

資訊揭露評鑑系統對企業盈餘管理行為 之影響

張瑞當*

國立中山大學

方俊儒

國立中山大學

摘要

企業資訊透明化是提升公司治理的重要源頭，證交所最近委託證基會對國內上市櫃公司進行資訊揭露的評鑑，希望藉由企業自行揭露更多資訊，引進社會大眾的監督力量，來提升公司治理的效能。本研究探討該「資訊揭露評鑑系統」的實施，是否能有效降低企業盈餘管理的行為？並探討該企業資訊揭露評鑑的結果是否真能有效區別公司盈餘管理程度的差異。實證結果顯示該評鑑系統實施後，整體而言，企業盈餘管理行為已顯著降低，其中又以管理當局持股比例較高的企業，受此系統的影響較為明顯。不過，資訊揭露評鑑結果「較透明」及「較不透明」的企業，在盈餘管理的程度上並沒有顯著差異，可能是因僅將評鑑結果分成「較透明」與「較不透明」兩組，並無法達到明顯區分其盈餘管理程度的效果。

關鍵詞：資訊揭露、盈餘管理、公司治理

* 作者感謝兩位匿名評審所提供寶貴建議，惟文中如有任何錯誤，全為作者之責。

收稿日：2005 年 4 月

接受日：2005 年 12 月

三審後接受

Effects of the Information Disclosure and Evaluation System on Earnings Management

Ruey-Dang Chang

National Sun Yat-sen University

Chun-Ju Fang

National Sun Yat-sen University

Abstract

Information transparency enhances corporate governance. In an attempt to improve information transparency of the publicly traded and OTC companies and bring the power of the public into improvements on corporate governance, the Taiwan Stock Exchange Corporation (TSEC) requested the Securities & Futures Institute (SFI) to implement an information disclosure and evaluation system for all publicly traded and OTC companies listed in TSEC. This study investigates effects of the system on earnings management behavior and the ability of the system to differentiate earnings management behavior among firms differed in their extents of information transparency. Empirical results indicate that earnings management decreased after the implementation of the system and the effects are higher for companies with higher management ownership holdings. However, the difference between “more transparent” and “less transparent” companies is not statistically significant. This is likely a result of inadequacy of a two-group classification system in distinguishing clearly differences in earnings management.

Keywords: *Information disclosure, Earnings management, Corporate governance.*

Submitted April 2005

Accepted December 2005

After 3 rounds of review

壹、緒論

健全公司治理近來已受到國際組織及世界各國的高度重視，對於推動健全公司治理的各項機制，國內相關單位也在積極進行中；而近年來國內陸續發生上市櫃公司的弊案，更加速政府推動公司治理的腳步與決心。依據「上市上櫃公司治理實務守則」第二條所訂定的公司治理五大原則中，也將提升企業資訊透明度列為主要項目。提升資訊透明度可說是健全公司治理的源頭，也是良好公司治理下必然的結果（薛明玲與蔡朝安 2003；張振山與包幸玉 2004；Mallin 2002）。此外，一些公司治理評等系統，如標準普爾(Standard & Poor)及里昂證券公司(Credit Lyonnais Securities)都將公司資訊揭露或透明度列為主要評等項目，故資訊透明度與公司治理的關係可說是密不可分（伍忠賢 2003）。

主管機關目前在強化資訊透明度方面，已陸續推動建置公開資訊觀測站、檢討修正資訊揭露的相關規範與進行資訊揭露評鑑系統等。在資訊揭露評鑑系統方面，台灣證券交易所（證交所）鑑於目前國際上知名金融服務及研究機構所提供的公司資訊揭露評等指標，無法全盤適用於國內企業揭露實務評鑑，故委託證券暨期貨發展基金會（證基會）於民國九十二年開始進行全體上市櫃公司資訊揭露之評鑑，並將評鑑結果公佈於證交所網站，供所有投資人參考。在結果尚未公佈前，各上市櫃公司可自行上網查詢評鑑結果；若對於評鑑結果有不同意見者，可向證基會進行申訴。依據證基會統計，此兩次評鑑分別高達 97% 及 99% 的公司曾上網查詢評鑑成績，並有 28% 及 27% 的受評公司曾以書面方式對評鑑結果表示不同意見，由此可見上市櫃公司對該評鑑結果的重視。

證基會實施此評鑑系統的目的係期望藉企業資訊的透明化，讓外部監督力量來督促企業落實公司治理的相關機制。正式實施前，已在台灣北、中、南三區實施「企業資訊揭露評鑑系統說明會」，並廣邀企業界人士參加，會中詳細說明評鑑系統的實施要點。Healy et al. (1999)發現企業資訊揭露的評等結果，會影響公司股票報酬、機構投資人持股比率、分析師推薦與否及股票流動性；較佳的評等結果也有助於公司降低資金成本。在台灣，散戶佔投資人的絕大多數，由於他們對於公司資訊的需求度不高及資訊分析能力不夠專業，以致於企業在資訊揭露方面遭受較小壓力。根據國際專業機構標準普爾對亞太地區企業透明度與資訊揭露的調查，台灣企業資訊揭露的情況遠落後於其它國家¹。近年來，國內外一連串的企業舞弊事件，已讓很多投資人對企業喪失信心，同時也大幅提升投資人對企業經營資訊的需求。故此次評鑑系統的實施，必定會對企業在資訊揭露方面產生壓力。因此，為了避免不好的評鑑結果，公司必定要揭露更多資訊（包含自願性揭露的資訊²）。

¹ 根據標準普爾的調查結果，在亞太地區中以新加坡平均 7 分最佳，台灣在財務資訊方面獲得 5 分，而非財務資訊僅獲得 2 分，落後其他國家（薛明玲 2002）。

² 從調查結果發現，大部分上市上櫃公司均能符合規定揭露基本的資訊，最主要決定揭露分數高低的部分還是在於自願性揭露的部分（陳曉珮與高儀慧 2004）。

盈餘管理的相關文獻顯示企業在資訊揭露度或是透明度越高的情況下, 經理人越沒有意願進行盈餘管理(Lobo and Zhou 2001; Hunton et al. 2004)。他們認為當公司透明度較高時, 因進行盈餘管理所獲得的利益較低, 較多的資訊揭露也限制了他們操弄盈餘的空間及能力。因此, 若要求企業揭露更多資訊, 應該能降低其盈餘管理的行為。本研究主要目的在於探討此評鑑系統的實施, 是否能提升公司自我監督機制, 進而有效抑制經理人操弄盈餘的情況, 以及分析證基會所評鑑資訊揭露「較透明」及「較不透明」的企業, 是否在盈餘管理行為上有所差異。

本研究發現在實施企業資訊揭露評鑑系統後, 整體而言, 能有效降低企業盈餘管理的行為, 其中又以管理當局持股比率較高的企業受此系統的影響較為明顯; 而評鑑結果揭露度「較透明」及「較不透明」³的企業, 在盈餘管理行為上並未發現有顯著差異。

本研究共分五節, 第二節為文獻探討及假說發展, 第三節為研究設計, 第四節為實證結果分析, 最後為結論。

貳、文獻探討及假說發展

一、企業資訊透明度與公司治理

從經濟合作暨開發組織(Organization of Economic Cooperation & Development, OECD)所制定的公司治理準則及我國「上市上櫃公司治理實務守則」中, 均可發現改善企業透明度是提升公司治理的重要機制。資訊透明度係指企業所有營運及財務相關資訊公開揭露的程度, 主要內容除財務相關資訊外, 還包含附註、重大消息及時揭露、管理當局對未來營運政策或規劃的相關訊息等(薛明玲與蔡朝安 2003)。根據 Pricewaterhouse Coopers 針對高科技業所作的調查, 發現企業、分析師及投資人認為企業所需揭露的重要資訊中, 只有三項是屬於財務性質, 其餘大部份是屬於非財務性質(陳依蘋 2002)。國內企業在股權結構、長期投資、關係人交易以及公司決策過程的資訊揭露度並不高, 主要是因為相關法令在這些方面的規定並不明確(薛明玲與蔡朝安 2003), 因此使得公司可以隱藏這些資訊以進行不法行為, 例如股權結構和公司最終控制股東有關, 關係人交易和內部利益輸送有關, 公司決策過程則和董、監事是否能有效發揮監督機制有關, 這些資訊若能詳細揭露, 必能有助於降低公司不法行為的發生, 進而提升公司治理的機制。

³ 此為證基會用語。

二、企業資訊揭露度與資訊不對稱

當公司揭露越多資訊時，其和外部人士間資訊不對稱的情況將越低 (Glosten and Milgrom 1985)。Welker (1995)發現當企業資訊揭露度較高時，該公司股票會有較佳的流動性。Lang and Lundholm (1993)也認為當公司和股東存在較大資訊不對稱時，會有較大的誘因進行資訊揭露，他們發現公司規模較大、績效較好以及盈餘和股票報酬關聯性較低時，會揭露較多資訊。同樣地，Lang and Lundholm (1996)也發現公司資訊揭露度較高時，會有較多的分析師推薦，而且分析師對該公司所作的盈餘預測正確性會較高。這都顯示當公司資訊揭露度高時，可以降低其和外部人士資訊不對稱的情況。

研究發現當公司有較高資訊透明度時，由於和外在資訊不對稱情況較低，對公司會有許多好處(Healy et al. 1999)，最重要的是在資本市場上有較好的資金籌措能力及較低的資金成本，例如對於法人、外資及長期的投資人較有吸引力 (陳依蘋 2002)。此外，較高的公司透明度也會增加股票的報酬及流動性。

三、資訊不對稱與盈餘管理

許多研究指出當經理人和外部人士資訊不對稱程度增加時，盈餘管理的行為就會增加。例如 Trueman and Titman (1988)及 Dye (1988)透過模型分析的方式，發現資訊不對稱是經理人進行盈餘管理的前提條件。Schipper (1989)也認為持續性資訊不對稱的情況⁴，是經理人進行盈餘管理的條件。Richardson (2000)以公司股票買賣價差及分析師預測的差異程度，來衡量資訊不對稱的程度，實證結果發現當資訊不對稱情況越大時，經理人會從事更多盈餘管理的行為。

此外，文獻也發現公司透明度的高低，會影響報表使用者發覺經理人進行盈餘操弄的機率(Hirst and Hopkins 1998; Maines and McDaniel 2000)。Hirst and Hopkins (1998)發現財務報表中，會計科目的呈現與表達方式越清楚時，分析師越能夠查覺經理人盈餘管理的行為⁵。Maines and McDaniel (2000)也發現只有當未實現的證券利得或損失特別揭露於綜合淨利表(statement of comprehensive income)時，非專業的投資者才能對公司績效的變動作出較正確的評估。故財務報表的揭露方式，會影響使用者評估與解釋財務報表資訊的能力。

當投資人發現經理人進行盈餘管理行為時，可能會給予一些懲罰，例如賣掉該公司股票或是只願以較低價格進行交易(Lundholm 1999; Hirst et al. 2003)。因此，理性經理人進行盈餘管理前，必會預估該盈餘管理行為的效益；若預期效益不高，將不會進行盈餘管理(Fields et al. 2001)。而公司資訊揭露及透明度高時，會減少其進行盈餘管理所產生的效益，故會降低其盈餘管理的意

⁴ Schipper (1989)認為 block communication 的存在是經理人進行盈餘管理的條件，她所謂的 block communication 是指經理人沒有將其私人資訊完全揭露。

⁵ 他們發現只將未實現的證券利得或損失揭露於業主權益變動表與將其揭露於綜合淨利表及業主權益變動表時，分析師在後者的情況下，較能偵測到經理人進行盈餘管理。

願及動機(如 Lobo and Zhou 2001; Hunton et al. 2004)。Dutta and Gigler (2002) 發現當經理人被要求做更多的盈餘預測時, 由於會將更多的私有資訊傳遞給外部人士, 較不可能進行盈餘管理。Jones and Sharma (2001) 也發現公司若受限於法令規定, 必須將現金流量以直接法而非間接法報導時, 則較無法進行盈餘管理⁶。Hunton et al. (2004) 的研究指出當公司透明度不高時, 經理人會認為盈餘操弄的行為較不會被查覺, 進行盈餘管理會對公司股價有提升的效果, 且較不會有損其誠實報導盈餘的聲譽。反之, 當公司透明度較高時, 由於進行盈餘管理較容易被查覺, 進而影響公司股價及個人聲譽, 故進行盈餘管理的意願會較低。這些結果顯示, 當公司透明度高時, 進行盈餘管理的動機及意願皆會降低。

證交所委託證基會於民國 92 年起陸續蒐集各上市櫃公司資訊揭露的相關資料, 開始進行資訊揭露評鑑, 並公布評鑑結果。在目前經濟不景氣下, 資金籌措能力對上市櫃公司非常重要; 再加上近年來, 國內陸續爆發企業舞弊案件, 甚至連知名會計師事務所的會計師都遭懲處, 投資人已漸漸對企業或相關監督機關喪失信心, 在投資人對企業經營資訊需求有增無減之下, 評鑑結果的好壞, 對上市櫃公司甚為重要。因此, 各上市櫃公司必定會在資訊揭露方面有所改善, 故整體而言, 應可降低其盈餘管理的行為。因此, 假說一建立如下:

假說一：資訊揭露評鑑系統的實施，會降低公司的盈餘管理行為。

傳統代理理論(Jensen and Meckling 1976)認為當管理者持有股權不多, 而和股東利益有所衝突時, 代理問題隨之產生。故隨管理者持股比率增加, 應能有效降低代理問題。然而, 文獻發現當公司股東所持有的股權比例, 及其所採取的控制手段能有效控制公司時, 代理問題的性質將由所有權與經營權之間, 轉變成控制股東與小股東之間的核心代理問題(Claessens et al. 2002)。Shleifer and Vishny (1997) 認為公司大股東可能因追求本身利益, 而傷害其它股東或是公司整體利益。葉銀華等 (2002) 發現台灣公司普遍為股權集中與家族控股的型態, 控制股東常透過各種名目投資其它公司, 藉交叉持股來增加投票權, 進而掌握更多董監事席次。謝文馨與蘇裕惠(1999)指出台灣許多企業的控制股東, 常以自身股票向金融機構質押借款, 然而, 一旦股價下跌, 或公司出現財務危機, 持股比率越高的股東所承受的損失越大; 此時, 為避免遭金融機構斷頭而承受巨大之損失, 持股比率越高的股東(通常為家族成員), 越有動機進行盈餘管理。Morck et al. (1988) 認為隨管理當局持股比率增加, 因其握有更多的投票權, 在自利動機的誘因下, 會有不利股東利益最大化的行為。Dechow et al. (1996) 發現當公司董事會受到經理人控制時, 則較有可能進行盈餘管理。基於上述, 本研究認為由於台灣企業普遍存在控制股東以及交叉持股的現象, 控制股東和小股東間的代理問題, 會隨管理當局持股比率提高而增加, 而當管理當

⁶ 若是以直接法的方式報導現金流量, 則必須揭露所有和供應商及顧客的現金收支的情況, 此種方法較容易讓報表使用者正確估計現金流量和應計基礎下盈餘兩者間的差異, 亦即較容易偵測出盈餘管理的情況。

局持股越高時，也越有機會控制董事會，進而有更多盈餘管理的行為。Warfield et al. (1995)也認為管理者對於會計方法選擇的調整和其持股比率有直接關係，當管理者能掌控公司時，會有較多盈餘管理之行為。因此，對於管理當局持股比率較高的公司，在實施評鑑系統之前，因有較多的盈餘管理之行為，在系統實施後，因須揭露較多資訊，公司盈餘管理降低的程度應會較明顯。故假說二建立如下：

假說二：資訊揭露評鑑系統實施後，管理當局持股比率較高的公司，其盈餘管理降低的程度會較明顯。

證基會將資訊揭露評鑑結果分成資訊揭露「較透明」及「較不透明」兩組，如前所述，資訊揭露較多的企業，從事盈餘管理的意願較低(Lobo and Zhou 2001; Hunton et al. 2004)。故評鑑結果「較透明」的企業，其盈餘管理的情況應會較低。因此，假說三建立如下：

假說三：資訊揭露評鑑較透明的公司，其盈餘管理的行為會較少。

參、研究設計

一、盈餘管理行為的衡量

現有文獻透過各種方式來探討經理人盈餘管理的行為，例如，透過檢驗某個會計科目（如壞帳）或某些會計方法的選擇，來探討盈餘管理的行為(McNichols and Wilson 1988; Sweeney 1994)。Becker et al. (1998)認為透過檢驗裁決性應計項目，可檢驗盈餘管理的總效果。由於裁決性應計項目已被廣泛地使用來探討盈餘管理的行為(如 Frankel et al. 2002; Krishnan 2003; Park and Park 2004)，因此，本研究也採用裁決性應計項目來探討盈餘管理的行為。

裁決性應計項目可分成流動裁決性應計項目(discretionary current accruals, DCA)及長期裁決性應計項目(discretionary long-term accruals, DLA)，兩者不同處在於 DCA 主要是檢驗經理人在流動資產或流動負債項目上的裁決行為，而 DLA則是除了DCA外，還包含廠房、機器設備等折舊部份的裁決行為。Guenther (1994)和 Teoh et al. (1998)認為相較於長期的應計項目，經理人對於流動性應計項目更具操控能力。Das and Zhang (2003)也認為在短期間內，若經理人要進行盈餘管理，則較可能會透過流動性應計項目的調整⁷。由於本研究檢驗資訊揭露評鑑系統實施後兩年的盈餘管理行為，時間並非很長，若公司有意圖在此期間進行盈餘管理，則較可能經由流動項目來進行。故本研究採用衡量經理人短期間盈餘管理的流動裁決性應計項目，來衡量公司盈餘管理的行為。我們使用 Guenther (1994)及 Kim et al. (2003)的方法，來衡量流動應計項目：

⁷ Das and Zhang (2003)即是使用流動裁決性應計項目，來衡量經理人在年初或年中才決定要進行盈餘管理時，到年底短期間內盈餘操弄之行為。

$$CA_{it} = (?CASSET_{it} - ?CASH_{it}) - (?CL_{it} - ?LD_{it} - ?TP_{it}) \quad (1)$$

- CA_{it} = 樣本公司 i 在 t 年的總流動性應計項目
 $CASSET_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的總流動資產變動量
 $CASH_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的現金及約當現金的總變動量
 CL_{it} = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的總流動負債變動量
 LD_{it} = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的長期負債當年到期部份變動量
 TP_{it} = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的應付所得稅變動量

為了檢驗 2003 年是否因資訊揭露評鑑系統的實施，對於公司盈餘管理的行為有所影響，本研究採用時間序列的方式來作檢定；此方式在文獻上已普遍被用來作為檢定某事件發生前、後，盈餘管理行為的變化(如 Guenther 1994; Lopez et al. 1998; Han and Wang 1998; Monem 2003)。為確認 2003 年盈餘管理行為的改變是因當年度評鑑系統的影響，我們除檢驗 2002 到 2004 年外，也檢驗 2001 年到 2002 年盈餘管理行為是否有所差異⁸。

Healy (1985)認為總流動應計項目包含裁決性和非裁決性兩部份，非裁決性的部份並不會受盈餘管理行為的影響，因此，本研究採用 Guenther (1994)及 Lopez et al. (1998)的方式來檢驗裁決性應計項目的部份。我們以每一樣本公司 1990 年到 1999 年期間⁹的資料，透過方程式(2)來作為估計¹⁰，並用來預測 2000¹¹年到 2004 年的流動應計項目，而 2000 年到 2004 年流動應計項目的預測值和實際值之間所產生的差異，即為流動裁決性應計項目(Guenther 1994; Lopez et al. 1998; Lin et al. 2004)，計算方式如下：

$$\frac{CA_{it}}{TA_{i,t-1}} = a_0 \left(\frac{1}{TA_{i,t-1}} \right) + a_1 \left(\frac{?SALE_{it} - ?AR_{it}}{TA_{i,t-1}} \right) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

- $SALE_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的總銷貨淨額變動量
 AR_{it} = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的應收帳款變動量
 $TA_{i,t-1}$ = 樣本公司 i 在 t-1 年的總資產

我們也採用 Guenther (1994)及 Lopez et al. (1998)的做法，將流動裁決性應計項目標準化，成為標準化流動裁決性應計項目(standardized discretionary current accruals, SDCA)¹²，作為衡量公司進行盈餘管理的指標¹³。

⁸ 若盈餘管理行為在 2001-2002 並沒有減少，而是 2002-2003 年才有顯著減少時，則更加能確定是受到 2003 年資訊揭露評鑑系統的影響。

⁹ 由於採用時間序列的方式，必須至少有 10 年的資料來作為估計期間(Dechow et al. 1995)，而台灣的上市櫃公司在早期並不多，若以 1986 年 (TEJ 資料蒐集較為完整的開始年度) 為起始，來蒐集樣本公司資料，則具完整資料的樣本相當有限；在兼顧採用時間序列方式及樣本數的情況下，本研究使用 1989 年為資料起始年，可獲得 1990-1999 年共十年估計期間的資料，來預測 2000 年到 2004 年的流動性應計項目。

¹⁰ 根據 Dechow et al. (1995)的說法，Guenther (1994)所用的估計方式，在偵測盈餘管理的行為時可能會產生誤差，故 Lopez et al. (1998)使用 Modified Jones Model 來解決此問題，本研究也採用 Lopez et al. (1998)的方式來估計，以避免該問題的產生。

¹¹ 因本研究後續進行多變量檢定時，為排除裁決性應計項目之迴轉效果，故我們將樣本公司前一年的裁決性應計項目列為控制變數之一，因此樣本公司資料須包含 2000 年的裁決性應計項目。

¹² 將預測值和實際值的差異，除以估計的標準差 \hat{S} ，即可得到標準化流動裁決性應計項目(SDCA)。而估計的標準差 \hat{S} ，是由每一樣本的估計期間 1990 到 1999 的迴歸式所產生。

二、驗證方式

由於文獻上已發現影響裁決性應計項目的其它因素(Balsam et al. 2003), 為排除這些潛在變數的干擾, 以能正確檢驗資訊揭露評鑑系統實施, 對公司盈餘管理行為的影響, 我們透過迴歸模式控制這些因素, 例如公司規模已被發現會影響裁決性應計項目(Reynolds and Francis 2000), 我們使用總資產的對數值來控制規模所產生的效果; 負債比率也對裁決性應計項目有影響(DeFond and Jiambalvo 1994; Sweeney 1994), 我們使用總負債佔總資產的比率來控制其效果; 此外, Dechow et al. (1995)發現營業用現金流量和裁決性應計項目有關係, 我們以營業用現金流量佔總資產的比率來控制其效果; 最後, 總應計項目的多寡, 也會影響裁決性應計項目(Krishnan 2003), 故我們以總應計項目的絕對值佔總資產的比率來控制其效果。此外, 為避免裁決性應計項目的迴轉效果影響檢驗結果, 我們也將樣本公司前一年的流動裁決性應計項目, 當成控制變數(楊朝旭 吳幸蓁 2003; DeFond and Park 1997; Kim et al. 2003; Albornoz and Alcarria 2003; Park and Park 2004)。綜合上述, 我們所使用的迴歸方程式如下:

$$SDCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dum1(2,3)_i + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 ABSTA_{it} + \beta_6 SDCA_{it-1} + e_{it} \quad (3)$$

- $SDCA_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年的流動裁決性應計項目
 $SIZE_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年總資產的對數值
 LEV_{it} = 樣本公司 i 在 t 年的總負債除以總資產的比率
 CFO_{it} = 樣本公司 i 在 t 年營業用現金流量除以總資產
 $ABSTA_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年總應計項目絕對值除以總資產
 $SDCA_{it-1}$ = 樣本公司 i 在 t-1 年的流動裁決性應計項目
 $Dum1_i$ = 虛擬變數 1, 樣本公司 i 若是 2002 年則為 1, 其它為 0
 $Dum2_i$ = 虛擬變數 2, 樣本公司 i 若是 2003 年則為 1, 其它為 0
 $Dum3_i$ = 虛擬變數 3, 樣本公司 i 若是 2004 年則為 1, 其它為 0

我們以樣本公司 2001 年及 2002 年的資料, 透過方程式(3)來比較 SDCA 在這兩年是否有所差異; 同樣地, 我們以樣本公司 2002 年和 2003 年的資料(以虛擬變數 2 代替虛擬變數 1), 2003 年及 2004 年資料(使用虛擬變數 3), 及 2002 年與 2004 年的資料(使用虛擬變數 3)來分別檢驗 SDCA 在兩兩年間是否有所差異。

此外, 為避免樣本選擇偏誤的問題, 我們也挑選未接受評鑑之興櫃和公開發行公司¹⁴(作為控制組), 與有接受評鑑之上市和上櫃公司(作為實驗組)進行比較, 檢定這兩組在 2001 年至 2004 年盈餘管理行為的變化是否有所不同。

為檢驗假說二, 我們使用樣本公司 2002 年及 2003 年的資料, 並透過迴歸方程式(4)來進行檢定:

¹³ 本文後續所提到的流動裁決性應計項目, 即是標準化流動裁決性應計項目。

¹⁴ 雖然並非所有上市上櫃公司均接受評鑑, 但是, 這些未接受評鑑的公司均導因於特殊情況(如變更交易方法、停止買賣、終止上市櫃、負責人因誠信問題被起訴及會計師出具經營假設有疑慮之意見等), 作為控制組並不適當, 故本研究使用興櫃和公開發行公司作為控制組。

$$SDCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 ABSTA_{it} + \beta_5 SDCA_{it-1} + \beta_6 Dum2_i + \beta_7 MAN_{it} + \beta_8 Dum2_i * MAN_{it} + e_{it} \quad (4)$$

MAN_{it} 為樣本公司 i 在 t 年管理當局 (經理人以及董監事) 持股比率, 而 $Dum2_i * MAN_{it}$ 為 $Dum2_i$ 和 MAN_{it} 的互動項

使用互動項進行迴歸分析時, 我們將 MAN 變數集中化(centralization)¹⁵, 以避免共線性(multicollinearity)之產生(Jaccard et al. 1990; Neter et al. 1999)。

為檢定評鑑「較透明」與「較不透明」的樣本, 在盈餘管理的行為上是否有所不同, 我們透過方程式(5)進行檢定:

$$SDCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dum_i + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 ABSTA_{it} + \beta_6 SDCA_{it-1} + e_{it} \quad (5)$$

Dum_i 為透明度之虛擬變數, 樣本公司 i 評鑑結果「較透明者」為 1, 「較不透明者」為 0

三、樣本選取及資料來源

我們從台灣經濟新報社(Taiwan Economic Journal, TEJ)資料庫中蒐集上市櫃公司的資料, 由於樣本資料必須具有 1989-2004 共 16 年的完整資料, 並且在 2003 年及 2004 年均接受評鑑; 此外, 除排除金融、證券及壽險產業外, 為排除界外值(outlier)對結果的影響, 本研究參考目前文獻的作法(張文? 等 2003), 刪除標準化誤差(student t)之絕對值大於 3, cookd 值大於 1 以及 DFFITS 之絕對值大於 1 之樣本, 最後, 具完整資料的上市櫃公司共計 281 家, 樣本各產業的分佈狀況如表一。由表一中可知除了電子業及紡織業超過 10% 外, 其餘分布均在 10% 以下, 因此, 樣本能涵蓋大部份產業。

肆、實證結果分析

一、樣本敘述性統計值

由於本研究採取時間序列的方式, 因此, 我們進行自我相關(auto correlation)的檢定, 從表二中可看出不管是 Durbin-Watson 值或一階自我相關值的結果和 Guenther (1994)的結果都差不多, 唯獨 R^2 稍微低了一點¹⁶, 因此, 沒有嚴重自我相關問題存在。表三為樣本各變數的敘述性統計值, 流動裁決性應計項目的平均值為 0.035, 樣本資產對數的平均值為 6.923, 平均負債比率為 0.404, 營業用現金流量平均值為 0.059, 總應計項目絕對值為 0.062, 前期裁決性應計項目平均值為 -0.029, 虛擬變數 1 的平均值為 0.25, 代表 2002 年佔總樣本數的四分之一¹⁷。

¹⁵ 將各變數扣除其平均值, 即 $(X_i - \bar{X})$ 。

¹⁶ Guenther (1994)的結果 Durbin Watson 平均值為 2.201 及 2.163, 而本研究為 2.183, 另外, 一階自我相關值的平均值為 -0.134 及 -0.116, 而本研究為 -0.182; 而在 R^2 方面, 其平均值為 0.381 和 0.474, 本研究為 0.228, 雖然比 Guenther (1994)的還低, 不過, 和 Jones (1991)的 0.232 差不多。

¹⁷ 虛擬變數 2 及 3 結果均和虛擬變數 1 一樣, 代表均各自佔總樣本數的四分之一。

表一 樣本公司產業分布

產業代碼	產業	家數	百分比
11	水泥	7	2.49%
12	食品	15	5.34%
13	塑膠	17	6.05%
14	紡織	37	13.17%
15,45	電機、機械	16	5.69%
16	電器、電纜	8	2.85%
17	化學生技醫療	21	7.47%
18	玻璃陶瓷	4	1.42%
19	造紙	6	2.14%
20	鋼鐵	13	4.63%
21	橡膠	8	2.85%
22	汽車	3	1.07%
23,24,30,53	電子	62	22.06%
25,55	建材營造	17	6.05%
26	航運	10	3.56%
27	觀光	6	2.14%
29	貿易百貨	10	3.56%
	其它	21	7.47%
總和		281	100%

表二 方程式(2)時間序列分析敘述性統計值 (n=281)

方程式： $CA_{it}/TA_{i,t-1} = \alpha_0(1/TA_{i,t-1}) + \alpha_1((SALE_{it} - AR_{it})/TA_{i,t-1}) + \epsilon_{it}$						
	平均值	10%	25%	中位數	75%	90%
R^2	0.228	0.024	0.083	0.179	0.332	0.488
估計值 α_0	5496	-98938	-29559	18603	86629	225433
估計值 α_1	0.050	-0.313	-0.087	0.085	0.247	0.450
Durbin-Watson 值	2.183	1.306	1.720	2.258	2.634	3.004
一階自我相關值	-0.182	-0.555	-0.403	-0.202	0.022	0.211

CA_{it} = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的總流動性應計項目

$SALE_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的總銷貨淨額變動量

AR_{it} = 樣本公司 i 在 t 年與 t-1 年間的應收帳款變動量

$TA_{i,t-1}$ = 樣本公司 i 在 t-1 年的總資產

表三 流動裁決性應計項目及其它相關控制變數敘述性統計值 (N=1124)

變數	第一四分位	中位數	第三四分位	平均數	標準差
SDCA	-0.465	0.039	0.535	0.035	0.891
SIZE	6.579	6.878	7.198	6.923	0.504
LEV	0.309	0.403	0.500	0.404	0.148
CFO	0.019	0.052	0.095	0.059	0.067
ABSTA	0.020	0.045	0.081	0.062	0.064
$SDCA_{t-1}$	-0.558	-0.032	0.497	-0.029	0.926
Dum1	0.000	0.000	0.750	0.250	0.433

SIZE (公司規模) = 樣本公司總資產的對數值

LEV (負債比率) = 樣本公司總負債佔總資產比率

CFO (營業用現金流量) = 樣本公司營業用現金流量佔總資產比率

ABSTA (總應計項目絕對值) = 樣本公司總應計項目絕對值除以總資產

$SDCA_{t-1}$ (前期流動裁決性應計項目) = 樣本公司 t-1 期流動裁決性應計項目

Dum (虛擬變數 1) = 若樣本公司年為 2002 年則為 1, 其它則為 0

二、變數相關係數

表四為流動裁決性應計項目及其它相關變數的 Pearson (左下半部) 及 Spearman (右上半部) 相關係數, 從表中可知除規模、虛擬變數 2 及 3 外, 其

它變數均和流動裁決性應計項目達顯著水準。流動裁決性應計項目和負債比率、營業用現金流量及總應計項目絕對值的關係為負，代表著負債比率越高、營業用現金流量越多及總應計項目絕對值越大，則流動裁決性應計項目越低。虛擬變數 1 和流動裁決性應計項目的相關係數為正，且已達顯著水準，代表在 2002 年的流動裁決性應計項目比其它年度還要高，而 Spearman 相關係數的結果大致和 Pearson 相關係數一致。整體而言，相關係數最大為 0.256，最小為 -0.333，而且表六（及其後續各表）的 VIF 值(variance inflation factors)均低於 10，故本研究應沒有嚴重的共線性問題。

表四 流動裁決性應計項目及其它相關控制變數 Pearson 及 Spearman 相關係數(N=1124)

	SDCA	SIZE	LEV	CFO	ABSTA	SDCA _{t-1}	Dum1	Dum2	Dum3
SDCA		0.043 (0.149)	-0.056 (0.061)	-0.105 (0.000)	-0.122 (0.000)	0.060 (0.043)	0.077 (0.010)	0.006 (0.845)	-0.003 (0.929)
SIZE	0.043 (0.152)		0.162 (0.000)	-0.017 (0.574)	-0.044 (0.143)	0.066 (0.027)	-0.013 (0.664)	0.006 (0.847)	0.020 (0.492)
LEV	-0.062 (0.038)	0.129 (0.000)		-0.253 (0.000)	0.068 (0.023)	-0.089 (0.003)	0.009 (0.768)	0.009 (0.755)	-0.013 (0.670)
CFO	-0.114 (0.000)	0.045 (0.135)	-0.252 (0.000)		0.256 (0.000)	0.061 (0.041)	0.008 (0.788)	-0.027 (0.363)	-0.026 (0.389)
ABSTA	-0.112 (0.000)	-0.029 (0.327)	0.109 (0.000)	0.215 (0.000)		-0.041 (0.166)	0.004 (0.895)	-0.056 (0.058)	-0.025 (0.409)
SDCA _{t-1}	0.060 (0.043)	0.061 (0.040)	-0.069 (0.021)	0.042 (0.156)	-0.036 (0.226)		-0.028 (0.344)	0.127 (0.000)	0.056 (0.062)
Dum1	0.082 (0.006)	-0.013 (0.675)	0.011 (0.701)	0.015 (0.622)	0.007 (0.827)	-0.037 (0.220)		-0.333 (0.000)	-0.333 (0.000)
Dum2	-0.005 (0.863)	0.007 (0.813)	0.007 (0.814)	-0.023 (0.446)	-0.053 (0.078)	0.120 (0.000)	-0.333 (0.000)		-0.333 (0.000)
Dum3	0.003 (0.912)	0.021 (0.476)	-0.019 (0.532)	-0.039 (0.194)	-0.018 (0.536)	0.036 (0.233)	-0.333 (0.000)	-0.333 (0.000)	

左下半部為 Pearson 相關係數值，右上半部為 Spearman 相關係數值，():p-值（雙尾）

三、2001-2004 年流動裁決性應計項目差異分析

表五為流動裁決性應計項目在不同年度的 ANOVA 及 Scheffe's 事後檢定結果，整體而言，F 值為 3.735，P 值為 0.011，代表流動裁決性應計項目在不同年度間有所差異；從 Scheffe's 事後檢定可看出 2002 年顯著比 2001 年的流動裁決性應計項目還要高(p=0.011)，而 2002 年後並沒有顯著變化，不過，可能是因單變量分析並無法同時考慮到潛在干擾變數，因此，我們進一步透過迴歸分析來檢定。

表五 流動裁決性應計項目 ANOVA and Scheffe's 檢定

年度	平均值	平均值差異	P 值
2001 (n=281)	-0.088	0.250(2001 VS. 2002)	0.011
2002 (n=281)	0.162	-0.135(2002 VS. 2003)	0.358
2003 (n=281)	0.027	0.013(2003 VS. 2004)	0.999
2004 (n=281)	0.040		

F 值 = 3.735, P 值 = 0.011

表六為樣本公司在 2001 年到 2004 年流動裁決性應計項目的變化，從表中可知年度虛擬變數的係數 β_1 在迴歸式 A1、A2 及 A4 中均達顯著水準(p=0.001、0.019 及 0.036), A1 迴歸式的 β_1 係數為正，表示 2002 年的 SDCA 顯著大於 2001

年的 SDCA, A2 及 A4 迴歸式的 β_1 係數為負, 表示 2003 年及 2004 年的 SDCA 均顯著小於 2002 年的 SDCA, 而迴歸式 A3 的 β_1 係數未達顯著水準, 表示 2003 年和 2004 年的 SDCA 沒顯著變化。這些結果代表 2001 年到 2002 年時, 經理人有增加盈餘管理的行為; 但是, 從 2002 年到 2003 年, 此盈餘管理的行為有明顯的降低, 在 2003 年到 2004 年沒有顯著變化, 而 2004 年又顯著低於 2002 年, 整體看來, 由於 2003 年資訊揭露評鑑系統的實施, 公司被要求進行更多的資訊揭露, 故在 2003 年及 2004 年能有效降低其盈餘管理的行為。因此, 假說一獲得支持。

表六 2001 年-2004 年兩兩年間, 流動裁決性應計項目差異分析 (N=562)

	$SDCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dum1(2,3)_i + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 ABSTA_{it} + \beta_6 SDCA_{it-1}$							
	0	1	2	3	4	5	6	Adj R ²
2001 vs 2002(A1)	-0.197	0.239	0.088	-0.801	-1.304	-1.279	0.007	
t 值	-0.375	3.200	1.155	-2.934	-1.982	-2.010	0.167	0.051
p 值	0.708	0.001	0.249	0.003	0.048	0.045	0.867	0.000
VIF		1.008	1.050	1.179	1.320	1.303	1.024	
2002 vs 2003(A2)	0.422	-0.172	0.045	-0.829	-2.476	-1.204	0.066	
t 值	0.837	-2.343	0.618	-3.239	-4.233	-1.877	1.613	0.065
p 值	0.403	0.019	0.537	0.001	0.000	0.061	0.107	0.000
VIF		1.022	1.037	1.129	1.198	1.165	1.038	
2003 vs 2004(A3)	-0.575	0.023	0.118	-0.226	-1.757	-0.652	0.104	
t 值	-1.136	0.315	1.607	-0.861	-3.162	-1.083	1.482	0.024
p 值	0.256	0.753	0.109	0.389	0.002	0.279	0.213	0.003
VIF		1.009	1.032	1.132	1.123	1.007	1.022	
2002 vs 2004(A4)	0.325	-0.152	0.048	-0.783	-2.347	-0.405	0.058	
t 值	0.652	-2.097	0.665	-3.081	-4.331	-0.710	1.448	0.042
p 值	0.515	0.036	0.507	0.002	0.000	0.478	0.148	0.000
VIF		1.009	1.030	1.107	1.126	1.051	1.015	

$SDCA_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年的流動裁決性應計項目

$SIZE_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年總資產的對數值

LEV_{it} = 樣本公司 i 在 t 年的總負債除以總資產的比率

CFO_{it} = 樣本公司 i 在 t 年營業用現金流量除以總資產

$ABSTA_{it}$ = 樣本公司 i 在 t 年總應計項目絕對值除以總資產

$SDCA_{it-1}$ = 樣本公司 i 在 t-1 年的流動裁決性應計項目

$Dum1_i$ = 虛擬變數 1, 樣本公司 i 若是 2002 年則為 1, 其它為 0

$Dum2_i$ = 虛擬變數 2, 樣本公司 i 若是 2003 年則為 1, 其它為 0

$Dum3_i$ = 虛擬變數 3, 樣本公司 i 若是 2004 年則為 1, 其它為 0

而我們也採用另一種方式 (Teoh et al. 1998) 來計算流動裁決性應計項目 (DCA)¹⁸ (請見附錄一), 並以沒有接受評鑑的興櫃公司及公開發行公司 (作為控制組) 和接受評鑑的上市上櫃公司 (作為實驗組) 作比較。表七為實驗組在 2001 年到 2004 年 DCA 的變化, 從表中可知迴歸式 B2 及 B4 的年度虛擬變數 β_1 係數為負, 且均已達顯著水準 ($p=0.018$ 及 0.003), 表示 2003 年及 2004 年的 DCA 均顯著小於 2002 年的 DCA; 而迴歸式 B1 及 B3 的年度虛擬變數 β_1 係數

¹⁸ 相較於一般時間序列的方式, Teoh et al. (1998) 的計算方式只要樣本公司具有 1999 到 2004 年的資料即可, 故有較多樣本可供分析, 尤其是興櫃公司和公開發行公司, 幾乎都不具 1989 到 2004 年共 16 年的完整資料, 故我們採用此方式來計算流動裁決性應計項目。而經由此方式, 共有 811 家上市上櫃公司, 及 193 家興櫃和公開發行公司可供分析; 且此方式計算所得的流動裁決性應計項目並未標準化, 故我們以 DCA 表示, 以和前述 SDCA 有所區別。

均未達顯著水準，表示 2001 年和 2002 年，以及 2003 年和 2004 年間的 DCA 均無顯著差異。這些結果表示在 2001 年到 2002 年間，盈餘管理行為無顯著變化，但在 2003 年實施評鑑系統後，盈餘管理行為已顯著下降，此結果和表六類似。表八為控制組在 2001 年到 2004 年 DCA 的變化，從表中可知迴歸式 C1 到 C4 的年度虛擬變數 β_1 係數均未達顯著水準，表示盈餘管理行為在此期間並無顯著改變。整體而言，從上述結果可知接受評鑑的公司在 2003 年後，盈餘管理行為已顯著下降，然而，未接受評鑑的公司在 2003 年後並沒有顯著改變，此結果進一步支持假說一。

表七 2001 年-2004 年兩年間，上市上櫃公司（實驗組）流動裁決性應計項目差異分析（N=1622）

	$DCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dum1(2,3)_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 ABSTA_{it} + \beta_6 DCA_{it-1}$							
	0	1	2	3	4	5	6	Adj R ²
2001 vs 2002(B1)	-0.072	0.001	0.019	-0.112	-0.244	0.172	-0.075	
t 值	-2.134	0.049	3.733	-5.756	-7.563	4.741	-4.435	0.064
p 值	0.033	0.961	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
VIF		1.007	1.082	1.162	1.086	1.022	1.020	
2002 vs 2003(B2)	-0.067	-0.012	0.019	-0.109	-0.252	0.150	0.029	
t 值	-1.999	-2.368	3.660	-5.709	-7.634	4.797	1.225	0.062
p 值	0.046	0.018	0.000	0.000	0.000	0.000	0.221	0.000
VIF		1.003	1.061	1.159	1.157	1.055	1.021	
2003 vs 2004(B3)	-0.059	-0.003	0.016	-0.104	-0.273	0.148	-0.079	
t 值	-1.879	-0.633	3.330	-5.896	-8.673	5.400	-3.498	0.086
p 值	0.060	0.527	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
VIF		1.004	1.035	1.178	1.255	1.100	1.028	
2002 vs 2004(B4)	-0.060	-0.015	0.017	-0.098	-0.325	0.176	-0.032	
t 值	-1.787	-2.932	3.445	-5.257	-9.891	5.695	-1.299	0.090
p 值	0.074	0.003	0.001	0.000	0.000	0.000	0.194	0.000
VIF		1.008	1.057	1.172	1.187	1.055	1.027	

表八 2001 年-2004 年兩兩年間，興櫃和公開發行公司（控制組）流動裁決性應計項目差異分析（N=386）

	$DCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dum1(2,3)_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 ABSTA_{it} + \beta_6 DCA_{it-1}$							
	0	1	2	3	4	5	6	Adj R ²
2001 vs 2002(C1)	0.347	-0.025	-0.028	-0.294	-0.216	-0.182	-0.061	
t 值	2.604	-1.192	-1.234	-4.977	-3.635	-4.527	-2.655	0.132
p 值	0.010	0.234	0.218	0.000	0.000	0.000	0.008	0.000
VIF		1.011	1.076	1.098	1.370	1.413	1.041	
2002 vs 2003(C2)	0.195	0.027	-0.005	-0.325	-0.301	-1.130	-0.054	
t 值	1.497	1.402	-0.228	-5.521	-4.914	-1.582	-1.172	0.120
p 值	0.135	0.162	0.820	0.000	0.000	0.114	0.242	0.000
VIF		1.012	1.149	1.182	1.189	1.219	1.138	
2003 vs 2004(C3)	0.085	0.001	-0.002	-0.101	-0.133	0.068	0.034	
t 值	1.094	0.110	-0.192	-2.617	-3.288	1.242	1.113	0.040
p 值	0.275	0.913	0.848	0.009	0.001	0.215	0.267	0.001
VIF		1.009	1.201	1.307	1.378	1.273	1.173	
2002 vs 2004(C4)	0.069	0.029	0.012	-0.272	-0.372	-0.075	-0.132	
t 值	0.548	1.551	0.569	-4.542	-6.094	-0.863	-2.027	0.116
p 值	0.584	0.122	0.570	0.000	0.000	0.389	0.043	0.000
VIF		1.018	1.165	1.230	1.070	1.114	1.082	

DCA_{it} = 樣本公司 i 在 t 年的流動裁決性應計項目

DCA_{it-1} = 樣本公司 i 在 t-1 年的流動裁決性應計項目

$Dum1(2,3)_{it}$, $SIZE_{it}$, LEV_{it} , CFO_{it} 及 $ABSTA_{it}$ 均同表六

表九為迴歸方程式(4)互動項的檢定結果，從表中可知虛擬變數 2 與管理當局持股比率的互動項係數為負，且達顯著水準($p=0.042$)，表示當公司管理當局持股比率越高時，則受評鑑系統影響，盈餘管理降低的程度較為明顯，故假說二獲得支持。

表九 流動裁決性應計項目互動效果迴歸分析

自變數	估計係數	t 值	p 值	VIF
<i>Constant</i>	0.597	1.170	0.243	
<i>SIZE_{it}</i>	0.021	0.289	0.773	1.070
<i>LEV_{it}</i>	-0.859	-3.367	0.001	1.132
<i>CFO_{it}</i>	-2.365	-4.026	0.000	1.222
<i>ABST_{Ait}</i>	-1.275	-1.992	0.047	1.171
<i>SDCA_{it-1}</i>	0.068	1.666	0.096	1.039
<i>Dum_{2i}</i>	-0.179	-2.457	0.014	1.024
<i>MAN_{it}</i>	0.000	0.052	0.959	2.029
<i>MAN_{it}*Dum_{2i}</i>	-0.012	-2.038	0.042	1.959
<i>Sample (firm year)</i>	281(562)			
<i>F value</i>	6.641			
<i>Adj R²</i>	0.074			

DUM_{2i} (年度虛擬變數) = 樣本公司 *i* 若為 2003 年則為 1, 2002 年為 0

MAN_{it} (管理當局持股比率) = 樣本公司經理人及董監事持股總比率

*MAN_{it}*Dum_{2i}* = 管理當局持股和虛擬變數 2 互動項

SIZE_{it}、*LEV_{it}*、*CFO_{it}*、*ABST_{Ait}* 及 *SDCA_{it-1}* 均同表六

表十為企業揭露評鑑結果「較透明」及「較不透明」的公司¹⁹，其盈餘管理行為之差異分析，從表中可看出透明度的虛擬變數 β_1 係數未達顯著水準($p=0.483$)，表示評鑑結果揭露度「較透明」與「較不透明」的公司，其盈餘管理的情況並沒有達顯著差異。如同前面，我們也以另一種方式(Teoh et al. 1998)計算 DCA 來進行檢驗(請見表十一)，發現透明度的虛擬變數 β_1 係數仍未達顯著水準($p=0.919$)，故假說三仍未獲支持。可能是因為僅將評鑑結果分成「較透明」與「較不透明」兩組，並無法達到明顯區分其盈餘管理程度上之差異；若將評鑑結果細分成更多組別，也許就能發現其盈餘管理程度之差異。不過，也可能是因證基會進行評鑑時所採用的指標，並無法一體適用於所有產業或特性的公司，因此，評鑑結果較透明者不一定和評鑑結果較不透明者，在盈餘管理的行為上有顯著差異。

¹⁹表十與採用 Teoh et al. (1998)方法之兩種樣本中，透明度較佳的公司分別佔總樣本的 32.7% 及 32.4%，此比率和證基會將樣本的前三分之一(約 33.3%)的受評公司，列為透明度較佳的比率類似。

表十 2003 年-2004 年間, 評鑑透明度佳與不佳流動裁決性應計項目差異分析 (N=562)

	$SDCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dum_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 ABSTA_{it} + \beta_6 SDCA_{it-1}$							
	0	1	2	3	4	5	6	Adj R ²
估計係數	-0.434	0.061	0.096	-0.228	-1.809	-0.617	0.102	
t 值	-0.807	0.701	1.215	-0.869	-3.234	-1.023	2.449	0.025
p 值	0.420	0.483	0.225	0.385	0.001	0.307	0.015	0.003
VIF		1.219	1.216	1.130	1.139	1.011	1.016	

Dum_{it} = 虛擬變數, 樣本公司 i 若是透明度較佳則為 1, 其它為 0

$SIZE_{it}$ 、 LEV_{it} 、 CFO_{it} 、 $ABSTA_{it}$ 及 $SDCA_{it-1}$ 均同表六

表十一 2003 年-2004 年間, 評鑑透明度佳與不佳流動裁決性應計項目差異分析 (N=1622)

	$DCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dum_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 ABSTA_{it} + \beta_6 DCA_{it-1}$							
	0	1	2	3	4	5	6	Adj R ²
估計係數	-0.060	0.001	0.015	-0.104	-0.273	0.147	-0.079	
t 值	-1.877	0.101	3.223	-5.893	-8.672	5.377	-3.468	0.086
p 值	0.061	0.919	0.001	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
VIF		1.055	1.079	1.179	1.257	1.101	1.028	

Dum_{it} = 虛擬變數, 樣本公司 i 若是透明度較佳則為 1, 較不佳為 0

$SIZE_{it}$ 、 LEV_{it} 、 CFO_{it} 、 $ABSTA_{it}$ 及 DCA_{it-1} 均同表八

四、敏感性檢定

為了進一步驗證假說一, 本研究再採用 cross-section 的觀念, 來檢驗評鑑系統實施前 (2002 年) 後 (2003 年), 上市櫃公司 (實驗組) 和興櫃、公開發行公司 (控制組), 在 DCA 有無明顯差異, 我們發現 2002 年公司類別的虛擬變數 β_1 係數未達顯著水準 ($p=0.962$), 但 2003 年公司類別的虛擬變數 β_1 係數為負, 且已達顯著水準 ($p=0.000$), 表示在 2003 年時, 實驗組的 DCA 已顯著小於控制組的 DCA。此結果說明了在評鑑系統實施前 (2002 年), 實驗組和控制組的 DCA 沒有顯著差異, 但是在評鑑系統實施後 (2003 年), 實驗組的 DCA 已顯著小於控制組的 DCA。此外, 為了增加檢定效果, 本研究也將 2004 年的資料納入進行檢定, 即是檢定 2003 年至 2004 年 (評鑑系統實施後兩年), 實驗組與控制組之 DCA 是否有所差異。我們發現公司類別的虛擬變數 β_1 係數仍為負, 且已達顯著水準 ($p=0.000$), 表示受評鑑公司的 DCA 仍然顯著小於未受評鑑公司的 DCA。

在互動項檢定方面, 由於 2003 年及 2004 年的 SDCA 均顯著小於 2002 年, 故我們也將 2004 年的資料納入進行檢定, 我們發現管理當局持股和年度虛擬變數的互動項係數仍然為負, 且已達顯著水準 ($p=0.048$), 此結果和表九結果一致, 即是管理當局持股比率越高, 受評鑑系統影響, 進而降低盈餘管理的情況越明顯。

伍、結論

為了提升公司有效治理的機制，證交所首次實施國內上市櫃公司資訊揭露的評鑑。本研究透過實證資料，對此系統實施的效果進行檢定，結果發現在實施此系統後，整體來說，公司盈餘管理的行為有顯著地降低。除了基本必須揭露的資訊外，目前證交所並沒有強制規定所有上市櫃公司必須作更多額外的揭露。然而，從實證結果看來，要求公司揭露更多的資訊，能有效降低其盈餘管理的行為。台灣目前上市櫃公司的股權結構、董事會的運作及組成的透明度均不高，財務報表的附註事項揭露情況也不甚理想（葉銀華等 2002）；此外，有關股權結構、長期投資、關係人交易及董事會的決策揭露等相關法令規定仍有所不足，使得公司有更多的機會進行不法情事（薛明玲與蔡朝安 2003）。未來若是能制定較為明確的法令，對重要的資訊皆強制要求揭露，相信必能有效降低公司投機不法的行為。

本研究也發現管理當局持股比率較高的公司，受到此資訊揭露與評鑑系統的影響較大。管理當局持股比率較高的公司，因本身可能從事較多盈餘管理的情形，為了因應此評鑑系統的實施，必須揭露較多的資訊，故盈餘管理降低的程度較為明顯。

此外，本研究也發現此次資訊揭露評鑑結果「較透明」及「較不透明」的公司，在盈餘管理的行為上並沒有顯著差異。可能是因僅將評鑑結果分成較透明與較不透明兩組，並無法達到明顯區分其盈餘管理程度上之差異。若將評鑑結果細分成兩組以上(如三組或四組)，也許就能達到區分其盈餘管理程度之效果。不過，也可能是因證基會進行評鑑時所採用的指標，並無法一體適用於所有產業或特性的公司，因此，在降低盈餘管理行為上會有不同的效果。

受限於評鑑系統實施僅兩年的時間，故本研究僅探討實施後兩年的資料，由於證基會每年皆會對企業進行評鑑，故後續研究可再蒐集往後年度的資料進行探討。此外，在檢驗盈餘管理行為時，本研究採用裁決性應計項目來當作代理變數，未來研究可考慮採用其它不同的方法

附錄 一

我們參考 Teoh et al. (1998)的估計方式，流動裁決性應計項目計算如下：

$$CA_{it} = (CASSET_{it} - CASH_{it}) - (CL_{it} - LD_{it})$$

$$\frac{CA_{it}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 \left(\frac{1}{TA_{i,t-1}} \right) + \beta_1 \left(\frac{?SALE_{it}}{TA_{i,t-1}} \right) + \epsilon_{it} \quad (A)$$

$$NDCA_{it} = \hat{\beta}_0 \left(\frac{1}{TA_{i,t-1}} \right) + \hat{\beta}_1 \left(\frac{?SALE_{it} - ?AR_{it}}{TA_{i,t-1}} \right) \quad (B)$$

$$DCA_{it} = \frac{CA_{it}}{TA_{i,t-1}} - NDCA_{it} \quad (C)$$

CA_{it} 、 $CASSET_{it}$ 、 $CASH_{it}$ 、 CL_{it} 、 LD_{it} 、 $TA_{i,t-1}$ 、 $\Delta SALE_{it}$ 、 ΔAR_{it} 的定義皆同前面, 而 $NDCA_{it}$ 為樣本公司 i 在 t 年的流動非裁決性應計項目, DCA_{it} 為樣本公司 i 在 t 年的流動裁決性應計項目。

將 2003 年同產業樣本公司的資料, 透過方程式(A)來作估計, 可得估計係數 \hat{b}_0 及 \hat{b}_1 , 將此係數帶入方程式(B), 即可得每家樣本公司的非流動裁決性應計項目 ($NDCA$), 最後由方程式(C)可得出裁決性流動應計項目。

由於證基會只公佈受評鑑的公司總家數、未接受評鑑與受評結果較透明公司的名單, 而證基會評鑑公司資訊揭露的期間為 92 年 1 月 1 日到 93 年 12 月 31 日, 因此, 我們從經濟日報 92 年 12 月 31 日的證券版中之所有上市櫃公司的名單, 排除沒有接受評鑑的公司, 得出第一屆接受評鑑之上市公司計 613 家、上櫃公司計 313 家²⁰, 以此代表所有第一次接受評鑑的公司名單, 在排除金融、壽險及證券業產業、以及在 TEJ 資料庫中資料不齊全者, 剩下分析的樣本總數為 861 家, 其中上市公司為 561 家、上櫃公司為 300 家。再從此名單中剔除在第一屆有接受評鑑, 但是在第二屆沒有接受評鑑之公司, 以及 2004 年資料不齊之公司, 剩下上市櫃公司共計 811 家可供分析, 我們以此 811 家公司代表這兩次均接受評鑑的樣本公司之名單。

參考文獻

- 伍忠賢, 2003, 公司治理的第一本書, 台北市: 商周出版社。
- 張文?、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, 第 37 期: 53-83。
- 張振山與包幸玉, 2004, 我國資訊公開制度之探討, 證券暨期貨月刊, 第 22 卷, 第 4 期: 15-24。
- 陳依蘋, 2002, 透明度與企業價值, 會計研究月刊, 第 200 期: 48-54。
- 陳曉珮與高儀慧, 2004, 上市櫃公司資訊揭露評鑑系統之介紹與推動現況, 證券暨期貨月刊, 第 22 卷, 第 4 期: 25-32。
- 楊朝旭與吳幸蓁, 2003, 總經理薪酬績效敏感性、績效門檻與盈餘管理關聯性之研究, 會計評論, 第 36 期: 55-87。
- 葉銀華、李存修與柯承恩, 2002, 公司治理與評等系統, 台北: 商智文化。
- 薛明玲, 2002, 資訊透明度與企業競爭力, 會計研究月刊, 第 200 期: 14-15。

²⁰ 樣本公司數目和證基會所公佈的第一次評鑑公司家數為上市計 611 家、上櫃計 308 家差距不大。

- 薛明玲與蔡朝安，2003，從資訊揭露看公司治理，月旦法學雜誌，第 96 卷：335-343。
- 謝文馨與蘇裕惠，1999，從美國 COSO 檢討報告檢視我國之董監制度與盈餘管理，會計研究月刊，第 167 期：112-120。
- Albornoz, B., and J. Alcarria. 2003. Analysis and diagnosis on income smoothing in Spain. *European Accounting Review* 12(3): 443-463.
- Balsam, S., J. Krishnan, and J. S. Yang. 2003. Auditor industry specialization and earnings quality. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 22(2):71-97.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15(1): 1-21.
- Claessens, S., S. Djankov, J. P. H. Fan, and L. H. P. Lang. 2002. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholders. *Journal of Finance* 57(6) : 2741-2771.
- Das, S., and H. Zhang. 2003. Round-up in reported EPS, behavioral thresholds, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 35(1): 31-50
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1996. Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13(1): 1-36.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70(2): 193-225.
- DeFond, M. L., and C. W. Park. 1997. Smoothing income in anticipation of future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23(2): 115-139.
- DeFond, M. L., and J. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17(1-2): 145-176.
- Dutta, S., and F. Gigler. 2002. The effect of earnings forecasts on earnings management. *Journal of Accounting Research* 40(3): 631-655.
- Dye, R. 1988. Earnings management in an overlapping generations model. *Journal of Accounting Research* 26(2): 195-235.
- Fields, T. D., T. Z. Lys., and L. Vincent. 2001. Empirical research on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics* 31(1-3): 255-307.
- Frankel, R. M., M. F. Johnson, and K. K. Nelson. 2002. The relation between

- auditors' fees for non-audit services and earnings management. *The Accounting Review* 77(4): 71-105.
- Glosten, L., and P. Milgrom. 1985. Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics* 14(1): 71-100.
- Guenther, D. A. 1994. Earnings management in response to corporate tax rate changes: Evidence from the 1986 Tax Reform Act. *The Accounting Review* 69(1): 230-243.
- Han, J. C., and S. W. Wang. 1998. Political costs and earnings management of oil companies during the 1990 Persian Gulf crisis. *The Accounting Review* 73(1): 103-117.
- Healy, P. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7(1-3): 85-107.
- Healy, P. M., A. P. Hutton, and K. G. Palepu. 1999. Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure. *Contemporary Accounting Research* 16(3): 485-520.
- Hirst, D., and K. Jackson, and L. Koonce. 2003. Improving financial reports by revealing the accuracy of prior estimates. *Contemporary Accounting Research* 20(1): 165-193.
- Hirst, D., and P. Hopkins. 1998. Comprehensive income reporting and analysts' valuation judgments. *Journal of Accounting Research* 36(3): 47-75.
- Hunton, J., R. Libby, and C. Mazza. 2004. Financial reporting transparency and earnings management. Working paper.
- Jaccard, J., R. Turriss, and C. K. Wan. 1990. *Interaction Effects in Multiple Regression*. Hewbury Park, CA: Sage Publications.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency cost and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3(4): 305-360.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29(2): 193-228.
- Jones, S., and R. Sharma. 2001. The impact of free cash flow, financial leverage and accounting regulation on earnings management in Australia's old and new

- economics. *Managerial Finance* 27(12): 18-39.
- Kim, J. B., R. Chung, and M. Firth. 2003. Auditor conservatism, asymmetric monitoring, and earnings management. *Contemporary Accounting Research* 20(2): 323-359.
- Krishnan, G. V. 2003. Does big 6 auditor industry expertise constrain earnings management? *Accounting Horizons* 17(supplement): 1-16.
- Lang, M., and R. Lundholm 1993. Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures. *Journal of Accounting Research* 31(2): 246-271.
- Lang, M., and R. Lundholm 1996. Corporate disclosure policy and analyst behavior. *The Accounting Review* 71(4): 467-492.
- Lin, S, T. H. Lin, and Y. C. Tsai. 2004. Earnings management in Taiwan's imputation tax system. *Taiwan Accounting Review* 4(2): 127-152.
- Lobo, G., and J. Zhou. 2001. Disclosure quality and earnings management. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics* 8(1): 1-20.
- Lopez, T. J., P. R. Regier, and T. Lee. 1998. Identifying tax-induced earnings management around TRA 86 as a function of prior tax-aggressive behavior. *Journal of the American Taxation Association* 20(2): 37-56.
- Lundholm, R. 1999. Reporting on the past: A new approach to improving accounting today. *Accounting Horizons* 13(4): 315-322.
- Maines, A., and L. McDaniel. 2000. Effects of comprehensive-income characteristics on nonprofessional investors' judgments: The role of financial-statement presentation format. *The Accounting Review* 75(2): 179-207.
- Mallin, C. 2002. The relationship between corporate governance, transparency and financial disclosure. *Corporate Governance: An International Review* 10(4): 253-255.
- McNichols, M., and G. P. Wilson. 1988. Evidence of earnings management from the provision for bad debts. *Journal of Accounting Research* 26(Supplement): 1-31.
- Monem, R. M. 2003. Earnings management in response to the introduction of the Australian gold tax. *Contemporary Accounting Research* 20(4): 747-774.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. Vishny. 1988. Management ownership and market

- valuation: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics* 20(1/2): 293-315.
- Neter, J., M. H. Kutner, C. J. Nachtsheim., and W. Wasserman. 1999. *Applied Linear Statistical Models*. McGraw-Hill.
- Park, M. S., and T. Park. 2004. Insider sales and earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy* 23(5): 381-411.
- Reynolds, J. K., and J. R. Francis. 2000. Does size matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 30(3): 375-400.
- Richardson, V. J. 2000. Information asymmetry and earnings management: Some evidence. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 15(4): 325-347.
- Schipper, K. 1989. Commentary on earnings management. *Accounting Horizons* 3(4): 91-102.
- Shleifer, A., and R. W. Vishny. 1997. A survey of corporate governance. *Journal of Finance* 52(2): 737-783.
- Sweeney, A. P. 1994. Debt-covenant violations and managers' accounting responses. *Journal of Accounting and Economics* 17(3): 281-308.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50(1): 63-99.
- Trueman, B., and S. Titman. 1988. An explanation for accounting income smoothing. *Journal of Accounting Research* 26(supplement): 127-139.
- Warfield, T. D, J. J. Wild, and K. L. Wild. 1995. Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20(1): 61-91.
- Welker, M. 1995. Disclosure policy, information asymmetry, and liquidity in equity markets. *Contemporary Accounting Research* 11(2): 801-82.