

# 年報資訊揭露與資訊不對稱： 來自私有資訊交易之證據

廖益興、陳彥綺、王貞靜\*

## 摘要

提升企業資訊揭露的透明度，降低投資人資訊接觸的障礙，為政府推動公司治理改革的重要方針。證券暨期貨發展基金會所推動的「資訊揭露評鑑系統」，正是希望以外部監督機制來促使受評公司之揭露政策能同時兼顧法規要求與資訊自願需求，俾能降低企業資訊不對稱的環境。緣此，本研究旨在探討年報中資訊揭露水準對資訊不對稱程度之影響。實證結果顯示，年報中所呈現的整體資訊揭露水準愈高，愈能有助於緩和企業資訊不對稱的程度。若進一步考量資訊揭露的性質，更可清楚發現自願性資訊揭露水準愈高，企業反應出的資訊不對稱程度愈輕，但此結論並不適用於家族控制企業及股份盈餘偏離程度高的企業，至於強制性資訊揭露降低資訊不對稱的效果則不明顯。本研究之政策意涵為：就降低資訊不對稱程度的立場而言，鼓勵督促企業提昇自願性資訊揭露的效果明顯優於以法令強制企業從事資訊之揭露。

關鍵詞：資訊揭露、資訊不對稱

JEL 分類代號：C33, D8, M41

---

\* 作者分別為聯絡作者：廖益興，中原大學會計學系副教授，32023 桃園縣中壢市中北路 200 號，E-mail: [yiliao@cycu.edu.tw](mailto:yiliao@cycu.edu.tw)。陳彥綺，臺北大學會計學研究所博士生，23741 台北縣三峽鎮大學路 151 號，E-mail: [sweetchen0131@hotmail.com](mailto:sweetchen0131@hotmail.com)。王貞靜，淡江大學會計學系助理教授，25137 台北縣淡水鎮英專路 151 號，E-mail: [jeanwang@mail.tku.edu.tw](mailto:jeanwang@mail.tku.edu.tw)。作者由衷感謝二位匿名評審委員提供寶貴修改意見。

投稿日期：民國 98 年 9 月 14 日；修改日期：民國 99 年 3 月 5 日；

接受日期：民國 99 年 7 月 22 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 47:1 (2011), 45-96。

臺北大學經濟學系出版

## 1. 前言

在代理理論架構下，不論是所有權與經營權分離所產生的傳統代理問題，抑或肇因於控制股東剝削外部小股東所衍生之核心代理問題 (Mitton, 2002；Ali et al., 2007；Chen et al., 2008)，<sup>1</sup> 上述代理衝突常因契約雙方間之資訊不對稱而更為加劇，資訊的充分揭露就某種程度而言，乃爲了緩和與解決資訊不對稱所造成的利益衝突及負面經濟後果 (Bushman and Smith, 2001；Healy and Palepu, 2001)。台灣經濟發展的定位目前仍屬於新興經濟市場體系，與已開發國家的市場相較，不論是在法規制度架構、文化環境背景上皆存有頗大的差距。新興市場國家的文化環境特性比較強調私有資訊重於透明揭露 (Ball et al., 2003；Chen and Jaggi, 2000)，致使市場規模的發展相當程度取決於能否降低內部人與投資人之間的資訊不對稱 (Gul and Leung, 2004)，由公司董事會所主導的資訊揭露政策，乃扮演著減緩資訊不對稱的角色 (Richardson and Welker, 2001)。緣此，本研究旨在探討年報中資訊揭露水準對資訊不對稱程度之影響，希冀瞭解加強公司年報中資訊揭露的透明度是否可以緩和資訊不對稱的水準？

現行我國在督促上市(櫃)公司加強資訊揭露透明度的作爲上，係以證券暨期貨市場發展基金會(文後簡稱證基會)所建置資訊揭露評鑑系統爲主。自民國 92 年第一屆資訊揭露評鑑系統開始實施以來，資訊揭露評鑑的內容主要區分爲「資訊揭露相關法規遵循情形、資訊揭露時效性、預測性財務資訊之揭露、年報之資訊揭露及企業網站之資訊揭露」共五大構面。<sup>2</sup> 依據張淑貞 (2005) 之

---

<sup>1</sup> 根據 Ali et al. (2007) 定義，傳統代理問題即爲型 I 代理問題 (Type I agency problems)；核心代理問題則爲型 II 代理問題 (Type II agency problems)。

<sup>2</sup> 證基會資訊揭露評鑑系統之評鑑結果，歷年來均逐一公布於證基會網站及公開資訊觀測站上，評鑑結果已漸爲受評公司與投資人之重視與注意。

研究，該五大構面中僅年報指標所呈現出的差異性最為明顯，是故本研究乃以年報資訊揭露指標作為評分基準，以評比所得分數作為衡量資訊揭露水準的代理變數。<sup>3</sup>

台灣股市投資人之組成結構，相較於歐美國家股票市場，明顯係以散戶投資人為大宗。在此一環境背景下，連帶造成台灣股票市場中私有資訊交易的情形甚囂塵上。依據瑞士洛桑管理學院每年所公布的國家競爭力報告中，在內線交易的比重上，台灣在所有被評比的 60 多個國家中，排名竟然遠在四、五十名之後，名次愈後面，代表內線交易問題愈嚴重（曠文琪與江元慶，2007），該份評比資料正揭示了私有資訊交易在台灣投資人心目中的份量。私有資訊的本質乃隱含著內部人士對企業未來經營價值的評估，而此評估的內部訊息在市場缺乏效率的情況下，尚未被及時反應在公司股價中。Hasbrouck (1991) 認為私有資訊基本上係公開資訊之先驗知識 (prior knowledge)，意即私有資訊與公開資訊在市場中傳遞散佈的時間具有先後順序。當一部分投資人擁有關於公司未來價值評估之私有資訊，而另一部分投資人仍被蒙在鼓裡時，股票市場中即存在有資訊不對稱 (Easley and O'Hara, 1992; Brown and Hillegeist, 2007; LaFond and Watts, 2008)。一旦企業主導的揭露政策與揭露實務趨向公開及時，預期較透明企業資訊之傳遞可降低內部人士從事私有資訊蒐尋的動機，從而改變私有資訊與公開資訊在市場上失衡的交易頻率，因而有助於緩和資訊不對稱所引發的交易風險及道德危機。

本研究實證結果顯示，年報中所呈現的整體資訊揭露水準愈高，愈能有助於緩和企業資訊不對稱的程度。若進一步考量資訊揭露的性質，更可清楚發現自願性資訊揭露水準愈高，企業反應出的資訊不對稱程度愈輕，但此結論並不適用於家族控制企業及股份盈

---

<sup>3</sup> 關於本研究所納入評鑑指標與證基會資訊揭露評鑑系統之原始評鑑指標之比較，及實際評比時所依據的評分原則請參見附錄 1 之說明。

餘偏離程度高的企業，至於強制性資訊揭露降低資訊不對稱的效果則不明顯。本研究之政策意涵為：就降低資訊不對稱程度的立場而言，鼓勵督促企業提昇自願性資訊揭露的效果明顯優於以法令強制企業從事資訊之揭露。

本研究之主要特色或可能貢獻可從以下四方面予以說明：1. 證基會所建置資訊揭露評鑑系統，並未公布受評公司原始評鑑得分，僅公布評鑑之等級，且公布的結果係為一綜合性指標，造成依據資訊揭露評鑑系統之結果進行研究者，僅能按粗略簡化等級分析，亦無法按各揭露主題深入探究。本研究擇定年報資訊揭露構面作為自行評分的範圍，並從中依性質區分為強制性及自願性資訊揭露，避免不同揭露主題可能會有不同影響因素適用之問題。2. 本文有別於傳統以公司股價買賣價差作為資訊不對稱的代理變數，而係改以資訊事件為市場交易基礎之非條件式機率 (unconditional probability of information-based trading, PIN score) (衡量方式請參見第 3 節中變數衡量之說明) 來衡量企業資訊不對稱的程度。前者的衡量觀點係認為獲知私有訊息者之交易影響會如實反應在股票的買賣價差上，其衡量方法偏屬間接式衡量，後者則逕行以私有資訊擁有者驅動買賣交易作為估計之基礎，因而該指標可直接捕捉在次級市場中潛藏在投資交易過程之私有資訊交易情形。3. 鑒於台灣市場結構迥異於美國市場特徵，將現有估計資訊不對稱模式移植至台灣市場環境時，必須考量市場結構屬性之差異而加以修正。4. 國內文獻在進行有關資訊揭露方面的研究時，較少去正視資訊揭露變數內生性的問題，本研究經由 Hausman (1978) 內生性檢定後，以兩階段估計法來控制資訊揭露內生性對模型估計造成的影響。

本文其餘內容賡續安排如下：第 2 節將對資訊揭露效益與性質，及資訊揭露水準對資訊不對稱影響之相關文獻做一扼要回顧，俾建立本研究之研究假說。第 3 節乃說明研究設計、實證方法與資料來源之過程。第 4 節彙整研究之實證結果並進行分析。第 5 節則為結論與建議。

## 2. 文獻探討與假說建立

在文獻彙整部分，本節首先討論資訊揭露效益與性質，然後再分別探討資訊揭露水準與資訊不對稱程度之關聯，以及家族企業的結構型態與股份盈餘偏離程度對二者關聯性之影響，俾形成本文主要研究假說，而本文研究假說之建立則以虛無假說形式陳述。

### 2.1 資訊揭露的性質與效益

一般而言，企業從事資訊揭露的考量有三大誘因：第一項誘因為緩和資訊不對稱以降低資金成本 (Sengupta, 1998; Easley and O'Hara, 2004; Francis et al., 2005)；第二項誘因為解決代理衝突 (Healy and Palepu, 2001)；最後一項誘因則基於符合主管機關之規定以降低政治成本的干預 (Belkaoui and Karpik, 1989; Deegan and Gordon, 1996; Chi et al., 2009)。

伴隨著所有權與經營權分離所產生的代理問題，常因契約雙方間之資訊不對稱而愈趨嚴重。若能有效緩和資訊不對稱的狀況，不僅可降低市場上交易成本，亦可提升企業經營之價值。解決控制股東與外部股東之間代理衝突最有效率方式之一便是增加資訊揭露 (Bushman and Smith, 2001; Healy and Palepu, 2001)。資訊的充分揭露將有助於減緩逆選擇及道德危險對公司造成的傷害 (Diamond and Verrecchia, 1991; Bushman and Smith, 2003; Bushman et al., 2004)，從而促使更多分析師願意推薦進行投資，且分析師所做的盈餘預測準確性亦會較高 (Lang and Lundholm, 1993; Langberg and Sivaramakrishnan, 2008)。同時，揭露的資訊愈完整，愈可分散資訊利用之風險，投資人要求的增額報酬會較低，可降低企業資金取得之成本 (Meek et al., 1995; Sengupta, 1998; Duarte et al., 2008; Wittenberg-Moerman, 2008; Francis et al., 2008)。此外，資訊透明度的提升亦可增加市場的流動性。當資訊揭露的水準增加時，可降低投資風險與不確定性，縮小買賣價差，股票報酬率成長性較高，

市場流動性亦較佳 (Bloomfield and Wilks, 2000 ; Chi et al., 2009) , 並有助於海外募資活動的順利布局 (Francis et al., 2009) 。

早期證券管制單位基於保護投資人權益的立場，對於資訊揭露的規範著重在保護性揭露，自從資本市場效率性的論點形成後，揭露的範圍便轉移至資訊性揭露，舉凡涉及到投資分析與管理決策攸關的訊息均應加以公開，預測性及非財務性資訊更是揭露時被強調的重點 (鄭丁旺，2002)。然而，公司在權衡資訊揭露的品質與數量時，通常會考量付出的揭露成本，造成實際揭露的程度未必會與經濟社會期望的最適資訊揭露水準相符，因而資訊揭露須有強制性規範之介入，無法全然訴諸市場力量而決定。強制性資訊揭露除了可部分解決最適資訊揭露程度不足問題外，亦可抵銷資本市場取得資訊上因缺乏效率所造成的損失，以彌補企業自願性資訊揭露之不足 (Fama and Laffer, 1971)。但在另一方面，因為環境變遷迅速，不確定情況增加，使得強制性資訊揭露無法跟上資訊需求的腳步，為強化企業與股東及投資人之間訊息溝通的管道，自願性資訊揭露重要性便日漸上升。Choi and Levich (1990) 研究便指出，跨國性企業在面對各國間不同會計原則時，常透過自願性資訊揭露的方式來調和準則間的差異，設法降低會計原則差異性所形成的投資障礙與報表閱讀上的無形隔閡。在上述創造資訊透明與增進公司價值的考量下，台灣證基會所實施的資訊揭露評鑑系統，正是希望以外部監督機制來促使受評公司能同時兼顧法規要求與資訊自願需求的揭露環境，強化市場參與者對整體投資的信心，進而確保資本市場得以長遠地運作。

## 2.2 資訊揭露與資訊不對稱程度之關聯

礙於私有資訊交易的背後，常伴隨著企業舞弊或經營不善的經濟後果，證券主管機關及資本市場參與者莫不汲汲於促使企業將私有資訊公開化 (Shefrin and Statman, 1992)，藉以杜絕因資訊不對稱所引發的交易風險 (Krinsky and Lee, 1996)。現行法規規定當公司

發生重大訊息事件時，應於證交所重大訊息觀測站中予以充分揭露，目的便在於降低因內部人隱匿私有訊息所形成的資訊不對稱，以及防範內線交易之弊端，俾保障投資人之權益，過去研究也得到資訊揭露品質與資訊不對稱程度呈現負向關聯的實證證據 (Healy et al., 1999 ; Heflin et al., 2005 ; Brown and Hillegeist, 2007)，支持主管機關的作法。

就資訊揭露扮演傳遞企業價值訊息的角度而言，資訊揭露程度與資訊揭露品質愈高，所釋放的訊息效果愈強，也愈能協助投資人(包含債權人)精確評估公司經營價值 (Healy and Palepu, 2001 ; Bushman and Smith, 2003)，降低交易成本。易言之，較透明的企業揭露政策可督促管理當局及時發布重大訊息，並揭露攸關公司價值評估之未來前瞻性資訊，從而壓縮內線者利用私有資訊進行布局套利之時間與提高市場上私有資訊探索的成本 (Diamond, 1985 ; Verrecchia, 2001)，亦即，提昇資訊透明度能降低市場上搜尋私有資訊的誘因。

另從影響企業經營價值角度而言，擁有私有訊息者一旦從事私有資訊交易行為而從中獲致不法私人利益時，將會打擊潛在投資者對公司持股之信心，若持續放任私有資訊交易行為一再發生，對企業經營的價值也會造成嚴重的傷害 (Manove, 1989)。具體而言，企業公告財務報表所釋放出的資訊性訊息愈多，使得缺乏訊息交易者接觸取得資訊的成本下降，愈有助於資本市場吸引缺乏訊息者交易之意願，從而減少市場中私有訊息交易之比重，也間接降低與擁有私有資訊者交易之風險及企業募資之資金成本 (Fishman and Hagerty, 1989 ; Diamond and Verrecchia, 1991 ; Leuz and Verrecchia, 2000 ; Easley and O'Hara, 2004 ; Ball et al., 2008)。換言之，投資者(尤其是未擁有私有訊息者)對於資訊透明度高的企業易持正面的看法與顯示投資意願，並反映於股價與企業評價上 (Fishman and Hagerty, 1989 ; Chi et al., 2009)。而隨著企業增加資訊揭露的項目，亦可以改善管理者經營績效，減少公司日後被併購的風險 (Ho

and Wong, 2001)。因此，從維持資本市場運作秩序的立場來看，充分的資訊揭露乃扮演著重要的安定力量。

然而，因年報中揭露的項目可細分為強制性指標與自願性指標，資訊揭露的屬性不同，背後所代表的訊息意涵亦不相同 (Einhorn, 2005 ; Bagnoli and Watts, 2007 ; Langberg and Sivaramakrishnan, 2008)。從降低私有訊息蒐尋之動機或提高市場資訊解讀能力較差者投資意願之觀點來看，若較豐富的資訊揭露可減少市場中私有資訊相對於公開資訊之訊息比重，則預期自願性資訊揭露降低資訊不對稱效益應會大於強制性資訊揭露所產生之效益，緣此，本研究之研究假說建立如下：

**假說 1. 年報中自願性資訊揭露水準與企業資訊不對稱程度無關。**

### 2.3 家族型企業資訊揭露與資訊不對稱的關聯

鑒於台灣許多上市(櫃)公司具有家族企業的特徵(葉匡時與操禮芹, 1996; 葉銀華等, 2002; 李春安等, 2003), 而家族企業的組織特性明顯異於非家族企業。非家族企業一般是由代理人擔任高階主管, 傳統代理問題較為嚴重。相對的, 家族企業因具有雙元系統 (dual system) 與極端共存 (bipolar coexistence phenomena) 的特性 (嚴奇峰, 1994),<sup>4</sup> 董事會與高階主管間未必存在著資訊不對稱, 傳統代理問題一般較小。但因控制家族多半身兼公司管理者, 享有較多的內部資訊, 而外部小股東並未實際參與公司決策, 為缺乏資訊的一方, 在面對所有不確定情況而又無法做到完美監督的狀態下, 造成控制家族與外部小股東間出現嚴重的資訊不對稱, 控制家族易利用資訊優勢與經營權來從事掠奪外部小股東財富之行爲 (DeAngelo and DeAngelo, 2000), 因而核心代理問題相對嚴重。且

<sup>4</sup> 雙元系統係指高階主管是以血緣或姻親等關係為基礎所組成的家族式企業, 即企業是由家族系統 (家族主義) 與企業系統 (專業主義) 所組成。極端共存則為高階主管的升遷, 在血緣或姻親等關係的有利保障下, 人員更替性低, 因而形成一種停滯性的均衡狀態 (stagnant equilibrium)。

當董事會任何重大的決策事項幾由同一家族成員操控時，董事會實質上可能只是扮演制訂及執行家族決策的橡皮圖章（林穎芬，1998）。

在家族企業的經營型態下，當控制股東家族化程度愈高，掌握董監席次比例愈大時，便可輕易透過董事會對高階主管的任命權，進一步掌控公司的生產資源與會計資訊的報導（Chen and Jaggi, 2000），致使家族企業誠實報導資訊或揭露前瞻性資訊的誘因不高（Chen and Jaggi, 2000；Fan and Wong, 2002；Chen et al., 2008；陳瑞斌與許崇源，2007），為遂行侵占效果及規避外部監督，本文推測若公司屬家族控制企業經營型態，資訊揭露水準緩和資訊不對稱程度的效果較難以看出其成效。緣此，在考量家族企業特徵影響下，本研究第二個假說建立如下：

**假說 2. 家族所控制之企業，年報中自願性資訊揭露水準與企業資訊不對稱程度無關。**

## 2.4 股份盈餘偏離程度高之企業資訊揭露與資訊不對稱的關聯

自 Jensen and Meckling (1976) 提出代理理論以降，所有權與經營權分離所引發的傳統代理問題便逐漸受到學術界的重視。然而，公司股權結構及背景文化的型態不同，衍生出的代理問題亦不相同。後續累積的研究文獻赫然發現，股權分散的概念並不適用於大部分國家的公司組織，事實上大部分國家公司的股權係集中在少數控制股東手上（Claessens et al., 2000；Claessens et al., 2002；Lemmon and Lins, 2003）。當公司的股東藉由一部分持股，輾轉利用金字塔結構 (pyramidal ownership structure) 或交叉持股 (cross-holdings) 來擴增其對公司的控制能力，造成投票權 (voting rights) 與現金流量權 (cash flow rights) 愈趨偏離時 (股份盈餘偏離差)，<sup>5</sup>

<sup>5</sup> 在本文中，「投票權大於現金流量權」與「股份盈餘偏離差」二者交互使用，「股份盈餘偏離差」為台灣經濟新報社 (Taiwan Economic Journal, TEJ) 資料庫之用語。

代理問題的性質便由傳統代理問題轉變為控制股東與外部小股東間的核心代理問題。

相較於其它國家，台灣企業普遍存在控制股東主導的經營型態(葉銀華等，2002；許崇源等，2003)，股份盈餘偏離的程度在東亞七國中僅次於泰國與香港(Fan and Wong, 2002)，控制股東與外部小股東間的核心代理問題相對明顯。因股權集中所產生的核心代理問題，隨著控制股東掌握的決策權利(投票權)與所須承擔的經營風險(現金流量權)愈不相當，控制股東掠奪外部小股東之財富，謀求自身最大利益之誘因便會增強(Johnson et al., 2000；Mitton, 2002；Claessens et al., 2002；Fan and Wong, 2005)，<sup>6</sup>為掩飾其追求私利之不當行為，<sup>7</sup>控制股東隱藏或操縱資訊的動機便會增加(Haw et al., 2004；張瑞當等，2007)，同時亦會儘量排除外部監督機制的干預(Leuz et al., 2003)。相關研究也顯示，財務報導透明度是影響操弄盈餘資訊預期效益的重要因素(Hunton et al., 2006)，當控制股東與外部小股東間因股份盈餘偏離程度加劇，企業所發布的財報訊息愈不具資訊內涵(information content of earnings)(Fan and Wong, 2002；Francis et al., 2005)，盈餘管理也愈不易被察覺(Lobo and Zhou, 2001；Hunton et al., 2006)。

綜上所論，本研究預期隨著控制股東掌握的投票權與其現金流量權偏離程度擴大，控制股東剝削外部小股東的能力與機會增加，為掩飾其不當自利行為，隱匿或操弄財務資訊的情形便會愈嚴重，致使既有資訊揭露水準降低資訊不對稱程度的效果難見成效，緣此，本研究第三個假說建立如下：

---

<sup>6</sup> 在投票權與現金流量權愈趨偏離時，當控制股東謀圖侵占行為導致公司整體權益受損時，因控制股東持有的現金流量權較低，對其股權價值傷害不大，但因侵占行為所獲致的不當利益卻能排除外部小股東而獨享，故當投票權與現金流量權偏離程度愈大，控制股東剝削外部小股東的誘因便會增強。

<sup>7</sup> 在代理衝突環境下，公司經營者常見的自利行為如：特權消費(perquisite consumption)、超額管理薪酬(excessive managerial compensation)或公司資產不當的侵占(appropriation of firm's assets)等。

**假說 3. 股份盈餘偏離程度高之企業，年報中自願性資訊揭露水準與企業資訊不對稱程度無關。**

### 3. 研究設計、實證方法與資料來源

本節將分別說明衡量資訊揭露與資訊不對稱之代理變數及主要實證測試模型。

#### 3.1 實證模型與變數衡量

在實證設計上，鑒於本研究期間為三年，各觀察值之間並未完全獨立，為避免循傳統最小平方法進行估計將產生係數估計之偏誤，本研究乃以平衡式追蹤資料模型 (balanced panel data model) 探討年報中資訊揭露水準與資訊不對稱程度之間的關係 (Wooldridge, 2002 ; Ahmed and Duellman, 2007)。再者，在分析上述關聯性時，亦須正視資訊揭露變數潛在內生性問題 (Leuz and Verrecchia, 2000 ; Gul and Leung, 2004 ; Brown and Hillegeist, 2007)。因應資訊揭露品質與資訊不對稱程度間具有內生相關特徵時，最佳的處理方式是系統聯立估計法中三階段估計法 (three stage least squares, 3SLS)。但本文基於下列五點理由 (Maddala, 1983 ; Wooldridge, 2002 ; Greene, 2003 ; Larcker and Rusticus, 2010)，仍依循過去文獻慣用的處理方式，在執行 Hausman (1978) 內生性檢定 (endogeneity test) 後，判定是否應採兩階段估計法 (two stage least squares, 2SLS) 控制資訊揭露變數內生性對資訊不對稱模型估計之影響。<sup>8</sup>

第一點：儘管過去文獻指出資訊揭露品質與資訊不對稱程度間具有內生相關，但並無法直接證實兩者間具有系統上同時被決定的特性 (jointly determined)；第二點：在資訊揭露模型與資訊不對稱模型中，尋找滿足這兩條迴歸式各自合適外生工具變數實證上有其

---

<sup>8</sup> 儘管採系統聯立估計法在計量上會遇到上述的阻礙，為驗證實證結論可靠性，本文仍在後續敏感度及增額分析中執行 3SLS 之估計 (請參見 4.5.3)。

困難，納入的外生工具變數若不合適，所得到內生變數的參數估計值會變得較無效率；第三點：若假定的外生工具變數事實上仍然與兩條迴歸式的殘差相關，則估計結果將產生嚴重偏誤；第四點：執行系統聯立估計時，若有任一模型出現設定錯誤情況 (*model specification error*)，該偏誤將會連帶影響整個系統迴歸式的估計效率；第五點：實證上在有限樣本 (*finite sample*) 中，3SLS 參數估計值反而比 2SLS 更無效率。

在因變數衡量上，本研究係採用 Easley et al. (2008) 所提出，以 *PIN score* 來衡量企業資訊不對稱的程度。過去研究受限於資訊風險不易觀測，實證上多採用間接指標來衡量資訊不對稱，例如：企業規模、上市期間、非系統風險、股票週轉率、買賣價差與分析師人數等。直到 Easley and O'Hara (1987) 以模型推導並從事一系列的相關實證研究 (Easley and O'Hara, 1992; Easley et al., 1996, 1997; Easley et al., 1998; Easley et al., 2002; Easley et al., 2008)，建構了能適切估計擁有優勢資訊之交易者進場交易頻率的實證模型後，才突破了以往的限制。

Easley and O'Hara (1987) 首先提出了資訊交易機率模型設計，藉以衡量證券市場知情者的交易機率。接著，Easley et al. (1996, 1997) 及 Easley et al. (1998) 利用日內資料 (*intraday data*)，包含每筆委託檔 (*limit order book*)、揭示檔 (*display book*) 與成交檔 (*trade book*)，以機率模型針對隨機成交的買單與賣單估計優勢資訊交易機率，<sup>9</sup> 發現優勢資訊交易機率愈高，則資訊不對稱程度愈大。Easley et al. (2002) 進一步研究紐約證交所的個別股票，發現

---

<sup>9</sup> 他們以一個存在造市者 (*market maker*) 的證券交易市場作為模型之架構，描述在完全競爭市場下，每一交易日在證券交易市場上所面臨之委託單到位過程 (*arrival process*)，以此交易過程所形成之樹狀圖，求算出資訊交易者及所有交易者在正面消息、負面消息及沒有消息下的期望委託單到位數，以 Poisson 分配捕捉資訊交易的發生機率，量化資訊交易的情況。資訊交易機率=資訊交易者之期望委託單到位機率/所有交易者之期望委託單到位數，優勢資訊交易機率愈高則資訊不對稱程度愈大。爾後，Easley et al. 一系列的文章都以此為主軸，逐步將市場的實際情況，如交易規模、交易時點及交易時買賣是否同向等加入模型中考量。

資訊風險（以優勢資訊交易者交易的機率衡量）是企業資產報酬的一個決定因素。

由於 *PIN score* 能明確反映出證券交易市場上「不具有」優勢資訊的參與者所面臨的資訊不對稱情況，因而受到財務與會計文獻上廣泛的探討與應用，如：Brown et al. (2004)、Easley et al. (2005)、Aktas et al. (2007)、Chen et al. (2007)、LaFond and Watts (2008)、Chi et al. (2009) 與 Khan and Watts (2009)，而上述文獻亦肯定了 *PIN score* 能表現出證券交易市場中資訊不對稱程度。然而，Easley et al. (2008) 指出 Easley et al. (1996) 所提出 *PIN score* 的估計模型存在求解概似函數的數值過程產生不易收斂的問題，<sup>10</sup> 造成許多公司無法計算個別的 *PIN score*，因此建議後續的研究以對數轉換來克服樣本大量下降的研究限制。

Aktas et al. (2007) 針對 1995 至 2000 年在巴黎證交所掛牌公司發生併購事件者為研究對象，指出 *PIN score* 能衡量擁有優勢資訊之交易者進場交易的比例，但基於 136 家併購企業樣本中僅有 87 家能順利收斂參數而估計 *PIN score*，他們進一步採用 Easley et al. (2008) 所提出的對數轉換型式並經重新整理後，提供 *PIN score* 的簡化版本，<sup>11</sup> 同時也驗證了採用簡化式的 *PIN score* 與傳統計算的 *PIN score*，在實證上結果相當一致，並且可以估計大多數的公司。

---

<sup>10</sup> 估計 *PIN score* 所需的參數為 (1) 私有資訊事件發生的機率 ( $\alpha$ )；(2) 發生的私有資訊事件屬於壞消息的機率 ( $\delta$ )；(3) 在每一交易日，不具有私有訊息一方，投入市場交易買賣下單的頻率 ( $\varepsilon_b$  及  $\varepsilon_s$ )；及 (4) 在私有資訊事件日，擁有私有訊息一方，投入市場交易買賣下單頻率 ( $\mu$ )。計算式為： $PIN\ score = \alpha\mu / (\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s)$ 。由該式中得知，當公司發生愈多的資訊事件 ( $\alpha$ ) 及擁有私有訊息一方交易情形愈熱絡者 ( $\mu$ )，公司資訊不對稱的情況愈嚴重。相對，不具有私有訊息一方，投入市場買賣交易愈頻繁者 ( $\varepsilon_b$  及  $\varepsilon_s$ )，公司資訊不對稱的情況愈緩和。亦即，*PIN score* 愈高，反應出企業有較高資訊基礎交易的機率，顯示公司資訊不對稱的程度愈明顯。實證上為方便應用及為避免實際買賣單交易數目過大，造成求解概似函數的數值過程產生不易收斂的問題，Easley et al. (2008) 進一步透過重新整理後的概似函數取對數，建議作為替代求解的作法。

<sup>11</sup> Aktas et al. (2007) 簡化版 *PIN score* 推導及實際應用時的計算方式請參照附錄 3。

就證券市場差異性而言，台灣證券交易係屬於下單驅動的市場 (order-driven market)，證交所只負責透過電腦程式媒合買賣交易雙方 (比較接近法國巴黎證券交易市場)，成交模式與美國證券交易市場不同，<sup>12</sup> 且市場交易尚受有若干交易限制的束縛 (例如百分之七的漲跌限制)，流動性與週轉率遠不如美國，相對於 Easley et al. (1996) 所提出的 PIN 估算模型，<sup>13</sup> 後續由 Easley et al. (2008) 所提出並經由 Aktas et al. (2007) 實證支持之簡化算式較為適用。基於上述，本文應用 Aktas et al. (2007) 文中的第 (13) 式，直接判斷買賣交易的驅動方俾計算優勢資訊交易的機率。若成交價格高於 (低於) 買賣雙方下單的平均價格者，該筆交易便被分類為買方 (賣方) 所驅動，依循此準則再來決定並累算買賣單交易之數目，據此推算年度 PIN score。當擁有私有資訊一方頻繁進出交易操作時，買賣單任一單方向便會產生鉅額交易數目差距。正因為 PIN score 係以私有資訊擁有者驅動買賣交易作為估計之基礎，故該指標可直接捕捉在次級市場中潛藏在投資交易過程之資訊不對稱程度。本文採用 PIN score 的估計式如下：

$$PIN\ score = \frac{E[|B - S|]}{E[B + S]} \quad (1)$$

式中，E 為期望運算子；B 為買方驅動 (buyer-initiated) 交易數目；S 為賣方驅動 (seller-initiated) 交易數目。

應用 Aktas et al. (2007) 簡化式的 PIN score 執行估計時，係針對每一家公司先逐日計算 PIN score，爾後再求出年度平均水準。即

<sup>12</sup> 美國證交所與 NYSE 的證券交易制度採用的是「報價驅動」的造市者 (或稱作市商) 制度，台灣則採用集中市場的競價交易制度。且我國集中交易市場採電腦自動交易方式集合競價，集合競價成交價格決定原則為：滿足最大成交量成交、決定價格之買進申報與賣出申報至少一方須全部滿足、價格優先原則以及時間優先原則。

<sup>13</sup> Easley et al. (1996) 設計以 PIN score 來估計資訊不對稱的交易背景乃源自美國市場。

使 Aktas et al. (2007) 的衡量方式原本是用在特定事件前後的短區間，但其所累計的窗期最長也涵蓋了 247 天。再者，許多文獻亦以年度累計的 *PIN score* 來衡量企業資訊不對稱環境 (Brown et al., 2004 ; Brown and Hillegeist, 2007 ; LaFond and Watts, 2008 ; Khan and Watts, 2009)。其中，LaFond and Watts (2008) 以年度累計的 *PIN score* 衡量公司的資訊不對稱，探討會計上的穩健性與資訊不對稱的因果關係，結果發現公司先有較高的資訊不對稱程度進而提高財務報表穩健表達。另一方面，由於公司內部人與外部人間的資訊不對稱是持續的，Brown and Hillegeist (2007) 便指出，公司管理當局爲了降低資金成本，持續透過各種資訊揭露政策，降低搜尋私有資訊者從事優勢資訊交易的誘因，使得不知情交易者的交易風險下降，進而吸引其投入資本市場擴大整體交易量，使得企業權益資金成本下降。此種持續性的資訊揭露決策過程，對存在於知情交易者與不知情交易者間的資訊不對稱，得以產生持續性的影響 (a lasting impact)。因此，爰引文獻慣例，本文亦以年度累計的 *PIN score* 來捕捉企業資訊不對稱的水準。

至於在主要研究變數衡量方面，則以證基會所發布第三屆至第五屆 (即民國 94 至民國 96 年) 之資訊揭露評鑑上市公司樣本爲主，擷取年報指標作爲評分基準，依是否爲法令規定應揭露之內容，區分爲強制性及自願性資訊，並以此作爲本文資訊揭露水準的代理變數。因證基會未將受評公司原始評鑑得分公開，無法知悉各公司在年報資訊上之評比分數，因此本研究因變數係按證基會所建置年報指標，自行對研究樣本予以評分。而在實際執行評分時，爲解決產業差異與規模差異，乃參酌證基會作法，將不適用指標項目排除，以適用總項目作爲計算之分母，據以衡量各公司之相對資訊揭露水準。

評分原則以有揭露者視揭露情況，同時揭露敘述性及數量性資訊者給予 2 分；僅揭露敘述性或數量性資訊者給予 1 分；完全未揭露者該項目不給分，出現不適用情形則以不適用指標排除。評比相

對得分愈高者，代表資訊揭露程度愈佳。<sup>14</sup> 詳細計算方式如下：

$$\text{評比相對得分} = \frac{\text{原始總得分}}{\text{適用指標全部項目之總分}} \quad (2)$$

除上述主要的研究變數外，尚有其他變數可能與因變數有關，本研究乃參考相關文獻，在迴歸模式中加入下列控制變數，俾提升模型設定的準確性。茲將控制變數逐一說明如下：

在公司規模部分，文獻指出大公司股價更能及時反應企業攸關之資訊，同時大公司因生產較多公開資訊，資訊不對稱情形亦較緩和 (Diamond and Verrecchia, 1991; LaFond and Watts, 2008)。然而，亦有文獻指出當公司規模較小時，因缺乏其它資訊來源，其藉由財務報表傳遞出去的訊息較多，進而更能降低資訊不對稱 (Atiase, 1985)。在機構投資人的影響方面，機構投資人因擁有較多訊息管道及豐富專業知識，在市場上向來被定位為精明投資人 (sophisticated investors)。加上其對投資環境的觀察較為敏銳，易捕捉到與公司價值攸關之私有資訊，並善加利用該訊息以確保其投資利益，致使投資公司股價較易吸收反應未來盈餘趨勢，促使資訊不對稱的情形較為嚴重 (Jiambalvo et al., 2002)。此外，相關研究亦分別指出分析師盈餘預測次數、盈餘預測偏離程度、財務槓桿比率、盈餘變異性及公司成長機會與資訊不對稱之間具有負向關聯 (Easley et al., 1998; Frankel et al., 1999; Brown et al., 2004; Brown and Hillegeist, 2007)。最後，為考量台灣股票市場的特性，本文亦

<sup>14</sup> 為確保分析結果之可靠性，本研究乃就評分結果執行信度分析。作法為另委由一位研究生進行評分，採系統抽樣方式，自 708 家樣本抽樣 36 家重新加以評分，隨機選樣起點設為第 3 家公司，之後每隔 20 家均列為樣本。評分前先由研究者對另一位評分員針對每一項指標定義及原則加以說明後再進行信度檢定。統計上同時計算相互同意度與信度兩項指標，計算方式如下：相互同意度 =  $(2 \times \text{相同分類個數}) / (\text{第一位評分員分類個數} + \text{第二位評分員分類個數})$ ；信度 =  $(2 \times \text{相互同意度}) / (1 + \text{相互同意度})$ 。信度分析結果顯示，強制性分數與自願性分數信度指標分別為 99.2% 及 98.6%，代表本研究對樣本公司年報指標之評分結果具相當程度可靠性。

納入董監事股權質押比率及產業效果二個變數。國內文獻認為當董監事股權質押比率過高，董監事會藉由干擾公司資訊的報導而影響股價，代理問題會變得較為嚴重（陳瑞斌與許崇源，2007）。葉銀華（2002）、陳冠宙等（2005）則認為電子產業網頁資訊揭露普偏較佳，故本研究預期前者與資訊不對稱具有正向關聯，後者則為負向關聯。

因此，綜合上述的討論，本研究兩階段估計法之實證模型建構如下：

$$PIN\ score_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DS_{i,t} + PIN\_EV_{i,t} + \mu_{i,t}, \quad (3)$$

$$DS_{i,t} = \alpha_0 + PIN\_EV_{i,t} + DS\_IV_{i,t} + v_{i,t}. \quad (4)$$

式中 ( $t$  期係指當期期末)：

$PIN\ score_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期資訊不對稱的程度，採用 Easley et al. (2008) 所提出，以資訊事件為市場交易基礎之非條件式機率－ $PIN\ score$  來衡量企業資訊不對稱的程度；

$DS_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期資訊揭露評比結果，按性質分類為整體資訊揭露水準 (*disclosure, DS*)、強制性資訊揭露水準 (*mandatory disclosure, MD*)、自願性資訊揭露水準 (*voluntary disclosure, VD*)；

$PIN\_EV_{i,t}$ ：原結構式之外生變數，包括以下 9 個變數；

$SIZE_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期之公司規模，以平均總資產取自然對數衡量之；

$INSTOWN_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期三大機構投資人 (外資、投信、自營商) 合計持股比例；

$ANALYST_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期分析師發布盈餘預測次數；

$DISPERSION_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期分析師間盈餘預測偏差，以

- $\ln$  (盈餘預測標準差/股價) + 0.001 衡量之；
- $LEVE_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期負債比率，以平均負債帳面價值除以平均資產帳面價值衡量之；
- $EARNVOL_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期盈餘波動，以過去十年盈餘 (經總資產平減) 標準差取自然對數衡量之；
- $GROWTH_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期銷貨成長率；
- $ELEC_{i,t}$ ：電子業虛擬變數，第  $i$  家公司第  $t$  期屬電子產業者設 1，否則為 0；
- $COLLA_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期董監事持股之質押比率，以為全體董監事持股之質押股數除以全體董監事持股數衡量之；
- $DS\_IV_{i,t}$ ：不在原結構式之新增的工具變數，<sup>15</sup> 包括以下 5 個變數；<sup>16</sup>
- $CALLS_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期有召開法人說明會者設為 1，否則為 0；
- $RETURN_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期股票年報酬率取絕對值；
- $SURPRISE_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期分析師盈餘預測差異，以公司年度實際 EPS 和分析師預測 EPS 的差異平減股價取絕對值衡量之；
- $CORRELATION_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期股價年報酬率和年度盈餘的相關係數，以過去十年的股價年報酬率

<sup>15</sup> Gul et al. (2009) 及 Larcker and Rusticus (2010) 建議：應用兩階段估計法評估工具變數的選擇時，除須額外尋找新增的外生工具變數外，尚應包括原本在結構式 (即 (3) 式) 中所有的外生變數。因此，除既有的  $PIN\_EV$  之外生變數外，本文尚加入新增之工具變數 (即  $DS\_IV$ )，其中作為新增工具變數者 ( $DS\_IV$ )，並不併入 (3) 式內。

<sup>16</sup> 文獻指出，召開法人說明會的公司通常在資訊揭露政策上較為主動積極 (Bushee et al., 2003)；另一方面，公司若在當年度或未來兩年將發行公司債或股票者，預期有相當大的誘因會主動提高資訊揭露的質與量 (Gul and Leung, 2004)。而 Lang and Lundholm (1993) 與 Brown and Hillegeist (2007) 亦發現，股價績效與盈餘表現較差的企業，或是股價與盈餘相關程度波動性較高者，將有較高的動機提高資訊揭露的水準。

和年度盈餘的相關係數衡量之：

$CAPITAL_{i,t}$ ：第  $i$  家公司第  $t$  期募集資本計畫，以公司在當年度或未來兩年有發行公司債或股票者設為 1，否則為 0 衡量之。

在爾後實證分析過程中，為驗證資訊揭露降低資訊不對稱程度之效果，是否會因資訊揭露性質不同而有所差異？本研究將以 2 個迴歸模型進行測試。模型 1 以整體資訊揭露範圍衡量資訊揭露水準，模型 2 則是分別以強制性揭露及自願性揭露範圍衡量資訊揭露水準。

## 3.2 樣本選取與資料來源

### 3.2.1 樣本期間

證基會為鼓勵受評公司主動提供自願性資訊，自民國 94 年第三屆起增列自願性揭露資訊較透明公司名單，年報中自願性資訊指標也擴增至 16 項，此時探討強制性及自願性資訊揭露訊息已較為豐富，實證上可供分析意義亦較大，因此，本研究乃將研究期間設定在民國 94 年至民國 96 年共三屆。<sup>17</sup>

### 3.2.2 資料來源

原則上，係以全體上市公司排除證基會不列入評鑑的公司作為評分及測試樣本。但為因應實證估計時之需要，樣本的組成乃再進一步調整以下情況。金融、保險與證券業基於行業特性與管制環境異於一般產業，及會計年度屬非曆年制之公司者，不列入研究樣本中。另在計算  $PIN$  score 時，因缺失資料無法計算者，及迴歸式中其它變數資料不全者亦排除之。而在變數取得部分，計算  $PIN$  score 變數所需之資料係取自 TEJ 日內交易資料庫。資訊揭露水準之主要研

<sup>17</sup> 第一屆評鑑指標並沒有區分自願性與強制性指標，而第二屆評鑑指標中屬自願性指標項目者過少。此外，第一屆和第二屆尚訂有前瞻性指標，暫定為第三屆適用，使得前二屆指標項目變動性較大。因此，本研究期間未包括前二屆。

究變數係至公開資訊觀測站下載上市公司股東會年報，利用股東會年報來衡量公司資訊揭露水準。至於實證模型中其它變數則取自 TEJ 或中時報系「情報贏家系列」之資料庫。業經上述篩選標準，最後符合條件之觀察值單一年度為 236 筆，三個年度共計有 708 個觀察值。表 1 列示研究樣本逐步篩選的狀況。此外，樣本各產業的分佈情形詳如表 2。由該表中可知研究樣本所涵蓋的產業分布從最低的水泥工業、玻璃陶瓷業、造紙工業、汽車工業及觀光事業（占 1.27%）至最高的電子工業（占 42%），實已包括了大部分產業。

## 4. 實證結果與分析

### 4.1 樣本敘述統計量

首先將迴歸分析中所有變數之敘述統計量彙整於表 3。A 組為衡量資訊不對稱的變數－*PIN score*，基本上觀察樣本中所呈現出資訊不對稱程度具有若干變異性，*PIN score* 標準差為 0.0406，平均數（中位數）為 0.0604 (0.0505)，然皆小於相關研究發現 (Brwon and Hillegeist, 2007；LaFond and Watts, 2008；Chi et al., 2009)，顯示除了因台灣資本市場漲跌停的特殊限制，使得 *PIN score* 相對較小之外，本研究選樣的企業皆為參與資訊揭露評鑑系統之上市公司，因樣本特徵較一致的關係，亦使得整體平均之 *PIN score* 相對較小。

B 組則列示資訊揭露主要變數之敘述統計量，就揭露水準而言，強制性揭露評比分數較高；自願性揭露評比分數普遍較低，但即使是法令規定的強制性揭露項目，各公司遵循揭露情況並未全然一致。若以樣本變異性來看，資訊揭露若屬強制性 (*MD*)，各家公司遵行程度較為一致；相對自願性資訊揭露 (*VD*) 變異程度則較高，揭露彈性較大。本文同時將年報資訊揭露評分的結果與證基會資訊揭露評鑑系統之評鑑等級做一對照，各等級樣本評分之分布情形如附錄 2 所示。

表 1 樣本篩選過程

樣本選取	2005	2006	2007	合計
證基會評鑑上市公司樣本數	630	635	651	1916
減：金融、保險和證券業	(37)	(36)	(34)	(107)
減：無法計算 <i>PIN score</i> 的樣本	(180)	(188)	(174)	(542)
減：自變數資料缺漏之樣本及非曆年制公司	(108)	(133)	(142)	(383)
減：無三年完整資料	(69)	(42)	(65)	(176)
有效樣本數	236	236	236	708

資料來源：TEJ 與證基會，本研究自行整理。

表 2 樣本觀察值之產業分佈

產業代號	產業名稱	樣本家數	樣本百分比
1	水泥工業	3	1.27
2	食品工業	8	3.39
3	塑膠工業	11	4.66
4	紡織纖維	10	4.24
5	電機機械	16	6.78
6	電器電纜	5	2.12
8	玻璃陶瓷	3	1.27
9	造紙工業	3	1.27
10	鋼鐵工業	16	6.78
11	橡膠工業	5	2.12
12	汽車工業	3	1.27
14	建材營造	10	4.24
15	航運業	7	2.97
16	觀光事業	3	1.27
18	貿易百貨	6	2.54
20	其他	14	5.93
22	化學 (生技)	14	5.93
24,25,26, 27,28,29,30	電子工業	99	42.00
	合計	236	100.00

資料來源：TEJ。

說明：1. 研究期間為 2005 至 2007 年上市公司，表中為單一年度樣本數，三年總樣本為 708。

2. 電子工業中包含產業代號 24.半導體業 25.電腦及週邊設備業 26.光電業 27.通信網業 28.電子零組件業 29.電子通路業 30.資訊服務業。

表 3 敘述性統計量 (N=708)

變數	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
A 組					
資訊不對稱變數					
<i>PIN score</i>	0.0604	0.0505	0.0406	0.0002	0.2135
B 組					
資訊揭露變數					
<i>DS</i>	0.7753	0.7742	0.0467	0.4286	0.8906
<i>MD</i>	0.8961	0.9000	0.0398	0.5385	0.9750
<i>VD</i>	0.4941	0.4737	0.1016	0.1765	0.7895
C 組					
控制變數					
<i>SIZE</i>	16.2068	16.0462	1.2188	13.8489	20.1482
<i>INSTOWN</i>	0.1730	0.1060	0.1700	0	0.7693
<i>ANALYST</i>	0.0353	0	0.2260	0	3
<i>DISPERSION</i>	1.9346	1.9259	1.6624	-3.1937	7.0078
<i>LEVE</i>	0.3616	0.3631	0.1427	0.0560	0.8348
<i>EARNVOL</i>	-3.0662	-3.0955	0.6257	-4.7067	-0.7347
<i>GROWTH</i>	0.1155	0.0699	0.3271	-0.7302	3.7934
<i>ELEC</i>	0.4195	0	0.4938	0	1
<i>COLLA</i>	0.1350	0.0333	0.2000	0	0.9626

資料來源：同表一

由附錄 2 得知，資訊揭露評鑑系統評鑑等級愈高，基本上年報中各類資訊揭露水準得分亦愈佳，此一差距趨勢在年報整體揭露分數及自願性揭露分數尤為明顯，強制性揭露分數則因各家公司揭露變異性較低顯得差距較小。對照結果顯示，本研究評分實與資訊揭露評鑑系統之評鑑等級大抵一致，同時也合理反應出強制性與自願性揭露性質變異的差異。最後，C 組則列示控制變數之敘述統計量，較值得一提是，三大機構法人持股率 (*INSTOWN*) 介於 0% 至 76.93% 之間，平均持股率 (17.30%) 高於中位數 (10.06%)，顯示國內企業由三大法人持股的比重懸殊且極端。而在董監事持股質押部分 (*COLLA*)，平均質押比率為 13.50%，高於中位數 3.33%，隱含多數公司礙於董監事應對公司經營績效負有切身之責，持股質押的行為較為收斂。最後，研究樣本中電子產業 (*ELEC*) 比重約占 41.95%。

表 4 彙整因變數及自變數間相關係數矩陣。整體而言，*PIN score* 與各資訊揭露變數之間皆呈現統計顯著正相關，代表資訊揭露水準確實會對資訊不對稱的程度有所影響，但其影響方向與本研究預期結果並不相符。此一結果可能原因之一是此處僅是單變量測試呈現出的初步結果，較完整的輪廓關係仍須俟複迴歸的估計結果而定 (Ahmed and Duellman, 2007)。可能原因之二為資訊揭露變數潛在內生性造成係數估計產生偏誤或不一致所致。至於 *PIN score* 與各控制變數之間相關係數，大體上亦呈現與過去文獻相同的相關性，分別與分析師發布盈餘預測次數 (*ANALYST*)、盈餘波動幅度 (*EARNVOL*) 及電子產業 (*ELEC*) 之間，具有一定程度負相關。在各自變數之間的相關係數方面，除了若干衡量資訊揭露水準之替代變數間的相關係數較高外 (如 *DS* 與 *MD* 及 *DS* 與 *VD* 相關係數分別為 0.7733 及 0.8029)，其餘自變數之相關係數並不高 (大部分相關係數之絕對值均在 0.2 以內)。此外，本研究在後續表 5 至表 9 中另以變異數膨脹因子 (variance inflation factor, VIF) 輔助判斷自變數間是否存在共線性。若有自變數的 VIF 值大於 10 者，本文將以集中化 (centralization) 方式處理 (Cohen et al., 2003)。<sup>18</sup>

## 4.2 多變量迴歸分析結果

依循過去文獻，執行實證測試前應先經由 Hausman (1978) 內生性檢定，釐清資訊揭露變數潛在內生性之影響。內生性檢定係將縮減式 (reduced form)，即 (4) 式估計所得殘差項加入原結構式 (structural form)，即 (3) 式內作為額外一項變數。<sup>19</sup> 內生性檢測結果發現，資訊揭露變數的殘差項顯著異於 0 ( $p$  值為 0.0273)，代表應以兩階段估計法進行實證估計。

<sup>18</sup> 集中化作法為以原始變數扣除其樣本平均數。檢測結果發現，公司規模及分析師間盈餘預測偏差此二變數須經集中化方式處理。

<sup>19</sup> 估計縮減式的殘差時，係將資訊揭露變數對原結構式的外生變數及其它新增工具變數執行迴歸求得。

表 4 相關係數矩陣

變數	<i>PIN score</i>	<i>DS</i>	<i>MD</i>	<i>VD</i>	<i>SIZE</i>	<i>INSTOWN</i>	<i>ANALYST</i>	<i>DISPERSION</i>	<i>LEVE</i>	<i>EARNVOL</i>	<i>GROWTH</i>	<i>ELEC</i>	<i>COLLA</i>
<i>PIN score</i>													
<i>DS</i>	0.1378***												
<i>MD</i>	0.1327***	0.7733***											
<i>VD</i>	0.0739**	0.8029***	0.2510***										
<i>SIZE</i>	-0.0518	0.2601***	0.1841***	0.2247***									
<i>INSTOWN</i>	-0.0691*	0.1826***	0.1081***	0.1754***	0.4919***								
<i>ANALYST</i>	-0.0883***	-0.0978***	-0.0748**	-0.0703*	0.0530	0.0492							
<i>DISPERSION</i>	-0.0442	0.1126***	0.1115***	0.0678*	0.6449***	0.1912***	0.0469						
<i>LEVE</i>	-0.0266	-0.1088***	-0.0893**	-0.0649*	0.1033***	-0.1360***	0.0555	0.0864**					
<i>EARNVOL</i>	-0.0976***	0.0036	-0.0570	0.0602	0.0200	0.1101***	0.0123	0.1019***	-0.0812**				
<i>GROWTH</i>	-0.0496	-0.0811**	-0.0963**	-0.0275	0.0504	0.0434	-0.0132	0.0386	0.1567***	0.1133***			
<i>ELEC</i>	-0.2681***	0.0918**	0.0880**	0.0537	0.0247	0.1671***	-0.0315	0.0164	-0.1215***	0.2620***	0.0432		
<i>COLLA</i>	0.0280	-0.0177	0.0262	-0.0445	0.0221	-0.0962**	0.0156	0.0943**	0.1048***	-0.0136	-0.1072	-0.1230***	

資料來源：同表一。

註：\*\*\*、\*\*與\*分別代表1%、5%及10%的雙尾顯著水準。

茲將 *PIN score* 與自變數間採平衡式追蹤資料模型之第二階段估計結果彙整於表 5。執行估計前先經由 Hausman test (1978) 進行檢定，檢測結果發現  $\chi^2$  檢定統計量均拒絕  $H_0$ ，代表應以固定效果模型 (fixed effect model) 來捕捉因每家公司之不同結構所產生的公司個體效果 (individual effect)。表中共有 2 個迴歸模型，其間的差別在於模型 1 係以年報整體資訊揭露項目作為衡量範圍，模型 2 則是按資訊揭露性質進一步區分為強制性揭露及自願性揭露。從各模型之 Adjusted  $R^2$  可知，各模型之解釋力差距不大，整體解釋力約為 24.9%。

表 5 資訊不對稱對資訊揭露水準之迴歸估計結果  
— 平衡式追蹤資料模型

變數	模型 1			模型 2	
	預期符號	係數	P 值	係數	P 值
截距項	?	0.7642***	0.0000	0.5542*	0.0848
<i>DS</i>	-	-1.0430***	0.0000		
<i>MD</i>	-			-0.4385	0.1169
<i>VD</i>	-			-0.4024**	0.0120
<i>SIZE</i>	?	0.0074***	0.0010	0.0075	0.1368
<i>INSTOWN</i>	+	0.0098*	0.0769	0.0110	0.1534
<i>ANALYST</i>	-	-0.0228***	0.0000	-0.0211***	0.0023
<i>DISPERSION</i>	-	-0.0007	0.1781	-0.0013	0.1343
<i>LEVE</i>	?	-0.0319***	0.0000	-0.0248*	0.0589
<i>EARNVOL</i>	-	-0.0022**	0.0298	0.0006	0.4061
<i>GROWTH</i>	-	-0.0130***	0.0000	-0.0111**	0.0137
<i>ELEC</i>	-	-0.0209*	0.0571	-0.0231***	0.0000
<i>COLLA</i>	+	0.0023***	0.0001	-0.0008	0.4510
Hausman 統計- $\chi^2$ 統計量		29.5020(0.0005)		30.3810(0.0007)	
Adjusted $R^2$		24.96%		24.97%	
F 值		20.5940(0)		19.1010(0)	
N		708		708	

資料來源：同表一。

註：\*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 及 10% 的顯著水準。各變數若有預期符號者為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

就整體資訊揭露情況來看，從表 5 中可看出，整體資訊揭露水準 (*DS*) 與 *PIN score* 呈現顯著負相關，顯示年報中資訊揭露分數

愈高，企業資訊不對稱程度愈低。若進一步考量資訊揭露的屬性，更可清楚看出自願性資訊揭露水準 (*VD*) 與 *PIN score* 維持顯著負相關，但強制性資訊揭露水準 (*MD*) 與 *PIN score* 負相關性證據則較為薄弱，代表自願性資訊揭露改善資訊不對稱環境的效果明顯優於強制性資訊揭露所能帶來的效益，拒絕本文之假說 1。

控制變數影響方面，不論迴歸模式為何，分析師發布盈餘預測次數 (*ANALYST*)、財務槓桿 (*LEVERAGE*)、成長機會 (*GROWTH*)、電子產業 (*ELEC*) 的係數皆具有統計顯著性，與過去文獻預期的方向相符 (Easley et al., 1998; Frankel et al., 1999; Brown et al., 2004; Brown and Hillegeist, 2007)。易言之，分析師發布盈餘預測次數愈多、較高財務槓桿比率、成長機會愈高及電子產業者，資訊不對稱程度相對較低。此外，若單以考量整體資訊揭露迴歸式而言，另顯示公司規模愈大、三大法人持股比重愈高、盈餘波動幅度愈小及董監事股權質押比率愈多，資訊不對稱情況相對較嚴重。至於其它控制變數與 *PIN score* 間，則未有明顯的關聯性存在。

上述測試的結果係從整體樣本的特徵來探討資訊揭露與資訊不對稱程度之間的關聯。但誠如第貳節一文獻探討與假說建立所述，資訊揭露所具有之減緩企業資訊不對稱程度的效果，某種程度繫於企業的結構型態及代理環境而定。緣此，本研究乃進一步將樣本依經營權是否為家族所掌控及股份盈餘偏離程度，分別區分為家族(非家族)控制企業及高(低)股份盈餘偏離程度二群子樣本，俾進行後續實證測試。

### 4.3 家族控制企業與非家族控制企業之比較

Claessens et al. (2000) 研究發現，東亞國家許多企業均屬家族控制企業。葉銀華等 (2002) 及林嬋娟與張哲嘉 (2009) 亦指出，台灣企業在董事會組成方面，普遍存在控制家族成員擔任董監事的情況，有相當比例的公司實質上為控制家族所擁有。為考量企業是否屬家族控制對本研究主題之影響，茲以最終控制者以個人名義，

表 6 資訊不對稱對資訊揭露水準之迴歸估計結果 (家族控制企業)  
— 平衡式追蹤資料模型

變數	模型 1			模型 2	
	預期符號	係數	P 值	係數	P 值
截距項	?	0.2794	0.1484	0.4316	0.1712
<i>DS</i>	-	-0.2222	0.2407		
<i>MD</i>	-			-0.3255	0.2104
<i>VD</i>	-			-0.0641	0.2384
<i>SIZE</i>	?	-0.0028	0.5815	-0.0032	0.5039
<i>INSTOWN</i>	+	0.0131	0.2027	0.0175	0.2116
<i>ANALYST</i>	-	-0.0180**	0.0342	-0.0193**	0.0113
<i>DISPERSION</i>	-	0.0001	0.4831	0.0006	0.3118
<i>LEVE</i>	?	-0.0066	0.7693	-0.0125	0.4647
<i>EARNVOL</i>	-	-0.0034	0.1985	-0.0047***	0.0033
<i>GROWTH</i>	-	-0.0068	0.1046	-0.0072**	0.0252
<i>ELEC</i>	-	-0.0192***	0.0001	-0.0162	0.2327
<i>COLLA</i>	+	0.0062	0.2485	0.0087*	0.0980
Adjusted R <sup>2</sup>		11.55%		11.43 %	
F 值		4.7434(0)		4.4151(0)	
N		345		345	

資料來源：同表一。

註：\*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 及 10% 的顯著水準。各變數若有預期符號者為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

表 7 資訊不對稱對資訊揭露水準之迴歸估計結果 (非家族控制企業)  
— 平衡式追蹤資料模型

變數	模型 1			模型 2	
	預期符號	係數	P 值	係數	P 值
截距項	?	0.1536	0.2411	-0.0614	0.8436
<i>DS</i>	-	-0.1604	0.2416		
<i>MD</i>	-			0.2034	0.3156
<i>VD</i>	-			-0.1949**	0.0453
<i>SIZE</i>	?	0.0042	0.2560	0.0053	0.1382
<i>INSTOWN</i>	+	-0.0259**	0.0145	-0.0230***	0.0046
<i>ANALYST</i>	-	-0.0091**	0.0240	-0.0109**	0.0252
<i>DISPERSION</i>	-	-0.0013	0.2222	-0.0027	0.1413
<i>LEVE</i>	?	-0.0283***	0.0015	-0.0300***	0.0053
<i>EARNVOL</i>	-	0.0010	0.3682	0.0040	0.1514
<i>GROWTH</i>	-	-0.0020	0.3866	-0.0022	0.3791
<i>ELEC</i>	-	-0.0319***	0.0000	-0.0332*	0.0595
<i>COLLA</i>	+	-0.0152	0.1123	-0.0203***	0.0000
Adjusted R <sup>2</sup>		35.30%		35.28 %	
F 值		17.4552(0)		16.1788(0)	
N		363		363	

資料來源：同表一。

註：\*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 及 10% 的顯著水準。各變數若有預期符號者為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

或透過其所控制之（未）上市（櫃）公司、財團法人等出任之董事及監察人占董事會席次是否過半，並最終控制者總持股數須大於 10% 為標準，<sup>20</sup> 將樣本區分為家族控制企業與非家族控制企業，分群後迴歸分析結果彙整於表 6 及表 7。

比較表 6 及表 7 的結果發現，從整體資訊揭露水準的角度來看，不論是否為家族控制企業，整體資訊揭露水準 (*DS*) 對資訊不對稱程度的影響並無明顯關聯，並未與全部樣本的結論一致。推究其原因，有可能是以年報整體資訊揭露作為衡量指標，受到其中包含大部分強制性揭露項目的影響，難以看出家族企業型態對資訊揭露態度左右資訊不對稱程度的差異效果，此點推測可從表 7 中得到相當的證實。由表 7 結果發現，非家族控制企業中自願性資訊揭露水準與 *PIN score* 呈顯著負相關，但此緩和資訊不對稱程度的效果在家族控制企業樣本便看不出，因而未能拒絕假說 2。而強制性資訊揭露水準與 *PIN score* 的相關性在二群樣本並無差異，對資訊不對稱程度的影響均不具統計顯著性。是故，整體而言分群後迴歸結果仍支持自願性資訊揭露才是降低資訊不對稱的主因之一。關於控制變數的影響，針對具顯著解釋能力的變數部分，就家族控制企業樣本而言（表 6），較明顯差異在於盈餘波動幅度愈小及董監事股權質押比率愈多，資訊不對稱情況相對較嚴重。若以非家族控制企業樣本而言（表 7），明顯差異則反應在三大法人持股及董監事股權質押比率若愈高，資訊不對稱程度卻反而較輕微，此與文獻預期的方向相左。此外，公司規模（表 6）及盈餘波動幅度（表 7）雖然分別與表 5 檢測結果呈現差異但並不顯著，至於其餘控制變數的估計結果則與表 5 相似，於此不再贅述。

---

<sup>20</sup> 加上最終控制者總持股數須大於 10% 的條件係因，只考慮席次過半恐有高估最終控制者對企業的實質影響力（林嬋娟與張哲嘉，2009），此一疑慮亦在文後敏感度及增額分析中獲得初步證實。

#### 4.4 高度股份盈餘偏離程度企業與低度股份盈餘偏離程度企業之比較

影響資訊揭露與資訊不對稱之間關聯的因素，除了考量家族企業的特徵外，核心代理問題的背景，亦是相當重要的環節 (Fan and Wong, 2005 ; Ali et al., 2007 ; Chen et al., 2008)。為捕捉控制股東與外部小股東之間核心代理問題對本研究主題的影響，本文以控制股東握有表決權與所投入現金流量權之間偏離的幅度是否超過 20% 為基準 (Fan and Wong, 2005)，將樣本區分為高度股份盈餘偏離企業與低度股份盈餘偏離企業二群，分群後迴歸結果彙整於表 8 及表 9。

藉由分群後結果發現，股份盈餘偏離程度較低的企業，不論是整體資訊揭露或是自願性資訊揭露，均呈現出揭露水準愈高，企業資訊不對稱程度愈輕微。相對的，當公司股份盈餘偏離程度變大，整體資訊揭露或是自願性資訊揭露縮小資訊不對稱的效果便不復存在，實證結果亦未能拒絕假說 3。上述結果顯示隨著股份盈餘偏離差之增加，因控制股東侵占其他小股東的誘因上升，為掩飾不當侵占行爲，由控制股東所主導的資訊揭露政策無法反應出應有的訊息效果，因而導致資訊揭露減緩資訊不對稱的監督效益式微。至於強制性資訊揭露水準在二群樣本中對 *PIN score* 的影響，仍然看不出其所扮演的監督功能。此一差異也再次證實了自願性資訊揭露抑制資訊不對稱的效果確實較強。

綜上所述，年報中所呈現的整體資訊揭露水準愈高，愈能有助於降低企業資訊不對稱的程度。若進一步考量資訊揭露的性質，更可清楚發現自願性資訊揭露水準愈高，企業反應出的資訊不對稱程度愈輕。此外，若將樣本依經營權是否為家族所掌控及股份控制權偏離程度予以劃分，上述結論便不適用於家族控制企業及股份盈餘偏離程度高的企業。至於強制性資訊揭露降低資訊不對稱的效果在整體樣本或分群樣本下均不明顯。本研究之政策意涵為：就降低資訊不對稱程度的觀點而言，鼓勵督促企業提昇自願性資訊揭露的效

表 8 資訊不對稱對資訊揭露水準之迴歸估計結果 (高度股份盈餘偏離程度企業) – 平衡式追蹤資料模型

變數	模型 1			模型 2	
	預期符號	係數	P 值	係數	P 值
截距項	?	0.3603	0.3565	-0.1960	0.6281
<i>DS</i>	-	-0.6209	0.1980		
<i>MD</i>	-			0.4975	0.1957
<i>VD</i>	-			-0.0510	0.3248
<i>SIZE</i>	?	0.0124	0.3136	-0.0117	0.3549
<i>INSTOWN</i>	+	-0.0322	0.3255	0.0975	0.1574
<i>ANALYST</i>	-	0.0100*	0.0748	-0.0371	0.2311
<i>DISPERSION</i>	-	-0.0036	0.2847	0.0059	0.2427
<i>LEVE</i>	?	0.0179	0.3646	0.0440	0.1896
<i>EARNVOL</i>	-	-0.0004	0.4772	-0.0024	0.4171
<i>GROWTH</i>	-	-0.0170	0.3099	-0.0284	0.2486
<i>ELEC</i>	-	-0.0414	0.1794	-0.0145	0.3245
<i>COLLA</i>	+	-0.0062	0.4463	-0.0228	0.3759
Adjusted R <sup>2</sup>		4.11%		4.26%	
F 值		1.1606(0.3495)		1.1819(0.3353)	
N		46		46	

資料來源：同表一。

註：\* 代表 10% 的顯著水準。各變數若有預期符號者為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

表 9 資訊不對稱對資訊揭露水準之迴歸估計結果 (低度股份盈餘偏離程度企業) – 平衡式追蹤資料模型

變數	模型 1			模型 2	
	預期符號	係數	P 值	係數	P 值
截距項	?	0.6447***	0.0002	0.6337*	0.0670
<i>DS</i>	-	-0.8173***	0.0014		
<i>MD</i>	-			-0.4914	0.1004
<i>VD</i>	-			-0.5106**	0.0121
<i>SIZE</i>	?	0.0042	0.1322	0.0097	0.1293
<i>INSTOWN</i>	+	0.0073**	0.0299	0.0100	0.1755
<i>ANALYST</i>	-	-0.0227***	0.0001	-0.0259***	0.0057
<i>DISPERSION</i>	-	-0.0004	0.3164	-0.0015*	0.0934
<i>LEVE</i>	?	-0.0353***	0.0004	-0.0446**	0.0207
<i>EARNVOL</i>	-	-0.0010	0.1749	0.0032	0.1539
<i>GROWTH</i>	-	-0.0120***	0.0024	-0.0131**	0.0401
<i>ELEC</i>	-	-0.0205**	0.0474	-0.0208***	0.0000
<i>COLLA</i>	+	0.0044***	0.0006	0.0016	0.4024
Adjusted R <sup>2</sup>		25.67%		26.03%	
F 值		20.0215(0)		18.8927(0)	
N		662		662	

資料來源：同表一。

註：\*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 及 10% 的顯著水準。各變數若有預期符號者為單尾檢定，否則為雙尾檢定。

果明顯優於以法令強制企業從事資訊之揭露。

## 4.5 敏感度及增額分析

### 4.5.1 刪除極端值影響

為避免極端值的存在對實證結果產生重大影響，本研究將所有自變數位於平均數調整正負三倍標準差以外的觀察值視為極端值而予以剔除，<sup>21</sup> 刪除極端值後重新估計的結果仍與原估計結果相同，實證結論維持不變。

### 4.5.2 另一資訊揭露變數內生性處理方式

除文中循傳統作法以兩階段估計法解決資訊揭露內生性的問題外，本研究在此另以 Heckman (1979) 所提出兩階段估計法來控制資訊揭露變數內生性對模型估計的影響。實際執行 Heckman (1979) 兩階段估計時，係先透過第一階段的 probit 迴歸估計出 inverse mills ratio (IMR)，<sup>22</sup> 之後再將該變數放入 (3) 式作為另一項控制變數，俾進行第二階段的估計。估計結果顯示，不論是全體樣本或分群後之非家族控制企業或股份控制權偏離程度低的企業樣本，自願性資訊揭露水準減緩資訊不對稱程度的效果依然成立，但在家族控制企業及股份控制權偏離程度高的企業樣本仍看不出該效果，亦即自願性資訊揭露的研究結論並未改變。

### 4.5.3 以聯立方程式處理資訊揭露品質與資訊不對稱程度之相互關聯性

誠如 3.1 實證模型與變數衡量該節所述，不僅資訊揭露的品質會影響到資訊不對稱的程度，資訊不對稱程度決定企業對資訊揭露

<sup>21</sup> Bartov et al. (2001) 亦採此類似處理方法。

<sup>22</sup> 在計算 IMR 時，仍以 (4) 式為估計式，但為配合 probit 迴歸的要求，因變數 (DS) 更改為資訊揭露分數位於全體樣本中位數以上者設 1，否則為 0。執行第二階段 PIN score 的迴歸估計時 (即 (3) 式)，IMR 變數均顯著，代表控制資訊揭露內生性的影響確有必要。

態度的可能性亦存在。為控制二者內生性的問題可能對研究結論造成的偏誤，本文在此另輔以三階段最小平方法，同時針對資訊揭露品質與資訊不對稱程度之相互關聯性進行系統聯立估計。估計結果顯示，整體或強制性資訊揭露水準對資訊不對稱程度影響並不顯著 ( $p$  值分別為 0.444 及 0.129)，但資訊揭露指標若屬自願性，則減緩企業資訊不對稱程度之效果便相當明顯 ( $p$  值為 0.029)。亦即，自願性資訊揭露的研究結論維持一致。

#### 4.5.4 年報指標中二大資訊揭露內容之估計結果

為進一步觀察年報各類資訊揭露品質對資訊不對稱程度的影響，本研究乃依年報指標中二大揭露主題，再將揭露內容細分為財務及營運資訊透明度指標與董事會及股權結構指標二類，分別執行先前主要的迴歸分析。分類後估計結果顯示，不論是全體樣本或股份控制權偏離程度低的企業樣本，年報二大揭露主題所報導的揭露分數愈高，*PIN score* 值愈低，但在家族控制企業或股份控制權偏離程度高的企業樣本，上述證據則不明顯。整體而言，亦支持年報二大揭露內容有助於降低企業資訊不對稱程度之結論。

#### 4.5.5 *PIN score* 改採延後一期衡量方式

按台灣現行資訊揭露的實務，年報資訊通常係在隔年 5 月底前發布，如此一來便造成資訊揭露與資訊不對稱間存有時間落差的特性。鑒此，本文另以往後推估一期方式衡量 *PIN score* (即探討  $PIN\ score_{t+1}$  與  $DS_t$ 、 $VD_t$  和  $MD_t$  的關聯)，藉以克服二者時間差不一致的問題。間隔一期後估計結果基本上仍與先前主要迴歸結果一致，當期年報中整體或自願性資訊揭露水準與下一期的 *PIN score* 呈現顯著的負向關係，顯示增加年報中的資訊揭露能降低企業未來的資訊不對稱。

#### 4.5.6 其它家族控制企業定義方式

文中在判斷是否為家族控制企業時，係採取較為嚴格的衡量方式，以董事會席次過半且總持股數須大於 10% 時才定義為家族控

制企業。在此本研究將改以一般文獻常用的衡量方式，只須滿足董事會席次過半的條件即定義為家族控制企業。放寬標準後重新執行測試的結果，發現在家族控制企業的樣本，不論是整體資訊揭露或自願性資訊揭露，揭露水準均與資訊不對稱程度呈現邊際顯著負相關 ( $p$  值分別為 0.0914 及 0.1302)，此結果意謂著採較寬鬆的家族控制企業定義方式，最終控制者對資訊揭露政策的影響力較不明顯，仍然可以看出資訊揭露改善資訊不對稱之效果，該現象似乎也間接證實只考慮席次過半恐有高估最終控制者對企業實質影響力之疑慮。

#### 4.5.7 法人說明會

鑒於法人說明會之召開已成為近年來公司主要的自願性揭露方式之一，企業常透過法人說明會與市場參與者進行互動，來傳達更有效率的市場訊號或降低因資訊揭露不足所帶來的評價風險，亦即法人說明會所扮演的角色與功能，已愈來愈受到投資人的重視 (Frankel et al., 1999; Bowen et al., 2002; Bushee et al., 2003; Brown et al., 2004)。為評估公司召開法人說明會對資訊不對稱環境之影響，本文在此另加入法人說明會之召開此一變數重新執行測試。檢測結果發現，法人說明會係數在表 5 二個模型中均不顯著為負 ( $p$  值分別為 0.9542 及 0.7520)，本研究結果並未發現法人說明會有助於降低資訊不對稱之明顯證據。

## 5. 結論與建議

強化企業經營資訊的透明度，保障股東與投資人應有的權益，一直是主管機關戮力追求的目標。在目前證基會定期推動資訊揭露的評鑑工作下，也已逐步喚起社會輿論對企業資訊揭露品質的重視。伴隨著不同型式之代理問題所產生的代理成本，常肇因於資訊不對稱環境下之利益衝突，而在強化企業營運體質透明度的共識下，資訊揭露背後所帶來的實質效益究竟為何？便需要學術研究上

多方面的實證證據來加以佐證。本研究係以全體上市企業作為廣泛研究的對象，引用證基會所發布「資訊揭露評鑑系統」中之年報資訊作為衡量指標，並依是否為法令規定應揭露之內容，區分為強制性及自願性資訊，據此作為本文資訊揭露水準的代理變數，希冀瞭解加強公司年報中資訊揭露的透明度是否可以緩和資訊不對稱的程度？

本研究實證結果顯示，年報中所呈現的整體資訊揭露水準愈高，愈能有助於緩和企業資訊不對稱的程度。若進一步考量資訊揭露的性質，更可清楚發現自願性資訊揭露水準愈高，企業反應出的資訊不對稱程度愈輕，但此結論並不適用於家族控制企業及股份盈餘偏離程度高的企業，至於強制性資訊揭露降低資訊不對稱的效果則不明顯。本研究之政策意涵為：就降低資訊不對稱程度的立場而言，鼓勵督促企業提昇自願性資訊揭露的效果明顯優於以法令強制企業從事資訊之揭露。

最後，礙於資料蒐集的困難與理論上某些變數衡量不易，致使本研究難豁免有以下的研究限制。首先，本文係以資訊揭露評鑑系統中年報之資訊揭露構面來衡量資訊揭露水準，有關其它四個構面的衡量指標，本研究並未考慮之。此外，在定義上市公司是否為家族控制企業時，本研究採用的是席次控制的概念，關於股權控制的衡量方式，鑒於台灣上市公司家族董監事持股比率的變數，受到金字塔股權結構與交叉持股的影響並不易做到精確的衡量，並未被本文所引用。再者，本研究只探討實證上資訊揭露水準與資訊不對稱程度的關聯性，並未提供彼此間確切因果關係的證據。

## 附錄 1 揭露項目之內容及評分原則

附表 1 證基會資訊揭露評鑑系統之原始評鑑指標  
與本研究納入評鑑指標之比較

證基會資訊揭露評鑑系統	揭露指標個數	本研究納入之構面	強制性指標數	自願性指標數
資訊揭露相關法規遵循情形	(11、11、11)			
資訊揭露時效性	(19、20、19)			
預測性財務資訊之揭露	(4、5、5)	年報之資訊揭露	(34、33、34)	(14、16、16)
年報之資訊揭露	(48、49、50)			
企業網站之資訊揭露	(13、13、15)			

資料來源：證基會，本研究整理。

說明：表中數字由左至右分別為 94 年、95 年及 96 年指標。證基會資訊揭露評鑑系統之「評鑑指標」欄中，有載明本指標係加分獎勵項目者，即為自願性指標，否則，則為強制性指標。

附表 2 評分標準

分數	資訊揭露程度及評分標準
不適用指標	有說明不適用情形者
0	完全空白未說明理由者
1	僅揭露敘述性或數量性資訊者
2	同時揭露敘述性及數量性資訊者

資料來源：證基會，本研究整理。

說明：原則上納入評分範圍為年報適用全部指標，遇有個別公司因產業差異與規模差異在年報中註明不適用情形者，則以不適用指標項目排除。

## 附錄 2 年報資訊揭露評分與資訊揭露評鑑系統評鑑等級之相關性<sup>a</sup>

資訊揭露評鑑等級	年報揭露分數	強制性揭露分數	自願性揭露分數
A 組-94 年			
A <sup>+</sup>	0.819 (0.819)	0.900 (0.900)	0.639 (0.639)
A	0.783 (0.776)	0.897 (0.900)	0.522 (0.500)
B	0.758 (0.754)	0.893 (0.900)	0.446 (0.444)
C	0.742 (0.741)	0.882 (0.895)	0.418 (0.412)
B 組-95 年			
A <sup>+</sup>	0.822 (0.828)	0.900 (0.900)	0.648 (0.667)
A	0.792 (0.793)	0.902 (0.900)	0.543 (0.529)
B	0.753 (0.759)	0.885 (0.900)	0.449 (0.444)
C	0.752 (0.754)	0.869 (0.900)	0.430 (0.428)
C <sup>-</sup>	0.728 (0.723)	0.868 (0.863)	0.413 (0.400)
C 組-96 年			
A <sup>+</sup>	0.820 (0.820)	0.867 (0.867)	0.711 (0.711)
A	0.834 (0.832)	0.915 (0.929)	0.641 (0.649)
B	0.790 (0.794)	0.903 (0.911)	0.517 (0.526)
C	0.778 (0.781)	0.900 (0.911)	0.482 (0.474)
C <sup>-</sup>	0.779 (0.781)	0.896 (0.911)	0.497 (0.500)

資料來源：同附錄 1。

說明：<sup>a</sup>在每一等級中各類揭露分數為平均數（中位數）。

### 附錄 3 Aktas et al. (2007) 簡化版 PIN score 推導及實際應用時的計算方式

具體而言，Aktas et al. (2007) 引用 Easley et al. (2008) 所建構的模型，假設私有資訊事件發生的機率為  $\alpha$ ，而發生的私有資訊事件屬於好（壞）消息的機率分別為  $(1-\delta)\delta$ ；另外，在假設每個交易日均獨立且交易過程服從 Poisson 分配的情況下，具有（不具有）私有訊息一方，投入市場交易下單的頻率分別為  $\mu$  與  $\varepsilon$ ，給定估計買單 ( $B$ ) 與賣單 ( $S$ ) 的機率為：

$$\begin{aligned} \Pr[y_t = (B, S) | \mu, \varepsilon, \alpha, \delta] \\ = \alpha(1-\delta)e^{-(\mu+2\varepsilon)} \frac{(\mu+\varepsilon)^B (\varepsilon)^S}{B!S!} + \alpha\delta e^{-(\mu+2\varepsilon)} \frac{(\mu+\varepsilon)^B (\varepsilon)^S}{B!S!} \\ + (1-\alpha)e^{-2\varepsilon} \frac{(\varepsilon)^{B+S}}{B!S!} \quad \circ \end{aligned}$$

若進一步以日交易量 ( $t$ ) 為基礎，累積計算  $T$  個交易日，基於模型設定為靜態且資訊事件獨立，採用概似函數取對數 (log likelihood function) 估計轉換後，可重新整理上式為：

$$\begin{aligned} L[\{y_t\}_{t=1}^T | \mu, \varepsilon, \alpha, \delta] = \sum_{t=1}^T [-2\varepsilon + M \ln x + (B+S) \ln(\mu+\varepsilon)] \\ + \sum_{t=1}^T \ln[\alpha(1-\delta)e^{-\mu} x^{S-M} + \alpha\delta e^{-2\mu} x^{B-M} \\ + (1-\alpha)x^{B+S-M}] \quad , \end{aligned}$$

其中  $M = [\min(B, S) + \max(B, S)]/2$ ； $x = \varepsilon / (\mu + \varepsilon) \in [0, 1]$ 。由此可以估計買賣單交易總量的期望值為：

$$\begin{aligned} E[B+S] &= \alpha(1-\delta)(\varepsilon + \mu + \varepsilon) + \alpha\delta(\mu + \varepsilon + \varepsilon) + (1-\alpha)(\varepsilon + \varepsilon) \\ &= \alpha\mu + 2\varepsilon \quad \circ \end{aligned}$$

而買賣單交易量差異（或稱不平衡）的期望值（expected value of the trade order imbalance）為：

$$E[B - S] = \alpha\mu(2\delta - 1)。$$

當擁有私有資訊的一方參與市場交易的頻率（ $\mu$ ）夠高，且私有資訊屬於壞消息的機率（ $\delta$ ）不恰等於 1/2 時，買賣單交易量差異的期望值可採用絕對值，作為更有效率的估計。因此，買賣單不平衡交易量的期望值為：

$$E[|B - S|] = \alpha\mu。$$

由此，Aktas et al. (2007) 所採用並驗證的 PIN 簡化算式如下：

$$PIN\ score = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\varepsilon} = \frac{E[|B - S|]}{E[B + S]}，$$

上式中分子為以日資料計算不平衡買賣單交易量的期望值（expected daily order imbalance），分母則為買賣單交易總量的期望值。雖然 Aktas et al. (2007) 以事件研究的角度驗證 PIN score 的簡化算式，但所累計的窗期最長至 247 天，得到與傳統的 PIN score 相當一致的結果，且克服了長期以來參數估計不易收斂的程式運算問題。

在實際應用時本文便採用 Aktas et al.(2007) 文中 (13) 式來衡量 PIN score (即為本文 p 11 之 (2) 式)：

$$PIN\ score = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} = \frac{E[|B - S|]}{E[B + S]}。$$

其中， $B$  為買方驅動 (buyer-initiated) 交易數； $S$  為賣方驅動 (seller-initiated) 交易數。所謂買方驅動指的是買方出價大於均價者；反

之，則為賣方驅動。 $B$  與  $S$  在此為年度交易的總量。

台灣證券交易所集中交易市場採取是電腦自動交易方式，採集合競價（自動撮合），以滿足最大成交量目的成交，並採價格優先原則。<sup>23</sup> 以下則採 TEJ 所提供的 intraday 原始資料，舉例說明如何判斷驅動方為買方或賣方。

舉例：1201 味全 90 年 3 月 30 日 部分資料

報價 時序	撮合時間 (時/分/秒)	成交價 <sup>1</sup>	漲跌 <sup>2</sup>	委買價	委賣價	揭示價 格型式 <sup>3</sup>	成交 張數	驅動方
32	90000	13.3	0	13.3	13.35	6	0	
4122	90500	13.3	0	13.0	13.3	7	87	$B$
4123	90500	13.3	0	13.0	13.3	1	88	$B$
4183	90505	13.25	0	13.25	13.3	3	105	$S$
20867	93000	13.3	0	13.3	13.35	7	564	$S$
35511	95500	13.5	0	13.45	13.5	5	1069	$B$
48574	102006	14	0	13.9	14	7	3573	$B$

資料來源：TEJ，本研究整理。

註：1. 若揭示價格形式為 1、3、5、7 則表示該時段收盤價，若揭示價格形式 2、4、6 則非成交價，係將上一筆成交價資料帶下來。

2. 0=非漲跌停價格（一般）；1=跌停價，2=漲停價。

3. 若揭示價格形式為 1，表示當時有成交；若揭示價格形式為 2，表示當時未成交；且只有買進委託價發生變動；若揭示價格形式為 3，表示當時有成交，且買進委託價有變動 (1+2)；若揭示價格形式為 4，表示當時未成交；且只有賣出委託價發生變動；若揭示價格形式為 5，表示當時有成交，且賣出委託價有變動 (1+4)；若揭示價格形式為 6，表示當時未成交，但買進委託價和賣出委託價皆變動 (2+4)；若揭示價格形式為 7，表示當時不但有成交，且買進委託價和賣出委託價亦同時變動 (1+2+4)。

<sup>23</sup> 較高買進申報優先於較低買進申報，較低賣出申報優先於較高賣出申報。同價位之申報，依時間優先原則決定優先順序。

## 參考文獻

- 台灣經濟新報社資料庫，Taiwan Economic Journal (1990)，公司治理 Corporate Governance, <http://www.tej.com.tw/twsite/> (in Chinese)
- 李春安、吳欽杉、葉麗玉 Li, Chun-An, Chin-Shun Wu and Li-Yu Yeh (2003)，「所有權結構與公司非法行為關係之研究-以台灣股票上市公司為例」“Ownership Structure and Illegal Corporate Act: The Case of Taiwan Listed Company”，證券市場發展季刊 *Review of Securities and Futures Markets*，14：4，75-138。(in Chinese with English abstract)
- 林嬋娟、張哲嘉 Lin, Chan-Jane and Che-Chia Chang (2009)，「董監事異常變動、家族企業與企業舞弊之關聯性」“Abnormal Change of Board Members, Family Firms and Fraud”，會計評論 *The International Journal of Accounting Studies*，48，1-33。(in Chinese with English abstract)
- 林穎芬 Lin, Ying-Fen (1998)，「台灣上市公司控管機制之研究-探討家族與非家族企業高階主管薪酬與離職的控管效果」“CEO Compensation and Turnover in Taiwan”，博士論文 Ph. D. Thesis，國立中山大學企業管理學系 Department of Business Administration, National Sun Yat-sen University。(in Chinese with English abstract)
- 張淑貞 Chang, Shu-Chen (2005)，「資訊揭露評鑑系統與會計資訊價值攸關性之研究」“The Relationship between Information Disclosure and Transparency Ranking System and Informativeness of Accounting Data”，在職專班碩士論文 IEMBA Thesis，國立臺北大學國際財務金融學系 Department of Business Management Graduate Program, National Taipei University。(in Chinese with English abstract)

- 張瑞當、方俊儒、曾玉琦 Chang, Ruey-Dang, Chun-Ju Fang and Yee-Chy Tseng (2007), 「核心代理問題與盈餘管理：董事會結構與外部監督機制之探討」 “Central Agency Problem and Earnings Management: An Investigation of Board Structure and External Monitoring Mechanism”, 管理學報 *Journal of Management*, 24 : 1, 17-39。 (in Chinese with English abstract)
- 許崇源、李怡宗、林宛瑩和鄭桂蕙 Hsu, Chung-Yuan, Yi-Tsung Li, Wan-Ying Lin and Kuei-Hui Cheng (2003), 「控制權與盈餘分配權偏離之衡量 (上)」 “Assessing Deviation of Control Right and Cash-Flow Right (I)”, 貨幣觀測與信用評等 *Money Watching & Credit Rating*, 42, 15-31。 (in Chinese)
- 陳冠宙、陳育成、陳雪如 Chen, Guan-Jou, Yu-Cheng Chen and Cher Hsueh-ju Chen (2005), 「影響上市公司網站資訊透明度因子之實證研究」 “An Empirical Study of Influential Determinants on Information Transparency of Listed Corporations at Web Sites”, 會計與公司治理 *Journal of Accounting and Corporate Governance*, 2 : 1, 33-59。 (in Chinese with English abstract)
- 陳瑞斌、許崇源 Chen, Jui-Pin and Chung-Yuan Hsu (2007), 「公司治理結構與資訊揭露之關聯性研究」 “A Study of Association between Corporate Governance Structure and Information Disclosure”, 交大管理學報 *Chiao Da Management Review*, 27 : 2, 55-109。 (in Chinese with English abstract)
- 葉匡時、操禮芹 Yeh, Kuang-Shih and Li-Chin Tsao (1996), 「家族企業接班過程的網路分析」 “A Network Analysis of Ownership Succession in Family Owned Business”, 管理學報 *Journal of Management*, 13 : 2, 197-225。 (in Chinese with English abstract)
- 葉銀華 Yeh, Yin-Hua (2002), 「從台灣上市公司網站資訊揭露看透明度」 “An Investigation of Transparency from Information

- Disclosure of Websites of Listed Companies in Taiwan”, 會計研究月刊 *Accounting Research Monthly*, 200, 70-77. (in Chinese)
- 葉銀華、李存修、柯承恩 Yeh, Yin-Hua, Tsun-Siou Lee and Chen-En Ko (2002), 公司治理與評等系統 *Corporate Governance and Rating System*, 台北：商智文化 Taipei: Sunbright. (in Chinese with English abstract)
- 鄭丁旺 Cheng, Ting-Wong (2002), 「談財務資訊之透明化」 “Discussion for the Transparency of Financial Information”, 會計研究月刊 *Accounting Research Monthly*, 200, 12. (in Chinese)
- 曠文琪、江元慶 Kuang, Wen-Chi and Yuan-Ching Chiang (2007), 「2 個教父入獄—誰是下一個？」 “Two Godfathers Went to Jail: Who Is the Next?”, 商業周刊 *Business Weekly*, 1041, 54-62. (in Chinese)
- 曠奇峰 Yen, Chi-Feng (1994), 「台灣傳統家族企業極端共存現象之探討 - 系統穩態觀點」 “A Study of Extreme Coexistence Phenomenon at Traditional Family Business in Taiwan: An Viewpoint from System Stability”, 管理評論 *Management Review*, 13:1, 1-22. (in Chinese)
- Ahmed, A. S. and S. Duellman (2007), “Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An Empirical Analysis,” *Journal of Accounting and Economics*, 43:2-3, 411-437.
- Aktas, N., E. D. Bodt, F. Declerck and H. V. Oppens (2007), “The PIN Anomaly Around M&A Announcements,” *Journal of Financial Markets*, 10:2, 169-191.
- Ali, A., T. Y. Chen and S. Radhakrishnan (2007), “Corporate Disclosures by Family Firms,” *Journal of Accounting and Economics*, 44:1-2, 238-286.

- Atiase, R. K. (1985), "Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior around Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, 23:1, 21-36.
- Bagnoli, M. and S. Watts (2007), "Financial Reporting and Supplemental Voluntary Disclosures," *Journal of Accounting Research*, 45:4, 885-913.
- Ball, R., A. Robin and G. Sadka (2008), "Is Financial Reporting Shaped by Equity Markets or Debt Markets? An International Study of Timeliness and Conservatism," *Review of Accounting Studies*, 13:2, 168-205.
- Ball, R., A. Robin and J. S. Wu (2003), "Incentives versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries," *Journal of Accounting and Economics*, 36:1-3, 235-270.
- Bartov, E., F. A. Gul and J. S. L. Tsui (2000), "Discretionary-Accruals Models and Audit Qualifications," *Journal of Accounting and Economics*, 30:3, 421-452.
- Belkaoui, A. and P. G. Karpik (1989), "Determinants of the Corporate Decision to Disclose Social Information," *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 2:1, 36-51.
- Bloomfield, R. J. and T. J. Wilks (2000), "Disclosure Effects in the Laboratory: Liquidity, Depth, and the Cost of Capital," *The Accounting Review*, 75:1, 13-41.
- Bowen, R. M., A. K. Matsumoto and D. A. Matsumoto (2002), "Do Conference Call Affect Analyst' Forecast," *The Accounting Review*, 77:2, 285-316.
- Brown, S. and S. A. Hillegeist (2007), "How Disclosure Quality Affects the Level of Information Asymmetry," *Review of Accounting Studies*, 12, 443-477.

- Brown, S., S. A. Hillegeist and K. Lo (2004), "Conference Calls and Information Asymmetry," *Journal of Accounting and Economics*, 37:3, 343-366.
- Bushee, B. J., D. A. Matsumoto and G. S. Miller (2003), "Open versus Closed Conference Calls: The Determinants and Effects of Broadening Access to Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 34:1-3, 149-180.
- Bushman, R., J. Piotroski and A. J. Smith (2004), "What Determines Corporate Transparency?" *Journal of Accounting Research*, 42:2, 207-252.
- Bushman, R. M. and A. J. Smith (2001), "Financial Accounting Information and Corporate Governance," *Journal of Accounting and Economics*, 32:1-3, 237-333.
- Bushman, R. M. and A. J. Smith (2003), "Transparency, Financial Accounting Information and Corporate Governance," *Economic Policy Review*, 9:1, 65-87.
- Chen, C. J. P. and B. Jaggi (2000), "Association between Independent Non-Executive Directors, Family Control and Financial Disclosures in Hong Kong," *Journal of Accounting and Public Policy*, 19:4-5, 285-310.
- Chen, Q., I. Goldstein and W. Jiang (2007), "Price Informativeness and Investment Sensitivity to Stock Price," *Review of Financial Studies*, 20:3, 619-650.
- Chen, S., X. Chen and Q. Cheng (2008), "Do Family Firms Provide More or Less Voluntary Disclosure?" *Journal of Accounting Research*, 46:3, 499-536.
- Chi, W., C. Liu and T. Wang (2009), "What Affects Accounting Conservatism: A Corporate Governance Perspective," *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 5:1, 47-59.

- Choi, F. D. S. and R. M. Levich (1990), *The Capital Market Effects of International Accounting Diversity*, Homewood, Illinois: Dow Jones-Irwin.
- Claessens, S., S. Djankov, J. P. H. Fan and L. H. P. Lang (2002), "Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings," *The Journal of Finance*, 57:6, 2741-2772.
- Claessens, S., S. Djankov and L. H. P. Lang (2000), "The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations," *Journal of Financial Economics*, 58:1-2, 81-112.
- Cohen, J., P. Cohen, S. G. West and L. S. Aiken (2003), *Applied Multiple Regression / Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*, Mahwah, New Jersey: Erlbaum Lawrence and Associates.
- DeAngelo, H. and L. DeAngelo (2000), "Controlling Stockholders and the Disciplinary Role of Corporate Payout Policy: A Study of the Time Mirror Company," *Journal of Financial Economics*, 56:2, 153-207.
- Deegan, C. and B. Gordon (1996), "A Study of the Environmental Disclosure Practices of Australian Corporations," *Accounting and Business Research*, 26:3, 187-199.
- Diamond, D. W. (1985), "Optional Release of Information by Firms," *The Journal of Finance*, 40:4, 828-862.
- Diamond, D. W. and R. E. Verrecchia (1991), "Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital," *The Journal of Finance*, 46:4, 1325-1360.
- Duarte, J., L. Young and F. Yu (2008), "Credit Spreads, Governance and Information Asymmetry," Washington University and Michigan State University Working Paper.
- Easley, D., R. F. Engle, M. O'Hara and L. Wu (2008), "Time-Varying Arrival Rates of Informed and Uninformed Trades," *Journal of Financial Econometrics*, 6:2, 171-208.

- Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O'Hara (2002), "Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?" *The Journal of Finance*, 57:5, 2185-2221.
- Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O'Hara (2005), "Factoring Information into Returns," Cornell University Working Paper.
- Easley, D., N. M. Kiefer and M. O'Hara (1996), "Cream-Skimming or Profit-Sharing? The Curious Role of Purchased Order Flow," *The Journal of Finance*, 51:3, 811-833.
- Easley, D., N. M. Kiefer and M. O'Hara (1997), "One Day in the Life of a Very Common Stock," *Review of Financial Studies*, 10:3, 805-835.
- Easley, D. and M. O'Hara (1987), "Price, Trade Size and Information in Securities Markets," *Journal of Financial Economics*, 19:1, 69-90.
- Easley, D. and M. O'Hara (1992), "Time and the Process of Security Price Adjustment," *The Journal of Finance*, 47:2, 577-605.
- Easley, D. and M. O'Hara (2004), "Information and the Cost of Capital," *The Journal of Finance*, 59:4, 1553-1583.
- Easley, D., M. O'Hara and J. B. Paperman (1998), "Financial Analysts and Information-Based Trade," *Journal of Financial Markets*, 1:2, 175-201.
- Einhorn, E. (2005), "The Nature of Interaction between Mandatory and Voluntary Disclosures," *Journal of Accounting Research*, 43:4, 593-621.
- Fama, E. F. and A. B. Laffer (1971), "Information and Capital Markets," *The Journal of Business*, 44:3, 289-298.
- Fan, J. P. H. and T. J. Wong (2002), "Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia," *Journal of Accounting and Economics*, 33:3, 401-425.

- Fan, J. P. H. and T. J. Wong (2005), "Do External Auditors Perform a Corporate Governance Role in Emerging Markets? Evidence from East Asia," *Journal of Accounting Research*, 43:1, 35-72.
- Fishman, M. J. and K. M. Hagerty (1989), "Disclosure Decisions by Firms and the Compensation for Price Efficiency," *The Journal of Finance*, 44:3, 633-646.
- Francis, J., S. Huang, I. Khurana and R. Pereira (2009), "Does Corporate Transparency Contribute to Efficient Resource Allocation?" *Journal of Accounting Research*, 47:4, 943-989.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson and K. Schipper (2005), "The Market Pricing of Accruals Quality," *Journal of Accounting and Economics*, 39:2, 295-327.
- Francis, J., D. Nanda and P. Olsson (2008), "Voluntary Disclosure, Earnings Quality, and Cost of Capital," *Journal of Accounting Research*, 46:1, 53-99.
- Frankel, R., M. Johnson and D. J. Skinner (1999), "An Empirical Examination of Conference Calls as a Voluntary Disclosure Medium," *Journal of Accounting Research*, 37:1, 133-150.
- Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis: Fifth Edition*, New Jersey: Prentice Hall.
- Gul, F. A., S. Y. K. Fung and B. Jaggi (2009), "Earnings Quality: Some Evidence on the Role of Auditor Tenure and Auditors' Industry Expertise," *Journal of Accounting and Economics*, 47:3, 265-287.
- Gul, F. A. and S. Leung (2004), "Board Leadership, Outside Directors' Expertise and Voluntary Corporate Disclosures," *Journal of Accounting and Public Policy*, 23:5, 351-379.
- Hasbrouck, J. (1991), "Measuring the Information Content of Stock Trades," *The Journal of Finance*, 46:1, 179-207.

- Hausman, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46:6, 1251-1271.
- Haw, I. M., B. Hu, L. S. Hwang and W. Wu (2004), "Ultimate Ownership, Income Management Legal and Extra-Legal Institutions," *Journal of Accounting Research*, 42:2, 423-462.
- Healy, P. M., A. Hutton and K. G. Palepu (1999), "Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increases in Disclosure," *Contemporary Accounting Research*, 16:3, 485-520.
- Healy, P. M., and K. Palepu (2001), "Information Asymmetry, Corporate Disclosure and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature," *Journal of Accounting and Economics*, 31:1-3, 405-440.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47:1, 153-162.
- Heflin, F., K. W. Shaw and J. J. Wild (2005), "Disclosure Policy and Market Liquidity: Impact of Depth Quotes and Order Sizes," *Contemporary Accounting Research*, 22:4, 829-866.
- Ho, S. S. M. and K. S. Wong (2001), "A Study of the Relationship between Corporate Governance Structures and the Extent of Voluntary Disclosure," *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 10:2, 139-156.
- Hunton, J., R. Libby and C. Mazza (2006), "Financial Reporting Transparency and Earnings Management," *The Accounting Review*, 81:1, 135-157.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 3:4, 305-360.
- Jiambalvo, J., S. Rajgopal and M. Venkatachalam (2002), "Institutional Ownership and the Extent to Which Stock Prices Reflect Future

- Earnings,” *Contemporary Accounting Research*, 19:1, 117-145.
- Johnson, S., P. Boone, A. Breach and E. Friedman (2000), “Corporate Governance in the Asian Financial Crisis,” *Journal of Financial Economics*, 58:1-2, 141-186.
- Khan, M. and R. L. Watts (2009), “Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism,” *Journal of Accounting and Economics*, 48:2-3, 132-150.
- Krinsky, I. and J. Lee (1996), “Earnings Announcements and the Components of the Bid-Ask Spread,” *The Journal of Finance*, 51:4, 1523-1535.
- LaFond, W. and R. L. Watts (2008), “The Information Role of Conservatism,” *The Accounting Review*, 83:2, 447-478.
- Lang, M. H. and R. Lundholm (1993), “Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures,” *Journal of Accounting Research*, 31:2, 246-271.
- Langberg, N. and K. Sivaramakrishnan (2008), “Voluntary Disclosures and Information Production by Analysts,” *Journal of Accounting and Economics*, 46:1, 78-100.
- Larcker, D. F. and T. O. Rusticus (2010), “On the Use of Instrumental Variables in Accounting Research,” *Journal of Accounting and Economics*, 49:3, 186-205.
- Lemmon, M. and K. Lins (2003), “Ownership Structure, Corporate Governance, and Firm Value: Evidence from the East Asian Financial Crisis,” *The Journal of Finance*, 58:4, 1445-1469.
- Leuz, C., D. Nanda and P. D. Wysocki (2003), “Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison,” *Journal of Financial Economics*, 69:3, 505-527.
- Leuz, C. and R. E. Verrecchia (2000), “The Economic Consequences of Increased Disclosure,” *Journal of Accounting Research*, 38, 91-

124.

- Lobo, G. and J. Zhou (2001), "Disclosure Quality and Earnings Management," *Journal of Accounting and Economics*, 8:1, 1-20.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Manove, M. (1989), "The Harm from Insider Trading and Informed Speculation," *The Quarterly Journal of Economics*, 104:4, 823-845.
- Meek, G. K., C. B. Roberts and S. J. Gray (1995), "Factors Influencing Voluntary Annual Report Disclosures by US, UK and Continental European Multinational Corporations," *Journal of International Business Studies*, 26:3, 555-572.
- Mitton, T. (2002), "A Cross-Firm Analysis of the Impact of Corporate Governance on the East Asian Financial Crisis," *Journal of Financial Economics*, 64:2, 215-241.
- Richardson, A. J. and M. Welker (2001), "Social Disclosure, Financial Disclosure and the Cost of Equity Capital," *Accounting, Organization and Society*, 26:7, 597-616.
- Sengupta, P. (1998), "Corporate Disclosure Quality and the Cost of Debt," *The Accounting Review*, 73:4, 459-474.
- Shefrin, H. and M. Statman (1992), *Ethics, Fairness, Efficiency and Financial Markets*, Charlottesville, VA: The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysis.
- Verrecchia, R. E. (2001), "Essays on Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 32:1-3, 97-180.
- Wittenberg-Moerman, R. (2008), "The Role of Information Asymmetry and Financial Reporting Quality in Debt Trading: Evidence From the Secondary Loan Market," *Journal of Accounting and Economics*, 46:2-3, 240-260.

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

# The Association between the Information Disclosure Level in the Annual Report and Information Asymmetry: Evidence from Private Information-based Trading

Liao, Yi-Hsing, Yan-Chi Chen and Chen-Chin Wang

## Abstract

To narrow the information gap between managers and investors, the Taiwan authorities have called for greater corporate transparency and treated it as an important policy in the reform of corporate governance. In addition, the Taiwan Securities and Futures Institute has also launched the “Information Disclosure and Evaluation System” with the expectation that the outside monitoring mechanism can urge companies to strengthen their voluntary disclosure besides mandatory disclosure, and thereby reduce corporate information asymmetry. For the reasons given above, this study aims to examine the impact that the disclosure level of the annual report has on the degree of information asymmetry. The empirical results show that the disclosure level of the annual report is negatively associated with the degree of information asymmetry. If we further consider the nature of the disclosure, the evidence shows that the degree of information asymmetry will become lower as the level of voluntary disclosure becomes higher. However, this finding is not applicable to firms under family control or firms with a larger wedge between voting and cash flow rights. As for mandatory disclosure, its effect is not significant in reducing information asymmetry. The implication for policy is that the benefits from promoting voluntary disclosure are better than those from complying with mandatory disclosure regulations in terms of mitigating the degree of information asymmetry.

Keywords: Information Disclosure, Information Asymmetry  
JEL Classification: C33, D8, M41

---

Corresponding author: Liao, Yi-Hsing, Department of Accounting, Chung Yuan Christian University, No. 200, Chung Pei Road, Chung Li 32023, Taiwan, E-mail: [yiliao@cycu.edu.tw](mailto:yiliao@cycu.edu.tw). Yan-Chi Chen, Department of Accounting, National Taipei University, No. 151, University Road, San-Shia, Taipei County 23741, Taiwan, E-mail: [sweetchen0131@hotmail.com](mailto:sweetchen0131@hotmail.com). Chen-Chin Wang, Department of Accounting, Tamkang University, No. 151, Yingzhan Road, Danshui Township, Taipei County 25137, Taiwan, E-mail: [jeanwang@mail.tku.edu.tw](mailto:jeanwang@mail.tku.edu.tw). The authors would like to thank two anonymous reviewers for their helpful comments on earlier drafts of this manuscript. Received: 14 September 2009; revised: 5 March 2010; accepted: 22 July 2010.