

盈餘平穩化與會計資訊的相對價值攸關性

The Effect of Income Smoothing on the Relative Value-relevance of Accounting Information

范宏書 / 輔仁大學會計學系副教授

Hung-Shu Fan, Associate Professor, Department of Accounting, Fu Jen Catholic University

Received 2007/7, Final revision received 2008/11

摘要

本研究採用 Leuz、Nanda 與 Wysocki (2003)、Myers、Myers 與 Skinner (2006)、以及 Tucker 與 Zarowin (2006) 之盈餘平穩化行為衡量方式，以當年及過去四年之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數捕捉企業之盈餘平穩化行為，來測試盈餘平穩化行為對於盈餘、權益帳面價值二變數的價值攸關性之影響。實證結果證實公司盈餘平穩化程度越大，其盈餘價值攸關性越高，權益帳面價值之價值攸關性越低，而且投資人對於裁決性應計數之正面評價亦越大。本研究進行之額外測試顯示，在其他條件不變之情況下，無論增加負債比率、負盈餘虛擬變數及股東權益報酬率三控制變數，以橫斷面 Modified Jones Model 衡量盈餘管理行為，納入資訊電子業虛擬變數，以總資產進行平減及不同盈餘平穩化指標之各額外測試，皆不會改變原來結論。

【關鍵字】盈餘平穩化、價值攸關性、會計資訊

Abstract

This study examines the effect of income smoothing on the relative value-relevance of earnings and equity book value. Following Leuz et al. (2003), Myers et al. (2006), Tucker and Zarowin (2006), this study uses the current year's and past four years' observations to measure income smoothing by the negative correlation between the change in discretionary accruals and the change in pre-discretionary income. Using Ohlson (1995) model, this study finds that the more income smoothing, the more value-relevance increase of earnings; in contrast, the more value-relevance loss of equity book value. Furthermore, this paper finds that the more income smoothing, the more investors' positive reactions to the discretionary accruals. These results are robust to using cross-sectional modified Jones model to proxy the discretionary accruals, to controlling for debt ratio, negative earnings, return on equity, electronic industry effect, to deflating the related variables by total assets, and to using another income smoothing measure.

【Keywords】income smoothing, value-relevance, accounting information

作者感謝兩位匿名評審、臺大管理論叢「21世紀會計專業會計產業與會計揭露」專題論文發表研討會之評論人王萬成教授所給予之寶貴意見，同時感謝輔仁大學提供之研究計畫經費補助（計畫編號：409631070478）。

壹、緒論

依據一般公認會計原則所編製之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自主判斷，以增加財務報表之有用性，而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規範等目的，而會計文獻亦顯示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 & Wahlen, 1999; Dechow & Skinner, 2000)。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, Beaver, & Landsman, 2001)，然而前述的盈餘管理的行為會影響會計資訊的價值攸關性的觀點，亦獲得相當的國外文獻的支持 (Marquardt & Wiedman, 2004; Whelan & McNamara, 2004; Hunt, Moyer, & Shevlin, 2000)。

關於會計資訊價值攸關性的研究，自 Ball 與 Brown (1968) 指出會計盈餘具資訊內涵以來，Ohlson (1995) 更將權益帳面價值導入評價模式中。在 Ohlson (1995) 架構中，股價決定於權益帳面價值、預期未來超常盈餘 (Abnormal Earnings) 之折現值二因子，而當期盈餘可提供有關未來超常盈餘資訊，權益帳面價值則提供有關正常盈餘 (Normal Earnings) 資訊。Barth、Beaver 與 Landsman (1998)、以及 Ou 與 Sepe (2002) 主張權益帳面價值亦能提供清算價值 (Liquidation Value) 資訊。後續之研究發現，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 (Burgstahler & Dichev, 1997; Collins, Maydew, & Weiss, 1997; Black & White, 2003; Francis & Schipper, 1999; Barth et al., 1998)。上述價值攸關性消長之發生原因可能在於當期盈餘未能提供有關未來超常盈餘相關資訊，則投資人會轉而依賴權益帳面價值所提供正常盈餘或清算價值資訊來進行股票評價 (Barth et al., 1998)。管理當局進行盈餘管理可能會造成當期盈餘所能提供有關未來超常盈餘資訊之能力改變，而改變投資人對於盈餘與權益帳面價值在股票評價依賴的相對權重，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。

近期盈餘管理對財務報表價值攸關性的研究發現，管理當局之投機性盈餘管理行為會影響會計資訊的價值攸關性。譬如 Marquardt 與 Wiedman (2004) 利用公司的現金增資時管理當局有出售股票行為，來捕捉管理當局投機性盈餘管理行為，Whelan 與 McNamara (2004)、范宏書、陳慶隆與廖英任 (2008) 則以裁決性應計數來捕捉投機性盈餘管理，這些研究均顯示盈餘管理行為導致盈餘之價值攸關性降低、權益帳面價值之價值攸關性增加。上述研究之可能論據為投機性盈餘管理使得盈餘數字可能不再可靠，降低了盈餘所能提供有關公司未來超常盈餘相關資訊，降低其在股票評價之有用性，此時，報表使用者可能會轉而依賴權益帳面價值所提供之正常盈餘或清算價值資訊作為評價基礎，故投機性盈餘管理會導致盈餘的價值攸關性降低，而權益帳面價值之價值攸關性提高。但資訊性盈餘管理行為則可能會使當期盈餘傳遞管理當局所擁

有之未來盈餘私有資訊，而使得當期盈餘因能提供有關公司未來超常盈餘資訊，提高當期盈餘在股票評價之有用性，盈餘價值攸關性因而增加，而權益帳面價值的價值攸關性則相對降低，此為與上述三研究完全相反之結果，但目前少有研究著眼於此。盈餘平穩化行為可能為資訊性盈餘管理 (Chaney & Lewis, 1995; Ronen & Sadan, 1981; Kirschenheiter & Melumand, 2005; Sankar & Subramanyam, 2001)，但其亦可能為投機性盈餘管理 (Healy, 1985; Fudenburg & Tirole, 1995; Arya, Glover, & Sunder, 1998)。至於盈餘平穩化行為究竟為資訊性或投機性其為一實證問題 (Hunt et al., 2000; Tucker & Zarowin, 2006)。Hunt et al. (2000)、Tucker 與 Zarowin (2006) 均發現企業之盈餘平穩化行為會改善盈餘資訊性 (Earnings Informativeness)，亦即改善當期盈餘對於未來盈餘之預測性，故其提供盈餘平穩化行為為資訊性盈餘管理之證據，但其並未探討盈餘平穩化行為對於盈餘價值攸關性增加、權益帳面價值價值攸關性降低之會計資訊價值攸關性消長關係的可能影響。因此，本研究採用 Leuz et al. (2003)、Myers et al. (2006)、以及 Tucker 與 Zarowin (2006) 之盈餘平穩化行為衡量方式，以當年及過去四年之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數來捕捉企業之盈餘平穩化行為，以測試盈餘平穩化行為對於盈餘、權益帳面價值之相對價值攸關性之影響。本研究推論公司之盈餘平穩化行為程度越大，盈餘資訊性改善越大，當期盈餘越能提供有關公司未來超常盈餘資訊，投資人在股票評價時越依賴之，故盈餘價值攸關性越高；反之，投資人對於權益帳面價值所提供之正常盈餘或清算價值資訊依賴越少，故權益帳面價值越低。再者，投資人對於改善盈餘資訊性之裁決性應計數亦給於越多正面評價。本研究利用 Ohlson (1995) 模式以 1995 年至 2005 年之台灣上市、上櫃公司為研究對象進行實證研究，實證結果證實本研究之假說。此等實證結果在增加負債比率、負盈餘虛擬變數及股東權益報酬率三控制變數，不同的裁決性應計數衡量模式，納入資訊電子業虛擬變數，以總資產平減及不同盈餘平穩化指標之各項額外測試，皆獲得實證證據的支持。

本研究主要貢獻有四：1. 除 Hunt et al. (2000) 以同期股價與盈餘關係、Tucker 與 Zarowin (2006) 以股票報酬率與未來盈餘關係來研究企業之盈餘平穩化行為對於盈餘價值攸關性之影響外，本研究為台灣少數探討企業之盈餘平穩化行為對於盈餘價值攸關性影響之論文；2. 本研究提供台灣企業之盈餘平穩化行為可能屬於資訊性盈餘管理之一項證據；3. Whelan 與 McNamara (2004)、Marquardt 與 Wiedman (2004) 探討投機性盈餘管理對於盈餘、權益帳面價值的價值攸關性消長之影響，文獻中對於資訊性盈餘管理對於盈餘、權益帳面價值之價值攸關性消長影響之研究則缺乏，故本研究為少數探討企業之盈餘平穩化此一可能之資訊性盈餘管理行為對於盈餘、權益帳面價值之價值攸關性消長之研究；4. 本研究探討在企業盈餘平穩化情境下盈餘、權益帳面價值的價值攸關性消長之影響，此研究擴展了如 Collins et al. (1997)、Black 與 White

(2003)、Francis 與 Schipper (1999)、以及 Barth et al. (1998) 等研究不同情境下盈餘、權益帳面價值之價值攸關性消長之系列研究。

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，第五部份為額外測試，最後為結論。

貳、文獻探討

Beaver (1968) 主張若公司之報導盈餘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 與 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，該研究開啟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, Clarke, & Wright, 1979)；盈餘反應係數 (Earning Response Coefficient) 與盈餘持續性、恆常盈餘、公司規模及系統風險之關聯性 (Kormendi & Lipe, 1987; Easton & Zmijewski, 1989)；會計應計數 (Accruals) 之價值攸關性 (Subramanyam, 1996) 的研究等。然而，前述關於股票評價的文獻多數著重在股價與損益表之盈餘變數間的關係，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：財務變數對報酬之增額解釋力 (Lev & Thiagarajan, 1993) 與財務指標對未來盈餘之預測能力 (Abarbanell & Bushee, 1997) 等。

Ohlson (1995) 利用股利折現模型與會計之淨剩餘關係，推導出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。在 Ohlson (1995) 架構中，股價決定於權益帳面價值、預期未來超常盈餘 (Abnormal Earnings) 折現值二因子，而當期盈餘可提供有關未來超常盈餘資訊、權益帳面價值則提供有關正常盈餘 (Normal Earnings) 資訊。後續之研究發現，盈餘與權益帳面價值之價值攸關性會隨著不同情況如經濟變遷、會計制度、產業概況、公司財務狀況而有所消長 (Burgstahler & Dichev, 1997; Collins et al., 1997; Black & White, 2003; Francis & Schipper, 1999; Barth et al., 1998)，另有若干研究在探討盈餘品質、盈餘管理是否亦會造成影響盈餘與權益帳面價值之價值攸關性有所消長 (Ou & Sepe, 2002; Marquardt & Wiedman, 2004; Whelan & McNamara, 2004; 范宏書等人, 2008)。

在盈餘與權益帳面價值之價值攸關性隨著不同情況而造成消長方面，Burgstahler 與 Dichev (1997) 實證發現當盈餘對帳面價值比率較高時，代表公司愈可能維持目前所使用資源的方法，此時盈餘為股價之主要決定因子；當盈餘對帳面價值比率較低時，代表公司較可能行使其對資源使用之選擇權，進而改採更佳的資源使用方式，此時帳面價值為股價之主要決定因子。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，其原因為盈餘之增額攸關性雖逐年降低，但權益帳面價值之攸關性則逐年上升；造成盈餘與權益帳面價值之攸關性抵換的原因，可被歸咎為隨著時間經過，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。Francis 與 Schipper (1999) 發現盈餘的解釋力有逐年下降的趨勢，而權益帳面價值及盈餘與權益帳面價值的總合解釋力則有逐年上升的趨勢，其結果與 Collins et al. (1997) 的發現一致。Barth et al. (1998) 則探討在不同財務狀況下，盈餘與權益帳面價值所扮演之角色。其主張盈餘與權益帳面價值有不同之提供資訊角色，其中盈餘在於提供未來超常盈餘機會 (Abnormal Earnings Opportunity) 之資訊，而有關監督公司對於債務契約履行之資訊則有賴權益帳面價值所提供之清算價值資訊。其實證發現，當公司的財務健全度較低時，因盈餘較無法提供有關未來超常盈餘資訊而使其價值攸關性降低，而投資人轉而依賴權益帳面價值之清算價值資訊而使其價值攸關性增加。Black 與 White (2003) 實證發現德國、日本之資本市場，帳面價值價值攸關性高於盈餘價值攸關性，原因為投資人較關心資產負債表指標如流動性，而美國則反之。

在探討盈餘品質、盈餘管理是否亦會造成影響盈餘與權益帳面價值之價值攸關性有所消長的研究方面，Ou 與 Sepe (2002) 實證發現公司當期盈餘偏離證券分析師對於公司未來一年盈餘預測值較多，會使得投資人認為當期盈餘較無法有效提供有關未來超常盈餘之資訊，減少在股票評價上對當期盈餘之依賴，而造成當期盈餘價值攸關性降低，此時投資人會轉而依賴權益帳面價值所提供之未來正常盈餘資訊或清算價值資訊，而造成權益帳面價值的價值攸關性增加；反之，此偏離較少，當期盈餘價值攸關性會增加，權益帳面價值的價值攸關性則降低。Marquardt 與 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 與 McNamara (2004) 則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。實證結果發現，若公司經由裁決性應計數從事盈餘管理，則會降低盈餘之價值攸關性，但帳面價值之價值攸關性則增加。范宏書等人 (2008) 則進一步認為若裁決性應計數“數額” (Magnitude) 能代表盈餘管理程度，且影響到盈餘、權益帳面價值的相對價值攸關性之變化，則合理的推論為：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。其以 1999 年至 2003 年台灣上市 (櫃) 公司為研究對象進行實證研究，實證結果支持其研究假說。

Marquardt 與 Wiedman (2004)、Whelan 與 McNamara (2004)、以及范宏書等人

(2008) 均證實投機性盈餘管理使得盈餘變數的價值攸關性降低，而權益帳面價值的價值攸關性增加，上述研究之可能論據為投機性盈餘管理使得盈餘數字可能不再可靠，降低了盈餘所能提供有關公司未來超常盈餘資訊，降低其在股票評價之有用性，此時，投資人可能會轉而依賴權益帳面價值所提供之正常盈餘或清算價值作為評價基礎。但資訊性盈餘管理行為則可能會使當期盈餘傳遞管理當局所擁有之未來盈餘私有資訊，而使得當期盈餘因能提供有關公司未來超常盈餘資訊，提高當期盈餘在投資人股票評價之有用性，使得盈餘價值攸關性增加，而同時使投資人在股票評價較不需依賴權益帳面價值所提供之正常盈餘或清算價值資訊，而使得權益帳面價值的價值攸關性降低，此為與上述三研究完全相反之結果，但目前少有研究著眼於此。盈餘平穩化行為可能為資訊性盈餘管理，但其亦可能為投機性盈餘管理，在投機性盈餘管理方面，例如，Healy (1985) 發現管理當局平穩化其盈餘係為達成紅利目標，Fudenburg 與 Tirole (1995) 假設在評估公司未來績效時，當期績效之權重較過去績效高下，其證明經理人員為保護其現有職位，而進行盈餘平穩化，Arya et al. (1998) 亦證明為保護現有職位或減少老闆之干預，經理人員會進行盈餘平穩化；另外，盈餘平穩化亦可能為資訊性盈餘管理，例如，Chaney 與 Lewis (1995) 以模式證明高價值公司之經理人員為使投資人能有效區別其非低價值公司，會透過盈餘平穩化來傳遞其未來獲利資訊，以使投資人能改善其對於公司價值評估之精確性(註¹)。Ronen 與 Sadan (1981) 以模式證明企業可透過盈餘平穩化來傳遞企業未來獲利資訊。Kirschenheiter 與 Melumand (2005) 證明具資訊優勢之經理人員透過平穩化暫時性盈餘來平穩化其盈餘，以傳遞公司之好消息，Sankar 與 Subramanyam (2001) 證明經理人員透過盈餘平穩化行為來平穩化其消費，藉此而傳遞其對於未來盈餘之私有資訊。至於盈餘平穩化行為究竟為資訊性或投機性其為一實證問題(Hunt et al., 2000; Tucker & Zarowin, 2006)。Hunt et al. (2000) 以同期股價與盈餘關係、Tucker 與 Zarowin (2006) 以股票報酬率與未來盈餘關係來研究企

註¹ Chaney 與 Lewis (1995) 之模式設定為二期模式。其假設市場上有二類公司：高價值公司、低價值公司，所有人均知道各公司現金流量(該文中稱其為經濟盈餘)機率分配為常態分配，但每類公司之經理人員均具有對其公司現金流量機率分配之期望值私有資訊，且均知道高價值公司之現金流量期望值高於低價值公司之現金流量期望值。公司所得稅係依照公司提報之報導盈餘來核課。經理人員需決定其盈餘報導策略(Income Reporting Strategy)。投資人只能由各公司在各期提報之報導盈餘來推測公司為高價值公司之機率、為低價值公司之機率。經理人員在一般公認會計原則之規範內進行盈餘管理，故本期報導盈餘與現金流量之差距會在未來迴轉。經理人員之獎酬(在第0期)為期望未來公司價值之線性函數。最後，各期公司價值由投資人在看到公司之報導盈餘後所對於公司期望現金流量之推估來決定。該文作者證明在不存在資訊不對稱情況下，每類公司最適盈餘報導策略均為低報盈餘，以延後繳交公司所得稅，增加公司價值。在存在資訊不對稱情況下，高價值公司會選擇報導較低價值公司為高之盈餘，且高價值公司會進行盈餘平穩化，但低價值公司不會進行盈餘平穩化。該文作者推論高價值公司經理人員藉由盈餘平穩化使本期盈餘能傳遞公司未來較低價值公司為高之獲利私有資訊，藉以與低價值公司做出區隔，以增加投資人對公司之評價及其自身獎酬，但低價值公司不會模仿高價值公司報導較高盈餘，因其需負擔較高公司所得稅，此會降低其公司價值。

業之盈餘平穩化行為對於盈餘資訊性之影響，其均發現企業之盈餘平穩化行為會改善盈餘資訊性，亦即改善當期盈餘對於未來盈餘之預測性，故其提供盈餘平穩化行為可能為資訊性盈餘管理之證據，但其並未探討盈餘平穩化行為可能會造成盈餘變數價值攸關性增加、權益帳面價值的價值攸關性降低之會計資訊相對價值攸關性消長此一可能影響。因此，本研究採用 Leuz et al. (2003)、Myers et al. (2006)、以及 Tucker 與 Zarowin (2006) 之盈餘平穩化行為衡量方式，以當年及過去四年之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數來捕捉企業之盈餘平穩化行為，以測試盈餘平穩化行為對於盈餘、權益帳面價值二變數之價值攸關性之影響。本研究之結果有助於擴展不同盈餘管理行為對於會計資訊價值攸關性影響之研究深度。

參、研究設計

一、研究假說

Barth et al. (1998) 主張盈餘與權益帳面價值有不同角色，其中當期盈餘在於提供未來超常盈餘機會之資訊，而有關監督公司對於債務契約履行之資訊則有賴權益帳面價值所提供之清算價值資訊。另外，Ohlson (1995) 主張股票價格可由權益帳面價值、預期未來超常盈餘折現值來決定。其中權益帳面價值可提供正常盈餘資訊，當期盈餘則可提供有關未來超常盈餘之資訊。Ou 與 Sepe (2002) 主張當公司為繼續經營無虞時，權益帳面價值可提供正常盈餘資訊，但當公司繼續經營有疑慮時，則權益帳面價值提供清算價值資訊(註²)。

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(Black & White, 2003; Francis & Schipper, 1999; Barth et al., 1998)。而盈餘品質或盈餘管理亦會造成盈餘與權益帳面價值價值攸關性之消長，例如，Marquardt 與 Wiedman (2004)、Whelan 與 McNamara (2004)、以及范宏書等人(2008)等之實證顯示投機性盈餘管理降低當期盈餘之可靠性，因而當期盈餘較無法提供有關未來超常盈餘資訊，而降低其在股票評價之有用性，造成盈餘價值攸關性降低。盈餘平穩化行為可能為投機性，例如，管理當局平穩化其盈餘係為達成紅利目標(Healy, 1985)或保護其工作(Fudenburg & Tirole, 1995; Arya et al., 1998)，此作為會減損當期盈餘對於未來盈餘之預測性；另外，盈餘平穩化可能為資訊性，例如，具資訊優勢之經理人員透過平穩化暫時性盈餘來平穩化其盈餘，以傳遞公司之好消息(Kirschenheiter & Melumand, 2005)，經理人員透過盈餘平穩化行為來平穩化其消費並藉此而傳遞其對於未來盈餘之私有資訊(Sankar & Subramanyam, 2001)，Chaney 與

註² Collins、Pincus 與 Xie (1999) 實證顯示對於負盈餘公司之股票評價而言，權益帳面價值因可提供預期未來正常盈餘資訊、清算價值資訊，而具有價值攸關性。

Lewis (1995)、Ronen 與 Sadan (1981) 以模式證明企業可透過盈餘平穩化來傳遞企業未來獲利資訊。此等資訊性盈餘平穩化行為則會改善當期盈餘對於未來盈餘之預測性。至於此二盈餘平穩化行為效果何者在企業較普遍存在為一實證問題 (Hunt et al., 2000; Tucker & Zarowin, 2006)。Hunt et al. (2000)、Tucker 與 Zarowin (2006) 均發現企業之盈餘平穩化行為會改善盈餘資訊性，亦即強化當期盈餘對未來盈餘之預測性。因此，若盈餘平穩化行為會改善盈餘資訊性，強化當期盈餘對未來盈餘之預測性，則盈餘平穩化使當期盈餘能提供有關公司未來超常盈餘資訊，增加其在股票評價上之有用性，造成當期盈餘價值攸關性提升，而得到本研究的第一個研究假說 (註³)：

H1：其他條件不變下，企業之盈餘平穩化程度越大則盈餘資訊的價值攸關性越高。

其次，文獻顯示投資人若對盈餘與權益帳面價值二會計數字之其中一項會計數字的依賴程度下降，則另一項會計數字的攸關性將會提高，亦即盈餘與權益帳面價值的價值攸關性存在互相消長的現象 (Burgstahler & Dichev, 1997; Collins et al., 1997; Barth et al., 1998; Ou & Sepe, 2002; Marquardt & Wiedman, 2004; Whelan & McNamara, 2004; 范宏書等人, 2008) (註⁴)。Ou 與 Sepe (2002) 實證顯示公司當期盈餘偏離證券分析師對於公司未來一年盈餘預測值較少，投資人認為當期盈餘較能提供有關未來超常

註³ 若盈餘平穩化行為屬於可傳遞公司未來盈餘此一私有資訊之資訊性盈餘管理，公司所進行之盈餘平穩化行為如何透過當期盈餘傳遞未來盈餘資訊，進而影響股價，此可能過程如下：當公司瞭解過去盈餘資訊，在當期盈餘逐步實現時，其亦對於未來盈餘資訊有所掌握，而公司為傳遞此一未來盈餘之私有資訊，公司持續平穩化含當期盈餘之各期盈餘後，透過當期盈餘來傳遞此一私有資訊，而且公司擁有越多有關未來盈餘之私有資訊，則越能成功平穩化其各期盈餘；投資人透過所觀察到公司歷年盈餘數字及其平穩化之結果，而透過當期盈餘推知公司未來可能之盈餘數字，進而進行其股票評價決策 (Tucker & Zarowin, 2006)。因此此股票投資決策中非常依賴當期盈餘資訊，而增加當期盈餘價值攸關性。當然，若公司盈餘平穩化係屬於投機性盈餘管理行為，則盈餘平穩化行為會為當期盈餘帶來雜訊 (Noise)，則當期盈餘不再具有傳遞公司未來盈餘資訊之能力，則投資人對其依賴性會下降，進而降低其資訊性、價值攸關性 (Subramanyam, 1996; Hunt et al., 2000; Tucker & Zarowin, 2006)。

註⁴ 研究盈餘與權益帳面價值的價值攸關性存在互相消長現象的文獻，其均用 Barth et al. (1998)、Ohlson (1995)、Ou 與 Sepe (2002) 之綜合架構「盈餘與權益帳面價值在股票評價上有不同角色，其中當期盈餘在於提供有關未來超常盈餘之資訊，而權益帳面價值則在提供正常盈餘資訊或清算價值資訊，以協助投資人進行股票評價」之類似架構來推論此一消長關係，一旦某情況下造成當期盈餘無法提供有關未來超常盈餘之資訊，則投資人在股票評價上對盈餘之依賴就會減少，其造成盈餘價值攸關性下降，此時，投資人會轉而依賴權益帳面價值所提供之正常盈餘資訊或清算價值資訊來進行股票評價，因此權益帳面價值的價值攸關性上升，例如，Barth et al. (1998) 發現當公司財務健全度不佳，則當期盈餘較無法提供有關未來超常盈餘之資訊，其盈餘價值攸關性較差；Ou 與 Sepe (2002) 發現公司當期盈餘偏離證券分析師對於公司未來一年盈餘預測值較多，會使得投資人認為當期盈餘較無法有效提供有關未來超常盈餘之資訊，而造成當期盈餘價值攸關性降低；Collins et al. (1997) 發現盈餘價值攸關性隨著時間經過而降低，其原因可歸咎為隨著時間經過，盈餘之中的鉅額一次性項目、負盈餘的增加，使得當期盈餘無法提供有關未來超常盈餘之資訊。而這些研究在發現盈餘價值攸關性降低同時，投資人會轉而依賴權益帳面價值所提供正常盈餘資訊或清算價值資訊來進行股票評價，因此亦發現權益帳面價值的價值攸關性上升之現象。

盈餘資訊，增加對其在股票評價上之依賴，而造成當期盈餘價值攸關性增加之同時，投資人亦降低對於權益帳面價值所提供正常盈餘資訊或清算價值資訊來協助其進行股票評價之依賴，因此權益帳面價值的價值攸關性將降低。同理，若公司管理當局利用盈餘平穩化此一資訊性盈餘管理行為改善盈餘資訊性，亦即強化當期盈餘對未來盈餘之預測性，則盈餘平穩化使當期盈餘能提供有關公司未來超常盈餘資訊，使得投資人在股票評價時對其依賴增加而提升當期盈餘價值攸關性的同時，投資人就可能較不需要依賴權益帳面價值所提供正常盈餘資訊或清算價值資訊來協助其進行股票評價，則權益帳面價值的價值攸關性將降低，而得到本研究的第二個研究假說：

H2：其他條件不變下，當公司之盈餘平穩化行為程度越大，則權益帳面價值之價值攸關性越低。

再者，Subramanyam (1996) 以裁決性應計數來衡量公司管理當局之盈餘管理行為，其實證顯示投資人給於裁決性應計數正面評價，其推論為盈餘平穩化行為下之裁決性應計數有助於預測未來盈餘，而其亦以實證證實此一推論。Gul、Leung 與 Srinidhi (2003) 實證發現具有較多投資機會公司之資訊性盈餘管理行為使其裁決性應計數之價值攸關性較高。Tucker 與 Zarowin (2006) 則實證發現盈餘平穩化較大公司其應計數之價值攸關性亦較高。基於上述文獻之發現，本研究推論盈餘平穩化行為程度越大之公司，其以裁決性應計數所進行之盈餘平穩化行為將越會改善當期盈餘對於未來盈餘之預測性，而有助於當期盈餘提供有關公司未來超常盈餘資訊，亦即盈餘平穩化下之裁決性應計數亦有助於預測未來盈餘，提供有關公司未來超常盈餘資訊，因此，投資人給於裁決性應計數正面評價越高，而得到本研究的第三個研究假說：

H3：其他條件不變下，企業之盈餘平穩化程度越大，則盈餘中裁決性成分之價值攸關性越大。

二、盈餘平穩化行為及裁決性應計數之衡量

本研究採用 Leuz et al. (2003)、Myers et al. (2006)、以及 Tucker 與 Zarowin (2006) 之盈餘平穩化行為衡量方式，在「企業以裁決性應計數進行盈餘平穩化」之假設下，以含當年及過去四年共五年（註⁵）之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數來捕捉企業之盈餘平穩化行為，此相關係數越負則代表企業之盈餘平穩化程度越大。

本研究採用 Kothari、Leone 與 Wasley (2005) 所提出之橫斷面 Jones Model (Jones, 1991) 估計非裁決性應計數，並以總應計數減非裁決性應計數得出裁決性應計數以作

註⁵ 本研究參考 Tucker 與 Zarowin (2006) 以五年來計算此相關係數，以兼顧計算盈餘平穩化指標之期間長度及實證之樣本數量。

為公司盈餘管理之衡量指標 (Kothari et al., 2005; Tucker & Zarowin, 2006)。

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，如下所示：

$$ACC_{it} = E_{it} - CFO_{it} \quad (1)$$

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。

本研究以橫斷面 Jones Model 推估非裁決性應計數，衡量方法說明如下：

首先以 (2) 式來估計非裁決性應計數之係數：

$$\frac{ACC_{it}}{TA_{it-1}} = \varphi_1 \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \varphi_2 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \varphi_3 \left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \varphi_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中

ACC_{it} ：i 公司第 t 年之總應計數，以 (1) 式計算得之。

TA_{it-1} ：i 公司第 t 年之期初資產總額。

ΔREV_{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。

ROA_{it} ：i 公司第 t 年之資產報酬率。

(2) 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裁決性應計數，列示如下：

$$DA_{it} = \frac{ACC_{it}}{TA_{it-1}} - \left[\hat{\varphi}_1 \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \hat{\varphi}_2 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \hat{\varphi}_3 \left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \hat{\varphi}_4 ROA_{it} \right] \quad (3)$$

其中

DA_{it} ：i 公司第 t 年之裁決性應計數。

$\hat{\varphi}_1$ 、 $\hat{\varphi}_2$ 、 $\hat{\varphi}_3$ 、 $\hat{\varphi}_4$ ：以 (2) 式所衡量之特定產業係數。

其餘變數定義如 (2) 式。

將盈餘拆解成裁決性應計數 DA 以及非裁決性盈餘 NDE，令 ΔDA 、 ΔNDE 分別代表裁決性應計數之變動數以及非裁決性盈餘之變動數，則盈餘平穩化指標可用此

二變動數之相關係數 $Corr(\Delta DA, \Delta NDE)$ 來表達(註⁶)。為表達盈餘平穩化行為程度之大小，本研究仿 Tucker 與 Zarowin (2006) 作法，將樣本公司之 $Corr(\Delta DA, \Delta NDE)$ 依分年分產業之方式轉成分數排序 (Fractional Ranking) (註⁷)，使其值介乎 0 及 1 之間，並以 IS 代表之，故若 $Corr(\Delta DA, \Delta NDE)$ 越趨向 -1 代表企業之盈餘平穩化程度越大，則 IS 越大。分年分產業來排序同年同產業內企業之 $Corr(\Delta DA, \Delta NDE)$ ，係為控制時間及產業效果。

三、實證模式

本研究延續多數財務報表資訊攸關性的實證研究之模式 (Barth et al., 1998; Collins et al., 1999; Ou & Sepe, 2002; Black & White, 2003; Nwaeze, 1998; Arce & Mora, 2002; Marquardt & Wiedman, 2004; 范宏書等人, 2008)，採用 Ohlson (1995) 模式為實證模式。其次，本研究分別依據 IS 將研究樣本加以排序後，以中位數區分為兩組次樣本：高 IS 與低 IS 兩組次樣本，分別對下列模式 (4) 執行迴歸分析。模式 (4) 實證模式設定如下：

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EPS_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

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 年之稅後淨利，以期末流通在外股數平減。

BV_{it} ：i 公司第 t 年期末之權益帳面價值，以期末流通在外股數平減。

ε_{it} ：i 公司第 t 年之殘差項。

為了初步檢測盈餘平穩化對於盈餘及權益帳面價值之相對價值攸關性的影響，本研究沿用 Collins et al. (1997) (註⁸) 等作法，由 (4) 式之整體解釋能力拆解成出盈餘增額解釋力及權益帳面價值增額解釋力，藉由高 IS 與低 IS 兩組次樣本之個別盈餘增額解釋力、權益帳面價值增額解釋力之比較來初步測試假說 1 及假說 2。為計算盈餘增額解釋力及權益帳面價值增額解釋力，本研究再設立二模式如下：

註⁶ 例如，為計算 2005 年台泥公司 (1101) 之相關係數 $Corr(\Delta DA, \Delta NDE)$ ，本研究以 2005 (當年)、2004、2003、2002、2001 年 (前四年) 共五年之裁決性應計數變動數 ΔDA 、扣除裁決性應計數之盈餘變動數 ΔNDE 來計算此相關係數。

註⁷ 分數排序 (Fractional Ranking) 為原始排序 (Raw Ranking) 除以排序樣本總數，例如，某年某產業之排序樣本總數為 10 筆，則排序 1 及 10 之分數排序分別為 0.1 及 1。

註⁸ 例如，Barth et al. (1998)、Arce 與 Mora (2002)。

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EPS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

另模式 (4) ~ (6) 之調整後 R^2 分別表示成 $R_{(4)}^2$ 、 $R_{(5)}^2$ 及 $R_{(6)}^2$ 。盈餘增額解釋力可以由 $R_{(4)}^2$ 減除 $R_{(6)}^2$ 來得出，至於權益帳面價值增額解釋力則可由 $R_{(4)}^2$ 減除 $R_{(5)}^2$ 來得出。若假說 1 成立，亦即盈餘平穩化會提高盈餘之價值攸關性，則高 IS 次樣本之盈餘增額解釋力較低 IS 次樣本為高。反之，若假說 2 成立，亦即盈餘平穩化會降低權益帳面價值之價值攸關性，則高 IS 次樣本之權益帳面價值增額解釋力較低 IS 次樣本為低。

其次，為了完整捕捉盈餘平穩化對會計資訊價值攸關性的影響，本研究透過 IS 來衡量此影響，故納入 IS 與盈餘、權益帳面價值之相乘項 (張文瀾、周玲臺、林修葺，2003)。再者，為了降低各年外在環境變數之影響，本文於實證時加入年度之虛擬變數以控制年度差異的影響 (劉正田，2001)。經加入相關變數後之實證模式如模式 (7)：

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 IS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 BV_{it} + \beta_4 IS_{it} * EPS_{it} + \beta_5 IS_{it} * BV_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \beta_7 YearT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

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 年之稅後淨利，以期未流通在外股數平減。

BV_{it} ：i 公司第 t 年期末之權益帳面價值，以期未流通在外股數平減。

IS_{it} ：i 公司第 t 年之盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再轉化成分數排序衡量之。

$YearT_{it}$ ：i 公司第 t 年之年度虛擬變數，若 $t=T$ 則設為 1，否則設為 0。

由模式 (7) 之係數可知 β_2 、 β_3 分別代表無盈餘平穩化行為下，盈餘、權益帳面價值變數之價值攸關性大小，依 Ohlson (1995) 預測，其估計值應均為正。 $\beta_2 + \beta_4 * IS$ 、 $\beta_3 + \beta_5 * IS$ 則分別代表在公司之盈餘平穩化行為程度為 IS 下，盈餘、權益帳面價值變數之價值攸關性大小。為瞭解 IS 對此二資訊之價值攸關性之影響，而將此二係數對 IS 作微分而得到 β_4 、 β_5 ，其分別代表當公司盈餘平穩化行為程度增加對盈餘、權益帳面價值之價值攸關性之增額影響。若盈餘平穩化行為能增加盈餘之資訊性 (H1)，亦即 IS 越大、盈餘之價值攸關性越高，則 β_4 將顯著為正；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 (H2) 則 β_5 將顯著為負。

最後，為了測試投資人是否對於公司管理當局藉由裁決性應計數所進行之盈餘平穩化行為給於正面評價，本研究進一步將模式 (7) 中之盈餘數字拆解成裁決性成分 DA、非裁決性成分 NDE，而成為實證模式 (8)：

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IS_{it} + \gamma_2 DA_{it} + \gamma_3 NDE_{it} + \gamma_4 BV_{it} + \gamma_5 IS_{it} * DA_{it} + \gamma_6 IS_{it} * NDE_{it} + \gamma_7 IS_{it} * BV_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \gamma_T YearT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中：

DA_{it} ：i 公司第 t 年每股裁決性應計數，其為橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數，再以期末流通在外股數平減之。

NDE_{it} ：i 公司第 t 年每股非裁決性盈餘，其為每股盈餘減除每股裁決性應計數。除 NDE_{it} 及 DA_{it} 外，其餘變數之定義如模式 (7) 之說明。

同理， $\gamma_2 + \gamma_5 * IS$ 代表在公司之盈餘平穩化行為程度為 IS 下，裁決性應計數之價值攸關性，其反應投資人對於盈餘變數中裁決性應計數之評價。將此值對 IS 作偏微分而得到 γ_5 ，其代表公司之盈餘平穩化行為程度增加時，投資人對其之評價反應。若投資人認為公司透過裁決性應計數所進行之盈餘平穩化行為程度越大，裁決性應計數越有助於預測未來盈餘而給於越正面評價 (H3)，則 γ_5 應顯著為正。

四、樣本選取與研究期間

本研究以 1995 年至 2005 年台灣上市、上櫃公司為研究對象 (註⁹)。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，因此參考張文澗等人 (2003) 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 TEJ 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

註⁹ 本研究以財務報表中需編製現金流量表之年度開始資料收集，最早追溯至 1989 年，但開始納入樣本為 1995 年，其乃因 1995 年之 IS 計算需用到 1991 年之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數資料，而 1991 年之裁決性應計數變動數需用到 1990 年之裁決性應計數資料，而 1990 年之裁決性應計數計算過程中，其平減基礎需用到 1989 年年報中之總資產資料。

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。

表 1 估計橫斷面 Jones model 之產業分類

| 本研究之產業分類 | 現行 TEJ 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、其他。

樣本資料初步共計 10,876 筆，刪除因無連續五年資料而無法計算 IS 之 1,733 筆剩餘 9,143 筆資料，再刪除股價及財務資料不齊全公司之 2,787 筆資料，最後實證資料共計 6,356 筆。最後實證資料在各年及各產業之分佈如表 2。由表 2 可知，各年樣本數之分佈顯示樣本數有逐年增加之趨勢。至於各產業間樣本數有極大不同，其中又以資訊電子業之 3,250 筆最多，約佔總樣本 6,356 筆之 51.13%。

表 2 樣本資料在各年各產業之分佈 (單位：觀察值個數)

| 產業 | 營造建材 | 塑膠化工 | 機電 | 服務銷售 | 資訊電子 | 食品 | 紡織人纖 | 合計 |
|------|------|------|-----|------|-------|-----|------|-------|
| 1995 | 39 | 43 | 21 | 12 | 52 | 15 | 32 | 214 |
| 1996 | 52 | 46 | 22 | 13 | 77 | 16 | 34 | 260 |
| 1997 | 57 | 47 | 29 | 15 | 95 | 17 | 37 | 297 |
| 1998 | 64 | 53 | 38 | 18 | 135 | 18 | 40 | 366 |
| 1999 | 78 | 61 | 44 | 20 | 182 | 20 | 51 | 456 |
| 2000 | 87 | 70 | 50 | 20 | 247 | 21 | 52 | 547 |
| 2001 | 91 | 80 | 55 | 21 | 313 | 20 | 54 | 634 |
| 2002 | 93 | 84 | 58 | 23 | 412 | 21 | 54 | 745 |
| 2003 | 93 | 93 | 61 | 25 | 504 | 21 | 56 | 853 |
| 2004 | 95 | 105 | 68 | 25 | 579 | 21 | 56 | 949 |
| 2005 | 95 | 111 | 72 | 27 | 654 | 21 | 55 | 1035 |
| 合計 | 844 | 793 | 518 | 219 | 3,250 | 211 | 521 | 6,356 |

肆、實證結果與分析

一、敘述性統計

表 3 之 Panel A 為全部樣本下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 28.3449，平均 IS 為 0.4793，平均每股盈餘為 1.2559，平均資產負債表日之每股權益帳面價值為 14.9011。至於平均每股盈餘拆成平均每股裁決性應計數及平均每股非裁決性盈餘各為 -0.1055 及 1.3614。本研究以 IS 之中位數 0.4730 將全部樣本分成高 IS 次樣本、低 IS 次樣本，並比較及檢定此二次樣本之相關變數平均數差異，並將結果整理於表 3 之 Panel B。由表 3 之 Panel B 可知除了二次樣本之平均每股非裁決性盈餘無顯著差異外，盈餘平穩化行為程度較高公司其平均股價較低盈餘平穩化行為程度公司平均股價顯著為低。但盈餘平穩化行為程度較高公司其平均每股盈餘、平均每股權益帳面值以及平均每股裁決性應計數均顯著高於低盈餘平穩化行為程度公司之相對值。此結果似乎顯示 IS 高低確實會影響每股盈餘、每股權益帳面值以及每股裁決性應計數。

表 3 各變數的敘述性統計量 (單位：觀察值個數)

| Panel A：全部樣本 (N=6,356) | | | | |
|-----------------------------|----------|----------|------------|-------|
| | 平均數 | 標準差 | 最小值 | 最大值 |
| P | 28.3449 | 35.32 | 0.1588 | 616 |
| IS | 0.4793 | 0.2751 | 0.0015 | 1 |
| EPS | 1.2559 | 2.6566 | -18.21 | 33.00 |
| BV | 14.9011 | 5.8698 | -9.88811 | 65.39 |
| DA | -0.1055 | 2.9503 | -25.4468 | 29.93 |
| NDE | 1.3614 | 3.9045 | -26.2377 | 53.82 |
| Panel B：依 IS 中位數分組之次樣本平均數檢定 | | | | |
| | 高 IS 次樣本 | 低 IS 次樣本 | 平均數差異 | t 值 |
| P | 27.1871 | 29.5027 | -2.3156*** | -2.61 |
| EPS | 1.3722 | 1.1396 | 0.2326*** | 3.49 |
| BV | 15.1866 | 14.6156 | 0.5710*** | 3.88 |
| DA | -0.0362 | -0.1747 | 0.1385* | 1.87 |
| NDE | 1.4084 | 1.3143 | 0.0941 | 0.96 |

註：

- 變數定義：P為資產負債表日之股票收盤價格；IS：盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再分年分產業轉化成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末流通在外股數；BV 為期末之每股權益帳面價值；DA：每股裁決性應計數，其為橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數，乘上期初總資產後，再以期末流通在外股數平減之；NDE：每股非裁決性盈餘，其為每股盈餘減除每股裁決性應計數。
- ***、**、* 分別代表達 1%、5% 及 10% 之顯著水準。

本研究相關變數間之相關係數彙整於表 4。由 Pearson 相關係數觀察，所有變數與股價均具顯著相關性，且除 IS、DA、IS*DA 外均為正相關，但此三者與股價之顯著負相關在 Spearman 相關係數則轉為不顯著之正相關。其餘變數與股價之顯著正相關關係在 Spearman 相關係數中仍然存在。

表 4 各變數間之相關係數矩陣

| | P | IS | EPS | BV | DA | NDE | IS*EPS | IS*BV | IS*DA | IS*NDE |
|--------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| P | 1 | -0.037 (0.004) | 0.722 (0.000) | 0.667 (0.000) | -0.033 (0.008) | 0.517 (0.000) | 0.603 (0.000) | 0.304 (0.000) | -0.038 (0.003) | 0.406 (0.000) |
| IS | 0.001 (0.960) | 1 | 0.060 (0.000) | 0.061 (0.000) | 0.024 (0.061) | 0.023 (0.063) | 0.297 (0.000) | 0.813 (0.000) | 0.007 (0.577) | 0.180 (0.000) |
| EPS | 0.777 (0.000) | 0.071 (0.000) | 1 | 0.748 (0.000) | 0.033 (0.009) | 0.656 (0.000) | 0.824 (0.000) | 0.415 (0.000) | 0.008 (0.510) | 0.508 (0.000) |
| BV | 0.734 (0.000) | 0.077 (0.000) | 0.736 (0.000) | 1 | 0.029 (0.021) | 0.487 (0.000) | 0.619 (0.000) | 0.545 (0.000) | 0.011 (0.366) | 0.378 (0.000) |
| DA | 0.011 (0.378) | 0.000 (0.996) | 0.030 (0.016) | 0.033 (0.008) | 1 | -0.733 (0.000) | 0.016 (0.201) | 0.027 (0.033) | 0.904 (0.000) | -0.698 (0.000) |
| NDE | 0.511 (0.000) | 0.038 (0.002) | 0.639 (0.000) | 0.476 (0.000) | -0.648 (0.000) | 1 | 0.548 (0.000) | 0.262 (0.000) | -0.678 (0.000) | 0.873 (0.000) |
| IS*EPS | 0.665 (0.000) | 0.378 (0.000) | 0.893 (0.000) | 0.655 (0.000) | 0.025 (0.043) | 0.559 (0.000) | 1 | 0.653 (0.000) | 0.004 (0.772) | 0.622 (0.000) |
| IS*BV | 0.293 (0.000) | 0.891 (0.000) | 0.357 (0.000) | 0.459 (0.000) | 0.013 (0.290) | 0.224 (0.000) | 0.626 (0.000) | 1 | 0.010 (0.417) | 0.400 (0.000) |
| IS*DA | 0.007 (0.603) | -0.048 (0.000) | 0.014 (0.251) | 0.023 (0.065) | 0.956 (0.000) | -0.637 (0.000) | 0.001 (0.953) | -0.031 (0.012) | 1 | -0.781 (0.000) |
| IS*NDE | 0.434 (0.000) | 0.222 (0.000) | 0.564 (0.000) | 0.416 (0.000) | -0.629 (0.000) | 0.932 (0.000) | 0.610 (0.000) | 0.384 (0.000) | -0.664 (0.000) | 1 |

註：

- 變數定義：P 為資產負債表日之股票收盤價格；IS：盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再分年分產業轉化成成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末流通在外股數；BV 為期末之每股權益帳面價值；DA：每股裁決性應計數，其為橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數，乘上期初總資產後，再以期末流通在外股數平減之；NDE：每股非裁決性盈餘，其為每股盈餘減除每股裁決性應計數。
- 右上角為 Pearson 相關係數，左下角為 Spearman 相關係數；() 內為 p 值。

二、實證結果

(一) IS 對於盈餘與權益帳面價值之增額解釋能力之影響

表 5 之 Panel A 為高 IS 次樣本、低 IS 次樣本之盈餘與權益帳面價值的個別增額

解釋能力。由 Panel A 中可知高 IS 次樣本之 EPS 之增額 R^2 (0.15) 高於低 IS 次樣本之 EPS 之增額 R^2 (0.09)，此結果初步支持 H1；高 IS 次樣本之 BV 之增額 R^2 (0.02) 低於低 IS 次樣本之 BV 之增額 R^2 (0.05)，此結果亦初步支持 H2。再由 Panel B 中高 IS 次樣本、低 IS 次樣本之 EPS 及 BV 價值攸關性之比較亦可發現高 IS 次樣本之 EPS 價值攸關性 (8.22) 較低 IS 次樣本 (5.66) 為高；反之，高 IS 次樣本之 BV 價值攸關性 (1.43) 較低 IS 次樣本 (1.99) 為低，此等結果再次初步支持 H1、H2 (註¹⁰)。

表 5 IS 對於盈餘與權益帳面價值之增額解釋能力之影響

模式 (4) : $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EPS_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{it}$

模式 (5) : $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EPS_{it} + \varepsilon_{it}$

模式 (6) : $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \varepsilon_{it}$

Panel A : 增額調整後 R 平方之分解

| | 模式 (4) 之 R^2 | 模式 (5) 之 R^2 | 模式 (6) 之 R^2 |
|----------|----------------|----------------|----------------|
| 高 IS 次樣本 | 0.61 | 0.59 | 0.46 |
| 低 IS 次樣本 | 0.53 | 0.48 | 0.44 |
| | EPS 之增額 R^2 | BV 之增額 R^2 | |
| 高 IS 次樣本 | 0.15 | 0.02 | |
| 低 IS 次樣本 | 0.09 | 0.05 | |

Panel B : 模式 (4) 中 EPS 及 BV 價值攸關性之比較

| | α_1 | α_2 | F 值 |
|----------|---------------------|---------------------|-------------|
| 高 IS 次樣本 | 8.22 *** (35.93) | 1.43 *** (14.19) | 2514.64 *** |
| 低 IS 次樣本 | 5.66 *** (23.76) | 1.99 *** (18.13) | 1769.84 *** |

註：

- 變數定義：P 為資產負債表日之股票收盤價格；IS：盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再分年分產業轉化成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末流通在外股數；BV 為期末之每股權益帳面價值。
- () 內為 t 值；Panel B 中省略截距項。
- *** 代表達 1% 顯著水準。

註¹⁰ 本文亦以存在次年四月底股價資料之 6,297 筆樣本重新測試表 5，由未列表之實證結果發現 Panel A 中高 IS 次樣本之 EPS 之增額 R^2 (0.145) 高於低 IS 次樣本之 EPS 之增額 R^2 (0.076)，此結果初步支持 H1；高 IS 次樣本之 BV 之增額 R^2 (0.014) 低於低 IS 次樣本之 BV 之增額 R^2 (0.034)，此結果亦初步支持 H2。再由 Panel B 中發現高 IS 次樣本之 EPS 價值攸關性 (10.68) 較低 IS 次樣本 (6.49) 為高，反之，高 IS 次樣本之 BV 價值攸關性 (1.48) 較低 IS 次樣本 (1.97) 為低，此等結果再次初步支持 H1、H2。此等結果與 12 月底股價測試相似。

(二) 股價與 IS、盈餘、盈餘組成項目、權益帳面價值及交乘項迴歸結果

本研究為了完整探究企業之盈餘平穩化行為程度對於盈餘、權益帳面價值相對價值攸關性之影響，本研究將模式 (7) 進行迴歸分析，結果彙整於表 6 之模式 (7) 中。由表 6 之模式 (7) 實證結果可知，如預期般，Ohlson 模式之二基本變數 EPS 及 BV 之係數均為正，且均達 1% 顯著水準。再者，關鍵變數 IS*EPS 之係數為 5.14 ($t=3.11$) 為正，且達 1% 顯著水準，H1 獲得進一步之支持，代表投資人認為盈餘平穩化行為程度越高，越會提高盈餘之資訊性，因而盈餘之價值攸關性越高。另一關鍵變數 IS*BV 之係數為 -1.49 ($t=-2.57$) 為負，且達 1% 顯著水準，代表盈餘平穩化行為程度越高，則投資人越依賴盈餘資訊來進行股票評價，因而降低對於權益帳面價值資訊之依賴，故權益帳面價值之價值攸關性越低，H2 亦獲得進一步之支持。為了進一步測試投資人是否認為企業透過裁決性應計數來進行盈餘平穩化以提升盈餘資訊性，因而會如 Subramanyam (1996) 發現投資人給於盈餘平穩化企業之裁決性應計數正面評價，故本研究對於模式 (7) 中盈餘拆解成裁決性應計數 (DA)、非裁決性盈餘 (NDE) 後而成之模式 (8) 進行迴歸實證分析，其結果彙整於表 6 之模式 (8)。由表 6 之模式 (8) 實證結果發現 DA、NDE 及 BV 係數均為正，且均達 1% 顯著水準。假說 H3 之關鍵變數 IS*DA 之係數為 5.49 ($t=3.59$)，其為達 1% 之正顯著，代表投資人給於盈餘平穩化行為程度越高公司之裁決性應計數越高的正面評價，H3 亦獲得進一步之支持。至於剩餘變數之影響方面，IS*NDE 係數為 5.02 ($t=3.05$)，亦為達 1% 之正顯著，代表投資人給於盈餘平穩化行為程度越高公司之非裁決性盈餘越高之正面評價，符合假說 H1 之預測方向。至於 IS*BV 之係數為 -1.48 ($t=-2.53$)，仍為負且均達 5% 顯著水準，亦符合假說 H2 之預期方向(註¹¹)(註¹²)。

註¹¹ 本文亦以存在次年四月底股價資料之 6,297 筆樣本重新測試表 6。由未列表之實證結果顯示，表 6 模式 (7) 之假說 H1 之關鍵變數 IS*EPS 之係數為 7.18 ($t=2.08$) 為正，且達 5% 顯著水準，H1 獲得進一步之支持。假說 H2 之關鍵變數 IS*BV 之係數為 -1.36 ($t=-1.99$) 為負，且達 5% 顯著水準，H2 亦獲得進一步之支持。另由表 6 之模式 (8) 之假說 H3 之關鍵變數 IS*DA 之係數為 6.56 ($t=2.00$)，其為達 5% 之正顯著，H3 亦獲得進一步之支持。至於模式 (8) 中之 IS*BV 之係數為 -1.34 ($t=-1.96$)，仍為負且均達 5% 顯著水準，亦符合假說 H2 之預期方向。此等結果與 12 月底股價測試相似。

註¹² 本文亦曾將 5 筆帳面價值為負值之樣本刪除，以剩餘 6,351 筆樣本重新進行模式 (7)、(8) 之測試。由未列表之實證結果可知，在假說 H1、H2 的測試部份，模式 (7) 中 H1 之關鍵變數 IS*EPS 之估計係數為 4.94 ($t=2.97$)，其為正值且達到 1% 顯著水準，H1 再次獲得證實；H2 之關鍵變數 IS*BV 之估計係數為 -1.53 ($t=-2.64$)，其為負值且達到 1% 顯著水準，H2 亦再次獲得證實。在假說 H3 的測試部份，模式 (8) 中 H3 之關鍵變數 IS*DA 的估計係數為 5.29 ($t=3.43$)，其再次為正值且達 1% 顯著水準，假說 H3 也再次獲得證實。此測試證實原來表 6 之實證結果並非帳面價值為負值之樣本所造成。

表 6 股價與 IS、盈餘、盈餘組成項目、權益帳面價值及交乘項迴歸結果

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 IS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 BV_{it} + \beta_4 IS_{it} * EPS_{it} + \beta_5 IS_{it} * BV_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \beta_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IS_{it} + \gamma_2 DA_{it} + \gamma_3 NDE_{it} + \gamma_4 BV_{it} + \gamma_5 IS_{it} * DA_{it} + \gamma_6 IS_{it} * NDE_{it} + \gamma_7 IS_{it} * BV_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \gamma_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

| 解釋變數 | 模式 (7) | | 模式 (8) | |
|-------------------|----------|-------|---------|-------|
| | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 |
| 截距項 | -6.31 | -1.30 | -6.01 | -1.23 |
| IS | 6.20 | 0.83 | 6.40 | 0.85 |
| EPS | 4.88*** | 5.83 | | |
| DA | | | 3.99*** | 5.29 |
| NDE | | | 4.96*** | 5.88 |
| BV | 2.22*** | 6.16 | 2.22*** | 6.08 |
| IS*EPS | 5.14*** | 3.11 | | |
| IS*DA | | | 5.49*** | 3.59 |
| IS*NDE | | | 5.02*** | 3.05 |
| IS*BV | -1.49*** | -2.57 | -1.48** | -2.53 |
| YearT | 省略 | | 省略 | |
| N | 6,356 | | 6,356 | |
| 調整後R ² | 0.60*** | | 0.60*** | |
| F值 | 639.33 | | 572.19 | |

註：

- 變數定義：P 為資產負債表日之股票收盤價格；IS 為盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再分年分產業轉化成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末流通在外股數；BV 為期末之每股權益帳面價值；DA：每股裁決性應計數，其為橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數，乘上期初總資產後，再以期末流通在外股數平減之；NDE 為每股非裁決性盈餘，其為每股盈餘減除每股裁決性應計數；YearT 為年度虛擬變數。
- t 值為經 White (1980) 異質變異調整過之結果。
- ***、**、* 分別代表 1%、5% 及 10% 之顯著水準。

伍、額外測試

一、加入其他控制變數之測試

Barth et al. (1998) 發現當公司財務健全度較低時，權益帳面價值之價值攸關性較高；反之，當公司財務健全度較高時，則盈餘之價值攸關性較高，亦即，公司財務健全度會影響盈餘、權益帳面價值之相對價值攸關性。此外，負盈餘也會影響盈餘及權益帳面價值之相對價值攸關性 (Jan & Ou, 1995; Barth et al., 1998; Collins et al., 1999)。Burgstahler 與 Dichev (1997) 發現當股東權益報酬率 (ROE) 高時，公司較可能維持目前使用資源的手法，此時盈餘對股票價值之解釋力較大；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。因此，本研究於模式(7)、模式(8)中加入負債比率 (LEV)、負盈餘 (LOSS)、股東權益報酬率 (ROE)，以控制上述因素之影響。為與未加入控制變數之實證模式 (7)、(8) 做區別，本文將納入控制變數之實證模式 (7)、(8) 各以實證模式 (9)、(10) 來替代，而實證模式 (9)、(10) 如下：

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 IS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 BV_{it} + \beta_4 IS_{it} * EPS_{it} + \beta_5 IS_{it} * BV_{it} + \sum_{j=6}^{5+K} \beta_j CONTROL_{jit} + \sum_{T=1996}^{2005} \beta_T YearT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IS_{it} + \gamma_2 DA_{it} + \gamma_3 NDE_{it} + \gamma_4 BV_{it} + \gamma_5 IS_{it} * DA_{it} + \gamma_6 IS_{it} * NDE_{it} + \gamma_7 IS_{it} * BV_{it} + \sum_{j=8}^{7+K} \gamma_j CONTROL_{jit} + \sum_{T=1996}^{2005} \gamma_T YearT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中：

CONTROL_{j_{it}}：i 公司第 t 年之第 j 個控制變數。

K：控制變數種類。

除 CONTROL_{j_{it}} 外，其餘變數之定義如模式 (7)、(8) 之說明。

加入負債比率 (LEV)、負盈餘 (LOSS)、股東權益報酬率 (ROE) 三個控制變數之實證結果彙整於表 7。由表 7 之模式 (9) 結果可知假說 H1 之關鍵變數 IS*EPS 之係數為 4.59 (t=2.85) 為正且達 1% 顯著水準，H1 再次獲得支持；IS*BV 之係數為 -1.67 (t=-3.02) 為負且仍達 1% 顯著水準，且其變得更加顯著，故 H2 獲得更進一步之支持。至於模式 (10) 部分，假說 H3 之關鍵變數 IS*DA 之係數為 4.86 (t=3.13)，其仍為達 1% 之正顯著，H3 亦再次獲得實證結果之支持。其餘變數結果與之前大致相同，故在

此不予贅述(註¹³)。

表 7 股價與 IS、盈餘、盈餘組成項目、權益帳面價值及交乘項迴歸結果
—加入其他控制變數之測試

$$\text{模式 (9): } P_{it} = \beta_0 + \beta_1 IS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 BV_{it} + \beta_4 IS_{it} * EPS_{it} + \beta_5 IS_{it} * BV_{it} \\ + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 LOSS_{it} + \beta_8 ROE_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \beta_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{模式 (10): } P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IS_{it} + \gamma_2 DA_{it} + \gamma_3 NDE_{it} + \gamma_4 BV_{it} + \gamma_5 IS_{it} * DA_{it} + \gamma_6 IS_{it} * NDE_{it} \\ + \gamma_7 IS_{it} * BV_{it} + \gamma_8 LEV_{it} + \gamma_9 LOSS_{it} + \gamma_{10} ROE_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \gamma_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

| 解釋變數 | 模式 (9) | | 模式 (10) | |
|-------------------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 |
| 截距項 | -16.29*** | -3.27 | -16.59*** | -3.32 |
| IS | 11.74* | 1.66 | 11.87* | 1.67 |
| EPS | 7.24*** | 7.95 | | |
| DA | | | 6.47*** | 7.53 |
| NDE | | | 7.27*** | 7.98 |
| BV | 2.30*** | 6.61 | 2.31*** | 6.59 |
| IS*EPS | 4.59*** | 2.85 | | |
| IS*DA | | | 4.86*** | 3.13 |
| IS*NDE | | | 4.48*** | 2.78 |
| IS*BV | -1.67*** | -3.02 | -1.67*** | -2.98 |
| LEV | 6.18*** | 3.36 | 7.54*** | 3.93 |
| LOSS | 19.24*** | 11.71 | 18.79*** | 11.75 |
| ROE | -2.61*** | -2.92 | -2.58*** | -2.92 |
| YearT | 省略 | | 省略 | |
| N | 6,356 | | 6,356 | |
| 調整後R ² | 0.64*** | | 0.64*** | |
| F值 | 633.66 | | 576.17 | |

註¹³ 本文亦曾在納入 LEV, ROE, LOSS 三控制變數外,再納入此三變數與盈餘 EPS、裁決性應計數 DA、非裁決性盈餘 NDE、帳面價值 BV 之交乘項作為額外控制變數來進行實證。實證結果發現全部樣本 (N=6,356) 之測試在迴歸係數估計值之檢定統計量 t 值未調整異質變異前,其證據顯示完全支持本研究三假說,但在 t 值調整異質變異後,仍能顯著支持假說 H2,但僅能邊際支持假說 H1 及 H3。而這樣調整異質變異前後之差異主要來源為電子業樣本 (N=3,250),電子業之實證結果在調整異質變異前大致可支持本研究三假說,但在調整異質變異後僅能邊際支持 H2,而非電子業 (N=3,106) 之實證結果完全支持本研究三假說,不受 t 值調整異質變異之影響。至於為何造成電子業、非電子業在本文假說之支持上有別,其可能原因為此二行業之盈餘平穩化程度不同,作者發現非電子業樣本與電子業樣本之盈餘平穩化指標 IS 平均數分別為 0.4894、0.4696,非電子業樣本之 IS 平均數較電子業樣本之 IS 平均數顯著為高(其差額 0.0198, t=2.865),此結果支持此可能原因。

註：

1. 變數定義：P 為資產負債表日之股票收盤價格；IS 為盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再分年分產業轉化成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末流通在外股數；BV 為期末之每股權益帳面價值；DA：每股裁決性應計數，其為橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數，乘上期初總資產後，再以期末流通在外股數平減之；NDE 為每股非裁決性盈餘，其為每股盈餘減除每股裁決性應計數；LEV：負債比率，其為總負債除以總資產；LOSS：負盈餘之虛擬變數，若盈餘為負值則為 1，否則為 0；ROE：股東權益報酬率，其為 EPS 除以 BV；YearT 為年度虛擬變數。
2. t 值為經 White (1980) 異質變異調整過之結果。
3. **、*、* 分別代表達 1%、5% 及 10% 之顯著水準。

二、Modified Jones Model 之測試

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之可能性 (Guay, Kothari, & Watts, 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 (Dechow, Sloan, & Sweeney, 1995) 衡量裁決性應計數，重新檢測本研究的實證結果。

本研究沿用 Kothari et al. (2005) 所提出之橫斷面 Modified Jones Model 估計非裁決性應計數，其估計模式如下：

$$\frac{ACC_{it}}{TA_{it-1}} = \varphi_1 \left(\frac{1}{TA_{it-1}} \right) + \varphi_2 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \varphi_3 \left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} \right) + \varphi_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中

ΔREC_{it} ：i 公司第 t 年之應收帳款淨額變動數。

其餘變數定義同模式 (2)。

計算出非裁決性應計數後，再以總應計數減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。以橫斷面 Modified Jones Model 進行之額外測試結果彙整於表 8。

由表 8 之假說 H1、H2 測試模式 (9) 的實證結果可知，EPS、BV 之迴歸係數估計結果分別為 7.47 (t=8.24)、2.22 (t=6.25) 仍為達 1% 顯著水準之正向影響；假說 H1、H2 之關鍵變數 IS*EPS、IS*BV 之迴歸係數值各為 4.10 (t=2.64)、-1.52 (t=-2.63)，均符合假說之預期方向，且均達 1% 顯著水準，故假說 H1、H2 再次獲得證實。再由表 8 之假說 H3 測試模式 (10) 的實證結果可知假說 H3 之關鍵變數 IS*DA 之迴歸係數值為 4.49 (t=2.90) 仍呈現達 1% 顯著水準之正向影響關係，故假說 H3 亦再次獲得證實。其餘變數結果與之前大致相似，故不再加於闡述。由此節所進行之橫斷面 Modified Jones Model 額外測試結果顯示本研究之實證結果具穩固性。

表 8 股價與 IS、盈餘、盈餘組成項目、權益帳面價值及交乘項迴歸結果
—橫斷面 Modified Jones Model 之測試

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 IS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 BV_{it} + \beta_4 IS_{it} * EPS_{it} + \beta_5 IS_{it} * BV_{it} \\ \text{模式 (9):} \quad \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 LOSS_{it} + \beta_8 ROE_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \beta_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IS_{it} + \gamma_2 DA_{it} + \gamma_3 NDE_{it} + \gamma_4 BV_{it} + \gamma_5 IS_{it} * DA_{it} + \gamma_6 IS_{it} * NDE_{it} \\ \text{模式 (10):} \quad + \gamma_7 IS_{it} * BV_{it} + \gamma_8 LEV_{it} + \gamma_9 LOSS_{it} + \gamma_{10} ROE_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \gamma_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

| 解釋變數 | 模式 (9) | | 模式 (10) | |
|-------------------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 |
| 截距項 | -15.24*** | -2.99 | -15.78*** | -3.10 |
| IS | 9.86 | 1.32 | 10.14 | 1.36 |
| EPS | 7.47*** | 8.24 | | |
| DA | | | 6.69*** | 7.68 |
| NDE | | | 7.50*** | 8.27 |
| BV | 2.22*** | 6.25 | 2.24*** | 6.28 |
| IS*EPS | 4.10*** | 2.64 | | |
| IS*DA | | | 4.49*** | 2.90 |
| IS*NDE | | | 4.01*** | 2.58 |
| IS*BV | -1.52*** | -2.63 | -1.53*** | -2.64 |
| LEV | 6.41*** | 3.48 | 7.91*** | 4.04 |
| LOSS | 19.31*** | 11.67 | 18.96*** | 11.75 |
| ROE | -2.62*** | -2.93 | -2.59*** | -2.93 |
| YearT | 省略 | | 省略 | |
| N | 6,356 | | 6,356 | |
| 調整後R ² | 0.64*** | | 0.64*** | |
| F值 | 631.96 | | 573.61 | |

註：

1. 變數定義：P 為資產負債表日之股票收盤價格；IS 為盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之橫斷面 Modified Jones 模式下之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再分年分產業轉化成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末流通在外股數；BV 為期末之每股權益帳面價值；DA：每股裁決性應計數，其為橫斷面 Modified Jones 模式下之裁決性應計數，乘上期初總資產後，再以期末流通在外股數平減之；NDE 為每股非裁決性盈餘，其為每股盈餘減除每股裁決性應計數；LEV 為負債比率，其為總負債除以總資產；LOSS 為負盈餘之虛擬變數，若盈餘為負值則為 1，否則為 0；ROE 為股東權益報酬率，其為 EPS 除以 BV；YearT 為年度虛擬變數。

2. t 值為經 White (1980) 異質變異調整過之結果。

3. ***、**、* 分別代表 1%、5% 及 10% 之顯著水準。

三、控制資訊電子業效果之測試

由表 2 可知本研究樣本在各產業間樣本數有極大不同，其中又以資訊電子業之 3,250 筆最多，約佔總樣本 6,356 筆之 51.13%，且 Wang、Lee 與 Huang (2003) 發現資本市場有明顯之資訊電子業效果，故本研究為避免資訊電子產業效果影響實證結果的推論，因而在實證模式 (9) 與模式 (10) 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，此實證結果彙整於表 9。實證結果顯示：在假說 H1、H2 的測試部份，模式 (9) 在加入資訊電子產業的虛擬變數後，H1 之關鍵變數 $IS*EPS$ 之估計係數為 4.67 ($t=2.91$)，其為正值且達到 1% 顯著水準，H1 再次獲得證實；H2 之關鍵變數 $IS*BV$ 之估計係數為 -1.71 ($t=-3.07$)，其為負值且達到 1% 顯著水準，H2 亦再次獲得證實，而資訊電子業虛擬變數之估計係數為 8.85 ($t=16.52$)，其為正值且達 1% 顯著水準，代表在股票市場中資訊電子業效果確實存在。在假說 H3 的測試部份，H3 之關鍵變數模式 (10) 中之 $IS*DA$ 的估計係數為 4.65 ($t=3.04$)，其再次為正值且達 1% 顯著水準，假說 H3 也再次獲得證實，而資訊電子業虛擬變數之估計係數再次為正值且達 1% 顯著水準，其餘變數結果與之前相似，不另贅述。故本節之額外測試證實即使控制了資訊電子業效果後，假說仍舊成立，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。

表 9 股價與 IS、盈餘、盈餘組成項目、權益帳面價值及交乘項迴歸結果
—控制資訊電子業效果之測試

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 IS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 BV_{it} + \beta_4 IS_{it} * EPS_{it} + \beta_5 IS_{it} * BV_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 LOSS_{it} + \beta_8 ROE_{it} + \beta_9 E_DUMMY_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \beta_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

模式 (9) :

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IS_{it} + \gamma_2 DA_{it} + \gamma_3 NDE_{it} + \gamma_4 BV_{it} + \gamma_5 IS_{it} * DA_{it} + \gamma_6 IS_{it} * NDE_{it} + \gamma_7 IS_{it} * BV_{it} + \gamma_8 LEV_{it} + \gamma_9 LOSS_{it} + \gamma_{10} ROE_{it} + \gamma_{11} E_DUMMY_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \gamma_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

模式 (10) :

| 解釋變數 | 模式 (9) | | 模式 (10) | |
|-------------------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 |
| 截距項 | -16.76*** | -3.33 | -16.97*** | -3.37 |
| IS | 13.24* | 1.86 | 13.27* | 1.86 |
| EPS | 7.04*** | 7.82 | | |
| DA | | | 6.53*** | 7.77 |
| NDE | | | 7.06*** | 7.81 |
| BV | 2.17*** | 6.17 | 2.18*** | 6.19 |
| IS*EPS | 4.67*** | 2.91 | | |
| IS*DA | | | 4.65*** | 3.04 |
| IS*NDE | | | 4.58*** | 2.86 |
| IS*BV | -1.71*** | -3.07 | -1.70*** | -3.04 |
| LEV | 7.22*** | 4.04 | 8.30*** | 4.44 |
| LOSS | 18.05*** | 10.72 | 17.72*** | 10.82 |
| ROE - | 2.60*** | -3.02 | -2.58*** | -3.02 |
| E_DUMMY | 8.85*** | 16.52 | 8.62*** | 15.83 |
| YearT | 省略 | | 省略 | |
| N | 6,356 | | 6,356 | |
| 調整後R ² | 0.66*** | | 0.66*** | |
| F值 | 637.70 | | 580.85 | |

註：

- 變數定義：P 為資產負債表日之股票收盤價格；IS 為盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再分年分產業轉化成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末流通在外股數；BV 為期末之每股權益帳面價值；DA：每股裁決性應計數，其為橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數，乘上期初總資產後，再以期末流通在外股數平減之；NDE 為每股非裁決性盈餘，其為每股盈餘減除每股裁決性應計數；LEV 為負債比率，其為總負債除以總資產；LOSS 為負盈餘之虛擬變數，若盈餘為負值則為 1，否則為 0；ROE 為股東權益報酬率，其為 EPS 除以 BV；E_DUMMY 為電子業虛擬變數，其屬於資訊電子業則設定為 1，否則為 0；YearT 為年度虛擬變數。
- t 值為經 White (1980) 異質變異調整過之結果。
- ***、**、* 分別代表 1%、5% 及 10% 之顯著水準。

四、以資產規模平減之測試

本研究之前模式中各變數均以期末流通在外股數平減，以控制公司規模效果，但公司規模亦可用資產規模來代表。為測試不同之公司規模衡量方法之影響，本研究另外以期末總資產來平減模式 (9)、模式 (10) 中各變數，此額外測試結果彙整於表 10 中 (註¹⁴)。表 10 之實證結果顯示：在假說 H1、H2 的測試部份，模式 (9) 中 H1 之關鍵變數 $IS*EPS$ 之估計係數為 5.19 ($t=4.21$)，其為正值且達到 1% 顯著水準，H1 再次獲得證實；H2 之關鍵變數 $IS*BV$ 之估計係數為 -1.41 ($t=-3.84$)，其為負值且達到 1% 顯著水準，H2 亦再次獲得證實。在假說 H3 的測試部份，模式 (10) 中 H3 之關鍵變數 $IS*DA$ 的估計係數為 6.05 ($t=4.92$)，其再次為正值且達 1% 顯著水準，假說 H3 也再次獲得證實，其餘變數結果與之前相似，不另贅述。故本節之額外測試證實即使運用不同之資產規模平減變數，假說仍舊成立，因此本研究的結論應未受到不同資產規模平減變數衡量的影響。

註¹⁴ 由於控制變數 LEV 為負債比率，其為總負債除以總資產，而資產平減模式中之權益帳面價值變數 BV 其為權益帳面價值除以總資產，故各公司之此二變數值相加均為 1，其此二變數具完全之共線性，故此額外測試去除 LEV 控制變數。

表 10 股價與 IS、盈餘、盈餘組成項目、權益帳面價值及交乘項迴歸結果
— 資產規模平減之測試

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 IS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 BV_{it} + \beta_4 IS_{it} * EPS_{it} + \beta_5 IS_{it} * BV_{it} \\ \text{模式 (9):} \quad + \beta_6 LOSS_{it} + \beta_7 ROE_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \beta_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IS_{it} + \gamma_2 DA_{it} + \gamma_3 NDE_{it} + \gamma_4 BV_{it} + \gamma_5 IS_{it} * DA_{it} + \gamma_6 IS_{it} * NDE_{it} \\ \text{模式 (10):} \quad + \gamma_7 IS_{it} * BV_{it} + \gamma_8 LOSS_{it} + \gamma_9 ROE_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \beta_T YearT_{it} + \varepsilon_{it}$$

| 解釋變數 | 模式 (9) | | 模式 (10) | |
|-------------------|----------|-------|----------|-------|
| | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 |
| 截距項 | -0.09 | -0.76 | -0.03 | -0.22 |
| IS | 0.35** | 1.97 | 0.32* | 1.74 |
| EPS | 2.61*** | 3.72 | | |
| DA | | | 1.59** | 2.30 |
| NDE | | | 2.91*** | 4.00 |
| BV | 2.05*** | 9.43 | 1.94*** | 8.53 |
| IS*EPS | 5.19*** | 4.21 | | |
| IS*DA | | | 6.05*** | 4.92 |
| IS*NDE | | | 4.82*** | 3.81 |
| ISP*BV | -1.41*** | -3.84 | -1.32*** | -3.44 |
| LOSS | 0.25*** | 4.65 | 0.24*** | 4.50 |
| ROE | -0.08*** | -3.34 | -0.09*** | -3.35 |
| YearT | 省略 | | 省略 | |
| N | 6,356 | | 6,356 | |
| 調整後R ² | 0.37*** | | 0.37*** | |
| F值 | 217.95 | | 200.84 | |

註：

- 變數定義：P 為資產負債表日之公司市值除以期末總資產；IS 為盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再分年分產業轉化成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末總資產；BV 為期末權益帳面價值除以期末總資產；DA：裁決性應計數，其為橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數，乘上期初總資產後，再除以期末總資產；NDE 為非裁決性盈餘除以期末總資產；LOSS 為負盈餘之虛擬變數，若盈餘為負值則為 1，否則為 0；ROE 為股東權益報酬率，其為 EPS 除以 BV；YearT 為年度虛擬變數。
- t 值為經 White (1980) 異質變異調整過之結果。
- ***、**、* 分別代表達 1%、5% 及 10% 之顯著水準。

五、不同盈餘平穩化指標之測試

本研究以當年及過去四年之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數來捕捉企業之盈餘平穩化行為，其中裁決性應計數之估計係用 Kothari et al. (2005) 所提出之橫斷面 Jones Model。雖然本研究用 Kothari et al. (2005) 之 Modified Jones Model 來估計裁決性應計數作為額外測試，以嘗試減輕裁決性應計數衡量誤差所造成之影響，但由於將總應計數分成裁決性應計數、非裁決性應計數之相關研究均有潛在衡量誤差問題，此乃因此二應計數均為不可觀察，故任何分解總應計數成為此二應計數均有此問題 (Aljifri, 2007)。為進一步減緩裁決性應計數之衡量誤差所造成之影響，本研究另外採用每股盈餘變異數除以每股營業活動現金流量變異數之值 (Chaney & Lewis, 1998; Hunt et al., 2000; Leuz et al., 2003) 來衡量企業之盈餘平穩化行為程度。為與本研究之盈餘平穩化指標 IS 計算基礎一致，此變異數之計算亦以當年及過去四年之五年為基礎，且將樣本公司之盈餘變異數除營業活動現金流量變異數之值依分年分產業之方式轉成分數排序，使其值介乎 0 及 1 之間，並以 ISV 代表之，故若樣本公司之盈餘變異數除營業活動現金流量變異數之值越小代表企業之盈餘平穩化程度越大，則 ISV 越大(註¹⁵)。

本研究以盈餘變異數除營業活動現金流量變異數之值所得到另外盈餘平穩化指標 ISV 來重新測試模式 (9)、模式 (10)，此額外測試結果彙整於表 11 中(註¹⁶)。表 11 之實證結果顯示：在假說 H1、H2 的測試部份，模式 (9) 中 H1 之關鍵變數 ISV*EPS 之估計係數為 5.39 (t=4.60)，其為正值且達到 1% 顯著水準，H1 再次獲得證實；H2 之關鍵變數 ISV*BV 之估計係數為 -1.32 (t=-2.46)，其為負值且達到 5% 顯著水準，H2 亦再次獲得證實。在假說 H3 的測試部份，模式 (10) 中 H3 之關鍵變數 ISV*DA 的估計係數為 6.08 (t=5.06)，其再次為正值且達 1% 顯著水準，假說 H3 也再次獲得證實，其餘變數結果與之前相似，不另贅述。故本節之額外測試證實即使運用不同之盈餘平穩化指標，假說仍舊成立，因此本研究的結論可能為裁決性應計數之潛在衡量誤差所造成之疑慮可稍微減緩。

註¹⁵ 本段額外測試係王萬成教授於 2007 年 11 月 3 日臺大管理論叢『21 世紀會計專業會計產業與會計揭露』專題論文發表研討會所做之建議。本文作者感謝王萬成教授此一寶貴建議。

註¹⁶ 由於 TEJ 資料庫部分資料缺乏，故樣本數變成 6,322 筆。

表 11 股價與 IS、盈餘、盈餘組成項目、權益帳面價值及交乘項迴歸結果
— 不同盈餘平穩化指標之測試

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 ISV_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 BV_{it} + \beta_4 ISV_{it} * EPS_{it} + \beta_5 ISV_{it} * BV_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 LOSS_{it} + \beta_8 ROE_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \beta_T YearT_{it} + \epsilon_{it}$$

模式 (9) :

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 ISV_{it} + \gamma_2 DA_{it} + \gamma_3 NDE_{it} + \gamma_4 BV_{it} + \gamma_5 ISV_{it} * DA_{it} + \gamma_6 ISV_{it} * NDE_{it} + \gamma_7 ISV_{it} * BV_{it} + \gamma_8 LEV_{it} + \gamma_9 LOSS_{it} + \gamma_{10} ROE_{it} + \sum_{T=1996}^{2005} \gamma_T YearT_{it} + \epsilon_{it}$$

模式 (10) :

| 解釋變數 | 模式 (9) | | 模式 (10) | |
|-------------------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 係數 | t 值 | 係數 | t 值 |
| 截距項 | -13.25*** | -2.67 | -13.65*** | -2.73 |
| ISV | 5.65 | 0.82 | 5.74 | 0.82 |
| EPS | 7.15*** | 9.50 | | |
| DA | | | 6.03*** | 8.34 |
| NDE | | | 7.24*** | 9.59 |
| BV | 2.11*** | 6.33 | 2.12*** | 6.28 |
| ISV*EPS | 5.39*** | 4.60 | | |
| ISV*DA | | | 6.08*** | 5.06 |
| ISV*NDE | | | 5.09*** | 4.38 |
| ISV*BV | -1.32** | -2.46 | -1.29** | -2.38 |
| LEV | 7.33*** | 4.01 | 8.52*** | 4.46 |
| LOSS | 18.65*** | 11.35 | 18.11*** | 11.49 |
| ROE | -2.51*** | -2.84 | -2.49*** | -2.84 |
| YearT | 省略 | | 省略 | |
| N | 6,322 | | 6,322 | |
| 調整後R ² | 0.65*** | | 0.65*** | |
| F值 | 645.38 | | 588.07 | |

註：

- 變數定義：P 為資產負債表日之股票收盤價格；ISV 為盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之每股盈餘變異數除以每股營業活動現金流量變異數之值，再分年分產業轉化成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末流通在外股數；BV 為期末之每股權益帳面價值；DA：每股裁決性應計數，其為橫斷面 Modified Jones 模式下之裁決性應計數，乘上期初總資產後，再以期末流通在外股數平減之；NDE 為每股非裁決性盈餘，其為每股盈餘減除每股裁決性應計數；LEV 為負債比率，其為總負債除以總資產；LOSS 為負盈餘之虛擬變數，若盈餘為負值則為 1，否則為 0；ROE 為股東權益報酬率，其為 EPS 除以 BV；YearT 為年度虛擬變數。
- t 值為經 White (1980) 異質變異調整過之結果。
- ***、**、* 分別代表達 1%、5% 及 10% 之顯著水準。

六、盈餘平穩化與當期盈餘對未來盈餘預測性之關係測試

本研究之前以股價測試 H1~H3 假說，其測試基礎均為假設股票市場是有效率的，且投資人能瞭解企業透過裁決性應計數所進行之盈餘平穩化行為所傳遞有關企業未來獲利之私有資訊而反應於其股票評價決策中，亦即假設盈餘平穩化可能屬於資訊性盈餘管理，而這樣之假設前提亦普遍運用於研究盈餘平穩化對於盈餘之資訊性、價值攸關性、盈餘反應係數影響之相關研究中 (Subramanyam, 1996; Chaney & Lewis, 1998; Hunt et al., 2000; Tucker & Zarowin, 2006)，而其實證結果均支持此等假設前提。Tucker 與 Zarowin (2006) 認為若盈餘平穩化可以提高盈餘資訊性，則盈餘平穩化應能強化當期盈餘與未來盈餘之關係，亦即其可增加盈餘持續性。Chaney 與 Lewis (1995)、Ronen 與 Sadan (1981) 均以模式證明企業可透過盈餘平穩化來傳遞企業未來獲利資訊，Hunt et al. (2000)、Tucker 與 Zarowin (2006) 則以實證來證實盈餘平穩化會提高盈餘持續性。基於這些證據，本研究擬以當期盈餘對於未來盈餘之預測性是否受盈餘平穩化影響之角度來提供盈餘平穩化可能屬於資訊性盈餘管理之額外證據，並據此而設立模式 (12)。另外，Hunt et al. (2000)、Tucker 與 Zarowin (2006) 均證實透過裁決性應計數所進行之盈餘平穩化行為可提高當期盈餘對於未來盈餘之預測性，Subramanyam (1996) 亦證實透過裁決性應計數所進行之盈餘平穩化行為使當期裁決性應計數可預測未來盈餘，故本研究將模式 (12) 中之盈餘變數進一步拆解成裁決性應計數 DA 與扣除裁決性應計數之盈餘 NDE 而成為模式 (13)。此二當期盈餘對於未來盈餘之預測性模式如下：

$$EPS_{it+f} = \lambda_0 + \lambda_1 IS_{it} + \lambda_2 EPS_{it} + \lambda_3 IS_{it} * EPS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$EPS_{it+f} = \omega_0 + \omega_1 IS_{it} + \omega_2 DA_{it} + \omega_3 NDE_{it} + \omega_4 IS_{it} * DA_{it} + \omega_5 IS_{it} * NDE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中：

EPS_{it+f} ：i 公司第 t+f 年之稅後淨利，以期未流通在外股數平減。

其餘變數之定義如模式 (7)、(8) 之說明。

若盈餘平穩化可提高當期盈餘對於未來盈餘之預測性，則模式 (12) 中 $IS*EPS$ 之係數 λ_3 應顯著為正。另外，若盈餘平穩化可提高當期裁決性應計數對於未來盈餘之預測性，則模式 (13) 中之 $IS*DA$ 之係數 ω_4 亦應顯著為正。

本研究將盈餘平穩化與當期盈餘對未來盈餘預測性之關係測試結果彙整於表 12 中。表 12 之實證結果顯示：在對於未來一年盈餘之預測性測試方面，模式 (12) 中關鍵變數 $IS*EPS$ 之估計係數為 0.38 (t=3.20)，其為正值且達到 1% 顯著水準，代表盈餘平穩化確實可提高當期盈餘對於未來一年盈餘之預測性；模式 (13) 中關鍵變數 $IS*DA$ 之估計係數為 0.42 (t=3.97)，其為正值且達到 1% 顯著水準，代表盈餘平穩化

確實可提高當期裁決性應計數對於未來一年盈餘之預測性。在對於未來第二年盈餘之預測性測試方面(註¹⁷)，模式(12)中關鍵變數 IS*EPS 之估計係數為 0.39 (t=2.73)、模式(13)中關鍵變數 IS*DA 之估計係數為 0.43 (t=3.19)，其又均為正值且均達到 1% 顯著水準，代表盈餘平穩化確實可提高當期盈餘、當期裁決性應計數對於未來第二年盈餘之預測性。綜合本節之額外測試證據可證實盈餘平穩化確實可提高當期盈餘、當期裁決性應計數對於未來盈餘之預測性，此測試提供本研究所捕捉之盈餘平穩化行為可能屬於資訊性盈餘管理之額外證據。

表 12 盈餘平穩化與當期盈餘對未來盈餘預測性之關係測試

模式(12)： $EPS_{it+f} = \lambda_0 + \lambda_1 IS_{it} + \lambda_2 EPS_{it} + \lambda_3 IS_{it} * EPS_{it} + \varepsilon_{it}$

模式(13)： $EPS_{it+f} = \omega_0 + \omega_1 IS_{it} + \omega_2 DA_{it} + \omega_3 NDE_{it} + \omega_4 IS_{it} * DA_{it} + \omega_5 IS_{it} * NDE_{it} + \varepsilon_{it}$

| 解釋變數 | EPS _{t+1} | | EPS _{t+2} | |
|-------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| | 模式(12) 係數 | 模式(13) 係數 | 模式(12) 係數 | 模式(13) 係數 |
| 截距項 | 0.41*** (6.04) | 0.39*** (5.63) | 0.45*** (5.52) | 0.41*** (5.07) |
| IS | -0.55*** (-3.27) | -0.51*** (-3.11) | -0.46** (-2.43) | -0.41** (-2.21) |
| EPS | 0.59*** (13.61) | | 0.52 (9.86) | |
| DA | | 0.50*** (10.33) | | 0.40*** (6.60) |
| NDE | | 0.60*** (14.05) | | 0.54*** (10.28) |
| IS*EPS | 0.38*** (3.20) | | 0.39*** (2.73) | |
| IS*DA | | 0.42*** (3.97) | | 0.43*** (3.19) |
| IS*NDE | | 0.37*** (3.19) | | 0.38*** (2.69) |
| N | 6,356 | 6,356 | 6,346 | 6,346 |
| 調整後R ² | 0.51*** | 0.52*** | 0.36*** | 0.37*** |
| F值 | 2242.83 | 1376.22 | 1170.04 | 735.19 |

註¹⁷ 由於本研究樣本取樣至 2005 年止，且目前資料庫中之資料只有至 2007，故只能預測至未來第二年。另外由於 TEJ 資料庫部分資料缺乏，故未來第二年盈餘之預測性測試樣本數變成 6,346 筆。

註：

1. 變數定義： EPS_{t+f} 為未來第 f 年之稅後淨利除以期末流通在外股數；IS 為盈餘平穩化指標，以含當年及過去四年共五年之橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數，再分年分產業轉化成分數排序衡量之；EPS 為稅後淨利除以期末流通在外股數；DA：每股裁決性應計數，其為橫斷面 Jones 模式下之裁決性應計數，乘上期初總資產後，再以期末流通在外股數平減之；NDE 為每股非裁決性盈餘，其為每股盈餘減除每股裁決性應計數。
2. () 內為 t 值，且其為經 White (1980) 異質變異調整過之結果。
3. ***、**、* 分別代表達 1%、5% 及 10% 之顯著水準。

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，亦即公司管理當局透過裁決性應計數對於盈餘進行管理以平穩化公司盈餘之行為，確實影響盈餘、權益帳面價值之價值攸關性，而且影響程度隨盈餘平穩化行為程度增加而增加。亦即，公司透過裁決性應計數從事盈餘平穩化行為程度越大，其盈餘變數之價值攸關性顯著越高，而權益帳面價值變數之價值攸關性則越低。再者，投資人對於盈餘平穩化行為程度越大公司之裁決性應計數的正面評價亦越大。此等結果在不同的裁決性應計數衡量模式、增加負債比率、負盈餘虛擬變數及股東權益報酬率三控制變數、納入資訊電子業虛擬變數、以總資產平減、不同盈餘平穩化指標測試之各額外測試中，皆獲得實證證據的支持。至於盈餘平穩化與當期盈餘對未來盈餘預測性之關係測試，則得到本研究所捕捉之盈餘平穩化行為可能屬於資訊性盈餘管理之額外證據。

陸、結論

本研究採用 Leuz et al. (2003)、Myers et al. (2006)、以及 Tucker 與 Zarowin (2006) 之盈餘平穩化行為衡量方式，以當年及過去四年之裁決性應計數變動數與扣除裁決性應計數之盈餘變動數間的相關係數捕捉企業之盈餘平穩化行為，來測試盈餘平穩化行為對於盈餘、權益帳面價值二變數價值攸關性之影響。本研究推論公司之盈餘平穩化行為程度越大，越能改善盈餘資訊性，越能改善當期盈餘對於未來盈餘之預測性，當期盈餘越能提供未來超常盈餘資訊，投資人在股票評價時越依賴之，故盈餘價值攸關性越高；反之，投資人在於股票評價時對於權益帳面價值所提供之正常盈餘資訊或清算價值資訊之依賴越少，故權益帳面價值越低。再者，投資人對於改善盈餘資訊性之裁決性應計數亦給於越多正面評價。本研究利用 Ohlson (1995) 模式以 1995 年至 2005 年之台灣上市、上櫃公司為研究對象進行實證研究，實證結果證實本研究之假說，亦即公司盈餘平穩化行為程度越大，其盈餘價值攸關性越高，權益帳面價值之價值攸關性亦越低，而且投資人對於裁決性應計數之正面評價亦越高。

本研究進行若干額外測試，顯示在其他條件不變之情況下，無論增加負債比率、負盈餘虛擬變數及股東權益報酬率三控制變數，以橫斷面 Modified Jones Model

衡量盈餘管理行為，納入資訊電子業虛擬變數，以總資產進行平減及不同盈餘平穩化指標測試之各項額外測試，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，雖在額外測試中改採橫斷面 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，本研究假說推論係基於股票市場是有效率性，亦即假設投資人能瞭解企業盈餘平穩化行為下之盈餘、權益帳面價值資訊在評價上之真正意涵且正確反應之，但不排除實證結果存在股票市場是無效率的替代性解釋。再者，Leuz et al. (2003)、Myers et al. (2006)、以及 Tucker 與 Zarowin (2006) 之盈餘平穩化行為衡量方式可能對於企業真正之盈餘平穩化行為存在衡量誤差。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會計資訊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對會計資訊價值攸關性之影響，故結論不適合推論至特定目的盈餘管理事件之解釋。

參考文獻

- 范宏書、陳慶隆、廖英任，2008，「盈餘管理對會計資訊的相對價值攸關性之影響」，管理與系統，15 卷 1 期：頁 93-136。
- 張文瀾、周玲臺、林修葺，2003，「內部人持股連續變動公司之盈餘管理行為特性」，會計評論，37 期：頁 53-83。
- 劉正田，2001，「研發支出资本化之會計基礎股票評價」，會計評論，33 期：頁 1-26。
- Abarbanell, J. S., & Bushee, B. J. 1997. Fundamental analysis, future earnings, and stock prices. *Journal of Accounting Research*, 35 (1): 1-24.
- Aljifri, K. 2007. Measurement and motivation of earnings management: A critical perspective. *Journal of Accounting, Business & Management*, 14: 75-95.
- Arce, M., & Mora, A. 2002. Empirical evidence of the effect of European accounting differences on the stock market valuation of earnings and book value. *European Accounting Review*, 11 (3): 573-599.
- Arya, A., Glover, J., & Sunder, S. 1998. Earnings management and the revelation principle. *Review of Accounting Studies*, 3(1/2): 7-34.
- Ball, R., & Brown, P. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6 (2): 159-178.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. 1998. Relative valuation roles of equity book value and net income as a function of financial health. *Journal of Accounting and Economics*, 25 (1): 1-34.
- _____. 2001. The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: Another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1/3): 77-104.
- Beaver, W. H. 1968. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 6 (3): 67-92.
- Beaver, W. H., Clarke, R., & Wright, W. F. 1979. The association between unsystematic security returns and the magnitude of earnings forecast errors. *Journal of Accounting Research*, 17 (2): 316-340.
- Black, E. L., & White, J. J. 2003. An international comparison of income statement and balance sheet information: Germany, Japan and the US. *European Accounting Review*, 12 (1): 29-46.
- Burgstahler, D. C., & Dichev, I. D. 1997. Earnings, adaptation and equity value. *The Accounting Review*, 72 (2): 187-215.

- Chaney, P. K., & Lewis, C. M. 1995. Earnings management and firm valuation under asymmetric information. *Journal of Corporate Finance*, 1 (3/4): 319-345.
- _____. 1998. Income smoothing and underperformance in initial public offerings. *Journal of Corporate Finance*, 4 (1): 1-29.
- Collins, D. W., Maydew, E. L., & Weiss, I. S. 1997. Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1): 39-67.
- Collins, D. W., Pincus, M., & Xie, H. 1999. Equity valuation and negative earnings: The role of book value of equity. *The Accounting Review*, 74 (1): 29-61.
- Dechow, P. M., & Skinner, D. J. 2000. Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators. *Accounting Horizons*, 14 (2): 235-250.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70 (2): 193-225.
- Easton, P. D., & Zmijewski, M. E. 1989. Cross-sectional variation in the stock market response to accounting earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 11 (2/3): 117-141.
- Francis, J., & Schipper, K. 1999. Have financial statements lost their relevance? *Journal of Accounting Research*, 37 (2): 319-352.
- Fudenburg, D., & Tirole, J. 1995. A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents. *Journal of Political Economy*, 103 (1): 75-93.
- Guay, W. R., Kothari, S. P., & Watts, R. S. 1996. A market-based evaluation of discretionary accrual models. *Journal of Accounting Research*, 34 (3): 83-105.
- Gul, F. A., Leung, S., & Srinidhi, B. 2003. *Informative and opportunistic earnings management and the value relevance of earnings: Some evidence on the role of IOS*. Working paper, City University of Hong Kong.
- Healy, P. M. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 7 (1/3): 85-107.
- _____. 1996. Discussion of a market-based evaluation of discretionary accrual models. *Journal of Accounting Research*, 34 (3): 107-115.
- Healy, P. M., & Wahlen, J. M. 1999. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13 (4): 365-383.
- Hunt, A., Moyer, S., & Shevlin, T. 2000. *Earnings volatility, earnings management, and equity value*. Working paper, University of Washington.

- Jan, C. L., & Ou, J. A. 1995. *The role of negative earnings in the valuation of equity stocks*. Working paper, Santa Clara University.
- Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29 (2): 193-228.
- Kirschenheiter, M., & Melumand, N. 2005. *Earnings' quality and smoothing*. Working paper, Purdue University.
- Kormendi, R., & Lipe, R. 1987. Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns. *Journal of Business*, 60 (3): 323-346.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. 2005. Performance matched discretionary accruals measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1): 161-197.
- Leuz, C., Nanda, D., & Wysocki, P. D. 2003. Earnings management and investor protection: An international comparison. *Journal of Financial Economics*, 69 (3): 505-527.
- Lev, B., & Thiagarajan, S. R. 1993. Fundamental information analysis. *Journal of Accounting Research*, 31 (2): 190-215.
- Marquardt, C. A., & Wiedman, C. I. 2004. The effect of earnings management on the value relevance of accounting information. *Journal of Business and Accounting*, 31 (3/4): 297-332.
- Myers, J. N., Myers, L. A., & Skinner, D. J. 2006. *Earnings momentum and earnings management*. Working paper, University of Chicago.
- Nwaeze, E. T. 1998. Regulation and the valuation relevance of book value and earnings: Evidence from the United States. *Contemporary Accounting Research*, 15 (4): 547-573.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, book value, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11 (2): 661-687.
- Ou, J. A., & Sepe, J. F. 2002. Analysts earnings forecasts and the roles of earnings and book value in equity valuation. *Journal of Business Finance and Accounting*, 29 (3/4): 287-316.
- Ronen, J., & Sadan, S. 1981. *Smoothing income numbers: Objectives, means, and implications*. Boston, MA: Addison-Wesley Publishing Company.
- Sankar, M. R., & Subramanyam, K. R. 2001. Reporting discretion and private information communication through earnings. *Journal of Accounting Research*, 39 (2): 365-386.
- Subramanyam, K. R. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 22 (1/3): 249-281.

- Tucker, J. W., & Zarowin, P. A. 2006. Does income smoothing improve earnings informativeness? *The Accounting Review*, 81 (1): 251-270.
- Wang, C., Lee, C., & Huang, B. 2003. An analysis of industry and country effects in global stock returns: Evidence from Asian countries and the U.S. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43 (3): 560-577.
- Whelan, C., & McNamara, R. 2004. *The impact of earnings management on the value-relevance of financial statement information*. Working paper, Georgia College and State University.
- White, H. 1980. Heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica*, 48 (4): 817-838.

作者簡介

范宏書

現為輔仁大學會計學系副教授兼系主任。擁有國立臺灣大學商學研究所碩士以及國立臺灣大學商學研究所會計組博士學位。目前研究領域包括資本市場研究，特別是會計資訊價值攸關性、無形資產、新會計公報影響之研究，以及審計市場研究。