

# 目錄

目錄.....	02
表目錄.....	04
圖目錄.....	05
<b>第壹章 緒論</b> .....	<b>05</b>
第一節 研究背景.....	05
第二節 研究動機.....	09
第三節 研究目的.....	12
第四節 研究架構與流程.....	12
<b>第貳章 文獻回顧</b> .....	<b>15</b>
第一節 共同基金的選股能力、擇時能力.....	15
第二節 共同基金的績效持續性.....	27
<b>第參章 研究方法</b> .....	<b>34</b>
第一節 研究範圍與研究期間.....	34
第二節 資料來源與變數定義變數.....	35
第三節 共同基金的績效衡量.....	38
第四節 以拔靴法來評估共同基金的Alpha.....	43
第五節 共同基金的績效持續性.....	46
<b>第肆章 實證結果分析</b> .....	<b>49</b>
第一節 共同基金的績效衡量.....	49
第二節 共同基金的績效持續性.....	62

<b>第五章 結論與建議</b>	<b>69</b>
第一節 研究結論.....	69
第二節 建議.....	71
第三節 研究限制.....	72
<b>參考文獻</b>	<b>73</b>
中文文獻.....	73
英文文獻.....	76
<b>附錄</b>	<b>78</b>
附錄一：研究樣本相關資料.....	78

## 表目錄

表 1-1	國內共同基金投信家數、基金數量與總規模表.....	07
表 1-1	各類型共同基金規模、數量與受益人數表.....	09
表 2-1	選股能力與擇時能力的文獻彙整表.....	23
表 2-2	共同基金績效持續性的文獻彙整表.....	31
表 4-1	五種績效歸因模型的實證結果.....	50
表 4-2	五種績效歸因模型的平均 AIC 值.....	52
表 4-3	各類型共同基金的績效表現.....	53
表 4-4	各類型共同基金的擇時能力(TM 模型).....	56
表 4-5	各類型共同基金的擇時能力(HM 模型).....	56
表 4-6	Alpha 值的基本敘述性統計量.....	58
表 4-7	共同基金績效的拔靴法檢驗.....	59
表 4-8	科技型共同基金績效的拔靴法檢驗.....	60
表 4-9	一般型共同基金績效的拔靴法檢驗.....	61
表 4-10	全部共同基金績效持續性.....	63
表 4-11	科技型共同基金績效持續性.....	65
表 4-12	一般型共同基金績效持續性.....	67

## 圖目錄

圖 1-1	國內共同基金歷史總規模.....	08
圖 1-2	研究架構流程.....	14

# 第壹章 緒論

## 第一節 研究背景

國內共同基金發展的歷史起源於民國72第一家證券投資信託公司—國際證券投資信託公司的成立。國內共同基金市場的發展與開放，大致可分成四波的開放政策。財政部在訂出「引進僑外投資證券計畫計畫」之後，相繼制頒「證券投資信託事業管理規則」、「證券投資信託基金管理辦法」、「華僑及外國人投資結匯辦法」等法令，並於民國72年主導與核准國內第一證券投資信託公司—國際證券投資信託公司的成立，民國74、75年間，財政部又相繼核准光華證券投資信託公司（民國89年更名為荷銀光華投資信託公司）、建弘證券投資信託公司、中華證券投資信託公司（民國90年更名為匯豐中華投資信託公司），此為國內共同基金市場的第一波開放。

國內共同基金的第一波開放，起先是為了引進海外資金，故其所發行的基金是在國外募集並以投資國內為目的，如，國際投信的台灣祥龍基金與建弘投信的台北基金等等。直到民國75年以後，此四家投信（國際投信、光華投信、建弘投信、中華投信）才推出以國內投資者為銷售對象的多款共同基金，如此，也才真正開啟了國內投資者投資國內共同基金的市場。

在歐美股票市場結構健全的國家中，大都由專業投資機構掌握投資人的多數基金而且股票市場也是由專業投資機構所主導。相較於歐美結構健全的股票市場，國內的股票市場，在歷經民國79年的萬點行情之後，股票就成為了全民運動，散戶投資人在股票市場的交易量遠高於專業投資機構，而且散戶投資人往往因為缺乏資訊、時間，以致於無法深入瞭解上市公司，使得散戶投資人在股市動盪之際，很容易過度地追漲殺跌，如此不僅使得散戶投資人容易遭受損失，連帶亦使

得國內股票市場極不穩定。有鑑於此，政府為降低散戶與提高專業機構在股票市場交易比重，健全國內股票市場結構，於是在民國81年密集核准11家新投信公司的成立，此為國內共同基金市場的第二波開放。此11家新投信公司與原先老4家投信公司，也從民國82年後，開始大量推出多款共同基金來吸引國內投資者。從此以後，國內共同基金市場也從以往的由老四家投信公司所壟斷的寡佔市場轉變成百家爭鳴的競爭市場。

表1-1顯示，歷年國內共同基金的投信家數、基金數量與基金總規模，國內共同基金市場在歷經第二波的開放政策之前，國內共同基金的投信家數、共同基金數量與共同基金總規模，從民國76年首度對國內投資者募集得的74億元且僅有四家老投信公司以及四支共同基金，成長到民國81年的583億元與11支共同基金。而在歷經第二波共同基金市場的開放後，國內共同基金的投信家數、基金數量與共同基金規模，立即成長到民國82年的14家投信公司、34支共同基金以及1兆461億元的共同基金總規模，單年度共同基金市場新增12支新共同基金且共同基金總規模成長878億元，單年度基金總規模成長率高達151%。截至民國93年6月底為止，根據中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會的統計，國內共同基金的投信家數為46家、共同基金數量為451支基金而且共同基金總規模已達到2兆9176億元，是國內僅次於股票的投資理財工具，圖1-1顯示，民國76年至民國92年國內共同基金的基金總規模的成長情形。

表1-1 國內共同基金投信家數、基金數量與規模表

年度	投信家數	基金數量	基金規模（億元）
76	4	4	74
77	4	11	304
78	4	15	537
79	4	18	430
80	4	21	599
81	15	22	583
82	15	34	1,461
83	15	59	1,931
84	15	82	1,952
85	19	115	3,995
86	25	143	5,082
87	28	192	7,157
88	33	234	10,079
89	38	292	10,773
90	40	317	17,568
91	43	343	21,680
92	45	418	26,668
93年6月	46	451	29,176

資料來源：中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會

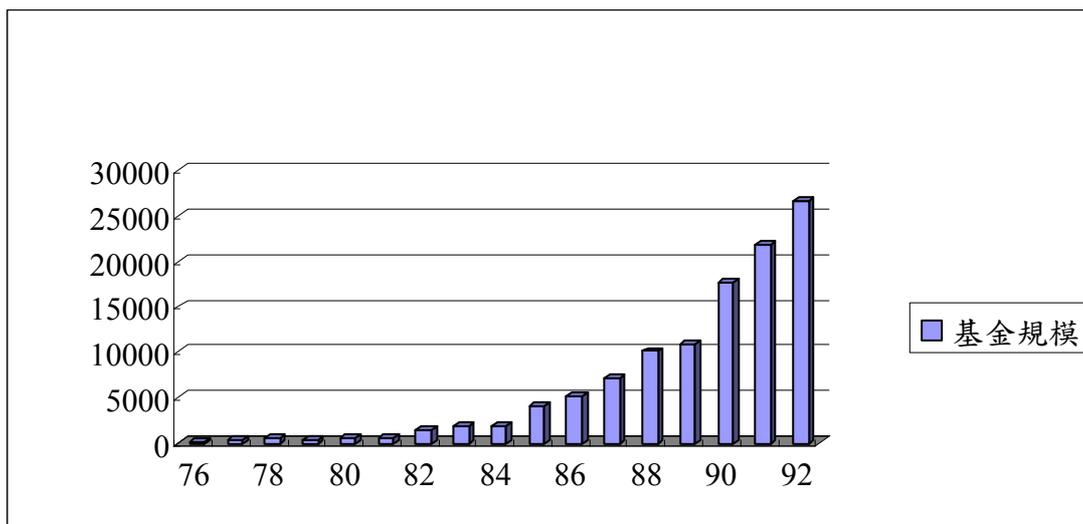


圖1-1 歷年國內共同基金總規模

截至民國93年6月底為止，國內共有46家投信公司而且發行451支共同基金，加上政府核准的海外共同基金，合計在國內可以投資的國內外共同基金已超過一千多支，而在這琳瑯滿目的國內外共同基金中，可依不同的分類方式而產生不同的分類結果，例如，依照買賣方式，可分為開放型基金與封閉型基金；依照風險程度，則可分為積極成長型基金、成長型基金、成長收入型基金、收益型基金；依照投資區域，則可分為全球型基金、區域型基金、單一國家型基金。

中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會將共同基金依照投資標的物而劃分成六種類型（股票型、債券股票平衡型、債券型、組合型、指數股票型、保本型），截至民國92年12月為止，根據中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會的統計，國內共有45家證券投資信託公司，合計發行418支共同基金，其中計有244支股票型基金（含6支國外募集的股票型基金）、60支債券股票平衡型基金、105支債券型基金、6支組合型基金、1支指數股票型基金、2支保本型基金，見表1-2。表1-2也顯示，儘管國內募集的股票型基金的基金規模市場佔有率僅位居第二名（12.32%），遠落後債券型基金的80.45%基金規模市場佔有率，但股票型基金的基金數量（244支，56.94%）以及受益人數（1,546,366人，84.22%），均高居第一，遠高於第二名債券型基金的基金數量（105支，25.12%）與受益人數

(159,421人，8.68%)，顯見，股票型基金為最受國內投資人青睞的共同基金。

表1-2 各類型共同基金規模、數量與受益人數表（民國92年12月底）

	基金規模		基金數量		受益人數	
	元	%	支	%	人	%
股票型(國內募集)	328,493,763,090	12.32	238	56.94	1,546,366	84.22
股票型(國外募集)	13,944,601,416	0.52	6	1.44	11	0.00
債券股票平衡型	122,714,307,638	4.60	60	14.35	112,561	6.13
債券型	2,145,582,624,593	80.45	105	25.12	159,421	8.68
組合理	11,975,500,967	0.45	6	1.44	10,450	0.57
指數股票型	39,427,626,466	1.48	1	0.24	5,079	0.28
保本型	4,709,152,288	0.18	2	0.48	2,199	0.12
合計	2,666,847,576,458	100	418	100	1,836,087	100

資料來源：中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會

## 第二節 研究動機

共同基金已是國內僅次於股票的投資理財工具，而隨著近十年國內共同基金的蓬勃發展，共同基金的優點：可小額投資、分散投資風險、專家經營管理、變現容易、安全有保障，也已經隨著國內共同基金市場競爭的白熱化，而被投信公司廣為宣傳，使得投資者早已耳熟能詳。

前富達麥哲倫基金（Magellan Fund）的基金經理人—彼得·林區（Peter Lynch），在其擔任麥哲倫基金經理人的13年間（自1977年到1990年5月），麥哲倫基金的年平均複利報酬率高達29%，即若投資人於1977年投資1萬美元在麥哲倫基金，到1990年將可得到28萬美元。

富達麥哲倫基金如此亮眼的績效表現，究竟是因為彼得·林區擁有精準的選股能力，還是純粹因為運氣呢？時代雜誌（TIME）、財星雜誌（Fortune）分別推崇彼得·林區（Peter Lynch）為「首屈一指的基金經理人」、「投資界的超級巨星」，並認為彼得·林區之所以有如此亮眼的表現，乃歸因於彼得·林區在確認被低估股價股票的敏銳洞察力，亦即認為彼得·林區擁有精準的選股能力。而且，Marcus（1990）主張假如彼得·林區和其它的麥哲倫基金經理人缺乏選股能力，將難以解釋麥哲倫基金的長期亮眼績效是純粹因為運氣的關係。

投資人投資共同基金，很自然地會期望所投資的共同基金能在共同基金經理人專業的知識及研究下，其績效能超越大盤以獲取較高的報酬。然而，根據最近文獻的實證結果發現：對於整體而言，共同基金經理人是否具有選股能力並未有統一的定論，但確實存在著少數的共同基金經理人是具有選股能力。Chen, Jegadeesh, and Wermers（2000）發現成長型導向（growth-oriented）的共同基金具有獨特的選股能力。張志宏（民85）發現整體而言，國內基金具有顯著的選股能力，但不具有顯著的擇時能力。王銘傑（民91）發現整體而言，國內共同基金經理人並沒有顯著的選股能力；但若單就高科技型基金經理人則有顯著的選股能力。童心達（民92）高周轉率的基金經理人同樣具有顯著的選股能力但其擇時能力是不顯著的。

根據過去的研究顯示，確實有共同基金經理人具有選股能力，然隨著民國81年共同基金市場的第二波開放之後，各式各樣的共同基金如同雨後春筍般的出現，投資人該如何挑選共同基金投資，也變成了投資人的一個重要課題。證券投資信託公司基於增加資產規模，好享有規模經濟等等的好處，因此往往會以其共同基金過去的亮眼績效表現，來向投資人推銷其所發行與管理的共同基金，但是共同基金過去歷史優良的績效表現是否也就意味著未來必定如此？根據天下雜誌的統計，過去五年，年報酬率前十名的共同基金，第二年只有6%的機率繼續保持在前十名之列，反而有高達二成二的機率吊車尾，績效落入最後四分之一。因此，只有在共同基金績效具有持續性時，投資者才能利用共同基金過去歷史優

良的績效表現來當作選擇投資共同基金的參考依據。

儘管過去也有學者從事共同基金選股能力與共同基金績效的持續性研究，並且研究結果顯示尚未有一統一的定論。而且在不同的研究樣本、不同的研究期間、不同的研究方法下，都有可能得到不同的實證結果。加上，儘管國內開放共同基金市場已經有20的歷史了（民國72年國際證券投資信託公司的成立），但國內共同基金的蓬勃發展卻是近十年的事（民國81年密集核准11家新投信公司），而一般而言，共同基金的績效評估應以較長的時間觀察較為客觀，以免受到經濟或非經濟因素的干擾，使評估的結果受到扭曲，但是過去的學者研究，限於國內共同基金發展歷史尚短的時間限制，大都只能使用短期共同基金的相關資訊來進行研究、探討與分析，因此刺激了本研究想利用此蓬勃發展的長期共同基金的歷史資料，來再度檢驗國內共同基金的績效表現，以探討國內共同基金的選股能力與績效的持續性表現，並整理過去學者的研究，比較其結果是否一致。

除此之外，少數共同基金經理人有亮眼績效表現，如：麥哲倫基金經理人—彼得·林區（Peter Lynch），連帶引發一個令人好奇與深思的問題：亮眼的績效表現，是否可視為共同基金經理人具有精準選股能力的可信證據，亦是這純粹只是反應共同基金經理人的個別運氣。

但是，在過去的研究中，沒有很明確地確認運氣在共同基金績效中所扮演的角色，而且大都僅使用個別共同基金的歷史資料來檢驗個別共同基金的績效表現。而一般而言，僅使用個別共同基金的歷史資料來檢驗個別共同基金績效來判斷個別基金的績效是可歸因於基金經理人的選股能力或可歸因於運氣，是不易得到準確的結果。因此本研究想使用一種新的個別共同基金績效（ $\alpha$ ）的檢驗方式—拔靴法（bootstrap），一種可以控制運氣在基金績效所扮演的角色並且沒有來自潛在的誤設偏誤的方法來檢驗個別共同基金經理人的選股能力。

### 第三節 研究目的

儘管有關國內共同基金經理人的選股能力與國內共同基金績效的持續性等相關議題，已有許多學者進行過相關的研究，但就共同基金經理人的選股能力而言，整體而言，直至目前為止，尚未有一統一的結論；而就共同基金績效持續性而言，多數的研究顯示，共同基金的績效不具有持續性，其中，在少數的共同基金的績效具持續性的研究中，短期績效持續性的機率遠高於長期績效持續性的機率。

本研究除了利用較長的觀察時間來進行共同基金經理人的選股能力與共同基金績效持續性的實證研究外，將進一步藉由一創新的方法—拔靴法(bootstrap)來檢驗個別共同基金能擁有高績效的表現，究竟是因為共同基金經理人具有優秀的選股能力，還是純粹因為運氣。

本研究目的：

- (一) 檢驗共同基金經理人，是否具有選股能力。
- (二) 檢驗高績效的共同基金，究竟歸因於基金經理人本身擁有精準的選股能力亦或純粹歸因於運氣。
- (三) 檢驗共同基金的績效，是否具有持續性。

### 第四節 研究架構與流程

本研究的研究架構流程如圖1.2所示，其中各步驟的處理流程、細節和方法，將在本研究中之各章節詳加敘述。

本研究將分成五章，各章的主題大綱如下說明：

第壹章緒論：闡述研究背景、研究動機以及本研究所欲達成之研究目的，並

提出本研究的研究流程與架構。

第貳章文獻回顧：敘述國內外有關共同基金經理人選股能力、擇時能力與共同基金績效持續性等相關研究的實證結果。

第參章研究方法：闡述本研究之研究範圍、研究期間並對資料來源與變數定義變數提出說明以及敘述共同基金績效衡量方法、拔靴法檢驗個別共同基金的方法以及檢驗共同基金績效持續性的方法。

第肆章實證結果分析：針對上述各種方法之實證結果進行分析與討論。

第伍章結論與建議：根據實證結果做出結論，並給投資者以及後續研究者提出建議。

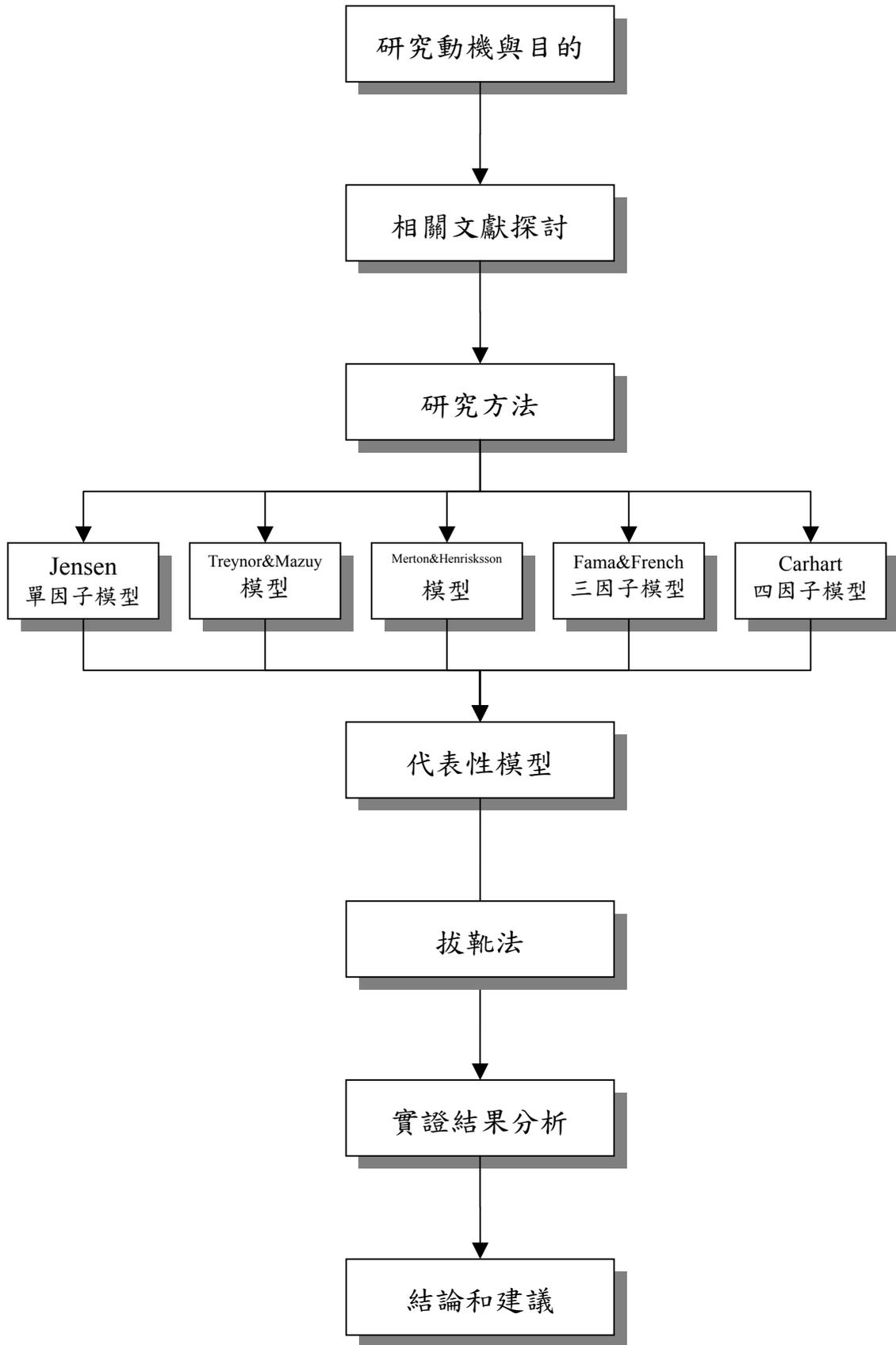


圖 1.2 研究架構流程

## 第貳章 文獻回顧

本章共分為兩節。第一節敘述過去對於共同基金經理人選股能力、擇時能力的相關實證研究結果。選股能力，係指共同基金經理人對個股的預測能力，具備預測能力的共同基金經理人會預測買進價格被低估的股票，賣出價格被高估的股票；而擇時能力，係指共同基金經理人對整個市場的預測能力，當預期市場未來看多時，具有擇時能力的共同基金經理人會增加持股比重或提高系統風險（ $\beta$ ）值，來獲取更高的報酬，反之，當預期市場未來看空時，則減少持股比重或降低系統風險（ $\beta$ ）值，以避免更多的損失。第二節敘述過去共同基金績效持續性的相關實證研究結果，唯有共同基金的績效具有持續性，則過去的績效表現方能當作投資者在挑選共同基金的參考依據。

### 第一節 共同基金的選股能力、擇時能力

Jensen (1968) 以 1954 年至 1964 年的 115 支開放型共同基金為研究樣本，並鑑於 Treynor Index (1965)、Sharpe Index (1966) 僅是共同基金績效的相對指標，而非一個評估績效的絕對指標，因此 Jensen 應用資本資產定價模型 (CAPM) 與證券市場線 (SML)，發展出一評估共同基金績效的絕對指標 (Jensen Index) 並以 S&P500 指數為市場指標來檢視真實所得之報酬與使用資本資產定價模型 (CAPM) 求得預期報酬的差距。實證結果發現，在 115 支共同基金研究樣本中，在不考慮共同基金的管理費用下，有 67 支共同基金的  $\alpha$  值小於零，整體基金的  $\alpha$  值為 -0.14%，表示就整體基金績效而言，共同基金並無法打敗市場指標，亦即整體而言，共同基金經理人不具有選股能力。

Treynor and Mazuy (1966) 以 1953 至 1962 年美國 57 支基金為研究樣本，藉由在資本資產定價模型 (CAPM) 中，引入一個二次項來並以 S&P500 指數為市場投資組合，來探討共同基金經理人的選股與擇時能力。實證結果發現，只有 1 支基金顯著具有擇時能力，顯示整體而言，基金經理人不具有擇時能力。

Henriksson and Merton (1981) 以1968至1981年的美國116支開放型基金為研究樣本，藉由在資本資產定價模型 (CAPM) 中，修正系統風險 ( $\beta$ ) 為一二項隨機變數且其在空頭與多頭時將各有一值，並以S&P500指數為市場投資組合來探討共同基金經理人的選股能力與擇時能力。實證結果發現，在116支美國開放型基金的研究樣本中，僅11支基金的 $\alpha_i$ 顯著大於0，3支基金的 $\beta_{2i}$ 顯著大於0，表示整體而言，共同基金經理人並無選股能力和擇時能力。

Chang and Lewellen (1984) 以1971年到1979年間美國67支共同基金為研究樣本，並修改Henriksson and Merton模型來探討共同基金的選股能力與擇時能力。實證結果發現，只有3支共同基金具有顯著的選股能力，顯示整體而言，共同基金經理人不具有選股能力；亦有42支共同基金沒有擇時能力，因此整體而言，共同基金經理人亦不具有擇時能力。

Grinblatt and Titman (1989) 以1975年至1984年的157支共同基金為研究樣本，並採用 Jensen Index 來探討共同基金是否會有超額報酬。實證結果發現，大多數的共同基金均無法獲得超額的報酬並且共同基金的報酬率與市場投資組合的報酬率差距不大，顯示大多數共同基金經理人不具有選股能力。

Daniel, K. et al. (1997) 以1975年到1994年的274支美國共同基金為研究樣本，採用特徵持股投資組合模型來探討共同基金的經營績效，並提出「與被評估投資組合內的股票具有相同特徵」，依市值、帳面價值對市價比 (B/M)、前一年股票報酬三大特徵為基準，來衡量基金經理人的平均投資風格(average style)，特徵擇時 (characteristic timing) 與特徵選股 (characteristic selectivity) 等能力的指標。實證結果發現，積極成長型基金具有選股能力，但不具有擇時能力。而就整體共同基金表現來看，共同基金的操作績效在扣除交易成本後，並無法超越大盤的表現，亦即不具有選股能力與擇時能力。

Blake and Timmermann (1998) 以1972年2月到1995年6月的2,375支的英國信託基金為研究樣本，將信託基金分成權益成長型 (equity growth)、權益一般型 (equity general)、權益收益型 (equity income)、中小型 (smaller companies)、平衡型 (balanced) 基金，並分別使用多因子模型來探討基金的績效表現和績效持續性。實證結果發現，英國信託基金的平均績效不佳，顯示整體而言英國信託基金經理人不具有選股能力。

Wermers (2000) 以1975年1月到1994年12月的美國共同基金為研究樣本，採用特徵持股投資組合模型，且依帳面價值對市價比 (B/M)、規模 (SIZE)、前一年股票報酬排序成五個等級形成125個投資組合來檢驗共同基金經理人的特徵選股能力、特徵擇時能力。實證結果發現，高周轉率共同基金其選股能力大體上均能擊敗標準普爾 (S&P) 500指數，顯示高周轉率共同基金經理人具有選股能力，但就整體共同基金而言，共同基金經理人不具有選股能力與擇時能力。

Chen et al. (2000) 以1975年至1995年的美國共同基金為研究樣本，並採用特徵持股投資組合模型來探討共同基金的持股與交易內容與共同基金的績效相關性。實證結果發現，成長型導向的基金在識別被低估的大型成長股上有其獨特的技術，顯示成長型導向的共同基金經理人具有選股能力。

吳佩玲 (民84) 以民國82年5月到民國84年12月的21支共同基金為研究樣本(包含16支封閉型股票基金和5支開放型股票基金)，採用 Gary P. Brindon, L.Randolph, and Gilbert L. Beebower 模型及 Grinblatt and Titman 模型並利用共同基金每月的持股明細來評估國內共同基金的報酬率及影響共同基金績效最重要的投資決策。實證結果發現，國內共同基金普遍具有正的選股能力，卻不具備擇時能力。

高千惠 (民84) 以民國78年2月到民國83年2月的國內16支共同基金為研究對

象，採用隨機優勢法與投資組合變動法來探討共同基金績效。實證結果發現，整體基金持股比例變動法與加權股價指數報酬率有相當程度的顯著關係存在；多數基金經理人具選股與擇時能力，且能在適當時機掌握獲利較佳之類股，以提高績效。

魏永祥（民84）以民國77年1月到民國83年12月的國內12支共同基金為研究樣本，採用Treynor and Mazuy、Henriksson and Merton、Bhattacharya and Pfleiderer模型來探討共同基金選股與擇時能力。實證結果發現，國內大部分共同基金經理人都不具有顯著的選股能力與擇時能力。

王琮瑜（民85）以民國83年4月至民國85年3月的國內26支開放型基金為研究對象，採用Treynor、Sharpe、Jensen、修正Jensen、Trynor and Mazuy、Henriksson and Merton、Chang and Lewellen模型來探討不同類型基金、規模與操作績效關係。實證結果發現，在選股能力上，所有基金在三個模式下，皆不具有顯著選股能力；在擇時能力上，大部份基金其 $\beta_2$ 值大於零，尤其積極成長型基金皆達顯著水準，支持國內基金具有市場擇時能力。

辛穎琪（民85）以民國82年6月到民國84年12月的國內12支股票型共同基金為研究對象，採用Cornell、Copeland and Mayers、Grinblatt and Titman模型來探討共同基金的績效表現。實證結果發現，共同基金並無顯著的超額報酬；共同基金的周轉率與績效並不存在顯著關係。

張志宏（民85）以民國80年至民國83年的12支共同基金為研究樣本。並使用資料包絡分析法(DEA)來評估共同基金之投資績效，並另外採用Treynor and Mazuy、Henriksson and Merton與Chang and Lewellen三種模型來檢定基金的選股能力與擇時能力，最後並採用多元線性迴歸模型分析基金之特性與報酬關係。

實證結果發現，國內共同基金經理人具有選股能力，但不具有擇時能力；而基金周轉率則會對基金績效產生負面影響，其它費用與基金績效有正向關係。

阮俊嘉（民86）以民國83年6月到民國86年1月的國內31支國內股票型基金(含16支封閉型基金和15支開放型基金)為研究樣本，採用 Treynor、Sharp、Jensen 指標以及修正 Jensen 指標來探討共同基金的績效表現。實證結果發現，封閉型基金的績效沒有顯著優於開放型基金的績效，並且整體而言，共同基金的績效表現未優於市場投資組合，顯示整體而言，共同基金經理人並不具有選股能力。

姚瑜忠（民86）以民國82年5月至民國86年3月的國內26支共同基金為研究樣本，並採用 Copland and Mayers、Grinblatt and Titman、Elton and Gruber 三種模型，來探討台灣共同基金的操作策略與績效衡量。實證結果發現，國內大多數基金會依個股當期報酬率採取追漲但不殺跌的投資策略；國內共同基金無法獲得超額報酬，顯示整體而言共同基金經理人不具有選股能力。

林淑惠（民86）以民國83年5月至民國85年10月的16支開放股票型基金為研究樣本，採用 Treynor and Mazuy、Henriksson and Merton 模型，並運用條件及無條件績效評估模型來探討共同基金的選股能力與擇時能力。實證結果發現，條件式模型表現優於無條件式模型；整體而言，共同基金經理人不具顯著選股能力與擇時能力。

陳欣詠（民87）採用多因子線性迴歸模型、Cornell 模型、Grinblatt and Titman 模型，並以總體經濟面、市場資金流向與基金本身持股比例為解釋變數，探討影響基金績效的因素。實證結果發現市場投資組合報酬率為影響基金績效最重要的因素之一，發現國內基金經理人具有選股能力，但不具有擇時能力。

范昌華（民87）以民國82年6月至87年2月15支封閉型共同基金及84年1月至

87年2月22支開放型共同基金為研究樣本，採用資料包絡分析法（DEA）來探討國內共同基金績效評估，且以基金淨值、週轉率、基金淨資產與基金型態為投入項，以基金淨值報酬率、實際報酬率、選股報酬率、擇時報酬率與投資政策報酬率為產出項。實證結果發現，國內共同基金經理人具備選股能力，但不具有擇時能力。

李佳樺（民88）以民國81年6月至民國88年1月的16支股票型共同基金為研究樣本，採用個股特徵之持股比例變動法與Carhart四因子模型來探討共同基金的績效評估。實證結果發現，在個股特徵之持股比例變動法下，共同基金經理人多具有正的選股能力與擇時能力，但不顯著；在Carhart四因子模型下，共同基金經理人幾乎不具有顯著的超額報酬。

蔡曉慧（民88）以民國82年6月到民國87年5月的77支開放股票型基金為研究對象，採用Sharpe Index、Grinblatt and Titman持股比率變動法來探討共同基金的績效表現。實證結果發現，無論利用Sharpe Index或Grinblatt and Titman持股比率變動法，皆發現大多數基金績效都為負值，顯示基金經理人操作績效不佳，不具有選股能力。

林世峻（民89）以國內32支開放式股票基金作為研究樣本，採用Jensen Index、Philpot、Hearth、Rimbey and Schulman模型來探討共同基金特性對共同基金績效的影響。實證結果發現，基金投資組合周轉率及基金規模對基金績效具有正相關，顯示高周轉率及規模較大的基金經理人，較具有選股能力。

李鳳美（民89）以民國86年1月至民國89年2月的41支國內開放型股票共同基金為研究樣本，採用Jensen Index、Treyner and Mazuy、Henriksson and Merton模型來探討共同基金的績效表現，並加以探討共同基金流量與績效之關係。實證結

果發現，在整體評估方面，顯示國內開放型基金在整體績效表現都不錯，亦即顯示國內開放型基金確實能為投資人獲取較高的報酬；在選股能力與擇時能力上，在Treynor and Mazuy、Henriksson and Merton模型下，皆顯示多數基金經理人具有較佳的選股能力，但卻不具擇時能力；共同基金流量與績效呈現顯著負向關係。

游舒斐（民90）以民國82年至86年25支共同基金，與民國87年至89年75支基金為研究樣本，採用Lyons, and Schmukler（2000）的方法來探討整體共同基金、共同基金管理者、共同基金投資者是否根據過去或現在的個股報酬採追漲殺跌或買低賣高的操作策略，以及操作策略是否具有持續性，也採用Grinblatt, Titman and Wermers（1995）持股比率績效分析法來分析整體共同基金、共同基金管理者、共同基金投資者操作績效與績效持續性。實證結果發現，平均而言，共同基金與基金經理人的績效表現均超越大盤，顯示整體而言，共同基金經理人具有選股能力。

江奕欣（民90）以民國86年1月至民國89年12月56支共同基金（含3支封閉型股票基金和53支開放型股票基金），採用特徵基礎基準投資組合的方法來探討基金經理人的選股能力、擇時能力以及績效的持續性。實證結果發現，整體而言，共同基金經理人擁有卓越的選股能力；在全部56支研究樣本基金中，只有18位基金經理人對於進出市場時機的掌握能力優異，顯示整體而言，基金經理人並不具有特徵擇時能力。

王銘傑（民91）以64支共同基金（分成四群：一般型、高科技型、國外募集型、OTC型）為研究對象。使用的conditional performance evaluation（CPE）方法，在假設市場為弱勢效率市場的情況下，運用CAPM與兩種傳統的擇時能力模型（market-timing models），進行共同基金的績效評估，並分析基金經理人的選股與擇時能力。實證結果發現，全體64支存續期間在五年以上的共同基金，

表現些微優於大盤（Jensen's alpha 大於零），但統計上不顯著，唯一顯著優於大盤的是高科技型基金，亦即整體而言，共同基金經理人並不具有顯著的選股能力，但若單就高科技型經理人而言，則有顯著的選股能力；在考慮已公開資訊後，基金經理人的選股能力與擇時能力皆有些微上升，64 支基金與高科技型的擇時能力係數甚至由負轉正，顯示傳統的 unconditional 模型確實有低估經理人能力之虞。

魏天元（民91）以民國85年1月至民國89年10月的164支股票型共同基金為研究對象，採用Ferson and Schadt（1996）模型來探討共同基金擇時能力。實證結果發現就整體而言，共同基金經理人的擇時能力並不顯著，但仍有少部分共同基金經理人的擇時能力呈顯著的情況；共同基金規模與基金的擇時能力呈顯著的反向關係，而共同基金成立年數與共同基金的擇時能力則呈顯著的正向關係，至於共同基金的費用率及週轉率則與共同基金的擇時能力沒有顯著的關係存在。

童心達（民92）以民國87年10月至民國91年4月共有4,215筆一個月內買賣已實現之交易資料為研究樣本，來探討國內高週轉率共同基金經理人在挑選股票上，是否會比一般投資者更具有獨到的選股眼光，以及能否準確地掌握進出股市的時機，來為投資人創造最大的利潤。實證結果發現：高週轉率共同基金經理人的確具備選股能力，並且是顯著的，並且高週轉率共同基金經理人的擇時能力不具顯著性。

周萬順（民93）以國內85年3月以前成立投資於國內證券市場的18支開放型共同基金為研究樣本，採用Treyner and Mazuy（1966）二次式迴歸模型來評估國內共同基金在不同景氣循環時期的選股及擇時能力。實證結果發現，十八支基金中在景氣繁榮成長時期，共有七支基金具有正向選股能力，但是在景氣衰退時期只剩下一支基金具有正向選股能力。在景氣繁榮成長時期，只有一支基金具有正向顯著擇時能力，在景氣衰退時期則都沒有基金具有此能力。結果顯示大部分基

金未有顯著的選股與擇時能力。

根據以上的文獻，大多數的研究結果顯示共同基金經理人不具有擇時能力，將過去有關選股能力與擇時能力的文獻彙整如表 2-1。

表 2-1 選股能力與擇時能力的文獻彙整表

研究者	研究範圍	研究方法	實證結果
Jensen (1968)	1954 年至 1964 年間 115 支開放型基金	Jensen Index	整體而言，共同基金經理人不具有選股能力。
Treynor and Mazuy (1966)	1953 至 1962 年美國 57 支共同基金	Treynor and Mazuy 模型	整體而言，共同基金經理人不具有擇時能力。
Henriksson and Merton (1981)	1968 至 1981 年的美 國 116 支開放型基 金	Henriksson and Merton 模型	整體而言，共同基金經理人並無選股能力和擇時能力。
Chang and Lewellen (1984)	1971 年到 1979 年間 美國 67 支共同基金	Chang and Lewellen 模型	整體而言，共同基金經理人不具有選股能力與擇時能力。
Grinblatt and Titman (1989)	1975 年至 1984 年的 157 支共同基金	Jensen Index	大多數共同基金經理人不具有選股能力。
Daniel, K. et al. (1997)	1975 年到 1994 年的 274 支美國共同基 金	特徵持股投資組合 模型	積極成長型基金具有選股能力，但不具有擇時能力。就整體共同基金表現來看，共同基金不具有選股能力與擇時能力。
Blake and Timmermann (1998)	1972 年 2 月到 1995 年 6 月的 2,375 支的 英國信託基金	多因子模型	整體而言，英國信託基金經理人不具有選股能力。
Wermers (2000)	1975 年 1 月到 1994 年 12 月的美國共同 基金	特徵持股投資組合 模型	高周轉率共同基金經理人具有選股能力。

			整體共同基金而言，共同基金經理人不具有選股能力與擇時能力。
Chen et al. (2000)	1975年至1995年的美國共同基金	特徵持股投資組合模型	成長型導向的共同基金經理人具有選股能力。
吳佩玲 (民84)	民國82年5月到民國84年12月的21支共同基金	Gary P. Brindon, L.Randolph, and Gilbert L. Beebower 模型及 Grinblatt and Titman 模型	國內共同基金普遍具有正的選股能力，卻不具備擇時能力。
高千惠 (民84)	民國78年2月到民國83年2月的國內16支共同基金	隨機優勢法與投資組合變動法	多數基金經理人具選股與擇時能力。
魏永祥 (民84)	民國77年1月到民國83年12月的國內12支共同基金	Treynor and Mazuy、Henriksson and Merton、Bhattacharya and Pfleiderer 模型	國內大部分共同基金經理人都不具有顯著的選股能力與擇時能力。
王琮瑜 (民85)	民國83年4月至民國85年3月的國內26支開放型基金	Treynor、Sharpe、Jensen、修正 Jensen、Tryenor and Mazuy、Henriksson and Merton、Chang and Lewellen模型	整體來看，共同基金經理人不具有顯著的選股能力與擇股能力。 但單就積極成長型基金經理人，則具有顯著的擇時能力。
辛穎琪 (民85)	民國82年6月到民國84年12月的國內12支股票型共同基金	Cornell、Copeland and Mayers、Grinblatt and Titman模型	共同基金經理人並無顯著的選股能力。
張志宏 (民85)	民國80年至民國83年的12支共同基金	資料包絡分析法、Treynor and Mazuy、Henrisksson and Merton、Chang and Lewelln 模型	國內共同基金具有選股能力，但不具有擇時能力。
阮俊嘉	民國83年6月到民	Treynor、Sharp、	整體而言，共同基

(民 86)	國 86 年 1 月的國內 31 支國內股票型基金	Jensen 指標以及修正 Jensen 指標	金的績效表現未優於市場投資組合。
姚瑜忠 (民 86)	民國 82 年 5 月至民國 86 年 3 月的國內 26 支共同基金	Copland and Mayers、Grinblatt and Titman、Elton and Gruber 模型	整體而言，共同基金經理人不具有選股能力
林淑惠 (民 86)	民國 83 年 5 月至民國 85 年 10 月的 16 支開放股票型基金	Treynor and Mazuy、Henriksson and Merton 模型	整體而言，共同基金經理人不具顯著選股能力與擇時能力。
陳欣詠 (民 87)	開放型共同基金	多元線性迴歸模型、Cornell 模型、Grinblatt and Titman 模型	國內基金經理人具有選股能力，但不具有擇時能力。
范昌華 (民 87)	民國 82 年 6 月至 87 年 2 月 15 支封閉型共同基金及 84 年 1 月至 87 年 2 月 22 支開放型共同基金	資料包絡分析法 (DEA)	國內共同基金經理人具備選股能力，但不具有擇時能力
李佳樺 (民 88)	民國 81 年 6 月至 88 年 1 月的 17 支股票型共同基金	個股特徵之持股比例變動法、Carhart 四因子模型下	在個股特徵之持股比例變動法下，共同基金經理人多具有正的選股能力與擇時能力，但不顯著。 在 Carhart 四因子模型下，共同基金經理人幾乎不具有顯著的超額報酬。
蔡曉慧 (民 88)	民國 82 年 6 月到民國 87 年 5 月的 77 支開放股票型基金	Sharpe Index、Grinblatt and Titman 持股比率變動法	基金經理人操作績效不佳，不具有選股能力。
林世峻 (民 89)	國內 32 支開放式股票基金	Jensen Index、Philpot、Hearth、Rimbey and Schulman 模型	高周轉率及規模較大的基金經理人，較具有選股能力。
李鳳美	41 支台灣開放式股	Jensen Index、	多數基金經理人具

(民 89)	票型共同基金	Treynor and Mazuy、Henriksson and Merton 模型	有顯著的選股能力，但卻不具擇時能力
游舒斐 (民 90)	民國 82 年至 86 年 25 支基金與民國 87 年至 89 年 75 支基金	Lyons, and Schmukler 模型、Grinblatt, Titman and Wermers 持股比率績效分析法	整體而言，共同基金經理人具有選股能力。
江奕欣 (民 90)	民國 86 年 1 月至民國 89 年 12 月 56 支共同基金	特徵基礎基準投資組合的方法	整體而言，共同基金經理人擁有卓越的選股能力； 整體而言，基金經理人並不具有特徵擇時能力
王銘傑 (民 91)	64 支共同基金	conditional performance evaluation (CPE)	整體而言，共同基金經理人並不具有顯著的選股能力。 高科技型經理人而言，則有顯著的選股能力。
魏天元 (民 91)	民國 85 年 1 月至民國 89 年 10 月的 164 支股票型共同基金	Ferson and Schadt (1996) 模型	就整體而言，共同基金經理人的擇時能力並不顯著。 但仍有少部分共同基金經理人的擇時能力呈顯著的情況
童心達 (民 92)	民國 87 年 10 月至民國 91 年 4 月共有 4,215 筆一個月內買賣已實現之交易資料為研究樣本	多因子模型	高週轉率共同基金經理人確有顯著的選股能力，但不具有顯著的擇時能力。
周萬順 (民 93)	民國 85 年 3 月以前成立投資於國內證券市場的 18 支開放型共同基金	Treynor and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型	大部分基金未有顯著的選股與擇時能力

## 第二節 共同基金的績效持續性

Carhart(1997)以1962年到1993年的權益型基金為研究樣本，且參考 Fama and French (1993)所提出的三因子模型，而且額外加入動能因子，成為四因子模型並以共同基金的超額報酬率為共同基金的排序依據，來探討共同基金績效表現與績效的持續性。實證結果發現在共同基金的績效上，儘管上一年的贏者可能變成今年的輸者，不過多數而言，績效贏者還是贏者，亦即共同基金績效具有持續性。

Porter and Trifts (1998)以1986年至1995年的93支共同基金為研究樣本，並採用無母數統計方法來探討共同基金績效的持續性表現。實證結果發現，整體而言，由有經驗的基金經理人操盤的基金績效未必優於由沒有經驗的基金經理人操盤的基金績效，前五年的基金績效無法預測未來五年的績效，並且共同基金績效好與不好的基金，皆不具有持續性。

Blake and Timmermann (1998)以1972年2月到1995年6月的2,375支的英國信託基金為研究樣本，將信託基金分成權益成長型 (equity growth)、權益一般型 (equity general)、權益收益型 (equity income)、中小型 (smaller companies)、平衡型 (balanced) 基金，並分別使用多因子模型來探討基金的績效表現和績效持續性。實證結果發現，英國信託基金的績效表現不具有持續性。

吳佩玲 (民 84) 以民國 82 年 5 月到民國 84 年 12 月的 21 支共同基金為研究樣本 (16 支封閉型股票基金和 5 支開放型股票基金)，採用 Gary P. Brindon, L.Randolph, and Gilbert L. Beebower 及 Grinblatt and Titman 的模型來探討影響共同基金績效的因素。實證結果發現，國內共同基金績效具有持續性，因此過去的績效應可作為未來績效的參考。

楊晉昌（民84）以自民國83年4月14日至民國84年4月27日的24支開放型基金（7支積極成長型基金、8支成長型基金、6支平衡型基金與3支債券型基金）為研究樣本，採用Sharpe Index、Treyner Index、Jensen Index與M.C.V.績效指標來探討共同基金績效的持續性。實證結果發現，成長型基金的投資績效在不同績效指標下的Spearman 等級相關係數均呈顯著正相關，顯示成長型基金的績效具有持續性，而其他3種型態基金，雖然投資績效的Spearman 等級相關係數為正但是不顯著，無法證明績效具有持續性現象。

辛穎琪（民85）以民國82年6月到民國84年12月的國內12支股票型共同基金為研究對象，採用Cornell、Copeland and Mayers、Grinblatt and Titman模型來探討共同基金的績效表現。實證結果發現，共同基金的績效不具持續性。

姚瑜忠（民86）以民國82年5月至民國86年3月的國內26支共同基金為研究樣本，並採用Copland and Mayers、Grinblatt and Titman、Elton and Gruber 三種模型，來探討台灣共同基金的操作策略與績效衡量。實證結果發現國內大多數基金會依個股當期報酬率採取追漲但不殺跌的投資策略；國內共同基金無法獲得超額報酬且績效表現不具持續性。

吳靜婷（民87）以在民國86年12月底前成立滿半年以上的國內56支開放型股票基金為研究樣本，採用多種共同基金績效指標（Sharpe Index、Treyner Index、Jensen Index、修正 Jensen Index 等）來評估共同基金績效，以及 Spearman 等級相關係數判斷基金績效是否有持續性存在，並採用 Dumm Multiple Comparrisons 來檢定各投信間是否有差異存在。實證結果發現，共同基金整體績效的前後其績效排名不完全具持續性；當投信做聯合檢定時，績效差異並不顯著，但當投信兩兩進行檢定時，有些顯著性，表示績效具有差異性。

陳暉中(民87)以民國83年到民國87年的開放型共同基金與封閉型共同基金為研究樣本，採用資料包絡分析法(DEA)與隨機前緣法來探討共同基金投入項(交易費率、銷售費率、買進週轉率與系統風險)與共同基金報酬之關係。實證結果發現，無法使用資料包絡分析法(DEA)來直接比較開放型與封閉型基金的效率；以資料包絡分析法(DEA)所產生之效率值較傳統績效指標優異；利用隨機前緣法所算出來的效率值與各基金特性關係較DEA 模式不顯著；國內共同基金績效不具持續性。

陳智賢(民87)以民國80年1月到民國86年12月的國內57支股票型基金為研究樣本，採用五因子線性迴歸模型並以平均月超額報酬率及Sharp指標作為共同基金分類依據，以探討國內共同基金短期(一季)、中期(半年)、長期(一年)的共同基金績效持續性。實證結果發現，在一季、半年的評估期間內，共同基金的績效均沒有持續性，在一年的評估期間內，若依平均月超額報酬率來排序，則共同基金績效亦沒有持續性，但若依Sharp指標來排序，則共同基金具有持續性，整體而言，國內共同基金的績效並不具有持續性。

張舜(民88)以民國82年1月到民國87年12月的56支共同基金(含47支開放型共同基金和9支封閉型共同基金)為研究對象，並採用Fama and French三因子模型，來探討基金前、後期績效表現，並檢定共同基金績效一年或兩年期的持續性。實證結果發現三因子對於國內共同基金的超額報酬都有顯著的解釋能力，並且不管是一年期或兩年期間，國內股票型基金的績效並不具有持續性。

譚志忠(民88)以民國87年1月到民國87年12月的90支共同基金為研究樣本，採用CCR模型且以基金淨報酬率為產出項，以交易費率、銷售費率、週轉率為投入項，來衡量台灣地區股票型共同基金的績效表現。實證結果發現，台灣股票型共同基金之績效值與Jensen績效指數與Sharpe績效指數間均呈正相關；國內基金之間的DPEI值並無顯著差異；國內基金績效之穩定性不佳，顯示國內

基金績效不具有持續性。

李翊菱（民89）以民國86年3月到民國89年3月的52支開放式一般股票型基金為研究樣本，並採用績效二分法、Grinblatt and Titman（1993）模型來檢視基金是否具有績效持續性現象與現金流量是否具有預期基金報酬的能力。實證結果發現，共同基金績效短期（前後三個月）具有持續性，但共同基金績效長期（前後六個月）不具持續性。

陳安琳、洪嘉苓、李文智（民90）以民國86年到民國88年的64支共同基金為研究樣本，並採用多元迴歸的方式，以含基金成立年限、基金規模、經理人更換數、費用、周轉率等為研究變數，來探討共同基金的持續性等議題。實證結果發現基金績效與經理人的更換數、基金規模、費用率三者為負相關，並且國內共同基金的績效表現具有持續性，投資人可將本期基金績效做為未來選擇共同基金的參考。

游舒斐（民90）以民國82年至86年25支基金，與民國87年至89年75支基金為研究樣本，採用Lyons, and Schmukler（2000）的方法來探討整體共同基金、共同基金管理者、共同基金投資者是否根據過去或現在的個股報酬採追漲殺跌或買低賣高的操作策略，以及操作策略是否具持續性，也採用Grinblatt, Titman and Wermers（1995）持股比率績效分析法來分析整體共同基金、共同基金管理者、共同基金投資者操作績效與績效持續性。實證結果發現，共同基金的績效並不具持續性，因此，基金投資人於投資受益憑證時，以基金前期績效作為選取標準並無法在下期獲得較佳的報酬。

江奕欣（民90）以民國86年1月至民國89年12月56支共同基金（含3支封閉型股票基金和53支開放型股票基金），採用特徵基礎基準投資組合的方法來探討基

金經理人的選股能力、擇時能力以及績效的持續性。實證結果發現，在平均持股型態方面，我們發現僅有一支基金的AS值大於零；國內共同基金績效不具有持續性。

翁詩惠（民91）以民國85年10月至民國90年11月的台灣46支開放型共同基金為研究樣本。運用 Gruber 四因子模型與修正後二因子模型評估共同基金績效，並採用投資組合建構法來衡量基金績效的持續性。實證結果發現不管由四因子模型或是調整後的二因子模型，計算出之超額報酬均大多為負值，表示並沒有超額報酬。在共同基金的持續性方面，當衡量期為「季」時，則具有顯著的持續性。當衡量期為「半年」時，具有持續性，但不顯著。衡量期為「年」時，則沒有持續性現象。而採用 Spearman 等級相關性檢定，其等級亦沒有持續性。因為 Spearman 等級相關檢定較看不出短期之持續性效果。因此基金短期間具有持續性現象，但長期間並不具有持續性現象。

根據以上的文獻中顯示，絕大多數的實證研究中，均顯示共同基金的績效缺乏持續性，將文獻彙整如表 2-2。

表 2-2 共同基金績效持續性的文獻彙整表

研究者	研究範圍	研究方法	實證結果
Carhart (1997)	1962~1993 的權益型 基金	四因子模型	共同基金績效具有持 續性
Porter and Trifts (1998)	1986~1995 的 93 支共 同基金	無母數統計方法	共同基金績效好與不 好的基金，皆不具有 持續性。
Blake and Timmermann (1998)	1972 年 2 月~1995 年 6 月的 2,375 支的英國 信託基金	多因子模型	英國信託基金的平均 績效不佳，且持續性 不顯著
吳佩玲 (民 84)	民國 82 年 5 月到民國 84 年 12 月的 21 支共 同基金	Gary P. Brindon, L.Randolph, and Gilbert L. Beebower 及 Grinblatt and Titman	國內共同基金績效具 有持續性，因此過去 的績效應可作為未來 績效的參考。

		的模型	
楊晉昌 (民 84)	民國 83 年 4 月 14 日至民國 84 年 4 月 27 日的 24 支開放型基金	Sharpe Index、Treyner Index、Jensen Index 與 M.C.V. 績效指標	成長型基金的績效具有持續性，而其他 3 種型態基金（積極成長型、平衡型、債券型），雖然投資績效的 Spearman 等級相關係數為正但是不顯著，無法證明績效具有持續性現象。
辛穎琪 (民 85)	民國 82 年 6 月到民國 84 年 12 月的國內 12 支股票型共同基金	Cornell、Copeland and Mayers、Grinblatt and Titman 模型	共同基金的績效不具持續性
姚瑜忠 (民 86)	民國 82 年 5 月至 86 年 3 月的國內 26 支共同基金	Copland、Mayers、Grinblatt and Titman、Elton and Gruber 三種模型	國內各基金績效表現不具有持續性
吳靜婷 (民 87)	民國 86 年 12 月底前成立滿半年以上的國內 56 支開放型股票基金	傳統基金績效、Spearman 等級相關係數、Dumm Multiple Comparisons	國內各基金的持續性並不顯著，且相同投信公司發行的基金其績效差異性並不大
陳曄中 (民 87)	民國 83 年至 87 年的共同基金	資料包絡分析法與隨機前緣法	國內基金績效不具持續性
陳智賢 (民 87)	民國 80 年 1 月至 86 年 12 月的國內 57 支股票型基金	五因子線性迴歸模型	整體而言，國內共同基金的並不具有持續性
張舜 (民 88)	民國 82 年 1 月至 87 年 12 月的 56 支共同基金	Fama and French 三因子模型	不管是一年期或兩年期間，國內股票型基金並不具有持續性
譚志忠 (民 88)	民國 87 年 1 月到民國 87 年 12 月的 90 支共同基金	CCR 模型	國內基金績效之穩定性不佳，顯示國內基金績效不具有持續性。
李翊菱(民 89)	以民國 86 年 3 月到民國 89 年 3 月的 52 支開放式一般股票型基	績效二分法中的相對基準法、Grinblatt and Titman (1993) 模型	共同基金績效短期（前後三個月）具有持續性，但共同基金

	金		績效長期（前後六個月）不具持續性。
陳安琳 洪嘉苓 李文智 (民90)	民國86年至88年的 64支共同基金	多元迴歸的方式	國內共同基金的績效表現具有持續性，投資人可將本期基金績效做為未來選擇共同基金的參考。
游舒斐 (民90)	民國82年至86年25支基金，與民國87年至89年75支基金	Lyons, and Schmukler (2000) 模型、 Grinblatt, Titman and Wermers (1995) 持股比率績效分析法	共同基金的績效並不具持續性
江奕欣 (民90)	民國86年1月至民國89年12月56支共同基金	特徵基礎基準投資組合的方法	國內共同基金績效不具有持續性
翁詩惠 (民91)	民國85年10月至90年11月的台灣46支開放型共同基金	Gruber 四因子模型與修正後二因子模型	基金短期間具有持續性現象，但長期間並不具有持續性現象

## 第參章 研究方法

本章共分為四節。第一節敘述本研究之研究範圍和研究期間。第二節敘述本研究所需資料的來源與變數的定義。第三節敘述本研究運用的五種共同基金績效歸因模型。第四節敘述拔靴法的概念、優點以及運用拔靴法來檢驗高績效表現的個別共同基金的方式。第五節敘述評估共同基金績效持續性的方法。

### 第一節 研究範圍與研究期間

國內的共同基金發展起源於民國 72 年，政府為執行「引進僑外投資證券計畫」，核准國內第一家證券投資信託公司—國際證券投資信託公司的成立，至民國 75 年底先後成立了四家投信公司（國際投信、光華投信、建弘投信、中華投信），這為第一波的國內共同基金市場的開放。民國 81 年，政府為使台灣金融市場發展更加穩定與成熟，並提高法人機構在股市的投資比重，藉以發揮穩定股市的機能，因此計劃性地核准 11 家新投信公司成立。從此之後，國內共同基金市場由過去的寡佔市場進入了競爭激烈的戰國時代。

中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會將共同基金依照投資標的物而劃分成六種類型（股票型、債券股票平衡型、債券型、組合理型、指數股票型、保本型），而國內募集的股票型共同基金的數量與受益人數均佔所有共同基金比重的一半以上（54.94%、84.22%，見表 1-2），受益人數比重更高達八成以上，足以顯見，股票型基金是目前現階段最受國內投資人青睞的共同基金。因此，本研究選擇以在國內募集並投資於國內上市股票並且必須成立滿三年以上之共同基金為研究樣本。

隨著政府於民國 81 年第二波的密集核准 11 家新投信公司成立，使得各式共同基金在民國 82 年以後開始如雨後春筍般出現，也帶動了國內共同基金蓬勃發

展。因此，本研究選取國內共同基金蓬勃發展的民國 83 年 1 月至民國 92 年 12 月為研究期間。

截至民國 92 年 12 月底為止，投資於國內上市股票型的共同基金共有 175 支，滿足本研究對象條件的計有 136 支，其中投資標的為(1)科技類股票型共同基金有 32 支、(2)中小型股票型共同基金有 11 支、(3)價值型股票型共同基金有 4 支、(4)一般股票型共同基金有 84 支、(5)特殊類股票型共同基金有 5 支，研究樣本基本資料詳見附錄一。

## 第二節 資料來源與變數定義

### 一、資料來源

本研究所需要的資料包括：

- (1) 各共同基金發行日期取自中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會。
- (2) 各共同基金的淨資產價值、每單位市值、股利分配狀況以及台灣股票市場的個別股票報酬率與臺灣證券交易所發行量加權股價指數 (TAIEX)，以上資料均取自台灣經濟新報資料庫。
- (3) 無風險利率則採用第一銀行之一個月期定存利率，取自財團法人經濟資料中心 AREMOS 資料庫。

### 二、變數定義

- (1) 共同基金月報酬率

開放型基金淨值報酬率：

$$R_{i,t} = (\text{NAV}_{i,t} - \text{NAV}_{i,t-1} + \text{DIV}_{i,t}) / \text{NAV}_{i,t-1}$$

其中，

$R_{i,t}$ ：共同基金  $i$  第  $t$  月之報酬率

$\text{NAV}_{i,t}$ ：共同基金  $i$  在  $t$  月底淨值

$NAV_{i,t-1}$ ：共同基金 i 在 t-1 月底淨值

$DIV_{i,t}$ ：共同基金 i 第 t 月所發放的股利

而，少數研究樣本是從封閉型基金轉型為開放型基金，在其未轉型為開放型基金前，該基金報酬率計算如下。

封閉型基金市價報酬率：

$$R_{i,t} = (P_{i,t} - P_{i,t-1} + DIV_{i,t}) / P_{i,t-1}$$

其中，

$R_{i,t}$ ：共同基金 i 第 t 月之報酬率

$P_{i,t}$ ：共同基金 i 在第 t 月底之市值

$P_{i,t-1}$ ：共同基金 i 在第 t-1 月底之市值

$DIV_{i,t}$ ：共同基金第 t 月所發放的股利

## (2) 市場因子 (RMRF)

市場風險溢酬，利用臺灣證券交易所發行量加權股價指數 (TAIEX) 估計出市場投資組合報酬率，再減去無風險報酬率，算出市場的超額報酬率。

$$R_{m,t} = (TAIEX_t - TAIEX_{t-1}) / TAIEX_{t-1}$$

其中，

$R_{m,t}$ ：市場投資組合第 t 月報酬率

$TAIEX_t$ ：第 t 月底臺灣證券交易所發行量加權股價指數

$TAIEX_{t-1}$ ：第 t-1 月底臺灣證券交易所發行量加權股價指數

$$RMRF = R_{m,t} - r_f$$

其中，

$R_{m,t}$ ：市場投資組合第 t 月報酬率

$r_f$ ：無風險利率

### (3) 規模因子 (SMB)

規模風險溢酬，將股票上市公司依照市值（每股的市價乘上流通在外的股數）由小至大排序，以前二分之一公司之平均月報酬率減去後二分之一公司之平均月報酬率而得的差額報酬。

### (4) 淨值市值比因子 (HML)

淨值市值比風險溢酬，將股票上市公司依照淨值市值比由大至小排列，以前二分之一公司之平均月報酬率減去後二分之一公司之平均月報酬率而得的差額報酬。

### (5) 動能因子 (PR1YR)

前期累積報酬之風險溢酬，將前一年的月報酬率加總，由高至低排名，以前二分之一公司之報酬率減去後二分之一公司的報酬率而得的差額報酬。

在最近的理論文獻上，有許多不同的權益投資組合的績效衡量方式。以下三節，本研究將先敘述如何運用Jensen(1968)單因子模型、Treyner and Mazuy(1966)二次項迴歸模型、Henriksson and Merton (1981) 雙 $\beta$ 值模型、Fama and French (1993)的三因子模型、Carhart(1997)四因子模型來評估共同基金的績效表現。其次，敘述運用Akaike訊息準則來選出最具代表性的模型以探討各類型共同基金的績效表現，然後，敘述運用拔靴法來檢驗高績效基金的背後究竟是歸因於共同基金的經理人具有高明的選股能力亦或是歸因於運氣的方法。最後，敘述同樣利用最具代表性的模型來評估共同基金績效持續性的方法。

### 第三節 共同基金的績效衡量

#### 一、Jensen 單因子模型（Jensen 模型）

Jensen（1968）有鑑於Treynor Index（1965）、Sharpe Index（1966）僅能當作共同基金績效的相對指標，因此Jensen（1968）運用資本資產定價模型（CAPM）的證券市場線（SML）的觀念，發展出Jensen Index，以作為共同基金績效的絕對判別標準。

SML：

$$R_{i,t} = \beta_i \times RMRF_t$$

其中，

$R_{i,t}$ ：投資組合的超額報酬，投資組合月報酬減去無風險報酬。

$RMRF_t$ ：市場風險溢酬，市場投資組合報酬減去無風險報酬。

Jensen將其修改成Jensen單因子模型，模型如下：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times RMRF_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，

$r_{i,t}$ ：基金的超額報酬，基金月報酬減去無風險報酬

$RMRF_t$ ：市場風險溢酬，市場投資組合報酬減去無風險報酬

$\alpha_i$ ：選股能力指標

$\beta_i$ ：基金的系統風險值

Jensen（1968）認為資本市場並不具有完全的效率性，共同基金經理人可能會因擁有優勢資訊而使得投資組合的超額報酬並不等於資本資產定價模型（CAPM）所計算的而形成偏誤，所以Jensen（1968）納入截距項於證券市場線（SML）中，並以此共同基金的超額報酬與市場風險溢酬迴歸模式的截距項（ $\alpha_i$ ）

作為其評價共同基金績效的絕對指標。 $\alpha_i$ 代表著共同基金與證券市場線（SML）的距離，可用來評估共同基金的績效是否優於相同風險下市場投資組合的績效，若 $\alpha_i$ 大於零，表示其位於證券市場線（SML）的上方，顯示共同基金的績效優於相同風險下市場投資組合的績效。相反地，若 $\alpha_i$ 小於零，表示其位於證券市場線（SML）的下方，顯示共同基金的績效劣於相同風險下市場投資組合的績效。因此， $\alpha_i$ 大於零代表著共同基金有超額報酬，並且值越大共同基金的績效越好，若 $\alpha_i$ 顯著大於零，即表示共同基金經理人具有選股能力。

## 二、Treynor and Mazuy 二次項迴歸模型（TM 模型）

Treynor and Mazuy（1966）認為若共同基金經理人具備波段操作能力，則共同基金經理人會藉由預測市場未來的趨勢而調整共同基金的系統風險程度，使共同基金的報酬在多頭市場時的上漲幅度高於空頭市場時的下跌幅度，也就是，共同基金經理人會在多頭市場時，會藉由調整持股比重來提高系統風險（ $\beta$ ）值以獲取較高的報酬，而在空頭市場時，會藉由調整持股比重來降低系統風險（ $\beta$ ）值以減少損失，因此，共同基金的超額報酬與市場風險溢酬的關係不再是固定斜率的直線，而是一條斜率會隨市場狀況改變的曲線。而假如忽略共同基金經理人的波動操作能力，將可能造成偏誤。因此，Treynor and Mazuy（1966）藉由在資本資產定價模型（CAPM）中，引入一個二次項來建構一迴歸模型以分析共同基金經理人的選股能力與擇時能力，模型如下：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times \text{RMRF}_t + \gamma_i \times [\text{RMRF}_t]^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，

$r_{i,t}$            ：基金的超額報酬，基金月報酬減去無風險報酬。

$\text{RMRF}_t$        ：市場風險溢酬，市場投資組合報酬減去無風險報酬。

$\alpha_i$             ：選股能力指標

$\gamma_i$  : 擇時能力指標

在 Treynor and Mazuy (1966) 模型中，若  $\alpha_i$  顯著大於零，表示共同基金經理人具有選股能力。若  $\gamma_i$  大於零，則當市場狀況好時，共同基金能獲取更優於市場投資組合的報酬，而當市場狀況不好時，共同基金報酬的損失幅度則將小於市場狀況好時，共同基金報酬的上漲幅度，因此若  $\gamma_i$  顯著大於零，表示共同基金經理人具有擇時能力。

### 三、Henriksson and Merton 雙 $\beta$ 值模型 (HM 模型)

Henriksson and Merton (1981) 認為共同基金經理人乃受過專業訓練的專業人士，因此共同基金經理人應具有波段操作的能力，即共同基金經理人會因應未來市場趨勢的轉變，調整手中的持股。當共同基金經理人看好未來的股票市場時，會持有較多波段程度高的風險性質資產，藉以提高該基金的報酬率，而若共同基金經理人對未來市場預期不樂觀時，則剛購入波動程度較低的風險性資產。因此，Henriksson and Merton (1981) 將系統風險 ( $\beta$ ) 視為二項隨機變數，其在多頭與空頭時將各有一值，並建構一迴歸模式來探討共同基金的選股能力與擇時能力，模型如下：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i} \times \text{RMRF}_t + \beta_{2,i} \times [\text{RMRF}_t]^+ + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中，

$r_{i,t}$  : 基金的超額報酬，基金月報酬減去無風險報酬。

$\text{RMRF}_t$  : 市場風險溢酬，市場投資組合報酬減去無風險報酬。

$[\text{RMRF}_t]^+ = \max(0, \text{RMRF}_t)$

$\alpha_i$  : 選股能力指標

$\beta_{2,i}$  : 擇時能力指標

$\beta_{1,i}$  : 空頭時，基金系統風險值

$\beta_{1,i} + \beta_{2,i}$ ：多頭時，基金系統風險值

在 Henriksson and Merton 雙  $\beta$  值模型中，若  $\alpha_i$  顯著大於零，表示共同基金經理人具有選股能力。當  $\beta_{2,i}$  大於零時，則若市場狀況好時，共同基金將可獲得更高的報酬，若市場狀況不佳時，共同基金的損失幅度將小於市場狀況好時的上漲幅度，因此若  $\beta_{2,i}$  顯著大於零，表示共同基金經理人具有擇時能力。

#### 四、Fama and French 的三因子模型（FF 模型）

Fama and French (1992) 的研究發現，公司規模和淨值市值比對於股票的報酬具有顯著的解釋能力，而因為股票市場乃共同基金的主要投資標的，因此，Fama and French (1993) 認為在衡量共同基金績效時，除了需考慮市場因子 (RMRF) 外，還需同時考慮規模因子 (SMB) 以及淨值市值比因子 (HML)，以免錯估共同基金的績效表現，進而連帶無法準確判斷共同基金經理人的選股能力。於是，Fama and French (1993) 建構一三因子迴歸模型來衡量共同基金的績效表現，模型如下：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times \text{RMRF}_t + s_i \times \text{SMB}_t + h_i \times \text{HML}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，

$r_{i,t}$ ：基金的超額報酬，基金報酬減去無風險報酬。

$\text{RMRF}_t$ ：市場風險溢酬，市場投資組合報酬減去無風險報酬。

$\text{SMB}_t$ ：規模風險溢酬，低市值上市公司的報酬減高市值上市公司的報酬。

$\text{HML}_t$ ：淨值市值比風險溢酬，高淨值市值比上市公司的報酬減低淨值市值比上市公司的報酬。

$\alpha_i$ ：選股能力指標

$\beta_i$ ：基金系統風險值

$s_i$ 、 $h_i$ ：投資決策指標

若  $\alpha_i$  顯著大於零，表示共同基金經理人具有選股能力，而藉由 Fama and French (1993) 三因子模型來檢驗共同基金的績效表現時，除了可以瞭解共同基金的經理人是否具有選股能力外，可進一步，藉由 RMRF、SMB、HML 的係數檢定來瞭解共同基金的超額報酬與市場投資組合的風險溢酬、公司規模、淨值市值比間的關係，以便進一步瞭解共同基金經理人的操盤策略。如，當  $\beta_i$  大於 1 時，則表示共同基金的風險較市場投資組合的風險大，反之，當  $\beta_i$  小於 1 時，則表示共同基金的風險較市場投資組合的風險小；當  $s_i$  顯著大於零時，則表示共同基金經理人傾向投資公司規模較小的股票，反之，當  $s_i$  顯著小於零時，則傾向投資公司規模較大的股票；當  $h_i$  顯著大於零時，則表示共同基金經理人傾向投資公司淨值市值比較大的股票，反之，當  $h_i$  顯著小於零時，則表示共同基金經理人傾向投資公司淨值市值比較小的股票。

## 五、Carhart 四因子模型 (Carhart 模型)

Carhart (1997) 參考 Fama and French (1993) 所提出的三因子模型，並額外加入動能因子 (PRIYR)，成為四因子模型來衡量共同基金績效表現以及績效的持續性表現之研究模型，其模型如下：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times \text{RMRF}_t + s_i \times \text{SMB}_t + h_i \times \text{HML}_t + p_i \times \text{PRIYR}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中，

$r_{i,t}$ ：基金的超額報酬，基金報酬減去無風險報酬。

$\text{RMRF}_t$ ：市場風險溢酬，市場投資組合報酬減去無風險報酬。

$\text{SMB}_t$ ：規模風險溢酬，低市值上市公司的報酬減高市值上市公司的報酬。

$\text{HML}_t$ ：淨值市值比風險溢酬，高淨值市值比上市公司的報酬減低淨值市值比上市公司的報酬。

$\text{PRIYR}_t$ ：前期累積報酬之風險溢酬，高前期累積報酬的上市公司報酬減去低前

期累積報酬的上市公司報酬。

$\alpha_i$  : 選股能力指標

$\beta_i$  : 基金系統風險值

$s_i$ 、 $h_i$ 、 $p_i$  : 投資決策指標

若  $\alpha_i$  顯著大於零，表示共同基金經理人具有選股能力，而藉由 Carhart (1997) 四因子模型來檢驗共同基金的績效表現時，除了可以瞭解共同基金的經理人是否具有選股能力外，可進一步，藉由 RMRF、SMB、HML、PRIYR 的係數檢定來瞭解共同基金的超額報酬與市場風險、公司規模、淨值市值比、前期累積報酬間的關係，以便進一步瞭解共同基金經理人的操盤策略。如，當  $\beta_i$  大於 1 時，則表示共同基金的風險較市場投資組合的風險大，反之，當  $\beta_i$  顯著小於 1 時，則表示共同基金的風險較市場投資組合的風險小；當  $s_i$  顯著大於零時，則表示共同基金經理人傾向投資公司規模較小的股票，反之，當  $s_i$  顯著小於零時，則傾向投資公司規模較大的股票；當  $h_i$  顯著大於零時，則表示共同基金經理人傾向投資公司淨值市值比較大的股票，反之，當  $h_i$  顯著小於零時，則表示傾向投資公司淨值市值比較小的股票。當  $p_i$  顯著大於零時，則表示共同基金經理人傾向採行追漲殺跌的操盤策略，反之，當  $p_i$  顯著小於零時，則傾向採行逆勢交易策略。

#### 第四節 以拔靴法來評估共同基金的 Alpha

拔靴法是 Efron (1979) 所發展出來的統計推論技巧，是一種無母數的統計推論方法。拔靴法的概念是藉由樣本資料的重複取樣，來模擬出一個母體的分佈，再由模擬出來的母體進行估計與檢定。拔靴法的特色是不需假設母體的分佈，但能掌握住母體的特性。

一般在評估共同基金績效的 Alpha 值大都預設其為常態分佈，不過基於非標準化、共偏度的、經理人的動態策略、模仿交易策略、時間序列和跨類型的相關

性等因素，常造成共同基金績效的Alpha值並非為常態分佈。而拔靴法為無母數統計推論方法，使用拔靴法來評估共同基金的績效的Alpha值，將具有下列的優點：

- (一) 拔靴法無須事先假設：傳統的有母數統計方式，必須先事先假設共同基金績效的Alpha的分佈情形。例如，Alexander et al. (1998) 記述Jensen's alpha的估計值的統計意義，必須建立Jensen's  $\alpha$ 的估計值為常態分佈的假設之上。但在Jensen  $\alpha$ 迴歸式的實證上得知，其殘差是高度地非常態分佈，因此推得，Alpha估計值的分佈亦可能是非常不近似於常態分佈。所以與其使用中央極限定理來證明Alpha估計值的分佈近似於常態分佈，不如使用拔靴法來提昇它的近似度。
- (二) 拔靴法可以解決時間序列的相依性，例如，績效歸因迴歸式中殘差的非均齊變異 (heteroskedasticity) 或序列相關 (serial correlation)。
- (三) 拔靴法也可解決在迴歸式中殘差的跨類別相關 (cross-sectional correlations)，因此，可以避免龐大的共變異矩陣 (covariance matrix)。

假設要檢定在L支績效佳 ( $\alpha > 0$ ) 的共同基金中，績效最佳的共同基金的基金經理人是否具有選股能力，亦即是否有一顯著為正的Alpha ( $\alpha$ ) 值，則虛無假設和對立假設的設立如下：

$$H_0 : \text{Max } \alpha_i \leq 0$$

$$H_1 : \text{Max } \alpha_i > 0$$

然而，本研究不僅只要檢定績效最佳的共同基金的經理人是否具有選股能力 (即單檢定最大的Alpha ( $\alpha$ ) 值)，也包含檢定其它績效佳的共同基金經理人是否具有選股能力。例如，第五名 (第5%順位) 績效佳的共同基金的經理人是否具有的選股能力。則可將一群績效佳的共同基金依其Alpha ( $\alpha$ ) 值，由大到小排序，若選定第 $i^*$ 支績效佳的共同基金來檢定該支共同基金的基金經理人是否具有選股能力，則虛無假設與對立假設的設立如下：

$$H_0 : \alpha_{i^*} \leq 0$$

$$H_1 : \alpha_{j^*} < 0$$

進一步，本研究也檢定績效差的共同基金中，基金經理人是否具有選股能力。同樣地，將一群績效差 ( $\alpha < 0$ ) 的共同基金依其Alpha ( $\alpha$ ) 值，由小到大進行排序。選定第j\*支績效差的共同基金來檢驗該支共同基金的基金經理人是否沒有選股能力，則虛無假設與對立假設的設立如下：

$$H_0 : \alpha_{j^*} \geq 0$$

$$H_1 : \alpha_{j^*} > 0$$

接下來，將以 Carhart (1997) 的四因子模型為例，來說明使用拔靴法檢驗共同基金 Alpha ( $\alpha$ ) 的程序。首先，使用每支共同基金的月超額報酬、四因子的歷史資料與 Carhart(1997) 的四因子模型來進行多元迴歸分析，以估計出 Alpha ( $\alpha$ )、四因子迴歸係數、殘差：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times RMRF_t + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + p_i \times PRIYR_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中，

$r_{i,t}$  : 基金的超額報酬，基金報酬減去無風險報酬。

$RMRF_t$  : 市場風險溢酬，市場投資組合報酬減去無風險報酬。

$SMB_t$  : 規模風險溢酬，低市值上市公司的報酬減高市值上市公司的報酬。

$HML_t$  : 淨值市值比風險溢酬，高淨值市值比上市公司的報酬減低淨值市值比上市公司的報酬。

$PRIYR_t$  : 前期累積報酬之風險溢酬，高前期累積報酬的上市公司報酬減去低前期累積報酬的上市公司報酬。

$\alpha_i$  : 選股能力指標

$\beta_i$  : 基金系統風險值

$s_i$ 、 $h_i$ 、 $p_i$  : 投資決策指標

然後，藉由拔靴法的殘差重新取樣來得出一新殘差序列以取代原先的殘差序列  $\{\varepsilon_{i,t}^b, t=s_1^b, s_2^b, \dots, s_{Ti}^b\}$ 。針對每一次拔靴法的重覆殘差取樣，利用下列迴歸式（虛無假設：共同基金經理人不具有選股能力）可估算出一共同基金的超額報酬序列。

$$\{r_{i,t}^b = \beta_i \times \text{RMRF}_t + s_i \times \text{SMB}_t + h_i \times \text{HML}_t + p_i \times \text{PR1YR}_t + \varepsilon_{i,t}^b, t = s_1^b, s_2^b, \dots, s_{Ti}^b\}$$

然後，利用模擬出共同基金的月超額報酬序列與四因子的歷史資料並運用 Carhart (1997) 的四因子模型來進行多元迴歸分析以估算出一新的 Alpha 值。最後，經由重複 200 次的拔靴法殘差的重新取樣並藉由 t 檢定來檢定 Alpha ( $\alpha$ ) 值是否顯著異於零。

## 第五節 共同基金的績效持續性

在過去的理论文獻上，有許多學者建構了許多不同的權益投資組合的績效衡量方式。例如，Jensen (1968) 單因子模型、Treyner and Mazuy (1966) 二次項迴歸模型、Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型、Fama and French (1993) 的三因子模型、Carhart (1997) 四因子模型，都是評估共同基金的績效表現的著名績效歸因模型，均已在第三節中介紹。

本研究將藉由「Akaike 訊息準則 (Akaike's information criterion, 簡稱 AIC)」來作為本研究在此五種績效歸因模型中，選出最適用來衡量共同基金的績效表現的代表性模型的依據，進而利用此代表性模型來探討共同基金的績效持續性。Akaike 訊息準則 (AIC) 係 Akaike (1974) 運用 R.A.Fisher 之訊息理論而發展出的模型選取準則。Akaike 訊息準則 (AIC) 是一種模型適合度的加權測量值，它

提供在多個候選模型中，選出最佳模型的準則，其定義如下：

$$AIC = -2 \times \ln(\text{likelihood}) + 2 \times M$$

其中，

likelihood：概似值

M：模型參數的個數

Akaike (1974) 認為儘管一個模型的參數越多，可能較能準確的推估資料，但是參數越多參數間的相互依賴也相對越重，因此是否值得用較多的參數來建構模型尚有待商榷，所以 Akaike (1974) 將 2 倍的模型參數個數當作懲罰，再與負 2 倍的對數概似值相加，來建構出 Akaike 訊息準則 (AIC)，並以此作為模型選取的準則。在以 Akaike 訊息準則 (AIC) 來作為模型選取準則的依據中，具有最小 AIC 值的候選模型即是最佳的模型。

而本研究以 Akaike 訊息準則 (AIC) 來作為模型選取準則依據的方式如下，首先，先估算研究樣本中每支共同基金在此五種績效歸因模型 (Jensen (1968) 單因子模型、Treyner and Mazuy (1966) 二次項迴歸模型、Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型、Fama and French (1993) 的三因子模型、Carhart (1997) 四因子模型) 下的 Akaike 訊息準則 (AIC) 值。然後，在所有研究樣本下，求出每一種績效歸因模型的平均 Akaike 訊息準則 (AIC) 值。最後，再藉由平均 Akaike 訊息準則 (AIC) 值來選出最適解釋國內共同基金績效表現的代表性模型，並以此代表性模型探討國內共同基金績效的持續性表現。

經由 Akaike 訊息準則 (AIC) 選出最具代表性的模型後，首先，在每年年初，以前三年的共同基金歷史資料為基礎，並運用最具代表性的模型，估算出每支共同基金的 alpha 值。其次，將共同基金依照 Alpha 值由大至小排序並等分成五個群組，然後持有一年，如此在每年年初重複進行。然後，即可形成五組投資策略組合，GROUP 1 為每年前三年的 Alpha 值前 20% 的共同基金群組，GROUP 5 為每年前三年的 Alpha 後 20% 的共同基金群組。最後，再利用 t 檢定來檢驗在共同

基金群組間的績效是否有顯著的差異性存在。若存有顯著差異性時，表示前期績效排名高的共同基金群組會比前期績效排名低的基金群組在後期表現來的好，即共同基金的績效有持續性。

本研究共同基金分組方式，係以每支共同基金的前三年月資料所估出的 Alpha 值為劃分組別的依據，稍有別於過去的一般實證研究中的分組方法，過去的實證研究中，大都以共同基金的超額報酬為分組的依據。但因為共同基金績效的持續性，應該建立在共同基金的選股能力之上，而非共同基金的超額報酬之上，而 Alpha 值為衡量共同基金經理人選股能力的指標，因此，本研究選用共同基金過去三年的的歷史資料來估算出 Alpha 值作為共同基金分組的依據。而根據一項的統計，美國共同基金投資人平均持有時間為五年，香港為三年，國內共同基金投資人平均持有時間則為一年，因此本研究將以一年為共同基金的績效衡量期間來探討國內共同基金績效表現是否具有持續性。

## 第肆章 實證結果分析

本研究首先利用五種績效歸因模型來檢驗共同基金經理人是否具有選股能力、擇時能力，然後使用拔靴法來檢驗有高績效表現的共同基金背後是因為共同基金經理人本身具備選股能力還是純屬運氣的原故，最後，從五種績效歸因模型中選出最具代表性的模型來檢驗共同基金的績效表現是否具有持續性。本章分為二節，第一節敘述運用五種績效歸因模型來衡量共同基金的績效表現以共同基金經理人是否具有選股能力、擇時能力的實證結果，以及敘述使用拔靴法來檢驗有亮眼績效表現的共同基金，是可歸因於共同基金經理人本身的選股能力還是歸因於純粹運氣的實證結果。第二節，則敘述使用代表性模型來探討共同基金績效表現持續性的實證結果。

### 第一節 共同基金的績效衡量

#### 一、共同基金的績效衡量

本研究以民國 83 年至民國 92 年為研究期間，並以成立滿三年以上之上市股票型共同基金為研究樣本。此處，將分別使用五種績效歸因模型（Jensen (1968) 單因子模型、Treyner and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型、Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型、Fama and French (1993) 的三因子模型、Carhart (1997) 四因子模型) 來衡量共同基金的績效表現，藉以檢驗共同基金經理人是否具有選股能力，實證結果如表 4-1。

表 4-1 五種績效歸因模型的實證結果

	Jensen	TM	HM	FF	Carhart
Alpha	0.0034 <sup>***</sup> (7.1829)	0.0034 <sup>***</sup> (5.9411)	0.0046 <sup>***</sup> (5.667315)	-0.0045 <sup>***</sup> (10.4418)	0.0030 <sup>*</sup> (1.7463)
RMRF	0.9083 <sup>***</sup> (172.6018)	0.9084 <sup>***</sup> (167.6679)	0.9264 <sup>***</sup> (82.6424)	0.9216 <sup>***</sup> (99.9711)	0.9192 <sup>***</sup> (198.3671)
RMRF <sup>2</sup>	--	-0.0039 (-0.0961)	--	--	--
RMRF <sup>+</sup>	--	NA	-0.033128 <sup>*</sup> (1.827124)	--	--
SMB	--	--	--	0.3042 <sup>***</sup> (20.9446)	0.2978 <sup>***</sup> (20.4326)
HML	--	--	--	-0.5602 <sup>***</sup> (-51.7622)	-0.5593 <sup>***</sup> (-51.7157)
PR1YR	--	--	--	--	-0.1249 <sup>***</sup> (-4.5343)
Adj R <sup>2</sup>	0.741878	0.741853	0.741936	0.810454	0.810811
F-statistic	29791.40	14894.28	14900.73	14773.74	11106.36
P-Value	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01

註一：括弧內為t值係數。\*\*\* 表示1%顯著水準，\*\* 表示5%顯著水準，\* 表示10%顯著水準。

註二：研究樣本包含136支上市股票型共同基金，詳見附錄一。

表 4-1 顯示，在任一績效歸因模型中，P-value 均小於 0.01 而且調整後的 R<sup>2</sup> 至少都大於 0.741，顯見此五種績效歸因模型均有顯著的解釋能力。在 10% 的顯著水準下，Jensen (1968) 單因子模型、Treydor and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型、Henriksson and Merton (1981) 雙 β 值模型、Carhart (1997) 四因子模型，此四種模型的 Alpha 實證結果均為顯著的正值，如此表示，在此四種績效歸因模型中，在 10% 的顯著水準下，整體而言，國內共同基金的經理人具有顯著的選股能力。但 Fama and French (1993) 三因子模型中，在 10% 的顯著水準下，Alpha 值的實證結果卻為顯著的負值，如此表示，在 Fama and French (1993) 三因子

模型中，在 10% 的顯著水準下，整體而言，國內共同基金經理人不僅不具有選股能力並且績效表現也不佳。而在 5% 的顯著水準下，除了 Carhart (1997) 四因子模型的 Alpha 值實證結果從顯著的正值改為不顯著的正值外，其餘四種模型 (Jensen (1968) 單因子模型、Treyner and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型、Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型、Fama and French (1993) 的三因子模型) 的 Alpha 值的實證結果均與在 10% 顯著水準下的實證結果一致。而在 5% 的顯著水準下，Carhart (1997) 四因子模型的 Alpha 值雖為正值但並不顯著，如此表示，整體而言，國內共同基金經理人不具有選股能力。藉由五種績效歸因模型的實證結果亦可得知，就共同基金經理人是否具有選股能力而言，此五種績效歸因模型的實證結果並不完全一致。

在 10% 顯著水準下，Treyner and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型中的  $\text{RMRF}^2$  係數為不顯著的負值，如此表示，在 10% 顯著水準下，整體而言，國內共同基金經理人不具有擇時能力。而在 Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型中的  $\text{RMRF}^+$  係數則為顯著的負值，如此亦表示，在 10% 顯著水準下，整體而言，國內共同基金經理人不具有擇時能力。在 5% 顯著水準下，Treyner and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型中的  $\text{RMRF}^2$  係數、Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型中的  $\text{RMRF}^+$  係數皆為不顯著的負值，如此表示，在 5% 顯著水準下，整體而言，國內共同基金經理人不具有擇時能力。由此可知，就共同基金經理人是否具有擇時能力而言，此兩模型的實證結果是一致的，均顯示國內的共同基金經理人不具有擇時能力。

在任一績效歸因模型中，在 5% 顯著水準下， $\text{RMRF}$  (市場因子) 的係數均大於 0.90 並且顯著，顯示市場風險溢酬與共同基金的超額報酬間有很密切的關係而且共同基金投資組合的風險只約略小於市場風險。在 Fama and French (1993) 三因子模型、Carhart (1997) 四因子模型中，在 5% 顯著水準下，SMB (規模因

子)的係數均為顯著的正值，而 HML (淨值市值比因子)的係數則均為顯著的負值。如此表示，在 5%顯著水準下，整體而言，共同基金經理人有傾向採行投資公司規模較小股票與公司淨值市值比較低股票的操作策略。在 Carhart (1997) 四因子模型中，PRIYR (動能因子)的係數為顯著的負值，如此表示，整體而言，共同基金經理人不傾向採行追漲殺跌的操作策略，而是傾向採行逆勢交易的操作策略。

由表 4-1 可知，雖然此五種績效歸因模型都具有顯著的解釋能力，亦即均能有效衡量國內共同基金的績效表現，但其實證結果卻不盡相同。例如，在 Jensen (1968) 單因子模型下，實證結果表示，整體而言，共同基金經理人具有選股能力；但在 Fama and French (1993) 三因子模型下，實證結果卻表示，整體而言，共同基金經理人不具有選股能力。如此迥異的實證結果，印證了「不同的評估衡量方法可能會造成不同的實證結果」。因此，本研究將利用 Akaike 訊息準則(AIC)作為本研究在此五種績效歸因模型中，選出最適用來衡量國內共同基金的績效表現的代表性模型的依據。首先，先估算研究樣本中每支共同基金在此五種績效歸因模型下的 Akaike 訊息準則 (AIC) 值，然後，求出在所有的研究樣本下，每一種績效歸因模型的平均 Akaike 訊息準則 (AIC) 值，其結果如表 4-2。

表 4-2 五種績效歸因模型的平均 AIC 值

模型	Jensen	TM	HM	FF	Carhart
Akaike info criterion	-3.2291	-3.2289	-3.2293	-3.5377	-3.5382

表 4-2 顯示，在此五種績效歸因模型下，Carhart (1997) 四因子模型為最適用來衡量國內共同基金的績效表現的代表性模型。因此，本研究選擇以 Carhart (1997) 四因子模型來衡量各類型共同基金的績效表現。

## 二、各類型共同基金的績效衡量

本研究以成立滿三年以上之上市股票型共同基金為研究樣本，而且將研究樣本依投資標的物分成五類型（科技型、中小型、價值型、一般型、特殊型，詳見附錄一），並使用最具代表性的 Carhart (1997) 四因子模型來衡量此五類共同基金的績效表現，實證結果如表 4-3。

表 4-3 各類型共同基金的績效表現

	全部 (n=136)	科技型 (n=32)	中小型 (n=11)	價值型 (n=4)	一般型 (n=84)	特殊型 (n=5)
Alpha	0.003* (1.746)	0.010** (2.403)	-0.009 (-1.026)	0.018 (1.564)	0.003 (1.298)	0.001 (0.127)
RMRF	0.919*** (198.367)	0.952*** (92.192)	0.935*** (46.287)	0.851*** (34.839)	0.912*** (164.746)	0.903*** (37.277)
SMB	0.298*** (20.433)	0.309*** (9.513)	0.561*** (8.819)	0.269*** (3.369)	0.263*** (15.114)	0.393*** (5.103)
HML	-0.559*** (-51.716)	-0.631*** (-27.025)	-0.788*** (-16.890)	-0.204*** (-3.782)	-0.525*** (-40.189)	-0.564*** (-9.735)
PR1YR	-0.125*** (-4.534)	-0.271*** (-4.070)	0.095 (0.695)	-0.256 (-1.452)	-0.112*** (-3.487)	-0.120 (-0.881)
Adj R <sup>2</sup>	0.811	0.838	0.776	0.873	0.811	0.771
F-statistic	11106.36	2413.92	598.78	314.92	7706.97	386.53
P-Value	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01

括弧內為t值係數。\*\*\* 表示1%顯著水準，\*\* 表示5%顯著水準，\* 表示10%顯著水準。

表 4-3 顯示，在整體或各類型共同基金的績效衡量中，P-value 均小於 0.01 而且調整後的 R<sup>2</sup> 至少都大於 0.771，顯見不管是就整體或各類型的共同基金的績效表現而言，Carhart (1997) 四因子模型均有很強的解釋能力。在 10% 的顯著水準下，科技型共同基金的 Alpha 值為顯著的正值，而價值型、一般型、特殊型共同基金的 Alpha 值均為不顯著的正值，中小型共同基金的 Alpha 值則為不顯著的負值。如此表示，在 10% 的顯著水準下，雖然整體而言，共同基金經理人具

有選股能力，但進一步就各類型共同基金而言，則只有科技型共同基金的經理人具有選股能力，而價值型基金、一般型基金、特殊型基金、中小型基金經理人則不具有顯著的選股能力。在 5% 的顯著水準下，則只有科技型共同基金的 Alpha 值為顯著的正值，而整體、價值型、一般型、特殊型共同基金的 Alpha 值均為不顯著的正值，中小型共同基金的 Alpha 值則為不顯著的負值。如此表示，在 5% 的顯著水準下，只有科技型共同基金經理人具有選股能力，而就整體共同基金經理人或就其它類型（價值型、一般型、特殊型、中小型）基金經理人而言，則都不具有顯著的選股能力。

在整體或各類型的共同基金中，RMRF（市場因子）的係數除了價值型基金的市場因子係數為 0.85 並且顯著外，其餘（科技型、中小型、一般型、特殊型）基金的市場因子的係數都大於 0.90 並且顯著，如此表示，市場風險溢酬與共同基金的超額報酬間有很密切的關係，並且此關係會隨著共同基金的不同類型基金而有所不同，也顯示價值型基金的系統風險相對最低，而科技型基金的系統風險相對最高。在整體或各類型的共同基金中，SMB（規模因子）的係數均為顯著的正值，其中，又以中小型基金的規模因子的係數顯著高於其它四類型。如此表示，整體而言，國內共同基金經理人傾向投資公司規模較小的股票，在這其中，又以中小型共同基金經理人的傾向程度最高，一般型基金經理人的傾向程度相對最低。在整體或各類型基金中，HML（淨值市值比因子）的係數均為顯著的負值，其中，又以價值型基金的淨值市值比因子的係數最高，而中小型基金的淨值市值比因子的係數最低。如此表示，整體而言，國內共同基金經理人均傾向投資公司淨值市值比較低的股票，在這其中，又以中小型基金經理人的傾向程度最高，而價值型基金經理人的傾向程度相對最低。在整體、科技型、一般型基金中，PR1YR（動能因子）的係數為顯著的負值，在中小型基金中，PR1YR（動能因子）的係數則為正值但不顯著，在價值型和特殊型基金中，PR1YR（動能因子）的係數則為負值但亦不顯著。如此表示，科技型與一般型基金經理人，不傾向採行追漲殺

跌的操盤策略，而是傾向採行逆勢交易的操盤策略，但就中小型、價值型、特殊型基金，則沒有顯著顯示此三類基金經理人是否會傾向追漲殺跌的操盤策略或傾向採行逆勢交易的操盤策略，但就整體而言，共同基金經理人不傾向追漲殺跌的操盤策略，而是傾向採行逆勢交易的操盤策略。

由上可知，使用最適用來衡量國內共同基金的績效表現的代表性模型—Carhart (1997) 四因子模型來檢驗國內各類型共同基金的績效表現的檢驗結果為在 10% 的顯著水準下，整體而言，國內共同基金經理人具有顯著的選股能力；進一步探討各類型共同基金經理人的選股能力則發現只有科技型基金經理人具有選股能力，而其餘類型（中小型、價值型、一般型、特殊型）的基金經理人均不具有選股能力；在 5% 的顯著水準下，則只有科技型基金經理人具有顯著的選股能力。

在得到使用 Carhart (1997) 四因子模型來檢驗各類型共同基金績效表現的實證結果後，本研究使用 Treynor and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型、Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型來探討各類型共同基金經理人的擇時能力，實證結果如表 4-4 與表 4-5。

表 4-4 各類型共同基金的擇時能力 (TM 模型)

	全部 (n=136)	科技型 (n=32)	中小型 (n=11)	價值型 (n=4)	一般型 (n=84)	特殊型 (n=5)
Alpha	0.0034 <sup>***</sup> (5.9411)	0.001 (0.806)	0.001 (0.294)	0.005 (1.580)	0.004 <sup>***</sup> (6.558)	0.0011 (0.394)
RMRF	0.9084 <sup>***</sup> (167.6679)	0.925 <sup>***</sup> (70.617)	0.872 <sup>***</sup> (34.971)	0.844 <sup>***</sup> (32.960)	0.910 <sup>***</sup> (143.091)	0.889 <sup>***</sup> (33.04)
RMRF <sup>2</sup>	-0.0039 (-0.0961)	0.062 (0.649)	0.516 <sup>***</sup> (2.804)	-0.242 (-1.372)	-0.070 (-1.442)	-0.032 (-0.155)
Adj-R <sup>2</sup>	0.742	0.744	0.666	0.864	0.750	0.715
F-statistic	14894.28	2702.99	687.84	578.492	10734.88	575.91
P-Value	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01

括弧內為 t 值係數。\*\*\* 表示 1%顯著水準，\*\* 表示 5%顯著水準，\* 表示 10%顯著水準。

表 4-5 各類型共同基金的擇時能力 (HM 模型)

	全部 (n=136)	科技型 (n=32)	中小型 (n=11)	價值型 (n=4)	一般型 (n=84)	特殊型 (n=5)
Alpha	0.0046 <sup>***</sup> (5.667315)	0.003 (1.376)	-0.0001 (-0.036)	0.007 (1.720)	0.0056 <sup>***</sup> (5.891)	0.0029 (0.749)
RMRF	0.9264 <sup>***</sup> (82.6424)	0.944 <sup>***</sup> (34.386)	0.811 <sup>***</sup> (15.420)	0.901 <sup>***</sup> (16.916)	0.934 <sup>***</sup> (71.249)	0.920 <sup>***</sup> (16.680)
RMRF <sup>+</sup>	-0.033128 <sup>*</sup> (1.827124)	-0.029 (-0.667)	0.143 <sup>***</sup> (1.690)	-0.121 (-1.425)	-0.047 (-2.226)	-0.058 (-0.656)
Adj R <sup>2</sup>	0.742	0.744	0.664	0.864	0.750	0.715
F-statistic	14900.73	2703.04	680.41	579.03	10740.62	576.624
P-Value	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01

括弧內為 t 值係數。\*\*\* 表示 1%顯著水準，\*\* 表示 5%顯著水準，\* 表示 10%顯著水準。

由表 4-4 與表 4-5 顯示，儘管 Treynor and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型、Henriksson and Merton (1981) 雙 β 值模型不是五種績效歸因模型中最適衡量國內共同基金績效表現的代表性模型，但使用此兩種模型來檢驗國內各類型的基金

績效時，各類型基金的 P-value 均遠小於 0.01，而且除了中小型基金的調整後  $R^2$  為 0.664 外，其餘四類型基金的調整後  $R^2$  均大於 0.715，顯見 Treynor and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型、Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型對國內各類型共同基金績效的表現亦有一定的解釋能力。

在 Treynor and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型的實證結果中，在 5% 的顯著水準下，科技型共同基金的  $RMRF^2$  的係數為不顯著的正值，中小型共同基金的  $RMRF^2$  的係數為顯著的正值，其餘三類型（價值型、一般型、特殊型）共同基金  $RMRF^2$  的係數均為不顯著的負值。如此表示，就各類型基金而言，只有中小型基金的經理人具有顯著的擇時能力，其餘四類型（科技型、價值型、一般型、特殊型）的基金經理人都不具有顯著的擇時能力。

在 Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型的實證結果中，在 5% 的顯著水準下，中小型共同基金的  $RMRF^+$  的係數為顯著的正值，其餘四類型（科技型、價值型、一般型、特殊型）共同基金  $RMRF^+$  的係數均為不顯著的負值。如此表示，就各類型基金而言，只有中小型基金的經理人具有顯著的擇時能力，其餘四類型（科技型、價值型、一般型、特殊型）的基金經理人都不具有顯著的擇時能力。

總之，Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型的實證結果與 Treynor and Mazuy (1966) 二次式迴歸模型的實證結果一致。如此表示，儘管整體而言，國內共同基金經理人不具有擇時能力，但就各類型共同基金而言，中小型基金經理人具有顯著的擇時能力。

### 三、以拔靴法檢驗共同基金的績效表現

在 10% 的顯著水準下，就整體而言，共同基金經理人具有選股能力。因此，接下來本研究使用拔靴法來檢驗具有亮眼績效表現（高 Alpha 值）的個別共同基

金，是可歸因於個別基金經理人的精準選股能力亦或歸因於運氣的原故。而在使用拔靴法來檢驗個別共同基金的亮眼績效表現（高 Alpha 值）之前，先敘述在 Carhart（1997）四因子模型下，Alpha 值的基本敘述性統計量，見表 4-6。

表 4-6 Alpha 值的基本敘述性統計量

模型	Carhart
Average $\alpha$	0.002063
Median $\alpha$	0.002101
Maximum	0.070713
Minimum	-0.056019
Std. Dev. Of $\alpha$	0.021809
Skewness	0.205880
Kurtosis	3.611194
Jarque-Bera	3.077591
Probability	0.214639

表 4-6 顯示，Alpha 值的算數平均數與中位數均非常小，Alpha 值的算數平均數只有 0.002063（月）並且不顯著異於零，年化平均數為 0.025039，Alpha 的中位數則為 0.002101（月），年化中位數為 0.025505。相較於 Alpha 的算數平均數與中位數，則突顯出 Alpha 值有大的標準差（0.021809），顯示 Alpha 值的分佈情形很離散。

將所有的共同基金依照 Alpha 值的正負進行分組，將 Alpha 值大於零的共同基金歸為績效佳共同基金群組；同樣地，將 Alpha 小於零的共同基金歸為績效差共同基金群組，兩群組內均依照 Alpha 大小進行排序。相對於 Alpha 值的算數平均數只有 0.002，則在績效佳共同基金群組中，Alpha 值表現最佳的一到五名的共同基金，其 Alpha 值卻從 0.071 到 0.044，如此顯得格外亮眼。同樣地，相對

於 Alpha 值的算數平均數只有 0.002，在績效差共同基金群組中，Alpha 值表現最差的一到五名基金，其 Alpha 值則從-0.056 到-0.035，如此也格外吸引人注意。此處，將使用拔靴法來檢驗績效佳共同基金群組中，亮眼績效表現的共同基金（如，Alpha 值最佳的第一到五名的基金），究竟是因為基金經理人具有精準的選股能力亦或純粹因為好運氣。同樣地，也使用拔靴法來檢驗績效差共同基金群組中，格外引人注意的基金（如，Alpha 值最差的第一到五名的基金），實證結果如表 4-7。

表 4-7 共同基金績效的拔靴法檢驗

績效佳共同基金群組				績效差共同基金群組			
	Alpha	P-value (歷史資料)	P-value (拔靴法)		Alpha	P-value (歷史資料)	P-value (拔靴法)
top	0.071	0.01	<0.01	5.min	-0.035	0.11	<0.01
2.max	0.057	0.06	<0.01	4.min	-0.038	0.11	0.08
3.max	0.055	0.02	<0.01	3.min	-0.046	0.02	<0.01
4.max	0.051	0.03	<0.01	2.min	-0.053	<0.01	<0.01
5.max	0.044	0.05	<0.01	bottom	-0.056	0.04	<0.01

由表 4-7 的左邊顯示，在績效佳共同基金群組中，在歷史資料的多元迴歸分析下，在 5% 的顯著水準下，除了第二高 Alpha 值的共同基金的 Alpha 值為不顯著的正值外，其餘四支共同基金的 Alpha 值皆為顯著的正值；而在拔靴法的檢驗下，此五支共同基金的 Alpha 值都為顯著的正值。如此表示，此五支高 Alpha 值的共同基金的亮眼績效表現，可歸因於共同基金經理人本身的選股能力，而非好運氣所造成。

由表 4-7 的右邊顯示，在績效差共同基金群組中，在歷史資料的多元迴歸分析下，在 5% 的顯著水準下，除了第四、五低 Alpha 值的共同基金的 Alpha 值為不顯著的負值外，其餘三支共同基金的 Alpha 值皆為顯著的負值；而在拔靴法的

檢驗下，除了第四低 Alpha 值的共同基金為不顯著的負值外，其餘四支共同基金的 Alpha 為顯著的負值。如此表示，除了第四低 Alpha 值的共同基金其績效不佳表現可歸因於壞運氣外，其餘四支共同基金的績效不佳的表現，則應歸因於本身不具有選股能力。

進一步，探討共同基金分類後，各類型共同基金中，績效亮眼（Alpha 值表現最佳的第一到五名的基金）和績效引人注意（Alpha 值表現最差的第一到五名的基金），是因為共同基金經理人本身的選股能力或是運氣所造成，不過受限於中小型、價值型、特殊型基金的研究樣本較少，因此本研究只探討科技型與一般型共同基金中績效亮眼和績效引人注意的個別共同基金。首先，運用拔靴法來檢驗科技型共同基金的績效，實證結果如表 4-8。

表 4-8 科技型共同基金績效的拔靴法檢驗

績效佳科技型共同基金群組				績效差科技型共同基金群組			
	Alpha	P-value (歷史資料)	P-value (拔靴法)		Alpha	P-value (歷史資料)	P-value (拔靴法)
Top	0.043	0.04	<0.01	5.min	-0.014	0.30	<0.01
2.max	0.031	0.11	<0.01	4.min	-0.016	0.29	<0.01
3.max	0.027	0.14	<0.01	3.min	-0.023	0.22	<0.01
4.max	0.023	0.24	0.13	2.min	-0.028	0.19	0.07
5.max	0.022	0.24	0.11	bottom	-0.035	0.11	<0.01

由表 4-8 的左邊顯示，在績效佳科技型共同基金群組中，在歷史資料的多元迴歸分析下，在 5% 的顯著水準下，除了最高 Alpha 值的科技型共同基金的 Alpha 值為顯著正值外，其餘四支科技型共同基金的 Alpha 值同為不顯著的正值；而在拔靴法的檢驗下，除了第四、五高 Alpha 值的共同基金外，其餘三支科技型共同

基金的 Alpha 值皆為顯著的正值。如此表示，第一、二、三高 Alpha 值的科技型共同基金的亮眼績效表現，可歸因於共同基金經理人本身的選股能力，而第四、五高 Alpha 值的科技型共同基金的亮眼績效表現，則應歸因於運氣的緣故。

由表 4-8 的右邊顯示，在績效差科技型共同基金群組中，儘管在歷史資料的多元迴歸分析下，在 5% 的顯著水準下，第一至第五低 Alpha 值的科技型共同基金皆為不顯著的負值；但在拔靴法的檢驗下，除了第四低 Alpha 值的科技型共同基金外，其餘四支科技型共同基金皆為顯著的負值。如此表示，除了第四低 Alpha 值的科技型共同基金的績效不佳可歸因於壞運氣外，其餘四支共同基金的績效不佳，則應歸因於共同基金經理人本身不具有選股能力，而非壞運氣。

接下來，檢驗 Alpha 值最佳的第一到五名的一般型基金和 Alpha 值最差的第一到五名的一般型共同基金，是因為經理人本身的選股能力或是運氣所造成。同樣，運用拔靴法來檢驗一般型共同基金的績效，實證結果如表 4-9。

表 4-9 一般型共同基金績效的拔靴法檢驗

績效佳一般型共同基金群組				績效差一般型共同基金			
	alpha	P-value (歷史資料)	P-value (拔靴法)		alpha	P-value (歷史資料)	P-value (拔靴法)
top	0.057	0.06	<0.01	5.min	-0.031	0.08	<0.01
2.max	0.055	0.02	<0.01	4.min	-0.032	0.08	0.03
3.max	0.051	0.03	<0.01	3.min	-0.034	0.05	<0.01
4.max	0.044	0.05	<0.01	2.min	-0.046	0.02	<0.01
5.max	0.043	0.04	<0.01	bottom	-0.053	0.00	<0.01

由表 4-9 的左邊顯示，在績效佳一般型共同基金群組中，在歷史資料的多元迴歸分析下，在 5% 的顯著水準下，除了第一高 Alpha 值的一般型基金的 Alpha

值為不顯著的正值，其餘四支一般型基金皆為顯著的正值；而在拔靴法的檢驗下，此五支一般型基金的 Alpha 值都為顯著的正值。如此表示，此五支一般型共同基金的亮眼績效表現，可歸因於一般型基金經理人本身的選股能力，而非運氣所造成。

由表 4-9 的右邊顯示，在績效差一般型共同基金群組中，在歷史資料的多元迴歸分析下，在 5% 的顯著水準下，除了第四、五低 Alpha 值的共同基金的 Alpha 值為不顯著的負值外，第一低至第三低 Alpha 值的共同基金的 Alpha 值都為顯著的負值；而在拔靴法的檢驗下，五支一般型共同基金的 Alpha 值皆為顯著的負值。如此表示，此五支一般型共同基金的績效表現不佳，則應歸因於基金經理人本身不具有選股能力。

總之，藉由使用拔靴法來檢驗有亮眼績效的共同基金、科技型基金、一般型基金的結果可發現，有亮眼績效表現的共同基金，不能完全歸因於運氣所造成，確實有具有選股能力的個別共同基金經理人存在。

## 第二節 共同基金績效持續性

本節使用對於衡量國內共同基金的績效表現，最具解釋代表性的 Carhart (1997) 四因子模型並以一年為共同基金的績效衡量期間來探討國內共同基金績效表現是否具有持續性。

### 一、全部共同基金績效的持續性

首先，在每年年初時，使用 Carhart (1997) 四因子模型並利用每支共同基金前三年的月超額報酬、四因子的歷史資料來估算出每支共同基金的 Alpha 值。其次，將所有共同基金依照估算出的 Alpha 值大小進行排序並等分到五個群組，

然後，持有一年，如此在每年年初重複進行。然後，即可形成五組投資策略組合，GROUP1 為每年前三年 Alpha 值前 20% 的共同基金群組，GROUP5 為每年前三年 Alpha 值後 20% 的共同基金群組。最後，使用 Carhart (1997) 四因子模型來衡量此五組投資策略組合的績效表現，並利用 t 檢定來檢驗在共同基金群組間的績效是否有顯著的差異性存在，實證結果如表 4-11。

表 4-10 全部共同基金績效持續性

	GROUP1	GROUP2	GROUP3	GROUP4	GROUP5	G1-G5
超額報酬	0.0055	0.0034	0.0030	0.0031	0.0044	0.0011
標準差	0.0935	0.0897	0.0927	0.0916	0.0927	0.0474
Alpha	-0.007 (-1.064)	0.013** (2.149)	0.004 (0.601)	-0.001 (-0.211)	0.007 (1.029)	-0.014 (-1.823)
RMRF	0.947*** (61.894)	0.907*** (63.651)	0.958*** (63.932)	0.925*** (63.626)	0.936*** (63.498)	0.011 (0.660)
SMB	0.321*** (7.116)	0.277*** (6.624)	0.311*** (7.169)	0.219*** (5.131)	0.344*** (7.939)	-0.024 (-0.469)
HML	-0.522*** (-16.260)	-0.504*** (-16.854)	-0.509*** (-16.250)	-0.480*** (-15.744)	-0.592*** (-19.128)	0.069 (1.917)
PR1YR	0.094 (0.877)	-0.284*** (-2.853)	-0.116 (-1.114)	-0.056 (-0.546)	-0.161 (-1.569)	0.255 (2.118)
Adj R <sup>2</sup>	0.799	0.809	0.809	0.810	0.811	0.006
F-statistic	1016.64	1092.80	1082.84	1096.43	1091.71	2.658
P-value	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	0.032

表 4-10 顯示，在五群組中，P-value 均小於 0.01 而且調整後的 R<sup>2</sup> 都高於 0.799 以上，顯見就五群組內共同基金績效表現而言，Carhart (1997) 四因子模型均有很強的解釋能力。儘管五群組的月平均超額報酬大抵呈現下降的趨勢（從 GROUP1 的 0.0055 下降至 GROUP4 的 0.0031）而且 GROUP1 與 GROUP5 的超額報酬有著正的 0.0011 的差距。但就五群組的 Alpha 值而言，五群組的 Alpha

值沒有呈現如同五群組的月平均超額報酬般的下降趨勢，並且在 5% 的顯著水準下，除了 GROUP2 的 Alpha 值為顯著的正值外，GROUP1 和 GROUP4 則為不顯著的負值，GROUP3 和 GROUP5 為不顯著的正值。如此表示，整體而言，國內共同基金的績效表現不具有持續性。

RMRF（市場因子）的係數在五個群組中皆為顯著的正值，其值介於 0.907 ~ 0.958 之間差距不大。如此表示，市場風險溢酬與共同基金的超額報酬的關係密切，並且此關係不會因為共同基金所屬群組不同而不同，亦代表著五群組內的基金投資組合的系統風險差異不大，均只略小於市場投資組合（大盤）。SMB（規模因子）的係數，在五群組中均為顯著的正值而且有明顯的差距，其中，GROUP5 的規模因子的係數最大，GROUP4 的規模因子係數為最小。如此表示，整體而言，共同基金經理人傾向投資公司規模較小的股票，但此傾向會隨著所著共同基金所屬群組不同而有所不同，其中，以 GROUP 5 內的基金經理人傾向程度最高，GROUP 4 內的基金經理人傾向程度相對最低。HML（淨值市值比因子）的係數，在五群組中均為顯著的負值而且有明顯的差距，其中，又以 GROUP 5 的淨值市值比因子的係數最小，GROUP4 的淨值市值比因子的係數最大。如此表示，整體而言，國內共同基金經理人會傾向投資公司淨值市值比較低的股票，且以 GROUP5 內的基金經理人的偏好程度最大，GROUP4 內的基金經理人的偏好程度相對最低。就 PRIYR（動能因子）而言，只有 GROUP2 的動能因子的係數為顯著的負值，GROUP3、GROUP4、GROUP5 為負值但不顯著，GROUP1 則為不顯著的正值。如此表示，雖然整體而言，國內共同基金經理人不會採行追漲殺跌的策略，而是會傾向採行逆勢交易的策略，但此傾向程度會隨著共同基金所屬組別的不同而有所不同，其中，以 GROUP2 內的共同基金經理人會顯著偏好採行逆勢交易策略，其餘四群組內的基金經理人則沒有顯著的採行追漲殺跌策略或者是採行逆勢交易策略。

## 二、科技型共同基金績效的持續性

由上已知，整體而言，國內共同基金績效不具有持續性，現進一步的探討各類型的共同基金（科技型、中小型、價值型、一般型、特殊型）的績效持續性。而礙於中小型、價值型、特殊型基金樣本數較少，因此，本研究僅針對科技型與一般型基金的績效持續性進行檢驗。首先，探討具有選股能力的科技型共同基金其績效表現是否具有持續性，實證結果如表 4-9。

表 4-11 科技型共同基金績效持續性

	GROUP1	GROUP2	GROUP3	GROUP4	GROUP5	G1-G5
超額報酬	0.004	0.008	0.009	0.010	0.004	0.000
標準差	0.080	0.073	0.086	0.073	0.079	0.032
Alpha	-0.071*** (-3.247)	0.031 (1.382)	0.019 (0.795)	0.016 (0.857)	-0.012 (-0.574)	-0.059*** (-2.813)
RMRF	1.018*** (21.962)	0.911*** (19.429)	1.105*** (21.809)	0.959*** (24.344)	1.032*** (23.272)	-0.014 (-0.323)
SMB	0.583*** (5.552)	0.141 (1.267)	0.310*** (2.699)	0.257*** (2.755)	0.407*** (4.052)	0.176 (1.746)
HML	-0.644*** (-8.611)	-0.395*** (-5.312)	-0.542*** (-6.633)	-0.552*** (-8.844)	-0.601*** (-8.391)	-0.043 (-0.605)
PR1YR	1.108*** (2.946)	-0.648* (-1.680)	-0.385 (-0.937)	-0.363 (-1.121)	0.074 (0.207)	1.033 (2.866)
Adj R <sup>2</sup>	0.835	0.807	0.832	0.864	0.847	0.060
F-statistic	136.07	113.16	133.43	171.28	149.51	2.700
P-value	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	0.035

表 4-11 顯示，在五群組中，P-value 均遠小於 0.01 且 Adj-R<sup>2</sup> 皆在 0.80 以上，顯見就五群組內共同基金績效表現而言，Carhart (1997) 四因子模型均有很強的解釋能力。五群組的超額報酬率，沒有呈現下降的趨勢，而且五

群組的 Alpha 值中，只有 GROUP 1 的 Alpha 值為顯著的負值，GROUP 2、GROUP 3、GROUP 4 的 Alpha 值則為正值但不顯著，GROUP 5 則為不顯著的負值。如此表示，科技型共同基金的績效並不具有持續性。

RMRF（市場因子）的係數，在五個群組中皆為顯著的正值，其值介於 0.911~1.105 之間有明顯落差。如此表示，市場風險溢酬與科技型共同基金的超額報酬的關係密切，並且會隨著科技型共同基金的所屬群組不同而有所不同，也表示 GROUP3 內基金的投資組合的系統風險最高，GROUP2 內基金投資組合的系統風險相對最低。就 SMB（規模因子），除了 GROUP2 的規模因子係數為不顯著的正值外，其餘四群組皆為顯著的正值並且四群組中的規模因子係數存有明顯的差距，其中，又以 GROUP1 的規模因子係數最大，GROUP4 的規模因子係數相對最小。如此表示，整體而言，科技型基金經理人雖傾向投資公司規模較小的股票，但此傾向卻會隨著科技型共同基金所屬群組不同而有所不同，其中，以 GROUP1 內的科技型基金經理人的傾向程度最高，而 GROUP4 內的科技型基金經理人的傾向程度相對最小，並且 GROUP2 內的科技型基金經理人則沒有顯著地採行投資公司規模較小股票的傾向。HML（淨值市值比因子）的係數，在五個群組中皆為顯著的負值並且有明顯的差距，其中，又以 GROUP1 的淨值市值比因子的係數最小，GROUP2 的淨值市值比因子的係數最大。如此表示，在科技型的共同基金中，基金經理人均傾向投資公司淨值市值比較低的股票，其中，又以 GROUP1 內的科技型基金經理人的傾向程度最大，GROUP2 內的科技型基金經理人的傾向程度相對最低。就動能因子（PRIYR），GROUP 1 的動能因子係數為顯著的正值，GROUP 2 的動能因子係數為顯著的負值，GROUP 3 與 GROUP 4 的動能因子係數為不顯著的負值，GROUP 5 的動能因子係數為不顯著的正值。如此表示，儘管整體而言，科技型基金經理人傾向採行逆勢交易策略，不過卻會隨著科技型基金所屬組別的不同而有所不同，GROUP1 內的科技型基金經理人顯著傾向採用追漲殺跌的策略而非逆勢交易策略，

GROUP2 內的科技型基金經理人則顯著傾向採用逆勢交易策略，至於其餘三群組內的科技型基金經理人則沒有顯著地採行追漲殺跌策略或逆勢交易策略的傾向。

### 三、一般型共同基金績效的持續性

針對科技型共同基金的績效持續性的實證研究中發現，具選股能力的科技型共同基金的績效表現並不具有持續性。此處，檢驗一般型共同基金績效的持續性，實證結果如表 4-12。

表 4-12 一般型共同基金績效持續性

	GROUP1	GROUP2	GROUP3	GROUP4	GROUP5	G1-G5
超額報酬	0.007	0.003	0.002	0.003	0.003	0.004
標準差	0.096	0.093	0.093	0.096	0.093	0.047
Alpha	-0.002 (-0.208)	0.014** (1.980)	0.002 (0.268)	0.008 (1.044)	-0.004 (-0.491)	-0.002 (-0.208)
RMRF	0.946*** (54.865)	0.911*** (55.395)	0.934*** (55.964)	0.938*** (55.541)	0.908*** (54.766)	0.946*** (54.865)
SMB	0.310*** (5.864)	0.279*** (5.589)	0.278*** (5.489)	0.248*** (4.833)	0.305*** (5.997)	0.310*** (5.864)
HML	-0.520*** (-13.720)	-0.502*** (-13.894)	-0.489*** (-13.429)	-0.501*** (-13.512)	-0.531*** (-14.544)	-0.520*** (-13.720)
PR1YR	0.038 (0.317)	-0.289** (-2.549)	0.09238 (-0.794)	-1.80 (-1.539)	0.0005 (0.004)	0.038 (0.317)
Adj R <sup>2</sup>	0.808	0.808	0.816	0.809	0.809	0.808
F-statistic	807.17	832.93	835.10	835.29	812.20	812.20
P-value	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01

表 4-12 顯示，五群組中，P-value 均遠小於 0.01 且 Adj-R<sup>2</sup> 皆在 0.80 以上，顯見就五群組內共同基金績效表現而言，Carhart (1997) 四因子模型均有很強的

解釋能力。五群組中的 Alpha 值，只有 GROUP 2 的 Alpha 值為顯著的正值，GROUP1、GROUP5 的 Alpha 值則為負值但不顯著，GROUP3、GROUP4 的 Alpha 值則為不顯著的正值。如此表示，一般型共同基金的績效並不具有持續性。

RMRF（市場因子）的係數，在五群組中皆為顯著的正值，其值介於 0.946~0.908 之間而且沒有明顯的差距。如此表示，市場風險溢酬與一般型共同基金的超額報酬的關係密切，並且不會因為一般型共同基金所屬群組不同而有所不同，亦表示此五群組內基金投資組合的系統風險均指略小於市場投資組合（大盤）。SMB（規模因子）的係數，在五個群組中皆為顯著的正值並且沒有顯著的差距。如此表示，一般型共同基金的經理人均傾向投資公司規模較小的股票，並且不會因為一般型共同基金所屬群組不同而有所不同。HML（淨值市值比因子）的係數，在五群組中皆為顯著的負值而且差異不大。如此表示，一般型共同基金的經理人均傾向投資公司淨值市值比較低的股票，並且不會因為一般型共同基金所屬群組不同而有所不同。就 PR1YR（動能因子）的係數，除了 GROUP2 的動能因子係數為顯著負值外，GROUP1、GROUP3、GROUP5 的動能因子係數則為正值但不顯著，GROUP4 的動能因子係數則為不顯著負值。如此表示，儘管整體而言，一般型共同基金經理人傾向採行逆勢交易策略，但此傾向卻會隨著一般型基金所屬群組不同而有所不同，GROUP2 內的基金經理人顯著傾向採行逆勢交易策略，其餘四群組內的基金經理人則沒有顯著的採行追漲殺跌策略或採行逆勢交易策略的傾向。

經由以上對於在 10% 顯著水準下，具有選股能力的整體共同基金、在 5% 顯著水準下，具有選股能力的科技型共同基金、沒有選股能力的一般型共同基金的績效持續性的檢驗中發現，整體共同基金、科技型共同基金、一般型共同基金的績效皆不具有持續性的表現。

## 第五章 結論與建議

本章分為三節，第一節歸納本研究的實證結果並彙整過去的相關實證研究，第二節敘述對投資人以及後續研究者所提出的建議，第三節敘述本研究所面臨的研究限制。

### 第一節 結論

共同基金，已是國內僅次於股票的投資理財工具。一般而言，共同基金的績效評估應以較長的時間觀察較為客觀，以免受到經濟或非經濟因素的干擾，使評估的結果受到扭曲。而儘管國內共同基金的發展已有 20 年的歷史，但限於政府的管制，前十年的國內共同基金市場是屬於寡佔市場，國內共同基金市場真正地蓬勃發展是從民國 81 年政府密集核准 11 家新投信成立以後才開始，迄今只有 10 年的快速發展的歷史。

因此，限於國內共同基金快速發展的時間尚短，過去有關國內共同基金經理人的選股能力、擇時能力以及共同基金績效持續性的實證研究中，大都只能以短期的觀察期間來進行研究與探討，而相對於國外共同基金的相關實證研究中，則大都使用 10 至 20 年的觀察期間，並且過去有關個別共同基金績效的實證研究中，也大都僅以共同基金短期的歷史資料來檢驗個別共同基金的績效。因此，本研究與過去研究的最大不同之處在於本研究冀望藉由使用較長期的研究期間(十年)，來降低避免噪音的干擾，以得到更正確的實證結果，並且在檢驗個別共同基金的績效時，本研究不同於過去的研究僅使用歷史資料來檢驗個別共同基金的績效，本研究不僅使用個別共同基金的歷史資料來檢驗個別共同基金的績效，亦同時使用拔靴法來檢驗個別共同基金的績效以獲得更精準的實證結果。本實證研究結果顯示：

就共同基金經理人的選股能力上，本研究使用在五種績效歸因模型中，對國內共同基金最具代表性的模型—Carhart (1997) 四因子模型來探討共同基金經理人的選股能力。實證結果發現，在 10% 的顯著水準下，整體而言，國內共同基

金經理人具有選股能力；進一步探討各類型共同基金經理人的選股能力則發現只有科技型基金經理人具有選股能力，而其餘類型（中小型、價值型、一般型、特殊型）的基金經理人均不具有選股能力。就整體共同基金經理人的選股能力而言，本研究的實證結果與吳佩玲（民 84）、張志宏（民 85）、陳欣詠（民 87）、李鳳美（民 89）、江奕欣（民 90）等的研究結果一致，但與魏永祥（民 84）、王琮瑜（民 85）、阮俊嘉（民 86）、李佳樺（民 88）、蔡曉慧（民 88）等的研究結果不一致；就各類型共同基金經理人的選股能力而言，本研究的實證結果與王銘傑（民 91）的研究結果一致，均得到科技型共同基金經理人具有選股能力的實證結果。

就共同基金經理人的擇時能力上，本研究同時採用 Treynor and Mazuy(1966) 二次項迴歸模型以及 Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型來探討國內共同基金經理人的擇時能力。本研究實證結果發現，在 Treynor and Mazuy (1966) 二次項迴歸模型以及 Henriksson and Merton (1981) 雙  $\beta$  值模型下，均顯示整體而言，國內共同基金經理人不具有擇時能力；進一步探討各類型的共同基金經理人的擇時能力則發現中小型基金經理人具有擇時能力，而其餘類型（科技型、價值型、一般型、特殊型）的基金經理人均不具有擇時能力。就整體共同基金經理人的擇時能力而言，本研究的實證結果與過去大多數的研究一致，如，吳佩玲（民 84）、魏永祥（民 84）、林淑惠（民 86）、范昌華（民 87）、魏天元（民 91）等的研究一致，但與高千惠（民 84）的研究結果不一致。

就投資策略上，不管就整體共同基金或單就各類型共同基金而言，基金經理人都顯著傾向採行投資公司規模較小的股票與公司淨值市值比較低的股票的操盤策略，其中又以中小型基金經理人最的偏好程度最重。

就個別共同基金的績效表現上，本研究發現具有高績效的共同基金，多數應歸因於基金經理人本身的選股能力；同樣地，績效差的共同基金，多數應歸因於基金經理人本身缺乏選股能力。

就共同基金的績效持續性上，本研究以 Alpha 值做為共同基金排序分群的依

據，並使用代表性模型—Carhart (1997) 四因子模型且以一年為評估期間來探討共同基金的績效持續性。實證結果發現，整體而言，共同基金的績效不具有持續性；進一步探討科技型與一般型基金的績效持續性，亦發現科技型基金與一般型基金的績效均不具有持續性。本研究的實證結果與辛穎琪 (民 85)、姚瑜忠 (民 86)、吳靜婷 (民 87)、陳智賢 (民 87)、張 舜 (民 88)、江奕欣 (民 90) 等的研究結果一致，但與吳佩玲 (民 84)、陳安琳 (民 90) 的研究結果不一致。

## 第二節 建議

### 一、對投資者的建議

本研究的實證結果發現，整體而言，共同基金經理人具有選股能力，亦即整體而言，共同基金的績效表現優於市場投資組合（大盤）的績效表現，而且整體而言，共同基金的系統風險（ $\beta$ ）值都略小於市場投資組合（大盤）的系統風險（ $\beta$ ）值。加上，隨著投資理財方式的日益多元化、複雜化，散戶投資人往往因為缺乏資訊、時間以致於無法總是做出正確的投資決策。因此，建議投資者可將部分資金投資共同基金。不過，鑑於共同基金的績效不具有持續性，因此建議投資者不能單獨只利用共同基金過去歷史優良的績效表現來當作選擇投資共同基金的參考依據。

### 二、對後續研究者的建議

（一）在本研究中，所估算的共同基金報酬率並未扣除共同基金的經營管理費用、保管費、手續費等相關費用，因此實際共同基金報酬率將低於所估算的報酬率。建議後續研究者，可將這些相關的費用併入一起探討，使研究更為精準。

- (二)本研究僅針對在國內募集並投資於國內上市股票並且必須成立滿三年以上的股票型共同基金為研究樣本，建議後續研究者可以其它類型共同基金（如，債券型共同基金）為研究樣本來從事相關研究。
- (三)本研究僅使用無條件績效歸因模型來探討共同基金的選股能力與績效持續性，建議後續研究者可加入一些公開資訊變數而形成條件績效歸因模型。
- (四)本研究在共同基金績效持續性的研究上，僅以一年為評估期間並且以Alpha值為共同基金分群的依據，建議後續研究者可以不同的評估期間或不同的分群依據來探討共同基金績效的持續性。
- (五)本研究在運用拔靴法來檢驗個別共同基金的績效表現時，僅針對殘差進行重複取樣，建議後續研究者可以同時針對殘差與因子來進行重複取樣。

### 第三節 研究限制

本研究因為時間及資料蒐集有限，在進行的過程中所面臨的研究限制如下：

- (一)在衡量共同基金經理人的選股能力與擇時能力時，限於共同基金經理人的相關資料（如，操盤時間等）不能準確地獲得，因此如同大多數的共同基金研究，本研究以共同基金為衡量單位，而非共同基金經理人。而以共同基金為衡量單位將形成干擾，因此將更有可能產生型II誤差。
- (二)在本研究中，所估算的共同基金報酬率並未扣除共同基金的經營管理費用、保管費、手續費等相關費用，因此實際共同基金報酬率將低於所估算的報酬率。
- (三)在共同基金績效持續性的探討上，本研究僅以一年為衡量期間，而事實上，共同基金績效是否具有持續性，可能與衡量期間的長短有關。

## 參考文獻

### 一、中文文獻

1. 王琮瑜 (民 85), 「共同基金的類型、規模與其操作績效關係之研究」, 國立交通大學管理科學所未出版碩士論文。
2. 王銘傑 (民 91), 「弱勢效率市場下共同基金績效之動態評估」, 國立政治大學國際貿易學系未出版碩士論文。
3. 江奕欣 (民 90), 「共同基金績效能力分解及持續性之研究」, 國立中山大學財務管理學系研究所未出版碩士論文。
4. 吳佩玲 (民 85), 「影響共同基金績效因素之探討—台灣地區共同基金之實證研究」, 國立政治大學企業管理研究所未出版碩士論文。
5. 吳靜婷 (民 87), 「共同基金績效持續性及投信公司績效差異之探討」, 國立中央大學企業管理研究所未出版碩士論文。
7. 李佳樺 (民 88), 「共同基金績效評估—個股特徵之持股比例變動法與四因子評估模型」, 國立政治大學國際貿易學系未出版碩士論文。
8. 李翊菱 (民 89), 「台灣股票型基金投資人報酬能力之研究」, 國立政治大學財務管理學系未出版碩士論文。
9. 李鳳美 (民 89), 「以國內開放型股票型基金來評估比較基金績效表現以及基金經理人之選股與擇時能且探討基金流量與績效之關係」, 輔仁大學管理學研究所未出版碩士論文。
10. 辛穎琪 (民 85), 「台灣股票型基金之績效評估—持股比率分析法」, 政治大學財務管理所未出版碩士論文。
11. 阮俊嘉 (1997), 「台灣地區共同基金型態之績效評估研究」, 朝陽技術學院財務金融研究所未出版碩士論文。

12. 林世峻（民 89），「影響台灣股票型基金績效之特性因素研究」，淡江大學管理科學系未出版碩士論文。
13. 林淑惠（民 86），「在條件資訊下，共同基金之績效評估與策略發現」，國立中山大學財務管理學系未出版碩士論文。
14. 周萬順（民 93），「共同基金在景氣循環下操作績效之研究」，世新大學經濟學系未出版碩士論文。
15. 姚瑜忠（民 86），「台灣共同基金之操作策略與績效評估」，國立中正大學財務金融研究所未出版碩士論文。
16. 洪嘉苓（民 89），「共同基金經理團隊與基金績效關係之研究」，國立中山大學企業管理學系未出版碩士論文。
17. 范昌華（民 86），「台灣共同基金績效評估之研究」，銘傳大學國際企業管理研究所未出版碩士論文。
18. 翁詩惠（民 91），「以 Gruber 四因子模型與修正後二因子模型評估共同基金績效及其持續性之研究」，國立交通大學管理科學系未出版碩士論文。
19. 高千惠（民 83），「共同基金績效評估--隨機優勢法則與投資組合變動法評估」，淡江大學財務金融研究所未出版碩士論文。
20. 淡江大學財務金融研究所未出版碩士論文。
21. 張志宏（民 85），「台灣共同基金投資組合績效之研究」，國立成功大學企業管理所未出版碩士論文。
22. 張舜（民 88），「Fama-French 三因子模型下共同基金績效持續性研究」，國立中山大學企業管理學系未出版碩士論文。
23. 陳智賢（民 87），「以因子模型探討台灣共同基金績效之持續性」，國立中正大學財務金融研究所未出版碩士論文。
24. 陳暉中（民國 87），「共同基金技術效率評估」，國立中正大學財務金融研究所未出版碩士論文。

25. 游舒斐（民90），「基金管理者操作策略及績效之研究—台灣共同基金市場之實證分析」，東海大學企業管理學系未出版碩士論文。
26. 楊晉昌（民84），「分析國內的基金型態以及各型態基金的投資績效，並探討各型態基金績效之差異與持續性」，國立政治大學企業管理研究所未出版碩士論文。
27. 蔡曉慧（民87），「共同基金持股偏好與績效」，國立中正大學財務金融研究所未出版碩士論文。
28. 魏天元（民91），「考量總體資訊因素之基金擇時能力與基金特性之關係」，國立中山大學企業管理學系未出版碩士論文。
29. 魏永祥（民84），「台灣地區共同基金選股能力與擇時能力之實證研究」，國立中山大學企業管理所未出版碩士論文。  
譚志忠（民87），「DEA 投資組合效率指數—應用於台灣地區股票型共同基金績效評估」，淡江大學財務金融學系未出版碩士論文。
30. 陳安琳、洪嘉苓、李文智（民90），「共同基金經理團隊屬性與基金績效之研究」，證券市場發展，第13卷，第3期，第1-27頁。
31. 徐俊明（民87年），投資學理論與實務，三版，新陸書局。
32. 邱顯比（民88年），基金理財的六堂課，天下文化出版。
33. 謝劍平（民91年），財務管理新觀念與本土化，三版，智勝文化。

## 二、英文文獻

1. Akaike,H.(1974), "A New Look at the Statistical Model Identification," IEEE Transactions on Automatic Control. Vol. 19, pp. 716-723.
2. Blake, D, and A. Timmermann(1998), "Mutual Fund Performance:Evidence from the UK, " European Review of Finance, 55-77.
3. Carhart, Mark M.(1997), "On persistence in mutual fund performance, " Journal of Finance 52, 57-82.
4. Chang, E. C. and W. G. Lewellen(1984), "Market Timing and Mutual Fund Investment Performance, " Journal of Business, Vol. 57, pp.57-72.
6. Chen, H.L., N. Jegadesh and R. Wermers(2000), "An Examination of the Stockholdings and Trades of Fund Managers, " Journal of Financial and Quantitative Analysis.
7. Daniel K., Mark Grinblatt, Sheridan Titman and Russ Wermers(1997), "Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks, " Journal of Finance 52,1035-1058.
8. Fama,Eugene F.and Kenneth R. French(1993),"Common risk factors in the returns on stocks and bonds, " Journal of Financial Economics 33,3-56.
9. Grinblatt, M. and S. Titman.(1989), "Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings., " Journal of Business, Vol. 62, No.3, July 1989, pp.393~416.
10. Henriksson, R. D. and R. C. Merton(1981), "On Market Timing and Investment performance II: Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, " Journal of Business, 54, 513-534.
11. Jensen, M.J.(1968), "The Performance of Mutual Fund in the period 1945-1964, " Journal of Finance, Vol. 23, No. 1,June 1968, pp389-416.

12. Marcus, A.J.,1990,"The Magellan Fund And Market Efficiency," Journal of Portfolio Management, 17, 85-88.
13. Porter, G.E. and J.W. Trifts(1998), "Performance Persistence of Experienced Mutual Fund Managers," Financial Services Review, 7(1), pp.57-68.
14. Treynor, J.L. and F. Mazuy.(1966),"Can Mutual Fund Outguess the Market? , " Harvard Business Review, Vol. 44, 1966,pp131-136.
15. Wermers,Russ,2000,"Mutual fund performance :An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transactions costs, and expenses, " Journal of Finance Vol. LV, NO.4, pp. 1655-1703.

## 附錄

### 附錄一：研究樣本的基本資料

(1)科技類股票型共同基金					
投信公司	基金名稱	成立日期	投信公司	基金名稱	成立日期
國際	電子	1986/01/04	建弘	電子	1999/07/19
保誠	高科技	1994/11/14	富鼎	半導體	1999/09/13
怡富	新興科技	1995/03/23	寶來	矽谷	1999/11/18
永昌	前瞻科技	1995/06/15	大華	高科技	2000/01/25
匯豐	龍騰	1995/07/07	荷銀	高科技	2000/01/31
德信	數位時代	1996/07/19	聯邦	精選科技	2000/02/10
元大	高科技	1997/12/01	盛華	2000 高科技	2000/03/07
新光	創新科技	1998/03/04	保誠	電通網	2000/03/10
統一	奔騰	1998/08/11	日盛	高科技	2000/04/25
大眾	科技	1998/08/20	富邦	網路	2000/04/28
景順	台灣科技	1998/08/24	友邦	網路商務	2000/05/09
保德信	科技島	1998/08/25	復華	數位經濟	2000/05/10
聯合	領航科技	1998/09/04	傳山	高科技	2000/07/26
友邦	巨鵬	1999/01/15	彰銀	安泰 e 科技精選	2000/09/16
富邦	科技	1999/01/20	倍立	高科技	2000/10/13
群益	創新科技	1999/06/05	台育	高科技	2000/12/14
(2)中小型股票型共同基金					
投信公司	基金名稱	成立日期	投信公司	基金名稱	成立日期
群益	中小型股	1996/02/12	怡富	中小	1998/08/19
國際	中小	1997/12/30	保德信	中小型	1999/01/25
保誠	中小型股	1998/04/03	聯合	哥倫布	1999/09/02
德信	全方位	1998/07/24	倍立	磐石	1999/11/26
日盛	小而美	1998/07/30	盛華	8888 中小	2000/09/01
建弘	小型	1998/08/13			
(3)價值型股票型共同基金					
投信公司	基金名稱	成立日期	投信公司	基金名稱	成立日期
怡富	價值成長	1999/10/20	富邦	價值	2000/01/31
建弘	價值	2000/01/26	元大	巴菲特	2000/08/25
(4)一般股票型共同基金					

投信公司	基金名稱	成立日期	投信公司	基金名稱	成立日期
荷銀	光華	1987/04/29	保誠	菁華	1996/10/01
匯豐	匯豐	1987/09/05	金鼎	大利	1997/01/08
建弘	福元	1988/03/07	新光	競臻笠	1997/01/17
匯豐	成長	1988/04/12	日盛	日盛	1997/04/07
國際	國民	1988/05/02	友邦	巨人	1997/08/30
建弘	雙福	1989/12/22	保德信	第一	1997/09/11
匯豐	成功	1990/08/13	新光	國家建設	1997/10/21
統一	統信	1993/01/30	統一	經建	1997/10/23
元大	多元	1993/02/06	元大	滿益	1997/12/27
景順	和信	1993/02/11	日盛	上選	1997/12/27
永昌	永昌	1993/02/16	聯合	創世紀	1998/01/20
寶來	2001	1993/02/18	復華	復華	1998/01/23
怡富	怡富	1993/03/04	富邦	高成長	1998/02/04
新光	台灣富貴	1993/04/15	大眾	大眾	1998/02/06
匯豐	龍鳳	1993/12/21	群益	長安	1998/02/19
荷銀	積極成長	1994/01/12	大華	大華	1998/04/14
統一	全天候	1994/02/18	匯豐	台灣精典	1998/07/14
瑞銀	小龍	1994/03/09	金復華	金復華	1998/07/20
元大	多福	1994/03/17	復華	高成長	1998/10/17
永昌	昌隆	1994/03/23	金鼎	行動	1998/10/28
怡富	台灣增長	1994/04/07	元大	經貿	1998/11/24
保德信	高成長	1994/04/11	傳山	永豐	1999/02/11
建弘	萬得福	1994/07/13	盛華	8899 成長	1999/03/19
新光	台灣永發	1994/09/24	瑞銀	鐵木真	1999/03/22
元大	多多	1994/10/11	彰銀安泰	優質精選	1999/04/21
統一	黑馬	1994/11/01	倍立	寶利	1999/05/10
富邦	精準	1994/11/01	聯邦	價值	1999/06/10
國際	精選二十	1994/12/02	元大	新主流	1999/08/20
寶來	績效	1994/12/14	景順	主流	1999/09/10
富邦	長紅	1995/02/27	彰銀安泰	成長精選	1999/11/16
瑞銀	強勢	1995/03/21	富邦	台灣心	1999/12/08
保誠	外銷	1995/03/27	台壽保	阿波羅	2000/02/15
統一	龍馬	1995/04/08	金復華	雙響炮	2000/02/23
保德信	金滿意	1995/05/02	富鼎	大三元	2000/03/02
景順	潛力	1995/08/09	保德信	新世紀	2000/03/06
元大	卓越	1995/10/20	新光	摩天	2000/04/07

富邦	冠軍	1996/04/05	統一	大滿貫	2000/04/10
德信	大發	1996/07/19	德盛	台灣大壩	2000/04/10
建弘	福王	1996/07/24	國際	金龍	2000/04/11
群益	馬拉松	1996/08/20	華南	永昌新銳星	2000/05/26
金鼎	概念型	1996/08/27	國泰	國泰	2000/06/23
保誠	元滿	1996/09/11	富達	台灣	2000/07/10
<b>(5)特殊類股票型共同基金</b>					
投信公司	基金名稱	成立日期	投信公司	基金名稱	成立日期
國際	第一	1986/01/04	金鼎	科技金融	1999/10/13
荷銀	鴻運	1988/02/03	日盛	精選五虎	1999/11/17
富邦	富邦	1993/02/09			

資料來源：中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會