資訊交易對股票報酬波動率之不對稱影響

張慶良*、黃宜侯**、林秀怡***、詹佳榮****

摘 要

股票市場資訊交易行爲與報酬波動率的關係，爲財經領域中重要的課題，文獻顯示當股票價格下跌時，非資訊交易者的交易造成波動率的上升，反之當價格上漲時，資訊交易則會降低股票的波動率。本研究提出新的看法，本研究使用 PIN 來衡量資訊交易參與的程度，發現以整體股票市場而言，資訊交易的增加確會導致波動率的和緩。但若區分不同資訊交易參與程度的股票，發現資訊交易和波動率之間存在不對稱的效應，對資訊參與較頻繁的股票而言，當資訊交易增加時，資訊交易者套利型的交易活動，會穩定股票價格的波動，反之，對資訊參與較貧乏的股票而言，資訊交易會導致價格異常的震盪，增加股票波動率。本研究對股票資訊交易的行爲模式，提供了重要的分析，並對波動率的相關研究如衍生性商品定價、風險管理及財務計量等，有重要的參考價值。

---

* 開南大學國際企業學系暨研究所助理教授。

** 國立交通大學資訊管理與財務金融學系暨財務金融研究所副教授，本文之聯繫作者。電話：(03)5712121 轉 57081；電子郵件：alexhuang@nctu.edu.tw。作者感謝科技部提供之研究經費補助，計畫編號：MOST105-2410-H-009-017。

*** 元智大學管理學院財金學群博士候選人。

**** 元智大學管理學院財金學群副教授。

DOI：10.3966/054696002017060101004

關鍵詞：波動率、資訊交易、資訊交易機率、不對稱效應
JEL 分類代號：G11, G12, G17

資訊交易對股票報酬波動率之不對稱影響

張慶良、黃宜侯、林秀怡、詹佳縈

壹、緒論

股票報酬波動率，是風險管理、投資學和財務計量經濟等理論重要的建構變數，因此股票波動率的趨勢與特性，及其影響因子，爲財務學術領域中重要的課題，引起廣泛的研究[1]，Shiller (1981)、French and Roll (1986) 以及 Cutler et al. (1989) 等研究發現，有許多波動率的特徵與現象，無法完全利用公司財務基本面的改變來解釋，或許只能歸因於錯價 (mispricing) 效應。Schwert (1989) 發現股票市場波動率的特質，和總經的波動率、經濟活動、財務槓桿和股票交易活動等有顯著關係。

既有文獻亦顯示股票波動率及其前期報酬具有負的相關性，一般稱爲波動率槓桿效應 (volatility leverage effect)，即股票正報酬會伴隨短期未來較小的波動率，而負報酬則會伴隨較高的波動率，此效應成爲波動率普遍的實證特徵，在解釋此波動率槓桿效應的研究中，主要有財務槓桿假說 (Black, 1976; Christie, 1982)與波動率回饋效應 (feedback effect) 假說 (Pindyck, 1984; French et al., 1987; Campbell and Hentschel, 1992) 兩種。財務槓桿假說認爲是價格改變引起波動率改變，而回饋效應假說認爲是波動率的變化回饋價格的改變，但是這兩個假說都沒有辦法完整地說明兩者間的關聯。

---

[1] 請參考 Engle (1982)、Bollerslev (1886)、Glosten et al. (1993)、Andersen and Sørensen (1996)、Barndorff-Nielsen and Shephard (2002)、Haas et al. (2004) 及 Huang (2011) 等文獻。

晚近 Chernov and Ghysels (2000) 主張資訊交易是影響波動率的關鍵性因子，其關係對衍生性商品定價與風險管理皆具有重要的意涵。Avramov et al. (2006) 提出新的證據，主張是資訊交易者 (informed trader) 與非資訊交易者 (uninformed trader) 的交易動態主導了波動率的槓桿效應，Avramov et al. (2006) 假設當價格下跌時賣出者是非資訊交易者，而非資訊交易者的交易造成波動率的上升，反之當價格上漲時賣出者是資訊交易者，資訊交易者的交易則會降低股票的波動率。然而 Avramov et al. (2006) 對資訊交易者與非資訊交易者的分類是值得進一步討論的，Evans and Lyons (2008) 則認爲在股票市場中，是一群異質意見 (heterogeneous opinions) 交易者在一起交易，而價格的改變是這些群體交易的結果，顯示無法單從價格的變化和買賣的方向，就定義資訊或非資訊交易者。

本論文的研究動機，即希望釐清波動率與資訊交易行爲間的具體關係，並進一步分析其關係的決定因素，與 Avramov et al. (2006) 所不同的，本研究利用 Easley and O'Hara (1992) 所提出的資訊交易機率 (probability of information-based trading, PIN) 模型，來直接衡量在特定時間之內，資訊交易者參與市場的比例。Vega (2006) 認爲有些公司的公開特有資訊，能被資訊交易者萃取出獨特的私有資訊 (private information)，資訊交易者則會積極地交易該公司股票。Easley et al. (2010) 則主張若股票有較多的資訊交易，其 PIN 會較高，反之其 PIN 會較低，因此 PIN 除了是資訊交易者交易程度之高低的衡量指標外，亦可以成爲公司私有資訊多寡的代理變數。本研究進一步利用 Hansen (2000) 的門檻模型 (threshold model)，以 PIN 的高低，來區分私有資訊和資訊交易者參與市場多寡的資訊交易狀態，並分析在不同的狀態下，資訊交易對波動率的影響。

本研究的結果具有以下貢獻：第一，首次於文獻中使用對資訊交易的直接衡量因子，確認資訊交易行爲與股票波動率，存在顯著的負向關係，即不受限於股票價格漲跌的條件，較多的資訊交易會降低波動率，反之則加劇波動率，此發現與 Avramov et al. (2006) 的條件式結果有所不同。第二，在細分股票私有資訊的高低後，發現上述資訊交易行爲與股票波動率的負向關係，只發生在私有資訊較高的股票，此發現符合文獻中資訊交易者的風險套利 (risk arbitrage) 行爲理論，表示資訊交易者對市場的參與，針對私有資訊較

高的股票，具有穩定價格波動的現象，但並非對所有的股票都有這樣的特質。相反地，第三，對私有資訊較低的股票而言，本研究發現資訊交易者的參與，會引發較高的股票波動率，即資訊交易行爲與股票波動率呈現正向關係。本研究分析，當一股票多爲公開資訊，其股價即反應了其基本面價值，如果該股票偶被解讀出私有資訊時，資訊交易的增加反導致較高的波動率，此因爲私有資訊的高低不同，資訊交易行爲與股票波動率的相反關係，我們稱之爲不對稱效應 (asymmetric effect)，爲文獻中的新發現，對波動率的趨勢與特徵提供了另外一個事證。

本研究第二部份爲文獻探討與假說建立，第三部份討論研究方法，內容包括研究樣本與研究模型，第四部份爲實證分析，內容包括研究假說檢驗與穩健性測試 (robustness test)，第五部份則爲結論。

貳、文獻探討與假說建立

在股票報酬率與波動率之關係的研究中，波動率的槓桿效應有不同的假說和理論，主要有財務槓桿假說與波動率回饋效應理論兩種。財務槓桿假說以 Black (1976)、Christie (1982)、及 Breen et al. (1989) 等研究爲主，認爲是公司的財務狀況惡化，故財務槓桿增加且股票價格下跌，而波動率則因該公司風險加劇而上揚。回饋效應理論以 French et al. (1987)、Campbell and Hentschel (1992)、及 Ghysels et al. (2005) 等研究爲主，認爲若是一家公司的未來成長遇到瓶頸，投資人不看好其趨勢，會先賣其股票以致報酬率下跌，之後波動率則會反應該公司惡化的風險而上升。不論何種理論假說，文獻中不認爲股票報酬率與波動率之間的負向關係，可以在日頻率 (daily frequency) 的資料結構獲得證實及支持，以財務槓桿假說爲例，一般公司在其每日的槓桿結構上，不會有太大的改變甚至不易察覺，理應與波動率的變化無關，同時 Lamoureux and Lastrapes (1990) 認爲在高頻的時間間隔，股票價格跟隨 (martingale process)，所以公司營運的基本面，對短期股價的

影響是可以忽略的。

而 Avramov et al. (2006) 發現波動率的槓桿效應在每日頻率下是穩健的，即報酬率與波動率之間的負向關係，於日資料仍然存在，Avramov et al. (2006) 提出有別於上述理論假說的解釋，主張其效應是資訊交易行爲所造成的，這與相關文獻結論的精神是一致的，French and Roll (1986) 認爲每日的股票交易活動，對波動率的改變有重大的影響；Chernov and Ghysels (2000) 主張資訊交易是影響波動率的關鍵性因子；Aggarwal and Wu (2006) 與 Watanabe (2008) 則進一步發現資訊交易對波動率有直接的影響；Easley and O'Hara (1992) 與 Easley et al. (1997) 利用市場微結構理論 (market microstructure theory)，提出 PIN 以衡量資訊交易的參與，Easley et al. (2008)、Easley et al. (2010) 與 Huang (2012) 則發現 PIN 是解釋股票報酬率的關鍵因子，自然對股票波動率也應有所影響。

既有文獻中指出，當資訊交易者掌握私有資訊時，他們會立即進入市場以取得利益[2]，資訊交易者知道好消息時會買進股票，而知道壞消息時會賣出股票，因此他們買賣交易的流動性會含有重要的私有資訊，進而決定後續的價格移動 (Easley et al., 2002)。以資訊不對稱的角度來說，資訊風險起因於有些交易人較其他人擁有較多的公司私有資訊，當資訊風險高時，擁有私有資訊的資訊交易者會基於套利動機，對高資訊風險的股票進行密集的交易，私有資訊者甚至會改變資訊流 (將單筆大交易改爲許多小筆交易，Chakravarty et al., 2005)，以使其能夠從非資訊交易者身上轉移財富，然即使是改變資訊流，資訊交易行爲仍然決定了股票價格，對此 Habib et al. (1997)、Admati and Pfleiderer (2000) 與 Durnev et al. (2004) 認爲，資訊交易活動增加了價格資訊性，向市場傳達價格相關的私有資訊 (price-relevant private information)，會導致資訊風險降低，Easley et al. (2002) 亦主張資訊交易會使價格更有資訊性，而導致不確定性降低。當資訊交易造成資訊風險與股價不確定性降低時，即有利於降低波動率。Avramov et al. (2006) 則具體的發

[2] 請參考 Holden and Subrahmanyam (1992), Foster and Viswanathan (1994), Hirshleifer et al. (1994), Holden and Subrahmanyam (1996) 等研究。

現，當價格下跌時，非資訊交易者的交易造成波動率的上升，而當價格上漲時，資訊交易者的交易則降低股票的波動率[3]。綜合以上的論述，形成本研究的研究假說一：

研究假說一：資訊交易行爲是影響股票報酬波動率之重要的因素，就整體股票市場而言，資訊交易傳達了價格相關的私有資訊，導致風險降低及波動率的下降，因此資訊交易與波動率應存在負向效應。

然而不同的股票可能有不同程度的資訊交易行爲，Kim and Verrecchia (1997) 和 Vega (2006) 認爲資訊交易者擁有優異的能力，能從某些公司摘取較多的價格相關資訊，因此資訊交易者會密集的交易這些股票，以利用資訊優勢 (information advantage) 獲得利潤；Foster and Viswanathan (1994) 認爲資訊交易者的交易提供了流動性，因爲有資訊交易者較非資訊交易者，擁有較好的能力以萃取額外的私有資訊，能適時補充流動缺口；Aslan et al. (2011) 指出具有高平均 PIN 指標的股票，反映了資訊交易者頻繁的風險套利交易活動，並傳達出價格相關的私有資訊，使價格趨向於股票的基本價值。

另一方面，Durnev et al. (2004) 認爲當某些股票只有公開資訊可用時，即僅有較少的價格相關私有資訊，其股票價格本質上就傳達了其基本面價值，致使資訊交易者平時沒有誘因去交易這些股票，然而一旦這些股票被採掘出私有資訊，就會吸引資訊交易者進場交易，此時資訊交易者企圖純粹以預測市場走向來交易獲利，則容易形成追高賣低的交易型態，Avramov et al. (2006) 亦指出，在股票價格上漲時買進股票，在股票價格下跌時賣出股票，容易使價格偏離基本面，造成波動率的增加；進一步依據 French and Roll (1986) 與 Fleming and Remolona (1999) 的主張，認爲非資訊交易者會過度反應資訊交易者的交易，Daigler and Wiley (2002) 以爲非資訊交易者對交易的價格資訊會有分歧的看法 (heteroskedastic beliefs)，因而會選擇回應所有的交易，以致進一步擴大波動率；而

[3] 如前節所述，Avramov et al. (2006) 對資訊交易者與非資訊交易者的分類方法上，是值得進一步討論的，且其在資訊交易對波動率的影響分析上，是有條件式的 (即取決在前一天股票價格的變化)。故本研究能直接衡量資訊交易的程度，且實證上無先決條件的設定，得以相對較嚴謹的方法進行實證。

West (1988) 基於理論也認爲大的股票波動率與較少的資訊有關聯性。綜合以上所述，本研究建立研究假說二：

研究假說二：資訊交易行爲與股票波動率之間，存在不對稱效應。對某些資訊交易者較易 (不易) 取得私有資訊的公司而言，資訊交易者會較頻繁 (不頻繁) 的交易其股票，同時會觀察到較高 (低) 的 PIN 指標，而當資訊交易的參與增加時，該公司股票的波動率應會下降 (上揚)。

假說二的概念也就是說，資訊交易與波動率的不對稱效應，與資訊交易的型態相關，而非資訊交易追隨資訊交易的情況都會發生，若資訊交易者以套利方式進行交易，會讓價格收斂降低波動率，反之若資訊交易者以造市方式進行交易，就會造成波動率的增加，本研究的研究架構係著眼於以上二個研究假說，採用多元和門檻迴歸模型，進行實證分析。

參、研究樣本與方法

一、研究樣本與 PIN 的衡量

本研究樣本資料爲 SandP 500 指數的成份股票，樣本期間從 2006/1/3 至 2010/12/31。在樣本期間，不論是被移除與加入的成份股票都被包括在樣本中，選擇 SandP 500 成份股票是因爲他們具有高流動性，且其指數亦普遍被用於波動率的研究。五年的樣本期間覆蓋了一些重要的財經事件，包括 2006 年美國房市泡沫 (housing bubble)、2007 年的流動性危機 (liquidity crisis)、2008 年全球金融海嘯 (financial crisis)、2009 年美國復甦與再投資法案等，股票少於 600 筆資料則被刪除。股價與交易量取自於 CRSP，爲了衡量 PIN，

需要日內的交易與報價資料則取自於 TAQ 資料庫[4]。

本研究應用 Easley et al. (2002) 所提出的方法估計資訊交易機率 (PIN)，Aslan et al. (2011) 認爲 PIN 可以衡量資訊交易者的參與高低，及公司特有資訊的資訊風險，而 PIN 的計算，首先需要交易日內的買與賣交易單資料，本研究採用 Lee and Ready (1991) 的演算法，買賣交易單的區分是由該交易之於報價中點的相對位置來決定，而判定好的買賣交易單資料 (B_i, S_i)，在選取的樣本內 (in-sample) 時間 (T)，進行參數$\theta = \{\alpha, \delta, \mu, \varepsilon\}$ 的估計，其中α 爲價格相關資訊發生的機率，δ 爲該資訊爲好消息的機率，μ 和ε 則分別爲資訊交易和非資訊交易者的交易量，再以 $PIN = \mu\alpha / (\mu\alpha + 2\varepsilon)$ 的關係算出 PIN 的衡量值，而參數的估計，是在最大化概似函數 (likelihood function) 的條件下取得，其中概似函數的設定依據下列 (1) 式，定義 $\ln L(\cdot) = \sum_{i=1}^{I} \ln L(\theta \mid B_i, S_i)$ 得之[5]。

$$L(\theta \mid B_i, S_i) = (1-\alpha)\frac{e^{-\varepsilon T}(\varepsilon T)^{B_i}}{B_i!}\cdot\frac{e^{-\varepsilon T}(\varepsilon T)^{S_i}}{S_i!} + \alpha\delta\frac{e^{-\varepsilon T}(\varepsilon T)^{B_i}}{B_i!}\cdot\frac{e^{-(\mu+\varepsilon)T}\left[(\mu+\varepsilon)T\right]^{S_i}}{S_i!} +$$
$$\alpha(1-\delta)\frac{e^{-(\mu+\varepsilon)T}\left[(\mu+\varepsilon)T\right]^{B_i}}{B_i!}\cdot\frac{e^{-\varepsilon T}(\varepsilon T)^{S_i}}{S_i!} \quad (1)$$

表 1 彙整了本研究樣本的 PIN 估計值與日波動率 (daily volatility) 的敘述性統計量。PIN 爲衡量樣本時間內資訊交易參與機率的變數，本研究依既有文獻，以不同的樣本內估計期來計算 PIN，分別以 60、90、120、和 150 個交易日，估計 *PIN60*、*PIN90*、*PIN120*、及 *PIN150* 值，其平均數分別爲 8.69%、8.74%、8.75% 和 8.89%，標準差分別爲 6.63、6.80、6.95 和 7.10，兩者都相當的平穩，本研究選樣都是 SandP 500 大公司，因樣本特徵

[4] 本研究受限於 PIN 模型的估計，採用 S&P500 股票爲樣本，故相關實證分析和討論，以適用於相對規模較大的公司爲主。

[5] PIN 模型的詳細概念和分析以及計算方式的細節，請參考 Easley and O'Hara (1992) 及 Easley et al. (2002)。

較一致的關係，使得 PIN 整體而言相對的差異較小。觀察全距所呈現出的特質，各 PIN 值的全距分別 100、94.85、99.29 和 100，就交易程度而言，資訊交易者密集交易的股票，PIN 的均值會較高的，反之 PIN 則會較低，事實顯示本樣本有些股票被資訊交易者頻繁的交易，而有些股票則較少被資訊交易者交易，換句話說，資訊交易者不會持續地交易所有的股票，他們只會交易他們有資訊優勢的股票。也因此本樣本顯示股票被交易的程度並非全然一致，需要應用門檻模型，以探討高 PIN 模式與低 PIN 模式中，資訊交易的變化對波動率的效應是否有所差異。

表 1　PIN 及日波動率敘述性統計量

				Quartile				
				25%	50%	75%		
Variables	Mean	STD	Min.		(Median)		Max.	#OBS
PIN60	8.687	6.634	0	5.579	7.530	10.106	100	559819
PIN90	8.737	6.800	0	5.638	7.596	10.020	94.854	556059
PIN120	8.749	6.951	0	5.611	7.650	10.027	99.293	540205
PIN150	8.891	7.101	0	5.681	7.765	10.050	100	548027
Vol20	0.0007	0.0018	0	0.0002	0.0003	0.0007	0.0873	623505
Vol30	0.0008	0.0016	0	0.0001	0.0004	0.0007	0.0773	623214
Vol60	0.0007	0.0015	0	0.0002	0.0004	0.0007	0.0480	622355
Vol120	0.0007	0.0013	0.0002	0.0002	0.0003	0.0008	0.0312	620408

PIN60，*PIN90*，*PIN120*，和 *PIN150* 分別爲以 60 天、90 天、120 天和 150 天交易日爲樣本期間衡量的 PIN 估計值。*Vol20*、*Vol30*、*Vol60*、及 *Vol120* 分別爲 20 天、30 天、60 天和 120 天交易日之日波動率。*PIN* 爲資訊交易比例，*Vol* 爲日波動率。

二、研究模型與波動率

本研究利用 CRSP 日報酬以計算日波動率，假設有 T 個交易日，日波動率即可計算如 $\hat{\sigma}_T^2 = \frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T}(r_t - \bar{r})$ ，其中 r_t 是在交易日 t 的報酬，$\bar{r}$ 是 r_t 的平均值。本研究分別以 20、30、60、和 120 個交易日，移動樣本的方式來估計日波動率，估計變數分別爲 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60*、及 *Vol120*。以表 1 彙整之日波動率 (daily volatility) 敘述性統計量觀察，其平均數分別爲 0.0007、0.0008、0.0007 和 0.0007，標準差分別爲 0.0018、0.0016、0.0015 和 0.0013，都相當平穩，此一現象在全距尤爲明顯，全距分別爲 0.0873、0.0773、0.0480 和 0.0310，顯示沒有非常極端的波動率，由 4 分位得知，25% 與 75% 分位差分別爲 0.0005、0.0006、0.0005 和 0.0006，表示各波動率估計值具有相當的穩定性。

本研究的研究模型，首先以多元迴歸模型建構如下：

$$Vol_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Index_i + \beta_2 Spread_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Leverage_{it} + \beta_5 Volume_{it} + \beta_6 Numtrd_{it} + \beta_7 Pin_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 Vol_{it} 爲股票 i 在時間 t 的日波動率；$Index_i$ 爲股票 i 五年的獨特波動率 (idiosyncratic volatility) 的平均值；$Spread_{it}$ 爲股票 i 在時間 t 以總交易量標準化後的買賣交易量距；$Size_{it}$ 爲公司市場價值，就資訊不對稱程度而言，大公司的資訊不對稱程度低，預期公司市場價值之於波動率爲應爲負向效應；$Leverage_{it}$ 爲財務槓桿，就財務風險程度而言，預期財務槓桿之於波動率爲應爲正向效應；$Volume_{it}$ 爲交易量，就資訊流而言，預期交易量之於波動率爲應爲正向效應；$Numtrd_{it}$ 爲交易次數，就交易量改變而言，交易量改變意謂交易次數增加，預期交易次數之於波動率爲應爲正向效應；PIN_{it} 爲股票 i 在時間 t 的資訊交易機率[6]。相關進行迴歸分析時，根據 White (1980) 所提的方法調整其異質變異數的問

[6] 其中 Size、Leverage、Volume、以及 Numtrd 等變數皆取自然對數。

題。Campbell et al. (2001)、Goyal and Santa-Clara (2003)、Guo and Savickas (2008) 和 Huang (2011) 等文獻指出，公司的平均獨特波動率，可以作爲系統性風險的代理變數，而系統性風險會全面性地影響股票波動率，因此本研究以五年的獨特波動率平均值，作爲系統性風險的控制變數[7]，預期系統性風險之於波動率爲應爲正向效應。Lee and Ready (1991) 與 Chan et al. (2008) 認爲異常的買賣交易量距，表示交易係以私有資訊爲基礎，因此本研究將買賣交易量距以總交易量標準化後作爲控制變數，預期大買賣交易量距之於波動率爲應爲正向效應。依據研究假說一的分析，就股票市場整體而言，資訊交易之於波動率爲應爲負向效應，故β_7的預期估計值爲負號。

爲了分析不同資訊交易者參與程度的股票間，資訊交易對波動率的影響，本研究進一步採用 Hansen (2000) 的門檻模型，及其連序估計程序 (sequential estimation procedure)，以內估的門檻值將 PIN 分爲高模式與低模式，如果 PIN 高於門檻值，則是高模式，表示較頻繁的資訊交易；反之如果 PIN 低於門檻值，則是低模式，表示較少量的資訊交易[8]。本研究的門檻迴歸模型建構如下：

$$Vol_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Index_i + \beta_2 Spread_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Leverage_{it} + \beta_5 Volume_{it} + \beta_6 Numtrd_{it} + \beta_7 Pin_{it}^{H} \cdot I(PIN \geq \lambda) + \beta_8 PIN_{it}^{L} \cdot I(PIN < \lambda) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 PIN^H 和 PIN^L 分別爲爲股票 i 在時間 t 高模式和低模式的 PIN；$I(\cdot)$ 爲指示函數；λ 爲 PIN 的門檻值。此門檻迴歸模型，可直接探討高低模式中 PIN 對波動率的效應，本研究的樣本兼具橫斷面及時間序列的特質，爲確保實證結果兼顧兩項構面，本研究分別進行兩種的門檻迴歸應用，首先以各股票公司爲單位，先估計出樣本期間內各公司的門檻值

---

[7] 本研究採用 Kenneth French 網站提供之三因子係數，估計各股票之獨特波動率。本研究定義公司的平均獨特風險爲日報酬率與 Fama and French (1993) 3 因子模型的迴歸殘差項的平均值。

[8] 門檻模型的詳細概念和分析，及門檻值的估計方式，請參考 Hansen (2000)。

後，再以 Panel Regression 取得 (3) 式的估計係數，如此可分析個別股票在高 PIN 狀態和低 PIN 狀態對波動率的影響。其次搭配 Fama-MacBeth (Fuana) 迴歸，先逐日或逐月進行橫斷面公式 (3) 的估計，再計算估計值的統計量，如此可在同日或同月中，探討高 PIN 模式和低 PIN 模式的股票對波動率的影響。依據假說二的分析，對那些資訊交易者較頻繁交易的股票，當資訊交易的參與增加時，該股票波動率會下降，故 (3) 式的β_7的預期估計值爲負號。反之，對那些資訊交易者較少交易的股票，當資訊交易的參與增加時，該股票波動率會上升，故 β_8 的預期估計值爲正號。

肆、實證分析

一、多變量迴歸

表 2 彙整了 (2) 式多變量迴歸的實證結果，加入的控制變數，包括公司市值、財務槓桿、交易量和交易次數，列出 *PIN60*、*PIN90*、*PIN120* 和 *PIN150* 分別對應 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60* 和 *Vol120* 等 4*4 (16) 種模型的結果。

從表 2 Panel A1 的結果可發現，4*4 (16) 種模型的截距項的估計結果皆爲正向但統計上並不顯著。在 Panel A8，*PIN60* 對應 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60* 和 *Vol120* 中，其估計係數分別爲 –0.153、–0.146、–0.118 和 –0.109，*PIN90* 對應 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60* 和 *Vol120* 中，其估計係數分別爲 –0.103、–0.133、–0.106 和 –0.100，*PIN120* 對應 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60* 和 *Vol120* 中，其估計係數分別爲 –0.123、–0.121、–0.109 和 –0.101，*PIN150* 對應 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60* 和 *Vol120* 中，其估計係數分別爲 –0.061、–0.077、–0.070 和 –0.080，且所有的估計係數皆達 1% 的統計顯著水準。Panel B 爲 Fama-MacBeth 逐日迴歸，結果可發現 *Index* 係數的估計值則相對大且皆達 1% 的統計顯著水準，表示系統性

風險對波動率的影響相當顯著。而 Panel C 爲 Fama-MacBeth (Fama and Macbeth, 1973) 逐月迴歸，結果可發現 *Spread* 係數的估計值爲正向，統計上大多顯著。在 Panel D 爲加入較多的控制變數，包括公司市值、財務槓桿、交易量和交易次數，其結果發現所增之控制變數的估計皆統計上顯著，且對波動率的影響皆符合預期，而 PIN 的估計係數亦顯著爲負，與其他 Panels 的結果一致。綜觀以上各種模型結果，資訊交易與波動率皆爲負向關係，即整體股票市場而言，資訊交易的增加會降低波動率，此結果符合研究假說一的推論。

本表依據公式 (2) 呈現多變量迴歸模型的結果，*PIN60*、*PIN90*、*PIN120* 和 *PIN*150 分別爲以 60 天、90 天、120 天和 150 天交易日爲樣本期間衡量的 PIN 估計值。*Vol20*、*Vol30*、*Vol60* 和 *Vol120* 分別爲 20 天、30 天、60 天和 120 天交易日之日波動率。*Index* 爲波動率平均值，*Spread* 爲買賣交易量距，*Size* 爲公司市值，*Leverage* 爲財務槓桿，*Volume* 爲交易量和 *Numtrd* 爲交易次數，*PIN* 爲資訊交易比例。Panel A8 列出 *PIN60*、*PIN90*、*PIN120* 和 *PIN*150 分別對應 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60* 和 *Vol120* 等 4*4 (16) 種模型的結果。Panel B 爲 Fama-MacBeth 逐日迴歸、Panel C 爲逐月迴歸及 Panel D 爲加入其他控制變數的結果。

$$Vol_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Index_i + \beta_2 Spread_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Leverage_{it} + \beta_5 Volume_{it} + \beta_6 Numtrd_{it} + \beta_7 Pin_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

表 2　多元迴歸模型結果

Panel A: 4*4 (16) 種模型								
	PIN60	*PIN90*	*PIN120*	*PIN150*	*PIN60*	*PIN90*	*PIN120*	*PIN150*
Panel A1: *Intercept*								
	α_0				$t(\alpha_0)$			
Vol20	0.694	0.422	0.876	0.471	1.27	0.85	1.62	0.88
Vol30	0.196	0.590	0.731	0.857	0.16	1.19	1.48	1.60
Vol60	0.303	0.155	0.731	0.534	0.70	0.31	1.48	1.00
Vol120	0.237	0.254	0.459	0.696	0.68	0.73	0.13	0.20

表 2　多元迴歸模型結果（續）

	PIN60	*PIN90*	*PIN120*	*PIN150*	*PIN60*	*PIN90*	*PIN120*	*PIN150*
Panel A2: *Index*								
	β_1				$t(\beta_1)$			
Vol20	0.055	0.049	0.059	0.044	3.97	3.87	4.28	3.40
Vol30	0.051	0.052	0.055	0.058	4.04	4.11	4.39	4.48
Vol60	0.044	0.061	0.049	0.031	4.01	4.82	4.43	3.94
Vol120	0.031	0.030	0.035	0.039	3.48	3.44	4.02	4.41
Panel A3: *Spread*								
	β_2				$t(\beta_2)$			
Vol20	0.290	0.338	0.313	0.372	2.03	2.27	2.07	2.29
Vol30	0.300	0.314	0.322	0.321	2.15	2.11	2.01	1.98
Vol60	0.269	0.331	0.290	0.363	2.19	2.22	2.08	2.24
Vol120	0.237	0.314	0.255	0.271	2.09	2.11	2.28	2.42
Panel A4: *Size*								
	β_3				$t(\beta_2)$			
Vol20	–0.029	–0.021	–0.030	–0.026	–5.39	–4.23	–5.59	–5.11
Vol30	–0.029	–0.029	–0.029	–0.032	–5.79	–5.84	–5.96	–6.29
Vol60	–0.027	–0.022	–0.027	–0.021	–6.30	–4.43	–6.37	–4.13
Vol120	–0.017	–0.029	–0.017	–0.017	–4.85	–5.84	–4.97	–5.01
Panel A5: *Leverage*								
	β_4				$t(\beta_4)$			
Vol20	0.028	0.020	0.028	0.019	7.81	6.24	8.05	5.93
Vol30	0.028	0.028	0.029	0.028	8.63	8.74	8.89	8.74
Vol60	0.025	0.019	0.026	0.020	9.07	5.93	9.32	6.24
Vol120	0.017	0.017	0.018	0.017	7.69	7.76	7.92	7.41
Panel A6: *Volume*								
	β_5				$t(\beta_5)$			
Vol20	0.129	0.111	0.130	0.101	16.15	15.31	16.43	13.22
Vol30	0.126	0.128	0.128	0.135	17.45	17.66	17.69	17.67
Vol60	0.121	0.105	0.122	0.109	19.17	14.49	19.40	14.27
Vol120	0.099	0.103	0.103	0.127	19.56	19.77	19.82	20.07

表 2　多元迴歸模型結果（續）

	PIN60	*PIN90*	*PIN120*	*PIN150*	*PIN60*	*PIN90*	*PIN120*	*PIN150*
Panel A7: *Numtrd*								
	β_6				$t(\beta_6)$			
Vol20	0.154	0.100	0.156	0.108	17.21	12.25	17.52	13.05
Vol30	0.150	0.153	0.152	0.153	18.49	18.75	18.81	18.49
Vol60	0.141	0.107	0.144	0.101	19.98	13.11	20.35	12.21
Vol120	0.113	0.115	0.116	0.115	19.99	20.25	20.46	20.03
Panel A8: *PIN*								
	β_7				$t(\beta_7)$			
Vol20	–0.153	–0.103	–0.123	–0.061	–13.26	–10.01	–11.51	–6.24
Vol30	–0.146	–0.133	–0.121	–0.077	–13.98	–12.93	–12.65	–7.88
Vol60	–0.118	–0.106	–0.109	–0.070	–12.82	–10.31	–12.75	–7.16
Vol120	–0.109	–0.100	–0.101	–0.080	–14.78	–13.99	–14.67	–11.89
Panel B：Fama-MacBeth 逐日迴歸								
Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.815 (0.47)	0.818 (0.50)	0.827 (0.53)	0.832 (0.58)	0.803 (0.46)	0.801 (0.49)	0.804 (0.52)	0.798 (0.56)
Index	0.404*** (23.60)	0.396*** (24.25)	0.386*** (25.01)	0.373*** (26.26)	0.406*** (23.46)	0.396*** (24.25)	0.386*** (25.02)	0.373*** (26.26)
Spread	0.292* (1.70)	0.650*** (3.98)	0.659*** (4.26)	0.634*** (4.46)	0.648*** (3.74)	0.631*** (3.86)	0.637*** (4.12)	0.599*** (4.21)
PIN	–0.061*** (–3.55)	–0.059*** (–3.65)	–0.065*** (–4.18)	–0.060*** (–4.22)	–0.041** (–2.37)	–0.041** (–2.48)	–0.039** (–2.54)	–0.023 (–1.58)
Panel C：Fama-MacBeth 逐月迴歸								
Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.108 (0.67)	0.107 (0.68)	0.102 (0.67)	0.057 (0.41)	0.127 (0.78)	0.117 (0.74)	0.113 (0.74)	0.068 (0.49)
Index	0.394*** (24.34)	0.388*** (24.86)	0.382*** (25.23)	0.370*** (26.49)	0.395*** (24.25)	0.389*** (24.76)	0.384*** (25.12)	0.370*** (26.45)
Spread	0.095*** (5.91)	0.010*** (6.88)	0.014*** (9.25)	0.016*** (11.58)	0.010*** (6.18)	0.011*** (7.18)	0.015*** (10.01)	0.017*** (12.27)
PIN	–0.105*** (–7.19)	–0.104*** (–7.33)	–0.103*** (–7.48)	–0.091*** (–7.14)	–0.077*** (–5.22)	–0.074*** (–5.18)	–0.066*** (–4.74)	–0.044*** (–3.44)

註：括弧內爲 *t* 統計量，***，**和*分別代表 1%，5% 和 10% 的顯著水準。

表 2　多元迴歸模型結果（續）

	PIN60	*PIN90*	*PIN120*	*PIN150*	*PIN60*	*PIN90*	*PIN120*	*PIN150*
Panel D：Panel Regression 增加公司市值 (*Size*)、財務槓桿 (*Leverage*)、交易量 (*Volume*) 和交易次數 (*Numtrd*) 爲控制變數								
Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.694	0.538	0.303	0.237	0.876	0.731	0.485	0.459
	(1.27)	(1.09)	(0.70)	(0.68)	(1.62)	(1.48)	(1.13)	(0.13)
Index	0.055***	0.051***	0.044***	0.031***	0.059***	0.055***	0.049***	0.035***
	(3.97)	(4.04)	(4.01)	(3.48)	(4.28)	(4.39)	(4.43)	(4.02)
Spread	0.290**	0.300**	0.269**	0.237**	0.313**	0.322**	0.290**	0.255**
	(2.03)	(2.15)	(2.19)	(2.09)	(2.07)	(2.01)	(2.08)	(2.28)
Size	–0.029***	–0.029***	–0.027***	–0.017***	–0.030***	–0.029***	–0.027***	–0.017***
	(–5.39)	(–5.79)	(–6.30)	(–4.85)	(–5.59)	(–5.96)	(–6.37)	(–4.97)
Leverage	0.028***	0.028***	0.025***	0.017***	0.028***	0.029***	0.026***	0.018***
	(7.81)	(8.63)	(9.07)	(7.69)	(8.05)	(8.89)	(9.32)	(7.92)
Volume	0.129***	0.126***	0.121***	0.099***	0.130***	0.128***	0.122***	0.103***
	(16.15)	(17.45)	(19.17)	(19.56)	(16.43)	(17.69)	(19.40)	(19.82)
Numtrd	0.154***	0.150***	0.141***	0.113***	0.156***	0.152***	0.144***	0.116***
	(17.21)	(18.49)	(19.98)	(19.99)	(17.52)	(18.81)	(20.35)	(20.46)
PIN	–0.153***	–0.146***	–0.118***	–0.109***	–0.123***	–0.121***	–0.109***	–0.101***
	(–13.26)	(–13.98)	(–12.82)	(–14.78)	(–11.51)	(–12.65)	(–12.75)	(–14.67)
Adjusted R2	0.0741	0.0762	0.0782	0.0799	0.0733	0.0756	0.0782	0.0799
F-statistics	5,690***	5,704***	5,717***	5,727***	5,686***	5,701***	5,717***	5,728***
Observations	333,739	333,560	333,051	331,987	315,535	315,368	314,889	305,189

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

二、門檻迴歸

在不同資訊交易參與頻率的股票間，資訊交易對波動率的效應是否不同，過去的文獻並沒有記載相關的實證，本研究依據 (3) 式的門檻模型，提供直接的觀察。表 3 與表 4 彙整了門檻模型的實證結果，表 3 遵循表 2 的模式，呈現 4 種 Panels 和 8 種模型的結果，Panels A 至 D 分別表現 Panel Regression 加入主要控制變數、 Fama-MacBeth 逐日迴歸、Fama-MacBeth 逐月迴歸、以及 Panel Regression 加入其他控制變數的結果，而模型 1、

2、3 和 4，所使用的被解釋變數分別爲 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60*、及 *Vol120*，模型 1 至模型 4 使用的 PIN 變數皆爲 *PIN60*；而模型 5、6、7 和 8 分別是模型 1、2、3 和 4 的調整版，使用相對應的被解釋變數，然將 PIN 變數修改爲 *PIN120*。

從表 3 Panel A 的結果可發現，模型 1 到 8 之截距項的估計結果亦皆爲正向，整體估計值並不顯著；*Index* 係數的估計值顯著且相對大，在 0.61 與 0.78 之間；而 *Spread* 係數的估計值亦爲正向，上述控制變數的估計結果，皆與表 2 相符且符合預期。以表 3 Panel A 之 PIN^{H} 係數的估計結果來看，在模型 1、2、3 和 4 中，分別爲 –0.089、–0.084、–0.088 和 –0.075，而在模型 5、6、7 和 8 中，分別爲 –0.025、–0.029、–0.026 和 –0.018，所有的估計值皆達 1% 的統計顯著水準，表示對於 PIN 值處於高模式的股票而言，資訊交易者較容易取得私有資訊，資訊參與較頻繁，當資訊交易增加時，資訊交易者風險套利型的交易活動，即傳達出價格相關的私有資訊，使價格趨向於股票的基本價值，進而穩定股票價格的波動，波動率即下降。反之以 PIN^{L} 係數的估計結果來看，在模型 1、2、3 和 4 中，分別爲 0.041、0.044、0.074 和 0.063，而在模型 5、6、7 和 8 中，分別爲 0.021、0.024、0.015 和 0.016，所有的估計值皆顯著爲正，表示對於 PIN 值處於低模式的股票而言，資訊交易者平時沒有資訊優勢，該股票的價格即多由公開資訊所決定，當資訊交易增加時，反使價格偏離股票的基本價值，增加了股票價格的波動，波動率上揚，此結果符合研究假說二的推論。

進一步以表 3 Panel B 及 Panel C 的結果可發現，模型 1 到 8 之截距項的估計結果亦皆不顯著，*Index* 係數的估計值顯著爲正且相對大，而 *Spread* 係數的估計值亦爲正向，與表 2 相符且符合預期。而 Panel B 及 Panel C 的 PIN^{H} 係數估計結果來看，所有的估計值皆爲負，且達 1% 的統計顯著水準，其中在 Panel C 的逐月迴歸結果絕對值較大，再以 PIN^{L} 係數的估計結果來看，所有的估計值皆顯著爲正，絕對值小於 PIN^{H} 係數估計，整體而言 Fama-MacBeth 的迴歸結果，說明在同一橫斷面下，對高 PIN 模式的股票而言，PIN 的增加降低了波動率，反觀低 PIN 模式的股票，PIN 的增加則增加了波動率，亦符合研究假說二的推論。

表 3　門檻迴歸模型結果(一)

Panel A：Panel Regression

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.201 (0.68)	0.195 (0.10)	0.157 (0.87)	0.144 (0.68)	0.210 (0.74)	0.230 (0.16)	0.167 (0.44)	0.146 (0.69)
Index	0.784*** (12.55)	0.765*** (13.26)	0.655*** (12.19)	0.621*** (12.92)	0.708*** (12.34)	0.781*** (13.04)	0.677*** (12.12)	0.616*** (12.41)
Spread	0.872** (2.03)	0.836*** (3.05)	0.818*** (3.19)	0.724*** (3.15)	0.876*** (2.85)	0.832*** (2.93)	0.828*** (3.13)	0.696*** (2.94)
PIN^H	–0.089*** (–19.32)	–0.084*** (–19.74)	–0.088*** (–22.37)	–0.075*** (–21.32)	–0.025*** (–8.14)	–0.029*** (–9.08)	–0.026*** (–11.43)	–0.018*** (–9.27)
PIN_L	0.041*** (10.52)	0.044*** (11.52)	0.074*** (22.26)	0.063*** (21.03)	0.021*** (6.11)	0.024*** (10.98)	0.015*** (17.33)	0.016*** (22.90)
Adjusted R^2	0.0297	0.0335	0.0464	0.0490	0.0197	0.0233	0.0352	0.0442
F-statistics	168***	191***	265***	280***	107***	129***	192***	242***
Observations	345,739	345,560	345,051	343,987	329,970	329,803	329,322	328,345

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

本表依據公式 (3) 呈現門檻迴歸模型的結果，*Index* 爲波動率平均值，*Spread* 爲買賣交易量距，*PIN* 爲資訊交易比例。模型 1、模型 2、模型 3 和模型 4，所使用的被解釋變數分別爲 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60*、及 *Vol120*，模型 1 至模型 4 使用的 PIN 變數皆爲 *PIN60*；而模型 5、6、7 和 8 分別是模型 1、2、3 和 4 的調整版，使用相對應的被解釋變數，然將 PIN 變數修改爲 *PIN*120。括弧內爲 *t* 統計量，星號 (***) 和 (**) 分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

表 3　門檻迴歸模型結果(一) (續)

Panel B：Fama-MacBeth 逐日迴歸

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.810 (0.47)	0.815 (0.50)	0.836 (0.54)	0.867 (0.61)	0.756 (0.43)	0.754 (0.46)	0.762 (0.49)	0.780 (0.54)
Index	0.404*** (23.60)	0.394*** (24.40)	0.384*** (25.18)	0.372*** (26.35)	0.406*** (23.46)	0.396*** (24.25)	0.386*** (25.02)	0.373*** (26.25)
Spread	0.291*** (3.38)	0.290*** (3.59)	0.327*** (4.29)	0.361*** (3.55)	0.647*** (3.74)	0.629*** (3.85)	0.634*** (4.10)	0.598*** (4.20)
PIN^H	–0.059*** (–2.76)	–0.06*** (–2.99)	–0.066*** (–3.04)	–0.064*** (–3.18)	–0.031*** (–3.56)	–0.03*** (–3.72)	–0.03*** (–3.84)	–0.018*** (–2.78)
PIN_L	0.052** (2.12)	0.0609** (2.63)	0.087** (2.27)	0.01273*** (2.70)	0.0579** (2.33)	0.0577** (2.47)	0.0517** (2.34)	0.0164** (2.30)

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

Panel C：Fama-MacBeth 逐月迴歸

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.112 (0.69)	0.108 (0.69)	0.100 (0.66)	0.056 (0.40)	0.133 (0.81)	0.121 (0.77)	0.113 (0.73)	0.066 (0.47)
Index	0.394*** (24.33)	0.388*** (24.85)	0.383*** (25.23)	0.370*** (26.48)	0.395*** (24.25)	0.389*** (24.76)	0.384*** (25.13)	0.370*** (26.45)
Spread	0.101*** (3.12)	0.113*** (3.61)	0.149*** (2.94)	0.174*** (3.75)	0.104*** (3.21)	0.115*** (2.95)	0.156*** (3.07)	0.175*** (3.77)
PIN^H	–0.090*** (–4.45)	–0.089*** (–4.53)	–0.088*** (–4.64)	–0.086*** (–4.92)	–0.048*** (–4.73)	–0.046*** (–3.79)	–0.035*** (–4.52)	–0.022*** (–4.12)
PIN_L	0.079** (2.45)	0.087** (2.79)	0.012** (2.12)	0.063** (2.28)	0.010** (2.53)	0.010** (2.57)	0.012** (2.48)	0.087** (2.50)

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

表 3　門檻迴歸模型結果(一) (續)

Panel D：Panel Regression 增加公司市值 (Size)、財務槓桿 (Leverage)、交易量 (Volume) 和交易次數 (Numtrd) 為控制變數

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.049 (0.97)	0.036 (0.79)	0.014 (0.35)	0.279 (0.85)	0.911 (1.58)	0.765 (1.55)	0.524 (1.22)	0.004 (0.01)
Index	0.049*** (3.74)	0.045*** (3.81)	0.038*** (3.73)	0.027*** (3.26)	0.058*** (4.21)	0.055*** (4.32)	0.048*** (4.40)	0.035*** (4.04)
Spread	0.273** (2.37)	0.285** (2.32)	0.254** (2.16)	0.217** (2.12)	0.299** (2.27)	0.309** (2.13)	0.279** (2.09)	0.248** (2.22)
Size	–0.028*** (–5.47)	–0.028*** (–5.90)	–0.027*** (–6.56)	–0.018*** (–5.42)	–0.032*** (5.97)	–0.031*** (–6.37)	–0.029*** (–6.75)	–0.019*** (–5.48)
Leverage	0.026*** (7.60)	0.026*** (8.42)	0.024*** (8.96)	0.016*** (7.61)	0.029*** (8.22)	0.029*** (9.07)	0.027*** (9.52)	0.018*** (8.02)
Volume	0.120*** (16.14)	0.117*** (17.44)	0.113*** (19.24)	0.093*** (19.57)	0.130*** (16.31)	0.127*** (17.55)	0.121*** (19.26)	0.100*** (19.77)
Numtrd	0.145*** (17.41)	0.141*** (18.70)	0.134*** (20.30)	0.109*** (20.44)	0.156*** (17.55)	0.153*** (18.84)	0.144*** (20.42)	0.116*** (20.50)
PIN^H	–0.101*** (–7.41)	–0.102*** (–7.22)	–0.121*** (–9.83)	–0.111*** (–11.04)	–0.095*** (–9.32)	–0.095*** (–10.21)	–0.090*** (–11.09)	–0.090*** (–13.94)
PIN_L	0.096** (6.17)	0.089*** (7.30)	0.048*** (4.53)	0.034*** (3.93)	0.018*** (3.33)	0.018*** (3.65)	0.016*** (3.63)	0.004*** (3.99)
Adjusted R^2	0.0746	0.0770	0.0797	0.0811	0.0731	0.0753	0.0783	0.0799
F-statistics	5,690***	5,704***	5,721***	5,729***	5,676***	5,689***	5,706***	5,716***
Observations	333,739	333,560	333,051	331,987	315,535	315,368	314,889	305,189

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

表 4　門檻迴歸模型結果(二)

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.367 (0.79)	0.817 (1.37)	0.765 (1.55)	0.197 (1.29)	0.279 (0.85)	0.331 (0.78)	0.044 (0.01)	0.658 (0.93)
Index	0.045*** (3.81)	0.058*** (4.79)	0.055*** (4.32)	0.011*** (3.38)	0.027*** (3.26)	0.039*** (4.57)	0.035*** (4.04)	0.021*** (5.14)
Spread	0.285** (2.02)	0.304** (2.05)	0.309** (2.13)	0.116** (2.22)	0.217** (2.16)	0.252** (2.23)	0.248** (2.22)	0.090** (2.26)
Size	–0.028*** (–5.90)	–0.029*** (–6.07)	–0.031*** (–6.37)	–0.006*** (–5.47)	–0.018*** (–5.42)	–0.015*** (–4.54)	–0.019*** (–5.48)	–0.052*** (–4.75)
Leverage	0.026*** (8.42)	0.025*** (8.00)	0.029*** (9.07)	0.062*** (5.52)	0.016*** (7.61)	0.015*** (6.99)	0.018*** (8.02)	0.053*** (7.70)
Volume	0.117*** (17.44)	0.122*** (17.82)	0.127*** (17.55)	0.174*** (9.46)	0.093*** (19.57)	0.097*** (20.17)	0.100*** (19.77)	0.105*** (9.40)
Numtrd	0.141*** (18.70)	0.145*** (18.81)	0.153*** (18.84)	0.252*** (14.06)	0.109*** (20.44)	0.112*** (20.84)	0.116*** (20.50)	0.156*** (14.33)
PIN^H	–0.102*** (–7.22)	–0.121*** (–12.12)	–0.095*** (–10.21)	–0.828*** (–17.28)	–0.111*** (–11.04)	–0.132*** (–18.80)	–0.090*** (–13.94)	–0.598*** (–20.29)
PIN_L	0.089 *** (7.30)	0.062*** (6.28)	0.018*** (3.65)	0.092*** (4.07)	0.034*** (3.93)	0.060*** (8.59)	0.004** (1.99)	0.064*** (4.63)
Adjusted R^2	0.0770	0.0781	0.0753	0.1044	0.0811	0.0880	0.0799	0.1237
F-statistics	5,704***	5,709***	5,689***	5,685***	5,729***	5,770***	5,716***	5,724***
Observations	333,560	329,610	315,368	321,035	331,987	328,039	305,189	301,502

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

本表依據公式 (3) 呈現後續門檻迴歸模型的結果，*Index* 爲波動率平均值，*Spread* 爲買賣交易量距，*Size* 爲公司市值，*Leverage* 爲財務槓桿，*Volume* 爲交易量，*Numtrd* 爲交易次數，*PIN* 爲資訊交易比例。模型 1 至模型 4 使用的被解釋變數皆爲 *Vol*30，而搭配的 PIN 變數分別爲 *PIN60*、*PIN90*、*PIN120*、及 *PIN150*，模型 5 至模型 6 使用的被解釋變數則爲 *Vol*120，所搭配的 PIN 變數亦分別爲 *PIN60*、*PIN90*、*PIN120*、及 *PIN150*。括弧內爲 *t* 統計量，星號 (***)、(**) 和 (*) 分別代表 1%、5% 和 10% 的顯著水準。

表 3　Panel D 則加入較多的控制變數，其結果與上述 Panels 相似，即 PIN^H 和 PIN^L

係數的估計分別顯著爲負與正，顯示不同資訊交易模式下，資訊交易的參與對波動率有正負相反的影響。更進一步分析本表的實證估計值，發現 PIN^{L} 的估計值，其絕對值皆較 PIN^{H} 的估計值爲小，表示 PIN^{H} 的負向效應較 PIN^{L} 的正向效應爲強，這也間接說明了在看整體市場時，爲何仍呈現假說一的負向效應。

表 4 依表 3 Panel D 的 Panel Regression，並遵循表 2 的模式呈現 8 種模型的結果，其中模型 1 至模型 4 使用的被解釋變數皆爲 *Vol*30，而搭配的 PIN 變數分別爲 *PIN60*、*PIN90*、*PIN120*、及 *PIN150*，模型 5 至模型 6 使用的被解釋變數則爲 *Vol*120，所搭配的 PIN 變數亦分別爲 *PIN60*、*PIN90*、*PIN120*、及 *PIN150*。以截距項、*Index*、和 *Spread* 等控制變數的估計值來看，與表 3 相似，皆爲正向顯著，符合預期。以表 4 PIN^{H} 係數的估計結果來看，在模型 1、2、3 和 4 中，分別爲 –0.102、–0.121、–0.095 和 –0.828，而在模型 5、6、7 和 8 中，分別爲 –0.111、–0.132、–0.090 和 –0.598，多數的估計值達 1% 的統計顯著水準，表示對於 PIN 值處於高模式的股票而言，資訊交易與波動率爲負向關係。反之以 PIN^{L} 係數的估計結果來看，在模型 1、2、3 和 4 中，分別爲 0.089、0.062、0.018 和 0.092，而在模型 5、6、7 和 8 中，分別爲 0.034、0.060、0.004 和 0.064，所有的估計值皆顯著爲正，表示對於 PIN 值處於低模式的股票而言，兩者爲正向關係，此結果與表 3 一致，支持本研究假說二。

三、穩健性測試

爲確保上述實證結果，在不同的波動率衡量方式下，依然支持本研究假說，我們應用眞實波動率 (realized volatility, RV) 進行穩健性測試，採用眞實波動率的另一項優點，在於可以更加確立資訊交易和波動率的前後時間性，由於眞實波動率的估計來自當日的日內資料，而 PIN 值的估計採用當日之前 60 至 150 天，也就是以 t 日以前的資訊交易行爲，來分析其對 t 日波動率的影響，本穩健性測試即可確切地探討，本研究假說中，資訊交易與波動率的前後因果關係。

本研究眞實波動率的估計採用 Andersen et al. (2001) 的方法，即日內報酬 (intraday return) 平方的加總，假設以 5 分鐘的區間建構眞實波動率，SandP 500 交易時間從早上 08:30 至下午 15:15，有 405 分鐘，則會有 81 筆日內報酬。此外，Schwert (1989) 認爲景氣循環對股價波動有重要的影響，因此本研究採納景氣循環的虛擬變數作爲控制變數，即 *BusinessCycle* 變數，資料取自於 NBER (National Bureau of Economic Research)，若爲景氣衰退時期，*BusinessCycle* 設爲 1，反之爲 0。從 Black (1976) 及 Christie (1982) 的財務槓桿效應，得知報酬率影響未來的波動率，故亦加入報酬率 ($Return_{it}$) 作爲控制變數。Ang et al. (2006) 認爲波動率指數 (volatility index) 代表整體市場對波動率的期望，本研究亦以波動率指數 (VIX index) 作爲控制變數 (即 VIX_t)，穩健性測試的多元迴歸模型及門檻迴歸模型分別如下式 (4) 和式 (5)：

$$RV_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Index_i + \beta_2 BusinessCycle_t + \beta_3 Return_{it} + \beta_4 VIX_t + \beta_5 PIN_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{4}$$

$$\begin{aligned} RV_{it} = {} & \alpha_0 + \beta_1 Index_i + \beta_2 BusinessCycle_t + \beta_3 Return_{it} + \beta_4 VIX_t + \\ & \beta_5 PIN_{it}^{H} \cdot (I(PIN \geq \lambda) + \beta_6 PIN_{it}^{L} \cdot I(PIN < \lambda) + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \tag{5}$$

表 5 Panel A 彙整穩健性測試的初步結果，所使用的被解釋變數爲 3 分鐘區間建構的眞實波動率，PIN 解釋變數爲 *PIN*120，依控制變數的不同，有 6 種模型。模型 1 和模型 2 以 *BusinessCycle* 爲控制變數，並分別呈現 (4) 式的多變量迴歸和 (5) 式的門檻迴歸結果，我們發現模型 1 的 *PIN* 係數的估計值爲 –33.524，統計上高度顯著，與表 2 的結果一致，支持假說一的論述。模型 2 的 PIN^H 和 PIN^L 係數估計值分別爲 –12.355 及 9.270，統計上亦顯著，再度說明了資訊交易者參與程度不同的股票，資訊交易之於波動率呈現不對稱的關係，於 PIN 高模式的股票，資訊交易者的參與會和緩股票波動率，而對 PIN 低模式的股票，資訊交易會使股票價格偏離原本爲公開資訊所決定的價格，導致波動率的上揚。

表 5　穩健性測試 (一)

Panel A：Panel Regression

Variables	1	2	3	4	5	6
Intercept	0.257	0.192	0.178	0.176	0.181	0.177
	(0.97)	(0.92)	(0.69)	(0.42)	(0.72)	(0.52)
Index	0.048***	0.091***	0.059***	0.053***	0.048***	0.046***
	(12.82)	(12.87)	(22.61)	(22.44)	(22.61)	(22.52)
BusinessCycle	0.083***	0.081***				
	(31.60)	(30.83)				
Return			–0.021	–0.030		
			(–0.58)	(–0.82)		
VIX					0.020**	0.024**
					(2.00)	(2.46)
PIN	–33.524***		–27.255***		–27.290***	
	(–20.73)		(–16.96)		(–16.99)	
PIN^H		–12.355***		–10.366***		–10.347***
		(–12.76)		(–10.68)		(–10.70)
PIN^L		9.270***		7.212***		7.232***
		(8.28)		(6.45)		(6.47)
Adjusted R^2	0.0698	0.0651	0.0484	0.0459	0.0482	0.0461
F-statistics	653***	516***	452***	357***	453***	358***
#of observations	467,339	470,516	467,279	470,456	467,339	470,516

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

本表依據公式 (4) 和公式 (5) 呈現穩健性測試的結果，所使用的被解釋變數爲 3 分鐘區間建構的眞實波動率，*Index* 爲波動率平均值，*BusinessCycle* 爲景氣指標，*Return* 爲報酬率，*VIX* 爲波動率指數，*PIN* 爲資訊交易比例。PIN 解釋變數爲 *PIN120*，Panel A 依控制變數的不同而有 6 種模型。括弧內爲 *t* 統計量，星號 (***) 和 (**) 分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。Panel B，C，D 中的模型 1，3，5 與 Panel A 模型 1，3，5 一樣分別採用 *BusinessCycle*，*Return*，*VIX* 爲控制變數，分別呈現多變量迴歸的結果。同樣地，模型 2，4，6 的不同在於分別採用 *BusinessCycle*，*Return*，*VIX* 爲控制變數，分別呈現門檻迴歸的結果。

表 5　穩健性測試 (一) (續)

Panel B：Fama-MacBeth 逐日迴歸

Variables	1	2	3	4	5	6
Intercept	0.091 (0.41)	0.077 (0.12)	0.153 (0.23)	0.143 (0.22)	0.146 (0.22)	0.134 (0.21)
Index	0.775*** (24.26)	0.775*** (24.26)	0.778*** (24.23)	0.776*** (24.23)	0.776*** (24.25)	0.776*** (24.25)
BusinessCycle	0.077*** (29.12)	0.067*** (25.12)				
Return			–0.055 (–1.42)	–0.043 (–1.21)		
VIX					0.026** (2.50)	0.019** (1.99)
Spread	0.091*** (2.86)	0.093*** (2.91)	0.092*** (2.88)	0.091*** (2.90)	0.091*** (2.86)	0.090*** (2.86)
PIN	–34.205*** (–3.20)		–26.225*** (–4.09)		–26.731*** (–4.17)	
PIN^H		–32.493*** (–11.17)		–24.83*** (–11.62)		–25.218*** (–11.81)
PIN^L		7.2747** (2.27)		4.7355** (2.06)		3.0879** (2.17)

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

Panel C：Fama-MacBeth 逐月迴歸

Variables	1	2	3	4	5	6
Intercept	0.155 (0.40)	0.1676 (0.43)	0.1404 (0.36)	0.153 (0.39)	0.127 (0.32)	0.131 (0.33)
Index	0.605*** (31.27)	0.605*** (31.28)	0.606*** (31.21)	0.606*** (31.22)	0.605*** (31.25)	0.605*** (31.25)
BusinessCycle	0.059*** (20.23)	0.094*** (8.54)				
Return			–0.044 (–1.03)	–0.029 (–0.75)		
VIX					0.028** (2.52)	0.022** (2.01)
Spread	0.090*** (3.25)	0.092*** (3.33)	0.093*** (3.35)	0.092*** (3.34)	0.091*** (3.31)	0.091*** (3.23)
PIN	–44.631*** (–4.61)		–34.232*** (–4.40)		–34.954*** (–4.50)	
PINH		–40.098*** (–11.39)		–30.619*** (–11.82)		–31.076*** (–11.22)
PINL		12.1514** (2.51)		8.3802** (2.15)		7.2131** (2.79)

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

表 5 穩健性測試 (一) (續)

Panel D：Panel Regression 設定公司市值 (Size)、財務槓桿 (Leverage)、交易量 (Volume) 和交易次數 (Numtrd) 為控制變數

Variables	1	2	3	4	5	6
Intercept	0.653	0.549	0.711	0.690	0.734	0.74975
	(1.36)	(1.16)	(1.47)	(1.38)	(1.26)	(1.58)
Index	0.034***	0.011***	0.079***	0.024***	0.084***	0.082***
	(5.71)	(5.22)	(6.21)	(5.98)	(6.08)	(6.01)
Spread	0.131**	0.144**	0.125**	0.156**	0.133**	0.138**
	(2.18)	(2.17)	(2.03)	(2.29)	(2.23)	(2.09)
BusinessCycle	0.033***	0.027***				
	(11.04)	(9.48)				
Return			–0.050	–0.038		
			(–1.21)	(–0.94)		
VIX					0.025**	0.023**
					(2.22)	(2.02)
Size	–0.090***	–0.011***	–0.091***	–0.011***	–0.010***	–0.010***
	(–4.32)	(–5.16)	(–4.01)	(–5.07)	(–4.53)	(–4.80)
Leverage	0.028***	0.030***	0.026***	0.028***	0.028***	0.028***
	(19.30)	(20.88)	(17.75)	(19.36)	(19.12)	(18.94)
Volume	0.018***	0.018***	0.016***	0.017***	0.017***	0.018***
	(5.53)	(6.00)	(4.98)	(5.46)	(5.34)	(5.51)
Numtrd	0.457***	0.425***	0.319***	0.403***	0.426***	0.423***
	(12.49)	(12.21)	(12.87)	(11.14)	(11.60)	(11.15)
PIN	–0.533***		–0.526***		–0.715***	
	(–9.46)		(–8.58)		(–8.32)	
PIN^H		–0.580***		–0.781***		–0.286***
		(–8.14)		(–7.79)		(–7.32)
PIN^L		0.073***		0.021***		0.046***
		(4.79)		(5.78)		(4.77)
Adjusted R^2	0.0756	0.0774	0.0737	0.0753	0.0750	0.0754
F-statistics	5,701***	5,708***	5,688***	5,698***	5,693***	5,699***
#of observations	455,339	448,516	455,279	448,456	455,339	448,516

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和**分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

表 5 Panel A 的模型 3 和模型 4，亦分別呈現多變量迴歸和門檻迴歸的結果，並以 *Return* 作爲控制變數，而模型 3 和 4 中 *Return* 係數的估計值皆爲負，支持波動率槓桿效應的概念，模型 3 的 *PIN* 係數的估計值爲 –27.255，模型 4 的 PIN^H 和 PIN^L 係數估計值分別爲 –10.366 及 7.212，統計上皆高度顯著，此結果與模型 1 和 2 一致。再觀察模型 5 和 6 的結果，控制變數爲 *VIX*，其估計結果皆顯著爲正，但估計值不大，經濟上並不顯著，而模型 5 的 *PIN* 係數的估計值爲 –27.290，模型 6 的 PIN^H 和 PIN^L 係數估計值分別爲 –10.347 及 7.232，統計上皆高度顯著。綜觀本表，無論控制變數爲何，模型 1、3 和 5 的 *PIN* 係數估計值皆顯著爲負，模型 2、4 和 6 的 PIN^H 和 PIN^L 係數估計值分別爲顯著爲負和顯著爲正，與上一節由日波動率所進行的實證結果一致，支持本研究的假說。

表 5 Panel B，C，D 中的模型 1 與 Panel A 模型 1 一樣採用 *BusinessCycle* 爲控制變數，模型 3 與 Panel A 模型 3 一樣採用 *Return* 爲控制變數，模型 5 與 Panel A 模型 5 一樣採用 *VIX* 爲控制變數，分別呈現多變量迴歸的結果。同樣地，模型 2，4，6 的不同在於分別採用 *BusinessCycle*，*Return*，*VIX* 爲控制變數，分別呈現門檻迴歸的結果。Panel B 及 Panel C，分別呈現 Fama-MacBeth 逐日迴歸和 Fama-MacBeth 逐月迴歸的結果，可發現與 Panel A 的發現相當一致。以 Panel B 的模型 1 和模型 2 爲例，模型 1 的 *PIN* 係數的估計值顯著爲 –34.205，支持假說一的論述，模型 2 的 PIN^H 和 PIN^L 係數估計值分別爲 –32.493 及 7.274，統計上亦高度顯著，說明了在橫斷面的資料形態下，資訊交易者參與程度不同的股票，資訊交易之於波動率依然呈現不對稱的關係。又以 Panel C 的模型 1 和模型 2 爲例，模型 1 的 *PIN* 係數的估計值顯著爲 –44.631，模型 2 的 PIN^H 和 PIN^L 係數估計值分別顯著爲 –40.098 及 12.151，呈現與 Panel B 一致的結果，表示不論以日或月爲橫斷面迴歸的單位，結果一樣支持本研究的假說。

表 5 Panel D 則依據 Panel A 的模型，納入以上一節中所採用的控制變數，包括公司市值、財務槓桿、交易量和交易次數，目的是確保在以眞實波動率爲被解釋變數的情況下，結果是否符合預期。我們發現 Panel D 所加入的控制變數之估計皆統計上皆顯著，且對波動率的影響都符合預期，而 *PIN* 係數的估計 (模型 1、3、5) 亦皆顯著爲負，PIN^H

和 PIN^L 係數估計值亦分別顯著爲負及正 (模型 2、4、6)，呈現與其他 Panels 一致的結果。

表 6 彙整穩健性測試的進一步結果，爲確認表 5 的結果在不同建構區間所衡量的 *RV* 和 *PIN*，仍有一致的結論，表 6 使用不同組合的被解釋變數 (*RV*) 及解釋變數 (*PIN*) 形成 6 種模型，以 *Index* 和 *BusinessCycle* 爲控制變數，其中模型 1 和 2 以 5 分鐘區間建構 *RV*，PIN 變數則爲 *PIN180*；模型 3 和 4 以 10 分鐘區間建構 *RV*，PIN 變數則爲 *PIN210*；模型 5 和 6 以 15 分鐘區間建構 *RV*，PIN 變數亦爲 *PIN210*。表 6 的結果與表 5 是一致的，以 *PIN* 係數的估計值爲例，於模型 1、3 和 5 分別顯著爲 –24.516、–19.746 及 –19.420，再看模型 2、4 和 6 的 PIN^H 和 PIN^L 係數估計值，亦分別顯著爲負和顯著爲正，再度說明不論是使用日波動率或眞實波動率作爲波動率的代理變數，在不同資訊交易參與程度的股票間，資訊交易之於波動率存在顯著地不對稱效應。

爲了進一步釐清在不同景氣狀況下，上述實證結果是否會有所不同，尤其是在本研究期間內適逢次貸危機與全球金融風暴，於股票市場中資訊交易的程度或許有所不同。表 7 依據表 2 Panel D 的結構爲基礎，並根據 NBER 公佈的美國經濟景氣成長期及衰退期，將樣本分成兩個次樣本區，成長期爲 2006 年 1 月至 2007 年 11 月及 2009 年 7 月之後，衰退期爲 2007 年 12 月至 2009 年 6 月，以 Panel A 和 Panel B 分別表現成長及衰退時期門檻模型的結果，使用不同的波動率和 PIN 估計期搭配。以 Panel A 的結果爲例，模型 1 中 PIN^H 和 PIN^L 係數估計值分別顯著爲 –0.172 和 0.027，維持前述實證發現中的不對稱性，後續模型亦呈現一致的結果。再觀察 Panel B 的結果，模型 1 中 PIN^H 和 PIN^L 係數估計值分別顯著爲 –0.858 和 0.104，後續模型也呈現相似的結果，可發現在景氣衰退期，PIN^H 和 PIN^L 係數的差距，以絕對值來看更爲強烈，表示假說二的不對稱效應，不論是成長或衰退期皆存在，但似乎於衰退期更爲明顯。

表 6　穩健性測試 (二)

Variables	1	2	3	4	5	6
Intercept	–0.143***	–0.163***	–0.150***	–0.169***	–0.151***	–0.169***
	(–39.69)	(–41.46)	(–42.25)	(–42.93)	(–42.45)	(–43.05)
Index	1.048***	1.051***	1.050***	1.055***	1.051***	1.056***
	(203.78)	(204.26)	(202.24)	(203.21)	(202.47)	(203.45)
BusinessCycle	0.116***	0.121***	0.115***	0.118***	0.115***	0.118***
	(47.79)	(49.80)	(47.30)	(48.67)	(47.39)	(48.76)
PIN	–24.516***		–19.746***		–19.420***	
	(–16.36)		(–14.42)		(–14.17)	
PIN^H		–25.724***		–16.325***		–16.145***
		(–17.04)		(–11.28)		(–11.15)
PIN^L		11.140***		14.519***		14.444***
		(3.48)		(4.27)		(4.24)
Adjusted R^2	0.0872	0.0883	0.0867	0.0879	0.0869	0.0881
F-statistics	8,929***	7,554***	8,782***	7,431***	8,803***	7,448***
#of observations	467,286	467,656	462,739	462,848	462,465	462,596

註：括弧內爲 *t* 統計量，***代表 1% 的顯著水準。

本表依據公式 (4) 和公式 (5) 呈現後續穩健性測試的結果，Index 爲波動率平均值，Business Cycle 爲景氣指標，PIN 爲資訊交易比例。模型 1 和 2 以 5 分鐘區間建構 RV，PIN 變數則爲 PIN180；模型 3 和 4 以 10 分鐘區間建構 RV，PIN 變數則爲 PIN210；模型 5 和 6 以 15 分鐘區間建構 RV，PIN 變數亦爲 PIN210。括弧內爲 t 統計量，星號 (***) 和 (**) 分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

表 7　穩健性測試 (三)

Panel A：成長期

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.429	0.37	0.299	0.199	0.448	0.391	0.309	0.200
	(1.13)	(0.97)	(1.22)	(1.29)	(1.26)	(1.05)	(1.48)	(0.56)
Index	1.171***	1.018***	0.821***	0.548***	1.223***	1.067***	0.841***	0.545***
	(7.06)	(6.91)	(6.49)	(5.59)	(7.19)	(6.98)	(6.39)	(5.48)
Spread	0.632*	0.384*	0.834*	0.717*	0.307*	0.311*	0.383*	0.452*
	(1.63)	(1.79)	(1.82)	(1.85)	(1.74)	(1.86)	(1.83)	(1.87)
Size	–0.023***	–0.022***	–0.021***	–0.080***	–0.018***	–0.016***	–0.013***	–0.066***
	(–5.10)	(–5.28)	(–5.61)	(–5.23)	(–5.59)	(–5.66)	(–5.58)	(–5.09)
Leverage	0.040***	0.037***	0.032***	0.019***	0.039***	0.037***	0.032***	0.018***
	(5.35)	(5.47)	(5.58)	(4.35)	(5.07)	(5.27)	(5.45)	(4.09)
Volume	0.099***	0.090***	0.075***	0.030***	0.010***	0.095***	0.081***	0.031***
	(5.48)	(5.60)	(5.44)	(5.80)	(5.35)	(5.58)	(5.58)	(5.83)
Numtrd	0.203***	0.191***	0.170***	0.119***	0.203***	0.195***	0.173***	0.111***
	(10.67)	(11.35)	(20.30)	(10.55)	(10.14)	(10.84)	(11.22)	(9.53)
PIN^H	–0.172***	–0.166***	–0.158***	–0.134***	–0.323***	–0.322***	–0.272***	–0.205***
	(–5.59)	(–6.08)	(–6.75)	(–7.38)	(–3.17)	(–3.52)	(–3.45)	(–3.02)
PIN^L	0.027***	0.045***	0.022***	0.014***	0.024***	0.026***	0.040***	0.051***
	(4.00)	(3.89)	(5.90)	(9.28)	(4.46)	(3.79)	(3.19)	(5.30)
Adjusted R^2	0.0699	0.0833	0.0885	0.0930	0.0797	0.0832	0.0879	0.0912
F-statistics	5,649***	5,657***	5,670***	5,681***	5,647***	5,655***	5,666***	5,674***
Observations	197,980	197,488	197,423	197,356	197,039	197,329	197,221	197,146

註：括弧內爲 *t* 統計量，***和*分別代表 1% 和 10% 的顯著水準。

本表延伸表 2 Panel D 的結構，依美國經濟景氣的成長期及衰退期，分別呈現門檻迴歸模型的結果，*Index* 爲波動率平均值，*Spread* 爲買賣交易量距，*Size* 爲公司市值，*Leverage* 爲財務槓桿，*Volume* 爲交易量，*Numtrd* 爲交易次數，*PIN* 爲資訊交易比例。模型 1、模型 2、模型 3 和模型 4，所使用的被解釋變數分別爲 *Vol20*、*Vol30*、*Vol60* 和 *Vol120*，模型 1 至模型 4 使用的 PIN 變數皆爲 *PIN60*；而模型 5、6、7 和 8 分別是模型 1、2、3 和 4 的調整版，使用相對應的被解釋變數，然將 PIN 變數修改爲 *PIN*120。括弧內爲 *t* 統計量，星號 (***) 和 (**) 分別代表 1% 和 5% 的顯著水準。

表 7　穩健性測試 (三) (續)

Panel B：衰退期

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
Intercept	0.1475	0.1658	0.175	0.117	0.149	0.158	0.161	0.1073
	(1.13)	(0.90)	(1.10)	(1.20)	(1.15)	(0.95)	(1.16)	(0.78)
Index	0.481***	0.531***	0.558***	0.397***	0.484***	0.510***	0.520***	0.369***
	(9.56)	(11.61)	(14.12)	(11.35)	(10.08)	(11.67)	(13.73)	(11.03)
Spread	0.430***	0.460***	0.424***	0.396***	0.476***	0.500***	0.459***	0.435***
	(3.15)	(3.71)	(3.96)	(4.18)	(3.46)	(3.99)	(4.23)	(4.53)
Size	–0.018***	–0.017***	–0.020***	–0.018***	–0.014***	–0.014***	–0.019***	–0.019***
	(–4.63)	(–4.79)	(–3.74)	(–3.92)	(–5.04)	(–5.22)	(–3.44)	(–3.94)
Leverage	0.019***	0.015***	0.017***	0.021***	0.020***	0.015***	0.018***	0.022***
	(4.19)	(3.60)	(4.86)	(5.80)	(4.17)	(3.58)	(4.84)	(5.77)
Volume	0.114***	0.114***	0.117***	0.116***	0.116***	0.117***	0.118***	0.119***
	(12.42)	(13.72)	(16.25)	(18.18)	(12.05)	(13.29)	(15.51)	(17.77)
Numtrd	0.094***	0.092***	0.095***	0.090***	0.098***	0.096***	0.099***	0.096***
	(9.19)	(9.86)	(11.76)	(12.67)	(10.03)	(9.79)	(11.54)	(12.73)
PIN^H	–0.858***	–0.847***	–0.825***	–0.790***	–0.774***	–0.769***	–0.766***	–0.750***
	(–13.80)	(–14.57)	(–15.35)	(–14.64)	(–9.23)	(–9.87)	(–11.19)	(–3.02)
PIN^L	0.104***	0.115***	0.135***	0.128***	0.116***	0.117***	0.108***	0.133***
	(3.67)	(3.41)	(3.97)	(4.06)	(7.04)	(7.81)	(8.32)	(7.24)
Adjusted R^2	0.1082	0.1164	0.1323	0.1375	0.1069	0.1142	0.1280	0.1337
F-statistics	5,769***	5,785***	5,816***	5,826***	5,764***	5,777***	5,803***	5,813***
Observations	148,701	148,334	148,235	148,131	148,156	148,566	148,475	148,256

註：括弧內爲 *t* 統計量，***代表 1% 的顯著水準。

伍、結論

股票報酬波動率，是財務學術領域中重要的課題，晚近的文獻嘗試以股票市場資訊交易的行爲模式，來分析波動率的特徵與現象，Avramov et al. (2006) 認爲當價格下跌時賣出者是非資訊交易者，而非資訊交易者的交易造成波動率的上升，反之當價格上漲時賣出者是資訊交易者，其資訊交易則會降低股票的波動率。

本研究提出進一步的看法，本研究使用 PIN 來衡量資訊交易參與的程度，並以日波動率和眞實波動率作爲波動率的代理變數，發現以整體股票市場而言，資訊交易的增加確實會導致波動率的和緩。但在不同資訊交易參與程度的股票間，資訊交易和波動率之間存在不對稱的效應，對於 PIN 值處於高模式，即資訊參與較頻繁的股票而言，當資訊交易增加時，資訊交易者套利型的交易活動，會使價格收斂於股票的基本價值，進而穩定股票價格的波動，波動率即下降。而對於 PIN 值處於低模式，資訊參與較貧乏的股票而言，資訊交易者平時沒有資訊優勢，該股票的價格即多由公開資訊所決定，當資訊交易者偶而掌握獨特資訊時，其造市型的交易活動，反使價格偏離股票的基本價值，增加了股票價格的波動，波動率即上揚，且因爲資訊參與程度不同而存在的相反效果，於景氣不佳時更爲顯著。此資訊交易和波動率之間的不對稱效應，爲文獻中的新發現，對股票波動率的行爲模式，提供了不同角度的分析解釋，並對波動率的應用研究如衍生性商品定價、風險管理、及財務計量等，提供了重要的參考事證。

(收件日期爲民國 103 年 9 月 19 日，接受日期爲民國 105 年 7 月 14 日)

參考文獻

Admati, A. R. and P. Pfleiderer, 2000, “Forcing Firms to Talk: Financial Disclosure Regulation and Externalities”, *Review of Financial Studies*, 13: 479-519.

Aggarwal, R. K. and G. Wu, 2006, “Stock Market Manipulations”, *Journal of Business*, 79: 1915-1953.

Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and H. Ebens, 2001, “The Distribution of Realized Stock Return Volatility”, *Journal of Financial Economics*, 61: 43-76.

Andersen, T. G. and B. E. Sørensen, 1996, "GMM Estimation of A Stochastic Volatility Model: A Monte Carlo Study", *Journal of Business and Economic Statistics*, 14: 328-352.

Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, 2006, "The Cross-section of Volatility and Expect Returns", *Journal of Finance*, 61: 259-599.

Aslan, H., D. Easley, S. Hvidkjaer, and M. O'Hara, 2011, "The Characteristics of Informed Trading: Implications for Asset Pricing", *Journal of Empirical Finance*, 18: 782-801.

Avramov, D., T. Chordia, and A. Goyal, 2006, "The Impact of Trades on Daily Volatility", *Review of Financial Studies*, 19: 1241-1277.

Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard, 2002, "Econometric Analysis of Realized Volatility and Its Use in Estimating Stochastic Volatility Models", *Journal of the Royal Statistical Society*, 64: 253-280.

Black, F., 1976, "Studies of Stock Market Volatility Changes", in Proceedings of the *1976 American Statistical Association*, Alexandria, Virginia.

Bollerslev, T., 1986, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.

Breen, D., L. R. Glosten, and R. Jagannathan, 1989, "Economic Significance of Predictable Variations in Stock Index Returns", *Journal of Finance*, 44: 1177-1189.

Campbell, J. Y. and L. Hentschel, 1992, "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 31: 281-318.

Campbell, J. Y., M. Lettau, B. G. Malkiel, and Y. Xu, 2001, "Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk", *Journal of Finance*, 56: 1-43.

Chakravarty, S., H. Gulen, and S. Mayhew, 2005, "Informed Trading in Stock and Option Markets", *Journal of Finance*, 59: 1235-1257.

Chan, K., A. J. Menkveld, and Z. Yang, 2008, "Information Asymmetry and Asset Prices: Evidence from the China Foreign Share Discount", *Journal of Finance*, 63: 159-196.

Chernov, M. and E. Ghysels, 2000, "A Study Towards a Unified Approach to The Joint Estimation of Objective and Risk Neutral Measures for The Purpose of Options Valuation", *Journal of Financial Economics*, 56: 407-458.

Christie, A. A., 1982, “The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects”, *Journal of Financial Economics*, 10: 407-432.

Cutler, D. M., J. M. Poterba, and L. H. Summers, 1989, “What Moves Stock Prices?”, *Journal of Portfolio Management*, 15: 4-12.

Daigler, R. T. and M. K. Wiley, 2002, “The Impact of Trader Type on The Futures Volatility-volume Relation”, *Journal of Finance*, 54: 2297-2316.

Duarte, J. and L. Young, 2009, “Why is PIN priced?”, *Journal of Financial Economics*, 91: 119-138.

Durnev, A., R. Morck, and B. Yeung, 2004, “Value Enhancing Capital Budgeting and Firm-Specific Stock Return Variation”, *Journal of Finance*, 59: 65-105.

Easley, D., R. F. Engle, M. O’Hara, and L. Wu, 2008, “Time-varying Arrival Rates of Informed and Uninformed Trades”, *Journal of Financial Econometric*s, 6: 171-207.

Easley, D., S. Hvidkjaer, and M. O’Hara, 2002, “Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?”, *The Journal of Finance*, 57: 2185-2221.

Easley, D., S. Hvidkjaer, and M. O’Hara, 2010, “Factoring Information into Returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45: 293-309.

Easley, D., N. M. Kiefer, and M. O’Hara, 1997, “One Day in the Life of a Very Common Stock”, *Review of Financial Studies*, 10: 805-835.

Easley, D. and M. O’Hara, 1992, “Time and the Process of Security Price Adjustment”, *Journal of Finance*, 47: 577-605.

Engle, R. F. 1982, “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50: 987-1007.

Evans, M. D. D. and R. K. Lyons, 2008, “How is Macro News Transmitted to Exchange Rates?”, *Journal of Financial Economics*, 88: 26-50.

Fama, E. F. and K. R. French, 1993, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33: 3-56.

Fama, E. F. and J. D. Macbeth, 1973, “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests”, *Journal of Political Economy*, 81: 607-636.

Fleming, M. J. and E. M. Remolona, 1999, “Price Formation and Liquidity in the U.S.

Treasury Market: the Response to Public Information", *Journal of Finance*, 54: 1901-1915.

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.

French, K. R. and R. Roll, 1986, "Stock Return Variances: the Arrival of Information and Reaction of Traders", *Journal of Financial Economics*, 17: 5-26.

French, K. R., G. W. Schwert, and R. Stambaugh, 1987, "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, 19: 3-29.

Ghysels, E., P. Santa-Clara, and R. Valkanov, 2005, "There is a Risk-return Trade-off After All", *Journal of Financial Economics*, 76: 509-548.

Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle, 1993, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48: 1779-1801.

Goyal, A. and P. Santa-Clara, 2003, "Idiosyncratic Risk Matters!", *Journal of Finance*, 58: 975-1007.

Guo, H. and R. Savickas, 2008, "Average Idiosyncratic Volatility in G7 Countries", *Review of Financial Studies*, 21: 1259-1296.

Haas, M., S. Mittnik, and M. S. Paolella, 2004, "A New Approach to Markov-switching GARCH Models", *Journal of Financial Econometrics*, 2: 493-530.

Habib, M. A., D. B. Johnsen, and N. Y. Naik, 1997, "Spinoffs and Information", *Journal of Financial Intermediation*, 6: 153-176.

Hansen, B. E., 2000, "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, 68: 575-603.

Hirshleifer, D., A. Subrahmanyam, and S. Titman, 1994, "Security Analysis and Trading Patterns When Some Investors Receive Information Before Others", *Journal of Finance*, 49: 1665-1698.

Holden, C. W. and A. Subrahmanyam, 1992, "Long-lived Private Information and Imperfect Competition", *Journal of Finance*, 47: 247-270.

Holden, C. W. and A. Subrahmanyam, 1996, "Risk Aversion, Liquidity, and Endogenous Short

Horizons", *Review of Financial Studies*, 9: 691-722.

Huang, A. Y., 2011, "Volatility Modeling by Asymmetrical Quadratic Effect with Diminishing Marginal Impact", *Computational Economics*, 37: 301-330.

Huang, A. Y., 2012, "Asymmetric Dynamics of Stock Price Continuation", *Journal of Banking and Finance*, 36: 1839-1855.

Kim, O. and R. E. Verrecchia, 1997, "Pre-announcement and Event-period Private Information", *Journal of Accounting and Economics*, 24: 395-419.

Kyle, A. S., 1985, "Continuous Auctions and Insider Trading", *Econometrica*, 53: 1315-1336.

Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes, 1990, "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume Versus GARCH Effects", *Journal of Finance*, 45: 221-229.

Lee, M. C. and M. J. Ready, 1991, "Inferring Trade Direction from Intraday Data", *Journal of Finance*, 46: 733-746.

Pindyck, R. S., 1984, "Risk, Inflation and the Stock Market", *American Economic Review*, 74: 335-351.

Schwert, G. W., 1989, "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?", *Journal of Finance*, 44: 1115-1153.

Shiller, R., 1981, "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends", *American Economic Review*, 71: 421-436.

Vega, C., 2006, "Stock Price Reaction to Public and Private Information", *Journal of Financial Economics*, 82: 103-133.

Watanabe, M., 2008, "Price Volatility and Investor Behavior in an Overlapping Generations Models with Information Asymmetry", *Journal of Finance*, 63: 229-272.

West, K. D., 1988, "Dividend Innovations and Stock Price Volatility", *Econometrica*, 56: 37-61.

White, H., 1980, "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48: 817-838.

The Asymmetric Effect of Informed Trading Activity on Stock Return Volatility

Ching-Liang Chang[*], Alex Yi-Hou Huang[**], Siou-Yi Lin[***], and Chia-Ying Chan[****]

Abstract

The relationship between informed trading activity and stock return volatility is one key subject and under-explored in literature. Prior studies shows that when stock prices drop, uninformed trading increase volatility, and when stock prices go up, informed trading lower volatility. This current paper provides a new finding showing that the relation between informed trading activity and return volatility is asymmetrical across stocks with different levels of informed trading participation. For stocks with high level of informed trading activity, an increase of informed trading would stabilize the volatility. For stocks who have little involvement of informed traders, on the other hand, more informed trading activity leads to

---

[*] Assistant Professor, Department and Graduate School of International Business, Kainan University.

[**] Associate Professor, Department of Information Management and Finance/Graduate Institute of Finance, National Chiao Tung University. Corresponding Author. Tel: +886-3-571-2121 ext.57081, E-mail: alexhuang@nctu.edu.tw. This research is supported in part by the ministry of science and Technology of Taiwan (MOST105-2410-H-009-017).

[***] Ph.D. Candidate in Finance, College of Management, Yuan Ze University.

[****]Associate Professor of Finance, College of Management, Yuan Ze University.

DOI: 10.3966/054696002017060101004

higher return volatility. This asymmetric effect between the two variables provides important reference to derivative pricing, risk management, and financial econometrics.

Keywords: Volatility, Informed Trading, Porbability of Information-based Trading, Asymmetric Effect

JEL Classification: G11, G12, G17