

機構投資人是訊息交易者嗎？ 以台灣 IPOs 為例

辛沛翰^{1*} 吳欽杉² 歐思珊³

¹ 正修科技大學國企系講師、中山大學企管博士班候選人

² 國立中山大學企管系教授

³ 正修科技大學國際貿易科畢業生

摘要

本研究主要目的為檢驗機構投資人在新上市票交易是否為一訊息交易者，據此本研究假定投資者分為過度樂觀與過度悲觀的情緒性的個人投資者，以及存在訊息優勢的機構投資人。本文以四因子模型檢驗機構投資人高持股比例之 IPOs 是否具有長期正的超額報酬。再者，若個人投資者是具有情緒性，則發行淡旺季將會影響個人投資者，進而影響機構投資人持股策略；最後，為排除承銷商安定性操作影響股票報酬，因此本研究以上市四周後的第一個季報日作為公司訊息揭露的時點，如果機構投資人是訊息優勢的交易者，則在公司財務季報揭露日，股票報酬與機構投資人持股比例必定呈現顯著的正向關係。

實證結果發現：即使機構投資人所握有高持股比例之新上市股票，一至三年期依舊存在負的報酬；此外，在控制特徵變數後，股票發行旺季時機構投資人在季報日採低持股比率將獲得高報酬，淡季時採高持股比率策略將獲得高報酬，機構投資人持股策略在淡旺季的確不同，然而機構投資人持股比例與股票報酬關係在淡旺季均不具檢定的顯著性。綜合上述，無充分證據顯示機構投資人在台灣新上市股票市場是訊息交易者。

關鍵字：新上市股票、機構投資人、訊息投資者、四因子模型

*通訊作者. Tel: 07-7310606 ext.5025
Fax: 07-7311482
E-mail: phhsin@csu.edu.tw

壹、緒論

初次上市股票的報酬異常現象已經吸引相當多的研究，主要集中在上市初期存在異常正的報酬、長期績效不佳以及承銷商安定性操作等議題，然而另一方面許多文獻均假設機構投資人為訊息交易者，因此新上市股票長期績效不佳的現象，是否也會發生在機構投資人所持的新上市股票當中，至今並無相關文獻對此做一研究，本文嘗試將兩議題做一結合，檢驗機構投資人所持有的新上市股票是否能打破 IPOs 長期報酬不佳的迷思現象。

相關研究均將投資者分為個人投資者以及機構投資人 (Seppi, 1990 ; Metrick, & Gompers, 2001)，前者假設投資人常處於過度樂觀與過度悲觀的情況，他們的情緒性造成不正確的信念，因此造成錯誤判斷和決策，典型以個人投資者或散戶為代表；後者則對公司企業前景有正確的評價與判斷，此以機構投資人做為代表。如果機構投資人具有訊息優勢，則其對某一股票持有高比例比重，代表著它對該企業成長與獲利的肯定。機構投資人在新上市股票的持股比例與股票報酬關係是否存在正向顯著性關係，此為本研究主要目的。

初次上市股票的長期報酬衡量方法的選擇常常影響檢定之結果。如 Loughran and Ritter(1995)主張以五年長期買入持有的方式衡量新上市股票報酬，其報酬低於規模配對的公司達 50%；而 Gompers and Lerner(2003)在實證研究中發現以買入持有的報酬衡量，所得到長期績效偏低的，許多文獻均支持此一現象。然而，在其他研究中，發現若以歷年法衡量報酬

(calendar-time returns)，只有在小規模低淨值市價比的公司下，才會有長期績效偏低的情況發生 (Brav & Gompers, 1997; Brav, Geczy and Gompers, 2000)。所以報酬的衡量方式將可能會影響研究結論，有鑑於此，本研究以較具穩健性的四因子模型衡量新上市股票長期平均報酬，以檢視機構投資人在高持股比例的新上市股票上是否具有正的異常報酬，或者依舊存在長期績效不佳的表現。

此外，市場情緒的傳導與感染亦會影響股價漲跌之波動；再者，經驗法則謬誤 (heuristic-driven bias) 與框架效果 (frame effect) 會導致市場價格偏離基本面價值，股價波動的現象是受到投資人心理上具有系統性偏差，投資人的預測會影響股價、波動性以及交易量，因此投資人心理行為與情緒性影響交易決策過程 (Lee et al., 1996 ; Shefrin, 2000 ; Baker and Wurgler, 2000)。因此，如果投資者之情緒與股票報酬有關，則我們可以推論機構投資者持股比率與績效將會與旺季或淡季有關。也就是在股票發行旺季時，散戶過度樂觀，因此均衡價上漲，存有正確評價信念之機構投資者將會降低其持有比率，避免後續低報酬蒙受損失；反之淡季時，散戶對 IPOs 過度悲觀，因此散戶個人將減少持有比率，機構投資人則會提高持有比率使獲利報酬增加。易言之，股票上市的淡旺季將影響機構投資人的持股策略，亦即兩者關係將隨淡旺季而不同，本文採用 CHOW TEST 對此命題做驗證。

就新上市股票而言，投資人對該股票訊息不對稱性很高，財務季報提供投資人新上市公司訊息，並減低投資人之間的訊

息不對稱情況。若機構投資人是具有訊息的交易者，我們可做以下推論：即使在新上市股票第一個財務季報揭露日，機構投資人對新上市股票持股比例與股票報酬則必然依舊顯示出顯著性的關係，此為本研究檢驗機構投資人是否為訊息交易者的第二種方式。

然而承銷商為使股價上市後穩定，通常會在發行後進行安定性操作，研究顯示該期間約維持四周(Aggarwal, 2000)，因此本文將發行日後的第一季的財務報表公開日為該股票訊息揭露點；但若發行日距離第一個季報日少於四周，則以第二個季報日當作訊息揭露點，以反應該股票的真正價值；主要避免股票報酬受承銷商股價安定性操作的影響，而出現虛假迴歸。

實證結果發現：以四因子模型衡量公司長期績效下，機構投資人高持股比例的新上市股票亦存在長期績效不佳的現象；儘管機構投資人在淡旺季存在不同持股策略，然而新上市公司第一個訊息揭露的季報日下，機構投資人在 IPOs 持股比例與股票報酬並無任何顯著的關係。因此，無充分證據顯示機構投資人對新上市股票是訊息投資人。

本文共分五章，第一章是緒論主要說明本研究的動機與目的。第二章是文獻探討。第三章為研究設計，包含樣本選取標準資料、變數定義、研究期間與實證模型的建立。第四章為實證結果分析，針對敘述統計與實證結果做一分析。第五章為結論與建議。

貳、文獻探討

一、有關新上市股票報酬之研究

關於初次上市股票(IPOs)的長期報酬已經吸引相當多文獻研究，而長期績效衰退是否一常態，尚未有一致性結論，如 Ritter and Welch(2002)研究結果顯示為負，而 Loughran and Ritter(1995)研究發現長期異常報酬可能為負，因此長期績效是衰退是財務研究領域中，企待解決的問題。

Ibbotson(1975)發現 IPOs 在上市第一個月有相當高的超額報酬；而 Aggarwal and Rivoli(1990)則發現 IPOs 上市一年後的報酬，大幅落後市場投資組合(market portfolio)的報酬，即 IPOs 的長期報酬比市場指數的報酬低；但是 Ritter(1991)認為 IPOs 的超額初始報酬只是短期現象，而 IPOs 上市後三年的報酬則低於市場指數報酬，也低於其他同業和其他規模相似的上市公司之平均報酬。因此 Ritter(1991)認為 IPOs 具有長期負報酬的現象，就長期而言，投資 IPOs 之績效不彰。而 Hanley(1993)研究中也發現 IPOs 具有長期報酬不佳的現象。至於國內有關 IPOs 長期報酬之研究結論並不一致。如陳安琳(1999)、夏侯欣榮(1996)研究發現國內 IPOs 上市後之長期報酬不佳；然而楊泓文(1992)則認為國內 IPOs 長期尚有正報酬。

Ritter(1991)採用機會之窗來說明新股長期績效衰退情形，該理論主張公司會利用較佳時機上市，藉以獲得較佳價格，因此未來回歸基本面時，報酬將呈現衰退情況。此外，Aggarwal and Rivoli(1990)與 Ritter(1991)則認為長期報酬異常現象的原因乃是投資人過度樂觀所造成。

至於股票報酬是與公司特徵有關，或者與風險因子有關，各學者各有其主張。如 Rosenberg, Reid, and Lanstein (1985) 對美國上市公司的研究中，其發現公司普通股帳面價值與市值的比值，與股票平均報酬有正向關係。而 Chan, Hamao, and Lakonishok (1991) 研究日本上市公司股票報酬，亦得到相同的結果。Penman (1991) 進一步發現低帳面價值與市值的公司較高比值的公司，有較高的獲利性。Lakonishok, Shleifer, and Vishny (1994) 則認為低和高帳面價值與市值比值的公司之盈餘成長率相近。

Fama and French (1992, 1993) 認為 β 值並未有力解釋平均報酬，而股票市場規模和股票淨值市價比，是解釋股票平均報酬的兩項主要變數。此二個變數重要變數掌握了平均股票報酬的大部分因素，也代表報酬中一般性風險的敏感度。Fama and French (1993) 確認上述說法，並進一步發展出包含市場風險因子、股票規模和股票淨值市價比的三因子資產定價模型，Fama and French (1995) 在其研究中發現：市場 β 值和股票市場規模對盈餘的影響，與在報酬上的影響是一樣的，但股票淨值市價比與盈餘的關聯則缺乏顯著性。

Malkiel and Xu (1997) 進一步將 Fama and French (1992) 的研究樣本期間延長至 1994 年，所得到的研究結論與 Fama and French (1992) 一致，即規模與報酬間有顯著負向關係，且規模因素比 β 值具有更佳的報酬衡量因素；然而 Fama and French (1996) 認為公司的平均報酬與市值、本益比、現金流量股價比、股票淨值市價比、過去營收成長、過去長期報酬和過去短期

報酬等有關，而這些公司特性與平均報酬的關係，是 CAPM 模型所無法解釋的，這些情況被統稱為異常現象。

為了對上述異常現象的作進一步解釋，Fama and French (1993) 於是建構了一個三因子模型，其中包含市場因素、規模相關因素及淨值市價比因素。

Carhart (1997) 更進一步發現三因子模型雖然可以解美國股市許多異常現象，但是無法解釋價格延續的效應，也就是過去績效表現較好之股票，未來表現也比過去績效差之股票佳，因此加上一個動能因子，以捕捉 Jegadeesh and Titman (1993) 所提的動能效應。

二、新上市股票長期績效衡量方法

誠如 Loughran and Ritter (1995) 所言：標竿報酬 (benchmark return) 的選取、股價績效衡量方法、衡量期間長短以及選樣標準均會影響異常報酬的大小以及統計量，進一步影響檢定效力。因此本節針對異常報酬衡量方法、標竿報酬以及平均報酬的計算逐一討論之。

新股異常負報酬的現象，學者也發現可能是衡量方法不同所造成，如：Barber & Lyon (1997)、Kothari and Warner (1997) 以及 Loughran and Ritter (2000) 均認為衡量方法將影響異常報酬的大小以及統計檢定的結果。Brave et al. (2000) 發現：當選擇以規模淨值市價比較為接近之公司報酬為標竿報酬時，則長期績效衰退的情況並不存在。因此，研究者需對衡量方式審慎評估。

事件研究法之報酬的衡量方法有累計異常報酬 (CAAR) 與買入並持有報酬 (BHAR)，Barber & Lyon (1997) 與 Fama (1998) 分析哪一種較能準確衡量，然

而何種較佳，則無一致性的結論；Fama(1998)認為BHAR方式較容易拒絕市場效率的假設，所以主張採用CAAR衡量，並且CARR衡量法的相關統計檢定與分配性質發展較為完整。

再者標竿報酬(benchmark return)的選擇也會影響到統計結論，如Barber & Lyon(1997)發現以市場調整指數報酬，因為存在上市偏誤以及偏態偏誤，將使得檢定統計發生偏誤，使檢定失效，而採規模淨值市價比接近的配對公司為標竿報酬，則可消除上述情況。

然而，Barber & Lyon(1997)主張BHAR衡量法考量了投資者的經驗，計算概念上較為貼近投資者長期投資的報酬。如Ritter(1995)主張期初新股報酬以五年長期買入持有的方式衡量，其報酬低於以規模配對的公司達50%；而Gompers & Lerner(2003)在實證研究中指出：以事件買入持有報酬計算方法下，長期績效偏低的。許多文獻均支持此一現象。

造成上述結論不一致，其中可能原因是衡量長期異常報酬的方法所造成，Calendar-time returns 係Fama(1998)鑑於CAAR與BHAR存在橫斷面相關，因此投資的時間數列之報酬之計算乃採用Fama&French(1993)三因子以及Carhart(1997)動能因素所結合而成之四因子模型，因此本文採四因子模型觀察機構投資人高持股比例之股票，長期是否仍存在正的超額報酬，避免落入績效衡量指標與方法的迷思當中。

參、研究設計

一、研究假說

本研究假設機構投資人具有訊息獲得與判斷優勢，此一假設下，機構投資人高持股比例之股票報酬應該具有超額報酬。然而，而這訊息優勢是否隨時間經過，訊息的流通而消失，換言之，若第一個季報日代表訊息的揭露，若機構投資人對訊息解讀具有優勢，則機構投資人在季報日之後高持股比例存在超額異常報酬。因此本研究第一個假說如下：

假說 1：若高持股比例的IPOs不具正的超額報酬，則機構投資者不是訊息交易者。

如果機構投資人具有訊息優勢，則即使公司公布財務季報將公司財務訊息揭露，機構投資人持股比例與股票報酬依舊會呈現顯著性的關係。再者，為考量承銷商對新上市股票的安定性操作造成股票報酬無法真實反應，因此安定性操作期間的股票報酬無法作為衡量上述關係的報酬。鑑此，本研究以上市四周後的第一個季報日的報酬，作為衡量上述關係的報酬。

此外，如果個人投資具有高情緒性，也就是容易受無價值的雜訊所判斷影響，所以在發行旺季時，會有高購買意願，期初均衡價偏高，未來報酬率下降；反之淡季時中籤率較高，期初均衡價偏低，未來報酬率上升。而一窩風的效應進一步使具有訊息優勢的機構投資人，獲得更大的報酬，因此本研究第二個假說(2A與2B)如下：

假說 2A：若個人投資者在IPOs決策具有高情緒性，則機構投資人持股比例與股票報酬關係會受發行旺季或淡季的影響。

假說 2B：若機構投資者是訊息交易者，則機構投資人持股比率與股票報酬關係具統計檢定顯著性。

二、資料來源與研究期間

本研究所指之新上市股票係針對第一次公開發行股票，不包含現金增資再發行股票，也不包含由上櫃轉上市之股票。本研究選取 1996 年 1 月至 2001 年 12 月間上市之股票，因為需計算至三年長期報酬，因此研究期間為 1996 年 1 月至 2004 年 12 月，共計 9 年。本研究所使用的上市公司月資料取自台灣經濟新報以及 AREMOS 台灣地區金融統計資料庫。

三、實證模型與變數定義

實證模型與變數定義依序描述如下：

(一) 新上市新股票長期績效之衡量

上市新股票長期績效的衡量方法與統計檢定方法十分眾多，然而如 Barber and Lyon(1997)、Fama(1998)、Loughran and Ritter(2000)以及 Brav et al.(2000)等均主張績效衡量方法將對異常報酬與統計結果產生影響，因此本文採用四因子模型。Fama and French(1992)建立的三個股票市場因子：市場投資組合、與規模相關的風險因子、與淨值市價比相關的風險因子亦可解釋橫斷面的股票平均報酬，而 Carhart 引入動能相關風險因子，而其模式當中的截距項，為著名的 Jensen's alpha 指標，用以衡量股票平均異常報酬。因此本研究之衡量新上市股票上市的平均長期績效，其模式如下：

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_1 R_{m,t} + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \theta_1 UMD_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

本文以揭露日後持有一年與、二年與

三年為考慮，上式 α_i 為 Jensen's alpha；其餘變數計算說明如下：

個股風險貼水($R_{i,t} - R_{f,t}$): 第 t 月之個股月報酬減第 t 月之無風險利率($R_{f,t}$)，無風險利率由財團機構投資人經濟資料研究中心之「AREMOS 台灣地區金融統計資料庫」(FSM)中的第一銀行排告年利率除以 12，所得值為無風險利率的替代變數。

市場因素風險溢酬($R_m - R_{f,t}$): 第 t 月之市場報酬($R_{m,t}$)係以台灣經濟新報 TEJ 之股票加權指數月報酬率；第 t 月之無風險利率($R_{f,t}$)與上述相同。

規模因素溢酬(SMB_t): 在研究範圍與研究期間內之上市公司股價報酬月資料，按其市值(Market Value)由小到大依次排序，再依市值大小次分為規模小型(S)、規模中型(M)、規模大型(L)三類，市值排序為前 33%者類屬為規模小型(S)，市值排序為後 33%者類屬為規模大型(L)，餘者為(位於前 33%至後 33%之間者) 規模中型(M)者。進一步計算規模小型(S)與規模大型(L)二者之平均股價報酬。最後將規模小型(S)者之平均報酬減去規模大型(L)者之平均報酬，二者相減之結果即為規模因素溢酬(SMB_t)之數值。

淨值市價比溢酬(HML_t): 在研究範圍與研究期間內之上市公司股價報酬月資料，按其淨值(Book Value)除以市價(Market Value)所得之比值，即為淨值市價比。再按所有上市公司之淨值市價比由小到大依次排序，再依淨值市價比之大小分

為淨值市價比低(L)、淨值市價比中(M)和淨值市價比高(H)三類，淨值市價比為前33%者為淨值市價比低(L)者，淨值市價比為後33%者為淨值市價比高(H)者，餘者(前33%至後33%之間者)為淨值市價比中(M)者。進一步計算淨值市價比高(H)與淨值市價比低(L)二者之平均報酬。最後將淨值市價比高(H)者之平均報酬減去淨值市價比低(L)者之平均報酬，二者相減之結果即為淨值市價比溢酬(HML_t)之數值。

動能因素溢酬(UMD_t)係將所有上市公司之T期前三個月以來的平均股票報酬由小至大排序前33%屬於動能低(L)，67%以後屬於動能高(H)，其餘屬於動能中(M)之股票，然後計算高動能股票之平均值減掉低動能股票平均值，所得到即第T期的 UMD_t 值。由迴歸式中得知，股票獲得的報酬可分解為兩部分，一部份是四因子可解釋或可預期的部分，其餘無法解釋部分即為超額或異常報酬，也就是截距項部分。

(二) CHOW TEST

季報日之股票報酬與機構投資人持股關係，納入期初報酬、規模與淨值市價比、公司特徵作為控制變數，兩者關係可進一步釐清。為檢驗淡旺是否對機構投資人持股比率與報酬產生結構變化，因此本研究採用CHOW TEST，迴歸式如下：

$$R^i = c_0 + c_1 \text{LogMV}_i + c_2 \text{LogBE/ME}_i + c_3 \text{Holdings}^{RD}_i + c_4 \text{RET}_{1-6,i} + c_5 \text{RET}_{7-RD,i} + v_i \quad (2)$$

上述模型之變數定義說明如下：

1. 應變數：

R^i ：新上市股票於上市四週後第一個季報日的股票報酬。

2. 自變數：

Holdings^{RD}_i ：季報日機構投資人持股比率；

3. 控制變數：

(1) LogMV_i ：新上市股票在季報日之市值取對數；

(2) LogBE/ME_i ：新上市股票在季報日之淨值市價比取對數；

(3) $\text{RET}_{1-6,i}$ ：新上市股票發行後期初報酬，因台灣存在漲跌幅限制，本文以上市後1-6天之平均報酬為替代變數，以反應該股蜜月期之報酬；

(4) $\text{RET}_{7-RD,i}$ ：新上市股票第七日至季報日之平均報酬，此為反應蜜月期後，該股票之報酬。

至於淡旺季之定義，本文以樣本期間上市公司年平均家數值為依據，高於年平均值的年度，定義為上市的旺季，反之為淡季。

迴歸方程式之相等的檢定又稱為Chow檢定，檢定統計量如下：

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U) / m}{SSE_U / (n - 2m)} \quad (3)$$

SSE_R：限制模式下未解釋變異；

SSE_U：未限制模式下未解釋變異；

N：樣本數；m：參數估計個數。

當 $F > F_\alpha$ 時，則在 $1 - \alpha$ 信心水準下，兩條方程式存在顯著差異。至於Chow檢定、限制模式以及未限制模式之定義，詳見Hill, Griffiths and Judge (2001)。

肆、實證結果分析

一、敘述統計

於 1996 至 2001 年間新上市的公司，符合採樣標準共 109 家，其中電子類共 53 家，非電子類 56 家。為降低規模因素造成異常報酬的干擾，因此本研究先依照樣本公司規模分為三組，即高、中與低規模，

然後再依各規模分為高、中與低持有的組別，最後再將不同規模但屬於相同持有比率組別相加，依序得到 Q1、Q2 以及 Q3，如此其規模差距由 8794 百萬縮減為 7276 百萬。由表 1 我們得知 Q1、Q2、Q3 持股比率順序不變，但是各組之間的規模差距變小，如此減少因為規模效應造成機構投資人持股的差異。

表 1 機構投資人持股與 IPOs 規模關係

| 變數 | 分組方式 | Q1 | Q2 | Q3 |
|---------------|------------------|----------|----------|----------|
| 機構投資人持股比率 (%) | 依照持股高低分組 | 0.203 | 1.837 | 13.332 |
| | 先依照規模大小再依照持股高低分組 | 0.037 | 1.527 | 13.817 |
| 規模 (百萬) | 依照持股高低分組 | 5805.75 | 19626.64 | 14599.42 |
| | 先依照規模大小再依照持股高低分組 | 16904.92 | 13663.57 | 9628.78 |

註：Q1、Q2 以及 Q3 分組如下：樣本公司規模大小分為三組，即高、中與低規模，然後再依各規模分為高、中與低持有的組別，最後同屬相同持有組的組別，跨規模相加，依序得到 Q1、Q2 以及 Q3。

表 2 敘述統計

| 變數\組別 | Q1 | Q2 | Q3 | 全體樣本 |
|-------------------|----------|----------|---------|----------|
| $Holdings_i^{RD}$ | 0.20 | 1.83 | 13.33 | 5.09 |
| MV | 16904.92 | 13663.57 | 9628.78 | 13401.51 |
| BE/ME | 996.72 | 1263.79 | 840.18 | 1035.67 |
| AGE | 7482.2 | 5680.4 | 6732.5 | 6623.1 |
| VC | 10 | 22 | 15 | 47 |

表 2 (續)

| | | | | |
|--------------|------|--------|------|------|
| RET_{1-RD} | 0.14 | 0.17 | 0.24 | 0.18 |
| RET_{1-6} | 2.29 | 1.66 | 1.89 | 1.95 |
| RET_{7-RD} | 0.15 | -0.034 | 0.05 | 2.00 |

註：

1. $Holdings^{RD}_i$ ：季報日機構投資人持股比率。
2. MV ：所有新上市股票在季報日之市值平均數。
3. BE/ME ：所有新上市股票在季報日之淨值市價比之平均數。
4. AGE ：上市公司自設立到上市的期間天數，代表公司年齡。
5. VC ：該樣本公司是創投參與的家數。
6. RET_{1-RD} ：所有新上市股票上市後第一天到季報日之報酬平均值。
7. RET_{1-6} ：新上市股票發行後期初報酬，因台灣存在漲跌幅限制，本文以上市後 1-6 天之平均報酬為替代變數，以反應該股蜜月期之報酬。
8. RET_{7-RD} ：新上市股票第七日至季報日之平均報酬，此為反應蜜月期後，該股票之報酬。

相關研究中公司年齡大小與創投參與與否，與 IPOs 績效有明確關係 (Ritter, 1991)，從表 2 得知：低持股比率的 IPOs 公司年齡最大；中持股比率的 IPOs 公司創投參與最多，台灣情況並未與先前研究一致。

就上市至季報前的平均報酬呈現單調性，也就是高持股比率的過去報酬最高，中持股的報酬次之，最低的是低持股比率的報酬。從規模與淨值市價比來看，機構投資人並未偏好大規模的成長公司股票。

二、Jensen's alpha 之分佈

表 3 針對所有樣本與分組後長期 Jensen's alpha 之特性進行描述，由一年期 Jensen's alpha 分佈情形可發現不論是 Q1、Q2 或 Q3 均高達 50% 的新上市股票具有負的報酬，在顯著水準 1% 之下，低

持有比率組 Q1 平均異常報酬為 -2.054，並具檢定顯著性 ($P=0.009$)，表示存在負的異常報酬；中與高持有比率組之平均異常報酬為 -2.560 以及 -1.827，但不具檢定顯著性 (P 值為 0.319 與 0.126)。

此外，本研究也列出新上市股票兩年與三年情況，結果彙整於表 4 與表 5，結果發現：在顯著水準 1% 之下，不論哪一組均顯著地存在負報酬。由此可知，即使機構投資人所持有的新上市股票，長期之下亦存在績效不佳的情況。換言之，機構投資人在 IPO 投資上無訊息優勢。

表 4 二年期四因子模型之 Jensen,s alpha 分佈情形與敘述統計

| % | 全部樣本 | Q1 | Q2 | Q3 |
|------|---------|--------|---------|--------|
| 最大 | 15.599 | 5.359 | 15.599 | 5.109 |
| 第 99 | 11.936 | 5.359 | 15.599 | 5.109 |
| 第 95 | 5.109 | 5.239 | 11.936 | 3.450 |
| 第 90 | 2.707 | 2.244 | 3.218 | 2.324 |
| 第 75 | 0.297 | 0.182 | 0.209 | 0.591 |
| 第 50 | -1.907 | -1.623 | -1.677 | -2.855 |
| 第 25 | -4.236 | -3.897 | -4.458 | -4.269 |
| 第 10 | -5.918 | -5.918 | -6.556 | -5.220 |
| 第 5 | -7.856 | -7.856 | -11.844 | -6.456 |
| 第 1 | -11.844 | -8.389 | -19.649 | -8.564 |
| 最 小 | -19.649 | -8.389 | -19.649 | -8.564 |
| 平均數 | -1.848 | -1.677 | -1.869 | -1.998 |
| 標準差 | 4.327 | 3.380 | 5.933 | 3.176 |
| 偏 態 | 0.246 | 0.065 | 0.235 | 0.370 |
| T 值 | -4.460 | -2.976 | -1.916 | -3.774 |
| P 值 | 0.000 | 0.005 | 0.063 | 0.000 |

註：長期 Jensen's alpha (AR_i) 估計之迴歸方程式如下：

$$R_{i,t} - R_{f,t} = AR_i + b_i RmRf_t + S_i SMB_t + h_i HML_t + \theta_i UMD_t + \varepsilon_{it}$$

Rit 為新上市股票季報日後第 t 月之報酬，RmRf 為市場風險因子，SMB 與 HML 分別代表規模與淨值市價比因子，UMD 為動能因子。由此設定，則表示 alpha 為衡量第 i 個新上市股票長期績效之 Jensen's alpha。

表 5 三年期四因子模型之 Jensen,s alpha 分佈情形與敘述統計

| % | 全部樣本 | Q1 | Q2 | Q3 |
|------|---------|---------|--------|--------|
| 最大 | 8.197 | 6.280 | 8.198 | 5.690 |
| 第 99 | 6.280 | 6.280 | 8.198 | 5.690 |
| 第 95 | 4.630 | 5.851 | 3.636 | 4.815 |
| 第 90 | 2.769 | 2.528 | 2.769 | 2.896 |
| 第 75 | 0.208 | 0.586 | 0.530 | 0.029 |
| 第 50 | -1.563 | -1.264 | -2.356 | -1.757 |
| 第 25 | -3.776 | -3.165 | -4.599 | -3.925 |
| 第 10 | -6.292 | -6.590 | -6.489 | -4.970 |
| 第 5 | -7.084 | -10.239 | -7.084 | -7.379 |
| 第 1 | -10.239 | -10.388 | -9.220 | -8.420 |
| 最 小 | -10.388 | -10.388 | -9.220 | -8.420 |
| 平均數 | -1.678 | -1.464 | -1.957 | -1.605 |
| 標準差 | 3.449 | 3.611 | 3.644 | 3.144 |
| 偏 態 | 0.070 | -0.434 | 0.106 | 0.336 |
| T 值 | -5.078 | -2.433 | -3.267 | -3.062 |
| P 值 | 0.000 | 0.020 | 0.002 | 0.004 |

註：長期 Jensen's alpha (AR_i) 估計之迴歸方程式如下：

$$R_{i,t} - R_{f,t} = AR_i + b_i RmRf_t + S_i SMB_t + h_i HML_t + \theta_i UMD_t + \varepsilon_{it}$$

Rit 為新上市股票季報日後第 t 月之報酬，RmRf 為市場風險因子，SMB 與 HML 分別代表規模與淨值市價比因子，UMD 為動能因子。由此設定，則表示 alpha 為衡量第 i 個新上市股票長期績效之 Jensen's alpha。

三、淡旺季對股票報酬與機構投資人持股關係影響之分析

表 6 為機構投資人持股高低與股票報酬的關係是否受旺季或淡季之影響的檢定

結果。以上市後四周後的第一個季報日股票報酬作為應變數，乃是為降低承銷商對股價安定性操作之影響，此外季報日代表公司訊息的揭露的時點，如果機構投資人

依然具有訊息優勢，則機構投資人與股票報酬必定呈現顯著性的關係。

實證結果顯示：在旺季時，機構投資人持股與報酬成負向關係，在淡季時，兩者呈現正向關係，惟兩者均不具顯著性。這表示淡季時，散戶過度悲觀，所以機構投資人的最佳策略是高持有比率，以獲得較高報酬；旺季時，散戶過度樂觀，均衡價偏高基本面，所以機構投資人會以低持股率獲得較高的報酬。換言之，機構投資人會根據市場淡旺季做持股的修正。

進一步以 CHOW TEST 檢驗是否淡旺季是否影響迴歸結構，結果顯示淡旺季的

確影響持股比率與報酬關係 (F=1.900)。在旺季時，期初報酬大，因而後續績效會愈差，所以機構投資人持股與報酬之關係呈現反向關係；在淡季時，期初報酬小，因而後續績效會上升，所以機構投資人持股與報酬之關係呈現正向關係；這與 IPOs 短期存在異常正超額報酬，長期超額報酬相互呼應，而蜜月期後到季報前日的報酬影響季報日的報酬，在 1% 顯著水準下，顯著異於零，顯示該股票存在動能效果。公司規模與淨值市價比等公司特徵因素與季報日之報酬無顯著關係。

表 6 淡旺季對股票報酬與機構投資人持股關係影響之分析

| 參數 | 模型一(全體樣本) | 模型二(COLD) | 模型三(HOT) |
|-------------------|-----------|-----------|----------|
| Intercept | 3.90568 | -14.166 | 16.695 |
| $Holdings^{RD}_i$ | -0.024 | 0.032 | -0.145 |
| RET_{1-6} | -0.247 | 2.539 | -1.39 |
| RET_{7-RD} | 16.554 | 22.068** | 12.96** |
| LogMV | 0.114 | -0.352 | -0.437 |
| LogBE/ME | -0.652 | 2.593 | -0.706 |
| Adj R-Sq | 0.5039 | 0.808 | 0.235 |
| Chow Test(F 值) | | 1.900 | |

註：迴歸式如下：

$$AR_i = c_0 + c_1 \text{Log}MV_i + c_2 \text{Log}BE / ME_i + c_3 \text{Holdings}^{RD}_i + c_4 \text{RET}_{1-6,i} + c_5 \text{RET}_{7-RD,i} + v_i$$

其中：

1. $Holdings^{RD}_i$ ：季報日機構投資人持股比率。
2. $\text{Log}MV$ ：所有新上市股票在季報日之市值取對數。

3. LogBE/ME ：所有新上市股票在季報日之淨值市價比取對數。
 4. RET_{1-6} ：新上市股票發行後期初報酬，因台灣存在漲跌幅限制，本文以上市後 1-6 天之平均報酬為替代變數，以反應該股蜜月期之報酬。
 5. RET_{7-RD} ：新上市股票第七日至季報日之平均報酬，此為反應蜜月期後，該股票之報酬。
- *與**表示 10%、5%顯著水準下，參數值顯著異於零。

伍、結論與建議

本研究將投資者分為訊息交易者與非訊息交易者，訊息交易者或稱機構投資人具有訊息優勢，對公司前景與獲利機會均有正確不偏的評價與判斷；反之非訊息交易者為情緒性的，存在一窩蜂效應，在此假設下，本研究檢驗機構投資人在高持股比例的新上市股票是否依然遭受新上市股票長期報酬不佳的現象；以及避開承銷商安定性操作期間後，即使在公司訊息揭露的財報公布日，新上市股票報酬與機構投資人持股高低是否存在顯著性的關係。

本研究結果發現：以四因子 Jensen's alpha 所代表機構投資人持股長期績效異而言，即使高持股比例的 IPOs 的異常報酬依舊是負值，並具檢定的顯著性，因此無充分證據顯示機構投資人是訊息交易者。

再者，若未深思熟慮具個人投資者是具有情緒性，則發行淡旺季將會影響個人投資者，也間接影響機構投資人持股策略。以上市四周後的第一個季報日的股票報酬，降低安定性操作對股票報酬的影響，如果機構投資人依舊具有訊息優勢，則機構投資人持股高低，必定與股票報酬呈現顯著性關係。經由實證發現：股票發行旺季時，機構投資人在季報日採低持股

比率將獲得高報酬；股票發行淡季時，機構投資人採高持股比例策略將獲得高報酬；然而，機構投資人新上市股票持股比例與股票報酬兩者關係均不具檢定顯著性，此與第一部份實證結果相互呼應。

綜合上述，機構投資人所高持股比例的新上市股票股票也存在的長期績效不佳的現象；機構投資人股票持股比例與公司績效的關係在淡旺季而有所不同，顯示出機構投資人在淡旺季存在不同持股策略，唯兩者關係未達檢驗的顯著性，因此在本研究實證模型上，機構投資人在 IPOs 持股上無充分證據顯示為訊息交易者。

從貝氏定理的觀點來看，學習性的個人會在每次投資後均在修正其信念。因此，如果採用每次依照上一期報酬重新建構新的投資組合，所得的高持有比率組的長期報酬與預測結果，或許會有令人訝異的結果，這是本研究後續進行中的研究。

誌謝

本文為國科會大專學生專題研究計畫之部份內容，研究編號 94-2815-C-230-004-H，執行期間：2005/7-2006/2，作者們衷心感謝國科會經費贊助。此外，作者們對二位匿名審稿

人給予本文修正意見致上謝意，使本文考慮更佳完善，文中所有疏漏之處為作者之責。

參考文獻

- 夏侯欣榮(1993)，台灣地區新上市普通股承銷價格之研究，國立政治大學企業管理研究所，碩士論文。
- 陳安琳(1997)，新上市公司股票相關之理論與實證文獻回顧，管理學報，第十四卷第三期，頁 430-436。
- 楊泓文(1992)，新上市股票報酬之研究，國立交通大學管理科學研究所，碩士論文。
- Aggarwal, R. (2000), 'Stabilization activities by underwriters after initial public offerings', *Journal of Finance* 55, 1075 — 1103.
- Aggarwal, R. and P. Rivoli(1990), "Fads in the initial public offering market?". *Financial Management* 19, pp. 45-57.
- Baker, M. & Wurgler, J. (2000), 'The equity share in new issues and aggregate stock returns', *Journal of Finance* 43, 2219—2257.
- Barber, B. & Lyon, J. (1997), "Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics". *Journal of Financial Economics* 43, 341—372.
- Brav, A. & Gompers, P. (1997), "Myth or reality? the long-run underperformance of initial public offerings: Evidence from venture and non-venture capital-backed companies". *Journal of Finance* 52, 1791—1821.
- Brav, A., Geczy, C. & Gompers, P. (2000), "Is the abnormal return following equity issuance anomalous?". *Journal of Financial Economics* 56, 209—249.
- Carhart, M. M. (1997), "On persistence in mutual fund performance". *Journal of Finance* 52, 57—82.
- Chan, Louis K. C., Y. Hamao, and Josef Lakonishok. (1991). "Fundamentals and Stock Returns in Japan." *Journal of Finance* 46: 1739-1764.
- Fama, E. F., and French, K. R. (1992), "The cross-section of expected 53stock returns". *Journal of Finance*, 47: 427-465.
- Fama, E. F., and French, K. R. (1993), "Common risk factors in the return on stocks and bonds". *Journal of Financial Economics*, 33:3-56.
- Fama, E. F., and French, K. R. (1995), "Size and book-to-market factors in earnings and return". *Journal of Finance*, 50: 131-155.
- Fama, E. F., and French, K. R. (1996a), "Multi-factor explanations of asset pricing anomalies". *Journal of Finance*, 51: 55-84.
- Fama, E. F., and French, K. R. (1996b), "The CAPM is wanted, dead or alive". *Journal of Finance*, 51: 1947-1958.
- Gompers, P. & Lerner, J. (2003), "The really long-run performance of initial public offerings: The pre-nasdaq evi-

- dence". *Journal of Finance* 58, 1355—1392.
- Hanley, K. (1993), "The underpricing of initial public offerings and the partial adjustment phenomenon". *Journal of Financial Economics* 34, 231—250.
- Hill, Griffiths and Judge (2001), *Undergraduate Econometrics*, 2nd edition, John Wiley and Sons. Hardback,
- Ibbotson, R. G. (1975), "Price performance of common stock new issue". *Journal of Financial Economics*. 2: 235-272.
- Jegadeesh, N., and S. Titman (1993), "Return to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency". *The Journal of Finance* 48, pp.65-91.
- Kothari, S. & Warner, J. (1997), 'Measuring long-horizon security price performance', *Journal of Financial Economics* 43, 301—339.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, and R.W. Vishny. (1994), "Contrarian investment, extrapolation, and risk," *Journal of Finance*, 49, 1541-1578.
- Lee, P., Taylor, S. & Walter, T. (1996), "Australian IPO underpricing in the short and long-run". *Journal of Banking and Finance* 20, 1189—1210.
- Loughran, T. & Ritter, J. (1995), 'The new issue puzzle', *Journal of Finance* 50, 23—52.
- Metrick, A. & Gompers, P. A. (2001), "Institutional investors and equity prices", *The Quarterly Journal of Economics* 116, 229—259.
- Ritter, J. R. (1991), "The long-run performance of initial public offerings". *Journal of Finance*. 46: 3-27.
- Ritter & Welch (2002), "A Review of IPO Activity, Pricing, and Allocations," *Journal of Finance, American Finance Association*, vol. 57(4), pages 1795-1828.
- Rosenberg, Barr, Kenneth Reid, and Ronald Lanstein, (1985), "Persuasive evidence of market inefficiency," *Journal of Portfolio Management* 11, 9 - 17.
- Seppi, D. (1990), "Equilibrium Block Trading and Asymmetric Information", *Journal of Finance* 45, 73-94.

Are Institutional Investors Informed Traders?

Evidence from Taiwan IPOs

Pei-Han Hsin^{1*} Chin-Shun Wu² Shi-Shan Ou³

¹ Lecturer of Department of International Business, Cheng Shiu University

² Professor of Department of Business Management,
National Sun Yat-Sen University

³ Under-graduated student of Department of International Business, Cheng Shiu
University

Abstract

This paper investigates the long-run performance of IPOs held by institutions. Specifically, we assume there are two types of investors. The first type is sentiment investors, presumably individuals, who are prone to excessive optimism or pessimism. The other type of investors, presumably institutional investors, possesses an informational advantage. Thus the cross sectional variation in institutional ownership reflects institutional valuations of firm. Furthermore, if the investment opportunity in ‘cold’ and ‘hot’ periods differ substantially, we would expect the ratio of IPOs stocks held by institutional investors to vary from period to period. To evaluate IPOs performance, we use the three factors and momentum factor.

We find that the IPOs in highest institutional ownership quintile perform poorly when factor returns are used. Although the relation between institutional holdings and subsequent performance vary over time, there is no evidence that institutional investors are informed traders in Taiwan IPOs market.

Keywords : IPOs, institutional ownership, informed traders, four factor model