

以新型冠狀病毒為例研究投資者注意力及各相關資本市場的波動性外溢效果

梁煜滿¹

國立臺北大學 企業管理學系 碩士生

Seedjack2003@yahoo.com.hk

陳達新²

國立臺北大學 企業管理學系 教授

dhchen@mail.ntpu.edu.tw

詹佳榮³

國立臺北大學 企業管理學系 副教授

sherrychan@gm.ntpu.edu.tw

摘要

這項研究調查了當日個人投資者的影響（由Google搜索量指數代理）關注新型冠狀病毒以及美國、中國和台灣股票指數之間的波動性外溢效果。個人投資者的關注對新型冠狀病毒有關的關鍵字搜尋造成的股票指數之間的波動性外溢效果。我們確認在個人投資者高度關注的時期，價格發現機制股票期貨市場將得到加強，股票指數市場的波動性將增加，反之亦然。最後，我們比較了SVI高和SVI低的關鍵字，並確認了ASVI在某些股票指數市場及其相關貨幣對中無重大影響的證據可能是由於投資者關注程度相對較低。我們的研究結果可以為市場參與者，監管機構和學者提供參考。

關鍵詞：Google SVI，投資者注意力，波動性外溢效果

1. 前言

COVID-19爆發於2019年12月在中國武漢市開始，它在世界範圍內傳播。截至目前確診個案總數已超過四百萬人，已有接近三十萬人死亡。本研究的目標市場為美國、中國和台灣，所以本文著重在這三個國家的交易市場。

截至5月10日，美國，中國和台灣確診人數分別為一百四十萬、八萬和四百四十人，死亡人數為八萬、五千和六人。顯而易見美國是當中較嚴重的國家，但放觀全球而言，美國是疫情重災區。在2020年3月9日美股觸發史上第二次熔断時，當眾人感到非常驚訝的同時，在接下來半個月美股又經歷了三次熔断，不到十天發生了四次熔断。在3月12日美股本月第二次熔断時，全球至少還有七個市場跟著熔断。疫情一日未見到拐點，基本面未見好轉，美股的動盪可能還會繼續。

COVID-19無法與其他全球危機（例如2008年金融危機）進行比較。這次，全球面臨著許多新挑戰，這些挑戰與過去的簡單比較：1.這是一場全球大流行病毒2.它不針對中低收入國家3.利率處於歷史低位4.世界更加整合在一起5.當前的危機正在整個供應鏈中產生溢出效應6.我們同時破壞了需求和供應（Nuno Fernandes, 2020）

先前的研究表明，期貨市場具有很高的槓桿作用（Chu, Hsieh, (Tse and Tse, 1999)，交易成本低（Chou and Chung, 2006），沒有賣空約束（Diamond和Verrecchia, 1987年），更好的流動性（Chakravarty, Gulen, 和Mayhew, 2004年）並迅速反映信息（Chan, 1992年）。股票期貨的槓桿率大約是股票的6倍槓桿作用，因此期貨吸引了知情的交易者進行交易，使得信息傳輸效率更高，導致期貨市場和現貨市場之間的超前滯後關係。Kaniel, Saar, and Titman (2008)指出個人投資者基本上不了解情況，他們是噪音交易者。但是，機構投資者是知情交易者。這導致個人投資者和機構投資者之間的信息不對稱(Odean,1999)。Da, Engelberg, and Gao (2011)發現個人投資者通常投資於最近吸引了他們的股票（注意力效應），因為他們缺乏信息。Barber and Odean (2000)發現個人有過度自信的偏差，導致他們干預價格發現過程。

Da et al. (2011)表示機構投資者可以獲取詳盡而複雜的信息。相比之下，大多數個人投資者只能通過互聯網獲得有關公司財務，產品和新聞的信息，並且必須根據公共信息做出投資決策。最近的研究已使用Google搜索量指數（SVI）來代替個人注意力的影響，並討論了它如何影響股市。當個人關注度上升時，股票價格在接下來的兩週

內會上升，但在一年之內就會出現反轉 (Da et al. (2011))

Bank, Larch, and Peter (2011)發現互聯網搜索與交易活動之間存在正相關關係。個人投資者可以通過互聯網搜索引擎降低信息不對稱的程度，並提高他們的投資意願。對於短期和長期而言，SVI對台灣、美國市場的交易量正相關 (Li, Tu, and Wang (2017))。根據上述研究，散戶投資者在一定程度上確實會影響期貨市場，現貨市場上的一些研究也確認關注信息會影響散戶投資者的交易行為。但是，到目前為止，還沒有研究探討個人投資者信息關注是否會影響期貨市場與標的股票市場之間的價格發現機制和波動溢出效應。

根據台灣2016年11月的數據，個人投資者，機構投資者和期貨代理/股票代理佔44.35%，分別佔股票期貨交易量的24.16%和31.49%市場。3月份個人投資者達到市場總量的52.73%2017年。顯然，個人投資者在市場中所佔比例最大。而美國方面，在1950年個人投資者擁有美國公司超過90%的股份。如今，個人投資者所持股份不到30%，僅佔美國交易量的很小一部分。無法獲得有關美國股票市場零售交易總體水平的數據。但是，最近紐約證券交易所 (“NYSE”)的數據顯示，個人投資者的交易平均不到紐約證券交易所上市公司的紐約證券交易所交易量的2%。毫無疑問，美國證券市場現在已由機構投資者主導。根據台灣網絡資訊中心2017年的報告，在過去的6個月中，有83.4%的台灣人使用互聯網。顯然互聯網在台灣有很大的滲透。而且，google是最台灣最受歡迎的搜索引擎，個人投資者可以使用它進行搜索，在投資之前獲取公共財務和投資信息。以來個人投資者在台灣期貨交易中佔很大比例市場，他們的交易行為可能對市場有很大的影響。因此，台灣市場是我們進行調查的有用站點信息關注對價格發現和波動溢出的影響期貨及其相關股票之間的影響。

與以前基於每日或每天進行SVI的研究分類每週數據，此研究應用了當日的每小時數據，從而避免了數據不準確在非交易日。從而，我們將盤中SVI與盤中5分鐘現貨和期貨市場數據。這種高頻數據使我們避免每天或每天發生的不同步和流動性不足的潛在問題每週數據。我們的結果表明，SVI在一半的基本目標中都很重要，在投資者高度關注的時期，價格發現機制股票期貨市場得到加強，股票期貨的變化性市場將增加，並蔓延到大約40%的股票市場基本目標。從而，在投資者高度關注的時期，我們發現價格發現和波動溢出效應在現貨市場。

2.文獻綜述與假設

2.1：個別投資者注意力

Da et al. (2011) 使用SVI作為個人的信息關注指數。他們發現SVI使用2004-2008年羅素3000指數的樣本股票，即時反映並吸引個人投資者的注意力，並準確地預測股價。當SVI上升時，股票價格上漲了兩週，但在隨後的一年中出現了反轉。SVI還可以解釋一定程度的上市首日的IPO股票獲得高報，但隨後下跌隨著時間的推移。Da et al. (2012) 還研究了投資者的搜索量是否在搜索引擎上搜索產品可以預測公司的收入和每股收益。他們證明隨著SVI的上升，它具有很好的預測異常的能力每股收益公佈期的收益，並且收益意外增加。Ding and Hou (2015) 還觀察到，當Google搜索標準普爾500家公司增加，以買賣價差衡量的流動性增加，並且周轉率和股東人數也有所增加。Dimpfl和Jank (2016) 使用“道瓊斯”作為關鍵字從中下載索引搜索量谷歌。他們發現，當索引搜索量增加時，索引返回第二天波動性增加。Gwilym et al. (2016) 發現投資者通過互聯網構建投機需求，需求增加會導致更高的市場回報並預測隨後的價格逆轉。這種現象在中國A股股市更為明顯然後在B股股市中，因為個人的參與度在A股市場較高。Li et al. (2017) 從台灣中型股100指數，發現其搜尋量為正與它們的收益和交易量有關，特別是對於小公司。總體而言，文獻已經證明Google SVI可以作為個人投資者對標的股票的關注並因此導致上市在現貨市場的交易行為。

2.2：價格發現

Chu et al. (1999)認為交易成本較低的金融工具可以吸引知情的投資者進行交易，從而提高價格發現市場效率。Roope和Zurbrugg (2002) 指出，與台灣股票指數期貨，儘管新加坡MSCI台灣指數期貨位於海外，其價格發現機制更強大更低的稅收，更低的交易成本和更少的交易限制。此外，Chou and Lee (2002) 發現，與新加坡MSCI台灣指數期貨相比，台灣股票價格指數期貨的價格發現機制得到加強在台灣期貨交易所降低交易稅之後。Chan (1992) 發現，當關鍵事件影響資本市場時，期貨市場對信息的反應比現貨市場更有效，並且期貨市場的價格發現機制更加有

效。Chu et al. (1999) 認為，知情的投資者更喜歡高槓桿率的金融工具來獲得更高的回報。因此，期貨市場和現貨市場之間存在超前-滯後關係。Diamond and Verrecchia (1987) 指出當市場聽到壞消息，現貨市場的賣空限制導致投資者反映壞消息並降低價格發現效率的行為。由於期貨市場沒有賣空限制，壞消息可能提高價格發現的效率。Huang (2002) 發現改進在報價系統中增加了交易量並導致交易量增加期貨市場中的價格發現。

2.3：波動性外溢效果

供應鍊網絡是COVID-19對全球經濟產生負面影響的另一個渠道。正如來自不同市場的證據所證實的那樣，當前的危機擾亂了全球供應鍊的運作。這正在整個供應商網絡的不同層次上產生溢出效應。

除了期貨與其價格之間在價格水平上的超前-滯後關係Chan et al. (1991)認為標的股票存在溢出效應兩個市場之間的聯繫可以視為一種信息機制運輸和作為價格發現的指標。他們調查了這種關係S&P500股票價格指數期貨的日內收益波動之間的關係和現貨市場，發現兩者之間存在高度依賴市場。Chan and Chung (1995) 發現當主要市場指數 (MMI) 期貨市場同時遭受震盪，波及溢出效應是雙向的。So and Tse (2004) 也表明存在雙向香港恆生指數現貨市場之間的波幅溢出效應和期貨市場。

Chow et al. (2001) 中國加入世界貿易組織後的市場。進一步觀察到雙向中國股市與美國股市之間存在溢出效應。Miyakoshi (2003) 發現，日本市場對七個亞洲國家 (韓國，台灣，新加坡，泰國，印度尼西亞，馬來西亞和香港) 的溢出效應大於美國市場。此外，上述國家對日本具有重大的對等溢出效應。Wu et al. (2001) 發現了油價的波動性蔓延到玉米現貨市場和期貨市場，導致價格波動。Hou and Li (2016) 使用DCC-GARCH模型進行測試S&P500指數期貨市場與市場之間的信息傳遞滲透深300指數期貨市場發現波動溢出效應是從S&P500指數期貨市場到CSI 300指數期貨市場。關於現貨市場和期貨市場沒有定論。此外，研究考慮投資者關注的影響很少。因此，在本研究中，我們將SVI指數納入期貨之間的波動溢出模型和現貨指數，以確定個人投資者關注度對兩種工具之間的波動溢出關係。

2.4 假設：

Google搜索量指數 (SVI) 是個人關注效應的代理變數，它會影響股票市場的回報率，流動性和波動性。(Da et al., 2011, 2012; Gwilym, et al. (2016); Li, et al. (2017)。研究表明，當個人投資者能夠從互聯網得到更多信息時，在高度關注期間，個人投資者的投資決策可能會影響股票交易統計數據。最早是 Jeremy Ginsberg (2009) 證實 Google 趨勢的數據大小和歷史上流感冒病的嚴重度相符，使得 Google 趨勢的可信程度大大的提升，才使得各研究領域紛紛利用 Google 趨勢的資料看是否可以從中獲得一些有用的資訊。大多數研究都記錄了價格發現和波動溢出中期貨與股市之間的相互關係。迄今為止，還沒有研究檢查個人投資者注意力對期貨和現貨市場之間相互作用的影響。這項研究解決了這一差距。如上所述，台灣地區的互聯網普及率很高，Google搜索非常流行，個人投資者是台灣市場的主要參與者。顯然，台灣是評估個人投資者關注期貨和現貨市場中價格發現與波動性溢出效應之間關係的相關市場。

我們預計散戶投資者將使用Google搜索引擎來獲取有關基礎股票的信息。這將增加SVI對期貨和現貨市場交易的影響。因此，在如此高的關注度期間，價格發現機制將得到加強，並產生溢出效應。基於前面的討論，我們建立以下假設：

假設1：在個人投資者高度關注的時期，兩個市場的價格發現機制均得到增強。

假設2：在個人投資者高度關注的時期，兩個市場的波動溢出效應均得到增強。

3.研究方法

Chakravarty et al. (2004) 和Huang (2002) 認為交易量會影響價格發現的效率。因此，本研究使用美國、中國和台灣三地共九個具指標性的大盤指數為它的樣本集。數據包含九個大盤的開盤價、收盤價和成交量。由於台灣股市的開放時間為9:00 AM至13:30下午，現貨交易與期貨交易之間不存在非同步性問題。

為了編制搜索量指數 (SVI)，我們使用十一個冠狀病毒相關的中英文名字作為關鍵字，地區為美國、中國和台灣，類別為所有和金融，從google網站下載他們的搜索量指數 (SVI) 基於頻率為每小時，時間為一周。每小時

SVI表示每小時的搜索量除以最高搜索量，然後乘以100。此SVI為日內注意效果的代理變量。三個的大盤指數交易統計，樣本期間為3個月，從2020年03月23日至2020年05月22日（共38個交易日）。

要獲得調整後的SVI（ASVI），應將每小時SVI相加，然後將每小時SVI乘以每小時SVI之和的倒數（每小時搜索量除以過去7天的每小時搜索量之和）。使用相同的過程，我們下載每週（星期一至星期日）的每日數據，並獲得調整後的SVI每日數據（每日搜索量除以整個期間的每日搜索量之和）。我們還會計算調整後的每週SVI（每週搜索量除以每週總和整個期間的搜索量），方法與上述相同，方法是下載示例期內的每週數據。最後，將每小時調整後的SVI除以調整後的每日數據，再乘以每週調整後的SVI，即可得出整個期間的每小時搜索量與搜索量之比。這意味著所有小時SVI在整個數據周期內都具有相同的分母。

ASVI定義如下：

$$\frac{\text{hourly data for past 7 days}}{\text{sum of hourly data for past 7 days}} \times \frac{\text{sum of daily data for a week}}{\text{daily data for a week}} \times \frac{\text{daily data for whole period}}{\text{sum of daily data for whole period}} \quad (1)$$

基於新的按小時調整的SVI（ASVI），我們為個人投資者的關注程度設置了一個虛擬變量。如果ASVI大於或等於個人投資者關注度的中位數，則DUM為1。這表示個人投資者關注期很高。如果ASVI小於中位數，則DUM為0，表示個人關注期短。最後，我們將ASVI的虛擬模型插入價格發現模型和波動率中溢出效應模型。

高低個人投資者關注下的期貨市場與現貨市場之間的價格發現：

根據未來進貨成本模型， F_t 是每5分鐘的原木期貨價格， and 是原木現貨價格。協積分如式（2）所示：

$$F_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + EC_t. \quad (2)$$

我們進一步使用二元向量誤差校正模型（VECM）來表示它們的協整，如方程式（3）和（4）所示：

$$\Delta S_t = \beta_{S,0} + \gamma_S EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{SS,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{SF,i} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{DSS,i} Dum \times \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{DSF,i} Dum \times \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{S,t} \quad (3)$$

$$\Delta F_t = \beta_{F,0} + \gamma_F EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{FS,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{FF,i} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{DFS,i} Dum \times \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{DFF,i} Dum \times \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{F,t} \quad (4)$$

其中 $EC_t = F_t - \alpha_0 - \alpha_1 S_t$ 是錯誤修正， Dum 是一個需要注意的虛擬變量，當ASVI大於或等於中位數時為1，而當ASVI小於中位數時為0。

當因變量為 ΔS_t 且 $Dum \times \Delta F_{t-i}$ 顯著時，意味著個人投資者處於關注期，價格發現的功能在未來市場中會增加。相反，當因變量為 ΔF_t 且 $Dum \times \Delta S_{t-i}$ 顯著時，意味著個人投資者處於關注期，股票市場中價格發現的作用增強。值得注意的是，虛擬交互的係數可以為正或負。這是因為不同的收斂方向。

在使用VECM模型之前，我必須對股票價格和期貨價格運行單位根，以查看它們是否穩定（ $I(1)$ ）。如果為

I(0)，則應使用VAR模型。然後，我運行協整檢驗以檢查其協整向量，並根據Schwarz準則確認其數據趨勢和排名。下一步是運行VAR模型以獲得VECM模型的最佳滯後結構。

在VECM模型之後，我使用Granger因果關係檢驗來檢驗未來價格與現貨價格之間的因果關係。如果 $H_0: \beta_{FS,1} = \beta_{FS,2} = \dots = \beta_{FS,p} = 0$ 跟 $H_0: \gamma_F = 0$ ，任何零假設都將被拒絕，然後現貨價格將在低關注期內引領未來價格。另一方面，如果 $H_0: \beta_{SF,1} = \beta_{SF,2} = \dots = \beta_{SF,p} = 0$ 和 $H_0: \gamma_S = 0$ ，任何零假設都將被拒絕，然後在低關注期中未來價格領先現貨價格。此外，如果 $H_0: \beta_{FS,1} = \beta_{FS,2} = \dots = \beta_{FS,p} = \beta_{DFS,1} = \beta_{DFS,2} = \dots = \beta_{DFS,p} = 0$ 和 $H_0: \gamma_F = 0, \gamma_{DF} = 0$ ，任何零假設都將被拒絕，然後現貨價格將在高關注期內引領未來價格。相比之下， $H_0: \beta_{SF,1} = \beta_{SF,2} = \dots = \beta_{SF,q} = \beta_{DSF,1} = \beta_{DSF,2} = \dots = \beta_{DSF,q} = 0$ 和 $H_0: \gamma_S = 0, \gamma_{DS} = 0$ ，任何零假設都被拒絕，那麼未來價格領先現貨價格受到高度關注。接下來，我測試H1：在個人高度關注的時期，價格發現的功能將在未來的市場中增加。如果零假設 $H_0: \beta_{DFS,1} = \beta_{DFS,2} = \dots = \beta_{DFS,q} = 0$ 不被拒絕，那麼H1是有效的。這意味著個人使用Google搜索信息並且用戶數量很高，這增強了價格發現的功能。Bollerslev et al. (2011) 在對溢出進行檢驗時，認為GARCH(1,1)模型足以描述收益率的波動過程，因此誤差項 ε_t 遵循GARCH(1,1)過程，而Chan et al. (1991)認為，條件方差之間的溢出效應也可能是價格發現指數。因此，我基於方程式(3)和(4)，擴展並構建了一個雙變量DCC-GARCH模型。條件方差函數如公式(5)和(6)所示：

$$h_{SS,t} = \omega_S + \delta_{S,1}h_{SS,t-1} + \delta_{S,2}\varepsilon_{S,t-1}^2 + \delta_{S,3}\varepsilon_{S,t-1}^2I_{S,t} + \delta_{S,F}\varepsilon_{F,t-1}^2 + \delta_{DS,F}Dum \times \varepsilon_{F,t-1}^2 \quad (5)$$

$$h_{FF,t} = \omega_F + \delta_{F,1}h_{FF,t-1} + \delta_{F,2}\varepsilon_{F,t-1}^2 + \delta_{F,3}\varepsilon_{F,t-1}^2I_{F,t} + \delta_{F,S}\varepsilon_{S,t-1}^2 + \delta_{DF,S}Dum \times \varepsilon_{S,t-1}^2 \quad (6)$$

$\text{var}(\varepsilon_{S,t}, \varepsilon_{F,t} | \Psi_{t-1}) \equiv H_t = \begin{bmatrix} h_{SS,t} & h_{SF,t} \\ h_{SF,t} & h_{FF,t} \end{bmatrix}$ 期貨價格和現貨價格的方差和協方差矩陣， Ψ_{t-1} 是t-1的信息集，Dum是要注

意的偽變量，當ASVI大於或等於中位數時為1，而當ASVI小於中位數時為0。值得注意的是，我還考慮了不對稱效應。當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，接著 $I_t = 1$ ，除此以外， $I_t = 0$ 。我還考慮了跨市場的溢出效應（係數 $\delta_{S,F}$ ， $\delta_{F,S}$ ， $\delta_{DS,F}$ and $\delta_{DF,S}$ 可以代表它）。所以，如果 $\delta_{S,F}$ 是顯著， $\delta_{DS,F}$ 不顯著。這意味著信息在低關注度期間從未來市場流向現貨市場。同時，未來市場扮演著價格發現的角色。如果 $\delta_{S,F}$ 和 $\delta_{DS,F}$ 同時顯著，這意味著在高關注期內從未來市場流向現貨市場的信息，以及未來市場也起著相同的作用。因此，個人注意力的高低會影響未來市場發現價格的作用。

4. 研究結果

4.1: 敘述性統計

表2列出了本研究中使用的三個基大盤指數的敘述性統計數據，分別是台灣、中國和美國。

4.2: 價格發現功能

在每個時間序列的5分鐘數據用於檢查ASVI對標的大盤市場現貨之間的價格發現關係。在運行VECM模型之前，我們執行了單位根檢驗，逐步這3個目標在價格水平和價格的第一差之間是否有單位根。如果股票價格替換I(1)系列，則如果不是這種情況，我們繼續進行第一個差分VAR模型。I(1)系列共有三個標的大盤市場現貨，三個具有明顯的截距和趨勢。然後，我們進行協整檢驗和VAR模型，以檢查協整矢量和滯後間隔。我們發現目標有至少一個協整向量和2至4個滯後結構。在估計大盤指數現貨之間的提前-滯後關係時，將不同的滯後結構應用於VECM模型。表4給出了目標時間序列VECM模型的示例結果(china)。當依賴變量是 ΔSpt 和 $Djx \Delta Spt$ 均有效，這意味著現貨價格領先美國現貨價格。此外，虛擬變數表明，現貨市場的價格發現作用得到增強。然而，在表4中， $\Delta Spt-1-2$ 和 $Djx \Delta Spt-1,4$ 也顯示出顯著的結果。總體而言，該結果證實，現貨市場和現貨市場之間存在顯著的提前-滯後關係。個人投資者對標的股票的關注度很高。在檢查了所有目標之後。結果還以至少一個滯後間隔中產生了顯著的 ΔSpt 和 $Djx \Delta Spt$ 。這些發現與假設1相符。表5展示了VECM模型的結果，使用格蘭傑因果關係檢驗，在現貨價格和現貨

價格之間生成單向或雙向格蘭傑因果關係。這一發現再次證實了價格發現功能。

5. 結論

本研究探討了以新型冠狀病毒為例研究投資者注意力及各相關資本市場的波動性外溢效果。散戶投資者擁有獲取信息的不同方法。研究發現散戶投資者傾向於在網絡上搜索投資和金融信息。這是因為他們沒有機構投資者的專業和個人信息渠道(Da et al. (2011))。許多研究已將Google搜索索引用作投資者注意力影響的替代變量，並證明SVI與大盤指數收益和交易量呈正相關(Da et al., 2011; Li, Tu and Wang, 2017)。基於這些發現，我們預測，由於信息傳遞的增加，較高的SVI(關注效應)會增強大盤指數現貨之間的價格發現關係和波動溢出效應。我們的結果表明，樣本對具有顯著的ASVI價格發現模型和波動溢出效應模型中的交互作用項。然而，ASVI虛擬對像在樣本集中的另一半中並不重要。首先，在包含ASVI虛擬變數之後，使用每5分鐘數據，我們發現中國股票市場存在超前-滯後關係。其次，我們發現有證據表明，中國股市與股市之間存在雙向和單向的波動溢出效應。

6. 參考文獻

- Bank, M.; Larch, M.; and G. Peter. 2011. "Google search volume and its influence on liquidity and returns of German stocks." *Financial Markets and Portfolio Management* 25, no. 3: 239-264.
- Barber, B.M.; and T. Odean. 2000. "Trading is hazardous to your wealth: The common stock investment performance of individual investors." *The Journal of Finance* 55, no. 2: 773-806.
- Bohl, M.T.; Christian A.S.; and S. Michael. 2011. "Price discovery and investor structure in stock index futures." *Journal of Futures Markets* 31, no. 3: 282-306.
- Bollerslev, T., Chou, R.Y. and Kroner, K.F., 1992. "ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Econometrics* 52, no. 1-2: 5-59.
- Chakravarty, S.; Huseyin G.; and M. Stewar. 2004. "Informed trading in stock and option markets." *The Journal of Finance* 59, no. 3: 1235-1257.
- Chan, K. 1992. "A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market." *The Review of Financial Studies* 5, no.1: 123-152.
- Chan, K.; Chan, K.C.; and Karolyi, G.A. 1991. "Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets." *The Review of Financial Studies* 4, no.4: 657-684.
- Chan, K.; and Y.P. Chung. 1995. "Vector autoregression or simultaneous equations model? The intraday relationship between index arbitrage and market volatility." *Journal of Banking and Finance* 19, no. 1: 173-179.
- Chu, Q. C.; Hsieh, G.W.L.; and Y. Tse. 1999. "Price discovery on the SandP 500 index markets: An analysis of spot index, index futures, and SPDRs." *International Review of Financial Analysis* 8, no. 1: 21-34.
- Chou, R.K.; and H. Chung. 2006. "Decimalization, trading costs, and information transmission between ETFs and index futures." *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products* 26, no. 2: 131-151.
- Chou, R.K.; and J.H. Lee. 2002. "The relative efficiencies of price execution between the Singapore exchange and the Taiwan futures exchange." *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products* 22, no. 2: 173-196.
- Chow, G.C.; Liu, C.; and L. Niu. 2011. "Co-movements of Shanghai and New York stock prices by time-varying regressions." *Journal of Comparative Economics* 39, no. 4: 577-583.

- Da, Z.; Engelberg, J.; and P. Gao. 2011. "In search of attention." *The Journal of Finance* 66, no. 5: 1461-1499.
- Da, Z.; Engelberg, J.; and P. Gao. 2012. "In search of fundamentals". In *AFA 2012 Chicago Meetings Paper*.
- Diamond, D.W.; and R.E. Verrecchia. 1987. "Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information." *Journal of Financial Economics* 18, no. 2: 277-311.
- Ding, R.; and W. Hou. 2015. "Retail investor attention and stock liquidity." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 37: 12-26.
- Dimpfl, T.; and S. Jank. 2016. "Can internet search queries help to predict stock market volatility?." *European Financial Management* 22, no. 2: 171-192.
- Engle, R.F. 2002. "Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models." *Journal of Business and Economic Statistics* 20, no. 3: 339-350.
- Fung, J. K.; and Y. Tse. 2008. "Efficiency of single-stock futures: An intraday analysis." *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products* 28, no. 6: 518-536.
- Gannon, G. 2005. "Simultaneous volatility transmissions and spillover effects: US and Hong Kong stock and futures markets." *International Review of Financial Analysis* 14, no. 3: 326-336.
- Gwilym, O.A.; Hasan, I.; Wang, Q.; and R. Xie. 2016. "In Search of Concepts: The Effects of Speculative Demand on Stock Returns." *European Financial Management* 22, no. 3: 427-449.
- Hamao, Y.; Masulis, R.W.; and V. Ng. 1990. "Correlations in price changes and volatility across international stock markets." *The Review of Financial Studies* 3, no. 2: 281-307.
- Hou, Y.; and S. Li. 2016. "Information transmission between US and China index futures markets: An asymmetric DCC GARCH approach." *Economic Modelling* 52: 884-897.
- Huang, R.D. 2002. "The quality of ECN and Nasdaq market maker quotes." *The Journal of Finance* 57, no. 3: 1285-1319.
- Jeremy Ginsberg, Matthew H. Mohebbi, Rajan S. Patel, Lynnette Brammer, Mark S. Smolinski & Larry Brilliant, 2009. "Detecting influenza epidemics using search engine query data." *Nature* volume 457, pages 1012–1014 (2009)
- Kaniel, R.; Saar, G.; and S. Titman. 2008. "Individual investor trading and stock returns." *The Journal of Finance* 63, no. 1: 273-310.
- Li, Y.L.; Tu, Y.C.; and W.H. Wang. 2017. "Google Search Volume Index and Its Effects on Stock Return and Trading Volume of Taiwan Stock Market." *Journal of Management and System* 24, no. 4: 565-590.
- Miyakoshi, T. 2003. "Spillovers of stock return volatility to Asian equity markets from Japan and the US." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 13, no. 4: 383-399.
- Odean, T. 1999. "Do investors trade too much?." *American Economic Review* 89, no. 5: 1279-1298.
- Roope, M.; and R. Zurbrugg. 2002. "The intra-day price discovery process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange." *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products* 22, no. 3: 219-240
- Schwarz, T.V.; and A.C. Szakmary. 1994. "Price discovery in petroleum markets: Arbitrage, cointegration, and the time interval of analysis." *Journal of Futures Markets* 14, no. 2: 147-167.
- Shastri, K.; Thirumalai, R.S.; and C.J. Zutter. 2008. "Information revelation in the futures market:

Evidence from single stock futures." Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products 28, no. 4: 335-353.

So, R.W.; and Y. Tse. 2004. "Price discovery in the Hang Seng index markets: index, futures, and the tracker fund." Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products 24, no. 9: 887-907.

Tao, L.; and F.M. Song. 2010. "Do small traders contribute to price discovery? Evidence from the Hong Kong Hang Seng index markets." Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products 30, no. 2: 156-174.

Tse, Y.K.; and A.K.C. Tsui. 1997. "Conditional volatility in foreign exchange rates: evidence from the Malaysian ringgit and Singapore dollar." Pacific- Basin Finance Journal 5, no. 3: 345-356.

Wu, F.; Guan, Z.; and R.J. Myers. 2011. "Volatility spillover effects and cross hedging in corn and crude oil futures." Journal of Futures Markets 31, no. 11: 1052-1075.

表1 台灣股票市場交易量

時間(週)	個別投資者	機構投資者	交易量(千股)
2020/03/20	56.3%	13.8%	42,088,671
2020/03/27	56.3%	13.8%	28,110,579
2020/04/01	63.6%	11.2%	13,488,695
2020/04/10	63.6%	11.2%	25,803,263
2020/04/17	63.6%	11.2%	26,903,184
2020/04/24	63.6%	11.2%	23,879,232
2020/04/30	63.6%	11.2%	23,166,496
2020/05/08	NA	NA	25,664,001
2020/05/15	NA	NA	25,621,792
2020/05/22	NA	NA	24,333,568

表2 敘述性統計

地區	平均值	中位數	最大值	最小值	標準差	市場
中國	2826.052	2824.998	2668.24	2912.162	52.87826	上證 50
美國	23247.01	23632.19	24756.24	18222.78	1338.358	道瓊斯工業指數
台灣	10386.99	10504.77	11037.1	8888.98	520.7097	台灣加權指數

表3 單位根檢定

單位根檢定	SP	
	ADF	PP
台灣加權指數	Level:-2.874399**	Level:-2.924984**
台灣加權指數	1 st difference:-45.17554***	1 st difference:-45.21189***
上證 50 指數	Level:-2.715906**	Level:-2.700244*
上證 50 指數	1 st difference:-43.26421***	1 st difference:-43.06853***
道瓊工業平均指數	Level:-3.296533**	Level:-0.0143**
道瓊工業平均指數	1 st difference:-96.12563***	1 st difference:-43.30078

SP 為對現貨每日收盤價取 log 對數；其餘樣本期間為 2020/03/23~2020/05/22，共 38 交易日。*表示 p-value<0.1，**表示 p-value<0.05，***表示 p-value<0.01。

表4 誤差修正模型（中國）

	Baseline	$D_1=1$ if SVI>50 th pctl.
Variable	ΔSP_t	ΔSP_t
Error Correction	0.000235*** [0.28837]	-0.01397*** [-3.35751]***
ΔSP_{t-1}	-0.00397*** [-0.16636]***	0.007009*** [0.14782]
ΔSP_{t-2}	0.0225** [0.94158]	0.022897** [0.47897]
$D_j \times \Delta SP_{t-1}$		0.00499*** [-0.09101]***
$D_j \times \Delta SP_{t-2}$		0.006851*** [0.12428]
$D_j \times \Delta SP_{t-3}$		0.0000283*** [2.81833]
$D_j \times \Delta SP_{t-4}$		-0.006727*** [-0.24225]***
Adj.R ²	-0.00144	0.003252
Sum sq. resids	0.000779	0.000771
Akaike.AIC	-11.83866	-11.83909
注意：下表顯示了滯後結構，目標的 VECM 模型結果（中國 asvi, china coronavirus）。 []是 t 值。***，**和*分別表示 10%，5%和 1%的顯著性。*表示 p-value<0.1，** 表示 p-value<0.05，***表示 p-value<0.01。		

表5 間隔計數和格蘭傑因果檢驗

中國	FP lead SP	D1 x FP	Y=DLSP FLFP	Y=DLFP DLSP
上證 50	2	4	0.4673	0.438