

期中財務報告採整體論方法 對季盈餘時間序列與股票報酬 關係之影響

Integral Approach, Quarterly Earnings, and Stock Returns

李文智* *Wen-Chih Lee*
國立高雄應用科技大學
National Kaohsiung University of Applied Sciences

李淑華 *Shu-Hua Lee*
蔡彥卿 *Yann-Ching Tsai*
國立台灣大學
National Taiwan University

91 年 1 月 7 日收稿、91 年 4 月 22 日第一次修改、91 年 8 月 20 日接受刊登

摘要

財務會計準則公報第 23 號有關財務會計報表表達及揭露之規定中第四段規定：『期中期間係屬會計年度整體之一部份，故每一期中報表日之遞延數、應計數及估計數宜考慮該年度剩餘期間之經營結果。因此，會計年度內發生之成本與費用，宜按估計提供效益之期間、銷售量、生產量或其他基礎分攤至各期中期間。』採取這種整體論（integral approach）的方法，再加上國外未預期季盈餘序列結構之研究，產生一些國內市場值得探討的問題：是否國內市場資料以隨機漫步（random walk）模型估計未預期盈餘亦有自我迴歸之性質、是否這個自我迴歸的關係，在同一年間較強烈（肇因於整體論方法）以及是否可能

作者們非常感謝兩位匿名評審人與台北大學會計學系薛富井教授的寶貴意見及銘傳會計學系簡雪芳教授之電腦協助與建議。

利用未預期盈餘自我相關之性質獲取超額報酬。本文的目的即是針對我國上市公司，觀察其未預期季盈餘之特性，並嘗試利用季盈餘特性形成投資組合，檢驗是否能獲取超額之報酬。

關鍵詞：期中財務報表、季盈餘、未預期盈餘、股票累積異常報酬

Abstract

Taiwanese financial accounting standards No. 23 states that interim reports should be viewed as an integral part of an annual report. Therefore, firms should estimate related sales, cost and other deferred and accrual amounts on an annual basis, and then allocate appropriate amounts to the quarter reported. Under this integral approach, the time series of quarterly earnings must present certain auto-regression structure. This is not surprising given the empirical evidence found in Brown and Rozeff (1979) and numerous followers. However, since there is no prior research examining the data on the domestic market, there are some interesting local issues. They are:

1. How well does the market anticipate this auto-regression structure? Does the market under or over react to the structure?
2. Does the integral approach reinforce the auto-regression structure for quarters within the same fiscal year?
3. Is it possible to utilize the knowledge on the structure to earn abnormal returns?

This research shall pursue the answers for the above questions.

Keywords: interim reports, quarterly earnings, unexpected earnings, cumulative abnormal returns

壹、前　　言

財務會計準則公報第23號有關財務會計報表表達及揭露中第四段規定：『期中期間係屬會計年度整體之一部份，故每一期中報表日之遞延數、應計數及估計數宜考慮該年度剩餘期間之經營結果。因此，會計年度內發生之成本與費用，

宜按估計提供效益之期間、銷售量、生產量或其他基礎分攤至各期中期間。』採取這種處理期中報表之規定，基本上是希望期中報表不至於誤導投資者，因為各行業之產銷或多或少均有季節性，再加上必要之估計項目相當多。這個規定與美國的期中報表規範（參見美國 Accounting Principle Board Opinion No. 28, Statement of Accounting Standards No.3 與 Financial Accounting Standards Board Interpretation No. 18）一致，該意見書在第 9 段中亦言明：

...each interim period should be viewed primarily as an integral part of an annual period.....

在此一狀況下，季盈餘時間序列產生自我迴歸（auto-regressive）的性質應當是必然的現象。Brown and Kennelly (1972) 及 Brown and Rozeff (1979) 曾探討季盈餘資訊是否具有資訊內涵，研究結果發現季盈餘資訊是有用的，且除第四季外，其餘三季在盈餘宣告後與股價有顯著的關聯性且此關連性隨時間之經過，呈現遞減狀態。另 Foster, Ohlsen and Shevlin (1984) 及 Ball, Kothari and Watts (1988) 等認為盈餘宣告後股價持續反應乃是資產定模型（Capital Asset Pricing Model，簡稱 CAPM）中參數估計偏誤所致，然 Bernard and Thomas (1990) 兩人質疑 Foster 等人其實驗設計忽略了 CAPM 之重要變數及市場對盈餘宣告的延遲反應兩項變數，亦認為 Ball 等人之實證樣本為規模較大公司，致使 Ball 等人的實證結果不能支持參數估計偏誤之假說。因此 Bernard and Thomas (1989) 推論交易成本阻礙市場立即且充分地反應盈餘資訊，才導致盈餘宣告後股價持續反應，然而 Bernard and Thomas (1990) 質疑美國市場投資者在形成盈餘之預期時，平均而言似乎與隨機漫步（random walk）的預期比較接近，並稱之為 naive expectations hypothesis，實證結果支持他們的假說，市場似乎會低估未預期盈餘平均的自我迴歸的結構；為了進一步證實這個結論的經濟意義，他們更利用未預期盈餘的結構，形成投資組合，獲取超額之報酬，證明了市場無效率之部分。Ball and Bartov (1996) 質疑他們的結果是肇因於選樣偏差或超額報酬之衡量有誤，因為他們的實證結果認為，平均而言，市場投資者並沒有完全忽略未預期盈餘的自我迴歸結構。然而，Rangan and Sloan (1998) 的論文進一步提出證據，支持 Bernard and Thomas 的說法，並認為交易成本與融券賣出之限制可能使市場中的專家無法對此一狀況套利，因此，股票報酬的修正並非在季盈餘宣告時即完全反應，需在未來期間漸漸恢復正確之價位，所以，在實證上可能以未預期盈餘之自我迴歸結構形成投資組合，持續測出超額的異常報酬。

國內有關季盈餘之研究相當多，如王麗君（1993）、曾建勝（1994）、廖雲清（1994）、林惠美（1994）、喬慧斐（1995）、張世昀（1995）、張仲岳與葉素伶（1995）、胡牧（1998）、楊智堯（1998）、鄭慧文（1999）、李釗芹（2000）及鄭宜准（2001）等以時間序列方法討論季盈餘序列、或論及季盈餘之資訊內涵、資訊轉移效果及盈餘宣告後股價持續反應現象，而大多數論文是以公司個別時間序列為標的，並未以國外此類文獻標準程序的 pooled regression 方式。僅 Wu and Chao (2001) 依 Ball and Bartov (1996) 之作法，用 pooled regression 探討季盈餘資訊之效率及季盈餘之時間序列，實證結果發現季盈餘宣告時存在正的資訊內涵，而季盈餘之預測較接近無趨勢之隨機漫步模型。至於以整體論方法 (integral approach) 探討季盈餘自我相關結構與股票超額報酬之研究，則只有黃錦堂 (2001)，其研究發現投資人低估期中報告編製採用整體論方法時，各季盈餘在相同會計年度內有正的自我迴歸係數，所以市場投資人低估季盈餘時間序列特性是造成盈餘宣告後股價持續反應，然其論文亦非以 pooled regression 方式進行研究，且文中對整體論之影響並未提出正式之統計測試結果。

基於對國內外文獻回顧，本文懷疑國內市場是否比較合乎 naive expectation hypothesis 的說法應當是有根據的，因此亟欲探討國內市場之問題：是否國內市場資料以隨機漫步模型估計未預期盈餘亦有自我迴歸之性質、是否這個自我迴歸的關係，在同一年間較強烈（肇因於整體論），以及是否可能利用未預期盈餘自我相關之性質獲取超額報酬。因此本文目的即是針對我國上市公司，觀察其未預期季盈餘之特性，並嘗試利用季盈餘特性形成投資組合，檢驗是否能獲取超額之報酬。

貳、研究設計

一、假說設立

第一階段採用 Rangan and Sloan (1998) 的研究設計，以所有上市公司樣本期間的 panel 資料估計下列兩式：

$$SUE_t = a_k + b_k \cdot SUE_{t-k} + \varepsilon_t; \quad k = 1, 2, 3 \quad (1)$$

$$SUE_t = a_k + b_k \cdot SUE_{t-k} + c_k \cdot DUM_k + d_k (SUE_{t-k} \times DUM_k) + \varepsilon_t; \quad k = 1, 2, 3 \quad (2)$$

其中 SUE_t 的定義與 Bernard and Thomas 以及 Rangan and Sloan 完全相同，

代表季盈餘隨機模型 (seasonal random walk model) 之下的標準化後預測誤差 (standardized forecast error, SUE)，DUM 為二分變數，取值為 1 若第 t 季與第 $t-k$ 季在同一年內；若不同年則取值為 0，此一變數的設計與期中報告的表達方式有關，因為期中報告編制原則是認為季報為年報的一部份，因此編制期中報告時應考慮同一年度之未來營運，以避免誤導投資大眾，因此(2)式中 $SUE_{t-k} \times DUM_k$ 之迴歸係數 (d_k) 乃衡量期中財務報告採用整體論方法之影響效果。所以若我國市場資料與美國類似，則可能產生類似的自我迴歸結構如(1)式，因此假說一如下：

$$\text{假說一: } b_k > 0, k = 1, 2, 3 \quad (3)$$

如前之討論，即使我國資料的結構不同， b_k 都不顯著異於 0 (沒有自我迴歸的結構)，然而因為期中報告的方法為整體論，所以仍可預期同一年度內的自我迴歸關係較強烈，因此假說二如下：

$$\text{假說二: } d_k > 0, k = 1, 2, 3$$

為瞭解市場投資人是否完全知悉未預期季盈餘變動具時間序列特性的程度，需假設股價對未預期盈餘資訊的反應是線性的 (Abarbanell and Bernard, 1992)，即

$$CAR_t = \alpha + \beta \cdot \varepsilon_k^* + \omega_t \quad (4)$$

(3) 式中其中 CAR 為累積超額報酬， ε_k^* 則為市場評估之未預期盈餘， ω 為殘差項， β 為盈餘反應係數，預期 β 為正數，(3) 式在證明市場投資者對季盈餘資訊有正的反應係數，再將(1)式與(3)式合併可得：

$$CAR_t = (\alpha - \beta a_k^*) + \beta SUE_t - \beta b_k^* SUE_{t-k} + \omega \quad (4)$$

(4) 式中 b_k^* 為市場投資人瞭解未預期季盈餘變動具時間序列特性 (SUE_{t-k}) 的程度，假若市場投資人具理性且充分理解未預期季盈餘的時間序列特性，亦即 SUE_{t-1} 、 SUE_{t-2} 或 SUE_{t-3} 的資訊無法用來預測 CAR_t ，則 $b_k^* = b_k$ ，反之，若如 Bernard and Thomas (1990) 所言，市場投資者通常對季盈餘具有定錨 (anchor) 特性，亦即較不具效率時，則下列假說三將成立：

$$\text{假說三: } b_k^* \neq b_k, k = 1, 2, 3$$

為進一步測試市場之投資者平均而言，其投資決策是否能夠將整體論對季盈餘時間序列產生的影響完全考慮清楚，將(2)式代入(3)式可得

$$CAR_i = (\alpha - \beta \cdot a_k^*) + \beta \cdot SUE_t - \beta \cdot b_k^* \cdot SUE_{t-k} - \beta \cdot c_k^* \cdot DUM_k - \beta \cdot d_k^* (SUE_{t-k} \times DUM_k) + \omega_i; \quad k = 1, 2, 3 \quad (5)$$

(2)式 d_k 中估計在整體論之下，同一年前後期間 SUE 的關連性，而(5)式中的 d_k^* 則估計市場投資者平均投資決策造成的 CAR 對 SUE 關連性的反應，若是市場平均投資決策能夠完全瞭解整體論的影響，則 d_k 等於 d_k^* 。若是市場忽略整體論帶來的影響，則表示 $d_k \neq d_k^*$ ，而由於要檢測市場投資者平均投資是否理性及有效率運用資訊，若單獨測試 $d_k^* \neq d_k$ ，似乎亦需隱含 $b_k^* = b_k$ 及 $c_k^* = c_k$ 已成立，因此作者認為需一併測試下列假說四：

假說四： $b_k^* \neq b_k$ ， $c_k^* \neq c_k$ ， $d_k^* \neq d_k$ ， $k=1,2,3$

二、變數定義

本文以公司每季的非常項目盈餘做為季盈餘 (Q_t) 之代理變數，而 SUE 變數之衡量則依 Bernard and Thomas (1990) 及 Rangan and Sloan (1998) 論文之作法，首先採帶趨勢之季節性隨機漫步模型 (seasonal random walk with drift)，並以 36 季¹ 之季盈餘估算預期季盈餘 (E(Q))，其次，再以季盈餘減預期季盈餘而得出未預期季盈餘，第 3 步驟則將未預期季盈餘以季末股價市值平減以消除規模因素，最後，將平減後之資料 (SUE) 以平均數為 0，範圍 (range) 為 1 加以排序分組 (decile rankings)，由小至大以 decile/9 - 0.5 分成 0 至 9 等分 (即 -0.5 至 0.5)，排序目的是為計算避險之投資組合報酬 (hedge portfolio return) (見 Bernard and Thomas , 1990, 第 325 至 326 頁)，至於取平均數為 0 範圍為 1 加以排序，只是為了讓自我迴歸式中之截距項之預期值為 0。

虛擬變數 (DUM) 是為了檢定標準化未預期盈餘受期中財務報表採用整體論方法的影響下，標準化未預期盈餘在同一年度內是否仍具有自我迴歸結構。若當季的標準化未預期盈餘與前一季、前二季、前三季分屬不相同的會計年度，則此虛擬變數為 0；若當季的標準化未預期盈餘與前一季、前二季、前三季分屬相同的會計年度，則此虛擬變數為 1。

個股異常報酬率之計算方法有很多種，本文採 Rangan and Sloan 作法，以個股之報酬率減市場之平均報酬率而得異常報酬率，觀察期間為季盈餘宣告日 (每季季末) 前 2 個交易日至宣告日為短天期衡量期 (short window)。

¹ Bernard and Thomas (1990) 之建議至少需 36 季資料估計。

三、研究期間、樣本與資料來源之說明

本文的研究期間起自民國 75 年第 1 季至民國 90 年第 3 季，扣除 36 季之估計預期季盈餘資料及 SUE 之計算所需之期間，資料乃從民國 86 年至 90 年第 3 季，共有 19 季之季資料可用，剔除金融業、下市、全額交割、非歷年制及研究期間資料不完全之上市公司，共計樣本總數為 1,593 筆資料，所有研究所需之財務資料與股票價格資訊均取自台灣經濟新報社資料庫中。

參、實證結果

一、同一會計年度內前後期的 SUE 具關聯性（假說一）之實證分析

針對假說一本文對(1)式以普通最小平方法(Ordinary Least Squares, OLS)估計 a_k 及 b_k ，但為比較與 Brown and Rozeff (1979) 之實證結果，因此除對同一年度之 SUE 前後期做各季自我迴歸外，亦對同季但不同年度（即 K=4）之 SUE 作自我迴歸，實證結果見表一：

表 1 四季混合之 SUE_{t-k} 對 SUE_t 自我迴歸係數彙總表

	$SUE_t = a_k + b_k \cdot SUE_{t-k} + \varepsilon_t$			
	相差一季 K=1	相差二季 K=2	相差三季 K=3	去年同季 K=4
b_k	0.3271***	0.2145***	0.1028***	-0.0503*
Adj R-sq	0.0756	0.0459	0.0099	0.0018
模型 F 值	120.7***	195.28***	15.68***	3.67*

註：***表顯著水準為 1%，*表顯著水準為 10%

由上表可以得知 SUE 相鄰一季具有最強烈的自我迴歸程度係數達 0.3271，相隔二季、三季之迴歸係數分別為 0.2145 及 0.1028 為正顯著，且呈現遞減的趨勢，符合假說一，但與四季前之季盈餘成負相關，此一實證結果符合假說一，亦與 Brown and Rozeff (1979)、Ball and Bartov (1996) 及 Wu and Chao (2001) 之研究結論相類似。

二、期中報告採整體論方法下，同一年度內之 SUE 有自我迴歸結構（假說二）之實證分析

為檢驗國內資本市場具有上述假說之特性，亦即期中報告採整體論具資訊內涵，本文在進行(2)式分析以前，先將(1)式以當年度各季對 SUE_{t-k} 作自我迴歸分析（見表二），表二中黑線上方代表以去年度 SUE_{t-k} 對本年度 SUE_t 之迴歸結果，反之，黑色實線下方表同一年度之 SUE_t 的自我相關係數結果，以第一欄 ($K=1$) 為例，第一季的 0.2998 表為上一年度第四季對本年度第一季之自我迴歸係數，而第 2 季之 0.3006 則為本年度第 1 季對第 2 季之 SUE_t 的自我相關係數結果，換言之，表二中黑線上方代表為跨年度之自我迴歸結果，下方表為同一年度之迴歸係數，從表二中可明顯看出，在 $K=1$ 及 2 時，同一年度之迴歸係數均大於跨年度之迴歸係數，顯示其中報告採整體論方法在相隔 1 及 2 季具有效果。

表 2 當年度各季對 SUE_{t-k} 自我迴歸係數彙總表

	$SUE_t = a_k + b_k \cdot SUE_{t-k} + \varepsilon_t$			
	$k=1$	$K=2$	$k=3$	$k=4$
第一季	0.2988	0.2065	0.2132	-0.0772
第二季	0.3006	0.2010	0.1427	-0.0689
第三季	0.4048	0.2219	0.2111	0.0146
第四季	0.3292	0.2315	-0.0676	-0.0860

為進一步分析期中報告採整體論具資訊內涵，本文以迴歸式(2)分析，式中 $SUE_{t-k} \times DUM_k$ 之迴歸係數乃衡量期中財務報告採用整體論方法的影響下，未預期季盈餘歸屬同一會計年度其自我迴歸是否更為強烈的程度，實證結果見表三。

表三之結果顯示期中報告採整體論方法對 SUE_t 有顯著影響， d_k 均為正值，可惜的是，相鄰 2 季之係數 (d_2) 為正的不顯著，尚符合假說二，而其中以相差 3 季之係數為最大達 0.1545 為正顯著，表示在同一年度 SUE 之效果為 0.2136 ($0.0591 + 0.1545$)，而在不同年度僅 0.0591，換言之，其效果超出不同年度達 70% 以上。

表 3 採整體論方法的影響下未預期季盈餘變動自我迴歸

	$SUE_t = a_k + b_k \cdot SUE_{t-k} + c_k \cdot DUM_k + d_k (SUE_{t-k} \times DUM_k) + \varepsilon_t$		
	相差一季 K=1	相差二季 K=2	相差三季 K=3
b_k	0.1910***	0.2084***	0.0591**
c_k	0.0409**	0.0342*	0.0555***
d_k	0.1058*	0.0022	0.1545***
Adj R-sq	0.0759	0.0443	0.0172
模型 F 值	44.57***	25.6***	10.31***

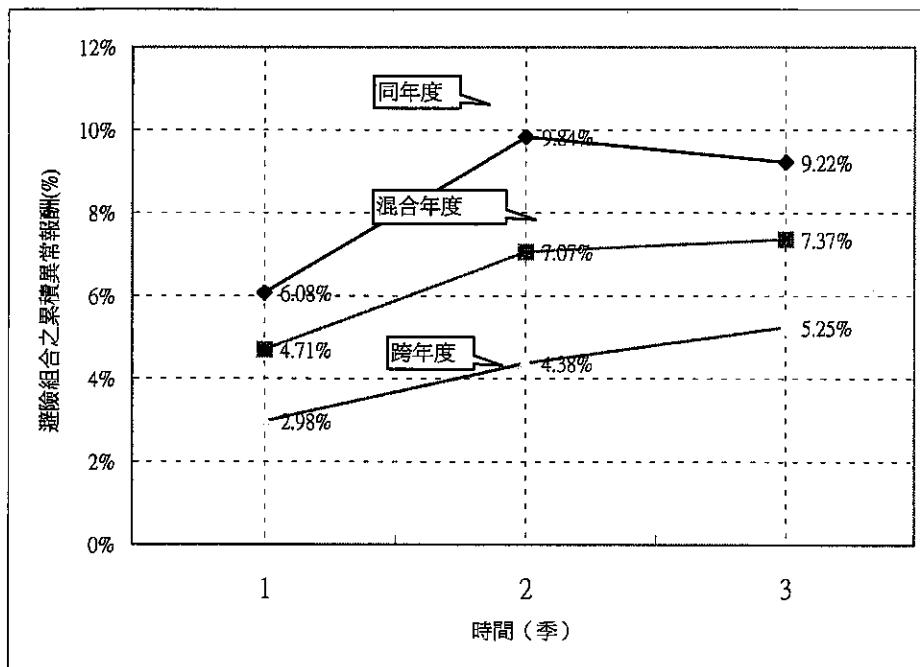
註：***表顯著水準為 1%，**表顯著水準為 5%，*表顯著水準為 10%

四、股票報酬預測性之測試

前節在探討季盈餘之時間序列特性及其期中報告採整體論之效果，本節在驗證期中報導之特性是否影響股票報酬之預測性，依 Bernard and Thomas (1990) 及 Rangan and Sloan (1998) 之作法，將高低 SUE 之排序組作為多、空之投資組合 (long、short position)，而避險投資組合之異常報酬則定義為最高與最低之 SUE 排序組之平均異常報酬的差異數，為測試期中報告整體論對避險投資組合是否有超額異常報酬，本文遵循 Bernard and Thomas (1990) 及 Rangan and Sloan (1998) 之作法以 t-k 期之最高與最低 SUE 排序組形成避險投資組合，採三天之短天期觀察期 (以當季 (t 期) 盈餘宣告日之前兩天至宣告日為止)，圖一²為當季避險投資組合異常報酬實證結果，在圖中顯示同一年度所形成之避險投資組合之異常報酬高於跨年度之組合，表示期中報告採整體論對股票報酬具預測性，意謂著在本研究期間所觀察到之市場不具效率性，結果與 Bernard and Thomas (1990) 及 Rangan and Sloan (1998) 之論文類似。

² 圖一之乃依 Rangan and Sloan (1998) 論文之註釋 12 (見 365 頁) 畫出。

圖一 避險投資組合之累積異常報酬



四、分析市場投資人瞭解未預期季盈餘變動具時間序列特性之實證分析（假說三）

透過圖一之實證結果已顯示，市場投資者若知悉未預期之季盈餘的特性即可賺得異常報酬，而為進一步瞭解市場投資人是否完全知悉未預期季盈餘變動具時間序列特性的程度，本節以迴歸分析進行假說三之測試，假說三乃（1）及（4）式之聯合測試（joint test），換言之需建立兩組連立方程式（simultaneous equation），其中一組設立限制（restricted）式為 $b_k^* = b_k$ ，表示市場投資者具理性且完全知悉 SUE 之特性，另一組並無限制式，代表市場投資者之實際行為，若兩組無顯著差異³，即表示在目前可用資訊中，無法拒絕接受虛無假設（ $b_k^* = b_k$ ），因此，可推論市場具有效率，投資者為理性，反之，則假說三成立，至於檢定方式可參見 Mishkin (1983)。

假說三之實證結果見表四，在未限制式之連立方程式中，各 b_k 值均大於 0，

³ Mishkin (1983) 證明可用概似估計值（likelihood ratio，LR）來測試，其 LR 值符合 χ^2 ，自由度為 n 個限制式。

再次驗證符合假說一，而 b_1^* 、 b_2^* 及 b_3^* 分別為 0.3340，0.0628 及 -0.1246 其與限制式中之 b_k 相比差異不大，然只有相隔一季 ($K=1$) 之 χ^2 不顯著，表示市場投資者對於相差一季之 SUE 資訊，能夠充份瞭解且具理性，其餘 $K=2, 3$ 季之 χ^2 均成顯著，顯示出市場之投資者不具理性。

表 4 股票價格反映未預期季盈餘變動的變動分析

未限制 (unrestricted) :				
$SUE_t = a_k + b_k \cdot SUE_{t-k} + \varepsilon_t$		$CAR_t = (\alpha - \beta a_k^*) + \beta SUE_t - \beta b_k^* SUE_{t-k} + \omega$		
	b_k	β	βb_k^*	b_k^*
K=1	0.1995	2.4738	-0.8410	$b_1^* = 0.3340$
K=2	0.2426	2.1568	-0.1354	$b_2^* = 0.0628$
K=3	0.0682	1.8912	0.2356	$b_3^* = -0.1246$
限制 (restricted) : $b_k^* = b_k$				
K=1	0.3332	2.4746	-0.8242	
K=2	0.0952	2.1590	-0.1957	
K=3	-0.0703	1.9082	0.1386	
$H_0 : b_1^* = b_1$		$\chi^2_1 = 0.05, P = 0.4795$		
$H_0 : b_2^* = b_2$		$\chi^2_2 = 4.7, P = 0.0301$		
$H_0 : b_3^* = b_3$		$\chi^2_3 = 8.3, P = 0.0039$		

四、分析市場投資人瞭解期中財務報告採用整體論方法與股價超額報酬之實證分析（假說四）

為進一步測試市場之投資者平均而言，其投資決策是否能夠將期中財務報告採用整體論方法對季盈餘時間序列產生的影響完全考慮清楚，依循假說三之計量處理方法，進行假說四之測試時，需理解假說四乃 (2) 及 (5) 式之聯合測試，需建立兩組連立方程式，其中一組設立三個限制 (restricted) 式為 $b_k^* = b_k$ ， $c_k^* = c_k$ 及 $d_k^* = d_k$ ，表示市場投資者具理性且完全知悉 SUE 之特性且洞悉期中財務報告採用整體論方法之影響，另一組並無限制式，代表市場投資者之實際行為，若兩組無顯著差異，即表示在目前可用資訊中，無法拒絕接受虛

無假設 ($b_k^* = b_k$, $c_k^* = c_k$ 及 $d_k^* = d_k$)，因此，可推論市場投資者具理性，反之，則假說四成立，表五為假說四之實證結果。

從表五中可知，在未限制式之連立方程式中，除相鄰 2 季之 d_k 值均小於 0 外，大致符合假說二，亦再次驗證表二中 d_2 係數之不顯著，而 d_1^* 、 d_2^* 及 d_3^* 為正數，其值分別為 0.1802, 0.3035 及 0.6391，就虛無假設之測試，各 χ^2 值均被顯著拒絕，顯示市場投資者具有定錨效果然符合 Rangan and Sloan (1998) 之結論，亦即市場投資者之決策不能夠將期中財務報告採用整體論方法對季盈餘時間序列產生的影響考慮清楚。

表 5 測試市場投資人瞭解期中財務報告採整體論方法的影響下，未預期季盈餘變動之實證結果

未限制(unrestricted)							
$SUE_t = a_k + b_k \cdot SUE_{t-k} + c_k \cdot DUM_k + d_k (SUE_{t-k} \times DUM_k) + \varepsilon_t$				$CAR_t = (\alpha - \beta \cdot a_k^*) + \beta \cdot SUE_t - \beta \cdot b_k^* \cdot SUE_{t-k} - \beta \cdot c_k^* \cdot DUM_k - \beta \cdot d_k^* (SUE_{t-k} \times DUM_k) + \omega_t$			
	b_k	c_k	d_k	β	$-\beta b_k^*$	$-\beta c_k^*$	$-\beta d_k^*$
K=1	0.1995	-0.0062	0.1177	2.5413	-0.5106	-0.8571	-0.4581
K=2	0.2430	-0.0171	-0.0332	2.1700	0.1563	-0.4204	-0.6585
K=3	0.0682	-0.0022	0.1521	1.9504	0.5680	-0.2992	-1.2464
$b_1^* = 0.2009$				$c_1^* = 0.3373$		$d_1^* = 0.1802$	
$b_2^* = -0.0720$				$c_2^* = 0.1937$		$d_2^* = 0.3035$	
$b_3^* = -0.2912$				$c_3^* = 0.1534$		$d_3^* = 0.6391$	
限制(restricted)： $b_k^* = b_k$, $c_k^* = c_k$ 及 $d_k^* = d_k$							
	b_k	c_k	d_k	β	$-\beta b_k^*$	$-\beta c_k^*$	$-\beta d_k^*$
K=1	0.2146	0.1904	0.1562	2.6220	-0.56323	-0.4998	-0.4098
K=2	-0.0107	0.1295	0.2380	2.2173	0.0204	-0.28763	-0.5282
K=3	-0.2105	0.1106	0.5301	1.9892	0.4191	-0.2200	-1.0550
$H_0 : b_1^* = b_1$, $c_1^* = c_1$, $d_1^* = d_1$				$\chi_1^2 = 94.9$, P=0.0001			
$H_0 : b_2^* = b_2$, $c_2^* = c_2$, $d_2^* = d_2$				$\chi_2^2 = 33.6$, P=0.0001			
$H_0 : b_3^* = b_3$, $c_3^* = c_3$, $d_3^* = d_3$				$\chi_3^2 = 21.8$, P=0.0001			

肆、結論

在本研究之觀察期間內，我國季盈餘時間序列結構大致如下：不考慮年度是否相同時，相差一季之未預期盈餘呈現顯著正相關；相差二季、三季時，自我迴歸係數相對較小，甚至在相隔 4 季時出現負值；考慮是否同一年度內之未預期盈餘時，結構大致類似，在相鄰三季時之前後期相關較大，但是在相差二季時並無顯著結果。就市場投資者對於未預期盈餘反映有低估的情形；同一年度所形成之避險投資組合之異常報酬高於跨年度之組合，表示考慮期中報告採整體論的投資組合對股票報酬具預測性，意謂著市場不具效率性，因此本研究認為，市場邊際投資者對盈餘時間序列之結構應該存在定錯現象，或他們無法完全洞悉期中財務報告採整體論方法對未預期季盈餘變動。

參考文獻

- 王麗君，1993，上市公司季盈餘時間序列特性與預測之探討，國立台灣大學會計研究所未出版之碩士論文。
- 林惠美，1994，非預期盈餘變動與盈餘宣告後股價持續反應關係之研究，國立台灣大學財務金融學研究所未出版碩士論文。
- 李釗芹，2000，台灣上市公司自行宣告盈餘資訊內涵之研究，東海大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 胡牧，1998，季盈餘宣告對股價報酬影響之實証，中興大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 曾建勝，1994，上市公司股票價格的資訊內涵---季盈餘的實證，國立台灣大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 黃錦堂，2001，季盈餘自我相關結構與股票超額報酬之研究，文化大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 張仲岳與葉素伶，1995，「季盈餘宣告資訊移轉效果之實證研究」，證券市場發展季刊，第 7 卷，頁次 87–121。
- 張世昀，1995，季盈餘與股利宣告對現金增資宣告效果影響之研究，中央大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 喬慧斐，1995，上市公司季盈餘宣告資訊內涵之研究，政治大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 楊智堯，1998，盈餘與股價之資訊內涵—聯立方程式法，台灣大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 廖雲清，1994，台灣上市公司季盈餘之預測分析--不同時間數列方法之比較，

中正大學企業管理研究所未出版碩士論文。

鄭宜淮，2001，季盈餘宣告產業內資訊移轉之實證研究，國立成功大學會計學研究所未出版碩士論文。

鄭慧文，1999，季盈餘宣告對股價之影響，私立中原大學會計學研究所未出版碩士論文。

Abarbanell, J. S., and V. L. Bernard, 1992. Tests of analysts' overreaction/underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior. *Journal of Finance*, 67 (July): 1181-1207.

Accounting Principles Board (APB), 1973. *Interim financial reporting. APB opinion no. 28*. New York, NY: APB.

Ball, R., and E. Bartov, 1996. How naïve is the stock market's use of earnings information?. *Journal of Accounting and Economics*, 21 (June): 319-337.

Ball, R., S.P. Kothari and R. Watts, 1988. The economics of the relation between earnings changes and stock returns. working paper, University of Rochester.

Bernard, B. L., and J. K. Thomas, 1989. Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium?. *Journal of Accounting Research*, 27 (supplement): 1-48.

_____, and _____, 1990. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 13 (December): 305-340.

Brown, P. and J. W., Kennelly. 1972. The information content of quarterly earnings : An extension and some future evidence. *Journal of Business*, 35 (1) : 403-415.

Brown, L. D., and M. S. Rozeff, 1979. Univariate time-series models of quarterly accounting earnings per share: A proposed model. *Journal of Accounting Research*, 17 (Spring): 179-203.

Financial Accounting Standards Board (FASB), 1974. *Reporting accounting changes in interim financial statements, statement of financial accounting standards no. 3*. Stamford, CT: FASB.

_____, 1977. *FASB interpretation no. 18, accounting for income taxes in interim periods*. Stamford, CT: FASB.

Foster, G., C. Ohlsen, and T., Shevlin, 1984. Earnings releases, anomalies, and the behavior of security return.. *The Accounting Review*, 36 (2) : 574-603.

Mishkin,F.S., 983. *A rational expectations approach to macroeconomics*. National Bureau of Economic Research Monograph. Chicago, University of Chicago Press.

Rangan, S. and R. Sloan, 1998. Implications of the integral approach to quarterly reporting for the post-earnings-announcement drift. *The Accounting Review*, 73(3): 353-371.

- Wu, T., and Y. Y. Chao. 2001. The efficiency of investor' user of quarterly earnings information in the Taiwan stock exchange. *Taiwan Accounting Review*, 2, :85-114.

