

國內現金增資企業盈餘管理 之實証研究

Seasoned Equity Offerings and Earnings Management

金成隆 *Chen Lung Chin*

彰化師大

National Changhua University

林修葳 *Hsiou-Wei Lin*

台灣大學

National Taiwan University

黃書楣 *Su Mei Huang*

大同商業專科學校

National Changhua University

摘 要

本研究以實證檢視國內上市公司在現金增資的不同階段(股東大會決議日與繳款日)，是否有不同的盈餘管理行爲，暨諸如資本結構、經營與所有權集中度等企業特性，及現金增資用途，是否影響盈餘管理的操控幅度。在分析過程中，本文亦使用將現金增資視爲內生變數的聯立 Jones 模式，重新檢測盈餘管理行爲。研究結果發現：(1)公司管理當局在增資繳款日當季，顯著增加裁決性應計盈餘，然至下一季裁決性應計盈餘顯著回轉；裁決性應計項目於股東大會當季，尚未出現正向變動，此結果與管理當局操縱繳款日當季盈餘，以配合企業爲促成中籤投資人繳款所釋放利多消息的假說相符。而裁決性應計

* 作者感謝黃瓊慧教授、葉疏教授、楊昌田教授、第四屆(1998)中華民國會計審計與實務研討會兩位匿名評審、與會學者，暨本刊兩位匿名評審的寶貴意見。

盈餘於次季立即回轉，相較於並未檢測出增資後出現回轉的國外相關研究，比較能反映企業盈餘操控的顯著性，(2)負債比率較高或經營與所有權合一者，在增資繳款日當期操控裁決性應計盈餘的幅度，大於負債比率較低或經營與所有權較分散者，在統計上達邊際顯著水準，(3)現金增資用途為償還債務的公司，在增資繳款日當期操控裁決性應計盈餘幅度，大於增資擴廠者，在統計上達到邊際顯著水準，(4)使用聯立 modified Jones model 重新檢測，結果仍然支持盈餘管理假說，且將現金增資視為內生而非外生變數時，分析結果更形顯著。

關鍵詞：現金增資，盈餘管理，裁決性應計盈餘。

Abstract

This study empirically explores the significance of earnings management accompanying seasoned equity offerings (SEOs) by companies listed on Taiwan Stock Exchange. Specifically, we examine discretionary accruals (DAs) for the quarters of shareholders' meetings and subscription payments for the SEOs. We also study whether and how DAs vary with capital structure, concentration of shareholdings and the objective of SEOs. Our test results suggest that (1) prior quarter DAs are insignificant for the stockholders' meetings that triggered the offerings but are significantly for the quarter of subscription payments for the new shares, (2) DAs for the offering firms appear to be significantly negative immediately subsequent to the payments, (3) DAs subsequent to the subscription payment seasons are more pronounced for firms with greater financial leverage or ownership concentration, (4) DAs for the subscription payment seasons are significantly greater (less) for firms disclosing that they aim at debt repayment (capacity expansions) via SEOs, (5) our modified Jones tests, which adopt the decision measure of equity offerings as an endogenous variable, also strongly support the notion of earnings management.

Keywords: Seasoned Equity Offerings, Earnings Management, Discretionary Accruals.

壹、導 論

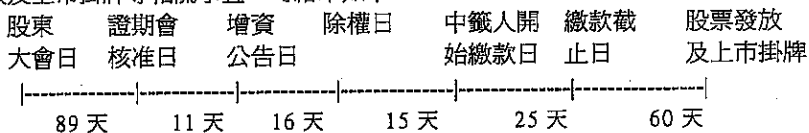
現金增資為我國上市公司重要融資管道，成功與否對於公司投資、理財與營業活動，影響可能相當深遠；因此公司管理當局為使增資進行較順利，可能會發佈些利多事件，而後為了使季盈餘與先前所揭露訊息相符合，或有策略性操控季報財務數據的動機。相對於國外(如美國)而言，我國現金增資流程曠日持久，約歷經六、七個月。在現金增資的不同階段，管理當局可能有不同的操控誘因。例如，提高承銷價格，俾得享較低資金成本、或提高中籤投資者繳款意願，而不同階段的盈餘管理操控幅度可能也不相同。同時，由於我國訴訟成本遠低於歐美，盈餘回轉現象或比歐美企業立即而明顯。

目前有關盈餘管理研究在探討操縱誘因時，重點多放在債務契約與管理酬勞契約(Watts and Zimmerman, 1990)。較少探討為降低外部權益融資成本而從事策略性盈餘管理。美國證券管理委員會在推動一些法案時曾列舉一些實務上的單例佐證(anecdotal evidence)。而一些業者也認為降低外部權益融資成本是企業從事盈餘管理誘因之一(Dechow, Sloan and Sweeney, 1994)。有鑑於此，Rangan (1998)檢視現金增資宣告前上市公司數據，發現企業在宣告前確有從事盈餘管理。

美國申請現金增資流程較簡化，操縱盈餘的誘因與時點較明確¹。相對而言，我國增資申請流程複雜，且曠日持久，約歷經六至七個月²。故我國企業從事盈餘揭露管理時機可能與國外迥異，且操縱時點可能不只一個。例如，我國現金增資承銷價的決定，是由發行者與承銷商就董事會或股東會決議日前一段時間股價作為議價起點；因此管理當局或會藉盈餘管理提高承銷價、降低權益資金成本，甚至有利於主管機關審查。其次，在現金增資流程的後段，企業會在意中籤投資者是否繳款，因此有可能從事另一波盈餘管理，以提高股價，

¹ 美國現金增資由宣告到完成平均僅 35 天(Rangan,1998)，事前也不像我國要經過繁複的核准程序。

² 以本研究樣本為例：股東大會日至通過證券與期貨管理委員會(證期會)核准增資申請，大致需 89 天；核准後再經 11 天左右向外界公告；從增資公告到除權日天約需 16 天；天概經過 15 天的時間中籤人開始繳款，繳款期間約為 25 天；最後再經 2 個月左右完成增資股票發放及上市掛牌等相關事宜。可繪示如下：



增加投資者參與抽或中籤者繳款意願。因為平均而言，企業盈餘應該有遵循隨機漫步(random walk)或附含趨勢項隨機漫步(random walk with a drift)的統計特性(Watts and Zimmerman, 1986)，直覺上我們可從而推論，在預估公司未來獲利能力時，現階段盈餘當為未來各期淨利的最佳估計量；因此操控當期盈餘對於報表使用者而言，具有相當效果，而並非一定要長期操控，因此在這些重要現金增資事件日前季或是當季，上市公司會將盈餘調高³。

放送利多或盈餘管理常是向未來借盈餘⁴，因此未來可能會發生回轉，然而現階段現金增資文獻並沒有發現盈餘回轉現象。Rangan (1998) 僅檢測增資當季與接下來兩季是否有盈餘回轉的現象，結果發現裁決性應計盈餘大多仍顯著大於 0，只是金額在第三季變小。Teoh et. al.(1998)以年為單位，並未發現增資以後三年有盈餘回轉，也僅發現裁決性應計盈餘仍為正，僅在第三年不顯著。未發現回轉的原因可能如 Rangan 所言，在增資後盈餘如果立即變差，可能會被投資者控告，因此訴訟成本使得公司會再支撐一段期間。可惜由於這些研究追蹤期間不長，並未發現盈餘支撐多久，更無法證實盈餘是否有回轉。相對的，由於我國企業訴訟成本比較低⁵，比較無此顧慮，我們預期在增資後不久應即發生回轉，此為我們另一研究動機。

我國上市公司申請現金增資的主要用途為增加營運資金、因應資本支出、與償債資金需求(參閱表 1)等三類。本文希了解申請現金增資用途會不會影響到盈餘管理的操縱幅度。其次，我們也探討股權集中度與資本結構對於盈餘操縱幅度的影響。

與本文比較接近的文獻是有關新上市公司盈餘管理的研究(Aharony, Lin, and Loeb, 1993; Friedlan, 1994; 蘇慧芬, 民 81; 連靜先, 民 82; 曾國揚, 民 83; 陳家齊, 民 86); 這些研究所使用樣本限制是上市前資料不易完整取得，且其大多會在上市後發生結構性變化。因此當以裁決性應計項目(discretionary accruals, 簡稱 DAs)衡量企業盈餘管理幅度時，可能會產生衡量誤差(Rangan, 1998)，並影響到分析推論。由於我國企業規模比較小，其盈餘與營業情況更

³ 盈餘操控可以在短期間內進行，而非一定要長期。工商時報(89年1月23日)報導，日本會計年度將於三月卅一日結束，企業為美化帳面處分手上其他企業持股的動作已悄然展開，這均是亞股短期的利空因素。另外也曾報導(88年12月6日)，宏電...所短少的獲利，內部已提出「備胎措施」，屆時，不排除再處分其他轉投資事業股票，以儘量達成今年度七十五億元的稅後盈餘目標。

⁴ 此處是指本研究在衡量盈餘管理時所使用的裁決性應計盈餘(discretionary accruals)。

⁵ 投資者集體控訴(class action suits)公司不實報導，在我國仍然相當罕見。

會如 Jones(1991)所言，受到外在經濟環境影響，從而使用前述文獻所採方法，衡量誤差的情況或許更為嚴重。如使用上市公司申請現金增資案者為樣本，並輔以考慮外在經濟環境影響的 Jones 模式與 modified Jones 模式，則不僅可觀察企業完整的時間序列資料，並可以緩和推論的誤差。

管理當局在考量現金增資與盈餘管理時，面臨了兩項決策：是否申請現金增資，與如何從事盈餘管理。就是否增資言，企業或會選擇業績比較亮麗的時候申請現金增資，因為此時企業股價較高，可提高承銷價，對於現有股東較為有利。Loughran and Ritter (1995)與 Brous (1992)發現，企業在現金增資前盈餘會高於平時，而盈餘增加有可能一部份原因是業績較佳。緣此，現金增資為一內生變數。然而，Jones 模式或 modified Jones 基本假設是影響盈餘管理事件為一外生變數。如主管機關進行進口調查(Jones, 1991)、波斯灣戰爭期間石油公司進行盈餘管理(Han and Wang, 1998)、國會對化學污染立法(Cahan, Chavis and Elmendorf, 1998)。有鑑於此，本文亦根據影響我國現金增資因素，援引 Rangan (1998)的聯立模式，重新衡量 DAs 並進一步檢測各假說。

實証發現，股東大會當季裁決性應計盈餘尚未出現正向變動，但是繳款日當季樣本企业裁決性應計盈餘增加，而因為繳款日前季企業裁決性應計盈餘並未增加，企業作盈餘操縱動機主要是在以季報表數據影響報表閱讀者的假說未獲支持。但是此結果反映：會計報表數字是間接呼應企業為便利現金增資，在事件日前所釋放利多消息。另一有趣結果，是在繳款日下一季裁決性應計盈餘立即回轉，此結果相較於並未檢測出增資後出現回轉的國外相關研究，較能反映企業盈餘操控的顯著性。同時也發現，負債比率較高或經營與所有權密合者，在增資繳款日當季操控應計盈餘的幅度大於負債比率較低或經營與所有權較分離者。其次，增資用途為償還債務的企業，操控裁決性應計盈餘幅度大於增資擴廠者。最後，將現金增資視為內生變數、使用聯立 modified Jones model 重新檢測時，分析結果更加顯著，結果仍然支持盈餘管理假說。

本文第二部份討論背景與假說，第三部份列示研究方法，第四部份報導實證結果，第五部份為敏感度分析，第六部份提出結論。

貳、研究背景與研究假說

美國證券管理委員會指出，企業有時為以較低的資金成本自資本市場上取得權益資金，而策略性的操縱盈餘數字，學界也發現有此一傾向(Dechow, Sloan

and Sweeney, 1994 ; Rangan, 1998)。此外，業者也指出，經由盈餘管理而提高股價，是融通資金的有效方法(如 Kellogg and Kellogg, 1991)。而在我國，因現金增資參考價格的議定，常會參考董事會決議日或股東會決議日附近股價。上市公司有可能會在現金增資申請之前從事策略性的盈餘管理行爲，以提高股價或降低權益資金成本，更重要的是比較能夠通過我國證券與期貨管理委員會的審查⁶。

另一方面，從股東會決議日、經證券與期貨管理委員會核可、以迄現金增資公告、除權日，約須經過半年，管理當局爲提高中籤投資人的繳款意願，有可能會在現金增資的後段流程，也就是選擇在繳款日前從事盈餘管理。因爲中籤投資人的繳款意願，會隨股價的增加而隨之增加。由於企業盈餘遵循隨機漫步或附含趨勢項隨機漫步的統計特性(Watts and Zimmerman, 1986)，預估公司未來獲利能力時，目前盈餘爲未來各期淨利的最佳估計量，因此操控當期盈餘對於報表使用者而言，會具有不錯的效果。因此我們認爲在重要現金增資事件日前季或是當季，上市公司會將盈餘調高。

由於從事策略性盈餘揭露的方法很多，爲捕捉這些方法的淨影響，我們使用裁決性應計盈餘加以衡量⁷，以建立第一個假說：

H1：重要現金增資事件日前季或是當季，上市公司裁決性應計盈餘爲顯著正數。

樣本公司季盈餘操縱可能始於事件日前季，也可能僅發生於當季，兩者意義並不相同。如爲前者，是基於季報報表公告日，最早也在季末後一至四個月，企業欲以其報表數字直接影響讀者，勢必要調動前季數據。如果企業作盈餘操縱動機，主要是在以季報表數據影響報表閱讀者，則季報表 DAs 會顯著異於零。

如爲後者，則反映會計報表數字是間接呼應企業爲便利現金增資，在事件日前所釋放利多消息。利多事件，包括公司自願性發布其銷售件數、成本變動、與月盈餘等數據，⁸也包括國內現金增資公司所面對強制性盈餘預測⁹。如果先

⁶ 股價被低估的公司也可能透過盈餘管理的方式，傳遞公司真實價值的訊息，以避免繼續被低估(Hughes and Schwartz, 1989; Dye 1988; Chandy, Jeter and Lewis, 1995)，因此盈餘管理的行爲未必會造成股價的高估。

⁷ 影響報導盈餘的會計選擇，是由同時包括了個別應計項目與各種特定的會計方法的一群方法(portfolio)所組合，裁決性應計盈餘爲捕捉這群方法的淨影響(Schipper, 1989)。

⁸ 例如，實務上企業常作月盈餘自願性揭露，而月營收則是上市公司所面對的強制揭露項之一。

⁹ 詳見公開發行公司財務預測資訊公開體系實施要點。

前有自願性發布的利多消息，則基於維護企業聲譽，事後報表閱讀者所拿到季報應該與其一一致。如果增資前強制性財測要估得高，最能夠取信於人的方法是立即實現一些利得。以單例佐證言，如民國 88 年 9 月初精英電腦為調高財測，實現票券買賣利得。事實上，強制性財務預測普遍存在樂觀偏誤，金成隆、林修葳、與張永芳(民 89)的研究結果，便支持公司調高 DAs 以迎合先前公告財務預測數字的假說。如果企業作盈餘操縱動機，主要是在迎合財務預測數字或反映企業釋放利多消息的操作前，則季報表 DAs 會非顯著異於零、但是當季報表 DAs 偏高。因此根據以上推論，可將假說 1 建立下列兩個次要假說：

H1-1：申請現金增資的上市公司，為提高參考價或便利審查機關的核可，增資申請當季或次季裁決性應計盈餘會顯著較高。

H1-2：申請現金增資的上市公司，為提高中籤投資人的繳款意願，在增資繳款當季或次季裁決性應計盈餘會顯著較高¹⁰。

最近的研究發現，企業現金增資後業績會長期呈現顯著衰退(Brous, 1992, Loughran and Ritter,1995)。部分原因可能是因為所操縱盈餘是一種向未來暫時借入的盈餘，因此會發生回轉，但鑑於增資後立即回轉會被投資者控告，這些公司會想辦法持續支撐盈餘一段不短的期間後才回轉。Rangan (1998)曾探討增資以後三季是否有盈餘回轉的現象，結果發現公司增資後兩季裁決性盈餘顯著大於 0，增資後第三季盈餘則仍沒有回轉。由於 Rangan 僅探討增資以後三季情況，盈餘會在何時回轉，以及是否回轉，仍不得而知，僅謂公司為避免訴訟而在其研究期間，持續加以支撐。

Teoh et. al.(1998)發現公司增資以後三年期間(作者的研究期間)，流動性 DAs 並沒有回轉，甚至增資以後前兩年仍顯著大於 0。Rangan (以季為單位)與 Teoh et. al.(以年為單位)均未發現增資後盈餘回轉，可能是其研究追蹤期間不夠長，而研究期間盈餘持續支撐的原因，是為避免被投資人控告。因在歐美資本市場因不實報導而被投資者控訴(class action suits) 的情況相當常見，因此會想辦法持續支撐一段不短的期間，才讓盈餘回轉。相對的，我國尚無因此而被告者¹¹，故因盈餘管理所引起的訴訟成本很小。因此我們預期，我國公司在增資後短期間

¹⁰ 繳款日是很早就已經決定，企業用不著知道誰中籤，即可對非特定對象(全體中籤人)在繳款日前作盈餘管理，當然也可能在中籤日左右進行。但是中籤與否非投資者所能決定，投資者僅能在中籤後決定是否繳款，因此本研究並沒有以中籤日作為事件日加以檢測。

¹¹ 我國投資人集體訴訟的情況相當少見，集體訴訟的規範一直到民國八十八年才進入熱烈討論的階段。

內盈餘會發生回轉，而比較沒有持續支撐的情形，即下列第二個假說：

H2：申請現金增資的上市公司，其裁決性應計盈餘會於事後短期發生回轉。

除了盈餘操控的顯著性，企業屬性對其現增時盈餘操控幅度的影響也是重要課題。負債比率高於同產業者，如現增不順利，繼續使用舉債的方式融通所需資金似乎較困難。基於我國市場特殊，透過現金增資取得權益資金，似乎是較方便的融資管道，此類企業或更希望透過潤飾財務報表便利其增資活動。盈餘管理(DAs)是有成本的，而且因為事後遲早會回轉，不可能隨時隨地或一直操控，只是在某些誘因存在時，會讓其在某個時點進行操控(Healy 1998)。就資本結構言，由於負債比率越大者，系統性風險與折現率越大，因此公司越會提高盈餘以提高股價；¹²再加上各期還本付息壓力，且盈餘比較會大起大落，故投資者要求的盈餘門檻也比較高。¹³因此資本結構與應計項間或有正向關係。故建立下列假說¹⁴：

H3-1：申請現金增資公司其負債比率愈高時，操縱裁決性應計盈餘的幅度也愈高。

經查閱樣本公司公開說明書，其申請現金增資用途包括：增加營運資金、因應資本支出或償債資金需求，其中又以因應投資支出及償還債務為主。公司在簽訂借款契約時，負債比率常會受限，若申請現金增資的目的在償還債務，或有到期償債迫切性(特別是對於負債比率較高且時間較為急迫者)。另一方面，增資擴廠本身是一種中性或好消息，而增資償債則比較偏向中性或負面消息，因此企業增資目的是在償還債務時，作多盈餘的誘因更強。且根據融資順位理論(Pecking Order Theory)，當市場存在訊息不對稱時，企業增加權益發行而減少負債的舉措，會被解讀為其認為目前股價被高估，故此類企業或有較強誘因

¹² 根據MM理論，由於 $Beta_{levered} = Beta_{unlevered} \times (1 + D/E)$ ，因此負債比率(D/E)越大的企業，Beta與折現率越大，從而股價折現值越低，因此為提高股價以利增資，公司越會提高盈餘以提高股價。

¹³ 負債比率越大的企業，盈餘越可能大起大落，而當盈餘下滑時，市場的反應遠大於盈餘上漲的公告(Skinner and Sloan, 1999)，因此Beta與折現率愈大，越會想提高盈餘來抬高股價。

¹⁴ H3是在檢測不同的公司特性與不同的現金增資用途，是否會引起不同的裁決性盈餘的操控幅度。操控盈餘是一種向未來借盈餘(borrow from the future)的方法，此種舉動或許具有一些利益，但可能伴隨一些成本，包括：(1)訴訟成本(Skinner, 1994, 1997)，(2)聲譽損失(Williams, 1996)，(3)向未來借盈餘，使得未來機會成本增加(包括違約成本、契約成本與舉債成本等)。雖然訴訟成本在我國比較不明顯，但後兩項成本則仍有可能發生。因此，在文獻上不乏探討公司屬性與操控應計盈餘幅度之關係的研究(如Becker, Defond, Jiambalvo, and Subramanyam, 1998)。

拉高投資人預期。故我們提出假說 3-2：

H3-2：現金增資用途為償還債務，操縱裁決性應計盈餘幅度高於因應投資支出者。

控制權與所有權緊密結合的企業，或能方便操縱盈餘。且此類公司或有更強烈順利募得資金的動機、甚或增加現有家族股東財富，以及通過證期會現金增資的嚴格審核的動機，據此我們建立假說 3-3¹⁵：

H3-3：申請現金增資中，控制權與所有權較(較未)緊密結合的企業，其盈餘管理幅度較高(低)。

參、研究方法

一、變數衡量

(一)裁決性應計盈餘(DAs)與非裁決性應計盈餘(NDAs)

以往研究在使用 Jones 模式與 modified Jones 模式計算裁決性應計盈餘時，都假設引起盈餘管理的事件，為管理當局無法掌控的外生變數(Jones, 1991; Han and Wang, 1998; Cahan et al., 1998)。然而在現金增資的情況下，管理當局面臨了兩項決策，其一為應否現金增資與何時現金增資，其二為應否操縱盈餘與如何操控盈餘以方便順利進行現金增資。在此情況下，這兩個決策都是管理當局可以決定的內生變數，且彼此之間可能又會互相影響。例如，公司常常選擇在盈餘比較亮麗的時候申請現金增資(Loughran and Ritter, 1995 ; Brous, 1992)，另一方面，為了便利現金增資的進行，公司有可能進行盈餘管理，因此，現金增資與盈餘兩者間具有互動的正向關係。有鑑於此，我們亦使用聯立模型。

1.現金增資為外生變數

盈餘可以分解為總應計盈餘(total accruals，簡稱 DAs)與現金流量，DAs

¹⁵ 控制權與所有權較緊密結合與否，對 DAs 的影響，是在檢測代理問題。會計師或承銷商或許是一個降低代理成本，以避免 DAs 過高的機制(Gul、Tul and Chen, 1999; Defond and Subramanyahm 1998)。至於在我國是否如此，為一實證上的問題。如果投資者可以解讀(undo)盈餘管理，就不會出現以投資者為對象的盈餘管理(Healy 1998)。

可進一步劃分為 DAs 與 NDAs¹⁶。DAs 在衡量人為操控盈餘的幅度，而 NDAs 則是會隨外在經濟環境與企業本質而變動，因此如何劃分 TAs 中有多少是人為操控，將會是本研究檢測盈餘管理的重要變數。本研究分別使用 Jones 模式與 modified Jones 模式，劃分 DAs 與 NDAs。Jones 模式如下：

$$TA_{it}/A_{it-1} = \alpha_i(1/A_{it-1}) + \beta_i [(\Delta REV_{it})/A_{it-1}] + \gamma_i(DFA_{it}/A_{it-1}) + \omega_{it} \quad (1)$$

TA_{it} 為 i 公司第 t 期實際之總應計項目； DA_{it} 為 i 公司第 t 期之裁決性應計項目； ΔREV_{it} 為 i 公司第 t 期營業收入淨額變動數； DFA_{it} 為 i 公司第 t 期折舊性固定資產毛額； A_{it-1} 為 t 期初總資產。Jones (1991)認為各期正常水準的應季盈餘，也就是非裁決性應計盈餘(NDAs)，主要是受到營業收入淨變動數與折舊性固定資產的影響，因此其首先以普通最小平方法估計出企業正常水準下的 $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ 、 $\hat{\gamma}_i$ ，再以事件期內各期之銷貨變動及固定資產毛額代入公式 (1)，得到事件期內各期的預計總應計項目，作為事件期內 NDAs 的估計數，再將其於實際總應計項目中扣除，其差額即為各期人為操控的 DAs：

$$DA_{it} = TA_{it}/A_{it-1} - [(1/A_{it-1}) + \hat{\beta}_i (\Delta REV_{it}/A_{it-1}) + \hat{\gamma}_i (DFA_{it}/A_{it-1})] \quad (2)$$

DA_{it} 為 i 公司第 t 期之裁決性應計項目。本文以季為單位，股東大會(或繳款日)當季為事件日(第 0 期)¹⁷，以事件日前-24 期到-5 期為估計期，用以求算 Jones 模型下之估計係數。本研究欲觀察事件日(股東大會日及繳款日當季)及其前後四期(共九季)，公司管理當局是否有盈餘操縱的行為。

在 Jones 模式中，收入乃是企業管理當局操縱前重要指標，因此將營業

¹⁶ $TA_{it} = \Delta CA_{it} - \Delta CL_{it} - \Delta CASH_{it} + \Delta CLD_{it} - DFA_{it}$ ； TA_{it} 為 i 公司第 t 期之總應計項目； ΔCA_{it} 為 i 公司第 t 期之流動資產變動數； ΔCL_{it} 為 t 期之流動負債變動數； $\Delta CASH_{it}$ 為 t 期之現金變動數； ΔCLD_{it} 為第 t 期一年內到期之長期負債變動數； DFA_{it} 為第 t 期之折舊及折耗費用。

¹⁷ 由於台灣經濟新報社僅對於民國八十六年度的季報，才開始建立公告日的資料，且「財團法人證券暨期貨市場發展基金會」圖書館的季報，大部分未附上季報在媒體的公告日，再者本研究需要季報公告日共 405(45*9)個，因此自行在媒體上查閱亦有實質上的困難(何種媒體?時點為何?)。故雖然股東大會與繳款日的資料不難查到，但本研究難以對每一個增資樣本逐項辨認股東大會日或繳款日前一天，已公告的季報為那一季季報。一個可行的辦法就是：由於前一季季報通常是在次季公告，因此我們以股東大會日或繳款日所屬當季前一季季報，作為公司操縱時點，另一時點為當季(即以(-1,0)為可能的操控時點[Rangan(1998)亦做如是推論])。

收入淨額納入自變數組，但 Jones 也提到，收入並非絕對外生，很可能也會受到管理當局的操縱，特別是賒銷部份。為避免模式受影響降低檢定力，Dechow, Sloan, and Sweeney (1995) 遂將營業收入內所包括的應收帳款扣除，而將 Jones Model 修正如下¹⁸：

$$TA_{it}/A_{it-1} = \alpha_i(1/A_{it-1}) + \beta_i [(\Delta REV_{it}-\Delta AR_{it})/A_{it-1}] + \gamma_i(DFA_{it}/A_{it-1}) + \omega_{it} \quad (3)$$

ΔAR_{it} 為 i 公司第 t 期應收帳款變動數。同樣的，先以最小平方估計(3)式的 $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ 、 $\hat{\gamma}_i$ ，再以事件期內各期銷貨淨變動及固定資產毛額代回(1)式，估計出事件期 NDAs，再將其於實際總應計項中扣除，差額即為 DAs。

2. 現金增資為內生變數

為求嚴謹，我們另採用內生化現金增資的實證測試，目的是控制企業可能選擇盈餘較亮麗時機或季節來增資，以避免分析結果產生似有實無(spurious)的現象¹⁹。首先根據影響現金增資因素(邱正仁與虞靜美, 民 83 年)，建立下列 Probit 方程式²⁰：

$$P(SO_{it}) = a_1(1/A_{it-1}) + b_1(TA_{it}/A_{it-1}) + c_1(OC_{it}) + d_1(ID_{it}) + e_1(DE_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

TA_{it} 為 i 公司第 t 期總應計項目估計數； $P(SO_{it})$ 有(無)現金增資時設為 1 (0)； OC_{it} 為 i 公司第 t 期期初流動資產/期初現金，表示流資金需求； ID_{it} 為 i 公司第 t 期當年度總資產變動量/期初現金，表示投資資金需求； DE_{it} 為 i 公司第 t 期負債比率-產業平均，表示償債資金需求。

另外，也可能發生現金增資時企業盈餘比平時高的現象，(3)式可改為更一般化的聯立模式：

$$TA_{it}/A_{it-1} = \alpha_i(1/A_{it-1}) + \beta_i [(\Delta REV_{it}-\Delta AR_{it})/A_{it-1}] + \gamma_i(DFA_{it}/A_{it-1}) + P(SO_{it}) + \omega_{it} \quad (5)$$

(4)與(5)兩式形成聯立模式，根據階與級的認定條件(order and rank

¹⁸ 此模式假設在事件期所發生的應收帳款變動數都是屬於裁決性應計項目的部份。

¹⁹ 由於 DAs 於事件日後回轉，表示企業不可能是全然選擇在盈餘比較高的時機增資，否則不會回轉。再者，盈餘高未必 DAs 也會高，因為盈餘受季節性因素影響的主要原因，是銷貨受季節性因素影響，而 DAs 已經控制了銷貨的因素。縱使 DAs 有季節性因素，此處的聯立模型也可以加以控制。

²⁰ 負債比率究竟應使用期初或期末數字，隱含了不同的考量。由於負債比率通常是相對較穩定，另一方面，資訊使用者除期初舉債情況外，也關切其舉債計畫，因此我們以包括此兩項資訊之期末負債比率，作為公司未來是否申請增資計畫的考量因素之一。

conditions)，此聯立方程式均為過度認定(over-identified)，故為得到一致性之解，本文使用兩階段最小平方法(two stage least square,簡稱 2SLS)：

(1)首先以 $P(SO_{it})$ 為因變數，對所有先決變數配迴歸，使用最大概似估計法 (Maximum Likelihood Method) 估計下列 Probit 方程式：

$$P(SO_{it}) = a_0(1/A_{it-1}) + b_0(OC_{it}) + c_0(ID_{it}) + d_0(DE_{it}) + e_0 [(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1}] + f_0(DFA_{it} / A_{it-1})]$$

(2)將實際資料代入第一階段的 Probit 方程式，以此估計值 $\hat{P}(SO_{it})$ 做為工具變數 (instrument variable)，代替原時間序列資料之 $P(SO_{it})$ 值，再使用普通最小平方法估計方程式(5)：

$$TA_{it} / A_{it-1} = \alpha_i(1/A_{it-1}) + \beta_i [(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1}] + \gamma_i (DFA_{it} / A_{it-1})] + \delta_i P(SO_{it})$$

根據上式所得迴歸式，重複方程式(2)的計算過程，求出 DAs。

(二)負債比率高低的劃分

由於本文要比較負債比率大小兩組對操控盈餘的影響，將樣本的負債比率減除產業平均數。若相對數為正(負)，則為高(低)負債比率公司。

(三)現金增資用途的區分：因應投資支出及償還債務

公司申請現金增資所列報之用途含新增擴建、汰舊換新廠房設備；償還債務；充實營運資金；我們依照陳列於「台灣證券暨期貨市場發展基金會」圖書館之公開說明書，挑選出列報現金增資用途為因應投資支出及償還債務公司。整理結果彙總於表 1。

(四)控制權與所有權較(較未)緊密結合企業之劃分

本研究依董事(或其近親)是否兼任總經理而定。沈大白、賴怡文(民 82 年)也以此劃分家族企業(非家族企業)；本研究樣本中董事或其近親若兼任(未兼任)總經理者，我們認定其為控制權與所有權較(較未)緊密結合(彙總於表 1)。

二、樣本選取與資料蒐集

(一)樣本選取

研究選擇民國 81 年初至 85 年底間非初次上市之現金增資公司²¹，選取標準如下：

1. 樣本期間已向台灣證券交易所申請上市，並於樣本期中進行現金增資的上市公司。
2. 由於金融、保險業的行業性質特殊，且財務資料結構與一般行業不同，再加上其相關政策及會計制度需遵照財政部指示辦理²²，故將之排除於觀察樣本之外。
3. 由於衡量 DAs 的模式需較長的估計期，故樣本公司的財務資料不足(事件日前的資料少於 24 期)，或其中有資料不全者，皆予以刪除。

經過我們的選取，符合上述選樣標準的樣本簡述如下：

- (1)股東大會日：樣本期間內增資樣本刪除資料不足，再加上大同於樣本期間中共有符合選樣標準的兩次增資，故總樣本數為 41 個增資樣本。
- (2)繳款日：樣本期間內增資樣本刪除資料不足，再加上嘉畜、太電、台紙、及友力於選樣期間中共有符合標準的兩次增資，故總樣本數為 45。

表 1 公司現金增資用途與控制權與所有權結合程度資料彙整

代號	公司名稱	用 途	分 類	控制權與所有權 結合程度
1202	農 林	償還借款	償還債務	較不緊密
1206	台 鳳	償還借款	償還債務	較緊密
1207	嘉食化	增添設備	投資支出	較緊密
1215	卜 蜂	償債、投資、充實營運資金	不列入	較不緊密
1219	福 壽	興建生物科技廠	投資支出	較緊密
1225	福懋油	新建油廠	投資支出	較緊密
1307	三 芳	償債、投資、充實營運資金	不列入	較不緊密
1409	新 織	償還借款	償還債務	較緊密
1413	宏 洲	擴廠、增設備	投資支出	較緊密
1417	嘉 裕	償還債務	償還債務	較緊密
1420	潤 泰	遷廠、汰換設備	投資支出	較不緊密

²¹ 事實上本文是以民國 80 年初至民國 85 年底的期間之非初次上市之現金增資公司為樣本，惟因 80 年樣本並不符合後面的選樣標準，因此才未將 80 年列入。

²² 例如各商銀要定期分別向財政部金融局、中央銀行、存款保險公司、證管會等監理機構，申報「營運資料摘要」、「存放款利率」、「逾放比率」、「銀行法相關規定比率分析表」等會計、統計報表資料。由於金融機構的監理機構頗多，也相對監督的比較嚴格，因此其業務受到比較多的管制，操控情況或許比較不嚴重。

表 1 公司現金增資用途與控制權與所有權結合程度資料彙整(續)

代號	公司名稱	用 途	分 類	控制權與所有權 結合程度
1437	勤 益	資料不足	不列入	較不緊密
1444	力 麗	擴建彰化廠	投資支出	較緊密
1448	皇帝龍	增設彰化廠	投資支出	較緊密
1458	嘉 畜	新設晶圓廠	投資支出	較緊密
1458	嘉 畜	新設晶圓廠	投資支出	較緊密
1502	大 同	償還借款	償還債務	較緊密
1503	士 電	償還借款	償還債務	較緊密
1505	楊 鐵	遷建廠房、研發 I.C.	投資支出	較緊密
1601	台 光	因應投資支出、償還借款	不列入	較不緊密
1602	太 電	轉投資美國公司	投資支出	較緊密
1602	太 電	償還銀行款	償還債務	較緊密
1604	聲 寶	償債、投資、充實營運資金	不列入	較緊密
1605	華 新	充實營運資金	不列入	較緊密
1702	南 僑	償還借款	償還債務	較不緊密
1704	榮 化	新增、汰舊設備	投資支出	較緊密
1902	台 紙	增設廠房	投資支出	較緊密
1902	台 紙	轉投資國外事業	投資支出	較緊密
1908	萬 有	擴建廠房	投資支出	較緊密
2004	大 鋼	償債、投資、充實營運資金	不列入	較不緊密
2005	友 力	增設廠房	投資支出	較不緊密
2005	友 力	轉投資其他事業	投資支出	較不緊密
2104	中 橡	投資廠房	投資支出	較不緊密
2301	光 寶	增設廠房	投資支出	較不緊密
2306	宏 電	轉投資海外事業	投資支出	較緊密
2315	神 達	充實營運資金	不列入	較不緊密
2319	大 眾	償還借款	償還債務	較緊密
2320	中 強	償還借款	償還債務	較緊密
2324	仁 寶	充實營運資金	不列入	較不緊密
2326	亞 瑟	償還借款	償還債務	較緊密
2504	國 產	償還借款	償還債務	較緊密
2505	國 揚	償還借款	償還債務	較緊密
2704	國 賓	新建新竹國賓飯店	投資支出	較緊密
2903	遠 百	整修及增設備	投資支出	較緊密
2906	高 林	償還借款	償還債務	較緊密
總計：		償還債務 14 家	因應投資支出 22 家	不列入 9 家

表中資料抄錄自證券暨期貨市場發展基金會之公開說明書。

樣本產業及年度分佈情況列於表 2 及 3，其顯示本研究樣本以紡織、電子、與食品為主，並非僅集中於高科技、資本密集產業。

(二)資料來源：

本研究用以估計 Jones Model、Modified Jones Model 和聯立 Jones Model 所需資料，包含裁決性應計項目、後續相關檢定所需之比率：

表 2 研究樣本的產業分佈

產業別	股東大會日		繳款日	
	家數	增資次數	家數	增資次數
食品業	6	6	6	6
塑膠業	1	1	1	1
紡織業	10	10	8	9
電機機械業	3	4	3	3
電器電纜業	4	4	4	5
化學業	1	1	2	2
造紙業	2	2	2	3
鋼鐵業	1	1	2	3
橡膠業	1	1	1	1
電子業	6	6	7	7
建材營造業	2	2	2	2
觀光業	1	1	1	1
百貨業	2	2	2	2
總計	40	41	41	45

表 3 研究樣本事件日分佈年度

年 度		82 年	83 年	84 年	85 年	合計
家 數	股東大會日	1	9	12	19	41 家
	繳款日	0	11	14	20	45 家

1. 負債比率、淨值報酬率等，和現金增資之相關日期及其他所需財務資

料均取自台灣經濟新報社 (TEJ) 所建立之上市公司財務資料庫。

2. 股權集中度與增資申報用途等資料，乃抄錄自「財團法人證券暨期貨市場發展基金會」圖書館之公開說明書。

肆、實証分析結果

一、敘述統計

表 4 顯示第 0 期(即股東大會當季)總應計項目為顯著的負向變動，且第 1 期雖為負向變動但卻不顯著，此項結果與我們的預期並不相同。反觀表 5，營業收入於第-1 期至第 1 期(即繳款當季及其前後 1 季)皆呈現穩定的正向變動，而且總應計項目於第 0 期達顯著水準的正向變動，並於第 1 期出現負向的顯著變動，此結果意味著，公司管理當局於第 0 期(即繳款日當季)調整總應計項目以提高盈餘，並於事後因總應計項目自動回轉的特性而出現負向變動。

表 4 敘述統計量：以股東大會日為事件日

	-4 期	-3 期	-2 期	-1 期	0 期	1 期	2 期	3 期	4 期
淨利變動 (註 1)									
平均數	0.010676	0.003163	0.007815	-0.01598	0.015649	0.00969	0.010289	-0.03212	0.006144
中位數	0.012253	0.004555	0.012242	-0.01406	0.010696	0.008721	0.008583	-0.01891	0.0066144
t 統計量	3.72915	1.333193	1.947128	-2.45045	5.300094	3.000385	2.978713	-3.33734	2.253916
P 值	0.00058***	0.18982	0.05839*	0.01862**	0.00000***	0.00457***	0.00484***	0.00181***	0.02961**
Wilcoxon									
P 值	0.0003***	0.1328	0.0034***	0.0291**	0.0001***	0.0014***	0.0002***	0.0034***	0.0246**
應計項目變動 (註 2)									
平均數	-0.02941	-0.02338	-0.0013	0.001015	-0.02471	0.009104	-0.00746	-0.01574	-0.04278
中位數	-0.02236	-0.02227	-0.02625	-0.00327	-0.01711	-0.00144	-0.0066	-0.01221	-0.0412
t 統計量	-3.97584	-2.48545	-0.07532	0.166307	-2.54456	0.646924	-0.63721	-2.48721	-3.40724
P 值	0.00027***	0.01711***	0.94032	0.86873	0.01480**	0.52128	0.52753	0.01703**	0.00148***
Wilcoxon									
P 值	0.0001***	0.0091***	0.0836*	0.5279	0.0009***	0.5100	0.6003	0.0392**	0.0007***
營業之現金流量變動 (註 3)									
平均數	0.04061	0.026028	0.008636	-0.01556	0.038317	0.00248	0.017746	-0.01638	0.048924
中位數	0.039475	0.019151	0.032087	-0.01586	0.03326	0.009488	0.019782	-0.02542	0.04894
t 統計量	5.370337	2.710945	0.466741	-1.62764	3.890045	0.175319	1.472059	-1.39509	3.716546
P 值	0.00000***	0.00010***	0.64315	0.11126	0.00036***	0.86170	0.14864	0.17050	0.00060***
Wilcoxon									
P 值	0.0001***	0.0011***	0.0112**	0.0936*	0.0001***	0.9020	0.1963	0.1730	0.0003***
營業收入變動									
平均數	0.196404	0.133116	0.132089	-0.39398	0.18927	0.158366	0.187736	-0.36545	0.163444
中位數	0.154269	0.141385	0.15197	-0.31797	0.139633	0.153505	0.168144	-0.27685	0.118638

t 統計量	10.02944	3.740355	3.20554	-5.96533	9.923798	4.492753	5.730811	-4.09664	5.626795
P 值	0.00000***	0.00056***	0.00261***	0.00000***	0.00000***	0.00006***	0.00000***	0.000019***	0.0.0000***
Wilcoxon	**	**	**	**	**	**	**	***	***
P 值	0.0001***	0.0001***	0.0003***	0.0001***	0.0001***	0.0001***	0.0001***	0.0001***	0.0001***

1.淨利的變動指第 t 期經常淨利減去第 t-1 期之經常淨利(平減期初總資產)。

2. $T_{Ait} / A_{it-1} = (\Delta CA_{it} - \Delta CL_{it} - \Delta CASH_{it} + \Delta CLD_{it} - DFA_{it}) / A_{it-1}$; T_{Ait} 為 i 公司第 t 期之總應計項目; ΔCA_{it} 為 i 公司第 t 期之流動資產變動數; ΔCL_{it} 為 t 期之流動負債變動數; $\Delta CASH_{it}$ 為 t 期之現金變動數; ΔCLD_{it} 為第 t 期一年內到期之長期負債變動數; DFA_{it} 為第 t 期之折舊及折耗費用, A_{it-1} 為 i 公司 t-1 期之資產總額(平減期初總資產)。

3.來自營業的現金流量的變動=淨利的變動-應計項目的變動(平減期初總資產)。

4.*、**、***：分別表示達到 0.1、0.05、0.01 之顯著水準(本表採雙尾檢定)。

5.t 統計量與 Wilcoxon 統計量分別為平均數與中位數的相關檢定值。

表 5 敘述統計：以繳款日為事件日

	-4 期	-3 期	-2 期	-1 期	0 期	1 期	2 期	3 期	4 期
淨利變動									
平均數	0.007536	-0.0023	-0.00792	0.02738	0.005299	0.00673	-0.01831	0.005942	0.002761
中位數	0.008139	0.003944	-0.00344	0.004536	0.004888	0.006096	-0.00291	0.008003	0.003259
t 統計量	2.663244	-0.55127	-1.5982	3.23888	1.451519	1.528458	-2.49685	1.520876	0.72503
P 值	0.01.69**	0.58417	0.11699	0.00225***	0.15357	0.03339	0.01625**	0.13528	0.47218
Wilcoxon				**					
P 值	0.0016***	0.9337	0.2517	0.0006***	0.0168**	0.0178**	0.0572*	0.0214**	0.2280
應計項目變動									
平均數	-0.01319	-0.00074	-0.01835	-0.02558	0.031379	-0.02458	-0.02467	-0.03032	-0.00819
中位數	-0.01191	-0.01957	-0.01338	-0.01711	0.02327	-0.02611	-0.01828	-0.03449	-0.00833
t 統計量	-1.83536	-0.05375	-2.61441	-2.51245	2.599256	-2.52405	-3.43263	-3.5697	-1.25928
P 值	0.07306*	0.95737	0.01211**	0.01564**	0.01259**	0.01519**	0.00129***	0.00086***	0.21442
Wilcoxon									
P 值	0.0626*	0.0450**	0.0042***	0.0051***	0.0119**	0.0078***	0.0022***	0.0003***	0.2451
來自營業之現金流量變動									
平均數	0.020723	-0.00156	0.010436	0.038787	-0.02608	0.031314	0.006053	0.036262	0.013852
中位數	0.01976	0.015718	0.010904	0.032657	-0.01712	0.035846	0.011989	0.043217	0.016538
t 統計量	3.01012	-0.10841	1.187934	3.547903	-1.96276	3.156407	0.586252	3.692519	1.92799
P 值	0.00427***	0.91415	0.24109	0.00092***	0.05587*	0.00285***	0.560636	0.00060***	0.06018*
Wilcoxon									
P 值	0.0011***	0.1693	0.1489	0.0003***	0.0450**	0.0034***	0.4903	0.0002***	0.0986*
營業收入變動									
平均數	0.159065	-0.00139	-0.19469	0.13857	0.162555	0.108368	-0.11505	0.062768	0.087169
中位數	0.151013	0.10336	0.0801	0.129356	0.148369	0.115203	0.087954	0.100658	0.099026
t 統計量	4.609738	-0.02305	-2.57612	3.62812	4.353837	2.478052	-1.40199	1.350312	1.910298
P 值	0.00003***	0.98171	0.01334	0.00072***	0.00007***	0.01702*	0.16778	0.18366	0.06248*
Wilcoxon									
P 值	0.0001***	0.5444	0.2710	0.0004***	0.0001***	0.0119**	0.8701	0.0725*	0.0066***

二、假說一與二之測試(整體樣本之測試)

(一) Jones 模型與 Modified Jones 模型

表 6 與表 7 指出，兩種模式下第 0 期(即股東大會當季季報)的 DAs 均為不顯著的負向變動，故本研究先前「股東大會日」當季有操控盈餘的假設未獲支持。然而「股東大會日」後一期公告的季報，也就是股東大會當季的 DAs 均為正向變動，且達 0.05 顯著水準，我們認為造成此一現象是因為：就我國現金增資的情況而言，股東大會日與繳款日之間多相隔一季(或多一點)，而影響投資大眾是否真正參與增資的重要因素，可能是繳款日附近公司的利多揭露，造成公司美化繳款當季季報，以符合此前所釋放消息的需求。利多消息便於繳款日當季公告時，利多揭露提高投資者繳款意願。因此，才會出現非「股東大會日」當期，而是後一期(第 1 期，約當繳款日當季)公告的季報，出現正向的顯著變動。

表 6 裁決性應計項目之檢定：Jones Model

	-4 期	-3 期	-2 期	-1 期	0 期	1 期	2 期	3 期	4 期
股東大會日									
樣本數	41	41	41	41	41	39	36	22	22
平均數	-0.00546	-0.0033	0.017435	0.002812	-0.00111	0.031687	0.006881	-0.01082	-0.02454
中位數	-0.00505	0.00282	0.005099	0.006272	0.004167	0.017588	0.011751	-0.0108	0.0509
Wilcoxon									
P 值	0.24745	0.40695	0.3489	0.3489	0.4119	0.0096*	0.28975	0.1668	0.02545**
T Test									
t-統計量	-0.66129	-0.35031	1.012381	0.313882	-0.10876	2.432115	0.536486	-0.01082	-1.86449
P 值	0.2561	0.36395	0.1587	0.3776	0.45695	0.0099***	0.2975	0.1464	0.03815**
繳款日									
樣本數	45	45	45	45	45	38	28	26	25
平均數	-0.0045	0.011368	-0.01064	-0.01175	0.004591	-0.01614	-0.01533	-0.02178	0.002189
中位數	0.003248	0.005925	-0.00358	-0.00731	0.043659	-0.02941	-0.00933	-0.01404	0.008078
Wilcoxon									
P 值	0.3928	0.27595	0.18775	0.1589	0.0002***	0.04865**	0.14115	0.0091***	0.45325
T Test									
T 統計量	-0.05097	0.824922	-1.11737	-1.07471	3.481743	-1.36793	-1.3805	-2.42676	0.198461
P 值	0.4798	0.20695	0.13495	0.1442	0.0006***	0.0898*	0.0871*	0.0114**	0.4222

1. 裁決性應計項目是由下列 Jones model 方程式求出：

$$TA_{it}/A_{it-1} = \alpha_1(1/A_{it-1}) + \beta_1 [(\Delta REV_{it})/A_{it-1}] + \gamma_1(DFA_{it}/A_{it-1}) + \omega_{it}$$

TA_{it} 為 i 公司第 t 期之總應計項目； ΔREV_{it} 為 i 公司第 t 期營業收入淨額變動數； DFA_{it} 為第 t 期之折舊及折耗費用； A_{it-1} 為第 t-1 期之資產總額（平減期初總資產）。

2. 本表採單尾檢定。

我們之所以以繳款日為事件日，是由於我國企業在通過證期會核准後即對外公告現金增資，此一訊息投資大眾一般均視為低價購買股票賺取價差的好機會，投資者多半抱持著碰運氣的心態參加抽籤，而中籤後是否真正購買企業之股票，則取決於繳款日前企業之股價。我們發現，樣本公司季盈餘操縱僅發生於當季，而未始於事件日前季。我們的研究結果，不支持企業作盈餘操縱動機，主要是在以季報表數據影響報表閱讀者的假說。但是此結果反映：會計報表數字是間接呼應企業為便利現金增資，在事件日前所釋放利多消息。表 6 與表 7 指出，兩種模式下之 DAs，於第-1 期公告的季報，皆未達顯著水準；而兩種模式下之 DAs，於第 0 期公告的季報，皆為 0.01 或 0.05 顯著水準之正向變動。

實證結果支持公司調高 DAs 以迎合先前公告財務預測數字的假說。即企業作盈餘操縱動機，主要是在迎合財務預測數字或反映企業釋放利多消息的操作。

我們也試行釐清公司調高 DAs 究竟是否為反映企業釋放利多消息，或迎合財務預測數字。受限於季財測資料難求，而關於強制性年度財測研究，國內已有金成隆、林修葺、與張永芳(民 89)等，我們的進一步探討，僅及於樣本企業 DAs 較高，是否是反映或配合當季繳款日前偏樂觀的自願性月盈餘揭露。但是我們針對樣本逐一檢視當季月盈餘的揭露情況，發現僅有三個樣本在繳款日前有自願性公告當季月份盈餘，因此高 DAs 是因為企業在當季欲釋放樂觀月盈餘訊息的推論並不成立²³。

同時，本研究發現，各模型估計結果第 0 期後都立即出現顯著負向變動，我們可推論：應計項目的回轉特性致使 DAs 於第 0 期後的變動為負向，

²³ 在 45 個樣本中，本文發現在繳款當季所屬的月份中，在繳款月份前之月份，揭露 1 次者有 3 個樣本，揭露 2 次者有 2 個樣本。然而月盈餘通常在次月後半段揭露，這些樣本雖然在繳款日前一或二個月，但因揭露已過繳款日的時效，因此雖在繳款日前之月份，但卻必須將其剔除。也就是保留有作月盈餘揭露的，且又是在繳款日前公告自願性月盈餘的樣本，而符合此條件者僅有 3 個。這 5 個樣本的未預期月盈餘(為 t 年 i 月盈餘減去 t-1 年 i 月盈餘，再以月初股價平減)如下：

公司碼	年月	公告日	繳款日	未預期月盈餘	公司碼	年月	公告日	繳款日	未預期月盈餘
1413*	84/08	84/09/25	84/09/31	0.002495	1448	85/10	85/12/26	85/12/23	0.005719
2320*	85/07	84/08/26	85/09/19	-0.00389		85/11	85/12/26	85/12/23	0.003882
2906*	85/07	85/08/15	85/09/10	0.000724	2903	85/10	85/11/21	85/11/18	0.000001
	85/08	84/09/6	85/09/10	-0.001615					

* 表示合於本文條件的 3 個樣本。表中數字必須是繳款日當季公告的月盈餘，且又必須是在繳款日之前揭露。由於揭露比率不高，因此此一推論難以由本文資料得到支持。原來打算按揭露次數多寡分兩組，揭露多者是否 DAs 比較大，也因只有 3 個樣本而無法檢測。

此一實證結果支持我們的第二個假設。此處與國外研究結果不同處，是歐美訴訟情況較多見，業者或會將盈餘管理持續支撐數期，避免盈餘在增資後立即回轉，成為投資人興訟口實(Rangan,1998、Teoh et. al., 1998)。相對的，我國法律環境比較寬鬆，甚少公司因盈餘管理而受到法律制裁，公司在盈餘管理後，就比較沒有誘因持續支撐，而於次期開始即產生回轉²⁴，反之 Rangan (1998)、Teoh et. al. (1998))並未發現任何事後回轉。

現金增資可能帶來結構性變化，造成近期內 DAs 增加。相關國外文獻難脫離因選樣偏誤(selection bias)，即所列入樣本全為可能發生結構性變化者，致使事件日後 DAs 增加的潛在解釋²⁵，尤其是國外文獻發現 DAs 維持在高水準，難釐清是否有似有實無效果(spurious effects)。相對而言，本研究發現在國內 DAs 確有回轉，我們所發現顯著為正的當期 DAs，應非選樣偏誤所造成，故結果的證據力應較過去文獻更強²⁶。

表 7 裁決性應計項目之檢定：Modified Jones Model

	-4 期	-3 期	-2 期	-1 期	0 期	1 期	2 期	3 期	4 期
股東大會日									
樣本數	41	41	41	41	41	39	36	22	22
平均數	-0.00497	-0.00268	0.017495	0.002202	-0.00106	0.032299	0.008965	-0.01141	-0.02458
中位數	-0.00419	0.002549	0.003982	0.005812	0.004375	0.018197	0.01352	-0.01091	-0.02156
Wilcoxon									
P 值	0.26815	0.3536	0.3256	0.3922	0.41685	0.01***	0.21535	0.1292	0.02765**
T Test									
t 統計量	-0.60532	-0.28783	1.018126	0.248142	-0.1048	2.45826	0.696748	-1.15883	-1.85955
P 值	0.2742	0.3875	0.15735	0.40265	0.45855	0.0093***	0.2453	0.12975	0.0385**
繳款日									
樣本數	45	45	45	45	45	38	28	26	25
平均數	0.001527	0.012869	-0.00947	-0.01024	0.046874	-0.01178	-0.0135	-0.01916	0.004971
中位數	0.009835	0.008278	-0.00124	-0.00633	0.043244	-0.02219	-0.01001	-0.01571	0.012759
Wilcoxon									
P 值	0.2797	0.20325	0.22955	0.2228	0.0001***	0.1397	0.17995	0.0134**	0.27785
T Test									
t 統計量	0.174981	0.933602	-0.9897	-0.94586	3.60941	-0.99068	-1.17654	-1.93726	0.462202
P 值	0.43095	0.1778	0.16385	0.1747	0.0004***	0.16415	0.1248	0.03205**	0.32405

1. 裁決性應計項目是由下列 modified Jones model 方程式求出:

$$TA_{it}/A_{it-1} = \alpha_i(1/A_{it-1}) + \beta_i \{ (\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1} \} + \gamma_i(DFA_{it}/A_{it-1}) + \omega_i$$

TA_{it} 為 i 公司第 t 期之總應計項目; ΔREV_{it} 為 i 公司第 t 期營業收入淨額變動數; DFA_{it} 為第 t 期之折舊及折耗費用; ΔAR_{it} 為 i 公司第 t 期應收帳款變動數。A_{it-1} 為第 t-1 期之資產總額(平減期初總資產)。

2. 本表採單尾檢定。

²⁴ 此一回轉現象在表 8 中尤其明顯。

²⁵ 畢竟 DAs 是迴歸的殘差，即實際應計盈餘與估算應計盈餘的差額，但合理的應計水準在增資後可能發生變化。

²⁶ 因為如果正 DAs 是來自選樣偏誤，增資後 DAs 不會立即發生回轉，似應維持在高水準。

(二)聯立 Jones 模式

表 8 顯示，股東大會當期 DAs 未達顯著水準，而在繳款日當期季報，則達到顯著水準(p=0.08)，在下一季則明顯回轉。因此，分析結果與前面相同。綜上所言，不論使用 Jones Model、Modified Jones Model、或聯立 Jones Model，亦即不論將現金增資視為一項外生或內生變數，整體樣本分析結果都相當穩健(robust)²⁷。

表 8 裁決性應計項目之檢定：聯立 Jones 模式

	-4 期	-3 期	-2 期	-1 期	0 期	1 期	2 期	3 期	4 期
股東大會日									
樣本數	41	41	41	41	41	39	36	22	22
平均數	0.000256	-0.00693	0.01526	-0.00181	-0.00125	0.014218	-0.00317	-0.03328	-0.05139
中位數	-0.00344	-0.00521	-0.00482	-0.00004	0.005814	0.00716	0.002681	-0.03391	-0.04088
Wilcoxon									
P 值	0.42185	0.3074	0.4620	0.4772	0.4721	0.1442	0.5	0.001***	0.0214**
T Test									
T 統計量	0.029055	-0.80604	0.906386	-0.16777	-0.10815	1.07921	-0.24638	-3.27897	-2.51826
P 值	0.4885	0.2125	0.1851	0.4338	0.4572	0.14365	0.4034	0.002***	0.010***
繳款日									
樣本數	45	45	45	45	45	38	28	26	25
平均數	-0.00339	0.012399	-0.0106	-0.01297	0.019778	-0.02076	-0.03875	-0.05209	-0.01404
中位數	-0.00139	-0.00316	0.004692	-0.00789	0.025967	-0.02706	-0.03580	-0.03416	-0.023
Wilcoxon									
P 值	0.47565	0.40565	0.19075	0.19695	0.0939*	0.0267**	0.001***	0.001***	0.0261**
T Test									
T 統計量	-0.4344	0.907328	-1.04067	-1.05312	1.428394	-1.63898	-3.42877	-2.80904	-0.89634
P 值	0.33305	0.1846	0.15185	0.149	0.0801*	0.0549**	0.001***	0.001***	0.1895

1.裁決性應計項目是由下列聯立方程式求出:

$$P(SO_{it}) = a_0(1/A_{it-1}) + b_0(OC_{it}) + c_0(ID_{it}) + d_0(DE_{it}) + e_0 [(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1} + f_0(DFA_{it}/A_{it-1})]$$

$$TA_{it}/A_{it-1} = \alpha_0(1/A_{it-1}) + \beta_1[(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1}] + \gamma_1(DFA_{it}/A_{it-1}) + \delta_1 P(SO_{it})$$

²⁷ 在聯立 Jones Model 中，第一階段之 Probit 方程式迴歸分析結果如下（現金增資決定因素分析）：

$$P(SO_{it}) = a_0(1/A_{it-1}) + b_0(OC_{it}) + c_0(ID_{it}) + d_0(DE_{it}) + e_0 [(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1}] + f_0(DFA_{it}/A_{it-1}) + \epsilon_{it}$$

	係數	標準誤	t 值	顯著水準
\bar{a}_0	-1.63517	0.04455	-36.70313	0.000***
b_0	-0.10905	0.02541	-4.29148	0.006***
c_0	0.00027	0.00029	0.94183	0.1736
d_0	-0.00449	0.00170	-2.64929	0.003***
e_0	-0.23649	0.27041	-0.87457	0.1894
f_0	0.17656	0.05038	3.50431	0.002***
卡方適合度檢定=11437			P=0.000***	

1 表中數字已使用 Finney(1971)之方法調整異質性;2 本文使用最大概似估計法 (Maximum Likelihood Method) 估計 Probit 方程式。

國內現金增資企業盈餘管理之實証研究

$P(SO_{it})$ 等於 1 表示有現金增資,等於 0 表示無現金增資; OC_{it} 為 i 公司第 t 期期初流動資產/期初現金,表示流資金的需
求; ID_{it} 為 i 公司第 t 期當年度總資產的變動量/期初現金,表示投資資金的需求; DE_{it} 為 i 公司第 t 期負債比率-產業平均,
表示償債資金的需求。 ΔREV_{it} 為 i 公司第 t 期營業收入淨額變動數。 ΔAR_{it} 為 i 公司第 t 期應收帳款變動數。 TA_{it} 為 i
公司第 t 期之總應計項目; DFA_{it} 為第 t 期之折舊及折耗費用; $A_{i,t-1}$ 為第 $t-1$ 期之資產總額(平減期初總資產)。本文使用
Heckman(1978)之工具變數求解此一聯立方程式。

2.本表採單尾檢定。

此外,我們也以 DA_s 於第 0 期前後各期的平均數繪製成圖 1 至圖 6,從圖中我們可發現,圖 1、3 與 5 於第 0 期前後出現『 Λ 』形,且於第 1 期(即股東大會日後一期的季報)到達峰頂,呈現正向的顯著變動;而圖 2、4 與 6 則是於第 0 期(即繳款日當期的季報)出現顯著的正向變動,並於事後呈現回轉的負向變動。圖形顯示的結果與前面統計結果相當一致。

最後有一點值得加以探討:我國上市公司在現金增資核准後,由於預期資金將流入,因此銷貨的授信政策或較以往寬鬆,致使繳款日時的 DA_s 跟著增加,因此或謂繳款日當季 DA_s 的增加有可能是來自於授信政策的關係。此種推論並不正確,因為修正的 Jones 與聯立修正的 Jones 模型業已將除銷因素排除(見(3)與(5)式與註 18 的說明)。再者,如果果真授信政策變得比較寬鬆,則接下來幾期的應收款項應該維持穩定,不至於驟然下降,然而由表 6 至表 8 顯示,接下來幾期 DA_s 都是顯著的下滑,且都為負值。另由圖 1 至圖 6 也顯示,接下來幾期 DA_s 都是顯著下滑至負值。因此,我們的分析結果應不受授信寬嚴程度改變的影響。

三、假說三(企業屬性對盈餘管理幅度的影響)之檢測

(一)H3-1 之檢測

我們以『高或低於產業平均』作為分類的標準,列示了負債比率與操縱 DA_s 的關係於表 9。其顯示,不論何種模式,較低相對負債比率公司 DA_s 操縱的程度均小於高負債比率公司,且分別達 0.01 及 0.05 的顯著水準。聯立模式亦頗接近邊際顯著水準。因此,假說 3-1 獲得支持,亦即上市公司中,負債比率高的公司其於現金增資期間操縱 DA_s 的程度較高。

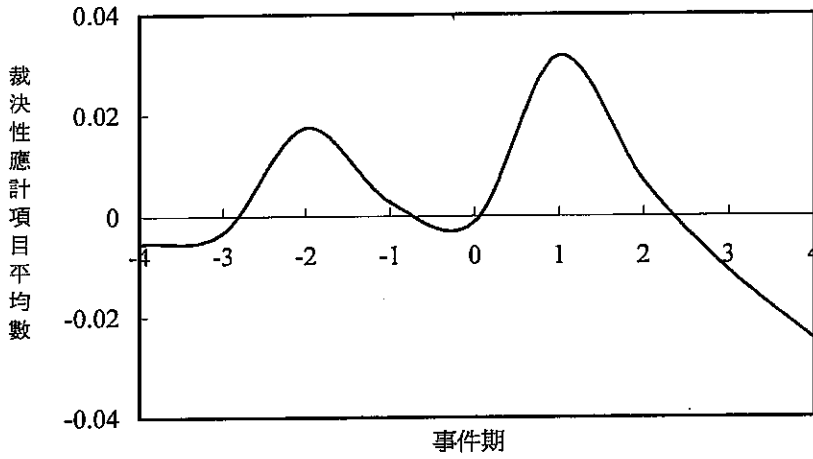


圖 1 各期裁決性應計項目平均數：Jones Model（股東大會日）

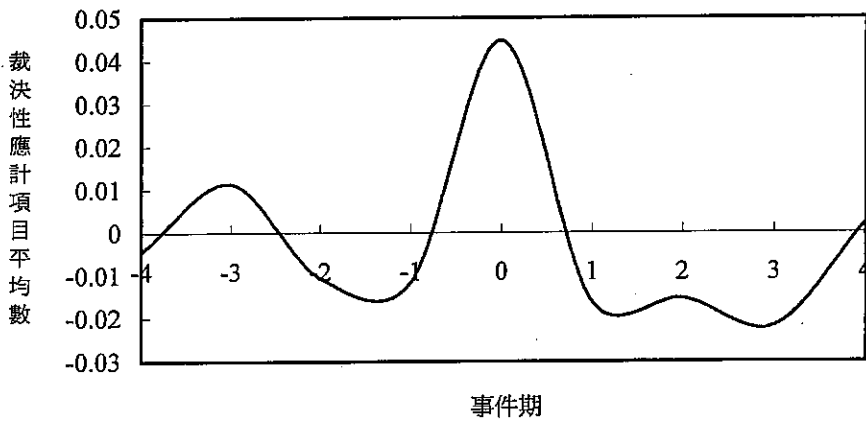


圖 2 各期之裁決性應計項目平均數：Jones Model（繳款日）

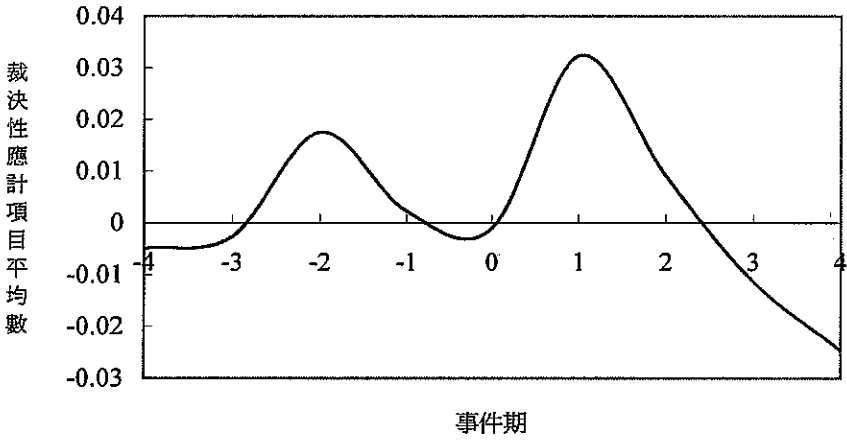


圖 3 各期之裁決性應計項目平均數：Modified Jones Model（股東大會日）

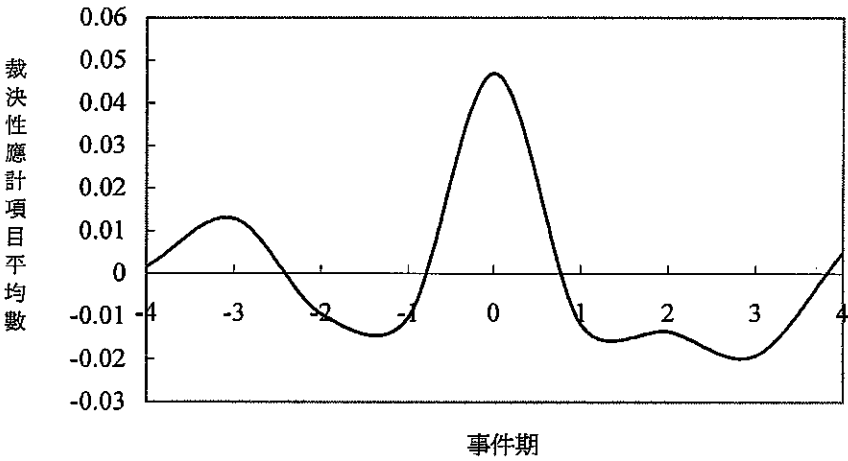


圖 4 各期裁決性應計項目平均數：Modified Jones Model（繳款日）

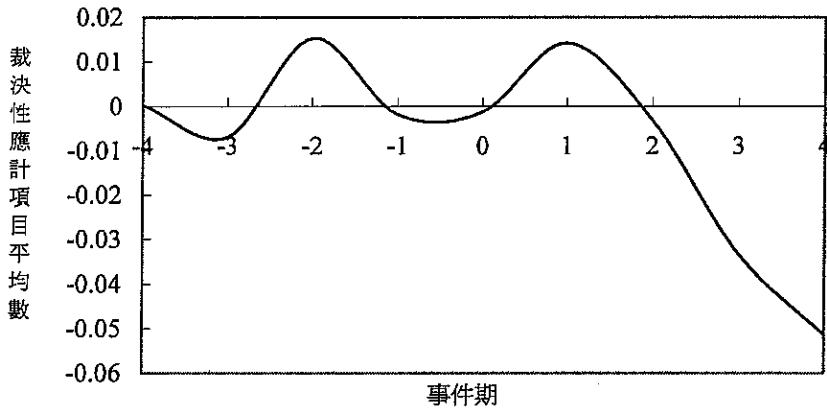


圖 5 各期之裁決性應計項目平均數：Simultaneous Jones Model
(股東大會日)

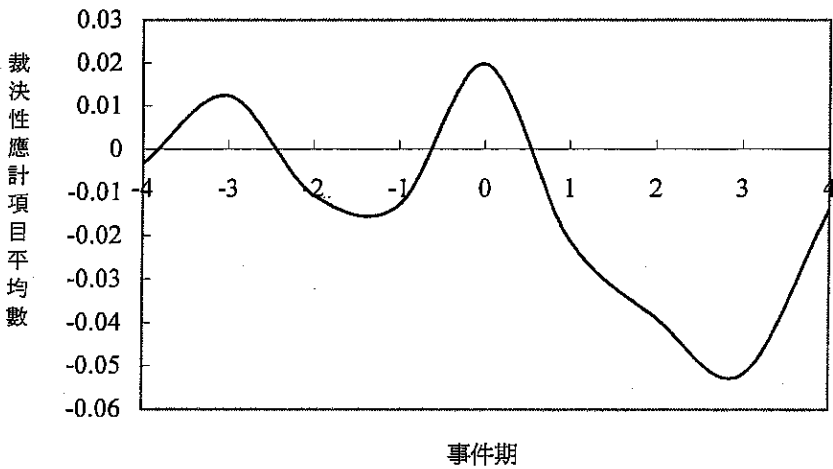


圖 6 各期之裁決性應計項目平均數：Simultaneous Jones Model (繳款日)

表 9 負債比率與裁決性應計項目操縱程度之檢定

	Jones Model	Modified Jones Model	Simultaneous Jones Model
負債比率小於樣本平均數者	0.079	0.018	0.045
負債比率大於樣本平均數者	0.015	0.011	-0.002
兩組 DAs 差異之 Z 統計量	-2.412	-2.252	-1.138
P 值(單尾)	0.008***	0.012**	0.1275

表中數字為使用 Jones model、Modified J Jones model、Simultaneous Jones model 計算之 DAs。Jones model 等模式分別見表 6 至表 8。**、***分別表示顯著水準 5%、1%。

(二)H3-2 之檢測

現金增資主要目的為增加營運資金、因應資本支出或償還債務。其中以因應資本支出及償還債務為多，而償債需求又較投資支出急迫，故我們假設上市公司為償還債務而進行增資者，其操縱 DAs 幅度應較大。表 10 列示了現金增資用途影響 DAs 操縱程度的檢定。

表 10 現金增資用途影響裁決性應計項目操縱程度的檢定

	Jones Model	Modified Jones Model	Simultaneous Jones Model
投資支出	0.044	0.047	0.022
償還負債	0.078	0.080	0.042
兩組 DAs 差異之 Z 統計量	-1.460	-1.266	-1.298
P 值(單尾)	0.075*	0.108	0.106

表中數字為使用 Jones model、Modified J Jones model、Simultaneous Jones model 計算之 DAs。Jones model 等模式分別見表 6 至表 8。*表示顯著水準 10%。

表 10 顯示，現金增資用於因應資本支出時，操縱 DAs 的程度，似乎較用於償還債務小。Jones Model 達 0.075 顯著水準，而 Modified Jones Model 與聯立模式亦頗接近邊際顯著水準，因此假說 H3-2 獲得邊際支持。此一假說並未得到強烈支持的原因之一，有可能是公司在增資後，並未按原計

畫使用資金，而將所籌得資金作為其他用途²⁸。

(三)H3-3 之檢測

所有權與控制權合一的企業，較方便窗飾報表，進行盈餘操縱。故我們預期其於現金增資時盈餘管理程度較大。表 11 列示了其與對照組企業 DAs 操縱情形之比較。

表 11 所有權與控制權合一企業與對照組裁決性應計項目操縱程度比較

	Jones Model	Modified Jones Model	Simultaneous Jones Model
所有權與控制權合一企業	0.022	0.023	-0.018
對照組企業	0.055	0.058	0.037
兩組 DAs 差異之 Z 統計量	-1.275	-1.422	-2.182
P 值(單尾)	0.101	0.0725*	0.0145**

表中數字為使用 Jones model、Modified J Jones model、Simultaneous Jones model 計算之 DAs。Jones model 等模式分別見表 6 至表 8。*、**分別表示顯著水準 10%、5%。

表 11 顯示，在 Jones Model 與 Modified Jones Model 下，所有與控制權合一者現金增資時盈餘管理程度顯著高於對照組。在聯立模式下，更達到 5%的顯著水準 (p=0.0145)。因此，本研究假說 H3-3 獲得支持；亦即所有權與控制權合一(分離)企業於現金增資時操縱 DAs 顯著性較高(低)。

伍、整體樣本之敏感度分析

一、標準化後之檢測

以下測試採用 Patell(1976)方法，使用『估計標準誤』的觀念，將 DAs 予以標準化，做進一步的測試。其標準化的過程如下：

²⁸ 例如，根據工商時報記載（民國八十七年十月二十九日，第 18 版）：“亞瑟科技在前天公告變更現金增資用途，...，已招致市場人士質疑這是否符合程序性，...”。因此，宣告變更可能會影響分析結果。再者，未宣告變更之公司是否真如按其原先宣告之用途，專款專用，似乎也是一項會影響本文結論的有趣題材。例如，根據工商時報記載（民國八十七年十月二十八日，第 2 版）指出：台鳳雖曾於民國八十七年二、三月依計畫以八十六年度辦理現金增資款償還銀行借款...，惟實際向銀行借款的金額並未減少，...。證期會要求台鳳說明，八十六年度辦理現金增資發行新股資金的流向用途...”。

先計算各公司標準差，並假設各估計標準誤為常態分配，則下列比率 V_{ip} (即標準化後 DA_s) 將為 Z 分配：

$$V_{ip} = DA_{ip} / \hat{\sigma} (DA_{ip})$$

DA_{ip} 為 i 公司第 p 期 DA_s 。再依據中央極限定理，計算其統計量：

$$Z_{ip} = \sum_{i=1}^n [V_{ip} / \sum_{i=1}^n (t-3)(t-5)]^{1/2}$$

表 12 為標準化裁決性應計盈餘之敘述統計量。表 13 與 14 分別列示 Jones、modified Jones 與聯立 Jones 模式下，分別以股東大會日及繳款日為第 0 期之 V_{ip} 之 Z_{ip} 檢定與 Sign 檢定。以股東大會日為事件日之 Z 值，在 -1 期至 1 期分別為 (0.29342, 0.05744, 3.85898)、(0.24717, 0.093526, 3.90632) 與 (-0.25925, -0.45919, 1.52721)，如同前面分析的結果，在事件日當期未達顯著水準，反倒是於事件日後一期兩種模式均顯著大於 0，且分別達到 0.0006、0.0000 與 0.0633 的顯著水準，其推論亦同於前，可能由於事件日後一期多半即為繳款日之故。反觀以繳款日為事件日，其 -1 期至 1 期之 Z 值分別為 (-1.36717, 6.423446, -1.70649)、(-1.31139, 6.666254, -0.23634) 與 (-2.36122, 3.05159, -2.97174)，於事件日當期在 0.01 水準下均顯著大於 0，故不論是股東大會日或繳款日，其標準化後結果均與前面檢定相同。

表 12 標準化裁決性應計盈餘之敘述統計量

以股東大會日為事件日									
期數	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Jones Model									
平均數	-0.04234	0.00106	0.13205	0.04878	0.00955	0.65784	0.27324	-0.15592	-0.43967
最小值	-2.21694	-5.39707	-2.18229	-2.30447	-8.00489	-3.72671	-2.74298	-1.91101	-2.17632
第一分位	-0.58901	-0.35013	-0.54642	-0.63098	-0.43914	-0.29139	-0.78288	-0.26914	-0.33895
中位數	-0.11042	0.05661	0.08089	0.20317	0.10236	0.34756	0.15650	-0.20772	-0.33826
第三分位	0.45880	0.48893	0.62352	0.70654	0.58554	0.97377	0.92455	-0.14629	-0.33757
最大值	2.92349	1.86049	4.25807	2.76341	5.89661	5.89153	5.92286	1.05026	1.74638
Modified Jones Model									
平均數	-0.03359	0.008398	0.13762	0.041093	0.015549	0.665907	0.2952	-0.16468	-0.43855
最小值	-2.17742	-5.43169	-2.18295	-2.27852	-8.1467	-3.7056	-2.69596	-1.91271	-2.17512
第一分位	-0.56562	-0.35662	-0.51222	-0.62082	-0.43284	-0.32337	-0.79502	-0.26098	-0.32928
中位數	-0.07187	0.059302	0.072158	0.163617	0.098	0.366902	0.186133	-0.1993	-0.32104
第三分位	0.453903	0.761529	0.67402	0.745129	0.570304	1.230484	1.050614	-0.13374	-0.29746
最大值	2.90342	1.859576	4.367728	2.764455	5.982398	6.104492	6.177188	1.048354	1.77328

以股東大會日為事件日									
期數	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
聯立 Jones Model									
平均數	-0.03563	-0.10254	0.07690	-0.04310	-0.07635	0.26034	-0.05503	-0.76538	-1.09852
最小值	-2.76449	-5.33927	-2.48514	-3.02148	-7.75893	-4.85920	-2.90111	-3.95931	-7.93397
第一分位	-0.66912	-0.49069	-0.92437	-0.77043	-0.56522	-0.36022	-1.06287	-0.67816	-0.78299
中位數	-0.07629	-0.07669	-0.04030	-0.00066	0.16645	0.18360	0.00139	-0.67661	-0.77248
第三分位	0.66176	0.51189	0.74447	1.04668	0.83370	0.96166	0.93353	-0.67506	-0.76196
最大值	2.85513	2.26007	3.61943	2.92078	5.55560	5.02950	4.78133	1.05879	1.96526
以繳款日為事件日									
期數	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Jones Model									
平均數	0.03733	0.08512	-0.28469	-0.23615	0.99859	-0.32180	-0.36209	-0.43986	0.05685
最小值	-2.64586	-2.17417	-7.64307	-8.32009	-2.15768	-3.25585	-3.37121	-2.75421	-2.69527
第一分位	-0.40751	-0.54086	-0.81006	-0.83053	-0.00404	-0.97421	-0.48902	-0.37257	-0.29395
中位數	0.05015	0.12534	-0.11913	-0.15780	0.76519	-0.41476	-0.18986	-0.18624	0.07367
第三分位	0.65189	0.57082	0.53803	0.55951	1.49273	0.28705	0.09558	-0.13682	0.18645
最大值	2.00941	2.76951	2.29070	6.53365	6.30602	2.88121	0.98379	0.92158	3.45018
Modified Jones Model									
平均數	0.14126	0.09762	-0.27709	-0.11543	1.113943	-0.255	-0.31524	-0.40215	0.160117
最小值	-2.26539	-1.71822	-7.64219	-8.46006	-2.16488	-3.26051	-3.37077	-2.77084	-2.67715
第一分位	-0.21764	-0.32801	-0.77036	-0.76131	0.067567	-0.82684	-0.50907	-0.2773	0.15412
中位數	0.212632	0.155961	-0.06186	0.041243	0.879068	-0.39021	-0.20295	-0.2077	0.169605
第三分位	0.636326	0.575488	0.489981	0.564154	1.443408	0.561658	0.280856	-0.10016	0.193429
最大值	2.030668	2.745385	2.29139	6.615619	6.524891	3.630804	2.20166	1.516835	4.508318
聯立 Jones Model									
平均數	-0.04979	0.12584	-0.27412	-0.36331	0.48135	-0.52562	-0.87914	-1.11876	-0.33472
最小值	-3.13468	-3.08444	-8.05125	-8.17324	-4.04228	-4.30362	-4.48769	-6.27223	-4.03183
第一分位	-0.37807	-0.52961	-0.84981	-1.44037	-0.61863	-1.31147	-1.14977	-0.87366	-0.64018
中位數	-0.03924	-0.03202	0.09433	-0.16770	0.35050	-0.66348	-0.81168	-0.76117	-0.51232
第三分位	0.76045	0.95303	0.58277	0.87639	1.43317	0.27604	-0.44645	-0.27259	-0.30530
最大值	1.96513	3.10350	3.03166	6.20856	4.88953	3.07286	1.84520	1.33807	5.76378

1 Jones、Modified Jones、與聯立 Modified Jones 模型之意義，詳參表 6、7、與 8。

2 本表針對過標準化後之裁決性應計項目 V_{ip} (Patell, 1976) 作敘述統計，標準化 $DAs(V_{ip})$ 的公式為：

$$V_{ip} = DA_{ip} / \sigma(DA_{ip})$$

表 13 標準化之裁決性應計項目及其統計量(以股東大會日為事件日)

期數	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
以股東大會日為事件日									
(1).Jones 模式									
Z _{ip} 值	0.2547	0.0063	0.7942	0.2935	0.0574	3.8589	1.5400	0.6870	1.9372
P 值	0.6005	0.4974	0.2135	0.3846	0.4771	0.0001	0.0618	0.2461	0.0264
Sign test	-1.5	2.5	1.5	4.5	3.5	5.5	4.0	-2	-5
P 值	0.3776	0.2664	0.3776	0.1055	0.1745	0.0541	0.1215	0.2618	0.0263
(2).Modified Jones 模式									
Z _{ip} 值	-0.2020	0.0505	0.8277	0.2472	0.0935	3.9063	1.6638	-0.7256	-1.9321
P 值	0.5800	0.4798	0.2039	0.4023	0.4627	0.0000	0.0481	0.7659	0.9733
Sign test	-1.5	4.5	2.5	3.5	2.5	5.5	5	-3	-5
P 值	0.3776	0.1055	0.2664	0.1745	0.2664	0.0541	0.0663	0.1432	0.0263
(3).聯立 modified Jones 模式									
Z _{ip} 值	-0.2143	-0.6167	0.4625	-0.2593	-0.4592	1.5272	-0.3101	-3.3722	-4.8399
P 值	0.5848	0.7312	0.3218	0.6022	0.6769	0.0633	0.6217	0.9996	0.9999
Sign test	-1.5	-0.5	-1.5	-0.5	1.5	2.5	0	-5	-4
P 值	0.3776	0.5	0.3776	0.5	0.3776	0.2612	0.5	0.0263	0.0669

1 Jones、Modified Jones、與聯立 Modified Jones 模型之意義，詳參表 6、7、與 8。

2 本表針對過標準化後之裁決性應計項目 V_{ip}(Patell,1976)作檢定，標準化 DAs(V_{ip})的公式為： $V_{ip} = DA_{ip} / \sigma(DA_{ip})$

3 Z_{ip} 統計量為針對 V_{ip} 所作的檢定，公式如下(Patell,1976)： $Z_{ip} = \sum_{i=1}^n [V_{ip} / \sum_{i=1}^n (t-3)(t-5)]^{1/2}$

表 14 標準化之裁決性應計項目及其統計量(以繳款日為事件日)

期數	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
以繳款日為事件日									
(1).Jones 模式									
Z _{ip} 值	0.3256	0.5766	-1.7329	-1.3672	6.4234	-1.7065	-1.6710	-2.0535	0.5963
P 值	0.3723	0.2820	0.9584	0.9142	0.0000	0.9560	0.9526	0.9799	0.2754
Sign test	1.5	4.5	-1.5	-2.5	11.5	-5	-1	-5	0.5
P 值	0.380	0.1164	0.383	0.2758	0.0004	0.0717	0.4253	0.0378	0.5
(2).Modified Jones 模式									
Z _{ip} 值	0.4971	0.6638	-1.6678	-1.3114	6.6663	-0.2363	-1.5669	-1.9262	0.7520
P 值	0.3095	0.2533	0.9523	0.9051	0.0000	0.9934	0.9414	0.9729	0.2260
Sign test	1.5	3.5	-2.5	2.5	12.5	-4	-1	-5	0.5
P 值	0.383	0.1857	0.2758	0.2758	0.0001	0.1280	0.4253	0.0378	0.5
(3).聯立 modified Jones 模式									
Z _{ip} 值	-0.1510	0.8165	-2.0014	-2.3612	3.0516	-2.9717	-4.2907	-5.3979	-1.5721
P 值	0.5599	0.2071	0.9773	0.9908	0.0011	0.9985	0.9999	1.000	0.9420
Sign test	-1.5	-1.5	0.5	-1.5	3.5	-7	-6	-5	-5.5
P 值	0.3830	0.3830	0.5	0.3830	0.1857	0.0168	0.0179	0.0378	0.0217

表中數字的意義同表 13。

二、組群分析(portfolio tests)

前述 Z 值測試的基本假設為同時點 DAs 間相互獨立，然而我們用以檢定的 DAs，或因產業聚集產生橫斷面相關(cross-sectional correlation)，為了解所獲得的結果是否只是因為產業聚集關係²⁹，我們針對橫斷面相關問題繼續探討，引進 Mandelker(1974)計算每個產業的平均 DAs，再以各產業估計標準誤將其標準化，並估算其 t 統計量，以檢定排除產業聚集因素後，繳款日當季 DAs 是否仍顯著。其公式為：

$$SDA_{ip} = ADA_{ip} / \sigma_i$$

SDA_{ip} 為 i 產業第 p 期經標準化後平均 DAs; ADA_{ip} 為 i 產業第 p 期 DAs 平均值; σ_i 為 i 產業估計標準誤; 用來檢測之統計量為:

$$T_p = \sum SDA_{ip} / [S / (n_i)^{1/2}]$$

$\sum SDA_{ip}$ 為所有產業第 p 期的平均 SDA_{ip} ; S 為 $\sum SDA_{ip}$ 的估計標準誤 ($S=1$); n_i 為產業別總數。

表 15 列示了以繳款日為事件日，Jones 模式、modified Jones 模式與聯立 Jones 模式下的 SDA_{ip} 及 T_p 值，此 13 產業在事件日 t 統計量分別為 3.95、4.10、與 1.70，達顯著水準 0.005、0.005、與 0.05，此結果顯示，在排除橫斷面相關問題後，DAs 仍顯著大於 0，可見前面各檢定所得，繳款日當季 DAs 顯著異於 0 非只受單一產業牽動。

表 15 各產業之 SDA_{ip} 及其 T_p ³⁰ (以繳款日為事件日)

期數	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
SDA_{ip}									
食品	0.05836	0.4764169	-0.2737	0.128927	1.008344	-0.19329	0.24641	-0.6783	1.154856
塑膠	0.020876	-1.684679	-1.93074	6.533652	3.496782	1.699199	-0.31104	-0.25972	0.01717
紡織	0.136971	0.0081857	-0.16185	-0.06768	0.837915	-0.32359	0.017422	0.783922	1.032331
電機	1.326316	0.1069281	0.363364	-1.88362	3.418634	0.242886	-0.59278	-1.02053	-0.61964
電器	-0.21034	-0.375881	-0.14797	-0.73514	0.176052	-0.99565	1.284177	0.760058	0.174968
電纜									
化工	0.209648	0.6556961	0.321673	0.274435	0.488044	0.050411	-0.98013	-1.20132	-0.62823

²⁹ 由表 1 可以了解，紡織業的樣本占總樣本數的 1/5。

³⁰ 我們另外也以股東大會日為事件日，分別使用 Jones、modified Jones 與聯立 Jones 模式，計算 (-4,4) 之 T_p ，事件日當期 T_p 都未達到顯著水準，且主要結論都與前面相同。惟為節省篇幅，故未列出。

期數	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
造紙	-0.30534	-0.007247	-1.9437	-1.80082	1.184407	-0.91219	-1.23774	-0.23933	-0.75147
鋼鐵	-0.90633	-0.185313	0.204668	-0.61056	-0.37438	-0.3555	0.095579	-2.1141	0.296979
橡膠	1.680353	0.1646511	0.771185	0.572951	0.881178	0.287047	-0.03423	0.047775	0.166776
電子	0.262207	0.0472481	-0.14167	0.564027	0.497076	0.093631	-0.17474	-0.35827	-0.18034
營建	-0.42056	1.8454972	-0.11768	-0.04816	0.626293	-0.10605	-0.78786	-1.3372	-0.13343
觀光	-0.02985	0.0645853	0.524474	-3.36724	1.871204	-1.30502			
百貨	-0.5602	-0.545442	-0.3958	-0.55681	0.119194	0.349356			
T_{p1}	0.35004	0.158268	-0.81201	-0.27625	3.946897	-0.40736	-0.74622	-1.69359	0.15979
T_{p2}	0.45047	0.187592	-0.83706	-0.22178	4.09807	-0.20931	-0.66369	-1.39217	0.26353
T_{p3}	-0.28392	0.095371	-1.00367	-1.07437	1.695854	-1.42071	-2.39931	-3.81555	-2.00516

1. $SDA_{ip} = ADA_{ip} / \sigma_i$, 表示產業第 p 期經標準化後的平均裁決性應計項目; ADA_{ip} 為 i 產業第 p 期裁決性應計項目的平均值; σ_i 為 i 產業的估計標準誤; p 為各時點。

2 表中所算得的 SDA_{ip} 數字, 為使用 Jones 模式所得到之資料所求出(為節省篇幅, modified Jones 與聯立 Jones 模式之 SDA_{ip} 並未列出)。

3. $T_{ip} = \sum SDA_{ip} / (S / (n_i)^{1/2})$, 表 SDA_{ip} 的統計值; $\sum SDA_{ip}$ 為所有產業第 p 期的平均 SDA_{ip} ; S 為 $\sum SDA_{ip}$ 的估計標準誤 ($S=1$); n_i 為產業別總數。

4. T_{p1} 、 T_{p2} 與 T_{p3} 分別為使用 Jones、modified Jones 與聯立 Jones 模式所求出之 T_{ip} 。

上述對於 DAs 的檢定, 大致符合盈餘管理假說。

綜上所言, 不論使用 Jones Model、Modified Jones Model、或聯立 Jones Model, 亦即不論將現金增資視為外生或內生變數, 整體樣本的分析結果都相當穩健(robust)。

陸、結 論

本研究以民國 81 年至 85 年上市公司樣本, 使用 Jones 與 modified Jones 模式檢測在現金增資的不同階段(股東大會決議日與繳款日)中, 是否會出現策略性盈餘管理的行為, 暨諸如資本結構, 股權集中度等企業特性, 以及不同現金增資值的用途, 是否會影響盈餘管理的操控幅度。使用 Jones 模式與 modified Jones 模式的前提是將現金增資視為外生, 惟其也可能是一項管理當局可掌控的內生變數, 故本文另以內生化現金增資的聯立 modified Jones model 重新檢測盈餘管理行為。

研究結果發現, 公司管理當局在股東大會當季 DAs 並未出現正向變動, 原因可能是提高股東大會前一季的盈餘, 雖然會增加參考價, 但我國現增參考價常有折價情形, 其可操控空間不大。相對的, 增資繳款日當季 DAs 顯

著增加。繳款日當時股價攸關投資者繳款，因此較有誘因發佈利多事件，我們繳款日當季 DAs 未顯著增加的結果，不支持企業作盈餘操縱動機，主要是在以季報表數據影響報表閱讀者的假說。但是當季 DAs 增加的結果反映：會計報表數字是間接呼應企業為便利現金增資，在事件日前所釋放利多消息。企業為使季報結果與先前利多消息一致，故季盈餘偏高估。

研究結果也發現，繳款日次季 DAs 出現顯著回轉，此有別於國外相關研究結果，應可釐清 DAs 顯著為正現象並非增資企業發生結構變動所致，而是因前期策略性盈餘操控於後來回轉，因此本文發現提供了上市公司確有作盈餘管理的證據。

我們也檢測企業屬性對現增企業操控盈餘幅度影響，發現負債比率較高或經營與所有權較集中企業在增資繳款日當期 DAs 操控幅度，大於負債比率較低或經營與所有權較分散者；現金增資用途為償還債務者，在增資繳款日當期 DAs 操控幅度，大於增資擴廠公司。最後，我們將現金增資由外生改列為內生變數，用聯立 modified Jones model 重新檢測，結果仍然支持盈餘管理假說，且結果更形顯著。由於本文使用時間數列的 Jones 等模式，可用樣本較少，未來研究似可等資料更多時，作進一步檢測。

參考文獻

- 沈大白、賴怡文，1993，「文化差異與實證會計初探(一)-家族企業從事更多的盈餘管理嗎？」，國際化趨勢與會計發展研討會。
- 邱正仁、虞靜美，1994，「我國上市公司現金增資動機之實證探討」，台南家專學報，13 期：165~175。
- 曾國揚，1994，上市後業績衰退與盈餘管理之研究，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文。
- 莊尚武，1992，台灣股票市場現金增資行情之研究，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文。
- 連靜仙（民 82），新上市公司盈餘管理之研究，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文。
- 陳家齊，1997，我國新上市公司實質盈餘管理之研究，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文。
- 金成隆、林修葺、張永芳，2000，強制性預測誤差與盈餘管理關係：20%門檻限制影響之研究，中國財務學刊已接受論文。

- 張素綾，1998，現金增資不同承銷配售方式之資訊內涵差異，國立政治大學財務管理研究所未出版碩士論文。
- 楊朝成、林貞吟，1994，「臺灣股市現金增資宣告效果再探討」，證券市場發展季刊，21期：115~139。
- 蘇慧芬，1992，新上市公司上市前後年度盈餘窗飾之研究，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文。
- Aharony, J., C. J. Lin, & M. P. Loeb. 1993. Initial public offerings, accounting choices, and earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 10(1), (Fall): 61-81.
- Ball, R. J., and P. Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(Fall): 159-178.
- Becker, C.L., M.L. Defond, Jiambalvo, K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earning management. *Contemporary Accounting Research*, 15(Spring): 1-24.
- Brous, P.A. 1992. Common stock offering and earnings expectations : A test of the release of unfavorable information. *Journal of Finance*. September: 1517-1536.
- Cahan, S. F., B. M. Chavis, and R. G. Elmendorf. 1998. Earnings management of chemical firms in response to political costs from environmental legislation. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 37-65.
- Chaney P. k., D. C. Jeter and C.M. Lewis. 1995. The use of accruals in earnings management: A permanent earnings hypothesis. Working paper, Vanderbilt University.
- DeAngelo, L. E. 1986. Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyout of public stockholders. *The Accounting Review*, July: 400-420.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1994. Causes and consequences of aggressive financial reporting. Working paper. The Wharton School of the University of Pennsylvania.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review*, April: 193-225.
- Defond, M. L. and K. R. ubramanyam. 1998. Audits changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 25: 35-67.
- Dye, R. 1988. Earnings management in an overlapping generations model. *Journal of Accounting and Research*, Summer: 195-235.
- Friedlan, J. M. 1994. Accounting choice of issuers of initial public offerings. *Contemporary Accounting Research*, 11(Summer) 1-31.
- Gul, F.A. and C. J. P. Chen. 1999. Agency costs and audits pricing: Evidence on discretionary accruals. Working Paper. City University of Hong Kong.
- Han, J.C.Y. and S.W. Wang. 1998. Political costs and earnings management of oil companies during the 1990 Persian Gulf Crisis. *The Accounting Review*,

January: 103-117.

- Healy, P. M. 1998. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. Working Paper. Harvard Business University.
- Heckman, J.J. 1978. Dummy endogenous variables in simultaneous equation system. *Econometrica*, July: 931-961.
- Healy, P. M. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decision. *Journal of Accounting and Economics*, 85-107.
- Hughes, P.J. and J.Schwartz. 1989. The LIFO/FILF choice: An asymmetric information approach. *Journal of Accounting Research*, (Supplement): 41-58.
- Jones, J.J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, August: 193-228
- Kellogg I. and L. B. Kellogg. 1991. Fraud, window dressing, and negligence in financial statement: Colorado prints Co.: Shepard's McGraw Hill.
- Loughran, T. & J. R. Ritter. 1995. The new issues puzzle. *Journal of Finance*, 50(I): 23-51.
- McNichols, M. & G. P. Wilson. 1988. Evidence of earnings management from the provision for bad debts. *Journal of Accounting Research*, 26: 1-31.
- Mandelker, G. 1974. Risk and return: The case of merging firms. *Journal of Financial and Economics*, 1: 303-305.
- Patell, J, M. 1976. Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior : Empirical tests. *Journal of Accounting Research*, Autumn: 246-276.
- Rangan, S. 1998. Earning management and the performance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 50: 101-22.
- Schipper, K. 1989. Commentary on Earnings Management. *Accounting Horizons*, 391-402.
- Skinner, D. 1994. Why firms voluntarily disclose bad news? *Journal of Accounting Research*, 32(Spring): 38-60.
- Skinner, D. 1997. Earnings disclosure and stockholder lawsuits? *Journal of Accounting and Economics*, 23: 249-282.
- , and R. G. Sloan. 1999. Earnings surprises, growth expectations, and stock returns. Working Paper, University of Michigan Business School.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial and Economics*, 50: 63-99.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman. 1990. Positive accounting theory: A ten year perspective. *The Accounting Review*, January: 131-156.
- Williams, P. A. 1996. The relation between a prior earnings forecast by management and analyst response to a current management forecast. *The Accounting*

國內現金增資企業盈餘管理之實証研究

Review, 71(January): 103-113.