

會計師任期與審計品質認知—股市 投資人的觀點

Audit Partner Tenure and Perceived Audit Quality-Perception from Stock Market Investors

李建然 *Jan-Zan Lee*

國立臺北大學會計系

Department of Accounting,
National Taipei University

陳信吉* *Hsin-Chi Chen*

義守大學會計系

Department of Accounting,
I-Shou University

作者特別感謝匿名評審委員的評論及寶貴意見

*通訊作者：陳信吉

摘要

本研究旨在從股市投資人的角度，探討會計師任期（audit partner tenure）與盈餘反應係數（earnings response coefficients）之間的關聯性，藉此檢視會計師任期對審計品質影響，並評估國內審計準則公報第四十六號建議會計師任期超過 7 年應進行會計師輪調之政策效益。實證結果顯示，整體而言，投資人認為會計師任期愈長，審計品質愈佳。且不論會計師的任期是否超過 7 年，投資人皆認為任期愈長，審計品質愈佳；但當會計師任期超過 7 年以上時，相較於任期前 7 年，會計師任期對審計品質的提升幅度則有遞減的趨勢。從股市投資人觀點，本研究實證結果並不支持國內審計準則公報第四十六號建議，會計師事務所及證券主管於進行會計師事務所品質控管時，應慎考慮會計師所內輪調是否有其必要性。

關鍵詞：會計師任期、盈餘反應係數、審計品質、會計師獨立性、強制輪調

Abstract

Using earnings response coefficients as a proxy for investor perceptions of audit quality (perceived audit quality), we examine the association between audit partner tenure and perceived audit quality and evaluate whether seven-year audit partner rotation requirement specified in the Auditing Standard Bulletin No. 46 is needed. Our empirical evidence reveals that there is a positive relationship between audit partner tenure and perceived audit quality, suggesting that the longer the audit partner tenure the better perceived auditor quality. However, we also find that the positive relationship between audit partner tenure and perceived audit quality became weaker after audit partner tenure exceeds 7 years. Our findings lend support to the notion that long audit partner tenure has no detrimental effect on investor perception of audit quality. This allows policymakers to consider the

necessity of mandatory audit partner rotation from the investor perspective.

Keywords: audit partner tenure, earnings response coefficients (ERC), audit quality, auditor independence, mandatory auditor rotation

壹、前言

本研究旨在以股市投資人的觀點，探討投資人如何看待會計師任期 (audit partner tenure)對審計品質之影響。投資人對審計品質之認知 (perceptions) 則以會計師任期對盈餘反應係數 (earnings response coefficients, ERC) 的影響來衡量。如果投資人認為會計師任期愈長，審計品質愈佳，進而使得盈餘與股價的關聯性愈高 (ERC 愈大)，則會計師任期與 ERC 應呈正相關。反之，如果投資人認為會計師任期愈長，審計品質愈差，進而影響盈餘品質使 ERC 變小，則會計師任期與 ERC 應呈負相關。本研究動機肇因於長久以來，對於會計師任期是否會影響審計品質的爭論 (Mautz & Sharaf, 1961; AICPA, 1978; SEC, 1994; Arrunada & Paz-Ares, 1997)，尤其自安隆案 (Enron) 以來，連續發生的會計醜聞，使得會計師的獨立性備受質疑，因而使得此一議題再度受到重視。許多國家（包括台灣）的證券主管機關，因而直接立法規範會計師輪調。然而會計師輪調是否能增加會計師的獨立性或審計品質，各方爭論不一，定論為何，實有賴多方面的實證證據加以評估。

雖然各國證券市場主管機構傾向於藉由會計師輪調強化會計師之獨立性（或審計品質），但在作法上則有不同的方式。在美國，受到安隆案等會計醜聞的影響，原擬強制規定受查公司被同一會計師事務所查核 5 年後，必須更換會計師事務所（後文簡稱所間輪調）。然因所間輪調影響層面太大，且多數實證證據顯示強制所間輪調並無法提昇會計師的審計品質，因此目前朝向強制所間輪調之政策方向已作罷。同樣地；受到安隆案的影響，台灣證券交易所於民國 92 年 4 月 4 日修改「台灣證券交易所股份有限公司審閱上市公司財務報告作業程序」，規定 92 年度起，上市（櫃）公司若連續 5 年財務報告都由相同會計師查核簽證，將列為財務報告實質審閱必選的對象（即兩名簽證會計師的

任期都超過 5 年，則列為實質審閱的對象，若僅有 1 名簽證會計師的任期超過 5 年，尚不須列為實質審閱的對象）；而自 93 年度上半年度財務報告開始，只要兩名聯合簽證會計師其中一位連續查核簽證 5 年，即列為財務報告實質審閱的對象¹。而自 97 年 12 月 16 日我國發布審計準則公報第四十六號「會計師事務所之品質管制」（98 年 7 月 1 起實施），其中第六十八條規定：「熟悉度之影響與上市（櫃）公司財務報表之查核案件尤其相關。對此類查核案件，主辦會計師應於一定期間（通常不超過七年）後輪調，且至少須間隔一定期間（通常不短於二年）方得回任」，即建議查核上市（櫃）公司之會計師每 7 年即應進行會計師輪調²，為配合第四十六號公報的實施，台灣證券交易所隨即取消 5 年須進行會計師輪調之規定。換言之，台灣自 98 年度起，實質上已規定受查公司被相同會計師查核滿 7 年，即必須更換會計師（非更換會計師事務所，後文簡稱所內輪調）。

所間輪調是否能提昇會計師之獨立性或審計品質，在理論上雖有正反兩面的意見，但實證上，除了 Davis et al. (2002) 的實證結果外，不論是從「實質審計品質」的觀點 (Petty & Cuganesan, 1996; Bell et al., 1997; Johnson et al., 2002; Myers et al., 2003) 或者是「形式審計品質」³的觀點 (Mansi et al., 2004; Ghosh & Moon, 2005)，實證證據皆無法支持會計師任期愈長，對審計品質有不利的影響。至於所內輪調對審計品質的影響，雖在歐美各國已行之有年⁴，

¹ 原修正之條文，本規定自 92 年度開始，2 名聯合簽證的會計師，其連續簽證的任期，均不得超過 5 年，但在 91 年度時，許多上市公司 2 名聯合簽證的會計師，其任期均已超過 5 年，若在 92 年度馬上實施，對會計師事務所的業務衝擊過大，尤其是對小型事務所而言，其具簽證資格的會計師人數不足，影響最大，因此證券主管機關將 92 年度視為實施輪調政策的過渡期間，僅要求其中 1 名簽證會計師輪調，但自 93 年度起，2 名簽證會計師的任期均不得超過 5 年。

² 審計準則公報第四十六號第二十條第二款亦規定：「對上市（櫃）公司財務報表之查核案件，如主辦會計師承辦期間已達會計師職業道德規範或法令所規定之期限，應予輪調。」

³ 所謂「實質審計品質」係指會計師在實際上及心態上，應具備之專業能力及獨立性；而所謂「形式審計品質」則指由投資人的角度，相信會計師具有專業能力及獨立性。「實質審計品質」無法為投資人所觀察，文獻上多以裁決性應計數金額大小，來衡量「實質審計品質」，主因為裁決性應計數最後認列的金額，取決於會計師與公司的協商，當會計師「實質審計品質」愈佳，公司的裁決性應計數應愈低，代表會計師愈能抑制管理當局盈餘管理行為。而「形式審計品質」之衡量，則是由 ERC、對財務分析師決策及評等機構決策之影響來判斷。以本文而言，即是觀察會計師任期對 ERC 的影響，藉以檢視股市投資人對會計師任期是否會影響審計品質的認知。

⁴ 美國自 1970 年 AICPA Practice Section 即要求所內會計師，每隔 7 年輪調一次，但

但礙於歐美審計實務，其查核報告僅以會計師事務所名義出具，查核會計師姓名並不會出現在報告上，因此相關研究並不多見。而現行所內輪調的國外文獻中，亦多未發現會計師任期的長短會影響裁決性應計數的高低 (Carey & Simnett, 2006; Manry et al., 2008)。

雖然美國相關文獻在所間輪調對審計品質影響的議題上幾有定論，但我國所關心的議題則是所內輪調對審計品質的影響，然而這方面的實證證據卻相當有限。此外；審計品質的影響因素，會隨著各國的環境而有所差異，其他國家的實證結果不一定能代表台灣的實際情形，尤其是制度面及組織文化的差異，對會計師的行為及實務面有重大的影響。如反對強制輪調者係基於美國有沉重的法律責任及聲譽效果的外部機制，得以促使會計師嚴守獨立性，降低任期對獨立性可能造成的負面影響，若是實施強制輪調只是徒增審計成本，甚至傷害會計師發現財務報表重大誤述的能力。在台灣，會計師的法律責任遠不如美國，法律責任是否足以抑制任期可能對獨立性所造成的負面影響，則不得而知。其次，賴春田 (2000) 指出國內事務所之結構類似計程車行靠行式之組織型態，對會計師之訴訟，係針對簽證會計師為主，而非會計師事務所整體。在此情況下，會計師個人審計失敗，對事務所整體聲譽損害的成本亦遠低於美國 (李建然、陳政芳，2004)。因此，實有必要針對國內環境，釐清會計師任期對審計品質之影響。最後，所內輪調與所間輪調的差異，將影響到會計師任期的定義，因此仍需針對台灣自身的情況提供實證證據，藉以評估我國強制所內輪調的政策是否適當。

我國審計實務在查核報告上，除了簽具事務所名稱外，尚須簽具會計師姓名，故台灣自民國 92 年實施所內輪調以來，國內學者便利用查核報告所簽具的會計師姓名，探討會計師任期對審計品質的影響，藉以評估所內輪調是否真能提升審計品質。然而，目前之研究多以「實質審計品質」的觀點，來探討會計師任期與審計品質之關聯性 (Chen et al., 2008; Chi et al., 2009; 李建然、林秀鳳，2005)，較少文獻從「形式審計品質」的觀點，探討此一政策之適當性。本研究與目前文獻最大之差異在於本文係從投資人的觀點，探討投資人如何看待

自沙氏法案(Sarbanes-Oxley Act)公佈後，要求會計師不得連續簽證同一家公司超過 5 年。英國自 2003 年 1 月起，財政部的 Trade & Industry 部門要求會計師連續簽證同一家公司不得超過 5 年。歐盟國家則要求不得超過 7 年。在採用國際審計準則的 80 多個國家，亦遵循其規範，要求同一會計師連續簽證行為不得超過 7 年。澳洲於 1996 年要求會計師連續簽證行為不得超過 7 年，在 2001 年更新為不得超過 5 年。

待會計師任期對審計品質的影響，並進一步檢視目前審計準則建議每 7 年的會計師輪調制度是否真能提升會計師之形式審計品質。

強調資本市場投資人對會計師獨立性及審計品質認知的重要性，主因在於審計的價值最終仍須經過投資人的認同，若審計品質及審計人員的獨立性不為投資人所認同，審計市場將不存在 (Shockley, 1981; Dopuch et al., 2003)。其次，投資人必須依賴財務報表數字評估公司價值，而財務報表係經由獨立審計人員進行查核，以偵測財務報表是否存在重大的誤述。若市場認為審計人員的獨立性及審計品質，會增加投資人對財務報表數字的信心，將有助於投資人的決策。此與美國財務會計準則委員會 (FASB) 所發佈之財務會計觀念性公報第一號 (SFAC No. 1) (FASB, 1978) 及美國會計師公會 (AICPA) 所發布之相關準則（包括職業道德）一致。SFAC No. 1 指出「財務報表由獨立之會計師查核，其目的在提升投資人對財務報表可靠性的信心」。投資人的信心必需建立在良好的審計品質之上，而良好的審計品質則須基於會計師的兩個核心價值—專業能力 (competence) 及獨立性 (independence) (DeAngelo, 1981a)。但礙於會計師的專業能力及獨立性無法為投資人直接觀察，因此探討「形式」的獨立性與「實質」的獨立性同等重要。前任 AICPA 主席 Elliott (2000) 甚至指出「AICPA 相信，形式獨立性及專業性在資本市場上，對財務報表及查核報告的信心建立，扮演非常重要的角色，所有會員的審計工作係基於他們的聲譽，而聲譽則受到形式專業能力及獨立性的重大影響」。

由於投資人必須依賴財務報表數字評估公司價值，但投資人卻無法直接觀察審計品質，其對審計品質的認知，僅能從其對財務報表的信任程度反映出來。而投資人對財務報表的信任程度，可由 ERC 加以判斷，故由會計師任期對 ERC 的影響，可推測出投資人如何看待會計師任期對審計品質的影響。以往研究 (Holthausen & Verrecchia, 1988; Teoh & Wong, 1993; Schipper & Vincent, 2003) 即指出，高盈餘品質會有較高的 ERC，若投資人認為會計師任期愈長，有助於審計品質，則會加強盈餘資訊反應在股價的程度，使得 ERC 會愈高。反之，如果投資人認為會計師任期愈長，不利於審計品質，則 ERC 會變小。

本研究仿照現有文獻的作法 (Teoh & Wong, 1993; Schipper & Vincent, 2003; Ghosh & Moon, 2005)，針對國內所內輪調的規範，定義會計師任期，並以會計師任期對 ERC 的影響，衡量股市投資人所認知的審計品質，藉以探討

會計師任期與審計品質的關聯性⁵。本研究除了彌補國內文獻在此一方面的缺漏外，亦可提供若干參考資料，藉以評估國內現行規範的合理性。此外；本研究的另一特點為以追蹤型資料（panel data）及相關之計量模型進行分析。誠如李建然、林秀鳳（2005）所述，國內外所謂會計師輪調的立法旨意，主要是認為對同一審計客戶而言，審計品質會隨著會計師任期的延長而逐漸惡化。其所關切之焦點為探討同一會計師連續簽證行為，應以追蹤型資料及相關之計量模型進行分析較為合理⁶，與現行文獻（Chi et al., 2009）⁷以 2004 年須強制輪調之公司與配對公司（無須強制輪調之公司、自願輪調之公司以及強制輪調公司的前一年度資料等三組配對樣本）為樣本之橫剖面資料（cross-sectional data），檢視其間兩組公司之 ERC 是否有差異之研究設計有所不同。以橫剖面資料進行分析，嚴格而言，較無法回答同一審計客戶之審計品質隨著會計師任期延長的變化，且亦無法回答若會計師任期由 5 年輪調改為 7 年輪調，其政策的影響性。

實證結果顯示，整體而言，從股市投資人的角度支持會計師任期愈長，審計品質愈佳；平均而言，股市投資人認為任期超過 7 年（含）的審計品質優於任期前 6 年的審計品質。此外，實證結果亦顯示，不論是以 5 年或者是以 7 年為主的輪調政策，均無法支持會計師任期愈長，審計品質愈差的現象。因此，從股市投資人的觀點，本研究並未支持國內現今建議實施所內輪調的立法旨意，會計師事務所及證券主管應多考慮強制性輪調是否有其必要性。

⁵ 由於國內財務分析師、債信及股票評等之制度不似美國健全，故無法從財務分析師、債信及股票評機構的角度，測試其對會計師任期對審計品影響之認知（Ghosh & Moon, 2005）。

⁶ 會計師任期與審計品質所關心的重點為，就某一特定公司而言，任期愈長，審計品質是否愈差（或愈好）。基本上，此為時間序列資料；但我們關心對象卻不是只有一家公司，而是許多公司。因此，要回答此一問題，應對由許多公司時間序列資料所構成的資料進行分析較為合理。

⁷ Chi et al. (2009) 以 2004 年的上市櫃公司橫斷面資料，分析台灣實施強制性會計師輪調對實質審計品質及形式審計品質的影響。該文主要比較強制性輪調公司與沒有輪調的公司（以 2004 年的資料為樣本）、強制輪調公司與自願性輪調公司（強制性輪調取自 2004 年，自願性輪調則取自 1999 年至 2002 年的配對公司）、同一公司強制輪調後與輪調前（2004 年與 2003 年）審計品質的比較，該文所強調的是強制「更換」會計師的效果而非「任期」對審計品質的影響。其次；該研究的研究設計係採橫斷面的資料分析，且其樣本係由配對方式產生，而非針對所有樣本，較不適合於本研究主題，且若採橫斷面資料分析，恐會產生同一公司新任會計師第 1 年與卸任會計師第 4 年的任期作比較的情形，對本研究議題而言，並不適合。

本文其餘結構如下：第貳節說明研究假說、研究方法及變數衡量；第參節說明樣本選取及資料來源；第肆節彙總實證結果及分析；最後，第伍節則為結論。

貳、研究假說、研究方法及變數衡量

一、研究假說

依據 DeAngelo (1981b) 及 Watts & Zimmerman (1983) 的定義，審計品質係指會計師是否可以發現及真實報導財務報告誤述的聯合機率分配，前者受會計師專業能力 (competence) 的影響，後者則受會計師是否能夠維持審計獨立性 (independence) 而定。而會計師任期與審計品質的關係，長久以來即有正反兩面的看法，支持會計師任期愈長對審計品質有負面影響的學者認為，當會計師任期愈長，愈有可能與客戶建立私人情誼（即審計四十六號公報第六十四條所稱之熟悉度），而在重要財務報導的決策與管理當局妥協，使獨立性及客觀性遞減，進而影響審計品質 (Mautz & Sharaf, 1961; AICPA, 1978; Farmer et al., 1987; SEC, 1994; Brody & Moscove, 1998; Ryan et al., 2001)。

至於支持會計師任期對審計品質有正面影響的學者則認為，沈重的會計師法律責任及聲譽成本，即足以抑制熟悉度對會計師獨立性的傷害，反而是隨著會計師任期的增長，其對特定客戶的營業特質、資訊系統、風險及內部控制愈瞭解，因此可加強其專業能力（發現財務報告誤述的能力），增加發現財務報告誤述的機率，因而認為會計師任期對審計品質有正面的影響 (AICPA, 1992; Petty & Cuganesan, 1996; Bell et al., 1997; Johnson et al., 2002; Myers et al., 2003; Ghosh & Moon, 2005; Chen et al., 2008; 李建然、林秀鳳，2005)⁸。

本研究的主要目的，在於從股市投資人的觀點，衡量會計師任期對 ERC 的影響，藉此瞭解投資人所認知的會計師任期與審計品質之間的關聯性。若股市投資人認為會計師任期愈長審計品質愈佳，則隨著會計師任期的增長，盈餘

⁸ 本文在研究假說的推論中，並不引用 low balling 的觀點，主要原因為本研究探討的主題為所內輪調而非所間輪調。low balling 的理論，較適合運用於所間輪調的情形 (DeAngelo, 1981b; Summer, 1988; Dye, 1991)。

反應係數會逐漸增加；若認為會計師任期愈長審計品質愈差，會計師任期將會弱化盈餘反應係數。由於文獻上對於此兩者之間的關聯性存在不同的看法，因此本研究不預期會計師任期對盈餘反應係數之影響方向，僅探討兩者之間是否有所關聯，並藉此推論會計師的任期對股市投資人所認知審計品質的影響。故建立本研究假說如下：

H_a：會計師任期與投資人所認知的審計品質有關。

二、研究方法、實證模式及變數衡量

在衡量股市投資人的認知上，過去文獻經常以估計股票報酬/會計盈餘迴歸式中之盈餘反應係數(ERC)，衡量投資人對盈餘品質的認知 (Warfield et al., 1995; Schipper & Vincent, 2003)。根據 Holthausen & Verrecchia (1988) 之模型推導，盈餘反應係數的大小，取決於盈餘品質的高低，當盈餘所含的雜訊愈少，則盈餘反應係數愈高；此外，過去的相關研究也發現，投資人對較高品質的盈餘，願意付出較高的「溢酬」（premium）。本研究模型主要參照以往 ERC 的文獻 (Collins & Kothari, 1989; Ghosh & Moon, 2005) 的研究主題，透過檢驗會計師任期對 ERC 的影響，探討投資人如何看待會計師任期與審計品質的之間的關聯性。然為增加股票報酬/會計盈餘迴歸模型設定的正確性，參考以往文獻 (Dhaliwal & Reynolds, 1994; Warfield et al., 1995; Gelb & Zarowin, 2002)，加入適當的控制變數，設立迴歸模型如下：

$$\begin{aligned} SCAR15_{it} = & C_i + \beta_1 TENURE_{it} * UE_{it} + \beta_2 UE_{it} + \beta_3 TENURE_{it} + \beta_4 UE * FIRMAGE_{it} \\ & + \beta_5 UE * BIG5_{it} + \beta_6 UE * GW_{it} + \beta_7 UE * EP_{it} + \beta_8 UE * BETA_{it} \\ & + \beta_9 UE * SIZE_{it} + \beta_{10} UE * LEV_{it} + \beta_{11} FIRMAGE_{it} + \beta_{12} BIG5_{it} + \beta_{13} GW_{it} \\ & + \beta_{14} EP_{it} + \beta_{15} BETA_{it} + \beta_{16} SIZE_{it} + \beta_{17} LEV_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

應變數為 15 個月的標準化累計異常報酬 (SCAR15_{it})，即 *i* 公司 *t* 年累計 15 個月 (*t* 年 1 月至 *t*+1 年 3 月) 之標準化 (standardized) 異常報酬⁹，累計

⁹ 由於各公司股價的變異性並不一樣，如以未標準化之累計報酬率作為應變數進行迴歸分析，可能會有變異數不齊一 (Heteroscedasticity) 的問題，Stickel (1985) 及 Mikkelsen & Partch (1985) 均認為將各公司異常報酬率先以其股票報酬率的標準差平減，即標準化異常報酬率 (詳細計算方式，請參閱 Pattel (1976))，將所有個別證券異常報酬率的分配，皆轉換為單一標準常態分配(unit normal distribution)，可有效

異常報酬係以市場模式（market model）加以估計¹⁰。選擇 15 個月標準化累計異常報酬之原因，係因公司盈餘的資訊於次年陸續公告，因此將計算標準化累計異常報酬的期間由 12 個月拉長向後延伸，試圖捕捉續後公司針對前一年度盈餘公告的市場的反應，雖然依目前之規定經會計師查核的盈餘資料最晚須在 4 月底前公告，但實務上公司前 1 年度之盈餘，市場多於次年 3 月底即已知曉，且 4 月份股價的資訊，會受公司宣告次年第 1 季的盈餘資訊的干擾，因此本研究主要採 15 個月的標準化累計異常報酬（SCAR15）作為應變數，但為求穩健起見，在實證中亦將列示 ERC 文獻常用的另 2 種標準化累計異常報酬，分別為自 t 年 1 月至 12 月的標準化累計異常報酬（SCAR12），以及自 t 年 4 月至 $t+1$ 年 3 月的標準化累計異常報酬（SCAR12 from Apr）的實證結果¹¹。

未預期盈餘（ UE_{it} ），為 i 公司 t 年之未預期盈餘，為 t 年度的繼續營業部門淨利扣除 $t-1$ 年度的繼續營業部門淨利，再除以 t 年年初普通股市值。實驗變數，會計師任期（ $TENURE_{it}$ ）為 i 公司在 t 年時，會計師之任期年數。根據我國的規範，採所內輪調的定義，意指以現任一組（兩位）會計師為衡量基礎，取兩會計師任期較長者衡量之，只要前後兩年任一位會計師連續簽證，即視為任期之延續，予以累積任期。然而研究樣本中，有的會計師在被更換 1 年或 2 年後，又調回查核該公司，因此本文在敏感性測試 3 中，採用另一種會計師任期的計算方法，即回任的會計師，其第 1 年的查核，視為上次查核年限的延續，不再從頭起算。

其他控制變說明如下：上市年限（ $FIRMAGE$ ），指公司上市的年數，加入 $FIRMAGE$ 主要係考量上市較久的公司，資訊不對稱的程度較小，會有較高的 ERC (Ghosh & Moon, 2005)。是否由 5 (或 4) 大會計師事務所查核 ($BIG5$)，為虛擬變數，若是由 5 (或 4) 大會計師事務所查核，設為 1，其餘設為 0；文獻指出，5 (或 4) 大會計師事務所查核的財務報表，有較高的查核品質，故其 ERC 會較高 (Teoh & Wong, 1993; Becker et al., 1998)。成長機會

¹⁰ 提升模式的效率。故本研究將以標準化之累計報酬率作為迴歸分析模型之應變數。

¹¹ 估計期為當年前 60 個月，若不足 60 個月，則以實際月數為估計期，但最少應有 24 個月。

¹¹ 此外，由於台灣上市公司經會計師查核的年度財務報告應在次年的 4 月底之前公告，且四月底須公告第一季季報表，導致有些公司前一年度年度盈餘公告與當年度季度盈餘公告皆發生於四月份，此一現象可能會干擾實證結果。為克服此一可能之影響，本研究進一步剔除 4 月份才公告年報的樣本公司（共剔除 222 個觀測值），重複本研究之分析，其實證結論並未改變，為節省篇幅，不另編表表達。

(*GW*)，以公司期末股東權益市值加上總負債面值再以總資產帳面價值衡量之，公司成長機會影響未來的現金流量，因此會影響 *ERC*，未來成長機會愈高，未來現金流量愈大，*ERC* 亦愈高 (Collins & Kothari, 1989)。盈餘持續性 (*EP*)，以本益比的倒數衡量，若該比率愈低 (即本益比高)，表示目前的盈餘水準被低估，所反映的盈餘多為暫時性的盈餘，*ERC* 會較小 (Beaver & Morse, 1978; Gelb & Zarowin, 2002)。系統風險 (*BETA*)，以過去 24-60 個月的月報酬資料計算；系統風險為決定公司預期報酬的重要因素，當風險愈高，市場要求的報酬率亦愈高 (即折現率)，其未來現金股利的折現值愈小，因此與 *ERC* 呈負相關 (Collins & Kothari, 1989; Lipe, 1990)。公司規模 (*SIZE*)，以公司的期末權益市值取自然對數；*SIZE* 主要係考量政治成本，大公司會藉由利用會計選擇來降低其政治成本，影響盈餘品質；但另一方面，Atiase (1987) 認為市場生產及傳遞揭露資訊的數量與公司規模成正比；Freeman (1987) 則認為規模大的企業，其未預期盈餘的衡量較精確，相較於小公司有較小的衡量誤差，因此推論公司規模與 *ERC* 有關，但不預期其方向。負債比率 (*LEV*)，以總負債除以總資產，考量負債比率係基於契約理論，認為高負債公司會藉由會計選擇來降低違反負債合約的風險 (DeFond & Jiambalvo, 1994)，較易操縱損益，其 *ERC* 應較小。

根據本研究假說之預期，若投資人的認知為會計師任期愈長，審計品質愈差，則模型中 *TENURE*UE* 之係數應顯著為負；反之，若投資人的認知為會計師任期愈長，審計品質愈佳，則 *TENURE*UE* 係數應顯著為正。

最後，誠如前言中提及，本文的研究主題為對同一受查公司而言，審計品質會隨會計師任期的延長而惡化或改善，所關切之焦點為會計師連續簽證行為。然而觀察的對象又有許多個別公司，資料型態同時有橫斷面的資料與時間序列的資料，且橫斷面的公司家數又大於縱向的年度數，因此宜以追蹤型資料 (panel data) 加以分析，故上述之迴歸模式，將視資料的特性，以 Hausman test 決定採用固定效果 (fixed effect) 或隨機效果 (random effect) 回歸模式進行估計，以控制個別公司效果 (firm effect)。

參、樣本選取與資料來源

本研究的資料皆取自台灣經濟新報社（Taiwan Economic Journal, TEJ）之資料庫，研究期間為 82 年至 91 年。僅選取至 91 年度的原因為主管機關規定，自 92 年度上半年度財務報告開始，只要兩名聯合簽證會計師其中一位連續查核簽證 5 年，即列為財務報告實質審閱的對象。亦即自 92 年之後，所內輪調為強制性的規定，將迫使每 4 年（在審計準則第四十六號公布後，已更正為 7 年）必須強制所內會計師輪調，本研究若包含 91 年度以後期間，將無法觀察會計師審計品質與較長任期（超過 4 年）間的關聯性，為避免強制規範對本研究結論的影響，故研究期間至 91 年止。樣本選取原則及篩選標準如下：樣本公司財務資料取自上市財務（累計）——一般產業資料庫，若該公司有編製合併報表，則以合併報表之資料為主。樣本未包含金融保險業（產業代碼 25 與 58）及國營企業，因其相關政策及會計制度須遵照相關法規辦理，與其他產業有所不同；而管理類股票，其公司財務狀況多不健全，為避免影響分析，亦不包含於樣本中。除此之外，亦刪除其他產業（代碼 83 與 99）、綜合業（代碼 98）及非曆年制公司，最後刪除資料不全之觀察值及對於各變數落於 1% 及 99% 分位之外的觀測值進行 winsorize。依上述之標準選取樣本，整體樣本共有 405 家公司，2,326 個公司/年觀測值（文後簡稱全樣本）。

由於全樣本為一包含多年的大樣本，為避免會計師更換與盈餘品質間存在自我選擇的問題而干擾研究結果（即低盈餘品質的公司，可能常被高品質的會計師所拒絕，或為購買審計意見，而常更換會計師，導致會計師任期與 ERC 呈負相關），本研究另參考 Ghosh & Moon (2005) 及 Myers et al. (2003) 的研究¹²，剔除會計師任期未滿 5 年的公司，以較長任期的公司為研究對象，形成另一限制樣本（共有 264 家公司，2,068 個觀測值）進行分析，以避免此一自我選擇的問題干擾研究結果。

¹² Ghosh & Moon (2005) 在文中指出，公司常更換會計師可能是為了購買審計意見 (opinion shopping)，或會計師較偏向保守的會計政策 (DeFond & Subramanyam, 1998)。此外；亦有可能是因為客戶本身對審計需求改變而更換會計師，這些情形多在會計師任期較短的受查公司發生。

肆、實證結果

一、敘述統計量

表一 Panel A 及 Panel B 分別列示全樣本及限制樣本的敘述統計量，在全樣本及限制樣本中，會計師任期的平均數（中位數）為 9.089 (9) 年及 9.28 (9) 年；其平均（中位數）上市年限，則分別為 11.545 (8) 年及 12.518 (9) 年。在全樣本及限制樣本 15 個月的標準化累計異常報酬 (SCAR15_{it}) 的平均數（中位數）分別為 0.009 (-0.001) 及 0.007 (-0.001)。此外，而以期初市值平減的未預期盈餘，全樣本及限制樣本的平均數（中位數）均為 0.014 (0.002)，其餘控制變數在兩樣本中差異不大。

表二列示全樣本各變數之 Pearson 相關係數¹³。SCAR15 與 UE 及 LEV 呈顯著正相關，與 GW、BETA、EP 及 SIZE 呈顯著負相關。整體而言，各自變數之的相關係數並不高，多在 0.1 以下，僅有 SIZE 與 GW 的相關係數為 0.513、SIZE 與 EP 的相關係數 0.371、GW 與 LEV 的相關係數 -0.305 及 SIZE 與 BETA 的相關係數為 0.224 較高。此外，本研究進行複迴歸分析時，另輔以 VIF (variation inflation factor) 檢定自變數間之共線性，其 VIF 皆小於 10，整體而言，自變數共線性的情形並不嚴重。

二、多元迴歸模型估計結果

本小節將彙總全樣本及限制樣本，有關會計師任期與盈餘反應係數間關聯性複迴歸分析的結果。本文首先以 Hausman test 測試兩樣本之資料特徵，究竟較適用固定效果或隨機效果迴歸模型進行估計。結果顯示，樣本特性較適合以固定效果模型進行分析，因此以下實證結果皆以固定效果迴歸模型所估計的結果作呈現。茲將全樣本與限制樣本，應變數分別為累計 15 個月(SCAR15)、自 t 年 1 月累計至 t 年 12 月(SCAR12)、以及自 t 年 4 月累計至 t+1 年 3 月(SCAR12 from Apr) 之標準化累計異常報酬的實證結果彙整於表三。

¹³ 受限樣本之 Pearson 相關係數與全樣本類似，限於篇幅，故予以省略。

表一 敘述性統計量

Panel A : 全樣本 (N=2,326)

變數 ^a	平均數	標準差	p1	p25	中位數	p75	p99
SCAR15 _{it}	0.009	0.058	-0.102	-0.030	-0.001	0.038	0.187
UE	0.014	0.140	-0.446	-0.025	0.002	0.033	0.750
TENURE	9.089	4.587	1.000	5.000	9.000	12.000	20.000
FIRMAGE	11.545	9.295	2.000	5.000	8.000	15.000	38.000
BIG5	0.728	0.445	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
GW	1.430	0.746	0.565	0.877	1.231	1.741	4.194
EP	-0.023	0.229	-1.483	0.001	0.033	0.060	0.165
BETA	0.853	0.339	0.114	0.629	0.816	1.046	1.791
SIZE	15.582	1.371	12.567	14.672	15.528	16.388	19.213
LEV	0.426	0.152	0.106	0.314	0.431	0.532	0.774

Panel B : 限制樣本^b (N=2,068)

SCAR15 _{it}	0.007	0.055	-0.102	-0.030	-0.001	0.035	0.170
UE	0.014	0.140	-0.446	-0.025	0.002	0.032	0.724
TENURE	9.280	4.661	1.000	5.000	9.000	13.000	20.000
FIRMAGE	12.518	9.357	3.000	6.000	9.000	18.000	38.000
BIG5	0.712	0.453	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
GW	1.450	0.756	0.565	0.880	1.251	1.774	4.194
EP	-0.025	0.227	-1.483	-0.001	0.030	0.056	0.165
BETA	0.844	0.315	0.150	0.640	0.813	1.027	1.707
SIZE	15.666	1.348	12.641	14.776	15.589	16.445	19.217
LEV	0.426	0.152	0.111	0.314	0.430	0.532	0.772

^a : SCAR15_{it}: 15 個月標準化累計異常報酬; UE: 未預期盈餘, 本年度繼續營業部門淨利減去年度繼續營業部門淨利再以期初股票市值平減; TENURE: 會計師任期, 以 2 位聯合簽證會計師, 取其連續簽證年數較長者; FIRMAGE: 公司的上市年數; BIG5: 會計師是否為 5 大事務所之虛擬變數,若是則為 1, 否則為 0; GW: 成長機會, 以期末權益市值加上期末負債面值再除以期末總資產; EP: 益本比, 盈餘除以期末權益市值; BETA: 公司風險係數; SIZE: 期末市值取自然對數; LEV: 期末總負債除以期末總資產。

^b : 限制樣本為每家公司至少要有會計師連續簽證 5 個年度的資料。

表二 相關係數矩陣^b

變數 ^a	SCA R15	UE	TEN URE	FIRM AGE	BIG5	GW	EP	BETA	SIZE
UE	0.275 (<0.001)								
TEN URE	-0.013 (0.536)	-0.065 (0.002)							
FIRM AGE	0.034 (0.102)	-0.006 (0.770)	0.094 (<0.001)						
BIG5	-0.035 (0.089)	0.001 (0.978)	-0.051 (0.014)	-0.002 (0.923)					
GW	-0.144 (<0.001)	0.002 (0.94)	-0.055 (0.009)	-0.065 (0.002)	-0.019 (0.355)				
EP	-0.121 (<0.001)	0.096 (<0.001)	0.1031 (<0.001)	-0.026 (0.209)	0.003 (0.9)	0.208 (<0.001)			
BETA	-0.142 (<0.001)	0.033 (0.112)	-0.049 (0.017)	0.024 (0.25)	0.103 (<0.001)	0.145 (<0.001)	-0.053 (0.01)		
SIZE	-0.215 (<0.001)	-0.073 (<0.001)	0.091 (<0.001)	0.197 (<0.001)	0.095 (<0.001)	0.513 (<0.001)	0.371 (<0.001)	0.224 (<0.001)	
LEV	0.122 (<0.001)	0.063 (0.003)	-0.023 (0.262)	0.118 (<0.001)	0.027 (0.202)	-0.305 (<0.001)	-0.341 (<0.001)	0.068 (0.001)	-0.088 (<0.001)

^a : SCAR15_{it}: 15 個月標準化累計異常報酬; UE: 未預期盈餘, 本年度繼續營業部門淨利減去年度繼續營業部門淨利再以期初股票市值平減; TENURE: 會計師任期, 以 2 位聯合簽證會計師, 取其連續簽證年數較長者; FIRMAGE: 公司上市年數; BIG5: 會計師是否為五大事務所之虛擬變數,若是則為 1, 否則為 0; GW: 成長機會, 以期末權益市值加上期末負債面值再除以期末總資產; EP: 益本比, 盈餘除以期末權益市值; BETA: 公司風險係數; SIZE: 期末市值取自然對數; LEV: 期末總負債除以期末總資產。

^b : *表示 5%的顯著水準；**表示 1%的顯著水準。

表三顯示，不論是全樣本或限制樣本，未預期盈餘（UE）之係數與 ERC 相關之文獻一致，皆呈顯著正相關（p-value 皆小於 5%）。依本研究假說之預期，若投資人的認知為會計師任期愈長，審計品質愈差，則 TENURE*UE 係數應顯著為負；反之，若投資人的認知為會計師任期愈長，審計品質愈佳，則 TENURE*UE 係數應顯著為正。從表三之結果可知，不論是在全樣本或限制樣本，且不論是以何種期間衡量（SCAR15、SCAR12 以及 SCAR12 from Apr）

標準化累計異常報酬，TENURE*UE 之係數皆顯著為正，且至少達 5%的顯著水準。由此可初步推論，股市投資人在會計師任期對審計品質影響的認知上，傾向於認為會計師任期愈長，審計品質愈佳。

此外；誠如前述，目前審計準則公報第四十六號建議，查核上市（櫃）公司之會計師每 7 年即應進行會計師輪調，暗示會計師任期超過 7 年，對審計品質將有不利影響。為測試投資人是否如主管機關所推測，本研究另設立虛擬變數，ROTA，取代 TENURE，若同一組會計師查核該公司連續超過 7 年（含第 7 年），則設為 1，否則為 0，再進行如同表三之檢測。如果審計準則公報第四十六號之建議是恰當的，則 ROTA*UE 之係數應顯著小於 0。茲將此一模型估計結果彙整於表四，結果顯示無論是全樣本或限制樣本的估計結果，且不論是以何種期間衡量累計異常報酬（SCAR15、SCAR12 以及 SCAR12 from Apr），ROTA*UE 的係數皆未顯著小於 0。相反地，在應變數為 SCAR15 的模型中，其係數反而顯著大於 0，不論是在全樣本與限制樣本與表三的結論相似；另應變數為 SCAR12 的模型中，不論是全樣本或限制樣本，其 ROTA*UE 的係數均為正數，雖未達 10%的顯著水準，然其 p 值已接近邊際顯著水準；至於應變數若為 SCAR12 from Apr，其係數為正，但並未達顯著水準。綜合表四的結果，說明會計師任期超過 7 年，投資人並不認為審計品質有惡化的傾向。換言之，股市投資人在會計師任期對審計品質影響的認知上，正好與審計準則公報暗示相反，會計師任期超過 7 年並不會傷害到審計品質。

綜合表三與表四之結果發現，股市投資人對於會計師任期對審計品質影響的認知為，任期愈長審計品質愈佳，即使任期超過 7 年，也不認為審計品質就會變得比較差。實證結果並未如審計準則公報所暗示，甚至出現與其預期相反的結果。本研究實證結果與李建然、林秀鳳（2005）結論類似，雖然該研究係以異常應計數衡量會計師之「實質審計品質」，探討會計師任期與異常應計數之關聯性。綜合本研究與李建然、林秀鳳（2005）的實證的證據¹⁴，不論從「實質」或「形式」之審計品質的角度，似乎皆支持會計師任期愈長，會計師的審計品質愈佳。這樣的實證結果並不支持審計準則公報建議強制所內輪調的規範旨意，如果會計師任期愈長，不但不會使審計品質變差，反而可提升審計品質，強制輪調可能只會徒增會計師的初次查核成本及審計失敗的機率，而使社會承受無謂損失，無法產生明顯的效果。

¹⁴ 兩篇研究之研究期間、資料型態及計量模型類似，只是本研究係從會計師任期對會計師形式審計品質影響的角度探討。

表三 會計師任期對盈餘反應係數的影響

變數 ^a	預期符號 ^b	全樣本 (N=405 家公司;2,326 個觀察值)			限制樣本 (N=264 家公司;2,068 個觀察值)		
		標準化累計異常報酬 SCAR15 SCAR12 SCAR12 from Apr			標準化累計異常報酬 SCAR15 SCAR12 SCAR12 from Apr		
		TENURE*UE	?	0.003 *** (3.041)	0.002 *** (2.502)	0.003 *** (2.682)	0.003 *** (2.888)
UE	+	0.109 *** (6.326)	0.102 *** (6.730)	0.072 *** (5.095)	0.108 *** (6.432)	0.103 *** (7.061)	0.069 *** (4.994)
TENURE	?	-0.001 * (-1.804)	-0.001 ** (-2.010)	0.000 (-1.253)	-0.001 ** (-1.975)	-0.001 ** (-2.144)	0.000 (-1.342)
UE*FIRMAGE	+	0.000 (-0.514)	0.000 (-0.684)	0.000 (-0.798)	0.000 (-0.487)	0.000 (-0.869)	-0.001 (-1.092)
UE*BIG5	+	-0.010 (-0.697)	-0.001 (-0.081)	-0.016 * (-1.519)	-0.013 (-0.874)	-0.003 (-0.213)	-0.016 * (-1.582)
UE*GW	+	0.010 * (1.871)	0.008 ** (1.776)	0.006 ** (1.348)	0.010 ** (2.099)	0.008 ** (1.863)	0.006 * (1.516)
UE*EP	-	0.046 ** (2.085)	0.021 (1.000)	0.039 ** (2.264)	0.056 *** (2.623)	0.027 (1.212)	0.050 *** (3.012)
UE*BETA	-	-0.001 (-0.104)	-0.003 (-0.283)	0.003 (0.337)	0.010 (0.892)	0.008 (0.726)	0.005 (0.521)
UE*SIZE	?	-0.002 (-0.465)	-0.004 (-0.965)	-0.002 (-0.604)	-0.005 (-1.166)	-0.005 (-1.323)	-0.004 (-1.163)
UE*LEV	-	-0.043 *** (-2.666)	-0.039 *** (-2.637)	-0.027 ** (-2.307)	-0.042 ** (-2.277)	-0.036 *** (-2.436)	-0.017 (-1.157)
FIRMAGE	+	0.011 *** (15.951)	0.011 *** (17.415)	0.007 *** (11.547)	0.011 *** (15.926)	0.011 *** (17.194)	0.007 *** (11.474)
BIG5	+	0.016 (0.231)	0.048 (0.767)	0.022 (0.373)	0.049 (0.757)	0.060 (0.976)	0.050 (0.884)
GW	+	0.036 *** (6.865)	0.035 *** (7.404)	0.027 *** (6.388)	0.034 *** (6.830)	0.034 *** (7.418)	0.027 *** (6.318)
EP	-	-0.034 ** (-1.739)	-0.003 (-0.143)	-0.025 ** (-1.674)	-0.042 ** (-2.225)	-0.006 (-0.292)	-0.034 *** (-2.323)
BETA	-	-0.046 *** (-4.165)	-0.030 *** (-3.137)	-0.030 *** (-3.407)	-0.046 *** (-4.618)	-0.032 *** (-3.659)	-0.029 *** (-3.452)
SIZE	?	-0.019 *** (-4.062)	-0.001 (-0.205)	-0.017 *** (-4.212)	-0.018 *** (-4.101)	-0.002 (-0.512)	-0.016 *** (-4.104)
LEV	-	0.002 (0.159)	-0.001 (-0.114)	0.003 (0.232)	0.000 (-0.001)	-0.006 (-0.486)	0.002 (0.157)
R ²		0.295	0.277	0.194	0.302	0.282	0.197
Prob> F		<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001

^a: SCAR15: 15 個月標準化累計異常報酬; SCAR12: 從 t 年 1 月至 t 年 12 月的標準化累計異常報酬; SCAR12 from Apr: 從 t 年 4 月至 t+1 年 3 月的 12 個月標準化累計異常報酬; UE: 未預期盈餘, 本年度繼續營業部門淨利減去年度繼續營業部門淨利再以期初股票市值平減; TENURE: 會計師任期, 以 2 位聯合簽證會計師, 取其連續簽證年數較長者; FIRMAGE: 公司上市年數; BIG5: 會計師是否為五大事務所之虛擬變數, 若是則為 1, 否則為 0; GW: 成長機會, 以期末權益市值加上期末負債面值再除以期末總資產; EP: 益本比, 盈餘除以期末權益市值; BETA: 公司風險係數; SIZE: 期末市值取自然對數; LEV: 期末總負債除以期末總資產。

C_i: 跟蹤型資料的截距項非本研究關心之重點, 為避免篇幅過長, 並未列出。

^b: 各項變數若有預期符號, 其為單尾檢定; 若無則為雙尾檢定。

^c: () 之數字為 t 值。

表四 會計師強制性輪調任期規定對盈餘反應係數的影響

變數 ^a	預期符號 ^b	全樣本 (N=405 家公司;2,326 個觀察值)			限制樣本 (N=264 家公司;2,068 個觀察值)	
		標準化累計異常報酬			標準化累計異常報酬	
		SCAR15	SCAR12	SCAR12 from Apr	SCAR15	SCAR12
ROTA*UE	?	0.037 *	0.027	0.008	0.039 *	0.025
		(1.769)	(1.441)	(0.444)	(1.863)	(1.329)
UE	+	0.087 ***	0.086 ***	0.062 ***	0.087 **	0.090 ***
		(4.645)	(5.389)	(3.776)	(4.528)	(5.599)
ROTA	?	-0.001	-0.001	0.000	-0.002	-0.002
		(-0.323)	(-0.434)	(0.157)	(-0.470)	(-0.547)
UE*FIRMAGE	+	0.000	0.000	0.000	-0.001	-0.001
		(-0.412)	(-0.606)	(-0.466)	(-0.715)	(-1.050)
UE*BIG5	+	0.004	0.010	-0.002	0.001	0.007
		(0.339)	(0.985)	(-0.202)	(0.061)	(0.752)
UE*GW	+	0.010 **	0.008 **	0.006 *	0.010 **	0.009 **
		(1.905)	(1.816)	(1.388)	(2.100)	(1.878)
UE*EP	-	0.038 **	0.015	0.031 **	0.049 **	0.021
		(1.724)	(0.686)	(1.815)	(2.316)	(0.967)
UE*BETA	-	-0.002	-0.004	0.003	0.009	0.006
		(-0.192)	(-0.371)	(0.260)	(0.783)	(0.620)
UE*SIZE	?	-0.002	-0.004	-0.002	-0.004	-0.005
		(-0.380)	(-0.879)	(-0.517)	(-0.993)	(-1.176)
UE*LEV	-	-0.012	-0.017	-0.004	-0.005	-0.010
		(-0.980)	(-1.579)	(-0.407)	(-0.388)	(-1.046)
FIRMAGE	+	0.011 ***	0.011 ***	0.006 ***	0.010 ***	0.010 ***
		(16.265)	(17.642)	(11.767)	(16.274)	(17.436)
BIG5	+	0.011	0.043	0.018	0.039	0.051
		(0.157)	(0.692)	(0.297)	(0.596)	(0.839)
GW	+	0.035 ***	0.035 ***	0.027 ***	0.034 ***	0.034 ***
		(6.740)	(7.290)	(6.311)	(6.720)	(7.316)
EP	-	-0.031	0.000	-0.022 *	-0.039 **	-0.003
		(-1.571)	(0.012)	(-1.439)	(-2.078)	(-0.169)
BETA	-	-0.044 ***	-0.029 ***	-0.029 ***	-0.044 ***	-0.031 ***
		(-3.969)	(-2.970)	(-3.268)	(-4.377)	(-3.468)
SIZE	?	-0.019 ***	-0.001	-0.017 ***	-0.019 ***	-0.003
		(-4.051)	(-0.233)	(-4.148)	(-4.15)	(-0.597)
LEV	-	0.002	-0.002	0.001	-0.001	-0.006
		(0.113)	(-0.118)	(0.119)	(-0.039)	(-0.497)
R ²		0.29	0.27	0.19	0.3	0.278
Prob> F		<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001

^a : SCAR15: 15 個月標準化累計異常報酬; SCAR12: 從 t 年 1 月至 t 年 12 月的標準化累計異常報酬; SCAR12 from Apr: 從 t 年 4 月至 t+1 年 3 月的 12 個月標準化累計異常報酬; UE: 未預期盈餘，本年度繼續營業部門淨利減去年度繼續營業部門淨利再以期初股票市值平減; ROTA: 會計師任期等於或大於 7 年，若是則設為 1，其餘為 0; FIRMAGE: 公司上市年數; BIG5: 會計師是否為五大事務所之虛擬變數，若是則為 1，否則為 0; GW: 成長機會，以期末權益市值加上期末負債面值再除以期末總資產; EP: 益本比，盈餘除以期末權益市值; BETA: 公司風險係數; SIZE: 期末市值取自然對數; LEV: 期末總負債除以期末總資產。

C_i追蹤型資料的截距項非本研究關心之重點，為避免篇幅過長，並未列出。

^b : 各項變數若有預期符號，其為單尾檢定；若無則為雙尾檢定。

^c : ()之數字為 t 值。

由於台灣在相關實證方面發現，會計師任期與審計品質（皆以異常應計數衡量之）間可能具有非線性關係，如李建然、林秀鳳（2005）之研究卻發現，不論任期是否在 5 年以上，延長會計師任期皆有助於審計品質，且發現會計師任期未達 5 年時，任期之增加，對審計品質的提升，大於任期 5 年以上之情況。雖然本研究係從股市投資人的角度探討任期對審計品質的影響，但從表三及表四估計的差異，似乎顯示 ERC 與會計師任期間可能亦存在非線性關係。為了瞭解股市投資人對此一議題之認知，是否亦有非線性的關係，並與現有文獻作一比較，本研究進一步在複迴歸中加入 ROTA*TENURE*UE 作為自變數，以檢視此一非線性關係，但因現行規範已由 5 年輪調改為 7 年輪調，為檢視會計師任期對 ERC 的影響，在任期前 7 年與之後的任期是否有異，本研究的 ROTA 以會計師任期 7 年為劃分標準。

茲將此一非線性模型估計之結果彙整於表五，表五之結果顯示會計師任期與審計品質的確有非線性的關係存在。TENURE*UE 的係數代表在會計師任期的前 6 年，投資人看待會計師任期對審計品質（ERC）的影響；ROTA*TENURE*UE 的係數則代表會計師任期在 7 年以上時，投資人對會計師任期對審計品質（ERC）認知的邊際影響。表中顯示不論在全樣本或限制樣本中，TENURE*UE 的係數皆顯著為正，在全樣本與限制樣本的模型中該係數至少達 10% 顯著水準。而觀察任期在 7 年以上，會計師任期對審計品質的影響（即 TENURE*UE 與 ROTA*TENURE*UE 的係數之和， $(\beta_1 + \beta_2)$ ），亦皆為正數，且皆具統計顯著性；然而 ROTA*TENURE*UE 的係數 (β_1)，不論是在全樣本或限制樣本，6 個模型卻皆為負值，且半數模型中具統計顯著性。這樣的結果顯示，ERC 與會計師任期間亦存在非線性關係，如以 7 年為分界點，不論會計師任期是否超過 7 年，投資人皆認為任期愈長，審計品質亦愈佳。但當會計師任期超過 7 年以上時，相較於任期前 7 年，會計師任期對審計品質的提升幅度則有遞減的趨勢。換言之，會計師任期未達 7 年時，投資人認為任期增加對審計品質的提升，大於任期超過 7 年，但不論任期是否超過 7 年，任期愈長愈能提升審計品質。

綜合表三、表四與表五的結果，均不支持審計準則公報之建議，要求每第 7 年應進行所內會計師輪調之的規範旨意。

三、其他敏感性分析

為增加實證結論的穩健性，本研究進行下列幾項敏感性分析：

1. 若採用累計異常報酬（CAR），而非標準化累計異常報酬（SCAR），所得結果與表三之實證結果相似，惟不論是在全樣本及限制樣本，與採用的應變數為何，TENURE*UE 係數之顯著水準略有下降（雙尾檢定）。而表四 ROTA*UE 的係數在全樣本及限制樣本皆不顯著，但表五則與採用標準化標累計異常報酬的結果一致，並不因採用 CAR 為應變數而有所改變。因此，整體而言，改採 CAR 作為應變數並不會影響實證結論。這樣的現象也印證了將異常報酬標準化，降低變異數異數異質的問題（heteroscedasticity），可以提升迴歸模型之檢定力（test power）的論述。

2. 由於之前金管會要求 5 年必須進行會計師輪調，故本文另以 5 年作為輪調與否的依據，並重新進行表四及表五的分析，然實證結果並未有明顯的改變。表四 ROTA*UE 係數在全樣本至少達 5% 的顯著水準（在 SCAR15 及 SCAR12），在限制樣本則達 1% 的顯著水準（在 SCAR15 及 SCAR12）。而表五則顯示在任期前 5 年，TENURE*UE 係數在全樣本及限制樣本皆不顯著，但 ROTA*TENURE*UE 係數與 TENURE*UE 係數之和為正，且至少達 10% 的顯著水準。因此仍無法支持 92 年 4 月 4 日主管機關要求每 5 年必須強制所內會計師輪調之立法旨意。

表五 會計師強制任期規定對盈餘反應係數的影響--以 7 年期為分界

變數 ^a	預期符號 ^b	全樣本 (N=405 家公司;2,326 個觀察值)			限制樣本 (N=264 家公司;2,068 個觀察值)		
		標準化累計異常報酬			標準化累計異常報酬		
		SCAR15	SCAR12	SCAR12 from Apr	SCAR15	SCAR12	SCAR12 from Apr
ROTA*TENURE*UE	?	-0.007 *	-0.005	-0.004	-0.011 ***	-0.009 ***	-0.006 (-1.728) (-1.275) (-1.019) (-3.480) (-4.001) (-1.414)
TENURE*UE	?	0.012 **	0.008 *	0.007 *	0.017 ***	0.014 ***	0.010 * (2.439) (1.819) (1.685) (4.088) (4.182) (1.902)
UE	+	0.103 ***	0.098 ***	0.066 ***	0.098 ***	0.097 ***	0.060 *** (6.352) (6.73) (4.396) (6.539) (7.124) (4.001)
ROTA	?	0.007	0.007 *	0.006	0.007	0.007	0.006 * (1.567) (1.635) (1.472) (1.519) (1.588) (1.627)
TENURE	?	-0.001 **	-0.001 ***	-0.001 **	-0.001 **	-0.001 ***	-0.001 ** (-2.420) (-2.573) (-1.928) (-2.520) (-2.658) (-2.108)

變數 ^a	預期符號 ^b	全樣本 (N=405 家公司; 2,326 個觀察值)			限制樣本 (N=264 家公司; 2,068 個觀察值)		
		標準化累計異常報酬			標準化累計異常報酬		
		SCARI5	SCARI2	SCARI2 from Apr	SCARI5	SCARI2	SCARI2 from Apr
UE*FIRMAGE	+	0.000 (-0.339)	0.000 (-0.527)	0.000 (-0.711)	0.000 (-0.230)	0.000 (-0.606)	-0.001 (-1.070)
UE*BIG5	+	-0.024 ** (-1.696)	-0.011 (-0.820)	-0.020 ** (-1.888)	-0.036 *** (-2.756)	-0.023 ** (-1.992)	-0.023 ** (-2.241)
UE*GW	+	0.010 ** (1.870)	0.008 ** (1.775)	0.006 * (1.346)	0.010 ** (2.105)	0.008 ** (1.862)	0.006 * (1.511)
UE*EP	-	0.053 *** (2.405)	0.026 (1.233)	0.041 ** (2.338)	0.067 *** (3.270)	0.038 ** (1.791)	0.053 *** (3.209)
UE*BETA	-	-0.001 (-0.109)	-0.003 (-0.309)	0.003 (0.317)	0.011 (0.982)	0.008 (0.759)	0.005 (0.541)
UE*SIZE	?	-0.002 (-0.440)	-0.004 (-0.934)	-0.002 (-0.550)	-0.005 (-1.227)	-0.006 (-1.379)	-0.004 (-1.118)
UE*LEV	-	-0.063 *** (-3.885)	-0.052 *** (-3.468)	-0.035 *** (-2.901)	-0.074 *** (-4.092)	-0.063 *** (-3.965)	-0.030 ** (-2.031)
FIRMAGE	+	0.011 *** (15.844)	0.011 *** (17.119)	0.007 *** (11.597)	0.011 *** (15.737)	0.011 *** (16.809)	0.007 *** (11.540)
BIG5	+	0.015 (0.210)	0.046 (0.739)	0.019 (0.319)	0.052 (0.819)	0.063 (1.041)	0.047 (0.839)
GW	+	0.036 *** (6.943)	0.035 *** (7.467)	0.028 *** (6.431)	0.035 *** (6.936)	0.034 *** (7.503)	0.027 *** (6.390)
EP	-	-0.039 ** (-1.996)	-0.007 (-0.343)	-0.027 ** (-1.762)	-0.051 *** (-2.787)	-0.016 (-0.809)	-0.037 *** (-2.569)
BETA	-	-0.046 *** (-4.113)	-0.030 *** (-3.079)	-0.030 *** (-3.391)	-0.047 *** (-4.816)	-0.033 *** (-3.768)	-0.029 *** (-3.547)
SIZE	?	-0.019 *** (-4.101)	-0.001 (-0.210)	-0.017 *** (-4.248)	-0.018 *** (-4.158)	-0.002 (-0.474)	-0.016 *** (-4.163)
LEV	-	0.003 (0.245)	-0.001 (-0.054)	0.004 (0.301)	0.000 (0.034)	-0.006 (-0.494)	0.002 (0.193)
R ²		0.299	0.28	0.2	0.301	0.311	0.2
$\beta_1 + \beta_2$		0.005	0.003	0.003	0.006	0.005	0.004
H0: $\beta_1 + \beta_2 = 0$ p 值		<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
Prob > F		<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001

^a: SCARI5: 15 個月標準化累計異常報酬; SCARI2: 從 t 年 1 月至 t 年 12 月的標準化累計異常報酬; SCARI2_from Apr: 從 t 年 4 月至 t+1 年 3 月的 12 個月標準化累計異常報酬; ROTA: 會計師任期等於或大於 7 年, 若是則設為 1, 其餘為 0。UE: 未預期盈餘, 本年度繼續營業部門淨利減去年度繼續營業部門淨利再以期初股票市值平減; TENURE: 會計師任期, 以 2 位聯合簽證會計師, 取其連續簽證年數較長者; FIRMAGE: 公司上市年數; BIG5: 會計師是否為五大事務所之虛擬變數, 若是則為 1, 否則為 0; GW: 成長機會, 以期末權益市值加上期末負債面值再除以期末總資產; EP: 益本比, 盈餘除以期末權益市值; BETA: 公司風險係數; SIZE: 期末市值取自然對數; LEV: 期末總負債除以期末總資產。

C_i追蹤型資料的截距項非本研究關心之重點, 為避免篇幅過長, 並未列出。

^b: 各項變數若有預期符號, 其為單尾檢定; 若無則為雙尾檢定。

^c: () 之數字為 t 值。

3. 考量樣本中存在更換會計師事務所之公司，可能造成投資人對新任會計師任期與審計品質的認知與所內會計師輪調所產生的認知不同，進而影響實證結論。因此，本研究進一步剔除研究期間內，有發生更換會計師事務所的公司，再重複前述的分析，總計剔除 160 個樣本觀測值（一旦更換會計師事務所，其續後的簽證年度樣本均予以排除）。實證結果顯示，不論是在全樣本或限制樣本，表三、表四與表五的結論均未改變。

4. 誠如第貳節中所述，在研究樣本中，有的會計師因某種原因被更換後一年或二年後，又回來查核同一公司，為瞭解此種現象是否影響實證結論，本文改變任期的衡量方式，將回任的會計師任期視為延續其以前的任期，而非重新計算。改用新的任期衡量方式後，主要實驗變數 TENURE 在全樣本的平均數為 9.16 年；限制樣本為 9.35 年；至於分位數的統計量與表 1 的結果完全相同。實證結果顯示，不論是全樣本或限制樣本，表三、表四及表五的實證結果均未改變。

5. 為控制產業因素及年度因素，本研究另採複迴歸的方式，於變數中加入產業及年度的虛擬變數，重新測試表三至表五的分析。主要實證結果並未改入產業及年度的虛擬變數，說明本研究的結果並非產業因素所造成。

6. 文中之 ERC 模型，係將實驗變數及控制變數皆與未預期盈餘設置交乘項，以觀察其對 ERC 的影響。然過多的交乘項亦可能造成模型產生較嚴重的共線性問題，進而影響實證的結果。本文另嘗試在模型設定上，採取只有實驗變數 TENURE 與 UE 設交乘項，各控制變數不設交乘項的方式，重新估計表三至表五的實證結果。實證結果顯示，不論是全樣本或限制樣本，其結論均未有所改變。

伍、結論與建議

長久以來投資大眾對應否強制會計師所內輪調存在不同的看法，贊成者認為會計師的任期愈長，與客戶之間愈可能建立深厚情誼與利益關係，會損及會計師的獨立性，進而使審計品質降低。而反對者則認為，在嚴苛的法律責任及反聲譽成本的考量下，足以確保會計師的獨立性，會計師的任期愈長，會計師

而愈能瞭解公司的產業特性及營運狀況，有助於審計品質的提升。目前台灣相關的實證研究，則多以「實質」審計品質的角度探討，且尚未有一致的結論，而本文則從「形式」審計品質的角度探討此一議題。本研究即以投資人的觀點，來檢視會計師任期與 ERC 之間的關聯性，藉以瞭解股市投資人在會計師任期對「形式」審計品質影響的認知，期冀彌補台灣文獻在此方面的不足。

此外，有鑑於國內所內輪調與國外所間輪調的意義不同，且各國的環境亦不盡相同，國外研究不一定能回答國內的相關爭議，本研究參酌國內所內輪調的定義衡量會計師任期，並以追蹤型資料的計量方法，分析會計師任期與盈餘反應係數的關係，亦有別於過去文獻以橫剖面複迴歸方式處理。

綜合本研究實證結果發現，整體而言，從股市投資人的角度，實證證據傾向支持股市投資人認為會計師任期愈長，審計品質愈佳；且會計師任期不論是否超過 7（5）年，任期愈長審計品質愈佳，即使在任期 7（5）年之後，任期對審計品質的提升程度不若前 7（5）年。基本上，本研究的實證結果並不支持過去證券主管機關強制 5 年必須進行所內輪調的立法旨意，亦不支持目前審計準則公報之建議，要求每第 7 年應進行所內會計師輪調之的規範旨意。

參考文獻

- 李建然、林秀鳳，2005，「會計師任期與異常應計數之關聯性研究」，管理評論，24 卷 4 期：103~126。
- 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，38 期：59~80。
- 賴春田，2000，會計師的業務、責任及會計師事務所組織的演變，國立台灣大學會計研究所碩士論文。
- AICPA (American Institute of Certified Public Accountants), 1978, **The Commission on Auditors Responsibilities: Report, Conclusions and Recommendations**, 1st, New York: AICPA.
- AICPA (American Institute of Certified Public Accountants), 1992, **Statement of Position Regarding Mandatory Rotation of Audit Firms of Publicly Held Companies**, 1st, New York: AICPA.

- Arrunada, B. and Paz-Ares, C., 1997, "Mandatory Rotation of Company Auditors: A Critical Examination," **International Review of Law and Economics**, Vol. 17, No. 1, 31-61.
- Atiase, R., 1987, "Market Implications of Predisclosure Information: Size and Exchange Effects," **Journal of Accounting Research**, Vol. 25, No. 18, 168-175.
- Beaver, W. and Morse, D., 1978, "What Determines Price-Earnings Ratios?" **Financial Analysts Journal**, Vol. 34, No. 8, 65-76.
- Becker, C., DeFond, M., Jiambalvo, J., and Subramanyam, K., 1998, "The Effect of Audit Quality on Earnings Management," **Contemporary Accounting Research**, Vol. 15, No. 1, 1-24.
- Bell, T., Marrs, F., Solomon, I., and Thomas, H., 1997, **Auditing Organizations through A Strategic Lens: The KPMG Business Measurement Process**, Montvale, 1st, Montvale, NJ: KPMG Peat Marwick.
- Brody, R. G. and Moscove, S. A., 1998, "Mandatory Auditor Rotation," **National Public Accountant**, Vol. 43, No. 3, 32-36.
- Carey, P. and Simnett, R., 2006, "Audit Partner Tenure and Audit Quality," **The Accounting Review**, Vol. 81, No. 3, 653-673.
- Chen, C., Lin, C., and Lin, Y., 2008, "Audit Partner Tenure, Audit-Firm Tenure, and Discretionary Accruals: Does Long Auditor Tenure Impair Earning Quality?" **Contemporary Accounting Research**, Vol. 25, No. 2, 415-445.
- Chi, W., Huang, H., Liao, Y., and Xie, H., 2009, "Mandatory Audit Partner Rotation, Audit Quality, and Market Perception: Evidence from Taiwan," **Contemporary Accounting Research**, Vol. 26, No. 2, 359-391.
- Collins, D. W. and Kothari, S. P., 1989, "An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficient," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 11, No. 2-3, 143-181.
- Davis, L. R., Soo, B., and Trompeter, G., 2002, "Auditor Tenure, Auditor Independence and Earnings Management." Working paper, Boston College.
- DeAngelo, L., 1981a, "Auditor Independence, Low-Balling, and Disclosure Regulation," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 3, No. 2, 113-127.
- DeAngelo, L., 1981b, "Auditor Size and Audit Quality," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 3, No. 3, 183-199.
- DeFond, M. and Jiambalvo, J., 1994, "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 17, No. 1, 145-176.
- DeFond, M. and Subramanyam, K. R., 1998, "Auditor Changes and Discretionary Accruals," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 25, No. 1, 35-67.
- Dhaliwal, D. S. and Reynolds, S. S., 1994, "The Effect of the Default Risk of Debt on the Earnings Response Coefficient," **The Accounting Review**, Vol. 69, No. 2, 412-419.
- Dopuch, N., King, R. R., and Schwartz, R., 2003, "Independence in Appearance and in Fact:

- An Experimental Investigation," **Contemporary Accounting Research**, Vol. 20, No. 1, 79-114.
- Dye, R., 1991, "Informationally Motivated Auditor Replacement," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 14, No. 4, 347-374.
- Elliott, R. K., 2000, "Testimony on Auditor Independence before the Securities and Exchange Commission," <http://www.sec.gov/rules/proposed/s71300/testimony/elliott1.htm>, accessed on September 13, 2000.
- Farmer, T. A., Rittenberg, L. E., and Trompeter, G. M., 1987, "An Investigation of the Impact of Economic and Organizational Factors on Auditor Independence," **Auditing: A Journal of Practice and Theory**, Vol. 7, No. 1, 1-14.
- FASB (Financial Accounting Standards Board), 1978, **Objectives of Financial Reporting by Business Enterprise, Statement of Financial Accounting Concepts (SFAC) No. 1**, 1st, Norwalk, CT: FASB.
- Freeman, R., 1987, "The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 9, No. 2, 195-228.
- Gelb, S. D. and Zarowin, P., 2002, "Corporate Disclosure Policy and the Informativeness of Stock Prices," **Review of Accounting Studies**, Vol. 7, No. 1, 33-52.
- Ghosh, A. and Moon, D., 2005, "Auditor Tenure and Perceptions of Audit Quality," **The Accounting Review**, Vol. 80, No. 2, 585-612.
- Holthausen, R. W. and Verrecchia, R. E., 1988, "The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-Asset Market," **Journal of Accounting Research**, Vol. 26, No. 1, 82-106.
- Johnson, V., Khurana, I. K., and Reynolds, J. K., 2002, "Audit-Firm Tenure and the Quality of Financial Reports," **Contemporary Accounting Research**, Vol. 19, No. 4, 637-660.
- Lipe, R., 1990, "The Relation between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information," **The Accounting Review**, Vol. 65, No. 1, 49-71.
- Manry, D. L., Mock, T., and Turner, J. L., 2008, "Does Increased Audit Partner Tenure Reduce Audit Quality?" **Journal of Accounting, Auditing and Finance**, Vol. 23, No. 4, 553-572.
- Mansi, S. A., Maxwell, W. F., and Mill, D. P., 2004, "Does Auditor Quality and Tenure Matter to Investors? Evidence from the Bond Market," **Journal of Accounting Research**, Vol. 42, No. 4, 755-793.
- Mautz, R. K. and Sharaf, H. A., 1961, **The Philosophy of Auditing, American Accounting Association Monograph No. 6**, 1st, Sarasota, FL: American Accounting Association.
- Mikkelsen, W. H. and Partch, M. M., 1985, "Stock Price Effects and Costs of Secondary Distribution," **Journal of Financial Economics**, Vol. 14, No. 3, 165-194.

- Myers, J. N., Myers, L. A., and Omer, T. C., 2003, "Exploring the Term of the Auditor-Client Relationship and the Quality of Earnings: A Case for Mandatory Auditor Rotation?" **The Accounting Review**, Vol. 78, No. 3, 779-799.
- Pattel, J. M., 1976, "Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests," **Journal of accounting Research**, Vol. 14, No. 3, 246-276.
- Petty, R. and Cuganesan, S., 1996, "Auditor Rotation: Framing the Debate," **Australian Accountant**, Vol. 66, No. 3, 40-41.
- Ryan, S. G., Herz, R. H., Iannacconi, T. E., Maines, L. A., Palepu, K. C., Schrand, M. D., Skinner, J., and Vincent, L., 2001, "SEC Auditor Independence Requirements," **Accounting Horizons**, Vol. 15, No. 4, 373-386.
- Schipper, K. and Vincent, L., 2003, "Earnings Quality," **Accounting Horizons**, Vol. 17, Supplement, 97-110.
- SEC (Securities and Exchange Commission), 1994, **Staff Report on Auditor Independence**, 1st, Washington, DC: SEC.
- Shockley, R. A., 1981, "Perceptions of Auditors' Independence: An Empirical Analysis," **The Accounting Review**, Vol. 56, No. 5, 785-800.
- Stickel, S. E., 1985, "The Effect of Value Line Investment Survey Rank Changes on Common Stock Prices," **Journal of Financial Economics**, Vol. 14, No. 1, 121-143.
- Summer, M., 1988, "Does Mandatory Rotation Enhance Auditor Independence," **Zeitschrift fur Wirtschafts-u. Sozialwissenschaften**, Vol. 118, No. 3, 327-359.
- Teoh, S. H. and Wong, T. J., 1993, "Perceived Auditor Quality and the Earnings Response Coefficient," **The Accounting Review**, Vol. 68, No. 2, 346-366.
- Warfield, T., Wild, J., and Wild, K., 1995, "Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 20, No. 1, 61-91.
- Watts, R. and Zimmerman, J. L., 1983, "Agency Problems, Auditing and the Theory of the Firm: Some Evidence," **Journal of Law and Economics**, Vol. 26, No. 3, 613-634.

作者簡歷

李建然

國立台北大學會計系教授，審計準則委員會委員。主要的研究領域為審計及財務會計實證研究，論文曾發表於中山管理評論、財務金融學刊、會計評論、管理評論、中華會計學刊、管理與系統等期刊。

E-mail: leejz@gm.ntpu.edu.tw

陳信吉

義守大學會計系助理教授，主要研究領域為審計及財務會計。

E-mail: mountainlover.tw@yahoo.com.tw

