市場狀態與投資人對盈餘訊息之反應

詹場・胡星陽・呂朝元・徐崇閔*

本研究探討投資人在牛市與熊市期間對盈餘訊息之反應是否不同。依據 Gervais and Odean (2001), Peng and Xiong (2006), Tversky and Kahneman (1974) 及 Thaler (1985) 之理論, 我們預期: 在牛市期間, 市場氣氛較爲樂觀, 投資人信心較強, 對壞盈餘訊息之關注度較低, 以及牛市期間投資績效較佳, 在混合利得及損失之心理帳戶中, 壞盈餘訊息所致之損失相對較小, 使得投資人對壞盈餘訊息之反應較慢。反之, 在熊市期間, 投資人對好盈餘訊息的反應較慢。我們運用1996至2009年期間台灣股市所有上市公司17,000筆盈餘資料進行實證, 結果與預期一致: 台灣股市在牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢, 在熊市期間股價對好盈餘訊息之反應較慢。

關鍵詞: 市場狀態, 牛市, 熊市, 盈餘訊息, 心裡帳戶
JEL 分類代號: G10, G14

1 導論

本研究主要目的是探究台灣股市投資人在牛市與熊市期間對盈餘訊息的反應是否不同。傳統的財務理論假設投資人是理性的, 能有效運用總體經濟、市場、產業及公司資訊進行投資決策, 因此價格能充分且快速的反應

*作者分別爲國立台北大學金融與合作經營學系助理教授、國立台灣大學財務金融學系教授、國立台北大學金融與合作經營學系研究生與國立台北大學金融與合作經營學系專任研究助理。詹場爲通訊作者。作者誠摯感謝兩位匿名審查委員提供對本文助益非常大之寶貴意見, 同時十分感謝管中閔、陳聖賢、周冠男、賴弘能、池祥麟、林淑惠, 以及2010年台灣經濟計量學會年會、國立台北大學金融與合作研究所學術研討會、國立彰化師範大學商業教育研究所學術研討會之參與者。文中若有疏漏是作者之責。

期刊資料庫

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 39:4 (2011), 463–510。
國立台灣大學經濟學系出版

資訊, 使得市場具有效率性。在具有效率性的市場中, 投資人對相同盈餘訊息的反應, 不會因市場狀態是處於上升趨勢的牛市, 或是處於下跌趨勢的熊市而有所不同。

儘管如此, 行爲財務學者則認爲投資人之決策, 除了受理性因素影響之外, 同時也受投資人之信心、情緒、從衆行爲、專業程度、個人屬性、混合利得及損失之認知, 以及對訊息關注度的影響。[1] 基於牛市的市場氣氛、投資人信心、主流訊息、混合利得與損失的心裡帳戶, 通常不同於熊市。而投資人對好、壞盈餘訊息之關注度及認知, 可能受市場氣氛、投資人信心、主流訊息、總體因素及混合利得及損失之心裡帳戶的影響, 因此投資人對好與壞之盈餘訊息的反應, 可能因市場狀態不同而不同。綜合而言, 從效率市場觀點而言, 投資人對盈餘訊息之反應, 不受市場狀態影響; 從行爲財務觀點而言, 投資人對盈餘訊息之反應, 可能受市場狀態影響。

在牛市期間, 投資人通常因投資績效佳而較有信心, 市場氣氛較爲樂觀, 因此投資人對好盈餘訊息的信任度可能較高, 從而對好盈餘訊息的關注度較高, 對壞盈餘訊息之關注度較低。此外, 在牛市期間媒體及證券分析師爲了迎合市場趨勢及投資大衆心理, 傾向報導較多的好盈餘訊息, 以及提供較正面的分析報告,[2] 因此在牛市期間, 好盈餘訊息的數量及傳播速度可能凌駕於熊市期間, 從而好盈餘訊息較可能成爲牛市期間的盈餘訊息主流, 使得牛市期間之好盈餘訊息受到較多的關注, 而壞盈餘訊息受到較

[1]例如 Daniel et al. (1998) 分析信心與投資人反應之關係; Gervais and Odean (2001) 探討投資經驗及績效與過度自信之關係; Barber and Odean (2001) 分析性別與過度自信及投資行爲之關係; Nofsinger and Sias (1999), Wermers (1999), Chang et al. (2000), Welch (2000), Hwang and Salmon (2004), Kim and Nofsinger (2005), Hoitash and Krishnan (2008) 探討投資人之從衆行爲, Barber et al. (2009), Chang et al. (2009), Chou and Wang (2009) 分析專業投資者與自然人投資者之投資績效、投資及委託行爲之差異。Baker and C. (2004) 與周賓凰等 (2007) 探討投資人情緒對報酬之影響。李春安等 (2006) 分析動能策略報酬、投資人情緒與景氣循環之關係。在投資決策與利得與損失混合帳戶與對訊息關注度方面之文獻將於後文中評述。有關行爲財務之文獻, 周賓凰等 (2002) 與 Shefrin (2002) 做了很好的回顧。

[2]Clarke and Statman (1998) 發現訊息撰寫者之情緒會受市場趨勢的影響, 當市場超過4週以上的高報酬時, 訊息撰寫者會傾向撰寫迎合市場趨勢之訊息。Welch (2000) 經由模型推導發現分析師的推薦, 受從衆因素影響之程度高於受資訊因素影響之程度, 尤其是在市場狀態佳時更明顯。

期刊資料庫

少的關注, 因此在牛市期間投資人對壞盈餘訊息之反應可能較慢。相對的, 在熊市期間好盈餘訊息較不受關注, 因此在熊市期間投資人對好盈餘訊息之反應可能較慢。

另一方面, 在牛市期間投資人之投資績效通常較佳、利得較多, 因此壞盈餘訊息導致的損失, 在其綜合利得及損失的心裡帳戶中, 相對較小, 從而牛市期間投資人對壞盈餘訊息的反應可能較慢。相對的, 熊市期間投資人之投資績效通常較差、損失較多, 因此好盈餘訊息帶來的利得, 在其綜合利得及損失的心裡帳戶中相對較小, 因此熊市期間投資人對好盈餘訊息的反應可能較慢。[3]

在牛市期間, 是否存在投資人對壞盈餘訊息關注度較低, 以及混合利得及損失所致的認知偏誤, 使得投資人對壞盈餘訊息反應較慢? 在熊市期間是否存在投資人對好盈餘訊息關注度較低, 以及混合利得及損失所致之認知偏誤, 使得投資人對好盈餘訊息反應較慢? 這是本研究想要釐清的問題。許多文獻探討投資人對訊息的反應是否過度或不足,[4] 但鮮少文獻著墨於投資人對盈餘訊息之反應是否受市場狀態的影響,[5] 本研究希望能填補這方面的空缺。

本研究一方面是根基於對台灣股市實際現象的觀察, 另一方面是受 Gervais and Odean (2001), Nofsinger (2001), Peng and Xiong (2006), Thaler (1985), Tversky and Kahneman (1974), DellaVigna and Pollet (2007) 及

[3]我們非常感激匿名審查委員建議本文以 Thaler (1985) 混合利得損失之心裡帳戶理論, 解釋牛市期間投資人對好盈餘訊息反應較慢, 熊市期間投資人對好盈餘訊息反應較慢之現象, 讓本文假說建立與實證結果解釋的邏輯更爲周延。

[4]例如 De Bondt and Thaler (1985, 1987) 發現過去報酬較高之股票, 其未來報酬通常較低, 隱含投資人存在過度反應現象。Hong et al. (2000) 發現訊息較少與規模較小的公司, 投資人對其訊息的反應較爲遲緩, 導致價格呈現同一方向變動之動能現象 (momentum)。Nofsinger (2001) 探討機構投資者與自然人投資者對個別公司訊息及總體經濟訊息之反應。發現自然人投資者通常對公司正面之財務訊息反應較快, 對負面訊息反應則較慢, 而機構投資人對正負兩面之訊息的反應速度並無差異; 機構投資者與自然人投資者對總體經濟訊息之反應, 都僅止於大型公司。此外訊息的能見度 (新聞的長短) 會影響個別投資人之交易。Chan (2003) 發現投資人對壞訊息反應較慢, 形成短時間內反應不足之現象, 尤其是小公司及流動性較低之股票。Chordia and Shivakumar (2006) 發現盈餘動能與價格動能攸關。

[5]就我們所知, 並無直接針對此課題研究之文獻。

臺灣大學學術期刊資料庫

Hirshleifer et al. (2009) 之啓發。依據 Gervais and Odean (2001), Peng and Xiong (2006), Tversky and Kahneman (1974) 及 Thaler (1985) 之理論, 我們預期牛市期間投資人對壞盈餘訊息的關注度較低, 加上混合利得及損失的認知偏誤, 導致股價對壞盈餘訊息之反應較慢。相對的, 在熊市期間投資人對好盈餘訊息之關注度較低, 加上混合利得及損失的認知偏誤, 導致股價對好盈餘訊息的反應較慢。

我們參照 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Hirshleifer et al. (2009) 之實證方法, 運用1996至2009年期間台灣所有上市公司之17,000筆公司季盈餘資料及2,000,000筆報酬資料進行實證。結果與預期一致: 在牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢; 反之, 在熊市期間股價對好盈餘訊息之反應較慢。

爲了瞭解上述現象除了具有統計上的顯著性之外, 是否也有經濟上的顯著性, 我們運用在牛市與熊市期間, 股價對好盈餘訊息與壞盈餘訊息反應速度不同之特性, 建構兩種投資組合, 發現這兩種投資組合在兩個月之持有期間, 其報酬差異爲1.7% (年化後爲10.2%)。此結果類似於 DellaVigna and Pollet (2009) 利用股價對週五宣告之盈餘訊息反應較慢之特性, 建構兩種投資組合, 得到兩種投資組合持有75個交易日之報酬差異爲2.5% (年化後爲10%) 的結果。

本研究之實證結果支持 Gervais and Odean (2001), Peng and Xiong (2006), Tversky and Kahneman (1974) 及 Thaler (1985) 之理論。同時符合 Jegadeesh and Titman (1993) 發現之動能現象,[6] 也與 Bernard and Thomas (1989) 與 Chan et al. (1996) 發現盈餘宣告後股價朝同向變動 (Post-Earnings Announcement Drift, PEAD, 盈餘動能) 之現象一致。另一方面, 我們發現股價在盈餘宣告前提前反應盈餘訊息之現象, 與 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Foster et al. (1984) 發現美國股市股價提早反應盈餘訊息之現象一致。

綜合而言, 本研究主要貢獻包括三點: 1. 發現台灣股市投資人對盈餘訊息之反應速度受市場狀態的影響。2. 提供台灣股市具有盈餘動能現象之證據, 3. 發現台灣股市股價具有提早反應盈餘訊息之現象。這三個貢獻

[6]股市之動能現象是指股價持續朝同方向移動, 例如持續上漲或持續下跌。

臺灣大學學術期刊資料庫

的重要意涵包括: 1. 台灣股市投資人對盈餘訊息之反應, 除了受盈餘資訊之好壞的影響外, 也受心裡面及行爲面的影響。2. 台灣股市之股價對盈餘訊息之反應存在延遲現象, 就此而言, 台灣股市不符半強勢效率市場假說。3. 投資人若能考慮盈餘訊息方向及市場狀態進行投資決策, 則可提升投資績效。4. 股價提早反應盈餘訊息, 隱含台灣股市存在盈餘訊息提早外洩之現象, 或證券分析師具有盈餘預測之能力。

本文後續內容依序爲文獻回顧與假說發展、實證方法、實證結果分析及結論。

2 文獻回顧與假說發展

許多文獻著墨於投資人對訊息關注度不足, 導致其對訊息反應之偏誤, 例如 Baker et al. (2007), DeLong et al. (1990), Shleifer (2000), DellaVigna and Malmendier (2004), Gabaix and Laibson (2006) 等。上述文獻雖非直接探討投資人對訊息反應是否受市場狀態影響, 但卻引發本研究之動機。因爲不同市場狀態下, 市場氣氛與投資人的信心通常不同, 從而可能導致投資人對好、壞訊息的關注度不同, 使得股價對相同盈餘訊息之反應, 可能因市場狀態不同而不同。

從實務面而言, 台灣股市是以自然人爲主的市場。以1996與2009年而言, 台灣股市自然人之交易分別佔市場整體交易之90%與70%。相對於機構投資人而言, 自然人通常較不具資訊及專業優勢,[7] 因此對盈餘訊息之反應, 較可能受市場狀態及混合利得及損失之認知偏誤的影響。[8] 牛市期間投資人績效通常較佳, 因此較有自信, 對股市未來之預期較可能傾向正面, 市場整體氣氛通常較爲樂觀, 因此牛市期間投資人對好訊息之關注度較高, 對壞訊息之關注度較低, 加上混合利得及損失的認知偏誤, 導致投資人在牛市期間對壞盈餘訊息反應較慢。同理, 熊市期間投資人績效通常欠佳, 因此信心相對不足, 對股市未來之預期較可能傾向負面, 市場整體氣氛通常

[7]例如 Nofsinger and Sias (1999) 認爲機構投資人通常具有資訊優勢者。

[8]與本研究推測以自然人爲主體的市場, 投資人較可能受市場狀態影響之類似文獻爲周賓凰等 (2007)。周賓凰等 (2007) 認爲:「國內個別投資者參與度頗高, 投資者情緒對市場報酬的影響可能也較明顯。」周賓凰等 (2007) 之實證結果顯示: 市場週轉率 (投資人情緒的衡量指標) 與下一期市場報酬具負向關係。

期刊資料庫

較爲悲觀, 因此可能使得投資人對壞訊息之關注度較高, 而對好訊息之關注度則較低, 加上混合利得及損失的認知偏誤, 使得投資人在熊市期間對好盈餘訊息反應較慢。

文獻上發現當投資人對資訊關注度不足時, 股價對資訊之反應存在延遲現象。這方面的文獻彼此之間的差異, 主要在於衡量投資人對訊息關注度的方法不同。例如 DellaVigna and Pollet (2009) 運用投資人在週五與非週五對盈餘訊息的關注度可能不同, 分析股價對盈餘訊息反應是否因關注度不同而不同。結果發現美國股市投資人對週五公告之盈餘訊息反應較慢; 對週一至週四公告之盈餘訊息反應較快。其主要原因是在假日前的週五, 投資人相對放鬆, 因此對盈餘訊息的關注度較低, 導致股價對盈餘訊息之反應較慢;[9] 在週一至週四期間, 投資人較爲戰戰兢兢, 對盈餘訊息關注度較高, 導致股價對盈餘訊息的反應較快。因此 DellaVigna and Pollet (2009) 支持投資人關注不足導致股價對訊息反應延遲之論點。

Hirshleifer et al. (2009) 則運用特定交易日期盈餘宣告事件之多寡, 衡量投資人對盈餘訊息的關注度。基於投資人受限於資訊處理速度及能力, 因此在盈餘公告事件較多的日期, 資訊量較大, 投資人較無法及時關注每一宣告之盈餘資訊, 因此平均而言, 投資人對每一盈餘訊息的關注度較低。Hirshleifer et al. (2009) 實證結果顯示: 盈餘公告事件較多的日期, 股價對盈餘訊息的反應較慢。因此支持投資人關注度不足導致股價對訊息反應延遲之論點。[10]

我們依據上述之實務分析與 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Hirshleifer et al. (2009) 之實證邏輯, 以及 Gervais and Odean (2001), Peng and Xiong (2006), Tversky and Kahneman (1974) 及 Thaler (1985) 之理論, 發展本研究之假說。

Gervais and Odean (2001) 認爲人們通常藉由投資的成功或失敗之經驗評估自己的投資能力。Gervais and Odean (2001) 經由模型推導發現: 當

[9]Hou et al. (2009) 也發現投資人關注程度較低的股票, 投資人對其盈餘訊息反應較爲遲緩, 因此受關注度較低之股票其盈餘動能 (Earnings Momentum) 較明顯。

[10]探討投資人關注度不足的文獻尚有 Barber and Odean (2008), Cohen and Frazzini (2008), DellaVigna and Pollet (2007), Dyck and Zingales (2003), Hirshleifer and Teoh (2003), Hong and Stein (1999), Huberman and Regev (2001), Peng and Xiong (2006), Gabaix and Laibson (2006) 等。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

市場趨勢向上時, 多數證券價格上升, 投資人容易將好的市場狀態導致好的投資績效, 視爲自己投資能力佳所致, 從而對自己擁有的好訊息容易過度信任。[11] Gervais and Odean (2001) 之理論隱含牛市期間投資人績效較佳、信心較強, 對好訊息較信任, 因此對好訊息關注程度較高, 對壞訊息關注程度則較低, 從而牛市期間股價對壞盈餘訊息反應較慢。同理, 在熊市期間投資人信心較弱, 對壞訊息較信任, 因此對壞訊息關注程度較高, 對好訊息的關注程度較低, 從而熊市期間股價對好盈餘訊息反應較慢。

Peng and Xiong (2006) 認爲投資人注意力有限, 無法關注所有訊息, 因此有所取捨。Peng and Xiong (2006) 經由模型推導發現投資人通常花較多的心力處理市場及產業的訊息, 花較少的心力處理個別公司之訊息, 使得市場趨勢與產業整體表現對股價之影響力, 高於公司財務績效對股價之影響力。Peng and Xiong (2006) 的理論隱含具有相同資訊內涵的公司財務績效資訊, 對股價之影響可能因市場狀態不同而不同。

依據 Peng and Xiong (2006) 的理論, 股價是同時受市場狀態與公司財務資訊影響, 因此當市場狀態爲牛市且公司盈餘資訊爲負面時, 由於市場因素與公司財務因素對股價之影響方向相左, 從而牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢。同理, 當市場狀態爲熊市且公司盈餘資訊爲正面時, 因爲市場因素與公司財務因素對股價之影響方向不同, 因此熊市期間股價對好盈餘訊息之反應較慢。

Tversky and Kahneman (1974) 的理論認爲投資者決策, 受可獲性經驗法則 (availatility heuristic) 與代表性經驗法則 (representitve heuristic) 之影響。由於在牛市期間, 市場氣氛通常較爲樂觀, 媒體及分析師爲了迎合市場趨勢或投資人預期, 因此傾向發表正面的訊息及分析報告。從而在牛市期間, 好訊息通常較多、較容易獲得, 因此較具可獲性及代表性, 而壞訊息之可獲性及代表性則相對低, 使得投資人在牛市期間對壞訊息的關注度較低, 導致其對壞訊息反應較慢。相對的, 在熊市期間, 市場氣氛通常較悲觀, 媒體及分析師爲了迎合市場趨勢或投資人預期, 因此傾向發表負面的訊息及分析報告。從而在熊市期間, 壞訊息通常較多、較容易獲得, 因此較具可

[11] Gervais and Odean (2001) 認爲此現象導致股市股價持續上漲之動能 (momentum) 現象。

臺灣大學學術期刊資料庫

獲性及代表性, 而好訊息之可獲性及代表性則相對低, 使得投資人在熊市期間對好訊息的關注度較低, 導致其對好訊息之反應較慢。

可能導致牛 (熊) 市股價對壞 (好) 盈餘訊息之反應較慢的原因, 除了投資人在不同市場狀態對好、壞盈餘訊息關注度可能不同之外。由 Thaler (1985) 之混合利得及損失之心裡帳戶的觀點而言, 也可能導致投資人在不同市場狀態對盈餘訊息反應不同之現象。若將牛市看成相對大的利得, 壞盈餘消息則可視爲相對小的損失, 由綜合利得及損失的心裡帳戶觀點而言, 投資人傾向將兩個帳戶合併。緣於牛市期間投資人之投資績效通常較佳、利得較多, 因此壞盈餘訊息導致的損失, 在綜合利得及損失的心裡帳戶中相對較小, 從而牛市期間投資人對壞盈餘訊息的反應可能較慢。同理, 由於熊市期間投資人之投資績效通常較差、損失較多, 因此好盈餘訊息帶來的利得, 在綜合利得及損失的心裡帳戶中相對較小, 因此熊市期間投資人對好盈餘訊息的反應可能較慢。

綜合上述文獻之理論及分析, 我們預期牛市期間投資人對壞盈餘訊息之關注度較低, 加上混合利得及損失之認知偏誤, 導致股價對壞盈餘訊息的反應較慢, 因此建立假說1。我們預期熊市期間投資人對好盈餘訊息之關注度較低, 加上混合利得及損失之認知偏誤, 導致股價對好盈餘訊息的反應較慢, 因此建立假說 2。

假說1: 牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢

假說2: 熊市期間股價對好盈餘訊息之反應較慢

牛市期間股價對壞消息之反應與熊市期間股價對好消息之反應是否較慢? 文獻上也有不同的論點。例如以 Kahneman and Tversky (1979) 之展望理論 (prospect theory) 的觀點而言, 由於牛市期間投資人投資績效較佳, 因此可看成是利得, 從而牛市期間的價值函數爲凸函數 (concave fuction), 此時因壞盈餘訊息所致之利得減少造成效用減少的幅度, 大於好盈餘訊息所致之利得增加造成效用增加的幅度, 因此牛市期間投資人對壞盈餘消息的反應較快, 對好盈餘訊息的反應較慢; 同理, 由於熊市期間投資人投資績效較差, 可看成是損失, 從而熊市期間的價值函數爲凹函數 (convex fuction), 此時因好盈餘訊息所致之利得增加造成效用增加的幅度, 大於壞盈餘訊息

臺灣大學學術期刊資料庫

所致之利得減少造成效用減少的幅度, 因此熊市期間投資人對好盈餘消息的反應較快, 對壞盈餘訊息的反應較慢。

Shefrin and Statman (1985) 將展望理論應用於投資領域, 發現投資人通常有錯置效應 (disposition effect, 處份效果): 賺錢的股票賣得太快; 虧錢的股票留得太久。[12] 在牛市時投資人通常處於利得狀態, 若逢好盈餘訊息, 使得利得增加, 投資人在錯置效應下, 不但沒有買進反而賣出賺錢之股票, 從而股價未能快速反應好盈餘訊息, 形成牛市期間股價對好盈餘訊息反應較慢之現象。同理, 在熊市時投資人通常處於損失狀態, 若逢壞盈餘訊息, 使得損失加劇, 投資人在錯置效應下, 不但未賣出反而繼續持有損失之股票, 從而股價未能快速反應壞盈餘訊息, 形成熊市期間股價對壞盈餘訊息反應較慢之現象。

基於 Kahneman and Tversky (1979) 之展望理論與 Shefrin and Statman (1985) 之錯置效應觀點。[13] 我們建立對應於假說 1 及假說 2 的假說 3 及假說 4:

假說3: 牛市期間股價對好盈餘訊息之反應較慢

假說4: 熊市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢

此外, Nofsinger (2001) 曾經從認知失調的角度說明錯置效果, 發現如果股價下跌若爲總體因素所致, 投資人不見得會惜售, 因此可能賣出虧損的股票, 隱含在熊市期間投資人對壞消息反應不見得較慢。[14] 若從 Nofsinger (2001) 之觀點而言, 則假說4不一定成立。

綜合言之, 本研究要驗證的現象與各假說是否成立的關係爲:

1. 若投資人對盈餘訊息之反應速度不受市場狀態影響, 則不支持假說 1 至假說 4。

[12]後續之文獻也支持錯置效果, 例如 Odean (1998) 與 Grinblatt and Keloharju (2001)。

[13]本研究應用 Kahneman and Tversky (1979) 之展望理論及 Shefrin and Statman (1985) 之錯置理論發展本研究之假說3及假說4, 是源於匿名審查委員之提示及啓發, 作者在此致上誠摯的謝意。

[14]有關 Shefrin and Statman (1985) 之 Disposition effect 及 Nofsinger (2001) 之發現與本研究之關連的陳述, 源於匿名審查委員之提示及啓發。Disposition effect 之譯詞「錯置效果」是引用匿名審查委員之譯詞。作者在此向匿名審查委員致謝。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

2. 若投資人對盈餘訊息之反應速度受市場狀態之影響, 且

(1) 牛市期間對壞盈餘消息反應較慢, 則支持假說 1;
(2) 熊市期間對好盈餘訊息反應較慢, 則支持假說 2;
(3) 牛市期間對好盈餘訊息反應較慢, 則支持假說 3;
(4) 熊市期間對壞盈餘訊息反應較慢, 則支持假說 4。

3 實證方法

基於本研究探討投資人對盈餘訊息之反應是否受市場狀態影響, 類似 DellaVigna and Pollet (2009) 分析投資人對盈餘訊息之反應是否因週五或非週五而異, 也類似 Hirshleifer et al. (2009) 探討投資人對盈餘訊息之反應是否因盈餘公告事件多寡而不同, 因此我們所用之實證方法主要參照 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Hirshleifer et al. (2009)。以下分別就實證所用之資料、變數衡量方法及實證模型進行說明。

3.1 樣本與資料描述

本研究實證所用之資料源於台灣經濟新報資料庫, 樣本爲台灣集中市場所有上市公司, 樣本期間爲1996至2009年。表1呈現1986至2009年期間台灣上市公司之每季盈餘宣告次數、上市家數及市值。

由表1可知, 台灣經濟新報資料庫在1996年前之盈餘公告資料較爲不足, 1996年後才較完整。[15] 因此我們採用之樣本期間爲1996至2009年。在14年之樣本期間中, 台灣股市之季盈餘宣告次數共有28,387次。實證所用資料包括: 所有上市公司的每季盈餘宣告日、每季每股盈餘及股票之日報酬率。[16]

我們參酌攸關文獻並考量樣本之代表性, 排除下列異常資料: 1. 全額交割股, 2. 實際 EPS 或預期 EPS 之絕對值大於宣告日前5日之股價,[17]

[15]例如1996年之盈餘宣告第1季有245個, 第4季有278個, 與當年上市公司家數382家較接近。

[16]盈餘宣告日源於台灣經濟新報 TEJ Equity 特殊事件日期資料庫; 每股季盈餘資料源於 TEJ Finance DB 之財務報表; 日報酬率資料源於 TEJ Equity 調整除權息日股價資料庫。

[17]本準則參照 DellaVigna and Pollet (2009)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 台灣上市公司1986–2009年盈餘宣告之次數分配

	季別				各年	上市	市值總額
	1	2	3	4	合計	家數	(百萬元)
1986	5	6	5	8	24	130	548,436
1987	2	4	4	13	23	140	1,386,065
1988	7	10	5	12	34	163	3,383,280
1989	7	8	11	21	47	181	6,174,164
1990	12	15	17	34	78	199	2,681,911
1991	32	24	25	27	108	221	3,184,028
1992	33	23	23	20	99	256	2,545,508
1993	23	16	15	13	67	285	5,145,410
1994	12	12	13	12	49	313	6,504,368
1995	14	11	14	251	290	347	5,108,437
1996	245	255	252	278	1,030	382	7,528,851
1997	269	284	279	294	1,126	404	9,696,113
1998	289	304	298	325	1,216	437	8,392,607
1999	318	333	327	349	1,327	462	11,803,524
2000	343	356	397	419	1,515	531	8,191,474
2001	411	426	458	488	1,783	584	10,247,599
2002	485	525	536	554	2,100	638	9,094,936
2003	558	579	589	598	2,324	669	12,869,101
2004	597	605	617	634	2,453	697	13,989,100
2005	631	634	635	640	2,540	691	15,633,858
2006	643	644	648	653	2,588	688	19,376,975
2007	651	656	660	693	2,660	698	21,527,298
2008	696	701	703	718	2,818	718	11,706,527
2009	718	723	726	740	2,907	741	21,033,640
合計	7,001	7,154	7,257	7,794	29,206		

註: 每季盈餘宣告資料源於台灣經濟新報特殊事件日資料, 上市家數與市值總額資料則源於證交所網站。

臺灣大學學術期刊資料庫

3. 盈餘宣告日當日至次日之累積異常報酬率的最高及最低的5/10000,[18]
4. 宣告日後第2日至第50日之累積異常報酬率的最高與最低5/10000,[19]
5. 盈餘宣告日爲假日,[20] 6. 盈餘宣告日超過法定宣告日。[21]

3.2 變數定義及衡量方法

分析股價對盈餘訊息之反應是否受市場狀態之影響, 所需變數可歸類爲三個構面: 市場狀態、盈餘訊息及股價對盈餘訊息之反應。以下分別就這三個構面的變數定義及衡量方法進行說明。

3.2.1 市場狀態 (Market States) 之定義

我們依據式 (1) 所示之 Cooper et al. (2004) 的方法定義市場狀態。[22]

$$\text{若} \sum_{m=36}^{1} r_{n-m} > 0 \text{ 則 } D_n = 1, \quad \text{若} \sum_{m=36}^{1} r_{n-m} < 0 \text{ 則 } D_n = 0, \qquad (1)$$

式 (1) 中,

r_{n-m}: 第 $n-m$ 月之市場報酬率。

D_n: 判斷第 n 月是否爲牛市之虛擬變數。若第 n 月之前36個月累積報酬率大於0, 則第 n 月之市場狀態爲牛市, $D_n = 1$; 若第 n 月之前36個月累積報酬率小於0, 則第 n 月之市場狀態爲熊市, $D_n = 0$。

3.2.2 好訊息與壞訊息之定義

我們以 Foster et al. (1984) 之標準化預期外盈餘 (Standardized Unexpected

[18]用於摒除立即反應 (immedia response) 之異常觀察值。
[19]用於摒除延遲反應 (delayed response) 之異常觀察值。
[20]基於立即反應是依據盈餘宣告日當日與次一日的累積異常報酬, 由於宣告日在假日時, 當日異常報酬無法求得, 因此難以客觀衡量立即反應。
[21]這些公司通常屬於財務異常之公司。
[22]李春安等 (2006) 也採用 Cooper et al. (2004) 市場狀態之定義。

臺灣大學學術期刊資料庫

Earnings, SUE) 做爲判斷盈餘訊息好壞之依據。[23] SUE 之定義如式 (2) 所示,

$$\mathrm{SUE}_{t,k} = \frac{\mathrm{EPS}_{t,k} - E\left(\mathrm{EPS}_{t,k}\right)}{\hat{\sigma}_{t,k}}。 \tag{2}$$

式 (2) 中, $\mathrm{SUE}_{t,k}$: 第 t 季第 k 種股票之標準化預期外每股盈餘。$\mathrm{EPS}_{t,k}$: 第 t 季第 k 種股票之每股盈餘。$\hat{\sigma}_{t,k}$: 第 t 季第 k 種股票預期外每股盈餘 (UE) 之標準差, $\hat{\sigma}_{t,k}$ 由 $t-8$ 至 $t-1$ 共8季之預期外盈餘進行衡量, $\mathrm{UE}_{t,k} = \mathrm{EPS}_{t,k} - E(\mathrm{EPS}_{t,k})$。$E(\mathrm{EPS}_{t,k})$: 第 t 季第 k 種股票的預期每股盈餘。$E(\mathrm{EPS}_{t,k})$ 由式 (3) 估計。

$$E\left(\mathrm{EPS}_{t,k}\right) = \mathrm{EPS}_{t-4,k} + \hat{\rho}_{0,k} + \hat{\rho}_{1,k}\left(\mathrm{EPS}_{t-1,k} - \mathrm{EPS}_{t-5,k}\right)。 \tag{3}$$

式 (3) 中 $\hat{\rho}_{0,k}$, $\hat{\rho}_{1,k}$ 兩個迴歸係數則由式 (4) 估計,[24]

$$\left(\mathrm{EPS}_{t,k} - \mathrm{EPS}_{t-4,k}\right) = \rho_{0,k} + \rho_{1,k}\left(\mathrm{EPS}_{t-1,k} - \mathrm{EPS}_{t-5,k}\right) + \varepsilon_{\tau}。 \tag{4}$$

由第式 (3) 與式 (4) 得知, 預期每股盈餘是以去年同季之每股盈餘爲基礎, 以前一季每股盈餘與去年同季盈餘之差異爲調整依據。

盈餘訊息之好壞, 是以 SUE 是否大於0爲依據。若 SUE 大於0, 隱含實際的每股盈餘大於預期的每股盈餘, 因此將之歸類爲好盈餘訊息; 若 SUE 小於0, 隱含實際的每股盈餘小於預期的每股盈餘, 因此將之歸類爲壞盈餘訊息。參照 DellaVigna and Pollet (2009) 方法, 依據 SUE 之大小將樣本分成11組, 其中第1組樣本之 SUE 平均數最小, 第11組樣本之 SUE 平均數最大。第1、2、3、4、5組樣本之平均 SUE 小於0, 屬於壞盈餘訊息之樣本組別; 第7、8、9、10、11組樣本之平均 SUE 大於0, 屬於好盈餘訊息之組別。第6組之 SUE 等於0, 屬於中立之盈餘訊息。

3.2.3 股價對訊息反應速度之衡量方法

依據 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Hirshleifer et al. (2009) 之方法, 我們以累積異常報酬衡量股價對盈餘訊息之反應。正的預期外盈餘 (SUE >

[23] Bernard and Thomas (1989), Chan et al. (1996), Chordia and Shivakumar (2005), Kim and Kim (2003), Sadka (2006), DellaVigna and Pollet (2009), Hirshleifer et al. (2009) 採用類似方法定義好壞訊息。

[24] 式 (3) 之迴歸係數是以最近20季之盈餘進行估計。

臺灣大學學術期刊資料庫

0), 通常會導致正的異常報酬; 負的預期外盈餘 (SUE $<$ 0), 通常會導致負的異常報酬。因此, 以盈餘宣告日後特定期間之累積異常報酬, 衡量股價對好或壞盈餘訊息之反應速度及方向。

我們以實際報酬與預期報酬之差異衡量異常報酬。預期報酬是用 Fama and French (1993) 三因子模型進行估計。同時依據涵蓋不同日數之累積異常報酬, 衡量股價對訊息之立即反應 (immediate response)、延遲反應 (delayed response) 及長期反應 (long term response)。以下就預期報酬、異常報酬、立即反應、延遲反應及長期反應之衡量方法進行說明。

(1) 預期報酬之衡量方法

我們依據式 (5) 所示之 Fama-French 模型衡量預期報酬,[25]

$$\begin{aligned}\left(R_{u,k}-R_{u,f}\right)=\beta_{m,k}\left(R_{u,m}-R_{u,f}\right)+\beta_{s,k}\left(R_{u,s}-R_{u,b}\right)\\+\beta_{v,k}\left(R_{u,v}-R_{u,g}\right)+\varepsilon_{u,k}。\end{aligned}\tag{5}$$

式 (5) 中, $R_{u,k}$ 爲第 u 日第 k 種股票之報酬率, $R_{u,f}$ 爲第 u 日之無風險利率,[26] $R_{u,m}$ 爲第 u 日之市場報酬率, $R_{u,s}$ 爲第 u 日小公司投資組合 (s) 之報酬率, $R_{u,b}$ 爲第 u 日大公司投資組合 (b) 之報酬率,[27] $R_{u,v}$ 爲第 u 日價值型投資組合 (v) 之報酬率, $R_{u,g}$ 爲第 u 日成長型投資組合 (g) 之報酬率,[28] $\varepsilon_{u,k}$ 爲殘差值, $\beta_{m,k}$, $\beta_{s,k}$, $\beta_{v,k}$, 分別爲第 k 種股票之風險溢酬、規模溢酬及價值溢酬的迴歸係數。

(2) 異常報酬率與股價對盈餘訊息立即、延遲及長期反應之衡量方法

我們以式 (6) 衡量異常報酬 (Abnormal Return, AR), 以式 (7) 衡量累積異

[25]式 (5) 中之 $\beta_{m,k}$、$\beta_{s,k}$、$\beta_{v,k}$ 的估計期選擇參考 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Gutierrez and Prinsky (2007), 採用第 k 種股票第 t 季盈餘宣告日 (τ) 前300個交易日至前45個交易日 ($\tau-45$, $\tau-300$) 爲估計期。

[26]無風險利率是採用台銀、合庫、一銀、華銀、土銀五大公營行庫的1個月定存利率, 並配合式 (5) 中所用之每日股票報酬率, 將其轉化爲每日之無風險利率。

[27]小公司與大公司之投資組合之建構是依據 Fama and French (1993), 大公司與小公司之投資組合, 分別爲股東權益市值較大的50%與較小的50%所構成。

[28]價值型與成長型之投資組合建構是依據 Fama and French (1993), 價值型投資組合與成長型投資組合是分別由帳面價值與市價比較高與較低之30%股票所構成。

臺灣博碩士論文知識加值系統 期刊資料庫

常報酬率 (Cumulated Abnormal Return, CAR)。

$$AR_{u,k} = R_{u,k} - \hat{R}_{u,k}, \tag{6}$$

式 (6) 中之 $AR_{u,k}$ 爲第 u 日第 k 種股票之異常報酬率, $R_{u,k}$ 爲第 u 日第 k 種股票之實際報酬率, $\hat{R}_{u,k}$ 爲 Fama-Franch 模型估得之第 u 日第 k 種股票之預期報酬率。

$$\mathrm{CAR}_{t,k}^{(h,H)} = \sum_{u-\tau+h}^{\tau+H} AR_{u,k} = \sum_{u-\tau+h}^{\tau+H} \left(R_{u,k} - \hat{R}_{u,k}\right)。 \tag{7}$$

式 (7) 中之 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(h,H)}$ 爲第 t 季第 k 種股票盈餘宣告日 (τ) 後 h 日至 H 日期間之累積異常報酬, 亦即爲 ($\tau + h$, $\tau + H$) 期間之累積異常報酬。近似 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Hirshleifer et al. (2009) 之作法, 我們以盈餘宣告當日及次日之兩日累積異常報酬 ($\mathrm{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$) 衡量立即反應; 以盈餘宣告日後第2日至第50日期間之累積異常報酬 ($\mathrm{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$) 衡量延遲反應;[29] 以立即反應與延遲反應之合計 ($\mathrm{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$) 衡量長期反應。

若牛市期間股價對壞訊息之立即反應較少、延遲反應較多, 隱含牛市期間投資人對壞訊息之反應較慢, 則支持假說 1; 若牛市期間股價對好訊息之立即反應較少、延遲反應較多, 隱含牛市期間投資人對好訊息之反應較慢, 則支持假說3。若熊市期間股價對好訊息之立即反應較少、延遲反應較多, 隱含熊市期間投資人對好訊息的反應較慢, 則支持假說 2; 若熊市期間股價對壞訊息之立即反應較少、延遲反應較多, 隱含熊市期間投資人對壞訊息的反應較慢, 則支持假說 4。

3.3 實證模型之設定

爲了驗證牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應是否較慢, 以及熊市期間股價

[29]本文之立即反應、延遲反應、長期反應之衡量主要參照 DellaVigna and Pollet (2009), 唯一的修正是: 我們採用49天之累積異常報酬 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 衡量延遲反應, 而非 DellaVigna and Pollet (2009) 採用74天之累積異常報酬 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(2,75)}$ 衡量延遲反應。主要原因在於美國每年第 1, 2, 3, 4 季之盈餘宣告日, 分別爲當年 4 月、7 月、10 月及次年 1 月的第 3 週期間, 而台灣每年第 1, 2, 3, 4 季之盈餘宣告日分別在當年 4/30, 8/31, 10/31 及次年之 4/30。這四個盈餘宣告截止日之時距分別爲: 4 個月、2 個月、6 個月, 爲了防止立即反應與延遲反應重疊導致估計偏誤, 因此我們採用 2 個月 (約 50 個交易日) 作爲衡量延遲反應之日數。

國家圖書館期刊資料庫

對好盈餘訊息之反應是否較慢, 我採用三種實證模型。以下分別就這三種實證模型之設定進行說明。第一種實證模型如式 (8) 所示,

$$\mathrm{CAR}_{t,k}^{(h,H)} = \alpha + \varnothing^{bull} d_{t,k}^{bull} + \gamma_0 \hat{\sigma}_{t,k} + \varepsilon_{t,k}。 \tag{8}$$

式 (8) 中, $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(h,H)}$: 第 t 季第 k 種股票宣告日後 h 日至 H 日期間之累積異常報酬, $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(h,H)}$ 包括 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$, $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 及 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$ 三種, 分別爲衡量立即反應、延遲反應及長期反應之變數。$d_{t,k}^{bull}$: 判斷市場狀態是否爲牛市之虛擬變數。若第 t 季第 k 種股票盈餘宣告日屬於牛市則 $d_{t,k}^{bull} = 1$; 屬於熊市則 $d_{t,k}^{bull} = 0$。$\hat{\sigma}_{t,k}$: 第 k 種股票第 t 季預期外盈餘 (UE) 之標準差。$\hat{\sigma}_{t,k}$ 爲控制變數。[30] α, $\varnothing^{bull}$, γ_0 爲迴歸係數。

分別以好盈餘訊息樣本與壞盈餘訊息樣本依據式 (8) 進行實證。以迴歸係數 γ_0 分析牛市期間股價對壞盈餘訊息反應是否較慢, 以及熊市期間股價對好盈餘訊息反應是否較慢。

當樣本爲壞盈餘訊息樣本 (CAR 爲負值) 時, 若以 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$ 爲被解釋變數, 則預期 γ_0 爲正, 亦即牛市期間報酬對壞盈餘消息之立即反應較少 (使 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$ 負得較少)。若以延遲反應 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 爲被解釋變數, 則預期 γ_0 爲負, 亦即牛市期間報酬對壞盈餘訊息的延遲反應較多 (使 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 負得較多)。若上述兩種預期正確, 則表示牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢, 因此支持假說1。

當樣本爲好盈餘訊息樣本 (CAR 爲正值) 時, 若 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$ 爲被解釋變數, 則預期 γ_0 爲正, 亦即牛市期間股價對好盈餘消息的立即反應較多。若以延遲反應 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 爲被解釋變數, 則預期 γ_0 爲負, 亦即牛市期間報酬對好盈餘訊息的延遲反應較少。若上述兩種預期正確, 顯示牛市期間股價對好盈餘訊息之反應較快, 隱含熊市期間股價對好盈餘訊息之反應較慢, 從而支持假說 2。

本研究驗證牛市期間股價對好消息與熊市期間對壞消息的反應是否較慢, 類似 DellaVigna and Pollet (2009) 股價對週五宣告之盈餘訊息反應, 是否慢於股價對週一至週四宣告盈餘訊息之反應。因此我們的第二及第三種之實證模型設定主要是參酌 DellaVigna and Pollet (2009) 之方法。第二種

[30] 以盈餘波動性爲控制變數是參照 DellaVigna and Pollet (2009)。

臺灣大學學術期刊資料庫

實證模型設定如式 (9) 所示,

$$\begin{aligned} \mathrm{CAR}_{t,k}^{(h,H)} = {} & \phi_B + \phi_{G-B} d_{t,k}^{G} + \phi_B^{MNA} d_{t,k}^{MNA} + \phi_{G-B}^{MNA} d_{t,k}^{G} d_{t,k}^{MNA} \\ & + \gamma_0 \hat{\sigma}_{t,k} + \gamma_1 d_{t,k}^{G} \hat{\sigma}_{t,k} + \varepsilon_{t,k}。 \end{aligned} \tag{9}$$

式 (9) 中, $d_{t,k}^{G}$: 判斷是否爲好盈餘訊息之虛擬變數。若爲好盈餘訊息 (SUE > 0), 則 $d_{t,k}^{G} = 1$; 若爲壞盈餘訊息 (SUE < 0), 則 $d_{t,k}^{G} = 0$。$d_{t,k}^{MNA}$: 用於判斷市場狀態與訊息方向是否反向之虛擬變數。若市場狀態爲牛市且訊息爲壞盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲好盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 1$; 若市場狀態爲牛市且訊息爲好盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲壞盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 0$。

式 (9) 中之 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(h,H)}$ 與 $\hat{\sigma}_{t,k}$ 之定義同式 (8), $\varepsilon_{t,k}$ 爲殘差項。ϕ_B, ϕ_{G-B}, ϕ_B^{MNA}, ϕ_{G-B}^{MNA}, γ_0, γ_1 爲迴歸係數。式 (9) 中的常數項 ϕ_B 爲熊市壞盈餘訊息之平均累積報酬, 預期爲負。$d_{t,k}^{MNA}$ 之係數 ϕ_B^{MNA}, 表示牛市報酬對壞盈餘訊息之反應與熊市報酬對壞盈餘息之反應的差異。若牛市報酬對壞盈餘訊息之反應較慢, 則牛市報酬對壞盈餘訊息的立即反應較少、延遲反應較多。因此以立即反應 ($\mathrm{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數時, 預期 ϕ_B^{MNA} 爲正 (使得 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$ 負較少), 表示牛市報酬對壞盈餘訊息之立即反應較少。以延遲反應 ($\mathrm{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數時, 預期 ϕ_B^{MNA} 爲負 (使得 $\mathrm{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 負更多), 表示牛市報酬對壞盈餘訊息之延遲反應較多。

$d_{t,k}^{G}$ 之係數 ϕ_{G-B} 用以衡量市場狀態與訊息方向爲同向 ($d_{t,k}^{MNA} = 0$) 時, 報酬對好與壞盈餘訊息反應之差異, 亦即衡量牛市報酬對好盈餘訊息之反應與熊市報酬對壞盈餘訊息之反應的差異, 預期 ϕ_{G-B} 爲正。以 $d_{t,k}^{G}$ 與 $d_{t,k}^{MNA}$ 交乘項之係數 ϕ_{G-B}^{MNA} 觀察股價 (報酬) 對好壞盈餘訊息之反應的差異, 是否受市場狀態與訊息方向同向與否之影響。亦即以 ϕ_{G-B}^{MNA} 觀察熊市報酬對好訊息之反應與牛市報酬對壞訊息之反應的差異, 是否同於牛市報酬對好訊息之反應與熊市對壞訊息反應的差異。

若市場狀態與訊息方向反向, 使得投資人對盈餘訊息之關注度較低, 存在混合利得及損失之認知偏誤, 則熊市報酬對好盈餘訊息的立即反應較少、延遲反應較多; 牛市報酬對壞盈餘訊息的立即反應較少、延遲反應較多。從而會導致兩種結果: 1. 熊市報酬對好盈餘訊息之立即反應與牛市報酬對

臺灣大學學術期刊資料庫

壞盈餘訊息之立即反應的差異, 小於牛市報酬對好盈餘訊息之立即反應與熊市報酬對壞盈餘訊息之立即反應的差異。因此若以立即反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數, 則預期 ϕ_{G-B}^{MNA} 爲負。2. 熊市報酬對好訊息之延遲反應與牛市報酬對壞盈餘訊息之延遲反應的差異, 大於牛市報酬對好盈餘訊息之延遲反應與熊市報酬對壞盈餘訊息之延遲反應的差異。因此, 若以延遲反應 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數, 則預期 ϕ_{G-B}^{MNA} 爲正。

類似式 (9) 實證模型設定, 直接以 SUE 大小爲依據的組別序號 (S, $S = 1, 2, \cdots, 11$) 爲解釋變數, 將模型改爲式 (10),

$$\begin{aligned} CAR_{t,k}^{(h,H)} = {} & \alpha + \beta S_{t,k} + \beta^{MNA} S_{t,k} d_{t,k}^{MNA} + \varnothing d_{t,k}^{MNA} \\ & + \gamma_0 \hat{\sigma}_{t,k} + \gamma_1 S_{t,k} \hat{\sigma}_{t,k} + \varepsilon_{t,k}。 \end{aligned} \tag{10}$$

式 (10) 中 $S_{t,k}$ 之係數 β 是在市場狀態與訊息方向同向時, 依據 SUE 分組之樣本組序每增加一, 報酬之平均增加額, 因爲 SUE 越大之盈餘訊息越好, 因此預期 β 爲正, 由於盈餘訊息有好有壞, 在斜率爲正的情形下, 隱含常數項 α 爲負。

$S_{t,k}$ 與 $d_{t,k}^{MNA}$ 交乘項之係數 β^{MNA} 是比較報酬對相同盈餘訊息 (同組樣本) 之反應, 是否會受市場狀態與訊息方向相反與否之影響。若市場與訊息方向相反時 (牛市壞訊息與熊市好訊息), 投資人對盈餘訊息之關注度較低, 存在混合利得及損失之認知偏誤, 則報酬對盈餘訊息之反應較不敏銳, 而產生報酬對盈餘訊息之立即反應較少、延遲反應較多之現象。因此若以立即反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數, 則 β^{MNA} 爲負 (斜率變小), $\varnothing$($d_{t,k}^{MNA}$ 之係數) 爲正 (截距變大), 表示市場與訊息方向相反時, 報酬對盈餘訊息之立即反應較少。若以延遲反應 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數時, 則 β^{MNA} 爲正 (斜率變大), $\varnothing$ 爲正 (截距變小), 表示市場與訊息方向相反時, 報酬對盈餘訊息之延遲反應較多。

4 實證結果與分析

實證結果分析包括敍述統計量與三種迴歸實證結果之分析。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.1 敘述統計量

表2呈現依據 SUE 分類的11組樣本的 SUE 平均數及樣本數。各組樣本是依據 SUE 是否大於0、等於0、小於0進行分組。SUE 小於0之樣本分成5組, 依據 SUE 由小至大歸類爲第1, 2, 3, 4, 5組; SUE 大於0之樣本分成5組, 依據 SUE 由小至大歸類爲第7, 8, 9, 10, 11組, SUE 等於0則歸爲第6組, 因此各組 SUE 平均數呈遞增趨勢。

熊市第1組 SUE 平均數爲 −1.77, 第11組 SUE 平均數爲1.77。牛市第1組 SUE 平均數爲 −1.73, 第11組 SUE 平均數爲1.83。無論牛市或熊市, SUE 都有正有負, 顯示無論市場狀態爲牛市或熊市, 都有好盈餘訊息 (SUE > 0) 與壞盈餘訊息 (SUE < 0)。在牛市與熊市在相同組別的平均 SUE 也相當, 說明在牛市或熊市預期外的盈餘值, 大致具有對稱性。

除了第6組樣本之外,[31] 在熊市期間第1至5組之盈餘宣告數約各爲500; 第7至11組之盈餘宣告數約爲550。在牛市期間第1至5組之盈餘宣告數約各爲870; 第7至11組之盈餘宣告數約爲980。牛市盈餘宣告次數多於熊市之原因, 是因爲1996年1月至2009年12月共14年的樣本期間, 市場狀態屬於牛市的月份多於熊市狀態。[32]

4.2 牛市與熊市期間股價對盈餘訊息反應之初步實證結果分析

本節呈現牛市與熊市期間股價對盈餘宣告之立即反應、延遲反應之初步實證結果之分析。

4.2.1 股價對預期外盈餘之立即反應

圖1呈現牛市與熊市期間股價對預期外盈餘 (SUE) 之立即反應, 圖1中的粗線代表牛市; 細線代表熊市。兩條線都呈現正斜率傾向, 隱含無論牛市或熊市, 預期外盈餘越大之組別 (組序號越大), 其在盈餘宣告日當日至次日之累積異常報酬 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 平均值越高。顯示預期外盈餘 (SUE) 越大之

[31] SUE 等於0的歸爲第6組, 因此樣本數較小。我們以 SUE 絕對值小於0.01者將其視爲0。

[32] 在1996至2009共14年的樣本期間中, 1996年1月至2000年6月期間之市場狀態多數屬於牛市, 2008年金融海嘯後之市場狀態則多數屬於熊市。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 各組預期外盈餘之敍述統計量

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
熊市	平均數	−1.768	−1.065	−0.672	−0.375	−0.137	0	0.1286	0.348	0.6239	1.0049	1.767
	標準差	(0.469)	(0.310)	(0.247)	(0.165)	(0.11)	(0)	(0.076)	(0.102)	(0.155)	(0.201)	(0.475)
	樣本數	494	509	506	509	500	75	545	556	561	556	549
牛市	平均數	−1.729	−1.035	−0.642	−0.349	−0.125	0	0.1303	0.3771	0.6721	1.0741	1.8322
	標準差	(0.459)	(0.258)	(0.185)	(0.126)	(0.083)	(0)	(0.076)	(0.118)	(0.150)	(0.209)	(0.458)
	樣本數	855	878	882	878	868	153	968	991	991	991	976

註: 樣本爲1996至2009年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共28,387次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。預期外盈餘之衡量沿用 Foster et al. (1984) 與 Kim and Kim (2003) 之標準化預期外盈餘 (Standardized Unexpected Earnings, SUE)。依據 SUE 之大小, 將樣本分成11組, 其中第1組樣本之 SUE 平均數最小, 第11組樣本之 SUE 平均數最大。第1、2、3、4、5組樣本之平均 SUE 小於0, 屬於壞盈餘訊息之組別; 第7、8、9、10、11組樣本之平均 SUE 大於0, 屬於好盈餘訊息之組別。第6組之 SUE 等於0, 屬於中立之盈餘訊息。市場狀態是依據 Cooper et al. (2004) 之定義: 若前36個月的累積報酬爲正則爲牛市; 若前36個月的累積報酬爲負則爲熊市。

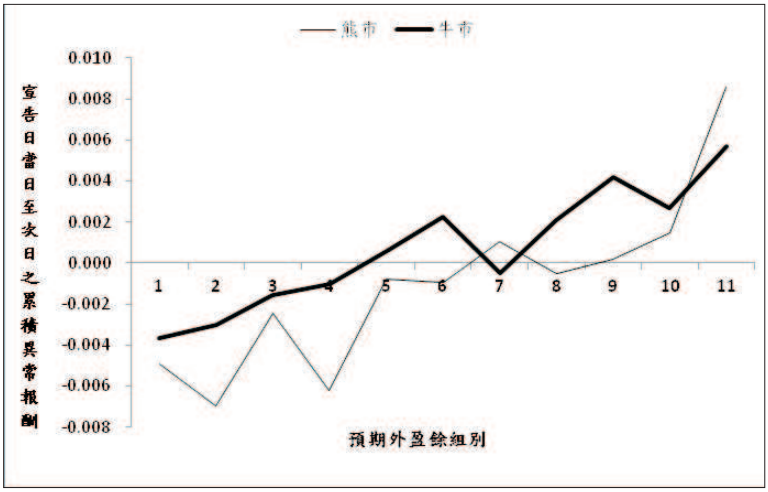


圖 1: 股價對預期外盈餘之立即反應

註: 樣本爲 1996 至 2009 年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387 次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。預期外盈餘之衡量沿用 Foster et al. (1984) 之標準化預期外盈餘 (Standardized Unexpected Earnings, SUE)。依據 SUE 之大小, 將樣本分成 11 組, 其中第 1 組樣本之 SUE 平均數最小, 第 11 組樣本之 SUE 平均數最大。第 1、2、3、4、5 組樣本之平均 SUE 小於 0, 屬於壞盈餘訊息之組別; 第 7、8、9、10、11 組樣本之平均 SUE 大於 0, 屬於好盈餘訊息之組別。第 6 組之 SUE 等於 0, 屬於中立之盈餘訊息。市場狀態是依據 Cooper et al. (2004) 之定義: 若前 36 個月的累積報酬爲正則爲牛市; 若前 36 個月的累積報酬爲負則爲熊市。以盈餘宣告日當日及次日共兩日的累積異常報酬率 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$), 衡量地 t 季第 k 種股票之股價對預期外盈餘 (SUE) 之立即反應, 異常報酬率是每日實際報酬率與預期報酬率之差異, 預期報酬率則由 Fama-French 模型估得。圖中呈現的立即反應是各組所含樣本的平均 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$。

股票, 其股價在盈餘宣告日及次日之表現越好。屬於壞消息的第 1, 2, 3, 4, 5 組, 其 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 平均值幾乎都爲負; 屬於好消息的第 7, 8, 9, 10, 11 組, 其 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 平均值幾乎都爲正, 表示好訊息引起正的立即異常報酬率, 壞訊息引起負的立即異常報酬率。此結果與 Chan et al. (1996), DellaVigna and Pollet (2009), Foster et al. (1984) 一致。

圖 1 中在屬於壞消息的第 1, 2, 3, 4, 5 組, 代表牛市之粗線都在代表熊市之細線的上方, 顯示牛市期間股價對壞盈餘訊息 (SUE $<$ 0) 的立即反

臺灣大學學術期刊資料庫

應, 較熊市少, 隱含牛市期間股價對壞消息的反應較熊市緩慢, 此結果支持假說1。在屬於好消息的第7, 8, 9, 10, 11組中, 代表熊市之細線, 除了第7組與第11組之外, 都在代表牛市之粗線的下方, 顯示熊市對好消息的立即反應傾向小於牛市, 隱含熊市對好盈餘訊息的反應傾向慢於牛市, 但由於在5組好盈餘訊息的組別中, 僅有3組是呈現此現象, 因此假說2是否成立有待進一步驗證。

4.2.2 股價對預期外盈餘之延遲反應

圖2呈現牛市與熊市期間股價對預期外盈餘之延遲反應。圖2中的粗線代表牛市; 細線代表熊市。兩條線都呈現正斜率之傾向, 隱含無論牛市或熊市, 預期外盈餘越大之組別 (組序號越大), 其在盈餘宣告日後第2日至第50日之累積異常報酬 $CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 平均值越高。屬於壞消息的第1, 2, 3, 4, 5組, 其 $CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 均值多數爲負, 屬於好消息的第7, 8, 9, 10, 11組, 其 $CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 平均值多數爲正, 此結果顯示預期外盈餘越多之股票, 其股價在盈餘宣告日後的第2日至第50日的表現越好。此結果同於 DellaVigna and Pollet (2009) 之發現, 也支持 Bernard and Thomas (1989) 與 Chan et al. (1996) 之盈餘宣告後股價朝同向變動 (Post-Earnings Announcement Drift) 的理論。亦即股價對壞盈餘訊息呈現漸進反應而持續下跌之現象; 對好盈餘訊息呈現漸進反應而持續上揚之現象。

圖2中在屬於壞消息的第1, 2, 3, 4, 5組, 代表牛市之粗線都在代表熊市之細線的下方, 顯示牛市期間股價對壞盈餘訊息的延遲反應較熊市多, 隱含牛市期間股價對壞消息的反應較熊市緩慢, 因此支持假說1。在屬於好消息的第7, 8, 9, 10, 11組中, 代表熊市之細線, 都在代表牛市之粗線之上方, 顯示熊市對好消息的延遲反應較牛市多, 隱含熊市對好盈餘訊息的反應較牛市緩慢, 因此支持假說2。

我們進一步彙整圖1及圖2之實證結果。在圖1左半邊中, 屬於壞消息的第1, 2, 3, 4, 5組, 代表牛市之粗線都在代表熊市之細線的上方, 表示在牛市期間股價對壞盈餘訊息的立即反應較少; 在圖2左半邊屬於壞消息的第1, 2, 3, 4, 5組, 代表牛市之粗線都在代表熊市之細線的下方, 表示在牛市期間股價對壞的延遲反樣較多。因此綜合圖1及圖2左半邊之圖形結構,

臺灣大學學術期刊資料庫

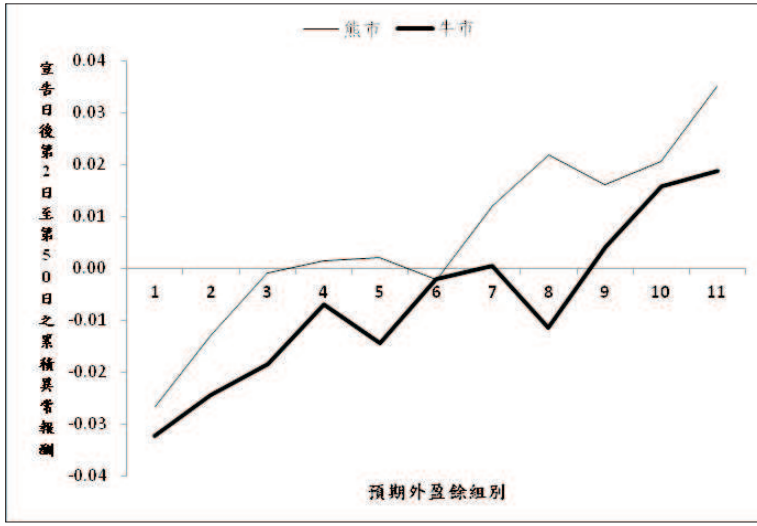


圖 2: 股價對預期外盈餘之延遲反應

註: 樣本爲 1996 年至 2009 年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387 次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。預期外盈餘之衡量沿用 Foster et al. (1984) 之標準化預期外盈餘 (Standardized Unexpected Earnings, SUE)。依據 SUE 之大小, 將樣本分成11組, 其中第 1 組樣本之 SUE 平均數最小, 第 11 組樣本之 SUE 平均數最大。第 1、2、3、4、5 組樣本之平均 SUE 小於 0, 屬於壞盈餘訊息之組別; 第 7、8、9、10、11 組樣本之平均 SUE 大於 0, 屬於好盈餘訊息之組別。第 6 組之 SUE 等於 0, 屬於中立之盈餘訊息。市場狀態是依據 Cooper et al. (2004) 之定義: 若前36個月的累積報酬爲正則爲牛市; 若前 36 個月的累積報酬爲負則爲熊市。以盈餘宣告日當日後第 2 日至第 50 日的累積異常報酬率 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$), 衡量地 t 季第 k 種股票之股價對預期外盈餘 (SUE) 之延遲反應, 異常報酬率是每日實際報酬率與預期報酬率之差異, 預期報酬率則由 Fama-French 模型估得。圖中呈現的延遲反應是各組所含樣本的平均 $CAR_{t,k}^{(2,50)}$。

可獲得初步的結論: 牛市期間股價對壞盈餘訊息的立即反應較少、延遲反應較多。隱含牛市期間股價對壞盈餘訊息的反應較慢, 從而支持假說 1。

在圖 1 右半邊中屬於好消息的第 7, 8, 9, 10, 11 組, 代表熊市之細線, 在 5 組中有 3 組 (8,9,10) 在代表牛市之細線的下方, 表示在熊市期間股價對好盈餘訊息的立即反應有較少之傾向; 在圖 2 右半邊屬於好消息的第 7, 8, 9, 10, 11 組, 代表熊市之細線都在代表牛市之粗線的上方, 表示在熊市期

臺灣大學學術期刊資料庫

間股價對好的延遲反樣較多。因此綜合圖 1 及圖 2 右半邊之圖形結構, 可獲得初步的結論: 在熊市期間, 股價對好盈餘訊息的立即反應傾向較少, 對好盈餘訊息的延遲反應較多。綜合而言, 顯示熊市期間股價對好盈餘訊息的反應較慢, 從而初步支持假說 2。

4.3 股價在盈餘宣告前之反應

我們參照 DellaVigna and Pollet (2009) 之方法, 探討台灣股市股價是否具有提早反應盈餘訊息之現象。圖 3 呈現牛市與熊市期間盈餘宣告日前 1 日至前 30 日之異常報酬 $CAR_{t,k}^{(-30,-1)}$。圖 3 中的粗線代表牛市; 細線代表熊市。兩條線都呈現正斜率之傾向, 隱含無論牛市或熊市, 若爲壞盈餘訊息, 則在盈餘宣告前之異常報酬爲負, 其中以盈餘訊息最壞的第 1 組, 其負的異常報酬最顯著; 若爲好盈餘訊息, 則在盈餘宣告前的異常報酬通常爲正, 其中以盈餘訊息最好的第 1 組, 其正的異常報酬最顯著。顯示台灣股市無論在牛市或熊市, 股價都有提早反應盈餘訊息之現象, 尤其是在最好與最壞的盈餘訊息時, 最爲明顯。此結果與 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Foster et al. (1984) 的發現一致。

圖 3 中在屬於壞消息的第 1, 2, 3, 4, 5 組, 代表牛市之粗線都在代表熊市之細線的上方, 顯示牛市期間股價提早反應好盈餘訊息之速度較熊市慢。在屬於好消息的第 7, 8, 9, 10, 11 組中, 代表熊市之細線, 都在代表牛市之粗線的下方, 顯示熊市期間股價提早反應壞盈餘訊息較牛市慢。圖 3 之結構顯示: 台灣股市股價具有提早反應盈餘訊息之現象, 尤其是提早反應最好或最壞盈餘訊息之現象最明顯, 且牛市股價提早反應壞盈餘訊息較熊市慢, 熊市股價提早反應好盈餘訊息較牛市慢。

綜合圖 1, 2, 3 之初步實證結果, 我們可得到初步的結論: 台灣股市在牛市期間股價對壞盈餘訊息的反應較慢; 在熊市期間股價對好盈餘訊息的反應較慢。這個現象同時存在於盈餘宣告後與盈餘宣告前。

4.4 牛市與熊市期間股價對盈餘訊息反應之迴歸實證結果分析

接者我們分析迴歸實證結果。表 3 呈現第一種實證模型 (式 (8)) 所得之結果。由表 3 Panel A 可知, 以壞盈餘訊息爲樣本時, 以 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 爲被解釋變

臺灣大學學術期刊資料庫

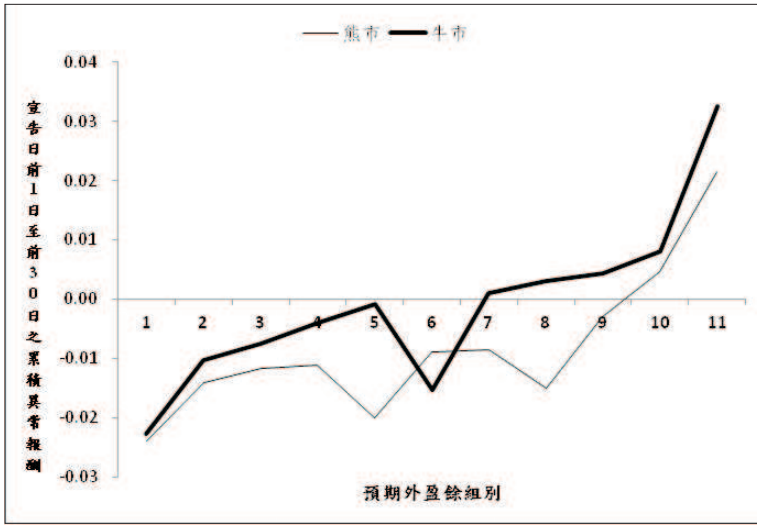


圖 3: 股價在盈餘宣告前之反應

註: 樣本爲1996 年至 2009 年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387 次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。預期外盈餘之衡量是沿用 Foster et al. (1984) 之標準化預期外盈餘 (Standardized Unexpected Earnings, SUE)。依據 SUE 之大小, 將樣本分成11組, 其中第 1 組樣本之 SUE 平均數最小, 第 11 組樣本之 SUE 平均數最大。第 1、2、3、4、5 組樣本之平均 SUE 小於 0, 屬於壞盈餘訊息之組別; 第 7、8、9、10、11 組樣本之平均 SUE 大於 0, 屬於好盈餘訊息之組別。第 6 組之 SUE 等於 0, 屬於中立之盈餘訊息。市場狀態是依據 Cooper et al. (2004) 之定義: 若前36 個月的累積報酬爲正則爲牛市; 若前 36 個月的累積報酬爲負則爲熊市。以盈餘宣告日當日前 1 日至前 30 日的累積異常報酬率 ($CAR_{t,k}^{(-30,-1)}$), 衡量地 t 季第 k 種股票之股價在盈餘宣告前之反應, 異常報酬率是每日實際報酬率與預期報酬率之差異, 預期報酬率則由 Fama-French 模型估得。圖中呈現的盈餘宣告前之反應是各組所含樣本的平均 $CAR_{t,k}^{(-30,-1)}$。

數且包括盈餘波動爲控制變數之模型, 所得之實證結果: $\alpha = -0.0036$, 表示熊市期間報酬對壞盈餘消息之立即反應平均爲 -0.0036。因 d^{bull} 之係數 $\varnothing^{bull} = 0.0025$, 顯著爲正, 表示牛市時期間報酬對壞盈餘消息的立即反應平均爲 -0.0011 $(-0.0036 + 0.0025)$。此結果符合牛市期間股價對壞消息之立即反應較少之預期 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 負較少, $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 平均由 -0.0036 變爲 -0.0011)。此結果呼應圖 1 左半邊代表牛市之粗線都在代表熊市之

表 3: 牛市與熊市對好盈餘訊息與壞盈餘訊息之立即、延遲及長期反應

Panel A 壞盈餘訊息之立即、延遲與長期反應程度的實證結果

	立即反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$		延遲反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$		長期反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$	
α	−0.0045***	−0.0036***	−0.0026	−0.0046	−0.0056*	−0.0087**
	(0.0006)	(0.0008)	(0.0029)	(0.0037)	(0.0030)	(0.0039)
$d_{t,k}^{bull}$	0.0026***	0.0025***	−0.0123***	−0.0116***	−0.0115***	−0.0096**
	(0.0008)	(0.0008)	(0.0035)	(0.0039)	(0.0037)	(0.0040)
$\hat{\sigma}_{t,k}$		−0.0013		−0.0048		−0.0045
		(0.0009)		(0.0041)		(0.0042)
R^2	0.0014	0.0017	0.0015	0.0016	0.0012	0.001
N	8,207	6,414	8,141	6,366	8,153	6,374

Panel B 好盈餘訊息之立即、延遲與長期反應程度的實證結果

	立即反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$		延遲反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$		長期反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$	
α	0.0022***	0.0011	0.0213***	0.0280***	0.0244***	0.0300***
	(0.0007)	(0.0008)	(0.0031)	(0.0037)	(0.0033)	(0.0039)
$d_{t,k}^{bull}$	0.0007	0.0008	−0.0155***	−0.0157***	−0.0167***	−0.0169***
	(0.0009)	(0.0009)	(0.0039)	(0.0039)	(0.0040)	(0.0040)
$\hat{\sigma}_{t,k}$		0.0020**		−0.0134***		−0.0111***
		(0.0009)		(0.0040)		(0.0042)
R^2	0.0001	0.0008	0.0023	0.0039	0.0024	0.0034
N	7,126	7,126	7,045	7,045	7,057	7,057

註: 實證模型爲 $\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)} = \alpha + \varnothing^{bull} d_{t,k}^{bull} + \gamma_0 \hat{\sigma}_{t,k} + \varepsilon_{t,k}$, $\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)}$ 爲第 t 季第 k 種股票盈餘宣告日後第 h 日至 H 日之累積異常報酬, 以 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$, $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 及 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$ 衡量立即反應、延遲反應及長期反應。$d_{t,k}^{bull}$ 爲判斷市場狀態是否爲牛市之虛擬變數, 若第 t 季第 k 種股票之盈餘宣告日屬於牛市, 則 $d_{t,k}^{bull} = 1$; 若盈餘宣告日屬於熊市, 則 $d_{t,k}^{bull} = 0$。$\hat{\sigma}_{t,k}$ 第 t 季第 k 種股票之盈餘波動性。依據標準化之預期外盈餘 (SUE) 由大到小分成 11 組。好訊息包括 SUE 大於 0 之 5 組 (第 7 至 11 組); 壞訊息包括 SUE 小於 0 之 5 組 (第 1 至 5 組)。樣本爲 1996 至 2009 年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387 次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。括號內之數值爲標準差。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

細線的上方之結果。此外, 未將盈餘波動性納爲控制變數之模型, 所得結果一致。

由表 3 Panel A 可知, 以壞盈餘訊息爲樣本, 以 $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 爲被解釋變數且包括盈餘波動爲控制變數的模型, 所得之實證結果: $\alpha = -0.0046$, 表示熊市期間報酬對壞盈餘消息的延遲反應平均爲 -0.0046。d^{bull} 之係數 $\varnothing^{bull} = -0.0116$, 顯著爲負, 表示牛市期間報酬對壞盈餘消息之延遲反應平均爲 -0.0162 $(-0.0046\ -0.0116)$。此結果符合牛市期間股價對壞消

臺灣大學學術期刊資料庫

息之延遲反應較多之預期 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 負較多, $CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 由 -0.0046 變爲 -0.0162)。此結果呼應圖 2 左半邊代表牛市之粗線都在代表熊市之細線的下方之結果。此外, 不包括盈餘波動性控制變數的模型, 所得結果一致。

綜合表 3 Panel A 呈現之實證結果, 可得之結論爲: 牛市期間股價對壞盈餘訊息之立即反應較少、延遲反應較多。隱含牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較爲緩慢, 因此支持假說 1。

由表 3 Panel B 可知, 以好盈餘訊息爲樣本, 以 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 爲被解釋變數時且包括盈餘波動爲控制變數的模型, 所得之實證結果: $\alpha = 0.0011$, 表示熊市期間報酬對好盈餘消息之立即反應平均爲 0.0011。因 $d_{t,k}^{bull}$ 之係數 $\varnothing^{bull} = 0.0008$, 不顯著但爲正, 表示牛市時期間報酬對好盈餘消息的立即反應平均爲 0.0019 (0.0011+0.0008)。此結果表示熊市期間股價對好盈餘訊息的立即反應傾向較小 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 正較少, $0.0011 < 0.0019$), 但不顯著, 因此熊市期間股價對好消息之立即反應較少的證據較弱。此結果呼應圖 1 右半邊代表牛市之粗線在 5 組中, 有 3 組 (8, 9,10) 在代表熊市之細線的上方之結果。此外, 當未將盈餘波動性納爲控制變數時 $\varnothing^{bull} = 0.0007$, 亦爲正但不顯著, 因此結果一致。

由表 3 Panel B 可知, 以好盈餘訊息爲樣本時, 以 $CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 爲被解釋變數且包括盈餘波動爲控制變數的模型, 所得實證結果爲: $\alpha = 0.028$, 熊市期間報酬對好盈餘消息的延遲反應平均爲 0.028。因 d^{bull} 之係數 $\varnothing^{bull} = -0.0157$, 顯著爲負, 表示牛市期間報酬對好盈餘消息之延遲反應平均爲 0.0129 (0.0286 -0.0157)。此結果顯示熊市期間股價對好消息之延遲反應較多 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 正較多, $0.028 > 0.0129$)。此結果呼應圖 2 右半邊代表熊市之細線都在代表牛市之粗線的上方之結果。此外, 在不包括盈餘波動性爲控制變數之模型, 所得結果 $\varnothing^{bull} = -0.0155$, 顯著爲負, 因此結果一致。

綜合表 3 之 Panel B 之結果, 可得的結論爲: 熊市期間股價對好盈餘訊息之立即反應傾向較少 (不顯著), 延遲反應顯著較多。綜合立即與延遲反應, 顯示熊市期間股價對好盈餘訊息的反應較爲緩慢, 因此支持假說 2。

接者分析參照 DellaVigna and Pollet (2009) 設定之第 2 及第 3 種實證模型 (式 (9) 與式 (10)) 的實證結果。表 4 呈現依據式 (9) 進行實證所得之

表 4: 牛市與熊市對好、壞盈餘訊息之立即、延遲及長期反應

	立即反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$		延遲反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$		長期反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$	
ϕ_B	−0.0043***	−0.004***	−0.0072**	−0.005	−0.0110***	−0.010**
	(0.00071)	(0.0008)	(0.0032)	(0.0037)	(0.0033)	(0.0039)
$d_{t,k}^{MNA}$	0.0025***	0.003***	−0.0113***	−0.011***	−0.0093**	−0.009**
	(0.0009)	(0.0009)	(0.0040)	(0.0040)	(0.0041)	(0.0041)
$d_{t,k}^{G}$	0.0072***	0.006***	0.0129***	0.019***	0.0187***	0.024***
	(0.0009)	(0.0011)	(0.0039)	(0.0047)	(0.0041)	(0.0049)
$d_{t,k}^{G}d_{t,k}^{MNA}$	−0.0032***	−0.003***	0.0269***	0.027***	0.0260***	0.026***
	(0.0012)	(0.0012)	(0.0055)	(0.0055)	(0.0057)	(0.0057)
$\hat{\sigma}_{t,k}$		−0.001		−0.004		−0.002
		(0.0008)		(0.0036)		(0.0037)
$d_{t,k}^{G}\hat{\sigma}_{t,k}$		0.003***		−0.010**		−0.009*
		(0.0011)		(0.0049)		(0.0051)
R^2	0.0067	0.0073	0.0089	0.0102	0.0108	0.0117
N	13,529	13,529	13,400	13,400	13,420	13,420

註: 實證模型爲 $\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)} = \phi_B + \phi_{G-B}d_{t,k}^{G} + \phi_B^{MNA}d_{t,k}^{MNA} + \phi_{G-B}^{MNA}d_{t,k}^{G}d_{t,k}^{MNA} + \gamma_0\hat{\sigma}_{t,k} + \gamma_1 d_{t,k}^{G}\hat{\sigma}_{t,k} + \varepsilon_{t,k}$ $\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)}$ 爲第 t 季第 k 種股票盈餘宣告日後 h 日至 H 日之累積異常報酬, 分別以 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$, $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 及 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$ 衡量立即反應、延遲反應及長期反應。$d_{t,k}^{G}$: 判斷是否爲好盈餘訊息之虛擬變數, 若爲好盈餘訊息 (SUE > 0) 則 $d_{t,k}^{G} = 1$, 若爲壞盈餘訊息 (SUE < 0) 則 $d_{t,k}^{G} = 0$。$d_{t,k}^{MNA}$: 用於判斷市場狀態與訊息方向是否反向之虛擬變數。若市場狀態爲牛市且訊息爲壞盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲好盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 1$; 若市場狀態爲牛市且訊息爲好盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲壞盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 0$。$\hat{\sigma}_{t,k}$ 爲盈餘波動性。樣本爲 1996 至 2009 年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387 次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。括號內之數值爲標準差。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01下顯著。

結果。式 (9) 的關鍵變數是用於判斷市場狀態與訊息方向是否反向之虛擬變數 $d_{t,k}^{MNA}$。若市場狀態爲牛市且訊息爲壞盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲好盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 1$; 若市場狀態爲牛市且訊息爲好盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲壞盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 0$。

由表4可知無論是以 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$, $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 及 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$ 衡量之立即、延遲與長期反應爲被解釋變數, 所得之常數項 ϕ_B 都顯著小於0, 表示熊市期間報酬對壞盈餘訊息的反應都爲負, 此結果與預期相符, 也呼應圖1及圖2左半邊, 代表熊市之細線幾乎都在0之下方 (累積報酬爲負) 之結果。

式 (9) 中, $d_{t,k}^{MNA}$ 之係數 ϕ_B^{MNA} 表示牛市報酬對壞盈餘訊息之反應與熊市報酬對壞盈餘壞訊息之反應的差異。若牛市報酬對壞盈餘訊息之反應

較慢, 則牛市報酬對壞消息的立即反應較少、延遲反應較多。因此, 若以立即反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數時, 預期 ϕ_B^{MNA} 爲正 (使得 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 負較少), 表示牛市報酬對壞盈餘訊息之立即反應較少。由表 4 可知以立即反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數之兩個模型, ϕ_B^{MNA} 分別爲 0.0025, 0.003, 都顯著爲正, 此結果與預期相符。若以延遲反應 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數時, 則預期 ϕ_B^{MNA} 爲負 (使得 $CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 負更多), 表示牛市報酬對壞盈餘訊息之延遲反應較多。由表 4 可知, 以延遲反應 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數之兩種模型, ϕ_B^{MNA} 分別爲 -0.0113, -0.011, 都顯著爲負, 結果與預期相符。

$d_{t,k}^G$ 之係數 ϕ_{G-B} 用以衡量市場狀態與訊息方向爲同向 ($d_{t,k}^{MNA} = 0$) 時, 報酬對好與壞盈餘訊息反應之差異, 亦即牛市報酬對好盈餘訊息之反應與熊市報酬對壞盈餘訊息之反應的差異, 預期 ϕ_{G-B} 爲正。由表 4 可知無論是以 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$, $CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 及 $CAR_{t,k}^{(0,50)}$ 衡量之立即、延遲與長期反應爲被解釋變數之六種模型, 所得之 ϕ_{G-B} 分別爲: 0.0072, 0.006, 0.0129, 0.019, 0.0187, 0.024, 都顯著大於 0, 結果都與預期相符。

以 $d_{t,k}^G$ 與 $d_{t,k}^{MNA}$ 交乘項之係數 ϕ_{G-B}^{MNA} 觀察報酬對好壞盈餘訊息之反應的差異, 是否受市場狀態與訊息方向同向與否之影響。亦即以 ϕ_{G-B}^{MNA} 觀察熊市報酬對好訊息之反應與牛市報酬對壞訊息之反應的差異, 是否同於牛市報酬對好訊息之反應與熊市對壞訊息反應的差異。若市場狀態與訊息方向反向, 使得投資人對盈餘訊息之關注度較低, 存在混合利得及損失之認知偏誤, 則熊市報酬對好盈餘訊息的立即反應較少、延遲反應較多; 牛市報酬對壞盈餘訊息的立即反應較少、延遲反應較多。因此預期會產生下列兩種結果:

1. 熊市報酬對好訊息之立即反應與牛市報酬對壞盈餘訊息之立即反應的差異, 小於牛市報酬對好盈餘訊息之立即反應與熊市報酬對壞盈餘訊息之立即反應的差異。因此若以立即反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數, 則預期 ϕ_{G-B}^{MNA} 爲負。由表 4 可知, 以立即反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數之兩種實證模型所得之 ϕ_{G-B}^{MNA} 分別 -0.0032 與 -0.003, 都顯著爲負, 與預期相符。
2. 熊市報酬對好訊息之延遲反應與牛市報酬對壞盈餘訊息之延遲反應的差異, 大於牛市報酬對好盈餘訊息之延遲反應與熊市報酬對壞盈餘

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

訊息之延遲反應的差異。因此, 若以延遲反應 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數, 則預期 ϕ_{G-B}^{MNA} 爲正。由表4可知, 以延遲反應 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數之兩種實證模型所得之 ϕ_{G-B}^{MNA} 分別爲0.0269與0.027, 都顯著爲爲正, 與預期相符。

綜合由表4呈現之實證結果可得兩個結論: 1. 牛市報酬對壞盈餘訊息的立即反應較少、延遲反應較多, 隱含牛市期間股價對壞盈餘訊息的反應較慢, 因此支持假說1。2. 熊市報酬對好盈餘訊息的立即反應較少、延遲反應較多, 隱含熊市期間股價對好盈餘訊息的反應較慢, 因此支持假說2。上述結果顯示市場狀態與盈餘訊息方向相反時, 存在投資人對盈餘訊息關注度較低及混合利得損失認知偏誤之現象。牛市期間投資人對壞消息的關注度較低, 以及熊市期間投資人對好消息的關注度較低之結果, 類似 DellaVigna and Pollet (2009) 發現投資人對週五之盈餘宣告關注度較低, 及 Hirshleifer et al. (2009) 發現投資人在盈餘宣告較多之交易日對盈餘宣告之關注度較低。

表5呈現第3種模型 (式 (10)) 之實證結果。式 (10) 中 $S_{t,k}$ 之係數 β 是在市場狀態與訊息方向同向時, 依據 SUE 分組之組序每增加一, 報酬之平均增加額, 因爲 SUE 越大之盈餘訊息越好, 因此預期 β 爲正, 由於盈餘訊息有好有壞, 因此在斜率爲正之情形下, 隱含常數項 α 爲負。由表5可知以立即反應、延遲反應及長期反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$、$CAR_{t,k}^{(2,50)}$、$CAR_{t,k}^{(0,50)}$) 爲被解釋變數之6個實證模型的 β 值分別爲0.0012, 0.00089, 0.003, 0.0038, 0.0041, 0.0047, 都顯著爲正, 隱含在盈餘訊息與市場狀態方向相同時, 盈餘訊息越好的組別, 其異常報酬越高。α 分別爲 −0.0079, −0.0063, −0.019, −0.019, −0.027, −0.027, 隱含盈餘訊息與市場狀態方向相同時, 盈餘訊息最差的一組, 其異常報酬顯著爲負, 因此在六個迴歸實證模型中的迴歸係數 α 與 β, 其顯著方向都與預期相符。

$S_{t,k}$ 與 $d_{t,k}^{MNA}$ 交乘項之係數 β^{MNA} 是比較報酬對相同盈餘訊息 (同一組) 之反應, 是否會受市場狀態與訊息方向相反之影響。當市場與訊息方向相反時 (牛市壞消息與熊市好消息), 由於投資人對盈餘訊息之關注度較低與混合利得與損失之認知偏誤, 使得報酬對盈餘訊息之反應較慢, 而呈現報酬對盈餘訊息之立即反應較少、延遲反應較多之現象。因此若以立即

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 牛市與熊市對盈餘訊息之立即、延遲及長期反應 — 以標準化預期外盈餘 (SUE) 之組序爲盈餘訊息的衡量基礎

	立即反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$		延遲反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$		長期反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$	
α	−0.0079***	−0.0063***	−0.0193***	−0.0193***	−0.027***	−0.027***
	(0.001)	(0.0012)	(0.0045)	(0.0053)	(0.0047)	(0.0056)
$S_{t,k}$	0.0012***	0.00089***	0.003***	0.0038***	0.0041***	0.0047***
	(0.00013)	(0.00016)	(0.00058)	(0.00071)	(0.0006)	(0.00074)
$S_{t,k}d_{t,k}^{MNA}$	−0.00042**	−0.00042**	0.0034***	0.0034***	0.0032***	0.0032***
	(0.00018)	(0.00018)	(0.00082)	(0.00082)	(0.00085)	(0.00085)
$d_{t,k}^{MNA}$	0.0036***	0.0036***	−0.018***	−0.018***	−0.015**	−0.015**
	(0.0013)	(0.0013)	(0.0057)	(0.0057)	(0.006)	(0.006)
$\hat{\sigma}_{t,k}$		−0.0031**		0.0011		0.00067
		(0.0012)		(0.0056)		(0.0058)
$S_{t,k}\hat{\sigma}_{t,k}$		0.0006***		−0.0016**		−0.0012
		(0.00018)		(0.00082)		(0.00086)
R^2	0.0086	0.0094	0.0112	0.0122	0.0142	0.0147
N	13,529	13,529	13,400	13,400	13,420	13,420

註: 實證模型爲 $\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)} = \alpha + \beta S_{t,k} + \beta^{MNA} S_{t,k} \varnothing d_{t,k}^{MNA} + \gamma_0 \hat{\sigma}_{t,k} + \gamma_1 S_{t,k}\hat{\sigma}_{t,k} + \varepsilon_{t,k}$。$\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)}$ 爲第 t 季第 k 種股票盈餘宣告日後第 h 日至 H 日之累積異常報酬, 分別以 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$, $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$, 及 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$ 衡量立即反應、延遲反應及長期反應。依據標準化預期外盈餘 (Standardized Unexpected Earnings, SUE) 之大小, 將樣本分成 11 組, 其中第 1 組樣本之 SUE 平均數最小, 第 11 組樣本之 SUE 平均數最大。第 1、2、3、4、5 組樣本之平均 SUE 小於 0, 屬於壞盈餘訊息之組別; 第 7、8、9、10、11 組樣本之平均 SUE 大於 0, 屬於好盈餘訊息之組別。第 6 組之 SUE 等於 0, 屬於中立之盈餘訊息。S 爲各組之序號 ($S = 1, 2, \cdots, 11$)。$d_{t,k}^{MNA}$ 爲判斷市場狀態與訊息方向是否反向之虛擬變數。若市場狀態爲牛市且訊息爲壞盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲好盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 1$; 若市場狀態爲牛市且訊息爲好盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲壞盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 0$。$d_{t,k}^{MNA}$ 爲盈餘波動性。樣本爲 1996–2009 年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387 次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。括號內之數值爲標準差。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

反應 ($\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數, 則 β^{MNA} 爲負 (斜率變小), $\varnothing$ ($d_{t,k}^{MNA}$ 之係數) 爲正 (截距變大), 表示市場與訊息方向相反時, 報酬對盈餘訊息之立即反應較少; 以延遲反應 ($\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數時, 則 β^{MNA} 爲正 (斜率變大), $\varnothing$ 爲正 (截距變小), 表示市場與訊息方向相反時, 報酬對盈餘訊息之延遲反應較多。

由表 5 可知, 以立即反應 ($\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數之兩個模型所得之 β^{MNA} 都爲 −0.00042, 都顯著爲負, $\varnothing$ 都爲 0.0036, 都顯著爲正, 結果與預期相符。顯示盈餘訊息與市場狀態方向不一致時, 股價對盈餘訊息之

立即反應較小。以延遲反應 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數之兩種模型所得之 β^{MNA} 分別爲 0.0034 與 0.0034, 都顯著爲正, $\varnothing$ 分別爲 -0.018 與 -0.018, 都顯著爲負, 結果都符合預期, 顯示市場狀態與盈餘訊息方向相反時, 報酬對訊息反應較慢。亦即牛市報酬對壞盈餘訊息之立即反應較少、延遲反應較多, 熊市報酬對好盈餘訊息之立即反應較少、延遲反應較多。隱含假說 1 (牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢) 與假說 2 (熊市期間對好盈餘訊息之反應較慢) 都成立。此外, 由六種模型之 $\beta + \beta^{MNA}$ 都大於 0, 隱含無論市場狀態與盈餘訊息方向是否相同, 盈餘訊息越好之組別, 其異常報酬越高。由六種模型之 $\alpha + \varnothing$ 都小於 0, 隱含無論市場狀態與盈餘訊息方向是否相同, 盈餘訊息最差的一組, 其異常報酬都爲負。這些結果都與預期相符。

爲了瞭解式 (10) 實證模型所得結果的穩健性, 我們將式 (10) 中原先以組序衡量之 $S_{t,k}$, 改用預期外盈餘 $SUE_{t,k}$ 爲衡量 $S_{t,k}$ 之基礎,[33] 所得結果呈現於表 6。因此, 表 6 與表 5 之差異爲: 表 5 是以組序 $(1, 2, \cdots, 11)$ 衡量式 (10) 中之 $S_{t,k}$ 所得之結果; 表 6 則是以 $SUE_{t,k}$ 爲式 (10) 中之 $S_{t,k}$ 衡量基礎所得之結果。[34] 表 6 中之 $S_{t,k}$ 的係數 β 表示在市場狀態與訊息方向同向時, SUE 每增加一單位, CAR 之增額。因爲 SUE 越大之盈餘訊息越好異常報酬越高, 因此預期 β 爲正。由於盈餘訊息有好有壞, 因此在斜率爲正的情形下, 隱含常數項 α 爲負。由表 6 可知, 以立即反應、延遲反應及長期反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$、$CAR_{t,k}^{(2,50)}$、$CAR_{t,k}^{(0,50)}$) 爲被解釋變數之 6 個實證模型的 β 值分別爲 0.00076, 0.0027, 0.012, 0.015, 0.016, 0.017, 都顯著爲正都顯著爲正, 隱含盈餘訊息越好, 異常報酬越高; α 值分別爲 -0.0049, -0.0017, -0.076, -0.085, -0.095, -0.1, 都顯著爲負。因此在六個迴歸實證模型中的迴歸係數 α 與 β, 其顯著程度及方向都與表 5 之結果一致。

由表 6 可知, 以立即反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數之第 1 及第 2 種模型所得之 β^{MNA} 分別爲 0.0019 (顯著爲正) 與 0.00022 (不顯著), $\varnothing$ 分別爲

[33] 感謝匿名審查委員提示此一實證方法, 使得本研究之實證較爲周延穩健。

[34] 由於第 1–5 組樣本中之股票的 SUE 爲負, 第 6 組樣本中之股票的 SUE 爲 0, 第 7–11 組樣本中之股票的 SUE 爲正, 而各組組序皆爲正 $(1, 2, \cdots, 11)$, 爲了能直接比較用各組組序衡量 $S_{t,k}$ 與用各股票之 SUE 衡量 $S_{t,k}$ 所得之迴歸結果, 我們將各股票之 SUE 都加上 SUE 最小值 (負值) 之絕對值, 使各股票 SUE 值都爲正值。各股票 SUE 值加上 SUE 最小值之絕對值後, 各股票 SUE 值之大小關係仍維持一致。

期刊資料庫

表 6: 牛市與熊市對盈餘訊息之立即、延遲及長期反應 — 以標準化預期外盈餘 (SUE) 爲盈餘訊息的衡量基礎

	立即反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$		延遲反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$		長期反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$	
α	−0.0049***	−0.017***	−0.076***	−0.085***	−0.095***	−0.1***
	(0.00086)	(0.0029)	(0.011)	(0.013)	(0.011)	(0.014)
$S_{t,k}$	0.00076***	0.0027***	0.012***	0.015***	0.016***	0.017***
	(0.00011)	(0.00047)	(0.0017)	(0.0021)	(0.0018)	(0.0022)
$S_{t,k}d_{t,k}^{MNA}$	0.0019***	0.00022	0.0091***	0.0092***	0.01***	0.011***
	(0.0005)	(0.00057)	(0.0025)	(0.0025)	(0.0026)	(0.0026)
$d_{t,k}^{MNA}$	−0.01***	−0.00054	−0.053***	−0.054***	−0.059***	−0.06***
	(0.0031)	(0.0034)	(0.015)	(0.015)	(0.016)	(0.016)
$\hat{\sigma}_{t,k}$		−0.0098***		0.021		0.018
		(0.0035)		(0.016)		(0.016)
$S_{t,k}\hat{\sigma}_{t,k}$		0.0017***		−0.0048**		−0.0041
		(0.00057)		(0.0026)		(0.0027)
R^2	0.0093	0.0126	0.0138	0.0147	0.0184	0.0189
N	13,529	13,529	13,400	13,400	13,420	13,420

註: 實證模型爲 $\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)} = \alpha+\beta S_{t,k}+\beta^{MNA}S_{t,k}d_{t,k}^{MNA}+\varnothing d_{t,k}^{MNA}+\gamma_0\hat{\sigma}_{t,k}+\gamma_1 S_{t,k}\hat{\sigma}_{t,k}+\varepsilon_{t,k}$。$\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)}$ 爲第 t 季第 k 種股票盈餘宣告日後第 h 日至 H 日之累積異常報酬, 分別以 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$, $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 及 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$ 衡量立即反應、延遲反應及長期反應。$S_{t,k}$ 爲第 t 季第 k 種股票之標準化預期外盈餘 (Standardized Unexpected Earnings, SUE) 加上 SUE 最小值之絕對值 (使所有 SUE 值都爲正值)。$d_{t,k}^{MNA}$ 爲判斷市場狀態與訊息方向是否反向之虛擬變數。若市場狀態爲牛市且訊息爲壞盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲好盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA}=1$; 若市場狀態爲牛市且訊息爲好盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲壞盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA}=0$。$\hat{\sigma}_{t,k}$ 爲盈餘波動性。樣本爲 1996 年至 2009 年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387 次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。括號內之數值爲標準差。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

−0.01 (顯著爲負) 與 −0.00054 (不顯著), 顯示市場狀態與訊息方向相反時, 股價對盈餘之立即反應傾向較多 (模型 1 顯著較多、模型 2 不顯著), 此結果不同於表 5。以延遲反應 ($\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數之兩種模型所得之 β^{MNA} 分別爲 0.0091 與 0.0092, 都顯著爲正, $\varnothing$ 分別爲 −0.053 與 −0.054, 都顯著爲負, 顯示市場狀態與訊息方向相反時, 股價對盈餘訊息之延遲反應較多, 兩種模型所得之結果都與表 5 一致。顯示市場狀態與盈餘訊息方向相反時, 報酬對盈餘訊息之反應較慢。

由於表 6 所呈現的實證結果呈現市場狀態與訊息方向不同時, 股價對盈餘訊息之立即反應傾向較多、延遲反應顯著較多, 無法直接獲得市場狀態與盈餘訊息方向不同時股價對盈餘訊息反應較慢之結論, 因此需進一

步比較股價對盈餘訊息之立即反應與延遲反應之幅度。由表6可知, 以立即反應 ($CAR_{t,k}^{(0,1)}$) 爲被解釋變數之第1種與第2種模型所得之 β^{MNA} 爲0.0019與0.00022, 顯示市場狀態與訊息方向相反時, 報酬對盈餘訊息之立即反應多0.0019與0.00022; 以延遲反應 ($CAR_{t,k}^{(2,50)}$) 爲被解釋變數之第1種與第2種模型所得之 β^{MNA} 分別爲0.0091與0.0092, 顯示市場狀態與訊息方向相反時, 股價對盈餘訊息之延遲反應多0.0091, 0.0092, 其幅度約爲立即反應之0.0019與0.00022的4.8倍與42倍, 隱含市場狀態與盈餘訊息相反時, 雖然股價對盈餘訊息之立即反應傾向較多, 但其幅度遠小於股價對盈餘訊息之延遲反應之幅度。綜合而言, 當市場狀態與訊息方向相反時, 股價對盈餘訊息之反應較慢的結論, 依然獲得支持。惟表6之結果支持市場狀態與訊息方向相反時股價對盈餘訊息反應較慢之結論, 主要根基於較多的延遲反應, 而非較少的立即反應。而表5之結果支持市場狀態與訊息方向相反時股價對盈餘訊息反應較慢之結論, 則同時根基於較多的延遲反應與較少的立即反應。因此儘管表6呈現之證據支持市場狀態與訊息方向相反時, 股價對盈餘訊息反應較慢, 但其證據相對弱於表5之證據。

本研究市場狀態沿用 Cooper et al. (2004) 依據前36個月累積報酬率是否大於0, 定義當月之市場狀態。亦即若市場前36個月之累積報酬率大於0, 則將當月歸類爲牛市; 若市場前36個月之累積報酬率小於0, 則將當月歸類爲熊市。由於前36個月之市場累積報酬率等於0的機率微小, 因此絕大多數之月份都可歸類爲牛市或熊市。基於市場狀態可能屬於非牛市也非熊市的狀態,[35] 我們進一步將前36個月之市場累積報酬率絕對值小於5%之月份, 歸類爲非牛市也非熊市之市場狀態,[36] 將前36個月市場累積報酬率大於5%之月份歸類爲牛市; 將前36個月市場累積報酬率小於 −5%之月份歸類爲熊市。根據此定義, 重複依據式 (8)、式 (9) 及式 (10) 進行實證, 實證結果呈現於表7、表8及表9。表7、表8及表9分別對應於表3、表4及表5。表7、表8及表9是以前36個月之市場累積報酬率絕對值是否大於5%做爲市場狀態衡量基準; 表3、表4及表5是以前36個月之市場累積

[35]作者感謝匿名審查委員提示市場可能屬於非牛市也非熊市之狀態, 引發本文增加考慮非牛市與非熊市之市場狀態的實證, 提升本研究之周延性。

[36]採用前36個月累積報酬率之絕對值爲3%與4%爲市場狀態定義標準時, 所得實證結果與5%所得之結果幾乎一致。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 牛市與熊市對好盈餘訊息與壞盈餘訊息之立即、延遲及長期反應 — 前36個月市場累計報酬大於5%爲牛市, 累計報酬率小於 −5%爲熊市

Panel A 壞訊息之立即、延遲與長期反應程度的實證結果

	立即反應 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$		延遲反應 $CAR_{t,k}^{(2,50)}$		長期反應 $CAR_{t,k}^{(0,50)}$	
α	−0.004***	−0.003***	−0.00088	−0.002	−0.0037	−0.0058
	(0.00066)	(0.00086)	(0.0031)	(0.004)	(0.0032)	(0.0041)
$d_{t,k}^{bull}$	0.0021***	0.0019**	−0.015***	−0.016***	−0.015***	−0.014***
	(0.00081)	(0.00089)	(0.0037)	(0.0041)	(0.0039)	(0.0043)
$\hat{\sigma}_{t,k}$		−0.0011		−0.0044		−0.0039
		(0.00092)		(0.0042)		(0.0044)
R^2	0.0007	0.0007	0.002	0.0023	0.0017	0.0015
N	7750	6071	7691	6028	7703	6036

Panel B 好訊息之立即、延遲與長期反應程度的實證結果

	立即反應 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$		延遲反應 $CAR_{t,k}^{(2,50)}$		長期反應 $CAR_{t,k}^{(0,50)}$	
α	0.0021***	0.0012	0.02***	0.027***	0.023***	0.029***
	(0.00073)	(0.00087)	(0.0032)	(0.0038)	(0.0034)	(0.004)
$d_{t,k}^{bull}$	0.0007	0.00074	−0.015***	−0.015***	−0.016***	−0.016***
	(0.0009)	(0.0009)	(0.004)	(0.004)	(0.0042)	(0.0042)
$\hat{\sigma}_{t,k}$		0.0018**		−0.013***		−0.011**
		(0.00091)		(0.0041)		(0.0042)
R^2	0	0.0003	0.0018	0.0032	0.002	0.0028
N	6,918	6,918	6,840	6,840	6,851	6,851

註: 實證模型爲 $CAR_{t,k}^{(h,H)} = \alpha + \varnothing^{bull} d_{t,k}^{bull} + \gamma_0 \hat{\sigma}_{t,k} + \varepsilon_{t,k}$, $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 爲第 t 季第 k 種股票盈餘宣告日後第 h 日至 H 日之累積異常報酬, 以 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$, $CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 及 $CAR_{t,k}^{(0,50)}$ 衡量立即反應、延遲反應及長期反應。$d_{t,k}^{bull}$ 爲判斷市場狀態是否爲牛市之虛擬變數。若第 t 季第 k 種股票之盈餘宣告日屬於牛市, 則 $d_{t,k}^{bull} = 1$; 若盈餘宣告日屬於熊市, 則 $d_{t,k}^{bull} = 0$。$\hat{\sigma}_{t,k}$ 第 t 季第 k 種股票之盈餘波動性。依據標準化之預期外盈餘 (SUE) 由大到小分成 11 組。好訊息包括 SUE 大於 0 之 5 組 (第 7 至 11 組); 壞訊息包括 SUE 小於 0 之組 (第 1 至 5 組)。樣本爲 1996 年至 2009 年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387 次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。括號內之數值爲標準差。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

報酬率絕對值是否大於 0% 做爲市場狀態衡量基準。

對照表 7 與表 3 之實證結果可知, 無論是 PanelA 或 Panel B, 兩者呈現的結果都相當一致。對照表 8 與表 4 之實證結果可知, 兩者幾乎一致。對照表 9 與表 5 之實證結果可知, 兩者也幾乎一致。因此將市場狀態定義, 由前 36 個月市場累積報酬率大於 (小於) 0 之月份的市場狀態定義爲牛市 (熊市), 改爲 36 個月市場累積報酬率大於 5% (小於 −5%) 之月份的市場狀態

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 牛市與熊市對盈餘訊息之立即、延遲及長期反應 — 前36個月市場累計報酬大於5%爲牛市, 累計報酬率小於 −5%爲熊市

	立即反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$		延遲反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$		長期反應 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$	
ϕ_B	−0.0036***	−0.0031***	−0.0044	−0.0024	−0.008**	−0.0068
	(0.00076)	(0.00089)	(0.0034)	(0.004)	(0.0036)	(0.0042)
$d_{t,k}^{MNA}$	0.0019**	0.0019**	−0.015***	−0.015***	−0.013***	−0.013***
	(0.00093)	(0.00093)	(0.0042)	(0.0042)	(0.0044)	(0.0044)
$d_{t,k}^{G}$	0.0064***	0.005***	0.010**	0.015***	0.015***	0.02***
	(0.00091)	(0.0011)	(0.0041)	(0.0049)	(0.0043)	(0.0052)
$d_{t,k}^{G} d_{t,k}^{MNA}$	−0.0026**	−0.0027**	0.03***	0.03***	0.029***	0.03***
	(0.0013)	(0.0013)	(0.0057)	(0.0057)	(0.006)	(0.006)
$\hat{\sigma}_{t,k}$		−0.00089		−0.0035		−0.0022
		(0.00082)		(0.0037)		(0.0038)
$d_{t,k}^{G}\hat{\sigma}_{t,k}$		0.0027**		−0.0098**		−0.0089**
		(0.0011)		(0.005)		(0.0052)
R^2	0.0052	0.0056	0.0087	0.0098	0.0103	0.0109
N	12,978	12,978	12,857	12,857	12,876	12,876

註: 實證模型爲 $\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)} = \phi_B + \phi_{G-B} d_{t,k}^{G} + \phi_B^{MNA} d_{t,k}^{MNA} + \phi_{G-B}^{MNA} d_{t,k}^{G} d_{t,k}^{MNA} + \gamma_0 \hat{\sigma}_{t,k} + \gamma_1 d_{t,k}^{G} \hat{\sigma}_{t,k} + \varepsilon_{t,k}$。$\text{CAR}_{t,k}^{(h,H)}$ 爲第 t 季第 k 種股票盈餘宣告日後 h 日至 H 日之累積異常報酬, 分別以 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,1)}$, $\text{CAR}_{t,k}^{(2,50)}$ 及 $\text{CAR}_{t,k}^{(0,50)}$ 衡量立即反應、延遲反應及長期反應。$d_{t,k}^{G}$: 判斷是否爲好盈餘訊息之虛擬變數, 若爲好盈餘訊息 (SUE > 0) 則 $d_{t,k}^{G} = 1$, 若爲壞盈餘訊息 (SUE < 0) 則 $d_{t,k}^{G} = 0$。$d_{t,k}^{MNA}$: 用於判斷市場狀態與訊息方向是否反向之虛擬變數。若市場狀態爲牛市且訊息爲壞盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲好盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 1$; 若市場狀態爲牛市且訊息爲好盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲壞盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 0$。$\hat{\sigma}_{t,k}$ 爲盈餘波動性。樣本爲 1996年至 2009年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。括號內之數值爲標準差。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01下顯著。

定義爲牛市 (熊市), 所得之實證結果一致。

4.5 投資組合報酬之實證結果

上述的實證結果顯示, 台灣股市在牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢, 熊市期間股價對好盈餘訊息反應較慢。儘管從圖 1 與圖 2 都可發現此種現象, 從三種迴歸模型所得之實證結果也證明此現象具有統計上的顯著性, 然而是否具有經濟上的顯著意涵, 則有待驗證。因此我們利用市場狀態與盈餘訊息方向呈現反向時, 股價對盈餘訊息反應較慢之特性, 建立兩種投資組合。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 9: 牛市與熊市對盈餘訊息之立即、延遲及長期反應 — 前36個月市場累計報酬大於5%爲牛市, 累計報酬率小於 −5%爲熊市

Panel A 壞訊息之立即、延遲與長期反應程度的實證結果

	立即反應 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$		延遲反應 $CAR_{t,k}^{(2,50)}$		長期反應 $CAR_{t,k}^{(0,50)}$	
α	−0.0069***	−0.0056***	−0.017***	−0.017***	−0.024***	−0.024***
	(0.0011)	(0.0013)	(0.0047)	(0.0056)	(0.005)	(0.0058)
$S_{t,k}$	0.0011***	0.00081***	0.0027***	0.0035***	0.0037***	0.0044***
	(0.00014)	(0.00017)	(0.00061)	(0.00074)	(0.00063)	(0.00077)
$S_{t,k}d_{t,k}^{MNA}$	−0.00033*	−0.00033*	0.0037***	0.0037***	0.0036***	0.0036***
	(0.00019)	(0.00019)	(0.00085)	(0.00085)	(0.00089)	(0.00089)
$d_{t,k}^{MNA}$	0.0027**	0.0027**	−0.021***	−0.021***	−0.019***	−0.019***
	(0.0013)	(0.0013)	(0.006)	(0.006)	(0.0062)	(0.0062)
$\hat{\sigma}_{t,k}$		−0.0027**		0.0017		0.0016
		(0.0013)		(0.0057)		(0.006)
$S_{t,k}\hat{\sigma}_{t,k}$		0.00054***		−0.0017**		−0.0014
		(0.00019)		(0.00084)		(0.00088)
R^2	0.0073	0.0079	0.0108	0.0118	0.0134	0.0139
N	12,978	12,978	12,857	12,857	12,876	12,876

註: 實證模型爲 $CAR_{t,k}^{(h,H)} = \alpha+\beta S_{t,k}+\beta^{MNA}S_{t,k}d_{t,k}^{MNA}+\varnothing d_{t,k}^{MNA}+\gamma_0\hat{\sigma}_{t,k}+\gamma_1 S_{t,k}\hat{\sigma}_{t,k}+\varepsilon_{t,k}$。$CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 爲第 t 季第 k 種股票盈餘宣告日後第 h 日至 H 日之累積異常報酬, 分別以 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$, $CAR_{t,k}^{(2,50)}$ 及 $CAR_{t,k}^{(0,50)}$ 衡量立即反應、延遲反應及長期反應。依據標準化預期外盈餘 (Standardized Unexpected Earnings, SUE) 之大小, 將樣本分成 11 組, 其中第 1 組樣本之 SUE 平均數最小, 第 11 組樣本之 SUE 平均數最大。第 1、2、3、4、5 組樣本之平均 SUE 小於 0, 屬於壞盈餘訊息之組別; 第 7、8、9、10、11 組樣本之平均 SUE 大於 0, 屬於好盈餘訊息之組別。第 6 組之 SUE 等於 0, 屬於中立之盈餘訊息。S 爲各組之序號 ($S = 1, 2, \cdots, 11$)。$d_{t,k}^{MNA}$ 爲判斷市場狀態與訊息方向是否反向之虛擬變數。若市場狀態爲牛市且訊息爲壞盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲好盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 1$; 若市場狀態爲牛市且訊息爲好盈餘訊息, 或若市場狀態爲熊市且訊息爲壞盈餘訊息, 則 $d_{t,k}^{MNA} = 0$。$\hat{\sigma}_{t,k}$ 爲盈餘波動性。樣本爲 1996–2009 年期間所有上市公司之每季盈餘宣告 (共 28,387 次)。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於台灣經濟新報資料庫。括號內之數值爲標準差。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01下顯著。

第 1 種投資組合 (投資組合 1) 是市場狀態與盈餘訊息呈現反向之投資組合, 投資組合 1 之建構方式爲: 買進熊市最好盈餘訊息 (第 11 組) 之投資組合, 賣出牛市最壞盈餘消息 (第 1 組) 之投資組合。第 2 種投資組合 (投資組合 2) 是市場狀態與盈餘訊息呈現同向之投資組合, 投資組合 2 之建構方式爲: 買進牛市最好盈餘訊息 (第 11 組) 之投資組合, 賣出熊市最壞盈餘消息 (第 1 組) 之投資組合。

投資組合 1 是運用熊市股價對好盈餘訊息之延遲反應較明顯 (隨時間

臺灣大學學術期刊資料庫

經過股價呈現漸進上揚與累積報酬呈現遞增之現象較明顯), 而於熊市買進最好盈餘訊息之投資組合; 並運用牛市對壞盈餘訊息之延遲反應較明顯 (隨時間經過股價呈現漸進下跌與累積報酬呈現遞減之現象較明顯), 而於牛市賣出最壞盈餘訊息之投資組合。由於投資組合1之報酬是上述兩種投資組合的報酬差異, 因此預期投資組合1之累積報酬會隨時間經過呈現遞增現象較明顯。

投資組合2則是運用牛市股價對好盈餘訊息之延遲反應較不明顯 (隨時間經過股價呈現漸進上揚與累積報酬呈現遞增之現象較不明顯), 而於牛市買進最好盈餘訊息之投資組合; 並運用熊市股價對壞盈餘訊息之延遲反應較不明顯 (隨時間經過股價呈現漸進下跌與累積報酬呈現遞減之現象較不明顯), 而於熊市賣出最壞盈餘訊息之投資組合。由於投資組合2之報酬是上述兩種投資組合報酬之差異, 因此預期投資組合2之累積報酬隨時間經過呈現遞增現象較不明顯。

綜合投資組合1投資組合2之報酬屬性, 我們預期投資組合1與投資組合2報酬之差異, 會時間增加而增加。圖4呈現投資組合1與投資組合2之累積異常報酬與宣告日後天數之關係圖, 由圖4可發現投資組合1的立即反應較小, 投資組合2之立即反應較大, 因此前8天投資組合2之累積報酬 (粗線) 高於投資組合1 (細線)。在第8天後之投資組合1之累積報酬 (細線) 通常高於投資組合2 (粗線), 尤其在第32天後兩者差異逐漸明顯, 在宣告日後第50日投資組合1之累積異常報酬率爲6.1%, 高於投資組合2之累積異常報酬率爲4.4%, 兩個投資組合在50交易日 (約兩個月) 持有期間之報酬差異爲1.7%, 年化後的報酬率差異爲10.2% (1.7% × 6)。此結果與DellaVigna and Pollet (2009) 利用股價對週五之盈餘宣告訊息延遲反應較明顯的特性建構兩種投資組合, 得到75交易日兩種投資組合報酬差異約爲2.5% (年化後的報酬率爲10% = 2.5% × 4) 之結果類似。

圖4隱含另一個投資決策意涵, 無論是投資組合1或投資組合2都可得到正的異常報酬。亦即在不考慮市場狀態下建構投資組合: 買進最好盈餘訊息之投資組合 (第11組), 賣出最壞的盈餘訊息投資組合 (第1組)。此投資組合兩個月持有期間可獲得4.4%–6.1%之異常報酬。其背後的原因是: 最壞盈餘訊息的組別, 其股價在盈餘宣告後呈現持續漸進下跌狀態; 最好

臺灣大學學術期刊資料庫

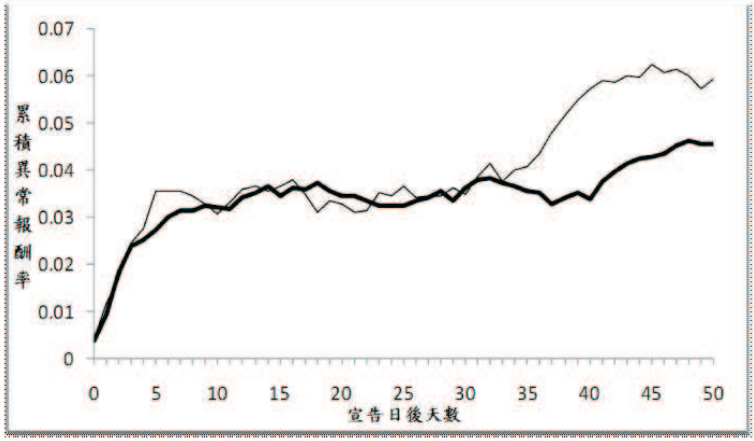


圖 4: 投資組合報酬差異分析

註: 第 1 種投資組合是市場狀態與盈餘訊息呈現反向之投資組合 (投資組合 1), 投資組合 1 之建構方式爲: 買進熊市最好盈餘訊息 (第 11 組) 之投資組合, 賣出牛市最壞盈餘消息 (第 1 組) 之投資組合。第 2 種投資組合是市場狀態與盈餘訊息呈現同向之投資組合 (投資組合 2), 投資組合 2 之建構方式爲: 買進牛市最好盈餘訊息 (第 11 組) 之投資組合, 賣出熊市最壞盈餘消息 (第 1 組) 之投資組合。圖中細線表示投資組合 1 之累積報酬, 粗線表示投資組合 2 之累積報酬。

盈餘訊息的組別, 其股價在盈餘宣告後呈現持續漸進上升之狀態。顯示台灣股市具有明顯盈餘動能現象。

5 結論與討論

本研究探討在牛市與熊市期間, 投資人對盈餘訊息之反應是否不同。基於牛市期間市場氣氛通常較爲樂觀, 投資人信心較強, 可能導致其對壞訊息之關注度較爲不足, 以及牛市期間投資績效較佳, 在混合利得及損失之心理帳戶中, 壞盈餘訊息所致之損失相對較小, 因此我們預期牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢。相對的, 基於熊市期間市場氣氛通常較爲悲觀, 投資人信心較弱, 可能導致其對好訊息關注度較爲不足, 以及熊市期間投資績效較差, 在混合損失及利得之心理帳戶中, 好盈餘訊息所致之利得相對較小, 使得股價對好訊息的反應較慢。

臺灣大學學術期刊資料庫

我們運用1996–2009年期間, 台灣股市所有上市公司17,000筆之季盈餘資料, 以及2,000,000筆報酬資料進行實證。結果符合預期: 台灣股市在牛市期間對壞的盈餘訊息之反應較慢, 在熊市期間對好的盈餘訊息之反應較慢。此結果隱含牛市期間投資人, 對壞訊息的關注度較低, 存在混合利得損失之認知偏誤的現象; 熊市期間投資人對好訊息的關注度較低, 存在混合利得損失之認知偏誤的現象。因此符合 Gervais and Odean (2001), Peng and Xiong (2006) 及 Tversky and Kahneman (1974) 與 Thaler (1985) 之理論。也類似 DellaVigna and Pollet (2009) 發現之投資人對週五的盈餘宣告關注度較低, 以及 Hirshleifer et al. (2009) 發現之投資人在盈餘宣告較多之交易日對盈餘宣告之關注度較低。

台灣股市在牛市期間股價對壞盈餘訊息之反應較慢, 與在熊市期間股價對好盈餘訊息之反應較慢, 除了具有統計上顯著性之外, 也具有經濟上的顯著性。利用市場狀態與訊息方向呈現反向所建構的投資組合, 在50日的持有期間, 其報酬高於市場狀態與訊息方向呈現同向的投資組合1.7%, 年化後的報酬率爲10.2%。本研究同時發現台灣股市在盈餘宣告後股價朝同方向變動 (盈餘動能), 顯示在好盈餘訊息宣告後股價呈現逐漸上揚現象, 在壞盈餘訊息宣告後股價呈現逐漸下跌現象。隱含股價對盈餘訊息之反應存在延遲之現象。此結果與 Bernard and Thomas (1989) 及 Chan et al. (1996) 之發現一致。

本研究同時發現, 股價於盈餘宣告前提前反應盈餘訊息之現象, 此結果類似於 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Foster et al. (1984) 發現美國股市股價提早反應盈餘訊息之現象。我們額外發現的是: 牛市股價提早反應壞盈餘訊息之幅度較小 (速度較慢), 熊市股價提早反應好盈餘訊息之幅度較小 (速度較慢)。因此台灣股市在牛市時股價對壞盈餘訊息的反應較慢, 以及在熊市時股價對好盈餘訊息的反應較慢之現象, 同時存在於盈餘宣告後與盈餘宣告前。

綜合而言, 本研究發現台灣股市具有下列現象: 1. 投資人對盈餘訊息之反應受市場狀態的影響。2. 股價具有盈餘動能之現象。3. 股價具有提早反應盈餘訊息之現象。接著我們討論上述發現對學術界、投資人及證券主管機構之意涵, 以及其他可能影響投資人對盈餘訊息之反應速度的因素。

臺灣大學學術期刊資料庫

5.1 股價對盈餘訊息反應速度受市場狀態影響之意涵

就投資人而言, 存在牛市期間股價對壞盈餘訊息反應較慢與熊市期間股價對好盈餘訊息反應較慢之現象, 隱含投資者若能同時考慮盈餘訊息方向與市場狀態進行投資決策, 將可獲得較佳之投資績效。具體而言, 投資人在熊市時買進好盈餘訊息之股票, 並在牛市時賣出壞盈餘訊息之股票, 其報酬將優於在牛市時買進好盈餘訊息之股票, 並在熊市時賣出壞盈餘訊息之股票。

股價對盈餘訊息之反應受市場狀態的影響, 對投資人除了具有上述投資決策面意涵外, 另外也有心理層面之意涵。台灣股市投資人在牛市期間對壞盈餘訊息反應較慢之現象, 對投資人的啓示是: 在牛市期間面對壞盈餘訊息時宜有「居安思危」的認知。亦即在好的市場狀態及投資績效的情境下, 對壞盈餘訊息不宜輕忽, 以免未能及時因應而受損。在熊市期間投資人對好盈餘訊息反應較慢之現象, 對投資人的啓示是: 在熊市期間面對好盈餘訊息時宜有「居危思安」的認知, 亦即在壞市場狀態及投資績效的情境下, 對好盈餘訊息不宜輕忽, 以免未能及時因應而受損。

就學術面而言, 若從效率市場觀點而言, 投資人對盈餘訊息之反應, 不受市場狀態影響; 從行爲財務觀點而言, 投資人對盈餘訊息之反應, 可能受市場狀態影響。本研究發現台灣股市股價對盈餘訊息之反應受市場狀態的影響, 隱含支持行爲財務之論點。

5.2 存在盈餘動能現象之意涵

台灣股市存在盈餘動能現象, 表示若盈餘宣告時股價下跌 (隱含壞盈餘消息), 則股價會持續下跌 (股價未能及時充分反應壞盈餘訊息所致); 若盈餘宣告時股價上漲 (隱含好盈餘訊息), 則股價會持續上漲 (股價未能及時充分好盈餘訊息所致)。盈餘動能現象之存在, 對投資人而言, 隱含根據盈餘訊息方向進行投資決策, 可獲得較佳的投資績效。具體而言, 買進好盈餘訊息之股票 (盈餘宣告時股價上漲之股票)、賣出壞盈餘訊息之股票 (盈餘宣告時股價下跌之股票), 其報酬將優於買進壞盈餘訊息之股票、賣出好盈餘訊息的股票。從學術面而言, 存在盈餘動能現象隱含台灣股市對盈餘訊息之反應, 不符合半強勢效率市場假說。

臺灣大學學術期刊資料庫

5.3 股價提早反應盈餘資訊之意涵

台灣股市存在盈餘宣告前股價提前反應可能有兩種原因: 第1種是盈餘訊息提早外洩, 第2種是證券分析師對盈餘具有良好的預測能力。若是盈餘訊息提早外洩, 導致股價提前反應盈餘訊息, 隱含證券主管機構對盈餘訊息傳播之規範, 仍有加強空間; 若是因爲證券分析師對盈餘之預測能力良好, 導致股價提前反應盈餘訊息, 隱含台灣股市之證券分析師具有良好的專業水平。無論是盈餘訊息提早外洩或是證券分析師盈餘預測能力佳, 導致股價提前反應盈餘訊息, 股價提早反應盈餘訊息對投資人的意涵是: 買進盈餘訊息宣告前上漲之股票、賣出盈餘宣告前下跌之股票, 會有較佳的投資績效。

5.4 其他可能影響投資人對盈餘訊息反應之因素

儘管本研究提供台灣投資人對盈餘訊息的反應受市場狀態影響之證據, 但文獻上發現專業投資機構通常較具專業優勢,[37] 從而專業機構投資決策受市場氣氛、訊息能見度、投資績效的影響程度可能較低, 因此專業機構對盈餘訊息的反應可能較不受市場狀態之影響。

例如 Nofsinger (2001) 發現個人投資人受訊息能見度 (訊息篇幅的大小) 影響, 機構投資人則不會。個人投資者在好財務訊息 (盈餘訊息與股利訊息) 發佈時買進, 而在壞財務訊息發佈時不會賣出; 機構投資人則在好財務訊息發佈時買進, 也在壞財務訊息發佈時賣出, 顯示機構投資人較能正確反應盈餘訊息。而本研究獲得台灣股市投資人對盈餘訊息反應受市場反應之影響的結果, 可能是台灣股市在1996–2009年之樣本期間個人投資人比例高達70%所致。由於本研究並未進一步依據投資人類別進行實證, 釐清各類投資人對盈餘訊息反應受市場狀態之影響程度是否相同, 後續研究可進一步提供更爲精細的證據。

此外, 投資人對盈餘訊息的反應受市場狀態之影響程度, 也可因發佈盈餘訊息公司之規模不同而有異。例如 Nofsinger (2001) 發現機構投資人與個人投資人都在好經濟訊息發佈時買進大型股, 在壞經濟訊息發佈時賣出大型股, 但都不會因爲經濟訊息發佈而買賣小型股。此結果隱含投資人對

[37] 例如 Nofsinger and Sias (1999) 認爲機構投資人通常具有資訊優勢者。

臺灣大學學術期刊資料庫

訊息反應之速度可能受公司規模的影響, 因此台灣股市投資人對盈餘訊息之反應受市場狀態之影響之外, 也可能受公司規模之影響, 本研究並未著墨於此, 值得後續研究探討。

參考文獻

李春安・羅進水・蘇永裕 (2006), “動能策略報酬: 投資人情緒與景氣循環之研究”, 《財務金融學刊》, 14(2), 73–109。(Li, Chun-An, Luo, Jin-Shuei, and Su, Yung-Yu, (2006), “Momentum returns, investor sentiments and business cycle”, *Journal of Financial Studies*, 14(2), 73–109.)

周賓凰・池祥萱・周冠男・龔怡霖 (2002), “行爲財務學文獻回顧與展望”, 《證券市場發展季刊》, 14(2), 1–48。(Chou, Pin-Huang, Chih, Hsiang-Hsuan, Chou, Robin K., and Gong, Yi Lin (2002), “Behavioral finance: A literature review”, *Review of Securities and Futures Markets*, 14(2), 1–48.)

周賓凰・張宇志・林美珍 (2007), “投資人情緒與股票報酬互動關係”, 《證券市場發展季刊》, 19(2), 153–190。(Chou, Pin-Huang, Chang, Yu-chi, and Lin, Mei-Chen (2007), “The interaction between investor sentiment and stock returns”, *Review of Securities and Futures Markets*, 19(2), 153–190.)

Baker, M. and C., Stein J. (2004), “Market liquidity as a sentiment indicator”, *Journal of Financial Markets*, 7, 271–299.

Baker, M., Ruback, R., and Wurgler, J. (2007), “Behavioral corporate finance: A survey”, in E. Eckbo (ed.), *The Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, New York: North Holland.

Barber, B. M., Lee, Y., Liu, Y., and T., Odean (2009), “Just how much do individual investors lose by trading”, *Review of Financial Studies*, 22, 609–632.

Barber, B. M. and Odean, T. (2001), “Boys will be boys gender, overconfidence, and common stock investment”, *Quarterly Journal of Economics*, 116, 261–292.

——— (2008), “All that glitters: The effect of attention and news on the

臺灣大學學術期刊資料庫

buying behavior of individual and institutional investors", *Review of Financial Studies*, 21, 785–818.

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

Chan, L. K. C., Jegadeesh, N., and Lakonishok, J. (1996), "Momentum strategies", *Journal of Finance*, 51, 1681–1713.

Chan, W. (2003), "Stock price reaction to news and no-news: Drift and reversal after headlines", *Journal of Financial Economics*, 70, 223–260.

Chang, C. C., Hsieh, P. F., and Lai, H. N. (2009), "Do informed investors predict stock returns evidence from TAIFAX", *Journal of Banking and Finance*, 33, 757–764.

Chang, E. C., Cheng, J. W., and Khorana, A. (2000), "An examination of herd behavior in equity markets, an international perspective", *Journal of Banking and Finance*, 24, 1651–1679.

Chordia, T. and Shivakumar, L. (2005), "Inflation illusion and post-earnings–announcement drift", *Journal of Accounting Research*, 43, 521–556.

——— (2006), "Earnings and price momentum", *Journal of Financial Economics*, 80, 627–656.

Chou, R. K. and Wang, Y. Y. (2009), "Strategic order splitting, order choice and aggressiveness: Evidence from the Taiwan futures exchange", *Journal of Futures Markets*, 29, 1102–1129.

Clarke, R. G. and Statman, M. (1998), "Bullish or bearish?", *Financial Analysts Journal*, 54, 63–72.

Cohen, L. and Frazzini, A. (2008), "Economic links and predictable returns", *Journal of Finance*, 63, 1977–2011.

Cooper, M. J., Gutierrez JR., R. C., and Hameed, A. (2004), "Market states and momentum", *Journal of Finance*, 59, 1345–1365.

Daniel, K., Hirshleifer, D., and Subrahmanyam, A. (1998), "Investor psychology and security market under- and overreactions", *Journal of Finance*, 53, 1839–1885.

De Bondt, W. F. M. and Thaler, R. (1985), "Does the stock market overreact?", *Journal of Finance*, 40, 793–805.

——— (1987), "Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality", *Journal of Finance*, 42, 557–581.

DellaVigna, S. and Malmendier, U. (2004), "Contract design and self-

臺灣大學學術期刊資料庫

control: Theory and evidence", *Quarterly Journal of Economics*, 119, 353–402.

DellaVigna, S. and Pollet, J. M. (2007), "Demographics and industry returns", *American Economic Review*, 97, 1167–1702.

——— (2009), "Investor inattention and friday earnings announcements", *Journal of Finance*, 64, 709–749.

DeLong, J. Bradford, Shleifer, Andrei, Summers, Lawrence H., and Waldmann, Robert J. (1990), "Noise trader risk in financial markets", *Journal of Political Economy*, 98, 703–738.

Dyck, A. and Zingales, L. (2003), "The media and asset prices", working paper, University of Chicago.

Fama, E. F. and French, K. R. (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.

Foster, G., C., Olsen, and Shevlin, T. (1984), "Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns", *Accounting Review*, 59, 574–603.

Gabaix, X. and Laibson, D. (2006), "Shrouded attributes and information suppression in competitive markets", *Quarterly Journal of Economics*, 121, 505–540.

Gervais, S. and Odean, T. (2001), "Learning to be overconfident", *Review of Financial Studies*, 14, 1–27.

Grinblatt, M. and Keloharju, M. (2001), "What makes investor trade", *Journal of Finance*, 56, 589–616.

Gutierrez, Jr R. C. and Prinsky, C. A. (2007), "Momentum, reversal, and the trading behaviors of institutions", *Journal of Financial Markets*, 10, 48–75.

Hirshleifer, D., Lim, S. S., and Teoh, S. H. (2009), "Driven to distraction: Extraneous events and underreaction to earnings news", *Journal of Finance*, 64, 2289–2325.

Hirshleifer, D. and Teoh, S. H. (2003), "Limited attention, information disclosure, and financial reporting", *Journal of Accounting and Economics*, 36, 337–386.

Hoitash, R. and Krishnan, M. (2008), "Herding, momentum and investor over-reaction", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 30, 25–47.

Hong, H., Lim, T., and Stein, J. C. (2000), "Bad news travels slowly size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies", *Journal of Financial Economics*, 55, 265–295.

臺灣大學學術期刊資料庫

Hong, H. and Stein, J. C. (1999), "A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets", *Journal of Finance*, 54, 2143–2184.

Hou, K., Peng, L., and Xiong, W. (2009), "A tale of two anomalies: The implications of investor attention for price and earnings momentum", working paper, Ohio State University.

Huberman, G. and Regev, T. (2001), "Contagious speculation and a cure for cancer: A nonevent that made stock prices soar", *Journal of Finance*, 56, 387–396.

Hwang, S. and Salmon, M. (2004), "Market stress and herding", *Journal of Empirical Finance*, 11, 585–616.

Jegadeesh, N. and Titman, S. (1993), "Returns to buying winners and selling losers implications for stock market efficiency", *Journal of Finance*, 48, 65–91.

Kahneman, D. and Tversky, A. (1979), "Prospect theory: An analysis of decision under risk", *Econometrica*, 47, 263–291.

Kim, D. and Kim, M. (2003), "A multifactor explanation of post-earnings announcement drift", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, 383–398.

Kim, K. A. and Nofsinger, J. R. (2005), "Institutional herding, business groups, and economic regimes evidence from Japan", *Journal of Business*, 78, 213–242.

Nofsinger, J. R. (2001), "The impact of public information on investors", *Journal of Banking and Finance*, 25, 1339–1366.

Nofsinger, J. R. and Sias, R. W. (1999), "Herding and feedback trading by institutional and individual investors", *Journal of Finance*, 54, 2263–2295.

Odean, T. (1998), "Are investors reluctant to realize their losses", *Journal of Finance*, 53, 1775–1798.

Peng, L. and Xiong, W. (2006), "Investor attention, overconfidence and category learning", *Journal of Financial Economics*, 80, 563–602.

Sadka, R. (2006), "Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk", *Journal of Financial Economics*, 80, 309–349.

Shefrin, H. (2002), *Beyond greed and fear: Understanding behavioral finance and the psychology of investing*, New York: Oxford University Press.

Shefrin, H. and Statman, M. (1985), "The disposition to sell winners too

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

early and ride losers too long: Theory and evidence", *Journal of Finance*, 40, 777–790.

Shleifer, A. (2000), *Inefficient Market: An Introduction to Behavioral Finance*, New York: Oxford University Press.

Thaler, R. (1985), "Mental accounting and consumer choice", *Marketing Science*, 4, 199–214.

Tversky, A. and Kahneman, D. (1974), "Judgment under uncertainty: Heuristics and biases", *Science*, 185, 1124–1131.

Welch, I. (2000), "Herding among security analysts", *Journal of Financial Economics*, 58, 369–396.

Wermers, R. (1999), "Mutual fund herding and the impact on stock prices", *Journal of Finance*, 54, 581–622.

投稿日期: 2010年12月1日, 接受日期: 2011年8月22日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Market States and the Investors' Reaction to Earnings News

Chang Chan

Deportment of Finance and Cooperative Management, National Taipei University

Shing-Yang Hu

Department of Finance, National Taiwan University

Chao-Yuan Lyu

Master stvdent, National Taipei University

Chung-Min Hsu

Research assistant, National Taipei University

This research aims to explore whether investors have different responses to earnings news in a bull market and a bear market. Based on the theories of Gervais and Odean (2001), Peng and Xiong (2006), Tversky and Kahneman (1974), and Thaler (1985), we anticipate that investors do respond differently. In the bull market, investors have a slower response to bad earning news because investors, having more confidence in the prosperous market, pay less attention to the bad earnings news, and also because in the bull market where the investors have better investment performance, the loss caused by the bad earning news is comparatively small in their mental account. In the bear market, however, the investors have slower responses to good earnings news. The findings of our research confirm our expectations: investors in Taiwan's stock market respond more slowly to bad earnings news in a bull market; they respond more slowly to good earnings news in a bear market.

Keywords: market states, bear market, bull market, reaction to earning news, mental account

JEL classification: G10, G14

臺灣大學學術期刊資料庫