

目 錄

表目錄.....	II
第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	4
第三節 論文架構.....	7
第二章 基本理論與文獻回顧	9
第一節 國外股票報酬變異數分解相關文獻	9
第二節 國內股票報酬變異數分解相關文獻	18
第三節 動能投資策略相關文獻	22
第三章 研究方法與設計	29
第一節 未預期股票報酬和超額股票報酬之變異數分解模型理論	29
第二節 研究期間與選樣標準	34
第三節 實證模型.....	36
第四節 變數定義.....	50
第四章 實證結果與分析	54
第一節 未預期股票報酬和超額股票報酬模型之 VAR 迴歸結果	54
第二節 過度反應或反應不足模型之迴歸結果	73
第三節 好壞消息不對稱反應之測試結果	80
第四節 以現金流量訊息作為動能投資策略之績效測試	82
第五章 結論與建議	88
第一節 研究結論.....	88
第二節 研究限制.....	91
第三節 後續研究建議.....	92
參考文獻	93

表目錄

表 1.1-1：台灣股票市場成交金額投資人類別比例表	2
圖 1.1-1：研究架構圖	8
表 2.1-1：國內外股票報酬變異數分解文獻彙總表	21
圖 4.1-1：股利收益率走勢圖	55
圖 4.1-2：股票報酬率走勢圖	55
圖 4.1-3：超額股票報酬率走勢圖	56
圖 4.1-4：相對利率走勢圖	56
圖 4.1-5：短期利率走勢圖	57
圖 4.1-6：機構投資人持股走勢圖	57
表 4.1-1：各變數之基本統計量	58
表 4.1-2：各變數 ADF 檢定之檢定統計量結果	59
表 4.1-3：股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果	62
表 4.1-4：股票報酬變異數分解結果	63
表 4.1-5：超額股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果	64
表 4.1-6：超額股票報酬變異數分解結果	66
表 4.1-7：股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果（考慮機構投資人持 股）	68
表 4.1-8：股票報酬變異數分解結果（考慮機構投資人持股）	70
表 4.1-9：超額股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果（考慮機構投資 人持股）	71
表 4.1-10：超額股票報酬變異數分解結果（考慮機構投資人持股）	72
表 4.2-1：迴歸結果	73
圖 4.2-1：現金流量訊息對股票報酬之衝擊反應函數分析圖	75
圖 4.2-2：現金流量訊息對超額股票報酬之衝擊反應函數分析圖	76
表 4.2-2：相關係數矩陣（考慮機構投資人持股）	77
表 4.2-3：迴歸結果（考慮機構投資人持股）	78
表 4.3-1：不對稱反應測試結果	80

表 4.4-1：各投資組合之報酬分析	84
表 4.4-2：動能投資組合之績效分析（以 Sharpe Ratio 衡量）	85
表 4.4-3：動能投資組合之績效分析（以 Jensen's α 衡量）	87

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

一、研究背景

近年來台灣經濟屢遭金融風暴的衝擊，政府因而採取寬鬆貨幣政策，希望藉由增加市場資金供給引導利率下降，並刺激民間投資與消費的增加，進而帶動景氣回溫，然而，景氣若遲遲未見復甦，央行的貨幣政策只能持續寬鬆，利率也跟著一降再降，造成低利率時代的來臨。因此，個人投資理財規劃越來越受到社會大眾的重視，而在各式各樣的投資理財工具中，股票市場更是大家所注目的焦點。許多投資人為了在股票市場中獲得較高的報酬，往往透過技術指標線圖等技術面的分析，或著藉由產業前景、公司獲利等基本面的資訊擷取，甚至根據各方得來的利多與利空消息來買賣股票，無一不是希望能在股票市場中賺取超額報酬。

影響股票報酬的因素眾多，自從 1964 年 Sharpe 提出資本資產定價模式 (CAPM)，認為股票報酬與系統性風險有正相關後，實證上仍陸續發現了一些非系統性風險足以解釋的異常報酬，例如規模、權益帳面價值對市值比…等等，紛紛在股票報酬上扮演了重要的角色。其中，現金流量訊息的釋放更是不容忽視，因為在價值創造的過程中，營收和市場佔有率的成長是公司成長和獲得經濟利潤的領先指標，可進一步驅動現金流量的產生，並且反映到股價的表現上。因此，若公司犧牲長期現金流量企圖改善短期利潤，結果並不能有效地提高股票價格。例如：減少研發費用雖然可以在短期內增加利潤（和現金流量），但有可能影響開發有利可圖的新產品之長遠利益。

另外，市場上參與者的組成，也是影響股價波動的重要因素。就交易量而言，以 1994 年與 2003 年為例，本國自然人卻分別佔了總交易金額之 93.5%及 77.8%，本國法人則分別約佔了 5.85%及 11.5%，僑外法人持有比例更從 0.7%提高到 9.4%（詳見表 1.1-1），可見台灣股市目前雖仍以小額投資之散戶為主，但在政府政策主導與市場發展下逐漸往機構化之方向發展。從 2004 年 3 月最新的統計資料顯示本國自然人交易量佔全部市場的比例僅有 77.5%，而本國法人和僑外法人總共佔了 21.2%，因此，機構投資人之投資動向成為大家所關注的議題。

表 1.1-1：台灣股票市場成交金額投資人類別比例表

單位：新台幣十億元

年	本國法人		僑外法人		本國自然人		外國自然人	
	金額	百分比%	金額	百分比%	金額	百分比%	金額	百分比%
1990	1,417.57	3.3	3.69	0.0	41,302.48	96.7	3.79	0.0
1994	2,260.99	5.8	264.46	0.7	36,415.24	93.5	3.32	0.0
1995	1,378.31	6.7	283.99	1.4	18,940.02	91.9	2.61	0.0
1996	2,265.43	8.6	556.73	2.1	23,445.16	89.3	2.67	0.0
1997	5,694.86	7.6	1,289.02	1.7	68,428.21	90.7	10.85	0.0
1998	5,144.25	8.6	964.75	1.6	53,480.51	89.7	9.08	0.1
1999	5,520.49	9.4	1,420.11	2.4	52,043.18	88.2	8.11	0.0
2000	6,306.51	10.3	2,222.15	3.6	52,855.32	86.1	5.70	0.0
2001	3,569.42	9.7	2,168.80	5.9	31,081.51	84.4	2.94	0.0
2002	4,410.90	10.1	2,929.08	6.7	36,105.22	82.3	429.06	0.9
2003	4,714.32	11.5	3,856.24	9.4	31,885.66	77.8	509.35	1.3
2004	1,915.70	10.8	1,700.34	9.6	13,805.43	78.2	239.02	1.4
Jan.	427.18	11.6	425.79	11.5	2,779.47	75.3	59.99	1.6
Feb.	646.20	10.1	521.30	8.1	5,175.19	80.6	76.68	1.2
Mar.	842.32	11.2	753.25	10.0	5,850.77	77.5	102.35	1.3

資料來源：財政部證券暨期貨管理委員會

二、研究動機

在眾多資本市場研究中，股票市場的千變萬化長久以來一直是財務和會計學者最感興趣的領域之一，股票報酬的波動更是學術界和實務界關切的焦點，其中衍生出許多相關的議題，例如：究竟何種因素會對股價造成衝擊？股價是否能反映攸關資訊？投資大眾又是如何解讀各項資訊的意涵？...。然而探討股價衝擊因素的相關研究範圍相當廣泛，舉凡經濟方面的匯率、利率、通貨膨脹率（Campbell and Ammer, 1993）；會計方面的盈餘（Ball and Brown, 1968）、異常報酬；財務方面的 β 係數、公司規模、淨值市價比（Fama and French, 1993），直到最近興起的行為財務學，雖然異於以理性、效率市場與利潤極大化假設為基礎的傳統財務理論觀點，但實際上也是從人類的心理、社會層面等另一種角度來探討股價波動的影響因素。

過去有實證文獻指出，股票價格低度反應有關未來公司現金流量的訊息，而現金流量訊息如異常盈餘（earnings surprise）及股利發放與否（dividend initiations and omissions）¹，與股價趨勢有相同的變動方向。因為在價值創造的過程中，營收和市場佔有率的成長是公司成長和獲得經濟利潤的領先指標，可以進一步驅動現金流量的產生，並且反映到股價的表現上。由此可知，公司股價的上漲其背後勢必要有高現金流量支撐，否則很快就會下跌回去。換言之，現金流量訊息為衡量股價永久性變動的指標，預期報酬訊息則衡量股價暫時性變動，如果預期報酬不變，則現金流量訊息就支配股票報酬的變動，然而預

¹ 所謂現金流量訊息於本研究並非指現在或過去的現金流量，而是所有 VAR 模型中狀態變數資訊的彙總，包括股票報酬率、股利收益率、及相對利率、短期利率和機構投資人持股等變數，亦即將現金流量訊息定義為預測長期股價對數的改變。

期報酬訊息會影響公司的長期性價值，也就是會影響現金流量訊息對股價衝擊的立即效果。

近年來有不少文獻探討以股票市場過度反應 (overreaction) 實證研究而形成的反向投資組合策略 (Contrarian Strategy)、及股票對市場訊息反應不足 (underreaction) 為基礎的動能投資策略 (Momentum Strategy)，皆在驗證股票報酬是否具有可預測性以及股價是否已經充分反應了所有的訊息；其中，動能投資策略即為一般投資人與分析師口中所謂的「追漲殺跌」策略，也就是買進過去表現好的股票，賣出過去表現差的股票來獲取超額報酬。

由上述可知，學術界一致的認為現金流量訊息為企業價值的驅動因子，以及股票市場獲利的重要指標。因此，本研究想要瞭解股票市場對現金流量訊息的反應狀況，以及究竟有多少股票市場上的參與者能夠瞭解其資訊意涵？又有多少參與者能掌握該資訊進而獲利？倘若現金流量訊息果真具有如此豐富的資訊內涵，本研究也想進一步瞭解，以現金流量訊息為策略方針所進行的動能投資其績效為何？以期能作為投資人選股之參考。

第二節 研究目的

Campbell 和 Shiller (1988) 及 Campbell (1991) 以股利收益率模型為基礎推導出股票報酬變異數分解模型，分別將股票報酬分解為反應未來股利與未來股票報酬訊息之要素以及將超額股票報酬分解為反應未來股利、未來超額報酬、未來利率訊息之要素。Vuolteenaho (2000) 運用上述學者的方法，以會計為基礎的現值公式 (亦即以

ROE 取代股利收益率模型) 作為現金流量的基礎，將股票報酬分解為現金流量訊息和預期報酬訊息。雖然 Vuolteenaho 以不同的基礎來推導模型，但其結果和 Campbell (1991) 一致，這表示將股票報酬變異數分解為現金流量訊息和預期報酬訊息不論是從財務的角度觀之，亦或是從會計的角度觀之，皆是合理的推論。

Vuolteenaho (2002) 利用向量自我迴歸模型 (VAR) 分解公司股票報酬為現金流量訊息和預期報酬訊息，其研究結果發現，股票報酬的確會受到現金流量訊息所驅使，而現金流量訊息對股票報酬的影響力大於預期報酬訊息。Cohen, Gompers, and Vuolteenaho (2002) 延續 Vuolteenaho (2002)，指出美國股票市場對於現金流量訊息存在反應不足的現象，進一步探討不同的投資者—也就是機構投資和散戶間是否對現金流量訊息有反應不足的情形，以及是否會利用此低度反應的現象來套利等議題。由於公司大部分的權益由機構投資者所持有，而且機構投資者通常會集體追隨潛在不穩定的投資策略 (Lakonishok, Shleifer, and Vishny, 1992)，DeLong *et al.* (1990) 亦提出追求趨勢會引起股價動能 (momentum)，因此可聯結機構投資者追求趨勢和股價動能間的關係。

本文將延續上述學者對現金流量訊息之研究，深入探討股票市場現金流量訊息之資訊內涵，然而本文與先前研究者的最大差異在於探討超額股票報酬與現金流量訊息間之關聯程度，並且直接考慮以現金流量訊息作為動能投資策略之決策依據時，其績效如何？因此，具體而言，本研究之目的可歸納如下：

(一) 利用 Campbell (1991) 所提出的理論模型，對台灣股票市

場的股票報酬與超額股票報酬變異數分解，探討引起台灣股票報酬與超額股票報酬衝擊的解釋因素。

(二) 探討台灣股票市場是否對現金流量訊息有反應不足的現象，以及探討蒐集訊息較為敏銳迅速的機構投資人是否也有對現金流量訊息反應不足的情形。

(三) 探討我國股票市場現金流量訊息所形成之動能投資策略是否能獲得超額報酬。

第三節 論文架構

一、論文架構

本文內容共分為五章，茲將各章節內容概述如下：

第一章 緒論

本章乃針對本研究之研究背景、動機、目的、論文架構做一說明。

第二章 文獻回顧

本章將對相關的國內外實證研究文獻作簡要的介紹，主要分為兩大部分，分別是股票報酬變異數分解之相關文獻以及動能投資策略之相關文獻。

第三章 研究方法

本章首先介紹未預期股票報酬和超額股票報酬之變異數分解模型理論，接著說明本研究之研究期間、資料來源及投資組合形成期間，並對研究變數做簡單之定義介紹，最後說明本研究所使用之實證模型。

第四章 實證結果與分析

根據統計數據檢測本研究目的，並對實證之統計推論結果加以分析。

第五章 結論與建議

包含結論、研究限制與建議。

二、研究流程

茲將上述論文架構彙整於圖 1.1-1。

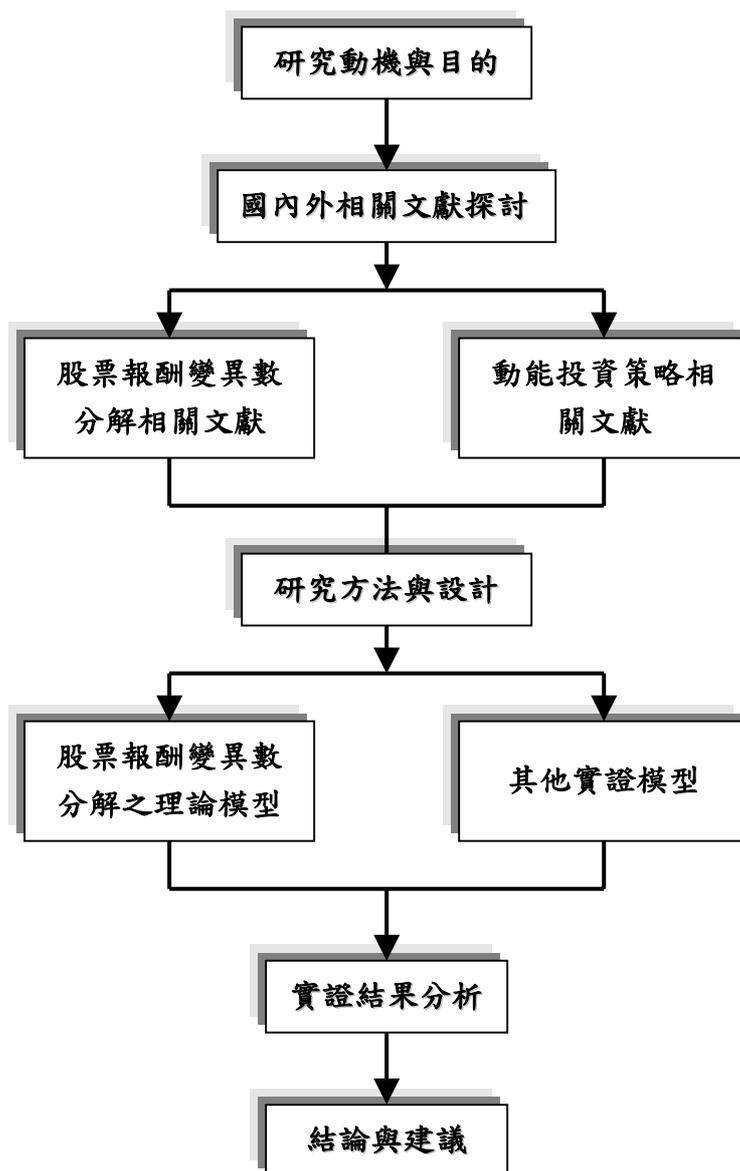


圖 1.1-1：研究架構圖

第二章 基本理論與文獻回顧

第一節 國外股票報酬變異數分解相關文獻

Conrad and Kaul (1988) 和 Poterba and Summers (1988) 和 Fama and French (1988a)，以單變量的時間序列方法研究股票報酬函數的自我相關現象，將股價波動區分為「暫時性」(transitory) 及「永久性」(permanent) 兩部分，暫時性的成分來自於對股票報酬理性預期的改變，永久性則否，而其實證方法假設模型中的永久性部分是觀察不到的，也就是永久性部分的自我相關為零，以至於事後的報酬呈現白噪音 (white noise) 的狀態，預期報酬為固定。不過，這種單變量自我迴歸只使用過去的報酬資訊，忽略其他可能的訊息變數，造成預測能力不足，而且即使預期報酬高度持續的變動，事後報酬的自我相關程度仍非常小。因此，Campbell (1991) 提出以多變量迴歸法來改善上述情形。相關文獻如下：

一、Campbell (1991)

Campbell (1991) 首先強調應該對未來股利以及未來報酬理性預期的改變加以區別，分別將其命名為「未來股利訊息」以及「未來報酬訊息」，並且更進一步把未被預期的股票報酬的分解歸屬於此二因素，為了證實此概念，Campbell 利用 Campbell and Shiller (1988) 發展出來以現值公式的對數線性近似式 (log-linear approximation) 為基礎的方法，提出一套與股價、股票報酬、股利有關的架構來分析上述現象。在此模型中，未被預期的股票報酬等於未來股利成長預期修正折現值，減去未來股票報酬預期修正的折現值。基本方程式為：

$$h_{t+1} - E_t h_{t+1} = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j h_{t+1-j} \quad (1)$$

其中

h_{t+1} ：第 t+1 期實質股票報酬取對數值，

d_{t+1} ：第 t+1 期實質股利支付取對數值，

Δ ：一階差分因子，

ρ ：折現因子（略小於 1），

E_t ：第 t 期擁有之訊息所形成的條件期望因子。

上式亦可簡潔地表示如下：

$$v_{h,t+1} = \eta_{d,t+1} - \eta_{h,t+1} \quad (2)$$

其中

$v_{h,t+1} \equiv h_{t+1} - E_t h_{t+1}$ ：代表第 t+1 期未被預期的股票報酬，

$\eta_{d,t+1} \equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j d_{t+1+j}$ ：代表第 t+1 期現金流量訊息，

$\eta_{h,t+1} \equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j h_{t+1+j}$ ：代表第 t+1 期未來報酬訊息。

另外，Campbell 也將考慮到短期利率的超額股票報酬進行分解。假設超額股票報酬為：

$$e_{t+1} \equiv h_{t+1} - r_{t+1} \quad (3)$$

其中 r_{t+1} 為第 t+1 期實質利率取對數之值。在此，超額股票報酬剛好是兩項連續複利的實質報酬之差異，也就是在不考慮物價膨脹率的情況下，超額股票報酬等於兩項名目報酬取對數值之差異。

接著，將(1)式和(3)式結合，即可得到：

$$e_{t+1} - E_t e_{t+1} = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} \quad (4)$$

或者，也可簡化為：

$$v_{e,t+1} = \eta_{d,t+1} - \eta_{r,t+1} - \eta_{e,t+1} \quad (5)$$

其中

$v_{e,t+1}$ ：代表第 t+1 期未被預期的股票超額報酬，

$\eta_{r,t+1}$ ：代表第 t+1 期未來利率訊息，

$\eta_{d,t+1}$ ：代表第 t+1 期現金流量訊息，

$\eta_{e,t+1}$ ：代表第 t+1 期未來超額報酬訊息。

Campbell 利用向量自我迴歸模型 (VAR) 得到上述訊息，並且以 1926 到 1988 年美國紐約證券交易所加權平均指數的月資料進行實證，結果顯示現金流量訊息和預期報酬訊息為負相關，而且，以整個樣本期間而言，兩訊息佔未預期報酬變異的比例差不多（分別為 37% 和 29%），但若以 1951 年戰後的大蕭條為分界點將樣本加以區分為 1927-1951 年以及 1952-1988 年發現之實證結果有顯著的不同：戰前現金流量訊息對未預期報酬變異的影響大於未來報酬訊息（44% > 19%），而戰後則為未來報酬訊息大於現金流量訊息（77% > 13%）。在分解超額股票報酬的模型中，未來利率訊息對未預期超額報酬變異的解釋能力非常小，大約在 1%-5% 之間；現金流量訊息的解釋能力在 14%-45% 之間；未來超額報酬訊息的解釋能力則在 12%-73% 之間。

自此之後，許多學者和研究人員紛紛以 Campbell 的變異數分解模型為基礎，進行多項實證研究。

二、Campbell and Ammer (1993)

Campbell and Ammer (1993) 與 Campbell (1991) 最主要的差別

是進一步考慮到債券報酬與股票報酬間的相互影響，也就是考慮長期名目債券報酬的變異數以及股票和債券報酬的共變異數。在此模型中，影響股票超額報酬的因素分別是：對未來實質股利、未來實質利率、未來超額股票報酬預期的改變；影響債券超額報酬的因素分別為：對未來通貨膨脹率、未來實質利率、未來超額債券報酬預期的改變。

超額股票報酬方程式為：

$$e_{t+1} - E_t e_{t+1} = (E_{t+1} - E_t) \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} \right\} \quad (6)$$

其中

e_{t+1} ：第 t+1 期超額股票報酬取對數值，

d_{t+1} ：第 t+1 期實質股利支付取對數值，

r_{t+1} ：第 t+1 期實質利率取對數值，

Δ ：一階差分因子，

ρ ：折現因子(略小於 1，在此研究中以 0.9962 代入)，

E_t ：第 t 期擁有之訊息所形成的條件期望因子。

上式亦可簡潔地表示如下：

$$\tilde{e}_{t+1} = \tilde{e}_{d,t+1} - \tilde{e}_{r,t+1} - \tilde{e}_{e,t+1} \quad (7)$$

其中

\tilde{e}_{t+1} ：代表第 t+1 期未被預期的超額股票報酬，

$\tilde{e}_{d,t+1}$ ：代表第 t+1 期現金流量訊息，

$\tilde{e}_{r,t+1}$ ：代表第 t+1 期實質利率訊息，

$\tilde{e}_{e,t+1}$ ：代表第 t+1 期未來超額股票報酬訊息。

超額債券報酬方程式為：

$$\begin{aligned}\tilde{x}_{n,t+1} &= (E_{t+1} - E_t) \left\{ - \sum_{i=1}^{n-1} \pi_{t+1+i} - \sum_{i=1}^{n-1} r_{t+1+i} - \sum_{i=1}^{n-1} x_{n-i,t+1+i} \right\} \\ &= -\tilde{x}_{\pi,t+1} - \tilde{x}_{r,t+1} - \tilde{x}_{x,t+1}\end{aligned}\quad (8)$$

其中

- $\tilde{x}_{n,t+1}$ ：代表第 t+1 期超額債券報酬，
- $\tilde{x}_{\pi,t+1}$ ：代表第 t+1 期通貨膨脹率訊息，
- $\tilde{x}_{r,t+1}$ ：代表第 t+1 期實質利率訊息，
- $\tilde{x}_{x,t+1}$ ：代表第 t+1 期未來超額債券報酬訊息。

研究樣本為 1952 到 1987 年美國紐約證券交易所 (NYSE) 以及美國證券交易所 (AMEX) 加權平均指數的月資料進行實證，結果顯示未來超額股票報酬可以解釋超過 85% 的未預期超額股票報酬變異數，而未來股利訊息只能解釋 20% 左右，此結果和 Kothari and Shanken (1992) 以 1926-1988 年的股票報酬年資料與當期和未來每年的股利成長作迴歸分析，發現股利訊息可以解釋大約 50% 的股票報酬變異數之結果有所不同。這可能是 Kothari and Shanken 以年資料進行研究，而引起股價暫時性變異的原因是預期報酬，引起股價永久性變異的原因則是股利訊息。因此，可以預期股利訊息對於衡量較長時間區間的報酬而言，變得較為重要。另外，值得一提的是，未來利率訊息在股票報酬變異數分解模型中扮演最不重要的角色，此結果和 Campbell (1991) 的實證結果是一致的。

在債券報酬部分，未來通貨膨脹訊息對債券報酬的解釋能力最大，而實質利率訊息的解釋能力最小。在股票和債券報酬的共變異數

部分，其結果顯示兩者之間最顯著的為實質利率訊息，但卻是兩者個別影響因素中解釋能力最低的。

三、Vuolteenaho (2002)

Campbell(1991)與 Campbell and Ammer(1993)是使用 Campbell and Shiller(1988a)的股利成長模式來分解股票報酬，而 Vuolteenaho (2002)則是利用 Vuolteenaho (2000)所提出以會計為基礎的現值公式來進行分解。此公式以 ROE (盈餘除以權益之帳面價值) 取代股利成長作為基本的現金流量基礎，使得後續實證分析有一個較自然的變數選擇基礎。

為了分解以 ROE 為基礎的現值近似模型，必須建構在下列三個假設之下：(1) 帳面權益 (B)、股利 (D)、市場權益 (M) 必須嚴格的假設為正數；(2) 帳面權益對數 (b) 與市場權益對數 (m) 之間的差異以及股利對數 (d) 與帳面權益對數之間的差異，假設呈現定態 (Stationary)；(3) 盈餘 (X)、股利、和帳面權益必須滿足淨剩餘關係 (clean-surplus identity)：

$$B_t = B_{t-1} + X_t - D_t \quad (9)$$

另外，ROE 可以表示為 $e_t = \log(1 + X_t / B_{t-1})$ ，超額股票報酬之對數為 $r_t = \log(1 + R_t + F_t) - f_t$ ，其中， R_t 為超額股票報酬， F_t 為利率， f_t 為 1 加上利率的對數。基本方程式為：

$$r_t - E_{t-1}r_t = \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (e_{t+j} - f_{t+j}) - \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j} + k_t \quad (10)$$

其中

ΔE_t ：從 t-1 期到 t 期期望因子的改變，

ρ ：折現因子（在此研究中以 0.95 或者 1.00 代入）。

並將現金流量訊息和預期報酬訊息定義如下：

$$\begin{aligned} N_{cf,t} &\equiv \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (e_{t+j} - f_{t+j}) + k_t \\ N_{r,t} &\equiv \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \end{aligned} \quad (11)$$

因為 $r_t - E_{t-1}r_t = N_{cf} - N_{r,t}$ ，所以當預期未來超額報酬減少時或者當預期未來超額 ROE (i.e. ROE 減利率) 增加時，未預期超額股票報酬會提高。

利用方程式第 (10) 與 (11) 式可以推出未被預期的報酬變異數分解：

$$\text{var}(r_t - E_{t-1}r_t) = \text{var}(N_{r,t}) + \text{var}(N_{cf,t}) - 2 \text{cov}(N_{r,t}, N_{cf,t}) \quad (12)$$

作者係利用公司層級資料進行研究，樣本期間從 1954 年至 1996 年，共 36,791 筆公司年度 (firm-year)。主要的研究結果有三：第一、公司層級的股票報酬主要是受到現金流量訊息所驅使；第二、現金流量訊息與預期報酬訊息呈正相關，也就是現金流量所帶來的好消息會伴隨著較高的預期報酬，然而小型股出現這種相關性的程度較大，大型股則不會出現；第三、現金流量訊息風險比預期報酬訊息風險容易藉由投資組合的多樣化而分散掉。

四、Cohen, Gompers, and Vuolteenaho (2002)

沿用 Campbell (1991)、Vuolteenaho (2002) 及其他學者將未預期報酬分解為預期報酬訊息及現金流量訊息兩部分，主要模型如下：

$$r_t - E_{t-1}r_t = \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+j} - \Delta E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} + k_t \quad (13)$$

其中

ΔE_t ：代表第 t-1 期與第 t 期期望的改變 ($\Delta E_t = E_t - E_{t-1}$)，

e_t ：第 t 期淨盈餘概念下的 ROE 取對數，

r_t ：第 t 期股票報酬取對數，

k ：估計誤差，

ρ ：折現因子（在此研究中設定為 0.97）。

接著，定義現金流量訊息 (N_{cf}) 及預期報酬訊息 (N_r) 如下：

$$\begin{aligned} N_{cf,t} &\equiv \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+j} + k_t \\ N_{r,t} &\equiv \Delta E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \end{aligned} \quad (14)$$

Cohen, Gompers, and Vuolteenaho 利用公司層級資料進行研究，樣本期間從 1983 年至 1998 年共 16 年，取得 23,051 筆公司年度。其中，與股票報酬變異數分解相關研究之實證結果發現，現金流量訊息是市場調整後公司層級股票報酬的主要驅使動因，此與 Vuolteenaho (2002) 一致。值得一提的是，作者也探討機構投資人持股與兩訊息間之關係，發現機構投資人持股的改變與現金流量訊息及預期報酬訊息呈正相關，也就表示當公司長期預期報酬或現金流量增加時，機構投資人會購入股票。

五、Hollifielda, Koopb, and Li (2003)

Hollifielda, Koopb, and Li 運用貝氏分析法 (Bayesian methods) 來探討超額股票報酬之變異數分解為反應未來超額報酬、未來實質利率、以及未來股利訊息三要素的模型，也就是以事前機率 (prior) 為引導方式，來傳達變異數分解的組成要素。他們認為以傳統的統計方法來分解報酬的變異數並以古典的向量自我迴歸 (VAR) 模型進行分析，會造成參數估計的標準誤有所偏誤，而且 VAR 系統中的許多變數介於定態的模糊邊緣 (non-stationary)，只是理論上合理的相信其為定態，若使用貝氏分析法則允許將此限制加諸於 prior 上。因此，作者主張運用貝氏分析法的技巧，以各種 prior 來檢驗先前學者所提出的分解結果。

Hollifielda, Koopb, and Li 延續 Campbell and Ammer (1993) 的模型來探討超額股票報酬的變異數分解結果，不同以往的是，他們考慮四種事前機率分配型態，並且比較此四種 prior (前三種 prior 之差異在於原始條件已知與否、依變數是否為定態，最後一種則直接從作者對變異數分解要素的認知所導出) 的實證結果，發現前三種以 VAR 為基礎的 prior 造成 posterior 變異數分解要素較不精確，只有第四種 prior 的結果較合理，可提供變異數分解組成要素較精確的推論。另外，以第四種 prior 進行的實證結果也顯示，未來股利訊息可解釋 27% 的超額股票報酬，未來超額報酬訊息可解釋 62% 的超額股票報酬。

第二節 國內股票報酬變異數分解相關文獻

一、黃大薇（民 82）

沿用從 Campbell and Shiller (1988) 以及 Campbell (1991) 的報酬變異數分解，應用理性預期理論及向量自我迴歸模型 (VAR) 來研究台灣股票報酬率的現象，其樣本期間從民國 69 年 11 月至民國 82 年 6 月，共 152 筆的月資料，由於民國 76 年我國政府積極推動金融自由化與國際化，宣佈放寬外匯管制，股價加權指數明顯開始攀升，因此再將整體樣本劃分為兩個子樣本，分別為民國 69 年 11 月至 75 年 12 月，共 74 筆；民國 76 年 1 月至 82 年 6 月，共 78 筆。

以整體樣本而言，關於股票報酬變異來源的實證結果顯示，預期報酬率修正變異比例（即 Campbell (1991) 所定義之未來報酬訊息）和預期股利修正變異比例（即 Campbell (1991) 所定義之未來股利訊息）各可以解釋大約 50% 的股票報酬變異；關於超額股票報酬變異來源的實證結果則為預期報酬率修正變異比例可以解釋 24% 的股票報酬變異，預期股利修正變異比例可以解釋 65% 的股票報酬變異，而預期利率修正變異只佔很小部份。

此結果和國外的實證結果不同之處在於超額股票報酬變異來源的解釋能力。從 Campbell (1991) 到 Hollifield, Koopb, and Li (2003) 實證結果皆顯示未來超額報酬訊息對超額股票報酬的解釋力高於現金流量訊息，而國內首度的實證結果卻是現金流量訊息高於未來超額報酬訊息，然而，作者並未提出來加以說明。

另外，從子樣本的實證結果發現，預期報酬率或預期超額報酬率

之持續性皆以股價較平穩的前段資料期間為較大，表示此段期間股價的波動較少來自於當期的衝擊；而持續性越強，報酬率預期修正變異或超額報酬率預期修正變異對報酬率或超額報酬率變異的解釋能力亦越強。

二、連慧萍（民 84）

作者指出就效率市場的觀點而言，目前股票的價格可以充份反應出所有可得的資訊，所以投資人無法由過去的資訊來預測未來的股市變化，且投資人會對未來可能發生的資訊做預測，並將其反應於目前的股價上；然而，就理性預期學派的觀點而言，可被大眾預期到的政策將無任何效果，只有在未被正確預期的情況下，才會產生變化，當股價的變動被完全的預期到時，投資人不會獲得超額報酬，但若股價的變動有違投資人的預期，則會使得股票報酬產生變異。因此，作者從上述理論之觀點分別從不同的角度對台灣之股票報酬進行預測誤差變異數分解，尋求股票報酬波動之變異來源，了解股票報酬之特性。

作者以 1973 年第 2 季至 1994 年第 4 季為研究期間並以 ARIMA 及 VAR 兩種研究方法來做實證，經由實證之分析，得到下列結果：1、股票報酬的變異有 25%是因投資者對未來投資報酬率的預期產生改變，而有 75%是因投資者對未來股利成長率的預期產生改變所致。2、股票報酬序列有正自我相關現象，不符合隨機漫步型態。3、由衝擊反應分析顯示，利率對股票報酬有正向的影響。4、由預測誤差變異數分解之結果顯示，M1B 有助於預測股票報酬之變動，台灣股市並不具弱勢效率市場的特質。

三、陳炳宏（民 88）

作者應用 Campbell (1991) 所提出的股票報酬變異數分解模型，將台灣股市的股票報酬變異數分解成未來股利成長及未來報酬的預期修正，另一方面，將超額報酬變異數分解成未來股利成長、實質利率及超額報酬的預期修正。由於這些預期修正項無法直接觀察到，因此，利用 VAR 模式來估計這些預期修正項與計算未預期股票報酬與股票超額報酬的變異數分解。

研究期間從民國 70 年 1 月至民國 87 年 12 月，共 216 筆月資料。另外，也沿用黃大薇（民 82）的樣本區分方式，以民國 76 年為分界點，將實證期間劃分為民國 70 年 1 月至民國 75 年 12 月，共 72 筆；民國 76 年 1 月至 87 年 12 月，共 144 筆。

實證結果發現，股利的預期修正可以解釋大部分未預期股票報酬與股票超額報酬的變異數，也就是股利預期修正的解釋能力超過未來預期股票報酬和未來超額報酬的預期修正。作者推論造成此結果的原因主要是因為我國股市的特性使然，即上市公司每年所發放的股利以股票股利為主，此與國外以發放現金股利為主的型態不同。加上我國企業的管理者往往採取維持現金股利與股票股利之總和穩定的政策，而現金股利的多寡則視該年是否有過剩性資金而定。因此，國內現金股利的波動較國外大。正因如此，股利的預期修正在未預期股票報酬與股票超額報酬變異數中所佔的比例會比國外的實證結果來得大。

另一方面，實質利率的預期修正對超額報酬的變異數幾乎沒有解

釋能力，這和 Campbell (1991)、Campbell and Ammer (1993) 等國外學者研究的實證結果一致。茲將國內外對於股票報酬變異數分解文獻之主要實證結果比較彙整如下：

表 2.1-1：國內外股票報酬與超額股票報酬變異數分解文獻彙總表

	股票報酬變異數分解		超額股票報酬變異數分解		
	現金流量訊息	預期報酬訊息	現金流量訊息	預期報酬訊息	實質利率訊息
Campbell	影響力最大*	影響力次要*	影響力次要	影響力最大	些微影響力
Campbell and Ammer	未探討		影響力次要	影響力最大	些微影響力
Vuolteenaho	影響力最大	影響力次要	未探討		
Cohen, Gompers, and Vuolteenaho	影響力最大	影響力次要	未探討		
Hollifield, Koopb, and Li	未探討		影響力次要	影響力最大	不顯著
黃大薇	影響力最大*	影響力次要*	影響力最大	影響力次要	些微影響力
連惠萍	影響力最大	影響力次要	未探討		
陳炳宏	影響力最大	影響力次要	影響力最大	影響力次要	些微影響力

註：*表示雖然區分主次要，但差異不大

第三節 動能投資策略相關文獻

動能策略係以過去股價表現的好壞作為投資之主要參考指標。Jegadeesh and Titman (1993) 提出買進前期贏家組合 (過去表現較佳的股票) 並賣出前期輸家組合 (過去表現較差的股票), 此種投資策略稱為動能策略 (momentum strategy)。該策略建立在股票市場對資訊反應不足 (underreaction) 之前提下, 並且認為股價具有動能持續性 (momentum continue) 的基礎, Andreassen and Kraus (1988) 指出以投資人行為或心理層面而言, 投資人認為股價上漲或下跌的趨勢會持續一段時間, 所以採取動能投資策略應該能獲得利潤。國內外相關文獻說明如下:

壹、國外文獻

一、Jegadeesh and Titman (1993)

Jegadeesh and Titman 以 1965 年到 1989 年的美國 NYSE 和 AMEX 上市公司股票的月資料為研究對象, 依據累積超額報酬分成形成期與檢定期, 依 3、6、9、12 個月, 共形成 16 種投資組合期間, 實證結果顯示: 買入形成期報酬率最高 10% 組成的股票, 在檢定期之報酬率都高於輸家組合的報酬率。投資大眾買入前期表現較好贏家投資組合、賣出前期表現不好輸家組合的動能投資策略, 其第一年可以獲取 12.01% 的異常報酬, 相當每一個月趨近 1% 的異常報酬。並且作者認為這異常報酬可能是股價對資訊反應不足的現象, 使得股價呈現「強者恆強、弱者恆弱」的動能現象。

二、Moskowitz and Grinblatt (1999)

Moskowitz and Grinblatt (1999) 以 1963 年到 1995 年間 CRSP 的資料庫，1963 年到 1973 年只包含了紐約證券交易所、美國證券交易所上市的公司為樣本，1973 年以後則再加上那斯達克上市的公司為樣本。以 Fama and Macbeth (1973) 的迴歸方法，以前期的報酬對當期報酬作迴歸分析，透過迴歸係數求出預期報酬，以預期報酬高低形成投資組合，檢視投資組合動能投資策略的報酬，結果發現：小規模的公司動能投資策略利潤比大規模的公司較高；控制公司規模下，低淨值市值動能投資的投資策略利潤比均比高淨值市值比的大；高股票週轉率動能投資的投資策略利潤比低股票週轉率的大。

三、Badrinath and Wahal (2002)

Badrinath and Wahal 將機構投資人之交易區分為三種：開始的新狀態(進入)、結束先前的狀態(退出)、繼續持有的調整。此種區分方式可和 Hong and Stein (1999) 指出由於賣空的限制，進入和退出決策比繼續持有的調整傳達更多資訊之實證結果相連結。

實證結果發現當機構投資人進入股市時，他們會以動能交易者 (momentum traders) 行動；但當法人退出股市時，會成為反向操作的交易者 (contrarian traders)；而機構投資人進入和退出市場時，會將其投資集中在具有高風險的小公司上，對於大公司的投資則多作繼續持有的調整。另外，Badrinath and Wahal 也發現不同類型的機構投資人有不同的交易方式，其中投資顧問和共同基金對過去報酬的敏感度顯著高於退休基金和銀行。

四、Cohen, Gompers, and Vuolteenaho (2002)

由於大量的文獻支持公司層級的股票價格「低度反應」未來現金流量訊息，且公司預期的現金流量對股價的衝擊與預期報酬對其股價的衝擊呈正相關，因此作者檢驗報酬訊息、現金流量訊息的聯合行為，以及散戶和機構投資人間之交易。Cohen, Gompers, and Vuolteenaho 認為機構投資人會利用此低度反應的現象進行套利，假如是正的現金流量訊息，會從散戶手中購入股票；假如是負的現金流量訊息，則會出售手中股票給散戶。

實證結果發現，機構投資人並沒有追隨價格動能策略（price momentum strategies），反而是在缺乏任何現金流量訊息而造成股價上漲（下跌）的情況下，機構投資人出售其持股給散戶（向散戶購入股票）。此外，雖然機構投資人總是往「對的」方向交易，但其每年未計入交易成本和其他成本的整體績效只有勝過散戶 1.44%，歸究其原因可能是機構投資人過於保守使得其獲利不會脫離市場的加權平均指數。

貳、國內文獻

一、謝朝顯（民 83）

謝朝顯（民 83）以民國 64 年至 82 年間 238 家台灣證交所的上市普通股為樣本，並以月資料進行分析，以追漲殺跌投資組合策略對台灣股市進行實證研究，並就實證結果所隱含之股市效率性問題進行分析，研究結果發現：台灣股市價格動量效果之方向與幅度呈現顯著的季節效應，顯示台灣股市並不是效率市場。同時台灣股市漲跌停制

度之實施與動量效果有顯著之關連性，即放寬漲跌停幅度會降低追漲殺跌策略之績效表現。

二、張瑞佳（民 87）

張瑞佳（民 87）以民國 79 年到 86 年間台灣證券交易所上市公司為樣本。利用股價前六月報酬，以及標準化未預期盈餘、宣告日超額報酬、分析師預測等未預期盈餘變數，來分別衡量過去股價報酬以及過去未預期盈餘所形成的漲買跌賣投資策略，並探討該投資策略在台灣股市是否適用。結果發現：股票前六月報酬形成的漲買跌賣投資策略，在未來會產生價格的反轉，並且持續至少六個月，因而台灣股票市場並不適合利用此投資策略。由於未預期盈餘資訊的未完全反應，所以根據未預期盈餘變數所形成的漲買跌賣投資策略，對未來三個月內報酬均有極佳的預測能力，其股價表現會有「強者恆強，弱者恆弱」的情況。由於過去報酬與未來報酬呈現負相關的現象，建議投資人可以採用未預期盈餘所形成的漲買跌賣策略，並搭配選取過去股價表現被低估、漲幅較小的股票，以得到更高的報酬。

三、游奕琪（民 89）

游奕琪（民 89）以民國 82 年到 88 年之台灣證券交易所上市公司股價及財務相關資訊進行實證分析，以探討股票過去報酬率對未來的股票報酬率的影響結果，作者參考 Jegadeesh and Titman（1993）與 Moskowitz and Grinblatt（1999）之投資組合法探討價格動能持續性的來源，並以 Fama and MacBeth（1973）之橫斷面迴歸分析法分辨產業動能策略、個股動能策略與企業相關屬性變數對股票報酬的解釋。

實證結果發現：台灣股市存在動能持續性，且產業動能投資策略比個股動能投資策略產生更高的報酬。

四、劉志諒（民 90）

劉志諒（民 90）以動能投資策略為基礎，除了考慮市場風險、公司規模與帳面淨值市價比等三因子，觀察其對報酬率變化之影響，進而找出動能投資策略存在異常報酬的真正原因。首先採投資組合方式，每月投資組合形成是以前六個月上市公司之原始股票報酬扣除無風險利率後超額報酬累積加總，將該報酬由大到小排序，取前後各 10% 級距為贏家與輸家投資組合，並以等值加權方式分別加總贏家與輸家，採贏家減輸家方式以求出動能投資報酬，以探討動能投資報酬與各因子之關係。其次，比較動能投資策略下原始報酬與調整三因子後報酬的差異性。再者，作者分析在調整三因子後報酬，是否還存在其他因子，即財務槓桿比率與總體經濟因子，會對動能投資報酬產生影響。最後，作者也將產業別因素納入考慮，探討動能投資報酬是否會受產業別所影響。

實證結果發現，市場風險與公司規模對動能投資報酬沒有影響，而帳面價值/市值比與動能投資報酬呈顯著正相關。除了帳面價值/市值比外，作者發現財務槓桿比率與總體經濟因子會影響動能投資策略報酬。這些因子對三因子調整後報酬亦會產生高度影響力。在考慮產業別後，作者發現台灣股市中高科技類股的確存在動能投資報酬現象，而該報酬顯著為正，報酬的持續性期間為三個月，故投資者在對高科技產業進行動能投資時，更應注意股票持有期限，以減少投資報酬損失。

五、蔡清斌（民 91）

蔡清斌（民 91）研究美國股票市場所組成的投資組合動能操作策略的獲利性。主要的結論有三：首先，大部分以投資組合為基礎的動能策略在短期與長期皆能獲利，這種結果與個股的動能策略有很大的差異。更進一步的研究，可發現動能效果似乎是報酬的一種特性，並且證實不同的投資組合分類方式會影響動能策略的獲利性。另外，作者也提出一些可能的理由來解釋為什麼投資組合動能操作策略在短期與長期皆能獲利，而執行個股操策略時作卻無法獲利。

第二，時間序列的可預測性在投資組合的報酬上扮演著很重要的角色，發現動能獲利的來源主要是依據共變異數矩陣的符號而有所變化。換句話說，當自相關與跨股相關的符號為正時，動能獲利的主要來源為自相關所致。而當自相關與跨股相關為負時，動能策略的主要獲利來源為跨股相關；反向策略的主要獲利來源為自相關。此外，作者也證實共變異數矩陣的符號主要是隨著市場的序列相關而變化的。最後發現，動能策略的獲利性並不能完全被資產定價模型所解釋，仍有異常的超額報酬存在於定價模型中，市場並沒有效率的處理相關資訊，也就是違反效率市場假說。

六、陳正佑（民 91）

陳正佑（民 91）主要研究台股動量策略與反向策略之投資績效。首先探討在不同形成期搭配不同持有期下，若台股採行動量策略 (momentum strategies) 或反向策略 (contrarian strategies) 是否能獲得顯著之利潤，並且分析動量策略與反向策略利潤來源之因素。作者也提

出結合動量策略與反向策略之特性來組合成綜合策略，利用短期反向策略成功而中期動量策略成功的情況下，選股標準需同時考慮短期股價反轉之特性及中期股價續漲之特性，而買入短期股價下跌但中期股價上漲之個股，同時賣出短期股價上漲但中期股價下跌之個股。

實證結果發現有關台股動量策略與反向策略投資績效方面，台股採取動量策略較為成功，尤其是最近這十年具顯著利潤者，僅 1991 年 1 月至 2000 年 12 月之(24,24)及(36,24)策略，與 1981 年 1 月至 1990 年 12 月之(1,12)策略。但由於狀況與美、日等國不一，故是否可就此否定效率市場假說還值得更深入之探討。有關綜合策略方面，理論上與實證上皆建議綜合策略為一能增加獲利機會之策略。雖然如此，是否綜合策略考慮之子策略愈多，則愈能增加獲利之空間還有疑問，因為作者之策略係建立在各子策略之投資策略已知的假設下，需要有不同的形成期才能以不同時間構面掌握股價之走勢。

第三章 研究方法與設計

本章說明本研究所採用的研究方法與研究設計，首先介紹未預期股票報酬和超額股票報酬變異數分解之理論模型，接著說明本研究之研究期間與選樣標準，最後為實證模型之建立與研究變數之操作性定義。

第一節 未預期股票報酬和超額股票報酬之變異數分解模型理論

本研究所使用之未預期股票報酬和超額股票報酬變異數分解模型係以 Campbell and Shiller (1988) 的股利收益率模型為基礎，並運用 Campbell (1991) 的分解方式加以推導而得。

(一) 股利收益率模型

首先定義股票報酬之對數為：

$$h_{t+1} \equiv \log((P_{t+1} + D_{t+1}) / P_t)$$

$$\text{亦可寫作 } h_{t+1} = \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) \quad (3.1.1)$$

其中

h_{t+1} ：持有期間從第 t 期到第 t+1 期的股票報酬對數值，

P_t ：在第 t 期的實質股價，

D_{t+1} ：在第 t+1 期的實質股利。

由於股利收益率可視為一定態的時間序列，因此存在一個平均值 (mean) δ 。故可在 $\delta_t = \delta_{t+1} = \delta$ 此點，利用泰勒一階展開式 (first order Taylor series expansion) 將 (3.1.1) 式展開為：

$$h_{t+1} \approx k + \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} \quad (3.1.2)$$

接著定義近似報酬率 ξ ：

$$\xi_{t+1} \equiv k + \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1}$$

所以，

$$h_{t+1} \approx \xi_{t+1} = k + \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} \quad (3.1.3)$$

其中，參數 $\rho = 1/(1 + \exp(\delta)) = \exp(-(r - g))$ ，

$$k = \log(1 + \exp(\delta)) - \delta \exp(\delta) / (1 + \exp(\delta))。$$

在第 (3.1.3) 式加入終極條件 (terminal condition) $\lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i \delta_{t+i} = 0$ ，以向前連續代入法 (forward solution) 運算後，得到下列動態線性近似關係式：

$$\delta_t \approx \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (h_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j}) - \frac{k}{1-\rho} \quad (3.1.4)$$

此方程式說明股利收益率對數值 δ_t ，近似於未來報酬率減未來股利成長率之折現值，再減去一個固定常數 $\frac{k}{1-\rho}$ 。然而，因為各變數皆為事後 (ex post) 的概念，上式並無實際經濟意義，所以利用理性預期的概念得到事前 (ex ante) 的概念，才能賦予經濟意義，假設限制 h_t 如下：

$$E_t h_t = E_t r_t + c \quad (3.1.5)$$

其中， E_t 為第 t 期初以可用資訊集所做的理性預期，也就是以第 t 期初所收集之資訊對第 t 期報酬率 h_t 的預期，等於對期初折現率的預期加上一個固定常數 c。此時，第 (3.1.4) 式之條件預期將成為下列

事前預期式：

$$\delta_t \approx E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j}) + \frac{c-k}{1-\rho} \quad (3.1.6)$$

上式即為 Campbell and Shiller (1988) 的股利收益率模型。

(二) 股票報酬變異數分解模型

利用第 (3.1.3) 式及第 (3.1.4) 式可導出股票報酬率變異數分解模型，將第 (3.1.3) 式取條件期望值如下：

$$E_t h_{t+1} = k + \delta_t - \rho E_t \delta_{t+1} + E_t \Delta d_{t+1} \quad (3.1.3')$$

將第 (3.1.4) 式前進一期成為：

$$\delta_{t+1} = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (h_{t+2+j} - \Delta d_{t+2+j}) - \frac{k}{1-\rho} \quad (3.1.4')$$

接著，將第 (3.1.4') 式取條件期望值如下：

$$E_t \delta_{t+1} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (h_{t+2+j} - \Delta d_{t+2+j}) - \frac{k}{1-\rho} \quad (3.1.4'')$$

將第 (3.1.3) 式減第 (3.1.3') 式，再將第 (3.1.4') 式之 δ_{t+1} 、第 (3.1.4'') 式之 $E_t \delta_{t+1}$ 代入其中，可得到第 (3.1.7) 式：

$$h_{t+1} - E_t h_{t+1} = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j h_{t+1+j} \quad (3.1.7)$$

上式即為 Campbell (1991) 的股票報酬變異數分解模型。可將上式簡潔地表示如下：

$$v_{h,t+1} = \eta_{d,t+1} - \eta_{h,t+1} \quad (3.1.8)$$

其中

$v_{h,t+1} \equiv h_{t+1} - E_t h_{t+1}$: 代表第 t+1 期未被預期的股票報酬，
 $\eta_{d,t+1} \equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j d_{t+1+j}$: 代表第 t+1 期現金流量訊息，
 $\eta_{h,t+1} \equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j h_{t+1+j}$: 代表第 t+1 期未來報酬訊息。

運用上式可以計算股票報酬的預測誤差變異數如下：

$$\text{var}(v_{h,t+1}) = \text{var}(\eta_{d,t+1}) + \text{var}(\eta_{h,t+1}) - 2\text{cov}(\eta_{d,t+1}, \eta_{h,t+1}) \quad (3.1.9)$$

(三) 超額股票報酬變異數分解模型

Campbell (1991) 考慮到短期利率將超額股票報酬定義如下：

$$e_{t+1} \equiv h_{t+1} - r_{t+1} \quad (3.1.10)$$

其中 r_{t+1} 為第 t+1 期實質利率取對數之值。在此，超額股票報酬剛好是兩項連續複利的實質報酬之差異，也就是在不考慮物價膨脹率的情況下，超額股票報酬等於兩項名目報酬取對數值之差異。

接著，將 (3.1.7) 式和 (3.1.10) 式結合，即可得到：

$$e_{t+1} - E_t e_{t+1} = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} \quad (3.1.11)$$

此即 Campbell (1991) 的超額股票報酬變異數分解模型。可將之簡化為：

$$v_{e,t+1} = \eta_{d,t+1} - \eta_{r,t+1} - \eta_{e,t+1} \quad (3.1.12)$$

其中

$v_{e,t+1}$ ：代表第 t+1 期未被預期的股票超額報酬，

$\eta_{r,t+1}$ ：代表第 t+1 期未來利率訊息，

$\eta_{d,t+1}$ ：代表第 t+1 期現金流量訊息，

$\eta_{e,t+1}$ ：代表第 t+1 期未來超額報酬訊息。

運用上式可以計算超額股票報酬的預測誤差變異數如下：

$$\begin{aligned} \text{var}(v_{e,t+1}) &= \text{var}(\eta_{d,t+1}) + \text{var}(\eta_{r,t+1}) + \text{var}(\eta_{e,t+1}) \\ &\quad - 2\text{cov}(\eta_{d,t+1}, \eta_{r,t+1}) - 2\text{cov}(\eta_{d,t+1}, \eta_{e,t+1}) + 2\text{cov}(\eta_{r,t+1}, \eta_{e,t+1}) \quad (3.1.13) \end{aligned}$$

先前許多國內外研究者一致的實證結果顯示，驅動股票報酬變異的主要因素為現金流量訊息，本研究之目的之一係採用上述模式進行我國股票市場股票報酬率之變異數分解，探討我國的股票市場是否誠如黃大薇（82）所採用的樣本期間從民國七十年代以來皆以現金流量訊息為股票報酬的主要衝擊因素；另外，在超額股票報酬變異的驅動因素方面，國內學者之實證結果一致顯示，現金流量訊息亦為我國超額股票報酬變異的主要驅動力（黃大薇（82）、陳炳宏（88）），然而國外許多學者的實證結果則顯示，預期報酬訊息才是驅使超額股票報酬變異的主要衝擊因素（Campbell（1991）、Campbell and Ammer（1993）、Hollifielda, Koopb, and Li（2003）），故本研究亦對我國超額股票報酬之變異進行實證，加以驗證先前學者之實證結果。

第二節 研究期間與選樣標準

(一)研究期間

本研究尚未加入機構投資人持股的 VAR 模型之資料涵蓋期間為民國 76 年 1 月至民國 91 年 12 月，共計 192 筆月資料，然為了探討機構投資人對於訊息的反應狀況，加入機構投資人持股的 VAR 模型之資料涵蓋期間從民國 87 年 8 月至民國 91 年 12 月，共計 53 筆月資料。關於動能投資策略部分，以每月資料形成投資組合進行分析，樣本數各有不同。樣本數最多的動能投資組合期間是從民國 76 年 2 月形成第一個投資組合，民國 76 年 3 月形成第二個投資組合，因而從民國 76 年 2 月到 91 年 12 月，共計會形成 191 個投資組合。

(二)資料來源

本研究之資料主要來自：「台灣經濟新報社資料庫」(TEJ)及教育部 AREMOS 經濟統計資料庫之「台灣地區金融統計資料庫」、「台灣地區物價統計資料庫」以及財政部證券暨期貨管理委員會網站。

(三)投資組合形成期間與持有期間之界定

現金流量訊息之動能投資組合包括形成期(formation periods)與持有期(investment periods) 兩個期間。投資組合形成期是依據過去一個月、三個月、六個月(t-1 月、t-3 月、t-6 月)的累積現金流量訊息變數由大至小依次排序，取前後各 30% (及前後各 50%) 之累積現金流量訊息為贏家與輸家的投資組合月份，並以等值加權的方式，分別計算動能投資組合在未來持有期一個月、三個月、六個月之平均報酬

率。以形成期為過去六個月、持有期為一個月之投資組合為例，每個投資組合在形成組合期間會產生 5 個月的重疊(overlapping) (如下圖所示)，第一個形成期若為民國 76 年 2 月至 8 月，其相對應持有該組合之持有期間為民國 76 年 9 月；而第二個形成期為民國 76 年 3 月至 9 月，對應之持有期間為民國 76 年 10 月，如此即可產生各子期間之投資組合。



第三節 實證模型

由於本研究之資料型態為時間序列資料，因此必須先確保資料是否呈現定態，再進行向量自我迴歸模型，接著，利用矩陣運算以求得現金流量訊息、預期報酬訊息、利率訊息之代理變數，再以複迴歸模型探討其與股票報酬和超額股票報酬間之關係，最後則是利用現金流量訊息形成投資組合，再以 Sharpe Ratio 以及 Jensen's α 檢驗各動能投資組合之績效。

一、診斷性檢定 (Diagnostic Checking) — 常態分配檢定

對於時間數列是否為常態分配 (虛無假設為常態分配)，本文利用 Jarque and Bera 統計檢定量來判斷，其計算式如下：

$$JB = (N/6)[S^2 + (K-3)2/4] \sim \chi^2(2) \quad (3.3.1)$$

其中，N 表觀察值數量，K 表峰態，S 表偏態，當 $JB > \chi^2(2)$ 時則拒絕虛無假設，表序列呈非常態現象。

二、單根檢定 (Unit Root Tests)

當我們要對一般的時間數列資料進行分析時，必須確保數列呈定態 (Stationary)，如此分析時才不會發生錯誤的估計。若使用的時間數列未經過單根檢定的步驟時，很有可能會產生假性迴歸 (Spurious Regression) 的現象，也就是分析所得到的 t 統計量非常顯著，且其判定係數或修正判定係數非常的高，但 DW 值卻很低，代表著模型有單根的現象存在，此時若使用傳統 T 檢定，會造成原本不應該有關

係的兩種資料卻可以解釋，因此所得到的模型表面上看來非常顯著，但是卻不具有任何經濟意義。本研究使用的資料乃金融市場之數據資料，一般而言為非定態之時間序列，因此在進行分析前必須進行單根檢定，如此得到的結果才有意義，若數列為非定態（Non-stationary）時，則對數列進行一階差分，使之為定態。

Schwert（1989）以蒙地卡羅（Monte Carlo）模擬法進行比較分析，指出擴充型單根檢定法（Augmented Dickey and Fuller；ADF Test）的檢定力優於其它單根檢定法，因此本研究採用 Dickey and Fuller（1979）使用的擴充型單根檢定，來檢定各種股價指數是否為定態，其模型包括：無常數項且無時間趨勢項（ τ ）、有常數項但無時間趨勢項（ τ_μ ）、有常數項及時間趨勢項（ τ_t ）等三種形式，其方程式說明如下：

$$\Delta Y = bY_{t-1} + \sum_{I=2}^P \beta_I \Delta Y_{t-i+I} + \varepsilon_t \quad (3.3.2)$$

$$\Delta Y = a + bY_{t-1} + \sum_{I=2}^P \beta_I \Delta Y_{t-i+I} + \varepsilon_t \quad (3.3.3)$$

$$\Delta Y = a + bY_{t-1} + cT + \sum_{I=2}^P \beta_I \Delta Y_{t-i+I} + \varepsilon_t \quad (3.3.4)$$

式中， Δ 表示差分， ε_t 為誤差項， $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ ， a 為截距項， T 為時間趨勢項（trend）， P 表示落後期數。

假設檢定設計為： $H_0: b=0$ （序列資料不穩定，有單根）

$H_1: b \neq 0$ （序列資料穩定，沒有單根）

若 ADF 檢定結果拒絕 H_0 ，表示序列 Y_t 為定態，沒有單根，即可使用此序列資料進行下一步的計量分析。若結果接受 H_0 ，表示序

列存有單根，非定態，此時必須對序列進行差分，再將差分後的序列做 ADF 檢定，以檢驗是否呈現定態，若仍無穩定現象，再進行差分，直到序列檢定結果為定態為止。

三、AIC 值 (Akaike Information Criterion) 與 SC 值 (Schwarz Criterion)

AIC 值與 SC 值乃適模型最適變數各數的重要參考值，為選擇模型的準則 (criteria)，以此希望找到更符合儉約原則 (parsimonious) 的模型，判斷方法乃是選取各個模型中 AIC 和 SC 值最小的。

$$AIC = \log \left(\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_i^2}{N} \right) + \frac{2}{K} \quad (3.3.5)$$

$$SC = \log \left(\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_i^2}{N} \right) + \frac{K \log N}{k} \quad (3.3.6)$$

N：觀察值；K：參數個數； ε_t ：殘差項。

一般來說，在模式選取準則上，SC 準則較 AIC 準則來的嚴格，因此根據參數精簡的原則下，當 AIC 準則與 SC 準則相抵觸時，則以 SC 準則為優先考量。

四、向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model)

向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression; VAR) 由 Sims (1980) 所提出，Sims 認為經濟活動的特性會隨著時間經過而反映在時間序列資料之中，因此不需有先驗的理論或知識直接對資料本身加以剖

析，就可以瞭解經濟活動的本質並建立動態的結構模型。此模型之操作不須過於嚴謹要求研究者所欲探討之經濟變數的因果關係，也無須要求完整的先驗理論基礎；只需將我們所關心的總體經濟變數放入模型中，而將所有變數都視為內生變數，並以所有變數的落後項當作模型的解釋變數。

使用 VAR 唯一需要理論基礎的地方僅止於變數種類的選取上，使得 VAR 模型受到較少限制，此外，其解釋變數乃由所有變數的落差項所組成，基於時間序列分析的精神，即認為變數的落差項已涵蓋了所有相關訊息。以下先針對 Sims (1980) 的 VAR 模型加以介紹：

$$Y_t = \alpha + \sum_{s=1}^m \beta_s Y_{t-s} + \mu_t \quad (3.3.7)$$

$$E(\mu_t) = 0 \quad , \quad E(\mu_t \mu_t') = \Sigma \neq 0$$

$$E(\mu_t \mu_s') = 0 \quad , \quad E(Y_t \mu_s') = 0 \quad , \quad \forall t < s$$

$$\text{cov}(e_t, e_{t-s}) \neq 0 \quad , \quad \forall t, s$$

Y_t 為 $(n \times 1)$ 向量所組成具有聯合共變異恆定性 (Jointly covariance stationary) 的線性隨機過程 (linearly stochastic process)； β_s 為 $(n \times n)$ 係數矩陣； Y_{t-s} 是由 Y_t 向量第 s 期落差期數所組成之 $(n \times n)$ 向量；而 μ_t 為結構干擾項 (structural disturbances) 一期預測誤差程序 (The process of one step ahead prediction error)。以時間數列而言， μ_t 可視為衝擊 (impulse)，或稱創新 (innovation)；而 $E(\mu_t) = 0$ ， $E(\mu_t \mu_t') = \Sigma$ ，對 $t \neq s$ 而言， V_t 與 V_s 不相關，符合上述條件的 μ_t 在此時稱為向量白噪音 (vector white noise)。

由於第一節所述之報酬變異數分解模型其預期修正項無法直接觀察到，因此 Campbell and Shiller (1988) 和 Campbell (1991) 即運用向量自我迴歸模型來估計之。此外，Campbell and Shiller (1988) 也指出，高階的 VAR 可以轉換成一階的形式，故其研究及後續的研究者皆採用一階的 VAR 模型來估計報酬變異數分解模型。VAR(1)模型說明如下：

$$Z_{t+1} = \Gamma Z_t + u_{t+1} \quad (3.3.8)$$

其中， Z_t 為第 t 期狀態變數之向量，其中股票報酬對數（超額股票報酬對數）為第一個因子， Γ 為 3×3 （ 4×4 ）的係數矩陣， u_t 為誤差向量，並假設有一共變異數矩陣 Σ 且獨立於任何 $t-1$ 期的已知事項。

由於 VAR 模型意味著報酬分解，令 $e1' \equiv [1, 0 \dots 0]$ ，則 $h_{t+1} = e1'Z_{t+1}$ ，再令 $\lambda' \equiv e1'\rho\Gamma(I - \rho\Gamma)^{-1}$ ，因此未被預期的股票報酬率可定義如下：

$$v_{h,t+1} \equiv h_{t+1} - E_t h_{t+1} = e1'Z_{t+1} - e1'\Gamma Z_t = e1'u_{t+1} \quad (3.3.9)$$

而預期報酬訊息 $\eta_{h,t+1}$ 可以改寫表示如下：

$$\begin{aligned} \eta_{h,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j h_{t+1+j} = e1' \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \Gamma^j u_{t+1} \\ &= e1' \rho \Gamma (I - \rho \Gamma)^{-1} u_{t+1} \\ &= \lambda' u_{t+1} \end{aligned} \quad (3.3.10)$$

從 (3.1.8) 式可知 $\eta_{d,t+1} = v_{h,t+1} + \eta_{h,t+1}$ ，所以現金流量訊息 $\eta_{d,t+1}$ 可表示如下：

$$\eta_{d,t+1} = e1'u_{t+1} + \lambda'u_{t+1} = (e1' + \lambda')u_{t+1} \quad (3.3.11)$$

² Cohen, Gompers, and Vuolteenaho (2002) 在附註中提到，當 ρ 設定在 0.95 到 1.00 之間時，對此研究模型之結果並不會造成影響，其研究則設定 $\rho = 0.97$ 。據此，本研究在進行矩陣運算時也設定 $\rho = 0.97$ 。

上列各式即 Campbell (1991) 報酬變異數分解模型的簡單呈現，將預期報酬訊息以 $\lambda'u_{i,t}$ 表示，現金流量訊息以 $(e1' + \lambda')u_{i,t}$ 表示。如果報酬是無法預測的，則第一列的 Γ 為零，預期報酬訊息也為零及所有的報酬均是來自於現金流量訊息。本研究沿用 Campbell (1991) 對 VAR 模型狀態變數 (state variables) 的選用，包括：股利收益率 (DR)、股票報酬率取對數值 (H)、相對利率³ (RR) (relative interest rate)。

另外，超額股票報酬變異數分解模型部分，將股票報酬率取對數值改為超額股票報酬率取對數值 (EH)，並在 VAR 狀態變數中，加入另一個新變數：短期利率 (RS)，並用此四個狀態變數估計出現金流量訊息、超額報酬訊息、利率訊息。令 $e1' = [1\ 0\ 0\ 0]$ ， $e2' = [0\ 1\ 0\ 0]$ ，則 $e_{t+1} = e1'Z_{t+1}$ ， $r_{t+1} = e2'Z_{t+1}$ ，未被預期的超額股票報酬率可定義如下：

$$v_{e,t+1} \equiv e_{t+1} - E_t e_{t+1} = e1'Z_{t+1} - e1'\Gamma Z_t = e1'u_{t+1} \quad (3.3.12)$$

超額報酬訊息 $\eta_{e,t+1}$ 為：

$$\begin{aligned} \eta_{e,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} = e1' \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \Gamma^j u_{t+1} \\ &= e1' \rho \Gamma (I - \rho \Gamma)^{-1} u_{t+1} \\ &= \lambda' u_{t+1} \end{aligned} \quad (3.3.13)$$

利率訊息 $\eta_{r,t+1}$ 為：

$$\begin{aligned} \eta_{r,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} = e2' \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \Gamma^j u_{t+1} \\ &= e2' (I - \rho \Gamma)^{-1} u_{t+1} \\ &= w' u_{t+1} \end{aligned} \quad (3.3.14)$$

從 (3.1.12) 式可知 $\eta_{d,t+1} = v_{e,t+1} + \eta_{r,t+1} + \eta_{e,t+1}$ ，所以現金流量訊息 $\eta_{d,t+1}$ 可

³ 本期短期利率減過去 12 期短期利率的平均數。

表示如下：

$$\eta_{d,t+1} = e'l'\mu_{t+1} + \lambda'\mu_{t+1} = (e'l' + \lambda' + w')\mu_{t+1} \quad (3.3.15)$$

五、過度反應或反應不足之迴歸模型

Vuolteenaho (2002) 指出，過度或低度反應是依迴歸係數而定，在此設定兩項假設：

1. 在任何時點，各公司的折現率相同，這個假設可幫助辨認市場調整期望報酬訊息是純粹評價誤差所導致。
2. 現金流量訊息是外生變數，折現率及評價誤差不會引起現金流量訊息之變動。

據此，定義過度反應為下式中的 $b > 1$ ，

$$\tilde{r}_t = a + b\tilde{N}_{cf,t} + w_t \quad (3.3.16)$$

相反的，當 $b < 1$ 時為低度反應， $b = 1$ 時適當反應。如果現金流量訊息導致股價評價較多的評價過高（或較少的評價過低），則稱為過度反應，反之，導致較少的評價過高（或較多的評價過低），則稱為低度反應。舉例來說：某間公司目前股價 100 元，若有資訊顯示未來現金流量報酬可達到 15%，也就是股價合理應升為 115 元，但若只升到 110 元（報酬=10%）， b 就小於 1，亦稱為反應不足。

Cohen, Gompers, and Vuolteenaho (2002) 的實證結果與 Vuolteenaho (2002) 的結論一致，發現現金流量訊息是市場調整後的公司股票報酬之主要驅使動因，並且進一步發現機構投資人會低度反應現金流量訊息，Wermers (1999) 也指出機構投資者之持股比率可預測下一期的報酬。因此而發展出本研究的另一個目的，探討我國股

票市場是否會有低度反應現金流量訊息的現象，並且探討蒐集訊息較為敏銳迅速的機構投資人是否也有低度反應現金流量訊息的現象，其中本研究與先前學者研究之差異處，即在於更進一步考慮到超額股票報酬之衝擊因素。

以下模型之現金流量訊息、預期報酬訊息、超額報酬訊息和利率訊息係沿用 Campbell (1991) 之報酬與超額報酬變異數分解模型的訊息呈現方式，運用向量自我迴歸模型 (VAR) 之係數矩陣和誤差向量矩陣估計而得。現金流量訊息在此並非指現在或過去的現金流量，而是所有 VAR 狀態變數資訊的彙總，包括股票報酬率、股利收益率、及相對利率、短期利率和機構投資人持股等變數，亦即將現金流量訊息定義為預測長期股價對數的改變，而此改變受到 VAR 狀態變數所趨使。

由於機構投資人持股變數之樣本期間受限，為了探討機構投資人對各訊息的反應狀況，必須依據 VAR 模型內狀態變數組成的不同，分為尚未加入機構投資人持股的 VAR 模型以及加入機構投資人持股的 VAR 模型兩大類，再依據股票報酬和超額股票報酬模型計算出現金流量訊息、預期報酬訊息和利率訊息，分別探討各訊息對未預期股票報酬、未預期超額股票報酬以及未預期機構投資人持股的反應程度。因此共形成四大類迴歸模型，分別列示如下：

模型 1：尚未加入機構投資人持股變數，以股票報酬變異數模型為基礎，探討未預期股票報酬與各訊息間之關係

模型 1A：未預期股票報酬與現金流量訊息間之關係

$$v_{h,t} = a + bN_{cf,t} + w_t \quad (3.3.17)$$

其中

$v_{h,t}$ ：第 t 期未被預期之股票報酬，

$N_{cf,t}$ ：第 t 期之現金流量訊息，

w_t ：誤差項。

模型 1B：未預期股票報酬與預期報酬訊息間之關係

$$v_{h,t} = a + bN_{h,t} + w_t \quad (3.3.18)$$

其中

$v_{h,t}$ ：第 t 期未被預期之股票報酬，

$N_{h,t}$ ：第 t 期之預期報酬訊息，

w_t ：誤差項。

模型 1C：未預期股票報酬與現金流量訊息及預期報酬訊息間之關係

$$v_{h,t} = a + bN_{cf,t} + cN_{h,t} + w_t \quad (3.3.19)$$

其中

$v_{h,t}$ ：第 t 期未被預期之股票報酬，

$N_{cf,t}$ ：第 t 期之現金流量訊息，

$N_{h,t}$ ：第 t 期之預期報酬訊息，

w_t ：誤差項。

模型 2：尚未加入機構投資人持股變數，以超額股票報酬變異數模型
為基礎，探討未預期股票報酬與各訊息間之關係

模型 2A：未預期超額股票報酬與現金流量訊息間之關係

$$v_{e,t} = a + bN_{cf,t} + w_t \quad (3.3.20)$$

其中

$v_{e,t}$ ：第 t 期未被預期之超額股票報酬，

$N_{cf,t}$ ：第 t 期之現金流量訊息，

w_t ：誤差項。

模型 2B：未預期超額股票報酬與預期超額報酬訊息間之關係

$$v_{e,t} = a + bN_{e,t} + w_t \quad (3.3.21)$$

其中

$v_{e,t}$ ：第 t 期未被預期之超額股票報酬，

$N_{e,t}$ ：第 t 期之預期超額報酬訊息，

w_t ：誤差項。

模型 2C：未預期超額股票報酬與利率訊息間之關係

$$v_{e,t} = a + bN_{r,t} + w_t \quad (3.3.22)$$

其中

$v_{e,t}$ ：第 t 期未被預期之超額股票報酬，

$N_{r,t}$ ：第 t 期之利率訊息，

w_t ：誤差項。

模型 2D：未預期超額股票報酬與現金流量訊息、預期超額報酬訊息
及利率訊息間之關係

$$v_{e,t} = a + bN_{cf,t} + cN_{e,t} + dN_{r,t} + w_t \quad (3.3.23)$$

其中

$v_{e,t}$ ：第 t 期未被預期之超額股票報酬，

$N_{cf,t}$ ：第 t 期之現金流量訊息，

$N_{e,t}$ ：第 t 期之預期超額報酬訊息，

$N_{r,t}$ ：第 t 期之利率訊息，

w_t ：誤差項。

**模型 3：加入機構投資人持股變數，以股票報酬變異數模型為基礎，
探討未預期機構投資人持股與各訊息間之關係**

模型 3A：未預期機構投資人持股與現金流量訊息間之關係

$$u_{if,t} = a + bN_{cf,t} + w_t \quad (3.3.24)$$

其中

$u_{if,t}$ ：第 t 期未被預期之機構投資人持股，

$N_{cf,t}$ ：第 t 期之現金流量訊息，

w_t ：誤差項。

模型 3B：未預期機構投資人持股與預期報酬訊息間之關係

$$u_{if,t} = a + bN_{h,t} + w_t \quad (3.3.25)$$

其中

$u_{if,t}$ ：第 t 期未被預期之機構投資人持股，

$N_{h,t}$ ：第 t 期之預期報酬訊息，

w_t ：誤差項。

模型 3C：未預期機構投資人持股與現金流量訊息及預期報酬訊息間
之關係

$$u_{if,t} = a + bN_{cf,t} + cN_{h,t} + w_t \quad (3.3.26)$$

其中

$u_{if,t}$ ：第 t 期未被預期之機構投資人持股，

$N_{cf,t}$ ：第 t 期之現金流量訊息，

$N_{h,t}$ ：第 t 期之預期報酬訊息，

w_t ：誤差項。

模型 4：加入機構投資人持股變數，以超額股票報酬變異數模型為基礎，探討未預期機構投資人持股與各訊息間之關係

模型 4A：未預期機構投資人持股與現金流量訊息間之關係

$$u_{if,t} = a + bN_{cf,t} + w_t \quad (3.3.27)$$

其中

$u_{if,t}$ ：第 t 期未被預期之機構投資人持股，

$N_{cf,t}$ ：第 t 期之現金流量訊息，

w_t ：誤差項。

模型 4B：未預期機構投資人持股與預期超額報酬訊息間之關係

$$u_{if,t} = a + bN_{e,t} + w_t \quad (3.3.28)$$

其中

$u_{if,t}$ ：第 t 期未被預期之機構投資人持股，

$N_{e,t}$ ：第 t 期之預期超額報酬訊息，

w_t ：誤差項。

模型 4C：未預期機構投資人持股與利率訊息間之關係

$$u_{if,t} = a + bN_{r,t} + w_t \quad (3.3.29)$$

其中

$u_{if,t}$ ：第 t 期未被預期之機構投資人持股，

$N_{r,t}$ ：第 t 期之利率訊息，

w_t ：誤差項。

模型 4D：未預期機構投資人持股與現金流量訊息、預期超額報酬訊息及利率訊息間之關係

$$u_{if,t} = a + bN_{cf,t} + cN_{e,t} + dN_{r,t} + w_t \quad (3.3.30)$$

其中

$u_{if,t}$ ：第 t 期未被預期之機構投資人持股，

$N_{cf,t}$ ：第 t 期之現金流量訊息，

$N_{e,t}$ ：第 t 期之預期超額報酬訊息，

$N_{r,t}$ ：第 t 期之利率訊息，

w_t ：誤差項。

六、動能投資策略之測試

Grinblatt *et al.* (1995)、Jegadeesh and Titman (2001) 發現共同基金會購入高動能的股票，而當股票擁有短期高報酬時，這些動能利潤將會回轉。Cohen, Gompers, and Vuolteenaho (2002) 對於機構投資人購入動能股票的結論與 Grinblatt *et al.* 一致，但與 Jegadeesh and Titman 的回轉結論不一致；另外，在衡量機構投資人效率性的測試時，作者拒絕了整體機構投資人之投資組合有平均-變異數效率 (mean-variance efficiency) 的假設，並且推論此缺乏效率的現象是機構投資人未充分利用市場上之低度反應現象所致。雖然 Cohen, Gompers, and Vuolteenaho 的投資組合策略考慮了現金流量訊息，然而卻沒有考慮到過去贏家與輸家的動能投資報酬，據此，發展出本論文的最後一個目的，即探討我國股票市場現金流量訊息所形成之動能投

資策略是否具有效率，藉此提醒投資大眾應該注意現金流量訊息之資訊意涵。

為了測試考慮現金流量訊息所形成之投資組合是否具有效率，本文採用兩種衡量方式：

1. Sharpe 指標：

Sharpe(1965)根據資本資產訂價模式(Capital Asset Pricing Model, CAPM)的觀念，提出投資組合報酬減去無風險報酬再除以該投資組合之標準差，為報酬對變異數的比率(Reward-to-Variability Ratio, RVAR)，來評估投資組合在承擔每單位總風險下可得到的超額報酬。假設投資人只持有一項風險性的投資組合以及無風險資產，其中和CAPM的假設相同的是，投資人皆為風險趨避者，且報酬呈常態分配。一般化的Sharpe指標計算公式如下：

$$S_p = \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p} \quad (3.3.31)$$

其中

R_p ：投資組合報酬率，

R_f ：無風險利率報酬率，

σ_p ：投資組合標準差。

應用Sharpe指標來評估績效時，應與市場投資組合相比較，判斷標準如下：

$$\text{若 } \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p} > \frac{R_m - R_f}{\sigma_m} \quad (3.3.32)$$

表示此投資組合的經營績效較市場表現為佳。

$$\text{若 } \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p} < \frac{R_m - R_f}{\sigma_m} \quad (3.3.33)$$

表示此投資組合的經營績效較市場表現為差。

2. 平均數變異數效率 (mean-variance efficiency) :

Black, Jensen and Scholes (1972) 的平均數變異數效率 (mean-variance efficiency) 測試法，此為單一因子之市場模式，而模式的截距項即是著名的 Jensen's α ，該指標經常被用來作為衡量投資組合的績效，而其與一般市場調整模式最大的不同，在於它不須假設所有股票的市場風險 (即市場 β) 均為 1。Jensen's α 迴歸模式如下：

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + e_{it} \quad (3.3.34)$$

其中

R_{it} ：第 i 個投資組合第 t 期的報酬，

R_{mt} ：第 t 期市場投資組合指數報酬，

R_{ft} ：無風險利率。

當 α 顯著為正時，表示該投資組合的績效表現較經由風險調整後的市場投資組合為佳；當 α 顯著為負時，表示該投資組合的績效表現較經由風險調整後的市場投資組合為差；當 α 不顯著異於零時，表示該投資組合與經由風險調整後的市場投資組合績效表現不分上下，亦即符合 CAPM 市場均衡的狀況。

第四節 變數定義

本研究使用 Campbell (1991) 的報酬分解法，將未預期報酬分解

成兩部分：現金流量及預期報酬訊息；將未預期超額報酬分解成三部分：現金流量訊息、預期超額報酬訊息以及利率訊息，並利用向量自我迴歸模型（VAR）來衡量現金流量訊息。在此對現金流量訊息的定義不同於過去的文獻，現金流量訊息並非指現在或過去的現金流量，而是所有 VAR 狀態變數資訊的彙總，包括股票報酬率、股利收益率、及相對利率、短期利率和機構投資人持股等變數，亦即將現金流量訊息定義為預測長期股價對數的改變，而此改變受到 VAR 狀態變數所趨使。

本研究所使用之變數皆為實質變數，因此需將名目變數調整其通貨膨脹的影響：在利率方面，將名目利率減去通貨膨脹率，成為實質利率；在股價與股利方面，原則上亦需調整通貨膨脹的影響，但本研究所使用之變數為股票報酬率和股利收益率，在分子和分母同時經過通貨膨脹的調整之後，會抵銷其通貨膨脹的調整效果，故此二名目變數亦為實質變數。茲將本研究所使用之各變數定義如下：

(一) 股票報酬率 (H)

Campbell (1991) 定義為 $h_{t+1} \equiv \log((P_{t+1} + D_{t+1})/P_t)$

其中

h_{t+1} ：持有期間從第 t 期到第 t+1 期的股票報酬對數值，

P_t ：在第 t 期的實質股價，

D_{t+1} ：在第 t+1 期的實質股利。

本研究以台灣經濟新報社資料庫所計算之加權平均股價指數報酬率取對數值來代表。

(二) 超額股票報酬率 (EH)

本研究定義為股票報酬率取對數減實質無風險利率取對數之值。

(三) 股利收益率 (DR)

股票價格的定價模式為所有股利的折現值，因此股利收益率的大小，對股價的影響力不容忽視。本研究所採用的資料頻率乃月資料，然受限於我國股利發放制度乃一年發放一次，遂將所有上市公司每年普通股每股現金股利依其市值加權之平均數除以十二，作為每月之普通股每股現金股利，再去除以所有上市公司依其市值加權之平均月底收盤價，來代表每月之股利收益率。

(四) 通貨膨脹率

通貨膨脹係經濟學名詞，並無法定衡量指標，一般常用消費者物價指數年增率來衡量通貨膨脹率。為配合本研究探討主題之一致性，故以消費者物價指數變動率代表通貨膨脹率。

(五) 短期利率 (RS)

本研究採用商業本票次級市場三十天期利率。

(六) 相對利率 (RR)

本期短期利率減過去 12 期短期利率的平均數。

(七) 無風險利率 (R_{ft})

原本應使用國庫券利率作為代表，因國庫券資料不全，故本研究使用第一銀行一個月期定存利率作為無風險利率之代表。

(八)機構投資人持股 (IF)

本研究定義為本國法人和僑外法人在集中交易市場之成交金額佔總成交金額之比率。

第四章 實證結果與分析

本章首先依據 VAR 模型內狀態變數的不同，分為尚未加入機構投資人持股的 VAR 模型以及加入機構投資人持股的 VAR 模型兩類，分別探討未預期股票報酬和超額股票報酬模型的 VAR 迴歸結果，本研究運用此結果計算出現金流量訊息並測試該訊息在我國股票市場中的反應狀況。另外，本研究亦將現金流量訊息區分為好消息和壞消息，進一步探討該訊息是否有不對稱反應的情形，最後，再以現金流量訊息形成各種動能投資策略討論該訊息對股價影響的持續度。

第一節 未預期股票報酬和超額股票報酬模型之 VAR 迴歸結果

一、資料走勢圖

本研究使用之研究變數包括：股利收益率 (DR)、股票報酬率取對數值 (H)、超額股票報酬率取對數值 (EH)、相對利率 (RR)、短期利率 (RS) 以及機構投資人持股 (IF)，其資料型態乃時間序列資料，茲將各資料之走勢圖繪製於圖 4.1-1—4.1-6：

從走勢圖中可看出，各變數之序列有非常明顯的波動性群聚現象；即前期大幅變動將伴隨著下期也產生同方向的大幅度變動，前期的小幅變動將伴隨著下期也產生同方向的小幅度變動，此現象恰為許多財務資料組合的典型現象。另外，我國自民國 88 年 3 月 30 日開放外資總持股數達 50% 以來，為促進股票市場之自由競爭，接二連三實施開放外資政策，如：89 年 3 月 8 日開放全體橋外資得投資國內發行公司發行之國內可轉換公司債，以及在 89 年 12 月 30 日釋放出除特

殊產業外，解除單一及全體外資投資國內上市(櫃)公司持股限制之政策，使得機構投資人持股比例近年來節節升高。

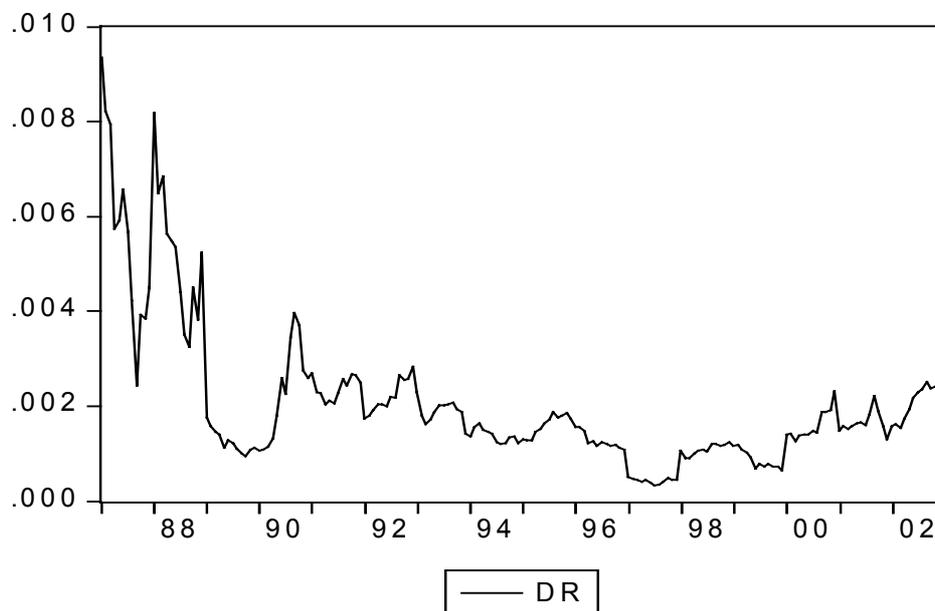


圖 4.1-1：股利收益率走勢圖

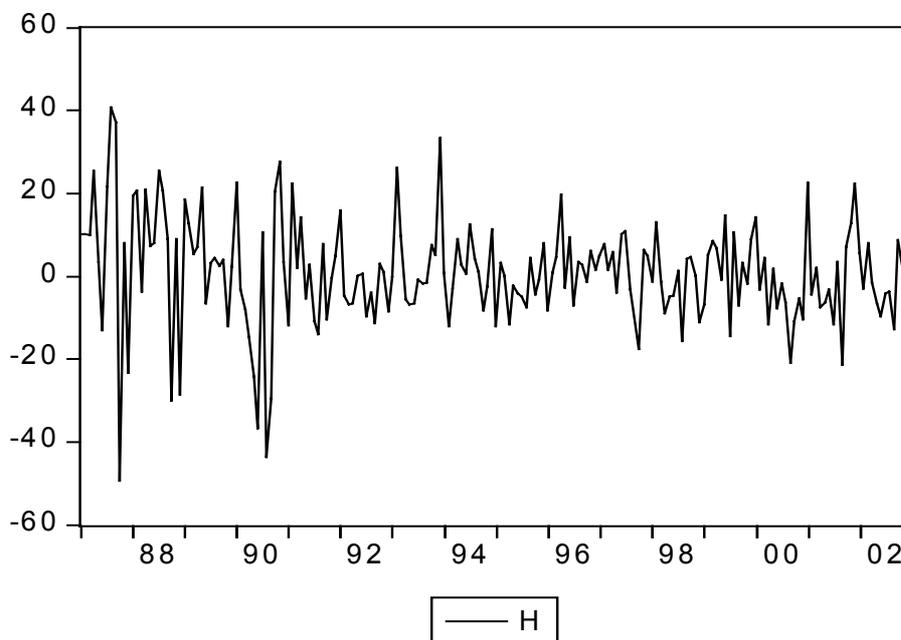


圖 4.1-2：股票報酬率走勢圖

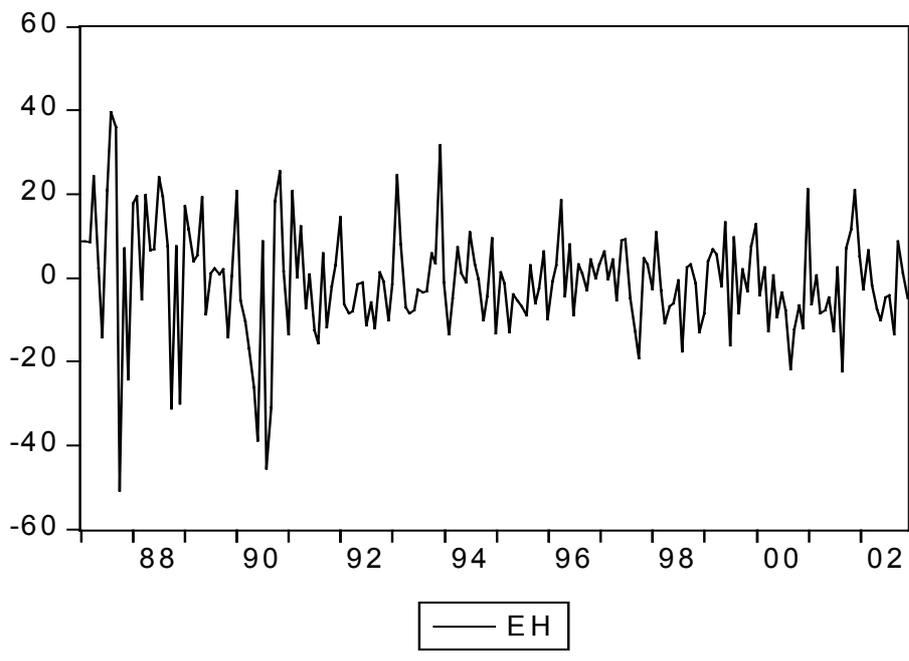


圖 4.1-3：超額股票報酬率走勢圖

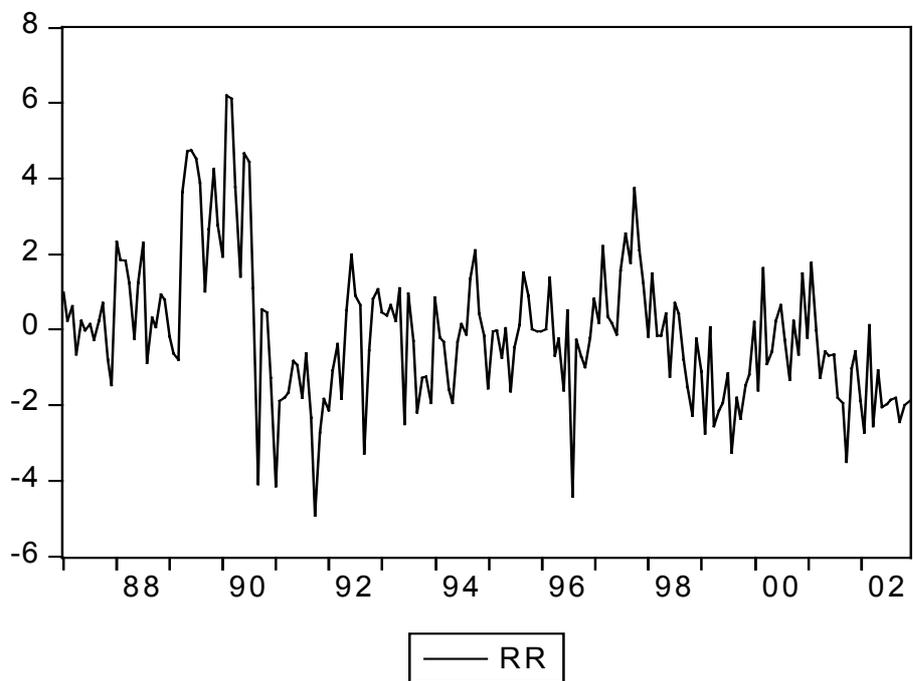


圖 4.1-4：相對利率走勢圖

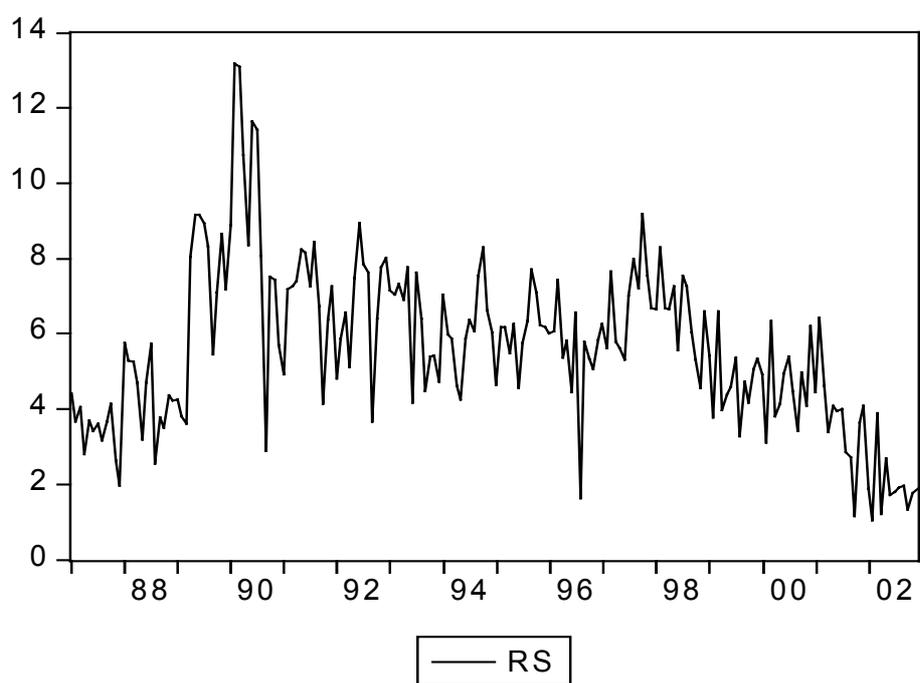


圖 4.1-5：短期利率走勢圖



圖 4.1-6：機構投資人持股走勢圖

二、敘述統計量

為瞭解各變數之基本特性，本研究利用計算其平均數、中位數、變異數、偏態係數、峰態係數及常態分配檢定之 JB(Jarque and Bera) 統計量，作為分析資料基本特性之工具，結果列示於表 4.1-1。

表 4.1-1：各變數之基本統計量

變數	股票報酬率 (H)	超額股票報 酬率 (EH)	股利收益率 (DR)	相對利率 (RR)	短期利率 (RS)	機構投資人 持股 (IF)
平均數	0.757500	-0.741040	0.002060	-0.094696	5.618357	15.00000
中位數	0.725000	-0.897659	0.001595	-0.170824	5.615935	14.20000
最大值	40.64000	39.65510	0.009360	6.205014	13.17622	22.30000
最小值	-49.34000	-50.82092	0.000332	-4.936737	1.052696	9.900000
標準差	12.96187	12.99579	0.001551	1.869151	2.155869	3.372171
偏態係數	-0.260563	-0.261052	2.290814	0.642079	0.415794	0.426868
峰態係數	4.909586	4.935017	8.753333	4.186871	3.816141	2.072688
JB 統計量	31.34475***	32.13506***	432.7373***	24.46180***	10.86101***	3.508538
[P 值]	[0.000000]	[0.000000]	[0.000000]	[0.000005]	[0.004381]	[0.173034]

註：***表示 P-Value 達 1%顯著水準；**表示 P-Value 達 5%顯著水準；*表示 P-Value 達 10%顯著水準。

超額股票報酬率係由股票報酬率扣除實質無風險利率後可獲得的報酬⁴，也就是將資金投入股票市場比存放在銀行所能獲得的超額報酬，就平均數而言，上表顯示超額股票報酬率的平均數小於股票報酬率的平均數，可見投資我國股票市場平均而言，並沒有獲得較高的利潤。

就資料分配型態而言，股票報酬率和超額股票報酬率之偏態係數

⁴ 本研究以第一銀行一個月定存利率作為無風險利率。

顯著小於 0，呈現左偏型態；而峰態係數的部分皆都顯著大於常態分配的峰態係數 3，呈現強烈厚尾(fat-tailed)的現象。而利用 JB 常態檢定中發現，除了機構投資人持股變數之外，各變數的 JB 值皆顯著大於 $\chi_{0.95}^2(2)=5.99$ ，表示不服從常態分配的假設。

三、單根檢定

為了避免發生模型架構後的無效率估計誤差，也就是形成模型假性迴歸的窘境，必須在建構模型前判定解釋變數與被解釋變數在時間歷程中是否呈現定態。

表 4.1-2：各變數 ADF 檢定之檢定統計量結果

變數	股票報酬率	超額股票 報酬率	股利收益率	相對利率	短期利率	機構投資人 持股
τ [P 值]	-12.85032*** [0.0000]	-12.78418*** [0.0000]	-4.993815*** [0.0000]	-2.936865*** [0.0035]	-0.865980 [0.3397]	3.452849 [0.9997]
τ_{μ} [P 值]	-12.85146*** [0.0000]	-12.79496*** [0.0000]	-4.816276*** [0.0006]	-2.944309** [0.0423]	-2.869326** [0.0509]	-2.044725 [0.2675]
τ_t [P 值]	-13.01435*** [0.0000]	-12.91867*** [0.0000]	-3.308980*** [0.0010]	-5.358432*** [0.0001]	-3.391237* [0.0556]	-3.580524** [0.0414]

- 註：1. ***表示 P-Value 達 1%顯著水準；**表示 P-Value 達 5%顯著水準；*表示 P-Value 達 10%顯著水準。
2. τ 表示無常數項且無時間趨勢項之檢定模型； τ_{μ} 表示具有常數項但無時間趨勢項之檢定模型； τ_t 表示具有常數項及時間趨勢項之檢定模型。

經 ADF 統計量結果顯示，各變數均可拒絕單根現象，即各資料序列均呈現定態的特性。在此特別說明機構投資人持股變數的三個 ADF 檢定模型中，以具有常數項及時間趨勢項模型之 SC 值 (Schwarz

criterion) 最小⁵，為三個檢定模型中配適度最佳的模型，而該模型顯示拒絕數列具有單根現象之虛無假設，故本研究仍相信機構投資人持股為一個定態之時間序列資料。

四、未考慮機構投資人持股之 VAR 結果分析

由於機構投資人持股變數之樣本期間受限，為了探討機構投資人對於訊息的反應狀況，本研究依據 VAR 模型內狀態變數組成的不同，分為尚未加入機構投資人持股的 VAR 模型以及加入機構投資人持股的 VAR 模型兩大類。在此部分所要探討的是未考慮機構投資人持股的 VAR 模型，其中，股票報酬變異數分解模型的狀態變數包括：股利收益率 (DR)、股票報酬率取對數值 (H)、相對利率 (RR)；超額股票報酬變異數分解模型的狀態變數包括：股利收益率 (DR)、超額股票報酬率取對數值 (EH)、相對利率 (RR)、短期利率 (RS)⁶。

股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果列於表 4.1-3。VAR 模型的三條預估方程式中，股利收益率方程式的 R^2 值 (0.867438) 最高，其次是相對利率方程式 (0.377342)，最低的是股票報酬率預估方程式 (0.088470)，此結果和同樣也使用此三種狀態變數來進行 VAR 模型的國外學者 Campbell (1991) 以及國內研究者黃大薇 (民 83)、陳炳宏 (民 88) 的實證結果一致。從股票報酬率預估方程式中的係數顯著與否，可以看出只有上期的股利收益率對於本期的股票報酬率有顯

⁵ 三個模型之 SC 值分別為： τ ：3.988373； τ_{μ} ：3.964241； τ_t ：3.887094。

⁶ 本研究 VAR 模型所使用的狀態變數係依據 Campbell (1991) 以 VAR 估計股票報酬變異數分解模型以及超額股票報酬變異數分解模型時所使用的狀態變數。Campbell 指出以股利收益率為其中一個狀態變數是沿用 Campbell and Shiller (1988 a, b) 以及 Fama and French (1988b) 提出股利收益率可以反應未來預期股票報酬改變的主張；而將相對利率包含於 VAR 模型中則是因為許多學者 (Fama and Schwert (1977) 以及 Campbell (1987)) 發現短期利率有助於預測股票報酬。

著的正面影響，當前一期的股利收益率高時，這一期就會有較高的預期報酬，此結果符合股利收益率可以預測股票報酬的說法（Fama and French, 1988b）；另外，也可以發現上期的股利收益率對本期的股利收益率呈顯著的正相關，而且上期的相對利率對本期的相對利率亦呈顯著的正相關。總而言之，本研究之 VAR 參數估計符號與先前的文獻一致。

表 4.1-3：股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果

變數	VAR 迴歸係數矩陣及結果					殘差項之共變異數矩陣		
	H(-1)	DR(-1)	RR(-1)	R^2	Adj. R^2	H	DR	RR
H (標準誤) [t 值]	0.04742 (-0.06995) [0.67792]	2280.115*** (-584.63) [3.90010]	-0.717629 (-0.48475) [-1.48040]	0.088470	0.073846	167.1350	0.001495	-0.017883
DR (標準誤) [t 值]	-1.39E-06 (-3.00E-06) [-0.46115]	0.876588*** (-0.02511) [34.9116]	-7.94E-06 (-2.10E-05) [-0.38144]	0.867438	0.865311	0.001495	2.39E-06	4.86E-05
RR (標準誤) [t 值]	0.007971 (-0.00834) [0.95559]	-27.41781 (-69.7137) [-0.39329]	0.613046*** (-0.0578) [10.6056]	0.377342	0.367353	-0.017883	4.86E-05	3.475528

註：1. ***表示 P-Value 達 1%顯著水準；**表示 P-Value 達 5%顯著水準；*表示 P-Value 達 10%顯著水準。

2. 本研究之股票報酬變異數分解係利用一階的向量自我迴歸模型估計而得，其模型表示如下： $Z_{t+1} = \Gamma Z_t + u_{t+1}$

其中， Z_t 為第 t 期狀態變數之向量，並以股票報酬對數為第一個因子， Γ 為 3×3 的係數矩陣， u_t 為誤差向量，並假設有一共變異數矩陣 Σ 且獨立於任何 t-1 期的已知事項。

表 4.1-4：股票報酬變異數分解結果

第一部份：訊息 ¹ 及未預期股票報酬之共變異數及相關係數 ² 矩陣			
	$v_{h,t+1}$	$\eta_{d,t+1}$	$\eta_{h,t+1}$
$v_{h,t+1}$	152.7222	0.739423	-0.556395
$\eta_{d,t+1}$	94.87734	107.8047	0.147998
$\eta_{h,t+1}$	-57.8449	12.92724	70.77215
第二部分：股票報酬變異數分解 ³			
	$\frac{\text{var}(\eta_h)}{\text{var}(v_h)}$	$\frac{\text{var}(\eta_d)}{\text{var}(v_h)}$	$-2\frac{\text{cov}(\eta_h, \eta_d)}{\text{var}(v_h)}$
1987/02-2002/12	0.463404	0.705887	0.084645

- 註：1. $v_{h,t+1}$ ：代表未被預期之股票報酬； $\eta_{d,t+1}$ ：代表現金流量訊息； $\eta_{h,t+1}$ ：代表預期報酬訊息。
2. 右上角係相關係數矩陣，對角線為變異數，左下角為共變異數矩陣。
3. 上列訊息乃根據 VAR 模型的方程式 (3.3.5)、(3.3.6)、(3.3.7) 計算而得，而未被預期股票報酬之三個分解項目 $\frac{\text{var}(\eta_h)}{\text{var}(v_h)}$ 、 $\frac{\text{var}(\eta_d)}{\text{var}(v_h)}$ 、和 $-2\frac{\text{cov}(\eta_h, \eta_d)}{\text{var}(v_h)}$ 依據方程式 (3.1.9) 相加的結果會是 1。

表 4.1-4 第一部份的訊息及未被預期股票報酬之變異數及共變異數矩陣⁷，係利用表 4.1-3 的 VAR 結果計算而得，右上角的相關係數矩陣顯示預期報酬訊息與現金流量訊息之相關係數為 0.15 呈正相關，而未被預期的股票報酬和現金流量訊息呈正相關(相關係數 0.74) 並且和預期報酬訊息呈負相關(相關係數-0.56) 則符合理論模型的預期符號。

表 4.1-4 第二部分股票報酬變異數分解結果顯示，現金流量訊息的變異數在未被預期的股票報酬變異數中所佔的比例為 0.71，比預期報酬訊息所佔的比例 (0.46) 還大，表示現金流量訊息為影響我國未來股票報酬的主要因素，此結果與先前許多國內外學者之研究一致⁸。

⁷ Vuolteenaho (2002) 將未被預期的股票報酬稱為股票報酬之衝擊 (shock)。

⁸ 本研究將先前學者之研究結果彙整於表 2.1-1。

表 4.1-5：超額股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果

變數	VAR 迴歸係數矩陣及結果						殘差項之共變異數矩陣			
	EH(-1)	DR(-1)	RR(-1)	RS(-1)	R^2	Adj. R^2	EH	DR	RR	RS
EH (標準誤) [t 值]	0.043377 (-0.07045) [0.61569]	2215.077*** (-637.005) [3.47733]	-0.497783 (-0.75081) [-0.66300]	-0.332868 (-0.68061) [-0.48907]	0.095163	0.075704	168.0109	0.001628	-0.483802	-3.096937
DR (標準誤) [t 值]	-1.63E-06 (-3.00E-06) [-0.53780]	0.867438*** (-0.02734) [31.7316]	1.29E-05 (-3.20E-05) [0.40026]	-2.50E-05 (-2.90E-05) [-0.85503]	0.867941	0.865101	0.001628	2.39E-06	4.86E-05	-0.000865
RR (標準誤) [t 值]	0.007104 (-0.00837) [0.84919]	-68.64467 (-75.642) [-0.90749]	0.706692*** (-0.08916) [7.92652]	-0.109948 (-0.08082) [-1.36039]	0.383905	0.370656	-0.483802	4.86E-05	3.475528	2.931749
RS (標準誤) [t 值]	0.004643 (-0.00843) [0.55097]	-72.18133 (-76.1862) [-0.94743]	-0.247933*** (-0.0898) [-2.76105]	0.860915*** (-0.0814) [10.5761]	0.530269	0.520167	-3.096937	-0.000865	2.931749	4.623566

註： 1. ***表示 P-Value 達 1%顯著水準；**表示 P-Value 達 5%顯著水準；*表示 P-Value 達 10%顯著水準。

2. 本研究之超額股票報酬變異數分解係利用一階的向量自我迴歸模型估計而得，其模型表示如下： $Z_{t+1} = \Gamma Z_t + u_{t+1}$

其中， Z_t 為第 t 期狀態變數之向量，並以超額股票報酬對數為第一個因子， Γ 為 4×4 的係數矩陣， u_t 為誤差向量，並假設有一共變異數矩陣 Σ 且獨立於任何 t-1 期的已知事項。

超額股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果列於表 4.1-5。VAR 模型的四條預估方程式中，股利收益率方程式的 R^2 值 (0.867941) 最高，其次是短期利率方程式 (0.530269)、相對利率方程式 (0.383905)，最低的是股票報酬率預估方程式 (0.095163)，此結果和同樣也使用此四種狀態變數來進行 VAR 模型的國內研究者黃大薇 (民 83)、陳炳宏 (民 88) 的實證結果一致⁹。從股票報酬率預估方程式中的係數顯著與否，可以看出只有前一期的股利收益率對於當期的股票報酬率有顯著的正面影響，當前一期的股利收益率高時，這一期就會有較高的預期報酬；另外，也可以發現前一期的股利收益率對當期的股利收益率呈顯著的正相關，前一期的相對利率對當期的相對利率亦呈顯著的正相關，前一期的短期利率對當期的短期利率呈顯著的正相關，而前一期的相對利率對當期的短期利率則是呈顯著的負相關。

表 4.1-6 第一部份的訊息及未被預期超額股票報酬之變異數及共變異數矩陣，係利用表 4.1-5 的 VAR 結果計算而得，右上角的相關係數矩陣顯示預期超額報酬訊息與現金流量訊息之相關係數為 -0.07 呈負相關，而未被預期的超額股票報酬和現金流量訊息呈正相關 (相關係數 0.81) 並且和預期超額報酬訊息呈負相關¹⁰ (相關係數 -0.50) 和利率訊息呈正相關 (相關係數 0.09)。

表 4.1-6 第二部份的超額股票報酬變異數分解結果顯示，現金流量訊息的變異數在未被預期的超額股票報酬變異數中所佔的比例為 0.71，比預期報酬訊息所佔的比例 (0.52) 以及利率訊息所佔的比例

⁹ Campbell (1991) 並未列示超額股票報酬模型之 VAR 結果，僅列示變異數分解結果，遂無法比較。

¹⁰ 陳炳宏 (民 88) 指出兩者呈負相關係符合 French, Schwert and Stambaugh (1987) 以及 Fama and French (1988b) 所提出的折現率效果。

(0.22) 還大，表示現金流量訊息為影響我國未來超額股票報酬的主要因素，此結果與先前國內學者之研究一致¹¹。值得一提的是，本研究利率訊息所佔的比例明顯大於黃大薇（民 83）的 0.13、陳炳宏（民 88）的 0.06¹²，可見近年來利率訊息對未來超額股票報酬之影響力正逐漸增加中。

表 4.1-6：超額股票報酬變異數分解結果

第一部份：訊息 ¹ 及未預期超額股票報酬之共變異數及相關係數 ² 矩陣						
	$v_{e,t+1}$	$\eta_{d,t+1}$	$\eta_{e,t+1}$	$\eta_{r,t+1}$		
$v_{e,t+1}$	152.3819	0.810990	-0.502290	0.094016		
$\eta_{d,t+1}$	103.8703	107.6509595	-0.069387	0.168446		
$\eta_{e,t+1}$	-55.2843	-6.419013881	79.49909	-0.588703		
$\eta_{r,t+1}$	6.773266	10.19997718	-30.6342	34.06114		
第二部分：超額股票報酬變異數分解 ³						
	$\frac{\text{var}(\eta_e)}{\text{var}(v_e)}$	$\frac{\text{var}(\eta_d)}{\text{var}(v_e)}$	$\frac{\text{var}(\eta_r)}{\text{var}(v_e)}$	$-2 \frac{\text{cov}(\eta_e, \eta_d)}{\text{var}(v_e)}$	$-2 \frac{\text{cov}(\eta_r, \eta_d)}{\text{var}(v_e)}$	$2 \frac{\text{cov}(\eta_r, \eta_e)}{\text{var}(v_e)}$
1987/02 -2002/12	0.521709	0.706455	0.223525	-0.04212	0.066937	-0.20104

註：1. $v_{e,t+1}$ ：代表未被預期之超額股票報酬； $\eta_{d,t+1}$ ：代表現金流量訊息； $\eta_{e,t+1}$ ：代表超額報酬訊息； $\eta_{r,t+1}$ ：代表利率訊息。

2. 右上角係相關係數矩陣，對角線為變異數，左下角為共變異數矩陣。

3. 上列訊息乃根據 VAR 模型的方程式 (3.3.8)、(3.3.9)、(3.3.10)、(3.3.11) 計算而得，而

未被預期股票報酬之六個分解項目 $\frac{\text{var}(\eta_e)}{\text{var}(v_e)}$ 、 $\frac{\text{var}(\eta_d)}{\text{var}(v_e)}$ 、 $\frac{\text{var}(\eta_r)}{\text{var}(v_e)}$ 、 $-2 \frac{\text{cov}(\eta_e, \eta_d)}{\text{var}(v_e)}$ 、 $-2 \frac{\text{cov}(\eta_r, \eta_d)}{\text{var}(v_e)}$ 和 $2 \frac{\text{cov}(\eta_r, \eta_e)}{\text{var}(v_e)}$ 則依據方程式 (3.1.13) 相加的結果會是 1。

¹¹ 本研究將先前學者之研究結果彙整於表 2.1-1。

¹² 黃大薇（民 83）的研究期間從民國 69 年 11 月至 75 年 12 月；陳炳宏（民 88）則是從 76 年 1 月至 87 年 12 月。

五、考慮機構投資人持股之 VAR 結果分析

本研究在此部分所要探討的是考慮機構投資人持股的 VAR 模型，其中，股票報酬變異數分解模型的狀態變數包括：股利收益率 (DR)、股票報酬率取對數值 (H)、相對利率 (RR)、機構投資人持股 (IF)；超額股票報酬變異數分解模型的狀態變數包括：股利收益率 (DR)、超額股票報酬率取對數值 (EH)、相對利率 (RR)、短期利率 (RS) 以及機構投資人持股 (IF)。

表 4.1-7：股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果（考慮機構投資人持股）

變數	VAR 迴歸係數矩陣及結果					殘差項之共變異數矩陣			
	H(-1)	DR(-1)	RR(-1)	IF(-1)	R^2	H	DR	RR	IF
H (標準誤) [t 值]	-0.01003 (-0.15635) [-0.06412]	-787.691 (-5356.04) [-0.14707]	0.459676 (-1.17023) [0.39281]	-0.06649 (-0.82441) [-0.08065]	0.014892	98.01702	-0.001273	-0.446978	-9.244761
DR (標準誤) [t 值]	3.97E-06 (-3.50E-06) [1.13237]	0.803414*** (-0.12008) [6.69058]	-1.79E-05 (-2.60E-05) [-0.68348]	2.21E-05 (-1.80E-05) [1.19541]	0.828749	-0.001273	4.93E-08	-3.85E-05	0.000179
RR (標準誤) [t 值]	-0.01142 (-0.01923) [-0.59406]	-500.659 (-658.699) [-0.76007]	0.250526* (-0.14392) [1.74076]	-0.14716 (-0.10139) [-1.45144]	0.418512	-0.446978	-3.85E-05	1.482478	-0.193242
IF (標準誤) [t 值]	-0.03559 (-0.02386) [-1.49123]	914.2067 (-817.532) [1.11825]	-0.57061*** (-0.17862) [-3.19449]	0.55103*** (-0.12584) [4.37894]	0.809971	-9.244761	0.000179	-0.193242	2.283622

註：1. ***表示 P-Value 達 1%顯著水準；**表示 P-Value 達 5%顯著水準；*表示 P-Value 達 10%顯著水準。

2. 本研究之股票報酬變異數分解係利用一階的向量自我迴歸模型估計而得，其模型表示如下： $Z_{t+1} = \Gamma Z_t + u_{t+1}$

其中， Z_t 為第 t 期狀態變數之向量，並以股票報酬對數為第一個因子， Γ 為 4×4 的係數矩陣， u_t 為誤差向量，並假設有一共變異數矩陣 Σ 且獨立於任何 t-1 期的已知事項。

加入機構投資人持股變數的 VAR 模型其結果列示於表 4.1-7。VAR 模型的四條預估方程式中，股利收益率方程式的 R^2 值(0.828749)最高，其次是機構投資人持股方程式(0.809971)、相對利率方程式(0.418512)，最低的是股票報酬率預估方程式(0.014892)。從機構投資人持股方程式中的係數顯著與否，可以看出前一期的機構投資人持股和相對利率對於當期的機構投資人持股呈顯著的正相關，也就是本期的機構投資人持股會受到前一期機構投資人持股情形的正面影響，也會受到前一期相對利率變動的負面影響；另外，從表中也可以發現前一期的股利收益率對當期的股利收益率呈顯著的正相關，而且前一期的相對利率對當期的相對利率亦呈顯著的正相關，但是在 VAR 模型中考慮機構投資人持股後，股票報酬率預估方程式中的係數皆不顯著，而原本顯著影響本期股票報酬率的前一期股利收益率可能被前一期機構投資人持股的效果所抵銷，但也有可能是因為樣本數太少¹³而無法觀察出影響本期股票報酬率的因素。

表 4.1-8 第二部分的股票報酬變異數分解結果顯示，現金流量訊息的變異數在未被預期的股票報酬變異數中所佔的比例為 1.68，比預期報酬訊息所佔的比例(0.22)還大，表示現金流量訊息為影響我國未來股票報酬的主要因素，此結果與加入機構投資人持股前的股票報酬變異數分解結果一致。

¹³ 本研究為了探討機構投資人持股對我國股票市場的影響，在 VAR 模型中加入機構投資人持股變數，但是該變數之資料來源—財政部證券暨期貨管理委員會網站從 87 年 8 月才開始提供月資料，因此研究期間受到限制。

表 4.1-8：股票報酬變異數分解結果（考慮機構投資人持股）

第一部份：訊息 ¹ 及未預期股票報酬之共變異數及相關係數 ² 矩陣			
	$v_{h,t+1}$	$\eta_{d,t+1}$	$\eta_{h,t+1}$
$v_{h,t+1}$	88.59232	-0.734148	-0.716130
$\eta_{d,t+1}$	109.1532	149.0073	0.743309
$\eta_{h,t+1}$	20.56123	39.85454	19.29342
第二部分：股票報酬變異數分解 ³			
	$\frac{\text{var}(\eta_h)}{\text{var}(v_h)}$	$\frac{\text{var}(\eta_d)}{\text{var}(v_h)}$	$-2 \frac{\text{cov}(\eta_h, \eta_d)}{\text{var}(v_h)}$
1998/09-2002/12	0.217778	1.681944	0.449864

註：1. $v_{h,t+1}$ ：代表未被預期之股票報酬； $\eta_{d,t+1}$ ：代表現金流量訊息；

$\eta_{h,t+1}$ ：代表預期報酬訊息。

2. 右上角係相關係數矩陣，對角線為變異數，左下角為共變異數矩陣。

3. 上列訊息乃根據 VAR 模型的方程式 (3.3.5)、(3.3.6)、(3.3.7) 計算

而得，而未被預期股票報酬之三個分解項目 $\frac{\text{var}(\eta_h)}{\text{var}(v_h)}$ 、 $\frac{\text{var}(\eta_d)}{\text{var}(v_h)}$ 、和 $-2 \frac{\text{cov}(\eta_h, \eta_d)}{\text{var}(v_h)}$ 則依據方程式 (3.1.9) 相加的結果會是 1。

超額股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果列於表 4.1-9。VAR 模型的五條預估方程式中，股利收益率方程式的 R^2 值 (0.839963) 最高，其次是機構投資人持股方程式 (0.831084)、相對利率方程式 (0.455544)、短期利率方程式 (0.094737)，最低的是股票報酬率預估方程式 (0.046943)。從機構投資人持股方程式中的係數顯著與否，可以看出本期的機構投資人持股會受到前一期機構投資人持股情形的正面影響、前一期超額股票報酬率的負面影響、前一期短期利率的正面影響、前一期相對利率的負面影響。

表 4.1-9：超額股票報酬變異數分解模型之 VAR 結果（考慮機構投資人持股）

變數	VAR 迴歸係數矩陣及結果						殘差項之共變異數矩陣			
	EH(-1)	DR(-1)	RR(-1)	RS(-1)	IF(-1)	R ²	EH	DR	RR	IF
EH (標準誤) [t 值]	0.050101 (-0.16021) [0.31272]	3820.938 (-6185) [0.61778]	3.213229 (-2.38027) [1.34994]	-3.28425 (-2.39343) [-1.37219]	0.162695 (-0.83185) [0.19558]	0.046943	96.69051	-0.001174	-1.544006	-0.891525
DR (標準誤) [t 值]	2.37E-06 (-3.50E-06) [0.67206]	0.676891*** (-0.13642) [4.96163]	-9.91E-05* (-5.30E-05) [-1.88784]	9.52E-05* (-5.30E-05) [1.80364]	1.64E-05 (-1.80E-05) [0.89510]	0.839963	-0.001174	4.70E-08	-2.15E-05	3.50E-06
RR (標準誤) [t 值]	-0.00286 (-0.0194) [-0.14752]	180.2703 (-749.07) [0.24066]	0.691514** (-0.28828) [2.39878]	-0.51374* (-0.28987) [-1.77230]	-0.1164 (-0.10075) [-1.15541]	0.455544	-1.544006	-2.15E-05	1.418240	1.382821
RS (標準誤) [t 值]	0.004399 (-0.01942) [0.22657]	-70.31 (-749.614) [-0.09379]	-0.27196 (-0.28849) [-0.94272]	0.483143 (-0.29008) [1.66555]	-0.07881 (-0.10082) [-0.78168]	0.094737	-0.891525	3.50E-06	1.382821	1.420303
IF (標準誤) [t 值]	-0.0497** (-0.02346) [-2.11792]	-186.359 (-905.849) [-0.20573]	-1.30527*** (-0.34861) [-3.74419]	0.835894** (-0.35054) [2.38459]	0.499747*** (-0.12183) [4.10193]	0.831084	-8.387591	0.000153	-0.039726	-0.058357

註：1. ***表示 P-Value 達 1%顯著水準；**表示 P-Value 達 5%顯著水準；*表示 P-Value 達 10%顯著水準。

2. 本研究之超額股票報酬變異數分解係利用一階的向量自我迴歸模型估計而得，其模型表示如下： $Z_{t+1} = \Gamma Z_t + u_{t+1}$

其中， Z_t 為第 t 期狀態變數之向量，並以超額股票報酬對數為第一個因子， Γ 為 5×5 的係數矩陣， u_t 為誤差向量，並假設有一共變異數矩陣 Σ 且獨立於任何 t-1 期的已知事項。

表 4.1-10：超額股票報酬變異數分解結果（考慮機構投資人持股）

第一部份：訊息 ¹ 及未預期超額股票報酬之共變異數及相關係數 ² 矩陣						
	$v_{e,t+1}$	$\eta_{d,t+1}$	$\eta_{e,t+1}$	$\eta_{r,t+1}$		
$v_{e,t+1}$	85.53391	0.881839	-0.722437	0.179780		
$\eta_{d,t+1}$	53.24193	42.61776	-0.344453	0.108639		
$\eta_{e,t+1}$	-35.0086	-11.7823	27.45429	-0.493798		
$\eta_{r,t+1}$	2.716663	1.158791	-4.22746	2.669626		
第二部分：超額股票報酬變異數分解 ³						
	$\frac{\text{var}(\eta_e)}{\text{var}(v_e)}$	$\frac{\text{var}(\eta_d)}{\text{var}(v_e)}$	$\frac{\text{var}(\eta_r)}{\text{var}(v_e)}$	$-2 \frac{\text{cov}(\eta_e, \eta_d)}{\text{var}(v_e)}$	$-2 \frac{\text{cov}(\eta_r, \eta_d)}{\text{var}(v_e)}$	$2 \frac{\text{cov}(\eta_r, \eta_e)}{\text{var}(v_e)}$
1987/02 -2002/12	0.320976	0.498256	0.031211	-0.13775	0.013548	-0.04942

註：1. $v_{e,t+1}$ ：代表未被預期之超額股票報酬； $\eta_{d,t+1}$ ：代表現金流量訊息； $\eta_{e,t+1}$ ：代表超額報酬訊息； $\eta_{r,t+1}$ ：代表利率訊息。

2. 右上角係相關係數矩陣，對角線為變異數，左下角為共變異數矩陣。

3. 上列訊息乃根據 VAR 模型的方程式 (3.3.8)、(3.3.9)、(3.3.10)、(3.3.11) 計算而得，而

未被預期股票報酬之六個分解項目 $\frac{\text{var}(\eta_e)}{\text{var}(v_e)}$ 、 $\frac{\text{var}(\eta_d)}{\text{var}(v_e)}$ 、 $\frac{\text{var}(\eta_r)}{\text{var}(v_e)}$ 、 $-2 \frac{\text{cov}(\eta_e, \eta_d)}{\text{var}(v_e)}$ 、 $-2 \frac{\text{cov}(\eta_r, \eta_d)}{\text{var}(v_e)}$ 和 $2 \frac{\text{cov}(\eta_r, \eta_e)}{\text{var}(v_e)}$ 則依據方程式 (3.1.13) 相加的結果會是 1。

表 4.1-10 第二部分的超額股票報酬變異數分解結果顯示，現金流量訊息的變異數在未被預期的超額股票報酬變異數中所佔的比例為 0.50，比預期報酬訊息所佔的比例 (0.32) 以及利率訊息所佔的比例 (0.03) 還大，表示現金流量訊息為影響我國未來超額股票報酬的主要因素，此結果與加入機構投資人持股前的超額股票報酬變異數分解結果一致。

第二節 過度反應或反應不足模型之迴歸結果

一、未考慮機構投資人持股之迴歸結果分析

本研究在此主要是探討未被預期的股票報酬與各訊息間之關係（模型 1）以及未被預期的超額股票報酬與各訊息間之關係（模型 2），分別將迴歸結果列示於表 4.2-1。

表 4.2-1：迴歸結果

第一部份：訊息及未預期股票報酬之迴歸結果（模型 1）				
迴歸式	N_{cf}	N_h	Adj. R^2	
(模型 1.1) $v_{h,t} = a + bN_{cf,t} + w_t$	0.880086*** [15.09915]		0.544347	
(模型 1.2) $v_{h,t} = a + bN_{h,t} + w_t$		-0.81734*** [-9.205675]	0.305922	
(模型 1.3) $v_{h,t} = a + bN_{cf,t} + cN_{h,t} + w_t$	0.999999*** [781133.8]	-1.000000*** [-632904.5]	1.000000	
第二部分：訊息及未預期超額股票報酬之相關迴歸結果（模型 2）				
迴歸式	N_{cf}	N_e	N_r	Adj. R^2
(模型 2.1) $v_{e,t} = a + bN_{cf,t} + w_t$	0.964880*** [19.05665]			0.655894
(模型 2.2) $v_{e,t} = a + bN_{e,t} + w_t$		-0.695408*** [-7.985828]		0.248339
(模型 2.3) $v_{e,t} = a + bN_{r,t} + w_t$			0.198856 [1.298257]	0.003595
(模型 2.4) $v_{e,t} = a + bN_{cf,t} + cN_{e,t} + dN_{r,t} + w_t$	1.000003*** [269205.4]	-1.000005*** [-189717.2]	-1.000000*** [-122701.6]	1.000000

註：1. 各訊息變數係運用表 4.1-3 和表 4.1-5 之 VAR 迴歸係數矩陣及其誤差向量矩陣加以運算而得。模型 1 和模型 2 各變數之定義如下：

$v_{h,t}$ ：未被預期之股票報酬； $v_{e,t}$ ：未被預期之超額股票報酬； $N_{cf,t}$ ：現金流量訊息； $N_{h,t}$ ：預期報酬訊息； $N_{e,t}$ ：預期超額報酬訊息； $N_{r,t}$ ：利率訊息。

2. []內為 t 值。***表示 P-Value 達 1% 顯著水準；**表示 P-Value 達 5% 顯著水準；*表示 P-Value 達 10% 顯著水準。

模型 1.1 的迴歸結果顯示，現金流量訊息對未被預期的股票報酬

迴歸係數為 0.88，表示就平均而言市場上出現一元的現金流量訊息時，股價將會變動 0.88 元，正如 Vuolteenaho (2002) 對於過度反應或反應不足模型所下的定義，我國股票市場僅低度反應了 0.12 元的現金流量訊息。然而，Vuolteenaho (2002) 發現，美國股票市場對於一元的現金流量訊息，反應不足的程度高達 0.41 元，顯然我國投資人對於市場上的現金流量訊息反應較為靈敏，一旦市場上釋出現金流量訊息，幾乎在一個月內即反應到股價上。

模型 1.2 的迴歸結果顯示，預期報酬訊息對未被預期的股票報酬迴歸係數為-0.82，表示就平均而言市場上出現一元的預期報酬訊息時，股價將會反向變動 0.82 元，此乃預期報酬的折現率效果對股價的影響所致¹⁴。另外，本研究將所有的訊息放入同一條迴歸式形成模型 1.3，該模型調整後 R^2 值以及各訊息之係數皆等於 1，本研究推測可能和 Campbell (1991) 所提出的股票報酬變異數分解理論模型有關，Campbell 係以現金流量訊息和預期報酬訊息解釋未預期股票報酬的變化，而本研究之實證結果發現從我國股票市場之現金流量訊息和預期報酬訊息就可以捕捉到未被預期的股票報酬（股票報酬衝擊）的變動情形，亦即驗證 Campbell 之理論模型。

模型 2.1 的迴歸結果顯示，現金流量訊息對未被預期的超額股票報酬迴歸係數為 0.96，表示就平均而言市場上出現一元的現金流量訊息時，超額股票報酬將會變動 0.96 元，僅低度反應了 0.04 元，可見投資我國股票市場可以獲得的超額報酬與現金流量訊息的變動情形一致，故該訊息對於投資大眾之重要性自然不可言喻。

¹⁴ 陳炳宏 (民 88) 指出未被預期的股票報酬與預期報酬訊息呈負相關係符合 French, Schwert and Stambaugh (1987) 以及 Fama and French (1988b) 所提出的折現率效果。

模型 2.2 的迴歸結果顯示，預期超額報酬訊息對未被預期的超額股票報酬迴歸係數為-0.70，表示就平均而言市場上出現一元的預期報酬訊息時，股價將會反向變動 0.70 元，此乃預期報酬的折現率效果對股價的影響所致¹⁵。探討利率訊息與未被預期超額報酬的模型 2.3，其迴歸結果並不顯著。另外，本研究將所有的訊息放入同一條迴歸式形成模型 2.4，該模型之調整後 R^2 值以及各訊息之係數皆等於 1，同樣可對 Campbell (1991) 所提出的超額股票報酬變異數分解模型加以驗證，亦即從市場上的現金流量訊息、預期報酬訊息以及利率訊息即可捕捉到未被預期的超額股票報酬的變動情形。

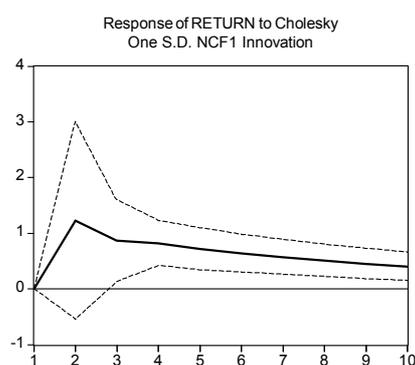


圖 4.2-1：現金流量訊息對股票報酬之衝擊反應函數分析圖

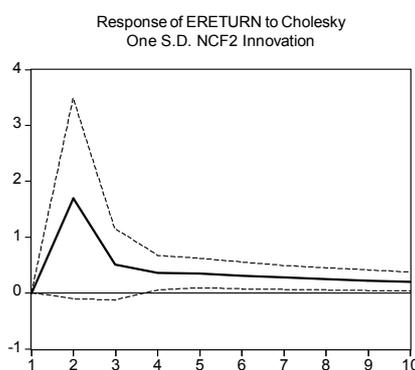


圖 4.2-2：現金流量訊息對超額股票報酬之衝擊反應函數分析圖

¹⁵ 同附註 12。

圖 4.2-1 及 4.2-2 分別是在 10 個觀測期（10 個月）內，股票報酬率和超額股票報酬率面對一單位標準差現金流量訊息衝擊（impulse）的反應（response）圖形。一單位標準差的現金流量訊息衝擊，僅能對後一期的股票報酬率或者是超額股票報酬率分別產生約 1.2 或者是 1.7 倍的影響，隨後立即回轉趨近於零。

二、考慮機構投資人持股之迴歸結果分析

本研究在此主要是探討以股票報酬變異數模型為基礎下，未被預期的機構投資人持股與各訊息間之關係（模型 3），以及以超額股票報酬變異數模型為基礎下，未被預期的機構投資人持股與各訊息間之關係（模型 4），分別將其相關係數矩陣和迴歸結果列示於表 4.2-2 及表 4.2-3。

不論是表 4.2-2 第一部份或者是第二部分的相關係數矩陣皆顯示，未被預期的機構投資人持股與現金流量訊息呈負相關（相關係數分別為-0.73 和-0.51），與預期報酬訊息呈負相關（相關係數-0.72），與預期超額報酬訊息呈正相關（相關係數 0.49），表示當市場預期報酬或現金流量增加時，機構投資人並不會購入股票，而預期超額股票報酬增加時，機構投資人才會購入股票。由此可見，精明且蒐集資訊迅速的機構投資人有可能較易洞悉（see through）我國股票市場的現金流量訊息與預期報酬訊息對於股價的反應狀況，瞭解該訊息可能已經在同期反應了 88%與 82%左右的股價，但超額股票報酬訊息僅反應 69%左右的超額股票報酬（詳見表 4.2-1），尚有利用該訊息反應不足狀況進行套利之空間，因而採取此種投資策略，此亦顯示機構投資人之投資行為較為保守。

表 4.2-2：相關係數矩陣（考慮機構投資人持股）

第一部份：訊息及未預期機構投資人持股之相關係數矩陣（模型 3） ¹				
	$u_{if,t}$	$\eta_{d,t+1}$	$\eta_{h,t+1}$	
$u_{if,t}$	1			
$\eta_{d,t+1}$	-0.73415	1		
$\eta_{h,t+1}$	-0.71613	0.743309	1	
第二部分：訊息及未預期機構投資人持股之相關係數矩陣（模型 4） ²				
	$u_{if,t}$	$\eta_{d,t+1}$	$\eta_{e,t+1}$	$\eta_{r,t+1}$
$u_{if,t}$	1			
$\eta_{d,t+1}$	-0.512970	1		
$\eta_{e,t+1}$	0.489702	-0.3444530	1	
$\eta_{r,t+1}$	-0.267350	0.108639	-0.493798	1

註：1. $u_{if,t}$ ：代表未被預期的機構投資人持股，也就是機構投資人持股的衝擊 (shock)；

$\eta_{d,t+1}$ ：代表現金流量訊息； $\eta_{h,t+1}$ ：代表預期報酬訊息。

2. $u_{if,t}$ ：代表未被預期的機構投資人持股，也就是機構投資人持股的衝擊；

$\eta_{d,t+1}$ ：代表現金流量訊息； $\eta_{e,t+1}$ ：代表超額報酬訊息； $\eta_{r,t+1}$ ：代表利率訊息。

表 4.2-3：迴歸結果（考慮機構投資人持股）

第一部份：訊息及未預期股票報酬之迴歸結果（模型 3）				
迴歸式	N_{cf}	N_h	Adj. R^2	
(模型 3.1) $u_{if,t} = a + bN_{cf,t} + w_t$	-0.086405*** [-7.645488]		0.529752	
(模型 3.2) $u_{if,t} = a + bN_{h,t} + w_t$		-0.234232*** [-7.25508]	0.503099	
(模型 3.3) $u_{if,t} = a + bN_{cf,t} + cN_{h,t} + w_t$	-0.053086*** [-3.355869]	-0.124572*** [-2.833636]	0.587715	
第二部分：訊息及未預期超額股票報酬之相關迴歸結果（模型 4）				
迴歸式	N_{cf}	N_e	N_r	Adj. R^2
(模型 4.1) $u_{if,t} = a + bN_{cf,t} + w_t$	-0.106434*** [-4.225560]			0.248401
(模型 4.2) $u_{if,t} = a + bN_{e,t} + w_t$		0.126594*** [3.971507]		0.224604
(模型 4.3) $u_{if,t} = a + bN_{r,t} + w_t$			-0.221636* [-1.961863]	0.052906
(模型 4.4) $u_{if,t} = a + bN_{cf,t} + cN_{e,t} + dN_{r,t} + w_t$	-0.082006*** [-3.249142]	0.082989*** [2.308561]	-0.054624 [-0.501728]	0.338664

註：1. 各訊息變數係運用表 4.1-7 和表 4.1-9 之 VAR 迴歸係數矩陣及其誤差向量矩陣加以運算而得。模型 3 和模型 4 各變數之定義如下：

$u_{if,t}$ ：未被預期之機構投資人持股； $N_{cf,t}$ ：現金流量訊息； $N_{h,t}$ ：預期報酬訊息； $N_{e,t}$ ：預期超額報酬訊息； $N_{r,t}$ ：利率訊息。

2. []內為 t 值。***表示 P-Value 達 1%顯著水準；**表示 P-Value 達 5%顯著水準；*表示 P-Value 達 10%顯著水準。

模型 3.1 的迴歸結果顯示，現金流量訊息對未被預期的機構投資人持股迴歸係數為-0.086，表示就平均而言市場上出現一元的現金流量訊息時，機構投資人持股將會反向變動 0.086 元，此結果和 Vuolteenaho (2002) 指出機構投資人會在市場上出現正的現金流量訊息時購入股票有所不同，主要原因誠如上段所述，我國的機構投資人

可能較易看穿市場上對於現金流量訊息的反應狀況，所以當市場出現現金流量訊息時，反而會出售股票，以期能獲得後續股價回轉的利益。

模型 3.2 的迴歸結果顯示，預期報酬訊息對未被預期的機構投資人持股迴歸係數為-0.23，表示就平均而言市場上出現一元的預期報酬訊息時，機構投資人持股將會反向變動 0.23 元。另外，本研究將所有的訊息放入同一條迴歸式形成模型 3.3，該模型之調整後 R^2 值明顯高於獨立訊息對機構投資人持股的影響，因此建議機構投資人進行投資時應同時注意現金流量訊息與預期報酬訊息。

模型 4.1 的迴歸結果顯示，現金流量訊息對未被預期的機構投資人持股迴歸係數為-0.106，表示就平均而言市場上出現一元的現金流量訊息時，機構投資人持股將會反向變動 0.106 元；模型 4.2 的迴歸結果顯示，預期超額報酬訊息對未被預期的機構投資人持股迴歸係數為 0.13，表示就平均而言市場上出現一元的預期超額報酬訊息時，機構投資人持股將會購入 0.23 元。模型 4.3 的迴歸結果顯示，利率訊息對未被預期的機構投資人持股迴歸係數為-0.22，表示就平均而言市場上出現一元的現金流量訊息時，機構投資人持股將會反向變動 0.22 元，雖然利率訊息在同時考慮三種訊息的模型 4.4 中並不顯著，但是該模型之調整後 R^2 值明顯提高，因此建議機構投資人進行投資時應同時注意現金流量訊息、預期超額報酬訊息和利率訊息。

第三節 好壞消息不對稱反應之測試結果

本研究在此運用上一節之 VAR 模型所計算之現金流量訊息，將現金流量訊息為正者命名為好消息，現金流量訊息為負者命名為壞消息，再以股票報酬率和超額股票報酬率為應變數，分別與正的現金流量訊息以及負的現金流量訊息作迴歸分析，探討股票報酬對好壞消息之反應狀況，倘若其迴歸係數有顯著差異，表示我國股票報酬對不同現金流量訊息之反應不對稱。茲將結果列示於表 4.3-1。

表 4.3-1：不對稱反應測試結果

測試模型	好消息 ($h, \text{正}N_{cf}$)	R^2	壞消息 ($h, \text{負}N_{cf}$)	R^2
股票報酬模型 [t 值]	0.570251*** [5.678376]	0.263767	0.921688*** [5.614594]	0.245275
超額股票報酬模型 [t 值]	0.524697*** [5.044535]	0.224310	0.776118*** [5.053043]	0.205032

註：股票報酬模型中， N_{cf} 為正數的有 92 筆， N_{cf} 為負數的有 99 筆；超額股票報酬模型中， N_{cf} 為正數的有 90 筆， N_{cf} 為負數的有 101 筆。

Hong *et al.* (2000) 表示動能利潤 (momentum profit) 集中在觀察近期輸家報酬的持續性，並且指出股價對於壞消息反應不足之現象比好消息嚴重。然 Cohen, Gompers, and Vuolteenaho (2002) 檢驗不同公司規模的不對稱情形時發現，小規模公司股票的不對稱反應較嚴重，而大規模公司股票比小規模公司股票反應較多的壞消息，亦即在大規模組中反應壞消息之迴歸係數比好消息還大。

表 4.3-1 的迴歸結果顯示，我國股票市場對於 1 元的正現金流量訊息僅反應 0.57 元，而經風險調整後的超額股票報酬對於 1 元的正現金流量訊息也僅反應 0.52 元，反應不足的部分接近五成；但尚未

經過風險調整的原始股票報酬對於 1 元的負現金流量訊息反應竟然高達九成，超額股票報酬對於 1 元的負現金流量訊息之反應亦高達七成。以上結果證實，我國股票市場對於現金流量訊息的反應情況並不對稱，股價對壞消息的反應大於對好消息的反應，而且經風險調整後的超額股票報酬模型對於不對稱反應的情況較股票報酬模型輕微。

第四節 以現金流量訊息作為動能投資策略之績效測試

前三節同步迴歸之結果已證實現金流量訊息的確對我國股票市場中無法預測到的報酬變動，提供一合理預期之依據，然而投資者關注之焦點，乃是以現金流量訊息為判斷準則所從事之投資活動是否可獲利？其獲利之持續度如何？...，本研究在此從三方面探討以現金流量訊息所形成之動能投資策略是否可獲得超額報酬。

一、動能投資策略之報酬分析

本研究分別以一個月、三個月、六個月為形成期，並且將各形成期之現金流量訊息（或累積現金流量訊息）加以排序，以排序結果前30%的訊息所對應之持有期報酬（或平均報酬）減去後30%的訊息所對應之持有期報酬（或平均報酬），即為本研究所定義之動能投資組合報酬。另外，本研究也觀察各形成期之現金流量訊息（或累積現金流量訊息）為正數（好消息）以及負數（壞消息）所形成之投資組合，在持有期間之報酬表現差異情形，因此，可將投資組合劃分成三大類，分別為：動能投資組合、好消息投資組合以及壞消息投資組合，並且依據形成期和持有期的不同，總共形成了27種投資組合。由表4.4-1及圖4.4-1之分析結果可以歸納如下：

(1) 三大類投資組合平均報酬之整體趨勢比較：

持有期間越長，動能投資組合及好消息投資組合之平均報酬越低，其中，動能投資組合之平均報酬不論形成期之長短，持有三個月後，即出現平均報酬為負數的情形，但是壞消息投資組合之平均報酬卻隨著形成期、持有期的拉長而增加。

(2) 好消息與壞消息投資組合平均報酬之趨勢比較：

好消息的前四種（形成期為一個月配合持有一、三、六個月，以及形成期為三個月配合持有一個月）短期投資組合其平均報酬較壞消息為高，而後五種為期較長的投資組合則是壞消息投資組合之平均報酬較高。

(3) 各種動能投資組合平均報酬之趨勢比較：

九種動能投資組合中只有兩種投資組合的報酬為正，分別是以一個月和三個月為形成期並持有一個月後之報酬，其中又以三個月為形成期並持有一個月後的報酬最高，可見以前後 30% 現金流量訊息所形成之動能投資組合只能在短期獲利，表示現金流量訊息在釋放後最多只能持續對未來一個月的股價產生正面的影響，接著該訊息所產生的價格動能即迅速回轉，此結果可能和本研究先前發現我國股票報酬於同期反應大部分（88%）的現金流量訊息有關。

上述分析結果只是初步探討各種投資組合的獲利情形，但僅從投資組合單方面的表現，無法判斷該投資組合報酬績效之良窳，因此本研究後續分別以兩項最常被投資者使用衡量投資組合績效的指標：Sharpe Ratio 以及 Jensen's α ，分別探討以現金流量訊息形成動能投資組合之表現。

表 4.4-1：各投資組合之報酬分析

持有期間	動能投資組合 之平均報酬	好消息投資組 合之平均報酬	壞消息投資組 合之平均報酬
形成期：1 個月 ¹			
一個月	0.601053	2.599130	0.598081
三個月	-0.30187	2.043370	0.859663
六個月	-1.06579	1.496721	1.231044
形成期：3 個月 ²			
一個月	1.532982	2.50908	0.397745
三個月	-1.29982	0.712529	1.862255
六個月	-1.93316	0.349674	1.846307
形成期：6 個月 ³			
一個月	-2.56911	0.730769	1.860526
三個月	-2.45060	0.160513	1.806667
六個月	-1.74119	0.417399	1.522825

- 註：1. 動能投資組合樣本數有 57 筆；好消息投資組合樣本數有 92 筆；壞消息投資組合樣本數有 99 筆。
2. 動能投資組合樣本數有 57 筆；好消息投資組合樣本數有 87 筆；壞消息投資組合樣本數有 102 筆。
3. 動能投資組合樣本數有 56 筆；好消息投資組合樣本數有 91 筆；壞消息投資組合樣本數有 95 筆。
4. 本研究分別以一個月、三個月、六個月為形成期，並且將各形成期之現金流量訊息（或累積現金流量訊息）加以排序，以排序結果前 30% 的訊息所對應之持有期報酬（或平均報酬）減去後 30% 的訊息所對應之持有期報酬（或平均報酬），即為動能投資組合報酬。另外，本研究亦觀察各形成期之現金流量訊息（或累積現金流量訊息）為正數（好消息）以及負數（壞消息）所形成之投資組合，在持有期間之報酬表現差異情形。

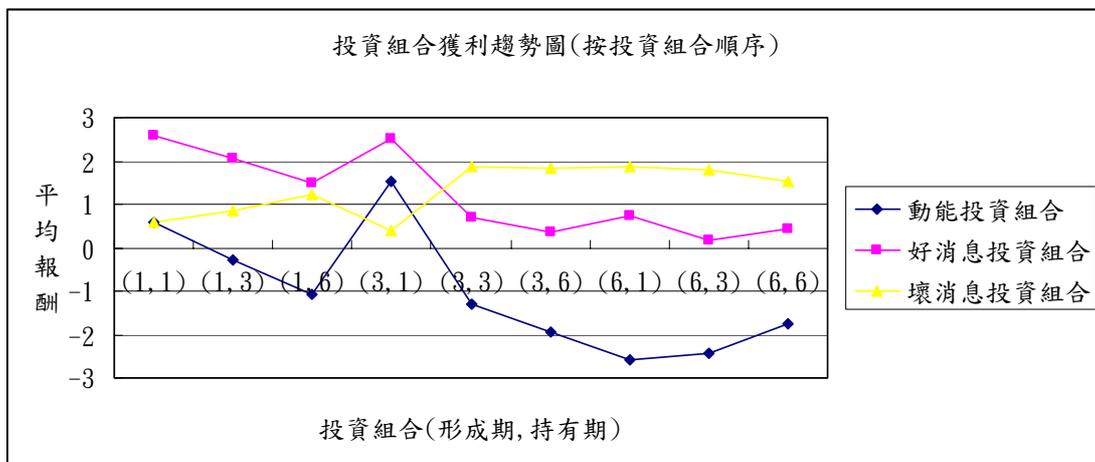


圖 4.4-1：各投資組合獲利趨勢圖

二、以 Sharpe 指標衡量績效之結果分析

延續第一部份之分析結果，在此將動能投資組合進一步區分為 30% 的動能投資組合和 50% 的動能投資組合兩類，下表分別列示各種投資組合的敘述統計資料，以及 Sharpe Ratio 之計算結果。

表 4.4-2：動能投資組合之績效分析（以 Sharpe Ratio 衡量）

	動能 投資組合 ¹	投資組合 平均數	投資組合 標準差	投資組合 Sharpe Ratio ²	市場 Sharpe Ratio	結果
形成期：1 個月						
持有一個月	50%	2.350842	17.02173	-0.15928	-0.266385	佳
	30%	0.601053	19.29237	-0.23123		佳
持有三個月	50%	1.340491	9.889784	-0.3721	-0.448526	佳
	30%	-0.30187	10.49813	-0.50698		差
持有六個月	50%	0.468351	7.144739	-0.62862	-0.631345	佳
	30%	-1.06579	8.148923	-0.73942		差
形成期：3 個月						
持有一個月	50%	2.338723	18.60199	-0.1464	-0.283182	佳
	30%	1.532982	19.2171	-0.18364		佳
持有三個月	50%	-0.93887	12.13491	-0.49109	-0.461956	差
	30%	-1.29982	10.92498	-0.57852		差
持有六個月	50%	-1.40761	8.050217	-0.79095	-0.707525	差
	30%	-1.93316	7.732317	-0.89143		差
形成期：6 個月						
持有一個月	50%	-0.67366	17.93194	-0.31986	-0.288857	差
	30%	-2.56911	20.72012	-0.3683		差
持有三個月	50%	-1.50308	10.43902	-0.62492	-0.544248	差
	30%	-2.4506	10.60802	-0.70429		差
持有六個月	50%	-0.96095	6.987722	-0.84729	-0.759962	差
	30%	-1.74119	7.444874	-0.90007		差

註：1. 形成期 1 個月：50% 之動能投資組合樣本數有 95 筆；30% 之動能投資組合樣本數有 57 筆。
 形成期 3 個月：50% 之動能投資組合樣本數有 95 筆；30% 之動能投資組合樣本數有 57 筆。
 形成期 6 個月：50% 之動能投資組合樣本數有 93 筆；30% 之動能投資組合樣本數有 56 筆。

2. 本研究採用之一般化 Sharpe 指標計算公式為：
$$S_p = \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p}$$

其中， R_p ：投資組合報酬率， R_f ：無風險利率報酬率， σ_p ：投資組合標準差。

Sharpe Ratio 為衡量投資組合每一單位的風險所能獲得的超額報酬，表 4.4-2 的結果顯示，雖然每一種投資組合之 Sharpe Ratio 皆小於零，但是與全部樣本期間的市場 Sharpe Ratio 相較之下，共有六種動能投資策略的績效表現優於市場的績效表現：對於 50% 動能投資策略而言，分別是以一個月為形成期並持有一個月、三個月、六個月以及以三個月為形成期接著持有一個月的投資組合；對於 30% 動能投資策略而言，分別是以一個月為形成期並持有一個月以及以三個月為形成期接著持有一個月的投資組合。

三、以 Jensen's α 指標衡量績效之結果分析

由於 Sharpe 指標所衡量出來的投資績效顯示，當動能投資組合的形成期為一個月時表現優於全部樣本期間的市場投資組合，因此本研究僅以一個月為形成期探討以 Jensen's α 為績效衡量指標之結果。

表 4.4-3 顯示，持有一個月時，無法拒絕 $\alpha = 0$ 之虛無假設，表示以現金流量訊息所形成之動能投資組合，其表現與經風險調整後的市場投資組合績效不分上下，此時投資人無法獲得異常報酬；然而持有三個月和六個月時， α 顯著小於零，表示該動能投資組合之績效尚遜於市場投資組合的表現，另外不論是 50% 或者是 30% 的動能投資組合，持有六個月的係數皆比持有三個月還小（50%： $-4.684949 < -3.70103$ ；30%： $-6.361571 < -6.002158$ ），出現持有越久表現越差的趨勢。

綜合上述結果可發現，現金流量訊息所形成之動能投資策略，其績效表現最多僅能與市場相同，無法獲得超額報酬。據本研究先前的

實證結果發現，由於我國股票市場的確存在低度反應現金流量訊息的現象，但是該低度反應之程度並不劇烈，表示市場上對於現金流量訊息的低估現象不明顯，然動能投資策略之成功與否與市場上的低度反應現象息息相關，因此造成以該訊息形成之動能投資策略表現不佳，投資者最多僅能獲得與市場相當的報酬，無法獲得超額報酬或是利用此訊息進行套利。

表 4.4-3：動能投資組合之績效分析（以 Jensen's α 衡量）

形成期：1 個月	動能投資組合 ¹	α	β
持有一個月	50%	-1.271644	0.387433**
	[t 值]	[-0.69853]	[2.26423]
	30%	-2.942657	0.443325
	[t 值]	[-1.09599]	[1.65274]
持有三個月	50%	-3.70103***	-0.009932
	[t 值]	[-3.41170]	[-0.09741]
	30%	-6.002158***	-0.165252
	[t 值]	[-4.00719]	[-1.10432]
持有六個月	50%	-4.684949***	-0.041233
	[t 值]	[-5.85655]	[-0.54839]
	30%	-6.361571***	-0.051102
	[t 值]	[-5.31591]	[-0.42743]

- 註：1. 本研究定義之動能投資組合：將形成期之現金流量訊息加以排序，再以排序結果前 30% 的訊息所對應之持有期報酬（或平均報酬）減去後 30% 的訊息所對應之持有期報酬（或平均報酬）而得。
2. Jensen's α 迴歸模式為： $R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + e_{it}$ ，其中， R_{it} ：第 i 個投資組合第 t 期的報酬， R_{mt} ：第 t 期市場投資組合指數報酬， R_{ft} ：無風險利率。
3. 50% 之動能投資組合樣本數有 95 筆；30% 之動能投資組合樣本數有 57 筆。

第五章 結論與建議

第一節 研究結論

本研究利用 Campbell (1991) 所提出的理論模型，對台灣股票市場的股票報酬與超額報酬變異數分解，探討引起台灣股票報酬與超額報酬衝擊的解釋因素。另外，本研究亦探討台灣股票市場是否也對現金流量訊息呈現反應不足的現象，以及蒐集訊息較為敏銳迅速的機構投資人是如何看待市場上的現金流量訊息。最後，利用市場上的現金流量訊息形成動能投資策略，並測試動能投資組合是否可獲得超額報酬。實證結果可歸納如下：

一、股利收益率可預測股票報酬率和超額股票報酬率；機構投資人持股會受到上期本身持股行為的正面影響

本研究利用三個狀態變數之 VAR 模型估計股票報酬變異數分解結果發現，上期股利收益率與本期股票報酬率呈顯著正相關、亦與本期股利收益率呈顯著正相關、上期相對利率與本期相對利率亦呈顯著正相關。估計超額股票報酬變異數分解之 VAR 模型中則發現，上期股利收益率與本期超額股票報酬率、本期股利收益率呈顯著正相關、上期相對利率與本期相對利率呈顯著正相關，但與當期短期利率卻呈顯著負相關、上期短期利率與本期短期利率則呈顯著正相關。

此外，在 VAR 模型中加入機構投資人持股變數亦發現，股票報酬變異數 VAR 模型之本期機構投資人持股會受到上期機構投資人持股的正面影響，也會受到上期相對利率的負面影響。在超額股票報酬變異數 VAR 模型中，本期的機構投資人持股會受到上期機構投資人

持股的正面影響、上期超額股票報酬率的負面影響、以及上期短期利率的正面影響。

二、現金流量訊息為影響我國未來股票報酬和超額股票報酬的主要因素

不論 VAR 模型是否考慮機構投資人持股，股票報酬變異數分解與超額股票報酬變異數分解之結果顯示，現金流量訊息佔未被預期的股票報酬變異數和未被預期的超額股票報酬變異數的比例最大，表示現金流量訊息為影響我國未來股票報酬和未來超額股票報酬的主要因素。另外，本研究也發現，利率訊息在未被預期的超額股票報酬變異數中所佔的比例最小，但與早期研究者的實證結果相較之下明顯成長許多，可見近年來利率訊息對於決定未來超額股票報酬之重要性正逐漸增加中。

三、我國股票市場對現金流量訊息反應不足的情形不嚴重，而機構投資人可能較易洞悉此現象

我國股票市場對於現金流量訊息僅低度反應了 0.12 元。顯然我國投資人對於市場上的現金流量訊息反應較為靈敏，一旦市場上釋放出現金流量訊息，幾乎在一個月內即反應到股價上。此外，一單位標準差的現金流量訊息衝擊，僅能對後一個月的股票報酬率或超額股票報酬率產生影響，然後該訊息之衝擊效果隨即回轉並趨近於零，顯示我國股市對於現金流量訊息的反應不足程度並不嚴重。

另外，當市場預期報酬或現金流量增加時，機構投資人並不會購入股票，而預期超額股票報酬增加時，機構投資人才會購入股票。由此可見，精明且蒐集資訊迅速的機構投資人可能較易洞悉我國股票市

場的訊息釋放狀況，瞭解各訊息已經在同期反應了大部分的股價，但超額股票報酬訊息只反應了 69%左右的超額股票報酬，尚有利用該反應不足狀況套利的空間，因而採取此種投資策略。

四、我國股票市場的確對現金流量訊息存在不對稱反應

我國股票市場中，股票報酬對於 1 元的正現金流量訊息僅反應了 0.57 元，對於 1 元的負現金流量訊息反應竟然高達九成，顯示我國股票市場對於現金流量訊息的反應情況並不對稱，股價對壞消息的反應大於對好消息的反應，而且經風險調整後的超額股票報酬模型對於不對稱反應的情況較股票報酬模型輕微。

五、以現金流量訊息形成動能投資組合，獲利期最多只能持續一個月

從三大類投資組合來看，持有期越長，動能投資組合及好消息投資組合之平均報酬越低，但壞消息投資組合之平均報酬卻隨著期間拉長而增加。而從好消息與壞消息投資組合來看，短期投資組合中好消息的平均報酬較高，而為期較長的投資組合則是壞消息之平均報酬較高。若純粹就動能投資組合來看，分別只有以一個月和三個月為形成期並持有一個月之動能投資組合能獲得正的報酬，可見現金流量訊息所形成之動能投資組合只能在短期獲利，表示現金流量訊息釋放後，最多只能持續對未來一個月的股價有正向影響，接著該訊息所產生的價格動能會迅速回轉，此結果可能和本研究先前發現我國股票市場於現金流量訊息釋放之同期即反應大部分訊息有關。

六、以現金流量訊息形成之動能投資組合無法獲得 Jensen's α 模型中之超額報酬

以現金流量訊息所形成之動能投資策略，其績效表現最多僅能與市場相同，無法獲得超額報酬。據本研究先前的實證結果，我國股票市場的確有低度反應現金流量訊息的現象，但是低度反應程度並不明顯，然而動能投資策略之成功與否與市場上的低度反應現象息息相關，因而造成以現金流量訊息形成之動能投資策略表現不佳，投資者最多僅能獲得與市場相當的報酬，無法獲得超額報酬。

第二節 研究限制

本研究在資料蒐集和研究方法上雖力求完善，但仍有下列幾點研究限制：

- 一、本研究機構投資人持股變數之資料來源—財政部證券暨期貨管理委員會網站，提供之月資料係從 87 年 8 月開始，而截至 91 年 12 月止之研究期間只產生 53 筆樣本，造成探討機構投資人持股行為的研究期間受到限制。此外，本研究之實證結果亦受限於我國股利乃一年發放一次，造成同年度中每一月之股利收益率變數，其改變係由每月底收盤價之變動所主導。
- 二、影響現金流量訊息的因素眾多，本研究所運用 Campbell (1991) 之理論模型並不一定最能真實反應股票市場中的現金流量訊息，尚有許多現金流量指標未考慮在本研究之模型中，例如：獲利性、帳值市價比、市場流動性等皆與現金流量訊息息息相關。
- 三、為配合現金流量訊息，本研究係利用我國股票市場股價指數報酬率和所有上市公司依其市值加權平均之股利收益率估計運算而得。因此，在探討動能投資策略部分，本研究採用市場加權平均

股價指數之報酬率，而非依據個股投資組合加權平均之報酬率，故僅能對市場的平均趨勢提出見解，無法詳細探討個股投資組合之良窳。

第三節 後續研究建議

基於上述研究限制，本研究提出下列研究方向以供後續研究參考：

- 一、探討機構投資人持股行為的部分，後續研究可藉由延長研究期間增進研究之準確度，亦可進一步探討機構投資人持股對於現金流量訊息的不對稱反應；或者運用公司層級的資料，將不同機構投資人加以區分，並深入探討不同機構投資人對現金流量訊息之反應狀況，以臻完整分析機構投資人持股行為之目的。
- 二、建議後續研究可參考 Vuolteenaho (2002) 以 ROE (盈餘除以權益之帳面價值) 取代股利成長模型作為基本的現金流量基礎去發展現值近似模型，並利用股票報酬、獲利性、帳值市價比等公司層級資料估計出個別公司的現金流量訊息，藉此可探討不同公司規模、不同產業對現金流量訊息的反應差異，亦可深入探討個股投資組合的表現，進而尋找出運用現金流量訊息作為投資策略的最佳投資組合。

參考文獻

壹、中文部分

吳世爵，「台灣上櫃轉上市股票長期投資績效探討」，淡江大學金融研究所在職專班碩士論文，民國 91 年。

陳炳宏，「未預期股票報酬與股票超額報酬之變異數分解—台灣股市之實證研究」，國立高雄第一科技大學金融營運系碩士論文，民國 88 年。

陳正佑，「台股動量策略與反向策略投資績效之研究」，國立中山大學財務管理學系博士論文，民國 91 年。

連惠萍，「股票報酬率之預測性誤變異數分解」，淡江大學金融研究所碩士論文，民國 84 年。

張瑞佳，「台灣股票市場漲買跌賣投資策略之實證研究」，國立中山大學企業管理研究所碩士論文，民國 87 年。

游奕琪，「台灣股市產業與價格動能策略關連性之實證研究」，國立政治大學財務管理研究所碩士論文，民國 89 年。

黃大薇，「台灣股票報酬率之實證研究—理性預期理論之應用」，國立清華大學經濟學研究所碩士論文，民國 82 年。

黃駿逸，「時間序列模型對股價指數報酬率預測能力之評估」，私立淡江大學財務金融研究所碩士論文，民國 90 年。

謝政能，「台灣股票市場過度反應之研究」，中山大學企業管理研究所碩士論文，民國 80 年。

劉志諒，「股市動能策略報酬來源之研究」，國立中興大學企業管理研究所碩士論文，民國 90 年。

謝朝顯，「追漲殺跌投資策略之實証研究-台灣股市效率性之再檢定」，國立台灣大學財務金融研究所碩士論文，民國 83 年。

蔡清斌，「投資組合動能操作策略之獲利來源」，國立交通大學管理科學系研究所碩士論文，民國 91 年。

貳、西文部分

- Andreassen, P. and Kraus, S., 1988, “Judgmental Prediction by Extrapolation”, Unpublished paper, Department of Psychology, Harvard University.
- Badrinath, S. G. and S. Wahal, 2002, “Momentum Trading by Institutions”, *Journal of Finance* 57, pp. 2449–2478.
- Black, F., Jensen, M., and M. Scholes, 1972, “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests”, *Studies in the Theory of Capital Markets*, pp. 79–121.
- Campbell, J. Y., 1987, “Stock Returns and the Term Structure”, *Journal of Financial Economics* 18, pp.373-399.
- Campbell, J. Y., 1991, “A Variance Decomposition for Stock Returns”, *Economic Journal* 101, pp. 157–179.
- Campbell, J. Y. and J. Ammer, 1993, “What Moves the Stock and Bond markets? A Variance Decomposition for Long-term Asset Returns”, *Journal of Finance* 48, pp. 3-37.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1988, “The Dividend-price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors”, *Review of Financial Studies* 1, pp. 195–228.
- Cohen, R. B., Gompers, P. A., and T. Vuolteenaho, 2002, “Who Underreacts to Cash-flow News? Evidence from Trading between Individuals and Institutions”, *Journal of Financial Economics* 66, pp. 409-462.
- Conrad, J. and G. Kaul, 1988, “Time-variation in Expected Returns”, *Journal of Business* 61, pp. 409-425.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, 1979, “Distribution of the Estimators for Autogressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of American*

- Statistical Association* 74, pp. 427-431.
- DeLong, J. B., Shleifer A., Summers L. H., and R. J. Waldmann, 1990, “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation”, *Journal of Finance* 45, pp. 379-395.
- Fama, E. F. and K. R. French, 1988a, “Permanent and Temporary Components of Stock Prices”, *Journal of Political Economy* 96, pp. 246-273.
- Fama, E. F. and K. R. French, 1988b, “Dividend Yields and Expected Stock Returns”, *Journal of Financial Economics* 22, pp. 3-25.
- Fama, E. F. and K. R. French, 1993, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, 1973, “Risk, Return, and Equilibrium : Empirical Tests”, *Journal of Political Economy* 71, pp. 607-636.
- Fama, E. F. and G. W. Schwert, 1977, “Asset Returns and Inflation”, *Journal of Financial Economics* 5, pp.115-146.
- French, K. R., Schwert G. W. and R. F. Stambaugh, 1987, “Expected Stock Returns and Volatility”, *Journal of Financial Economic* 19, pp.3-29.
- Grinblatt, M., Titman, S., and Wermers, R., 1995, “Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: a Study of Mutual Fund Behavior.” *American Economic Review* 85, pp. 1088–1105.
- Hong, H., Lim, T., and J., Stein, 2000, “Bad news travels slowly: size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies” *Journal of Finance* 55, pp. 265–295.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, 1993, “Return to Buying Winners and

- Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, *Journal of Finance* 48, pp. 65-91.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., and R. Vishny, 1992, “The Impact of Institutional Trading on Stock Prices”, *Journal of Financial Economics* 32, pp. 23–43.
- Moskowitz, T. J. and M. Grinblatt, 1999, “Do Industries Explain Momentum? ”, *Journal of Finance* 54, pp. 1249-1290.
- Poterba, J. M. and L. H. Summers, 1988, “Mean Reversion in Stock Prices — Evidence and Implications”, *Journal of Financial Economics* 22, pp. 27-59.
- Schwert, G. W., 1989, “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation”, *Journal of Business and Economic Statistics* 7, pp.147-159.
- Sharpe, W. F., 1965, “Risk-Aversion in the Stock Market: Some Empirical Evidence”, *Journal of Finance* 20, pp. 416-422.
- Sims, C., 1980, “Macroeconomic and Reality”, *Econometrica* 48, pp. 1-49.
- Vuolteenaho, T., 2000, “Understanding The Aggregate Book-to-market Ratio and Its Implications to Current Equity-premium Expectations”, Working paper, Department of Economics, Harvard University.
- Vuolteenaho, T., 2002, “What Drives Firm-level Stock Returns?”, *Journal of Finance* 57, pp. 233–264.
- Wermers, R., 1999, “Mutual Fund Herding and The Impact on Stock Prices”, *Journal of Finance* 54, pp.581–622.