

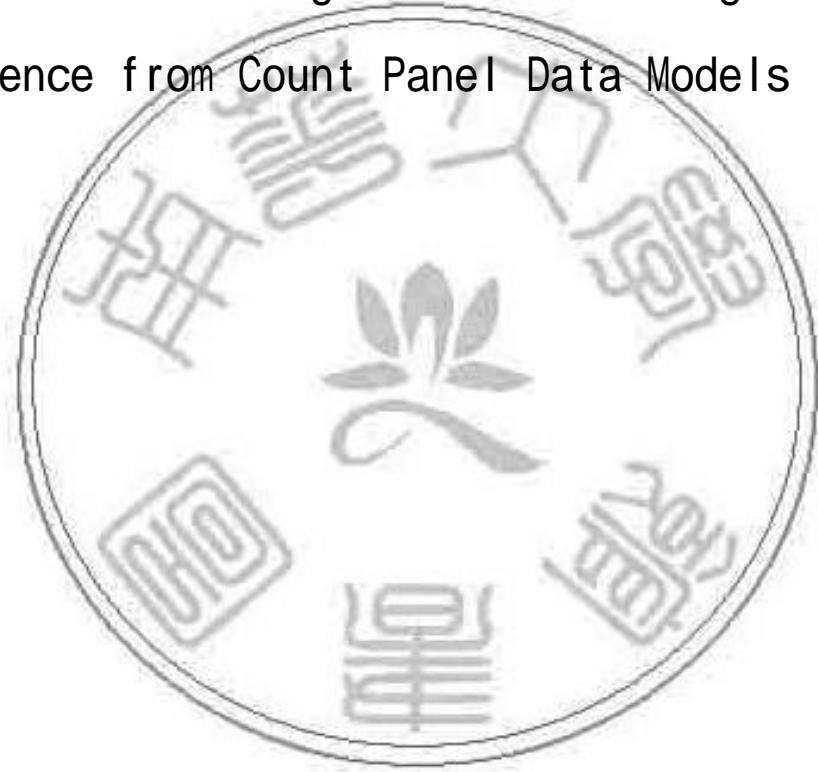
南 華 大 學

經濟學研究所碩士論文

基金持股影響因素之探討 - 可數追蹤資料模型之分析

Modeling Mutual Fund Manager's Stock Holding Decision:

Evidence from Count Panel Data Models



研 究 生：薛勝斌

指導教授：邱魏頌正

中華民國 九十二年 七月

南 華 大 學

碩 士 學 位 論 文

經濟學研究所

基金持股決策影響因素之探討
—可數追蹤資料模型之分析

研究生：薛 皓 斌

經考試合格特此證明

口試委員：邱 魏 頌 正

賴 靖 宜

崔 可 欣

指導教授：邱 魏 頌 正

所 長：邱 魏 頌 正

口試日期：中華民國 九十二年 六月 卅 日

目錄

摘要	1
1. 前言	4
2. 模型設定	10
基金持股模型	10
實證模型	13
3. 估計方法	15
條件最大概似估計法	16
準最大概似估計法	17
一般動差估計法	18
4. 資料說明	21
基金持股資料	21
個體面經濟因素資料	24
總體面經濟因素資料	26
5. 實證研究	28
個體面經濟因素之實證結果	28
個體面經濟因素之實證結果	31
6. 結論	32
7. 參考文獻	33

論文摘要

解釋基金投資活動一直都是經濟學者們所關心及注目的課題，近年來基金投資之研究主要是使用連續型變數模型估計投資之資料，但投資之資料常屬間斷且非負整數之型態。若以連續型數量研究方法估計間斷型資料，模型規格設定的錯誤與資料處理上可能產生的重大遺漏，均可能導致最終之實證推論發生偏誤，因而使研究成果之可信度及參考之價值降低。

本文研究之重心在於基金之持股，而研究之目的則在於運用可數追蹤資料模型與重複間斷選擇模型等間斷數量研究方法，深入檢驗暨探討可能影響基金持股的重要個體經濟因素。實證之樣本為台灣地區 2000-2002 年間，成立三年以上的科技型基金對上市電子類股持股之月資料。實證結果歸納如下：

(一) 模型規格之檢定：

Hausman 檢定值為 36.825，表模式中之解釋變數與干擾項間存在顯著之關聯性，實證分析之模式應設定為具有固定效果的追蹤資料模型。

(二) 個體面變數之實證結果：

1. 個股前期報酬率與基金持股間呈顯著正相關之結論顯示出基金經理人偏好增加前期報酬率高個股之持股數，隱含科技型基金經理人間普遍存在追漲操作之投資行為，支持 Grinblatt et al. (1995)

實證之結果。

2. 公司規模與基金持股間呈負相關間接隱含經理人認同股票市場存在規模效果，支持 Banz(1981)對規模效果之實證。
3. 本益比對基金持股之影響為顯著負相關，支持 Basu(1977)與 Reinganum(1981)研究之發現。
4. 個股標準差與基金持股二者間呈現顯著正相關之實證結論並不支持 Campbell 與 Hentschel(1992)的波動性回饋假說。我們這或許是因為本文實證分析之樣本僅限於科技型基金所造成。科技型基金多屬積極成長型基金，偏好持有價格波動幅度較大之個股。
5. 個股之週轉率對基金持股之影響唯有準概似估計法之估計結果呈顯著正相關，且估計之參數值較小，表示個股週轉率對本研究中基金持股之影響甚低，這似乎與 Falkenstein(1996)研究之結論並不一致，然此二者間其實並無衝突與矛盾之處。因相較於 Falkenstein 對所有類型基金之全面性研究，本文只侷限於研究科技型基金。因該類基金持有科技類個股之比重甚高，而科技類股在台灣股市屬熱門交易之類股，不易產生週轉率低落之情形，故對基金持股之影響並不顯著。

(三) 總體面變數之實證結果：

1. 基金持股顯著受貨幣供給成長率與利率等二貨幣政策指標變數之影響，與貨幣供給成長率間呈顯著正相關而與利率間呈顯著之負相關，這表示政府寬鬆貨幣政策所增加的資金可能流入基金市場

進而導致經理人增加整體持股。

2. 基金持股與工業生產成長率成正相關且與消費者物價上漲率呈負相關，但均不顯著。造成此二變數解釋能力低落之原因可能為台灣證期會對基金投資金額之限制，其規定基金持股至少須達至一定之比例方能收取全額之管理費用，否則將只能收取半數管理費。此一規定可能使經理人不理會經濟景氣與物價之變動，為求收取全額之管理費用而經常維持一定比例之持股，導致此二變數對基金持股之影響均不顯著之實證結果。
3. 匯率與基金持股間成正相關隱含台灣高科技公司屬於出口傾向，然估計之結果不顯著可能是因為匯率對國內型基金之影響力有限所致。

關鍵字：基金持股決策、可數追蹤資料模型、重複間斷選擇模型、準最大概似估計法、一般動差估計法。

1 前言

共同基金最早發源於英國，而盛行於美國。美國基金市場無論就種類、數量或規模而言，均堪稱目前世界之最。基金在美國金融業中佔有絕對優勢的地位，且其資金之運作對美國整體經濟也具有舉足輕重的影響。台灣為亞洲地區證券市場發達的國家之一，雖然引進基金投資之時點較其他亞洲國家稍晚，但基金在台灣之發展相當快速。自 1970 年代中期以來，台灣因為經濟的穩定成長而累積了大量過剩游資，促使財政當局決定引進證券投資信託方式。希望藉由成立共同基金來募集資金，將市場上過剩之資金轉而投資於海內外證券市場。1983 年 8 月台灣第一家投資信託公司 - 台灣國際證券投資信託公司，與台灣第一個投資信託基金 - 台灣基金的正式成立，象徵著台灣的基金業？入開始發展的階段。

台灣證管會自 1992 年開放新投信的申請，當時申請的 14 家準投信公司共有 11 家被核可成立。這些基金於 1993 年 1 月開始募集資金，當時總計募集了 533 億元。此外，證管會為加強共同基金資訊之透明化，更於 1993 年 5 月開始要求投信公司公開其基金持股之內容，包括基金每週於各產業類股持股之比重及其各股月底持股之明細等，以提供基金投資人作為參考之依據，台灣也自此？入了投資信託事業的新里程碑。累計至 1997 年 3 月底為止，合法成立的投信公司已經有 21 家之多，而且整體基金之資金規模也已經累積高達 5400 億元。而近年來台灣更因定存利率逐年下滑，在幾乎零利率的投資環境下，偏好基金投資的人數顯著倍增，使得台灣基金數量與基金規模更加速

成長。規模如此龐大的資產，其在證券市場之運用及操作都將對台灣整體經濟產生相當程度的影響。

投信公司因擁有熟悉股票市場機制的專業投資經理、專業資料研究分析人員及豐富的個股及產業資訊，一般投資人大多深信基金經理人之選股會較一般散戶有較佳的表現，並將基金經理人的持股操作作為其自身投資股票的參考指標。加上基金整體資金規模對股市之影響甚鉅，故基金經理人的選股偏好也因此成為投資人及經濟財務學者關注的焦點。在學者們悉心投入研究下，基金領域近年來研究之成果相當豐碩。過去文獻大多依循傳統投資學之觀點，將投資視為連續型變數，而使用連續型模式進行實證研究。然而，我們認為現實環境中之投資資料常具備間斷、非負、非線性(discrete、non-negative and non-linear)與動態等特質。若將具備上述特質之資料視為連續型變數，且以連續型迴歸模式進行實證分析，則模式規格設定上的錯誤(mis-specification)及資料處理上所可能產生的重大遺漏值，均將會導致最後的實證推論發生嚴重偏誤，而使研究成果之可信度及參考價值降低。

我們認為基金持股資料具備上述之間斷、非負、非線性與動態等特質，實證上應採用間斷型變數模式來進行資料之分析。可數資料模型(count data model)是傳統上最常用以分析具有獨立且非負整數(independent and non-negative integer)資料性質的計量經濟模型。該模型主要用於分析研究期間內某特定事件發生之次數，解釋現象發生之成因及其背後之經濟意涵。其應用範疇相當廣泛，文獻上舉

凡專利權申請之次數[Hausman et al.(1984)、Jerry et al.(1984)、Richard et al.(1985)、Montalvo(1997)、Michele(1997)、Bruno et al.(1997)]、國外直接投資 (foreign direct invest; FDI)之次數 [Kasaundra(2000)、John(2001)]、動物的獵殺次數 [Michael et al.(1990)]、道路意外發生的次數[Kurt (1995)]、旅遊或娛樂之次數[Timothy (1996)、Bowker (1998)、Jerry et al.(1995)、Jeffrey et al.(1995)]、消費財貨之購買數[Gourieroux et al.(1997)]、員工的曠職數 [Miguel et al.(1997)]、家庭對新生兒的需求數 [Sulayman(1998)、Adriaan(2000)、Maria(2000)、Jochen and Regina(2000)]、消費者經由直接郵寄所購買的書本數 [Wedel et al.(1993)]、消費財的購買次數[Ramaswamy et al.(1994)]、醫療諮詢之次數[Colin and Frank(1996)、Cameron et al.(1997)、Crouchley et al.(1999)、Shiferaw et al.(2000)]、香菸的消費數[John(1997)、Steven(1999)]、採用新技術的時機[Bruce et al.(1998)]等。而將可數資料模型運用於分析共同基金之持股，本文可謂為首篇之嘗試。

因波式分配(Poisson distribution)本身表示單位時間內某一事件發生之次數分佈，適合用於解釋間斷且非負之可數資料，故波式迴歸模式(Poisson regression model)常為可數資料模型之基本架構。然而，波式模式之運用必須滿足前二階動差相等之設定，文獻上稱此為均等分佈(equi-dispersion)。然而，大部分實證之資料常會發生過度分佈(over-dispersion)或過低分佈(under-dispersion)之情形，難以滿足前二階動差恰好相等之設定。所謂過度分佈是指估計

之條件變異數顯著地大於估計之條件平均值。而過低分佈是指估計之條件變異數顯著地小於估計之條件平均值。均等分佈之設定常使波式迴歸模式之實證運用受到嚴格限制。

針對波式迴歸模式此一均等分佈設定之限制，許多研究均經由模型之推導而研究出不須滿足均等分佈條件的一般化波式模型，來進行間斷非復資料之實證分析。例如 Hall et al.(1984)所提出的負二項模式(negative binominal model)與 Mullahy(1986)所提出的截斷型波式模式(truncated Poisson model)。

而基於追蹤資料模型之設定能將影響基金持股之內在因素與外在因素合理模式化，本文之可數模型設定為追蹤資料模型之型態。相對於負二項模式與截斷型波式模式在估計上只須採用最大概似法(maximum likelihood; ML)即可求得一致之估計式，可數追蹤資料模型最基本的估計方法為 Hall et al.(1984)在固定效果模式(fixed effect model)之設定下所推導出的條件最大概似法(conditional maximum likelihood; CML)。但固定效果模式只能適用於個別效果(individual effect)與解釋變數彼此間不為獨立之情況，倘若此二者間具有顯著之相關性，將會導致估計值發生不一致之情況。對波式指數迴歸模式而言，條件最大概似法主要優點在於其分析上的追溯能力(analytical tractable)，但條件最大概似估計式之一致性必須依賴研究樣本符合波式分配及解釋變數均為嚴格外生等二設定。若違反其中一項設定，則條件最大概似估計式將產生不一致之情況。然而，

研究樣本是否符合波式分配及解釋變數是否均為嚴格外生在實證上常難以驗證。

鑒於條件最大概似法實證上之限制，Gourieroux et al.(1984) 與 Mullahy(1986) 首先提出準最大概似法 (pseudo maximum likelihood; PML)。準最大概似法在資料分配之型態不符合波式模式之設定下，仍可得到具有一致性之估計式。例如，Hall et al.(1986)、Cameron 與 Trivedi (1986) 之研究均採用準最大概似法進行實證之估計。Wooldridge(1990)經由修正 Gourieroux 等人研究之方法，進而提出一種不必假設分配型態亦可求出一致估計值之估計方法，並證明當條件平均數為正確之規格時，可確保準最大概似估計式具有一致性。準最大概似估計法雖解除了研究樣本需為波式模式之限制，但其估計式之一致性仍須依賴解釋變數為嚴格外生之設定。換言之，條件最大概似估計式與準最大概似估計式之一致性均須建立於固定效果模型之設定。若模型為隨機效果之設定，則條件最大概似法與準最大概似法將無法求出符合一致性之估計結果。

針對實證分析上解釋變數常難以確認是否為嚴格外生之問題，後續學者亦研究出許多可供採行的方法。一般是採用一階差分的方式轉換原本之規格，因為一階差分之轉換有助於找出有效的工具變數，但此方法只適用於線性模型。Hansen(1982)提出的非線性一般動差法 (generalized moment method; GMM)，則可在非線性之資料特質下求出一致之估計式，為所有估計式中限制最少且最具一般性之估計方法。

本文主要的目的在於運用可數追蹤資料模型、重覆間斷型選擇模型(repeated discrete choice model)與三種不同的估計方法分析影響基金經理人持股之重要因素。希望能藉由本文之實證分析了解個總體經濟因素對基金持股之影響，並歸納出影響基金持股之重要變數。唯盼本文除提供國內基金投資者額外之資訊外，對於有關當局基金相關法令之制定及政策擬定之效果評估亦能具有相當程度之參考價值。

本文後續之架構分別為基金持股模型之推導、估計方法之說明與比較、解釋變數與相關資料之說明、實證分析與結論等五個部分。第二節將先說明應用間斷型模型推導基金經理持股模型之程序，並以之架構實證模型。第三節則著重於說明三種估計方法之構造原理，解釋其適用之時機並比較其彼此間之優劣。第四節中將說明本文之實證樣本及個總體解釋變數之基本定義及其基本統計特性。第五節中將進行實證分析並對實證之結果作一完整說明，並於第六節中總結本文研究之結論。

2 模型設定

本文基金持股模型之建構主要參酌 Hellerstein 與 Mendelsohn(1993) 所提出的重覆間斷型選擇模型，及 Daniel、Robert(1993)對重覆間斷型選擇模型的延伸推導。為簡化模型之推導，我們假設經理人在基金規模之限制下，只考量個股之價格來制定其持股決策，並藉此極大化其個人效用。令 p_y 表個股(y)之股價， m 表基金規模，則經理人面對單一個股(y)的持股決策模式可以用以下的二項間斷選擇(binary discrete choice)效用函數來表示：

$$U^* = \max(U^c(p_y, m)) \quad c \in R = \{0,1\} \quad (1)$$

式(1)中之 $U^c(p_y, m)$ 表基金持股之效用函數； c 表經理人之持股決策， $c=1$ 表基金持有該個股， $c=0$ 則表基金未持有該個股； U^* 則表持股決策後實現之效用值。若經理人持有個股(y)之效用水準 $U^1(p_y, m)$ 大於未持有該個股之效用水準 $U^0(p_y, m)$ ，則經理人最終獲得之效用水準為 $U^* = U^1(p_y, m)$ 。當經理人選擇持有時，個股即產生一需求量。令 $P_y(p_y, m)$ 表該經理人持有個股之機率， $1 - P_y(p_y, m)$ 表經理人不持有該個股之機率，則經理人對單一個股的持股決策模式將服從如下的伯努力機率分配模式(bernoulli distribution)：

$$f(y) = P_y^c (1 - P_y)^{1-c} \quad (2)$$

$$E(y|p_y, m) = P_y \quad (3)$$

式(3)表基金經理人期望持有之個股數，即其需求函數。現在考慮基金經理人面臨 n 個可選擇個股的情況，假設該基金經理人對於不同個

股間的持股決策均相互獨立且取自同一個伯努力母體。令隨機變數 y_i 表基金經理人於 n 個可選擇持有個股中持有其中 y_i 個, $0 < y_i \leq n$, 則基金經理人面對 n 個可選擇持有個股之持股模式將以二項分配 (binominal distribution) 模式呈現:

$$f(y_i) = \binom{n}{y_i} P_i^{y_i} (1 - P_i)^{n - y_i} \quad i = 1, \dots, n \quad (4)$$

$$E(y_i | p_i, m) = nP_i \quad i = 1, \dots, n \quad (5)$$

式(4)中, $f(y_i)$ 表基金經理人面對 n 個可選擇持有個股的狀況下, 持有其中 y_i 檔股票之機率分配模式。式(5)表基金經理人對每一個個股期望持有之股數。式(4)與式(5)可視為基金經理人面對可數且有限的持股選擇集合下所產生之持股決策模式。

假設參數 x_i 表示第 i 檔股票解釋變數之集合 $x_i = \{p_i, m\}$ 。Mood 與 Boes(1974)經由模型推導的過程中發現, 當基金的可選擇持股數(n)趨近於無窮大而使得單一個股被持有之機率 P_i 越小時, 式(4)之二項分配將收斂為式(6)之波式分配模式, 且波式分配之參數 l 將為指數線性(linear exponential)之型式:

$$f(y_i) = (e^{-l} l^{y_i}) / y_i! \quad i = 1, \dots, n \quad (6)$$

$$l(x_i, \mathbf{b}) = E(y_i | x_i) = \exp(\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_p p_i + \mathbf{b}_m m) \quad i = 1, \dots, n \quad (7)$$

式(7)之 l_i 可表基金經理人對每一個個股期望持有的股數。考量一個多期的持股決策情況, 我們於式(6)中加入時間因子, 將可建構一個有限期間混合的基金持股決策模式。基於動差母函數的相加性質, 波

式分配的聯合機率分配將仍為波式分配模式。令 $Y \equiv (y_{1,1}, \dots, y_{n,T})$ 代表所有期間之持股決策且 $0 < y_{i,t} \leq n$ ，則基金持股模式將發展為：

$$f(Y) = f(y_{1,1}, \dots, y_{i,T}) = \prod_{t=1}^T f(y_{i,t}) \sim P(\mathbf{I}_{i,t}) \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

$$\mathbf{I}_{i,t} = E(Y|x_{i,t}) = \exp(\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_p p_{i,t} + \mathbf{b}_m m_t) = \exp(\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_i x_{i,t}) \quad (9)$$

式(9)之 $\mathbf{I}_{i,t}$ 表基金經理人每期對每一個個股期望持有的股數。式(8)之波式模式隱含前兩階動差相等之限制，即 $E(y_{i,t}|x_{i,t}) = \text{Var}(y_{i,t}|x_{i,t}) = \mathbf{I}_{i,t}$ 。本文將檢驗資料是否滿足此一均等分佈之特質。

式(9)之設定未將個別異質效果加入模式中，此設定間接隱含解釋變數可涵蓋所有個別性之差異。然而，實際上影響基金經理人持股決策之經濟因素相當複雜，除了觀察到的個體面因素與總體面因素等外在因素外，其他基金內在的因素，例如經理人之年齡、資歷、性別及學歷等許多觀察不到的因素，也都可能會對基金持股決策產生影響。依據可數追蹤資料模型之模型設定方式，這些內在因素所可能產生的未觀察到異質性(unobserved heterogeneity)特質應歸於系統之干擾項中，並將其對個別基金持股決策影響之效果視為固定不變。令 \mathbf{e}_i 表模式中所有未觀察到的基金內在因素，將之加入式(9)中，可得如下之指數迴歸實證模式：

$$\mathbf{I}_{i,t} = E(y_{i,t}|x_{i,t}) = \exp(\mathbf{b}_i x_{i,t} + \mathbf{e}_i) \quad (10)$$

式(10)之實證應用需先考量解釋變數與個別異質性效果間之實際關係，來將模式設定為固定效果或隨機效果模式(random effect model)。當內在因素與解釋變數間存在顯著的相關性時，分析上需採

用固定效果模式，若採用隨機效果模式之設定則實証估計之數值將不具一致性；反之，當解釋變數屬模式之嚴格外生變數時須以隨機效果模式分析之，採用固定效果模式將無法得到一致的估計值。對於未觀察到的個別效果為固定抑或隨機，可使用追蹤資料文獻中常見的 Hausman test 進行檢定。

一般而言，影響基金持股的因素可分為經濟因素、政治因素、法規因素、心裡因素等。本文著重於經濟因素之探討，依據文獻上研究之假說與實證之成果將影響基金持股之經濟因素歸類為個體面與總體面因素兩大類，採用之個體經濟因素包括個股前期報酬率、個股風險、個股週轉率、個股發行公司之規模及個股本益比等代表個別股票特性之因素；總體經濟因素包括經濟成長率、貨幣供給成長率、物價成長率、利率及匯率等六個用以反映我國整體經濟環境的情形的總體經濟指標。透過式(10)，可架構出本文之實證模型如下：

$$\begin{aligned}
 FSHN_{i,t} = \exp[& \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 r_{i,t-1} + \mathbf{b}_2 d_{i,t} + \mathbf{b}_3 T_{i,t} + \mathbf{b}_4 S_{i,t} + \mathbf{b}_5 (P/E) \\
 & + \mathbf{b}_6 (\Delta \ln CPI_t) + \mathbf{b}_7 (\Delta \ln M1B_t) + \mathbf{b}_8 (\Delta \ln CPI_t) \\
 & + \mathbf{b}_9 IR_t + \mathbf{b}_{10} FER_t + \mathbf{e}_i]
 \end{aligned} \tag{11}$$

式(11)中，

$FSHN_{i,t}$ 表基金第 t 期對 i 個股之持股數，為可數追蹤資料之型式。 $\mathbf{e}_{i,t}$ 表隨機誤差項。

$r_{i,t-1}$ 表個股前一個月之報酬率，為個股之資本利得加上股利收益率，令第 i 檔個股每月月底之收盤價為 $p_{i,t}$ ，而前一個月月底之

收盤價為 $p_{i,t-1}$ ，當月發放之股利為 $D_{i,t}$ ，則個股之報酬率之計算方式為： $r_{i,t} = (p_{i,t} - p_{i,t-1} + D_{i,t}) / p_{i,t-1}$ 。

$d_{i,t}$ 表個股月報酬之風險值，風險亦為經理人考量的重要因素，本研究以股價之標準差為個股風險之替代變數。令 d 表示第 t 個月的第 d 個交易日， $p_{i,t,d}$ 表第 i 檔個股該日之股價， $\bar{p}_{i,t}$ 表示第 i 檔個股第 t 個月的平均價格，則本研究風險值之計算方式為：

$$d_{i,t} = \sqrt{[\sum_d (p_{i,t,d} - \bar{p}_{i,t})^2] / 30}。$$

$T_{i,t}$ 表個股月週轉率，令 $q_{i,t}$ 表示第 i 檔股票於第 t 個月成交之股數； $Q_{i,t}$ 表第 i 檔股票於第 t 個月時流通在外之股數，則個股週轉率之計算方式可寫為： $T_{i,t} = q_{i,t} / Q_{i,t}$ 。

$S_{i,t}$ 表股票發行公司之規模，本研究採用 Banz (1981) 對公司規模之定義，以公司之市場價值為替代變數，令第 i 檔個股於第 t 個月時發行流通在外之股數為 $N_{i,t}$ ，則 Banz 定義之公司規模之計算方式為： $S_{i,t} = P_{i,t} \times N_{i,t}$ 。

$P/E_{i,t}$ 表個股之本益比，令 $E_{i,t}$ 表第 i 檔個股於第 t 個月時的每股盈餘，則本益比之計算方式為： $P/E_{i,t} = p_{i,t} / E_{i,t}$ 。

其他總體面變數： $\Delta \ln IPI_t$ 代表經濟成長率， $\Delta \ln M1b_t$ 代表貨幣供給成長率， $\Delta \ln CPI_t$ 代表當期通貨膨脹率， IR_t 代表當期利率， FER_t 代表當期匯率。

3 估計方法

式(8)之設定包括未觀察到之個別效果 e_i ，在實證分析上必使用轉換方法將個別效果消除後才能進行估計。本研究參考 Anderson(1970)之條件最大概似法、Gourieroux(1984)之準最大概似估計法與 Hansen(1982)之非線性一般動差法，對可數追蹤資料模型進行估計並比較三種方法實證之結果。

前述的負二項模式與截斷型波式模式在估計上只須採用一般常見的最大概似法(maximum likelihood, ML)即可求得一致估計式。可數追蹤資料模型的估計方法較為複雜，最基本的估計方法為 Hall et al.(1984)在固定效果模型(fixed effect model)之設定下所推導出的條件最大概似估計式。若個別效果(individual effect)與解釋變數彼此間存有顯著之關係，則條件最大概似估計式將導致不一致之估計結果。鑒於條件最大概似估計式實證上之缺失，Gourieroux et al.(1984)與 Mullahy(1986)首先提出準最大概似估計式。Hall et al.(1986)、Cameron 與 Trivedi(1986)之研究均採用準最大概似估計法進行實證之估計。Wooldridge(1990)修正 Gourieroux 等人的方法論，提出一種不必假設分配型態亦可求出一致估計值之估計方式。Wooldridge 並證明當條件平均數為正確之規格時，將可確保 PML 之估計值符合一致性。雖然相對於條件最大概似估計法而言，準最大概似估計法解除了研究樣本分配上的限制。然而，與條件最大概似估計法相同的是，準最大概似估計式之一致性仍須依賴解釋變數為嚴格外生之假設。換言之，準最大概似估計法與條件最大概似估計法只能

適用於固定效果模型設定之實證分析，對於隨機效果模型而言將無法求出符合一致性之估計結果。

針對條件最大概似估計式與準最大概似估計式之問題，後續學者亦研究出許多可供採行的方法。一般是採用一階差分的方式來轉換原本之規格，因為一階差分之轉換有助於找出有效的工具變數，但此種轉換方法只適用於線性模型。終於，Hansen(1982)提出一般動差法估計法，可在資料具有非線性特質下仍能求出一致之估計式，為所有估計式中限制最少、最具一般性之估計方法。以下將簡單介紹上述三種估計方法之基本架構。

3.1 條件最大概似估計法

條件最大概似估計法是傳統上最常被用以估計可數追蹤資料模型的估計方法。條件最大概似估計法之建構原理是經由總合可數次數作原分配之轉換，以總合可數次數與未觀察到之個別效果為條件之可數追蹤變數將呈現多項分配(multinomial distribution)之型態，而且經轉換後該分配將不再受未觀察到的個別效果之影響。繼而對該分配使用最大概似估計方法求出多項分配之對數概似函數後，即可經由對數概似函數之一階條件導出模型參數之一致估計式。令總發生次數 $n_i = \sum_{t=1}^T y_{i,t}$ ，使用動差母函數的方法可以證明出 n_i 亦將服從波式分配且其參數為總合可數次數 $\sum_{t=1}^T \mathbf{1}_{i,t}$ 。令 $y_i \equiv (y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T})$ 、 $x_i \equiv (x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,T})$ ，則 y_i 的條件分配可以轉換成：

$$P(y_i / x_i, n_i, \mathbf{e}_i) = \frac{(\sum_{t=1}^T y_{i,t})!}{\prod_{t=1}^T A_{i,t}^{y_{i,t}}} \quad \sum_{t=1}^T A_{i,t} = 1 \quad (12)$$

$$A_{i,t} \equiv \mathbf{1}_{i,t} / \sum_{t=1}^T \mathbf{1}_{i,t} = \exp(\mathbf{b}_i x_{i,t}) / \sum_{s=1}^T \exp(\mathbf{b}_i x_{i,s}) \quad (13)$$

式(12)顯示出轉換後之分配為多項式分配，式(13)則顯示個別效果已經由總合可數次數之轉換而消除。並可推導出如下之條件對數最大概似函數：

$$L(\mathbf{b}) = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T y_{i,t} \log(p_{i,t}(\mathbf{b})) \quad (14)$$

對式(14)中的 \mathbf{b} 作偏微分並令其為零，即可求出條件最大概似估計式：

$$\frac{\partial L(\mathbf{b})}{\partial \mathbf{b}} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T y_{i,t} p_{i,t}(\hat{\mathbf{b}})^{-1} \frac{\partial p_{i,t}(\hat{\mathbf{b}})}{\partial \mathbf{b}} = 0 \quad (15)$$

對波式指數迴歸模式而言，條件最大概似法主要優點在於其分析上的追溯能力 (analytical tractable)，但其缺點為條件最大概似估計式為一致須依賴模式為波式分配及解釋變數為嚴格外生等兩個假設。然而，此二假設在實證上難以加以驗證，只要違反其中一項假設，條件最大概似估計式就會產生不一致之情況。

3.2 準最大概似估計法

條件最大概似估計式須假設本研究之觀察目標服從波式分配，但實際上觀察目標之分配模式通常難以判定。Gourieroux et al.(1984)提出的準最大概似估計法優點在於即使觀察目標不符合波式分配之設定，仍能求出一致且極限分配為常態之估計式。Gourieroux 亦指出以準最大概似估計法估計指數迴歸模式將能得到一致性極高的估計式。依據 Wooldrige(1990)之推導程序，設定一維持原函數非負且間

斷之特性下之函數 $u_{i,t}(\mathbf{b}) = y_{i,t} - p_{i,t}(x_{i,t}, \mathbf{b})n_i$,此函數將會符合條件期望值為零之正交(orthogonality condition)條件:

$$\begin{aligned} E[u_{i,t}(\mathbf{b})|x_i, \mathbf{e}_i] &= E[y_{i,t}|x_i, \mathbf{e}_i] - p_{i,t}(x_{i,t}, \mathbf{b})E[n_i|x_i, \mathbf{e}_i] \\ &= \mathbf{1}_{i,t} - (\mathbf{1}_{i,t} / \sum_{t=1}^T \mathbf{1}_{i,t}) \sum_{t=1}^T \mathbf{1}_{i,t} = 0 \end{aligned} \quad (16)$$

$$E[Z_i(x_i)' u_i(\mathbf{b})] = 0 \quad (17)$$

令 $Z_i = Z_i(x)$ 為確認動差條件成立之任一函數 , 當 $\hat{\mathbf{b}}$ 之極限分配滿足 Hansen(1982)設定的常規條件時 , 即可解出準最大概似估計式如下:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n Z(x_i)' u_i(x_i, \hat{\mathbf{b}}) = 0 \quad \sqrt{N}(\hat{\mathbf{b}} - \mathbf{b}) \sim N(0, \Lambda) \quad \Lambda = (\Delta' \Phi^{-1} \Delta)^{-1} \\ \Delta \equiv E[Z(x_i)' \nabla_{\mathbf{b}} u_i(\mathbf{b})] \quad \Phi \equiv E[Z(x_i, \mathbf{b})' u_i(\mathbf{b}) u_i(\mathbf{b})' Z(x_i, \mathbf{b})] \end{aligned} \quad (18)$$

其中 , Δ 之一致估計式為: $\hat{\Delta} = \sum_{i=1}^n Z(x_i, \hat{\mathbf{b}})' \nabla_{\mathbf{b}} u_i(\hat{\mathbf{b}}) / n$, 且 Φ 之一致估計式為: $\hat{\Phi} = \sum_{i=1}^n Z(x_i, \hat{\mathbf{b}})' u_i(\hat{\mathbf{b}}) u_i(\hat{\mathbf{b}})' Z(x_i, \hat{\mathbf{b}}) / N$ 。準最大概似估計法的主要優點在於他不必符合觀察標的之分配型態為波式分配也能得到一致之估計式 , 但其缺點為當模式符合波式模式之設定時 , 其估計之效度將會低於條件最大概似估計法。而且與條件最大概似估計法相同的是 , 準最大概似估計法之一致性亦須依賴解釋變數為嚴格外生之假設 , 亦即固定效果模型之設定。

3.3 一般動差估計法

解釋變數是否為嚴格外生在實際上很難加以確認。若解釋變數並非嚴格外生變數 , 條件最大概似估計法及準最大概似估計法將會產生不一

致的結果。Hansen(1982)之研究認為解釋變數應視為先驗(predetermined)而非嚴格外生，並提出一般動差估計法估計先驗解釋變數之參數。一般動差估計法對於實際上並非波式模式且解釋變數非嚴格外生(strictly exogenous)之研究樣本，仍可求出一致之估計式。假設 $E(\mathbf{e}_i)=0$ ，且殘差平方合 $E(\mathbf{e}_i'\mathbf{e}_i)=\Omega$ 。在解釋變數不滿足 $E(x_{i,t}\mathbf{e}_i)=0$ 之正交條件下，令 Z_i 為 x_i 之工具變數且 Z_i 與 \mathbf{e}_i 無顯著相關，則 Z_i 將滿足式(20)設定之正交條件：

$$E(Z_i'\mathbf{e}_i)=0 \quad V(Z_i'\mathbf{e}_i)=(Z_i'Z_i)\mathbf{s}^2 \quad (19)$$

$$w_i = \sum_{t=1}^n (Z_i'Z_i)/\mathbf{s}^2 = \sum_{t=1}^n (Z_i'\Omega Z_i)^{-1} \quad (20)$$

令 w_i 表一加權矩陣(weighting matrix)，依據Hansen(1982)之證明，式(20)為最適 w_i 之設定。在式(20)之設定下，即可由下式之極小化求出一般動差估計式：

$$\begin{aligned} & \text{Min} \left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (y_{i,t} - \mathbf{b}_i x_{i,t})' x_{i,t} w_i x_{i,t}' (y_{i,t} - \mathbf{b}_i x_{i,t}) \right] \\ \hat{\mathbf{b}}_{GMM} & = \left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{i,t}' Z_i (Z_i'\Omega Z_i)^{-1} Z_i' x_{i,t} \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{i,t}' Z_i (Z_i'\Omega Z_i)^{-1} Z_i' y_{i,t} \right] \quad (21) \end{aligned}$$

一般動差估計法的主要優點有下列三項。第一，不必受前二階動差相等之限制；第二，解釋變數不需為嚴格外生；第三，個別效果及殘差項之間可以允許序列相關(serial correlation)之存在。一般動差估計法在解除了以上三個條件之限制下，仍能求出一致之估計式，但其缺點為，當模式符合波式模式之設定或解釋變數為嚴格外生時，其估計之效度將會低於另外兩個估計方法。

上述三個估計方法建構的基本原理都是藉由消除個別效果而得出一致的估計式，然其主要的不同點有二。第一，解釋變數之假設不同，條件最大概似估計法必須滿足模式之解釋變數為外生且樣本分配之型態符合波式模式二種設定，才能求出一致之估計式；PML 估計法下樣本分配之型態不須符合波式模式之要求，但仍必須滿足解釋變數為外生方能獲取一致之估計式；而一般動差估計法則不受解釋變數為外生與波式分配之限制。第二，消除個別效果與獲取一致估計式的方法不同。條件最大概似估計法以總合可數次數(total count number)作為轉換原先模型及消除個別效果之工具，再將轉換後之函數作最大概似法求出一致之估計式；準最大概似估計法則是使用維持原先模型特性之轉換函數作為模型轉換及消除個別效果之工具，再將轉換後之函數使用最大概似法求出一致之估計式；而一般動差估計法也使用維持原先模型特性之轉換函數作為模型轉換及消除個別效果之工具，轉換後經由函數所需滿足之所有有效動差條件來推導出一致之估計式。

4 資料說明

本文資料上受限於基金數目與上市股票之繁多，實證上僅擷取佔台灣股市比重最高的電子類股與專業投資電子類股的科技型基金為研究對象，以 2000-2002 年間成立三年以上的 17 檔科技型基金型基金投資國內 233 家上市電子股之持股建立為追蹤資料，共計 36 筆可數追蹤資料，每一筆可數追蹤資料由 3961 筆投資之資料所構成，資料來源為台灣經濟新報(TEJ)之基金持股資料庫。表 1 為本文基金持股資料之例舉說明，資料內容為友邦巨鵬、群益創新科技、倍立高科技、友邦網路商務等四檔科技型基金，2002 年 6 月 1 日對國內前二十檔上市電子類股之持股資料。我們可由表中觀察出基金月持股資料確實具有間斷且非負整數之特質，且表中零持股之資料約佔表中所有資料之 75%強。

表 2 為本研究可數追蹤資料的相關基本資料與特性，方括弧表分類次數佔總次數之比例，圓括弧為分類次數之標準差。我們可以經由表中統計資料之次數這資訊反映出基金經理人將大筆資金集中投資於某一特定各股之機率相對較低，我們可由此印証其多角化持股以分散風險之特質。然而，因侷限於基金數目與上市股票之繁多，建構所有基金與所有上市個股之樣本實過於龐大，全面性之研究有其困難，故本文基於資料處理上之考量再實證上僅擷取 2000-2002 年間成立三年以上的 17 檔科技型基金對電子類股持股資料作為分析之標的樣本，將之建立為可數追蹤資料檢驗個體面及總體面經濟因素與基金經理人持股決策間之關係。

表 1：四檔科技型基金於 2002/06/01 投資前二十檔上市電子股之可數追蹤資料

上市電子類股	科技型基金			
	友邦巨鵬	群益創新科技	倍立高科技	友邦網路商務
光寶	5	175	0	0
麗正	0	0	0	0
聯電	290	1539	510	890
台達電	115	0	104	144
日月光	102	9	0	220
金寶	0	0	0	553
華通	0	0	0	0
台揚	0	0	0	0
神達	0	0	0	0
楠梓電	570	0	0	629
鴻海	30	451	0	0
大眾	0	0	0	0
東訊	0	0	0	0
中環	0	0	0	0
仁寶	0	0	0	0
矽品	200	0	0	200
國巨	0	0	0	0
廣宇	0	0	0	0
華泰	0	0	0	0
台積電	317	0	330	616

註：上表共有 80 筆追蹤資料，其中 21 筆為零，69 筆為大於零之正整數。以此表格為例，發生零的機率接近 75%。

一般而言，影響基金持股的因素可分為經濟因素、政治因素、法規因素、心裡因素等。本文著重於經濟因素之探討，依據文獻上研究之假說與實證之成果將影響基金持股之經濟因素歸類為個體面與總體面因素兩大類，採用之個體經濟因素包括個股前期報酬率、個股風險、個股週轉率、個股發行公司之規模及個股本益比等代表個別股

表 2：被解釋變數(投資數)樣本分佈之型態與其基本特性

投資 張數	次數與百分比			平均值與標準差		
	2000	2001	2002	2000	2001	2002
0	2272 [0.574]	2594 [0.655]	2051 [0.518]	0 (0)	0 (0)	0 (0)
1~300	263 [0.066]	275 [0.069]	121 [0.031]	254 (5.287)	193 (8.615)	176 (6.186)
301~600	521 [0.132]	598 [0.151]	633 [0.16]	593 (6.397)	531 (3.268)	449 (9.27)
601~900	232 [0.059]	207 [0.059]	579 [0.151]	725 (4.638)	663 (6.94)	836 (2.338)
>900	673 [0.17]	287 [0.072]	577 [0.146]	1057 (8.697)	1396 (9.685)	1175 (13.268)

註：百分比與標準差之計算係採用小數點第四位四捨五入。

票特性之因素；總體經濟因素包括經濟成長率、貨幣供給成長率、物價成長率、利率及匯率等六個用以反映我國整體經濟環境的情形的總體經濟指標。

Grinblatt et al.(1995) 關於持股與前期股價之研究發現高達 77%的基金經理人會採取追買前期股價上漲的股票的策略，而且實證發現進行追漲操作的基金相對而言平均績效較佳。Campbell 與 Hentschel(1992) 提出波動性回饋假說 (volatility-feedback hypothesis)解釋持股與風險間之關係，該假說認為在期望報酬增加且期望股利不變下之情況下，股價波動幅度增加將導致投資大眾因投資風險之提升而要求比原先更高水平的風險溢酬，或者直接減少或全數售出持股。個股之週轉率為表現個股流動性之指標，投資者進行買

表 3：個體面迴歸變數之定義及資料基本特性

變數	定義	會計年度			預期符號
		2000	2001	2002	
$r_{i,t-1}$	個股前一期的月報酬率	0.697 (1.267)	0.426 (0.683)	0.352 (0.974)	+
$d_{i,t}$	個股之風險值	4.698 (0.295)	3.957 (0.637)	4.337 (0.924)	-
$T_{i,t}$	個股之月週轉率	0.994 (0.718)	0.827 (0.364)	0.938 (0.542)	+
$S_{i,t}$	股票發行公司之規模	45632 (0.124)	54254 (0.558)	64127 (0.348)	-
$P/E_{i,t}$	個股之本益比	4.368 (0.285)	5.987 (0.546)	3.465 (0.218)	-

註：百分比與標準差之計算係採用小數點第四位四捨五入。

賣交易時，較高週轉率的個股不常因交易價格之誤差而導致投資者承擔無謂且多餘之價差成本。關於持股與週轉率之研究，Falkenstein(1996)研究美國開放型基金，實證之結果發現經理人會基於交易成本之考量而選擇投資高週轉率之股票，一般而言高週轉率之個股交易上會產生價格誤差之機率較低，經理人為方便其投資組合之運作與減少價差成本之考量，將會選擇增加週轉率較高個股之持股。Banz(1981)關於持股與公司規模之研究結果顯示公司規模與股票報酬率間呈負相關，公司規模較小之個股因其流通在外之股數較少，其股價波動之幅度常相對較大也常具有較的異常報酬率故較能吸引經理人持有，文獻中將公司規模較小卻具有較高報酬率之現象稱之為規模效果(scale effect)。本益比經常為經理人預期投資報酬之指標，獲利能力相同但本益比相對較低之個股表示其股價處於被投資大眾低估的狀況，尚未充分反映其應有之價格故未來期望之報酬率相對

較高。當經理人面對具有相同獲利能力的股票時，會選擇增加本益比較低個股之持股。關於持股與本益比之研究，Basu(1977)研究美國1963年到1967年之上市股票發現本益比與調整風險後之報酬率呈負相關；Reinganum(1981)之研究亦發現超額報酬與本益比呈負相關。表3為變數之定義與平均值，圓括弧為標準差，資料之來源取自台灣經濟新報(TEJ)之公司財務資料庫。公司規模之單位為萬元，由表中可看出個股前一期的月報酬率之平均值有下降之趨勢，而股票發行公司之規模則有逐年增加之趨勢。

經濟成長率為反映一國國內市場活動狀況之指標最常被使用來評估經濟景氣的好壞的指標，本研究採用工業生產成長率為經濟成長率之替代變數而非國民所得成長率的原因是工業生產成長率較能代表一國之實質產出。Fama(1990)之研究將影響股價國民生產毛額之成長率的因素區分為期望現金流量的衝擊(shocks to expected cash flows)、時變性的期望報酬(time-varying expected returns)、期望報酬的衝擊(shocks to expected returns)等三類，實證1953到1987年間美國NYSE(New York Stock Exchange)股票報酬與這三類因素間之關係，發現未來的期望現金流量可以以未來實質經濟活動之成長(如國民生產毛額之成長率、私人之毛投資、工業生產成長率等總體變數)來預估，實證之結果發現若以工業生產成長率作為預期現金流量的衝擊因素，工業生產成長率對股票實質年報酬之變異之解釋能力高達43%，而且二者間之關係為顯著正相關。一般而言，經濟成長率高有助於股價上揚，經理人會增加其持股。貨幣供給額及其成長率

表 4：總體面迴歸變數之定義及資料基本特性

變數	定義	會計年度			預期符號
		2000	2001	2002	
$\Delta \ln IPI_t$	工業生產成長率	0.348 (0.254)	0.493 (0.681)	0.354 (0.247)	+
$\Delta \ln M1B_t$	貨幣供給成長率	0.357 (0.148)	0.684 (0.364)	0.214 (0.283)	+
$\Delta \ln CPI_t$	消費者物價上漲率	0.046 (0.021)	0.129 (0.097)	0.057 (0.054)	+/-
IR_t	利率	0.063 (2.294)	0.057 (2.842)	0.054 (1.821)	-
FER_t	匯率	35.438 (0.641)	38.962 (0.215)	37.516 (0.642)	+/-

註：百分比與標準差之計算係採用小數點第四位四捨五入。

攸關整個市場資金之流量，貨幣供給量越大股市的動能也隨之而越強，股價上漲的機率也較高，經理人之持股也會隨之增加。本研究採用 M_1B 而非其他貨幣供給之指標是因為 M_1B 之計算包括通貨及活期存款，是所有貨幣供給指標中流動性最高的活期資金，與股市之關係最為密切。當股市處於多頭(牛市)行情時，人們會將定存轉為活存來投資股市謀求獲利， M_1B 就會因此而產生明顯的增加。James et al. (1985) 以向量自我迴歸移動平均模型檢定 1962 年到 1981 年間美國股票報酬與貨幣供給成長率之間的關係，發現二者間為顯著正相關。故 M_1B 的變動率大幅上揚可視為市場謀求投資獲利之資金大幅增加，經理人之基金規模與投資額也會因之而增加，故貨幣供給成長率與基金經理人之投資間為正相關。通貨膨脹率之變動率可反應一國物價是否穩定，本研究採用消費者物價上漲率為研究之標的。物價的上揚會同時導致公司產品售價的提升與生產成本的上升，產品售價的上

升有助於公司的利潤提升，為基金經理人增加持股之誘因，但生產成本的提高則不利於公司之利潤，為基金經理人減少持股之誘因。其實，通貨膨脹對經理人投資之影響並無一定之方向，須視前述兩種影響之力道而定。利率為資金之所有者犧牲其目前消費之代價，與基金經理人之投資之間具有密切的關係。對基金經理人而言，利率的降低意味著增加持股之機會成本下降，為基金經理人增加持股之誘因，二者之關係為負相關。匯率為一國貨幣之價格，以進出口的觀點來看，貨幣貶值將導致貨物進口價格上升與出口價格下降，對進口商而言為負面因素，但對出口商而言則為有利因素。匯率升值或貨幣貶值下，基金經理人將會增加出口傾向公司股票之持股且減少進口傾向公司股票之持股，故其總持股之變動方向並不一定。表 4 為總體變數實證資料之平均值與標準差，括弧中之數據為標準差，資料之來源取自台灣經濟新報之總體經濟資料庫。由表 4 中可看出利率有逐年降低之趨勢，而通貨膨脹變動率之離散程度最小。一般而言，經理人會增加前期報酬率較高、週轉率較高及風險較低、發行公司規模較小、本益比較低個股之持股，持股與報酬與週轉率間應呈正相關而與風險、公司規模、本益比間應呈負相關，且工業生產成長率與貨幣供給成長率提升、利率下跌時，經理人會增加其持股。

故我們可預期 $r_{i,t-1}$ 、 $T_{i,t}$ 、 $\Delta \ln IPI_t$ 、 $\Delta \ln M1b_t$ 等變數對基金持股之影響應為正向； $d_{i,t}$ 、 $S_{i,t}$ 、 $P/E_{i,t}$ 、 IR_t 等變數對基金持股之影響預期應呈反向；而 $\Delta \ln CPI_t$ 與 FER_t 之影響並無預判之方向。

5 實證研究

表 5 為條件最大概似法與準最大概似法估計之結果，圓括弧中之數據為標準差，本研究之實證發現歸納如下：

首先關於模型規格之檢定，Hausman test 之統計值 36.825 大於自由度為 10 下信心水準為 0.01 之臨介值，該檢定之結果拒絕解釋變數與干擾項無關的虛無假設，此意謂著固定效果設定之可數追蹤資料模型較適用於本研究資料之實證分析。我們認為解釋變數與干擾項間存在顯著相關的可能原因為基金特性因素與經理人特性因素等內在因素仍對模式中之個股特質因素及總體經濟指標產生些許影響，而並非全然無關。

其次在個體面變數之估計值中，經理人當月之持股數顯著地受到個股前一個月報酬率高低、個股發行公司規模與個股本益比之影響，三者均為影響科技型基金經理人持股之重要因素，此與原本預期之結果相同。其中，個股前一個月報酬率與經理人當月之持股間為顯著正相關，而發行公司規模、個股之本益比則與經理人當月之持股成顯著之負相關，三者估計之結果均以 PML 之估計值為最顯著。個股前一個月報酬率與經理人當月之持股間為顯著正相關之結論顯示出基金經理人偏好增加前期報酬率高個股之持股數，隱含科技型基金經理人間普遍存在追漲操作之投資行為，支持 Grinblatt et al. (1995) 實證之結果。發行公司規模與經理人持股間呈負相關間接隱含經理人認同個股具有規模效果，此結論支持 Banz (1981) 實證之發現。個股之

本益比對經理人持股之影響亦如預期般顯著呈現負相關，支持 Basu(1977)與 Reinganum(1981)研究之發現。較為特別的是個股標準差之估計結果，其對經理人持股數之影響方向與原先之預期相反，二者間呈現顯著正相關，而以 GMM 之估計值最為顯著，然此結論並不支持 Campbell 與 Hentschel 的波動性回饋假說，亦即個股股價波動幅度之提高並未使經理人減少持股，反而使其增加持股。我們認為產生此現象之主因為國內科技型基金大多屬積極成長型基金之故，積極成長型基金為以經理人操作之獲利目的為分類依據下波動程度最高之基金類別，故該類基金之經理人在持股組合之選擇暨操作上經常傾向於持有股價波動幅度較大之個股，頗具風險偏好之特質，故在其可承擔之風險程度下，股價波動幅度提高將導致其增加持股為一合理結論。個股之週轉率對經理人當月持股之影響雖如預期般呈正相關，但唯有 PML 估計之結果為顯著且估計之參數遠較預期小，此結論隱含個股週轉率對本研究中經理人持股之影響甚低，似乎與 Falkenstein(1996)研究之結論並不一致，然此二者間其實並無衝突與矛盾之處。因為我們認為此一估計差異產生之主因在於雙方研究之標的不同，相較於 Falkenstein 對所有類型基金之全面性研究，本文只侷限於研究科技型基金，因該類基金持有科技類個股之比重甚高，且科技類股在台灣股市為熱門交易之類股，並不易產生週轉率低落而發生交易成本之問題，故週轉率並非我國科技型基金經理人持股之顯著影響因素是可以被接受的合理實證結果。

表 5: CML、PML 與 GMM 估計波式模型之實證結果

變數	估計方法		
	CML	PML	GMM
Constant	0.658 (0.624)	0.211* (0.961)	0.598 (0.834)
$r_{i,t-1}$	0.547* (0.967)	0.864** (0.123)	0.387* (0.175)
$d_{i,t}$	0.198* (0.098)	0.485* (0.238)	0.348** (0.047)
$T_{i,t}$	0.182 (0.303)	0.028* (0.012)	0.268 (0.206)
$S_{i,t}$	-3.434* (1.561)	-4.237** (0.53)	-4.391* (1.464)
$P/E_{i,t}$	-0.026* (0.008)	-0.097** (0.011)	-0.127** (0.017)
$\Delta \ln IPI_t$	0.581 (0.968)	0.658 (0.823)	0.624 (0.079)
$\Delta \ln M1B_t$	0.183** (0.022)	0.258* (0.082)	0.067* (0.017)
$\Delta \ln CPI_t$	-0.128 (0.667)	-0.097 (0.088)	-0.217* (0.061)
IR_t	-0.274* (0.081)	-0.287** (0.03)	-0.364* (0.089)
FER_t	0.067 (0.044)	0.141 (0.108)	0.036 (0.043)
Hauseman test	36.825		

註：1. 百分比與標準差之計算係採用小數點第四位四捨五入。

2. *表 0.05 之顯著水準，**表 0.01 顯著水準。

而總體變數估計值中，經理人持股顯著地受到貨幣供給成長率與利率等二貨幣政策指標變數之影響，與貨幣供給成長率間呈顯著正相關而與利率間呈顯著之負相關，此二實證結論均與原本預期之結果相同。貨幣供給成長率估計之參數值以 CML 之結果最為顯著，而利率估計之參數值則以 PML 之結果最為顯著，此一實證結果支持我們認為寬鬆貨幣政策所增加之貨幣供給額可能部份流入基金市場資金進而導致經理人增加持股之說法。另外，經理人之持股與工業生產成長率成正相關而且與消費者物價上漲率呈負相關之實證結果雖與預期方向相同但其效果並不顯著。造成工業生產成長率與消費者物價上漲率解釋能力低落之原因可能為證期會對基金投資金額之限制，其規定基金持股至少須達至一定之比例方能收取全額之管理費用，否則將只能收取半數管理費。此一規定將可能致使經理人不受經濟景氣與物價變化之影響，為求收取全額之管理費用而經常維持一定比例之持股，進而導致工業生產成長率及消費者物價上漲率對經理人持股之影響不顯著之實證結果。消費者物價上漲率對經理人持股之影響唯有 GMM 估計時呈顯著負相關，其他估計方法之估計值均不顯著。匯率與基金經理人持股之關係為正相關但其對經理人持股之解釋能力並不如預期中大。科技型基金之投資多著重於科技類股，而發行科技類股之科技公司其營收常受國外訂單之影響，此類公司較偏向出口傾向，故可依此合理推論二者間為正相關之實證結果。然造成匯率估計結果不顯著之可能原因為本研究之研究標的為國內基金並非海外基金，故匯率對其影響力有限所致。

6 結論

本文以經理人持股為探討之標的，將投資之資料視為間斷可數變數，並運用重複間斷選擇模型及可數追蹤資料模型直接分析影響台灣地區 2000 年到 2003 年間成立達三年以上之科技型基金對國內電子類股的持股之重要經濟因素。輔以三種不同的估計方法進行經理人持股行為之實證研究與解釋等廣度分析。實證的結果發現個股前一月之報酬、標準差、股票發行公司之規模、本益比、貨幣供給成長率及利率等變數皆對基金經理人之持股有顯著影響，而個股之週轉率、工業生產成長率、消費者物價上漲率、匯率等變數對經理人持股之影響並不如預期中顯著。其中，個股報酬之標準差對基金經理人持股之影響與預期之結果相反，而二者成顯著之正相關。

本文以間斷型變數之分析方法檢驗影響經理人持股之重要經濟因素並解釋其持股行為可謂為基金分析領域中之創舉，唯盼本文所採用之研究方法與研究成果除可彌補現存基金研究之不足外，尚能提供後續研究之參考。最後，本文所探討之樣本僅侷限於科技型基金及上市電子類股，雖已掌握其 80% 以上之持股資料，但仍有少數忽略之資訊，或許會因而無法全面性解釋經理人之持股。此外，倘若能以日資料進行實證分析，應能更精確的分析相關經濟因素對經理人持股之影響效果。

參考文獻

- Adriaan, S. K., 2000, the Effects of Female Emploment Status on the Presence and Number of Children, *Journal of Population Economics*, 13, 221-239.
- Anderson, E. B., 1970, Asymptotic Properties of Condictional Maximum Likelihood Estimators, *Journal of the Royal Statistical Society*, 32, 283-301.
- Banz, R., 1981, the Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, 9, 1-8.
- Bowker J. M., and Leeworthy V. R., 1998, Accounting for Ethnicity in Recreation Demand: A Flexible Count Data Approach, *Journal of Leisure Research*, 30, 64-78.
- Bruce, M. and Yacov, T. and Eithan, H. and David, Z., 1998, Count Data Regression Models of the Time to Adopt New Technologies, *Applied Economics Letters*, 5, 369-373.
- Bruno, C. and Emmanuel, D., 1997, Estimating the Innovation Function from Patent Numbers: GMM on Count Panel Data, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 243-263.

Bruno, C. and Emmanuel, D., 1997, Research and Development, Competition and Innovation: Pseudo-maximum Likelihood and Simulated Maximum Likelihood Methods Applied to Count Data Models with Heterogeneity, *Journal of Econometrics*, 79, 355-378.

Cameron, A. C., and Trivedi P. K., 1986, Econometric Models Based on Count Data: Comparison and Application of Some Estimators and Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 1, 29-53.

Cameron, A. C., and Johansson, P., 1997, Count Data Regression Using Series Expansions: with Applications, *Journal of applied Econometrics*, 12, 203-223.

Chib, S., Greenberg, E., and Winkelmann, R., 1998, Posterior Simulation and Bayes Factors in Count Data Models, *Journal of Econometrics*, 86, 33-54.

Colin, C. and Frank, A. G. W., 1996, R-Squared Measures for Count Data Regression Models with Applications to Health-Care Utilization, *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 209-220.

Crouchley R., and Davies R. B., 1999, Acomparison of Population Average and Redom Effect Models for the Analysis of

Longitudinal Count Data with Base-Line Information,
Journal of Royal Statistical Society A, 162, 331-347.

Daniel, H. and Robert, M., 1993, A Theoretical Foundation for
Count Data Model, American Journal of Agricultural
Economics, 75, 604-611.

Gourieroux, C., Monfort, A., and Trognon, A., 1984, Pseudo
Maximum Likelihood Methods: Theory, Econometrica, 52,
681-700.

Gourieroux, C., Monfort, A., and Trognon, A., 1984, Pseudo
Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson
Models, Econometrica, 701-720.

Gourieroux, C., and Magnac, T., 1997, Duration, Transition and
Count Data Models Introduction, Journal of Econometrics,
79, 195-199.

Hall, B. H., Hausman, J., and Griliches, Z., 1984, Econometric
Models for Count Data with an Application to the
Patents-R&D Relationship, Econometrica, 52, 909-938.

Hansen, L., 1982, Large Sample Properties of Generalized Method
of Moments Estimators, Econometrica, 50, 1029-54.

Hausman, J., and Griliches Z., 1984, Econometric Models for

Count Data with an Application to the Patent-R&D Relationship, *Econometrica*, 52, 909-938.

Hellerstein, J., 1993, Using Count Data Models in Travel Cost Analysis with Aggregate Data, *American Journal of Agriculture Economics*, 75, 604-611.

Jeffrey, E. and J. S. Shonkwiler, 1995, Estimating Social Welfare Using Count Data Models: An Application to Long-Run Recreation Demand User Conditions of Endogenous Stratification and Truncation, *Review of Economics and Statistics*, 104-112.

Jerry, A. H. and Gregory, K. L. and Daniel, M., 1995, A Utility-Consistent, combined Discrete Choice and Count Data Model- Assessing Recreational Use Losses due to Natural Resource Damage, *Journal of Public Economics*, 56, 1-30.

Jerry, H. and Bronwyn H. H. and Zvi G., 1984, Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship, *Econometrica*, 52, 909-938.

Jochen, M. and Regina, T. R., 2000, Fertility Assimilation of Immigrants: Evidence from Count Data Models, *Journal of Population Economics*, 13, 241-261.

- John, A. L., 2001, US County-Level Determinants of Inbound FDI: Evidence from a Two-Step Modified Data Model, *International Journal of Industrial Organization*, 19, 953-973.
- John, Mullahy., 1997, Instrumental Variable Estimation of Count Data Models: Applications to Models of Cigarette Smoking Behavior, *Review of Economics and Statistics*, 586-593.
- Jose, G. M., 1997, GMM Estimation of Count Panel Data Models with Fixed Effects and Predetermined Instruments, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 82-89.
- Kasuandra, M. T., 2000, The Effects of Model Specification on Foreign Direct Investment Models: An Application of Count Data Models, *Southern Economic Journal*, 67, 460-468.
- Kert, B., 1995, Prediction and Control for a Time Series Count Data Model, *International Journal of Forecasting*, 11, 263-270.
- Maria, M. and Dan-Olof, R., 2000, Modeling Female Fertility Using Inflated Count Data Models, *Journal of Population Economics*, 13, 189-203.

Michael, D. Creel, and John, B. Loomis., 1990, Theoretical and Empirical Advantage of Truncated Count Data Estimators for Analysis of Deer Hunting in California, American Journal of Agriculture Economic, 434-441.

Michele, C., 1997, Patents, R&D, and Technological Spillovers at the Firm Level: Some Evidence from Econometric Count Models for Panel Data, Journal of Applied Econometrics, 12, 265-280.

Miguel, A. D. and Thomas, J. K., 1997, Count Data Models with Variance of Unknown Form: An Application to a Hedonic Model of Work Absenteeism, the Review of Economics and Statistics, 41-49.

Mullahy, J., 1986, Specification and Testing of Some Modified Count Data Models, Journal of Econometrics, 33, 341-365.

Ramaswamy, V., and Anderson, E. W., and Desarbo, W. S., 1994, A Disaggregate Negative Binominal Regression Procedure for Count Data Analysis, Management Science, 40, 405-417.

Richard, B. and Rachel, G. and John, V. R., 1995, Dynamic Count Data Models of Technological innovation, the Economic Journal, 105, 333-344.

- Shiferaw, G. and John, E., 2000, Generalized Bivariate Count Data Regression Models, *Economics Letters*, 68, 31-36.
- Steven, B. C., and Franklin, G. M. Jr., 1995, Modeling Household Fertility Decision: Estimation and Testing of Censored Regression Models for Count Data, *Empirical Economics*, 20, 183-196.
- Steven, T. Yen., Gaussian versus Count Data Hurdle Models: Cigarettee Consumption by Women in the US, *Applied Economics Letters*, 6, 73-76.
- Sulayman, A., 1998, the Demand for Children in Arab Countries: Evidence from Panel and Count Data Models, *Journal of population Economics*, 11, 435-452.
- Timothy, C. H. and Kenneth, E. M., 1996, Count Data Models and Problem of Zeros in Recreation Demand Analysis, *American Agricultural Economics Association*, 78, 89-102.
- Wedel, M., and Desarbo, W. S., and Bult, J. R., and Ramaswamy, V., 1993, A Latent Class Poisson Regression Model for Heterogeneous Count Data, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 397-411.
- Winkelmann, R., 1995, Duration Dependence and Dispersion in

Count Data Models, Journal of Business and Economic
Statistic, 4, 467-474.

Wooldridge, J., 1990, Distribution Free Estimators of Some
Nonlinear Panel Data Models, MIT Working Paper, Department
of Economics 564.

