

審計品質與資訊不對稱之關聯性[†]

王貞靜^{a*} 張瑀珊^a 林凱薰^b

^a 淡江大學會計學系

^b 淡江大學管理科學研究所會計組博士班

摘要

本文旨在檢視審計品質與資訊不對稱之直接關聯。過去文獻多以審計品質作為資訊不對稱風險的代理變數，探討審計品質對資金成本的經濟影響，間接推論高審計品質隱含低資訊不對稱程度，能使企業資金成本下降。不同於過去文獻，本文採用優勢資訊交易機率（probability of information-based trading，簡稱 PIN）擷取企業私有資訊交易的頻率，據此直接衡量企業資訊不對稱的程度；另以會計師事務所規模、會計師查核任期、裁決性應計數與審計市場產業專家作為審計品質的代理變數，實證結果證實審計品質確實能降低企業的資訊不對稱。本文填補了過去文獻尚未連結的部分，並且提出臺灣大型會計師事務所能降低企業資訊不對稱，具有較高的審計品質之實證證據。

關鍵詞：審計品質、資訊不對稱、優勢資訊交易機率 (PIN)

數據可供性：所有數據皆可由公開資料取得

1. 緒論

本文旨在檢視審計品質與資訊不對稱之直接關聯。過去文獻多直接探討審計品質對資金成本的經濟影響 (Khurana and Raman 2004; Pittman and Fortin 2004; Dhaliwal, Gleason, Heitzman, and Melendrez 2008; Hope, Kang, Wayne, and Yoo 2009)，由此間接推論高審計品質隱含較低之資訊不對稱程度，因而能使企業資金成本下降。相對於過去文獻，本文採用優勢資訊交易機率（probability of information-based trading，簡稱 PIN），擷取企業私有資訊交易的頻率，據以直接衡量企業資訊不對稱的程度，藉此檢測高審計品質是否與企業的資訊不對稱程度存在負向關聯性。本文不僅填補過去文獻尚未連結的部分，並提出實證證據支持較不具有保險功能的臺灣大型會計師事務所，能扮演降低資訊不對稱的資訊角色；相對於非大型會計師事務所，具有較高的審計品質。¹

[†] 作者感謝二位匿名審查人、2010 年中華會計教育學會與國立臺灣大學會計學系主辦之中華會計學刊審計研討會王泰昌教授（評論人）、戚務君教授以及臺灣大學博士生潘虹華對 C-Score 計算之協助，亦感謝國科會的財務補助 (NSC 99-2410-H-032 -054)。

* 通訊作者，電子郵件：jeanwang@mail.tku.edu.tw。

¹ 跨國文獻指出法律訴訟與投資人保護環境的差異，使得大型會計師事務所是否提供較高的審計品質存在爭議 (Fan and Wong 2005; Choi and Wong 2007; Chi, Myers, Omer, and Xie 2008; Francis and Wang 2008)。由於臺灣會計師法律責任及會計師事務所組織結構迥異於歐美國家，臺灣大型會計師事務所之審計品質是否真的具有相對較高的審計品質？相關實證證據是相當缺乏的。

推動企業股價波動的因素之一，為私有資訊交易者的存在及其頻繁參與證券市場交易的程度。實際上，私有資訊的本質隱含著內部知情人士對企業資產未來價值的評估，而此評估的內部訊息尚未及時獲得市場評價 (Piotroski and Roulstone 2005)；換言之，內部知情人士與外部投資人之間獲取資訊的質量差異即為資訊不對稱。資訊不對稱造成的資訊風險影響企業證券的流動性與交易成本，導致企業資金成本升高 (Easley, Hvidkjaer and O'Hara 2002)。由於資訊風險無法直接觀察，過去的研究多以企業規模、企業上市期間、非系統風險、股票周轉率、買賣價差或是分析師跟隨人數等代理變數來間接衡量企業在證券交易市場中資訊不對稱的程度。相對於上述文獻，本文採用 Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman (1996) 所提出資訊不對稱程度之衡量指標——優勢資訊交易機率，直接估計擁有優勢資訊的交易者（通常為企業內部人）進出證券市場交易的頻率，以捕捉個別企業的資訊不對稱程度，²並據以具體檢視資訊不對稱與審計品質間之關聯性。

隨著商業活動的複雜化，財務報表編製者與使用者雙方所存在的資訊落差衍生外部審計需求；亦即外部審計在資本市場中扮演提高財務報告品質的資訊角色，³能增進查核企業的盈餘品質並同時提高公開財務資訊的公信力，降低利害關係人間因資訊不對稱所衍生的代理衝突與交易成本 (Jensen and Meckling 1976; Watts and Zimmerman 1986; Pittman and Fortin 2004)，進而幫助投資人決策判斷，提升資本市場效率 (SEC 2000)。獨立會計師的審計品質因而始終是資本市場上備受矚目的議題。事實上，企業未來價值與發展存在諸多假設與估計，會隨著經營模式的複雜度與不確定性程度而升高，利害關係人(或交易雙方)間掌握的訊息質量顯著不相當時，須透過風險報酬補貼或契約條款保障等行動來促成交易，終將提升企業交易成本。而獨立簽證的需求即來自於此等利害關係人間的資訊不對稱；而資本市場上私有資訊的搜尋動機，明顯隨企業會計資訊的公開揭露頻率與品質而下降 (Brown, Hillegeist, and Lo 2004; Brown and Hillegeist 2007)。

會計師的審計品質係財務報表能否發揮資訊有用性的關鍵因素，而影響審計品質之因素包括會計師的專業能力及會計師的獨立性 (DeAngelo 1981)。當審計品質越高，會計師確信 (assurance) 財務報表是否存在重大誤述的程度也就越高，信賴查核報告的財務報表使用者所面臨的資訊風險也就越小，因而能降低所要求的交易風險貼水 (risk premium)。審計品質無法直接觀測，文獻上通常以由大型會計師事務所查核者、低裁決性應計數、委由審計產業專家查核者作為高審計品質的代理變數。然而，傳統上對於高審計品質可提升企業財務資訊可信度進而降低資訊不對稱的推論，並未得到直接的實證證據支持；因此，本文藉由直接估計證券交易中未擁有私有資訊的交易者所面對的資訊風險比例值 (*PIN*)，作為衡量企業資訊不對稱程度之指標，探討高審計品質是否與低資訊不對稱程度顯著相關。

² 近年來許多會計文獻亦採用 *PIN* 作為資訊不對稱的衡量指標 (LaFond and Watts 2008; Chi, Liu, and Wang 2009; Khan and Watts 2009; Chi and Wang 2010)，其原理與計算方式見第貳節與第參節。

³ Dye (1993) 指出會計師查核對財務報表使用者而言，同時兼具資訊角色與保險角色。

此外，在法律環境嚴峻的國家，⁴大型會計師事務所因同時對投資人負有保險與資訊功能，故有維持較高審計品質的誘因 (Francis and Wang 2008)，相較於非大型會計師事務所也確實具有較高的審計品質 (Teoh and Wong 1993; Becker, DeFond, Jambalvo, and Subrahmanyam 1998; Francis, Maydew, Sparks 1999; Chaney, Jeter, and Shivakumar 2004)；然而，在臺灣投資人保護較弱的現有環境下，大型會計師事務所的審計品質是否明顯優於非大型會計師事務所，實有進一步探究之必要。由此，本文透過檢視由臺灣大型會計師事務所查核的企業是否具有較低的 PIN 值，藉此提出實證驗證不具有保險功能的臺灣四大會計師事務所，是否具有降低企業資訊不對稱程度的資訊功能，而確實具備較高的審計品質。臺灣目前少有實證研究直接驗證這項問題，⁵因此本研究的實證結果，應能填補相關文獻之缺口，補充過去文獻尚未連結的部份。

本研究之樣本涵蓋 2001 年至 2008 年之所有臺灣上市、櫃公司，經刪除公司資料不全、財務比率遺漏值、交易量過低無法計算 PIN 值、以及與一般產業性質不同之金融保險業後，共得 6,162 筆觀察值。研究結果，發現由大型會計師事務所查核、低裁決性應計數者以及主簽會計師具備產業專家身分者確實能降低企業的資訊不對稱程度；而具有爭議性的查核任期則未得到支持性的證據。進一步將查核任期區分為會計師事務所任期與會計師個人任期，實證結果發現前者與資訊不對稱程度呈顯著正向關係，後者則不然。在額外的分析中考慮企業的公司治理環境，發現高階經理人的異動頻率以及內部人持股比率愈高，皆加深企業的資訊不對稱程度。

整體而言，本文證實審計品質的確能降低企業的資訊不對稱，有助於提升其資訊環境，填補了過去文獻尚未連結的部分。本文的研究貢獻除了得到審計品質降低資訊不對稱的直接證據之外，為首篇以資訊不對稱性的角度，證實臺灣大型會計師事務所亦存有傳統審計理論所主張的高審計品質角色 (DeAngelo 1981)。由於臺灣的訴訟風險與歐美國家不同，臺灣大型會計師事務所普遍被認為較不具有保險功能，資訊功能亦因而受到質疑。而本文之實證證據支持臺灣大型會計師事務所具備資訊功能，⁶能降低資訊不對稱，且相較於非大型會計師事務所具有較高的審計品質。這項結果有益於後續本土研究再以事務所規模作為高審計品質的代理變數。最後，本文也提供了 PIN 適用於臺灣證券交易市場以衡量企業資訊不對稱的增額證據。

本文結構除第一部分為緒論外，第貳部分為文獻探討與假說建立，第參部分為研究方法之介紹，包括各項變數定義及資料來源，第肆部分為實證結果分析，最後為結論。

2. 文獻探討與假說建立

2.1 資訊不對稱與資金成本

傳統財務文獻主張企業的證券價格及投資報酬與資訊交易高度相關 (Bagehot 1971;

⁴ 例如多數文獻所探討的美國、加拿大與英國。

⁵ 就我們所知相關研究僅有李建然與林秀鳳 (2007)。

⁶ 外部審計具有提升資訊品質與驗證資訊價值之功能 (Watts and Zimmerman 1986; Dye 1993)，能幫助投資人在評估企業真實價值時作出有效的決策判斷，此亦為本文對簽證會計師的「資訊功能」之定義。

Glosten and Milgrom 1985; Amihud and Mendelson 1986; Easley and O'Hara 1992; Forsythe, Nelson, Neumann, and Wright 1992); 即推動企業股價波動的主要因素之一, 即為私有資訊交易者的存在及其頻繁參與證券市場交易的程度。實際上, 私有資訊的本質隱含著內部知情人士對企業資產未來價值的評估, 而此評估的內部訊息尚未及時獲得市場評價 (Piotroski and Roulstone 2005); 私有資訊與公開資訊在市場傳遞上有時間的先後順序, 如同 Hasbrouck (1991) 指出私有資訊為公開資訊之先驗知識 (prior knowledge)。當部分投資人擁有關於企業未來價值之私有資訊並投入市場佈局, 證券交易市場即存在資訊不對稱; 此時, 另一部分投資人即面臨資訊風險。

相關研究區分證券交易市場的參與者為優勢資訊者 (informed trader) 與未具有優勢資訊者 (uninformed trader), 前者指的是掌握私有資訊的知情交易者 (例如, 掌握企業內部訊息的關係人); 而相對於知情交易者, 未擁有優勢資訊者, 便稱為不知情交易者 (例如, 市場上一般投資人)。兩者間的資訊落差即為證券交易市場上的資訊不對稱, 將導致不知情交易者面臨資訊風險。然而, 考量這種資訊風險的外部投資人, 為避免淪為不知情交易者而傾向退出證券交易 (Easley, Hvidkjaer, and O'Hara 2010), 或轉而要求更高的投資報酬以補償其所承擔的資訊風險; 使得企業的資金成本隨投資人的資訊風險增加而提高 (O'Hara 2003; Botosan, Plumlee, and Xie 2004; Easley and O'Hara 2004; Leuz and Verrecchia 2005; Verdi 2005; Botosan and Plumlee 2007; Lambert, Leuz, and Verrecchia 2007)。

資訊風險導致企業資金成本升高 (Easley et al. 2002), 大量文獻證實企業的資訊風險影響其證券的流動性與交易成本,⁷ 而造成資金成本升高。⁸ 具體而言, 基於有限理性以及投機與自利偏好的存在, 企業價值與未來發展所存在的諸多假設與估計因素, 隨著經營模式的複雜度與不確定性程度而升高, 利害關係人 (或交易雙方) 間掌握的訊息質量顯著不相當時, 須透過風險報酬補貼或契約條款保障等行動來促成交易, 皆提升企業交易成本。而獨立簽證的需求即來自於此等利害關係人間的資訊不對稱, 資本市場上私有資訊的搜尋動機, 明顯隨企業會計資訊的公開揭露頻率與品質而下降 (Brown et al. 2004; Brown and Hillegeist 2007)。若能有效緩解企業管理當局與外部投資人之間的資訊不對稱, 降低外部投資人所承擔的資訊風險及其所要求的必要報酬率, 企業因而可獲得較低的權益資金成本。

綜上所述, 過去研究普遍支持企業資訊不對稱程度對權益資金成本的正向影響, 尤其私有資訊交易的頻率與範圍, 將導致企業權益資金成本升高的經濟後果。然而, 過去研究受限於私有資訊交易導致的資訊風險不易觀測, 多數實證研究僅以代理變數間接衡量, 例如, 企業規模、上市期間 (Datta, Datta, and Patel 2000)、非系統風險 (Barry and Brown 1985)、股票周轉率 (Leuz and Verrecchia 2000; Verdi 2005)、買賣價差 (Jaffe

⁷ 本文所指的「交易成本」包括泛指所有促成交易而發生的成本, 包括價格運作中的蒐訊、傳訊成本、締約成本、機會成本、監督成本與相關規費等。

⁸ 例如: Admati (1985)、Callahan, Lee, and Yohn (1997)、Easley et al. (2002)、Botosan et al. (2004)、Verdi (2005)、Botosan and Plumlee (2007)、Lambert et al. (2007)、Aslan, Easley, Hvidkjaer, and O'Hara (2008)、Kim, Li, and Li (2011)。

and Winkler 1976; Diamond and Verrecchia 1991; Kim and Verreshia 1994, 2001)以及分析師跟隨人數 (Roulstone 2003; Frankle and Li 2004; Verdi 2005) 等，由此間接衡量並推論企業資訊風險與權益資金成本的正向關聯性。

2.2 資訊不對稱的衡量指標—優勢資訊交易機率 (PIN)

相對於間接衡量企業私有資訊交易造成的不確定性風險，Easley and O'Hara (1987) 以模型推導以及後續一系列的實證研究 (Easley et al. 1996; Easley, Kiefer, and O'Hara 1997; Easley, O'Hara, and Paperman 1998) 利用日內資料 (intra-day data) 分析每筆交易的委託檔 (limit order book)、揭示檔 (display book) 與成交檔 (trade book)，並套用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，由此建構了能適切估計優勢資訊交易者進場交易頻率的估計模型，並設算優勢資訊交易機率 (probability of information-based trading, 簡稱 PIN) 作為私有資訊交易頻率與資訊不對稱的衡量指標，⁹ 突破過去研究一貫僅能間接衡量私有資訊交易風險的限制。

大量研究延伸與應用 Easley et al. (1996) 所提出的優勢資訊交易機率 (PIN) 於財會研究之中 (例如：Easley et al. 2002; Brown et al. 2004; Easley and O'Hara 2004; Brockman and Chung 2008; Brown and Hillegist 2007; LaFond and Watts 2008; Khan and Watts 2009; Kim et al. 2011 等)。其中，Easley et al. (2002) 以紐約證交所 (個別股票為樣本，以優勢資訊交易機率 (PIN) 驗證了資訊風險是資產報酬的決定因素。而 Easley and O'Hara (2004) 進一步提供 PIN 與企業的權益資金成本呈顯著正相關的分析性證據，支持高資訊不對稱程度所造成的資訊風險為影響權益資金成本的關鍵因素。Brown et al. (2004) 亦以 PIN 作為資訊不對稱的衡量指標，發現當期法人說明會的召開次數與次期的 PIN 值呈現顯著的負向關係，顯示主動增加企業資訊揭露確實可以降低權益投資人間的資訊不對稱程度。Brown and Hillegist (2007) 延伸 Brown et al. (2004) 的研究，進一步探討在不同資訊揭露誘因下，揭露資訊的數量、品質與 PIN 間之關係。將資訊揭露區分為企業強制性揭露與自願性揭露後，Brown and Hillegist (2007) 得到公開資訊的揭露品質愈高則企業資訊不對稱程度趨緩的實證證據，也肯定自願性揭露對降低資訊不對稱的效果更佳。而 Chen, Goldstein, and Jiang (2007) 採用 PIN 為衡量私有資訊交易的指標之一，研究結果指出管理當局會利用私有資訊反映或佈局在企業證券價格與投資決策之上。

除此之外，Aktas, Bodt, Declerck, and Oppens (2007) 針對 1995 年至 2000 年巴黎證交所掛牌公司發生購併事件進行研究，指出 PIN 能有效衡量擁有優勢資訊之交易者進場交易的比率，並且提供了估計 PIN 的簡化版本與對應的實證證據，改善了傳統 PIN

⁹ 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之下，每一個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推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。資訊交易機率為資訊交易者之期望委託單到位機率相對於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。而 Easley et al. 之後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考量。

估計時導致樣本大量下降的問題。LaFond and Watts (2008) 發現前期的 *PIN* 與次期的會計穩健性存有顯著的正相關，反之，則不然；確立了企業資訊不對稱程度與會計穩健性間的因果關係。換言之，高資訊不對稱程度的企業為了降低代理成本，將自發性的提高財務報表穩健性；而這項傳統的會計理論，透過 *PIN* 的應用提供了具體佐證。Khan and Watts (2009) 以 *PIN* 值作為企業資訊不對稱程度的衡量指標之一，以延伸 Basu (1997) 模型所建構的穩健會計衡量指標 *C_Score*，實證發現穩健會計的需求存在於高資訊不對稱程度以及高不確定性的企業。

在臺灣證券市場的實證研究中，Lu and Wong (2008) 以 1997 年至 2005 年臺灣證交所之日內資料，以橫斷面資產定價檢定 (Cross-sectional asset pricing tests) 模式驗證了 Easley et al. (1996) 所發展的 *PIN*，在臺灣證券市場中亦為顯著的定價因素。此外，該研究亦建議臺灣證券交易所應可運用最新的日內交易資訊計算 *PIN* 值，作為監管證券市場異常交易之參考指標；意即應特別關注具有高 *PIN* 值之股票。此外，Chi and Wang (2010) 亦以臺灣資料計算的 *PIN* 值，證實即即是以散戶投資人為主、內線交易頻繁、雙軌制的公司治理結構、投資人保護較弱的臺灣證券市場，穩健會計亦能降低內部人與外部人間的資訊不對稱程度，這項發現與 LaFond and Watts (2008) 以美國的證券市場的發現係一致。廖益興、陳彥綺、王貞靜 (2011) 亦採用 *PIN* 值作為企業資訊不對稱程度指標，指出相對於強制性的資訊揭露，企業自願性資訊揭露的水準愈高，則其資訊不對稱程度愈低；支持了 Brown and Hillegeist (2007) 的實證發現。

由此，以 *PIN* 值作為企業資訊不對稱程度的指標，在臺灣證券交易市場的適用性已經得到支持，但仍需要更多的相關研究投入，提供更全面的實證證據，以供產官學界以及投資人決策之參考。尤其是以散戶投資人 (individual investor) 為主的臺灣證券交易市場，私有資訊交易的情形嚴重，¹⁰ 且散戶投資人長久以來處於資訊弱勢（屬於 *un-informed trader*），並承受較多的投資損失 (Baber, and Lee, Liu, and Odean 2009)，有效且直接的市場監管指標應受到關注與廣泛的探討。尤其本文將 *PIN* 應用於審計品質的研究，相信亦可增補文獻缺口。

2.3 審計品質與資金成本

過去研究證實企業公開資訊（例如財務報告書）的品質影響投資人的資訊風險及企業的資金成本；¹¹ 尤其公開於財務報告書中的盈餘資訊品質愈好，企業權益資金成本隨之下降的效果愈是明顯 (Botosan et al. 2004; Francis, LaFond, Olsson, and Schipper 2004)。而外部審計在資本市場中扮演提高財務報告品質的資訊角色，能增進查核企業

¹⁰依據瑞士洛桑管理學院 2001 年至 2004 年間所公布的國家競爭力報告中，在內線交易的比重上，臺灣在所有被評比的國家中，長期被排名分類在內線交易問題嚴重的一群：2001 年於全球 49 個受訪國家中排名第 46；2002 年進步至第 31 名；2004 年全球受訪國家或地區增為 60 個，臺灣排名第 34（排名愈高內線交易程度愈嚴重）。該份評比資料正揭示了私有資訊交易在國內外投資人心目中與股票交易市場中，普遍性的存在。而自 2005 年起該學院因客觀性不足已取消內線交易評比項目。

¹¹例如：Leuz and Verrecchia (2000)、Botosan and Plumlee (2002)、Hail (2002)、Botosan et al. (2004)、Francis et al. (2004, 2005)、Lambert et al. (2007)、Brown, Hillegeist, and Lo (2009) 等。

的盈餘品質並同時提高公開財務資訊的公信力，降低利害關係人間因資訊不對稱所衍生的代理衝突與交易成本 (Jensen and Meckling 1976; Watts and Zimmerman 1986; Pittman and Fortin 2004)，進而幫助投資人決策判斷，提升資本市場效率 (SEC 2000)。

大量的企業醜聞反映了企業財務報表盈餘品質的重要性。¹² 由於企業投資專案計畫的未來現金流量仰賴會計資訊的估計、評價與衡量；當企業的盈餘品質愈高，其會計盈餘所傳訊的未來收益不確定性變異程度愈低，資訊不對稱程度降低，資訊風險與資金成本隨之下降。具體而言，企業價值與其證券價格反映其未來獲利與成長機會的折現價值，當企業的資訊不對稱與盈餘品質有問題時，投資人必須調整對該企業的預期盈餘、預期營收成長率以及未來現金流量的折現率及相關的估計，以降低企業財務資訊甚或管理當局的誠信程度所造成的不確定風險，因而同時提升了投資人的資訊風險及企業的資金成本。而 Francis et al. (2004) 與 Francis, LaFond, Olsson, and Schipper (2005) 皆指出企業會計盈餘的屬性（包括持續性、穩建性以及可預測性等）愈佳則資金成本愈低。

許多分析性的研究已經證明公開資訊的品質與權益資金成本的理論關係 (Easley and O'Hara 2004; Leuz and Verrecchia 2005; Lambert, Leuz, and Verrecchia 2006)。事實上，由管理當局所編製且經專業會計師查核簽證的財務報告，若存有較佳的盈餘品質與資訊揭露水準，則投資人更能有效預測企業的未來盈餘與其資產的未來價值，便能提升認同 (recognition) 程度，進而增加投資意願，降低交易成本 (Botosan and Plumlee 2002; Francis et al. 2004, 2005)；相反地，若企業財務報告的會計盈餘不具有預測價值，無法提供投資人可信的會計資訊，即增加投資人資訊運用上的風險及企業相應的資金成本 (Bhattacharya, Daouk, and Welker 2003)。

企業透過會計師簽證的財務報告所傳遞之資訊價值，與會計師的審計品質直接相關 (Timan and Tureman 1986; Teoh and Wong 1993; Ghosh and Moon 2005)。理論上，存在較高代理衝突的企業傾向尋求較高審計品質的會計師，作為監督或傳訊的機制，以降低交易成本 (Chow 1982; Watts and Zimmerman 1986; DeFond 1992; Pittman and Fortin 2004)。高品質的審計能傳訊 (signal) 較精確的公開財務資訊，降低關係人間的資訊不對稱，進而增進投資（或交易）決策判斷，強化利害關係人（或投資人與潛在投資人）對財務資訊判讀上的信心，最後可令投資人降低在資訊風險上的曝險程度；進而降低交易成本並促進股票週轉速度與提升證券交易價格 (Titman and Trueman 1986; Leuz and Verrecchia 2000)。

審計品質為會計師發現財務報導的誤述（會計師專業能力）及真實報導財務報導誤述（審計獨立性）的聯合機率 (DeAngelo 1981; Watts and Zimmerman 1986)。但是，基於審計品質無法直接觀測，過去相關文獻以會計師事務所規模 (Teoh and Wong 1993; Francis and Wang 2008)、查核任期 (Ghosh and Moon 2005)、裁決性應計數 (Francis et al. 1999; Chen, Lin, and Lin 2008) 或審計市場產業專家 (DeFond, Francis and Wong 2000; Chin and Chi 2009) 作為審計品質的代理變數，本文一併將相關探討臚列於後。

¹²例如，恩龍、TYCO、全錄、Global Crossing、QWest、世界通訊與法國的威望迪環球等知名的會計醜聞案件。

2.4 審計品質的衡量

2.4.1 會計師事務所規模

大型會計師事務所具有較高的審計品質與品牌聲譽，能增加財務報表的可靠性 (Dopuch and Simunic 1980; DeAngelo 1981; Teoh and Wong 1993; Becker et al. 1998; Pittman and Fortin 2004; Francis and Wang 2008)，降低管理當局與投資人間的資訊不對稱，因而能降低資金成本 (Khurana and Rama 2004; Mansi, Maxwell, and Miller 2004)。然而，企業由大型會計師事務所查核能降低企業資訊不對稱程度的主張，尚未得到直接的實證證據。

除此之外，縱然以美國企業為探討主體的實證證據一致地支持，大型會計師事務所的審計品質優於非大型會計師事務所 (Beatty 1989; Menon and Williams 1991; Teoh and Wong 1993; Becker et al. 1998; Francis et al. 1999)；然而，跨國研究指出在低訴訟成本的國家，大型會計師事務所是否具有較高的審計品質並提高財務報告的盈餘品質，進而降低資訊不對稱程度與資金成本，仍有待進一步的探討 (Bauwhede and Willekens 2004; Khurana and Rama 2004; Choi and Wong 2007; Piot and Missonier-Piera 2007; Francis and Wang 2008; Hope et al. 2009)。

Francis and Wang (2008) 指出投資人保護環境對大型會計師事務所具有直接影響，因為維護聲譽而提高查核客戶盈餘品質的誘因強度不同。例如投資人保護較弱的國家，大型會計師事務所維護聲譽的誘因相對較弱，受查客戶的財務報告盈餘品質未必能優於非大型會計師事務所的受查客戶。Choi and Wong (2007) 以 39 個國家進行實證後，發現資訊不對稱較高的企業，只有在投資人保護較弱的國家，對高公費的大型會計師事務所存在較高的需求。Piot and Missonier-Piera (2007) 發現於法國境內公開發行的公司，無論是否由大型會計師事務所查核，資金成本並無顯著差異。由此，臺灣會計師的法律責任及會計師事務所組織結構迥異於歐美國家，臺灣大型會計師事務所是否真的具有相對較高的審計品質？相關實證證據仍相當缺乏。

2.4.2 會計師任期

許多文獻以會計師任期作為審計品質的代理變數，但任期與審計品質的關聯性仍存在爭議 (Myers, Myers, and Omer 2003; Carcello and Nagy 2004)。有些文獻支持沙賓法案要求會計師輪調 (Section 203) 以維護審計品質的主張 (Davis, Soo, and Trompeter 2000; Carey and Simnett 2006)；相對地，亦有許多文獻提出保留的看法 (Johnson, Khurana, and Reynolds 2002; Mansi et al. 2004; Ghosh and Moon 2005; Stanley and DeZoort 2007; Jenkins and Velury 2008; 劉嘉雯與王泰昌 2008)。支持強制會計師輪調者，其所持觀點為會計師的任期將導致會計師喪失客觀性與獨立性；反對者則認為透過與受查客戶關係的延續，能累積會計師對於該企業之熟悉與了解，進而增加查核效率與效果。甚至，有些文獻指出會計師的任期與審計品質間的關係並非線性 (Johnson et al. 2002; BONE, Khurana, and Raman 2008)。至此，會計師任期與審計品質間關聯性之結論並不一致。

過去文獻探討的主題環繞在會計師事務所任期，究竟是在實質上或僅只是在外觀上損害獨立性進而影響審計品質，尚未有一致性的結論，確實值得進一步討論。除此

之外，臺灣的審計市場文化特殊，¹³ 客戶與會計師個人的關係較為直接，反而與會計師事務所的關係較為間接（劉正田 2002）；本文延續李建然與陳政芳（2004）以及 Chin and Chi (2009) 的觀點，為符合臺灣真實的審計環境，採取以會計師個人與客戶間的信賴關係為查核任期計算方式；以補充過去相關文獻並未由此觀點檢視臺灣審計實務對企業資訊風險與資金成本的影響之文獻闕漏。

2.4.3 裁決性應計數

高品質的審計能有效提升企業財務報表的盈餘品質 (Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Balsam, Krishnan, and Yang 2003; Caramanis and Lennox 2007)，文獻上因而常以裁決性應計數作為審計品質之代理變數 (Warfield, Wild, and Wild 1995; Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Frankel, Johnson, and Nelson 2002)；主要緣由係查核程序結束時，最後調整分錄的數字為會計師與受查客戶間協商的結果。實務上，當審計品質越高，會計師越能發現公司調整分錄的不當（查核能力較佳），在與公司協商最後的調整分錄時，也較能夠堅持立場（較具獨立性），而調整分錄主要調整的項目即為應計項目，尤其裁決性應計數為文獻上廣泛探討的主題。Kinney and Martin (1994) 明確指出審計品質影響裁決性應計數，換言之，由高審計品質會計師查核的企業，裁決性應計數較低 (Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Chung and Kallapur 2003; Chen et al. 2008; Chi et al. 2008)。因此，本文基於上述文獻觀點，採用裁決性應計數作為審計品質的代理變數之一。

2.4.4 審計市場產業專家

基於審計品質為會計師發現財務報導的誤述及如實報導誤述的聯合機率 (DeAngelo 1981; Watts and Zimmerman 1986)，具有產業專家知識的會計師，因具備較多的產業知識與同業間的查核經驗，而能更精確的判斷與偵知誤述（專業能力），因此具有較高的審計品質 (Libby and Frederick 1990; Craswell, Francis, and Taylor 1995; DeFond et al. 2000; Chin and Chi 2009)。另一方面，審計公費溢酬亦隱含審計產業專家獲利能力較佳，並且較非產業專家者能夠投入更多的聲譽資本。因此，產業專家較能維持查核獨立性並避免審計失敗 (Craswell et al. 1995; DeFond et al. 2000; Owsho, Messier, and Lynch 2002; Kwon, Lim, and Tan 2007; Lim and Tan 2008)。

無論行為學的實驗或是資料庫的實證研究，皆支持審計產業專家和審計品質間呈現正向相關 (Bedard 1989; Lys and Watts 1994; Kwon 1996; Taylor 2000; Owsho et al. 2002; Balsam et al. 2003; Dunn and Mayhew 2004; Cairney and Young 2006; Hammersley 2006; Almutairi, Dunn, and Skantz 2009)，審計產業專家的查核效率和效果都較非產業專家者為佳。換言之，大量審計研究支持產業專家較能偵知財務報表誤述，並有較低的誤述頻率和較高的獨立性，因而具有較高的審計品質。本文延伸此觀點，再考量臺灣審計市場的特殊性——會計師個人的人脈和專業性對客戶忠誠度的影響更深——本文以會計師個人的市場佔有率作為審計市場產業專家的代理變數，¹⁴ 作為另一審計品質的代理變數。

¹³賴春田 (2000) 指出國內會計師事務所之組織型態宛如計程車靠行式的組織，事務所內部各審計單位各自運作，客戶於各組間互不流通，惟協同使用會計師事務所的品牌名聲。

¹⁴本文亦以會計師事務所的市佔率作為產業專家的代理變數，作為敏感性分析測試。

2.5 審計品質與資訊不對稱

資訊不對稱為外資法人從事跨國投資所面臨的最大問題，外資偏好持有的公司特性之一即為聘任高審計品質會計師查核簽證者（張裕任 2008）。原因在於市場投資人在評估企業真實價值時，外部審計被公認為具有傳遞企業可靠資訊之功能性角色，除了能提高會計資訊預測企業未來盈餘的可靠性以及公開資訊的可信度，還能降低市場參與者從事私有資訊搜尋與交易的動機，從而改變私有資訊與公開資訊在市場上失衡的交易頻率，吸引未具優勢資訊者加入投資交易，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。

換言之，資本市場投資人因排拒資訊風險而偏好投資資訊公開與盈餘品質較佳的企業；而企業透過高品質的審計傳訊較佳的公開資訊質量，降低資訊不對稱以及企業未來現金流量的不確定性風險，以吸引資本市場投資人，進而增加證券的流動性並降低交易成本 (Core, Guay, and Verdi 2006; Lambert et al. 2007)。大量文獻亦已提出較高的財務資訊品質能降低資訊風險及資金成本的主張。¹⁵ 整體而言，不論從降低私有訊息搜尋動機觀點或提高市場資訊解讀能力較差者之投資意願觀點而言，預期較佳的審計品質透過提升企業盈餘品質及公開資訊可靠性，將可減少市場中私有資訊相對於公開資訊之訊息比重，從而降低資訊不對稱的情況。

然而，過去文獻多直接探討審計品質對資金成本的經濟影響，間接推論高審計品質隱含低資訊不對稱，得使企業資金成本下降 (Beatty 1989; Khurana and Raman 2004; Mansi et al. 2004; Pittman and Fortin 2004; Causholli and Knechel 2006; Dhaliwal et al. 2008; Azizkhani, Monroe, and Shailer 2009; Hope et al. 2009; Fernando, Elder, and Abdel-Meguid 2010)。然而，上述文獻並未能提出審計品質降低資訊不對稱的直接證據，且高審計品質是否能直接代換成低資訊不對稱，並未得到支持。基此，本文探討審計品質與資訊不對稱間的直接關係，以補充過去文獻尚未連結的部分。

綜上所述，本文旨在驗證審計品質是否能降低資訊不對稱，因而發展出本文之研究假說如下：

假說：其他狀況不變下，審計品質與資訊不對稱程度呈負向關聯性。

3. 研究設計

本文旨在透過檢視高審計品質與低資訊不對稱間的關連性，來驗證審計品質在台灣資本市場上是否扮演資訊價值的功能與角色。首先說明用以衡量資訊不對稱指標—*PIN*—之計算方式，接著依序探討各審計品質的代理變數之衡量方法。

3.1 衡量資訊不對稱

本文採用 Easley et al. (1996) 所提出，以資訊事件為市場交易基礎的優勢資訊交易

¹⁵例如：Botosan (1997)、Leuz and Verrecchia (2000)、Core (2001)、Healy and Palepu (2001)、Botosan and Plumlee (2002)、Hail (2002)、Francis et al. (2004, 2005)、Verdi (2005)、張裕任 (2008)、陳瑞斌與許崇源 (2008) 等。

機率 (*PIN*) 來衡量企業資訊不對稱的程度。然而, Easley, Engle, O'Hara, and Wu (2008) 指出 Easley et al. (1996) 所建構的原始模型存在計算最大概似估計值時無法收斂的問題,¹⁶ 使得許多個別公司的 *PIN* 值無法被估算出來, 因此建議後續的研究以對數轉換並簡化原始估計式來克服樣本大量下降的問題。由此, Aktas et al. (2007) 以 1995 年至 2000 年巴黎證交所掛牌公司發生併購事件者為研究對象, 研究結果指出 *PIN* 確實能衡量優勢資訊之交易者進場交易的比例, 反應購併事件的資訊不對稱程度。但基於 136 家發生併購的企業中僅有 87 家能順利收斂參數而估計出 *PIN* 值, 因此進一步應用 Easley et al. (2008) 提出透過對數轉換整理後的簡化算式, 提供並驗證了 *PIN* 的簡化版本與傳統計算者, 在實證結果上相當一致, 而且可以估計大多數的公司。

此外, 基於臺灣證券交易市場屬於下單驅動 (order-driven market), 與巴黎證券交易市場接近, 證交所只負責透過電腦程式媒合買賣交易雙方, 成交模式與美國證券交易市場不同,¹⁷ 且市場交易仍受若干交易限制的束縛 (例如百分之七的漲跌限制), 成交量、流動性與周轉率遠不如美國市場, 在參數估計上的推估不易。因此本文依循 Aktas et al. (2007) 提出的簡化算式, 直接判斷買賣交易的驅動方式以計算優勢資訊交易的機率 (*PIN*)。具體而言, 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, 依循此準則從而決定每日買賣單交易之數量。

基於擁有私有資訊一方頻繁進出交易市場操作或佈局時, 買賣單任一方向便會產生鉅額交易數量差距, 由此可推測資訊不對稱程度。正因為 *PIN* 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交易市場中潛藏在投資交易過程之資訊不對稱程度, 近年來亦有許多財務會計文獻也採用 *PIN* 作為直接衡量資訊不對稱的指標 (例如, Brown et al. 2004; Botosan and Plumlee 2007; Chen et al. 2007; Ellul and Pagano 2006; LaFond and Watts 2008; Brown et al. 2009; Khan and Watts 2009; Kim et al. 2011 等)。具體而言, 本文採用之 *PIN* 的估計式如下:

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

其中,

E: 期望運算子;

B: 買方驅動數目;

S: 賣方驅動數目。

¹⁶估計 *PIN* 所需的參數為(1)私有資訊事件發生的機率 (α); (2)發生的私有資訊事件屬於壞消息的機率 (δ); (3)在每一個交易日, 不具有私有訊息的一方, 投入市場交易買賣下單的頻率 (ε_b 及 ε_s); 及(4)在私有資訊事件日, 擁有私有訊息的一方, 投入市場交易買賣下單的頻率 (μ)。計算式為:

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s}$$

實證上常常因實際買賣單交易數目過大或過小, 而造成求解概似函數的數值過程產生不易收斂的問題。

¹⁷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, 臺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。

實際估計時，先針對每一家公司逐日計算賣方驅動總數，再彙總求出 PIN 的年度平均水準。¹⁸ PIN 值愈高，則指出企業有較高優勢資訊基礎交易的機率，顯示公司資訊不對稱的程度愈大。

本文另參酌 LaFond and Watts (2008) 所提出與 PIN 顯著相關的變數（企業規模、成立年數、市值權益比與槓桿程度）作為模型之控制變數。亦即，在未考慮審計品質的代理變數之前，本文首先納入可以衡量企業成長性的市值權益比 (MB) 與顯示企業融資政策的槓桿程度 (LEV) 作為控制變數；而企業規模 (SIZE) 愈大資訊愈公開，企業的成立年數 (AGE) 亦為傳統上的資訊風險代理變數，推論較長的成立年數具有較低的資訊不對稱。此外，實證證據顯示財務報表穩健性能降低資訊不對稱 (LaFond and Watts 2008; Khan and Watts 2009)，因此，本文採用 Khan and Watts (2009) 所建構的 C_Score 來衡量財務報表穩健性——其延伸 Basu (1997) 不對稱跨期模型，進一步針對每一個別公司分年逐一計算穩健係數以建構穩健指標（命名為 *C_Score*），計算方式說明於后。¹⁹

Basu (1997) 對於穩健會計所定義之模型：

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \beta_3 R_i + \beta_4 D_i R_i + e_i \quad (2)$$

第 (2) 式中，各變數的下標 *i* 為公司，*X* 為會計盈餘，*R* 則為報酬（用以衡量好消息與壞消息），*D* 為虛擬變數（當 *R* < 0 時為 1，反之為 0），*e* 為殘差項。好消息的反應速度為 β_3 ，而 β_4 為壞消息相對於好消息的增額時效性，於是 $\beta_3 + \beta_4$ 即表示壞消息總額的影響。計算 *C_Score* 時須延伸第 (2) 式，進一步控制公司特性的影響後形成方程式 (2a)，並將樣本公司逐年進行迴歸：

¹⁸估算方式舉例如下（以 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 (註 1)	漲跌 (註 2)	委買價	委賣價	揭示價格型式 (註 3)	成交 張數	驅動方 (註 4)
32	90000	13.30	0	13.30	13.35	6	0	
4122	90500	13.30	0	13.00	13.30	7	87	B
4123	90500	13.30	0	13.00	13.30	1	88	B
4183	90505	13.25	0	13.25	13.30	3	105	S
20867	93000	13.30	0	13.30	13.35	7	564	S

資料來源：臺灣經濟新報社。

註 1：若揭示價格形式為 1、3、5、7，則表示該時段收盤價；若揭示價格形式為 2、4、6，則非成交價，係將上一筆成交價資料帶下來。註 2：0=非漲跌停價格（一般）；1=跌停價；2=漲停價；註 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)。註 4：當成交價高於委買價與委賣價的平均數，則為買方驅動 (B)；反之，則為賣方驅動 (S)。

¹⁹Khan and Watts (2009) 主張應藉由捕捉企業投資機會以衡量穩健程度，於是，為能估計個別公司年度穩健值，他們將公司規模、市價淨值比與負債比率三項代表投資機會之代理變數分別與 Basu (1997) 模型之中。

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + R_i (\mu_1 + \mu_2 Size_i + \mu_3 M/B_i + \mu_4 Lev_i) + D_i R_i (\lambda_1 + \lambda_2 Size_i + \lambda_3 M/B_i + \lambda_4 Lev_i) + (\delta_1 Size_i + \delta_2 M/B_i + \delta_3 Lev_i + \delta_4 D_i Size_i + \delta_5 D_i M/B_i + \delta_6 D_i Lev_i) + \varepsilon_i \quad (2a)$$

接著，將迴歸產生之係數與當年度之公司特性變數交乘，形成式(2b)及式(2c)，分別產生衡量公司年度好消息時效性衡量值 G_Score ，同式(1)中之 β_3 ，及公司年度壞消息增額時效性衡量值 C_Score ，同式(2)中之 β_4 ，其中， C_Score 即為本文採用之公司年度穩健衡量值。

$$G_Score = \beta_3 = \mu_1 + \mu_1 Size_i + \mu_1 M/B_i + \mu_1 Lev_i \quad (2b)$$

$$C_Score = \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 Size_i + \lambda_3 M/B_i + \lambda_4 Lev_i \quad (2c)$$

除此之外，與過去文獻相同，本文亦控制產業的影響。

基於上述，在未納入審計品質衡量變數 (AQ) 之前，本文建構的迴歸式如下：

$$PIN_{it} = \alpha + \beta_1 AQ_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 AGE_{it} + \beta_6 C_Score_{it} + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_{it}$$

其中，

PIN ：資訊不對稱程度，由第(1)式估算而得；

$SIZE$ ：公司規模，年底總資產取常用對數；

MB ：期初權益市價除以期初股東權益帳面價值；

LEV ：負債比率，年底總負債除以總資產；

AGE ：公司成立年數；

C_Score ：穩健會計衡量指標由第(2c)式計算而得。

3.2 衡量審計品質 (AQ)

由於審計品質無法直接觀測，本文因而採用文獻上受到廣泛探討的會計師事務所規模 ($BigN$)、查核任期 ($Tenure_firm$ 與 $Tenure_cpa$)、裁決性應計數 (DAC) 與審計市場產業專家 (SPE) 作為審計品質代理變數，衡量方法詳述於后。

3.2.1 會計師事務所規模 ($BigN$)

為補足過去文獻的闕漏，本文首先檢視臺灣大型會計師事務所是否具備較佳的審計品質，而能降低資訊不對稱。基於大量的研究指出企業對會計師的選擇存在許多內生性因素 (DeFond 1992; Firth and Smith 1992; Francis et al. 1999; Chaney et al. 2004; Mansi et al. 2004)，為控制企業聘任會計師存在自我選擇的潛在影響，本文採用 Chaney et al. (2004) 之會計師選擇模型並執行兩階段迴歸程序 (Heckman 1979)。除了透過二階段迴歸納入自我選擇的控制變數外，本文亦進一步測試企業更換會計師事務所是否影響企業資訊不對稱程度。

具體而言，在其他情況不變下，若規模大的會計師事務所象徵高審計品質，則預期企業由非大型會計師事務所轉換由審計品質較高的大型會計師事務所查核，資訊不

對稱程度將會下降。為了探討這項重要議題，本文進一步分類在本文研究期間曾更換會計師的樣本公司為三群，並設為虛擬變數：(1)由大型會計師事務所轉由非大型會計師事務所查核者 ($BNTNB=1$)，其餘為 0；(2)由非大型會計師事務所轉由大型會計師事務所查核者 ($NBTBN=1$)，其餘為 0；以及(3)大型會計師事務所間更換者 ($BNTBN=1$)，其餘為 0。²⁰ 若臺灣大型會計師事務所能降低資訊不對稱，則預期由大型會計師事務所轉由非大型會計師事務所查核的企業，資訊不對稱將增加；反之，由非大型會計師事務所轉由大型會計師事務所查核的企業，資訊不對稱程度將下降；最後，在大型會計師事務所間更換的企業，若資訊不對稱程度在更換後明顯下降，則就某種程度而言，亦能支持過去文獻主張輪調會計師能維護審計品質。

如前所述，為了探討臺灣大型會計師事務所是否具有較高的審計品質，以及高審計品質是否能代表低資訊不對稱程度，在探討其他審計品質變數前，本文先執行會計師選擇模型，即在第一階段計算 Mills 反比例 (inverse Mills ratio) 以控制企業選擇會計師之內生性問題後，²¹ 將 Mills 反比例 ($Mills$) 納入第二階段迴歸式作為控制變數。第二階段迴歸式則分析研究期間曾更換會計師的樣本公司，在更換會計師之後次期 ($t+1$ 期) 的 PIN 值是否發生增減變化，藉此檢視臺灣大型會計師事務所是否具備降低資訊不對稱的功能。²² 另考量前後期 PIN 值存在關聯性，因此迴歸式進一步控制當期的 PIN 值，並控制相對應的 C_Score 變動數。²³

綜上所述，本文建構的二階段迴歸模型如下：

$$BigN_{it} = \alpha + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 ATUR_{it} + \beta_3 QUICK_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 TL_{it} + \beta_6 LOSS_{it} + \beta_7 CA_{it} + \beta_8 ROA_{it} \times LOSS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$PIN_{it+1} = \alpha + \beta_1 CHANGE_{it} + \beta_2 SIZE_{it+1} + \beta_3 MB_{it+1} + \beta_4 LEV_{it+1} + \beta_5 AGE_{it+1} + \beta_6 \Delta C_Score_{it+1} + \beta_7 PIN_{it} + \beta_8 Mills_{it} + \text{Industry fixed effects} + \varepsilon_{it} \quad (4a)$$

其中，

$BigN$: 虛擬變數，由大型會計師事務所查核則為 1，反之為 0；²⁴

$SIZE$: 公司規模，年底總資產取常用對數；

²⁰由於文獻上一般認為非大型會計師事務所之審計品質低於大型會計師事務所，在本文樣本中非大型會計師事務所間轉換的企業觀查值較少（少於 15 筆），故本文未比較由非大型會計師事務所轉由非大型會計師事務所查核之樣本。

²¹Heckman (1979) 提出的兩階段程序，以 Mills 反比例估計可能存在的自我選擇問題，樣本選擇偏誤在計量經濟學中係屬於受限依變數 (Limited Dependent Variable) 模型的研究重點之一，意指所獲之樣本無法完全代表研究者所關心之母體，Heckman 提出兩階段修正法，又可稱作 Type II Tobit 模型，首先在第一階段估計 Probit 模型，並計算 Mills 反比例，再將該比率當作額外自變數，納入 OLS 模型中進行控制與估計。Mills 反比例之計算公式為： $[\phi(Z)/\Phi(Z)]$ ，其中 ϕ 代表標準常態機率密度函數 (the standard normal probability density function)， Φ 代表標準常態累積機率函數 (the standard normal cumulative distribution function)。

²²本文亦以 PIN 的變動數為依變數重新執行迴歸式(4)，作者感謝匿名審稿人的建議。

²³作者感謝匿名審查人的建議。

²⁴本文區分 2003 年以前臺灣大型會計師事務所為勤業、安侯建業、資誠與安永（致遠）會計師事務所，2003 年以後為勤業眾信、安侯建業、資誠與安永（致遠）會計師事務所。

- ATUR* : 銷貨淨額除以總資產；
QUICK : 速動比率；
ROA : 資產報酬率；
TL : 長期負債除以總資產；
LOSS : 虛擬變數，若前期發生虧損者為 1，否則為 0；
CA : 流動資產除以總資產；
PIN : 資訊不對稱程度，由第(1)式估算而得；
CHANGE : 更換會計師型態，包括三類虛擬變數：
 BNTNB : 當年企業由大型會計師事務所轉由非大型會計師事務所查核者為 1，否則為 0；
 NBTBN : 當年企業由非大型會計師事務所轉由大型會計師事務所查核者為 1，其他為 0；
 BNTBN : 當年企業在大型會計師事務所間更換者當年企業者為 1 否則為 0。
MB : 期初權益市價除以期初股東權益帳面價值；
LEV : 負債比率，年底總負債除以總資產；
AGE : 公司成立年數；
ΔC_Score : 穩健會計衡量指標之變動數，而 *C_Score* 由第(2c)式計算而得；
Mills : 由第(3)式估計而得之 Mills 反比例；

若臺灣大型會計師事務所具有較高的審計品質，則能降低資訊不對稱；由此，當企業選擇由大型會計師事務所查核轉由非大型會計師事務所查核者，則資訊不對稱狀況將提升，*BNTNB* 與 *PIN* 呈正向關係；相對地，當企業選擇由非大型會計師事務所查核轉由大型會計師事務所查核者，則資訊不對稱將下降，*NBTBN* 與 *PIN* 呈負向關係；最後，大型會計師事務所間的轉換 *BNTBN* 則不預期與 *PIN* 之方向，但若事務所的輪調能提升審計品質，則資訊不對稱將下降，*BNTBN* 將呈現負向關係。

除此之外，為了了解會計師事務所的更換所帶動的資訊不對稱程度的變化，本文進一步將次期的 *PIN* 改以次期與當期的變動數 ΔPIN 替代，迴歸式呈現如下：

$$\Delta PIN_{it+1} = \alpha + \beta_1 CHANGE_{it} + \beta_2 SIZE_{it+1} + \beta_3 MB_{it+1} + \beta_4 LEV_{it+1} + \beta_5 AGE_{it+1} + \beta_6 \Delta C_Score_{it+1} + \beta_7 PIN_{it} + \beta_8 Mills_{it} + \text{Industry fixed effects} + \varepsilon_{it} \quad (4b)$$

同理，若臺灣大型會計師事務所具有較高的審計品質，當企業選擇由大型會計師事務所查核轉由非大型會計師事務所查核者，則資訊不對稱增額程度明顯向上提升，亦即 *BNTNB* 與 ΔPIN 呈正向關係；相對地，當企業選擇由非大型會計師事務所查核轉由大型會計師事務所查核者，則 *NBTBN* 與 ΔPIN 呈負向關係；最後，亦不預期大型會計師事務所間的轉換 *BNTBN* 與 ΔPIN 之方向。

3.2.2 查核任期 (Tenure)

由於臺灣會計師個人與企業的關係較為直接，審計簽證客戶重視與會計師個人的關係甚於該會計師所屬的會計師事務所。因此，為考量實務上臺灣審計客戶跟隨會計

師個人的慣性，本文同時採用會計師事務所任期 (*Tenure_firm*) 與會計師任期 (*Tenure_cpa*) 作為會計師任期的衡量變數。另基於財務報告的審計意見係由兩位會計師共同簽證，本文採兩者中任期較長者作為會計師個人任期 (*Tenure_cpa*)。且基於相關文獻探討所述，會計師任期對審計品質的影響仍存在爭議，因此，不預測任期與企業資訊不對稱程度間的方向。

除此之外，因為會計師事務所任期與會計師個人任期兩者間的存在顯著的相關性，本文將受查客戶的會計師個人任期長於事務所任期者，視為符合臺灣審計市場特色的會計師跟隨者，設定虛擬變數 (*Follower* = 1)，表示該受查客戶與會計師個人的關係甚於與會計師所屬的會計師事務所。

3.2.3 裁決性應計數 (DAC)

文獻上常以裁決性應計數作為盈餘品質與審計品質之替代變數 (Warfield et al. 1995; Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Frankel et al. 2002)，而 Dechow, Sloan, and Sweeney (1995) 發展的修正後 Jones 模型所計算的裁決性應計數 (Discretionary Accruals) 為最常使用的應計品質衡量方式。據此，本文以裁決性應計項目作為會計師允許管理當局盈餘操縱的衡量變數，藉以表達會計師的審計品質，衡量方式則參照 Cohen, Dey, and Lys (2008) 的作法，將樣本資料逐年按產業別執行第 (5) 式，取其殘差即得樣本公司的裁決性應計數 (*DAC*)。

$$TAC = \beta_0 + \beta_1 (1/ASSETS_{it-1}) + \beta_2 (\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3 PPE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中，

TAC_{it} : 公司繼續營業部門淨利減去營業現金流量，再以期初總資產平減；

$ASSETS_{it-1}$: 期初總資產；

ΔREV_{it} : 當期銷貨收入的變動數除以期初總資產；

ΔREC_{it} : 當期應收帳款之變動數除以期初總資產；

PPE_{it} : 當期財產、廠房和設備淨額除以期初總資產；

另一方面，由於本研究並非探討特定事件盈餘管理的現象，且管理當局在各年度縱盈餘的方向（向上或向下操縱盈餘），受到許多因素的影響（如契約及增資等）。就本研究目的而言，這些因素及管理當局的操縱行為並非本文的研究重心。故依照過去文獻以裁決性應計數的絕對值 (*AbsDA*)，作為衡量會計師允許管理當局盈餘管理的空間 (Defond and Jiambalvo 1994; Francis et al. 1999; Frankel et al. 2002)，以此衡量審計品質。再基於財務報表非於當期發布公告，影響資訊交易將及於次期，因此本文採用前期的裁決性應計數取絕對值 (*LagDA*) 作為代表審計品質的實驗變數，並以總應計數絕對值 (*Accruals*) 作為相應的控制變數，檢視高盈餘品質與高審計品質的會計師是否與低資訊不對稱存在顯著的關聯性。

3.2.4 審計產業專家 (SPE)

雖然審計產業專家廣為學術研究所探討，但至今未有單一特定衡量變數能完全捕捉產業專家之特性 (Neal and Riley 2004)。目前文獻上在判斷審計市場產業專家主要的

方式有兩種，一為產業市佔率 (Balsam et al. 2003; Dunn and Mayhew 2004; Chin and Chi 2009)，另一為產業組合率 (Krishnan 2003)，本文以現行文獻最常採用的產業市佔有率作為判斷審計市場產業專家的方式。²⁵

產業專家市占率的衡量，係假設當事務所對於特定產業查核佔有相對極大比例的銷貨收入、公費收入或是查核家數，則能將該事務所視為該特定產業之審計產業專家。但由於臺灣的審計公費在特定限制下始強制公開，為特定樣本且樣本數較少，因此不宜作為本文的計算方式。除此之外，以銷貨收入與總資產衡量會計師產業專家的做法，可能會造成客戶規模排擠客戶總數之效果。因此，本文採用查核家數作為產業專家的計算基礎 (Balsam et al. 2003)。在此一衡量基礎下，惟有在特定產業查核的客戶數愈多，而非僅依賴查核少數幾家大型客戶，方能被認定為具備產業專家的資格。²⁶

另外，Chin and Chi (2009) 指出以臺灣事務所為主體排序之產業專家並不能減緩公司財報重編之機率；且主簽會計師之產業專家重要性大於副簽會計師。換言之，查核公司財報的主簽會計師若為專家會計師，則財報重編之機率將大為降低。因此，相關研究應考慮臺灣審計市場的特殊性，檢視個別會計師的審計品質。本文延伸此觀點，分別探討主簽會計師與副簽會計師身為產業專家時，審計品質是否不同。²⁷

會計師事務所或會計師的市占率 (*MKTSHR*) 之衡量方式如下：

$$MKTSHR_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{J_{ik}} Num_{ijk}}{\sum_{i=1}^{I_k} \sum_{j=1}^{J_{ik}} Num_{ijk}} \quad (6)$$

其中，下標 i 為事務所或會計師個人， j 為受查公司， k 為產業； J_{ik} 代表第 i 家事務所在第 k 個產業全部客戶數目；第(6)式的分子表示為第 i 家事務所在第 k 個產業所有客戶總額；分母則為所有事務所在第 k 個產業所有客戶數目。分別計算會計師個人在各產業各年市佔率後，以市佔率最高的會計師為當年該產業的審計市場專家 (*SPE*)；另外，若主(副)簽會計師個人為產業專家時，則以 *SPE1* (*SPE2*) 作為代表。

綜上所述，本文探討審計品質與資訊不對稱關聯性所建構的迴歸模型如下：

$$\begin{aligned} BigN_{it} &= \alpha + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 ATUR_{it} + \beta_3 QUICK_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 TL_{it} + \beta_6 LOSS_{it} + \beta_7 CA_{it} \\ &\quad + \beta_8 ROA_{it} \times LOSS_{it} + \varepsilon_{it} \\ PIN_{it} &= \alpha + \beta_1 BigN_{it} + \beta_2 Tenure_{it} + \beta_3 Follower_{it} + \beta_4 LagDA_{it} + \beta_5 SPE_{it} + \beta_6 MB_{it} + \beta_7 LEV_{it} \\ &\quad + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 AGE_{it} + \beta_{10} C_Score_{it-1} + \beta_{11} Accruals_{it} + \beta_{12} Mills_{it} \\ &\quad + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

²⁵本文亦以產業組合率計算審計市場產業專家，作為額外測試。

²⁶本文亦以總資產以及總銷貨收入替代查核家數作為敏感性測試（未製表），實證結果大致相同。

²⁷在額外的測試之中，本文亦以討論會計師事務所的產業專家。

式中，

PIN : 資訊不對稱程度，由第(1)式估算而得；

BigN : 虛擬變數，由大型會計師事務所查核則為 1，反之為 0；

Tenure : 查核任期，包括會計師事務所查核任期 (*Tenure_firm*) 與會計師查核任期 (*Tenure_cpa*)；

Follower : 虛擬變數，若會計師查核任期長於會計師事務所查核任期者，其值為 1，否則為 0；

LagDA : 前期取絕對值之裁決性應計數；

SPE : 虛擬變數，包含主簽會計師為產業專家者 (*SPE1*=1) 與副簽會計師為產業專家者 (*SPE2*=1)，否則為 0；

Accruals : 總應計數絕對值；

Mills : 由第 (3) 式估計而得之 Mills 反比例。

其他變數定義請參見式 (3) 與式 (4)。

3.3 樣本選擇

本文以 2001 年至 2008 年之臺灣上市、上櫃公司為研究對象，²⁸ 表 1 列示研究樣本篩選過程。由於金融保險及證券業行業性質特殊，財務資料結構與一般行業差異甚大，故予以排除。另外，亦刪除非曆年制、財務與不全、無法計算 *PIN* 值與 *C_Score* 值者，以及無法進一步估算 Mills 反比例之樣本，最終樣本數為 6,162 筆觀察值。樣本資料皆取自臺灣經濟新報社 (Taiwan Economic Journal, 簡稱 TEJ) 日內交易 (intra-day) 資料庫與財務資料庫。

4. 實證結果

4.1 敘述統計與相關係數分析

首先將迴歸分析中所有變數之敘述統計量與相關係數矩陣彙整於表 2。Panel A 中顯示 *PIN* 值的標準差為 0.112，平均數 (中位數) 為 0.135 (0.123)，與相關研究接近 (Brwon and Hillegeist 2007; LaFond and Watts 2008; Chi et al. 2009)。臺灣大型會計師事務所為國內上市櫃公司審計服務之主要提供者，逾八成的上市櫃公司由其簽證。會計師事務所的任期 (*Tenure_firm*) 平均而言較會計師個人任期 (*Tenure_cpa*) 為長，兩者之平均數 (中位數) 分別為 8.642 (7.000) 與 6.675 (6.000)；傾向跟隨會計師個人的企業 (*Follower*) 平均數為 0.233，顯示超過百分之二十的樣本具有與會計師個人關係較為密切的特性。裁決性應計數之絕對值 (*AbsDA*) 平均數 (中位數) 為 0.072 (0.048)，呈現右偏的分配。主 (副) 簽會計師為產業專家者約占整體樣本的 6.1% (6.3%)。

就控制變數之敘述統計量而言，值得一提的是 *C_Score* 的極大值 (0.784) 與極小值 (-0.393) 差異偏高，標準差為 0.183，平均數 (中位數) 為 0.143 (0.145)，與相關研究接

²⁸臺灣經濟新報社於 2000 年起，始提供臺灣上市與上櫃公司之日內交易 (intraday) 資料，基於部分變數須採用前一期之資料，故以 2001 年至 2008 年為本文之研究期間。

表 1. 樣本篩選過程
Table 1. Sample Selection

	觀察值 Firm-year Obs
非金融保險業之原始樣本（2001 年至 2008 年） Original sample excluded banking and insurance industry from 2001 to 2008	12,306
刪除 Exclude :	
財務資料不全 Missing data for financial observations	(2,746)
PIN 遺漏值 Missing data to calculate PIN	(1,577)
會計師與事務所資料不全 Missing data for Auditor and Auditor Firm	(1,487)
計算 Mills 之遺漏值 Missing data to calculate inverse Mills ratio	(334)
最終樣本數 Final sample	6,162

表 2. 敘述統計及相關係數 (N=6,162)
Table 2. Descriptive Statistics and Correlation Matrix (N=6,162)

Panel A : Descriptive Statistics							
	Mean	Standard Deviation	Min	25th Percentile	Median	75th Percentile	Max
<i>PIN</i>	0.135	0.112	0.003	0.075	0.123	0.152	0.695
<i>BigN</i>	0.824	0.381	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>Tenure_firm</i>	8.642	5.949	1.000	4.000	7.000	12.000	26.000
<i>Tenure_cpa</i>	6.675	4.330	1.000	3.000	6.000	9.000	18.000
<i>Follower</i>	0.233	0.423	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>AbsDA</i>	0.072	0.076	0.001	0.021	0.048	0.094	0.431
<i>SPE1</i>	0.061	0.238	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>SPE2</i>	0.063	0.243	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>MB</i>	1.497	0.989	0.243	0.826	1.221	1.871	6.192
<i>LEV</i>	0.385	0.157	0.019	0.268	0.385	0.494	0.929
<i>C_Score</i>	0.143	0.183	-0.393	0.037	0.145	0.230	0.784
<i>SIZE</i>	15.183	1.179	12.724	14.325	15.068	15.881	19.194
<i>Accruals</i>	0.079	0.079	0.001	0.026	0.056	0.105	0.474
<i>AGE</i>	25.839	11.576	6.000	17.000	24.000	34.000	55.000

變數定義：The variables are defined as follows:

- PIN* : 資訊不對稱程度，由第 (1) 式估算而得；
The probability of an information based trade as the end of the year, calculated by equation (1);
- BigN* : 虛擬變數，企業若由大型會計師事務所查核則為 1，反之為 0；
A dummy variable, 1 for the company is audited by a Big 5(4) auditor firm and 0 otherwise;
- Tenure_firm* : 會計師事務所之查核任期；
Number of consecutive years since 1983 that the company has retained the audit firm;
- Tenure_cpa* : 主簽與副簽會計師查核任期取長者；
Number of consecutive years since 1983 that the company has retained the CPA (compare leader partner and concurring auditors which one is longer);
- Follower* : 若客戶之所查會計師個人任期長於事務所任期者為 1，反之為 0；
A dummy variable, equal to 1 if $Tenure_cpa > Tenure_firm$ and 0 otherwise;
- AbsDA* : 裁決性應計數取絕對值；
The absolute value of discretionary accruals computed using the Modified Jones Model;
- SPE1* : 以主簽會計師每年每產業查核家數計算市佔率，若為排名第一之產業專家則為 1，反之為 0。
We measure market share using the total clients audited by a lead auditor (partner) within an industry and then rank lead auditors in each industry by their market share and define the lead auditor as a specialist at the partner level in an industry if the lead auditor is the largest supplier in the industry. Finally, we set a dummy variable, equal to one if the lead auditor is an industry specialist, and zero otherwise;
- SPE2* : 以副簽會計師每年每產業查核家數計算市佔率，若為排名第一產業專家則為 1，反之為 0；
We measure market share using the total clients audited by a concurring auditor (partner) within an industry and then rank lead auditors in each industry by their market share and define the lead auditor as a specialist at the partner level in an industry if the concurring auditor is the largest supplier in the industry. Finally, we set a dummy variable, equal to one if the concurring auditor is an industry specialist, and zero otherwise;
- MB* : 期初權益市價除以期初股東權益帳面值；
The market to book ratio defined as market value of equity divided by book value of equity at the beginning of the year;
- LEV* : 負債比率，期末總負債除以總資產；
Total debt divided by total assets at the end of the year;
- C_Score* : 穩健會計衡量指標，由第 (2c) 式估算而得；
The conservatism accounting indicator as the end of the year, calculated by equation(2);
- SIZE* : 公司規模，期末總資產取自然對數；
The natural logarithm of total assets at the beginning of the year;
- Accruals* : 總應計數；
Total discretionary accruals;
- AGE* : 公司成立年數。
Firm years in business

表 2. 敘述統計及相關係數 (N=6,162) (續)
Table 2. Descriptive Statistics and Correlation Matrix (N=6,162) (continued)

Panel B: Correlation Matrix														
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.
1. <i>PIN</i>	1.000													
2. <i>BIGN</i>	-0.004 (0.782)	1.000												
3. <i>Tenure_firm</i>	-0.021 (0.107)	-0.055*** (0.000)	1.000											
4. <i>Tenure_cpa</i>	-0.053*** (0.000)	-0.085*** (0.000)	0.328*** (0.000)	1.000										
5. <i>Follower</i>	-0.061*** (0.000)	0.022* (0.092)	-0.450*** (0.000)	0.281*** (0.000)	1.000									
6. <i>SPE1</i>	-0.063*** (0.000)	0.008 (0.520)	0.062*** (0.000)	0.056*** (0.000)	0.022* (0.091)	1.000								
7. <i>SPE2</i>	-0.057*** (0.000)	0.027*** (0.034)	0.023* (0.068)	0.054*** (0.000)	0.036*** (0.005)	0.456*** (0.000)	1.000							
8. <i>MB</i>	0.084*** (0.000)	0.105*** (0.000)	-0.066*** (0.000)	-0.116*** (0.000)	-0.046*** (0.000)	-0.112*** (0.000)	-0.112*** (0.000)	1.000						
9. <i>LEV</i>	-0.049*** (0.000)	-0.051*** (0.000)	-0.037*** (0.004)	-0.047*** (0.000)	-0.020 (0.125)	-0.025** (0.049)	-0.014 (0.274)	-0.087*** (0.000)	1.000					
10. <i>C_Score</i>	0.005 (0.696)	-0.027** (0.034)	-0.105*** (0.000)	0.027** (0.037)	0.098*** (0.000)	-0.002 (0.903)	0.013 (0.309)	-0.264*** (0.000)	0.184*** (0.000)	1.000				
11. <i>SIZE</i>	-0.246*** (0.000)	0.058*** (0.000)	0.173*** (0.000)	0.128*** (0.000)	0.016 (0.217)	0.125*** (0.000)	0.135*** (0.000)	0.020 (0.111)	0.153*** (0.000)	-0.243*** (0.000)	1.000			
12. <i>AbsDA</i>	0.042*** (0.000)	0.002 (0.891)	-0.035*** (0.007)	-0.071*** (0.000)	-0.068*** (0.000)	-0.046*** (0.000)	-0.064*** (0.000)	0.153*** (0.000)	0.141*** (0.000)	0.014 (0.260)	-0.065*** (0.000)	1.000		
13. <i>Accruals</i>	0.080*** (0.000)	-0.002 (0.895)	-0.040*** (0.002)	-0.086*** (0.000)	-0.063*** (0.000)	-0.042*** (0.001)	-0.059*** (0.000)	0.102*** (0.000)	0.145*** (0.000)	0.009 (0.466)	-0.070*** (0.000)	0.771*** (0.000)	1.000	
14. <i>AGE</i>	-0.130*** (0.000)	-0.186*** (0.000)	0.162*** (0.000)	0.159*** (0.000)	0.062*** (0.000)	0.184*** (0.000)	0.188*** (0.000)	-0.315*** (0.000)	0.016 (0.199)	-0.027** (0.037)	0.251*** (0.000)	-0.197*** (0.000)	-0.191*** (0.000)	1.000

Panel B 揭示 Pearson 相關係數，括弧內為雙尾之 P 值。*、**與***分別表示在雙尾水準下，已達 10%、5%與 1%之顯著水準。變數定義參見 Panel A.

Panel B contains Pearson correlation coefficients and reported numbers in parentheses are the two-tailed p-values. *, **, and *** represent 10%, 5%, and 1% significance levels respectively. All variables are as defined in Panel A.

近 (Chi et al. 2009; Khan and Watts 2009)，顯示臺灣企業會計盈餘大多具有即時反應壞消息的穩健性。槓桿度 (*LEV*) 之平均數與中位數皆為 0.385，未存在偏態的情況；企業的平均成立年數 (*AGE*) 為 25.839，略高於中位數 24.000，顯示樣本企業公司多為成立年數超過 25 年的成熟企業。

Panel B 為 Pearson 相關係數矩陣，在單變量的相關係數中，*PIN* 值與各審計品質變數之間多呈現統計顯著相關。其中，會計師個人任期 (*Tenure_cpa*) 愈長與產業專家 (*SPE1* 與 *SPE2*) 的專業服務，確實對抑制資訊不對稱程度有顯著的影響。而以裁決性應計數 (*AbsDA*) 所衡量的審計品質，愈高的 *AbsDA* 則盈餘品質與審計品質愈差；由 Panel B 可以知道審計品質對資訊不對稱的程度有正向的影響。而事務所規模 (*BigN*) 與事務所任期 (*Tenure_firm*) 在單變量的測試中呈現不顯著的負向關係。

同時單變量的檢測也發現成長性 (*MB*) 愈高資訊不對稱程度愈大，隱含投資機會與盈餘報酬關係的波動，將擴大企業的資訊不對稱程度。另一方面，企業的負債比 (*LEV*) 愈低、公司規模 (*SIZE*) 愈大以及成立時間 (*AGE*) 愈長，皆與低資訊不對稱程度存在顯著的關聯性。除此之外，就單變量而言，會計師事務所規模 (*BigN*) 與查核任期呈顯著負向關係，顯示四 (五) 大會計師事務所之任期相對較短，但與跟隨會計師之公司 (*Follower*) 呈顯著正相關，顯示若公司選擇跟隨會計師者，多為四 (五) 大事務所之會計師。由 Panel B 中也可以發現高成長性與大規模的公司，多委由大型事務所查核者。最後，由其他自變數之間之相關係數可觀察，最高係數為事務所查核任期與會計師查核任期 0.327，顯示自變數之間共線性疑慮不高。²⁹

4.2 複迴歸結果

4.2.1 臺灣大型會計師事務所與資訊不對稱性之關聯

表 3 為檢視臺灣大型會計師事務所與資訊不對稱程度關聯性之迴歸結果。將本文研究期間曾由四 (五) 大轉換為非四 (五) 大事務所查核之企業 (*BNTNB*)、非四 (五) 大轉換為四 (五) 大查核 (*NBTBN*) 以及四 (五) 大會計師事務所互相轉換 (*BNTBN*) 查核之企業，分別檢視在不同類型會計師事務所間轉換簽證服務 (以 *BNTNB*、*NBTBN* 及 *BNTBN* 分別衡量之) 後對企業次期 *PIN* 值 (左欄) 之影響，藉此探討更換會計師事務所類型是否會改變企業資訊不對稱程度。具體而言，若臺灣大型會計師事務所因具有較高的審計品質，而能降低企業資訊不對稱，則可以得到 *NBTBN* 與企業次期 *PIN* 值呈現顯著的負向關聯性；而 *BNTNB* 則應與企業次期 *PIN* 值呈現正向關聯。

以群聚公司產業效果 (cluster company-industry) 控制標準差進行迴歸分析 (Gow, Ormazabal, and Taylor 2010) 後，由表 3 之左欄中可以發現，*BNTNB* 與次年度之 *PIN* 值呈正相關，顯示當公司由四 (五) 大轉為非四 (五) 大之後，企業的資訊不對稱程度增加，推論審計品質即有下降之趨勢；惟未達統計上的顯著水準。另一方面，*NBTBN* 與次年度之 *PIN* 值則呈顯著負相關 (係數為 -0.030, *p*-value < 0.01)，顯示公司轉由四 (五) 大

²⁹各自變數間之相關係數的絕對值大多未超過 0.327。其中，變數間之相關係數較明顯者包括了經本研究進一步計算各變數之 VIF 值，結果發現最大值僅為 1.78，本研究之變數間的共線性問題應不致影響實證結果。

表 3. 大型會計師事務所與資訊不對稱之迴歸結果

Table 3. Regression Analysis of BigN and Information Asymmetry

$$PIN_{it+1} = \alpha + \beta_1 CHANGE_{it} + \beta_2 SIZE_{it+1} + \beta_3 MB_{it+1} + \beta_4 LEV_{it+1} + \beta_5 AGE_{it+1} + \beta_6 \Delta C_Score_{it+1} + \beta_7 PIN_{it} + \beta_8 Mills_{it} + \text{Industry fixed effects} + \varepsilon_{it}$$

$$\Delta PIN_{it+1} = \alpha + \beta_1 CHANGE_{it} + \beta_2 SIZE_{it+1} + \beta_3 MB_{it+1} + \beta_4 LEV_{it+1} + \beta_5 AGE_{it+1} + \beta_6 \Delta C_Score_{it+1} + \beta_7 PIN_{it} + \beta_8 Mills_{it} + \text{Industry fixed effects} + \varepsilon_{it}$$

Variable	PIN_{t+1}			ΔPIN_{t+1}		
	<i>BNTNB</i>	<i>NBTBN</i>	<i>BNTBN</i>	<i>BNTNB</i>	<i>NBTBN</i>	<i>BNTBN</i>
<i>INTERCEPT</i>	0.411*** (0.000)	0.413*** (0.000)	0.413*** (0.000)	0.258*** (0.000)	0.261*** (0.000)	0.262*** (0.000)
<i>CHANGE</i>	0.049 (0.207)	-0.030*** (0.000)	-0.009*** (0.003)	0.038 (0.342)	-0.013 (0.357)	-0.017*** (0.000)
<i>MB</i>	0.008*** (0.000)	0.009*** (0.000)	0.008*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.007*** (0.000)
<i>LEV</i>	0.005 (0.643)	0.006 (0.559)	0.006 (0.549)	0.014 (0.141)	0.015 (0.122)	0.015 (0.113)
<i>SIZE</i>	-0.020*** (0.000)	-0.020*** (0.000)	-0.020*** (0.000)	-0.015*** (0.000)	-0.015*** (0.000)	-0.015*** (0.000)
<i>AGE</i>	-0.000 (0.105)	-0.000 (0.111)	-0.000 (0.108)	0.000 (0.326)	0.000 (0.320)	0.000 (0.342)
<i>ΔC_Score</i>	-0.086*** (0.000)	-0.086*** (0.000)	-0.085*** (0.000)	-0.009* (0.083)	-0.009* (0.078)	-0.013** (0.016)
<i>PIN</i>	0.164*** (0.000)	0.164*** (0.000)	0.163*** (0.000)	-0.416*** (0.000)	-0.416*** (0.000)	-0.419*** (0.000)
<i>Mills</i>	-0.001 (0.493)	-0.002 (0.348)	-0.002 (0.405)	0.001 (0.585)	0.001 (0.734)	0.001 (0.531)
<i>Industry</i>	Included					
<i>N</i>		4,910			4,903	
<i>adj. R²</i>	0.136	0.136	0.136	0.151	0.151	0.152

括弧內為經 White (1980) 與 cluster standard deviation 調整個別公司變異數後之 p 值；***、**、及* 分別表示達 1%、5%及 10%顯著水準。

Data in the parentheses are the two-tailed test p-values (based on White (1980) heteroscedasticity adjusted standard errors and cluster standard deviation.) ***, **, and * represent 1%, 5%, and 10% significance levels respectively.

變數定義：The variables are defined as follows:

- PIN_{t+1} : 次期資訊不對稱程度，由第 (1) 式估算而得；
The probability of an information based trade as the end of the next year, calculated by equation (1);
- ΔPIN_{t+1} : 為 PIN_{t+1} 與 PIN_t 之差異數；
The difference between PIN_{t+1} and PIN_t ;
- CHANGE* : 包含 BNTNB、NBTBN 與 BNTBN；
Include BNTNB, NBTBN and BNTBN;
- BNTNB* : 當年企業由大型會計師事務所轉由非大型會計師事務所查核者為 1，否則為 0；
A dummy variable, equals to 1 if the firm switches the audit firm from BigN to non-BigN, 0 otherwise;
- NBTBN* : 當年企業由非大型會計師事務所轉由大型會計師事務所查核者為 1，其他為 0；
A dummy variable, equals to 1 if the firm switches the audit firm from non-BigN to BigN, 0 otherwise;
- BNTBN* : 當年企業在大型會計師事務所間更換者當年企業者為 1，否則為 0；
A dummy variable, equals to 1 if the firm switches the audit firm from BigN to another BigN, 0 otherwise;
- MB* : 期初權益市價除以期初股東權益帳面值；
The market to book ratio defined as market value of equity divided by book value of equity at the beginning of the year;
- LEV* : 負債比率，期末總負債除以總資產；
Total debt divided by total assets at the end of the year;
- SIZE* : 公司規模，期末總資產取自然對數；
The natural logarithm of total assets at the beginning of the year;
- AGE* : 公司成立年數；
Firm years in business;
- ΔC_Score : 穩健會計衡量指標，依第 (2c) 式的方法計算 C_Score ，取下一期與當期之差異數；
The difference of conservatism accounting indicator-- C_Score which calculated by equation (2) $--t+1 \sim t$;
- Mills* : 以 Heckman (1979) 提出之兩階段程序計算 Mills 反比例 (inverse Mills ratio)，由第 (3) 式估計而得。
Calculate the inverse of the mills ratio using Heckman selection model (Heckman 1979).

會計師事務所查核後，資訊不對稱情形已明顯下降，可推論係因臺灣大型會計師事務所具有較佳的審計品質之故。最後，當公司由前四 (五) 大事務所轉為其他同屬前四 (五) 大事務所查核後，次年度之 PIN 值與 $BNTBN$ 呈顯著的負向關係 (係數為 -0.009, p -value < 0.01)，這表示企業在高審計品質事務所間作輪替更換，對於降低企業資訊不對稱的程度有顯著的效果。這個結果在某種程度上，支持過去文獻主張會計師事務所應透過跨所輪調以維持審計品質 (Davis et al. 2000; Carey and Simnett 2006)。

另以次期之 PIN 減去當期之 PIN 所計算之差異值 (ΔPIN_{t+1}) 作為依變數，進一步檢視更換會計師事務所的形態對資訊不對稱程度的變化將產生何種影響。同樣以群聚公司產業效果控制標準差進行迴歸分析) 並控制當期的 PIN 值後，由表 3 之右欄中可以

發現，除了 $NBTBN$ 與 ΔPIN_{t+1} 之負向關係顯著性下降外，其餘結果與表 3 前三欄以次期之 PIN 為依變數之迴歸結果仍屬一致。³⁰

其它控制變數方面，表 3 的實證結果顯示成長機會較高之公司，存有較高的營運風險與不確定性投資報酬波動，因而顯著提高的資訊不對稱程度；規模較大、成立較久的企業資訊不對稱顯著降低。穩健程度之差異值與次期 PIN 值呈顯著負相關，顯示穩健性的提高有助於降低資訊不對稱之程度，支持傳統文獻的主張 (LaFond and Watts 2008; Khan and Watts 2009)。當期的 PIN 值與次期的 PIN 值以及次期 PIN 值的變動數分別呈現顯著的正向和負向關係，與預期相同，亦相當符合常理。整體而言，各迴歸模型解釋力皆達 13.6% 以上。

4.2.2 審計品質與資訊不對稱性之關聯

表 4 為審計品質與資訊不對稱關聯性之迴歸結果，其中 (1)、(2) 以及 (3)、(4) 欄分別揭露會計師事務所之查核任期 ($Tenure_firm$) 及會計師個人任期 ($Tenure_cpa$) 的實證數據。由表 4 的第 (1) 至 (4) 欄皆可以發現 BigN 與 PIN 間呈顯著負相關 (係數 -0.060, $p\text{-value} < 0.1$)，意謂著企業若由臺灣四 (五) 大查核，則資訊不對稱程度明顯較低；由此得以再次佐證臺灣大型會計師事務所的審計品質高於非大型事務所，存有能緩減資訊不對稱程度之資訊功能。換言之，透過表 3 與表 4 的實證結果，本文為首篇以資訊不對稱性的角度，證實臺灣大型會計師事務所亦存有傳統審計理論所主張的高審計品質角色 (DeAngelo 1981)，未因屬於成文法系的臺灣，同時採取雙軌制的公司治理結構，投資人保護相形較弱的影響。這項結果有益於後續本土研究再以事務所規模作為高審計品質的代理變數。

會計師事務所之查核任期 ($Tenure_firm$) 與 PIN 值呈顯著正相關，顯示若持續由同一會計師事務所提供查核服務，將顯著增加企業資訊不對稱程度；與過去發現會計師獨立性隨受查客戶因委任關係期間拉長而減損的文獻一致 (Davis et al. 2000; Carey and Simnett 2006)。然而，會計師個人的任期 ($Tenure_cpa$) 雖與 PIN 呈正相關，但未達統計顯著水準；而象徵受查客戶與會計師個人存有特別密切關係的指標變數 $Follower$ 與 PIN 間則呈顯著負相關 (係數為 -0.013, $p\text{-value} < 0.01$)，顯示若企業為跟隨會計師而非事務所者，其資訊不對稱程度顯著較低。臺灣企業具有跟隨會計師之特性 (劉正田 2002)，而這項特徵並未升高企業的資訊風險，反而有益於降低其資訊不對稱。雖然在會計師個人的任期上並未發現資訊不對稱程度隨任期增加而有所變化，但由 $Follower$ 與 PIN 間則呈顯著負相關亦可得到臺灣企業跟隨會計師個人的本土特性，並未減損會計師的審計品質。

本文亦發現前期裁決性應計數絕對值愈高，審計品質愈差，則存有公司資訊不對稱顯著增加的狀況。由此亦可確立審計品質能抑減會計盈餘所造成的資訊不對稱程度。而主簽 ($SPE1$) 與副簽會計師 ($SPE2$) 為產業專家時，雖與 PIN 呈現負相關，但僅在第 (1) 欄與第 (3) 欄可以發現主簽會計師為產業專家時在降低資訊不對稱程度上達單尾顯著水準；在副簽會計師 ($SPE2$) 為產業專家時 (見第 (2)、(4) 兩欄)，則未達顯著水準。

³⁰作者感謝匿名審查人的建議意見。

表 4. 審計品質與資訊不對稱之迴歸結果

Table 4. Regression Analysis of Audit Quality and Information Asymmetry

$$PIN_{it} = \alpha + \beta_1 BigN_{it} + \beta_2 Tenure_{it} + \beta_3 Follower_{it} + \beta_4 LagDa_{it} + \beta_5 SPE_{it} + \beta_6 MB_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 AGE_{it} + \beta_{10} C_Score_{it} + \beta_{11} Accurdsit + B_{12} Mill_{is} + Inderstry Ftexeddect + \varepsilon_{it}$$

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>INTERCEPT</i>	0.509*** (0.000)	0.510*** (0.000)	0.508*** (0.000)	0.509*** (0.000)
<i>BigN</i>	-0.060* (0.086)	-0.060* (0.090)	-0.060* (0.085)	-0.060* (0.088)
<i>Tenure_firm</i>	0.001** (0.026)	0.001** (0.029)		
<i>Tenure_cpa</i>			0.001 (0.420)	0.001 (0.428)
<i>Follower</i>			-0.013*** (0.001)	-0.013*** (0.001)
<i>LagDA</i>	0.036* (0.079)	0.036* (0.075)	0.035* (0.084)	0.035* (0.080)
<i>SPE1</i>	-0.009 (0.101)		-0.008 (0.115)	
<i>SPE2</i>		-0.003 (0.493)		-0.003 (0.492)
<i>MB</i>	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)
<i>LEV</i>	-0.009 (0.498)	-0.008 (0.521)	-0.011 (0.404)	-0.010 (0.423)
<i>SIZE</i>	-0.022*** (0.000)	-0.022*** (0.000)	-0.021*** (0.000)	-0.021*** (0.000)
<i>AGE</i>	-0.000*** (0.010)	-0.000*** (0.008)	-0.000** (0.022)	-0.000** (0.018)
<i>C_Score</i>	-0.023*** (0.001)	-0.024*** (0.001)	-0.022*** (0.003)	-0.022*** (0.003)

<i>Accruals</i>	0.063*** (0.002)	0.063*** (0.002)	0.061*** (0.003)	0.060*** (0.003)
<i>Mills</i>	0.034* (0.078)	0.034* (0.082)	0.034* (0.076)	0.034* (0.079)
<i>N</i>	6162			
adj. <i>R</i> ²	0.075	0.074	0.076	0.076

括弧內為經 White (1980)與 cluster standard deviation 調整個別公司變異數後之 p 值；***、**、及* 分別表示達 1%、5%及 10%顯著水準。變數定義請參閱表 2 與表 3。

Data in the parentheses are the two-tailed test p-values (based on White (1980) heteroscedasticity adjusted standard errors and cluster standard deviation.) .***, **, and * represent 1%, 5%, and 10% significance levels respectively. For variable definitions please refer to Table 2 and Table 3.

這項發現與 Chin and Chi (2009) 一致，亦即在臺灣審計市場中，主簽會計師的影響力較高，在本文的實證結果亦顯示主簽會計師為產業專家時較能緩減受查客戶的資訊不對稱問題。

其他控制變數方面，除負債比率與 PIN 值呈不顯著的負向關聯性之外；高成長性 (MB) 與高總應計數 (*Accruals*) 的公司會有較高程度之資訊不對稱。而企業的穩健係數 (*C_Score*) 與 PIN 值呈顯著的負向關係，再次證實穩健會計能降低企業之資訊不對稱程度，支持 Khan and Watts (2009)、Chi et al. (2009) 的研究發現。而企業規模愈大與成立時間愈長皆有益於企業的透明度提升，而使得資訊不對稱程度降低，與預期方向一致。而上述結果亦以群聚公司產業效果 (cluster company-industry) 控制標準差 (Gow, Ormazabal, and Taylor 2010)。

4.2.3 額外的測試

(1) 納入公司治理變數

公司治理良窳影響企業之資訊環境，亦將影響外部投資人的投資意願 (張裕任 2008)。因此，本文納入公司治理變數 (高階管理者異動次數、董事長兼任總理與內部人持股集中度) 於迴歸模型之中，³¹ 進一步檢視控制公司治理強度後，審計品質與資訊不對稱間的關聯性是否有所改變。

高階管理階層異動次數係文獻上經常探討之公司治理變數 (Srinivasan 2005; Arthaud-Day, Certo, Dalton, and Dalton 2006; Desai, Hogan, and Wilkins 2006; Collins, Masli, Reitenga, and Sanchez 2009)；其中，Arthaud-Day et al. (2006) 與 Desai et al. (2006) 發現高階經理人異動與財務報表重編次數呈現正向關係；Collins et al. (2009) 與 Srinivasan (2005) 則分別檢視財務長非自願性離職以及撤換外部董事與盈餘重編之關聯性，亦發現兩者間呈正向關係。上述文獻顯示高階經理人的更替與財務報表誤述的頻率直接相關，大幅影響企業的資訊不確定程度。此外，過去研究亦指出高階管理階層異動次數影響經

³¹作者感謝匿名審查人的建議，納入公司治理的相關分析，使得本文的實證分析更為完整。

理人薪酬 (Kaplan 2008)、企業經營績效 (Maury 2006) 與投資人保護程度 (DeFond and Hung 2004)，研究結果指向身為公司治理與企業管理核心之高階管理階層，若無預警的頻頻異動，對於企業公司治理效能將產生重大的影響。因此，本文以高階管理階層異動次數 (*Top_change*) 作為公司治理變數之一，預期管理階層異動次數與資訊不對稱程度正向相關。

過去文獻亦常以在「董事長是否兼任總經理」之虛擬變數，觀察董事會之監督功能是否因管理階層之介入而受到損害 (Patton and Baker 1987; Jensen 1993; Johnson and Elstrand 1998)。其中，Patton and Baker (1987) 與 Jensen (1993) 皆指出，董事長兼任總經理的雙重角色，可能顧及自身之利益而阻礙董事會之政策，而損害董事會之監管力量，使董事會之監督職能無法發揮。是故，本文將董事長是否兼任總經理（虛擬變數，兼任者 *Dual*=1；其他為 0）作為另一公司治理變數；預期兼任的情形會削弱公司治理效能並增加企業資訊不對稱程度。最後，本文再以股權集中度 (*C_shares*) 觀察企業內部人持股對於企業資訊環境的影響，預期內部人持股愈集中，優勢資訊交易者所造成的資訊不對稱愈嚴重。

綜上所述，本文納入公司治理變數後所形成之迴歸檢定模型如下：

$$\begin{aligned} PIN_{it} = & \beta_0 + \beta_1 BigN_{it} + \beta_2 Audit_Tenure_{it} + \beta_3 LagDA_{it} + \beta_4 SPE_{it} + \beta_5 MB_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 SIZE_{it} \\ & + \beta_8 AGE_{it} + \beta_9 C_Score_{it} + \beta_{10} Accruals_{it} + \beta_{11} Top_change_{it} + \beta_{12} Dual_{it} + \beta_{13} Mills_{it} \\ & + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

式中，

Top_change：高階管理者異動次數；

Dual：虛擬變數，若董事長兼任總理者為 1；其他為 0；

C_share：內部人持股比。

其他變數定義同式 (7)。

實證結果列示於表 5。相較於表 4 的迴歸檢定結果，除了身為產業專家之主簽會計師能降低資訊不對稱的程度在統計上的顯著性增加之外，其他審計品質變數與相關控制變數之檢定結果皆與表 4 一致。公司治理變數方面，*Top_change* 與 *C_shares* 皆正向影響 *PIN* 值（前者單尾顯著，後者達雙尾顯著 $p\ value < 0.1$ ），顯示高階管理階層異動次數與內部人持股集中程度皆增加投資人的資訊風險；董事長兼任總經理 (*Dual*) 則與 *PIN* 間則不具統計上的相關性。

(2) 檢定更換會計師前後資訊不對稱

探討大型會計師事務所是否能降低資訊不對稱的更具體作法為：將此三類樣本 (*BNTNB*、*NBTBN* 與 *BNTBN*) 分別檢定其更換會計師事務所前後年度的資訊不對稱程度是否明顯變化；預期由大型會計師事務所轉由非大型會計師事務所查核者 (*BNTNB*)，資訊不對稱程度將在更換會計師之後的年度顯著增加；反之，由非大型會計師事務所轉由大型會計師事務所查核者 (*NBTBN*)，在更換會計師事務所的往後年度資訊不對稱程度下降；而大型事務所間的更換，資訊不對稱變動的程度則不預期方向。實證結果

表 5. 額外測試：審計品質與資訊不對稱

Table 5. Additional Analysis of Audit Quality and Information Asymmetry

$$PIN_{it} = \beta_0 + \beta_1 BigN_{it} + \beta_2 Audit_Tenure_{it} + \beta_3 LagDA_{it} + \beta_4 SPE_{it} + \beta_5 MB_{it} + \beta_6 LEL_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 AGE_{it} + \beta_9 C_Score_{it} + \beta_{10} Accruals_{it} + \beta_{11} Top_change + B_{12} Dual_{is} + B_{13} Mills_{is} + Inderstry\ fixed\ effects + \varepsilon_{it}$$

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>INTERCEPT</i>	0.473*** (0.000)	0.475*** (0.000)	0.472*** (0.000)	0.474*** (0.000)
<i>BigN</i>	-0.060* (0.080)	-0.060* (0.084)	-0.061* (0.077)	-0.060* (0.081)
<i>Tenure_firm</i>	0.001** (0.011)	0.001** (0.012)		
<i>Tenure_cpa</i>			0.001 (0.337)	0.001 (0.344)
<i>Follower</i>			-0.014*** (0.000)	-0.014*** (0.000)
<i>LagDA</i>	0.035* (0.087)	0.035* (0.082)	0.034* (0.092)	0.035* (0.087)
<i>SPE1</i>	-0.010* (0.068)		-0.009* (0.079)	
<i>SPE2</i>		-0.004 (0.389)		-0.004 (0.378)
<i>MB</i>	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)
<i>LEV</i>	-0.012 (0.342)	-0.012 (0.363)	-0.014 (0.267)	-0.014 (0.284)
<i>C_Score</i>	-0.023*** (0.001)	-0.023*** (0.001)	-0.022*** (0.003)	-0.022*** (0.003)
<i>SIZE</i>	-0.020*** (0.000)	-0.020*** (0.000)	-0.019*** (0.000)	-0.020*** (0.000)
<i>AGE</i>	-0.000*** (0.007)	-0.000*** (0.006)	-0.000** (0.017)	-0.000** (0.014)

<i>Accruals</i>	0.060*** (0.003)	0.060*** (0.004)	0.058*** (0.005)	0.058*** (0.005)
<i>Top_change</i>	0.002 (0.127)	0.002 (0.127)	0.001 (0.170)	0.001 (0.170)
<i>C_shares</i>	0.001* (0.069)	0.001* (0.076)	0.001* (0.063)	0.001* (0.069)
<i>Dual</i>	-0.001 (0.705)	-0.001 (0.731)	-0.001 (0.752)	-0.001 (0.778)
<i>Mills</i>	0.034* (0.073)	0.034* (0.077)	0.035* (0.069)	0.034* (0.073)
<i>N</i>	6,148			
<i>adj. R²</i>	0.076	0.076	0.077	0.077

括弧內為經 White (1980) 與 cluster standard deviation 調整個別公司變異數後之 p 值；***、**、及* 分別表示達 1%、5%及 10%顯著水準。

Data in the parentheses are the two-tailed test p-values (based on White (1980) heteroscedasticity adjusted standard errors and cluster standard deviation.) .***, **, and * represent 1%, 5%, and 10% significance levels respectively.變數定義：The variables are defined as follows:

Top_change : 公司近三年更換董事長、總經理與財務長之次數；

The turnover of the director of board、CEO or CFO in the recent 3 years;

C_shares : 內部人股權集中度；

The ownership Concentration of insiders;

Dual : 公司當年度董事長兼任總經理為 1，反之為 0。

The director of board also plays the CEO role;

其他變數定義請參閱表 2 與表 3。

For other variables definitions please refer to Table 2 and Table 3.

(未製表)顯示，*BNTNB* 的樣本在更換前後一年與兩年的 *PIN* 值相較，呈現顯著上升 ($p \text{ value} < 0.10$)；顯見轉由非大型事務所查核者，資訊不對稱增加，可推論係因相對於大型會計師事務所的查核服務，轉換後審計品質下降；而 *NBTBN* 的樣本在比較更換前後一年與兩年的 *PIN* 值後，可以發現呈現下降趨勢，但尚未達統計上的顯著水準；最後，*BNTBN* 之檢定結果則顯示大型事務所間之輪替，對緩減企業之資訊不對稱程度有正面影響 ($p \text{ value} < 0.10$)。實證結果亦能支持表 3 的迴歸分析。

(3) 以產業組合率計算會計師個人的審計專家

Solomon, Shields, and Whittington (1999) 將產業審計專家定義為被會計師事務所指定查核特定產業之會計師，且經過專業的訓練並對該產業有豐富查核經驗。然而，會計師的產業專業化通常無法直接觀察，且產業專業化的定義是相當主觀的，所以要找

出一個適當及客觀的方法來衡量會計師的產業專業化有其困難。除了以事務所在特定產業的市場佔有率來衡量之外（參閱本文之表 4），本文亦參酌過去文獻提出的產業組合率 (Balsam et al. 2003; Krishnan 2003; Neal et al. 2004) 計算會計師個人的產業專家。

依據 Krishnan (2003) 的研究，以某產業專家的客戶銷貨收入總額佔會計師事務所客戶組合的比率計算，計算公式如下：

$$PS_{ik} = \sum_{j=1}^{J_{ik}} Num_{ijk} / \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_{ik}} Num_{ijk}$$

其中，

J_{ik} ：i 事務所在 k 產業全部客戶數目；

分子：i 事務所在 k 產業查核家數；

分母：i 事務所在所有產業查核家數。

以產業組合率重新計算審計市場產業專家的實證結果（未製表）顯示，主簽會計師為產業專家者，與 PIN 值間呈現不顯著的負向關係；副簽會計師為產業專家者，則與 PIN 值呈現不顯著的正向關係，皆未得到統計上的支持。究其原因，可能是因為以產業組合率計算之會計師個人的產業專家，在分母之計算上並未加以區分產業之影響（相較於市場佔有率之計算），而使產業間之結果相互抵消所致。

(4) 以會計師事務所計算產業專家

本文亦以會計師事務所計算審計市場產業專家，實證結果（未製表）發現，以市場佔有率計算之事務所產業專家與資訊不對稱程度間呈顯著負相關，顯示事務所之產業專家能有效降低企業資訊不對稱之程度。惟以產業組合率計算之事務所產業專家，雖與 PIN 呈正相關但未達顯著水準。控制變數方面，則與表 4 迴歸檢定結果相一致。

5. 結論與建議

本文旨在檢視審計品質與資訊不對稱之直接關聯。透過採用會計師事務所規模、查核任期、裁決性應計數與審計市場產業專家等衡量審計品質，並應用近年來廣泛受到財務會計文獻探討的優勢資訊交易機率 (PIN)，作為衡量企業的資訊不對稱程度指標，實證審計品質與資訊不對稱的直接關聯性。另基於相關文獻十分缺乏，本文亦一併探討屬於投資人保護較弱臺灣，未具有保險功能的臺灣大型會計師事務所，是否如歐美文獻所述具有較高的審計品質？實證結果顯示，整體而言，在臺灣的資本市場中，高審計品質確實與低資訊不對稱程度顯著相關；臺灣大型會計師事務所的資訊功能亦得到肯定的實證支持。

過去文獻多直接探討審計品質對資金成本的經濟影響，間接推論高審計品質隱含低資訊不對稱程度，能使企業資金成本下降。與過去文獻不同，本文透過擷取企業私有資訊交易的頻率，據此直接衡量企業資訊不對稱的程度。實證結果發現：(一)除了臺灣大型會計師事務所與代表資訊不對稱的 PIN 值呈顯著負向關係外，無論由複迴歸分析或是分群檢定，皆可以發現當企業更換會計師查核簽證若是由非四(五)轉由四(五)大會計師事務所，資訊不對稱情形明顯下降，由此可推論係因臺灣大型會計師事務所

具有較佳的審計品質之故。而由前四(五)大事務所轉為其他同屬前四(五)大事務所查核後亦然，表示企業在高審計品質事務所間作輪替更換，對於降低企業資訊不對稱的程度亦有顯著的效果。這個結果在某種程度上，支持過去文獻主張會計師事務所應透過跨所輪調以維持審計品質 (Davis et al. 2000; Carey and Simnett 2006)。(二)若持續由同一會計師事務所提供查核服務，將顯著增加企業資訊不對稱程度；與過去發現會計師獨立性隨受查客戶因委任關係期間拉長而減損的文獻一致 (Davis et al. 2000; Carey and Simnett 2006)。而基於臺灣企業具有跟隨會計師個人之特性 (劉正田 2002)，本文亦發現若企業屬於傾向跟隨會計師而非事務所者，其資訊不對稱程度顯著較低；顯示這項本土特徵並未升高企業的資訊風險。(三)裁決性應計數絕對值愈高，審計品質愈差，企業資訊不對稱程度亦呈顯著增加的狀況。由此可確立審計品質能抑減會計盈餘所造成的資訊不對稱程度。(四)與 Chin and Chi (2009) 發現一致，在臺灣審計市場中主簽會計師的影響力較高，在本文的實證結果亦顯示主簽會計師為產業專家時較能緩減受查客戶的資訊不對稱問題。而這項發現在納入公司治理環境為控制變數之後，更為明確。(五)高階經理人的異動頻率以及內部人持股比率愈高，皆會增加企業的資訊不對稱程度。

整體而言，本文證實審計品質的確能降低企業的資訊不對稱，有助於提升其資訊環境，填補了過去文獻尚未連結的部分；並且提出臺灣大型會計師事務所能有效降低資訊不對稱，且具有較高的審計品質之實證證據。本文之政策意涵為：各國主管機關所關注的審計品質對於降低資訊不對稱程度的立場而言，確實應鼓勵投資人審視企業對會計師選擇的決策。本文的研究貢獻除了得到審計品質降低資訊不對稱的直接證據之外，為首篇以資訊不對稱性的角度，證實臺灣大型會計師事務所亦存有傳統審計理論所主張的高審計品質角色 (DeAngelo 1981)，未因屬於成文法系的臺灣，同時採取雙軌制的公司治理結構，投資人保護相形較弱且較不具有保險功能的影響。這項結果有益於後續本土研究再以事務所規模作為高審計品質的代理變數。本文也提供了 *PIN* 適用於臺灣證券交易市場衡量資訊不對稱的增額證據。

由於 *PIN* 值估算的複雜性以及受限於可取得的資料庫提供年限，實證結果無法涵蓋較長年度，此為本文之研究限制；建議未來研究投入 *PIN* 的相關議題，以提供產官學界與投資人更多的實證證據，以作為決策的參考。另一方面，本文發現臺灣大型會計師事務所間的更替亦有降低資訊不對稱的效果，惟本文的研究主題著重於探就會計師事務所規模的差異，而非同一類型之間的差別；是故，建議後續研究可以針對臺灣四大會計師事務所間的審計品質差異進一步再探究。

參考文獻

中文文獻

- 李建然、林秀鳳，2007，〈台灣四大會計師事務所審計品質真的比較好嗎？-從盈餘管理的角度探討-內生性二元處理模型之應用〉，2007 會計與理論實務研討會。
- 李建然、陳政芳，2004，〈審計客戶重要性與盈餘管理：以五大事務所組別為觀察標的〉，《會計評論》，第 38 期：59-80 頁。
- 張裕任，2008，《安全性、資訊不對稱、公司治理與外資持股偏好之關連性》，國立臺

灣大學會計研究所未出版博士論文。

陳瑞斌、許崇源，2008，〈資訊透明度對權益資金成本之影響〉，《東吳經濟商學學報》，第 61 卷第 6 期：67-106 頁。

廖益興、陳彥綺、王貞靜，2011，〈年報資訊揭露與資訊不對稱：來自私有資訊交易之證據〉，《經濟研究》，第 47 卷第 1 期：45-49 頁。

劉正田，2002，〈無形資產、成長機會與股票報酬關係之研究〉，《會計評論》，第 35 期：1-29 頁。

劉嘉雯、王泰昌，2008，〈會計師任期與審計品質之關連性研究〉，《管理評論》，第 27 卷第 4 期：1-28 頁。

賴春田，2000，《會計師的業務、責任及會計師事務所組織之演變》，國立臺灣大學會計學研究所未出版碩士論文。

References

- Admati, A. 1985. A noisy rational expectations equilibrium for multiple asset securities markets. *Econometrica* 53 (3): 629-657.
- 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.
- Almutairi, A. R., K. Dunn, and T. Skantz. 2009. Auditor tenure, auditor specialization, and information asymmetry. *Managerial Auditing Journal* 24 (7): 600-623.
- Amihud, Y., and H. Mendelson. 1986. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics* 17 (2): 223-249.
- Arthaud-Day, M. L., S. T. Certo, C. M. Dalton, and D. R. Dalton. 2006. A changing of the guard: Executive and director turnover following corporate financial restatements. *Academy of Management Journal* 49 (6): 1119-1136.
- Aslan, H., D. Easley, S. Hvidkjaer, and M. O'Hara. 2008. Firm characteristics and informed trading: Implications for asset pricing. Working Paper.
- Azizkhani, M., G. S. Monroe, and G. Shailer. 2009. The value of Big 4 audits in Australia. Working paper. University of N.S.W.
- Baber, M. B., and Y. T. Lee, Y. J. Liu, and T. Odean. 2009. Just how much do individual investors lose by trading? *Review of Financial Studies* 22 (2): 609-632.
- Bagehot, W. 1971. The only game in town. *Financial Analysts Journal* 27 (2): 12-22.
- Balsam, S., J. Krishnan, and J. S. Yang. 2003. Auditor industry specialization and earnings quality. *Auditing: a Journal of Practice and Theory* 22 (2): 71-97.
- Barry, C., and S. Brown. 1985. Differential information and security market equilibrium. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20 (4): 407-422.
- Basu, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting & Economics* 24 (1): 3-37.
- Bauwhede, V. H., and M. Willekens. 2004. Evidence on (the lack of) audit-quality differentiation in the private client segment of the Belgian audit market. *European Accounting Re-*

- view 13 (3): 501-522.
- Beatty, R. 1989. Auditor reputation and the pricing of initial public offerings. *The Accounting Review* 64 (4): 693-709.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jiambalvo, and K. Subrahmanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 (1): 1-24.
- Bedard, J. 1989. Expertise in auditing: myth or reality? *Accounting, Organizations and Society* 14 (1-2): 113-131.
- Bhattacharya, U., H. Daouk, and M. Welker. 2003. The world price of earnings opacity. *The Accounting Review* 78 (4): 641-678.
- Boone, J. P., I. K. Khurana, and K. K. Raman. 2008. Audit firm tenure and the equity premium. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 23 (1): 115-140.
- Botosan, C. 1997. Disclosure level and the cost-of-equity-capital. *The Accounting Review* 72 (3): 323-349.
- _____, and M. Plumlee. 2002. A re-examination of disclosure level and the expected cost-of-equity-capital. *Journal of Accounting Research* 40 (1): 21-40.
- _____, and _____. 2007. Are information attributes priced? Working Paper, University of Utah.
- _____, and _____, and Y. Xie. 2004. The role of information precision in determining cost-of-equity-capital. *Review of Accounting Studies* 9 (2-3): 197-228.
- Brockman, P., and D. Y. Chung. 2008. Investor protection, adverse selection, and the probability of information trading. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 30 (2): 111-131.
- Brown, S., and S. A. Hillegeist. 2007. How disclosure quality affects the level of information asymmetry. *Review of Accounting Studies* 12 (2-3): 443-477.
- _____, _____, and K. Lo. 2004. Conference calls and information asymmetry. *Journal of Accounting and Economics* 37 (3): 343-366.
- _____, _____, and _____. 2009. The effect of earnings surprise on information asymmetry. *Journal of Accounting and Economics* 47 (2): 208-225.
- Cairney, T. D., and G. R. Young. 2006. Homogeneous industries and auditor specialization: an indication of production economies. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 25 (1): 49-67.
- Callahan, C. M., C. M. C. Lee, and T. L. Yohn. 1997. Accounting information and bid ask. *Accounting Horizons* 11 (4): 50-60.
- Caramanis, C., and C. Lennox. 2007. Audit effort and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 45 (1): 116-138.
- Carcello, J. V., and A. L. Nagy. 2004. Audit firm tenure and fraudulent financial reporting. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 23 (2): 55-69.
- Carey, P., and R. Simnett. 2006. Audit partner tenure and audit quality. *The Accounting Re-*

- view 81 (3): 653-676.
- Causholli, M., and R.W. Knechel. 2006. Lending relationships, IPOs, and the effect of auditor quality on the cost of debt. Working Paper.
- Chaney, P. D., D. C. Jeter, and L. Shivakumar. 2004. Self-selection of auditors and audit pricing in private firms. *The Accounting Review* 79 (1): 51-72.
- Chen, C. Y., C. J. Lin, and Y. C. Lin. 2008. Audit partner tenure, audit firm tenure, and discretionary accruals: does long auditor tenure impair earnings quality? *Contemporary Accounting Research* 25 (2): 415-445.
- Chen, Jui-Pin, and Chung-Yuan Hsu. 2008. The effect of disclosure level on the cost of equity capital. *Soochow Journal of Economics and Business* 61 (6): 67-106. (in Chinese)
- Chen, Q., I. Goldstein, and W. Jiang. 2007. Price informativeness and investment sensitivity to stock price. *Review of Financial Studies* 20 (3): 619 – 650.
- Chi, W. C., C. W. Liu, and T. C. Wang. 2009. What affects accounting conservatism: A corporate governance perspective. *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 5 (1): 47-59.
- Chi, W., and C. C. Wang. 2010. Accounting conservatism in a setting of Information Asymmetry between majority and minority shareholders. *The International Journal of Accounting* 45(4): 465-489.
- _____, L. A. Myers, T. C. Omer, and H. Xie. 2008. The effects of audit partner pre-client experience on earnings quality and perceptions of earnings quality: evidence from Taiwan. Working Paper.
- Chin, C. L., and S. Y. Chi. 2009. Reducing restatements with increased industry expertise. *Contemporary Accounting Research* 26 (3): 729-765.
- Choi, J. H., and T. J. Wong. 2007. Auditors' governance function and legal environments: An international investigation. *Contemporary Accounting Research* 24 (1): 13-46.
- Chow, C. W. 1982. The demand for external auditing: Size, debt and ownership influences. *The Accounting Review* 57 (2): 272-291.
- Chung, H., and S. Kallapur. 2003. Client importance, non-audit services, and abnormal accruals. *The Accounting Review* 78 (4): 931-955.
- Cohen, D. A., A. Dey, and T. Z. Lys. 2008. Real and accrual-based earnings management in the pre- and post- Sarbanes-Oxley periods. *The Accounting Review* 83 (3): 757-787.
- Collins, D., A. Masli, A. L. Reitenga, and J. M. Sanchez. 2009. Earnings restatements, the Sarbanes-Oxley Act, and the disciplining of chief financial officers. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 24 (10): 1-35.
- Core, J. 2001. A review of the empirical disclosure literature: discussion. *Journal of Accounting and Economics* 31 (1-3): 441-456.
- _____, W. Guay, R. Verdi. 2006. Agency problems of excess endowment holdings in not-for-profit firms. *Journal of Accounting and Economics* 41 (3): 307-333.

- Craswell, A. T., J. R. Francis and S. L. Taylor. 1995. Auditor brand name reputations and industry specialization. *Journal of Accounting and Economics* 20 (3): 297-322.
- Datta, S., M. I. Datta, and A. Patel. 2000. Some evidence on the uniqueness of initial public debt offerings. *The Journal of Finance* 55 (2): 715-743.
- Davis, L. R., B. Soo, and G. Trompeter. 2000. Auditor tenure, auditor independence and earnings management. Working paper. Boston College, Chestnut Hill, MA.
- DeAngelo, L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (3): 183-199.
- Dechow, P. M., R., G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2): 193-225.
- DeFond, M. L. 1992. The associations between changes in client firm agency cost and auditor switching. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 11 (1): 16-31.
- _____, and M. Hung. 2004. Investor protection and corporate governance: Evidence from worldwide CEO turnover. *Journal of Accounting Research* 42 (2): 269-312.
- _____, J. R. Francis and T. J. Wong. 2000. Auditor industry specialization and market segmentation: Evidence from Hong Kong. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 19 (1): 49-66.
- _____, and M. Jambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1-2): 145-176.
- Desai, H., C. E. Hogan, and M. S. Wilkins. 2006. The reputational penalty for aggressive accounting: earnings restatements and management turnover. *The Accounting Review* 81 (1): 83-112.
- Dhaliwal, D. S., C. A. Gleason, S. Heitzman, and K. D. Melendrez. 2008. Auditor fees and cost of debt. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 23 (1): 1-22.
- Diamond, D., and R. Verrecchia. 1991. Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *Journal of Finance* 46 (4): 1325-1359.
- Dopuch, N., and D. A. Simunic. 1980. The nature of competition in the auditing profession: A descriptive and normative view. *In Regulation and the Accounting Profession*: 77-94.
- Dunn, K., and B. W. Mayhew. 2004. Audit firm industry specialization and client disclosure quality. *Review of Accounting Studies* 9 (1): 35-58.
- Dye, R. 1993. Auditing standards, legal liability, and Auditor Wealth. *The Journal of Political Economy* 101 (5): 877-914.
- Easley, D., and M. O'Hara. 1987. Price, trade size and information in securities market. *Journal of Financial Economics* 19 (1): 69-90.
- _____, and _____. 1992. Time and the process of security price adjustment. *Journal of Finance* 47 (2): 577-606.
- _____, and _____. 2004. Information and the cost of capital. *Journal of Finance* 59 (4): 1553-1583.

- _____, _____, and J. Paperman. 1998. Financial analysts and information-based trade. *Journal of Financial Markets* 1 (2): 175-201.
- _____, N. Kiefer, and _____. 1997. One day in the life of a very common stock. *Review of Financial Studies* 10 (3): 805-835.
- _____, _____, _____, and J. Paperman. 1996. Liquidity, information, and less-frequently traded stocks. *Journal of Finance* 51 (4): 1405-1436.
- _____, R. F. Engle, _____, and L. Wu. 2008. Time-varying arrival rates of informed and uninformed trades. *Journal of Financial Econometrics* 6 (2): 171-207.
- _____, S. Hvidkjaer, and _____. 2002. Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance* 57 (5): 2185-2221.
- _____, _____, and _____. 2010. Factoring Information into Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45 (2): 293-309.
- Ellul, A., and M. Pagano. 2006. IPO underpricing and after-market liquidity. *Review of Financial Studies* 19 (2): 381-421.
- Fan, 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.
- Fernando, G. D., R. J. Elder, and A. M. Abdel-Meguid. 2010. Audit Quality Attributes, Client Size and Cost of Capital. *Review of Accounting and Finance* 9 (4):363-381.
- Firth, M., and A. Smith. 1992. The accuracy of profits forecasts in initial public offering prospectus. *Accounting and Business Research* 22 (Summer): 239-247.
- Forsythe, R., F. Nelson, G. R. Neumann, and J. Wright. 1992. Anatomy of an experimental political stock market. *American Economic Review* 82 (5): 1142-1161.
- Francis, J., and D. Wang. 2008. The joint effect of investor protection and Big 4 audits on earnings quality around the world. *Contemporary Accounting Research* 25 (1): 157-191.
- _____, E. Maydew, and H. Sparks. 1999. The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 18 (2): 17-34.
- _____, R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2004. Cost of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4): 967-1010.
- _____, _____, _____, and _____. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2): 295-372.
- Frankel, R. M., M. F. Johnson, and K. K. Nelson. 2002. The relation between auditors' fees for nonaudit services and earnings management. *The Accounting Review* 77 (Supplement): 71-105.
- _____, and X. Li. 2004. Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders. *Journal of Accounting and Economics* 37 (2): 229-259.
- Ghosh, A., and D. Moon. 2005. Auditor tenure and perceptions of audit quality. *The Account-*

- ing Review* 80 (2): 585-612.
- Glosten, L. R., and P. R. Milgrom. 1985. Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics* 14 (1): 71-100.
- Gow, I. D., G. Ormazabal, and D. J. Taylor. 2010. Correcting for cross-sectional and time-series dependence in accounting research. *The Accounting Review* 85 (2): 483-512.
- Hail, L. 2002. The impact of voluntary corporate disclosures on the ex ante cost of capital for Swiss firms. *European Accounting Review* 11 (4): 741-773.
- Hammersley, J. S. 2006. Pattern identification and industry-specialist auditors. *The Accounting Review* 81 (2): 309-336.
- Hasbrouck, J. 1991. The summary of stock trades: an econometric analysis. *Journal of Financial Studies* 46 (3): 571-595.
- Healy, P., 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.
- Hope, O. K., T. Kang, B. Wayne, and Y. K. Yoo. 2009. Impact of excess auditor remuneration on cost of equity capital around the world. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 24 (2): 177-210.
- Jaffe, J., and R. Winkler. 1976. Optimal speculation against an efficient market. *Journal of Finance* 31 (1): 49-61.
- Jenkins, D. S., and U. Velury. 2008. Does auditor tenure influence the reporting of conservative earnings? *Journal of Accounting & Public Policy* 27 (2): 115-32.
- Jensen, M. C. 1993. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *Journal of Finance* 48 (3): 831-880.
- _____, and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305-360.
- Johnson J. L. and A. E. Ellstrand. 1998. Number of directors and financial performance: a meta-analysis. *Academy of Management Journal* 42 (6): 674-686.
- Johnson, V. E., I. K. Khurana, and J. K. Reynolds. 2002. Audit-firm tenure and the quality of financial reports. *Contemporary Accounting Research* 19 (4): 637-660.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (2): 193-228.
- Kaplan, S. N. 2008. Are U.S. CEOs overpaid? *The Academy of Management Perspectives* 22 (2): 5-20.
- Khan, M., and R. L. Watts. 2009. Estimation and validation of a firm-year measure of conservatism. *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3): 132-150.
- Khurana, I. K., and K. K. Raman. 2004. Litigation risk and the financial reporting credibility

- of big 4 versus non-big 4 audits: evidence from Anglo-American countries. *The Accounting Review* 79 (2): 473-1010.
- Kim, O., and R. Verrecchia. 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1-2): 41-67.
- _____, and _____. 2001. The relation among disclosure, returns, and trading volume information. *The Accounting Review* 76 (4): 633-54.
- Kim, Y., H. Li, and S. Li. 2011. Does elimination the form 20-F reconciliation from IFRS to U.S. GAAP have capital market consequences? *Journal of Accounting and Economics*. (Forthcoming)
- Kinney, W., and R. Martin. 1994. Does auditing reduce bias in financial reporting? A review of audit-related adjustment studies. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 13 (1): 149-159.
- Krishnan, G. V. 2003. Does Big 6 auditor industry expertise constrain earnings management? *Accounting Horizons* 17(Supplement): 1-16.
- Kwon, S. Y. 1996. The impact of competition within the client's industry on the auditor selection decision. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 15 (1): 53-70.
- _____, C. Y. Lim, and P. M.-S. Tan. 2007. Legal systems and earnings quality: The role of auditor industry specialization. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 26 (2):25-55.
- LaFond, R., and R. L. Watts. 2008. The information role of conservatism. *The Accounting Review* 83 (2): 447-478.
- Lai, Springfield. 2000. The Changes in the Business Scope, Legal Responsibilities of A Certified Public Accountant (CPA) and The Evolution of Audit Firm's Organization. Unpublished master's dissertation, Department of Accounting, National Taiwan University, Taiwan. (in Chinese)
- Lambert, R., C. Leuz, and R. E. Verrecchia. 2007. Accounting information, disclosure and the cost of capital. *Journal of Accounting Research* 45 (2): 385-420.
- _____, _____, and _____. 2006. Information Asymmetry, Information Precision, and the Cost of Capital. working paper.
- Lee, Jan-Zan, and Hsiu-Feng Lin. 2007/11/08-09. Is the Audit Quality of Big4 better than Non-Big4? Evidence from Earnings Management—Application of Endogenous Binary Treatment Model. *2007 Accounting Theory and Practice Conference Proceeding*. (in Chinese)
- _____, and Jeng-Fang Chen. 2004. The effect of audit client's importance on magnitude of earnings management: From the perspective of audit groups within the big five. *The International Journal of Accounting Studies* 38: 59-80. (in Chinese)
- Leuz, C., and R. Verrecchia. 2000. The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research* 38 (Supplement): 91-124.
- _____, and _____. 2005. Firm's capital allocation choices, information quality, and the

- cost of capital. Working Paper.
- Liao, Yi-Hsing, Yan-Chi Chen, and Chen-Chin Wang. 2011. The Association between the Information Disclosure Level in the Annual Report and Information Asymmetry: Evidence from Private Information-based Trading. *Taipei Economics Inquiry* 47 (1): 45-49. (in Chinese)
- Libby, R., and D. M. Frederick. 1990. Experience and the ability to explain audit findings. *Journal of Accounting Research* 28 (2): 348-367.
- Lim, C. Y., and H. T. Tan. 2008. Non-audit service fees and audit quality: The impact of auditor specialization. *Journal of Accounting Research* 46 (1):199-246.
- Liu, Chiawen and Taychang Wang. 2008. Auditor Tenure and Audit Quality. *Management Review* 27 (4): 1-28. (in Chinese)
- Liu, Jenten. 2002. The Study for the Relationship among Intangible Assets, Growth Opportunity and Stock Returns. *The International Journal of Accounting Studies* 35: 1-29. (in Chinese)
- Lu, R. C., and W. K. Wong. 2008. Probability of information-based trading as a pricing factor in Taiwan stock market. Working Paper.
- Lys, T., and R. L. Watts. 1994. Lawsuits against auditors. *Journal of Accounting Research* 32 (Supplement): 65-93.
- Mansi, S. A., W. F. Maxwell, and D. P. Miller. 2004. Does auditor quality and tenure matter to investors? Evidence from the bond market. *Journal of Accounting Research* 42 (4): 755-793.
- Maury, B. 2006. Corporate performance, corporate governance and top executive turnover in Finland. *European Financial Management* 12 (2): 221-248.
- Menon, K., and D. D. Williams. 1991. Auditor credibility and initial public offerings. *The Accounting Review* 66: 313-332
- Myers, J., L. Myers, and T. Omer. 2003. Exploring the term of the auditor-client relationship and the quality of earnings: a case for mandatory auditor rotation? *The Accounting Review* 78 (3): 779-799.
- Neal, T. L., and R. R. Riley, Jr. 2004. Auditor industry specialist research design. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 23 (2): 169-177.
- O'Hara, M. 2003. Liquidity and price discovery. *Journal of Finance* 58: 1335-1364.
- Owhoso, E. V., W. F. Messier, and J. G. Lynch. 2002. Error detection by industry-specialized teams during sequential audit review. *Journal of Accounting Research* 40 (3): 883-900.
- Patton, A., and J. C. Baker. 1987. Why do not directors rock the boat? *Harvard Business Review* 65 (6): 10-18.
- Piot, C., and F. Missonier-Piera. 2007. Corporate governance, audit quality and the cost of debt financing of French listed companies. Working paper.
- Piotroski, J. D., and D. T. Roulstone. 2005. Do insider trades reflect both contrarian beliefs

- and superior knowledge about future cash flow realizations? *Journal of Accounting & Economics* 39 (1): 55-81.
- Pittman, J. A., and S. Fortin. 2004. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms. *Journal of Accounting and Economics* 37 (1): 113-136.
- Roulstone, D. 2003. Analyst following and market liquidity. *Contemporary Accounting Research* 20 (3): 551-578.
- Securities and Exchange Commission (SEC). 2000. Concept Release on International Accounting Standards. February 16.
- Solomon, I., M. D. Shields, and O. R. Whittington. 1999. What do industry-specialist auditors know? *Journal of Accounting Research* 37 (1): 191-208.
- Srinivasan, S. 2005. Consequences of financial reporting failure for outside directors: evidence from accounting restatements and audit committee members. *Journal of Accounting Research* 43 (2): 291-334.
- Stanley, J. D., and F. T. DeZoort. 2007. Audit firm tenure and financial restatements: An analysis of industry specialization and fee effects. *Journal of Accounting and Public Policy* 26 (2): 131-159.
- Taylor, M. H. 2000. The effects of industry specialization on auditors' inherent risk assessments and confidence judgments. *Contemporary Accounting Research* 17 (4): 693-712.
- Teoh, S. H., and T. J. Wong. 1993. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient. *The Accounting Review* 68 (2): 346-366.
- Timan, S., and B. Tureman. 1986. Information quality and the valuation of new issues. *Journal of Accounting and Economics* 8 (2): 159-172.
- Verdi, R. S. 2005. Information environment and the cost of equity capital. Working Paper of Massachusetts Institute of Technology (MIT).
- Warfield, T. D., J. J. Wild, and K. L. Wild. 1995. Managerial ownership, accounting choice, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20 (1): 61-91.
- Watts, R. L., and J. L. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory*. New Jersey: Prentice-Hall.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4):817-838.
- Zhang, Yu-Ren. 2008. Evidence on the Association between Safety, Information Asymmetry, Corporate Governance and Portfolio Preferences of Foreign Investors. Unpublished doctoral dissertation, Department of Accounting, National Taiwan University, Taiwan. (in Chinese)



Audit Quality and Information Asymmetry

Chen-Chin Wang^{a*} Yu-Shan Chang^a Kai-Hsun Lin^b

^a*Department of Accounting, Tamkang University*

^b*Graduate Institute of Management Sciences Accounting Section, Tamkang University*

Abstract

The purpose of this study is to examine the relationship between audit quality and information asymmetry. Audit quality, the proxy variable representing information asymmetry widely in most studies, can affect firms' cost of capital. To differentiate from prior studies relating audit quality as the proxy variable, our study adopts probability of information-based trading (also named as PIN). PIN utilizes the possibility of informed traders trading stocks in capital market, as direct variable to evaluate the level of firm's information asymmetry. In addition, the size of audit firms, audit tenure, the discretionary accruals and the experts in audit market are also designed as proxy variables of audit quality. Based on empirical results, we prove that audit quality can significantly reduce information asymmetry. This study not only complements the linkages between audit quality and information asymmetry that prior studies didn't provide, but it also proves this with large audit firms in Taiwan, implying capability of higher audit quality, can effectively reduce information asymmetry.

Keywords: audit quality, information asymmetry, probability of information-based trading (PIN).

Data Availability: All data are available from public sources.

1. Research Issue

The purpose of this study is to examine the relationship between audit quality and information asymmetry. Audit quality, the proxy variable representing information asymmetry widely in most studies, can affect company's cost of capital. Relative to previous research, this paper uses the variable probability of information-based trading (PIN) to: extricate the frequency of firm trading based on private information, and accordingly measure degree of information asymmetry. PIN utilizes the possibility of informed traders trading stocks in capital market, as direct variable to evaluate the level of company's information asymmetry.

Since business activity becomes more complex, the information discrepancy in financial statements used by both preparers and users has become a requirement for external auditing. In addition, audit quality on the capital market has long been the focus of attention; it remains a key in decision-making processes and improving financial statements. A crucial factor of financial statements and audit quality is their ability to ease decision-making processes, which is further contingent upon the professional judgment and independence of audit partners. An increase in audit quality is concurrent with level of certitude on financial statements, and

* Corresponding author. Email: jeanwang@mail.tku.edu.tw

users of a corroborated financial statement face less information risk, further decreasing required risk premium. As in addition, the size of audit firms, audit firm tenure, audit partner tenure, the discretionary accruals and the experts in audit market are also designed as proxy variables of audit quality in most prior studies.

Documentation from many countries indicates that discrepancy between lawsuits and investors protection environment cause controversy regarding the existence of higher audit quality in big audit firms (Fan and Wong 2005; Choi and Wong 2007; Chi et al. 2008; Francis and Wan 2008). Considering lawful responsibility of auditors, and difference from Western countries in terms of audit firm organization structure, whether audit quality in big audit firms in Taiwan is relatively high remains in question. There is a lack of corresponding evidence.

In sum, this study contributes three major considerations: Firstly, appending to previous research new insight by proving that audit quality results in a reduction of information asymmetry. Because big audit firms in Taiwan differ from Western countries in terms of litigation risk, their stature as notable insurance or audit roles is put in question. Secondly and contrarily, this study has provided empirical results supporting that big audit firms in Taiwan in fact manifest an information role. Outside audits possess the ability to improve information quality and verify information value (Watts and Zimmerman 1986; Dye 1993), as well as effectively assist investors estimate a firms' true value. Owing to said attributes, the definition of 'information role' is thus derived and are able to lower information asymmetry due to having higher audit quality than smaller audit firms. Thirdly, there is a proposed application of PIN to measure the affects information asymmetry has on the stock market in Taiwan.

2. Hypothesis

An increase in audit quality, the proxy variable representing information asymmetry risk, is said to correspond with a decrease in cost of capital. Relative to previous research, this paper uses the variable probability of information-based trading (PIN) to: extricate the frequency of firm trading based on private information, and measure the degree of information asymmetry accordingly. As business activity becomes more complex, the information discrepancy in financial statements used by both preparers and users has become a requirement for external auditing. In addition, audit quality on the capital market has long been the focus of attention; it remains a key factor in decision-making processes and in improving financial statements. A crucial factor of financial statements and auditors' audit quality is their ability to ease decision-making processes, which is further contingent upon the professional judgment and independence of audit partners. An increase in audit quality is concurrent with level of certitude on financial statements, and users of a corroborated financial statement face less information risk, further decreasing their required risk premium.

The difference in information quality obtained by insiders and interested parties is taken as information asymmetry, a degenerated state of which increases trade risk. Given the unobservable nature of information risk, previous research indirectly measures information asymmetry of firms active in stock market trade by using firm size, IPO years, idiosyncratic risk, common stock turnover, bid-ask spreads, and number of following analysts as proxy variables. Relative to aforementioned contributions, this paper uses the information asymmetry index (PIN) introduced by Easley et al. (1996) to directly estimate frequency of trade carried out by informed traders/insiders. Through parsing information asymmetry level of individual firms, a respective relationship with audit quality can be specifically examined. In re-

cent years, a number of accounting papers have used PIN as an index to measure information asymmetry (LaFond and Watts 2008; Chi et al. 2009; Khan and Watts 2009).

Traditionally, whether an increase in audit quality corresponds with more reliable financial statements and lower information asymmetry is yet to receive empirical support. As a result, this paper measures the index of information asymmetry for firms (PIN) through direct estimation of information risk faced by uninformed traders active in stock trades. Using PIN as the index and audit quality (audit firm size, audit tenure, discretionary accruals, and industry specialization) as a measure of information asymmetry, there was a noted decrease in information asymmetry. Additionally, in countries with strict law practices, the big audit firms having insurance and information roles maintain a higher level of audit quality incentives; in Taiwan, investor protection remains tenuous. Whether audit firms lack insurance roles stack up against Western countries remains in question, and a worthwhile correspondence to investigate.

Hypothesis: *Ceteris paribus*, high audit quality is able to lower information asymmetry.

3. Research Methods

The purpose of this study is to examine the direct relationship between information asymmetry and audit quality. This is done by using audit firm size, audit tenure, discretionary accruals, and industry specialization as proxy variables of audit quality, along with the much investigated PIN to measure firms' level of information asymmetry. To calculate PIN, each trade must be classified as either buyer-initiated or seller-initiated. A transaction is buyer-initiated if its price is higher than the mid-quote. If the price is lower than the mid-quote, then the transaction is seller-initiated. The data comes from Taiwan Economics Journal (TEJ) intraday database.

In addition, we adopt the PIN approximation suggested by Easley et al. (2008). This PIN approximation is easily implemented and less subject to the potential convergence problem of numerical maximization. The latter advantage is important because it removes the need to further reduce the sample size to avoid problems resulting from numerical maximization (Aktas et al. 2007). The annual PIN approximation (hereafter also designated PIN for the sake of simplicity) is calculated by:

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

where E is an expectation operator, B is the number of buyers, and S is the number of sellers. For each firm we first calculate daily PIN, and then compute their mean on a yearly basis.

First, we test whether Taiwan big audit firms could lower the information asymmetry by the following equations:

$$\begin{aligned} BigN_{it} &= \alpha + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 ATUR_{it} + \beta_3 QUICK_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 TL_{it} + \beta_6 LOSS_{it} + \beta_7 CA_{it} \\ &\quad + \beta_8 ROA_{it} \times LOSS_{it} + \varepsilon_i \\ PIN_{it+1} &= \alpha + \beta_1 CHANGE_{it} + \beta_2 SIZE_{it+1} + \beta_3 MB_{it+1} + \beta_4 LEV_{it+1} + \beta_5 AGE_{it+1} + \beta_6 \Delta C_Score_{it+1} \\ &\quad + \beta_7 PIN_{it} + \beta_8 Mills_{it} + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

The variables are defined as follows:

PIN : the probability of an information based trade as the end of the year, calculated by equation (1);

<i>BigN</i>	: a dummy variable, 1 for the firm is audited by a Big 5(4) audit firm and 0 otherwise;
<i>ATUR</i>	: the turnover rate of total assets;
<i>QUICK</i>	: quick ratio;
<i>ROA</i>	: return on assets;
<i>TL</i>	: debt-to-assets ratio;
<i>LOSS</i>	: a dummy variable, 1 for negative net income and 0 otherwise;
<i>CA</i>	: current ratio;
<i>CHANGE</i>	: include BNTNB, NBTBN and BNTBN. BNTNB : a dummy variable, equals to 1 if the company switches the audit firm from BigN to non-BigN, 0 otherwise; NBTBN : a dummy variable, equals to 1 if the company switches the audit firm from non-BigN to BigN, 0 otherwise; BNTBN: a dummy variable, equals to 1 if the company switches the audit firm from BigN to another BigN, 0 otherwise;
<i>SIZE</i>	: the natural logarithm of total assets at the beginning of the year;
<i>MB</i>	: the market to book ratio defined as market value of equity divided by book value of equity at the beginning of the year;
<i>LEV</i>	: total debt divided by total assets at the end of the year;
<i>ΔC_Score</i>	: the difference of conservatism accounting indicator, created by Khan and Watts (2009);
<i>AGE</i>	: firm years in business.
<i>Mills</i>	: the inverse mill ratio.

Because this study focuses not only on how Taiwan BigN affects PIN but also on whether the other audit quality measure (tenure, earnings quality, and industry specialization) affect PIN, we extend our model as follows:

$$\begin{aligned}
 PIN_{it} = & \alpha + \beta_1 BigN_{it} + \beta_2 Tenure_{it} + \beta_3 Follower_{it} + \beta_4 LagDA_{it} + \beta_5 SPE_{it} + \beta_6 MB_{it} + \beta_7 LEV_{it} \\
 & + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 AGE_{it} + \beta_{10} C_Score_{it-1} + \beta_{11} Accruals_{it} + \beta_{12} Mills_{it} \\
 & + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

The variables are defined as follows (Others are same to above):

<i>Tenure</i>	
<i>_firm</i>	: number of consecutive years since 1983 that the company has retained the audit firm;
<i>_cpa</i>	: number of consecutive years since 1983 that the company has retained the cpa (compare lead audit partner and concurring audit partner which one is longer);
<i>Follower</i>	: dummy variable, equal to 1 if <i>Tenure_cpa</i> > <i>Tenure_firm</i> and 0 otherwise;
<i>AbsDA</i>	: the absolute value of discretionary accruals computed using the Modified Jones Model;
<i>Accruals</i>	: total discretionary accruals;
<i>SPE1(SPE2)</i>	: we measure market share using the total clients audited by a lead audit partner (concurring audit partner) within an industry and then rank lead audit partner (concurring audit partner) in each industry by their market share and define the lead audit partner (concurring audit partner) as a specialist at the audit partner level in an industry if the lead audit partner (concurring audit partner) is the largest supplier in the industry. Finally, we set a dummy variable, equal to one if the lead audit partner (concurring audit partner) is an industry specialist, and zero otherwise.

4. Research Findings and Conclusions

This study covers samples from 2001-2008, including all listed companies. Our sample, obtained from the *Taiwan Economics Journal (TEJ) Database*, consists of all companies listed on the Taiwan Stock Exchange Corporation (TWSE) and Gre Tai Securities Market (GTSM), according to year-end data. We expunged incomplete data of financial industries; a remaining total of 6,612 firm-year observations were surveyed (refer to Table 1).

Table 2 lists descriptive statistics and the correlations of the variables of model (7). The mean value of *PIN* is 0.135 in Panel A and a relative consistency with results of other studies (Brwon and Hillegeist 2007; LaFond and Watts 2008; Chi et al. 2009). This results shows 82.4% of our sample firms were audited by *BigN*. Panel A also indicates that, on average, tenure of audit firm is more than tenure of auditor, and 23.3% of the sample firms have a close relationship with the auditor (*Follower*). The absolute value of abnormal accruals (*AbsDA*) shows that mean (median) is 0.072 (0.048) with right-skewed. The mean percentage of *SPE1* (*SPE2*) is 6.1% (6.3%). It is worth mentioning that most of Taiwan's enterprises have a timely response to accounting earnings about bad news (the maximum (minimum) *C_Score* is 0.784 (-0.048) and mean (median) *C_Score* is 0.143 (0.145)). The mean values for *MB*, *LEV*, *SIZE*, *Accruals*, and *AGE* are 1.497, 0.385, 15.183, 0.079 and 25.839, respectively. Panel B represents the Pearson *p* airwise correlation matrix between the variables. The correlation and the VIF test (unreported) shows that there is no substantial indication of collinearity between the independent variables.

Because big audit firms in Taiwan differ from Western countries in terms of litigation risk, their stature as notable insurance or audit roles is put in question. Table 3 represents the empirical results of how Taiwan BigN affects information asymmetry. After controlling for the self-selection bias (Heckman 1976) we can tell BigN lowers the information asymmetry after a company switches the audit firm to BigN (the coefficient of *CHANGE* is -0.030 (p value=0.000), -0.009 (p value=0.003), and -0.017 (p value=0.000)). This study has provided empirical results supporting that big audit firms in Taiwan in fact manifest an information role, outside audits possess the ability to improve information quality and verify information value (Watts and Zimmerman 1986; Dye 1993), as well as effectively assist investors estimate a firms' true value. Owing to said attributes, the definition of 'information role' is thus derived and are able to lower information asymmetry due to having higher audit quality than smaller audit firms.

Empirical results are listed in Table 4, in which *Tenure_firm* (*Follower*) and *PIN* is significantly positively (negatively) correlated at the 1% levels (the coefficient of *Follower* is -0.013). There is no evidence showing that audit tenure decreases information asymmetry, empirical results supporting tenure are controversial. The research results uncover that big audit firms, audit partners with low discretionary accruals, and industry specialists can decrease information asymmetry. This study discusses audit tenure at the big audit firm and audit partner level, with empirical results showing the former to be positively correlated with a decrease in information symmetry (the coefficient of *Tenure_firm* is 0.001 and p value < 0.05); conversely, not so with the latter (the coefficient of *Tenure_cpa* is 0.001 and p value > 0.100). On the whole, audit quality causes a decrease in information asymmetry. Based on empirical results, we prove that audit quality can significantly reduce information asymmetry.

In Table 5, we further additionally test potential influence of the corporate governance factors (we include *C_shares*, *Dual*, and *Top_change*) and information asymmetry. Empirical

results are listed in Table 5, in which *C_Share* and *PIN* is significantly positively correlated (the coefficient of *C_Share* is 0.001 and p value <0.100). We find weak evidence to support *Top_change* (only one-tailed) affect *PIN* (the coefficient of *Top_change* is 0.002 (column (1) and (2)) and 0.001 (column (3) and (4))). However, the dual role of a CEO (*Dual*) does not compromise audit quality in our sample (the coefficient of *Dual* is -0.001 and p value >0.100). The purpose of this study is to examine the direct relationship between information asymmetry and audit quality. This is done by using audit firm size, audit firm tenure, audit partner tenure, discretionary accruals, and industry specialization as proxy variables of audit quality, along with the much investigated *PIN* to measure company level of information asymmetry. Empirical results prove audit quality has the capacity to reduce information asymmetry in the capital market in Taiwan.

Based on empirical results, this paper expands on previous research by providing support for using high audit quality in big audit firms in Taiwan, proving that doing so decreases information asymmetry. This study not only complements the linkages between audit quality and information asymmetry that prior studies didn't provide, but it also proves this with large audit firms in Taiwan, implying capability of higher audit quality, can effectively reduce information asymmetry. This study supplements previous research by underlining and empirically proving that big audit firms in Taiwan effectively decrease information asymmetry through high audit quality. Executives of many foreign organizations focus on audit quality. This study implicates that from the standpoint of information asymmetry reduction, investors ought to be encouraged also to examine audit choices made by companies.

Three major contributions of this study include: obtaining proof that audit quality results in a reduction of information asymmetry. Second, given the difference in litigation risk between Taiwan and Western countries, big audit firms acceptance as marked insurance or audit role players is marginal. This study, however, provides proof that big audit firms serve a significant information role. Finally, there is contributing evidence that, in Taiwan, the implementation of *PIN* effectively measures value increase caused by information asymmetry in the stock market.



評論

評〈審計品質與資訊不對稱之關聯性〉

評論人 王泰昌

國立臺灣大學會計學系

Abstract

Wang, Chang and Lin (Audit Quality and Information Asymmetry) study the relations between audit quality and information asymmetry. The use probability of information-based trading (PIN) as a proxy for information asymmetry among market participants and use audit firm size, auditor tenure, discretionary accruals and audit industry specialist as proxies for audit quality. Empirical results show that high quality audit can decrease the degree of information asymmetry. Specifically, it is found that big audit firm is capable of reducing asymmetry level. My discussion raises some concerns about the development of hypotheses and the method of empirical analysis. Still, Wang, Chang and Lin offer a starting point as to how the relations between audit quality and information asymmetry can be explored.

摘要

王貞靜、張瑀珊與林凱薰（2010，審計品質與資訊不對稱之關聯性）一文的目的在於分析審計品質與資訊不對稱的關係。作者利用 probability of information-based trading (PIN) 衡量企業資訊不對稱的程度，並以會計師事務所規模、會計師任期、裁決性應計數與審計市場產業專家作為審計品質的代理變數。研究結果指出審計品質的確能降低企業資訊不對稱的程度。作者認為我國的大型會計師事務所能有效降低資訊不對稱的程度，此代表其具有較高的審計品質。不過，根據我在文中的說明，審計品質與資訊不對稱在理論上的關係並不清楚，要從事實證的分析也有一定的困難，但本文提供了一個起點，可供後續研究者參考。

一、緒論

審計品質在近年來審計及財務會計的研究中扮演非常重要的角色，但何謂審計品質？相信學術界或實務界的看法可能都不一致。以實務界而言，會計師、公司管理當

局、主管機關、股東、債權人可能都有不同的定義，學術界亦然。審計並非一標準的商品，會計師的查核往往是針對客戶量身訂作的，而查核的過程涉及許多主觀的判斷，審計顯然不是一種精確而客觀的學問。不過大家可能對於影響審計品質的要素有些共識，例如查核人員的知識、智力及人格特質、查核過程的有效性、會計師事務所的文化、客戶的情形(包括客戶會計人員的素質、客戶主管的操守、公司治理的情形等)、審計的環境(對於會計師及客戶的獎懲機制等)。

在學術界，DeAngelo (1981)所定義的審計品質則是廣為採用的，她則是將審計品質定義為以下二者之聯合機率：(1)會計師能發現受查公司之財務報告未允當表達，及(2)會計師報導此一發現。前者繫於會計師之查核技術，而後者則決定於其獨立性。有關查核技術的部分，文獻探討相對較少，主要著重於產業專家、會計師任期、會計師事務所與受查公司地緣關係、分所規模等議題。反之，有關獨立性的問題則較受到學術界重視，尤其是在本世紀之初國內外一連串的弊案發生後。有關會計師獨立性之研究所探討的影響因素包括：事務所規模、審計公費、非審計公費的金額及相對比例、會計師任期、客戶重要性、法令管制嚴鬆等。假設這個定義是合理的，顯然針對某一次委任的審計品質是內生決定的，前一段提及客戶主管的操守(人格特質)等會影響「會計師能發現受查公司之財務報告未允當表達」，當客戶故意隱瞞一些事情或有造假的情事，查核人員將較難發現受查公司的財務報告是否允當表達，另外，當客戶主管的操守較差時，可能會賄賂查核人員，因此「會計師報導此一發現」的機率也會受到影響，因此，依據 DeAngelo (1981)定義的審計品質至少會受到客戶特性的影響，而客戶特性也將影響資訊不對稱的程度：當客戶具有良好的人格特質時，「可能」會願意揭露資訊，進而減少資訊不對稱的程度。由前述討論可知，在研究審計品質與資訊不對稱的關係時，必須要考慮其內生關係，而客戶人格特質常是不可觀察到的，因此在從事實證分析時，也將遭遇遺漏變數的問題。基本上，要從事審計品質與資訊不對稱關係的實證的分析是不容易的，本文提供了一個起點，可供後續研究者參考。以下我就就假設建立及實證方法兩方面說明閱讀王貞靜、張瑀珊與林凱薰本文需要再注意的地方。

二、假說的建立

王貞靜、張瑀珊與林凱薰本文認為審計品質可以降低資訊不對稱的程度，但對這中間的過程及理由的說明似乎不夠完整。我認為高審計品質可以減少報表的誤述或盈餘(報表)的操縱(管理)，但其功能似乎僅限於此，審計品質無法改變大部分的資訊不對稱，例如公司內部人有些外部人沒有的消息(如公司接到大筆訂單)、內部人知道公司的前景(外部人不知道)等，這些資訊不對稱均無法透過審計品質的提高而解決。作者似乎應將重點放在瞭解審計品質是否可以減少報表的誤述或盈餘的操縱上，當然此處所謂的審計品質並非如 DeAngelo 定義的審計品質，而是指會計師的專業能力等可視為外生的特質，否則 DeAngelo 定義的審計品質本來就是發現並舉發報表的誤述或盈餘的操縱的機率。前述的重點在於指出審計品質其實無法解決大部分的資訊不對稱問題。

要解決資訊不對稱的問題，主要需要靠公司的揭露，因此，比較適合的研究主題

是資訊揭露程度與資訊不對稱的關係。根據 Verrecchia (2001, p.172) “While this essay reviews a variety of work that has attempted to link efficiency to disclosure, either in the context of social welfare or single-firm efficiency, in my opinion the one with the greatest potential is the link between disclosure and information asymmetry reduction.” 截至 Verrecchia (2001)之前，無論在理論及實證方面，有關此主題的研究均不多，該文指出研究不多的原因在於，要從實證方面建立兩者的關連並不容易，即便是在理論的方面，Verrecchia (2001)建立的模型中兩者的關係也非十分清楚。當資訊不對稱時，管理當局有誘因從事揭露的行為，揭露的行為又會受到揭露專屬成本(proprietary cost)等的影響，在一個動態揭露的賽局中將更為複雜。在此文之後，有關此主題的文章也不多，較新的文章為 Bhattacharya (2010)，該文指出低盈餘品質伴隨著較高的資訊不對稱，盈餘品質對資訊不對稱的影響在小公司較為顯著，在低法人持股的公司也較為顯著。該文的特點在於指出盈餘品質、資訊不對稱、流動性成本、資金成本與資訊風險的關係，王貞靜、張瑀珊與林凱薰本文對於此部分的說明與分析較為簡略，對相關的文獻的說明也可作進一步的補充。

有關資訊揭露的理論文獻並不少，見 Verrecchia (2001)的整理，近十年中也有不少文章探討揭露與資金成本的理論文章，近者如 Gao (2010)及 Hermalin and Weisbach (2010)等。過去的理論及基本的直覺指出較高品質的揭露可以減少市場參與者間的資訊不對稱並降低資金成本，這些想法多多少少都有一些漏洞，但由於篇幅所限，在此不作進一步的說明。許多學者據此從事實證的研究，如 Welker (1995)指出揭露品質與買賣價差有反向的關係。Heflin et al. (2005)發現較高品質的揭露與較高的流動性（以交易成本作為代理變數）相關。Brown and Hillegeist (2007)揭露品質與 PIN (probability of informed trading)有關，這些都是有趣的研究主題，也都與王貞靜、張瑀珊與林凱薰本文相關，惟該文都未提及這些文章。最後，建議作者未來從事類似的研究時，可以利用 Verrecchia (2001)的理論架構為基礎提出研究假說，特別宜將專屬成本納入實證分析中。

三、實證分析

王貞靜、張瑀珊與林凱薰本文以會計師事務所規模、會計師任期、裁決性應計數與審計市場產業專家作為審計品質的代理變數，考慮得相當仔細。不過，這些變數未必代表審計品質，會計師任期的長短與「審計品質」（此處指真正的審計品質）間不一定具有單向的關係，且該文有關任期的部分，實證結果與作者預期也不完全相符，另外，裁決性應計數主要是代表盈餘品質，且其於估計時有許多的問題（見 Dechow et al., 2010 等），可能不是審計品質理想的代理變數。其他可以考慮代理審計品質的指標包括財務報告重編及出具非無保留意見的機率等。

在資訊不對稱的部分，王貞靜、張瑀珊與林凱薰本文參考 Aktas et al. (2007)採用 PIN 的簡化算式，可直接判斷買賣交易的驅動方來計算 PIN，可以計算出逐日的 PIN，不像 O'hara 等需要六十日的資料估算參數，因此可以看報表(或盈餘)發布的時間前後的 PIN。畢竟與審計品質較相關的是報表，而非其他資訊，不需要看其他時間的 PIN。

雖然 PIN 在過去文獻中的應用甚為廣泛，但像 Easley et al. (1996) 的估計方式有不少的問題，例如，實際上對許多股票而言，常常無法計算 PIN 的值，且該法假設交易日或事件日為獨立的，實際上也應非如此。

在實證模型的部分，王貞靜、張瑀珊與林凱薰一文的(3)式的左邊應該是 CHANGE，而非 BigN。此乃因本文的作法係一 Treatment model。以下是有關實證分析的其他問題：

1. 裁決性應計數(DA)的計算為何不考慮 performance-matched (Kothari et al, 2005) 的作法？雖然該法也有一些問題，但在文獻中還是有許多人使用。
2. 表 3 中為何不考慮其他的審計品質變數？
3. 為何不將含 BNTNB、NBTBN 與 BNTBN 全部放在一個式子中，而要分別跑迴歸？若全部放在一起，也可以看 NBTNB (非大型事務所轉為非大型事務所)(即便樣本數不多)。
4. 表 3 中似乎應將重點放在 delta PIN，而非 next PIN，而 delta PIN 的結果似乎不甚理想。
5. 「產業專家市佔率的衡量係假設當事務所對於特定產業查核，佔有相對極大比例的銷貨收入、公費收入或是查核家數則能將該事務所視為該特定產業之審計產業專家。但由於台灣的審計公費為在特定限制下強制公開，為特定樣本且樣本數較少，因此不宜作為本文的計算方式。除此之外，以銷貨收入與總資產衡量會計師產業專家的做法，可能會造成客戶規模排擠客戶總數之效果，因此本文採用查核家數作為計算的基礎(Balsam et al. 2003)。」，但作者還是可以嘗試其他作法。
6. 本研究是將資料合在一起分析，如果分年做會有不同嗎？建議考慮 Fama-Macbeth (1973) 的作法或使用 Peterson, 2009 及 Gow et al., 2009 的作法。
7. 如何處理遺漏變數的問題，如公司經營者誠信度？此將影響解釋變數及被解釋變數。
8. 公司治理的結構應會影響 PIN，為何迴歸式中沒有公司治理相關的變數？

四、結論

王貞靜、張瑀珊與林凱薰本文仔細地分析了審計品質與資訊不對稱的關係。這樣的主題是相當重要而有趣的，特別是有關揭露程度或品質與資訊不對稱的關係，乃至於此兩者與資金成本、流動性成本及資訊風險的關係。相信無論是在理論上及實證上，未來均會有許多學者從事此相關議題的研究，王貞靜、張瑀珊與林凱薰一文不啻有相當大承先啟後的作用。

五、參考文獻

- Bhattacharya, Neil, Hemang Desai, and Kumar Venkataraman. 2010. Earnings Quality and Information Asymmetry. Edwin L. Cox School of Business working paper, Southern Methodist University.
- Brown, S., and S. A. Hillegeist. 2007. How disclosure quality affects the level of information asymmetry. *Review of Accounting Studies*, 12:443-477.

- Dechow, Patricia, Weili Ge, and Catherine Schrand. 2010. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344-401.
- Gao, Pingyang. 2010. Disclosure Quality, Cost of Capital, and Investor Welfare. *The Accounting Review* 85(1), 1-29.
- Heflin, F, K. Shaw and J. Wild. 2005. Disclosure Policies and Market Liquidity: Impact of Depth Quotes and Order Sizes. *Contemporary Accounting Research* 22, 829-865.
- Hermalin, Benjamin E. and Michael S. Weisbach. 2010. Information Disclosure and Corporate Governance. SSRN working paper.
- Verrecchia, R. 2001. Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 32, 97-180.
- Welker, M. 1995. Disclosure policy, information asymmetry and liquidity in equity markets. *Contemporary Accounting Research* 11, 801-828.