

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

控制權股東所有權與控制權偏離程度、應計數持續性與股市 反應

計畫類別：個別型計畫

計畫編號：NSC93-2416-H-002-029-

執行期間：93年08月01日至94年07月31日

執行單位：國立臺灣大學會計學系暨研究所

計畫主持人：蔡彥卿

報告類型：精簡報告

處理方式：本計畫可公開查詢

中 華 民 國 94 年 10 月 31 日

中文摘要：本論文首先測試控制股東現金流量請求權與控制權偏離與應計數持續性是否有為負相關。第二個研究目的則在於瞭解台灣股市如何反應應計數之資訊，是否與美國股市的過度反應相同。第三個研究議題則嘗試瞭解控制股東的現金流量請求權與控制權偏離較大時，股市反應應計數的過度反應是否較小。

本研究以兩種偏離程度的衡量檢驗各假說：現金流量請求權除以控制權衡量偏離程度時（相對偏離）以及現金流量請求權減控制權衡量偏離程度時（絕對偏離）。本研究之前兩個假說分別在兩種衡量下獲得部分支持，但假說三的實證結果發現：控制股東的現金流量請求權與控制權偏離較大時，股市反應應計數的過度反應並未變小。這個結果的一個可能解釋為投資者無法對應計數做理性定價，因此對偏離程度如何影響盈餘持續性似乎更難以掌握。

關鍵詞：關鍵詞：控制股東，公司治理，應計數，裁量性應計數，理性定價

Abstract: Previous research in the area of corporate governance finds that deviation between cash flow right and voting right (a measurement of “bad” governance) could result in a lower Tobin-q for the company. One possible explanation is that the earnings quality of the “bad” companies is lower, and consequently, the stock market reacts accordingly. This leads to my first research issue—the persistence of accruals (or abnormal accruals) is lower for those “bad” firms. Following the first issue, my second issue is regarding the stock market reaction to the (abnormal) accruals. Also, I would like to test whether the stock market’s reaction of (abnormal) accruals is related to the deviation between cash flow right and voting right.

I find only weak evidence to support the first two hypotheses that bad governance leads to less persistence of accruals and market react irrationally to accruals. As to the test result of the third hypothesis, empirical evidence suggests that the market can not fully understand the effect of deviation between cash flow right and voting right on the persistence of accruals.

Keywords : controlling stock holder, voting right, cash flow right, accruals, rational pricing

壹、前言

世界銀行所提之公司治理架構中（World Bank, 1999），就公司內部管理機制而言，公司治理係指公司在符合公司財務、法律與契約的規範中，建立最適機制以促使公司價值的極大化。因此董事會必須平衡股東及員工、顧客、供應商、投資人等其他利害關係人的利益，以創造公司的長期利益。Shelifer and Vishny（1997）與柯承恩（2000）對公司治理的觀念與上述世界銀行一致，大致上認為「保障公司資金提供者應有權益的制度」。葉銀華、李存修與柯承恩（2002）則將所謂應有之制度與資金提供者擴大解釋為「透過制度的設計與執行，期能提昇策略管理效能與監督管理者的行為，藉以確保外在投資者（小股東與債權人）應得的報酬，並兼顧其他利害關係人的利益」。不論各別研究者如何定義，公司治理之基本要義在於防範控制股東（或管理者）傷害公司價值，並且強化公司競爭力與管理機制，以保障資金提供者與其他利害關係人的權益。因此公司治理機制較佳之公司，應為財務及其他管理制度健全之公司。

公司治理之研究，最受重視且最難衡量之變數應為控制股東控制權與現金流量請求權之偏離程度。翁淑育（2000）與葉銀華（2001）以民國 86 年至 87 年台灣 251 家上市公司為樣本，在最大股東握有 20% 投票權之標準下，發現有 70.1% 的公司存在控制股東，其中 58.2% 的公司其最終控制者係屬

家族型態。此外，翁淑育亦發現控制股東普遍利用金字塔結構與交叉持股的方式，使其掌握之控制權超過其所有權；此外，台灣上市公司亦透過參與管理的方式以增強控制力。翁淑育（2000）與葉銀華（2001）的研究結果與 La Porta et al.（1999）及 Claessens et al.（2000）的結果相近，因此台灣上市公司的樣本可為研究集團企業控制型態的典型。翁淑育（2000）進一步透過迴歸分析的方式，發現當控制股東之現金流量請求權與控制權偏離愈多時，公司價值愈低。這類研究係以 Tobin-q 為衡量公司價值之指標，因此兩個可能之解釋為：（1）平均而言，控制股東若在現金流量請求權與控制權偏離愈多時，其公司經營比較可能以控制股東的私利為出發點，因此這類公司實質擁有的無形資產（或公司市價超過帳面價值部分）比較少，或（2）這類公司的公司治理機制較差，因此市場認為其財務報表數字較不可信，因此市場對相同之淨值，給予不同之市價反應。這兩個可能解釋不排除其他可能之解釋，也可能同時存在。本論文嘗試對這個問題做進一步研究，希望能有助於我們對公司治理問題的理解。

因此本研究嘗試瞭解控制股東現金流量請求權與控制權偏離愈多時，是否公司盈餘中之應計數部分較不可信，因此其應計數持續性應該低於偏離較少的公司。此為本論文第一個研究目的——測試現金流量請求權與控制權偏離與應計數持續性是否有關連。本論文第二個目的在於瞭解台灣股市反應應計數資訊時，是否能正確考慮控制股東現金流量請求權與控制權偏離可能造成的影響。因為許多研究均發現比較有效率的美國市場對應計數的反應為「非理性定價」，而我們的研究重點更複雜：台灣股市是否能正確反應「控制股東現金流量請求權與控制權偏離」對盈餘持續性的影響。

前述國內有關公司治理與 Tobin-q 關係研究結果的一個可能解釋為「壞公司」的報表較不可信，在股價上受到懲罰。但正如上段所言，許多國外研究者發現美國市場對應計數之持續性有過度反應之現象。若台灣市場亦有過度反應現象，則這兩個結果似乎有些矛盾。因此本文的研究議題可能有助於釐清一個有趣之問題：「壞公司」是否也存在過度反應之現象，或是過度反應僅存在於「好公司」。

貳、文獻探討與研究假說

一、文獻探討

Berle and Means（1932）首先提出有關公司所有權與經營權分離所衍生之相關問題，並認為這個兩權分離的情形將影響公司績效。Jensen and Meckling（1976）則將 Berle and Means 的想法做更具體、更完整的分析，因而提出主理人（principal）與代理人（agent）間的代理關係所衍生之代理問題，並分析這個問題對公司價值的影響。他們提出的「代理理論」是後續公司治理領域相關研究議題之基本理論架構。

民國 93 年國內發生之博達、宏達科事件等弊案，使得市場參與者更注意公司治理問題。而集團企業之規模及其股權聯結之複雜度使公司治理問題更為複雜，故大規模集團企業現金流量權與控制權分離的狀況與盈餘持續性的關連，以及股市是否能理性反應這個關連等兩個問題。

Grossman and Hart（1988）與 Harris and Raviv（1988）認為所有權與控制權之分離將使股東價值降低；La Porta et al.（1999）及 Claessens et al.（2000）則發現企業最終控制股東控制權與現金流量權之分離程度愈大，公司績效愈差。Bebchuk et al.（2000）則認為這兩權分離愈大，將造成較大之代理問題，並使公司價值減少。

本研究則認為國內集團企業之控制股東控制權與現金流量權偏離程度愈大，基於「資訊不對稱」及「代理問題」衍生「代理成本」，將對公司盈餘持續性造成負面影響。至於股市是否瞭解這種兩權分離對盈餘持續性的影響，而做出理性定價的問題可能應該分為三種狀況分析：忽略兩權分離的情形

時，若股市對應計數的反應是過度反應，則股市對分離程度較大的公司可能有較小幅度的過度反應；若股市對應計數的反應為理性定價，則對分離程度較大的公司可能有反應不足的情形；若股市對應計數的反應是反應不足，則對分離程度較大的公司可能有較大的反應不足現象。這三種預期的原因是股市應該比較不相信「壞公司」的應計數。此外大多數研究均發現美國股市對應計數反應過度，因此似乎第一種情形較為可能。

二、研究假說

以台灣上市上櫃的集團企業為樣本，本論文將測試下列假說：

H1：控制股東控制權與現金流量所有權偏離程度與應計數持續性呈負相關。

H2：股市對應計數的定價有過度反應的現象。

H3：控制股東控制權與現金流量所有權偏離程度與股市對應計數的定價過度反應的現象呈負相關，即偏離愈大（較差公司）的過度反應較小。

其中H1之預期與前面所述公司治理之結果有關，而H2與H3之預期與FWY說法相同--事實上這些假說均隱含市場不效率的說法，因此其預期結果自然無理論依據，僅係欲觀察結果之陳述，且國內並無已完成之研究可供參考，因此二者均可能成立或不成立。但以美國的實證結果而言，似乎過度反應之現象可能存在，因為國內股市似乎效率性應該不及美國股市。

參、研究設計

一、研究樣本

本研究以台灣經濟新報社資料庫為主要資料來源，並以各公司之年度財務報表、公開說明書與相關網站資訊為輔助資料。本研究是以關集團公司為研究標的，收集有關控制股東之所有權與控制權偏離程度之資料，集團公司之界定是以中華徵信所 2003 年版之「台灣地區集團企業研究」所收錄之 264 家本國集團企業為基準，再將各集團之分子公司比對 2001 年台灣證券交易所（Taiwan Stock Exchange Corporation）及中華民國證券櫃檯買賣中心（Gretai Securities Market）上市（櫃）公司名單，選取於 2001 年已經上市（櫃）之集團分子公司，並排除金融保險業公司¹。

本研究資料收集期間包含民國八十九年至民國九十三年，模型研究期間為民國九十年至民國九十三年，共計四年。本研究之樣本刪除會計年度非屬曆年制的公司，且排除金融保險業公司，及扣除財務資料及股價（報酬）資料的遺失值後，最終進行實證測試之集團總數為 200 家集團企業，共計 868 筆樣本年公司資料。

二、研究模型與變數

（一）衡量控制股東之所有權與控制權

本論文之研究步驟中首先必須衡量控制股東之所有權（即現金流量權）與控制權（即投票權），再以絕對偏離（*DEV*）（絕對偏離=控制權-現金流量權）或相對偏離（*RDEV*）（相對偏離=現金流量權/控制權）衡量現金流量權之偏離程度。如前所述，翁淑育（2000）與葉銀華（2001）以民國 86 年

¹但判斷最終控制股東之控制權時，尚包含公開發行公司及有關之未公開發行之名目公司等皆屬於本研究之觀察範圍。

至 87 年台灣 251 家上市公司為樣本，發現有 70.1% 的公司存在控制股東。與林瑞青（2005）所採取之較嚴謹步驟相同，本論文以中華徵信所 2003 年版之「台灣地區集團企業研究」所收錄本國集團企業為基準；其次，再透過台灣經濟新報資料庫之公司基本屬性資料庫、公開說明書與財務報表中之「總經理、副總經理及各單位主管」、「董事及監察人資料」、「董監事酬勞」及「關係人交易」中之資料，判斷自然人股東之間與高階主管間的親屬關係。另一方面，本論文利用公開說明書與財務報表中之「長期股權投資」、「轉投資事業」、「主要股東名單」、「法人股東之主要股東」與「關係人交易」等各項資料，判斷法人股東之最終控制權之歸屬。綜合以上資料，描繪出集團架構圖並判別最終控制者之身份，最後再計算有關所有權與控制權比率，衡量現金流量權之偏離程度。

台灣有許多控制股東，透過上市公司轉投資成立投資公司，再以投資公司的名義回頭購買母公司股權，作為加強其控制公司的方法；此時，控制股東本身並無再出資投資公司，但其所擁有的投票權卻增加，上述這種方式亦視為交叉持股的一種。本文之方法與 Claessens et al. (2000) 的方法相同，在計算控制股東的投票權（控制權）時，係選取該控制鏈中最小的股權；若控制股東透過多條控制鏈同時擁有該上市公司的股權時，則仿效上述的作法，將每一條控制鏈中最小的股權相加。有關控制股東的所有權（現金流量權）的計算方面，當僅存在一條控制鏈時，所有權（現金流量權）為控制鏈上各股權比率相乘後的數額，若控制股東同時透過多條控制鏈擁有上市公司的股權時，則控制股東的所有權（現金流量權）為各條控制鏈所求得之所有權（現金流量權）的加總。本研究擬採用 La Porta, Lopez-de-Silanes, and Shleifer (1999) 所提出之「最終控制」的概念，追蹤與分辨擁有投票權（控制權）之最終控制者的身份，將屬於同一控制群體的直接與間接持有的投票權（控制權）相加，藉以辨認公司的最終控制群體。控制股東的投票權（控制權）可分為二個部分：直接控制與間接控制；直接控制係指登記在控制股東（含其成員）名下的股權，間接控制是指登記在其他企業與機構（法人股東）名下，而這些企業與機構為同一控制股東所控制。

（二）實證模型與變數

本研究以繼續營業部門淨利（ $EARN$ ）與營業活動中現金流量（ CFO ）之差額衡量企業總應計數（ $TACC$ ），即如模型(1)所示：

$$TACC_{it} = EARN_{it} - CFO_{it} \quad (1)$$

$TACC_{it}$:	i 公司 t 期總應計數
$EARN_{it}$:	i 公司 t 來自繼續營業部門淨利
CFO_{it}	:	i 公司 t 期來自營業活動之現金流量

Mishkin (1983) 發展在總體經濟下測試理性預期假說的架構(以下簡稱 Mishkin test)。本研究運用 Mishkin test 檢測台灣股市對總應計數之反應，是否受集團企業之控制股東的所有權與控制權偏離程度之影響，模型(2)及模型(3)為本研究之實證模型。說明如下：

$$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}} + \gamma_2 \frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}} + \gamma_3 \frac{RDEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}} + v_{it+1} \quad (2)$$

$$SIZEAR_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}} - \gamma_0 - \gamma_1 \frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}} - \gamma_2 \frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}} - \gamma_3 \frac{RDEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it+1} \quad (3)$$

$EARN_{it+1}$:	i 公司 $t + 1$ 期來自繼續營業部門淨利
CFO_{it}	:	i 公司 t 期來自營業活動之現金流量
$TACC_{it}$:	i 公司 t 期總應計數
$RDEV_{it}$:	i 公司 t 期控制股東現金流量權（所有權）比率除以控制權比率（相對偏離）
$SIZEAR_{it+1}$:	i 公司 $t + 1$ 期調整公司規模之異常報酬
SE_{it}	:	i 公司 t 期股東權益

Mishkin test 係透過 iterative generalized nonlinear least squares 程序，同時估計模型(2)及(3)。Mishkin 測試法是以下列之概似比統計量，滿足在虛無假說下之漸進分配為卡方分配：

$$2N \ln(SSR^c / SSR^u) \sim \chi^2_{(q)} \quad (4)$$

q	:	為限制式個數
N	:	為樣本數
\ln	:	為自然對數
SSR^c	:	為設限制條件迴歸式下之殘差平方和(sum of squared residual)
SSR^u	:	為未設限制條件迴歸式下之殘差平方和

實證模型中之模型(2)是預測方程式，各估計係數($\gamma_i, i=1, 2, 3$)分別代表 t 期盈餘中來自營業現金流量、總應計數及控制現金流量權偏離後之總應計數資訊對 $t + 1$ 期盈餘之預測係數（即盈餘之持續性係數）。因此， γ_1 為來自營業現金流量對下一期盈餘之持續性係數， γ_2 為總應計數對下一期盈餘之持續性係數， γ_3 為控制現金流量權偏離後之總應計數對下一期盈餘之持續性係數。

實證模型中之模型(3)是評價方程式，各估計係數($\gamma_i^*, i=1, 2, 3$)代表股市對 t 期盈餘中來自營業現金流量、總應計數及控制現金流量權偏離後之總應計數資訊對 $t + 1$ 期盈餘之評價係數。因此， γ_1^* 為股市對來自營業現金流量之評價係數， γ_2^* 為股市對總應計數之評價係數， γ_3^* 為股市對控制現金流量權偏離後之總應計數之評價係數。

透過模型(2)及(3)加入限制條件與否，可分別計算 SSR^u 及 SSR^c ，比較 $\chi^2_{(q)}$ 臨界值即可測試市場對盈餘中來自營業現金流量、總應計數及股權偏離程度是否符合理性定價【即測試虛無假設 $H_0: \gamma_k = \gamma_k^*, k=1, 2, 3$ 】。若 $2N \ln(SSR^c / SSR^u)$ 統計量小於在虛無假說下漸進分配之臨界值，則無法拒絕市場對盈餘中來自營業現金流量、總應計數及控制現金流量權偏離後之總應計數資訊符合理性定價假說；若 $2N \ln(SSR^c / SSR^u)$ 統計量大於在虛無假說下漸進分配之 $\chi^2_{(q)}$ 臨界值，則表示市場對盈餘中來自營業現金流量、總應計數及控制現金流量權偏離後之總應計數資訊不符合理性定價假說。此項測試可針對單一係數 γ_k 測試（限制是個數為一），或同時針對多個 γ_k 做聯檢定（多個限制式）。

模型(2)及模型(3)中相對偏離變數（ $RDEV$ ），以絕對偏離變數（ DEV ）取代，實證模型(5)及模型(6)進行類似模型(2)及模型(3)之估計。如下：

$$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}} + \gamma_2 \frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}} + \gamma_3 \frac{DEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}} + \nu_{it+1} \quad (5)$$

$$SIZEAR_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}} - \gamma_0 - \gamma_1^* \frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}} - \gamma_2^* \frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}} - \gamma_3^* \frac{DEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it+1} \quad (6)$$

$EARN_{it+1}$:	i 公司 $t + 1$ 期來自繼續營業部門淨利
CFO_{it}	:	i 公司 t 期來自營業活動之現金流量
$TACC_{it}$:	i 公司 t 期總應計數
DEV_{it}	:	i 公司 t 期控制股東控制權比率減現金流量權（所有權）比率（絕對偏離）
$SIZEAR_{it+1}$:	i 公司 $t + 1$ 期調整公司規模之異常報酬
SE_{it}	:	i 公司 t 期股東權益

肆、實證結果分析

表三為集團企業中來自營業現金流量、總應計數及控制現金流量權偏離後之總應計數（相對偏離程度）資訊理性定價之實證結果彙總。比較第一部份之預測方程式係數，發現來自營業之現金流量及總應計數之係數分別為顯著 0.7330 及 0.6618，來自營業之現金流量之係數大於總應計數之係數，顯示自營業之現金流量之持續性高於總應計數之持續性，這項結果與相關之國外文獻一致。另外，控制現金流量權偏離後（相對偏離程度）之總應計數之係數為不顯著負值（-0.0326），在模型中之相對偏離變數（ $RDEV$ ）是控制股東現金流量權（所有權）比率除以控制權比率，因此，該比率越大表示現金流量權偏離程度（相對偏離程度）越小，可能為公司治理較好的公司，但其對總應計數之持續性並未有顯著增額的影響。本項結果無法支持假說一（H1）：控制股東控制權與現金流量所有權偏離程度與應計數持續性呈負相關。

由表三Mishkin test 之第二部份結果顯示，針對所有自變數同時加限制條件，發現檢定統計量 χ^2 值極顯著（達0.01以上之顯著水準），研究結果顯示台灣股市對集團企業之來自營業現金流量、總應計數及控制現金流量權偏離後之總應計數（絕對偏離程度）資訊非理性定價。若對個別自變數單獨加限制條件（表三第一部份），來自營業現金流量之評價係數（即隱含 γ_i^* ）為0.6587低於預測係數之0.7330，顯示台灣股市對集團企業之來自營業現金流量對下一期盈餘預測之反應呈現反應不足的現象，但該項檢定統計量 χ^2 值不顯著。另外，有關總應計數之評價係數為1.4576高於預測係數之0.6618，且檢定統計量 χ^2 值達5%之顯著水準，顯示台灣股市對集團企業之總應計數對下一期盈餘預測之反應呈現過度反應的現象，這個結果與現存多數有關文獻的發現一致，這些研究結論一致認為美國股市過度反應總應計數，而本研究結果亦發現台灣股市過度反應總應計數。這項結果支持本文研究假說二（H2）：股市對應計數的定價有過度反應的現象。

最後，觀察控制現金流量權偏離後之總應計數（相對偏離程度）之評價係數為-0.7717 低於預測係數之-0.0326，評價係數與預測係數均呈現負值，但評價係數比預測係數負更多。在預測方程式的結果顯示現金流量權偏離程度（相對偏離程度）較小的公司，其當期總應計數對下一期盈餘預測產生不顯著的增額負向影響；但在評價方程式的結果顯示現金流量權偏離程度（相對偏離程度）較小的公司，股市對當期總應計數對下一期盈餘預測之反應卻是增額負向的反應（即反應不足），且該項檢定統計量 χ^2 值達 5%之顯著水準。這個結果顯示台灣股市對集團企業之控制現金流量權偏離後之總應計數（相絕對偏離程度）資訊並未理性定價，即現金流量權偏離程度（相對偏離程度）較小的公司，可能為公司治理較好的公司，但股市對其控制現金流量權偏離（相對偏離程度）後之總應計數之反應相較於現金流量權偏離程度（相對偏離程度）較大的公司反而產生的反應不足的現象，本項結果並未能支持本文支持假說三（H3）：控制股東控制權與現金流量所有權偏離程度與股市對應計數的定價過度反應的現象呈負相關，即偏離愈大（較差公司）的過度反應較小。

表四之模型與表三之模型相似，差別在於表三之模型中現金流量權偏離程度變數的衡量為相對偏離程度，而表四之模型絕對偏離程度。以下針對表四之結果說明，在第一部份中之預測方程式除了截距項外之每一項係數值皆達 0.01 以上之顯著水準，比較預測方程式之係數，發現來自營業之現金流量及總應計數之係數分別為顯著 0.7269 及 0.6608，來自營業之現金流量之係數大於總應計數之係數，顯示自營業之現金流量之持續性高於總應計數之持續性，這項結果與表三結果一致。另外，控制現金流量權偏離後（絕對偏離程度）之總應計數之係數為顯著負值（-0.0054），顯示現金流量權偏離程度（絕對偏離程度）越大的公司，其當期總應計數對下一期盈餘預測產生增額負向的影響，即現金流量權偏離程度（絕對偏離程度）越大的公司，可能為公司治理較不好的公司，其總應計數之持續性低於現金流量權偏離程度較小（絕對偏離程度）公司之總應計數之持續性，本項結果支持假說一（H1）：控制股東控制權與現金流量所有權偏離程度與應計數持續性呈負相關。在表三中以相對偏離程度之衡量結果無法支持本研究之假說一，可能是因為不同的絕對偏離程度衡量有可能產生相同的相對偏離程度衡量²，因此，僅以相對偏離程度衡量可能產生誤差，以致於模型(2)及模型(3)這部份之結果不顯著。

由表四Mishkin test 之第二部份結果顯示，針對所有自變數同時加限制條件，發現檢定統計量 χ^2 值極顯著（達0.01以上之顯著水準），研究結果顯示台灣股市對集團企業之來自營業現金流量、總應計數及控制現金流量權偏離後之總應計數（絕對偏離程度）資訊非理性定價。若對個別自變數單獨加限制條件（表四第一部份），來自營業現金流量之評價係數（即隱含 γ_i^* ）為0.5929低於預測係數之0.7269，顯示台灣股市對集團企業之來自營業現金流量對下一期盈餘預測之反應呈現反應不足的現象，但該項檢定統計量 χ^2 值不顯著，與表三結果相似。另外，有關總應計數之評價係數為0.6902高於預測係數之0.6608，顯示台灣股市對集團企業之總應計數對下一期盈餘預測之反應呈現過度反應的現象，然而該項檢定統計量 χ^2 值不顯著，這個結果未支持本文研究假說二（H2）：股市對應計數的定價有過度反應的現象。

最後，觀察控制現金流量權偏離後之總應計數（絕對偏離程度）之評價係數為 0.0171 高於預測係數之-0.0054，係數由負值轉為正值。在預測方程式的結果顯示現金流量權偏離程度（絕對偏離程度）越大的公司，其當期總應計數對下一期盈餘預測產生增額負向的影響；但在評價方程式的結果顯示現金流量權偏離程度（絕對偏離程度）越大的公司，股市對當期總應計數對下一期盈餘預測之反應卻是產生增額正向的反應（即過度反應），且該項檢定統計量 χ^2 值極為顯著。這個結果顯示台灣股市對集團企業之控制現金流量權偏離後之總應計數（絕對偏離程度）資訊並未理性定價，即現金流量權偏離程度（絕對偏離程度）越大的公司，可能為公司治理較不好的公司，但股市對其控制現金流量權偏離後之總應計數（絕對偏離程度）之反應相較於現金流量權偏離程度（絕對偏離程度）較小的公司反而產生更嚴重的過度反應的現象，本項結果並未能支持本文支持假說三（H3）：控制股東控制權與現金流量所有權偏離程度與股市對應計數的定價過度反應的現象呈負相關，即偏離愈大（較差公司）的過度反應較小，這部份的研究發現與表三之結果一致。

伍、結論與建議

以絕對偏離與相對偏離兩種衡量變數測試本研究的三個假說—偏離程度愈大應計數的持續性是否愈低、股市對應計數是否過度反應與偏離程度愈大是否過度反應較小。本研究的前兩個假說獲得部分支持。但第三個假說的實證結果卻發現，股市對偏離程度較大的公司，其過度反應的程度並未縮小。這些實證結果與預期有相當差距，一個可能原因似乎在於偏離程度變數的衡量誤差。未來研究

² 例如：若兩家公司 A 與 B，A 公司之控制權與現金流量權分別為 50% 及 25%，B 公司之控制權與現金流量權分別為 100% 及 50%，A 與 B 公司之現金流量權偏離程度之相對偏離變數均為 1/2，但 A 與 B 公司之現金流量權偏離程度之絕對偏離變數衡量卻不同，分別為 25% 及 50%。

應可以嘗試不同的衡量，測試何種衡量可能的衡量誤差較小，也可能進一步增加實證測試的可靠度。

計畫結果自評部份

在學術意涵方面，本研究對台灣會計學實證研究中有關股價如何反應會計資訊之文獻應具相當之貢獻，因為過去國內之相關研究甚少檢驗股市對會計資訊之反應是否理性，是否有過度或反應不足之狀況。

本研究證據提供「投資人是否能正確解讀不同會計資訊」之大樣本平均結果，可協助主管機關在會計準則制訂及投資者教育方面之規範及規劃，對政策建議層面之貢獻十分明確。研究結果亦可協助投資者瞭解平均之投資人對會計資訊之反應程度，有助於投資者評估投資策略。

另本研究實證結果與預期有相當大之差距，未來似乎應該將實證程序與變數衡量重新檢討，再重新檢驗假說是否成立。因此計畫執行人認為現階段成果仍不宜發表，仍應持續嘗試其他可能的改進。

參考文獻

- 林瑞青，民國94年，「集團企業結構特性與公司譏笑之探討：台灣地區之實證」，國立台灣大學會計學研究所未出版博士論文。
- 柯承恩，民89年，『我國公司監理體系之問題與改進建議（上）（下）』，會計研究月刊，第173期與第174期，第75-81頁與第79-83頁。
- 翁淑育，民國89年，『台灣上市公司股權結構核心代理問題及公司價值之研究』，輔仁大學金融研究所未出版之碩士論文。
- 葉銀華、李存修與柯承恩，民國91年，『公司治理與評等系統』，商智文化。
- Berle, A. A., and Means, G. C., 1932, "The Modern Corporation and Private Property" New York, MacMillan.
- Claessens, S., S. Djankov, and L. H. P. Lang, 2000, "The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporation", *Journal of Financial Economics* 58, pp. 81-112.
- Grossman, S., and O. Hart, 1988, "One-Share, One-Vote, and the Market for Corporate Control", *Journal of Financial Economics* 20, pp. 175-202.
- Harris, M., and A. Raviv, 1988, "Corporate Governance: Voting Rights and Majority Rules", *Journal of Financial Economics* 20, pp. 203-235.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling, 1976, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics* 3, pp. 305-360.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, 1999, "Corporate Ownership around the World", *Journal of Finance* 54, pp. 471-517.
- Mishkin, D., 1983, "A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Effectiveness and Efficient-Markets Models," Chicago, IL:University of Chicago Press.
- Shleifer, A., and R. Vishny, 1997, "A Survey of Corporate Governance", *Journal of Financial Economics* 52, pp. 737-783.

表一 敘述性統計量

變數	平均數	中位數	變異數	極大值	極小值
第一部份：原始變數					
$EARN_{it+1}$	1,359,791	270,542	3.0835×10^{13}	92,316,115	-15,347,037
CFO_{it}	2,173,331	405,981	7.5185×10^{13}	143,680,218	-7,332,128
$TACC_{it}$	-813,540	-150,393	2.6070×10^{13}	32,351,102	-72,677,810
$RDEV_{it}$	0.8537	1.0000	0.0664	1.2533	-0.0507
DEV_{it}	5.3570	0.0000	252.6164	100.0000	-5.1652
第二部份：模型變數					
$SIZEAR_{it+1}$	0.0632	-0.0166	0.2838	6.2392	-1.1829
$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}}$	0.0496	0.0657	0.0539	1.5491	-3.3802
$\frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}}$	0.1188	0.0992	0.0345	1.6185	-0.9765
$\frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	-0.0710	-0.0595	0.0406	1.1966	-1.3100
$\frac{RDEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	-0.0587	-0.0407	0.0321	1.1966	-1.0380
$\frac{DEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	-0.4690	0.0000	12.8718	25.9859	-60.7378

註一：The sample size is 868 firm-years.

註二： $EARN_{it+1}$ ：i 公司 t+1 來自繼續營業部門淨利； CFO_{it} ：i 公司 t 期來自營業活動之現金流量； $TACC_{it}$ ：i 公司 t 期總應計數； $DACCR_{it}$ ：i 公司 t 期裁量性應計數； AR_{it+1} ：i 公司 t+1 期調整市場報酬率後之異常報酬； $RDEV_{it}$ ：i 公司 t 期控制股東現金流量權（所有權）比率除以控制權比率（相對偏離）； DEV_{it} ：i 公司 t 期控制股東控制權比率減現金流量權（所有權）比率（絕對偏離）

表二 相關係數矩陣

第一部份：模型(2)

	$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}}$	$SIZEAR_{it+1}$	$\frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}}$	$\frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	$\frac{RDEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}}$
$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}}$	1.00000				
$SIZEAR_{it+1}$	0.25289 <.0001	1.00000			
$\frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}}$	0.27294 <.0001	0.06405 0.0593	1.00000		
$\frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	0.21787 <.0001	-0.06531 0.0544	-0.56703 <.0001	1.00000	
$\frac{RDEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	0.24029 <.0001	-0.03757 0.2689	-0.46922 <.0001	0.94166 <.0001	1.00000

第一部份：模型(3)

	$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}}$	$SIZEAR_{it+1}$	$\frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}}$	$\frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	$\frac{DEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}}$
$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}}$	1.00000				
$SIZEAR_{it+1}$	0.25289 <.0001	1.00000			
$\frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}}$	0.27294 <.0001	0.06405 0.0593	1.00000		
$\frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	0.21787 <.0001	-0.06531 0.0544	-0.56703 <.0001	1.00000	
$\frac{DEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	-0.02105 0.5357	-0.12775 0.0002	-0.19254 <.0001	0.30506 <.0001	1.00000

註一：樣本數 868

註二： $EARN_{it+1}$ ：i 公司 t+1 來自繼續營業部門淨利； CFO_{it} ：i 公司 t 期來自營業活動之現金流量； $TACC_{it}$ ：i 公司 t 期總應計數； $DACCR_{it}$ ：i 公司 t 期裁量性應計數； AR_{it+1} ：i 公司 t+1 期調整市場報酬率後之異常報酬； $RDEV_{it}$ ：i 公司 t 期控制股東現金流量權（所有權）比率除以控制權比率（相對偏離）； DEV_{it} ：i 公司 t 期控制股東控制權比率減現金流量權（所有權）比率（絕對偏離）

表三 集團企業中來自營業現金流量、總應計數及控制權偏離程度之總應計數
(相對偏離程度) 資訊理性定價之實證結果

預測方程式：

$$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}} + \gamma_2 \frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}} + \gamma_3 \frac{RDEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}} + v_{it+1} \quad (2)$$

評價方程式：

$$SIZEAR_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}} - \gamma_0 - \gamma_1^* \frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}} - \gamma_2^* \frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}} - \gamma_3^* \frac{RDEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it+1} \quad (3)$$

第一部份：限制式僅含單一變數

變數 名稱	預測方程式		評價方程式			Mishkin test		
	係數 (γ)	t 值	係數 (C)	t 值	隱含 γ^* $= -C/\alpha_1$	γ^* / γ	(註二) Mishkin χ^2	p 值
截距項	0.0076	0.95						
$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}}$			0.8022***	9.17				
$\frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}}$	0.7330***	16.27	-0.5284***	-3.99	0.6587	90%	0.282	0.596
$\frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	0.6618***	6.07	-1.1693***	-4.09	1.4576	220%	5.478**	0.019
$\frac{RDEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	-0.0326	-0.29	0.6190**	2.11	-0.7717	-2269%	4.306**	0.038
R^2	0.2767		0.0934			樣本數=868		

第二部份：其它限制式

	Mishkin test	
	(註二) Mishkin χ^2	p 值
$\gamma_2^* + \gamma_3^* = \gamma_2 + \gamma_3$	0.185	0.667
$\gamma_1 = \gamma_1^*$ 、 $\gamma_2 = \gamma_2^*$ 且 $\gamma_3 = \gamma_3^*$	26.910**	0.000

*表示統計量在 0.10 的水準下顯著；**表示統計量在 0.05 的水準下顯著；***表示統計量在 0.01 的水準下顯著。

註一： $EARN_{it+1}$ ：i 公司 t+1 來自繼續營業部門淨利； CFO_{it} ：i 公司 t 期來自營業活動之現金流量； $TACC_{it}$ ：i 公司 t 期總應計數； $DACCR_{it}$ ：i 公司 t 期裁量性應計數； AR_{it+1} ：i 公司 t+1 期調整市場報酬率後之異常報酬； $RDEV_{it}$ ：i 公司 t 期控制股東現金流量權（所有權）比率除以控制權比率（相對偏離）

註二：Mishkin $\chi^2 = 2NLn(SSR^c / SSR^u)$

表四 集團企業中來自營業現金流量、總應計數及控制權偏離程度之總應計數
(絕對偏離程度) 資訊理性定價之實證結果

預測方程式：

$$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}} + \gamma_2 \frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}} + \gamma_3 \frac{DEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}} + \nu_{it+1} \quad (5)$$

評價方程式：

$$SIZEAR_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}} - \gamma_0 - \gamma_1^* \frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}} - \gamma_2^* \frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}} - \gamma_3^* \frac{DEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it+1}$$

(6)

第一部份：限制式僅含單一變數

變數 名稱	預測方程式		評價方程式			Mishkin test		
	係數 (γ)	t 值	係數 (C)	t 值	隱含 γ^* = -C/ α_1	γ^* / γ (註二)	Mishkin χ^2	p 值
截距項	0.0076	0.96						
$\frac{EARN_{it+1}}{SE_{it}}$			0.7787***	8.88				
$\frac{CFO_{it}}{SE_{it-1}}$	0.7269***	16.66	-0.4617***	-3.57	0.5929	82%	0.937	0.333
$\frac{TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	0.6608***	15.94	-0.5374***	-4.42	0.6902	104%	0.059	0.808
$\frac{DEV_{it} * TACC_{it}}{SE_{it-1}}$	-0.0054***	-2.78	-0.0133**	-2.63	0.0171	415%	12.229***	0.000
R^2	0.2831		0.0960			樣本數=868		

第二部份：其它限制式

	Mishkin test	
	(註二) Mishkin χ^2	p 值
$\gamma_2^* + \gamma_3^* = \gamma_2 + \gamma_3$	0.159	0.690
$\gamma_1 = \gamma_1^*$ 、 $\gamma_2 = \gamma_2^*$ 且 $\gamma_3 = \gamma_3^*$	18.320***	0.000

*表示統計量在 0.10 的水準下顯著；**表示統計量在 0.05 的水準下顯著；***表示統計量在 0.01 的水準下顯著。

註一： $EARN_{it+1}$ ：i 公司 t+1 來自繼續營業部門淨利； CFO_{it} ：i 公司 t 期來自營業活動之現金流量； $TACC_{it}$ ：i 公司 t 期

總應計數； $DACCR_{it}$ ：i 公司 t 期裁量性應計數； $SIZEAR_{it+1}$ ：i 公司 t+1 期調整公司規模報酬率後之異常報酬；

DEV_{it} ：i 公司 t 期控制股東控制權比率減現金流量權（所有權）比率（絕對偏離）

註二：Mishkin $\chi^2 = 2NLn(SSR^c / SSR^u)$