

中華民國證券商業同業公會委託專題研究

不同類型投資人委託資訊與成交揭示資訊之透
明度與優勢資訊內涵——以臺灣證券交易所掛牌
交易公司逐筆資料解析

主持人： 盧陽正 博士

研究員： 魏裕珍 張健偉 王佑鈞

黃家興 趙偉翔 劉家榮

研究助理：李卡特 黃柏凱

中華民國九十六年十一月

摘 要

本研究擬援用臺灣證券交易所之日內逐筆成交檔(trade book)、揭示檔(display book)及委託檔(limit order book)，探討參與掛牌公司交易之不同類型投資人(自然人與法人(包含外資、投信、自營商與其他一般法人))，其買方賣方委託單成交方向之正確性，並驗證何種身份別投資人之委託成交具優勢資訊內涵，以進一步確認臺灣證券市場之投資人行為模式。研究計畫將透過三個階段完成之：首先依據 Lee and Ready(1991)，Ellis, Michaely and O'Hara(2000)，Odders-White(2000)及 Finucane(2000)建立具身份別之買賣盤成交方向判斷法則，並估計法人與自然人之買賣盤成交方向正確率，據以解析不同身份別投資人買賣盤成交方向正確率之資訊內涵，並完成 Easley, Hvidkjaer and O'Hara (2002)(以下簡稱 EHO(2002))之 *PIN* 模型在臺灣證券市場定價能力之檢驗；其次，延伸 Easley, Kiefer, O'Hara and Paperman(1996)(以下簡稱 EKOP(1996))及 EHO(2002)之優勢資訊交易機率(probability of information-based trading, *PIN*)測度，重行構建具身份別(法人及自然人)之 *PIN* 模型，並依 Fama and French(1992, 1993)系列多因子定價模型之實證研究方法，確認具身份別 *PIN* 模型在臺灣證券市場之定價能力；最後，本研究拓展具投資人身份別之優勢資訊交易機率模型在證券市場行為模式之解析及投資組合構建策略上之應用。本研究藉由定價檢測之顯著性確認優勢資訊交易機率在臺灣證券市場行為模式剖析上之可用性；而就 *PIN* 之應用層面而言，本研究構建以優勢資訊交易機率為依據之投資組合策略，並檢測其平均月報酬，以確認不同身份別之 *PIN* 在資產管理上的價值。

關鍵詞：優勢資訊、投資人身分別、委託資訊、成交資訊、逐筆交易、資產定價、動量、資產管理

目 錄

摘 要.....	I
目 錄.....	II
圖目錄.....	IV
表目錄.....	V
壹、緒論.....	1
一、研究計畫之背景及目的.....	1
二、研究問題.....	4
三、研究方法、進行步驟及執行進度.....	6
四、研究進行中所遭遇之困難與解決途徑.....	8
五、本計畫所完成之工作項目及成果.....	9
貳、文獻回顧.....	10
一、資訊交易.....	10
二、資產定價模型.....	13
參、研究方法.....	16
一、優勢資訊交易機率(<i>PIN</i>)之意涵.....	16
二、臺灣證券市場優勢資訊交易機率(<i>PIN</i>)模型之構建.....	17
三、臺灣證券市場具投資人身份別之優勢資訊交易機率模型之構建.....	20
四、資料描述.....	25
(一) 資訊交易機率模型之研究樣本、研究期間與資料來源.....	25
(二) 因子模型之研究樣本、研究期間與資料來源.....	26
五、多因子資產定價模型.....	28
肆、實證結果.....	30
一、資料分析.....	30
二、EHO(2002)參數估計結果.....	32
三、臺灣證券市場優勢資訊交易機率模型之定價能力確認.....	34
(一) 不考慮身分別之買方力道與賣方力道衡量.....	34
(二) 參數估計結果分析.....	35

(三) 投資組合超額報酬分析	37
(四) 定價能力分析	38
四、臺灣證券市場具身份別優勢資訊交易機率定價能力之確認.....	39
(一) 考慮投資人身分別之買方力道與賣方力道衡量.....	39
(二) 參數估計結果分析	40
(三) 投資組合超額報酬分析	43
(四) 定價能力分析	46
五、優勢資訊交易機率與其他因子之定價能力驗證.....	49
伍、優勢資訊交易機率模型在策略性交易上之運用.....	53
一、PIN 之一維投資組合應用	53
二、PIN 與報酬率之二維投資組合應用	60
陸、結論與建議.....	64
一、結論.....	64
二、建議.....	65
附錄、其他優勢資訊交易機率模型之可拓性評估.....	68
參考文獻.....	72
英文部分.....	72
中文部分.....	80
研究人員.....	82

圖目錄

圖 1	研究流程圖.....	7
圖 2	優勢資訊交易機率模型圖.....	18
圖 3	區分法人與自然人之優勢資訊交易機率模型樹狀圖.....	21
圖 4	EHO(2002)參數估計結果之各年分佈圖.....	32
圖 5	EHO(2002)資訊交易機率參數分配圖.....	33
圖 6	不考慮身分別之買方力道與賣方力道之各年分佈圖.....	34
圖 7	資訊交易機率參數各年分佈圖.....	35
圖 8	資訊交易機率參數分配圖.....	36
圖 9	考慮身分別之買方力道與賣方力道各年分佈圖.....	40
圖 10	考慮投資人身分別之資訊交易機率參數各年分佈圖.....	41
圖 11	考慮投資人身分別之資訊交易機率參數分配圖.....	42
圖 12	PIN 之一維投資組合構建概念圖.....	54
圖 13	移動視窗研究設計概念圖.....	56
圖 14	PIN 之投資組合一維動量效應.....	56
圖 15	PIN^I 之投資組合一維動量效應.....	57
圖 16	PIN^N 之投資組合一維動量效應.....	57
圖 17	高 PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 投資組合一維動量效應之比較.....	58
圖 18	低 PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 投資組合一維動量效應之比較.....	59
圖 19	價格與成交量週轉率之二維動量效應.....	60
圖 20	PIN 與報酬率之二維投組構建概念圖.....	61
圖 21	PIN 與報酬率之投資組合二維動量效應.....	62
圖 22	PIN^I 與報酬率之投資組合二維動量效應.....	63
圖 23	PIN^N 與報酬率之投資組合二維動量效應.....	63
圖 24	區分本國法人、外資與自然人之優勢資訊交易機率模型樹狀圖.....	70

表目錄

表 1	訊息意涵分類表	17
表 2	變數定義	27
表 3	敘述性統計分析	30
表 4	相關分析	31
表 5	不考慮身分別之買方力道與賣方力道敘述統計量	34
表 6	資訊交易機率統計量	37
表 7	優勢資訊交易機率與營收市值比之投資組合超額報酬分析表	37
表 8	優勢資訊交易機率與淨值市值比之投資組合超額報酬分析表	38
表 9	PIN 與 $PPIN$ 和 Fama-French 3 因子之定價模型檢測結果	38
表 10	考慮身分別之買方力道與賣方力道敘述統計量	39
表 11	考慮投資人身分別之資訊交易機率統計量	43
表 12	法人優勢資訊交易機率與營收市值比之投資組合超額報酬分析表	44
表 13	法人優勢資訊交易機率與淨值市值比之投資組合超額報酬分析表	44
表 14	自然人優勢資訊交易機率與營收市值比之投資組合超額報酬分析表	45
表 15	自然人優勢資訊交易機率與淨值市值比之投資組合超額報酬分析表	45
表 16	法人優勢資訊交易機率與 Fama-French 3 因子定價模型檢測結果	46
表 17	自然人優勢資訊交易機率與 Fama-French 3 因子定價模型檢測結果	47
表 18	不同身分別之優勢資訊交易機率與 Fama-French 3 因子定價模型檢測結果	48
表 19 Panel A	PIN 、 PIN^I 、 PIN^N 與其他因子之定價能力驗證	50
表 19 Panel B	PIN 、 PIN^I 、 PIN^N 與其他因子之定價能力驗證	51
表 19 Panel C	PIN 、 PIN^I 、 PIN^N 與其他因子之定價能力驗證	52
表 20	報酬與 PIN 之二維投組構建概念	61
表 21	考量投資人身分別優勢資訊交易機率模型與 EHO(2002) PIN 模型之輸入變數與估計參數對照表	69

壹、緒論

一、研究計畫之背景及目的

自 Bagehot(1971)提出資訊交易之觀念開始，Copeland and Galai(1983)、Glosten and Milgrom(1985)、Easley and O'Hara(1987)及 Kyle(1989)等後續研究，皆提出證券市場的參與者可被區分為資訊交易者(informed traders)和非資訊交易者(non-informed traders)。所謂資訊交易者係指擁有攸關資產真實價值之資訊的交易者；而相對於資訊交易者，市場上未擁有此優勢資訊之交易者便稱為非資訊交易者。

在市場微觀結構之優勢資訊交易及證券價格驅動力量來源領域中，關於利用日內逐筆委託檔(limit order book)、揭示檔(display book)與成交檔(trade book)，並以適當機率模型針對買單與賣單成交隨機行程估計優勢資訊交易機率(probability of information-based trading, *PIN*)的研究中，Easley, Kiefer and O'Hara (1996a, 1997a, 1997b), Easley et al. (1996b, 即 EKOP(1996))及 Easley, O'Hara and Paperman(1998, 2000)之系列研究所提出之 *PIN* 估計模型，為優勢資訊交易機率之極佳估計模型，其能適當描述市場交易資訊流及市場中個別證券之資訊交易者比率，且亦符合統計模型最大概似估計法之基礎，因此有諸多後續研究遵循 Easley et al. 系列之 *PIN* 模型，進行市場微觀結構領域中優勢資訊交易相關議題之研究。

PIN 估計之研究被 Easley, Hvidkjaer and O'Hara (2002)(以下簡稱 EHO(2002))，確認為美國證券市場超額報酬之決定因子，後續亦有諸多依據 EHO(2002)及 Easley, Kiefer, O'Hara and Paperman(1996)(以下簡稱 EKOP, 1996)*PIN* 模型之後續研究，如 Yan and Zhang(2006)探討 EHO(2002) *PIN* 模型中概似函數極大化過程將面臨的角隅邊界落陷問題，Yan and Zhang(2006)並提出新演算法以解決此問題；另 Henke(2005)改進 EKOP(1996)之 *PIN* 模型，加入個別證券委託單行程間之橫截面資訊，以捕捉市場參與者情緒之高低，並構建新買賣成交單行程之複合 Poisson 隨機行程以估計 *PIN*；Henke(2005)之研究發現，此一延伸版之 *PIN* 模型校正了 EKOP(1996)模型中被忽略了的產業內個股連動現象。再者，Brown,

Hillegeist and Lo(2006)運用 Venter and de Jongh(2004)改進 EKOP(1996) *PIN* 之延伸模型，將 *PIN* 與因為個別公司股利率符合或超出預期之風險溢酬(MBE)間的相關性作聯結，並發現 *PIN* 將因 MBE 之增大而降低，進而降低了權益資金成本。這些研究肯定了 EKOP(1996)及 EHO(2002)*PIN* 模型之價值。

關於優勢資訊及法人交易間之關聯性，Chakravarty(2001)及 Barclay and Warner(1993)之研究均確認法人之委託單係屬隱藏交易不喜曝光(*stealth-trading*)之類型，其買賣委託單量之規模既不過大亦非太小，大部分屬於中等規模之委託單，而其實證研究更發現此種「中等規模」之委託係證券市場價格之最重要推手，因而演繹出法人乃是證券市場中低調、聰明的優勢資訊擁有者；Anand and Chakravarty (2007)對美國股票選擇權及 Cai, Cai and Keasey (2005)對中國證券市場之研究結論亦相同。此一系檢定低調隱藏交易假說(*stealth-trading hypothesis*)之研究相當有趣，惟關於優勢資訊含量並未援用較精確之 Easley et al.系列之 *PIN* 衡量，殊有遺珠之憾。此外，Ng and Wu (2007)亦探討中國市場中法人與自然人交易行為之差異，此類研究證實由市場微觀結構進一步剖析不同類型投資人之交易行為逐漸受到重視。緣此，本研究乃於 EKOP(1996)及 EHO(2002)之 *PIN* 機率模型下，進一步將委託單與成交單之身份別資訊(機構法人與自然人)加入，以剖析優勢資訊交易之內涵及應用。

在 Madhavan(2000)及 Biais, Glosten and Spatt(2005)市場微觀結構¹的回顧文獻中，市場透明度之研究定位於交易機制中委託與成交資訊之揭露程度，委託檔次筆數與單量之揭露屬事前透明度(*ex-ante transparency*)，成交檔次筆數與單量之揭露屬事後透明度(*ex-post transparency*)；透明度之提升將降低市場參與者之逆選擇(*adverse selection*)程度，縮小買賣價差(*bid-ask spread*)幅度，提昇交易流動性，並能縮小資訊交易者(*informed trader*)與非資訊交易者(*uninformed trader*)間之資訊不對稱(Payano and Roëll(1996)，Flood et al. (1999)，Boehmer, Soar and Yu (2005))。因此利用具身分別之委託檔與成交檔以進一步估計 *PIN*(如法人 *PIN* 與自然人 *PIN*)及其於證券報酬之影響，有助於間接檢視證券市場之透明度。

在優勢資訊交易機率之意涵上，Vega(2006)探討股票價格對於公開訊息與私

¹ 市場微觀結構領域為研究經濟力量如何影響市場日內交易或逐筆交易行為之系列研究(Garman, 1976)

有訊息之反應，其實證發現與股價有關者不在於公開或私有訊息，而在於訊息是否被優勢資訊交易者(informed trader)所取得；Aktas, Bodt, Declerck and Oppens (2007) 針對 1995-2000 年巴黎證交所掛牌公司發生 M&A 事件之研究指出，優勢資訊交易機率(*PIN*)僅能衡量擁有優勢資訊之交易者進場交易的比例，並無法區分其捕捉到的是私有訊息或公開訊息。

綜上所述，本研究依據並拓展 Vega(2006)和 Aktas et al. (2007)之觀點，確認研究目的如下：

1. 應用「不同類型投資人委託資訊與揭示資訊」進行法人與自然人優勢資訊交易機率之估計，其目的並不在於比較法人擁有之私有訊息比例是否較自然人為高，而在於剖析「不同類型投資人之優勢資訊內涵」為何。

2. 確認臺灣證券市場中法人之優勢資訊交易者進場交易之比例是否較自然人之優勢資訊交易者為高，亦或相反。

3. 應用估計出之「不同類型投資人之優勢資訊交易機率模型」進行「臺灣證券市場資產定價與策略性交易」之分析。

本研究定價檢測之顯著性確認優勢資訊交易機率在臺灣證券市場行為模式剖析上之可用性，而以優勢資訊交易機率為依據之投資組合策略績效持續性則確認不同身分別 *PIN* 在資產管理上的價值。

二、研究問題

為分析由不同類型投資人(法人與非法人)委託資訊與成交揭示資訊之內涵與運用，本研究援用臺灣證券交易所於 1997 年 1 月至 2005 年 12 月全體掛牌交易公司之逐筆委託檔(limit order book)、揭示檔(display book)及成交檔(trade book)建構適當的機率模型，檢驗優勢資訊交易機率(PIN 、 PIN^I 與 PIN^N)之定價能力(確認 PIN 在臺灣證券市場之存在價值)，測試以優勢資訊交易機率為依據之投資組合策略績效。具體研究問題可臚列如下：

1. 在風險性資產定價因子研究領域中，本研究拓展 EKOP(1996)及 EHO(2002)之研究設計，確認下列定價方程式中 PIN 在臺灣證券市場之定價能力。

$$R_{i,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t} + \gamma_{2t}PIN_{i,t} + \gamma_{3t}Size_{i,t} + \gamma_{4t}BM_{i,t} + \eta_{i,t}$$

$$R_{i,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t} + \gamma_{2t}PIN_{i,t} + \gamma_{2t}^*PPIN_{i,t} + \gamma_{3t}Size_{i,t} + \gamma_{4t}BM_{i,t} + \xi_{i,t}$$

其中， R_{it} 為股票 i 在第 t 月之超額報酬， $\hat{\beta}_{p,t}$ 為投資組合排序後之 $Beta$ ， PIN 為優勢資訊交易機率， $PPIN$ 為投資組合排序後之 PIN (作為 Errors in Variables 檢測用)， $Size$ 為公司規模， BM 為淨值市值比。

2. 確認由法人引起之 PIN (爾後簡列為 PIN^I) 及由自然人引起之 PIN (爾後簡列為 PIN^N)，在臺灣證券市場之定價能力。

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t} + \gamma_{2t}PIN_{i,t} + \gamma_{21t}PIN^I_{i,t} + \gamma_{22t}PIN^N_{i,t} + \gamma_{3t}Size_{i,t} + \gamma_{4t}BM_{i,t} + \eta_{it}$$

$$R_{i,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t} + \gamma_{2t}PIN_{i,t} + \gamma_{2t}^*PPIN_{i,t} + \gamma_{21t}PIN^I_{i,t} + \gamma_{21t}^*PPIN^I_{i,t} + \gamma_{22t}PIN^N_{i,t} + \gamma_{22t}^*PPIN^N_{i,t} + \gamma_{3t}Size_{i,t} + \gamma_{4t}BM_{i,t} + \xi_{i,t}$$

其中， R_{it} 為股票 i 在第 t 月之超額報酬， $\hat{\beta}_{p,t}$ 為投資組合排序後之 $Beta$ ， PIN 為優勢資訊交易機率， $PPIN$ 為投資組合排序後之 PIN ， PIN^I 為法人資訊交易機率， $PPIN^I$ 為投資組合排序後之 PIN^I ， PIN^N 為自然人資訊交易機率， $PPIN^N$ 為投資組合排序後之 PIN^N ， $Size$ 為公司規模， BM 為淨值市值比。

3. 檢測由法人引起之 $PIN(PIN^I)$ 是否較由自然人引起之 $PIN(PIN^N)$ 具備較佳

之資產定價能力？

4. 具高 PIN^I (PIN^N) 之投資組合，其平均後續超額報酬率(average subsequent excess return)是否較具低 PIN^I (PIN^N) 之投資組合為高？亦或相反？亦或其間無關聯性？本研究擬援用 Jegadeesh and Titman (1993, 2001) 之排序後形成投資組合之研究設計方式進行檢定。
5. 參考 Lee and Swaminathan (2000) 之實驗設計，檢測法人引起之 PIN (PIN^I) 及自然人引起之 PIN (PIN^N) 在策略性交易上之應用性。
6. 其他優勢資訊交易機率模型之可拓性評估：

評估將本研究之機率模型中投資人類別進一步區分為外國法人(FI)、本國與其他法人(DI)及自然人(N)以進一步估計優勢資訊交易機率之可行性，如此則原模型中買單動態(B^I , B^N)、賣單動態(S^I , S^N)及 PIN (PIN^I , PIN^N) 將變動成為如下：

$$(B^I, B^N) \Rightarrow (B^{FI}, B^{DI}, B^N)$$

$$(S^I, S^N) \Rightarrow (S^{FI}, S^{DI}, S^N)$$

$$(PIN^I, PIN^N) \Rightarrow (PIN^{FI}, PIN^{DI}, PIN^N)$$

前述研究議題 1.-4. 將可重新設計並作實證檢測。

三、研究方法、進行步驟及執行進度

本計劃首先蒐集市場微觀結構、優勢資訊交易機率(*PIN*)模型、投資人身份別、買賣價差、波動度與 *PIN* 之相關文獻，建立計畫進行之藍圖，其次規劃主要研究子題之研究方法，本計劃執行程序將依照圖 1 的步驟來進行。

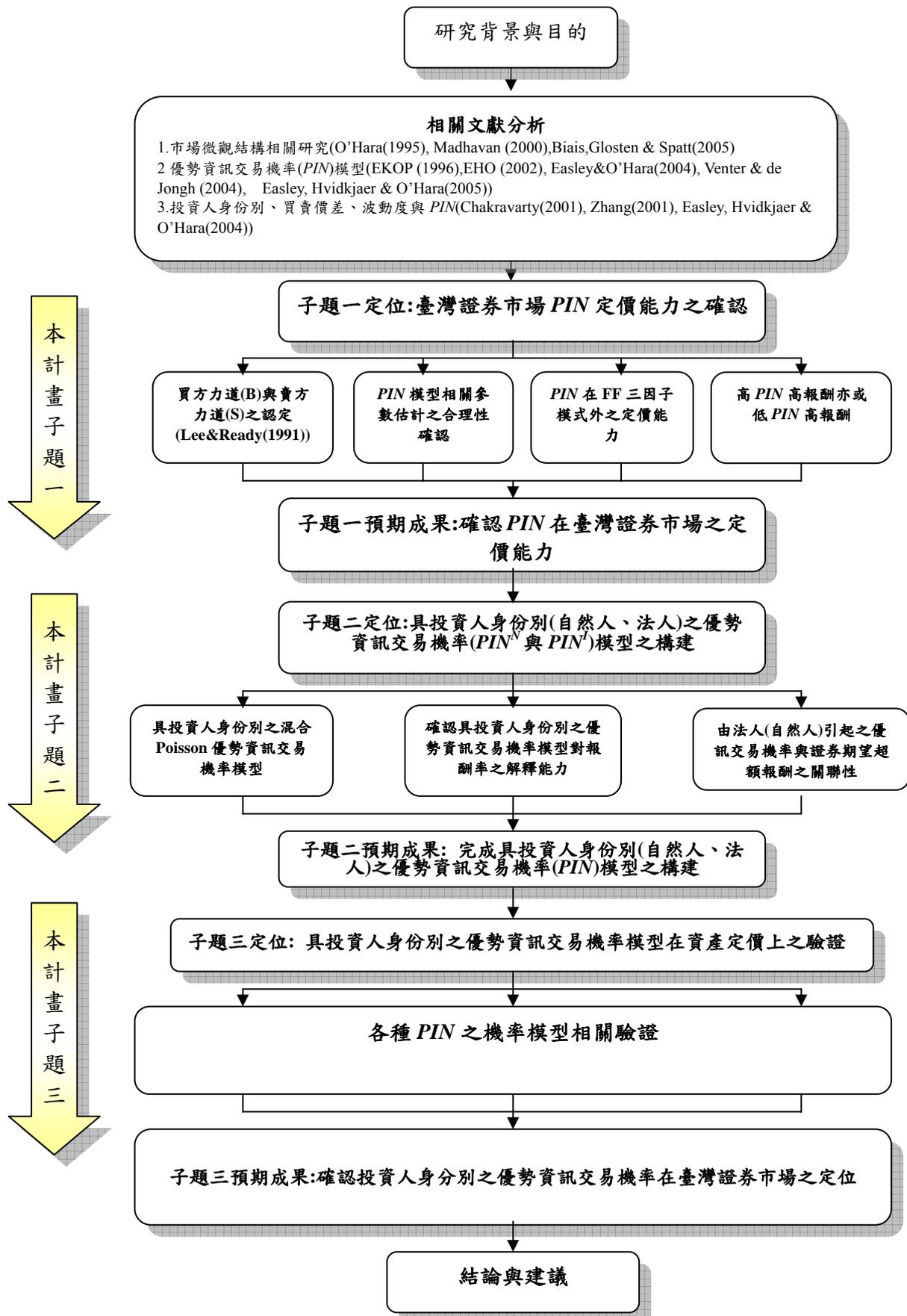


圖 1 研究流程圖

四、研究進行中所遭遇之困難與解決途徑

本研究計畫進行中所遭遇之困難與解決途徑如下：

(1) Lee and Ready(1991)之交易方向決定法則，並未考慮該筆成交為法人或自然人驅動，僅判別該筆成交是由買方或賣方驅動，本研究則進一步依投資人身份別區分每筆買單或賣單是由法人或自然人出價成交，因此首先須針對逐筆揭示檔進行身分之判別，其次判斷該筆成交為買方或賣方驅動。由於處理之資料量龐大，本研究將應用運算效率更高且更穩定之軟體工具來進行計算，亦須在資料處理與程式撰寫技巧上加以突破。

(2) Yan and Zhang(2006)指出資訊交易機率模型在應用數值方法求解極大化的過程中，容易產生角隅邊界落陷的問題，而使得參數估計出現偏誤，本研究在進行相關研究之過程亦曾面對相同的問題。因此在本次計畫中，參考 Yan and Zhang(2006)之方法解決臺灣市場資訊交易機率模型在估計上之偏誤問題。

(3) 本研究在考慮身份別之下進行資訊交易機率模型之參數估計，需估計之參數共包括 α ， δ ， μ_N ， μ_I ， ε_{bl} ， ε_{sl} ， ε_{bN} ， ε_{sN} ，較 EHO (2002)之參數數量為多，其中 α 為資訊事件發生的機率， $1-\alpha$ 為無資訊事件發生之機率， δ 表示資訊事件為負面訊息之機率， $1-\delta$ 表示資訊事件為正面訊息之機率， μ_N 為自然人之優訊交易者(對於訊息正確迅速解讀且作出正確決策之自然人)的平均下單到達率， μ_I 為法人之優訊交易者(對於訊息正確迅速解讀且作出正確決策之法人)的平均下單到達率， ε_{bl} 為法人之雜訊交易者的平均買單到達率， ε_{sl} 為法人之雜訊交易者的平均賣單到達率， ε_{bN} 為自然人之雜訊交易者的平均買單到達率， ε_{sN} 為自然人之雜訊交易者的平均賣單到達率。因此在參數估計過程遭遇到其它先前未處理過的問題，本研究採用點估計(grid search)與其他求解極大化的函式庫(IMSL-C++)進行參數估計，以獲得到較穩健之估計式。

五、本計畫所完成之工作項目及成果

計畫子題一：臺灣證券市場 PIN 定價能力之確認

- (1) 應用 Lee and Ready(1991)並考量臺灣證券市場漲跌幅特性，認定未區分投資人身份別之買方力道(B)與賣方力道(S)。
- (2) 應用 Yan and Zhang(2006)修正 PIN 模型相關參數估計可能產生之偏誤問題，確認 PIN 模型相關參數估計之合理性。
- (3) 確認 PIN 在 Fama and French(1992)三因子模式外之定價能力。
- (4) 驗證是否高 PIN 伴隨高平均後續報酬亦或低 PIN 伴隨高平均後續報酬。
- (5) 確認 PIN 在臺灣證券市場之定價能力。

計畫子題二：具投資人身份別(自然人、法人)之優勢資訊交易機率(PIN^I 與 PIN^N)模型之構建

- (1) 考慮投資人身份別(自然人與法人)下，完成混合 Poisson 優勢資訊交易機率模型之測度。
- (2) 確認具投資人身份別之優勢資訊交易機率模型對證券報酬率之解釋能力。
- (3) 由法人(自然人)引起之優訊交易機率與證券期望超額報酬之間的關聯性。

計畫子題三：具投資人身份別之優勢資訊交易機率模型在資產定價之驗證

- (1) PIN 與身分別 PIN 和其他因子之定價能力檢測。
- (2) 綜合考量其他適合台灣證券市場之定價因子與 PIN 、 PIN^N 與 PIN^I 之定價能力驗證。
- (3) PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 在策略性交易上之應用。
- (4) 評估其他 PIN 機率模型之可拓性。

貳、文獻回顧

一、資訊交易

資訊交易測度主要是為了衡量市場中資訊不對稱的嚴重程度，為了讓資訊完全反應使價格達到效率性，但由於資訊交易屬於無法直接觀察而得的資料，因此過去文獻大多是尋找替代變數，間接去描述市場資訊不對稱的嚴重程度，最早 Bagehot(1971)及 Jaffe and Winkler(1976)，以買賣價差當作資訊不對稱之簡單測度。Benston and Hagerman(1974)及 Stoll(1978)分別以非系統風險、週轉率做為資訊不對稱或資訊交易的替代變數；而 Huang and Stoll(1987)則是以價差拆解(spread decomposition)算出逆選擇成本。Amihud and Medelson (1986)主張在定價時，應該將流動性考慮在內，他們認為可用買賣價差來衡量投資者的流動性成本或交易成本，且在均衡的情況下，投資者對價差較大的股票會要求較高的報酬，因為價差愈大代表流動性愈差。但 Eleswarapu and Reinganum (1993)和 Chalmers and Kadlec (1998)等學者卻提出相反的意見。首篇探討資訊交易對資產報酬影響的理論文獻當屬 Wang (1993)，其提出一種跨期的資產定價模型，在此模型中，投資者可投資於無風險與有風險的資產，並且認為市場上擁有資訊優勢的交易者是導致股價變動的原因，而面對資訊不對稱的非資訊交易者，則會要求承擔資訊不對稱之風險溢酬，藉由這樣的交易過程使價格反映出資訊，並減少價格的不確定性。Jones and Slezak (1999)也發展出資訊不對稱對資產報酬影響的模型，訊息不斷地傳遞以及流動性的變化，對於代理人持有的投資組合將會有不同程度的影響，進而影響資產的報酬。Merton (1987)和 Basak and Cuoco (1998)則是認為交易者不可能知道所有存在於市場上的訊息，在這樣的情況下，橫斷面資產的報酬將有所差異。

以上所述，皆是探討資訊不對稱對於報酬的影響，但這些衡量方法都不能明確表示出交易者在市場上所面臨資訊不對稱之情況，對於資訊交易的程度並無法提供有效的估計，直到 Easley, Kiefer, O'Hara and Paperman (1996)提出資訊交易機率模型後，才有新的突破。他們以一個有造市者存在的市場作為研究背景，整個模型架構描述造市者每一交易日在市場所面臨之委託單到達過程，以此交易過程所形成之樹狀圖求算出資訊交易者及所有交易者在正面消息、負面消息及沒

有消息下的期望委託單到達數，他們將資訊交易的情況加以量化，並以 Poisson 分配觀念捕捉資訊交易的發生機率，以資訊交易者之期望委託單到達率為分子，所有交易者之期望委託單到達數為分母，藉以求算出其定義之資訊交易機率。而 Easley et. al. 之後一系列的文章都以此為主軸，逐步將市場的實際情況，如交易規模、交易時點及交易序列(買賣同向或反向)加入考量，使之模型架構趨於完善。

Easley and O'Hara (2000) 提出公開及私有資訊之理性預期資產定價模型，來解釋公開資訊和私有資訊之間的差異程度。在均衡狀況下，非資訊交易者會對私有資訊較多的股票要求較高的報酬，使股票報酬產生橫斷面差異。EHO(2002) 則更進一步驗證資訊交易機率是否為資產定價因子，實證結果證明，資訊交易機率的確會對資產報酬有正向且顯著的影響。

在 *PIN* 之應用上，Chung, Li and McNish (2005) 實證發現價格影響是隨著價差增加而增加；隨著公司規模反向變動。又發現 *PIN* 對於恆常性價格的影響是正向的而且是顯著的。Clara Vega (2006) 發現盈餘宣告事件和 *PIN* 之間沒有顯著相關性，也證明訊息優勢者對於有關資產真正價值的訊息，能獲得的異常報酬較小。Chen, Itay and Jiang (2007) 研究指出公司管理者會吸收私有訊息反映在他們的股價上，且吸收這些資訊在公司的投資決策。Chung and Li(2003) 實證發現逆選擇與 *PIN* 為正相關，所以在價差上產生逆選擇便可以覆蓋掉造市者對於優勢資訊交易者的損失。Heidle and Huang(1999) 說明 *PIN* 在經紀市場及拍賣市場中不同的市場結構會引起市場上不相同的價差，且在經紀市場中 *PIN* 增加所引起價差增加的幅度會大於拍賣市場。Hung, Cai and Wang(2002) 針對 5 年期國庫券之中介經紀商市場研究發現 *PIN* 與其報酬率有顯著的相關性。

就國內文獻而言，黃俊傑(2003) 探討私有資訊提前反應與風險性資產報酬之關聯性，其利用 1994 年至 2002 年臺灣上市上櫃公司進行資訊交易程度對股價影響之研究，其研究參考 EHO(2002) 並利用 Fama and MacBeth(1973) 之橫斷面因子迴歸方程式，建構一個四因子模型，其因子分別為市場 β 、公司規模、市價對淨值比及資訊交易機率，研究證實當影響公司價值之私有資訊程度越高，其資訊交易機率值就越高。實證結果發現，平均個股之資訊交易機率皆低於 0.5，以過去資訊交易機率為選股的排序基礎，前 25% 左右之高資訊交易機率之小型價值股，在未來幾期的績效平均仍會落在前 25%，由此可知資訊交易機率的獲利性通常

隨即在數週內反應完畢。

郭維裕及胡桂華(2003)提出臺灣股市資訊交易之實證研究，其資料期間為2000年6月1日至2000年8月31日，使用EKOP(1996)的順序交易模型(sequential trading model)來探討臺灣證券市場中個股的資訊交易內涵，發現成交金額或流動性較高的股票具有較低的資訊交易風險，此結果與EKOP(1996)所發現的結果一致。透露出雖然臺灣股市與紐約股市交易方式不同，但在這兩個股市中的股票卻具備相似的資訊交易特質，EKOP(1996)在計算資訊交易機率之模型設定上，未將非優勢資訊交易者分為買賣雙方來計算，此為其估算資訊交易機率之誤差，因此EHO(2002)亦進一步修證其在資訊交易機率模型上之設定。

趙偉翔(2006)利用1997年1月到2005年12月之上市公司為樣本資料，實證結果發現臺灣證券市場並非完全效率市場，投資人可利用PIN與報酬率、成交量週轉率、公司規模、淨值市值比、營收市價比、盈餘市價比、毛利率、前2到12個月平均報酬與前7到12個月平均報酬等十種投資組合分類構面對上市股票作分類排序，據以進行策略操作，藉以獲取較佳的異常報酬。

二、資產定價模型

自 Sharpe(1964)、Lintner(1965)和 Black(1972)對資本資產定價模型(CAPM)進行檢定後，陸續有學者針對此一議題進行分析，並作為當代學術研究與市場參與者衡量風險與報酬的參考依據。在此模型中，證券的期望報酬與 β 存在正向的線性關係，且 β 足以描述橫斷面的預期報酬，但後續越來越多的國內外研究卻反駁了他們的說法。Black, Jensen and Scholes(1972)和 Fama and Macbeth(1973)發現在1969年之前， β 和股票平均報酬有正向相關，而 Reinganum(1981)和 Fama and French(1992)卻發現在1963年至1990年之間， β 與平均報酬沒有顯著的關係。除了資本資產定價模型(CAPM)的市場 β 之外，並存在其他對股票間平均報酬橫斷面變異(cross-sectional variation)具有解釋能力的因子。如盈餘市值比(Basu(1977))、公司規模(Banz(1981))、負債權益比(Bhandari(1988))、淨值市值比(Rosenberg, Reid and Lanstein(1985))、成交量(Sheu, Wu and Ku(1998))及週轉率(Haugen and Baker(1996))等因子。

自1970年代起，有大量的國外文獻探討盈餘市值比效應與規模效應，Basu(1977)曾探討股票平均報酬與盈餘市價之間的關係，結果顯示高盈餘市值比投資組合之績效優於低盈餘市值比投資組合之績效，即市場存在盈餘市值比效應；Banz(1981)研究1926至1975年間NYSE的普通股，發現公司規模與股票平均報酬之間呈現顯著的負向關係，且發現小規模之投資組合具有較高的調整市場風險後報酬，顯見規模效應的存在；至於淨值市值比效應，Stattman(1980)和 Rosenberg, Reid and Lanstein(1985)發現美國股票市場平均報酬和淨值市值比存有正相關，而 Rosenberg, Reid and Lanstein(1985)曾利用買「高淨值市值比」股票及賣「低淨值市值比」股票之策略，建構出一個套利投資組合(即淨投資為零的組合)，結果發現該套利投資組合可獲得顯著異於零的正超額報酬，顯見「高淨值市值比」股票的投資績效優於「低淨值市值比」股票的投資績效。

Fama and French(1992)利用 Fama-MacBeth(1973)迴歸式，探討各變數之間解釋股票報酬相互影響關係，他們以美國股市為研究對象，樣本資料涵蓋期間從1963年7月至1993年12月，採用月資料作分析，發現三因子模式可以解釋許多資本資產定價模型無法解釋之超額效應，其中包括了公司規模、盈餘市值比、

現金流量市價比、淨值市值、營收成長率以及價格反轉(price reversal)等效應。雖然三因子模式可以解釋多項美國股市超額效應，但卻無法解釋短期價格延續現象(price continuation)。因此 Carhart(1997)為了彌補這個缺口，建構了四因子模式，即利用 Fama and French (1993) 三因子模式再加上一個能捕捉 Jegadeesh and Titman(1993)動量效應(momentum effect)的動量因子。在亞洲證券市場中，Chui and Wei (1998) 應用 Fama and French 所建立之三因子模型對香港、南韓、馬來西亞、臺灣及泰國實證指出市場 β 並無法解釋橫斷面的變異，而公司規模、淨值市值比與香港、南韓、及馬來西亞與美國一致。

Fisher(1984)、Barbee, Mukherji and Raines(1996)提出應以營收市值比來取代盈餘市值比與淨值市值比之論點：(1) 營業收入比盈餘更具穩定性和可預測性；(2) 營業收入不似盈餘與淨值易受到會計方法的影響；(3) 即使在盈餘或淨值為負時，營收市值比仍可衡量出較具意義的結果，不像盈餘市值比或淨值市值比，難以解釋為何投資者會購買盈餘或淨值為負的股票。然而此概念，相繼獲得 Sechack and Martin(1987)、Mukherji, Dhatt and Kim(1997)等研究的支持，發現美、日與韓國股票市場同樣存在營收市值比效應；Sheu and Ku(1998)亦發現臺灣股市存在營收市值比效應。

週轉率與成交量常被用來衡量股票的流動性(liquidity)，如 Baker(1996)、Haugen and Baker(1996)發現前期週轉率(成交股數除以流通在外的股數)與股票平均報酬之間存在顯著的負向橫斷面關係，Chordia, Subrahmanyam and Anshuman(2001)也提出股票平均報酬與過去成交量(或週轉率)之間存在顯著的負向橫斷面關係。而在臺灣股市，胡星陽(1998)和 Sheu and Ku(1999)發現臺灣股市同樣存在週轉率效應；Bhandari(1988)則提出負債權益比效應，即股票平均報酬與負債權益比之間具有正向關係，即負債權益比較高的股票有較高的平均報酬；顧廣平(2005) 研究顯示股票平均報酬與前七至十二個月平均報酬之間呈現顯著的正向橫斷面關係。

由於許多的實證結果對資產定價模型(CAPM)和效率市場假說有疑慮，自 Ross (1976) 提出套利定價理論 (Arbitrage Pricing Theory, APT)，Kahneman and Tversky (1979)提出展望理論(prospect theory) 用來作為人們在面對不確定性下從事決策的模型，以解釋傳統預期效用理論與實證結果的分歧。Fama and French (1992) 則以橫斷面迴歸分析重新探討平均報酬與市場 β 、公司規模、財務槓桿

及淨值市值比等因子之間的橫斷面關係。結果發現除了 β 不具顯著解釋能力外，其他個別因子對平均報酬之橫斷面變異皆具有解釋能力，且公司規模與淨值市值比兩個因子最能充分解釋股票間平均報酬的橫斷面變異，以 β 而言，在實證結果上並無法解釋美國股票的報酬。Fama and French (1993) 進一步以 Black, Jensen and Scholes (1972) 之時間序列迴歸方法，以市值和淨值市值比形成 25 個投資組合，建構市值相關因子 (SMB：小型股報酬減掉大型股報酬的差) 和淨值市值比相關因子 (HML：價值股報酬減掉成長股報酬的差)，並以這兩個因子與市場投資組合形成三因子模型，藉以解釋股票報酬，顯示出這兩個因子的確對報酬有解釋能力。而三因子模式應用在臺灣股市之相關研究，陳家彬(1999)以三因子模型實證臺灣股票報酬，研究樣本包括臺灣地區的上市股票，實證結果顯示雖然這三因子模式不能完全解釋股票報酬的變異，但在臺灣股票市場具有一定的適用性。

國內郭政麟(2004)以 Fama and French(1992)之橫斷面資產定價模型為基礎，加入成交量週轉率及資訊交易機率，建構一個五因子模型，其結果發現資訊交易機率和週轉率皆為顯著之定價因子，且對報酬皆提供足夠之解釋能力。

參、研究方法

一、優勢資訊交易機率(*PIN*)之意涵

繼 EKOP(1996)提出優勢資訊交易機率(probability of information-based trade, *PIN*)來衡量資訊風險(risk of information-based trading)之概念以來，有諸多文獻就 *PIN* 在資產定價上之能力進行驗證(EKOP, 1996; EHO, 2002 等)，亦有研究針對 *PIN* 之應用面進行探討(Vega, 2006; Aktas et al., 2007)。由於 *PIN* 之估算牽涉到龐大之日內交易資料彙整與繁複的數值求解過程，因此一般市場參與者對於此優勢資訊交易機率之概念並不熟悉，亦容易產生優勢資訊交易機率之概念等同於私有訊息的認知偏差，因此在介紹臺灣證券市場優勢資訊交易機率之估計前，首先針對其意涵進行說明。

依據 EKOP(1996)與 EHO(2002)對優勢資訊交易機率之定義，*PIN* 反應的是擁有優勢資訊的市場參與者進場交易的比例，*PIN* 為一機率之概念並介於 0 和 1 之間，換言之，非優勢資訊交易者進場交易的比例可以 $1-PIN$ 來描述，其中 *PIN* 主要描述資訊事件發生的情況下，握有此對股票價格有影響力的優訊交易者，作出正確之買進與賣出行為的交易比例，所以 *PIN* 相當於衡量在資訊事件(information event)發生下，握有優勢資訊交易者之交易比例。所以就訊息品質而言，可以區分為反應優勢資訊(informed)與非優勢資訊(un-informed)之交易。

就訊息揭露的程度而言，可將訊息區分為公開訊息(public information)與私有訊息(private information)，其中私有訊息不一定表示其為對股價具有絕對影響之資訊事件，而公開訊息亦不表示其對股價為沒有影響力之雜訊事件，或許私有訊息中可能隱含之資訊事件比例較高，亦或是公開訊息中可能隱含之雜訊比例較高，但截至目前為止，仍無有力之文獻做此論述，因此若將私有訊息與優勢資訊畫上等號，將有過度解釋優勢資訊交易機率意涵之嫌。

結合訊息品質為優勢資訊或雜訊及訊息揭露程度為公開或私有兩個維度，則訊息之意涵可由表 1 來說明。正如 Vega(2006)探討股票價格對於公開訊息與私有訊息之反應發現，與股價攸關者不在於公開或私有訊息，而在於訊息是否被優勢資訊交易者(informed trader)所取得，而被正確迅速地解讀並作出正確決策；此外 Aktas et al. (2007) 針對 1995-2000 年巴黎證交所掛牌公司發生 M&A 事件前後 *PIN* 之研究指出，*PIN* 僅能衡量擁有優勢資訊之交易者進場交易的比例，其並無

法區分捕獲者為私有訊息或公開訊息。因此本研究之研究目的在於剖析「考慮投資人身分與不考慮投資人身份之下其透露出之優勢資訊交易內涵」，並確認 *PIN* 之價值與應用性，關於優勢資訊交易是否即為私有訊息或其中隱含之比例為何，屬於另一研究議題之範疇。

表 1 訊息意涵分類表

訊息品質 \ 訊息屬公開或私有	公開訊息 (Public)	私有訊息 (Private)
攸關資訊 (Informed)	公開之優勢資訊 (Public Informed)	私有之優勢資訊 (Private Informed)
非攸關資訊 (Un-informed)	公開之非攸關資訊 (Public Un-informed)	私有之非攸關資訊 (Private Un-informed)

資料來源：本研究整理

二、臺灣證券市場優勢資訊交易機率(*PIN*)模型之構建

依據 EHO(2002)，證券市場參與者依其所擁有資訊及其解讀與反應能力之良窳區分為兩類，一為優訊交易者(informed traders)，另一為非優訊交易者(uninformed traders)。優訊交易者係指擁有攸關資產真實價值之資訊之交易者，僅有在某一新資訊事件發生會影響公司價值時，優訊交易者才會進場交易；非優訊交易者則指掌握部分或全部訊息，對於優勢資訊之判斷與應有反應所知甚少，他們只能從公開資訊和過去的股價中了解資訊交易者所握有的資訊，進而決定此時股票應有的價值，然其所握的資訊不是早已反應到資產價格上，就是其所握的資訊是屬於謠言(不正確的資訊)，因此非優訊交易者的行為會被前一期的買賣行為影響。資訊交易機率 (*PIN*) 即是委託單來自優訊交易者的機率(成交筆數中優訊交易者之交易筆數所佔的機率，也等於總委託單數中優訊交易者之委託單數所佔的比例)。

據此可將非優訊交易者根據其所握有的非優勢資訊(公開資訊、前期股價行為及他所認定之事實)所下之買單率設為 ε_b 而賣單率設為 ε_s ；但對於優訊交易者而言，由於對公司之攸關資訊有充分的掌握，所以只有在優勢資訊發生而預期公司價值將改變時，才會進場交易。因此，我們將優訊交易者因私有訊息而下

之買賣單率設為 μ ；而每天資訊交易發生之機率為 α ，其中資訊交易發生的機率又可分為壞消息的機率 δ 和好消息的機率 $1-\delta$ 。完整的優勢資訊交易機率模式將可利用下圖 2 所示：

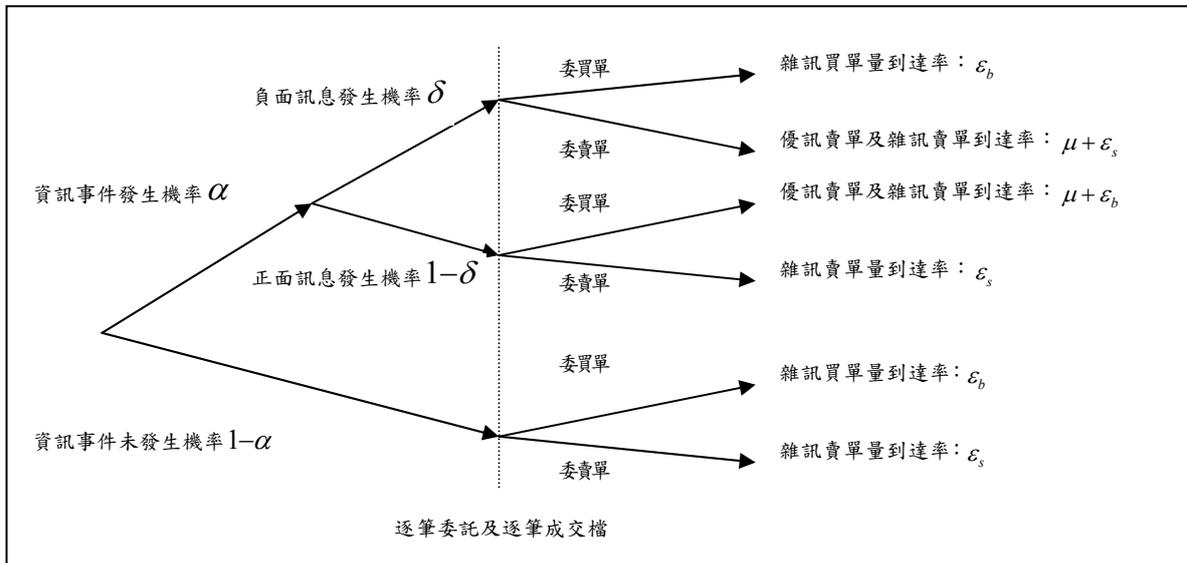


圖 2 優勢資訊交易機率模型圖

根據貝氏(Bayes)定理，上述機率模型可解釋優訊交易者在發生訊息交易事件下做出正確交易決策之情形。令 $P_n(t)$ 、 $P_b(t)$ 及 $P_g(t)$ 分別代表交易發生於無新訊息、負面訊息及正面訊息傳入之機率，另將無訊息、負面訊息及正面訊息之事前機率表示如下：

$$P_n(t|S_t) = \frac{P_n(t)\epsilon_s}{\epsilon_s + P_b(t)\mu} \quad (1)$$

$$P_b(t|S_t) = \frac{P_b(t)(\epsilon_s + \mu)}{\epsilon_s + P_b(t)\mu} \quad (2)$$

$$P_g(t|S_t) = \frac{P_g(t)\epsilon_s}{\epsilon_s + P_b(t)\mu} \quad (3)$$

其中 S_t 為在 t 時間之賣單， ϵ_s 為非優訊交易者的下賣單率， μ 為優訊交易者的下單到達率， $P_b(t)$ 為出現負面訊息時的交易機率， $P_g(t)$ 為出現正面訊息時的交易機率， $P_n(t)$ 為未出現訊息時的交易機率。據此導出聯合機率密度函數。其模型如下：

$$\begin{aligned}
L(\theta|B, S) &= (1-\alpha)LI_n(B, S) + \alpha\delta LI_b(B, S) + \alpha(1-\delta)LI_g(B, S) \\
&= (1-\alpha)e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha\delta e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu+\varepsilon_s)} \frac{(\mu+\varepsilon_s)^S}{S!} \\
&\quad + \alpha(1-\delta)e^{-(\mu+\varepsilon_b)} \frac{(\mu+\varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!}
\end{aligned} \tag{4}$$

其中 $\theta = (\alpha, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \delta)$ 為參數向量， α 為資訊事件發生的機率， $1-\alpha$ 為無資訊事件發生之機率， μ 為優訊交易者的平均下單到達率， ε_b 為雜訊交易者的平均買單到達率， ε_s 為雜訊交易者的平均賣單到達率， δ 表示資訊事件為負面訊息之機率， $1-\delta$ 表示資訊事件為正面訊息之機率， B 為買方力道主導的次數， S 為賣方力道主導的次數，其中買方力道主導次數(B)與賣方力道主導次數(S)之估計，主要參考 Lee and Ready(1991)並進一步調整臺灣證券市場漲跌幅限制之特性以進行衡量。

依據 EHO(2002)， PIN 之定義為：

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s}$$

EHO (2002) 指出若需有效地估計出各個參數²，至少需要 60 天的買盤及賣盤，才能計算資訊交易機率 (PIN)。下列為連續 n 個交易日的聯合概似函數：

$$V = L(\theta|M) = \prod_{i=1}^n L(\theta|B_i, S_i) \tag{5}$$

其中交易日 $i=1, \dots, n$ ； $M = ((B_1, S_1), \dots, (B_n, S_n))$ 為 n 日內買方力道主導次數與賣方力道主導次數所形成之向量。因此在給定向量 M 下，求算 V 之極大化過程，即可估計出 θ 之最大概似估計 $\hat{\theta}_{MLE} = (\hat{\alpha}, \hat{\mu}, \hat{\varepsilon}_b, \hat{\varepsilon}_s, \hat{\delta})$ ，故由前述 PIN 定義為單位時間內資訊交易率占總交易率之比率的觀念， PIN 之估計式可表示為：

$$\hat{PIN} = \frac{\hat{\alpha}\hat{\mu}}{\hat{\alpha}\hat{\mu} + \hat{\varepsilon}_b + \hat{\varepsilon}_s} \tag{6}$$

綜上所述， PIN 之估計是觀察過去一段時間之交易中，每日買盤與賣盤力道的強度(B 與 S 之估計)，進而從力道強度變化中判斷出哪些交易是屬於擁有優勢資訊的投資者所促成。換言之 PIN 的意義，即是將觀察的交易日中，屬於優勢資

² 參見方程式(4)

訊參與者的交易除以該期間市場上所有的交易，所得到的比率。

三、臺灣證券市場具投資人身份別之優勢資訊交易機率模型之構建

本研究擬拓展 EKOP(1996)並修改 EHO(2002)之混合 Poisson 隨機行程模型，以描述證券市場個股之順序競價委託單及成交情形(sequential and competitive ordering and trading process)之結構。假設攸關證券市場交易之資訊隱含於交易動態行程中固定時間區段內之買單流與賣單流，在一筆成交單可能由法人出價買/賣成交(institutional trade)或自然人出價買/賣成交(individual trade)。此成交單之成交可能由優訊交易者(informed trader)亦或雜訊交易者(noise trader)之委託單主導成交。

令交易者在特定時間區段 $t \in (0, \tau)$ 內之成交單數，其中 $S_t^I (S_t^N)$ 為法人(自然人)賣單數， $B_t^I (B_t^N)$ 為法人(自然人)買單數，且 $S_t^I + S_t^N = S_t$ ， S_t 為未區分身份別之下的賣單數， $B_t^I + B_t^N = B_t$ ， B_t 為未區分身份別之下的買單數。令 α 為資訊事件發生率， $1-\alpha$ 為非資訊事件發生率； δ 為負面訊息發生率， $1-\delta$ 為正面訊息發生率； μ_I 為法人優訊買/賣單到達率， μ_N 為自然人優訊買/賣單到達率； $\varepsilon_{bI}, \varepsilon_{sI} (\varepsilon_{bN}, \varepsilon_{sN})$ 為法人(自然人)雜訊/流動性目的之買/賣單到達率。本研究擬構建區分法人主導成交與自然人主導成交之資訊交易隨機行程，模型如圖 3 所示。

一資訊流之發生可能為資訊事件(發生率 α)或非資訊事件(發生率 $1-\alpha$)，而資訊事件又分為負面(b)訊息(發生率為 δ)或正面(g)訊息(發生率為 $1-\delta$)。在負面(正面)資訊事件發生下由法人或自然人買單(賣單)主導之成交均為雜訊買單，其到達率分別為 $\varepsilon_{bI}, \varepsilon_{sI}, \varepsilon_{bN}, \varepsilon_{sN}$ ；然若在負面(正面)資訊事件發生下由法人或自然人之賣單(買單)主導之成交則含有優訊與雜訊賣單(買單)，其到達率分別為 $\mu_I + \varepsilon_{sI}$ 或 $\mu_N + \varepsilon_{sN}$ ($\mu_I + \varepsilon_{bI}$ 或 $\mu_N + \varepsilon_{bN}$)。在非資訊事件發生(o)之情形下，由法人或自然人賣單(買單)主導之成交，均可被視為雜訊交易，其到達率為 $\varepsilon_{sI}, \varepsilon_{sN} (\varepsilon_{bI}, \varepsilon_{bN})$ 。

令第 i 日一證券之未來價值為 V_i ，其在負面訊息發生時將出現 V_i^b 之價值，在正面訊息發生時將出現 V_i^g 之價值；因此，其非條件期望價值將為 $V_i^* = \delta V_i^b + (1-\delta)V_i^g$ 。在競爭市場中交易者 j 之掛買價(bid)與掛賣價(ask)將

根據證券之條件期望價值提出，即 bid $b_i^j = E(V_i | S_i^j)$ 及 ask $a_i^j = E(V_i | B_i^j)$ ， $j = I, N$ 。在第 i 個交易日結束時 V_i 之完整訊息已完全實現。於次一交易日關於證券之掛買與掛賣決策亦將重複進行。

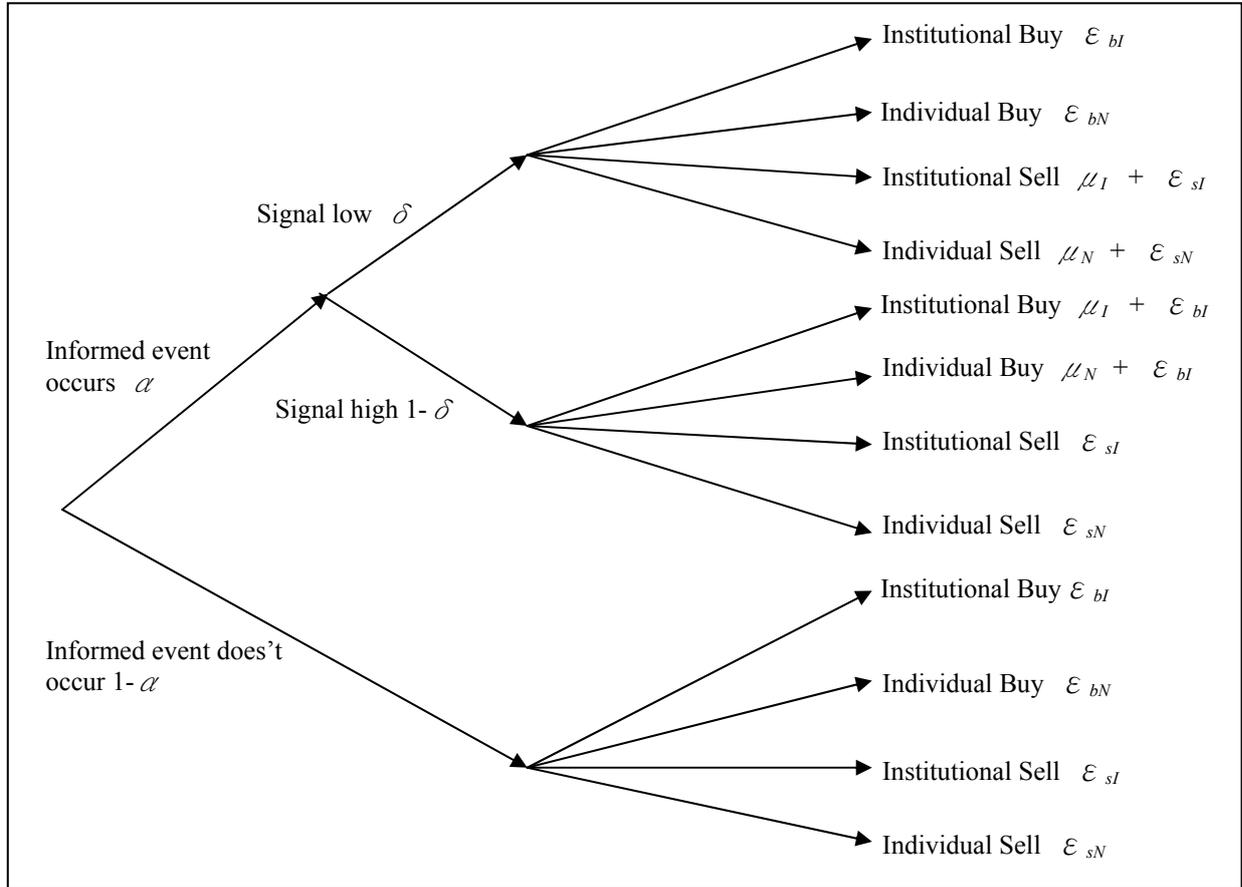


圖 3 區分法人與自然人之優勢資訊交易機率模型樹狀圖

令 $P(t) = [P_o(t), P_b(t), P_g(t)]$ 表時點 t 下，無資訊事件、負面訊息與正面訊息發生之事前機率(prior)。依據前述設定， $P(0) = [(1-\alpha), \alpha\delta, \alpha(1-\delta)]$ ，依貝氏定理 (Bayes Rule) 可得

$$P_r(s = x | Q) = \frac{P_r(Q | s = x) P_r(s = x)}{\sum_{s \in \{o, b, g\}} P_r(Q | s) P_r(s)} \quad (7)$$

依據貝氏定理，於時點 t 一個自然人賣單 (S_t^N) 或法人賣單 (S_t^I) 在無資訊事件 (P_o)、負面訊息 (P_b) 與正面訊息 (P_g) 下，到達之事後機率 (posterior probability) 將為：

$$P_o(t|S_t^N) = \frac{\varepsilon_{sN} P_o(t)}{\varepsilon_{sN} + P_b(t) \mu_N} \quad (8)$$

$$P_b(t|S_t^N) = \frac{P_b(t)(\mu_N + \varepsilon_{sN})}{\varepsilon_{sN} + P_b(t) \mu_N} \quad (9)$$

$$P_g(t|S_t^N) = \frac{\varepsilon_{sN} P_g(t)}{\varepsilon_{sN} + P_b(t) \mu_N} \quad (10)$$

$$P_o(t|S_t^I) = \frac{\varepsilon_{sI} P_o(t)}{\varepsilon_{sI} + P_b(t) \mu_I} \quad (11)$$

$$P_b(t|S_t^I) = \frac{P_b(t)(\mu_I + \varepsilon_{sI})}{\varepsilon_{sI} + P_b(t) \mu_I} \quad (12)$$

$$P_g(t|S_t^I) = \frac{\varepsilon_{sI} P_g(t)}{\varepsilon_{sI} + P_b(t) \mu_I} \quad (13)$$

同理，於時點 t 一個自然人買單 (B_i^N) 或法人買單 (B_i^I) 在 (P_o, P_b, P_g) 下到達之事後機率 $\{P_k(t|B_i^j), k \in (o, b, g), j \in (N, I)\}$ 亦可依貝氏定理而得。若 $E(V_i|t)$ 之條件期望值可由式(14)估計，則吾人可依據上述條件機率分佈及式 (14) 估算自然人與法人之叫賣價 (ask price, a_i^N, a_i^I) 及叫買價 (bid price, b_i^N, b_i^I) 如式 (15) - (18) :

$$E(V_i|t) = P_o(t)V_i^* + P_b(t)V_i^b + P_g(t)V_i^g \quad (14)$$

$$a_i^N = E(V_i|t) + \frac{\mu_N P_g(t)}{\varepsilon_N + \mu_N P_g(t)} [V_i^g - E(V_i|t)] \quad (15)$$

$$a_i^I = E(V_i|t) + \frac{\mu_I P_g(t)}{\varepsilon_I + \mu_I P_g(t)} [V_i^g - E(V_i|t)] \quad (16)$$

$$b_i^N = E(V_i|t) - \frac{\mu_N P_b(t)}{\varepsilon_N + \mu_N P_b(t)} [E(V_i|t) - V_i^b] \quad (17)$$

$$b_i^I = E(V_i|t) - \frac{\mu_I P_b(t)}{\varepsilon_I + \mu_I P_b(t)} [E(V_i|t) - V_i^b] \quad (18)$$

如此則自然人與法人在任一時點 t 之買賣價差 (bid-ask spread) SPD_t^N 與 SPD_t^I 可計算如下：

$$\begin{aligned}
SPD_t^N &= a_t^N - b_t^N \\
&= \frac{\mu_N P_g(t)}{\varepsilon_N + \mu_N P_g(t)} (V_i^g - E(V_i|t)) + \frac{\mu_N P_b(t)}{\varepsilon_N + \mu_N P_b(t)} (E(V_i|t) - V_i^b)
\end{aligned} \quad (19)$$

$$\begin{aligned}
SPD_t^I &= a_t^I - b_t^I \\
&= \frac{\mu_I P_g(t)}{\varepsilon_I + \mu_I P_g(t)} (V_i^g - E(V_i|t)) + \frac{\mu_I P_b(t)}{\varepsilon_I + \mu_I P_b(t)} (E(V_i|t) - V_i^b)
\end{aligned} \quad (20)$$

由(19)與(20)式可以看出，買賣價差恆正，其恰為某一筆成交單之加權平均期望損失/獲利，而加權之權值為相對應之正面訊息與負面訊息的條件機率。再由式(19)與(20)每一檔證券之有效買賣價差，經由全市場之法人與自然人成交單比率予以加權平均後，得到全市場平均之自然人與法人買賣價差。

依據 EKOP(1996)及 EHO(2002)之理論，在時間點 t 任一檔證券之成交率中由自然人及法人之優勢資訊所交易而得之優勢資訊交易率 ($PIN^N(t)$ 與 $PIN^I(t)$)，可利用全體成交單到達率中優訊成交單率所佔之比例估算而得，因而得到(21)及(22)式：

$$PIN^N(t) = \frac{\mu_N (1 - P_o(t))}{\varepsilon_{bN} + \varepsilon_{sN} + \mu_N (1 - P_o(t))} = \frac{\alpha \mu_N}{\varepsilon_{bN} + \varepsilon_{sN} + \alpha \mu_N} > 0 \quad (21)$$

$$PIN^I(t) = \frac{\mu_I (1 - P_o(t))}{\varepsilon_{bI} + \varepsilon_{sI} + \mu_I (1 - P_o(t))} = \frac{\alpha \mu_I}{\varepsilon_{bI} + \varepsilon_{sI} + \alpha \mu_I} > 0 \quad (22)$$

根據 EKOP (1996) 之討論，為簡化買賣價差之討論，吾人可設定 $P_b(0) = P_g(0) = \delta = 1 - \delta$ ，因此

$$SPD_0^N = (V^g - V^b) PIN^N(0) \quad (23)$$

$$SPD_0^I = (V^g - V^b) PIN^I(0) \quad (24)$$

其中 $PIN^N(0) = \frac{\alpha \mu_N}{\varepsilon_{bN} + \varepsilon_{sN} + \alpha \mu_N}$ ， $PIN^I(0) = \frac{\alpha \mu_I}{\varepsilon_{bI} + \varepsilon_{sI} + \alpha \mu_I}$ 。

再利用式(23)與(24)將全體證券市場之平均買賣價差 SPD_0 表示為：

$$SPD_0 = (V^g - V^b) (PIN^N + PIN^I) \quad (25)$$

由式(25)可推衍出一個實證檢測上之議題，即 PIN 是否為買賣價差之決定因子。式(21)與(22)概似函數之構建將應用圖 3 之混合 Poisson 機率模型，其質量函數

$L(\theta | B_R^N, B_W^N, S_R^N, S_W^N, B_R^I, B_W^I, S_R^I, S_W^I)$ 即可建立。

$$\begin{aligned}
 & L(\theta | B_R^N, B_W^N, S_R^N, S_W^N, B_R^I, B_W^I, S_R^I, S_W^I) = \\
 & (1-\alpha)e^{-\varepsilon_{bN}} \frac{(\varepsilon_{bN})^{B_W^N}}{B_W^N!} e^{-\varepsilon_{sN}} \frac{(\varepsilon_{sN})^{S_W^N}}{S_W^N!} e^{-\varepsilon_{bl}} \frac{(\varepsilon_{bl})^{B_W^I}}{B_W^I!} e^{-\varepsilon_{sl}} \frac{(\varepsilon_{sl})^{S_W^I}}{S_W^I!} \\
 & + \alpha \delta e^{-\varepsilon_{bN}} \frac{(\varepsilon_{bN})^{B_W^N}}{B_W^N!} e^{-\varepsilon_{bl}} \frac{(\varepsilon_{bl})^{B_W^I}}{B_W^I!} e^{-(\mu_N + \varepsilon_{sN})} \frac{(\mu_N + \varepsilon_{sN})^{S_R^N}}{S_R^N!} e^{-(\mu_I + \varepsilon_{sl})} \frac{(\mu_I + \varepsilon_{sl})^{S_R^I}}{S_R^I!} \\
 & + \alpha(1-\delta)e^{-\varepsilon_{sN}} \frac{(\varepsilon_{sN})^{S_W^N}}{S_W^N!} e^{-\varepsilon_{sl}} \frac{(\varepsilon_{sl})^{S_W^I}}{S_W^I!} e^{-(\mu_N + \varepsilon_{bN})} \frac{(\mu_N + \varepsilon_{bN})^{B_R^N}}{B_R^N!} e^{-(\mu_I + \varepsilon_{bl})} \frac{(\mu_I + \varepsilon_{bl})^{B_R^I}}{B_R^I!}
 \end{aligned} \tag{26}$$

其中 B_R^N 為自然人買對的次數， B_W^N 為自然人買錯的次數， S_R^N 為自然人賣對的次數， S_W^N 為自然人賣錯的次數， B_R^I 為法人買對的次數， B_W^I 為法人買錯的次數， S_R^I 為法人賣對的次數， S_W^I 為法人賣錯的次數，不同身分別買對買錯與賣對賣錯的次數估計，參考 Lee and Ready(1991)，Ellis, Michaely and O'Hara(2000)，Odders-White(2000)及 Finucane(2000)並考量臺灣證券市場漲跌幅限制問題進行判斷，以建立具身分別之買賣盤成交方向判斷法則，並估計法人與自然人之買賣盤成交方向正確率。 α 為資訊事件發生的機率， $1-\alpha$ 為無資訊事件發生之機率， δ 表示資訊事件為負面訊息之機率， $1-\delta$ 表示資訊事件為正面訊息之機率， μ_N 為自然人之優訊交易者的平均下單到達率， μ_I 為法人之優訊交易者的平均下單到達率， ε_{bN} 為自然人之雜訊交易者的平均買單到達率， ε_{sN} 為自然人之雜訊交易者的平均賣單到達率， ε_{bl} 為法人之雜訊交易者的平均買單到達率， ε_{sl} 為法人之雜訊交易者的平均賣單到達率。

針對樣本 $\{B_{Ri}^N, B_{Wi}^N, S_{Ri}^N, S_{Wi}^N, B_{Ri}^I, B_{Wi}^I, S_{Ri}^I, S_{Wi}^I\}_{i=1}^I$ 之概似函數可建立如下：

$$\begin{aligned}
 & \max \prod_{i=1}^n L(\theta | B_{Ri}^N, B_{Wi}^N, S_{Ri}^N, S_{Wi}^N, B_{Ri}^I, B_{Wi}^I, S_{Ri}^I, S_{Wi}^I) \\
 & \theta = (\alpha, \delta, \mu_N, \mu_I, \varepsilon_{bN}, \varepsilon_{sN}, \varepsilon_{bl}, \varepsilon_{sl}) \quad i=(1,2,\dots,n)
 \end{aligned} \tag{27}$$

據此，由自然人與法人貢獻之 $PIN(PIN^N$ 與 $PIN^I)$ 即可估計。

四、資料描述

(一) 資訊交易機率模型之研究樣本、研究期間與資料來源

本研究所使用的樣本，以臺灣證券交易所之上市公司公開發行之普通股為研究對象，由於金融類股之資本結構特性與一般類股並不相同，因此研究樣本參考 Fama and French (1992) 排除金融相關類股，研究期間為 1997 年 1 月 1 日至 2005 年 12 月 31 日，資料來源為臺灣證券交易所，估計資訊交易機率之資料包含從臺灣證券交易所取得之委託檔、成交檔及揭示檔日內資料。以下簡要說明成交檔、委託檔及揭示檔：

(a) 成交檔：

199902010001	S00900002300000016N5196	9.1500001000005700I8615
199902010001	B0090000230000001615595	9.1500001000000711I4425
.	.	.
.	.	.

表示 1999 年 2 月 1 號，賣出 0001 普通股，成交時間為九點零 23 分，成交序號為 00000016，成交及委託檔連結代碼為 N5196，成交價格為 9.15 元，000010000 為成交股數，成交回報印表機碼 0570，委託種類設為現券，投資人為自然人(I)，成交及委託檔連結代碼設為 8615。

(b) 委託檔

199902010001	B008300864455571	9.000000500000	1201I8826
199902010001	B008300931455851	8.900000500000	1201I8826
.	.	.	.
.	.	.	.

表示為 1999 年 2 月 1 日，股票代碼為 0001，買進委託單，交易種類為普通股，交易時間為 8 點三十分零八秒 64，成交及委託檔連結代碼為 45557，1 為更改後交易代碼，委託價格為 9 塊，更改後股數為 000050000，委託種類為 0 表示現券，外資註紀為 1，1201 為委託回報印表機，I 表示自然人，其他類別之交易代碼中 T 表自營商，M 表投信基金，F 表示外資且 J 為一般法人，8826 為成交檔及委託檔連結代碼。

(c) 揭示檔則主要列舉成交價格、買進揭示資訊、賣出揭示資訊及揭示日期。

(二) 因子模型之研究樣本、研究期間與資料來源

臺灣證券交易所日內逐筆資料之研究期間為 1997 年 1 月至 2005 年 12 月共計 108 個月， PIN 與考量身份別之 PIN 模型(PIN^I 與 PIN^N)均採用移動視窗(Moving Window)方式進行估計，本研究以 4 個月的期間對 PIN 進行估計，分別求得 1997 年 4 月至 2005 年 12 月共計 105 個月的 PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 估計值。若新掛牌公司之資料不足 4 個月則不納入計算。在後續相關之投資組合超額報酬分析、資產定價能力驗證與動量交易策略建構方面，本研究均採月資料進行分析。

為進一步探討 1997 年 4 月至 2005 年 12 月間，股票平均報酬與市場風險 β_{it} 等因子之橫斷面關係，本研究首先以 EHO(2002)應用之 Fama and French(1992)三因子基礎，納入市場風險 β_{it} 、市值、淨值市值比與資訊交易機率(PIN 、 PIN^N 與 PIN^I)進行定價能力之檢測，其次參考顧廣平(2005)³及 Amihud and Mendelson (1986), Chordia, Subrahmanyam and Anshuman (2001)與 EHO(2002)，進一步納入其他可能之影響因子，包括營收市值比、價差、動量效應、週轉率與週轉率變異係數，對資訊交易機率相對於超額報酬之解釋能力進行驗證。構建多因子模型所需之上市公司股價、特質性資料（包含流通在外股數、每日成交量及營業收入）以及無風險利率（第一商業銀行一年期定存利率）取自臺灣經濟新報，各變數之衡量方式整理如表 2。

³ 顧廣平(2005)證實臺灣證券市場中營收市值比(SP)、成交量週轉率($TURN$)及六個月前之動量(MTM)為顯著定價因子，而 $Beta$ 、公司規模($SIZE$)與淨值市值比(BM)則並非顯著之定價因子。

表 2 變數定義

變數名稱	變數代碼	變數定義
資訊交易機率	<i>PIN</i>	使用式(4)以形成期 4 個月之資料進行 <i>PIN</i> 之估計
法人資訊交易機率	<i>PIN^I</i>	使用式(26)以形成期 4 個月之資料進行法人優勢資訊交易機率之估計
自然人資訊交易機率	<i>PIN^N</i>	使用式(26)以形成期 4 個月之資料進行自然人優勢資訊交易機率之估計
投資組合排序後之 β_{pt}	<i>Beta</i>	由於市場風險 β_{it} 是一個估計出來的變數，可能存有 errors-in-variables (EIV) 偏誤，為了解決此問題，參照 Fama 和 Macbeth (1973) 使用投資組合排序分成十組形成 $\hat{\beta}_{pt}$ 來代替個別股票之 β_{it} 做法，以降低誤差的存在
公司規模	<i>SIZE</i>	公司規模計算方式是由月底之普通股發行股數乘以該月最後一個交易日之收盤價，參考 EHO(2002)將公司規模取自然對數後代入分析
淨值市值比	<i>BM</i>	最近年度報表公布之普通股股東權益(1 至 6 月為 t-2 年年底公佈之普通股股東權益，7 至 12 月為 t-1 年年底公佈之普通股股東權益)除以月底之普通股市場價值，參考 EHO(2002)取自然對數後代入分析
週轉率	<i>TURN</i>	將每日每檔股票之成交量除以流通在外股數，即可得到週轉率。本研究將第 t-12 期到第 t-1 期之週轉率等權平均後取自然對數代入
週轉率變異係數	<i>CVTURN</i>	計算每月每檔股票第 t-12 期到第 t-1 期之週轉率變異係數後取自然對數代入
營收市值比	<i>SP</i>	SP 值的計算方式為以最近年度報表公佈之營業收入(1 至 6 月為 t-2 年年底公佈之營業收入，7 至 12 月為 t-1 年年底公佈之營業收入)除以月底之普通股市場價值。
價差	<i>SPREAD</i>	每日每檔股票早上 9 點鐘開盤之委買價格與委賣價格之差的月平均值
標準差	<i>STD</i>	股票日報酬的月標準差
動量效應	<i>MTM</i>	前 7 至 12 個月的平均每月報酬(如前 7 至 12 個月的某些月報酬無法取得，則只計算可取得月份之平均報酬)

五、多因子資產定價模型

本研究依循 EHO(2002)之方法論，進行臺灣證券市場之多因子定價模式之檢定。橫斷面迴歸分析係針對 1997 年 4 月至 2005 年 12 月之各月報酬暨市場 $Beta$ 、資訊交易機率(PIN)、公司規模($SIZE$)與淨值市值(BM)比月資料進行分析，其迴歸方程式如下：

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{pt} + \gamma_{2t}PIN_{it} + \gamma_{3t}SIZE_{it} + \gamma_{4t}BM_{it} + \eta_{it} \quad (28)$$

其中 R_{it} ：股票 i 在第 t 月之超額報酬、 η_{it} ：平均為 0 之誤差項。

確認 PIN 之定價能力後，本研究進一步確認由法人引起之 $PIN(PIN^I)$ 與自然人引起之 $PIN(PIN^N)$ ，在風險性資產之定價能力，其迴歸方程式如下：

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{pt} + \gamma_{2t}PIN^I_{it} + \gamma_{3t}SIZE_{it} + \gamma_{4t}BM_{it} + \eta_{it} \quad (29)$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{pt} + \gamma_{2t}PIN^N_{it} + \gamma_{3t}SIZE_{it} + \gamma_{4t}BM_{it} + \eta_{it} \quad (30)$$

其中 PIN^I 為第 t 期由法人引起之 PIN ， PIN^N 為第 t 期由自然人引起之 PIN 。

為進一步確認考量身份別與不考量身份別 PIN 對超額報酬之解釋能力，本研究進一步同時考慮 PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 進行定價能力之檢驗，其迴歸方程式如下：

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t} + \gamma_{2t}PIN_{i,t} + \gamma_{21t}PIN^I_{i,t} + \gamma_{22t}PIN^N_{i,t} + \gamma_{3t}Size_{i,t} + \gamma_{4t}BM_{i,t} + \eta_{it} \quad (31)$$

估計方法除採用 OLS 法估計外，更利用 Litzenger and Ramaswamy (1979) 之資產變異數異質性調整後加權最小平方方法(weighted least squares, L-R WLS，以下簡稱 WLS)進行估計，以校正因資產報酬變異數異質性所引起的迴歸係數估計不具效率性之問題。

由於 Fama and French(1992)對 $Beta$ 的估計採用投資組合的觀點，因此本研究進一步參考 EHO(2002)納入投資組合分群後的優勢資訊交易機率值($PPIN$)，確認投資組合之 PIN 是否可以取代各股 PIN 。因此，式(28)至(31)可調整如下：

$$R_{i,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t} + \gamma_{2t}PIN_{i,t} + \gamma_{2t}^*PPIN_{i,t} + \gamma_{3t}Size_{i,t} + \gamma_{4t}BM_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (32)$$

$$R_{i,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t} + \gamma_{2t}PIN^I_{i,t} + \gamma^*_{2t}PPIN^I_{i,t} + \gamma_{3t}Size_{i,t} + \gamma_{4t}BM_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (33)$$

$$R_{i,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t} + \gamma_{2t}PIN^N_{i,t} + \gamma^*_{2t}PPIN^N_{i,t} + \gamma_{3t}Size_{i,t} + \gamma_{4t}BM_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (34)$$

$$R_{i,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t} + \gamma_{2t}PIN_{i,t} + \gamma^*_{2t}PPIN_{i,t} + \gamma_{21t}PIN^I_{i,t} + \gamma^*_{21t}PPIN^I_{i,t} \\ + \gamma_{22t}PIN^N_{i,t} + \gamma^*_{22t}PPIN^N_{i,t} + \gamma_{3t}Size_{i,t} + \gamma_{4t}BM_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (35)$$

其中 $PPIN_{i,t}$ 為第 i 檔股票在第 t 期之投資組合分群後之優勢資訊交易機率， $PPIN^I_{i,t}$ 為第 i 檔股票在第 t 期之投資組合分群後由法人引起之優勢資訊交易機率， $PPIN^N_{i,t}$ 為第 i 檔股票在第 t 期之投資組合分群後由自然人引起之優勢資訊交易機率。

EHO(2002)提出價差與週轉率等因子亦可能為其他影響超額報酬之變數，此外，顧廣平(2005)提出營收市值比、動量效應與週轉率顯著影響臺灣證券市場，因此本研究進一步交叉驗證不同多因子模型下，優勢資訊交易機率對超額報酬之解釋能力。

肆、實證結果

一、資料分析

進行資產定價分析前，首先進行各因子之敘述性統計分析，可參見表 3。 $Beta$ 值是經由投資組合排序後而形成之 $\beta_{p,t}$ ， PIN 值介於 0.0092 與 0.83 之間，平均而言， PIN^I 較 PIN^N 高約 3%。

表 3 敘述性統計分析

Variable	Mean	Median	Min.	Max.
<i>RETURN</i>	0.4096	-1.1631	-79.5080	401.5500
<i>Beta</i>	1.0808	1.0350	0.0425	2.9000
<i>PIN</i>	0.2012	0.1774	0.0092	0.8281
<i>PPIN</i>	0.2011	0.1776	0.0726	0.4630
PIN^I	0.1800	0.1337	0.0000	1.0000
$PPIN^I$	0.1800	0.1319	0.0091	0.6402
PIN^N	0.1505	0.1286	0.0000	0.8734
$PPIN^N$	0.1505	0.1290	0.0300	0.3766
<i>SIZE</i>	8.5493	8.4377	2.0794	14.3500
<i>BM</i>	-0.4751	-0.4577	-5.4481	5.3447
<i>SP</i>	-0.0755	-0.0392	-7.0947	5.4830
<i>MTM</i>	0.8530	0.3264	-76.6210	246.1500
<i>SPREAD</i>	0.1646	0.1000	0.0000	5.3810
<i>STD</i>	2.7016	2.6308	0.0000	6.8826
<i>TURN</i>	2.6157	2.7410	-3.6709	5.2061
<i>CVTURN</i>	-0.4318	-0.4278	-3.4745	1.1938

註：*RETURN* 為每月超額報酬，*Beta* 為投資組合排序後之 $\beta_{p,t}$ ，*PIN* 為不考慮身份別之優勢資訊交易機率，*PPIN* 為投資組合排序後之 *PIN*， PIN^I 為法人引起之優勢資訊交易機率， $PPIN^I$ 為投資組合排序後之 PIN^I ， PIN^N 為自然人引起之優勢資訊交易機率， $PPIN^N$ 為投資組合排序後之 PIN^N ，*SIZE* 為公司規模，*BM* 為淨值市值比，*SP* 為營收市值比，*MTM* 為動量效應，*SPREAD* 為價差，*STD* 為股票日報酬的月標準差，*TURN* 為股票週轉率，*CVTURN* 為股票週轉率變異係數。

表 4 為各因子之相關係數分析表，*PIN* 除了與 *SIZE*、*SPREAD* 和 *TURN* 呈顯著負相關外，與其他因子均呈現顯著之正相關(包括 PIN^I 、 PIN^N 、*BM*、*SP*、*MTM*、*SPREAD*、*STD* 與 *CVTURN*)，而 *PIN*、 PIN^I 與 PIN^N 之間則互為顯著正相關。

表 4 相關分析

	<i>Beta</i>	<i>PIN</i>	<i>PPIN</i>	<i>PIN^I</i>	<i>PPIN^I</i>	<i>PIN^N</i>	<i>PPIN^N</i>	<i>SIZE</i>	<i>BM</i>	<i>SP</i>	<i>MTM</i>	<i>SPREAD</i>	<i>STD</i>	<i>TURN</i>	<i>CVTURN</i>
<i>RETURN</i>	0.1196***	0.0785***	0.0344***	-0.0045	-0.0097*	0.0021	0.0009	0.0656***	-0.0877***	-0.0868***	0.0504***	0.022***	0.134***	-0.053***	0.01*
<i>Beta</i>		0.0824***	0.0955***	-0.0051	-0.0067	-0.0138***	-0.0126**	-0.0646***	0.126***	0.1161***	0.0394***	-0.0599***	0.0816***	0.033***	0.0326***
<i>PIN</i>			0.6143***	0.0801***	0.0813***	0.1147***	0.111***	-0.1627***	0.1322***	0.0656***	0.0238***	-0.0128**	0.3181***	-0.0683***	0.1369***
<i>PPIN</i>				0.0736***	0.0753***	0.1136***	0.1111***	-0.1751***	0.1271***	0.0653***	-0.0057	0.0005	0.2215***	-0.0675***	0.1563***
<i>PIN^I</i>					0.9226***	0.5844***	0.5879***	-0.3361***	0.2241***	0.1628***	-0.0464***	-0.1049***	-0.0443***	-0.22***	0.1847***
<i>PPIN^I</i>						0.6226***	0.6254***	-0.3444***	0.2335***	0.1701***	-0.0497***	-0.1138***	-0.0447***	-0.2187***	0.1925***
<i>PIN^N</i>							0.9722***	-0.4292***	0.2929***	0.2061***	-0.0707***	-0.1338***	-0.0562***	-0.3136***	0.247***
<i>PPIN^N</i>								-0.4408***	0.3015***	0.2139***	-0.0706***	-0.139***	-0.0538***	-0.3116***	0.2521***
<i>SIZE</i>									-0.6531***	-0.4989***	0.1057***	0.409***	-0.1018***	0.0746***	-0.4428***
<i>BM</i>										0.6427***	-0.1622***	-0.7103***	0.1156***	-0.3291***	0.3597***
<i>SP</i>											-0.1605***	-0.4555***	0.0346***	-0.2354***	0.2179***
<i>MTM</i>												0.189***	0.0335***	0.219***	-0.0388***
<i>SPREAD</i>													-0.0425***	0.1362***	-0.2576***
<i>STD</i>														0.2353***	0.0585***
<i>TURN</i>															-0.148***

註：*RETURN* 為每月超額報酬，*Beta* 為投資組合排序後之 $\beta_{p,t}$ ，*PIN* 為不考慮身份別之優勢資訊交易機率，*PPIN* 為投資組合排序後之 *PIN*，*PIN^I* 為法人引起之優勢資訊交易機率，*PPIN^I* 為投資組合排序後之 *PIN^I*，*PIN^N* 為自然人引起之優勢資訊交易機率，*PPIN^N* 為投資組合排序後之 *PIN^N*，*SIZE* 為公司規模，*BM* 為淨值市值比，*SP* 為營收市值比，*MTM* 為動量效應，*SPREAD* 為價差，*STD* 為股票日報酬的月標準差，*TURN* 為股票週轉率，*CVTURN* 為股票週轉率變異係數。***表示 1%的顯著水準，**表示 5%的顯著水準，*表示 10%的顯著水準。

二、EHO(2002)參數估計結果

在說明臺灣證券市場買方力道(B)與賣方力道(S)衡量結果及優勢資訊交易機率估計結果之前，本研究首先呈現 EHO(2002)之相關參數估計結果，以作為臺灣證券市場估計結果之驗證基礎，其中圖 4 為相關參數之各年分佈圖，圖 4 Panel A 為資訊交易者的平均下單到達率(μ)、雜訊交易者的平均買單到達率(ε_b)與雜訊交易者的平均賣單到達率(ε_s)之各年平均值分佈圖，由於 EHO(2002)研究期間內，交易量呈現成長趨勢，因此估計結果呈現上升趨勢與市場結構相符合，Panel B 至 Panel D 分別為資訊事件發生的機率(α)、資訊事件為負面訊息之機率(δ)及估計出之優勢資訊交易機率(PIN)的各年分佈圖，由各年分佈圖可知，估計結果具有一定之穩定性。

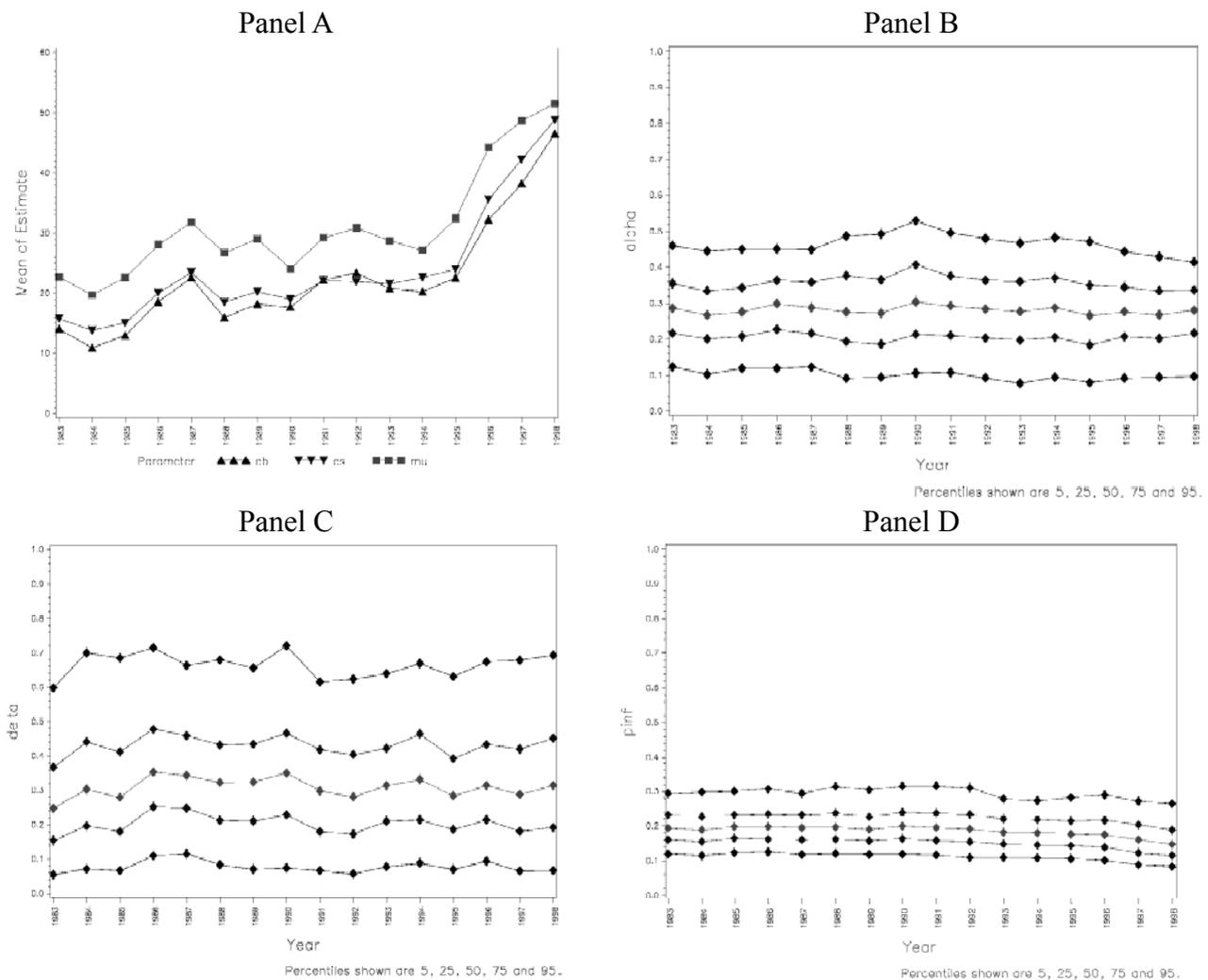


圖 4 EHO(2002)參數估計結果之各年分佈圖

資料來源：Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O'Hara (2002), "Is Information Risk a Determinant of Asset Returns," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, pp. 2185-2221.

圖 5 則為研究期間各檔股票資訊事件發生的機率(α)、資訊事件為負面訊息之機率(δ)及優勢資訊交易機率(PIN)綜合在一起的分配結果。

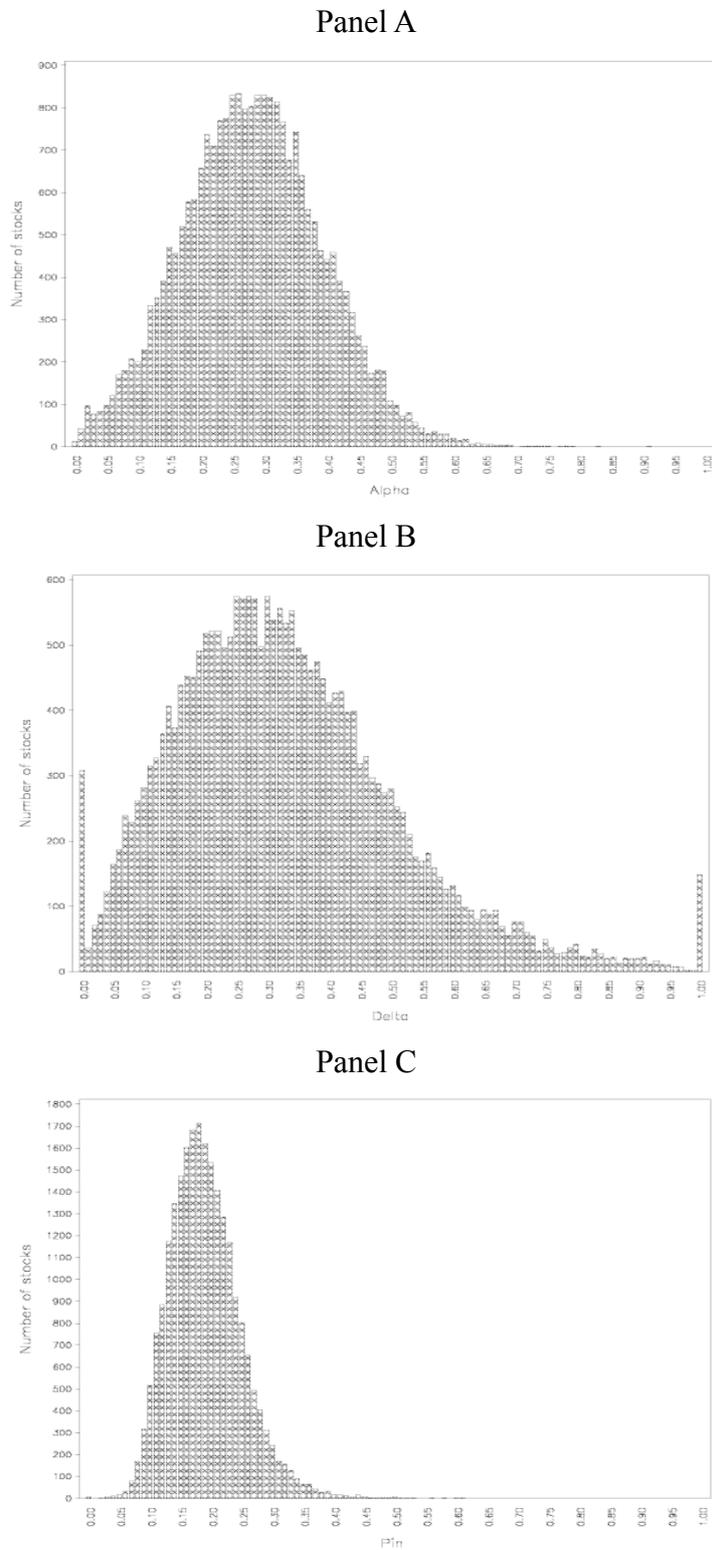


圖 5 EHO(2002)資訊交易機率參數分配圖

資料來源：Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O'Hara (2002), "Is Information Risk a Determinant of Asset Returns," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, pp. 2185-2221.

三、臺灣證券市場優勢資訊交易機率模型之定價能力確認

(一) 不考慮身分別之買方力道與賣方力道衡量

EHO(2002)應用 Lee and Ready(1991)二階段分盤認定法則，衡量買方力道主導次數(B)與賣方力道主導次數(S)，並進一步將衡量出來之 B 與 S 帶入式(4)進行資訊交易機率(PIN)之估計，分盤認定之正確性亦將進一步影響 PIN 之不偏性與漸近一致性，考量臺灣證券市場漲跌幅限制之特性，本研究參考 Lee and Ready (1991)並調整漲跌幅限制而產生之流動性問題，進行日內逐筆交易資料 B 與 S 之分盤認定。表 5 為不考慮身分別之買方力道與賣方力道衡量結果之敘述統計量。圖 6 則為買方力道與賣方力道之各年分佈圖。

表 5 不考慮身分別之買方力道與賣方力道敘述統計量

Variable	Mean	Median	Minimum	Maximum	Std.Dev
B	78.2997	62	0	595	67.3863
S	86.7807	71	0	536	71.4018

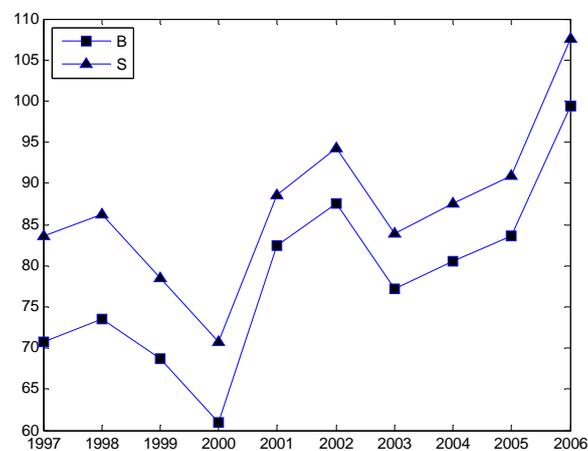


圖 6 不考慮身分別之買方力道與賣方力道之各年分佈圖

(二) 參數估計結果分析

本研究參考式(4)應用最大概似估計法求出資訊交易機率模型(PIN)之五個參數，圖 7 為不同參數在研究期間的各年分布圖，圖 7 Panel A 為資訊交易者的平均下單到達率(μ)、雜訊交易者的平均買單到達率(ε_b)與雜訊交易者的平均賣單到達率(ε_s)之各年平均值分佈圖， μ 、 ε_b 與 ε_s 之估計和交易頻率有關，由於研究期間臺灣證券交易所成交量呈現成長趨勢，因此 μ 、 ε_b 與 ε_s 呈現上升趨勢與市場結構相符合。圖 7 Panel B 與 Panel C 分別為資訊事件發生的機率(α)與資訊事件為負面訊息之機率(δ)，由圖中可觀察估計結果在各年度之平均值均具有一定之穩定度，最後 Panel D 則為資訊交易機率模型(PIN)之各年分佈圖。

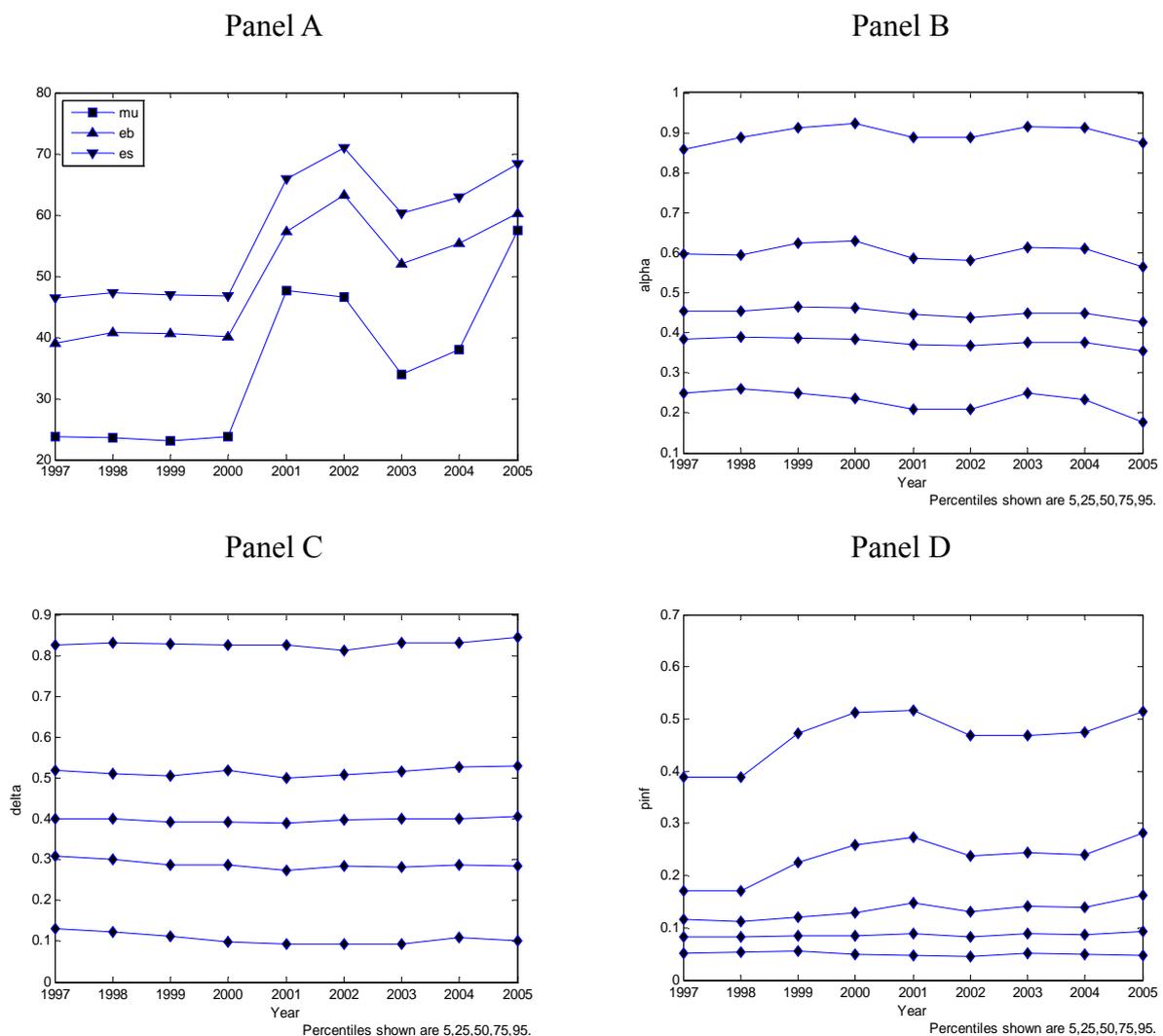


圖 7 資訊交易機率參數各年分佈圖

圖 8 為資訊事件發生的機率(α)、資訊事件為負面訊息之機率(δ)與資訊交易機率(PIN)之分配圖，此分配圖為 1997 至 2005 所有研究期間各檔股票之估計值綜合在一起的分配結果。

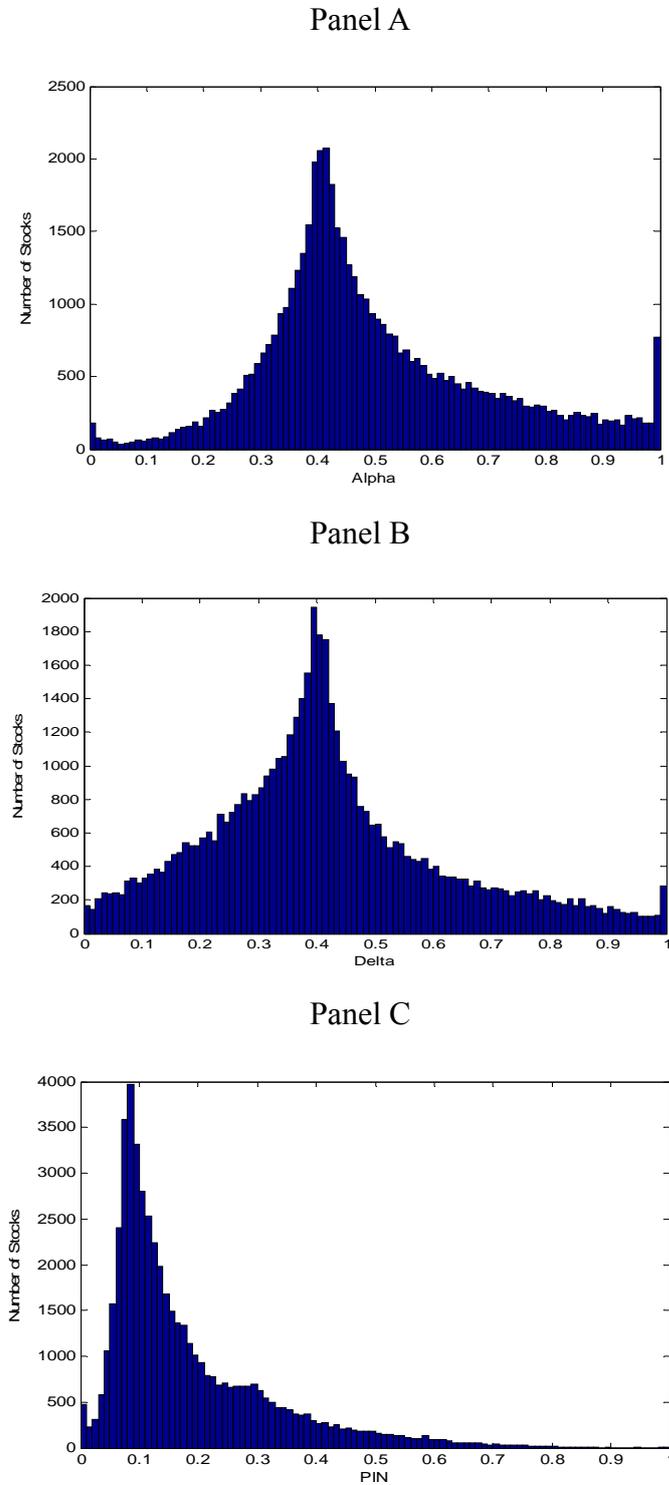


圖 8 資訊交易機率參數分配圖

表 6 為各參數之敘述性統計量，資訊事件發生的機率(α)約為 0.5，資訊事件為負面訊息之機率(δ)為 0.4，資訊交易者的平均下單到達率(μ)約為 57，雜訊交易者的平均買單到達率(ε_b)約為 61，雜訊交易者的平均賣單到達率(ε_s)約為 74， PIN 值則約為 0.20，與 EHO(2002)之估計結果近似。

表 6 資訊交易機率統計量

Variable	Mean	Median	Std.Dev
α	0.4992	0.4712	0.2114
δ	0.3947	0.3520	0.2786
μ	56.8130	51.9900	32.3670
ε_b	60.7200	47.4840	50.0850
ε_s	74.1900	63.7640	55.2930
PIN	0.2010	0.1773	0.0898

(三) 投資組合超額報酬分析

表 7 與表 8 分別為投資組合二維排序之分析表，其中表 7 將 PIN 與營收市值比(SP)作二維排序比較，發現高營收市值比與高 PIN 有較佳之超額報酬，表 8 則將 PIN 與淨值市值比(BM) 進行二維排序，分析結果發現，亦為高淨值市值比與高 PIN 擁有較佳之超額報酬。

表 7 優勢資訊交易機率與營收市值比之投資組合超額報酬分析表

SP/PIN	Low	Medium	High	SP/PIN	Low	Medium	High
	PanelA : Excess Returns				PanelB : Number of Stocks		
Small	-1.3691	-1.2697	-1.0204	Small	36.5962	32.7308	24.5096
2	-0.4811	-0.6755	-0.7085	2	35.1923	33.9519	27.3558
3	-0.0007	-0.0689	0.2305	3	31.8462	32.2500	31.0673
4	0.4651	0.3963	0.6548	4	29.4615	30.9615	34.4327
Large	1.5130	1.3631	1.5871	Large	22.0000	24.9135	37.6635
PanelC : SP				PanelD : PIN			
Small	-1.5285	-1.5818	-1.6128	Small	0.0712	0.1340	0.3224
2	-0.5465	-0.5450	-0.5318	2	0.0715	0.1353	0.3224
3	-0.0590	-0.0540	-0.0493	3	0.0709	0.1366	0.3221
4	0.4071	0.4068	0.4152	4	0.0708	0.1377	0.3300
Large	1.1214	1.1492	1.2161	Large	0.0710	0.1403	0.3477

註： PIN 為不考慮身分別之優勢資訊交易機率， SP 為營收市值比。

表 8 優勢資訊交易機率與淨值市值比之投資組合超額報酬分析表

<i>BM/PIN</i>	Low	Medium	High	<i>BM/PIN</i>	Low	Medium	High
	PanelA : Excess Returns				PanelB : Number of Stocks		
Small	-0.6858	-0.9678	-1.0192	Small	33.5288	29.8750	17.8173
2	-0.5517	-0.5996	-1.0411	2	33.5962	30.2212	22.8365
3	-0.1105	0.1185	0.2833	3	29.0673	30.1346	29.3558
4	0.2389	0.0796	0.4551	4	25.0288	28.1731	34.5577
Large	1.9805	1.5521	1.2007	Large	18.0288	22.6058	42.1635
PanelC : <i>BM</i>				PanelD : <i>PIN</i>			
Small	-1.8054	-1.7961	-1.7733	Small	0.0718	0.1329	0.3125
2	-0.9297	-0.9191	-0.9165	2	0.0712	0.1343	0.3131
3	-0.4638	-0.4645	-0.4496	3	0.0715	0.1373	0.3237
4	-0.0521	-0.0418	-0.0304	4	0.0710	0.1394	0.3368
Large	0.5290	0.5406	0.5897	Large	0.0713	0.1417	0.3490

註：*PIN* 為不考慮身分別之優勢資訊交易機率，*BM* 為淨值市值比。

(四) 定價能力分析

表 9 之定價能力檢測結果發現 *PIN* 為一顯著的定價因子，*PIN* 愈高資產期望報酬將愈高。有趣的是，市場 *Beta* 之定價能力不顯著；*Size* 之定價能力顯著，其定價方向為正，即規模愈大之公司期望報酬將愈高；*BM* 之定價能力亦顯著，且亦為正，表示淨值對市值比愈大之公司期望報酬將愈高。關於 *PIN* 為第 4 個定價因子可能隱含之 errors in variables 問題，本研究亦經由實證檢測排除此問題之可能性，實證結果亦整理如表 9。此實證結果與 EHO(2002)對美國 1983-1998 年證券市場之實證發現類似。

表 9 *PIN* 與 *PPIN* 和 Fama-French 3 因子之定價模型檢測結果

	<i>Beta</i>	<i>PIN</i>	<i>PPIN</i>	<i>SIZE</i>	<i>BM</i>
OLS	0.0822 (0.1006)	11.1394 (4.3669)***		1.6268 (9.3657)***	2.0407 (5.337)***
WLS	0.2789 (0.3478)	10.1723 (5.1575)***		1.1779 (7.966)***	1.675 (4.6588)***
OLS	0.1226 (0.147)		5.7715 (2.5778)***	1.5872 (8.5418)***	2.0661 (5.3096)***
WLS	0.211 (0.2613)		5.4281 (2.6389)***	1.1343 (7.2571)***	1.6341 (4.5495)***
OLS	0.0395 (0.0488)	12.0577 (4.3209)***	-1.5681 (-0.674)	1.634 (9.1963)***	2.0205 (5.3322)***
WLS	0.2234 (0.2828)	10.9781 (5.4515)***	-1.3377 (-0.6272)	1.1771 (7.7419)***	1.6454 (4.6606)***

註：*Beta* 為投資組合排序後之 $\beta_{p,i}$ ，*PIN* 為優勢資訊交易機率，*PPIN* 為投資組合排序後之 *PIN*，*SIZE* 為公司規模，*BM* 為淨值市值比。***表示 1% 的顯著水準，**表示 5% 的顯著水準，*表示 10% 的顯著水準。

四、臺灣證券市場具身份別優勢資訊交易機率定價能力之確認

(一) 考慮投資人身分別之買方力道與賣方力道衡量

考量投資人身分別之 B 與 S 估計方面，本研究以前節不考慮身分別之 B 與 S 估計結果為基準，進一步統計日內逐筆交易資料中，下買單與下賣單之投資人身分別為何，若該筆交易被判定為買方力道趨動，則進一步統計該筆成交中，自然人與法人掛買單之筆數，統計結果即分別為式(26)之自然人買對次數(B_R^N)與法人買對(B_R^I)次數，反之，該筆成交中，掛賣單之自然人與法人筆數則歸類於式(26)自然人賣錯(S_W^N)次數與法人賣錯(S_W^I)次數；以此類推，若該筆交易被判定為賣方力道驅動，亦可進一步統計出式(26)之自然人賣對(S_R^N)，法人賣對(S_R^I)，自然人買錯(B_W^N)與法人買錯(B_W^I)之驅動力道。表 10 為考慮身分別之買方力道與賣方力道之敘述統計量。圖 9 Panel A 與 Panel B 則分別為法人與自然人之買對、買錯、賣對與賣錯力道之各年分佈圖。

表 10 考慮身分別之買方力道與賣方力道敘述統計量

Variable	Mean	Median	Minimum	Maximum	Std.Dev
B_R^I	50.2469	2	0	14160	188.8419
S_R^I	52.4921	3	0	19604	198.7935
B_W^I	59.6722	3	0	22547	193.2495
S_W^I	60.2160	3	0	12975	191.1464
B_R^N	469.1291	134	0	31068	1016.0778
S_R^N	485.4345	163	0	30905	982.1569
B_W^N	478.2543	157	0	30720	985.7922
S_W^N	459.1600	130	0	30524	1022.4103

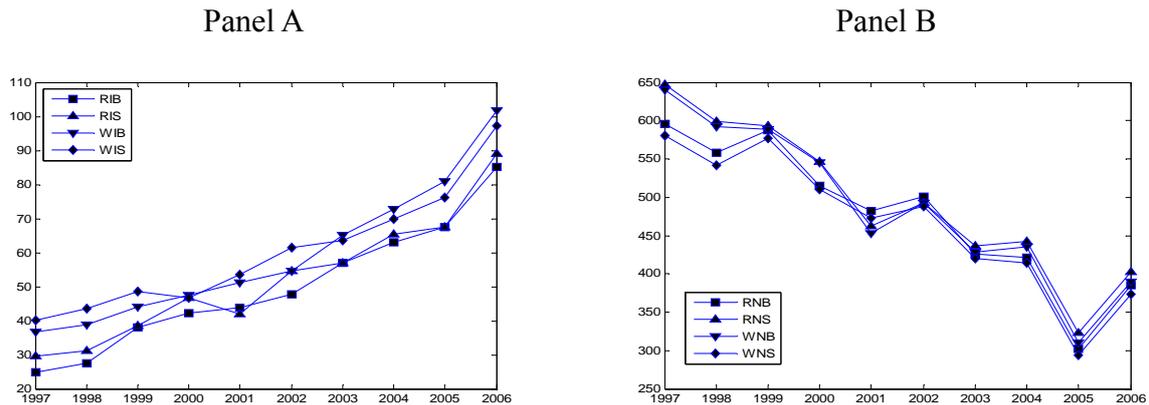


圖 9 考慮身分別之買方力道與賣方力道各年分佈圖

(二) 參數估計結果分析

本研究參考式(26)應用最大概似估計法求出考量身分別下資訊交易機率模型(PIN^I 與 PIN^N)之各個參數，圖 10 為不同參數在研究期間的各年分佈圖，圖 10 Panel A 為法人資訊交易者的平均下單到達率(μ_I)、法人雜訊交易者的平均買單到達率(ε_{bI})與法人雜訊交易者的平均賣單到達率(ε_{sI})之各年平均值分佈圖， μ_I 、 ε_{bI} 與 ε_{sI} 之估計和交易頻率有關，行政院金融監督管理委員會新聞稿指出近年來外資投資國內證券之資金及持股比例持續成長⁴，臺灣證券交易所統計數據亦顯示，自 1997 至 2006 年，外國投資人之成交金額比例由 1.72% 上升至 18.4%，故 μ_I 、 ε_{bI} 與 ε_{sI} 呈現上升趨勢與市場結構相符合。圖 10 Panel B 為自然人之資訊交易者的平均下單到達率(μ_N)、自然人之雜訊交易者的平均買單到達率(ε_{bN})與自然人之雜訊交易者的平均賣單到達率(ε_{sN})之各年平均值分佈圖， μ_N 、 ε_{bN} 與 ε_{sN} 之估計和交易頻率有關，由於研究期間外資成交量逐年增加，反之自然人之成交則有下降趨勢，臺灣證券交易所統計數據顯示，自 1997 至 2006 年，本國投資人之成交金額比例由 98.28% 下降至 81.6%，故 μ_N 、 ε_{bN} 與 ε_{sN} 呈現下降趨勢亦屬合理。圖 10 Panel C 與 Panel D 分別為資訊事件發生的機率(α)與資訊事

⁴ 行政院金融監督管理委員會 2006 年 1 月 15 日新聞稿指出，我國自 80 年開放外資投資股市，初期採較嚴格之管制措施，因此 81 年至 84 年外資累計匯入淨額僅約 63 億美元；85 年全面開放一般境外法人和自然人投資；89 年底，除特殊產業外，解除外資持股比例限制；92 年 9 月底廢除外國專業投資機構 (QFII) 制度。隨著我國證券市場開放，外資淨匯入及持股占市值比例皆呈成長趨勢。

件為負面訊息之機率(δ)，由圖中可觀察估計結果在各年度之平均值均具有一定之穩定度，最後 Panel E 與 Panel F 則分別為由法人引起之資訊交易機率(PIN^I)與自然人引起之資訊交易機率(PIN^N)的各年分佈圖。

圖 11 為資訊事件發生的機率(α)、資訊事件為負面訊息之機率(δ)與不同身分別之資訊交易機率(PIN^I 與 PIN^N)分配圖，此分配圖亦為 1997 至 2005 年所有研究期間各檔股票之估計值綜合在一起的分配結果。

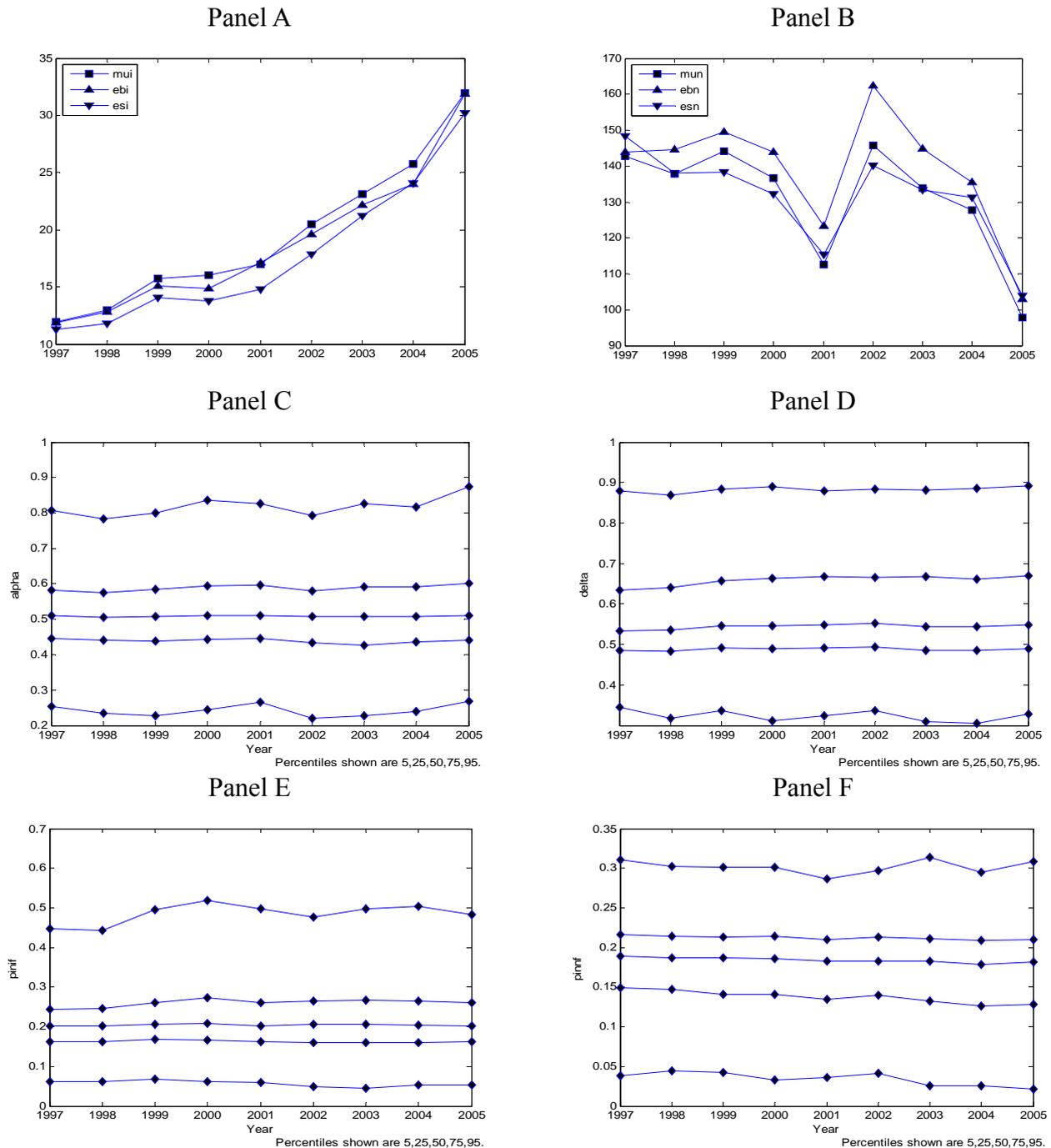


圖 10 考慮投資人身分別之資訊交易機率參數各年分佈圖

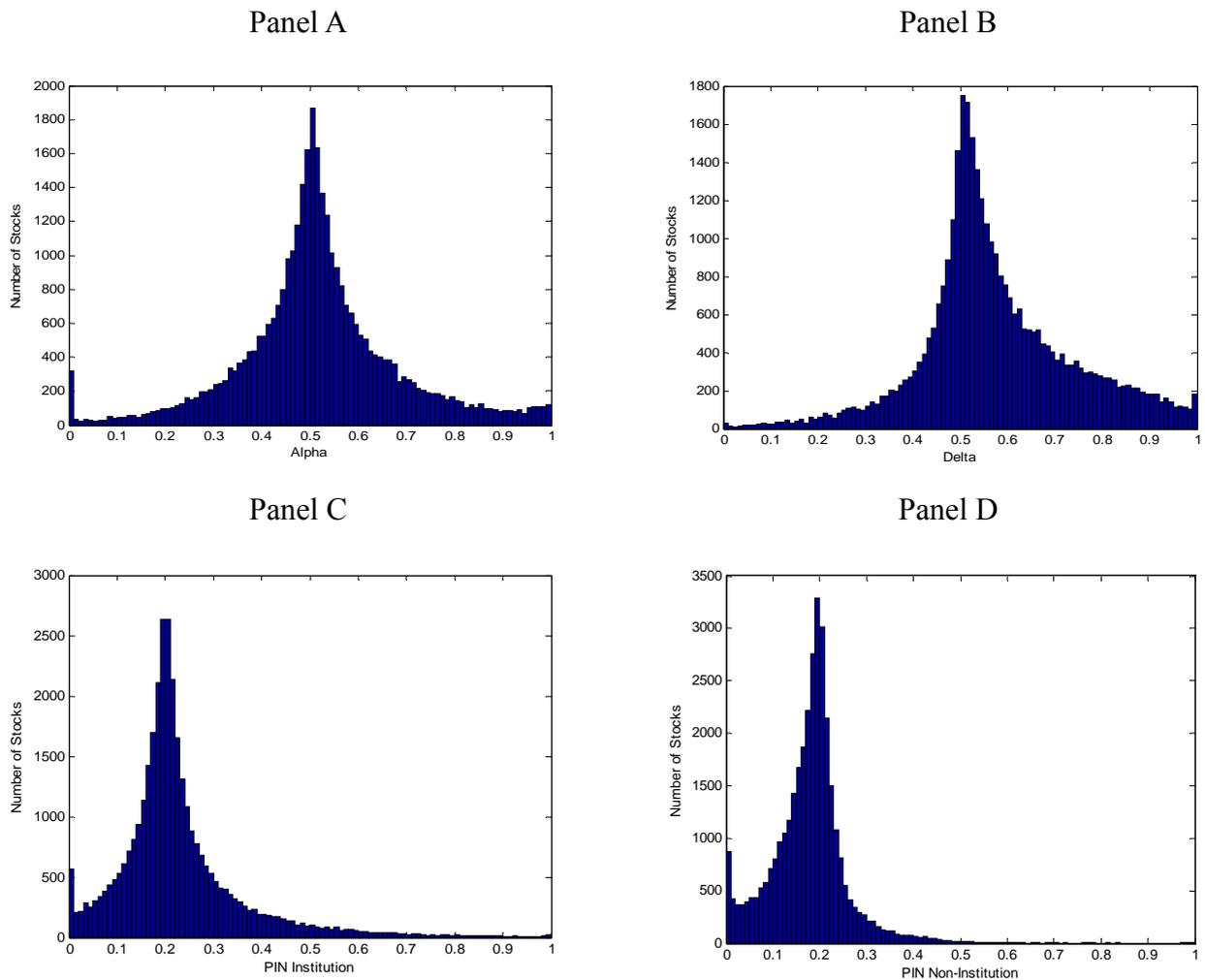


圖 11 考慮投資人身分別之資訊交易機率參數分配圖

表 11 為考量身分別之優勢資訊交易機率各參數之敘述性統計量，資訊事件發生的機率(α)約為 0.42，略低於不考慮身分別之估計結果，資訊事件為負面訊息之機率(δ)為 0.45，略高於不考慮身分別估計之負面訊息發生機率，法人資訊交易者的平均下單到達率(μ_I)、法人雜訊交易者的平均買單到達率(ε_{bl})與法人雜訊交易者的平均賣單到達率(ε_{sl})均低於自然人之資訊交易者的平均下單到達率(μ_N)、自然人之雜訊交易者的平均買單到達率(ε_{bN})與自然人之雜訊交易者的平均賣單到達率(ε_{sN})，此與臺灣證券市場中仍以自然人成交比例較高有關，最後由法人引起的 $PIN(PIN^I)$ 為 0.18 高於由自然人引起之 $PIN(PIN^N)$ 值 0.15，表示法人之優勢資訊交易者進場交易的比例仍然較高。

表 11 考慮投資人身分別之資訊交易機率統計量

Variable	Mean	Median	Std.Dev
α	0.4190	0.4074	0.1429
δ	0.4478	0.4244	0.1638
μ_I	17.9857	6.2930	49.0163
ε_{bl}	32.2923	6.4415	97.6156
ε_{sl}	34.2746	6.7502	102.9466
μ_N	192.1589	122.9638	322.3110
ε_{bN}	320.9103	157.7641	566.5808
ε_{sN}	339.0940	174.8249	579.1214
PIN^I	0.1791	0.1327	0.1607
PIN^N	0.1505	0.1285	0.0947

(三) 投資組合超額報酬分析

表 12 至表 15 分別為考量投資人身分別之優勢資訊交易機率與其他因子之投資組合二維排序之分析表，其中表 12 為法人引起之資訊交易機率(PIN^I)與營收市值比(SP)作二維排序比較之結果，發現高 PIN^I 有較佳之超額報酬，表 13 為將法人引起之資訊交易機率(PIN^I)與淨值市值比(BM)進行二維排序，分析結果發現，亦為高淨值市值比與高 PIN^I 擁有較佳之超額報酬。表 14 為自然人引起之資訊交易機率(PIN^N)與營收市值比(SP)作二維排序比較之結果，發現高營收市值比與高 PIN^N 有較佳之超額報酬，最後表 15 為將自然人引起之資訊交易機率(PIN^N)與淨值市值比(BM)進行二維排序，分析結果發現，亦為高淨值市值比與高 PIN^N 有較佳之超額報酬。表 12 與表 14 Panel A 之穩定性均較表 13 與表 15 之 Panel A 來得好，顯示 SP 與 PIN 間能夠切割得清楚， PIN 與 BM 間則存在較多的交互作用，此表示 PIN 不因 SP 之高低而喪失其原有之行為模式，因此 SP 與 PIN 同時納入多因子定價模式中將不會互相干擾彼此之定價能力。綜合上述投資組合之二維分析，不論投資人身分別為自然人或法人，較高之優勢資訊交易機率，能產生較佳之超額報酬。

表 12 法人優勢資訊交易機率與營收市值比之投資組合超額報酬分析表

SP/PIN^I	Low	Medium	High	SP/PIN^I	Low	Medium	High
	PanelA : Excess Returns				PanelB : Number of Stocks		
Small	0.0827	0.1653	0.3022	Small	10.3043	9.8804	8.4891
2	0.0865	0.1651	0.3003	2	8.7174	8.7391	9.1304
3	0.0842	0.1648	0.2973	3	8.4022	8.5870	8.7391
4	0.0860	0.1661	0.3068	4	5.9022	6.0109	7.2174
Large	0.0811	0.1650	0.3089	Large	3.2826	3.4022	4.0761
PanelC : SP				PanelD : PIN^I			
Small	-1.7790	-1.7151	-1.7618	Small	0.0827	0.1653	0.3022
2	-0.8469	-0.8310	-0.8383	2	0.0865	0.1651	0.3003
3	-0.3625	-0.3548	-0.3506	3	0.0842	0.1648	0.2973
4	0.0855	0.0840	0.0979	4	0.0860	0.1661	0.3068
Large	0.7050	0.6996	0.7091	Large	0.0811	0.1650	0.3089

註： PIN^I 為法人之優勢資訊交易機率， SP 營收市值比。

表 13 法人優勢資訊交易機率與淨值市值比之投資組合超額報酬分析表

BM/PIN^I	Low	Medium	High	BM/PIN^I	Low	Medium	High
	PanelA : Excess Returns				PanelB : Number of Stocks		
Small	-1.8760	-0.2422	-1.5397	Small	7.1129	6.3871	7.1452
2	-0.5060	0.1196	-0.7567	2	7.7097	7.2903	6.9032
3	-0.1688	0.6063	1.0950	3	6.6774	6.4516	6.7742
4	2.1451	0.7973	1.1217	4	5.2097	6.3710	6.0000
Large	1.6139	2.4316	2.5214	Large	3.1774	3.1290	3.4516
PanelC : BM				PanelD : PIN^I			
Small	-1.7621	-1.7209	-1.7367	Small	0.0810	0.1643	0.2972
2	-1.0019	-0.9940	-1.0059	2	0.0815	0.1638	0.2977
3	-0.5818	-0.5757	-0.5722	3	0.0864	0.1632	0.3021
4	-0.2141	-0.2071	-0.2127	4	0.0803	0.1638	0.2963
Large	0.2540	0.2311	0.2763	Large	0.0845	0.1647	0.2798

註： PIN^I 為法人之優勢資訊交易機率， BM 淨值市值比。

表 14 自然人優勢資訊交易機率與營收市值比之投資組合超額報酬分析表

SP/PIN^N	Low	Medium	High	SP/PIN^N	Low	Medium	High
	PanelA : Excess Returns				PanelB : Number of Stocks		
Small	-0.5171	-0.5897	-0.2549	Small	9.7273	9.8864	10.1591
2	-0.6836	-0.1319	-0.0084	2	8.9545	9.0341	9.3295
3	-0.2232	-0.2404	-1.0396	3	8.6023	8.7727	8.7614
4	-0.7192	0.8190	-1.0114	4	6.8295	6.4545	6.2500
Large	0.9198	0.0767	2.1896	Large	3.6364	3.5568	3.8068
PanelC : SP				PanelD : PIN^N			
Small	-1.7690	-1.7948	-1.7765	Small	0.0724	0.1545	0.2622
2	-0.8559	-0.8441	-0.8429	2	0.0763	0.1533	0.2596
3	-0.3606	-0.3605	-0.3684	3	0.0781	0.1535	0.2520
4	0.0905	0.0841	0.0934	4	0.0749	0.1535	0.2472
Large	0.7107	0.6772	0.6945	Large	0.0742	0.1524	0.2470

註： PIN^N 為自然人之優勢資訊交易機率， SP 營收市值比。

表 15 自然人優勢資訊交易機率與淨值市值比之投資組合超額報酬分析表

BM/PIN^N	Low	Medium	High	BM/PIN^N	Low	Medium	High
	PanelA : Excess Returns				PanelB : Number of Stocks		
Small	-1.2722	-0.7942	-0.4341	Small	8.6324	6.2500	8.0000
2	0.3275	0.7674	-0.1369	2	8.2647	7.4265	7.2794
3	1.0099	0.8898	1.7271	3	6.4853	7.2794	6.6912
4	1.5731	1.2919	2.1880	4	5.7353	5.7500	6.0147
Large	2.4012	3.5488	3.0622	Large	2.9559	3.5882	3.1912
PanelC : BM				PanelD : PIN^N			
Small	-1.7127	-1.7369	-1.7065	Small	0.0758	0.1534	0.2733
2	-0.9738	-0.9754	-0.9639	2	0.0722	0.1530	0.2571
3	-0.5420	-0.5501	-0.5455	3	0.0760	0.1528	0.2616
4	-0.1697	-0.1686	-0.1726	4	0.0753	0.1543	0.2455
Large	0.2981	0.2558	0.2844	Large	0.0827	0.1506	0.2364

註： PIN^N 為自然人之優勢資訊交易機率， BM 淨值市值比。

(四) 定價能力分析

以下分別針對不同身分別之優勢資訊交易機率之定價能力進行驗證，首先表 16 為由法人引起之優勢資訊交易機率(PIN^I)之定價模型檢測結果，表 17 為由自然人引起之優勢資訊交易機率(PIN^N)之定價模型檢測結果，表 18 為不考慮身分別之優勢資訊交易機率(PIN)、 PIN^I 、 PIN^N 與其他因子之共同檢測結果，以進一步凸顯考量身分別之優勢資訊交易機率在資產定價上之定位。

由表 16 之檢定結果發現， PIN^I 之定價能力顯著，當 PIN^I 越高資產期望報酬將越高， $SIZE$ 與 BM 亦均為顯著的影響因子，然 $Beta$ 之定價能力卻不顯著，與先前諸多研究結果類似。本研究進一步納入 $PPIN^I$ 檢測個股的 PIN^I 是否可由投組取代，檢定結果發現，當 PIN^I 與 $PPIN^I$ 同時納入模型時， $PPIN^I$ 並不顯著，因此排除 PIN^I 可能存在的 errors in variables 問題。

表 16 法人優勢資訊交易機率與 Fama-French 3 因子定價模型檢測結果

	$Beta$	PIN^I	$PPIN^I$	$SIZE$	BM
OLS	0.3008 (0.3749)	2.9225 (5.8714)***		1.6347 (8.4485)***	1.9299 (4.9454)***
WLS	0.5266 (0.6941)	1.7587 (3.6322)***		1.1341 (6.9738)***	1.543 (4.1684)***
OLS	0.3395 (0.4203)		2.8065 (5.1064)***	1.5987 (8.1683)***	1.9441 (4.9403)***
WLS	0.5448 (0.7158)		1.707 (3.0422)***	1.1052 (6.728)***	1.5534 (4.1506)***
OLS	0.2712 (0.3369)	2.782 (2.7503)***	0.1406 (0.1264)	1.6325 (8.359)***	1.9213 (4.929)***
WLS	0.5065 (0.6688)	2.6097 (2.7936)***	-0.7028 (-0.6416)	1.1395 (6.947)***	1.5407 (4.1516)***

註： $Beta$ 為投資組合排序後之 $\beta_{p,i}$ ， PIN^I 為法人之優勢資訊交易機率， $PPIN^I$ 為投資組合排序後之 PIN^I ， $SIZE$ 為公司規模， BM 為淨值市值比。***表示 1%的顯著水準，**表示 5%的顯著水準，*表示 10%的顯著水準。

表 17 為 PIN^N 之定價能力檢測結果，實證發現，當 PIN^N 之定價能力不若 PIN^I 顯著，雖然 WLS 之估計結果顯示 PIN^N 與 $PPIN^N$ 在 10%為顯著，但共同放入模型之檢測結果則對超額報酬不具有顯著解釋能力，因此 PIN^N 之定價無法由實證結果得到明確之定位。

表 17 自然人優勢資訊交易機率與 Fama-French 3 因子定價模型檢測結果

	<i>Beta</i>	<i>PIN</i> ^N	<i>PPIN</i> ^N	<i>SIZE</i>	<i>BM</i>
OLS	0.2087 (0.2615)	2.9719 (2.4616)**		1.5337 (7.457)***	1.9437 (4.8636)***
WLS	0.3326 (0.4365)	1.9098 (1.7399)*		1.064 (6.0084)***	1.5299 (4.0884)***
OLS	0.2156 (0.2698)		2.9455 (2.4489)**	1.5296 (7.4107)***	1.9424 (4.8621)***
WLS	0.3335 (0.4361)		1.8936 (1.683)*	1.0639 (5.9922)***	1.5306 (4.0919)***
OLS	0.2116 (0.2655)	2.3625 (0.6224)	0.6212 (0.169)	1.5356 (7.4537)***	1.9439 (4.871)***
WLS	0.3552 (0.4671)	1.7115 (0.6572)	0.171 (0.0683)	1.0676 (6.0158)***	1.5294 (4.0853)***

註：*Beta* 為投資組合排序後之 $\beta_{p,t}$ ，*PIN*^N 為自然人之優勢資訊交易機率，*PPIN*^N 為投資組合排序後之 *PIN*^N，*SIZE* 為公司規模，*BM* 為淨值市值比。***表示 1%的顯著水準，**表示 5%的顯著水準，*表示 10%的顯著水準。

表 18 進一步將 *PIN*、*PIN*^I 與 *PIN*^N 同時放入，檢測 *PIN* 之解釋能力，是否會被其他考量身分別之 *PIN*^I 或 *PIN*^N 取代，實證發現，當納入 *PIN*^I 與 *PIN*^N 及其他因子進行檢測時，*PIN*^I 之定價能力仍顯著為正，*PIN*^N 則不顯著，納入 *PPIN*^I 與 *PPIN*^N 檢測 error in variables 問題發現，*PIN*^I 之定價能力仍然顯著，最後，本研究同時將 *PIN*、*PIN*^I 與 *PIN*^N 同時放入模型，發現不考慮投資人身分別之優勢資訊交易機率(*PIN*)對超額報酬的解釋能力，並未因為納入法人引起之優勢資訊交易機率(*PIN*^I)而減弱，而自然人引起之優勢資訊交易機率(*PIN*^N)則仍無法對超額報酬有顯著解釋能力，綜上所述，本研究確認 *PIN* 與 *PIN*^I 在臺灣證券市場上之定價能力。

表 18 不同身分別之優勢資訊交易機率與 Fama-French 3 因子定價模型檢測結果

	<i>Beta</i>	<i>PIN</i>	<i>PPIN</i>	<i>PIN^I</i>	<i>PPIN^I</i>	<i>PIN^N</i>	<i>PPIN^N</i>	<i>SIZE</i>	<i>BM</i>
OLS	0.0302 (0.0403)			2.4895 (4.7077)***		2.084 (1.6676)*		1.5265 (8.3653)***	0.9872 (2.0109)**
WLS	0.2664 (0.366)			1.5193 (3.0844)***		0.9695 (0.8677)		0.9646 (5.8175)***	0.6023 (1.4135)
OLS	0.0082 (0.0109)			2.6912 (2.3276)**	-0.2992 (-0.25)	3.0248 (0.7702)	-0.9902 (-0.2633)	1.5271 (8.2972)***	0.9818 (2.0034)**
WLS	0.2646 (0.3653)			2.0561 (2.1328)**	-0.4234 (-0.3791)	0.9319 (0.3291)	-0.0254 (-0.0096)	0.9777 (5.8352)***	0.5973 (1.4003)
OLS	-0.1713 (-0.2459)	11.2619 (3.9601)***		2.2774 (4.4318)***		1.481 (1.2329)		1.5816 (9.1035)***	0.9939 (2.0592)**
WLS	0.0461 (0.0674)	10.2727 (4.2755)***		1.4669 (3.0279)***		0.3573 (0.3272)		1.0375 (6.4404)***	0.6539 (1.5397)
OLS	-0.1841 (-0.2693)	13.5758 (4.53)***	-4.0394 (-1.7507)*	3.1596 (2.5507)**	-0.9999 (-0.7993)	2.5286 (0.6367)	-1.061 (-0.2763)	1.5665 (8.8109)***	0.9542 (1.9916)**
WLS	0.0284 (0.0426)	11.669 (4.9202)***	-2.3484 (-1.057)	2.9038 (2.8333)***	-1.4753 (-1.3411)	-1.0412 (-0.3396)	1.3721 (0.4685)	1.0347 (6.3144)***	0.6293 (1.4925)

註：*Beta* 為投資組合排序後之 $\beta_{p,t}$ ，*PIN* 為優勢資訊交易機率，*PPIN* 為投資組合排序後之 *PIN*，*PIN^I* 為法人之優勢資訊交易機率，*PPIN^I* 為投資組合排序後之 *PIN^I*，*PIN^N* 為自然人之優勢資訊交易機率，*PPIN^N* 為投資組合排序後之 *PIN^N*，*SIZE* 為公司規模，*BM* 為淨值市值比。***表示 1%的顯著水準，**表示 5%的顯著水準，*表示 10%的顯著水準。

五、優勢資訊交易機率與其他因子之定價能力驗證

前兩節主要針對考量與不考量投資人身份別之優勢資訊交易機率和 Fama and French 三因子進行定價能力檢測，本節則針對優勢資訊交易機率和其他因子(包括價差、週轉率、營收市值比、動量效應與週轉率等⁵)進行交叉驗證，以進一步確認優勢資訊交易機率在臺灣證券市場之定價能力。其中優勢資訊交易機率包括不考量投資人身份別之 EHO(2002)架構下的 PIN ，及本研究提出之考量投資人身份別之法人 $PIN(PIN^I)$ 與自然人 $PIN(PIN^N)$ 。

表 19 為 PIN 、 PIN^I 、 PIN^N 與其他因子之定價能力驗證，其中 Panel A 為 PIN 、 PIN^I 、 PIN^N 與動量效應(MTM)、營收市值比(SP)及價差($SPREAD$)之定價能力檢測結果，Panel B 為 PIN 、 PIN^I 、 PIN^N 與動量效應(MTM)、營收市值比(SP)、標準差(STD)、週轉率($TURN$)及週轉率變異係數($CVTURN$)之定價檢測，最後 Panel C 的部分為 PIN 、 PIN^I 、 PIN^N 與其他因子(MTM 、 SP 、 $SPREAD$ 、 STD 、 $TURN$ 與 $CVTURN$)之共同檢測結果。

由 Panel A 檢測結果發現，納入動量效應與營收市值比後， PIN 之定價能力仍然顯著，反之 PIN^I 與 PIN^N 則都不顯著，若再納入價差因子，營收市值比的定價效果並未被稀釋，且 PIN 加入後之定價能力亦顯著，反之 PIN^I 與 PIN^N 則不顯著。Panel B 之檢測結果發現，在納入動量效應與營收市值比之下，另外納入標準差，或週轉率($TURN$)及週轉率變異係數($CVTURN$)， PIN 之定價效果依然顯著，而 PIN^I 與 PIN^N 則不顯著。最後，Panel C 同時考量所有因子之定價檢測發現， PIN 依然對超額報酬具有顯著解釋能力，而 PIN^I 與 PIN^N 則不顯著。

由表 19 各因子之綜合檢測結果顯示， PIN 與其他因子共同納入模型時，其定價效果依然顯著，顯示其定價能力具穩定性且並未被其他因子之解釋力所稀釋，此結論與 EHO(2002)相符合，反觀 PIN^I 與 PIN^N ，雖然 PIN^I 與 Fama French 三因子之定價結果顯示， PIN^I 對於超額報酬具有解釋力，但納入其他因子後，其定價能力即被稀釋，而 PIN^N 之檢測結果則與先前相同，即不論與何種因子共同考量，均不具有解釋能力。

⁵ 顧廣平(2005)研究臺灣證券市場之超額報酬解釋因子發現，三因子架構下應以市場、成交量及營收市值比為較佳選擇，而四因子模式下則是市場、成交量、營收市值比及動量較佳。

表 19 Panel A：PIN、PIN^I、PIN^N與其他因子之定價能力驗證

Panel A							
	<i>Beta</i>	<i>PIN</i>	<i>PIN^I</i>	<i>PIN^N</i>	<i>MTM</i>	<i>SP</i>	<i>SPREAD</i>
OLS	-0.2141 (-0.244)				0.0946 (2.3793)**	0.9111 (5.9273)***	
WLS	0.0502 (0.0608)				0.0971 (2.6319)***	0.6979 (5.5279)***	
OLS	-0.2004 (-0.2252)	8.2595 (3.0169)***			0.0989 (2.4668)**	0.8128 (5.3896)***	
WLS	0.0468 (0.0607)	6.9989 (3.3192)***			0.0962 (2.4695)**	0.5909 (4.9535)***	
OLS	-0.0226 (-0.0267)		0.1065 (0.148)		0.0788 (1.8046)*	0.89 (5.8903)***	
WLS	0.1393 (0.1923)		-0.2669 (-0.4537)		0.09 (2.2294)**	0.7021 (5.5012)***	
OLS	0.0065 (0.0079)			0.2677 (0.1808)	0.0765 (1.7496)*	0.8835 (6.1415)***	
WLS	0.1897 (0.2621)			-0.434 (-0.3781)	0.0857 (2.1192)**	0.7099 (5.7538)***	
OLS	0.0378 (0.0459)				0.0378 (1.1039)	0.9303 (7.1406)***	3.8894 (2.6327)***
WLS	0.1926 (0.259)				0.0503 (1.4938)	0.7302 (6.709)***	2.7126 (2.2928)**
OLS	-0.0521 (-0.0626)	6.948 (2.5612)**			0.0573 (1.7567)*	0.8611 (6.8464)***	3.698 (2.514)**
WLS	0.1459 (0.1962)	5.7959 (2.7866)***			0.061 (1.8454)*	0.643 (6.2852)***	2.4258 (1.9888)**
OLS	0.0833 (0.1043)		0.369 (0.5976)		0.0323 (0.9067)	0.9414 (7.2927)***	4.1923 (2.8396)***
WLS	0.1798 (0.2553)		-0.0756 (-0.1456)		0.0505 (1.4963)	0.7628 (6.9316)***	3.1007 (2.4782)**
OLS	0.1047 (0.133)			0.8583 (0.6525)	0.0303 (0.8491)	0.9377 (7.4459)***	4.2873 (2.9354)***
WLS	0.2083 (0.2952)			0.0553 (0.0516)	0.0475 (1.4043)	0.7682 (7.0823)***	3.1482 (2.509)**

註：*Beta* 為投資組合排序後之 $\beta_{p,t}$ ，*PIN* 為優勢資訊交易機率，*PIN^I* 為法人之優勢資訊交易機率，*PIN^N* 為自然人之優勢資訊交易機率，*MTM* 為動量效應，*SP* 為營收市值比，*SPREAD* 為價差。***表示 1% 的顯著水準，**表示 5% 的顯著水準，*表示 10% 的顯著水準。

以上結論證實，不區分身分別之 *PIN* 在臺灣證券市場確實為一有意義之定價因子，反之，將身分別區分為法人 *PIN*(*PIN^I*) 與自然人 *PIN*(*PIN^N*) 後，資產定價效果並不明顯，可能原因為 *PIN^I* 及 *PIN^N* 僅為部分優勢資訊交易之集合，而 *PIN* 則完全捕捉到優勢資訊交易之行為，顯示 *PIN* 之定價效果顯著並具有穩定性，可

視為臺灣證券市場之超額報酬解釋因子。

表 19 Panel B：PIN、PIN^I、PIN^N與其他因子之定價能力驗證

Panel B									
	<i>Beta</i>	<i>PIN</i>	<i>PIN^I</i>	<i>PIN^N</i>	<i>MTM</i>	<i>SP</i>	<i>STD</i>	<i>TURN</i>	<i>CVTURN</i>
OLS	-0.5315 (-0.6819)				0.0968 (2.6671)***	0.8895 (5.7357)***	0.1183 (0.411)		
WLS	-0.2045 (-0.2952)				0.0971 (2.8782)***	0.6932 (5.4391)***	0.006 (0.0238)		
OLS	-0.3208 (-0.3829)	8.3181 (3.3468)***			0.1022 (2.6996)***	0.7933 (5.2156)***	-0.1594 (-0.6005)		
WLS	-0.071 (-0.1026)	6.7754 (3.5031)***			0.1009 (2.7491)***	0.5927 (4.9399)***	-0.1351 (-0.5528)		
OLS	-1.9804 (-2.7079)***		0.3569 (0.5882)		0.0936 (2.7198)***	0.862 (5.9897)***	3.3129 (6.7977)***		
WLS	-2.0428 (-3.2128)***		0.4007 (0.8095)		0.0966 (2.9626)***	0.6888 (5.7053)***	3.2115 (7.2151)***		
OLS	-1.9689 (-2.7697)***			1.3562 (1.0726)	0.0929 (2.7231)***	0.8477 (6.1504)***	3.3135 (6.7906)***		
WLS	-2.0181 (-3.2324)***			1.4224 (1.4421)	0.0955 (2.9472)***	0.6807 (5.8509)***	3.2197 (7.2038)***		
OLS	0.0077 (0.0102)				0.084 (2.2201)**	0.8721 (6.3325)***		-0.1693 (-0.7245)	-0.4311 (-1.0908)
WLS	0.1866 (0.2651)				0.0843 (2.4538)**	0.6852 (5.8197)***		-0.0287 (-0.1459)	-0.3385 (-1.0714)
OLS	0.0644 (0.0837)	7.1132 (2.7519)***			0.0892 (2.3757)**	0.7976 (5.8334)***		-0.1386 (-0.6087)	-0.6413 (-1.6039)
WLS	0.1597 (0.2372)	6.1947 (3.0067)***			0.0818 (2.2591)**	0.5766 (5.1668)***		0.0218 (0.109)	-0.4222 (-1.2164)
OLS	0.3861 (0.5453)		-0.0833 (-0.1369)		0.0721 (1.775)*	0.863 (6.3348)***		-0.2901 (-1.0957)	-0.5366 (-1.2037)
WLS	0.4007 (0.6525)		-0.4687 (-0.8947)		0.0815 (2.2115)**	0.7051 (5.9701)***		-0.1964 (-0.8613)	-0.4522 (-1.2432)
OLS	0.3746 (0.5327)			-0.3695 (-0.3045)	0.07 (1.7094)*	0.8632 (6.4388)***		-0.2839 (-1.073)	-0.4583 (-1.0189)
WLS	0.4367 (0.7078)			-0.8356 (-0.808)	0.0782 (2.1044)**	0.7124 (6.099)***		-0.1943 (-0.8448)	-0.3646 (-0.9866)

註：Beta 為投資組合排序後之 $\beta_{p,t}$ ，PIN 為優勢資訊交易機率，PIN^I 為法人之優勢資訊交易機率，PIN^N 為自然人之優勢資訊交易機率，MTM 為動量效應，SP 為營收市值比，STD 為標準差，TURN 為週轉率，CVTURN 為週轉率變異係數。***表示 1%的顯著水準，**表示 5%的顯著水準，*表示 10%的顯著水準。

表 19 Panel C：PIN、PIN^I、PIN^N與其他因子之定價能力驗證

Panel C										
	<i>Beta</i>	<i>PIN</i>	<i>PIN^I</i>	<i>PIN^N</i>	<i>MTM</i>	<i>SP</i>	<i>SPREAD</i>	<i>STD</i>	<i>TURN</i>	<i>CVTURN</i>
OLS	0.1115 (0.1609)	6.3474 (2.6809)***			0.0453 (1.5811)	0.8143 (6.7965)***	3.951 (2.9225)***	-0.2191 (-0.9177)	(0.002) (0.0095)	(-0.1205) (-0.3448)
WLS	0.201 (0.3242)	5.3214 (2.7543)***			0.0489 (1.6778)*	0.6211 (6.4302)***	2.7852 (2.3833)**	-0.2281 (-1.1231)	0.1034 (0.5809)	0.0037 (0.0131)
OLS	0.2067 (0.3317)		-0.0294 (-0.0548)		0.0307 (1.0311)	0.8797 (7.0837)***	4.6029 (3.4453)***	-0.0966 (-0.3701)	-0.1847 (-0.7523)	-0.0189 (-0.0488)
WLS	0.2321 (0.4049)		-0.3427 (-0.7306)		0.0492 (1.7047)*	0.7422 (7.0591)***	3.3546 (2.8667)***	-0.0586 (-0.2621)	-0.1644 (-0.8175)	-0.0331 (-0.1134)
OLS	0.1994 (0.3226)			-0.2837 (-0.2635)	0.029 (0.9649)	0.8811 (7.1523)***	4.6436 (3.4757)***	-0.1058 (-0.4067)	-0.1749 (-0.7153)	0.0424 (0.1086)
WLS	0.2527 (0.4367)			-0.5642 (-0.5921)	0.047 (1.6074)	0.7491 (7.1711)***	3.378 (2.872)***	-0.0587 (-0.2652)	-0.1586 (-0.78)	0.0395 (0.1332)
OLS	0.134 (0.2109)	8.6274 (3.3576)***	0.1553 (0.3176)	-1.3466 (-1.2795)	0.0339 (1.1526)	0.8239 (6.8939)***	4.4567 (3.3699)***	-0.3194 (-1.3629)	-0.1025 (-0.4315)	-0.0082 (-0.0205)
WLS	0.167 (0.2836)	7.4903 (3.6738)***	-0.1498 (-0.3137)	-1.155 (-1.1229)	0.0456 (1.5463)	0.6702 (6.7632)***	3.3689 (2.8541)***	-0.2436 (-1.1654)	-0.0554 (-0.2695)	0.0616 (0.2005)

註：*Beta* 為投資組合排序後之 $\beta_{p,t}$ ，*PIN* 為優勢資訊交易機率，*PIN^I* 為法人之優勢資訊交易機率，*PIN^N* 為自然人之優勢資訊交易機率，*MTM* 為動量效應，*SP* 為營收市值比，*SPREAD* 為價差，*STD* 為標準差，*TURN* 為週轉率，*CVTURN* 為週轉率變異係數。***表示 1% 的顯著水準，**表示 5% 的顯著水準，*表示 10% 的顯著水準。

伍、優勢資訊交易機率模型在策略性交易上之運用

Lee and Swaminathan (2000)提出價格與成交量週轉率的二維動量投資組合，為驗證優勢資訊交易機率模型在策略性交易上之應用性，本研究援用 Lee and Swaminathan (2000)之研究設計，在考量手續費與證交稅等交易成本下，以 PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 為核心，探討過去擁有較高優勢資訊交易機率之投資組合，未來是否擁有較高之累積超額報酬。

以下之動量策略皆以股票月資料進行計算，並假設沒有任何人為調整，以機械式操作方式在每一期重新挑選投資組成分股，並在持有一定之檢定期後再重新調整投組成分。交易成本之考量方式說明如下，買進之投資組成分股，其進場價格計算方式為成交價加計千分之 1.425 的手續費；而出場價格則為成交價扣除千分之 1.425 的手續費與千分之 3 的交易稅。而平均月報酬率則依算術平均數進行計算，可描述如式(36)：

$$\text{平均月報酬率(\%)} = \left(\frac{\text{出場價格} - \text{進場價格}}{\text{進場價格}} \right) \times \frac{1}{\text{持有月數}} \times 100\% \quad (36)$$

一、 PIN 之一維投資組合應用

一維投資組合構建策略為僅考量單一變數而形成的動量策略。例如 Lee and Swaminathan(2000)以成交量週轉率分析投資組合之構建策略發現，成交量週轉率低的股票，會在未來得到較高的獲利；成交量週轉率高的股票，則會在未來產生損失。因此一維動量策略為買進低成交量週轉率的股票，且放空成交量週轉率高的股票。本研究即參考 Lee and Swaminathan(2000)之概念建構優勢資訊交易機率之一維動量策略。

先前資產定價實證結果顯示 PIN 與超額報酬之間為正相關，換言之高 PIN 值的股票在未來可獲取較高的超額報酬，而低 PIN 值的股票在未來之超額報酬較低甚至可能產生損失，因此以 PIN 為指標的投資策略為買進高 PIN 值的股票，且放空低 PIN 值的股票。

以下說明如何應用 PIN 進行策略性交易，假設以最近一段期間市場上所有交易之股票進行分析(此一段期間稱為形成期)，並假設持有股票投資組合期間為一個月(稱為檢定期)。其投資組合形成之方式為每個月的月底個別估算市場上所有

股票在形成期的 PIN 並加總，經排序後由高至低劃分為數個投組(本研究假設共分為三個投組)，則 PIN 值最高的組別，即為下一期要買進的投資組合； PIN 值最低的組別，即為要放空的投資組合。如此構建出動量策略的投資組合，並持有該投資組合達一個月(稱為檢定期)，即行處分出場。 PIN 之一維投資組合構建概念可參見圖 12，圖中係以形成期三個月與檢定期一個月為例，計算 1997 年 6 月之高 PIN 投組與低 PIN 投組成分股，此概念可應用於各期移動視窗之研究設計。

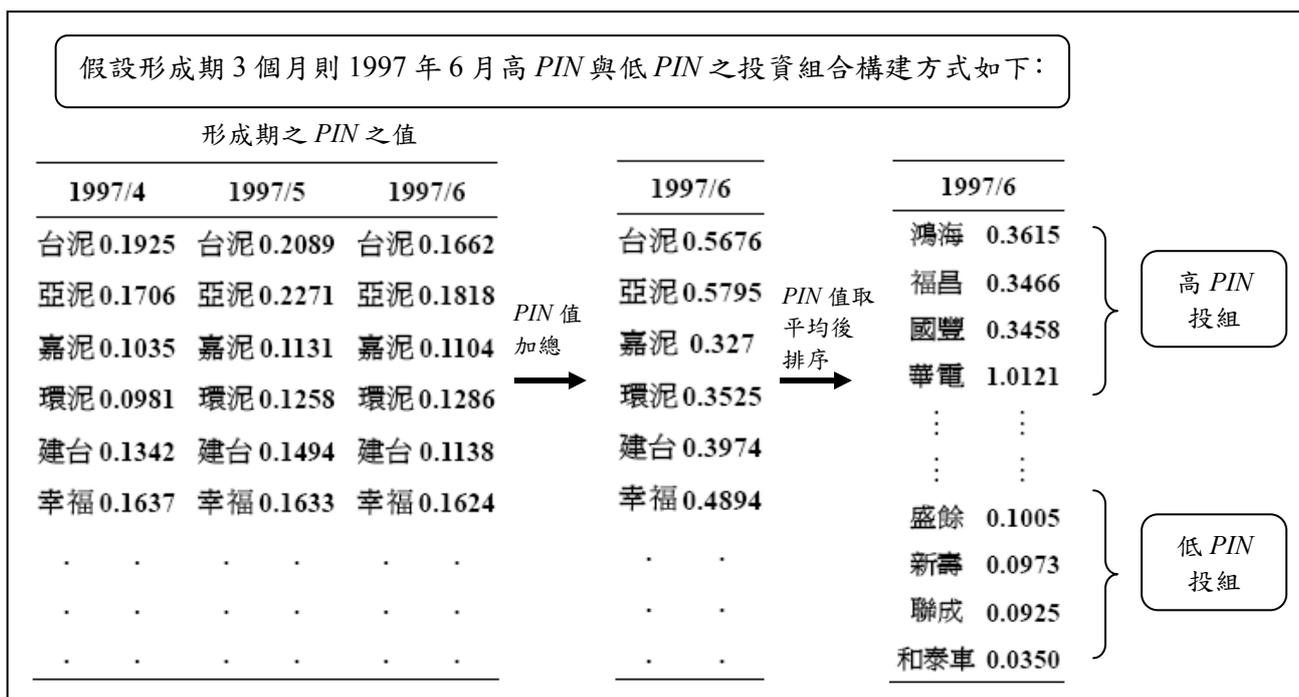


圖 12 PIN 之一維投資組合構建概念圖

本研究將分別以 PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 建構一維投資組合，首先在形成期將所有股票之優勢資訊交易機率由大到小排序，假設共分為 P 個投資組合，設定前 $1/P$ 為高量投資組合及後 $1/P$ 為低量投資組合，而本研究著重於低量及高量組合部分；投組建立後，其次將檢定期中各個投資組合內的股票報酬等權平均，用以衡量投資組合報酬率之績效表現。在形成期方面，本研究分別應用 3 個月與 6 個月之 PIN 估計資料進行投資組合構建，檢定期方面，本研究分別統計檢定期為 1 個月、2 個月、3 個月、6 個月、9 個月、12 個月、18 個月與 24 個月之投資組合累積超額報酬，檢定期報酬之計算係採用移動視窗之概念進行，研究設計請參見圖 13。

圖 13 中假設形成期為 J (本研究假設 $J=3, 6$)，檢定期(投組持有期間)為 K (本研究假設 $K=1, 2, 3, 6, 9, 12, 18, 24$)， t 為投組建立時點，因為資料頻率為

月資料，因此移動視窗為每月移動一次，舉例而言，當形成期為三個月(J=3)且檢定期為一個月(K=1)，在第一期形成期結束時可依圖 12 描述之投資組合篩選方式選出投組成分股，並在持有一個月之後(檢定期為一個月)，獲利平倉，再依據下一期投組成分股建立部位，以此類推，則移動視窗之下共可計算出 102 期投資組合月報酬，最後取平均即為形成期三個月與檢定期一個月時投資組合之平均月超額報酬，計算方式可參見式(37)：

$$R_{31} = \frac{1}{102} \times \sum_{i=1}^{102} R_{31,t=i} \quad (37)$$

以此類推，可求得不同形成期與檢定期之下投資組合之平均月報酬，計算式如下：

$$R_{mn} = \frac{1}{T} \times \sum_{i=1}^T R_{mn,t=i} \quad (38)$$

其中 m 為形成期期數，n 為檢定期期數，T 為移動視窗之期數。

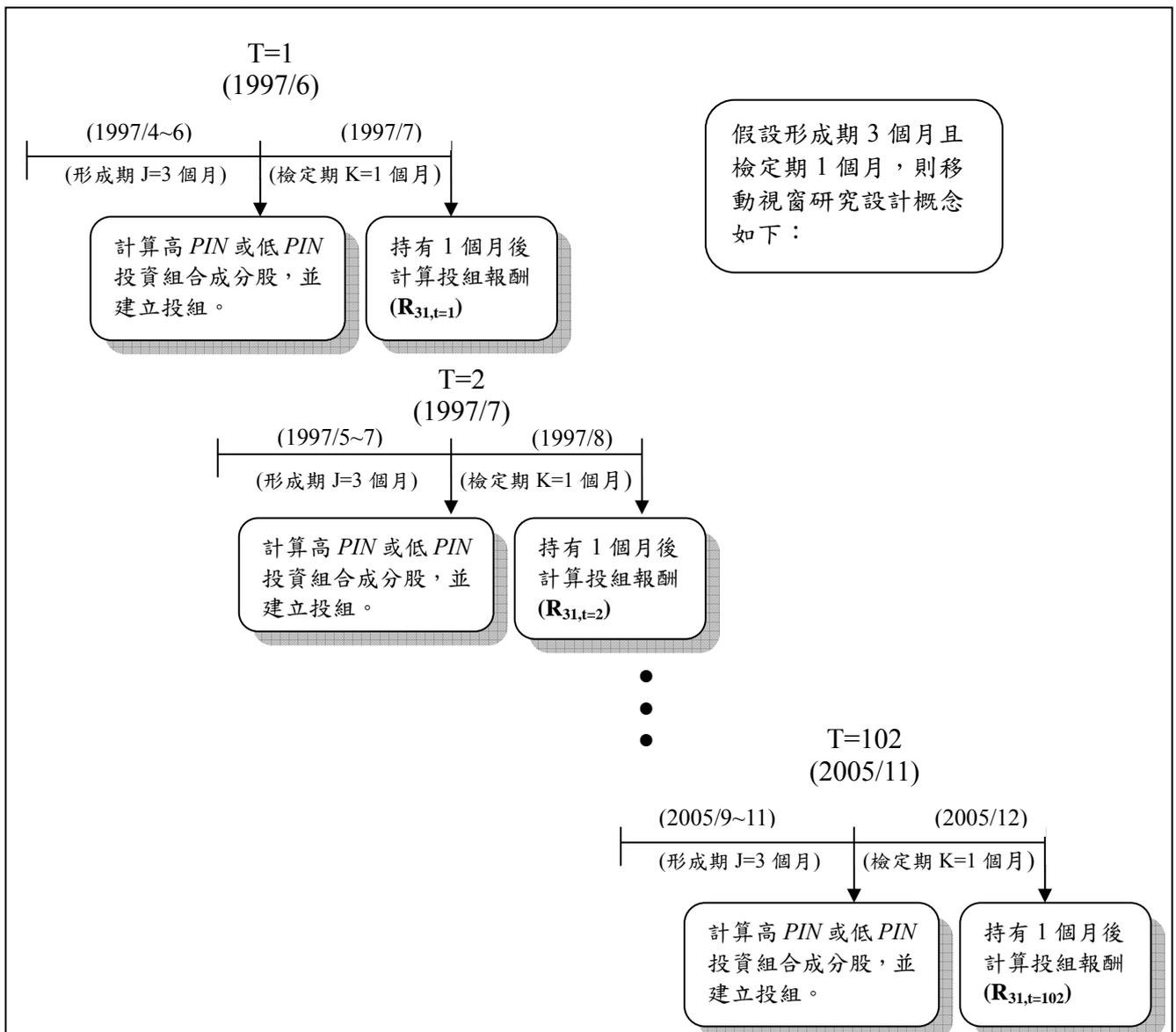
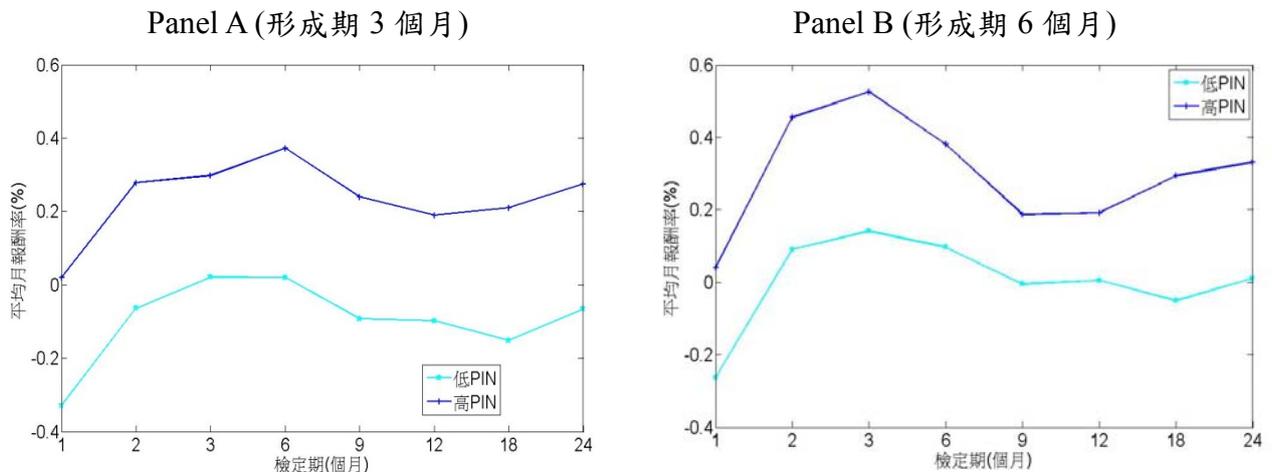


圖 13 移動視窗研究設計概念圖

應用優勢資訊交易機率(PIN 、 PIN^I 與 PIN^N) 構建動量策略之實證結果可參見圖 14 至圖 16，其中 PIN 之一維投資組合分析發現，無論是形成期為 3 個月或是 6 個月(圖 14)，高 PIN 族群之投資組合績效在檢定期為 1 至 24 個月均優於低 PIN 之投資組合，存在明顯之動量效應。 PIN^I 之一維投資組合分析結果發現，形成期為 3 個月時(圖 15 Panel A)，高 PIN^I 族群之投資組合績效在檢定期為 1 至 24 個月均優於低 PIN^I 之投資組合，存在明顯之動量效應，但形成期 6 個月時(圖 15 Panel B)，反而是低 PIN^I 族群之投資組合績效在持有期為 1 至 7 個月時優於高 PIN^I 之投資組合，動量效應較不顯著。 PIN^N 之動量效應亦與 PIN^I 相似(圖 16)，均為形成期 3 個月存在明顯動量效應。

圖 14 PIN 之投資組合一維動量效應

Panel A (形成期 3 個月)

Panel B (形成期 6 個月)

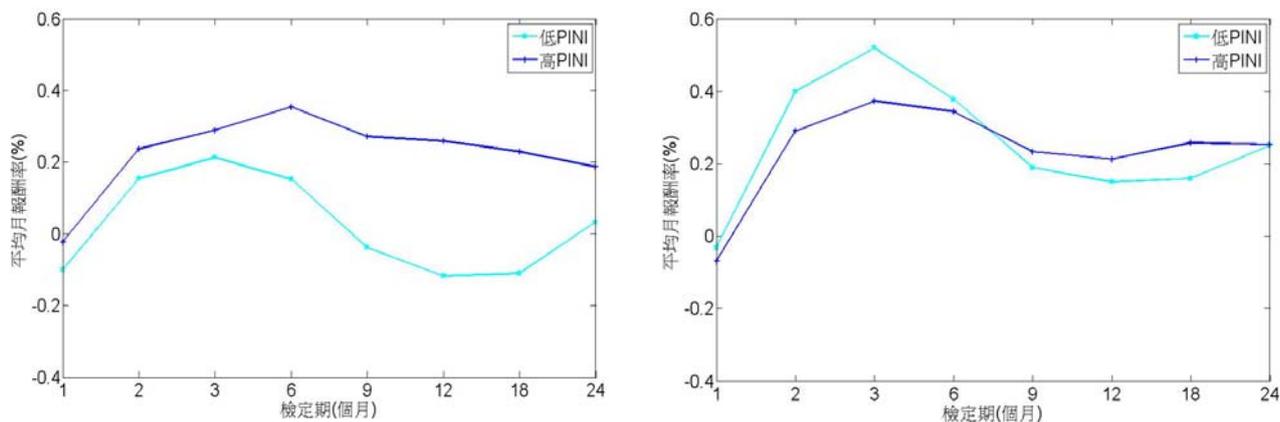


圖 15 PIN^I 之投資組合一維動量效應

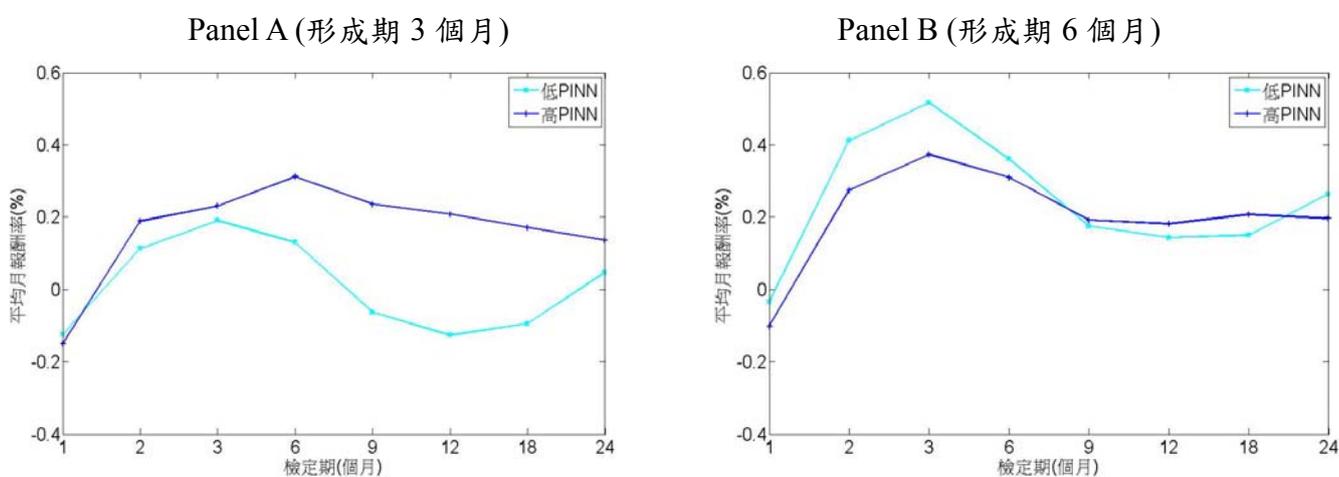


圖 16 PIN^N 之投資組合一維動量效應

本研究進一步比較高(低) PIN 、高(低) PIN^I 與高(低) PIN^N 在各個檢定期之下，投資組合累積超額報酬之差異為何，形成期亦分為3個月與6個月進行檢視，分析結果參見圖17與圖18。

Panel A (形成期 3 個月)

Panel B (形成期 6 個月)

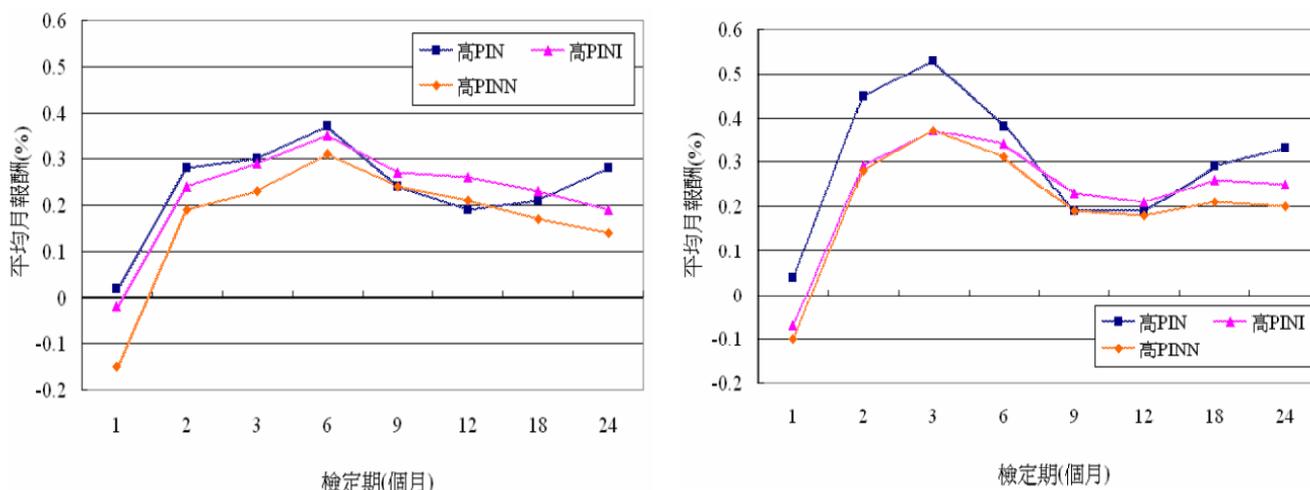


圖 17 高 PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 投資組合一維動量效應之比較

圖 17 Panel A 為將形成期同為 3 個月之高 PIN 、高 PIN^I 與高 PIN^N 之投資組合在不同檢定期之累積超額報酬進行比較，由圖形可知，高 PIN 族群在檢定期內之累積超額報酬並非最高，在檢定期 9 個月至 18 個月時，甚至較高 PIN^I 投組為低；其次，高 PIN^I 投組之累積超額報酬(月平均)在各持有期均高於高 PIN^N 之投組約 0.05%。圖 17 Panel B 則為各高 PIN 、高 PIN^I 與高 PIN^N 之投組在形成期為 6 個月之下的比較結果，圖中亦顯示高 PIN^I 投組之累積超額報酬在大多數之持有期內均高於高 PIN^N 之投組。整體而言，持有高 PIN^I 投組擁有之累積超額報酬較高 PIN^N 之投組為高。

圖 18 Panel A 為將形成期同為 3 個月之低 PIN 、低 PIN^I 與低 PIN^N 之投資組合在不同檢定期之累積超額報酬進行比較，由圖形可知，低 PIN 族群在檢定期內之累積超額報酬大多較低 PIN^I 與低 PIN^N 之投組為低，其次，低 PIN^I 投組之累積超額報酬除在 12 個月以後低於低 PIN^N 之投組外，其餘期間均高於低 PIN^N 之投組，但累積超額報酬(月平均)之差異由 0.05% 縮小至 0.02% 左右。圖 18 Panel B 則為各低 PIN 、低 PIN^I 與低 PIN^N 之投組在形成期為 6 個月之下的比較結果，圖中顯示低 PIN 族群之累積超額報酬明顯低於低 PIN^I 與低 PIN^N 之投組，但低 PIN^I 與低 PIN^N 投組累積超額報酬之差異卻明顯縮小。

Panel A (形成期 3 個月)

Panel B (形成期 6 個月)

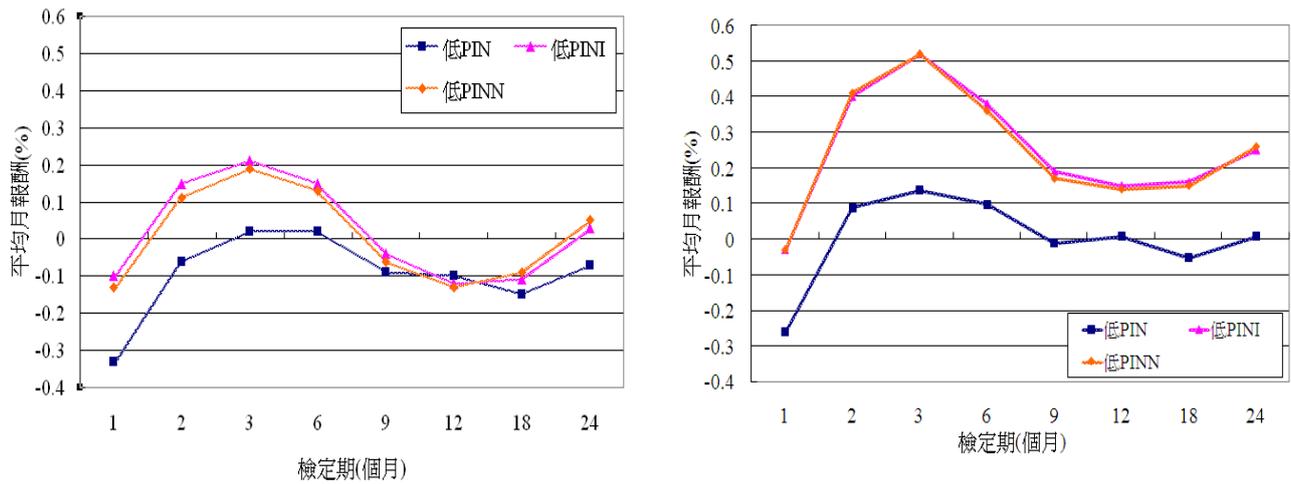


圖 18 低 PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 投資組合一維動量效應之比較

整體而言，高 PIN^I 與高 PIN^N 投組之累積超額報酬差異在形成期為 3 個月與 6 個月時，均較低 PIN^I 與低 PIN^N 之差異為大，且 PIN^I 投組無論是在高或低之族群，累積超額報酬均較 PIN^N 投組為高亦或相當，顯示法人引起之優勢資訊交易機率在策略性交易上具有較佳之參考性，能指引市場參與者建立更高累積超額報酬之投資組合。

二、PIN 與報酬率之二維投資組合應用

分析 PIN 、 PIN^I 與 PIN^N 之一維投資組合動量策略後，本研究進一步建構優勢資訊交易機率與報酬率之間之二維投資組合。二維投資組合為同時考慮兩種變數而形成的動量策略。Lee and Swaminathan(2000)以報酬和成交量週轉率建立二維動量策略，其概念可參考圖 19，其分析發現過去成交量週轉率低的輸家(前期報酬率低)，在未來會有較高的獲利，而成交量週轉率高的贏家(前期報酬率高)，則會產生較大損失。本研究則分析高 PIN 之輸家、高 PIN 之贏家、低 PIN 輸家與低 PIN 贏家之投資組合在持有期間累積超額報酬之趨勢為何。

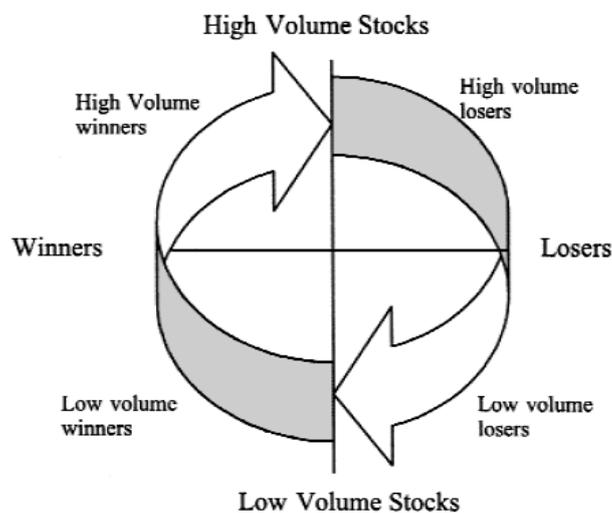


圖 19 價格與成交量週轉率之二維動量效應

資料來源：Lee, C. M. C. and B. Swaminathan (2000), “Price Momentum and Trading Volume,” *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 5, pp. 2017-2069.

以下說明如何應用 PIN 與報酬率建立二維動量策略，可參考表 20 之二維投資組構建概念。以投資組合區分為三組為例，首先依形成期之累積報酬率排序，其中累積報酬最高之投組為贏家投組，而累積報酬最低之投組，為輸家投組；以此類推，將形成期 PIN 值加總排序，則 PIN 值最高的投組即為高 PIN 投組，而 PIN 值最低的投組為低 PIN 投組，至此，已個別篩選贏家、輸家，高 PIN 與低 PIN 投組，再將投組中有交集者取出，即可形成高 PIN 贏家、高 PIN 輸家、低 PIN 贏家與低 PIN 輸家之投資組合。

表 20 報酬與 PIN 之二維投組構建概念

過去一段期間 之績效	贏家 3	2	輸家 1
<i>PIN</i>			
高 <i>PIN</i> 3	高 <i>PIN</i> 贏家	...	高 <i>PIN</i> 輸家
2	⋮	⋮	⋮
低 <i>PIN</i> 1	低 <i>PIN</i> 贏家	...	低 <i>PIN</i> 輸家

圖 20 為形成期在一個月時，考量 *PIN* 與報酬率之二維投資組合構建概念圖，假設形成期為 1997 年 4 月，則在移動視窗之研究設計下，各形成期之投組構建過程可以此類推。

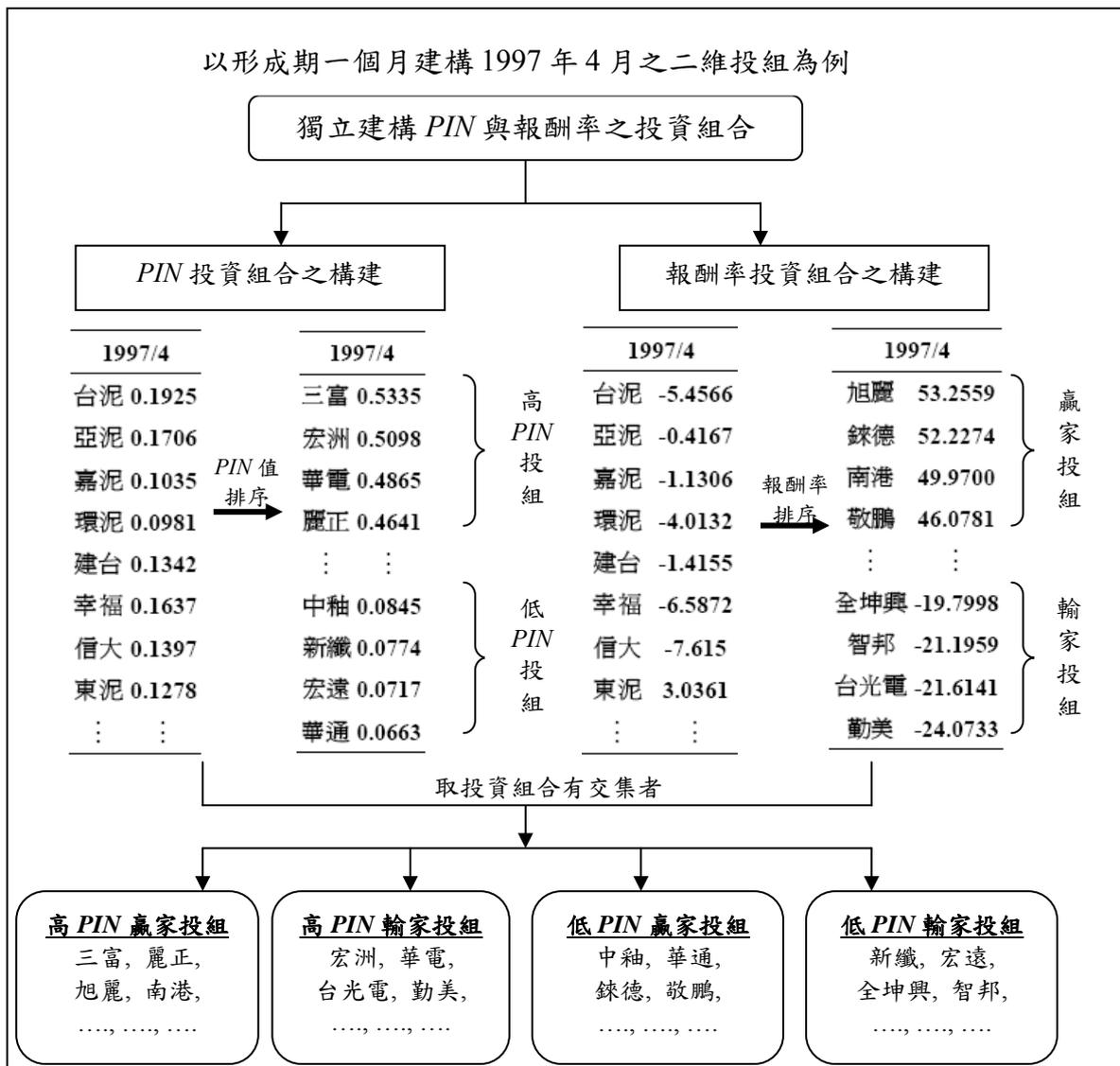


圖 20 *PIN* 與報酬率之二維投組構建概念圖

假設以形成期一個月與檢定期一個月為例，其投資組合形成之方式為每個月的月底個別估算市場上每一檔股票前一個月的 PIN 值與報酬率，再分別依 PIN 值與報酬率排序，將 PIN 與報酬率由高至低劃分為數個投組(本研究假設共分為三個投組)，可分別形成高 PIN 投組、低 PIN 投組、贏家投組與輸家投組，以最高 PIN 值的投組與最高報酬率的投組為例，取其成分股有交集者，並將其挑選出而形成要持有的投資組合。依上述程序構建出動量策略投資組合後，持有該投資組合達一個月(稱為檢定期)，即行處分出場，在移動視窗概念下，可計算各期之報酬，取平均即為不同形成期與檢定期之下高 PIN 贏家的平均月報酬，其他高 PIN 輸家、低 PIN 贏家與低 PIN 輸家之平均月報酬計算方式可以此類推。

本研究假設二維動量策略之形成期與檢定期和一維策略相同，且投組構建與平均月報酬之計算亦採移動視窗方式進行，分析結果可參見圖 21 至 23。 PIN 與報酬率之二維投資組合動量策略分析發現，無論形成期為 3 個月或 6 個月(圖 21)，「買進高優勢資訊交易機率之輸家投資組合，同時放空低優勢資訊交易機率之贏家投資組合」，可獲取正向報酬。

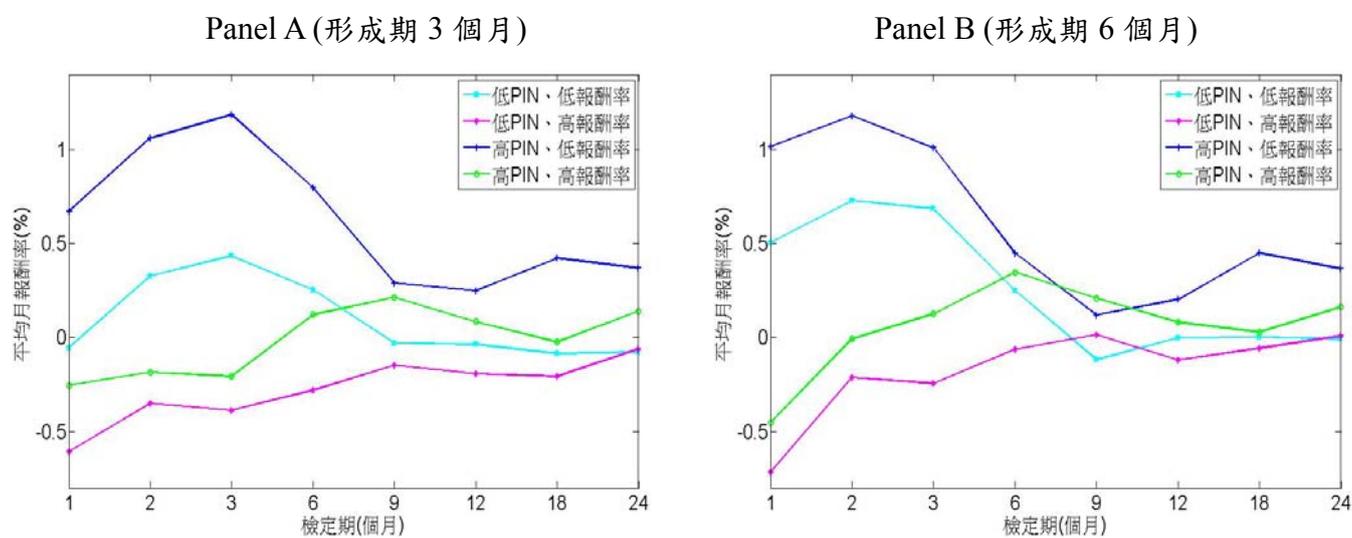
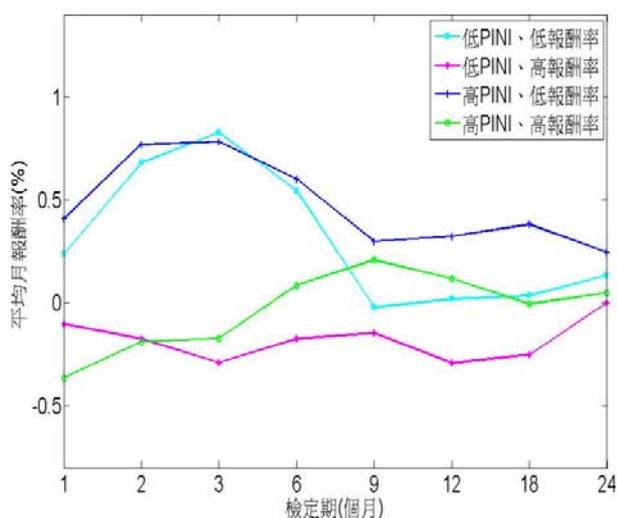


圖 21 PIN 與報酬率之投資組合二維動量效應

分析 PIN^I 與報酬率之投資組合二維動量效應發現，形成期 3 個月時(圖 22 Panel A)，若買進高 PIN^I 輸家之投資組合同時賣出低 PIN^I 贏家之投資組合，可獲取正向報酬，但此策略在形成期 6 個月時(圖 22 Panel B)，雖仍能獲取正向之

累積報酬，但幅度有縮小之趨勢。整體而言， PIN^N 與報酬率之投資組合二維動量效應(圖 23)與 PIN^I 類似，雖然 PIN^I 在資產定價上對超額報酬之解釋能力優於 PIN^N ，但在動量策略之設計上， PIN^N 仍具有一定之參考價值。

Panel A (形成期 3 個月)



Panel B (形成期 6 個月)

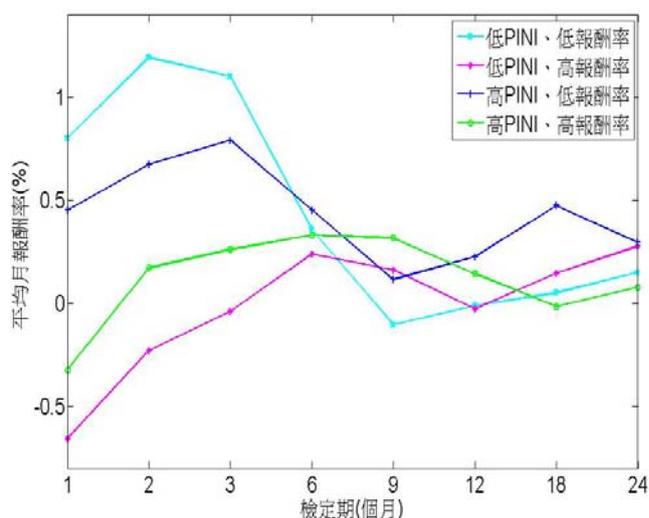
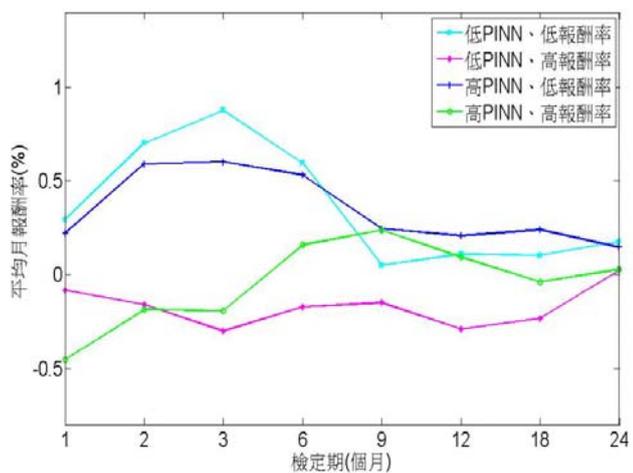


圖 22 PIN^I 與報酬率之投資組合二維動量效應

Panel A (形成期 3 個月)



Panel B (形成期 6 個月)

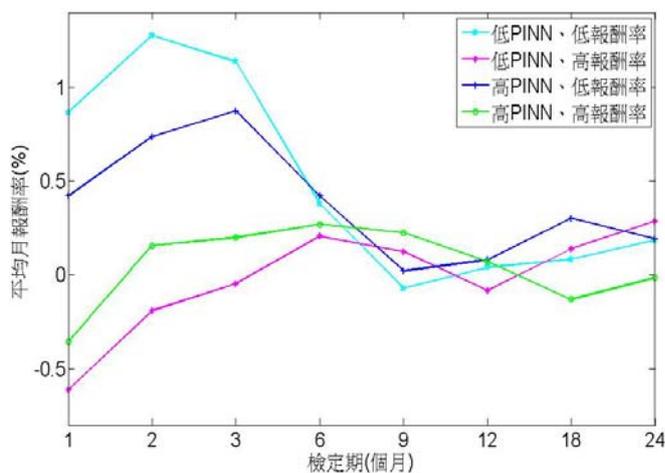


圖 23 PIN^N 與報酬率之投資組合二維動量效應

陸、結論與建議

一、結論

關於優勢資訊及法人交易間之關聯性，Chakravarty(2001)及 Barclay and Warner(1993)之研究均確認法人之委託單係屬隱藏交易不喜曝光(*stealth-trading*)之類型，惟關於法人之優勢資訊含量並未援用較精確之 Easley et al.系列(1996, 2002)之 *PIN* 衡量，緣此，本研究以臺灣證券交易所掛牌交易公司逐筆資料，分析不同類型投資人(法人與自然人)委託資訊與成交揭示資訊之優勢資訊交易內涵。

本研究係透過以下實證檢測而完成：(1)首先以臺灣證券交易所日內逐筆成交檔(*trade book*)、揭示檔(*display book*)及委託檔(*limit order book*)，並依據 Lee and Ready(1991)，Ellis, Michaely and O'Hara(2000)，Odders-White(2000)及 Finucane(2000)建立具身份別之買賣盤成交方向判斷法則，估計法人與自然人之買賣盤成交方向正確率，並完成 EHO(2002)之 *PIN* 模型在臺灣證券市場定價能力之檢驗；(2)其次依 EKOP(1996)及 EHO(2002)之優勢資訊交易機率(*probability of information-based trading, PIN*)，延伸構建具身份別(法人及自然人)之 *PIN* 模型，並依 Fama and French 系列(1992, 1993)多因子定價模型之實證研究方法，確認具身份別 *PIN* 模型在臺灣證券市場之定價能力；(3)最後本研究參考 Jegadeesh and Titman (1993, 2001)及 Lee and Swaminathan (2000)之研究設計，進一步探討具投資人身份別之優勢資訊交易機率模型在策略性交易及投資組合管理上之應用。

本研究實證結果發現，法人引起之優勢資訊交易機率較自然人引起者為高，換言之，法人引起之 *PIN* 能捕捉到較高之優勢資訊交易者在市場交易的比例。在資產定價模型檢測方面，法人引起之 *PIN* 雖然與 Fama and French 三因子檢測發現有顯著解釋能力，但與其他因子之共同檢測則發現，其解釋力並不具有穩定性；自然人引起之 *PIN* 則不論與何種因子共同分析，均不具有一致且穩定的解釋力；最後本研究由因子檢測分析發現，EHO(2002)提出的不考慮投資人身分別之優勢資訊交易機率，確實為臺灣證券市場超額報酬的解釋因子，其原因可能在於身分別之 *PIN* 僅為部分優勢資訊交易之集合，而不考慮身分別之 *PIN* 則可完全捕捉

到優勢資訊交易之行為，優勢資訊交易機率確實可應用於臺灣證券市場之資產定價。

就 *PIN* 在策略性交易及投資組合管理上之應用性而言，無論是否考量不同類型投資人，依照高優勢資訊交易機率建構投資組合，在扣除所有交易成本後之後續平均超額報酬於未來 3 個月至兩年期間內均為正；若依優勢資訊交易機率與報酬率建立二維投資組合則發現，「買進高優勢資訊交易機率之輸家投資組合，同時賣出低優勢資訊交易機率之贏家投資組合」能擁有正向超額報酬，此結論與臺灣證券市場行為模式為過度反應之研究結論及本研究實證確認之 *PIN* 的正向定價能力相吻合，*PIN* 的動量效應確實存在。

二、建議

綜合本研究實證與分析，可歸納以下幾點建議：

1. 就本研究策略性交易之可行性方面而言：

侷於研究經費與臺灣證券交易所對日內逐筆資料之閉鎖期限制，本研究之研究期間僅至 2005 年 12 月，無法應用近期資料驗證本研究構建之策略性交易之可行性，若有相關單位可協助取得近期資料，將可進一步驗證本研究之應用價值。

2. 就證券自營業務、財富管理業務與專業投資機構而言：

在考量市場公平性之下，主管機關並未即時揭示投資人身分別之買賣委託與成交資訊，即便市場參與者可向臺灣證券交易所購買相關資料進行研究與分析，但仍有資料閉鎖期之限制。然而，不考量身分別之優勢資訊交易機率，即 EHO(2002)架構下之 *PIN* 值的估計，則不需要考量投資人身分別，市場參與者可藉由盤中即時揭露之成交資訊來估算每個交易日各檔股票之買方力道(*B*)與賣方力道(*S*)，並在資料蒐集期間足夠的情形下，計算各檔股票之優勢資訊交易機率(*PIN*)。

由於蒐集盤中每檔股票之成交資訊須有一定之專業計算與資訊處理能力，

因此一般投資大眾在取得 PIN 之資訊方面仍存在一定之進入門檻，然而券商財富管理部門或專業之投資機構可與資訊廠商合作，盤中即時計算買方力道 (B) 與賣方力道 (S)，並將資料蒐集完後於盤後計算，待資料蒐集期間足夠時，可應用優勢資訊交易機率 (PIN) 之資訊進行相關分析與交易策略擬定之參考，以提昇投資規劃之績效。此外，本研究構建之策略性交易係以獲取穩定正向報酬為目的，券商財富管理部門與投信之私募基金，可應用本研究計畫成果作為建構其對沖型操作策略之參考。

3. 就監理單位而言：

本研究實證結果證實，臺灣證券市場中，除了 Fama and French 系列(1992, 1993)及顧廣平(2005)之定價因子外，高優勢資訊交易機率亦可帶來正向超額報酬。當優勢資訊交易機率愈高，表示擁有優勢資訊之交易者參與交易的比例越高，此是否意味擁有優勢資訊之交易者已積極進行交易？當個股的 PIN 明顯高於該檔個股過去一段時間 PIN 的平均水準值時，是否意味著已有特定人士開始進行交易？此種由市場日內逐筆交易所透露之訊息應予以正視。

值得注意的是，本研究所估計之優勢資訊交易機率 PIN ，係指對於證券價格變化之攸關資訊可以正確迅速解讀且作出正確決策之交易者，至於其所賴以作出決策之訊息則可能包含公開及私有訊息，因此不能斷言高 PIN 之證券即為私有資訊交易比例偏高之證券。

由於交易所擁有完整的交易資料，所以交易所可運用最新之資訊來進行 PIN 值之計算，並將 PIN 提供予相關監理單位作為市場監視之參考指標之一，主管機關亦可特別注意具有高 PIN 之股票是否有異常交易之現象，但不能將高 PIN 作為認定異常交易之完全依據，當某檔個股存在內線交易時， PIN 之觀察值或許會偏高，但偏高之 PIN 不代表該檔股票即存在內線交易。此外，法人引起之 PIN^I 在資產定價上的顯著性，表示法人確實對於證券價格變化之攸關訊息解讀較為正確迅速，所作出之買賣決策亦較正確，然此亦不能斷言法人一定為私有資訊擁有者。

4. 就交易所而言：

為提升市場之透明度並降低資訊之不對稱，臺灣證券交易所在每個交易

日結束後會揭示三大法人(自營商、投信與外資)買賣金額統計表，外資持股比率前二十名彙總表，外資投資類股彙總持股比率表等資訊，業界與政府相關主管單位日前亦研議是否要進一步揭露法人之交易資訊，國內目前採行之作法為僅公佈一周內三大法人每日各股之進出總量，而並未進一步揭露法人之每筆交易資訊。

就本研究之實證結果分析可知，法人之優勢資訊交易比率確實高於自然人；換言之，相較於自然人，法人較能夠對資訊做出即時且正確的反應，因此市場中短期不效率的交易情形往往因為法人投資者之存在而提升了市場之效率性，若揭露法人交易資訊將可能影響法人在市場之交易意願，因而可能降低了市場效率性。所以基於維護國內市場效率性之觀點，本研究認為宜比照美國、英國與日本等國外主要證券交易市場揭露資訊的方式，不特別揭露法人之委託或成交資訊。

附錄、其他優勢資訊交易機率模型之可拓性評估

臺灣證券交易所掛牌交易公司之逐筆資料中，揭露了投資人之交易身分，包括自然人(I)、自營商(T)、投信基金(M)、外資(F)與一般法人(J)，本研究考量到拓展 EHO(2002)之 PIN 模型，可能面對更多參數必須進行估計，原先在估計過程可能面對的角隅邊界落陷的問題，將更為嚴重，處理之資料量更為龐大，且軟硬體工具之效能亦有更高之需求，因此，本研究在不同身分別之考量上，並未直接採用臺灣證券交易所揭露之所有身份別，而是將投資人身分別區分為自然人與法人，其中法人包括自營商、投信基金、外資與一般法人，本研究進行法人與自然人不同身分別之優勢資訊交易機率估計之經驗，可作為是否拓展其他身分別優勢資訊交易機率估計之參考。

研究方法中，式(4)為 EHO(2002)未考量投資人身分別之優勢資訊交易機率的聯合機率密度函數，估計之參數共有 $\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s$ 五個，需帶入的輸入值則有買方力道主導次數(B)與賣方力道指導次數(S)。若將投資人身分別區分為法人(Institution)與自然人(Non-Institution)，則可以式(26)描述考量投資人身分別之混合 Poisson 機率模型，需帶入之參數由原先 EHO(2002)之買方力道主導次數(B)與賣方力道主導次數(S)共兩個變數，拓展為考量身份別之買對買錯與賣對賣錯的次數估計，因此帶入聯合機率密度函數之變數值共有八個包括 $B_R^N, B_W^N, S_R^N, S_W^N, B_R^I, B_W^I, S_R^I, S_W^I$ ，而參數之估計，亦由 EHO(2002)之五個參數拓展為包括 $\alpha, \delta, \mu_N, \mu_I, \varepsilon_{bN}, \varepsilon_{sN}, \varepsilon_{bI}, \varepsilon_{sI}$ 共八個參數。本研究拓展 EHO(2002)之考量投資人身分別優勢資訊交易機率模型，與 EHO(2002)PIN 模型之估計參數與輸入變數對照表可參見表 21。

由表 21 之比較可發現，僅單純考量兩類投資人身分別(法人與自然人)，模型估計上需輸入之變數即由兩個增加為八個，需估計之參數由五個擴增為八個，求解極大值過程，電腦效能之需求亦較單純估計 EHO(2002)之 PIN 高出許多。若將法人身分別做更詳細之區分，或可進一步觀察到外資、投信、自營商與一般法人之優勢資訊內涵，但亦須衡量參數求解之複雜性，隨著求解過程之複雜度提升，參數估計結果以及外資、投信、自營商與一般法人之優勢資訊交易機率估計品質亦可能受到影響。

表 21 考量投資人身份別優勢資訊交易機率模型與 EHO(2002)PIN 模型之輸入變數與估計參數對照表

EHO(2002)之 PIN 模型		本研究考量身份別之 PIN 模型	
模型	$L(\theta B,S) = (1-\alpha)LI_n(B,S) + \alpha\delta LI_b(B,S) + \alpha(1-\delta)LI_s(B,S)$ $= (1-\alpha)e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha\delta e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu+\varepsilon_s)} \frac{(\mu+\varepsilon_s)^S}{S!}$ $+ \alpha(1-\delta)e^{-(\mu+\varepsilon_b)} \frac{(\mu+\varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!}$	$L(\theta B_R^N, B_W^N, S_R^N, S_W^N, B_R^I, B_W^I, S_R^I, S_W^I) =$ $(1-\alpha)e^{-\varepsilon_{bN}T} \frac{(\varepsilon_{bN}T)^{B^N}}{B_W^N!} e^{-\varepsilon_{sN}T} \frac{(\varepsilon_{sN}T)^{S^N}}{S_W^N!} e^{-\varepsilon_{bI}T} \frac{(\varepsilon_{bI}T)^{B^I}}{B_W^I!} e^{-\varepsilon_{sI}T} \frac{(\varepsilon_{sI}T)^{S^I}}{S_W^I!}$ $+ \alpha\delta e^{-\varepsilon_{bN}T} \frac{(\varepsilon_{bN}T)^{B^N}}{B_W^N!} e^{-\varepsilon_{bI}T} \frac{(\varepsilon_{bI}T)^{B^I}}{B_W^I!} e^{-(\mu_N+\varepsilon_{sN})} \frac{(\mu_N+\varepsilon_{sN})^{S^N}}{S_R^N!} e^{-(\mu_I+\varepsilon_{sI})} \frac{(\mu_I+\varepsilon_{sI})^{S^I}}{S_R^I!}$ $+ \alpha(1-\delta)e^{-\varepsilon_{sN}T} \frac{(\varepsilon_{sN}T)^{S^N}}{S_W^N!} e^{-\varepsilon_{sI}T} \frac{(\varepsilon_{sI}T)^{S^I}}{S_W^I!} e^{-(\mu_N+\varepsilon_{bN})} \frac{(\mu_N+\varepsilon_{bN})^{B^N}}{B_R^N!} e^{-(\mu_I+\varepsilon_{bI})} \frac{(\mu_I+\varepsilon_{bI})^{B^I}}{B_R^I!}$	
輸入變數	<p>B 買方力道主導次數</p> <p>S 賣方力道主導次數</p>	<p>B_R^N 自然人買對的次數</p> <p>B_W^N 自然人買錯的次數</p> <p>S_R^N 自然人賣對的次數</p> <p>S_W^N 自然人賣錯的次數</p> <p>B_R^I 法人買對的次數</p> <p>B_W^I 法人買錯的次數</p> <p>S_R^I 法人賣對的次數</p> <p>S_W^I 法人賣錯的次數</p>	
估計之參數	<p>α 資訊事件發生的機率</p> <p>δ 資訊事件為負面訊息之機率</p> <p>μ 優訊交易者的平均下單到達率</p> <p>ε_b 雜訊交易者的平均買單到達率</p> <p>ε_s 雜訊交易者的平均賣單到達率</p>	<p>α 資訊事件發生的機率</p> <p>δ 資訊事件為負面訊息之機率</p> <p>μ_N 自然人之優訊交易者的平均下單到達率</p> <p>μ_I 法人之優訊交易者的平均下單到達率</p> <p>ε_{bN} 自然人之雜訊交易者的平均買單到達率</p> <p>ε_{sN} 自然人之雜訊交易者的平均賣單到達率</p> <p>ε_{bI} 法人之雜訊交易者的平均買單到達率</p> <p>ε_{sI} 法人之雜訊交易者的平均賣單到達率</p>	

依據本研究考量投資人身分別之優勢資訊內涵估計經驗，若將投資人身分別進一步區分為外資、其他法人(其他法人身份包含投信、自營商與一般法人)與自然人，則帶入聯合機率密度函數之變數值將擴增為十二個包括 $B_R^N, B_W^N, S_R^N, S_W^N, B_R^{DI}, B_W^{DI}, S_R^{DI}, S_W^{DI}, B_R^{FI}, B_W^{FI}, S_R^{FI}, S_W^{FI}$ ，而參數之估計，亦將拓展為包括

$\alpha, \delta, \mu_N, \mu_{DI}, \mu_{FI}, \varepsilon_{bN}, \varepsilon_{sN}, \varepsilon_{bDI}, \varepsilon_{sDI}, \varepsilon_{bFI}, \varepsilon_{sFI}$ 共十一個參數，其中 N 表示自然人，I 表示其他法人，F 表示外資，而將投資人身分別區分為外資、本國法人與自然人之資訊交易隨機行程，可參見圖 24。

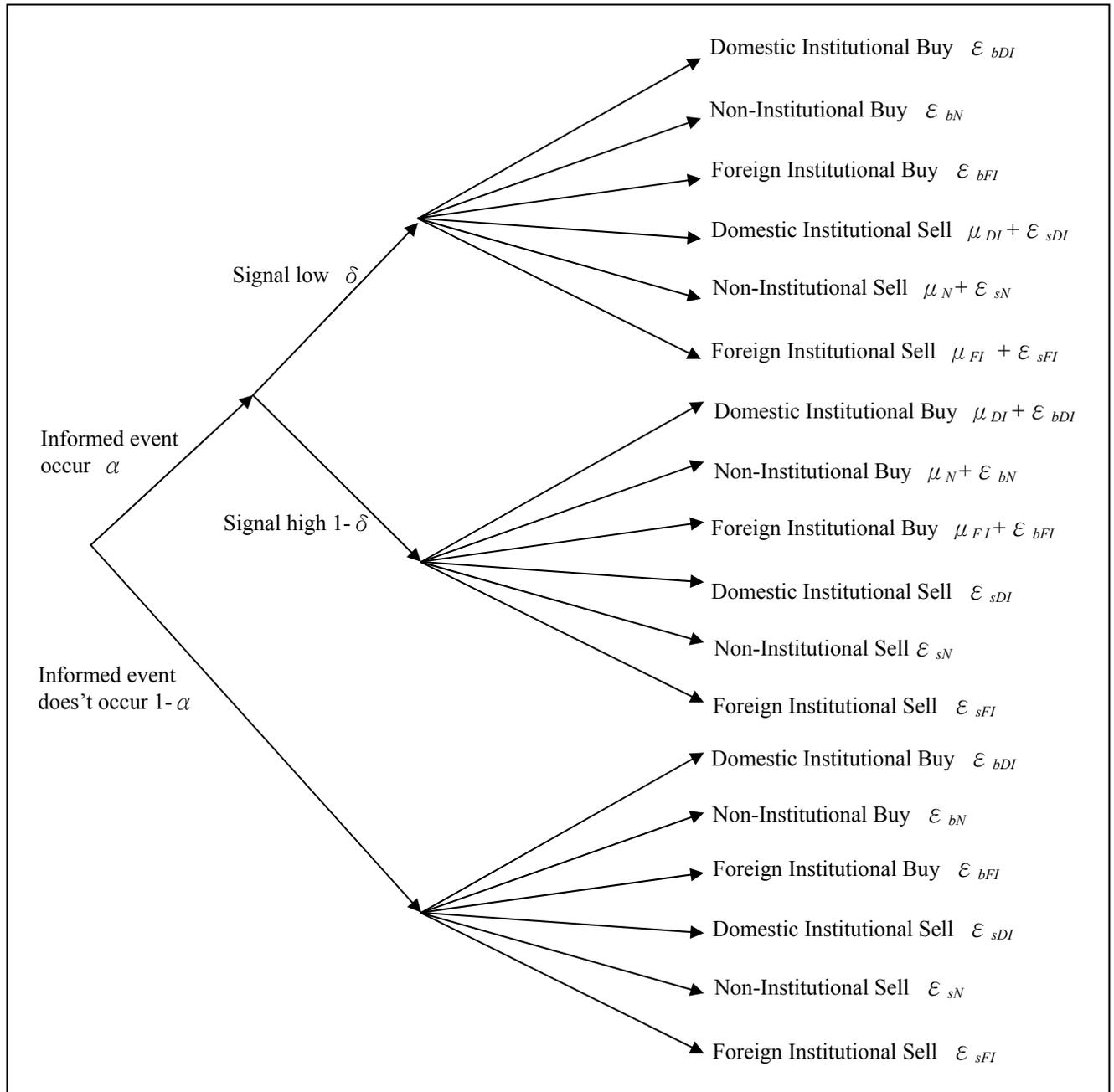


圖 24 區分本國法人、外資與自然人之優勢資訊交易機率模型樹狀圖

而考量外資、一般法人與自然人之聯合機率密度函數可描述如下：

$$\begin{aligned}
& L(\theta \mid B_R^N, B_W^N, S_R^N, S_W^N, B_R^{DI}, B_W^{DI}, S_R^{DI}, S_W^{DI}, B_R^{FI}, B_W^{FI}, S_R^{FI}, S_W^{FI}) \\
&= (1-\alpha) e^{-\varepsilon_{bN}} \frac{(\varepsilon_{bN})^{B_W^N}}{B_W^N!} e^{-\varepsilon_{sN}} \frac{(\varepsilon_{sN})^{S_W^N}}{S_W^N!} e^{-\varepsilon_{bDI}} \frac{(\varepsilon_{bDI})^{B_W^{DI}}}{B_W^{DI}!} e^{-\varepsilon_{sDI}} \frac{(\varepsilon_{sDI})^{S_W^{DI}}}{S_W^{DI}!} \\
&\quad e^{-\varepsilon_{bFI}} \frac{(\varepsilon_{bFI})^{B_W^{FI}}}{B_W^{FI}!} e^{-\varepsilon_{sFI}} \frac{(\varepsilon_{sFI})^{S_W^{FI}}}{S_W^{FI}!} \\
&\quad + \alpha \delta e^{-\varepsilon_{bN}} \frac{(\varepsilon_{bN})^{B_W^N}}{B_W^N!} e^{-\varepsilon_{bDI}} \frac{(\varepsilon_{bDI})^{B_W^{DI}}}{B_W^{DI}!} e^{-\varepsilon_{bFI}} \frac{(\varepsilon_{bFI})^{B_W^{FI}}}{B_W^{FI}!} \\
&\quad e^{-(\mu_N + \varepsilon_{sN})} \frac{(\mu_N + \varepsilon_{sN})^{S_R^N}}{S_R^N!} e^{-(\mu_{DI} + \varepsilon_{sDI})} \frac{(\mu_{DI} + \varepsilon_{sDI})^{S_R^{DI}}}{S_R^{DI}!} e^{-(\mu_{FI} + \varepsilon_{sFI})} \frac{(\mu_{FI} + \varepsilon_{sFI})^{S_R^{FI}}}{S_R^{FI}!} \\
&\quad + \alpha(1-\delta) e^{-\varepsilon_{sN}} \frac{(\varepsilon_{sN})^{S_W^N}}{S_W^N!} e^{-\varepsilon_{sDI}} \frac{(\varepsilon_{sDI})^{S_W^{DI}}}{S_W^{DI}!} e^{-\varepsilon_{sFI}} \frac{(\varepsilon_{sFI})^{S_W^{FI}}}{S_W^{FI}!} \\
&\quad e^{-(\mu_N + \varepsilon_{bN})} \frac{(\mu_N + \varepsilon_{bN})^{B_R^N}}{B_R^N!} e^{-(\mu_{DI} + \varepsilon_{bDI})} \frac{(\mu_{DI} + \varepsilon_{bDI})^{B_R^{DI}}}{B_R^{DI}!} e^{-(\mu_{FI} + \varepsilon_{bFI})} \frac{(\mu_{FI} + \varepsilon_{bFI})^{B_R^{FI}}}{B_R^{FI}!} \quad (37)
\end{aligned}$$

其中 B_R^N 為自然人買對的次數， B_W^N 為自然人買錯的次數， S_R^N 為自然人賣對的次數， S_W^N 為自然人賣錯的次數， B_R^{DI} 為本國法人買對的次數， B_W^{DI} 為本國法人買錯的次數， S_R^{DI} 為本國法人賣對的次數， S_W^{DI} 為本國法人賣錯的次數， B_R^{FI} 為外資買對的次數， B_W^{FI} 為外資買錯的次數， S_R^{FI} 為外資賣對的次數， S_W^{FI} 為外資賣錯的次數。

由本研究之實證結果與資料分析經驗認為，將投資人身分進一步區分為外資、本國法人(本國法人身份包含投信、自營商與一般法人)與自然人，在資產定價與策略性交易方面或可提供更豐富之資訊內涵，但其中參數求解過程將面對更高的複雜度，未來宜進一步結合數學規劃(mathematical programming)專家共同克服式(37)之優化問題，包括演算效率之提升與所需時間之有效降低，及高維度函數數值優化過程必定面臨的角隅解落陷問題。

參考文獻

英文部分

1. Abad, D. and A. Rubia (2004), "Estimating the Probability of Informed Trading: Further Evidence from an Order-driven Market," Working Paper, Department of Financial Economics University of Alicante.
2. Aktas, N., E. Bodt, F. Declerck and H. V. Oppens (2007), "The *PIN* Anomaly around M&A Announcements," *Journal of Financial Markets*, Vol. 10, No. 2, pp. 169-191.
3. Alexander, G. J. and M. A. Peterson (2007), "An Analysis of Trade-Size Clustering and Its Relation to Stealth Trading," *Journal of Financial Economics*, Vol. 84, No. 2, pp. 435-471.
4. Amihud, Y. and H. Mendelson (1986), "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread," *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, No. 2, pp. 223-249.
5. Anand, A. and S. Chakravarty (2007), "Stealth Trading in Options Markets," *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol. 42, No. 1, pp. 167-187.
6. Baker, H. K. (1996), "Trading Location and Liquidity: An Analysis of U.S. Dealer and Agency Markets for Common Stocks," *Financial Markets, Institutions & Instruments*, Vol. 5, pp. 1-51.
7. Barbee, W. C., S. Mukherji and G. A. Raines (1996), "Does Sales-Price and Debt-Equity Explain Stock Returns Better than Book-Market and Firm Size?" *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 2, pp. 56-60.
8. Bagehot, W. (1971), "The Only Game in Town," *Financial Analysts Journal*, Vol. 27, No. 2, pp. 12-22.
9. Banz, R. W. (1981), "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, No. 1, pp. 3-18.
10. Barclay, M. J. and J. B. Warner (1993), "Stealth Trading and Volatility: Which Trades Move Prices?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 34, No. 3, pp. 281-305.
11. Basak, S. and D. Cuoco (1998), "An Equilibrium Model with Restricted Stock Market Participation," *Review of Financial Studies*, Vol. 11, No. 2, pp. 309-341.
12. Basu, S. (1977), "Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis," *Journal*

- of Finance, Vol. 32, No. 3, pp. 663-682.
13. Bhandari, L. C. (1988), "Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence," *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 2, pp. 507-528.
 14. Biais, B., L. Glosten and C. Spatt (2005), "Market Microstructure: A Survey of Microfoundations, Empirical Results, and Policy Implications," *Journal of Financial Markets*, Vol. 8, No. 2, pp. 217-264.
 15. Black, F. (1972), "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing," *Journal of Business*, Vol. 45, No. 3, pp. 444-455.
 16. Black F., M.C. Jensen and M. Scholes (1972), "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests in M.C. Jensen, ed.," *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger.
 17. Boehmer, E., G. Saar and L. Yu (2005), "Lifting the Veil: an Analysis of Pre-trade Transparency at the NYSE," *Journal of Finance*, Vol. 2, No. 2, pp. 783-815.
 18. Brown, S., S. A. Hillegeist and K. Lo (2006), "The Effect of Meeting or Missing Earnings Expectations on Information Asymmetry," Working Paper, Department of Accounting, Goizueta Business School, Emory University., Accounting and Control Area, INSEAD and Sauder School of Business, The University of British Columbia.
 19. Brown, S. and S. A. Hillegeist (2006), "How Disclosure Quality Affects the Level of Information Asymmetry," Working Paper, Department of Accounting, Goizueta Business School, Emory University and Accounting and Control Area, INSEAD.
 20. Cai, B. M., C. X. Cai and K. Keasey (2006), "Which trades move prices in emerging markets? Evidence from China's stock market," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 14, No. 5, pp. 453-466.
 21. Carhart, M. M. (1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, pp. 57-82.
 22. Chakravarty, S. (2001), "Stealth-trading: Which traders' trades move stock prices?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 61, No. 2, pp. 289-307.
 23. Chalmers, J. M. R. and G.B. Kadlec (1998), "An Empirical Examination of the Amortized Spread," *Journal of Financial Economics*, Vol. 48, No. 2, pp. 159-188.
 24. Chan, W. H. (2004), "Conditional Correlated Jump Dynamics in Foreign Exchange," *Economics Letters*, Vol. 83, No. 1, pp. 23-28.

25. Chen, Q., I. Goldstein and W. Jiang (2007), "Price Informativeness and Investment Sensitivity to Stock Price," *The Review of Financial Studies*, Vol. 20, No. 3, pp. 619-650.
26. Chordia, T., A. Subrahmanyam and V. R. Anshuman (2001), "Trading Activity and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economic*, Vol. 59, No. 3, pp. 3-32.
27. Chui, A. C. W. and K. C. J. Wei (1998), "Book-to-Market, Firm Size, and the Turn-of-the-Year Effect: Evidence from Pacific-Basin Emerging Markets," *Pacific-Basin Finance*, Vol. 6, No. 3-4, pp. 275-293.
28. Chung, K. H. and M. Li (2003), "Adverse-Selection Costs and the Probability of Information-Based Trading," *The Financial Review*, Vol. 38, No. 2, pp. 257-272.
29. Chung, K.H. and M. Li (2005), "Information-Based Trading, Price Impact of Trade, and Trade Autocorrelation," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 29, No. 7, pp. 1645-1669.
30. Copeland, T. E. and D. Galai (1983), "Information Effects on the Bid-Ask Spread," *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 5, pp. 1457-1469.
31. De Bondt, W. F. M., and R. Thaler (1985), "Does the Stock Market Overreact?" *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 3, pp. 793-805.
32. Easley, D. and M. O'Hara (2000), "Information and the Cost of Capital," Working paper, Johnson Graduate School of Management, Cornell University.
33. Easley, D. and M. O'Hara, (2004), "Information and the Cost of Capital," *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4, pp. 1553-1583.
34. Easley, D., N. M. Kiefer and M. O'Hara (1996), "Cream-Skimming or Profit Sharing? The Curious Role of Purchased Order Flow," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 3, pp. 811-833.
35. Easley, D., N. M. Kiefer, M. O'Hara and J. B. Paperman (1996), "Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 4, pp. 1405-1436.
36. Easley, D., N. M. Kiefer and M. O'Hara (1997), "The Information Content of the Trading Process," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 4, No. 2, pp. 159-186.
37. Easley, D., N. M. Kiefer and M. O'Hara (1997), "One Day in the Life of a Very Common Stock," *Review of Financial Studies*, Vol. 10, No. 3, pp. 805-835.
38. Easley, D., M. O'Hara and J. Paperman (1998), "Financial Analysts and

- Information-base Trade,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 1, No. 2, pp. 175-201.
39. Easley, D. and M. O’Hara (1987), “Price, Trade Size and Information in Securities Market,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 69–90.
 40. Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O’Hara (2002), “Is Information Risk a Determinant of Asset Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, pp. 2185-2221.
 41. Eleswarapu, V. R. and M. R. Reinganum (1993), “The Seasonal Behavior of the Liquidity Premium in Asset Pricing,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 34, No. 3, pp. 373-386.
 42. Ellis, K., M. Roni and M. O’Hara (2000), “The Accuracy of Trade Classification Rules: Evidence from NASDAQ,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, December, Vol. 35, No. 4, pp. 529-51.
 43. Escribano, A. and R. Pascual (2005), “Asymmetries in bid and ask responses to innovations in the trading process,” *Empirical Economics*, Vol. 30, No. 4, pp. 913-946.
 44. Fama, E. F. and J. D. MacBeth (1973), “Risk, return and equilibrium: Empirical tests,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, pp. 607-636.
 45. Fama, E. F. and K. R. French (1992), “The Cross-section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, pp. 427-465.
 46. Fama, E. F. and K. R. French. (1993), “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, pp. 3-56.
 47. Finucane, T. J. (2000), “A Direct Test of Methods for Inferring Trade Direction from Intra-Day Data,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, No. 4, pp. 553–576.
 48. Fisher, K. L. (1984), *Super Stock*, Dow Jones-Irwin: Homeworrd, Illionis.
 49. Flood, M. D., R. Huisman, K. G. Koedijk and R. J. Mahieu (1999), “Quote Disclosure and Price Discovery in Multiple-Dealer Financial Markets,” *Review of Financial Studies*, Vol. 12, No. 1, pp. 37-59.
 50. Foster, F. D. and S. Viswanathan (1993), “Variations in Trading Volume, Return Volatility, and Trading Costs: Evidence on Recent Price Formation Models,” *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, pp. 187-211.

51. Garman, M. (1976), "Market Microstructure," *Journal of Financial Economics* Vol. 3, No. 3, pp. 257-275.
52. George J. B. and R. L. Hagerman (1974), "Determinants of Bid-Asked Spreads in the Over-the-Counter Market," *Journal of Financial Economics*, Vol. 1, No. 4, pp. 353-364.
53. Glosten, L. R. (1985), "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders," *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 71-100.
54. Boehmer, E., J. Grammig, and E. Theissen (2007), "Estimating the Probability of Informed Trading— Does Trade Misclassification Matter," *Journal of Financial Markets*, Vol. 10, No. 1, pp. 26-47.
55. Hamdan, M. A. and H. A. AL-Bayyati (2006), "A Note on the Bivariate Poisson Distribution," *The American Statistician*, Vol. 23, No. 4, pp. 32-33.
56. Huang, R and H. R. Stoll, (1997), "The Components of the Bid-Ask Spread: A General Approach," *Review of Financial Studies*, Vol. 10, No. 4, pp. 995-1034.
57. Haugen, R. A. and N. L. Baker (1996), "Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, No. 3, pp. 401-439.
58. Hansen, L. P. and R. J. Hodrick (1980), "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 5, pp. 829-853.
59. Harries, L. (2003), "Trading and Exchanges : Market Microstructure for Practitioners" Oxford University Press, N.Y.
60. Hasbrouck, J. (1991), "Measuring the Information Content of Stock Trades," *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 1, pp. 179-207.
61. Hasbrouck, J. (1998), "Trades, Quotes, Inventories, and Information," *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, No. 2, pp. 229-252.
62. Heflin, F. and K. W. Shaw (2000), "Blockholder Ownership and Market Liquidity," *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol. 35, No. 4, pp. 621-633.
63. Heidle, H. G. and R. D. Huang (2002), "Information-Based Trading in Dealer and Auction Markets: An Analysis of Exchange Listings," *Journal of financial and quantitative analysis*, Vol. 37, No. 3. pp. 391-424.

64. Henke, H. (1995), "Correlation of Order Flow and the Probability of Informed Trading," *The Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 3, pp. 579-603.
65. Huang, R. D., J. Cai and X. Wang (2002), "Information-Based Trading in the Treasury Note Interdealer Broker Market," *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 11, No. 3, pp. 269-296.
66. Huson, M. R., Y. Kim, and V. C. Mehrotra (2006), "Did Decimalization Benefit Members of the Toronto Stock Exchange?" *Quarterly Journal of Business & Economics*, Vol. 45 No 3/4, pp. 49-67.
67. Iwasaki, M. and H. Tsubaki (2005), "A New Bivariate Distribution in Natural Exponential Family," *Mathematics and Statistics*, Vol. 61, No. 3, pp. 323-336.
68. Jaffe, J. F. (1974), "Special Information and Insider Trading," *Journal of Business*, Vol. 47, No. 3, pp. 410-428.
69. Jeffrey F. J. and R. L. Winkler. (1976), "Optimal Speculation against an Efficient Market," *The Journal of Finance*, Vol. 31, No. 1, 49-61.
70. Jennifer F. R. (1981), "Market Structure and the Diffusion of New Technology," *Bell Journal of Economics*, Vol. 12, No. 2, pp. 618-624.
71. Jegadeesh, N. and S. Titman (1993), "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 2, pp. 65-91.
72. Jegadeesh, N. and S. Titman (1995), "Overreaction, Delayed Reaction, and Contrarian Profits," *Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 4, pp. 973-993.
73. Jegadeesh, N. and S. Titman (2001), "Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations," *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 2, pp. 699-720.
74. Kahneman, D. and A. Tversky (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, Vol. 47, No. 2, pp. 263-292.
75. Kocherlakota, S. and K. Kocherlakota (2001), "Regression in The Bivariate Poisson Distribution," *Communications in Statistics: Theory and Methods*, Vol. 30, No. 5, pp. 815-825.
76. Kyle, A. S. (1989), "Informed Speculation with Imperfect Competition," *Review of Economic Studies*, Vol. 56, No. 187, pp. 317-358.
77. Lee, C. M. C. and M. J. Ready (1991), "Inferring Trade Direction from Intraday Data," *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, pp. 733-746.

78. Lee, C. M. C., B. Mucklow and M. J. Ready (1993), "Spreads, Depths, and the Impact of Earnings Information: an Intraday Analysis," *Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 2, pp. 345-374.
79. Lee, C. M. C. and B. Swaminathan (2000), "Price Momentum and Trading Volume," *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 5, pp. 2017-2069.
80. Lee, C. M. C. and B. Radhakrishna (2000), "Inferring Investor Behavior: Evidence from TORQ Data," *Journal of Financial Markets*, Vol. 3, No. 2, pp. 83-111.
81. Lin, C. F. (2006), "Transparency- An Empirical Study Using Taiwan Stock Exchange Data," *Review of Pacific Basin Financial Markets & Policies*, Vol. 9, No. 1, pp. 129-147.
82. Lintner, J. (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolio and Capital Budgets," *Review of Economics & Statistics*, Vol. 47, No. 1, pp. 13-25.
83. Litzenberger, R. H. and K. Ramaswamy (1979), "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, No. 2, pp. 163-195.
84. Madhavan, A. (2000), "Market Microstructure: A Survey," *Journal of Financial Markets*, Vol. 3, No. 3, pp. 205-258.
85. Madhavan, A., D. Porter and D. Weaver (2005), "Should Securities Markets Be Transparent?" *Journal of Financial Markets*, Vol. 8, No. 3, pp. 265-287.
86. Mayer, W. J. and W. F. Chappell (1992), "Determinants of Entry and Exit: An Application of the Comounded Bivariate Poisson Distribution to U.S. Industries, 1972-1977," *Southern Economic Journal*, Vol. 58, No. 3, pp. 770-778.
87. McInish, T., and R. Wood, (1989), "An Analysis of Intraday Patterns in Bid/Ask Spreads for NYSE Stocks," Working Paper, Fogelman College of Business and Economics, Memphis State University.
88. Merton, R. C. (1987), "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information," *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 3, pp. 483-510.
89. Mukherji, S., M. S. Dhatt and Y. H. Kim (1997), "A Fundamental Analysis of Korean Stock Returns," *Financial Analysis Journal*, Vol. 53, No. 3, pp. 75-80.
90. Ng, L. and F. Wu, (2007), "The Trading Behavior of Institutions and Individuals in Chinese Equity Markets," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 31, No. 9, pp. 2695-2710.

91. O'Hara, M. (1995), "Market Microstructure Theory," Blackwell Publishers, Cambridge, MA.
92. Pagano, M. and A. Roell (1996), "Transparency and Liquidity: A Comparison of Auction and Dealer Markets with Informed Trading," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, pp. 579-611.
93. Papke, L. E. and J. M. Wooldridge (1996), "Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401 (K) Plan Participation Rates," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 6, pp. 619-632.
94. Rhee, S. G., and S. H. Chan (2000), "Information Asymmetry, Informed Trading, and Order Imbalance Around Daily Limit-hits: Evidence from Transactions Data and The Limit Order Book of The Kuala Lumpur Stock Exchange," Working Paper, University of Hawai'i, SSBCiti Asset Management Group and University of Wisconsin-Milwaukee.
95. Rosenberg, B., K. Reid and R. Lanstein (1985), "Persuasive Evidence of Market Inefficiency," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 11, No. 3, pp. 9-16.
96. Ross, S. A. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, No. 3, pp. 341-360.
97. Saar, G. (2001), "Price Impact Asymmetry of Block Trades: An Institutional Trading Explanation," *Review of Financial Studies*, Vol. 14, No. 4, pp. 1153-1181.
98. Sechack, A. J. and J. D. Martin (1987), "The Relative Performance of the PSR and PER Investment Strategies," *Financial Analysts Journal*, Vol. 43, No. 2, pp. 46-56.
99. Sharpe, W. F. (1964), "Capital Asset Price: A Theory of Market Equilibrium Under conditions of Risk," *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, pp. 425-442.
100. Sheu, H. J. and K. P. Ku (1999), "An Empirical Study of Forecasting Power of Turnover and Book-to-Price for Stock Returns in Taiwan," *Advances in Pacific Basin Financial Markets*, Vol. 5, pp. 325-336.
101. Sheu, H. J., S. Wu and K. P. Ku (1998), "Cross-Sectional Relationships between Stock Returns and Market Beta, Trading Volume, and Sales-to-Price in Taiwan," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 7, No. 1, pp. 1-18.
102. Sias, R. W. (1996), "Volatility and the Institutional Investor," *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 2, pp. 13-20.

103. Stattman, D. (1980), "Book values and stock returns," The Chicago MBA : A Journal of Selected Papers, Vol. 4, pp. 25-45.
104. Stoll, H. R. (1978), "The Pricing of Security Dealer Services: An Empirical Study of NASDAQ Stocks," Journal of Finance, Vol. 33, No. 4, pp. 1153-1172.
105. Tonda, T. (2005), "A Class of Multivariate Discrete Distributions Based on An Approximate Density in GLMM," Hiroshima Mathematical Journal, Vol. 35, No. 2, pp. 327-349.
106. Vega, C. (2006), "Stock Price Reaction to Public and Private Information," Journal of Financial Economics, Vol. 82, No. 1, pp. 103-133.
107. Venter, J. H. and D. C. J. D. Jongh (2004), "Extending the EKOP Model to Estimate the Probability of Informed Trading," Working Paper, North-West University of Center for Business Mathematics and BMI.
108. Wang, J. (1993), "A Model of Intertemporal Asset Prices under Asymmetric Information," Review of Economic Studies, Vol. 60, No. 2, pp. 249-282.
109. Yan, Y. and S. Zhang (2006), "An Improved Estimation Method and Empirical Properties of the Probability of Informed Trading," Working Paper, University of Pennsylvania and Nanyang Technological University.

中文部分

1. 江掌珠 (2004), 「資訊交易機率測度與動能生命週期策略」, 碩士論文, 私立銘傳大學財務金融研究所。
2. 周賓鳳、劉怡芬 (2000), 「臺灣股市橫截面報酬解釋因子：特徵、單因子、或多因子？」, 證券市場發展季刊, 第 12 卷第 1 期, 1-32。
3. 邵靄如 (2001), 「臺灣地區新上市/上櫃公司資訊結構與股價行為之研究」, 碩士論文, 國立政治大學企業管理研究所。
4. 胡星陽 (1998), 「流動性對台灣股票報酬率的影響」, 中國財務學刊, 第 5 卷第 4 期, 1-18。
5. 孫佩儀 (2002), 「臺灣股市成交量與報酬序列相關之研究-資訊不對稱」, 碩士論文, 私立銘傳大學金融研究所。
6. 郭政麟 (2004), 「資訊交易機率測度、資產定價及資產管理策略」, 碩士論文, 私立銘傳大學財務金融研究所。

7. 郭維裕、胡桂華 (2003),「臺灣股市資訊交易之實証研究」,證券市場發展季刊,第14卷第4期,39-72。
8. 陳家彬(1990),「臺灣地區股票報酬之橫斷面分析:三因子模式之證實」,《興大人文社會學報》,第8期,213-235。
9. 陳健宏 (2000),「資訊交易機率對股市績效的影響」,碩士論文,國立中山大學財務管理研究所。
10. 陳榮昌 (2002),「臺灣股票報酬之結構分析」,碩士論文,國立中山大學財物管理研究所。
11. 黃仁甫、劉玉珍 (1995),「臺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,第3卷第1期,95-117。
12. 黃理哲 (1994),「臺灣股票市場股票報酬解釋因素之探討」,碩士論文,國立中山大學企業管理研究所。
13. 黃俊傑 (2003),「私有資訊提前反應與風險性資產報酬-臺灣證券市場之實証」,碩士論文,私立銘傳大學財務金融研究所。
14. 詹場 (2000),「臺灣證券市場交易方向之推導與資訊含量」,博士論文,國立臺灣大學財務金融學研究所。
15. 趙偉翔 (2006),「優勢資訊交易估計、行為探勘及其在投資組合策略構建上之運用」,碩士論文,私立銘傳大學資訊管理研究所。
16. 楊清芬 (2001),「資訊交易機率之測度及其決定因素探討」,碩士論文,國立中山大學財物管理研究所。
17. 劉家榮(2007),「資訊風險是否為臺灣證券市場之資產定價因子」,碩士論文,私立銘傳大學財務金融研究所。
18. 鄭景綸 (2005),「臺灣證券市場資訊交易機率測度、資產定價及交易成本考量下之策略性資產管理策略」,碩士論文,私立銘傳大學財務金融研究所。
19. 謝宓頤 (2002),「臺灣低流動性股票訊息交易之研究」,碩士論文,國立清華大學科技管理研究所。
20. 顧廣平 (2005),「單因子、三因子或四因子模式?」,證券市場發展季刊,第17卷第2期,101-146。

研究人員

計畫主持人：

盧陽正 現職：銘傳大學財務金融學系 副教授兼系主任
學歷：交通大學管科所(財管組)博士
經歷：國立台北大學 IEMBA 學程兼任副教授
國立台北大學經濟系兼任副教授
淡江大學財務金融學系兼任副教授
證券商業同業公會 理事

研究員：

黃家興 現職：大富資訊 程式部 經理
學歷：銘傳大學財務金融研究所

魏裕珍 現職：交通大學管理科學系 博士生
銘傳大學財務金融研究中心 研究助理
學歷：銘傳大學財務金融研究所
經歷：寶來證券 期貨自營部 專業襄理
群益期貨 顧問事業部 研究員
群益期貨 研究發展部 研究員

張健偉 現職：政治大學財務管理研究所 博士生
銘傳大學財務金融研究中心 研究助理
學歷：銘傳大學財務金融研究所
經歷：一銀證券 債券部 專業襄理
銘傳大學財務金融研究中心 研究助理

王佑鈞 現職：政治大學金融研究所 博士生
銘傳大學財務金融研究中心 研究助理
學歷：銘傳大學財務金融研究所
經歷：銘傳大學財務金融研究中心 研究助理

趙偉翔 現職：一銀證券 衍生性商品策略交易組 研究員
銘傳大學財務金融研究中心 研究助理
學歷：銘傳大學財務金融研究所
經歷：銘傳大學財務金融研究中心 研究助理

劉家榮 現職：銘傳大學財務金融研究中心 研究助理
學歷：銘傳大學財務金融研究所
經歷：銘傳大學財務金融研究中心 研究助理

研究助理：

李卡特 現職：銘傳大學財務金融研究中心 研究助理
學歷：銘傳大學財務金融研究所
經歷：銘傳大學財務金融研究中心 研究助理

黃柏凱 現職：銘傳大學財務金融研究中心 研究助理
學歷：銘傳大學財務金融研究所
經歷：銘傳大學財務金融研究中心 研究助理