

盈餘管理對會計資訊的相對價值攸關性之影響

The Effect of Earnings Management on the Relative Value-relevance of Earnings and Book Value

范宏書¹ Hung-Shu Fan 陳慶隆² Ching-Lung Chen 廖英任³ Ying-Jen Liao
天主教輔仁大學會計學系 朝陽科技大學會計學系 亞東聯合會計師事務所

¹Department of Accounting, Fu Jen Catholic University, ²Department of Accounting, Chaoyang University of Technology, and ³Lee, Lin & Company Certified Public Accountants

(Received April 12, 2006; Final Version March 7, 2007)

摘要：本研究探討管理當局之盈餘管理程度對盈餘、權益帳面價值二會計資訊之整體及個別價值攸關性的影響。實證結果發現：(1)以裁決性應計數的絕對值為衡量盈餘管理行為基礎，發現盈餘與權益帳面價值的整體價值攸關性，在高裁決性應計數的公司顯著低於低裁決性應計數的公司，顯示會計資訊的整體價值攸關性確實受到公司從事盈餘管理行為的衝擊；(2)當公司經由總裁決性應計數或長期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘之價值攸關性下降越多，而權益帳面價值之價值攸關性則提高越多，如公司係透過短期裁決性應計數進行盈餘管理時，盈餘管理程度越大，則盈餘之價值攸關性會下降越多，但權益帳面價值之價值攸關性雖然增加但未達統計顯著水準，顯示公司的盈餘管理行為顯著降低盈餘變數的價值攸關性，惟僅在以總裁決性應計數及長期裁決性應計數為衡量基礎的檢測下，會顯著增加權益帳面價值的價值攸關性；(3)就長、短期裁決性應計數對財務報表價值攸關性之影響程度比較觀察，在影響方向上，長期裁決性應計數對盈餘變數、權益帳面價值變數價值攸關性影響顯著大於短期裁決性應計數，而在影響程度之聯合檢定下，長期裁決性應計數對盈餘與權益帳面價值之價值攸關性影響高於短期裁決性應計數之影響，但對盈餘與權益帳面價值變數價值攸關性之單獨檢定，只有權益帳面價值之價值攸關性在長、短期裁決性應計數下之差異達統計上顯著水準。綜合而言，長期裁決性應計數對盈餘與權益帳面價值之價值攸關性影響高於短期裁決性應計數之影響。

關鍵詞：盈餘管理、價值攸關性、盈餘、權益帳面價值

Abstract： The present study examines the impact of the extent of alternative earnings management measures on the the relative value-relevance of both earnings and book values. The empirical results demonstrate that earnings management, which is measured respectively by total discretionary accruals, short-term discretionary accruals, and long-term discretionary accruals, has a negative impact on the combined value-relevance of earnings and book values. In addition, in the presence of earnings management, it is evidenced that there is a shift from a reliance on earnings to a reliance on book value in the valuation process. The larger discretionary accruals, the more value-relevance loss of earnings, in contrast, the more value-relevance increase of book values. Moreover, it is found that earnings management via long-term discretionary accruals has a greater impact on the value-relevance decrease of earnings and the value-relevance increase of book value than that via short-term discretionary accruals.

Keywords： Earnings Management, Value-relevance, Earnings, Book Value

1. 緒論

財務報表可協助資訊使用者作判斷及決策，然因會計準則允許管理當局進行某種程度的專業判斷，以增加財務報表之有用性，通常導致公司管理當局會利用各種會計方法的選擇以影響公司盈餘的報導，藉以滿足其維繫股價或契約的規範等目的 (Healy, 1999)，而會計文獻亦顯示公司管理當局的盈餘管理行為已被視為一種普遍的現象 (Healy, 1996；Healy and Wahlen, 1999；Kothari, 2000)。因財務報表具有傳遞資訊之功能，市場投資者會利用財務報表之資訊對公司進行評價，若會計數字與權益市價存在顯著關連性，此會計數字即具有價值攸關性 (Barth *et al.*, 2001)。因前述盈餘管理的行為會影響會計資訊價值攸關性的觀點，曾獲得相當的國外文獻的支持 (譬如：Sankar and Subramanyam, 2001)。職此，本研究擬以我國的資本市場資料檢測公司管理當局的盈餘管理行為對會計資訊相對價值攸關性的影響。

會計報表所包含的資訊中，盈餘可視為公司在某一期間之動態經營成果，而權益帳面價值則代表公司特定時點之靜態整體價值。關於會計資訊價值攸關性的研究，自Ball and Brown (1968) 指出會計盈餘具資訊內涵以來，Ohlson (1995) 則將權益帳面價值導入評價模式中，其後Burgstahler and Dichev (1997) 更證實盈餘與權益帳面價值對股價的解釋力，會隨著其相對權重

而有所改變¹。後續之研究亦發現，盈餘與權益帳面價值之價值攸關性會隨著經濟變遷、不同會計制度、產業概況、公司財務狀況而有所消長 (Collins *et al.*, 1997; Barth *et al.*, 1998; Francis and Schipper, 1999; Black and White, 2003等)。因管理當局進行盈餘管理除了可能造成盈餘變數的可靠性與攸關性降低外，亦可能改變盈餘與權益帳面價值之間的相對權重，因此，盈餘管理對盈餘與權益帳面價值之相對價值攸關性的影響，為值得探討之議題。因目前的會計文獻多數僅觸及盈餘管理行為對整體會計資訊價值攸關性的影響，本研究將進一步探討管理當局的盈餘管理行為是否對不同會計資訊要素 (譬如：盈餘與權益帳面價值) 的相對價值攸關性產生影響。

再者，在收入認列與配合原則之應用下，因應計數能將過去或預期未來之現金流量併入當期盈餘中，透過此項調整，應計會計基礎所產生的盈餘數字被視為衡量公司當期績效之良好代理變數，權益投資者在評估公司經營績效時，亦普遍將焦點集中於會計盈餘數字上 (Dechow, 1994; Guay and Sidhu, 2001)。若將應計數區分為短期應計數與長期應計數，雖然短期和長期應計數皆能使報導盈餘更具攸關性 (Dechow, 1994; Guay and Sidhu, 2001)，但相對於長期應計數，短期應計數通常被認為較能解決時效性與認列時點上之問題；然當衡量報酬的區間拉長時，長期應計數的功用亦隨之增強 (Guay and Sidhu, 2001)，此種現象反映出短期和長期應計數可能在會計資訊的價值攸關性中扮演著不同的角色。因長短期應計數在收入的認列與配合原則的應用存在不同的意涵，故應計數的期間區分可能潛在影響公司管理當局對長短期應計數的使用。然而，截止目前文獻，較少討論管理當局如何應用短期或長期應計數進行盈餘管理，以及其是否有不同的價值攸關性，因此，本研究將裁決性應計數區分為長、短期裁決性應計數，企求透過應計數的不同衡量方式，更深入地捕捉及解釋盈餘管理與會計資訊價值攸關性之間的關係，此為本研究的另一個研究動機。

近期盈餘管理對財務報表價值攸關性的研究發現，當管理當局有誘因從事盈餘管理時，會影響會計資訊的價值攸關性。譬如Marquardt and Wiedman (2004) 利用公司的現金增資事件，觀察管理當局是否於此時出售股票，來捕捉管理當局投機性盈餘管理行為對資訊攸關性的影響，其研究發現現金增資公司的盈餘管理行為導致盈餘價值攸關性降低、權益帳面價值價值攸關性增加，整體會計資訊之價值攸關性則降低。張文瀾等 (民92) 以公司內部人持股減少來捕捉管理當局投機性盈餘管理行為，進而探討投機性盈餘管理行為對盈餘資訊攸關性的影響，其實證結果發現公司內部人持股減少之公司其盈餘資訊攸關性隨盈餘管理程度增加而下降。Gul *et al.* (2003) 認為盈餘管理可能同時存在傳遞資訊與投機操弄兩種目的，其實證結果發現在擁有高投資機會之高成長公司的盈餘管理係偏向可增加財務報表資訊能力之資訊性盈餘管理，故可增加盈餘之價值攸關性。許永聲、王泰昌 (民94) 延伸Gul *et al.* (2003) 之研究，其實證結果卻發現盈

¹ 相對權重即盈餘佔權益帳面價值之比率，或權益帳面價值佔盈餘之比率。

餘管理確實會降低財務報表“整體”的評價能力，藉此推論公司管理當局的盈餘管理行為以投機性目的比重較高。Whelan and McNamara (2004) 則將裁決性應計數絕對值取最低25%樣本公司定義為無盈餘管理公司，最高25%樣本公司定義為有盈餘管理公司，藉此比較有無盈餘管理對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性之影響，並發現有盈餘管理之盈餘價值攸關性較低、而權益帳面價值價值攸關性則提高，且長期裁決性應計數的影響大於短期裁決性應計數之影響，但未達統計顯著水準。

Beaver (2002) 引述美國FASB之財務會計觀念公報之看法：「財務報導應提供有關未來現金流量之金額、時間、不確定性之資訊給現在及潛在之投資人...」、「應計基礎會計下之盈餘資訊較現金基礎下之盈餘資訊為較佳之企業未來現金流量創造能力之指標...」，故在其所主張之財務報導資訊觀點 (information perspective) 下，其認為財務報導資料主要角色之一在於扮演促進投資人選擇投資組合決策之資訊角色，應計基礎會計之盈餘數字在此角色之扮演上至關重要，但對於盈餘之裁決性行為會影響應計基礎會計盈餘在於投資人股票評價上之有效性，亦即盈餘管理“程度”會影響應計基礎盈餘資訊在於股票評價上之有用性。若裁決性應計數“數額”(magnitude) 能代表盈餘管理程度，則裁決性應計數的數額越大，公司所報導的盈餘與真實盈餘的偏離程度越大，盈餘的可靠性將嚴重下降，進而影響投資者使用該資訊的信心，一個越不受投資者信賴的盈餘資訊顯然越會降低其在股票評價時所扮演的角色，亦即其價值攸關性下降越嚴重。其次，Barth *et al.* (1998) 認為權益帳面價值與盈餘資訊在資本市場的評價決策中扮演不同的角色，且可互補其資訊之不足。Marquardt and Wiedman (2004) 與Whelan and McNamara (2004) 亦發現盈餘與權益帳面價值的價值攸關性存在相互抵換的關係，當盈餘的可靠性下降時，投資者會轉而提高權益帳面價值變數的權重，以作為替代之評價資訊，導致權益帳面價值的價值攸關性上升。綜合上述可知盈餘管理程度對於盈餘與權益帳面價值之相對價值攸關性影響重大。

再由上面論述可合理推論：裁決性應計數的數額越大，盈餘價值攸關性降低應越大、而權益帳面價值價值攸關性增加亦應越大。但前述研究大部分只是將樣本分成有無盈餘管理行為，並未能針對裁決性應計數“數額”大小對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性變化之影響加以探討²。而且，Whelan and McNamara (2004) 研究雖然觸及長短期裁決性應計數對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性之變化的不同影響，但其研究係捨棄中間50%樣本，故實證結果的解釋有其侷限性，至於Marquardt and Wiedman (2004) 只針對現金增資事件，張文濤等 (民92) 只針

² Gul *et al.* (2003)、張文濤等 (民92) 以及許永聲、王泰昌 (民94) 雖曾探討裁決性應計數“數額”對於會計資訊價值攸關性之影響，但其前二者只針對盈餘資訊之價值攸關性，而第三者只針對整體會計資訊之價值攸關性，均非探討盈餘與權益帳面價值之相對價值攸關性變化。

對公司內部人持股減少，故其研究結論之推廣性將受限。公司管理當局的盈餘管理是否會造成盈餘與權益帳面之間的相對價值攸關性之消長，或以長、短期裁決性應計數分別作為衡量盈餘管理的工具是否對價值攸關性產生不同的影響，截止目前為止，除上述文獻外，鮮少加以探討者，故本研究針對上述各研究之不足，透過研究模式設定，檢測裁決性應計數“數額”對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性變化之影響，並進一步將裁決性應計數劃分為長、短期裁決性應計數，比較長、短期裁決性應計數對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性變化是否有不同影響。

本研究以1999年至2003年台灣上市(櫃)公司為研究對象進行實證研究，實證結果顯示：(1)以裁決性應計數的絕對值作為衡量公司盈餘管理行為的基礎，盈餘與權益帳面價值的整體價值攸關性，在高裁決性應計數的公司顯著低於低裁決性應計數的公司，顯示會計資訊的整體價值攸關性確實受到公司的盈餘管理行為的衝擊；(2)如果以總裁決性應計數、短期裁決性應計數、與長期裁決性應計數分別衡量盈餘管理程度時，顯示公司的盈餘管理程度越大，盈餘變數的相對價值攸關性降低越多，惟僅在以總裁決性應計數及長期裁決性應計數的檢測下權益帳面價值的相對價值攸關性顯著增加；(3)就長、短期裁決性應計數對財務報表價值攸關性之影響程度比較觀察，在影響方向上，長期裁決性應計數對盈餘變數、權益帳面價值變數價值攸關性影響，顯著大於短期裁決性應計數，而在影響程度之聯合檢定下，長期裁決性應計數對盈餘與權益帳面價值之價值攸關性影響，顯著高於短期裁決性應計數之影響，但對盈餘與權益帳面價值變數價值攸關性之單獨檢定，只有權益帳面價值之價值攸關性其在長、短期裁決性應計數下之差異達統計上顯著水準。綜合而言，長期裁決性應計數對盈餘與權益帳面價值之價值攸關性影響高於短期裁決性應計數之影響。

本研究主要貢獻有三：(1)除許永聲、王泰昌(民94)研究發現裁決性應計數“數額”對於整體會計資訊價值攸關性之影響外，本研究為台灣第一篇以總裁決應計數、長期裁決性應計數、短期裁決性應計數衡量公司盈餘管理行為對於盈餘、權益帳面價值之相對價值攸關性改變之論文；(2)本研究使用裁決性應計數“數額”作為衡量公司盈餘管理程度之代理變數，較Whelan and McNamara(2004)所使用的有、無盈餘管理之二分類法，以及Marquardt and Wiedman(2004)以現金增資事件為對象，討論增資年度前後與現金增資時管理當局有、無出售股票之二分類法，更能測試公司盈餘管理“程度”對於盈餘、權益帳面價值之價值攸關性改變之影響；(3)Whelan and McNamara(2004)的研究係捨棄中間的50%樣本，而Marquardt and Wiedman(2004)則只針對現金增資事件、張文瀾等(民92)只針對內部人持股變動事件，三者的研究結論之推廣性有其侷限性，而本研究以裁決性應計數“數額”衡量企業盈餘管理“程度”，除未放棄任何樣本，亦未以特定事件為探討對象，故所得到之盈餘管理對於盈餘、權益帳面價值之相對價值攸關性改變之影響的結論更具一般性。

本研究架構說明如下：首先為緒論，其次為文獻探討，第三部份為研究設計，包括研究假說、實證模式、變數衡量、與樣本選取，第四部份為實證結果與解釋，再者為敏感性測試，最後為結論。

2. 文獻探討

Beaver (1968) 主張若公司之盈餘報告能改變投資者對該公司股票之未來預期報酬，也就是導致現行股價之變動，則該盈餘報告即具有資訊內涵。Ball and Brown (1968) 亦發現公司股票價格會反應財務報表中盈餘的資訊內涵，該研究開啓了會計理論之資訊觀點 (information perspective)，此後有許多學者紛紛投入相關之研究，例如：異常報酬與未預期盈餘變動幅度之探討(Beaver *et al.*, 1979)；盈餘資訊的本質及其與股價之關係 (Kormendi and Lipe, 1987)；盈餘反應係數 (Earning Response Coefficient) 與恆常盈餘、公司規模及系統風險之關聯性 (Easton and Zmijewski, 1989)；會計應計數 (accruals) 之價值攸關性 (Dechow, 1994；Sloan, 1996；Subramanyam, 1996；Guay and Sidhu, 2001等) 的研究。然而，前述關於股票評價的文獻多數著重在股價與盈餘變數之間的關係，在1990年代後，有許多實證文獻轉而探討資產負債表所提供的會計資訊與股價波動之關係，使資產負債表的資訊與公司的權益價值產生連結。譬如：財務指標對報酬之增額解釋力 (Lev and Thiagarajan, 1993) 與財務指標對未來盈餘之預測能力 (Abarbanell and Bushee, 1997) 等。至於Ohlson (1995) 所開啓之價值攸關性的研究則涵蓋：財務報表是否失去其攸關性(Collins *et al.*, 1997；Francis and Schipper, 1999)；不同財務狀況下，盈餘與權益帳面價值所扮演之角色 (Barth *et al.*, 1998；Collins *et al.*, 1999；彭火樹，民94) 以及盈餘品質對於盈餘與權益帳面價值之價值攸關性之影響 (Ou and Sepe, 2002；Gul *et al.*, 2003；Marquardt and Wiedman, 2004；Whelan and McNamara, 2004；許永聲、王泰昌，民94) 等領域。

Ohlson (1995) 利用股利折現模型與會計之淨剩餘關係，主張同時以盈餘與權益帳面價值兩個變數作為公司評價模式的觀點。此後，Barth *et al.* (2001) 發現若會計數字與權益市價存在顯著關連性，則此會計數字被稱為是具有價值攸關性。Burgstahler and Dichev (1997) 延續Ohlson (1995) 的模型，定義循環價值 (recursion value) 及改造價值 (adaptation value)，認為權益帳面價值為類似選擇權之評價模式，為循環價值與改造價值之凸函數 (convex function)，且因盈餘對公司目前所使用的資源提供一個衡量基礎，而權益帳面價值對獨立於目前使用資源外之所有公司資源提供一個衡量基礎，故可以將盈餘作為循環價值之代理變數，並以權益帳面價值作為改造價值之代理變數。Burgstahler and Dichev (1997) 發現盈餘之係數隨著盈餘對權益帳面價值比率增加而上升，且權益帳面價值之係數隨盈餘對權益帳面價值比率增加而下降，即市場價值為循環價值及改造價值之遞增凸函數；另一方面，當盈餘帳面價值比愈高時，公司愈可能維持目前

所使用資源的方法，此時盈餘對權益價值之解釋力較大；相對的，當盈餘帳面價值比低時，公司較可能行使其對資源使用之選擇權，進而採取較佳的資源使用方式，此時帳面價值為較重要之決定因素。

關於Burgstahler and Dichev (1997) 發現的盈餘與權益帳面價值在某情境下存在相互抵換的關係，Collins *et al.* (1997) 則發現大規模的經濟變遷，如高科技及服務導向經濟之迅速發展，盈餘與權益帳面價值之相對價值攸關性會發生系統化的變動。Collins *et al.* (1997) 發現結合盈餘與權益帳面價值之全部價值攸關性並不會隨著時間經過而降低，實際上反而呈現些微上升之趨勢；而盈餘之增額攸關性逐年降低，當盈餘之攸關性下降，權益帳面價值之攸關性將會上升；造成盈餘與權益帳面價值之攸關性抵換的原因，可被歸因為隨著時間經過，盈餘之中的鉅額一次性項目、負盈餘的增加、以及公司規模與無形資產密集度的變動所致。Collins *et al.* (1997) 的發現在Francis and Schipper (1999) 的後續研究中獲得實證支持，Francis and Schipper (1999) 發現盈餘的解釋力有逐年下降的趨勢，而資產負債表及盈餘與淨值的總合解釋力則有逐年上升的趨勢。

Barth *et al.* (1998) 則探討在不同財務狀況下，盈餘與淨值所扮演之角色，作者認為資產負債表和損益表在市場評價決策中扮演不同的角色，且可互補其資訊之不足。資產負債表主要使用於授信決策和債務契約之監督，所以當公司無法履行債務條款時，可以提供有關清算價值的資訊；而損益表主要是衡量公司權益之價值，故可提供超額盈餘之資訊。其實證發現，當公司的財務健全度較低時，權益帳面價值之係數及其增額解釋力較高，反之，當公司的財務健全度較高時，則盈餘之係數及解釋力較高。另外，Barth *et al.* (1998) 亦測試在不同產業下，估計之迴歸係數與增額解釋力是否有所差異，結果發現，無形資產角色吃重之製藥業，其盈餘的解釋力顯著較高；而無形資產較少之金融業，則權益帳面價值的解釋力顯著較高；至於無形資產的重要性介於上述兩者之間的企業，盈餘與權益帳面價值的增額解釋力並無統計上顯著差異。

Collins *et al.* (1999) 探討簡單盈餘資本化模型下，為何公司報導損失時，股價與盈餘存在顯著的負向關係，作者認為產生負相關主要原因為評價模式中有遺漏變數所致，主張在模式中加入帳面價值後，即可消除盈餘與股價的負相關。實證結果發現，在加入權益帳面價值後，盈餘係數大部分顯著為正，因此證明簡單盈餘資本化模型的確有遺漏變數的問題，且權益帳面價值可作為預期未來正常盈餘或放棄選擇權之代理變數。此外，加入帳面價值後，模型之調整後 R^2 在獲利公司樣本下沒有顯著增加，相對的，損失公司樣本下之調整後 R^2 則有顯著增加；比較有無加入帳面價值之盈餘係數發現，對於損失公司而言，存有負向偏誤之情況，而對於獲利公司而言，則會造成正向偏誤。國內學者彭火樹 (民94) 則認為Collins *et al.* (1999) 所推導的評價模式，在實務前提下並不存在，因此，其採用Ohlson (1995) 之多期實證模式與Collins *et al.* (1999) 模式相比較，並研究權益帳面價值在股價與盈餘關係式中所扮演之角色。實證結果發現，Ohlson

(1995) 之多期實證模式較 Collins *et al.* (1999) 模式的股價解釋能力為佳；有三個期數的權益帳面價值之解釋力較常盈餘之解釋力佳，顯示權益帳面價值仍居解釋股價之主要角色。

在會計應計數與價值攸關性的研究方面，Dechow (1994) 認為因特定生產活動的收入及費用會在不同的衡量區間認列，現金流量有收入認列時點的問題；即使沒有收入認列時點問題，現金流量仍可能被較早期的股價所反應，此即時效性的問題³，而應計數被認為可以解決上列兩問題。其實證結果發現，現金流量與盈餘之相對解釋力會隨著衡量區間的增加而增加⁴，表示在短的衡量區間下，盈餘與報酬之關係較營業現金流量與報酬的關係強，當衡量區間拉長時，營運現金流量會增加其衡量公司績效的能力，而長期營運應計數對衡量公司績效的重要性則逐漸降低。Subramanyam (1996) 則測試資本市場是否會對裁決性應計數進行評價，以及應計基礎盈餘之評價有用性是否導因於管理當局的會計選擇。實證結果發現，盈餘解釋報酬之能力最好，裁決性應計數則具有增額解釋力，表示資本市場普遍認為裁決性應計數有資訊價值，作者認為這是管理當局利用會計判斷，使報導盈餘更能反應公司的真正價值。Sloan (1996) 則測試資本市場是否會充分反應盈餘成分中應計數和現金流量的資訊，以及當期盈餘持續性對應計數和現金流量的依賴程度，其假設若盈餘中應計數成分愈多則盈餘持續性會愈低（即盈餘品質低）；反之，若盈餘中現金流量成分愈多，則盈餘持續性會愈高（即盈餘品質高），然而其實證結果發現投資人未充分反應當期盈餘中之應計數和現金流量成分對未來盈餘持續性之資訊。Guay and Sidhu (2001) 則主張應計數能將過去或預期未來之現金流量併入當期盈餘中，故應計會計所產生的盈餘數字被視為衡量公司當期績效的良好代理變數。基於實證研究之結果普遍認為短期應計數較能改善現金流量對公司績效之衡量，但長期應計數並沒有達到相同的效果，其更檢驗長期應計數是否同短期應計數一般，能夠減輕收入認列時點與時效性之問題。其實證結果發現，長期應計數具有增額解釋力，且衡量區間拉長後，會增加其相對解釋力，表示長期應計數可以改善現金流量對公司績效之衡量，但就效果而言，長期應計數的影響力仍比短期應計數小。

在盈餘品質與會計資訊價值攸關性的研究方面，Ou and Sepe (2002) 探討分析師盈餘預測對股票評價的影響，當分析師盈餘預測與報導盈餘相近時，市場參與者會認為此時盈餘為良好的評價指標，而較不會利用權益帳面價值來解釋股價；另一方面，當分析師盈餘預測與報導盈餘相差甚遠時，當期盈餘對權益評價的解釋將大幅降低，而權益帳面價值的角色也相對較為重要。實證結果發現，若當期盈餘能被市場視為預測未來盈餘的良好指標時，則其與當期股價有增強的關係；反之，市場傾向以權益帳面價值來做為評價依據。其認為盈餘的價值攸關性，主要是依賴其持續性，倘若當期盈餘包含太多暫時性成分，且無法充分反應未來盈餘時，市場會轉而

³ 時效性 (timeliness) 係指在給定衡量區間下之盈餘或現金流量資訊，必須反應在相同區間的股票報酬上。

⁴ R^2_{CF}/R^2_E ，以Vuong's test(1989)測試其是否達顯著水準。

以代表公司未來正常盈餘或公司清算價值的權益帳面價值予以評價。張文瀾等 (民92) 以公司內部人持股減少來捕捉管理當局投機性盈餘管理行爲，進而探討投機性盈餘管理行爲對盈餘資訊攸關性的影響，其實證結果發現公司內部人持股減少之公司其盈餘資訊攸關性隨盈餘管理程度增加而下降。Gul *et al.* (2003) 認爲盈餘管理可能同時存在傳遞資訊與投機操弄兩種目的，其實證結果發現在擁有高投資機會之高成長公司，其盈餘管理偏向可增加財務報表資訊能力之資訊性盈餘管理，故而增加盈餘之價值攸關性。Marquardt and Wiedman (2004) 與Whelan and McNamara (2004) 則皆發現盈餘品質較低，盈餘相對於權益帳面價值的相對價值攸關性較低，顯示盈餘與權益帳面價值的價值攸關性相互抵換的關係會受到盈餘品質的影響。Marquardt and Wiedman (2004) 測試公司現金增資時，管理當局投機性的盈餘管理是否會損及盈餘之價值攸關性。其實證結果發現當公司現金增資且經理人員此時有出售股票，則現金增資事件之盈餘管理誘因及機會最大，其會損及盈餘之價值攸關性，且投資人較會依賴權益帳面價值對股票進行評價。Whelan and McNamara (2004) 則將盈餘管理之來源分爲短期裁決性應計數、長期裁決性應計數及總裁決性應計數，並以裁決性應計數絕對值取最小25%樣本公司定義爲無盈餘管理公司，最高25%樣本公司定義爲有盈餘管理公司，藉此比較有、無盈餘管理對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性之影響變化。實證結果發現，若公司經由短期、長期裁決性應計數從事盈餘管理，則會降低盈餘之價值攸關性。另外，將長短期裁決性應計數合併測試後發現，經由長期裁決性應計數從事盈餘管理，其對價值攸關性的影響大於經由短期裁決性應計數以從事盈餘管理，且長期部分之盈餘與帳面價值攸關性相互抵換符合預期。此表示使用短期或長期裁決性應計數作爲盈餘管理工具，在會計資訊之價值攸關上有不同的影響。此類研究在台灣則相對稀少，只有許永聲、王泰昌 (民94) 延續Gul *et al.* (2003) 研究，探討盈餘管理行爲對總和會計資訊評價能力的影響，實證結果發現，盈餘管理程度對會計資訊評價能力存在顯著的負面影響，說明管理者的盈餘管理較傾向於投機性盈餘管理，且此盈餘管理行爲已影響到會計資訊評價能力。另外，會計資訊評價能力也會影響盈餘管理的程度，但其影響程度則低於盈餘管理對會計資訊評價能力的影響。上述針對盈餘品質對會計資訊價值攸關性之影響的研究，部分文獻因採用有、無盈餘管理之定義或特定事件之盈餘管理而使樣本受限，且未考慮盈餘管理“程度”之影響 (如：Marquardt and Wiedman, 2004；Whelan and McNamara, 2004)，其他文獻則只考慮整體會計資訊或部分會計資訊之影響 (譬如：Gul *et al.*, 2003；張文瀾等，民92；許永聲、王泰昌，民94)，並未深入探討不同類型裁決性應計數對會計資訊之影響 (如：Gul *et al.*, 2003；Marquardt and Wiedman, 2004；許永聲、王泰昌，民94)，故本研究針對上述各研究之不足部分，透過研究模式的設定，將裁決性應計數“數額”對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性變化之影響加以檢測，並比較長、短期裁決性應計數對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性之影響是否有差異，以豐富此一系列的研究。

3. 研究設計

3.1 研究假說

雖然Guay *et al.* (1996) 將盈餘管理區分為可增加財務報表資訊能力之資訊性盈餘管理 (informative earnings management)，及以扭曲財報數字為目的之投機性盈餘管理 (opportunistic earnings management)，但Dechow and Skinner (2000) 之研究指出，雖然管理當局盈餘管理的真正意圖不可得知，但多數研究對盈餘管理之定義皆傾向投機性盈餘管理。當公司僅存在投機性盈餘管理時，因會計資訊的可靠性降低，會降低盈餘與權益帳面價值之整體價值攸關性。另一方面，假若財務報表是為了傳達訊息，則會計準則必須適度允許管理當局進行會計判斷，以增加會計報表之價值，此時盈餘管理之目的為傳遞私有資訊，而財報數字與公司績效會愈趨吻合，則可能使會計資訊之價值攸關性提升。亦即當公司僅進行資訊性盈餘管理時，會提高盈餘與權益帳面價值之整體價值攸關性。但倘若資本市場同時存在投機性盈餘管理與資訊性盈餘管理，此時，因兩者對價值攸關性的影響方向相反，會導致兩種盈餘管理之影響力互相抵銷，造成假說不易被拒絕之情形。因目前會計文獻關於盈餘管理之動機大多建立在投機性操縱假說上，相對的傳遞績效的資訊性盈餘管理假說則較少證據提供支持⁵，倘若本研究能拒絕無投機性盈餘管理的虛無假設，就實證觀點，即意味獲致更穩固的結果支持盈餘管理會衝擊會計資訊價值攸關性的推論。職此，本研究延續許永聲、王泰昌 (民94) 之研究假說及發現，預期公司的盈餘管理行為會負向顯著影響會計資訊中盈餘與權益帳面價值的整體價值攸關性，亦即預期管理當局的盈餘管理行為將降低會計資訊的整體價值攸關性。若以裁決性應計數絕對值來作為盈餘管理程度之代理變數，則可得到本研究的第一個研究假說：

H1：其他條件不變下，裁決性應計數絕對值較高會降低盈餘與權益帳面價值的整體資訊的價值攸關性。

其次，盈餘與權益帳面價值何者較具價值攸關性會隨著不同的會計制度、產業概況、公司財務狀況而改變 (Barth *et al.*, 1998；Francis and Schipper, 1999；Black and White, 2003)。文獻亦顯示，投資人若對其中一項會計數字的依賴程度下降，則另一項會計數字的價值攸關性將會提高 (Burgstahler and Dichev, 1997；Barth *et al.*, 1998；Collins *et al.*, 1999；Ou and Sepe, 2002)。管理當局有動機進行盈餘操縱時，盈餘數字可能不再真實，無法正確衡量公司之盈餘績效，降低了盈餘的可靠性，並降低其評價之有用性，此時，報表使用者可能會轉而以權益帳面價值作為評價基礎，故盈餘管理可能導致盈餘的相對價值攸關性的降低，而權益帳面價值之相對價值攸

⁵ Gul *et al.* (2003) 雖認為盈餘管理可能同時存在傳遞資訊與投機操弄之目的，惟其實證發現一個擁有高投資機會之高成長公司，其盈餘管理才偏向可增加財務報表資訊能力之資訊性盈餘管理。因此，關於盈餘管理之動機的研究，多數建立在投機性操縱假說。

關性的提高。本研究延續Marquardt and Wiedman (2004) 與Whelan and McNamara (2004) 的研究發現，預期盈餘管理會顯著降低盈餘的相對價值攸關性，而根據Burgstahler and Dichev (1997)、Barth *et al.* (1998)、Collins *et al.* (1999)、與Ou and Sepe (2002) 的觀點，盈餘與權益帳面價值的價值攸關性存在互相消長的現象，亦即一項會計數字的價值攸關性下降，則另一項會計數字的價值攸關性將會提高。故本研究預期管理當局的盈餘管理行為導致盈餘的相對價值攸關性下降的同時，權益帳面價值的相對價值攸關性將相對提高⁶。而就盈餘管理的“程度”而言，由上述推論可知，管理當局進行盈餘管理時，若盈餘管理“程度”越大，則盈餘數字真實性越低，盈餘的可靠性越低，評價之有用性越低，盈餘的價值攸關性降低越多，此時，權益帳面價值的相對價值攸關性上升亦越多。若以裁決性應計數絕對值數額來作為盈餘管理程度之代理變數，則可得到本研究的第二個研究假說：

H2A：其他條件不變下，當公司總裁決性應計數絕對值越高，盈餘之價值攸關性降低會越多，而權益帳面價值之價值攸關性上升會越多。

H2B：其他條件不變下，當公司短期裁決性應計數絕對值越高，盈餘之價值攸關性降低會越多，而權益帳面價值之價值攸關性上升會越多。

H2C：其他條件不變下，當公司長期裁決性應計數絕對值越高，盈餘之價值攸關性降低會越多，而權益帳面價值之價值攸關性上升會越多。

若假說H1、H2均獲得支持，亦即綜合H1所指出「管理當局的盈餘管理行為將降低會計資訊的整體價值攸關性」(Marquardt and Wiedman, 2004；Whelan and McNamara, 2004；許永馨、王泰昌，民94) 以及H2所指出「當公司裁決性應計數絕對值越高，盈餘之價值攸關性降低會越多，而權益帳面價值之價值攸關性上升會越多」，可知盈餘管理所造成之權益帳面價值的相對價值攸關性上升的幅度，將小於盈餘管理行為導致盈餘的相對價值攸關性下降的幅度，進而造成會計資訊的整體價值攸關性下降。

最後，Guay and Sidhu (2001) 實證支持長、短期應計數的反轉特性不同，而Whelan and McNamara (2004) 認為管理當局會利用長、短期應計數的反轉特性以決定使用何種應計數進行盈餘管理。因短期應計數普遍會在下一個會計期間內迴轉，管理當局操弄的機會較低，故如管

⁶ 另一可能之盈餘管理造成盈餘、每股權益帳面價值相對價值攸關性消長之理由為就比較基礎的角度觀點，因每股權益帳面價值的金額通常高於每股盈餘的金額，故相同的金額的盈餘管理行為佔每股盈餘與每股權益帳面價值的比率有不同的影響，一般而言，佔每股權益帳面價值的比率低於佔每股盈餘的比率，故若盈餘管理造成每股權益帳面價值、每股盈餘偏離其真實值時，相同金額的盈餘管理行為對每股盈餘之偏離影響較大。再加上，投資實務之股票評價時，對每股盈餘資訊之使用主要透過本益比，而對每股權益帳面價值資訊之使用主要透過市價權益帳面價值比 (Ou and Sepe, 2002)，而本益比之倍數通常遠高於市價權益帳面價值比之倍數，故相同金額的盈餘管理行為對每股盈餘之偏離影響較大，而減損價值攸關性，並使投資人轉而較依賴受影響較小之每股權益帳面價值而增加其價值攸關性。

理當局利用短期裁決性應計數進行盈餘管理，有可能僅僅是一種傳遞公司未來前景之資訊性盈餘管理；反觀如透過長期應計數從事盈餘管理，因市場無法預期應計數的迴轉時間，甚至盈餘管理的情形在數個會計期間後可能仍然無法被偵測出來，因此，長期應計數提供較多盈餘操弄之機會。由於長期應計數提供較多盈餘操弄的機會，當管理當局利用長期裁決性應計數從事盈餘管理時，投資人較可能視其為混淆市場之投機性盈餘管理。而且，過去研究亦發現，短期應計數較能減輕收入認列時點與時效性之問題，而長期應計數對衡量公司績效而言，重要性相對降低 (Dechow, 1994; Guay and Sidhu, 2001)，故投資人知曉管理當局操弄的機會較低或可能視短期應計數為績效衡量目的，反應在評價行為上而使短期裁決性應計數對會計資訊之相對價值攸關性影響較小；反之，投資人可能因知道長期應計數之收入認列時點與時效性之問題較嚴重，故透過評價而使長期裁決性應計數對會計資訊之相對價值攸關性造成較大之影響。故本研究預期管理當局利用長期裁決性應計數所進行之盈餘管理，相對於短期裁決性應計數的盈餘管理，對會計資訊相對價值攸關性的影響較大。

H3：其他條件不變下，相對於短期裁決性應計數，管理當局利用長期裁決性應計數所進行之盈餘管理，對會計資訊相對價值攸關性的影響較大。

3.2 實證模式

本文延續多數財務報表資訊攸關性的實證研究之模式(i.e., Feltham and Ohlson, 1995; Barth *et al.*, 1998; Nwaeze, 1998; Collins *et al.*, 1999; Arce and Mora, 2002; Ou and Sepe, 2002; Black and White, 2003; Marquardt and Wiedman, 2004等)，採用Ohlson (1995) 為實證模式。其次，本研究分別依據總裁決性應計數絕對值 (DTA)、短期裁決性應計數絕對值 (DS)、長期裁決性應計數絕對值 (DL) 將樣本資料排序，以中位數區分為兩組次樣本，分別對下列模式(1)執行迴歸分析，並以Chow test (1960) 檢測高裁決性應計數與低裁決性應計數兩組次樣本是否存在結構性差異。實證模式設定如下：

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * EPS_{it} + \alpha_2 * BVPS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中：

P_{it} ：i公司第t年資產負債表日之股票收盤價格。

EPS_{it} ：i公司第t年之非常項目前每股盈餘。

$BVPS_{it}$ ：i公司第t年期末之每股權益帳面價值。⁷

⁷ 作者非常感謝一位匿名審稿教授指出本文應說明通貨膨脹因素對權益帳面價值的影響。本研究查閱行政院主計處統計之躉售物價指數資料，發現在本研究期間1999~2003年之間該指數年增率分別為

ε_{it} ：i公司第t年之殘差項。

由於裁決性應計數之估計係以期初總資產為平減基礎，故本研究對模式(1)之變數，另以期初總資產平減之⁸，並與每股平減基礎的結果做比較。

其次，為了捕捉盈餘管理“程度”對會計資訊的價值攸關性的影響，本研究納入裁決性應計數與盈餘、權益帳面價值之相乘項（張文瀾等，民92）⁹，且裁決性應計數分別以總裁決性應計數、短期裁決性應計數、長期裁決性應計數加以衡量。另一方面，由於股價除了反應企業基本面會計資訊外，又與經濟景氣及股市榮枯等外在環境有關，為了降低此外在環境變數之影響，本文加入年度之虛擬變數以控制年度差異的影響（劉正田，民90）。實證模式如下：

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 * E_{it} + \beta_2 * BV_{it} + \beta_3 * E_{it} * DA_{it} + \beta_4 * BV_{it} * DA_{it} + \beta_5 * D99_{it} + \beta_6 * D00_{it} + \beta_7 * D01_{it} + \beta_8 * D02_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中：

P_{it} ：i公司第t年資產負債表日之權益市價，以期初總資產平減之。¹⁰

E_{it} ：i公司第t年之非常項目前盈餘，以期初總資產平減之。

BV_{it} ：i公司第t年期末之權益帳面價值，以期初總資產平減之。

DA_{it} ：i公司第t年裁決性應計數之絕對值。本研究將分別以總裁決性應計數、短期裁決性應計數、與長期裁決性應計數之絕對值檢測研究假說2。

$D99_{it}$ ：若樣本期間為1999年則為1；反之為0。

$D00_{it}$ ：若樣本期間為2000年則為1；反之為0。

-4.55%、1.82%、-1.34%、0.05%與2.48%，該五年之年平均躉售物價指數年增率為-0.31%，並無明顯的變動趨勢。因此，權益帳面價值受通貨膨脹因素之影響應在合理的範圍。再者，本研究目的在於瞭解盈餘管理對於權益帳面價值、盈餘等財務報表資訊在投資人股票評價上之影響，而投資人可用之資訊為現有財務報表內之權益帳面價值、盈餘等資訊。最後，若為近期購入之資產則其已反應近期之物價水準。綜合此三點，本研究以現有財務報表內之權益帳面價值數字進行實證。

⁸ 模式為 $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * E_{it} + \alpha_2 * BV_{it} + \varepsilon_{it}$ ，其中，P為資產負債表日市值以期初總資產平減；E為非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV為期末之權益帳面價值以期初總資產平減。

⁹ 在Whelan and McNamara (2004) 的研究以裁決性應計數絕對值取最小25%樣本公司定義為無盈餘管理公司，最高25%樣本公司定義為有盈餘管理公司，藉此比較有、無盈餘管理對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性之影響變化，此作法在某種程度上亦指出盈餘管理的程度對於盈餘、權益帳面價值之價值攸關性有影響。因此，本研究參考張文瀾等(民92)作法，以裁決性應計數之金額作為公司盈餘管理程度之代理變數，以更完整的資料（Whelan and McNamara捨棄中間50%樣本）檢測此一議題，更有助於提高Whelan and McNamara (2004) 研究結論的一般性。

¹⁰ 為了與裁決性應計數之衡量基準一致，故以裁決性應計數之平減基礎（期初總資產）予以平減。

$D01_{it}$ ：若樣本期間為2001年則為1；反之為0。

$D02_{it}$ ：若樣本期間為2002年則為1；反之為0。

由模式(2)之係數可知 β_1 、 β_2 分別代表無盈餘管理下，盈餘、權益帳面價值變數之價值攸關性大小，依Ohlson (1995) 預測，其係數估計值應為正。 $\beta_1 + \beta_3 * DA$ 、 $\beta_2 + \beta_4 * DA$ 則分別代表在盈餘管理程度為DA下，盈餘、權益帳面價值變數之價值攸關性大小。為瞭解裁決性應計數DA對此二資訊之價值攸關性之影響，而將此二係數對DA作微分得到 β_3 、 β_4 ，其分別代表當公司增加盈餘管理程度對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性之增額影響。若盈餘管理目的為隱匿資訊以混淆市場之投機目的，則裁決性應計數越大、盈餘之價值攸關性越低則 β_3 將顯著為負，若如預期盈餘與權益帳面價值之價值攸關性存在相互抵換現象則 β_4 將顯著為正。然如前所述，因管理當局可能同時存在不同的目的而從事盈餘管理，而不同目的之盈餘管理對價值攸關性存在相反的影響，假若公司進行盈餘管理之目的為訊息傳遞，則 β_3 將顯著為正，而 β_4 將顯著為負。因此，在測試盈餘管理對價值攸關性之影響時，可能會造成二盈餘管理目的對係數之影響相互抵銷之情況，使不存在投機性盈餘管理目的之虛無假設不易拒絕。惟就計量的觀點，存在效果相互抵銷的情形之下，倘若能拒絕虛無假設，則能更加確定投機性盈餘管理目的及其對財務報表價值攸關性之影響。根據本研究H2A、H2B、H2C之假設，當公司進行盈餘管理時，盈餘變數之價值攸關性會降低，且權益帳面價值變數之價值攸關性會提高，故預期 β_3 顯著為負，而 β_4 顯著為正。

最後，為了測試經由何種期間的應計數從事盈餘管理會使價值攸關性產生較大之影響，本研究進一步將裁決性應計數區分為長、短期裁決性應計數，並將長、短期裁決性應計數分別與盈餘、權益帳面價值變數作相乘項，以測試長、短期裁決性應計數是否存在不同的價值攸關性，實證模式設定如下：

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 * E_{it} + \gamma_2 * BV_{it} + \gamma_3 * E_{it} * DS_{it} + \gamma_4 * E_{it} * DL_{it} + \gamma_5 * BV_{it} * DS_{it} + \gamma_6 * BV_{it} * DL_{it} + \gamma_7 * D99_{it} + \gamma_8 * D00_{it} + \gamma_9 * D01_{it} + \gamma_{10} * D02_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中：

DS_{it} ：i公司第t年短期裁決性應計數之絕對值。

DL_{it} ：i公司第t年長期裁決性應計數之絕對值。

除 DS_{it} 及 DL_{it} 外，其餘變數之定義，悉如模式(2)之說明。

同理， $\gamma_1 + \gamma_3 * DS + \gamma_4 * DL$ 與 $\gamma_2 + \gamma_5 * DS + \gamma_6 * DL$ 分別代表在短期、長期盈餘管理程度分別為DS、DL下，盈餘、權益帳面價值變數之價值攸關性。將此二變數對DS作偏微分，可得到 γ_3 、 γ_5 ，分別代表當公司增加短期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的增額影響。再將此二變數對DL作偏微分，可得到 γ_4 、 γ_6 ，則分別代表當公司增加長期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的增額影響。根據前述實證假說2之推論， γ_3 、 γ_4 之預期方向為負， γ_5 、 γ_6

之預期方向為正；另依研究假說3之臆測，長期裁決性應計數對財務報表價值攸關性的影響較大，故預期 $|\gamma_3| < |\gamma_4|$ 且 $|\gamma_5| < |\gamma_6|$ 。綜合 γ_3 、 γ_4 之預期方向同為負， γ_5 、 γ_6 之預期方向同為正以及預期 $|\gamma_3| < |\gamma_4|$ 且 $|\gamma_5| < |\gamma_6|$ ，本研究之研究假說3在實證模式(3)，其虛無假說可表示為： $\frac{\gamma_3}{\gamma_4} = 1$ &

$$\frac{\gamma_5}{\gamma_6} = 1$$

，而對立假說則應表示如下： $\frac{\gamma_3}{\gamma_4} < 1$ & $\frac{\gamma_5}{\gamma_6} < 1$ 。

3.3 裁決性應計數之衡量

本研究採用橫斷面Jones Model (Jones, 1991) 估計非裁決性應計數。並以總應計數減去非裁決性應計數，得出裁決性應計數以作為公司盈餘管理之衡量指標(DeFond and Jiambalvo, 1994；Subramanyam, 1996；Bartov *et al.*, 2001；Marquardt and Wiedman, 2004；Whelan and McNamara, 2004)。

首先，Hribar and Collins (2002) 發現直接以資產負債表項目推估之應計數，會受到部份非營業交易事項(譬如：重分類、併購與外幣交易等)的影響，惟此類交易卻與損益表無關，在估計應計數時存在較大的衡量誤差。而現金流量表之營業活動淨現金流量 (net operating cash flow, CFO) 與損益表中之營業淨利，兩者分別代表現金基礎與應計基礎下公司的盈餘，其差距恰可反應應計會計盈餘與現金會計盈餘的差異數，此差異數代表公司管理當局因應計會計而於現金會計盈餘外多認列之盈餘，此給於管理當局進行盈餘管理之空間。加上以間接法由現金流量表之營業活動淨現金流量與損益表中之營業淨利兩者所推估的應計數衡量偏誤較小 (Guay and Sidhu, 2001)。因此，本研究定義總應計數為非常項目前盈餘與營業活動淨現金流量之差：

$$ACC_{it} = E_{it} - CFO_{it} \quad (4)$$

其中：

ACC_{it} ：i公司第t年之總應計數。

E_{it} ：i公司第t年之非常項目前盈餘。

CFO_{it} ：i公司第t年之營業活動淨現金流量。

本研究延續相關研究 (如：Dechow, 1994；Guay and Sidhu, 2001；Whelan and McNamara, 2004) 在檢測應計數組成項目對價值攸關性之影響時，定義短期應計數如下：

$$STACC_{it} = \Delta AR_{it} + \Delta INV_{it} + \Delta OCA_{it} - \Delta AP_{it} - \Delta TXP_{it} - \Delta OCL_{it} \quad (5)$$

其中：

$STACC_{it}$ ：i公司第t年之短期應計數。

AR_{it} ：i公司第t年之應收帳款變動數。

ΔINV_{it} ：i公司第t年之存貨變動數。

OCA_{it} ：i公司第t年之其他流動資產變動數。

ΔAP_{it} ：i公司第t年之應付帳款變動數。

TXP_{it} ：i公司第t年之應付所得稅變動數。

ΔOCL_{it} ：i公司第t年之其他流動負債變動數。

由於總應計數可視為短期應計數與長期應計數的合計，故長期應計數可用總應計數與短期應計數之差額決定：

$$LTACC_{it} = ACC_{it} - STACC_{it} \quad (6)$$

其中：

$LTACC_{it}$ ：i公司第t年之長期應計數。

ACC_{it} ：i公司第t年之總應計數。

$STACC_{it}$ ：i公司第t年之短期應計數。

目前多數的非裁決性應計數之估計模型，多數係以總應計數或短期應計數作為計算基礎（譬如：Jones, 1991；Dechow *et al.*, 1995；Rangan, 1998），並未區分應計數中的長、短期因子。本研究首先以橫斷面Jones Model (Jones, 1991) 推估總非裁決性應計數，並取其收入變動部分以估計短期非裁決性應計數 (Whelan and McNamara, 2004)，其次，長期非裁決性應計數的部分則以總非裁決性應計數減短期非裁決性應計數而得到，衡量方法列示如下：

延續目前文獻的作法（譬如：Jones, 1991；Dechow *et al.*, 1995；Rangan, 1998；Marquardt and Wiedman, 2004；Whelan and McNamara, 2004等），以Jones (1991) 模式作為非裁決性應計數之係數估計：

$$\frac{ACC_{it}}{TA_{it-1}} = \varphi_1 \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \varphi_2 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \varphi_3 \left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中：

ACC_{it} ：i公司第t年之總應計數，以(4)式計算得之。

TA_{it-1} ：i公司第t年之期初資產總額。

REV_{it} ：i公司第t年之收入變動。

PPE_{it} ：i公司第t年期末之固定資產總額。

(7)式所估計之係數是用來計算個別公司之非裁決性應計數，而個別公司的總應計數與非裁決性應計數之差額即為總裁決性應計數，列示如下：

$$DACC_{it} = \frac{ACC_{it}}{TA_{it-1}} - \left[\hat{\phi}_1 \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \hat{\phi}_2 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \hat{\phi}_3 \left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} \right) \right] \quad (8)$$

其中：

$DACC_{it}$ ：i公司第t年之總裁決性應計數。

$\hat{\phi}_1$ 、 $\hat{\phi}_2$ 、 $\hat{\phi}_3$ ：以(7)式所衡量之特定產業係數。

其餘變數定義如(7)式。

對於短期非裁決性應計數估計，本文延續多數文獻的處理方式（譬如：Rangan, 1998；Teoh *et al.*, 1998；Marquardt and Wiedman, 2004；Whelan and McNamara, 2004等），將估計式設定如下：

$$\frac{STACC_{it}}{TA_{it-1}} = \gamma_1 \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \gamma_2 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中：

$STACC_{it}$ ：i公司第t年之短期應計數，以(5)式計算得之。

(9)式所估計之係數是用來計算個別公司之短期非裁決性應計數，而個別公司的短期應計數與短期非裁決性應計數之差額即為短期裁決性應計數，列示如下：

$$STDACC_{it} = \frac{STACC_{it}}{TA_{it-1}} - \left[\hat{\gamma}_1 \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \hat{\gamma}_2 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{TA_{it-1}} \right) \right] \quad (10)$$

其中：

$STDACC_{it}$ ：i公司第t年之短期裁決性應計數。

$\hat{\gamma}_1$ 、 $\hat{\gamma}_2$ ：以(9)式所衡量之特定產業係數。

其餘變數定義如模式(9)式。

長期裁決性應計數估計如下：

$$LTDACC_{it} = DACC_{it} - STDACC_{it} \quad (11)$$

其中：

$LTDACC_{it}$ ：i公司第t年之長期裁決性應計數。

3.4 樣本選取與研究期間

本研究以1999年至2003年台灣上市（櫃）公司為研究對象。樣本公司之財務資料與股價資料取自於台灣經濟新報資料庫（TEJ）。為了避免個別產業觀察值個數不足，影響裁決性應計數模型

之係數估計，因此參考張文瀾等 (民92) 之作法，進行部份產業合併。另外，亦排除財務資料結構特殊之金融保險業，以及財務報表與一般製造業不同之航運業。剩餘之產業則依據台灣證券交易所之分類，將水泥、鋼鐵金屬、營建合併為營造建材類。塑膠、化學、橡膠輪胎合併為塑膠化工類。電機機械、電線電纜合併為機電類。觀光事業、貿易百貨合併為服務銷售類。資訊電子類、食品類、紡織人纖類仍各自單獨，並未進行合併。至於玻璃陶瓷業、造紙業、汽車業及其他，由於公司家數過少且行業性質不同無法合併，而予以刪除。產業分類如表1所示。

樣本資料除上述篩選標準外，亦排除資料不齊全、非採曆年制公司。而且，由於財務資料庫與個股股價資料庫之資料並非完全一致，因此估計裁決性應計數時，以財務資料庫之資料為衡量基準；而對假說之驗證則採兩資料庫同時皆有資料之觀察值為依據。樣本篩選如表2所示。

經由上述篩選程序，本研究衡量裁決性應計數之樣本數為4,895筆觀察值，其年度及產業分布如表3。

最後進行假說驗證之樣本為3,455筆觀察值，其年度及產業分布如表4所示。其中資訊電子類所佔比例最重，約51.9%，其次為營造建材類及塑膠化工類，分別約13.2%、11.4%，此三類之觀察值約佔總觀察值76.6%。

4. 實證結果與分析

4.1 敘述性統計

表5為各變數的敘述性統計量。本研究之平均資產負債表日的每股股價約為\$26.02，平均非常項目前的每股盈餘為\$1.047，平均資產負債表日之每股權益帳面價值為\$14.56。以平均期初總資產平減後的市值、非常項目前盈餘、期末之權益帳面價值各為\$0.96、\$0.046、\$0.664。總裁決性應計數 (DACC) 之平均數為0.034%，而短期、長期裁決性應計數 (STDACC、LTDACC) 之

表1 估計橫斷面Jones model之產業分類

本研究之產業分類	現行台灣證券交易所之產業別
營造建材類	水泥、鋼鐵金屬、營建
塑膠化工類	塑膠、化學、橡膠輪胎
機電類	電機機械、電線電纜
服務銷售類	觀光事業、貿易百貨
資訊電子類	資訊電子類
食品類	食品類
紡織人纖類	紡織人纖類

註：刪除金融保險業、航運業、玻璃陶瓷業、造紙業、汽車業、綜合產業、其他。

表2 樣本篩選表 (單位：觀察值個數)

1999-2003年之TEJ上市(櫃)財務資料庫中的一般產業資料庫之總觀察值	5,497
1.排除下列產業：	
航運業	115
玻璃陶瓷	35
造紙	35
汽車	22
綜合產業	5
其他	340
2.排除非曆年制公司及資料不全之公司	50
計算裁決性應計數之樣本數	4,895
3.排除無股價資料之公司	1,440
驗證假說所採用之總樣本數	3,455

表3 估計裁決性應計數各產業/年度觀察值之分佈概況(單位：觀察值個數)

產業別	1999	2000	2001	2002	2003	合計
營造建材類	96	96	96	96	96	480
塑膠化工類	103	105	106	106	106	526
機電類	66	67	67	67	67	334
服務銷售類	26	26	27	27	27	133
資訊電子類	565	595	607	610	610	2,987
食品類	25	25	25	25	25	125
紡織人纖類	62	62	62	62	62	310
合計	943	976	990	993	993	4,895

表4 測試研究假說之各產業/年度觀察值之分佈概況 (單位：觀察值個數)

產業別	1999	2000	2001	2002	2003	合計
營造建材類	81	89	95	96	96	457
塑膠化工類	63	72	81	86	93	395
機電類	45	51	56	59	62	273
服務銷售類	22	22	23	25	27	119
資訊電子類	198	266	337	454	538	1,793
食品類	24	25	24	25	25	123
紡織人纖類	56	58	59	60	62	295
合計	489	583	675	805	903	3,455

表5 各變數之敘述統計量

變數名稱	所有公司 (n=3,455)			
	平均數	標準差	最小值	最大值
P1	26.019384	33.943654	0.326667	588.009494
EPS	1.047665	2.451352	-10.556141	26.567576
BVPS	14.560488	5.770386	-1.654131	61.130018
P	0.960484	1.063488	0.016669	20.301493
E	0.046295	0.109698	-0.484010	1.070264
BV	0.664115	0.281266	-0.161103	6.009188
DACC	0.000343	0.110898	-0.714252	0.952378
STDACC	0.001441	0.100710	-0.769421	0.887304
LTDACC	-0.001098	0.086626	-0.892263	0.949631
DTA	0.074360	0.082264	0.000039	0.952378
DS	0.062740	0.078786	0.000012	0.887304
DL	0.052644	0.068797	0.000020	0.949631

註：1.各變數之定義如下：P1為資產負債表日之股票收盤價格，P為資產負債表日市值以期初總資產平減；EPS為非常項目前每股盈餘，BVPS為期末之每股權益帳面價值；E為非常項目前盈餘以期初總資產平減，BV為期末之權益帳面價值，以期初總資產平減；DACC為總裁決性應計數，STDACC為短期裁決性應計數，LTDACC為長期裁決性應計數；DTA為總裁決性應計數之絕對值，DS為短期裁決性應計數之絕對值，DL為長期裁決性應計數之絕對值。

2.負淨值公司為2003年惠勝(股票代號1224)、嘉畜(股票代號1458)兩筆觀察值。

平均數則分別為0.144%、-0.11%。短期裁決性應計數為正，長期裁決性應計數為負，總裁決性應計數為正，顯示短期裁決性應計數平均為正向盈餘管理，長期裁決性應計數則為負向的盈餘管理。若不考慮方向性而將裁決性應計數以絕對值表示，則總裁決性應計數絕對值(DTA)平均數為7.4%，而短期、長期裁決性應計數絕對值(DS、DL)之平均數分別約為6.3%、5.3%，短期裁決性應計數之盈餘管理幅度略大於長期裁決性應計數。

本研究另在表6以總裁決性應計數絕對值(Panel A)、短期裁決性應計數絕對值(Panel B)、長期裁決性應計數絕對值(Panel C)之中位數，將所有公司分為兩組次樣本以進行比較，而分組方式係將DTA、DS及DL大於中位數者歸為一組，其餘樣本則為另一組¹¹。平均而言，裁決性應計數絕對值較高之公司，其股價、盈餘、權益帳面價值皆較高，且達統計顯著性；唯一例外為短期裁決性應計數絕對值次樣本，短期裁決性應計數絕對值較高之公司，其平均權益帳面價值較低，但兩組次樣本之間並無顯著差異。此外，DTA較中位數高之公司，其DS、DL亦較高，且達統計顯著性，Panel B及Panel C之DS、DL分組情況亦得相同結果。

¹¹ 若DTA、DS、DL大於其各別之中位數則為1；反之為0。

表6 以不同裁決性應計數區分次樣本之t檢定

Panel A	DTA=1 (n=1,728)		DTA=0 (n=1,727)		平均數差異檢定
	變數	平均數	標準差	平均數	標準差
P	1.054313	1.184860	0.866602	0.917052	5.207***
E	0.050436	0.131365	0.042152	0.082340	2.221**
BV	0.675714	0.333692	0.652509	0.215936	2.426**
DTA	0.125305	0.090207	0.023385	0.014224	46.381***
DS	0.090712	0.093897	0.034751	0.045085	22.328***
DL	0.071087	0.082401	0.034190	0.044682	16.359***
Panel B	DS=1 (n=1,728)		DS=0 (n=1,727)		平均數差異檢定
	變數	平均數	標準差	平均數	標準差
P	1.020495	1.190329	0.900439	0.915646	3.323***
E	0.049460	0.119973	0.043129	0.098281	1.697*
BV	0.661161	0.313842	0.667071	0.244421	-0.617
DTA	0.101986	0.095114	0.046718	0.054426	20.960***
DS	0.108856	0.089666	0.016597	0.010834	42.451***
DL	0.061134	0.080013	0.044149	0.054050	7.311***
Panel C	DL=1 (n=1,728)		DL=0 (n=1,727)		平均數差異檢定
	變數	平均數	標準差	平均數	標準差
P	1.025964	1.162419	0.894967	0.950125	3.626***
E	0.051027	0.125497	0.041562	0.090982	2.538**
BV	0.682847	0.305385	0.645372	0.253567	3.924***
DTA	0.095105	0.096345	0.053603	0.058249	15.320***
DS	0.073600	0.093606	0.051873	0.058465	8.182***
DL	0.090328	0.080868	0.014938	0.009155	38.497***

註：1.各變數之定義如下：P為資產負債表日市值以期初總資產平減；E為非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV為期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DTA為總裁決性應計數之絕對值，DS為短期裁決性應計數之絕對值，DL為長期裁決性應計數之絕對值。

2. Panel A：以總裁決性應計數絕對值 (DTA) 之中位數分為兩組子樣本。Panel B：以短期裁決性應計數絕對值 (DS) 之中位數分為兩組子樣本。Panel C：以長期裁決性應計數絕對值 (DL) 之中位數分為兩組子樣本。DTA、DS、DL大於中位數則為1；反之為0。

3. 「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表達1%之顯著水準。

表7列示盈餘、權益帳面價值與股價之Pearson、Spearman相關係數。除所有公司外，亦呈現以DTA、DS、DL之中位數區分之兩組次樣本的結果。由Pearson相關係數觀察，所有類型之裁決性應計數絕對值高之公司 (DTA=1、DL=1、DS=1)，相較於低裁決性應計數絕對值之公司 (DTA=0、DL=0、DS=0)，其盈餘之價值攸關性較低，而只有長期裁決性應計數絕對值較高公司之權益帳面價值之價值攸關性較高。如由Spearman相關係數觀察，所有類型之裁決性應計數絕

表7 盈餘、權益帳面價值與股價之相關性

	Pearson		Spearman	
	E	BV	E	BV
Panel A				
所有公司	0.611	0.504	0.724	0.682
Panel B				
DTA=0	0.671	0.520	0.734	0.645
DTA=1	0.586	0.497	0.720	0.713
Panel C				
DS=0	0.656	0.579	0.714	0.657
DS=1	0.583	0.461	0.734	0.705
Panel D				
DL=0	0.640	0.486	0.741	0.664
DL=1	0.594	0.512	0.711	0.695

註：1.股價為資產負債表日市值以期初總資產平減，E為非常項目前盈餘以期初總資產平減，BV為期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DTA為總裁決性應計數絕對值，DS為短期裁決性應計數絕對值，DL為長期裁決性應計數絕對值，若DTA、DS、DL大於中位數則為1；反之為0。

2.Pearson、Spearman相關係數之P值皆達1%之顯著水準。

對值高之公司，其盈餘之價值攸關性較低，而權益帳面價值之價值攸關性較高，唯一例外為短期裁決性應計數絕對值較高公司相較於短期裁決性應計數絕對值較低公司其盈餘之價值攸關性較高 (0.734與0.714)。

由前述分析，可初步判斷盈餘管理程度對價值攸關性確實有影響，裁決性應計數絕對值較高之公司，在長期裁決性應計數方面，其盈餘之相對價值攸關性會下降，而權益帳面價值之相對價值攸關性則提高；短期裁決性應計數部分，盈餘變數的Pearson係數確實下降，惟在Spearman係數則反而上升；權益帳面價值變數的Spearman係數確實上升，惟在Pearson係數則反而下降，因此，初步結果較不一致。本研究將以迴歸方法進一步檢測裁決性應計數是否對盈餘與權益帳面價值的相對價值攸關性有不同的影響。

4.2 多元迴歸結果分析

本研究為了避免模式設定發生殘差異質變異及共線性的問題，採用White test (White, 1980) 及變異數膨脹係數 (Variance Inflation Factor, VIF) 分別檢測異質變異與共線性程度。異質變異方面，經White test發現模式設定有顯著異質變異存在，因此，本研究以經White調整後之統計量進行推論。另外，由實證結果觀察，發現各自變數VIF皆小於10，因Neter *et al.* (1989) 認為VIF值超過10時才會出現顯著的共線性問題，因此本研究實證模型所用的解釋變數可合理推估應未

受到嚴重共線性的影響¹²。模型適合度方面，模式之調整後R²為45%到55%，顯示本研究之迴歸模式皆具良好解釋力。實證結果分別呈現於表8~表14。其中表8及表9為模式(1)下H1之實證結果，表10為模式(2)下H2A之實證結果，表11為模式(2)下H2B之實證結果，表12為模式(2)下H2C之實證結果，表13為模式(3)下H3之實證結果，表14為H3下之假設檢定結果。

表8 盈餘、權益帳面價值之價值攸關性(以每股平減)

$$P1_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * EPS_{it} + \alpha_2 * BVPS_{it}$$

Panel A						
變數名稱	DTA=0		DS=0		DL=0	
	係數	t值	係數	t值	係數	t值
Intercept	1.987	0.833	-5.487	-1.649*	0.961	0.357
EPS	8.927	12.593***	8.189	6.373***	8.233	10.820***
BVPS	0.819	4.305***	1.453	5.132***	1.018	4.513***
N	1727		1727		1727	
Adj R ²	0.570		0.563		0.534	
F值	1144.500***		1111.245***		989.666***	
Panel B						
變數名稱	DTA=1		DS=1		DL=1	
	係數	t值	係數	t值	係數	t值
Intercept	-1.633	-0.455	4.340	1.468	-0.749	-0.213
EPS	6.945	7.780***	7.492	12.782***	7.438	8.381***
BVPS	1.589	5.419***	1.077	4.574***	1.410	5.016***
N	1728		1728		1728	
Adj R ²	0.519		0.514		0.532	
F值	934.499***		913.865***		982.708***	
Chow test	F值=22.768*** P值=0.000		F值=14.055*** P值=0.000		F值=6.629*** P值=0.000	

註：1.各變數之定義如下：P1為資產負債表日之股票收盤價格；EPS為非常項目前每股盈餘；BVPS為期末之每股權益帳面價值。DTA=總裁決性應計數之絕對值，若DTA大於中位數則為1，反之為0；DS=短期裁決性應計數之絕對值，若DS大於中位數則為1，反之為0；DL=長期裁決性應計數之絕對值，若DL大於中位數則為1，反之為0；

2.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表示達1%之顯著水準。

3.t值，P值為調整過異質變異之結果。

¹² 本研究實證模式之Durbin-Watson統計量約在1.59~1.61之間，並無法斷定存在自我相關問題。常態性方面，依據Greene (1991, p315) 指出在大樣本下，不論殘差項之常態性是否成立，透過中央極限定理 (central limit theorem) 證明多元迴歸模式之係數估計值之分配為近似常態分配 (asymptotic normal distribution)，故可進行係數估計值之t檢定、模式之F檢定。本研究樣本高達3,455筆為大樣本，故相關檢定得以進行之。

表9 盈餘、權益帳面價值之價值攸關性 (以期初總資產平減)

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * E_{it} + \alpha_2 * BV_{it} + \alpha_{it}$$

變數名稱	DTA=0		DS=0		DL=0	
	係數	t值	係數	t值	係數	t值
Intercept	0.197	3.021***	0.009	0.099	0.366	1.357
E	6.430	10.991***	4.492	6.994***	5.877	7.996***
BV	0.611	5.099***	1.046	6.552***	0.441	0.962
N	1727		1727		1727	
Adj R ²	0.462		0.477		0.417	
F值	740.874***		788.944***		617.365***	

變數名稱	DTA=1		DS=1		DL=1	
	係數	t值	係數	t值	係數	t值
Intercept	0.391	2.132**	0.496	2.647***	0.274	2.746***
E	4.141	7.591***	5.028	8.894***	4.222	8.673***
BV	0.673	2.178**	0.417	1.292	0.786	4.520***
N	1728		1728		1728	
Adj R ²	0.363		0.345		0.376	
F值	491.744***		456.674***		521.456***	
Chow test	F值=27.324*** P值=0.000		F值=12.092*** P值=0.000		F值=8.711*** P值=0.000	

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DTA=總裁決性應計數之絕對值，若DTA大於中位數則為1，反之為0；DS=短期裁決性應計數之絕對值，若DS大於中位數則為1，反之為0；DL=長期裁決性應計數之絕對值，若DL大於中位數則為1，反之為0；

2.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表示達1%之顯著水準。

3.t值，P值為調整過異質變異之結果。

4.2.1 盈餘管理與會計資訊的價值攸關性—H1實證結果

研究假說1 (H1) 的相關實證結果，以每股平減的結果彙整於表8，以期初總資產平減之結果彙整於表9。由表8發現，以每股平減之實證顯示DTA、DS、DL較高之公司 (Panel B)，其模式調整後R²分別為51.9%、51.4%與53.2%，相較於DTA、DS、DL較低之公司 (Panel A) 的57.0%、56.3%與53.4%，其調整後R²較低，Chow test (1960) 的實證結果顯示：高低裁決性應計數絕對值在兩組次樣本中，在總裁決性應計數、短期裁決性應計數、與長期裁決性應計數三個不同的盈餘管理衡量基礎下，確實存有結構性差異。如觀察表9，以期初總資產平減之實證結果亦顯示相似結果。上述實證顯示：當公司從事較多盈餘管理時，財務報表整體評價能力會下降。就另一角度而言，因盈餘管理程度與會計資訊整體價值攸關性呈現負向變化，顯示市場投資者對公司的盈餘管理行為給予負面的評價，故投資者似乎認為管理當局傾向於從事投機性之盈餘操縱，假說1獲得支持，此結果與許永聲、王泰昌 (民94) 之研究結論相符。

其次，不論是每股平減之實證結果 (表8) 或以期初總資產平減之實證結果 (表9) 均顯示，DTA、DL較高之公司，相較於DTA、DL較低之公司，其盈餘變數之估計係數皆較小，而權益帳面價值變數之估計係數則較大，如初步經由係數的大小觀察，此結果顯示當公司經由總裁決性應計數、長期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘之相對價值攸關性會降低，而權益帳面價值之相對價值攸關性則提高。而短期裁決性應計數次樣本的結果則顯示，在以每股平減的實證結果 (表8)，高DS次樣本的盈餘係數確實低於低DS次樣本，然而，高DS次樣本的權益帳面價值的係數則未如預期般地高於低DS次樣本；在以期初總資產平減的實證結果 (表9)，高DS次樣本的盈餘係數與權益帳面價值的係數，相對於低DS次樣本，則出現與預期相反的結果。總之，藉由解釋變數的迴歸係數觀察，盈餘管理對盈餘與權益帳面價值相對價值攸關性產生相互抵換關係，在總裁決性應計數與長期裁決性應計數兩組次樣本初步獲得證實。因表8與表9係以裁決性應計數絕對值之中位數分割成二次樣本作比較分析，並未測試盈餘管理之程度 (即裁決性應計數絕對值之數額) 的影響，故本研究以盈餘管理之程度作進一步的測試。

4.2.2.1 總裁決性應計數與盈餘及權益帳面價值的價值攸關性—H2A實證結果

總裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的影響之實證結果彙整於表10。由表10發現E與BV之係數估計值分別為6.582 ($t=13.076$) 與0.389 ($t=1.910$)，符號皆為正，且分別達1%與10%的統計顯著水準，代表盈餘及權益帳面價值變數確實具備價值攸關性。E*DTA之估計係數 β_3 為-13.177 ($t=-5.233$)，顯著為負，BV*DTA之估計係數 β_4 為2.079 ($t=4.457$)，顯著為正，顯示當公司經由總裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性確實會降低越多，而權益帳面價值之相對價值攸關性則會提高越多。此價值攸關性的抵換現象與目前文獻所顯示的價值攸關性之研究相似 (Collins *et al.*, 1997; Barth *et al.*, 1998; Francis and Schipper, 1999; Black and White, 2003)。就另一角度言，E*DTA之估計係數顯著為負，BV*DTA之估計係數顯著為正，表示當公司經由總裁決性應計數從事盈餘管理時，投資人的評價過程提高其對資產負債表數字的依賴程度，但降低其對損益表數字的重視程度。實證結果支持研究假說H2A。各年度控制變數的係數皆達到1%的統計顯著水準，相當程度反應我國股市在各年度的榮枯，亦顯示股價除了反應企業基本面會計資訊外，與經濟景氣及股市榮枯等外在環境亦存在關聯性，此結果呼應劉正田 (民90) 的研究發現。¹³

¹³ 在1999~2003期間，各年底加權股價指數分別為：8448.84、4739.09、5551.24、4452.45與5890.69，加權股價指數的變化趨勢確實反應在年度虛擬變數的變動情形。

表10 總裁決策性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的影響

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 * E_{it} + \beta_2 * BV_{it} + \beta_3 * E_{it} * DTA_{it} + \beta_4 * BV_{it} * DTA_{it} + \beta_5 * D99_{it} + \beta_6 * D00_{it} + \beta_7 * D01_{it} + \beta_8 * D02_{it} + \varepsilon_{it}$$

變數名稱	H2A			
	係數	t值	P值	VIF
Intercept	0.322	2.551**	0.011	
E	6.582	13.076***	0.000	3.563
BV	0.389	1.910*	0.056	2.309
E*DTA	-13.177	-5.223***	0.000	4.105
BV*DTA	2.079	4.457***	0.000	2.703
D99	0.476	6.653***	0.000	1.336
D00	-0.315	-9.394***	0.000	1.382
D01	0.150	4.393***	0.000	1.417
D02	-0.089	-3.703***	0.000	1.457
N		3,455		
Adj R ²		0.456		
F值		362.359***		

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DTA=總裁決策性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0。

2.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表示達1%之顯著水準。

3.t值，P值為調整過異質變異之結果。

4.VIF (Variance Inflation Factor) 為診斷共線性指標。

4.2.2.2 短期裁決性應計數與盈餘及權益帳面價值的價值攸關性---H2B實證結果

短期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的影響之實證結果如表11所呈現。由表11發現：E與BV之係數估計值分別為5.677 (t=10.355) 與0.689 (t=3.867)，符號均為正，且達到1%的統計顯著水準，表示盈餘與權益帳面價值在短期裁決性應計數衡量基礎的模式中皆具備價值攸關性。E*DS之估計係數 β_3 為-10.305 (t=-3.729)，顯著為負，表示當公司經由短期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘變數之價值攸關性會降低越多。BV*DS之估計係數 β_4 為0.141 (t=0.266)，符號雖為正但未達統計顯著水準，表示當公司經由短期裁決性應計數從事盈餘管理時，權益帳面價值變數之價值攸關性雖增加，但未達統計顯著水準。此實證結果可能係因短期裁決性應計數的操弄，原則上，在下一個會計期間將會自動迴轉，對權益帳面價值的影響會自動消除，投資者因而未修正其對權益帳面價值的評價所致。前述實證結果有限度支持研究假說H2B。亦即經由短期裁決性應計數從事盈餘管理雖顯示權益帳面價值之價值攸關

表11 短期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的影響

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 * E_{it} + \beta_2 * BV_{it} + \beta_3 * E_{it} * DS_{it} + \beta_4 * BV_{it} * DS_{it} + \beta_5 * D99_{it} + \beta_6 * D00_{it} + \beta_7 * D01_{it} + \beta_8 * D02_{it} + \varepsilon_{it}$$

變數名稱	H2B			
	係數	t值	P值	VIF
Intercept	0.248	2.189**	0.029	
E	5.677	10.355***	0.000	2.806
BV	0.689	3.867***	0.000	2.076
E*DS	-10.305	-3.729***	0.000	3.145
BV*DS	0.141	0.266	0.791	2.208
D99	0.468	6.574***	0.000	1.338
D00	-0.315	-9.139***	0.000	1.380
D01	0.140	4.061***	0.000	1.417
D02	-0.092	-3.843***	0.000	1.457
N		3,455		
Adj R ²		0.448		
F值		351.552***		

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DS=短期裁決性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0。

2.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表達1%之顯著水準。

3.t值，P值為調整過異質變異之結果。

4.VIF (variance inflation factor) 為診斷共線性指標。

性不顯著增加，但顯著造成盈餘之價值攸關性下降，此結果基本上並未逆轉本研究的預期。年度控制變數方面則呈現與總裁決性應計數相一致的結果。

4.2.2.3 長期裁決性應計數與盈餘及權益帳面價值的價值攸關性—H2C實證結果

長期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的影響之實證結果如表12所呈現。由表12發現：E與BV之迴歸係數估計值分別為5.915 (t=11.706) 與0.427 (t=1.737) 皆顯著為正，且與總裁決性應計數及短期裁決性應計數的實證結果相一致。E*DL之估計係數 β_3 為-11.024 (t=-3.204)，顯著為負，BV*DL之估計係數 β_4 為2.124 (t=3.545)，顯著為正，顯示當公司經由長期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性會降低越多，且權益帳面價值之相對價值攸關性會提高越多。此實證結果與以總裁決性應計數所得之結果雷同，表示當公司經由長期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大盈餘變數之相對價值攸關性降低越多，而權益帳面價值變數之相對價值攸關性提高越多，支持研究假說H2C。年度控

表12 長期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的影響

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 * E_{it} + \beta_2 * BV_{it} + \beta_3 * E_{it} * DL_{it} + \beta_4 * BV_{it} * DL_{it} + \beta_5 * D99_{it} + \beta_6 * D00_{it} + \beta_7 * D01_{it} + \beta_8 * D02_{it} + \varepsilon_{it}$$

變數名稱	H2C			
	係數	t值	P值	VIF
Intercept	0.338	2.498**	0.013	
E	5.915	11.706***	0.000	2.976
BV	0.427	1.737*	0.083	2.272
E*DL	-11.024	-3.204***	0.001	3.933
BV*DL	2.124	3.545***	0.000	3.135
D99	0.476	6.613***	0.000	1.336
D00	-0.325	-10.310***	0.000	1.386
D01	0.150	4.308***	0.000	1.418
D02	-0.086	-3.558***	0.000	1.457
N		3,455		
Adj R ²		0.448		
F值		351.771***		

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DL=長期裁決性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0。

2.«*»表示達10%之顯著水準；«**»表示達5%之顯著水準；«***»表達1%之顯著水準。

3.t值，P值為調整過異質變異之結果。

4.VIF為診斷共線性指標。

制變數方面亦如同前述，皆達統計顯著水準，表示我國股市在各年度的榮枯確實影響我國上市(櫃)公司之股價水準。

綜合總裁決性應計數、短期裁決性應計數、與長期裁決性應計數與會計資訊之價值攸關性的實證結果，當公司經由總裁決性應計數與長期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，則盈餘之相對價值攸關性明顯下降越多，而權益帳面價值之相對價值攸關性則提高越多，如公司係透過短期裁決性應計數進行盈餘管理時，盈餘之相對價值攸關性會下降越多，但權益帳面價值之相對價值攸關性雖然增加但未達統計顯著水準。顯示公司的盈餘管理行為顯著降低盈餘變數的價值攸關性，惟僅在以總裁決性應計數及長期裁決性應計數為衡量基礎的檢測下，會顯著增加權益帳面價值的價值攸關性。

4.2.3 短、長期裁決性應計數對盈餘及權益帳面價值之價值攸關性—H3實證結果

短期、長期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性影響之比較實證結果彙整於表13。由表13發現：E與BV之係數估計值分別為6.770 (t=12.594) 與0.466 (t=2.453)，符號皆為正，

表13 短期、長期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的影響

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 * E_{it} + \gamma_2 * BV_{it} + \gamma_3 * E_{it} * DS_{it} + \gamma_4 * E_{it} * DL_{it} + \gamma_5 * BV_{it} * DS_{it} \\ + \gamma_6 * BV_{it} * DL_{it} + \gamma_7 * D99_{it} + \gamma_8 * D00_{it} + \gamma_9 * D01_{it} + \gamma_{10} * D02_{it} + \varepsilon_{it}$$

變數名稱	H3			
	係數	t值	P值	VIF
Intercept	0.303	2.667***	0.008	
E	6.770	12.594***	0.000	4.019
BV	0.466	2.453**	0.014	2.418
E*DS	-10.212	-4.035***	0.000	3.155
E*DL	-12.010	-3.206***	0.001	3.973
BV*DS	-0.197	-0.347	0.729	2.301
BV*DL	2.464	3.915***	0.000	3.278
D99	0.465	6.598***	0.000	1.338
D00	-0.314	-9.909***	0.000	1.387
D01	0.148	4.330***	0.000	1.418
D02	-0.090	-3.765***	0.000	1.458
N		3,455		
Adj R ²		0.460		
F值		295.262***		

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DS=短期裁決性應計數之絕對值；DL=長期裁決性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0。

2.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表達1%之顯著水準。

3.t值，P值為調整過異質變異之結果。

4.VIF為診斷共線性指標。

且達到1%的統計顯著水準，與前述結果相一致。E*DS之估計係數為-10.212 (t=-4.035)，顯著為負，BV*DS之估計係數為-0.197 (t=-0.347)，雖為負值，但未達統計顯著水準；E*DL之估計係數為-12.010 (t=-3.206)，顯著為負，BV*DL之估計係數為2.464 (t=3.915)，顯著為正，此結果與前述實證結果並無顯著差異。且經由E*DS之係數估計值、E*DL之係數估計值均為負且二者絕對值為E*DS之係數估計值小於E*DL之係數估計值，而BV*DS之係數估計值小於BV*DL之係數估計值，表示相對於短期裁決性應計數，管理當局利用長期裁決性應計數所進行之盈餘管理，其對財務報表價值攸關性的影響較大。此結果顯示在影響大小之比較上，初步支持研究假說3 (H3)。

至於短期、長期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性的差異是否達到統計顯著水準，本文另以假設檢定加以測試，其結果如表14所呈現，由表14發現，在聯合檢定下， χ^2 值為26.721，達統計顯著水準，支持研究假說3。但若分別檢測短期、長期裁決性應計數越大所造成盈餘變數係數之下降幅度差異與權益帳面價值變數係數之上升幅度差異，則僅權益帳面價

表14 H3假設檢定 (Wald test)

$$H3_0 : \frac{\gamma_3}{\gamma_4} = 1 \quad \& \quad \frac{\gamma_5}{\gamma_6} = 1 \quad H3_1 : \frac{\gamma_3}{\gamma_4} < 1 \quad \& \quad \frac{\gamma_5}{\gamma_6} < 1$$

H3 : Wald test		
White調整		
	χ^2	P值
H3 ₀ : $\gamma_3/\gamma_4=1$	0.158	0.691
H3 ₀ : $\gamma_5/\gamma_6=1$	24.266***	0.000
H3 ₀ : $\gamma_3/\gamma_4=1 ; \gamma_5/\gamma_6=1$	26.721***	0.000

註：1.H3₀與H3₁分別表示在實證模式(3)，檢定短、長期裁決性應計數之盈餘與權益帳面價值相對價值攸關性比較的虛無假設與對立假設。

2.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表達1%之顯著水準。

值部分 (γ_5/γ_6) 達統計顯著水準 ($\chi^2=24.266$)，盈餘變數部分 (γ_3/γ_4) 則未達統計顯著水準 ($\chi^2=0.158$)。此現象顯示無論管理當局利用何種裁決性應計數操縱盈餘，皆會造成盈餘變數的價值攸關性顯著下降，其下降幅度之差異則無明顯不同；而就權益帳面價值變數之價值攸關性而言，相對於從事短期裁決性應計數之盈餘管理，當管理當局利用長期裁決性應計數操縱盈餘時，市場傾向更重視資產負債表之權益帳面價值的資訊。綜上所述，本研究之研究假說3獲得相當程度的實證支持。

基於本研究之資訊電子業樣本約佔51.90%，為避免資訊電子產業效果影響實證結果的推論¹⁴，本研究在實證模式(2)與模式(3)中加入資訊電子產業的虛擬變數 (資訊電子產業設為1，其餘設為0) 作為控制變數，實證結果顯示：在研究假說2的測試部份，H2A的檢測，在迴歸模式中加入資訊電子產業的虛擬變數後，E*DTA之估計係數 β_3 為-11.359 ($t=-4.46$)，BV*DTA之估計係數 β_4 為1.660 ($t=3.43$)，而資訊電子產業虛擬變數的係數為0.395 ($t=11.98$)；而H2B的檢測，在加入資訊電子產業的虛擬變數後，E*DS之估計係數 β_3 為-8.986 ($t=-3.31$)，BV*DS之估計係數 β_4 為-0.307 ($t=-0.64$)，資訊電子產業虛擬變數的係數為0.428 ($t=13.41$)；在H2C的檢測，E*DL之估計係數 β_3 為-9.147 ($t=-2.61$)，BV*DL之估計係數 β_4 為1.699 ($t=2.80$)，而資訊電子產業虛擬變數的係數為0.403 ($t=13.61$)。以上額外測試的結果顯示總裁決性應計數、短期裁決性應計數與長期裁決性應計數對盈餘與權益帳面價值之價值攸關性的實證結果與未控制資訊電子產業的原實證結果並無顯著差異。至於在研究假說3的測試，則顯示在迴歸模式中加入資訊電子產業的虛擬變數後， γ_3 、 γ_4 、 γ_5 、 γ_6 的係數分別為-9.204 ($t=-3.65$)、-9.710 ($t=2.58$)、-0.615 ($t=-1.06$)與1.887 ($t=3.26$)，而資訊電子產業虛擬變數的係數為0.430 ($t=11.16$)，亦發現短、長期裁決性應計數對盈餘與權益帳面

¹⁴ 作者非常謝謝一位匿名評審教授指出本研究資訊電子業樣本比重高，應測試資訊電子產業效果的影響。

價值之價值攸關性的實證結果並無顯著差異。因此，本研究的結論應未受到資訊電子產業樣本比率高的影響。

5. 敏感性測試

5.1 以橫斷面Modified Jones Model衡量裁決性應計數

因盈餘管理無法直接觀察，必須依賴盈餘管理指標判定其盈餘管理可能性 (Guay *et al.*, 1996)，不同的衡量方法亦會造成衡量誤差之問題，甚至影響結果之推論。因此，本研究另以橫斷面Modified Jones Model衡量裁決性應計數，重新檢測本研究的實證結果。

依照Dechow *et al.* (1995) 步驟，橫斷面Modified Jones Model第一階段的衡量方式與橫斷面Jones Model相同，第二階段的估計裁決性應計數過程係將第一階段之係數估計值代入模式(12)之總裁決性應計數之估計模式衡量：

$$DACC_{it} = \frac{ACC_{it}}{TA_{it-1}} - \left[\hat{\varphi}_1 \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \hat{\varphi}_2 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \hat{\varphi}_3 \left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} \right) \right] \quad (12)$$

其中：

$DACC_{it}$ ：i公司第t年之Modified Jones Model總裁決性應計數。

ACC_{it} ：i公司第t年之總應計數。

TA_{it-1} ：i公司第t年之期初資產總額。

REV_{it} ：i公司第t年之收入變動數。

ΔREC_{it} ：i公司第t年之應收帳款淨額變動數。

PPE_{it} ：i公司第t年期末之固定資產總額。

$\hat{\varphi}_1$ 、 $\hat{\varphi}_2$ 、 $\hat{\varphi}_3$ ：(7)式之Jones Model所衡量之特定產業係數。

短期裁決性應計數估計模式如下：

$$STDACC_{it} = \frac{STACC_{it}}{TA_{it-1}} - \left[\hat{\gamma}_1 \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \hat{\gamma}_2 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{it-1}} \right) \right] \quad (13)$$

其中：

$STACC_{it}$ ：i公司第t年之Modified Jones Model短期應計數¹⁵

¹⁵ 此係依Modified Jones Model之組成變數之長短期成分所做之自然拆解。

STDACC_{it}：i公司第t年之短期裁決性應計數，如(5)式定義。

$\hat{\gamma}_1$ 、 $\hat{\gamma}_2$ ：(9)式所衡量之特定產業係數。

長期裁決性應計數估計模式如下：

$$\text{LTDACC}_{it} = \text{DACC}_{it} - \text{STDACC}_{it} \quad (14)$$

其中：

LTDACC_{it}：i公司第t年之Modified Jones Model長期裁決性應計數。

以橫斷面Modified Jones Model衡量裁決性應計數，重新檢測的實證結果，研究假說H2彙整於表15，假說H3則如表16所呈現。由表15發現：E與BV之係數估計值亦如前述結果，皆顯著為

表15 以橫斷面Modified Jones Model估計裁決性應計數之H2結果

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 * E_{it} + \beta_2 * BV_{it} + \beta_3 * E_{it} * DA_{it} + \beta_4 * BV_{it} * DA_{it} + \beta_5 * D99_{it} \\ + \beta_6 * D00_{it} + \beta_7 * D01_{it} + \beta_8 * D02_{it} + \varepsilon_{it}$$

變數名稱	H2A			H2B			H2C		
	係數	t值	VIF	係數	t值	VIF	係數	t值	VIF
Intercept	0.311	2.636***		0.232	2.325**		0.347	2.584**	
E	6.647	13.027***	3.575	5.718	10.343***	2.844	5.996	11.832***	2.951
BV	0.422	2.300**	2.346	0.722	4.648***	2.128	0.401	1.648*	2.262
E*DTA	-13.280	-5.283***	4.232						
BV*DTA	1.814	3.282***	2.827						
E*DS				-10.283	-3.798***	3.392			
BV*DS				0.033	0.058	2.422			
E*DL							-11.633	-3.763***	3.793
BV*DL							2.269	4.187***	3.010
D99	0.475	6.660***	1.337	0.465	6.562***	1.338	0.476	6.614***	1.336
D00	-0.313	-9.363***	1.380	-0.316	-9.313***	1.379	-0.325	-10.293***	1.386
D01	0.148	4.360***	1.417	0.139	4.045***	1.417	0.134	3.827***	1.423
D02	-0.090	-3.725***	1.457	-0.092	-3.842***	1.457	-0.086	-3.538***	1.457
N		3,455			3,455			3,455	
Adj R ²		0.456			0.451			0.451	
F值		363.601***			355.186***			355.031***	

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DA為裁決性應計數之絕對值，其分別為DTA、DS、DL；DTA=總裁決性應計數之絕對值；DS=短期裁決性應計數之絕對值；DL=長期裁決性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0。

2.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表示達1%之顯著水準。

3.t值為調整過異質變異之結果。

4.VIF為診斷共線性指標。

表16 以橫斷面Modified Jones Model估計裁決性應計數之H3結果

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 * E_{it} + \gamma_2 * BV_{it} + \gamma_3 * E_{it} * DS_{it} + \gamma_4 * E_{it} * DL_{it} + \gamma_5 * BV_{it} * DS_{it} \\ + \gamma_6 * BV_{it} * DL_{it} + \gamma_7 * D99_{it} + \gamma_8 * D00_{it} + \gamma_9 * D01_{it} + \gamma_{10} * D02_{it} + \varepsilon_{it}$$

變數名稱	H3		
	係數	t值	VIF
Intercept	0.297	3.047***	
E	6.798	12.817***	3.924
BV	0.484	2.998***	2.441
E*DS	-9.458	-3.826***	3.406
E*DL	-12.278	-3.579***	3.831
BV*DS	-0.407	-0.723	2.537
BV*DL	2.615	4.556***	3.160
D99	0.462	6.563***	1.339
D00	-0.316	-10.131***	1.387
D01	0.127	3.705***	1.424
D02	-0.089	-3.741***	1.457
N		3,455	
Adj R ²		0.465	
F值		301.058***	
假設檢定	White調整		
	χ^2	P值	
H3 ₀ : $\gamma_3/\gamma_4=1$	0.480	0.488	
H3 ₀ : $\gamma_5/\gamma_6=1$	34.849***	0.000	
H3 ₀ : $\gamma_3/\gamma_4=1; \gamma_5/\gamma_6=1$	37.562***	0.000	

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DS=短期裁決性應計數之絕對值；DL=長期裁決性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0。

2.H3₀係表示以Modified Jones Model計算裁決性應計數下，以實證模式(3)重新檢定短、長期裁決性應計數之盈餘與權益帳面價值相對價值攸關性比較時的虛無假設。

3.«*»表示達10%之顯著水準；«**»表示達5%之顯著水準；«***»表示達1%之顯著水準。

4.t值為調整過異質變異之結果。

5.VIF為診斷共線性指標。

正。E*DTA、E*DL之估計係數顯著為負，BV*DTA、BV*DL之估計係數顯著為正，表示當公司經由總裁決性應計數、長期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性會降低越多，且權益帳面價值之相對價值攸關性會提高越多。此結果與Jones Model的實證結果相一致。E*DS之估計係數顯著為負，表示當公司經由短期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性會降低越多，但BV*DS之估計係數雖為正值，但不顯著，表示當公司經由短期裁決性應計數從事盈餘管理時，雖增加影響權益帳面價值之價值攸關性但未具統計顯著性。此結果亦與Jones Model的實證結果無差異。

Modified Jones Model下，短期、長期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性影響比較之額外測試結果如表16所示。由表16發現E*DS之係數估計值 (-9.458)、E*DL之係數估計值 (-12.278) 均為負號，絕對值比較亦發現E*DL之係數估計值較大，而BV*DS之係數估計值 (-0.407) 則小於BV*DL之係數估計值 (2.615)，表示相對於短期裁決性應計數，管理當局利用長期裁決性應計數所進行之盈餘管理，其對財務報表價值攸關性的影響較大。另以假設檢定檢視其差異是否達統計顯著水準時發現，在聯合假設下 ($\gamma_3/\gamma_4=1$ ； $\gamma_5/\gamma_6=1$)，符合H3之預期 ($\chi^2=37.562$)，但若分別檢測盈餘之下降幅度差異、權益帳面價值之上升幅度差異，其 χ^2 值分別為0.480與34.849，僅權益帳面價值部分達顯著水準，故有限度支持H3，亦與原實證結果一致。

5.2 應變數以資產負債表日後四個月股價置換

本研究在原實證模式係以資產負債表日的股價為應變數，是為避免使用資產負債表日後股價，可能受到第一季事件之干擾。為使股價能充分反應財務報表資訊，本研究另以資產負債表日後四個月之股價為應變數¹⁶作額外之測試。

當以資產負債表日後四個月之股價為衡量基礎，樣本數增加為3,712筆觀察值，其實證結果如表17與表18所呈現。由表17發現H1之E與BV之係數估計值分別為9.100 (t=12.926) 與1.281 (t=5.444)，均顯著為正，此結果與前述結果並無差異。E*DTA、E*DL之估計係數分別為-14.510 (t=-4.883)與-11.793 (t=-2.875)，顯著為負，BV*DTA、BV*DL之估計係數則分別為2.752 (t=4.747) 與2.784 (t=3.879)，符號均為正，且皆達到1%的統計顯著水準，表示當公司經由總裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性會降低越多，且權益帳面價值之相對價值攸關性會提高越多，此額外測試結果再次支持研究假說H2A與H2C。E*DS之估計係數為-9.233 (t=-2.108)，顯著為負，表示當公司經由短期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性會降低越多，但BV*DS之估計係數為0.855 (t=1.151)，符號雖為正，但未達統計顯著水準，表示當公司經由短期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，權益帳面價值之相對價值攸關性雖然提高較多，但不十分明顯。此結果有限度支持研究假說H2B。此額外測試之結論皆與資產負債表日股價之原實證結果相同，本研究之實證結果具穩固性。

至於短期、長期裁決性應計數對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性影響程度比較之假說H3的額外測試結果如表18所示。由表18發現E*DS之係數估計值、E*DL之係數估計值，分別為-8.623 (t=1.988)、-12.157 (t=-2.747)，二者均為負號且達統計顯著水準，絕對值比較亦為E*DL之係數估

¹⁶ 我國證券交易法第36條規定：已依本法發行有價證券之公司，應於每營業年度終了後四個月內公告並向主管機關申報，經會計師查核簽證、董事會通過及監察人承認之年度財務報告。

表17 因變數以資產負債表日後4個月股價為衡量基礎之H1、H2結果

$$H1: P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * EPS_{it} + \alpha_2 * BVPS_{it}$$

$$H2: P_{it} = \beta_0 + \beta_1 * E_{it} + \beta_2 * BV_{it} + \beta_3 * E_{it} * DA_{it} + \beta_4 * BV_{it} * DA_{it} + \beta_5 * D99_{it} + \beta_6 * D00_{it} + \beta_7 * D01_{it} + \beta_8 * D02_{it} + \epsilon_{it}$$

變數名稱	H1			H2A			H2B			H2C		
	係數	t值	VIF	係數	t值	VIF	係數	t值	VIF	係數	t值	VIF
Intercept	1.758	0.598		0.334	2.482**		0.262	2.040**		0.357	2.624***	
E	9.100	12.926***	2.116	7.457	14.192***	3.572	6.372	10.822***	2.889	6.726	12.641***	3.034
BV	1.281	5.444***	2.116	0.342	1.575	2.302	0.649	3.205***	2.087	0.389	1.566	2.286
E*DTA				-14.510	-4.883***	4.131						
BV*DTA				2.752	4.747***	2.703						
E*DS							-9.233	-2.108**	3.324			
BV*DS							0.855	1.151	2.302			
E*DL										-11.793	-2.875***	4.071
BV*DL										2.784	3.879***	3.211
D99				0.853	9.876***	1.337	0.849	9.772***	1.338	0.846	9.781***	1.337
D00				-0.036	-0.863	1.385	-0.037	-0.842	1.385	-0.052	-1.281	1.390
D01				0.360	8.702***	1.430	0.352	8.444***	1.429	0.358	8.493***	1.430
D02				-0.233	-8.521***	1.460	-0.236	-8.678***	1.461	-0.232	-8.419***	1.460
N		3,712			3,712			3,712			3,712	
Adj R ²		0.455			0.431			0.448			0.448	
F值		1549.008***			352.350***			351.552***			351.771***	

註：1.H1各變數定義如下：P1為資產負債表日後四月底之股票收盤價格；EPS為非常項目前每股盈餘；BVPS為期末之每股權益帳面價值。；H2各變數之定義如下：P=資產負債表日後四月底市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DA為裁決性應計數之絕對值，其分別為DTA、DS、DL；DTA=總裁決性應計數之絕對值；DS=短期裁決性應計數之絕對值；DL=長期裁決性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0。

2.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表示達1%之顯著水準。

3.t值為調整過異質變異之結果。

4.VIF為診斷共線性指標。

計值較大；而BV*DS之係數估計值小於BV*DL之係數估計值，分別為0.352 (t=0.453) 與2.923 (t=3.767)，表示相對於短期裁決性應計數，管理當局利用長期裁決性應計數所從事之盈餘管理，對財務報表價值攸關性的影響較大。此結果符合H3之預期。再以假設檢定檢視其差異是否達統計上顯著水準時發現，在聯合假設下 ($\gamma_3/\gamma_4=1$ ； $\gamma_5/\gamma_6=1$)， χ^2 值為12.385，實證結果再次證實H3之預期；若分別檢測盈餘之下降幅度差異與權益帳面價值之上升幅度差異，其 χ^2 值分別為0.379與9.725，亦僅權益帳面價值部分達顯著水準，有限度支持研究假說H3，此結果亦與資產負債表日股價之原先研究假說H3的實證結果相一致。

表18 因變數以資產負債表日後4個月股價置換之H3結果

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 * E_{it} + \gamma_2 * BV_{it} + \gamma_3 * E_{it} * DS_{it} + \gamma_4 * E_{it} * DL_{it} + \gamma_5 * BV_{it} * DS_{it} \\ + \gamma_6 * BV_{it} * DL_{it} + \gamma_7 * D99_{it} + \gamma_8 * D00_{it} + \gamma_9 * D01_{it} + \gamma_{10} * D02_{it} + \varepsilon_{it}$$

變數名稱	H3		
	係數	t值	VIF
Intercept	0.336	2.685***	
E	7.421	12.765***	4.099
BV	0.386	1.841*	2.428
E*DS	-8.623	-1.988**	3.334
E*DL	-12.157	-2.747***	4.113
BV*DS	0.352	0.453	2.406
BV*DL	2.923	3.767***	3.366
D99	0.841	9.774***	1.339
D00	-0.044	-1.074	1.392
D01	0.358	8.587***	1.430
D02	-0.235	-8.566***	1.461
N		3,712	
Adj R ²		0.465	
F值		301.058***	
假設檢定	White調整		
	χ^2	P值	
H3 ₀ : $\gamma_3/\gamma_4=1$	0.379	0.538	
H3 ₀ : $\gamma_5/\gamma_6=1$	9.725***	0.002	
H3 ₀ : $\gamma_3/\gamma_4=1$; $\gamma_5/\gamma_6=1$	12.385***	0.002	

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日後四月底市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DS=短期裁決性應計數之絕對值；DL=長期裁決性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0。

2.H3₀係表示因變數以資產負債表日後4個月股價為衡量基礎下，以實證模式(3)重新檢定短、長期裁決性應計數之盈餘與權益帳面價值相對價值攸關性比較時的虛無假設。

3.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表達1%之顯著水準。

4.t值為調整過異質變異之結果。

5.VIF為診斷共線性指標。

5.3 增加控制變數

基於過去文獻顯示：當公司財務健全度較低時，對權益價值之解釋變數而言，權益帳面價值之係數及其增額解釋力較高；反之，當公司財務健全度較高時，則盈餘之係數及解釋力較高(Barth *et al.*, 1998)。此外，負盈餘的報導也會影響財務報表之攸關性(Jan and Ou, 1995；Barth *et al.*, 1998；Collins *et al.*, 1999)。而當股東權益報酬率(ROE)高時，公司較可能維持目前使用資

源的手法，所以此時盈餘對權益價值之解釋力較大；當ROE低時，公司較可能行使其對資源使用之選擇權，進而採取較佳的資源使用方式，此時權益帳面價值為權益價值較重要之決定因素(Burgstahler & Dichev, 1997)。因此，本研究在迴歸模型中加入負債比率 (LEV)、負盈餘 (NE)、股東權益報酬率 (ROE)，以控制上述因素之影響。其實證結果如表19 (測試假說H2) 與表20 (測試假說H3) 所呈現。

表19 增加控制變數之H2結果

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 * E_{it} + \beta_2 * BV_{it} + \beta_3 * E_{it} * DA_{it} + \beta_4 * BV_{it} * DA_{it} + \beta_5 * D99_{it} + \beta_6 * D00_{it} + \beta_7 * D01_{it} + \beta_8 * D02_{it} + \beta_9 * LEV_{it} + \beta_{10} * NE_{it} + \beta_{11} * ROE_{it} + \varepsilon_{it}$$

變數名稱	H2A			H2B			H2C		
	係數	t值	VIF	係數	t值	VIF	係數	t值	VIF
Intercept	0.216	1.404		0.165	1.204		0.253	1.470	
E	8.135	13.855***	4.701	6.844	9.723***	3.586	7.514	12.967***	4.124
BV	0.338	1.537	2.371	0.651	3.419***	2.116	0.348	1.278	2.352
E*DTA	-14.484	-5.070***	4.279						
BV*DTA	1.955	3.822***	2.764						
E*DS				-8.566	-2.970***	3.376			
BV*DS				-0.317	-0.573	2.322			
E*DL							-13.192	-3.510***	4.000
BV*DL							2.185	3.292***	3.152
D99	0.479	6.810***	1.338	0.470	6.715***	1.339	0.482	6.803***	1.338
D00	-0.328	-10.168***	1.383	-0.329	-9.863***	1.382	-0.336	-11.128***	1.388
D01	0.131	4.117***	1.420	0.121	3.736***	1.420	0.132	4.057***	1.420
D02	-0.101	-4.328***	1.458	-0.101	-4.355***	1.459	-0.096	-4.108***	1.458
LEV	-0.378	-2.545**	1.066	-0.402	-2.584***	1.077	-0.469	-3.019***	1.069
NE	0.473	8.623***	1.740	0.430	6.552***	1.688	0.452	7.775***	1.732
ROE	-0.060	-2.794***	1.172	-0.074	-2.795***	1.215	-0.095	-3.511***	1.145
N		3,455			3,455			3,455	
Adj R ²		0.480			0.470			0.473	
F值		290.674***			278.943***			283.051***	

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DA為裁決性應計數之絕對值，其分別為DTA、DS、DL；DTA=總裁決性應計數之絕對值；DS=短期裁決性應計數之絕對值；DL=長期裁決性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0；LEV=長期負債/總資產；若為負盈餘，NE=1，反之為0；ROE=E/BV。

- 2.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表達1%之顯著水準。
- 3.t值為調整過異質變異之結果。
- 4.VIF為診斷共線性指標。

表20 增加控制變數之H3結果

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 * E_{it} + \gamma_2 * BV_{it} + \gamma_3 * E_{it} * DS_{it} + \gamma_4 * E_{it} * DL_{it} + \gamma_5 * BV_{it} * DS_{it} + \gamma_6 * BV_{it} * DL_{it} + \gamma_7 * D99_{it} + \gamma_8 * D00_{it} + \gamma_9 * D01_{it} + \gamma_{10} * D02_{it} + \gamma_{11} * LEV_{it} + \gamma_{12} * NE_{it} + \gamma_{13} * ROE_{it} + \varepsilon_{it}$$

變數名稱	H3		
	係數	t值	VIF
Intercept	0.211	1.474	
E	8.288	13.396***	5.122
BV	0.411	1.982**	2.481
E*DS	-8.595	-3.355***	3.386
E*DL	-14.414	-3.566***	4.048
BV*DS	-0.643	-1.055	2.415
BV*DL	2.610	3.812***	3.300
D99	0.468	6.766***	1.340
D00	-0.325	-10.825***	1.389
D01	0.130	4.032***	1.421
D02	-0.100	-4.299***	1.459
LEV	-0.461	-2.950***	1.084
NE	0.476	8.689***	1.740
ROE	-0.072	-3.402***	1.216
N		3,455	
Adj R ²		0.465	
F值		301.058***	
假設檢定	White調整		
	χ^2	P值	
H3 ₀ : $\gamma_3/\gamma_4=1$	2.137	0.144	
H3 ₀ : $\gamma_5/\gamma_6=1$	38.831***	0.000	
H3 ₀ : $\gamma_3/\gamma_4=1 ; \gamma_5/\gamma_6=1$	39.096***	0.000	

註：1.各變數之定義如下：P=資產負債表日市值以期初總資產平減；E=非常項目前盈餘以期初總資產平減；BV=期末之權益帳面價值以期初總資產平減；DS=短期裁決性應計數之絕對值；DL=長期裁決性應計數之絕對值；若為1999年，D99=1，反之為0；若為2000年，D00=1，反之為0；若為2001年，D01=1，反之為0；若為2002年，D02=1，反之為0；LEV=長期負債/總資產；若為負盈餘，NE=1，反之為0；ROE=E/BV。

2.H3₀係表示增加控制變數下，以實證模式(3)重新檢定短、長期裁決性應計數之盈餘與權益帳面價值相對價值攸關性比較時的虛無假設。

3.「*」表示達10%之顯著水準；「**」表示達5%之顯著水準；「***」表示達1%之顯著水準。

4.t值為調整過異質變異之結果。

5.VIF為診斷共線性指標。

在假說H2測試方面，由表19發現：E*DTA、E*DL之估計係數分別為-14.484 (t=-5.070) 與 -13.192 (t=-3.510)，符號均為負，且皆達1%的統計顯著水準。BV*DTA、BV*DL之估計係數則

分別為1.955 ($t=3.822$) 與2.185 ($t=3.292$)，符號皆為正，且達到1%的統計顯著水準，表示當公司經由總裁決性應計數及長期裁決性應計數管理盈餘時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性會降低越多，而權益帳面價值之相對價值攸關性則提高越多。此結果再次支持研究假說H2A與H2C。至於E*DS之估計係數則為-8.566 ($t=-2.970$)，顯著為負，表示當公司經由短期裁決性應計數管理盈餘時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性會降低越多，但BV*DS之估計係數為-0.317 ($t=-0.573$)，未達到統計顯著水準，表示當公司經由短期裁決性應計數管理盈餘時，不會影響權益帳面價值之相對價值攸關性。此結果亦有限度支持H2B。綜合上述增加控制變數後的實證結果，顯示與原實證結果並無顯著的差異。

在假說H3測試方面，由表20發現E*DS之係數估計值為-8.595，E*DL之係數估計值-14.414，二者均為負號，絕對值比較仍為E*DL之係數估計值較大。BV*DS之係數估計值為-0.643，則小於BV*DL之係數估計值2.610，與前述結果並無顯著差異。假設檢定檢視其差異是否達統計上顯著水準時發現，在聯合假設下 ($\gamma_3/\gamma_4=1$ ； $\gamma_5/\gamma_6=1$)， χ^2 值為39.096，分別檢測盈餘之下降幅度差異與權益帳面價值之上升幅度差異，其 χ^2 值則分別為2.137與38.831，亦僅權益帳面價值部分達顯著水準，與原實證結果相一致。

綜合前述額外測試，可合理的推論本研究的實證結果具有強韌性，亦即公司管理當局的盈餘管理行為，確實影響會計資訊的價值攸關性，而且影響程度隨盈餘管理程度增加而增加。亦即，公司透過裁決性應計數從事盈餘管理，則盈餘管理程度越大，其盈餘變數之價值攸關性顯著降低越多，而權益帳面價值變數之價值攸關性則提高越多。此結果在不同的裁決性應計數衡量模式、不同的股價衡量期間、與增加控制變數的設定下，皆獲得實證的支持。

6. 結論

本研究以1999年至2003年國內上市(櫃)公司為樣本，檢測公司管理當局之盈餘管理程度對盈餘、權益帳面價值之整體與個別價值攸關性的影響。並將總裁決性應計數區分為長、短期應計數，探討總裁決性應計數及長期、短期應計數對盈餘、權益帳面價值攸關性之影響以及影響程度之比較。

實證結果發現：(1)盈餘與權益帳面價值的整體價值攸關性，在高裁決性應計數絕對值之公司顯著低於低裁決性應計數絕對值之公司，顯示會計資訊的整體價值攸關性確實受到公司的盈餘管理行為的衝擊；(2)當公司經由總裁決性應計數或長期裁決性應計數從事盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性下降越多，而權益帳面價值之相對價值攸關性則提高越多，如公司係透過短期裁決性應計數進行盈餘管理時，盈餘管理程度越大，盈餘之相對價值攸關性下降越多，但對權益帳面價值之相對價值攸關性之影響不顯著，綜合顯示公司的盈餘管理

行為顯著降低盈餘變數的相對價值攸關性，惟僅在以總裁決性應計數及長期裁決性應計數為衡量基礎的檢測下，顯著增加權益帳面價值的相對價值攸關性；(3)就長期、短期裁決性應計數對財務報表價值攸關性之影響程度比較觀察，在影響方向上，長期裁決性應計數對盈餘變數、權益帳面價值變數價值攸關性影響顯著大於短期裁決性應計數，而在影響程度之聯合檢定下，長期裁決性應計數對盈餘與權益帳面價值之價值攸關性影響高於短期裁決性應計數之影響，但對盈餘與權益帳面價值變數價值攸關性之單獨檢定，只有權益帳面價值之相對價值攸關性其在長期、短期應計數下之差異達統計上顯著水準。綜合而言，長期裁決性應計數對盈餘與權益帳面價值之價值攸關性影響高於短期裁決性應計數之影響。

本研究進行若干敏感性測試，顯示在其他條件不變之情況下，無論以橫斷面Modified Jones Model衡量盈餘管理，應變數改以財務報表出具日最後期限之股價加以衡量，或增加負債比率、負盈餘、股東權益報酬率三個控制變數，皆不會改變原來結論。

最後，在解釋本研究的實證結果時，有下列幾點須加以注意。在應計數模型選用上，為了避免樣本數不足及生存偏誤等問題，本研究係採用橫斷面Jones Model作為衡量盈餘管理的指標，且採用相似產業合併的方式，以期能更精確捕捉盈餘管理之影響，雖在敏感性測試中改採橫斷面Modified Jones Model進行額外測試，但實證結果不可避免會受到產業合併方法或許無法顯示真正產業特性的影響，亦不適合擴大適用至其他衡量模式的解釋。其次，基於過去文獻對總應計數如何區分為短期應計數及長期應計數，並無一致的衡量方式，不同之長短期應計數定義及不同之短期裁決性應計數測量方法，不能排除其可能會影響實證結果之推論。最後，因研究樣本排除金融保險業、航運業、玻璃陶瓷業、造紙業及汽車業，故研究結論可能無法推論至所有公司，且因本研究係探究盈餘管理程度對價值攸關性之一般性影響，並未針對特定目的之盈餘管理事件逐一探討其價值攸關性，故結論不適合推論至若干資訊性盈餘管理之解釋。

參考文獻

- 許永聲、王泰昌，「盈餘管理行為與會計資訊的評價能力」，國立中興大學會計研究所研討會，民國94年，1-36頁。
- 張文澗、周玲臺、林修葺，「內部人持股連續變動公司之盈餘管理行為特性」，會計評論，第三十七期，民國92年，53-83頁。
- 彭火樹，「股價與盈餘關係之研究：盈餘與權益帳面價值定式問題之再考量」，會計評論，第四十期，民國94年，69-90頁。
- 劉正田，「研發支出資本化之會計基礎股票評價」，會計評論，第三十三期，民國90年，1-26頁。

- Abarbanell, J. S. and Bushee, B. J., "Fundamental Analysis, Future Earnings, and Stock Prices," *Journal of Accounting Research*, Vol. 35, 1997, pp. 1-24.
- Arce, M. and Mora, A., "Empirical Evidence of the Effect of European Accounting Differences on the Stock Market Valuation of Earnings and Book Value," *The European Accounting Review*, Vol. 11, 2002, pp. 573-599.
- Ball, R. and Brown, P., "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No. 2, 1968, pp. 159-177.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., and Landsman, W. R., "Relative Valuation Roles of Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health," *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 25, No. 1, 1998, pp. 1-34.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., and Landsman, W. R., "The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting: Another View," *Journal of Accounting & Economics*, Vol.31, No.1-3, 2001, pp. 77-104.
- Bartov, E., Gul, F. A., and Tsui, J. S. L., "Discretionary Accruals Models and Audit Qualifications," *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 30, 2001, pp. 421-452.
- Beaver, W. H., "The Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, Supplement, 1968, pp. 67-92.
- Beaver, W. H., Clarke, R., and Wright, W. F., "The Association between Unsystematic Security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors," *Journal of Accounting Research*, Vol. 17, No. 2, 1979, pp. 316-345.
- Beaver, W. H., *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, 3ed., 2002, Prentice Hall.
- Black, E. L. and White, J. J., "An International Comparison of Income Statement and Balance Sheet Information: Germany, Japan and the US," *European Accounting Review*, Vol. 12, 2003, pp. 29-46.
- Burgstahler, D. C. and Dichev, I. D., "Earnings, Adaptation and Equity Value," *Accounting Review*, Vol. 72, No. 2, 1997, pp. 187-215.
- Chow, G., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, Vol. 28, 1960, pp. 591-605.
- Collins, D. W., Maydew, E. L., and Weiss, I. S., "Changes in the Value-relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years," *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 24, 1997, pp. 39-67.
- Collins, D. W., Pincus, M., and Xie, H., "Equity Valuation and Negative Earnings: The Role of Book Value of Equity," *Accounting Review*. Vol. 4, No.1, 1999, pp. 29-61.

- Dechow, P. M., "Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals," *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 18, 1994, pp. 3-42.
- Dechow, P. M. and Skinner, D. J., "Earnings Management: Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners, and Regulators," *Accounting Horizons*, Vol. 14, No. 2, 2000, pp. 235-250.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., and Sweeney, A. P., "Detecting Earnings Management," *Accounting Review*, Vol. 70, No. 2, 1995, pp. 193-225.
- DeFond, M. L. and Jiambalvo, J., "Debt Covenant Effects and the Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 17, 1994, pp. 145-176.
- Easton, P. D. and Zmijewski, M. E., "Cross-sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earnings Announcements," *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 11, No. 2-3, 1989, pp. 117-142.
- Feltham G. A. and Ohlson, J. A., "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, 1995, pp. 689-732.
- Francis, J. and Schipper, K. "Have Financial Statements Lost Their Relevance," *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, 1999, pp. 319-352.
- Greene, W.H., *Econometric Analysis*, New York: Macmillan Publishing Company, 1991.
- Guay, W. R., Kothari, S. P., and Watts, R. S. "A Market-based Evaluation of Discretionary Accrual Models," *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, 1996, pp. 83-105.
- Guay, W. R. and Sidhu, B. K., "The Usefulness of Long-term Accrual," *ABACUS*, Vol. 37, No. 1, 2001, pp. 110-131.
- Gul, F. A., Leung, S., and Srinidhi, B., "Informative and Opportunistic Earnings Management and the Value Relevance of Earnings: Some Evidence on the Role of IOS," Working Paper, 2003, City University of Hong Kong.
- Healy, P. M., "Discussion of A Market-based Evaluation of Discretionary Accrual Models," *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, 1996, pp. 107-115.
- Healy, P. M., "Discussion of Earnings-based Bonus Plans and Earnings Management by Business Unit Managers," *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 26, 1999, pp. 143-147.
- Healy, P. M. and Wahlen, J. M., "A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting," *Accounting Horizons*, Vol. 13, No. 4, 1999, pp. 365-383.
- Hribar, P. and Collins, D. W., "Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research," *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, No. 1, 2002, pp. 105-134.

- Jan, C. L. and Ou, J., "The Role of Negative Earnings in the Valuation of Equity Stocks," Working paper, 1995, New York University and Santa Clara University.
- Jones, J. J., "Earnings Management during Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, 1991, pp. 193-228.
- Kormendi, R. and Lipe, R., "Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns," *Journal of Business*, Vol. 60, No. 3, 1987, pp. 323-346.
- Kothari, S. P., "Discussion of "The Relation between Analysts' Forecasts of Long-Term Earnings Growth and Stock Price Performance Following Equity Officering," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 17, 2000, pp. 33-39.
- Lev, B. and Thiagarajan, S. R., "Fundamental Information Analysis," *Journal of Accounting Research*, Vol.3 1, No. 2, 1993, pp. 190-215.
- Marquardt, C. A. and Wiedman, C. I., "The Effect of Earnings Management on the Value Relevance of Accounting Information," *Journal of Business and Accounting*, Vol. 31, No. 3-4, 2004, pp. 297-329.
- Neter, J., Wasserman, W., and Kutner, M. H., *Applied Linear Regression Models*, 2nd ed., Homewood, Ill: Irwin, 1989.
- Nwaeze, E. T., "Regulation and the Valuation Relevance of Book Value and Earnings: Evidence from the United States," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, 1998, pp. 547-573.
- Ohlson, J. A., "Earnings, Book Value, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2, 1995, pp. 661-687.
- Ou, J. A. and Sepe, J. F., "Analysts Earnings Forecasts and the Roles of Earnings and Book Value in Equity Valuation," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 29, No. 3-4, 2002, pp. 287-316.
- Rangan, S., "Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings," *Journal of Financial Economics*, Vol. 50, 1998, pp. 101-122.
- Sankar, M. R. and Subramanyam, K. R., "Reporting Discretion and Private Information Communication through Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, 2001, pp. 365-386.
- Sloan, R. G., "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?" *Accounting Review*, Vol.71, No. 3, 1996, pp. 289-315.
- Subramanyam, K. R., "The Pricing of Discretionary Accruals," *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 22, 1996, pp. 249-281.
- Teoh, S. H., Welch, I., and Wong, T. J., "Earnings Management and the Subsequent Market Performance of Initial Public Offerings," *Journal of Finance*, Vol. 53, 1998, pp. 1935-1974.

Vuong, Q. H., "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-nested Hypotheses," *Econometrica*, Vol. 57, 1989, pp. 307-334.

Whelan, C. and McNamara, R., "The Impact of Earnings Management on the Value-relevance of Financial Statement Information," Working Paper, 2004, Georgia College & State University, USA, and Bond University, Australia.

White, H., "A Heteroscedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, 1980, pp. 817-838.