審計品質與自願預測公司裁量性應計數*

張文瀞** 周玲臺*** 林修葳****

摘 要

本文以審計人員市場佔有率與客戶集中度之綜合衡量捕捉審計品質，並以 Jones 模式衡量裁量性應計數，利用自願性預測情境凸顯不同的裁量性應計數特性，藉此探討審計品質與不同特性的裁量性應計數之關聯性。為避免實證代理變數之衡量誤差影響結果，研究設計乃採用實驗組預測公司與對照組未預測公司相比較，以凸顯出前者之裁量性應計數特性。實證結果顯示：預測盈餘增加公司之裁量性應計數，於預測前一年具有透露私有資訊之特性，而於預測當年卻具有投機特性，其中高審計品質群組不僅顯著具有發放私有訊息之特性，投機特性亦顯著；預測盈餘減少公司於預測當年，會利用裁量性應計項目使會計盈餘更佳反映公司績效，且高低審計品質組間差異顯著。此顯示，當管理者預測盈餘增加，財務報表使用者需注意公司是否利用應計裁量權操弄盈餘。就審計此一提昇資訊品質之機制而言，經高品質審計之裁量性應計數可提升會計盈餘之價值攸關性。但在消極面減少財務報告雜訊上，本研究結果卻發現高品質審計人員並未有效遏阻具投機性質的裁量性應計項目。

關鍵詞： 投機、訊息發放、盈餘管理、裁量性應計數、審計品質、自願性盈餘預測

---

* 作者謹感謝 2001 年第十屆會計理論與實務研討會（東吳大學會計學系主辦）諸位先進，暨本刊匿名評審所提供寶貴建議，惟文中如有任何錯誤，全為作者之責。

** 國立彰化師範大學會計學系

*** 國立政治大學會計學系

**** 國立台灣大學國際企業學系

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、緒論

應計會計提供管理者報導盈餘的裁量權[1]，此舉相較於機械化報告準則而言，更能精確地反映管理者對公司基本經濟狀況之資訊。然而，應計裁量權的存在亦帶來新的問題。基於資訊揭露的賽局，管理者爲了影響外界之認知，增加其投資興趣，即使犧牲實質盈餘[2]，亦不惜從事盈餘管理（Degeorge, Patel and Zeckhauser 1999）；或者，管理者之報酬（含聘任與獎酬福利）與盈餘數字有關，亦造成管理者基於自利動機管理盈餘，扭曲會計資料之價值[3]。換言之，盈餘管理行爲存有二種不同的特性，一爲好的盈餘管理；另一爲壞的盈餘管理（Scott 1997）。因此爲協助財務報告使用者解釋盈餘資訊，了解何種情況下管理者會從事何種盈餘管理，即爲一很重要之問題。

審計是盈餘管理的中介因素（moderate effect），而規範會計師查帳工作之權威性規定則爲 GAAS 與 SAS。爲避免誤認審計工作僅是機械性地蒐集證據，因而損及會計專業形象，且實務上要涵蓋各種可能性亦有困難，故這些權威性規定無法詳細規範所有應執行之查核程序與查核決策，因此 GAAS 與 SAS 應被視爲是最低準則，並非完美準則（Arens and Loebbecke 2000）。在此機制設計下，每家會計師事務所受限於其專業能力與經濟誘因，所能發揚之審計準則精神（spirit）有所不同，造成審計品質之差異性。獨立會計師在查核受託案件期間，面臨二種衝突性誘因，一是恪守專業責任，提升盈餘精確度與公信力，另一是維持會計師事務所競爭性之考量，需降低查核成本與保

1 裁量性機會起因於不確定性與管理者-股東間之資訊不對稱，而應計會計中之裁量性機會有部分乃起因於估計應計項目之困難。例如，或有損失會計處理之準則公報即要求當損失發生的可能性極高與金額可合理估計時，必須加以估計入帳，然而準則及其解釋令卻僅對估計提供一般性指引而已。會計選擇、判斷和估計，是必須針對無法直接觀察與衡量之經濟活動進行溝通所不可避免之後果，而且選擇與判斷的範圍愈廣，管理者裁量空間愈大。

2 如企業或因此而提前付稅或是因給予下游客戶壓力造成反效果。

3 Healy and Palepu（1993）尚提出造成管理者與股東利益衝突的另一來源：各股東團體的投資持有期間不同。若某些投資人傾向較其他團體持有公司股票更長期間，管理者於制定決策時，必須選擇極大化何方的利益。若管理者選擇代表欲於短期內出售公司股票之股東團體利益，則管理者亦有誘因調控當期盈餘。

國家圖書館學術期刊資料庫

留客戶以賺取公費收入。在缺乏權威性準則之明確指引下，面對管理者所進行之「好的」或/與「壞的」盈餘管理，審計人員二種衝突性誘因最後取捨爲何，實乃一實證問題。尤其是審計品質與「好的」盈餘管理之關聯，更少有文獻探討。

Guay, Kothari and Watts（1996）以股票報酬對裁量性應計數進行簡單迴歸，欲藉此區分裁量性應計數之特性，但其實證結果卻無法達成目的。基於此，Bernard and Skinner（1996）建議應針對能凸顯盈餘管理誘因之情境加以研究。相同地，Dechow and Skinner（2000）亦認爲要探討盈餘管理，必須先瞭解管理者之誘因。因此，本研究擬針對最能突出單一盈餘管理誘因之情況，進行研究。

自願性預測是會計研究者經常探討的資訊揭露工具之一。目前實證證據顯示管理者從事自願性預測有二大動機，一是彰顯管理者預期公司未來經濟績效變動之能力（Trueman 1986），二是調整投資者對公司價值評估水準之期望差距（Ajinkya and Gift 1984，King, Pownall and Waymire 1990）。李建然（民86）之實證結果顯示，當公司經營績效愈好及管理當局擁有好消息時，管理者較會揭露盈餘預測。此外，Skogsvik（1998）之分析性結果顯示當公司預期未來權益報酬率大於本期報酬率時，管理者將自願揭露預期未來權益報酬率之額外資訊，而管理當局預測即爲其中一例。因此本研究以自願發布盈餘預測之公司爲研究對象，可凸顯出三種可能的盈餘管理情境：(1)在 t 期盈餘預測發布之前，管理者是否會利用 t-1 期財務報告之應計裁量權以透露私有資訊予報告使用者？(2)而在預測公佈之後，是否因預測實現而利用應計裁量權使會計盈餘更能反映公司績效[4]？(3)或者因公佈之預測不精確，事後爲降低來自管制單位之壓力或聲譽損失，卻投機地調控盈餘以降低財務報告盈餘與預測盈餘之差距？本文藉著自願性預測情境凸顯出上述不同的盈餘管理行爲，探討簽證會計師對不同性質應計裁量權之影響。

4 Beaver（1998）主張財務報告之目的同時混合資訊觀點（informational perspective）和衡量觀點（measurement perspective），本研究係以時間先後捕捉此 2 種觀點之差別。

臺灣大學學術期刊資料庫

爲避免實證代理變數之衡量誤差影響結果，研究設計上乃採用實驗組自願性預測公司與對照組未預測公司相比較，以凸顯出前者之裁量性應計數特性。在預測發布前之盈餘管理行爲上，根據訊息發放假說以及台灣自願性揭露並無明顯法律成本（李建然，民 86）下，公司傾向及早揭露好消息，而延後發佈壞消息。若以公司預測盈餘增加（以下簡稱增加公司）代表好消息，預測盈餘減少（以下簡稱減少公司）代表壞消息，本研究預期增加公司會從事透露私有資訊之盈餘管理行爲，而減少公司則是保持沉默。當管理者利用應計裁量權透露私有資訊時，審計人員與管理者並未處於對立立場，在無損於超然獨立下，本研究預期高品質審計人員之專業能力較強，其受查公司之裁量性應計數與未來現金流量更具顯著關聯性。實證結果支持假說預期，就增加公司的裁量性應計數可以預測未來現金流量之持續變動而言，其中高審計品質子群組顯著，而低審計品質子群組則不顯著；相反地，減少公司之裁量性應計數無法預測未來現金流量之持續變動，隱含管理者並未利用應計裁量權透露私有資訊。綜言之，增加公司的裁量性應計數符合透露私有資訊特性之預測，且高審計品質協助管理者選擇最能彰顯未來現金流量變化之會計與報導方法，更有利於增進盈餘之價值攸關性。

在預測發布後之盈餘管理行爲上，本研究預期預測實現時，裁量性應計數會具有反映公司績效之特性；預測未獲實現時，管理者基於聲譽損失等成本考量，裁量性應計數會具有投機操弄之特性。Kasznik（1999）之實證結果發現樂觀預測公司會以盈餘管理方式減低預測誤差；而悲觀預測公司則是以修正預測方式減低預測誤差。因此，以增加公司代表預測未獲實現公司、減少公司爲預測已實現公司，本研究預期增加公司會在預測發佈後從事投機性盈餘管理，而減少公司會運用應計裁量權使會計盈餘更佳反映公司績效。當公司從事投機性盈餘管理時，Becker et al.（1998）認爲高品質審計人員更有能力發現到有問題的會計實務，且一旦偵測到，更可能反對受查公司使用並/或出具保留意見，因此假說預期高審計品質可有效遏止增加公司之投機性盈餘管理行爲。當公司從事「好的」盈餘管理行爲時，Scott（1997）認爲高審計品質更可協助管理者選擇最能傳遞盈餘持續性的會計政策，使盈餘數字更

臺灣大學學術期刊資料庫

能顯示有意義的經濟事項，因此假說預期高審計品質有助減少公司之「好的」盈餘管理行爲。實證結果僅支持部分假說：減少公司之盈餘變動型態被裁量性應計數改變爲隨機漫步型態，符合預測，且高低審計品質組間具顯著差異，顯示高審計品質協助管理者選擇最適會計方法，較佳反映公司經濟實質，使會計盈餘成爲公司績效衡量的較佳指標。反觀增加公司，其盈餘變動型態被裁量性應計數改變爲平均數復歸型態，符合投機特性之預測，然高低審計品質組間卻不具顯著差異，可知審計品質並未有效限制具投機特性之裁量性應計數。

本文結果對會計研究與準則制定單位提供數項重要意義。在財務報告裁量權與管理當局盈餘預測關聯性之研究中，前人研究（如 Kasznik 1999，金成隆等人　民 88，林嬋娟與官心怡　民 85）共同探討之重點在於，盈餘預測數字是否爲管理當局盈餘管理之門檻，且直接假設裁量性應計數爲投機性，忽略會計裁量權之另一角色：訊息發放。Healy and Wahlen（1999）認爲過去的研究多集中於探討盈餘管理是否存在及其發生之誘因，並建議未來研究發展方向之一乃是，探討公司在何種狀況下會利用財務報告之裁量權以改善與投資人間之溝通，在何種狀況下會用於操縱盈餘。本研究結果顯示增加公司雖會在預測發佈前利用應計裁量權，彰顯公司未來現金流量變化之資訊，然在預測發佈後，卻亦從事投機性應計項目操縱行爲。反觀減少公司，則是在預測發佈後，會利用應計裁量權使會計盈餘更佳反映公司經濟績效。此結果與 Healy and Wahlen(1999)對未來研究之呼應，不謀而合。一致化（uniformity）與彈性化（flexibility）一直是會計準則制定工作存在之爭議。Dye and Verrecchia（1995）認爲，增加或限制會計裁量權之決策，應視盈餘之價值攸關性能否抵消投機性操弄之影響而定。本文發現裁量性應計數同時具有透露私有資訊與較佳反映公司績效二種好的特性，有助於提高會計盈餘之價值攸關性。但是裁量性應計數亦存在投機特性，如何降低，方爲審計與會計準則制定者應進一步思考與研究之議題。

「審計品質可賦予財務報告較高之公信力」此一命題，往往是基於「審計品質可增進財務報告資訊品質」之既定假說，本研究提供了支持此既定假

臺灣大學學術期刊資料庫

說之部分證據。亦即，經高品質會計師查核之財務報告，一方面裁量性應計數與未來現金流量變動具顯著關聯性，另一方面裁量性應計數減低盈餘變動之序列相關性，使會計盈餘更忠實反映公司經濟績效，所以審計品質在積極面會正向提昇財務報告資訊性。但在消極面減少財務報告雜訊上，本研究結果卻發現高品質審計人員並未有效遏阻具投機性質的裁量性應計項目。審計雖是偵測財務報告是否遵守 GAAP 的機制，但 GAAP 只是財務報告精緻性（fineness）的下限（Ng 1978）。當管理者利用 GAAP 裁量性空間或規定的灰色地帶進行盈餘管理[5]時，審計人員的態度即非常重要。因此，審計準則應明確規範審計人員依專業判斷限制管理者之不當行爲，而不是僅消極地退居在「技術性準則不被違反」之最後防線上。畢竟，允當表達之會計盈餘始爲專業人員追求之目標。

本文第二節說明研究設計與樣本，第三節描述裁量性應計數與審計品質替代衡量，第四、五節分別探討預測前、後之裁量性應計數特性與審計品質關聯性，第六節爲敏感性分析，最後則提出結論。

貳、研究設計與樣本

2.1 研究設計

應計基礎之淨利是以預期現金流量基礎記錄經濟交易影響(Palepu, Bernard and Healy 1997)。Beaver (1998)認爲會計盈餘爲事前(ex ante)與事後(ex post)盈餘之混合。前者是指當期交易事項之預期未來經濟後果，如折舊提列、呆帳估計等。後者是指已實現之現金流量。本文所探討之應計裁量權時間點有二。一是在發佈盈餘預測前一年，預期管理者會利用會計裁量權以透露有關未來現金流量變化的私有資訊，並稱此裁量性應計數具有透露私有資訊(informational signal)之特性。另一是在發佈盈餘預測當年，預期管理者會因預

5 若管理者影響盈餘之報告行動超越了 GAAP 的界限，乃構成舞弊，不再是盈餘管理，若對 GAAP 界限內外之判定存有重大不同意見，通常需仰賴法院之裁定。

臺灣大學學術期刊資料庫

測實現而運用應計裁量權使會計盈餘更佳反映經濟盈餘，稱此應計裁量權具有反映公司績效(performance measurement)之特性；或因預測無法實現而利用裁量性應計數調控帳面盈餘以符合預測之盈餘數字，因此具有投機操弄(opportunistic)之特性。本研究之透露私有資訊與反映公司績效特性之應計裁量權，即爲 Scott (1997)所稱之「好的」盈餘管理行爲，而投機特性之應計裁量權則爲 Scott 所稱之「壞的」盈餘管理行爲。

茲將時間線(time line)、樣本公司與裁量性應計數特性之研究設計列示於圖 1。

DA 特性 / 時間線 / 樣本公司	t-1 期財務報告	發佈 t 期預測	t 期財務報告
增加公司	DA_{t-1} 具有透露私有資訊特性	預測盈餘增加	無法實現預測，DA_t 具有投機操弄之特性
減少公司	保持沉默	預測盈餘減少	能夠實現預測，DA_t 具有反映公司績效特性

DA：裁量性應計數。

圖 1　研究設計

2.2 樣本選擇

台灣經濟新報社之「財務預測－公司當局」模組的資料始於民國 80 年，因此研究對象爲民國 80 至 88 年[6]自願性[7]發佈同期盈餘預測[8]之公司。若公司

6　t 期是跨越民國 80 至 88 年，但觀察事件後長天期績效變化亦是本文重點，t+1 期需包括民國 89 年資料，因此實證資料止於 89 年。

7　「財務預測－公司當局」檔中，發佈單位可分公司、股東會、董事會、高級主管人員、記者採訪與財務公告等類別。其中財務公告屬強制性盈餘預測，故不予列入，其餘則歸類爲

臺灣大學學術期刊資料庫

一年中不只發佈一次預測，則取其最後一次預測，以其較準確且發佈時間歧異性較小。所謂預測盈餘減少是指管理者預測之盈餘數字小於前期稅前盈餘；反之，則爲預測盈餘增加。若公司一年中同時有強制性與自願性預測，爲避免管制規範影響管理者之誘因（金成隆等人　民 88），予以刪除。茲將樣本篩選過程說明於表 1。

表 1　自願性盈餘預測公司之篩選過程

篩　選　過　程	觀　察　值
80 至 88 年盈餘預測總數（不含金融保險業）	4,804
減：非同期預測	(630)
強制性同期預測	(2,261)
自願性同期盈餘預測(次/公司/年)	1,913
取最後一次盈餘預測(公司/年)	1,374
減：同一預測年度有自願性與強制性預測者	(649)
單純自願性盈餘預測者	725

此後基於財務報告裁量權之考量，根據下述標準加以篩選：

(1)金融保險業之財務資料結構特殊，且其定期須向主管機關申報資料量龐大，而相關政策及會計制度亦須遵照財政部指示辦理，故予以排除；

(2)航運業財務報表與一般製造業不同，故不包含在樣本之中；

(3)國營事業的性質和一般民營企業有很大差異，且財務報表編製亦不完全依照一般公認會計原則，故予以排除，計有中鋼、中石化與中工；

(4)基於估計非裁量性應計數字之需要，爲了避免個別產業觀察值個數不足，影響迴歸估計之自由度，故仿黃惠君（民 84）之做法，進行產業合併。除了玻璃陶瓷業、造紙業與汽車業因公司家數過少及行業性質不同無法合併，而予以刪除外，其餘產業合併結果如表 2 所示。

自願性預測。

8 同期預測係指預測年度與發佈年度同一年。若發佈年度領先預測年度一年，則發佈日需在盈餘公告日前。前者如台泥在 85/1/31 發布 85 年盈餘預測，後者如味全在 85/01/16 發布 84 年預測。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2　產業分類表

現行台灣證券交易所產業分類		本文之產業分類
食品業（12）	→	食品類
紡織業（14）	→	紡織類
資訊電子業（23）	→	電子類
電機械（15）、電線電纜（16）	→	機電類
塑膠（13）、化學（17）、橡膠（21）	→	塑膠化工類
水泥（11）、鋼鐵（20）、營建（25）	→	營造建材類
觀光（27）、百貨（29）	→	服務銷售類

此外，實證檢定採相對觀念以控制潛在之衡量誤差，乃再找出同年度、同產業[9]、總資產和預測公司最相近之未預測公司[10]，作爲對照組，再刪除後續分析之遺漏值，故增加（減少）公司最後分析樣本數等於 229（101）。表 3 爲預測公司之產業－年度分布情形，尚無嚴重之集群現象。

表 3　自願性盈餘預測公司之產業－年度分布情形

產業別	減少群組	增加群組	年度別	減少群組	增加群組
食品類	12	21	80	7	15
紡織類	18	55	81	9	15
電子類	7	25	82	7	32
機電類	5	26	83	14	28
塑膠化工類	25	47	84	14	15
營造建材類	31	37	85	16	28
服務銷售類	3	18	86	8	34
			87	17	28
			88	9	34
合計	101	229	合計	101	229

9 此處產業定義係指本文表 2 之分類。由於在現行證交所之產業分類下，有些產業每家公司皆爲預測公司，會造成無配對公司，而被迫自樣本中刪除。基於此舉影響之樣本數爲數不少，且實驗組與對照組公司之研究設計，乃在控制裁量性應計數之衡量誤差，故採用與估計裁量性應計數字相同之產業分類。

10 未預測公司與預測公司之總資產差異數不得超過預測公司總資產之 20%。除了控制規模因素外，爲避免公司風險影響盈餘管理，乃進一步刪除未預測公司與預測公司之 β 風險值差異數超過預測公司 β 風險值之 20%者。

臺灣學術期刊資料庫

表 4 爲樣本公司之敘述性統計。第一部份係比較預測公司與對照公司之差異，以明瞭配對有效性。首先觀察增加群組。增加公司之現金流量、盈餘二個變數皆與母體平均數相近，並顯著大於其對照公司，除此之外，在規模（總資產）、成長性（銷貨變動）與風險（β）上，並無顯著差異。其次觀察減少群組。減少公司在平均總資產、β風險值與盈餘變數上，與其對照公司並無顯著差異。減少公司的銷貨變動數顯著小於其對照公司，而在現金流量變數上，則是顯著大於對照公司，可推測減少公司之成長性較不如對照公司。最後觀察樣本公司與上市公司母體之差異。相對於母體平均數而言，增加公司的規模較大、減少公司較小。增加公司的成長性與風險雖皆高於減少公司，但增加公司之成長性不如母體平均數，風險倒是高過母體平均數。

表 4　樣本公司之敘述性統計

第一部份：預測公司與對照公司之差異

變數	統計量	增加 群組			減少 群組			母體*
		預測組	對照組	差異†	預測組	對照組	差異†	
總	樣本量	229	225		101	99		2,547
資	平均數	10,657	10,616	-0.0270	9,547	7,921	-1.0131	9,822
產	標準差	15,564	16,772	(0.9785)	12,805	9,704	(0.3123)	19,201
銷貨	平均數	0.066	0.070	0.2368	0.015	0.052	1.9333	0.091
變動	標準差	0.166	0.205	(0.8129)	0.114	0.156	(0.0548)	0.258
β風	平均數	0.911	0.905	-0.2889	0.866	0.861	-0.1724	0.885
險值	標準差	0.209	0.206	(0.7728)	0.191	0.188	(0.8633)	0.256
盈	平均數	0.055	0.043	-1.8052	0.045	0.036	-0.9498	0.055
餘	標準差	0.071	0.072	(0.0717)	0.058	0.067	(0.3434)	0.096
現金	平均數	0.058	0.035	-2.3349	0.061	0.019	-2.7262	0.059
流量	標準差	0.089	0.116	(0.0200)	0.078	0.132	(0.0071)	0.117

臺灣大學學術期刊資料庫

第二部分：預測次數及時點分析

	增加公司					減少公司				
	DAY1	DAY2	DAY3	DAY4	DAY5	DAY1	DAY2	DAY3	DAY4	DAY5
樣本量	229	63	17	1	229	101	33	5	1	101
平均數	51	113	89	10	347	53	179	152	5	315
標準差	76	79	61	.	98	80	102	57	.	114
中位數	36	92	87	10	358	39	185	159	5	327

預測減少（增加）是指盈餘預測數字小（大）於前期盈餘。
†：爲平均數差異之 t 檢定，( ) 爲 p 值。
*：代表民國 80-88 年所有上市公司之統計數字，但不包含金融保險類。
總資產：單位爲百萬元。
銷貨變動：本期銷貨減前期銷貨之差額，並以期初總資產予以平減。
β：先以日股價資料估計市場模式，得到日 β 後再取年平均。市場模式至少需 100 個觀察值。
盈餘：繼續營業部門淨利除以期初總資產。
現金流量：營業活動現金流量，並以期初總資產予以平減。
DAY1：t-1 期盈餘公告日至 t 期盈餘預測第一次發布日之天數。
DAY2：t 期盈餘預測第一次發布日至第二次發布日之天數。
DAY3：t 期盈餘預測第二次發布日至第三次發布日之天數。
DAY4：t 期盈餘預測第三次發布日至第四次發布日之天數。
DAY5：t 期盈餘預測末次發布日至 t 期盈餘公告日之天數。

表 4 第二部分爲預測次數及時點分析。DAY1 爲去年盈餘公告日至首次預測發佈日之天數，增加公司平均爲 51 天，而 63 個增加公司觀察值會在 113 天（DAY2）後發佈第二次預測，其中 17 家繼續在 89 天後修正預測，最後剩下一家增加公司會在 10 天後發佈第四次預測。增加公司全部共 229 個觀察值，多次預測公司僅 81 家(63+17+1)，約佔 35.37%。由於多數增加公司僅有單一預測，且發佈時間早，因此增加公司末次預測至當年度盈餘公告日則隔 347 天(DAY5)。減少公司在預測次數上，與增加公司相同，但在修正預測發佈時點上則晚於增加公司，如 DAY2 = 179，代表減少公司在發佈首次預測後，平均在 179 天後發佈第二次預測，較增加公司的 113 天，約晚了 2 個月左右。由於減少公司修正預測的時點晚，DAY5 僅有 315 日，較增加公司的 DAY5 則短了約一個月。

臺灣大學學術期刊資料庫

2.3 各項財務變數之時間序列分析

圖 2 爲增加公司及其對照公司各項財務變數差異之時間序列圖。在事件年度[11]前，增加公司銷貨增加幅度遠小於對照公司，在事件年度，二個群組之差距明顯縮小，而在事件年度後一年又拉大差距。在盈餘變數上，增加公司大於對照公司的幅度，在事件年度前一年明顯縮小。至於增加公司營業活動現金流量大於對照公司的幅度，則是逐年縮減。對照表 5 第一部分，對照公司之銷貨變動在事件年度呈減少現象；相對於增加公司之銷貨變動在事件年度呈增加現象，即可發現圖 2 所顯現的增加公司在事件年度銷貨變動之優勢表現，係來自增加公司本身成長幅度的提昇。對照公司的盈餘趨勢呈漸減，現金流量卻爲漸增，而增加公司則是相反狀況，漸減的現金流量趨勢，預測年度的盈餘卻顯著高於次年。

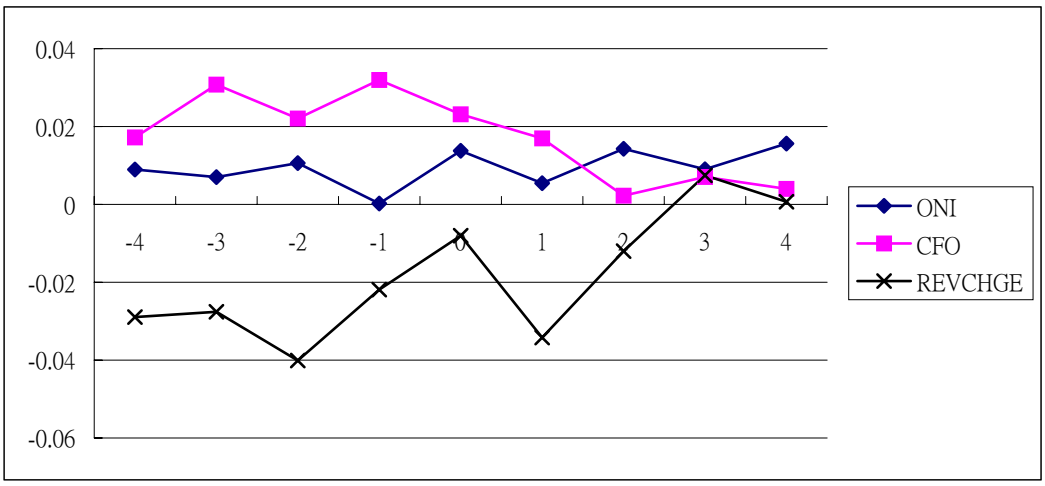


圖 2　增加公司及其對照公司各項財務變數差異之時間序列圖

縱軸代表增加公司與其對照公司之差異金額。橫軸代表年度，第 0 年爲事件年度，在預測公司爲盈餘預測年度，在對照公司爲被選爲對照組之年度。增加公司是指管理者盈餘預測數字大於前期盈餘之公司。REVCHGE 代表銷貨變動，以期初總資產平減之。ONI 代表盈餘，繼續營業部門淨利除以期初總資產衡量之。CFO 代表營業活動現金流量，並以期初總資產平減。

11 事件年度，在預測公司爲盈餘預測年度，在對照公司，則指被認定爲對照組之年度。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5　各項財務變數在盈餘預測年度前後之平均數差異檢定

		增加群組				減少群組			
		T=-1	T=0	T=1	T=2	T=-1	T=0	T=1	T=2
預測公司	樣本量	229	229	229	192	101	101	101	92
	銷貨變動	0.053	0.066	0.057	0.063	0.055	0.015	0.016	0.043
	差異檢定†		1.22	-0.76	-0.30		-2.70^{***}	0.05	1.29
	盈餘	0.045	0.055	0.041	0.044	0.089	0.045	0.039	0.034
	差異檢定†		2.42^{**}	-3.04^{***}	-1.59		-8.39^{***}	-1.00	-1.61
	現金流量	0.059	0.058	0.048	0.045	0.075	0.061	0.042	0.045
	差異檢定†		-0.21	-1.49	-1.00		-1.43	-2.09^{**}	-0.07
對照公司	樣本量	225	225	225	189	99	99	99	91
	銷貨變動	0.075	0.070	0.090	0.074	0.060	0.052	0.024	0.036
	差異檢定†		-0.38	0.92	-1.23		-0.38	-1.46	-0.61
	盈餘	0.046	0.043	0.036	0.029	0.049	0.036	0.022	0.019
	差異檢定†		-0.59	-1.58	-2.37^{**}		-1.32	-1.30	-0.66
	現金流量	0.026	0.035	0.031	0.041	0.025	0.019	0.034	0.039
	差異檢定†		0.95	-0.57	0.96		-0.45	1.38	0.75

時間序列是以 T=0 爲事件年度，往前與往後各追溯數年，如 T=-1 表事件年度前一年。事件年度在預測公司爲盈餘預測年度，在對照公司爲被選爲對照組之年度。
預測減少（增加）是指盈餘預測數字小（大）於前期盈餘。
銷貨變動爲本期銷貨減前期銷貨之差額，並以期初總資產予以平減。盈餘爲繼續營業部門淨利除以期初總資產衡量之。現金流量爲營業活動現金流量，並以期初總資產予以平減。
†爲前後年度之平均數差異 t 檢定，列示的統計量爲 t 值。
與*分別爲 5%與 1%統計顯著水準。

圖 3 爲減少公司之狀況。自事件年度前三年減少公司的銷貨成長幅度小於其對照公司，且差距漸大，在事件年度後則又逐漸縮小差距。二個群組在盈餘之差距上，則是在事件年度降至最低。至於營業活動現金流量之趨勢，減少公司營業活動現金流量大於對照公司之幅度在事件年度前一年有逐漸下滑情形，自事件後第三年，則是由大於反轉爲小於關係。將此圖對照於表 5 第二部份，可發現對照公司歷年的銷貨變動、盈餘與現金流量三者皆無顯著差異，然而減少公司的銷貨變動和盈餘則有顯著衰退現象，至於現金流量雖

臺灣大學學術期刊資料庫

未在事件年度有顯著變化，卻呈現漸減趨勢。綜合圖 3 與表 5 第二部份，減少公司如其預期般，有衰退現象。

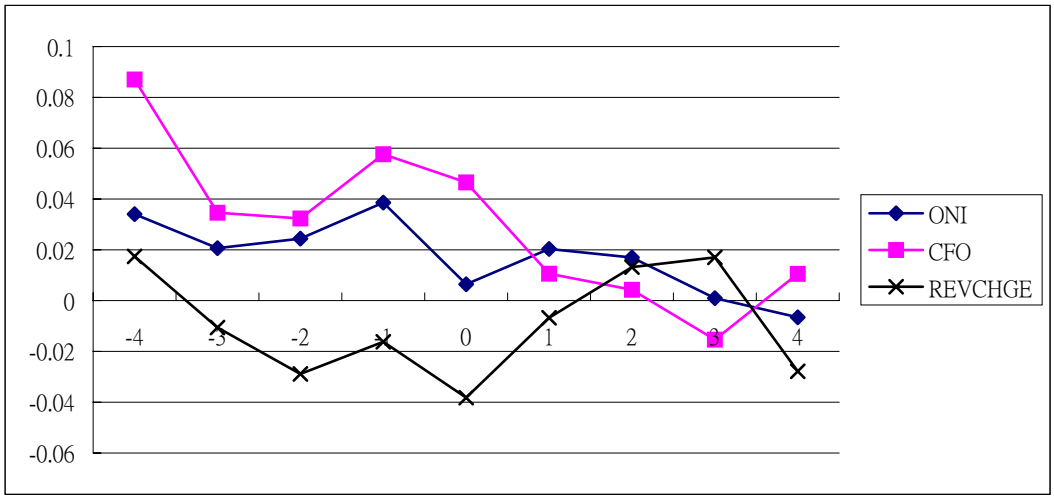


圖 3　減少公司及其對照公司各項財務變數差異之時間序列圖

縱軸代表減少公司與其對照公司之差異金額。橫軸代表年度，第 0 年爲事件年度，在預測公司爲盈餘預測年度，在對照公司爲被選爲對照組之年度。減少公司是指管理者盈餘預測數字小於前期盈餘之公司。REVCHGE 代表銷貨變動，以期初總資產平減之。ONI 代表盈餘，繼續營業部門淨利除以期初總資產衡量之。CFO 代表營業活動現金流量，並以期初總資產平減。

參、裁量性應計數與審計品質之代理變數

3.1 裁量性應計數代理變數

總應計數（TA）乃指繼續營業部門淨利（ONI）與營業活動現金流量（CFO）差額，並以期初總資產予以平減。自 Healy（1985）以降，總應計數即進一步區分成裁量性與非裁量性成分。由於二個組成要素無法直接觀察，乃需要替代衡量。Dechow, Sloan and Sweeny（1995）以模式定式（specification）與檢

臺灣大學學術期刊資料庫

定力（power）爲標準，評估五種裁量性應計數衡量模式之績效：Healy 模式（Healy 1985）、DeAngelo 模式（DeAngelo 1986）、Jones 模式（Jones 1991）、修正式 Jones 模式（Dechow, Sloan and Sweeny 1995）與產業模式（Dechow and Sloan 1991），結果顯示修正式 Jones 模式顯示了相對較強檢定力。Guay, Kothari and Watts（1996）以市場爲基礎，藉著盈餘成分與股票報酬之關聯性以評估五種模式區別裁量性應計數之能力，結果顯示 Jones 模式較具效率性。由此可知，以迴歸爲基礎之 Jones 模式或後續之修正皆是目前估計裁量性應計數之較佳模型。在估計資料的使用上，可用每一家樣本公司過去的資料估計之，如 Jones（1991）做法，此稱時間序列版本（time-series）。若以同一年度同產業之公司資料估計，如 DeFond and Jiambalvo（1994）做法，此稱橫斷面版本（cross-sectional）。Bartov, Gul and Tsui（2001）利用裁量性應計數與審計保留意見之關聯性，藉以評估橫斷面與時間序列版本的 Jones 模式或修正式 Jones 模式，偵測盈餘管理的能力。結果顯示，不論是 Jones 模式或修正式 Jones 模式，橫斷面版本的表現均優於時間序列版本。[12]張文瀞等人（民 92）蒐集民國 76 至 88 年台灣上市公司之資料，實證比較橫斷面版本的 Jones 模型與修正式 Jones 模型，結果顯示前者優於後者。因此本研究以橫斷面版本的 Jones 模型估計裁量性應計數。迴歸模式列示如下：

$$TA_{ijt}/A_{ijt-1} = \beta_{0it}/A_{ijt-1} + \beta_{1it}\Delta REV_{ijt}/A_{ijt-1} + \beta_{2it}PPE_{ijt}/A_{ijt-1} + \varepsilon_{ijt} \quad \text{.....(1)}$$

其中：

TA=總應計數，指繼續營業部門淨利與營業活動現金流量之差額；

ΔREV =t-1 到 t 期的銷貨收入變動；

PPE=折舊性資產總額[13]；

12 綜合 Subramanyam（1996）、Young （1998）與 Teoh, Wong and Rao（1998），橫斷面版本可歸納出下列六項之優勢：（1）較大的樣本；（2）估計迴歸的觀察值個數較多，可增加估計的精確度；（3）時間數列模型可能有不穩定問題（nonstationary），易誤估模式定式（misspecified）；（4）時間數列模型可能受限於估計期與事件期重疊，致檢定力不高；（5）時間數列模型需要大量時間序列資料，將造成存活偏誤（survivorship bias）；（6）可調整產業整體經濟情況變動所造成之應計數字影響。

13 包含內容爲：「房屋及建築物成本」＋「機器及儀器設備成本」＋「其他設備成本」＋「固

臺灣大學學術期刊資料庫

A=總資產；

i=1,…,I 樣本所包含的產業；

j=1,…,J_i 第 i 產業所包含的公司

t=樣本期間。

ΔREV 與 PPE 係捕捉總應計數中非裁量性成分，前者捕捉來自公司經濟環境變動之影響，而後者則是捕捉非裁量性折舊費用部分。基於規模與異質變異數之考量，所有變數皆經期初總資產平減之。

使用適當的產業-年參數估計值，第 t 期第 i 產業樣本公司 j 的非裁量性應計數（NonDiscretionary Accrual, NDA）即爲式（1）的配適值（fitted value）：

$$NDA_{ijt} = \hat{\beta}_{0it} / A_{ijt-1} + \hat{\beta}_{1it} \Delta REV_{ijt} / A_{ijt-1} + \hat{\beta}_{2it} PPE_{ijt} / A_{ijt-1} \text{ .....(2)}$$

而裁量性應計數（DA）爲總應計數與非裁量性應計數之差額，乃定義爲式（1）的殘差項：

$$DA_{ijt} = TA_{ijt} / A_{ijt-1} - [\ \hat{\beta}_{0it} / A_{ijt-1} + \hat{\beta}_{1it} \Delta REV_{ijt} / A_{ijt-1} + \hat{\beta}_{2it} PPE_{ijt} / A_{ijt-1}\ ] \text{.....(3)}$$

3.2 審計品質代理變數

DeAngelo（1981）定義審計服務之事前價值爲會計師具有發現以及眞實報導財務報表錯誤或舞弊的能力。Watts and Zimmerman（1986）認爲 DeAngelo（1981）所稱之會計師具有發現財務報表錯誤或舞弊的能力，即爲會計師之專業能力；會計師眞實報導所發現財務報表錯誤或舞弊的能力，即爲會計師之超然獨立性。產業專業化是事務所目前愈來愈重要之目標，透過投資特定產業專業生產活動，如特定產業之審計程序、實務與訓練，蒐集並傳佈與該產業相關之經濟、會計與審計資訊給事務所人員等，皆能增進審計技術及審計人員專業能力。Hogan and Jeter（1999）之研究結果顯示審計人員的產業集中度有顯著增加之趨勢，此可能因產業專業化增加審計人員之專業能力，導致客戶選擇高品質審計人員[14]。因而本文以產業別市場佔有率爲審計人員專業

定資產重估增值」－「重估增值－土地」。「」內名稱代表台灣經濟新報社財務資料庫之欄位。

14 亦有可能因審計人員具較佳之營業效率或規模經濟所致。

臺灣大學學術期刊資料庫

能力之替代衡量，所以在第 i 產業第 k 家會計師事務所之市場佔有率（MS_{ik}）爲：

$$MS_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{J_{ik}} \sqrt{A_{ijk}}}{\sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{J_{ik}} \sqrt{A_{ijk}}}$$

其中

i = 1,2,. . .I，代表上市客戶所處之產業
j = 1,2,. . .J，代表上市客戶
k = 1,2,. . .K，代表會計師事務所
K_i = 在第 i 產業會計師事務所家數
J_{ik} = 在第 i 產業第 k 家會計師事務所查核之上市客戶家數
A_{ijk} = 在第 i 產業第 k 家會計師事務所第 j 家上市客戶之總資產。

客戶規模爲審計公費之主要決定因素。查核大客戶易爲現任審計人員帶來潛在競爭者，因此大客戶較可能利用競爭性環境以解決審計衝突，取得對自己有利之觀點。查核大客戶並不必然表示低審計品質，而是此等客戶所運用之權力加強了低審計品質之可能性。所以當特定客戶相對於全部客戶基礎之規模愈大，審計人員愈難以維持獨立性。此論點並得到 Deis and Giroux（1992）和 McKeown, Mutchler, and Hopwood（1991）之實證支持。因此本文以審計人員之客戶集中度捕捉超然獨立性概念。所謂在第 i 產業第 k 家會計師事務所之客戶集中度（H_{ik}）計算如下：

$$H_{ik} = \sum_{j \in J_{ik}} \left(\frac{\sqrt{A_{ijk}}}{\sum_{j \in J_{ik}} \sqrt{A_{ijk}}} \right)^2$$

此處 H 的觀念是經濟學家常用的赫氏集中度指標（Herfindahl Index），H 愈大表示集中度高。客戶集中度愈高，審計人員愈受到少數客戶之主宰，愈易屈服於大客戶之壓力，獨立性愈低，因此超然獨立性將以（$1/H_{ik}$）衡量之。

由於審計品質同時包含專業能力與超然獨立性，以 MS_{ik}/H_{ik} 作爲第 i 產業第 k 家會計師事務所審計品質（AQ）之代理變數。各產業高、低品質事務所之審計品質分數變化，列示於表 6。高低審計品質群組之劃分，係將 80 至 89 年研究範圍內所有上市公司觀察值按其簽證事務所之審計品質分數，由小到

臺灣大學學術期刊資料庫

大加以排序，並據以區分成二個群組。結果顯示區分點爲審計品質分數等於5.86。食品類有一家事務所審計品質分數超過 5.86，故此產業就只有一家高品質事務所。營造建材類有五家事務所的審計品質分數超過 5.86，故有五家高品質事務所。仔細觀察高審計品質群組，市場佔有率皆大於第三四分位數，客戶集中度皆小於第一四分位數，顯示被歸類爲高審計品質群組之事務所，皆具有很高的專業能力與超然獨立性。

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

以六大爲較具聲譽之審計人員替代衡量，利用檔案資料（archival data）之研究已提供證據[15]顯示審計人員聲譽在審計市場上扮演重要角色。六大在台灣之會員（或結盟）事務所爲勤業、安侯[16]、資誠、眾信、致遠以及建業[17]六家會計師事務所。將此六家會計師事務所對照表 6 之高審計品質群組，可發現各產業之高品質事務所不盡然相同，且沒有任何一家非六大事務所擠進高審計品質群組，而六大亦非必然落入高審計品質群組，此可由各產業高品質事務所最多不超過 5 家即可看出。因此本研究之高低審計品質區隔，較諸傳統文獻之六大與非六大之區分，更爲嚴格。

表 7　民國 77 至 87 年被移送懲戒之六大會計師事務所

事務所代號	提供的服務			懲戒理由	懲戒種類	提出機構
	客戶	產業	服務類型			
Firm 36	味王	食品	80 年財務報表之查核簽證	1.轉投資查核證據與紀錄不足 2.未評估其他(轉投資公司)會計師能力 3.未揭露轉投資大幅增加原因	警告	證管會
Firm 18	南雄輪胎	塑膠化工	78 年設立登記資本額查核簽證	未將資金(股款)轉存(定存)之事實於查核報告或股東繳款明細中說明	免予處分	高雄市政府建設局
Firm 18	建昌輪胎	塑膠化工	同上	同上	同上	同上

15 如六大可賺取較高公費（Craswell et. al. 1995; Beatty 1993; Palmrose 1986），減低初次公開發行公司價格低估現象（Beatty 1989），減低盈餘管理（Becker et al. 1998），以及其客戶有較高之盈餘反應係數（Teoh and Wong 1993；李宣進 民 85）。研究亦顯示審計人員若未維持聲譽將損失市場佔有率（Wilson and Grimlund 1990）和投資銀行較偏好承銷六大客戶之證券發行（Menon and Williams 1991）。Palmrose（1988）以訴訟爲審計失敗之證據，發現六大訴訟可能性較低。

16 因 1989 年國外結盟事務所 Deloitte Haskins & Sells 與 Touche Ross 合併，德勤乃於民 80 年 7 月併入安侯。因此，原德勤客戶 80 年半年報與年報之查核報告即已經改爲安侯協和會計師事務所名稱，換言之，研究期間（80 年至 89 年）並無德勤聯合會計師事務所之紀錄。另一方面，審計品質分數之計算，是以研究期間內事務所的產業別市場佔有率除以產業別客戶集中度。由於是綜合(pooling)研究期間內所有資料加以計算，即使質疑合併初期原德勤客戶審計品質之改善，但對安侯協和審計品質分數之計算，應不致有決定性影響。

17 1998 年隨著國外結盟事務所 Coopers & Lybrand 併入 Price Waterhouse，建業於民 88 年 1 月選擇與安侯合併，合併後事務所名稱爲安侯建業會計師事務所。

臺大管理學術期刊資料庫

表 7 爲 77 至 87 年被移送懲戒之六大會計師事務所。將此六大會計師事務所被移送懲戒之紀錄對照表 6 之高審計品質群組，可發現代號 Firm 36 的會計師事務所因提供味王 80 年財務報表之查核簽證服務而被處以警告之懲戒，然而 Firm 36 於食品產業之審計品質分數僅有 1.54，並非屬高審計品質。代號 Firm 18 的會計師事務所於塑膠化工類確屬高審計品質，雖有被移送懲戒紀錄，但最後爲免予處分。因此本文所認定之高審計品質，並未發生被懲戒確定之案例，較諸傳統文獻之六大與非六大之區分，更爲有效。

肆、預測前之裁量性應計數特性與審計品質影響

4.1 假說發展

4.1.1 裁量性應計數特性

從資訊觀點而言，財務報告系統功能之一即爲提供有助於改變投資者對公司未來股利發放能力之信念的資訊。基於此，應計會計制度可視爲傳遞預測或預期資料之成本有效（cost effective）方式（Beaver 1998）。例如，管理者對應收帳款淨額的估計數，可視爲對現金流入之預測。所以管理者運用應計項目裁量權，將其對未來之預期透露在財務報告上，傳遞尚未反映在歷史成本會計中之未來獲利能力私有資訊[18]，向投資人溝通公司之基本經濟實質，以增進盈餘之價值攸關性（Watts and Zimmerman 1986，Holthausen 1990，Healy and Palepu 1993, 1995，Subramanyam 1996，Guay, Kothari and Watts 1996）。

18 認列落後（delayed recognition）是歷史成本會計之一項主要特徵，Ryan（1995）已對認列落後影響提供實證證據。關於認列落後、歷史成本會計盈餘與經濟盈餘之關係，詳見 Beaver（1998）。

臺灣大學學術期刊資料庫

根據訊息發放假說（Grossman 1981，Milgrom 1981，Ross 1979，Verrecchia 1983），當公司管理當局樂觀預期未來盈餘的前景，或管理當局認爲公司價值被低估時，會主動向市場揭露未來盈餘預期。根據預期調整假說（Ajinkya and Gift 1984，King, Pownall and Waymire 1990），當管理當局認爲市場對公司盈餘預期，與管理當局之預期有相當差距時，基於下述二點考量，管理者便會主動揭露盈餘預期，期使市場對公司盈餘的預期與管理者的預期一致：(1)企業盈餘若能夠反映經理人對於未來獲利狀況的預期，較會讓投資人感覺其所接受訊息精密度高，使小投資人不會感覺其居於資訊劣勢而不願意做投資；(2)當投資人的預期能夠及早獲得導正，使未來不會有太多正面或負面的意外，則每一元新台幣盈餘的股市評價或會較高。當公司管理當局樂觀預期未來盈餘，除了藉由自願性預測主動作揭露外，基於投資人從事企業評價時是憑藉多項訊息管道，應亦會希望具有資訊互補特性的帳列盈餘數值，亦能夠反映其預期。如果企業存有「導正投資人預期之動機」，這些預測盈餘增加、有好消息的公司，應該是最強烈擁有這項動機者。據此可建立假說如下：

H1-1（增加公司）：增加公司在盈餘預測發布前，會在財務報告中運用應計裁量權以顯露私有資訊。

惟企業「訊息發放」或「導正投資人預期」動機的強弱程度，於擁有好、壞消息公司間或有差異。如果公司績效愈好，管理者愈主動發布未來盈餘預期；反之，如果公司經營績效愈差，通常會保持沉默，因此愈不會主動發布未來盈餘預期，以免令公司管理當局感到尷尬。在美國文獻中，若樣本來自 1970 年代中期之前的公司，實證結果往往支持訊息發放假說；如果樣本來自 1970 年代中期以後的公司，結果則不支持。造成這種現象的原因，則很可能肇因於 1970 年代中期，美國證管會與社會輿論對自願性盈餘預測的重視，並且規範公司及其管理當局的法律責任，進而促使管理當局自願揭露的動機改變所致（McNichols 1989, King, Pownall and Waymire 1990）。近幾年來，Skinner(1994)與 Kasznik and Lev (1995)發現管理當局主動揭露壞消息的誘因比主動揭露好消息的誘因更強，市場對壞消息的反應亦較好消息來的強烈，而其主要理由則爲未及時揭露壞消息所要承擔的法律成本，較未及時揭露好

臺灣大學學術期刊資料庫

消息要大得多。惟以台灣目前法律環境接近 1970 年代中期以前的美國，公司自願性揭露並無明顯的法律成本，管理者便無誘因提早揭露壞消息。若以管理者預測盈餘減少代表壞消息，因此可預期管理者傾向延後發布壞消息，在盈餘預測發布之前，對即將發布的財務報告，並不會運用應計裁量權以提早顯露私有資訊。據此發展假說如下：

H1-2（減少公司）：減少公司在盈餘預測發布前，並未運用應計裁量權以顯露私有資訊。

4.1.2 審計品質與裁量性應計數特性

Gaa（1997）認爲審計人員扮演兩種角色，一是「守衛者」角色，負有維護公眾權益之專業責任，另一是「商業」角色，須在審計市場與其他會計師事務所相互競爭。當管理者利用應計裁量權透露私有資訊，以反映其對未來現金流量之最佳預期時，審計人員與管理者並未處於對立立場，審計人員應會凸顯商業角色，以增強其在審計市場之競爭優勢。Scott（1997）亦認爲，基於對客戶會計制度、營運活動以及產業情勢之了解優勢，審計人員在 GAAP 的範圍內扮演會計顧問，協助管理者選擇最能傳遞盈餘持續性的會計政策，使盈餘數字更能顯示有意義的經濟事項。在無損於超然獨立下，高品質審計人員之專業能力更強，更能協助客戶，因而裁量性應計數與未來現金流量之關聯性愈大。

由於假說 1-2 並不預期減少公司會在預測發布前利用應計裁量權透露私有資訊，因此不檢測審計品質對減少公司裁量性應計數之影響。相對地，假說 1-1 預期增加公司的裁量性應計數具有透露私有資訊之特性，因此預期增加公司的審計品質可增強裁量性應計數與未來現金流量之關聯性。據此，發展假說如下：

H1-3（增加公司與審計品質）：相較於低審計品質人員，經高品質審計人員查核的增加公司，其裁量性應計數字與未來現金流量變動數具有較大之正向關聯性。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.2 實證模式

測試方法直接探討預測公司之裁量性應計數預測未來現金流量變動之能力，並以對照公司作爲比較之基礎。以迴歸模式表之如下：

$$\Delta CFO_{t+1} = b_0 + b_1 \Delta CFO_t + b_2 DA_{t+1} + b_3 DA_t + b_4 DA_{t-1} + \varepsilon_{t+1} \qquad (4)$$

其中

t ：事件年度。

ΔCFO ：營業活動現金流量變動數，並以期初總資產平減之。

DA ：裁量性應計數。

ΔCFO_t 用以控制潛在的自我相關（Dechow, Kothari and Watts 1998，Wahlen 1994）。b_2 與 b_3 是用以捕捉應計項目之平穩化本質。在不考慮會計扭曲之情況下，應計項目乃減緩短期內衡量現金流量所固有的收益認列時間性與成本收益錯誤配合問題。本期應計項目的存在，即預期現金流量將於未來實現，因此預期 b_3 爲正、b_2 爲負，乃反映了應計項目迴轉之特性。即使考慮管理者之誘因，根據 Fundenberg and Tirole（1995）之理論，爲保護工作機會造成了管理者同時考慮當期及未來相對績效以平穩盈餘。DeFond and Park（1997）認爲當期相對盈餘較低（高），而且未來相對盈餘較高（低）時，管理者將採取增加（減低）當期所得的裁量性應計項目，亦即管理者「借取未來」（「節省本期」）盈餘。以現金流量爲公司績效之代理變數，亦將可觀察到未來現金流量變動數與本期裁量性應計數成正相關（亦即向未來借取盈餘之行爲）、與未來裁量性應計數成負相關（即儲存同期盈餘之行爲）。前者是反映在 b_3 上，後者是反映在 b_2 上。此處實證工作之重點，則是希望在應計數字平穩化作用外，仍能觀察到管理者在事件年度前一年，利用裁量性應計數所透露的未來現金流量之預期。預期減少公司的 b_4 不顯著、增加公司的 b_4 顯著爲正，以及高審計品質查核的增加公司 b_4 顯著爲正。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.3 實證結果

4.3.1 敘述性統計

表 8 爲預測前預測公司之敘述性統計。增加公司平均預期盈餘增加幅度（$E(\Delta I)$）爲總資產的 3%；DA_{t-1} 小於零，屬調降盈餘狀況；預測發布日前後三天的累積異常報酬爲正，但並不顯著（CAR=0.0599，t 值=0.15）。減少公司平均預期盈餘減少幅度爲總資產的 2.8%，幅度上與增加公司約當；平均 DA_{t-1} 大於 0，屬調增盈餘狀況；預測發布日累積異常報酬爲負，且具統計顯著水準（CAR=-1.3847，t 值=-2.67），隱含減少公司確有壞消息。

表 8　預測前預測誤差與裁量性應計數之敘述性統計

增加公司	平均數	標準差	極小值	第 25%位數	中位數	第 75%位數	極大值
E(ΔI)	0.0305	0.0348	0.0001	0.0076	0.0162	0.0400	0.1966
(t 值)	(13.24)***						
DA_{t-1}	-0.0110	0.0678	-0.2181	-0.0525	-0.0153	0.0203	0.2346
(t 值)	(-2.4485)**						
CAR	0.0599	5.9798	-17.1300	-3.2900	-0.3200	2.7900	32.8400
(t 值)	（0.1515）						
減少公司	平均數	標準差	極小值	第 25%位數	中位數	第 75%位數	極大值
E(ΔI)	-0.0283	0.0344	-0.1548	-0.0364	-0.0133	-0.0042	-0.0000
(t 值)	(-8.26)***						
DA_{t-1}	0.0112	0.0939	-0.3351	-0.0395	0.0113	0.0569	0.3472
(t 值)	(1.1984)						
CAR	-1.3874	5.2222	-18.6500	-3.6900	-0.7300	1.5800	11.9800
(t 值)	(-2.6700)**						

增加公司樣本量爲 229，減少公司爲 101。
E(ΔI)爲預期盈餘變動數，以 t 期盈餘預測數減去 t-1 期稅前盈餘後，再以 t 期總資產平減之。
DA 代表裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。
CAR 爲預測發布日前後三天之累積異常報酬，而異常報酬是指調整市場指數後之報酬。
、*：分別爲達 5%、1%以上統計顯著水準。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.3.2 式（4）迴歸結果

表 9 爲裁量性應計數對未來現金流量變動迴歸之結果。第一部份分成增加、減少公司及其對照公司，共四個方格，著重 DA 特性分析。第二部分針對增加公司，分成高低審計品質二個方格，著重審計品質影響分析。首先觀察第一部份。不論在哪個子樣本群組，迴歸模式之解釋能力良好，R^2_{adj} 至少 54.7 % 以上。b_1 顯著爲負，代表現金流量變動數有平均數復歸（mean reversion）現象，與 Dechow, Kothari and Watts（1998）、Wahlen（1994）之研究結果一致。b_2 顯著爲負、b_3 顯著爲正，驗證了應計數字之平穩化本質。b_4 係捕捉管理者利用會計裁量權以透露私有資訊之特性。減少公司的 b_4 不顯著，而增加公司之 b_4 則顯著爲正，符合預期。對照公司之 b_4 的顯著狀況與預測公司不同，代表 DA 的潛在衡量誤差並未系統性地偏誤研究結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

其次觀察表 9 第二部分之結果。實證結果顯示高審計品質查核的增加公司其 b_4 達統計顯著水準；而低審計品質查核的增加公司其 b_4 之 P 值只有 0.4440，支持審計品質積極角色之猜測：高審計品質是積極地扮演會計顧問角色，協助管理者選擇最能傳遞公司價值之會計方法，使裁量性應計數與未來現金流量變動具顯著關聯性。

由於財務報告裁量權與自願性預測此二大資訊揭露工具，於本文之時間線中是存在先後順序，亦即先有 t-1 期期末的裁量性應計數，稍後才有 t 期的自願性預測，因此綜合整個表 9，可歸納如下：減少公司在透露私有資訊上，偏好時間點較晚之自願性預測；增加公司則偏好調控時間點較早之裁量性應計數；增加公司之管理者利用應計裁量權以透露私有資訊時，經高審計品質的查核，效果更爲明顯。

伍、預測後之裁量性應計數特性與審計品質關聯性

5.1 假說發展

5.1.1 裁量性應計數特性

從衡量觀點而言，Beaver（1998）認爲財務報告需衡量資產、負債以及業主權益，因而主要會計議題即爲認列與衡量問題。例如，即使研究顯示折舊費用與折舊性資產並無資訊內涵，財務會計準則仍不可能強制要求折舊費用自損益表中、折舊性資產自資產負債表中刪除。衡量觀點起源於完美與完全市場之情況。在此情況中，資產或請求權之市場價值即等於未來現金流量之折現值，因此公司價值是可計算的。任何二個時點公司價值之變動差額，即爲經濟盈餘。因此經濟盈餘僅爲評價觀念之副產物。在效率市場上，價格反

臺灣大學學術期刊資料庫

應所有可用的資訊以形成未來現金流量的不偏預期，所以連續股價變動是不相關的。若應計項目預期未來現金流量的程度與股價相同，則會計盈餘亦呈隨機漫步模式。所以 Guay, Kothari and Watts（1996）認爲若裁量性應計數具有反映公司績效之特性，將減低會計盈餘變動之序列相關性；反之，若具有投機操弄之特性，係隱藏當期不佳績效或遞延本期不尋常之盈餘增加至未來年度，將增加會計盈餘變動之序列相關性。

本研究預期管理者預測實現時，裁量性應計數會具有反映公司績效之特性；預測未獲實現時，管理者基於聲譽損失等成本考量，會利用裁量性應計數以減少帳載盈餘與預測盈餘之差距，致使裁量性應計數會具有投機操弄之特性。Kasznik（1999）認爲管理者在發布預測後，發現預測不準確，會以盈餘管理方式減低預測誤差。其實證結果發現樂觀預測公司（即實際盈餘小於預測盈餘）會以盈餘管理方式減低盈餘預測誤差；而悲觀預測公司則是以修正預測方式減低預測誤差。因此，若本研究之增加公司代表預測未獲實現公司，而減少公司爲預測已實現公司，據此發展假說如下：

H2-1（增加公司）：預測後，增加公司會利用應計裁量權，投機操弄帳面盈餘，增加會計盈餘變動之序列相關性。

H2-2（減少公司）：預測後，減少公司的應計裁量權會充分反映公司績效，會計盈餘變動之序列相關性較低。

5.1.2 審計品質與裁量性應計數特性

審計減低資訊雜訊（noise）的作用有三：（1）增強公司內部控制制度，增加會計資訊之可靠性，（2）報表編製者知道將面對審計人員之獨立查核，基於被發現之恐懼，因此審愼注意其編製過程，（3）審計人員依據已建立之準則，獨立檢驗會計資訊之品質。Bloomfield（1995）之研究顯示審計技術愈強，愈能減低管理者的策略相依性（strategic dependence）[19]，愈能精確評估

19 策略相依是指審計人員預期管理者行動變化而影響管理者行動的程度。舉例而言，若審計人員預期管理者從事盈餘管理，擬將固有風險設定在甚高之水準，以擴大查核水準，管理

臺灣大學學術期刊資料庫

風險，規劃最適查核的本質、數量與時間。Becker et al.（1998）認爲高品質審計人員更有能力發現到有問題的會計實務，且一旦偵測到，更可能反對受查公司使用並/或出具保留意見。而低品質審計人員即使發現有問題的會計實務，亦較易屈服於客戶之壓力，對於會計原則之解釋易偏離其基本精神而符合客戶之偏好。雖然這並不代表由低品質審計人員簽證之財務報告一定違反GAAP，但與高品質審計人員相較，其盈餘數字偏離公司經濟實質之可能性較高。所以提昇審計品質可有效阻止或降低盈餘雜訊[20]。根據 H2-1，預期增加公司的裁量性應計數具有投機特性，因此預期審計品質可有效遏阻之。發展假說 H2-3 如下：

H2-3（增加公司與審計品質）：相較於低審計品質者，經高品質審計人員查核的增加公司，其裁量性應計數增加盈餘變動序列相關性之程度較小。

相對地，假說 H2-2 預期減少公司利用應計裁量權使會計盈餘更佳反映公司績效，在無損於超然獨立下，高品質審計人員之專業能力較強，更能協助客戶，因此預期審計品質能有效增強（相關論點詳見 4.1.2 節）。發展假說 H2-4 如下：

H2-4（減少公司與審計品質）：相較於低審計品質者，經高品質審計人員查核的減少公司，其裁量性應計數減少盈餘變動序列相關性之程度較大。

5.2 實證模式

實證模式分別檢測有、無裁量性應計數之盈餘變動型態，再測試其差異性。所謂有裁量性應計數之盈餘變動型態列示如下：

$$\Delta ONI_{t+1} = a_0 + a_1\left(ONI_t - ONI_{t-}\right) + \varepsilon_{t+1} \qquad (5a)$$

者知道審計人員之策略後，選擇不從事盈餘管理，此時稱策略相依程度很高，因此審計人員將不易預測管理者之策略；相反地，即使管理者知道審計人員之策略，仍不改變其盈餘管理行爲，此時稱策略相依程度很低，因此審計人員很容易預測管理者之策略，據以正確評估風險，規劃查核。

20 高品質審計人員亦可能被誤導，但管理者須負擔昂貴代價。亦即管理者可讓投機性應計管理難以偵測，卻須賠上內部控制機制，而內部控制機制正有助於管理者分配資源或偵測下層員工之適任性。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 t 爲事件年度，ONI 爲平減後繼續營業部門淨利。欲測試裁量性應計數對盈餘變動型態之影響，將自上式之自變數中抽離裁量性應計數，茲列示如下：

$$\Delta ONI_{t+1} = b_0 + b_1\left(ONI_t - DA_t - ONI_{t-1}\right) + \varepsilon_{t+1} \qquad (5b)$$

由於 a_1 與 b_1 之差異僅在於裁量性應計數，故以檢定 a_1 與 b_1 之差異性，實證測試 H2 系列。若裁量性應計數具有反映公司績效特性時，預期 $|a_1|$ 小於 $|b_1|$；反之，若裁量性應計數具有投機特性時，預期 $|a_1|$ 大於 $|b_1|$。

5.3 實證結果

5.3.1 敘述性統計

表 10 爲預測後預測公司之敘述性統計。增加公司預測誤差（FE）的平均數與中位數皆大於 0，代表超過一半以上的增加公司皆爲樂觀預測；DA_t 的平均數大於 0，但中位數小於 0，隱含部分增加公司利用 DA 大幅調增盈餘。減少公司的 FE 平均爲正，但中位數爲負，代表一半以上的減少公司採悲觀預測，不過就預測誤差幅度而言，減少公司僅佔總資產 0.39%，且未顯著異於 0，相較於增加公司 1.51%的幅度，減少公司的自願性預測較爲準確。減少公司 DA_t 的平均數與中位數皆小於 0，顯示大多數減少公司利用 DA，調減當期盈餘。

表 10　預測後預測誤差與裁量性應計數之敘述性統計

增加公司	平均數	標準差	極小值	第 25%位數	中位數	第 75%位數	極大值
FE (t 值)	0.0151 (5.31)***	0.0429	-0.0660	-0.0092	0.0084	0.0299	0.3084
DA_t (t 值)	0.0005 (0.1008)	0.0776	-0.4601	-0.0334	-0.0017	0.0361	0.3328

臺灣大學學術期刊資料庫

減少公司	平均數	標準差	極小值	第 25%位數	中位數	第 75%位數	極大值
FE (t 值)	0.0039 (1.0080)	0.0384	-0.0831	-0.0147	-0.0006	0.0130	0.1813
DA_t (t 值)	-0.0090 (-1.4150)	0.0641	-0.1646	-0.0502	-0.0049	0.0265	0.2398

增加公司樣本量爲 229，減少公司爲 101。
FE 爲盈餘預測誤差，取盈餘預測與實際盈餘之差額，並經 t 期總資產平減。
DA 代表裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。
***爲 1%以上統計顯著水準。

5.3.2 式（5a）與式（5b）之迴歸結果

表 11 爲盈餘變動型態之迴歸結果[21]。若斜率項的係數（a_1 或 b_1）顯著異於零，顯示盈餘走勢呈序列相關型態。若不顯著，隱含盈餘走勢爲隨機漫步型態。a_1（b_1）是表彰有（無）裁量性應計數之盈餘變動型態的係數。增加公司的 b_1 並不顯著，但 a_1 卻顯著爲負，且 a_1 與 b_1 二者有顯著差異（P 值 0.0078）。換言之，沒有裁量性應計數之組成成分時，增加公司之盈餘走勢呈隨機漫步模式，而有了裁量性應計數後，盈餘行爲卻爲平均數復歸，顯示裁量性應計數重大改變了盈餘走勢，且是增加盈餘變動的序列相關性，因此可推測增加公司在盈餘預測年度的裁量性應計數具有投機操弄特性。對照圖 2 與表 5 第一部分之分析，或許基於「降低盈餘差距」動機，管理者乃操弄帳面盈餘，且此裁量性應計數之存在，造成預測年度之盈餘顯著高於預測後一年（表 5 第一部分），使會計盈餘之下降延緩一年發生。

21 由於 DA 在不同樣本子群組的結果，各有不同，顯示 DA 的衡量誤差並未嚴重影響結果。基於表格可讀性，此處省略對照公司之結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

減少公司的 b_1 顯著（P 值 0.0086），而 a_1 不顯著，且 a_1 與 b_1 具顯著差異（P 值 0. 0656），代表盈餘變動型態被重大改變。綜合兩條迴歸觀之，0.1773= $b_1 > a_1$ = -0.0468，裁量性應計數減低盈餘變動之序列相關性，符合反映公司績效特性之預測。Guay, Kothari and Watts（1996）認爲當期盈餘僅反映部分經濟衝擊(economic shock)時，次期盈餘會補足反映不足部分，使連續盈餘變動呈正相關。此處結果顯示減少公司管理者利用裁量性應計項目補足非裁量性盈餘對經濟衝擊反映不足部分，減緩基本盈餘過程正向序列相關的程度。

表 11 第二部份係觀察審計品質差異化影響之結果。針對增加公司，不論是高或低審計品質子群組，DA 皆將盈餘變動型態由隨機漫步改變爲平均數復歸型態，屬投機特性，且此投機性 DA 於高低審計品質間並無顯著差異（p 值 0.3715）。換言之，對增加公司而言，審計品質並未有效限制具投機特性之裁量性應計數。反觀高審計品質查核的減少公司，無 DA 的盈餘變動型態具有序列相關性（b_1^H 顯著爲正），而有 DA 的盈餘變動型態卻不具序列相關性（a_1^H 不顯著），顯示高審計品質子群組的 DA 減低了盈餘變動之序列相關性。低審計品質查核的減少公司，其盈餘變動型態不因裁量性應計數而有所改變，代表 DA 並未顯著改變盈餘變動型態。換言之，減少公司在低審計品質子群組並未觀察到 DA 之影響，但在高審計品質子群組則觀察到 DA 減低序列相關性。更進一步檢定 DA 效果在高低審計品質群組的差異性，可發現高審計品質群組的 DA 所減低的序列相關性程度顯著大於低審計品質群組（單尾 P 值 0.0615）。

綜合表 11，高審計品質協助減少公司選擇最適會計方法，使裁量性應計數較佳反映公司績效，卻未能有效遏阻增加公司的投機性 DA。根據張文瀞等人(民 90)之研究，審計人員在執行分析性覆核時，習以無重大差異視爲正常，不注意管理者之盈餘平穩化行爲，以致無法凸顯審計品質之差異，未能有效遏阻投機性盈餘管理。或許此處增加公司爲降低預測盈餘與財務報告盈餘之差距，會投機操縱應計項目，而會計師卻似以帳載盈餘與預測盈餘無重大差異視爲正常，並未深入分析蒐證，以致未能有效遏阻增加公司的應計項目操縱。這現象似乎反映了目前 SAS 對 DA 規範之不足。

臺灣大學學術期刊資料庫

陸、敏感性分析

爲提昇實證結果的穩定性（robustness），本文執行了下述敏感性測試：

預期好壞消息之區分　本文係以末次預測數與上期盈餘相比較，作爲預期好壞消息之劃分。然以末次預測爲基準，似較貼近預測實現與否之情境，若欲將重心放在消息面，則似應以首次預測爲基準，因此本文改以首次預測資料分類預期好壞消息，重新執行各項假說檢定，結果並未受影響。

若管理者預測係基於發放訊息或調整期望差距，其預測精確度應有一定程度，換言之，預測誤差幅度或因歷次預測而有所不同，但預期盈餘增加或減少此方向分類上則不應有重大不同。進一步分析樣本以末次、首次預測分類之異同，結果發現分類一致者佔 92.8%，分類不一致者僅佔 7.2%(共 25 個觀察值)。換言之，若管理者預測有其資訊性，以首次或末次預測分類增加、減少公司之一致性相當高，對結果亦無影響。

總應計數之其他替代衡量　文獻上對會計盈餘的定義多取繼續營業部門淨利之觀念，然而，此舉卻排除會計方法選用之影響。爲增加結果之穩定性，將會計盈餘定義爲本期淨利，重新計算總應計數（TA），並執行所有假說之檢定，實證結果亦未改變。

裁量性應計數之其他替代衡量　目前文獻上以迴歸爲基礎的 DA 估計模型，皆存有衡量誤差（Kasznik 1999）。本文除了以對照公司做法減低衡量誤差之影響外，亦分別以文獻上之另種衡量方式重新估計 DA，例如修正式 Jones 模式（Dechow, Sloan and Sweeny 1995）：

$$TA_{ijt} = \alpha_{0jt} + \alpha_{1jt}\Delta(REV_{ijt} - AR_{ijt}) + \alpha_{2jt}PPE_{ijt} + \varepsilon_{ijt}. \qquad (1')$$

或 Kasznik (1999)模式：

$$TA_{ijt} = \alpha_{0jt} + \alpha_{1jt}\Delta(REV_{ijt} - AR_{ijt}) + \alpha_{2jt}PPE_{ijt} + \alpha_{3}\Delta CFO_{ijt} + \varepsilon_{ijt}. \qquad (1'')$$

分別利用式 (1′) 與式 (1″) 得到新的 DA 估計值後，重新執行所有假說檢定，實證結果仍不改變。

超然獨立性和專業能力之函數關係　學理上僅指出審計品質此一概念

臺灣大學學術期刊資料庫

（concept）需同時包含超然獨立性和專業能力，卻並未指出二者之函數關係。本文係將超然獨立性和專業能力相乘，此舉並未扭曲審計品質分別和超然獨立性與專業能力之邊際關聯性（marginal association）。爲增加結果之穩定性，將相乘關係改爲相加關係，重新執行所有假說檢定，實證結果亦未改變。

產業盈餘變化之影響　爲避免產業盈餘全面上揚或下跌，影響到公司之 DA 或預測行爲，分別執行了下列四項敏感性分析：

(1)改變增加（減少）公司之定義。

原來的增加公司是指管理當局預測數大於前期盈餘，反之則爲減少公司。爲控制產業因素，乃修正定義如下：若（管理當局預測－前期盈餘）＞（產業盈餘中位數之變動數）者，稱爲預測盈餘增加公司，反之則爲減少公司。新的增加（減少）公司有 183（147）個觀察值，重新執行所有假說檢定後，結果仍無重大改變。

(2)刪除產業盈餘全面增加或減少的樣本公司。

經檢查資料（民 76 至民 89），並未發現任一產業存在每一家公司盈餘皆上揚或下跌。於是放寬標準，若一產業有 75%的公司盈餘增加（減少），即定義爲全面盈餘增加（下跌）之產業。當樣本公司落入此種產業中，即予以刪除，共計刪掉增加（減少）公司 46（9）個觀察值。重新執行相關迴歸檢定，結果並未改變。

(3)增加產業與年度之虛擬變數。

式（4）、式（5a）與式（5b）皆增加產業與年度虛擬變數，以 IND 爲產業虛擬變數，設立原則如下：IND_1 代表若爲食品類，則設定爲 1，否則爲 0；IND_2 代表若爲紡織類，取其值爲 1，否則 0，餘下以此類推。以 YEAR 爲年度虛擬變數，設立原則如下：$YEAR_1$ 代表若爲民國 88 年，取其值 1，否則爲 0；$YEAR_2$ 代表若爲民國 87 年，設定爲 1，否則爲 0，以下以此類推。IND 與 YEAR 的個數分別爲產業個數減 1 與年度個數減 1。重新執行所有假說檢定後，實證結果並未有所改變。

(4)增加產業盈餘變動之虛擬變數。

當產業盈餘中位數大於前期產業盈餘中位數時，設定其值爲 1，否則爲 0。

臺灣大學學術期刊資料庫

將此虛擬變數納入式（4）、（5a）與（5b）之實證模式中作爲控制變數，重新執行迴歸分析，實證結果仍未有所改變。

增加式（**4**）之控制變數 ΔCFO 可能存有自我相關現象（Dechow, Kothari and Watts 1998，Wahlen 1994），但並未有理論指出其自我相關之期數，因此此處擬再增加 ΔCFO_{t-1} 控制變數，更進一步控制自我相關問題。另外，應計數迴轉現象並非僅限於裁量性應計數，亦含括了非裁量性應計數成分，因此式(4)乃再加入 NDA，以控制會計配合原則、收益原則之運用與現金流量之關聯性。修正後之式(4′)重新列示如下：

$$\Delta CFO_{t+1} = b_0 + b_1\Delta CFO_t + b_2\Delta CFO_{t-1} + b_3 NDA_{t+1} + b_4 NDA_t + b_5 NDA_{t-1} + b_6 DA_{t+1} + b_7 DA_t + b_8 DA_{t-1} + \varepsilon_{t+1} \quad (4')$$

現金流量僅是公司績效衡量的變數之一，非裁量性盈餘（nondiscretionary earnings, NDE）亦爲可行衡量指標。因此將式(4″)列示如下：

$$\Delta NDE_{t+1} = b_0 + b_1\Delta NDE_t + b_2\Delta NDE_{t-1} + b_3 DA_{t+1} + b_4 DA_t + b_5 DA_{t-1} + \varepsilon_{t+1} \quad (4'')$$

分別執行式(4′)與(4″)後，除了 VIF 增加外，假說檢定結果並未有所改變。

臺灣大學學術期刊資料庫

柒、結論

管理者對應計項目的認列通常有某種裁量權，此裁量權可用以透露私有資訊而增進會計盈餘的價值攸關性，亦可投機性操縱而減低會計盈餘爲公司績效衡量的可靠性。利用自願性預測之情境，可凸顯出三種可能的盈餘管理情境：在預測發佈前，管理者是否會利用應計裁量權以透露私有資訊予報告使用者？而在預測後，是否因預測實現而利用應計裁量權使會計盈餘更佳反映公司績效？或者因預測不精確，卻投機地調控應計數以降低財務報告盈餘與預測盈餘之差距？藉著 Jones 模型衡量裁量性應計數，本研究目的乃在探討簽證會計師對不同特性應計裁量權之影響。

實證工作之特點有二：（1）採用實驗組預測公司與對照組未預測公司相比較，以凸顯出前者之裁量性應計數特性；（2）相較於以往審計品質之實證文獻，本文並未採用六大與非六大此二分法之審計品質衡量，而是以審計人員產業別市場佔有率代表審計人員之專業能力，審計人員之產業別客戶集中度捕捉審計人員之獨立性，再以二者之綜合指標代表審計品質。此綜合指標所產生之高審計品質群組並未發生被懲戒確定之案例，相較於六大之衡量有被懲戒案例以及可能混淆了審計規模經濟之作用，本文之指標是審計品質較佳之衡量。

實證結果顯示，增加公司於預測發布前即利用應計裁量權以透露私有資訊予投資人，且此現象僅限於高審計品質子群組；然或許是降低盈餘差距之動機，預測發布後的裁量性應計數則具有投機特性，卻並未觀察到審計品質之差異影響。減少公司並未於預測發布前利用應計裁量權以透露私有資訊，但在預測年度則利用裁量性應計數調整會計盈餘以更忠實反映公司眞實經濟績效，且此現象僅限於高審計品質子群組。就審計此一提昇資訊品質之機制而言，不論裁量性應計數係具有透露私有資訊特性或是反映公司績效特性，皆與審計品質具有正向關聯性，但在面對具投機特性之裁量性應計數時，審計人員應審愼檢視分析性覆核各項假設之合理性。此外審計準則之制定是否應針對裁量性應計數研擬更周詳之審計程序，亦是一項重要課題。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

李宣進，民 85 年，再探審計品質與盈餘反應係數之關聯，東吳大學會計學系碩士班論文。

李建然，民 86 年，影響台灣上市公司自願性盈餘預測行爲因素之研究，國立政治大學會計系博士斑博士論文。

林嬋娟與官心怡，民 85 年，經理人員盈餘預測與盈餘操縱之關聯性研究，管理與系統，第三卷第一期：27-41。

金成隆、林修葳與張永芳，民 88 年，強制性財務預測誤差與盈餘管理關係：20%門檻限制影響之研究，中國財務學刊，第七卷，第一期：59-96。

張文瀞、周玲臺與林修葳，民 90 年，審計品質對維持前期盈餘績效公司盈餘管理影響之研究，證券市場發展季刊，第十三卷第二期：31-70。

張文瀞、周玲臺與林修葳，民 92，內部人持股連續變動公司之盈餘管理行爲特性，會計評論，第三十七期：53-83。

黃惠君，民 84 年，公司上市前後盈餘操縱與上市後營運績效及盈餘操縱動機之關聯性研究，國立台灣大學會計學研究所碩士論文。

Ajinkya, B., and M. Gift. 1984. Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations. *Journal of Accounting Research* 22 (Autumn): 425-444.

Arens, A. A. and J. K. Loebbecke. 2000. *Auditing: An Integrated Approach*. 8th ed. Prentice Hall International, Inc.

Bartov,E., F.A. Gul, and J. S.L. Tsui. 2001. Discretionary-accruals Models and Audit Qualifications. Journal *of Accounting & Economics* 30:421-452

Beatty, R. 1989. Auditor Reputation and the Pricing of Initial Public Offerings. *The Accounting Review* 64 (October): 693-709.

Beatty, R. P. 1993. The Economic Determinants of Auditor Compensation in the Initial Public Offering Market. *Journal of Accounting Research* 31

臺灣大學學術期刊資料庫

(Autumn): 294-302.

Beaver, W. H. 1998. Financial *Reporting: An Accounting Revolution.* 3rd ed. Prentice-Hall.

Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The Effect of Audit Quality on Earnings Management. *Contemporary Accounting Research* 15 (Spring): 1-24.

Bernard, V. L. and D. J. Skinner. 1996. What Motivates Managers' Choice of Discretionary Accruals? *Journal of Accounting and Economics* 22: 313-325.

Bloomfield, R. 1995. Strategic Dependence and Inherent Risk Assessments. *The Accounting Review* 70 (January): 71-90.

Craswell, A. T., J. R. Francis, and S. L. Taylor. 1995. Auditor Brand Name Reputations and Industry Specializations. *Journal of Accounting and Economics* 20 (December): 297-322.

DeAngelo, L. E. 1986. Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders. *The Accounting Review* 61 (July): 400-420.

DeAngelo, L. E.1981. Auditor Independence, 'Low Balling', and Disclosure Regulation. Journal *of Accounting & Economics* 3 (August): 113-127.

Dechow, P. M. and R. Sloan. 1991. Executive Incentives and the Horizon Problem: An Empirical Investigation. *Journal of Accounting and Economics* 14: 51-89.

Dechow, P. M., and D. J. Skinner. 2000. Earnings Management: Reconciling View of Accounting Academics, Practitioners, and Regulators. *Accounting Horizons* Vol. 14 No. 2 (June): 235-250.

Dechow, P. M., R. Sloan and A. Sweeny. 1995. Detecting Earnings Management. *Accounting Review* 70: 193-226.

Dechow, P. M., S. P Kothari and R. L. Watts. 1998. The Relation between Earnings

臺灣大學學術期刊資料庫

and Cash Flows. Journal *of Accounting and Economics* 25: 133-168.

DeFond, M. and C. W. Park. 1997. Smoothing Income in Anticipation of Future Earnings. *Journal of Accounting & Economics* 23 (July): 115-139.

DeFond, M. and J. Jiambalvo. 1994. Debt Covenant Violation and the Manipulation of Accruals. *Journal of Accounting & Economics* 17 (January): 145-176.

Degeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser. 1999. Earnings Management to Exceed Thresholds. Journal *of Business* 72:1-33.

Deis, D., Jr., and G. Giroux. 1992. Determinants of Audit Quality in the Public Sector. *The* Accounting *Review* 67 (July): 462-479.

Dye, R. A. and R. E. Verrecchia. 1995. Discretion vs. Uniformity: Choices among GAAP. *The* Accounting *Review* 70: 389-416.

Fundenberg, K. and J. Tirole. 1995. A Theory of Income and Dividend Smoothing Based on Incumbency Rents. *Journal of Political Economy* 103: 75-93.

Gaa, J. C. 1997. The Moral Syndromes of Public Accounting Profession. Working Paper, University of Illinois.

Grossman, S. 1981. The Role of Warranties and Private Disclosure about Product Quality. Journal *of Law and Economics* 24:461-83

Guay, W. P., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1996. A Market-Based Evaluation of Discretionary Accruals Models. *Journal of Accounting Research* 34 (Supplement): 83-105.

Healy, P. M. 1985. The Impact of Bonus Schemes on the Selection of Accounting Principles. *Journal of Accounting & Economics* 7: 85-107.

Healy, P. M., and J. M. Wahlen. 1999. A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting. *Accounting Horizons* 13 (December): 1-11.

Healy, P.M. and K. G. Palepu. 1993. The Effect of Firms' Financial Disclosure Policies on Stock Prices. *Accounting Horizons* 7 (March): 1-11.

臺灣大學學術期刊資料庫

Healy, P.M. and K. G. Palepu. 1995. The Challenges of Investor Communication: The Case of CUC International, Inc. *Journal of Financial Economics* 38: 111-140.

Hogan, C. E., and D. C. Jeter. 1999. Industry Specialization by Auditors. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 18 (Spring): 1-17.

Holthausen, R. W. 1990. Accounting Method Choice: Opportunistic Behavior, Efficient Contracting and Information Perspectives. *Journal of Accounting & Economics* 12: 207-218.

Jones, J. 1991. Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* (Autumn): 193-228.

Kasznik, R. 1999. On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37 (Spring): 57-81.

Kasznik, R. and B. Lev. 1995. To Warn or Not to Warn: Management Disclosure in the Face of an Earnings Surprise. *The Accounting Review* 70 (January): 113-134.

King, R., G. Pownall, and G. Waymire.1990. Expectations Adjustment via Timely Management Forecasts: Review, Synthesis and Suggestions for future research. *Journal of Accounting Literature* 9: 113-144.

McKeown, J., J. Mutchler, and W. Hopwood. 1991. Toward an explanation of Auditor Failure to Modify the Audit Opinions of Bankrupt Companies. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 10 (Supplement): 1-13.

McNichols, M. 1989. Evidence of Informational Asymmetries from Management Earnings Forecasts and Stock Returns. *The Accounting Review* 64 (January): 1-27.

Menon, K., and D. D. Williams. 1991. Auditor Credibility and Initial Public Offerings. *The Accounting Review* 66 (April): 313-332.

Milgrom, P. 1981. Good News and Bad News: Representation Theorems and Applications. Bell *Journal of Economics* 12: 380-91.

臺灣大學學術期刊資料庫

Ng, D. 1978. An Information Economics Analysis of Financial Reporting and External Auditing. *The Accounting Review* 53 (October): 910-920.

Palepu, K. G., V. L. Bernard, and P. M. Healy. 1997. *Introduction to Business Analysis and Valuation*. South-Western Publishing Co.

Palmrose, Z. 1986. Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence. *Journal of Accounting* Research 24 (Spring): 97-110.

Palmrose, Z. 1988. An Analysis of Auditor Litigation and Audit Service Quality. *The Accounting Review* 63 (January): 55-73.

Ross, S. 1979. Disclosure Regulations in Financial Market: Implications of Modern Finance Theory and Signaling Theory. *Key Issues in Financial Regulation*: 177-201.

Ryan, S. 1995. A Model of Accrual Measurement with Implications for the Evolution of the Book-to-Market Ratio. *Journal of Accounting Research* 33 (Spring): 95-112.

Scott, W. R. 1997. Discussion of "Two Models of the Auditor-Client Interaction: Tests with United Kingdom Data". *Contemporary Accounting Research* 14 (Summer): 51-53.

Skinner, D. L. 1994. Why Firms Voluntarily Disclose Bad News? *Journal of Accounting* Research 32 (Spring): 38-60.

Skogsvik, K. 1998. Conservative Accounting Principles, Equity valuation and the Importance of Voluntary Disclosures. *British Accounting Review* 30: 361-381.

Subramanyam, K.R. 1996. The Pricing of Discretionary Accruals. *Journal of Accounting & Economics* 22: 249-281.

Teoh, S. H., and T. J. Wong. 1993. Perceived Auditor Quality and the Earnings Response Coefficient. *Accounting Review* 68 (April): 346-366.

Teoh, S. H., T. J. Wong, and G. R. Rao. 1998. Are Accruals during Initial Public Offerings Opportunistic? *Review of Accounting Studies* 3:175-208.

臺灣大學學術期刊資料庫

Trueman, B. 1986. Why Do Managers Voluntarily Release Earnings Forecasts? *Journal of Accounting and Economics* (January): 53-72.

Verrecchia, R. 1983. Discretionary Disclosure. *Journal of Accounting and Economics* (December): 179-94.

Wahlen, J. M. 1994. The Nature of Information in Commercial Bank Loan Loss Disclosures. *The Accounting Review* 69 (July): 455-478.

Watts, R. and J. Zimmerman. 1986. Positive Accounting Theory (Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ).

Wilson, T. E., and R. A. Grimlund. 1990. An Examination of the Importance of an Auditor's Reputation. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 9 (Spring): 43-59.

Young, S. 1998. The Determinants of Managerial Accounting Policy Choice: Further Evidence for the UK. *Accounting and Business Research* 28 (Spring): 131-143.

臺灣大學學術期刊資料庫

Audit Quality and Discretionary Accruals: A Study of Voluntary Forecast Firms

Wen-Jing Chang* Ling-Tai Lynette Chou** Hsiou-wei William Lin***

Abstract

This research examined the effects of audit quality on the characteristics of discretionary accruals based on firms voluntarily forecasted their earnings (hereafter the forecast firms). Discretionary accruals were estimated using a cross-sectional version of the Jones model. In contrast of prior research, the audit quality was captured by a combined measure of the auditor's market share and client concentration. The market share measured the auditor's competence (industry specialty) and the client concentration measured the auditor's independence. To reduce the impact of measurement errors of proxy variables, a design of group comparisons was employed to make the pattern of discretionary accruals of the forecast firms more evident. The results showed that firms with optimistic forecasts used discretionary accruals, in the year before earning forecasts were announced, to signal future cash flows. However, it later managed earnings opportunistically in the forecast year. Stronger associations between discretionary accruals and future cash flows were documented for optimistic forecast firms audited by higher quality auditors. Firms with pessimistic forecasts used discretionary accruals to make earnings better reflect firms' performance and

* Department of Accounting, National Changhua University of Education
** Department of Accounting, National Chengchi University
*** Department of International Business, National Taiwan University

臺灣大學學術期刊資料庫

hence, decreased the serial correlation of changes in earnings. Significant difference in the pattern of changes in earnings was observed between pessimistic forecast firms audited by lower quality auditors and those audited by higher quality auditors. As a means of information disclosure, voluntary forecasts that exceeded the previous realized pretax earnings were not necessarily credible. In respect of the impact of auditing function on management forecast, audit quality was strongly associated with signaling discretionary accruals, but could not deter opportunistic discretionary accruals effectively.

Keywords: opportunistic, signaling, earnings management, discretionary accruals, audit quality, voluntary forecast

臺灣大學學術期刊資料庫