臺大管理論叢 2008/12
第19卷 第1期 269-298

雜訊交易、報酬變異與新上市股票價格績效

Noise Trading, Return Volatility and Price Performance of IPOs

洪振虔／國立屏東商業技術學院企業管理系副教授
Chen-Chien Hung, Associate Professor, Department of Business Administration, National Pingtung Institute of Commerce

Received 2006/4, Final revision received 2007/7

摘要

本文對於新上市股票價格績效之衡量，除了修正新上市偏誤與重新調整投資組合偏誤外，亦藉由幾何布朗運動將各期橫斷面平均長期價格績效解構為平均成份與波動成份以修正右偏的現象；同時，基於雜訊交易與波動成份具有的關聯，本文亦驗證雜訊交易的存在及其對上市後價格績效的影響。經由對 280 家新上市股票進行研究的結果顯示，整體而言，台灣新上市股票雖然有偏低定價，但是程度不大 (約 5%)，且長期價格績效並未有嚴重衰退現象。不過，證據顯示非資訊電子業於上市初期存在著雜訊交易；反之，資訊電子業無此現象。就公司屬性而言，資訊電子業未發現有雜訊交易的影響，應該與投資人中散戶投資者比例較少有關。

【關鍵字】新上市股票、雜訊交易、財富對比

Abstract

This study investigates long-run price performance of IPOs not only by circumventing new-listing and portfolio-rebalancing bias but also via the geometric Brownian motion model by decomposing average cross-sectional price performance into mean and volatility components to adjust the right-skewed distribution of long-run buy-and-hold returns. Meanwhile, based on the relationship between noise trading as well as volatility and mean component, this study also examines the existence of noise trading and its effect on price performance after offering. By examining 280 IPOs, the results show that as a whole, the magnitude of underpricing of IPOs in Taiwan is not much which is about 5%. In addition, the deterioration of long-term price performance is not severe. Nevertheless, noise trading exists in the IPO stage in traditional firms but not in hi-tech firms. In terms of firm characteristics, the reason that noise trading is not pervasive in hi-tech firms should be related to fewer retail investors in early aftermarket.

【Keywords】IPOs, noisy trading, wealth relatives

作者衷心感謝兩位匿名評審提出的寶貴意見。本文獲國科會補助。(編號：NSC 91-2416-H-251-003)，特此致謝。

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、前言

過去有許多研究指出新上市股票往往長期價格績效不彰，相對於新上市股票上市初期存在鉅額的超常報酬 (註[1])，似乎顯示長期持有新上市股票是一錯誤的投資策略，或是說投資人在上市初期以過高的價格購買新上市股票。只是這些發現讓我們質疑：上市初期投資人為什麼要以過高的價格購進新上市股票？如果股票市場是效率市場，藉由套利的進行為何還會有此一現象的存在？對於這一現象所衍生的種種疑惑，財務學界將之視為「新上市股票的困惑」。

Aggarwal 與 Rivoli (1990) 將新上市股票鉅額正的初期超常報酬伴隨著長期價格績效衰退現象稱之為新上市股票投資的一時風潮 (Fads)。依據行為財務學所作的解釋，意味著上市初期的超常報酬係受當時投資人情緒 (如樂觀預期) 影響，以致市場出現雜訊交易產生錯誤評價 (價值高估)，長期價格績效衰退係反應市場對此錯誤評價之修正；Ritter (1991) 則認為這是上市初期投資人的過度反應。然而，此一價格績效型態並非是上市初期雜訊交易存在的充分條件，譬如，新上市股票長期價格績效的衰退有可能係反應上市後營運績效的惡化 (註[2])。因此，雜訊交易如何影響新上市股票之價格績效，需要更直接而明確的證據來分析與探討，這是本研究主要目的之一。

上述新上市股票價格績效型態的驗證，其中還涉及價格績效衡量方式的爭議，這些討論可參考 Barber 與 Lyon (1997)、Kothari 與 Warner (1997) 以及 Barber、 Lyon 與 Tsai (1999) 等，這些文獻大致上指出三項與長期價格績效衡量有關的設定偏誤：(1) 新上市或存續偏誤 (New Listing or Survival Bias)，係指選定之樣本在研究期間下市或是用以作為標竿的參考投資組合 (Reference Portfolio) 包含了新上市公司，以致有比較基礎不一的情況；(2) 重新調整組合偏誤 (Rrebalancing Bias)，係指參考投資組合 (例如加權平均股價指數) 採複利計算其長期報酬時，會有定期 (通常為每月) 重新調整其組合的情況，然而研究樣本以連續複利計算之長期報酬並未有重新調整的問題；(3) 偏態偏誤 (Skewness Bias)，係指所計算之長期超常報酬的分配會有右偏的情況。

Jakobsen 與 Sorensen (2001) 指出，當所衡量之價格績效的橫斷面分配係呈現對數常態分配時，所計算的各期價格績效平均值會受到變異數參數值所影響，因而導致價格績效平均值有右偏而高估的現象，如果變異數越大，右偏的情況會越嚴重；不

註[1] 過去許多研究，如 McDonald 與 Fisher (1972)、Ibbotson (1975)、Aggarwal 與 Rivoli(1990)、Ritter (1991)、Loughran 與 Ritter (1995)、Brav 與 Gompers (1997) 以及國內夏侯欣榮 (1997) 等，經由採用不同的價格績效衡量方式、研究期間與樣本，均發現此一新上市股票長期價格績效低落的現象存在。至於新上市股票平均具有鉅額初期超常報酬，則是美國學者 Reilly 與 Hatfield (1969) 早在將近四十年前即研究發現，後續許多研究也多指出此一現象的存在，Loughran、Ritter 與 Kristian (1994) 對於各國新上市股票初期超常報酬的現象有較完整的分析。

註[2] 關於國外與國內新上市公司上市後營運績效惡化的研究，請參見 Jain 與 Kini (1994) 與夏侯欣榮 (1997)。

臺灣大學學術期刊資料庫

過，經由幾何布朗運動 (Geometric Brownian Motion) 的設定，可將各時點之平均價格績效解構為「平均成份」與「波動成份」，並以「平均成份」作為價格績效衡量，如此可將變異數的影響分離出來以獲得不會產生右偏的價格績效。尤其，根據 De Long、Shleifer、Summers 與 Waldmann (1990) 的模型推導指出，雜訊交易的存在會使得預期報酬提高以及報酬變異數增大。據此推論，當股票上市初期充斥雜訊交易時，報酬變異數會越大，所衡量的平均上市初期價格績效會面對較嚴重的右偏問題，而有高估的情況。

有別於過去對上市初期雜訊交易之研究多著重在新上市股票價格績效或其型態與雜訊交易的關連 (Aggarwal & Rivoli, 1990; Chen, Hung, & Wu, 2002)，本研究利用 Jakobsen 與 Sorensen (2001) 所建議的價格績效計算方式，一方面除了可以消除雜訊交易所可能導致價格績效右偏現象，更精確地衡量出新上市股票初期與長期的價格績效外，同時也利用此方法所分離出的價格績效「平均成份」與「波動成份」(亦即，平均數參數與變異數參數)，藉此進一步驗證 De Long et al. (1990) 的推論：雜訊交易會使得預期報酬提高以及報酬變異數增大，以探討新上市股票雜訊交易對價格績效的影響及其程度。

基本上，本研究雖然引用 Jakobsen 與 Sorensen (2001) 所建議的價格績效衡量方式進行研究，但是與其主要不同之處有：1. 選定之參考投資組合除了市場投資組合外，基於公司特徵更能掌握風險與報酬對應關係，另行以規模與淨值市價比之分組投資組合 (往後稱之為「規模暨淨值市價比投資組合」) 為參考投資組合，據此計算財富對比 (Wealth Relative) 作為價格績效的衡量；2. 排除過去研究所指稱的「新上市與存續偏誤」(註[3])，參考投資組合的形成不包括最近三年的新上市股票、研究期間下市或轉全額交割的股票 (註[4])，尤其，研究期間國內初次上市公司佔全部上市公司 (不包括上櫃轉上市公司) 家數達一半以上而言，國內新上市股票價格績效衡量確實需要特別注意與處理新上市偏誤問題；3. 參考 Lyon、Barber 與 Tsi (1999) 的做法計算參考投資組合期末財富，以避免「重新調整組合偏誤」發生；4. 進一步延伸至雜訊交易的驗證，藉由分離出來的價格績效「平均成份」與「波動成份」兩項數值的分析，如同鉗子的兩端，本研究可明確地抓住上市初期雜訊交易存在與影響的證據。

註[3] Loughran 與 Ritter (2000) 指出此項偏誤對新上市股票價格績效有明顯的影響。新上市偏誤的發生是，當參考投資組合包含最近之新上市股票時，會因為新上市股票有鉅額的初期報酬，使得參考投資組合報酬會有偏高的情況，造成「新上市偏誤」；反之，如參考投資組合包含下市或轉全額交割股票，則會因為這些有營運困難的公司價格績效不彰，使得參考投資組合報酬會有偏低的情況。如果新上市或面臨存續問題的公司是零星發生或這些偏誤能相互抵消後，情況就不嚴重。

註[4] 完全排除本研究之新上市股票樣本應該是更能迴避新上市偏誤，然而基於投資組合形成所需之樣本數 (尤其是規模暨淨值市價比投資組合)，所以才選擇僅排除最近三年新上市股票的方式；不過，另行以排除最近五年新上市股票之分析結果，結論還是一致。

臺灣大學學術期刊資料庫

研究結果顯示，分離出波動成份確實可以消弭價格績效右偏現象，同時，由波動成份的程度看來，長期價格績效之右偏情況確實比較嚴重；而新上市股票長期價格績效相對於上市初期的高峰呈現嚴重衰退現象，則是與參考投資組合沒有剔除最近三年新上市、研究期間下市或轉全額交割等股票有關。較特別的是，以淨化的規模暨淨值市價比參考投資組合所計算的財富對比，經由分離出價格績效波動成份以消弭右偏現象後，財富對比衡量的價格績效平均成份在上市後的前八個月約在 1.02~1.05，之後則緊貼著 1 值上下變動，不過上市後二十四個月至三十六個月的價格績效平均成份則都略低於 1 值，最低時為 0.95 左右。換句話說，一般而言上市初期之超常報酬並不如許多研究所指出的嚴重；同時，長期價格績效也沒有一般指稱的嚴重衰退現象。其中，上市初期超常報酬現象又以本研究期間前期 (民國 78~83 年) 的非資訊電子業較明顯。

當進一步以整體股市、新上市股票發行市場與新上市公司屬性等三構面之雜訊交易程度指標來檢視其對新上市股票價格績效的影響。結果發現非資訊電子業的新上市公司，上市時如果整體股市呈現高週轉率、處於發行旺季或具有小規模、申購中籤率偏低等特性，則上市初期價格績效平均成份與波動成份經驗證有比同是非資訊電子業但是初期雜訊交易情況較不嚴重的公司高，因此證實上市初期雜訊交易的存在。但是，對資訊電子業新上市股票進行的檢驗，卻無法證實上市初期雜訊交易的存在。上述資訊電子業與非資訊電子業在雜訊交易驗證結果的差異，支持 Kumar 與 Lee (2006) 的推斷，亦即此一驗證結果與非資訊電子業投資者多為散戶投資人 (Retail Investor)，而資訊電子業投資者中散戶投資人較少有關。

本文除第一節之前言外，第二節乃就新上市股票長期價格績效衡量與雜訊交易的存在進行扼要之文獻回顧；第三節則就本研究所採用的價格績效衡量方式與研究設計作詳細的說明；第四節為實證結果與分析；最後，則是本文的結論。

貳、文獻探討

一、雜訊交易

Black (1986) 指出，市場上所聚集的投資人中，除了是具有資訊者 (The Informed) 外，有些投資人是依據雜訊 (Noise) 來進行交易，稱之為雜訊交易者 (Noise Trader)。據此，Shleifer 與 Summers (1990) 指出，當套利者發現資產價格偏離真實價格 (Intrinsic Value) 而進行套利交易後，會因為雜訊交易者於股價跌時看跌、漲時看漲的非理性交易，以致套利者在進行套利交易後當資金不足或持股期間無法長久而需回補或賣出時，會有產生損失的風險。所以，套利交易會因為雜訊交易的存在而受限，以致無法完全促使價格維持在與真實價格相當的水準。De Long et al. (1990) 以模型導出雜訊交易對均衡價格 (Equilibrium Price) 的影響，該模型指出雜訊交易的存在會使預

臺灣大學學術資訊資料庫

期報酬提高以及報酬變異數增大。

Lee、Shleifer 與 Thaler (1991) 證實封閉型基金 (Closed-end Fund) 市價與其淨值之間的折價程度和投資人情緒有關連，也就是當投資人對投資越悲觀時基金折價程度越高。此外，基於投資人情緒假說的推定，新上市股票會盛行於投資人較樂觀的時機，該研究也發現新上市股票家數與封閉型基金的折價程度有顯著反向關係。Kumar 與 Lee (2006) 利用大量散戶投資人的交易資料進行實證發現，散戶投資人情緒與股票報酬出現共同變動 (Comovement) 現象有關，尤其是小規模、價值型、低機構投資人持股比例及低股價等之股票；因此，當散戶投資人呈現相對較樂觀 (悲觀) 時，這些類股即有較高 (低) 的超額報酬產生，其結果符合雜訊交易模型。

新上市股票雖然有過去幾年公開的財務報表數據及公開說明書作為價值評估的依據，但是畢竟還是缺乏以往公開成交股價此項重要公開的訊息，因此資訊較不足，本質上就容易有雜訊交易產生。所以，根據前述可據以推論：上市初期因雜訊交易所產生的風險會使報酬變異數與初期報酬偏高。

二、新上市股票價格績效

新上市股票具有正的初期超常報酬，是國際上各股市普遍存在的現象，只是在已開發國家與新興國家 (Emerging Countries) 股市間初期超常報酬之程度有所不同，通常已開發國家新上市股票之初期超常報酬程度較低 (Ritter, 2003)。另一項與新上市股票價格績效有關的議題是長期價格績效衰退的現象，雖然有多數研究證實此一現象，不過還是有許多相反的證據，因此結論仍有許多爭議，其中主要在於長期價格績效的衡量方式與檢定力的議題。

Aggarwal 與 Rivoli (1990) 以發行後第一天收盤價做為投資價格，衡量持有至發行後 250 日扣除市場報酬後之超常報酬為 -13.7%，相較於發行後第一天之平均超常報酬 10.67%，他們認為此一股價型態符合一時風潮之解釋。Ritter (1991) 發現上市後三年之價格績效顯著低於以規模相當且同一產業所形成之配對公司以及數種市場指數於相同衡量期間的價格績效。其中，又以成立年限短及在發行量大之年度發行的公司，長期價格績效較平均水準低，因此認為長期價格績效的低落較符合投資人對於初次公開發行公司的過度樂觀和一時風潮假說的描述。Loughran 與 Ritter (1995) 之研究發現，初次公開發行及再次發行新股的公司，發行後 5 年的年平均報酬分別為 5% 及 7%，都較其配對公司的年平均報酬 (分別為 12% 及 15%) 還低；甚至並未比同時期國庫券的平均報酬 7% 高。

Brav 與 Gompers (1997) 以有創投公司支持與無創投公司支持之新上市公司代表兩組資訊不對稱 (公司和投資人間) 程度不同的樣本，實證結果顯示有創投公司支持之新

臺灣大學學術期刊資料庫

上市股票的長期超常報酬並不顯著，而無創投公司支持之新上市股票的長期超常報酬顯著地為負數。經進一步分析的結果，無創投公司支持之新上市股票負的長期超常報酬主要出現於規模小及淨值市價比低的初次公開發行公司，但是與規模與淨值市價比均相似的未上市公司相較，價格績效不彰的程度卻是相當；因此，長期價格績效低落並非是新上市股票的必然現象，而是因小規模及低淨值市價比的效果所致。Abhyankar、Chen 與 Ho (2006) 則採用隨機優勢準則 (Stochastic Dominance Criteria) 來探討美國初次公開發行股票的長期價格績效，此準則係在比較新上市股票所形成投資組合的報酬累積分配 (Cumulative Return Distribution) 與基準投資組合 (Benchmark Portfolio) 的報酬累積分配。他們研究發現，當以股票指數或僅單獨以小規模、低淨值市價比形成基準投資組合，則新上市股票投資組合對基準投資組合的報酬累積分配無第一階隨機優勢 (First-order Stochastic Dominance)，但是，基準投資組合對於新上市股票投資組合卻有第二階隨機優勢。不過，如果同時以小規模、低淨值市價比形成基準投資組合，則新上市股票投資組合對於基準投資組合同時具有第一階與第二階的隨機優勢，此研究也因而強調投資組合績效的衡量受基準投資組合的形成方式有很大的影響。

關於新興國家新上市股票長期價格績效之研究，Kim、Krinsky 與 Lee (1995) 發現無論以配對公司、產業指數或市場指數之報酬為比較基準，自發行起二年期及三年期持續持有報酬之財富對比 (Wealth Relatives) 均高於 1，亦即有較佳的績效。其他初次公開發行上市的新興市場如 Malaysia、Thailand 等，亦同樣發現新上市股票具有較佳的長期價格績效，而不是長期價格績效衰退 (Corhay, Teo, & Rad, 2002; Allen, Morekel-Kingsbury, & Piboonthanakiat, 1999)。

國內的相關研究中，顏吉利與劉恩棠 (1994) 研究指出，民國 76 年至 79 年的新上市股票上市後三年持續持有超常報酬 (Holding Period Return) 為正數。Chen (2001) 採用幾種不同的超常報酬計算方式以衡量民國 81 年至 88 年新上市股票的長期價格績效，其中，無論是調整市場風險溢酬或以市場模式所衡量上市後 1000 天的長期價格績效，具有鉅額累積平均超常報酬；不過，當分別採用 Fama 與 French (1993) 的三因子模式或 Carhart (1997) 於加入 Jegadeesh 與 Titman (1993) 提出的動能因子後之四因子模式，所衡量得的累積超常報酬並未顯著異於 0。Chen et al. (2002) 藉由隨機前緣模式 (Stochastic Frontier Model) 以上市前的資訊來估計新上市股票偏低定價，結果證實此偏低定價現象的存在；該研究以調整市場風險溢酬後所計算的上市後三年累積平均超常報酬 (Cumulated Average Return)，無論扣除上市後 7 天或 30 天的初期超常報酬均為正數。Chen、Chiou 與 Wu (2006) 基於新上市股票由於價格資訊缺乏，較符合 Bossaerts (1995) 及 Bondarenko 與 Bossaerts (2000) 所提出的「效率學習市場假說」(Efficiently Learning Market)，他們參考 Bossaerts 與 Hillion (2001) 的做法以衡量民國 80 年至 87 年新上市股票的長期價格績效。當以市場報酬率為基準 (Benchmark)，則

臺灣大學學術期刊資料庫

無論有無考量台灣股票市場所存在的價格漲跌停板限制，新上市股票長期價格績效優於市場投資組合；然而，如以 Fama-French 三因子模式衡量的報酬率為基準並考量價格漲跌停板限制，則發現台灣新上市股票長期無超常報酬存在。

由上述國內外之文獻顯示，新上市公司長期價格績效之表現並沒有獲得一致的結論。其中主要的爭議包含如何設定績效的基準以及應該如何計算長期價格績效。Jakobsen 與 Sorensen (2001) 則針對過去研究未考慮長期價格績效的分配特性，以致所衡量之價格績效值或/與檢定結果都會有偏誤，尤其是長期價格績效分配的右偏現象，因此提出一新的長期價格績效衡量與檢定方法 (註[5])。

參、研究方法與樣本

一、研究方法

(一) 價格績效之衡量

本研究參考 Jakobsen 與 Sorensen (2001) 的做法，引用幾何布朗運動之設定於新上市股票價格績效的衡量，將任一時點橫斷面計算之價格績效平均數分解成「平均成份」(Mean Component) 與「波動成份」(Volatility Component)；其中，「波動成份」為導致各時點之價格績效橫斷面分配會產生右偏的成因，所以將「波動成份」從平均價格績效中分離出來，即可修正分配右偏的影響。

根據 Barber 與 Lyon (1997)、Kothari 與 Warner (1997) 的研究，以配對投資組合 (Matched Portfolio) 作為價格績效衡量 (尤其是同時考量規模與淨值市價比的配對) 所具有的特性優於傳統的累積超常報酬或持續持有報酬。因此，上市後各期間價格績效，則是以各期間股票報酬除以參考投資組合之同期間報酬得出的財富對比來表示。至於各期間報酬之計算，本文採用持續持有報酬以反應複利效果；亦即以期初 $W_{i,0}$ 的投資金額，採用各月的月報酬率 ($r_{i,t}$) 進行複利計算，以求得上市 T 個月後的財富 ($W_{i,T}$)：

$$W_{i,T} = W_{i,0} \cdot \prod_{t=1}^{T} (1 + r_{i,t}) \tag{1}$$

利用各新上市股票 (i) 與參考投資組合所衡量的各期期末財富，以計算財富對比 ($W_{i,T}^{IPO} / W_{i,T}^{Ref}$)，並以此值作為新上市股票價格績效的衡量。

當上市後各月份財富對比的橫斷面分配為對數常態分配(Lognormal Distribution)，依據幾何布朗運動之設定，財富對比可表示成：

註[5] 本研究採用 Jakobsen 與 Sorensen (2001) 所提出的方法，雖然在運用上會比 Abhyankar et al. (2006) 所採用的隨機優勢準則多些限制；但是本研究目的之一，即在驗證雜訊交易對報酬分配之平均數與變異數的影響，因此報酬分配型態的考量則是必須面對的問題。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\frac{W_T^{IPO}}{W_T^{Ref}} = \frac{W_0^{IPO}}{W_0^{Ref}} \cdot \exp(\mu_{IPO/Ref,T} \cdot T + \sigma_{IPO/Ref,T} \cdot Z_T) \quad (2)$$

其中，$\mu_{IPO/Ref,T}$ 和 $\sigma_{IPO/Ref,T}$ 表上市後 T= {1,...60} 月份，$\frac{W_T^{IPO}}{W_T^{Ref}}$ 於常態分配下的平均數與標準誤差，而 $dZ_t \sim N(0,dt)$ 為 Wiener Process。當期初財富對比為 1，則上市後 T 月的財富對比期望值與變異數分別為：

$$E\left(\frac{W_T^{IPO}}{W_T^{Ref}}\right) = \exp(\mu_{IPO/Ref,T} + \frac{1}{2}\sigma^2_{IPO/Ref,T}) \cdot T \quad (3)$$

$$Var\left(\frac{W_T^{IPO}}{W_T^{Ref}}\right) = \exp((2\mu_{IPO/Ref,T} + \sigma^2_{IPO/Ref,T}) \cdot T) \cdot (\exp(\sigma^2_{IPO/Ref,T} \cdot T) - 1) \quad (4)$$

由 (3) 式可知，上市後各月份的財富對比期望值決定於平均值參數 (Mean Parameter) 與波動參數 (Volatility Parameter) (註[6])。如果波動值等於 0，則表示財富對比期望值決定於時間期數 (T) 與平均參數 ($\mu_{IPO/Ref,T}$)，而不受雜訊 (Noise) 的影響；反之，當波動值大於 0 時，波動值對於財富對比期望值的大小有正的影響，將導致長期價格績效呈現右偏分配。因此，直接以財富對比的期望值來顯示價格績效，將會受到財富對比之波動值的影響而無法獲得正確的實證結果。為此，則將 (3) 式分解成如下所示：

$$E\left(\frac{W_T^{IPO}}{W_T^{Ref}}\right) = \exp(\mu_{IPO/Ref,T} \cdot T) \cdot \exp(\frac{1}{2}\sigma^2_{IPO/Ref,T} \cdot T) \quad (5)$$

上式等號右邊的第一項為「平均成份」，第二項則為「波動成份」(註[7])。因此要真正觀察財富對比的平均值，需將其波動成份的影響移走；也就是只以第一項的「平均成份」來表示新上市股票各期以財富對比衡量之價格績效平均水準 (註[8])，如此可修正長期價格績效會呈現右偏分配的偏誤。為了與價格績效平均值 (期望值) 做區分，本文往後亦將價格績效平均成份稱為「調整後之價格績效」。

註[6] 波動參數即所謂的變異數，往後此兩項用語會交互使用。

註[7] 有關 μ 及 σ^2 求算的詳細推導參閱附錄。

註[8] 經由對數轉換後，各期間轉換後的平均數與變異數 ($\alpha_2 \cdot T$ 和 $\sigma^2_T \cdot T$) 之假說檢定的設定分別如下 (Jakobsen & Voetmann , 1999)：
H_0 ： $\alpha_T \cdot T = 0$ ；H_1 ： $\alpha_T \cdot T \neq 0$
H_0 ： $\sigma^2_T \cdot T = \theta$ ；H_1 ： $\alpha_T \cdot T \neq \theta$
其中，θ 為正數；$\alpha_T \cdot T$ 與 $\sigma^2_T \cdot T$ 分別係服從 t 分配和 χ^2 分配。

臺灣大學學術期刊資料庫

由於除了市場風險與股票報酬之關連外，規模、淨值市價比等公司特徵亦能適當呈現風險與股票報酬的對應關係 (註[9])；因此，本研究用以計算價格績效之參考投資組合，除了市場投資組合 (Market Portfolio) 外，還採用規模暨淨值市價比投資組合 (Size and Book-to-market Portfolio)。規模暨淨值市價比投資組合之形成，是每年根據上年底的公司市值 (以上年底的市價乘以流通在外股數) 依大小排序分成三組，於各規模分組下再就上年六月底的淨值市價比 (上年六月底的每股淨值除以每股市價) 依高低排序分成三組，如此所產生的分組交集共有九個分組 (3×3) (註[10])。當以公司特徵類型來形成參考投資組合時，係以其規模和淨值市價比所歸屬的分組作為相對應的參考投資組合，以計算財富對比值。對於新上市股票而言，公司規模係以發行價格乘以上市當年年底之流通在外股數，淨值市價比則是以上市前最近公告的每股淨值除以發行價。參考投資組合各期間價格績效之衡量係參考 Lyon et al. (1999) 的做法，採用下列公式計算的期末財富：

$$W_T^{\mathrm{Ref}} = \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{n} \cdot \prod_{t=1}^{T} (1 + r_{j,t}) \tag{6}$$

其中，n 表參考投資組合家數。運用 (6) 式以計算參考投資組合各期間價格績效的做法，由於係先計算參考投資組合中各公司 (j) 整個比較期間的期末財富，再求參考投資組合的平均期末財富，參考投資組合之組成公司在比較期間沒有變動，所以可避免「重新調整組合偏誤」發生。

(二) 雜訊交易指標

Baker 與 Stein (2004) 提出模式並實證指出，高度的市場週轉率係反應市場中非理性投資人 (Irrational Investor) 對於未來具有樂觀的看法。因此，本文以市場週轉率作為反應股市整體投資人情緒的指標。

另外，基於發行旺季與新上市股票一時風潮之非理性投資有關，本文將以研究期間各月份新上市股票上市當月之累積市場調整報酬 (Market-adjusted Return) 平均值所形成數列的中位數作為區隔一時風潮與否的判定值，如果某月份新上市股票上市當

註[9] 無論是 Fama 與 French (1993) 的三因子模型 (Three-factor Model) 或 Daniel 與 Titman (1997) 的特徵模型 (Characteristic Model)，均指出以規模及淨值市價比來區別出大、小規模或是高、低淨值市價比之公司特徵類型皆反應著某種風險程度的差異，因而將其納入報酬的決定變數。所以，本研究衡量價格績效時亦考量這些風險對報酬的影響。

註[10] 在選定規模與淨值市價比相近之參考投資組合時，除了各分組內都要有 3 家以上的公司數外，基於淨化新上市股票的影響，過去五年內上市的股票並不列入參考投資組合，同時因為歸類的需要將新上市股票樣本亦加入規模與淨值市價比之分組；當採用二十五個分組方式或是 4×4 十六個分組下，在拿掉新上市股票與下市或轉全額交割股票樣本後，有些分組內之公司家數低於三家甚至為 0，以致於新上市公司會無相對應的規模暨淨值市價比分組的參考投資組合可作為財富對比的計算，故選定九個分組 (3×3)。

國立臺灣大學圖書館 期刊資料庫

月累積報酬平均值高於前述的中位數，則判定該月份具有一時風潮現象 (註[11])，此一判定方式係仿照 Ibbotson 與 Jaffe (1975) 對於新上市股票發行淡、旺季的區分方式。

關於公司屬性與雜訊交易的關聯，翁霓、劉維琪與陳隆麒 (1994) 指出，雜訊投資人會主觀偏好小規模公司，這即是所謂的「假訊號」，會促使雜訊交易產生。Kumar 與 Lee (2006) 亦指出，小規模、價值型與低價的股票多為散戶投資人集中的股票，此類型股票因而較容易存在雜訊交易。本文選定上市時的公司規模代表個別新上市股票上市時雜訊交易程度的指標，上市時公司規模如同前述，係以發行價格乘上市年底公司流通在外股數來表示。另外，新上市股票申購的中籤率亦可作為投資人對個別新上市股票存有主觀偏好所反應之超額需求強弱的變數。

(三) 樣本與資料

本研究將選定民國 78 年至民國 90 年在台灣證券交易所掛牌的新上市股票為研究樣本，由於分析資料涵蓋上市後三年，因此樣本資料期間延伸至民國 93 年底，經扣除由櫃檯買賣中心轉上市 (非初次公開發行上市)、金融業 (會計數據及受政府監督規範程度和其他行業有極大的差異) 以及資料不全公司等，最後計有樣本 280 家。本研究之資料主要取自於台灣經濟新報社 TEJ 財經資料庫及各新上市公司上市時的公開說明書。

本研究樣本上市時的發行價、發行金額、市值規模、淨值市價比、中籤率與初期報酬之敘述性分析列在表 1。其中，市值規模係以發行價格乘以上市年底流通在外股數，由於自上市至年底之股數通常不會有變動，所以應可以顯示上市時的公司規模；淨值市價比則是以上市前最近期淨值資料除以發行價而得；上市初期報酬是上市後一個月已調整市場報酬後的超常報酬。基於可能存在的結構性差異，表 1 同時亦以發行淡、旺季分組進行敘述性分析。另外，樣本中資訊電子業公司 (證券交易所之產業別代號開頭為「23」和「24」) (註[12]) 計有 91 家，高達全樣本的三分之一，所以也將樣本區分為資訊電子業與非資訊電子業加以分組進行分析。就全樣本而言，上市時公開申購中籤率最高值為 100%、最低是 0.07%，中籤率平均數 (中位數) 則是 10.64% (1.25%)，雖然股票申購中籤率普遍不高，但是由中籤率分佈看來，投資人對新上市股票之需求強弱存在明顯個別差異。上市後第一個月初期超常報酬的最大數為 278.98%、最小數為 -36.36%，平均數 (中位數) 是 31.5% (20.89%)，所以新上市股票上市初期的獲利績效普遍遠高於市場報酬，不過，仍然有些上市股票的初期超常報酬

註[11] 國內新上市股票存在「蜜月期」現象與一時風潮相吻合，林博泰 (1991) 所衡量的累積超常報酬則至上市後 60 個交易日方達到穩定，夏侯欣榮 (1993) 所衡量新上市股票日報酬率達到平穩的期間平均為 64 天。

註[12] 雖然，證券交易所產業代號前兩碼為「30」的公司其屬性上亦應歸屬為資訊電子業，但是因為這些公司是由櫃臺買賣中心轉至證券交易所交易 (亦即，上櫃轉上市)，並非初次公開發行上市已從研究樣本中扣除。

臺灣大學學術期刊資料庫

是負數，而且程度不小。

當採用前述發行淡、旺季之分組進行比較，分組後之各組樣本數還算相當，經分別採用 t-test 與無母數 Wilcoxon-mann-whitney Rank Test 進行兩分組樣本平均數及中位數是否相等的檢定，其中以中籤率與初期超常報酬於兩組間的差異達 1% 顯著水準。初期超常報酬鉅額且顯著的差異 (平均數差異達 50%) 表示發行淡、旺季分組確實有結構上的不同，而發行旺季之中籤率 (平均數為 3.27%) 顯著低於發行淡季 (平均數為 18.8%)，則意味著發行旺季時，投資人對於新上市股票有較強烈的需求。至於，資訊電子業與非資訊電子業之分組比較與採用上述方法檢定的結果，其中資訊電子業之發行價 (67.22 元) 普遍高於非資訊電子業 (42.2 元)。市值規模，平均而言資訊電子業較高；另外，就上市時之淨值市價比而言，資訊電子業之平均值為 0.36 低於非資訊電子業的 0.43，其差異雖然僅達 10% 的顯著水準，但是無母數兩樣本中位數差異之檢定則達 1% 的顯著性，因此隱含著資訊電子業有較高的成長機會，其他如中籤率、初期超常報酬等則沒有顯著差異。由上述分析結果，顯示發行淡、旺季和資訊電子業與非資訊電子業這兩項分組方式各具有結構差異上的涵意。

如根據 Kumar 與 Lee (2006) 的研究推斷，非資訊電子業相對於資訊電子業的新上市公司，市值規模較小、發行價較低，非資訊電子業新上市股票的投資者中可能有較高比例會是散戶投資人。當進一步對樣本公司上市年度之股權結構進行分析後發現，散戶 (法人機構) 平均持股比率，資訊電子業為 67.1% (32.9%)、非資訊電子業為 72.55% (27.45%)，因此資訊電子業之新上市公司平均散戶持股比率低於非資訊電子業之新上市公司；尤其，資訊電子業樣本中股權結構中法人機構持股比率高於 10% 的公司家數所佔比例達 80.28%，而非資訊電子業樣本中此項比例僅達 62.69%。

肆、研究結果

一、新上市股票價格績效的趨勢與波動

當各期新上市股票相較於參考投資組合所計算之財富對比係呈現對數常態分配，則變異數越大時，計算得的財富對比平均數越不能代表新上市股票的一般價格績效水準 (註[13])。因此，利用 (5) 式所衡量出的財富對比平均成份，可顯示未受變異數影響 (不產生右偏) 之上市後價格績效趨勢。

表 2 列出上市後三年內幾個主要時間點的價格績效，價格績效的衡量除了採用無分離出波動成份之財富對比平均數 (與「未調整之價格績效」交互使用) 與分離出波動成份的財富對比平均成份 (與「調整後之價格績效」交互使用) 以供波動成份影響之

註[13] 採用 Kolomogorov D 檢定與 Jarque-bera 檢定的結果，大致而言，以各項參考投資組合所計算之財富對比分配傾向於對數常態分配，不過往後的實證分析仍將顯示傳統財富對比衡量之價格績效以供比較。

臺灣大學學術期刊資料庫

比較外，基於與傳統價格績效衡量方式的比較，分別再列出同時間點之累積超常報酬與持續持有報酬。其中，累積超常報酬係以各期間新上市股票報酬減去市場投資組合報酬平均後累加而得，持續持有報酬則是各新上市股票之持有期間報酬減去同期間市場投資組合之持有期間報酬後取平均值。至於財富對比之計算所選定的參考投資組合分別有市場投資組合與規模暨淨值市價比投資組合；為了凸顯新上市偏誤或存續偏誤對價格績效的影響，價格績效衡量時之參考投資組合分別採取有剔除最近新上市 (三年) 與研究期間下市或轉全額交割股票 (又稱之為「淨化」) 與無剔除 (又稱之為「混合」) 之處理方式來進行比較，同時為了避免重新調整組合偏誤，亦參考 Lyon et al. (1999) 的做法以計算參考投資組合的各期期末財富。

表 1 樣本特徵之敘述性分析

項目	全樣本		上市旺季分組與上市淡季分組			資電業分組與非資電業分組		
	平均數〔中位數〕	最大數〔最小數〕	旺季 平均數〔中位數〕	淡季 平均數〔中位數〕	差異 平均數〔中位數〕	資電業 平均數〔中位數〕	非資電業 平均數〔中位數〕	差異 平均數〔中位數〕
發行價 (元)	50.33 〔45〕	375 〔10.50〕	50.09 〔45〕	50.82 〔42〕	-0.73 〔3.00〕	67.22 〔54〕	42.20 〔41〕	25.02[a] 〔13.00[a]〕
發行金額 (萬元)	11,472 〔409,500〕	13,043,722 〔107,520〕	68,827 〔391,000〕	169,243 〔436,340〕	-100,417 〔-45,340〕	227,795 〔498,690〕	60,286 〔377,200〕	167,509[c] 〔121,490[c]〕
市值規模 (百萬元)	13,518 〔4,161〕	1,003,392 〔1,200〕	8,066 〔4,112.5〕	20,073 〔4,432〕	-12,007 〔-320〕	28,523 〔5,400〕	6,293 〔3,920〕	22,230[b] 〔1,480[c]〕
淨值市價比	0.41 〔0.38〕	1.38 〔0.06〕	0.39 〔0.36〕	0.43 〔0.40〕	-0.03 〔-0.05〕	0.36 〔0.34〕	0.43 〔0.39〕	-0.07[c] 〔-0.05[a]〕
中籤率 (%)	10.64 〔1.25〕	100 〔0.07〕	3.27 〔0.857〕	18.80 〔2.74〕	-15.54[a] 〔-1.88[a]〕	10.52 〔1.51〕	10.70 〔1.12〕	-0.18 〔0.39〕
初期報酬 (%)	31.50 〔20.89〕	278.98 〔-36.36〕	55.29 〔39.31〕	5.10 〔2.94〕	50.19[a] 〔36.37[a]〕	31.64 〔24.24〕	31.44 〔19.61〕	0.20 〔4.63〕
樣本數	280		146	134		91	189	

[a]：表示達 1% 的統計顯著水準。

[c]：表示達 10% 的統計顯著水準。

發行金額係以發行價乘以上市發行股數而得；市值規模由發行價乘以上市年底流通在外股數，以顯示上市時之規模；淨值市價比則是以上市前最近期淨值資料除以發行價得之；中籤率為發行股數除以申購股數，是申購者購得一股的機率；上市初期報酬是上市後一個月已調整市場報酬的超常報酬。另外，本文參考 Ibbotson 與 Jaffe (1975) 的做法，以研究期間各月新上市股票的平均初期報酬高低區分上市發行的淡、旺季。資訊電子業 (資電業) 在證券交易所產業別代號之開頭為「23」和「24」，其他業別則列為非資訊電子業 (非資電業)。分別採用 t-test 與 Wilcoxon Sign Rank Test 對各項變數進行分組樣本差異顯著性之檢定。

國立臺灣大學 期刊資料庫

表 2 (a) 乃針對全樣本各時期價格績效進行之比較與分析；其中，累積超常報酬與持續持有報酬自上市第一個月即有很高的平均超常報酬 (約 30%)，所計算之三年期長期超常報酬仍達 50%~60% (淨化) 或 30%~40% (混合)，只是未淨化之市場投資組合所計算的超常報酬會出現長期價格績效相較於上市後三年內的價格績效最高峰水準 (約在上市後第六個月至第八個月之間) 有下降的情況，程度約為 10%；然而，以淨化之市場投資組合所衡量的長期價格績效則無此現象。其原因應該是未淨化的市場投資組合混合了最近的新上市股票，尤其研究期間新上市股票的家數與研究期間以前的已上市股票數相當，所以市場投資報酬會受新上市股票鉅額報酬的影響而偏高。至於持續持有報酬所衡量的價格績效，一般而言普遍高於累積超常報酬，這與持續持有報酬之衡量方式會反應複利效果有關。大致而言，以淨化之市場投資組合所計算之新上市股票三年後累積超常報酬 (持續持有報酬) 約為以混合之市場投資組合所計算之累積超常報酬的 65% (55%) (0.344/0.533=65%、0.361/0.648=55%)，可見將所研究之樣本同時也列入用以衡量價格績效的基準中，會嚴重扭曲價格績效水準 (尤其是長期間)，這是國內相關研究需特別需注意並加以處理的偏誤。

表 2 上市後各期間不同價格績效衡量方式之比較

	上市後月數								
	1	2	3	6	7	8	12	24	36
(a) 全部樣本									
累積超常報酬 (淨化)	0.32[a]	0.43[a]	0.43[a]	0.47[a]	0.49[a]	0.50[a]	0.47[a]	0.51[a]	0.53[a]
累積超常報酬 (混合)	0.30	0.41	0.41	0.42	0.43	0.43	0.39	0.37	0.34
持續持有報酬 (淨化)	0.32[a]	0.48[a]	0.49[a]	0.57[a]	0.55[a]	0.53[a]	0.49[a]	0.56[a]	0.65[a]
持續持有報酬 (混合)	0.30	0.45	0.45	0.49	0.46	0.43	0.37	0.35	0.36
財富對比_市場 (淨化)	1.33[a]	1.50[a]	1.52[a]	1.61[a]	1.59[a]	1.57[a]	1.52[a]	1.59[a]	1.70[a]
財富對比_市場 (混合)	1.31	1.45	1.45	1.50	1.47	1.44	1.36	1.33	1.34
財富對比_規模暨淨值市價比 (淨化)	1.10[a]	1.13[a]	1.13[a]	1.17[a]	1.19[a]	1.18[a]	1.18[a]	1.20[a]	1.25[a]
財富對比_規模暨淨值市價比 (混合)	1.21	1.25	1.25	1.25	1.24	1.23	1.19	1.16	1.09
財富對比平均成份_市場(淨化)	**1.24[a]**	**1.29[a]**	**1.28[a]**	**1.23[a]**	**1.32[a]**	**1.34[a]**	**1.25[a]**	**1.16[a]**	**0.97**
財富對比平均成份_市場 (混合)	1.23	1.28	1.26	1.19	1.26	1.26	1.16	1.01	0.79
財富對比平均成份_規模暨淨值市價比 (淨化)	**1.03[a]**	**1.02[a]**	**1.02[a]**	**1.05[a]**	**1.03[b]**	**1.02**	**1.00**	**0.99**	**0.95**
財富對比平均成份_規模暨淨值市價比 (混合)	1.18	1.19	1.18	1.14	1.14	1.12	1.07	1.01	0.90
(b) 資訊電子業與非資訊電子業									
1.資訊電子：									
財富對比_市場 (淨化)	1.33	1.35	1.36	1.50	1.59	1.59	1.62	1.90	2.31
財富對比_規模暨淨值市價比 (淨化)	1.06	1.08	1.07	1.13	1.15	1.15	1.15	1.24	1.30

臺灣大學學術期刊資料庫

	上市後月數								
	1	2	3	6	7	8	12	24	36
財富對比平均成份_市場 (淨化)	1.24[a]	1.23[a]	1.23[a]	1.29[a]	1.33[a]	1.35[a]	1.30[a]	1.36[a]	1.24[b]
財富對比平均成份_規模暨淨值市價比 (淨化)	1.02	1.04	1.02	1.03	1.03	1.01	0.96	1.04	0.99
2.非資訊電子業：									
財富對比_市場 (淨化)	1.33	1.58	1.60	1.67	1.60	1.56	1.46	1.42	1.38
財富對比_規模暨淨值市價比 (淨化)	1.12	1.15	1.16	1.19	1.21	1.20	1.19	1.18	1.23
財富對比平均成份_市場 (淨化)	1.23[a]	1.34[a]	1.32[a]	1.23[a]	1.31[a]	1.33[a]	1.22[a]	1.08[a]	1.00
財富對比平均成份_規模暨淨值市價比 (淨化)	1.03[a]	1.01[a]	1.03[a]	1.06[a]	1.03[b]	1.03[b]	1.02	0.97	0.93

a：表示達 1% 的顯著水準；b：表示達 5% 的顯著水準； c：表示達 10% 的顯著水準。

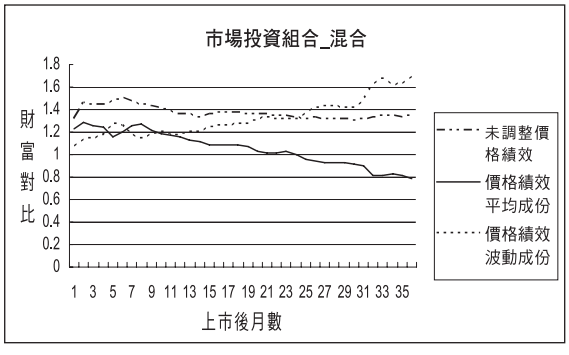
累積超常報酬係以各期間新上市股票報酬減去市場投資組合報酬之平均超常報酬累加而得；持續持有報酬是各新上市股票之持有期間報酬減去同期間市場投資組合之持有期間報酬後平均而得；財富對比係各新上市股票持有期間報酬除以參考投資組合 (市場投資組合或規模暨淨值市價比投資組合) 同期間之持有期間報酬後各樣本的平均數；財富對比平均成份則是將財富對比平均值依據幾何布朗運動之設定分離出變異數 (波動成份) 而得，可消除價格績效右偏情況。本研究分別以有剔除及無剔除最近三年新上市股票與研究期間下市或轉全額交割股票，進行投資組合報酬之計算；因此，所計算之價格績效會分別標上 (淨化) 或 (混合) 以顯示有剔除及無剔除之處理結果。資訊電子業在證券交易所產業別代號之開頭為「23」和「24」，其他業別則列為非資訊電子業。顯著性差異之檢定主要採t檢定，同時輔以無母數的 Wilcoxon Sign Rank Test，其結果大致相同不在另行表示；其中，累積超常報酬與持續持有報酬為是否異於 0 的差異性檢定，其餘則為是否異於1的差異性檢定 (採無母數檢定結果大致相似)。

有關以市場投資組合為參考投資組合所計算之財富對比，無論是未調整之價格績效或調整後之價格績效，長期價格績效仍可發現新上市偏誤的影響。這一現象可由上市後第十二個月、第二十四個月與第三十六個月，以淨化之市場投資組合與混合之市場投資組合所計算財富對比值差異程度加以佐證；而且，就算是將波動成份抽離以排除右偏偏誤的影響，此一現象仍然存在。不過，當以規模暨淨值市價比投資組合為參考投資組合來計算財富對比時，長期價格績效受新上市偏誤的影響就小多了(註[14])，尤其是調整後的價格績效。此外，以財富對比作為價格績效衡量 (無論有無調整)，會出現長期價格績效相較於上市第一年呈現下降的情況，尤其以市場投資組合為參考投資組合之財富對比更是有長期價格績效嚴重衰退的現象；總之，與上述的累積超常報酬與持續持有報酬一樣，長期價格績效衰退的情況主要還是出現在參考投資

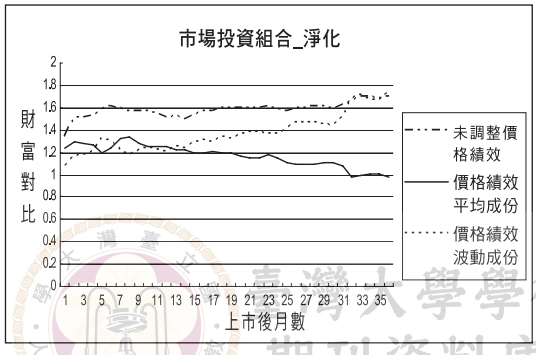
註[14] 此一結果與 Brav 與 Gompers (1997) 的實證發現有關。依據 Brav 與 Gompers (1997) 指稱，新上市股票的超常報酬主要出現於規模小及淨值市價比低的公司，如果新上市公司是呈現某些規模與淨值市價比的特徵，則以規模暨淨值市價比投資組合為參考投資組合所計算之價格績效能降低新上市偏誤看來，新上市股票超常報酬與某些規模與淨值市價比之分組有關；只是，本研究並未發現新上市公司集中於規模小且淨值市價比低的分組 (基於縮減篇幅未將此項分析列入)。

組合無剔除新上市股票 (混合)，亦即與新上市偏誤的發生有關。另外一項值得注意的情況是，當以規模暨淨值市價比投資組合為參考投資組合所計算的財富對比值，尤其是淨化後的參考投資組合，上市初期的財富對比值 (W) 為 1.02~1.05 (均達 1% 顯著水準)，亦即初期超常報酬為 2%~5%，變得相當小；同時，以上市後第十二個月、二十四個月與三十六個月之財富對比值為 0.95~1.0 (經檢定未顯著異於 1) 來比較，長期價格績效相對於初期而言，並沒有嚴重的衰退現象。這一情況亦符合 Brav 與 Gompers (1997) 的發現，即新上市股票鉅額的初期報酬及長期價格績效下降和規模效果與淨值市價比效果有關。可見就參考投資組合的選定而言，規模暨淨值市價比投資組合較市場投資組合更合適作為價格績效評量基準。

為了更清楚顯示價格績效衡量受變異數影響的情形，另外以圖 1 呈現新上市股票未調整之價格績效、調整後之價格績效與價格績效波動成份上市後三年的趨勢及其關連。圖 1 (a) (b) 分別是以混合與淨化之市場投資組合做為參考投資組合所衡量之未調整之價格績效、調整後之價格績效與價格績效波動成份趨勢圖。就圖 1 (a) 而言，未調整之價格績效於上市初期即上升到最高峰的 W=1.496 (財富對比平均數)，接著緩慢下降後維持在 W=1.33 左右 (亦即超常報酬約為 33%)，大致上與累積超常報酬和持續持有報酬衡量的結果差不多。但是，如果把波動成份由財富對比平均數移除，則調整後的價格績效趨勢線顯示績效在達到高峰 (W 約為 1.26) 後即明顯的下滑，甚至 W 值滑落到 1 以下 (上市後 36 個月之 W=0.79)，出現長期價格績效嚴重衰退的情況，這也顯示以累積超常報酬、持續持有報酬甚或財富對比等衡量方式作為長期價格績效的衡量都具有右偏的現象。反觀圖 1 (b)，當參考投資組合剔除最近三年新上市或研究期間下市或轉全額交割之股票，所衡量的未調整與調整後價格績效比不剔除的處理方式，整體有往上移的情況，所以調整後之價格績效雖然也在上市初期的高峰後出現明顯滑落的現象，不過，最後是維持在 W=1 左右。至於，圖 1 (a) (b) 中的波動成份趨勢線大致相似。

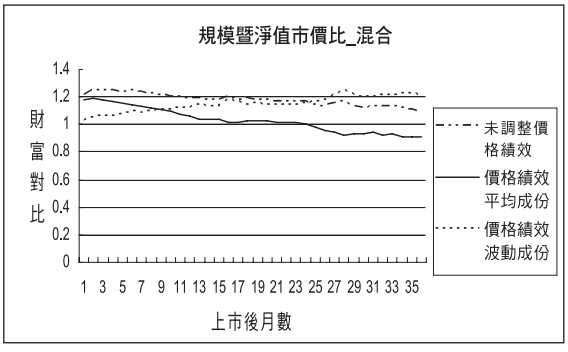


(a)

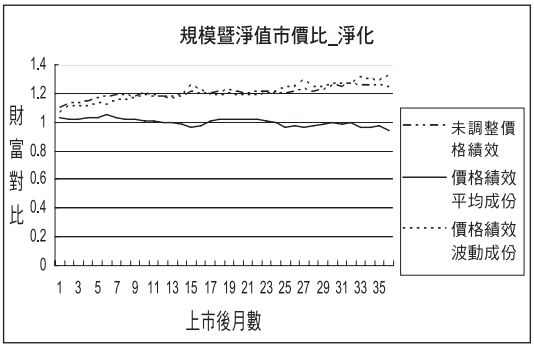


(b)

臺灣大學學術期刊資料庫



(c)



(d)

圖 1 新上市股票未調整價格績效 (價格績效平均數)、價格績效平均成份與價格績效波動成份之比較

以混合與淨化之規模暨淨值市價比組合做為參考投資組合之分析列於圖 1(c) (d)。圖 1 (c) 中未調整之價格績效與調整後之價格績效的趨勢與圖 1 (a) 很相似，只是圖 1 (c) 中未調整之價格績效整體 W 值下降約 0.2。非常有意思的是，圖 1 (d) 以淨化之規模暨淨值市價比投資組合為參考投資組合，調整後之價格績效呈現上市後三年內之財富對比平均成份是在 1 值附近；其中，上市的第一年都略高於 1，以上市後的第六個月為高峰 (W=1.05)，上市後的第二年則是緊貼著 1 值上下，第三年雖降到 1 值以下，但也仍然多緊貼著 1。由圖 1 (c) (d) 的比較顯示，參考投資組合無論有無淨化，所衡量價格績效之波動成份趨勢線大致相似，不過與圖 1 (a) (b) 中的波動成份相比則是下降許多。總而言之，由圖 1 之比較中可明顯知道，當價格績效波動成份遠大於 1 時，以財富對比平均值作為價格績效的表示會受到嚴重扭曲。

表 2 (b) 與圖 2 則是以資訊電子業與非資訊電子業分組比較其未調整和調整後之價格績效與價格績效波動成份。以市場投資組合為參考投資組合所衡量之價格績效，資訊電子業之價格績效波動成份在上市後的前六個月明顯地小於非資訊電子業，但是自上市一年後則逐漸高於非資訊電子業 (圖 2 (a)、(b)) 。以分離出波動成份影響之調整後價格績效來比較，資訊電子業自上市至上市後三年的期間內，調整後價格績效之 W 值大致平穩地維持在 1.2~1.4 之間 (均達 1% 顯著水準)；反觀非資訊電子業的調整後價格績效，自上市初期 W 值最高 1.3 左右逐漸下降，最後降至約為 1，呈現長期價格績效衰退的現象。

另外，以規模暨淨值市價比投資組合為參考投資組合衡量之價格績效進行比較，資訊電子業之價格績效波動成份在上市後的前六個月也是明顯地小於非資訊電子業，不過，上市一年後兩組間價格績效波動成份水準則大致相當 (圖 2 (c)、(d))。資訊電子業調整後之價格績效在上市後的前十七個月 W 值係貼著 1 值，不過此後調整

臺灣大學學術典藏資料庫

後之價格績效值則明顯高於 1 (W 值最高到 1.15)，也就是長期之價格績效有較佳的表現；至於非資訊電子業調整後之價格績效，上市後的前一年 W 值均高於 1，最高為 1.05 (上市後第6 個月)，上市後的第二年 W 值則緊貼著1 上下移動，上市第二年後呈現下滑而低於 1 (W 值最低到 0.92)。綜合前述分析，上市初期資訊電子業價格績效波動成份明顯地低於非資訊電子業，而非資訊電子業長期價格績效表現較差甚至呈現衰退的現象。

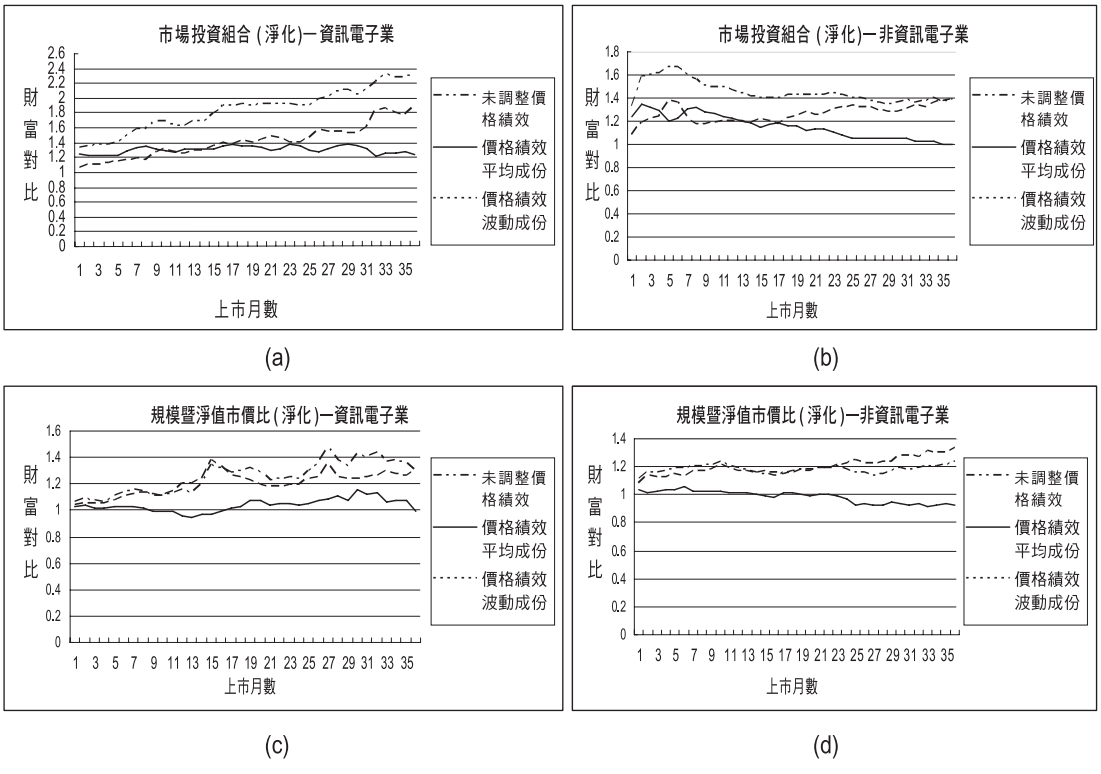


圖 2 資訊電子業與非資訊電子業新上市股票未調整價格績效 (價格績效平均數)、價格績效平均成份與價格績效波動成份之比較

本研究期間中，承銷定價方式於民國 83 年 3 月 8 日實施修訂後之「證券承銷或再行銷售有價證券處理辦法」而有重大變革；同時，相較於民國 78 年至 83 年，自民國 84 年至研究期間截止的 (民國 90) 年這一段期間，新上市平均月超常報酬率明顯的下降。這些跡象顯示，民國 84 年前後之研究期間可能存在著結構性變化。經由分析顯示，初期超常報酬現象主要發生於研究期間前期的非資訊電子業，而研究期間後期

臺灣大學學術期刊資料庫

無論資訊電子業或非資訊電子業均無顯著初期超常報酬現象 (註[15])，此一結果可能意味著加入新的承銷價格訂定方式後，使得發行市場較能反應市場訊息 (尤其針對非資訊電子業)，或者也表示本研究期間後期的股市投資人相較於前期越趨成熟？這都還需要有更進一步的證據來支持。

二、新上市股票雜訊交易之再驗證

為了驗證上市初期 (主要觀察上市後前 6 個月) 雜訊交易的存在，本研究分別以代表整體股市、股票發行市場與個別新上市股票雜訊交易盛行程度之指標作為分類準則，比較財富對比平均成份與波動成份之趨勢變化。不過，基於前一節的實證結果，本節僅以規模暨淨值市價比投資組合為參考投資組合所衡量之價格績效進行分析。同樣地，基於資訊電子業與非資訊電子業的差異，我們亦以此分組呈現分析之結果，分別列於圖 3 與圖 4，表 3 則是差異檢定結果。

(一) 整體股市之雜訊交易分析

根據之前所論及，當股市充斥著雜訊交易時，股市週轉率會較高；反之，則較低。本研究以研究期間整體股市月週轉率所形成數列之中位數分成高週轉率與低週轉率時期，分別代表股市雜訊交易盛行與非盛行時期，以比較兩期間新上市股票的價格績效平均成份與波動成份。圖 3 (a) 與圖 4 (a) 分別為非資訊電子業與資訊電子業在股市高、低週轉率時期調整後之價格績效與其波動成份的趨勢圖。就非資訊電子業而言，表 3 與圖 3 (a) 顯示，非資訊電子業公司於高週轉率時期上市的前六個月，調整後價格績效維持在 1.1 左右，波動成份則是約為 1.2；相對的，低週轉率時期相同期間調整後之價格績效則是緊貼著 1，因此低於高週轉率時期約達 10%，而波動成份則多在 1.03 左右。表 3 的檢定結果顯示，新上市前六個月無論是調整後價格績效或其波動成份，高週轉率時期上市都高於低週轉率時期上市，其差異具顯著性。

至於資訊電子業，表 3 與圖 4 (a) 中，高週轉率時期上市的資訊電子業公司，上市初期調整後價格績效大致維持在 1.1，而低週轉率時期上市之同產業公司在同一時期的調整後價格績效則多在 1 附近；至於價格績效波動成份，兩分組在上市初期的各期大致相當。表 3 顯示的差異檢定結果，兩分組在上市初期多數月份調整後之價格績效與其波動成份並未同時具顯著差異。

所以，就非資訊電子業的新上市股票而言，高週轉率時期上市是有較明顯的雜訊交易存在，並影響著上市初期的價格績效及其波動，然而低週轉率時期上市的初期則是無明顯雜訊交易發生。至於資訊電子業，就高、低週轉率時期上市的比較，並未

註[15] 基於篇幅考量，本文未將分析結果顯示出來，如果需要作者可以提供；至於，不同承銷方式對於新上市股票月超常報酬或價格績效的影響已不在本文探討範圍。

臺灣大學學術期刊資料庫

發現雜訊交易存在的現象。

(二) 新上市股票發行市場之雜訊交易分析

本研究針對台灣新上市股票之超常報酬往往有長達一、二個月之「蜜月期」的類似新上市股票的旺季現象，引申為非理性的一時風潮來探討，即新上市股票的旺季現象係與雜訊交易的頻仍有關。圖 3 (b) 與圖 4 (b) 分別是非資訊電子業與資訊電子業於上市淡、旺季時期上市後一年之價格績效平均成份與價格績效波動成份趨勢圖。

表 3 與圖 3 (b) 中，非資訊電子業在發行旺季上市初期的價格績效平均成份介於 1.06~1.1 之間，而發行淡季上市初期則是在 1 附近。至於波動成份，發行旺季上市的初期介於 1.1~1.19 高於發行淡季上市的初期介於 1.05~1.09。表 3 的檢定結果顯示，發行旺季上市前 5 個月的調整後價格績效與波動成份都同時顯著高於發行淡季上市。由上述分析中展現雜訊交易對於發行旺季上市股票的影響。

不過，不像非資訊電子業，資訊電子業在發行淡、旺季上市初期的調整後價格績效並無顯著差異且均維持與參考投資組合報酬相當的水準，而波動成份產生的差異證據力也不夠，參考表 3 與圖 4 (b)。所以，對資訊電子業新上市公司所作的分析，無法顯現雜訊交易的存在。

(三) 新上市股票公司屬性之雜訊交易分析

基於新上市股票申購的中籤率及上市時的公司規模與雜訊交易產生之程度有關，因此本節以此兩項公司特徵指標作為分組，驗證雜訊交易的存在與影響。非資訊電子業與資訊電子業兩個次樣本，依各新上市股票申購中籤率高低分組所描繪的價格績效平均成份與波動成份的趨勢圖，列於圖 3 (c) 與圖 4 (c)。

由圖 3 (c) 與表 3 的結果比較，非資訊電子業中，低中籤率之新上市股票上市初期的價格績效顯著高於高中籤率之新上市股票，其間的差距達 10% 左右；同樣地，低中籤率之新上市股票在上市後前六個月的財富對比波動成份亦顯著高於高中籤率之新上市股票。可見非資訊電子業新上市股票申購的低中籤率，乃反應雜訊交易者踴躍參與其中，且延伸至上市初期的股票交易。至於資訊電子業中低中籤率的新上市股票於上市後的前 2 個月，財富對比平均成份高於高中籤率新上市股票的顯著水準達 10%，不過，其餘上市初期各月則無顯著差異，而高、低中籤率的新上市股票之價格績效波動成份則是上市後的六個月都無顯著差異。所以，對於資訊電子業高、低中籤率新上市股票的分析，無法明確認定雜訊交易的存在。

非資訊電子業與資訊電子業兩個次樣本，以上市時規模作為上市初期雜訊交易程度嚴重與否之區分所進行的價格績效平均成份與波動成份比較，分別列於圖 3 (d) 與圖 4 (d)，差異之檢定結果參見表 3。圖 3 (d) 中顯示，非資訊電子業上市時屬於小規模股票之上市初期價格績效平均成份 (大約為 1.1) 顯著高於上市時分屬大規模之股票 (大約為 1)；同時，小規模股票上市初期的價格績效波動成份亦顯著高於大規模股

臺灣大學學術期刊資料庫

票。顯然，雜訊交易比較明顯存在於小規模新上市股票的交易中。圖 4 (d) 中，資訊電子業股票上市後的前 6 個月，大規模與小規模公司的價格績效平均成份大致相同，雖然上市初期有 3 個月小規模公司之價格績效波動成份顯著高於大規模公司，不過顯著水準不高。大致而言，由上市時大、小規模分組的分析與比較，無法有足夠的證據證明雜訊交易的存在。

上述各項雜訊交易對新上市股票影響的驗證，於非資訊電子業中多能獲得支持，然而，資訊電子業的新上市股票則無法明確證實雜訊交易的存在。此一結果正好與樣本敘述性分析中所提及的臆測一致，亦即資訊電子業的公司多屬規模較大、發行價較高等特性，散戶投資人較少，所以雜訊交易程度也就較不嚴重。

伍、結論

過去對於新上市股票是否存在雜訊交易之研究，多著重在新上市股票的價格績效，尤其是價格績效型態受雜訊交易的影響。當新上市股票正的鉅額初期超常報酬伴隨著長期價格績效的衰退時，即意味著上市初期的超常報酬係由當時雜訊交易之盛行所致，可是此一價格績效型態亦可能與許多研究指出新上市股票上市後營運績效衰退有關，所以不能作為明確的證據；另外，長期價格績效的衡量方式仍存在著一些爭議與問題。本文藉由迴避一些衡量偏誤以衡量新上市股票的價格績效，並同時驗證雜訊交易與上市初期價格績效平均成份及價格績效波動成份的關連以獲得雜訊交易存在更明確的證據。

本研究發現新上市股票價格績效的衡量，確實會受到一些偏誤的影響。經由分離出價格績效波動成份以消弭右偏現象後，發現價格績效平均成份在上市後的三十六個月內大致上都貼著 1；換句話說，上市初期雖有超常報酬但程度並不大 (約為 5%)，而長期價格績效也沒有一般指稱的嚴重衰退現象。就時間序列而言，研究期間前期上市之股票具有頗佳的長期價格績效，研究期間後期上市的股票，其長期價格績效則與規模暨淨值市價比參考投資組合相當。當進一步檢視各雜訊交易指標對新上市股票價格績效的影響。結果顯示非資訊電子業公司是在整體股市高週轉率時或發行旺季時上市、上市時是屬於小規模公司或中籤率偏低者，上市初期的雜訊交易會較盛行，檢驗結果證實上市初期之價格績效平均成份與波動成份的確都顯著比較高，證明了雜訊交易的存在。但是，對資訊電子業新上市股票進行的檢驗，卻無法證實雜訊交易的存在，根據資訊電子業之公司屬性推論，此一結果應該與資訊電子業之投資人中散戶投資人所佔比率較少有關。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3 上市初期雜訊交易對價格績效平均成份與價格績效波動成份影響之檢定

		上市後月數											
價格績效		1		2		3		4		5		6	
非資訊電子業													
週轉率													
高	平均成份	1.08	(2.62[a])	1.06	(2.36[b])	1.07	(2.10[b])	1.08	(1.79[c])	1.11	(2.17[b])	1.12	(2.11[b])
低	平均成份	1.01		1.01		1.02		1.02		0.99		1.02	
高	波動成份	1.12	[9.19[a]]	1.20	[8.58[a]]	1.18	[4.11[a]]	1.17	[2.89[a]]	1.18	[2.62[a]]	1.17	[3.40[a]]
低	波動成份	1.01		1.01		1.03		1.04		1.08		1.03	
上市淡、旺季													
旺季	平均成份	1.07	(1.87[c])	1.06	(1.97[b])	1.08	(2.49[b])	1.08	(2.05[b])	1.09	(1.82[c])	1.10	(1.78[c])
淡季	平均成份	1.00		0.97		0.98		1.00		1.01		1.01	
旺季	波動成份	1.10	[2.51[a]]	1.16	[2.09[a]]	1.16	[2.17[a]]	1.16	[2.16[a]]	1.19	[2.13[a]]	1.15	[1.43]
淡季	波動成份	1.05		1.09		1.07		1.07		1.07		1.08	
中鋸率													
高	平均成份	0.98	(3.76[a])	0.98	(3.42[a])	0.99	(2.89[a])	1.00	(4.23[a])	1.00	(1.97[b])	1.01	(2.39[b])
低	平均成份	1.12		1.10		1.11		1.10		1.10		1.13	
高	波動成份	1.01	[9.59[a]]	1.01	[7.44[a]]	1.03	[4.75[a]]	1.04	[3.28[a]]	1.08	[2.57[a]]	1.05	[2.25[a]]
低	波動成份	1.12		1.20		1.19		1.18		1.20		1.18	
市值規模													
小	平均成份	1.07	(1.71[c])	1.05	(1.82[c])	1.06	(1.70[c])	1.09	(1.86[c])	1.09	(1.48)	1.11	(1.69[c])
大	平均成份	1.01		1.00		1.00		1.00		0.99		1.01	
小	波動成份	1.11	[2.29[a]]	1.19	[2.32[a]]	1.17	[1.74[b]]	1.16	[1.61[b]]	1.16	[1.38]	1.15	[1.54[c]]
大	波動成份	1.04		1.06		1.07		1.08		1.13		1.09	
資訊電子業													
週轉率													
高	平均成份	1.06	(1.33)	1.08	(1.13)	1.07	(1.46)	1.09	(1.96[c])	1.14	(2.49[a])	1.12	(1.53)
低	平均成份	0.99		1.00		0.96		0.95		0.93		0.96	
高	波動成份	1.04	[1.04]	1.05	[1.12]	1.04	[1.91[c]]	1.04	[2.16[b]]	1.07	[1.23]	1.10	[1.01]
低	波動成份	1.03		1.04		1.07		1.06		1.07		1.09	
上市淡、旺季													
旺季	平均成份	1.05	(0.99)	1.05	(0.58)	1.02	(0.12)	1.01	(0.26)	1.00	(0.61)	0.97	(1.14)
淡季	平均成份	1.00		1.02		1.01		1.03		1.05		1.09	
旺季	波動成份	1.03	[1.62[c]]	1.05	[1.14]	1.04	[2.21[b]]	1.03	[1.99[c]]	1.05	[1.98[c]]	1.07	[1.83[c]]
淡季	波動成份	1.04		1.05		1.07		1.06		1.09		1.11	

臺灣大學學術期刊資料庫

價格績效		上市後月數											
		1		2		3		4		5		6	
中籤率													
高	平均成份	0.99	(1.88[c])	1.00	(1.73[c])	0.98	(1.50)	1.00	(1.01)	1.05	(0.09)	1.08	(-0.30)
低	平均成份	1.07		1.08		1.06		1.04		1.00		0.98	
高	波動成份	1.03	[1.35]	1.04	[1.11]	1.05	[1.32]	1.04	[1.02]	1.06	[1.08]	1.09	[1.14]
低	波動成份	1.04		1.06		1.06		1.06		1.10		1.11	
市值規模													
小	平均成份	1.02	(0.19)	1.06	(0.80)	1.02	(0.20)	1.03	(0.37)	1.04	(0.29)	1.02	(0.06)
大	平均成份	1.03		1.02		1.01		1.01		1.02		1.04	
小	波動成份	1.03	[1.59]	1.04	[1.83[c]]	1.04	[1.90[c]]	1.03	[2.48[b]]	1.06	[1.48]	1.09	[1.52]
大	波動成份	1.04		1.05		1.07		1.07		1.09		1.10	

a：表示達 1% 的統計顯著水準。

b：表示達 5% 的統計顯著水準。

c：表示達 10% 的統計顯著水準。

資訊電子業在證券交易所產業別代號之開頭為「23」和「24」，其他業別則列為非資訊電子業。上市發行的淡、旺季係參考 Ibbotson 與 Jaffe (1975) 的做法，以研究期間各月新上市股票的平均初期報酬高低區分；上市時市場週轉率為高或低則亦參考上述的方法，以研究期間各月市場的週轉率高低區分；中籤率為發行股數除以申購股數，是申購者購得一股的機率，依樣本中籤率的中位數區分高、低；市值規模乃依上市時的市值衡量，由發行價乘以上市年底流通在外股數，以顯示上市時之規模。根據上述指標區別上市初期雜訊交易之盛行與否，分別以 t-test (小括號) 及 F-test (中括號) 檢定盛行與不盛行兩分組樣本之價格績效平均成份與價格績效波動成份是否有顯著差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

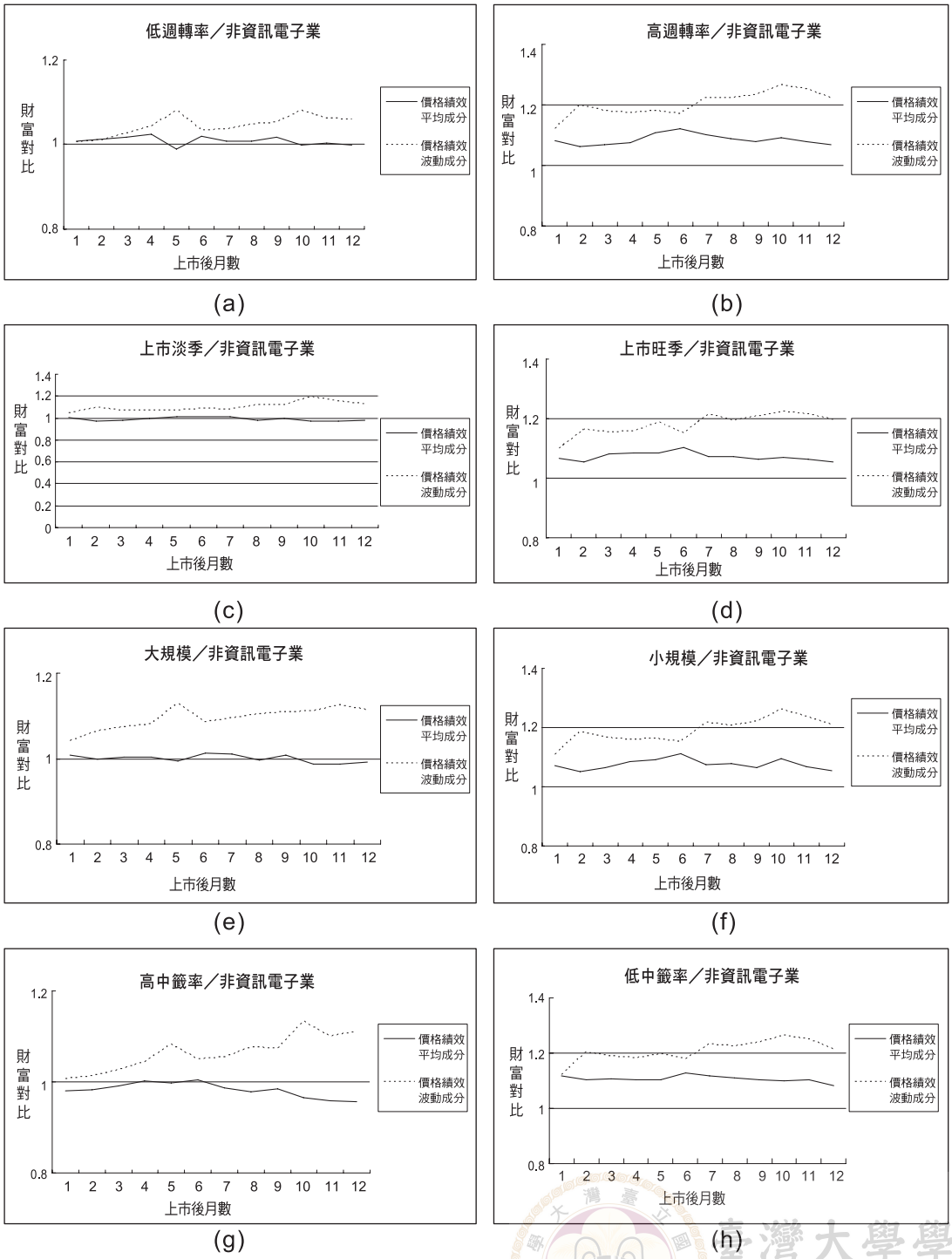


圖 3 上市初期雜訊交易之驗證—非資訊電子業

臺灣大學學術期刊資料庫

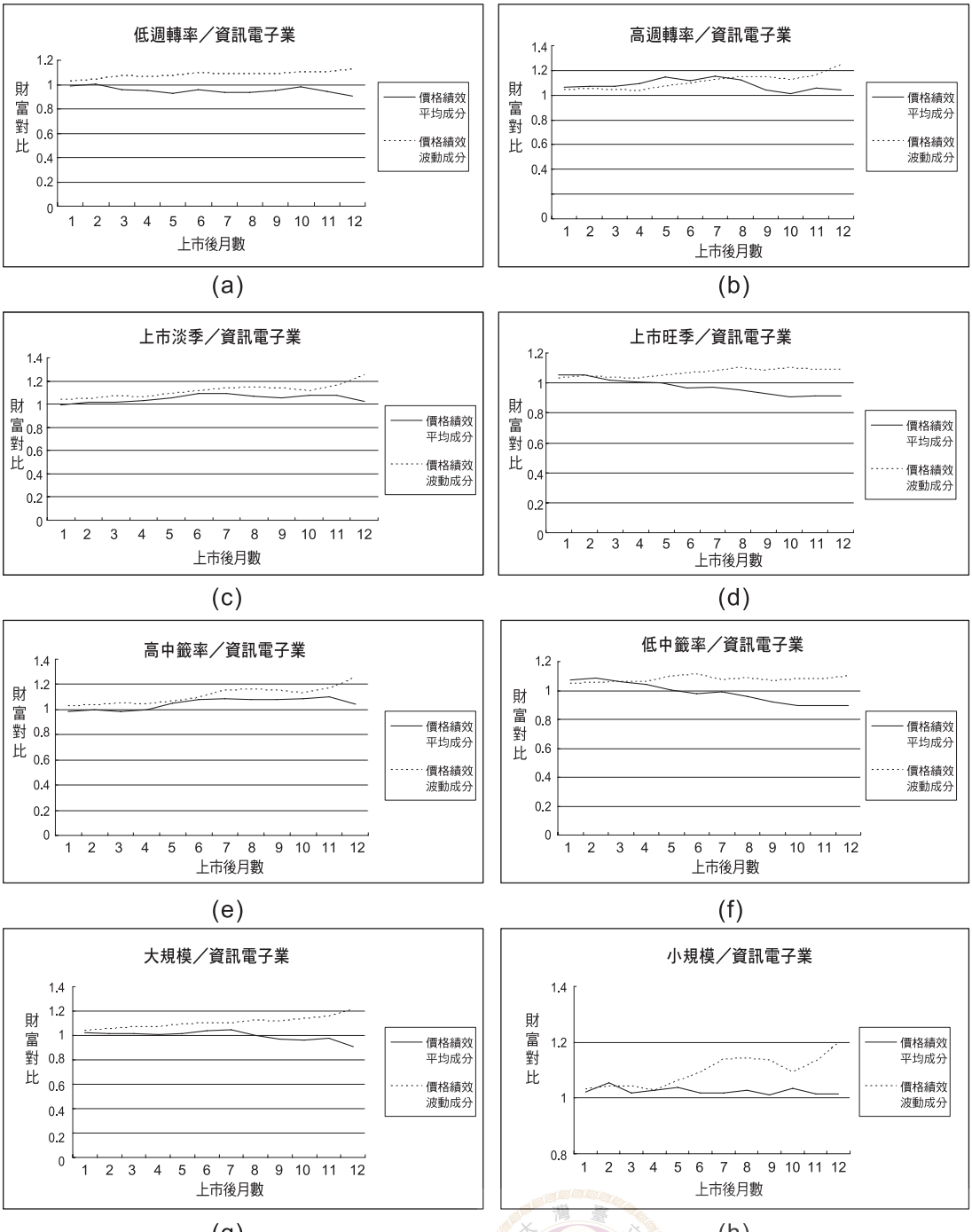


圖 4 上市初期雜訊交易之驗證—資訊電子業

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

林博泰，1991，股票首次公開發行超常報酬持久性之研究，國立台灣大學商學研究所未出版之碩士論文。

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未出版之博士論文。

————，1997，「新上市股票長期績效之實證研究」，國家科學委員會彙刊：人文及社會科學，7 卷 2 期：頁 260-275。

翁霓、劉維琪、陳隆麒，1994，「雜訊投資人主觀偏好對股價影響之實證研究」，國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學，2 卷 2 期：頁 264-285。

顏吉利、劉恩棠，1994，「論新上市股票股東之報酬：短期現象乎？長期現象乎？」，中國財務學會論文集：頁 207-229，高雄市。

Abhyankar, A., Chen, H. C., & Ho, K. Y. 2006. The long-run performance of initial public offerings: Stochastic dominance criteria. ***The Quarterly Review of Economics and Finance***, 46 (4): 620-637.

Aggarwal, R., & Rivoli, P. 1990. Fads in the initial public offering market? ***Financial Management***, 19 (4): 5-57.

Allen, D. E., Morekel-Kingsbury, N. J., & Piboonthanakiat, W. 1999. The long-run performance of initial public offerings in Thailand. ***Applied Financial Economics***, 9 (3): 215-232.

Baker, M., & Stein, J. C. 2004. Market liquidity as a sentiment indicator. ***Journal of Financial Markets***, 7 (3): 271-299.

Barber, B. M., & Lyon, J. D. 1997. Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics. ***Journal of Financial Economics***, 43 (3): 341-372.

Barber, B. M., Lyon, J. D., & Tsai, C. 1999. Improved methods for tests of long-run abnormal returns. ***Journal of Finance***, 54 (1): 165-201.

Black, F. 1986. Noise. ***Journal of Finance***, 41 (3): 529-543.

Bondarenko, O., & Bossaerts, P. 2000. Expectations and learning in Iowa. ***Journal of Banking and Finance***, 24 (9): 1535-1555.

Bossaerts, P. 1995. The econometrics of learning in financial markets. ***Econometric Theory***, 11 (1): 151-189.

Bossaerts, P., & Hillion, P. 2001. IPO post-issue markets: Questionable predictions but diligent learners? ***Review of Economics and Statistics***, 83 (2): 333-347.

Brav, A., & Gompers, P. A. 1997. Myth or reality? The long-run underperformance of

臺灣大學學術期刊資料庫

initial public offerings: Evidence from venture and nonventure capital-backed companies. ***Journal of Finance***, 52 (5): 1791-1821.

Carhart, M. M. 1997. On persistence in mutual fund performance. ***Journal of Finance***, 52 (1): 57-82.

Chen, A. 2001. The long-run performance puzzle of initial public offerings in Taiwan: Empirical findings from various models. ***Journal of Financial Studies***, 9 (3): 1-20.

Chen, A., Chiou, S. L., & Wu, C. S. 2006. The long run performance of Taiwan IPOs condition on IPO characteristics: Evidence from efficiently learning market. In G. N. Gregorious (Ed.), ***Initial public offerings: An international perspective***, 3: 29-44. London, UK: Elsevier press.

Chen, A., Hung, C. C., & Wu, C. S. 2002. The underpricing and excess returns of initial public offerings in Taiwan based on the noisy trading: A stochastic frontier model. ***Review of Quantitative Finance and Accounting***, 18 (2): 139-159.

Corhay, A., Teo, S., & Rad, A. T. 2002. The long run performance of Malaysian initial public offerings (IPOs): Value and growth effects. ***Managerial Finance***, 28 (2): 52-65.

Daniel, K., & Titman, S. 1997. Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns. ***Journal of Finance***, 52 (1): 1-33.

De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. 1990. Noise trader risk in financial markets. ***Journal of Political Economy***, 98 (4): 703-738.

Fama, E., & French, K. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. ***Journal of Financial Economics***, 33 (1): 3-56.

Ibbotson, R. G. 1975. Price performance of common stock new issues. ***Journal of Financial Economics***, 2 (3): 235-272.

Ibbotson, R. G., & Jaffe, J. F. 1975. 'Hot issue' markets. ***Journal of Finance***, 30 (4): 1027-1042.

Jain, B. A., & Kini, D. 1994. The post-issue operating performance of IPO firms. ***Journal of Finance***, 44 (5): 1699-1726.

Jakobsen, J. B., & Sorensen, O. 2001. Decomposing and testing long-term returns: An application on Danish IPOs. ***European Financial Management***, 7 (3): 393-417.

Jakobsen, J. B., & Voetmann, T. 1999. ***Volatility-adjusted performance: An alternative approach to interpret long-run returns***. Working paper no. 2000-3, Copenhagen Business School and Wharton School.

Jegadeesh, N., & Titman, S. 1993. Returns to buying winners and selling losers:

臺灣大學學術期刊資料庫

Implications for stock market efficiency. ***Journal of Finance***, 48 (1): 65-91.

Kim, J. B., Krinsky, I., & Lee, J. 1995. The aftermarket performance of initial public offerings in Korea. ***Pacific-Basin Financial Journal***, 3 (4): 429-448.

Kothari, S. P., & Warner, J. B. 1997. Measuring long-horizon security price performance. ***Journal of Financial Economics***, 43 (3): 301-340.

Kumar, A., & Lee, M. C. 2006. Retail investor sentiment and return comovements. ***Journal of Finance***, 61 (5): 2451-2486.

Lee, C. M. C., Shleifer, A., & Thaler, R. H. 1991. Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. ***Journal of Finance***, 46 (1): 75-110.

Loughran, T., & Ritter, J. R. 1995. The new issue puzzle. ***Journal of Finance***, 50 (1): 23-51.

_____ . 2000. Uniformly least powerful tests of market efficiency. ***Journal of Financial Economics***, 55 (3): 361-389.

Loughran, T., Ritter, J. R., & Kristian, R. 1994. Initial public offerings: International insights. ***Pacific-basin Finance Journal***, 2 (1): 165-199.

Lyon, J. D., Barber, B. M., & Tsi, C. L. 1999. Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns. ***Journal of Finance***, 54 (1): 165-201.

McDonald, J., & Fisher, A. K. 1972. New issue stock price behavior. ***Journal of Finance***, 27 (1): 97-102.

Reilly, F. K., & Hatfield, K. 1969. Investor experience with new stock issue. ***Financial Analysts Journal***, 25 (1): 73-80.

Ritter, J. R. 1991. The long-run performance of initial public offerings. ***Journal of Finance***, 46 (1): 3-27.

_____ . 2003. Investment banking and securities issuance. In G. M. Constantinides, M. Harris, & R. Stulz's (Eds.), ***Handbook of the economics of finance***, 5: 255-304. Amsterdam, Netherlands: Elsevier B. V.

Shleifer, A., & Summers, L. H. 1990. The noise trader approach to finance. ***Journal of Economic Perspective***, 4 (1): 19-33.

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄：財富對比平均成份與波動成份之分解

令 $m_1 = E(\frac{W_{IPO,T}}{W_{\mathrm{Re}\,f,T}})$ ， $m_2 = Var(\frac{W_{IPO,T}}{W_{\mathrm{Re}\,f,T}})$ ，根據本文(3)式與(4)式得出以下兩式：

$$e^{\mu T+\frac{\sigma^2}{2}T} = m_1 \tag{A1}$$

$$e^{2\mu T+\sigma^2 T}\times(e^{T\sigma^2}-1) = m_2 \tag{A2}$$

針對(A1) (A2)兩式取自然對數(ln)得到下式：

$$\ln(e^{\mu T+\frac{\sigma^2}{2}T}) = \ln(m_1) \tag{A3}$$

$$\ln(e^{2\mu T+\sigma^2 T}\times(e^{T\sigma^2}-1)) = \ln(m_2) \tag{A4}$$

將上式簡化如下：

$$T\mu + T\cdot\frac{\sigma^2}{2} = \ln(m_1) \tag{A5}$$

$$2T\mu + T\cdot\sigma^2 + \ln(e^{T\sigma^2}-1) = \ln(m2) \tag{A6}$$

(A6)減(A5) ×2得到：

$$\ln(e^{T\sigma^2}-1) = \ln(m2) - 2\ln(m_1)$$

$$\ln(e^{T\sigma^2}-1) = \ln\frac{m_2}{m_1^2}$$

$$e^{T\sigma^2}-1 = \frac{m_2}{m_1^2}$$

所以， $e^{T\sigma^2} = \frac{m_2}{m_1^2}+1$

$$\sigma^2 = \frac{1}{T}\ln(\frac{m_2}{m_1^2}+1) \tag{A7}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

(A7) 代入 (A5) 可得到

$$T\mu + \frac{1}{2}\ln(\frac{m_2}{m_1^2} + 1) = \ln(m_1)$$

$$T\mu = \ln(m_1) - \frac{1}{2}\ln(\frac{m_2}{m_1^2} + 1) = \ln(\frac{m_1}{\sqrt{\frac{m_2}{m_1^2} + 1}})$$

因此，

$$\mu = \frac{1}{T}\ln(\frac{m_1}{\sqrt{\frac{m_2}{m_1^2} + 1}}) \qquad \text{(A8)}$$

臺灣大學學術期刊資料庫