
以修正投資組合再檢測新上市公司股票之長期績效
A Reexamination of the Long-term Performance of IPOs with the Modification of
Portfolio Construction

陳振遠¹ 王朝仕² 湯惠雯³

(Received: May. 9, 2007 ; First Revision: Jun. 14, 2007 ; Accepted: Jul. 2, 2007)

摘要

過去對IPO公司股票長期績效之研究，大多採用市場調整模式或Fama-French三因子模式，但在其投資組合的建構過程中，並未排除IPO公司短期異常報酬的影響。因此，本研究為避免此一短期現象干擾IPO公司股票長期異常報酬之衡量，乃以修正後之投資組合建構模式，重新檢視其長期報酬之異常現象。實證結果發現，藉由長期投資組合在建構方法上之修正，明顯增加Fama-French三因子模式的解釋能力。此外，在控制動能因子與規模因子後，IPO公司之五年長期績效與配對公司相比，並無顯著低落的現象。

關鍵字：新上市公司股票、長期績效、Fama-French三因子模式、動能、流動性

Abstract

Previous studies adopted the market-adjusted model or the Fama-French three factors model to examine the long-term performance of IPOs. However, in their courses of portfolio construction, the effects of prevailing short-term abnormal return of IPOs were not eliminated. To avoid the interference from the short-term abnormal return of IPOs, we reexamine the long-term performance of IPOs with the modification of portfolio construction. Our findings suggest that we improve the explanatory power of the Fama-French three factors model on the measurement of long-term performance of IPOs under such a modified procedure. In addition, after controlling the momentum factor and the liquidity factor, we find no evidence of the underperformance of IPOs relative to their matched firms over a five-year holding period.

Keywords: initial public offerings(IPOs), Long-term performance, the Fama-French three factors model, Momentum, Liquidity

¹ 國立高雄第一科技大學企業管理所教授，作者感謝國科會補助研究經費(NSC92-2416-H-327-017)。

² 樹德科技大學金融與風險管理系助理教授

³ 正修科技大學財務金融系助理教授

1. 前言

隨著資本市場的發達，許多公司紛紛公開上市以有效籌募營運資金，而自 Ibbotson (1975) 提出初次上市公司股票 (initial public offerings, IPOs) 具有異常初始報酬之論述後，此一議題即成為實務界與學術界廣泛討論的課題。早期學者對於該異常報酬現象，多以資訊不對稱的觀點解釋發行價格為何偏低。如發行公司與承銷商之間的資訊不對稱—承銷商優勢資訊假說 (Baron, 1982)¹、投資人間之資訊不對稱—贏家詛咒假說 (Rock, 1986)²、發行公司與投資人間之資訊不對稱—資訊效果假說 (Firth, 1997)³ 等。此外，尚有法律責任假說 (Tinic, 1988)⁴ 或是承銷商進行價格安定操作 (Ruud, 1993)⁵ 等。不論形成原因為何，一般皆支持 IPO 公司股票於短期具有正向異常報酬的現象。

值得注意的是，就 IPO 的長期報酬而言，許多研究卻發現其績效有低於市場投資組合 (market portfolio) 的現象，其中 Aggarwal and Rivoli (1990) 認為造成 IPO 公司股票長期績效低落的原因，可能是投資人對於新上市股票過於狂熱，而產生的投機泡沫 (speculative bubbles) 所致。Ritter (1991) 認為投資人對於年輕公司的潛在獲利能力過份樂觀。Loughran, Ritter, and Rydqvist (1994) 更發現 IPO 公司股票長期績效不佳的現象，是普遍存在於國際間的。Ibbotson (1975) 與 Cotter (1996) 即指出 IPO 公司隨著存續時間的增長，經營日趨穩定，風險也將逐漸降低。Eckbo and Norli (2002) 發現 IPO 公司相對於配對公司而言，具有較低的財務槓桿和較高的流動性，而會有較小的風險，使得其期望報酬也較小。誠如傳統財務理論所言的，當投資人所承擔的風險愈高，其要求的報酬率亦愈高；既然 IPO 公司經營風險日益平穩，則其預期報酬率便亦下降。此外，亦有學者從公司內部組織的改變，提出對 IPO 公司股票長期績效表現的解釋原因，其認為當公司面臨初次上市時，公司的股權結構與經營權結構皆會產生變動⁶；而隨著 IPO 公司的成熟，董事會規模將愈來愈大，包含更多外部董事。此外，董事會的組成與穩定性，亦與公司績效的表現息息相關 (Brav and Gompers, 1997; Crutchley, Garner, and Marshall, 2002)。

以上為 IPO 公司後續績效改變的可能解釋，但更值得吾人注意的是，隨著股票異常

¹ 由於承銷商較發行公司了解投資人的需求，衍生資訊不對稱的現象，故公司為順利發行，便需彌補承銷商所提供的資訊，以避免因資訊不對稱所產生的道德危機。因此發行公司將承銷價格壓低，導致 IPO 後具異常初始報酬的現象。

² 依資訊擁有與否，投資人可區分為完全資訊者與不完全資訊者；前者對於發行公司的真實價值完全了解，後者則相對缺少資訊。然而，只有當完全資訊者發現承銷價格低估時，才會進行申購。相對的，若在高估承銷價的情況下，不完全資訊者申購到的機會便增加。故發行公司為提昇買氣，便會壓低承銷價格。

³ 一般投資人對於 IPO 公司的評價，大多透過公開說明書或是獲利預測。但預測並非準確，故有些公司為避免不正確的獲利預測而導致訴訟的發生，因此會主動低估本身的獲利，進一步將承銷價格壓低。

⁴ 美國證交法為保護投資人，規定發行公司須完全揭露重大資訊，而承銷商亦應負督導之責。若 IPO 後續股價發生績效不彰的現象，則發行公司與承銷商極可能因此遭受投資人控告。故為避免訴訟的發生，承銷價格便有向下調整的壓力。

⁵ 若 IPO 的發行價格高於公開市場價格，則將阻礙投資人申購的意願。故承銷商為順利發行，而進場操作 IPO 的價格，以防止 IPO 在公開市場中的價格下跌。

⁶ 如 Mak and Ong (1999) 以新加坡公司進行實證，發現在上市後公司股權與董事會結構將會變動，並指出上市後管理階層與大股東持股有明顯下降的現象。

報酬衡量方式的不同，或許會導致研究產生不同的結論。因此，有些學者認為風險因素與績效衡量方法的選擇，實為影響各種股票異常績效與統計檢定力的關鍵（Barber and Lyon, 1997；Brav, 2000；Loughran and Ritter, 2000）。換言之，在亟力探求各種 IPO 公司股票績效等議題時，實應考慮研究方法之適用與否。誠如李韻梅（2001）提及，若模式並不足以解釋 IPO 的績效時，則所謂異常報酬現象的存在性便受到質疑，且模式本身的解釋能力亦是主導實證結果正確與否的重要因素。陳安琳（1999）認為系統風險值並非固定不變，故以遞迴迴歸模式（recursive regression）衡量 IPO 公司股票績效，發現考慮系統風險的遞移，將有助於解釋 IPO 公司長期報酬為負的現象。此外，Chen, Chen, and Pan（2002）以 Fama-French 三因子模式探討 IPO 公司股票績效，結果發現過去研究出現長期報酬為負的結論，即是因為報酬衡量方式選擇的差異所產生。

雖然有關 IPO 公司股票之短期績效具有正向異常報酬的現象，各學者之研究結論相當一致，但在長期績效方面，卻仍有歧見。如夏侯欣榮（1997）支持 IPO 公司股票長期績效較市場組合報酬低落；而顏吉利、劉恩棠（1994）、李韻梅（2001）、Chen, Chen, and Pan（2002）、顧廣平（2003）等主張長期績效無顯著低落的現象。陳安琳（2001）以市場調整模式，以及僅考慮市場風險溢酬的單因子模式衡量 IPO 公司股票長期績效，發現其績效表現優於市場；但若以 Fama-French 三因子模式衡量之，卻發現 IPO 公司股票之長期績效有不佳的現象。因此，IPO 公司股票長期績效的表現究竟為何，實仍待討論。

誠如 Ibbotson（1975）等學者提出 IPO 公司具有異常初始報酬的證據，則在長期投資組合的建立上，以橫斷面的方式等權平均各公司之月報酬率，將會導致某月投資組合受到在該月進行 IPO 公司之異常報酬所影響，而使得投資組合受到干擾。換言之，在應用 Fama-French 三因子模式方面，本研究認為 IPO 公司投資組合的建立對於實證結果有著莫大的影響。故本研究在長期績效之衡量方面，為避免 IPO 公司短期異常報酬現象之干擾，嘗試將 IPO 公司首月之資料剔除在長期投資組合之外，以修正後之投資組合，進一步探討是否存在 Aggarwal and Rivoli（1990）等學者所提出之 IPO 公司股票長期績效持續低落的現象。此外，若能於 Fama-French 三因子模式中，另外控制動能因子與流動性因子，是否能更完整解釋台灣 IPO 公司報酬的現象，亦是個值得研究的課題。

除前言外，以下分別就研究方法、資料來源與基本統計量分析、實證結果等進行說明。最後，提出本研究之結論與建議。

2. 研究方法

2.1 Fama-French 三因子模式

Fama and French（1992, 1993）提出市場因子（market）、規模因子（size）、淨值市價比因子（book to market ratio）等三項因素可完整解釋股票報酬。市場因子即為市場投資組合之風險溢酬，主要係根據資本市場訂價模型（Capital Assets Pricing Model, CAPM），其認為系統風險可解釋股票之價格行為。規模因子即係依公司規模大小所建立的風險溢酬，一般認為規模較大者，其績效應較規模小者為佳；但是，亦有可能發生 De Bondt and Thaler（1985）所指出過度反應的情況（overreaction phenomenon），如 Banz

(1981) 提出市場異常現象—規模效應 (size effect)，就在說明小公司的表現較大公司為佳的現象。淨值市價比因子，主要係衡量公司帳面價值相對於市場評價之高低程度；若淨值市價比大於 1 (小於 1)，則表示市場有低估 (高估) 公司價值的現象。故淨值市價比亦有助於解釋公司股票之價格行為。

本研究以該三項影響股票報酬因素所建立的 Fama-French 三因子模式為衡量 IPO 公司異常報酬現象之基本架構，並進一步探究其與配對公司績效之差異。Fama-French 三因子模式如式 1 所示：

$$RP_i - RF_i = \alpha_0 + \beta_1(RM_i - RF_i) + \beta_2SMB_i + \beta_3HML_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中： RP_i 為樣本公司投資組合報酬率。 RF_i 為無風險資產報酬率。 RM_i 為市場投資組合報酬率， $RM_i - RF_i$ 即為市場風險因子。 α_0 為截距項，在本式中可表示為 Jensen's alpha。若 Jensen's alpha 顯著異於 0，則樣本公司投資組合即具有異常報酬的現象。 SMB_i 為資料期間之規模溢酬，係以所有上市公司當年度六月的市場價值 (股價乘以流通在外股數) 做為當年度七月至次一年度六月的規模大小之排序基礎，分為小規模公司 (small, 前 50%) 與大規模公司 (big, 後 50%)。再將小規模公司的等權平均報酬率⁷，減去大規模公司的等權平均報酬率 (small minus big, SMB)，即為三因子模式中的規模因子。 HML_i 為資料期間之淨值市價比溢酬，係以所有上市公司去年度年底的淨值市價比 (帳面價值除以市場價值) 做為當年度七月至次一年度六月的淨值市價比大小之排序基礎，分為高淨值市價比公司 (high, 前 30%)、中淨值市價比公司 (middle, 中間 40%)、低淨值市價比公司 (low, 後 30%)。再將高淨值市價比公司的等權平均報酬率，減去低淨值市價比公司的等權平均報酬率 (high minus low, HML)，即為三因子模式中的淨值市價比因子。

2.2 Fama-French 延伸模式

Carhart (1997) 認為除了 Fama-French 的三因子外，Jegadeesh and Titman (1993) 所提出的動能策略 (momentum strategy) 亦對資產報酬率具有相當的解釋能力。所謂動能策略，即是利用股票過去的表現作為選股之準則。De Bondt and Thaler (1985) 首先提出反向操作的觀念，認為股票有均數復歸 (mean reverting) 的現象，即過去表現較差的輸家 (loser)，未來可能是贏家 (winner)；而過去表現較佳的贏家，未來可能是輸家。而 Jegadeesh and Titman (1993) 以 1965 年至 1989 年之美國股市進行實證研究，卻發現過去表現較佳的贏家，未來仍是贏家；而過去表現較差的輸家，未來仍是輸家。據此合理的操作策略即投資人可藉由買進過去表現較好的股票，賣出過去表現較差的股票獲利。Loughran, Ritter, and Rydqvist (1994) 即發現公司可以跟隨動能策略，利用時機進行 IPO，以達到股東財富極大化。

此外，許多學者亦發現流動性對於資產價格具有相當的解釋能力 (Brennan and

⁷ Fama and French (1993) 係以加權平均的方式計算市場投資組合，而規模因子與淨值市價比因子投資組合的計算則採等權平均的方式；Brav and Gompers (1997) 更分別以等權平均與加權平均等方式計算，但發現實證結果差異不太。因此，本研究除了市場投資組合報酬率採加權平均的方式計算外，其他投資組合皆以等權平均的方式計算。

Subrahmanyam, 1996; Datar, Naik, and Radcliffe, 1998; Brennan, Chordia, and Subrahmanyam, 1998)。依巴塞爾銀行監管委員會 (Basle Committee on Banking Supervision, 1996) 之定義, 若市場參與者能夠迅速且巨額的完成交易, 而不會導致資產價格產生過大的波動, 則稱市場具流動性。故當投資者在進行交易時, 對於市場與價格可能產生不確定性, 即產生流動性風險 (Berkowitz, 2000)。Amati and Pfleiderer (1998) 即發現美國市場的投資者關心流動性的變化, 股票的期望報酬與其流動性有關。Eckbo and Norli (2002) 除了控制總體經濟風險因子與動能因子之外, 亦考慮了流動性因子, 以進一步探討 IPO 公司之長期績效表現。

因此, 本研究為進一步衡量 IPO 公司與其配對公司績效表現之差異, 於 Fama-French 三因模式中, 另控制動能因子與流動性因子, 分別建立 Fama-French 延伸四因子模式 A 與模式 B⁸, 如式 2 與式 3 所示:

$$RP_t - RF_t = \alpha_0 + \beta_1(RM_t - RF_t) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4MO_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中除 MO_t 以外, 其他變數皆如前述模式所定義: MO_t 為資料期間之動能溢酬, 係採 Carhart (1997) 之估計方法: 將市場中所有上市公司在某一時點前 12 個月的報酬率由大至小排序, 再以排序後在前 30% 的公司 (贏家) 之等權平均報酬率, 減去排序在後 30% 的公司 (輸家) 之等權平均報酬率, 即為動能因子之估計。

$$RP_t - RF_t = \alpha_0 + \beta_1(RM_t - RF_t) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4TO_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中除 TO_t 以外, 其他變數皆如前述模式所定義: TO_t 為資料期間的流動性溢酬, 本研究使用月週轉率 (每月交易的股數 ÷ 流通在外的股數) 為估算基礎, 計算程序與 Fama-French 的規模因子或淨值市價比相類似 (Eckbo and Norli, 2002)。即以所有上市公司當年度六月的週轉率為當年度七月至次一年度六月的流動性大小之排序基礎, 分為低週轉率公司 (low, 前 30%)、中週轉率公司 (middle, 中 40%)、高週轉率公司 (high, 後 30%)。再計算第 t 月時低週轉率公司與高週轉率公司的等權平均報酬率。最後, 以低週轉率公司的平均報酬率, 減去高週轉率公司的平均報酬率, 即為流動性因子之估計。

最後, 本研究為全面性的衡量 IPO 公司與其配對公司長期績效之差異, 於 Fama-French 三因模式中, 同時控制動能因子與流動性因子, 建立 Fama-French 延伸五因子模式, 如式 4 所示:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_1(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4MO_t + \beta_5TO_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中所有變數皆如前述模式所定義。

2.3 公司投資組合之建構

過去對 IPO 公司股票績效之研究, 大多採用市場調整模式或 Fama-French 三因子模式, 但值得注意的是, 上述模式並非以 IPO 公司為研究對象, 亦即在其投資組合的建構過程中, 並不存在 IPO 公司短期異常報酬會產生干擾之問題。

Fama and French (1992, 1993) 為找出能有助於解釋資本市場的一般風險因子, 以市場因子、規模因子、淨值市價比因子等做探討, 並以 1963 年至 1990 年之 NYSE、

⁸ 由於 Fama-French 三因子模式為本研究之基本研究架構, 故不將規模因子與市價淨值比因子分別建立模式。

AMEX，以及 NASDAQ 的公司為標的，進行橫斷面（cross-section）投資組合之建立。由於其研究標的並非新上市公司，因此沒有 Ibbotson（1975）等學者所發現 IPO 公司具有異常初始報酬的特性；因此，如果未調整原始 Fama-French 方法，而直接將其應用在 IPO 公司長期投資組合的建構上，以橫斷面的方式等權平均各公司之月報酬率，將會導致各月投資組合受到在該月進行 IPO 公司的短期異常報酬之影響，而使得投資組合受到干擾。若該投資組合所包括之公司樣本數較少，或者該月進行 IPO 的公司相對愈多時，該干擾的程度可能將更為嚴重⁹。

在長期績效之衡量方面，為避免 IPO 短期異常報酬現象之干擾，本研究乃將 IPO 公司首月之資料剔除在長期投資組合之外，並與修正前之長期投資組合之績效進行比較。而在 IPO 公司短期投資組合的建構上，由於僅考慮 IPO 當月之資料，故無上述干擾的問題。本研究期能藉由長期投資組合的建構方式，以增加實證研究模式的解釋能力，進一步釐清新上市公司的長期報酬行為。

3. 資料來源與基本統計量分析

3.1 資料來源

本研究主要在於考慮 IPO 公司短期異常現象之干擾，並修正長期投資組合的建構方式，再重新檢視 IPO 公司長期績效的表現。基於資料的可取得性與參考價值，本研究係以 1993 年至 2002 年的 IPO 公司資料進行研究。又根據 Loughran and Ritter（1995）的作法，以五年為長期績效的衡量期間，故以 1993 年 1 月至 1997 年 12 月所有於台灣證券交易所掛牌交易的 IPO 公司為研究對象，挑選符合條件者共計有 108 家¹⁰，在各樣本公司皆追蹤五年後，整體資料研究期間為 1993 年 1 月至 2002 年 11 月，共 119 個月；而配對公司的選取準則，係以與 IPO 公司為同產業，且公司規模、淨值市價比相近的已上市公司。此外，本研究首先檢視 IPO 公司的短期異常報酬之現象，以證實是否存在長期投資報酬之干擾因素。在此所稱 IPO 公司短期績效，係指其上市首月之報酬。本研究 IPO 公司樣本於各產業之分佈情形如表 1 所示，各產業所選取之 IPO 公司數目，約略相當於各產業之上市公司家數比重。

在投資組合報酬率的建構方面，樣本公司係以其月報酬率為建構基礎，而市場投資組合則以台灣發行量加權股價指數月報酬率為代理變數，無風險資產報酬率係以台灣銀行三個月定存利率為代理變數。資料來源為台灣經濟新報資料庫與台灣證券交易所。

⁹ 以迴歸分析為例，當樣本中若包括離群值（outlier）時，必然會造成迴歸結果之偏誤，且隨著樣本數相對愈小，或離群值愈多時，該偏誤將愈趨嚴重。

¹⁰ 本研究樣本選取標準為：1.不屬於經營特殊之行業，如金融、壽險、產險、證券事業與國營事業單位等。2.本研究所稱新上市股票，係以第一次上市公司為研究對象，故不包含現金增資與由上櫃轉上市之股票。3.樣本公司應有五年完整的所需資料。

表 1 IPO 公司之產業之分佈

本研究之總研究期間為 1993 年 1 月至 2002 年 11 月，共 119 個月。基於以五年為長期績效衡量期間之考量，故本研究之實證研究對象選自 1993 年 1 月至 1997 年 12 月所有於台灣證券交易所掛牌交易的 IPO 公司，挑選符合條件者共計有 108 家。

產業	水泥	食品	塑膠	紡織	電機	電器	化學	鋼鐵	汽車	電子	營建	運輸	百貨	其他	合計
家數	1	3	1	10	10	3	5	7	2	36	13	6	2	9	108
比重(%)	0.9	2.8	0.9	9.3	9.3	2.8	4.6	6.5	1.9	33.3	12.0	5.6	1.9	8.3	100.0

3.2 基本統計量分析

3.2.1 變數特徵分析

由基本統計量（表 2）可知，本研究實證研究對象雖然為 108 家，但在樣本期間 60 個月內，IPO 公司首月投資組合各僅有 43 筆，顯示出並非每個月皆有公司上市。在投資組合平均報酬率方面，就短期而言，IPO 公司與配對公司首月投資組合平均報酬率之差距為 19.34%（=20.92%-1.58%）；但就長期報酬而言，IPO 公司與配對公司投資組合平均報酬率之差距為 2.24%（=2.60%-0.36%）。若進一步考慮剔除首月之影響，則 IPO 公司與配對公司修正後投資組合之長期平均報酬率之差距為 0.48%（=0.83%-0.35%）。由此可知，隨著投資組合報酬率之計算基礎由短期轉為長期，尤其是在剔除首月之影響後，IPO 公司與配對公司投資組合平均報酬率之差距有進一步縮小的現象。換言之，此即顯示 IPO 公司之績效，不論就短期或長期報酬而言，雖皆較配對公司為佳，但 IPO 公司的長期績效已有逐漸持續下滑之傾向。此外，吾人發現各期間 IPO 公司投資組合平均報酬率皆較市場投資組合高，初步顯示 IPO 公司之績效有超越市場（beat the market）的現象。而無風險利率平均維持在 0.43%，標準差僅 0.11，無風險利率之波動程度相對極其微小，應符合無風險之意義。

再者，IPO 公司投資組合報酬率之標準差，亦隨著投資組合報酬率之計算基礎由短期轉為長期，尤其是在剔除首月之影響後，呈現波動大幅度減少之現象；顯示隨著 IPO 公司經營日久，營運漸上軌道，使得 IPO 公司之股價波動程度減緩，進一步導致投資人要求之報酬率下降，該結果亦呼應前述 IPO 公司長期績效逐漸持續下滑的現象。反觀配對公司，其投資組合報酬率之標準差在各期間皆保持相當平穩的現象，表示本研究配對公司之選取符合常理。

平均而言，規模因子與淨值市價比因子皆為正數，符合預期，表示在本研究期間，小規模公司之投資組合報酬率較大規模者為高，支持 Banz (1981) 的規模效應；而高淨值市價比的公司投資組合報酬率較低淨值市價比者為高，顯示當市場低估（高估）公司股價時，預期後續會有較高（較低）的報酬。動能因子顯示贏家與輸家之平均差距為 4.63%，顯示過去表現較佳的贏家，未來仍是贏家；而過去表現較差的輸家，未來仍是輸家。流動性因子平均亦為正數，表示平均而言，低週轉率投資組合報酬率較高週轉率者為佳，符合預期；換言之，週轉率愈高，則股票流性風險愈低，其預期報酬亦愈低。

表 2 基本統計量

本研究之總研究期間為 1993 年 1 月至 2002 年 11 月，共 119 個月。基於以五年為長期績效衡量期間之考量，故本研究之實證研究對象選自 1993 年 1 月至 1997 年 12 月所有於台灣證券交易所掛牌交易的 IPO 公司，挑選符合條件者共計有 108 家。1993 年 1 月至 1997 年 12 月並非每個月皆有公司上市，故 IPO 公司與配對公司之首月投資組合各僅有 43 筆，而追蹤五年後，IPO 公司與配對公司之投資組合各有 117 筆；在剔除各公司首月之觀察值後，IPO 公司與配對公司之投資組合則各有 116 筆。

變數	觀察值	平均數 (%)	中位數 (%)	標準差 (%)	極大值 (%)	極小值 (%)
IPO 公司首月投資組合報酬率(RP_{SIPO})	43	20.9237	13.3000	32.3703	142.2800	-15.8900
配對公司首月投資組合報酬率(RP_{SMATCH})	43	1.5804	0.8200	10.3344	27.1800	-21.8325
IPO 公司未修正投資組合長期報酬率(RP_{LIPO})	117	2.6045	1.9168	13.1758	97.6500	-19.3666
配對公司未修正投資組合長期報酬率(RP_{LMATCH})	117	0.3569	-0.1986	9.1061	32.6829	-19.1789
IPO 公司修正投資組合長期報酬率(RP_{LIPOA})	116	0.8334	1.2171	8.9133	30.2353	-19.6049
配對公司修正投資組合長期報酬率($RP_{LMATCHA}$)	116	0.3468	-0.4690	9.1389	32.6829	-19.3260
市場投資組合報酬率(RM)	119	0.6977	-0.7400	9.5372	39.4300	-19.3500
無風險利率(RF)	119	0.4312	0.4583	0.1163	0.5625	0.1413
規模因子(SMB)	119	0.5306	0.5001	4.2318	14.5624	-14.2517
淨值市價比因子(HML)	119	2.1050	1.6971	5.6991	25.4705	-16.0087
動能因子(MO)	119	4.6299	3.8861	5.8856	17.8933	-6.8682
流動性因子(TO)	119	0.4092	0.8380	6.5527	16.3027	-27.5172

3.2.2 相關係數分析

就短期績效(表 3)而言，IPO 公司投資組合報酬率，與市場投資組合報酬率、淨值市價比因子呈顯著正向關係，與規模因子呈不顯著負向關係。再者，動能因子與 IPO 公司投資組合報酬率亦無顯著關係。此外，流動性因子與 IPO 公司投資組合報酬率呈不顯著正向關係，但與配對公司投資組合報酬率則呈顯著負向關係。

就長期績效(表 4)而言，各變數間的相關係數皆有明顯的變化。首先，IPO 公司投資組合報酬率與市場投資組合報酬率呈顯著正向關係，且該關係較短期有更進一步的提昇。再者，IPO 公司投資組合報酬率與流動性因子呈顯著負向關係。若將 IPO 首月剔除在投資組合之外(表 5)，進行投資組合之修正，則 IPO 公司投資組合報酬率與市場投資組合報酬率間呈顯著正向關係，且顯得更密切，相較於配對公司投資組合報酬率與市場投資組合報酬率間的相關係數，極為接近；顯示投資組合在修正後，IPO 公司的長期績效表現與市場的關係(0.8366)，和配對公司與市場的關係(0.8380)無異。此外，動能因子與 IPO 公司投資組合報酬率的關係，隨著投資組合的修正，亦由正向關係轉為負向關係，但未達統計上的顯著性。

然而有趣的是，在短期下，IPO 公司投資組合報酬率與配對公司投資組合報酬率之間的相關係數僅為 0.1947，且未達任何統計上的顯著性；但在長期下，兩者之間卻達到顯著正相關(0.6233)，尤其在修正長期投資組合後，相關係數更高達 0.9447，達到顯著水準 1%。表示 IPO 公司上市初期的績效表現與配對公司有所區隔，但隨著經營日久，

兩者的績效的相關性亦隨之提昇；特別是在修正長期投資組合後，更是如此。此即呼應本研究提出 IPO 公司首月報酬率會造成其長期投資組合報酬率之偏誤，故 IPO 公司長期投資組合之建構，應剔除短期異常報酬的干擾，以進一步探求 IPO 公司長期績效是否存在低落的現象。

表 3 投資組合之短期績效 Pearson 相關係數

本研究之總研究期間為 1993 年 1 月至 2002 年 11 月，共 119 個月。基於以五年為長期績效衡量期間之考量，故本研究之實證研究對象選自 1993 年 1 月至 1997 年 12 月所有於台灣證券交易所掛牌交易的 IPO 公司，挑選符合條件者共計有 108 家。1993 年 1 月至 1997 年 12 月並非每個月皆有公司上市，故 IPO 公司與配對公司之首月投資組合各僅有 43 筆，而追蹤五年後，IPO 公司與配對公司之投資組合各有 117 筆；在剔除各公司首月之觀察值後，IPO 公司與配對公司之投資組合則各有 116 筆。

變數	RP _{SIPO}	RP _{SMATCH}	RM	RF	SMB	HML	MO	TO
RP _{SIPO}	1.0000							
RP _{SMATCH}	0.1947	1.0000						
RM	0.4175***	0.4863***	1.0000					
RF	0.0230	-0.3972***	-0.0274	1.0000				
SMB	-0.1995	-0.0325	-0.5520***	-0.1151	1.0000			
HML	0.3361**	0.1751	0.1819	-0.2126	-0.4569***	1.0000		
MO	0.1935	0.1598	0.1259	0.0081	-0.0695	0.1108	1.0000	
TO	0.0670	-0.2653*	-0.2590**	-0.0520	-0.0287	-0.1323	0.0889	1.0000

註：* 表示達到顯著水準 10%；**表示達到顯著水準 5%；***表示達到顯著水準 1%。

表 4 未修正投資組合之長期績效 Pearson 相關係數

本研究之總研究期間為 1993 年 1 月至 2002 年 11 月，共 119 個月。基於以五年為長期績效衡量期間之考量，故本研究之實證研究對象選自 1993 年 1 月至 1997 年 12 月所有於台灣證券交易所掛牌交易的 IPO 公司，挑選符合條件者共計有 108 家。1993 年 1 月至 1997 年 12 月並非每個月皆有公司上市，故 IPO 公司與配對公司之首月投資組合各僅有 43 筆，而追蹤五年後，IPO 公司與配對公司之投資組合各有 117 筆；在剔除各公司首月之觀察值後，IPO 公司與配對公司之投資組合則各有 116 筆。

變數	RP _{LIPO}	RP _{LMATCH}	RM	RF	SMB	HML	MO	TO
RP _{LIPO}	1.0000							
RP _{LMATCH}	0.6233***	1.0000						
RM	0.6225***	0.8333***	1.0000					
RF	0.0757	-0.0073	0.0466	1.0000				
SMB	0.0249	-0.0215	-0.3839***	-0.1093	1.0000			
HML	0.0419	0.0880	0.0081	-0.1080	0.3455***	1.0000		
MO	0.0171	-0.1146	-0.0920	-0.4861***	0.1621*	0.1558*	1.0000	
TO	-0.3428***	-0.4276***	-0.4418***	-0.0604	0.4839***	0.3702***	0.1986**	1.0000

註：* 表示達到顯著水準 10%；**表示達到顯著水準 5%；***表示達到顯著水準 1%。

表 5 修正投資組合之長期績效 Pearson 相關係數

本研究之總研究期間為 1993 年 1 月至 2002 年 11 月，共 119 個月。基於以五年為長期績效衡量期間之考量，故本研究之實證研究對象選自 1993 年 1 月至 1997 年 12 月所有於台灣證券交易所掛牌交易的 IPO 公司，挑選符合條件者共計有 108 家。1993 年 1 月至 1997 年 12 月並非每個月皆有公司上市，故 IPO 公司與配對公司之首月投資組合各僅有 43 筆，而追蹤五年後，IPO 公司與配對公司之投資組合各有 117 筆；在剔除各公司首月之觀察值後，IPO 公司與配對公司之投資組合則各有 116 筆。

變數	RP _{L IPOA}	RP _{L MATCHA}	RM	RF	SMB	HML	MO	TO
RP _{L IPOA}	1.0000							
RP _{L MATCHA}	0.9447***	1.0000						
RM	0.8366***	0.8380***	1.0000					
RF	-0.0743	-0.0081	0.0466	1.0000				
SMB	-0.0594	-0.0256	-0.3839***	-0.1093	1.0000			
HML	0.0925	0.0893	0.0081	-0.1080	0.3455***	1.0000		
MO	-0.0433	-0.1165	-0.0920	-0.4861***	0.1621*	0.1558*	1.0000	
TO	-0.4509***	-0.4266***	-0.4418***	-0.0604	0.4839***	0.3702***	0.1986**	1.0000

註：* 表示達到顯著水準 10%；**表示達到顯著水準 5%；***表示達到顯著水準 1%。

4. 實證結果與分析

4.1 IPO 公司投資組合之短期績效

IPO 公司與配對公司投資組合之短期績效迴歸結果如表 6 所示。觀察僅考慮市場風險因子的單因子模式之迴歸結果，發現就 IPO 公司短期績效而言，Jensen's alpha 為 19.5089%，且達到顯著水準 1%，表示其投資組合具顯著正向的異常報酬；然而，配對公司投資組合之 Jensen's alpha 卻僅為 0.7356%，且並未達到任何統計上之顯著性；換言之，以單因子而言，此即支持 IPO 公司短期下具有異常報酬的證據。然而，隨著各風險因子的控制，IPO 公司投資組合之 Jensen's alpha 有愈趨下降的現象，與預期相符；尤其在五因子模式下，Jensen's alpha 僅為 9.9035%，且未達到任何統計上之顯著性。反觀配對公司投資組合，則具有不顯著負向的 Jensen's alpha。

有趣的是，本研究發現淨值市價比因子僅顯著正向影響 IPO 公司投資組合報酬率，而規模因子則僅顯著正向影響配對公司投資組合報酬率。本研究推測，由於 IPO 公司為求成功銷售，或補償不完全資訊的投資人，可能壓低承銷價格，以致於股價於上市初期處於低估狀態，故淨值市價比因子顯著影響 IPO 公司投資組合報酬率；相對的，淨值市價比因子對配對公司投資組合報酬率的影響則不顯著。再者，IPO 公司在上市初期，規模效益可能尚未顯現，以致於規模因子對 IPO 公司投資組合報酬率的影響不顯著。

再者，不論是 IPO 公司或是配對公司，在各模式下之市場風險因子皆顯著正向影響其投資組合報酬率。表示當投資人所承擔的風險愈高時，其要求的異常報酬率亦愈高。而值得注意的是，市場風險因子對 IPO 公司投資組合報酬率的影響，為配對公司的二倍以上，表示 IPO 公司於上市初期，基於各項因素之限制，如資訊揭露之透明度、董事會穩定性、經營期間等，使得其風險較配對公司高出許多，因此風險溢酬較高。此外，動

能因子與流動性因子對各投資組合報酬率的影響，皆未達到統計上之顯著性。

最後，在模式的解釋能力方面，合理顯示出隨著風險因子的加入，判定係數亦為之提昇。但 IPO 公司投資組合在各模式下的解釋能力皆較配對公司低，惟差距並不太。例如在五因子模式下，對 IPO 公司投資組合報酬率之解釋能力為 29.33%，但對配對公司投資組合報酬率之解釋能力卻略勝一籌，為 35.63%。本研究認為，該結果應與 IPO 公司短期異常報酬現象有關，致使模式的解釋能力較不存在短期異常報酬現象的配對公司為低。

表 6 IPO 公司與配對公司投資組合之短期績效迴歸結果

本研究之總研究期間為 1993 年 1 月至 2002 年 11 月，共 119 個月。基於以五年為長期績效衡量期間之考量，故本研究之實證研究對象選自 1993 年 1 月至 1997 年 12 月所有於台灣證券交易所掛牌交易的 IPO 公司，挑選符合條件者共計有 108 家。

模式	投資組合	Jensen's alpha (%)	市場風險因子	規模因子	淨值市價比因子	動能因子	流動性因子	R^2	\bar{R}^2
單因子	IPO 公司	19.5089***	1.4259***					0.1743	0.1541
	配對公司	0.7356	0.5320***					0.2373	0.2187
三因子	IPO 公司	14.1339***	1.4677***	2.0815	3.1505*			0.2497	0.1919
	配對公司	-1.1767	0.6972***	1.2953**	0.7381			0.3410	0.2904
四因子 A	IPO 公司	13.0585**	1.3911**	1.9939	3.0867*	0.5393		0.2581	0.1800
	配對公司	-1.3069	0.6879***	1.2847**	0.7304	0.0653		0.3423	0.2730
四因子 B	IPO 公司	10.1596*	1.6608***	3.2330*	3.9322**		1.6332	0.2919	0.2174
	配對公司	-0.5302	0.6658***	1.1080*	0.6110		-0.2657	0.3520	0.2838
五因子	IPO 公司	9.9035	1.6180***	3.1360	3.8645**	0.2313	1.5490	0.2933	0.1979
	配對公司	-0.6713	0.6422***	1.0546*	0.5737	0.1274	-0.3121	0.3563	0.2693

註：* 表示達到顯著水準 10%；**表示達到顯著水準 5%；***表示達到顯著水準 1%。

4.2 IPO 公司未修正投資組合之長期績效

IPO 公司與配對公司未修正投資組合之長期績效迴歸結果如表 7 所示。觀察僅考慮市場風險因子的單因子模式的迴歸結果，就 IPO 公司而言，Jensen's alpha 為 2.1529%，且達到顯著水準 5%，雖仍顯示出其投資組合具顯著正向異常報酬，但與短期下的 19.5089 相比，差距頗大。在配對公司投資組合方面，Jensen's alpha 卻為 -0.0931%，惟並未達到任何統計上之顯著性。

值得注意的是，隨著各風險因子的控制，IPO 公司投資組合之 Jensen's alpha 有愈趨下降的現象，與預期相符。反觀配對公司投資組合，其 Jensen's alpha 皆相對微小，且未達任何統計上之顯著性。由此可知，IPO 公司之長期績效雖較短期為低，但與配對公司相比，並未有績效不佳的現象，但 IPO 公司與配對公司 Jensen's alpha 之差距確有進一步縮小的傾向。

再者，不論是 IPO 公司或是配對公司，在各模式下之市場風險因子皆顯著正向影響投資組合報酬率，且市場風險因子對 IPO 公司與配對公司投資組合報酬率影響的差距，

並不若短期模式明顯。此外，各模式之規模因子亦皆顯著正向影響 IPO 公司或配對公司投資組合報酬率，表示隨著 IPO 公司經營日久，規模效應開始顯現。在流動性因子方面，則皆顯著負向影響 IPO 公司與配對公司投資組合報酬率，但動能因子（四因子模式 A）卻僅顯著負向影響配對公司投資組合報酬率。然而，除了在三因子模式下，淨值市價比因子對配對公司投資組合報酬率之影響達到顯著水準 1% 外，其餘各模式下之淨值市價比因子對 IPO 公司與配對公司投資組合報酬率之影響皆不顯著。

最後，在模式的解釋能力方面，不論是 IPO 公司或是配對公司，相較於短期績效的模式而言，各長期績效的解釋能力皆有大幅度的提昇，其中以配對公司為甚，各模式之解釋能力皆超過 69%；尤其五因子模式對配對公司投資組合報酬率的解釋能力更高達 83.82%。但值得注意的是，IPO 公司各模式之解釋能力僅約 39% 至 50% 之間。本研究認為造成模式解釋能力上有如此大的差距，或許與 IPO 公司投資組合在長期績效的衡量方面，已受到短期異常報酬現象之干擾有關。由於 CAPM、Fama-French 三因子模式，或是延伸模式等，皆係以市場整體為基礎所衡量的風險因子，故當長期投資組合的建構受到短期異常報酬現象之干擾，各模式對該現象的解釋能力則將相對較低，此一結果已進一步支持本研究提出之論點，即在衡量 IPO 公司投資組合長期績效時，應將 IPO 公司首月之資料剔除在長期投資組合之外，以降低 IPO 公司短期異常現象的干擾，以重新檢測 IPO 公司長期績效是否持續低落之低落。

表 7 IPO 公司與配對公司未修正投資組合之長期績效迴歸結果

本研究之總研究期間為 1993 年 1 月至 2002 年 11 月，共 119 個月。基於以五年為長期績效衡量期間之考量，故本研究之實證研究對象選自 1993 年 1 月至 1997 年 12 月所有於台灣證券交易所掛牌交易的 IPO 公司，挑選符合條件者共計有 108 家。

模式	投資組合	Jensen's alpha (%)	市場風險因子	規模因子	淨值市價比因子	動能因子	流動性因子	R ²	\bar{R}^2
單因子	IPO 公司	2.1529**	0.8881***					0.3869	0.3816
	配對公司	-0.0931	0.8229***					0.6943	0.6917
三因子	IPO 公司	2.1069**	1.0722***	1.0494***	-0.2496			0.4712	0.4572
	配對公司	-0.2497	0.9581***	0.7802***	-0.1295*			0.7939	0.7884
四因子 A	IPO 公司	1.6941	1.0749***	1.0350***	-0.2609	0.0944		0.4729	0.4541
	配對公司	0.3159	0.9545***	0.8000***	-0.1141	-0.1293*		0.8006	0.7935
四因子 B	IPO 公司	1.8975**	0.9575***	1.2316***	-0.0931		-0.4686***	0.5054	0.4877
	配對公司	-0.4077	0.8715***	0.9176***	-0.0114		-0.3536***	0.8345	0.8286
五因子	IPO 公司	1.2720	0.9573***	1.2165***	-0.1043	0.1413	-0.4854***	0.5092	0.4871
	配對公司	0.0185	0.8716***	0.9279***	-0.0037	-0.0963	-0.3421***	0.8382	0.8309

註：* 表示達到顯著水準 10%；**表示達到顯著水準 5%；***表示達到顯著水準 1%。

4.3 IPO 公司修正投資組合之長期績效

由於本研究在短期績效之衡量方面，已支持 IPO 公司投資組合績效具有短期異常報酬之現象，且其表現較配對公司投資組合為佳。據此，本研究在長期績效的衡量方面為

避免 IPO 公司短期異常報酬現象之干擾，乃將 IPO 首月報酬率剔除在投資組合之外，以修正後之長期投資組合，進一步驗證 IPO 公司的長期績效是否具有持續低落的現象。

IPO 公司與配對公司修正投資組合之長期績效迴歸分析結果如表 8 所示。就整體而言，本研究發現在控制 IPO 公司短期異常現象的干擾後，各 IPO 公司投資組合模式下之 Jensen's alpha 皆有明顯下降的傾向，呈現不顯著正向的 Jensen's alpha。若與配對公司投資組合之 Jensen's alpha 相比，除了四因子模式 A 與五因子模式外，其餘模式皆顯示 IPO 公司長期績效仍較配對公司佳。換言之，若於模式中考慮動能因子，則 IPO 公司長期績效有較配對公司低落的現象，惟 Jensen's alpha 皆未達任何統計上的顯著性。此外，IPO 公司與配對公司投資組合異常報酬之差距，與短期投資組合或長期未修正投資組合相比，皆有明顯縮小的現象。再者，不論是 IPO 公司或是配對公司，在各模式下之市場風險因子與規模因子，皆顯著正向影響投資組合報酬率，且其對 IPO 公司與配對公司投資組合報酬率影響之差距，相較於其對短期投資組合或長期未修正投資組合之影響，亦有明顯縮小的現象。此外，流動性因子對 IPO 公司與配對公司投資組合報酬率為顯著負向的影響，而動能因子（四因子模式 A）僅顯著負向影響配對公司投資組合報酬率。

最後，在模式的解釋能力方面，更有重大的變化，這也是本研究最強調的實證部分。不論是 IPO 公司或是配對公司，除了各模式的解釋能力皆較短期下之模式有大幅的提昇外，另與修正前長期投資組合之績效相比，更以 IPO 公司模式解釋能力之提昇最為明顯，其中在五因子模式下更有高達 84% 的解釋能力。值得注意的是，在投資組合修正後，IPO 公司與配對公司投資組合模式的解釋能力非常相似。但若進一步比較，發現配對公司投資組合在各模式下的解釋能力仍高於 IPO 公司投資組合，惟差距微乎其微。該結果與投資組合未修正前的情況形成強烈的對比，再次支持本研究提出 IPO 公司投資組合長期績效之修正觀點。

表 8 IPO 公司與配對公司修正投資組合之長期績效迴歸結果

本研究之總研究期間為 1993 年 1 月至 2002 年 11 月，共 119 個月。基於以五年為長期績效衡量期間之考量，故本研究之實證研究對象選自 1993 年 1 月至 1997 年 12 月所有於台灣證券交易所掛牌交易的 IPO 公司，挑選符合條件者共計有 108 家。

模式	投資組合	Jensen's alpha (%)	市場風險因子	規模因子	淨值市價比因子	動能因子	流動性因子	R^2	\bar{R}^2
單因子	IPO 公司	0.4509	0.8098***					0.7002	0.6975
	配對公司	-0.0345	0.8307***					0.7022	0.6996
三因子	IPO 公司	0.3577	0.9415***	0.7265***	-0.1212			0.7869	0.7812
	配對公司	-0.1075	0.9856***	0.8513***	-0.1584			0.8147	0.8098
四因子 A	IPO 公司	0.3584	0.9415***	0.7265***	-0.1212	-0.0002		0.7869	0.7793
	配對公司	0.4277	0.9817***	0.8685***	-0.1431**	-0.1231*		0.8208	0.8143
四因子 B	IPO 公司	0.2042	0.8476***	0.8982***	0.0080		-0.4044***	0.8422	0.8365
	配對公司	-0.2513	0.8976***	1.0121***	-0.0374		-0.3789***	0.8609	0.8559
五因子	IPO 公司	0.0239	0.8477***	0.8946***	0.0045	0.0410	-0.4096***	0.8429	0.8357
	配對公司	0.1271	0.8974***	1.0196***	-0.0301	-0.0861	-0.3681***	0.8638	0.8576

註：* 表示達到顯著水準 10%；**表示達到顯著水準 5%；***表示達到顯著水準 1%。

5. 結論與建議

過去對 IPO 公司股票績效之研究，大多採用市場調整模式或 Fama-French 三因子模式，但該模式並未考慮 IPO 公司短期異常報酬之影響，尤其在各學者普遍認為 IPO 公司初期績效具有異常報酬的情況下，特別會使得長期投資組合的建構受到干擾，導致迴歸結果之偏誤。此外，模型本身的解釋能力亦是主導實證結果正確與否的重要因素。故本研究除了參考 Fama and French (1992, 1993) 與 Eckbo and Norlu (2002) 的研究方法之外，為避免 IPO 公司股票短期異常報酬現象之干擾，嘗試將 IPO 公司股票首月之資料剔除在長期投資組合之外，期望藉由長期投資組合在建構方法上之修正，增加實證研究模式本身的解釋能力，以釐清新上市股票之長期報酬的行為無定論的情況，並進一步探討是否誠如 Aggarwal and Rivoli (1990) 等學者所認為的，IPO 公司長期績效是否具有持續低落的現象。

本研究發現，就短期績效而言，IPO 公司投資組合具顯著正向異常報酬的現象。但隨著在模式中考慮其他風險因子，該正向異常報酬的現象愈趨不顯著，且皆優於配對公司的績效表現。據此，本研究支持 IPO 公司短期績效具有正向異常報酬的現象。在市場風險因子方面，其對 IPO 公司投資組合報酬率的影響為配對公司的二倍以上，表示 IPO 公司在上市初期，其風險較配對公司高出許多，因此風險溢酬較高。再者，淨值市價比因子僅顯著影響 IPO 公司投資組合報酬率，而較不影響配對公司投資組合報酬率，本研究推測該結果與 IPO 公司初期價格低估有關。此外，IPO 公司在上市初期，可能規模效益尚未顯現，使得規模因子僅顯著影響配對公司，而較不影響 IPO 公司。

就長期績效而言，各模式皆顯示 IPO 公司投資組合在修正前的績效雖已傾向較短期績效為差，即長期績效似乎有持續低落的現象，但 IPO 公司的績效表現仍較配對公司佳。值得注意的是，在 IPO 公司長期投資組合修正後，即剔除 IPO 公司初期異常現象之干擾，本研究發現 IPO 公司投資組合皆具有正向的異常報酬，且在不考慮動能因子的模式下，皆較配對公司的表現佳，惟各異常報酬皆未達任何統計上之顯著性。此外，IPO 公司與配對公司修正投資組合之長期異常報酬的差距，相較於短期投資組合或長期未修正投資組合之異常報酬，兩者之差距亦有明顯縮小的現象。本研究更發現在長期下，規模因子顯著影響 IPO 公司投資組合報酬率，這是在短期沒有的現象。該結果亦呼應了前述 IPO 公司在上市初期，規模效益尚未顯現的現象。

在模式的解釋能力方面，IPO 公司各長期績效模式之解釋能力僅有 39% 至 50% 左右的水準而已；反觀配對公司，在各長期績效模式之解釋能力皆有 69% 以上的水準。本研究認為模式解釋能力會有如此之差異，或許與 IPO 公司長期投資組合的建構受到短期異常報酬現象之干擾有關。因此，在長期投資組合修正後，除了各模式之解釋能力獲得大幅度之提昇外¹¹，各模式對 IPO 公司與配對公司投資組合的解釋能力更是非常相似，再次呼應本研究提出，在進行與 IPO 公司投資組合長期績效的衡量時，應將 IPO 公司首月之報酬資料剔除在長期投資組合之外，以降低 IPO 公司短期異常報酬干擾其長期績效的衡量。

¹¹ 其中更以 IPO 公司的模式解釋能力的增加最為明顯，在五因子模式下更有高達 86% 的解釋能力。

許多文獻將焦點著眼於解釋 IPO 公司股票長期績效之行為，但由本研究之實證結論可知，吾人在探討 IPO 公司股票長期績效時，若已發現 IPO 公司具有短期異常報酬的現象，則實應考慮到投資組合的建構是否受到該異常現象的干擾，而需要修正投資組合建構方式，進而提昇模式解釋能力，並降低實證分析發生偏誤的可能性。

在後續研究方面，由於近年來行為財務學之盛行，亦引發相當多新的研究方向與思考。誠如陳安琳（1999）所提出的質疑，如果投資人瞭解到 IPO 公司長期報酬低於一些衡量指標的報酬，則依倒序推論(backward induction)，在公司初上市時，投資人就不應該購買其股票，也就不會導致上市時有超額的異常報酬現象。此一論點即提供頗值得進一步探究的新方向，本研究認為該觀點應就長期持有型的投資人而言，然而對於短視近利的投資人而言，或許正是了解到 IPO 公司有初期異常報酬，但長期績效卻有持續低落的現象。因此，根據此一思維推測，投資人合理的操作策略為初期持有，待短期獲利後便賣出。如此便進一步造成 IPO 公司長期績效不佳之深化。故若從投資人之預期行為出發，對陳安琳（1999）所提出 IPO 公司股票績效表現的論點，可能提供不同的解釋。

參考文獻

1. 李韻梅 (2001), 「改進模式檢定力之新上市股票長期價格行為之研究」, 國立中山大學企業管理學系研究所碩士論文。
2. 夏侯欣榮 (1997), 「新上市股票長期績效之實證研究」, 國家科學委員會研究彙刊: 人文及社會科學, 第七卷第二期, 260-275。
3. 陳安琳 (1999), 「系統風險變動下 IPO 公司股票的長期報酬行為—遞迴迴歸之應用」, 管理學報, 第十六卷第三期, 535-556。
4. 陳安琳 (2001), 「各種衡量模型下新上市公司股票的長期報酬」, 中國財務學刊, 第九卷第三期, 1-20。
5. 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, 207-229。
6. 顧廣平 (2003), 「台灣新上市股票短期與長期績效之再探討」, 證券市場發展季刊, 第十五卷第一期, 1-40。
7. Aggarwal, R. and P. Rivoli (1990), "Fads in the Initial Public Offering Market?" *Financial Management*, 19, pp.45-57.
8. Admati, A. R. and P. Pfleiderer (1988), "A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability," *Review of Financial Studies*, 1, pp.3-40.
9. Banz, R. W. (1981), "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, 9, pp.3-18.
10. Barber, B. and J. Lyon (1997), "Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: the Empirical Power and Specification of Test Statistics," *Journal of Financial Economics*, 43, pp.341-372.
11. Baron, D. P. (1982), "A Model of the Demand for Investment Banking Advising and Distribution," *Journal of Finance*, 37, pp.955-976.
12. Basle Committee on Banking Supervision (1999), "Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications," 11, CGFS Publications.
13. Berkowitz, J. (2000), "Incorporating Liquidity Risk into Value-at-Risk Models," Working Paper, University of California.
14. Brav, A. and P. A Gompers (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, pp.1791-1821.
15. Brav, A. (2000), "Inferences in Long-horizon Event Studies: a Bayesian Approach with Applications to Initial Public Offerings," *Journal of Finance*, 55, pp.1979-2016.
16. Brennan, M. J. and A. Subrahmanyam (1996), "Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 41, pp.441-464.
17. Brennan, M. J., T. Chordia, and A. Subrahmanyam (1998), "Alternative Factor

- Specifications, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, 49, pp.345-373.
18. Carhart, M. (1997), “On Persistence in Mutual Fund Performance,” *Journal of Finance*, 52, pp.57-82.
 19. Chen, Anlin, Roger C. Y. Chen, and Kuei-Ling Pan (2002), “The Performance of Initial Public Offerings Conditioning on Issue Information: The Case of Taiwan,” *Asia Pacific Management Review*, 7, pp.167-190.
 20. Cotter, J. F. (1996), “The Long-Run Efficiency of IPOs,” Working Paper, the University of Iowa.
 21. Crutchley, C. E., J. L. Garner, and B. B. Marshall (2002), “An Examination of Board Stability and the Long-Term Performance of Initial Public Offerings,” *Financial Management*, 31, pp.63-90.
 22. Datar, V., N. Naik, and R. Radcliffe (1998), “Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test,” *Journal of Financial Markets*, 1, pp.203-219.
 23. De Bondt, W. and R. Thaler (1985), “Does the Stock Market Overreact?” *Journal of Finance*, 40, pp.793-808.
 24. Eckbo, B. E. and O. Norli (2002), “Liquidity Risk, Leverage and Long-Run IPO Returns,” Working Paper.
 25. Fama, E. F. and K. R. French (1992), “The Cross-section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, 47, pp.427-465.
 26. Fama, E. F. and K. R. French (1993), “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Finance*, 33, pp.3-56.
 27. Firth, M. (1997), “An Analysis of the Stock Market Performance of New Issues in New Zealand,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 5, pp.63-85.
 28. Hirshleifer, D. and A. Thakor (1994), “Managerial Performance, Boards of Directors and Takeover Bidding,” *Journal of Corporate Finance*, 1, pp.63-90.
 29. Ibbotson, Roger G. (1975), “Price Performance of Common Stock New Issues,” *Journal of Financial Economics*, 2, pp.235-272.
 30. Jegadeesh, N. and S. Titman (1993), “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency,” *Journal of Finance*, 48, pp.65- 91.
 31. Loughran, T. and J. Ritter (1995), “The New Issues Puzzle,” *Journal of Finance*, 50, pp.23-51.
 32. Loughran, T. and J. Ritter (2000), “Uniformly Least Powerful Tests of Market Efficiency,” *Journal of Financial Economics*, 55, pp.361-389.
 33. Loughran, T., J. Ritter, and K. Rydqvist (1994), “Initial Public Offerings: International Insights,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, pp.165-199.
 34. Mak, Y. T. and P. F. Ong (1999), “Changes in Ownership Structure and Board Structure after an Initial Public Offering,” Working Paper, National University of Singapore.

35. Ritter, J. (1991) , “The Long-Run Performance of Initial Public Offerings,” *Journal of Finance*, 46, pp.3-27.
36. Rock, K. (1986) , “Why New Issues Are Underpriced,” *Journal of Financial Economics*, 15, pp.187-212.
37. Ruud, J. S. (1993) , “Underwriter Price Support and the IPO Underpricing Puzzle,” *Journal of Financial Economics*, 34, pp.135-151.
38. Tinic, S. M.(1988) , “Anatomy of Initial Public Offerings of Common Stock,” *Journal of Finance*, 43, pp.789-822.