ISSN 1023-2842
中山管理評論 2010 年三月號
第十八卷第一期 p.101-142

公司股權結構與外資持股關係之研究※

Corporate Ownership Structure and Foreign Ownership

林美鳳* *Mei-Feng Lin*
國立彰化師範大學會計學系
Department of Accounting,
National Changhua University of Education

梁嘉紋 *Jia-Wen Liang*
國立政治大學會計學系
Department of Accounting,
National Chengchi University

金成隆 *Chen-Lung Chin*
國立政治大學會計學系
Department of Accounting,
National Chengchi University

* 通訊作者：林美鳳
※ 作者感謝匿名審稿人之寶貴意見，以及 2006 會計學術研討會及 2006 財務會計與租稅實務國際學術研討會之評論人以及與會學者先進之意見，使本文內容更為充實。作者亦感謝國科會之研究補助。

摘要

相對於國內機構投資者與散戶而言，外資在我國資本市場扮演了相當重要的角色。然而國內控制股東的代理問題嚴重，本研究的主要目的，即由控制股東的投票權與現金流量權的偏離程度、控制股東成員掌控的董監席次、與董監股票質押比率三個方面，探討公司股權結構與外資持股比例的關聯性。研究結果顯示，當控制股東的投票權與現金流量權的偏離愈大、或控制股東成員掌控愈多的董監席次，或董監事股票質押比率愈高時，將使得控制股東的代理問題愈為嚴重，因此，外資的投資意願較低，其持股比率也較低。然而，外資持股可能存在選樣偏誤的現象，同時，公司股權結構有可能是一個內生變數。因此，本文分別使用 Heckman 的方法，以及兩階段迴歸，克服可能的潛在計量問題；實證結果發現，本文的推論並未受到影響。同時本文也使用不同的外資持股替代變數，結果也相當穩健。

關鍵詞：控制股東、外資持股、股票質押

Abstract

In contrast to the domestic institutional and individual investors, foreign investors play a rather important role in Taiwan's capital market. As the concentration of corporate ownership has created agency conflicts between controlling owners and minority shareholders in Taiwan, the primary purpose of this paper is to explore the association between foreign investment ownership and ownership structure, as measured by the divergence between the ultimate controlling owner's voting rights and cash flow rights, the percentage of board members affiliated with the controlling owners, and the extent of shares collateralized by the board of directors. Our empirical results show that foreign investors hold fewer shares for firm with higher control divergence. Second, foreign investment ownership is negatively related to the percentage of controlling owner's seats on the board, as predicted. Third, we find that foreign institutional investors hold fewer shares on firms with a greater extent of shares collateralized by the board of directors. The results are robust to the alternative model specifications, including Heckman selection and simultaneous models. Our results

remain qualitatively unchanged using alternative proxy for foreign investment ownership.

Keywords: Ultimate controlling owners, foreign investment ownership, collateralized shares

壹、前言

為促進我國證券市場之國際化與自由化，近幾年，我國積極推動放寬各項外資管理措施[1]，以爭取外人對我國資本市場之投資。隨著外資投資的逐步開放，外資累計匯入淨額從1992年至1995年僅約63億美元，至2005年底止，外資累積淨匯入突破1,000億美元，且以中長期投資為主要投資策略，顯示外資持股對於資本市場的貢獻度逐漸增加，更是新興市場的重要資金來源 (Leuz et al., 2006)。Khanna & Palepu (1999) 也指出外資投資不僅是各國重要資金來源，且是新興市場重要的監督機制。然而，1997亞洲金融風暴、美國911事件及國內外企業醜聞頻傳，接連不斷的重大事件，不但重創國際經濟，導致國際間投資轉趨消極，連帶影響外人投資意願，再加上大陸經濟成長迅速恐怕也會造成資金排擠效應。所以影響外資持股之因素，以及如何吸引外人投資，將是一重要的研究問題。

1997年東亞地區金融危機的重要原因之一，在於公司治理較為薄弱且資訊透明度差。在東亞九國中，有半數公司的所有權結構為家族控制型態，且有超過三分之二以上的公司為控制股東所掌握，控制股東再藉由金字塔型結構及交叉持股等所有權集中型態使控制權集中於少數人手中。因而東亞地區的代理問題為控制股東與小股東之間的剝削問題，而非管理當局與股東之間的利益衝突 (Claessens et al., 1999)，台灣也是一典型的控制股東的股權集中例子。近來有關公司治理的研究，雖已逐漸將重心放在探討控制股東對於小股東剝削之間的

[1] 自 1983 年核准本國投資信託公司在海外募集資金投資國內證券市場；接著在 1991 年開放外國專業投資機構 (Qualified Foreign Institutional Investor；QFII)直接投資台灣證券市場；1996 年開放一般外國法人及自然人直接投資，但是設有投資額度之限制。2003 年九月取消外國專業投資機構制度後，外國投資人可依是否在本國境內及身分別予以區分為「境外外國機構投資人」、「境外華僑及外國自然人」、「境內外國機構投資人」及「境內華僑及外國自然人」等四類，且取消境外機構投資人之投資額度規定，此外華僑及外國人投資國內證券亦由原審查許可制改為登記制。(證交所網站，「僑外投資專區」，http://www.tse.com.tw/ch/investor/foreign_invest/OCFID_01.php.)

代理問題上，但焦點多環繞於公司的價值 (Claessens et al., 2002; La Porta et al., 2002; Cronqvist & Nilsson, 2003; Lemmon & Lins, 2003; Lins, 2003) 與會計績效 (Chang, 2003; Joh, 2003) 等議題上。然而東亞地區(含台灣)的公司治理不彰，常常受到各方詬病 (Fan & Wong, 2002; Lins, 2003)，所以管制者在致力於證券市場的開放與國際化之際，控制股東代理問題是否會阻礙外資注入將是一重要的課題。

由於外資漸成為新興市場的重要資金來源，公司治理又是外資和管制者所關注的問題，但現有之文獻主要是在檢測國家層級的治理制度，包括：法律制度、政治環境、國家的基礎監理制度、證券管制、揭露要求、法源和投資者保護等因素，是否會影響到國外直接投資 (例如Aggarwal et al., 2003; Globerman & Shapiro, 2003; Leuz et al., 2006)。其中，Leuz et al. (2006) 認為國家層級的治理制度愈弱時，外資對於公司治理結構評估就愈重要且成本愈高，因此進一步探討公司層級因素--家族/管理者此一因素對外資持股影響。目前很少研究探討在同一國家內(即在國家層級治理機制與法律保護相同下)各公司控制股東對投資人的剝奪程度不同時，對外資持股意願的影響。東亞地區(包括台灣)不僅公司治理、股東權利保護和法律制度等制度面較不健全外，資訊透明度和揭露品質也較差，使得資金成本較高 (Claessens et al., 1999, 2000; La Porta et al., 1999; Fan & Wong, 2002)。實有必要進一步了解股權集中下，控制股東所造成的公司治理機制失衡對於外資持股意願[2]之影響。

本文主要從三個台灣常見的公司治理問題來探討，一為股權集中的結構下，控制股東藉由金字塔結構和交叉持股增強控制權，造成控制權和現金流量權的偏離問題 (La Porta et al., 1999; Claessens et al., 2000; Cronqvist & Nilsson, 2003)。二為董事會內化問題，葉銀華等 (2002) 指出台灣上市公司控制股東成員擔任董事、監察人席位比率平均達51.83%，顯示國內公司董監事大都由控制股東及其家族成員所擔任，或利用名目投資公司持有公司股權，派任法人代表擔任董事及監察人，以增加對公司的控制能力 (Yeh et al., 2001)。三為董監事質押比率，董監事將其股權以質押的方式取得銀行貸款的情事在台灣也很普遍 (高蘭芬、邱正仁，2002)，當公司的董事、監察人的股權質押比率過高時，代表公司可能有複雜的財務操作，也意味著大股東積極涉足公司的股票操作，

[2] 台灣企業的公司治理，一向為外資所詬病，去年一連串的地雷股事件，更讓外資質疑台灣上市櫃公司的公司治理不彰 (陳盈羽，2005)。另外林群 (2003) 也指出外資在選股時，相當重視公司誠信、公司治理、透明度等問題，一旦經營團隊受到質疑時，外資會立即的出脫其持股。顯見公司治理好壞對於外資持股意願具有重大之影響。

當經濟不景氣時，董監事可能會利用其職權，採行較具風險性的投資或違法的行為將公司財富移轉至個人，進而傷害到小股東的利益。因此，控制股東的代理問題愈嚴重愈可能損害公司價值，故本研究預期控制股東股權偏離度愈大、董事會內化程度愈高與董監質押比率愈大時，因為外資相對於國內投資者通常具有資訊劣勢 (Brennan & Cao, 1997; Kang & Stulz, 1997; Choe et al., 2005)，此一資訊不對稱，使得外資相對較可能去評估公司的治理結構，一旦外資預期到控制股東具有較強的侵占誘因時，對於這些公司的投資會趨於保守，其持股比率會較低。

研究結果符合預期，控制股東的代理問題會影響到外資的投資意願，當控制股東代理問題愈大，外資持股比率較低。也就是控制股東的股權偏離程度愈大、董監事內化，以及董監質押比率愈高時，外資或可預期到這些公司的控制股東愈具有侵占誘因，使得公司的透明度較差，或公司財務風險較高，因此外資投資意願較小。此外，本文也發現當外資持股比率愈高，董事會內化程度愈小且董監質押比率也較低，顯示外資具有監督功能，當外資持股比率愈高，控制股東較不可能派任家族成員擔任董事，同時董監事較不會藉由股票質押進行複雜的財務操作，此一研究結果與 Khanna & Palepu (1999) 一致。另外在控制可能的內生性問題後，控制股東的代理問題愈大，外資持股比率會較小，顯示本研究之結果尚稱穩健。

本研究具有下列貢獻：第一，對於外資文獻具有貢獻，以往研究影響外資投資決策的因素，主要是集中在公司規模、負債比率、經營績效、風險….等公司特質因素 (如 Kang & Stulz, 1997)，或是進行跨國性的比較，探討各國治理機制、法律制度、投資人的保護等制度面因素如何影響外資持股 (如 Aggarwal et al., 2003; Globerman & Shapiro, 2003; Leuz et al., 2006)。而本文則是針對東亞特殊的控制股東的代理問題來探討，包括常見的控制股東股權偏離，以及台灣上市公司普遍存在的董事會內化和董監事高質押比率，這三個因素是否會影響到外資的投資決策。研究結果顯示，控制股東所引起的公司治理問題確實是影響外資持股的重要因素，亦即公司層級的治理因素，亦是影響外資選股的重要變數。

第二，本研究對於公司治理文獻也有貢獻。以往研究公司治理文獻，主要是探討公司治理因素對於內線交易、關係人交易、財務報導品質和公司價值的影響 (如 Claessens et al., 2002; Fan & Wong, 2002; Leuz et al., 2003; 葉銀華等，2003)。然而在證券市場國際化和自由化之際，公司治理的因素不僅會影響到國內市場的交易和公司的價值，同時也會影響到國際投資的意願，外資法人買賣的股票種類和金額對於散戶投資者常具有指標性的意義，因此，要吸引

外資的投資目光，提升公司的股價，就必須先強化公司治理制度。

第三，本文具有下列之政策與管理意涵，本文發現國內常見的控制股東代理問題，包括控制權的偏離、控制股東介入董事會以及董監事質押比率過高等因素都會影響到外資持股的意願，同時本文也發現雖然目前外資持股占國內股市比例仍低，但因外資法人擁有雄厚資金、專業知識及資訊蒐集分析能力，且投資決策通常屬於中長期，因此較有誘因和能力發揮其監督功能，可有效降低控制股東的代理問題。因此，就管制者而言，政府近年來為了促使資本市場的國際化與自由化，積極的開放外資投資限制，另一方面也為了健全資本市場，降低資訊不對稱所引起的問題，致力於推動各項公司治理機制。本研究之結果恰可驗證了管制者的政策實施方向是正確的，外資政策與公司治理具有相輔相成之效果。

另外本研究的實證也發現，當公司的控制股東代理問題愈大時，外資持股比率低。由於外資持股常具有指標性意義，一旦外資調降其持股比率時，對於股價會造成不少的衝擊。因此，就公司而言，要吸引外資的目光，即應先加強其內部的公司治理機制，提高其資訊透明度。最後就個別投資者而言，一般散戶投資者，由於持股較少，資源和能力有限，因此投資選股時，常以外資法人買賣的股票種類和金額為指標，然而要怎樣跟上外資的腳步，並從中獲利，還是得先瞭解外資選股的策略。本文讓投資者知道，外資除了重視基本面之外，亦相當重視公司治理制度。

本研究其餘內容安排方式如下：第二節是文獻回顧與研究假說的形成，第三節說明資料來源與研究設計，第四節為實證結果，第五節為敏感性分析，最後為結論與限制。

貳、文獻回顧及研究假說

一、文獻回顧

有關外資的文獻大致可分為二類，一類為外資的持股選擇與變動：早期大部分的研究都著重在機構投資人對於已開發市場投資組合的選擇（如 Falkenstein, 1996; Gompers & Metrick, 2001），但隨著各新興市場對於外資投資的開放，開始有研究係以其他證券市場作為研究對象，例如：Kang & Stulz (1997) 和Dahlquist & Robertsson (2001) 分別以日本和瑞典為研究樣本，其結果發現外資對於公司規模小以及高槓桿的公司投資比重較低；而對於大規模的

公司和出口較多的公司，外資持股比重較高。Huang & Shiu (2005) 也發現在台灣，外資同樣具有此一特性。第二類外資文獻則是在探討外資的投資行為，包括本國投資人相對於外資具有資訊優勢 (Brennan & Cao, 1997; Kang & Stulz, 1997)，以及外資的循勢交易[3]和群聚交易[4]之行為 (Choe et al., 1999; Kim & Wei, 1999)。本研究主要是補充第一類研究，進一步探討國內控制股東的股權結構是否會影響到外資持股的選擇。

隨著各新興市場逐漸開放外資投資，外資對於各證券市場的貢獻度也逐漸增加，因此，實務界與學術界開始重視制度面與公司面的治理因素是否影響到外資投資偏好，例如，Dahlquist et al. (2003) 研究新興市場與已開發國家的國家層級(country-level)治理變數對於國際投資者的影響，結果發現外資偏好低政府徵收風險(government expropriation risk)的國家；Aggarwal et al. (2003) 和 Leuz et al. (2006) 研究美國共同基金在新興市場的投資組合，認為外國投資人的持股選擇取決於該國家對股東權利的保護以及法律制度和會計政策；Globerman & Shapiro (2003) 發現國家的治理基礎建設 (包括監理有效性、市場和政治自由度及法律制度) 以及法源會影響到外資投資，顯示一國對公司治理的要求是國際投資人衡量投資風險及投資環境的重要標準。另外，Drabek & Payne (2002) 也發現透明度是一個國家吸引外資的重要因素。至於公司層級(firm-level)的研究則沒有獲得一致的結論，Dahlquist et al. (2003) 指出公司層級的所有權結構對於外資沒影響，但Giannetti & Simonov (2006) 則發現當公司的控制股東具有較大的侵佔誘因時，外資較不願意投資這些公司。Leuz et al. (2006) 發現當國家制度面因素較差時，外資持股比率與管理者/家族控制力呈顯著負相關。Khanna & Palepu (1999) 也發現控制產業、公司規模和公司過去績效後，外資較不可能投資於集團聯屬企業，主要的原因為集團企業透明度較低，阻礙了外國機構投資者的監督。另外，Khanna & Palepu (1999) 發現外資持股比率與公司價值呈顯著正相關；而Leuz et al. (2006) 也發現在揭露要求、證券管制和外部投資者保護較差的國家，外資持股與盈餘管理呈現顯著負相關，顯示新興市場經濟全球化發展之際，外資不僅是重要資金來源，更具重要監督功能。

Aggarwal et al. (2003) 從國家層面的治理制度來探討其對美國共同基金的投資組合的影響，然而東亞地區不僅公司治理、股東權利保護和法律制度等

[3] 循勢交易係指投資人購買股價上升之股票而賣出股價下跌之股票。

[4] 群聚行為係指一群投資人在特定期間內有相同投資方向之現象。通常資訊不對稱中的弱勢者可能會去模仿擁有較多資訊的人而產生群聚的現象 (Bikhchandani et al., 1992; Bikhchandani & Sharma, 2000)

制度面較不健全外，資訊透明度和揭露品質也較差，使得資金成本較高，潛在威脅此一地區的競爭力。另外，上市櫃公司普遍存在控制股東，且許多上市公司的大股東（兼管理者）透過金字塔結構、交叉持股與互為董事 (interlocking directors)，來增強他們的控制力 (La Porta et al., 1998, 1999; Claessens et al., 1999)，此時控制股東與小股東之間將產生利益衝突，亦即股權集中將使控制股東有動機侵佔小股東的財富 (Shleifer & Vishny, 1997; La Porta et al., 1999)，降低公司的價值 (Claessens et al., 2002; La Porta et al., 2002; Cronqvist & Nilsson, 2003; Lemmon & Lins, 2003; Lins, 2003) 與會計績效 (Chang, 2003; Joh, 2003)，甚至藉由其資訊優勢，控制公司的財務報導與揭露政策，導致公司的資訊透明度降低，同時也使得盈餘資訊性和盈餘品質降低 (Fan & Wong, 2002; Leuz et al., 2003)。由於外資具有資訊劣勢，所以當國家層級的治理制度和資訊管制相對較弱時，公司治理結構的評估對於外資投資時將更顯重要，因此，本研究認為有必要進一步了解，同一國家內，控制股東的股權結構及其代理問題是否會影響到外資持股選擇。

二、研究假說

葉銀華等 (2003) 發現台灣上市公司有63.6%的公司存在控制股東。本文採用La Porta et al. (1999) 與Claessens et al. (2000) 的最終控制觀念與研究方法，以控制權偏離現金流量權幅度來衡量控制股東的影響力。當控制股東擁有的控制權(投票權)愈多，則其越有能力影響公司決策，而控制股東透過金字塔結構與交叉持股方式，將允許控制股東付出較少之權益投資卻能有效控制公司 (Yeh et al., 2001)。控制股東之投票權與現金流量權偏離程度愈高時，則控制股東傷害公司價值所造成之自身損失較小，其能有效防止控制股東損害小股東財富之機制愈弱，控制股東剝削的誘因就愈強[5] (Shleifer & Vishny, 1997; La Porta et al., 1999; Claessens et al., 2002)。此外，為掩飾其剝削行為被其他股東發現，控制股東會利用他所擁有的資訊優勢，以自身的利益為考量來決定報導的會計資訊，而非真實反映公司實質的經濟交易情況，甚至隱匿及降低對其他股東揭露攸關的資訊，導致公司的資訊透明度降低 (e.g., Shleifer & Vishny, 1997; Fan & Wong, 2002; Leuz et al., 2003)。Leuz et al. (2006) 發現當國家的揭露要求較少或對投資者的保護較低(證券管制、對抗董事的權利、以及非英語法系國家)

[5] 例如直接侵佔公司利潤、將公司產出、資產或證券以低價出售給控制股東私人擁有的其他公司 (葉銀華等，2003)。

時，家族/管理者控制權與外資直接投資呈顯著負相關，但是當國家的公司治理制度較健全時，則家族/管理者控制權與外資持股比率則未達顯著相關。由於台灣屬於非普通法系國家，且公司治理較為薄弱。因此，預期外資在處於資訊劣勢下，對於控制股東的投票權或投票權與現金流量權的偏離程度愈高的企業，投資持股較低。建立以下假說：

H1：控制股東之投票權或投票權與現金流量權的偏離程度愈高之公司，外資持股比率愈低。

另一個受到外資質疑的公司治理機制，在於董監事內部化的情形。在台灣，控制股東常常會成立自己的投資公司，由這些投資公司持有上市公司的股權，進而當選董事或監察人，不但增加控制股東的董監事席次，加強其控制董事會的力量，同時弱化監察人監督的功能 (葉銀華等，2003)。當擔任董監事的比例愈大，控制股東的決策權愈大，圖利自己的誘因可能更大。Yeh et al. (2001) 發現當最大家族成員擔任董事席位比率愈低時，公司價值愈大，顯示董事會的獨立性愈大時，有助於公司價值提升。Kesner & Dalton (1986) 指出，當家族成員擔任董監事的比率愈高，其成員有愈高的誘因去做自利行為的決策，因此，監理機能愈差。另外，Yeh et al. (2001) 發現，當公司控制股東擔任的董監事席位比例愈高時，公司的績效愈差。故本研究認為當控制股東(含家族成員)藉由掌控董監事席位來增強其影響力，也就是董事會內化時，資訊透明度較低，所以外資持股之比率愈低，建立以下假說：

H2：控制股東(含家族成員)所占董監席次比例愈高之公司，外資持股比率愈低。

近年來，台灣上市公司之控制股東，除透過金字塔結構或交叉持股方式擴張其控制權外，於股市熱絡時，更利用自身持有之股票質押取得資金，再投入股市或成立新公司，或是以借殼上市方式，在兩家公司間從事交叉持股或資產交易等利己行為，以炒高股票價格。所以「董監事持股質押比率過高」，已成為公司治理的另一大警訊，雖然質押可以彌補自有資金之不足，實現投資計畫，並藉此為企業創造高獲利。但是高質押比率也反映出董監事財務操作的複雜度，一旦股價大幅下跌時，董監事面臨補提擔保品的壓力，為免遭融通銀行斷頭，即可能會利用其在公司的職權挪用公司資金，甚至可能掏空公司資產，為自身持有之股票護盤，使公司價值降低，不但使少數股東權益受損，亦連帶

使債權人求償無門，如東隆五金、新巨群、廣三集團、博達[6]等即是如此 (許美滿等，2004)。

Lee & Yeh (2001) 指出台灣在1998年下半年以來陸續發生的財務危機事件，財務困難的公司，其大股東股權質押比率顯著高於一般公司。邱正仁等 (2002) 發現董監事股權質押比率與公司發生財務危機機率具有正向關係。Chen & Hu (2002) 和葉銀華等 (2002) 則指出大股東股權質押比率越高，在經濟情況好時，會因介入股市而增加個人財富，在經濟情況不佳時，便有可能挪用公司資金以維持股價導致公司財務風險提高。高蘭芬、邱正仁 (2002)，高蘭芬、陳安琳 (2007) 也發現當董監事質押比率愈高時，愈會基於自利的目的進行盈餘操縱，所以公司的盈餘資訊性和盈餘可信度都較低，也傷害到公司績效和公司價值。因此，本研究據此推論，董監事質押比例愈高之公司，財務操作的複雜度較高，使得財務風險提高，故外資持股之比率較低。

H3：董監事質押比例愈高之公司，外資持股比率愈低。

參、資料來源和研究設計

一、資料來源與樣本選擇

本研究所需的變數資料，皆取自「台灣經濟新報社(Taiwan Economic Journal, TEJ)」資料庫，加以計算而得：(1)控制股東相關變數，取自公司治理模組；(2)外資持股比率、尚可投資比率及個股可投資上限比率，取自國外法人持股模組；(3)各項財務資料，取自一般產業財務模組。受限於資料庫之期限，本文研究期間為1997年至2004年所有曆年制上市櫃公司[7]。

為有效檢定假說，取樣尚需符合下列選樣標準： (1)研究所需之變數資料齊全 (2)金融保險業因行業性質特殊，財務資料結構又與一般行業不同，故將之排除於觀察樣本外。(3)全額交割股之交易受到限制，故亦將之剔除。(4)依

[6] 管理階層的股票質押行為不單發生在台灣，dot.com 公司的管理者在股市多頭時，大量利用手中持股向銀行借款，買進其公司股票，使其突破個人財富限制來增加對公司的控制權，但後來 dot.com 股價大幅下挫，來自銀行補提擔保品的要求下，迫使管理者必須大量出售手中持有的公司股票，造成公司股價再度下挫。由於美國證管會對管理者持股質押所要求的揭露相當模糊，造成投資人常在公司出現財務危機或破產之時才知道管理者質押事實，嚴重傷害外部股東的權益 (高蘭芬，2002)。

[7] 非曆年制樣本相當少，如佳格、翔準和萬宇科，其對於達成盈餘數字的誘因或有別於其他公司，為避免干擾，我們將其刪除。

Fan & Wong (2002) 之定義，控制股東係指至少擁有5%的投票權，若一公司不存在最終控制股東時，歸類為股權分散之公司，因不符合本研究之目的，故予以剔除。

符合此選樣標準的樣本，共計5,815個觀察值，其中有1,095個觀察值，外資持股比率為0。表1彙總樣本之年度和產業分配。Panel A顯示，樣本呈現逐年遞增，可能的原因是上市櫃公司數有逐年遞增的現象。Panel B產業分配中顯示，在總樣本中以電子產業所占比重較高，約有45.47%，其次為紡織纖維和其他產業，主要的原因在於國內上市櫃公司以電子業為最多。

表 1 樣本公司年度和產業分配

Panel A: 年度分配

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	Total
公司數	356	435	532	633	731	942	1062	1124	5,815
%	6.12%	7.48%	9.15%	10.89%	12.57%	16.20%	18.26%	19.33%	100%

Panel B: 產業分配

TSE 產業代碼	產業別	Firm-year	樣本百分比
01	水泥工業	64	1.10%
02	食品工業	160	2.75%
03	塑膠工業	184	3.16%
04	紡織纖維	403	6.93%
05	電機機械	305	5.25%
06	電器電纜	114	1.96%
07	化學(生技醫療)	292	5.02%
08	玻璃陶瓷	63	1.08%
09	造紙工業	56	0.96%
10	鋼鐵工業	239	4.11%
11	橡膠工業	76	1.31%
12	汽車工業	33	0.57%
13	電子工業	2,644	45.47%
14	建材營造	347	5.97%
15	航運業	136	2.34%
16	觀光事業	73	1.26%
18	貿易百貨	107	1.84%
19	綜合	8	0.14%
20	其他	381	6.55%
21	生物科技	62	1.07%
22	通訊網路	21	0.36%
23	軟體業	47	0.81%
	合計	5,815	100%

二、實證模式與變數定義

我們使用下列模型檢測本研究假說：

$$FO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [UCO_{it}] + \beta_2 [P/B_{it}] + \beta_3 [P/E_{it}] + \beta_4 [ROE_{it}] + \beta_5 [LEV_{it}] + \beta_6 [SIZE_{it}] + \beta_7 [ADR_{it}] + \beta_i \Sigma DUM_IND + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中各變數之定義說明如下：

1.依變數：外資持股比率%(foreign ownership, FO_{it})

自1991年開放外人投資後，廣義的外資依其資金投資管道可分為下列三項：(1)國內投信於海外募集的受益憑證或共同基金；(2)1991年開放的外國專業投資機構(Qualified Foreign Investment Institution，QFII)直接投資我國股市，其多半是國外的資產管理公司，也有國外的產壽險、銀行等金融機構。(3)境外華僑及外國自然人(NON-QFII)。本研究所稱之外資持股則專指第二項投資於上市資本市場之外國專業投資機構(QFII)之狹義外資定義。因QFII投資策略通常為中長期，較具有監督功能，且其投資之比重為三者中比重最重，因此較符合本文之研究議題。

此一變數取自TEJ外資法人持股資料庫之QFII持股比率，亦即外國專業投資機構之總投資股數÷流通在外股數×100。

2.自變數：控制股東股權結構(UCO_{it})

本文依據La Porta et al. (1999) 之定義，將最終控制股東定義為對公司決策具有最後或最大影響力者，通常是指公司之最大股東、董事長或總經理等及其家族或經營團隊。同時採Claessens et al. (2002)、Fan & Wong (2002) 對最終控制者之定義：持有至少5%的控制權，因此一家公司可能有超過一個以上的控制股東，但本文所指之最終控制股東是指控制股東中投票權最大的股東。

至於控制股東的現金流量權和控制權之計算係依Claessens et al. (2000)、Yeh et al. (2001) 的方法，在計算控制股東的間接持股率時，係選取該控制鏈中的最小股權，作為各個被控制公司的股份控制權，若控制股東透過多條控制鏈同時擁有上市公司股權時，則將每一條控制鏈中的最小股權相加，若是透過非公開發行的投資公司取得其控制權時，受限於資料取得，故假設最終控制者100%控制此一未上市櫃法人。因此，最終控制股東的投票權(VOTE)=直接持股率+間接持股率。而控制股東的現金流量權(CASH)則為最終控制者的直接持股率＋Σ各

控制鏈的間接持股率之乘積。

當控制股東藉由交叉持股和金字塔結構取得其控制力時，將造成現金流量權和投票權產生偏離的現象，試舉一簡單的例子說明金字塔結構下現金流量權和投票權的計算方式，以及現金流量權和控制權偏離的情形。若一個家族擁有A公司60%的股權，而A公司擁有40% B公司的股權，且B公司不存在其他持股超過5%的股東，則我們可說此家族為B公司的最終控制股東，此家族擁有40% B公司的控制權(控制鏈上60%、40%取小的)，但卻只擁有B公司24%的現金流量權(控制鏈上二個持股比率的乘積，60% × 40%)，此種情形顯示此家族使用金字塔結構增加對B公司的控制權，使B公司的代理問題惡化，因為此家族只需花24元就可得到40元的權利[8]，在此之下股份盈餘偏離差為16% (40%-24%)，過去研究指出當股份盈餘偏離的程度愈大時，控制股東就會更有誘因和能力去剝奪小股東的利益 (Shleifer & Vishny, 1997; La Porta et al., 1999; Claessens et al., 2002)。

其次，本文以席次控制權作為控制股東影響力的另一替代變數，此變數可用以衡量董事會內化程度，當控制股東介入董事會過深時可能會弱化董監事的功能。因此，在判定各公司的最終控制者後，將其家族成員擔任董監事席位合計除以全部董監事席位合計。

控制股東增強其控制力的方式，除了股份控制和席次控制外，另一種方法就是將股票質押，也就是將其持有的公司股票作擔保，向金融機構借款來投資其他公司或買進自己公司或控制集團更多的股票。因此質押的行為與金字塔和交叉持股類似，都會使控制權與現金流量權偏離所造成的代理問題更嚴重。董監事質押股權會使盈餘資訊性降低，當期盈餘對未來經營績效的預測力下降 (高蘭芬、邱正仁，2002)。因此，本研究預期，當控制股東的股份控制權與席次控制權、或股份盈餘偏離差愈嚴重、或董監質押比例愈高時，控制股東的侵佔誘因愈強，公司的代理問題愈為嚴重，所以外國專業機構投資人在具有資訊劣勢下，較不願意持有這些公司的股票，其持股比率會較小，亦即預期$\beta_1<0$。

本文分別使用以下之變數來衡量控制股東的股權結構及代理問題：

[8] 控制股東的現金流量權與投票權是直接取自台灣經濟新報社的公司治理模組，有關變數衡量的相關細節，請參閱貨幣觀測與信用評等第 42 卷及 43 卷之「控制權與盈餘分配權偏離之衡量(上)(下)」 (許崇源等，2003a，2003b)。

(1) 投票權% (VOTE)= 又稱股份控制權，係最終控制者之直接持股＋間接持股。

(2) 股份盈餘偏離差% (DIFF) =投票權－現金流量權。

(3) 席次控制% (CHAIR) =席次控制權乃指控制股東(含家族成員)持有董監席次數÷全體董監席次數。

(4)董監質押比例%(COLLATERAL)＝董監事質押股數÷董監事持股數。

3.其他控制變數

過去文獻指出，外資偏好製造業、規模大、會計績效好、風險或財務槓桿低、公司透明度較高（如出口比率高或跨國上市）之企業，以及成長股票 (e.g., Kang & Stulz, 1997; Dahlquist & Robertsson, 2001; Lin & Shiu, 2003)。因此，我們於(1)式中加入了負債比率(LEV=總負債÷總資產)、公司規模(SIZE=公司權益市值取自然對數)與是否發行美國存託憑證(ADR=1，若公司有在美國發行存託憑證時令其為1[9])變數，負債比率愈高的企業，財務風險較高，預期外資持股比率較低。而大公司之資訊來源較多且資訊透明度較高、交易成本較低，因此預期公司市值愈大，外資持股比率愈高。企業發行海外存託憑證除了籌集資本時彈性較高外，同時也可提昇公司國際知名度及產品的國際聲譽，以利發展海外業務。研究指出外國公司到美國發行ADR時可改善資訊環境 (Baker et al., 2002; Lang et al., 2003, 2004)，機構投資人持股比重提升 (Aggarwal et al., 2003; Bradshaw et al., 2004)。因此，預期企業有發行海外存託憑證時，其知名度較高，外資持股的比率較高。另外，外資(QFII)亦為機構投資人之一類，因此本文也納入機構投資人的文獻中用在衡量影響機構投資人投資決策的基本面因素(fundamental growth and income ratios)之變數 (e.g., Bushee, 2001;

[9] 我國自 1996-2004 年在 NYSE 和 NASDAQ 發行 ADR 的公司如下：

公司名稱	Symbol	Cusip	交易所	ADR 發行日期
MACRONIX INTERNATIONAL COMPANY LIMITED (旺宏)	MXICY	556103109	NASDAQ	1996.05.09
TAIWAN SEMICONDUCTOR MANUFACTURING CO. (台積電)	TSM	874039100	NYSE	1997.10.14
SILICONWARE PRECISION IND., CO. LTD. (矽品)	SPIL	827084864	NASDAQ	2000.06.02
UNITED MICROELECTRONICS CORPORATION (聯電)	UMC	910873207	NYSE	2000.09.21
ADVANCED SEMICONDUCTOR ENGINEERING INC. (日月光)	ASX	00756M404	NYSE	2000.09.27
AU OPTRONICS (友達)	AUO	002255107	NYSE	2002.05.29
CHUNGHWA TELECOM CO., LTD.(中華電信)	CHT	17133Q205	NYSE	2003.07.17

Bushee et al., 2008)，包括股價淨值比(P/B=股價÷每股淨值)、本益比(P/E=股價÷每股盈餘)以及股東權益報酬率(ROE=稅後純益÷股東權益×100%)。最後，本文研究樣本涵括了22個產業，其中電子業約佔一半，且劉憶如 (2004) 發現在1993~1996年中，外資持股集中於電子及金融兩大族群，其次為紡織、塑膠及鋼鐵，而1997-2003年中，除了紡織被營建取代外，其餘並無影響，因此，為有效控制外資對於產業之偏好，本文控制了21個產業虛擬變數 (DUM_IND)。但為了簡化表格，在後續迴歸分析表格中並未列出各產業的係數。

肆、實證結果

一、敘述統計

表 2 為迴歸變數的敘述統計量。樣本公司外資法人平均持股比率(FO)為6.14%，顯示國內外資持股比率仍低，主要的原因在於國內目前約有 90%以上的股票仍由國內個人或機構所持有 (Huang & Shiu, 2005)。董監質押比率(COLLATERAL)平均為 13.57% (中位數為 19.17%)，顯示樣本中有一些公司並不存在董監質押的情形，以致出現左偏的現象。控制股東成員控制的董監席次比率(CHAIR)平均數為 49.95%，亦即董事會成員中內化程度頗高，約有一半的董監事是由控制股東(及其家族成員)所擔任。最終控制股東平均擁有 21.25%的投票權(VOTE)，此一結果與 La Porta et al. (1999) 的說法一致：除了英美國家外，其餘大部分公司的股權都不是很分散，而在東亞公司中，控制權的取得不需仰賴取得絕對多數的股份，因為在這些東亞國家中，只擁有 20%就成為控制股東的比率相當高。而控制股東的現金流量權(CASH)為 12.87%，使得控制股東的控制權和現金流量權(DIFF)平均有 8.38%的偏離，本研究樣本的股權偏離幅度較 Claessens et al. (2000) 略高，但與 Yeh (2005) 的研究相近[10]，此偏離幅度代表控制股東對小股東進行侵佔誘因的強弱。表 2 亦列示其他控制變數

[10] Yeh (2005) 指出台灣上市公司必需揭露持股超過 10%的大股東，以及董事、監察人和高階主管需報導其持股變動等因素，使得上市公司的控制股東傾向將其持股分散給其家族成員。此外，控制股東常藉由成立名目投資公司取得上市公司的控制權，而這些未上市名目投資公司的持股資訊無法取得，因此，會低估了控制股東的真實控制力。這可能也是本研究樣本的投票權與現金流量權高於 Claessens et al. (2000) 的研究之原因。然而本研究所報導之投票權與現金流量權雖與 Yeh (2005) 的結果有差異，但偏離權都約為 8%。

的敘述統計量，衡量成長機會的股價淨值比(P/B)平均值為 1.38，本益比(P/E)平均為 22.53，表示研究期間內，樣本公司的每股股價約為每股盈餘的 22.53 倍。股東權益報酬率(ROE)平均為 5.64%，負債比率(LEV)平均為 40.87%，表示樣本公司的資本平均約有四成是來自於舉債。公司規模(SIZE)平均為 7.9667，目前國內企業發行美國存託憑證(ADR)的公司家數很少，僅占樣本觀察值的 0.0062。

表 2 變數之敘述統計量 (1997-2004，年N=5,815)

Variable[1]	Mean[2]	S.D	25% Q1	50% Median	75% Q3
FO(%)	6.1393***	10.3466	0.04	1.50	7.37
COLLATERAL(%)	13.5666***	22.5179	0	19.17	48.42
CHAIR(%)	49.9537***	28.8439	25.00	50.00	71.43
VOTE(%)	21.2498***	17.0532	7.62	17.60	31.41
CASH(%)	12.8662***	16.2272	0.00	5.82	21.87
DIFF(%)	8.3836***	11.1117	0.39	3.99	12.13
P/B	1.3800***	2.3364	0.6927	1.0345	1.5296
P/E	22.53***	65.7181	6.73	12.22	20.725
ROE(%)	5.6425***	20.6693	0.580	7.225	15.160
LEV(%)	40.8713***	16.3652	28.90	40.60	51.49
SIZE	7.9667***	1.4556	6.9304	7.8260	8.8132
ADR	0.0062***	0.0784	0	0	0

1. FO 為外資持股比率；COLLATERAL 為董監質押比率，亦即董監質押股數占董監持股比率； CHAIR 為控制股東的席次控制權，亦即控制股東(含家族成員)所擁有的董監席次占全體董監席次的比率；CASH 為控制股東的現金流量權，亦即控制鏈上的直接控制權與間接控制權的乘積加總；VOTE 為控制股東的投票權或稱為控制權，也就是控制鏈上之最小股權相加總。DIFF 為控制股東的投票權與現金流量權之差額；P/B 股價淨值比:每股股價÷每股帳面值；P/E 為本益比: 每股股價÷每股盈餘；ROE 為股東權益報酬率；LEV 為負債比率，亦即總負債÷總資產；SIZE 為公司規模，以權益市值取對數來衡量；ADR 為一虛擬變數，當公司有發行美國存託憑證時為 1，否則為 0。
2. 平均數是否顯著異於 0 之 T 檢定，***、**分別表示 p 值小於 1%、5%。

國內自 1991 年正式開放外國專業投資機構(QFII)直接投資國內證券，但外資投資我國證券比例則依各目的事業主管機關之法令規定，採取逐步開放之方式推動，初期採取較嚴格的限制，至 2000 年起除了特殊產業[11]外，解除外資持股比例限制。因此，個股可投資上限比率可能年度間或產業間都會有所差異。所以當外資可投資上限比率不同時，外資卻持有相同的比率時，其所隱含意義或許也不同，例如台積電 1994 年時個股可投資上限為 36.34%，當年度外資持股比率高達 29.41%；但 2004 年時個股可投資上限開放為 100%，當年度外資持股比率為 58%，若由外資持股比率來看，2004 年時外資對於台積電的持股比率為 1994 年時的兩倍，顯見外資對於台積電的持股有逐漸加碼的現象，然而若以外資持股占個股可投資上限比率來比較時，則發現 1994 年時外資持股占台積電可投資上限的比率為(29.41%÷36.34%=80.93%)，2004 年則降為 58%。此為一有趣的現象。如前所述，國內在各時點和產業，對於外資持股訂有不同的額度限制，此時外資持股多寡，或許並不足以衡量其持股意願強弱[12]，本文後續將進一步以尚可投資比率(FO_NONUSE)及外資持股占個股可投資上限(FO_RATIO)來衡量不同的投資額度限制下外資持股意願強弱，其中尚可投資比率(FO_NONUSE)=個股可投資上限－外資持股比率；外資持股占個股可投資上限(FO_RATIO)=外資持股比率÷個股可投資上限。

表 3 分別列示平均外資持股比率(FO)、尚可投資比率(FO_NONUSE)，以及外資持股占個股可投資上限比率(FO_RATIO) 此三變數之年度和產業別平均數。Panel A 中可發現外資制度鬆綁的過程，對於外資持股的影響。於研究期間中 1997 年的外資持股比率(FO)最高，平均有 7.70%。但自 1998-1999 年開始有下降的趨勢，可能的原因為受到亞洲金融風暴及國內地雷股事件之影響，使國際間投資轉趨消極，影響到外人投資，在 2000 年時外資持股比率達到最低點(平均為 5.08%)，但隨著持股比率限制放寬，證券市場自由化和國際化的落實後，外資持股比率開始逐年增加。另外，Panel A 中也發現，雖然我國上市公司對外資持股比率有設限，但股權限額較目前外資對該等公司實際持股超出甚多，自 1997 年的 22.47%至 2004 年的 91.68%，外資的投資空間還很

[11] 現行除屬其他目的事業主管機關法令規定投資比例之上市公司外，一般上市公司均已解除該比例限制，目前上市公司中，對外資限制持股比例的公司家數僅 18 家，受限制市值約占全部上市公司之 3%。包括航空運輸業 2 家，外人投資不得超過公司發行股份三分之一；水上運輸業 9 家，限制投資比率為 50%；電信業 2 家，限制比率為 35%~60%；廣播電視業 1 家，限制外資不能投資；以及氣體然料供應業 4 家，外人投資不得超過 49.99% (黃仲豪、劉節慈，2005)。

[12] 舉例而言，1997 年時 A 公司的外資可投資上限為 25%，B 公司的可投資上限為 50%；假設外資對於 A 公司和 B 公司各持股 7%，此時雖然二家公司的外資持股比率同樣為 7%，但其隱含的外資投資意願可能不同。

廣。2000 年起除了特殊產業外，全面解除外資持股比例限制，此也使得 2001 年起尚可投資額(FO_NONUSE)都高達九成以上。

Panel B 中可發現外資持股比率(FO)以汽車工業最高，平均為 22.38%，依次為電器電纜與觀光事業，持股比率最低者則為綜合產業和玻璃陶瓷業。而尚可投資比率(FO_NONUSE)中，以生物科技、通訊網路和軟體業最高，平均約為九成以上，可能的原因為此三種產業為近幾年的新興產業，故尚未受到外資的親睞。外資持股占個股可投資上限比率(FO_RATIO)最高者，分別為汽車工業和航運業，可能的原因為，受到民用航空法的規定，航政業外人投資比率上限為 50%，運輸業最高為 33.33%，因此使得航運業 FO_RATIO 較高。

表 3 外資持股比率之年度和產業分配(N=5,815)

Panel A: 年度分配

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
FO	7.701	6.404	6.170	5.087	5.124	5.137	6.898	6.902
FO_NONUSE	22.475	27.949	47.562	47.488	92.651	92.528	91.030	91.608
FO_RATIO	0.202	0.147	0.097	0.085	0.055	0.054	0.073	0.073

Panel B: 產業分配

TSE 產業代碼	產業別	FO	FO_NONUSE	FO_RATIO
01	水泥工業	4.4454	47.2839	0.0955
02	食品工業	6.3506	67.4689	0.0969
03	塑膠工業	10.2975	67.9952	0.1356
04	紡織纖維	4.4689	70.3536	0.0650
05	電機機械	5.9920	73.7485	0.0761
06	電器電纜	11.5992	65.2976	0.1568
07	化學(生技醫療)	4.4198	73.5795	0.0661
08	玻璃陶瓷	1.3482	68.7904	0.0274
09	造紙工業	5.8971	65.9737	0.0910
10	鋼鐵工業	4.7923	69.8859	0.0675
11	橡膠工業	4.8735	68.4772	0.0793
12	汽車工業	22.3793	58.1412	0.3010
13	電子工業	6.5332	79.3991	0.0843
14	建材營造	1.8320	73.5662	0.0350
15	航運業	9.7755	35.6632	0.2339
16	觀光事業	11.0702	68.4063	0.1434
18	貿易百貨	8.0134	65.7061	0.1097
19	綜合	1.1100	49.5587	0.0380
20	其他	5.2419	71.6418	0.07188
21	生物科技	3.9080	94.4843	0.0391
22	通訊網路	8.1700	89.6645	0.0827
23	軟體業	5.7363	91.8300	0.0817
	合計	6.1393	73.9560	0.0850

*FO 是指外資的持股比率，FO_NONUSE 是指個股尚可投資比率＝個股可投資上限－外資持股比率；FO_RATIO 是指外資持股÷個股可投資上限比率。

表 2 中顯示大部分的變數平均數都大於中位數，顯示這些變數存在右偏(right skewness)現象。因此，本文在表 4 中分別列出 Pearson 積差相關，以及無母數的 Spearman 等級相關係數。表 4 顯示，衡量控制股東股權結構和代理問題的各變數（COLLATERAL、CHAIR、VOTE 和 DIFF）之間均呈正向關係，Pearson (Spearman)相關係數介於 0.019~0.537 (0.059~0.610)，其中投票權和控制股東席次控制權的相關性最高，此一結果也支持 Yeh et al. (2001) 的研究，當控制股東的投票權愈高時，愈可能派任家族成員擔任董監事。另外表 4 也顯示，外資持股(FO)與股份盈餘偏離差(DIFF)以及董監質押比率(COLLARAL)呈現顯著負相關(p 值<0.05)，初步支持控制股東的投票權與現金流量權的偏離愈大，或董監將其持股質押比率愈高時，與外資持股比率存在負向關係。然而外資持股比率與控制股東投票權(VOTE)和席次控制權(CHAIR)等變數卻是顯著正相關，與預期不符，故有待進一步驗證二者間之關係。最後，迴歸(1)式中各自變數相關係數值，除了投票權與席次控制外，相關係數最大值為 0.406 (P/E 與 ROE)，其次為 0.386(CHAIR 與 SIZE)，而大多數的相關係數皆在 0.3 以下，故應無嚴重共線問題的疑慮。

二、迴歸結果分析

表 5 彙總(1)式採用混合迴歸(pooled regressions)估計的結果，依變數分別採用外資持股比率(FO)、尚可投資比率(FO_NONUSE)及外資持股比率占尚可投資比率之比重(FO_RATIO)作為外資持股意願之替代變數。結果顯示所有用來衡量控制股東影響力的替代變數，包括控制股東的投票權(VOTE)、控制股東的投票權與現金流量權的偏離差(DIFF)、控制股東席次控制權(CHAIR)以及董監質押比率(COLLATERAL)的係數都為負，除了 VOTE 外，都達到顯著水準 (p 值皆<0.01)，符合預期方向。另外，表 4 相關係數表中顯示少數自變數間呈現中度相關，但經進一步計算各自變數的變異膨脹因子(variance inflation factors, VIF)，其值皆相當低（均未達 10），故自變數相關的問題應不會影響本研究之結果 (Kennedy, 1992)[13]。

[13]當自變數的 VIF 大於 10 時，被認為具有嚴重的共線性 (Kennedy, 1992)。

表 4 相關係數表

	FO	COLLATERAL	CHAIR	VOTE	DIFF	P/E	P/B	ROE	LEV	SIZE	ADR
FO		-0.029	0.071	0.004	-0.103	0.008	0.049	0.121	-0.101	0.375	0.188
		(0.023)	(<.0001)	(0.736)	(<.0001)	(0.514)	(0.000)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)
COLLATERAL	-0.088		0.300	0.066	0.132	0.059	0.042	0.214	0.211	0.128	-0.003
	(<.0001)		(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(0.001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(0.825)
CHAIR	0.142	0.322		0.537	0.019	0.018	-0.051	-0.077	0.012	0.368	0.056
	(<.0001)	(<.0001)		(<.0001)	(0.145)	(0.157)	(<.0001)	(<.0001)	(0.348)	(<.0001)	(<.0001)
VOTE	0.005	0.059	0.610		0.412	-0.002	-0.011	0.048	0.012	0.179	-0.045
	(0.702)	(<.0001)	(<.0001)		(<.0001)	(0.859)	(0.372)	(0.000)	(0.344)	(<.0001)	(0.001)
DIFF	-0.115	0.236	0.107	0.264		-0.013	0.019	0.089	0.009	-0.076	-0.041
	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)		(0.305)	(0.143)	(<.0001)	(0.464)	(<.0001)	(0.002)
P/E	0.093	0.030	0.004	0.031	0.014		0.034	0.008	0.007	0.008	0.000
	(<.0001)	(0.021)	(0.760)	(0.017)	(0.273)		(0.009)	(0.550)	(0.589)	(0.527)	(1.000)
P/B	0.219	0.119	0.116	0.015	0.093	0.146		0.088	0.082	0.095	0.009
	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(0.252)	(<.0001)	(<.0001)		(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(0.472)
ROE	0.145	-0.239	-0.120	0.040	0.136	0.177	0.406		-0.352	0.338	0.013
	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(0.002)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)		(<.0001)	(<.0001)	(0.297)
LEV	-0.107	0.147	0.003	-0.022	-0.029	-0.155	-0.061	-0.252		-0.161	-0.032
	(<.0001)	(<.0001)	(0.799)	(0.084)	(0.021)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)		(<.0001)	(0.014)
SIZE	0.471	0.267	0.386	0.192	-0.138	0.172	0.344	0.355	-0.143		0.220
	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)		(<.0001)
ADR	0.112	0.024	0.056	-0.056	-0.040	0.011	0.054	0.014	-0.033	0.128	
	(<.0001)	(0.061)	(<.0001)	(<.0001)	(0.002)	(0.400)	(<.0001)	(0.268)	(0.011)	(<.0001)	

1.變數之定義，參見表 2 附註。

2.對角線的右上角為 Pearson 積差相關係數，左下角為 Spearman 等級相關係數。

表 5：控制股東股權結構與外資持股之關係 (1997-2004 年) –Pooled Regressions

$$FO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [UCO_{it}] + \beta_2 [P/B_{it}] + \beta_3 [P/E_{it}] + \beta_4 [ROE_{it}] + \beta_5 [LEV_{it}] + \beta_6 [SIZE_{it}] + \beta_7 [ADR_{it}] + \beta_i \Sigma DUM_IND + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

	Dependent variable: FO			Dependent variable: FO_NONUSE			Dependent variable: FO_RATIO		
Variable	Coefficient	t-statistic	VIF	Coefficient	t-statistic	VIF	Coefficient	t-statistic	VIF
INTERCEPT	-16.862	-4.90 ***	0	109.727	11.48***	0	-0.285	-6.25***	0
VOTE	-0.002	-0.27	1.89	-0.041	-1.52	1.89	0.000	-1.32	1.89
DIFF	-0.081	-6.40 ***	1.35	0.131	3.74***	1.35	-0.001	-4.86***	1.35
CHAIR	-0.016	-2.75 ***	1.91	0.056	3.53***	1.91	-0.0003	-4.06***	1.91
COLLATERAL	-0.033	-5.50 ***	1.27	0.162	9.63***	1.27	-0.0002	-2.46**	1.27
ROE	0.015	2.20 **	1.45	-0.050	-2.57**	1.45	0.0003	3.38***	1.45
LEV	-0.005	-0.61	1.29	0.137	5.89***	1.29	-0.0001	-0.81	1.29
SIZE	2.717	25.73 ***	1.61	-6.988	-23.85***	1.61	0.045	31.87***	1.61
ADR	14.193	8.86 ***	1.07	0.611	0.14	1.07	0.139	6.54***	1.07
DUM_IND1	0.248	0.07	8.98	-2.500	-0.26	8.98	0.026	0.56	8.98
DUM_IND2	4.946	1.47	8.73	5.247	0.56	8.73	0.077	1.73*	8.73
DUM_IND3	6.530	1.94*	3.58	13.126	1.41	3.58	0.077	1.73*	3.58
DUM_IND4	3.286	0.99	8.62	7.168	0.78	8.62	0.049	1.11	8.62
DUM_IND5	4.558	1.37	7.76	10.179	1.10	7.76	0.056	1.26	7.76
DUM_IND6	8.991	2.64***	5.21	5.707	0.60	5.21	0.117	2.59***	5.21
DUM_IND7	2.975	0.89	6.28	10.972	1.18	6.28	0.047	1.05	6.28
DUM_IND8	0.600	0.17	8.90	4.685	0.48	8.90	0.017	0.37	8.90
DUM_IND9	1.77	0.51	8.05	8.641	0.89	8.05	0.030	0.64	8.05
DUM_IND10	2.869	0.86	5.04	8.273	0.89	5.04	0.039	0.89	5.04
DUM_IND11	1.142	0.33	7.52	12.210	1.27	7.52	0.024	0.52	7.52
DUM_IND12	14.492	3.96***	5.16	14.413	1.42	5.16	0.178	3.66***	5.16
DUM_IND13	3.185	0.96	8.59	19.112	2.09**	8.59	0.036	0.83	8.59
DUM_IND14	0.559	0.17	2.37	9.647	1.05	2.37	0.017	0.4	2.37
DUM_IND15	5.171	1.53	7.88	-19.865	-2.11**	7.88	0.161	3.58***	7.88
DUM_IND16	8.811	2.54**	3.19	8.282	0.86	3.19	0.115	2.49**	3.19
DUM_IND18	5.129	1.51	4.25	9.408	1.00	4.25	0.064	1.43	4.25
DUM_IND20	3.488	1.05	6.24	9.443	1.02	6.24	0.047	1.07	6.24
DUM_IND21	4.076	1.16	8.87	25.106	2.58**	8.87	0.048	1.04	8.87
DUM_IND22	8.287	2.14**	3.69	22.943	2.13**	3.69	0.090	1.76*	3.69
DUM_IND23	7.848	2.20**	6.99	16.508	1.66*	6.99	0.099	2.09**	6.99
N	5815			5815			5815		
Adjusted R^2	0.2040			0.2190			0.2540		
Durbin Watson	0.633			1.101			0.733		

1. 變數定義詳見表 2 及表 3。
2. ***、**、*分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。
3. 各自變數的 VIF (variance inflation factors)，其值皆相當低（均未達 10），顯示沒有共線性之問題。
4. 所有的 t 值皆經由 White 異質性矯正(White 1980)

然而上述迴歸之Durbin Watson值分別為0.633、1.101及0.733，顯示以上迴歸分析結果均有「殘差項自我相關」之現象，而使得以OLS分析結果可能不盡滿足BLUE之條件，另外由於本研究資料形態屬於混合橫斷面與時間數列之資料模式，若採用傳統的普通最小平方法(OLS)會因為忽略橫斷面資料間差異性而產生估計無效率，為克服可能存在的殘差項自我相關以及估計無效率之問

題，本研究後續分別使用逐年迴歸估計之方式(separate-year regression)以及Panel Data Methods。其中， Panel Data Methods 具有控制公司間企業特質的異質性對於依變數影響之優點，可以使得估計結果較有效率，而Panel Data Methods有二種估計方法：固定效果模型(Fixed-effects model)是對每一家公司給予一個專屬之截距項，以控制該公司特質對依變數之影響。隨機效果模型(Random-effects model)則是將各公司的企業特質視為隨機的誤差項，以控制公司異質性對依變數之影響。至於該採用何種模型才適當，則需藉由Hausman (1978) 的檢定法檢定 (Greene, 2003)。

至於逐年迴歸估計法，Barth et al. (2001) 認為此法，可以降低混合資料樣本相依造成的偏誤。因此，本文援引Barth et al. (2001) 的方法，對於逐年迴歸的估計值和t值分別計算平均數與標準差，並計算二個Z統計量以檢定各年間估計係數的顯著性， $Z1 = (1/\sqrt{T})\sum_{j=1}^{T}(t_j / \sqrt{k_j/(k_j-2)})$ ，Z2=(mean t)/ (std. deviation t / $\sqrt{(T-1)}$) (Fama & MacBeth, 1973; White, 1984; Bernard, 1987)，此處的T是指年數(8)，t是指t統計量，k是指年度j的自由度(degrees of freedom) (Healy et al., 1987)。其中Z1是假設殘差獨立，然而不同公司的殘差間也可能存在橫斷面的相關，正的殘差相關可能高估Z1，因此，Z2放寬這些假設，也許產生的推論較可靠 (Barth et al., 1999) [14]。然而，殘差是否存在相關是未知的，所以在後續實證結果各表格中我們同時陳列此二種Z統計量。

表6首先由Hausman test 測試各公司的企業特性是否符合隨機的誤差項，實證結果拒絕隨機效果模型 (Random-effects model)的假設(p 值<0.01)[15]， 因此表6中僅列示固定效果模型(Fixed-effects model)與逐年迴歸的估計結果，在固定效果的估計下，結果與表5相似。綜而言之，結果表示控制股東投票權多寡，不影響到外資持股比率，或許外資意識到控制股東的投票權高低，尚不足以衡量其對於公司經營誘因的影響，只有在控制股東的股權產生偏離時，剝削其他股東的誘因和能力才會產生 (La Porta et al., 1999; Claessens et al., 2000; Cronqvist & Nilsson, 2003)。林群 (2003) 表示外資對公司治理和資訊透明度非常重視，投資前會預先評估經營團隊的誠信，且外資不喜歡轉投資太複雜的公司，因為難以評估真正的投資價值。本文結果支持此一論點，由於控制股東藉由金字塔或交叉持股等方式增加對公司的控制權，此時會造成其擁有投票權超

[14] 此一研究方法，廣泛應用在各實證研究上，例如 Barth & McNichols (1994); Barth et al. (1998); Barth et al. (1999); Barth et al. (2001); Chen (2003) 等。

[15] 作者感謝匿名審查人的建議。

過現金流量權，當偏離程度(DIFF)愈大，控制股東與外部股東禍福與共的程度也隨之降低，此時控制股東努力經營誘因及其誠信問題就面臨考驗。另外，Yeh & Lee (2002) 發現當控制股東欲投入股市時，會同時增加利用公司資金投入股市比重與提高股票質押比率，藉以擴大投入股市效果；當投入股市比重愈大，公司價值愈低。若上市公司董監信用高度擴張，利用自身與所控制之股票以質押的方式取得銀行貸款，在股價持續下跌時，為了避免其質押的股票遭銀行斷頭，往往會挪用公司資金投入股市以維持股價，控制股東的誠信問題更遭質欹。最後，由於剝削的事實或侵占的行為被其他股東偵測出來的話，其他股東將會採取法律行動來制裁控制股東 (e.g., Shleifer & Vishny, 1997; Leuz et al., 2003)。因而為掩飾其剝削的行為被其他股東發現，控制股東會積極介入董事會的運作，同時派任其家族成員擔任董事和監察人時(本文發現控制股東及其家族成員擔任董事監察人的比率平均達49.95%)，再利用他所擁有的資訊優勢，以自身的利益為考量來決定報導的會計資訊和經營決策，而非真實反映公司實質的經濟交易情況，甚至隱匿及降低對其他股東揭露攸關的資訊，導致公司的資訊透明度降低、公司價值降低。過去文獻指出控制股東代理問題愈大，愈可能侵佔小股東的利益、損害公司價值和盈餘資訊性、降低資訊透明度 (e.g., Shleifer & Vishny, 1997; La Porta et al., 1999; Claessens et al., 2002; Lins, 2003)。而本研究結果則補充了控制股東侵佔誘因的文獻，由於外資偏向於長期持股，所以投資前較有能力且誘因調查被投資公司，一旦評估該公司的控制股東與小股東間的代理問題愈嚴重時，外資持股意願較小。

第二欄為迴歸式(1)之逐年估計結果，表中同時陳列二個Z統計量，其中Z1假設殘差獨立，而Z2則放寬此假設。表中發現逐年迴歸結果與固定效果模型相似，控制股東股權偏離度(DIFF)、席次控制權(CHAIR)和董監質押比率(COLLATERAL)在逐年迴歸的Z1與Z2皆顯著為負。本研究不論採逐年迴歸或固定效果模型，所得之結果皆與Giannetti & Simonov (2006) 和Leuz et al. (2006)一致，當控制股東股權偏離度、席次控制權愈大，或質押比率愈高，表示控制股東的侵佔誘因愈強，公司治理愈差，所以外資持股比率較低。

在其他控制變數中，逐年迴歸和固定效果模型皆顯示，股價淨值比(P/B)的係數顯著為正，表示股價淨值比愈高時，外資的投資持股比率愈高，而本益比(P/E)係數為正，表示外資偏好高本益比之公司，但只在逐年迴歸中達邊際顯著(p值<0.1) [16]。股東權益報酬率(ROE)的係數顯著為正，表示公司經營績效

[16] 由於文獻中有部份研究未將 P/B, P/E 納入解釋變數，為了周延起見，作者亦對剔除此兩變數後的模式進行敏感性分析，結果與表 5 相似，並未影響到本文之結論。

佳，外資的持股比率愈高。負債比率(LEV)，係數顯著為負(P < 0.01)，顯示當企業的債務風險愈高，外資持股的比率降低。公司規模(SIZE)以及在美國發行存託憑證(ADR)的係數顯著為正 (P < 0.01)，表示大公司以及有發行美國存託憑證的企業，其資訊透明度較高，分析師也對這些企業較感興趣，因此，外資持股比率也較高。此一結果與過去研究一致 (Kang & Stulz, 1997; Dahlquist & Robertsson, 2001; Huang & Shiu, 2005)，外資偏好大公司、低槓桿、高成長和發行存託憑證之公司。由於國內只有少數幾家公司有發行美國存託憑證，因此剔除此一變數重新執行，結果顯示剔除ADR變數並不會影響到其他變數的顯著性。

表 6：控制股東股權結構與外資持股之關係 (1997-2004 年) –Fixed Effects Model and Separate-year Regressions

$$FO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [UCO_{it}] + \beta_2 [P/B_{it}] + \beta_3 [P/E_{it}] + \beta_4 [ROE_{it}] + \beta_5 [LEV_{it}] + \beta_6 [SIZE_{it}] + \beta_7 [ADR_{it}] + \beta_i \Sigma DUM_IND + \varepsilon_{it}$$

	Fixed effects		Separate-year regressions					
			Coefficient		t-statistic			
Variable	Coefficient	t-statistic	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Z1	Z2
INTERCEPT	-17.3043	-11.92***	-17.840	4.261	-4.105	0.995	-11.593***	-10.911***
VOTE	-0.0021	-0.22	0.009	0.041	0.069	1.081	0.192	0.168
DIFF	-0.0850	-6.75***	-0.080	0.030	-2.166	0.811	-6.118***	-7.070***
CHAIR	-0.0142	-2.43***	-0.014	0.008	-0.781	0.338	-2.206**	-6.110***
COLLATERAL	-0.0278	-4.55***	-0.026	0.005	-1.493	0.283	-4.215***	-13.949***
P/B	0.1609	2.98***	0.445	0.574	1.561	1.341	4.411***	3.079***
P/E	0.0003	0.52	0.001	0.003	0.620	1.097	1.751*	1.496*
ROE	0.0174	2.45***	0.029	0.020	1.091	0.640	3.081***	4.508***
LEV	-0.0149	-1.77**	-0.025	0.028	-0.845	0.825	-2.386**	-2.709***
SIZE	2.8197	25.44***	2.791	0.488	8.351	2.392	23.587***	9.237***
ADR	13.735	8.60***	13.009	4.579	2.966	1.549	8.378***	5.065***
N	5815		727	271				
Adjusted R^2	0.2078		0.196	0.037				

1. 變數定義詳見表 2。
2. 由於Hausman test $\chi 2$ 值約爲33.95（p-value = 0.0001），因此Random-effects Model 並非一致且無偏誤的估計式，所以本文的實證結果只列示Fixed-effects的結果並分析。
3. Separate-year regression 的係數和 t 值是分年跑迴歸後，將 8 年的估計值取平均數和標準差， $Z1=(1/\sqrt{T})\Sigma_{j=1}^{T}(t_j/\sqrt{k_j/(k_j-2)})$，此處的 T 是指年數(8)，t 是指 t 統計量，k 是指年度 j 的自由度(degrees of freedom)；Z2=(mean t)/ (std. deviation t / √(T-1))
4. ***、**、*分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。表中 t 值是使用 White-adjusted *t*-statistic 來取代一般的 *t* 值 (White, 1980)。
5. N 表示樣本數，在 Fixed effect 中，N 爲全部樣本 5815 個觀察值，而在 Separate-year regression 中，是逐年測試迴歸係數，所以所列示之 N 爲各年觀察值的平均數(727)，及各年觀察值的標準差(271)。
6. (1)式中 DUM_IND 爲 21 個產業虛擬變數，由於篇幅所限，未列示於表格中。

伍、敏感性分析

一、外資持股的另一衡量

如前所述，自 1991 年開放外國專業投資機構(QFII)進入台灣證券市場，初期採取較嚴格的管制，限制 QFII 總持股比率為 10%，個股持股比率為 10%，之後逐步放寬，至 2000 年除特殊產業外，解除單一及全體外資投資國內上市(櫃)公司持股限制。截至 2005 年上市公司中，對外資限制持股比例的公司家數僅 18 家(參見附註 13)，受限制市值約占全部上市公司之 3% 。目前英、美、法、澳洲等已開發國家，對外資投資亦有持股比例限制規定，且一般先進國家對航空運輸業、電信業及廣播電視業等，亦有外人持股比例限制規定 (黃仲豪、劉節慈，2005)。故外資持股比率之衡量，有可能無法真正捕捉到外資的投資意願強弱，因此，本文進一步以尚可投資比率(FO_NONUSE)以及外資持股占個股可投資上限(FO_RATIO)取代(1)式中的外資持股比率(FO)，重新執行(1)式的迴歸，探討在不同的持股比率限制下，控制股東的影響力對於外資持股意願強弱之影響。迴歸結果列示於表 7。

Panel A 依變數為外資尚可投資比率(FO_NONUSE)，預期當控制股東的影響力愈大時，為掩飾其對於小股東的剝削行為，資訊揭露的透明度會較低，也就使得外資的投資意願較低，所以尚可投資比率較高，預期係數為正。表中顯示，在固定效果分析中，VOTE 不顯著，而控制股東的股權偏離度(DIFF)與席次控制(CHAIR)的係數顯著為正(p 值<0.01)，董監事質押比率(COLLATERAL)的係數雖為正但不顯著，可能的原因為在混合資料中，雖然控制了年度效果，但樣本間仍存在相依問題，所以導致估計結果可能有所偏誤。若採用逐年迴歸分析，可降低樣本相依問題 (Barth et al., 2001)，所以在逐年迴歸分析中，投票權仍不顯著，其餘三種衡量控制股東影響力的係數 Z1 與 Z2 都顯著為正，表示當控制股東的影響力愈大時，代理問題愈為嚴重，外資或可洞察到此一侵佔問題的存在，故持股意願較低，使得尚可投資比率較高，符合預期。

Panel B 依變數為外資持股占個股可投資上限(FO_RATIO)，亦即顯示控制年度-產業的投資持股限制後的外資持股意願強弱，結果與表 6 相似，當控制股東的股權愈偏離、董事會內化程度愈高，或董監事質押比率愈高時，外資持股的意願較低，係數顯著為負，另外，當控制股東投票權愈大時，也顯著負的影響外資持股占個股可投資上限比率，故本研究結果尚稱穩健，當控制股東的代理問題較嚴重時，不僅影響到外資持股比率，同時也使外資持股的意願強度較小。至於其他控制變數與表 6 相似，外資偏好股價淨值比高、高股東權益報酬、大公司、低負債比率和發行美國存託憑證的公司，所以尚可投資比率較小，外資持股意願較大。

表 7：控制股東股權結構與外資持股之關係－另一種衡量

$$FO_NONUSE_{it}\ (FO_RATIO_{it}) = \beta_0 + \beta_1 [UCO_{it}] + \beta_2 [P/B_{it}] + \beta_3 [P/E_{it}] + \beta_4 [ROE_{it}] + \beta_5 [LEV_{it}] + \beta_6 [SIZE_{it}] + \beta_7 [ADR_{it}] + \beta_i \Sigma DUM_IND + \varepsilon_{it}$$

Panel A: 依變數:尚可投資比率(FO_NONUSE)

			Separate-year regressions					
	Fixed effects		Coefficient		t-statistic			
Variable	Coefficient	t-statistic	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Z1	Z2
INTERCEPT	81.213	48.06***	67.779	21.610	19.765	6.283	55.815***	8.323***
VOTE	-0.0120	-1.06	-0.006	0.030	0.209	1.384	0.588	0.399
DIFF	0.0594	4.06***	0.040	0.060	0.896	1.728	2.534***	1.373*
CHAIR	0.0176	2.59***	0.022	0.017	1.339	0.737	3.782***	4.803***
COLLATERAL	0.0024	0.35	0.005	0.010	0.514	0.723	1.450*	1.879**
P/B	-0.1660	-2.65***	-0.001	0.005	-0.769	1.288	-2.171***	-1.579*
P/E	-0.0004	-0.60	-0.342	0.553	-1.118	1.184	-3.157***	-2.497***
ROE	-0.0096	-1.17	0.000	0.037	-0.034	1.658	-0.092	-0.054
LEV	0.0019	0.19	-0.010	0.015	-0.635	0.904	-1.792**	-1.858**
SIZE	-2.8927	-22.43***	-2.446	1.113	-8.925	2.729	-25.207***	-8.653***
ADR	-13.6458	-7.34***	-9.761	8.693	-2.156	1.709	-6.092***	-3.339***
N	5815		727	271				
Adjusted R^2	0.1515		0.343	0.124				
Panel B: 依變數:外資持股占個股投資上限比率(FO_RATIO)								
INTERCEPT	-0.2331	-12.28***	-0.2805	0.1303	-4.319	0.563	-12.196***	-20.285***
VOTE	-0.0001	-1.39*	-0.0002	0.0004	-0.564	0.888	-1.592*	-1.679*
DIFF	-0.0007	-4.71***	-0.0006	0.0005	-1.575	1.246	-4.449***	-3.345***
CHAIR	-0.0002	-2.94***	-0.0002	0.0001	-0.959	0.597	-2.708***	-4.250***
COLLATERAL	-0.0003	-4.12***	-0.0003	0.0001	-1.156	0.369	-3.265***	-8.295***
P/B	0.0010	1.52*	0.0000	0.0000	0.614	1.199	1.733**	1.355*
P/E	3.61e-07	0.04	0.0046	0.0054	1.440	1.190	4.068***	3.202***
ROE	0.0002	3.00***	0.0002	0.0005	0.794	0.835	2.242***	2.516***
LEV	-3.96e-06	-0.04***	-0.0001	0.0005	-0.270	0.933	-0.762	-0.766
SIZE	0.0398	27.46***	0.0453	0.0167	9.544	1.926	26.953***	13.109***
ADR	0.1543	7.40***	0.1474	0.0360	2.688	1.386	7.591***	5.131***
N	5815		727	271				
Adjusted R^2	0.2564		0.228	0.043				

1. 變數定義詳見表 2 及表 3 附註。
2. 由於Hausman test $\chi 2$ 值約為33.95(p-value = 0.0001)，因此Random-effects Model 並非一致且無偏誤的估計式，所以本文的實證結果只列示Fixed-effects的結果並分析。
3. Separate-year regression 的係數和 t 值是分年跑迴歸後，將 8 年的估計值取平均數和標準差，$Z1=(1/\sqrt{T})\sum_{j=1}^{T}(t_j/\sqrt{k_j/(k_j-2)})$，此處的 T 是指年數(8)，t 是指 t 統計量，k 是指年度 j 的自由度(degrees of freedom)；Z2=(mean t)/ (std. deviation t / √(T-1))
4. ***、**、*分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。表中 t 值是使用 White-adjusted *t*-statistic 來取代一般的 *t* 值。
5. N 表示樣本數，在 Fixed effect 中，N 為全部樣本 5815 個觀察值，而在 Separate-year regression 中，是逐年測試迴歸係數，所以所列示之 N 為各年觀察值的平均數(727)，及各年觀察值的標準差(271)。
6. DUM_IND 為 21 個產業虛擬變數，但限於篇幅，未列示於表格中。

二、獨立董監事對於外資持股之影響

1999 年，瑞士洛桑管理學院(IMD)對世界競爭力的報告指出，台灣由 1998 年的 16 名滑落到 18 名，表現最差的 20 個項目及退步的 4 個項目中，即有一項是「企業董監事功能不彰」。台灣證券市場上市公司最明顯的特質，就是家族成員握有決定性的股權比率，且家族成員位居董事會成員與高階管理者的情形也相當普遍。陳盈羽 (2005) 表示外資對於國內一連串的地雷股事件，質疑台灣上市櫃公司的公司治理不彰，雖然外資券商認為公司主事者的誠信最為重要，但仍有外資肯定獨立董事的設立制度。因此本文進一步的針對獨立董事制度來探討，獨立董監事的設立是否會影響到外資持股的比率。

行政院金融監督管理委員會證券期貨局自 2002 年起推動「上市(櫃)公司獨立董事、獨立監察人制度」，凡申請上市、上櫃的公司，要求必需強制設立獨立董監事，聘請二席以上獨立董事及一席以上獨立監察人。此一規範雖僅適用於新上市櫃公司，但已上市櫃公司為提升公司治理，亦有自願聘請專家學者擔任獨立董監事之情形。為有效落實獨立董監制度，強化董監事之職能，更於 2005 年底證券交易法修正三讀通過，確立了獨立董事與審計委員會制度的法源[17]。因此，為進一步瞭解獨立董監事制度的推動，是否能有效改善外資對於國內公司治理的信賴。本文以獨立董事制度實施後(2002~2004)的 3,128 個樣本觀察值，探討獨立董監事席次占董監事總人數之比率(CHAIR_INDBOARD)來了解獨立董監事制度的實施成效，如果外資認為公司設立獨立董監事可有效監督公司之營運運作，則外資的持股意願應較高，持股比率應較大。

結果列示於表 8，在逐年迴歸中，獨立董監事席次(CHAIR_INDBOARD)的 Z1 和 Z2 分別為 0.572 和 1.350，僅有 Z2 達到邊際顯著，顯示國內之獨立董監制度的成效仍不彰，外資持股比率並未顯著受到公司設立之獨立董監席次比率影響。加入獨立董監事席次比率變數後，控制股東股權偏離度(DIFF)和董監質押比率(COLLATERAL)的 Z1 和 Z2 統計量仍顯著為負，而控制股東的投票權(VOTE)與席次控制(CAHIR)二變數則只有 Z2 達到顯著為負。表示獨立董監制度實施後，控制股東代理問題仍是影響外資持股的重要因素。另外與表 6

[17] 證交法第 14-2 條規定發行股票之公司，得依章程規定設置獨立董事。但主管機關應視公司規模、股東結構、業務性質及其他必要情況，要求其設置獨立董事，人數不得少於二人，且不得少於董事席次五分之一。第 14-4 條 已依本法發行股票之公司，應擇一設置審計委員會或監察人。但主管機關得視公司規模、業務性質及其他必要情況，命令設置審計委員會替代監察人。審計委員會應由全體獨立董事組成，其人數不得少於三人，其中一人為召集人，且至少一人應具備會計或財務專長。

結果相似，高本益比、高股東權益報酬率、大規模公司、發行美國存託憑證以及低負債比率的公司，外資持股比率較高。

表 8：獨立董監事與外資持股之關係 (2002-2004 年，N=3,128)

$FO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [CHAIR_INDBOARD_{it}] + \beta_2 [UCO_{it}] + \beta_3 [P/B_{it}] + \beta_4 [P/E_{it}] + \beta_5 [ROE_{it}] + \beta_6 [LEV_{it}] + \beta_7 [SIZE_{it}] + \beta_8 [ADR_{it}] + \beta_i \Sigma DUM_IND$

		Separate-year regressions					
		Coefficient		t-statistic			
Variable	Pred.	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Z1	Z2
INTERCEPT		-20.3536	4.7875	-4.927	1.002	-5.221***	-13.012***
CHAIR_INDBOARD	+	2.5727	5.3404	0.540	1.058	0.572	1.350*
VOTE	-	-0.0143	0.0132	-0.557	0.515	-0.590	-2.860***
DIFF	-	-0.0969	0.0131	-3.103	0.345	-3.288***	-23.833***
CHAIR	-	-0.0116	0.0066	-0.763	0.443	-0.809	-4.562***
COLLATERAL	-	-0.0244	0.0016	-1.400	0.045	-1.483*	-81.478***
P/B	+	0.0007	0.0043	0.350	0.914	0.371	1.013
P/E	+	1.0620	0.5502	3.033	1.082	3.214***	7.419***
ROE	+	0.0192	0.0104	1.130	0.715	1.197	4.183***
LEV	-	-0.0111	0.0107	-0.563	0.536	-0.597	-2.780***
SIZE	+	3.0594	0.5571	10.783	1.847	11.427***	15.446***
ADR	+	12.2987	2.1330	3.237	0.609	3.430***	14.064***
N		1042	75				
Adjusted R^2		0.220	0.042				

1. 獨立董監事席次(CHAIR_INDBOARD):是指獨立董監事人數佔全體董監事人數的比率，其他變數定義請參考表 2。
2. Separate-year regression 的係數和 t 值是分年跑迴歸後，將 3 年的估計值取平均數和標準差，$Z1=(1/\sqrt{T})\sum_{j=1}^{T}(t_j/\sqrt{k_j/(k_j-2)})$，此處的 T 是指年數(3)，t 是指 t 統計量，k 是指年度 j 的自由度(degrees of freedom)；Z2=(mean t)/ (std. deviation t / √(T-1))。
3. ***、**、*分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。表中 t 值是使用 White-adjusted *t*-statistic 來取代一般的 *t* 值。
4. 式中 DUM_IND 為 21 個產業虛擬變數，由於篇幅所限，未列示於表格中。
5. 由於獨立董事制度自 2002 開始實施，故以 2002-2004 年樣本檢測，總樣本數為 3,128，逐年迴歸時，平均每年的樣本為 1,042。

三、內生性問題

Lins (2003) 指出公司股權結構與公司價值間存在內生性問題，亦即衡量公司治理的股權結構因素會影響到公司的價值，然而公司價值亦會影響到管理者持股的意願。Oviatt (1988) 和Bathala et al. (1994) 則認為，機構投資人或法人較能扮演監督經理人的角色，提升公司績效，降低代理成本。陳冠宙等 (2005) 發現外資持股比率越高的公司，其資訊透明度越好。陳美華、洪世炳 (2005) 以里昂證券(CLSA)2001年、2002年對台灣個別上市公司既有的公司治理評等資訊，分析發現外資持股比例對公司治理品質具有顯著的正向影響。外資法人雖非直接投資的策略性股東，但是當外資法人持股比重愈來愈高時，其對公司營運決策、財務透明度的高標準要求，將可間接透過市場監督力量發揮影響力，進而促成公司治理的強化，健全企業的發展。

因此綜合上述之研究，本文推論控制股東的影響力和外資持股或許為內生決定，亦即控制股東的影響力愈大，盈餘資訊性與財務報表的可靠性較低，進而影響到外資持股意願，但也有可能，隨著外資持股比率愈高，外資存在監督誘因，所以使得控制股東有努力經營的誘因。因此，本文援引Lins (2003) 的兩階段最小平方法(two stage least square, 2SLS)，及其管理者所有權模式，將控制股東所有權模式設定如下：

$$UCO_{it}=\beta_0+\beta_1[FO_{it}]+\beta_2[LEV_{it}]+\beta_3[SIZE_{it}]+\beta_4[ALPHA_{it}]+\beta_5[BETA_{it}]+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中分別使用控制股東的股權偏離度(DIFF)、控制股東席次控制權(CHAIR)和董監質押比率(COLLATERAL)作為依變數，而外資持股(FO)為同時決定的內生變數。援引 Lins (2003) 以負債比率(LEV)和公司規模(SIZE)作為所有權模式之控制變數，其中負債比率=總負債÷總資產，用以衡量債權人是否行使其外部監督者的角色，降低控制股東的代理問題。公司規模=權益市值取對數，則是為了控制大公司的經理人員較可能使用金字塔結構或交叉持股方式取得其控制權。最後，也加入以市場模式所計算之 ALPHA 和 BETA 二變數作為控制變數，其中 ALPHA 用來衡量過去的超額報酬，而 BETA 則表示市場風險，Demsetz & Villalonga (2001) 認為市場風險較高則經理人因為擁有較多的內部資訊故可獲得較高的獲利，所以本文依據 Lins (2003) 之推論預期 ALPHA 和 BETA 與控制股東股權偏離度呈負相關。其中，ALPHA 和 BETA 係取自台灣經濟新報社之 Beta 模組，以 24 個月報酬所計算出的個股超常報酬和市場風險，因為 ALPHA 和 BETA 二變數的計算，使樣本數減少約 26.84%。兩階段

最小平方法的結果如表 9 所示。

表 9 的結果提供一混合的證據，模型(1)顯示控制內生性後，控制股東的股權偏離仍是負的顯著影響外資持股比率，但模型(2) 顯示外資持股比率並未顯著降低控制股權偏離問題。模型(3)和(4)則顯示外資持股和控制股東席次控制權具有聯立關係，亦即外資持股比例愈高時，能有效發揮其監督功能，降低控制股東席次控制問題；且控制內生問題後，控制股東成員佔董監事席次比率負的顯著影響外資持股比率。另外，模型(5)和模型(6)亦顯示外資持股和董監質押比率具有聯立關係，外資持股比率顯著影響董監質押，而控制了外資持股的內生性問題後董監質押比率愈高時，外資持股比率較小，因此，有關本文之假說推論仍獲得支持。Khanna & Palepu (1999) 發現外資持股可以增加公司價值，而本文實證結果更支持，外資持股可以降低控制股東代理問題，顯示外資具有重要的監督角色。

另外，表 9 結果顯示 ALPHA 與 DIFF 呈正相關，但不顯著；而 BETA 與 DIFF 呈顯著負相關，此一結果與 Lins (2003) 相似，當系統風險愈大時，控制股東的股權偏離度愈小。另外，也發現 ALPHA 與 CHAIR 和 COLLORAL 呈顯著負相關，表示過去超額報酬愈大時，控制股東代理問題愈小，董事會內化程度愈小，董監質押比率也較小；而系統風險 BETA 則與 CHAIR 和 COLLORAL 呈顯著正相關，由於過去文獻並未對此關係作預期，因此，作者剔除 BETA 變數重新執行迴歸，實證結果並不會受到 BETA 變數影響。

表 9：控制股東股權結構與外資持股之關係：聯立方程模型 (N=4,254)

$$FO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [UCO_{it}] + \beta_2 [P/B_{it}] + \beta_3 [P/E_{it}] + \beta_4 [ROE_{it}] + \beta_5 [LEV_{it}] + \beta_6 [SIZE_{it}] + \beta_7 [ADR_{it}] + \beta_i [\Sigma DUM_IND] + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$UCO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [FO_{it}] + \beta_2 [LEV_{it}] + \beta_3 [SIZE_{it}] + \beta_4 [ALPHA_{it}] + \beta_5 [BETA_{it}] + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Variable[1]	依變數 FO (1)	DIFF (2)	FO (3)	CHAIR (4)	FO (5)	COLLATERAL (6)
DIFF	-0.0817 (-5.87***)					
CHAIR			-0.1754 (-4.14 ***)			
COLLATERAL					-0.0356 (-5.69***)	
FO		-0.0175 (-0.26)		-1.2671 (-6.60***)		-0.5691 (-3.62***)
P/B	0.2032 (3.23***)		0.1755 (2.55***)		0.2019 (3.21***)	
P/E	-0.0002 (-0.38)		-0.0003 (-0.55)		0.00005 (0.07)	
ROE	0.0022 (0.28)		0.0027 (0.26)		0.0086 (1.05)	
LEV	-0.0156 (-1.58*)	0.0130 (1.30*)	-0.0002 (-0.03)	0.0499 (1.76 **)	-0.0099 (-0.99)	0.3385 (14.60 ***)
SIZE	2.6883 (23.33 ***)	0.4225 (1.76**)	3.8940 (10.88***)	10.2437 (15.17***)	2.8494 (24.51***)	3.9113 (7.04 ***)
ADR	13.5885 (8.36***)		10.2629 (7.05***)		13.482 (8.29***)	
ALPHA		0.0272 (0.72)		-0.5312 (-4.35***)		-0.8681 (-6.92 ***)
BETA		-1.3545 (-4.50***)		5.0352 (5.93***)		2.3941 (3.47 ***)
F	50.62***	9.36***	49.80***	117.61***	50.52***	69.09***
Adjusted R^2	0.2395	0.0122	0.2365	0.1206	0.2392	0.0741

1. ALPHA 和 BETA 係取自台灣經濟新報社之 Beta 模組，以 24 個月報酬所計算出的個股超常報酬和市場風險，因為 ALPHA 和 BETA 二變數的計算，使樣本數減少約 26.84%。其餘變數定義詳見表 2。
2. ***、**、*分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。
3. 外資持股迴歸中均有加入產業虛擬變數(DUM_IND)，山於篇幅所限，未列示於表格中。

四、依變數設限問題

研究樣本中有 1,095 個觀察值，外資持股比率為 0。另外通常外資在作投資決策時面臨兩項問題：一為是否要投資該家公司?二是如果要投資，投資比重應該要多少?由於此二決策相關，故本研究參考 Globerman & Shapiro (2003)、Doidge et al. (2004)，採用 Heckman (1979) 的計量方法，亦即求解以下二個問題：

$$DUM_FO = \beta_1 X_1 + \varepsilon_1 \quad (3)$$

$$FO = \beta_2 X_2 + \varepsilon_2 \quad (4)$$

(3)和(4)式中的 X_1 及 X_2 分別表示影響外資投資意願和投資比重的因素。如果 $X_1 = X_2$，且 $\beta_1 = \beta_2$ 則前二式可合併為 Tobit 模式 (Milliron, 2000)，亦即可以使用最大概似法來估計下式 Tobit 模式[18]：

$$FO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [UCO_{it}] + \beta_2 [P/B_{it}] + \beta_3 [P/E_{it}] + \beta_4 [ROE_{it}] + \beta_5 [LEV_{it}] + \beta_6 [SIZE_{it}] + \beta_7 [ADR_{it}] + \beta_i [\Sigma DUM_IND] + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

表 10：依變數設限問題

	Tobit model		Heckman two-stage			
			Probit		OLS	
Variable	Coefficient	t-statistic	Coefficient	t-statistic	Coefficient	t-statistic
INTERCEPT	-25.6585	-15.24***	-4.1561	-11.87***	-27.285	-10.52***
VOTE	-0.0072	-0.64	-0.0070	-3.74***	-0.0094	-0.75
DIFF	-0.1144	-7.56***	-0.0089	-4.02***	-0.1261	-7.32***
CHAIR	-0.0060	-1.33*	0.0059	5.35***	-0.0092	-1.19
COLLATERAL	-0.0242	-3.42***	0.0024	2.01**	-0.0280	-3.57***
P/B	0.1800	2.90***	0.0057	0.59	0.1972	2.92***
P/E	0.0005	0.70	0.0002	0.98	0.0006	0.73
ROE	0.0279	3.33***	0.0107	7.81***	0.0238	2.48***
LEV	-0.0187	-1.89**	-0.0015	-1.00	-0.0203	-1.85**
SIZE	3.6197	28.61***	0.6500	23.54***	3.8079	16.90***
ADR	11.0509	6.08***			11.008	5.43***
LAMBDA					10.183	8.38***
N	5815		5815		4720	

1. 變數定義詳見表 2
2. ***、**、*分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。
3. 使用 Tobit model 來估計(5)式，$FO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [UCO_{it}] + \beta_2 [P/B_{it}] + \beta_3 [P/E_{it}] + \beta_4 [ROE_{it}] + \beta_5 [LEV_{it}] + \beta_6 [SIZE_{it}] + \beta_7 [ADR_{it}] + \varepsilon_{it}$，因為依變數外資持股比率(FO)為一設限值為 0 的資料。
4. Heckman two-stage，是針對所有樣本(N=5815)，使用 Probit 來估計(6)式 $DUM_FO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [UCO_{it}] + \beta_2 [P/B_{it}] + \beta_3 [P/E_{it}] + \beta_4 [ROE_{it}] + \beta_5 [LEV_{it}] + \beta_6 [SIZE_{it}] + \beta_i [\Sigma DUM_IND] + \varepsilon_{it}$，依變數若外資有投資持股時，DUM_FO=1，否則為 0。之後再針對外資有投資的公司(N=4720)，進行下式的普通最小平方法(OLS)估計：$FO_{it} = \beta_0 + \beta_1 [UCO_{it}] + \beta_2 [P/B_{it}] + \beta_3 [P/E_{it}] + \beta_4 [ROE_{it}] + \beta_5 [LEV_{it}] + \beta_6 [SIZE_{it}] + \beta_7 [ADR_{it}] + \beta_8 [LAMBDA_{it}] + \beta_i [\Sigma DUM_IND] + \varepsilon_{it}$。LAMBDA (λ)為 Inverse Mill's Ratio，$\lambda = \psi(\beta_1 X_1) / \Phi(\beta_1 X_1)$
5. 各式中均有加入產業虛擬變數(DUM_IND)，由於篇幅所限，未列示於表格中。

(5)式估計結果列示於表 10 的第二和第三欄，實證結果與表 6 相同，除了投票權外，其餘衡量控制股東影響力的變數：控制股東股權偏離(DIFF)、席次控制(CHAIR)和董監質押比率(COLLATERAL)都顯著為負，與預期一致。

[18] 使用 Tobit Model 估計的原因，在於依變數外資持股比率為一受限在 0 之資料(left censored data)，如以最小平方法之迴歸模式(ordinary least squares)估計，將產生偏誤且不一致(biased and inconsistent)之估計值 (Greene, 2003)。

之後我們再放寬 $\beta_1=\beta_2$ 的假設，則(3)、(4)式即為 Heckman (1979) 的兩階段模式。其中第一階段是針對所有的樣本來估計，依變數為外資是否投資(DUM_FO)，若外資有投資持股時，DUM_FO=1，否則為 0。因為依變數為外資是否持股的二元變數，故採用 Probit model 先算出(6)式中外資願意投資的機率(亦即 Inverse Mill's Ratio (LAMBDA))，再代入第二階段外資有投資的公司樣本((7)式)，以普通最小平方法(OLS)估計：

$$DUM_FO_{it}=\beta_0+\beta_1[UCO_{it}]+\beta_2[P/B_{it}]+\beta_3[P/E_{it}]+\beta_4[ROE_{it}]+\beta_5[LEV_{it}]+\beta_6[SIZE_{it}]+\beta_7[ADR_{it}]+\beta_i[\Sigma DUM_IND]+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$FO_{it}=\beta_0+\beta_1[UCO_{it}]+\beta_2[P/B_{it}]+\beta_3[P/E_{it}]+\beta_4[ROE_{it}]+\beta_5[LEV_{it}]+\beta_6[SIZE_{it}]+\beta_7[ADR_{it}]+\beta_8[LAMBDA_{it}]+\beta_i[\Sigma DUM_IND]+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

上式中，LAMBDA (λ)為 Inverse Mill's Ratio，$\lambda=\psi(\beta_1X_1)/\Phi(\beta_1X_1)$，結果如表 10 所示。

表 10 的第四和第五欄，為(6)式之估計結果，亦即影響外資決定要不要投資的因素，結果發現外資在決定要不要投資時，控制股東的投票權(VOTE)和股權偏離度(DIFF)愈高時，外資投資的可能性較低，係數顯著為負。但席次控制權(CHAIR)的係數顯著為正，董監質押比率(COLLATERAL)亦為正，與預期不符，推測其可能的原因是因為質押的目的具有多重性，高蘭芬 (2002) 指出質押的動機可分為三類：投資目的(有投資機會但公司已無法再增加借款)、投機目的（護盤或炒作股票）與現金增資目的（質借舊股取得資金買新股避免股權被稀釋）。因此，董監事個人持股質押對於公司經營之利弊，視質押的目的而定。若董監事持股質押的目的是炒作股票或護盤，當經濟不景氣或股價下跌時，可能利用其控制權犧牲小股東的利益以取得個人利益，使得董監事持股質押與公司績效為負相關。Chen & Hu (2002) 以投資機會較多的公司為樣本，發現儘管質押使得公司的風險提高，但經濟景氣好時，董監事股權質押與公司績效會呈正相關。然而外資決定是否投資時，不見得能了解董監質押的目的為何，所以董監質押比率愈高與外資是否投資呈正相關，但是一旦外資決定要投資時，控制股東的股權愈偏離，董監質押比率愈高，外資持股的比率愈低。表 10 最後二欄是(7)式 OLS 的估計結果，與 Tobit 的結果相似。故本文的結論尚稱穩健。

五、「市場景氣」對於外資持股之影響[19]

本文研究期間之8年中，我國股票市場亦經歷漲跌之多空景氣循環，過去研究指出股票市場於多頭時期市場反應較佳，而在股票市場空頭時期市場反應則較差 (楊朝成、林貞吟，1994)。因此，市場景氣狀況或許也會影響到外資持股的可能性。本研究依照李建然等 (2006) 以年度加權指數漲跌情形，將市場景氣劃分為多頭或空頭時期。經由計算各年度大盤指數漲跌情形[20]，研究期間中，1997、1999、2001、2003和2004年係屬於多頭走勢。故於迴歸式(1)中加入多空頭虛擬變數(BULL)，若為多頭時期，令BULL=1，否則為0，重新執行迴歸。

表11彙總迴歸結果，表中顯示混合樣本中，BULL係數顯著為正($p<0.01$)，表示市場若為多頭時期，外資持股比率較高。表中也顯示，加入景氣因素後，用來衡量控制股東股權結構和影響力的替代變數(DIFF 、 CHAIR 和 COLLATERAL)仍顯著負的影響外資持股比率，控制變數中除了負債比率變得不顯著外，其餘結果大致與表6相似。在逐年迴歸中，分別計算多頭(1997、1999 、2001 、2003和2004年)和空頭年度(1998 、2000和2002年)的逐年迴歸(Separate-year egressions)係數平均數和t統計量平均數，結果顯示，不論多頭或空頭年度，控制股東的代理問題皆是影響外資持股比率的重要因素。因此，本研究之結果尚稱穩健。

[19] 作者感謝匿名審查人的建議。

[20] 1997-2004 年大盤加權指數漲跌幅度：

年度	大盤年初指數	大盤年底指數	漲跌比率%	股市走勢	年度	大盤年初指數	大盤年底指數	漲跌比率%	股市走勢
1997	6933.94	8187.27	18.08%	多頭	1998	8187.27	6418.43	-21.60%	空頭
1999	6418.43	8448.84	31.63%	多頭	2000	8448.84	4739.09	-43.91%	空頭
2001	4739.09	5551.24	17.14%	多頭	2002	5551.24	4452.45	-19.79%	空頭
2003	4452.45	5890.69	32.30%	多頭	2004	5890.69	6139.69	4.23%	多頭

表 11：景氣因素-多空頭

Variable	Fixed effects (N=5,815) Coefficient	Fixed effects (N=5,815) t-statistic	Separate-year regressions 多頭 (N=3,805) Mean Coefficient	多頭 (N=3,805) Mean t-statistic	空頭(N=2,010) Mean Coefficient	空頭(N=2,010) Mean t-statistic
INTERCEPT	-16.801	-11.57***	-19.7214	-4.448***	-14.7056	-3.533***
VOTE	-0.0030	-0.32	0.0105	0.066	0.0061	0.073
DIFF	-0.0826	-6.53***	-0.0926	-2.436***	-0.0577	-1.717***
CHAIR	-0.0135	-2.32**	-0.0145	-0.768***	-0.0140	-0.803***
COLLATERAL	-0.0330	-5.43***	-0.0263	-1.442***	-0.0265	-1.577***
P/B	0.1295	2.40***	0.5524	1.814**	0.2659	1.140***
P/E	0.0002	0.33	0.0012	0.884*	0.0016	0.180
ROE	0.0131	1.85**	0.0294	1.058***	0.0297	1.147**
LEV	-0.0070	-0.84	-0.0184	-0.634*	-0.0359	-1.197*
SIZE	2.6523	24.70***	2.9866	8.930***	2.4656	7.387***
ADR	14.381	8.99***	12.4484	2.804***	13.9438	3.237***
BULL	0.8271	3.23***				
Adjusted R^2	0.2061		0.208		0.176	

1. BULL 表示多空時期，若為多頭時期(1997、1999、2001、2003 和 2004 年)，BULL=1，否則 BULL=0。其餘變數定義詳見表 2
2. ***、**、*分別表示 p 值單尾小於 1%、5%、10%。
3. 迴歸中均有加入產業虛擬變數(DUM_IND)，由於篇幅所限，各產業之係數未列示於表格中。
4. Separate-year regression 的係數和 t 值是分年跑迴歸後，將各年的估計值取平均數，而其顯著性之標示，則是經由計算 Z2=(mean t)/ (std. deviation t / √(T-1))而判定。

陸、結論與限制

近幾年來，公司治理一直受到國際社會的高度重視，主要的原因在於經濟全球化的發展，使企業間的競爭必須跨越國境，而良好的公司治理是提升企業及國家競爭力的重要關鍵。從企業角度來看，具有良好公司治理機制的企業，不但會以追求公司及股東的最大利益為目標，同時會建立良好的監督機制，減少經營風險，進而提升公司經營的績效與公司的價值，包括在股市的溢價。從國家競爭力來看，一國公司治理的好壞往往是國際投資人衡量投資風險及投資環境的重要標準，也是企業在國際資本市場上籌措資金難易的重要決定因素。

本研究探討控制股東的股權結構及其所掌控之董監席次對於國外專業投資機構的投資決策之影響，此有助於增加我們對於外資投資意願的瞭解。國內企業普遍存在控制股東，而控制股東常藉由金字塔或交叉持股或將其股權質押來強化其對公司的控制力，使其所擁有的控制權大於現金流量權，此時控制股東因只需負擔相對較少的成本，就可以享受控制權背後的全部私有利益。故控制股東有誘因以其資訊之優勢，利用公司資源，剝奪其他股東的財富，來極大

化個人的效用。此一問題也使得外資機構對於國內企業的公司治理制度產生質疑。政府為吸引優質的外資機構投資，不斷的放寬外人投資的限制，然而在促進我國證券市場國際化和自由化之際，最主要的還是先健全企業的公司治理制度，解除外資對於企業主事者的誠信疑慮問題。

本研究結果顯示，當控制股東的投票權與現金流量權的偏離愈大、或控制股東成員掌控有愈多的董監席次，也就是董事會內化程度愈深、或董監將其股票質押比率愈高時，外資持股比率愈小，此與Giannetti &Simonov (2006) 和 Leuz et al. (2006) 所述一致，外資較不可能投資於公司的控制股東有較大誘因侵佔外資投資者的公司。因為控制股東的代理問題愈為嚴重，愈可能存在侵佔誘因，而外資屬於專業之投資機構，較能洞悉控制股東的誘因，因此也使得外資的投資意願較低，其持股比率較低。

控制了內生性因素後，控制股東的股權偏離度、席次控制和董監質押等代理問題也會影響到外資的投資持股比率。表示外資投資時會綜合考量公司治理等方面的因素，作為挑選目標公司標準；另外，兩階段最小平方法的結果發現，外資持股比率較高時，控制股東的席次控制和董監質押比率較小，表示當外資持股比重增加時，會積極參與公司治理機制，降低控制股東的代理問題，此一結果支持陳美華、洪世炳 (2005)，外資具有重要的監督功能。

國內主管單位近幾年積極推動公司治理，但是成效如何並不易評估。本研究結果發現獨立董事席次比率，並未顯著影響外資持股比率，且在控制獨立董事席次後，控制股東影響力及董監質押比率與外資持股比率仍存在顯著負相關，顯示控制股東代理問題才是外資投資時主要考量因素。所以主管當局除了強化董監事制度外，或許更應該重視控制股東的代理問題。

有關控制股東代理問題的相關研究有一共同的研究限制，即(1)部分公司董監事及大股東持股之資訊揭露不足，可能導致直接持股率及盈餘分配率低估。(2)在複雜的金字塔和交叉持股結構中，於計算現金流量權和投票權時，若遇到投資公司係非公開發行公司時，因無法取得全部且詳細的股權結構資料。例如 Haw et al. (2004)；Claessens et al. (2000) 指出當衡量控制股東股權偏離時，會因為資訊揭露的不足導致計算時會有所偏誤。本研究在實證過程中，若遇到投資公司係非公開發行公司時，因無法取得全部且詳細的股權結構資料，將公開發行但未上市(櫃)公司對於集團公司之持股全部視為直接持股，可能導致部分家族之直接持股率高估，影響到相關偏離率之計算，但此為這類相關研究無可避免的問題。有鑑於本研究實證結果發現控制股東股權偏離是影響外資持股的重要因素，為增加外資投資，建議相關單位應要求公司在公開說明書上，詳細記載各公司與其關係企業相互持有之股權及其關係。

參考文獻

李建然、劉正田、葉家榮，2006，「以市場評價觀點檢測員工分紅入股是否增進人力資本」，會計與公司治理，3卷1期：47~74。

林群，2003，打敗外資賺大錢，台北：電腦家庭文化。

邱正仁、熊大中、高蘭芬，2002，「股權質押與財務危機關聯性之研究」，中華會計學刊，3卷1期：79~111。

高蘭芬，2002，董監事股權質押之代理問題對會計資訊與公司績效之影響，國立成功大學會計系博士論文。

高蘭芬、邱正仁，2002，「董監事股權質押對會計盈餘與股票報酬相關性之影響」，台大管理論叢，13卷1期：127~162。

高蘭芬、陳安琳，2007，「董監事股權質押、盈餘管理與公司績效相關性之研究」，中華會計學刊，6卷2期：153~172。

許美滿、吳壽山、鐘惠民、林怡群，2004，「控制股東代理問題對公司價值之影響與舉債之監督效果分析」，會計與公司治理，1卷2期：67~90。

許崇源、李怡宗、林宛瑩、鄭桂蕙，2003a，「控制權與盈餘分配權偏離之衡量(上)」，貨幣觀測與信用評等雙月刊，42 期：15~31。

許崇源、李怡宗、林宛瑩、鄭桂蕙，2003b，「控制權與盈餘分配權偏離之衡量(下)」，貨幣觀測與信用評等雙月刊，43 期：11~26。

陳冠宙、陳育成、陳雪如，2005，「影響上市公司網站資訊透明度因子之實證研究」，會計與公司治理，2 卷 1 期：33~59。

陳盈羽，2005，「外資：經營者誠信最重要」，經濟日報，11 月 8 日，A3 版。

陳美華、洪世炳，2005，「公司治理、股權結構與公司績效關係之實證研究」，企業管理學報，65 期：129~153。

黃仲豪、劉節慈，2005，「提昇我國證券市場國際化與自由化」，證券暨期貨月刊，23 卷 8 期：4~15。

楊朝成、林貞吟，1994，「台灣上市公司現金增資效果再探討」，證券市場發展，21 卷 1 期：116~139。

葉銀華、蘇裕惠、柯承恩、李德冠，2003，「公司治理機制對於關係人交易的影響」，證券市場發展季刊，15 卷 4 期：69~106。

葉銀華、李存修、柯承恩，2002，公司治理與評等系統，台北：商智文化。

劉憶如，2004，外資在台灣證券交易市場角色之研究，臺灣證券交易所委託研究計劃案。

證交所網站，「僑外投資專區」，http://www.tse.com.tw/ch/investor/foreign_invest/OCFID_01.php.

Aggarwal, R., Klapper, L., and Wysocki, P. D., 2003, “Portfolio preferences of foreign institutional investors.” Working paper, MIT Sloan School of Management.

Baker, H. K., Nofsinger, J. R., and Weaver, D. G., 2002, “International cross-listing and visibility,” **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 37, No. 3,

495-521.

Barth, M. E. and McNichols, M. F., 1994, "Estimation and market valuation of environmental liabilities relating to superfund sites," **Journal of Accounting Research**, Vol. 32, No. 3, 177-209.

Barth, M. E., Clement, M. B., Foster, G., and Kasznik, R., 1998, "Brand values and capital market valuation," **Review of Accounting Studies**, Vol. 3, No. 1-2, 41-68.

Barth, M. E., Elliott, J. A., and Finn, M. W., 1999, "Market rewards associated with patterns of increasing earnings," **Journal of Accounting Research**, Vol. 37, No. 2, 387-413.

Barth, M. E., Kasznik, R., and Mcnichols, M. F., 2001, "Analyst coverage and intangible assets," **Journal of Accounting Research**, Vol. 39, No. 1, 1-34.

Bathala, C. T., Moon, K. P., and Rao, R. P., 1994, "Managerial ownership, debt policy and the impact of institutional holdings: An agency perspective," **Financial Management**, Vol. 23, No. 3, 38-50.

Bernard, V. L., 1987, "Cross-sectional dependence and problems in inference in market-based accounting research," **Journal of Accounting Research**, Vol. 25, No. 1, 1-48.

Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., and Welch, I., 1992, "Learning for the behavior of others: Conformity, fads, and informational cascades," **Journal of Economic Perspectives**, Vol. 12, No. 3, 151-170.

Bikhchandani, S. and Sharma, S., 2000, "Herd behavior in financial markets: A review." Working paper, International Monetary Fund (IMF).

Bradshaw, M. T., Bushee, B. J., and Miller, G. S., 2004, "Accounting choices, home bias, and U.S. investment in non-U.S. Firms," **Journal of Accounting Research**, Vol. 42, No. 5, 795-841.

Brennan, M. J. and Cao, H. H., 1997, "International portfolio investment flows," **Journal of Finance**, Vol. 52, No. 5, 1851-1880.

Bushee, B., 2001, "Do institutional investors prefer near-term earnings over long-run value?" **Contemporary Accounting Research**, Vol. 18, No. 2, 207-246.

Bushee, B., Carter, M. E., and Gerakos, J., 2008, "Institutional investor preferences for corporate governance mechanisms." Working paper, The University of Pennsylvania.

Chang, S. J., 2003, "Ownership structure, expropriation, and performance of group-affiliated companies in Korea," **Academy o Management Journal**, Vol. 46, No. 2, 238-253.

Chen, C. Y., 2003, "Investment opportunities and the relation between equity value and employees' bonus," **Journal of Business Finance & Accounting**, Vol. 30, No. 7-8, 941-974.

Chen, Y. and Hu, S. Y., 2002, "The controlling shareholder's personal stock loan and firm performance. ", **2002 NTU International Conference on Finance**, Taipei, Taiwan.

Choe, H., Kho, B., and Stulz, R., 1999, “Do foreign investors destabilize stock markets? The Korean experience in 1997,” **Journal of Financial Economics**, Vol. 54, No. 2, 227-264.

Choe, H., Kho, B., and Stulz, R., 2005, “Do domestic investors have an dege? The trading experience of foreign investors in Korea,” **The Review of Financial Studies**, Vol. 18, No. 3, 795-829.

Claessens, S., Djankov, S. D., and Lang, L. H. P., 2000, “The separation of ownership and control in East Asian corporations,” **Journal of Finance Economics**, Vol. 58, No. 1-2, 81-112.

Claessens, S., Djankov, S. D., Fan, J. P. H., and Lang, L. H. P., 1999, “Expropriation on minority shareholders: Evidence from East Asia.” Working paper No. 2088, The World Bank.

Claessens, S., Djankov, S. D., Fan, J. P. H., and Lang, L. H. P., 2002, “Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings,” **Journal of Finance**, Vol. 57, No. 6, 2741-2771.

Cronqvist, H. and Nilsson, M., 2003, “Agency costs of controlling minority shareholders,” **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 38, No. 4, 695-719.

Dahlquist, M. and Robertsson, G., 2001, “Direct foreign ownership, institutional investors, and firm characteristics,” **Journal of Financial Economics**, Vol. 59, No. 3, 413-440.

Dahlquist, M., Pinkowitz, L., Stulz, R., and Williamson, R., 2003, “Corporate governance and the home bias,” **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 38, No. 1, 87-110.

Demsetz, H. and Villalonga, B., 2001, “Ownership structure and corporate performance,” **Journal of Corporate Finance**, Vol. 7, No. 3, 209-233.

Doidge, C., Karolyi, G. A., and Stulz, R. M., 2004, “Why are foreign firms listed in the U.S. worth more?” **Journal of Financial Economics**, Vol. 71, No. 2, 205-238.

Drabek, Z. and Payne, W., 2002, “The impact of transparency on foreign direct investment,” **Journal of Economic Integration**, Vol. 17, No. 4, 777-810.

Falkenstein, E. G., 1996, “Preferences for stock characteristics as revealed by mutual fund portfolio holdings,” **Journal of Finance**, Vol. 51, No. 1, 111-135.

Fama, E. and MacBeth, J., 1973, “Risk, return, and equilibrium: Empirical tests,” **Journal of Political Economy**, Vol. 81, No. 3, 607-636.

Fan, P. H. and Wong, T. J., 2002, “Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia,” **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 33, No. 3, 401-425.

Giannetti, M. and Simonov, A., 2006, “Which investors fear expropriation? Evidence from investors’ portfolio choices,” **Journal of Finance**, Vol. 61, No. 3, 1507-1547.

Globerman, S. and Shapiro, D., 2003, “Governance infrastructure and US foreign direct investment,” **Journal of International Business Studies**, Vol. 34, No. 1, 19-39.

Gompers, P. and Metrick, J., 2001, "Institutional investors and equity prices," **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 116, No. 1, 229-259.

Greene, W., 2003, **Econometric Analysis**, 5th, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.

Hausman, A., 1978, "Specification tests in econometrics," **Econometrica**, Vol. 46, No. 6, 1251-1271.

Haw, I. M., Hu, B. B., Hwang, L. S., and Wu, W., 2004, "Ultimate ownership, income management, and legal and extra-legal institutions," **Journal of Accounting Research**, Vol. 42, No. 2, 423-426.

Healy, P., Kang, S., and Palepu, K. G., 1987, "The effect of accounting procedure changes on CEO's cash salary and bonus compensation," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 9, No. 1, 7-34.

Heckman, J., 1979, "Sample selection bias as a specification error," **Econometrica**, Vol. 47, No. 1, 153-161.

Huang, R. D. and Shiu, C. Y., 2005, "Overseas monitors in emerging financial markets: Evidence from foreign investment flows and equity ownership in Taiwan." Working paper, University of Notre Dame.

Joh, S. W., 2003, "Corporate governance and firm profitability: Evidence from Korea before the economic crisis," **Journal of Financial Economics**, Vol. 68, No. 2, 287-322.

Kang, J. K. and Stulz, R. M., 1997, "Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan," **Journal of Financial Economics**, Vol. 46, No. 1, 3-28.

Kennedy, P., 1992, **A Guide to Econometrics**, Cambridge, MA: MIT Press.

Kesner, I. F. and Dalton, D. R., 1986, "Boards of directors and the checks and (im) balances of corporate governance," **Business Horizon**, Vol. 29, No. 5, 17-23.

Khanna, T. and Palepu, K., 1999, "Emerging market business groups, foreign investors, and corporate governance." NBER Working paper No. w6955, Harvard University.

Kim, W. and Wei, S., 1999, "Foreign portfolio investors before and during a crisis." NBER Working paper No. w6968, National Bureau of Economic Research.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., and Shleifer, A., 1998, "Law and finance," **Journal of Political Economy**, Vol. 106, No. 6, 1113-1153.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., and Shleifer, A., 1999, "Corporate ownership around the world," **Journal of Finance**, Vol. 54, No. 2, 471-517.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R. W., 2002, "Investor protection and corporate valuation," **Journal of Finance**, Vol. 57, No. 3, 1147-1170.

Lang, M. H., Lins, K. V., and Miller, D. P., 2003, "ADRs, analysts, and accuracy: Does cross-listing in the U.S. improve a firm's information environment and increase market value?" **Journal of Accounting Research**, Vol. 41, No. 2, 317-345.

Lang, M. H., Lins, K. V., and Miller, D. P., 2004, "Concentrated control, analyst following

and valuation: Do analysts matter most when investors are protected least?" **Journal of Accounting Research**, Vol. 42, No. 3, 581-623.

Lee, T. S. and Yeh, Y. H., 2001, "Corporate governance and financial distress: Evidence from Taiwan. ", **2001 Asia Pacific Finance Association Conference**, Bangkok, Thailand.

Lemmon, M. L. and Lins, K. V., 2003, "Ownership structure, corporate governance, and firm value: Evidence from the East Asian financial crisis," **Journal of Finance**, Vol. 58, No. 4, 1445-1468.

Leuz, C., Lins, K. V., and Warnock, F. E., 2006, "Do foreigners invest less in poorly governed firms?" NBER Working paper No. w12222, National Bureau of Economic Research.

Leuz, C., Nanda, D., and Wysocki, P. D., 2003, "Discussion of ADRs, analysts, and accuracy: Does cross-listing in the United States improve a firm's information environment and increase market value?" **Journal of Accounting Research**, Vol. 41, No. 2, 347-362.

Lin, C. H. and Shiu, C. Y., 2003, "Foreign ownership in the Taiwan stock market-An empirical analysis," **Journal of Multinational Financial Management**, Vol. 13, No. 1, 19-41.

Lins, K. V., 2003, "Equity ownership and firm value in emerging markets," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 38, No. 1, 159-184.

Milliron, J., 2000, "Board of director incentive alignment and the design of executive compensation contracts." Working paper, University of Chicago.

Oviatt, B. M., 1988, "Agency and transaction cost perspectives on the manager-shareholder relationship: Incentive for congruent interests," **Academy of Management Review**, Vol. 13, No. 2, 214-225.

Shleifer, A. and Vishny, R., 1997, "A survey of corporate governance," **Journal of Financial Economics**, Vol. 52, No. 2, 737-783.

White, H., 1980, "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," **Econometrica**, Vol. 48, No. 4, 617-636.

White, H., 1984, **Asymptotic Theory for Econometricians**, Orlando, FL: Academic Press, Inc..

Yeh, Y. H., 2005, "Do controlling shareholders enhance corporate value?" **Corporate Governance**, Vol. 13, No. 2, 313-324.

Yeh, Y. H. and Lee, T. S., 2002, "Corporate governance and corporate equity investments: Evidence from Taiwan. ", **The 9th Global Finance Conference**, Beijing, China.

Yeh, Y. H., Lee, T. S., and Woidtke, T., 2001, "Family control and corporate governance: Evidence form Taiwan," **International Review of Finance**, Vol. 2, No. 1-2, 21-48.

作者簡介

林美鳳

國立台灣大學會計研究所博士，目前為國立彰化師範大學會計系助理教授。研究領域為財務會計。學術論文曾發表於管理學報、資訊管理學報、Journal of International Accounting Research、Applied Mathematics and Computation、臺大管理論叢及會計評論等期刊。

E-mail: linmf@cc.ncue.edu.tw

梁嘉紋

美國奧勒岡大學會計博士，目前為國立政治大學會計學系助理教授。研究領域為財務會計與管理會計。學術論文曾發表於管理學報、會計評論及 Journal of the American Taxation Association 等期刊。

E-mail: jiawen@nccu.edu.tw

金成隆

政治大學會計學系博士，目前為國立政治大學會計學系教授。研究領域為財務會計。學術論文曾發表於 Contemporary Accounting Research、Journal of Accounting, Auditing, & Finance、Review of Quantitative Finance and Accounting、Journal of International Accounting Research、Advances in Accounting、IEEE Transactions on Engineering Management、Corporate Governance: An International Review、Applied Mathematics and Computation、Journal of Forecasting、Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies、Auditing: A Journal of Practice and Theory、會計評論、管理學報、中山管理評論、管理評論、臺大管理論叢、企業管理學報、中國財務學刊及證券市場發展季刊等期刊。

E-mail: kim@nccu.edu.tw