

由心理學經驗法則觀點探討盈餘預測之偏誤 類型：併論盈餘水準之影響

顏信輝* 丁緯**

摘要

過去探討分析師盈餘預測偏誤類型之研究，有過度樂觀、過度反應及反應不足三種不同發現，難以相互調和。因此，本研究由心理學之經驗法則觀點出發，探討我國分析師與公司管理當局之盈餘預測，究竟屬於何種偏誤類型。此外，最近之研究亦指出，盈餘預測偏誤與盈餘水準間存有密切關聯，故本研究也分析盈餘水準高低與盈餘預測偏誤程度之關係，並了解控制盈餘水準後，盈餘預測偏誤類型之結論是否造成改變。本研究根據民國 87 至 91 年台灣上市、櫃公司進行迴歸分析，結果支持過度樂觀偏誤類型之解釋。在盈餘水準方面，發現盈餘水準與過度樂觀偏誤程度存有顯著之負相關，而加入此變數後迴歸模式之解釋力也顯著提昇，唯對原所發現之過度樂觀偏誤類型結論仍然成立。

關鍵詞：盈餘預測偏誤、經驗法則、過度樂觀、盈餘水準

* 淡江大學會計學系副教授

** 淡江大學管科所會計組博士班研究生

The Type of Earnings Forecast Error and the Effect of Earnings Level: Psychological Heuristic Viewpoint

Sin-Hui Yen^{*} Wei Ting^{}**

Abstract

Many studies explored analysts' forecast error type; however, the results were mixed. All of the over optimism, over-reaction, and under-reaction types were supported. Based on psychology's heuristic viewpoint, this study explores analysts' and management' earnings forecast error type. In addition, the relationship between the earnings level and forecast error is investigated. Our results, according to the forecasted data from year 1998 to 2002 in Taiwan security market, support the overly optimistic forecast error type and the significantly negative relationship between earnings level and overly optimistic forecast error. After controlling the earnings level, the explanation ability of regression model was significantly increased and the finding of optimistic forecast error still existed.

Key Words: Earnings forecast error, Heuristic, Overly optimistic, Earnings level

^{*} Department of Accounting, Tamkang University

^{**} Department of Accounting, Tamkang University

壹、前言

分析師及公司管理當局所提供之盈餘預測，一直是國內外投資者進行股票投資時之重要參考資訊(King, Pownall & Waymire, 1990; Hirst, Koonce & Miller, 1999)，然而過去許多國外之研究發現分析師並無法充分且即時的反應資訊，其盈餘預測普遍存在系統性偏誤。不過各研究所發現之分析師盈餘預測偏誤類型，卻存在相當大之分歧，其中過度樂觀(over optimistic)、過度反應(over-reaction)與反應不足(under-reaction)都是文獻上曾被提及且獲實證支持之偏誤類型。近年來，國外開始有學者嘗試結合心理學之理論，由認知觀點來解釋引起分析師盈餘預測偏誤之認知過程，其中人類認知過程之“經驗法則”(heuristics；或譯作“捷思”)運作，曾被國外行為財務學者引為解釋分析師盈餘預測偏誤之理論基礎。所謂經驗法則係指人類在形成判斷時，為了減少認知上之負擔，常會捨棄較複雜之決策程序而依賴經驗上直覺可行之快速思考途徑。在多數情況下經驗法則通常不失為有效率之判斷形成工具，但在特定條件下卻也是違反規範性邏輯之判斷偏誤來源。

國外有許多研究均指出，分析師進行盈餘預測時會產生“過度樂觀”之系統性偏誤(Francis & Philbrick, 1993; Hansen & Sarin, 1997; Easterwood & Nutt, 1999)。Amir and Ganzach(1998) 係採“仁慈經驗法則”(leniency heuristic)來解釋分析師過度樂觀之偏誤；而DeBondt and Thaler(1990) 及Hansen and Sarin(1997) 則認為分析師進行盈餘預測時會產生過度反應之系統性偏誤，他們則認為可能是分析師使用了“代表性經驗法則”(representativeness heuristic)進行判斷使然。另一方面，Lys and Sohn(1990), Abarbanell(1991), Abarbanell and Bernard (1992), Ali, Klein and Rosenfeld(1992) 及Elliot, Philbrick and Wideman(1995) 之研究則認為分析時進行財務預測時會產生“反應不足”之系統性偏誤，Amir and Ganzach進一步將反應不足之偏誤與心理學之“定錨調整經驗法則”(anchoring and adjustment heuristic)做一連結。

由於上述研究者所採行之定義與樣本分類標準之不盡相同，引用之理論基礎也不一致，所以導致實證發現分析師盈餘預測之偏誤類型（過度樂觀、過度反應或反應不足）不同。而過度樂觀、過度反應與

反應不足之現象，在某些條件下，本質可能是相同的，但在某些情況下，他們又是相互矛盾的。例如，如果出現好消息，則過度樂觀之分析師會出現盈餘往上調整過度之反應過度現象；但若出現壞消息，則過度樂觀之分析師應會出現盈餘往下調整不足之反應不足現象。所以前述分析師盈餘預測偏誤之三種類型，究竟哪種較具有解釋力，值得進一步調和之。而且國內也尚未見有研究將分析師盈餘預測偏誤與心理學之經驗法則直接連結，因此激發本研究基於心理學經驗法則之觀點，採更細膩之樣本特性分類（公司之好壞與消息之好壞），來解釋分析師盈餘預測偏誤類型之研究動機。

此外，除了分析師以外，企業管理當局也會發佈盈餘預測，國內外文獻均較少探討公司管理當局盈餘預測之偏誤類型，究竟企業管理當局之盈餘預測與分析師之盈餘預測，是否呈現類似之偏誤類型？還是除了認知限制上，管理當局與分析師分別還有不同之策略性考量，因而可能出現不同之偏誤類型？也是一值得探討之議題。由於過去尚未見有直接比較分析師與管理當局盈餘預測偏誤類型之研究，故本研究第二個研究動機為基於心理學經驗法則之觀點，採更細膩之樣本特性分類（公司之好壞與消息之好壞），來解釋企業管理當局盈餘預測之偏誤類型。

早期探討盈餘預測偏誤之研究並未控制企業之盈餘水準高低，但最近之研究指出，分析師盈餘預測之偏誤可能與企業盈餘水準(earnings level)之高低有所關聯(Bulter & Saraoglu, 1999; Brown, 2001)。例如 Hwang, Jan and Basu(1996), Eames, Glover and Kennedy(2002) 及Eames and Glover(2002)均發現對於盈餘水準較高之公司，分析師會傾向做出過度悲觀之盈餘預測；反之，當公司之盈餘水準較低時，分析師則會做出過度樂觀之判斷。同時Eames and Glover(2003)之研究顯示，在控制盈餘水準後，分析師之盈餘預測偏誤之程度就減緩許多。因此本研究之第三個研究動機為，分析盈餘水準變數與盈餘預測偏誤程度之關係，並比較在控制盈餘水準前後，所發現之偏誤類型是否有所重大差異。此發現可供後續盈餘預測偏誤之研究者，於研究變數選擇上之參考。

緣此，本研究將以我國分析師及公司管理當局之盈餘預測為研究對象，根據財測消息之好壞與公司之好壞加以分類，探討我國分析師

與公司管理當局盈餘預測之偏誤類型，並分析盈餘水準與盈餘預測錯誤之關聯性。具體而言，本研究主要研究目的如下：

1. 由心理學之經驗法則觀點，探討分析師盈餘預測之偏誤類型。
2. 由心理學之經驗法則觀點，探討企業管理當局盈餘預測之偏誤類型。
3. 探討企業盈餘水準與盈餘預測之偏誤程度之關聯。
4. 分析於控制盈餘水準前後，分析師（或公司管理當局）盈餘預測之偏誤類型是否有所改變。

本研究根據民國 87 至 91 年的 3,231 筆台灣上市與上櫃公司之分析師盈餘預測，以及 3,625 筆公司管理當局之財務預測為研究樣本，採迴歸分析檢定研究假說。研究結果顯示，在偏誤類型之方面，整體而言不論分析師或是管理當局均呈現過度樂觀之系統性偏誤。在控制盈餘水準後，雖並未重大改變偏誤之類型，但盈餘水準與預測錯誤的確具有顯著關係，即盈餘水準較高之公司，過度樂觀之偏誤情形較不嚴重，而且模式之解釋力也能重大提升，與 Eames and Glover(2003) 等之研究一致。

本文之結構如下：除第一節說明研究動機與主要發現外，第二節為文獻探討與研究假說之建立，第三節為研究方法，分別說明研究變數之操作型定義、模型之建立以及樣本之選取，第四節則為研究結果，最後為研究之結論、限制與後續建議。

貳、文獻探討與研究假說

本節依序說明有關分析師進行財務預測偏誤類型之相關研究，以及偏誤類型與心理學相關經驗法則之關係，並建立盈餘預測偏誤類型之三個競爭性假說。此外，也回顧盈餘預測偏誤與盈餘水準關係之相關文獻，並建立盈餘水準相關之二個研究假說。

一、過度樂觀偏誤與仁慈經驗法則

許多研究之發現均支持分析師之預測常是過度樂觀的(over optimistic)，例如 Fried and Givoly(1982), O'Brien(1988), Kang, O'Brien and Sivaramakrishnan(1994) 及 Dreman and Berry(1995)...等。DeBondt and Thaler(1990)蒐集美國 1976 年至 1984 年之分析師財務預測資料進

行研究，結果顯示分析師財務預測係傾向過度樂觀。Bonner, Walther and Young(2003) 及 Richardson Teoh and Wysocki(2001)之研究亦均發現，分析師對於其原來所作之盈餘預測修正，方向上都是隨著時間的經過而往下調整，此顯示分析師早先所做的盈餘預測是過度樂觀的。Amir and Ganzach(1998)分別測試二個參考點（前期實際之盈餘、與前次之財務預測值），也均發現分析師之財務預測判斷，呈現過度樂觀之系統性偏誤。

Francis and Philbrick(1993)提出管理當局關係假說(management relations hypothesis)以解釋分析師傾向提出樂觀盈餘預測之原因：亦即分析師會為了“取悅”管理當局，以利接取管理當局之私有資訊而刻意提出超過其真實預期之盈餘預測。Das, Levin and Sivaramakrishnan(1998) 及 Drucker and Sapsford(2002)也對此假說提出實務觀察實例之佐證，發現分析師會為了和公司管理當局維持良好之關係，進而做出過度樂觀之財務預測，因此，對於盈餘預測較為困難之公司，分析師將會為了從公司管理當局處獲得更多之資訊，進而呈現更為嚴重之過度樂觀偏誤。Darrough and Russell(2000)則指出分析師之樂觀偏誤可能是認知之心理機制所造成，亦即分析師產生圈內人偏誤(insider bias)，因為分析師長期與管理當局接觸，在心理層次上他們覺得係與管理當局為同一立場，故在判斷上會呈現樂觀之傾向。前述看法與 Amir and Ganzach 所提出之分析師運用了心理學之仁慈經驗法則(leniency heuristic)精神是類似的。

除了前述仁慈經驗法則解釋分析師過度樂觀之行為外，其他之可能解釋尚有如下數端：(1)分析師多受券商所聘僱，所以提出樂觀之預測有助鼓勵投資者購買股票(Schipper, 1991)，(2)研究上獲得樂觀之發現可能是分析師對於有不利前景之企業失去興趣，或他們對此類企業之盈餘預測多不公佈(McNichols & O'Brien, 1997)。此外，Abarbanell and Lehavy(2000)更提出分析師過度樂觀之另一原因，導因於管理當局選擇性的提供偏頗之資訊或是企業盈餘管理之行為使然。

在影響樂觀程度變數之研究方面，Francis and Philbrick(1993) 及 Kim and Lustgarten(1998)均發現當分析師提出較不利之推薦時，更會出現較大之樂觀預測偏誤，其目的乃在欲修補提出不利推薦時對管理當局關係所產生之傷害。Das *et al.* (1998) 則發現當企業之盈餘可預測

性較低時，分析師之樂觀偏誤更為嚴重。Francis and Philbrick(1993)則發現分析師於推薦“出售”股票時較推薦“持有”股票時，更會呈現過度樂觀。

然而亦有學者質疑分析師刻意提出樂觀之盈餘預測，並不能取悅管理當局，也無助改善私有資訊之獲得。例如 Jorge and Rees(2000)於訪談西班牙經理人後發現，反而是較常見到管理當局係提供更多（而非更少）資訊給報導不利盈餘預測之分析師。此外，也有相當多之研究顯示，樂觀之盈餘預測反而續後造成負面之異常盈餘(negative earnings surprises)，進而會對股價造成負面之衝擊；相反的，精確或是悲觀之盈餘預測，才會與後續正面之股票市場反應有關(Bartov, Givoly & Hayn, 2002; Kinney, Burgstahler & Martin, 2002; Kasznik & McNichols, 2002)。Burgstahler and Eames(2002)更提出了實證證據說明管理當局會同時利用向上之盈餘管理策略以及誘導分析師向下預測盈餘之策略來避免出現負的異常盈餘。Abarbanell and Lehavy(2003)也發現管理當局為了以後能擊敗盈餘預測，故一開始會產生較大之悲觀預測。因此，這些發現與前段主張分析師利用樂觀盈餘預測來維持管理當局關係之邏輯是相反的。Matsumoto(2002)認為經理人員反而是偏好分析師提出悲觀之預測以避免爾後出現負面之異常盈餘而造成股價下跌，該研究之結果也支持此推論。

由上述文獻可知，分析師進行財務預測時是否出現過度樂觀，結果並不穩定，根據 Hansen and Sarin(1997)之研究，此與市價盈餘比之高低有關。而且過度樂觀有時係表現出過度反應之現象，有時卻應該是表現出反應不足，需視消息好壞而定。例如，對好消息而言，過度樂觀意味著向上調整過度（反應過度）；反之，對壞消息而言，過度樂觀應呈現向下修正不夠（反應不足）。所以本研究認為應對公司特性與消息種類都加以控制，才可清楚了解過度樂觀、過度反應與反應不足三種偏誤類型之關係。

此外，過去研究也有支持管理當局之盈餘預測係呈現過度樂觀之傾向(Mcconomy, 1998)，雖然引起管理當局過度樂觀之動機可能與分析師不盡相同（例如管理當局無須如同分析師為取悅管理當局而刻意提出樂觀的預測），但管理當局也可能為了其他之原因（如維持股價），

於進行財測時，自覺或是不自覺的運用了仁慈經驗法則。因此，本研究也一併探討管理當局之財測是否受到仁慈經驗法則之影響。

二、過度反應偏誤與代表性經驗法則

Kanheman and Tversky(1973)指出，代表性經驗法則係指人們進行決策時，常在記憶中搜尋相似的經驗（例如該公司具備好公司之特質），並依此過去之記憶形成一刻板印象，來做為判斷之依據（例如好公司之未來盈餘應該不差），因而可能造成判斷之偏誤。例如，當好公司又出現了好消息時，則此好消息與分析師印象中之好公司特性一致，故此好消息反應在對未來盈餘之預測時，可能會出現過度向上修正之反應；同理，如果壞公司又面臨了壞消息，則此壞消息與分析師之壞公司印象一致，故會出現分析師過度向下修正之反應。Amir and Ganzach(1998)將分析師進行財務預測時過度反應之現象，與此代表性經驗法則做一連結，認為分析師在進行財務預測時，若是沒有一個顯著之定錨點存在，則會以代表性經驗法則來進行財務預測，過度依據公司過去財務狀況之良莠來作判斷，因而產生過度反應之系統性偏誤。

DeBondt and Thaler (1985)以紐約證券交易所(NYSE)普通股股票之月資料為研究對象，檢定前期表現較優之股票與前期表現較差之股票之累積平均報酬是否顯著異於 0。研究結果顯示，市場上呈現相當顯著之過度反應的現象：(1)方向效果方面：過去表現較佳之投資組合，其超額報酬低於市場報酬約 5%，而過去表現較差公司之投資組合，其超額報酬高於市場報酬約 19.6%，故過去表現較差之投資組合的累積超額報酬優於過去表現較好之投資組合；(2)幅度效果方面：價格變動幅度越大時，反向價格之變動幅度亦會越大，且過去表現較差之投資組合的變動幅度較過去表現較優之投資組合為大。DeBondt and Thaler 之研究結果顯示投資人對於過去股市的輸家會過度悲觀，而對過去的贏家會過度樂觀，結果使得股價和基本面價值差異很大，因此最後會有正或負超額報酬之出現。而此一現象可能是因為投資人運用代表性經驗法則，以過去刻板印象做為判斷之基礎所造成。

在分析師之盈餘預測判斷方面，DeBondt and Thaler(1990)蒐集 1976 年至 1984 年之資料，以財務分析師預測今年盈餘之改變為自變

數，公司今年盈餘之實際改變為應變數。研究結果顯示，具有專業知識之財務分析師仍和一般之投資大眾一樣，對公司之盈餘宣告有過度反應之系統性偏誤。而在其文中亦有提及，分析師偏誤之形成可能是因為分析師根據企業上期實際之盈餘數字進行財務預測，進而產生過度反應之現象，亦即分析師會因為企業過去之盈餘表現而產生代表性之判斷偏誤。Amir and Ganzach(1998) 也認同此一推理，進一步的將過去研究所探討過度反應之現象，與代表性經驗法則做一明確之連結，認為分析師會因為公司過去之表現較好(較差)，而在進行盈餘預測時，利用代表性經驗法則，進而對公司過去之表現產生了過度反應之現象。

不過前述學者將股市或分析師之過度反應現象與心理學代表性經驗法則直接做連結，其有效性仍待檢定。例如，當分析師印象中將某公司歸類為好公司時，如果獲到好消息時，則基於代表性經驗法則形成判斷之分析師，將會對此一好消息過度樂觀，因此的確應該是產生盈餘向上調整過度之過度反應偏誤；然而，當壞消息出現時，則基於代表性經驗法則之分析師因為對好公司是有過度信心(過度樂觀)，故應會對該壞消息呈現調整不足之現象。同理可推得，如果分析師真是基於代表性經驗法則形成判斷，則對印象中之壞公司應沒有信心(過度悲觀)，故對好消息反會調整不足，而對壞消息會過度反應。因此，本研究認為要清楚區別分析師盈餘預測之偏誤類型，有必要對樣本更細膩之分類為好壞公司及好壞消息。

三、反應不足偏誤與定錨調整經驗法則

心理學家提出“定錨與調整經驗法則”來解釋人類之信念修正過程。所謂定錨與調整係指人們之判斷常會先定位在某一起點(定錨點)，然後再根據相關訊息，對此一定錨點進行調整，而調整過程中常出現“方向正確但調整不足”之特性，因此如果一開始之信念是定錨於較高之點時，最後之信念修正會較一開始定錨於低點時更為高。是故即使一開始之起始值為無意義的定錨點，也仍會有系統的影響人類之最終判斷(Tversky & Kahneman, 1974)。

在股市投資報酬之分析上，Cutler, Porterba and Summers(1989)發現當公司有重大消息發生時，投資人通常無法對此一消息做出迅速立

即的反應，故公司股價在消息發布時，僅有少許的起伏變動，而在經過一段時間之後，公司之股價反而才會在沒有什麼大消息發生時出現落後的補充變動現象（補漲或補跌）。Cutler, Porterba and Summers (1991)也發現股票投資之短期報酬率（短於一年期者）會呈現正的自我相關現象，此種正的自我相關現象意謂著，投資人無法及時且足夠的對於新的消息有所反應，故股價在消息公佈之初會呈現反應不足之現象，其後才會隨著時間之經過逐漸的反應出來。這種股市對消息無法立即充分反應之發現與定錨調整經驗法則之精神一致。

在分析師之盈餘預測方面，也有反應不足之實證出現。例如 Abarbanell and Bernard(1992)蒐集 1976 至 1986 年美國財務分析師的盈餘預測資料和公司實際的盈餘資料，探討美國財務分析師對公司盈餘宣告的反應情形。該研究以財務分析師今年之盈餘預測錯誤數為應變數，公司去年的盈餘改變數為自變數，探討財務分析師的反應行為。研究結果顯示，財務分析師對公司之盈餘宣告有反應不足的情形存在。此外，他們亦藉由計算財務分析師預測錯誤間的自我相關，了解分析師之反應行為，結果亦發現存在反應不足之現象。Mande and Kwak(1996)則以 1989 年至 1990 年日本之財務分析師為對象，研究結果顯示，日本之財務分析師進行財務預測時存在反應不足之現象，而且此一反應不足之情形，在針對擁有較高常續性盈餘之公司最為明顯。

LaPorta (1996)探討分析師盈餘預測，與公司股價間之關係。研究結果顯示，被分析師預期低盈餘成長的公司股價在盈餘宣告日會揚升，但是被分析師預期高盈餘成長的公司股價在盈餘宣告日會下跌，該研究認為主要原因在於分析師(與市場)會過度根據過去的盈餘變化來做預測（此形成下次信念修正之定錨點），然而，當有關盈餘的新消息產生時，分析師受到定錨與調整經驗法則之影響，無法迅速且足夠之反應新公佈之消息。Amir and Ganzach(1998)將分析師進行財務預測所出現之反應不足偏誤，與前述定錨調整經驗法則做一連結。他們認為分析師財務預測時，若有一明顯之定錨點存在（例如上次之財務預測），則會過度信賴此一定錨點，透過定錨與調整之程序來形成最後判斷，因為定錨調整之調整不足特性，使得分析師之判斷無法立即充分反應新訊息，進而造成反應不足之現象，該研究也實證支持此推論。

根據前述推論，本研究認為如果採定錨調整經驗法則來解釋分析師之盈餘預測偏誤類型，則當公司（不論好壞公司）發生好消息時，將對此一好消息向上調整不足，因此出現過度悲觀之偏誤方向。反之，當公司發生壞消息時，則分析師則會對此壞消息呈向下調整不足，因此出現過度樂觀之偏誤方向。所以同樣是反應不足之偏誤，會因消息之好壞而出現完全不同之偏誤類型（過度樂觀或過度悲觀）。因此本研究認為要清楚的區分出分析師之偏誤類型，應對樣本做更細膩之分類（區分好壞消息與好壞公司）。

四、盈餘預測偏誤類型之彙總比較與研究假說之形成

根據前述文獻回顧，可知分別有文獻支持分析師（公司管理當局）盈餘預測會出現過度樂觀、過度反應或反應不足偏誤類型。雖然他們分別引用心理學之不同經驗法則（仁慈、代表性與定錨調整）來解釋，但由本文之分析中也得知，過去研究所稱之過度樂觀有時係與過度反應是相同意義的，但有時卻是相反的，反而是與反應不足意義相同。本研究也提出要更清楚了解分析師之偏誤類型，則有必要對樣本進一步區分為好、壞公司，且對消息進一步區分為好、壞消息，才能得到更無爭議的推論。

在對樣本進行前述分類後，本研究提出下列三個競爭性之研究假說(H1a、H1b、H1c)，以探討何種偏誤類型較能解釋分析師之盈餘預測判斷：

- H1a-1：**如果分析師使用仁慈經驗法則進行盈餘預測，則對好消息而言（不論好壞公司）會出現反應過度之現象；反之，對壞消息而言會出現反應不足之現象。（不論好壞消息均會過度樂觀）
- H1a-2：**如果公司管理當局使用仁慈經驗法則進行盈餘預測，則對好消息而言（不論好壞公司）會出現反應過度之現象；反之，對壞消息而言會出現反應不足之現象。（不論好壞消息均會過度樂觀）
- H1b-1：**如果分析師使用代表性經驗法則進行盈餘預測，則對好（壞）公司之好（壞）消息而言，會出現反應過度之現象，但對好

(壞)公司之壞(好)消息而言,會出現反應不足之現象。
(對好公司會過度樂觀,而對壞公司會過度悲觀)

H1b-2: 如果公司管理當局使用代表性經驗法則進行盈餘預測,則對好(壞)公司之好(壞)消息而言,會出現反應過度之現象,但對好(壞)公司之壞(好)消息而言,會出現反應不足之現象。(對好公司會過度樂觀,而對壞公司會過度悲觀)

H1c-1: 如果分析師使用定錨調整經驗法則進行盈餘預測,則不論對好壞公司或好壞消息而言,均會出現反應不足之現象。(對壞消息會過度樂觀,而對好消息會過度悲觀)

H1c-2: 如果公司管理當局使用定錨調整經驗法則進行盈餘預測,則不論對好壞公司或好壞消息而言,均會出現反應不足。(對壞消息會過度樂觀,而對好消息會過度悲觀)

前述三個競爭性假說,以過度反應與反應不足之方向彙述如表 1。

表 1 經驗法則與分析師之財務預測錯誤偏誤之預期方向

	仁慈經驗法則	代表性經驗法則	定錨調整經驗法則
好公司			
好消息	(向上)過度反應 (即過度樂觀)	(向上)過度反應 (即過度樂觀)	(向上)反應不足 (即過度悲觀)
壞消息	(向下)反應不足 (即過度樂觀)	(向下)反應不足 (即過度樂觀)	(向下)反應不足 (即過度樂觀)
壞公司			
好消息	(向上)過度反應 (即過度樂觀)	(向上)反應不足 (即過度悲觀)	(向上)反應不足 (即過度悲觀)
壞消息	(向下)反應不足 (即過度樂觀)	(向下)過度反應 (即過度悲觀)	(向下)反應不足 (即過度樂觀)

五、盈餘水準與盈餘預測偏誤之相關文獻

近年來許多學者認為“盈餘水準”(earnings level)為探討分析師之偏誤類型(樂觀或是悲觀)之重要變數(Butler & Saraoglu, 1999; Brown, 2001),而許多研究發現,當公司之盈餘水準較高時,將導致過度悲觀

之預測偏誤；而當盈餘水準較低時，則將產生過度樂觀之預測偏誤(Hwang *et al.*, 1996; Eames *et al.*, 2002; Eames & Glover, 2002)。Eames and Glover 之研究除支持上述結果外，也發現在加入盈餘水準後，其迴歸模式之整體解釋能力大幅提昇，且原來許多解釋盈餘預測偏誤之變數將被此一因素（盈餘水準）取代，因而他們認為盈餘水準是影響盈餘預測錯誤類型之重要因素。故過去未控制盈餘水準之盈餘預測偏誤相關研究，其結論之有效性可能需進一步測試。

此外，Eames and Glover(2003)也發現盈餘預測錯誤之程度與盈餘水準間存有負相關，及盈餘水準愈高（愈低）之公司其財務預測偏誤將會愈不嚴重（愈為嚴重），而 Brown(2001), Hwang *et al.*(1996), Eames *et al.*(2002) 及 Eames and Glover(2002)之研究也有類似之發現。此可能因為盈餘較高之公司，平時受到分析師較大之追蹤與關心，因此盈餘預測之偏誤就相對較小。

因此綜合前述文獻，本研究對於盈餘水準與分析師盈餘預測偏誤關係，提出下列兩個研究假說：

H2：企業之盈餘水準越低，則盈餘預測過度樂觀偏誤程度將會越為嚴重。

H2a：企業之盈餘水準越低，則分析師盈餘預測過度樂觀偏誤程度將會越為嚴重。

H2b：企業之盈餘水準越低，則管理當局盈餘預測過度樂觀偏誤程度將會越為嚴重。

H3：加入盈餘水準與否，會影響盈餘預測偏誤之發現。

H3a：加入盈餘水準變數後，盈餘預測偏誤之類型將會有所改變。

H3b：加入盈餘水準變數後，盈餘預測偏誤模式之整體解釋力將會提升。

參、研究方法

本研究依公司盈餘之特性將企業分為好、壞公司兩種類型；同時也根據盈餘預測之調整方向，將消息面區分為好、壞消息兩種類型。因此，本研究將樣本區分成四組，更細緻的探討分析師或管理當局於進行盈餘預測時，可能採用之經驗法則與盈餘偏誤類型。本節將依次

說明好壞公司、好壞消息等變數之操作型定義，其後敘述迴歸模型之建立以及研究樣本。

一、變數之操作型定義

(一)好、壞公司之分類標準

許多研究指出，分析師盈餘預測之偏誤方向會因為盈餘水準之高低而有所差異(Hwang *et al.*, 1996; Eames *et al.*, 2002; Eames & Glover, 2002; Eames & Glover, 2003)，其中 Eames and Glover(2003)以中位數做為區分好、壞盈餘水準之標準，該研究發現當公司之盈餘水準高於全體中位數時，分析師會傾向做出過度悲觀之盈餘預測；反之，當分析師之盈餘低於全體中位數時，則會出現過度樂觀之判斷。本研究考慮產業特性之不同，會造成盈餘水準之差異，故本研究採用更細緻之各產業前期盈餘中位數(而非全體樣本之中位數)作為劃分各產業中好、壞公司之標準。如果某公司其前期每股盈餘較該產業別之中位數為高者將之歸類為好公司，而較該產業別中位數低者則歸類為壞公司。

(二)好、壞消息之分類標準

DeBondt and Thaler(1990)以及 Amir and Ganzach(1998)之研究，均以分析師本年度首次之盈餘預測減去上期調整股利後之實際每股盈餘(即第一次盈餘預測修正，以下簡稱 FC)之方向，作為區分公司面臨好、壞消息之分類標準。即當 FC 為正時，代表分析師認為公司面臨好消息，故將公司之盈餘預測往上調整；反之，當 FC 為負時，代表分析師認為公司面臨壞消息，故將公司之盈餘預測往下修正，本研究亦採用此一方法區分好、壞消息。

(三)盈餘預測偏誤

本研究根據過去相關之研究(如：DeBondt & Thaler, 1990; Abarbanell & Bernard, 1992; Amir & Ganzach, 1998)，以分析師(或管理當局)當年度首次之盈餘預測與當期期末實際公佈每股盈餘之差異(以下簡稱 FERR)來做為預測錯誤之代理變數。利用首次之盈餘預測錯誤來探討偏誤類型可以避免偏誤本身對結果之影響，例如若分析師(或管理當局)呈現過度樂觀之偏誤，則第二次之盈餘預測錯誤中

可能已經包含了第一次盈餘預測之過度樂觀效果，將使研究結果較難解釋，因此本研究以當期分析師（或管理當局）首次公佈之盈餘預測作為計算預測偏誤之基準。

(四)盈餘水準

本研究以調整股票股利後之平均每股盈餘（期初 EPS 加期末 EPS 除以 2），做為盈餘水準（以下簡稱 EAR）之代理變數。依據 Eames and Glover(2003)之做法，該研究係以當期期末每股盈餘作為盈餘水準之衡量，本研究認為如果當期盈餘水準會影響分析師與管理當局之盈餘預測判斷，則前期實際之盈餘水準也可能成為本期盈餘預測之參考值（定錨點），所以本研究以平均每股盈餘衡量之。此外，並進行敏感性分析，探討採 Eames and Glover 之做法以當期期末每股盈餘衡量盈餘水準時，對研究發現可能之影響。

(五)公司規模

公司規模常是探討盈餘預測之控制變數，本研究以期初資產總額之自然對數做為公司規模(SIZE)之衡量標準，列入迴歸模型中作為控制變數。

二、迴歸模型之建立

本研究採迴歸分析，分別對以分析師與管理當局之盈餘預測偏誤為應變數，進行假說檢定，模型如下：

(一)未控制盈餘水準之迴歸模式

$$FERR = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_1 D_2 + \beta_1 FC + \beta_2 D_1 FC + \beta_3 D_2 FC + \beta_4 D_1 D_2 FC + \beta_5 SIZE + \varepsilon$$

(二)控制盈餘水準之迴歸模式

$$FERR = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_1 D_2 + \beta_1 FC + \beta_2 D_1 FC + \beta_3 D_2 FC + \beta_4 D_1 D_2 FC + \beta_5 SIZE + \beta_6 EAR + \varepsilon$$

其中：

FERR：分析師（或公司管理當局）預測之本期每股盈餘減去本期實際之每股盈餘，FERR為正（負）代表高估（低估）企業實際之盈餘。

FC：分析師（或公司管理當局）預測之本期每股盈餘減去上期實際之每股盈餘，FC為正（負）代表公司面臨好（壞）消息故調高（調降）企業之盈餘預期。

D_1 ：為區分好、壞公司之虛擬變數。當 $D_1=0$ 時，為好公司；而 $D_1=1$ 時，則為壞公司。

D_2 ：為區分好、壞消息之虛擬變數。當 $D_2=0$ 時，為好消息；而 $D_2=1$ 時，則為壞消息。

SIZE：公司期初之資產總額取自然對數，為控制變數。

EAR：以調整股票股利後之平均每股盈餘，為盈餘水準之代理變數。

前述模式之 β_1 、 β_2 、 β_3 與 β_4 為探討研究假說 1（分析師偏誤類型）之用。明確的說，在上式中“ β_1 ”衡量分析師（或公司管理當局）對於好公司好消息進行盈餘預測時，所產生之偏誤情形，“ $\beta_1+\beta_3$ ”則為分析師（或公司管理當局）對於好公司的壞消息進行盈餘預測之偏誤情形，而“ $\beta_1+\beta_2$ ”與“ $\beta_1+\beta_2+\beta_3+\beta_4$ ”則分別代表分析師（或公司管理當局），對於壞公司的好消息以及壞公司的壞消息，所產生之預測盈餘預測偏誤情形。

根據 DeBondt and Thaler (1990) 及 Amir and Ganzach (1998) 之研究指出，當上述之 β 及其合併係數大於 0 時，則代表分析師（或公司管理當局）進行財務預測時，產生過度反應之偏誤；而當 β 及其合併係數小於 0 時，代表出現反應不足之偏誤。舉例來說，當公司之 FC 為正時（代表好消息），分析師（公司管理當局）沒有充分對該好消息進行調整（反應不足），則將低估今年之財務預測，使得 FERR 會為負值，因此表現在迴歸式之 $\beta < 0$ ；反之如果分析師過度反應此好消息時，則將高估今年之財務預測，使得 FERR 會為正值，因此表現在迴歸式之 $\beta > 0$ 。同理亦可推知如果公司面臨壞消息時（FC 為負），向下過度反應會使得 FERR 為負值，故 $\beta > 0$ 代表過度反應；反之若對壞消息反應不足，則盈餘預期向下修正不夠，故 FERR 為正值使得 $\beta < 0$ 。

如果將迴歸分析之 β 係數及合併係數之正負方向與前述三個競爭假說相結合，則前述表1之觀念可以表達如表2。

表2 以迴歸係數之符號方向表達盈餘預測偏誤類型之三個競爭假說

	好公司好消息	好公司壞消息	壞公司好消息	壞公司壞消息
	$D_1=0、D_2=0$	$D_1=0、D_2=1$	$D_1=1、D_2=0$	$D_1=1、D_2=1$
觀察之係數	β_1	$\beta_1+\beta_3$	$\beta_1+\beta_2$	$\beta_1+\beta_2+\beta_3+\beta_4$
仁慈 (過度樂觀)	+	-	+	-
代表性 (過度反應)	+	-	-	+
定錨調整 (反應不足)	-	-	-	-

而模式之變數 β_6 則為探討研究假說 2a (盈餘水準對分析師偏誤程度之影響)，如果 $\beta_6 < 0$ ，則代表盈餘水準愈低則分析師預測過度樂觀偏誤之情形越為嚴重，此時假說 2 成立。

三、樣本選取與資料來源

本研究所稱之分析師盈餘預測，資料係取自台灣經濟新報之分析師財務預測資料庫，以每年初財訊四季報首次預測之每股盈餘預測為研究對象；而公司管理當局之盈餘預測，則取自台灣經濟新報之公司管理當局盈餘預測資料庫。公司年底實際達成之每股盈餘，則以台灣經濟新報資料庫中財務資料庫中取得。

本研究選取 87 年至 91 年五個年度，台灣上市及上櫃公司 (不含管理類股票) 之盈餘預測。為降低變數之變異性，依 Amir and Ganzach(1998)之研究，將自變數及應變數上、下 1% 之樣本剔除，以減少極端值之影響。基於上述之選樣標準，本研究共選取 3,231 個分析師首次盈餘預測以及 3,625 個公司管理當局之首次盈餘預測，做為研究對象進行分析。各年度各組之樣本分布情形如表 3 所示。由表 3 可知，屬於好消息組之樣本數，較壞消息組為多，此也說明了分析師或公司的管理當局，於當期首次盈餘預測時，有較多的公司是較前期盈餘向上調整，此一發現與 Amir and Ganzach (1998)相同。

表3 本研究各年度樣本大小

	好公司好消息		好公司壞消息		壞公司好消息		壞公司壞消息	
	分析師 預測	管理當局 財務預測	分析師 預測	管理當局 財務預測	分析師 預測	管理當局 財務預測	分析師 預測	管理當局 財務預測
87年	172	121	68	126	187	172	55	82
88年	221	184	80	137	262	263	30	58
89年	288	287	59	102	333	352	21	33
90年	243	275	103	150	270	351	75	84
91年	306	335	74	88	348	389	36	36
合計	1230	1202	384	603	1400	1527	217	293

肆、研究結果

以下分別依序說明分析師以及公司管理當局之盈餘預測之敘述統計資料、迴歸分析之統計檢定結果，最後進行敏感性分析。

一、敘述統計

(一)分析師盈餘預測之敘述統計資料

表 4 顯示整體而言，分析師對好消息之平均盈餘向上調整幅度(FC)(0.95 與 1.11)較壞消息之向下調整(-0.50 與-0.43)為大，且均達 0.01 之顯著水準（好、壞消息在好、壞公司差異之 t 值分別為 12.42 與 15.29），而好消組 FC 之標準差(0.94 與 1.09)也都高於壞消息組(0.49 與 0.50)，顯示分析師可能對好消息較為敏感，但他們對好消息在盈餘方面可能影響之解釋上也較為分歧。若根據分析師盈餘預測偏誤(FERR)之方向來看，因為各組之 FERR 平均數均為正值，所以不論公司與消息之好壞，分析師之偏誤都傾向過度樂觀，尤以好消組更明顯呈現樂觀偏誤（好消息組之 FERR 都高於壞消息組）。

表4 分析師盈餘預測之敘述統計分析

A：好公司					
		盈餘預測修正(FC)		盈餘預測偏誤(FERR)	
	樣本數	平均	標準差	平均	標準差
好消息	1230	0.953756	0.942036	0.855797	1.079942
壞消息	384	-0.49779	0.490774	0.799896	1.279282
B：壞公司					
		盈餘預測修正(FC)		盈餘預測偏誤(FERR)	
	樣本數	平均	標準差	平均	標準差
好消息	1400	1.1097	1.087111	0.816521	1.10177
壞消息	217	-0.42922	0.496649	0.785069	1.063904

(二)公司管理當局盈餘預測之敘述統計資料

表 5 顯示整體而言，公司管理當局對好消息之平均盈餘向上調整幅度(FC)(0.88 與 1.19)較壞消息之向下調整(-0.61 與-0.39)為大，且均達 0.01 之顯著水準(t 值分別為 7.48 與 19.16)，而好消組 FC 之標準差(0.96 與 1.19)也都高於壞消息組(0.59 與 0.49)，顯示公司管理當局如同分析師般，可能對好消息較為敏感，但對好消息之於盈餘影響程度之解釋也較分歧。若根據公司管理當局盈餘預測偏誤(FERR)之方向來看，因為各組之 FERR 平均數均為正值，所以不論公司與消息之好壞，公司管理當局之偏誤都傾向過度樂觀，尤以好消組更明顯呈現樂觀偏誤(好消息組之 FERR 都高於壞消息組)。上述之敘述統計結果均與分析師盈餘偏誤之敘述性統計，呈現方向一致之發現。

表5 公司管理當局盈餘預測之敘述統計分析

A：好公司					
		盈餘預測修正(FC)		盈餘預測偏誤(FERR)	
	樣本數	平均	標準差	平均	標準差
好消息	1202	0.879393	0.955372	0.627521	1.409536
壞消息	603	-0.60559	0.591828	0.37937	1.21822
B：壞公司					
		盈餘預測修正(FC)		盈餘預測偏誤(FERR)	
	樣本數	平均	標準差	平均	標準差
好消息	1527	1.192174	1.191426	0.806287	1.27372
壞消息	293	-0.39154	0.489428	0.723311	1.182601

二、研究假說之統計檢定結果

本段依序說明分析師盈餘預測以及公司管理當局盈餘預測之迴歸分析檢定結果。

(一)分析師及公司管理當局盈餘預測偏誤類型(研究假說1)之迴歸分析檢定

表6報導於未控制盈餘水準變數時，分析師及公司管理當局之迴歸分析係數及聯合檢定相關統計檢定結果。在分析師方面，由表6之A2合併係數之聯合檢定可知，不論公司類型為何，只要是好消息組，則其聯合檢定之合併係數均為正值；反之，只要是壞消息組，則聯合檢定之合併係數則為負值，而且4組中僅壞公司壞消息組之聯合檢定未達顯著水準，其餘3組均達0.01之統計檢定顯著水準，研究結果支持研究假說H1a-1，即我國分析師之盈餘預測呈現過度樂觀之偏誤。

同理根據表6之B2合併係數之聯合檢定結果可知，在公司方面，也是四組均支持過度樂觀之預期假說，亦即好消息組時係數均為正數，而壞消息組時係數均為負數，且四組之係數均達統計上之顯著水準(其中三組之 $p < 0.01$ ，一組之 $p < 0.05$)，故假說H1a-2成立，由此可知，我國分析師及公司管理當局進行盈餘預測時，均會呈現過度樂觀之偏誤，而就兩組之係數進行比較，則發現除好公司壞消息組外，管理當局預測之係數絕對值均較分析師預測者為大，反應了公司管理當局之樂觀偏誤程度，較分析師為大。

此外，由表6也分析預測偏誤之程度是否會因好、壞公司而有所差異。結果顯示，在收到好消息之情況下，不論是分析師或是公司管理當局，對好公司之樂觀偏誤(其合併係數分別為0.31與0.49)均較壞公司(合併係數為0.21與0.23)更為嚴重，且分別達0.0158與0.0001之統計顯著水準，然而在壞消息之情況下，分析師與管理當局之盈餘預測樂觀偏誤程度，不會因好壞公司而有差異。

表 6 未控制盈餘水準時財務預測之相關迴歸係數及合併係數

$$FERR = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_1 D_2 + \beta_1 FC + \beta_2 D_1 FC + \beta_3 D_2 FC + \beta_4 D_1 D_2 FC + \beta_5 SIZE + \varepsilon$$

係數	A1. 分析師部分				B1. 管理當局部分			
	估計值	Error	t 值	p 值	估計值	Error	t 值	p 值
α_1	0.37123	0.19941	1.86	0.0627	-0.98379	0.21097	-4.66	<.0001
α_2	0.02489	0.06063	0.41	0.6814	0.33268	0.06711	4.96	<.0001
α_3	0.07448	0.0906	0.82	0.4111	0.03008	0.08835	0.34	0.7336
α_4	0.0322	0.13953	0.23	0.8175	0.00908	0.13689	0.07	0.9471
β_1	0.31377	0.03301	9.5	<.0001	0.49425	0.03801	13	<.0001
β_2	-0.10265	0.04252	-2.41	0.0158	-0.26912	0.04666	-5.77	<.0001
β_3	-0.64308	0.11792	-5.45	<.0001	-0.73131	0.09459	-7.73	<.0001
β_4	0.20955	0.1919	1.09	0.2749	0.14628	0.17978	0.81	0.4159
β_5	0.01208	0.01253	0.96	0.335	0.07819	0.01354	5.77	<.0001
樣本數	3231				3625			
F 檢定	20.67				41.77			
Adj R ²	0.0464				0.0826			

聯合檢定

樣本類型	觀察係數	A2. 分析師部分			B2. 管理當局部分		
		合併係數	F 值	p 值	合併係數	F 值	p 值
好公司好消息	(β_1)	0.31377	90.34	<.0001	0.49425	169.08	<.0001
好公司壞消息	($\beta_1 + \beta_3$)	-0.32931	8.46	0.0037	-0.23706	7.49	0.0062
壞公司好消息	($\beta_1 + \beta_2$)	0.21112	62.31	<.0001	0.22513	69.39	<.0001
壞公司壞消息	($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$)	-0.22241	2.23	0.1356	-0.3599	5.73	0.0168
好壞公司差異：							
好消息	(β_2)	-0.10265	5.83	0.0158	-0.26912	33.26	<.0001
壞消息	($\beta_2 + \beta_4$)	0.1069	0.33	0.5678	-0.12284	0.5	0.4791

FERR：分析師預測之本期每股盈餘減去本期實際之每股盈餘，FERR為正（負）代表分析師高估（低估）企業實際之盈餘。

FC：分析師預測之本期每股盈餘減去上期實際之每股盈餘，FC為正（負）代表分析師認為公司面臨好（壞）消息而調高（調降）企業之盈餘預期。（於計算FC時，調整股票股利對每股盈餘之影響，以使公司之前後期資料具可比較性。）

D₁：為區分好壞公司之虛擬變數。當 D₁=0 時，為好公司；而 D₁=1 時，則為壞公司。

D₂：為區分好壞消息之虛擬變數。當 D₂=0 時，為好消息；而 D₂=1 時，則為壞消息。

SIZE：公司期初之資產總額取自然對數

(二)考慮盈餘水準後分析師及管理當局盈餘預測之相關迴歸係數及合併係數

表 7 顯示，在考慮盈餘水準後分析師及公司管理當局財務預測之相關迴歸係數及合併係數。由表 7 可知，在加入盈餘水準後，不論在分析師或是公司管理當局發布之盈餘預測偏誤模式的解釋能力（調整後 R^2 ），均分別由於先的 0.0464 與 0.0826 大幅提昇致 0.1964 與 0.2998，而且增加幅度都達統計上之顯著水準（層級性檢定顯示分析師與管理當局迴歸模式之調整後 R^2 增加幅度達 0.0001 之顯著水準），因此研究假說 H3b 獲得支持。而因為表 6 顯示不論分析師或是管理當局部分，迴歸係數 β_6 均為負值（分別為 -0.363 與 -0.473）且亦均達 0.0001 之顯著水準，因此研究假說 H2 也獲支持，代表盈餘水準越高者，分析師或管理當局之盈餘預測樂觀偏誤程度越低。由於 H2 與 H3b 均獲支持，故盈餘水準變數對盈餘預測偏誤確具有關聯性，此與 Brown(2001), Hwang *et al.*(1996), Eames *et al.*(2002)以及 Eames and Glover(2002, 2003)之發現相同。

(三)考慮盈餘水準是否影響偏誤類型？

而由表 7 的 A2 部分可知，在加入盈餘水準變數後分析師盈餘預測偏誤類型與前述表 6 的 A2 部分有相同之結果，亦即分析師之預測偏誤還是呈現過度樂觀之方向（因為好消息時之係數均為正，但壞消息時之係數均為負，且四組均達顯著水準），故盈餘水準變數雖然與分析師盈餘預測偏誤有關，但並不改變分析師過度樂觀之偏誤類型；在公司管理當局方面，由表 7 的 B2 可知，在控制盈餘水準後，基本上管理當局也是與表 6 之 B2 結果一樣，呈現過度樂觀之盈餘預測偏誤，惟原壞公司壞消息組達顯著水準之情況改為未能達顯著水準。另外，於控制盈餘水準後，不論分析師或是管理當局，除了在好消息情況下，對好壞公司之樂觀偏誤程度有所差異外，連在壞消息情況下，亦復如此。原在未控制盈餘水準時只有好消息情況下，對好壞公司才有不同程度之影響。故雖然不論是分析師或是管理當局之預測偏誤類型，整體而言並不會因是否控制盈餘水準變數而有不同之發現（均仍支持過度樂觀之結論），但對好壞公司或對好壞消息之衝擊程度有所變化，故研究假說 3a 獲得部分支持。

表 7 在考慮盈餘水準後財務預測之相關迴歸係數及合併係數

$$FERR(n) = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_1 D_2 + \beta_1 FC + \beta_2 D_1 FC + \beta_3 D_2 FC + \beta_4 D_1 D_2 FC + \beta_5 SIZE + \beta_6 EAR + \varepsilon$$

係數	A1. 分析師部分				B1. 管理當局部分			
	估計值	Error	t 值	p 值	估計值	Error	t 值	p 值
α_1	1.02137	0.18497	5.52	<.0001	0.66251	0.19075	3.47	0.0005
α_2	-0.26405	0.0569	-4.64	<.0001	-0.17351	0.06055	-2.87	0.0042
α_3	0.06538	0.08318	0.79	0.4319	0.04071	0.07718	0.53	0.5979
α_4	-0.04011	0.12813	-0.31	0.7543	-0.10733	0.11964	-0.9	0.3697
β_1	0.64042	0.0331	19.35	<.0001	0.88039	0.03515	25.05	<.0001
β_2	-0.574	0.0435	-13.19	<.0001	-0.85183	0.04432	-19.22	<.0001
β_3	-1.04156	0.10946	-9.52	<.0001	-1.29542	0.08433	-15.36	<.0001
β_4	0.97086	0.17888	5.43	<.0001	1.21094	0.16024	7.56	<.0001
β_5	0.00179	0.01151	0.16	0.8763	0.02256	0.01195	1.89	0.059
β_6	-0.36267	0.01478	-24.54	<.0001	-0.47272	0.01411	-33.51	<.0001
樣本數	3231				3625			
F 檢定	88.69				173.4			
Adj R ²	0.1964				0.2998			

聯合檢定

樣本類型	觀察係數	A2. 分析師部分			B2. 管理當局部分		
		合併係數	F 值	p 值	合併係數	F 值	p 值
好公司好消息	(β_1)	0.64042	374.31	<.0001	0.88039	627.34	<.0001
好公司壞消息	($\beta_1 + \beta_3$)	-0.40114	14.89	0.0001	-0.41503	29.95	<.0001
壞公司好消息	($\beta_1 + \beta_2$)	0.06642	6.92	0.0086	0.02856	1.38	0.2404
壞公司壞消息	($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$)	-0.00428	0	0.9751	-0.05592	0.18	0.6712
好壞公司差異：							
好消息	(β_2)	-0.574	174.1	<.0001	-0.85183	369.42	<.0001
壞消息	($\beta_2 + \beta_4$)	0.39686	5.31	0.0212	0.35911	5.56	0.0184

FERR：分析師預測之本期每股盈餘減去本期實際之每股盈餘，FERR為正（負）代表分析師高估（低估）企業實際之盈餘。

FC：分析師預測之本期每股盈餘減去上期實際之每股盈餘，FC為正（負）代表分析師認為公司面臨好（壞）消息而調高（調降）企業之盈餘預期。（於計算FC時，調整股票股利對每股盈餘之影響，以使公司之前後期資料具可比性。）

D₁：為區分好壞公司之虛擬變數。當 D₁=0 時，為好公司；而 D₁=1 時，則為壞公司。

D₂：為區分好壞消息之虛擬變數。當 D₂=0 時，為好消息；而 D₂=1 時，則為壞消息。

SIZE：公司期初之資產總額取自然對數

EAR：以調整股票股利後之平均每股盈餘，做為盈餘水準之代理變數。

三、敏感性分析

值得一提的是，何謂好、壞公司？其區分標準可能因人而異，而好壞公司分組之效度直接攸關本研究發現之效度，故本研究除採取 Eames and Glover(2003) 之分類觀念外，亦採行 Abarbanell and Bernard(1992) 的研究，以調整股票股利後之“前期每股盈餘之變動趨勢”（前期期末實際每股盈餘－前期期初之實際每股盈餘）為分類標準，如果前期之每股盈餘變動為正之公司則為好公司（盈餘呈現成長），而變動為負者為壞公司（盈餘呈現衰退）。此外，亦以“上期實際每股盈餘之正、負”做為區分好、壞公司之標準，若前期盈餘為正（負）值者則歸類為好（壞）公司，以進行兩個好、壞公司分類之敏感性分析。此外，本研究也採 Eames and Glover(2003) 之做法，以當期期末實際每股盈餘取代平均每股盈餘，以作為衡量盈餘水準變數之敏感性分析，相關研究結果分述如下：

（一）以上期實際每股盈餘之變動趨勢區分好壞公司

表 8 與表 9 分別為沒有加入盈餘水準及加入盈餘水準後，以上期每股盈餘之變動趨勢上升、下降來區分好、壞公司時，分析師及公司之財務預測偏誤狀況，結果顯示均與前述採 Eames and Glover(2003) 中位數區分之表 6 與表 7 之結果類似，只有在公司管理當局的壞公司壞消息組，其過度樂觀之偏誤並未達顯著水準。此外，盈餘水準之係數也是仍然顯著為負值，且調整後 R^2 也是能顯著增加（不論分析師或是管理當局之盈餘預測偏誤模式，加入盈餘水準變數後，層級檢定顯示模式解釋力之增加幅度都達 0.0001 之顯著水準），故整體而言，二種劃分好壞公司之方法，均有十分類似之結果。

表 8 未控制盈餘水準時財務預測之相關迴歸係數及合併係數

—以上實際盈餘變動趨勢區分好壞公司

$$FERR(n) = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_1 D_2 + \beta_1 FC + \beta_2 D_1 FC + \beta_3 D_2 FC + \beta_4 D_1 D_2 FC + \beta_5 SIZE + \varepsilon$$

係數	A1. 分析師部分				B1. 管理當局部分			
	估計值	Error	t 值	p 值	估計值	Error	t 值	p 值
α_1	0.45218	0.19593	2.31	0.0211	-0.81375	0.20889	-3.9	<.0001
α_2	-0.08831	0.06001	-1.47	0.1412	0.01393	0.06625	0.21	0.8335
α_3	0.12561	0.09185	1.37	0.1716	-0.02206	0.08991	-0.25	0.8062
α_4	-0.03089	0.13994	-0.22	0.8253	0.02228	0.1341	0.17	0.868
β_1	0.25767	0.03302	7.8	<.0001	0.38375	0.03363	11.41	<.0001
β_2	-0.0123	0.0423	-0.29	0.7712	-0.10695	0.04438	-2.41	0.016
β_3	-0.48936	0.10919	-4.48	<.0001	-0.67024	0.09573	-7	<.0001
β_4	0.19982	0.23138	0.86	0.3879	0.41983	0.17578	2.39	0.017
β_5	0.01068	0.0124	0.86	0.3893	0.07869	0.01351	5.82	<.0001
樣本數	3253				3635			
F 檢定	20.25				36.93			
Adj R ²	0.0452				0.0733			

聯合檢定

樣本類型	觀察係數	A2. 分析師部分			B2. 管理當局部分		
		合併係數	F 值	p 值	合併係數	F 值	p 值
好公司好消息	(β_1)	0.25767	60.91	<.0001	0.38375	130.21	<.0001
好公司壞消息	($\beta_1 + \beta_3$)	-0.23169	4.95	0.0261	-0.28649	10.21	0.0014
壞公司好消息	($\beta_1 + \beta_2$)	0.24537	86.09	<.0001	0.2768	91.46	<.0001
壞公司壞消息	($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$)	-0.04417	0.05	0.8272	0.02639	0.03	0.8551
好壞公司差異：							
好消息	(β_2)	-0.0123	0.08	0.7712	-0.10695	5.81	0.016
壞消息	($\beta_2 + \beta_4$)	0.18752	0.68	0.4099	0.31288	3.38	0.066

FERR：分析師預測之本期每股盈餘減去本期實際之每股盈餘，FERR為正（負）代表分析師高估（低估）企業實際之盈餘。

FC：分析師預測之本期每股盈餘減去上期實際之每股盈餘，FC為正（負）代表分析師認為公司面臨好（壞）消息而調高（調降）企業之盈餘預期。（於計算FC時，調整股票股利對每股盈餘之影響，以使公司之前後期資料具可比較性。）

D₁：為區分好壞公司之虛擬變數。當 D₁=0 時，為好公司；而 D₁=1 時，則為壞公司。

D₂：為區分好壞消息之虛擬變數。當 D₂=0 時，為好消息；而 D₂=1 時，則為壞消息。

SIZE：公司期初之資產總額取自然對數

**表 9 在考慮盈餘水準後財務預測之相關迴歸係數及合併係數
—以上實際盈餘變動趨勢區分好壞公司**

$$FERR(n) = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_1 D_2 + \beta_1 FC + \beta_2 D_1 FC + \beta_3 D_2 FC + \beta_4 D_1 D_2 FC + \beta_5 SIZE + \beta_6 EAR + \varepsilon$$

係數	A1. 分析師部分				B1. 管理當局部分			
	估計值	Error	t 值	p 值	估計值	Error	t 值	p 值
α_1	0.77782	0.18743	4.15	<.0001	0.27064	0.19431	1.39	0.1638
α_2	-0.15071	0.05725	-2.63	0.0085	-0.14291	0.0606	-2.36	0.0184
α_3	0.14456	0.08748	1.65	0.0985	-0.00167	0.08188	-0.02	0.9838
α_4	-0.06853	0.13327	-0.51	0.6071	-0.07459	0.12217	-0.61	0.5415
β_1	0.41893	0.03265	12.83	<.0001	0.50023	0.03092	16.18	<.0001
β_2	-0.24205	0.04219	-5.74	<.0001	-0.36183	0.04147	-8.72	<.0001
β_3	-0.63955	0.1043	-6.13	<.0001	-0.85728	0.08744	-9.8	<.0001
β_4	0.49189	0.22092	2.23	0.026	0.59934	0.1602	3.74	0.0002
β_5	0.00545	0.01181	0.46	0.6445	0.03816	0.01239	3.08	0.0021
β_6	-0.22519	0.01232	-18.28	<.0001	-0.32203	0.01178	-27.34	<.0001
樣本數	3253				3635			
F 檢定	56.99				122.66			
Adj R ²	0.1342				0.2315			

聯合檢定

樣本類型	觀察係數	A2. 分析師部分			B2. 管理當局部分		
		合併係數	F 值	p 值	合併係數	F 值	p 值
好公司好消息	(β_1)	0.41893	164.6	<.0001	0.50023	261.75	<.0001
好公司壞消息	($\beta_1 + \beta_3$)	-0.22062	4.95	0.0261	-0.35705	19.11	<.0001
壞公司好消息	($\beta_1 + \beta_2$)	0.17688	48.26	<.0001	0.1384	26.6	<.0001
壞公司壞消息	($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$)	0.02922	0.02	0.8795	-0.11954	0.82	0.3641
好壞公司差異：							
好消息	(β_2)	-0.24205	32.91	<.0001	-0.36183	76.12	<.0001
壞消息	($\beta_2 + \beta_4$)	0.24984	1.33	0.249	0.23751	2.35	0.1254

FERR：分析師預測之本期每股盈餘減去本期實際之每股盈餘，FERR為正（負）代表分析師高估（低估）企業實際之盈餘。

FC：分析師預測之本期每股盈餘減去上期實際之每股盈餘，FC為正（負）代表分析師認為公司面臨好（壞）消息而調高（調降）企業之盈餘預期。（於計算FC時，調整股票股利對每股盈餘之影響，以使公司之前後期資料具可比較性。）

D₁：為區分好壞公司之虛擬變數。當 D₁=0 時，為好公司；而 D₁=1 時，則為壞公司。

D₂：為區分好壞消息之虛擬變數。當 D₂=0 時，為好消息；而 D₂=1 時，則為壞消息。

SIZE：公司期初之資產總額取自然對數

EAR：以調整股票股利後之平均每股盈餘，做為盈餘水準之代理變數。

(二)以上期實際每股盈餘之正、負區分好壞公司

表 10 與表 11 分別為沒有加入盈餘水準及加入盈餘水準後，以上期每股盈餘之正、負區分好、壞公司之統計結果，顯示此種劃分公司好壞之方法所得之結論與前述兩種仍然相同，亦即在偏誤類型方面還是支持假說 H1a 過度樂觀之類型。另外 H2 也獲得支持，即分析師與公司進行財務預測時，對盈餘水準越低之公司，則分析師（或管理當局）過度樂觀之盈餘預測錯誤將會越為嚴重。同樣的，在加入盈餘水準後，整個模式的解釋力也有顯著的提昇（不論分析師或是管理當局之盈餘預測偏誤模式，加入盈餘水準變數後，層級檢定顯示模式解釋力之增加幅度都達 0.0001 之顯著水準），故前述對 H2 及 H3 研究假說之發現也無重大改變。因此兩個敏感性分析都顯示本研究之主要發現十分穩定，不會因為劃分公司好壞之標準不同而造成結論有重大改變。

(三)以當期期末實際每股盈餘衡量盈餘水準

表 12 為以當期期末每股盈餘作為衡量盈餘水準變數的相關統計結果，除了對壞公司之壞消息反而呈現過度悲觀外，其餘各組仍均支持過度樂觀之研究發現（惟分析師之好公司壞消息組未達顯著水準）。另外，盈餘水準之係數也是依然顯著為負，且調整後 R^2 也是能顯著增加。

表 10 分析師及公司管理當局財務預測之相關迴歸係數及合併係數
—以上實際盈餘之正、負區分好壞公司（未控制盈餘水準）

$$FERR = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_1 D_2 + \beta_1 FC + \beta_2 D_1 FC + \beta_3 D_2 FC + \beta_4 D_1 D_2 FC + \beta_5 SIZE + \varepsilon$$

係數	A1. 分析師部分				B1. 管理當局部分			
	估計值	Error	t 值	p 值	估計值	Error	t 值	p 值
α_1	0.37122	0.19599	1.89	0.0583	-0.91439	0.20822	-4.39	<.0001
α_2	0.08727	0.0894	0.98	0.3291	0.45467	0.09878	4.6	<.0001
α_3	0.08221	0.06991	1.18	0.2397	0.02913	0.06867	0.42	0.6714
α_4	0.55775	0.38377	1.45	0.1462	0.8478	0.34553	2.45	0.0142
β_1	0.29323	0.02733	10.73	<.0001	0.44261	0.03058	14.47	<.0001
β_2	-0.11026	0.0467	-2.36	0.0183	-0.30946	0.04913	-6.3	<.0001
β_3	-0.58558	0.09512	-6.16	<.0001	-0.67631	0.08046	-8.41	<.0001
β_4	0.54071	0.49961	1.08	0.2792	1.01449	0.49045	2.07	0.0387
β_5	0.01161	0.01247	0.93	0.352	0.07959	0.01352	5.89	<.0001
樣本數	3261				3655			
F 檢定	20.42				42.89			
Adj R ²	0.0455				0.0840			

聯合檢定

樣本類型	觀察係數	A2. 分析師部分			B2. 管理當局部分		
		合併係數	F 值	p 值	合併係數	F 值	p 值
好公司好消息	(β_1)	0.29323	115.1	<.0001	0.44261	209.49	<.0001
好公司壞消息	($\beta_1 + \beta_3$)	-0.29235	10.29	0.0014	-0.2337	9.86	0.0017
壞公司好消息	($\beta_1 + \beta_2$)	0.18297	23.43	<.0001	0.13315	12.01	0.0005
壞公司壞消息	($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$)	0.1381	0.08	0.7776	0.47133	0.96	0.3285
好壞公司差異：							
好消息	(β_2)	-0.11026	5.57	0.0183	-0.30946	39.68	<.0001
壞消息	($\beta_2 + \beta_4$)	0.43045	0.75	0.3869	0.70503	2.09	0.1486

FERR：分析師預測之本期每股盈餘減去本期實際之每股盈餘，FERR為正（負）代表分析師高估（低估）企業實際之盈餘。

FC：分析師預測之本期每股盈餘減去上期實際之每股盈餘，FC為正（負）代表分析師認為公司面臨好（壞）消息而調高（調降）企業之盈餘預期。（於計算FC時，調整股票股利對每股盈餘之影響，以使公司之前後期資料具可比較性。）

D_1 ：為區分好壞公司之虛擬變數。當 $D_1=0$ 時，為好公司；而 $D_1=1$ 時，則為壞公司。

D_2 ：為區分好壞消息之虛擬變數。當 $D_2=0$ 時，為好消息；而 $D_2=1$ 時，則為壞消息。

SIZE：公司期初之資產總額取自然對數

表 11 在考慮盈餘水準後財務預測之相關迴歸係數及合併係數
—以上實際盈餘正、負區分好壞公司

$$FERR = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_1 D_2 + \beta_1 FC + \beta_2 D_1 FC + \beta_3 D_2 FC + \beta_4 D_1 D_2 FC + \beta_5 SIZE + \beta_6 EAR + \varepsilon$$

係數	A1. 分析師部分				B1. 管理當局部分			
	估計值	Error	t 值	p 值	估計值	Error	t 值	p 值
α_1	0.59464	0.18186	3.27	0.0011	0.22048	0.18558	1.19	0.2349
α_2	-0.33321	0.0848	-3.93	<.0001	-0.2744	0.08928	-3.07	0.0021
α_3	0.13729	0.06482	2.12	0.0342	0.09508	0.06019	1.58	0.1143
α_4	0.13354	0.35606	0.38	0.7077	0.23831	0.30326	0.79	0.432
β_1	0.59046	0.02839	20.8	<.0001	0.76209	0.02846	26.78	<.0001
β_2	-0.52034	0.04675	-11.13	<.0001	-0.74796	0.04501	-16.62	<.0001
β_3	-0.91518	0.08927	-10.25	<.0001	-1.16834	0.07202	-16.22	<.0001
β_4	1.17351	0.46373	2.53	0.0114	1.74968	0.43024	4.07	<.0001
β_5	0.01569	0.01156	1.36	0.1746	0.03768	0.01191	3.16	0.0016
β_6	-0.34022	0.01468	-23.17	<.0001	-0.44595	0.01341	-33.25	<.0001
樣本數	3261				3655			
F 檢定	80.80				172.49			
Adj R ²	0.1805				0.2987			

聯合檢定

樣本類型	觀察係數	A2. 分析師部分			B2. 管理當局部分		
		合併係數	F 值	p 值	合併係數	F 值	p 值
好公司好消息	(β_1)	0.59046	432.63	<.0001	0.76209	716.95	<.0001
好公司壞消息	($\beta_1 + \beta_3$)	-0.32472	14.78	0.0001	-0.40625	38.58	<.0001
壞公司好消息	($\beta_1 + \beta_2$)	0.07012	3.93	0.0475	0.01413	0.17	0.6764
壞公司壞消息	($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$)	0.32845	0.53	0.4687	0.59547	1.99	0.1588
好壞公司差異：							
好消息	(β_2)	-0.52034	123.89	<.0001	-0.74796	276.09	<.0001
壞消息	($\beta_2 + \beta_4$)	0.65317	2.01	2.01	1.00172	5.49	0.0192

FERR：分析師預測之本期每股盈餘減去本期實際之每股盈餘，FERR為正（負）代表分析師高估（低估）企業實際之盈餘。

FC：分析師預測之本期每股盈餘減去上期實際之每股盈餘，FC為正（負）代表分析師認為公司面臨好（壞）消息而調高（調降）企業之盈餘預期。（於計算FC時，調整股票股利對每股盈餘之影響，以使公司之前後期資料具可比較性。）

D₁：為區分好壞公司之虛擬變數。當 D₁=0 時，為好公司；而 D₁=1 時，則為壞公司。

D₂：為區分好壞消息之虛擬變數。當 D₂=0 時，為好消息；而 D₂=1 時，則為壞消息。

SIZE：公司期初之資產總額取自然對數

EAR：以調整股票股利後之平均每股盈餘，做為盈餘水準之代理變數。

表 12 以當期期末實際每股盈餘衡量盈餘水準變數之財務預測
相關迴歸係數及合併係數

$$FERR = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_1 \times D_2 + \beta_1 FC + \beta_2 D_1 FC + \beta_3 D_2 FC + \beta_4 D_1 \times D_2 FC + \beta_5 SIZE + \beta_6 EAR + \varepsilon$$

係數	A1. 分析師部分				B1. 管理當局部分			
	估計值	Error	t 值	p 值	估計值	Error	t 值	p 值
α_1	1.16915	0.14681	7.96	<.0001	1.21302	0.14478	8.38	<.0001
α_2	-0.37689	0.04505	-8.37	<.0001	-0.35103	0.04601	-7.63	<.0001
α_3	0.04356	0.06635	0.66	0.5116	0.03412	0.05905	0.58	0.5634
α_4	-0.07479	0.1022	-0.73	0.4644	-0.1295	0.09152	-1.41	0.1572
β_1	0.93134	0.02686	34.68	<.0001	1.08545	0.0269	40.35	<.0001
β_2	-0.72246	0.03328	-21.71	<.0001	-0.876	0.03248	-26.97	<.0001
β_3	-1.02896	0.08666	-11.87	<.0001	-1.18883	0.06359	-18.7	<.0001
β_4	1.19982	0.14178	8.46	<.0001	1.35064	0.1215	11.12	<.0001
β_5	-0.00501	0.00918	-0.55	0.5855	-0.00846	0.00914	-0.93	0.3546
β_6	-0.49654	0.00941	-52.79	<.0001	-0.55267	0.00826	-66.93	<.0001
樣本數	3231				3625			
F 檢定	343.92				580.77			
Adj R ²	0.4886				0.5901			

聯合檢定

樣本類型	觀察係數	A2. 分析師部分			B2. 管理當局部分		
		合併係數	F 值	p 值	合併係數	F 值	p 值
好公司好消息	(β_1)	0.93134	1202.53	<.0001	1.08545	1628.46	<.0001
好公司壞消息	($\beta_1 + \beta_3$)	-0.09762	1.38	0.2397	-0.10338	3.19	0.0743
壞公司好消息	($\beta_1 + \beta_2$)	0.20888	113.73	<.0001	0.20945	134.42	<.0001
壞公司壞消息	($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$)	0.37974	11.98	0.0005	0.37126	13.48	0.0002
好壞公司差異：							
在好消息下	(β_2)	-0.72246	471.40	<.0001	-0.876	727.43	<.0001
在壞消息下	($\beta_2 + \beta_4$)	0.47736	12.11	0.0005	0.47464	16.64	<.0001

FERR：分析師預測之本期每股盈餘減去本期實際之每股盈餘，FERR為正（負）代表分析師高估（低估）企業實際之盈餘。

FC：分析師預測之本期每股盈餘減去上期實際之每股盈餘，FC為正（負）代表分析師認為公司面臨好（壞）消息而調高（調降）企業之盈餘預期。（於計算FC時，調整股票股利對每股盈餘之影響，以使公司之前後期資料具可比較性。）

D_1 ：為區分好壞公司之虛擬變數。當 $D_1=0$ 時，為好公司；而 $D_1=1$ 時，則為壞公司。

D_2 ：為區分好壞消息之虛擬變數。當 $D_2=0$ 時，為好消息；而 $D_2=1$ 時，則為壞消息。

SIZE：公司期初之資產總額取自然對數

EAR：以期末之實際每股盈餘，做為盈餘水準之代理變數。

伍、結論、限制與後續研究建議

過去文獻發現分析師之盈餘預測偏誤有可能是過度樂觀、過度反應或是反應不足，但是這三種偏誤有時具相同之意義有時則是相反，因此對於過去研究之發現難以相互調和。本研究由心理學之經驗法則觀點出發，採更細緻之樣本分類方式，將公司與消息面均區分為好壞，探討我國分析師與公司管理當局所進行之盈餘預測究竟是以何種偏誤型態較能解釋。此外，最近的研究亦指出，盈餘預測偏誤與盈餘水準可能存有密切關聯，故本研究也分析盈餘水準之高低與分析師（或公司管理當局）盈餘預測偏誤程度之關係，及了解控制盈餘水準變數後，對盈餘預測偏誤類型之結論是否造成改變。

本研究根據民國87至91年3,231筆分析師對台灣上市及上櫃公司所進行之盈餘預測資料，以及3,625筆公司管理當局自行發布之盈餘預測進行分析，迴歸分析及聯合檢定均支持過度樂觀偏誤類型之解釋。在盈餘水準方面，發現盈餘水準的確與預測偏誤程度存有顯著負相關，即對於盈餘水準較低之公司，盈餘預測樂觀偏誤較為嚴重，而且加入此變數後迴歸模式之解釋力也顯著的提昇，唯對於原所發現之樂觀偏誤類型結論仍然成立。本研究另進行兩個對公司特性不同劃分標準之敏感性分析，結果顯示所得之結論在不同之好壞公司劃分方式下仍然成立。

本研究之限制與後續研究建議如下：首先，本研究係以首次盈餘預測為分析對象，因此研究發現無法類推至後續盈餘預測之修正行為，因此後續研究者可以針對財測修正行為進行探討。第二，本研究之分析師預測資料係採自財訊四季報，因此並無法代表其他之分析師行為，後續研究可採其他分析師資料（例如券商分析師）進行研究。第三，本研究僅將樣本依公司特性與消息面特性分為四組，雖然已控制了規模變數與盈餘水準變數，但是仍可能忽略其他對結果具影響力之變數（例如，公司治理之特性、財報資訊之透明度與複雜度、法人之持股比例、期間...等），後續研究者可進一步探討之。最後，本研究雖將心理學之經驗法則理論聯結至盈餘預測之偏誤類型，但是在研究方法上係根據檔案資料之統計結果來作推論，而非直接捕捉分析師或管理當局進行盈餘預測之心理歷程，因此所得結論屬於間接性的，後續研究者可考慮採實驗法來直接捕捉造成盈餘預測偏誤之心理機制。

參考文獻

- Abarbanell, J. S. 1991. Do analysts' forecasts incorporate information in prior stock price changes? *Journal of Accounting and Economics* 14(2): 147-165.
- _____, and V. L. Bernard. 1992. Tests of analysts' overreaction /underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior. *The Journal of Finance* 47(3): 1181-1208.
- _____, and R. Lehavy. 2000. Biased forecasts or biased earnings? The role of earnings management in explaining apparent optimism and inefficiency in analysts' earnings forecasts, Working Paper, University of North Carolina.
- Ali, A., A. Klein, and J. Rosenfeld. 1992. Analysts' use of information about permanent and transitory earnings components in forecasting annual EPS. *The Accounting Review* 67(1): 183-198.
- Amir, E. and Y. Ganzach. 1998. Overreaction and underreaction in analysts' forecasts. *Journal of Economic Behavior and Organization* 37(3): 333-347.
- Bartov, E., D. Givoly and C. Hayn. 2002. The rewards to meeting or beating earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics* 33(2): 173-204.
- Bonner, S., B. Walther, and S. Young. 2003. Sophistication-related differences in investors' models of the relative accuracy of analysts' forecast revisions. *The Accounting Review* 78(3): 679-706.
- Brown, L. 2001. A temporal analysis of earnings surprises: Profits versus losses. *Journal of Accounting Research* 39(2): 221-241.
- Burgstaher, D. and M. Eames. 2002. Management of earnings and analysts' forecasts to achieve zero and small positive earnings surprises, Working Paper, University of Washington.
- Butler, K. and H. Saraoglu 1999. Improving analysts' negative earnings forecasts. *Financial Analysts' Journal* 55(3): 48-56.

- Cutler, D., J. Porterba, and L. Summers. 1989. What moves stock price? *Journal of Portfolio Management* 15(3): 4-12.
- _____, _____, and _____. 1991. Speculative dynamics. *Review of Economic Studies* 58(3): 529-46.
- Darrough, M. and T. Russell. 2000. A positive model of earnings forecasts: Top down versus bottom up, Working Paper, Baruch College, CUNY.
- Das, S., C. B. Levin, and K. Sivaramakrishnan. 1998. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review* 73(2): 277-294.
- DeBondt, W. F. M. and R. H. Thaler. 1985. Does the stock market overreact? *Journal of Finance* 40(3): 793-805.
- _____, and _____. 1990. Do security analysts overreact? *American Economic Review* 80(2): 52-57.
- Dreman, D. and M. Berry. 1995. Analyst forecasting errors and their implications for security analysis. *Financial Analysts Journal* 51(3): 30-41.
- Drucker, J. and J. Sapsford. 2002. Analyze this: Unhappy firm bites back. *Wall Street Journal* November 22, CI.
- Easterwood, J. and S. Nutt. 1999. Inefficiency in analysts' earnings forecasts: systematic misreaction or systematic optimism? *Journal of Finance* 54(5): 1777-1797.
- Elliott, J. A., D. R. Philbrick, and C. I. Wiedman. 1995. Evidence from archival data on the relation between security analysts' forecast errors and prior forecast revisions. *Contemporary Accounting Research* 11(2): 919-938.
- Eames, M. J., S. M. Glover. 2002. Value Line timeliness ranks and Value Line earnings forecasts errors, Working Paper, Santa Clara University.
- _____, _____ and J. Kennedy. 2002. The association between trading recommendations and broker-analysts' earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 40(1): 85-104.

- _____, _____. 2003. Earnings predictability and the direction of analysts' earnings forecast errors. *The Accounting Review* 78(3): 707-724.
- Fried, D. and D. Givoly. 1982. Financial analysts' forecasts of earnings: A better surrogate for market expectations. *Journal of Accounting and Economics* 4(2): 85-107.
- Francis, J. and D. Philbrick. 1993. Analysts' decisions as products of a multi-task environment. *Journal of Accounting Research* 31(2): 216-230.
- Hansen, R. S. and A. Sarin. 1997. Is honesty and the best policy? An examination of security analysts' forecast behavior around seasoned equity offerings, Working paper, Virginia Polytechnic Institute, Blacksburg, Va.
- Hirst, D. E., L. Koonce and J. Miller. 1999. The joint effect of management's prior forecast accuracy and the form of its financial forecasts on investor judgment. *Journal of Accounting Research* 37(Supplement): 101-124.
- Hwang, L., C. Jan and S. Basu. 1996. Loss firms and analysts' earnings forecasts errors. *Journal of Financial Statement Analysis* 1(2): 18-29.
- Jorge, M. and W. Rees. 2000. Three triangulated studies of financial analysts in Spain, Working Paper, University of Glasgow.
- Kahneman, D. and A. Tversky. 1973. On the psychology of prediction. *Psychological Review* 80(4): 237-251.
- Kang, S., J. O' Brien and K. Sivaramakrishnan. 1994. Analysts' interim earnings forecasts: evidence on the forecasting process. *Journal of Accounting Research* 32(1): 103-112.
- Kasznik, R. and M. McNichols. 2002. Does meeting expectations matter: Evidence from analyst forecast revisions and share prices. *Journal of Accounting Research* 40(3): 727-759.
- Kim, C. and S. Lustgarten. 1998. Broker-analysts' trade-boosting incentive and their earnings forecast bias, Working Paper, Queen's College of the City University of New York.

- King, R., G. Pownall and G. Waymire. 1990. Expectations adjustment via timely management forecasts: review, synthesis and suggestions for future research. *Journal of Accounting Literature* 9: 145-182.
- Kinney, W., D. Burgstahler, and R. Martin. 2002. Earnings surprise “materiality” as measured by stock returns. *Journal of Accounting Research* 40(5): 1297-1329.
- La Porta, R. 1996. Expectations and the cross section of stock returns. *Journal of Finance* 51(5): 1715-1742.
- Lys, T. and S. Sohn. 1990. The association between revisions of financial analysts’ earnings forecasts and security price changes. *Journal of Accounting and Economics* 13(4): 341-364.
- Mande, V. and W. Kwak. 1996. Do Japanese analysts overreact or underreact to earnings announcements? *Abacus* 32(1): 81-101.
- Matsumoto, D. A. 2002. Management’s incentives to avoid negative earnings surprises. *The Accounting Review* 77(3): 483-514.
- Mcconomy, M. 1998. Bias and accuracy of management earnings forecasts: An evaluation of the impact of auditing. *Contemporary Accounting Research* 15(2): 167-195.
- McNichols, M. and P. O’Brien. 1997. Self-selection and analyst coverage. *Journal of Accounting Research* 35: 167-199.
- O’Brien, P. 1988. Analysts’ forecasts as earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics* 10: 53-83.
- Richardson, S., S. Teoh, and P. Wysocki. 2001. The walkdown to beatable analysts forecasts: The roles of equity issuance and insider trading incentives, Working paper, University of Michigan.
- Schipper, K. 1991. Commentary on analysts’ forecasts. *Accounting Horizons* 5(4): 105-121.
- Tversky, A. and D. Kahneman. 1974. Judgment under uncertainty: heuristics and biases. *Science* 185(4157): 1124-1131.