

市場資訊交易者與護盤者行為之分析：以 921 地震期間之台股為例

AN ANALYSIS OF INFORMATION TRADER AND STABILIZATION FUND BEHAVIOR : THE CASE OF TAIWAN STOCK MARKET DURING THE 921 EARTHQUAKE PERIOD

洪榮耀*

高雄海洋科技大學運籌管理系助理教授

馬黛

中山大學財務管理學系教授

Jung-Yao Hung

Assistant Professor, Department of Logistics Management

National Kaohsiung Marine University

Tai Ma

Professor, Department of Finance

National Sun Yat-sen University

摘要

本研究以市場交易者面臨到的可能交易狀況建立交易樹，建構委託單驅動市場之套利交易機率模型分析資訊交易者及穩定基金績效及其行為。實證部分是以台灣1999年9月21日發生地震時，護盤基金進場事件進行研究。關於資訊交易者及穩定基金的績效和行為，有四個主要發現(1)樣本公司均有顯著的套利交易。其中，護盤樣本公司之套利交易規模並未高於未護盤公司；(2)相較於一般時期，護盤樣本績效僅有流動性較為顯著。同時，護盤樣本與未護盤樣本之績效無顯著差異；(3)護盤期間樣本公司日內套利交易主要集中於開盤期間；(4)相對於未護盤樣本公司，護盤基

*通訊作者，地址：811 高雄市楠梓區海專路 142 號，電話：(07)361-7141 轉 3460，
Email：yaoyaoya@mail.nkmu.edu.tw

金樣本公司之套利交易與市場漲跌關係較為密切，反而對各股漲跌反應較不靈敏。

關鍵字：護盤基金、套利交易機率、日內型態

ABSTRACT

Based on possible situations encountered by market traders, this study constructed a tree of trading process and a probability model of arbitrage trading in order-driven market, and analyzed the behavior and performance of the information trader and stabilization fund through this model. In the empirical study, we analyzed the stabilization fund event during the period of the 921 earthquake. Our four main findings are: (1) there is arbitrage trading in all of the sample companies, in which the arbitrage trading scale of the stabilization fund sample companies is not higher than that of the others. (2) Regarding the performance of the stabilization fund sample companies, only the liquidity is significantly different compared to ordinary period. And there is no significant difference between the performance of the stabilization fund sample companies and that of non-stabilization samples. (3) The arbitrage trading concentrates in the opening during the stabilization period. (4) In contrast to the non-stabilization samples, the arbitrage trading of the stabilization fund sample companies has a remarkable relationship with the performance of the market, but not with that of individual stocks.

Keywords: Stabilization Fund, Probability of Arbitrage Trading, Intraday Patterns

壹、前言

1987年10月美國證券市場崩盤，主管機關企圖以價格限制及暫停交易等多項斷路措施穩定市場。然而，一連串的斷路護盤措施卻無法達成降低投資者焦慮，減少恐慌性賣壓，恢復投資者信心，穩定市場價格之目標。因此，學者、主管機關開始竭盡心智找尋更有效的市場穩定措施。Schwartz（1988）首先提出資方穩定市場概念，他認為此機制可減輕市場價格過度波動；而日本、韓國、泰國、香港...等國家或地區之證券主管單位，則紛紛在其股票市場恐慌下跌時，提出成立股市穩定基金，企圖以直

接或間接干預方式來挽救其低迷不振之股市。台灣由於政治情勢特殊，常有非經濟不利事件干擾股市，且因市場投資人結構以散戶為主，易受不利訊息影響其投資信心，因而不利事件常造成股市恐慌下跌，市場劇幅震盪。有鑑於此，台灣行政院於 1996 年中國大陸軍事演習期間，援用日、韓政府成立基金介入市場模式，集資 2000 億設立護盤基金進場干預股市，防止市場恐慌下跌。從此，台灣發生不利事件干擾股市時，主管機關常以護盤基金介入市場，2000 年更成立了國家金融安定基金，正式將此一行為納入證券市場體制中。

資料顯示，亞洲各國政府運用護盤基金干預市場最積極者當屬台灣，故先前基金效力文獻多針對此一市場進行探討。劉維琪與李怡宗（1996）就以台灣加權股價指數、成交量與護盤基金每日進場買進金額迴歸分析 1996 年中國大陸軍事演習期間之台股護盤基金支撐效果及市場價格波動，研究發現基金進場能使市場穩定，無拉抬股價，影響價格波動之狀況產生。姚欣欣（2000）亦透過 GRACH 模型檢定同時期之股市日內報酬分配，其指出護盤基金進場確實可使演習期間之加權股價指數日內報酬率條件變異數群聚現象回復到「正常」時期之水準，亦即該基金可減少演習事件對市場造成的衝擊，基金是具有穩定市場功能的。Liu and Yu（2002）則利用 Box and Tiao（1975）介入模型檢測上述軍演期間股價指數日報酬時間序列變化，研究證實護盤基金能顯著防止市場價格下跌；且在控制台股指數納入摩根史坦利市場指數及美國派遣航空母艦進入台灣海峽防衛台海安全干擾事件後，亦仍發現基金具短期穩定效果，確認基金確實具穩定股市之成效。

台股護盤基金績效之實證研究除集中探討 1996 年大陸軍演護盤事件外，部分文獻則著眼分析 2000 年台灣總統大選期間國家安定基金啟動護盤事件。例如，馬黛、詹傑仲與胡德中（2002）透過觀察國家安定基金進場後的股價偏離程度，發現在基金進場護盤期間，股市跌幅縮小，但並未立即出現止跌回升之現象。詹傑仲（2006）根據國家安定基金護盤時期之股價指數報酬率及其標準差資料，發現基金進場護盤無法拉抬股價，也不能降低股市波動。但其亦指出國安基金於不利事件未改變市場基本面時進場，才具提升股價，降低市場波動之效；而當年護盤時，市場基本面已受影響，非國安基金進場時機，故基金干預無法改變市場下跌之趨勢。Cheng（2010）則是應用介入及 GARCH 模型分析大選護盤期間指數報酬、報酬波動及影響時間來獲知國安基金成效，確認基金進場短期對市場指數有明顯正面影響，亦能些微減低指數報酬波動，其認為基金介入股市是有可能能控制部分非經濟因素所造成的市場改變。

另外，近年來亞洲國家成立股市穩定基金進場護盤亦層見疊出，Su, Yip, and Wong（2002）就以事件研究法分析 1998 年香港政府干預市場後的股票指數累積異常報酬

來探討香港政府護盤績效，其指出干預行動扭轉了恆生股票指數成分股股價下降趨勢，也降低了其價格波動幅度，故認為香港政府進場護盤至少在支撐及穩定恆生成分股股價上是成功的。Jung, Lee, and Thornton Jr. (2005) 亦以事件研究法分析 1992~1993 年韓國股市穩定基金宣告後的市場累積異常報酬來了解基金之效益，研究指稱市場對穩定基金成立宣告是正面反應的，亦即基金設立對市場價格是有提升之幫助。綜上所述，多數穩定基金績效實證均指出基金護盤具一定效益，然基金真無任何缺失嗎？Jarrell and Seguin (1990) 就指出護盤可能降低流動性，並增加價格波動的持續性。Rhee and Chang (1993) 亦認為韓國設立股市穩定基金干預市場，將使參與基金運作企業之潛在虧損遠遠超過其從該基金獲之運作收益。故綜言之，學術界目前對護盤基金必要及存在性仍具爭議。

雖說劉維琪與李怡宗 (1996)；姚欣欣 (2000)；馬黛等人 (2002)；Liu and Yu (2002)；Su et al. (2002) 等指出護盤具穩定效益，但事實是否如此？假使市場存在一特殊機制，在不利事件不改變市場基本面的情況下，能自行促使價格回升，波動下降。那麼先前文獻獲得之護盤效益結果，就可能是該機制所致，這將無法支持及確認基金是有其效益的。然而，市場真有此一機制嗎？Dow and Gorton (1994) 認為證券價格之效率是建立在因資產價格不同於真實價格所產生的套利交易上。因此，當市場價格偏離真實價格時，市場會有力量引導價格回到真實價值。由此可知，當市場發生非經濟因素之不利事件，資產價格偏離真實價值，此時擁有真實價值資訊的交易者將進行套利交易，買進資產獲取利潤；亦即市場受非經濟不利事件干擾時，會出現套利者進行交易。換言之，市場確實可能存在自行穩定機制，故在進行護盤基金績效研究時，有必要加入市場存在此機制之條件，如此所獲之基金護盤效力結果，才具有穩健性及效力。

由於護盤基金資金有限，如何運用最少成本護盤，達成最佳的護盤結果，基金何時進場是十分重要的。馬黛等人 (2002) 透過訊息散佈理論及模擬分析指出，當國安基金佔市場比例高於機構投資人佔市場比例時，國安基金早盤進場的拉抬股價之效果將不如尾盤，其認為在開盤時進場護盤，國安基金未必能得到較佳的護盤效果。而 Schwartz (1988) 認為開盤採集合競價且基金開盤進場能消化前一交易日未消化完的訂單，故開盤進場是降低市場價格過度波動的最合宜時點。上述研究看法明顯不一，而實際基金操作是如同馬黛等人 (2002) 所言尾盤進場，亦或是 Schwartz (1988) 所指稱開盤干預呢？過去研究由於無法捕捉護盤者日內交易行為，故至今仍無法確知實際基金操作較似何者？

另外，護盤基金常受人詬病拉抬特定個股。然而，護盤基金資金有限，勢必無法

介入所有股票，若其拉抬特定個股之目的在於穩定市場，則此一操作應不違背其設立精神，但護盤基金操作是否如此？劉維琪與李怡宗（1996）藉迴歸分析護盤基金進場金額比率與股價報酬關係，發現護盤基金僅於股價下跌時進場，確認其操作符合穩定市場原則。根據 Dow and Gorton（1994）價格效率基於套利交易概念，當市場發生非經濟不利事件時，套利者將基於個股偏離真實價格進行交易。故不同於護盤者，市場發生非經濟因素之不利事件時，套利者交易偏重個股，而非市場穩定。然而，實際套利者操作模式是否如此仍待確認。綜上所述，本研究的目的主要有三：第一，探討市場是否存在自行穩定機制，同時分析存在此機制下之套利者及護盤者績效，確認政府護盤是否有其必要；其次，是觀察日內護盤交易行為，驗證文獻有關護盤基金進場時點之看法；最後，則是探討套利者與護盤者進場時點，以了解套利者與護盤者操作模式差異。

本文仿效 Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman(1996); Handa, Schwartz, and Tiwari（2003）決策樹概念，以市場交易者面臨到的可能交易狀況（包含對象、限價、市價委託）建立交易樹，分析各種可能交易的屬性（是否屬於套利交易）來建構委託單連續競價市場之資訊交易機率模型來分析市場套利者及護盤者之行為及其績效。由於本研究所建立之資訊交易機率理論模型，可獲知日內各期間之套利者及護盤者交易規模，故驗證市場於不利事件發生後是否存在自行穩定機制（套利者），並藉由觀察套利者及護盤者之績效差異來確認護盤基金是否有其存在必要；同時分析實際套利者及護盤者日內進場時點與 Schwartz（1988）、馬黛等人（2002）主張何者較為雷同；更可探討日內套利及護盤交易與個股和大盤漲跌之關係，進一步瞭解套利及護盤交易動機，獲知套利者交易是否基於（個股）價格效率概念，護盤基金進場是否不違背其穩定市場精神。

本研究是以 1999 年台灣 921 地震後政府護盤事件，進行政府干預相關研究。研究有下幾點發現：首先，護盤期間所有樣本公司均有顯著之資訊交易，護盤樣本之資訊交易機率並未高於未護盤樣本，顯示市場不僅存在自行穩定機制，護盤基金亦未提供額外的穩定力量；其次，護盤期間護盤基金樣本之績效與未護盤樣本間無顯著差異，亦謂護盤必要性值得商榷。第三，護盤基金樣本與未護盤樣本之資訊交易機率均於開盤期間較高，亦即護盤者與套利者多於開盤期間進場，此與 Schwartz（1988）指稱開盤進場護盤主張較相符。最後，樣本公司資訊交易與當期個股及指數漲跌呈反向；而相較於未護盤樣本，護盤樣本對指數漲跌有較大的反應，對個股漲跌則反應較小，此表護盤者較重於市場，其進場符合其設立精神；套利者較重個股，其交易是基於價格效率。

其餘章節架構如下：第貳節建立委託單連續競價市場的資訊交易機率模型，第參節為樣本資料及研究方法說明，第肆節包含介紹交易者策略變數模擬、二項式-最大概似法資訊交易模型參數估計和套利者與護盤者日內交易規模、績效、交易行為及策略分析實證，第伍節則為結論。

貳、交易機率模型

本文以投資者所面對到的交易對象及其限、市價委託情況建立交易樹模型，來分析委託單驅動市場資訊交易，相關假設說明如下：

一、模型假設

(一) 交易機制

市場為委託單驅動市場，採連續競價，且僅存在單一風險性資產供投資者進行交易。市場投資者可選擇以市價或限價委託進入市場，交易一單位風險性資產¹。交易日被區分為 T 個交易區間，日總交易次數為 M ， $M = \sum_{t=1}^T m_t$ ， $t=1,2,\dots,T$ ，其中， m_t 為各區間交易次數， $0 \leq m_t \leq M$ 。

(二) 資產評價

市場上存在兩種投資者，其分別對資產有高 (V^h)、低 (V^l) 評價，且 $V^h > V^l$ 。此兩者相對而言，前者為市場上潛在買家，後者則為潛在賣家，其評價分別為他們購買（出售）資產所願意支付（收到）的保留價格，而高評價者與低評價者之比率則分別為 $k, 1-k$ ，風險資產期望清算價值 $V = \bar{V} + \tilde{S}$ ，其中 \bar{V} 表市場均衡價格， $\bar{V} = kV^h + (1-k)V^l$ 。此外，資訊交易者及非資訊交易者中分別有 ω_1, κ_1 比例為高評價的交易者，而有 $1-\omega_1, 1-\kappa_1$ 比例為低評價的交易者²。

(三) 資訊不對稱

交易日開始前，市場上有 N 個交易者能觀察到資訊事件所造成的風險性資產價值修正（資訊未揭露部分） \tilde{S} 的部分訊息³；其中第 j 個資訊交易者觀察到的訊息為 \tilde{s}^j ， $\tilde{s}^j \sim U(\min(0, S), \max(0, S))$ ， $j=1,2,\dots, N$ 。當資訊事件為好消息時，

$0 < \tilde{s}^1 < \tilde{s}^2 < \dots < \tilde{s}^N \leq S$ ；當資訊事件為壞消息時， $S \leq \tilde{s}^N < \tilde{s}^{N-1} < \dots < \tilde{s}^1 < 0$ 。

令期末（第 T 個交易區間結束後）資產清算價值 $V = \bar{V}_T + S_T$ 。其中， \bar{V}_t 代表第 t 個區間市場均衡價格， $\bar{V}_t = k_t V_t^h + (1 - k_t) V_t^l$ ， S_t, k_t, V_t^h, V_t^l 分別為第 t 個區間交易前未修正之資訊價值、高評價交易者佔全體交易者比率及高、低評價交易者之資產平均評價， $t=1, 2, \dots, T$ 。

(四) 非經濟因素重大不利事件發生時期資產評價

假設交易日開始前，發生非經濟因素的不利事件衝擊市場，使市場失去均衡，資產價格發生崩跌。同時間，市場出現欲維持資產至特定價格的護盤交易者⁴。由於資產價格崩跌為非經濟因素不利事件引起，因此本文假設資產真實價值並無改變。若此時市場價格崩跌，依 Dow and Gorton（1994）資產價格偏離將產生套利交易概念，市場將出現引導價格回復真實價值，達成價格效率之套利者。故研究亦假設非經濟因素重大不利事件發生時期，市場存在進行套利交易獲取利潤之套利者。另為便於分析，本文令此套利者即為交易日前擁有不對稱資訊之交易者。

Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam（1998）指出當交易者過度自信時，將較相信私人資訊；反之，當自信不足時，則較相信公開資訊。因此，本文假設當市場發生不利事件，非資訊交易者由於自信不足，將根據此事件調整其資產評價。而資訊交易者擁有足夠資訊來源，故較為自信，事件並未對其資產評價產生影響。故市場受非經濟因素不利事件衝擊時，非資訊交易者交易開始前公開資訊高低評價將向下調整為 $U\tilde{V}_1^h \sim U(V_1^h - N_1 - c, V_1^h + N_1 - c)$ 、 $U\tilde{V}_1^l \sim U(V_1^l - N_1 - c, V_1^l + N_1 - c)$ ，而資訊交易者公開資訊高低評價則與先前一般時期相同，分別為 $I\tilde{V}_1^h \sim U(V_1^h - N_1, V_1^h + N_1)$ 、 $I\tilde{V}_1^l \sim U(V_1^l - N_1, V_1^l + N_1)$ 。因此，第一區間市場均衡價格為

$$\bar{V}_1^l = \left[(V_1^h - c) \cdot (k_1) \cdot \left(\frac{\kappa_1}{\omega_1 + \kappa_1} \right) + (V_1^l - c) \cdot (1 - k_1) \cdot \left(\frac{1 - \kappa_1}{2 - \omega_1 - \kappa_1} \right) \right] \\ + \left[(V_1^h) \cdot (k_1) \cdot \left(\frac{\omega_1}{\omega_1 + \kappa_1} \right) + (V_1^l) \cdot (1 - k_1) \cdot \left(\frac{1 - \omega_1}{2 - \omega_1 - \kappa_1} \right) \right]$$

其中， c 為不利事件對非資訊交易者公開評價之價值衝擊。在不失一般性下，本文假設 c 夠大，使得 $\bar{V}_1^l < I\tilde{V}_1^l + S_1 < I\tilde{V}_1^h + S_1$ 。此時，所有資訊交易者均發現市場均衡價

值與其認知之市場真實價格間存在差距，因此將會進行套利交易，直到市場均衡價格超越其認知之市場真實價格為止。

綜上所述，在發生非經濟因素不利事件時，市場有三類交易者，分別為欲維持資產至特定價格的護盤交易者，擁有資產真實價值資訊進行套利交易的資訊交易者及非資訊交易者。其中，護盤交易者與套利交易者之交易動機均是基於市場價值不如其認知之資產真實價值資訊。因此，為方便模型設計及描述各類交易者活動，以下本文將護盤交易者與進行套利交易之資訊交易者合併稱為資訊交易者。

二、交易者行為

交易日開始，市場交易者會根據所有公開資訊對資產做出主觀評價。此時，資訊交易者會根據其認知之真實價值決定買賣交易決策，而非資訊交易者則僅會根據主觀評價決定買賣交易決策。Fischhoff (1975)；Fischhoff and Beyth (1975) 及 Daniel et al. (1998) 提出後見之明 (Hindsight) 的觀點，指出若個體已知或預期結果已經發生，其自信會向上調整；反之，若原先內心已知或預期事件沒有發生，自信將會向下調整。同時，個體之自信並非永久不變，而是會隨資訊來到不斷的進行調整。因此，研究假設在每一個交易區間結束後，下一個交易區間開始前，交易者會根據先前交易揭露的資訊更新其主觀評價及買賣交易策略。所有交易者委託單類型（買、賣、限、市）、委託單價格及交易量之選擇決策均建立在滿足交易者當時最大預期交易利潤上⁵。以下，我們將說明各類型交易者的買、賣及限、市價委託交易決策行為：

(一) 資訊交易者交易決策

令 V_j 為第 j 個資訊交易者的目標價格（其認知之資產真實價格）， P_t 為第 t 期市價。第 j 個資訊交易者第 $t+1$ 區間的買、賣交易策略決定於 D_t ， $D_t = V_j - P_t$ 。當 $D_t > 0$ ，資訊交易者將會委託買進資產。上式代表當市場價格低於資訊交易者心中的市場真實價格時，資訊交易者將採行買進策略。

Kyle (1985)；Holden and Subrahmanyam (1992)；Foster and Viswanathan (1994, 1996)；Wang (1998)；Back, Cao, and Willard (2000) 藉模型推導發現在多個資訊交易者資訊競爭下，交易者將進行資訊競爭交易。故研究假設資訊交易者的限、市價交易策略則決定於市場資訊交易者間的競爭大小。當競爭較大時，採市價交易；反之，則採限價交易⁶。

(二) 非資訊交易者交易決策

非資訊交易者的買賣交易決策是根據其公開資訊資產評價而定。以開盤時為例，即為對資產有高評價（ $U\tilde{V}_1^h > \bar{V}_1'$ ）的非資訊交易者，將進行買進委託；而對資產有低評價（ $U\tilde{V}_1^l < \bar{V}_1'$ ）的非資訊交易者，則將採行賣出委託。

Glosten（1994）發現非資訊交易者主要是基於其需求決定下單策略，當有立即性時，下市價單，否則下限價單。故研究對非資訊交易者的限、市價交易決策之設定是依據當時交易是否有立即性需求。當有立即性需求時，採市價交易；否則，採限價交易。

綜上所述，在重大不利事件下市場交易者的交易決策（買、賣；限、市價）為，(1)資訊交易者可能進行市價買單或限價買單委託。(2)非資訊交易者可能採行市價買單或限價買單委託（當其公開資訊主觀評價較高），亦或採行市價賣單或限價賣單委託（當其公開資訊主觀評價較低）。

三、符號設定

為利後續分析說明，我們將對先前提及之部分參數重新設定其符號。令第 t 個交易區間市場資訊交易者所佔比率為 α_t ，而非資訊交易者所佔比率為 $1 - \alpha_t$ 。第 t 個交易區間資訊交易者下單比率為 β_t ，其中採市價委託的比率為 λ_t ；採限價委託的比率為 $(1 - \lambda_t)$ 。非資訊交易者下買單比率為 γ_t ，其中採市價委託的比率為 φ_t ；採限價委託的比率為 $(1 - \varphi_t)$ ；下賣單比率為 $1 - \gamma_t$ ，其中採市價委託的比率為 ϕ_t ；採限價委託的比率為 $(1 - \phi_t)$ ， $t=1,2,\dots,T$ 。

四、資訊交易機率模型

以下，我們將從市場買家的觀點分析其進行的交易是否為資訊交易，並說明如何計算市場資訊交易機率。根據先前模型設定，非經濟不利事件下市場買家可能為資訊或非資訊交易者，其交易採限價或市價委託。而市場賣家必為非資訊交易者，其交易亦是採限價或市價委託。圖 1 列示了不利事件交易日下，以市場買家為出發點之所有可能發生交易狀況。

以狀況 1 為例，狀況 1 之「 $B/A/M - S/U/M$ 」代表資訊交易者市價買單與非資訊交易者市價賣單之撮合交易。由於此交易一方為資訊交易者，因此屬資訊交易。同理，圖 1 狀況 1,2,3,4 屬資訊交易，其餘則屬非資訊交易。而根據先前符號設定，狀況 1

於交易日第 t 個交易區間可能發生之機率為 $P_t(1) = (\beta_t \times \alpha_t \times \lambda_t) \times ((1 - \gamma_t) \times (1 - \alpha_t) \times \phi_t)$ 。同理，依序可得其餘七種撮合狀況可能發生機率。表 1 說明了非經濟不利事件下，可能交易狀況發生機率及其是否為資訊交易。由於委託單驅動市場交易是在交易者間進行，因此計算買賣其中一方包含資訊交易者之交易佔總交易的比率，即可確認市場資訊交易機率規模⁷。根據表 1 資料，第 t 個交易區間原始資訊交易機率 PA_t 即為

$$PI_t = (P_t(1) + P_t(2) + P_t(3) + P_t(4)) / \sum_{s=1}^8 P_t(s), t=1,2,\dots,T, s=1,2,\dots,8 \quad (1)$$

其中， $P_t(s)$ 為參數 $\alpha_t, \beta_t, \lambda_t, \gamma_t, \phi_t, \varphi_t$ 的函數。

由於上述區間資訊交易機率，未考慮區間交易量差異，因此無法直接以資訊交易機率比較各區間資訊交易規模。為解決此問題，本文利用各區間交易量進行標準化及加權平均作業，用以分析各區間及交易日之資訊交易規模。另為區分三者差異，本文將原先計算得出的區間資訊交易機率稱為原始資訊交易機率，而將經交易量標準化及加權平均後的資訊交易機率稱為標準化資訊交易機率 PI'_t 及加權平均資訊交易機率 PI ，計算方式如下：

$$PI'_t = (PI_t \times Vol_t) / \sum_{t=1}^T Vol_t, t=1,2,\dots,T \quad (2)$$

$$PI = \sum_{t=1}^T PI'_t = (\sum_{t=1}^T PI_t \times Vol_t) / \sum_{t=1}^T Vol_t, t=1,2,\dots,T \quad (3)$$

其中， Vol_t 為各交易區間的成交量。

參、樣本資料及研究期間

本文探討 1999 年台灣發生 921 地震後政府護盤來探討干預對市場的影響⁸。我們是以台灣證券交易所 88 家上市電子公司為樣本⁹，並依護盤基金是否介入分為護盤基金樣本及非護盤樣本，來探討四大基金（穩定基金）進場護盤對市場的影響¹⁰。由於實際護盤基金標的並未公佈，因此本文擬利用個股委託檔資料篩選出公營行庫買超標的共 13 家¹¹及根據報章雜誌（如：工商時報、經濟日報、財訊雜誌）記載的穩定基

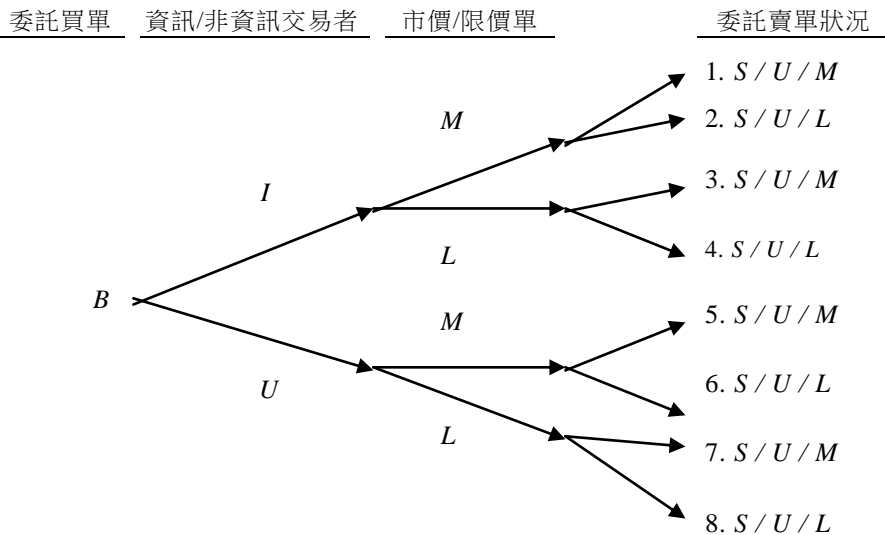


圖 1 非經濟不利事件下，以市場買家為出發點之可能發生交易狀況樹

註：圖 1 中，*B* 表買單，*S* 表賣單；*M* 表市價委託，*L* 表限價委託；*I* 表資訊交易者，*U* 表非資訊交易者。因此，狀況 1 代表資訊交易者市價委託買單和非資訊交易者市價委託賣單相遭遇。

表 1 非經濟不利事件下，以買家為出發之交易可能撮合狀況機率表

狀況	交易發生機率 $P_i(s)$	資訊交易
1	$(\beta_i \times \alpha_i \times \lambda_i) \times ((1 - \gamma_i) \times (1 - \alpha_i) \times \phi_i)$	是
2	$(\beta_i \times \alpha_i \times \lambda_i) \times ((1 - \gamma_i) \times (1 - \alpha_i) \times (1 - \phi_i))$	是
3	$(\beta_i \times \alpha_i \times (1 - \lambda_i)) \times ((1 - \gamma_i) \times (1 - \alpha_i) \times \phi_i)$	是
4	$(\beta_i \times \alpha_i \times (1 - \lambda_i)) \times ((1 - \gamma_i) \times (1 - \alpha_i) \times (1 - \phi_i))$	是
5	$(\gamma_i \times (1 - \alpha_i) \times \phi_i) \times ((1 - \gamma_i) \times (1 - \alpha_i) \times \phi_i)$	否
6	$(\gamma_i \times (1 - \alpha_i) \times \phi_i) \times ((1 - \gamma_i) \times (1 - \alpha_i) \times (1 - \phi_i))$	否
7	$(\gamma_i \times (1 - \alpha_i) \times (1 - \phi_i)) \times ((1 - \gamma_i) \times (1 - \alpha_i) \times \phi_i)$	否
8	$(\gamma_i \times (1 - \alpha_i) \times (1 - \phi_i)) \times ((1 - \gamma_i) \times (1 - \alpha_i) \times (1 - \phi_i))$	否

金護盤資料共 11 家¹²，建構兩組護盤基金替代樣本，進行基金護盤相關研究。

本研究主要探討護盤基金行為，故樣本期間需選取具護盤基金介入時點。其次，由於研究還分析一般時期與護盤期間市場績效差異，因此需另選取具與護盤時點相同長度與資訊一致之期間進行市場績效差異研究。據報載資料顯示，921 地震後護盤基金進出時點為 9/27-10/1，故本文先選取該時期為第一段樣本時間，用以分析護盤行為。其次，本文另選資訊與護盤期較一致之 921 地震前相同長度期間 9/15-9/20 為第二段樣本時期，藉以分析一般時期與護盤期間市場績效差異。然而，921 地震後市場投資人恐慌，9/27、9/28 兩交易日多數電子股均無量下跌，故此期間無法藉由量、價資料得知護盤交易規模。因此，研究能透過資訊交易機率模型衡量護盤基金交易規模之交易日將僅有 9/29、9/30、10/1 三天，是故本文將第一段樣本時間修改為 9/29、9/30、10/1。綜上所述，本研究實證樣本期間為 921 地震後 3 個交易日（9 月 29 日到 10 月 1 日）與 921 地震前 5 個交易日（9 月 15 日到 9 月 20 日），共 8 個交易日。

另外，研究所需之個股日內成交檔及委託檔資料分別來自台灣經濟新報社資料庫及台灣證券交易所。表 2 為樣本公司資本額分佈情況，資料顯示公營行庫及報載護盤基金樣本資本額較大，其表護盤交易偏重於大型股。此與一般認為護盤基金重視穩定市場指數，故偏愛拉抬權值股，頗為一致。

肆、實證分析

以下，我們將討論如何估算風險性資產第 t 個交易區間的資訊交易機率 PI_t 。由方程式 (1) 得知，各區間原始資訊交易機率是由 $\alpha_t, \beta_t, \lambda_t, \gamma_t, \phi_t, \varphi_t$ 組成，故若能獲知上述變數之數值，將可求得個股區間原始、標準化及日加權平均資訊交易機率，進行護盤實證分析。

一、資訊交易機率估計

本文是將個股交易視為重複伯努利試行 (Bernoulli trial)，建立資訊及非資訊交易者比例、市限價及買賣委託比率變數聯立方程式，再藉由模擬資訊交易者市價委託比率及非資訊交易者買單比率、買單市價委託比率、賣單市價委託比率，估計資訊交易者比率、下單比率，再求出資訊交易機率。令個股每一交易為重複的伯努利試行，不是成交於買價（“成功”），就是成交於賣價（“失敗”），每一交易彼此獨立¹³。個股成

表 2 1999 年 9 月 29 日樣本公司資本額（單位：百萬元）敘述統計量

	樣本數	平均數	標準差	25 th 百分位數	75 th 百分位數
總樣本	88	7307	11955	1810	7285
公營行庫護盤樣本	13	23767	24039	6485	33888
非公營行庫護盤樣本	75	4454	4298	1735	5397
報載護盤樣本	11	13760	11015	5701	19800
非報載護盤樣本	77	6385	11864	1739	5439

成交在買、賣價的機率分別為 P_B 、 $(1-P_B)$ 。第 t 個區間的第 k 次交易量為 $vol_{t,k}$ ，成交在買價的數量則為 $y_{t,k}$ ， $y_{t,k} = I_k \times vol_{t,k}$ ， $I_k = 1$ ，當 $vol_{t,k} \in bid$ ； $I_k = 0$ ，當 $vol_{t,k} \in Ask$ ， $k=1,2,\dots,m_t$ 。

實際交易過程中，每次交易不只成交一單位資產¹⁴，且在每次分盤交易間會有一段時間間隔。因此，本文假設每一交易為在這段期間，一次成交一單位資產同一成交價格的均勻連續過程。因此，每單位資產成交在買價的機率函數為一伯努利試行

$$f(x_i; P_B) = P_B^{x_i} (1 - P_B)^{1-x_i}, x_i = 0, 1 \quad (4)$$

其中， x_i 為一隨機變數，當 $x_i = 1$ 表在買價成交一單位股票，而 $x_i = 0$ 表在賣價成交一單位股票。因此，第 t 個區間的第 k 次分盤交易成交在買價的交易機率為

$$f(vol_{t,k}, y_{t,k}; P_{B_t}) = \binom{vol_{t,k}}{y_{t,k}} P_{B_t}^{y_{t,k}} (1 - P_{B_t})^{vol_{t,k} - y_{t,k}}, y_{t,k} = 0, vol_{t,k}, k=1, 2, \dots, m_t \quad (5)$$

其中， $vol_{t,k}$ 、 $y_{t,k}$ 分別為第 t 個區間第 k 次分盤交易成交量和成交於買價的成交量， P_{B_t} 為第 t 個交易區間成交於買價的機率。故第 t 個區間概似函數（Likelihood function） L_t 為

$$\begin{aligned} L_t(P_{B_t}; y_{t,1}, y_{t,2}, \dots, y_{t,m_t}, vol_{t,1}, vol_{t,2}, \dots, vol_{t,m_t}) \\ = f(vol_{t,1}, y_{t,1}; P_{B_t}) f(vol_{t,2}, y_{t,2}; P_{B_t}) \cdots f(vol_{t,m_t}, y_{t,m_t}; P_{B_t}) \\ = \prod_{k=1}^{m_t} f(vol_{t,k}, y_{t,k}; P_{B_t}) \end{aligned} \quad (6)$$

由最大概似法 (Maximum likelihood estimation, MLE) 求得參數 P_{B_t} 之點估計 $\hat{P}_{B_t} = \sum_{k=1}^{m_t} y_{t,k} / \sum_{k=1}^{m_t} v o l_{t,k}$, $t=1,2,\dots,T$ 。令第 t 個交易區間狀況 s 成交於買、賣價機率分別為 $B_{t,s}, S_{t,s}, s=1,2,\dots,8$ 。依點估計估計母體參數概念, 可獲得下列方程式:

$$\hat{P}_{B_t} = D_t / C_t, \quad (7)$$

$$1 - \hat{P}_{B_t} = U_t / C_t, \quad (8)$$

$$C_t = D_t + U_t,$$

其中, \hat{P}_{B_t} 為第 t 個交易區間成交於買價機率之點估計, D_t 為第 t 個交易區間成交在買價的成交量, U_t 為第 t 個交易區間成交在賣價的成交量, C_t 為總成交量¹⁵。而

$$\begin{aligned} D_t = & [((\beta_t \alpha_t \lambda_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)\phi_t) \times B_{t,1}) + ((\beta_t \alpha_t \lambda_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)(1-\phi_t)) \times B_{t,2}) \\ & + ((\beta_t \alpha_t (1-\lambda_t))(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)\phi_t) \times B_{t,3}) + ((\beta_t \alpha_t (1-\lambda_t))(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)(1-\phi_t)) \times B_{t,4}) \\ & + ((\gamma_t(1-\alpha_t)\varphi_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)\phi_t) \times B_{t,5}) + ((\gamma_t(1-\alpha_t)\varphi_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)(1-\phi_t)) \times B_{t,6}) \\ & + (\gamma_t(1-\alpha_t)(1-\varphi_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)\phi_t) \times B_{t,7}) + (\gamma_t(1-\alpha_t)(1-\varphi_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)(1-\phi_t)) \times B_{t,8})] \\ U_t = & [((\beta_t \alpha_t \lambda_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)\phi_t) \times S_{t,1}) + ((\beta_t \alpha_t \lambda_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)(1-\phi_t)) \times S_{t,2}) \\ & + ((\beta_t \alpha_t (1-\lambda_t))(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)\phi_t) \times S_{t,3}) + ((\beta_t \alpha_t (1-\lambda_t))(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)(1-\phi_t)) \times S_{t,4}) \\ & + ((\gamma_t(1-\alpha_t)\varphi_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)\phi_t) \times S_{t,5}) + ((\gamma_t(1-\alpha_t)\varphi_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)(1-\phi_t)) \times S_{t,6}) \\ & + (\gamma_t(1-\alpha_t)(1-\varphi_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)\phi_t) \times S_{t,7}) + (\gamma_t(1-\alpha_t)(1-\varphi_t)(1-\gamma_t)(1-\alpha_t)(1-\phi_t)) \times S_{t,8})] \end{aligned}$$

二、交易者行為模擬

(一) 第 t 個交易區間非資訊交易者行為模擬

Easley, Kiefer, and O'Hara (1997) 指出報價市場非資訊交易者之買賣決策與前筆交易有關, 前筆交易為買單, 則其交易亦傾向買單; 前筆交易為賣單, 則其傾向賣單委託。Chang, Cheng, and Khorana (2000) 分析 1976-1995 年台灣證券市場交易資料, 發現市場存在群眾行為 (Herd Behavior), 亦即投資人傾向在股價上漲時, 增加委買比例; 在股價下跌時, 增加委賣比例。研究假設非資訊交易者在開盤前買、賣單決策是根據其公開資訊資產評價而定¹⁶, 其買、賣比率為 γ_t 、 $1-\gamma_t$; 且非資訊交易者會藉由觀察市場價格漲跌, 修正其買賣策略, 並擬以價格修正幅度 γ_t , $\gamma_t = (P_{t-1} - V_L) / (V_U - V_L)$, $t=1,2,\dots,T$, 模擬第 t 個交易區間非資訊交易者買單比率。其中, V_U, V_L 分別為為當日漲、跌停價格; $P_{t-1} = k_{t-1}V_{t-1}^h + (1-k_{t-1})V_{t-1}^l + (S_{t-1} - S_t)$ 為第 $t-1$ 個交易區間收盤價 P_{t-1} , 其代表第 $t-1$ 個交易區間前不同評價交易者之資產主觀評價期望值加

上該區間資訊揭露部分。上式代表非資訊交易者根據當時股價漲跌大小修正買、賣下單策略。當股價上漲時，下買單機率升高；當股價下跌時，下買單機率則下降。而相對的，非資訊交易者第 t 個交易區間下賣單的機率則為 $1-\gamma_t$ 。

Subrahmanyam (1995)；Arak and Cook (1997)；Berkman and Steenbeek (1998) 指出在有漲跌幅限制的市場，當市場價格靠近漲、跌停價時，瞬間會有急速接近漲、跌停價的現象，也就是會有磁鐵效應 (Magnet Effect)。根據 Easley et al. (1997) 非資訊交易者的日內交易行為易受到前一期的交易行為影響之發現，本文假設磁鐵效應與非資訊交易者市價委託行為有關，並分別擬以市場價格與漲跌停價格距離 $\phi_t = \phi_1(1 + \text{sign}(x_t) \times x_t^2)$, $\phi_t = \phi_1(1 - \text{sign}(x_t) \times x_t^2)$ 模擬第 t 個交易區間非資訊交易者市價買單比率及市價賣單比率。其中， ϕ_1, ϕ_1 分別為開盤前非套利交易者買賣單市價委託比率¹⁷； $x_t = ((P_{t-1} - P_{-1}) / P_{-1}) / ((P_{u,t} - P_{-1}) / P_{-1})$ 為相對漲跌大小， P_{-1} 為前一個交易日收盤價，當 $P_t \geq P_{-1}$ ， $P_{u,t} = P_u$ ，反之， $P_{u,t} = P_t$ ， P_u, P_t 分別為交易日漲跌停價。上式代表非資訊交易者會根據當時股價漲跌幅修正限、市價下單策略。當股價漲幅較大時，下市價買單的比率升高；當跌幅較大時，下市價賣單的比率則會增加¹⁸。另外，研究假設開盤前非資訊交易者中擁有立即性需求 (市價單) 與不具立即性需求者 (限價單) 比率相同，即開盤前買賣單之市價委託比率 ϕ_1, ϕ_1 均等於 0.5。

(二) 第 t 個交易區間資訊交易者之限、市價單比率模擬

Easley and O'Hara (1987)；Barclay and Warner (1993)；Keim and Madhavan (1995) 指出資訊交易者多習慣以中、大量委託，且其委託量明顯高於非資訊投資者。Holden and Subrahmanyam (1992)；Foster and Viswanathan (1994, 1996)；Wang (1998)；Back et al. (2000) 亦指出資訊交易者面對交易資訊競爭，為避免其資訊被其他資訊交易者利用，傾向採市價委託進行交易，亦即當市場擁有私人資訊的交易者愈多，訊息交易者愈可能下市價單；反之，會下限價單。是故對資訊交易者而言，市場訊息交易者人數影響其下單策略。

由於資訊交易者單筆委託數量與非資訊交易者存有顯著差異，故當市場資訊交易者大量出現時，買、賣平均委託張數將明顯出現偏頗。因此，研究假設資訊交易者會藉由觀察個股平均委託張數偏頗程度，來判斷市場資訊交易者的活動狀況 (人數)。同時，擬以平均交易買賣均張差異 λ_t ， $\lambda_t = (|\text{成交買均} - \text{成交賣均}|) / \max[\text{成交買均}, \text{成交賣均}]$ 模擬第 t 個交易區間資訊交易者市價委託比率。上式表當平均買賣均張差異過

大，即買賣其中一方出現大量的資訊交易者，市場會有較大的資訊競爭交易，資訊交易者傾向市價委託，市價交易比率較高。

(三) 區間狀況 s 成交於買、賣價之機率模擬

當市場發生非經濟不利事件致使買、賣委託單失衡，此時護盤者為避免市場崩跌將干預市場，透過補足市場消失買單，使買、賣委託單重回均衡，藉以達成市場穩定目的。Lee, Fok, and Liu (2001) 指出台灣證券市場中資訊交易者下單執行率較非資訊交易者低，小額委託單（非資訊交易者委託）較大額委託單（資訊交易者委託）有相對較佳的價格。綜上所述，本文假設連續競價市場可能撮合狀況發生機率相同及資訊交易者基於私人資訊所下的限價委託較不積極。

連續競價交易有二種基本可能撮合狀況，包含(1)前次撮合遺留買單遭遇撮合期間委託賣單，(2)前次撮合遺留賣單遭遇撮合期間委託買單。基於上述市場買賣委託單均等及資訊交易者下單執行率與下單價格假設。本文模擬出在非經濟不利事件下，八種可能交易狀況成交於買、賣價之機率，如表 3。以表 3 狀況 1 為例，代表資訊交易者市價買單與非資訊交易者市價賣單之撮合交易，其可能為前期遺留資訊市價買單遭遇當期非資訊市價賣單，亦可能為前期遺留非資訊市價賣單遭遇當期資訊市價買單。若為前者，此時價格應成交於買價；若為後者，則價格成交於賣價。由於可能撮合狀況發生機率相同，故此時成交在買價 $B_{i,i}$ 及賣價 $S_{i,i}$ 之機率均為 0.5；其餘可能撮合狀況之成交於買價、賣價機率依此類推。

最後，將 $\lambda_t, \gamma_t, \phi_t, \varphi_t$ 及區間狀況 s 成交於買、賣價之機率模擬值代入方程式 (7)、(8) 中，以數值分析求解聯立方程參數 α_t, β_t 值，即可求出第 t 個交易區間外生變數 α_t, β_t 值，進而求出該區間原始資訊交易機率 PI_t 、標準化資訊交易機率 PI'_t 及交易日加權平均資訊交易機率 PI ，再利用樣本期間個股成交檔資料重複進行運算即可求出資訊交易機率。

三、資訊交易機率

表 4 為 921 地震前後期間護盤基金樣本與非護盤樣本之資訊交易機率、資訊交易機率差異及護盤基金樣本與非護盤樣本之資訊交易機率差異檢定結果。表 4 資料顯示地震後護盤樣本及未護盤樣本公司之資訊交易機率均顯著高於地震前 ($0.1634 > 0.0652$; $0.2040 > 0.0962$; $0.1606 > 0.0708$; $0.2033 > 0.0946$)，此顯示在 921 地震後套利者及穩定基金進場。而由表 4 之 $M-W$ 檢定結果發現地震後護盤樣本之資訊交易機

表 3 交易可能撮合狀況模擬機率表

狀況 (i)	成交在買價 $B_{t,i}$	成交在賣價 $S_{t,i}$	狀況 (i)	成交在買價 $B_{t,i}$	成交在賣價 $S_{t,i}$
1	0.5	0.5	5	0.5	0.5
2	0.25	0.75	6	0.25	0.75
3	1	0	7	1	0
4	0.25	0	8	0.25	0.25

表 4 921 地震前後期護盤樣本與非護盤樣本之資訊交易機率及差異檢定

樣本	公營行庫護盤樣本		非公營行庫護盤樣本		報載護盤樣本		非報載護盤樣本	
	921 前	921 後	921 前	921 後	921 前	921 後	921 前	921 後
平均資訊交易機率	0.0652	0.1634	0.0962	0.2040	0.0708	0.1606	0.0946	0.2033
地震前後 t 檢定	0.0981***		0.1078***		0.0898**		0.1087***	
護盤 vs. 非護盤 $M-W$ Test	-0.241				-0.410			

註：1. *, **, ***分別表示在 0.1, 0.05, 0.01 的水準下顯著。

2. 表 4 為地震前後期間公營行庫護盤樣本、非公營行庫護盤樣本、報載護盤樣本及非報載護盤樣本之平均資訊交易機率、資訊交易機率差異及護盤與未護盤資訊交易機率地震前後差異檢定。其中，差異檢定採成對樣本 t 檢定，檢定統計量 $t = (\bar{D} - \mu_D) / (s_D / \sqrt{n})$ ， D 為各對樣本的差額， $s_D = (\sum (D - \bar{D})^2) / (n - 1)$ ，自由度 $\nu = n - 1$ ，而 $M-W$ test 表示 Mann-Whitney Test。

率較地震前增加幅度並未高於非護盤樣本 (-0.241; -0.410)，此結果說明護盤樣本並未因護盤基金介入，而有更多的資訊交易。可能的理由是護盤基金交易排擠其他套利者套利機會，且由於媒體報導護盤相關資訊，降低了護盤樣本公司套利空間所致。另外，由未護盤樣本之地震前後期資訊交易機率差異得知，若市場不存在護盤基金，其資訊交易也未必減少。此顯示發生非經濟不利事件之市場應不需護盤基金介入，市場自行存在穩定機制。

四、績效分析

本節的重點在探討穩定基金績效，由於護盤目的在使市場回復至一般交易時期狀態，因此觀察重點在於地震後護盤基金介入公司之績效是否與一般時期相同。本文擬以市場報酬率、波動性、效率性及流動性探討護盤基金績效，其分別是使用調整後的報酬率、報酬標準差、每日白天與隔夜報酬的一階自我相關係數之絕對值及平減後成交量衡量。除分析穩定基金績效外，本節還欲透過護盤樣本及未護盤樣本個股績效比

較，探討穩定基金護盤之必要性。表 5 即為地震前後期各樣本之各項市場績效指標（報酬率、波動性、效率性、流動性）、各項績效指標變化差異性檢定及地震前後期護盤樣本與未護盤樣本績效指標變化差異性檢定。

過去研究（劉維琪與李怡宗（1996）；姚欣欣（2000）；馬黛等人（2002）；Liu and Yu（2002）；Su et al.（2002）...等）認為護盤將使得市場價格穩定、波動變小、效率變差及流動性變大¹⁹。觀察表 5 之 921 地震前後個股績效差異：我們發現(1)護盤樣本地震後呈現報酬較佳、波動變小，效率變差，流動性變大之現象，但其中僅有流動性指標增加（0.3124, 0.3617）、報載護盤樣本報酬上升（1.2311）及公營行庫護盤樣本波動性下降（-3.0414）較顯著，其餘績效指標變化均不明顯，其結果大致和先前文獻發現護盤能拉抬價格、降低波動看法雷同，並支持干預降低資訊傳遞觀點，但與 Jarrell and Seguin（1990）認為護盤降低流動性則有明顯不同。(2)資料顯示未護盤樣本地震後亦有價格穩定、波動變小、效率變差及流動性變大之現象，其中雖僅有流動性差異較為顯著（0.1004, 0.0898），但其績效變化趨勢大致與護盤樣本無差異，此結果似乎暗示穩定基金干預是不必要的，因為市場自行穩定機制能達成相似效果。

另外，從表 5 之 921 護盤 vs.非護盤樣本前後期績效差異 *M-W* 檢定結果來看，護盤基金樣本在市場波動、流動性及報酬績效均優於非護盤公司，在效率上則是不如。但兩者間存在明顯差異的僅有報載護盤及未護盤樣本間的報酬（-2.240）及流動性（-1.937）績效。由於基金護盤目標不在拉抬個股股價，因此報酬績效較佳，並無法說明護盤基金較自行穩定機制有較佳的護盤效力。綜上所述，表 5 資料僅能確認護盤基金較自行穩定機制能提供更多的流動性，但僅有流動性較佳之結果是無法說明護盤與未護盤樣本（自行穩定機制）間績效是有所差異的，此亦即相較於市場自行穩定機制，護盤基金對個股績效之提升效用不大，上述結果再次確認護盤基金干預應是不需要的。因為市場自行在穩定機制能提供市場於非經濟不利事件發生後價格提升、波動下降及流動性變佳。雖自行穩定機制無法增加市場效率，但表 5 資料顯示護盤基金亦無法提升市場效率，是故對發生非經濟不利事件之市場而言，基金護盤是不必要的。此一結果亦呼應馬黛等人（2002）在假設不利事件發生後主管機關透過道義說服，強制機構投資人不得做出任何反應，而將其對指數的預期維持在原來的水準之情況下，政府採取國安基金進場干預的效果，不一定會較道德勸說的效果好之發現。

表 5 921 地震前後期間護盤基金樣本與非護盤樣本之績效差異性檢定

樣本	公營行庫護盤樣本		非公營行庫護盤樣本		報載護盤樣本		非報載護盤樣本	
樣本期間	921 前	921 後	921 前	921 後	921 前	921 後	921 前	921 後
報酬率 (%)								
平均值	-0.0739	0.3972	-0.3489	-0.1402	0.0883	1.3194	-0.3649	-0.2580
地震前後 <i>t</i> 檢定	0.4711		0.2086		1.2311**		0.1069	
護盤 vs.非護盤 <i>M-W Test</i>			-0.935				-2.240**	
波動率								
平均值	4.8248	1.7834	5.5865	5.3479	5.2426	4.2935	5.5070	4.8977
地震前後 <i>t</i> 檢定	-3.0414**		-0.2386		-0.9492		-0.6103	
護盤 vs.非護盤 <i>M-W Test</i>			-1.546				-0.511	
效率性								
平均值	0.1492	0.2357	0.2112	0.2296	0.1477	0.1917	0.2098	0.2360
地震前後 <i>t</i> 檢定	0.0865		0.0184		0.0440		0.0262	
護盤 vs.非護盤 <i>M-W Test</i>			-0.817				-0.044	
流動性								
平均值	0.8828	1.1953	0.9623	1.0627	0.8643	1.2261	0.9629	1.0618
地震前後 <i>t</i> 檢定	0.3124***		0.1004*		0.3617**		0.0989*	
護盤 vs.非護盤 <i>M-W Test</i>			-1.629				-1.937*	

註：1. *, **, ***分別表示在 0.1, 0.05, 0.01 的水準下顯著

2.表 5 為地震前後期間，公營行庫護盤樣本、非公營行庫護盤樣本、報載護盤樣本及非報載護盤樣本之報酬率、波動性、效率性及流動性績效、前後期差異檢定及護盤樣本與非護盤樣本之地震前後期績效差異檢定。各績效計算方法如下：報酬率，以調整後的報酬率為報酬率指標， $R_{i,t} = P_{i,t}(1+T_{i,t}+S_{i,t})/P_{i,t-1}+F_{i,t} \times T_{i,t} - 1$ ，其中， $R_{i,t}$ 為調整後的股票報酬， $P_{i,t}$ 為第 t 天收盤價， $T_{i,t}$ 為第 t 天有償報酬率， $S_{i,t}$ 為第 t 天無償報酬率， $F_{i,t}$ 為第 t 天有償認股認購價；波動性，以報酬的變異數為衡量指標；效率性，以每日白天與隔夜報酬的一階自我相關係數之絕對值為測度指標；流動性，以平減後成交量為指標， $Vol_{i1} = Volume_{i1} / AvgVolume$ ， $Vol_{i2} = Volume_{i2} / AvgVolume$ ，其中， $AvgVolume$ 為整個期間的平均成交量。前後期差異檢定是以成對樣本 t 檢定，統計量 $t = (\bar{D} - \mu_D) / (s_D / \sqrt{n})$ ， D 為各對樣本的差額， $s_D = (\sum (D - \bar{D})^2) / (n-1)$ ，自由度 $\nu = n-1$ ，而 *M-W test* 表示 *Mann-Whitney Test*。

五、護盤及套利者日內行為分析

Schwartz (1988) 提出最合適的市場穩定機制是公司護盤，並認為開盤時進場護盤最有效率。馬黛等人 (2002) 則以為當國安基金佔市場比率高於機構投資人佔市場比率時，國安基金於尾盤進場效果明顯較開盤時為佳。然而，實際護盤基金日內交易行為是否與上述文獻指出之日內進場時機相同呢？以下，研究將探討此一問題。圖 2 為護盤期間總樣本、護盤及未護盤樣本日內資訊交易機率分配型態圖。

觀察圖 2 可發現總樣本、護盤及未護盤樣本之日內資訊交易機率大多是隨時間遞減，其中僅有報載護盤樣本稍有差異，此結果大致呼應了 Schwartz (1988) 開盤進行穩定股價之建議。本文護盤基金之日內交易行為明顯不同於馬黛等人 (2002) 提出之尾盤進場護盤觀點。資料顯示 921 地震期間護盤基金進出金額明顯不如機構投資人資金規模，故不符合馬黛等人 (2002) 提出此建議之先決條件 (國安基金佔市場比率高於機構投資人佔市場比率)，是故護盤基金無法採行馬黛等人 (2002) 尾盤進場護盤主張。

六、交易者交易時點分析

護盤基金因資金有限，護盤時常僅拉抬特定個股，故市場投資人常質疑其僅為特定公司護盤，而非以穩定市場為目的。劉維琪與李怡宗 (1996) 以 1996 年中國大陸軍事演習護盤期間日加權指數及護盤基金進場金額資料，確認護盤基金僅於股價下跌時進場，為其操作符合穩定市場原則。然而，其礙於無法取得日內資料，故僅以日資料確認護盤基金是否違背其設立目標。

本文建構之資訊機率模型因能計算日內資訊交易機率，故能獲知護盤基金日內交易行為，且能更明確確認護盤基金操作是否是以市場穩定為主，而非以拉抬個股為目標。我們是將 9/30~10/01 三個護盤交易日區分為 9 個時區²⁰，並建構二條方程式分別分析資訊及非資訊者交易與個股當期、前一期報酬及市場當期、前一期報酬間的關係，來確認護盤基金操作策略，模型如下：

$$PI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{i,t} + \alpha_2 R_{i,t-1} + \alpha_3 DR_{i,t} + \alpha_4 DR_{i,t-1} + \alpha_5 R_{m,t} + \alpha_6 R_{m,t-1} + \alpha_7 DR_{m,t} + \alpha_8 DR_{m,t-1} + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$PIA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 R_{i,t-1} + \beta_3 R_{m,t} + \beta_4 R_{m,t-1} + \varepsilon_i, \quad t=1,2,\dots,9, i=1,2,\dots,88, \quad (10)$$

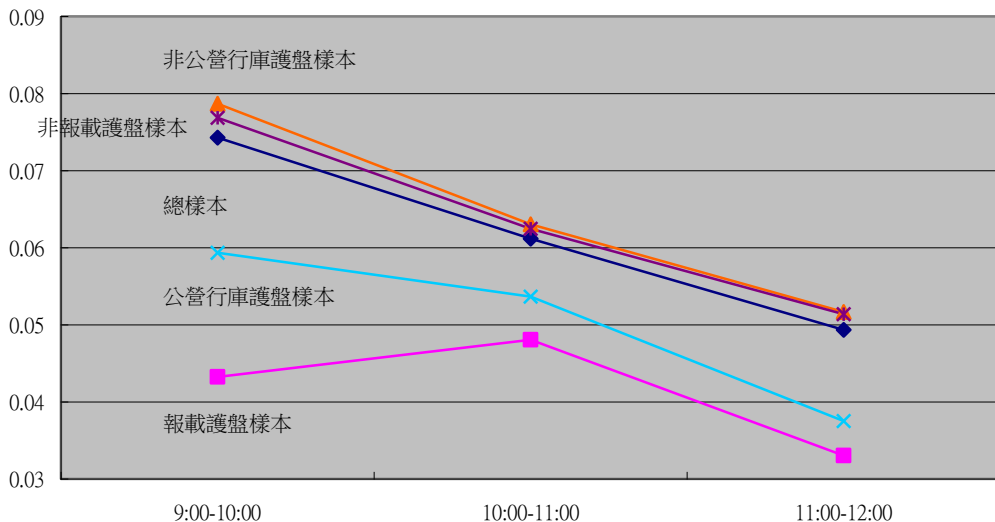


圖 2 護盤期間總樣本、護盤基金樣本及未護盤樣本日內資訊交易機率分配型態圖

其中， $PI_{i,t}$, $PUI_{i,t}$ 分別為第 i 家公司第 t 期資訊及非資訊交易機率， $R_{i,t}$, $R_{i,t-1}$ 為第 i 家公司第 t 及 $t-1$ 期報酬， $R_{m,t}$, $R_{m,t-1}$ 為市場第 t 及 $t-1$ 期報酬， D 為護盤基金虛擬變數，當第 i 家公司為護盤基金標的公司時， $D=1$ ；反之， $D=0$ 。而 ε_i 為隨機誤差。

本文為區隔個股及市場漲跌對護盤基金交易及套利交易之影響差異，因而加入護盤基金虛擬變數 D 於方程式 (9) 中，故式 (9) 迴歸係數 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_5, \alpha_6$ 是反應非護盤公司之個股當期、前一期、市場當期及前一期報酬對套利交易之影響，而迴歸係數 $\alpha_3, \alpha_4, \alpha_7, \alpha_8$ 則是顯示護盤公司之護盤交易及套利交易受個股當期、前一期、市場當期及前一期報酬之額外影響。另外，式 (10) 之迴歸係數 $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 則反應個股當期、前一期、市場當期及前一期報酬與非資訊交易間之關係。由於護盤基金著重穩定市場指數，而非拉抬個股，故其交易行為應與大盤漲跌較為密切；而其他套利者著眼於個股套利，對大盤漲跌應較不重視，故其交易應與個股漲跌較為緊密。另外，護盤基金與套利者應於市價遠離其目標價時進行交易，故應於當期下跌或前一期下跌時交易。綜上所述，本文預期套利者之交易反應迴歸係數 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_5, \alpha_6$ 為負，而護盤交易之差異反應迴歸係數 α_3, α_4 為正， α_7, α_8 為負。另外，由於非資訊交易者會有不理性的行為，即追高殺低。因此，本文預期其交易反應迴歸係數 $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 應為正。

表 6 為資訊與非資訊交易者交易時點動機迴歸分析，研究發現不論是以公營行庫護盤標的或報載護盤標的進行樣本區分之資訊者交易時點迴歸分析， $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_5, \alpha_7, \alpha_8$ 均為負， $\alpha_3, \alpha_4, \alpha_6$ 均為正，但其中僅有 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_5, \alpha_6$ 顯著，此結果除 α_6 為正顯著與原先預期不符外，其餘發現大致和先前預期相雷同。

以公營行庫護盤樣本區分為例，資料顯示護盤及非護盤樣本於交易標的當期及前一期下跌 1% 時，其資訊交易機率分別增加 1.37% (=1.8% - 0.43%)、1.80% 及 0.37% (=0.71% - 0.43%)、0.71%；而市場當期及前一期下跌 1% 時，其資訊交易機率分別增加 3.14% (=1.45% + 1.69%)、1.45% 及 0.07% (= -0.71% + 0.78%) 與減少 0.71%。由上述資料可知，相較於護盤標的，非護盤樣本資訊交易受個股下跌影響之幅度較高 (1.80% > 1.37%；0.71% > 0.37%)，受市場下跌影響之幅度則較小 (1.45% < 3.14%；-0.71% < 0.07%)，此與一般預期護盤基金交易與大盤漲跌較為密切，而套利交易與個股漲跌較為緊密相符。故研究確認護盤基金操作以市場漲跌為主，符合其市場穩定原則；套利者交易偏重個股，符合其套利獲利目標。其次，表 6 第二部份非資訊交易者之日內交易動機結果顯示，交易反應迴歸係數 $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 顯著為正，而 β_4 則是顯著為負，此結果亦與一般認為非資訊交易者較不理性結果相仿。

七、穩健度分析

先前本文在計算資訊交易機率時，是透過建構二項式分佈之點估計函數，以當日個股漲跌進行模擬各區間資訊及非資訊交易者行為，數值分析求解點估計函數獲得。從計算過程得知，交易者行為模擬對資訊交易機率數值大小有顯著影響。為確認模擬數值修正對資訊交易機率數值影響為何？本文以 1999 年 11 月 1 日至 12 月 28 日共 45 個交易日交易資料，隨機選取台灣證券交易所上市公司陽明 (2609)、中工 (2515)、春源 (2010) 及宏遠 (1460)，進行上述模擬設定修正之套利交易穩健度分析。

首先，我們將探討各區間非資訊交易者行為模擬改採前一期之個股漲跌為基準 (以區間一為例，即為觀察前一日收盤至開盤之漲跌；而區間二則為開盤至區間一收盤之漲跌，以此類推)，對其資訊交易機率的影響為何？表 7 即為非資訊交易者日內交易行為不同模擬方式之區間資訊交易機率結果。資料顯示若改採前一區間漲跌來模擬非資訊交易者日內行為，部分樣本公司 (2515) 有明顯的資訊交易機率下降，但此一結果並非普遍。為更進一步觀察模擬方式對日內資訊交易機率的影響，我們觀察了各樣本公司日內資訊交易機率趨勢，如下 (圖 3)。

表 6 資訊與非資訊交易者之交易時點動機迴歸分析表

變數	資訊者交易時點動機分析				非資訊者交易時點動機分析		
	依公營行庫護盤樣本區分		依報載護盤樣本區分		總樣本		
	係數	t-值	係數	t-值	係數	t-值	
α_0	0.0633***	-16.29	0.0631***	-15.91	β_0	0.9357***	-241.46
α_1	-0.0180***	-6.39	-0.0182***	-6.33	β_1	0.0176***	-6.59
α_2	-0.0071***	-2.69	-0.0070***	-2.43	β_2	0.0068***	-2.69
α_3	0.0043	-0.46	0.0047	-0.57	β_3	0.0167***	-3.46
α_4	0.0044	-0.47	0.0002	-0.03	β_4	-0.0063*	-1.32
α_5	-0.0145***	-2.80	-0.0158***	-3.06			
α_6	0.0071*	-1.4	0.0070*	-1.35			
α_7	-0.0169	-1.17	-0.0078	-0.50			
α_8	-0.0078	-0.53	-0.0037	-0.27			
$adjR^2$	0.135		0.133		$adjR^2$	0.137	

註：*, **, ***分別表示在 0.1, 0.05, 0.01 的水準下顯著。

表 7 非資訊交易者日內交易行為不同模擬方式之區間資訊交易機率差異分析

模擬方式	公司代號	區間 1	區間 2	區間 3	T 檢定	資訊交易	平均成交量 (百萬股)	平均資本額 (百萬股)
當日漲跌	1460	0.0606	0.0681	0.0674	-0.0006	0.1961	43.5	519
區間漲跌	1460	0.0606	0.0697	0.0675	(-1.10)	0.1978		
當日漲跌	2010	0.0600	0.0364	0.0494	0.0010	0.1458	44	478
區間漲跌	2010	0.0600	0.0361	0.0466	(1.16)	0.1427		
當日漲跌	2515	0.0612	0.0395	0.0380	0.0045	0.1387	132	1193
區間漲跌	2515	0.0579	0.0354	0.0318	(5.24)**	0.1251		
當日漲跌	2609	0.0575	0.0271	0.0377	0.0023	0.1223	133	1680
區間漲跌	2609	0.0576	0.0237	0.0341	(1.91)	0.1154		
當日漲跌	All	0.0598	0.0428	0.0481	0.0018	0.1507		
區間漲跌	All	0.0590	0.0412	0.0450	(2.66)	0.1453		

註：*, **, ***分別表示在 0.1, 0.05, 0.01 的水準下顯著。

觀察圖 3 可得知，若改採前一區間漲跌進行非資訊交易者日內交易行為模擬，雖會造成部分公司日內資訊交易機率下降，但相較於先前模擬方式其趨勢並無明顯改變。另外，表 5 資料亦顯示不同非資訊交易者日內行為模擬之資訊交易機率，亦符合

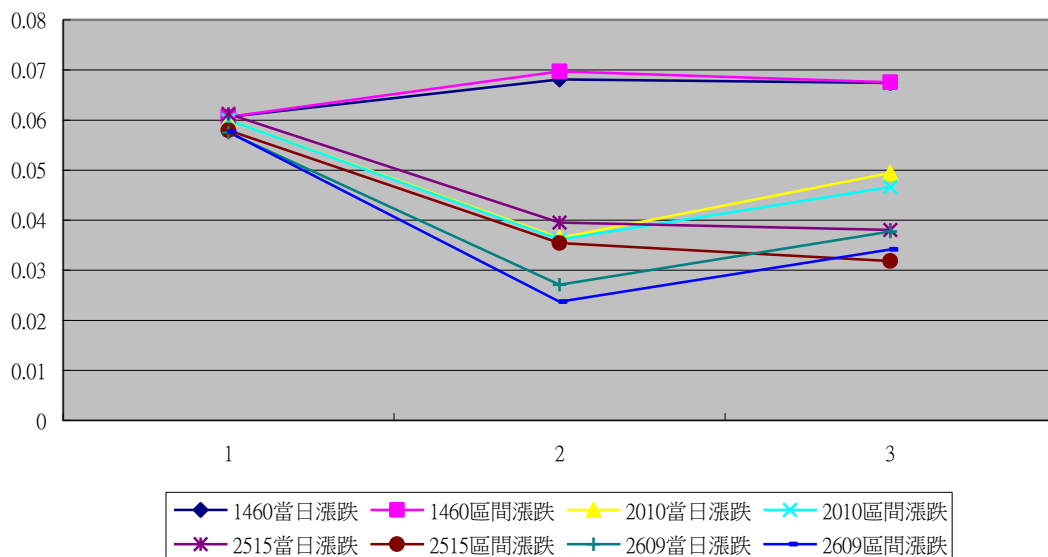


圖 3 當日及前期漲跌模擬之樣本公司日內資訊交易機率趨勢

資訊交易與流動性及資本額呈負向關係之結果²¹。綜上所述，不同模擬設定雖可能影響資訊交易規模，但並不影響資訊交易機率趨勢及其與流動性及資本額之關係。

其次，本文以實際日內委託委資料進行自然人與法人之限、市價單比率分析，以了解樣本實際委託單特性與非資訊交易者市價比率模擬差異大小，表 8 為計算獲得之自然人及法人限、市價單比率與非資訊交易者日內市價委託模擬資料。

表 8 顯示，實際自然人與法人之買賣限市價委託單具有明顯差異，自然人買賣市價單比率接近 0.5，而法人之市價單比率則明顯高於此，此結果似乎顯示法人應擁有私人資訊。另外，觀察表 8 之實際自然人市價單比率資料及模擬獲得之非資訊交易者日內交易行為資料，可發現兩者間並無太大差異。由此可知，本文獲得之資訊交易機率應是具有可靠性的²²。

先前本文基於市場發生非經濟不利事件，護盤者將補足市場消失之買單，使買、賣委託單重回均衡，建立了連續競價市場可能撮合狀況發生機率相同假設。但若市場發生非經濟不利事件，護盤交易之買單委託致使市場買單多於賣單（市場買單到達速度高於賣單），以致市場『前次撮合遺留賣單遭遇撮合期間委託買單發生機率』高於『前次撮合遺留買單遭遇撮合期間委託賣單發生機率』，對本文資訊交易機率計算是

否會產生影響。為方便說明此簡設改變影響，本文擬假設此時『前次撮合遺留賣單遭遇撮合期間委託買單發生機率』為 0.6，而『前次撮合遺留買單遭遇撮合期間委託賣單發生機率』為 0.4。

首先，上述假設更改影響了交易可能撮合狀況模擬機率表（表 9），因此可能造成資訊交易及非資訊交易於總交易所佔比率改變。經計算得知，上述假設修正對市場非資訊交易規模並無影響，但卻造成資訊交易大小減少 $0.05 \cdot (b_i a_i (1 - l_i)) ((1 - g_i) (1 - a_i) (1 - j_i))$ ，故資訊交易於日內交易所佔相對規模將減小，即此假設下計算求得之資訊交易機率將會變小，此亦即原先假設『連續競價市場可能撮合狀況發生機率相同』將可能高估市場資訊交易規模。然而，由於此資訊交易機率改變並非僅對部分樣本產生衝擊，而是對全體樣本均造成影響，故此一改變並不會對研究結論產生影響。

伍、結論

台灣政經情勢特殊，股市常受到非經濟因素干擾。過去為避免不正常非經濟因素造成股市異常波動，主管當局常干預市場，除採取護盤措施外，還會號召四大基金進行護盤。在股市處於非常時期時，政府干預無非是寄望能穩定市場，提振投資人信心。然而，政府護盤能達成預期目的嗎？是否有其必要呢？

本文實證指出，921 地震後穩定基金護盤僅使得市場個股波動些許變小、效率稍微變差、報酬較佳及流動顯著變大。另外，本文還發現護盤基金交易相較於其他套利交易，兩者間績效（包含波動、效率、流動及報酬）無顯著差異。同時，根據資訊交易機率分析得知，護盤及未護盤樣本公司之資訊交易機率均顯著高於地震前，表市場存在自行穩定機制；而地震後護盤標的公司之資訊交易機率並未高於其他非護盤公司之發現，則顯示護盤基金並未增加市場穩定力量。由上述護盤基金標的與非護盤樣本之績效差異及個股套利交易機率分析結果來看，護盤基金干預市場實有檢討之必要。

另一方面，本文實證找出了護盤基金及市場套利者之行為特性。我們發現由於大型股佔市場權值較大，因此穩定基金進行護盤時，多以大型股為標的。如此，穩定基金較易於拉抬市場指數，穩定市場信心。同時，本文也發現護盤基金與套利者傾向開盤期間交易，此結果與 Schwartz（1988）之主張相符。最後，我們還發現相較於其他套利交易，護盤基金交易與市場漲跌較為緊密，而與個股漲跌較為疏遠。

表 8 模擬非資訊交易者、實際自然人及法人之限、市價單比率

	模擬非資訊交易者		實際自然人		實際法人	
	買單市價比率	賣單市價比率	買單市價比率	賣單市價比率	買單市價比率	賣單市價比率
1460	0.51875	0.48125	0.55717	0.45234	0.87825	0.55850
2010	0.51916	0.48084	0.55904	0.48843	0.70192	0.68812
2515	0.51909	0.48091	0.59722	0.47966	0.81020	0.50560
2609	0.52268	0.47732	0.53660	0.49479	0.57265	0.54979

表 9 買單委託多於賣單下之交易可能撮合狀況模擬機率表

狀況 (i)	成交在買價 $B_{i,i}$	成交在賣價 $S_{i,i}$	狀況 (i)	成交在買價 $B_{i,i}$	成交在賣價 $S_{i,i}$
1	0.4	0.6	5	0.4	0.6
2	0.20	0.8	6	0.2	0.8
3	1	0	7	1	0
4	0.2	0	8	0.2	0.3

近年台灣證券主管機關大幅放寬國外機構投資人投資限制，市場機構投資人比率大幅提昇。故當市場有不利事件發生時，護盤基金規模必不可能大於機構投資人規模。此一市場現象與本文發現護盤基金早盤進出，間接驗證 921 地震期間穩定基金規模不如機構投資人之結果相同。故以近年護盤基金資料進行護盤者日內行為研究，其結果應與本文相仿。資料顯示，各國護盤基金規模亦明顯低於市場機構投資人規模，故以各國護盤基金資料進行護盤者日內行為研究，其結果亦應與本文發現相雷同。綜上所述，基於護盤基金規模不如機構投資人之市場現象與 921 地震期間一致，本文以 921 地震護盤資料分析護盤基金日內行為受時效性影響應不顯著。

另外，本文在研究護盤基金績效和行為時，由於資料處理龐大及無法取得穩定基金介入公司等問題存在，不得已僅能選取電子類股，並觀察個股委託及報紙資料找尋護盤替代樣本，來研究護盤基金績效和行為。因此，本文結果或許不能完全替代說明市場現象及護盤基金影響。若可取得護盤基金實際進出資料或能有更好的介入樣本判斷準則來解決上述問題，則利用本研究所建立的資訊交易機率模型，將能更清楚的瞭解護盤基金在各方面的影響。

注釋

1. 當投資者採市價委託，需面對價格風險，但確定成交。若交易者以限價委託，需面對成交風險，但可確保固定交易價格。
2. 交易開始前，公開資訊資產評價、高、低交易者比率...等，影響第 1 區間市場交易。因此，本文將此時參數指標設定為 1，代表其影響的為日第一個交易區間價格。而交易日內，其餘各區間之設定方式相同。
3. 日各交易區間前資訊未揭露部分均不相同，本文是以 S_1 代表第 1 區間交易前資訊未揭露部分，以此類推， S_2 為第 2 區間交易前資訊未揭露部分，而 S_T 則為第 T 區間交易前資訊未揭露部分。
4. 馬黛等人（2002）指稱此特定價格為正常狀況下之資產價格。
5. 本文目的不在於分析交易中的資訊揭露過程，因此未針對交易模型求出交易過程之最適解。
6. 不同於 Handa et al.（2003）假設私人資訊壽命存活單期，故資訊交易者僅能採市價委託，充分利用私人資訊。本文模型假設私人資訊壽命能存續多期，故套利交易者將不僅能進行市價委託，亦能採行限價委託。
7. 報價驅動市場，交易者是與造市者進行交易。因此，Easley et al.（1996）計算報價驅動市場資訊交易機率是藉由分析造市者進行之交易有多少是來自資訊交易者。
8. 921 地震發生時，國家金融安定基金設置及管理條例尚未完成立法，故主管機關行政院財政部僅能協調四大基金護盤，以安定股市。
9. 由於計算本文套利交易機率，需對成交資料逐筆根據買、賣報價、成交價進行交易方向分析。若將所有上市公司納入研究樣本，則計算過於龐雜。因此，我們基於下列因素選擇以電子類股進行護盤分析，(1)交易比重：據歷史交易資料顯示，1999 年電子股占大盤交易比重高達五成。(2)市場權重及影響力：依 2001 年底摩根史坦利指數及英國倫敦金融時報指數採樣成份股資料，電子類股所佔市場權重最高。(3)報載及公開護盤資料：以歷年護盤資料獲知，穩定基金電子類股護盤比重逐年提高，已接近五成。
10. 四大基金包含勞工保險基金、勞工退休基金、公務人員退休撫卹基金及郵政儲金。

11. 公營行庫電子股買超標的為聯電、宏電、台達電、日月光、華通、仁寶、台積電、友訊、華邦電、明電、華碩、大同、國電共 13 家公司。
12. 報載 921 地震護盤基金標的有宏電、日月光、華通、鴻海、中環、國巨、鍊德、明電、華碩、匯橋工、大同、及部分塑化、水泥、鋼鐵資產重建股...等，其中 11 家為電子股。
13. 本文以各類股第一家上市公司 1999 年各月營收公告日日內交易資料進行連串檢定 (*Run Test*)，結果顯示隨機性假設是合理的。
14. 以台灣證券市場為例，一單位是指一張股票，代表 1000 股。
15. 本文套利交易機率模型是利用比例成交量的概念，模型中的成交量經過修正，並非原始成交量。
16. 本文假設擁有資訊的套利交易者交易策略不受市場價格影響，而非套利交易者之下單策略則與市場價格有關，此設定與 Easley, Kiefer, and O'Hara (1997) 非資訊交易者之買賣交易策略受市場價格及成交量影響，而資訊交易者則否之模型設定一致。
17. Holden and Subrahmanyam (1992); Foster and Viswanathan (1994, 1996); Wang (1998); Back, Cao, and Willard (2000) 指出資訊交易者限市價委託應與市場資訊交易者競爭 (人數) 有關。
18. 市價買、賣單模擬函數中之平方項是反應價格急速上漲或下跌現象。本文選取 1999 年月營收公佈交易日盤中曾發生漲、跌停股票，以單位時間為 x 軸，標準化價格為 y 軸作圖，顯示其價格圖形近似二次函數。同時，以二次函數迴歸配適磁鐵效應的價格行為趨勢，獲得平均 $R^2=0.53$ 。
19. Jarrell and Seguin (1990) 指出護盤可能降低流動性，但 Schwartz (1988) 認為護盤將能提供市場額外的流動力量。
20. $t = 0$ ，代表 9/29 第 3 個時區； $t = 1$ ，代表 9/30 第 1 個時區，以此類推。
21. Hasbrouck (1991); Easley, Hvidkjaer, and O'Hara (2002); 黃仁輔、劉玉珍 (1995) 指出小公司有較明顯的資訊不對稱問題存在。而 Easley et al. (1996) 則發現流動較差的股票具有較高的資訊交易。
22. 本文亦以上述之實際自然人委託買賣市價比率資料，模擬非資訊交易者日內買賣市價行為，結果發現其資訊交易規模並無顯著改變，且其日內資訊交易機率趨勢

及其與流動性及資本額之關係，與先前發現並無不同。

參考文獻

一、中文部分

1. 姚欣欣(2000)，股市穩定基金對加權股價指數日內報酬率之影響，貨幣市場，4(4)，35-41。
2. 馬黛、詹傑仲、胡德中(2002)，政府干預股市的理論與實證分析：台灣股市的護盤實例，金融財務學刊，10(3)，107-145。
3. 黃仁甫、劉玉珍(1995)，台灣股市交易資訊不對稱之實證研究-VAR 模型之應用，中國財務學刊，3(1)，95-117。
4. 詹傑仲(2006)，國家金融安定基金的價值及其對市場的影響:界限選擇權的應用，國立中山大學財務管理學系研究所未出版博士論文。
5. 劉維琪、李怡宗(1996)，穩定基金操作可行性方案之研究，行政院經濟建設委員會研究報告。

二、英文部分

1. Arak, M., & Cook, R. E. (1997). Do Daily Price Limits Act as Magnets? The Case of Treasury Bond Futures. Journal of Financial Services Research, 12(1), 5-20.
2. Back, K., Cao, C. H., & Willard, G. A. (2000). Imperfect Competition among Informed Traders. Journal of Finance, 55(5), 2117-2155.
3. Barclay, M. J., & Warner, J. B. (1993). Stealth Trading and Volatility: Which Trades Move Prices? Journal of Financial Economics, 34(3), 281-305.
4. Berkman, H., & Steenbeek, O. W. (1998). The Influence of Daily Price Limits on Trading in Nikkei Futures. The Journal of Futures Markets, 18(3), 265-279.
5. Box, G. E. P., & Tiao, G. C. (1975). Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems. Journal of American Statistical Association,

70(349), 70-79.

6. Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective. Journal of Banking & Finance, 24(10), 1651-1679.
7. Cheng, M. T. (2010). Does the National Financial Stabilization Fund Mitigate Systemic Risk in the Taiwan Securities Market? International Research Journal of Finance and Economics, 35, 130-142.
8. Dow, J., & Gorton, G. (1994). Arbitrage Chains. Journal of Finance, 49(3), 819-849.
9. Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under-and overreactions. Journal of Finance, 53(6), 1839-1885.
10. Easley, D., & O'Hara, M. (1987). Price, Trade Size and Information in Securities Markets. Journal of Financial Economics, 19(1), 69-90.
11. Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2002). Is Information Risk a Determinant of Asset Returns? Journal of Finance, 57(5), 2185-2221.
12. Easley, D., Kiefer, N. M., O'Hara, M., & Paperman, J. B. (1996). Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks. Journal of Finance, 51(4), 1405-1436.
13. Easley, D., Kiefer, N. M., & O'Hara, M. (1997). The Information Content of the Trading Process. Journal of Empirical Finance, 4(2-3), 159-186.
14. Fischhoff, B. (1975). Hindsight \neq Foresight: The Effect of Outcome Knowledge on Judgment under Uncertainty. JEP: Hum. Percept. Performance, 1, 288-299.
15. Fischhoff, B., & Beyth, R. (1975). "I Knew it Would Happen. Organization Behavior and Human Performance, 13(1), 1-16.
16. Foster, F. D., & Viswanathan, S. (1994). Strategic Trading with Asymmetrically Informed Traders and Long-Lived Information. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 29(4), 499-518.
17. Foster, F. D., & Viswanathan, S. (1996). Strategic Trading When Agents Forecast the Forecasts of Others. Journal of Finance, 51(4), 1437-1478.
18. Glosten, L. R. (1994). Is the Electronic Open Limit Order Book Inevitable? Journal of

Finance, 49(4), 1127-1162.

19. Handa, P., Schwartz, R., & Tiwari, A. (2003). Quote Setting and Price Formation in an Order Driven Market. Journal of Financial Markets, 6(4), 461-489.
20. Hasbrouck, J. (1991). Measuring the Information Content of Stock Trades. Journal of Finance, 46(1), 179-207.
21. Holden, C. W., & Subrahmanyam, A. (1992). Long-Lived Private Information and Imperfect Competition. Journal of Finance, 47(1), 247-270.
22. Keim, D., & Madhavan, A. (1995). Anatomy of the Trading Process: Empirical Evidence on the Behavior of Institutional Traders. Journal of Financial Economics, 37(3), 371-398.
23. Kyle, A. S. (1985). Continuous Actions and Insider Trading. Econometrica, 53(6), 1315-1335.
24. Lee, Y. T., Fok, R. C. W., & Liu, Y. J. (2001). Explaining Intraday Pattern of Trading Volume from the Order Flow Data. Journal of Business Finance and Accounting, 28(1-2), 199-230.
25. Liu, Y. J., & Yu, C. H. (2002). On the Effect of Stock Stabilization Fund: A Case of Taiwan. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 5(1), 93-109.
26. Jarrell, G. A., & Seguin, P. J. (1990). A Proposal to Stabilize Stock Prices: Comment. Journal of Portfolio Management, 16(2), 79-81.
27. Jung, S. C., Lee, Y. G., & Thornton Jr., J. H. (2005). An Empirical Comparison between Operations of Stabilization Funds and Stock Repurchases in Korea. Pacific-Basin Finance Journal, 13(3), 319-341.
28. Rhee, S. G., & Chang, R. P. (1993). The Microstructure of Asian Equity Markets. Journal of Financial Services Research, 6(4), 437-454.
29. Schwartz, R. A. (1988). A Proposal to Stabilize Stock Prices. Journal of Portfolio Management, 15(1), 4-11.
30. Subrahmanyam, A. (1995). Our Rules versus Discretion in Procedures to Halt Trade. Journal of Economics and Business, 47(1), 1-16.

31. Su, Y., Yip, Y., & Wong, R. W. (2002). The Impact of Government Intervention on Stock Returns Evidence from Hong Kong. International Review of Economics and Finance, 11(3), 277-297.
32. Wang, F. A. (1998). Strategic Trading, Asymmetric Information and Heterogeneous Prior Beliefs. Journal of Financial Markets, 1(3), 321-352.

2011年02月17日收稿

2011年03月04日初審

2011年06月16日複審

2011年06月18日接受