

共同基金的擇時能力分析—以中國股票型基金為例

Analysis of the Timing Ability of Mutual Funds —Take China's Stock Fund as an Example

詹昊陽 (Hao-Yang Zhan)
東莞理工學院粵台產業科技學院學生

游清芳* (Chun-Fan You)
致理科技大學財金系助理教授

摘要

使用2017年至2019年中國LOF股票型基金為樣本，本文以CPAM模型為基礎，引入波動擇時因子與收益擇時因子，並控制規模效應與價值效應，建立一個衡量中國基金波動擇時能力的模型。實證結果顯示，無論在上漲期、下跌期還是全時期，市場上都僅有極少數基金具有波動擇時能力，進一步觀察發現，這些基金並非來自具有擇股能力的基金。此結果意味著，可能是在樣本期間內中國市場做空機制尚不夠完善，或者對於市場趨勢的預測能力，中國基金經理人有待提高。依此，建議投資者於中國基金市場交易時，可直接從基金的擇股能力入手，選擇績效超越市場且具有持續性的基金。

關鍵字：共同基金; 擇時能力; 波動擇時

Abstract

Utilizing the 2017 China LOF stock fund from 2017 to 2019 as samples, this study bases on the CPAM model, incorporates volatility timing factor and income timing factor into the model, and controls the scale effect and the value effect, so as to build a model by which we can evaluate the volatility timing ability of China funds. The empirical results suggest that, whenever in the rising period, the dumping period or the whole period, there are very few funds that are equipped with the volatility timing ability; with further observation, we could find that these funds are not come from the funds with stock selection ability, the outcome which could mean that the short-selling mechanism in the Chinese market is not enough satisfying in the sample period, or that the Chinese fund managers' ability to predict market trends needs to be enhanced. As a conclusion, this study suggests that when trading funds in Chinese market, investors could start from the stock selection ability, choosing funds that both outperform the market and do that persistently.

Key Words: Mutual Fund; Timing Ability; Volatility Timing.

*通訊作者，E-mail：steveyou@mail.chihlee.edu.tw

壹、前言

長期以來，基金績效的持續性，一直受到投資人的高度關注。然基金經理人究竟需要具有何種能力始能存續於競爭激烈的市場裡，在學術上，依據Busse (1999)的報告指出，存活於市場的基金大都具有波動擇時能力，而未具有該能力者，皆屬已退場的基金。在實務上，從2015年的6月份以來，中國上證綜合指數歷經多次的劇烈波動，而關於擇時能力部分，誠如某優異的經理人致其股東的一封信所述：“當前的市場更像一場狂歡派對，我們不知道這場狂歡何時會結束，但我們想站在靠近出口的位置，一旦曲終人散，我們能夠儘快離開現場，而不會被洶湧的人潮踩踏致死。”因此，對於基金投資人而言，如能判別出基金經理人具有擇時能力的話，將的確有益於其長期的投資活動。

中國第一批老基金“武漢證券投資基金”和“深圳南山風險投資基金”在1991年10月成立以來，基金公司的總淨值，就一直隨著GDP的成長而呈現攀升的趨勢。例如，在2013年底為3.12萬億元人民幣，至2015年上半年則增長至7.1萬億元，而根據同花順數據庫數據顯示，截至2018年11月底，中國共有124家基金公司，產品數量5159只，基金管理規模13.17萬億。這些基金投資範疇涵蓋了股票型、債券型、混合型、貨幣市場等多種類型，交易類型包含傳統封閉式、ETF(Exchange Traded Funds)、開放式、LOF(Listed Open-Ended Fund)以及創新封閉式、分級基金、以及FOF(Fund of Funds，在台灣稱為組合型基金)等多種交易方式。其中，中國開放式基金的特點：1.開放式基金特有的贖回機制對基金經理人起到了有效的制約作用。如果基金績效差，投資者會贖回，導致基金資產減少。這種機制會促使基金經理人不斷提升管理績效。2.開放式基金投資方便，申購贖回都可以通過直銷機構、網上交易系統或者代銷銀行、券商網點等場所來操作。在服務方面也有優勢，通過短信、郵件、帳單和提供專屬顧問等，為投資者提供全面周到的服務。3.開放式基金以基金份額淨值進行交易，不會出現封閉式基金交易中價格與淨值不同的現象，保證了投資者可以充分享有基金資產增值所帶來的回報。4.開放式基金在資訊披露方面的透明度較高。除了季報、半年報和年報外，還每日公佈淨值，方便投資者隨時做出決策。5.開放式基金的流動性高。投資者可以根據自己的資金需求隨時提出贖回基金份額的申請，滿足了變現的需求。

開放式基金的發展給投資者帶來了更多的投資選擇，在證券市場中發揮著很重要的作用。首先，中小投資者及機構投資者都可以通過申購、贖回開放式基金這個管道投資，流動性較高。其次，優化了金融結構，促進金融市場的發展，有利於證券市場健康、穩定發展；最後，豐富了金融產品，完善了金融體系。

對投資者而言，選擇開放式基金，基金績效必定是投資者考慮的首要因素，而衡量這一因素除了基金經理人的選股能力之外，擇時能力是衡量基金經理人管理基金的水準高低的另一個重要指標，基金績效優異但是否有持續性也至關重要。本文將對LOF股票型基金的波動擇時能力進行實證分析，期待得出的結論能夠給廣大投資者帶來一定的指導性建議。

貳、文獻回顧

由於國外的共同基金發展比較早，所以早在20世紀50年代，就已經有許多國外學者對共同基金績效進行研究，而到目前為止，國外對共同基金的研究已經不斷深入發展六七十年了。從Markowitz (1952)的證券投資組合選擇理論，到Treynor (1965)的評估模型，再到Sharpe (1966)的指數模型，評估共同基金的績效實際上就運用現代金融理論對一個風險資產進行定價的一個過程。

在國外，Sharpe（1966）選取了美國1954年至1963年的34個共同基金進行績效評估，發現不同共同基金的收益率差異主要是因為其費用不同；而且，如果用夏普指標來衡量這些共同基金的績效的話，大部分基金的績效表現都不如用道瓊斯工業指數所衡量出的績效表現。

Treynor and Mazuy（1966）構建了T-M模型，T-M模型是通過收益擇時因數來觀察共同基金是否具有收益擇時能力。Treynor and Mazuy對共同基金的收益擇時能力進行了實證分析，發現幾乎所有共同基金都沒有收益擇時能力。Henriksson and Merton（1981）則構建了H-M模型，H-M模型與T-M模型一樣，也是基金收益擇時能力模型的一種，通過收益擇時因數來觀察基金是否具有收益擇時能力。Henriksson and Merton對1968年至1980年的166家共同基金進行了實證分析。發現共同基金的市場擇時能力為負。這些研究結果都沒有有力的證據證明共同基金具有市場收益擇時能力。

後來，Fama and French（1992）提出了三因素模型，Carhart（1997）提出了四因素模型，Murthi, Choi and Desai（1997）提出了數據包絡（DEA）方法等在現在對共同基金的績效研究中得到了廣泛的應用。

在中國基金行業發展的初期階段，就有許多學者對共同基金績效進行研究。因為國外對基金績效的研究，無論是理論還是實證研究都處於領先地位，因此中國學者對中國的共同基金一般都是從實證研究下功夫，運用國外成熟的理論和模型基礎，結合中國的實際情況對中國共同基金的績效進行實證研究。一開始，中國學者對國內共同基金績效的研究只是主要對比期初期末資產淨值、基金與市場收益率等。後來逐漸轉向對擇股、擇時能力的研究。

在中國，盧學法與嚴毅軍（2004）選取了1999年之前上市的20檔基金作為樣本，研究期間為2000年1月1日和2003年11月7日，運用T-M模型和H-M模型對樣本基金進行實證分析，研究結果表明沒有足夠證據表現中國證券投資基金具有擇時能力。牛鴻與詹俊義（2004）選取了在2001年之前上市交易33只的封閉式基金為樣本，期間為2001年1月5日至2003年8月29日，運用T-M模型和H-M模型對基金進行實證分析，結果得出中國證券投資基金沒有顯著的市場擇時能力。劉建橋、陳方正與孫文全（2007）選取了2003年之前發行的15只開放式基金作為樣本，研究期間為2003年2月28日至2006年9月29日，也是運用T-M模型和H-M模型對樣本基金進行實證分析，結果發現樣本基金不具有擇時能力；而且，在將GARCH效應加入到基金績效評估的分析中後，考察基金經理的時變選股和擇時能力，結果發現，傳統的T-M模型和H-M模型不僅高估了基金經理的選股能力，還高估了基金投資組合的系統風險。（僅用了單一的T-M模型或者H-M模型）

眾所周知，中國股市波動頻繁，大量的實證研究表明中國股市的波動性集群現象明顯，並且呈現出一定的持續性（樊智與張世英，2003；魏宇與黃登仕，2004），另一方面，已有的實證研究也沒有發現條件市場收益和波動存在一個強烈且顯著的正相關關係（張思奇等人，2000；顧嵐與劉賢榮，2001；陳工孟與芮萌，2003）。因此，從波動擇時的角度來評估共同基金的績效就具有重要的意義。馬超群、傅安裏與楊曉光（2005）選取了2000年以前中國發行的22只封閉式基金，研究期間為2000年1月至2003年12月，採用月收益率作為評價對象；另外又以2002年年初發行的3只開放式基金作為樣本（華安創新、南方穩健、華夏成長），研究期間為2002年2月至2003年12月31日，採用日收益率作為評價對象。他們改進了busse模型，引入了收益擇時因數，將擇時能力模型與波動擇時模型結合起來，結果得出中國證券投資基金具有顯著的波動擇時能力，且開放式基金比封閉式基金的波動擇時能力更強。

以前學者在對基金的擇時能力進行研究時，由於可研究的基金數量太小、研究期間較

短，難以滿足計量分析的統計要求；或由於基準組合的選取未能充分考慮上證綜指等指數的失真情況，導致研究結論的說服力有待提高。對此，本文在進行下面的實證研究時，盡可能對以上問題進行修正。在閱讀和整理有關基金擇時能力的眾多文獻後，發現周萬賀與儲茂廣（2009）以中信指數為因數確定市場基準組合，建立中國基金波動擇時能力模型，通過實證分析驗證中國開放式基金的波動擇時能力，實證結果得出，基金的波動擇時能力和基金業績呈正相關關係，大部分基金經理人具有一定的波動擇時能力，能為基金帶來超額收益，提高基金績效，即在波動較大時，基金經理人會減少手中資產的市場敞口，降低基金的系統風險，進而增加基金的超額收益。其研究方法考慮到了前人研究方法所存在的缺陷，把傳統的收益擇時與波動擇時區分開來，能更好地對基金的擇時能力進行研究。所以本文將依循周萬賀與儲茂廣（2009），選取LOF股票型基金為樣本，通過實證分析，分析基金波動擇時能力與基金績效的關係。若有波動擇時能力的基金能提高其績效，則接著對有波動擇時能力的基金績效的持續性進行回歸分析，觀察此類基金是否具有持續性。

參、研究方法與模型構建

一、研究方法

本文主要通過實證分析的方法，結合經典的Busse模型，引入收益擇時因數，建立中國基金波動擇時能力模型。實證分析主要涉及到四種模型，分別是單因素波動擇時模型、多因素波動擇時模型、TM-B-FF3模型和HM-B-FF3模型。單因素模型則是採用CAPM模型，引入波動擇時因數，得出基金經理的市場波動擇時能力對基金收益的影響；多因素模型則是將法瑪三因素代入到單因素模型中，在控制法瑪三因素下，分析基金的市場波動擇時能力對基金收益的影響；TM-B-FF3模型和HM-B-FF3模型是在多因素波動擇時模型的基礎上分別引入了兩種收益擇時因數（詳見下文）。

二、基金波動擇時能力模型的建立

根據Jensen（1968）在CAPM基礎上提出的投資組合表現評價單因素模型：

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp} R_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

其中， R_{pt} 表示基金p在t時刻的超額收益率，即基金p收益率減去無風險收益率之差； α_p 為常數項，若 α_p 顯著為正，則反映基金經理具有擇股能力； β_{mp} 是基金的貝塔係數； R_{mt} 表示市場超額收益率，即市場收益率減去無風險收益率之差； ε_{pt} 為殘差。

考慮到非同時期交易問題，參考Dimson（1979）提出的模型，在此模型的基礎上增加一個市場超額收益的滯後項，模型如下：

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp} R_{mt} + \beta_{lmp} R_{mt-1} + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

式子（2）是在式子（1）的基礎上增加了 $\beta_{lmp} R_{mt-1}$ ，該項是為了區分上一期市場收益與本期市場收益對基金收益率的影響。

為了計算波動擇時，使用簡化的一階Taylor展開式去描述市場收益的波動性和收益波動的均值之間的差異，並用市場風險 β 表示出來：

$$\beta_{mp} = \beta_{0mp} + \gamma_{mp} (\sigma_{mp} - \bar{\sigma}_m) \quad (3)$$

將(3)代入(2)，得到單因子波動擇時模型：

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{0mp} R_{mt} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_{1mp} R_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (4)$$

式中 γ_{mp} 表示波動擇時係數，如果 γ_{mp} 顯著為負，說明基金經理具有波動擇時能力，絕對值越大說明波動擇時能力越強， σ_{mt} 表示市場波動性， $\bar{\sigma}_m$ 表示市場基準組合m收益波動率的平均值， β_{0mp} 表示基金p在t時刻的系統性風險， β_{1mp} 表示基金p在t-1時刻的系統性風險， $R_{m,t-1}$ 表示市場基準組合m在時點t-1超額收益。

Elton (1993) 等學者認為使用多因子模型對於基金績效評估會有較好的解釋能力。結合(4)得：

$$R_{pt} = \alpha_p + \sum_{i=0}^1 \beta_{imp} R_{m,t-i} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_{sp} SMB_t + \beta_{bp} HML_t + \varepsilon_{pt} \quad (5)$$

Busse (1999) 的實證研究表明，基金經理人在市場波動劇烈的時候會減少其手中資產的市場敞口，從而獲得較好的績效，這就證明瞭波動擇時能力的存在。考慮到超額收益對CAPM中 β_{mp} 未能反映的風險因子的補償，式子(5)是在式子(4)的基礎上加入了規模因子(SMB)和帳上市價比因子(HML)，預期引入規模因子和帳上市價比因子應該會降低 α_p 的顯著性，因為基金所取得的超額收益中可能包含了SMB和HML所產生的風險因子。其中， β_{sp} 和 β_{bp} 分別表示引入規模因子和帳上市價對基金的擇股能力和波動擇時因子產生的影響。

為了對波動擇時與傳統擇時能力進行區分，在波動擇時模型中引入收益擇時因子，在控制收益擇時因子和法瑪三因子下，來分析波動擇時因子與組合報酬率的關係，並構建了下面兩個模型：

$$R_{pt} = \alpha_p + \sum_{i=0}^1 \beta_{imp} R_{m,t-i} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_{sp} SMB_t + \beta_{bp} HML_t + \beta_{2mp} R_{mt}^2 + \varepsilon_{pt} \quad (6)$$

$$R_{pt} = \alpha_p + \sum_{i=0}^1 \beta_{imp} R_{m,t-i} + \beta_{2mp} \max(0, -R_{m,t}) + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_{sp} SMB_t + \beta_{bp} HML_t + \varepsilon_{pt} \quad (7)$$

式子(5)模型是Busse模型與FF3 (Fama, French, 1993) 模型相結合，在本文中簡稱為多因子波動擇時模型、式子(6)和式子(7)分別是T-M模型和H-M模型與多因子波動擇時模型的相結合，在文中簡稱TM-B-FF3模型和HM-B-FF3模型。本文預期在引入收益擇時因子後，所得到的具有波動擇時能力的基金會明顯少於單因素波動擇時模型和多因子波動擇時模型所得到的基金，因為單因子模型和多因子模型所得到的具有波動擇時能力的基金可能是包含有傳統的收益擇時能力，而加入收益擇時因子的目的就是為了分離波動擇時因子中潛在的收益擇時因子。其中，式子(6)和式子(7)的 β_{2mp} 表示的是收益擇時係數，若 $\beta_{2mp} > 0$ 並且顯著，說明基金p具有收益擇時能力；若 $\beta_{2mp} < 0$ 並且顯著，說明基金p不具有收益擇時能力。本文想要利用上述三個模型來探討中國開放式基金的波動擇時能力。

在研究方法中所提到的從t時刻起的貝塔係數的計算公式為：

$$\beta_{mp} = (\rho_{mpt} \sigma_{pt}) / \sigma_{mt} \quad (8)$$

其中， ρ_{mpt} 在文中表示市場基準組合和基金p在t時刻的相關係數， σ_{pt} 、 σ_{mt} 分別表示基金p和市場基準組合在t時刻的標準偏差。

肆、樣本選擇及變數說明

一、樣本選擇

本文選擇LOF股票型基金作為研究對象，研究期間為2016年12月19日至2018年12月31日，採用基金的日收益率作為評價對象，並對分紅進行複權處理。其中，在2017年至2018年期間，中國股市是處於一個上升的階段，2018年至2019年期間中國股市處於一個下降的階段，這兩個不同的時期可以更好地比較股市的不同時期（上漲期、下跌期）與基金經理的波動擇時能力的關係。本文決定選擇以10個交易日來計算 σ_m ，因此數據往前至2016年12月19日。若時間允許，本文會分別以7天、10天、15天等更多方式來計算 σ_m ，對比在不同計算方式下對基金經理的波動擇時能力的影響。基金淨值數據來自同花順資料庫。（關於LOF股票型基金基本資料，詳見附表2）

二、變數說明

（一）無風險利率

國際上一般使用國債收益率作為無風險利率，但是由於中國的國債市場很不健全、國債流動性不足等原因，因此本文選擇採用上海銀行間同業拆借利率（SHIBOR）日數據。

（二）基金淨值收益率的計算

在計算基金的收益率的時候，因為分紅也會影響基金淨值，所以對分紅進行了複權處理，基金淨值收益率的計算公式為：

$$R_{pt} = [(NAV_t - NAV_{t-1}) + D_t] / NAV_{t-1}$$

式子中NAV和NAV_{t-1}分別為基金第t期和t-1期的期末單位淨值，D_t為該期內的單位基金分紅。

（三）市場基準組合收益率

在中國，進行基金績效評價的主要參考指標是市場綜合指數，但是汪光成（2002）認為，採用滬深兩市指數作為參照基準還存在許多問題：其一，收到新股上市影響，指數缺乏延續性；其二，上證綜指和深證綜指都僅僅反映單一交易所的股票價格走勢，不能準確反映整個中國股市的特徵；其三，綜合指數以總股本加權，但非流通股的定價仍然是尚待解決的問題；其四，綜合指數樣本中同時還包括A、B股，甚至還包括PT股票，而基金的投資範圍為流通A股和債券，兩者的投資品種不同。這些因素都導致以綜合指數作為基金評價的參照基準容易產生比較大的偏差，不利於客觀準確地評價基金的績效。

萬朝領（2001）實證分析了新股上市的影響，上證綜合指數深證成分指數2000年的增幅的21.22%和15.06%是由新股上市引起的，採用這兩種指數作為市場基準，會出現明顯的失真。

另一方面，籠統的以單一的市場指數來評價基金是比較片面的。不同的基金具有不同的投資風格，這些具有不同風格基金的風險—收益特徵有很大的區別。從投資者的角度講，由於各種原因可能具有不同的風險偏好和投資需求，他們對收益的預期和風險的承受能力也有所不同。因此用相同的基準去衡量不同風格基金的業績顯然存在問題。我國目前現有的投資基金的風格特徵差異不明顯，問題並不太突出，但是隨著基金市場的不斷擴大，基

金品種的不斷多樣化，投資主體不斷多元化，基金的風格著異將會越來越明顯。所以，對於不同的投資組合，應該根據其投資目標，選擇合適的基準進行比較，這樣才能恰當的評價一個組合的優劣。

另外，根據《中國證券投資基金暫行辦法》，中國證券投資基金必須至少持有20%的債券，因此如果僅以股票指數來作為基金的市場基準，會產生較大的偏差。張新、杜書明（2002）就採用了複合指數的辦法來解決這個問題。根據《暫行辦法》，基金持有債券的比例不能低於基金資產的20%，基金持有股票的比例不能高於基金資產的80%，他研究所採用的基準是這樣得出的：

$$\text{複合基準} = 80\% \times \text{滬深A股平均指數} + 20\% \times \text{上交所國債平均指數}$$

（四）規模因子（SMB）和帳上市值比（HML）

關於規模因子與帳上市值比的計算，本文參考Fama and French（1992）的做法，其計算方法如下：

按流通市值的中位數將A股市場股票劃分為小（S）和大（B）兩類，按帳上市值比大小排序的30%、40%、30%劃分為小（L）、中（M）大（H）三類，進而構造出6個組合（S/L、S/M、S/H、B/L、B/M、B/H），組合收益率等於各股的日收益率按流通股市值進行加權計算。

SMB組合收益率為組合（S/L、S/M、S/H）的平均收益率減去組合（B/L、B/M、B/H）的平均收益率；HML組合收益率為組合（S/H、B/H）的平均收益率減去組合（S/L、B/L）的平均收益率。

伍、實證研究結果與分析

根據石曉芳（2006）所說，市場在上漲期時，在市場上升期，PMA5表現為單調上升，或存在非常小幅度的回落之後仍然呈上揚趨勢；在市場下降期，PMA5單調下降，或呈現偶爾非常小幅度的上升後、明顯走低的跡象。有一點需要注意的是，對市場時期劃分的判斷標準選取無疑對最終的實證分析會產生較大的影響，可能存在一定的誤差。

一、通過CAPM模型對樣本基金的實證分析

本文將樣本基金在研究期間通過CAPM模型進行實證分析，研究期間的時間段分別劃分為上漲期2017年至2018年、下跌期2018年至2019年以及一個完整的研究期間2017年至2019年，觀察樣本基金是否具有擇股能力。

本文採用CAPM模型對整個研究期間（2017年—2019年）的樣本基金進行實證分析，具有擇股能力的樣本基金如表1所示：

表 1 通過 CAPM 模型得出的具有擇股能力的基金（2017-2019）

基金代碼	α_p	P-value	β_{mp}	P-value	R ²
160615	0.0001***	0.002376	1.1801	0.0000	0.9155
160706	0.0000***	0.000350	1.1818	0.0000	0.8993
161229	0.0005*	0.099724	0.8799	0.0000	0.8344
161714	0.0006*	0.087970	0.6398	0.0000	0.8226
162307	0.0003**	0.011316	1.1718	0.0000	0.7936
163407	0.0003***	0.000545	1.1706	0.0000	0.9523
165309	0.0001***	0.000000	1.1440	0.0000	0.9382

注：樣本為109只LOF股票型基金，以式子（1） $R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp} R_{mt} + \varepsilon_{pt}$ 進行線性回歸。*、**及***分別表示在 10%，5%及 1%之顯著水準下具顯著性。

在實證結果中， $\alpha_p > 0$ 且顯著的樣本基金個數為7個，占比6.42%；在 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金當中， $\beta_{mp} > 1$ 的基金有5只，占 $\alpha_p > 0$ 且顯著樣本個數的71.43%；說明在整個研究期間，有6.42%的基金經理具有顯著的擇股能力； $\beta_{mp} > 1$ 的基金數量說明大部分基金經理對個股風險有所顧慮，所以多數基金經理則是更偏向於承擔系統性風險。

在上漲期與下跌期具有擇股能力的樣本基金如表2、表3所示：

表 2 通過 CAPM 模型得出的具有擇股能力的基金（上漲期）

基金代碼	α_p	P-value	β_{mp}	P-value	R ²
002423	0.0006**	0.0496	0.0826	0.1861	0.9031
003721	0.0009**	0.0401	0.0900	0.2692	0.8909
160615	0.0001***	0.0003	1.2075	0.0000	0.9923
160706	0.0001***	0.0004	1.1766	0.0000	0.9978
161229	0.0006*	0.0951	0.6839	0.0000	0.8515
161714	0.0007*	0.0995	0.5941	0.0000	0.9553
162307	0.0003**	0.0455	1.1839	0.0000	0.8838
163407	0.0004***	0.0034	1.1964	0.0000	0.9093
164906	0.0013*	0.0502	0.4962	0.0002	0.7515
165309	0.0001***	0.0000	1.1686	0.0000	0.9974
166802	0.0002***	0.0013	1.0436	0.0000	0.9544

注：樣本為109只LOF股票型基金，以式子（1） $R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp} R_{mt} + \varepsilon_{pt}$ 進行線性回歸。*、**及***分別表示在 10%，5%及 1%之顯著水準下具顯著性。

表 3 通過 CAPM 模型得出的具有擇股能力的基金（下跌期）

基金代碼	α_p	P-value	β_{mp}	P-value	R ²
163407	0.0003*	0.0528	1.1643	0.0000	0.9627
501043	0.0001***	0.0000	1.1987	0.0000	0.9989
501045	0.0001***	0.0000	1.1986	0.0000	0.9989

注：樣本為109只LOF股票型基金，以式子（1） $R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp} R_{mt} + \varepsilon_{pt}$ 進行線性回歸。*、**及***分別表示在 10%，5%及 1%之顯著水準下具顯著性。

在上漲行情中， $\alpha_p > 0$ 且顯著的數量有11只，占比10.09%；在下跌行情中， $\alpha_p > 0$ 且顯著的只有3只，占比2.75%；可以看出，在上漲期間基金績效比下跌期間基金經理的績效要來的好，說明基金經理的擇股能力在上漲期會比下跌期的好。

在上漲行情中， $\alpha_p > 0$ 且顯著的樣本基金中， $\beta_{mp} > 1$ 的基金數量有6只，占 $\alpha_p > 0$ 且顯著的樣本基金數量的54.55%；在下跌行情中， $\alpha_p > 0$ 且顯著的樣本基金當中， $\beta_{mp} > 1$ 的基金數量有3只，占比100%；這個現象說明上漲期的時候，半數的基金經理選擇承擔個股風險；而在下跌期的時候，幾乎所有基金經理都無法調低系統性風險的影響，因此在下跌期中 $\beta_{mp} > 1$ 的占比會大於上漲期的數量。

二、單因子波動擇時模型對樣本基金的實證分析

在單因素波動擇時模型中,具有波動擇時能力的基金如表4所示：

表 4 通過單因子波動擇時模型得出的具有擇時能力的基金

簡稱	α_p	P-value	β_{mp}	P-value	γ_{mp}	P-value	R ²
Panel A（全時期）							
160615	0.0001***	0.0014	1.1820	0.0000	-3.0286*	0.0882	0.9955
160807	0.0000	0.806	1.1361	0.0000	-11.5023***	0.0001	0.9869
161217	0.0000	0.9715	1.0972	0.0000	-51.7835**	0.0289	0.8035
161907	0.0001	0.2302	1.0341	0.0000	-10.7928*	0.0748	0.9351
164811	0.0003	0.4012	0.8779	0.0000	-39.8732**	0.0392	0.7941
160140	0.0000	0.9027	-0.0252	0.5279	-36.1603*	0.0544	0.9224
165525	-0.0007	0.0669	1.0746	0.0000	-38.8542*	0.0670	0.8510
166802	0.0000	0.7003	1.0912	0.0000	-7.7359**	0.0441	0.9757
501029	-0.0001	0.4643	0.9809	0.0000	-24.9430**	0.0134	0.8217
Panel B（上漲期）							
161130	0.0002	0.5134	0.0968	0.0634	-53.1340*	0.0719	0.0114
Panel C（下跌期）							
160807	0.0001	0.5736	1.1315	0.0000	-13.5866***	0.0009	0.9867
161907	0.0002	0.1412	1.0405	0.0000	-12.5302*	0.0830	0.9516
164811	0.0002	0.6971	0.7382	0.0000	-44.5352*	0.0769	0.8325
501029	0.0001	0.7676	1.0030	0.0000	-29.2950**	0.0234	0.8488
161217	-0.0001	0.8184	1.1156	0.0000	-48.1454**	0.0311	0.9952
165525	-0.0002	0.7009	1.1050	0.0000	-46.4546*	0.0509	0.7632

注：該表結果使用109只LOF股票型基金通過單因素波動擇時模型通過線性回歸得出，*、**及***分別表示在 10%、5%及 1%之顯著水準下具顯著性。

單因素波動擇時模型來自式子（4）： $R_{pt} = \alpha_p + \beta_{0mp} R_{mt} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_{1mp} R_{m,t-1} + \varepsilon_{pt}$

在全時期（Panel A）， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有9只，占總樣本的8.26%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數僅有1只，占總樣本的0.91%， $\beta_{mp} > 1$ 的個數為6只，占樣本基金5.50%，從實證分析結果顯示，樣本基金中只有少數基金具有波動擇時能力，且具有波動擇時能力的基金

僅有一隻具有超額收益，大部分基金績效趨勢與市場相似；在上漲期（Panel B）， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有 1 只，占總樣本 0.91%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為 0，即在上漲期具有波動擇時能力的基金只有 1 只，但此基金不具有超額收益，此基金的 β_{mp} 僅為 0.09，說明此基金在上漲期可能重倉於某股票，想要通過承擔個股風險來獲取超額收益；在下跌期（Panel C）， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有 6 只，占總樣本 5.50%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為 0， $\beta_{mp} > 1$ 的基金個數為 5 只，即下跌期有 6 檔基金具有波動擇時能力，其中沒有任何基金取得超額收益，絕大部分基金的績效趨勢與市場相似。

綜上所述，在具有波動擇時能力的基金當中，僅在全時期有一檔基金取得超額收益，可見在市場上基金取得的超額收益並不是來自波動擇時能力；在上漲期具有波動擇時能力的基金明顯少於下跌期具有波動擇時能力的基金，說明在上漲期基金經理為了獲取超額收益而選擇忽略了波動擇時。

三、多因素波動擇時模型對樣本基金的實證分析

在多因素波動擇時模型中，具有波動擇時能力的基金如表 5 所示：

表 5 通過多因子波動擇時模型得出的具有擇時能力的基金

簡稱	α_p	P-value	β_{mp}	P-value	γ_{mp}	P-value	R ²
Panel A (全時期)							
160140	0.0001	0.7356	-0.0211	0.5976	-38.4735**	0.0419	0.9214
160807	0.0000	0.9470	1.1360	0.0000	-11.3426***	0.0001	0.9869
161907	0.0001	0.3210	1.0339	0.0000	-10.5553*	0.0833	0.9350
164811	0.0005	0.1978	0.8817	0.0000	-42.7331**	0.0278	0.7955
161217	-0.0001	0.8224	1.0957	0.0000	-49.8155**	0.0361	0.8059
164908	-0.0004	0.3898	1.0888	0.0000	-45.9965*	0.0999	0.9227
165525	-0.0004	0.2730	1.0819	0.0000	-42.1549**	0.0470	0.8556
166802	-0.0001	0.1405	1.0891	0.0000	-6.5929*	0.0850	0.9761
501029	-0.0001	0.7454	0.9825	0.0000	-25.9256**	0.0107	0.8212
Panel B(上漲期)							
161130	0.0000	0.9681	0.0970	0.0628	-54.6459*	0.0653	0.0118
Panel C(下跌期)							
160807	0.0000	0.8377	1.1308	0.0000	-13.1736***	0.0013	0.9867
161907	0.0002	0.1757	1.0398	0.0000	-12.2677*	0.0916	0.9514
164811	0.0003	0.5694	0.7407	0.0000	-46.0241*	0.0693	0.8291
501029	0.0001	0.6628	1.0041	0.0000	-29.8985**	0.0216	0.8478
161217	-0.0001	0.8322	1.1140	0.0000	-47.7593**	0.0334	0.9939
163821	-0.0001	0.6733	1.1035	0.0000	-17.9039*	0.0891	0.9122
165525	-0.0004	0.5293	1.1050	0.0000	-45.4466*	0.0559	0.7660

注：該表結果使用 109 只 LOF 股票型基金通過多因素波動擇時模型通過線性回歸得出，*、** 及 *** 分別表示在 10%、5% 及 1% 之顯著水準下具顯著性。

多因素波動擇時模型來自式子 (5)： $R_{pt} = \alpha_p + \sum_{i=0}^n \beta_{imp} R_{m,t-i} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_{sp} SMB_t + \beta_{bp} HML_t + \varepsilon_{pt}$

在全時期 (Panel A)， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有 9 只，占總樣本的 8.26%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為 0 只， $\beta_{mp} > 1$ 的個數為 6 只，占樣本基金 5.50%，從實證分析結果得出樣本基金中也是僅有少數基金具有波動擇時能力，且具有波動擇時能力的基金並不具有超額收益，大部分基金績效趨勢與市場相似；在上漲期 (Panel B)， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有 1 只，占總樣本 0.91%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為 0，即在上漲期具有波動擇時能力的基金只有 1 只，但此基金不具有超額收益，此基金的 β_{mp} 僅為 0.09，與市場相關性很低；在下跌期 (Panel C)， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有 7 只，占總樣本 6.42%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為 0， $\beta_{mp} > 1$ 的基金個數為 6 只，即下跌期有 7 檔基金具有波動擇時能力，其中沒有基金取得超額收益，絕大部分基金的績效與市場績效相關性很高。

綜上所述，多因素波動擇時模型的實證分析結果與單因素波動擇時模型的結果很相似，多因素波動擇時模型是在單因素波動擇時模型的基礎上加入了 SMB 和 HML 因數，可見 SMB 和 HML 因數對波動擇時因數的影響很小；在多因素波動擇時模型的實證結果中，具有波動擇時能力的基金都沒有取得超額績效；在上漲期具有波動擇時能力的基金明顯少於下跌期具有波動擇時能力的基金，同單因素波動擇時模型一樣，說明在上漲期基金經理為了獲取超額收益而選擇忽略了波動擇時。

四、TM-B-FF3 模型對樣本基金的實證分析

在 TM-B-FF3 模型中，具有波動擇時能力的基金如表 6 所示：

表 6 通過 TM-B-FF3 模型得出的具有擇時能力的基金

簡稱	α_p	P-value	B_{2mp}	P-value	γ_{mp}	P-value	R^2
Panel A(全時期)							
160807	0.0000	0.7248	0.2627	0.4548	-10.4642**	0.0010	0.9869
165525	-0.0005	0.2696	0.6245	0.8064	-44.2429*	0.0533	0.8548
Panel B(上漲期)							
161125	0.0002	0.6063	-14.8957	0.1392	-89.6614**	0.0280	0.0162
501002	0.0011	0.1303	-0.0133*	0.0700	-337.9618**	0.0133	0.4015
501005	0.0005	0.5392	-20.4801*	0.0626	-123.4850*	0.0526	0.3153
501009	0.0010	0.1315	-4.1850	0.6783	-210.3903**	0.0113	0.3314
Panel C(下跌期)							
161130	0.0003	0.7344	0.2594	0.6027	-12.139647***	0.0076	0.9156
161217	0.0003	0.5759	0.6498	0.8235	-48.037011*	0.0699	0.8970

注：該表結果使用 109 只 LOF 股票型基金通過 TM-B-FF3 模型通過線性回歸得出，*、** 及 *** 分別表示在 10%、5% 及 1% 之顯著水準下具顯著性。

TM-B-FF3 模型來自式子 (6)： $R_{pt} = \alpha_p + \sum_{i=0} \beta_{imp} R_{m,t-i} + \beta_{2mp} R_{mt}^2 + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_{sp} SMB_t + \beta_{hp} HML_t + \varepsilon_{pt}$

在全時期 (Panel A)， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有 2 只，占總樣本的 1.83%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為 0 只，具有波動擇時能力的基金有 2 只，都不存在超額收益，對比單因數波動擇時模型的 Panel A 和多因數波動擇時模型的 Panel A，在引入收益擇時因數之後，具有波動擇時能力的基金數量明顯減少了，說明全時期波動擇時因數有一部分是來自收益擇時因

數；在上漲期（Panel B）， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有4只，占總樣本3.67%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為0，即在上漲期具有波動擇時能力的基金有4只，但都不具有超額收益；在下跌期（Panel C）， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有2只，占總樣本1.83%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為0，即下跌期有2檔基金具有波動擇時能力，其中沒有基金取得超額收益。

綜上所述，在引入了收益擇時因數之後，全時期和下跌期具有波動擇時能力的基金個數都變少了，說明在單因數和多因數擇時模型中的波動擇時能力有部分來自於收益擇時因數，在上漲期具有波動擇時能力的基金個數變多了，因為在該時期收益擇時因數都為負，導致波動擇時因數顯著的數量增多，另外，與前面的模型結果相同，市場上只有少數基金具有波動擇時能力，且這些基金不具有超額收益。

五、HM-B-FF3模型對樣本基金的實證分析

在HM-B-FF3模型中,具有波動擇時能力的基金如表7所示：

表 7 通過 TM-B-FF3 模型得出的具有擇時能力的基金

簡稱	α_p	P-value	B_{2mp}	P-value	γ_{mp}	P-value	R^2
Panel A(全時期)							
160140	0.0002	0.6576	0.0337	0.7724	-36.6667*	0.0658	0.9195
160807	0.0000	0.6152	0.0117	0.5160	-10.7144***	0.0005	0.9869
501029	0.0004	0.1317	-0.1542*	0.0132	-17.6530*	0.0963	0.8231
165525	-0.0007	0.1985	0.0942	0.4712	-47.2060**	0.0349	0.9552
Panel B(上漲期)							
160644	0.0000	0.3472	-0.1872	0.6090	-102.9117*	0.0769	0.0062
501305	-0.0001	0.0000	-0.1097	0.2429	-170.6812**	0.0242	0.0108
501306	-0.0001	0.0000	-0.0012	0.1363	-274.8297**	0.0273	0.0007
Panel C(下跌期)							
165525	-0.0010	0.2428	0.1672	0.3118	-55.9060**	0.0313	0.8660
160807	0.0001	0.6243	0.0136	0.6319	-12.3255***	0.0057	0.9867

注：該表結果使用109只LOF股票型基金通過TM-B-FF3模型通過線性回歸得出，*、**及***分別表示在 10%、5%及 1%之顯著水準下具顯著性。

HM-B-FF3模型即式子（7）運算式為：

$$R_{pt} = \alpha_p + \sum_{i=0}^1 \beta_{1mp} R_{m,t-i} + \beta_{2mp} \max(0, -R_{m,t}) + \gamma_{mp} (\sigma_{m,t} - \bar{\sigma}_m) R_{m,t} + \beta_{sp} SMB_t + \beta_{bp} HML_t + \varepsilon_{pt}$$

在全時期（Panel A）， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有4只，占總樣本的3.67%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為0只，具有波動擇時能力的基金有4只，都不存在超額收益；在上漲期（Panel B）， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有3只，占總樣本2.75%，但 $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為0，即在上漲期具有波動擇時能力的基金有3只，但都不具有超額收益；在下跌期（Panel C）， $\gamma_{mp} < 0$ 且顯著的基金個數有2只，占總樣本1.83%， $\alpha_p > 0$ 且顯著的基金個數為0，下跌期有2檔基金具有波動擇時能力，這兩檔基金沒有超額收益。

綜上所述，在引入了收益擇時因子之後，和TM-B-FF3模型相似，全時期和下跌期具有

波動擇時能力的基金個數都變少了，說明收益擇時因子減小了波動擇時因子的顯著程度，在上漲期具有波動擇時能力的基金個數變多了，因為在上漲期基金經理的收益擇時能力為負，導致波動擇時因數顯著的數量增多，另外，總的來說，市場上只有少數基金具有波動擇時能力，但這些基金不具有超額收益。

陸、總結

一、研究結論

本文針對LOF股票型基金績效進行評價，通過同花順資料庫的基金市場分類，選出了109只樣本基金。樣本基金的數量充足，可以排除同一基金管理有限公司有共同的資訊和研究團隊，投資趨向有可能彼此相互影響的干擾。

本文通過實證分析，得出以下結論：

無論在全時期、上漲期還是下跌期，樣本基金中都只有一小部分具有波動擇時能力，且僅有一隻具有波動擇時能力的基金獲得超額收益，其他具有波動擇時能力的基金都不具有超額收益，說明市場上只有少數基金具有波動擇時能力，且超額收益不是來自基金的波動擇時因子。

在上漲期，大部分基金經理會忽略波動擇時，為了獲取超額收益而選擇承擔個股風險；在下跌時，大多數基金的績效與市場績效的相關性很高，在一個經濟不好的大環境下，大部分基金經理還是無法調低系統性風險的影響。

從單因子波動擇時模型與多因子波動擇時模型的實證結果比較中，得出SMB和HML因子對波動擇時係數的影響較小；多因子波動擇時模型在引入收益擇時因子後，在全時期和下跌期，由於這兩個研究期收益擇時因子大部分為正數，波動擇時因子的顯著程度降低，具有波動擇時能力的基金數量明顯減少；在上漲期，具有波動擇時能力的基金數量明顯增加，因為在上漲期基金經理具有負的收益擇時能力，增加了波動擇時因數顯著程度。

二、論文發展

本文在未來主要有以下幾個發展方向：

（一）囿於研究時間的受限，本文選取了2017——2019年的日資料作為樣本期間，但在實務上，僅僅選取兩年的樣本期間或許並不能反映一個基金長期績效的情況。後續可以選擇一個較長的研究期間（比如基金十年內的日資料），再對基金的波動擇時能力進行研究分析。

（二）關於研究樣本，本文選擇的時LOF股票型基金。但是，或許擇時能力較強的基金經理已經從公募基金轉向私募基金，因此本文後續可以加入FOF作為基金樣本，研究其波動擇時能力。

（三）加入T-M模型、H-M模型、C-L模型等收益擇時模型對樣本基金進行實證分析，對比收益擇時與波動擇時的差異。

（四）通過CAPM模型對樣本基金進行分析，可以得出基金的Alpha，但是CAPM模型中的Alpha也只能說明基金存在超額報酬，其中可能包含基金的擇股能力、收益擇時能力或者波動擇時能力等，因此本文可繼續通過對比CAPM模型、收益擇時能力模型和波動擇時能力模型，分析基金超額收益的來源。

（五）本文用波動擇時能力模型篩選出具有波動擇時能力的基金，但是這些基金只能

代表過去具有波動擇時能力，並不代表未來也具有波動擇時能力。因此，可以加入一個持續性檢驗的模型，對篩選出來的基金進行持續性分析，看其是否具有持續性。

附錄

附錄 1 中國基金業資產規模增長率及份額增長率

年份	數量	資產規模 (億元)	份額規模 (億份)	資產規模 增長率(%)	份額規模 增長率(%)
1998	12	100.00	107.42		
1999	30	480.00	514.20	380.00	378.68
2000	41	480.00	845.62	0.00	64.45
2001	52	637.26	818.03	32.76	-3.26
2002	71	1,132.39	1,206.75	77.70	47.52
2003	111	1,451.90	1,723.69	28.22	42.84
2004	162	3,137.41	3,258.23	116.09	89.03
2005	219	4,581.50	4,735.11	46.03	45.33
2006	306	5,903.33	8,508.24	28.85	79.68
2007	344	32,140.04	32,698.96	444.44	284.32
2008	437	25,613.41	19,351.08	-20.31	-40.82
2009	556	24,463.23	26,747.68	-4.49	38.22
2010	702	24,226.76	25,199.61	-0.97	-5.79
2011	912	26,523.81	21,895.08	9.48	-13.11
2012	1172	31,688.79	28,641.65	19.47	30.81
2013	1550	31,208.89	30,014.41	-1.51	4.79
2014	1891	42,140.82	45,386.27	35.03	51.21
2015	2685	83,082.87	84,034.23	97.16	85.15
2016	3817	92,601.99	91,587.68	11.46	8.99
2017	4690	110,398.93	116,153.70	19.22	26.82
2018.11	5159	131,739.48	130,132.17	19.33	12.03

資料來源：同花順 iFind 資料庫

附表 2 LOF 股票型基金基本資料

序號	代碼	名稱	基金成立日	基金規模 (億元)
1	002423	華寶美國消費美元	2016-03-18	3.45
2	003720	易方達標普生物科技指數 (QDII-LOF) 美元	2016-12-13	1.21
3	003721	易方達標普資訊科技指數 (QDII-LOF) 美元	2016-12-13	1.18
4	005659	恒生聯接 C	2018-03-09	0.01
5	160119	南方 500	2009-09-25	52.65
6	160125	南方香港	2011-09-26	3.24
7	160133	南方天元	2014-07-03	7.17
8	160138	國企精明	2017-04-26	0.22
9	160140	美國 REIT	2017-10-26	0.39
10	160223	創業板基	2016-11-11	1.14
11	160225	新汽車	2016-07-01	3.38
12	160322	港股精選	2016-11-11	2.66
13	160415	華安 S300	2011-09-02	0.23
14	160416	石油基金	2012-03-29	2.14
15	160615	鵬華 300	2009-04-03	3.15
16	160616	鵬華 500	2010-02-05	2.46
17	160635	醫藥基金	2016-07-15	0.49
18	160643	空天一體	2017-06-13	0.73
19	160644	互聯網 QD	2017-11-16	1.23
20	160706	嘉實 300	2005-08-29	168.77
21	160716	嘉實 50	2009-12-30	19.84
22	160717	恒生 H 股	2010-09-30	2.92
23	160806	長盛同慶	2012-05-12	1.08
24	160807	長盛 300	2010-08-04	0.41
25	160919	大成產業	2014-12-26	1.64
26	160922	恒生中小	2016-12-02	0.21
27	160924	恒指 LOF	2017-08-10	0.26
28	161017	富國 500	2011-10-12	28.86
29	161033	智能汽車	2016-02-16	0.53
30	161035	醫藥增強	2016-11-11	1.18
31	161036	娛樂增強	2017-03-13	0.40
32	161037	高端製造	2017-04-27	0.32
33	161039	富國 1000	2018-05-31	1.85
34	161124	香港小盤	2016-11-02	0.41
35	161125	標普 500	2016-12-02	1.45
36	161126	標普醫藥	2016-11-28	0.43
37	161127	標普生物	2016-12-13	1.21

38	161128	標普科技	2016-12-13	1.18
39	161130	納指 LOF	2017-06-23	0.86
40	161213	國投消費	2010-12-16	0.31
41	161217	國投資源	2011-07-21	1.15
42	161227	深證 100	2015-08-14	2.92
43	161229	國投中國	2015-12-21	1.29
44	161607	融通巨潮	2005-05-12	6.22
45	161631	人工智慧	2017-04-10	3.03
46	161714	招商金磚	2011-02-11	0.20
47	161715	大宗商品	2017-06-28	0.29
48	161907	萬家紅利	2011-03-17	0.39
49	162107	金鷹量化	2012-06-05	0.11
50	162307	海富 100	2009-10-30	0.77
51	162411	華寶油氣	2011-09-29	19.14
52	162415	美國消費	2016-03-18	3.45
53	162416	香港本地	2018-03-30	0.38
54	162510	國安雙力	2012-03-23	0.08
55	162711	廣發 500L	2009-11-26	10.83
56	162719	廣發石油	2017-02-28	0.33
57	163110	申萬量化	2011-06-16	17.48
58	163111	申萬中小	2017-05-09	1.15
59	163119	申萬健康	2016-10-10	0.45
60	163407	興全 300	2010-11-02	20.25
61	163821	中銀 300E	2012-05-17	0.30
62	164811	京津冀	2012-10-25	0.22
63	164906	中國互聯	2015-05-27	10.17
64	164908	環境治理	2015-08-13	0.81
65	165309	建信 300	2009-11-05	4.93
66	165510	信誠四國	2010-12-17	0.09
67	165525	基建工程	2015-08-06	0.94
68	166402	滬港深 F	2017-04-27	0.51
69	166802	浙商 300	2012-05-07	0.55
70	167702	量化優選	2017-03-24	0.12
71	167705	量化新銳	2018-04-04	0.82
72	501002	能源互聯	2016-01-21	0.05
73	501005	精准醫療	2016-01-21	2.67
74	501007	互聯醫療	2016-12-22	0.31
75	501008	互聯醫 C	2016-12-22	0.21
76	501009	生物科技	2016-12-22	0.68
77	501010	生物科 C	2016-12-22	1.02
78	501011	中藥基金	2016-12-29	0.30

79	501012	中藥 C	2016-12-29	0.15
80	501016	券商基金	2017-04-27	3.18
81	501019	軍工基金	2017-03-29	1.65
82	501021	香港中小	2016-06-24	9.38
83	501023	港中小企	2016-09-29	0.30
84	501025	香港銀行	2016-11-10	1.93
85	501029	紅利基金	2017-01-18	19.98
86	501030	環境治理	2016-12-29	0.46
87	501031	環境 C	2016-12-29	0.29
88	501036	中證 500A	2017-08-10	1.05
89	501037	中證 500C	2017-08-10	0.66
90	501043	滬深 300A	2017-09-06	0.70
91	501045	滬深 300C	2017-09-06	0.36
92	501047	全指證券	2017-12-04	0.65
93	501048	證券 C	2017-12-04	0.35
94	501050	50AH	2016-10-27	9.16
95	501057	新能源車	2018-05-23	1.48
96	501058	新能車 C	2018-05-23	1.08
97	501059	國企紅利	2018-07-11	0.51
98	501060	金選 300A	2018-08-30	0.82
99	501061	金選 300C	2018-08-30	0.33
100	501067	富時 A	2018-12-03	0.69
101	501068	富時 C	2018-12-03	2.95
102	501301	香港大盤	2017-04-20	2.46
103	501302	恒生聯接	2017-07-21	0.54
104	501303	恒生中型	2017-09-21	0.50
105	501305	港股高息	2017-11-24	0.84
106	501306	港股高 C	2017-11-24	0.25
107	501307	銀河高股	2018-04-10	0.94
108	501309	港股通	2018-11-06	0.13
109	501310	價值基金	2018-10-25	0.62

資料來源：同花順 iFind 資料庫

參考文獻

- 牛鴻、詹俊義（2004），「中國證券投資基金市場擇時能力的非參數檢驗」，《管理世界》，第十期，29-35。
- 石曉芳（2006），「開放式證券投資基金波動擇時能力實證研究」，未出版碩士論文，浙江大學。
- 汪光成（2002），「基金的市場時機把握能力研究」，《經濟研究》，第九期，31-38。
- 周萬賀、儲茂廣（2009），「我國證券投資基金波動擇時能力的實證分析」，《統計與決策》，第五期，129-132。

- 馬超群、傅安裏、楊曉光（2005），「中國投資基金波動擇時能力的實證研究」，《中國管理科學》，第二期，58-68。
- 陳工孟、芮萌（2003），「中國股票市場的股票收益與波動關係研究」，《系統工程理論與實踐》，第十期，12-21。
- 張思奇、馬剛、冉華（2000），「股票市場風險、收益與市場效率：ARMA-ARCH-M 模型」，《世界經濟》，第五期，19-28。
- 張新、杜書明（2002），「中國證券投資基金能否戰勝市場」，《金融研究》，第一期，1-22。
- 萬朝領等（2001），「證券投資基金的評估與績效研究」，《中國證券報》，2001-01-21 期，8。
- 樊智、張世英（2003），「金融波動持續性的研究」，《預測》，第一期，33-37。
- 劉建橋、陳方正、孫文全（2007），「基於時變的我國開放式基金選股和擇時能力定量分析」，《華中師範大學學報》，第六期，299-304。
- 盧學法、嚴毅軍（2004），「證券投資基金績效評價實證研究」，《南開經濟研究》，第五期，79-84。
- 魏宇、黃登仕（2004），「中國股票市場波動持久性特徵的 DFA 分析」，《中國管理科學》，第十二期第四卷，12-19。
- 顧嵐、劉賢榮（2001），「中國股市風險特徵分析」，《數理統計與管理》，第二期，57-61。
- Busse, J. A (1999), "Volatility timing in mutual funds: evidence from daily returns," *Review of Financial Studies*, Vol. 12, 1009-1041.
- Carhart, M. M (1997) "On persistence in mutual fund performance." *Journal of Finance*, Vol. 52, 57-82.
- Dimson, E (1979), "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading," *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, 197-226.
- Elton, E. J., J. S. Gruber., Das. and M. Havka (1993), "Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolio," *Review of Financial Studies*, Vol.6, 1-22.
- Fama, E. and K. French (1992), "The cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance*, Vol. 47, 427-465.
- Henriksson, R. D. and R. C. Merton (1980), "On market timing and investment performance," *Journal of Economics and Business*, Vol.54, 219-226.
- Jensen, M. 1968. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, Vol. 23, 389-416.
- Murthi, B. P., S. Choi and Y. K. Desai (1997), "Efficiency of mutual funds and portfolio performance measurement: A non-parametric approach," *European Journal of Operational Research*, Vol.98, 408-418.
- Markowitz, H (1952), "The utility of wealth," *Journal of Political*, Vol. 60, 151-158.
- Sharpe, W. N (1966), "The portevin-le chatelier effect in aluminium single crystals and polycrystals." *Journal of the Mechanics and Physics of Solids*, Vol.14, 187-198.
- Treynor, J. and K. Mazuy (1966), "Can mutual funds outguess the market?" *Harvard Business Review*, Vol. 44, 131-136.
- Treynor, J. L (1965), "How to rate management of investment funds," *Harvard business review*, Vol. 43, 63-75.