

## 股價是否充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵—以 台灣上市公司之季盈餘序列遵循 AR(1)模式為例

黃瓊慧\* 廖秀梅\*\* 廖益興\*\*\*

### 摘要

本研究係結合季盈餘時間序列與盈餘宣告後股價持續反應之研究，為國內首篇以實際季盈餘產生過程符合 AR(1)模式之公司，探討國內股票市場於盈餘宣告後，股價是否能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，及進一步觀察投資人實際所使用之季盈餘預測模式為何。本研究實證發現，就全部樣本而言，若假設投資人採用 AR(1)盈餘預測模式，盈餘宣告時之累積異常報酬與當季及落後第四期之未預期盈餘呈顯著相關，顯示股價無法充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。然而，若假設投資人係採用季節性隨機漫步模式預測盈餘者，則實證結果顯示，小公司之股價恰能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵；而若假設投資人係採用非季節性隨機漫步模式預測盈餘者，大公司之股價亦能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。亦即，股票市場對 AR(1)公司季盈餘之預測，乃存在著公司規模差異。

**關鍵字：**盈餘宣告後股價持續反應、時間序列、季盈餘預測模式、  
資訊內涵

---

\* 國立臺北大學會計學系教授。

\*\* 清雲科技大學財務金融學系講師（國立臺北大學會計博士候選人）。

\*\*\* 主要聯絡作者，中原大學會計學系講師（國立臺北大學會計博士候選人）。

兩位匿名評審與編輯委員對本文所提出之寶貴意見與建設性勸諫，作者在此由衷致謝。

## **Do Stock Prices Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings for AR(1) Firms in Taiwan?**

**Chung-Huey Huang<sup>\*</sup> Hsiu-mei Liao<sup>\*\*</sup> Yi-Xing Liao<sup>\*\*\*</sup>**

### **Abstract**

This paper examines whether stock prices fully reflect the implications of current earnings for future earnings for firms whose quarterly earnings follow a simple autoregressive (AR(1)) process. We also investigate which time series models are used by investors to generate their earnings expectations. Our empirical results show that the stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings of AR (1) firms, if we assume that investors use AR (1) model for earnings forecast. On the other hand, we find that the market acts as if AR (1) for small firms when it uses seasonal random walk model, AR (1) for large firms when it uses non-seasonal random walk model to form their earnings expectations.

**Key Words :** Post-Earnings-Announcement Drift, Time Series, Quarterly Earnings Forecast Model, Information Content

---

\* Department of Accountancy, National Taipei University

\*\* Department of Finance, Ching-Yun University

\*\*\* Department of Accounting, Chung Yuan Christian University

## 壹、前言

自 Ball and Brown (1968) 以降，已有無數研究檢視股價與盈餘之相關性。實證結果顯示，會計資訊可部分解釋公司的價值，而投資人亦非常重視會計盈餘資訊。許多文獻發現，當公司宣告盈餘時，若實際盈餘與預期盈餘有出入，公司股價常會產生超額報酬，而且宣告後的累積異常報酬會持續一段期間，故落後期之未預期盈餘 (lag forecast error) 可用以預測當期之累積超額報酬，此意謂著資本市場並非效率市場，亦即股價無法立即且充分反應公開之季盈餘資訊。睽諸文獻發現，公司季盈餘之時間序列性質，較複雜者如 Brown and Rozeff (1979) 所提出之 ARIMA 模式 (Bernard and Thomas, 1990)；較簡單者如季節性隨機漫步模式 (Maines and Hands, 1996)，或一階自我相關模式 (Brown and Han, 2000)。無論其遵循複雜或簡單模式，投資人似乎皆無法充分了解當期盈餘對未來盈餘之意涵。因此，公司季盈餘時間序列之複雜性可能並非導致資本市場缺乏效率性之主因。

Bernard and Thomas (1990) 及 Ball and Bartov (1996) 之研究認為，季盈餘宣告之股價持續反應現象 (Post-Earnings-Announcement Drift, 簡稱 PEAD)，係因為投資人無法完全知悉季盈餘時間序列的特性。Jacob et al. (2000) 研究發現，不論投資人使用季節性隨機漫步模式 (seasonal random walk model) 或 Foster (1977) 之時間序列模式<sup>1</sup>預測盈餘，當季未預期盈餘與落後一至三期的未預期盈餘之自我相關係數為正但呈遞減關係，與落後第四期末預期盈餘之自我相關係數則呈負相關，因而無法推估投資人係採取何種模式預測盈餘。此外，不同公司實際盈餘的時間序列型態亦不盡相同，然而，目前研究大部分皆事先假設特定之時間序列為所有投資人之盈餘預測模式，而未考慮不同公司間實際季盈餘時間序列之差異，故實證研究時對投資人所作不同季盈餘預測模式之假設，自會影響季盈餘資訊內涵的檢測結果。

Brown and Han (2000) 檢測每季盈餘產生過程符合 AR(1) 的公司，其股價是否能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，結果發現公司規模效應會影響股價對當期盈餘所釋放出訊息之解讀能力。吳清在及趙雅儀 (1999) 探討投資人使用季盈餘資訊之效率，研究結果亦顯

---

<sup>1</sup> Foster (1977) 模式即為 ARIMA (1,0,0) (0,1,0)。

示投資人之預測盈餘模式存在規模差異。吳清在及趙雅儀（1999）之研究，係假設所有投資人皆以季節性隨機漫步模式預測盈餘，並未考慮不同公司間實際季盈餘時間序列之差異。而 Brown and Han（2000）雖有考慮不同公司間實際季盈餘時間序列之差異，而以每季盈餘產生過程符合 AR(1) 的公司，探討股價是否能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，但未進一步驗證投資人所使用季盈餘預測模式為何。相較於吳清在及趙雅儀（1999）的研究而言，本研究乃對公司實際所遵循季盈餘時間序列模式做進一步辨識，並檢測出投資人對大公司的預測模式係採用非季節性隨機漫步模式。至於相對於 Brown and Han（2000）的研究而言，本研究則更深入驗證投資人所使用季盈餘預測模式究竟為何<sup>2</sup>，並發現台灣投資人使用季盈餘資訊的效率性顯然不如美國投資人來得有效率。

另外，依據張鴻基（1983）及蔡靜雯（1992）之研究，台灣上市公司季盈餘時間序列之特性並未含有長期趨勢在內，且毋須考慮季節性變動，認為季節性因素對台灣上市公司季盈餘時間序列特性影響不大。因此，復爰引 Lorek and Bathke（1984）的見解，對於盈餘非受季節性因素影響之公司，以 AR(1) 模式來描述該公司實際季盈餘產生之過程最為適當。此外，相對於 Brown and Rozeff（1979）模式（簡稱 BR 模式）而言，AR(1) 模式毋須進行季節性差分（seasonal differencing），亦不需要估計四階移動平均（a fourth-order moving average）之參數，因此，其時間序列特性不若 BR 模式<sup>3</sup>複雜，且在台灣散戶居多、法人機構弱勢（柯承恩，2000）之股市交易環境下，基於投資人天真預期（naïve expectation）之假設，本研究推測同屬盈餘天真預期模式之 AR(1) 模式應較易為投資人所理解的模式之一。國外

<sup>2</sup> Brown and Han（2000）只探討對於季盈餘序列遵循 AR（1）模式之公司，投資人若亦以 AR（1）模式預測盈餘時，股價是否充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵（即本文之 H<sub>1</sub>）。但對於符合情境二之情況只做猜測解釋，並未進一步探討投資人是否以其他天真預測模式（如季節性隨機漫步模式或非季節性隨機漫步模式）預測盈餘反應在股價上（即未進一步測試本文之 H<sub>2</sub>）。

<sup>3</sup>  $Q_t = Q_{t-4} + \phi'(Q_{t-1} - Q_{t-5}) + \theta\varepsilon_{t-4} + \varepsilon'_t$   
 $\phi'$ ：BR 模式之一階自我相關參數， $0 < \phi' < 1$ ； $\theta$ ：BR 模式之四階移動平均參數， $0 < \theta < 1$

$\varepsilon'_t \sim N(0,1)$ ：BR 模式中，第 t 季盈餘之未預期盈餘

實證文獻顯示，約有 15% 左右的公司，其季盈餘產生的過程可由 AR(1) 模式來加以描述 (Lorek and Bathke, 1984; Brown and Han, 2000)。而本研究針對台灣上市公司所做之檢測，發現公司季盈餘遵循 AR(1) 模式者，經樣本篩選後約有 25 %<sup>4</sup>。爰此，本研究以實際季盈餘產生過程符合 AR(1) 模式之公司，探討實證時若採用不同季盈餘預測模式之假設，會如何影響對季盈餘資訊內涵的分析結果。本研究之實證結果，相信可對國內股票市場 PEAD 研究發現之歧異，注入另一不同角度之解釋。

綜上所述，本研究乃延伸 Brown and Han (2000)、吳清在及趙雅儀 (1999) 之研究，結合季盈餘時間序列與盈餘宣告資訊內涵方面之研究，以實際季盈餘產生過程符合 AR(1) 模式之公司作為實證測試之樣本，探討國內股票市場 PEAD 的現象，為國內首篇考慮不同公司間實際季盈餘時間序列之差異對盈餘宣告後股價反應之影響。此外，基於投資人天真預期 (naïve expectation) 之假設，本研究分別以 AR(1) 模式、季節性隨機漫步模式、非季節性隨機漫步模式 (non-seasonal random walk model)<sup>5</sup> 作為市場可能之盈餘預期，驗證投資人實際所使用之季盈餘預測模式。並針對實際季盈餘產生過程符合 AR(1) 模式之公司，探討國內股票市場在盈餘宣告後股價是否能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，即市場對季盈餘資訊如何解讀。

實證結果顯示，從 PEAD 的角度觀之，由當期股價對當期及落後期末預期盈餘之迴歸測試發現，就全部樣本而言，無論假設投資人係採用 AR(1) 盈餘預測模式或非季節性隨機漫步模式，股價均無法充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。然而，在假設投資人採用季節性隨機漫步模式預測盈餘時，則實證結果顯示股價恰能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，隱含投資人係採用季節性隨機漫步模式預測盈餘。上述結果可能係因台灣股市結構散戶佔大部分，其無法完全了解季盈餘之時間序列特性，僅使用天真季節性隨機漫步模式預測盈餘所致。

---

<sup>4</sup> 本研究測試期為 86 年至 88 年，為了估計 AR (1) 參數，估計期涵蓋期間為 77 年至 85 年，扣除資料不完整或金融業行業性質特殊的樣本後，上市公司樣本共有 100 家，其中季盈餘產生過程符合 AR (1) 模式之公司有 25 家，約佔 25%。

<sup>5</sup> 季節性隨機漫步模式是以去年同季盈餘作為本季盈餘之預測，而非季節性隨機漫步模式是以上一季盈餘作為本季盈餘之預測。

其次，基於資訊環境豐富性對資本市場效率性之可能影響，本研究續將 AR(1)樣本公司，依其各年初權益市值大小分為二群，進一步分析不同規模公司其 PEAD 之反應程度是否有所差異。實證結果發現，無論假設投資人盈餘預測模式為 AR(1)模式或非季節性隨機漫步模式，小公司樣本之結論均與前述全部樣本之結果近似。亦即，投資人乃以季節性隨機漫步模式形成其對小公司之盈餘預測。至於大公司樣本，在假設投資人係以非季節性隨機漫步模式預測盈餘時，則股價恰能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。前述對大小公司之檢測結果，隱含投資人對 AR(1)公司形成之季盈餘預測，乃存在著公司規模差異。

本文其餘內容賡續安排如下：第貳節將針對 PEAD 的研究文獻作一扼要回顧以延伸出本文之研究目的。第參節描述本文測試 PEAD 現象之研究設計，包括以 AR(1)模式來描述樣本公司實際季盈餘產生之程序，股價對當期及落後期末預期盈餘反應之研究假說，及樣本資料與變數衡量之說明。第肆節為本研究之實證結果。第伍節則總結本研究之結論。

## 貳、文獻回顧

在檢視股價報酬與會計盈餘的關係上，Ball and Brown (1968) 率先發現 PEAD 的現象，亦即在盈餘宣告後，累積超額報酬 (Cumulative Abnormal Return, 簡稱 CAR) 會隨著好消息 (未預期盈餘為正) 持續增加 (drift up)，而隨著壞消息 (未預期盈餘為負) 持續減少 (drift down)。爾後，賡續有許多學者皆發現，過去落後期之未預期盈餘 (lag forecast error) 可預測當期累積超額報酬 (Bernard and Thomas, 1990; Ball and Bartov, 1996; Rangan and Sloan, 1998; Jacob et al., 2000; Brown and Han, 2000)，認為此一現象有違效率市場假說。綜觀 PEAD 的實證研究，解釋造成盈餘宣告後股價持續反應的原因約可概括臚列如下：

## 一、股價無法立即且充分反應盈餘宣告的新資訊

### [一]、交易成本

由於交易成本或機會成本（買賣價差、佣金、放空成本、執行監督成本等）之作梗，使得投資人對新資訊之立即反應成本超過立即反應之利益，造成股價無法對盈餘消息立即作完整反應。Bernard and Thomas (1989) 發現，在盈餘宣告後 60 個交易日的累積異常報酬，會隨著最高與最低的未預期盈餘差距擴大而增加，但不會超過交易成本的上限，支持交易成本係造成股價持續反應之可能原因。

### [二]、投資人無法明瞭當期盈餘對未來盈餘之意涵

Kormendi and Lipe (1987) 認為，股價對未預期盈餘的立即反應中，有一部份是對未來盈餘的預期，但反應並不是很完整。Watts (1975)、Foster (1977)、Brown and Rozeff (1979)、Brown et al. (1987) 等人皆指出，季盈餘經過季節性差分後，第  $t$  季盈餘與  $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$  季的盈餘呈正相關，但與  $t+4$  季盈餘呈負相關。因此，當第  $t$  季盈餘比去年同季的盈餘增加時，具有效率之市場將預期  $t+1$  季盈餘亦會增加，則待  $t+1$  季盈餘宣告時，市場價格將不再有額外反應。然而，若投資人無法正確認知未預期盈餘的序列相關，則在當季盈餘宣告時，市場無法完全反應當期盈餘所隱含之所有訊息，致使股價無法達到均衡值，而隨著下一季盈餘之宣告，由於前後季未預期盈餘呈高度相關，因此當季未預期盈餘未能完全反應的訊息，會在下一季盈餘宣告時才反應，造成 PEAD 的現象。

Bernard and Thomas (1990) 則發現，當季標準化未預期盈餘與  $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$  季異常報酬呈正相關，與  $t+4$  季異常報酬呈負相關。此外，天真季節性隨機漫步模式的未預期盈餘，其自我相關係數結構，可用以解釋 PEAD 的方向及幅度，故認為投資人對季盈餘預測乃採取季節性隨機漫步預期模式。Ball and Bartov (1996) 延伸 Bernard and Thomas (1990) 之研究，證實投資人知悉季盈餘時間序列之特性，但卻低估季盈餘時間序列之迴歸係數。職是，投資人並非只依循季節性隨機漫步預期模式，投資人實已認知季盈餘季節性差分序列相關的存在及方向。Rangan and Sloan (1998) 則認為，由於投資人相信天真模

式且又低估期中報告採用整體論方法 (the Integral Approach) 對同年度未預期盈餘相關性所產生之影響，致使季盈餘宣告後才會有股價持續反應的動作出現。

在晚近的研究上，Jacob et al. (2000) 乃發現，不論投資人使用季節性隨機漫步模式，或 Foster (1977) 之時間序列模式預測盈餘，當季未預期盈餘與落後一至三期的未預期盈餘之自我相關係數皆呈正相關，與落後第四期未預期盈餘之自我相關係數則呈負相關，因而無法推估投資人係採取何種模式預測盈餘。Brown and Han (2000) 亦延伸 Bernard and Thomas (1989、1990) 之研究，檢測每季盈餘產生過程符合 AR(1) 的公司，其股價是否能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。結果發現對大公司而言，由於資訊環境較豐富，投資人及分析師專精程度較高，因而股價能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵；但對小公司而言，股價並未能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，可能係因為投資人將實際遵循 AR(1) 模式之季盈餘序列，誤認為季節性隨機漫步模式，而導致迴歸模式落後第四期係數， $\beta_4$ ，為負<sup>6</sup>。因此，公司規模效應會影響股價對當期盈餘所釋放出訊息之解讀能力。

<sup>6</sup> 市場對第 t 季盈餘預期為： $E^M(Q_t) = Q_{t-4}$ ，而公司真實預期盈餘應為：

$$\begin{aligned}
 E(Q_t) &= \phi Q_{t-1}, \text{ 則:} \\
 CAR_t &= \lambda [Q_t - E^M(Q_t)] = \lambda [\phi Q_{t-1} + e_t - Q_{t-4}] = \lambda [e_t + \phi Q_{t-1} - \phi Q_{t-5} - e_{t-4}] \\
 &= \lambda [e_t + \phi(\phi Q_{t-2} + e_{t-1}) - \phi Q_{t-5} - e_{t-4}] = \lambda [e_t + \phi^2 Q_{t-2} + \phi e_{t-1} - \phi Q_{t-5} - e_{t-4}] \\
 &= \lambda [e_t + \phi^2(\phi Q_{t-3} + e_{t-2}) + \phi e_{t-1} - \phi Q_{t-5} - e_{t-4}] \\
 &= \lambda [e_t + \phi^3 Q_{t-3} + \phi^2 e_{t-2} + \phi e_{t-1} - \phi Q_{t-5} - e_{t-4}] \\
 &= \lambda [e_t + \phi^3(\phi Q_{t-4} + e_{t-3}) + \phi^2 e_{t-2} + \phi e_{t-1} - \phi Q_{t-5} - e_{t-4}] \\
 &= \lambda [e_t + \phi^4 Q_{t-4} + \phi^3 e_{t-3} + \phi^2 e_{t-2} + \phi e_{t-1} - \phi Q_{t-5} - e_{t-4}] \\
 &= \lambda [e_t + \phi^4(\phi Q_{t-5} + e_{t-4}) + \phi^3 e_{t-3} + \phi^2 e_{t-2} + \phi e_{t-1} - \phi Q_{t-5} - e_{t-4}] \\
 &= \lambda [e_t + \phi^5 Q_{t-5} + \phi^4 e_{t-4} + \phi^3 e_{t-3} + \phi^2 e_{t-2} + \phi e_{t-1} - \phi Q_{t-5} - e_{t-4}] \\
 &= \lambda [e_t + \phi e_{t-1} + \phi^2 e_{t-2} + \phi^3 e_{t-3} + (\phi^4 - 1)e_{t-4}] + \lambda [(\phi^5 - \phi)Q_{t-5}] \\
 &= \lambda [e_t + \phi e_{t-1} + \phi^2 e_{t-2} + \phi^3 e_{t-3} + (\phi^4 - 1)e_{t-4}] + \lambda v
 \end{aligned}$$

v：由 t-4 期以前各落後期之盈餘創新所構成線性組合，其與第 t 期至第 t-4 期之盈餘創新獨立無關。

## 二、資本資產評價模式 (CAPM) 有誤

Ball (1978) 認為，由於資本資產評價模式在衡量異常報酬時不完全或錯估，以致於即使在效率市場下，以盈餘為基礎的交易策略仍會產生異常報酬。Foster, Olsen and Shevlin (1984) 以兩種投資組合策略，測試盈餘宣告後股價之持續反應。第一種投資策略係採用以盈餘為基礎 (earnings-based model) 的投資組合，以標準化未預期盈餘作為投資組合的分類基礎；第二種投資策略則採用證券報酬模式 (security-return model)，以預期異常報酬作為投資組合分類基礎。結果發現，第一種策略的投資組合，在盈餘宣告後六十個交易日內有顯著的異常報酬，其大小與未預期盈餘幅度大小呈正相關。而第二種策略的投資組合則無顯著的異常報酬，作者認為 PEAD 係肇因於資本資產訂價模型中系統風險 ( $\beta$ ) 衡量的問題。Ball et al. (1988) 即認為，未預期盈餘變動高 (低) 的公司，其  $\beta$  值會持續增加 (減少)，先前研究假設  $\beta$  值在盈餘宣告前後固定不變 (stationarity)，將高 (低) 估未預期盈餘變動低 (高) 的公司在盈餘宣告後之  $\beta$  值，而稍後在研究設計考慮  $\beta$  值之變動後，發現盈餘宣告後股價持續波動現象不再顯著，因此，其研究支持 CAPM 中參數估計錯誤是造成 PEAD 現象的主因。然而，Bernard and Thomas (1989) 發現，無論在多頭或空頭市場，好消息公司在盈餘宣告後皆有持續正的異常報酬，壞消息公司在盈餘宣告後皆有持續負的異常報酬，不支持  $\beta$  值估計偏誤之假說。甚且，即使未預期盈餘與  $\beta$  值呈正相關， $\beta$  值亦不能完全解釋股價為何持續反應，故而該研究反而指出交易成本才是阻礙股票市場立即且充分反應盈餘資訊的原因。

## 三、研究設計之偏差

Jacob et al. (2000) 針對季節性隨機漫步模式與 Foster (1977) 模式來探討未預期盈餘自我相關結構 (autocorrelation structure) 時指出，對已經是定態序列之季盈餘時間序列模式，若再進行一次差分，將使得一次差分後之時間序列模式，無法解釋公司季盈餘行為的特性。在控制過度差分 (overdifferencing) 後，當季累積異常報酬只與落後前兩季之未預期盈餘呈顯著相關，研究結果支持 Ball and Bartov (1996) 的看法，認為 Bernard and Thomas (1990) 高估投資人天真的程度，

但也支持 PEAD 現象確實存在，並認為未預期盈餘自我相關的型態（the pattern of autocorrelation）在 PEAD 的研究上著實扮演著相當重要的角色。

反觀國內有關季盈餘資訊之實證研究，在比較季盈餘時間序列預測模式之優劣方面，傾向支持個別公司 ARIMA 盈餘預測模式優於精簡模式<sup>7</sup>之結論（王麗君 1992；廖雲清，1993）。在盈餘宣告的資訊內涵方面，實證結果則呈現分歧。張鴻基（1983）以季節性隨機漫步模式、余尚武（1986）以年度隨機漫步模式、曾祥琳（1989）以相加型趨勢季節平滑模式、丘添富（1991）以 ARIMA 模式、許錦娟（1992）以 Sharpe 市場模式作為盈餘預測模式時，實證結果顯示未預期盈餘變動的方向與盈餘宣告後異常報酬的關係並不顯著，季盈餘宣告的消息並未夾帶有明顯資訊內涵。然而，陳志愷（1992）利用簡單迴歸分析探討在未考慮盈餘反應係數情況下，發現年度盈餘宣告具有資訊內涵。吳麗紅（1993）分別以隨機模式與財務分析師預測模式作為盈餘預測時發現，在年度盈餘宣告日附近，股價會隨好消息而出現正面反應；隨壞消息而出現負面反應。而林惠美（1994）以 ARIMA 模式，林坤霖（1996）以季節性隨機漫步模式作為盈餘預測模式時，分別得到季盈餘宣告亦具有資訊內涵之結論，且支持台灣股票市場存在 PEAD 的現象。另外，吳清在及趙雅儀（1999）探討投資人使用季盈餘資訊之效率，研究結果發現對大公司而言，投資人雖非以單純之天真模式預測盈餘，但亦僅使用季盈餘時間序列型態之一部份資訊預測盈餘。在小公司方面，則不論當期或落後之季盈餘資訊皆未為投資人所使用，認為投資人係以天真模式預測盈餘，故其研究結果顯示投資人之預測盈餘模式存在規模差異。因此，環顧國內關於季盈餘資訊內涵之研究，對於投資人盈餘預測模式之假設不同、衡量累積異常報酬之期間不同，所得到結果亦不盡相同。

相較於 Brown and Han（2000）、吳清在及趙雅儀（1999）的研究，本研究在研究設計上，鑒於國內股市投資環境仍以個人散戶居多數，因而在實證測試上選擇 AR(1)模式、季節性隨機漫步模式及非季

<sup>7</sup> 三種精簡模式分別為 Foster（1977）模式，即 ARIMA（1,0,0）（0,1,0）、Griff-Watts（1977）模式，即 ARIMA（0,1,1）（0,1,1）、Brown-Rozeff（1979）模式，即 ARIMA（1,0,0）（0,1,1）。

節性隨機漫步模式此三種簡單盈餘預測模式，作為 PEAD 現象檢測的依據，希冀藉由股票市場對季盈餘資訊之解讀動作，來進一步驗證投資人究竟使用何種盈餘預測模式預測公司的盈餘。

## 參、研究設計

### 一、AR(1) 模式

依據張鴻基（1983）及蔡靜雯（1992）之研究，台灣上市公司季盈餘時間序列之特性並未含有長期趨勢在內，且毋須考慮季節性變動，認為季節性因素對台灣上市公司季盈餘時間序列特性影響不大。因此，復爰引 Lorek and Bathke（1984）的見解，對於盈餘非受季節性因素影響之公司，以 AR(1) 模式來描述該公司實際季盈餘產生之過程最為適當。此外，相對於 Brown and Rozeff（1979）模式（簡稱 BR 模式）而言，AR(1) 模式毋須進行季節性差分（seasonal differencing），亦不需要估計四階移動平均(a fourth-order moving average)之參數，因此，其時間序列特性不若 BR 模式<sup>8</sup>複雜，且在台灣散戶居多、法人機構弱勢（柯承恩，2000）之股市交易環境下，基於投資人天真預期（naïve expectation）之假設，本研究推測同屬盈餘天真預期模式之 AR(1) 模式應較易為投資人所理解的模式之一。爰此，本研究乃擇定 AR(1) 公司作為實證測試之樣本。

Lorek and Bathke（1984）及 Brown and Han（2000）的實證中並指出，約有 15% 左右的公司，其季盈餘產生的過程可由 AR(1) 模式來加以描述。而本研究針對台灣上市公司所做之檢測，於剔除公司資料不全後，發現公司季盈餘遵循 AR(1) 模式者，共計 25 家，約占 25%。為簡便起見，以下模式陳述皆省略公司下標。

---

$$^8 Q_t = Q_{t-4} + \phi'(Q_{t-1} - Q_{t-5}) + \theta \varepsilon_{t-4} + \varepsilon_t'$$

$\phi'$ ：BR 模式之一階自我相關參數， $0 < \phi' < 1$ ； $\theta$ ：BR 模式之四階移動平均參數， $0 < \theta < 1$

$\varepsilon_t' \sim N(0,1)$ ：BR 模式中，第 t 季盈餘之未預期盈餘

$$Q_t = \phi Q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$Q_{t-j}$ ：第 t-j 季報導盈餘， $j \geq 0$

$\phi$ ：AR(1)模式之一階自我相關參數， $0 < \phi < 1$

$\varepsilon_t \sim N(0,1)$ ：AR(1)模式中，第 t 季盈餘之未預期盈餘

當研究資料為非定態，若直接進行迴歸估計時，將產生虛假迴歸 (spurious regression) 之現象 (Granger and Newbold, 1986)。爰此，在檢測公司季盈餘序列是否遵循 AR(1)模式前，須先檢定季盈餘序列是否符合定態 (stationarity) 之性質。為因應實證上殘差可能出現序列相關與異質變異，而無法滿足白色噪音 (white noise) 之假設，本研究先以 Phillips and Perron 檢定法對變數進行單根檢定 (unit root test)，俾作為判斷季盈餘序列是否滿足定態之依據。其次，在篩選出定態季盈餘序列後，本研究再以公司季盈餘之自我相關函數 (autocorrelation function，簡稱 ACF) 及偏自我相關函數 (partial autocorrelation function，簡稱 PACF)，來偵測公司季盈餘序列是否可以以 AR(1)模式加以描述。在實證判別上，若公司季盈餘時間序列於 ACF 分布圖上呈現短記憶消逝 (die out) 趨勢，及於 PACF 分布圖上只呈現一期有記憶 (cut off) 現象，便認定該公司季盈餘序列可以 AR(1)模式加以刻劃。鑒於當期盈餘創新對未來盈餘之影響預期為同方向，且須滿足定態序列之要求，故最後所估計出之 AR(1)參數， $\phi$ ，須介於 0 與 1 之間。

## 二、股價對當期及落後期末預期盈餘之反應

若 AR(1)公司之盈餘宣告存有 PEAD 的現象，則當期股價對當期及落後四期之未預期盈餘進行迴歸之係數應具有顯著性。本研究使用之迴歸式如下：

情境一：對於 AR(1)公司，若股價能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，則市場在第 t-1 季對第 t 季盈餘的預期為

$$E(Q_t | Q_{t-1})^M = \phi Q_{t-1} \quad (2)$$

$E^M$ ：資本市場之預期

在此情境下，只有當期末預期盈餘對當期股價報酬具有解釋能力。亦即，股價報酬對落後期末預期盈餘的反應，早在該盈餘發布時已充分解讀完畢。累積異常報酬與未預期盈餘之關係便如第三式：

$$CAR_t = \lambda [Q_t - E(Q_t | Q_{t-1})^M] = \lambda [\phi Q_{t-1} + e_t - \phi Q_{t-1}] = \lambda e_t \quad (3)$$

$CAR_t$ : 第 t 季盈餘宣告時之累積異常報酬

$\lambda$ : 盈餘反應係數，實證發現該係數為正。

情境二：對於 AR(1) 公司，若股價無法充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，則下列方程式中有關落後期末預期盈餘之係數，至少會有一個以上顯著：

$$CAR_t = \alpha_0 + \beta_0 e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + \beta_4 e_{t-4} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$\alpha_0$ : 截距項

$\beta_j$ : 第 t-j 季盈餘未預期盈餘之迴歸係數，j=0.1.2.3.4

$e_{t-j}$ : 第 t-j 季盈餘之未預期盈餘，j=0.1.2.3.4

$\varepsilon_t$ : 殘差項

由於投資人對公司所採用盈餘預期模式究竟為何並無從觀察 (Jacob et al., 2000)。因此，基於投資人天真預期 (naïve expectation) 之假設，本研究將以方程式 (4) 作為實證測試之模式，分別以 AR(1) 模式、季節性隨機漫步模式、非季節性隨機漫步模式，作為市場可能之盈餘預期，藉以驗證投資人所使用之盈餘預測模式。

### 三、研究假說

對於季盈餘序列遵循 AR(1) 模式之公司而言，投資人亦以 AR(1) 模式預測盈餘，為判別股價是否充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，本研究遂建立下列第一組研究假說 (本文皆以對立假說形式呈現)：

**H1a**：若情境一成立，則預期方程式 (4) 之係數， $\beta_0 > 0$ ，且  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ 。

**H1b**：若情境二成立，則預期方程式(4)之係數， $\beta_0 > 0$ ，且  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$  至少有一不為 0。

理論上，若當期股價已充分反應當期末預期盈餘所釋放之所有訊息時（包括對未來盈餘之預期—Kormendi and Lipe, 1987），未來股價之變動應不致於與當期末預期盈餘出現顯著相關。易言之，一旦存在顯著相關，即隱含當期股價並未能充分反應當期末預期盈餘對未來盈餘之意涵，而使得當期股價無法達到均衡值。隨著下一季盈餘宣告之逼近，先前未能反應完整的當季未預期盈餘之訊息，便會在下一季盈餘宣告時才反應，造成所謂 PEAD 的現象。

以方程式(4)來加以說明時，情境一係要求，投資人及市場均明瞭 AR(1)公司真實之季盈餘序列，並得到 AR(1)時間序列參數一致性估計下，由當期盈餘創新所傳遞之評價意涵，可完全反應於當期股價報酬，即台灣投資人對於 AR(1)公司，已充分了解當期盈餘對未來盈餘之意涵。然而，在情境二方面，若投資人將實際遵循 AR(1)模式之季盈餘序列，誤認為其他時間序列模式，如季節性隨機漫步模式或非季節性隨機漫步模式，而形成錯誤的盈餘預期反應在股價上，將導致 AR(1)時間序列估計參數之方程式(4)，其落後各期係數至少有一個不為零，或影響 SUE 與 CAR 兩者統計關係之顯著性<sup>9</sup>，即台灣投資人對於 AR(1)公司，並未能充分明瞭當期盈餘對未來盈餘之意涵。因此，若投資人以其他天真預測模式如季節性隨機漫步模式或非季節性隨機漫步模式預測盈餘，則當期股價報酬會依季節性隨機漫步模式或非季節性隨機漫步模式之未預期盈餘作充分反應，而導致方程式(4)之當期係數為正，落後各期之係數為零。爰此，本文分別以季節性隨機漫步模式或非季節性隨機漫步模式作為市場可能之盈餘預測，進一步建立下列第二組研究假說：<sup>10</sup>

<sup>9</sup> 根據未預期季盈餘(standardized unexpected earnings, 簡稱 SUE)定義：(實際季盈餘－預期季盈餘)/季初權益市值＝平減後未預期季盈餘，可知不同預測盈餘會影響 SUE 幅度與方向，進而影響股價反應大小。

<sup>10</sup> 本研究先進行測試  $H_1$ ，若情境一成立，代表對於季盈餘序列遵循 AR(1)模式之公司而言，投資人亦以 AR(1)模式預測盈餘，及股價充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，在此情況下毋須再進行測試  $H_2$ 。而若當情境二成立時，表示投資人將實際遵循 AR(1)模式之季盈餘序列，誤認為其他時間序列模式，如季節性隨機漫步模式或非季節性隨機漫步模式，而形成錯誤的盈餘預期反應在股價上，故需進一步測試  $H_2$ ，測試時則分別以季節性隨機漫步模式或非季節性隨機漫步模式

**H2a**：若投資人係以季節性隨機漫步模式預測盈餘，則以季節性隨機漫步模式預測盈餘代入預期方程式 (4)，其係數  $\beta_0$  會大於 0，且  $\beta_1=\beta_2=\beta_3=\beta_4=0$ 。

或

**H2b**：若投資人係以非季節性隨機漫步模式預測盈餘，則以非季節性隨機漫步模式預測盈餘代入預期方程式 (4)，其係數  $\beta_0$  會大於 0，且  $\beta_1=\beta_2=\beta_3=\beta_4=0$ 。

此外，文獻亦顯示盈餘與股價之關係具有規模效應 (Atiase, 1985; Freeman, 1987)，公司規模大小不同，意謂著其所處資訊環境亦有別。在盈餘宣告前，投資人蒐集與公司評價有關的資訊，會隨公司規模增加而遞增 (因資訊蒐集成本與公司規模無關，但資訊蒐集效益為公司規模增函數)，促使盈餘資訊反應在大公司股價上的效率較佳。因此，在 PEAD 研究上已有實證指出，大公司之 PEAD 現象較不明顯 (Foster et al., 1984; Bernard and Thomas, 1990; Ball and Bartov, 1996)，故在驗證盈餘與股價關係時，應控制規模效果對模型之影響。因此，本研究除了以規模作為資訊環境差異之替代變數外，另作為控制規模效果對情境一之影響<sup>11</sup>。為進行此一測試，本研究將樣本公司依各年初權益市值大小分為二群，俾分析大小規模公司 PEAD 現象是否不同。

#### 四、樣本選取與資料來源

本研究為估計 AR(1) 模式之參數，估計期涵蓋期間係從民國七十七年至民國八十五年，測試期則設定在民國八十六年至民國八十八年。研究樣本係選自台灣經濟新報社上市公司<sup>12</sup>資料庫之季盈餘資料，且需符合下列條件者，共計 25 家樣本公司，400 個季盈餘觀察值<sup>13</sup>。

---

作為市場可能之盈餘預測代入方程式 (4)，則結果將會呈現  $H_{2a}$  或  $H_{2b}$  其中一種結果。

<sup>11</sup> 台灣雖於民國八十五年起，陸續開放專業投資機構投資國內股市，但整體股市結構中散戶仍佔大多數，此部分投資人在進行投資策略時，通常較不注重公司體質之基本面分析。而且分析師的資料並不易取得，因此國內資料較無法以機構法人持股數，後續是否有分析師之分析作為資訊環境差異之替代變數。

<sup>12</sup> 一般而言，上市公司受證期會監督標準較上櫃公司嚴格，會計盈餘較為可靠，且股價資料亦相當客觀明確。

<sup>13</sup> 本研究為估計 AR(1) 模式之參數，估計期涵蓋期間係從民國七十七年至民國八

[一]、公司季盈餘序列遵循 AR(1)模式者。

[二]、在測試期間，樣本個股須有完整之市價與季盈餘資料，且未變更交易類型至全額交割或下市。

[三]、金融保險業因行業性質特殊，爰用文獻慣例予以排除。

## 五、變數衡量

[一]、標準化未預期季盈餘

為避免台灣經濟新報社資料庫中每股季盈餘之計算，有衡量基礎不一致之疑慮，本研究乃以公司季盈餘的絕對數字，作為實證測試之變數。但為控制公司規模效果，則進一步以公司季初之權益市值平減。職是，標準化未預期季盈餘 (standardized unexpected earnings) 定義如下：

$$\frac{(\text{實際季盈餘} - \text{預期季盈餘}) / \text{季初權益市值}}{\text{標準差}} = \text{標準化未預期季盈餘}$$

基於投資人天真預期之假設，本研究分別以 AR(1)模式、季節性隨機漫步模式、非季節性隨機漫步模式，作為市場可能之盈餘預期。其中 AR(1)模式標準化未預期季盈餘係由估計期所估計之 AR(1)參數代入測試期，經由公司實際季盈餘減掉預期季盈餘，並予以標準化求算之。季節性隨機漫步模式標準化未預期季盈餘，係由公司實際季盈餘減上一年同季實際季盈餘，並予以標準化後計算之。至於非季節性隨機漫步模式標準化未預期季盈餘，則由公司實際季盈餘減上一季實際季盈餘，並予以標準化後得之。

---

十五年，測試期則設定在民國八十六年至民國八十八年，由於在測試方程式(4)，累計異常報酬與本期末預期盈餘及四期落差期之未預期盈餘之關係時，86年CAR，必須有85年落差期之未預期盈餘資料，因此在建立觀測值時，除了測試期三年外，必須有前一年未預期盈餘的資料，所以樣本數為  $25 * 4 (\text{季}) * 4 (\text{年}) = 400$ 。

## [二]、累積異常報酬

本研究係以市場模式 (market model) 估計公司之累積異常報酬 (cumulative abnormal return, 簡稱 CAR)，事件日乃為季盈餘宣告日，此資料來源來自台灣經濟新報社資料庫蒐集各媒體發布之季盈餘宣告日，同一公司若有二種以上之宣告日，以率先揭露者為準。其中以事件日前 203 天至前 3 天，共計 200 天 (如不足 200 天，至少需有 100 天觀察值)，設為市場模式之估計期，估計迴歸參數。在計算累積異常報酬時，究竟應選擇多長的事件期間 (event window)，並無一定規則可循。期間選擇若太長，易使 CAR 受過多干擾事件影響；測試期間太短，以台灣現行仍維持對股市設有漲跌幅之限制而言，CAR 即使真有反應，亦難以在事件日發生之數日內完全為市場所吸收。為降低其他訊息之干擾並兼顧捕捉市場對事件之完整反應，本研究將以事件日當天，及事件日前後各 2 天作為事件期間 (-2, +2)，據以計算 CAR。

## 肆、實證結果與分析

### 一、AR(1)模式之判別

季盈餘時間序列若無法滿足定態條件，將影響實證結果的可信度。爰此，在檢測公司季盈餘序列是否遵循 AR(1)模式前，須先檢定季盈餘序列是否符合定態之性質。本研究先以 Phillips and Perron 檢定法對變數進行單根檢定 (unit root test)，俾作為判斷季盈餘序列是否滿足定態之要求，其中，落後期數的選取原則乃依據 Newey-West 所提出最適落後期數為主。表 1 列示 25 家公司 Phillips and Perron 單根檢定的結果。大部分公司 Phillips and Perron 統計量至少達到 10% 統計顯著性，顯示此 25 家 AR(1)公司之季盈餘為定態序列。

表 1 符合 AR(1)模式 25 家公司之 Phillips and Perron 單根檢定結果

公司代碼	PP 統計量	檢定結果
1201	-1.9539**	定態
1307	-1.9951**	定態
1309	-2.3092**	定態
1310	-2.0649**	定態
1409	-2.2832**	定態
1413	-2.3182**	定態
1416	-2.7478***	定態
1417	-1.9694**	定態
1419	-3.4503***	定態
1420	-1.6357*	定態
1432	-2.1530**	定態
1435	-2.4774**	定態
1458	-2.4391**	定態
1602	-2.0640**	定態
1710	-1.9603**	定態
1718	-2.2473**	定態
1902	-2.6409***	定態
1903	-2.3669**	定態
1905	-2.2419**	定態
2101	-1.8115**	定態
2302	-1.7909*	定態
2702	-1.6851*	定態
2704	-1.7989*	定態
2901	-2.1732**	定態
9902	-2.1887**	定態

註：Phillips and Perron 檢定中，1% 臨界值為 2.6132、5% 臨界值為 -1.9507、10% 臨界值為 -1.628。

\*\*\*、\*\*、\* 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

在篩選出定態季盈餘序列後，本研究再依據公司季盈餘之自我相關函數及偏自我相關函數，來判斷公司季盈餘序列是否符合 AR(1) 的一階自我迴歸過程。在實證判別上，若公司季盈餘時間序列於 ACF 分布圖上呈現短記憶消逝 (die out) 趨勢，及於 PACF 分布圖上只呈現一期有記憶 (cut off) 現象，便認定該公司季盈餘序列可以 AR(1) 模式加以描述。為了簡便起見，表 2 僅列示 25 家公司其中一家 (2302) 之 ACF 及 PACF 分布圖。由表 2 可明顯判定，該公司季盈餘之時間序列乃符合 AR(1) 模式。

表 2 公司代碼為 2302 之自我相關函數及偏自我相關函數

Autocorrelation	Partial Autocorrelation	ACF	PACF	Q-Stat	Prob	
.  ****	.  *****	1	0.484	0.484	9.1512	0.002
.  ***	.  **	2	0.418	0.240	16.182	0.000
.  **	.  .	3	0.255	-0.021	18.870	0.000
.  **	.  *	4	0.251	0.087	21.560	0.000
.  .	. **  .	5	0.034	-0.192	21.611	0.001
. *  .	. *  .	6	-0.075	-0.164	21.865	0.001
. *  .	.  .	7	-0.128	-0.034	22.635	0.002
. **  .	. *  .	8	-0.209	-0.126	24.773	0.002
. *  .	.  *	9	-0.133	0.116	25.672	0.002
. *  .	.  *	10	-0.103	0.091	26.232	0.003
. *  .	. *  .	11	-0.130	-0.101	27.156	0.004
.  .	.  *	12	-0.049	0.087	27.292	0.007
.  .	. *  .	13	-0.056	-0.091	27.476	0.011
.  .	.  .	14	0.021	0.004	27.504	0.017
.  .	.  .	15	0.018	0.055	27.524	0.025
.  **	.  **	16	0.221	0.235	30.851	0.014

註 a：Q 統計量是檢定殘差是否符合白色噪音 (white noise)。

註 b：ACF 為自我相關函數；PACF 為偏自我相關函數。

## 二、股價對當期及落後期末預期盈餘之反應

表 3 列示季盈餘序列為 AR(1) 模式之公司，當期股價對當期及落後四期之未預期盈餘迴歸分析結果。未預期盈餘係由估計期所估計之 AR(1) 參數代入測試期，經由公司實際季盈餘減掉預期季盈餘，並予以標準化求算之。就全部樣本公司而言，當期之未預期盈餘係數 ( $\beta_0$ ) 顯著為正，隱含 AR(1) 模式之公司，其季盈餘宣告具有資訊內涵<sup>14</sup>。此一實證證據與林惠美 (1994)、林坤霖 (1996)、吳清在和趙雅儀 (1999) 所得結論吻合。而落後第四期之未預期盈餘，其係數顯著為負，與 Bernard and Thomas (1990) 及 Brown and Han (2000) 實證結果一致，符合研究假說一之情境二所隱含股價無法充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，意謂著投資人對 AR(1) 模式之公司，可能以其他天真模式預測盈餘，而形成錯誤預期並反應在股價上。

此外，就小公司樣本而言，其實證結果與全部樣本之結果近似，亦支持情境二所隱含之評價意涵。至於大公司樣本，當期季盈餘宣告並不具有顯著之資訊內涵，且落後期之所有未預期盈餘迴歸係數皆未達顯著水準。另從表 3 亦明顯看出，大公司迴歸結果之調整後 R<sup>2</sup> 和 F 值亦低於小公司樣本及全部樣本。簡言之，市場之於大公司樣本，盈餘資訊在宣告日之證券市場價值決定上，並沒有顯著評價意涵。此一現象或許可由 Freeman (1987) 所提出之時間假說加以解釋。亦即，在假設市場盈餘預測為 AR(1) 的情況下，大公司投資人事實上確實係用 AR(1) 模式來預測大公司盈餘，但大公司股價對會計盈餘的反應早於小公司，且報章媒體對大公司盈餘資訊之披露較為迅速，因此就相同事件而言，大公司股價較易在事件公佈期前先調整完畢，致使以事件研究法較不易檢測出大公司盈餘資訊與股價的關係，故當期及落後四期的未預期盈餘無一與當期異常報酬顯著相關。

<sup>14</sup> 許多文獻發現，當公司宣告盈餘時，若實際盈餘與預期盈餘有出入，公司股價常會產生超額報酬，亦即未預期盈餘與累計異常報酬呈現顯著關係，故季盈餘發佈時，投資人可以獲得超額利潤。

表 3 股價對當期及落後期末預期盈餘迴歸結果—市場盈餘預測為 AR(1) 模式<sup>a</sup>

$$CAR_t = \alpha_0 + \beta_0 e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + \beta_4 e_{t-4} + \varepsilon_t$$

		$\alpha_0$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	Adj. R <sup>2</sup>	F-value	樣本數
預期符號			+							
Panel	全部樣本	-0.584	0.558	0.214	0.228	0.144	-0.787	0.037	2.189	400
A:	p-value	(0.102)	<b>(0.068)</b>	(0.605)	(0.575)	(0.720)	<b>(0.041)</b>		<b>(0.055)</b>	
Panel	分群樣本									
B:	<sup>c</sup>									
	大公司	-0.698	0.340	-0.562	0.430	-0.086	-0.299	0.017	0.519	200
	p-value	(0.187)	(0.258)	(0.314)	(0.435)	(0.880)	(0.56)		(0.762)	
	小公司	-0.695	0.664	0.128	0.222	-0.403	-0.777	0.036	1.966	200
	p-value	(0.211)	<b>(0.069)</b>	(0.769)	(0.612)	(0.395)	<b>(0.072)</b>		<b>(0.088)</b>	

註 a: 投資人以 AR(1) 模式預測盈餘，未預期盈餘係由公司實際季盈餘減掉預期季盈餘，並予以標準化求算之。

註 b: 以事件日當天，及事件日前後各 2 天作為事件期間 (-2, +2)，據以計算 CAR。

註 c: 將所有樣本公司依各年初權益市值大小分為二群，大公司係指權益市值前 1/2，小公司係指權益市值後 1/2。

註 d: ( ) 內為 p-value，字體加粗代表 p-value 達統計顯著性，有預期符號的係數適用單尾檢定。

另外，除上述時間假說之可能性外，亦有可能是大公司投資人對實際季盈餘序列是 AR(1) 的公司，卻不是用 AR(1) 模式來形成其對大公司盈餘的預期，故在假設投資人使用 AR(1) 來預測大公司盈餘時，將形成錯誤的盈餘預期，不正確的未預期盈餘當然會與當期異常報酬無關，所以本研究乃於接下來的表 4 及表 5 進一步猜測投資人究竟係用何種盈餘預測模式來預測大公司盈餘。

本研究首先假設投資人以季節性隨機漫步模式預測盈餘，重新探討當期股價與當期及落後四期末預期盈餘之關係。其中未預期盈餘係由公司實際季盈餘減前一年度同季之實際季盈餘，並予以標準化後求得，迴歸結果彙總在表 4。就全部樣本公司而言，經由迴歸分析之結果發現，當期之未預期盈餘係數 ( $\beta_0$ ) 顯著為正，而其他落後期之未預期盈餘，其係數均不顯著，顯示股價已充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，隱含投資人係採用季節性隨機漫步模式預測盈餘。至於大

公司樣本，實證發現股價累計異常報酬除與落後第二期未預期盈餘有顯著關係外，與當期及其他落後期未預期盈餘皆無顯著關係。就小公司樣本而言，其實證結果與全部樣本差異不大，符合研究假說 H2a，顯示股價充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，隱含小公司樣本之投資人，係採用季節性隨機漫步模式預測盈餘。

**表 4 股價對當期及落後期未預期盈餘之迴歸結果  
— 市場盈餘預測為季節性隨機漫步模式<sup>a</sup>**

$$CAR_t = \alpha_0 + \beta_0 e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + \beta_4 e_{t-4} + \varepsilon_t$$

		$\alpha_0$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	Adj. R <sup>2</sup>	F-value	樣本數
預期符號			+							
Panel A: 全部樣本		-0.626	0.940	-0.848	0.321	-0.219	-0.066	0.034	2.001	400
	p-value	<b>(0.076)</b>	<b>(0.037)</b>	(0.201)	(0.606)	(0.722)	(0.899)		<b>(0.078)</b>	
Panel B: 分群樣本 <sup>b</sup>										
	大公司	-0.540	0.251	-0.208	1.310	-0.055	-0.114	0.027	0.805	200
	p-value	(0.276)	(0.333)	(0.688)	<b>(0.013)</b>	(0.915)	(0.817)		(0.548)	
	小公司	-0.510	0.790	0.302	0.515	-0.527	-0.650	0.053	2.426	200
	p-value	(0.337)	<b>(0.055)</b>	(0.540)	(0.352)	(0.299)	(0.246)		<b>(0.039)</b>	

註 a: 投資人以季節性隨機漫步模式預測盈餘，未預期盈餘係由公司實際季盈餘減掉前一年度同季盈餘並予以標準化求算之。

註 b: 以事件日當天，及事件日前後各 2 天作為事件期間 (-2, +2)，據以計算 CAR。

註 c: 將所有樣本公司依各年初權益市值大小分為二群，大公司係指權益市值前 1/2，小公司係指權益市值後 1/2。

註 d: ( ) 內為 p-value，字體加粗代表 p-value 達統計顯著性，有預期符號的係數適用單尾檢

繼之，本研究進一步假設投資人以非季節性隨機漫步模式預測盈餘，再次探討當期股價與當期及落後四期未預期盈餘之關係。其中未預期盈餘係由公司實際季盈餘減上一季實際季盈餘，並予以標準化後求得，迴歸結果列示在表 5。迴歸分析之結果發現，就全部樣本公司而言，當期及落後四期之未預期盈餘，其係數均不顯著，顯示股價並未充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。就小公司樣本而言，其實證結果與全部樣本相似，亦支持情境二隱含之評價意涵。至於大公司樣

本，實證發現股價累積異常報酬與當期末預期盈餘有顯著關係，但與其他落後期末預期盈餘之係數皆不顯著，顯示大公司股價能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，符合研究假說 H<sub>2b</sub>，意謂著投資人之於大公司樣本，係採用非季節性隨機漫步模式預測盈餘。

表 5 股價對當期及落後期末預期盈餘之迴歸結果  
 —市場盈餘預測為非季節性隨機漫步模式<sup>a</sup>

$$CAR_t = \alpha_0 + \beta_0 e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + \beta_4 e_{t-4} + \varepsilon_t$$

	$\alpha_0$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	Adj. R <sup>2</sup>	F-value	樣本數
預期符號		+							
Panel A: 全部樣本	-0.641	0.465	0.185	0.210	0.185	-0.617	0.032	1.879	400
p-value	<b>(0.070)</b>	(0.123)	(0.657)	(0.607)	(0.662)	(0.140)		<b>(0.098)</b>	
Panel B: 分群樣本 <sup>c</sup>									
大公司	-0.661	0.840	-0.260	0.133	-0.241	-0.456	0.008	1.241	200
p-value	<b>(0.174)</b>	<b>(0.098)</b>	(0.646)	(0.812)	(0.675)	(0.371)		(0.29)	
小公司	-0.620	0.341	0.073	-0.104	-0.264	-0.858	0.024	1.622	200
p-value	(0.254)	(0.261)	(0.878)	(0.832)	(0.628)	<b>(0.076)</b>		(0.159)	

註 a: 投資人以非季節性隨機漫步模式預測盈餘，未預期盈餘係由公司實際季盈餘減掉上一季季盈餘，並予以標準化求算之。

註 b: 以事件日當天，及事件日前後各 2 天作為事件期間 (-2, +2)，據以計算 CAR。

註 c: 將所有樣本公司依各年初權益市值大小分為二群，大公司係指權益市值前 1/2，小公司係指權益市值後 1/2。

註 d: ( ) 內為 p-value，字體加粗代表 p-value 達統計顯著性，有預期符號的係數適用單尾檢定。

綜合表 3、表 4 及表 5 的實證結果，當假設投資人亦以 AR(1) 作為盈餘預測時，就全部樣本公司而言，當期之未預期盈餘係數 ( $\beta_0$ ) 顯著為正，隱含 AR(1) 模式之公司，其季盈餘宣告具有資訊內涵，而落後第四期之未預期盈餘，其係數顯著為負，符合情境二所隱含股價無法充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。另外，小公司樣本結果與全部樣本相似，亦有 PEAD 現象，而大公司樣本的累計異常報酬與本期及各落差期之 SUE 皆呈現不顯著關係，意謂著投資人對 AR(1) 模式之公司，可能以其他天真模式預測盈餘，乃造成投資人錯誤預期並反

應在股價上，因此，進一步驗證投資人所使用之季盈餘預測模式。由表 4 及表 5 可知，小公司樣本在假設投資人係以季節性隨機漫步模式預測盈餘，而大公司樣本在假設投資人係以非季節性隨機漫步模式預測盈餘時，當期之未預期盈餘係數 ( $\beta_0$ ) 顯著為正，且各落差期係數皆變成不顯著<sup>15</sup>，即股價恰能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，顯示資本市場對 AR(1)公司形成之季盈餘預測，乃存在著公司規模差異，大小公司之投資人均未採用 AR(1)模式來預測公司季盈餘。

本研究之結論與吳清在及趙雅儀 (1999) 之研究結果一致，亦即吳清在及趙雅儀 (1999) 研究對大公司而言，投資人雖非以單純之季節性隨機漫步模式預測盈餘，但亦僅使用季盈餘時間序列型態之一部份資訊預測盈餘。在小公司方面，投資人則以季節性隨機漫步模式預測盈餘，故其結果顯示投資人預測盈餘模式存在著規模差異。但本研究則進一步發現，非季節性隨機漫步模式較能描述投資人對大公司之季盈餘預測模式。另外，本研究結論則與 Brown and Han (2000) 實證結果有別。該實證結果發現對大公司而言，由於資訊環境較豐富，投資人及分析師專精程度較高，因而股價能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，即投資人以 AR(1)模式預測盈餘；但對小公司而言，股價並未能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，可能係因為投資人將實際遵循 AR(1)模式之季盈餘序列，誤認為季節性隨機漫步模式，而導致迴歸模式落後第四期係數， $\beta_4$ ，為負。此結果顯示，美國大公司投資人較明瞭 AR(1)公司真實之季盈餘序列，並以 AR(1)時間序列參數預測盈餘。反觀國內，不論公司規模大小，投資人及市場均無法明瞭 AR(1)公司真實之季盈餘序列，僅使用季節性隨機漫步模式或非季節性隨機漫步模式預測盈餘，顯示台灣投資人使用季盈餘資訊效率性較差。

### 三、敏感度測試

環顧國內關於季盈餘資訊內涵之研究，對於投資人盈餘預測模式及累積異常報酬衡量之期間，常因假設與設定不同，往往會左右實證結果的呈現。為了進一步測試衡量累積異常報酬之期間設定不同，是

---

<sup>15</sup> 投資人採用不同預測盈餘模式，實會影響 SUE 與 CAR 兩者之統計關係。

否會影響前述實證結果，本研究另以 CAR (-1, +1) 重新探討當期股價與當期及落後四期末預期盈餘之關係，實證結果列示於表 6。

表 6 敏感度測試—股價對當期及落後期末預期盈餘迴歸結果

$$CAR_t = \alpha_0 + \beta_0 e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + \beta_4 e_{t-4} + \varepsilon_t$$

		$\alpha_0$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	Adj. R <sup>2</sup>	F-value	樣本數	
預期符號		+									
AR(1)模式	全部樣本	-0.1086	0.2691	-0.1048	0.2593	0.2216	-0.8474	0.0321	2.8973	400	
	(p-value)	(0.698)	(0.18)	(0.746)	(0.417)	(0.481)	<b>(0.005)</b>				<b>(0.0144)</b>
季節性隨機漫步模式	全部樣本	-0.0986	0.598	-0.5706	0.1009	0.3318	-0.5782	0.0149	1.8701	400	
	p-value	(0.721)	<b>(0.074)</b>	(0.273)	(0.837)	(0.492)	(0.159)				<b>(0.099)</b>
非季節性隨機漫步模式	全部樣本	-0.0988	0.3118	-0.0841	0.2491	0.4023	-0.6032	0.0297	2.7515	400	
	p-value	(0.721)	(0.161)	(0.797)	(0.436)	(0.226)	<b>(0.066)</b>				<b>(0.019)</b>
AR(1)模式	大公司	-0.3475	0.1863	-0.4163	-0.2811	-0.4791	-0.0324	0.0266	0.8047	200	
	p-value	(0.4137)	(0.353)	(0.354)	(0.526)	(0.297)	(0.938)				2.426
	小公司	0.1619	0.2468	0.0656	0.2133	-0.3112	-0.709	0.0527	2.426	200	
	p-value	(0.7076)	(0.238)	(0.847)	(0.531)	(0.399)	<b>(0.035)</b>				<b>(0.039)</b>
季節性隨機漫步模式	大公司	-0.1008	0.4302	-0.1286	0.3584	0.0892	0.059	0.0129	0.3865	200	
	p-value	(0.803)	(0.184)	(0.762)	(0.400)	(0.831)	(0.884)				1.4841
	小公司	0.047	0.5381	0.1756	0.5939	-0.3464	-0.1813	0.0185	1.4841	200	
	p-value	(0.91)	<b>(0.082)</b>	(0.649)	(0.171)	(0.383)	(0.678)				(0.1997)
非季節性隨機漫步模式	大公司	-0.1891	0.7593	-0.2795	-0.3951	-0.5892	-0.1428	0.001	1.0266	200	
	p-value	(0.6264)	<b>(0.072)</b>	(0.538)	(0.379)	(0.202)	(0.726)				(0.404)
	小公司	-0.0419	-0.0018	0.1604	-0.0807	-0.2163	-0.7557	0.0237	1.6217	200	
	p-value	(0.9196)	(0.498)	(0.664)	(0.831)	(0.609)	<b>(0.044)</b>				(0.159)

註 a：AR(1) 模式未預期盈餘，係由公司實際季盈餘減掉依 AR(1) 模式所估計參數之預期季盈餘，並予以標準化求算之；季節性隨機漫步模式未預期盈餘，係由公司實際季盈餘減掉前一年度同季盈餘，並予以標準化求算之；非季節性隨機漫步模式未預期盈餘，係由公司實際季盈餘減掉上一季季盈餘，並予以標準化求算之。

註 b：以事件日當天，及事件日前後各 1 天作為事件期間 (-1, +1)，據以計算 CAR。

註 c：將所有樣本公司依各年初權益市值大小分為二群，大公司係指權益市值前 1/2，小公司係指權益市值後 1/2。

註 d：( ) 內為 p-value，字體加粗代表 p-value 達統計顯著性，有預期符號的係數適用單尾檢定。

實證結果顯示，就全部樣本而言，若假設投資人採用 AR(1)盈餘預測模式或非季節性隨機漫步模式預測盈餘，則盈餘宣告當期之累積異常報酬與落後第四期之未預期盈餘呈顯著負相關，顯示股價無法充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。然而，若假設投資人採用季節性隨機漫步模式預測盈餘，則實證結果發現累積異常報酬僅與當期末預期盈餘呈顯著正相關，顯示股價已充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，隱含投資人係採用季節性隨機漫步模式預測盈餘。其次，就公司規模角度而言，實證結果發現，無論在 AR(1)盈餘預測模式及非季節性隨機漫步預測模式，小公司樣本結果與前述全部樣本之結果雷同，隱含小公司之投資人亦採用季節性隨機漫步模式預測盈餘。至於大公司樣本，在假設投資人係以非季節性隨機漫步模式預測盈餘時，股價的反應恰符合情境一所描述。敏感度測試檢測的結果與累積異常報酬採 CAR (-2, +2) 之研究發現相似，顯示衡量累積異常報酬期間之判斷取舍，並不影響本研究結論。

## 伍、結論與建議

本研究係結合季盈餘時間序列與盈餘宣告後股價持續反應之研究，探討國內股票市場在盈餘宣告後，股價是否能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，及進一步觀察投資人實際所使用之季盈餘預測模式為何。本研究實證發現，就全部樣本而言，若假設投資人係採用 AR(1)盈餘預測模式或非季節性隨機漫步模式預測盈餘，股價並無法充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。但若假設投資人採用季節性隨機漫步模式預測盈餘者，則實證結果顯示股價能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，隱含投資人係採用季節性隨機漫步模式預測盈餘。此結果可能係因為台灣股市結構散戶佔大部分，其無法完全了解季盈餘之時間序列模式，僅使用天真季節性隨機漫步模式預測盈餘所致。

基於資訊環境豐富性對資本市場效率性之可能影響，本研究續將 AR(1)樣本公司，依其各年初權益市值大小分為二群，進一步分析不同規模公司其 PEAD 之反應程度是否有所差異。由實證結果得知，無論 AR(1)盈餘預測模式及非季節性隨機漫步預測模式，小公司樣本之結果與前述全部樣本之結果相似。亦即，若假設投資人係以季節性隨

機漫步模式預測盈餘，則股價恰能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵，隱含小公司之投資人係採用季節性隨機漫步模式預測盈餘。至於大公司樣本，在假設投資人係以非季節性隨機漫步模式預測盈餘時，則股價亦能充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵。前述對大小公司之檢測結果，隱含資本市場對 AR(1) 公司形成之季盈餘預測，乃存在著公司規模差異。此一股價反應資訊的差異，可能係因大公司的資訊攫取管道較小公司容易與迅速，致使大公司的投資人得以在預測公司本季的盈餘時即時取得上一季的盈餘資訊，故而資本市場對大公司的資訊解讀易傾向以非季節性隨機漫步模式所致，此一規模差異的實證現象亦存在於吳清在及趙雅儀（1999）的研究中。該研究指出對小公司而言，投資人亦以季節性隨機漫步模式預測盈餘，至於大公司方面，並未明確得出投資人究竟以何模式預測盈餘，但本研究則進一步發現非季節性隨機漫步模式較能描述投資人對大公司之季盈餘預測模式。但本研究的結論顯與 Brown and Han（2000）的實證結果有別，該研究認為因大公司的資訊環境較豐富，投資人較能真正掌握到以 AR(1) 模式來預測 AR(1) 公司之真實季盈餘序列；但對小公司而言，卻會誤將 AR(1) 公司逕行以季節性隨機漫步模式來加以解讀。因此，相較於美國投資人而言，台灣投資人使用季盈餘資訊效率性較不理想。

國外研究證實，美國投資人知悉季盈餘時間序列特性，瞭解季盈餘季節性差分序列相關的存在及方向。雖會系統性低估季盈餘時間序列之參數，但並非只依循季節性隨機漫步預測模式（Ball and Bartov, 1996）。反觀國內，台灣雖於民國八十五年起，陸續開放專業投資機構投資國內股市，但整體股市結構中散戶仍佔大多數，此部分投資人在進行投資策略時，通常較不注重公司體質之基本面分析。甚且，本研究實證結果顯示台灣投資人並不明瞭 AR(1) 公司真正的季盈餘時間序列特性，因大小公司之投資人均未採用 AR(1) 模式來預測公司季盈餘。因此，台灣投資人尚無法捕捉樣本公司實際季盈餘的時間序列特性，顯示台灣投資人使用季盈餘資訊效率性有待加強。

鑒於以時間序列預測模式研究公司實際盈餘特性時，需要大量歷史資料及長距離之時間趨勢，致使本研究中上市公司季盈餘時間序列，符合 AR(1) 模式者僅有 25 家，研究樣本代表性有限。而且對於不符合 AR(1) 公司，必須先測試實際季盈餘序列係符合哪個時間序列模

式，並進一步測試投資人使用預測模式，因此，研究結論無法適用在非 AR(1)公司。未來研究可將估計期之設定延後以擴大公司家數，或探討季盈餘序列符合其他時間序列模型，俾增加研究效度及實證結論一般化。此外，雖然國內股市目前仍以散戶為大宗，但是散戶仍有可能會以機構法人的買超或賣超作為選股之指標，故未來研究亦可針對機構法人持股高低做為公司分類標準，以檢驗股票市場之資訊反應是否有所差異。最後，過去文獻發現，解釋造成 PEAD 現象的原因有很多，本研究只針對公司季盈餘時間序列之預測模式做探討，並未考慮其他原因對本研究所造成的影響，未來研究亦可針對此部份做進一步延伸<sup>16</sup>。

---

<sup>16</sup> 在本文題目之架構設計下，實則主要探討第一點之第二項「投資人無法明瞭當期盈餘對未來盈餘之意涵」原因。至於交易成本、資本資產評價模式 (CAPM) 有誤、研究設計偏差等其它亦可能說明 PEAD 特徵的因素，則不在本研究探討範圍內。

## 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，國立臺灣大學會計研究所未出版碩士論文。
- 丘添富，1991，臺灣證券市場上市公司每季盈餘時間效果及消息效果資訊內容之研究，東海大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 余尚武，1986，臺灣證券市場股票上市公司盈餘宣告所含資訊內涵之研究，國立臺灣大學商學研究所未出版碩士論文。
- 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，國立臺灣大學財務金融研究所未出版碩士論文。
- 林坤霖，1996，下半年盈餘管理與年度盈餘資訊內涵關係之研究，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文。
- 吳麗紅，1993，年度盈餘資訊效率性之探討，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文。
- 吳清在及趙雅儀，2001，投資人使用季盈餘資訊之效率，中華會計學刊，第二期，85-114。
- 陳志愷，1992，盈餘反應係數探索之研究—台灣股票市場之實證分析，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文。
- 許錦娟，1992，管理當局盈餘預測在證券投資決策之有用性研究，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文。
- 曾祥琳，1989，每季盈餘公告對股票成交量影響之研究，國立成功大學工業管理研究所未出版碩士論文。
- 張鴻基，1983，臺灣地區股票上市公司每季盈餘時間數列特性及資訊內涵之研究，國立臺灣大學商學研究所未出版碩士論文。
- 廖雲清，1994，臺灣上市公司季盈餘之預測分析—不同時間數列方法之比較，國立中正大學企業管理研究所未出版碩士論文。

蔡靜雯，1992，我國上市公司季盈餘之時間序列習性與預測之研究，  
國立臺灣大學會計研究所出版碩士論文。

Atiase, R.K.1985. Predisclosure information, firm capitalization and security price behavior around earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 23: 21-36.

Ball, R. 1978. Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. *Journal of Financial Economics* : 103-126.

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

Ball, R, and P. Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* : 159-178.

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, V.L. and J.K. Thomas. 1989. Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium. *Journal of Accounting Research* 27: 1-36.

Bernard, V.L. and J.K. Thomas. 1990. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 13: 305-340.

Brown, L. P. Griffin. R. Hagerman. and M. Zmijewski. 1987. An evaluation of alternative proxies for the market's assessment of unexpected earnings. *Journal of Accounting and Economics* 9: 159-194.

Brown, L.D. and J.C.Y. Han. 2000. Do Stock Prices Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings for AR1 Firms? *Journal of Accounting Research* 38: 149-164

- Brown, L. and M. Rozeff. 1979. Univariate time-series models of quarterly earnings per share : A proposed model. *Journal of Accounting Research* 17: 179-189.
- Foster, G. 1977. Quarterly Accounting Data: time-series properties and predictive-ability results. *The Accounting Review* 52: 1-21.
- Foster, G., C. Olsen, and T. Shevlin. 1984. Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns. *The Accounting Review* 59: 574-603.
- Freeman, R. 1987. The association between accounting earnings and security returns for large and small firms. *Journal of Accounting and Economics* 9: 195-228.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold. 1986. *Forecasting economic time series*. New York: Academic Press.
- Jacob, J. and Lys. T. and J. Sabino. 2000. Autocorrelation structure of forecast errors from time-series models : Alternative assessments of the causes of post-earnings announcement drift. *Journal of Accounting and Economics* 28: 329-358.
- Kormendi, R., and R. Lipe. 1987. Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns. *Journal of Business*, 323-346.
- Lorek, K.S. and A.W. Bathke. 1984. A Time-Series Analysis of Nonseasonal Quarterly Earnings Data. *Journal of Accounting Research* 22: 369-379.
- Maines, L. A., and J. R. M. Hand. 1996. Individuals' perceptions and misperceptions of time-series properties of quarterly earnings. *The Accounting Review* 71: 317-336.
- Ragan, S. and R.G. Sloan. 1998. Implications of the Integral Approach to Quarterly Reporting for the Post-Earnings-Announcement Drift. *The Accounting Review* 73: 353-371.

Watts, R. L. 1975. The time-series behavior of quarterly earnings. Working Paper, University of Newcastle.