

本益比變動與盈餘管理

張文濤*

摘要：Lev (1992) 指出本益比反映投資人對公司相對成長潛力之認知，本益比發生變動或是公司本益比與產業平均數存在持續性差異，即顯示公司價值有錯誤評價之可能。因此本文以本益比發生變動作為管理者面臨資訊問題之情境，研究目的在探討本益比變動公司的盈餘管理特性與後果：是用以顯露私有資訊，促使股價理性反應公司經濟實質，或是投機性地管理盈餘而減低會計盈餘為公司績效衡量的可靠性。實證結果顯示，首次出現本益比下降的公司，管理者會利用應計會計制度之裁量權，增加會計盈餘的持續性與價值攸關性，符合訊息發放性盈餘管理行為之預測，而且盈餘品質的提昇，使市場對會計盈餘的錯誤訂價現象亦較為減緩。相對地，首次出現本益比上升的公司，其盈餘管理特性則截然相反：降低會計盈餘的持續性與價值攸關性，並且未能減緩會計盈餘被錯誤評估的程度。

關鍵詞：投機、訊息發放、盈餘管理、裁量性應計數、本益比

*國立彰化師範大學會計學系副教授

感謝國科會研究經費補助(計劃編號：NSC90-2416-H-018-010)以及本刊三位匿名評審的細心指正與寶貴建議。

Changes in Price-Earnings Ratios and Earnings Management

Wen-Jing Chang

Abstract: Change in Price-Earnings (PE) ratio over time will suggest to managers the possibility of misvaluation. The study investigates the characteristics and consequences of the discretionary accruals of the sample firms with changes in PE ratios, if managerial discretion improves the ability of earnings to reflect economic value or is opportunistic and value-irrelevant. The results show that the discretionary accruals have higher implications of one-year-ahead earnings, larger coefficients of earnings valuation, and lower mispricing for sample firms whose PE ratios decline after 3 consecutive years of growth. However, there is an opposite characteristic for sample firms whose PE ratios increase after 3 consecutive years of declining (hereafter 3D firms). The discretionary accruals significantly reduce the persistence and value relevance of earnings for 3D firms. Furthermore, the market still misprices the discretionary accruals of 3D firms.

Key Words: Opportunistic, Signaling, Earnings management, Discretionary accruals, Price-earnings ratio

壹、緒論

公司對資訊的揭露或保留，會影響外界對公司目前經濟狀況及未來遠景之認知，這些認知則會對公司產生經濟影響。本益比反映投資人對公司相對成長潛力之認知。本益比發生變動或是公司本益比與產業平均數存在持續性差異，即顯示公司價值有錯誤評價之可能 (Lev, 1992)。面臨此可能之資訊問題情境，管理者有二種可能做法使本益比回復正常水準。一是改善與投資人間之溝通，透露私有資訊予投資人，以減低公司價值錯誤評價的程度。另一是投機性操縱盈餘，使本益比因分母的改變而改變。因此，若以本益比趨勢首次反轉變動代表公司價值被市場錯誤評價，面臨即將公佈之財務報告，管理者會從事何種盈餘管理行為及其影響，乃為本研究目的，希冀能助益投資人了解財務報告資訊的效用性。

對於盈餘管理特性之剖析，係從盈餘品質著手。雖然目前學術界與實務界的文獻並未對盈餘品質之定義達成共識，但 Penman and Zhang (2002) 仍認為若當期盈餘為未來盈餘之良好指標，則本期帳載盈餘具有良好品質特性，換言之，盈餘持續性愈高，代表盈餘品質愈高。除了從盈餘持續性區分盈餘管理特性外，股票價格會反映公司價值，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，亦可從盈餘管理是否影響會計盈餘預測股價之能力上著手。為避免實證代理變數之衡量誤差影響結果，研究設計上乃採用相對比較作法。詳言之，經歷數年的本益比成長（衰退）後，卻首次出現本益比趨勢逆轉的公司是本文主要探討的對象，但所有假說測試僅檢定本益比變動公司相對於其他公司之增額影響，據此嘗試凸顯出本益比變動公司之盈餘管理特性與後果。實證結果顯示，首次出現本益比下降的公司，管理者會利用應計會計制度之裁量權，增加會計盈餘的持續性與價值攸關性，而且裁量性應計數與公司未來績效具有正向關聯性，並且減低了市場對盈餘資訊的錯誤評估程度，符合訊息發放性盈餘管理之預測。相對地，首次出現本益比上升的公司，其盈餘管理特性則截然相反，裁量性應計數的持續性較低，會減少盈餘之價值攸關性，且與公司未來績效成負相關，低落的盈餘品質並未減緩盈餘資訊被錯誤評估的程度。

就學理探討而言，本研究為首篇連結本益比與盈餘管理之文獻。目前有

關本益比之文獻之一即是探討如何利用本益比形成投資組合以賺取超額報酬(如 Klein and Rosenfeld, 1991; 楊朝成與陳明霞, 民 82)。本研究結果顯示本益比變動會引發管理者從事盈餘管理之動機, 投資者欲利用本益比指標從事投資決策時, 須考量盈餘管理之影響。有關盈餘管理之文獻, Healy and Wahlen (1999) 認為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。本研究結果顯示首次本益比下降(上升)公司會利用盈餘管理增加(減低)盈餘品質, 不僅為學術研究新增盈餘管理誘因(即本益比變動)之證據, 亦呼應 Healy and Wahlen (1999) 之建議。就簽證會計師而言, 本研究發現首次本益比上升公司會從事投機性盈餘管理行為, 未來會計師在評估審計風險時, 可將受查公司之本益比變動情形作為風險指標之一, 以更確切掌握盈餘管理誘因。

本文第二節發展研究假說, 第三節說明樣本選擇與變數衡量, 第四節分析本益比變動公司之績效變化, 藉以凸顯盈餘管理之誘因, 第五節為盈餘管理特性之實證結果與分析, 分別從盈餘持續性、盈餘價值攸關性與市場之理性預期等觀點探討之, 最後則提出結論。

貳、盈餘管理與本益比變動

一、盈餘管理特性

在應計基礎會計制度下, 管理者不僅必須紀錄過去交易事項, 亦須預測這些交易事項的未來影響, 確實可以顯露尚未包含於當期現金流入與支出之資訊, 傳遞管理者對未來現金流量預期之資訊。所以, 會計盈餘優於當期現金流量, 不僅是因為應計會計減低了收益認列時間性與成本收益錯誤配合問題 (Dechow, 1994), 亦因為 GAAP 所賦予之彈性, 讓管理者可顯露與公司價值攸關之私有資訊 (Subramanyam, 1996)。然而, 應計裁量權的存在¹亦帶

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

來新的問題。Degeorge, Patel and Zeckhauser (1999) 認為盈餘管理之發生，部分起因於管理者與外界投資者間必須競賽之資訊揭露賽局 (the game of information disclosure)：投資者會參考管理者所編製之財務報告以制定決策，而管理者為了影響外界之認知並增加其投資興趣，即使犧牲實質盈餘²，亦不惜從事盈餘管理。除此之外，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³，扭曲會計資料之價值。綜言之，對於應計裁量性行為有二種不同的觀點。第一乃認為管理者會使用裁量權以透露其私有資訊給投資者，此被稱為訊息發放性觀點之裁量權。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，此被稱為投機性觀點之裁量權 (Watts and Zimmerman, 1986)。

二、本益比變動與盈餘管理特性

根據預期調整假說 (Ajinkya and Gift, 1984; King, Pownall and Waymire, 1990)，當管理當局認為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，小投資人較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，未來不會有太多正或負面的意外，其所面對給定盈餘訊息之條件變異數較低，則每一元新台幣盈餘的股市評價或會較高。

Lev (1992) 認為本益比發生變動，即顯示公司價值有錯誤評價之可能。

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。

若以本益比遞增代表公司績效成長，而本益比反轉驟減代表市場低估公司價值，則首次本益比下降公司應該是這項「導正投資人預期」動機最強、最能夠被凸顯者，管理者乃有誘因從事盈餘管理，使帳列盈餘數值更能反映公司長期盈餘預期，縮減市場與管理者間之期望差距。除此之外，Lev (1992) 亦認為資本市場低估公司價值將會帶來既深又廣的損害影響，如可能導致公司發行新股及債券時價格低落；銀行放款人員可能提高利率，或甚至減少貸放額度；同樣地，大供應商以及客戶在考慮交易條件時，亦會注意公司的營運績效與分析師報告。綜言之，當市場低估公司價值，管理者為導正投資人預期、減低資金成本、以及改善與供應商及客戶間之交易條件等，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 a 為：

假說 a：首次本益比下降公司會從事訊息發放性盈餘管理行為。

相對地，若以本益比遞減代表公司績效衰退，而本益比反轉驟升代表市場高估公司價值，此時管理者可能基於紅利或保障工作等之考量，利用盈餘管理隱藏當期不利績效。雖然管理者亦可能基於聲譽損失、證管會管制與法律訴訟之考量，利用盈餘管理向投資人顯露公司之壞消息，但台灣訴訟壓力不大以及法令執行效果不彰⁴，預期管理者將投機性操縱盈餘以攫取私有報酬。因此發展假說 b 如下：

假說 b：首次本益比上升公司會從事投機性盈餘管理行為。

參、樣本選擇與變數衡量

一、樣本選擇

⁴ 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。

民國 70 年代末期，證管會鑑於台灣證券市場的不理性表現，為抑制股市中的投機氣息，於民國 78 年 9 月 28 日宣布取消漲跌停板中申報掛進掛出數量的市況報導，而以各股本益比的資訊代替，希望藉由增加各公司基本資訊的方式，導正市場正確的投資觀念。然而，台灣經濟新報社（以下簡稱 TEJ）所收錄的證交所本益比資料始於民國 83 年 8 月 1 日，因此研究對象為 83 年起連續 4 年本益比變動公司。證交所對本益比的計算是以最近的股價與其最近四季之每股盈餘之和的比值⁵，因此本文以全年本益比的中位數為該年度本益比之代表。若過去 3 年的本益比呈增加（減少）趨勢，但今年的本益比卻不增（減）反減（增），則定義為 3I (3D) 公司，以符號表之則為： $PE_{t-3} < PE_{t-2} < PE_{t-1}$ ， $PE_{t-1} > PE_t$ ($PE_{t-3} > PE_{t-2} > PE_{t-1}$ ， $PE_{t-1} < PE_t$)。之所以觀察多期變動係因本益比會受到暫時性盈餘影響而有自我迴轉現象⁶ (Beaver, 1998; Penman, 2001)，因此只觀察 2 期的變動，並不必然代表公司價值有錯誤評價之可能。至於觀察期數多長，則受限於實證資料考量，因此最後選定 4 期變動。

基於上述，樣本選取標準如下：(1) 至少連續 5 年上市，因為實證資料需用到 t-3 年至 t+1 年；(2) 須為曆年制公司，此係為降低證券總體經濟環境變異；(3) 須存在本益比資料，當盈餘為負數時，盈餘對股價的解釋能力甚低 (Cheng and McNamara, 2000)，本益比資訊即不再具有高參考價值，證交所即不再提供；(4) 須為非金融保險業，此係因金融保險業之財務資料結構特殊，相關政策及會計政策亦須遵照財政部指示辦理，因此基於估計財務報告裁量權之考量，故僅將樣本限定在非金融保險業；(5) 排除綜合暨其他產業（證交所現行產業代號分別為 98 與 99），此係因本文以同年

⁵ 受限於財務報告公告之時效性，年底的本益比並非年底股價除以全年盈餘，而是年底股價除以去年第四季至本年第三季之盈餘數字。若企業之盈餘管理活動集中於第四季，則本研究之本益比數字並未包含年底盈餘管理之影響。所以，以時間先後而言，本研究選用之本益比指標變動在先，盈餘管理在後，以此凸顯本益比變動為盈餘管理之誘因。

⁶ 另一控制本益比暫時性盈餘效應之作法，則是改以核心盈餘計算本益比。TEJ 所提供之本益比，是採用公司最近四季的「常續性利益」總和作為分母，而所謂「常續性利益」是指公司本期淨利扣除非常損益、處分不動產損益以及處分投資損益後之金額。由於常續性利益是排除一些不常發生或不易預測之項目，較符合核心盈餘之概念，因此改以 TEJ 自行計算之本益比，重新尋找 3I 與 3D 公司，再重新執行所有相關檢定，實證結果並未被改變。

度同產業資料估計非裁量性應計數，綜合暨其他產業因產業特性不明顯，故不予納入；⁷ (6) 刪除變數衡量有缺失值者。最後的樣本量共 694 個公司 - 年觀察值。

表 1 為樣本公司之年度 - 產業分布情形。對 3I 公司而言，民國 87 年最多，有 40 家公司 (約佔 3I 公司的 41.2%)，對 3D 公司而言，民國 86 年最多，共 39 家公司 (佔 3D 公司的 44.3%)。造成此現象的可能原因或許與股市多空頭因素有關，民國 87 年經歷東亞金融風暴與多起地雷股等事件，封關大盤指數自民國 84 年的 5,173.7，歷經 85 年的 6,933.9 到 86 年的 8,187.2，之後一路下跌至 87 年的 6,418.4，因此連續 3 年本益比增加，但到了 87 年，不敵金融風暴影響，本益比應聲下跌，符合本研究之 3I 公司定義。相對地，86 年為多頭時期 (張維傑，民 89；黃怡芬，民 89)，本益比一路下跌公司或許因股市多頭，股價跟著水漲船高，本益比乃上升，符合本文之 3D 公司。雖然 3I 與 3D 公司歷年觀察值個數差距頗大，但綜合全部樣本之歷年個數則是約當。

表 1 樣本公司之年度 - 產業分布情形

年度別	3I 公司		3D 公司		其他公司		全部樣本	
	次數	百分比	次數	百分比	次數	百分比	次數	百分比
民國 86 年	12	12.4	39	44.3	104	20.4	155	22.3
民國 87 年	40	41.2	5	5.7	131	25.7	176	25.4
民國 88 年	24	24.7	22	25.0	133	26.1	179	25.8
民國 89 年	21	21.6	22	25.0	141	27.7	184	26.5
合計	97	100.0	88	100.0	509	100.0	694	100.0
產業別(證交所 現行產業代號)	3I 公司		3D 公司		其他公司		全部樣本	
	次數	百分比	次數	百分比	次數	百分比	次數	百分比
水泥業 (11)	6	6.8	3	3.4	20	3.9	29	4.2
食品業 (12)	12	12.4	4	4.5	34	6.7	50	7.2

⁷ 本文亦曾考慮產業觀察值個數對迴歸估計的影響。6 個觀察值個數為一般研究所設定的下限 (如 Subramanyam, 1996；張文瀾，2001)，在臺灣違反此條件者僅汽車產業 (22) - 4 家上市公司而已。刪除汽車業後，重新執行所有迴歸檢定，結果仍不改變。

塑膠業 (13)	9	9.3	5	5.7	33	6.5	47	6.8
紡織業 (14)	7	7.2	17	19.3	73	14.3	97	14.0
機電業 (15)	9	9.3	2	2.3	23	4.5	34	4.9
電線電纜 (16)	6	6.2	7	8.0	24	4.7	37	5.3
化學業 (17)	3	3.1	6	6.8	38	7.5	47	6.8
玻璃陶瓷 (18)	2	2.1	2	2.3	9	1.8	13	1.9
造紙業 (19)	2	2.1	1	1.1	10	2.0	13	1.9
鋼鐵業 (20)	10	10.3	4	4.5	28	5.5	42	6.1
橡膠業 (21)	4	4.1	4	4.5	16	3.1	24	3.5
汽車業 (22)	1	1.0	1	1.1	5	1.0	7	1.0
資訊電子 (23)	10	10.3	15	17.0	87	17.1	112	16.1
營建業 (25)	8	8.2	7	8.0	44	8.6	59	8.5
運輸業 (26)	3	3.1	6	6.8	32	6.3	41	5.9
觀光業 (27)	4	4.1	0	0.0	13	2.6	17	2.4
百貨業 (29)	1	1.0	4	4.5	20	3.9	25	3.6
合計	97	100.0	88	100.0	509	100.0	694	100.0

3I (3D) 公司係指，過去 3 年的本益比呈增加 (減少) 趨勢，但今年的本益比卻不增 (減) 反減 (增) 之公司。

在產業分佈上，3I 公司有 12 家 (12.4%) 屬於食品業，至於鋼鐵業與資訊電子業則各佔了 10 家 (10.3%)。表面上看來似有產業集群現象，但我國各產業家數多寡不一，進一步評估 3I 公司各產業分佈與全部樣本產業分佈之相關性，Spearman 相關係數估計值為 0.74 (p 值 0.0007)，顯示 3I 公司仍具有產業代表性。類似現象亦發生在 3D 公司，紡織業與資訊電子業各有 17 (19.3%) 與 15 家 (17.0%)，但 3D 公司與全部樣本產業分佈之 Spearman 相關係數為 0.85 (p 值 0.0001)，顯示 3D 公司之產業分佈比率仍具有代表性。

二、變數衡量

本文對盈餘、應計數與營業現金流量之定義仍沿用前人研究 (Xie, 2001; Subramanyam, 1996; 張文滄等人, 民 92)。盈餘 (EARN) 定義為繼續營業部門淨利 (TEJ 的「經常利益」項目)，營業現金流量 (CFO) 則指現金流量表之營業活動淨現金流量 (TEJ 的「來自營運之現金流量」項目)，應計

數 (TA) 則定義為盈餘與營業現金流量之差額。上述三個變數皆以期初總資產平減。

盈餘管理之衡量係以裁量性應計數作為代理變數。Dechow, Sloan and Sweeney (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, Sloan and Sweeney, 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。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, 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。⁸張文滄等人 (民 92) 之主旨雖在探討內部人持股變動與盈餘管理之關聯性, 但針對盈餘管理之代理變數, 該研究蒐集了民國 76 至 88 年台灣上市公司之資料, 並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⁹。迴歸模式列示如下:

⁸ 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。

⁹ 為增加實證結果的穩定性 (robustness), 亦改用橫斷面版本的修正式 Jones 模式與工具變數法 (Kang and Sivaramakrishnan, 1995) 重新估計裁量性應計數, 實證結果並未有重大改

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

其中：

TA =總應計數，指繼續營業部門淨利與營業現金流量之差額；

ΔREV = $t-1$ 到 t 期的銷貨收入變動；

PPE =折舊性資產總額¹⁰；

A =總資產；

$i=1, \dots, I$ 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，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) 即為式 (1) 的配適值 (fitted value)：

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

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

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

股價 (P) 之衡量係取年度結束日之收盤股價¹¹，但為與盈餘管理衡量基準一致，將自每股基礎還原為總數觀念。意即乘上流通在外股數，再以期初

變。

¹⁰ 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」。「」內名稱代表台灣經濟新報社財務資料庫之欄位。

¹¹ 劉賢修(民83)發現盈餘報告年度結束後，隨著時間的經過，盈餘資訊內涵有遞減現象。故選年度結束日股價衡量之。

總資產予以平減。股東權益帳面價值 (BV_{t-1}) 為股價與盈餘迴歸模式之控制變數，用以捕捉規模差異、預期未來正常盈餘以及清算價值 (adaptation or abandonment value) 對股權評價之影響 (Collins, Pincus and Xie, 1999)。

利用 TEJ 股價模組的月報酬資料，本文計算年度買進並持有報酬 (annual buy-and-hold returns)，持有期間則始自四月至次年度三月。正常報酬的計算是以市場模式估計之，估計期為事件期前 60 個月。異常報酬 ($BHAR$) 則定義為個別公司年度買進並持有報酬與正常報酬二者之差額。以符號表之如下：

$$BHAR_i = \prod_{t=1}^{12} (1 + R_{it}) - \prod_{t=1}^{12} (1 + \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt})$$

其中

- $BHAR_i$ = i 公司年度異常報酬
 R_{it} = i 公司在第 t 月之月報酬率
 R_{mt} = 市場投資組合第 t 月之月報酬率

表 2 為各項變數之敘述性統計。平均 NDA 為負數 (-0.008)，有可能是因折舊費用所致。 DA 被定義為迴歸的殘差，所以 DA 的平均數趨近於零 (0.004)，亦與預期相符¹²。除了股價相關變數外，其他變數之平均數與中位數相近，亦未發現極端值之可能。

表 2 敘述性統計

變數名稱	平均數	標準差	極小值	第 25% 位數	中位數	第 75% 位數	極大值
$EARN_{t+1}$	0.019	0.075	-0.471	-0.015	0.020	0.056	0.403
CFO	0.043	0.92	-0.650	0.010	0.045	0.088	0.545
NDA	-0.008	0.066	-0.202	-0.050	-0.019	0.019	0.398
DA	0.004	0.083	-0.496	-0.036	0.003	0.042	0.578
$BHAR_{t+1}$	-0.099	0.452	-1.901	-0.304	-0.053	0.164	1.859
P	1.255	1.266	0.022	0.486	0.851	1.473	10.322
BV_{t-1}	0.629	0.140	0.231	0.537	0.624	0.743	0.941

樣本量：694。

$EARN$ 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。 NDA 指非裁量性應計數，而 DA 則代表裁量性應計數，二者是利用橫斷面版本的 Jones 模型估計之。 $BHAR$ 為年度買進並持有之異常報酬，正常報酬係以市場模式估計之。 P 為資

¹² 以 t 檢定測試平均數是否為零，結果顯示 NDA 的 p 值為 0.0008，而 DA 的 p 值則為 0.2092。

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。 BV 代表權益帳面價值，以期初總資產平減之。

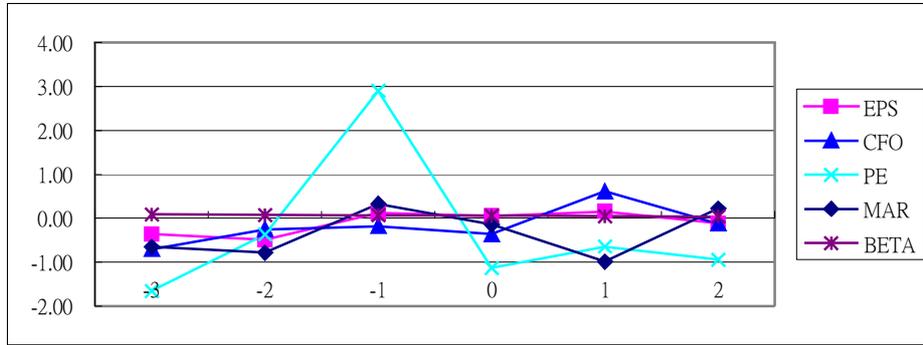
肆、樣本公司績效變化分析

圖 1 為 3I 公司之相對趨勢圖，各項變數之數值皆為減去其他公司數值後之差異數，用以減緩總體趨勢之影響。第一部份主要在觀察各項財務變數之歷年趨勢。3I 公司之相對本益比在 - 1 年¹³攀升至高點，於第 0 年降下後，次年又略為回升。 MAR 為個別公司年報酬與市場年報酬之差額，變化趨勢雖與本益比雷同，自第 0 年起隨著本益比的下降而下跌，但在 + 2 年，卻反轉趨勢向上攀爬。觀察 β 係為了解本益比變化與風險之關聯性。 β 呈穩定趨勢，代表相對其他公司而言，3I 公司之風險並未有重大波動。至於盈餘，略呈穩定狀態，然而現金流量則是往上攀升的趨勢。

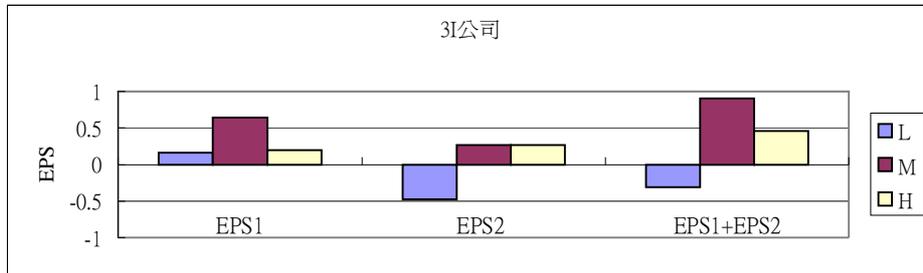
圖 1 第二部分主要在觀察裁量性應計數與未來每股盈餘之關聯性。首先將第 0 年的裁量性應計數由小到大排序，並分成低、中、高三組，裁量性應計數最小的組別稱為 L 組，其次為 M 組，最大則為 H 組。接下來計算每一組在 + 1、+ 2 與二年累計的平均每股盈餘，代號分別為 $EPS1$ 、 $EPS2$ 與 $EPS1+EPS2$ 。 $EPS1$ 的直條圖結果或許不夠明顯，但 $EPS2$ 與 $EPS1+EPS2$ 皆顯示出，L 組的 EPS 為負，H 組的 EPS 為正，略有裁量性應計數愈大，後續年度的每股盈餘亦愈大之趨勢。第三部份乃是後續異常報酬以第 0 年裁量性應計數大小分群的直條圖。形成方式同第二部分。+ 1 年異常報酬隨著裁量性應計數的增加而遞減，但到了 + 2 年，裁量性應計數與異常報酬則成正向關係，且此變化方向與每股盈餘相同。累計二年結果，隨著裁量性應計數愈大，異常報酬遞增的情況愈明顯。綜合圖 1，3I 公司的裁量性應計數與未來年度每股盈餘、異常報酬，各成正向關聯性。

第一部份：各項財務變數趨勢

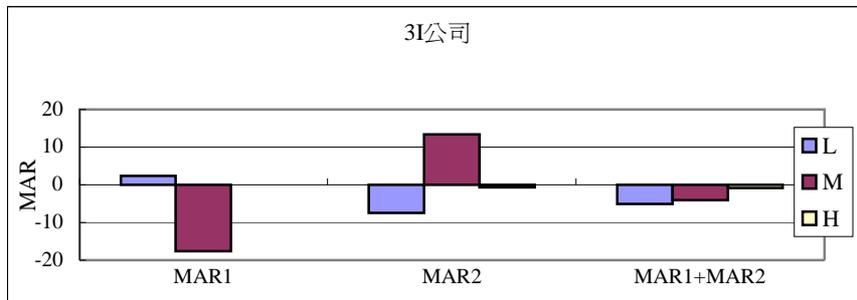
¹³ 指首次本益比趨勢反轉之前一年。同理，第 0 年則為首次反轉之年度。以下類推。



第二部分：裁量性應計數與後續每股盈餘



第三部分：裁量性應計數與後續異常報酬¹⁴



3I 公司係指，過去 3 年的本益比呈增加趨勢，但今年的本益比卻不增反減之公司。
 EPS 為每股盈餘，CFO 為每股營業現金流量，PE 代表本益比，MAR 則是調整市場後異常報酬 (market-adjusted return)。CFO 之數值被放大了 10 倍，而 PE 與 MAR 則被縮小了 10 倍。
 第 0 年為本益比首次反轉之年度，所以 EPS1 代表本益比趨勢反轉次年之每股盈餘，以下類推。
 -3 至 +2 年的樣本量分別為：97、97、97、97、88、66。
 L、M、H 是指將裁量性應計數 (DA) 由小到大排序並分成三組，最小 (大) 的一組為 L (H)。
 上述數字為 3I 公司減去其他公司之差異數，以此代表相對觀念。

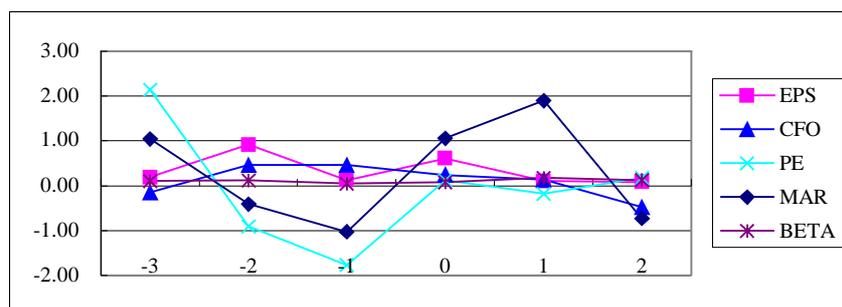
圖 1 3I 公司之趨勢圖

¹⁴ H 組的 MAR1=0，因此圖形無從顯示。

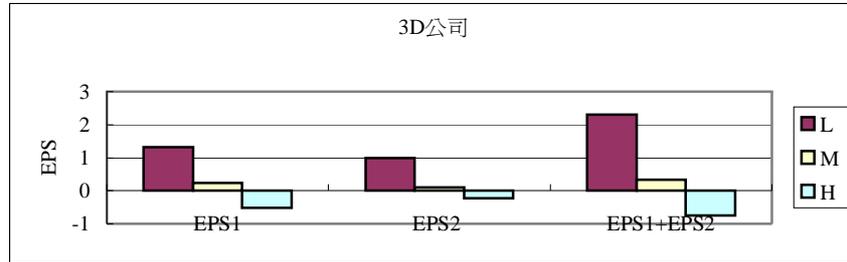
圖 2 第一部份為 3D 公司與其他公司各項財務變數差異數之趨勢圖，3D 公司之本益比在 -1 年跌至谷底後，於第 0 年起即回歸至一定水準。在 MAR 方面，變化趨勢雖與本益比略同，但不同處在 +2 年，MAR 有銳減之情況，換言之，3D 公司在 +2 年，相對其他公司有明顯的負值異常報酬，至於原因為何，尚待後續分析。在風險變化上，雖顯示 β 有其波動性，但進一步測試 3D 公司本身之 β 是否具有顯著變化，t 檢定結果顯示自本益比趨勢反轉之前 3 年起，至反轉當年度， β 變動數皆未顯著異於零($\Delta\beta_t$ 、 $\Delta\beta_{t-1}$ 、 $\Delta\beta_{t-2}$ 之 p 值分別為 0.2766、0.5323、0.4633，此部分統計量並未列表)，代表 3D 公司本身的 β 時間序列並無顯著變化。至於盈餘與現金流量，盈餘起落的幅度大於現金流量，且現金流量呈漸減趨勢。

圖 2 第二部分乃按裁量性應計數大小分群的後續每股盈餘直條圖。很明顯地，隨著裁量性應計數幅度的增加，未來每股盈餘則是如階梯般遞減，形成負向關聯性，不僅 +1 年如此，+2 年更是如此。第三部分為後續異常報酬直條圖。後續異常報酬與裁量性應計數變化之幅度關係，和後續每股盈餘與裁量性應計數之組合類似，L 組的未來 MAR 較大，H 組的未來 MAR 較小。綜合圖 2，3D 公司在第 0 年的裁量性應計數，可以預測後續年度的績效，且裁量性應計數愈大，後續每股盈餘與異常報酬皆愈差。

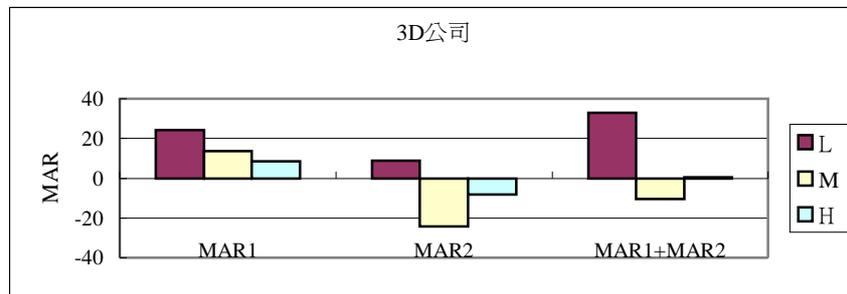
第一部份：各項財務變數趨勢



第二部分：裁量性應計數與後續每股盈餘



第三部分：裁量性應計數與後續異常報酬



3D 公司係指，過去 3 年的本益比呈減少趨勢，但今年的本益比卻不減反增之公司。
 EPS 為每股盈餘，CFO 為每股營業現金流量，PE 代表本益比，MAR 則是調整市場後異常報酬 (market-adjusted return)。CFO 之數值被放大了 10 倍，而 PE 與 MAR 則被縮小了 10 倍。
 第 0 年為本益比首次反轉之年度，所以 EPS1 代表本益比趨勢反轉次年之每股盈餘，以下類推。
 -3 至 +2 年的樣本量分別為：88、88、88、88、79、59。
 L、M、H 是指將裁量性應計數 (DA) 由小到大排序並分成三組，最小(大)的一組為 L(H)。
 上述數字為 3D 公司減去其他公司之差異數，以此代表相對觀念。

圖 2 3D 公司之趨勢圖

表 3 為 3I 與 3D 公司之基本資料。3I 公司之平均總資產規模約為 17,286 百萬元，3D 公司則為 20,443 百萬元，二者之間並無顯著差異 (p 值=0.430)。以銷貨收入變動代表公司成長性，3D 與 3I 之平均銷貨變動並無顯著差異，但在變異性方面，卻具顯著差異 (F 值=2.19, P 值為 0.0002，該統計量並未列於表 3)。以負債比率與 β 衡量公司風險，3D 與 3I 公司亦無顯著差異。在獲利性上，3I 公司的盈餘 (經期初總資產之平減) 僅 0.036，而 3D 公司卻有 0.058，平均數差異之 t 檢定顯示 p 值為 0.037，但在現金流量方面，3D 與 3I 公司則無顯著差異。在現金流量變動數方面，不論是 3D 或 3I 公司現金流量皆呈減少，但變化的幅度於二群組間並無顯著差異，然則盈餘變動數則不同，3I 公司的盈餘雖因現金流量減少而減少，而 3D 公司則是儘管現金

流量減少，盈餘卻呈增加趨勢，不同的變化方向使 3D 與 3I 公司之盈餘變動數具有顯著差異。

表 3 3I 與 3D 公司之基本資料

變數名稱	3I 公司		3D 公司		差異性檢定	
	平均數	標準差	平均數	標準差	t 值	P 值
總資產	17,286	24,889	20,443	29,341	-0.791	0.430
銷貨變動	0.056	0.130	0.060	0.192	-0.156	0.876
負債比率	0.390	0.139	0.370	0.138	0.994	0.322
β	0.814	0.262	0.850	0.198	-1.059	0.291
盈餘	0.036	0.064	0.058	0.082	-2.098	0.037
現金流量	0.027	0.101	0.047	0.109	-1.319	0.189
盈餘變動	-0.021	0.070	0.005	0.050	-2.955	0.003
現金流量變動	-0.022	0.117	-0.014	0.079	-0.510	0.611
裁量性應計數	0.010	0.072	0.002	0.082	0.700	0.482

3I 公司共有 97 個公司 - 年觀察值，而 3D 公司的樣本量則為 88 個。

總資產之單位為百萬元。銷貨變動為本期銷貨減前期銷貨之差額，並以期初總資產予以平減。負債比率為總資產減權益帳面價值之差額，再除以總資產。 β 風險值先以日股價資料估計市場模式，得到日 β 後再取年平均。市場模式至少需有 100 個觀察值。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。裁量性應計數是利用橫斷面版本的 Jones 模型估計而得。

伍、盈餘管理之特性分析

本節共分成二部分，首先是盈餘管理特性剖析，其次是盈餘管理之影響分析。在盈餘管理特性之探討上，則分別自盈餘持續性與盈餘價值攸關性著手。在盈餘管理影響上，則從市場效率性著手。

一、盈餘管理與盈餘持續性

在評估未來盈餘時，觀察當期盈餘的應計項目與現金流量二個組成項之變化，乃財務報表分析所強調之課題，例如分析師偏好探討現金流量與帳載

淨利之關聯性以確認會計盈餘之品質 (Bernstein, 1993)。Sloan (1996) 認為應計數與現金流量雖皆為當期盈餘之組成項目，但二者在評估未來盈餘時卻各具不同涵意，若應計數所佔的比率愈大，當期盈餘的持續性程度愈低。Xie (2001) 延伸 Sloan 的研究，拆解應計數為裁量性與非裁量性組成成份，並將重點放在裁量性應計數上，結果發現裁量性應計數是當期盈餘三項組成項目（現金流量、非裁量性應計數與裁量性應計數）中持續性最低的。但從另一角度而言，管理者擁有公司經濟實質之資訊優勢，可透過應計會計之裁量權，向投資人溝通公司之基本經濟實質，使帳列盈餘更能反映公司長期盈餘預期，從而增加會計盈餘之持續性。因此若 3I 公司從事訊息發放款盈餘管理行為，預期其裁量性應計數將顯著增加盈餘持續性。相對地，若 3D 公司從事投機性盈餘管理行為，預期其裁量性應計數將顯著減低盈餘持續性。

在實證模式的建構上，首先根據 Freeman, Ohlson and Penman (1982) 之研究，將當期盈餘與未來盈餘之關係表之如下：

$$EARN_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 EARN_t + v_{t+1} \quad (4)$$

其中 $EARN$ 為繼續營業部門淨利。由於 $EARN$ 經期初總資產之平減，所以 α_1 係衡量會計報酬率 (ROA) 之持續性。會計報酬率具有平均數復歸現象 (mean reverting)，因此 α_1 小於 1 (Beaver, 1970; Freeman, Ohlson and Penman, 1982; Sloan, 1996)。

其次，Sloan (1996) 為測試盈餘組成項是否各有不同之持續性，將式 (4) 進一步修正如下：

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 TA_t + v_{t+1} \quad (5)$$

其中 CFO 為營業現金流量， TA 為總應計數，皆以期初總資產平減之。 γ_1 (γ_2) 係捕捉盈餘績效中可歸屬營業現金流量 (總應計數) 者。Xie (2001) 根據 Sloan 的模式，又將總應計數拆解為非裁量性與裁量性應計數二者：

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NDA_t + \gamma_3 DA_t + v_{t+1} \quad (6)$$

其中 NDA 為非裁量性應計數， DA 為裁量性應計數。為由於實證假說係測試 3I 與 3D 公司之 DA 增額影響，本文再將 Xie 之實證模式修改如下：

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NDA_t + \gamma_3 DA_t + \gamma_4 I3 + \gamma_5 D3 + \gamma_6 (DA_t \times I3) + \gamma_7 (DA_t \times D3) + v_{t+1} \quad (7)$$

其中

$I3 = 1$ ，代表 3I 公司；否則為 0。

$D3 = 1$ ，代表 3D 公司；否則為 0。

γ_3 為 DA 對未來一年盈餘的預測係數，用以補捉 DA 所貢獻之盈餘持續性， γ_6 補捉 3I 公司之增額影響，同樣地， γ_7 則補捉 3D 公司的增額影響。預期 γ_6 顯著為正，而 γ_7 則顯著為負。

最後，基於本研究之資料型態為綜合樣本 (pooling data)，為避免研究結果受到年度或產業差異之影響，式 (7) 則再進一步納入年度與產業之虛擬變數：

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NDA_t + \gamma_3 DA_t + \gamma_4 I3 + \gamma_5 D3 + \gamma_6 (DA_t \times I3) + \gamma_7 (DA_t \times D3) + \sum_{y=1}^Y \gamma_{8y} YEAR_y + \sum_{i=1}^I \gamma_{9i} IND_i + v_{t+1} \quad (8)$$

其中 $YEAR$ 為年度虛擬變數， $YEAR_1$ 代表若為民國 88 年，取其值 1，否則為 0； $YEAR_2$ 代表若為民國 87 年，設定為 1，否則為 0，以下以此類推。 IND 為產業虛擬變數， IND_1 代表若為食品類，則設定為 1，否則為 0； IND_2 代表若為紡織類，取其值為 1，否則為 0，餘下以此類推。 $YEAR$ 與 IND 的個數分別為產業個數減 1 與年度個數減 1。

表 4 為式 (4) 至式 (8) 之結果。首先觀察第一部分，式 (4) 之實證結果。F 值為 245.13，調整後 R^2 為 26.1%。 $\alpha_1 = 0.497$ ，顯示盈餘績效具有平均數復歸特性，與過去研究一致。 α_1 的 P 值為 0.0001，拒絕了盈餘績效完全為暫時性盈餘之虛無假設(亦即 $\alpha_1 = 0$)。產業別的迴歸亦提供類似結果， α_1 的平均值為 0.488，第 25% 位數至第 75% 位數則為 0.378 至 0.590。年度別的結果則提供了較大的 α_1 估計值，平均數為 0.522，中位數為 0.510。整體而言，表 4 第一部分的結果顯示會計報酬率具有平均數復歸現象，平均持續性參數， α_1 ，約為 0.5 左右。

其次觀察表 4 第二部分，式 (5) 之迴歸結果。 γ_1 為盈餘組成項目現金

流量之係數，全部樣本的估計值為 0.579，而應計數之係數， γ_2 ，估計值為 0.436，F 檢定結果顯示 γ_1 與 γ_2 具顯著差異 (F 值 = 25.69, P 值 = 0.0001)。產業別的結果顯示 17 個產業中只 3 個產業的 $\gamma_1 < \gamma_2$ ，換言之，有 82% 的產業顯示 $\gamma_1 > \gamma_2$ ，符號檢定 (sign test) 結果顯示 P 值為 0.0127。年度別的結果亦雷同。所以表 4 的第二部分結果顯示現金流量的持續性大於應計數，與 Sloan (1996) 之結果一致。

表 4 第三部分為式 (6) 之迴歸結果。現金流量的預測係數， γ_1 為 0.578，而 NDA 的預測係數 γ_2 則為 0.445，F 檢定結果顯著拒絕 $\gamma_1 = \gamma_2$ (F 值 = 11.07, P 值 = 0.0009)，因此現金流量的持續性顯著高於 NDA，與 Xie (2001) 之結果一致。DA 的持續性係數 $\gamma_3 = 0.430$ ，方向上雖小於 γ_2 ，但 F 檢定結果並未達統計顯著性，顯示 DA 的持續性並未與 NDA 之持續性具顯著差異。此結果雖與 Xie (2001) 之結果不一致，但應計會計之裁量權既可用於溝通私有資訊，亦可用於投機操縱盈餘，因此實證上所看到的 DA 持續性，只是反映跨公司與跨時間不同盈餘管理特性的相對次數之加權平均 (Healy, 1996)。

表 4 盈餘管理與對盈餘持續性影響之迴歸結果

第一部份：

$$EARN_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 EARN_t + v_{t+1} \quad (4)$$

全 部 樣 本			產 業 別				年 度	
參數	預期符號	估計值 (P 值)	平均數	Q1	中位數	Q3	平均數	中位數
α_0	?	-0.000 (0.8721)	-0.000	-0.011	-0.002	0.009	-0.002	-0.005
α_1	+	0.497 (0.0001)	0.488	0.378	0.496	0.590	0.522	0.510
F 值		245.13 (0.0001)						
Adj R^2		0.261						

第二部份：

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 TA_t + v_{t+1} \quad (5)$$

全 部 樣 本			產 業 別				年 度	
參數	預期符號	估計值 (P 值)	平均數	Q1	中位數	Q3	平均數	中位數
γ_0	?	-0.004 (0.1308)	-0.004	-0.015	-0.009	-0.002	-0.004	-0.007

γ_1	+	0.579	(0.0001)	0.586	0.478	0.641	0.752	0.599	0.619
γ_2	+	0.436	(0.0001)	0.441	0.311	0.393	0.575	0.440	0.487
Test	$\gamma_1 = \gamma_2 ?$ F=25.69 (0.0001)			$\gamma_1 > \gamma_2$ 的% : 82% (0.0127)					

第三部份：

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NDA_t + \gamma_3 DA_t + v_{t+1} \quad (6)$$

全 部 樣 本				產 業 別				年 度	
參數	預期符號	估計值	(P 值)	平均數	Q1	中位數	Q3	平均數	中位數
γ_0	?	-0.004	(0.1456)	-0.004	-0.015	-0.009	-0.005	-0.003	-0.004
γ_1	+	0.578	(0.0001)	0.577	0.479	0.623	0.756	0.594	0.614
γ_2	+	0.445	(0.0001)	0.405	0.227	0.326	0.559	0.502	0.466
γ_3	+	0.430	(0.0001)	0.436	0.326	0.418	0.606	0.410	0.480
Test	$\gamma_1 = \gamma_2 ?$ F=11.07 (0.0009)								
Test	$\gamma_2 = \gamma_3 ?$ F=0.11 (0.7379)								

第四部份：

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NDA_t + \gamma_3 DA_t + \gamma_4 I3 + \gamma_5 D3 + \gamma_6 (DA_t \times I3) + \gamma_7 (DA_t \times D3) + \sum_{y=1}^Y \gamma_{8y} YEAR_y + \sum_{i=1}^I \gamma_{9i} IND_i + v_{t+1} \quad (8)$$

全 部 樣 本				產 業 別 [§]				年 度 [§]	
參數	預期符號	估計值	(P 值)	平均數	Q1	中位數	Q3	平均數	中位數
γ_0	?	-0.021	(0.0870)	-0.007	-0.021	-0.009	-0.006	-0.003	-0.005
γ_1	+	0.534	(0.0001)	0.591	0.443	0.576	0.726	0.602	0.608
γ_2	+	0.410	(0.0001)	0.348	0.141	0.251	0.442	0.518	0.526
γ_3	+	0.392	(0.0001)	0.408	0.351	0.386	0.459	0.473	0.438
γ_4	?	0.010	(0.1750)	-0.002	-0.009	0.003	0.010	0.006	0.005
γ_5	?	-0.003	(0.7114)	0.033	-0.021	-0.001	0.010	-0.003	-0.007
γ_6	+	0.149	(0.0607)	0.530	-0.051	0.108	0.540	0.076	0.100
γ_7	-	-0.129	(0.0744)	-1.063	-0.454	-0.338	0.001	-0.028	-0.084
γ_{8y}	?	省略	省略	NA	NA	NA	NA	NA	NA
γ_{9i}	?	省略	省略	NA	NA	NA	NA	NA	NA

F 值	13.61 (0.0001)	
Adj R^2	0.321	

樣本數：694。

若假說存有預期符號，P 值水準為單尾檢定；若假說無方向預期，則 P 值為雙尾檢定結果。

VIF 值 (Variance Inflation Factor) 小於 4.35，顯示共線問題不嚴重。

EARN 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。

TA 指總應計數，為 EARN 與 CFO 之差額，

NDA 指非裁量性應計數。

DA 表裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估計之。

I3 為虛擬變數，若為 3I 公司，則設定其值為 1，否則為 0，其中 3I 公司共 97 個觀察值。

D3 為虛擬變數，若為 3D 公司，則設定其值為 1，否則為 0，其中 3D 公司共 88 個觀察值。

YEAR 為年度虛擬變數，YEAR_i 代表若為民國 88 年，取其值 1，否則為 0；以下以此類推。

IND 為產業虛擬變數，IND_i 代表若為食品類，則設定為 1，否則為 0；餘下以此類推。

§ : 式(7)之結果。

NA：不適用。

表 4 第四部分為式 (8) 之實證結果，重點在觀察 3I 與 3D 公司之增額影響。 γ_4 為 3I 公司虛擬變數之係數，方向為正，但未顯著異於 0；相對地，表彰 3D 公司增額截距項的 γ_5 ，則是符號為負，仍不顯著。 γ_6 是補捉 3I 公司 DA 的增額影響，結果顯示 $\gamma_6=0.149$ ，單尾 P 值=0.0607，代表 3I 公司的 DA，相對於其他公司的 DA，具有顯著較高的盈餘持續性，符合訊息發放性盈餘管理之預測。然而 3D 公司則相反。 γ_7 為 3D 公司的增額影響， $\gamma_7=-0.129$ ，單尾 P 值=0.0744，代表 3D 公司的 DA，相對於其他公司的 DA，具有顯著較低的盈餘持續性，符合投機性盈餘管理之預測。

產業別與年度別之結果，係針對式 (7) 而執行。由於式 (7) 設有虛擬變數，若某產業只有一家 3I 或 3D 公司 (例如造紙業、汽車業、觀光業與百貨業)，則該產業之迴歸會有完全線性重合問題，因此產業別的統計結果是指刪除存在線性重合產業後之結果。 γ_6 的平均數與中位數皆為正，符合預期。 γ_7 的平均數與中位數亦皆為負，仍與預期一致。年度別結果雷同。綜言之，表 4 之實證結果並未受到年度別或產業別之影響。

二、盈餘管理與盈餘價值攸關性

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。若 3I 公司從事訊息發放款性盈餘管理行為，預期其裁量性應計數將顯著增加盈餘評價係數。相對地，若 3D 公司從事投機性盈餘管理行為，預期其裁量性應計數將顯著減低盈餘評價係數。

長久以來，盈餘/股價關聯性之探討即存在水準研究 (level study) 和變動研究 (change study) 兩種方式¹⁵。股價對盈餘的迴歸 (即水準研究)，目的在評估財務報表資料之效度，換言之，以股價為標竿，用以評估會計數字的有效性。此時盈餘之係數即被稱為盈餘評價係數 (earnings valuation coefficient)，如 Ohlson (1995)、Collins, Pincas and Xie (1999) 之研究。未預期報酬對未預期盈餘的迴歸 (即變動研究)，目的在評估市場對財務報表資料宣告的反應，此時未預期盈餘之係數即被稱為盈餘反應係數 (earnings response coefficient)，如 Kormendi and Lipe (1987)、Sloan (1996) 之研究。本節之目的乃以股價資料再次驗證盈餘管理之特性，著重評估財務報表數字的有效性，並非股價對盈餘宣告的反應，故採水準研究，並選用 Collins, Pincus and Xie (1999) 之實證模式，再以裁量性應計數為盈餘評價係數之決定因素，捕捉 DA 對盈餘價值攸關性之影響。茲將實證模式列示如下：

$$P_t = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_t + \lambda_2 BV_{t-1} + \lambda_3 (DA_t \times EARN_t) + \eta_t \quad (9)$$

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。

$EARN$ = 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。

DA = 裁量性應計數。

¹⁵ 相關討論請參見 Easton (1998)。

λ_1 是反映盈餘價值攸關性的程度， λ_2 是補捉規模差異、預期未來正常盈餘以及清算價值之影響 (Collins, Pincus and Xie, 1999)， λ_3 用以補捉 DA 對盈餘價值攸關性之影響。

為了探討 3I 與 3D 公司的 DA 特性，所以式 (9) 又再進一步修正如下：

$$P_t = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_t + \lambda_2 BV_{t-1} + \lambda_3 (EARN_t \times DA_t) + \lambda_4 I3 + \lambda_5 D3 \\ + \lambda_6 (EARN_t \times I3) + \lambda_7 (EARN_t \times D3) + \lambda_8 (EARN_t \times DA_t \times I3) \\ + \lambda_9 (EARN_t \times DA_t \times D3) + \eta_{t+1} \quad (10)$$

其中

$I3 = 1$ ，代表 3I 公司；否則為 0。

$D3 = 1$ ，代表 3D 公司；否則為 0。

λ_4 與 λ_5 分別捕捉 3I 與 3D 公司股價之基本差異， λ_6 (λ_7) 為 3I (3D) 公司盈餘之增額價值攸關性， λ_8 (λ_9) 則為 3I (3D) 公司之 DA 對盈餘價值攸關性之增額影響。研究假說主張 3I 公司會從事訊息發放性盈餘管理行為，預期 λ_8 顯著為正；相對地，3D 公司會從事投機性盈餘管理行為，因此預期 λ_9 顯著為負。

為避免實證結果受到年度或產業影響，乃比照式 (8)，加入年度與產業之虛擬變數，列示如下：

$$P_t = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_t + \lambda_2 BV_{t-1} + \lambda_3 (EARN_t \times DA_t) + \lambda_4 I3 + \lambda_5 D3 \\ + \lambda_6 (EARN_t \times I3) + \lambda_7 (EARN_t \times D3) + \lambda_8 (EARN_t \times DA_t \times I3) \\ + \lambda_9 (EARN_t \times DA_t \times D3) + \sum_{y=1}^Y \lambda_{10y} YEAR_y + \sum_{i=1}^I \lambda_{11i} IND_i + \eta_{t+1} \quad (11)$$

表 5 為裁量性應計數對盈餘評價係數影響之迴歸結果。首先觀察模式適合度。F 值為 38.16，調整後 R^2 為 60%，顯示模式配適良好。 λ_1 與 λ_2 皆顯著為正，與前人研究一致。 λ_3 顯為為正，與 Subramanyam (1996) 之結果一致。Subramanyam 指出投機性應計操縱雖然在特定情況下確實會發生，但平均而言，這樣的操縱並非廣泛存在。所以應計會計優於現金流量，不僅因其減低了收益認列之時間性與成本收益錯誤配合問題，亦因 GAAP 所允許之彈性使得管理者可將非裁量性項目所未反映的價值攸關性資訊予以反映出來。

表 5 盈餘管理與對盈餘價值攸關性影響之迴歸結果

第一部分：

$$P_t = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_t + \lambda_2 BV_{t-1} + \lambda_3 (EARN_t \times DA_t) + \lambda_4 I3 + \lambda_5 D3 + \lambda_6 (EARN_t \times I3) + \lambda_7 (EARN_t \times D3) + \lambda_8 (EARN_t \times DA_t \times I3) + \lambda_9 (EARN_t \times DA_t \times D3) + \sum_{y=1}^Y \lambda_{10y} YEAR_y + \sum_{i=1}^I \lambda_{11i} IND_i + \eta_{t+1} \quad (11)$$

全部樣本				產業別 ^a				年度 ^a	
參數	預期符號	估計值	(P 值)	平均數	Q1	中位數	Q3	平均數	中位數
λ_0	?	-0.541	(0.0167)	0.165	-0.230	0.283	0.532	-0.008	0.010
λ_1	+	7.911	(0.0001)	5.329	2.696	4.858	7.039	8.388	8.585
λ_2	+	0.955	(0.0001)	1.214	0.674	1.371	1.614	0.949	0.793
λ_3	+	9.677	(0.0002)	4.621	-6.226	8.335	10.763	7.145	7.847
λ_4	?	-0.003	(0.9791)	-0.195	-0.282	-0.148	0.041	-0.030	-0.034
λ_5	?	-0.140	(0.2221)	-0.281	-0.280	-0.157	-0.055	-0.255	-0.103
λ_6	?	-2.727	(0.0500)	1.830	0.495	1.490	3.115	-1.086	-1.089
λ_7	?	2.060	(0.0827)	2.122	-3.907	2.772	6.675	0.053	-3.303
λ_8	+	3.404	(0.7584)	10.156	-12.780	14.129	35.000	0.975	6.789
λ_9	-	-21.315	(0.0043)	-15.767	-38.716	-31.337	7.991	-9.272	-16.577
λ_{10y}	?	省略	省略	NA	NA	NA	NA	NA	NA
λ_{11i}	?	省略	省略	NA	NA	NA	NA	NA	NA
F 值		38.16	(0.0001)						
Adj R^2		0.600							

第二部份： $P_{t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_{t+1} + \lambda_2 BV_t + \lambda_3 (EARN_{t+1} \times DA_t) + \lambda_4 I3 + \lambda_5 D3 + \lambda_6 (EARN_{t+1} \times I3) + \lambda_7 (EARN_{t+1} \times D3) + \lambda_8 (EARN_{t+1} \times DA_t \times I3) + \lambda_9 (EARN_{t+1} \times DA_t \times D3) + \sum_{y=1}^Y \lambda_{10y} YEAR_y + \sum_{i=1}^I \lambda_{11i} IND_i + \eta_{t+1} \quad (12)$

全部樣本				產業別				年度	
參數	預期符號	估計值	(P 值)	平均數	Q1	中位數	Q3	平均數	中位數
λ_8	+	20.046	(0.0940)	16.518	-15.878	46.829	90.202	5.906	3.160
λ_9	-	-34.109	(0.0088)	-4.636	-13.691	-3.124	23.151	-21.156	-7.254

樣本數：694。VIF 值 (Variance Inflation Factor) 小於 4.5，顯示共線問題不嚴重。

若假說存有預期符號，P 值水準為單尾檢定；若假說無方向預期，則 P 值為雙尾檢定結果。

P 為資產負債表日之市值，並以期初總資產平減。EARN 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 為裁量性應計數，以橫斷面版本的 Jones 模型估

計之。 $I3$ 為虛擬變數，若為 3I 公司，則設定其值為 1，否則為 0，其中 3I 公司共 97 個觀察值。 $D3$ 為虛擬變數，若為 3D 公司，則設定其值為 1，否則為 0，其中 3D 公司共 88 個觀察值。

^a : 式(10)之結果。NA : 不適用。

λ_4 (λ_5) 並未顯著異於零，顯示就基本股價行為而言，3I (3D) 與其他公司並無增額差異。在盈餘價值攸關性上， $\lambda_6 = -2.727$ (P 值 = 0.0500)， $\lambda_7 = 2.060$ (P 值 = 0.0827)，顯示 3I 公司的盈餘價值攸關性較低，而 3D 公司的盈餘則具有較高之價值攸關性。 λ_8 雖然符號為正，符合預期，卻未達統計顯著水準。 λ_9 符號為負，且 P 值僅 0.0043，顯示 3D 公司的 DA 會減低盈餘價值攸關性，符合投機性盈餘管理之預測。產業別與年度別之平均數與中位數結果仍顯示 λ_8 為正、 λ_9 為負。

至於 λ_8 不顯著，有可能是因股價對盈餘資訊有落後調整現象 (Sloan, 1996; Pfeiffer and Elgers, 1999)，亦即，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，故再增設 $t+1$ 期之實證模式，進一步測試 λ_8 的顯著性。茲將實證模式列示如下：

$$\begin{aligned}
 P_{t+1} = & \lambda_0 + \lambda_1 EARN_{t+1} + \lambda_2 BV_t + \lambda_3 (EARN_{t+1} \times DA_t) + \\
 & \lambda_4 I3 + \lambda_5 D3 + \lambda_6 (EARN_{t+1} \times I3) + \lambda_7 (EARN_{t+1} \times D3) + \\
 & \lambda_8 (EARN_{t+1} \times DA_t \times I3) + \lambda_9 (EARN_{t+1} \times DA_t \times D3) + \\
 & \sum_{y=1}^Y \lambda_{10y} YEAR_y + \sum_{i=1}^I \lambda_{11i} IND_i + \eta_{t+1}
 \end{aligned} \quad (12)$$

表 5 第二部份為式 (12) 之結果。 λ_8 的符號仍為正，且單尾 P 值為 0.0940，顯示 3I 公司的 DA 會增加盈餘價值攸關性，符合訊息發放性盈餘管理之預測。至於 λ_9 ，仍與第一部分結果相同。

綜合整個表 5，股價雖有落後反映現象，仍得到 3I 公司的 DA 會增加盈餘價值攸關性，3D 公司則是減低盈餘價值攸關性之證據。從盈餘價值攸關性觀點而言，假說 a 與 b 皆得到支持。

三、盈餘管理與市場訂價 (Pricing) 情形

一與二節之結果顯示 3I 公司的 DA 顯著增加盈餘品質 (持續性與價值攸關性皆較高)，而 3D 公司的 DA 卻是顯著減低盈餘品質 (持續性與價值

攸關性皆較低)。不同公司的 DA 造成盈餘品質不同的影響，市場是否知曉並以效率方式反應，則是實證問題。Mishkin (1983) 在總體經濟學範疇內建立一套用以測試理性預期假說的架構，因此，延續 Sloan (1996) 與 Xie (2001) 之研究，本文應用 Mishkin 法，探討市場是否理性反應裁量性應計數對未來一年盈餘的涵義。實證模式列示如下：

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NDA_t + \gamma_3 DA_t + \gamma_4 I3 + \gamma_5 D3 + \gamma_6 (DA \times I3) + \gamma_7 (DA \times D3) + v_{t+1} \quad (7)$$

$$BHAR_{t+1} = \alpha + \beta (EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO_t - \gamma_2^* NDA - \gamma_3^* DA - \gamma_4^* I3 - \gamma_5^* D3 - \gamma_6^* (DA \times I3) - \gamma_7^* (DA \times D3)) + \varepsilon_{t+1} \quad (13)$$

其中

$EARN$ = 繼續營業部門淨利，以期初總資產平減之。

CFO = 營業現金流量，以期初總資產平減之。

NDA = 非裁量性應計數。

DA = 裁量性應計數。

$I3$ = 1，代表 3I 公司；否則為 0。

$D3$ = 1，代表 3D 公司；否則為 0。

$BHAR$ = 年度異常報酬

式 (7) 為預測方程式，主要在估計 DA 及其他盈餘組成項對未來一年盈餘的預測係數。式 (13) 為評價方程式，主要在估計市場分配給 DA 與其他盈餘組成項的評價係數。對式 (7) 與式 (13) 的估計，是以聯立方式 (jointly) 重覆的運用非線性最小平方 (iterative ordinary nonlinear least squares) 估計程序。若市場理性定價盈餘組成項，預期 $\gamma_g^* = \gamma_g$ ， $g=1, 2, \dots, 7$ ；反之，若市場錯誤定價盈餘組成項，預期 $\gamma_g^* \neq \gamma_g$ ， $g=1, 2, \dots, 7$ 。

表 6 為式 (7) 與式 (13) 聯立方程之結果。對現金流量而言，評價係數 ($\gamma_1^* = 2.141$) 大於預測係數 ($\gamma_1 = 0.472$ ¹⁶)，表示相對於現金流量預測未來盈餘的能力，市場對現金流量有過度反應現象，Wald 檢定結果 P 值為

¹⁶ 表 6 式 (7) 的估計值與表 4 略有出入，係因 $BHAR$ 需要有 60 個月估計期以求算市場模式，致使樣本量縮減，造成估計值不同。不過，變數之顯著性則不受樣本量改變而改變。

0.0610，顯示現金流量的過度反應 ($\gamma_1^* > \gamma_1$) 達統計顯著性。市場分配給 NDA 與 DA 的評價係數 (γ_2^* 和 γ_3^*) 分別為 3.465 與 2.168， γ_2^* 和 γ_3^* 皆分別大於其對應的預測係數。Wald 檢定結果拒絕市場理性定價 NDA ($P=0.0403$) 與 DA ($P=0.0634$) 之虛無假說。換言之，市場對 NDA 與 DA 之反應，皆有顯著高估現象。綜言之， γ_1^* 、 γ_2^* 和 γ_3^* 的顯著為正，以及 $\gamma_1^* > \gamma_1$ 、 $\gamma_2^* > \gamma_2$ 和 $\gamma_3^* > \gamma_3$ ，即可得知會計盈餘的三項組成項皆為市場評價公司價值的顯著變數，只是市場並未充分了解其持續性程度之不同，因而有過度反應現象。

雖然市場顯著過度反應 DA ($\gamma_3^* > \gamma_3$)，但 3D 與 3I 公司卻有不同增額反應。 $\gamma_6^* = -2.796$ ，單尾 P 值=0.0620，代表 3I 公司 DA 的評價係數顯著低於其他公司。由於市場對 DA 有過度反應現象， γ_6^* 顯著為負，代表 3I 公司的過度反應問題會較為輕微。進一步檢定 3I 公司 DA 評價係數與預測係數之相等性 (亦即 $\gamma_3^* + \gamma_6^* = \gamma_3 + \gamma_6$)，Wald 檢定結果顯示 P 值為 0.3735。所以 3I 公司的 DA 具有較高的持續性、價值攸關性，盈餘品質的提昇促使市場理性反應。至於 3D 公司之增額評價係數結果， $\gamma_7^* = 0.075$ ，P 值=0.9449，顯示 3D 公司 DA 的評價係數並未顯著異於其他公司，延伸之，過度反應現象仍存在於 3D 公司。

表 6 Mishkin 檢定結果

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NDA_t + \gamma_3 DA_t + \gamma_4 I3 + \gamma_5 D3 + \gamma_6 (DA_t \times I3) + \gamma_7 (DA_t \times D3) + v_{t+1} \quad (7)$$

$$BHAR_{t+1} = \alpha + \beta (EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO_t - \gamma_2^* NDA - \gamma_3^* DA - \gamma_4^* I3 - \gamma_5^* D3 - \gamma_6^* (DA \times I3) - \gamma_7^* (DA \times D3)) + \varepsilon_{t+1} \quad (13)$$

第一部份：參數估計

式 (7) 預測係數			式 (13) 評價係數		
參數	估計值	P 值	參數	估計值	P 值
γ_1 (CFO)	0.472	<.0001	γ_1^* (CFO)	2.141	0.0165
γ_2 (NDA)	0.278	<.0001	γ_2^* (NDA)	3.465	0.0262
γ_3 (DA)	0.295	<.0001	γ_3^* (DA)	2.168	0.0320
γ_4 (I3)	0.007	0.4055	γ_4^* (I3)	0.113	0.2326
γ_5 (D3)	-0.013	0.1478	γ_5^* (D3)	-0.098	0.2790

$\gamma_6 (I3 \times DA)$	0.223	0.0888	$\gamma_6^* (I3 \times DA)$	-2.796	0.0620
$\gamma_7 (D3 \times DA)$	-0.243	0.0418	$\gamma_7^* (D3 \times DA)$	0.075	0.9449

第二部分：市場對盈餘各組成項之理性預期檢定

虛無假說	Wald 統計量	P 值
$CFO: \gamma_1^* = \gamma_1$	3.51	0.0610
$NDA: \gamma_2^* = \gamma_2$	4.21	0.0403
$DA: \gamma_3^* = \gamma_3$	3.45	0.0634
3I 公司: $\gamma_3^* + \gamma_6^* = \gamma_3 + \gamma_6$	0.79	0.3735

樣本數：414。

EARN 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。

NDA 指非裁量性應計數，而 *DA* 則代表裁量性應計數，二者是利用橫斷面版本的 Jones 模型估計之。

I3 為虛擬變數，若為 3I 公司，則設定其值為 1，否則為 0。

D3 為虛擬變數，若為 3D 公司，則設定其值為 1，否則為 0。

BHAR 為年度買進並持有之異常報酬，正常報酬係以市場模式估計之。

陸、結論

本文以裁量性應計數衡量盈餘管理，本益比變動捕捉公司價值錯誤評價之可能，探討本益比變動公司盈餘管理之特性與後果。管理者對應計項目的認列具有裁量權，此裁量權既可用以顯露私有資訊而增進會計盈餘的有用性，亦可投機性地管理盈餘而減低會計盈餘為公司績效衡量的可靠性。若以本益比遞增代表公司績效成長，而本益比反轉驟減代表市場低估公司價值，管理者為導正投資人預期、減低資金成本、以及改善與供應商及客戶間之交易條件等，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，此屬訊息發放性盈餘管理行為。相對地，若以本益比遞減代表公司績效衰退，而本益比反轉驟升代表市場高估公司價值，此時管理者可能基於紅利或保障工作等之考量，利用盈餘管理隱藏當期不利績效以攫取私有報酬，此屬投機性盈餘管理行為。實證結果顯示，首次出現本益比下降的公司，

裁量性應計數愈大，未來盈餘、異常報酬的幅度亦愈大，而且盈餘管理具有較高持續性以及可增加盈餘的價值攸關性等，皆符合訊息發性盈餘管理之預測。正因為裁量性應計數提昇了盈餘品質，減低了市場對公司價值錯誤評估的現象。相對地，首次出現本益比上升的公司，其盈餘管理特性則截然相反。裁量性應計數不僅與未來盈餘、異常報酬具有負向關聯性，亦顯著地減少盈餘持續性與盈餘價值攸關性，與投機性盈餘管理之預測一致。由於盈餘管理減低盈餘品質，因此並未減緩公司價值被市場高估的程度，而且在 +2 年，首次出現本益比上升的公司則有明顯的負值異常報酬。

有關本益比的定義甚多，本研究係採用證交所之定義。此外，本益比變動之定義，本文係採用組群研究法，取全年之中位數作為代表，據以計算變動數，以消除單一時點之「雜訊」(“noise”)。若證交所的本益比定義與本益比中位數皆不具代表性，則本研究結果受限於本文之樣本選擇。

Lev (1992) 認為本益比發生變動或是公司本益比與產業平均數存在持續性差異，即顯示公司價值有錯誤評價之可能，本研究係針對本益比發生變動(即縱斷面比較)進行分析，未來研究可針對本益比與產業平均數存在持續性差異之公司進行分析。另外，亦有研究顯示本益比偏高，代表股價有高估之可能(如 Campbell and Shiller, 1998; White, 2000)，未來研究亦可探討本益比過高或過低公司之盈餘管理行為，對本益比、錯誤評價與盈餘管理三者間的關係，提供橫斷面比較之實證證據。

參考文獻

- 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。
- 張文靜, 2001, 審計品質對上市公司盈餘管理之影響, 當代會計, 第 2 卷, 第 2 期: 195-214。
- 張文靜、周玲臺與林修葳, 2003, 內部人持股比率連續變動與盈餘管理之關聯性研究, 會計評論, 第 37 期。
- 張維傑, 2000, 台灣股票市場除權行情之月效果分析, 國立中正大學企管所碩士論文。
- 黃怡芬, 2000, 道氏理論、濾嘴法則與買入持有策略在台灣股市投資績效之比較, 國立成功大學企業管理學系碩士論文。
- 楊朝成與陳明霞, 1993, 盈餘成長預估、益本比與投資組合績效 - 不同投資區間之探討, 證券管理, 第 11 卷, 第 2 期: 2-24。
- 劉賢修, 1994, 應計項目操縱對盈餘反應係數之實證研究, 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.
- Bartov, E., F. A. Gul, and J. S. L. Tusi. 2001. Discretionary-accruals models and audit qualifications. *Journal of Accounting and Economic* 30: 421-452.
- Beaver, W. H. 1970. The time series behavior of earnings. *Journal of Accounting Research* 8 (June/September): 319-346.
- Beaver, W. H. 1998. *Financial Reporting: An Accounting Revolution*. 3rd ed. Prentice-Hall.
- Bernstein, L. 1993. *Financial Statement Analysis*. 5th ed. Homewood, IL: Irwin.
- Cheng, A., and R. McNamara. 2000. The valuation accuracy of the price-earnings and price-book benchmark valuation methods. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 15: 349-370.
- 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.

- Campbell, J. Y., and R. J. Shiller. 1998. Valuation ratios and the long-run stock market outlook. *Journal of Portfolio Management* 24 (Winter): 11-25.
- DeAngelo, L. E. 1986. Accounting numbers as market valuation substitutes: study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review* 61 (July): 400-420.
- Dechow, P. 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., and R. Sloan. 1991. Executive incentives and the horizon problem: an empirical investigation. *Journal of Accounting and Economics* 14: 51-89.
- Dechow, P. M., R. Sloan, and A. Sweeny. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70: 193-226
- 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.
- Easton, P. 1998. Discussion: Valuation of permanent, transitory, and price-irrelevant components of reported earnings. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*: 337-349.
- Freeman, R., J. Ohlson, and S. Penman. 1982. Book rate-of-return and prediction of earnings changes: an empirical investigation. *Journal of Accounting Research* 20 (Autumn): 3-42.
- 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. 1996. Discussion of a market-based evaluation of discretionary accruals models. *Journal of Accounting Research* 34 (Supplement): 107-115.
- 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.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* (Autumn): 193-228.

- Kang, S. H., and K. Sivaramakrishnan. 1995. Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach. *Journal of Accounting Research* (Autumn): 353-367.
- 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
- Klein, A., and J. Rosenfeld. 1991. PE ratios, earnings expectations, and abnormal returns. *Journal of Financial Research* (Spring): 51-64.
- Kormendi, R., and R. Lipe. 1987. Earnings innovation, earnings persistence, and stock returns. *Journal of Business* 60: 323-345.
- Lev, B. 1992. Information disclosure strategy. *California Management Review* (Summer): 9-32.
- Mishkin, F. 1983. *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Effectiveness and Efficient Markets Models*. Chicago, IL: University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, book values, and dividends in security valuation. *Contemporary Accounting Research* 11: 661-687.
- Penman, S. H. 2001. *Financial Statement Analysis and Security Valuation*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Penman, S. H., and X. J. Zhang. 2002. Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns. *The Accounting Review* 77 (April): 237-264.
- 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.
- 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 & Economics* 22: 249-281.
- 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.
- Watts, R. and J. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- White, C. B. 2000. What P/E will the U.S. stock market support? *Financial Analysts Journal* 56 (November/December): 30-38.
- Xie, H. 2001. The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review* 76 (July): 357-373.
- Young, S. 1998. The determinants of managerial accounting policy choice: further

evidence for the UK. *Accounting and Business Research* 28 (Spring): 131-143.