

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

以配對樣本比較交易商與拍賣市場最小報價檔次影響訊息 交易行為 研究成果報告(精簡版)

計畫類別：個別型
計畫編號：NSC 96-2416-H-032-011-
執行期間：96年08月01日至97年07月31日
執行單位：淡江大學財務金融學系

計畫主持人：段昌文

處理方式：本計畫涉及專利或其他智慧財產權，1年後可公開查詢

中華民國 97年10月21日

行政院國家科學委員會研究計畫

精簡報告

計畫名稱：

以配對樣本比較交易商與拍賣市場
最小報價檔次影響訊息交易行為

主持人：段昌文

計畫編號：96-2416-H-032-011-

執行機關：淡江大學財務金融學系

計畫執行起迄：2007.08.01 至 2008.07.31

以配對樣本比較交易商與拍賣市場 最小報價檔次影響訊息交易行為

段昌文

摘要

本文研究焦點在分析訊息基礎的交易行為，透過 NYSE 降低報價檔次大小來觀察訊息基礎交易行為的變動。雖然先前研究已提供小數報價對於市場品質影響的論證，我們則進一步延伸這些文獻的貢獻，提供另一種衡量訊息不對稱程度的方法，並透過估計的PIN來討論以往文獻無法觀察訊息基礎的日內交易行為。我們的實證發現，修正估計法後之EKOP模型的PIN值是明顯低於選擇權基礎的PIN值，且NYSE上市公司的PIN值皆是高於 Nasdaq的，表現出兩個異質性的市場結構。我們從估計的PIN值證明了小數報價是會降低訊息基礎的交易，並降低其蒐集訊息的動機，顯示出交易商的偷跑所降低訊息交易者的利益是高於委託單跳躍與固定交易成本所降低的成本。我們亦發現，訊息交易者偏好每日交易的開始進行交易，PIN的日內走勢為反J型態，且與日內交易量是有強烈的連結關係。最後我們亦發現，訊息交易者交易NYSE股票不會採秘密交易，反而會採以慣常的大量來交易。

關鍵字：逆選擇成本、訊息交易機率、Panel Data 模型、選擇權理論

Key Words：Adverse selection cost, Probability of informed trading, Panel Data Models, Options approach

一、前言

許多在財務微結構理論模型之相關文獻都有一個共同的特徵，就是在探討競爭且風險中立之造市者亦或專業自營商所面臨之交易對手類型的存在性與否，亦即探討訊息交易者與流動性交易者¹在市場的競爭交易行為，然而要在市場的交易行為中確認哪些交易是導因於何種交易者，實證上使許多文獻皆無法直接驗證。直到 Easley, Kiefer, O'Hara and Paperman (1996) 透過訊息與非訊息交易者下買賣單之比率推導出訊息交易機率 (probability of informed trading, PIN) 模型後，在驗證交易行為之導因上才得以順利處理，也首次使資訊不對稱程度可以量化。

訊息交易者透過交易對價格產生衝擊，因此不同證券將有不同的訊息交易機率表現，因此，其與資訊不對稱程度之相關性連結市場之價格揭露、定價效率與市場微結構是有重要且顯著之影響效果的。先前許多探討小數報價為議題的相關文獻，他們的研究焦點皆放在如價差、深度與波動性等不同觀點的市場品質上，較少探討資產價格的訊息效率，利如訊息交易機率對市場微結構之影響等等。因此，本文主要研究焦點在期望透過訊息交易機率可觀察 NYSE 在小數報價前後期間，資產價格所透露之訊息效率性。

雖然 Easley, Kiefer, O'Hara and Paperman (1996) 的訊息交易機率模型解決了許多區分交易者行為的困境，然而模型中需要輸入交易方向之指示變數，因此估計的訊息交易機率將因指示變數的設定錯誤將可能產生偏誤；Ellis, Michaely, and O'Hara (2000) 在以 EKOP 模型進行 PIN 估計時使用 Lee and Ready (1991) 的交易分類數值法，發現交易有 81.05% 可正確被分類為買方或賣方傾向；Lee and Radhakrishna (2000) 則發現有將近 40% 的 NYSE 交易無法被正確分類。因此，使用 EKOP 模型估計 PIN 將受限於交易分類的正確性，這也使得 EKOP 模型所估計的 PIN 值是受懷疑的。Boehmer, Grammig and Theissen (2007) 更指出，使用 Lee and Ready (1991) 的數值法應用於 EKOP 模型所估計的 PIN 值，將是為低估的。因此，一些學者早已開始嘗試從非結構模型來討論如何衡量訊息交易的測度，以避免估計結果會產生有相同的誤差。

早期以選擇權觀念來探討市場微結構的相關文獻，以 Copeland and Galai (1983) 為最早，他們指出造市者的報價可視為一個免費的選擇權，因此他們利用此概念來評價造市者的預期獲利，形成選擇權方法的買賣價差模型。爾後 Bollen, Smith and Whaley (2004) 則延伸 Copeland and Galai (1983) 的模型以評估逆選擇成本，是首次文獻中以選擇權方法對資訊不對稱予以量化。Popescu (2007) 則亦為延伸 Copeland and Galai (1983) 的買賣價差模型，在考量

¹ 或稱非訊息交易者。

交易商的委託單處理成本後，以損益兩平觀點來估計訊息交易機率。雖然他們的估計方法可避免 Easley, et al (1996) 模型在估計 PIN 的偏誤，然而他們估計的委託單處理成本採用了結構模型，亦需將交易予以分類。

2001年1月29日，紐約證券交易所 (New York Stock Exchange, NYSE) 將分數報價制度全面改以小數點報價，而納斯達克 (Nasdaq) 交易所亦於2001年4月11日全面實施小數點報價。許多學者預期小數報價制度將對市場產生影響，因而開啟許多有關於研究小數報價對市場產生何種變化的一序列研究議題。這些研究的議題主要探討焦點有價差、報價深度、波動性、流動性、市場品質、訊息傳遞、交易行為、交易成本與價差組成份等等；然而這些研究的焦點在衡量市場品質的，卻非常少。唯有 Zhao and Chung (2006) 以 EKOP 模型來分析小數報價前後的 PIN 變化，他們實證發現NYSE在小數報價後PIN是為增加的，指出小數報價會促長訊息基礎交易，因此會增加資產價格的訊息效率性。然而他們使用了EKOP模型對PIN進行估計，將因使用 Lee and Ready (1991) 的數值法對估計的PIN值產生誤差。根據 Boehmer, Grammig and Theissen (2007) 使用 NYSE system order data (SOD) 估計的PIN結果顯示，以EKOP模型估計PIN是有偏誤的，雖然他們研究焦點不在小數報價的事件研究，然而觀察他們在橫跨NYSE的小數報價期間發現，PIN值在小數報價後的月份是逐漸下降的。

雖然 NYSE 實施小數報價已有多年，然而本文研究焦點在市場品質的量化指標，亦即市場的PIN值，主要在透過交易所變更最小報價檔次來觀察 PIN 的變化情況。與先前文獻不同的地方在於我們使用了選擇權方法估計PIN值，不會發生使用EKOP模型產生偏誤的PIN值；除此之外，為了避免以選擇權估計的PIN值亦會有高估或低估情況，我們的實驗樣本皆以未實施小數報價交易所的股票進行配對。最後，我們亦應用 Yan and Zhang (2006) 克服使用EKOP 模型估計PIN值有偏誤的方法，來估計EKOP模型的PIN值，並與選擇權方法估計的PIN值比較。

根據許多以結構模型分解價差的文獻結論顯示，小數報價將會縮小報價價差，而價差中的逆選擇成本組成份是增加的，然而這些以結構模型分解價差的方法，多亦需將交易分類為買方與賣方傾向，估計值是為不偏的，亦是我們所質疑的，估計的逆選擇成本含意為逆選擇成本占價差的百分比，非為金額的逆選擇成本，小數報價後逆選擇的變化還需依賴價差的變化程度。Chakravarty, Van Ness, and Van Ness (2005) 以兩種價差結構模型模型估計NYSE 與 Nasdaq在小數報價前後的逆選擇成本組成份與逆選擇成本，結果發現 NYSE 與Nasdaq樣本的逆選擇組成份都是上升的，然而逆選擇成本在NYSE樣本為下降的，Nasdaq則為上升的。Zhao and Chung (2006) 以 EKOP 模型估計PIN值，實證結果發現NYSE在小數報價後的PIN值是明顯增加的。探究這些研究焦點在訊息交易者產生的逆選擇成本或PIN的相關文獻，他們的實證

結果是有一些不一致情況。因此，導致這些結論不一致的情況除了先前許多文獻已多有探討的市場結構因素外，我們認為尚有研究者是否有掌握其他的控制因素，例如使用對照樣本來驗證，或者採以分類樣本來觀察，而估計時所引用的模型與數值法亦是有可能造成這些結論產生不一致情況的。因此本文的研究樣本除了小數報價的 NYSE 上市公司外，並加入未實施小數報價的 Nasdaq 上市公司，以創造對照樣本；我們並將所有樣本依照市值分類，以排除公司大小因素，進一步以選擇權方法與修正EKOP模型估計法來估計NYSE實施小數報價前後實驗組與對照組的PIN值。

本文與先前的相關文獻有幾個不同，首先，我們以選擇權方法估計的PIN值是每日每筆報價就形成一筆PIN值，選擇權基礎的 PIN 估計值為瞬間的或點的估計，相對於傳統的EKOP模型必須利用一段期間只能估計一筆PIN值，選擇權基礎的PIN值提供了日內資訊，使得我們可探討日內的訊息交易行為，亦可對PIN值進行統計檢定，亦不會發生交易分類的錯誤²，這都是EKOP模型無法做到的。其次，我們以 Ellis, Michaely, and O'Hara (2000) 的數值法進行交易分類，並利用設定起始值方式來控制EKOP模型在估計時所可能產生的偏誤，以估計PIN值，並與選擇權基礎的PIN值比較。第三，我們是以相對的PIN值來驗證小數報價前後的變化，非為絕對值，因此可排除非小數報價制度所引起對PIN的變化，並可得到較為一致的結果。最後，我們透過日內每筆交易之成交數量來分類，以找出訊息交易者偏好的交易量，驗證訊息交易者的隱藏性假說在NYSE是否成立，並透過可同時處理橫斷面及時間序列並存的資料 Panel Data 模型，以驗證這些訊息變數間的連結關係。

我們的實證結果發現，EKOP模型的PIN值明顯是低於選擇權基礎的PIN值；比較NYSE與 Nasdaq 市場的估計結果發現，未實施小數報價時，以選擇權估計Nasdaq上市公司一致皆低於NYSE上市公司，在小數報價後，一致的是選擇權基礎的PIN值是為降低的，隱含有交易商的偷跑而降低訊息交易者的利益是高於委託單跳躍與固定交易成本所降低的成本；然而以EKOP模型估計的PIN值表現是為不一致的，顯示選擇權基礎的PIN值是勝過EKOP模型的。實驗樣本與配對樣本形成的相對PIN值更是強烈表達小數報價是可降低訊息基礎的交易可能性。由於我們估計的PIN值可分析日內訊息交易的型態，因此我們亦發現，訊息交易者偏好每日交易的開始期間進行交易，PIN的日內走勢有如反J型態，與交易量有著密切的連結關係。最後我們亦發現，訊息交易者交易NYSE股票不會進行秘密交易，反而會採以慣常的大量來交易，因此我們的實證結果是不支持隱藏性假說。

第二節為探討市場結構、小數報價與訊息交易的相關理論；第三節為呈現我們估計的模

² Ellis, Michaely, and O'Hara (2000) 以 Lee and Ready (1991) 的數值方法處理 Nasdaq 資料之指數變數時發現，交易的 81.05%能被正確分類；在 Odders-White (2000) 驗證的成功率亦只有 85%；Lee and Radhakrishna (2000) 對 NYSE 的實證結果亦只有 40%的正確性。

型；有關於樣本與估計方法呈現在第四節的研究設計；實證結果在第五節；最後一節為結論。

二、訊息交易、小數報價與市場結構

2.1 訊息交易的測度

如果市場中所有交易者皆握有相同的資訊，理論上，在效率市場下便不存在擁有特殊資訊的訊息交易者。故訊息交易者的存在，其背後隱藏的交易涵意便是市場上有資訊不對稱情形，交易者本身認為擁有較其他交易者多的資訊，而交易者在分析自身所擁有的資訊後，認為資產市場價格為高估或低估後，便進場交易賺取獲利。

一直以來，許多學者皆為了如何將市場的資訊不對稱程度予以量化而困擾，顯然這是一項不容易衡量的指標，直到 EKOP (1996) 的出現才有了直接性的觀察值。因此，衡量資訊不對稱程度我們可區分為直接和間接測度。由於欲觀察訊息交易產生的資訊不對稱程度是困難的，因此早期文獻對訊息交易之測度均屬於間接測度。例如 Bagehot (1971)、Foster and Viswanathan (1990) 與 McNish and Wood (1992) 皆以價差來衡量資訊不對稱；Stoll (1978)則以週轉率做為訊息交易的替代變數，發現週轉率愈高逆選擇成本愈高；Chiang and Venkatesh (1988) 以內部人士持股集中度作為資訊不對稱程度的代理變數。Gerald and Samuel (1997) 以分析師對季盈餘預測的全距 (range) 與離散 (dispersion) 程度以衡量資訊不對稱程度。然而 Easley, O'Hara, and Paperman (1998) 指出，分析師的資料是不適合作為訊息交易的代理變數。

上述這些對資訊不對稱的衡量都屬於間接的測度，只能做相對性的比較，也就是說早期研究資訊不對稱的文獻皆缺乏對市場資訊不對稱程度的一個直接性的量化指標。由於這些間接測度的方法皆源自於價差，因此許多的研究亦嘗試透過將價差分解為組成份來橫量這些成本的大小，亦即以逆選擇成本組成份來衡量訊息的不對稱；這些利用價差分解成價差組成份的價差結構模型有 Glosten and Harris (1988)、George, Kaul, and Nimalendra (1991)、Huang and Stoll (1997)、Lin, Sanger, and Booth (1995) 與 Madhavan, Richardson, and Roomans (1997) 等等。根據 Van Ness, Van Ness, and Warr (2001) 以這些模型實證發現，以 Huang and Stoll (1997) 的價差分解模型衡量的逆選擇成本是最能代表資訊不對稱程度。由於上述模型衡量的逆選擇成本呈現的為占價差之百分比，因此亦無法直接觀察資訊不對稱的程度。直到 Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman (1996) 透過訊息交易者及流動性交易者期望委託單到達數率，導出評估市場資訊不對稱的訊息交易機率 (probability of informed trading, PIN) 模型，使得評估資訊不對稱的程度有了直接性的觀察指標。

然而該模型與價差分解模型皆需將交易分類為買方與賣方傾向，因此分類的正確性即遭到一些學者的質疑，Ellis, Michaely, and O'Hara (2000) 與 Lee and Radhakrishna (2000) 即指出交易分類的正確性是不足的。Boehmer, Grammig and Theissen (2007) 更指出，應用 EKOP 模

型估計的 PIN 值是低估的。這些對 EKOP 模型的質疑，雖然有獲得一些解決的方式，然而應用 EKOP 模型似乎無法避免估計時將無法獲得一個收斂的值，且必須使用一段期間的資訊才可獲得一個估計值，對於欲探討日內的訊息交易型態將是無法進行的。

Copeland and Galai (1983) 延伸 Bagehot (1971) 以價差來討論逆選擇成本的技巧，利用選擇權概念來說明造市者報價價差就是一種選擇權值，並視選擇權交易策略的跨式 (straddle) 交易價值為逆選擇成本；Bollen, Smith, and Whaley (2004) 亦採用 Copeland and Galai (1983) 的跨式價值來衡量逆選擇成本。由於報價價差是為一種未成交的價格資訊，隱藏了許多未來的或有價值，報價價差以選擇權概念來觀察是較為合理的；自 Copeland and Galai (1983) 開發以選擇權概念觀察價差後，使得研究日內的訊息交易行為變得可行。Popescu (2007) 延伸 Copeland and Galai (1983) 利用交易商與流動性交易者交易之預期利潤應等於與訊息交易者交易之預期損失的觀念，於均衡式中加入委託單處理成本與深度，推導出訊息交易機率。然而他們的委託單處理成本採用價差結構模型來估計，估計的 PIN 值亦可能有偏誤。

2.2 訊息交易行為

探討訊息交易者是以何種型式於日內進行交易之行為，主要分為訊息交易者交易量的選擇與他的擇時。理論上高的交易量應隱含有豐富的訊息，因此私有資訊較容易透過高交易量來進行交易；如此，訊息交易者對市場產生的衝擊似乎會與交易量維持有正向的關係，例如逆選擇成本亦或 PIN。Admati and Pfleiderer (1988) 指出，擁有私人訊息的交易者會為了避免交易行為而走漏訊息，將會在完全揭露他所擁有的資訊前，全力的利用他的資訊優勢，傾向交易流動性較佳與交易量較大的個股以獲取因為資訊優勢所帶來的利益。Easley and O'Hara (1987) 亦認為大額交易較容易被發覺有內部訊息存在。

另亦有學者認為非訊息交易者可藉由模仿資訊交易者的交易行為以獲得報酬，使得訊息交易者的獲利無法極大化，故訊息交易者會為了偽裝本身的交易，將欲交易的總量分割成較小的交易量，以延長交易時間來獲得利益 (Kyle, 1985)。

Cornell and Sirri (1992) 以 78 個機構內線交易者資料來分析他們的的擲單策略，發現 87% 的內線者之平均委託單量為 1979，最高的平均委託單量為 4000 的亦只有一個樣本，表現機構法人即為訊息交易者，且他們會擲出中量的委託單；在 Barclay and Warner (1993) 的研究中，他們假設訊息交易者是股價變動之主因，且認為他們會將交易集中在特定的大小，理由是高交易量訊息會外溢，低交易量交易成本則太貴，故會以中量 (medium size, 500~9900 股之間) 進行交易，因而提出隱藏性交易假說。Chakravarty (2001) 的驗證支持了隱藏性交易假說。

這些探討訊息交易者交易量的選擇的研究多有不一致的看法與結論，然而他們多以累積

的價格變動來論斷訊息的交易，未採直接性的指標，例如訊息交易機率，來觀察訊息交易者交易量的選擇行為，似乎不夠嚴謹，然而無法以直接性的指標來觀察皆源自於訊息交易機率無法獲得日內的估計值。因此，當日內的訊息交易機率是可估計的，觀察日內訊息交易者的交易行為即較為容易，也可獲得較為一致的結果。

在探討訊息交易者日內擇時的相關研究顯示，訊息交易者是偏好交易日的開始進行交易，主要在於訊息交易者擔心握有的私有訊息將因交易而外漏。Hasbrouck (1991) 以變異數分解 (variance decomposition) 方法來衡量觀察NYSE上市公司隱含的訊息，即發現開盤時段的交易資訊性較高；Chan, Chung, and Johnson (1995) 亦發現CBOE的資訊不對稱程度在開盤時段較為嚴重的，隨時間經過則會漸漸減緩。Nyholm (2002) 估計的日內訊息交易機率型態呈現一倒J型，隨交易時間越接近收盤，其機率值逐步下降，顯示交易日開盤時段是有較高的訊息交易。這些日內的訊息交易型態似乎與交易量亦有著相當高的連結關係；例如 Admati and Pfleiderer (1988) 與 Cornell and Sirri (1992) 皆發現日內交易量有U-shape型態，對照交易日的開始，訊息基礎的交易亦較高，明顯表示在每日交易的開始訊息基礎的交易常伴隨著高交易量。的，Foster and Viswanathan (1994) 即持相反看法，他們認為訊息交易者在交易期間內為了避免雜訊交易者對其私人資訊學習，因此訊息交易者會選擇在靠近交易日的結束進行交易。

2.3 訊息交易、小數報價與市場結構

理論上，縮小升降檔次將使報價者報價擁有更大彈性，因此對交易商亦或造市者謀取自身最大利益將是正面的。然而小數報價對他們是否可降低逆選擇發生的可能性，則端看其與訊息交易者雙方資訊不對稱程度之增減。對於訊息不對稱程度衡量的相關文獻之實證結果多有所不一致，例如逆選擇成本是上升的有 Chakravarty, Van Ness, and Van Ness (2005)，逆選擇成本是下跌的有 Li and Parker (2005)、Bacidore (1997) 與 Chakravarty, Van Ness, and Van Ness (2005)；然而在逆選擇組成份卻是有一致性的結果，即是為增加的，有 Gibson, Singh, and Yerramilli (2003) 與 Chakravarty, Van Ness, and Van Ness (2005)。估計 PIN 的結果，增加的有 Zhao and Chung (2006)，降低的有 Yan and Zhang (2006)。

觀察這些實證結果發現，小數報價確定是可降低報價價差的，因此我們認為價差縮小對訊息交易者交易行為的影響，可歸因於兩個相反的作用，一為固定交易成本與委託單跳躍 (order jump)³，二為專業會員的偷跑(front running)⁴及。Anshuman and Kalay (1998) 指出，較寬的最小交易檔次是會增加交易者的成本，也會降低私有資訊 (private information) 的價值，

³當報價稍微高於既有的有限價委託單，或委託單被其餘自營商所成交，稱為委託單跳躍。

⁴專業會員公司為賺取微利而在為客戶大單撮合前“偷跑”，在價格變動間獲取價差利益。

他們發現在連續報價下，訊息交易者會投資的更多，以獲得更多正確的資訊，因此認為小數報價後，訊息交易者將有較大的動機去蒐集與獲取正確的訊息，訊息基礎之交易將會增加，隱含 PIN 與逆選擇成本會增加。其次，降低檔次大小，會使得訊息交易者的交易欲跳躍到其他委託之前的成本變便宜，因此小數報價會造成訊息交易基礎之交易增加。

另有一種反向平衡的作用會緩和訊息交易所產生的效果，亦即交易所的撮合機制。交易所的撮合規則皆採價格優先而後時間再優先之順序進行，當有相同價位者，再依時間優先原則決定撮和順序。只要最小價格變動檔次不會是無價值的，時間優先原則將變得相當的有意義。當交易者在價格上無時間優先權時，最小報價價格的增量將透過價格優先決定交易者獲得優先權的成本。假如此增量是相當微小的，由於交易者可透過不顯著的量與現存較佳的報價簡單的取得優先權，獲得此優先權之成本是可忽略的。由此觀之，最小報價檔次是可決定步驟委託單跨入先前已存在委託單之前；可預期的，小數報價將可大量降低偷跑的成本，並增加偷跑的機會。

偷跑者 (front runner) 的利益是來自於訊息交易者的損失，當偷跑者領先於訊息交易者交易，他們的獲利將是來自於侵略交易者們交易的價格衝擊。傳統上，訊息交易者會分割他們的委託單，為的就是分辨流動性是誰提供的。首先他們想與提供這些提供有最佳價格者交易，若有必要他們才會與提供較差價格者交易。因此，偷跑者可藉由提供最佳價格獲取流動性的價格鑑識而奪取利益，然後他們提供此流動性給多數的交易者在較差價格。因此，一個成功偷跑者的交易策略影響，就是迫使多數交易者支付更高的均勻價格以去滿足他們的委託。

由於有較小報價檔次之偷跑，訊息交易者將面臨風險的增加，偷跑會降低訊息交易者獲取的利益，並降低其蒐集訊息的動機。當偷跑是便宜的，訊息基礎交易交會減少，因此小數報價是會降低以訊息基礎的交易。

小數報價揭露以訊息基礎的交易的兩個反向影響力量，因此小數報價是否會增加訊息交易將倚賴此兩個影響力量的大小。如此，訊息交易在小數報價後是為增加亦或減少將是不明確的，尚須由市場多種的交易者來決定；因此我們認為，訊息交易機率是足夠反應訊息基礎的交易是為增加的。然而逆選擇成本增加，代表的是交易商亦或造市者的金額損失，是否足以代表訊息基礎的交易增加，將是不確定的，尤其以價差結構模型估計的逆選擇組成份，更無法清楚表達訊息基礎的交易。

許多文獻多有發現交易商市場與拍賣市場 (auction market) 對以訊息基礎交易所產生之逆選擇是有不同表現的。許多文獻亦都發現一個矛盾的情況，亦即交易成本較低的NYSE市場，其逆選擇成本卻是比 Nasdaq 為高。這些不同表現主要在市場結構、市場交易證券的類型亦或市場參與者等等。在拍賣市場，競爭與協商機制允許Nasdaq造市者去認知更多有關於

股票被交易與為了使交易達成的動機。Huang and Stoll (1996) 即主張Nasdaq造市者比NYSE交易商擁有許多明顯的優勢，他們指出Nasdaq造市者透過偏好的安排(preferencing arrangement)會清楚知道他們的委託單流量，且造市者亦不會獨立運作而是會如同交易商採以互相協商，因此訊息可以如同在交易商間互相傳遞，因此在造市者市場中，訊息交易者交易的動機減少，逆選擇發生的可能性會較低。在他們的實證結果中即拒絕了Nasdaq具有較高逆選擇成本的假說，進一步以 Nasdaq 是比NYSE 有較多的造市者可以共同分攤逆選擇成本來說明。Li and Parker (2005)也發現逆選擇成本雖然小數報價後是降低的，然而NYSE的會高於Nasdaq的，其他如 Ahn, Cao, and Choe (1996)、Affleck-Graves, Hegde, and Miller (1994) 與 Lin, Sanger, and Booth (1998) 等亦有相同的看法。

三、實證模型

自 Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman (1996) 導出結構模型能估計訊息交易機率以量化資訊不對稱程度後，便有許多學者針對此模型加以改進，包括 Easley, Kiefer, and O'Hara (1997)，Chou and Handa (1999) 以及 Nyholm (2000) 等皆延伸出新的模型，然而最具代表性及被引用最多的仍是 EKOP 模型。

Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman (1996) 假設市場只有訊息與非訊息交易者，且皆為風險中立者，進一步區分市場的資訊為壞及好的消息後，透過假設買賣單的到達率服從Poisson分配且彼此獨立下，利用來自於訊息交易之委託單到達率占總交易單之機率以計算出訊息交易機率，如下式：

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_B + \varepsilon_S}$$

其中 α 為新訊息事件發生的機率， μ 為來自於訊息交易的委託單到達率， $\alpha\mu$ 則為訊息基礎委託單的到達率， ε_B 與 ε_S 分別為非訊息買單與賣單的到達率，因此分母表達了所有委託單的到達率，EKOP 即是透過訊息交易與所有交易的委託單到達率之比值來估計訊息交易機率。

由於Easley et al. (1996) 研究的對象是報價驅動市場，因此投資者的交易主要是透過造市者的報價機制，因此投資人擲出的委託單沒有不被撮和的風險 (un-execution risk)，委託單的到達數就等於是成交筆數，所以當有委託單來自於訊息交易者時所估計出的訊息交易機率，即等於訊息交易的成交筆數佔總交易筆數的比值，亦等於訊息交易者之委託單佔總委託單的比值，估計訊息交易機率的觀念相當易懂。

以選擇權理論應用於探討市場微結構的相關文獻，最早就是 Copeland and Galai (1983) 以選擇權觀點來評價造市者報價之預期獲利的買賣價差模型。爾後 Bollen, Smith and Whaley (2004) 則延伸 Copeland and Galai (1983)的模型以評估逆選擇成本。Popescu (2007) 則進一步

延伸 Copeland and Galai (1983) 的買賣價差模型，在考量交易商的委託單處理成本後，以損益兩平觀點來估計訊息交易機率。

根據 Copeland and Gali (1983) 的原始假設，交易商為一個風險中立者，交易商會透過預期與流動性交易者交易所產生之獲利，與訊息交易者交易所產生之損失，以權衡其最大的獲利目標；因此，當證券的真實價格 (S) 介於買賣價之間，流動性交易者將會成交，因此交易商獲利為賣價減 S 或 S 減買價；當 S 介於買賣價之外，握有內線之訊息交易者將會成交，因此交易商之損失為 S 減賣價或買價減 S。今假設 B 與 A 分別為買價與賣價，S 假設遵循隨機過程下證券的真實價值， $f(S)$ 則該證券的機率分配， P_I 與 P_L 分別為下一筆交易為訊息與流動性交易之機率， P_L 可分為流動性交易者會執行交易的機率(P_{TL})與不會執行交易的機率(P_{NL})，其中 P_{TL} 可進一步再細分為買單(P_{BL})與賣單機率(P_{SL})，因此 $P_{TL}=P_{BL}+P_{SL}$ ，則交易商與流動性交易者交易產生之預期獲利可表示如下：

$$(1 - P_I)[P_{BL} \cdot (A - S) + P_{SL} \cdot (S - B) + P_{NL} \cdot 0]$$

對訊息交易者而言，由於交易之目的在於獲利，因此僅會在 $S > A$ 時買進， $S < B$ 時賣出，因此交易商與訊息交易者交易預期損失將為：

$$P_I \left\{ \int_A^\infty (S - A) f(S) dS + \int_0^B (B - S) f(S) dS \right\}$$

在 Copeland and Gali (1983) 將交易商報價的價值視為一個免費的跨式選擇權下，買方如同持有履約價為賣價的免費買權，賣方如同持有履約價為買價的免費賣權；對交易商而言，這些選擇權皆為價外選擇權，對訊息交易者而言，則為價內選擇權。因此可以翻寫為：

$$P_I [C(S, A) + P(S, B)]$$

其中 C 與 P 分別為美式買權與賣價的價值。

由於 Copeland and Gali (1983) 假設買與賣的深度 (depth) 是均等，與真實世界是不符，因此我們進一步放寬模型的買量(D_B) 與賣量 (D_A) 是不同的，且設定訊息與流動性交易者皆具有相同的深度，則交易商與流動性及訊息交易者交易之預期收入與損失為：

$$(1 - P_I)[P_{BL} \cdot D_A \cdot (A - S) + P_{SL} \cdot D_B \cdot (S - B) + P_{NL} \cdot 0]$$

$$P_I [D_A \cdot C(S, A) + D_B \cdot P(S, B)]$$

不論交易對象是訊息亦或流動性交易者，交易商都必須面臨一個固定的委託單處理成本，也就是提供報價資訊、買賣盤傳送安排 (order routing) 及結算等之固定的服務費用。與 Copeland and Gali (1983) 一致的，我們假設訊息交易者擲出買單與賣單之機率皆為 0.5^5 ，OP

⁵ 假如券商預期訊息交易機率在一買賣價中之買方與賣方並不對稱，則券商便會調整其買賣報價。例如，若券商預期訊息交易機率之買方大於賣方，則券商便會調高其買賣報價，使得訊息交易機率在買方及賣方皆相同。

為平均每單位之委託單處理成本，因此交易商面臨之委託單處理成本為委託單機率乘上委託單量與單位委託單處理成本，如下式：

$$P_I[0.5 \cdot D_A \cdot OP + 0.5 \cdot D_B \cdot OP] + (1 - P_I)[D_A \cdot P_{BL} \cdot OP + D_B \cdot P_{SL} \cdot OP + P_{NL} \cdot 0]$$

上式第一項與第二項分別表達訊息與流動性交易者之委託單處理成本。

相似於 Copeland and Galai (1983) 對訊息交易者的假設，我們假設所有流動性交易者皆會進場交易，亦即 $P_{NL}=0$ ，且而流動性交易者下買單與賣單機率均等 ($P_{BL}=P_{SL}=0.5$)，在考量委託單處理成本後，仿照 Copeland and Galai (1983) 的推導方式，我們即可獲得延伸的訊息交易機率：

$$P_I = \frac{0.25 \cdot (A - B - 2OP) \cdot (D_A + D_B)}{D_A \cdot C(S, A) + D_B \cdot P(S, B) + 0.25 \cdot (A - B) \cdot (D_A + D_B)}$$

若 $OP=0$ ，且 $DA=DB$ ，上式便會與 Copeland and Galai (1983) 的訊息交易機率模型相同。

四 研究設計

1. 樣本與創造配對樣本

本研究計畫主要分析樣本為 NYSE 專業會員市場與 Nasdaq 交易商市場之股票，研究焦點為觀察紐約證券交易所於 2001 年 1 月 29 日將旗下交易證券之最小報價檔次從分數報價全面變更改為小數點報價訊息交易者之行為，分析的日內 (intraday) 報價 (Quote) 與交易 (Trade) 資料來自於美國 NYSE 之 TAQ 資料庫⁶，公司財報資料則取自美國 CRSP (Center for Research in Security Prices) 資料庫。

根據許多文獻對事件之日內樣本取樣天數分析，多介於事件日前後 30 至 60 天，雖然根據 Easley, et. al. (1996) 指出，估計訊息交易機率所需之日內資料至少需 60 天，否則參數估計時將無法收斂；然而這是以結構模型估計訊息交易機率所需之資料筆數，況且當交易資料過多時，發生鉅額交易的機會更高，估計 PIN 值失敗機會更大 (Easley, Hvidkjaer, and O'Hara, 2005)；本文估計選擇權基礎的 PIN 值為使用日內每筆交易資料，勿需像利用結構模型進行估計時所需龐大資料才能推估一個 PIN 值，兩者是不同的。

為了正確觀察小數報價是否會改變市場的訊息交易機率，研究樣本除了分為小數報價前與後外，並將研究樣本以研究期間未實施小數報價的 Nasdaq 樣本配對為配對樣本，以釐清小數報價前後訊息交易的變化。由於兩證券交易市場實施小數報價日期相當接近⁷，為了避免研究期間選取之配對樣本受小數報價影響，我們的研究期間為 2000 年 11 月 21 日至 2001 年 4 月 3 日，排除 NYSE 的小數報價日，小數報價前後各 45 天，共 90 天的研究期間。

為了降低研究誤差，我們除了將價差小於與等於零、價格或交易量等於零或小於零先予

⁶ TAQ 資料內容可參考 www.nyse.com 網站。

⁷ Nasdaq 於 2001 年 4 月 9 日全面實施小數報價。

以刪除外，參考 Huang and Stoll (1996) 與 Chung, Van Ness, and Van Ness (2001) 排除樣本的方式，將價差大於 4 或小於零、盤前與盤後之報價與成交資料、及檔次內成交價、買價或賣價上漲或下跌超過 10%者，皆予以刪除。

先前一些文獻發現，Nasdaq 的逆選擇成本是低於 NYSE，而 Nasdaq 的價差卻是高於 NYSE 的矛盾情況。因此，在創造配對樣本前，我們先參考 Huang and Stoll (1996) 以個股價格來剔除樣本方式，以排除股價對選取之樣本產生的影響：

$$Difference_{N,Q} = \left| \frac{price_N - price_Q}{(price_N + price_Q)/2} \right| \geq 1$$

Bessembinder and Kaufman (1997a,b) 與 Bessembinder (1999) 以公司大小 (firm size) 來配對股票。Chung, Van Ness, and Van Ness (2001) 與 Van Ness, Van Ness, Warr (2005) 則延伸 Bessembinder (1999) 的配對方式，利用股價、交易數量、成交值與報酬波動四種股票特性來配對樣本。由於股票價差是本文研究的焦點，因此我們採用上述股票的基本特性來配對樣本是可強烈的連結價差。因此為了獲得 NYSE 與 Nasdaq 的配對樣本，我們需要計算混合配對分數 (composite match score, CMS)：

$$CMS = \sum_{k=1}^4 [(Y_k^N - Y_k^Q) / (Y_k^N + Y_k^Q) / 2]^2$$

Where Y_k represents one of the four stock attributes; N and Q refer NYSE and Nasdaq, respectively. Chung, Van Ness, and Van Ness (2001) 指出，CMS 大於 1 顯示兩市場之個股特性有極大的不同，本文亦排除 CMS 大於 1 的配對。We also replicate our results using the matching procedure of Bessembinder (1999), who matches on market capitalization, and generate similar findings. 選取配對樣本基準日期為研究期間的首日。

最後，關於報價與成交發生之時間不同步問題，我們參照 Ellis, Michaely, and O'Hara (2000) 的方法，合併 TAQ 的成交與報價檔。

2 訊息交易機率的估計

The EKOP model of the tradw process on any day i is represented by the following likelihood function: (以交易過程的EKOP模型估計訊息基礎的機率為透過下述的概似函數)

$$L(B_i, S_i | \theta) = (1 - \alpha) \cdot e^{-\varepsilon_b} \cdot \frac{\varepsilon_b^{B_i}}{B_i!} \cdot e^{-\varepsilon_s} \cdot \frac{\varepsilon_s^{S_i}}{S_i!} + \alpha \cdot \delta \cdot e^{-\varepsilon_b} \cdot \frac{\varepsilon_b^{B_i}}{B_i!} \cdot e^{-(\mu + \varepsilon_s)} \cdot \frac{(\mu + \varepsilon_s)^{S_i}}{S_i!} \\ + \alpha \cdot (1 - \delta) \cdot e^{-(\mu + \varepsilon_b)} \cdot \frac{(\mu + \varepsilon_b)^{B_i}}{B_i!} \cdot e^{-\varepsilon_s} \cdot \frac{\varepsilon_s^{S_i}}{S_i!}$$

其中B與S分別為買與賣單數量， δ is the probability that an information event contain bad news, and $\theta = (\alpha, \delta, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \mu)$ represents the parameter vector(參數向量). 假設每天是獨立的，

$i=1, \dots, I$ ，則觀察的樣本期間之聯合概似函數為：

$$L(\theta | M) = \prod_{i=1}^I L(\theta | B_i, S_i)$$

where $M=[(B_1, S_1), \dots, (B_I, S_I)]$ represents the data set.

根據極大化來求解上式是無法獲得一個封閉解，勢必透過一個數值極大化的技術來解決。Easley, Hvidkjaer, and O'Hara (2005) 建議對聯合概似函數採以因數分解較易獲得數值的極大化：

$$L((B_i, S_i)_{i=1}^I | \theta) = \sum_{i=1}^I [-\varepsilon_b - \varepsilon_s + M_i (\ln x_b + \ln x_s) + B_i \ln(\mu + \varepsilon_b) + S_i \ln(\mu + \varepsilon_s)] \\ + \sum_{i=1}^I [\alpha(1-\delta)e^{-\mu} x_s^{S_i-M_i} x_b^{-M_i} + \alpha\delta e^{-\mu} x_b^{B_i-M_i} x_s^{-M_i} + (1-\alpha)x_s^{S_i-M_i} x_b^{B_i-M_i}]$$

其中 $M_i = (\min(B_i, S_i) + \max(B_i, S_i)) / 2$ ， $x_s = \frac{\varepsilon_s}{\mu + \varepsilon_s}$ ，而 $x_b = \frac{\varepsilon_b}{\mu + \varepsilon_b}$ 。運用因數分解能增加計算

效率與降低截斷誤差(truncation error)，由於買賣頻率大時，在沒有因數分解下，在使用軟體執行程式時，這些交易頻率易發生過剩(overflow)與不足(underflow)問題，此法將是可解決的。

要呈現式 (4.11) 概似函式的參數空間，在執行程式時所需設定之起始值將是非常重要的。當到達率 μ 、 ε_b 及 ε_s 為介於 0 與正無限大的無界限區間時，機率參數 α 及 δ 則應座落於 0 與 1 之間。無論如何，受限於上述的限制，起始值的設定並非容易的。Yan and Zhang (2006) 以每天的買賣單的機率分配使用了動差限制來解決設定起始參數的問題，得到下述五個參數起始值的設定公式：

$$\alpha^0 = \alpha_i, \quad \delta^0 = \delta_j, \quad \varepsilon_b^0 = \gamma_k \cdot \bar{B}, \quad \mu^0 = \frac{\bar{B} - \varepsilon_b^0}{\alpha^0 \cdot (1 - \delta^0)} \quad \text{and} \quad \varepsilon_s^0 = \bar{S} - \alpha^0 \cdot \delta^0 \cdot \mu^0$$

其中 α_i, δ_j 及 γ_k 為來自於 五個因數 (0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9) 的其中之一，因此理論上起始值共有 125 個⁸，在排除 ε_s^0 為負值後，進一步將可獲得概似函數的界限解。

在以選擇權基礎估計的訊息交易機率，我們對每日成交的每筆資料進行估計，其中買權值與賣權值，我們以 Black-Scholes 的選擇權訂價模型來計算：

$$C_{t,j} = S_{t,j} \cdot N(d_1) - K_{t,j}^{Ask} \cdot e^{-r_f \tau} \cdot N(d_2) \\ P_{t,j} = K_{t,j}^{Bid} \cdot e^{-r_f \tau} \cdot N(-d_2) - S_{t,j} \cdot N(-d_1)$$

⁸ Yan and Zhang (2006) 發現 α_i, δ_j 及 γ_k 為 (0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9) 時所估計之結果與初始值為 (0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9) 結果無異。

$$d_1 = \frac{\ln(S_{t,j} / K_{t,j}) + (r_{f,t} + \sigma_t^2 / 2)\tau}{\sigma_t \sqrt{\tau}}$$

$$d_2 = \frac{\ln(S_{t,j} / K_{t,j}) + (r_{f,t} - \sigma_t^2 / 2)\tau}{\sigma_t \sqrt{\tau}} = d_1 - \sigma \sqrt{\tau}$$

其中 S 為個股成交價，K 為履約價，買權為賣價，賣權為買價； σ 為個股波動性，參照 Anderson and Bollerslev (1998) 與 Giot and Laurent (2004) 對將日內資料計算真實波動性的處理方式，我們以日內資料每 15 分鐘⁹之報酬率平方和來估計每日之真實波動性：

$$\sigma_t^2 = \sum_k R_{t,k}^2$$

其中 $R_{t,k}$ 為每日區間 k 的 15 分鐘成交價報酬率。其中 τ 為距到期日，由於我們估計的選擇權價值為交易商報價的或有價值，因此當交易商報出下一筆價格時，形同宣告上一筆報價到期，Bollen, Smith and Whaley (2004) 亦將日內交易間隔時間時視為交易商的沖銷交易時間¹⁰，因此我們以平均的交易間隔時間來設定距到期日；最後，由於交易資料未跨日，因此無風險報酬為零，在 Copeland and Galai (1983) 的原始假設中，無風險利率亦設為 0。

在以選擇權方法估計 PIN 時，需要估計每筆委託單的處理成本，根據 Monahan (1984) 指出，當委託單愈高，是可降低每單位的委託單處理成本，因此計算每單位的委託單處理成本，我們以當日的成交量的倒數來代理委託單處理成本，Bollen et al. (2004) 亦有一致性的處理方式。

3. 訊息交易代理變數的估計

為了尋找訊息交易者交易的數量，參考 Barclay and Warner (1993) 的實證方式，我們將個股日內每筆交易依照交易數量分為 100 到 400 股的小額交易、500-9900 股的中額交易與大於 10,000 股的大額交易三種，在排除開盤後 30 分與收盤前 30 分的交易量後，每日分別加總三種交易量後得每日的大、中與小成交量，最後將這些交易量除以每日總成交量後得每日的小、中、高三種成交比率的訊息交易代理變數¹¹。

4 訊息交易機率與訊息交易的關係驗證

由於我們分析的樣本有橫斷面的公司資料與公司的時間序列資料，因此我們將利用 Panel Data 模型來驗證上述迴歸模型。PD 模型的優點在於可同時處理橫斷面及時間序列並存的資料，考慮橫斷面資料間與時間序列間的差異性，可排除未觀察到的遺漏變數。這些遺漏變數有可能隨每家公司不同但不隨時間改變，如公司本身特有的差異性的公司效果，或隨時

⁹ Anderson and Bollerslev (1998) 與 Giot and Laurent (2004) 均使用日內 15 分鐘做為估計日內波動度之區間。

¹⁰ 參考 Bollen, Smith and Whaley (2004)。

¹¹ 以比率值設定代理變數，主要是為了與訊息交易機率的單位一致，否則迴歸方程將會產生單根(unit root)。

間改變但不隨每家公司改變的時間效果。在模型中加入公司效果或時間效果變數的考量，將可避免模型設定的偏誤，可產生較有解釋力的估計結果。【my英文有】

PD 模型分為固定效果模型與隨機效果模型，兩者差異乃在於截距項設定的定義不同。若截距項與解釋變數間存有相關性為固定效果模型，無相關者為隨機效果模型。模型的判斷，本文將利用 Hausman (1978) Test 來判斷是否採用固定或隨機效果模型，即檢定在固定效果模型下以 OLS 估計是否優於隨機效果模型下以 GLS 的估計結果【my英文有】

五、實證結果

1、樣本描述

本文以於 NYSE 上市的 S&P100 成份股公司為被選取樣本，且不考慮於研究期間中任何新加入或遭剔除的成份股，因此 S&P100 成份股於我們的研究期間只有 83 家公司可為我們的選取樣本。為了觀察不同的市值對我們的研究產生的影響，我們以 2001 年 1 月 29 日的公司市值排序後，挑選各 10 家公司為大市值、中市值與小市值等三類型市值樣本組，並加入追蹤 S&P500 的 ETF，亦即 SPDR，共 31 檔實驗樣本。進一步我們以研究期間於 NASDAQ 上市的公司與實驗樣本逐一配對後，選取最小的 CMS 值以創造配對樣本。

我們報導我們的配對完成資料的摘要統計於表一¹²，表一為 NYSE 公司與 Nasdaq 公司配對後以大、中與小公司三類型市值來觀察 NYSE 小數報價前後的一些交易統計。表內顯示兩市場配對後在大與中型公司的市值稍有差異，此因屬於 OTC 市場的 Nasdaq 公司市值原始即比 NYSE 來的小，在 NYSE 的高與中市值要找到相近市值的 Nasdaq 公司是困難的。雖如此，觀察各組樣本的平均股價、成交量與價差皆極相近的。比較小數報價前兩個市場的價差，除了中市值公司 NYSE 樣本相對於 Nasdaq 有較低的價差外，NYSE 的大與小市值公司之平均價差為高於 Nasdaq 公司；在 NYSE 實施小數報價後，實驗樣本的價差是有顯著降低的，大市值公司外，平均價差是明顯低於 Nasdaq 公司。在交易頻率上，Nasdaq 公司皆是明顯高於 NYSE 公司的，顯示投資者偏好交易 Nasdaq 公司的股票；比較 NYSE 小數報價後，平均交易頻率是有明顯提升的。雖然在 AMEX 交易的 SPDR 於研究期間未實施小數報價，然而在它們的標的物價差有明顯的降低影響下，SPDR 的價差同時亦有明顯的降低。

2. 訊息交易機率

為了求解 EKOP 的訊息交易機率值，我們必須針對每檔個股估計每天的買單與賣單數量，我們參考 Lee and Ready (1991) 的數值法應用於 TAQ 資料以區分買單與賣單¹³。根據

¹² 表格未附在本文，若有需要請聯繫作者。

¹³ Lee and Ready (1991) 區分買單與賣單的方法是比較成交價與買賣中價，然而當成交價與買賣中價相等時，則改與前一筆成交價比較，由於與前一筆成交價亦有可能會持續相等，當持續與前 25 筆相等時，則該成交價不予考慮。

Bessembinder (2003a) 對於合併報價與成交資料時的說明，本文使用的 TAQ 資料是不需有報價延遲。

表二為兩市場在 NYSE 實施小數報價前後期間之 EKOP 模型的訊息交易機率估計值。表中顯示，在估計 Nasdaq 公司的訊息交易機率只有在小公司是成功的，大公司是完全無法估計出的，中型公司亦出現有 1/2 是估計失敗的。Easley, Hvidkjaer, and O'Hara (2005) 指出，使用 EKOP 模型於估計 PIN 值失敗，此責任導因於每天有巨大的交易數量。買賣交易數量過大將產生一個超過我們應用的程式所能允許(all)之最大值，稱為 overflow，或為將產生一個比我們應用的程式所能把持(handle)最極小值還小的數值，稱為 underflow。overflow 與 underflow 將導致類似如 SAS 及 MATLAB 在計算最大概似解之前便先行停止。由於 Nasdaq 大公司每日交易頻繁，使得我們選取的配對樣本中有 1/2 公司無法獲得 PIN 值。估計 NYSE 公司的 PIN 值，程式都為有碰到 overflow 或 underflow，因此在我們的估計期間皆可獲得 PIN 值。排除 Nasdaq 大型公司，小公司的訊息交易機率皆是最高，大公司訊息交易機率則為最低。比較 NYSE 小數報價前後的 PIN，小公司平均的 PIN 下跌幅度為最高，由 0.1165 下跌至 0.0998。雖然 NYSE 三組樣本在小數報價後 PIN 皆是下跌的，然而大公司下跌家數只有四家，中公司亦只有 5 家，小公司則有 6 家。為了消除其他因素的干擾，以能釐清改善市場訊息不對稱所產生的訊息交易機率是否來自於小數報價制度，我們將實驗樣本的 PIN 皆除以配對樣本的 PIN，以獲得市場相對的 PIN 值。由於大與中公司的配對樣本 PIN 值有許多無法呈現，因此我們只能檢測小公司的相對 PIN 值。表中顯示小公司的相對 PIN 值在小數報價後亦為下降的，顯示小數報價確能改善訊息不對稱的機率。

以選擇權方法估計的訊息交易機率值表現在表三至表五。我們以選擇權方法估計的 PIN 為利用日內每筆報價資訊來估計，每筆報價即可獲得一筆 PIN 值，因此不會受到 overflow 與 underflow 影響而造成計算停止，與 EKOP 模型需利用一段時間的日內資料只能估計一個 PIN 值比較，選擇權的 PIN 值是較具有優勢的，除了可觀察日內 PIN 的型態外，且能利用統計值來檢定 PIN 的顯著性。觀察這些以選擇權方法估計的 PIN 值，是比以 EKOP 模型估計的 PIN 值高，與 Boehmer, Grammig and Theissen (2007) 指出的應用 EKOP 模型估計的 PIN 值會低估是一致的，況且我們應用的選擇權方法隱含了或有價值，因此表現出機率值是高。PIN 值在小型公司在 NYSE 實施小數報價後，NYSE 公司的 PIN 值除了中公司有一家 PIN 為上升外，其餘 29 家公司的 PIN 值皆為下跌的，檢定值亦為顯著的，顯示報價前後的 PIN 確實存在差異，下跌幅度以大公司為最高。

小數報價前，交易商市場的 NYSE 之 PIN 值明顯高於報價市場 NASDAQ 的；表現出造市商市場較小的 PIN 值除了導因於市場結構外，主要在 Nasdaq 造市者相當清楚他們的委託單

流量，且 Nasdaq 的交易頻率較高，顯示訊息傳遞相當迅速，PIN 值是比 NYSE 來的低，與 EKOP (1996) 發現有低交易量高的 PIN 值是相似的。進一步我們以相對的 PIN 值來比較小數報價前後的變化，表三最後一列顯示為兩市場的 PIN 比值，除了一家樣本小數報價後 PIN 比值差為正值外，其餘樣本皆為負的顯著，且以具有高成交量的大公司下跌幅度為最高，強烈顯示小數報價確實可降低訊息交易機率。估計追蹤 S&P500 指數的 SPDR 之 PIN 值可發現，在 NYSE 小數報價後其 PIN 值是上升的，以 EKOP 模型估計的結果亦為相同的。表現小數報價制度造成實驗樣本價差縮小，進一步降低交易者於 NYSE 獲取訊息的動機(incentive)，帶動了部分為了交易 S&P100 成份股的訊息交易者轉向至追蹤這些成份股的 ETF 交易，進而造成 SPDR 的訊息交易機率上升，一致於 Gibson, Singh, and Yerramilli (2003) 對於交易來自於偷跑及委託單跳躍的訊息交易者之說明。

我們以選擇權方法估計的PIN值與應用EKOP模型估計的PIN值最大不同處在於，選擇權的PIN值是可以觀察日內PIN的型態。因此，我們將每日的交易時間以每15分鐘間隔計算一次PIN的平均值，來觀察PIN在日內的型態，並比較小數報價後PIN值的變化情況。圖一實線與虛線分別為小數報價前與後的日內PIN之平均值，為了排除一些交易時段可能產生的觀測誤差，我們刪除開盤時段9：00-9：30與收盤時段16：00-16：30兩時段的樣本。從日內PIN圖呈現之結果發現，PIN在每日的初期交易時段為最高，隨著交易時間經過則為下跌，尤其小數報價後的PIN值在最後交易時段為最低，一致於 Nyholm (2002) 發現日內 PIN 值的圖形是有反J的型態。我們推論，訊息交易者為了避免握有的私有訊息外溢，會積極於每日交易時段的初期進場交易，隨著交易時間經過，由於訊息的外溢，交易者欲利用私有資訊來交易以獲利的可能性降低，尤其小數報價制度會降低訊息交易者獲取訊息的動機，因此在收盤前的PIN值較低。Admati and Pfleiderer (1988) 主張自主性流動性交易者與資訊交易者皆會在市場活絡時交易，圖二揭露了日內每15分鐘的平均每筆交易量，與PIN的圖形相似的，大型公司每日交易初期的交易量為最高，一致於PIN值於每日交易初期為最高，表現出市場活絡時的訊息交易行為；雖然所有樣本的PIN值在小數報價後皆是降低的，然而大型公司的PIN值下跌幅度為最小，對照圖二的表現，唯有大型公司每15分鐘的平均每筆交易量是上升的，表現出PIN與交易量間的微妙關係。其次，所有PIN值的虛線皆位於實線之下，強烈表示小數報價是可降低PIN值。

3. 訊息交易與訊息交易機率關係的驗證

分析具有橫段面與時間數列資料的樣本，Panel Data Model 是最佳的選擇，因此我們以此方法來觀察訊息交易與 PIN 的連結關係。其中模型的獨立變數為訊息交易代理變數，分別

有每日大量、中量與小量比率 3 種，相依變數則為 NYSE 實驗樣本的 PIN 值¹⁴。

表四為為我們將日內每筆交易分類為大量、中量與小量所計算的平均 PIN 值，從表中我們可清楚發現，大量交易的平均 PIN 值在所有與各子樣本中皆是為最高的，小量交易則為最低，顯示訊息交易者偏好交易於大量；在以公司市值分類觀察時，亦為大量交易的 PIN 值為最高；其次，大量交易在大型公司的平均 PIN 值亦為最高，再次表達訊息交易常發生在大型公司。表五為估計的訊息代理變數與 PIN 間的相關係數值，表中顯示 PIN 與 Max 皆呈正的相關，與 Min 或 Mid 則為負相關，隱含訊息交易發生在大量交易的可能性是最高；這些相關係數在小公司皆是顯著的，表達訊息交易者偏好小公司股票交易；觀察這些訊息代理變數間的相關係數值發現，互相間呈現高度相關性，因此無法同時將這些變數同時置放在 Panel Data Model 中視為獨立變數，原因在於模型會產生共線性。

為了排除共同變因對 PIN 解釋的影響，我們在模型中考慮了個股波動性、個股流動性、市場波動性、平均價差及淨買壓比率等五個變數，以當作模型的控制變數，期望在控制這些變因後，以清楚來探討訊息交易代理變數與 PIN 間的關係。

參考 Anderson and Bollerslev (1998) 與 Giot and Laurent (2004) 將日內資料各時間區段之連續報酬率平方加總後，所得之指標可視為真實波動性之處理方式，本文分別以個股與 SPDR¹⁵ 成交價之每日日內 15 分鐘報酬率平方和來估計每日的個股與市場波動性。

個股流動性的衡量，我們以 Aminest 流動性比率來估計，定義如下：

$$Amivest_{i,t} = \sum_{t,j} \frac{P_j \times V_j}{\Delta_j P\% \times 1000}$$

其中 V 為日內每個時區的成交量， P 為日內每個時區的成交價，分母為價格變動百分比；意指價格每變動一個百分比能吸引多少的成交值，當比率愈高，顯示價格變動所吸引的成交值愈高，流動性即愈高。A liquidity measure that calculates the dollar value of trading that would occur if prices changed 1 percent. The Amivest Liquidity Ratio shows how well a stock or investment is able to absorb trading volumes without a significant move in its price. A high ratio means that large amounts of stock can be traded with little effect on prices. 淨買壓比率則為每日買單量減賣單量後加總，再除以總成交量而得。

為了方便我們可直接觀察小數報價前後，訊息交易變數對 PIN 影響的變化程度，我們於

¹⁴ 由於我們使用了一檔 ETF 為樣本，因此 SPDR 樣本不適合使用 Panel Data Model 來分析。

¹⁵ 我們不使用大盤指數為市場波動性原因在於 S&P100 指數為非交易性資產，SPDR 為交易性資產，且交易量高，流動性佳，較貼近真實市場，而追蹤 S&P100 指數的 ETF 成交量則太小，流動性不足。

模型中加入小數報價的虛擬變數，除了截距項虛擬變數外，我們亦包括了訊息交易的斜率項虛擬變數之互動變數，然後執行下列方程式：

$$PIN_{i,t} = \beta_0 + \beta_0' D + \beta_1 Ratio_{i,t}^{Proxy} + \beta_1' D \cdot Ratio_{i,t}^{Proxy} \\ + \beta_2 \log \sigma_{i,t}^{Market} + \beta_{53} \log \sigma_{i,t}^{Stock} + \beta_4 \log Amivest_{i,t}^{Stock} + \beta_5 Ratio_{i,t}^{NBP} + \beta_6 Spread_{i,t}^{Mean} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 D 為虛擬變數，當樣本期間為小數報價後為 1，否則為 0； β 與 $\varepsilon_{i,t}$ 分別為係數值與與誤差項，而 β_k' 為加入虛擬變數所增加的係數值，i 與 t 分別為公司與時間。

表六為這些訊息代理變數與控制變數的摘要統計，表中顯示在小數報價後，Max 是有顯著減少，Mid 與 Min 則是相對為上升；因此，若訊息交易者為偏好大量交易，小數報價是有明顯減少訊息交易者的交易，因此相對上小量與中量的交易比率是為上升的。觀察控制變數，個股波動性在小數報價後是明顯降低，個股流動性為上升；雖然 Bacidore, Battalio, and Jennings (2003) 爭論小數報價會造成流動性供給減少，由於他們是從委託單資料來觀察，是以未成交委託簿資料的事前觀點來討論，與我們以事後的成交資料來驗證是不同的；其次，導致 NYSE 流動性上升的因素，我們認為是在小數報價制度下，由於訊息交易者獲利可能性降低，造成市場流動性交易者增加，進而導致流動性上升。淨買壓比率在小數報價前後皆為負的，顯示市場賣的壓力高買方，而在小數報價後是有減輕的。

表七為執行 Panel Data 模型的結果¹⁶，表中的 F 值皆為統計顯著，顯示我們的資料以 PD 模型來配適是妥當的，Hausman 檢定值亦呈現為統計顯著，指出我們應使用固定效果模型來配適 Panel Data 模型。

觀察全體樣本的係數值發現，除了中型公司外，訊息代理變數的係數值 β_0' 皆為負的顯著，顯示小數報價後訊息交易機率是為下降的，而對中型公司則是無法判斷的。比較訊息交易代理變數係數值 β_1 ，變數 max 的係數值為正的，mid 與 min 的係數則為負的，顯示於 NYSE 的大量交易比率增加，PIN 也會上升，相對於小與中量交易與 PIN 的連結關係就會呈現正的相關，表示訊息交易者於 NYSE 交易個股是偏好大量交易。其次，小數報價有否改變這些訊息交易對 PIN 的影響，整體樣本中唯中量交易的 β_1' 值為負的顯著，小量交易則為正的顯著，顯示小數報價後小量交易對 PIN 的負影響有減少的趨勢，似乎隱含部分的訊息交易者轉為交易小量，然而訊息交易者仍然偏好大量交易，因此小數報價無法改變大量交易對 PIN 的影響。其次，小數報價是可降低大量交易對中型公司 PIN 的影響；然而對大型公司而言，在原始無法判斷大量交易與 PIN 的連結關係下，小數報價卻是明顯增加了大量交易對 PIN 的正影響，

¹⁶ 由於前述實證發現訊息交易者較偏好大量交易，因此 PIN 與 max 變數呈現正相關，因此在以公司市值分類的樣本執行 PD 模型時，我們只揭露以 max 為獨立變數的結果。

我們推論，一般交易者在交易大型公司時就慣常以大量來交易，較難以分辨訊息交易的下單傾向，雖然小數報價制度造成訊息交易者預期獲利將減少，然而在訊息交易者偏好交易大型公司交易下，相對中與小公司

使得部分訊息交易者退出市場，或轉向其他市場，亦或轉向其他型的交易量，大型公司中的訊息交易機率降低，留存的訊息交易者之交易量的變化情況則成為市場中對逆選擇影響的重要因素，因此大量交易對 PIN 的影響在小數報價後是明顯增加的。

觀察控制變數的係數值發現， β_2 為正的統計顯著， β_3 與 β_4 為負的統計顯著，表現出市場波動性與 PIN 為正的影響，個股波動性與流動性對 PIN 為負的影響；價差對 PIN 則為理論的正影響。有趣的是我們計算的淨買壓比率與 PIN 間有著正的連結關係，顯示訊息交易與買單具有正向的連結關係。

六、結論

本文以配對樣本來觀察 NYSE 個股於小數報價後的相對 PIN 值之變化，與先前文獻不同的，我們除了以選擇權方法來估計 PIN 之值外，亦採用傳統的 EKOP 模型來估計。為了排除公司市值因素造成實證的偏誤，我們將 S&P100 組成份之個股以市值排序，選取高、中與低市值公司各 10 家，並加入追蹤 S&P500 指數的 SPDR，來觀察訊息交易者於小數報價前後的交易行為。有別於先前文獻的驗證方式，為了避免使用選擇權方法估計的 PIN 值會有高估或低估問題，我們並採樣未實施小數報價市場的個股，透過尋找與樣本公司具有相似特性的配對公司形成配對樣本，如此，可免除估計方法產生有高估或低估問題。

應用 EKOP 模型實證發現，當個股每天有巨額交易數時，例如 Nasdaq 的公司，PIN 是無法透過 EKOP 模型估計的，因此 EKOP 模型有其應用的限制。透過 EKOP 模型的可估計公司結果發現，小公司的平均 PIN 值是為最高，且小數報價後下跌幅度亦為最高。然而在小數報價後雖然平均 PIN 值皆是下跌的，然而在觀察個股的 PIN 值是呈現不一致的。相對以選擇權方法估計的 PIN 值，每個樣本皆一致的顯示小數報價後 PIN 值是顯著下跌的，顯示出交易商的偷跑所降低訊息交易者的利益是高於委託單跳躍與固定交易成本所降低的成本。選擇權方法估計的 PIN 值比 EKOP 模型估計的高，一致於 Boehmer, Grammig and Theissen (2007) 指出 EKOP 模型估計的 PIN 值是會低估的。

市場結構不同，PIN 值亦明顯表現不同，透過兩個尚未實施小數報價制度的估計結果，NYSE 交易商的 PIN 值是明顯高於 NASDAQ 造市者的，表現出訊息交易與市場的交易活絡性是有高度的關連性，與 EKOP (1996)、Nyholm(2002) 等之發現是一致的。

以配對後的相對 PIN 值來觀察，小數報價確實是可降低 PIN，且高成交量公司下跌幅度亦較高，然而最高的 PIN 值亦屬大型公司，顯示訊息交易者偏好交易大型公司。觀察 NYSE

個股與 AMEX 的 SPDR 之 PIN 值的表現，由於小數報價降低了交易者於 NYSE 獲取訊息的動機，因此部分原來於 NYSE 交易的訊息交易者被迫轉到 AMEX 交易相似的商品，亦即追蹤指數的 ETF 商品。

PIN 在日內的型態表現出為反 J 的圖形，尤其以每日初期交易時段為最高，表現出訊息交易者在避免私有訊息外溢，積極於每日交易時段的初期進場交易，此結果亦證明了資訊交易者會在市場活絡時交易。

為了找出訊息交易者的交易型態，在參考 Barclay and Warner (1993) 將日內每筆交易分類為大量、中量與小量後，我們發現大量交易與我們估計的 PIN 值有極高的正相關，且大量交易的 PIN 值亦高於中與小量交易，顯示於 NYSE 交易的訊息交易者是偏好交易大量，這些訊息交易者是不會隱藏其交易，或將大額交易分成許多小額交易的。大量交易在大型公司亦表現出有較高的 PIN 值，再次顯示訊息交易者偏好交易大型公司。

在控制個股波動性、個股流動性、市場波動性、平均價差及淨買壓比率等五個變數後，執行的 Panel Data 模型在小數報價前後是有明顯不同的，呈現出小數報價後的 PIN 是較低的。其次，實證結果亦呈現訊息交易者於 NYSE 交易是為偏好大量交易的。觀察全體樣本，小數報價是無法改變大量交易對 PIN 的影響，反而是可降低中型公司中大量交易對 PIN 的影響。小數報價前，雖然小量交易對 PIN 的影響為負的，然而小數報價卻可減緩小量交易對 PIN 的負影響，隱含部分的訊息交易者在小數報價後轉向交易小量。其次，小數報價後，大型公司中的大量交易對 PIN 的正影響是有增加的，主要導因於訊息交易者偏好交易大型公司。

參考文獻

- Admati, R. A. and P. Pfleiderer, 1988, "A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability." *Review of Financial Studies* 1, 3-40.
- Anderson, T. and T. Bollerslev, 1998, "Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts." *International Economic Review* 39, 885-905.
- Anshuman, V. R. and A. Kalay, 1998, "Market Making with Discrete Prices." *Review of Financial Studies* 11, 81-109.
- Bacidore, J., R. Battalio, and R. Jennings, 2003, "Order Submission Strategies, Liquidity Supply, and Trading in Pennies on the New York Stock Exchange." *Journal of Financial Markets* 6, 337-362.
- Bacidore, J., 1997, "The impact of decimalization on market quality: an empirical investigation of the Toronto Stock Exchange." *Journal of Financial Intermediation* 6, 92-120.
- Bagehot, W., 1971, "The Only Game in Town." *Financial Analysis Journal* 27, 12-14.
- Barclay, M. J. and J. B. Warner, 1993, "Stealth and Volatility: Which Trades Move Prices?" *Journal of Financial Economics* 34, 281-305.
- Bessembinder, H., 2003a, "Issues in assessing trade execution cost." *Journal of Financial Markets* 6, 233-257.
- Bessembinder, H., 2003b, "Trade Execution Costs and Market Quality after Decimalization." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38, 747-777.
- Bessembinder, H., and H. Kaufman, 1997a, "A comparison of Trade Execution Costs for NYSE and Nasdaq-Listed Stocks." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 32, 287-310.
- Bessembinder, H., and H. Kaufman, 1997b, "A Cross-Exchange Comparison of Execution and Information Flow for NYSE-Listed Stocks." *Journal of Financial Economics* 46, 293-319.
- Boehmer E., J. Grammig and E. Theissen 2007, "Estimating the Probability of Informed Trading-Does Trade Misclassification Matter?." *Journal of Financial Markets* 10, 26-47.
- Bollen, T. Smith and R. E. Whaley, 2004, "Modeling the Bid/Ask Spread: Measuring the Inventory-Holding Premium." *Journal of Financial Economics* 72, 97-141.
- Chakravarty, S., 2001 "Stealth-trading: Which Traders Trades Move Stock Prices?" *Journal of Financial Economics* 61, 289-307.
- Chakravarty, S., B. F. Van Ness, and R. A. Van Ness, 2005, "The Effect of Decimalization on Trade Size and Adverse Selection Costs." *Journal of Business Finance & Accounting* 32 1063-1081.
- Chan, K., Y. P. Chung, and H. Johnson, 1995, "The Intraday Behavior of Bid-Ask Spreads for NYSE Stocks and CBOE Options." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 329 -346.
- Chiang, R. and P. C. Venkatesh, 1988, "Insider Holding and Perceptions of Information Asymmetry: A Note." *Journal of Finance* 43, 1041-1048.
- Chou, K. R. and P. Handa, 1999, "The Response of Security Markets to Order Imbalance NYSE vs. Nasdaq." *The Paper of 8th Conference on Theories and Practices of Securities and Financial Markets*.
- Chung, Kee H., Bonnie F. Van Ness, and Robert A. Van Ness, 2001, "Can the Treatment of Limit Orders Reconcile the Differences in Trading Costs between NYSE and Nasdaq Issues?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, 267-86.
- Chung, K. H., B. F. Van Ness, R. A. Van Ness, 2004, "Trading Costs and Quote Clustering on the Nyse and Nasdaq After Decimalization." *Journal of Financial Research* 27, 309-328.
- Copeland, T. E., and Galai D., 1983, "Information Effects of the Bid-Ask Spread." *Journal of Finance* 38, 1457-1469.
- Cornell, B. and E. Sirri, 1992, "The Reaction of Investors and Stock Prices to Insider Trading." *Journal of Finance* 47, 1031-1059.
- Easley, D. and M. O'Hara, 1987, "Price, Trade Size and Information in Security Market." *Journal of Financial Economics* 19, 69-90.

- Easley, D., N. M. Kiefer, M. O'Hara and J. B. Paperman, 1996, "Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks." *Journal of Finance* 51, 1405-1436.
- Easley, D., N. M. Kiefer and M. O'Hara, 1997, "The Information Content of the Trading Process." *Journal of Empirical Finance* 4, 159-186.
- Easley, D., M. O'Hara, and J. B. Paperman, 1998, "Financial Analysts and Information-Based Trade." *Journal of Financial Markets* 1, 175-201.
- Easley, D., S. Hvidkjaer, and M. O'Hara, 2005, "Factoring information into returns." Department of Economics, Cornell University.
- Ellis, K., R. Michaely, and M. O'Hara, 2000, "The Accuracy of Trade Classification Rules: Evidence from Nasdaq." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 35, 529-551.
- Foster, F. D. and S. Viswanathan, 1990, "A Theory Intraday Variations in Volume, Variance and Trading Costs in Securities Markets." *Review of Financial Studies* 3, 593-624
- Foster, F. D. and S. Viswanathan, 1994, "Strategic Trading with Asymmetrically Informed Traders and Long-Lived Information." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29, 499-518.
- Gibson S., R. Singh, and V. Yerramilli, 2003, "The Effect of Decimalization on the Components of the Bid-Ask Spread." *Journal of Financial Intermediation* 12, 121-148.
- George, T. J., G. Kaul, and M. Nimalendran, 1991, "Estimation of Bid-Ask Spread and Its Components: A New Approach." *Review of Financial Studies* 4, 623-656.
- Glosten, L. R., and L. E. Harris, 1988, "Estimating the Components of the Bid/Ask Spread." *Journal of financial Economics* 21, 123-142.
- Hasbrouck, J., 1991, "Measuring the Information Content of Stocks Trades." *Journal of Finance* 1, 179-207.
- Hausman, J. A., 1978, "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 45, 1251-1271.
- Huang, R. and H. Stoll, 1996, "Dealer versus Auction Markets: A Paired Comparison of Execution Costs on NASDAQ and the NYSE." *Journal of Financial Economics* 41, 313-357.
- Huang, R. and H. Stoll, 1997, "The Components of the Bid-Ask Spread: A General Approach." *Review of Financial Studies* 10, 995-1034.
- Kyle, A., 1985, "Continuous Auctions and Insider Trading." *Econometrica* 53, 1315-1335.
- Lee, C. and M. Ready, 1991, "Inferring Trade Direction From Intraday Data." *Journal of Finance* 46, 733-746.
- Li, M. and M. E. Parker, 2005, "Cross-Sectional Analysis of Asymmetric Information after Decimalization." *Journal of Business and Economic Perspectives* 30, 68-88.
- Lin, J., G. Sanger, and G. Booth, 1995, "Trade Size and Components of the Bid-Ask Spread." *Review of Financial Studies* 8, 1153-1183.
- Madhavan, A., M. Richardson, and M. Roomans, 1997, "Why do Security Prices Change? A Transaction-level Analysis of NYSE Stocks." *Review of Financial Studies* 10, 1035-1064.
- McInish, T. H. and R. A. Wood, 1992, "An Analysis of Intraday Patterns in Bid/Ask Spreads for NYSE Stocks." *Journal of Finance* 47, 753-764.
- Monahan, J. P., 1984, "A Quantity Discount Pricing Model to Increase Vendor Profits." *Management Science* 30, 720-726.
- Nyholm, K., 2002, "Estimating the Probability of Informed Trading." *Journal of Financial Research?*, 485-505.
- Popescu M., 2007, "Two Essays on the Probability of Informed Trading." Department of Finance, Virginia.
- Stoll, H. R., 1978, "The Supply of Dealer Services in Securities Market." *Journal of Finance* 33, 1133-1151.
- Yan Y. and S. Zhang, 2006, "An Improved Estimation Method and Empirical Properties of the Probability of Informed Trading." Division of Banking and Finance, Nanyang Technological University.
- Zhao, X. and K. H. Chung, 2006, "Decimal Pricing and Information-Based Trading: Tick Size and Informational Efficiency of Asset Price." *Journal of Business Finance* 33, 753-766.

公司類別	NYSE	PIN (報價前)	PIN (報價後)	PIN 差*	NASDAQ	PIN (報價前)	PIN (報價後)	PIN 差*	NYSE/NASDAQ	PIN 比* (報價前)	PIN 比 (報價後)	PIN 比之差
大公司	GE	0.0519	0.0558	0.0039	ORCL	x	x	x	GE/ORCL	x	x	x
	XOM	0.055	0.0513	-0.0037	MSFT	x	x	x	XOM/MSFT	x	x	x
	C	0.0564	0.0672	0.0108	AMGN	x	x	x	C/AMGN	x	x	x
	AIG	0.0781	0.0553	-0.0228	GENZ	x	x	x	AIG/GENZ	x	x	x
	IBM	0.0837	0.084	0.0003	VRTS	x	x	x	IBM/VRTS	x	x	x
	MRK	0.0526	0.0578	0.0052	CEPH	x	x	x	MRK/CEPH	x	x	x
	EMC	0.0539	0.0592	0.0053	BEAS	x	x	x	EMC/BEAS	x	x	x
	VZ	0.0872	0.0684	-0.0188	CEFT	x	x	x	VZ/CEFT	x	x	x
	KO	0.0518	0.0533	0.0015	MANU	x	x	x	KO/MANU	x	x	x
	JNJ	0.0586	0.0563	-0.0023	CYTC	x	x	x	JNJ/CYTC	x	x	x
平均	0.0629	0.0609	-0.002	平均	x	x	x	平均	x	x	x	
中公司	MCD	0.0518	0.0648	0.013	TLAB	x	x	x	MCD/TLAB	x	x	x
	HON	0.0789	0.0555	-0.0234	INTU	x	x	x	HON/INTU	x	x	x
	UTX	0.0648	0.0865	0.0217	ISSX	0.0914	0.0715	-0.0199	UTX/ISSX	0.7085	1.2091	0.5006
	CL	0.0654	0.0634	-0.002	PAYX	x	x	x	CL/PAYX	x	x	x
	GM	0.0707	0.0648	-0.0059	SYMC	0.1039	0.0787	-0.0252	GM/SYMC	0.6802	0.8241	0.1438
	AA	0.0624	0.0496	-0.0128	CTXS	x	x	x	AA/CTXS	x	x	x
	BAX	0.0894	0.0918	0.0024	TIBX	x	x	x	BAX/TIBX	x	x	x
	DOW	0.0891	0.0531	-0.036	CORR	0.0863	0.0792	-0.0071	DOW/CORR	1.0318	0.6706	-0.3612
	HCA	0.1028	0.1047	0.0019	INFA	0.1211	0.1136	-0.0075	HCA/INFA	0.8486	0.922	0.0734
	EXC	0.0951	0.1272	0.0321	NTRS	0.0643	0.1192	0.0549	EXC/NTRS	1.4782	1.0664	-0.4117
平均	0.077	0.0761	-0.0009	平均	0.0934	0.0924	-0.001	平均	0.9495	0.9384	-0.011	
小公司	NSC	0.1419	0.1248	-0.0171	SAFC	0.0766	0.0864	0.0098	NSC/SAFC	1.8539	1.445	-0.4089
	DAL	0.0603	0.0788	0.0185	SIAL	0.1136	0.1434	0.0298	DAL/ SIAL	0.5307	0.5495	0.0188
	UIS	0.0837	0.0845	0.0009	CHTR	0.0855	0.0387	-0.0468	UIS/CHTR	0.9782	2.1839	1.2057
	XRX	0.1455	0.0903	-0.0552	USAI	0.0726	0.1066	0.034	XRX/USAI	2.0039	0.8471	-1.1568
	TOY	0.1281	0.0764	-0.0517	BCHE	0.0689	0.0812	0.0123	TOY/BCHE	1.8598	0.9409	-0.9189
	NSM	0.1195	0.0804	-0.0392	MRVL	0.093	0.1284	0.0354	NSM/MRVL	1.2848	0.6257	-0.6591
	BDK	0.1009	0.1334	0.0325	TWTC	0.0759	0.0711	-0.0048	BDK/TWTC	1.3301	1.8778	0.5477
	HET	0.1275	0.1104	-0.0172	ATTC	0.2347	0.2272	-0.0075	HET/ATTC	0.5433	0.4858	-0.0575
	BCC	0.0923	0.106	0.0137	EAGL	0.1628	0.174	0.0112	BCC/EAGL	0.5668	0.609	0.0422
	ATI	0.1648	0.1129	-0.0519	ICBC	0.2335	0.2394	0.0059	ATI/ICBC	0.7059	0.4717	-0.2343
平均	0.1165	0.0998	-0.0167	平均	0.1217	0.1296	0.0079	平均	1.1657	1.0036	-0.1621	

註：由於表格眾多，需要的讀者請與作者聯繫。