Journal of Management & Systems Vol. 13, No. 1, January 2006 pp. 47-76

月營收宣告期間私有資訊交易之探究

The Private Information Trading during Monthly Sales Announcements

劉毅馨¹ Yi-Hsin Liu

蔡彥卿² Yann-Ching Tsai

國立屏東商業技術學院國際貿易學系

國立台灣大學會計學系暨研究所

¹Department of International Trade, National Pingtung Institute of Commerce, and ²Department and Graduate Institute of Accounting, National Taiwan University

(Received December 2, 2004; Final Version October 7, 2005)

摘要:本文觀察各公司每日交易量和一階報酬的動態關係,探討臺灣證券市場上市、上櫃公司內部關係人在月營收公告期,是否利用未預期月營收變動從事私有資訊交易。其次檢驗在月營收公告期,正向消息、負向消息及月營收變動幅度對私有資訊交易的影響。實證結果發現:(1)投資人交易動機在月營收公告期顯著不同於一般交易日,事件期市場顯著增加私有資訊交易的現象。(2)月營收爲正向消息或負向消息並非是進行私有資訊交易的主要考慮因素。(3)月營收變動幅度對私有資訊交易的影響並非單純正相關,而是有顯著的雙門檻效果。利用門檻廻歸法,本文發現月營收成長和衰退幅度較大時私有資訊交易動機相當明顯;在月營收變動幅度不大時,並無顯著私有資訊交易的現象。

關鍵詞:私有資訊交易、內線交易、月營收

Abstract: This study investigates whether insiders speculated on unexpected variance of monthly sales information by examining the dynamic relationship between daily volume and first-order return autocorrelation for individual stocks listed on Taiwan Stock Exchange and GreTai Securities Market. We further analyze the impact of good news, bad news and monthly sales variation on the private information trading during its announcement periods. The empirical results suggest the followings: (1) The trading purposes during monthly sales announcement periods are significantly different from that

of common periods. Private information trading is significantly increased in event dates. (2) Good news or bad news of monthly sales is not the main consideration for insider trading. (3) The effect of unexpected monthly sales on speculative trade is double threshold effect rather than simply positive correlation. Using threshold regression models, stronger evidences of speculative trade are concluded when monthly sales are streets growing or decreasing. There are no significant speculative trades when monthly sales are slightly variation.

Keywords: Private information trading, Insider trading, Monthly sales

1. 緒論

公司的內部關係人較外部投資人接近公司權利核心,容易獲取公司重大情報及足以影響股 價的消息,擁有較佳的資訊優勢。過去研究顯示,當內部關係人預期未來股價將上升(下跌), 會於消息公開前先在公開市場買進 (賣出) 股票,內部關係人藉資訊優勢可以在資本市場獲得超 額報酬 (馬黛、陳建中,民79; Jaff, 1974; Park et al., 1995; Seyhun, 1986)。證券交易法自民國 77年起,即要求各上市 (上櫃)公司須於每月十日前,公告並申報上月份的營運情形,使投資大 眾能透過公開管道持續、快速地獲得公司最新營收變動資訊。每月營業收入是公司年度淨利的領 先指標,與公司盈餘息息相關 (何秀芳,民89;簡雪芳,民87),其時效性則遠高於季報、半年 報、年報。投資人對月營收資訊也相當重視,國內學者研究月營收變動與短窗期股價反應,發現 股價報酬與月營收呈顯著同向變動,支持月營收具有相當的資訊內涵(金成隆,民84;蔡醒亞, 民88; 簡雪芳,民87)。本文進一步欲探討:公司內部人是否會在月營收資訊尚未公告前,利用未 預期月營成長 (衰退) 之私有資訊,先行在市場上買入 (賣出) 持股,賺取資訊公開後的超額利 潤?

研究主題分成三部分,第一部分探討內部關係人是否利用未公開的月營收資訊進行私有資 訊交易 (private information trading)。本文引用Llorente et al. (2002) (以下簡稱LSMW) 的模型,以 月營收公告期證券市場成交量和前後期股價關係檢測之。LSMW模型推論:證券市場主要交易動 機不同會導至成交量和前後期股價間呈現不同的價量關係。假設證券市場主要交易動機有二: 一 爲資訊優勢者利用未公開消息進行「私有資訊交易」; 一爲非資訊優勢者爲平衡投資組合風險 而進行「避險交易」。當資訊優勢者知悉月營收大幅成長 (衰退),同時在消息未公開前大量增 加(降低)持股,會造成股價上漲 (下跌)、成交量放大,此時市場上主要交易動機爲「私有資訊交 易」。一旦成長 (衰退) 消息公開,非資訊交易者反應好 (壞) 消息,再次推升 (壓低) 股價,使

證券交易法第三十六條。

月營收公告期前後股價顯著正相關。若內部關係人未利用月營收資訊進行私有資訊交易,月營收公告前市場主要的交易動機爲「避險交易」;非資訊優勢者爲調整投資組合風險大量增加(減少)持股,引起股價上漲(下跌),但因公司未來現金流量不受影響,高(低)估的股價會吸引其他投資人賣出(買入),供給(需求)增加造成次期股價下跌(上漲),故月營收公告期股價報酬出現顯著負相關,不會是正相關。觀察月營收公告期前後股價報酬和交易量的變化,即可窺知內部關係人是否利用未公開月營收資訊進行私有資訊交易。第二部分檢驗正向、負向消息對私有資訊交易的影響。過去實證研究發現市場報酬對負向消息的反應較集中且顯著(王官品,民75;張耿尉,民85;簡雪芳,民87),本文檢測消息方向(正向或負向消息)是否會影響內部關係人進行私有資訊交易的決策?第三部分尋找會引發內部人進行私有資訊交易的月營收變動門檻。內部關係人進行私有資訊交易的決策?第三部分尋找會引發內部人進行私有資訊交易的月營收變動門檻。內部關係人進行私有資訊交易的決策?第三部分尋找會引發內部人進行私有資訊交易的月營收變動門檻。內部關係人進行私有資訊交易的月營收變動幅度愈大,預期市場反應幅度愈大,會增強內部人進行私有資訊交易的誘因,市場上私有資訊交易的現象可能愈普遍;反之,月營收變動幅度不大,市場反應幅度未超過交易成本,則市場不會存在顯著私有資訊交易,所以月營收變動幅度對私有資訊交易現象應具有門檻效果。

本文以臺灣證券交易所及櫃檯買賣中心民國87年至93年初上市上櫃公司為樣本,觀察月營 收變動與市場報酬、交易量間關係來驗證上述議題。實證結果發現:(1)在交易全期,市場交易 動機以澼險爲主。區分出公告期後,相對於交易全期,有過半數的公司 (上市公司59%,上櫃公 司63%)在公告期增加私有資訊交易動機,其中顯著增加者分別占14%及25%。顯示內部關係人藉 由未公開的月營收資訊事先在市場上進行買入賣出持股的情形相當普遍。(2)雖然研究期間股價 報酬對正向消息的反應幅度大於負向消息,但兩者公告期私有資訊交易現象並無顯著差異,顯示 消息方向不是內部人考慮進行私有資訊交易的關鍵因素。(3)門檻廻歸法證實月營收變動幅度對 私有資訊交易具有顯著雙門檻效果。未預期月營收變動幅度超過一定門檻時,公告期市場私有資 訊交易的現象顯著增加;未超過時,市場主要交易目的仍爲避險交易。上櫃公司月營收變動在 (-28%,27%) 之間,公告期市場交易動機以避險目的爲主,但月營收變動在-28%以下或27%以上 時,公告期市場顯著增加了私有資訊交易動機,符合本文預期。上市公司雖有顯著雙門檻效果, 但實證顯示月營收變動在-43%以下無私有資訊交易,在-43%以上均有顯著私有資訊交易的現 象,此點與理論預期不符。可能是上市公司觀測值中行業別較複雜,各行業景氣循環幅度不同, 市場對各行業月營收變動的期待不同,所以無法分辨出具有經濟意義的有效門檻。上櫃公司行業 別較少,資訊業即占樣本量的63%,找出的門檻值較具經濟意涵。本文進一步分離上市公司最大 比例行業--資訊業單獨測試,結果符合上述推論。資訊業未預期月營收變動幅度在 (-14%,16%)

² 交易成本除了交易手續費、交易稅、融資融券成本、尚抱括一旦事發後之預期訴訟成本及可能面臨商譽 損失。

之間者,公告期市場無私有資訊交易的現象;資訊業未預期月營收變動幅度超出上述區間外,變動幅度較大(約占資訊業樣本的63%),公告期私有資訊交易的現象顯著增加。

本文研究議題及研究方法均相當重要,對學術界而言:(1)提供有效衡量內線交易的研究方 法。以往內線交易受限於資料搜集不易,對內部人採用狹義解釋³,研究者通常依內部人向主管 機關申報持股比例及內部人申報出售持股,推算其淨買入(賣出)股數,觀察持有期間是否獲得 異常報酬 (李琇瓊, 民88; 黃宗智, 民91; Finnerty, 1976; Jaffe, 1974; Seyhun, 1986)。若內部關 係人未使用自己、配偶及未成年子女的名義交易,而假藉外資、聯合金主或利用人頭戶名義買賣 股票,將導致上述研究無法完整呈現內線交易的實際結果 (Jeng, et al., 2003),同時規避證交所對 內線交易、短線交易的查緝。國內"人頭文化"向來嚴重,公司有重大訊息公佈時,常看到消息公 佈前一堆人頭戶在大買或大賣,連市場監視部⁴也難釐清誰幕後操縱者(吳克昌,民85),難以評 估其對內線交易研究結果的影響。本文對內部關係人的定義採廣義解釋,除包括狹義的公司董 事、監察人、經理人、持股比例超過股份總額百分之十之大股東,以及其配偶與未成年子女外, 尚涵蓋在消息未公開前透過直接關係、間接關係而得知內部消息者。無論內部關係人是利用自已 或他人名義,甚至透過金主聯合炒作,只要是重大資訊公開前先透過私下管道流入市場,經檢驗 市場前後期報酬與超額交易量間的動態關係,可明確捕捉市場上私有資訊交易的證據,呈現內線 交易的實況。克服因「人頭戶」而無法正確捕捉內線交易現象的遺憾。(2)減少混淆因素。過去 研究者先搜集公司申報內部人持股變動消息,再觀察日後市場累積報酬,研究者在窗期內觀察到 累積異常報酬的變動,可能並非來自內部關係人事先擁有公司重大消息,而是來自投資人對內部 人公開持股變動所作的反應 (Givoly and Palmon, 1985)。本文持續觀察六年間月營收公告期的 市場報酬、交易量變化,實證資料並非仰賴內部關係人持股變動申報時點,自可避免將投資人對 內部人持股變動所作的反應,誤作爲內線交易證據的問題。(3)由於國外並無公告每月營收的規 定,而國內學者大多僅探討月營收本身的資訊內涵,尙無文獻探討內部關係人是否利用持續而快 速的月營收資訊進行內線交易。本文首次連結月營收資訊與內線交易,並捕捉到內部關係人利用 月營收資訊從事私有資交易的證據,可補文獻之不足。

本文同時提醒投資人對月營收資訊應謹慎反應,避免成為私有資訊交易的受害者。月營收資訊能持續而具時效地提供公司近況,市場分析師常用月營收表現解釋股價變動,甚至以月營收消長作為預期未來股價表現的佐證。市場傳聞不肖管理者利用子公司或關係企業安排不實交易

³ 大多數研究只包括公司董事、監察人、經理人、持有公司股份超過股份總額百分之十之股東,部分研究 並括及上述人之配偶與未成年子女。

⁴ 我國證券集中交易市場的監視制度設於民國79年,歷經多年的改組與提昇規模層級,目前查核集中市場的內線交易由臺灣證券交易所設立之「市場監視部」負責監視,而店頭市場則由財團法人中華民國證券櫃檯買賣中心交易部設置「監視組」負責之。

5,蓄意拉抬公司營收後再配合市場主力炒作股價獲利。本文亦證實若干公司在月營收變動資訊 公開前,已透過私下管道流入市場影響股價及成交量。投資人平時若能透過主管機關及類似本文 研究,多注意公司管理當局過去是否有涉及誠信問題的不良記錄,對公司發佈的月營收資訊、分 析師的投資建議不再盲目反應,應能避開投資陷阱。

對主管機關而言,民國七十七年起在證券交易法要求上市 (上櫃) 公司於每月十日前,公告 申報上月營運情形,同步於公開資訊觀測站對外公開。公告月營收資訊爲我國特有的規定,的確 能幫助投資人持續、快速地公開獲得公司最新的營運情形。定期公開營收資訊,對增進市場效率、 減少資訊不對及增加公司透明度稱皆有正面助益。爲防止若干公司不當利用月營收資訊進行私有 資訊交易謀利,主管機關應加強查核重大訊息公開前私下流入市場的情形,並定期公開內線交易 查核情形,不但對私有資訊交易有嚇阻作用,也可增加投資人對資本市場公平交易的信心。

本文第2節簡要回顧相關文獻,並據以發展研究假說;第3節詳細說明研究方法,包括實證 模型設計,變數定義與樣本選擇;第4節為實證結果的分析與討論;最後提出結論及重要貢獻。

2. 文獻回顧與研究假説

在Fama (1970) 強式效率資本假說下,股價已充分反應所有公開及未公開之資訊,公司內部 關係人無法利用未公開的資訊賺取超額報酬。然而,內部關係人較一般人更接近公司決策核心, 擁有更多的資訊優勢,知道較多資產真實價值,當其察覺股價偏離真實價值,會增加交易量將股 價修正至私有資訊下的合理價格 (Morse,1980)。後續學者證實資本市場存在資訊不對稱,內部關 係人無論買入或賣出股票均可獲得正的異常報酬 (馬黛、陳建中,民79; Finnerty, 1976; Jaffe, 1974), 愈接近權力核心的內部關係人, 買賣自家股票所獲得的異常報酬也愈大 (Seyhun,1986), 證實股票市場並非強勢效率市場。近年學者發現內部人在盈餘宣告前、現金增資前、盈餘預測宣 告前、買回庫藏股官告前常改變持股比例,持續追縱內部人持股變化,即能預知部分即將公開的 訊息 (Karpov and Lee, 1991; Park et al., 1995; Penman, 1982; Raad and Wu, 1995; Udpa, 1996)。 雖然美國證管會 (SEC) 致力打擊內線交易⁶,美國國會在1984-1988年間同意提高內線交易的罰 会、提供報案者獎金、加重高階經理人對屬下內線交易的責任及增加刑責,成功地減少了盈餘官 告前30天內的內部人交易頻率 (Garfinkel, 1997),但學者在拉長研究窗期、改變研究模式後,仍 發現內線交易的證據。在盈餘成長中止前3-9季,內部人明顯出售其持股 (Kea et al., 2003), 在內

證期局與相關單位處理訊碟、宏科、皇統及博達等案時,均發現有利用海外紙公司,來回買賣公司貨品 或將公司商品銷售予相關企業,營造高業績及高獲利的效果 (94/05/10工商時報)。

美國證管會在1983-1993年間,平均每年控告30個內線交易的案例 (Ke et al., 2003)

部人淨買入後3-5年盈餘有顯著成長 (Noe, 1999)。Llorente *et al.* (2002) 觀察重大資訊公告前股價和成交量的前後期變化,證實部份公司在重大訊息公告前,市場已存在私有資訊交易的現象。

為減少證券市場與管理當局間資訊不對稱,我國證券交易法第三十六條規定各上市、上櫃公司須於每月十日前,公告並申報上月份營運情形。公告月營收資訊為國內特有規定,目的在提供投資人比季報或年報更具時效性的會計資訊,投資人藉由獲得每月最新營收資訊,可重新評估企業價值作為投資決策參考。金成隆(民84)、何秀芳(民89)、蔡醒亞(民88)及簡雪芳(民87)均證實月營收公告具有資訊內涵。月營收為計算盈餘的重要因素,其與營業利益、稅後淨利有高度正相關(何秀芳,民89),前後期未預期月營收也彼此相關(江明南,民91),加上月營收與股價變動之時間序列具備共同趨勢(林則江,民91),分析師常將月營收視為盈餘及股價報酬的領先指標。對公司價值擁有資訊優勢的內部關係人,是否會利用未公開的月營收資訊,先改變持股比例,賺取消息公開後的超額報酬?本文擬採用LSMW(2002)所導出的動態報酬均衡模型(第三節實證模型中詳述),檢視當期報酬、交易量和未來報酬間的關係,探討本文第一個假說。

假說一:月營收公告期,相對於交易全期,上市、上櫃公司利用未預期月營收進行私有資訊交易 的現象顯著增加。

內部人對進行私有資訊交易的預期異常報酬,會影響其進行私有資訊交易的意願。私有資訊公開後,股價對新資訊的反應幅度愈大,則內部人在消息公開前改變持股比例的誘因就愈強; 反之,若預期資訊公開後股價反應幅度不大,甚至低於交易成本,則會降低內部人進行私有資訊 交易的誘因,進而減少市場內線交易的頻率。對內部人而言,過去未預期月營收變動大小與公告後股價反應幅度,會影響其是否進行私有資訊交易的決策。

Hayn (1995) 觀察股價報酬對盈餘的反應時發現,盈餘-報酬關係 (ERC) 在正向消息時較負向消息爲強。他以股東擁有清算權來解釋此現象:當公司發生未預期損失 (負向消息),股東預期未來股利折現小於清算價值時,可選擇清算公司,投資人損失有下限,造成股價報酬對損失的反應有限,盈餘與報酬的關係較弱;反之,當公司發生未預期利益 (正向消息),未來股利折現無上限,股價報酬可充分反應盈餘成長,使盈餘與報酬的關係較強。國內學者對月營收反應係數(Sales response coefficient, SRC) 的研究結果,前後期不盡相同,學者研究84年以前之上市公司,普遍認爲市場對負向消息的反應大於正向消息 (王官品,民75;張耿尉,民85;簡雪芳,民87),主要理由是公司習慣於提早公佈好消息,延後公告壞消息,使得市場對負向消息的反應較集中而顯著。何秀芳(民89)將研究期間延長至民國88年,並未發現股價報酬對負向消息、正向消息的反應有顯著差異。由於國內學者大部分發現負向消息公佈後之營收反應係數大於正向消息,基於誘因效果,本文預期公告期負向消息時私有資訊交易增加的現象應較正向消息時顯著。

假說二:未預期月營收變動爲負向消息 (小於0) 時,公告期市場上私有資訊交易的現象多於正 向消息 (大於等0) 時。

在資訊不對稱下,資訊量會影響內部人進行私有資訊交易的誘因,不對稱資訊量愈大,預期 股價反應幅度愈大,私有資訊交易預期獲利愈大,內部人愈有可能進行私有資訊交易。國外學者 研究盈餘變動幅度與股價報酬關係,支持股價報酬與盈餘變動幅度有顯著正相關。Beaver et al. (1979) 依未預期盈餘大小將樣本分爲25組,並計算未預期盈餘平均數及累積異常平均報酬之相 關係數,發現盈餘變動幅度與股價異常報酬間具正相關。Collins and Hribar (2000) 研究1988-1997 年美國上市公司季盈餘和季盈餘公開後四個月的股價報酬,發現異常盈餘愈極端,市場反應幅度 愈大,異常季盈餘與股價報酬似呈單調線性關係。國內學者研究投資人對月營收資訊的反應,發 現月營收反應係數爲正且顯著異於零(簡雪芳,民87), 未預期營收愈大則累積股票之報酬率愈 大 (何秀芳,民89)。內部人考慮進行私有資訊交易時,除考慮資訊量引起的股價反應幅度外, 尚需考慮交易成本(包括資金成本、交易稅、手續費、預期的訴訟成本及商譽損失),當內線交 易的預期利潤大於私有資訊交易成本時,內部人才有誘因進行私有資訊交易。本文認爲,未預期 月營收變動幅度對私有資訊交易應具門檻效果,當月營收變動幅度不大月未超過門檻時,內部人 預期公告後市場反應幅度有限,小於私有資訊交易的預期交易成本,不會積極進行私有資訊交 易。此時公告期市場上私有資訊交易比例較少,與交易全期的交易動機相仿。隨著未預期月營收 變動幅度增大,一旦超過門檻値後,預期資訊公開後引起股價反應幅度大於預期交易成本,會增 強內部人進行私有資訊交易的動機,公告期市場上私有資訊交易的現象會顯著增加。至於月營收 變動對內線交易影響的門檻值爲何?則有待實證資料本身來認定。

假說三:月營收變動幅度對內部關係人進行私有資訊交易的影響,具有雙門檻效果。

3. 研究方法、實證模型與樣本選擇

3.1 研究方法

本文採事件研究法,利用横段面設計,檢驗民國87年初至93年初,市場一階報酬與交易量 的前後期關係。研究期間內超額報酬、交易量以日爲衡量單位。本文對事件日、事件期、交易全 期之設定如下:

(1) 事件日:證券交易法規定每月十日爲月營收公告截止日。每月十日爲各公司公告月營收的最 後期限,並非實際公告日。根據簡雪芳(民87)的統計,有80%以上的公司在每月9-12日公告 上個月實際營收⁷,因此本文將每月第十日定爲事件日,若法定公告日恰逢股市休市,則以休 市後第一個交易日爲事件日。事件日當天定義爲第0日,即t=0;事件日前第t個交易日以-t表 示;事件日後第t個交易日以t表示。

證期局規定每月十日爲最後公告日。若十日爲假日,公司有可能提前一個營業日申報,或延後至下一個 營業日申報。

- (2) 事件期:以每月1日至法定公告日爲公告期,即事件期爲 (-9,0)。由於無法確保每月十日爲公司實際公告日,使得事件期並非爲所有樣本公司實際公告期,可能影響公告期估計私有資訊交易增加比例的精確性,但不致影響主要結論。
- (3) 交易全期:民國87年1月起至民國93年1月10日之交易日。

3.2 實證模型和變數定義

3.2.1 檢驗私有資訊交易的模型

重大消息公開時,市場的股價報酬和交易量均會產生異常變化 (Ball and Brown, 1968; Beaver, 1968)。股價在反應新資訊時,會同時引發股票報酬和交易量的波動 (Karpoff,1987)。Grossman (1976)提出市場上存在資訊交易者和非資訊交易者。資訊交易者爲價格的領導者,非資訊交易者由股價變化中觀察推論資訊,爲價格的跟隨者。在模仿股價的行爲中,交易量會增加。本文研究參考LSMW (2002)之模型,該模型同時考慮觀察期股價報酬和交易量的動態關係,有別於以往內線交易僅考慮股價報酬或僅檢驗交易量的模型。

模型的基本假設是一個不連續的經濟體,存在兩種可交易證券:無風險債券及股票。無風險債券以非負固定利率無限制供應。而股票的股利 D_{t+1} 則來自於兩個部份:可預期股利 (F_t) 和私有資訊股利 (G_t) 。在經濟體內有二群投資者 (i=1,2),分別擁有不同的原賦點 (endowments) 和資訊。原賦包括股票和和非交易資產 Z_i^c (i=1,2), Z_i^c 表示投資者i於t期之非交易資產。所有投資者(i=1或2) 都能夠觀察到當期股利 D_i ,個人擁有的非交易資產 Z_i^c 、預期未來股利 F_t 及股票價值 P_t ,但僅有第1群投資者有私有資訊,可觀察到額外的股利 G_t 。因此可知,投資者i的資訊集合分別爲: $I_{t(1)} = \{D_t, Z_{(1)}, F_t, P_t, G_t\}$, $I_{t(2)} = \{D_t, Z_{(2)}, F_t, P_t\}$ 。每位投資人以指數效用函數來極大化其財富的預期效用。所有的股票設爲常態分配 $(0, \sigma^2)$ 。

模型中,投資人在二個交易動機下操作股票,賺取未來報酬:(1)爲平衡投資組合風險而交易的避險動機,及(2)因擁有私有資訊而產生的交易動機。LSMW認爲根據交易動機、報酬(R)和交易量(V),可推導出動態均衡下的報酬、交易量關係:

$$E[R_{i,t+1} | R_{i,t}, V_{i,t}] = C_1 R_{i,t} + C_2 R_{i,t} V_{i,t}$$

利用動態均衡模型,可以進一步預測未來報酬。當所有交易皆為「避險」動機,投資者為維持投資組合風險在適當水準而大量增加(降低)持股,股價會因買盤(賣壓)湧現而上漲(下跌),此時公司的未來盈餘不受影響,故偏高(低)的股票價格會吸引其他投資者出售(買入),預期次期股價報酬會有強反轉,即C2<0;當市場交易中私有資訊交易較多時,假設投資者獲得公司營收成長(衰退)、利潤轉向的私有資訊,則會在私有資訊公開前大量買入增加(賣出減少)持股比例,造成股價上漲(下跌),待私有資訊公開後,利多(空)消息使股價順勢上漲(續跌),

故預期次期股價報酬會有弱反轉或甚至持續正報酬,即 $C_2>0$ 。一般市場上可能兩種交易動機皆有,若市場未受某一交易動機主導時, C_2 不會顯著異於0。

爲檢驗內部關係人是否利用未公開之月營收資訊,進行私有資訊交易,本文首先以模型(1), 測試研究期間(含事件期與交易全期)各公司股票主要交易動機:

$$R_{i\,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i\,t}^e + C_2 R_{i\,t}^e V_{i\,t}^e + \varepsilon_{i\,t+1} \tag{1}$$

其中,

 $R_{i,t}^e$ 及 $R_{i,t+1}^e$:表i公司在t期和t+1期之異常股價日報酬率。異常報酬率($R_{i,t}^e$)為各股報酬率($R_{i,t}$) 扣除當期不含金融之股價指數報酬率($R_{m,t}$),即 $R_{i,t}^e = R_{i,t} - R_{m,t}$ 。

 $R_{i,t}$:為t期調整後股價日報酬率 8 。計算時取自然對數增加變數的穩定性(stationary)。

 $V^e_{i,t}$: 表i公司在t期之異常成交量。異常成交量($V^e_{i,t}$)扣除t期不含金融之大盤週轉率($V_{m,t}$)及個別公司上個月平均週轉率,即 $V^e_{i,t}=V_{i,t}-V_{m,t}$ 。

$$V_{i,t} = \log(VOL_{i,t}/N_{i,t}) - \frac{1}{\text{上月交易日數}} (\sum_{j=1}^{\text{上月交易日數}} \log(VOL_{i,t-j}/N_{i,t-j})) ^{\circ}$$

 VOL_{it} :表示t期各股成交量。

 $N_{i,t}$:表示t期各股流通在外股數。

計算時取自然對數與消除趨勢 (detrend) 以增加週轉率時間序列的穩定性。週轉率在取log前先加上0.00000255,以避免成交量趨近0時無法計算的問題。

模型(1)中, C_1 代表報酬和交易量相關性不大時,股價報酬一階自我相關程度。 C_2 反應各公司在觀察窗期內,主要的交易動機。平均所有公司的 C_2 值可知觀察期內市場普遍的交易動機。若 C_2 顯著爲正,表示市場有顯著私有資訊交易的現象;若 C_2 顯著爲負,表市場主要交易動機以避險爲主;當 C_2 未顯著異於0,表示市場兩種交易動機相當,未被任何一種交易動機主導。

爲捕捉在公告日前,內部關係人是否利用未公開的月營收資訊進行私有資訊交易?本文在模型中增加一個虛擬變數 D,檢視相對於交易全期,月營收公告期股票交易動機是否有明顯改變?

$$R_{i,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i,t}^e + C_2 R_{i,t}^e V_{i,t}^e + C_3 R_{i,t}^e V_{i,t}^e D_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$
 (2)

⁸ 係指已消除股票股利、現金股利、現金認購及減資對股票報酬率造成的假性影響,調整方法詳經濟新報 社股價模組—臺灣市場簡介。網址:http://www.tej.com.tw/webtej/doc/wprcd.htm。

其中, $D_{i,t}$ 爲事件期的虛擬變數,當觀測之交易日爲每月1日至10日,則 $D_{i,t}$ 爲1,其他日 $D_{i,t}$ 爲0。

 C_3 可捕捉事件期(相對於交易全期)不同的交易動機,若在公告期市場私有資訊交易顯著增加,則 C_3 顯著爲正;若公告期市場主要交易動機仍爲避險交易,則 C_3 顯著爲負;若兩種交易動機比例差不多,則 C_3 不會顯著異於0。

3.2.2 正向消息、負向消息對公告期市場交易動機的影響

本文依月營收變動(*US*_{i,t})為正或負,將樣本區分爲正向消息與負向消息兩個次樣本,分別測試第(2)式,以檢視正向、負向月營收變動對在公告期主要交易動機的影響。月營收變動包含兩個因素:一爲受市場影響的暫時性因素,如每年的淡、旺季造成的季節性影響。投資人容易取得以往年度已公開的月營收資訊,用來預測當年同期月營收變動率;另一項因素爲公司本身的成長或衰退趨勢,外部投資人不易獲得此項未公開資訊,但內部關係人擁有資訊優勢可提前知道。爲消除季節性因素,量化內部人的資訊優勢,本研究擬以去年同期月營收變動率作爲預期月營收變動率,而以當年月營收變動率超出去年同期者,作爲未預期月營收變動的代理變數,故未預期月營收變動的計算如下:

$$US_{i,t} = \frac{S_{i,t} - S_{i,t-1}}{S_{i,t-1}} - \frac{S_{i,t-11} - S_{i,t-12}}{S_{i,t-12}}$$

其中,

 $US_{i,t}$: i公司在第t期的異常月營收變動。

 $S_{i,t-i}$: i公司第t-j期之實際月營收,j=0、1、11、12。

由於臺灣之農曆新年有連續假期,造成當月營業日明顯少於其他月份,月營收表現異於其他月份。農曆新年每年之確切日期不一,本研究議題需要連續期間之資料,故將一、二月資料合併後以1.5個月表示,一年共分11期,每年第一期爲1.5個月(含一月及二月),第二期爲三月,其餘類推。

爲捕捉在事件期正向消息、負向消息是否誘發顯著不同的私有資訊交易,本文另以第(3)式 測試之。

$$R_{i,t+1}^{e} = C_0 + C_1 R_{i,t}^{e} + C_2 R_{i,t}^{e} V_{i,t}^{e} + C_3 R_{i,t}^{e} V_{i,t}^{e} D1_{i,t} + C_4 R_{i,t}^{e} V_{i,t}^{e} D2_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$
(3)

其中,

 $D1_{i,t}$:事件期月營收爲正向消息(大於等於0)的虛擬變數,若交易日爲(-9,0)且未預期月營收爲 正,則D1,爲1。其他爲0。

 $D2_{it}$:事件期月營收爲負向消息(小於0)的虛擬變數,若交易日爲(-9,0)且未預期月營收爲負, 則 $D2_{i,t}$ 爲1。其他爲0。

用 $D1_{i,t}$ 及 $D2_{i,t}$ 分別捕捉事件期正向消息、負向消息對私有資訊交易的影響。若 $C_3(C_4)$ 顯 著爲正,表示相對於交易全期,在公告期正向(負向)消息會誘發較多私有資訊交易;若 $C_2(C_4)$ 顯 著爲負,表在公告期正向 (負向) 消息時,避險交易仍爲主要交易動機。進一步比較各公司 C_3 、 C_4 變異數和平均數的差異,可判斷假說二是否成立。

3.2.3 月營收變動幅度影響私有資訊交易的門檻

國內外學者在研究 ERC、SRC 時爲消除衡量誤差,大多依累積異常報酬率的高低加以分組, 求得各組的累積異常報酬率及未預期月營收,進行廻歸分析(簡雪芳,民87;Collins and Hribar, 2000)。此種將連續變數劃分爲間斷的類別,需要一個門檻才能將觀測值分類。過去研究常主觀 設定門檻値,門檻値的選擇不一定有理論根據,或真能符合資料的特性。本文擬採用 Hansen (1999) 年提出的門檻廻歸法 (Threshold Regression Method),用變數本身的特性,找出自變數對因變 數的影響門檻。在不同的門檻變動區間內,分別用最小平方法估計自變數對因變數的解釋力,並 且用 Bootstrap Method 來檢驗門檻前後的廻歸係數是否顯著差異,確認是否有門檻效果。這樣 的處理較主觀將資料分爲十組、五組,更能捕捉資料本身的特性,反應出自變數與因變數的關係。

由於 Hansen (1999) 之門檻廻歸法適用於非動態資料 (non-dynamic panels), 殘差必需符 合 i i d (獨立、相同分配、平均數 0 及 σ^2 有限),殘差的假設限制前一期的因變數不可作爲廻歸 式中的自變數,故本文將研究模式修正爲二階段廻歸,首先將異常報酬區分爲前後期自我相關因 素($^{lpha_{\mathrm{l}_{i}}}$) 和本期新增波動($^{e_{i,t+1}}$)。第二步檢視本期新增報酬波動中,能用本期新資訊(未預期 月營收變動)和異常報酬乘異常交易量解釋的部分:

$$R_{i,t+1}^e = \alpha_{0_i} + \alpha_{1_i} R_{it}^e + e_{it+1}$$
 (4-1)

$$e_{it+1} = u_{i} + \alpha_{2} R_{it}^{e} V_{it}^{e} + \alpha_{3} R_{it}^{e} V_{it}^{e} DI(US_{it} \leq r_{1}) + \alpha_{4} R_{it}^{e} V_{it}^{e} DI(r_{1} \leq US_{it} \leq r_{2}) + \alpha_{5} R_{it}^{e} V_{it}^{e} DI(r_{2} \leq US_{it}) + V_{IT+1}$$

$$(4-2)$$

其中,

 $D_{i,t}$:事件期的虛擬變數。若觀測值在事件期,則 $D_{i,t}$ 爲1,否則爲0。

 $I_{i,t}$: i公司在第 t 期月營收變動幅度的虛擬變數。當月營收變動($US_{i,t}$)在門檻値(r_i)以內時爲 1,否則爲0。

 r_1 、 r_2 : 異常月營變動率的門檻。由資料本身估計決定。

首先估計並檢定全部樣本的門檻效果,不同的異常月營收變動率對動態均衡係數是否有顯著 的影響。將樣本依月營收變動率由大至小分爲 400 組,依序以每一小組之平均月營收變動率爲門 檻,將全部觀測值分爲兩個次樣本,以最小平方法分別估計兩個次樣本的廻歸係數,計算該係數 下次樣本的誤差平方和。在400次的計算中,兩組次樣本誤差平方和最小者即爲最適門檻估計值 (\hat{r}_i) 之所在。並以 LR 檢定 9 測試有門檻、無門檻廻歸模型之殘差差異,確認以門檻切割樣本, 能更有效配適樣本特性。依序尋找是否存在第二個、第三個門檻,決定樣本最適的門檻數,再分 別估計各組廻歸係數,檢視當發生不同程度的月營收變動,是否存在不同強度私有資訊交易的現 象。

3.3 樣本選擇與研究期間

本文研究期間爲民國87年初至93年初,選樣母體爲臺灣證券交易所、中華民國櫃檯買賣中心 之公司。月營收資料取自民國86年1月至92年12月,由於本文研究模型需使用連續性資料,故觀 測值只包含研究期間內全期存活的公司共425家, 並排除下列情况觀測值:

- (1) 營建業。營建業認列收入的方法異於其他產業,投資人對營建業月營收變動的反應可能異於 其他行業,故剔除營建業 28 家。
- (2) 航運業。證期局原規定航運業每月營收公告日得延至次月底前,於民國 92 年初取消得延後 公告的規定10。簡雪芳(民87)統計運輸業實際月營收公告日,發現各公司實際公告日期相 當分散11,難以逐一觀察公告期的市場反應,故剔除航運業18家。本文另外測試民國92年 航運業月營收公告期的私有資訊交易現象,研究結果與主文結論大致相當,詳見附錄 (p.21) 說明。
- (3) 金融保險業。金融保險業行業特性不同於一般公司,該產業內對營運收入的定義也各自不 同。產業內主要營業活動包括金融控股公司、證券自營商、票券業及一般金融、保險公司。 其中金控銀行主要營業收入爲長期投資子公司利益,營收金額幾乎等同稅前純益。部分銀行 業爲證券自營商,營業收入包括出售證券損益,使得月營收偶有負值。票券業的營業收入中 摻雜債券投資損益與利息收入。上述情形將使產業內相同的營收變動幅度代表不同意涵,故

⁹ 由於本法之 F値會隨資料形態而改變,並無檢定統計量表,故本文以boostrap的方法模擬LR Test的極限 分配。處理細節,請參考Hasen (1999)。

¹⁰ 延後公告的規定詳見臺灣證券交易所股份有限公司股市觀測站資訊系統作業辦法:貳作業辦法。取消延 期公告的規定則詳臺財證六字第0910004197號函。

¹¹ 約有37%在1-10日前公告,4%在10-20日間公告,19%在20-25日間公告,34%在26-31日間公告。

本文剔除金融保險業21家。

- (4) 遺漏變數之觀測值。若所需變數資料無法完整搜集者予以剔除,說明如下。
 - 1) 遺漏每月營業額。某些公司因民國 86 年中才上市,無法取得 86 年 1 月至上市前每月營業 額;某些公司若干月份漏未申報當月營業額。上述公司在研究期間之未預期月營收變動產 生遺漏值,故自樣本中剔除,共50家。
 - 2) 遺漏股價報酬、交易量。某些公司在研究期間因故暫停交易,或資料庫不明原因遺漏市場 交易資料,無法完整搜集研究期間股價報酬及交易量,共自樣本中刪除 45 家公司。

最後取得樣本爲263家,其中上市者239家,上櫃者24家,選樣結果如表1。若干觀測値在研 究期間內上市、上櫃互轉,本文以該公司最後所在市場爲市場別歸類依據。樣本行業別分佈如表 2, 其中上市公司以資訊業 (28.5%) 比例最大, 其次爲紡織纖維 (11.7%)、電機電欖 (10.5%)、 塑膠橡膠 (10%);上櫃公司以資訊業 (62.5%) 爲主,其次爲電機電欖、證券業 (各占12.5%)。上 市公司占樣本的91%,上櫃公司占9%。

月營收資料取自民國86年1月到92年12月止。上市、上櫃公司股價報酬、交易量則取87年1 月1日到93年1月10日的資料。資料來源爲台灣經濟新報資料庫。

表3為未預期月營收變動的統計。月營收成長與衰退各約占一半,分配平均。上市 (上櫃)公 司約有42.5% (29.2%) 未預期月營收變動幅度在±10%之間,表示三成至四成的公司月營收變動幅 度不大;另有18% (34%) 公司未預期月營收變動幅度超過±30%。上櫃公司未預期月營收變動幅 度似乎較上市公司分散。變動幅度愈大,在月營收公告前,內部關係人與一般投資人的資訊不對 稱程度愈大,內部關係人擁有資訊落差愈大,進行私有資訊交易的誘因愈強,故本文不擬剔除月 營收變動的極端值。

	上市	上櫃	合計
全期存活家數	370	55	425
營建業	(24)	(4)	(28)
航運業	(14)	(4)	(18)
金融保險業	(20)	(1)	(21)
遺漏月營收	(38)	(12)	(50)
遺漏市場資料	(35)	(10)	(45)
	239	24	263

表1 樣本公司選取過程

表2	樣本行業別分布情形

	上市	公司	上櫃	公司
行業別	樣本數	百分比	樣本數	百分比
水泥	6	2.5	-	-
食品	13	5.4	-	-
塑膠橡膠	24	10.0	-	-
紡織纖維	28	11.7	-	-
電機電欖	25	10.5	3	12.5
生化醫療	18	7.5	2	8.3
玻璃造紙	8	3.3	-	-
鋼鐵	19	8.0	1	4.2
汽車	4	1.7	-	-
資訊	68	28.5	15	62.5
觀光百貨	11	4.6	-	-
証券	-	-	3	12.5
其他	15	6.3	-	-
合 計	239	100.0	24	100.0

表3 未預期月營收變動幅度

—————————————————————————————————————	正向差異 市場別		負向差異	市場別	
	上市	上櫃		上市	上櫃
$0 \le US^b < 0.10$	3,265	216	0 > US > -0.10	3,237	234
$0.10 \le US < 0.20$	1,967	171	$-0.10 \ge US > -0.20$	2,019	154
$0.20 \le US < 0.30$	1,025	106	$-0.20 \ge US > -0.30$	1,039	127
$0.30 \le US < 0.40$	529	75	$-0.30 \ge US > -0.40$	567	83
$0.40 \le US < 1.00$	703	153	$-0.40 \ge US > -1.00$	739	143
1.00≦US	104	34	-1.00≧US	101	40
合 計	7,593	755	合 計	7,702	781
占次樣本百分比°	50%	49%		50%	51%

a 本表統計未預期月營收的變動幅度,若未預期月營收成長率較去年同期大,則爲正向消息, 若未預期月營嬖成長率較去年低,則爲負向消息。

b 未預期月營收變動幅度以US表示。US定義爲當月營收成長率高於去年同期月營收成長率的 差異。

c 占次樣本百分比是指觀測值分別占上市、上櫃及合計的比例。

4. 實證結果與分析

4.1 敘述統計量

本節整理各變數資料作敘述性統計量與相關分析,以利實證分析進行。表4第一部分顯示各 變數的基本統計量,其中上市、上櫃公司未預期月營收平均數、中位數都相當接近0,平均數略 小於中位數,表示兩市場未預期月營收變動均稍成左偏分配。表4第二部分爲月營收變動幅度百 分位,上櫃公司各百分位的絕對值均大於上市公司,顯示上櫃公司月營收變動幅度大於上市公 司,此結果與表三相互呼應,未表列結果顯示上櫃公司未預期月營收變異數顯著大於上市公司。

表5彙總各變數間的Pearson積差相關係數(相關係數矩陣對角線右上半部分)及Spearman 等級相關係數 (相關係數矩陣對角線左下半部分)。無論是上市或上櫃公司,自變數間不具有統 計上的高度相關,回歸分析應無線性重合的問題。股價當期超額報酬 (R°) 和前一期的超額報酬 (LR°) 爲顯著正相關,顯示研究期間股價超額報酬有連續上漲或連續下跌的現象。當期超額報酬 (R°) 與前一期的超額報酬和超額交易量的乘積 (LR°V°) 爲顯著正相關,隱含研究期間市場存有 私有資訊交易的現象。

變數	樣本數	平均數	最小値	中位數	最大値	標準差
第一部分						
上市公司						
US	15,295	-0.004	-11.506	-0.002	10.428	0.397
R^e	342,965	-0.013	-12.760	-0.150	13.370	2.619
V^{e}	342,965	-0.012	-13.470	-0.056	8.325	0.966
上櫃公司						
US	1,536	-0.007	-4.836	-0.006	4.292	0.535
R ^e	34,440	-0.006	-10.760	-0.200	12.370	2.890
V^{e}	34,440	-0.025	-12.760	-0.059	6.434	1.102
第二部分						
US變動幅度	90百分位	80百分位	60百分位	40百分位	20百分位	10百分位
上市公司	0.275	0.159	0.040	-0.046	-0.162	-0.283
上櫃公司	0.469	0.252	0.057	-0.071	-0.253	-0.450

表4 上市、上櫃公司基本敘述統計量

US表未預期月營收變動率,定義爲當期成長率高於去年同期月營收成長率的差異。Re爲異常報 酬率。Ve為異常週轉率。

上市公司	US	R ^e	LR ^e	LR ^e V ^e
US		0.01***	0.01***	0.01***
R ^e	0.01***		0.09***	0.02***
LR^e	0.01***	0.05***		0.35***
LR ^e V ^e	0.01***	0.01***	0.14***	
上櫃公司	US	R ^e	LR ^e	LR ^e V ^e
US		0.02***	0.02***	0.02***
R ^e	0.02***		0.11***	0.05***
LR ^e	0.02***	0.07***		0.32***
LR ^e V ^e	0.01**	0.02***	0.15***	

表5 各變數相關分析^a

4.2 實證結果分析

4.2.1 月營收公告期的私有資訊交易

月營收資訊具有資訊內涵,內部關係人可能會參考過去市場對未預期月營收的反應幅度,決 定是否進行私有資訊交易。本文首先統計月營收公告前後 (-9,+4) 市場累積異常報酬的變動。將 觀測值依未預期月營收變動大小排序,依序分爲五組。第三組月營收變動爲微幅成長或微幅衰退 (40百分位至60百分位),將其剔除以簡化圖表。其餘觀測值依序定義爲營收成長最佳組 (第一 組)、營收成長次佳組 (第二組)、營收衰退次差組 (第四組)、營收衰退最差組 (第五組)。圖1、 圖2顯示上市、上櫃公司月營收公告期各組平均累積異常報酬走勢。由圖1可看出,上市公司累積 異常報酬於法定月營收公告日前已提前反應,市場報酬走勢與月營收消息內容成同向變動,隱含 月營收公告前市場已有部分人士獲知月營收消息,提前主導價格走勢。上櫃公司(圖2)中營收成 長最佳組,市場有提前反應的現象,但營收衰退最差組,累積異常報酬於營收公告期成上下波動, 於事件日前逆勢上升,直到法定公告日後才大幅滑落,不排除有反向操作,並享受放空利潤的可 能。整體而言,法定營收公告日前,市場報酬有提前反應的現象。另一方面,市場對正向消息的 反應(累積異常報酬幅度)大於負向消息,此點有別於過去學者的發現(王官品,民75;張耿尉,

a 表右上方爲Pearson積差相關係數,表左下方爲Sperman等級相關係數。

b US表未預期月營收變動率。R°爲當期股價超額報酬,爲各公司當期日報酬扣除當期不含金融之指數報 酬。LR°爲前一期股價超額報酬。LR°V°爲前一期異常報酬率乘前一期異常交易量。其中V°爲各公司當 期週轉率,扣除不含金融之週轉率後,再扣除上月平均超額週轉率。

c *、**及***分別表檢定之p値<0.1,p値<0.05及p値<0.01。

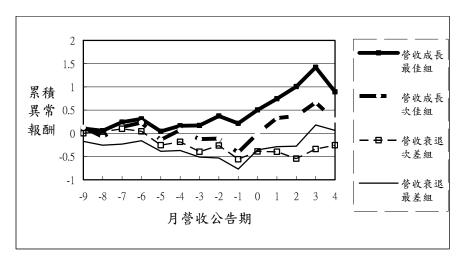


圖1 月營收公告期累積異常報酬-上市公司

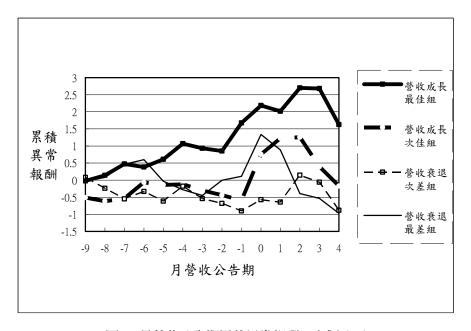


圖2 月營收公告期累積異常報酬-上櫃公司

民85;簡雪芳,民87),但與Hayn (1995) 認爲股東擁有清算權,造成市場對壞消息反應幅度較小的看法一致。此亦表示,研究期間正向消息似乎能提供內部關係人更強的誘因進行私有資訊交易。

表6爲檢定假說一的實證結果,估計上市、上櫃各公司觀測全期和事件期的迴歸參數、t値。表中顯示上市、上櫃公司在觀測全期之平均 C_2 爲負,表示交易全期市場主要交易動機爲避險,並無私有資訊交易的現象。進一步將觀測值區分爲交易全期和事件期,以模型(2)之 C_3 捕捉事件

表6 私有資訊交易基本測試

全部觀測期 $R_{i,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i,t}^e + C_2 R_{i,t}^e V_{i,t}^e + \varepsilon_{i,t+1}$

區分事件期 $R_{i,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i,t}^e + C_2 R_{i,t}^e V_{i,t}^e + C_3 R_{i,t}^e V_{i,t}^e D_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$

市場別	N	平均 C_2	t_{C_2}	平均 C_3	t_{C_3}	平均 <i>C</i> ₂ + <i>C</i> ₃	$t_{C_2+C_3}$
上市公司							
全部觀測期	239	-0.008***	-2.90				
區分事件期	239	-0.012***	-4.09	0.014***	2.92	0.002	0.41
上櫃公司							
全部觀測期	24	-0.017**	-2.08				
區分事件期	24	-0.025**	-2.55	0.032**	1.78	0.006	0.42

^{*、**}及***分別表檢定之p値<0.1,p値<0.05及p値<0.01。

期與交易全期不同的交易動機,實證顯示在觀測全期 C_2 仍然顯著爲負,係數較模型(1)下更小,顯著性更強;事件期 C_3 顯著爲正,意即相對於交易全期,公告期市場的確顯著增加私有資訊交易的現象。上市、上櫃公司皆是如此,支持本文第一個假說。進一步測試私有資訊交易是否爲月營收公告期主要交易動機,結果 C_2+C_3 爲正但不顯著,意即月營收公告期市場同時存在避險交易與私有資訊交易,但未被任一交易動機主導。

表7觀察私有資訊交易的比例。表中顯示,無論上市、上櫃公司,事件期私有資訊交易的比例(顯著比例)均大於交易全期。上市公司在月營收公告期過半數(58.58%)的公司私有資訊交易有增加的現象($C_3>0$)。在交易全期僅有43.52%的公司 $C_2>0$,在1%的顯著水準下 $C_2>0$ 與 $C_3>0$ 的比例有顯著差異(Z值顯著),表示交易動機在交易全期和事件期顯著不同;另一方面,公告期13.81%的公司 C_3 顯著爲正,顯著多於交易全期 C_2 顯著爲正的比例(5.44%),支持本文第一個假說,月營收資訊在未公開前已透過私下管道流入市場,影響股價報酬及成交量。上櫃公司部分,在月營收公告期私有資訊交易增加($C_3>0$)的比例超過半數(62.5%),與上市公司結論一致;公告期私有資訊增加的比例(62.5%)顯著多於交易全期私有資訊交易比例(29.17%),支持上櫃公司在公告期私有資訊交易比例明顯增加。 C_3 顯著爲正的比例(25%)約爲 C_2 顯著爲正比例(12.5%)的兩倍,可能是因總觀測數(24家)較少,兩比例差異未達顯著水準。

無論上市、上櫃公司,實證結果均發現交易全期市場主要交易動機爲避險交易,公告期私有資訊交易現象大幅增加,此現象甚至超過研究樣本的半數,難怪瑞士洛桑管理學院對我國防制內

表7 私有資訊交易的比例

 $R_{i,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i,t}^e + C_2 R_{i,t}^e V_{i,t}^e + \varepsilon_{i,t+1}$ 全部觀測期

 $R_{i,t+1}^{e} = C_0 + C_1 R_{i,t}^{e} + C_2 R_{i,t}^{e} V_{i,t}^{e} + C_3 R_{i,t}^{e} V_{i,t}^{e} D_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$ 區分事件期

市場別	N	$C_2 > 0 (\%)^a$	$C_{3} > 0 (\%)$	$t_{C_2} > 1.645 (\%)^{\text{a}}$	<i>t</i> _{C₃} >1.645 (%)	
上市公司						
全部觀測期	239	46.03		7.95		
區分事件期	239	43.52	58.58	5.44	13.81	
Z値 ^b		-3.2	9***	-3.10***		
上櫃公司						
全部觀測期	24	33.33		8.33		
區分事件期	24	29.17	62.50	12.50	25.00	
Z値 ^b		-2	31**	-1	1.11	

- a 以公司別進行廻歸分析, $C_2>0(%)$ 表示市場上 C_2 爲正的公司比例, $t_c>1.645(%)$ 表示 C_2 爲正 且t值達90%顯著水準的公司比例。
- b 測試C₂與C₃為正的比例是否有顯著差異,採雙尾檢定。
- c *、**及***分別表檢定之p値<0.1,p値<0.05及p値<0.01。

線交易的表現始終不看好¹²。過去國內學者曾發現公司內部人在盈餘預測宣告前、年度盈餘宣告 前有顯著改變持股比例的現象 (李蜀娟,民86;洪淑華,民90),本文則首次發現,內部關係人 利用月營收未公告前淮行私有資訊交易。此現象值得投資人和主管機關注意。

對投資人而言,分析師常以近期公司的營收亮麗作爲股價波動的佐證,並據以營造未來股價 仍有表現空間的態勢,吸引投資人追價。公司管理人爲創造公司成長假像,不惜聯合旗下子公司、 關係企業作虛僞不實交易。當市場對公司營收大幅成長作出反應之際,正是內部關係人私有資訊 交易收成之時。投資人宜透過證交所對內線交易的查核報告及內線交易相關研究文獻,多注意公 司管理當局的誠信問題,審慎評估分析師投資建議與公司營收變化的可信度,以減少掉入投資陷 阱的機會。

對管制機關而言,公告月營收爲我國特有的規定,目的在持續提供投資人有關公司營運的最 新資訊。本文首次發現內部關係人有利用未公開月營收資訊進行私有資訊交易,管制者宜監督公

¹² 瑞士洛桑管理學院國家競爭力評鑑每年受評國家約50國,我國在有關防制內線交易的歷年排名如下: 1999年第42名、2000年第43名、2001年第46名、2002年第31名。

司對內部人短線交易嚴格行使歸入權¹³,並加強查核重大訊息公開前流入市場的情形,以維護市場交易秩序,健全交易機制。

4.2.2 正向消息和負向消息對私有資訊交易的影響

本文依未預期月營收變動方向將樣本區分爲兩組次樣本,分別測試模型(2)。其中未預期月營收大於等於0者,定義爲正向消息;小於0者,定義爲負向消息。表8顯示無論正向、負向消息,在月營收公告期市場私有資訊交易均顯著增加(C_3 均爲正)。上市公司達顯著水準,上櫃公司未達顯著水準。雖然正向、負向消息下,公告期均私有資訊交易增加(平均 C_3 爲正),但並非市場主要交易動機(C_2+C_3 未顯著異於0)。表9爲私有資訊交易的比例估計。無論是上市上櫃公司,公告期私有資訊交易增加的比例(C_3 爲正)及顯著增加的比例(C_3 顯著爲正)皆高於交易全期私有資訊交易的比例(C_2 爲正),支持正向、負向消息下公告期私有資訊交易均顯著增加。在比例差異的顯著性(Z值)方面,正向消息時上市公司差異顯著,負向消息時上市、上櫃公司比例差異皆顯著。支持正向、負向消息下,公告期市場交易私有資訊交易明顯增加,但正向消息是否較負向消息提供內部關係人更強的誘因進行私有資訊交易,則有待進一步檢驗。

模型(3)檢驗消息方向(正向、負向消息)是否提供私有資訊交易不同的誘因效果。表10第一部分系數估計結果,無論上市、上櫃公司,公告期正向、負向消息私有資訊交易增加的情形並無顯著差異(t値不顯著);第二部分就私有資訊交易比例而言,正向、負向消息市場增加私有資訊

表8 正向、負向^a消息對私有資訊交易的影響—係數估計

	N	平均 C_2	t_{C_2}	平均 C_3	t_{C_3}	平均 C_2+C_3	$t_{C_2+C_3}$
上市公司							
正向消息	239	-0.013***	-3.18	0.014**	2.03	0.001	0.06
負向消息	239	-0.013***	-3.06	0.016**	2.32	-0.003	-0.14
上櫃公司							

0.025

0.030

0.96

1.51

0.003

0.004

0.53

0.32

-2.07

-1.97

區分事件期 $R_{i,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i,t}^e + C_2 R_{i,t}^e V_{i,t}^e + C_3 R_{i,t}^e V_{i,t}^e D_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$

-0.028**

-0.026*

24

24

正向消息

負向消息

a 未預期月營收大於等於0定義爲正向消息,小於0定義爲負向消息,分組測試。

b *、**及***分別表檢定之p値<0.1,p値<0.05及p値<0.01。

¹³ 依證券交易法第一百五十七條及其施行細則第十一條規定,上市(櫃)公司之董事、監察人、經理人及持股超過百分之十之大股東(以下均稱爲內部人),對公司之股票及具有股權性質之其他有價證券,於取得後六個月內再行買出,或於賣出後六個月內再行買進,因而獲得利益者,公司應請求將其利益歸於公司。

表9 正向、負向"消息對私有資訊交易的影響—比例估計

區分事件期 $R_{i,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i,t}^e + C_2 R_{i,t}^e V_{i,t}^e + C_3 R_{i,t}^e V_{i,t}^e D_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$

市場別	N	$C_2 > 0 (\%)^{\rm b}$	$C_3 > 0 (\%)$	$t_{C_2} > 1.645 (\%)^{\text{b}}$	<i>t</i> _{C₃} >1.645(%)
上市公司					
正向消息	239	45.61	54.39	5.44	10.04
Z値 ^c		-1.92	2*	-1.8	88*
負向消息	239	44.77	58.16	10.04	12.55
Z値		-2.92	***	-0.3	87
上櫃公司					
正向消息	24	33.33	45.83	12.5	16.67
Z値		-0.8	9	-0.4	41
負向消息	24	37.50	66.67	4.17	16.67
Z値		-2.02	**	-1.4	41

- a 未預期月營收大於等於0定義爲正向消息,小於0定義爲負向消息,分組測試。
- b 以公司別進行廻歸分析, $C_i>0(\%)$ 表示市場上 C_i 爲正的公司比例, $t_{ci}>1.645(\%)$ 表示 C_i 爲正且t值顯著的公 司比例。
- c Z値測試正向(負向)消息 C_2 >0與 C_3 >0的比例是否有顯著差異,採雙尾檢定。
- d *、**與***表顯著水準 $\alpha = 10\%$ 、5%與1%。

表10 正向、負向消息時私有資訊交易的差異

 $R_{i,t+1}^{e} = C_{0} + C_{1}R_{i,t}^{e} + C_{2}R_{i,t}^{e}V_{i,t}^{e} + C_{3}R_{i,t}^{e}V_{i,t}^{e}D1_{i,t} + C_{4}R_{i,t}^{e}V_{i,t}^{e}D2_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$

係數估計	正向消息(C_3)	負向消息(C_4)	C_3 與 C_4 差異	t値
上市公司	0.015	0.012	0.003	0.40
上櫃公司	0.030	0.202	0.010	0.32
比例估計	正向比例	負向比例	比例差異	Z値
上市公司	57.32%	54.39%	2.93%	0.65
上櫃公司	50.00%	62.50%	12.5%	0.87

交易的比例無顯著差異 (Z値不顯著)。配合圖1、圖2可知,雖然正向消息會引起市場較大的異常 報酬,正向消息並未引發內部人進行較多的私有資訊交易。意即,消息方向不是內部關係人決定 進行私有資訊交易的關鍵因素,無法支持本文的第二個假說。

4.2.3 月營收變動幅度對私有資訊交易的影響

本文預期資訊不對稱程度愈大者,消息公開後對市場產生的衝擊愈大,內部關係人愈有動機 在消息未公開前進行私有資訊交易。本文以未預期月營收變動作爲資訊不對稱的代理變數,觀測 值依未預期月營收變動大小分爲五組,將第一組(月營收變動80百分位以上)和第五組(月營變 動20百分位以下) 合倂爲高度變動組;將第二組 (月營收變動60至80百分位間) 和第四組 (月營 收變動20至40百分位間) 合倂爲中度變動組;將第三組(40百分位至60百分位) 設爲微幅變動 組。測試三組次樣本在事件期私有資訊交易的現象。表11顯示,上市公司在觀測至期的交易動機 以避險爲主 $(C_2$ 均顯著爲負), C_3 隨未預期月營收幅度增加而由負轉正,微幅變動組 C_3 <0, 中度變動組和高度變動組 $C_3 > 0$,雖然未達顯著水準,仍支持公告期私有資訊交易現象隨月營收 變動幅度增加而增強,符合本文預期。微幅變機組在公告期主要交易動機爲避險交易(C,+C, 顯著爲負),中度與高度變動組在公告期主要交易動機未被避險或私有資訊交易所主導($C_2 + C_3$ 不顯著)。上櫃公司,微幅變動與中度變動組在觀測全期主要交易動機爲避險 (C, 爲),在公告 期私有資訊交易現象增加(C,為正)。其中,高度變動組在觀測全期C,為正,似乎隱含未預期 月營收高度變動下,市場提早出現私有資訊交易現象,使得公告期私有資訊交易的現象未再顯著 增加(C_3 ,爲正但不顯著)。至於公告期主要交易動機則隨變動幅度增加而由避險轉爲私有資訊交 易,但均非市場主要交易動機。上述結果支持月營收變動幅度是影響內部關係人進行私有資訊交 易的重要因素。研究中可能由於主觀決定分割樣本的門檻,使得研究結果未達預期的顯著水準, 本文將進一步採門檻迴歸法,藉由市場本身的交易資料找出月營收變動影響內部人進行私有資訊 交易的門檻。

表12第一部分爲門檻效果測試,不論上市或上櫃公司都存在顯著的單一門檻與雙門檻效果, 意即月營收變動幅度顯著顯著影響市場上私有資訊交易的比例,月營收變動幅度需超過一定門

表11 資訊不對稱幅度對私有資訊交易的影響

區分事件期 $R_{i,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i,t}^e + C_2 R_{i,t}^e V_{i,t}^e + C_3 R_{i,t}^e V_{i,t}^e D_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$

	N	平均 C_2	t_{C_2}	平均 C_3	t_{C_3}	平均 C_2+C_3	$t_{C_2+C_3}$
上市公司							
微幅變動 ^a	239	-0.017**	-2.42	-0.005	-0.42	-0.002**	-2.03
中度變動	239	-0.018***	-3.63	0.001	1.20	-0.008	-1.01
高度變動	239	-0.015*	-1.92	0.010	0.94	-0.005	-0.37
上櫃公司							
微幅變動	24	-0.059**	-2.36	0.052	1.63	-0.001	-0.20
中度變動	24	-0.035***	-2.82	0.002	0.09	-0.032	-1.31
高度變動	24	0.001**	0.95	0.035	1.08	0.036	1.07

a 將未預期月營收依序排列分爲五組(每20百分位爲一組),將第三組爲40百分位到60百分位,定義爲微幅變動組;將第二組和第四組合倂爲中度變動組;第一組和第五組合倂爲高度變動組。 b *、**及***分別表檢定之p値<0.1,p値<0.05及p値<0.01。

表12 門檻效果與參數估計

$$\begin{split} R_{i,t+1}^{e} &= \alpha_{0_{i}} + \alpha_{1_{i}} R_{it}^{e} + e_{it+1} \\ e_{it+1} &= u_{i} + \alpha_{2} R_{it}^{e} V_{it}^{e} + \alpha_{3} R_{it}^{e} V_{it}^{e} DI(US_{it} \leq r_{1}) + \alpha_{4} R_{it}^{e} V_{it}^{e} DI(r_{1} \leq US_{it} \leq r_{2}) + \alpha_{5} R_{it}^{e} V_{it}^{e} DI(r_{2} \leq US_{it}) + V_{IT+1} \\ \end{pmatrix} \end{split}$$

第一部分		單一門檻		雙	門檻	三門檻	
		F_1	(P-value)	F_2	(P-value)	F_3	(P-value)
上櫃公司		11.56**	(0.040)	9.51*	(0.059)	5.21	(0.216)
上市公司		21.84**	(0.020)	12.62*	(0.060)	7.24	(0.317)
第二部分		門相	監估計值		參數估計		
	N		\hat{r}_{i}	$\hat{\alpha}_{\scriptscriptstyle 3}$	$\hat{\alpha}_{_4}$		$\hat{lpha}_{\scriptscriptstyle 5}$
上櫃公司	24	$\hat{r}_{_{1}}$	- 0.2770	0.038*	-0.014		0.066***
		\hat{r}_2	0.2704	(1.80)	(-1.19)		(3.55)
上市公司	239	$\hat{r_1}$	- 0.434	-0.036***	0.013***		0.024***
		\hat{r}_2	0.426	(-3.71)	(3.89)		(2.33)
上市公司	68	$\hat{r_1}$	- 0.1442	0.034***	-0.08		0.037***
資訊業		\hat{r}_2	0.1596	(2.50)	(- 0.46)		(2.74)

a I爲月營收變動幅度的虛擬變數,若觀測值月營收變動在門檻值 r_i 以內,則I爲1,否則爲0。 r_i 及 r_i 由資料本身決定。N表樣本家數。

檻,內部人才會積極進行私有資訊交易,支持本文第三個假說:月營收變動對內部人私有資訊交易存在顯著的雙門檻效果。第二部分爲不同門檻區間的參數估計,上櫃公司雙門檻估計值分別爲-27.7%和27.04%,當未預期月營收變動達-27.7%以下或27.04%以上時,市場私有資訊交易有顯著增加的現象(α ,及 α ,顯著爲正)。公告期私有資訊交易增加者占樣本量的37%,其餘63%的觀測值因未預期月營收變動幅度較小(介於(-27.7%,27.04%)之間),公告期市場未偵測到私有資訊交易(α ,爲負)。上市公司未預期月營收變動在-43.4%以下(約占樣本量4.5%),公告期沒有私有資訊現象,其餘95.5%在公告期私有資訊交易均顯著增加,此結果與理論預期不符。表示就上市公司樣本資料而言,門檻迴歸法由資料本身決定的門檻,並沒有比人爲決定的門檻更具經濟意義。

上市公司無法透過門檻廻歸法找出具有經濟意涵的門檻,可能是模型本身不夠完備,也可能是上市公司行業別較複雜所致。由於各行業景氣循環幅度、週期可能不同,內部人對未預期月營收變動的反應期待可能不盡相同,混合不同行業別無法找出具經濟意義的門檻。上櫃公司樣本數相對少,行業別較爲單純,其中資訊業即占樣本量的62.5%(見表1),故能分辨出符合理論預期的門檻値。爲驗證上述觀點,本文以上市公司最大比例的行業--資訊業重測模型(4),結果顯示資訊業未預期月營收變動在-14.42%以下或15.96%以上者,公告期私有資訊交易顯著增加(α ,及 α ,

b 括號內爲t值。

c *、**及***分別表檢定之p値<0.1,p値<0.05及p値<0.01。

顯著爲正),占資訊業63%;其餘37%變動幅度不大者 (未預期月營收變動介於 (-14.42%, 15.96%)),月營收公告期仍以避險交易爲主 (α_4 爲負),符合理論預期。

再者,上市公司門檻測試發現,在極端好消息時私有資訊交易現象明顯較極端壞消息時強, 此結果與Noe(1999)的發現類似¹⁴。本文發現月營收極端衰退達-43.4%以上者,占4.5%的樣本,公 告期未偵測出私有資訊交易增加的現象 ($\hat{\alpha}_3$ =-0.036),但月營收極端成長達42.6%以上者,占4.75 的樣本,卻呈現私有資訊交易顯著增加($\hat{lpha}_{\scriptscriptstyle 5}$ =0.024)。同樣是月營收極端變動,如何解釋內部關 係人選擇在好消息時進行私有資訊交易,壞消息時則否?本文由資本市場交易制度和證交所追查 內線交易成果來說明。在市場交易制度方面,若內部關係人預知正向消息,可以用現金買入及融 **資買入;若內部關係人預知負向消息,則可賣出持股及融券放空。一日資訊優勢者投資組合中並** 未持有該股,則無法執行賣出,即便利用融券放空,也會面臨資金成本較高(增加借券手續費、 融券保證金成數較融資高)、融券限額 (融資張數一定比例爲融券張數的上限)、平盤以下不得融 券放空¹⁵等交易限制。助漲不助跌的交易機制使內部關係人在極端好消息下較容易操作私有資訊 交易,在極端壞消息下操作私有資訊交易受限較多。在追查內線交易成果方面,根據證券交易所 研究報告(民89)顯示,證交所移送檢調單位偵辦涉及內線交易者,近七成股價在內線交易後上 漲,只有三成爲股價下跌,但真正被起訴並經判決有罪者,75%的股價在內線交易後連續下跌。 表示市場上被懷疑涉及內線交易者,股價上漲(正向消息)多於股價下跌(負向消息),但真正會 被定罪者,卻以負向消息時較多。由此推估,極端正向消息下進行私有資訊交易的風險較小,私 有資訊交易預期交易成本 (特別是訴訟成本及商譽損失) 較少,助長市場私有資訊交易的現象。 極端負向消息下進行私有資訊交易的風險較大,交易成本期望值提高,減少進行私有資訊交易的 動機,降低私有資訊交易的現象。

5. 結論

公告月營收資訊爲國內特有之規定,主要目的在頻繁而持續地提供投資人有關公司及時的會計資訊,由於月營收爲公司盈餘的領先指標,與盈餘有中、高度的正相關(何秀芳,民89),月營收具有相當的資訊內涵(金成隆,民84;簡雪芳,民87;蔡醒亞,民88),受到投資人和分析師的重視。公司的內部關係人,由於職務之便,極易獲取公司重大情報和足以影響股價的消息,較一般投資人擁有更多的資訊優勢,當內部關係人比一般投資人提前知道未預期月營收變化,是否會利用月營收公告前先在股票市場上買入(賣出)持股,等月營收消息公告後,再享受市場反

¹⁴ Noe研究在季盈餘預測宣告前後的內部人交易,發現內部人減少在壞消息宣告前20天內出售持股,但宣告好消息前20天內仍會買入持股。

¹⁵ 證交所自民國94年5月16日起開放台灣50成份股的股票平盤以下可以放空。

應資訊的超額報酬?內部關係人是否會因月營收爲正向消息或負向消息而影響其進行私有資訊交易的決策?另一方面,月營收變動幅度不同,引起的累積異常報酬不同,當預期累積異常報酬高於交易成本時,才會誘使內部關係人實際從事私有資訊交易,本文以民國87年至93年初的市場交易資料測試上述觀點,並以門檻迴歸法找出誘發內部關係人進行私有資訊交易的月營收變動門檻。

實證結果顯示,在觀測全期,市場上交易動機以避險爲主,超過半數的公司在月營收公告期 (-9,0) 私有資訊交易有增加的現象,其中上市、上櫃公司各約有13.8%及25%顯著增加,證實內部關係人利用未公告的月營收資訊進行私有資訊交易的現象相當普遍。其次,不論在正向消息與負向消息,公告期私有資訊交易的現象均顯著增加,上市、上櫃公司公告期私有資訊比例均大於交易全期。事件期正向、負向消息時的私有資訊交易強度並無顯著差異,表示消息方向並非內部關係人決定是否進行私有資訊交易時的重要因素。進一步檢測發現,資訊不對稱程度是左右內部關係人決定進行私有資訊交易的重要因素。本文以未預期月營收變動作爲資訊不對稱的代理變數,發現未預期月營收的變動幅度對內部關係人進行私有資訊交易的影響具雙門檻效果。在月營收變動幅度不大時,公告期市場私有資訊交易現象相對較少;在月營收變動幅度較大時,公告期市場私有資訊交易現象相對較強。月營收極端好比月營收極端壞時,公告期有更頻繁私有資訊交易的現象。

本文首次連結月營收與內線交易文獻,並發現內部人會利用未公開月營收資訊進行私有資訊交易,此爲相關文獻上第一次的記錄。研究上對內部關係人採廣義解釋,由市場交易的成交量和股價報酬前後期關係捕捉內線交易的證據,克服國內人頭文化盛行,內部人用「人頭戶」掩護實際交易,使相關研究無法完整搜集內部關係人交易資料的限制。研究結果提醒投資人要多關心公司當局誠信問題。過去研究顯示,投資人相當重視月營收資訊,市場報酬與月營收變動成正相關(簡雪芳,民87;何秀芳,民89),本文發現公司內部關係人可能在月營收公告前操作私有資訊交易,月營收變動愈大公告期私有資訊交易愈頻繁,當投資人看到公司月營收變動消息改變公司評價之時,可能就是私有資訊交易收成之日,投資人宜多搜集管理當局誠信消息,以適當反應公司發佈的各項資訊。對管制機關而言,維護市場交易秩序仍有努力的空間,公告月營收爲我國特有的規定,的確能讓投資人持續、快速地公開獲得公司最新的營運情形,對減少資訊不對稱有相當的幫助。若能加強查核月營收變動訊息在公開前私下流入市場,減少內部關係人不當得利,應有助重建投資人對資本市場的信心。

附錄

證期局規定航運業自民國92年起,應依照證券交易法第三十六條規定,於每月十日前,公告並申報上月份營運情形。取消原本公告日得延至月底的規定。本文抽樣92年度航運業23家,其中

72 管理與系統

上市17家、上櫃6家,由於上櫃家數不多,故合併測試上市、上櫃公司航運業月營收公告期的市場反應。

附表1為航運業各變數基本統計量,與表4 (上市、櫃公司) 比較,未預期月營收的平均數、中位數及各百分位數與上市公司各該值相當,僅極端值的變動幅度較小。

附表2測試航運業民國92年月營收公告期股價、成交量的關係。表中無論是區分事件期、正向負向消息或不同變動幅度的測試,平均 C_2 與 C_3 均不顯著,意即不論公告期、交易全期,市場交易動機未被避險交易或私有資訊交易所主導。值得注意的是,表中平均 C_2 雖未達顯著水準但大多爲真,平均 C_3 雖未達顯著水準但大多爲正,此與本文主要測試結論相同。本文推測造成測試結果不顯著的原因可能有二:一爲樣本中航運業僅有18家,各公司只有民國92年的觀測值,樣本數過少造成實證結果不顯著。一爲航運業未預期月營收極端值較上市公司變動幅度小,最大值1.551 (最小值-3.902) 之絕對數字小於上市公司最大值10.428 (最小值-11.506),變動幅度不大會減少私有資訊交易的頻率,造成檢驗結果不顯著。本文進一步檢驗利用門檻廻歸法來尋找引發私有資訊交易的門檻。

附表3顯示當月營收變動幅度在衰退43%以上及月營收成長54%以上時,相對於交易全期,營收公告前市場私有資訊交易有顯著增加的現象(α_3 、 α_5 顯著爲正),此現象約占觀測數的 10.6%,與本文的主要結論相同,月營收變動幅度對內部關係人進行私有資訊交易的影響,具有 雙門檻效果。

變數	樣本數	平均數	最小值	中位數	最大値	標準差
第一部分						
US	198	0.036	-3.902	-0.006	1.551	0.404
R^e	4,302	0.011	-11.170	-0.120	13.240	2.626
V^{e}	4,302	-0.011	-12.323	-0.053	7.397	1.282
第二部分						
	90百分位	80百分位	60百分位	40百分位	20百分位	10百分位
US變動幅度	0.233	0.115	0.020	-0.043	-0.152	-0.330

附表1 基本敘述統計量--航運業92年

US表未預期月營收變動率,定義爲當期成長率高於去年同期月營收成長率的差異。R^e爲異常報酬率。V^e爲異常週轉率。

附表2 私有資訊交易基本測試--航運業

 $R_{i,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i,t}^e + C_2 R_{i,t}^e V_{i,t}^e + \varepsilon_{i,t+1}$ 全部觀測期 $R_{i,t+1}^e = C_0 + C_1 R_{i,t}^e + C_2 R_{i,t}^e V_{i,t}^e + C_3 R_{i,t}^e V_{i,t}^e D_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$ 區分事件期

市場別	N	C_1	t_{C_1}	平均 C_2	t_{C_2}	平均 C_3	t_{C_3}
全部觀測期	18	0.066***	3.18	0.018	1.059	_	_
區分事件期	18	0.063***	3.11	-0.014	-0.64	0.074	1.53
區分事件期							
正向消息b	18	0.064**	2.28	-0.031	-0.93	0.043	0.75
負向消息 ^b	18	0.065**	2.62	-0.017	-0.42	0.069	1.12
區分事件期							
微幅變動 ^c	15	-0.046	-0.45	0.052	0.26	0.203	0.94
中度變動 ^c	17	0.058	1.00	-0.022	-0.55	0.108	0.71
高度變動 ^c	18	0.172	1.13	-0.169**	-2.18	0.095	1.55

- a D為事件期的虛擬變數,若為事件期則設定為1,其餘為0。N表樣本家數。
- b 未預期月營收大於等於0定義爲正向消息,小於0定義爲負向消息,分組測試。
- c 將未預期月營收依序排列分爲五組(每20百分位爲一組),將第三組定義爲微幅變動組;將第二組 和第四組合併爲中度變動組;第一組和第五組合併爲高度變動組。
- d *、**及***分別表檢定之p値<0.1,p値<0.05及p値<0.01。

附表3 門檻值及參數估計--航運業

$$\begin{split} R_{i,t+1}^{e} &= \alpha_{0_{i}} + \alpha_{1_{i}} R_{it}^{e} + e_{it+1} \\ e_{it+1} &= u_{i} + \alpha_{2} R_{it}^{e} V_{it}^{e} + \alpha_{3} R_{it}^{e} V_{it}^{e} DI(US_{it} \leq r_{1}) + \alpha_{4} R_{it}^{e} V_{it}^{e} DI(r_{1} \leq US_{it} \leq r_{2}) + \alpha_{5} R_{it}^{e} V_{it}^{e} DI(r_{2} \leq US_{it}) + V_{IT+1} \end{split}$$

		門檻估計值		參數估計		
	N	$\hat{r_i}$	$lpha_{\scriptscriptstyle 3}$	$lpha_{\scriptscriptstyle 4}$	$\alpha_{\scriptscriptstyle 5}$	
航運業	18	$\hat{r}_1 - 0.43$	0.069***	-0.100*	0.385***	
		$\hat{r}_2 = 0.542$	(2.59)	(- 1.79)	(2.08)	

a 括號內爲t値。

參考文獻

王官品,「上市公司每月盈收公告與股價變動關係之研究」,國立中興大學企業管理研究所未出 版之碩士論文,民國75年。

b *、**及***分別表檢定之p値<0.1,p値<0.05及p値<0.01。

- 江明南,「前後期未預期月營收關連性之探討」,國立臺灣大學會計學研究所未出版之碩士論文, 民國91年。
- 何秀芳,「再論月營收公告之資訊內涵」,臺灣大學會計學研究所未出版之碩士論文,民國89 年。
- 李蜀娟,「經理人員盈餘預測揭露前內部關係人股權異動之研究」,國立政治大學會計學研究所 未出版之碩士論文,民國86年。
- 李琇瓊,「臺灣上市司內部關係人持股變動與異常報酬之研究」,東海大學管理研究所未出版之 碩士論文,民國88年。
- 吳克昌,「集中交易市場不法炒作暨內線交易案件面業務之探討」,<u>證交資料</u>,第四○八期,民 國85年,4-17頁。
- 林則江,「企業多角化對股價反映營收之影響」,國立成功大學會計學研究所未出版之碩士論文, 民國91年。
- 金成隆,「資訊特性與揭露頻率資訊涵之研究」,國立政治大學會計學研究所未出版之博士論文, 民國84年。
- 洪淑華,「內部關係人持股異動行爲與財務分析師盈餘預測之相關性研究」,國立政治大學會計學研究所碩士論文,民國90年。
- 馬黛、陳建中,「從內部關係人設限看台灣股市內部關係人交易之利潤」,<u>管理科學學報</u>,第七卷第二期,民國79年,87-102頁。
- 張耿尉,「月營收反應係數之研究-成長機會之探討」,國立化師範大學未出版之碩士論文,民 國85年。
- 黄宗智,「股價調整速度:台灣股市內部人交易之實證」,東吳大學經濟學系未出版之碩士論文, 民國91年。
- 蔡醒亞,「我國公司月營業收入與股票交易量關連性」,國立政治大學會計學研究所未出版之碩 士論文,民國88年。
- 臺灣證交所研究報告,「內線交易再解析-從實際案例探討」, http://www.tse.com.tw/plan/report/insider trading.pdf,民國90年。
- 簡雪芳,「月營收公告資訊內涵之相關研究」,臺灣大學商學研究所未出版之博士論文,民國87 年。
- Ball, R. and Brown, P., "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, Vol.6, 1968, pp. 159-178.
- Beaver, W. H., "The Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, Vol.6, No.2, 1968, pp. 67-92.

- Beaver, W., Clarke, R., and Wright, F., "The Association between Unsystematic Security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors," *Journal of Accounting Research*, Vol.17, 1979, pp. 316-340.
- Collins, D. and Hribar, P., "Earnings-Based and Accrual-Based Market Anomalies: One Effect or Two?" *Journal of Accounting and Economics*, Vol.29, 2000, pp. 101-123.
- Fama, E. F., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, Vol.23, 1970, pp.383-417.
- Finnerty, J. E., "Insiders and Market Efficiency," Journal of Finance, Vol.31, 1976, pp. 1141-1148.
- Garfinkel, J. A., "New Evidence on the Federal Regulations on Insider Trading: The Insider Trading and Securities Fraud Enforcement Act," *Journal of Corporate Finance*, Vol.3, 1997, pp.89-111.
- Givoly, D. and Palmon, D., "Insider Trading and the Exploitation of Insider Information: Some Empirical Evidence", *Journal of Business*, 1985, pp. 69-87.
- Grossman, S., "On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Agents Have Diverse Information," *Journal of Finance*, Vol.18, 1976, pp. 81-101.
- Hansen, B. E.," Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference," Journal of Econometrics, Vol.93, 1999, pp. 345-368.
- Hayn, C., "The Information Content of Losses," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20, 1995, pp. 125-153.
- Jaffe, J., "Special Information and Insider Trading," Journal of Business, Vol. 47, 1974, pp. 410-428.
- Jeng, L. A., Metrick ,A., and Zeckhauser, R., "Estimating the Returns to Insider Trading: A Performance-Evaluation Perspective," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.85, No.2, 2003, pp. 453-471
- Karpoff, J. M.," The Relation between Price Change and Trading Volume: A Survey," *The Journal of Financial and Quantitative analysis*, Vol.22, 1987, pp. 109-126.
- Karpov, J. and Lee, D., "Insider Trading before New Issue Announcements," *Financial Management*, Vol.58, 1991, pp. 69-87.
- Kea, B., Huddart, S., and Petroni, K., "What Insiders Know about Future Earnings and How They Use It: Evidence from Insider Trades," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 35, 2003, pp. 315–346
- Llorente, G., Michaely, R., Saar, G., and Wang, J., "Dynamic Volume-Return Relation of Individual Stocks," *The Review of Financial Studies*, Vol.15, 2002, pp.1005-1047.
- Morse, D., "Asymmetrical Information in Securities Markets and Trading Volume," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 15, 1980, pp. 1129-1148.

- Noe, C., "Voluntary Disclosures and Insider Transactions," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 27, 1999, pp.305–326.
- Park, S., Jang, H., and Loeb, P., "Insider Trading Activity Surrounding Annual Earnings Announcements," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 22, No.4, 1995, pp. 587-614.
- Penman, H., "Insider Trading and the Dissemination of Firm's Forecast Information," *Journal of Business*, Vol. 55, No.4, 1982, pp. 479-503.
- Raad, E. and Wu, H. K., "Insider Trading Effects on Stock Returns around Open-Market Stock Repurchase Announcements: An Empirical Study," *Journal of Financial Research*, Vol.18, No. 2, 1995, pp.45-57.
- Seyhun, H. N., "Insiders Profits Costs of Trading and Market Efficiency," *Journal of Financial Economics*, Vol. 16, No.2, 1986, pp. 189-212.
- Udpa, S. C., "Insider Trading and the Information Content of Earnings," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 23, 1996, pp. 1069-1095.