

# 國立交通大學

## 財務金融研究所

### 碩 士 論 文

流動性衡量方法在金融海嘯期間之估計效果

Estimated effect of the liquidity proxies during financial crisis

研 究 生：楊才逸

指導教授：謝文良 博士

中 華 民 國 九 十 九 年 六 月

# 流動性衡量方法在金融海嘯期間之估計效果

Estimated effect of the liquidity proxies during financial crisis

研 究 生：楊才逸

Student：Tsai-Yi Yang

指導教授：謝文良 博士

Advisor：Dr. Wen-liang Hsieh



Submitted to Graduate Institute of Finance  
College of Management  
National Chiao Tung University  
in partial Fulfillment of the Requirements  
for the  
Degree of Master in Finance

June 2010

Hsinchu, Taiwan, Republic of China

中華民國九十九年六月

# 流動性衡量方法在金融海嘯期間之估計效果

學生：楊才逸

指導教授：謝文良 博士

國立交通大學財務金融研究所碩士班

2010 年六月

## 摘要

本研究以 2008 年金融海嘯期間台灣股票市場為樣本，探討流動性衡量方式是否能有效捕捉此期間流動性的變化。流動性衡量方式可分為以交易基礎及委託單基礎，前者為交易熱絡程度進行衡量，後者可分為價差估計與價格衝擊兩個構面。實證結果發現，交易基礎之衡量方式可能和委託單基礎發生衡量結果不一致的情況。另一方面，價差構面中利用價格群集理論推導之 Effective Tick 估計式對日內有效價差解釋能力較高且為其相對有效估計式；價格衝擊構面中 Amihud Illiquidity 為對日內價格衝擊變數解釋能力最高的流動性估計式。最後，本研究利用有效價差、Effective Tick 與 Amihud Illiquidity 建立 VAR 模型，同時發現有效價差存在結構性改變。

關鍵字：流動性 價格群集 VAR 模型 有效價差 金融海嘯

# Estimated effect of the liquidity proxies during financial crisis

Student: Tsai-Yi Yang

Advisor : Dr. Wen-liang Hsieh

Graduate Institute of Finance  
National Chiao Tung University

June 2010

## ABSTRACT

Liquidity is the most important component of market, but few literatures tell us the most appropriate liquidity measure to measure liquidity in financial crisis. We study the estimated effect of the liquidity proxies during 2008 financial crisis in Taiwan stock market. The various measures used fall into two broad categories: trade-based measures and order-based measures. This paper has classified order-based measures to two groups: spread estimation and price impact. By examining changes in trade-based measures and order-based measures before and after the financial crisis on the Taiwan Stock Exchange (TSE), we find different result between these two measures. In the order-based measures, the Effective-Tick model provides a relatively effective estimator of effective spread. Among all liquidity measures, the Amihud's Liquidity has the highest explained power to 5-Minute price impact. Finally, the structure change exist in effective spread, and we bulid the VAR model by using those best measures.

*Key words: liquidity, price-clustering, VAR model, effective spread, financial crisis*

## 誌謝辭

韶光易逝，轉眼間兩年的研究所時光匆匆過去，鳳凰花開的時節又將來臨，但和以往不同的是，這次是送我們離開交大的校門，迎向不同挑戰的人生。

本篇論文能夠順利完成，最應感謝的是擔任指導老師的謝文良 教授，在我前往北京大學交換時，仍時常提醒著我別忘了論文進度，在研究陷入瓶頸時，更幫我釐清正確的研究方向，使我不致於如無頭蒼蠅般亂竄。除了論文之外，職涯規劃上的提醒與關心常讓我在論文之餘靜下心來思考未來方向。真的很慶幸能身為老師的研究生。

其次，要感謝論文口試時擔任口試委員的李進生教授、鍾惠民教授與林允永教授，老師們在口試中除了清楚的指出部分觀念的錯誤外，同時也給予了具體的建議，使論文的結果能更臻完全。

最後，要感謝同門的淑雯、文盈、婷怡、新成、財金所同學們以及博班學長姐們，因為遇到了你們，使這兩年的研究生生活更顯充實，願大家前程似錦。



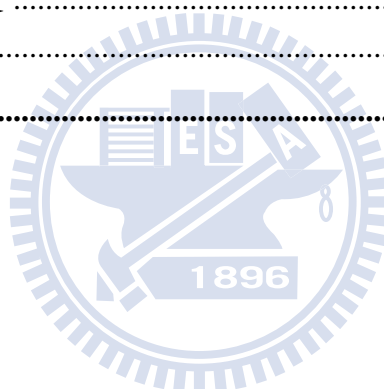
才逸 寫于新竹

2010 年 6 月

# 目錄

中文摘要 .....	i
英文摘要 .....	ii
誌謝辭 .....	iii
目錄 .....	iv
表目錄 .....	vi
圖目錄 .....	vii
<b>第一章 緒論 .....</b>	<b>1</b>
1-1 研究背景與動機 .....	1
1-2 研究目的 .....	2
1-3 研究架構與流程 .....	3
<b>第二章 市場流動性理論介紹與文獻回顧 .....</b>	<b>5</b>
2-1 市場流動性衡量指標分類 .....	5
2-2 市場流動性衡量理論介紹 .....	6
2-2-1 市場深度 .....	6
2-2-2 基本交易成本估計式 .....	8
2-2-3 零報酬率比率 .....	9
2-2-4 買賣價差 .....	9
2-2-5 流動比率 .....	12
2-2-6 交易頻率相關之流動性衡量方式 .....	13
2-2-7 交易基礎之流動性衡量方式 .....	14
<b>第三章 研究設計 .....</b>	<b>15</b>
3-1 資料來源與處理方式 .....	15
3-2 研究方法 .....	17
3-2-1 流動性估計方式 .....	17
3-2-2 買賣價差估計量 .....	17
3-2-3 價格衝擊估計量 .....	23
3-2-4 日內資料之流動性代理變數 .....	26
3-2-5 交易基礎流動性估計式 .....	28
3-2-6 流動性估計式解釋能力與有效性 .....	29
3-2-7 結構性變化檢定與向量自我迴歸模型 .....	30
<b>第四章 實證結果 .....</b>	<b>32</b>
4-1 採樣 .....	32

4-2 交易基礎流動性估計量 .....	34
4-2-1 敘述統計量 .....	34
4-2-2 流動性估計式比較(交易基礎).....	34
4-3 委託單基礎流動性估計量 .....	37
4-3-1 敘述統計量 .....	38
4-3-2 委託單基礎流動性估計式相關性 .....	39
4-3-3 價差估計式解釋能力與預測誤差 .....	42
4-3-5 價格衝擊估計式解釋能力 .....	49
4-3-6 向量自我迴歸模型 .....	51
<b>第五章 研究結論與建議 .....</b>	<b>57</b>
5-1 研究結論 .....	57
5-1-1 交易基礎流動性估計式 .....	57
5-1-2 委託單基礎流動性估計式 .....	57
5-1-3 不同基礎衡量方式差異 .....	59
5-1-4 結構性轉變檢定 .....	59
5-2 研究建議 .....	59
<b>參考文獻 .....</b>	<b>60</b>



## 表目錄

表 3-2-1 流動性估計式說明.....	17
表 3-2-2 Roll 合併聯合機率分配表.....	19
表 3-2-3 台灣證券市場交易升降單位.....	20
表 4-1-1 個股平均市值分組表.....	34
表 4-2-1 敘述統計量(交易基礎).....	35
表 4-2-2 流動性估計量(交易)Pearson 相關係數表.....	36
表 4-2-3 金融海嘯前後流動性估計式(交易)的變化(樣本期間).....	37
表 4-2-4 金融海嘯前後流動性估計式(交易)的變化(部份期間).....	38
表 4-3-1 敘述統計量(委託單基礎).....	41
表 4-3-2 流動性估計量(價差)Pearson 相關係數表.....	42
表 4-3-3 流動性估計量(價格衝擊)Pearson 相關係數表.....	42
表 4-3-4 價差估計式與日內價差比較.....	50
表 4-3-5 價格衝擊估計式與 5 分鐘價格衝擊比較.....	56
表 4-3-6 流動性估計式整合階次.....	58
表 4-3-7 Chow 轉變點檢定結果.....	54
表 4-3-8 portfolio1 流動性變數 AIC 與 SBC 值.....	54
表 4-3-9 portfolio4 流動性變數 AIC 與 SBC 值.....	55
表 4-3-10 portfolio1 流動性變數最適落後期數殘差 Q 檢定.....	55
表 4-3-11 portfolio4 流動性變數最適落後期數殘差 Q 檢定.....	55
表 4-3-12 portfolio1 向量自我迴歸模型.....	56
表 4-3-13 portfolio4 向量自我迴歸模型.....	56



## 圖目錄

圖 1-3-1	研究架構.....	4
圖 3-2-1	Roll 價格變化路徑圖.....	18
圖 3-2-2	價差與價格群集可能路徑圖.....	22
圖 4-1-1	2007 至 2009 間台股加權指數表現.....	33
圖 4-3-1	同時指標不含趨勢綜合指數走.....	44



# 第一章 緒論

## 1-1 研究背景與動機

2008 年 9 月 15 日，全美第四大投資銀行的雷曼兄弟(Lehman Brothers)申請破產保護，由次貸危機而來的金融風暴正式浮上台面，全球股市連番重挫，美國道瓊指數(Dow Jones Industrial Average)曾單週跌幅近 20%<sup>1</sup>。而至 2010 年初，在全球景氣逐漸回春之際，卻傳出歐洲五國(葡萄牙、愛爾蘭、義大利、希臘及西班牙，簡稱 PIIGS)面臨巨幅財政赤字與債務危機，除了可能引發歐盟貨幣危機外，更令人憂慮是否將導致下一個全球性的金融風暴來臨。

由金融海嘯而來的一連串事件與消息直接反映在股價指數的變化上，投資人希望能投資於資產價格波動度低，變現能力強之資產。在金融海嘯時期，波動度(volatility)與流動性(liquidity)更突顯了其在資本市場領域的重要性。影響波動度之因素與波動度的估計，學界研究甚多，且結果較為一致<sup>2</sup>。然而在流動性方面，其相關研究雖多，但衡量方法卻十分分歧，易產生衡量結果不一致的情況。

流動性研究的過去文獻中，多位學者均針對流動性的定義提出見解，Schwartz(1988)認為流動性是證券持有者能以合理價格快速成交之能力，而 O'Hara(1995)則認為流動性為立即完成交易之價格，即交易成本；Bernstein(1987)則認為除了投資人能立即買進與賣出，其交易也應對價格不會有太大的影響，此說法除了時間外，亦考慮了價格的衝擊。Aitken and Carole Comerton-Forde(2003)定義流動性即是「在最低的交易成本下轉換成現金的能力」。由上述學者之定義，可歸納出流動性為一資產能夠以合理價格變現的能力，同時表現在時間尺度(尋找合理價格的時間)與價格尺度(和公平市場價格相比讓溢價)。

由於流動性無法在市場上直接觀察，過去文獻中，學者多以流動性定義出發之流動

---

<sup>1</sup> 2008 年 10 月 3 日至 2008 年 10 月 10 日，道瓊工業指數由 10325.38 跌至 8451.19，跌幅達 18.15%

<sup>2</sup> Lamoureux and Lastrapes(1990)、羅主誠(1998)、李騰正(2001)分別利用 ARCH、EGARCH、GARCH 模型，以美國或台灣資料探討成交量與股價波動度之關係，實證結果均為正相關

性估計式作為代理變數進行實證。在流動性衡量方式的整理上，Aitken and Comerton-Forde(2003)將流動性衡量方式分為兩大類，分別為交易基礎(trade-base)與委託單基礎(order-base)。Goyenko, Holden and Trzcinka(2009)則將流動性衡量方式分為價格衝擊(price impact)與價差兩類，皆屬委託單基礎之衡量，上述分類方式皆未考慮流動性之時間構面。詹場、胡星陽(2000)提出另一種流動性衡量方式分類，除交易基礎外，尚考慮了價格構面與時間構面。

在流動性之代理變數的應用上，往往為時間序列之變數。因此，在進行流動性衡量方法上的計算上，應考慮時間序列變數之性質，並作相對應之調整。而在時間序列變數中，主要問題在於許多經濟與財務上之變數，往往具有非定態之性質，Granger and Newbold(1974)發現非定態變數間，可能會出現「假性迴歸」(spurious regression)的問題<sup>3</sup>，而這可能將導致部分流動性代理變數的結論與其之間的關係產生問題。

本研究嘗試結合上述文獻提出之流動性衡量方式分類，重新比較不同分類的流動性衡量方式在金融海嘯期間對流動性估計的結果，及其適用範圍，並探討不同的流動性估計式其對日內變數之解釋能力，以找出在市場面臨流動性危機時的相對有效估計式及此估計式可能具備的時間序列性質。

## 1-2 研究目的

市場面臨流動性危機時，流動性衡量方式的應用及有效性為人所關注，本文將流動性衡量方式概分為兩大類，一為包含交易量、週轉率等之交易基礎，另一則為委託單基礎，委託單基礎包含價差估計與價格衝擊，以估計式作為代理變數，試圖探討下列議題：

- (1) 交易基礎和委託單基礎的衡量方式在金融海嘯下，其各自變數關係為何，若交易基礎衡量方式進行衡量，其結果和委託單構面衡量法是否存在一致性。
- (2) 委託單構面之價差與價格衝擊之估計式，其估計的解釋能力為何，是否可作為實際

---

<sup>3</sup>所謂假性迴歸(spurious regression)，係指用迴歸方法檢定或進行估計時，若其時間序列之變數不是定態，則迴歸的結果可能使原本無因果關係之變數間，出現迴歸係數顯著異於零，且  $R^2$  很高的結果，亦即出現了「假性」的因果關係，實際上兩變數間應該不具備因果關係或經濟意義

流動性變數的有效估計式。

(3) 委託單基礎中之不同類型之相對有效估計式在時間序列上的可行預測模型為何。

### **1-3 研究架構與流程**

本文內容共分為五節，闡述如下：

#### **第一章 緒論**

概述本文研究動機、主要研究目的，及研究架構，以了解本研究進行流程。

#### **第二章 市場流動性理論介紹與文獻回顧**

介紹市場主要流動性衡量方式的分類，並說明各類流動性衡量方式及過去文獻應用該流動性衡量方式的研究成果。

#### **第三章 研究方法**

敘述本文資料來源與處理方式，並說明實證採用之各類流動性估計式及應用之時間序列方法。

#### **第四章 實證結果**

說明交易基礎與委託單基礎之估計式估計結果，並找出價差構面與價格衝擊構面之相對有效估計式，及其具有之時間序列性質。

#### **第五章 研究結論與建議**

說明本文結論，與闡述限制與後續研究建議

研究架構見圖 1-3-1。

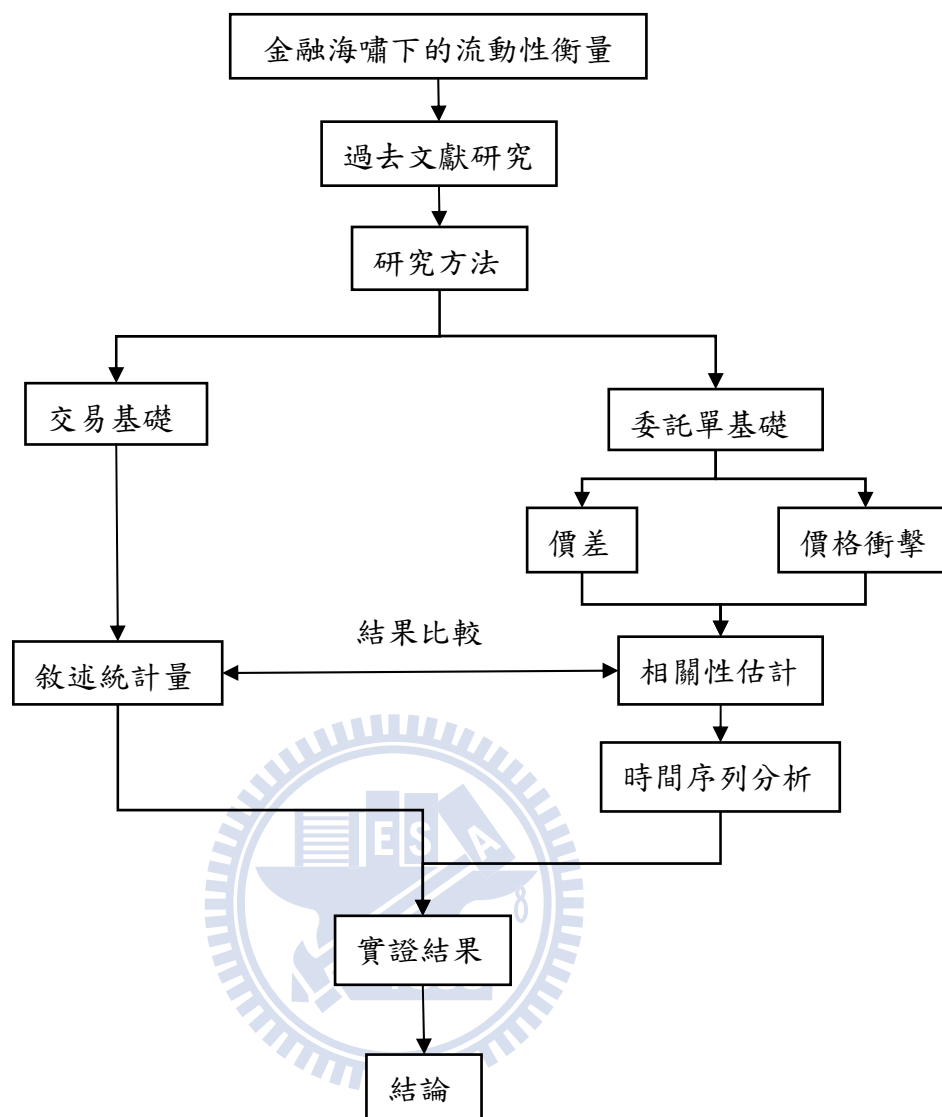


圖 1-3-1 研究架構

## 第二章 市場流動性理論介紹與文獻回顧

### 2-1 市場流動性衡量指標分類

根據前述學者的定義，流動性為一資產能夠以合理價格變現的能力，同時具有時間尺度(尋找合理價格的時間)與價格尺度(和公平市場價格相比的讓溢價)兩種特性，因此合理的流動性衡量指標應該具備價格構面與時間構面的性質(詹場、胡星陽(2000))。

O'Hara(1995)認為流動性即交易成本，此為價格構面流動性衡量方式之濫觴。一般而言，市場參與者在進行交易時，所面臨的交易成本為兩類。第一類為顯性的交易成本(explicit cost)，包含各種交易衍生費用，如經紀手續費用、政府印花稅等，此部分的交易成本為所有交易者皆需負擔的部份；第二類為隱性的交易成本(implicit cost)，隱性交易成本並無實際付出之費用，意義上較接近機會成本，主要包含買賣價差與市場衝擊成本，另外 Aitken and Comerton-Forde(2003)認為隱性交易成本尚應含無效率或科技、法規、資訊傳遞等的不完備所導致的機會成本。

買賣價差即為買賣報價之間的差距，Bryant and Haigh(2002)認為買賣價差代表投資者於買進賣出間平均所須支付給流動性提供者的成本，其體現於買方負擔之溢價與賣方承受之讓價，亦即買賣價差為投資者欲立即完成交易所須付出之代價。因此，價差小反映的是投資者為獲得流動性的成本小，則流動性愈高，反之則流動性愈低。

市場衝擊成本是指由於大量買進或賣出證券，致使未能依照預定價位成交，從而多支付的成本。衝擊成本對機構投資者影響較大，在看多某檔個股時，若急於建立部位，短期內便會拉升該股股價，而使得購股成本大增，反之，拋售持股亦會容易打壓股價，而使得成交價格離預期價格甚遠。採取樓上交易<sup>4</sup>(upstairs market)是降低市場衝擊成本的方式。

時間構面的流動性衡量基本構想源於 Amihud and Mendelson(1989)所提出之「尋找

---

<sup>4</sup> 樓上交易(upstairs market)為NYSE之鉅額交易(block trade)常採用的交易方式，是不同的經紀自營商之間及其與機構投資人交易台間的聯繫網，其多係以電腦或電話互相溝通。在交易議定完成後，鉅額交易商必須將交易內容呈報給專業會員。鉅額交易指成交股數超過1萬股之交易。

合理價格所需時間」，即完成交易所需時間。若一檔個股完成交易所需時間愈短，代表投資者為完成交易所付出之機會成本愈少，流動性愈高。

除了價格構面與時間構面之流動性衡量方式之外，尚有眾多無法被歸類之流動性衡量方式，Aitken and Comerton-Forde(2003)將其歸類於交易基礎之衡量方式。此類衡量方式包含交易值(trading value)、交易量(trading volume)、交易筆數(number of trades)與週轉率(turnover ratio)等，多數與交易量有關。然而，此種流動性衡量方式有三個缺點：首先，以交易量為主之衡量方式容易受到公司規模之影響，規模較大的公司所計算之流動性必然較規模較小之公司高；其次，此衡量方式無法說明流動性所具備之「價格構面」與「時間構面」性質；第三，由於採用每日收盤後公布時交易相關資訊，所計算的為「過去的流動性」，無法代表股票之即時變現能力。

## 2-2 市場流動性衡量理論介紹

流動性衡量指標為衡量市場流動性之代理變數，可分為三大類，分別是價格構面、時間構面與交易基礎構面。以下針對文獻中重要之衡量指標進行分析與其實證上應用。

### 2-2-1 市場深度

市場深度(market depth)為一重要之流動性衡量指標，一般認知上為達到能將資產成交價格出現一定幅度改變所需的數量，亦即在不改變成交價格下，該資產所能成交的之數量。然而學界對市場深度定義有多種說法，Brockman and Chung(1999)認為市場深度為未成交最佳五檔買賣價格與數量乘積加總，單位為元，數值愈大表示流動性愈高；而Ahn, Bae, Chan(2001)則認為市場深度應為未成交最佳五檔買賣數量加總。

前述學者所提到的多為利用委託簿內資料進行計算，然而此種市場深度計算方式可能會面臨資料取得不易之問題。以台灣證交所為例，最佳五檔揭露制度於2003年1月實施<sup>5</sup>，此法實施前之市場深度的計算將會出現偏差，而非真正市場深度。在市場微結

---

<sup>5</sup>台灣證券交易所於2002年7月1日起，開始揭露未成交之最佳一檔買賣報價與數量，自2003年1月2日起，實施揭露未成交之最佳五檔買賣報價之價量。所謂未成交的「最佳五檔」價量資訊，就買方而言，即撮合後尚未成交買單中最高至第五高有買單的檔位價格與未成交張數的檔位價格與未成交張數。



構理論中，Kyle(1985)提出不需計算委託簿內未成交檔數數量之市場深度估計方式，如(1)式：

$$\begin{aligned} P(y) &= \mu + \lambda y \\ D &= \frac{1}{\lambda} \end{aligned} \quad (1)$$

其中  $P(y)$  為價格，為交易量  $y$  之函數，而  $\mu$  為證券之真實價值， $\lambda$  則是迴歸係數。 $D$  為 Kyle 所定義之市場深度，是迴歸係數  $\lambda$  的倒數。

從該估計式可知，迴歸係數  $\lambda$  代表交易量每變動一單位，證券之價格變動多少單位。由於  $D$  為市場深度，當迴歸係數  $\lambda$  愈小時，代表交易量的變動對價格影響程度愈小，從而使  $D$  愈大，該證券愈具市場深度，流動性需求者所須額外給予流動性提供者的溢酬愈小。由於此種計算方式的構想源於委託單數量變動對證券價格的衝擊，故其為價格構面之流動性衡量方式。

在市場深度的衡量方面，Amihud(2002)針對 Kyle(1985)所定義的  $\lambda$  進行了修正，提出了 *Illiquidity* 作為市場深度的估計式，如(2)式：

$$Illiquidity = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|r_t|}{V_t} \quad (2)$$

其中， $r_t$  為證券當日之報酬率， $V_t$  為證券當日交易值， $T$  則為特定期間，交易量為零之交易天數應被扣除。同時，由於報酬率的計算通常是站在買方角度，可能產生負值，而市場深度應包含買賣雙方，故應將報酬率取絕對值。因 *Illiquidity* 是計算一段期間內，每單位交易值的變動對報酬率的平均影響程度，*Illiquidity* 值愈大，表示證券流動性愈差。

Goyenko, Holden, Trzcinka (2009) 利用 NYSE 之 Trade and Quote(TAQ)與 Rule605 資料庫驗證屬低頻率(low frequency)流動性代理變數之 *Illiquidity* 是否與以日內資料計算出之高頻率(high frequency)流動性代理變數有所相關。結果發現，Amihud(2002)所提出之 *Illiquidity* 確實有較佳表現，而其與 Kyle(1985)相同皆以價格衝擊來計算流動性之價格構面變數。

除了驗證 *Illiquidity* 指標的適用性外，Goyenko, Holden, Trzcinka (2009)亦針對 *Illiquidity* 進行延伸，提出了 extended Amihud Proxies，如下式：



$$Illiquidity = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{\frac{1}{2} S_t Q_t - (1-\lambda) \frac{1}{2} S_{t-1} Q_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{e_t}{P_{t-1}} \right| \quad (3)$$

其將 *Illiquidity* 分子之報酬區分為流動性成份與非流動性成份。流動性成份為流動性需求者提供與流動性供給者之溢酬，而其價格變化主要根據 Holden(2007)<sup>6</sup>修改自 Huang and Stoll(1997)的價格變化過程之 Holden 指標計算而得，其中  $S_t$  為帶有符號之有效買賣價差(effective spread)，包含了訂單處理成本(order processing cost)、資訊不對稱成本(adverse information cost)與存貨持有成本(inventory carry cost)， $1-\lambda$  代表訂單處理成本占有有效買賣半價差(effective half spread)之百分比；後半部份則為非流動性成份， $e_t$  為一平均數為零，與  $t$  日公開資訊無序列相關之隨機變數。 $P_{t-1}$  為該證券前一筆交易之交易價。由流動性成份之式發現，其所扣除的為訂單處理成本，訂單處理成本為日常交易所必須，將之扣除符合流動性需求者為急迫獲得流動性所給付予流動性提供者之溢酬，而溢酬為流動性提供者所要求之資訊不對稱成本與存貨持有成本。

實證結果發現，其與 *Illiquidity* 表現相同，但因加入價差的計算，使得須採用日內資料(intraday data)，增加了計算的複雜度是其缺點。

## 2-2-2 基本交易成本估計式

價格構面之流動性估計方法中，除具備嚴謹理論推導之估計式外，依據交易成本基本構想「流動性需求者為獲得立即流動性，額外付與流動性提供者之溢酬」而衍生之交易成本估計式，如下式：

$$\text{交易成本} = |\text{成交價} - \text{均衡價格}| \quad (4)$$

利用此類方法可計算特定交易對均衡價格的衝擊，其構想為計算在特定交易發生後，成交價偏離均衡價格的程度來判斷交易成本。然而，最大的問題在於均衡價格的選

<sup>6</sup> Holden(2007)認為 Huang and Stoll(1997)之價格衝擊估計式應考慮價格變化與價格群集(price clustering)間之連動性，認為價格受衝擊變化過程之估計式應為

$$\Delta P_t = \frac{1}{2} S_t Q_t - (1-\lambda) \frac{1}{2} S_{t-1} Q_{t-1} + e_t$$

定。文獻上的作法通常以該交易前一段時間之加權平均價格或發生後一段時間之加權平均價格作為代理變數，同時扣除該交易後當日成交量加權平均價格也可作為均衡價格之代理變數。

### 2-2-3 零報酬率比率

零報酬率比率為 Lesmond, Ogden, and Trzcinka(1999)所提出之流動性衡量方式。其主要以零報酬率天數之比例作為流動性衡量，如下式：

$$zeros = \text{零報酬率之天數} / T \quad (5)$$

$$zeros2 = \text{有交易量下的零報酬率天數} / T \quad (6)$$

零報酬率可以作為流動性衡量變數主要基於兩項原因：首先，若某證券之流動性較差，則其可能會有較多無交易量天數，而無交易量意味無法得到報酬率，因此可以無報酬率天數計算其流動性；其次，若該證券有交易量，但報酬率為零，可能代表該證券因交易成本過高而使得私有訊息的取得較為困難，故市場參與者根本不願意交易。故即使其存在交易量，零報酬率比率仍足以衡量流動性，Lesmond Ogden, and Trzcinka(1999)並以 NYSE/AMEX 日報酬資料進行驗證，發現此衡量方式與 Roll's spread 和報價價差相關性達 85%，而 Bekart, Harvey, and Lunblad(2007)曾以 zeros 作為流動性代理變數，進行新興市場證券流動性與報酬率之探討。

### 2-2-4 買賣價差

買賣價差(bid-ask spread)為買賣報價之價格差，代表投資者付予流動性提供者之額外溢酬，即為獲取立即流動性所需付出代價，是文獻中最常被用來衡量流動性之代理變數。直觀而言，若買賣價差大，代表投資者立即完成交易之代價較高，將打壓其交易之動機。因此，若買賣價差較大，則代表該證券或交易市場之流動性較差。

一般指的買賣價差為報價價差(quote spread)，報價價差為最佳一檔賣出報價與買進報價之差距，若投資者同時完成一買一賣，則報價價差即為交易成本。然而在實務上，一買一賣往往不是同時發生，而是成交價格與買進或賣出報價的差距，故文獻中常以半價差(half spread)作為交易成本的計算，如 Roll(1984)在推導價差估計式時，即以半價差計算價格改變程度，後續的學者如 Holden(2007)也採用了半價差。

Stoll,H.R(1989)統整了文獻中之看法，認為報價價差可歸屬於報價導向(quote-driven)市場中造市商所面臨的三種成本：分別為訂單處理成本(order processing cost)、存貨持有成本(inventory holding cost)資訊不對稱成本(adverse information cost)。訂單處理成本在早期文獻中常被學者所關注，如 Demsetz(1968)，其之所以重要，主要原因在於在 NYSE 中，委託單由人工進行撮合，經紀商可能與專業會員(specialist)成交或逕行撮合，除撮合成本外，尚須承受一定之人工錯價成本，然而，隨著 NYSE 引入含 Super Dot 在內的電子交易系統與多數國家股市採用電子自動化交易系統，將得以降低訂單處理成本。Domowitz and Steil(1999)即認為透過電子化交易之交易成本小於傳統人工撮合方式。

此外，存貨持有成本(inventory cost)主要是由於交易所要求造市商負有提供流動性之義務，亦即造市商要隨時提供買賣報價，由於須保有存貨以維持市場流動性，但這些非意願存貨可能隨著市場價格波動而改變其價值而使造市商面臨存貨風險，故造市商將會為持有非意願性存貨要求相對應之風險溢酬，並反應在報價價差上，此即存貨持有成本；最後，資訊不對稱成本(adverse information cost)的出現，在於造市商為提供市流動性而不斷提供買賣報價時，可能因與擁有較多私有資訊之交易者(informed trader)交易而導致損失，為了彌補資訊不對稱風險所帶來的損失，造市商在提供買賣報價時會同時將資訊不對稱之風險溢酬納入報價價差中。然而，Benveniste, Marcus, and Wilhelm(1992)相對於電子化交易系統，利用專業會員(specialist)、經紀商(floor broker)進行撮合之公開喊價交易，由於場內交易員與其它交易者之合作關係，將可降低資訊不對稱成本，並增加流動性。而 Venkataraman,K.(2001)以美國 NYSE 與法國 Paris Bourse 之資料，發現公開喊價交易之 NYSE，其報價價差(quoted)與有效價差(effective spread)均要小於電子化自動交易之 Paris Bourse。顯見，在報價價差中，存貨處理成本與資訊不對稱成本之比重可能較訂單處理成本要來得大。

然而，報價價差會有幾個潛在的問題，而使得其作為交易成本的估計式產生問題。Grossman and Miller(1988)認為報價價差只能衡量造市者同時完成一買一賣，且買價為買進報價，賣價為賣出報價時之報酬。然而，除了實際上交易可能不是同時發生外，成交價往往不會在買進或賣出報價，通常是介於兩者間，因此報價價差可能會高估交易成

本。只有在以市價委託進行交易時，才可能會出現成交價在買進或賣出報價。

針對報價價差的缺點，文獻中提出了修正後之價差，約莫可分為三類，一為有效價差(effective spread)，二為已實現價差(realized spread)，三為估計價差。Huang and Stoll(1996)所提出之有效價差考慮了當成交價發生在買賣報價之間的狀況，其計算方式如(7)：

$$z_t = |p_t - q_t| \quad (7)$$

其中， $z_t$  為有效半價差(effective half-spread)，這主要是考慮到非同時一買一賣之情形， $p_t$  為成交價格，而  $q_t$  定義為買賣報價之平均。有效價差克服了報價價差容易高估交易成本的問題；由於造市商會以提高價差方式彌補與資訊交易者(informed trader)產生資訊不對稱風險，故 Huang and Stoll(1996)進一步將有效價差分為逆選擇成份(adverse selection)與已實現價差(realized spread)。逆選擇成份歸屬為資訊交易者所得，而已實現價差則歸屬於造市場所得。

不論是有效價差或已實現價差，皆以報價中點作為均衡價格的代理變數，然而報價中點可能不是證券本身的均衡價值，而 Roll(1984)在效率市場與價格變化機率分配固定的假設下，推導出有效價差的估計式，如(8)式：

$$S_t^R = \begin{cases} 2\sqrt{-Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})} & \text{if } Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) < 0 \\ 0 & \text{if } Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) \geq 0 \end{cases} \quad (8)$$

其中  $S_t^R$  為估計價差， $\Delta P_t$  為第  $t$  期之價格變動，Cov 則為共變異數。由上述方程式可了解，若相鄰兩期價格變化之負共變異數愈顯著，則估計價差愈大，該證券流動性愈差。此模型最大的好處在於只需市場成交價格即可計算，同時 Roll(1985)在實證中發現，估計價差與個股交易量大小呈現顯著負相關，隱含交易量愈大之個股，其交易成本愈小，流動性愈好。然而在假設不成立下，此種價差估計式之適用性將會出現問題。

不論是以何種型式計算之價差，皆採用報價驅動市場(quote-driven market)為基礎進行計算，針對委託單驅動市場(order-driven market)，由於不存在報價價差，故文獻中多數是以撮合後之最低未成交賣價與最高未成交買價之差「未成交買賣價差」作為買賣價

差代理變數。但使用此代理變數亦存在些許問題，首先，若委託簿中公布之最佳買賣價資料不全，可能會出現無法計算，或者低估交易成本之結果。過往學者會運用未成交最佳買賣價皆揭示時間佔總交易時間之百分比，作為未成交買賣價差修正依據，然而這個問題隨各主要證券交易所逐漸揭露更完整交易訊息後消失<sup>7</sup>；但另一個問題是，未成交最佳買賣報價價差與文獻上計算之買賣報價價差，其參與者並不相同。

如此以來，若將未成交最佳買賣報價作為代理變數，則該代理變數對於計算以機構投資者為主之歐美先進市場流動性之適用性可能會大於以散戶為主之亞洲新興市場。

### 2-2-5 流動比率

流動比率與前述之報價價差同為應用廣泛之流動性衡量方式，主要構想基於「成交量」與「價格變動量」兩個變數，從「多少成交量引起多少價格的變動」為出發點。若小額成交量即可引起證券價格的巨大波動，則該證券流動性差，反之，若一證券在面臨大額成交量下，卻僅引起有限的價格變動，則認為該證券具有較佳之流動性。由於流動性比率具有概念清楚與容易計算等特性，學界與產業均提出了數種流動比率計算方式。

Amivest 流動性比率由 Amivest 公司所提出，其以單位價格變動與成交量之變化的比例來衡量流動性。比率高代表交易量只引發些微價格變動，則流動性佳；相反的，比率較低則代表交易量引發大量價格變動，則流動性較差。

Amivest 流動性比率定義如(9)式：

$$AL_{i,t} = \frac{\sum_{t=1}^n P_{i,t} V_{i,t}}{\sum_{t=1}^n |\Delta P_{i,t} \%|} \quad (9)$$

$$\Delta P_{i,t} \% = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \quad (10)$$

其中， $P_{i,t}$  為第 i 檔證券在 t 時之成交價， $V_{i,t}$  為第 i 檔證券在 t 時成交量， $AL_{i,t}$  則為第 i 檔證券在 t 時點所計算出之 Amivest 流動比率。

<sup>7</sup> 紐約、倫敦、巴黎、德國、新加坡、韓國、多倫多等十七家證券交易所，盤中即時揭露每一價位的買賣價量委託資訊。另香港、東京、大阪、上海、吉隆坡、泰國等證交所，亦即時揭露最佳三檔至九檔買賣價量資訊，台灣證券交易所亦於 2003 年 1 月 2 日，開始揭露未成交最佳五檔買賣報價。



Hui-Heubel 流動性比率是 Hui and Heubel(1984)所提出，其以特定週轉率下，價格變動的大小來衡量流動性，其定義如下：

$$HHL_{i,t} = \frac{(P_{M,i} - P_{m,i}) / P_{m,i}}{V_{i,t} / O_i P_{i,t}} \quad (11)$$

$P_{M,i}$  代表第 i 檔證券在一段時間內之最高價， $P_{m,i}$  為第 i 檔證券在一段時間內之最低價， $V_{i,t}$  為一段時間內之總成交值， $O_i$  為證券流動在外股數，而  $P_{i,t}$  為證券在一段時間內之平均收盤價。 $HHL_{i,t}$  為 Hui-Heubel 流動比率，此比率愈高，代表交易對價格的衝擊較大，故流動性較低。然而，由於僅以一最期間內之最高價與最低價作計算，可能會因錯價等導致極端值的原因，而錯估證券的流動性。

Martin 流動性比率以衡量單位成交量變動引起價格變動的幅度對流動性進行估計，其定義如(11)：

$$ML_{i,t} = \sum_{t=1}^n \frac{(P_{i,t} - P_{i,t-1})^2}{V_{i,t}} \quad (12)$$

其中  $P_{i,t}$  為證券 i 於 t 時點之成交價格， $V_{i,t}$  為證券 i 於 t 時之成交量。ML 愈大表示大量交易引起價格之變動量大，流動性愈差；反之，ML 愈小代表大量交易僅引起些微價格變動，則該證券流動性較佳。Martin 流動性比率某種方面可視為 Hui-Heubel 流動比率之修正，其以逐筆成交價變化替代最高與最低成交價，解決了 Hui-Heubel 流動比率容易受極端值影響的缺點。

## 2-2-6 交易頻率相關之流動性衡量方式

交易頻率是從投資人交易的次數出發進行流動性的衡量，其認為在市場條件不變下，若特定期間內完成交易的次數愈多，則流動性愈大，其定義如下

$$f_{i,t} = \frac{T_{i,t}}{T_N} \quad (13)$$

$T_N$  為交易所之當日有效交易時間， $T_{i,t}$  為第 i 檔股票在第 t 日之交易時間總計。相同構想的流動性衡量方法尚包含交易間隔時間，利用觀察特定時間長度內，有多少個單位

無交易發生作為流動性衡量。不論是交易頻率或交易間隔時間，皆是以完成交易時間為出發點衡量流動性，故均屬於時間構面之流動性衡量方式。

### 2-2-7 交易基礎之流動性衡量方式

除了以價格構面與時間構面外流動性衡量方式外，尚有包含交易值(trading value)、交易量(trading volume)、交易筆數(number of trades)與週轉率(turnover ratio)等無法被歸為任何構面之流動性衡量方式，但其多數與交易本身所產生之定量數值有關，故可視為交易基礎之流動性衡量方式。



### 第三章 研究設計

本文目的在於探討交易基礎與委託單基礎流動性衡量方式在衡量金融海嘯下的個股流動性結果的異同，同時並將委託單基礎的流動性估計量進行比較，比較的方式為計算該基礎各流動性估計量與日內資料計算而得之流動性代理變數的攸關性，以找出相對有效估計量，最後並針對相關有效估計量計算其具備之時間序列性質。

以下說明本文資料來源與處理方式，並闡述進行實證之流動性估計量及日內資料流動性代理變數的理論推導與計算方式，最後說明應用之時間序列方法。

#### 3-1 資料來源與處理方式

本研究以台灣經濟新報資料庫中之台灣證券交易所上市股票之日資料為母體進行採樣，樣本時間為 2008 年 1 月 2 日至 2009 年 8 月 14 日，資料為經除權息調整後之日成交價與交易量資料，個股資料選擇方式如下：

##### (1)樣本期間

2008 年 9 月 14 日，美國第四大投資銀行雷曼兄弟(Lehman Brothers)申請破產保護，因市場可能會產生「flight to quality」<sup>8</sup>的現象，而使得流動性衡量方式更易估計與分辨不同個股間流動性之差異，故本研究以此為時點作為全球性金融海嘯發生時點，採樣向前回溯 9 個月與向後延展一年之資料。於台灣證券交易所中上市並有報價(含全額交割股、處置股票與注意股票)者於 2007 年有 694 檔、2008 年有 723 檔，2009 年有 759 檔(至 2009 年 12 月 31 日)，以 2007 年 12 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日為止存續之個股為母體，共計 691 檔個股，母體月份數共計 8292 個股票月份(stock-months)。

---

<sup>8</sup> 「flight to quality」，中文可譯為「安全投資轉移」，指在金融市場面臨高度不確定時，投資者將資金從高風險資產轉移至低風險資產的行為；然而，在市場回復正常時，資金將會回流至高風險資產上，以分散投資風險。



## (2) 區分高低交易量個股

過去文獻實證上均認為交易量與個股流動性呈現正相關，其理論依據為，價差是流動性衡量之重要指標，而價差的組成成份為訂單處理成本、存貨持有成本與資訊不對稱成本，而此三類成本與交易量呈現反相關，因而認為交易量與流動性成正比，Roll(1984)以 NYSE/AMEX 資料說明估計價差以交易量之關係，近年來，中國的廖士光(2007)以上海 A 股交易個股進行分析，亦得到同樣之結論。

由於交易量為交易基礎流動性衡量指標，直接以交易量作為個股分類依據恐有失偏頗，故本研究以間接影響交易量之個股市值作為分類依據。計算樣本個股 2007 年 12 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日之三年平均市值，並進行排序，將樣本分為 10 個分位點，第一分位點內個股市值最高，第十分位點內個股市值最低。

因樣本數為 691 檔個股，無法完整分為十分位，故第一十分位點內個股數為 70 檔，其餘九個分位點內個股數均為 69 檔。

同時，為了衡量低頻率流動性估計式對高頻率<sup>9</sup>流動性代變數之解釋能力，本研究採用台灣證券交易所集中市場當日交易明細資料(intraday data)，計算高頻率流動性代理變數，資料內含股票代碼、撮合時間、成交與否、最佳五檔買賣報價與數量。由於資料量較大，為了避免資料錯誤，此日內資料採用 Huang and Stoll(1996)採取之方式<sup>10</sup>進行篩選。樣本期間與分組方式，仍與前述相同。

## (3) 選取流動性高與流動性低之分組

過去文獻對於交易量與流動性之關聯，多數持正相關看法，為了將探討在金融海嘯

---

<sup>9</sup>在財務上，高頻率資料指觀察值為每日(daily)或更小時間尺度，如每一筆交易(trade by trade)，隨著資料取得技術的進步，目前可獲得此類資料。NYSE 之 Trade and Quote(TAQ)資料庫含蓋了 1992 年至今之 NYSE/AMEX/NASDAQ 及各區域交易所交易資料。台灣經濟新報資料庫(TEJ)亦於 1994 年 6 月起提供台灣證券交易所(TSE)之日內交易資料。關於日內財務資料分析，可參考 Ruey.S.Tsay(2000)之研究。

<sup>10</sup> Huang and Stoll(1996)為了避免資料產生錯誤，對其日內資料採取下列處理方式：

- (1)刪除報價買賣價差大於 4 元或為負值。
- (2)對於成交價  $P_t$ ，若  $|(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}| > 0.05$  者刪除
- (3)對於買進報價  $B_t$ ，若  $|(B_t - B_{t-1}) / B_{t-1}| > 0.05$  者刪除
- (4)對於賣出報價  $A_t$ ，若  $|(A_t - A_{t-1}) / A_{t-1}| > 0.05$  者刪除

本文針對日內資料，採取後三種步驟進行篩選，以避免資料錯誤。

前後可能發生的流動性的轉移現象與突顯流動性估計式的解釋能力，本文選取流動性可能最佳與最差的第一、二與第九、十分位組資料，同時並選取每一分位組交易量最高之前十檔個股，隱含的假設除了交易量與流動性為正相關外，尚有投資人為風險趨避者，金融海嘯時會傾向交易在流動性較佳的個股。

## 3-2 研究方法

### 3-2-1 流動性估計方式

依據前述文獻的整理，可得知流動性為具有三重構面特性之估計變數，本文結合 Aitken and Comerton-Forde(2003)與詹場、胡星陽(2000)的看法，將實證之流動性估計量分為交易基礎(trade-based)與委託單基礎(order-based)，同時委託單基礎流動性估計量又可分为價差估計(spread) 與價格衝擊(price impact)兩類，關於本文所採用之流動性估計方式與日內資料流動性代理變數整理於表 3-2-1。

表 3-2-1 流動性估計式說明

衡量基礎 資料尺度	交易基礎	委託單基礎	
		價差估計	價格衝擊
日資料	交易值 成交股數 成交筆數 週轉率	Roll spread Effective Tick Zeros Zeros2	Roll Impact EffectiveTick Impact Zeros Impact Zeros2 Impact Amihud Illiquidity Amivest Liquidity Pastor and Stambaugh Gamma Kyle Kyle2
日內資料	無	有效價差 已實現價差	5 分鐘價格衝擊

### 3-2-2 買賣價差估計量

早期由於資料取得技術的限制，交易所並未包含完整日內交易記錄，無法根據交易產生之報價價差來衡量個股或交易所流動性的大小，因此必須利用當日交易價格來進行

交易成本估計，以衡量流動性，Roll 即根據每日成交價格資料，推導出價差估計公式。

其後，又有 Thompson and Waller(1988)、Lesmond(1999)與 Hasbrouck(2004)均發展使用當日(daily)交易資料估計有效價差(effective spread)。使用當日資料或更大時間尺度以估計流動性的優點在於，方便衡量長時間與不同區域市場的流動性，然而時間尺度愈長，可能會產生相對較多的雜訊與估計不精確的問題。

本文選取 Roll(1984)之價差估計式、Holden(2009)所發展 Effective Tick 模型、Lesmond, Ogden and Trzcinka(1999)引進之 Zeros 模型作為進行有效價差(effective spread)之估計，同時並引入 Amihud(2002)的”Illiquidity”模型、Pastor and Stambaugh(2003)的”Gamma”模型與 Amivest 公司提出之”Liquidity”模型以說明其對買賣價差的解釋能力而不作估計，由於後三者模型本質上為價格衝擊(price impact) 模型，故不在此處說明。

#### (一) Roll 買賣價差估計式

Roll(1984)針對證券市場的交易成本，提出一利用兩期價格變化之序列相關價差估計式，由於僅需利用市場價格之時間序列資料，故具有成本低廉的特性，其主要推論基於兩大假設：(1)資產在效率市場下進行交易(2)價格變動的機率分配在短期是定態的(stationary)。

在效率市場的假設下，因價格變動只受新資訊出現的影響，故相鄰兩期的價格變動應是獨立的，而實際市場交易上存在著由造市商提出的買賣報價，假設成交價不是發生在買價(Bid)或賣價(Ask)時，則價格的變動可能不再是獨立，而是依據造市商(Market Maker)的交易方向而定，Roll 提出了一個簡易的價格路徑圖，如圖 3-2-1

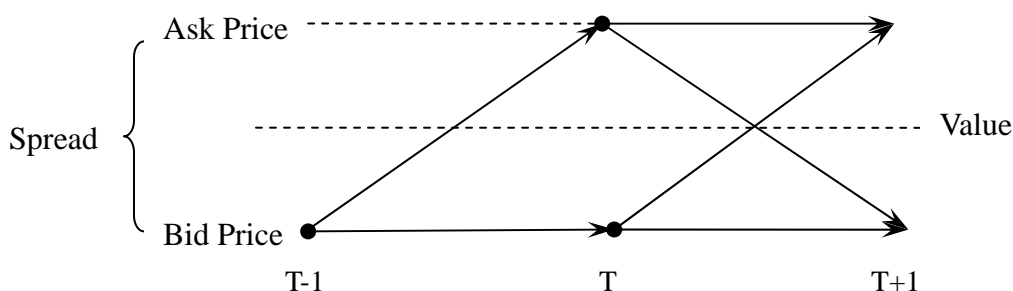


圖 3-2-1 Roll 價格變化路徑圖

此圖是假設目前為兩期，期間內造市商不可改變報價，期初造市商以 bid price 買進

證券，其在 T 與 T+1 期的可能價格路徑，同理，若造市商以 ask price 賣出證券，亦可得到相反的價格變化路徑，因此，買單與賣單到達的機會相等，由價格路徑可推導出 T-1 期時點為 bid 與 ask 之兩期價格變化機率分配，將其合併可得一聯合機率分配表，其中  $\pm S$  為價差的升減，假設短期價差不變。

表 3-2-2 Roll 合併聯合機率分配表

		$\Delta P_T$		
		$-S$	$0$	$+S$
$\Delta P_{T-1}$	$-S$	0	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$
	$0$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$
	$+S$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	0

由於  $\Delta P_T$  與  $\Delta P_{T-1}$  之期望值為零，故可推得相鄰兩期之價格共變數如下

$$Cov(\Delta P_T, \Delta P_{T+1}) = \frac{1}{8}(-s^2 - s^2) = -s^2/4 \quad (14)$$

透過上式，可推得 Roll 的價差估計式

$$S = 2\sqrt{-Cov(\Delta P_T, \Delta P_{T+1})} \quad (15)$$

此價差估計式由於僅需成交價即可估計，故在實務上應用多年，同時因其最小資料頻率除了日資料外，亦可放寬為週資料、月資料等，屬於低頻率之流動性估計式。但此結果隱含了三個假設：(1)連續價格變動的共變異不會受到新資訊的影響，(2)時間尺度的變化不影響價差的估計，(3)即使價差會隨著新資訊而變化，其價格共變仍然維持不變<sup>11</sup>。同時，其缺點包含：(1)當相鄰兩期價格變化共變數為正時即無法計算估計價差，(2)隱含的交易價不是買價就是賣價在估計有效價差時會有偏差，(3)此估計式基於報價導向 (quote-driven) 市場機制所推得，市場為委託單導向 (order-driven) 之其適用性存疑。

<sup>11</sup>關於 Roll(1984)對此三個假設進行的導證，可參考其 1984 年論文的附錄

## (二)Effective Tick 價差估計模型

本文採用的第二個價差估計模型為 Holden(2009)所提出之 Effective Tick 模型。此模型假設交易者為了避免錯誤報價與極小化與潛在交易者間的交易成本，會發生價格群集現象(price clustering)<sup>12</sup>，因此利用可觀察到的價格群集現象可進行價差的估計。

令  $S_t$  為第  $t$  日收盤時的有效價差，假設此有效價差由可能的價差集合  $S = [S_1, S_2, \dots, S_J]$  中隨機抽取，對應的機率為  $\gamma_j, j = 1, \dots, J$ 。由於金融資產報價中最小升降單位(tick size)的規定，故價格均為升降單位的倍數，因此升降單位直接價差與價格群集的大小。

表 3-2-3 台灣證券市場交易升降單位

市價	升降單位
0~10 元	0.01 元
10~50 元	0.05 元
50~100 元	0.1 元
100~500 元	0.5 元
500~1000 元	1 元

因此，可利用實際觀測資料計算出交易價格對應到第  $j$  個( $j=1, 2, \dots, J$ )價差的機率  $F_j$ ，其計算式如下：

$$F_j = \frac{N_j}{\sum_{j=1}^J N_j} \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (16)$$

其中  $N_j$  為觀察到對應於第  $j$  個價差的個數。

在上述的假設下，每個觀察到的價格群集對應的價差都會與鄰近的價差有重疊(overlap)的狀況。例如，若某一特定群集價差為 0.25，其可能產生的價格群集為

---

<sup>12</sup>價格群集(price clustering)指金融資產的報價或成交价格之尾數特別集中在某些數字(偶數、整數)的傾向，嚴重的價格群集可能代表市場缺乏效率或價格遭受扭曲。

$[0.25, 0.5, 0.75, 1]$ ，但此集合中的 $[0.5, 1]$ 亦可能為價差為 0.1 下所產生，此即為重疊現象。

為了克服小數位升降單位下(Decimal Price Grid)可能會發生的重疊現象，在估計不同價差的機率集合 $\gamma = [\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5]$ 時，必須扣除與鄰近價差的重疊，故對應於第  $j$  個價差的未受限機率如(17)：

$$U_j = \begin{cases} \left(\frac{A_1}{B_1}\right)F_1 & j=1 \\ \left(\frac{A_j}{B_j}\right)F_j - \sum_{k=1}^{j-1} \left(\frac{O_{jk}}{B_k}\right)F_k & j=2,3,\dots,J \end{cases} \quad (17)$$

其中， $A_j$  為在時間區間內，第  $j$  個價差可能產生的觀察值個數，舉例來說，若此區間內的交易日總數為  $N$ ，實際上， $A_1=N$ ，因為所有價差群集都可能由最小有效價差產生；另外， $B_j$  則是「一定」由第  $j$  個價差所產生的觀察值個數。舉例來說，在有效價差為 0.01 元下，一定由其產生的交易價格，最後一個數字必為 1,2,3,4,6,7,8,9，而不會是 0 或 5。同理，在有效價差為 0.05 元下，末兩位數字必為 05,15,35,45,55,65,85,95。以此類推。

而  $O_{jk}$  則是第  $j$  個價差而第  $k$  個價差重疊的個數， $j>k$ ，界於  $j$  和  $k$  之間的觀察個數不重複計算，例如，假設有效價差為 0.25 元，為第 4 個有效價差( $j=4$ )，其可能產生的價格群集為  $C=[0.25, 0.5, 0.75, 1]$ ，其中 $[0.5, 1]$ 亦可能由第 3 個價差 0.1( $j=3$ )產生，則  $O_{43}=2$ ，雖然此價格群集可完全由第 2 個價差 0.05 產生，但由於不重複計算，故第 4 個價差與第 2 個價差重疊個數  $O_{42}$  只有 2 個，即 $[0.25, 0.75]$ 。

由於台灣股票市場所選用的股價升降制度為 0.01,0.05,0.1,0.5,1 五種，因此我們可繪出其價差路徑與可能的重疊狀況，如圖 3-2-2。

由圖 3-2-2 可發現，在台灣證券市場的價格升降制度下，不同價差下的價格群集呈現完全重疊，因此上式中所說明的各變數關係如(18)式：

$$\begin{aligned} O_{21} &= A_2 \\ O_{31} &= 0, O_{32} = A_3 \\ O_{41} &= O_{42} = 0, O_{43} = A_4 \\ O_{51} &= O_{52} = O_{53} = 0, O_{54} = A_5 \end{aligned} \quad (18)$$



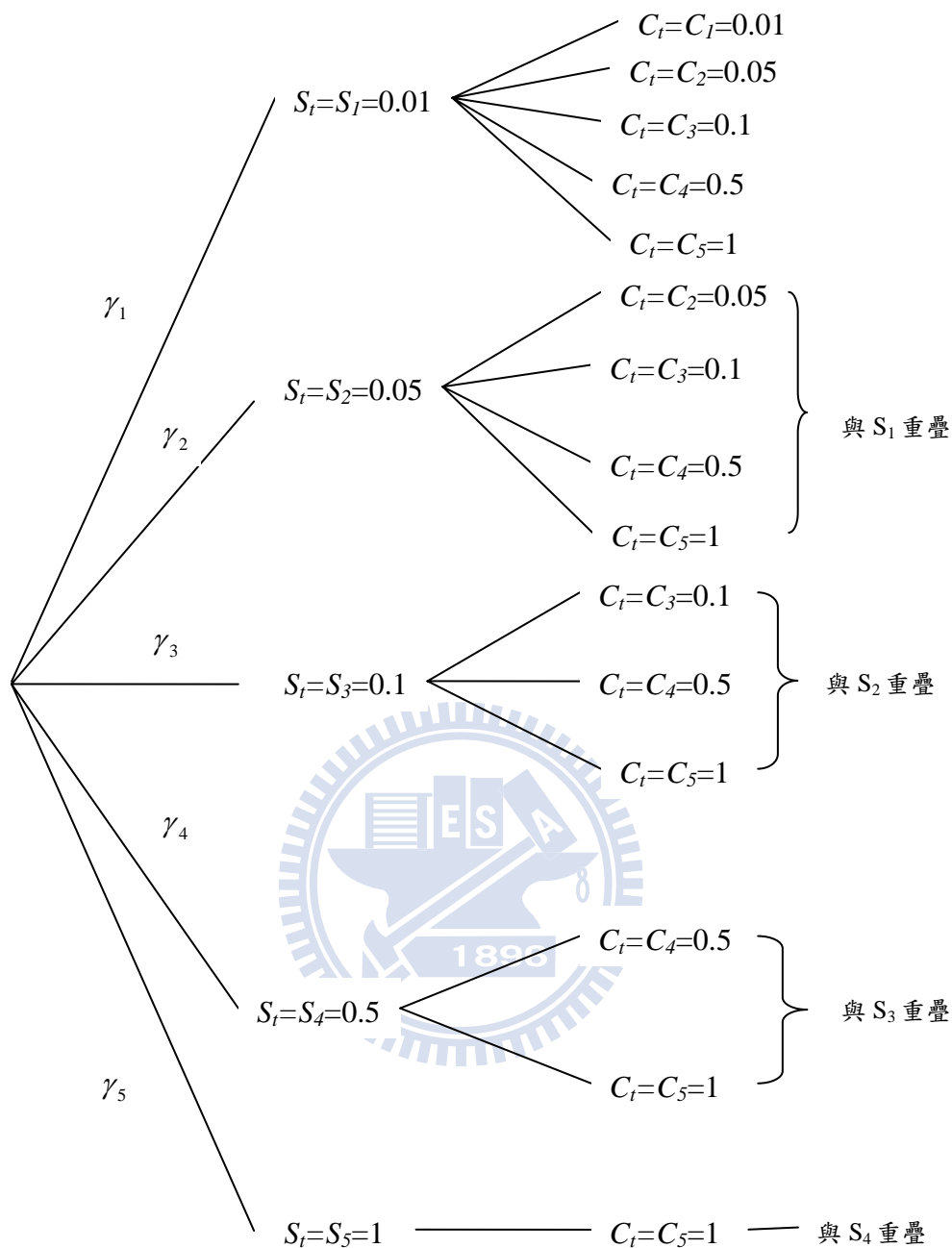


圖 3-2-2 價差與價格群集可能路徑圖

由(17)式，我們可發現代入  $U_j$  後算出之非受限機率為 0，因此原先的 Effective Tick 模型無法用於台灣股票市場中價差的估計。

考慮到不同價差間完全重疊的問題，本文採用 Effective Tick 模型的受限機率進行價差機率的估計，代表僅著重在「一定」由特定價差形成的價格群集，機率估計式如下：

$$R_j = F_j = \frac{N_j}{\sum_{j=1}^J N_j} \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (19)$$

$$\hat{\gamma}_j = \text{Min}[\text{Max}\{U_j, 0\}, 1] \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (20)$$

最後，Effective Tick 估計式是每一個有效價差  $S_j$ (effective spread)除以時間  $i$  平均價格  $\bar{P}_i$  的機率加權平均，估計式如下：

$$\text{Effective Tick} = \frac{\sum_{j=1}^J \hat{\gamma}_j S_j}{\bar{P}_i} \quad i = 1, 2, \dots, T \quad (21)$$

### (三) 零報酬率比率 Zeros

零報酬率比率為 Lesmond, Ogden, and Trzcinka(1999)所提出之流動性衡量方式。其主要以零報酬率天數之比例作為流動性衡量，如(22)與(23)式：

$$\text{Zeros} = \text{零報酬率之天數} / T \quad (22)$$

$$\text{Zeros2} = \text{交易量為正下的零報酬率天數} / T \quad (23)$$

基本構想在於若一個股缺乏流動性，則其可能無交易天數較多，自然報酬率為 0，故可以此作為流動性的估計式，由於 Lesmond, Ogden, and Trzcinka(1999)的實證結果發現其為 Roll spread 具有高度相關，故本文以 Zeros 與 Zeros2 進行價差之估計。

### 3-2-3 價格衝擊估計量

市場深度(market depth)與價格衝擊(price impact)為相同概念，當市場深度愈深，流動性愈好時，特定交易所受到的價格衝擊將會愈小，故我們可藉由交易量的變化對價格的衝擊的效果以進行流動性的估計。本文選取由價差估計式衍生之 Roll Impact、Effective Tick Impact 與 Zeros、Zeros2 Impact，而衡量價格衝擊估計式則為 Amihud 的”Illiquidity”、Pastor and Stambaugh(2003)的”Gamma”、Amivest 公司提出之”Liquidity”與 Kyle(1985)進行市場深度估計的 Kyle 與 Kyle2 模型。

#### (一) Roll Impact、Effective Impact 與 Zeros、Zeros2 Impact

衡量價格衝擊多數在探討交易量對價格或交易量對報酬率的影響，並且多以比率或迴歸係數的方式表達。同理，若將價差估計式解釋為每日的平均價差，則每日平均價差



/每日平均交易值代表每一元的交易值與相對應價差的比率，類似 percentage spread<sup>13</sup> 的概念，若每一元交易值對應的價差較小，則代表特定交易對價差變化小，故流動性高。

由此概念可衍生出價格衝擊估計式，其中的 Roll Impact 的架構如下：

$$Roll\ Impact_i = \frac{Roll_i}{\text{第}i\text{個月每日平均交易值}} \quad (24)$$

除了 Roll Impact 外，我們另外檢驗了 Effective Impact 與 Zeros、Zeros2 Impact 等價格衝擊估計式，其架構皆與 Roll Impact 相似。

## (二) Amihud 的”Illiquidity”

Amihud(2002)針對 Kyle(1985)所定義的  $\lambda$  進行了修正，提出了 *Illiquidity* 作為市場深度的估計式，目的在於衡量每單位交易量對於價格變化的影響程度而以報酬率的變化來代表，如式(25)。

$$Illiquidity = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|r_t|}{V_t} \quad (25)$$

其中， $r_t$  為證券當日之報酬率， $V_t$  為證券當日交易量， $T$  則為特定期間，交易量為零之交易天數應被扣除。

若該證券流動性較大，則引起之價格變化較小，因而報酬率應較小；反之，若報酬率變化較大，則證券流動性較小。故 *Illiquidity* 本質上是衡量不流動性，*Illiquidity* 愈大，流動性愈差。

## (三) Pastor and Stambaugh 的”Gamma”

Pastor and Stambaugh(2003)利用流動性因子對資產報酬進行評價，其利用 NYSE/AMEX 的月資料，建構個股的價格衝擊估計式以衡量流動性，估計式如(26)式：

<sup>13</sup> percentage spread，為價差衡量的相關概念，以 percentage bid-ask spread 為例，其定義為

$percentage\ bid - ask\ spread = \frac{(bid - Ask)}{M}$ ，其中  $M$  為報價中點，主要目的在於避免規模的對價差衡量的影響。

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} \cdot \text{sign}(r_{i,d,t}^e) \cdot v_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t} \quad d=1, \dots, D \quad (26)$$

其中， $r_{i,d,t}$  為第 i 檔個股在第 d 月第 t 日的報酬

$r_{i,d,t}^e = r_{i,d,t} - r_{m,d,t}$ ，其中  $r_{m,d,t}$  為台灣證交所加權股價指數於第 d 月第 t 日的報酬，

故此變數代表第 i 檔個股在第 d 月第 t 日時的超額報酬

$v_{i,d,t}$  為第 i 檔個股在第 d 月第 t 日時的交易值

一般認為當個股流動性不完全時，其超額報酬會有反轉(reversal)的現象，而 Pastor and Stambaugh(2003)即利用此現象，假設當個股流動性愈差，其反轉現象會愈顯著，而衡量反轉現象即為迴歸係數  $\gamma$ 。因此，當個股流動性大，其  $\gamma$  應呈現負向，且數值愈大。

#### (四) Amivest Liquidity

Amivest 流動性比率以單位價格變動與成交值之變化的比例來衡量流動性。比率高代表價格受到交易的衝擊小，則流動性佳；相反的，比率較低則代表交易量引發大量價格變動，則流動性較差。

Amivest 流動性比率定義如下：

$$AL_{i,t} = \frac{\sum_{t=1}^n P_{i,t} V_{i,t}}{\sum_{t=1}^n |\Delta P_{i,t} \%|} \quad (27)$$

$$\Delta P_{i,t} \% = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \quad (28)$$

其中， $P_{i,t}$  為第 i 檔證券在 t 時之成交價， $V_{i,t}$  為第 i 檔證券在 t 時成交量， $AL_{i,t}$  則為第 i 檔證券在 t 時點所計算出之 Amivest 流動比率。

#### (五) Kyle 的市場深度模型

Kyle(1985)提出不需計算委託簿內未成交檔數數量之市場深度估計方式，如下式：

$$\begin{aligned} P(y) &= \mu + \lambda y \\ D &= \frac{1}{\lambda} \end{aligned} \quad (29)$$

中  $P(y)$  為價格，為交易量  $y$  之函數，而  $\mu$  為證券之真實價值， $\lambda$  則是迴歸係數。 $D$  為 Kyle 所定義之市場深度，是迴歸係數  $\lambda$  的倒數。此計算方法本質上類似流動比率的概念。在報價驅動的市場中，Kyle 認為  $\lambda$  由雜訊交易者(noise trader)與資訊交易者(inform trader)所影響，造市商可能會藉由  $\lambda$  使得證券變得較不具流動性，以彌補其在面對與資訊交易者交易時的損失。

除了 Kyle 提出的原始 Kyle 模型外，考慮到股價與交易量變數的關係，本文以 ADF(Augmented Dickey-Fuller)檢定股價與交易量是否為定態。其結果發現，個股股價不為定態，而交易量變數均呈現定態。

為了避免因非定態時間序列變數導致估計係數呈現「假性迴歸」<sup>9</sup>，故本研究對股價進行差分運算，以保證其為定態時間序列。

$$\begin{aligned} P_T(y_t) &= \mu + \lambda_T y_t, & P_T(y_{t-1}) &= \mu + \lambda_T y_{t-1} \\ P_T(y_t) - P_T(y_{t-1}) &= \lambda_T (y_t - y_{t-1}) \\ \Rightarrow \Delta P_T &= \lambda_T \Delta y \end{aligned} \quad (30)$$

$T$  為特定期間，在本研究中為一週，假設真實價值  $\mu$  不會隨交易量波動與其它市場因素影響而變動，同時因價格變動為買賣雙方共同承擔，故將股價與交易量取絕對值，且避免規模因素影響，將交易量之變化量取對數，得出修正後的 Kyle 市場深度估計式為 Kyle2，如下式

$$|\Delta P_t| = \lambda_T |\ln \Delta y_t| \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (31)$$

### 3-2-4 日內資料之流動性代理變數

隨著日內資料的可使用性增加，日內交易的流動性變化成為研究的重要議題。本研究採用台灣證券交易所集中市場當日交易明細資料(intraday data)，計算高頻率流動性估計式，選擇的變數構面與低頻率流動性估計式一致，分為價差(spread)與價格衝擊(price impact)兩類。

## (一)價差構面

本文所選擇的價差構面為有效價差(Effective Spread)與已實現價差(realized spread)兩種，有效價差定義如下式：

$$Effective\ Spread_{i,k} = 2 \cdot |\ln(P_{i,k}) - \ln(M_{i,k})| \quad (32)$$

其中  $P_{i,k}$  為第  $i$  檔個股之第  $k$  筆交易的成交價，而  $M_{i,k}$  則是第  $k$  筆交易時，最佳未成交買賣單報價的平均。有效價差代表交易者相對於平均報價所多付出的成本，為立即獲取流動性所額外付出之交易成本，故可用於作日內流動性代理變數。

本文採用已實現價差作為另一日內價差變數。已實現價差則是由有效價差分解而來，為衡量造市商提供立即流動性的所得，雖然在台灣證券市場無造市商的存在，但其可代表市場流動性供給的限價委託交易者，其獲得的額外報酬，若額外報酬愈多，則代表流動性需求者付出之讓溢價愈大，流動性愈差，其定義如(33)：

$$Realized\ Spread_k = \begin{cases} [2 \cdot (\ln(P_k) - \ln(P_{k+\tau})) | P_k = A_k] & \text{若第} k \text{筆交易在ask} \\ [2 \cdot (\ln(P_{k+\tau}) - \ln(P_k)) | P_k = B_k] & \text{若第} k \text{筆交易在bid} \end{cases} \quad (33)$$

Huang and Stoll(1996)說明當交易在 bid 時，對未來的成交價格變化是正向的，而交易在 ask 時，預期未來價格變化可能為負。此處的 bid 與 ask 是站在造市商的角度看，在 NYSE 此角色為專業會員(Specialist)<sup>14</sup>，若站在一般投資者角度，則對應關係為(買入/ask)與(賣出/bid)。

本文依據 Lee and Ready(1991)<sup>15</sup>的方式判斷交易方向為買入或賣出。特定時間區間(月)內的 Effective Spread 或 Realized Spread 皆為該區間內之交易值(dollar-volume)加權平均，Realized Spread 中的  $\tau$ ， $\tau$  太長或太短，都會使得 Realized Spread 衡量的結果失去

<sup>14</sup>專業會員為 NYSE 的特有制度，其為 NYSE 公開競價市場內買賣證券商間的接觸點，其被指定在交易廳的交易據點(Trading Post)依所分配的股票進行交易，其角色包含了自營商、經紀商、拍賣商與交易媒介者等四項功能

<sup>15</sup> Lee and Ready(1991)以相鄰兩期價格進行 tick test 判斷交易的方向，其將交易分為四類，分別為 uptick、downtick、zero-uptick 與 zero-downtick，若本期價格高於上期，則為 uptick，而本期價格若與上期相同，但卻又高於上期的前一期，則為 zero-uptick，downtick 與 zero-downtick 亦依此類推。uptick 與 zero-uptick 判斷交易方為買，downtick 與 zero-downtick 交易方向為賣

攸關性，本文以 Huang and Stoll(1996)所建議的  $\tau = 5$  分鐘進行實證。

此外，雖然在前述章節提及文獻上對報價價差(quoted-spread)的諸多批評，然為比較衡量的一致性，本文亦以日內資料計算報價價差作為比較，定義如下：

$$Bid - Ask Spread_k = Ask_k - Bid_k \quad (34)$$

由於台灣證券交易所為分盤集合競價制度<sup>16</sup>，故不存在買賣報價價差，因此(34)式中的 Ask 與 Bid，本文第 k 筆交易發生時，委託簿中所揭露的最佳未成交買賣報價作為代理變數。

## (二)價格衝擊構面

本文在價格衝擊構面上，選擇的估計變數為五分鐘價格衝擊，但由於主要在於判斷價格衝擊的大小，因此將估計式修改其如下：

$$5 - Minute Price Impact_k = |2 \cdot [\ln(M_{k+5}) - \ln(M_k)]| \quad (35)$$

其中， $M_{k+5}$  為第 k 筆交易五分鐘後未成交最佳買賣報價中點，而  $M_k$  為第 k 筆交易未成交最佳買賣報價中點。在特定時間區間  $i$  內，五分鐘價格衝擊為其每日交易值的加權平均。

### 3-2-5 交易基礎流動性估計式

交易基礎構面的流動性估計量為無法歸類到價格衝擊或價差的估計方法，包含週轉率(turnover rate)、成交值(dollar-volume)、交易股數(volume)、成交筆數、公司規模等變數，此類變數多數都與交易量有關，故被視為交易基礎估計式。

其最大的優點在於計算方便，同時資料取得容易，可作立即性的判斷。但最大缺點在於其未有任何流動性理論支持，同時無法代表投資人最需要的流動性「在減損價值最小下立即變現的能力」，故經常為人詬病。

本文選擇交易值、交易股數、週轉率、成交筆數作為交易基礎流動性估計式的計算，茲說明如下：

<sup>16</sup> 集合競價制度是指等待股市累積相當數量的買賣委託單，然後於某一特定時間，將可使最多委託張數得以成交時的價格進行撮合，而決定的某一特定時間只有一個成交價。台灣股市盤中的撮合頻率很高，大約 30 秒便可撮合一盤。

### (一)交易值

本文選取的交易值變數為特定時間區間內(月)之每日交易值的平均，代表該特定區間內該個股的每日實際交易金額，實證上認為，交易值愈大，價差愈小，動性愈高，Roll(1985)即利用 NYSE/AMEX 實證結果說明此現象。

### (二)成交股數

其在流動性上的意涵與交易值相同，但去除了交易價格的影響，本文計算特定期間內每日交易股數的平均。

### (三)週轉率

$$TORate_{i,t} = \frac{Volume_{i,t}}{N_{i,t}} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (36)$$

其中， $Volume_{i,t}$  為第  $t$  個月第  $i$  日之個股交易量， $N_{i,t}$  為樣本期間內流通在外股數。週轉率在流動性上的應用可視為投資者平均持有期間的長短，其倒數即為證券的持有期間。當週轉率愈小時，隱含投資者平均持有期間愈長，流動性可能愈低<sup>17</sup>。避免了流通在外股數愈多將導致流動性愈高的問題發生。

然而，利用週轉率的缺點在於其忽略了價格變化，亦即交易者在流動性交易時可能面臨的價格減損。此缺點可能導致交易時價格變化不同，但週轉率相同的兩個個股，被認為具有相同流動性，而造成推論錯誤。

### (四)成交筆數

本文選擇成交筆數作為交易基礎的流動性估計量，其定義為在特定期間內每日平均成交筆數。若個股每日平均成交筆數過少或是不存在，則代表流動性較差。但使用成交筆數的問題和交易值相同，公司規模大小的影響與未考慮價格變化的大小均可能導致推論偏誤。

## 3-2-6 流動性估計式解釋能力與有效性

本文嘗試探討委託單基礎之各流動性估計量對日內資料之流動性代理變數的解釋

<sup>17</sup>此處提到的交易者應為流動性的需求者，不包含進行長期投資的交易人，因為長期投資交易者其週轉率很低，但不代表其投資的個股流動性較差



能力並找出相關有效估計式，其評估方式分別採用 Pearson 相關係數與預測誤差，其定義將於實證結果中詳細說明。

### 3-2-7 結構性變化檢定與向量自我迴歸模型

對於利用上述條件所篩選出之相對有效估計式，本文嘗試建立流動性估計式與日內流動性代理變數之配適模型，除檢驗其是否存在共整合現象外，並檢驗其是否具有領先落後關係或互為領先。以下說明建構配適模型所需相關估計與檢定方法。

#### (一) Augmented Dickey-Fuller 檢定

當採用變數不為定態時，則可能產生虛假迴歸的現象，使得彼此獨立的變數因隨機趨勢的存在而估計發生偏誤，為了檢定變數是否為定態，實證上常用 Augmented Dickey-Fuller 檢定(ADF Test)進行判斷。

若虛無假設為  $y_t$  存在單根，考慮以下迴歸式：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (37)$$

$$\text{檢定 } H_0: \gamma=0 \quad H_1: \gamma<0$$

$$\text{檢定統計量為 } ADF-t = \frac{\hat{\gamma}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2(\hat{\gamma})}} \quad (38)$$

若不拒絕  $H_0$  表示變數  $y_t$  可能存在單根，不為定態。

#### (二) Chow 檢定

可能導致時間序列非定態之因素除了隨機趨勢外，尚包含結構性變化(structural changes)，造成結構性變化的原因包含政策變動、外生因素衝擊等。而結構性變化的存在將導致估計模型存在誤差。我們認為 2008 年肇始的金融海嘯，可能使市場整體流動性出現結構性的變化，故以 Chow 轉變點檢定來檢驗結構性變化是否存在。

Chow 檢定旨在檢驗參數是否存在變化，我們可以以下列模型說明估計程序  
假設存在一般化的 AR(p)模型如(39)式

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \gamma_0 D_t(\tau) + \sum_{i=1}^p \gamma_i [D_t(\tau) \times y_{t-i}] + \varepsilon_t \quad (39)$$

虛無假設為  $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$ ，即結構性轉變不存在。

同時，我們以  $y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t^R$  為受限模型，進行估計

$$\text{其檢定統計量為 } F = \frac{(\sum_t (\hat{\varepsilon}_t^R)^2 - \sum_t (\hat{\varepsilon}_t)^2) / (p+1)}{\sum_t (\hat{\varepsilon}_t)^2 / (T-2p+1)} \quad (40)$$

### (三)向量自我迴歸模型

向量自我迴歸模型(Vector Autoregressions, VAR)為 Sims(1980)所提出，其主要目的在於解決總體計量模型中變數內生性與外生性的問題，本文採用 VAR 中的縮減式進行估計，縮減式 VAR 中，所有變數均為自身落後項與其它變數落後項的函數，其一般式如(38)式：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (41)$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{bmatrix} \quad A_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ \vdots \\ a_{n0} \end{bmatrix} \quad A_i = \begin{bmatrix} a_{11}^{(i)} & a_{12}^{(i)} & \dots & a_{1n}^{(i)} \\ a_{21}^{(i)} & \dots & \dots & \dots \\ \vdots & \dots & \dots & \dots \\ a_{n1}^{(i)} & \dots & \dots & a_{nn}^{(i)} \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix}$$

VAR 雖然可以表示變數的長期關係，但若當變數不為定態且不存在共整合關係時，則在檢定可能的因果關係時須將變數進行差分，而差分可能將長期趨勢消除，故 VAR 在變數不為定態下可表示短期內存在的因果關係



## 第四章 實證結果

本研究以金融海嘯期間的股票市場，計算交易基礎與委託單基礎流動性估計變數，並比較金融海嘯前後衡量其流動性結果之差異，同時利用日內資料(intraday data)計算日內流動性變數，以流動性估計量與日內流動性變數之相關係數與追蹤誤差(track error)驗證其解釋能力並找出相對有效估計式，最後並利用 Chow 轉變點檢定檢驗金融海嘯中是否存在結構性變化，並嘗試建立向量自我迴歸模型。

### 4-1 採樣

2008 年由次貸風暴演變而成的金融海嘯於雷曼兄弟宣佈申請破產保護後有如滾雪球般蔓延，本文選擇 2008 年 1 月 2 日至 2009 年 8 月 14 日作為樣本期間，以檢驗金融海嘯期間流動性衡量方式的效果。資料母體為台灣證券交易所上市個股，2007 至 2009 年間，台股加權指數表現如圖 4-1-1

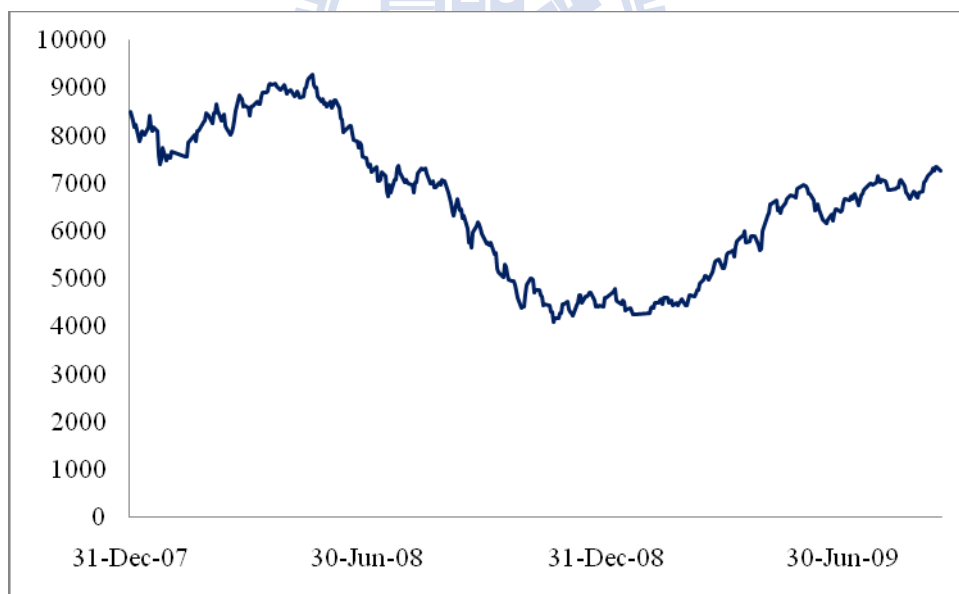


圖 4-1-1 2007 至 2009 間台股加權指數表現

由圖 4-1-1 可知，以 2008 年 9 月 14 日為分界點，台股加權指數呈現 V 型走勢，此代表市場流動性可能產生變化，故此期間適宜進行流動性變數之估計。

根據第三章所敘述，本文以台灣證券交易所上市之個股為母體，進行樣本之篩選，第一部分為確定母體個數，由 2008 年 1 月 2 起至 2009 年 8 月 14 日存在持續交易資料

之個股為 691 檔。

第二部分區分高低市值，以 2007 至 2009 年 12 月 31 日之個股兩年度平均市場進行排序，將資料分為 10 個區間，第一分位組平均市值最高，第十分位組最低，其組內資料如表 4-1-1。

表 4-1-1 個股平均市值分組表

組別	個股檔數	3 年度平均市值(百萬元)
1	70	186244.63
2	69	27104.77
3	69	14742.61
4	69	9827.69
5	69	6819.26
6	69	4693.91
7	69	3541.75
8	69	2467.45
9	69	1546.26
10	69	684.34

第三部分為選取實證樣本，由於過去文獻對於交易量與流動性之關聯，多數持正相關看法，為了將探討在金融海嘯前後可能發生的流動性的轉移現象與突顯流動性估計式的預測能力，本文選取流動性可能最佳與最差的第一、二與第九、十分位組資料，同時並選取每一分位組市值最高之前十檔個股，隱含的假設除了市值與流動性為正相關外，尚有投資人為風險趨避者，金融海嘯時會傾向交易在市值較高的個股，以降低風險。

此外，在日內資料的部分，本研究採用台灣證券交易所集中市場當日交易明細資料 (intraday data)，計算高頻率流動性估計式，資料內含股票代碼、撮合時間、成交與否、最佳五檔買賣報價與數量。由於資料量較大，為了避免資料錯誤，此日內資料採用 Huang and Stoll(1996)採取之方式<sup>10</sup>進行篩選。樣本期間與分組方式，仍與前述相同。

## 4-2 交易基礎流動性估計量

交易基礎流動性估計量為無法歸類到價格衝擊或價差的估計方法，包含週轉率、交易值、交易股數與交易筆數四種。

### 4-2-1 敘述統計量

表 4-2-1 為交易基礎流動性估計量的敘述統計量，表中分別說明市值最高的第一、二分位與市值最低的第九、十分位，我們假設市值最高的分位組可能有最高的流動性，而最低市值的分位組流動性最差。

此敘述統計量分別說明了各分組之交易量、交易值、交易次數與週轉率等交易基礎流動性估計量之平均數與標準差。同時並計算不同分組間平均收盤價的差化作為對照

表 4-2-1 敘述統計量(交易基礎)

	每日交易量 (千股)		每日交易值 (千元)		每日交易次數 (筆數)	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
全部樣本	12193.97	24423.33	546877.10	1173848.79	3235.23	5718.23
Quantile1	36273.28	35902.16	1795754.18	1727386.69	9501.95	7907.48
Quantile2	9848.63	14125.04	319566.31	478643.04	2706.94	2806.93
Quantile9	499.85	826.97	8124.53	15490.12	173.83	252.43
Quantile10	984.69	1853.16	10188.10	23272.98	252.07	427.31

	每日收盤價		每日週轉率 (%)	
	平均數	標準差	平均數	標準差
全部樣本	29.58	26.74	0.67	1.19
Quantile1	55.25	21.99	0.36	0.34
Quantile2	39.07	28.87	0.92	1.15
Quantile9	14.18	6.49	0.47	0.77
Quantile10	8.28	4.27	0.91	1.81

### 4-2-2 流動性估計式比較(交易基礎)

#### (一) 敘述統計量

由敘述統計量的結果可發現，交易值、交易量、交易次數方面，前兩個分位組的樣

本均顯著高於最後兩分組的樣本。市值愈高，交易量愈大代表流動性愈好的結論是大致成立的，但第九分位組的交易值與交易量卻都低於第十分位組，代表市值高交易量大大的情況，在流動性相對較差的個股，可能無法成立。

而在每日平均週轉率中，預期流動性最高的第一分位組週轉率 0.36%，不僅低於樣本全體平均週轉率的 0.67%，並且為四個分組中最低者。出現相同情形的尚有第九分位組，其平均週轉率為 0.47%，同樣低於平均數。

針對第一分位組的現象提出的可能解釋為，第一分位組為台灣證交所中公司規模較大，但成長性較低的個股，多為價值型股票<sup>18</sup>，投資者有意願持有其較長時間以獲取固定收益，因此週轉率較低。然而同樣的解釋無法說明出現在第九分位組與第十分位組的現象。

上述結果說明，即使同樣應用交易量資料的交易基礎估計式，亦可能產生流動性結果推論的自相矛盾，其衡量結果成效存疑。

## (二) 交易基礎流動性估計式相關性

針對交易基礎的流動性估計式，本文利用 Pearson 相關係數探討各估計式間相關性，結果列於表 4-2-2。

由表 4-2-2 可發現，成交股數(volume)、交易值(dollar-volume)、成交筆數與週轉率均呈現正相關，而成交股數與交易值、成交筆數均呈高度相關(高於 0.8)

表 4-2-2 流動性估計量(交易)Pearson 相關係數表

	成交股數	交易值	成交筆數	成交價	週轉率
成交股數	1.0000				
交易值	0.8282	1.0000			
成交筆數	0.9561	0.7610	1.0000		
成交價	0.0369	0.5283	-0.0207	1.0000	
週轉率	0.7068	0.5721	0.7282	0.1490	1.0000

但變數中的週轉率(不包含成交價)，與成交股數、交易值、成交筆數間相關性較低，

<sup>18</sup> 價值型股票，實務上對成長趨緩，股價成長有限，卻可獲得穩定孳息的公司股票的看法，但實際上其主要由股本大小與成長能力有關。

多在 0.7 左右。此現象說明，以週轉率衡量流動性，會有較大的機率和其它流動性變數(成交股數、交易值、成交筆數)出現不同結果，表 4-2-1 中，週轉率之第一、第九、第十分位組的狀況證明此現象的存在。

### (三)金融海嘯前後流動性估計式的變化

為了比較流動性衡量方法在金融海嘯期間是否能衡量流動性的變化，本文以 2008 年 9 月 14 日雷曼兄弟宣佈申請破產保護為金融海嘯起始點，將樣本分為兩期，前期為金融海嘯發生前(2008 年 1 月 2 日至 2008 年 9 月 12 日)，後期為金融海嘯發生後(2008 年 9 月 15 日至 2009 年 8 月 14)。計算各估計式在前後期的衡量結果，說明於表 4-2-3。

表 4-2-3 金融海嘯前後流動性估計式(交易)的變化(樣本期間)

	平均成交股數(千股)				平均交易值(千元)			
	Pre	Post	Difference	%Difference	Pre	Post	Difference	%Difference
All	11,405	12,792	1,387	12.16%	614,304	495,716	-118,588	-19.30%
Quantile1	33,322	38,513	5,191	15.58%	2,004,554	1,637,323	-367,230	-18.32%
Quantile2	9,949	9,773	-176	-1.77%	374,823	277,639	-97,183	-25.93%
Quantile9	439	546	106	24.16%	8,448	7,879	-569	-6.73%
Quantile10	816	1,113	297	36.46%	8,806	11,237	2,432	27.61%
	平均成交筆數				平均週轉率(%)			
	Pre	Post	Difference	%Difference	Pre	Post	Difference	%Difference
All	2,978.77	3,429.83	451.07	15.14%	59.85	72.50	12.66	21.15%
Quantile1	8,588.56	10,195.00	1,606.45	18.70%	35.33	37.18	1.85	5.23%
Quantile2	2,659.82	2,742.70	82.88	3.12%	84.37	98.21	13.83	16.40%
Quantile9	169.25	177.31	8.06	4.76%	44.90	47.98	3.07	6.85%
Quantile10	216.49	279.07	62.58	28.91%	73.27	104.19	30.91	42.19%

由表 4-2-3 金融海嘯前後流動性變化的結果可發現，除平均交易值外，其餘三個流動性估計式在金融海嘯發生後，其數值均大幅上升，同時以市值最低的第十分位組成長最多，平均成長超過 30%。但此結果與預期中，在金融海嘯期間的「flight to liquidity」現象不符。

可能的解釋原因在於，此次金融海嘯對台灣股市的衝擊影響期間並不長，由圖 4-1-1 的台股加權指數走勢圖可發現，2009 年 2 至 3 月指數即開始回升，因此本文另以金融海

嘯前後 6 個月間，流動性估計式的變化，列於表 4-2-4

在金融海嘯影響的時間內，針對前後的流動性估計進行比較，可發現交易股數、成交筆數在第一分位數呈現上升現象，在週轉率方面，第一和第二分組的週轉率下降相對於其它分組少。顯然，在市場出現流動性危機的情況下，交易者將出現「flight to liquidity」的現象，即傾向在較高流動性的個股進行交易。

表 4-2-4 金融海嘯前後流動性估計式(交易)的變化(部份期間)

	平均成交股數(千股)				平均交易值(千元)			
	Pre	Post	Difference	%Difference	Pre	Post	Difference	%Difference
All	10,729	10,832	103	0.96%	575,287	381,723	-193,564	-33.65%
Quantile1	31,568	33,320	1,752	5.55%	1,891,271	1,310,214	-581,058	-30.72%
Quantile2	9,039	7,997	-1,042	-11.53%	335,250	167,822	-167,428	-49.94%
Quantile9	455	211	-244	-53.66%	8,898	2,470	-6,428	-72.24%
Quantile10	828	738	-89	-10.78%	9,090	8,463	-628	-6.90%
	平均成交筆數				平均週轉率(%)			
	Pre	Post	Difference	%Difference	Pre	Post	Difference	%Difference
All	2,844.64	2,990.35	145.72	5.12%	59.68	51.91	-7.77	-13.01%
Quantile1	8,181.54	9,157.19	975.66	11.93%	33.35	32.86	-0.49	-1.47%
Quantile2	2,533.06	2,222.28	-310.78	-12.27%	81.33	79.54	-1.79	-2.20%
Quantile9	176.36	80.83	-95.53	-54.17%	47.13	21.09	-26.04	-55.25%
Quantile10	220.77	210.17	-10.61	-4.80%	75.67	71.09	-4.58	-6.05%

### 4-3 委託單基礎流動性估計量

委託單基礎流動性估計量可分為兩類，一為價差估計，二為價格衝擊估計。價差估計式包含 Roll spread、Effective Tick、Zeros、Zeros2、Amihud”Illiquidity”、Pastor and Stambaugh” Gamma”與 Amivest Liquidity；價格衝擊估計式則包含 Roll Impact、Effective Tick Impact、Zeros Impact、Zeros2 Impact、Amihud、Pastor and Stambaugh” Gamma”、Amivest Liquidity、Kyle 與 Kyle2。

另外，日內流動性代理變數則在價差估計部分為有效價差與已實現價差，價格衝擊部分則為 5 分鐘價格衝擊。委託單基礎的流動性估計量為利用日資料的價格與成交量等進行計算，以衡量實際市場上發生的流動性變化；而日內流動性代理變數則為日內高頻



率資料，其代表市場上實際發生的流動性變化，我們以日內流動性代理變數捕捉此種流動性效果。

本文以與日內流動性代理變數的相關性作為流動性估計式解釋能力的標準，另外對於價差估計的流動性估計式，則另行計算其與日內流動性代理變數的預測誤差，作為相對有效估計式的標準。

#### 4-3-1 敘述統計量

表 4-3-1 描述了樣本期間內，價差估計與價格衝擊估計式之敘述統計量。此表說明委託單基礎之低頻率估計量與日內資料計算而得之高頻率估計量的平均數、標準差，最大值與最小值。

此表上半部說明高頻率價差基準與低頻率價差估計式之統計量。由表中可發現，樣本期間內的有效價差平均為 0.005，由於有效價差採對數計算，所以應解釋為平均上的交易成本約為 0.5%，大約等同台灣股市的證交稅 0.3% 與 0.1425% 之和，即為在台股交易的實質成本(effective cost)。

然而，已實現價差計算的平均數為 -0.002，相當於 -0.2%。已實現價差的經濟意涵為造市商所得，有效價差扣除已實現價差為資訊交易者(inform trader)所得。由於台灣證券交易所股票交易無造市商制度，因此已實現價差應解釋為委託簿上的未成交買賣單，即為實質意義上的流動性提供者(liquidity supplier)。依據已實現價差的結果，我們發現，在金融海嘯期間提供流動性的交易者將遭致損失，此亦是交易者傾向在具有較高流動性個股交易的原因。

在以日資料計算的低頻率流動性估計式中，Roll spread 的平均估計價差高達 0.305，與日內資料計算出的實際值差距達 0.3，若從原始資料來看，Roll spread 之相鄰價格變化量存在自我負共變的假設在台灣證交所交易的個股上並不明顯，結果為正相關而無法計算的比例達 49%，Roll spread 的假設對於台灣證交所交易個股並不適用，導致誤差較大，其衡量結果亦需存疑。

利用價格群集關係推導出之 Effective Tick 估計式，其平均數為 0.004，與日內資料所計算出之 Effective Spread 的 0.005 差距較小，此結果驗證了價格群集狀況在台灣確實



存在，另一方面也說明 Effective Tick 可應用於 Effective Spread 的估計。

以無報酬率天數作為流動性衡量的 Zeros 與 Zeros2，平均數分別為 0.070 與 0.068，相似的方法結果差距並不大，與 Effective Spread 的差距較 Roll 為小。

表 4-3-1 的下半部說明價格衝擊的高頻率基準與低頻率估計式的敘述統計量。由於計算出之數值較小，除了 5-Minute Price impact 與 Amivest 外，其餘價格衝擊變數均乘上 10000000，Amivest 則是除 10000000。

比較 5-Minute Price impact 與其它低頻率流動性估計式，可以發現沒有低頻率估計式在數值大小上與 5-Minute Price impact 相仿，代表無法使用現有的流動性估計式進行價格衝擊的估計。在低頻率流動性估計式中，Roll Impact、Zeros 與 Zeros2 三者放大 10000000 倍後的大小相近。Pastor and Stambaugh 由於模型設定原因，其計算出的 Gamma 應為負值，樣本計算而得的 Gamma 平均值為-0.044，可發現 Gamma 的假設在實際資料上是存在的。

#### 4-3-2 委託單基礎流動性估計式相關性

針對委託單基礎的流動性估計式，本文就其價差估計與價格衝擊估計分別進行 Pearson 相關係數計算，結果分別列於表 4-3-2 與表 4-3-3。

在價差估計量相關係數中，由於 Amivest Liquidity 的衡量中，計算值愈大代表流動性愈高，和價差估計中價差愈高流動性愈低相反，因此預期其應與其它價差估計式呈現負相關。

表 4-3-2 之結果發現，Amivest 與其它價差估計式呈負相關，係數約達-0.3，與其負相關最高者為 Amihud Illiquidity。唯一的正相關為 Roll spread，相關性約達 0.3，與預期不合，此狀況可能為市場結構導致 Roll spread 之衡量效果可能產生誤差的結果。

表 4-3-1 敘述統計量(委託單基礎)

Spread benchmarks				Spread proxies			
	Bid-Ask spread	Effective Spread	Realized spread	Roll	Effective Tick	Zeros	Zeros2
Average	0.111	0.005	-0.002	0.305	0.004	0.070	0.068
Std dev	0.109	0.004	0.015	0.570	0.006	0.075	0.072
Min	0.012	0.001	-0.220	0.000	0.000	0.000	0.000
Median	0.084	0.004	0.000	0.033	0.002	0.048	0.048
Max	0.769	0.029	0.203	4.790	0.063	0.591	0.450

Price impact benchmarks		Price impact proxies								
	5 Minute Price impact	Roll Impact	Effective Tick Impact	Zeros Impact	Zeros2 impact	Amihud	Pastor and Stambaugh	Amivest	Kyle	Kyle2
Average	0.009	0.331	0.030	0.335	0.291	1020.820	-0.044	29.232	0.001	0.055
Std dev	0.011	1.447	0.109	1.148	0.799	4167.881	1.068	58.815	0.003	0.057
Min	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.218	-11.400	0.004	0.000	0.002
Median	0.007	0.002	0.001	0.003	0.003	151.350	0.000	1.415	0.000	0.035
Max	0.152	33.689	1.621	18.471	7.297	83817	12.400	418.086	0.053	0.368

註：除了 5-Minute Price impact 與 Amivest 外，其餘價格衝擊變數均乘上 10000000，Amivest 則是除 10000000

表 4-3-2 流動性估計量(價差)Pearson 相關係數表

	Roll	Effective Tick	Zeros	Zeros2	Amihud	Pastor and Stambaugh	Amivest Liquidity
Roll	1.0000						
Effective Tick	-0.4544	1.0000					
Zeros	-0.1767	0.0885	1.0000				
Zeros2	-0.0862	0.0846	0.9654	1.0000			
Amihud	-0.2466	0.3486	0.3432	0.3432	1.0000		
Pastor and Stambaugh	-0.2199	0.2470	0.3158	0.31579	-0.0084	1.0000	
Amivest Liquidity	0.3067	-0.3496	-0.2502	-0.2502	-0.6555	-0.0126	1.0000

在 Roll spread 可能無法正確估計價差的條件下，其對 Zeros 和 Zeros2 的相關性分別為-0.1767 與-0.0862，此結果與 Lesmond Ogden, and Trzcinka(1999)的實證結果與 Roll spread 具有高度相關結論不同。

表 4-3-3 流動性估計量(價格衝擊)Pearson 相關係數表

	Roll Impact	Effective Tick Impact	Zeros Impact	Zeros2 Impact	Amihud	Pastor and Stambaugh	Amivest Liquidity	Kyle	Kyle2
Roll Impact	1.0000								
Effective Tick Impact	-0.0422	1.0000							
Zeros Impact	-0.1045	0.8565	1.0000						
Zeros2 Impact	-0.1309	0.7995	0.9739	1.0000					
Amihud	0.0796	0.8856	0.8688	0.7850	1.0000				
Pastor and Stambaugh	-0.3805	0.2162	-0.0274	-0.0151	-0.0084	1.0000			
Amivest Liquidity	-0.2691	-0.6092	-0.5418	-0.5870	-0.6555	-0.0126	1.0000		
Kyle	-0.0717	0.3871	0.0859	0.0817	0.3553	0.3923	-0.5470	1.0000	
Kyle2	0.2201	-0.5344	-0.6906	-0.6984	-0.5098	-0.1968	0.3232	0.1848	1.0000

表 4-3-3 說明價格衝擊流動性估計量間之 Pearson 相關係數。由表中可發現由價差估計式衍生而得的 Effective Tick impact 與 Zeros、Zeros2 Impact 相關係數較高，平均超過 0.8，其與 Amihud Illiquidity 的相關性亦超過 0.8，代表這些流動性估計變數在衡量流動性上將會得到一致的結論。

Amivest Liquidty 因模型設定，與其它變數應呈負相關。由實證的結果發現，其與 Effective Impact、Zeros Impact、Zeros2 Impact、Amihud、Kyle 均呈負相關，平均相關約在 -0.6。

值得注意的是由 Kyle 修改而得的 Kyle2，Kyle2 模型的設定上，其結果應与其它流動性估計量同向變動，但實證相關係數卻發現與 Effective Tick Impact、Zeros Impact、Zeros2 Impact2、Amihud 等變數均呈顯著負相關。此結果說明，Kyle2 在對價格衝擊的預測上，可能與先前預期不同。

#### 4-3-3 價差估計式解釋能力與預測誤差

本文最主要的目的在於計算並衡量流動性估計式的解釋能力，並以金融海嘯前後進行比較。解釋能力的基準為對日內資料計算而得的日內流動性代理變數的相關性與其預測誤差。相關性用於對 Effective Spread 與 Realized Spread 進行相關性分析的所有變數，而預測誤差(predicting error)則用於價差估計式。

表 4-3-4 說明由日資料計算的價差估計式與日內資料計算的 Effective Spread 和 Realized Spread 的比較，個股的變數計算皆經交易量加權而得。表中框起來的部分，為在該欄目相關性最高的估計量，代表預測能力最佳(Amivest 的結果會是負相關)。

Panel A 為每一個低頻率的價差估計式與有效價差及已實現價差的平均橫斷面相關係數。給定特定時間  $t$ ，橫斷面相關係數的計算式如下：

$$r_t = \frac{\sum_{i=1}^N (X_{i,t} - \bar{X}_{\bullet,t})(Y_{i,t} - \bar{Y}_{\bullet,t})}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (X_{i,t} - \bar{X}_{\bullet,t})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^N (Y_{i,t} - \bar{Y}_{\bullet,t})^2}} \quad (42)$$

$$\bar{Y}_{\bullet,t} = \frac{\sum_{i=1}^N Y_{i,t}}{N} \quad \bar{X}_{\bullet,t} = \frac{\sum_{i=1}^N X_{i,t}}{N} \quad (43)$$

其中， $X_{i,t}$  為第  $t$  時，第  $i$  檔個股的價差估計式

$Y_{i,t}$  為第  $t$  時，第  $i$  檔個股的 Effective Spread 或 Realized Spread

橫斷面相關係數的計算方式分為兩階段：(1)對每個月所有樣本公司價差估計式與 Effective Spread、Realized Spread 求橫斷面相關係數。(2)再將樣本期間內所有月份的橫斷面相關係數取平均。

由 Panel A 的結果我們可以發現 Amihud Illiquidity 是平均後橫斷面相關係數最高的估計式，其相關係數為 0.716。而有效價差的估計式中，相關性最顯著的是 Effective Tick，其相關係數為 0.424。由於 Realized Spread 在樣本期間平均為 -0.002，所選用之估計式無法預測，且多呈負相關，僅有 Roll Spread 相關係數為 0.028，但在統計上仍為不顯著。

其次，我們改以時間序列相關係數來進行衡量，計算方法分兩階段：(1)將所有樣本公司依月份建立了一個相同權數的投資組合，並將該月所有公司流動性估計量平均，得到每個月份中，該投資組合的流動性估計量。(2)將每個月的流動性估計量與對應該月的 Effective Spread 或 Realized Spread 計算相關係數。時間序列相關的結果呈現於 Panel B。

由 Panel B 的結果可發現，具有價格衝擊性質的 Amihud Illiquidity 與 Amivest Liquidity 為時間序列相關係數最高的估計式，相關性分別為 0.753 與 -0.887。有效價差估計式中，Zeros、Zeros2 與 Effective Tick 的相關係數相近，皆高於 0.3。僅有 Roll Spread 與 Realized Spread 具有相關性，其相關係數為 0.149。

為了比較金融海嘯前後流動性估計式的與真實流動性的相關性與一致性，我們以 2008 年雷曼兄弟宣佈破產保護的 9 月 14 日為金融海嘯起始點，並以經建會發佈之「同時指標不含趨勢綜合指數」<sup>19</sup>判斷金融海嘯影響期間，將樣本期間分為三期，檢驗流動性估計式在此三段期間內的估計狀況，採取時間序列相關係數進行計算。

<sup>19</sup> 經建會發布之同時指標，分為綜合指數及不含趨勢之綜合指數，主要是反映當前景氣概況。不含趨勢綜合指數係指將綜合指數的長期趨勢去除，可藉以觀察同時指標的循環波動。

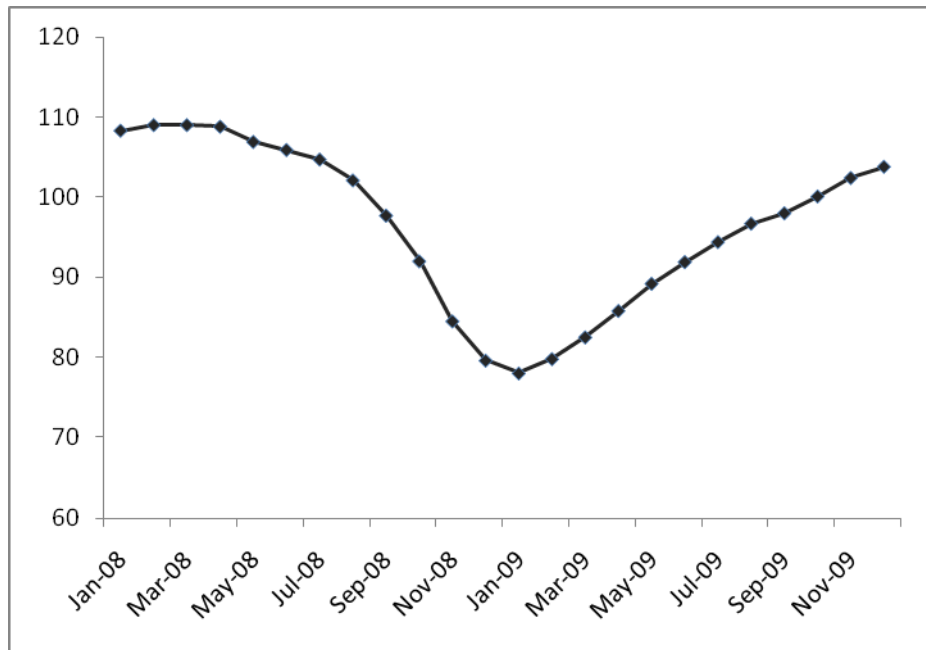


圖 4-3-1 同時指標不含趨勢綜合指數走勢

由圖 4-3-1 可知，金融海嘯期間，指數走勢在 2009 年 1 月後出現反轉，故我們以 2008 年 9 月至 2009 年 1 月為金融海嘯影響期間，2009 年 2 月之後則為金融海嘯發生後，其時間序列相關係數計算結果呈現於 Panel C。

在 Panel C 中，我們發現金融海嘯發生前，價格衝擊估計式的 Amihud Illiquidity 與 Amivest Liquidity 對 Effective Spread 的相關性最高，分別為 0.871 與 -0.826。Effective Tick 仍為價差估計式中與 Effective Spread 相關性最高的，其相關性為 0.684；在金融海嘯發生期間，此二估計式解釋能力仍高，相關係數近逼近 0.9。在金融海嘯後，zeros 與 zeros2 解釋能力增加，但 Effective Tick 卻不再具有較高解釋能力。

金融海嘯發生前，Roll Spread 是唯一與 Realized Spread 具有高度相關的流動性估計量，相關係數達 0.717，但在發生金融海嘯期間，其不再具有解釋能力；而金融海嘯後，僅 zeros、zeros2 與 Realized Spread 具有相關性。

我們引進前述將樣本依照公司規模進行分組的結果，分別將樣本公司依照規模大小分為四組，同一組內的公司建立一個相同權數的投資組合，並利用前述說明的方式，計算不同規模分組的流動性估計式與 Effective Spread、Realized Spread 的時間序列相關係數，以檢驗流動性估計式在不同規模公司的投資組合的一致性，計算結果列於 Panel D。



經由 Panel D 的結果，我們發現 Effective Tick 在市值最大的 Portfolio1 與 Effective Spread 具有最高的相關性，相關係數為 0.678，但其相關性卻隨規模下降，在 Portfolio4 的部分相關性回到 0.442。Amihud Illiquidity 與 Amivest Liquidity 在衡量不同規模下 Effective Spread 的相關性仍具有一致性，在 portfolio2 至 4 的相關性較高，但在市值最高的 portfolio1 時相關性較差，約為 0.2~0.3 間。

Roll spread 是唯一對 Realized Spread 具有一致性的流動性估計式，且相關性隨市值愈低而增加，在市值最低的 portfolio4，其相關性為 0.237，但在 portfolio3，也就是市值相對低的公司，Zeros 與 Zeros2 為相關性最高的流動性估計量，相關性高於 0.2。而 portfolio4 的相關性最高則為 Gamma，相關性為 0.289。

接下來，我們依照 Panel C 的作法，檢驗在金融海嘯前後，流動性估計式在不同公司規模下的解釋能力，計算結果列於 Panel E。

Panel E 中的結果說明在金融海嘯發生前，與 Effective Spread 解釋能力最高的流動性估計式仍然為 Amihud Illiquidity，除了 portfolio3 外，其餘分組相關性皆高於 0.9。相對於 Amihud，Amivest Liquidity 與 Effective Spread 相關性略低，平均約在 -0.8，但在不同規模的相關性較為一致；Effective Tick 仍是有效價差估計式中表現最佳的，特別是在 portfolio2，相關性達到 0.807，其餘分組平均約為 0.5。

金融海嘯期間，Effective Tick 對 Effective Spread 的解釋能力降低，僅在 portfolio2 表現較佳，相關性達到 0.501。Amivest Liquidity 為金融海嘯發生後解釋能力最高的流動性估計式，除了 portfolio1 之外，其餘每個分組的相關性都接近 -0.8。Amihud 的解釋能力與 Amivest 相仿；金融海嘯後，Amivest Liquidity 為表現最一致的估計式。

而代表 Effective Spread 中造市商所得的 Realized Spread，在金融海嘯發生前，Roll Spread 的解釋能力最為一致，皆為正相關，但其相關係數較低，最高的出現在 portfolio9 的 0.527。但在金融海嘯期間與之後，無一致性流動性估計式存在。



表 4-3-4 價差估計式與日內價差比較

	Roll	Effective Tick	Zeros	Zeros2	Amihud	Pastor and Stambaugh	Amivest Liquidity
<i>Panel A: 個別公司之橫斷面相關係數</i>							
Effective spread	-0.240	0.424	0.219	0.210	0.716	0.016	-0.458
Realized spread	0.028	-0.041	-0.052	-0.061	-0.398	0.007	0.084
<i>Panel B: 相同權重投資組合之時間序列相關係數</i>							
Effective spread	-0.293	0.337	0.353	0.330	0.753	0.199	-0.887
Realized spread	0.149	-0.007	-0.049	-0.102	-0.022	-0.065	0.201
<i>Panel C: 金融危機前後投資組合之時間序列相關係數</i>							
Effective spread (pre)	-0.212	0.684	-0.709	-0.714	0.871	0.065	-0.826
Effective spread (in crisis)	0.614	0.420	-0.246	-0.235	0.885	0.557	-0.915
Effective spread (post)	-0.110	-0.245	0.507	0.394	0.952	-0.553	-0.886
Realized spread (pre)	0.717	-0.543	0.161	0.189	-0.408	0.030	0.342
Realized spread (in crisis)	-0.750	0.326	-0.264	-0.252	-0.448	0.333	0.448
Realized spread (post)	-0.183	-0.212	0.728	0.655	0.454	-0.505	-0.552
<i>Panel D: 投資組合以公司規模分類之時間序列相關係數</i>							
Portfolio1 Effective spread	-0.136	0.678	0.153	0.175	0.388	-0.075	-0.256
Portfolio2 Effective spread	-0.156	0.252	0.013	0.013	0.837	0.528	-0.841
Portfolio9 Effective spread	-0.433	-0.105	-0.111	-0.176	0.640	0.420	-0.798
Portfolio10 Effective spread	-0.521	0.442	0.116	0.072	0.834	-0.420	-0.725

表 4-3-4(續)

Portfolio1 Realized spread	0.094	-0.060	-0.570	-0.604	-0.552	-0.178	0.452
Portfolio2 Realized spread	0.084	-0.310	0.096	0.096	-0.721	-0.322	0.722
Portfolio9 Realized spread	0.112	-0.240	0.290	0.239	-0.050	0.082	0.041
Portfolio10 Realized spread	0.237	0.090	-0.294	-0.307	-0.123	0.289	0.418

Panel E: 金融危機前後以各規模投資組合之時間序列相關係數

Portfolio1 Effective spread (pre)	0.020	0.461	-0.591	-0.723	0.958	0.248	-0.880
Portfolio2 Effective spread (pre)	-0.137	0.807	-0.241	-0.241	0.949	0.572	-0.830
Portfolio9 Effective spread (pre)	-0.571	0.637	-0.427	-0.427	0.560	-0.038	-0.793
Portfolio10 Effective spread (pre)	-0.597	0.452	-0.351	-0.441	0.909	0.126	-0.786
Portfolio1 Effective spread (in crisis)	0.922	0.275	0.943	0.943	-0.414	0.664	-0.663
Portfolio2 Effective spread (in crisis)	-0.098	0.501	-0.295	-0.295	0.265	0.966	-0.783
Portfolio9 Effective spread (in crisis)	-0.529	0.299	-0.657	-0.717	0.898	0.999	-0.696
Portfolio10 Effective spread (in crisis)	-0.884	0.104	-0.692	-0.686	0.958	-0.449	-0.514
Portfolio1 Effective spread (post)	0.381	0.618	-0.204	0.676	-0.166	-0.046	0.818
Portfolio2 Effective spread (post)	-0.260	-0.461	-0.455	-0.455	-0.543	0.625	-0.725
Portfolio9 Effective spread(post)	-0.303	-0.284	0.616	0.373	0.834	0.541	-0.861
Portfolio10 Effective spread(post)	-0.202	0.199	0.781	0.793	0.905	-0.959	-0.880
Portfolio1 Realized spread (pre)	0.250	0.091	0.049	0.160	0.163	0.400	-0.081
Portfolio2 Realized spread (pre)	0.378	-0.749	0.708	0.708	-0.718	-0.606	0.890
Portfolio9 Realized spread (pre)	0.527	-0.586	0.314	0.314	-0.335	-0.103	0.310
Portfolio10 Realized spread (pre)	0.211	-0.246	-0.347	-0.326	-0.385	0.486	0.354

表 4-3-4(續)

	Roll	Effective Tick	Zeros	Zeros2	Amihud	Pastor and Stambaugh	Amivest Liquidity
Portfolio1 Realized spread (in crisis)	-0.571	0.709	-0.341	-0.341	-0.671	-0.668	0.929
Portfolio2 Realized spread (in crisis)	-0.688	0.631	0.757	0.757	-0.351	-0.106	0.858
Portfolio9 Realized spread (in crisis)	0.506	-0.529	0.130	0.196	-0.977	-0.817	0.269
Portfolio10 Realized spread (in crisis)	-0.152	0.590	-0.492	-0.477	-0.356	0.948	0.879
Portfolio1 Realized spread (post)	-0.524	-0.230	0.056	-0.089	-0.371	-0.058	-0.104
Portfolio2 Realized spread (post)	-0.067	-0.478	-0.342	-0.342	-0.822	0.736	0.149
Portfolio9 Realized spread (post)	-0.520	-0.447	0.407	0.113	0.333	0.601	-0.710
Portfolio10 Realized spread (post)	0.574	-0.510	0.418	0.419	0.001	-0.152	0.274
<i>Panel F: 有效價差(effective spread)之預測誤差</i>							
Mean bias	0.300	0.000	0.065	0.063	na	na	na
Root mean squared error	0.571	0.006	0.075	0.072	na	na	na
<i>Panel G: 已實現價差(effective spread)之預測誤差</i>							
Mean bias	0.307	0.006	0.072	0.070	na	na	na
Root mean squared error	0.570	0.016	0.077	0.074	na	na	na

金融海嘯發生後，除了 Roll spread 在 portfolio4 與 Effective Tick 在 portfolio 仍具有解釋能力外，無其它變數對 Realized Spread 有解釋能力。

最後，我們以預測誤差來檢驗有效價差估計式的預測能力，即對 Roll spread、Effective Tick 與 Zeros、Zeros2 進行檢驗。預測誤差衡量分為兩類，一為平均誤差(Mean bias)，其二為均方根誤差(Root mean squared error)。定義如下：

$$Mean\ Bias = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{i,t} - Y_{i,t})}{NT} \quad (44)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{i,t} - Y_{i,t})^2}{NT}} \quad (45)$$

其中， $X_{i,t}$  與  $Y_{i,t}$  分別代表第  $i$  檔個股於第  $t$  個月的價差估計式與其日內流動性代理變數， $X_{i,t}$  為 Roll spread、Effective Tick 與 Zeros、Zeros2， $Y_{i,t}$  則為 Effective Spread 與 Realized Spread。

平均誤差主要觀察其估計式的不偏性，而均方根誤差則著重在估計式的有效性。計算結果呈現於 Panel F 與 Panel G。

經由 Panel F 與 Panel G 的結果，我們發現在有效價差(Effective Spread)的估計上，Effective Tick 是所有估計式中的最小不偏估計式(MVUE)。同時也是已實現價差中誤差最小的估計式，其平均誤差為 0.006，均方根誤差為 0.016，但此時已非不偏估計式。

#### 4-3-5 價格衝擊估計式解釋能力

衡量流動性估計式的另一個構面為價格衝擊，本文選取由價差估計式衍生而得的 Roll Impact、Effective Impact、Zeros 與 Zeros2 以及 Amihud Illiquidity、Pastor and Stambaugh、Amivest Liquidity 加上 Kyle、Kyle2。攸關性基準為比較各流動性估計式與日內資料計算出的 5 分鐘價格衝擊之 Pearson 相關係數。

表 4-3-5 說明各價格衝擊估計式與 5 分鐘價格衝擊之相關性的比較，個股的變數計算皆經交易量加權而得。表中框起來的部分，為在該欄目相關性最高的估計量，代表預測能力最佳(對 Amivest 而言是負相關)。

Panel A 說明每一個流動性估計式均計算與 5 分鐘價格衝擊之平均橫截面相關係數(average cross-sectional correlation)，計算方法與價差估計式時相同。由 Panel A 的結果發

現，本文所選用之價差衝擊估計式對 5 分鐘價格衝擊的解釋能力均偏低，表現最佳的為 Amivest Liquidity，其相關性為-0.382。除了 Amivest Liquidity 與 Amihud Illiquidity 外，其餘流動性估計式相關係數均低於 0.3。

接著，我們將所有樣本公司依據不同月份建立相同權數投資組合，亦即每個月份的投資組合中，每間樣本公司的權重都相同。分別計算每月投資組合的流動性估計式，最後再與每個月平均的 5 分鐘價格衝擊進行時間序列相關，目的在於衡量流動性估計式在較長時間內對日內流動性代理變數的解釋能力，其計算結果呈現於 Panel B。

由 Panel B 的實證結果，我們發現 Kyle 為時間序列相關係數最高的估計量，其相關係數達到 0.543，Amivest Liquidity 與 Pastor and Stambaugh 相關性均為 0.3，Effective Tick Impact 是價差衍生估計式中表現最佳者，其相關係數為 0.259。

此外，除各估計式在樣本期間的攸關程度檢驗，本研究同時分三種方式檢驗估計量的一致性，第一種檢驗方式為測試金融海嘯前後各估計式解釋能力的一致性；第二種方式則引入前述的樣本分組概念，將樣本分為四個相同權數投資組合，portfolio1 為市值最高者，比較估計式在不同規模投資組合下解釋能力是否具備一致性。最後一種方式為前兩者之交集，對估計式進行金融海嘯前後對不同規模投資組合的解釋能力進行一致性檢驗，計算出之結果分別列於 Panel C、Panel D 與 Panel E。

由 Panel C 的計算結果顯示，在金融海嘯發生前，無估計式對價格衝擊具有解釋能力；而在金融海嘯期間，所有估計式的解釋能力都得到大幅的提升，Kyle 與 Amivest Liquidity 是表現最佳的估計式，其相關性分別為 0.977 與-0.884，提升最多的是 Effective Tick Impact，其相關性為 0.716。但金融海嘯後，所有估計式解釋能力再度下降。

若依照公司規模大小來驗證估計式的一致性，根據 Panel D 的結果，對市值最高的 portfolio1 解釋能力最佳的為 Zeros Impact 與 Zeros2 Impact 兩者，相關性皆接近 0.68，但在 portfolio2 與 portfolio3 的卻為 Kyle2 與 Kyle，相關性分別為 0.357 與 0.576。市值最低的 portfolio4，Amihud Illiquidity 為相關性最顯著的估計式，其相關性為 0.775。

我們看到不同規模投資組合，其解釋能力最高的估計式不盡相同，顯然在金融海嘯下對於不同規模的個股，無一致性的估計量以估計其價格衝擊。

最後，我們測試了考量金融海嘯前後與公司規模結果後，發現在金融海嘯前，雖然 portfolio3 中，Effective Tick Impact 相關性高達 0.809，但整體表現較佳的仍為 Amihud Illiquidity 與 Kyle。特別是 Amihud，其在 portfolio1 與 portfolio4 的相關係數都接近 0.8。但不論是 Amihud 或 Kyle，在衡量 portfolio2 的表現都不理想。

而在金融海嘯期間，表現較為一致的估計式為 Amivest Liquidity，在 portfolio1 至 portfolio3 均維持高度相關，而 Kyle 則在流動性最差的投資組合表現良好；但金融海嘯後，各規模投資組合間不存在一致性價格衝擊估計式。

#### 4-3-6 向量自我迴歸模型

最後，本文探討價差相對有效估計式、最佳價格衝擊估計式與日內流動性代理變數在金融海嘯期間是否存在長期關係，並嘗試建立其配適模型。為了突顯流動性的影響，本文選擇市值最高之 portfolio1 與最低之 portfolio4 進行以下實證。

##### (1) ADF 單根檢定

進行共整合與之後的檢定前，本文先針對 portfolio1 與 portfolio4 之所有流動性估計式進行 ADF 單根檢定，以檢驗變數是否呈定態，若變數不呈定態，則判斷其整合階次，其檢定結果說明於表 4-3-5。其中  $I(0)$  為整合階次 0 次，代表定態變數。 $I(1)$  代表整合階次為 1 次，即變數非定態，透過一階差分轉換即為定態。

表 4-3-6 流動性估計式整合階次

	portfolio1	portfolio4
流動性估計式		
Roll Impact	$I(0)$	$I(0)$
EffectiveTick Impact	$I(1)$	$I(1)$
ZerosImpact	$I(1)$	$I(2)$
Zeros2Impact	$I(1)$	$I(2)$
Amihud	$I(1)$	$I(1)$
PS	$I(0)$	$I(0)$
Amivest	$I(0)$	$I(0)$
Kyle	$I(1)$	$I(0)$
Kyle2	$I(0)$	$I(1)$
Roll	$I(0)$	$I(0)$
Effective Tick	$I(1)$	$I(1)$
Zeros	$I(2)$	$I(1)$
Zeros2	$I(2)$	$I(1)$

由表 4-3-6 可發現，不同流動性的投資組合其整合階次將存在差異，同時估計價差的流動性估計式出現了非定態的結果，與交易成本的認知不一致，這部分我們將在後面再行討論。

表 4-3-5 價格衝擊估計式與 5 分鐘價格衝擊比較

	Roll Impact	Effective Tick Impact	Zeros Impact	Zeros2 Impact	Amihud	Pastor and Stambaugh	Amivest Liquidity	Kyle	Kyle2
<i>Panel A: 個別公司之橫斷面相關係數</i>									
5-Minute Price Impact	0.209	0.271	0.203	0.231	0.309	-0.048	-0.382	0.164	-0.197
<i>Panel B: 相同權重投資組合之時間序列相關係數</i>									
5-Minute Price Impact	-0.170	0.259	-0.005	0.009	0.178	0.355	-0.339	0.543	0.175
<i>Panel C: 金融危機前後投資組合之時間序列相關係數</i>									
5-Minute Price Impact (pre)	-0.381	-0.513	-0.469	-0.456	-0.353	0.447	0.144	0.066	-0.104
5-Minute Price Impact (in crisis)	-0.673	0.716	0.010	-0.264	0.881	0.617	-0.884	0.977	0.788
5-Minute Price Impact (post)	-0.210	-0.157	-0.111	-0.088	-0.017	-0.095	-0.444	-0.470	-0.053
<i>Panel D: 投資組合以公司規模分類之時間序列相關係數</i>									
Portfolio1 (Largest size) Price Impact	-0.144	-0.228	0.684	0.675	0.525	0.516	-0.728	0.352	0.227
Portfolio2 Price Impact	0.208	-0.247	-0.016	-0.016	-0.093	-0.019	0.395	-0.107	0.357
Portfolio9 Price Impact	-0.334	0.038	0.051	0.143	0.140	0.143	-0.615	0.576	-0.056
Portfolio10 (Smallest size) Price Impact	0.333	0.761	0.480	0.441	0.775	-0.152	-0.572	0.361	0.177



表 4-3-5(續)

	Roll Impact	Effective Tick Impact	Zeros Impact	Zeros2 Impact	Amihud	Pastor and Stambaugh	Amivest Liquidity	Kyle	Kyle2
<i>Panel E: 金融危機前後各規模投資組合之時間序列相關係數</i>									
Portfolio1 Price Impact (pre)	0.023	-0.120	0.095	-0.018	0.856	0.682	-0.839	0.583	0.745
Portfolio2 Price Impact (pre)	0.259	-0.663	0.210	0.210	-0.654	-0.146	0.620	-0.390	-0.069
Portfolio3 Price Impact (pre)	-0.434	0.809	0.421	0.421	0.534	0.041	-0.650	0.758	0.115
Portfolio4 Price Impact (pre)	0.080	0.129	-0.057	-0.111	0.781	0.351	-0.785	0.397	0.702
Portfolio1 Price Impact (in crisis)	0.409	-0.701	0.813	0.813	0.014	0.900	-0.932	-0.566	0.713
Portfolio2 Price Impact (in crisis)	-0.923	-0.243	-0.910	-0.910	0.094	0.918	-0.825	0.217	0.498
Portfolio3 Price Impact (in crisis)	-0.946	0.633	0.334	0.019	0.687	0.916	-0.912	0.837	0.893
Portfolio4 Price Impact (in crisis)	-0.233	0.751	-0.055	-0.127	0.891	-0.236	-0.201	0.963	0.972
Portfolio1 Price Impact (post)	-0.228	-0.853	-0.516	-0.676	-0.367	0.507	-0.057	-0.575	0.734
Portfolio2 Price Impact (post)	-0.046	-0.638	-0.693	-0.693	-0.470	0.717	-0.276	-0.572	0.066
Portfolio3 Price Impact (post)	-0.665	-0.594	-0.663	-0.654	-0.646	-0.460	-0.026	0.526	0.631
Portfolio4 Price Impact (post)	0.551	0.687	0.701	0.729	0.863	-0.585	-0.888	0.311	-0.076

## (2) Chow 轉變點檢定

由 4-3-4 與 4-3-5 兩部分，我們找到價差的相對有效估計式 EffectiveTick 與佳較的價格衝擊估計式 Amihud Illiquidity。而在表 4-3-6 我們發現其不論在 portfolio1 整合階次或 portfolio4，其整合階次皆為一次。另一方面，由於 Realized Spread 在金融海嘯期間的估計結果不理想，我們在日內流動性代理變數部分僅選擇 Effective Spread 進行驗證。經由 ADF 檢定，我們同樣發現其為一階整合變數。

然而，有效價差為非定態，其經濟意義上表示交易成本隨時間變化不會收斂，但此與近來實證之交易成本逐漸變小之結果存在差異。我們認為，造成有效價差為非定態的結果，可能是由於金融海嘯引發結構性變化所造成，故我們針對樣本計算出之有效價差，以 AR(1)模型進行配適，進行 Chow 轉變點檢定，其結果如表 4-3-7 所示。

表 4-3-7 Chow 轉變點檢定結果

Chow Breakpoint Test: 12			
F-statistic	3.482082	Probability	0.057256
Log likelihood ratio	7.245879	Probability	0.026704

由 Chow 轉變點檢定的結果，我們可以推斷，在 12 月時，有效價差可能經歷了結構性改變的過程，進而導致其在單根檢定下呈現非定態。

## (3) 配適向量自我迴歸模型

我們利用檢定中表現較佳的 Effective Tick 與 Amihud Illiquidity 針對有效價差建立向量自我迴歸模型，並確認最適落後期數。檢定最適落後步驟如下：

1. 利用 AIC 與 SBC 選擇最適落後期數
2. 以 Ljung-Box 的 Q 檢定對所選落後期數 VAR 模型之殘差項進行檢定，若殘差項為白噪音則保留，若不為白噪音則繼續重新選取最適落後期數。

本文分別檢驗 portfolio1 與 portfolio4 之流動性估計式之 AIC 與 SBC 值，結果如表 4-3-8 與表 4-3-9

表 4-3-8 portfolio1 流動性變數 AIC 與 SBC 值

ES Lags	AIC	SBC	ET Lags	AIC	SBC	Amihud Lags	AIC	SBC
1	-15.4449*	-15.4449*	1	-12.0627	-11.9714*	1	-27.382	-27.2907*
2	-15.311	-15.174	2	-12.0646*	-11.9276	2	-27.3181	-27.1811
3	-15.2189	-15.0363	3	-11.9815	-11.7989	3	-27.3371	-27.1546
4	-15.1266	-14.8983	4	-12.0219	-11.7936	4	-27.4306	-27.2024

5	-15.0511	-14.7772	5	-12.0255	-11.7516	5	-27.2941	-27.0202
6	-15.3936	-15.074	6	-11.8906	-11.5711	6	-27.5531*	-27.2336

\*表示 SBC 或 AIC 值最小

表 4-3-9 portfolio4 流動性變數 AIC 與 SBC 值

ES Lags	AIC	SBC	ET Lags	AIC	SBC	Amihud Lags	AIC	SBC
1	-9.82596	-9.73467*	1	-8.2598*	-8.16851*	1	-14.9956*	-14.9043*
2	-9.68653	-9.54959	2	-8.13977	-8.00283	2	-14.9506	-14.8137
3	-9.54399	-9.36141	3	-7.99745	-7.81486	3	-14.8437	-14.6611
4	-9.40203	-9.1738	4	-7.85607	-7.62784	4	-14.7453	-14.5171
5	-9.62476	-9.35087	5	-7.71927	-7.44539	5	-15.0488	-14.7749
6	-9.87632*	-9.55679	6	-7.69758	-7.37805	6	-14.9117	-14.5922

\*表示 SBC 或 AIC 值最小

根據表 4-3-7 與表 4-3-8，本文暫時選定落後期數為 1 期作為最適落後期數，並進行 Ljung-Box Q 檢定，檢定結果如表 4-3-10 與 4-3-11。其中 ES 表示 Effective Spread、ET 表示 Effective Tick，Amihud 則為 Amihud Illiquidity。

表 4-3-10 portfolio1 流動性變數最適落後期數殘差 Q 檢定

	ES	ET	Amihud
	Lag=1		
Q(1)	0.0567 (0.812)	1.0956 (0.295)	0.0012 (0.972)
Q(3)	0.0706 (0.995)	3.0332 (0.387)	3.0800 (0.379)
Q(6)	0.6528 (0.995)	4.4191 (0.620)	4.1486 (0.657)

表 4-3-11 portfolio4 流動性變數最適落後期數殘差 Q 檢定

	ES	ET	Amihud
	Lag=1		
Q(1)	0.0204 (0.887)	0.0006 (0.980)	0.0373 (0.847)
Q(3)	0.1963 (0.978)	0.7971 (0.850)	4.1632 (0.244)
Q(6)	0.9301 (0.988)	1.2001 (0.977)	7.6243 (0.267)

由表 4-3-10 與表 4-3-11 均可發現，在落後期數為 1 期時，Q 檢定的結果顯示殘差項

均為白噪音，故本文以落後 1 期為最適落後期數。因此我們可針對 portfolio1 與 portfolio4 建立向量自我迴歸模型，其結果如表 4-3-12 與 4-3-13，括號內為 t 值。

表 4-3-12 portfolio1 向量自我迴歸模型

	ES	Effective Tick	Amihud
ES(-1)	0.509898 [ 2.07604]	1.976408 [ 1.81964]	0.001213 [ 1.90658]
Effective Tick(-1)	0.055117 [ 1.11656]	0.74048 [ 3.39207]	-0.000131 [-1.02667]
Amihud(-1)	100.485 [ 1.08704]	127.8033 [ 0.31264]	0.207545 [ 0.86689]
C	0.000676 [ 1.88754]	-0.003048 [-1.92361]	-1.08E-06 [-1.15967]

表 4-3-13 portfolio4 向量自我迴歸模型

	ES	Effective Tick	Amihud
ES(-1)	1.228101 [ 3.82071]	0.799203 [ 1.06999]	0.067115 [ 3.23736]
Effective Tick(-1)	-0.001076 [-0.01030]	-0.115664 [-0.47658]	-0.010159 [-1.50816]
Amihud(-1)	-9.922843 [-2.08675]	6.953479 [ 0.62928]	-0.186145 [-0.60694]
C	-9.84E-05 [-0.05554]	0.002594 [ 0.62998]	-0.000219 [-1.91618]

結合 4-3-12 與 4-3-13 兩個表，我們可發現，在流動性較好的 portfolio1 中，有效價差和 Effective Tick 明顯受到前期影響，同時 Amihud Illiquidity 也會受到過去有效價差的影響；而在流動性較差的 portfolio4 中，過去的 Amihud Illiquidity 有助於預測未來有效價差的變化。同時，依據 VAR 模型的結果，我們發現變數間可能有內生性的關係存在。

## 第五章 研究結論與建議

本研究旨在探討現今常用的流動性估計式是否能在金融海嘯期間有效的捕捉流動性效果，將流動性估計方式分為委託單基礎與交易基礎，並以 2008 年金融海嘯作為樣本期間，選擇台灣證券交易所上市個股作為母體，並對台灣經濟新報資料庫收錄之日內交易資料進行處理，計算各流動性估計方式，與其異同，以下部分說明研究結論與後續研究建議。

### 5-1 研究結論

本研究架構分為兩部分，第一部份探討實務上常應用之交易基礎流動性估計方式在金融海嘯中捕捉流動性的狀況，第二部份則引入較具市場微結構理論支持之委託單基礎流動性估計式進行衡量並探討期時間序列關係，結果整理如下：

#### 5-1-1 交易基礎流動性估計式

以成交股數、交易值、週轉率、成交筆數等交易基礎的衡量方式實證的結果發現，市值愈高流動性愈佳的假設成立。然而週轉率愈高，流動性愈佳的假設並不存在。本研究認為，市值愈高的個股，公司規模較大，未來成長潛能低於小公司，股價成長動力有限，故投資者傾向獲取穩定孳息，因而週轉率較低。但此一看法仍有待驗證。

對於金融海嘯時是否出現「flight to liquidity」的假設，本研究發現除交易值外，其餘三個流動性估計式在金融海嘯發生後，其數值均大幅上升，此結果與預期中的「flight to liquidity」現象不符，但在縮短樣本至金融海嘯前後 6 個月後，發現交易股數、成交筆數在市值最高的第一分位組呈上升現象，週轉率在第一和第二分組的週轉率下降相對於其它分組少。代表交易者在金融海嘯時可能出現「flight to liquidity」的現象

#### 5-1-2 委託單基礎流動性估計式

本文將委託單基礎估計式分為兩個構面，分別為價差構面與價格衝擊構面，同時，本研究並將價格衝擊的變數引入價差構面，檢驗其是否同捕捉市場價差變化的流動性效果。對於價格衝擊構面，本文將價差衍生的價格衝擊估計式引入，亦檢驗其在捕捉價格衝擊的能力，以下說明各構面結果。

### (一)價差估計式

針對價差估計式，實證的結果發現，Roll spread 在台灣股市的適用性存疑。原因在於樣本期間內正相關而無法計算的比例達 49%，顯然金融海嘯期間，Roll spread 在衡量台灣股市的有效價差是不適用的。

其次，本研究發現樣本期間內，能有效捕捉價差變化流動性效果的估計式為 Amihud Illiquidity 與 Amivest Liquidity，在引入期間效果與規模效果作一致性檢驗時，其相關性結果仍呈一致性。Effective Tick 是有效價差估計式其表現最佳者，但其衡量的結果不具一致性。金融海嘯發生後，當 Zeros 與 Zeros2 等有效價差估計式解釋能力增加時，Effective Tick 卻幾乎喪失解釋能力。此結果表示，Zeros、Zeros2 在市場處於大幅波動或向下修正時，為解釋能力較高的價差估計式；相反的，若市場處於一般狀態，則 Effective Tick 適用性較高。

第三，在有效價差估計式中，引入價格群集效果的 Effective Tick 為有效價差 (Effective Spread) 的最佳不偏估計式 (MVUE)。在市場處理一般狀態下，其可作為日內有效價差的良好估計。

最後，由於已實現價差 (Realized Spread) 在樣本期間估計為負值，本研究採用的所有價差估計式與價格衝擊估計式均無法有效捕捉其流動性。

### (二) 價格衝擊估計式

本研究以價差衍生出的 Roll Impact、Effective Impact 與 Zeros、Zeros2 Impact 加上 Amihud Illiquidity、Pastor and Stambaugh、Amivest Liquidity 加上 Kyle、Kyle2。比較各流動性估計式對日內資料計算出的 5 分鐘價格衝擊的解釋能力。

實證結果發現，在個股間捕捉價格衝擊效果最佳的估計式為 Amivest Liquidity 與 Amihud Illiquidity。

在分別引入期間效果與規模效果的檢驗下，我們發現金融海嘯前所有的價格衝擊估計式均無法較高程度的捕捉價格衝擊的效果，但在金融海嘯發生後，所有價格衝擊估計式的解釋能力皆得到大小不一的提升，表現最佳的為 Kyle 與 Amivest Liquidity。

此結果表示，現有的價格衝擊估計式較適於估計波動度較大的市場狀況。而引入公司規模效果後，本研究發現，不同公司規模表現最佳的估計式並不相同，顯然不同公司規模下，無一致性的估計量足以估計其價格衝擊。

最後引入期間效果與公司規模效果對估計式進行驗證，實證結果發現，金融海嘯前表現較佳的為 Amihud Illiquidity 與 Kyle。但在金融海嘯前後具有一致性者為 Kyle，但



Kyle 的估計式在統計上有些問題<sup>20</sup>。

就價格衝擊估計式來看，相較於價差估計式，本文所選用的估計式對價格衝擊的攸關性均較不理想，亦在波動度較大的情況下方能適用，此結果與 Goyenko, Holden, and Trzcinka(2009)的結論類似。若要選擇估計價格衝擊的估計式，本研究認為 Amihud 的 Illiquidity 應為相對合適的選擇。

### 5-1-3 不同基礎衡量方式差異

在相同樣本期間內，使用交易基礎與委託單基礎流動性衡量方式其結論出現差異，交易基礎呈現為交易量上升的現象，但委託單基礎則顯示流動性由佳轉差，最終再轉佳的過程。而在縮短樣本期間後，交易基礎才出現了與委託單基礎一致的衡量結果。顯然，在衡量期間拉長的情況下，交易基礎的衡量方式會因將後續期間流動性改善的現象納入而出現誤導，同時，部分交易基礎內衡量方式尚有不一致的結果。因此，本文看法與過去學者結論相同，委託單基礎為衡量流動性較佳的衡量方式。

### 5-1-4 結構性轉變檢定

本研究以 Chow 轉變檢定對有效價差進行檢定後發現，在金融海嘯發生後，可能存在結構性轉變，導致交易成本在單根檢定下不為定態。並以價差之相對有效估計式 Effective Tick Spread、價格衝擊估計式 Amihud Illiquidity 及日內的 Effective Spread 建立向量自我迴歸模型，發現變數可能具有內生性，同時最適落後期數為 1 期。

## 5-2 研究建議

本研究礙於日內資料較大，故雖以證交所上市交易個股為母體進行分組，但僅以四十支個股進行流動性研究。除建議後續研究者除增加樣本個數外，同時由於市場在遭逢流動性危機時，可能使部分流動性較差個股在開盤後即跌停鎖死，造成一口價的情形出現，而此將導致本研究採用的流動性估計式衡量出現誤差，在運用或發展流動性估計式時宜考慮此情形的存在。

---

<sup>20</sup> 本文針對 Kyle 模型，除了 ADF 模型檢驗發現 p 非定態變數外，此迴歸式的  $\text{adj } R^2$  呈現上下快速變動的現象，顯示其確實可能存在假性迴歸的現象



## 參考文獻

### 英文部份

- Ahn Hee-Joon, Kee-Hong Bae, Kalok Chan. "Limit orders, depth, and volatility: Evidence from the Stock Exchange of Hong Kong", The Journal of Finance, 56, 767-778, 2001
- Aitken.M., Comerton-Forde.C., "How should liquidity be measured ?", Pacific-Basin Finance Journal, 11, 45-59, 2003
- Amihud,Y., Mendelson.H., "The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns", The Journal of Finance, 44, 2, 479-486, June 1989
- Amihud, Y., " Illiquidity and Stock Returns: Cross section and time-series effects." Journal of Financial Markets, 5, 31-56, 2002
- Bekaert,G., Harvey,C., Lunblad,C., "Liquidity and expected returns: lessons from Emerging markets.", Review of Financial Studies 20,6, 1783-1831, 2007
- Bernstein, Peter.L., "Liquidity, stock market, and market makers.", Financial Management, 16,2, 54-62, 1987
- Brockman, P., Chung, D., "Bid-Ask Spread Components in an Order-Driven Environment.", Journal of Financial Research, 22, 2, 227-246, 1999
- Bryant,H.L., Haigh,M,S., "Bid-Ask Spreads in commodity Futures Markets." Applied Finnancial Economics, 14, 13, 923-936, 2004
- Glosten,L.R., Harris,L.E., "Estimating the components of the bid/ask spread." Journal of Financial Economics, 21 ,123-142, 1988
- Goyenko, R.Y., Holden, C.W., Trzcinka, C. A., "Do liquidity measures measure liquidity?", Journal of Financial Economics, 92, 153-181, 2009
- Grossman,S.J., Miller,M,H., "Liquidity and market structure." The Journal of Finance, 43, 617-637, 1988
- Huang,R.D., Stoll, H.S.(1996). "Dealer versus auction markets: A paired comparison of execution costs on NASDAQ and the NYSE.", Journal of Financial Economics, 41, 313-357, 1996
- Hui,B., Heubel,B., "Comparative liquidity advantages among major U.S stock market", DRI Financial Information Group study series, #84081, 1984
- Kyle,A.S., "Continuous auctions and insider trading", Econometrica, 53, 1315-1335, 1985
- Lesmond, D., Ogden J., Trzcinka C., "A new estimate of transaction costs", Review of Financial Studies, 12, 1113-1141, 1999

- McInish, T., Wood, R., "An analysis of intra-day patterns in bid-ask spreads for NYSE stocks", The Journal of Finance ,47,753- 764, 1992
- O'Hara,M., Market microstructure theory, Blackwell Publisher Inc, Cambridge, 1997
- Roll,R., "A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient",  
The Journal of Finance, 39 , 1127-1139, 1984
- Stoll, H.R., "Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests",  
The Journal of Finance, 44, 115-134, 1989
- Tsay, Ruey.S., Analysis of Financial Time Series, Wiley-Interscience, 2005
- Venkataraman,K., "Automated versus Floor Trading: An Analysis of Execution Costs on the Paris and New York", The Journal of Finance, 56, 1145-1185, 2001

### 中文部份：

- 李騰正，「考慮交易量時高頻率股市報酬率之研究」，國立交通大學經營管理研究所碩士論文，民國九十年
- 陳旭昇，時間序列分析-總體經濟與財務金融之應用，二版，台北，東華書局，民國九十八年
- 陳君豪，「債券新興市場的流動性指標與流動性溢酬探討-以台灣公司債為例」，輔仁大學金融研究所碩士論文，民國九十七年
- 詹場、胡星陽，「(綜論)流動性衡量方法之綜合評論」，國家科學委員會研究彙刊:人文及社會科學，十一卷三期，205-221，民國八十九年
- 蔡瑞胸、張國平、黃朝熙，「高頻率財務資料之分析」，國家科學委員會專題研究計畫，民國八十九年
- 廖士光，「公司規模與股票流動性關係研究：上海股市的經驗證據」，當代經濟管理，二十九卷六期，民國九十六年
- 劉玉珍、李志宏、周賓凰，證券市場理論與實務，三版，證券市場發展基金會出版，民國九十四年
- 羅主誠，「台灣股票市場交易量與報酬率波動關係之研究」，國立成功大學會計研究所碩士論文，民國八十七年