。Bebchuk et al. (2000) 稱這類的股權結構為「少數股權控制結構」 (controlling-minority structure；或 CMS)，因為股東可在持有少數股權的情況下控制公司的經營。文獻中有關美國公司的研究皆是以經理人或股東的直接持股計算股權結構；然而，許多學者相信，在 CMS 股權結構普遍存在的情形下，例如我國公司的股權結構，直接股權的高低很難代表公司控制權的分配，除非追蹤與辨識股東的間接持股，並計算最終控制權 (ultimate control)，否則股權結構與績效的關係將無法正確的分析。

在 CMS 股權結構下，由於現金流量權與控制權分離，控制股東得以犧牲其他小股東的福利為代價，追求本身最大的利潤；因為愈大的控制權代表愈有能力侵占與轉移公司資源，而較少的現金分配權卻降低股東在侵占時的財富損失。Bebchuk (1999) 提出公司股權結構的「利益保護理論」 (rent-protection theory)，認為在公司相關法律較為鬆弛，因而擁有公司控制權可以獲得高額的私人控制利益 (private benefits of control) 的國家，對於想將公司公開發行或是籌措新資金的公司所有人而言，現金流量權與控制權分離是個相當普遍與實際的安排。換言之，在我國公司部門的環境下，如果 CMS 結構下之控制股東的利益確實顯著，我們將不容易觀察到持有高直接股權的股東，因為股東確實有動機與能力進行 CMS 股權結構的安排。然而，實際的觀察顯示，我國多數的公司仍存在持有高比率直接股權的股東。以本文的研究樣本為例，如果定義單一股東直接持股大於 5% 者為大股東，則在民國 90 年的 466 家上市公司中，383 家公司存在大股東持股，剩餘 83 家公司之股東持股比例皆小於 5%；在 383 家公司中，109 家公司存在持股比例高於 20% 之大股東，274 家公司之大股東持股比例介於 5% 與 20% 之間。

如果公司大股東持股的型態可適當的代表公司 CMS 股權結構的強度，也就是公司所有股東持股比例皆小於 5% 者代表具有最高程度的 CMS 結構；公司擁有持股比例介於 5% 與 20% 之間的大股東者次之；而公司擁有持股比例高於 20% 之大股東者代表具有最弱程度的 CMS 結構，則這些數字有二個重要的涵義。其一是，大股東持股的型態或是 CMS 股權結構的強度乃是公司內生的決策。在文獻中，Holderness and Sheehan (1988) 發現有絕對多數股東 (majority shareholders) (即持股超過 50% 之股東) 的公司，其投資策略、公司控制權交易的頻率、會計利潤、以及績效都與缺乏絕對多數股東之股權分散公司類似；同時，絕對多數股東皆為公司之董事或高階經理人，雖然其薪資較股權分散公司之經理人薪資為高，但平均而言其差額很小，這些發現顯示絕對多數股東股權型態的

內生性，不符合絕對多數股東運用其控制權剝削公司財富的假說。Denis and Denis (1994) 進一步探討絕對多數股東之公司沒有顯現較差績效的原因，發現這些公司並沒有仰賴其他的控制機能去減緩代理問題，絕對多數股東的存在符合其組織的效率。因此他們認為公司是否為絕對多數股東的組織架構是內生決定的。另一個涵義是，由於公司 CMS 股權結構的強度，或是換言之，直接股權大小的型態，是內生的決策，因此，即使在 CMS 結構普遍存在的公司部門，經理人的直接持股比率乃有其重要的經濟意義；其隱含的經理人對於公司資源之直接控制權力的大小，及其傳遞予市場關於經理人或主要股東對於公司營運狀況預期的訊息，顯示直接股權與績效應有的潛在關聯性；而且此關聯性當隨公司 CMS 結構強度的差異而不同。

基於以上的考量，本文運用內生轉換聯立方程式模型 (switching simultaneous equation model)，探討經理人股權 (直接股權) 與公司績效的關係。基本的想法是，不同大股東持股型態 (即不同 CMS 股權結構強度) 的公司分屬不同的股權情境 (regime) 或子樣本，且此情境的選擇為公司基於本身的條件所做的內生決策；在不同的情境下，經理人股權與公司績效應有不同的關聯性，代表各子樣本公司的績效對經理人股權變化的敏感度是相異的，也就是經理人股權與公司績效的相互關係會隨內生決定之大股東持股型態之不同而異。因此在進行經理人股權與績效之聯立方程式分析時，應依大股東持股型態不同所區分出之不同子樣本分開加以估計，而不能將全部樣本公司置於同一組聯立方程式模型之中。然而分別進行不同股權情境下之聯立方程式估計時，由於所使用的樣本決定於公司自我選擇的結果，必須考慮因此可能產生的樣本選擇偏誤 (sample selection bias)。本文先以多項式 logit (multinomial logit) 估計公司大股東持股型態的選擇，探討此內生決策的決定因素；再運用 Heckman 二階段方法 (two-stage method)，將公司股權情境選擇行為的差異，即多項式 logit 估計結果所計算的選擇偏誤矯正因子 (或稱為 inverse Mill's ratio)，放入經理人股權與公司績效之聯立方程式模型中，進行聯立方程式二階段最小平方法 (2SLS) 的估計。

內生轉換迴歸模型 (endogenous switching regressions) 在勞動經濟學領域是相當常見的分析工具。然而，針對股權與績效關係的本質與相關研究的分析，我們認為此模型應是值得運用的方法；同時，本文將常見的各情境下單一迴歸式，延伸為各情境下之聯立方程式，以更符合問題的特性，希望藉此檢驗我國公司的股權資料，提供與其他文獻對照比較的結果。下一節將說明內生轉換聯立方程式模型的設定，以及模型中各變數的衡量方法；第三節為實證結果，將分別列出股權情境選擇之多項式 logit 以及經理人股權與績效聯立方程式的迴歸結果；第四節為結論。

三 實證模型設定與資料

首先定義大股東為持股比率大於 5% 之股東，並將公司大股東持股狀態區分為三種情境 (三群子樣本)：情境一，有大股東持股，且存在持股比率高於 20% 之大股東；情境二，有大股東持股，但所有大股東持股比率皆介於 5% 與 20% 之間，沒有持股高於 20% 之股東；情境三，不存在大股東持股，所有股東持股比率皆小於 5%。內生轉換聯立方程式模型之設定為：

$$Y_{li} \gamma_1 + X_{li} \beta_1 + \varepsilon_{li} = 0 \quad \text{iff } L_i = 1 \quad (1)$$

$$Y_{2i} \gamma_2 + X_{2i} \beta_2 + \varepsilon_{2i} = 0 \quad \text{iff } L_i = 2 \quad (2)$$

$$Y_{3i} \gamma_3 + X_{3i} \beta_3 + \varepsilon_{3i} = 0 \quad \text{iff } L_i = 3 \quad (3)$$

$$L_{ji}^* = Z_i \delta_j + u_{ji} \quad (4)$$

$$L_i = 1 \quad \text{iff } L_{1i}^* = \max \{L_{ji}^*\}, j = 1, 2, 3 \quad (5)$$

$$L_i = 2 \quad \text{iff } L_{2i}^* = \max \{L_{ji}^*\}, j = 1, 2, 3 \quad (6)$$

$$L_i = 3 \quad \text{iff } L_{3i}^* = \max \{L_{ji}^*\}, j = 1, 2, 3 \quad (7)$$

(1)–(3) 式分別代表三種股權情境下的經理人股權與公司績效聯立方程式，(4)–(7) 式為公司情境選擇的多項式 logit 迴歸式。其中下標 i 代表第 i 個公司， j 等於 1, 2, 3 分別代表情境一、二、與三。 Y_{li} 、 Y_{2i} 、 Y_{3i} 代表三組聯立方程式模型中的內生變數，本文

中三種情境之內生變數皆相同，即經理人股權與公司績效變數； X_{1i} 、 X_{2i} 、 X_{3i} 分別代表情境一、二、三時模型中的外生變數，包含經理人股權與公司績效決定因素的變數，在本文的設定中， X_{1i} 與 X_{2i} 相同，而與 X_{3i} 略有不同。 L_i 是公司 i 的大股東持股情境，公司是否選擇第 j 種大股東持股情境 (L_i 是否等於 j) 為公司的內生決策，取決於潛藏變數 (latent variable) L_{ji}^* ， L_{ji}^* 可視為公司 i 選擇第 j 種股權情境的效益，是無法觀察到的變數，僅能觀察到公司實際的大股東股權情境選擇 L_i ，而 Z_i 則為公司大股東持股情境決策的解釋變數，有關解釋變數 X 與 Z 的設定與相關假說稍後詳敘。同時假設殘差項 ε_{1i} 、 ε_{2i} 、 ε_{3i} 、 u_{ji} 為多元常態分配，且誤差項的共變數 $\text{cov}(\varepsilon_{1i}, u_{ji})$ 、 $\text{cov}(\varepsilon_{2i}, u_{ji})$ 與 $\text{cov}(\varepsilon_{3i}, u_{ji})$ 皆不為零，也就是「內生」轉換的意義。由於此內生轉換的特質，以 2SLS 直接估計 (1)–(3) 式，將無法得到一致性的估計，因此必須修正此種自我選擇誤差，本文將以 Heckman 二階段方法進行估計。

在第一階段的多項式 logit，假設誤差項 u_{ji} 為 i.i.d. 的極值分配 (extreme-value distribution)，則公司 i 選擇第 j 類股權情境的機率 $P_{ji} = \exp(Z_i \delta_j) / \sum_{s=1}^3 \exp(Z_i \delta_s)$ 。由於 δ_1 、 δ_2 、 δ_3 三組參數無法同時被認定，將設股權情境三 (無大股東持股之公司) 為參考組，並將其對應的參數 δ_3 標準化為零；換言之，當 $j=1$ 或 2 時， $P_{ji} = \exp(Z_i \delta_j) / (1 + \sum_{s=1}^2 \exp(Z_i \delta_s))$ ；當 $j=3$ 時， $P_{ji} = 1 / (1 + \sum_{s=1}^2 \exp(Z_i \delta_s))$ 。由於多項式 logit 情境選擇的機率值為解釋變數 Z_i 的非線性函數，迴歸係數值不能代表變數的邊際效果；然而我們可簡單計算解釋變數對情境選擇相對機率的影響。情境一與二的相對機率為： $P_{1i} / P_{2i} = \exp(Z_i (\delta_1 - \delta_2))$ ，而情境一或二與情境三的相對機率為： $P_{ji} / P_{3i} = \exp(Z_i \delta_j)$ ， j 為 1 或 2；因此，如果 $\delta_1 > \delta_2$ ，則相對於情境二，解釋變數的值變大將增加情境一被選擇的機率，如果 δ_1 (或 δ_2) > 0 ，則相對於情境三，解釋變數的值變大將增加情境一 (或二) 被選擇的機率。同時，依據 Lee (1983) 樣本選擇模型的推導，可計算第 j 類情境的樣本選擇偏誤矯正因子 $\lambda_{ji} = \varphi(\Phi^{-1}(P_{ji})) / \Phi(\Phi^{-1}(P_{ji})) = \varphi(\Phi^{-1}(P_{ji})) / P_{ji}$ ，函數 $\varphi(\cdot)$ 與 $\Phi(\cdot)$ 分別為標準常態分配的機率密度函數與累積密度函數。在第二階段時，將選擇偏誤矯正因子 λ_{ji} 當作新增的解釋變數分別加入三種股權情境之聯立方程式；要強調的是，依 Lee, Maddala, and Trost (1980) 對於利用 Heckman 二階段方法估計內生轉換聯立方程式模型的討論，必須將選擇偏誤矯正因子同時加入 2SLS 的縮減式與結構式的估計。當然，由於解釋變數 λ_{ji} 的加入，可能產生變異數不齊一性的問題，造成迴歸係數標準差低估的情形，因此本文乃依 Heckman (1979) 與 Greene (1981) 的方法進行必要的調整。以下分別說明股權情境選擇迴歸式與股權績效聯立方程式之解釋變數的設定。

三.1 股權情境選擇之多項式 logit

在第一階段的大股東持股情境 (或 CMS 股權結構強度) 選擇迴歸式的解釋變數方面，本文主要考慮兩個關於公司所有人特質的變數，分別為公司家族經營的程度以及公司集團效果的強度。在家族經營的程度方面，根據 Fama and Jensen (1983) 的觀念，經理人可視為決策管理者，而董事會可視為決策控制者，但是當屬於公司或組織特有知識集中於少數人時，最有效率的組織結構是將決策管理與決策控制結合於這些人；然而，兩者的結合將降低經理人行為的監督，因此經理人 (決策管理者) 也應為剩餘風險承擔者。DeAngelo and DeAngelo (1985) 認為在此情況下，由於有關公司經理績效、投資機會等資訊不易與組織中其他成員溝通，維持高的持股控制可保存組織特有資本，避免其他無效率的經理人做出錯誤決策。一企業有較深的家族介入程度或經營權仍掌握於企業創辦者或其成員，就愈符合公司或組織特有知識集中的情況，這些知識常集中於家族成員或公司的創始人與繼承人，其他的公司成員並不易取得，因此高集中度的股權或大股東的存在就愈有可能成為家族公司的效率股權結構。Denis and Denis (1994) 也發現絕對多數股東的組織架構主要決定於公司所有人的特質，例如家族或創始人介入公司經營的程度，而非公司特質變數，如企業風險 (股價報酬率的波動) 或研究發展支出等因素，支持家族經營與絕對多數股東組織架構的正向關聯性。

然而，從另一角度來看，家族為了降低公司控制情況的透明度，以避免來自外部監督者的壓力，有足夠的動機建構 CMS 股權結構；同時，由於家族成員常位居重要的管

理階層，更有利於家族或公司的管理人進行 CMS 結構的安排。La Porta et al. (1999) 以及其他相關的研究也確實發現 CMS 結構在家族企業掌握主要經濟活動的國家中較容易發生，這觀點隱含家族經營與股權情境一或二之選擇傾向的負向關聯。由於這二個相反的推論，理論上家族經營的程度對於公司大股東持股情境選擇不容易有個明確的推論。本文將依據各公司財務報告書或年報的記載，在董事及監察人資料中，若登記屬於二等親以內關係者，則判定其屬於同一家族成員；再設定虛擬變數 FAMD1 與 FAMD2 分別代表該公司的董監事會具有單一家族成員 (FAMD1=1) 以及二個以上的家族成員 (FAMD2=1)，FAMD1 與 FAMD2 為零乃代表董監事職位中沒有明顯的家族成員。並且在使用 FAMD1 與 FAMD2 控制不同家族結構的效果後，計算董監事會中家族董監事股權占全部董監事股權的比率 (FAMSH)，用以代表家族介入公司經營的程度。

在集團效果強度對於大股東持股情境選擇的影響方面，文獻中有關日本公司治理的研究，例如 Aoki (1990)，Flath (1993)，Berglof and Perotti (1994)，與 Kim and Limpaphayom (1998) 皆已發現在企業正常營運的狀況下，集團 (Keiretsu) 內的各公司常扮演著互相監督的角色；因為集團的成員公司或各關係人間彼此的聯繫相當地緊密，他們不但互相持有股份，互相交換訊息，而且可以很容易地觀察評價彼此的財務狀況、前景、政策以及績效，這代表他們之間可發展出互相監督的機制而能有效的控制經理階層的行為。從代理理論的觀點，集團公司互相監督的機制將可降低運用高股權集中度監督經理人的必要性，而非集團公司因為缺乏集團效果的互相監督機制，對於運用高股權集中度降低代理問題會有較強的依賴程度；換言之，一公司擁有較強的集團效果，其選擇股權情境一或二的傾向將相對較弱。另一方面，很明顯地，集團的經營方式將有助於於公司透過其集團中關係人的配合，有效建立彼此間的交叉持股或金字塔結構的股權連結；因此，由於 CMS 結構容易在集團成員公司間形成，同樣可預期集團效果愈強的公司，將有較弱的情境一或二的選擇傾向。上述二種觀點皆隱含集團效果強的公司較不可能選擇股權情境一或是二的推論。

本文將檢視公司與其關係人的交易狀況，設定集團效果強度的指標。首先依據各公司財務報告書中，財務報表附註事項所記載之關係人交易事項，計算各公司之關係人個數 (包括該公司本身) (RELNO)，用以代表公司與關係人形成相互監督或是股權連結的潛在可能性。理論上，關係人個數愈多，相互監督效果或是股權連結的可能性與複雜度將愈高，公司選擇股權情境一或二的可能性也就愈低；當然，這種情境選擇傾向不可能隨關係人個數增加呈直線遞減，為了考慮關係人個數的非線性效果，將以關係人個數的自然對數值 ($\ln(\text{RELNO})$) 做為解釋變數。同時，本文也將紀錄公司與關係人進行交易之銷貨與進貨狀況，定義關係人銷貨比率 (TRANSOUT) 為公司售予關係人商品之銷貨收入佔該公司銷貨淨額之比率，又定義關係人進貨比率 (TRANSIN) 為公司向關係人購進商品之成本佔該公司進貨淨額之比率；進而設定關係人交易虛擬變數 (TRANS)，當公司之關係人銷貨比例或進貨比例其中之一超過 10% 時，TRANS=1，代表該公司與其關係人有明顯的實際交易行為。我們可預期，公司與其關係人的交易情形愈密切，愈容易進行彼此間的互相監督，或是進行相互的股權連結以謀其利，不論何種推論，皆隱含 TRANS=1 的公司較不可能選擇股權情境一或二。

變數 $\ln(\text{RELNO})$ 與 TRANS 的交互項，即 $\ln(\text{RELNO})$ 與 TRANS 的乘積，也將加入情境選擇迴歸式，以便更明確的辨識集團效果。我們可做的推論是，二個同屬於與關係人有著實際交易的公司 (TRANS=1)，其一的關係人個數較少，則該公司與其關係人的交易密切程度必較大，彼此也愈容易進行 CMS 結構的安排，選擇大股東持股情境一或二的傾向也就較低。另一方面，也可預期當關係人個數增加時，若公司與關係人間卻無顯著的實際交易，則此數目的增加便有較大的可能代表著公司進行 CMS 結構的動機與傾向。

除了家族經營的程度以及集團效果的強度外，迴歸式中也以公司普通股市值之自然對數值 ($\ln(\text{SIZE})$) 控制公司規模的效果。公司年齡為另一重要影響因素，隨著公司年齡的增加，企業主基於成長與發展之融資所需，必然有較大的動機與能力進行類似 CMS

股權結構的安排，以期在獲得融通資金的同時，保留對公司的實際控制權。公司年齡 (AGE) 以公司自創立日期至取樣年度之成立年數來衡量。另外，迴歸式中也將加入產業別虛擬變數 (IND)，若公司所屬產業屬於資訊電子產業，則 IND=1，資訊電子以外之傳統產業則 IND=0。

三.2 經理人股權與績效之聯立方程式

在透過多項式 logit 考慮 CMS 股權結構 (大股東持股狀態) 之內生選擇後，即可參考現有文獻的觀點，設定第二階段經理人股權與績效之聯立方程式的解釋變數。本文以 Tobin's Q 衡量公司的市場績效，Q 值定義為公司的市場價值除以資產的重置價值，公司的市值為公司普通股市值、特別股市值、與負債帳面價值之和，而公司資產帳面價值則做為資產重置價值的代理變數。經理人股權則以公司董監事與高階經理直接持股比率之和 (MH) 計算之。在經理人股權迴歸式中，解釋變數包含公司績效 (Q 值)、公司規模 (Ln(SIZE))、企業風險、研究發展支出、負債總額、與產業別虛擬變數 (IND)。企業整體風險以公司股價月報酬率之標準差衡量之 (RETSE)；研究發展支出則以公司研究發展費用除以銷貨收入之比率 (RD/S) 計算；負債總額以負債帳面價值除以資產帳面價值 (DEBT/A) 來衡量。在公司績效迴歸式中，解釋變數包含經理人股權 (MH)、持股比率大於 5% 之大股東股權比率總額 (LAH) (適用於選擇情境一與情境二之樣本公司)、負債總額 (DEBT/A)、家族虛擬變數 (FAMD)、關係人交易虛擬變數 (TRANS)、產業別虛擬變數 (IND)、並且將包含 MH 與 TRANS 的交互項 (MH×TRANS) 或是 MH 與 FAMD 的交互項 (MH×FAMD)；其中 FAMD=1 代表公司的董監事會具有家族成員，也就是 FAMD1=1 或 FAMD2=1。一個計量上需注意的問題是，由於解釋變數包含體系中的內生變數 (MH) 與外生變數 (TRANS 或 FAMD) 乘積的變數，因此在二階段最小平方方法之縮減式估計時，所使用的工具變數 (instrumental variables) 不僅包含體系中所有的外生變數，還必須包括所有外生變數與 TRANS (或是 FAMD) 的乘積，這部份的觀念可參閱 Greene (2000) 的相關敘述。最後，不論是經理人股權迴歸式或是績效迴歸式，都將納入由第一階段多項式 logit 所獲得的樣本選擇偏誤矯正因子 (λ) 為解釋變數。

上述各解釋變數的預期效果可綜合敘述如下。理論上，公司規模越大，要取得某一比率的股權所需要投資的資金就愈多，而在大規模公司，由於受到本身財富的限制，股東或經理者便較難持有高的股權比率；而且，為了得到一定程度的控制，所需要的持股比率會隨公司規模增加而減小，這兩個效果都隱含著經理人股權持有與公司規模的負向關係。企業風險愈大將降低投資人將大額資金放在單一公司股票的動機，但卻也增加掌握公司內部資訊而獲取利益的可能，前者預期風險與經理人股權持有的負向關係，後者預期二者的正向相關，因此風險的效果較難確定。公司具備高額研究發展支出的特性，將增加經理人進行權衡性支出的可能，依代理理論誘因契約的觀點，經理人的薪酬契約將有較高持股的設計以防止權衡性支出的過度發生；然而，研究發展支出的不確定性風險卻也可能降低經理人增加持股的誘因，因此，如同企業風險，研究發展支出的效果並不能確定。至於負債的效果，如果債權人確實可有效監督公司經理階層的運作，則負債總額的增加將可降低經理人透過股權持有以鞏固其職位的動機；而負債總額也做為績效迴歸式的解釋變數，以檢驗 Jensen (1986) 的負債控制假說 (control hypothesis)，也就是檢驗負債利息所扮演的促進管理與組織效率的利益是否可大於負債的代理成本 (Jensen and Meckling, 1976)，而利於公司績效的提升。Demsetz and Villalonga (2001) 特別強調在研究股權結構對績效的影響時，辨識經理人股權與大股東股權二者效果的差異是重要的，儘管他們的研究樣本顯示大股東股權與經理人股權有著不小程度的相關性，例如經理人持股比率與重要家族之持股比率的相關係數為 0.67，而與前五大股東持股比率的相關係數也有 0.52。本研究也有類似的情形，在情境一與情境二的子樣本，經理人與大股東股權的相關係數分別為 0.68 與 0.65；但是實際檢視樣本公司的狀況，我們確實發現許多大股東並未參與公司董監事會或管理階層，或是相反的，許多經理人並不屬於持股大於 5% 的大股東。因此，在股權情境一與二的迴歸式加入大股東股權比率變數，以考慮即使在同一情境選擇下，公司間的大股東持股比率存在明顯差異的情況；換言之，在

控制大股東的持股效果後，分析經理人股權與績效的關係，並藉以分辨大股東與經理人股權對績效的不同影響。最後，將家族虛擬變數、關係人交易虛擬變數、及其與經理人股權交互關係的變數納入績效迴歸式，其目的是檢驗家族經營與集團效果對公司績效的直接影響，以及經理人股權對公司績效的效果是否因不同的家族經營程度與集團效果強度而有差異。

三.3 資料來源與變數特性

本文取樣自民國 90 年台灣證券交易所上市公司的資料，但必須是民國 89 年已上市之公司；又由於金融保險業之營業性質及財務結構較為特殊，且其會計科目之定義與其他產業有所差異，故樣本不包含銀行、保險、證券等金融公司；在扣除極少數財務、股權資料不全之公司後，樣本共包含 466 家上市公司；其中 109 家公司擁有持股高於 20% 之大股東（股權情境一），274 公司之所有大股東持股皆介於 5% 與 20% 之間（股權情境二）；另有 83 家公司沒有持股高於 5% 之大股東（股權情境三）。有關大股東持股資料、董監事與高階經理持股資料、以及 Tobin's Q 計算所需之資料，取自臺灣經濟新報社資料庫；同時，透過公司財務報告書或年報所記載之董事、監察人及經理人資料以及關係人交易事項，取得董監事與經理人之間親屬關係之認定、董監事會中家族董監事股權比率之計算、公司關係人個數以及關係人交易狀況之認定所需之資料。公司普通股市值、股價月報酬率、研究發展支出、銷貨收入、負債與資產帳面價值等資料也直接取自臺灣經濟新報社資料庫；而計算公司年齡所需之公司創立日期則取自證期會資料庫。

表 1 為各變數的基本統計量。我們針對三種股權情境子樣本，做各變數平均值兩兩間相等的檢定，結果發現在三群子樣本之間，公司規模 (SIZE)、企業風險 (RETSE)、研發支出 (RD/S)、單一家族公司數占家族公司數之比率 (FAMD1) 的平均值皆沒有顯著的差異，但三群子樣本的經理人股權 (MH) 有明顯差異。無大股東持股之公司（股權情境三）的平均年齡 (AGE)、負債 (DEBT/A)、與關係人個數 (RELNO) 則顯著高於另二群樣本，而家族董監事占全部董監事股權的比率 (FAMSH) 則明顯低於另二群樣本。選擇股權情境二之公司的平均 Q 值略高於其餘二者，而樣本中屬於家族經營者 (FAMD1) 之比率以及屬於資訊電子產業 (IND) 之比率均顯著高於其餘二者。選擇股權情境一之公司的關係人交易程度，無論是銷貨比率 (TRANSOUT)、進貨比率 (TRANSIN)、或是樣本中屬於與關係人有實際交易者 (TRANS) 之比率，均明顯較另二群樣本為高。同時，在三群樣本中，皆有六成以上的公司屬於本文定義的家族經營，一半以上與其關係人有實際的交易，而且平均有十個以上的關係人。

四 實證結果

四.1 股權情境選擇之多項式 logit 迴歸結果

表 2 為大股東持股情境選擇之多項式 logit 迴歸結果，由於情境三（無大股東持股之公司）為參考組，故僅有情境一與二選擇傾向的迴歸結果。就此模型對「常數項以外之解釋變數不具聯合影響力」之虛無假設進行檢定，計算所得之卡方統計量為 72.48，在自由度為 18 下有非常高的顯著水準，因此拒絕此虛無假設，顯示此模型在整體配適度方面，有不錯的解釋能力。不論是在股權情境一或二，虛擬變數 FAMD1 與 FAMD2 皆有負的係數，且 FAMD2 的負向效果明顯大於 FAMD1；同時，比較情境一與二，FAMD1 與 FAMD2 的負向效果在情境一較大且統計顯著。這結果隱含 CMS 股權結構在董監事會中擁有家族成員的公司確實較易發生，相對於 CMS 程度較高的情境三，這些公司對情境一與二有較低的選擇傾向，而且情境一（CMS 程度最低）的選擇傾向又低於情境二；同時，這種型態的選擇傾向在家族數目較多的公司更為明顯。另外，FAMSH 變數在情境一與二皆有顯著的正係數且大約相等，亦即家族介入公司經營的程度愈深，選擇情境一與二的可能性就愈高。第二節曾提到，在理論上，家族經營的特質對於公司大股東持股情境選擇有不明確的效果，在此發現相反的效果分別以不同的型態呈現：家族介入公司的經營確實增加公司選擇 CMS 股權結構的可能，符合 La Porta et al. (1999) 等近

年相關研究的推論；然而，一旦公司擁有家族經理人，家族介入的程度愈深，公司或組織持有知識集中的情況就可能愈明顯，呼應 DeAngelo and DeAngelo (1985) 的觀點，此時大股東持股就愈可能成為公司效率的股權結構。

$\ln(\text{RELNO})$ 、 TRANS 、與交互項 $\ln(\text{RELNO}) \times \text{TRANS}$ 的係數隱含著複雜的集團效果。在公司與關係人之間缺乏實際的交易時 ($\text{TRANS}=0$)，比較情境一與情境二之 $\ln(\text{RELNO})$ 的係數，二者皆為顯著負值，但情境一的負向效果較強，顯示關係人個數增加時，大股東持股情境選擇的可能性依情境三、二、一的順序遞減。這結果支持之前所做的推論，在沒有明顯關係人交易的公司，關係人個數增加有較大的可能是配合公司 CMS 結構的形成；也可說是在關係人交易程度沒有隨關係人個數之增加而增強的情形下，關係人個數增加可能只是公司用來形成或加強 CMS 結構的手段。交互項 $\ln(\text{RELNO}) \times \text{TRANS}$ 的係數為顯著正值 (情境二的顯著水準較弱)，同時考慮 $\ln(\text{RELNO})$ 與交互項的係數，可發現在關係人交易密切的公司 ($\text{TRANS}=1$)，二者係數相抵後，顯示當關係人個數增加時，並不能增加情境三相對於情境一的選擇傾向，而情境三相對於情境二的選擇可能性也大幅降低；換言之，若關係人個數增加也配合著實際交易的增加，則關係人個數增加就不一定代表公司分離控制權與現金分配權的企圖與手段，也就無法顯現情境三被選擇的相對可能性。

另一方面， TRANS 的係數在情境一與情境二也皆為負值，但情境一的負向效果較強且顯著 (情境二之效果較不顯著)，顯示關係人交易密切的公司 ($\text{TRANS}=1$)，或許是相互監督的效果降低股權集中的需要性，也或許是股權連結在此情況下較易進行，因此缺乏選擇情境一或二的動機與可能性，且情境一的選擇傾向又低於情境二；然而考慮交互項的效果後，可發現 TRANS 對選擇情境一或二的負向效果 (或是選擇情境三的正向效果) 因關係人個數增加而遞減，情境一的負向效果雖然較強，但隨關係人個數增加而遞減的速度也較快。這結果隱含，對於同屬關係人交易密切的公司而言，若此交易過程是由少數關係人所構成，則關係人之間的「實質關係」一定強於多數關係人構成此交易過程時的情況，因此基於關係人實質關係所發展的 CMS 結構傾向 (情境三) 就會因關係人個數增加而降低。

AGE 的係數為顯著負值，顯示隨著公司年齡的增加，企業主會傾向進行 CMS 結構的安排，在取得成長發展所需之融資的同時，維持對公司的實際控制權。另外，公司的規模 (普通股市值) 越大，或是公司屬於傳統產業 ($\text{IND}=0$)，不論相對於情境二或三，其選擇股權情境一的可能性就越大。

四.2 經理人股權與績效聯立方程式迴歸結果

表 3 為第二階段之經理人股權與績效聯立方程式模型之估計結果，表中也列出以全部公司為樣本、未考慮內生情境選擇之一般聯立方程式模型估計結果，以做為比較。績效方程式

加入經理人股權與關係人交易虛擬變數的交互項 ($\text{MH} \times \text{TRANS}$)，以檢驗經理人股權對績效的效果是否因不同的集團效果 (關係人交易狀況) 而有差異，並將這差異列於表 4。我們另外也在績效迴歸式中改以家族經營虛擬變數 FAMDM 取代 TRANS ，並以交互項 $\text{MH} \times \text{FAMDM}$ 取代 $\text{MH} \times \text{TRANS}$ ，以檢驗經理人股權對績效的效果是否因為有家族介入公司經營而有不同；但由於迴歸結果的型態與表 3 類似，因此沒有列出，僅將經理人股權因家族經營的差異所產生的不同績效效果列於表 4。

表 3 可發現，在經理人股權迴歸式中，樣本選擇偏誤的情形並不嚴重，三種情境下之 λ 的係數皆不顯著；但在績效迴歸式中，情境一與二之 λ 的係數為顯著，表示樣本選擇偏誤的存在，若不加入 λ 做為解釋變數且未調整估計係數之標準差，而直接用 2SLS 分別估計情境一與二的股權與績效聯立方程式，則績效迴歸式會得到非一致性的估計量，無法正確瞭解經理人股權對績效的效果。在情境一與二下， λ 的係數分別呈顯著之負值及正值，顯示自我選擇大股東持股高於 20% 之股權情境的公司，其平均績效會低於一般公司若具有股東持股高於 20% 之平均績效；而自我選擇大股東持股皆介於 5% 與

20%之股權情境的公司，其平均績效會高於一般公司若具有股東持股介於 5%與 20%之平均績效。

就經理人股權對公司績效的效果來說，表 3 或表 4 的實證結果顯示，以全部樣本公司進行一般的聯立方程式模型分析時，無論公司是否具有顯著集團效果（明顯的關係人交易），經理人股權對績效的效果皆不是顯著。而內生轉換聯立方程式分析的結果顯示，在考慮股權狀態自我選擇的差異後，在不同的大股東持股情境下，經理人股權對績效的影響有非常明顯的差異。在大股東持股高於 20%的情境一，經理人股權對績效有顯著的正向效果，無論關係人交易的狀況如何，增加 1%的經理人持股大約可增加公司 0.05 的 Q 值；但是在大股東持股皆介於 5%與 20%的情境二，經理人股權對績效卻有顯著的負向效果，增加 1%的經理人持股大

約使公司的 Q 值下降 0.05；在沒有大股東持股的情境三，經理人股權對績效仍有負向的影響，若公司擁有明顯的關係人交易，則經理人持股增加 1%時，公司的 Q 值下降幅度增大為 0.1，雖然仍為統計顯著，但顯著水準已減弱，而在缺乏關係人交易的公司，負向效果並不顯著。若以是否有家族介入公司經營來區分，表 4 顯示了類似型態的結果，但在情境一與二的正向與負向效果皆以家族經營之公司較大且明顯。

對於經理人股權對績效的效果隨股權狀態自我選擇的差異而變化的發現，我們可做以下的解釋。在自我選擇大股東持股高於 20%（情境一）的公司，即 CMS 股權結構不明顯的公司，控制權與現金流量權有較正常的結合，因此經理人股權的增加有較大的可能代表其現金分配權也隨之增加。在 Jensen and Meckling (1976) 的觀念中，當經理人的股權增加時，因在職消費等權衡性支出所產生的代理成本中，由經理人自己所承擔的部分將會增加，因此會降低經理人從事這些行為的動機，有利公司績效的提升，即所謂的「利益一致」假說；必須注意的是，此項假說成立的前提應當是經理人的股權所代表的控制權與其現金分配權相符，如此方能因為經理人基於現金分配權所承擔之損失將增加，而減少其權衡性支出的行為。因此，在情境一之股權環境下的公司，因為控制權與現金流量權分離的情形不明顯，經理人股權的增加將可代表績效與現金分配權的進一步結合，較能吻合「利益一致」假說的推論，因而與績效呈正向的相關。然而，一旦公司選擇大股東持股介於 5%與 20%之情境，CMS 結構下之控制權與現金流量權分離的情況將較明顯的呈現，在這樣的股權環境下，經理人股權的增加並不代表其現金流量權也隨之增加，股權增加的同時，仍可容易地透過現有的或加強現有的 CMS 結構來分離其現金分配權，例如經由更複雜的金字塔結構之下層的股權連結，股權與績效的關係將無法滿足「利益一致」假說所推論的正向關係；同時，由於經理人對公司資源的直接控制力增強，在現金分配權得以分散的情形下，經理人當能擴大有利於自身效用的權衡性支出，而不利公司整體的績效，也因而產生經理人股權對績效的負向效果。對於選擇無大股東持股之情境三的公司而言，在公司股權狀態已呈高度分散的情形下，經理人股權的增加雖仍維持與績效的負向相關，但其邊際強度與顯著水準已減弱，只有在公司與關係人有密切交易時，此負向效果才較為明顯。

總言之，公司股權狀態內生選擇的差異，使經理人股權變化所產生的績效效果產生明顯的不同，對於股權狀態集中而 CMS 結構不明顯的公司，由於控制權與現金分配權較能相符，經理人持股增加有助於公司績效的提升；當公司選擇透過明顯的 CMS 結構安排來分散股權狀態的集中度時，由於控制權與現金分配權分離程度的加大，經理人持股增加所代表的 CMS 結構將進一步加強以及經理人私利行為可能性增加的內涵，將會產生不利公司績效的影響；而符合邊際效果遞減的現象，此不利的影響隨控制權與現金分配權分離程度的加深而遞減，在公司選擇高度 CMS 結構時，經理人股權對績效的負向關聯性已不顯著。另外，我們可發現，在經理人股權迴歸式中，不論在何種股權情境，變數 Q 的係數皆為正值，但在大股東持股介於 5%與 20%之情境二的正值特別大且顯著，顯示在此情境下，經理人依其對公司績效變化的內部訊息改變其持股的強烈動機與投機行為，呼應了上述經理人股權增加在情境二下不利公司績效的結果。

至於其他解釋變數的效果，在經理人股權迴歸式中，如同之前所預期，經理人股權持有與公司規模 (Ln(SIZE)) 有負向相關，此關係在選擇情境二股權狀態的公司最為明顯。企業風險 (RETSE) 對經理人持股有顯著負向效果，此效果沒有因公司股權情境選擇的不同而有很大的差異，不論選擇何種情境，公司股價月報酬率之標準差上升 1%，將促使經理人持股平均下降 0.23% 至 0.25%，顯示企業風險增大時，基於風險分散考量而降低股權持有的效果，超越了掌握公司內部資訊所能獲取的利益增加而擴大股權持有的效果。研究發展支出 (RD/S) 基於誘因契約觀點所隱含的正向效果並不顯著；在情境二，其代表的不確定性效果卻明顯降低了經理人的持股。在情境二與三，負債總額 (DEBT/A) 增加所隱含的監督效果，確實降低經理人透過股權持有以鞏固其職位的動機，但在情境一並沒有顯現如此的效果。雖然表 2 顯示資訊電子產業 (IND=1)，相對於情境三，有明顯不選擇情境一的傾向，但此處不顯著的 IND 係數，顯示公司產業別並不影響在各股權情境下經理人持股的決定。

雖然集團效果以及家族介入公司經營之情況 (TRANS 與 FAMDM)，是影響公司自我選擇大股東持股情境的重要因素，然而績效方程式的迴歸結果顯示，一旦情境選擇已定，這二個因素對公司績效並沒有產生重要的影響。交互項 MH×TRANS 的係數並不顯著，亦即經理人股權與績效之關聯性並沒有因為關係人交易狀態的不同而有很明顯的差異。交互項 MH×FAMDM 的係數 (沒有在本文列出) 也有類似的情況，雖然表 4 顯示在情境一與二下，經理人股權對績效的效果在家族經營之公司較大且顯著，但家族是否介入公司經營的條件，也並沒有對此效果有很明顯的影響。在情境一與二中，持股高於 5% 之大股東股權總和 (LAH) 的效果分別為負值與正值，顯示選擇情境一的公司，在已經擁有持股超過 20% 之大股東的情形下，較高的大股東持股比率，隱含股權的過度集中，將產生不利於公司績效的效果；但對於選擇情境二的公司，較高的大股東持股反而有助於公司績效的提升，代表著即使在 CMS 結構較明顯的公司，大股東股權比率增加隱含著公司降低 CMS 安排的傾向，因而對績效有著反向的正向效果。實證結果也顯示，負債總額 (或負債利息) 所扮演的促進管理與組織效率的利益，無法超越負債的代理成本，因此對於績效有顯著的負向效果，此效果在情境二的股權狀態下尤為重要。最後，不論公司自我選擇的股權情境為何，變數 IND 的係數為顯著正值，顯示資訊電子產業相較於傳統產業有較佳的績效，符合一般經濟現況的觀察。

伍 結論

文獻中有關經理人股權與公司績效關聯性的實證研究相當多，本文與以往研究主要的不同，在於我們針對股權結構內生性以及我國公司股權變數衡量上的問題，建立內生轉換聯立方程式模型。利用二階段估計方法，先以多項式 logit 模型探討公司大股東持股情境 (CMS 股權結構情境) 的內生選擇，對情境選擇的機率加以估計，然後再進一步利用所求導之選擇偏誤矯正因子，及其他重要變數，估計經理人股權與公司績效的聯立方程式模型。

本文以民國 90 年 466 家非金融業的上市公司為研究對象，主要的實證結果顯示，家族介入公司的經營確實增加公司選擇股權分散之 CMS 結構的可能；然而，一旦公司擁有家族經理人，當家族介入的程度愈深時，符合公司或組織特有知識集中的假說，此時大股東持股之股權集中型態就成為公司效率的股權結構。同時，我們發現複雜的集團效果，在關係人交易不明顯的公司，關係人個數增加代表公司分離控制權與現金分配權的企圖與手段；而對於同屬於關係人交易密切的公司而言，若此交易過程是由少數關係人所構成，則關係人之間的實質關係必然較強，因此基於關係人實質關係所發展的 CMS 結構傾向，就會因關係人個數的增加而降低。另外，樣本選擇偏誤的確存在，顯示股權情境的自我選擇確實影響經理人股權對績效的效果；隨著公司股權狀態選擇的差異，經理人股權變化所產生的績效效果也有明顯的不同。對於股權狀態集中而 CMS 結構不明顯的公司，由於控制權與現金分配權較能相符，經理人持股增加有助於公司績效的提升；一旦公司選擇較明顯的 CMS 結構，經理人持股增加所隱含的更複雜的股權連結以

及經理人的私利行為，將對公司績效有不利的影響；此負面的效果隨控制權與現金分配權分離程度的加深而遞減，在公司選擇高度 CMS 結構時，經理人股權對績效的負向關聯性已不顯著。

由於有關公司與其關係人交易的狀況，以及家族介入公司經營程度的認定，在資料收集與計算上甚為費時，本文之研究對象暫時限於民國 90 年之上市公司。我們將繼續收集計算其他年度之公司資料，一方面可對本文有關經理人股權與績效關係的發現是否穩定存在於各年度資料的問題，進行比較與檢定；另一方面，可藉此建立縱橫斷面的公司資料，進行動態轉換迴歸分析，如此將可獲得更健全的實證結果。

參考文獻

- Agrawal, A. and C.R. Knoeber (1996), Firm performance and mechanisms to control agency problem between managers and shareholders, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 377–398.
- Aoki, M. (1990), Towards an economic model of the Japanese firm, *Journal of Economic Literature*, 28, 1–27.
- Bebchuk, L.A. (1999), A rent-protection theory of corporate ownership and control, NBER working paper no. 7203, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Bebchuk, L.A., R. Kraakman, and G.G. Triantis (2000), Stock pyramids, cross-ownership, and dual class equity: the mechanisms and agency costs of separating control from cash-flow rights, in R.K. Morck, Ed., *Concentrated Corporate Ownership*, Chicago, The University of Chicago Press, 295–315.
- Berglof, E. and E. Perotti (1994), The governance structure of the Japanese financial Keiretsu, *Journal of Financial Economics*, 36, 259–284.
- Chung, K.H., and S.W. Pruitt (1996), Executive ownership, corporate value, and executive compensation: a unifying framework, *Journal of Banking and Finance*, 20, 1135–1159.
- Claessens, S., S. Djankov, and L.H.P. Lang (2000), The separation of ownership and control in East Asian corporations, *Journal of Financial Economics*, 58, 81–112.
- DeAngelo, H. and L.E. DeAngelo (1985), Managerial ownership of voting rights: a study of public corporations with dual classes of common stock, *Journal of Financial Economics*, 14, 33–71.
- Demsetz, H (1983), The structure of ownership and theory of the firm, *Journal of Law and Economics*, 26, 375–390.
- Demsetz, H. and K. Lehn (1985), The structure of corporate ownership: causes and consequences, *Journal of Political Economy*, 93, 1155–1177.
- Demsetz, H. and B. Villalonga (2001), Ownership structure and corporate performance, *Journal of Corporate Finance*, 7, 209–233.
- Denis, D.J. and D.K. Denis (1994), Majority owner-managers and organizational efficiency, *Journal of Corporate Finance*, 1, 91–118.
- Fama, E.F. and M.C. Jensen (1983), Separation of ownership and control, *Journal of Law and Economics*, 26, 301–326.
- Flath, D. (1993), Shareholding in the Keiretsu: Japan's financial groups, *Review of Economics and Statistics*, 125, 249–257.
- Greene, W.H. (1981), Sample selection bias as a specification error: comment, *Econometrica*, 49, 795–798.

- Greene, W.H. (2000), *Econometric Analysis*, 4th edition, New Jersey, Prentice-Hall Inc.
- Heckman, J. (1979), Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47, 153–161.
- Hermalin B.E. and M.S. Weisbach (1991), The effects of board composition and direct incentive on firm performance, *Financial Management*, 20, 101–112.
- Himmelberg, C.P., R.G. Hubbard, and D. Palia (1999), Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance, *Journal of Financial Economics*, 53, 353–384.
- Holderness, C.G. and D.P. Sheehan (1988), The role of majority shareholders in publicly held corporations: an exploratory analysis, *Journal of Financial Economics*, 20, 317–346.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976), Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer (1999), Corporate ownership around the world, *Journal of Finance*, 54, 471–517.
- Lee, L.F. (1983), Generalized econometric models with selectivity, *Econometrica*, 51, 507–512.
- Lee, L.F., Maddala, G.S., and Trost, R.P. (1980), Asymptotic covariance matrices of two stage probit and two stage tobit methods for simultaneous models with selectivity, *Econometrica*, 48, 491–504.
- McConnell, J.J. and H. Servaes (1990), Additional evidence on equity ownership and corporate value, *Journal of Financial Economics*, 27, 595–612.
- Morck, R., A. Shleifer, and R.W. Vishny (1988), Management ownership and market valuation: an empirical analysis, *Journal of Financial Economics*, 20, 293–315.
- Kim, A.K. and P. Limpaphayom (1998), A test of two-tier corporate governance structure: the case of Japanese Keiretsu, *Journal of Financial Research*, 37–51.
- Shleifer, A. and R.W. Vishny (1997), A survey of corporate governance, *Journal of Finance*, 52, 737–783.