

審計品質與資訊不對稱之關聯性^{*}
Audit Quality and Information Asymmetry

王貞靜^{*}

淡江大學會計學系助理教授

Chen-Chin Wang, Assistant Professor

Department of Accounting, Tamkang University

張瑀珊

台北大學會計研究所博士候選人

Yu-Shan Chang, Ph.D. Candidate

Graduate School of Accounting, National Taipei University

*聯絡地址：251台北縣淡水鎮英專路151號 會計學系

電話：(02)2621-5656*2073

傳真：2620-9738

E-mail：jean.wangfeng@gmail.com

*本文作者感謝戚務君老師對於本論文所提供之寶貴意見和指導，以及台灣大學博士生潘虹華對C-Score計算之協助。

審計品質與資訊不對稱之關聯性

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。與過去文獻不同，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。本文補充了過去文獻尚未連結的部分，並且提出台灣大型會計師事務所能有效降低資訊不對稱，具有較高的審計品質之實證證據。

關鍵字: 審計品質、資訊不對稱、優勢資訊交易機率(PIN)

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-base 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: Auditor quality, Information asymmetry, Probability of information-based trading (PIN).

壹、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，並能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; Hope et al. 2009)。相對於上述文獻，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。實證結果證實審計品質確能降低企業的資訊不對稱。透過本文實證結果，補充了過去文獻尚未連結的部分，並且提出台灣大型會計師事務所具有降低資訊不對稱的資訊角色之實證證據，亦即支持台灣大型會計師事務所具有較高的審計品質。¹

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，而審計品質的良窳始終是資本市場上備受矚目的議題。會計師的審計品質係財務報表能否發揮其協助決策功能的關鍵因素，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)。

企業內部人與利害關係人之間獲取資訊的質量差異即為資訊不對稱 (Watts and Zimmerman 1986; Verdi 2005)，愈嚴重的資訊不對稱情況會增加交易的風險。由於資訊風險無法直接觀察，過去研究衡量企業在證券交易市場中資訊不對稱的程度時，多以企業規模、企業上市期間 (Datta et al. 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(Bagehot 1971; Jaffe and Winkler 1976; Kim and Verreshia 1994, 2001)與分析師跟隨人數(Roulstone 2003; Frankle and Li 2004; Verdi 2005)等代理變數來間接衡量。相對於上述文獻，

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存在較高的審計品質存在爭議(Francis and Wang 2008; Choi and Wong 2007; Chi et al. 2008; Fan and Wong 2005)。由於台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，台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。

本文採用 Easley et al. (1996)所提出資訊不對稱程度之衡量指標--優勢資訊交易機率 (PIN)，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的關聯性。

傳統上對於審計品質可提高財務報表可信度進而降低資訊不對稱的推論，並未得到實證證據的直接支持；因此，本文藉由能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指標，探討審計品質(會計師事務所規模、查核任期、裁決性應計數、審計產業專家)是否能降低資訊不對稱。除此之外，在法律環境嚴峻的國家，³大型會計師事務所因同時對投資人負有保險功能與資訊功能，故有維持較高審計品質的誘因(Francis and Wang 2008)，也確實較中小型會計師事務所具有較高的審計品質(Menon and Williams 1991; Balvers et al. 1988; Becker et al. 1998; Teoh and Wong 1993; Francis et al. 1999; Chaney et al. 2004)；然而，台灣屬投資人保護較弱的國家，不具有保險功能的台灣會計師事務所，是否如歐美文獻所述具有較高的審計品質？亦值得一併探討。

本研究之樣本涵蓋2001年至2008年之所有上市、櫃公司，經刪除資料不全及財務比率與一般公司性質不同之金融業，共得6,162筆觀察值。研究結果發現大型會計師事務所、低裁決性應計數者與產業專家確實能降低資訊不對稱；具有爭議性的查核任期則未得到支持性的證據；本文區分查核任期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。整體而言，審計品質能使資訊不對稱降低。本文的研究貢獻為：(一) 得到審計品質降低資訊不對稱的直接證據，連結過去文獻闕漏的部份；(二) 由於台灣的訴訟風險與歐美國家不同，普遍認為台灣大型會計師事務所因而較不具有保險功能，大型會計師事務所的審計功能因而受到質疑，而本文提供了實證證據支持台灣大型會計師事務所具備資訊功能，⁴能降低資訊不對稱，相較於非大型會計師事務所具有較高的審計

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; Khan and Watts 2009; Chi et al. 2009)，其原理與計算方式見第二節與第三節。

³ 例如多數文獻所探討的美國、加拿大與英國。

⁴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，此亦為本文對於會計師事務所的「資訊功能」之定義。

品質；(三) 提出PIN適用於台灣證券交易市場衡量資訊不對稱的增額證據。

本文結構除第一部分為緒論外，第二部分為文獻探討與假說建立，第三部分為研究方法之介紹，包括各項變數定義及資料來源，第四部分為實證結果分析，最後為結論。

貳、文獻探討與假說建立

本文文獻探討分為兩部份，第一部分探討資訊不對稱的相關文獻，第二部份則討論審計品質與資訊不對稱的關聯以及審計品質的衡量。

一、資訊不對稱

首先探討資訊不對稱的經濟後果，接著說明資訊不對稱的衡量以及該衡量在臺灣證券交易市場上的適用性。

(一) 資訊不對稱的後果

資訊交易的文獻主張證券價格與報酬受資訊影響 (Bagehot 1971; Amihud and Mendelson 1986; Glosten and Milgrom 1985; Easley and O'Hara 1987, 1992)，亦即推動股價波動的主要因素之一即為擁有私有資訊的交易者的存在，及其頻繁參與證券交易市場的程度。相關研究區分證券交易市場的參與者可被分為優勢資訊者 (informed trader) 與未具有優勢資訊者 (uninformed trader)，前者指的是擁有優勢資訊的交易者 (例如：企業內部人)；而相對於知情交易者，未擁有此優勢資訊之交易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的資訊不對稱，將產生資訊風險，而企業的權益資金成本隨資訊風險增加而提高，原因在於未擁有優勢資訊的投資人要求較高的報酬率以補償其所承擔的資訊風險 (Diamond and Verrecchia 1991; Verdi 2005; Easley et al. 2008; Botosan and Plumlee 2007; Botosan et al. 2004; Lamber et al. 2007)。

近年來的會計文獻也指出較高的財務資訊品質能降低資訊風險及權益資金成本 (Botosan 1997; Leuz and Verrecchia 2000; Botosan and Plumlee 2002; Healy and Palepu 2001; Core 2001; Hail 2002; Francis et al. 2004, 2005; Verdi 2005; 張裕任 2008; 陳瑞斌與許崇源 2008)。例如：張裕任 (2008) 指出資訊不對稱是外國投資者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為上市時間較久、規模較大、跨市場掛牌上市並且聘任高審計品質的會計師。陳瑞斌與許崇源 (2008) 的實證結果亦發現，在臺灣資本市場的環境中，加強企業的資訊揭露水準，能降低管理當局與外部投資人之間的資訊不對稱而使得投資人所承擔的資訊風險與代理風險下降，以致於投資人願意降低其所要求的必要報酬率，導致可獲得較低的權益資金成本。

綜上所述，過去研究支持資訊不對稱對權益資金成本的正向影響，主張擁有較多私有資訊的企業將導致其權益資金成本上升的經濟後果。

(二) 資訊不對稱的衡量

過去研究受限於資訊風險不易觀測，多採用代理變數間接衡量資訊不對稱，例如：企業規模、上市期間 (Datta et al. 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(Bagehot 1971；Jaffe and Winkler 1976；Kim and Verreshia 1994, 2001；Diamond and Verrecchia 1991)與分析師人數 (Roulstone 2003；Frankle and Li 2004；Verdi 2005)等；直到 Easley and O'Hara (1987)以模型推導並以一系列的相關實證研究，建構了能適切估計擁有優勢資訊之交易者進場交易比例的實證模型後，才突破了限制。

Easley and O'Hara (1987)首先提出了資訊交易機率模型設計探討證券市場知情者的交易機率，Easley et al. (1996)、Easley et al. (1997)及 Easley et al. (1998)利用日內資料 (intraday data)，包含每筆委託檔(limit order book)、揭示檔(display book)與成交檔(trade book)，並以機率模型針對隨機成交的買單與賣單估計優勢資訊交易機率 (PIN)，⁵ Easley et al. (2002)進一步使用 PIN 的計算，探討優勢交易比例對於資產報酬所扮演的角色，他們研究紐約證交所(NYSE)的個別股票，發現資訊風險(優勢資訊交易者交易的機率)是資產報酬的一個決定因素。由於 PIN 能明確反映出證券交易市場上「不具有」優勢資訊的參與者所面臨的資訊不對稱情況，因而受到廣泛的探討與應用 (Easley and O'Hara 2004；Chung et al. 2005；Brown et al. 2004；Chen et al. 2007；Ellul and Pagano 2006；Aktas et al. 2007；LaFond and Watts 2008；Khan and Watts 2009；Chi et al. 2009)，而上述文獻亦肯定了 PIN 能表現證券交易市場資訊不對稱程度的價值。

上述文獻中，Easley and O'Hara (2004)發現 PIN 與企業的資金成本呈顯著正相

⁵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，每一交易日在證券交易市場上所面臨之委託單到位過程(arrival process)，以此交易過程所形成之樹狀圖求算出資訊交易者及所有交易者在正面消息、負面消息及沒有消息下的期望委託單到位數，以 Poisson 分配捕捉資訊交易的發生機率，量化資訊交易的情況。資訊交易機率=資訊交易者之期望委託單到位機率／所有交易者之期望委託單到位數，優勢資訊交易機率愈高則資訊不對稱程度愈大。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。

關，亦即高資訊不對稱所造成的資訊風險為影響權益資金成本的因素。Brown et al. (2004)發現當年的法人說明會的召開次數會降低下一年度的 PIN，顯示主動增加資訊的透明度確實可降低資訊不對稱；銜接 Brown et al. (2004)的研究，Brown and Hillegist (2007)進一步探討資訊揭露品質與 PIN 之間的關係，作者區分企業強制性揭露與自願性揭露，探討不同資訊揭露誘因下，揭露的數量與品質及其與 PIN 的關係，也得到資訊揭露品質與資訊不對稱程度呈現負向關聯的實證證據。Chen et al. (2007)指出公司內部人會吸收私有資訊並反映在公司股價上。Aktas et al. (2007) 針對 1995 年至 2000 年巴黎證交所掛牌公司發生購併事件研究，指出 PIN 能有效衡量擁有優勢資訊之交易者進場交易的比例，他們並且提供了估計 PIN 的簡化版本與實證支持，改善傳統 PIN 估計時使得樣本量大量下降的問題。探討盈餘品質的文獻中，LaFond and Watts (2008) 發現上一期的 PIN 顯著影響下一期的會計穩健性，反之則不然；確立資訊不對稱與穩健性間的因果關係，佐證資訊不對稱高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。Khan and Watts (2009)以其建構的穩健會計衡量指標 C_Score 與 Basu (1997)模型類比，確認 C_Score 衡量企業財務報表會計穩健性的效果與 Basu measure 一樣好，並且以 PIN 為資訊不對稱的衡量指標之一，實證發現會計穩健性存在於資訊不對稱較高、營業循環較長以及不確定性高的企業。

(三) PIN 在台灣證券交易市場上的適用性

台灣證券市場的實證研究也有 Lu and Wong (2008)以 1997 年至 2005 年台灣證交所取得之日內資料，檢驗台灣股票市場是否也具有優勢資訊交易內涵；作者以橫斷面資產定價檢定 (Cross-sectional asset pricing tests) 證明在台灣市場 PIN 是顯著的定價因素。除此之外，作者建議台灣證券交易所可運用最新的資訊計算 PIN 以作為監理單位監視市場的參考指標。換言之，Lu and Wong (2008)建議台灣證券交易主管機關應特別關注具有高 PIN 值之股票，觀察其是否有異常交易的現象。尤其是以散戶投資人(individual investor)為主的台灣股票交易市場，私有資訊交易的情形嚴重，⁶且散戶投資人長久以來處於資訊弱勢(屬於 uninformed trader)並承受投資虧損

⁶依據瑞士洛桑管理學院每年所公布的國家競爭力報告中，在內線交易的比重上，台灣在所有被評比的 60 多個國家中，長期被排名分類在內線交易問題最嚴重的一群 (曠文琪與江元慶 2007)，該份評

(Baber et al. 2009)。

Chi et al. (2009)以台灣的 PIN 資料，發現資訊不對稱高的企業，為了降低代理成本而提高財務報表的穩健性。由此，PIN 在台灣證券交易市場的適用性已經得到支持，但仍需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作為決策參考。

二、審計品質與資訊不對稱

首先探討審計品質與資訊不對稱的關聯性，接著討論衡量審計品質的相關文獻，本文採用的審計品質代理變數包括會計師事務所規模、會計師任期、裁決性應計數與審計產業專家。

(一) 審計品質與資訊不對稱

如前所述，私有資訊的本質乃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。⁷當部分投資人擁有關於公司未來價值之私有資訊並投入股市交易，股票市場中即存在有資訊不對稱，此時另一部分投資人(uninformed trader)即面臨資訊風險。然而，考量這種資訊風險的外部投資人，會避免成為 uninformed trader；根據資人認同假說(investor recognition hypothesis)，投資人因排拒面臨資訊風險而偏好投資熟悉的公司，因此企業需要經由增加可信度高的公開資訊來吸引外部投資人，降低資訊不對稱程度，以增加股票的流動性與周轉率，取得較低的權益資金成本。

由管理當局所編製，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充分的資訊揭露，投資人更能有效預測企業未來盈餘與資產的未來價值(Brown et al. 2009)，便能提升認同(recognition)程度，進而增加投資比重；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，即增加投資人的資訊風險，無法取得投資人認同。外部審計在資本市場中扮演提高財務報告品

比資料正揭示了私有資訊交易在台灣投資人心目中與股票交易市場中，普遍的大量存在。

⁷ Hasbrouck (1991) 提出私有資訊基本上係公開資訊之先驗知識 (prior knowledge)，意即私有資訊與公開資訊在市場中傳遞散佈的時間存有先後順序。

質的資訊角色，⁸能提高財務報表的公信力，降低利害關係人間的資訊不對稱所衍生的代理衝突與代理成本(Jensen and Meckling 1976；Watts and Zimmerman 1986)，幫助投資人決策判斷，提升資本市場效率(SEC 2000)。

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公司私有資訊之功能；換言之，資訊的透明度與資訊的可信度(企業未來盈餘的可預測性)可降低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(Brown et al. 2004, 2009)，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。

而審計簽證財務報告所釋放訊息價值之高低，乃與審計品質直接相關(Teoh and Wong 1993；Willenborg 1999)。基於審計品質能增加財務報告的可信度，存有較高代理成本的公司，愈會尋求較高的審計品質(Francis and Wilson 1988)，以作為約束或監督的機制，降低資訊不對稱進而使交易成本下降(Watts and Zimmerman 1986; DeFond 1992；Pittman and Fortin 2004)。近年來許多會計文獻指出財務報告資訊品質能影響企業的資訊風險，進而降低權益資金成本(Botosan 1997; Leuz and Verrecchia 2000; Botosan and Plumlee 2002; Hail 2002; Francis et al. 2004, 2005；Botosan et al. 2004; Lambert et al. 2007)；尤其是財務報告中公開資訊的品質愈好，企業權益資金成本隨資訊不對稱程度降低而下降的效果愈明顯(Botosan et al. 2004；陳瑞斌與許崇源 2008)。

不論從降低私有訊息搜尋之動機或提高市場資訊解讀能力較差者投資意願之觀點來看，預期較佳的審計品質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。過去文獻多以審計品質直接作為資訊不對稱風險的代理變數，進而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；Hope et al. 2009；Fernando et al. 2008；Azizkhani et al. 2009)。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，而高審計品質是否能直接代換成低

⁸Dye(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。

資訊不對稱，未得到文獻上的廣泛支持，為此，本文探討審計品質與資訊不對稱間的直接關係，以補充過去文獻未連結的部分。接下來，本文探討審計品質的衡量。

(二) 審計品質的衡量

過去文獻多以會計師事務所規模、會計師任期、裁決性應計數與審計產業專家作為審計品質的代理變數，相關文獻探討如下：

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，降低資訊不對稱的程度(Dopuch and Simunic 1980；DeAngelo 1981；Teoh and Wong 1993；Becker et al. 1998；Pittman and Fortin 2004；Francis and Wang 2008)，因此能降低資金成本(Mansi et al. 2004)。然而，企業由大型會計師事務所查核能降低資訊不對稱的主張，尚未得到直接的實證證據。

除此之外，由於台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，台灣大型會計師事務所是否真的具有相對較高的審計品質？相關實證證據是相當缺乏的。美國相關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；Balvers et al. 1988；Becker et al. 1998；Teoh and Wong 1993；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，進而能降低資訊不對稱與資金成本，仍有待進一步探討(Choi and Wong 2007；Piot and Missonier-Piera 2007；Vander Bauwhede and Willekens 2004；Francis and Wang 2008；Hope et al. 2009)。

其中，Francis and Wang (2008)指出投資人保護環境直接影響大型會計師事務所，為維護聲譽而提高查核客戶盈餘品質的誘因。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查核客戶。Choi and Wong (2007)以 39 國的實證資料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)發現法國的公開發行公司，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。因此，在台灣現有的環

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。台灣目前少有實證研究直接驗證這項問題，⁹因此本研究的實證結果，應能提供相關議題之參考。

基於上述，本文除了依照傳統上採用大型會計師事務所作為審計品質的代理變數，檢視由大型會計師事務所查核的企業是否具有較低的 PIN，藉此提出實證證據，補充過去文獻未連結的部份，另一方面，藉此檢視台灣四大會計師事務所是否具有較高審計品質的實證證據。換言之，為了補充目前相關文獻的不足，本文不僅檢視由大型會計師事務所查核的企業是否具有較低的 PIN，更進一步探討相較於中小型會計師事務所，不具有保險功能的台灣四大會計師事務所，是否能降低資訊不對稱？藉以顯示其確實具有較高的審計品質。

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(Carcello and Nagy 2004; Myers et al. 2003)。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 et al. 2000; Carey and Simnett 2006);相對地，亦有許多文獻提出保留的看法(Johnson et al. 2002; Mansi et al. 2004; Ghosh and Moon 2005; Stanley and DeZoort 2007; Jenkins and Velury 2008; 王泰昌與劉嘉雯 2008)。

支持強制會計師輪調者的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，能增加會計師對於該企業之熟悉與了解，其所累積的經驗能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; Boone et al. 2008)，以致於會計師任期與審計品質間的關聯並不一致。過去文獻探討的主題環繞在會計師的任期，究竟是在實質上或是僅在外觀上損害獨立性，進而影響審計品質，確實值得進一步討論。

此外，台灣的審計市場文化特殊，¹⁰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。本文認為計算任期時應採用會計師個人與客戶間

⁹就我們所知相關研究僅有李建然與林秀鳳(2007)。

¹⁰賴春田(2000)指出國內會計師事務所之組織型態似如計程車靠行式的組織，事務所內部審計單位各自運作。

的信賴關係，較符合台灣真實的審計環境，因此，除了以會計師事務所查核年數為會計師任期外，本文亦計算會計師個人的查核年數為會計師任期，並且檢視兩者間的差異對資訊不對程度的影響。

3. 裁決性應計數

審計品質能提高盈餘品質(Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Balsam et al. 2003; Caramanis and Lennox 2007)，文獻上常以裁決性應計數作為審計品質之代理變數 (Warfield et al. 1995; Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Frankel et al. 2002)，主要原因為查核程序結束時，最後調整分錄的數字為會計師及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(具備獨立性)，而調整分錄主要調整的項目便是應計項目，尤其是裁決性應計數。Kinney and Martin (1994) 明確指出審計品質影響裁決性應計數，換言之，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 2005; Chi et al. 2008; Chen et al. 2008)。因此，本文基於上述文獻之觀點，採以裁決性應計數作為審計品質的代理變數，預期裁決性應計數與資訊不對稱呈正向關係。

4. 審計產業專家

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)。具有產業專家知識的會計師因為具備較多的產業知識與查核經驗，而能更精確的判斷與偵知誤述，因此被視為具有較高的審計品質(Libby and Frederick 1990; Craswell et al. 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較具獲利能力，並且較非產業專家者投資更多的聲譽資本，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; Owghoso et al. 2002; Kwon et al. 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呈正相關(Lys and Watts 1994; Kwon 1996; Bedard 1989; Cairney and Young 2006; Balsam et al. 2003; Taylor 2000; Owghoso et al. 2002; Dunn and Mayhew 2004; Hammersley 2006; Almutairi et al. 2009)，支持審計產業專家的查核效率和效果都較非產業專家

者佳。產業專家較能偵知財務報表誤述，並會有較低誤述頻率以及較高的獨立性，因而具有較高的審計品質。本文延伸這項看法，再加上台灣審計市場的特殊性，會計師個人的人脈和專業性影響客戶的忠誠度較會計師事務所為深，因此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，¹¹檢視產業專家是否能降低資訊不對稱，以進一步補充過去文獻。

綜上所述，本文認為審計品質能降低資訊不對稱，因而發展出本文假說一如下，且針對審計品質之衡量係以會計師事務所規模、產業專家、裁決性應計數與查核任期加以捕捉。

假說一：其他狀況不變下，審計品質能降低資訊不對稱。

¹¹ 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。

參、研究設計

首先說明衡量資訊不對稱的 PIN 之計算方式，接著說明審計品質的代理變數之衡量方法。

一、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機率 (PIN) 來衡量企業資訊不對稱的程度。然而，Easley et al. (2008) 指出 Easley et al. (1996) 所提出 PIN 的原始模型存在最大概似估計值計算時無法收斂的問題，¹² 使得許多公司無法計算個別的 PIN 值，因此建議後續的研究以對數轉換來克服樣本大量下降的問題。此外，台灣證券交易係屬於下單驅動的市場 (order-driven market)，證交所只負責透過電腦程式媒合買賣交易雙方 (比較接近法國巴黎證券交易市場)，成交模式與美國證券交易市場不同，¹³ 且市場交易尚受有若干交易限制的束縛 (例如百分之七的漲跌限制)，流動性與周轉率遠不如美國。

Aktas et al. (2007) 針對 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，指出 PIN 能衡量擁有優勢資訊之交易者進場交易的比例，但基於 136 家併購企業樣本中僅有 87 家能順利收斂參數而估計出 PIN 值，他們進一步採用 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，指出採用簡化式計算的 PIN 值與傳統計算的 PIN，在實證上結果相當一致，而且可以估計大多數的公司。基於上述，本文依循 Aktas et al. (2007) 採用 PIN 的簡化算式，直接判斷買賣交易的驅動方來計算優勢資訊較易的機率。若成交價格高於 (低於) 買賣雙方下單的平均價格者，該筆交易便被分類為買方 (賣方) 所驅動，依循此準則再來決定每日買賣單交易之數目。當擁有私有資訊一方頻繁進出交易操

¹²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) 在每一交易日，不具有私有訊息一方，投入市場交易買賣下單的頻率 (ε_b 及 ε_s)；及 (4) 在私有資訊事件日，擁有私有訊息一方，投入市場交易買賣下單頻率 (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，造成求解概似函數的數值過程產生不易收斂的問題。

¹³美國證交所與 NYSE 的證券交易制度採用的是「報價驅動」的造市者 (或稱作市商) 制度，台灣則採用集中市場的競價交易制度。且我國集中交易市場採電腦自動交易方式集合競價，集合競價成交價格決定原則為：滿足最大成交量成交、決定價格之買進申報與賣出申報至少一方須全部滿足、價格優先原則以及時間優先原則。

作時，買賣單任一方向便會產生鉅額交易數目差距。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，許多財會文獻也採用 PIN 作為直接衡量資訊風險的指標 (Botosan and Plumlee 2007; Brown et al. 2004; Chen et al. 2007; Ellul and Pagano 2006; LaFond and Watts 2008; Brown et al. 2009; Khan and Watts 2009)。本文採用之 PIN 的估計式如下：

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

式中：

- E： 期望運算子；
- B： 買方驅動數目；
- S： 賣方驅動數目。

實際估計時，係針對每一家公司先逐日計算賣方驅動總數，再匯總求出 PIN 的年度平均水準。¹⁴PIN 值愈高，反應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。

控制變數方面，本文參酌 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)作為模型控制變數。由於 PIN 值

¹⁴ 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)	成交價(註1)	漲跌(註2)	委買價	委賣價	揭示價格形式(註3)	成交張數	驅動方(註4)
32	90000	13.3	0	13.3	13.35	6	0	
4122	90500	13.3	0	13.0	13.3	7	87	B
4123	90500	13.3	0	13.0	13.3	1	88	B
4183	90505	13.25	0	13.25	13.3	3	105	S
20867	93000	13.3	0	13.3	13.35	7	564	S

資料來源：台灣經濟新報社。

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)。

是爲了捕捉優勢資訊者(informed trader)與不具有優勢資訊者(uninformed trader)間的資訊落差，也就是企業內部人和權益投資人間的資訊不對稱，因此，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)亦常做為資訊風險的代理變數，較長的成立年數具有較低的資訊不對稱。除此之外，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)，本文採用 Khan and Watts (2009)所建構的 C_Score 衡量穩計性，他們延伸 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來建構穩健指標(命名爲 C_Score)，計算方式如下：¹⁵

根據 Basu (1997)對於穩計會計之模型：

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

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)，將樣本公司逐年進行迴歸：

$$\begin{aligned} X_i = & \beta_1 + \beta_2 D_i + R_i (\mu_1 + \mu_2 \text{Size}_i + \mu_3 M/B_i + \mu_4 \text{Lev}_i) \\ & + D_i R_i (\lambda_1 + \lambda_2 \text{Size}_i + \lambda_3 M/B_i + \lambda_4 \text{Lev}_i) + \\ & (\delta_1 \text{Size}_i + \delta_2 M/B_i + \delta_3 \text{Lev}_i + \delta_4 D_i \text{Size}_i \\ & + \delta_5 D_i M/B_i + \delta_6 D_i \text{Lev}_i) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2a)$$

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)：

$$G_Score = \beta_3 = \mu_1 + \mu_2 \text{Size}_i + \mu_3 M/B_i + \mu_4 \text{Lev}_i \quad (2b)$$

$$C_Score = \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 \text{Size}_i + \lambda_3 M/B_i + \lambda_4 \text{Lev}_i \quad (2c)$$

¹⁵ Khan 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。

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。

二、衡量審計品質 (AQ)

審計品質無法直接觀測，本文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，衡量方法詳述於後。

(一) 會計師事務所規模 ($BigN$)

本文檢視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，除了透過二階段迴歸納入自我選擇的控制變數外，亦進一步測試企業更換會計師事務所是否影響資訊不對稱程度。在其他情況不變下，企業改由審計品質較高的會計師事務所查核，資訊不對稱程度將會下降。為了探討這項重要議題，本文透過分析研究期間曾更換會計師的樣本公司，分類為三群：(1)由大型會計師事務所轉由非大型會計師事務所查核者 ($BNTNB$)；(2)由非大型會計師事務所轉由大型會計師事務所查核者 ($NBTBN$)；以及(3)大型會計師事務所間更換者 ($BNTBN$)。¹⁶

大量的研究指出企業對會計師的選擇存在許多因素 (Firth and Smith 1992；DeFond 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，並依循 Heckman (1979) 提出的兩階段程序，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。¹⁷

¹⁶ 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察查值較少，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。

¹⁷ Heckman (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)。

如前所述，為了探討台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，本文除了在迴歸模型中控制自我選擇會計師的問題，亦針對研究期間企業更換會計師的樣本分成三種型態設為虛擬變數，納入迴歸模型一併探究，若台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(BNTNB=1)，資訊不對稱將增加；而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(NBTBN=1)，資訊不對稱將下降；最後，在大型會計師事務所間更換的企業(BNTBN=1)，若能降低資訊不對稱，則在某種程度而言，能支持過去文獻主張輪調會計師能維護審計品質。相對地，若台灣大型會計師事務所不具有降低資訊不對稱的資訊功能，則不預期 *CHANGE* 與 *PIN* 的方向性。

在探討其他審計品質變數之前，本文先執行會計師選擇模型，透過分析研究期間曾更換會計師的樣本公司，再更換會計師之後(更換後的 t+1 期)是否影響 *PIN* 值，藉此檢視台灣大型會計師事務所是否具備降低資訊不對稱的功能。¹⁸由於前後期 *PIN* 值存在關聯性，因此迴歸式控制當期的 *PIN* 值，並控制相對應的 *C_Score* 變動數。迴歸式如下：

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

$$PIN_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CHANGE_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 AGE_{it} + \beta_6 \Delta C_Score_{i,t+1} + \beta_7 PIN_{it} + \beta_8 Mills_{it} + \beta_9 IND_{it} + \varepsilon_i \quad (4)$$

- 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；¹⁹
SIZE : 公司規模，年底總資產取常用對數；
ATUR : 銷貨淨額除以總資產；

¹⁸ 本文亦以 *PIN* 的變動數為依變數重新執行迴歸式(4)，作者十分感謝匿名審稿人的建議。

¹⁹ 本文區分 2003 年以前台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。

<i>QUICK</i>	:	速動比率；
<i>ROA</i>	:	資產報酬率；
<i>TL</i>	:	長期負債除以總資產；
<i>LOSS</i>	:	虛擬變數，若前期發生虧損者為 1，否則為 0；
<i>CL</i>	:	流動資產除以總資產；
<i>Delta_CScore</i>	:	穩健會計衡量指標之變動數，由第(2c)式計算而得之 <i>C_Score</i> 計算(t+1-t)期的變動數；
<i>MB</i>	:	期初權益市價除以期初股東權益帳面價值；
<i>LEV</i>	:	負債比率，年底總負債除以總資產；
<i>AGE</i>	:	公司成立年數；
<i>Mills</i>	:	由第(3)式估計而得之 Mills 反比例；
<i>IND</i>	:	各產業之虛擬變數。

上式中更換會計師型態(*CHANGE*)包括 *BNTNB*、*NBTBN* 與 *BNTBN*：

<i>BNTNB</i>	:	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；
<i>NBTBN</i>	:	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；
<i>BNTBN</i>	:	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。

若台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。

(二) 查核任期 (Tenure)

由於台灣會計師個人與企業的關係較為直接，審計客戶重視與會計師個人的關係甚於與會計師所屬的會計師事務所，因此，本文同時採用會計師事務所任期 (*Tenure_firm*) 與會計師任期 (*Tenure_cpa*) 作為衡量變數。其中，財務報告的審計意見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*)，並且考慮會計師事務所任期與會計師個人任期兩者間的相互影響，以及實務上台灣審計客戶跟隨會計師個人的慣性，當某特定受查客戶的會計師個人任

期長於事務所任期者，本文設定虛擬變數($Follower=1$)，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。且基於文獻探討所述，會計師任期對審計品質的影響仍存在爭議，因此不預測任期與資訊不對稱間的預期方向。

(三) 裁決性應計數

文獻上常以裁決性應計數作為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 et al. (1995)發展的修正式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。由此，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，據此表達會計師的審計品質，衡量方式參照Cohen et al. (2008)的作法：首先將樣本資料逐年按產業別代入(5a)式，再以估出之係數帶入(5b)式以計算預期應計數(NDAC，或稱非裁決性應計數)，最後再將總應計數(TAC)減去非裁決性應計數，即為裁決性應計數(DAC)。

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

$$NDAC_{it} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1(I / ASSETS_{it-1}) + \hat{\beta}_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \hat{\beta}_3 PPE_{it} \quad (5b)$$

$$DAC_{it} = TAC_{it} - NDAC_{it} \quad (5c)$$

- 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；
- $NDAC_{it}$: 非裁決性應計數；
- DAC_{it} : 裁決性應計數。

另一方面，由於本研究並非屬於特定事件盈餘管理的研究，而且管理當局在各年度操縱盈餘的方向（向上或向下操縱盈餘），會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難以直接觀察。故本研究依照過去文獻的做法(Jones 1991；Francis et al. 1999；Defond and Jiambalvo 1994；

Frankel et al. 2002)，以裁決性應計數的絕對值 (AbsDA)，衡量會計師允許管理當局盈餘管理的空間。由於財務報表在下一年度才發布公告，影響資訊交易及於下一期，因此本文採用上一期的裁決性應計取絕對值(LagDA)為實驗變數，並以總應計數絕對值(Accruals)作為控制變數，檢視盈餘品質較高的高計品質會計師是否能降低資訊不對稱。

(四) 審計產業專家

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有兩項主要的方式，一為產業市佔率 (Balsam et al. 2003；Dunn and Mayhew 2004；Chin and Chi 2009)，另一個方式為產業組合率(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。²⁰

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)。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。會計師事務所或會計師的市佔率(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：

i 為事務所或會計師個人，j 為受查公司，k 為受查產業；

J_{ik}：i 事務所在 k 產業全部客戶數目；

分子：i 事務所在 k 產業所有客戶總額；

²⁰ 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。

分母：所有事務所在 k 產業所有客戶數目。

計算各產業各年市佔率後，本文以市佔率排名第一的會計師事務所或會計師個人作為當年該產業的審計市場專家(SPE)。²¹另外，由於台灣上市櫃公司家數相對較少，以及 Chin and Chi (2009)指出台灣事務所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之重要性大於副簽會計師，公司若由專家會計師查核，則財報重編之機率將大為降低；因此應考慮台灣審計市場的特殊性，檢視個別會計師的審計品質。本文延伸這項看法，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。

綜上所述，本文探討審計品質與資訊不對稱關係所建構的迴歸模型如下：

$$PIN_i = \alpha + \beta_1 BigN_i + \beta_2 Tenure + \beta_3 absDA_i + \beta_4 SPE_i + \beta_5 MB_i + \beta_6 LEV_i + \beta_7 SIZE_i + \beta_8 AGE + \beta_9 C_Score + \beta_{10} Accruals + \beta_{11} Mills_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

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為 1，反之為 0；
absDA : 裁決性應計數取絕對值；
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)，其他為 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；
SIZE : 公司規模，年底總資產取常用對數；
AGE : 公司成立年數；
C_Score : 穩健會計衡量指標，由第(2c)式估算而得；
Accruals : 總應計數絕對值，作為 *absDA* 的控制變數；
Mills : 由第(3)式估計而得之 Mills 反比例。

²¹ 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)，發現結果大致相同。

三、樣本選擇

由於台灣經濟新報社（簡稱 TEJ）之 intraday 資料庫於 2000 年起提供上市與上櫃之資料，由於部分變數須採用前一期之資料，致本文以 2001 年至 2008 年作為研究期間，研究對象包括國內上市、上櫃公司。樣本篩選過程中，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過大，因此予以排除。另外，亦刪除非曆年制、財務與不全、無法計算 PIN 與 C_Score 的樣本，以及估算 Mills 反比例時所產生的遺漏值。最終樣本數為 6,162 筆觀察值。變數資料皆取自台灣經濟新報社之資料庫。表 1 列示研究樣本逐步篩選的狀況。

表 1 樣本篩選

	觀察值
非金融保險業之原始樣本(2001 年至 2008 年)	12,306
刪除:	
財務資料不全	(2,746)
PIN 遺漏值	(577)
會計師與事務所資料不全	(987)
計算 Mills 之遺漏值	(1,834)
最終樣本數	6,162

肆、實證結果

本文實證結果第一部分為敘述統計及相關係數分析，第二部分為迴歸分析結果與第三部分為額外的測試。

一、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彙整於表2。Panel A為敘述統計，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）。四大會計師事務所為國內上市櫃公司審計服務之主要提供者，超過八成的上市櫃公司由其提供查核簽證服務。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)；跟隨會計師個人者(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，較值得一提的是*C_Score*的極大值(0.784)與極小值(-0.393)差異較大，標準差為0.183，平均數（中位數）為0.143（0.145），與相關研究接近，顯示台灣企業盈餘大多具有即時反應壞消息的穩健性。平均與中位數之槓桿度皆為0.385；企業的平均成立年數為25.839，略高於中位數24.000，顯示台灣企業公司多為成立年數超過二十五年的成熟企業。

Panel B 為 Pearson 相關係數矩陣，在單變量的相關係數中，PIN 與各審計品質變數之間多呈現統計顯著相關，代表以會計師個人任期(*Tenure_cpa*)、產業專家(*SPE*)裁決性應計數來衡量的審計品質，確實會對資訊不對稱的程度有正向的影響。僅有事務所規模(*BigN*)與事務所任期(*Tenure_firm*)呈現不顯著的負向關係。單變量的檢測，同時也發現成長性(*MB*)愈高資訊不對呈愈大，隱含投資機會與與盈餘報酬關係波動的波動，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*)愈大與成立時間(*AGE*)愈長，皆能降低資訊不對稱之情況。

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，但與跟從會計師之公司(*Follower*)呈顯著正相

關，顯示若公司選擇跟隨會計師者，多為前四(五)大事務所之會計師。也可以發現高成長性與規較大的公司，委由大型事務所查核者較多。另外，由其它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，除顯示自變數之間共線性疑慮不高外，²²也表示事務所查核任期與會計師個人之查核任期間存有顯著正向關聯。

²²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嚴重。

表 2 敘述統計 (N=6,162)

Panel A														
	mean	sd	min	p25	p50	p75	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>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>AbsDA</i>	0.072	0.076	0.001	0.021	0.048	0.094	0.431							
<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							
Panel B														
	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	-0.027**	-0.105***	0.027**	0.098***	-0.002	0.013	-0.264***	0.184***	1.000				

	(0.696)	(0.034)	(0.000)	(0.037)	(0.000)	(0.903)	(0.309)	(0.000)	(0.000)						
11.SIZE	-0.246***	0.058***	0.173***	0.128***	0.016	0.125***	0.135***	0.020	0.153***	-0.243***	1.000				
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.217)	(0.000)	(0.000)	(0.111)	(0.000)	(0.000)					
12.AbsDA	0.042***	0.002	-0.035***	-0.071***	-0.068***	-0.046***	-0.064***	0.153***	0.141***	-0.014	-0.065***	1.000			
	(0.001)	(0.891)	(0.007)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.260)	(0.000)				
13.Accruals	0.080***	-0.002	-0.040***	-0.086***	-0.063***	-0.042***	-0.059***	0.102***	0.145***	0.009	-0.070***	0.771***	1.000		
	(0.000)	(0.895)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.466)	(0.000)	(0.000)			
14.AGE	-0.130***	-0.186***	0.162***	0.159***	0.062***	0.184***	0.188***	-0.315***	0.016	-0.027**	0.251***	-0.197***	-0.191***	1.000	
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.199)	(0.037)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		

¹上標*、**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：

- 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；
- 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；
- C_Score* : 穩健會計衡量指標，由第(2c)式估算而得；
- SIZE* : 公司規模，年底總資產取常用對數；
- Tenure_firm* : 會計師事務所之查核任期；
- Tenure_cpa* : 主簽與副簽會計師查核任期取長者；
- 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；
- AbsDA* : 裁決性應計數取絕對值；
- Accruals* : 總應計數；
- SPE1* : 以主簽會計師每年每產業查核家數計算市佔率，若為產業專家則為1，反之為0。
- SPE2* : 以副簽會計師每年每產業查核家數計算市佔率，若為產業專家則為1，反之為0。
- AGE* : 公司成立年數。

二、複迴歸結果

(一) 台灣大型會計師事務所與資訊不對稱之關聯

表 3 為大型會計師事務所與資訊不對稱之迴歸結果，針對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，分別檢視不同類型會計師事務所查核簽證對企業下一期 *PIN* 值(第(1)至第(3)欄)與其差異值(第(4)至第(6)欄)之影響，藉此探討由四(五)大事務所查核與更換會計師事務所是否會改變公司資訊不對稱之情形。

由表 3 之第(1)欄可以發現，在四(五)大轉非四(五)大事務所與下一年度之 *PIN* 值呈正相關，顯示當公司由四(五)大轉為非四(五)大之後，審計品質即有下降之趨勢，惟未達統計上的顯著水準；若公司當年由非四(五)大轉四(五)大時，由表 3 第(2)欄可知，*NBTBN* 與 PIN_{t+1} 值呈顯著負相關(係數為-0.030， $p\text{-value}=0.000$)，顯示公司轉由四(五)大會計師事務所查核後，資訊不對稱情形已能有效控制；換言之，台灣四(五)大會計師事務所具有降低資訊不對稱的資訊功能，審計品質較高，顯著支持相對於非大型會計師事務所，台灣四(五)大會計師事務所具有較高的審計品質。另外，表 3 之第(3)欄的實證結果顯示，當公司由前四(五)大事務所轉為其他同屬前四(五)大事務所查核時， PIN_{t+1} 值與 *BNTBN* 呈顯著的負向關係(係數為-0.009， $p\text{-value}=0.003$)，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輪調維持審計品質(Davis et al. 2000；Carey and Simnett 2006)。

其它控制變數方面，本文的實證結果顯示成長機較高之公司，有較高的營運風險與投資報酬波動，因而有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下一期 *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；上述結果已經控制當期的 *PIN* 值、*Mills* 與產業虛擬變數。整體而言，各迴歸模型解釋力皆達 13.6%以上。

另以下一期之 *PIN* 減當期之 *PIN* 計算差異值(ΔPIN_{t+1})作為依變數再次進行檢測，實證結果列示於表 3 之第(4)至第(6)欄。同樣控制當期的 *PIN* 值、*Mills* 與產業虛擬變數後之實證結果，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 PIN_{t+1} 為依變數之迴歸結果一致。

(二) 審計品質與資訊不對稱之關聯

表 4 為審計品質與資訊不對稱之迴歸結果。表 4 結果顯示，公司若由四(五)大查核則能有效降低資訊不對稱，*BigN* 與 *PIN* 呈顯著負相關，會計師事務所之查核任期(*Tenure_firm*)與 *PIN* 值呈顯著正相關，然而會計師任期(*Tenure_cpa*)則與 *PIN* 呈正相關，但未達統計顯著水準；而由於台灣企業多跟隨會計師之特性，發現 *Follower* 與 *PIN* 呈顯著負相關，顯示跟隨會計師而非事務所之企業資訊不對稱較不嚴重。同時發現前期裁決性應計數絕對值愈高，會顯著增加公司資訊不對稱的狀況，然而在主簽與副簽會計師之產業專家之變數上，雖與 *PIN* 呈負相關，但僅主簽會計師產業專家達單尾顯著水準支持。其他控制變數方面，除負債比率呈負相關但未達顯著水準，成長性愈高(*MB*)、前期裁決性應計數絕對值(*AbsDA*)愈高之公司會有較高程度之資訊不對稱，且也發現穩健係數(*C_Score*)能降低企業之資訊不對稱，且各模型解釋力皆達 7%以上。

(三) 額外的測試

1. 納入公司治理變數

企業之公司治理會影響資訊不對稱程度，進而影響投資人的投資意願(張裕任 2008)，本文進一步納入公司治理變數(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)，檢視控制公司治理強度之後，審計品質與資訊不對稱間關係是否產生變動。

高階管理階層異動次數係近年常探討之公司治理變數(Arthaud-Day et al. 2006；Desai et al. 2006；Collins et al. 2009；Srinivasan 2005)，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) 則分別從財務長非自願性離職以及外部董事被撤換探討與盈餘重編之關聯性，亦發現兩者呈正向關係。大量的研究發現高階管理階層異動次數影響經理人薪酬(Kaplan 2008)、企業經營績效(Maury 2006)與投資人保護水準 (DeFond and Hung 2004)，顯示身為公司治理與企業管理核心之高階管理階層異動，對於企業公司治理監督職能產生重大的影響，因此，本文擇取高階

管理階層異動次數(*Top_change*)作為公司治理變數，預期管理階層異動次數愈高，資訊不對稱程度愈大。

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 Ellstrand 1998)。其中，Jensen(1993)認為，若董事長兼任總經理會損及董事會之監管力量，使董事會之監督職能無法正常發揮；Patton and Baker (1987)發現若董事長與總經理為同一人時，其較有可能因為自身之利益而阻礙董事會之政策。是故本文納入董事長是否兼任總經理之虛擬變數(兼任 *Dual*=1；其他為 0)，衡量董事會之職能是否受到影響，作為公司治理變數，預期兼任的情形會增加資訊不對稱。最後，再以股權集中度(*C_shares*)觀察企業內部人持股對於資訊不對稱之影響，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。基此，本文納入上述公司治理變數(高階管理者異動次數 *Top_change*、董事長兼任總理 *Dual* 與內部人持股集中度 *C_share*)形成迴歸式如下：

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

實證結果列示於表 5，相較於表 4 的迴歸結果，除了身為產業專家之主簽會計師降低資訊不對稱的程度，在統計上更顯著之外，其他審計品質相關變數與控制變數皆與表 4 一致。公司治理變數方面，*Top_change* 與 *C_shares* 皆正向影響 *PIN*，顯示高階管理階層異動次數與內部人持股集中程度皆會增加投資人的資訊風險；董事長兼任總經理則與 *PIN* 呈負相關但未達顯著水準。

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(未製表)顯示，*BNTNB* 的樣本在更換前後一年與兩年的 PIN 值顯著增加(p 值皆小於 0.10)，由此可見，轉由非大型事務所查核者，資訊不對稱增加；而 *NBTBN* 的樣本在更換前後一年與兩年的 PIN 值雖然下降，但未達統計上的顯著水準；最後 *BNTBN* 之結果，則顯示大型事務所間之互換，明顯影響企業之資訊不對稱程度(p 值皆小於 0.10)。實證結果大致與表 3 相同。

3. 以產業組合率計算會計師個人的審計專家

Solomon et al. (1999)將產業專家會計師定義為被會計師事務所指定查核特定產業之會計師，其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是有困難的。除了以事務所在特定產業的市場佔有率來衡量(本文之表 4)，本文亦參酌過去文獻提出的產業組合率(Krishnan 2003; Balsam et al. 2003; Neal et al. 2004)計算會計師個人的產業專家。依據 Krishnan (2003)的研究，以某產業專家客戶之銷貨收入總額佔會計師事務所客戶組合的比率計算，其計算公式如下：

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

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，未得到統計上的支持。可能原因為，以產業組合率計算至會計師個人的產業專家在分母之計算上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，以市占率計算之事務所產業專家與資訊不對稱程度呈顯著負相關，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，則與PIN呈正相關但未達顯著水準。控制變數方面，則與表4相當一致。

表 3 大型會計師事務所與資訊不對稱之迴歸結果

$$Next_pin_{i,t} = \alpha + \beta_1 CHANGE_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t+1} + \beta_3 MB_{i,t+1} + \beta_4 LEV_{i,t+1} + \beta_5 AGE_{i,t+1} + \beta_6 Delta_CScore_{i,t+1} + \beta_7 Mills_{it} + \beta_8 IND_{it} + \varepsilon_t$$

		<i>Next pin</i>	<i>Next pin</i>	<i>Next pin</i>	<i>Delta pin</i>	<i>Delta pin</i>	<i>Delta pin</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>BNTNB</i>	+	0.049 (0.207)			0.038 (0.342)		
<i>NBTBN</i>	-		-0.030*** (0.000)			-0.013 (0.357)	
<i>BNTBN</i>	?			-0.009*** (0.003)			-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>Delta_CScore</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>IND</i>					包含		
<i>N</i>		4910	4910	4910	4903	4903	4903
<i>adj. R²</i>		0.136	0.136	0.136	0.151	0.151	0.152

¹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。為節省空間，產業(*IND*)的固定效果項之迴歸係數未列示於表中。變數定義：

- PIN* : 資訊不對稱程度，由第(1)式估算而得；
- Next_pin* : 下一期之*PIN*；
- Delta_pin* : 下一期之*PIN*與當期*PIN*之變動數；
- CHANGE* : 包含*BNTNB*、*NBTBN*與*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；
- 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；
- Delta_CScore* : 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，；
- SIZE* : 公司規模，年底總資產取常用對數；
- AGE* : 公司成立年數；
- Mills* : 以Heckman (1979)提出之兩階段程序計算*Mills*反比例(inverse *Mills* ratio)。

表 4 審計品質與資訊不對稱

$$PIN_{it} = \beta_0 + \beta_1 BigN_{it} + \beta_2 Audit_Tenure_{it} + \beta_3 LagDA_{it} + \beta_4 SPE_{it} + \beta_5 MB_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 AGE_{it} + \beta_9 C_Score_{it} + \beta_{10} Accruals_{it} + \beta_{15} Mills_{it} + \varepsilon_i$$

		PIN			
<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>	?			0.000 (0.420)	0.000 (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>C_Score</i>	—	-0.023*** (0.001)	-0.024*** (0.001)	-0.022*** (0.003)	-0.022*** (0.003)
<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>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)
N		6162	6162	6162	6162
adj. R ²		0.075	0.074	0.076	0.076

¹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：

- 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_firm* : 會計師事務所之任期；
- Tenure_cpa* : 主簽與副簽會計師查核任期取長者；
- Follower* : 若*Tenure_cpa*長於*Tenure_firm*者則為1，反之為0；
- LagDA* : 前期裁決性應計數取絕對值；

<i>SPE1</i>	:	若主簽會計師為產業專家則為1，反之為0；
<i>SPE2</i>	:	若副簽會計師為產業專家則為1，反之為0；
<i>MB</i>	:	期初權益市價除以期初股東權益帳面價值；
<i>LEV</i>	:	負債比率，年底總負債除以總資產；
<i>C_Score</i>	:	穩健會計衡量指標，依第(2c)式的計算方法；
<i>SIZE</i>	:	公司規模，年底總資產取常用對數；
<i>AGE</i>	:	公司成立年數；
<i>Accruals</i>	:	總應計數；
<i>Mills</i>	:	以Heckman (1979)提出之兩階段程序計算Mills反比例(inverse Mills ratio)。

表 5 審計品質與資訊不對稱

$$PIN_{it} = \beta_0 + \beta_1 BigN_{it} + \beta_2 Audit_Tenure_{it} + \beta_3 LagDA_{it} + \beta_4 SPE_{it} + \beta_5 MB_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 AGE_{it} + \beta_9 C_Score_{it} + \beta_{10} Accruals_{it} + \beta_{11} Top_change_{it} + \beta_{12} Dual_{it} + \beta_{13} Mills_{it} + \varepsilon_i$$

		PIN			
<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>	?			0.000 (0.337)	0.000 (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>		6148	6148	6148	6148
<i>adj. R²</i>		0.076	0.076	0.077	0.077

¹ 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：

<i>PIN</i>	:	資訊不對稱程度，由第(1)式估算而得；
<i>BigN</i>	:	虛擬變數，由大型會計師事務所查核則為1，反之為0；
<i>Tenure_firm</i>	:	會計師事務所之任期；
<i>Tenure_cpa</i>	:	主簽與副簽會計師查核任期取較長者；
<i>Follower</i>	:	若 <i>Tenure_cpa</i> 長於 <i>Tenure_firm</i> 者則為1，反之為0；
<i>LagDA</i>	:	前期裁決性應計數取絕對值；
<i>SPE1</i>	:	若主簽會計師為產業專家則為1，反之為0；
<i>SPE2</i>	:	若副簽會計師為產業專家則為1，反之為0；
<i>MB</i>	:	期初權益市價除以期初股東權益帳面價值；
<i>LEV</i>	:	負債比率，年底總負債除以總資產；
<i>C_Score</i>	:	穩健會計衡量指標，依第(2c)式的方法計算；
<i>SIZE</i>	:	公司規模，年底總資產取常用對數；
<i>AGE</i>	:	公司成立年數；
<i>Accruals</i>	:	總應計數；
<i>Mills</i>	:	以Heckman (1979)提出之兩階段程序計算Mills反比例(inverse Mills ratio) ；
<i>Top_change</i>	:	公司近三年更換董事長、總經理與財務長之次數；
<i>C_shares</i>	:	內部人股權集中度；
<i>Dual</i>	:	公司當年度董事長兼任總經理為1，反之為0。

伍、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。採用會計師事務所規模、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，並應用廣泛受到探討與實證的優勢資訊交易機率 (*PIN*) 衡量企業的資訊不對稱程度，用以直接探討審計品質與資訊不對稱的關聯性。實證結果顯示，在台灣的資本市場中，審計品質能降低資訊不對稱。。

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。與過去文獻不同，本文採用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。實證結果證實審計品質確能降低企業的資訊不對稱。本文補充了過去文獻尚未連結的部分，並且提出台灣大型會計師事務所能有效降低資訊不對稱，具有較高的審計品質之實證證據。本文之政策意涵為：各國主管機關關注的審計品質議題，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。

本文的研究貢獻有三：(一)得到審計品質降低資訊不對稱的直接證據。(二)台灣的訴訟風險與歐美國家不同，台灣大型會計師事務所因而較不具有保險功能，大型會計師事務所的審計功能因而受到質疑，然而本文提供了台灣大型會計師事務所具備資訊功能角色的證據。(三)本文提供了 *PIN* 適用於台灣證券交易市場衡量資訊不對稱的增額證據。本文的研究限制為由於 *PIN* 值估算的複雜性以及資料庫提供的年限尚短，實證結果無法涵蓋較長年度。建議未來的研究能多投入 *PIN* 的議題研究，以提供產官學界與投資人更多的實證證據，作為決策的參考。另一方面，本文發現台灣大型會計師事務所間的輪調亦會降低資訊不對稱，但本文討論的議題著重於事務所規模的差異，因此建議後續研究可以針對台灣四大會計師事務所間的審計品質進一步探究。

參考文獻

- 李建然與林秀鳳，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。會計與理論實務研討會。
- 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。台灣大學會計研究所未出版博士論文。
- 陳瑞斌與許崇源，2008，資訊透明度對權益資金成本之影響。東吳經濟商學學報，61 卷 6 期: 67-106.
- 劉嘉雯與王泰昌，2008，會計師任期與審計品質之關連性研究，管理評論，27 卷 4 期，1-28。
- 賴春田，2000，會計師的業務、責任及會計師事務所組織之演變，國立台灣大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 曠文琪與江元慶，2007，兩個教父入獄—誰是下一個? 商業週刊，1041:54-62。
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- Kaplan, S. N. 2008. Are U.S. CEOs overpaid? *The Academy of Management Perspectives*, 22(2): 5-20.
- Maury, B. 2006. Corporate performance, corporate governance and top executive turnover in Finland. *European Financial Management* 12(2): 221-248.
- DeFond, M. L. and M. Hung. 2004. Investor protection and corporate governance: Evidence from worldwide CEO turnover. *Journal of Accounting Research* 42(2): 269-312.
- Patton, A. and J. C. Baker. 1987. Why do not directors rock the boat? *Harvard Business Review*. 65: 10-18.

- Jensen, M. C. 1993. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *Journal of Finance* 48(3): 831-880.
- 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.
- Solomon. I., M. D. Shields. and O. R. Whittington. 1999. What do industry-specialist auditors know? *Journal of Accounting Research* 37(1): 191-208.
- Krishnan, G. V. 2003. Does Big 6 auditor industry expertise constrain earnings management? *Accounting Horizons* 17(Supplement): 1-16.
- Neal, T. L. and R. R. Riley. 2004. Auditor industry specialist research design. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 23(2): 169-177.
- 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.
- Azizkhani, M., G. S. Monroe, and G. Shailer. 2009. The value of Big 4 audits in Australia. Working paper. University of N.S.W.
- 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 & Theory* 22(2): 71-97.
- Balvers, R. J., B. McDonald, and R. E. Miller. 1988. Underpricing of new issues and the choice of auditors as a signal of investment banker reputation. *The Accounting Review* 63 (4): 605-622.
- 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.
- 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: 113-131.
- 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: 323-349.
- Botosan, C., 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.
- Botosan, C., and M. Plumlee. 2007. Are information attributes priced? Working Paper, University of Utah.
- Botosan, C., M. Plumlee, and Y. Xie. 2004. The role of information precision in determining cost-of-equity-capital. *Review of Accounting Studies* 9 (2-3): 197-228.
- 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.
- 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.
- Brown, S., S A. Hillegeist, and K. Lo. 2004. Conference calls and information asymmetry. *Journal of Accounting and Economics*, 37 (3): 343-366.
- Brown, S., S A. Hillegeist, and K. Lo. 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 & Theory* (May): 49-67.
- Caramanis, C., and C. Lennox. 2007. Audit effort and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 45: 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 Review* 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, 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., 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., J. B. Kim, X. Liu, and D. Simunic. 2008. Audit pricing, legal liability regimes, and Big 4 premiums: Theory and cross-country evidence. *Contemporary Accounting Research* 25 (1): 55–99.
- Choi, J. H., and T. J. Wong. 2007. Auditors' governance function and legal environments: An international investigation. *Contemporary Accounting Research* 24 (1): 13–46.
- Chung, K. H., M. Li, and T. H. McInish. 2005. [Information-based trading, price impact of trades, and trade autocorrelation](#). *Journal of Banking & Finance* 29 (7): 1645-1669.
- 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.
- Core, J. 2001. A review of the empirical disclosure literature: discussion. *Journal of Accounting and Economics* 31 (1-3): 441-456.
- 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: 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.
- DeFond, M. L., 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.
- DeFond, M., and M. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (January): 145-176.
- 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.
- Easley, D., and M. O'Hara. 1992. Time and the process of security price adjustment. *Journal of Finance* 47(2), 577-606.
- Easley, D., and M., O'Hara. 2004. Information and the cost of capital. *Journal of Finance* 59 (4): 1553-1583.
- Easley, D., M. O'Hara, and J. Paperman. 1998. Financial analysts and information-based trade. *Journal of Financial Markets* 1: 175-201.
- Easley, D., N. Kiefer, and M. O'Hara. 1997. One day in the life of a very common stock.

Review of Financial Studies 10: 805-835.

- Easley, D., N. Kiefer, M. O'Hara, and J. Paperman. 1996. Liquidity, information, and less-frequently traded stocks. *Journal of Finance* 51(4), 1405-1436.
- Easley, D., N. M. Kiefer, and M. O'Hara. 1996. Cream-skimming or profit-sharing? The curious role of purchased order flow. *Journal of Finance* 51 (3): 811-833.
- Easley, D., R. F. Engle, M. O'Hara., and L. Wu. 2008. Time-varying arrival rates of informed and uninformed trades. *Journal of Financial Econometrics* 6(2): 171-207.
- Easley, D., S. Hvidkjaer, and M. O'Hara. 2002. Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance* 57: 2185-2221.
- Easley, D., S. Hvidkjaer, and M. O'Hara. 2008. Factoring Information into returns. Working Paper. Cornell University.
- 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. 2008. Audit firm size, industry specialization, client size, and cost of capital – information and monitoring effects. Working paper. Syracuse University.
- Firth, M., and A. Smith. 1992. The accuracy of profits forecasts in initial public offering prospectus. *Accounting and Business Research* 22: 239-247.
- Francis, J. R., and E. R. Wilson. 1988. Auditor changes: a joint test of theories relating to agency costs and auditor differentiation. *The Accounting Review* 63 (4): 663-682.
- Francis, J., E. Maydew, and H. Sparks. 1999. The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 18(2): 17-34.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2004. Cost of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4): 967-1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39(2): 295-372
- 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): 157-91.

- 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: 71-105.
- Frankle, R., 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 Accounting 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: 71-100.
- 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.
- 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: 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* (Spring): 177-210.
- Hasbrouck, J., 1991b, "The Summary of Stock Trades: An Econometric Analysis", *Journal of Financial Studies* 46(3), 571-595. 66.
- Wingate, M., 1997. An examination of cultural influence on audit environment. *Research in Accounting Regulation* (Supplement 1): 129-148.
- 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., 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, V. E., I. K. Khurana, and J. K. Reynolds. 2002. Audit-firm tenure and the quality of financial reports. *Contemporary Accounting Research* 19: 637-660.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29(2): 193-228.
- Khan, M., and R. L. Watts. 2009. Estimation and validation of a firm-year measure of conservatism. *Journal of Accounting and Economics* 48: 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.
- Kim, O. and R. Verrecchia. 2001. The relation among disclosure, returns, and trading volume information. *The Accounting Review* 76(4): 633-54.
- 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: 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 & Theory* 15 (1): 53-70.
- Kwon, S. Y., 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.
- Lambert, R., C. Leuz, and R. E. Verrecchia. 2007. Accounting information, disclosure and the cost of capital. *Journal of Accounting Research* 45: 385-420.
- Leuz, C., and R. Verrecchia. 2000. The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research* 38 (Supplement): 91-124.
- Libby, R., and D. M. Frederick. 1990. Experience and the ability to explain audit findings.

Journal of Accounting Research Autumn: 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.
- 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.
- Menon, K., and D. D. Williams. 1991. Auditor credibility and initial public offerings. *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. Richard. 2004. Auditor industry specialist research design. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 23 (September): 169-177.
- Owoso, 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.
- Petersen, M. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22(1), 435-480.
- Piot, C., and F. Missonier-Piera. 2007. Corporate governance, audit quality and the cost of debt financing of French listed companies. Working paper.
- 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.
- 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 (Winter): 693-712.
- Teoh, S. H., and T. J. Wong. 1993. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient. *Accounting Review* 68 (April): 346-366.
- Vander, Bauwhede, 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 Review* 13(3): 501-522.
- 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.