

臺灣時間序列與橫斷面股票報酬之研究： 不同模型設定、投資組合建構以及樣本選 擇下之再檢測

張眾卓、王祝三*

摘 要

有鑑於過去研究臺灣股票報酬決定變數之文獻結果分歧，本文除了審慎決定參數估計方法、樣本選擇、投資組合建構以及影響股票報酬的相關變數之外，尚將找出影響時間序列與橫斷面股票報酬的因素，並同時探討過去文獻分歧的原因。本研究的實證結果顯示，當使用不同公司特徵建構投資組合、不同投資組合分組數以及樣本差異時，時間序列與橫斷面的迴歸結果皆會受到影響，故後續研究應採用不同的方法進行穩健性檢測，以避免實證推論產生偏誤。此外，本文亦發現，Nelson 四因子模式對時間序列股票報酬具有不錯的解釋力；而情緒指標、波動性風險因子、權益帳面對市值比、益本比、營收市值比、個股週轉率、個股成交量、6 個月期之動能與股票報酬標準差皆能解釋臺灣橫斷面股票報酬。

關鍵詞：定價模型、時間序列股票報酬、橫斷面股票報酬、特徵模式、因子模式

JEL 分類代號：G10, G11, G12

* 兩位作者分別為聯絡作者：張眾卓，亞洲大學財務金融學系助理教授，41354 台中市霧峰區柳豐路 500 號，電話：04-23323456 轉 48011，E-mail: aaron@asia.edu.tw。王祝三，國立臺北大學企業管理學系教授，23741 新北市三峽區大學路 151 號，電話：02-86741111 轉 66569，E-mail: edwang@mail.ntpu.edu.tw。作者由衷感謝兩位匿名評審委員之指正與寶貴建議，以及本刊編輯委員之協助，文章中若仍有疏誤，應由作者負責。

投稿日期：民國 99 年 9 月 20 日；修訂日期：民國 99 年 10 月 19 日；

接受日期：民國 101 年 3 月 20 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 49:1 (2013), 31-88。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

股票報酬決定因素之研究向來為近代財務領域重要課題之一，其最早源自於 Sharpe (1964) 所提出之資本資產定價模式 (capital asset pricing model, CAPM)，該模式揭露市場 β 值與橫斷面股票報酬的關係，而開啟了此議題的研究大門。至 1980 年代，其他文獻陸續發現尚有其他因素可以解釋股票報酬中市場 β 所未能解釋的部分，但實證結論相當分歧，其中包括公司規模、益本比 (earnings-to-price ratios)、權益帳面對市值比 (book-to-market equity) 以及財務槓桿等 (Banz, 1981; Basu, 1983; Rosenberg et al., 1985; Bhandari, 1988)，這些公司特徵皆為 CAPM 所未論及，但卻對橫斷面股票報酬具有解釋力。

直至 1990 年代，Fama and French (1992) 參酌上述文獻所提及影響橫斷面股票報酬的變數進行實證研究，卻發現市場 β 值並無法解釋美國股市橫斷面股票報酬，且公司規模與權益帳面對市值比可以吸收財務槓桿與益本比在解釋橫斷面股票報酬的角色，而對股票預期報酬具有極佳之解釋能力。Fama and French (1993) 更進一步建立三因子模式，明確指出影響時間序列股票報酬的因素分別為市場風險溢酬 (market risk premium, *RMRF*)、公司規模相關因子 (size factor, *SMB*) 以及權益帳面對市值比相關因子 (book-to-market factor, *HML*)，並認為此模型可以解釋 CAPM 無法解釋的異常報酬，而此模式亦為後續學者所引用與延伸。¹

在探究臺灣橫斷面股票報酬之決定因素的文獻中，劉亞秋等 (1996) 的實證結果顯示，公司規模和益本比能解釋臺灣股票報酬。但 Chui and Wei (1998) 則指出，市場 β 值、公司規模及權益帳

¹ 延伸 Fama and French (1993) 三因子的文獻，其中包括 Jegadeesh and Titman (1993) 及 Carhart (1997) 所提出之動能相關因子；Pastor and Stambaugh (2003) 提出之流動性風險效果；Nelson (2006) 提出之研發支出相關因子和廣告支出相關因子；Ang et al. (2006) 則納入總和波動性風險因素。

面對市值比對臺灣股票報酬皆無解釋力。不過周賓凰與劉怡芬（2000）在比較 CAPM 和 Fama-French 三因子模式後，卻發現資本資產定價模式中的市場 β 值是臺灣橫斷面股票報酬的唯一決定因子，且鄭宗記等（2006）的實證結果大體上亦支持周賓凰與劉怡芬（2000）之發現，² 然而此二文獻又與黃一祥等（2003）所指出之「月市場 β 值」無法解釋橫斷面股票報酬的實證結果截然不同。³

此外，方智強與姚明慶（1998）及 Sheu and Ku (1999) 支持臺灣股市存在權益帳面對市值比效果；⁴ 胡星陽（1998）則指出除公司規模外，個股週轉率亦可解釋臺灣橫斷面股票報酬，市場 β 值則否。⁵ 而 Sheu et al. (1998) 的實證結果則顯示市場 β 值、成交量與營收市價比對臺灣橫斷面股票報酬具顯著的影響；⁶ 顧廣平（2002）進一步發現市場 β 值、成交量、營收市價比以及前 7 月至 12 月平均報酬可解釋臺灣橫斷面股票報酬。因此大體而言，上述文獻之發現莫衷一是，究竟有那些變數會影響臺灣橫斷面股票報酬，

² 除了市場風險溢酬之外，鄭宗記等（2006）尚發現公司規模相關風險之溢酬亦顯著異於零（亦即此風險為市場所定價），而權益帳面對市值比相關風險之溢酬則傾向不顯著異於零。

³ 黃一祥等（2003）將研究焦點著重於當排序前 β 值之估計期、研究樣本、樣本分組數及股票報酬衡量頻率之研究方法不同時，其對臺灣證券市場 β 值之估計和解釋能力之影響。該文獻發現排序前 β 值的估計會受到估計期長短的影響，並因而改變公司的分組別、排序後 β 值之估計與分派結果。同時，排序後 β 值對股票報酬衡量頻率亦具有敏感性。實證結果顯示，引用 Fama and French (1992) 之方法可能會受到排序前 β 值估計期、報酬衡量頻率及分組數多寡之影響。最後，該研究發現，資產定價文獻所普遍使用之月 β 值無法解釋股票預期報酬，但季 β 值、半年 β 值及年 β 值則有部分呈現顯著解釋能力，而此解釋力主要集中於上市比較久的公司且分組數為 36 組時。

⁴ 方智強與姚明慶（1998）橫斷面迴歸結果顯示，市場 β 值、公司規模、益本比皆未達 5% 的顯著水準；除了權益帳面對市值比之外，Sheu and Ku (1999) 還發現個股週轉率亦可解釋橫斷面股票報酬。

⁵ 胡星陽（1998）將週轉率當成股票流動性之代理變數，高週轉率的股票表示流動性較佳，交易成本較低，故投資人願意犧牲部分的股票報酬率而持有之。

⁶ 嚴格而言，Sheu et al. (1998) 在檢測橫斷面股票報酬之決定因素時，發現單獨使用 β 值，其迴歸係數並不顯著，然而在納入營收市價比與交易量之後，則其呈現正向顯著，因此 β 值無單獨解釋能力。

在我國財金學界尚無共識。

另一方面，就臺灣時間序列股票報酬的決定因子而言，劉亞秋等（1996）發現市場風險溢酬、公司規模相關因子、益本比相關因子較能解釋時間序列股票報酬，判定係數 (R^2) 值介於 0.912 至 0.963。周賓凰與劉怡芬（2000）的實證結果則顯示 Fama-French 三因子模式能用以解釋時間序列股票報酬，其迴歸結果顯示市場風險溢酬、公司規模相關因子及權益帳面對市值比相關因子之斜率皆顯著為正，且平均調整後判定係數 (adjusted R^2 , Adj- R^2) 達 0.87；陳安琳（2002）則間接支持周賓凰與劉怡芬（2000）的研究結果，該文採用交叉確認因素分析法發現臺灣股票報酬中存在有三個穩定因素。這三個穩定因素與 Fama and French (1993) 所提出的三個風險因子具有極大的關聯，然而這些因素究竟為何仍為一未知數。

而顧廣平（2005）採用資本資產定價模式、Fama-French 三因子模式與 Carhart 四因子模式，並根據其橫斷面之實證發現建構了市場風險溢酬、成交量相關因子、營收市價比相關因子之三因子模式，以及市場風險溢酬、成交量相關因子、營收市價比相關因子、動能因子之四因子模式，以檢測這些模式在臺灣股票市場的適用性。其實證結果顯示，該文所自行建構之四因子模式較適合用於解釋臺灣時間序列股票報酬，而 Fama-French 三因子模式與 Carhart 四因子模式雖能捕捉到市場風險溢酬所遺留下的股票報酬共同時間序列變異 (common time-series variation in stock returns)，但並無法完全解釋股票異常報酬。⁷

由上述討論可得知，過去國內文獻不論就橫斷面或時間序列而言，可解釋股票報酬的變數呈現相互衝突的實證結果。但是除了廣泛使用之 CAPM 外，近年來國內衡量事件異常股票報酬之實證文

⁷ 顧廣平（2005）的研究結果顯示，其自行建構之四因子模式，在時間序列迴歸中，除了截距項估計值較 Fama-French 三因子模式與 Carhart 四因子模式更接近零之外，且檢定結果顯示無法拒絕截距項等於零之虛無假說。但各模式的 Adj- R^2 值，則以 Carhart 四因子模式最高（平均 Adj- R^2 值達 0.8458）。

獻，已開始紛紛採用未獲我國資產定價文獻支持的 Fama-French 三因子模式或 Carhart 四因子模式於國內股市。然而，誠如 Fama (1998) 所提出的，異常報酬（尤其是長期異常報酬）之衡量深受所採用的定價模型的影響，許多股市異常現象，實際上可能導因於不良模型之問題 (bad-model problems)。若採用不同的資產定價模型來衡量異常報酬，則這些股市異常現象即會消失。⁸ 因此，本研究的首要目的，即在於找出真正影響臺灣橫斷面與時間序列股票報酬的變數，以有助於後續文獻參考使用。

再者，本文發現過去國內資產定價的文獻在研究方法上具有相當大的差異，包括 β 值估計方法的差異、選樣標準的不同、投資組合分組基準與分組數多寡的差異等，⁹ 而此極可能即為導致其實證結果彼此衝突之主要原因。尤有甚者，近年來國外文獻分別發現，研發及廣告支出 (Nelson, 2006)、總和波動性 (Ang et al., 2006; 2009) 和投資者情緒 (Baker and Wurgler, 2006) 亦可以解釋美國時間序列或橫斷面股票報酬。¹⁰ 由於這些變數也是我國股票報酬之潛在解釋變數，因此若遺漏重要解釋變數，將引發實證結果之偏誤，故有可能也是造成適用於我國股市之資產定價模式無法具有定論之成因。為了釐清研究方法之差異是否的確為造成國內實證文獻有所扞格之原因，遂成為本文之第二個主要研究目的。

針對上述之目的，本文除了審慎決定參數估計方法、樣本選擇與投資組合建構之外，尚歸納我國相關文獻之實證結果，採用市場 β 值、公司規模、權益帳面對市值比、益本比、營收市價比、個股週轉率、個股成交量、動能與股票報酬標準差等影響股票報酬之相

⁸ 舉例而言，Brav et al. (2000) 之實證結果即支持 Fama (1998) 的論點，Brav et al. (2000) 發現當改採用 Fama-French 三因子模式衡量長期績效時，初次公開上市 (initial public offering, IPO) 或是現金增資 (secondary equity offering, SEO) 股票績效不佳的現象即消失，故此結果證實了模型正確設定的重要性。

⁹ 有關於 β 值估計方法的差異、選樣標準的不同、投資組合分組基準與分組數多寡的差異，將於文獻回顧中進一步說明。

¹⁰ 本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

關變數之外，並納入研發支出比率與廣告支出比率等變數；以及藉由因子模式時間序列分析所得出之 Carhart 四因子、波動性風險因子、情緒指標等因子負載量，以探究影響臺灣股票市場橫斷面股票報酬之因素；¹¹同時並以多因子時間序列迴歸分析，納入 Fama and French (1993) 三因子、益本比相關因子、營收市價比相關因子、個股週轉率相關因子、個股成交量相關因子、動能相關因子、研發支出比相關因子、廣告支出比相關因子、波動性風險因子以及情緒指標等，檢測影響臺灣時間序列股票報酬真正的決定因素。此外，本文結合 Fama and French (1992) 與 Daniel and Titman (1997) 的研究方法，同時採用特徵模式與因子模式進行相關檢測，以冀望對究竟是公司特徵還是風險可解釋橫斷面股票報酬之文獻上爭議能提供進一步之證據，而達海晏河清之效。

以下本文的第 2 節為文獻回顧，第 3 節說明研究樣本與實證模型，其次在第 4 節討論實證分析的結果，第 5 節則歸納實證發現，並同時提出結論。

2. 文獻回顧

針對臺灣資產定價文獻的彼此衝突實證結果，本文提出四個可能的原因，包括 (i) β 值估計方法的差異、(ii) 選樣標準的不同、(iii) 投資組合分組基準與分組數多寡的差異以及 (iv) 遺漏重要解釋變數等。

2.1 β 值估計方法的差異

鄭宗記等 (2006) 指出風險溢酬的顯著程度取決於模式參數估計方法的差異。¹²而在 β 值的建構上，研究臺灣股票報酬決定因素

¹¹ 周賓凰與劉怡芬 (2000) 的實證結果發現 Chen et al. (1986) 所提出之總體經濟變數並無法解釋臺灣橫斷面股票報酬，因此本研究不納入總體經濟變數。

¹² 鄭宗記等 (2006) 分別納入條件 β (conditional β) 與非條件 β (unconditional β) 之方法，採用 Fama and MacBeth (1973) 兩階段橫斷面迴歸模型，由 Fama-French 三因子模式所得之因子負載量，檢測其風險溢酬是否顯著。

的文獻可區分為採用條件 β (conditional β) 與非條件 β (unconditional β) 二種方式。採用非條件 β 的文獻皆會遵循 Fama and French (1992) 的作法，以投資組合排序後 (post-ranking) β 替代各樣本公司的排序前 (pre-ranking) β ，以減輕衡量誤差 (errors-in-variables) 的問題。¹³ 我國相關文獻中除了顧廣平 (2002) 對二種方法皆有採用之外，劉亞秋等 (1996)、方智強與姚明慶 (1998) 以及 Chui and Wei (1998) 皆只採行條件 β ；而胡星陽 (1998)、Sheu et al. (1998) 以及周賓凰與劉怡芬 (2000) 則僅採用非條件 β 。此外，在衡量條件 β 時，各文獻所採用的估計期間亦有所差異，而黃一祥等 (2003) 卻發現排序前 β 的估計會受到估計期長短的影響，並改變公司的投資組合分組別，以及排序後 β 之估計與分派結果。例如，胡星陽 (1998) 及 Chui and Wei (1998) 分別以前 60 個月與前 48 個月報酬估計個別股票之市場 β ，但劉亞秋等 (1996)、方智強與姚明慶 (1998) 以及 Sheu et al. (1998) 以前 36 個月的報酬計算個別股票的市場 β ，而顧廣平 (2002) 則僅採前 24 個月估計。無疑地，這些 β 估計方法之差異都有可能使定價模式之檢測結果隨之不同。

2.2 選樣標準的不同

上市、上櫃與金融類股等研究樣本選取上的差異，亦為過去實證結果不同的可能原因之一。其中，劉亞秋等 (1996)、Sheu et al. (1998)、周賓凰與劉怡芬 (2000) 以及鄭宗記等 (2006) 等皆採用臺灣證券交易所上市普通股為研究對象。其中劉亞秋等 (1996) 排除交易所中的金融類股、全額交割股及下市等股票；周賓凰與劉怡芬 (2000) 並未排除金融類股，並納入下市 (櫃) 及全額交割股票，

¹⁴該文採用此選樣基準的主因為 Daniel et al. (2001) 發現排除金融類

¹³ Fama and French (1992) 稱透過此程序所建構之 β 為全期間排序後 β (full-period post-ranking β)。

¹⁴ 即該研究僅在公司發生危機事件當年 (與之後) 才予以刪除。

股與否並不影響對資產定價模式之實證結果，且 Fama and French (1992, 1993) 進行實證研究時亦納入金融類股列研究樣本；而 Sheu et al. (1998) 亦保留了金融類股。另一方面，顧廣平（2002，2005）和黃一祥等（2003）則參照 Fama and French (1992, 1993) 之作法，選取所有臺灣上市及上櫃之普通股為研究樣本，同時不排除金融類股、下市（櫃）及全額交割股票。

值得一提的是，周賓凰與劉怡芬（2000）特別提出國內文獻在研究過程中，普遍存在之存活偏誤 (survivorship bias) 的問題，包括國內文獻常在選樣上要求樣本股票需在研究期間內具有完整資料或未被列入全額交割股票等，皆可能產生存活偏誤的問題，導致平均報酬的估計被高估，故應盡量避免這些選樣本標準。

2.3 投資組合分組基準與分組數多寡的差異

針對計算排序後 β 所進行的投資組合分組，黃一祥等（2003）指出，引用 Fama and French (1992) 方法之研究結果將受到投資組合分組數多寡之影響，因此先前胡星陽（1998）、Sheu et al. (1998)、周賓凰與劉怡芬（2000）以及顧廣平（2002）在建立排序後 β 時，投資組合分組基準與分組數的不同，亦可能為過去文獻結果有所差異的原因之一。其中胡星陽（1998）以公司規模與個股排序前 β 將所有股票區分為 4×4 ，一共 16 個投資組合，¹⁵ 但 Sheu et al. (1998) 則依據個股之成交量、營收市價比及排序前 β 建構 $2 \times 2 \times 3$ ，一共 12 個投資組合以估計個別股票的排序後 β 。¹⁶ 類似

¹⁵ 胡星陽（1998）的投資組合分類方式乃將所有股票依公司規模高低劃分為 4 個投資組合，個別投資組合再依個股排序前 β 由高至低再區分為 4 個投資組合，因此可形成 16 個投資組合。

¹⁶ Sheu et al. (1998) 首先將所有股票依據成交量的高低排序區分為 2 個投資組合，將此 2 個投資組合內的股票依營收市價比的高低又區分為 2 個投資組合，如此可形成 4 個投資組合。最後，將這些投資組合內的股票按照個股排序前 β 的高低進一步分別區分為 3 個投資組合，因此可形成 12 個投資組合，而此區分方法可降低成交量、營收市價比及 β 的相關性。

地，周賓鳳與劉怡芬（2000）以公司規模與權益帳面對市值比為分組基準，將個股劃分為 25 個投資組合，¹⁷ 而顧廣平（2002）建構排序後 β 的方式，乃將所有股票依其成交量與排序前 β 分組而形成 16 個投資組合。¹⁸

另一方面，針對時間序列迴歸所進行的投資組合分組，國內文獻的作法亦截然不同。例如，劉亞秋等（1996）以公司規模與益本比為分組基準；顧廣平（2005）則分別採用成交量與營收市價比、個股成交量與前 7 月至 12 月股票平均報酬、公司規模與權益帳面對市值比、權益帳面對市值比與個股週轉率為分組依據。依黃一祥等（2003）的實證結果推論即可得知，時間序列迴歸的投資組合分組之差異，亦可能為國內文獻結果差異的因素之一。

2.4 遺漏重要解釋變數

最近，Nelson (2006) 以研發支出 (research and development expenditures, R&D) 與廣告支出做為無形資產的代理變數，建構 R&D 相關因子和廣告支出相關因子，以替代 Fama-French 三因子模式中的權益帳面對市值比相關因子。其實證結果顯示此二個新的相關因子可用於解釋美國時間序列股票報酬，且替代後之時間序列迴歸模型亦可完全解釋異常報酬率。Nelson (2006) 之結果證實 Eberhart et al. (2004) 所發現，高 R&D 支出的公司具有正向異常股票報酬的現象，隱含 R&D 費用化的確使無形資產的真實價值無法充分反應在公司的財務報表之上。¹⁹ 由於國內相關文獻尚未納入上

¹⁷ 周賓鳳與劉怡芬（2000）首先將所有股票依公司規模的高低劃分為 5 個投資組合，再將此 5 個投資組合內的股票分別依據權益帳面對市值比的高低再區分為 5 個投資組合，故可形成 25 個投資組合，此分法亦可降低公司規模與權益帳面對市值比之相關性。

¹⁸ 顧廣平（2002）首先將所有股票依照成交量由高至低平均分配為 4 個投資組合，再將此 4 個投資組合內的股票分別按照個股排序前 β 由高至低分成 4 個投資組合，如此可建構出 16 個投資組合，並降低成交量與 β 的相關性。

¹⁹ Eberhart et al. (2004) 認為 R&D 支出為反應無形資產真實價值的重要資訊。

述變數，為避免產生忽略變數所導致的偏誤，因此本研究亦採用 R&D 與廣告支出，以檢測其對股票報酬之影響。

值得注意的是，過去文獻結果之迥異亦可能導因於風險變數對臺灣股票報酬的解釋力並不穩定。近年來國外文獻紛紛以行為財務學的角度研究股市的異常現象，如 Brown and Cliff (2005) 認為過度樂觀將導致價格超過真實價值 (intrinsic values)，其指出股票市場價格最終會回復至真實價值，即高投資者情緒 (investor sentiment) 期間之後會伴隨較低的報酬；Baker and Wurgler (2006) 則進一步證實，投資者情緒的高低會影響橫斷面股票報酬。

就國內文獻而言，周賓鳳等 (2007) 以市場週轉率、新股發行比與資券餘額比做為情緒指標，探討情緒因子是否能解釋市場報酬，但僅發現市場週轉率能顯著解釋市場報酬，且市場週轉率與下一期市場報酬具負向關係。有別於周賓鳳等 (2007) 採用單一變數，探討投資者情緒對股票報酬之影響，蔡佩蓉等 (2009) 進一步採用主成份分析，納入多個情緒代理變數建構情緒指標，並以縱橫資料 (panel data) 分析法，將情緒指標納入迴歸模型中，檢測投資人情緒是否可解釋臺灣股票報酬。該研究的實證結果指出當期情緒指標對當期股票報酬具有顯著的正向影響，而前期情緒指標則對當期股票報酬具有顯著的負向影響。由此可得知，在投資者不理性、容易受到情緒所影響時，將可能使股價偏離其真實價值，連帶干擾了風險變數對預期股票報酬應有之解釋力。由於我國股市未若歐美國家成熟，投資者多有追漲殺跌等之不理性行為，²⁰ 風險變數對股票報酬之解釋力不穩定之現象，在我國尤其可能發生，故有必要納入投資者情緒以重新檢測影響臺灣股票報酬的決定因素為何。

²⁰ 根據臺灣證券交易所於 2006 年的統計資料顯示，本國自然人的投資比例高達 70.56%，故我國股票市場參與者以個別投資人 (individual investor) 為主。而 DeLong et al. (1990) 與 Campbell and Kyle (1993) 皆認為個別投資人係主要的雜訊交易者 (noise traders)。Shleifer and Summers (1990) 則指出雜訊交易者會引起市場過度反應。因此，臺灣證券交易市場在個別投資人居多的情況下，將易受到市場雜訊左右而可能產生過度反應之現象。

再者，早期的文獻在選擇權定價上，發現系統波動性具有一個負向的風險價格，Ang et al. (2006, 2009) 參考此結果，採用芝加哥選擇權交易所 (Chicago Board Options Exchange, CBOE) 由標準普爾 100 指數 (Standard & Poor's 100 Index, S&P 100 index) 選擇權市價所計算的波動率指數 (volatility index, VIX) 為建構總和波動性的基礎，²¹ 並發現總和波動性衝擊敏感度較高的股票 (sensitivities to innovations in aggregate volatility) 具有較低的平均報酬。因此，本研究亦納入波動性風險因子與股票報酬標準差，探討公司風險對股票報酬率之影響。

3. 研究樣本與實證模型

3.1 研究樣本

Fama and French (1992) 探討橫斷面股票報酬決定因素，和 Fama and French (1993) 及 Carhart (1997) 分別於建構三因子、四因子模式時，以及後續之國外資產定價相關文獻，普遍皆納入美國所有上市與上櫃股票為研究樣本。雖然國內大多數相關文獻僅採用臺灣證券交易所上市公司為研究對象，但為了增加樣本數並與國外文獻一致，故本研究將以臺灣上市與上櫃企業為研究樣本，進行主要實證結果分析；並另僅採用上市公司，檢測樣本的不同是否會造成研究結果的差異。此外，Daniel et al. (2001) 發現排除金融類股與否並不影響資產定價模式的實證結果，並且增加金融類股的樣本將可彌補 1980 年代臺灣上市公司樣本數較為不足的問題，因此本文亦納入金融類股。再者，本研究考量 Banz and Breen (1986) 所提及存活偏誤之問題，因此採國外資產定價文獻之共同作法，並不排除下市（下櫃）公司或降至全額交割股之前的股票資料，僅在公司發

²¹ CBOE 於 1993 推出的 VIX 指數，可用以衡量選擇權交易者對未來股票市場波動性的預期，當 VIX 指數愈高時，意味著投資人對於未來市場狀況愈感到不安，表示交易者預期未來股價指數的波動程度愈劇烈。

生危機事件、欠缺相關資料後時才予以刪除，盡可能避免存活偏誤的問題。換言之在樣本篩選上，本研究係納入所有的臺灣上市與上櫃公司，並刪除不完整的相關觀察值。²²

綜而言之，本研究以臺灣全體上市與上櫃公司之普通股為研究樣本，且不排除金融類股、下市（下櫃）股票或降至全額交割股之前的股票資料，僅刪除不完整的相關觀察值。本文所需的資料皆取自於臺灣經濟新報資料庫，而樣本期間則為 1982 年 7 月至 2011 年 6 月，共計 30 年，在刪除缺乏完整的股票交易資料與財務資料之樣本後，本研究共獲得 156,098 筆樣本（公司／月觀察值）。

3.2 實證模型

本研究採用 Fama and MacBeth (1973) 之兩階段迴歸法進行橫斷面迴歸分析。此法的第一步驟，目的在求得各風險因子或情緒指標之時間序列迴歸中的因子負載量 (factor loading)，供橫斷面迴歸分析之用。對每一股票所使用之全期間時間序列模型為

$$r_{i,t} - r_{f,t} = b_{0,i} + \sum_{k=1}^K b_{k,i} F_{k,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中 $r_{i,t}$ 為 i 股票在 t 月的股票報酬率， $t=1, 2, \dots, 360$ （本研究的樣本期間共 360 個月）； $r_{f,t}$ 乃無風險利率，為第一銀行一個月期之定期存款在 t 月之月報酬率； $F_{k,t}$ 則為第 k 個共同風險因子或情緒指標在 t 月之衡量值。

由第一步驟中得出 i 股票之因子負載量估計值 ($\hat{b}_{k,i}$) 後，第二步驟則使用 $\hat{b}_{k,i}$ 對樣本期間中各月分別進行橫斷面迴歸模型，此模式為

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \lambda_{0,t} + \sum_{k=1}^K \lambda_{k,t} \hat{b}_{k,i} + \eta_{i,t}, \quad (2)$$

²² 本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

其中 $i=1, 2, \dots, N_t$, N_t 為 t 月中的股票家數。

由 (2) 式求得第 k 個因子負載量在 t 月的風險溢酬估計值 $\hat{\lambda}_{k,t}$ 後，再進行各個 $\hat{\lambda}_{k,t}$ 時間序列平均值 t 檢定。若 $\hat{\lambda}_{k,t}$ 的 t 值顯著，則表示此風險被市場所定價，可用於解釋橫斷面報酬。

由於本研究進一步根據 Fama and French (1992) 的研究方法，首先建構投資組合後，再將這些投資組合的平均報酬對相關變數進行所有樣本期間（360 個月）的時間序列迴歸分析，故 (1) 式中之因子負載量 ($b_{k,i}$) 可置換為 $b_{k,g(i)}$ ， $b_{k,g(i)}$ 為 i 股票於 t 月時所歸屬 g 投資組合的 k 因子負載量。亦即，先以 (3) 式求出投資組合之因子負載量估計值，再將橫斷面迴歸模型 (2) 式置換為 (4) 式

$$r_{g,t} - r_{f,t} = b_{0,g} + \sum_{k=1}^K b_{k,g(i)} F_{k,t} + \varepsilon_{g,t}, \quad t=1, 2, \dots, 360, \quad (3)$$

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \lambda_{0,t} + \sum_{k=1}^K \lambda_{k,t} \hat{b}_{k,g(i)} + \eta_{i,t}, \quad i=1, 2, \dots, N_t. \quad (4)$$

值得一提的是，基於前後模型一致性之原則，本研究將分別一一得出各模型投資組合時間序列迴歸的因子負載量後，再代入 (4) 式進行橫斷面迴歸分析。例如 CAPM 單因子模式的因子負載量，即是採用 CAPM 進行時間序列分析所估計而得；Fama-French 三因子模式的因子負載量，係採用 Fama-French 三因子模式進行時間序列分析估計而得；Carhart 四因子模式的因子負載量，則是採用 Carhart 四因子模式進行時間序列分析估計而得，其他模式亦依此方式類推。

以下以 Carhart 四因子模式做為更完整說明之例，將 $RMRF$ 、 SMB 、 HML 以及 11 個月期的動能相關因子 (eleven-month momentum factor, UMD_{11})，代入 (3) 式則可得

$$r_{g,t} - r_{f,t} = b_{0,g} + b_{RMRF,g(i)} RMRF_t + b_{SMB,g(i)} SMB_t + b_{HML,g(i)} HML_t + b_{UMD,g(i)} UMD_t + \varepsilon_{g,t}, \quad t=1, 2, \dots, 360. \quad (5)$$

接著本研究依照 Daniel and Titman (1997) 的作法，²³ 同時探討因子模式與特徵模式何者可解釋橫斷面股票報酬。故延續上述 Carhart 四因子模式之例子，對樣本期間各月分別進行下列之橫斷面迴歸分析如下：

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \lambda_{0,t} + \lambda_{RMRF,t} \hat{b}_{RMRF,g(i)} + \lambda_{SMB,t} \hat{b}_{SMB,g(i)} + \lambda_{HML,t} \hat{b}_{HML,g(i)} + \lambda_{UMD,t} \hat{b}_{UMD,g(i)} + \eta_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N_t, \quad (6)$$

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \lambda_{0,t} + \lambda_{\beta} \beta_{i,t} + \lambda_{ME,t} ME_{i,t} + \lambda_{BM,t} BM_{i,t} + \lambda_{MO,t} MO_{i,t} + \eta_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N_t, \quad (7)$$

其中 (6) 式為 Carhart 四因子模式之因子負載量的橫斷面迴歸模式， $\hat{b}_{RMRF,g(i)}$ 為 i 股票在 t 月所歸屬投資組合 g 的排序後 β （即市場風險溢酬之因子負載量估計值），²⁴ $\hat{b}_{SMB,g(i)}$ 、 $\hat{b}_{HML,g(i)}$ 以及 $\hat{b}_{UMD,g(i)}$ 分別為 i 股票於 t 月時所屬投資組合 g 的規模、權益帳面對市值比和動能等相關因子之因子負載量估計值，求出 Carhart 四因子模式各投資組合之因子負載量估計值後，再代入 (6) 式。而 (7) 式為公司特徵之橫斷面模式，包括 $\beta_{i,t}$ 、 $ME_{i,t}$ 、 $BM_{i,t}$ 及 $MO_{i,t}$ 等變數，其分別為 i 公司在 t 月股票報酬所對應之排序後 β 、公司市值、權益帳面對市值比及動能等公司特徵。

最後因子模式及特徵模式之檢測，可由 (6) 式與 (7) 式求得各變數之風險溢酬估計值 ($\hat{\lambda}_{k,t}$) 後，再進行各個 $\hat{\lambda}_{k,t}$ 之時間序列平均值 t 檢定。

²³ Daniel and Titman (1997) 認為 Fama-French 三因子模式的檢定缺乏有力的對立假說，因而提出了特徵模式 (characteristic model)。特徵模式與因子模式 (factor model) 不同之處，在於特徵模式假設資產的橫斷面預期報酬可直接由其本身特徵因素決定，如公司本身之規模、財務槓桿等特徵，而非由資產對共同風險因子的敏感度（即因子負載量）決定。因此究竟臺灣橫斷面股票報酬受到公司特徵變數或股票市場相關因子之負載量所決定，有待進一步釐清。

²⁴ 值得一提的是，如同 Fama and French (1992)，橫斷面迴歸分析中的市場風險溢酬之因子負載量估計值係採用排序後 β 。至於排序後 β 的估計，請參考本文附錄之變數定義說明。

3.3 研究變數

本研究除了採用採用市場 β 值、公司規模、權益帳面對市值比、益本比、營收市價比、個股週轉率、個股成交量、動能與股票報酬標準差等影響股票報酬之相關變數之外，並納入研發支出比率與廣告支出比率等變數；以及藉由因子模式時間序列分析所得出之 Carhart 四因子、波動性風險因子、情緒指標等因子負載量，以探究影響臺灣股票市場橫斷面股票報酬之因素。此外，並以多因子時間序列迴歸分析納入市場風險溢酬、規模相關因子、權益帳面對市值比相關因子、益本比相關因子、營收市價比相關因子、個股週轉率相關因子、個股成交量相關因子、動能相關因子、研發支出比相關因子、廣告支出比相關因子、波動性風險因子以及情緒指標等變數，檢測影響臺灣時間序列股票報酬真正的決定因素。由於各個研究變數定義之說明頗為繁瑣，因此本文將其置放在附錄中，以節省正文篇幅。

4. 實證結果分析

4.1 樣本資料基本統計分析

4.1.1 變數敘述統計分析

表 1 為公司特徵變數與股票市場相關因子敘述統計。首先，表 1 panel A 為公司特徵變數之敘述統計。本研究由前 60 個月之個股月報酬對市場投資組合月報酬的迴歸分析所得之係數估計值，估計排序前 β ，估計出臺灣證券市場近 29 年排序前 β 的平均數與中位數分別為 0.975 與 0.959。爾後，並進一步依據 Fama and French (1992) 的方式，建構投資組合排序後的 β 以替代個別股票的排序前 β ，估算出之全期間排序後 β 的平均數與中位數分別為 0.972 與

0.961。此外，未取絕對值之帳面權益對市值比的平均數與中位數分別為 0.929 與 0.741，此顯示股票市場中，公司的市值普遍大於權益帳面價值。 $R\&D$ 與廣告支出比 (advertising expenditures, AD) 的平均數雖然分別僅為 0.016 與 0.005，但第 95 百分位數仍達 0.066 與 0.025，此意味仍有公司積極從事研發工作與投入廣告行銷，有助於本文探討 $R\&D$ 與 AD 對股票報酬之影響。而 11 個月動能 (eleven-month momentum, MO_{11}) 與 6 個月動能 (six-month momentum, MO_6) 的平均數皆為 0.002，中位數亦皆為 0.003，此表示過去我國股票市場普遍存在正的動能。

其次，表 1 panel B 顯示股票市場相關因子變數之敘述統計。其中 $RMRF$ 的平均數與中位數分別為 0.005 與 0.003； SMB 的平均數與中位數皆為 - 0.001； HML 的平均數與中位數分別為 0.002 與 0.003；益本比相關因子 (earnings-to-price factor, EME) 的平均數與中位數分別為 0.011 與 0.010；營收市價比相關因子 (sales-to-price factor, SMS) 的平均數與中位數分別為 0.003 與 0.006，大體而言，多數股票市場相關因子皆具有正向的風險溢酬。

另外，Nelson (2006) 提出之研發支出比相關因子 (research and development expenditures factor, RMR) 與廣告支出比相關因子 (advertising expenditures factor, AMA) 的平均數分別為 - 0.002 與 0.004，而中位數皆為 - 0.002，此顯示在我國股市中，高研發支出比或廣告支出比之公司其股票報酬率不一定較高，此與國外文獻之發現相左。而個股週轉率相關因子 (turnover factor, TMT) 與個股成交量相關因子 (trading volume factor, VMV) 之平均數與中位數皆為正值，因此，依個股流動性所建構的股票市場相關因子皆具有正向的風險溢酬。 UMD_{11} 具有負向的平均數，但 6 個月動能相關因子 (six-month momentum factor, UMD_6) 則有正向的平均數與中位數，故和顧廣平 (2005) 所提出之 UMD_6 具有較高的平均風險溢酬之現象吻合。

最後波動性風險因子 (volatility risk factor, $FSTD$) 的平均數與中位數分別為 0.014 與 0.010，即高風險的投資組合，具有高的風險

表 1 公司特徵變數與股票市場相關因子之敘述統計

panel A：公司特徵變數敘述統計								
變數	統計量	平均數	標準差	第 5 百分位數	第 25 百分位數	中位數	第 75 百分位數	第 95 百分位數
排序前 β 值		0.9748	0.4576	0.2729	0.6598	0.9586	1.2585	1.7632
全期間排序後 β 值		0.9718	0.1392	0.7706	0.8833	0.9611	1.0573	1.1639
公司規模 ($\ln ME$)		8.3058	1.5309	6.0113	7.2138	8.2217	9.2283	11.0457
未取絕對值之公司規模 (單位：新臺幣百萬元)		17,210	66,924	408	1,358	3,7210	10,181	62,671
權益帳面對市值比 ($\ln BM$)		-0.3166	0.7054	-1.4670	-0.7693	-0.3003	0.1539	0.7986
未取絕對值之權益帳面對市值比		0.9294	0.7796	0.2306	0.4634	0.7406	1.1664	2.2225
益本比 ($EP+$)		0.1189	0.3195	0.0000	0.0048	0.0701	0.1404	0.3200
益本比虛擬變數 ($EP\ dummy$)		0.2212	0.4151	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
營收市價比 (SP)		1.3411	1.8431	0.1313	0.4066	0.7920	1.5821	4.1834
研發支出比 ($R\&D$)		0.0158	0.0295	0.0000	0.0000	0.0042	0.0194	0.0664
廣告支出比 (AD)		0.0050	0.0151	0.0000	0.0000	0.0002	0.0031	0.0251
個股週轉率 (TO)		0.2041	0.2702	0.0069	0.0401	0.1055	0.2576	0.7373
個股成交量 ($\ln VOL$)		3.1074	1.7083	0.0000	1.7918	3.1781	4.3694	5.8141
未取絕對值之個股成交量 (單位：百萬股)		82	184	1	6	24	79	335
11 個月動能 (MO_{11})		0.0022	0.0469	-0.0754	-0.0247	0.0027	0.0298	0.0784
6 個月動能 (MO_6)		0.0021	0.0655	-0.1070	-0.0324	0.0029	0.0382	0.1072
股票報酬標準差 (STD)		0.0256	0.0109	0.0099	0.0173	0.0244	0.0327	0.0453
panel B：股票市場相關因子敘述統計								
變數	統計量	平均數	標準差	第 5 百分位數	第 25 百分位數	中位數	第 75 百分位數	第 95 百分位數
市場風險溢酬 ($RMRF$)		0.0048	0.1054	-0.1421	-0.0459	0.0027	0.0605	0.1958
規模相關因子 (SMB)		-0.0013	0.0524	-0.0793	-0.0301	-0.0010	0.0273	0.0826
權益帳面對市值比相關因子 (HML)		0.0015	0.0598	-0.0975	-0.0309	0.0032	0.0332	0.0884
益本比相關因子 (EME)		0.0110	0.0528	-0.0656	-0.0178	0.0104	0.0378	0.0943
營收市價比相關因子 (SMS)		0.0027	0.0461	-0.0731	-0.0189	0.0065	0.0261	0.0757
研發支出比相關因子 (RMR)		-0.0015	0.0668	-0.1331	-0.0356	-0.0020	0.0346	0.1090
廣告支出比相關因子 (AMA)		0.0044	0.0644	-0.0765	-0.0258	-0.0022	0.0237	0.1215
個股週轉率相關因子 (TMT)		0.0032	0.0568	-0.0838	-0.0252	0.0044	0.0312	0.0923
個股成交量相關因子 (VMV)		0.0087	0.0745	-0.1143	-0.0324	0.0076	0.0449	0.1462
11 個月動能相關因子 (UMD_{11})		-0.0005	0.0762	-0.1165	-0.0387	0.0016	0.0400	0.1221
6 個月動能相關因子 (UMD_6)		0.0036	0.0659	-0.1146	-0.0316	0.0031	0.0355	0.1168
波動性風險因子 ($FSTD$)		-0.0138	0.0958	-0.1810	-0.0640	-0.0098	0.0366	0.1540
情緒指標 ($SENTIMENT$)		0.0000	1.0000	-1.6923	-0.8121	0.2268	0.8314	1.5288

資料來源：本研究整理。

溢酬；然而是否如同 Ang et al. (2006) 之研究，系統波動性具有一個負向的風險價格，則有待橫斷面迴歸分析，檢測波動性風險因子風險溢酬的時間序列平均值是否顯著；另外，情緒指標 (*SENTIMENT*) 的平均數接近零，但第 5 百分位數、第 25 百分位數、中位數、第 75 百分位數、第 95 百分位數分別為 -1.692、-0.812、0.227、0.831、1.529，故市場上的投資者情緒起伏變化大，此對橫斷面與時間序列股票報酬有何影響，則有待進一步探討。

值得一提的是，由於 *SENTIMENT* 標準化之故，以致此指標之平均數趨近於零，並非代表平均而言，投資人無情緒變化。

4.1.2 變數相關係數分析

表 2 panel A 陳列公司特徵變數之相關係數。Chan and Chen (1988) 的實證結果顯示公司規模與 β 呈現高度相關（相關係數為 -0.988），故 Fama and French (1992) 以條件式分組方式，將樣本公司依公司規模與排序前 β 區分投資組合，改善因子負載量的估計誤差。但臺灣證券市場與美國的情況並不相同，由表 2 可得知公司規模 (firm size, *lnME*) 與排序前 β 的相關係數僅為 0.103。另一方面，特徵變數中公司規模與成交量的相關係數最高，係數值達 0.684，故本文在下二小節之 Fama and MacBeth (1973) 兩階段迴歸法中，依據 *lnME* 與個股成交量 (trading volume, *lnVOL*)，同時參考周賓鳳與劉怡芬 (2000)，將所有股票區分 25 個投資組合，以分別進行時間序列之迴歸分析，希冀能降低因子負載量的估計誤差。此外，若不計預期中之二個流動性變數（個股週轉率 (stock turnover, *TO*) 與 *lnVOL*) 間與二個動能變數 (MO_{11} 與 MO_6) 間的高度相關性；相關係數次者高為公司規模與權益帳面對市值比，係數值為 -0.43064，再者為權益帳面對市值比與營收市價比，相關係數為 0.43062。

表 2 公司特徵與股票市場相關因子相關係數

panel A：公司特徵變數相關係數													
變數	排序前 β 值	排序後 β 值	<i>lnME</i>	<i>lnBM</i>	<i>EP+</i>	<i>EP dummy</i>	<i>SP</i>	<i>R&D</i>	<i>AD</i>	<i>TO</i>	<i>lnVOL</i>	<i>MO₆</i>	
全期間排序後 β 值	0.7839												
公司規模(<i>lnME</i>)	0.1030	0.3275											
權益帳面對市值比(<i>lnBM</i>)	0.0402	0.0021	-0.4306										
益本比(<i>EP+</i>)	-0.0730	-0.0413	0.0865	-0.0990									
益本比虛擬變數(<i>EP dummy</i>)	0.1255	0.0493	-0.3066	0.2830	-0.1983								
營收市價比(<i>SP</i>)	0.0236	-0.0370	-0.3220	0.4306	0.0002	0.1767							
研發支出比(<i>R&D</i>)	0.1252	0.0387	-0.0907	-0.1578	-0.0114	0.0439	-0.0449						
廣告支出比(<i>AD</i>)	-0.0914	-0.0889	0.0077	-0.0709	0.0190	-0.0415	0.0148	-0.0325					
個股週轉率(<i>TO</i>)	0.1790	0.3038	0.0783	-0.1397	-0.0035	-0.0349	-0.0359	0.0472	-0.0192				
成交量(<i>lnVOL</i>)	0.3241	0.6105	0.6840	-0.0998	-0.0187	-0.0960	-0.1313	-0.0767	-0.0510	0.5326			
11個月動能(<i>MO₁₁</i>)	-0.0490	0.0158	0.0583	0.1105	0.0903	-0.0397	0.0798	-0.0036	0.0073	0.2416	0.1692		
6個月動能(<i>MO₆</i>)	-0.0283	0.0092	0.0822	0.0135	0.0614	-0.0472	0.0102	-0.0048	0.0045	0.0969	0.0699	0.7273	
股票報酬標準差(<i>STD</i>)	0.2219	0.1715	-0.1361	0.0590	-0.1132	0.2117	0.0754	0.0838	-0.0441	0.1955	0.0862	-0.1479	-0.1094
panel B：股票市場相關因子相關係數													
變數	<i>RMR</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>EME</i>	<i>SMS</i>	<i>RMR</i>	<i>AMA</i>	<i>TMT</i>	<i>VMV</i>	<i>UMD₁₁</i>	<i>UMD₆</i>	<i>FSTD</i>	
規模相關因子(<i>SMB</i>)	0.0697												
權益帳面對市值比相關因子(<i>HML</i>)	-0.0617	0.0543											
益本比相關因子(<i>EME</i>)	-0.2865	-0.3117	-0.1089										
營收市價比相關因子(<i>SMS</i>)	-0.1168	0.0915	0.3338	0.1876									
研發支出比相關因子(<i>RMR</i>)	-0.0429	0.0199	-0.0429	0.2964	-0.2912								
廣告支出比相關因子(<i>AMA</i>)	0.0709	-0.0776	-0.4191	-0.0962	0.2078	-0.6969							
個股週轉率相關因子(<i>TMT</i>)	-0.3655	-0.4889	0.0805	0.1840	0.0675	-0.4323	0.3484						
個股成交量相關因子(<i>VMV</i>)	-0.1941	0.1403	-0.1256	-0.1031	-0.1542	-0.4396	0.3568	0.4081					
11個月動能相關因子(<i>UMD₁₁</i>)	0.0509	-0.0196	-0.1870	0.2599	0.0278	0.0865	0.0716	-0.1844	-0.0627				
6個月動能相關因子(<i>UMD₆</i>)	0.1204	0.1193	-0.1649	0.0680	-0.0787	0.0862	-0.0359	-0.2186	-0.1284	0.6697			
波動性風險因子(<i>FSTD</i>)	-0.6985	-0.2526	0.0502	0.2147	0.0492	-0.1441	0.0603	0.5913	0.2530	-0.0971	-0.1548		
情緒指標(<i>SENTIMENT</i>)	0.0400	0.0456	-0.0457	-0.0886	0.0062	-0.0155	0.1195	0.0119	0.0871	0.0161	0.0044	-0.0604	

資料來源：本研究整理。

再者，表 2 panel B 則展示股票市場相關因子變數之相關係數。其中 *RMRF* 與 *FSTD* 具有最高的相關係數，係數值達 0.699。值得一提的是，雖然部分變數具有高度相關，但經本研究採用之變異數膨脹因子 (variance inflation factor, *VIF*) 測試結果顯示各迴歸模型所納入的自變數間，*VIF* 皆小於 4，共線性的問題並不嚴重，故對後續實證分析不會造成衝擊。

4.2 時間序列分析

本小節係依前一小節相關係數最高之公司規模與成交量，同時參考周賓鳳與劉怡芬 (2000)，將所有股票區分 25 個投資組合，以分別進行時間序列之迴歸分析。由於模型中之相關因子若能解釋時間序列股票報酬，應具較高的平均調整後判定係數 (adjusted R^2 , $Adj-R^2$)，且迴歸結果的截距項應為零，故本研究同時檢視 $Adj-R^2$ 與截距項顯著異於零之個數 (比率)，做為判定各因子模式是否能解釋時間序列股票報酬之準則， $Adj-R^2$ 最高與截距項顯著異於零之個數 (比率) 最低的模型，即為最能解釋時間序列股票報酬之模式，表 3 即為股票市場相關因子時間序列迴歸結果。基於待檢測之相關因子相當多，為化繁為簡，本文首先在 panel A 以文獻中常見之 CAPM、Fama-French 三因子模式 (FF3) 與 Carhart 四因子模式 (Carhart 4)，以及近年來國內外新發現之顧廣平四因子模式 (Ku 4) 與 Nelson 四因子模式 (Nelson4)，做為分析基礎。

首先，表 3 panel A 顯示，Nelson 四因子模式對時間序列股票報酬具不錯的解釋力，在眾因子模式中 $Adj-R^2$ 最高，達 88.54%，惟 Jensen 指標 (α) 顯著之投資組合個數 (比率) 具 13 個 (52.00%)。此外，資本資產定價模式中之市場風險溢酬對於解釋時間序列股票報酬中，為相當重要的股票市場相關因子，僅納入此一因子， $Adj-R^2$ 即可達 75.21%。Jensen 指標 (α) 顯著之投資組合個數 (比率) 最高的模型為 Fama-French 三因子模式與 Carhart 四因子模式，皆

達 14 個 (56.00%) 投資組合顯著，但二模式仍對時間序列股票報酬具一定的解釋力，其 Adj-R² 分別為 87.37%與 87.54%。

表 3 股票市場相關因子時間序列迴歸結果

	模型納入之因子	<i>RMRF</i> (CAPM)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMB</i> 、 <i>HML</i> (FF3)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMB</i> 、 <i>HML</i> 、 <i>UMD</i> ₁₁ (Carhart4)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMS</i> 、 <i>VMV</i> 、 <i>UMD</i> ₆ (Ku4)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMB</i> 、 <i>RMR</i> 、 <i>AMA</i> (Nelson4)
panel A	α 顯著之投資組合個數 (比率)	10 (40.00%)	14 (56.00%)	14 (56.00%)	13 (52.00%)	13 (52.00%)
	平均 Adj-R ²	75.21%	87.37%	87.54%	76.93%	88.54%
	模型納入之因子	CAPM + <i>SENTIMENT</i>	FF 3 + <i>SENTIMENT</i>	Carhart 4 + <i>SENTIMENT</i>	Ku 4 + <i>SENTIMENT</i>	Nelson 4 + <i>SENTIMENT</i>
panel B	α 顯著之投資組合個數 (比率)	10 (40.00%)	14 (56.00%)	14 (56.00%)	14 (56.00%)	13 (52.00%)
	平均 Adj-R ²	75.21%	87.38%	87.55%	76.92%	88.57%
	模型納入之因子	CAPM + <i>FSTD</i>	FF 3 + <i>FSTD</i>	Carhart 4 + <i>FSTD</i>	Ku 4 + <i>FSTD</i>	Nelson 4 + <i>FSTD</i>
panel C	α 顯著之投資組合個數 (比率)	11 (44.00%)	15 (60.00%)	15 (60.00%)	13 (52.00%)	12 (48.00%)
	平均 Adj-R ²	76.37%	87.64%	87.82%	78.10%	88.78%
	模型納入之因子	CAPM + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	FF 3 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	Carhart 4 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	Ku 4 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	Nelson 4 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>
panel D	α 顯著之投資組合個數 (比率)	11 (44.00%)	15 (60.00%)	15 (60.00%)	14 (56.00%)	13 (52.00%)
	平均 Adj-R ²	76.37%	87.65%	87.82%	78.08%	88.81%

資料來源：本研究整理。

說明：表中 *RMRF* 為市場風險溢酬；*SMB* 為規模相關因子；*HML* 為權益帳面對市
值比相關因子；*SMS* 為營收市價比相關因子；*RMR* 為研發支出比相關因
子；*AMA* 為廣告支出比相關因子；*VMV* 為個股成交量相關因子；*UMD*₁₁ 為
11 個月期動能相關因子；*UMD*₆ 為 6 個月期動能相關因子；*FSTD* 為波動性
風險因子；*SENTIMENT* 為情緒指標。

而加入 *SENTIMENT* 之後的 panel B 實證結果中，對時間序列股票報酬最具解釋力的模型仍為 Nelson 四因子模式，其 Adj-R² 略為提高至為 88.57%，Jensen 指標 (α) 顯著之投資組合個數 (比率)

仍為 13 個 (52.00%)。在 panel C 中，本研究則將 panel A 的各模型，分別加入 *FSTD*；panel D 中，則分別加入 *SENTIMENT* 與 *FSTD*。panel C 與 panel D 的實證結果亦顯示，Nelson 四因子模式的 $Adj-R^2$ 最高，分別達 88.78%與 88.81%。

值得一提的是，本研究亦進行綜合因子模式之探討，並發現 *RMRF*、*SMB*、*HML*、*EME*、*SMS*、*RMR*、*AMA*、*TMT*、*VMV*、*UMD₁₁*、*UMD₆*、*FSTD*、情緒指標 (*SENTIMENT*) 之綜合模式對時間序列股票報酬最具解釋力。²⁵ 然而，若以模型精簡為挑選之原則，CAPM、FF3、Carhart4、Ku4 與 Nelson4 對於解釋時間序列股票報酬已具有一定的解釋能力。

4.3 橫斷面分析

本小節之橫斷面分析包括因子模式和特徵模式兩部分，其中前者係以前一小節各模式時間序列迴歸所求得之因子負載量的估計值做為自變數，後者則以公司特徵變數為自變數。表 4 為因子模式風險溢酬的時間序列平均值，其中 panel A 陳列 CAPM、FF3、Carhart4、Ku4 與 Nelson4 的實證結果，panel B 為各因子模式加上情緒指標的實證結果；panel C 則為各因子模式納入波動性風險因子的實證結果；panel D 為在各因子模式納入情緒指標與波動性風險因子的實證結果。

首先，panel A 至 panel D 在檢測各種多因子模式時，市場風險溢酬的時間序列平均值大多皆不顯著，故此發現與周賓凰與劉怡芬 (2000) 之研究結果不符，但與 Chui and Wei (1998) 及劉亞秋等 (1996) 等研究之發現吻合，由此可得知，市場 β 是否為臺灣橫斷面股票報酬的決定因子仍有待多方驗證。

²⁵ 為節省篇幅，並提高表格之易讀性，本研究並未列示綜合因子模式之實證結果。若讀者有興趣，歡迎向作者索取。

表 4 橫斷面迴歸結果中因子模式之風險溢酬時間序列平均值

		股票市場相關因子風險溢酬											平均
		$\hat{\alpha}$	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{SMS}$	$\hat{\lambda}_{AMA}$	$\hat{\lambda}_{FMI}$	$\hat{\lambda}_{UMD_1}$	$\hat{\lambda}_{UMD_0}$	$\hat{\lambda}_{FSTD}$	$\hat{\lambda}_{sentiment}$	Adj-R ²
panel A	係數	0.0340***	-0.0318***										0.0224
	p 值	(<0.0001)	(0.0022)										
	係數	0.0199***	-0.0143	0.0031	-0.0183**								0.0696
	p 值	(0.0104)	(0.1540)	(0.3573)	(0.0113)								
	係數	0.0224***	-0.0153	0.0023	-0.0159**				0.0297***				0.0708
	p 值	(0.0042)	(0.1305)	(0.5042)	(0.0286)				(0.0085)				
panel B	係數	0.0225**	-0.0176		-0.0122*			0.0038		0.0194			0.0545
	p 值	(0.0116)	(0.1194)		(0.0710)			(0.3734)		(0.1411)			
	係數	0.0293***	-0.0275***	0.0060				0.0108**					0.0691
	p 值	(0.0002)	(0.0100)	(0.1043)				(0.0424)					
	係數	0.0314***	-0.0300***										0.0255
	p 值	(<0.0001)	(0.0057)										
panel C	係數	0.0179**	-0.0123	0.0034	-0.0185**								0.0778
	p 值	(0.0376)	(0.2707)	(0.3440)	(0.0156)								
	係數	0.0204**	-0.0133	0.0031	-0.0168**				0.0329***				0.0786
	p 值	(0.0177)	(0.2354)	(0.3967)	(0.0287)				(0.0045)				
	係數	0.0220**	-0.0169		-0.0134*			0.0033		0.0203			0.0581
	p 值	(0.0358)	(0.2004)		(0.0638)			(0.4885)		(0.1145)			
panel D	係數	0.0278***	-0.0255**	0.0085**				0.0227***					0.0771
	p 值	(0.0019)	(0.0376)	(0.0400)				(0.0099)					
	係數	0.0314***	-0.0287**								0.0227**		0.0526
	p 值	(0.0011)	(0.0155)								(0.0378)		
	係數	0.0185***	-0.0128	0.0026	-0.0170**						0.0102		0.0726
	p 值	(0.0225)	(0.2206)	(0.4569)	(0.0186)						(0.3476)		
panel E	係數	0.0207**	-0.0136	0.0008	-0.0114				0.0321***				0.0741
	p 值	(0.0106)	(0.1955)	(0.8297)	(0.1230)				(0.0054)				

表 4 橫斷面迴歸結果中因子模式之風險溢酬時間序列平均值 (續前頁)

		股票市場相關因子風險溢酬										平均 Adj-R ²
α		$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{AMA}$	$\hat{\lambda}_{FMR}$	$\hat{\lambda}_{UMD_{t-1}}$	$\hat{\lambda}_{UMD_t}$	$\hat{\lambda}_{FSTD}$	$\hat{\lambda}_{sentiment}$
panel C	係數	0.0149*	-0.0081		-0.0097			0.0029		0.0300***	0.0176	
	p 值	(0.0629)	(0.4372)		(0.1179)			(0.5248)		(0.0039)	(0.1328)	
	係數	0.0281***	-0.0261**	0.0061*		0.0181**	0.0102**				0.0140	
	p 值	(0.0008)	(0.0230)	(0.0975)		(0.0416)	(0.0492)				(0.1736)	
panel D	係數	0.0287***	-0.0265**								0.0207*	0.3797*
	p 值	(0.0059)	(0.0390)								(0.0765)	(0.0629)
	係數	0.0180**	-0.0120	0.0033	-0.0194**						0.0034	0.3166
	p 值	(0.0438)	(0.2978)	(0.3675)	(0.0115)						(0.7693)	(0.1175)
panel E	係數	0.0196**	-0.0124	0.0021	-0.0140*			0.0357***			0.0100	0.4098**
	p 值	(0.0280)	(0.2845)	(0.5646)	(0.0722)			(0.0026)			(0.4017)	(0.0396)
	係數	0.0143	-0.0075			-0.0114*		0.0025		0.0298***	0.0141	0.3794*
	p 值	(0.1090)	(0.5161)			(0.0830)		(0.6144)		(0.0039)	(0.2587)	(0.0631)
panel F	係數	0.0281***	-0.0254*	0.0085***		0.0249***	0.0117**				0.0091	0.7752***
	p 值	(0.0032)	(0.0502)	(0.0397)		(0.0062)	(0.0445)				(0.4207)	(0.0004)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中所呈現的為依公司規模與成交量區分 25 個投資組合基礎之 Fama and MacBeth (1973) 風險溢酬。其中 α 為截距項； $\hat{\lambda}_{RMR}$ 為市場風險溢酬； $\hat{\lambda}_{SMB}$ 為規模相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{HML}$ 為權益帳面對市值比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{SMB}$ 為營收市價比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{RMR}$ 為研發支出比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{AMA}$ 為廣告支出比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{FMR}$ 為個股成交比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{UMD_{t-1}}$ 為 11 個月期動能相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{UMD_t}$ 為 6 個月期動能相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{FSTD}$ 為波動性風險因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{sentiment}$ 為情緒指標風險溢酬。

2. *, ** 與 *** 分別表示達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

再者，研發支出比相關因子、廣告支出比相關因子、11 個月期動能等相關因子風險溢酬的時間序列平均值皆為正值，多數皆達統計上之顯著水準，這些因子皆得以解釋橫斷面股票報酬。而表 4 的實證結果亦顯示波動性風險因子風險溢酬的時間序列平均值為負值，部分結果並達統計上的顯著水準，此與 Ang et al. (2006) 之研究相符，即系統波動性具有一個負向的風險價格，波動性衝擊敏感度較高的股票，具有較低的平均報酬。至於就情緒指標風險溢酬而言，多數模式的時間序列平均值皆呈現正向顯著的情形，故股票市場上，投資者情緒之高低，的確會影響到股票報酬，此結果與我國屬於散戶居多的股票交易市場相符，證實股票報酬會受到投資者情緒之影響。綜合而言，僅少數因子能解釋橫斷面股票報酬，這些因子包括研發支出比相關因子、廣告支出比相關因子、11 個月期動能相關因子與情緒指標。

表 5 則呈現特徵模式之風險溢酬的時間序列平均值，其中全期間排序後 β 值風險溢酬的時間序列平均值在大多數的模型皆不顯著；而多數模型顯示權益帳面對市值比風險溢酬的時間序列平均值呈正向顯著，故權益帳面對市值比可用於解釋橫斷面股票報酬，此與 Fama and French (1992) 之發現一致。另外，本研究與劉亞秋等 (1996) 的實證結果相符，益本比能解釋橫斷面股票報酬，其風險溢酬的時間序列平均值在各個模型的檢測結果均為正向，並達統計上的顯著水準。再者，與顧廣平 (2002) 的研究結果一致，當僅納入全期間排序後 β 值、營收市價比、成交量以及 6 個月期之動能建構模型時，後三者特徵變數風險溢酬之時間序列平均值的係數值分別為 0.005、-0.004 與 0.058，皆至少達 5% 的顯著水準，且多數迴歸模式皆顯示營收市價比、成交量與 6 個月期動能可解釋橫斷面股票報酬。

表 5 橫斷面迴歸結果中特徵模式之風險溢酬時間序列平均值

		公司特徵變數風險溢酬											平均		
α		$\hat{\lambda}_\beta$	$\hat{\lambda}_{InME}$	$\hat{\lambda}_{InBM}$	$\hat{\lambda}_{EP+}$	$\hat{\lambda}_{ERdummy}$	$\hat{\lambda}_{SP}$	$\hat{\lambda}_{R\&D}$	$\hat{\lambda}_{AD}$	$\hat{\lambda}_{TO}$	$\hat{\lambda}_{InVOL}$	$\hat{\lambda}_{MO11}$	$\hat{\lambda}_{MO6}$	$\hat{\lambda}_{STD}$	Adj-R ²
係數	0.0238***	-0.0216***													0.0309
p 值	(0.0005)	(0.0134)													
係數	0.0177	-0.0245***	0.0012	0.0042*											0.1011
p 值	(0.1286)	(0.0058)	(0.2942)	(0.0724)											
係數	0.0172	-0.0253***	0.0009	0.0040*							0.0229				0.1318
p 值	(0.1230)	(0.0026)	(0.4207)	(0.0916)							(0.5682)				
係數	0.0114*	0.0032				0.0051***							0.0577**		0.0817
p 值	(0.0863)	(0.7242)				(0.0078)							(0.0257)		
係數	0.0235*	-0.0206**	-0.0004				0.0924	0.0141							0.0837
p 值	(0.0958)	(0.0389)	(0.7509)				(0.2425)	(0.7106)							
係數	-0.0227	-0.0001	0.0017	0.0054***	0.0383	-0.0015	0.0032**	0.0004	-0.0032	-0.0202	-0.0033**	-0.0401	0.0592*	1.0669***	0.2185
p 值	(0.1354)	(0.9840)	(0.1730)	(0.0079)	(0.4301)	(0.0175)	(0.0188)	(0.9972)	(0.9188)	(0.0122)	(0.4850)	(0.0701)	(0.0028)		
係數	-0.0433***	0.0021	0.0050	0.0093	0.0383	-0.0016	0.0027**	-0.0026	0.0034		-0.0073		0.0245	1.1414***	0.1945
p 值	(0.0017)	(0.7891)			(0.4279)	(0.0425)	(0.9789)	(0.9092)					(0.2472)	(0.0014)	
係數	-0.0095	-0.0082	-0.0006	0.0031	0.0402	-0.0019	0.0030**	-0.0114	0.0026	-0.0242			0.0342	1.1405***	0.1990
p 值	(0.4962)	(0.2596)	(0.5758)	(0.1563)	(0.3338)	(0.0312)	(0.9076)	(0.9318)					(0.1045)	(0.0014)	
係數	-0.0429***	0.0014	0.0051	0.0089	0.0383	-0.0019	0.0028**	-0.0192	0.0103		-0.0073		1.0678***	0.2013	
p 值	(0.0026)	(0.8551)			(0.3104)	(0.0401)	(0.8492)	(0.7399)					(0.0023)		
係數	-0.0081	-0.0085	-0.0006	0.0025	0.0396	-0.0021	0.0031**	-0.0231	0.0084	-0.0257			1.0695***	0.2049	
p 值	(0.5800)	(0.2425)	(0.5749)	(0.2191)	(0.2731)	(0.0261)	(0.8222)	(0.7897)					(0.0024)		

panel A

panel B

表 5 橫斷面迴歸結果中特徵模式之風險溢酬時間序列平均值 (續前頁)

		公司特徵變數風險溢酬											平均		
		$\hat{\lambda}_\beta$	$\hat{\lambda}_{InME}$	$\hat{\lambda}_{InBM}$	$\hat{\lambda}_{EP+}$	$\hat{\lambda}_{EPtummy}$	$\hat{\lambda}_{SP}$	$\hat{\lambda}_{R\&D}$	$\hat{\lambda}_{AD}$	$\hat{\lambda}_{TO}$	$\hat{\lambda}_{IntOL}$	$\hat{\lambda}_{MO11}$	$\hat{\lambda}_{MO6}$	$\hat{\lambda}_{STD}$	Adj-R ²
係數	-0.0226*	0.0020	0.0017	0.0042**	0.0328	-0.0017	0.0027**			-0.0194***	-0.0032***	-0.0226	0.0660**	1.0001***	0.2273
p 值	(0.0797)	(0.7735)	(0.1228)	(0.0405)	(0.3176)	(0.0112)			(0.0035)	(0.0057)	(0.6680)	(0.0309)	(0.0010)		
係數	-0.0405***	0.0037	0.0048	0.0082***	0.0326	-0.0019	0.0026**			-0.0070		0.0413*	1.0690***	0.1991	
p 值	(0.0008)	(0.6117)	(0.0002)	(0.0002)	(0.2847)	(0.0150)						(0.0603)	(0.0005)		
係數	-0.0096	-0.0061	-0.0004	0.0022	0.0339	-0.0023	0.0029***			-0.0267		0.0514**	1.0964***	0.2031	
p 值	(0.4302)	(0.3674)	(0.7133)	(0.2934)	(0.1894)	(0.0072)						(0.0210)	(0.0003)		
係數	-0.0408***	0.0039	0.0048	0.0074***	0.0326	-0.0021	0.0025**			-0.0070	0.0152		1.0082***	0.2071	
p 值	(0.0008)	(0.5921)	(0.0006)	(0.0006)	(0.2325)	(0.0221)				(0.6774)			(0.0008)		
係數	-0.0092	-0.0052	-0.0005	0.0011	0.0336	-0.0024	0.0028**			-0.0274		0.0430	1.0417***	0.2104	
p 值	(0.4601)	(0.4416)	(0.6046)	(0.5792)	(0.1804)	(0.0101)						(0.2414)	(0.0005)		
係數	-0.0091	-0.0241***	0.0014	0.0023	0.0341	-0.0021	0.0023**			-0.0036			0.8795***	0.1977	
p 值	(0.4549)	(0.0007)	(0.1620)	(0.2872)	(0.2335)	(0.0472)			(0.9229)				(0.0039)		
係數	-0.0085	-0.0245***	0.0014	0.0030	0.0335	-0.0020	0.0023**						0.0374*	0.9363***	0.1894
p 值	(0.4743)	(0.0005)	(0.1608)	(0.1601)	(0.2726)	(0.0386)							(0.0969)	(0.0025)	

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中所呈現的為 Fama and MacBeth (1973) 風險溢酬。其中 α 為截距項； $\hat{\lambda}_\beta$ 為全期間排序後 β 值風險溢酬； $\hat{\lambda}_{InME}$ 為公司規模風險溢酬； $\hat{\lambda}_{InBM}$ 為權益帳面對市值比風險溢酬； $\hat{\lambda}_{EP}$ 為益本比風險溢酬； $\hat{\lambda}_{EPtummy}$ 為益本比虛擬變數風險溢酬； $\hat{\lambda}_{SP}$ 為營收市價比風險溢酬； $\hat{\lambda}_{R\&D}$ 為研發支出比風險溢酬； $\hat{\lambda}_{AD}$ 為廣告支出比風險溢酬； $\hat{\lambda}_{TO}$ 為個股週轉率風險溢酬； $\hat{\lambda}_{MO11}$ 為採用前 11 個月之持有期間股票月平均報酬率所計算的動能風險溢酬； $\hat{\lambda}_{MO6}$ 為採用前 6 個月之持有期間股票月平均報酬率所計算的動能風險溢酬； $\hat{\lambda}_{STD}$ 為股票報酬標準差風險溢酬。
2. *、** 與 *** 分別表示達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

另外與胡星陽（1998）一致，本研究發現個股週轉率亦可解釋橫斷面股票報酬，其風險溢酬的時間序列平均值呈現負向顯著。此外，股票報酬標準差風險溢酬的時間序列平均值呈負向顯著，故未來的股票風險愈大，橫斷面股票報酬愈高，此符合高風險伴隨高報酬的特性。綜合而言，本研究發現特徵模式較因子模式得以解釋臺灣橫斷面股票報酬，比較表 4 與表 5 即可得知，各模型中特徵模式的 Adj-R² 明顯高於因子模式，且特徵模式中，亦有較多的變數對於橫斷面股票報酬具有顯著的解釋力，此結果與 Daniel and Titman (1997) 相符，公司特徵本身即能解釋橫斷面股票報酬。其中包括權益帳面對市值比、益本比、營收市值比、個股週轉率、個股成交量、6 個月期之動能與股票報酬標準差等，皆較能解釋橫斷面股票報酬。

4.4 依不同公司特徵建構投資組合

本文研究目的之一為探討過去文獻之分歧結果，是否導因於各種研究方法之差異，故將進行依不同公司特徵建構投資組合之探討，除了驗證前述實證結果是否穩健外，更重要的是，將瞭解不同公司特徵建構投資組合之下，是否影響實證結果。

基於過去文獻投資組合編列方式的不同，本研究參考 Fama and French (1992)、周賓凰與劉怡芬（2000）以及顧廣平（2002）等研究，採用公司規模與排序前 β 值、公司規模與權益帳面對市值比、成交量與排序前 β 值、高相關係數之權益帳面對市值比與營收市價比（二變數相關係數達 0.43062）等共四種分類基礎，分別將所有股票區分為 25 個投資組合，進行時間序列迴歸分析。而由於前述實證結果已可得知精簡模型已對股票報酬具有一定的解釋力，故為節省篇幅，表 6 與表 7 僅列示常見之模型，並納入波動性風險因子與投資者情緒之考量。²⁶

²⁶ 若讀者有興趣，歡迎向作者索取依不同公司特徵建構投資組合之實證結果。

表 6 股票市場相關因子時間序列迴歸結果（考慮不同特徵所區分之投資組合）

模型納入之因子	RMRF (CAPM)	RMRF、 SMB、HML (FF 3)	RMRF、 SMB、 HML、 UMD ₆ (Carhart 4)	RMRF、 SMB、 HML、 UMD ₆ (Nelson 4)	RMRF、 SMB、RMR、 AMA (Nelson 4)	CAPM + FSTD、 SENTIMENT	FF 3 + FSTD、 SENTIMENT	Carhart 4 + FSTD、 SENTIMENT	Ku 4 + FSTD、 SENTIMENT	Nelson 4 + FSTD、 SENTIMENT
panel A：依公司規模與排序前 β 值區分投資組合										
α 顯著之投資組合 個數 (比率)	5 (20.00%)	7 (28.00%)	7 (28.00%)	7 (28.00%)	7 (28.00%)	4 (16.00%)	6 (24.00%)	6 (24.00%)	8 (32.00%)	7 (28.00%)
平均 Adj-R ²	73.98%	85.12%	85.36%	75.55%	85.85%	73.79%	84.91%	85.15%	75.36%	85.74%
panel B：依成交量與排序前 β 值區分投資組合										
α 顯著之投資組合 個數 (比率)	12 (48.00%)	13 (52.00%)	13 (52.00%)	12 (48.00%)	10 (40.00%)	9 (36.00%)	13 (52.00%)	13 (52.00%)	13 (52.00%)	11 (44.00%)
平均 Adj-R ²	72.80%	81.23%	81.54%	75.67%	82.25%	72.48%	80.95%	81.24%	75.20%	82.05%
panel C：依公司規模與權益帳面對市價比區分投資組合										
α 顯著之投資組合 個數 (比率)	5 (20.00%)	8 (32.00%)	8 (32.00%)	7 (28.00%)	9 (36.00%)	7 (28.00%)	7 (28.00%)	7 (28.00%)	10 (40.00%)	8 (32.00%)
平均 Adj-R ²	75.08%	88.34%	88.56%	76.85%	87.52%	74.94%	88.04%	88.26%	76.84%	87.33%
panel D：依權益帳面對市價比與營收市價比區分投資組合										
α 顯著之投資組合 個數 (比率)	6 (24.00%)	9 (36.00%)	9 (36.00%)	9 (36.00%)	7 (28.00%)	6 (24.00%)	6 (24.00%)	6 (24.00%)	8 (32.00%)	6 (24.00%)
平均 Adj-R ²	76.47%	87.67%	87.87%	78.13%	86.68%	76.11%	87.24%	87.45%	77.84%	86.35%

資料來源：本研究整理。

說明：表中 RMRF 為市場風險溢酬；SMB 為規模相關因子；HML 為權益帳面對市價比相關因子；SMS 為營收市價比相關因子；RMR 為研發支出比相關因子；AMA 為廣告支出比相關因子；VMV 為個股成交量相關因子；UMD₆ 為 11 個月期動能相關因子；UMD₆ 為 6 個月期動能相關因子；FSTD 為波動性風險因子；SENTIMENT 為情緒指標。

表 7 橫斷面迴歸結果中因子模式之風險溢酬時間序列平均值 (考慮不同特徵所區分之投資組)

股票市場相關因子風險溢酬											平均	
α	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{SMS}$	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{AMA}$	$\hat{\lambda}_{FMY}$	$\hat{\lambda}_{UMD_{01}}$	$\hat{\lambda}_{UMD_0}$	$\hat{\lambda}_{FSTD}$	$\hat{\lambda}_{sentiment}$	Adj-R ²
panel A : 依公司規模與排序前 β 值區分投資組合												
係數	0.0119	-0.0101							0.0064	0.4472**	0.0588	
p 值	(0.2181)	(0.3793)							(0.5491)	(0.0475)		
係數	0.0125	-0.0111	0.0021						0.0019	0.4021*	0.0779	
p 值	(0.1104)	(0.2747)	(0.6913)						(0.8559)	(0.0665)		
係數	0.0101	-0.0080	0.0032				0.0105		-0.0030	0.4193*	0.0794	
p 值	(0.2062)	(0.4335)	(0.5666)				(0.3756)		(0.7702)	(0.0543)		
係數	0.0098	-0.0075		-0.0027		0.0092		-0.0006	0.0086	0.4840**	0.0735	
p 值	(0.1872)	(0.4375)		(0.5089)		(0.2748)		(0.9496)	(0.4037)	(0.0289)		
係數	0.0143*	-0.0158			-0.0044	0.0064			0.0074	0.5674***	0.0754	
p 值	(0.0944)	(0.1741)			(0.5634)	(0.3341)			(0.5227)	(0.0046)		
panel B : 依成交量與排序前 β 值區分投資組合												
係數	0.0144*	-0.0129							0.0123	0.8636***	0.0504	
p 值	(0.0532)	(0.1910)							(0.2125)	(0.0002)		
係數	0.0126*	-0.0123	-0.0055						0.0210**	0.5377**	0.0617	
p 值	(0.0917)	(0.2176)	(0.3927)						(0.0392)	(0.0204)		
係數	0.0144**	-0.0152	-0.0033				-0.0113		0.0197*	0.5230**	0.0654	
p 值	(0.0486)	(0.1232)	(0.6259)				(0.3855)		(0.0513)	(0.0259)		
係數	0.0110	-0.0095		-0.0031		0.0152**		-0.0001	0.0085	0.4549**	0.0657	
p 值	(0.1444)	(0.3316)		(0.5696)		(0.0009)		(0.9900)	(0.4336)	(0.0481)		
係數	0.0115	-0.0148			-0.0087	0.0108			0.0196*	0.4863**	0.0648	
p 值	(0.1607)	(0.1874)			(0.2074)	(0.1227)			(0.0641)	(0.0258)		
panel C : 依公司規模與權益帳面對市值比區分投資組合												
係數	0.0021	0.0004							-0.0019	0.0237	0.0480	
p 值	(0.8437)	(0.9726)							(0.8835)	(0.9257)		
係數	-0.0092	0.0105	0.0054						-0.0174	0.3618*	0.0810	
p 值	(0.2765)	(0.2893)	(0.1242)						(0.1430)	(0.0850)		

表 7 橫斷面迴歸結果中因子模式之風險溢酬時間序列平均值 (考慮不同特徵所區分之投資組) (續前頁)

股票市場相關因子風險溢酬											平均	
α	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{SMS}$	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{AMA}$	$\hat{\lambda}_{FMV}$	$\hat{\lambda}_{UMD_{11}}$	$\hat{\lambda}_{UMD_6}$	$\hat{\lambda}_{FSTD}$	$\hat{\lambda}_{sentiment}$	Adj-R ²
panel C: 依公司規模與權益帳面對市價比區分投資組合												
係數	-0.0098	0.0113	0.0003	0.0056			0.0036			-0.0175	0.3891*	0.0810
p 值	(0.2485)	(0.2570)	(0.9145)	(0.1164)			(0.7208)			(0.1417)	(0.0709)	(0.0743)
係數	-0.0036	0.0046		0.0021		0.0013			-0.0114	-0.0084	0.1230	0.0743
p 值	(0.6671)	(0.6429)		(0.7593)		(0.8734)			(0.2722)	(0.5016)	(0.5651)	0.0834
係數	-0.0096	0.0072	0.0015		-0.0051	-0.0016			-0.0145	-0.0145	0.2920	0.0834
p 值	(0.2795)	(0.4973)	(0.6614)		(0.4960)	(0.7857)			(0.2252)	(0.1611)		
panel D: 依權益帳面對市價比與營收市價比區分投資組合												
係數	0.0107	-0.0096								-0.0044	0.1664	0.0225
p 值	(0.3843)	(0.4606)								(0.6765)	(0.5663)	
係數	-0.0057	0.0013	0.0110	0.0040						-0.0167*	0.6883***	0.0509
p 值	(0.6062)	(0.9164)	(0.1036)	(0.2966)						(0.0976)	(0.0007)	
係數	-0.0054	0.0024	0.0093	0.0042			0.0086			-0.0168*	0.7133***	0.0535
p 值	(0.6241)	(0.8551)	(0.2227)	(0.2764)			(0.5399)			(0.0948)	(0.0007)	
係數	-0.0178	0.0169		0.0143***		0.0080			0.0107	-0.0166	0.6269***	0.0484
p 值	(0.1668)	(0.2456)		(0.0062)		(0.3309)			(0.3453)	(0.1212)	(0.0038)	
係數	-0.0135	0.0046	0.0130**		-0.0063	-0.0006			-0.0165	-0.0165	0.8859	0.0501
p 值	(0.1932)	(0.6954)	(0.0440)		(0.3327)	(0.9182)			(0.1064)			

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中所呈現的為依不同特徵組合區分 25 個投資組合基礎之 Fama and MacBeth (1973) 風險溢酬。其中 α 為截距項； $\hat{\lambda}_{RMR}$ 為市場風險溢酬； $\hat{\lambda}_{SMB}$ 為規模相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{HML}$ 為權益帳面對市價比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{SMS}$ 為營收市價比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{RMR}$ 為研發支出比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{AMA}$ 為廣告支出比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{FMV}$ 為個股成交量相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{UMD_{11}}$ 為 11 個月期動能相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{UMD_6}$ 為 6 個月期動能相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{FSTD}$ 為波動性風險因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{sentiment}$ 為情緒指標風險溢酬。

2. *, **, *** 分別表示達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

4.4.1 時間序列分析

在此分析中，本研究同樣以 Adj-R^2 與檢視截距項顯著異於零之個數，做為判定各因子模式是否能解釋時間序列股票報酬之準則。表 6 顯示，投資組合編列方式的不同，股票市場相關因子對時間序列股票報酬的解釋力亦有所差異。其中，依公司規模與排序前 β 值區分投資組合中 (panel A)，仍以 Nelson 四因子模式的 Adj-R^2 仍最高，達 85.85%；再者，依成交量與排序前 β 值區分投資組合 (panel B) 中，Nelson 四因子模式的 Adj-R^2 亦最高，且 Jensen 指標 (α) 顯著之投資組合個數 (比率) 最低，對時間序列股票報酬最具解釋力。

然而，當依公司規模與權益帳面對市值比區分投資組合 (panel C) 與依權益帳面對市值比與營收市價比區分投資組合 (panel D) 時， Adj-R^2 最高的模型，則非 Nelson 四因子模式，在 panel C 與 panel D 中， Adj-R^2 最高者為 Carhart 四因子模式，惟 Nelson 四因子模式 Adj-R^2 仍高達 85% 以上，解釋力仍相當高。

4.4.2 橫斷面分析

本小節之橫斷面分析係以前一小節考慮不同特徵所區分之投資組合下，各模式時間序列迴歸分析所求得之因子負載量的估計值做為自變數。表 7 為考慮不同特徵所區分之投資組合下，因子模式風險溢酬之時間序列平均值，本研究發現，不同投資組合編列方式將影響到因子模式橫斷面迴歸檢定的結果。

承前所述，當依公司規模與成交量區分投資組合時 (表 5)，研發支出比相關因子、廣告支出比相關因子、11 個月期動能相關因子與情緒指標皆較能解釋橫斷面股票報酬。但若依公司規模與排序前 β 值、成交量與排序前 β 值、公司規模與權益帳面對市值比或權益帳面對市值比與營收市價比區分投資組合時 (表 7 panel A、panel B、panel C 與 panel D)，僅情緒指標風險溢酬的時間序列平均值呈正向顯著，故情緒指標對於橫斷面股票報酬，具有相當的解

釋力。值得一提的是，當依成交量與排序前 β 值或權益帳面對市值比與營收市價比區分投資組合時，在特定投資組合分組方式下，波動性風險因子風險溢酬的時間序列平均值呈負向顯著，此與 Ang et al. (2006) 之研究相符，系統波動性具有一個負向的風險價格，波動性衝擊敏感度較高的股票，具有較低的平均報酬。

綜上所述，不同投資組合編列方式，因子模式橫斷面迴歸檢定的結果確實有所差異。但雖然如此，本研究發現情緒指標風險溢酬的時間序列平均值在不同投資組合編列方式之下，在多數模型中皆呈現正向顯著。因此，情緒指標為解釋橫斷面股票報酬較為穩定的因子。換言之，臺灣的股票報酬的確會受到投資者情緒的影響。

4.5 不同投資組合分組數

本文研究目的之一，為探討過去文獻之分歧結果是否導因於各種研究方法之差異，故將進行不同投資組合分組數之探討，除了驗證前述實證結果是否穩健之外，更重要的是，將瞭解不同投資組合分組數是否影響實證結果。

黃一祥等（2003）曾針對市場 β 值之估計與解釋能力之影響進行研究，其實證結果指出採用 Fama and French (1992) 方法將受到投資組合分組數多寡之影響，故本研究進一步檢測當投資組合分組數為 36 組時的時間序列之迴歸結果。為節省篇幅，本研究僅以文字陳述此部分的實證結果。²⁷

4.5.1 時間序列分析

在此分析中，本研究同樣以 Adj-R^2 與檢視截距項顯著異於零之個數，做為判定各因子模式是否能解釋時間序列股票報酬之準則。本研究發現，與表 6 相同，投資組合編列方式的不同，股票市場相關因子對時間序列股票報酬的解釋力將有所差異。更進一步發現的

²⁷ 若讀者有興趣，歡迎向作者索取不同投資組合分組數之實證結果。

是，投資組合分組數的不同，各模式股票市場相關因子對時間序列股票報酬的解釋力亦有所不同。其中，相較於表 6 panel A 至 panel D 的各模型，當投資組合分組數為 36 組時，各模型 Adj-R² 略低，但 Jensen 指標 (α) 顯著之投資組比率則較低。因此，投資組合分組數的多寡，尚不致於大幅影響股票市場相關因子對時間序列股票報酬的解釋力。

4.5.2 橫斷面分析

本小節的橫斷面分析，係以前一小節各模式時間序列迴歸分析所求得之因子負載量的估計值做為自變數，並將投資組合分組數設定為 36 組，在考慮不同特徵所區分之投資組合下，因子模式風險溢酬之時間序列平均值。本研究除了再次發現不同公司特徵所區分之投資組合後，因子模式橫斷面迴歸檢定結果將有所差異，亦支持黃一祥等（2003）之研究，即投資組合分組數的多寡，亦會衝擊股票市場相關因子對橫斷面股票報酬的解釋力。但即使在此情況下，情緒指標仍為眾多因子中，解釋橫斷面股票報酬最穩定的變數。再者，當依公司規模與成交量、成交量與排序前 β 值或權益帳面對市值比與營收市價比區分投資組合時，波動性風險因子風險溢酬的時間序列平均值呈負向顯著，此與 Ang et al. (2006) 之研究相符，系統波動性具有一個負向的風險價格，波動性衝擊敏感度較高的股票，具有較低的平均報酬。

4.6 樣本公司僅納入上市公司

考慮過去大部分探究臺灣股票報酬決定因素的文獻，包括劉亞秋等（1996）、Sheu et al. (1998)、周賓凰與劉怡芬（2000）以及鄭宗記等（2006）等皆僅採用臺灣證券交易所上市普通股為研究對象，故本研究去除上櫃公司的資料，檢測樣本的不同是否會造成研究結果的差異。在樣本資料中，去除上櫃公司資料後，股票報酬的資料約由 156,098 筆樣本（公司／月觀察值）降為 106,831 筆樣本

(公司/月觀察值)。在 Fama and MacBeth (1973) 兩階段迴歸法中，本研究係依據前述相關係數較高或文獻所支持之公司特徵，做為區分 25 個投資組合之基礎，進行兩階段迴歸分析。另外為節省篇幅，本研究以文字敘述的方式陳述此結果。²⁸

4.6.1 時間序列分析

在此分析中，本研究同樣以 Adj-R² 與檢視截距項顯著異於零之個數，做為判定各因子模式是否能解釋時間序列股票報酬之準則。本研究發現，大致與表 6 的結果相近，投資組合編列方式的不同，股票市場相關因子對時間序列股票報酬的解釋力將有所差異。再者，與表 6 的實證結果相近，各模型 Adj-R² 與 Jensen 指標 (α) 顯著之投資組合個數並無太大的差異，故樣本的差異對因子模式時間序列迴歸結果並未產生太大的影響。另外，實證結果仍指出 CAPM、FF 3、Carhart 4、Ku 4 與 Nelson 4 對於解釋時間序列股票報酬已具有一定的解釋能力。

4.6.2 橫斷面分析

本小節的橫斷面分析包括因子模式和特徵模式兩部分，其中前者係以前一小節各模式時間序列迴歸所求得之因子負載量的估計值做為自變數，後者則以公司特徵變數為自變數。

樣本公司僅納入上市公司的結果中，本研究仍將投資組合區分為 25 組，並考慮不同特徵所區分的投資組合下，因子模式風險溢酬之時間序列平均值。由實證結果可歸結幾個重點，首先實證結果與前述不盡相同，此顯示不同的研究樣本將影響臺灣股票橫斷面股票報酬的決定變數。再者，不同特徵所區分之投資組合的實證結果並不一致，此再次證明投資組合分類方式會影響到實證結果，因而造成過去國內文獻結論上的分歧。最後情緒指標風險溢酬的時間序列平均值在多數模型皆呈現正向顯著，故情緒指標仍為解釋橫斷面

²⁸ 若讀者有興趣，歡迎向作者索取樣本公司僅納入上市公司之實證結果。

股票報酬最為穩定的變數，再次印證投資者情緒對股票報酬具一定的影響。

值得一提的是，周賓鳳與劉怡芬（2000）除了採用上市公司做為研究樣本之外，亦採用公司規模與權益帳面對市值比區分 25 組投資組合。在本研究採用相同的樣本與投資組合編列方式之下，發現與周賓鳳與劉怡芬（2000）的實證結果一致，市場風險溢酬的時間序列平均值呈現正向顯著，即市場風險溢酬能解釋橫斷面股票報酬。換言之，此結果再次說明，不同的投資組合編列方式、投資組合的分組數與研究樣本，皆會產生不同的結果，故究竟資本資產定價模式是否已死，端視研究方法而定，並不能由單一的模型與研究方法即妄下定論。另外，上述採用與周賓鳳與劉怡芬（2000）相同的研究方法且獲得一致發現的實證結果，亦提高本研究的穩健性。

此外，特徵模式風險溢酬之時間序列平均值的檢定結果，與表 5 的實證結果一致，包括權益帳面對市值比、益本比、營收市值比、個股週轉率、個股成交量、6 個月期之動能與股票報酬標準差，皆較能解釋橫斷面股票報酬。換言之，研究樣本的差異並不影響公司特徵對橫斷面股票報酬的解釋力；而特徵模式在解釋橫斷面股票報酬上，亦較因子模式穩定；再者，特徵模式各模型中的 $Adj-R^2$ 明顯高於因子模式，且擁有較多變數對於橫斷面股票報酬具有顯著的解釋力。

4.7 延伸檢測

4.7.1 公司特徵極端投資組合之檢測

理論上，因子模型應能解釋所有投資組合的報酬率。因此，本研究進一步納入公司特徵極端投資組合之探討，²⁹ 本研究以公司特徵最高與最低的 10%，做為公司特徵極端投資組合之建構基礎；而

²⁹ 本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

公司特徵極端投資組合包括小規模和大規模公司之股票投資組合、高權益帳面對市值比和低權益帳面對市值比股票投資組合、高益本比和低益本比投資組合、高營收市價比和低營收市價比投資組合、高 R&D（廣告支出）和低 R&D（廣告支出）投資組合、低流動性和高流動性投資組合、過去贏家和輸家投資組合、高個別風險和低個別風險投資組合。

實證結果如表 8、表 9 所示，本研究發現因子模型對於公司特徵極端投資組合具有一定的解釋力。在股票市場相關因子時間序列的迴歸結果中，多數模型平均 Adj-R² 高於 70%，甚至部分模型 α 顯著之投資組合個數為零個，即因子模型對公司特徵極端投資組合之時間序列股票報酬，具有相當的解釋力。

另值得一提的是，本研究參考 Ang et al. (2006, 2009) 之研究納入波動性因子之探討，並發現波動性風險因子風險溢酬的時間序列平均值，在公司特徵極端投資組合中，多呈現負向顯著（表 9），即波動性衝擊敏感度較高的股票，具有較低的平均報酬，故波動性風險因子可解釋公司特徵極端投資組合之橫斷面報酬。有別於國外的實證設計與發現，此為有趣與具貢獻的實證結果。

4.7.2 不區分投資組合，直接以個別股票報酬率估計因子負載量之檢測

在前述實證結果中，各模型中特徵模式的 Adj-R² 明顯高於因子模式，且特徵模式中，亦有較多的變數對於橫斷面股票報酬具有顯著的解釋力。探討其中的原因，在估計因子模式之風險溢酬時，需運用到時間序列迴歸估計的因子負載量，做為第二階段的自變數，故可能造成因子負載量的估計誤差，導致因子模式較無法解釋橫斷面股票報酬；而特徵模式則無此問題，其不需先藉由二階段的程序，亦無須選擇區分投資組合的標準，故可避免估計誤差的問題，³⁰提高對橫斷面股票報酬的解釋力。

³⁰ 特徵模式中，僅 β 須另外估計。

表 8 公司特徵極端投資組合下，股票市場相關因子時間序列迴歸結果

	<i>RMRF</i> (CAPM)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMB</i> 、 <i>HML</i> (FF 3)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMB</i> 、 <i>HML</i> 、 <i>UMD</i> ₁₁ (Carhart 4)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMS</i> 、 <i>VMV</i> 、 <i>UMD</i> ₆ (Ku 4)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMB</i> 、 <i>RMR</i> 、 <i>AMA</i> (Nelson 4)
panel A					
模型納入之因子					
α 顯著之投資組合個數 (比率)	9 (36.00%)	4 (16.00%)	4 (16.00%)	14 (56.00%)	2 (8.00%)
平均 Adj-R ²	75.73%	79.27%	79.12%	79.99%	58.80%
模型納入之因子	CAPM + <i>SENTIMENT</i>	FF 3 + <i>SENTIMENT</i>	Carhart 4 + <i>SENTIMENT</i>	Ku 4 + <i>SENTIMENT</i>	Nelson 4 + <i>SENTIMENT</i>
panel B					
模型納入之因子					
α 顯著之投資組合個數 (比率)	7 (28.00%)	3 (12.00%)	5 (20.00%)	14 (56.00%)	0 (0.00%)
平均 Adj-R ²	75.07%	61.38%	60.30%	79.61%	57.39%
模型納入之因子	CAPM + <i>FSTD</i>	FF 3 + <i>FSTD</i>	Carhart 4 + <i>FSTD</i>	Ku 4 + <i>FSTD</i>	Nelson 4 + <i>FSTD</i>
panel C					
模型納入之因子					
α 顯著之投資組合個數 (比率)	10 (40.00%)	9 (36.00%)	8 (32.00%)	15 (60.00%)	17 (68.00%)
平均 Adj-R ²	76.92%	81.42%	81.24%	80.70%	71.47%
模型納入之因子	CAPM + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	FF 3 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	Carhart 4 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	Ku 4 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	Nelson 4 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>
panel D					
模型納入之因子					
α 顯著之投資組合個數 (比率)	10 (40.00%)	0 (0.00%)	0 (0.00%)	15 (60.00%)	0 (0.00%)
平均 Adj-R ²	76.33%	70.78%	70.52%	80.34%	70.32%

資料來源：本研究整理。

說明：表中 *RMRF* 為市場風險溢酬；*SMB* 為規模相關因子；*HML* 為權益帳面對市值比相關因子；*SMS* 為營收市價比相關因子；*RMR* 為研發支出比相關因子；*AMA* 為廣告支出比相關因子；*VMV* 為個股成交量相關因子；*UMD*₁₁ 為 11 個月期動能相關因子；*UMD*₆ 為 6 個月期動能相關因子；*FSTD* 為波動性風險因子；*SENTIMENT* 為情緒指標。

表 9 公司特徵極端投資組合下，橫斷面迴歸結果中因子模式之風險溢酬時間序列平均值

		股票市場相關因子風險溢酬											平均 Adj-R ²
α		$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{SMS}$	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{AMA}$	$\hat{\lambda}_{FMY}$	$\hat{\lambda}_{UMD_1}$	$\hat{\lambda}_{UMD_0}$	$\hat{\lambda}_{FSTD}$	$\hat{\lambda}_{sentiment}$	
係數	0.0340***	-0.0318***											0.0224
p 值	(<0.0001)	(0.0022)											0.0522
係數	0.0232***	-0.0181***	0.0022	-0.0053									0.0649
p 值	(0.0011)	(0.0043)	(0.8895)	(0.7723)									0.0684
係數	0.0279***	-0.0223***	-0.0237*	0.0087					-0.0580*				0.0414
p 值	(<0.0001)	(0.0007)	(0.0581)	(0.6147)					(0.0712)				
係數	0.0189**	-0.0117		-0.0139				0.0107		0.0430***			
p 值	(0.0155)	(0.2406)		(0.1677)				(0.1171)		(0.0047)			
係數	0.0137**	-0.0118**	0.0047		-0.0078**	0.0064***							
p 值	(0.0469)	(0.0108)	(0.7354)		(0.0161)	(0.0076)							
係數	0.0314***	-0.0299***											0.0254
p 值	(<0.0001)	(0.0058)											(0.0785)
係數	0.0156***	-0.0119***	0.0083	-0.0012									0.0489
p 值	(0.0036)	(0.0032)	(0.4319)	(0.9227)									(0.7693)
係數	0.0133***	-0.0100**	0.0019	-0.0027					-0.0248**				0.0549
p 值	(0.0099)	(0.0112)	(0.8757)	(0.8501)					(0.0120)				(0.5980)
係數	0.0178**	-0.0114			-0.0103			0.0135*		0.0340**			0.0711
p 值	(0.0243)	(0.2566)			(0.3068)			(0.0591)		(0.0142)			(0.1048)
係數	0.0131*	-0.0120**	0.0054			-0.0059*	0.0093***						0.0455
p 值	(0.0559)	(0.0102)	(0.6922)			(0.0909)	(0.0002)						
係數	0.0304***	-0.0272**										0.0343**	0.0587
p 值	(0.0017)	(0.0216)										(0.0215)	(0.0215)
係數	0.0243***	-0.0193***	0.0051	-0.0152									0.0600
p 值	(0.0005)	(0.0045)	(0.7002)	(0.3678)									(0.0802)
係數	0.0286***	-0.0244***	-0.0113	-0.0106					-0.0429*				0.0694
p 值	(<0.0001)	(0.0005)	(0.3432)	(0.5269)					(0.0794)				(0.0771)

表 9 公司特徵極端投資組合下，橫斷面迴歸結果中因子模式之風險溢酬時間序列平均值（續前頁）

股票市場相關因子風險溢酬											平均 Adj-R ²
α	$\hat{\lambda}_{RMRF}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{SMS}$	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{AMA}$	$\hat{\lambda}_{IMV}$	$\hat{\lambda}_{UMD_{11}}$	$\hat{\lambda}_{UMD_6}$	$\hat{\lambda}_{FSTD}$	$\hat{\lambda}_{sentiment}$
係數	0.0135	-0.0069	-0.0017	0.0108	0.0501***	0.0285	0.0722	0.0501***	0.0285	0.0722	0.0722
p 值	(0.1220)	(0.5209)	(0.8682)	(0.1127)	(0.0008)	(0.1010)	(0.0008)	(0.0008)	(0.1010)	(0.0008)	(0.0008)
係數	0.0084	-0.0091**	0.0163	-0.0111***	0.0071***	0.0283**	0.0561	0.0283**	0.0283**	0.0561	0.0561
p 值	(0.1419)	(0.0314)	(0.1210)	(0.0011)	(0.0029)	(0.0107)	(0.0107)	(0.0107)	(0.0107)	(0.0107)	(0.0107)
係數	0.0279***	-0.0255**	0.0313**	0.0313**	0.0313**	0.0313**	0.0606	0.0313**	0.0313**	0.0606	0.0606
p 值	(0.0030)	(0.0315)	(0.0312)	(0.0312)	(0.0312)	(0.0312)	(0.0312)	(0.0312)	(0.0312)	(0.0312)	(0.0312)
係數	0.0179***	-0.0132***	0.0207**	-0.0275*	0.0312***	0.1094	0.0565	0.0312***	0.1094	0.0565	0.0565
p 值	(0.0007)	(0.0013)	(0.0394)	(0.0614)	(0.0052)	(0.1331)	(0.0052)	(0.0052)	(0.1331)	(0.0052)	(0.0052)
係數	0.0152***	-0.0103***	0.0043	-0.0236	-0.0299***	0.0625	0.0609	-0.0299***	0.0625	0.0609	0.0609
p 值	(0.0028)	(0.0094)	(0.6863)	(0.1099)	(0.0027)	(0.3754)	(0.0027)	(0.0027)	(0.3754)	(0.0027)	(0.0027)
係數	0.0128	-0.0074	0.0020	0.0146**	0.0408***	0.0254	0.0739	0.0408***	0.0254	0.0739	0.0739
p 值	(0.1342)	(0.4857)	(0.8395)	(0.0359)	(0.0029)	(0.1231)	(0.0488)	(0.0029)	(0.1231)	(0.0488)	(0.0488)
係數	0.0112**	-0.0107**	0.0120	-0.0091**	0.0088***	0.0363**	0.0580	0.0363**	0.0363**	0.0580	0.0580
p 值	(0.0425)	(0.0110)	(0.2373)	(0.0256)	(0.0025)	(0.0102)	(0.0335)	(0.0102)	(0.0102)	(0.0335)	(0.0335)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中所呈現的為依公司規模與成交量區分 25 個投資組合基礎之 Fama and MacBeth (1973) 風險溢酬。其中 α 為截距項； $\hat{\lambda}_{RMRF}$ 為市場風險溢酬； $\hat{\lambda}_{SMB}$ 為規模相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{HML}$ 為權益帳面對市值比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{SMS}$ 為營收市價比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{RMR}$ 為研發支出比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{AMA}$ 為廣告支出比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{IMV}$ 為個股成交量相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{UMD_{11}}$ 為 11 個月期動能相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{UMD_6}$ 為 6 個月期動能相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{FSTD}$ 為波動性風險溢酬； $\hat{\lambda}_{sentiment}$ 為情緒指標風險溢酬。

2. *, ** 與 *** 分別表示達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

為進一步探討此問題，本研究參考 Campbell et al. (1997) 之模型，另以不區分投資組合之方式，直接採用個別股票報酬率估計因子負載量，³¹ 實證結果如表 10 與表 11 所示。其中，由表 10 可得知，各因子模式對時間序列的個別股票報酬率解釋力並不高，Adj-R² 皆低於 50%，此符合預期，各股票市場相關因子在建構時，即是採用投資組合的觀點，故因子模式對於投資組合的報酬率，具較高的解釋力。此外，由橫斷面迴歸的結果可得知（表 11），情緒指標風險溢酬的時間序列平均值為正值，並至少達 5% 的顯著水準；其餘因子風險溢酬的時間序列平均值多不顯著，故情緒指標仍為因子模式中，解釋橫斷面股票報酬最為穩定的變數。此與原實證結果大致相同。

表 10 不區分投資組合下，股票市場相關因子時間序列迴歸結果

panel A	模型納入之因子	<i>RMRF</i> (CAPM)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMB</i> 、 <i>HML</i> (FF 3)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMB</i> 、 <i>HML</i> 、 <i>UMD</i> ₁₁ (Carhart 4)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMS</i> 、 <i>VMV</i> 、 <i>UMD</i> ₆ (Ku 4)	<i>RMRF</i> 、 <i>SMB</i> 、 <i>RMR</i> 、 <i>AMA</i> (Nelson 4)
	平均 Adj-R ²	32.58%	40.91%	41.19%	37.72%	41.22%
panel B	模型納入之因子	CAPM + <i>SENTIMENT</i>	FF 3 + <i>SENTIMENT</i>	Carhart 4 + <i>SENTIMENT</i>	Ku 4 + <i>SENTIMENT</i>	Nelson 4 + <i>SENTIMENT</i>
	平均 Adj-R ²	25.07%	34.43%	34.83%	30.55%	34.45%
panel C	模型納入之因子	CAPM + <i>FSTD</i>	FF 3 + <i>FSTD</i>	Carhart 4 + <i>FSTD</i>	Ku 4 + <i>FSTD</i>	Nelson 4 + <i>FSTD</i>
	平均 Adj-R ²	34.04%	41.61%	41.83%	38.73%	42.01%
panel D	模型納入之因子	CAPM + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	FF 3 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	Carhart 4 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	Ku 4 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>	Nelson 4 + <i>FSTD</i> 、 <i>SENTIMENT</i>
	平均 Adj-R ²	27.73%	35.62%	36.04%	32.42%	35.39%

資料來源：本研究整理

說明：表中 *RMRF* 為市場風險溢酬；*SMB* 為規模相關因子；*HML* 為權益帳面對市值比相關因子；*SMS* 為營收市價比相關因子；*RMR* 為研發支出比相關因子；*AMA* 為廣告支出比相關因子；*VMV* 為個股成交量相關因子；*UMD*₁₁ 為 11 個月期動能相關因子；*UMD*₆ 為 6 個月期動能相關因子；*FSTD* 為波動性風險因子；*SENTIMENT* 為情緒指標。

³¹ 本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

表 11 不區分投資組合估計因子負載量下，橫斷面迴歸結果中因子模式之風險溢酬時序列平均值

股票市場相關因子風險溢酬													平均
	α	$\hat{\lambda}_{RMRF}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{SMS}$	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{AMA}$	$\hat{\lambda}_{FMY}$	$\hat{\lambda}_{UMD_{1t}}$	$\hat{\lambda}_{UMD_{6t}}$	$\hat{\lambda}_{FXTD}$	$\hat{\lambda}_{sentiment}$	Adj-R ²
係數	0.0048	-0.0019											0.0412
p 值	(0.2859)	(0.7693)											0.1323
係數	0.0096***	-0.0002	-0.0062*	-0.0070*									0.1483
p 值	(0.0100)	(0.9726)	(0.0546)	(0.0582)									0.1153
係數	0.0099***	-0.0008	-0.0062*	-0.0066*					0.0045				0.1647
p 值	(0.0073)	(0.8924)	(0.0551)	(0.0771)					(0.4674)				
係數	0.0096**	-0.0032			-0.0046					0.0052			
p 值	(0.0111)	(0.6048)			(0.1358)					(0.4296)			
係數	0.0045	0.0018	-0.0054			0.0025	0.0030						
p 值	(0.2481)	(0.7857)	(0.1295)			(0.5911)	(0.4129)						
係數	0.0057	-0.0028											0.1663**
p 值	(0.2015)	(0.6619)											(0.0232)
係數	0.0103***	-0.0021	-0.0052*	-0.0058									0.1360
p 值	(0.0074)	(0.7145)	(0.0861)	(0.1075)									(0.0213)
係數	0.0100***	-0.0019	-0.0053*	-0.0051					0.0067				0.1521
p 值	(0.0090)	(0.7444)	(0.0766)	(0.1574)					(0.2672)				(0.0144)
係數	0.0096**	-0.0036			-0.0035					0.0059			0.1172
p 值	(0.0124)	(0.5309)			(0.2277)					(0.3297)			(0.1033)
係數	0.0044	0.0010	-0.0046			0.0030	0.0022						0.1044**
p 值	(0.2812)	(0.8795)	(0.1754)			(0.4882)	(0.5331)						(0.0363)
係數	0.0030	0.0002									0.0054		0.0795
p 值	(0.5304)	(0.9754)									(0.4524)		0.1477
係數	0.0106***	-0.0014	-0.0066**	-0.0064*							-0.0002		0.1605
p 值	(0.0065)	(0.8292)	(0.0380)	(0.0845)							(0.9727)		
係數	0.0116***	-0.0025	-0.0064**	-0.0065*					0.0028				0.1605
p 值	(0.0021)	(0.7145)	(0.0402)	(0.0818)					(0.6412)				(0.9650)

表 11 不區分投資組合估計因子負載量下，橫斷面迴歸結果中因子模式之風險溢酬時間序列平均值（續前頁）

股票市場相關因子風險溢酬											平均	
											Adj-R ²	
	α	$\hat{\lambda}_{RMRF}$	$\hat{\lambda}_{SMB}$	$\hat{\lambda}_{HML}$	$\hat{\lambda}_{SMS}$	$\hat{\lambda}_{RMR}$	$\hat{\lambda}_{AMA}$	$\hat{\lambda}_{VMF}$	$\hat{\lambda}_{UMD_{11}}$	$\hat{\lambda}_{UMD_6}$	$\hat{\lambda}_{FSTD}$	$\hat{\lambda}_{sentiment}$
panel C	係數	0.0086**	-0.0019		-0.0042		-0.0037			0.0063	0.0064	0.1360
	p 值	(0.0446)	(0.7647)		(0.1672)		(0.3702)			(0.2727)	(0.3390)	
	係數	0.0058	0.0004	-0.0058	0.0024	0.0029				-0.0013		0.1760
	p 值	(0.1378)	(0.9615)	(0.1076)	(0.6036)	(0.4217)				(0.8409)		
panel D	係數	0.0042	-0.0015								0.0045	0.1411**
	p 值	(0.3698)	(0.8199)								(0.5177)	(0.0222)
	係數	0.0109***	-0.0032	-0.0053*							0.0012	0.1296**
	p 值	(0.0059)	(0.6131)	(0.0744)	(0.1634)						(0.8364)	(0.0229)
panel D	係數	0.0106***	-0.0028	-0.0047				0.0054			0.0010	0.1488***
	p 值	(0.0059)	(0.6573)	(0.0210)				(0.3516)			(0.8653)	(0.0098)
	係數	0.0087**	-0.0027		-0.0027			-0.0022		0.0096*	0.0066	0.1395**
	p 值	(0.0442)	(0.6584)		(0.3431)			(0.5962)		(0.0687)	(0.3089)	(0.0283)
panel D	係數	0.0055	-0.0003	-0.0048		0.0026					-0.0014	0.0693
	p 值	(0.1861)	(0.9676)	(0.1529)		(0.5467)	(0.5102)				(0.8213)	(0.1201)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中所呈現的結果為參考 Campbell et al. (1997) 之模型，以不區分投資組合為基礎之風險溢酬。其中 α 為截距項； $\hat{\lambda}_{RMRF}$ 為市場風險溢酬； $\hat{\lambda}_{SMB}$ 為規模相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{HML}$ 為權益帳面對市值比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{SMS}$ 為營收市價比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{RMR}$ 為研發支出比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{AMA}$ 為廣告支出比相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{VMF}$ 為個股成交量相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{UMD_{11}}$ 為 11 個月期動能相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{UMD_6}$ 為 6 個月期動能相關因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{FSTD}$ 為波動性風險因子風險溢酬； $\hat{\lambda}_{sentiment}$ 為情緒指標風險溢酬。

2. *, ** 與 *** 分別表示達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

惟若根據 Fama and French (1992) 的研究方法，仍需納入區分投資組合之方式，估計因子負載量，但可同時參考該研究所納入的方法，藉由條件式分組方式，降低因子負載量的估計誤差。另一個重點是，若採用多個因子模式進行檢測時，須注意前後模型的一致性，例如 CAPM 單因子模式的因子負載量，即是採用 CAPM 進行時間序列分析所估計而得；Fama-French 三因子模式的因子負載量，係採用 FF3 進行時間序列分析估計而得。如此作法，可避免模型上之差異而影響因子負載量的估計。

5. 結論

有鑑於過去研究臺灣股票報酬決定變數之文獻結果分歧，本文除了審慎決定參數估計方法、樣本選擇與投資組合建構之外，尚歸納我國相關文獻之實證結果，採用市場 β 值、公司規模、權益帳面對市值比、益本比、營收市價比、個股週轉率、個股成交量、動能與股票報酬標準差等影響股票報酬之相關變數之外，並納入研發支出比率與廣告支出比率等變數；以及藉由因子模式時間序列分析所得出之 Carhart 四因子、波動性風險因子、情緒指標等因子負載量，以探究影響臺灣股票市場橫斷面股票報酬之因素；同時並以多因子時間序列迴歸分析納入 Fama and French (1993) 三因子、益本比相關因子、營收市價比相關因子、個股週轉率相關因子、個股成交量相關因子、動能相關因子、研發支出比相關因子、廣告支出比相關因子、波動性風險因子以及情緒指標等，檢測影響臺灣時間序列股票報酬真正的決定因素。此外，本文結合 Fama and French (1992) 及 Daniel and Titman (1997) 的研究方法，同時採用特徵模式與因子模式進行相關檢測，以冀望對「究竟是公司特徵還是風險可解釋橫斷面股票報酬」之文獻上爭議能提供進一步之證據。

本研究的實證結果顯示，當考慮不同公司特徵建構投資組合、不同投資組合分組數以及樣本差異時，時間序列與橫斷面的迴歸結

果皆會受到影響，後續研究應盡量採用不同的方法進行穩健性檢測，以避免實證結果產生偏誤。此外，本研究的實證結果發現，資本資產定價模式、Fama-French 三因子模式、Carhart 四因子模式、顧廣平四因子模式與 Nelson 四因子模式對時間序列股票報酬皆具有不錯的解釋力，其中又以 Nelson 四因子模式的解釋力較佳。再者，特徵模式較因子模式對橫斷面股票報酬具有解釋力。其中，因子模式中以情緒指標較能解釋橫斷面股票報酬，此結果符合我國散户居多之投資者結構，證實投資者情緒的確會影響股票報酬。部分實證結果指出系統波動性具有一個負向的風險價格，即波動性衝擊敏感度較高的股票，具有較低的平均報酬，特別是波動性風因子對於公司特徵極端投資組合的股票報酬，更具解釋力；而特徵模式中，權益帳面對市值比、益本比、營收市值比、個股週轉率、個股成交量、6 個月期之動能與股票報酬標準差等，皆較能解釋橫斷面股票報酬。

值得一提的是，當本研究採用相同的樣本與投資組合編列方式之下，即發現與周賓凰與劉怡芬（2000）的實證結果一致，市場風險溢酬能解釋橫斷面股票報酬。換言之，此結果再次說明，不同的投資組合編列方式、投資組合的分組數與研究樣本，將產生不同的結果，故究竟資本資產定價模式是否已死，端視研究方法而定，並不能由單一的模型與研究方法即妄下定論。

附錄

本附錄中之變數定義包含公司特徵變數、股票市場相關因子以及投資人情緒等三個部分，陳述本文所採用的相關變數之衡量方式。公司特徵變數中，由於市場 β 需另外估計，而與公司規模等其他特徵變數可直接衡量的情形不同，因此區分為二個段落以詳述之。

1. 公司特徵變數

1.1 市場 β

由於個股之真實 β 無法直接觀察得知，因此使用迴歸模型以估計個股 β 乃無可避免 (Fama and MacBeth, 1973)。首先，本研究由前 60 個月之個股月報酬對市場投資組合月報酬的迴歸所得之係數估計值，³² 求得個別股票之排序前 β (個股至少須有 24 個月以上的月報酬資料)。然而，Chan and Chen (1988) 認為 β 的估計易受到短期估計期間內市場狀況的影響，並認為採用長期資料估計非條件投資組合 β 時，由於各期 β 之隨機估計誤差會在長期時間序列平均下彼此互相抵消，使 β 估計精確度提高，故主張採用全期間 (full period) 資料估計非條件 β 。Fama and French (1992) 即參考 Chan and Chen (1988) 的研究，³³ 採用全樣本期間之股票報酬月的資料估計 β ，故稱之為全期間排序後 β (full-period post-ranking β)。³⁴ 而在此之前，Fama and French (1992) 已將所有樣本公司依

³² 市場投資組合月報酬為臺灣證券交易所加權股價指數和櫃檯買賣中心加權股價指數月報酬之前一月市值加權平均。

³³ 周賓鳳與劉怡芬 (2000) 及黃一祥等 (2003) 亦支持 Chan and Chen (1988) 之觀點，採用全期間資料估計非條件 β 。

³⁴ 本研究亦採用五年的期間估計條件 β ，並發現全期間與五年期間估計之 β ，皆獲得一致性的實證結果，亦發現權益帳面對市值比、益本比、營收市值比、個股週轉率、個股成交量、6 個月期之動能與股票報酬標準差等，皆能解釋橫斷面股票報酬。本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

照每年 6 月底時之規模與排序前 β 分類為 100 個投資組合，並計算各投資組合同年 7 月至次年 6 月之各月報酬。採用以投資組合排序後的 β 替代個別股票的排序前 β 之作法，除了可降低變數衡量誤差 (errors in variable) 之外，運用全期間估計 β ，亦可解決 Chan and Chen (1988) 所提出的問題。因此，本研究依照 Fama and French (1992) 的方式，建構投資組合排序後的 β 以替代個別股票的排序前 β 。

值得注意的是，Fama and French (1992) 以規模與排序前 β 分類為建構排序後投資組合的基準，係由於 Chan and Chen (1988) 的實證結果顯示公司規模與 β 呈現高度相關（相關係數為 - 0.988），故 Fama and French (1992) 將樣本公司依公司規模與排序前 β 區分投資組合，以降低二變數之相關性。但由於本文發現在臺灣的股市中，與排序前 β 相關性最高的特徵變數為個股成交量（係數值為 0.324），而非公司規模（係數值僅為 0.103），因此本文採用個股成交量與排序前 β 為建構排序後投資組合的分組基準，以符合 Fama and French (1992) 求算排序後 β 之方法的原始初衷。³⁵

1.2 其他公司特徵變數

公司特徵變數中，第 t 年 6 月底時之 $\ln ME$ ，以及第 $t-1$ 年年底之權益帳面對市值比 (book-to-market ratio, $\ln BM$)、益本比 (earnings-to-

³⁵ Fama and French (1992) 為解決非同步交易問題 (Dimson, 1979)，採用投資組合報酬率對當期及前期市場投資組合報酬率之迴歸係數和，做為市場風險溢酬之因子負載量之估計值，但以月資料之頻率而言，我國股市之非同步交易情形並不明顯，且周賓鳳與劉怡芬 (2000) 及鄭宗記等 (2006) 皆顯示考量非同步交易與否並不影響臺灣股市之實證結果，因此在橫斷面迴歸模型中，本文僅以投資組合報酬率對當期市場投資組合報酬率之迴歸係數，做為排序後 β 值的估計值。但為慎重起見，本研究仍進行穩健性的測試，而檢定之結果後亦支持周賓鳳與劉怡芬 (2000) 及鄭宗記等 (2006) 之研究，即考量非同步交易與否並不影響我國股市之實證結果。在考慮非同步交易的過程中，本研究以投資組合報酬率對當期及前期市場投資組合報酬率之迴歸係數和，做為市場風險溢酬之因子負載量之估計值；市場 β 值之估計，則為當期排序後 β 值及前期排序後 β 值之和。本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

price ratio, $EP+$)、益本比虛擬變數 (earnings-to-price dummy, $EPdummy$)、營收市價比 (sales-to-price ratio, SP)、 $R\&D$ 及 AD 等，皆對應第 t 年 7 月至 $t+1$ 年 6 月的各月股票報酬率。而除動能變數對應次二月之報酬率外，各月之 TO 、 $\ln VOL$ 等，則對應次一月的股票報酬率；股票報酬標準差 (standard deviation of stock returns, STD)，則以個股次一月的日報酬標準差，對應當月股票報酬率。其中各變數的詳細定義，請參見附表 1。

附表 1 公司特徵變數定義

變數	定義
公司規模 ($\ln ME$)	公司第 t 年 6 月所發行普通股之市值 (單位：新臺幣百萬元) 取其自然對數。
權益帳面對市值比 ($\ln BM$)	公司第 $t-1$ 年年度財務報表上的權益帳面價值除以第 $t-1$ 年年底的公司規模後， ³⁶ 再取自然對數。此處所謂之權益帳面價值為股東權益總額加上遞延所得稅再減去特別股股本。
益本比 ($EP+$) 與益本比虛擬變數 ($EP dummy$)	若每股稅後盈餘大於零，則益本比為公司第 $t-1$ 年年度財務報表上的每股稅後盈餘除以第 $t-1$ 年 12 月底之每股收盤價格，而益本比虛擬變數等於零；若每股稅後盈餘小於零，則益本比等於零，而益本比虛擬變數等於一。
營收市價比 (SP)	公司第 $t-1$ 年年度財務報表上的每股營業收入淨額除以第 $t-1$ 年年底之每股收盤價格。
研發支出比 ($R\&D$) 與廣告支出比 (AD)	研發支出比率為公司第 $t-1$ 年研發支出除以第 $t-1$ 年年底之資產總額；廣告支出比率為公司第 $t-1$ 年廣告支出除以第 $t-1$ 年年底之資產總額。
個股週轉率 (TO)、個股成交量 ($\ln VOL$)	個股週轉率為公司前一月月成交量除以流通在外股數；個股成交量為公司前一月成交量 (單位：百萬股) 之自然對數。
動能 (MO)	MO_{11} 為公司前 2-12 個月之持有期間股票月平均報酬率，而 MO_6 為公司前 7-12 個月的股票平均報酬。
股票報酬標準差 (STD)	個股次一月的日報酬標準差

資料來源：本研究整理。

³⁶ 依據證券交易法規定，公開發行公司之年度財務報告應於年度終了後四個月內公告，並於六個月內召開股東常會，將財務報表送請股東常會承認，故本文以 $t-1$ 年年底時之權益帳面對市值比對應 t 年 7 月至 $t+1$ 年 6 月之股票月報酬率，此種衡量方式與國外和大部份之國內相關文獻之作法完全一致。同樣地， $EP+$ 、 $EP dummy$ 、 SP 、 $R\&D$ 及 AD ，也皆以公司 $t-1$ 年的會計資訊對應其 t 年 7 月至 $t+1$ 年 6 月的股票月報酬率。

2. 股票市場相關因子

依據 Fama and French (1993)，本研究建構股票市場相關因子，³⁷ 相關因子的定義如附表 2 所示。*SMB* 與 *HML* 係採用以下方式計算之，首先將所有樣本公司第 t 年 7 月至 $t+1$ 年 6 月之月股票報酬率，依 t 年 6 月底之股票市場價值由小到大排序，區分為小規模公司 (small, 前 50%; 下標為 S) 與大規模公司 (big, 後 50%; 下標為 B) 二個群組。同時，並將全體樣本公司第 t 年 7 月至 $t+1$ 年 6 月之月股票報酬率，依其第 $t-1$ 年 12 月底的權益帳面對市值比由高至低排序，區分出高權益帳面對市值比公司 (high, 前 30%; 下標為 H)、中權益帳面對市值比公司 (middle, 中間 40%; 下標為 M) 以及低權益帳面對市值比公司 (low, 後 30%; 下標為 L) 等三個群組。其次，將上述群組進行交叉配對可獲得六個投資組合，並分別計算其各月之市值加權平均報酬 (包括 $r_{S/H}$ 、 $r_{S/M}$ 、 $r_{S/L}$ 、 $r_{B/H}$ 、 $r_{B/M}$ 、 $r_{B/L}$ 等六個市值加權平均報酬的投資組合)。最後，以下列 (A1) 式與 (A2) 式分別計算二因子

$$SMB = \frac{r_{S/H} + r_{S/M} + r_{S/L}}{3} - \frac{r_{B/H} + r_{B/M} + r_{B/L}}{3}, \quad (A1)$$

$$HML = \frac{r_{S/H} + r_{B/H}}{2} - \frac{r_{S/L} + r_{B/L}}{2}. \quad (A2)$$

區別成六個投資組合，並分別以等權平均的方式計算其報酬率，主要之目的係為降低二因子之間的相關性，以便更清楚區分個別因子對股票報酬之影響。

此外，其餘的股票市場相關因子之建構，乃分別將所有樣本公司第 t 年 7 月至 $t+1$ 年 6 月之月報酬率就單一公司特徵區分為

³⁷ 礙於篇幅的關係，股票市場相關因子的詳細建構步驟，請參見 Fama and French (1993)。

(high, 前 30%)、(middle, 中間 40%)、(low, 後 30%) 等三個群組後，再參考 *SMB* 或 *HML* 之方法計算之，請參見附表 2。舉例而言，動能相關因子的計算，係將動能為前 30% 股票的市值加權平均投資組合報酬減去動能為後 30% 股票的市值加權平均投資組合報酬。

附表 2 股票市場相關因子定義

變數	定義
市場風險溢酬 (<i>RMRF</i>)	市場風險溢酬為市場投資組合月報酬，扣除第一銀行一個月期之定期存款之月報酬率。
規模相關因子 (<i>SMB</i>) 與權益帳面對市值比相關因子 (<i>HML</i>)	規模相關因子為小規模公司之股票投資組合的市值加權平均報酬之等權平均減去大規模公司之股票投資組合的市值加權平均報酬之等權平均；權益帳面對市值比相關因子為高權益帳面對市值比股票投資組合的市值加權平均報酬之等權平均減去低權益帳面對市值比股票投資組合的市值加權平均報酬之等權平均。
益本比相關因子 (<i>EME</i>) 與營收市價比相關因子 (<i>SMS</i>)	高益本比（營收市價比）投資組合的市值加權平均報酬減去低益本比（營收市價比）投資組合的市值加權平均報酬。
研發支出比相關因子 (<i>RMR</i>) 與廣告支出比相關因子 (<i>AMA</i>)	高 <i>R&D</i> （廣告支出）投資組合的市值加權平均報酬減去低 <i>R&D</i> （廣告支出）投資組合的市值加權平均報酬。
個股週轉率與個股成交量相關因子 (<i>TMT</i> 、 <i>VMI</i>)	此二個因子屬於流動性相關因子，由於流動性較低之股票有較高之預期報酬，故其衡量方法係將低流動性投資組合的市值加權平均報酬減去高流動性投資組合的市值加權平均報酬。
動能相關因子 (<i>UMD</i>)	動能相關因子為過去贏家（報酬率較高者）股票投資組合的市值加權平均報酬減去過去輸家（報酬率較低者）投資組合的市值加權平均報酬。
波動性風險因子 (<i>FSTD</i>)	波動性風險因子為高股票報酬標準差投資組合的市值加權平均報酬減去低股票報酬標準差投資組合的市值加權平均報酬。

資料來源：本研究整理。

3. 投資者情緒 (Investor Sentiment)

本研究建構投資者情緒變數之相關說明如下。首先，Brown and Cliff (2005) 及 Baker and Wurgler (2006) 的實證結果皆指出投資者情緒會影響股票報酬。Baker and Wurgler (2006) 並進一步發現在投資者情緒高時，規模較小、成立年數較低、缺乏獲益、高波動性、極端成長、面臨衰退以及無支付股利的股票，未來一年傾向賺取相對較低的報酬。本研究參考 Baker and Stein (2004) 及 Baker and Wurgler (2006) 的研究，將市場週轉率 (market turnover, TURN) 做為衡量投資者情緒之第一個潛在代理變數，市場週轉率為整體市場成交量除以流動在外股數。

再者，Baker and Wurgler (2006) 認為 IPO 市場亦可做為衡量投資者情緒的指標；Ljungqvist et al. (2006) 即指出部分不理性投資者對於股票市場的過度樂觀 (excessive optimism)，為「熱市」(hot market) 現象的主因，故企業會選擇在該過度樂觀的時點辦理公開上市。因此，除了市場週轉率之外，本研究亦採用每月 IPO 家數 (the number of initial public offerings, NIPO) 與 IPO 當日至 IPO 後 4 日的持有期間報酬 (the returns of initial public offerings, RIPO) 做為衡量投資者情緒的另外二個潛在代理變數。³⁸

此外，Baker and Wurgler (2004) 指出公司的管理當局在決定是否發放股利的過程中，會參考投資者對股利的需求；Baker and Wurgler (2006) 進一步指出股利益酬可做为投資者情緒變數。Baker and Wurgler (2000) 認為新股發行比率包含新股發行與現金增資之資訊，能對股票市場報酬提供更強的預測能力；同時，新股發行比率與部分投資者情緒變數具高度相關性。³⁹ 雖然國外經常使用直接

³⁸ 此係參考蔡佩蓉等 (2009)，採用剛上市前 5 日為報酬為衡量期間。

³⁹ 例如「封閉型基金折價」。

情緒指標與間接情緒指標，⁴⁰ 做為投資者情緒變數，惟由於資料可用期間過短，抑或缺乏完整資料而不適用，⁴¹ 故本研究並未予以納入。

綜上所述，本研究採用市場週轉率、月 IPO 家數、月 IPO 報酬、股利益酬以及新股發行比率等情緒代理變數，參考 Baker and Wurgler (2006) 的作法，進行主成份分析 (principal component analysis)，將各投資者情緒的代理變數整合為單一之綜合情緒指標 (SENTIMENT)，⁴² 再對應次一月之股票報酬。

4. 波動性風險因子

本研究原擬以參考 Ang et al. (2006) 的方式建構總和波動性因子，但考慮臺灣期貨交易所推出臺指選擇權的時點始於 2001 年 12 月 24 日，若要採此時點開始求算 VIX 指數，並用以探討臺灣股票報酬之決定因素，樣本期間將受到嚴重的限制，⁴³ 因此本文將採用另一變數予以替代。

有鑑於 Ang et al. (2006) 中之 VIX 指數係用於衡量投資者對未來股票市場波動率的預期，因此本研究將採用個股次一月的日報酬標準差做為衡量波動性的代理變數。同時並參考 Fama and French (1993) 與 Ang et al. (2006) 的 *FSTD*。值得一提的是，本研究亦採用個股當月、次兩個月、次三個月的日報酬標準差進行穩健性檢測，實證結果與採用個股次一月的日報酬標準差的結果相同。

⁴⁰ 直接情緒指標中，封閉型基金折價即為其中之一。間接情緒指標中，諸如採用美國個別投資人協會 (American Association of Individual Investors) 與投資人情報 (Investors Intelligence) 所發佈的情緒指標，皆屬之。

⁴¹ 世新大學自 2003 年 12 月起始建構「臺灣股票投資人情緒指數」，故國內直接情緒指標擁有的期間仍過短。再者，國內間接情緒指標亦具有缺乏完整資料的問題，例如臺灣缺乏封閉基金折價的資料，以做為情緒指標。

⁴² 礙於篇幅的關係，情緒指標的詳細衡量步驟，請參考 Baker and Wurgler (2006)。然而，若讀者有興趣，也歡迎向作者索取。

⁴³ 僅能採用 2002 年 1 月至 2011 年 6 月探討臺灣橫斷面股票報酬之決定因子。

參考文獻

- 方智強、姚明慶 Fang, Chih-Chiang and Ming-Ching Yau (1998), 「臺灣上市公司的淨值市價比現象」“The Book-to-Market Phenomenon in Taiwan”, 管理學報 *Journal of Management*, 15 : 3 , 367-391。(in Chinese with English abstract)
- 周賓凰、張宇志、林美珍 Chou, Pin-Huang, Yu-Zhi Zhang and Mei-Chen Lin (2007), 「投資人情緒與股票報酬互動關係」“The Interaction between Investor Sentiment and Stock Returns”, 證券市場發展季刊 *Review of Securities & Futures Markets*, 19 : 2 , 153-190。(in Chinese with English abstract)
- 周賓凰、劉怡芬 Chou, Pin-Huang and Yi-Feng Liu (2000), 「臺灣股市橫斷面報酬解釋因子：特徵、單因子、或多因子？」“The Cross Section of Expected Returns in Taiwan: Characteristics, Single Factor, or Multi Factors?”, 證券市場發展季刊 *Review of Securities & Futures Markets*, 12 : 1 , 1-32。(in Chinese with English abstract)
- 胡星陽 Hu, Shing-Yang (1998), 「流動性對臺灣股票報酬率的影響」“The Effect of Turnover on Stock Returns in Taiwan”, 財務金融學刊 *Journal of Financial Studies*, 5 : 4 , 1-19。(in Chinese with English abstract)
- 陳安琳 Chen, An-Lin (2002), 「臺灣股票報酬之穩定因素 — 交叉確認、因素分析與模擬分析」“The Stable Factors for the Stock Returns in Taiwan: Cross-Validation, Factor Analysis and Simulation”, 管理學報 *Journal of Management*, 19 : 3 , 519-542。(in Chinese with English abstract)
- 黃一祥、王元章、何加政、許嘉惠 Huang, I-Hsiang, Yung-Jang Wang, Chia-Cheng Ho and Chia-Hui Hsu (2003), 「臺灣股市系統性風險之估計及橫斷面預期報酬之分析」“One the Beta Estimation and Cross-

- sectional Analysis of Expected Stock Returns in Taiwan”，財務金融學刊 *Journal of Financial Studies*，11：3，1-33。(in Chinese with English abstract)
- 劉亞秋、黃理哲、劉維琪 Liu, Y. Angela, Lee-Zer Huang and Victor W. Liu (1996)，「國內股市系統風險之探討」“An Analysis of Systematic Risk in Taiwan Stock Market”，證券市場發展季刊 *Review of Securities & Futures Markets*，8：1，45-66。
- 蔡佩蓉、王元章、張眾卓 Tsai, Pei-Jung, Yung-Jang Wang and Chong-Chuo Chang (2009)，「投資人情緒、公司特徵與臺灣股票報酬之研究」“Investor Sentiment, Firm Characteristics, and Stock Returns in Taiwan”，經濟研究 *Taipei Economic Inquiry*，45：2，273-322。(in Chinese with English abstract)
- 鄭宗記、賴弘能、蔡佩芬 Cheng, Tsung-Chi, Hung-Neng Lai and Pei-Fen Tsai (2006)，「兩階段估計 Fama-French 三因子模型－臺灣股市之研究」“On the Two-Stage Estimation of the Fama-French Three Factor Model: Evidence from Taiwan”，交大管理學報 *Chiao Da Management Review*，26：2，21-48。
- 顧廣平 Ku, Kuang-Ping (2002)，「臺灣上市（櫃）公司股東期望報酬橫斷面差異解釋因子之探討」“The Explanatory Factors of Cross Sectional Variation in Expected Stock Returns on the Taiwan Stock Market”，亞太社會科技學報 *Asia Pacific Review of Social Science and Technology*，2：1，139-164。(in Chinese with English abstract)
- 顧廣平 Ku, Kuang-Ping (2005)，「單因子、三因子或四因子模式？」“One-Factor, Three-Factor or Four-Factor Models?”，證券市場發展季刊 *Review of Securities & Futures Markets*，17：2，101-146。(in Chinese with English abstract)
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing and X. Zhang (2006)，“The Cross-Section of Volatility and Expected Returns,” *The Journal of Finance*, 61:1, 259-299.

- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing and X. Zhang (2009), "High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further U.S. Evidence," *Journal of Financial Economics*, 91:1, 1-23.
- Baker, M. and J. C. Stein (2004), "Market Liquidity as a Sentiment Indicator," *Journal of Financial Markets*, 7:3, 271-299.
- Baker, M. and J. Wurgler (2000), "The Equity Share in New Issues and Aggregate Stock Returns," *The Journal of Finance*, 55:5, 2219-2257.
- Baker, M. and J. Wurgler (2004), "A Catering Theory of Dividends," *The Journal of Finance*, 59:3, 1125-1165.
- Baker, M. and J. Wurgler (2006), "Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns," *The Journal of Finance*, 61:4, 1645-1680.
- Banz, R. W. (1981), "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, 9:1, 3-18.
- Banz, R. W. and W. J. Breen (1986), "Sample-Dependent Results Using Accounting and Market Data: Some Evidence," *The Journal of Finance*, 41:4, 779-793.
- Basu, S. (1983), "The Relationship between Earnings' Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence," *Journal of Financial Economics*, 12:1, 129-156.
- Bhandari, L. C. (1988), "Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence," *The Journal of Finance*, 43:2, 507-528.
- Brav, A., C. Geczy and P. A. Gomper (2000), "Is the Abnormal Return Following Equity Issuances Anomalous?" *Journal of Financial Economics*, 56:2, 209-249.
- Brown, G. W. and M. T. Cliff (2005), "Investor Sentiment and Asset Valuation," *The Journal of Business*, 78:2, 405-440.
- Campbell, J. Y. and A. S. Kyle (1993), "Smart Money, Noise Trading and Stock Price Behaviour," *The Review of Economic Studies*, 60:1, 1-34.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo and A. C. MacKinlay (1997), *The Econometrics of*

Financial Markets, Princeton: Princeton University Press.

- Carhart, M. M. (1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance," *The Journal of Finance*, 52:1, 57-82.
- Chan, K. C. and N. F. Chen (1988), "An Unconditional Asset-Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk," *The Journal of Finance*, 43:2, 309-325.
- Chen, N. F., R. Roll and S. A. Ross (1986), "Economic Forces and the Stock Market," *The Journal of Business*, 59:3, 383-403.
- Chui, A. C. W. and K. C. J. Wei (1998), "Book-to-Market, Firm Size and the Turn-of-the-Year Effect: Evidence from Pacific-Basin Emerging Markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, 6:3-4, 275-293.
- Daniel, K. and S. Titman (1997), "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Return," *The Journal of Finance*, 52:1, 1-33.
- Daniel, K., S. Titman and K. C. J. Wei (2001), "Explaining the Cross-Section of Stock Returns in Japan: Factors or Characteristics?" *The Journal of Finance*, 56:2, 743-766.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers and R. J. Waldmann (1990), "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy*, 98:4, 703-738.
- Dimson, E. (1979), "Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading," *Journal of Financial Economics*, 7:2, 197-226.
- Eberhart, A. C., W. F. Maxwell and A. R. Siddique (2004), "An Examination of Long-Term Abnormal Stock Returns and Operating Performance Following R&D Increases," *The Journal of Finance*, 59:2, 623-650.
- Fama, E. F. (1998), "Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance," *Journal of Financial Economics*, 49:3, 283-306.
- Fama, E. F. and K. R. French (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *The Journal of Finance*, 47:2, 427-465.

- Fama, E. F. and K. R. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33:1, 3-56.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, 81:3, 607-636.
- Jegadeesh, N. and S. Titman (1993), "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency," *The Journal of Finance*, 48:1, 65-91.
- Ljungqvist, A., V. Nanda and R. Singh (2006), "Hot Markets, Investor Sentiment and IPO Pricing," *The Journal of Business*, 79:4, 1667-1702.
- Nelson, J. M. (2006), "Intangible Assets, Book-to-Market and Common Stock Returns," *The Journal of Financial Research*, 29:1, 21-41.
- Pástor, L. and R. F. Stambaugh (2003), "Liquidity Risk and Expected Stock Returns," *Journal of Political Economy*, 111:3, 642-685.
- Rosenberg, B., K. Reid and R. Lanstein (1985), "Persuasive Evidence of Market Inefficiency," *Journal of Portfolio Management*, 11:3, 9-16.
- Sharpe, W. F. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *The Journal of Finance*, 19:3, 425-442.
- Sheu, H. J. and K. P. Ku (1999), "An Empirical Study of Forecasting Power of Turnover and Book-to-Price for Stock Returns in Taiwan," *Advances in Pacific Basin Financial Market*, 5, 325-336.
- Sheu, H. J., S. Wu and K. P. Ku (1998), "Cross-Sectional Relationships between Stock Returns and Market Beta, Trading Volume, Sales-to-Price in Taiwan," *International Review of Financial Analysis*, 7:1, 1-18.
- Shleifer, A. and L. H. Summers (1990), "The Noise Trader Approach to Finance," *The Journal of Economic Perspectives*, 4:2, 19-33.

The Time-Series and Cross-Sectional Stock Returns in Taiwan: A Reexamination under Different Model Specification, Portfolio Construction, and Sample Selection

Chang, Chong-Chuo and C. Edward Wang

Abstract

In order to clarify the inconsistent findings in the Taiwanese asset pricing literature, this study cautiously determines the adequate methodologies used for parametric estimation, sample selection, portfolio construction, and model specification. The main purposes of this study are to explore what factors can better explain the time-series and cross-sectional stock returns in Taiwan and to propose some possible reasons for the inconsistent findings in prior studies. Our empirical evidence indicates that the factors that explain time-series or cross-sectional stock returns will change when firm's characteristics used to build portfolios, the number of portfolios used in grouping stocks, or sample selection rules are different. Therefore, in order to avoid biases in making empirical conclusions, a robustness check is indispensable for any asset pricing study in Taiwan. The evidence herein shows that the Nelson four-factor model is more powerful in explaining the time-series stock returns. In contrast, the sentiment index, volatility risk factor, book-to-market ratio, earnings-to-price ratio, sales-to-price ratio, stock turnover, trading volume, six-month momentum, and standard deviation of stock returns can all well explain the cross-sectional stock returns.

Keywords: Asset Pricing Model, Time-Series Stock Returns, Cross-Sectional Stock Returns, Characteristic Model, Factor Model

JEL Classification: G10, G11, G12

Chang, Chong-Chuo, Assistant Professor, Department of Finance, Asia University, No. 500, Lioufeng Rd., Wufeng Dist., Taichung City 41354, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-4-23323456 ext. 48011, E-mail: aaron@asia.edu.tw. C. Edward Wang, Professor, Department of Business Administration, National Taipei University, No. 151, University Rd., San Shia Dist., New Taipei City 23741, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-86741111 ext. 66569, E-mail: edwang@mail.ntpu.edu.tw.

Received 20 September 2010; revised 19 October 2010; accepted 20 March 2012.