

內部人持股連續變動公司之 盈餘管理行為特性

張文瀾*

國立彰化師範大學

周玲臺

國立政治大學

林修葳

國立台灣大學

摘要

管理者可基於自利動機從事投機性盈餘管理，亦可基於溝通資訊動機而從事訊息發放性盈餘管理。本文以內部人持股連續變動公司為例，檢測投機性與訊息發放性盈餘管理之顯著性。實證工作特點是先區隔極有可能從事投機性盈餘管理公司（如本文之持股減少公司）與極有可能從事訊息發放性盈餘管理公司（如本文之持股增加公司），再測試其盈餘管理特性，最後搭配公司績效改變所形成之盈餘管理誘因，綜合解釋樣本公司之盈餘管理行為。實證結果顯示，持股減少公司從事投機性盈餘管理，延緩一年會計盈餘的下降；持股增加公司基於經濟實質並無重大變動，看不出盈餘管理之顯著性。所以監督內線售股交易將有助於評估盈餘操縱之可能性。

關鍵詞：投機性盈餘管理、訊息發放性盈餘管理、裁量性應計數、管理者股權

*作者謹感謝李怡宗教授、2001 年會計評論研討會諸位先進，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。

收稿日：2001 年 12 月
接受日：2002 年 10 月



Consecutive Changes in Insider Holdings and Earnings Management

Wen-Jing Chang

National Changhua University of Education

Ling-Tai Lynette Chou

National Chengchi University

Hsiou-wei William Lin

National Taiwan University

Abstract

Managers can manage earnings opportunistically or signally based on self-interest incentives or information-communicating motives, respectively. This research empirically examines both characteristics of earnings management of those firms whose shares holdings of managers have changed and last for 2 years. We proxy the magnitude of earnings management by discretionary accruals, which are estimated via a cross-sectional version of the Jones model. We first use holdings percentage-decreasing (increasing) firms as potential opportunistic (signaling) earnings management firms, then test the characteristics of earnings managements, and finally observe some financial variables trend to justify the evidence what we get. The results show that holding percentage-decreasing firms manage earnings opportunistically to postpone the decay of accounting earnings and holding percentage-increasing firms don't manage earnings possibly owing to no material change in firms' prospect. Thus, we suggest that monitoring insiders' selling trading can be informative about the likelihood of earnings manipulation.

Keywords: *Opportunistic earnings management, Signaling earnings management, Discretionary accruals, Managerial ownership.*

Submitted Dec. 2001.

Accepted Oct. 2002.



壹、緒論

過去內線交易的研究顯示，內部人士買賣公司持股的行為表現就像是消息靈通的交易者(informed traders)，會在股價上升(下跌)之前即先予買進(賣出)(Jaffe 1974; Seyhun 1986, 1992; Aboody and Lev 2000)。內線交易管制乃成為長期以來被爭辯的議題(Arshadi and Eysell 1993; Dalley 1998; Fried 1998)。反對內線交易管制的學者認為，內部人士因出售公司股份所實現的個人利益，是獎酬管理者提供私有資訊予投資人的及時又有效方式，有助於市場效率性。贊成管制的學者則認為內線交易將創造管理者複雜的誘因。國內實務上常發生內部人持股增加與頗高比例的內部人持股減少卻未做申報，使投資人無以事先得知，而造成內部人有從事盈餘管理的動機，於是內部人盈餘管理及其買賣持股策略的關聯性是需要被探討的問題。對於財務報告應計項目之裁量權，目前文獻上有二種不同的觀點(Watts and Zimmerman 1986)。一是認為管理者會使用裁量權以透露其私有資訊給投資者，此被稱為訊息發放(signalling)觀點之裁量權。第二個觀點認為管理者會使用裁量權以操縱財務報告系統，犧牲資本供給者以提昇管理者個人之福利，此被稱為投機性(opportunistic)觀點之裁量權。因此內部人士買賣公司持股的交易策略與財務報告裁量權是如何交互影響，乃形成本研究動機。詳言之，當觀察到內部人士連續二年減少持股(以下簡稱減少公司)時，是否隱含管理者已獲悉公司績效衰退之訊息，而面對第一年年底需發佈的財務報告，管理者係傾向利用會計裁量權顯露私有資訊？或是保持沉默？或是從事投機性盈餘管理行為，以隱藏公司之不良績效，方便第二年繼續出售持股？另一方面，當觀察到內部人士連續二年增加持股(以下簡稱增加公司)時，是否隱含管理者擁有公司未來前景的好消息，面對第一年年底需發佈的財務報告，管理者係傾向保留私有資訊，方便第二年繼續買進持股？或是利用會計裁量權將私有資訊顯露在財務報告上？因此本研究目的在探討內部人持股連續變動公司之盈餘管理行為特性。

本研究分成二部分。第一部份探討盈餘管理之特性。公司產生現金流量的能力會影響公司價值，而公司價值乃反映在股票價格上，故欲評估盈餘管理係增強或減低會計盈餘所表彰之公司價值資訊性，可從裁量性應計數¹是否能預測未來現金流量或股價上著手。此外，裁量性應計數是會計盈餘的組成項之一，不同特性的盈餘管理對會計盈餘序列的影響亦不同。因此為求實證結果的強韌性(robustness)，投機性與訊息發放性盈餘管理之區分，係分別從

¹ 本文以裁量性應計數作為盈餘管理之代理變數，故二詞在本文視為同義詞。



三個角度剖析之：未來現金流量、會計盈餘變動型態以及股價²。由於Dechow and Skinner (2000) 認為要探討盈餘管理，需瞭解管理者之誘因。因此本研究第二部分乃探討內部人持股連續變動是否確為盈餘管理之誘因，以及內部人持股連續變動所反映的公司績效之長期趨勢變化，更進一步合理解釋第一部份之證據。

本研究實證結果顯示，減少公司基於公司經濟實質之重大變動，於持股減少年度會從事盈餘管理，其所採用之裁量性應計數卻無法解釋未來現金流量之變動，甚至會重大改變盈餘變動型態、減少盈餘之價值攸關性，呈現投機性盈餘管理之特性。亦即減少公司當年現金流量顯著減少，有經濟實質之變化，卻會從事投機性盈餘管理，使會計盈餘下降延緩一年發生。而面對管理者之會計選擇，投資人難以立即辨明其性質係反映管理者之最適預期，或掩飾不良績效，因而裁量性應計數之特性未立即反映於當年股價上，反而會延遲一段期間，待投資人辨明其性質後，減少公司之裁量性應計數始在權益評價過程中，減少次年盈餘之價值攸關性。增加公司或許是因為公司經濟實質並無重大變化，實證結果顯示裁量性應計數之幅度甚小，既無法解釋未來現金流量變動，亦未影響會計盈餘變動型態，更未在權益評價過程產生任何影響，故看不出盈餘管理之顯著性。歸納本研究結果，就內部人持股變動此一資訊揭露工具而言，內部人增加持股無法顯著反映任何特定之涵義。反而是減少持股所透露之訊息，值得投資人注意，尤須慎防管理者藉應計項目以操縱盈餘之行為。

就學理探討而言，本研究連結內部人交易與盈餘管理之文獻。由於目前並未有探討內部人交易與訊息發放性盈餘管理關聯性之文獻，本文代表首篇嘗試。至於，有關內部人交易與投機性盈餘管理關聯性之文獻則並不多，而且實證結果亦不一致。Dechow et al. (1996)與Beneish (1999)二文皆是以因違反GAAP而受到美國證管會(SEC)懲罰的公司為樣本進行研究。前者的結果顯示內部人交易利益並非管理者操縱盈餘之誘因，然而後者卻得到相反之證據。Summers and Sweeney (1998)的實證證據顯示財務報告舞弊公司存有管理者出售股權現象。雖然Beneish和Dechow et al.得到一致之證據，但二文所選用之樣本公司均為極端盈餘管理³之情況，且受有選樣偏誤(selection bias)之限制，本文證據顯示減少公司從事投機性盈餘管理行為，較前人研究提供了更

² 未來現金流量是一預期觀念。在實證操作上，會計研究多基於理性預期假設，使用已實現之未來現金流量作為代理變數（如McNichols and Wilson 1988; Penman and Sougiannis 1998; Aboody et al. 1999）。再者，前人研究已提供證據指出股票價格無法精確地反映全部盈餘資訊(Sloan 1996; Pfeiffer and Elgers 1999)。最後，評估盈餘序列型態需要有很長的時間序列觀察值，會造成時間序列長度與樣本量多寡之取捨。雖然存在這些實證技術上之限制，但若分別自未來現金流量、股價與會計盈餘序列等三個角度得到一致性之結果，則應能增加實證證據說服力。

³ 盈餘管理是在GAAP規範的灰色空間內，超越了GAAP界線，才構成舞弊。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。

一般化證據。除此之外，美國對內部人轉讓之規範是採事後申報，內部人出脫持股前，投資人無從得知；台灣則是採事前申報規範。法規有差異，是否影響管理者盈餘管理之誘因，本文更有本土研究之貢獻。就實務而言，當內部人減少持股時，投資人必須謹慎防範投機性財務報表盈餘管理之可能，並據以進行後續投資決策。而查核會計師亦需重估企業風險，必要時修正查核程序，以降低財務報表不當表達所造成誤導投資人之風險。由於減少持股之時點早於投機性盈餘管理之時點，為使資訊透明化與及時化，管制者有責任確保投資人能迅速取得內部人減少持股之正確訊息，故而管制者須針對目前國內為人詬病之事前申報轉讓與實際轉讓不符狀況予以改善，或者加重其罰則，或者增加規範，以減少申報與事實不符之情況。

本文第二節發展假說預期，第三節說明樣本選擇，第四節描述盈餘管理之代理變數，第五節為盈餘管理特性之實證結果與分析，第六節探討盈餘管理、內部人持股變動與公司績效變化之關聯性，最後提出結論。

貳、盈餘管理與內部人持股變動

財務報告系統之主要目的在提供資訊以幫助投資者評估公司未來現金流量狀況。Beaver (1998)認為會計盈餘為事前(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，如呆帳估計、存貨跌價損失等。後者是指已實現之現金流量。基於此，應計會計制度可視為傳遞預測或預期資料之成本有效(cost effective)方式。例如，管理者對應收帳款淨額的估計數，可視為對現金流入之預測。所以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 et al. 1997)。管理者透過正式教育、產業工作經驗及對特定公司資訊之投資與接觸，擁有經營公司投資與營運策略之專長，因此管理者通常較外在投資者更能解釋公司的當期營運狀況與預測未來績效。藉著應計項目之裁量權，管理者可將其對未來之預期顯露在財務報告上，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⁴，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 et al. 1996)。然而，管理者與股東或有利益衝突，造成管理者基於自利動機管理盈餘。例如管理者為極大化紅利計畫之效益(沈維民 1997; Healy 1985)、或保障工作(林嬋娟等人 1997; DeFond and Park 1997)，或給投資人一種低風險之假象，或是使投資人不易及時發現公司之不良績效(Palepu et al. 1997)，乃有誘因管理盈餘以影響外界人士之認知，從而攫取私有報酬。因此管理者擁有公司經濟實質之資訊優勢，不僅是會計資料價值(value)之根源，亦是會計

⁴ 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)。

資料扭曲(distortion)的根源。

因為管理者是消息靈通人士, Beneish (1999)認為管理者的交易行為會顯露他們對公司績效之預期, 而且會利用盈餘管理之裁量權配合其內部人交易, 以獲取利益。當公司績效呈衰退現象, 管理者可能出售對公司之持股。此時管理者可能基於聲譽損失、證管會管制與法律訴訟之考量, 利用盈餘管理增加盈餘之價值攸關性, 向投資人顯露公司之壞消息。然管理者亦可能基於出售持股利益或解僱或紅利損失等之考量, 利用盈餘管理隱藏當期不利績效。Beneish (1999)證據顯示解僱與證管會懲罰並未有效減少出售持股之盈餘操縱行為, 而台灣訴訟壓力不大以及法令執行效果不彰⁵, 因此預期管理者將投機性操縱盈餘以攫取私有報酬。發展假說a如下:

假說 a (減少公司): 減少公司會從事投機性盈餘管理行為。

相對地, 當公司績效呈成長現象, 預期管理者將增加公司持股。此時管理者為減低資金成本、改善與供應商及客戶間之交易條件, 以及降低代理成本等, 乃有誘因利用盈餘管理以提供市場參與者有關公司前景的有利私有資訊。因此本文研究假說 b 為:

假說 b (增加公司): 增加公司會從事訊息發放性盈餘管理行為。

參、樣本選擇

一、樣本選擇

台灣經濟新報社之「董監事持股狀況」模組的月資料始自民國八十年一月, 因此研究範圍為民國八十年至八十六年。所謂內部人, 此處取廣義內部人士之定義, 包含了董事、監事、經理人、持股比率達 10%以上之大股東, 以及財務報表所揭露具有關係人交易記錄之各關係人⁶。持股比率連續變動之計算, 是將台灣經濟新報社的持股月資料以簡單平均方式換算成年資料, 再據以計算連續兩年變動數。當t年持股比率變動數大(小)於零, 且t+1年亦大於(小於)零時, 始視為持股比率連續增加(減少)。為避免以零為界的二分法導致許多變動數為稍正、稍負者之認定困難, 以及持股比率巨幅變動為

⁵ 柯承恩(2000)指出我國公司法與證券交易法等雖有規定公司董事及監察人的責任, 但公司實際上發生問題的時候, 董事及監察人甚少承擔法律責任。公司負責人如有濫用公司資源違反公司法或證交法的情況, 即使被主管機關移送, 在法庭上的判決延宕多時, 甚至判決上的懲罰亦不重, 因此缺乏嚇阻的效果。

⁶ 本研究並無法納入所有大股東成立之未上市上櫃投資公司, 而有遺缺樣本之可能性, 但本研究之內部人除了包括董事、監察人、經理人與持股 10%以上之大股東外, 尚包括財務報表所揭露具有關係人交易記錄之各關係人, 譬如企業採權益法評價之被投資公司、對公司之投資採權益法評價之投資者以及公司董事長或總經理與他公司之董事長或總經理為同一人, 或具有配偶或二親等以內關係之他公司等, 應可減低遺漏。

極端值之可能，乃將實證資料依t年持股比率變動數加以排序，並分成31組。t年持股比率變動數大於等於零者，是始自第23組，因此取第25組至第30組為範圍，再篩選掉t+1年持股變動數小於等於零者，即為本研究之內部人持股比率連續增加群組⁷。至於內部人持股比率連續減少群組，則是取增加公司之對稱持股比率⁸。茲將樣本公司之持股資料列示於表一。

表一 內部人持股比率之敘述性統計

第一部份：增加公司				樣本數：148	
變數名稱	平均數	標準差	極小值	極大值	
t期持股比率變動數(%)	1.965	1.401	0.230	5.735	
t+1期持股比率變動數(%)	2.706	3.498	0.013	21.377	
第二部份：減少公司				樣本數：236	
變數名稱	平均數	標準差	極小值	極大值	
t期持股比率變動數(%)	-2.459	0.689	-3.658	-1.407	
t+1期持股比率變動數(%)	-3.281	3.595	-22.708	-0.009	

增加(減少)公司為本期董、監事、經理人、10%大股東以及關係人全體持股比率增加(減少)、且下期至少未減少(增加)之公司。t期持股比率變動數是指t期持股比率減t-1期持股比率。

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之需要，為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(1995)之做法，進行產業合併⁹。復因後續分析衡量其他變數時有遺漏值，

⁷ t年持股比率變動數大於等於零者，是始自第23組，該組持股變動率有正有負，且變動比率皆甚小，最大為0.000675，尚無法完全瀝除些微變動者，因此最後取第25組至第30組為範圍，共295個觀察值。若t+1年之選擇標準要如t年般，則連續兩年皆符合條件者，僅剩下115個觀察值，再刪除後續變數衡量有遺漏值者，最後剩下之觀察值個數為75個。基於樣本量考量，乃放寬t+1年之條件，僅篩選掉t+1年持股變動數小於等於零者，即為本研究之內部人持股比率連續增加群組。若以75個觀察值進行假說檢定，亦未改變結果。若取連續2年所有變動比率大於零(即第23群到31群)之公司，實證結果亦未被改變。

⁸ 減少公司之選擇，若採與增加公司相同之條件，取第2組至第21組為範圍，亦即連續兩年刪掉些微差距組與極小組，觀察值剩739個，再刪除後續變數衡量有遺漏值者，最後剩下之觀察值個數為643個。以此643個觀察值進行各項假說檢定，亦未改變結果。由於本研究主要在對照增加公司與減少公司不同的盈餘管理行為，不希望因為持股率變動數不同，或者樣本量差距過於懸殊，而導致結果之不同，因此減少公司之選擇乃配合增加公司之持股率變動數。

⁹ 依據證交所之分類，電機機械類之產業代碼為15、電線電纜為16，合併為機電類。塑膠(13)、化學(17)、橡膠(21)合併為塑膠化工類。水泥(11)、鋼鐵(20)、營建(25)合併為營造建材類。觀光(27)、百貨(29)合併為服務銷售類。食品類(12)、紡織類(14)、電子類(23)仍各自單獨，並未進行合併。至於玻璃陶瓷業(18)、造紙業(19)與汽車業(22)，則因公司家數過少及行業性質不同無法合併，而予以刪除。如果不進行產業合併，改以現行證交所之產業分類估計式(1)，重新執行所有假說檢定後，發現其結果並未改變。

乃進一步刪除, 最後減少(增加)公司樣本數為 169(95)個公司-年觀察值¹⁰。樣本公司之產業一年度分布情形, 列示於表二第一部份, 尚無嚴重集群現象¹¹。

二、樣本公司特性

表二第二部分為樣本公司之敘述性統計。在平均總資產規模與負債比率二個變數上, 減少公司與增加公司二者相當, 但相較於上市公司母體平均數, 樣本公司較屬於大公司型態。減少公司之平均銷貨雖大於增加公司, 但其銷貨變異卻也甚高。在會計盈餘與現金流量之缺口(gap)上, 減少公司之盈餘大於現金流量, 而增加公司則是幾乎相等。持股變動年度的總資產變動與銷貨變動數皆大於零, 顯現樣本公司為成長現象, 但樣本公司增加的幅度均不及研究期間之母體平均數, 而且減少公司之成長大於增加公司。在盈餘趨勢上, 樣本公司的盈餘變動皆為正, 但現金流量變動皆為負, 尤其是減少公司, 其負向現金流量變動平均數已遠超過母體平均數。

¹⁰ 減少(增加)公司的觀察值個數共有 169(95)個, 以公司家數為計算單位, 則有 107(69)家公司。按照樣本公司出現的次數計算, 則可彙總如下表:

減少公司		增加公司	
樣本公司出現的次數	公司家數	樣本公司出現的次數	公司家數
1	64	1	48
2	27	2	17
3	13	3	3
4	3	4	1
合計	107	合計	69

由於大部分的樣本公司出現的次數不多, 較無棋盤式資料(panel data)之影響。

¹¹ 經檢查減少公司之資料, 發現 23 個觀察值於事件年度從事現金增資, 增加公司有 6 個觀察值。為評估結果是否受到現金增資之影響, 乃將樣本公司刪除有現金增資者, 然後重跑所有假說檢定, 結果亦未改變。

表二 樣本公司之基本資料

第一部份：產業一年度分布情形

產業別	減少公司	增加公司	年度別	減少公司	增加公司
食品類	15	15	81年	14	16
紡織類	30	19	82年	22	13
電子類	41	10	83年	19	23
機電類	13	11	84年	36	15
塑膠化工類	28	11	85年	38	15
營造建材類	37	16	86年	40	13
服務銷售類	5	13			
合計	169	95	合計	169	95

第二部分：敘述性統計

變數名稱	母體*		減少公司		增加公司	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
總資產	8,237	13,457	11,028	14,997	11,134	15,693
負債比率	0.423	0.161	0.381	0.139	0.382	0.139
銷貨	5,517	8,921	7,085	10,122	6,669	8,411
盈餘	0.071	0.090	0.066	0.078	0.050	0.065
現金流量	0.042	0.206	0.035	0.150	0.049	0.097
總資產變動	0.238	0.390	0.215	0.288	0.130	0.158
負債比率變動	-0.010	0.093	-0.002	0.101	0.016	0.073
銷貨變動	0.159	0.384	0.103	0.227	0.061	0.231
盈餘變動	0.017	0.075	0.016	0.057	0.014	0.048
現金流量變動	-0.004	0.197	-0.016	0.150	-0.003	0.080

依據證交所之分類，食品類之產業代碼為 12，紡織類為 14，電子類 23，機電類包含 15 與 16，塑膠化工類包含 13、17 與 21，營造建材類有 11、20 及 25，而服務銷售類則包括 27 與 29。

*代表民國 80-86 年所有非金融保險業上市公司之統計數字，全部觀察值為 2,433 個。

增加（減少）公司為本期董、監事、經理人、10%大股東以及關係人全體持股比率增加（減少）、且下期至少未減少（增加）之公司。

總資產與銷貨之單位為百萬元。負債比率為總資產減權益帳面價值之差額，再除以總資產。盈餘為繼續營業部門淨利除以期初總資產。現金流量是指營業活動現金流量，並以期初總資產平減之。

肆、盈餘管理代理變數

盈餘管理係指財務報告提供者基於某一經濟動機，藉由對損益承認的自由裁量權，介入財務報導過程而影響盈餘(Schipper 1989)。由於應計基礎所產生之會計盈餘係由現金基礎盈餘加以彙總轉換而成，此一彙總轉換過程包含了許多會計選擇，提供了極大彈性。例如租賃與公司併購即視交易結構而有不同之會計處理¹²，存貨可有不同的成本流動假設，折舊計提亦有不同之方法，皆對淨利產生不同之影響。此外，主觀的估計更增加了管理者裁量權。

¹² 例如租賃公司可能修改租賃合約條款（如修改租期或是期滿的購入價格等），使某筆交易符合銷售型租賃之條件。又如進行併購的公司採用權益融資而非舉債融資，只是為了使用權益結合法入帳。

例如估計應收帳款呆帳損失、存貨跌價損失或產品售後服務保證負債即存有相當程度之主觀性，且估計可隨時間而改變。

通常管理者可以各種組合以進行盈餘管理。基於個別會計方法無法反映管理當局全部的會計選擇，而應計數乃彙總會計政策的淨影響所成為之單一衡量，本文採用應計項目代理會計裁量權。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，需要裁量性應計數之替代衡量。在所有可用之技巧中，過去研究指出 Jones (1991)所提出以迴歸為基礎之預期模型可產生較有效率的裁量性應計數估計值(Guay et al. 1996)，因此下面的分析以 Jones 模型估計裁量性應計數。Jones 模型需要每一家樣本公司皆有很長的時間序列觀察值以估計非裁量性應計數，礙於台灣股市的歷史尚短，且許多產業歷經結構變化，若以時間序列資料估計之，勢將無法取得足夠長的迴歸期間資料，造成樣本數大幅減少、模型解釋力不足等內部效度問題。本文採用 DeFond and Jambalvo (1994)所提出的方法，以同一期間各該產業全部公司資料估計 Jones 模型¹³。迴歸式如下：

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

其中：

TA=總應計數；

ΔREV =銷貨收入變動；

PPE=折舊性資產總額¹⁴；

$i=1, \dots, i$ 樣本所包含的產業；

$j=1, \dots, j_i$ 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¹⁵。所有變數皆以期初總資產平減。為避免極端值對非裁量性應計數之參數估計有不當影響，乃依統計慣

¹³ 此估計資料之改變，以下簡稱橫斷面版本。綜合 Subramanyam (1996)、Young (1998) 與 Teoh et al. (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影響。

¹⁴ 包含內容為：「房屋及建築物成本」+「機器及儀器設備成本」+「其他設備成本」+「固定資產重估增值」-「重估增值-土地」。「 i 」內名稱代表台灣經濟新報社財務資料庫之欄位。

¹⁵ Jones (1991)係假設來自公司經濟環境變動的應計數與銷貨變動有關；折舊性資產毛額與總應計數中之非裁量性折舊費用有關。

例刪除標準化誤差student t之絕對值大於 3、cookd值大於 1 以及dffits之絕對值大於 1 者。

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(NDA)即為 (1) 式的配適值(fitted value)，而裁量性應計數(DA)乃定義為 (1) 式的殘差項。二者之計算分別列示如下：

$$NDA_{ijt} = \hat{\beta}_{0it} + \hat{\beta}_{1it} \Delta REV_{ijt} + \hat{\beta}_{2it} PPE_{ijt} \quad (2)$$

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

Dechow et al. (1995)以模式定式(specification)與檢定力(power)為標準，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 et al. 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 et al. (1996)以市場為基礎，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，以迴歸為基礎之 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。因此 Jones 模型與修正式 Jones 模型之實證比較乃列示於表三。表三為民國 76 至 88 年 Jones 模型與修正式 Jones 模型參數估計之敘述性統計。首先觀察 Jones 模型之結果。迴歸平均樣本數為 37.4 個公司觀察值，最少觀察值個數為 7 (刪除極端值後)，最多為 86 個。就模型解釋力而言，調整後的判定係數(Adj- R^2)平均為 15.3%，將近 60%的模型 F 值達 10%統計顯著水準，顯示模型解釋能力不高。5 個 β_2 符號為正，顯示 95%的 β_2 符號為負，符合預期，且有 51%達 10%統計顯著水準。 β_1 在 91 條迴歸中有 67 個(佔 74%)符號符合預期，方向為正，但達 10%顯著水準者僅佔 30%而已。故可知，在銷貨變動與可折舊資產毛額兩個解釋變數上，後者表現較佳。其次觀察修正式 Jones 模型之結果。除了 α_1 外，修正式 Jones 模型之結果與 Jones 相當。 α_1 的預期符號為正，僅有 59%符合預期，而顯著為正者只有 20%，較 Jones 的 β_1 結果為差。Jones 係假設來自公司經濟環境變動的應計數與銷貨變動有關，因而以銷貨變動捕捉總應計數中之非裁量性成分。Dechow et al. 認為銷貨亦可能受到管理者裁量權之影響，乃進一步修正 Jones 模型。其假設所有賒銷之變動均來自盈餘管理，故銷貨變動中先減除應收帳款變動。Beneish (1998)認為銷貨變動減去應收帳款變動即等於本期現銷減上期銷貨 ($cash\ sales_t - credit\ sales_{t-1}$)，因而質疑此概念如何捕捉源於公司經濟活動變動對應計數之影響。或許這是 α_1 表現差於 β_1 的原因。



表三 Jones 模型與修正式 Jones 模型參數估計之敘述性統計

	Jones 模型 $TA_{ijt} = \beta_{0jt} + \beta_{1jt} \Delta REV_{ijt} + \beta_{2jt} PPE_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$						修正式 Jones 模型 $TA_{ijt} = \alpha_{0jt} + \alpha_{1jt} \Delta (REV_{ijt} - AR_{ijt}) + \alpha_{2jt} PPE_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$					
	樣本數	β_0	β_1	β_2	F 值	Adj- R^2	樣本數	α_0	α_1	α_2	F 值	Adj- R^2
		?	+	-				?	+	-		
	37.4	0.054	0.064	-0.119	5.215	0.153	37.5	0.060	0.017	-0.122	4.569	0.153
	18.8	0.083	0.141	0.115	6.015	0.170	18.8	0.086	0.160	0.121	4.413	0.170
	7	-0.074	-0.536	-0.545	0.013	-0.141	8	-0.059	-0.553	-0.502	0.022	-0.141
位	23	-0.001	-0.008	-0.163	1.168	0.008	23	0.008	-0.059	-0.163	1.32	0.008
	33	0.034	0.070	-0.090	3.176	0.119	34	0.041	0.020	-0.099	3.088	0.119
位	48	0.080	0.146	-0.051	7.820	0.259	48	0.090	0.096	-0.050	6.761	0.259
	86	0.377	0.415	0.133	38.575	0.658	86	0.397	0.402	0.129	24.207	0.658
(%)	91	67 (74%)	67 (74%)	5 (5%)	91	71	91	71 (78%)	54 (59%)	8 (8%)	91	71
(%)		35 (38%)	27 (30%)	46 (51%)	52 (57%)			38 (42%)	18 (20%)	46 (51%)	50 (55%)	



Kang and Sivaramakrishnan (1995)認為 Jones 模型所估計的 DA，受限於因變數與自變數具有同時性(simultaneity)、變數衡量誤差、以及遺漏變數等問題，易減低統計檢定力與產生錯誤推論，因而提出以工具變數(instrumental variable)為基礎之估計方法，並以模擬之證據顯示工具變數法較 Jones 模型存有較低的型 I 與型 II 誤差。在台灣，王脩斐(1996)比較 Healy 模式、DeAngelo 模式與 Jones 模式三者顯著水準與檢定力二方面的差異。結果顯示 DeAngelo 模式表現最差，但三個模式對裁量性應計數之估計都有衡量誤差現象。為減低裁量性應計數衡量誤差對本文結果之影響，乃分別以修正式 Jones 模式與 Kang and Sivaramakrishnan 之工具變數法再次估計裁量性應計數，重新執行所有後述的檢定，實證結果仍不改變。

表四為樣本公司盈餘管理代理變數（即裁量性應計數）之敘述性統計。減少公司的平均裁量性應計數為 0.0058，為調增會計盈餘現象。增加公司平均為-0.0031，屬降低帳面盈餘現象，雖二者均未達統計顯著水準，但此處仍無法判斷究竟是因為樣本值均為零，或其變異性太大而不易顯著異於零的原因。亦即不顯著亦可能肇因於統計檢定力不足之故。此外，比較減少公司與增加公司變異的程度，減少公司的標準差為 0.1276，大於增加公司。減少公司的極小值為-0.6876，極大值為 0.6660，大於增加公司變異的幅度。由此可知，減少公司盈餘管理的幅度要大於增加公司。

表四 裁量性應計數之敘述性統計

	平均數	標準差	極小值	第一四分位	中位數	第三四分位	極大值
減少公司 (p 值)	0.0058 (0.5577)	0.1276	-0.6876	-0.0420	-0.0055	0.0416	0.6660
增加公司 (p 值)	-0.0031 (0.6757)	0.0709	-0.2547	-0.0325	-0.0098	0.0245	0.2877

伍、盈餘管理特性分析

對盈餘管理特性之剖析，本研究將分別從現金流量、盈餘序列以及股價三種觀點探討之。

一、盈餘管理對未來現金流量變動之涵義

公司產生現金流量的能力會影響證券之價值。基於此，財務會計準則委員會(FASB)即指出財務報告之主要目的在提供資訊幫助投資者、債權人及其他人士評估公司未來現金流量之金額與時間(FASB 1978)。此外，FASB 亦主張會計盈餘及其組成份所提供之資訊，較當期現金流量更能預測未來現金流量(FASB 1978)。Barth et al. (2001)之分析指出應計項目不僅可捕捉過去交易事項

所產生之現金流量資訊, 亦可捕捉管理者預期未來營運與投資活動所產生之預期未來現金流量。因此盈餘管理若具有資訊性, 將可以預測未來現金流量。相對地, 投機性盈餘管理為會計資訊系統之雜訊(noise), 將無法預測未來現金流量。前述研究假說(詳見第二節)預期減少(增加)公司從事投機性(訊息發放性)盈餘管理, 因此發展實證假說 1 如下:

假說 1a (減少公司): 減少公司之裁量性應計數無法解釋未來多期之現金流量變動。

假說 1b (增加公司): 增加公司之裁量性應計數可以解釋未來多期之現金流量變動。

本研究之測試方法乃直接探討樣本公司之盈餘管理對未來一至三年現金流量變動數之預測能力。以迴歸模式表之如下:

$$\Delta CFO_{t+1} = b_0 + b_1 \Delta CFO_t + b_2 TA_{t+1} + b_3 TA_t + b_4 DA_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4.1)$$

$$\Delta CFO_{t+2} = b_0 + b_1 \Delta CFO_t + b_2 TA_{t+2} + b_3 TA_{t+1} + b_4 DA_t + \varepsilon_{t+2} \quad (4.2)$$

$$\Delta CFO_{t+3} = b_0 + b_1 \Delta CFO_t + b_2 TA_{t+3} + b_3 TA_{t+2} + b_4 DA_t + \varepsilon_{t+3} \quad (4.3)$$

其中

ΔCFO_t : 營業活動現金流量變動數, 並各以期初總資產平減之。

TA : 總應計數, 取繼續營業部門淨利減營業活動現金流量之差額, 並以期初總資產平減。

DA : 裁量性應計數, 為盈餘管理代理變數。

t : 內部人持股比率增加(減少)、且下期並未減少(增加)之年度。以下簡稱事件年度。

ΔCFO_t 用以控制潛在的自我相關(Wahlen 1994; Dechow et al. 1998)。在不考慮會計扭曲之情況下, 應計數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(Dechow 1994; Subramanyam 1996), 因此 b_2 與 b_3 是用以捕捉應計數之平穩化本質。本期應計數的存在, 即表示現金流量將於未來實現, 預期 b_3 為正, 而預期 b_2 為負, 乃反映了應計數迴轉之特性。此處實證工作之重點, 則是希望在應計數平穩化作用外, 仍能觀察到減少公司之管理者利用裁量性應計數單純地操縱帳面盈餘, 未有現金流量涵義; 或是增加公司所顯露的未來現金流量之預期。因此預期減少公司的 b_4 不顯著, 而增加公司則顯著為正。



表五 盈餘管理與未來現金流量變動之迴歸結果

減少公司								
模式	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4^*	F 值	Adj- R^2	樣本數
(4.1)	-0.0176 (0.0017)	-0.0924 (0.0486)	-0.8057 (0.0001)	0.7001 (0.0001)	0.0863 (0.3739)	188.935 (0.0001)	0.8173	169
(4.2)	-0.0015 (0.7759)	0.0629 (0.1830)	-0.7286 (0.0001)	0.8083 (0.0001)	0.0463 (0.4546)	103.237 (0.0001)	0.7113	167
(4.3)	-0.0078 (0.2115)	0.0021 (0.9691)	-0.6235 (0.0001)	0.6957 (0.0001)	0.0642 (0.3742)	67.757 (0.0001)	0.6195	165
增加公司								
模式	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	F 值	Adj- R^2	樣本數
(4.1)	-0.0018 (0.7438)	0.0729 (0.2990)	-0.5123 (0.0001)	0.5731 (0.0001)	0.0571 (0.6426)	24.097 (0.0001)	0.5957	95
(4.2)	-0.0056 (0.3380)	-0.1618 (0.0354)	-0.6015 (0.0001)	0.5818 (0.0001)	-0.0683 (0.4746)	37.422 (0.0001)	0.6078	95
(4.3)	-0.0127 (0.0128)	-0.0358 (0.5803)	-1.0896 (0.0001)	0.8057 (0.0001)	-0.0584 (0.4801)	78.121 (0.0001)	0.7665	95

t 為內部人持股比率增加（減少）、且下期並未減少（增加）之年度。

ΔCFO_{t+j} j=0,1,2,3, 為 t+j 期營業活動現金流量變動數，並各以期初總資產予以平減。

TA 為總應計數，取營業活動現金流量與繼續營業部門淨利之差額，以期初總資產平減。

DA 代表裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。

() 為 p 值。

* VIF 值 (Variance Inflation Factor) 小於 6.16，再以二階段正交化處理後，確定 DA_t 的係數不顯著不是因為自變數間存在高度共線性之故。

表五為盈餘管理對未來現金流量變動迴歸之結果。不論在哪個子樣本群組或實證模式，迴歸模式之解釋能力良好，F 值均達高度統計顯著水準（p 值 0.0001），且調整後判定係數 (Adj- R^2) 至少 60%。 b_2 顯著為負、 b_3 顯著為正，驗證了應計數之平穩化本質。減少公司的 b_4 未達顯著水準，與預期相同；但增加公司的 b_4 亦仍未達統計顯著性，卻與預期相悖。 b_4 不顯著，有幾個可能的原因。一是模式檢定力不夠，二是管理者從事投機性盈餘管理，因而裁量性應計數不具有未來現金流量之涵義，三是管理者並未運用會計裁量權從事盈餘管理活動。由於模式 (4) 系列無法區別三種原因，下節分析擬探討盈餘

管理對盈餘變動型態的影響，以更進一步了解樣本公司盈餘管理之特性。

二、盈餘管理對盈餘變動型態之影響

在效率市場上，價格反映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。應計項目可預期未來現金流量，使得會計盈餘相較於現金流量，為公司績效更可靠與更及時之衡量(Dechow 1994; Subramanyam 1996; Guay et al. 1996)。由於股價與會計盈餘皆係反映公司之未來現金流量，因此股價/盈餘二者具有關聯性(Beaver et al. 1979)。Guay et al. (1996)指出，無衡量誤差之會計盈餘變動型態亦應與股價變動型態相近，呈現隨機漫步型態(random walk)，所以訊息發放觀點之盈餘管理乃在減低盈餘變動之序列相關性，使會計盈餘較遵從隨機漫步型態，反映公司之長期盈餘預期；相對地，投機性盈餘管理是指管理應計項目以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，是暫時性地平穩盈餘，會增加帳面盈餘變動之序列相關性。如前所述，本研究預期減少（增加）公司從事投機性（訊息發放性）盈餘管理，故發展實證假說 2 如下：

假說 2a（減少公司）：相較於盈餘管理前之會計盈餘變動，盈餘管理後減少公司的會計盈餘變動之序列相關性較高。

假說 2b（增加公司）：相較於盈餘管理前之會計盈餘變動，盈餘管理後增加公司的會計盈餘變動之序列相關性較低。

實證模式分別檢測盈餘管理前、後盈餘變動之型態，再測試其差異性。所謂盈餘管理後盈餘變動型態列示如下：

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

其中 t 為事件年度， ONI 為平減後繼續營業部門淨利。欲測試盈餘管理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：

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

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，實證測試假說 2。投機性觀點之盈餘管理乃在增加會計盈餘變動之序列相關性，因此預期減少公司之 $|a_1| > |b_1|$ 。訊息發放觀點之盈餘管理乃在減低會計盈餘變動之序列相關性，因此預期增加公司之 $|a_1| < |b_1|$ 。



表六 盈餘管理對會計盈餘變動型態影響之迴歸結果

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

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

	模式 (5b)			模式 (5a)			Test	
	b_0	b_1	Adj- R^2	a_0	a_1	Adj- R^2	$a_1 = b_1?$	樣本數
減少	-0.0218	0.0078	-0.0058	-0.0205	-0.4228	0.1195	F=20.3241	169
公司	(0.0001)	(0.8466)		(0.0001)	(0.0001)		(0.0001)	
增加	0.0013	0.1308	0.0173	0.0030	-0.0754	-0.0081	F=1.4349	95
公司	(0.8474)	(0.1064)		(0.6610)	(0.6218)		(0.2325)	

t 為內部人持股比率增加 (減少)、且下期至少未減少 (增加) 之年度。

ΔONI_{t+1} 為 t+1 期平減後繼續營業部門淨利減去 t 期平減後繼續營業部門淨利。

DA 代表裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。

() 為 p 值。

表六為盈餘管理前、後會計盈餘變動型態之迴歸結果。若斜率項的係數 (a_1 或 b_1) 顯著為負，顯示盈餘走勢為平均數復歸型態。若不顯著，隱含盈餘走勢為隨機漫步型態。 a_1 (b_1) 是表彰盈餘管理後 (前) 盈餘變動型態的係數。首先觀察減少公司之結果。減少公司的 b_1 不顯著 (p 值 0.8466)，隱含盈餘管理前之盈餘行為乃隨機漫步模式。而 a_1 卻顯著為負 (p 值 0.0001)，隱含盈餘管理後之盈餘變動為平均數復歸模式。且 a_1 與 b_1 有顯著差異 (p 值 0.0001)，代表管理者的盈餘管理重大改變了盈餘走勢。綜合兩條迴歸觀之， $|a_1| > |b_1| = 0$ ，裁量性應計數顯著增加會計盈餘變動之序列相關性，可推測減少公司在事件年度從事投機性盈餘管理。綜合而言，表五之證據顯示，減少公司之裁量性應計數無法預測未來多期現金流量之變化，而表六反映投機性盈餘管理存有平均數復歸現象特性，故可以推論，平均而言，某些管理者會於減少持股當年從事投機性盈餘管理，因而使得當年裁量性應計數不具有未來現金流量之涵意。

其次觀察增加公司之結果。增加公司的 b_1 並不顯著， a_1 亦不顯著，且 a_1 與 b_1 二者並無顯著差異 (p 值 0.2325)。此隱含增加公司在盈餘管理前之盈餘走勢呈隨機漫步模式，而盈餘管理後的盈餘行為仍為隨機漫步，代表盈餘管理前後之盈餘行為並未重大改變。綜合兩條迴歸觀之，雖然 a_1 的幅度小於 b_1 的幅度，但 a_1 與 b_1 各自不顯著，且彼此不具顯著差異性，增加公司之裁量性應計數並未顯著減少會計盈餘變動之序列相關性，無顯著之盈餘管理行為。結合表四、表五與表六之證據，增加公司並未顯著從事盈餘管理行為，以致裁量性應計數無法顯著預測未來現金流量之變動以及影響盈餘變動型態。這或許是管理者對好消息揭露之政策係採取替代策略 (Gelb 2000)，已經用增加持

股方式顯露訊息，則不再加強財務報告之訊息性。亦或許是管理者增加持股並不代表任何資訊內涵，在公司經濟實質並未重大改變之情況下，管理者自是無私有資訊可加以揭露，因而觀察到增加公司在式(4)的 $b_4=0$ 以及式(5)的 $a_1=b_1=0$ ，乃為合理現象。至於何種理由成立，將待第六節深入分析。

三、盈餘管理對盈餘評價角色之影響

欲再確認盈餘管理之特性，尚可以股價為標竿(benchmark)，評估財務報告在效率市場之效度。股價乃反映所有可用之資訊以形成未來現金流量之不偏預期，若盈餘反映預期未來現金流量的資訊，則股價是盈餘的函數。若管理者運用應計項目裁量權以反映其對未來現金流量之最佳預期，盈餘管理將增加盈餘評價係數。反之，盈餘管理若為「隱藏當期不利績效、遞延本期不尋常盈餘至未來年度」之平穩化作用，將減低盈餘之價值攸關性。截至上節之證據顯示，減少公司從事投機性盈餘管理行為，增加公司並未從事顯著之盈餘管理行為，據此發展實證假說3如下：

假說 3a (減少公司)：減少公司的裁量性應計數將減低盈餘評價係數。

假說 3b (增加公司)：增加公司的裁量性應計數不影響盈餘評價係數。

傳統的簡單盈餘資本化模式假設盈餘係數具有不偏(unbiased)與齊質(homogeneous)等前提特性，但 Collins et al. (1999)指出，簡單盈餘資本化模式因忽略權益帳面價值之評價攸關屬性，致有模式定式錯誤(misspecified)現象，因此盈餘係數並非不偏。茲將 Collins et al.之實證模式列示如下：

$$P_t = \lambda_0 + \lambda_1 ONI_t + \lambda_2 BV_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

其中，

P ：資產負債表日之股票收盤價格。但為了與裁量性應計數之衡量基準一致，自每股基礎還原為總數觀念，再以裁量性應計數之平減變數（即期初總資產）予以平減。

ONI ：繼續營業部門淨利，以期初總資產平減之。

BV_{t-1} ：期初權益帳面價值，以期初總資產平減之。

在盈餘反應係數(ERC)研究中，Kormendi and Lipe (1987)容許盈餘乘數隨著未預期盈餘之持續性程度而變動，放寬了齊質性假設。因此本文將式(6.1)再納入裁量性應計數(DA)與盈餘的交乘項，用以捕捉盈餘管理對盈餘價值攸關性之影響。

$$P_t = \lambda_0 + \lambda_1 ONI_t + \lambda_2 BV_{t-1} + \lambda_3 (DA_t \times ONI_t) + \varepsilon_t \quad (6.2)$$

此外，Sloan (1996)與 Pfeiffer and Elgers (1999)皆提出證據顯示，股價對盈餘資訊有落後調整現象。換言之，當期盈餘資訊並未完全反映在當期股價中，有部分

將延遲至後期始反映之。故本文以多期之股價測試盈餘管理定價(pricing)情形，再增設 $t+1$ 期之實證模式，並列示如下：

$$P_{t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 ONI_{t+1} + \lambda_2 BV_t + \lambda_3 (DA_t \times ONI_{t+1}) + \varepsilon_{t+1} \quad (6.3)$$

λ_3 是捕捉裁量性應計數對盈餘評價係數之影響。預期減少公司的 λ_3 顯著為負，而增加公司則未顯著異於零。

表七為盈餘管理對盈餘評價係數影響之迴歸結果。第一部份為減少公司之結果。式 (6.1) 的 λ_1 顯著為正，顯露出會計盈餘之評價角色， λ_2 亦顯著為正，與 Collins et al. (1999) 之結果一致。在盈餘/股價同期迴歸 (模式 6.2) 之結果中， λ_3 未顯著異於零 (p 值為 0.8672)，不符合預期。進一步考慮股價落後調整現象，在式 (6.3) 中， λ_3 顯著為負 (p 值為 0.0140)，符合預期。換言之，減少公司的裁量性應計數無法解釋未來現金流量之多期變動以及增加盈餘變動之序列相關性等現象，顯示其具有投機性盈餘管理特性，減低了盈餘之價值攸關性。由於盈餘雜訊之存在，造成股價對盈餘資訊反映不足 (Bloomfield 1996)，正解釋了此處股價落後調整現象。第二部份為增加公司之結果。 λ_3 未顯著異於零 (模式(6.2)的 p 值為 0.9309，式(6.3)則為 0.4325)，與預期相符。顯示增加公司並未顯著從事盈餘管理行為，裁量性應計數並未顯著影響盈餘之價值攸關性。

陸、盈餘管理誘因分析

一、盈餘管理與內部人持股連續變動

Kellogg and Kellogg (1991) 指出財務報表舞弊、誤述與操縱之前二大理由為：(1) 鼓勵投資者買進公司股票成為股東，或授予資金給公司成為債權人；(2) 增加現有股東手中持股之價值。Dechow et al. (1996) 採用此觀點，認為影響投資者對公司價值的認知是盈餘管理的主要動機，若管理者與現有股東能以較高價格出售持股，則將因操弄投資人對公司價值之認知而獲益，因而探討內部人出售持股是否為盈餘操縱之動機。雖然 Dechow et al. 的假說未為實證結果所支持，但 Beneish (1999) 的研究卻提供證據顯示盈餘操縱公司的管理者較可能出售持股，且出售的價格為高估的價格 (inflated prices)。基於此，本文乃再以 OLS 迴歸模式檢測內部人持股連續變動與盈餘管理之關聯性。茲將迴歸模式列示如下：

$$DA = \gamma_0 + \gamma_1 INCH_t + \gamma_2 INCH_{t+1} + \gamma_3 (INCH_t \times INCH_{t+1}) + \gamma_4 SIZE + \gamma_5 DEBT + \gamma_6 DA_{t-1} + \varepsilon \quad (7.1)$$



其中,

DA : 裁量性應計數。

INCH : 內部人增加持股之虛擬變數。若內部人增加持股, 設定為 1; 否則為 0。

SIZE : 公司規模, 以總資產取對數衡量之。

DEBT : 負債比率, 取總負債除以總資產之值。

表七 盈餘管理對盈餘評價係數影響之迴歸結果

$$P_t = \lambda_0 + \lambda_1 ONI_t + \lambda_2 BV_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

$$P_t = \lambda_0 + \lambda_1 ONI_t + \lambda_2 BV_{t-1} + \lambda_3 (DA_t \times ONI_t) + \varepsilon_t \quad (6.2)$$

$$P_{t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 ONI_{t+1} + \lambda_2 BV_t + \lambda_3 (DA_t \times ONI_{t+1}) + \varepsilon_{t+1} \quad (6.3)$$

第一部份：減少公司							
	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	F 值	adj R^2	樣本量
模式	?	+	+	-			
(6.1)	0.201 (0.4492)	8.675 (0.0001)	1.709 (0.0001)		79.273 (0.0001)	0.48	169
(6.2)	0.204 (0.4442)	8.676 (0.0001)	1.706 (0.0001)	-0.978 (0.8672)	52.548 (0.0001)	0.48	169
(6.3)	-0.351 (0.1724)	7.763 (0.0001)	1.592 (0.0002)	-16.716 (0.0140)	52.459 (0.0001)	0.48	169
第二部份：增加公司							
	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	F 值	adj R^2	樣本量
模式	?	+	+	○			
(6.1)	0.769 (0.0324)	6.610 (0.0001)	1.169 (0.0406)		21.100 (0.0001)	0.30	95
(6.2)	0.769 (0.0333)	6.606 (0.0001)	1.168 (0.0418)	-0.720 (0.9309)	13.918 (0.0001)	0.29	95
(6.3)	0.993 (0.0027)	6.463 (0.0001)	0.580 (0.2725)	-7.266 (0.4325)	23.256 (0.0001)	0.42	95

VIF 值(Variance Inflation Factor)小於 1.5, 顯示無共線問題。

t 為內部人持股比率增加(減少)、且下期至少未減少(增加)之年度。

P 為資產負債表日之股票收盤價格, 先乘上流通在外股數, 再以裁量性應計數之平減變數予以平減。

ONI 代表盈餘, 繼續營業部門淨利除以期初總資產衡量之。

BV 代表權益帳面價值, 以期初總資產平減之。

DA 代表裁量性應計數, 以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。

()內數字為 p 值。



式(7.1)是以虛擬變數表達 t 年增加持股公司、 $t+1$ 年增加持股公司以及二者的交乘項。截距項 γ_0 係補捉 t 年減少持股且 $t+1$ 年亦減少持股影響。 $\gamma_0 + \gamma_1$ 補捉 t 年增加持股但 $t+1$ 年減少持股之影響。 $\gamma_0 + \gamma_2$ 補捉 t 年減少持股但 $t+1$ 年增加持股之影響。至於連續兩年增加持股公司的影響，則會反映在 $\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3$ 上。

根據前人研究(如DeFond and Parker 1997; Young 1998)，式(7.1)亦列入了公司規模、負債比率與前期裁量性應計數等三個控制變數。敘述性統計量則列示於表八¹⁶。

表八 式(7.1)變數敘述性統計

	平均數	標準差	極小值	第一四分位	中位數	第三四分位	極大值
DA	0.0133	0.1042	-0.6876	-0.0357	-0.0015	0.0380	0.7708
INCH _t	0.3561	0.4791	0	0	0	1	1
INCH _{t+1}	0.3387	0.4736	0	0	0	1	1
SIZE	15.4679	0.9169	13.3545	14.8434	15.3846	15.9824	18.5024
DEBT	0.3800	0.1500	0.0592	0.2632	0.3739	0.4953	0.8762
DA _{t-1}	0.0124	0.1095	-0.6876	-0.0402	-0.0015	0.0412	1.0092

樣本量 806。

DA 表裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。

INCH 為虛擬變數，若內部人持股變動數大於零，設定為 1；否則為 0。

SIZE 代表公司規模，以總資產取對數值衡量之。

DEBT 指總負債除以總資產。

由於表八顯示 *DA* 變數的平均數大於中位數，顯示有右偏現象(right skewness)，*SIZE* 與 *DEBT* 則可能存有極端值。針對這兩種統計問題，Kane and Meade (1998)指出排序轉換(rank transformation)可對此兩種問題提出較佳之解決，因此本文將樣本依各變數由小到大排序，再除以樣本個數加 1，使所有排序後的變數皆界於 0 與 1 之間。

表九為排序轉換後之實證結果。 γ_0 顯著為正，代表連續兩期減少持股公司與 *DA* 有顯著正向關聯性。 γ_2 顯著為負，顯示 t 期減少但 $t+1$ 期增加持股公司的 *DA* 顯著小於減少公司。 $\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 = -0.072$ ，Wald test顯示 p 值為 0.0045，代表增加公司之 *DA* 亦顯著低於減少公司。

¹⁶ 此處之樣本新增了 t 期增加但 $t+1$ 期減少持股、 t 期減少但 $t+1$ 期增加持股樣本，故與表 2 之樣本數不同。

表九 盈餘管理與內部人持股連續變動之迴歸結果

$R(DA_t) = \gamma_0 + \gamma_1 INCH_t + \gamma_2 INCH_{t+1} + \gamma_3 (INCH_t \times INCH_{t+1}) + \gamma_4 R(SIZE) + \gamma_5 R(DEBT) + \gamma_6 R(DA_{t-1}) + \varepsilon \dots (7.1)$									
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6		
參數估計值	0.441	-0.026	-0.109	0.063	-0.010	0.113	0.128		
(P 值)	(0.0001)	(0.3787)	(0.0004)	(0.1621)	(0.7834)	(0.0014)	(0.0002)		
F 值 (P 值):	7.453	(0.0001)	Adj R^2 : 0.05						
$R(DA) = \gamma_0 + \gamma_1 R(\Delta H_t) + \gamma_2 R(\Delta H_{t+1}) + \gamma_3 (R(\Delta H_t) \times R(\Delta H_{t+1})) + \gamma_4 R(SIZE) + \gamma_5 R(DEBT) + \gamma_6 R(DA_{t-1}) + \varepsilon \dots (7.2)$									
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6		
參數估計值	0.394	0.047	-0.093	0.082	-0.015	0.104	0.123		
(P 值)	(0.0001)	(0.2087)	(0.0092)	(0.0280)	(0.6813)	(0.0034)	(0.0003)		
F 值 (P 值):	7.480	(0.0001)	Adj R^2 : 0.05						
$R(DA) = \gamma_0 + \gamma_1 R(\Delta H_t) + \gamma_2 R(\Delta H_{t+1}) + \gamma_{31} (R(\Delta H_t^-) \times R(\Delta H_{t+1}^-)) + \gamma_{32} (R(\Delta H_t^+) \times R(\Delta H_{t+1}^-)) + \gamma_{33} (R(\Delta H_t^+) \times R(\Delta H_{t+1}^+)) + \gamma_4 R(SIZE) + \gamma_5 R(DEBT) + \gamma_6 R(DA_{t-1}) + \varepsilon \dots (7.3)$									
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_{31}	γ_{32}	γ_{33}	γ_4	γ_5	γ_6
參數估計值	0.460	-0.039	-0.130	0.306	0.142	0.086	-0.010	0.111	0.127
(P 值)	(0.0001)	(0.4694)	(0.0014)	(0.0626)	(0.2799)	(0.1540)	(0.7737)	(0.0018)	(0.0002)
F 值 (P 值):	5.494	(0.0001)	Adj R^2 : 0.04						
$R(DA_t) = \gamma_0 + \gamma_1 INC + \gamma_2 DEC + \gamma_3 R(SIZE) + \gamma_4 R(DEBT) + \gamma_5 R(DA_{t-1}) + \varepsilon \dots (7.4)$									
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5			
參數估計值	0.378	-0.007	0.065	-0.011	0.115	0.125			
(P 值)	(0.0001)	(0.8042)	(0.0053)	(0.7719)	(0.0012)	(0.0002)			
F 值 (P 值):	7.916	(0.0001)	Adj R^2 : 0.04						

樣本數：806。

VIF 值 (Variance Inflation Factor) 小於 3.9，顯示共線問題不嚴重。

DA 表裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。

SIZE 代表公司規模，以總資產取對數值衡量之。

DEBT 指總負債除以總資產。

H 為內部人持股變動數。

INCH 為虛擬變數，若內部人持股變動數大於零，設定為 1；否則為 0。

H^+ 為內部人增加持股變動數，若非內部人增加持股則設定為 0。

H^- 為內部人減少持股變動數，若非內部人減少持股則設定為 0。

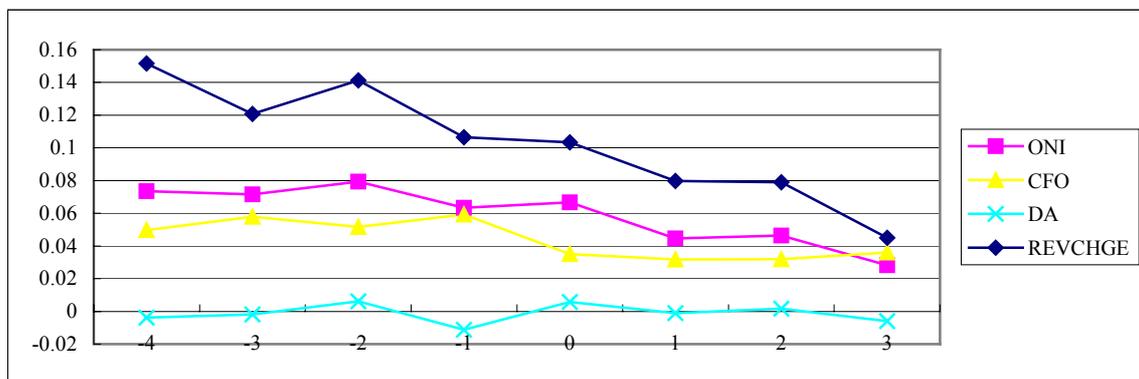
INC 為虛擬變數，若內部人連續兩期增加持股，設定為 1；否則為 0。

DEC 為虛擬變數，若內部人連續兩期減少持股，設定為 1；否則為 0。

R(.) 代表變數經排序轉換。



由於將內部人持股變動以虛擬變數方式表之，是將資料降階，無法觀察持股變動額之邊際影響，因此表九的第二部分乃將式(7.1)的虛擬變數改設為連續變數，結果顯示 $t+1$ 期持股變動額的係數仍顯著為負，隱含內部人在 $t+1$ 期出售較多持股，愈在 t 期運用較大的 DA 。交乘項的係數 γ_3 顯著為正，代表連續兩期增加或連續兩期減少持股， DA 愈大。由於連續兩期增加與連續兩期減少持股之 DA 差異始為本文觀察之重心，但表九的第二部分卻無法分析之，因此表九第三部分乃針對第二部分的交乘項進一步拆解。結果顯示僅連續兩期減少持股的交乘項係數 γ_{31} 顯著為正，而連續兩期增加持股的交乘項則並不顯著，隱含內部人連續於 t 期與 $t+1$ 期出售愈多持股， t 期的 DA 愈大。最後，表九的第四部分係設立增加公司與減少公司之虛擬變數，以觀察其 DA 行為之不同。結果顯示增加公司的係數符號為負，但並不顯著，但減少公司的係數則顯著為正。綜觀整個表九，內部人連續於 t 期與 $t+1$ 期出售持股，其 t 期 DA 顯著大於其他樣本公司。



橫軸代表年度，第0年為持股減少年度。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。DA代表裁量性應計數，以橫斷面版本的Jones模型估計之。REVCHGE代表銷貨變動，以期初總資產平減之。

圖1 減少公司各項財務變數差異之時間序列圖

二、公司績效變化與內部人持股變動訊號

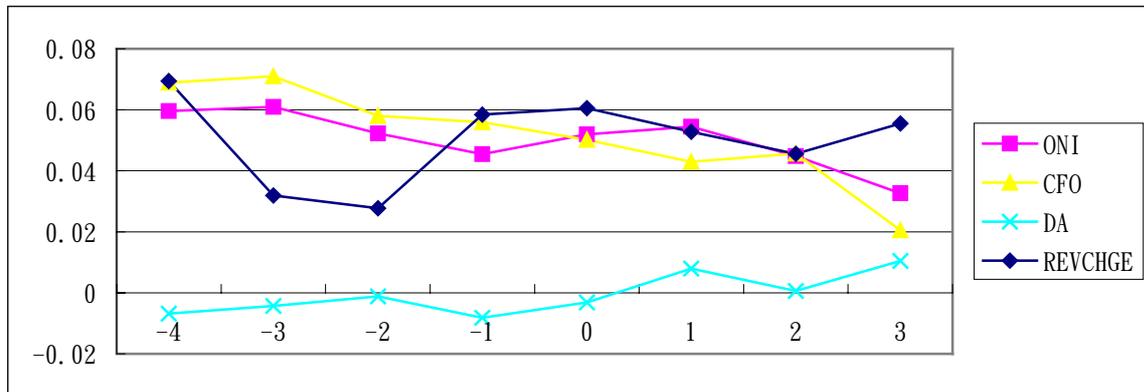
本文之既定假說(maintained hypothesis)係主張減少公司之績效呈衰退現象，而增加公司則處成長階段。不同的績效變化，影響管理者不同的盈餘管理誘因。為確認既定假說真實性對本研究推論之影響，故此處探討樣本公司之長期趨勢分析。

圖1係減少公司各項財務變數之時間序列圖。從圖中可看出，減少公司銷貨增加的幅度逐年縮小¹⁷。在減少持股當年，銷貨成長有幾乎持平現象。在盈餘趨勢上，減少持股之前，盈餘可維持在0.06以上，但減少持股後，盈餘卻只在0.04左右盤旋。在現金流量變化上，在減少持股前一年，現金流量皆超過0.04，但之後卻是處於未達0.04之水準了。持股減少期間，盈餘的減少

¹⁷ 雖然銷貨亦可能受到管理者之操縱，此處假設長期變動趨勢仍可透露出經濟實質變化趨勢。

似乎較現金流量的減少落後了一年。除了事件年度前一年及當年外，裁量性應計數幾乎等於零。

將圖 1 之結果對照於表十第一部份，各項財務變數在減少持股年度前後之差異性檢定。減少公司之銷貨變動，在歷年間並無顯著差異，隱含銷貨成長幅度雖有逐漸衰退現象，但未達統計顯著水準。盈餘在減少持股年度後有顯著滑落現象 (p 值 0.0082)，且盈餘之衰退並非暫時性。因為事件年度後一年之盈餘與事件年度後二年之盈餘仍無顯著差異 (p 值 0.8624)，顯示盈餘降下來後，即未再回升。營業活動現金流量之減少較會計盈餘早了一年，是在減少持股當年，但此減少亦非暫時性現象。減少持股當年，裁量性應計數增加。至此，結合前述證據可知，內部人出脫持股，確實透露有關公司某種程度之壞消息，且管理者會從事投機性盈餘管理，延緩會計盈餘之下降，因而裁量性應計數 (1) 無未來現金流量變動之涵義、(2) 改變會計盈餘變動型態與 (3) 被股價負向反映，是為合理之現象。



橫軸代表年度，第 0 年為持股增加年度。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。DA 代表裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。REVCHGE 代表銷貨變動，以期初總資產平減之。

圖 2 增加公司各項財務變數差異之時間序列圖

圖 2 係增加公司各項財務變數之時間序列圖。從圖中可看出，增加公司銷貨增加的幅度在事件年度前一年大幅提昇後，即未再有大幅波動。盈餘與現金流量之變化，亦無特定趨勢，只觀察到事件年度前的現金流量大於盈餘，事件年度後，反轉趨勢，從大於方向轉而為小於之方向了。

將圖 2 之結果對照於表十第二部份，各項財務變數在增加持股年度前後之差異性檢定。增加公司之銷貨變動、盈餘、營業活動現金流量與裁量性應計數，在歷年間並無顯著差異。相對於減少公司在事件期間銷貨成長幅度漸減，以及營業活動現金流量與盈餘呈顯著減少之情形，增加公司並未有明顯之經濟面變化。綜合前述各節之現象，增加公司基於其經濟實質並無重大變動，未有從事顯著之盈餘管理行為，故未有任何對應之現金流量涵義、盈餘變動型態之影響與股價反映，是為合理之現象。



表十 各項財務變數在持股變動年度前後之差異性檢定

年度	減少公司						
	REVCHGE	ONI	CFO	DA	N	REVCHGE	ONI
T=-1	0.1066	0.0633	0.0593	-0.0112	169	0.0584	0.045
T 檢定：t 值(p 值)	0.13 (0.8972)	-0.40 (0.6919)	1.59 (0.1130)	-1.36 (0.1735)		-0.06 (0.9502)	-0.70 (0.
Wilcoxon：Z 值(p 值)	0.43 (0.6690)	-0.27 (0.7902)	1.02 (0.3073)	-0.89 (0.3737)		-0.14 (0.8909)	-0.46 (0.
T=0	0.1033	0.0666	0.0350	0.0058	169	0.0605	0.051
T 檢定：t 值(p 值)	0.97 (0.3330)	2.66 (0.0082)	0.22 (0.8263)	0.54 (0.5922)		0.27 (0.7894)	-0.24 (0.
Wilcoxon：Z 值(p 值)	1.28 (0.2020)	2.23 (0.0261)	0.73 (0.4645)	0.38 (0.7026)		0.53 (0.5995)	-0.10 (0.
T=1	0.0797	0.0447	0.0318	-0.0010	169	0.0528	0.054
T 檢定：t 值(p 值)	0.03 (0.9738)	-0.17 (0.8624)	-0.01 (0.9904)	-0.24 (0.8143)		0.33 (0.7440)	0.92 (0.3
Wilcoxon：Z 值(p 值)	0.07 (0.9409)	-0.06 (0.9490)	-0.73 (0.4681)	-0.85 (0.3945)		0.47 (0.6367)	0.13 (0.8
T=2	0.0789	0.0463	0.0319	0.0016	167	0.0456	0.044
T= -1 vs. T=1 之							
T 檢定：t 值(p 值)	1.04 (0.2971)	2.30 (0.0219)	2.01 (0.0457)	-0.94 (0.3497)		0.18 (0.8562)	-0.86 (0.
Wilcoxon：Z 值(p 值)	0.79 (0.4273)	2.01 (0.0448)	1.70 (0.0885)	-0.49 (0.6211)		0.49 (0.6236)	-0.68 (0.

時間序列是以內部人持股比率增加（減少），且下期至少未減少（增加）之年度為事件年度，並定義為 T=0，往前與往後各追溯數年，如 T=-1 表事件年度前一年。REVCHGE 代表銷貨變動，並以期初總資產予以平減。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，並以期初總資產予以平減。DA 代表裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。



柒、結 論

管理者可基於自利動機從事投機性盈餘管理，亦可基於溝通資訊動機而從事訊息發放性盈餘管理(Watts and Zimmerman 1986; Holthausen 1990; Ball and Smith 1992; Young 1998)。本文以內部人持股比率連續變動公司為例，實證檢測投機性與訊息發放盈餘管理之顯著性。盈餘管理之研究雖普見於現時文獻中，但多僅著重單一本質之探討，未能涉及盈餘管理全面本質之探討，因此了解何種情況下管理者會從事何種盈餘管理，俾協助財務報告使用者解釋盈餘資訊，即為一很重要之問題。由於同一期間不同公司可能各有不同的盈餘管理誘因，甚至同一公司不同期間也有不同的誘因，若以混合性資料(pooled data)進行實證，則所看到的關係將反應跨公司與跨時間不同盈餘管理角色的相對次數之加權平均(Healy 1996)；除此之外，Young (1998)認為管理者面臨許多會計裁量權的競爭性誘因，而最後選擇的符號及幅度乃反映了各種方案的成本效益間之取捨，因此不易觀察個別盈餘管理現象的影響。基於此，本研究擬針對最能凸出單一盈餘管理誘因之情況，進行研究。研究策略是先找出極有可能從事投機性盈餘管理的公司(如減少公司)與極有可能從事訊息發放盈餘管理的公司(如增加公司)。其次是根據 Guay et al. (1996)與 Subramanyam (1996)所提出的盈餘管理之特性，分別探討其與樣本公司盈餘管理之關聯性，以此剖析盈餘管理的本質。

實證結果顯示，減少公司雖事先獲知公司經濟實質之重大變動，於持股減少年度從事較大幅度的裁量性應計數，但此裁量性應計數無法解釋未來現金流量之變動，更甚而重大改變盈餘變動型態，呈現投機性盈餘管理之特性。或許管理者為方便出脫持股，乃於減少持股當年從事投機性盈餘管理，延緩一年會計盈餘下降。因有經濟實質之變化，面對管理者之會計選擇，投資人難以立即辨明其性質係反映管理者之最適預期，或掩飾不良績效。因而裁量性應計數之特性未立即反映於股價上，延遲一段期間，待投資人辨明其性質後，裁量性應計數始在權益評價過程中，減少盈餘之價值攸關性。增加公司之結果顯示，裁量性應計數(1)幅度過小，(2)無法解釋未來現金流量變動，(3)會計盈餘變動型態並未被改變，且(4)未在權益評價過程產生任何影響。增加公司經濟實質並無重大變化，故看不出盈餘管理之顯著性。歸納本研究結果，就內部人持股變動此一資訊揭露工具而言，內部人增加持股無法顯著反映任何特定之涵義。反而是減少持股所透露之訊息，值得投資人注意，尤須慎防管理者藉應計項目以操縱盈餘之行為。

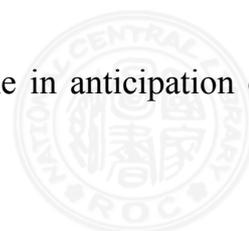
本研究以整體內部人增加持股捕捉公司績效訊號，或許此訊號反應公司績效變化之強度不夠，以致於未得到訊息發放性盈餘管理之顯著證據。未來研究可嘗試提高增加持股之訊號強度，再次探討訊息發放性盈餘管理之顯著性。針對提升內部人交易訊號之強度，Miller (1999)建議可選定內部人增加

持股前 12 個月完全無出售股權之公司，或者將內部人限定在高階管理者，或者要求增加股數需在一萬股以上等做為樣本篩選之條件。大股東家族持股變動與盈餘管理之關係可能牽涉到大家族內部人對公司經理人財務報表權限之影響，應是另一有意義之實證研究主題。

參考文獻

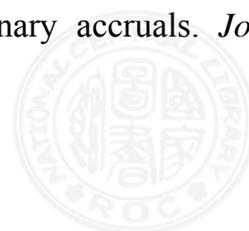
- 王脩斐，1996，盈餘管理偵測模型之評估，國立政治大學會計研究所碩士論文。
- 沈維民，1997，企業之盈餘管理：以「會計方法選用」和「應計項目認列」為例，管理評論，第十六卷，第 1 期：11-38。
- 林嬋娟、洪櫻芬與薛敏正，1997，財務困難公司之盈餘管理實證研究，管理學報，第十四卷，第 1 期：15-38。
- 柯承恩，2000，我國公司監理體系之問題與改進建議（下），會計研究月刊，第 174 期：79-83。
- 黃惠君，1995，公司上市前後盈餘操縱與上市後營運績效及盈餘操縱動機之關聯性研究，國立台灣大學會計學研究所碩士論文。
- Aboddy, D., M. E. Barth, and R. Kasznik. 1999. Revaluation of fixed assets and future firm performance: Evidence from the U. K. *Journal of Accounting and Economics* 26: 149-178.
- Aboddy, D., and B. Lev. 2000. Information asymmetry, R&D, and insider gains. *Journal of Finance* (December): 2747-2766.
- Arshadi, N., and T. H. Eysell. 1993. *The law and finance of corporate insider trading: Theory and evidence*. Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Ball, R. J., and C. W. Smith. 1992. *The Economics of Accounting Policy Choices*. McGraw-Hill, New York.
- Barth, M. E., D. P. Cram, and K. K. Nelson. 2001. Accruals and the prediction of future cash flows. *The Accounting Review* 76 (January): 27-58.
- Beaver, W. H., R. Clark, and W. Wright. 1979. The association between unsystematic security returns and the magnitude of the earnings forecast error. *Journal of Accounting Research* (Autumn): 316-340.
- Beaver, W. H. 1998. *Financial Reporting: An Accounting Revolution*. 3rd ed. Prentice-Hall.
- Beneish, M. D. 1998. Discussion of "Are accruals during initial public offerings

- opportunistic?" *Review of Accounting Studies* 3: 209-221.
- Beneish, M. D. 1999. Incentives and penalties related to earnings overstatements that violate GAAP. *The Accounting Review* 74 (October): 425-457.
- Bloomfield, R. 1996. The interdependence of reporting discretion and informational efficiency in laboratory markets. *The Accounting Review* 71: 493-511.
- Collins, D., M. Pincus, and H. Xie. 1999. Equity valuation and negative earnings: The role of book value of equity. *The Accounting Review* 74 (January): 29-61.
- Dalley, P. J. 1998. From horse trading to insider trading: The historical antecedents of the insider trading debate. *William and Mary Law Review* 39 (4): 1289-1354.
- 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.
- 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. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (January): 3-42.
- Dechow, P. M., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70: 193-226.
- Dechow, P. M., R. Sloan, and A. Sweeney. 1996. Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13 (Spring): 1-36.
- Dechow, P. M., S. P Kothari, and R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25: 133-168.
- 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.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violation and the manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (January): 145-176.
- DeFond, M., and C. W. Park. 1997. Smoothing income in anticipation of future



- earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23 (July): 115-139.
- Easton, P. 1998. Discussion: Valuation of permanent, transitory, and price-irrelevant components of reported earnings. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*: 337-349.
- Financial Accounting Standards Board (FASB). 1978. *Objectives of financial reporting by business enterprises*. Statement of Financial Accounting Concepts No. 1. Stamford, CT: FASB.
- Fried, J. 1998. Reducing the profitability of corporate insider's trading through pretrading disclosure. *Southern California Law Review* 71: 303-392.
- Gelb, D. S. 2000. Corporate signaling with dividends, stock repurchases, and accounting disclosures: An empirical study. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 15 (Spring): 99-120.
- 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 and Economics* 7: 85-107.
- Healy, P.M., and K. G. Palepu. 1993. The effect of firms' financial disclosure policies on stock prices. *Accounting Horizons* 7 (March): 1-11.
- 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.
- Healy, P. M. 1996. Discussion of a market-based evaluation of discretionary accruals models. *Journal of Accounting Research* 34 (Supplement): 107-115.
- Holthausen, R. W. 1990. Accounting method choice: Opportunistic behavior, efficient contracting and information perspectives. *Journal of Accounting and Economics* 12: 207-218.
- Jaffe, J. F. 1974. Special information and insider trading. *Journal of Business* 47 (July): 410-428.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* (Autumn): 193-228.
- Kane, G. D., and N.L. Meade. 1998. Ratio analysis using rank transformation. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 10: 59-74.
- Kang, S.H., and K. Sivaramakrishnan. 1995. Issues in testing earnings

- management and an instrumental variable approach. *Journal of Accounting Research* (Autumn): 353-367.
- Kellogg, I., and L. B. Kellogg. 1991. *Fraud, Window Dressing, and Negligence in Financial Statements*. Commercial Law Series, McGraw-Hill.
- Kormendi, R., and R. Lipe. 1987. Earnings innovation, earnings persistence, and stock returns. *Journal of Business* 60: 323-345.
- McNichols, M., and G. P. Wilson. 1988. Evidence of earnings management from the provision for bad debts. *Journal of Accounting Research* 26 (Supplement): 1-31.
- Miller, E. M. 1999. Investment intelligence from insider trading. *Journal of Social, Political and Economics Studies* 24 (Winter): 477-484.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, book values, and dividends in security valuation. *Contemporary Accounting Research* 11: 661-687.
- Palepu, K. G., V. L. Bernard, and P. M. Healy. 1997. *Introduction to Business Analysis and Valuation*. South-Western Publishing Co.
- Penman, S. H., and T. Sougiannis. 1998. A comparison of dividend, cash flow and earnings approaches to equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 15: 343-383.
- Pfeiffer, R. J. Jr., and P. T. Elgers. 1999. Controlling for lagged stock price responses in pricing regressions: An application to the pricing of cash flows and accruals. *Journal of Accounting Research* 37 (Spring): 239-247.
- 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.
- Schipper, K. 1989. Comments on earnings management. *Accounting Horizons* (December): 91-102.
- Seyhun, H. N. 1986. Inside profits, costs of trading, and market efficiency. *Journal of Financial Economics* 16 (June): 189-212.
- Seyhun, H. N. 1992. The effectiveness of the insider-trading sanctions. *Journal of Law and Economics* 35: 149-182.
- Sloan, R. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71 (July): 289-315.
- Subramanyam, K. R. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22: 249-281.



- Summers, S. L., and J. T. Sweeney. 1998. Fraudulently misstated financial statements and insider trading: An empirical analysis. *The Accounting Review* 73 (January): 131-146.
- 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.
- 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.
- Young, S. 1998. The determinants of managerial accounting policy choice: Further evidence for the UK. *Accounting and Business Research* 28 (Spring): 131-143.

