

會計異常報酬現象與資訊不確定關連 性研究

A Study on the Relationship between Accounting Anomalies and Information Uncertainty

詹家昌 Chia-Chung Chan

東海大學財務金融學系

Department of Finance, Tunghai University

張永和 Yung-Ho Chang

東海大學財務金融學系

Department of Finance, Tunghai University

陳碧瑩 Be-Yeen Chen

東海大學企業管理研究所

Graduate School of Business Administration, Tunghai University

摘要：財務相關領域對於異常報酬的存在性與持續性一直有所爭論，效率市場假說主張投資者是理性的，應該可以迅速反應公開的會計訊號且套利完畢。然而，隨著 1980 年代愈來愈多的實證結果顯示，資本資產定價模型（CAPM）與效率市場假說漸受質疑，主張傳統財務學的學者將這些發現通稱為市場異常現象，其中會計異常現象（accounting anomalies）意指投資者根據會計訊號（signal）形成投資組合，之後可獲得超過預期報酬的異常報酬。本文希望以資訊不確定的觀點解釋會計異常現象。首先根據淨值/市價比、益本比與現金流量/市價比等三種標準，形成多空兩種策略組合，結果發現多、空部位的投資組合皆存在盈餘品值較差的現象。而在多部位與空部位組合中，盈餘品值差之股票產生的異常報酬較盈餘品值好之股票多，而隨著資訊不確定獲得解決後，盈餘品值差之股票產生的異常報酬會趨向盈餘品值好之股票。而以上結果皆顯示會計異常現象的確與資訊不確定存在關聯性。

關鍵字：異常現象、資訊不確定、盈餘品質

Abstracts: There is much debate over the existence and persistence of abnormal returns in finance-related field. Market efficiency suggests that rational traders should profit and close their positions immediately following public accounting signals. However, an increasing number of researchers have queried the authenticity of Capital Asset Pricing Model (CAPM) and efficient market hypotheses following numerous inconsistent empirical results since 1980's. Among which accounting-based trading anomalies refer to systematic patterns in long term stock returns following an accounting signal which can be exploited to generate higher returns than expected. This study examines whether rational investors' responses to information uncertainty explain accounting-based trading anomalies. We first construct short/long portfolios based on book-to-market, E/P, and cash flow-to-price ratios. We find that earnings quality is poor for both types of portfolios. The stocks with poor earnings quality gain higher abnormal returns than those with good earnings quality. As information uncertainty is resolved over time, the abnormal returns to poor quality signals converge to the magnitude of the abnormal returns to good quality signals. The empirical evidence suggests that accounting-based trading anomalies are correlated with information uncertainty.

Keywords: Anomalies; information uncertainty; and earnings quality

1. 前言

『效率市場』是財務的重要觀念，在 1970 年代的學術界更是熱烈探討相關議題，Fama (1970) 一文提出了效率市場假說，主要建立在三個基本理論假設下：(一) 投資者是理性的，因此能理性的評價證券價格；(二) 即使有些投資者是不理性的，由於他們的交易行為是隨機的，因此能消除彼此對價格的影響；(三) 若部分投資者呈現相同的非理性行為，市場仍可透過套利機制使價格回復理性價格。然而 1980 年代後期，愈來愈多的學者發現一些實證結果並不支持資本資產定價模型 (CAPM) 與效率市場假說，例如：規模效應、一月效應、週末效應及假日效應等，主張傳統財務學的學者將這些研究結果稱為異常現象。但是隨著異常現象漸增，傳統財務學的主張漸受質疑，

此時結合心理學與財務理論的行為財務學漸受重視。Olsen (1998) 認為行為財務學的目的是想瞭解金融市場中，投資者於決策過程中的心理因素。Stamman (1995) 提出行為財務學並非傳統財務學分支，而是以較佳的人性模型取代傳統財務學。相對於效率市場假說主張投資者無法獲取異常報酬，行為財務學家從投資者決策過程的真實行為模式切入，企圖透過投資者非理性行為，解釋傳統財務學所無法解釋的異常現象，相關研究包括股價長期報酬率存在回歸平均值的現象，故投資者可藉由反向操作策略 (contrarian strategy) 獲取異常報酬，行為財務學家認為造成此現象的原因是投資者的過度反應；投資者在短期內有反應不足的現象，故短期報酬率存在自我相關的特性等。

然而異常報酬的存在與持續性一直備受爭議，尤其是效率市場假說認為異常報酬只是短暫現象，市場上存在套利機制使得異常報酬不具持續性，但主張行為財務學的學者卻以投資者心理層面解讀投資行為，進而解釋產生異常報酬的原因。Brav and Heaton(2002)比較兩種財務異常現象的論點，其一為行為財務學主張投資者不理性，因此造成異常現象；另外則是理性結構不確定理論 (rational structural uncertainty)，主張經濟環境的結構造成資訊不確定，此將導致異常現象的存在。有關探討資訊不確定的相關文獻，則包括 Merton (1987) 指出資訊結構不完整將引發風險溢酬，Easley et al. (2002) 透過實證研究確認資訊不確定風險效果和傳統的風險代理變數 (例如：beta、規模等) 間存在關聯性等，這些結果都認為資訊不確定與風險溢酬有關，而令人好奇的是既然傳統風險代理變數與資訊風險具關聯性但卻未包含之，那麼傳統資本定價模型衡量的預期報酬應該也未捕捉到資訊不確定所帶來的風險，然而投資者應會對此風險要求補償貼水，因此可推測依據傳統資本定價模型所衡量的異常報酬，應該與資訊不確定之風險存在關聯性。故本文的動機在於嘗試以資訊不確定的觀點來解釋備受爭論的會計異常現象，與以往大多數文獻僅分析如何運用會計信號產生可獲得異常報酬之投資組合研究迥異¹，而是驗證產生異常報酬的原因乃在於資訊不確定，亦即非系統風險的因素使得異常報酬存在且持續。若發現資訊不確定可以解釋異常報酬，則將提供異於行為財務學之主張，且對異常報酬現象提供另一解釋方向。

事實上，國內外發現了許多市場波動不是完全隨機的證據 (即所謂的異

¹過去國內文獻似乎沒有從此觀點探討會計異常現象與資訊不確定的關係。

常現象)，如 Keim(1983)、Reinganum(1983)、Lakonishok and Smidt(1988)與劉麗瑜(民 80)、黃俊榮(民 84)、莊智有(民 89)等的一月效應；Banz(1981)、Fama and French(1995)、Grauer(1999)與林季甫(民 87)、莊智有(民 89)等之規模效應。而有關成長型與價值型股票所形成的投資策略方面，如 Chan, Hamao and Lakonishock(1991)、Grinold and Kahn(1992)、Fama and French(1992)、Capual、Rowley and Sharpe(1993)、Lakonishock、Shleifer and Vishny(1994)、Bauman, Conover and Miller(1998)等文獻，幾乎都發現價值型與成長型的股票報酬有顯著的差異；而國內部分，如黃淑娟(民 87)、鄭雅如(民 90)、汪彥銘(民 90)、劉秉龍(民 91)、嚴信輝與丁緯(民 91)、陳妮雲(民 92)、楊朝成與林容如(民 82)和蔡憶唐(民 92)等都採用類似的策略來驗證。但環顧國內外的文獻，除了將主題放在在驗證異常現象的存在外，亦有部分探討此異常現象是否由規模、月份、持有期間與股票型態等因素所影響，但除了國外文獻 Francis et al. (2003)一文外，幾乎沒有文獻探討此異常現象是否為資訊不確定所引起的，當證明此異常現象與資訊不確定是有關時，除了可以成為解釋股票異常報酬的另一重要管道外，也是將來市場投資者的重要考慮因素，亦成為本文的重要貢獻所在。

根據前述，本文目的希望驗證理性投資者對於資訊不確定的回應，可以解釋異常報酬的存在性與持續性。此時會計異常現象意指如果投資者利用極端會計訊號形成交易策略，而後可獲取異常報酬時則稱為會計異常現象，所謂極端會計訊號意指投資者對於最有利的會計訊號持有多部位，對於最不利的會計訊號持有空部位，藉由同時持有多空部位形成其投資策略。由於會計異常現象包含很多種類，但考量國內諸多研究皆驗證價值股與成長股之投資策略²，研究採用的分類指標包括淨值/市價比、益本比與現金流量/市價比等，其中以淨值/市價比與益本比最廣為採用，而研究結果大多支持價值股的投資報酬率優於成長股，故本文將研究主軸亦放在此策略所形成的異常報酬現象。至於資訊不確定則參考 Francis et al. (2002)一文與修正 Jones 模型所衡量的盈餘品質，以作為衡量資訊不確定的代理變數。參考 Francis et al. (2003)的研究設計，預期透過下列實證議題的探討與觀察，可驗證資訊不確定與異

²有關價值股與成長股的投資策略定義有許多種，本文所採取的定義是按照淨值/市價比、益本比、現金流量/市價比等三種價值股成長股之策略指標，將樣本由低至高排序，較低的 30%稱做成長股，較高的 30%稱做價值股，並且對於成長股持有空部位，價值股持有多部位所形成投資策略稱之。

常報酬之關連性：

1、利用極端會計訊號形成的投資組合，與非極端會計訊號的投資組合相比，觀察前者所包含的證券是否擁有較高的資訊不確定？

2、極端投資組合中，資訊不確定程度較高的證券是否可產生較高的異常報酬？

3、當資訊不確定獲得解決後，資訊不確定程度高之證券所產生的異常報酬是否會遞減且收斂至資訊不確定程度低的證券所產生的異常報酬？

本文共分肆節，第貳節將介紹研究方法，包括會計異常現象與資訊不確定的操作性定義，與本文所使用的實證模式，第參節分析實證結果，最後則是本文結論。

2. 研究方法

2.1 建立研究假說

效率市場假說認為理性投資者可以充分運用所有公開或私人的資訊，而傳統的資產定價模型認為公開資訊可即時散佈於所有投資者之間，投資者可依此資訊作迅速反應，然而資訊不確定在現實環境上卻是常態現象。根據文獻實證結果，資訊不確定程度較高者資金成本相對較高，而必要報酬率也較高。傳統估計預期報酬模型的風險代理變數並未囊括資訊不確定效果，然由於投資者會對資訊不確定之非系統風險定價（例如 CAPM 之貝它值與 Fama and French (1993) 三因子模型的規模與淨值/市價比等），而傳統衡量預期報酬的模型又未捕捉到此種風險，因此本文推論採用傳統定價模型衡量的異常報酬，應該與資訊不確定存在關聯性。另一種支持本文推論的觀點為理性結構不確定理論，主張經濟環境結構存在資訊不確定的現象，即使投資者從事理性行為但仍會產生異常報酬。

本文將異常現象的探討設定為會計異常現象之原因，在於過去文獻認為投資所產生異常報酬是因為沒有充分利用投資資訊所致。因而本文將會計異常現象定義為由於會計資訊沒有完全反應未來資訊，當投資者利用會計資訊來從事投資決策時，將導致反應不足的現象，因此根據會計訊號之投資策略

所形成投資組合可產生異常報酬³。由於希望驗證資訊不確定與會計異常報酬現象存在關聯性，因此須首先驗證端會計訊號的組合是否與資訊不確定有關。根據 DeGroot(1970)一書主張一個理性的投資者在從事投資時，將對雜訊因素給予較低的考慮權重，當訊息不確定的問題獲得解決後，投資者將更新原來的想法，而將原來的訊號給予更高的權重。在會計資訊的系絡中，隱含對較高度不確定的會計訊號將給予較少的反應，當不確定較低時也會使異常報酬減少。根據 Bray and Heaton(2002)一文也強調理性的學習雖然將導致產生異常報酬的機會，但此現象不具持久性，而會產生異常報酬的原因是投資者不注意資訊不確定所導致。由上所述，本文可以期待投資者因為不管訊號內容，而對較差的品質訊號（高度不確定）給予較低的注意而導致有較多的異常報酬，而觀察以上現象必須有一個前提，即以會計訊號為基礎的交易策略，多、空部位是否具有高度資訊不確定，然後才可以確認此不確定會不會導致異常報酬。因此，「以會計訊號為基礎的交易策略，不論是多部位或者是空部位所包含的證券皆具有高度資訊不確定」成為本文所需驗證的第一個前提與假說。

其次驗證資訊不確定與投資組合產生的異常報酬是否有關，即將焦點放在多部位減空部位所產生的異常報酬，是否會因為部位中的不同股票具有不同程度的資訊不確定而有所差異，本文認為產生差異的原因在於形成投資組合的基礎是會計訊號，而不是根據資訊不確定的程度，除非相同部位的證券對應的資訊不確定程度會完全相關，否則資訊不確定是無法藉由投資組合的多空部位相互沖銷的。因此「多部位減空部位所產生的異常報酬中，資訊不確定程度較高組合產生的異常報酬，高於資訊不確定程度較低組合所產生的異常報酬」為本文所需觀察的第二個假說。

Brave and Heaton (2002) 提出理性學習模型指出，投資者對投資信號特徵為資訊不確定較大者會給予較低權重，且驗證投資者的理性學習得以解決資訊不確定，隨時間經過且資訊不確定獲得解決後，投資者會降低初始信號的權重，增加新資訊的權重後會造成資產價格的變動，此價格變動所導致的異常報酬亦會隨著不確定的解決而遞減。因此，假說三將針對異常報酬的持續性與資訊不確定的關聯進行驗證，即「隨著時間經過而導致資訊不確定

³過去國內文獻驗證幾乎肯定根據會計訊號會產生異常報酬，但本文在第三節將對此重新驗證。

獲得解決後，資訊不確定程度高者所產生的異常報酬會遞減，且收斂至資訊不確定程度低者產生的異常報酬」。

2.2 實證模型與變數定義

由於會計異常現象意指投資組合可產生異常報酬，對於異常報酬的衡量，本文採用兩個傳統資本定價模型，即資本資產定價模型(CAPM)與 Fama and French (1993) 所提出之三因子模型。至於衡量資訊不確定的模型，基於驗證可信度之考量，將同時採取兩個衡量模型，包括 Dechow and Dichev (2002) 與 Dechow, Sloan and Sweeney (1995) 所提出的修正 Jones 模型，現分別敘述如後。

2.2.1 會計異常現象

2.2.1.1 會計異常現象與操作策略

會計異常現象意指投資者根據會計訊號形成交易策略後，其長期股票報酬存在系統性型態，投資者可利用此種會計訊號產生異常報酬，此種投資策略之內涵在於對最有利的會計訊號持有多部位，且同時對最不利的會計訊號持有空部位，衡量多部位與空部位之異常報酬即為投資策略的獲利性。Francis et al. (2002) 將會計異常現象分為三類，即盈餘宣告後股價持續反應 (PEAD)、價值股與成長股策略 (value-glamour strategies) 與應計項目異常現象 (accruals strategies) 等三種。本文採用國內外最常研究的價值股與成長股策略為研究主題，根據 Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) 提出淨值/市價比、現金流量/市價比與益本比等三種標準，區分價值股與成長股的指標形成投資組合。過去文獻指出某些會計異常現象之間存在重疊現象，如 Fama and French (1996) 證明結合淨值/市價比與規模的異常現象會與現金流量/市價比及益本比有所重疊；Raedy (2000) 亦指出益本比異常現象包括現金流量/市價比。而本文旨在探討會計異常現象與資訊不確定之間是否具關聯性，故各類會計異常現象將分開探討以避免異常現象之間的重疊效果。

2.2.1.2. 異常報酬的計算

本文將以 CAPM 與三因子模型來定義異常報酬，現將模式與定義敘述如下：

CAPM 模型

在採用 CAPM 之基礎下，迴歸方程式的截距項 (α_p^{CAPM}) 為異常報酬值，實證模式如 (1) 式所示：

$$R_{p,q} - R_{F,q} = \alpha_p^{CAPM} + \beta_p RMRF_q + \varepsilon_{p,q}^{CAPM} \quad (1)$$

其中

$R_{p,q}$ ：第 p 個投資組合在第 q 季的季報酬。

$R_{F,q}$ ：第 q 季的無風險利率，以第一銀行三個月期定期存款利率代表。

$RMRF_q = R_{M,q} - R_{F,q}$ ：第 q 季大盤報酬率扣除無風險利率後之超額報酬。

$\varepsilon_{p,q}^{CAPM}$ ：第 p 個投資組合在第 q 季的誤差項。}

估算多部位的異常報酬 (α_L^{CAPM}) 時，以 L 代替 (1) 式的 p，亦即投資組合的構成份子來自多部位的樣本，同理推論，估算法空部位的異常報酬 (α_S^{CAPM})，以 S 代替 (1) 式的 p，亦即投資組合的構成份子來自空部位的樣本。而估算多部位減空部位的異常報酬為下列迴歸方程式 (2) 式的截距項

(α_{LS}^{CAPM})：

$$(R_L - R_S)_q = \alpha_{LS}^{CAPM} + \beta_{LS} RMRF_q + \varepsilon_{LS,q}^{CAPM} \quad (2)$$

三因子模型

在採用三因子的基礎下，迴歸方程式的截距項 (α_p^{3f}) 為異常報酬值，實證模式如 (3) 式所示：

$$R_{p,q} - R_{F,q} = \alpha_p^{3f} + b_p RMRF_q + s_p SMB_q + h_p HML_q + \varepsilon_{p,q}^{3f} \quad (3)$$

其中

$R_{p,q}$ ：第 p 個投資組合在第 q 季的季報酬。

$R_{F,q}$ ：第 q 季的無風險利率，以第一銀行三個月期之定期存款利率代表。

SMB_q ：第 q 季小規模公司股票投資組合的簡單平均報酬減去第 q 季大規模公司股票投資組合的簡單平均報酬。

HML_q ：第 q 季高淨值/市價比股票投資組合的簡單平均報酬減去第 q 季低淨值/市價比股票投資組合的簡單平均報酬。

$\varepsilon_{p,q}^{3f}$ ：第 p 個投資組合在第 q 季的誤差項。

估算多部位的異常報酬 (α_L^{3f}) 時，以 L 代替 (3) 式的 p，亦即投資組合的構成來自多部位的樣本，同理推論，估算空部位的異常報酬 α_S^{3f} ，以 S 代替 (3) 式的 p，亦即投資組合的構成來自空部位的樣本。而估算多部位減空部位的異常報酬為下列迴歸方程式 (4) 的截距項 (α_{LS}^{3f})：

$$(R_L - R_S)_q = \alpha_{LS}^{3f} + b_{LS}RMRF_q + s_{LS}SMB_q + h_{LS}HML_q + \varepsilon_{LS,q}^{3f} \quad (4)$$

2.2.1.3. 投資組合設計與建立

根據淨值/市價比、現金流量/市價比與益本比等三項指標，分別區分所有樣本為價值股與成長股，形成投資組合的步驟描述如下：

(1) 收集民國 82 年至 91 年十年間，台灣股票交易市場普通股之各項財務季資料及每季之收盤價。

(2) 分別計算三項指標 (淨值/市價比、現金流量/市價比與益本比)，其中資料不全者與每股股價低於面額者予以排除⁴。將所有樣本分別依照三項指標由小到大排序，考量後續投資組合劃分的樣本數惟恐不足，故本文採用

⁴為避免一些問題企業納入樣本，本文將股價低於面額 10 元的股票予以剔除。

Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) 的二因素分類法為參考依據，調整分類等份為指標值較小的 30% 樣本定義為成長股，指標值較大的 30% 定義為價值股。

(3) 每一季都會根據上一季的指標值重新排序以形成新的動態投資組合，維持動態投資組合之目的在避免資訊過時造成落後的投資策略。

(4) 各組內股票皆以等比例方式進行投資， $R_{p,q}$ 代表第 p 個投資組合在第 q 季之報酬，其中 $p \in \{\text{多部位, 空部位, 多部位-空部位}\}$ 。

2.2.2 資訊不確定之定義與衡量

資訊不確定意指投資信號的品質或精確度，故品質信號差代表資訊不確定程度高，反之亦然。由於衡量的方法會因為採用的模型、必要的資料數據（影響樣本大小）以及時間變化等因素影響而有所差異，因此本文採用兩種代理資訊不確定的變數，以緩和衡量方式與樣本不足所造成的偏誤。此外，本文並不探討資訊不確定的產生來源，不論資訊不確定是導因於個別公司之事業模型所引起的不確定，或者經營環境產生的不確定，抑或公司管理引起的偶然性與故意性之資訊錯誤皆不區分，因為本文之目的在於研究資訊不確定的存在性與程度大小而並非來源。

2.2.2.1 Dechow and Dichev (2002) 模型介紹

根據 Dechow and Dichev (2002) 模型觀點，係依照應計項目與現金流量的關聯性作區隔，透過迴歸方程式將營運資金應計項目當作應變數，而當期、前一期和後一期的營運現金流量當作自變數，再根據迴歸方程中未解釋變異程度高低作為衡量盈餘品質好與差的評斷準則，判斷盈餘品質之迴歸方程如 (5) 式所示：

$$\frac{TCA_{j,q}}{Assets_{j,q}} = \phi_0 + \phi_1 \frac{CFO_{j,q-1}}{Assets_{j,q}} + \phi_2 \frac{CFO_{j,q}}{Assets_{j,q}} + \phi_3 \frac{CFO_{j,q+1}}{Assets_{j,q}} + v_{j,q} \quad (5)$$

其中

$$(1) TCA_{j,q} = \Delta CA_{j,q} - \Delta CL_{j,q} - \Delta Cash_{j,q} + \Delta STDEBT_{j,q}$$

$TCA_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季的總流動應計項目。

$\Delta CA_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季與前一季的流動資產差異數。

$\Delta CL_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季與前一季的流動負債差異數。

$\Delta Cash_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季與前一季的現金差異數。

$\Delta STDEBT_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季與前一季的一年內到期長期負債差異數。

$\Delta STDEBT_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季與前一季的一年內到期長期負債差異數。

$Assets_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季與前一季的平均總資產。

$$(2) CFO_{j,q} = NIBE_{j,q} - TA_{j,q}$$

$NIBE_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季的稅前淨利。

$TA_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季的總應計項目。

$$(3) TA_{j,q} = TCA_{j,q} - DEPN_{j,q}$$

$DEPN_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季的折舊與攤提費用。

(4) $V_{j,q}$: 第 j 家公司第 q 季的誤差項。

上述迴歸模型使用的數據為特定公司於特定季節的財務報表資料，相同產業的公司於相同時點估算一次方程式，為了估算之需要與便利，本文採用適當的產業合併⁵。迴歸殘差標準差 ($\hat{\sigma}(V_{j,q})$) 即為衡量資訊不確定程度的

⁵本文分類標準與經濟新報社之產業分類差異如下：

判斷準則，計算方式是將每一家公司之每一季資料代入具產業特性的(1)式，

先估算迴歸殘差值 ($\hat{V}_{j,q}$)，然後計算每一家公司 q-1 季至 q-4 季對應之四個迴歸殘差值的標準差，此標準差即為該家公司第 q 季的迴歸殘差標準差，亦是衡量該家公司第 q 季資訊不確定程度的判斷指標值。當迴歸殘差標準差愈大則盈餘品質愈差，資訊不確定程度也愈大；反之，當殘差標準差愈小則盈餘品質程度愈好，資訊不確定程度也愈小。此外，由於迴歸方程式中的變數存在落後一期與領先一期的項目，故本文研究期間為民國 82 年第一季到民國 91 年第四季，資料收集的時間起點為民國 81 年第四季到民國 92 年第一季。

2.2.2.2 Dechow, Sloan and Sweeney (1995) 之模型介紹

此模型主要考量管理當局可能操縱賒銷交易，故正常應計項目的估計應排除應收帳款差異數，透過銷貨收入差異數扣除應收帳款差異數與固定資產總額兩項自變數來估計正常應計項目，此外，本文以期初總資產作為平減基礎予以標準化，藉此達到避免公司規模影響應計項目估計值的目的。其預期模型如(6)式所示：

$$\frac{TA_{j,q}}{Assets_{j,q-1}} = \kappa_1 \frac{1}{Assets_{j,q-1}} + \kappa_2 \frac{(\Delta Rev_{j,q} - \Delta AR_{j,q})}{Assets_{j,q-1}} + \kappa_3 \frac{PPE_{j,q}}{Assets_{j,q-1}} + \varepsilon_{j,q} \quad (6)$$

其中： $TA_{j,q}$ 為第 j 家公司第 q 季的總應計項目；

$Assets_{j,q-1}$ 代表第 j 家公司第 q 季的期初總資產；

$\Delta Rev_{j,q}$ 是第 j 家公司第 q 季與前一季的銷貨收入差異數；

經濟新報社之產業分類	本文採用之產業分類
水泥業(11)、鋼鐵業(20)、營建業(25)	營造建材類
食品業(12)	食品類
塑膠業(13)、化工業(17)、橡膠業(21)	塑膠化工類
紡織纖維業(14)	紡織類
電機機械業(15)、電器電纜業(16)	機電類
電子業(23、24、30)	高科技類
航運業(26)、觀光業(27)、百貨業(29)	服務銷售類

$\Delta AR_{j,q}$ 代表第 j 家公司第 q 季與前一季的應收帳款差異數；

$PPE_{j,q}$ 為第 j 家公司第 q 季的財產、廠房與設備總額；

$\varepsilon_{j,q}$ 是第 j 家公司第 q 季的誤差項。

在利用 (6) 式特定產業與特定季節估算出的迴歸參數 ($\hat{\kappa}_1$ 、 $\hat{\kappa}_2$ 、 $\hat{\kappa}_3$) 後，可依 (7) 式計算特定公司的正常應計項目，如下：

$$NA_{j,q} = \hat{\kappa}_1 \frac{1}{Assets_{j,q-1}} + \hat{\kappa}_2 \frac{(\Delta Rev_{j,q} - \Delta AR_{j,q})}{Assets_{j,q-1}} + \hat{\kappa}_3 \frac{PPE_{j,q}}{Assets_{j,q-1}} \quad (7)$$

然後將 $\frac{TA_{j,q}}{Assets_{j,q-1}} - NA_{j,q}$ 代表在第 q 季總應計項目 $AA_{j,q}$ 減掉正常應計項目得到異常應計項目。由於不論是負向或正向的極端異常會計項目都傳達出盈餘反應現金流量的程度較差，故此種盈餘品質的衡量方法得取絕對值，亦即 $|AA_{j,q}|$ 愈大者表示盈餘品質程度愈差，代表資訊不確定程度愈高。

3. 實證結果與分析

3.1 樣本敘述統計量

表 1：盈餘品質指標值之敘述統計資料

盈餘品質	樣本數	平均數	標準差	10%	25%	中位數	75%	90%
$\sigma(\hat{v})$	12,729	0.0155	0.0128	0.0057	0.0082	0.0123	0.0183	0.0279
$ AA $	13,340	0.0393	0.0395	0.0042	0.0110	0.0250	0.0497	0.0861

本文同時研究橫斷面與縱斷面的資料，敘述統計量的樣本來源為民國 82 年至 91 年間，所有符合樣本篩選的上市普通股，根據兩種盈餘品質衡量

指標的計算結果所產生的述統計量如表 1。

根據表 1 內容比較盈餘品質衡量指標的樣本數，由於符合 Dechow and Dichev (2002) 所估算樣本的 $\hat{\sigma}(\nu)$ ，必須具備前四季與後一季的財務資料，故民國 82 年符合樣本篩選條件的公司，必須同時具備民國 81 年四季財務報表資料方可納入符合 $\hat{\sigma}(\nu)$ 計算的樣本資料。符合 Dechow, Sloan and Sweeney (1995) 所提出之模型，僅必須具備前一季的資料，意即民國 82 年符合樣本篩選條件的公司，只要同時具備民國 81 年第四季財務報表資料即可納入 $|AA|$ 計算的樣本資料。符合 $|AA|$ 樣本共有 13,340 筆，符合 $\hat{\sigma}(\nu)$ 樣本的 12,729 筆。此外， $\hat{\sigma}(\nu)$ 的標準差 (0.0128) 較 $|AA|$ 的標準差 (0.0395) 小。 $\hat{\sigma}(\nu)$ 的平均數 (中位數) 為 0.0155 (0.0123)， $|AA|$ 的平均數 (中位數) 為 0.0393 (0.0250)。基於避免離群值影響研究結果的考量，在驗證過程將剔除機率分配極端 5% 的樣本。

3.2 驗證會計異常現象

為了達到本文的研究目的，前提是台灣股票市場須存在會計異常現象，雖然根據相關文獻得知台灣的確存在本文所定義的會計異常現象，但本文為求完整，將民國 82 年至 91 年的樣本分別代入 CAPM 及三因子衡量異常報酬的模式，再次驗證研究樣本是否存在異常報酬現象，結果如表 2 所示。表 2 數據得知淨值/市價比的結果指出多部位減去空部位的投資組合產生的異常報酬範圍為 0.14%~8.5% 之間，益本比基礎的投資組合產生的異常報酬範圍為 7.3%~10.9% 之間，現金流量/市價比基礎的投資組合產生的異常報酬範圍為 0.6%~3.9% 之間。比較三種形成投資組合之指標對應的異常報酬範圍可知，以益本比為基礎形成的投資組合產生之異常報酬較為穩定且高。再者，

觀察兩種不同盈餘品質指標樣本 ($\sigma(\hat{\nu})$ 樣本與 $|AA|$ 樣本) 與兩種異常報酬模型 (CAPM 與三因子), 結果得到空部位的異常報酬皆為負值, 而多部位的異常報酬大多為正值, 符合價值股存在異常報酬的預期。多部位減去空部位所形成的投資組合, 在顯著水準為 10% 的條件下大多存在異常報酬現象, 三因子模型估算的異常報酬值皆比 CAPM 估算的異常報酬值小。由於多部位減去空部位的的投資組合幾乎顯著存在正向異常報酬, 因此可以肯定會計異常現象是存在的, 台灣的股票市場存在會計異常現象。

表 2：極端投資組合之每季平均異常報酬

	$\sigma(\hat{\nu})$ 樣本		$ AA $ 樣本	
	CAPM	三因子	CAPM	三因子
淨值/市價比				
多部位	5.197	0.205	4.614	-0.198
空部位	-3.245	-2.680	-3.588	-0.340
多減空	8.443	2.886	8.202	0.142
t 統計量 (多減空)	3.79***	2.69***	3.68***	0.35
益本比				
多部位	6.720	5.333	5.611	5.298
空部位	-2.197	-5.551	-1.723	-3.142
多減空	8.917	10.884	7.335	8.441
t 統計量 (多減空)	4.78***	5.90***	3.51***	5.29***
現金流量/市價比				
多部位	2.937	1.994	1.022	2.032
空部位	-0.886	-0.224	-0.267	1.423
多減空	3.823	2.218	1.290	0.609
t 統計量 (多減空)	4.18***	2.63***	1.65*	1.06

附註：*：達 10% 顯著水準, **：達 5% 顯著水準, ***：達 1% 顯著水準

3.3 投資組合之多部位與空部位和資訊不確定的關係

假說一希望驗證投資組合之多、空部位皆具較高的資訊不確定，本文採用兩種方法進行驗證。首先，驗證多、空部位包含的股票對應的平均盈餘品質指標值，較中間等份股票對應的平均盈餘品質指標值大，表3呈現此實證結果，極端等份包含樣本的確擁有較差的盈餘品質，只有現金流量/市價比(以 $\hat{\sigma}(\hat{v})$ 為基礎)的結果未達顯著性，平均顯著季節數為32.8季，排除顯著性不

表3：異常等份所包含樣本的平均盈餘品質指標值

	異常等份 (D1=最小等份, D3=最大等份)						
	D1	D2	D3	差異	t 統計量	顯著季節	顯著季節比
淨值/市價比							
$\sigma(\hat{v})$	0.0171	0.0144	0.0145	0.0014	2.90***	36	90.00
$ AA $	0.0366	0.0353	0.0399	0.0029	2.15**	30	75.00
益本比							
$\sigma(\hat{v})$	0.0172	0.0135	0.0154	0.0028	5.96***	37	92.50
$ AA $	0.0352	0.0345	0.0415	0.0038	2.55***	32	80.00
現金流量/市價比							
$\sigma(\hat{v})$	0.0149	0.0140	0.0136	0.0003	0.656	22	55.00
$ AA $	0.0562	0.0258	0.0408	0.0227	14.318***	40	100.00

附註：*：達10%顯著水準，**：達5%顯著水準，***：達1%顯著水準

足的現金流量/市價比(以 $\hat{\sigma}(\hat{v})$ 為基礎)後，平均顯著季節數提高為35季。針對不顯著的現金流量/市價比配之樣本進一步探討，其D1(成長股)

的平均盈餘品質指標值的確比 D2 的平均盈餘品質指標值大，但是 D3（價值股）的平均盈餘品質指標值卻較小（ $0.0136 < 0.0140$ ），即使 D1D3 兩等份的平均盈餘品質指標值較 D2 的平均盈餘品質指標值高，但仍無法達到顯著的統計結果。而由表 3 知大部分極端組合之不確定程度，幾乎都大於中間部分，因此可以初步的確認支持本文假說一的内容。分別比較不同投資組合形成基礎後，發現以益本比為基礎形成投資策略的平均顯著季節數最多，然而，排除顯著性不足的現金流量/市價比（以 $\hat{\sigma}(\hat{\nu})$ 為基礎）後，現金流量/市價比的平均顯著季節數高達 40 季。分別比較兩種盈餘品質衡量指標後，發現 $\hat{\sigma}(\hat{\nu})$ 樣本之益本比結果顯著性最高，然而， $|AA|$ 之現金流量/市價比的顯著性最高，其顯著季節比高達 100%。

驗證假說一的第二種方法，希望證明多、空部位所包含的樣本，皆存在盈餘品質差之樣本（Poor）多於盈餘品質好（Good）之樣本。雖然方法一的結果證明多部位與空部位的盈餘品質的確比中間等份差，然而，此結果卻可能是因為某些樣本的盈餘品質指標值特別高所導致的效果，因此，進一步透過方法二以驗證假說一，且作為後續驗證的基礎。表 4 呈現的是採用方法二驗證假說一的結果，整體而言，不論空部位或多部位包含的樣本皆呈現盈餘品質差的樣本較盈餘品質好的樣本多且比例高。在顯著水準 10% 的前提下，除現金流量/市價比（以 $\hat{\sigma}(\hat{\nu})$ 為基礎）的多部位未達統計顯著外，其餘皆符合預期。如以 $\hat{\sigma}(\hat{\nu})$ 樣本而言，空部位而盈餘品質好的平均樣本數為 24.3 家，空部位而盈餘品質差的平均樣本數為 32 家，因此空部位存在盈餘品質差較盈餘品質好樣本數為多的結果。多部位而盈餘品質好的平均樣本數為 26.3 家，多部位而盈餘品質差的平均樣本數為 28.7 家，因此多部位結果亦符合預期，由此得知多空兩部位皆符合預期結果。就 $|AA|$ 樣本而言，多空兩部位皆符合預期結果，不再贅述。

由於不同時點等份內的樣本數未必相同，因此將樣本數除以等份內樣本總數，獲取相對比例數據進行比較，發現就 $\sigma(\hat{v})$ 而言，空部位而盈餘品質好的平均比例為 27%，空部位而盈餘品質差的平均比例為 34.1%，因此空部位存在盈餘品質差較盈餘品質好樣本數為多的結果。多部位而盈餘品質好的平均比例為 28%，多部位而盈餘品質差的平均比例為 32.4%，數據顯示多部位結果亦符合預期，因此長短部位皆符合預期結果。就 $|AA|$ 樣本而言，亦符合預期，不再贅述。

表 4：極端異常投資組合中盈餘品質好與差的樣本家數及比例

此表呈現極端投資組合（多部位與空部位）包含盈餘品質好之樣本與盈餘品質差之樣本的個數（#樣本數），與佔此等份總樣本數的比例（%比例），盈餘品質好壞的準則在於將所有樣本分別按照盈餘品質指標值（ $\sigma(\hat{v})$ 與 $|AA|$ ）由低到高排序，最小 30%的樣本為『盈餘品質好』（Good），亦即資訊不確定程度低，而最大 30%的樣本為『盈餘品質差』（Poor），亦即資訊不確定程度高。表中的數據為 40 季求得之資料的平均值，『差異』欄的 t 統計量，驗證盈餘品質差之平均比例是否大於盈餘品質好之平均比例。

	$\sigma(\hat{v})$ 樣本				
	盈餘品質好		盈餘品質差		差異
	#樣本數	%比例	#樣本數	%比例	t 統計量
淨值/市價比					
空部位	24	25.7	32	32.9	3.46***
多部位	26	26.4	30	33.2	5.33***
益本比					
空部位	25	27.1	34	34.4	4.99***
多部位	25	25.6	31	34.0	5.47***
現金流量/市價比					
空部位	24	28.3	30	35.1	5.94***
多部位	28	32.1	25	30.0	-1.87

	AA 樣本				
	盈餘品質好		盈餘品質差		差異 t 統計量
	#樣本數	%比例	#樣本數	%比例	
淨值/市價比					
空部位	24	27.6	33	34.4	5.41***
多部位	24	26.1	28	31.6	4.61***
益本比					
空部位	24	28.9	28	34.8	3.04***
多部位	24	28.2	30	36.3	5.46***
現金流量/市價比					
空部位	19	21.1	39	43.8	24.03***
多部位	24	26.4	29	33.2	7.43***

附註：*：達 10%顯著水準,**：達 5%顯著水準,***：達 1%顯著水準

3.4 投資組合產生的異常報酬與資訊不確定的關係

本文假說二希望證明投資組合之多部位減去空部位中，盈餘品質差之股票產生的異常報酬較盈餘品質好之股票高。表 5 主要呈現兩種數據，首先是投資組合多部位減掉空部位是否存在顯著的異常報酬，其次是檢視盈餘品質差的多部位減空部位策略產生之異常報酬，是否可顯著大於盈餘品質好的多部位減空部位策略產生之異常報酬。檢視各種情況下之空部位的異常報酬大多呈現負值，而多部位則呈現正值，投資組合顯然存在顯著的異常現象。針對

對 $\sigma(\hat{v})$ 的樣本且是盈餘品質好的投資組合而言，以 CAPM 估算之異常報酬範圍為 2.2%~8.7%，盈餘品質差之異常報酬範圍為 6.5%~12.8%。而在驗證盈餘品質差的多部位減空部位策略產生之異常報酬，是否可顯著大於盈餘品質好的多部位減空部位策略產生之異常報酬，可以發現不論是淨值/市價比、益本比或現金流量/市價比為基礎所形成的投資組合，皆證明盈餘品質差的樣本產生的異常報酬，較盈餘品質好的樣本大。在三因子異常報酬方面，

表 5：盈餘品質好、差組合之平均每季異常報酬差異與檢定

承續表 4，此表進一步將極端投資組合（多部位與空部位）中個別包含之盈餘品質好與差之樣本透過 CAPM 與三因子報酬模型求算異常報酬值，並且檢視同時持有多部位與空部位形成之投資策略是否可獲得異常報酬，亦即 t 統計量 (L-S) 顯著者表此種策略可產生異常報酬，『差異 (P-G)』則是檢視盈餘品質差的多部位減空部位策略產生之異常報酬，是否可顯著大於盈餘品質好的多部位減空部位策略產生之異常報酬。

	CAPM 異常報酬			
	$\sigma(\hat{v})_{\text{樣本}}$		$ AA _{\text{樣本}}$	
	盈餘品質好(G)	盈餘品質差(P)	盈餘品質好(G)	盈餘品質差(P)
淨值/市價比				
多部位(L)	3.790	8.428	1.960	7.163
空部位(S)	-4.827	-4.354	-4.594	-3.785
多減空部位	8.617	12.782	6.554	10.947
t 統計量(L-S)	4.64***	6.11***	3.73***	5.22***
差異(P-G)	4.165(t=6.52***)		4.393(t=6.33***)	
益本比				
多部位(L)	6.286	7.914	3.685	7.333
空部位(S)	-1.324	-2.077	-2.082	-2.404
多減空部位	7.610	9.991	5.768	9.737
t 統計量(L-S)	3.65***	4.80***	3.00***	5.08***
差異(P-G)	2.831(t=1.74**)		3.970(t=4.17***)	
現金流量/市價比				
多部位(L)	2.220	5.224	1.073	1.006
空部位(S)	-0.030	-1.293	-1.360	-0.450
多減空部位	2.250	6.517	2.433	0.557
t 統計量(L-S)	1.85**	5.22***	0.63	1.78**
差異(P-G)	4.267(t=2.77***)		1.876(t=1.23)	

三因子異常報酬				
	$\sigma(\hat{\nu})$ 樣本		AA 樣本	
	盈餘品質好(G)	盈餘品質差(P)	盈餘品質好(G)	盈餘品質差(P)
淨值/市價比				
多部位(L)	-0.228	3.434	-1.932	2.476
空部位(S)	-4.449	-4.346	-2.599	-1.387
多減空部位	4.221	7.780	0.667	3.863
t 統計量(L-S)	4.22***	6.22***	0.92	4.97***
差異(P-G)	3.559(t=7.03***)		3.196(t=4.30***)	
益本比				
多部位(L)	4.182	6.986	2.555	6.222
空部位(S)	-5.384	-5.138	-4.473	-3.591
多減空部位	9.566	12.123	7.028	9.813
t 統計量(L-S)	4.38***	5.94***	4.15***	6.39***
差異(P-G)	2.557(t=1.72**)		2.785(t=2.51***)	
現金流量/市價比				
多部位(L)	0.929	4.487	2.248	1.729
空部位(S)	-0.024	-0.037	1.356	1.577
多減空部位	0.953	4.884	0.893	0.152
t 統計量(L-S)	0.87	3.59***	0.18	0.803
差異(P-G)	3.931(t=1.65**)		0.741(t=0.51)	

附註：*：達 10% 顯著水準，**：達 5% 顯著水準，***：達 1% 顯著水準

盈餘品質好的投資組合所估算之三因子異常報酬範圍為 0.9%~9.6%，盈餘品質差的投資組合所估算之三因子異常報酬範圍為 4.8%~12.1%，亦驗證盈餘品質差的樣本有較高的異常報酬。在驗證盈餘品質差的多部位減空部位策略產生之異常報酬，是否可顯著大於盈餘品質好的多部位減空部位策略產生之異常報酬方面，也獲得與 CAPM 有相同的結果。針對 |AA| 樣本盈

餘品質好的投資組合，以 CAPM 所估算異常報酬為 2.4%~6.6%，盈餘品質差的投資組合之異常報酬為 0.5%~11.0%，產生的異常報酬較盈餘品質好的樣本大。其中淨值/市價比與益本比為基礎所形成的投資組合，皆證明以會計資訊所形成之投資組合可得到顯著的異常報酬，只有少數之現金流量/市價比的統計顯著性不足，不過異常報酬值仍呈正向 (1.876)。而以三因子為基礎所計算之異常報酬，盈餘品質好的組合異常報酬範圍為 0.6%~7.0%，盈餘品質差的組合異常報酬範圍為 0.1%~9.9%，同樣是現金流量/市價比為基礎所形成的投資組合，雖然異常報酬尚為正值 (0.741)，可惜未達到統計的顯著水準。而在驗證盈餘品質差的多部位減空部位策略產生之異常報酬，是否可顯著大於盈餘品質好的多部位減空部位策略產生之異常報酬方面，幾乎與以 $\hat{\sigma}(v)$ 為基礎所得到的結果相同。比較形成投資組合之三種基礎 (即淨值/市價比、益本比與現金流量/市價比) 產生的異常報酬，可知盈餘品質差組合的異常報酬減去盈餘品質好的組合，所產生的 CAPM 異常報酬大多比三因子異常報酬大。

3.5 投資組合形成後的期間，是否存在盈餘品質差之異常報酬趨向

盈餘品質好之異常報酬現象

假說三希望證明投資組合形成後，隨著時間經過且投資者進行理性學習後，資訊不確定的問題獲得解決，盈餘品質差之股票產生的異常報酬將趨向盈餘品質好之股票。由於驗證假設三必須考量投資組合形成後的異常報酬持續性，因此調整研究期間為民國 82 年至 86 年，而探討投資組合形成後的時間則訂為 20 季，當投資組合形成後的期數 $h=20$ 時，則對照的時間點即為民國 91 年⁶。表 6 結果呈現隨著投資組合形成的時間拉長，投資組合中盈餘品質差的樣本產生的異常報酬漸趨向盈餘品質好的樣本產生的異常報酬。在顯著水準 10% 的條件下，G-P 的迴歸係數皆顯著為正，代表盈餘品質差之樣本產生的異常報酬遞減速度快於盈餘品質好之樣本。此結果亦透露雖然可透過投

⁶進行假設三驗證之前，本文先調整研究時間重新驗證假設二，確認假設二結果存在，接著才驗證假設三。結果仍然印證假說二的結果，為了節省篇幅，將不列出結果。

資組合獲取異常報酬，然而，長期而言異常報酬會隨著不確定的解決而逐漸遞減。除了透過正式的檢定外，本文亦透過繪圖方式觀察異常報酬趨近的現象。

表 6：盈餘品質好、差樣本的異常報酬值
與投資組合形成後季節數之迴歸結果

本表探討投資策略形成後之期間數與異常報酬之間的正負關係，由於考量投資策略形成後必須經過中長期時間才能看出盈餘品質好與差之樣本產生的異常報酬趨向一致，故設定探討投資策略形成後之期間共為 20 季，因此本表的研究期間為民國 82 年至 86 年形成的投資組合，而往後推 20 季則歷經民國 87 年至 91 年，投資策略形成後期間數表 $h=1,2,3,\dots,20$ ，其時間單位為『季』。因此迴歸式的自變數為 h ，對照的應變數為異常報酬值。『G-P』表自變數為 h ，應變數為盈餘品質差之樣本所產生的異常報酬減去盈餘品質好之樣本所產生的異常報酬之差額。

	CAPM 異常報酬			
	$\sigma(\hat{v})$ 樣本		AA 樣本	
	迴歸係數	t 統計量	迴歸係數	t 統計量
淨值/市價比				
盈餘品質好(G)	-0.0013	-3.38***	-0.0008	-3.42***
盈餘品質差(P)	-0.0044	-12.34***	-0.0031	-9.09***
G-P	0.0031	5.00***	0.0021	6.38***
益本比				
盈餘品質好(G)	-0.0008	-4.31***	-0.0004	-2.43***
盈餘品質差(P)	-0.0020	-9.59***	-0.0031	-11.60***
G-P	0.0012	4.64***	0.0027	8.07***
現金流量/市價比				
盈餘品質好(G)	-0.0005	-4.97***	0.0001	1.86
盈餘品質差(P)	-0.0011	-11.62***	-0.0005	-8.09***
G-P	0.0006	3.72***	0.0006	8.29***

三因子異常報酬				
	$\sigma(\hat{v})$ 樣本		AA 樣本	
	迴歸係數	t 統計量	迴歸係數	t 統計量
淨值/市價比				
盈餘品質好(G)	-0.0021	-5.85***	-0.0001	-2.52***
盈餘品質差(P)	-0.0048	-15.98***	-0.0007	-13.99***
G-P	0.0027	5.15***	0.0006	10.53***
益本比				
盈餘品質好(G)	-0.0005	-2.97***	-0.0001	-0.65
盈餘品質差(P)	-0.0015	-10.23***	-0.0010	-11.60***
G-P	0.0011	4.46***	0.0009	4.68***
現金流量/市價比				
盈餘品質好(G)	-0.0001	-1.00	-0.0004	-1.16
盈餘品質差(P)	-0.0014	-13.94***	-0.0002	-4.46***
G-P	0.0013	8.31***	0.0002	4.04***

附註：*：達 10%顯著水準,**：達 5%顯著水準,***：達 1%顯著水準

由圖 1 可知，盈餘品質好、差樣本產生的異常報酬差距，隨投資組合形成期間漸長而呈現遞減狀態，其中盈餘品質差的樣本在投資組合形成後，第 10 期至第 12 期與第 13 期至第 15 期具呈現明顯下降趨勢。盈餘品質好的樣本，則在第 5 期至第 8 期連續下滑，兩者大約在第 14 期至第 15 期之間達到交集，盈餘品質差之樣本修正幅度明顯大於盈餘品質好之樣本。圖 2 顯示盈餘品質好、差樣本產生的異常報酬的差距，隨投資組合形成期間漸長呈現遞減狀態，兩者於投資組合形成後的第 19 期至第 20 期產生交集，且盈餘品質差之樣本修正的幅度仍大於盈餘品質好之樣本。圖 3 亦顯示盈餘品質好、差樣本產生異常報酬的差距呈現遞減狀態，然而兩者並未在投資組合形成後的 20 期內產生交集，在第 18 期產生最接近的結果。因此，當盈餘品質指標值為 $\sigma(\hat{v})$ 且採用 CAPM 衡量異常報酬時，三種衡量方法都顯示盈餘品質好、差樣本的異常報酬會愈來愈接近，尤其淨值/市價比與益本比投資組合形成後的

20 期內呈現交集的現象。若以趨勢而言，三種指標皆驗證盈餘品質好之樣本產生的異常報酬與盈餘品質差之樣本產生的異常報酬，隨時間經過呈現差距遞減狀態，因此可說是支持假說三的一項證據。

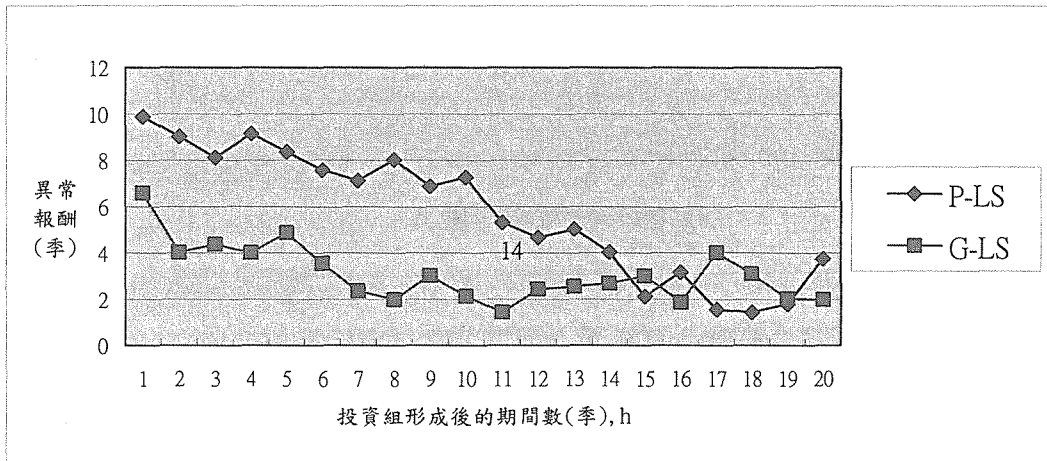


圖 1：盈餘品質指標： $\sigma(\hat{\nu})$ ，投資組合指標：
淨值/市價比，報酬估算模型：CAPM

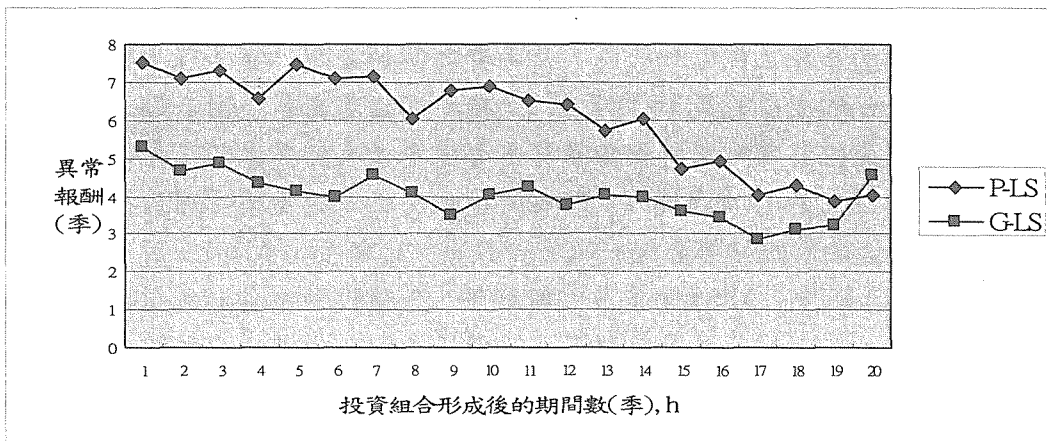


圖 2：盈餘品質指標： $\sigma(\hat{\nu})$ ，投資組合指標：
益本比，報酬估算模型：CAPM

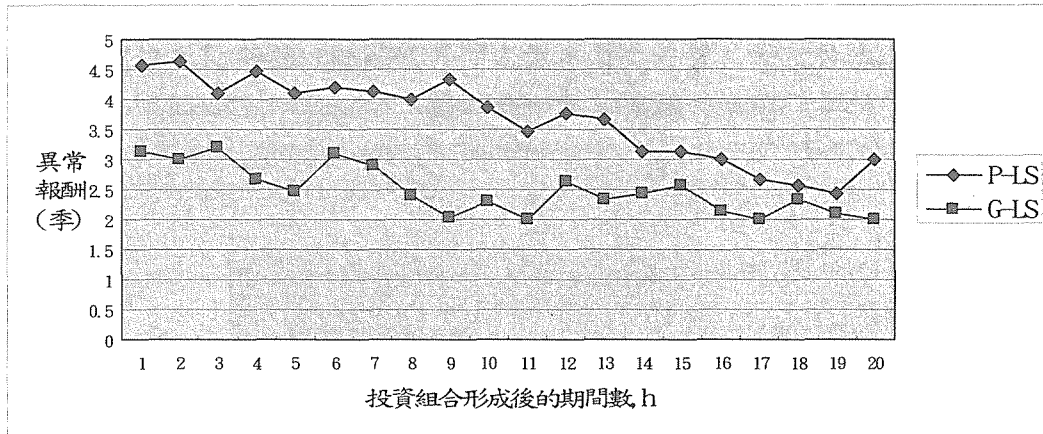


圖 3：盈餘品質指標： $\hat{\sigma}(v)$ ，投資組合指標：
現金流量/市價比，報酬估算模型：CAPM

在三因子模型方面，由圖 4 可知盈餘品質好、差樣本產生的異常報酬的差距呈現遞減狀態，然而，不論是盈餘品質好或差的樣本皆呈現起伏劇烈後趨向一致，與 CAPM 異常報酬相類似的地方在於兩者亦是於投資組合形成後約第 14 期至第 15 期之間獲得交集，盈餘品質差之樣本產生的異常報酬暫時較盈餘品質好的樣本產生的異常報酬來得大。圖 5 顯示盈餘品質好、差樣本產生異常報酬的差距呈現遞減狀態，且兩者之間的差距一直呈現小幅度縮減，到投資組合形成後的第 16 期至第 17 期之間出現交集。圖 6 顯示盈餘品質好之樣本產生的異常報酬與盈餘品質差之樣本產生的異常報酬差距呈現遞減狀態，兩者並在第 19 期到第 20 期之間產生交集，投資策略形成後第 1 期差異性很大，但後來的趨勢漸趨平緩符合預期。比較 CAPM 與三因子模型衡量的結果發現，採用 CAPM 衡量異常報酬下，三種投資組合形成指標的趨勢圖差異性不大，然而採三因子模型下，三種投資組合指標的趨勢圖呈現不同的結果。其中淨值/市價比裡，盈餘品質好之樣本在第 7 期有明顯反彈現象，益本比則顯現兩者差距一直不大，現金流量/市價比呈現兩者於投資組合形成後的前十期差距很大，第 10 期開始差距急遽縮小。雖然有不同型態，但趨勢與方向都符合本文預測。而在以 $|AA|$ 為盈餘品質指標的圖形結果與以 $\hat{\sigma}(v)$ 為盈餘品質指標值的結果類似，不再贅述。

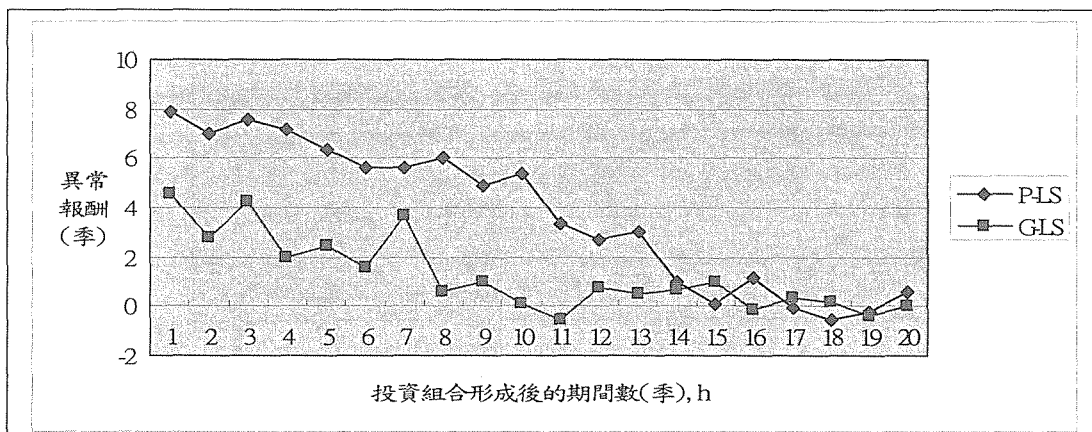


圖 4：盈餘品質指標： $\hat{\sigma}(v)$ ，投資組合指標：
淨值/市價比，報酬估算模型：三因子模型

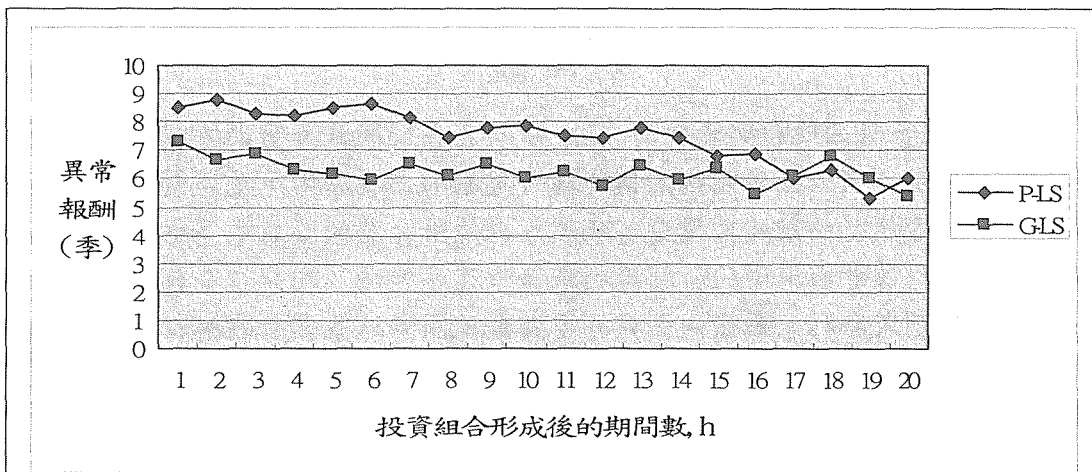


圖 5：盈餘品質指標： $\hat{\sigma}(v)$ ，投資組合指標：
益本比，報酬估算模型：三因子模型

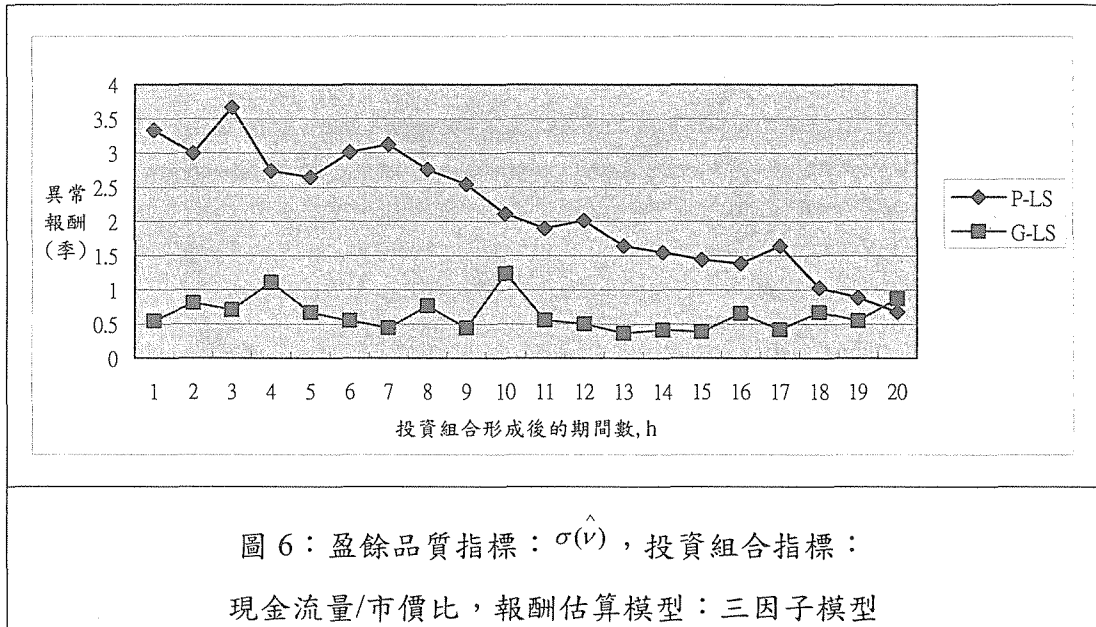


圖 6：盈餘品質指標： $\sigma(\hat{v})$ ，投資組合指標：

現金流量/市價比，報酬估算模型：三因子模型

4. 結論

過去許多有關財務與會計的文獻，多研究在公開且可用的資訊下是否有異常報酬出現。而一些研究將其稱為異常現象的主要原因，是這些報酬是可以使用一些可執行的策略來獲得，既然可以使用公開的資訊或策略來獲得這些報酬，則應該會由市場的套利機制來消除這些報酬，除非這些報酬是無法事先加以規劃與套利。雖然過去有許多文獻試圖對這些異常報酬提出合理的解釋，且獲得統計的顯著水準，但是由於解釋的理由頗為具體或可以事先規劃，很難令人直覺是形成異常報酬的主要因素。

然而在參考以上許多文獻的研究與結果下，本文嘗試從另外一個角度觀察異常報酬，最重要的是要捕捉無法事先規劃與套利的解釋原因，而會計資料無法完全涵蓋的不確定因素正符合此項條件。為了驗證會計異常現象與資訊不確定是否存在關聯性，本文首先觀察極端會計訊號為基礎的交易策略，發現不論是多部位或者是空部位所包含的證券皆具有高度資訊不確定，此尤

其是以 $|AA|$ 為分類標準時可以得到更顯著的結果，可說支持假說一的主張。

在驗證多部位減空部位所產生的異常報酬中，結果亦顯示資訊不確定程度較高的股票的確產生異常報酬，且高於資訊不確定程度較低的股票，符合假說

二的內涵。最後，本文亦證明在資訊不確定漸漸獲得解決後，資訊不確定程度高者所產生的異常報酬會遞減，且收斂至資訊不確定程度低者，此亦符合假說三的主張。總體而言，本文實證結果確認異常報酬的確與會計資訊品質（即資訊不確定程度）存在系統性相關，且表示會計異常現象並不是無風險的套利機會，因為其中隱含資訊不確定之非系統風險。呼應 Easley, Hvidkjaer and O'Hara (2002) 與 Francis, LaFond, Olsson and Schipper (2002) 的實證研究，本文結果可用以解釋為何利用會計訊號形成投資組合可產生異常報酬，本文的結果亦可以合理解釋為何會計異常現象具持續性，此亦傳達套利極限 (limits to arbitrage)⁷ 的概念。

以往國內對於價值股與成長股的研究，多侷限於如何找尋更佳的價值投資策略，意即如何根據會計訊號形成投資策略以獲取異常報酬，而本文之實證結果的貢獻在於驗證資訊不確定這個非系統風險，是否可以成為解釋異常報酬的主要原因，若此前提成立，則亦表示資訊不確定這種非系統風險無法透過多角化分散，投資者當引用會計資料形成投資策略時應該提高必要報酬。根據 Bravand and Heaton (2002) 比較兩種造成異常現象之理論，可知不論投資者為非理性行為或資訊結構不完全導致異常現象，終會隨投資者的理性行為而解決，因此本文驗證的結果將不受到投資者是否理性與否的假設而有所侷限或產生不同的結果。

6. 參考文獻

- 汪彥銘 (民 90)，台灣地區股票型共同基金之特色研究，國立中山大學財務管理學研究所未出版碩士論文。
- 林季甫 (民 87) 價值特徵在台灣股票市場之實證研究，國立政治大學財務管理研究所未出版碩士論文。
- 莊智有 (民 88)，台灣股市元月效應成因之探討-綜合實證研究，中原大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 陳妮雲 (民 92)，成長型與價值型公司分類穩定性、財務特性和股票報酬率，*今日會計*，第 90 卷，34-69 頁。

⁷行為財務學以展望理論 (prospect theory) 為基礎，加上其他心理學與行為學對於投資人行為模式的發現，對效率市場假說的三個假設提出質疑，內容包括 (1) 以正常 (normal) 行為取代理性行為；(2) 投資人的非理性行為並非隨機產生的；(3) 套利會受到一些條件的限制，使其不能發揮預期中的力量，稱之為套利的極限 (limits of arbitrage)。

- 黃俊榮 (民 83), 台灣股票市場日曆異常現象之探討-各類指數報酬率分析與比較, 國立中正大學財務金融研究所未出版碩士論文。
- 黃淑娟 (民 87), 傳統的與強化的價值導向投資策略在臺灣股票市場之實證研究, 國立政治大學財務管理研究所未出版碩士論文。
- 楊朝成與林容如 (民 82), 規模效果、本益比效果與一月效應-台灣股市之實證研究, *社會科學論叢*, 第 41 卷, 161-184 頁。
- 劉秉龍 (民 91), 成長型與價值型投資策略之實證分析-以台灣股票市場為例, 靜宜大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 劉麗瑜 (民 80), 台灣股市之一月效果與其形成因素之探討, 國立台灣大學商學研究所未出版碩士論文。
- 蔡憶唐 (民 92), 台灣股市『反向操作』策略績效探討, 輔仁大學管理學研究所未出版碩士論文。
- 鄭雅如 (民 90), 動能策略與股票風格在台灣股市的實證研究, 國立政治大學財務管理研究所未出版碩士論文。
- 嚴信輝與丁緯 (民 91), 我國成長型與價值型電子股財務特性之比較, *會計研究月刊*, 第 195 期, 131-137 頁。
- Banz, Rolf, W. (1981), "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Bauman W. S., C. M. Conover and R. Miller (1998), "Growth versus Value and Large-Cap versus Small-Cap Stocks in International Markets," *Financial Analysts Journal*, 54(2), 75-89.
- Brav, A. and J. B. Heaton (2002), "Competing Theories of Financial Anomalies," *Review of Financial Studies*, 15(2), 575-606.
- Chan, L., Y. Hamao and J. Lakonishok (1991), "Fundamental and Stock Return in Japan," *Journal of Finance*, 46(5), 1739-1764.
- Cpual, C., I. Rowley and W. Sharpe (1993), "International Value and Growth Stock Return," *Financial Analysts Journal*, 49(1), 27-36.
- Dechow, P. and I. Dichev (2002), "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review*, 77(4) (Supplement), 35-59.
- Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney, 1995, "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.

- DeGroot, M. H. (1970), *Optimal statistical Decisions*. McGraw-Hill, New York.
- Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O'Hara (2002), "Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?" *Journal of Finance*, 57(5), 2185-2221.
- Fama, E. F. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F., and K. R. French (1992), "The Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E. F., and K. R. French, (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F., and K. R. French, (1995), "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns," *The Journal of Finance*, 50(1), 131-155.
- Fama, E. F., and K. R. French, (1996), "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Francis, J., R. LaFond, and P. Olsson (2003), "Accounting Anomalies and Information Uncertainty," *Social Science Research Network*, 1-56.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson and K. Schipper (2002), "The Market Pricing of Earnings Quality," *Duke University and University of Wisconsin*, working paper.
- Grauer, R. R. (1999), "On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns, Betas and Size," *The Journal of Finance*, 54(2), 773-789.
- Grinold, R. C. and R. N. Kahn (1992), "Information Analysis," *Journal of Portfolio Management*, 18(3), 14-21.
- Keim, D. B. (1983), "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics*, 12(1), 13-32.
- Lakonishok, J., A. Shleifer and R. Vishny (1994), "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk," *Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578.
- Lakonishok, J., and S. Smidt (1988), "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective?" *Review of Financial Studies*, 1(4), 403-425.
- Merton, R.C. (1987), "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information," *Journal of Finance*, 42(3), 483-510.
- Olsen, Robert A. (1998), "Behavioral Finance and its Implications for

Stock-Price Volatility,” *Financial Analysts Journal*, 54(2), 10-18.

Raedy, J. S. (2000) , “A Reconciliation of Stock Market Anomalies,” *Working paper, University of North Carolina.*

Reinganum, Marc (1983) , “The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January : Empirical tests for tax-loss selling effects,” *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89-104.

Statman, Meir (1995) , “A Behavioral Framework for Dollar-Cost Averaging,” *The Journal of Portfolio Management*, 21(1), 70-78.