

台灣股票市場之機構投資人持股與系統 流動性關係

Institutional Ownership and Systematic Liquidity: Evidence from Taiwan Stock Exchange

關河士¹ Horace Chueh

國立高雄第一科技大學金融系

方 怡² Yi Fang

遠東科技大學企業管理系

¹Department of Money and Banking, National Kaohsiung First University of Science
& Technology and ²Department of Business Administration, Far East University

(Received September 3, 2010; Final Version March 12, 2013)

摘要：系統流動性是指個別股票流動性變化相對於整體市場流動性變化的敏感性。本文以 1982 至 2008 年台灣證券交易所資料進行實證研究，藉此探究新興市場系統流動性之長期趨勢、規模效果及其與機構投資人持股之關係。實證結果發現，系統流動性與規模呈顯著的正向關係，且不同規模股票的系統流動性長期均呈現下降趨勢，又因大型股的降幅小於小型股，故大小型股的系統流動性差異隨時間經過而擴大。不同於過去文獻所探究之已開發市場，台灣證券交易所的機構投資人，僅國內投信基金持股對系統流動性具正向影響，而外資與國內其它機構投資人持股則大致具負向影響；換言之，相較於國內投信，外資與國內其它機構投資人更傾向於不頻繁交易的長期投資者。

關鍵詞：系統流動性、機構持股、新興市場

Abstract: Systematic liquidity is the sensitivity of individual stock's liquidity to variations in market liquidity. This study investigates the long-term evolution of systematic liquidity, size effect and its relation to institutional ownership in an emerging market. Using the data of Taiwan Stock Exchange

(TWSE) for the period of 1982 to 2008, we find systematic liquidity is significantly positively related to firm size and appears a negative time trend for all stocks and size portfolios. Since the small-cap stocks have a larger decreasing rate of systematic liquidity than large-cap stocks, the differences in systematic liquidity between large and small stocks increase over time. In contrast with the developed markets explored on the previous literature, only ownership by domestic securities investment trust companies has positive impact on systematic liquidity. Generally, ownership by foreign institutions and other domestic institutions has negative impact on systematic liquidity. The evidence indicates that foreign institutions and other domestic institutions tend to be long-term investors with less frequent trading than domestic securities investment trust companies.

Keywords: Systematic Liquidity, Institutional Ownership, Emerging Markets

1. 緒論

流動性是指交易者在市場上迅速地以低成本完成大量金融資產交易的能力。由於流動性影響投資人的交易成本，因此，該議題一直受到實務界與學術界的重視。近年來，流動性相關文獻出現一系列以系統流動性 (systematic liquidity) 為主題的研究，所謂系統流動性是指市場中存在著某些影響全體股票流動性的共同因素，而使不同股票的流動性變化出現共同性 (commonality in liquidity)。Chordia *et al.* (2000) 最早針對系統流動性現象與其原因進行實證研究，他們以個別股票流動性變化相對於整體市場流動性變化的敏感性，去衡量個別股票的系統流動性，Kamara *et al.* (2008) 將此流動性之敏感性稱為流動性貝它 (liquidity beta) (本文以下對於流動性之共同性、系統流動性和流動性貝它三個名詞互換使用)。Chordia *et al.* 實證發現，美國紐約證券交易所 (NYSE) 大多數股票的流動性貝它顯著大於零，這表示各股票之流動性存在著共同性。

Chordia *et al.* (2000) 認為基金的從眾 (herding) 交易型態，使造市者的存貨風險產生共同性，並導致股票流動性具共移特性。對此，Chordia *et al.* 提出了整體市場交易筆數和各股票流動性之間為正向關係的間接證據，並推論在整體市場交易活絡時期，造市者較容易調整存貨部位，存貨風險因而降低，於是造市者便會降低報價價差和增加報價數量，結果使所有股票的流動性呈現相同方向變動。Chordia *et al.* 還推測，總體經濟狀況和政治事件也可能是系統流動性產生的原因，惟對此並未提出相關實證證據。

在 Chordia *et al.* (2000) 之後，許多研究者使用相似的研究方法，發現無造市者的委託單驅動市場也普遍存在系統流動性，例如 Brockman and Chung (2002) 發現香港股票交易所 (SEHK)

存在顯著的系統流動性，Brockman and Chung (2008) 再以不同期間為樣本，仍然得到相似結果。Fabre and Frino (2004) 發現澳洲股票交易所 (ASX) 並沒有明顯的流動性之共同性，然而 Sujoto *et al.* (2005) 以另一段期間進行研究，卻發現 ASX 存在顯著的流動性之共同性。Zheng and Zhang (2006) 發現上海證券交易所 (SHSE) 和深圳證券交易所 (SZSE) 的股票流動性皆存在顯著的共同性。Lee *et al.* (2006) 發現台灣證券櫃檯買賣中心 (GTSM) 的股票也存在顯著的系統流動性。Pukthuanthong-Le and Visaltanachoti (2009) 發現泰國證券交易所 (SET) 的流動性貝它顯著為正。Brockman *et al.* (2009) 更將世界 47 個主要交易所納入研究，結果除了發現大多數交易所存在著交易所層次的系統流動性，還發現股票的流動性具有跨交易所的全球共同性；此外，Brockman *et al.* 還發現各國與美國的利率、消費者物價指數、失業率、GDP 等總體經濟指標發布期間，交易所層次和全球之系統流動性均顯著提高，這些證據印證了 Chordia *et al.* 的推測。

上述有關系統流動性文獻，除發現股票流動性之共同性是一個普遍現象外，並指出系統流動性具有規模效果及隨時間變化的特性。雖然大多數研究發現系統流動性存在規模效果，惟其關係會隨著流動性的衡量方式與市場不同而有差異，例如 Chordia *et al.* (2000) 發現，以買賣價差作為流動性衡量時，市值規模較大的股票其流動性貝它較大，但若改以市場深度作為流動性衡量，則規模與流動性貝它無顯著關係。Zheng and Zhang (2006) 發現，規模與流動性貝它為正向關係，此關係在以買賣價差作為流動性代理變數時，特別明顯。Pukthuanthong-Le and Visaltanachoti (2009) 發現以平均買賣價差或市場深度作為流動性衡量，規模與流動性貝它呈正向關係。Brockman *et al.* (2009) 發現，以買賣價差衡量之系統流動性貝它和規模為負向關係，而以深度衡量之系統流動性貝它則和規模為正向關係。

至於在時間變化部分，Brockman and Chung (2008), Zheng and Zhang (2006) 發現股市下跌時期，股票流動性貝它會提高。Pukthuanthong-Le and Visaltanachoti (2009) 發現股票在星期一時，有較高的流動性貝它，而過去許多研究指出星期一的股票報酬率相對低於其它週天 (Chan *et al.*, 2004; Chang *et al.*, 1993; Jaffe *et al.*, 1989; Sias and Starks, 1995)，換言之，Pukthuanthong-Le and Visaltanachoti 提供的證據，也說明了在較不利的市況下，系統流動性風險會提高。

前述文獻都是以日內交易資料為基礎去衡量流動性，受限於資料量的處理能力，研究期間相對較短，大多介於 1 至 2 年，其中，最短者如 Lee *et al.* (2006)，甚至僅有 5 個月，而最長者如 Pukthuanthong-Le and Visaltanachoti (2009)，也不過涵蓋 8 年。於是，這些研究雖然指出系統流動性具隨時間變化特性，但卻無法觀察系統流動性之長期變化趨勢，以及影響這些趨勢的可能影響因素。為了克服研究期間過短的問題，Kamara *et al.* (2008) 以 Amihud (2002) 提出的流動性衡量為基礎去計算系統流動性。Amihud 的流動性衡量是以日資料為基礎，但被證明與日內資料基礎之其它流動性衡量具有高度一致性，因此很適合於長期間研究。

Kamara *et al.* (2008) 以 1963~2005 年的 NYSE/AMEX 股票作為研究對象，結果發現，小型

股的流動性貝它在長期呈現小幅下降趨勢，而大型股的流動性貝它在長期呈現明顯上升趨勢；又大小型股之流動性貝它差異的長期發散趨勢，與投資公司和獨立投資顧問的持股比率之變動趨勢，呈現正相關。對此，Kamara *et al.* 指出，基於「審慎原則」(prudent man rule)，以及指數基金交易和指數套利交易的風行，投資公司和獨立投資顧問會偏好投資大型股；又基金經理人具有一起買賣特定股票的從眾行為 (herding)，因此會導致其所偏好投資的大型股有較大的系統流動性貝它。於是，Kamara *et al.* 推論，隨著 NYSE/AMEX 的機構投資人 (特別是投資公司和獨立投資顧問) 持股比率逐年上升，大型股與小型股的系統流動性風險便呈發散之長期趨勢。Karolyi *et al.* (2012) 跨國實證研究發現機構投資人持股對系統流動性的影響，具有相當的解釋力。

雖然現有文獻顯示新興市場也如同美國股市一般，存在著流動性之共同性。然而，這些市場的系統流動性在長期是如何演變，並未曾被探索。特別是新興市場均經歷不同階段的金融制度改革與自由化，在此過程中，更多投信與外資機構被允許投資於股市，而這些機構投資人持股與新興市場股票系統流動性變化之間，存在何種關係，卻是一個尚未被探究的重要議題。該議題之所以重要在於新興市場的輿論對於市場自由化仍存在歧見，主張開放市場者認為，外國資金流入可以擴大當地國股市規模，降低價格波動性和增加市場流動性；反對市場過度自由化者認為，外資為追逐利益在國際市場間快速移動，會導致新興市場的價格波動性和流動性風險提高。

此歧見同樣也出現在學術研究，例如蔡壁徽 (民 98), Bekaert and Harvey (1997, 2000), De Santis and Improhoroglu (1997), Kim and Singal (2000) 等發現新興市場在自由化後，股市價格波動性下降，Bekaert *et al.* (2007) 發現開放外資使新興股市流動性提高。然而，Pukthuanthong-Le and Visaltanachoti (2009) 指出泰國股市的大型股具有高流動性貝它，乃是因外資機構的從眾行為並偏好大型股與流動性較佳股票的緣故。Rhee and Wang (2009) 也發現外資機構持股對印尼股市流動性產生負向影響。Chang (2010) 發現外資機構交易造成台灣股市價格過度反應。

再以 1997 年亞洲金融危機為例，Bowe and Domuta (2004), Ghysels and Seon (2005), Kim and Wei (2002), Wang (2007) 指出外資機構過度集中之交易行為是亞洲股市超跌的元兇。Choe *et al.* (1999), Karolyi (2002), Pavabutr and Yan (2007) 則認為亞洲股市異常重挫與外資機構之交易無顯著關係。其中 Pavabutr and Yan (2007) 研究甚至發現在亞洲金融風暴期間，泰國的外資反而是促進股票市場流動性的淨買入者，國內投資人的大舉拋售股票才是造成股市大跌的主因。因此，以新興市場為研究對象，提供包括外資在內的機構投資人持股與系統流動性長期關係之證據，對於新興市場的政策制定者應具有重要涵義。

至於投信法人與系統流動性的關係，除前述 Chordia *et al.* (2000) 認為基金的從眾 (herding) 交易行為，會產生股票流動性之共移現象；及 Kamara *et al.* (2008) 研究指出基金經理人的從眾

交易行為，導致其所偏好投資的大型股有較大的系統流動性貝它之外；Koch *et al.* (2010) 提出基金機構投資人持股是造成系統流動性一項重要的需求面解釋因子，其以 1980 至 2008 年 NYSE/AME 股票為研究樣本，發現擁有基金機構投資人高持股的股票，其流動性貝它約為基金機構投資人低持股之股票的兩倍，並且基金機構投資人持股的股票若發生高周轉率，或基金機構投資人持股變動較大時，亦會形成較大的流動性貝它；Karolyi *et al.* (2012) 探討系統流動性之成因，從供給面與需求面找出若干解釋因子個別作橫斷檢驗。研究期間為 1995 至 2009 年，挑選出包括台灣在內的 40 國已開發與新興市場為研究對象，進行跨國性實證研究，其在需求面的解釋因子中，指出股票型基金總資產對流動性貝它呈現相當弱的負向影響，惟機構法人平均整體權益淨流量比重對系統流動性貝它仍具正向影響。

台灣證券交易所 (TWSE) 在亞洲新興市場中佔有重要地位，在 2008 年底，上市股票總市值為 3,560 億美元，約為同時期泰國證券交易所 4 倍，新加坡交易所 1.4 倍，略大於中國深圳證券交易所¹。隨著金融市場自由化與國際化政策之逐步推展，台灣證券交易所的機構投資人持股比例，由 1982 年的 53.62% 上升至 2008 年的 60.16%，尤其在 2003 年 9 月，政府取消對外資機構投資於國內股市的所有限制後，外資機構的持股比例從 2003 年底的 10.5% 快速上升至 2008 年的 25.5%²。由於現有之系統流動性文獻，尚缺乏新興市場之系統流動性風險長期趨勢與其影響因素之相關證據，故本文選擇台灣證券交易所為研究對象，應用 Kamara *et al.* (2008) 的研究方法，對此議題進行實證。具體而言，本文主要的研究問題有三：(1) 探索台灣股市的系統流動性風險呈現何種長期趨勢？(2) 探索台灣股市系統流動性是否存在規模差異以及此差異的長期趨勢為何？(3) 台灣股市不同類型機構投資人持股變化與系統流動性變化存在何種關係？

本文對文獻上有二項主要研究貢獻，一為現有之系統流動性文獻，尚缺乏新興市場之系統流動性風險長期趨勢與其影響因素之證據，本文可補充文獻上之不足。二為將 Kamara *et al.* (2008) 的論點應用於新興市場，並納入國外機構投資人持股，分析其對個股系統流動性之影響，進而瞭解外資在新興國家市場的交易行為。當然本文亦存在著限制，第一項為台灣股市有 7% 的漲跌幅限制較一般新興市場股市嚴格。亞洲新興國家股市中，台灣漲跌幅限制目前僅比越南股市 5% 為高，而保守的大陸股市也高於我國為 10%，韓國股市為 15%，泰國股市為 30%，而香港股市無漲跌幅限制，因此本文的分析結果可能會受到漲跌幅限制的影響。第二項限制為本文研究期間僅 27 年，與 Kamara *et al.* (2008) 長達 43 年的研究期間相比，樣本期間較短，此乃因受限於台灣資本市場發展進程相對比美國更晚。因此在解釋上要非常小心。

除本節之前言外，本文以下尚有四節，第 2 節說明樣本與資料來源和系統流動性的衡量方法；第 3 節詳述實證結果，包括分析市場流動性變化之時間序列特性、探討系統流動性之時間

¹ 資料來源：台灣證券交易所，國際主要股市月報，2008 年 12 月。

² 資料來源：台灣證券交易所，證券統計資料年報，2008 年。

趨勢與規模效果、檢驗機構投資人持股與系統流動性關係；第 4 節是對主要實證結果進行周延性分析；第 5 節則是總結本文之結論。

2. 樣本與變數定義

本節共分成二段，第一段說明資料來源與樣本選取，第二段說明系統流動性的衡量方法。

2.1 樣本與資料來源

本文以台灣證券交易所的上市股票為研究對象，研究期間從 1982 年至 2008 年，由於實證模型必須包含落後期變數，因此，資料期間是從 1981 年至 2008 年。用於實證分析之報酬率、權益市值、成交量（金額）及機構投資人持股比例等資料，均取自台灣經濟新報資料庫（TEJ）。

研究期間各年度樣本公司的選擇程序為：首先，將各年度未完整上市一年或在該年度曾被列入全額交割的股票刪除；接著，再將各年度的日流動性變化有效觀察值未達 100 個以上的股票去除（有效觀察值的定義見下段說明）。最後，總計有 8,433 個年度-公司被列入樣本，有關各年度樣本公司數目參見本文第 3 節實證結果之表 1。

2.2 系統流動性之衡量

本文沿用 Kamara *et al.* (2008) 之股票系統流動性的衡量方法，其基本概念源於 Chordia *et al.* (2000)，亦即以個別股票流動性變化相對於整體市場流動性變化的敏感性，作為個別股票系統流動性之衡量。主要差別在於 Chordia *et al.* 是以日內資料所計算的平均報價價差、有效價差或報價深度等去衡量股票的每日流動性；而 Kamara *et al.* 則以 Amihud (2002) 提出的方法去衡量股票的每日流動性。由於該衡量只需使用日資料，所以很適合長期研究。Amihud 曾驗證其所提出的流動性衡量和 Glosten and Harris (1988) 以日內資料估計之流動性，兩者之間具有高度正相關。Hasbrouck (2002) 在比較多個日資料基礎的流動性衡量後，認定 Amihud 的流動性衡量是日資料基礎之市場微結構模型中，流動性的最佳代理變數。Lesmond (2005) 曾以包含台灣股市在內的 31 個新興市場為研究對象，探索各種流動性衡量在新興市場的適當性，結果發現就國家內分析而言，Amihud (2002) 的流動性衡量是相當適當的方法³。

Amihud (2002) 基於 Kyle (1985) 的價格衝擊 (price impact) 觀念，將個別股票的不流動性定義為每日成交金額引起的價格變化程度。其方程式如下：

$$ILLIQ_{i,d} = \frac{|r_{i,d}|}{dvol_{i,d}} \quad (1)$$

³ 本文 1982~2008 年股票樣本之全部交易日收盤價中，約僅 8.4% 達到漲停或跌停價格。

其中， $r_{i,d}$ 是 i 股票在第 d 日的報酬率 (以%為單位)； $dvol_{i,d}$ 是 i 股票在第 d 日的成交金額 (以百萬元 NT\$ 為單位)； $ILLIQ_{i,d}$ 代表 i 股票在第 d 日的流動性 (以%/每百萬元為單位)， $ILLIQ_{i,d}$ 越大代表 i 股票在第 d 日的不流動性越大，亦即流動性越小。

Kamara *et al.* (2008) 指出 $ILLIQ_{i,d}$ 為非定態 (nonstationary) 時間序列，取自然對數再一階差分後，即可轉換成定態的 (stationary) 不流動性變化 ($\Delta ILLIQ_{i,d}$) 時間序列，其方程式如下：

$$\Delta ILLIQ_{i,d} = \log \left[\frac{|r_{i,d}|}{dvol_{i,d}} / \frac{|r_{i,d-1}|}{dvol_{i,d-1}} \right] \quad (2)$$

在方程式(2)中，有效觀察值必須符合下列兩個條件：第一，個股當日與前一日成交金額必須大於 0，且個股當日與前一日報酬率必須為非 0 數值；第二，每年全體股票之 $\Delta ILLIQ_{i,d}$ 分配之左右尾各 1% 的觀察值被視為極端值 (outliers)，不列入有效觀察值。

有關整體市場日平均不流動性變化的計算是採市值加權法，其方程式如下：

$$\Delta ILLIQ_{m,d} = \sum_{i=1}^n w_{i,d} \Delta ILLIQ_{i,d} \quad (3)$$

其中， $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 代表第 d 日的市場不流動性變化； n 是第 d 日的列入樣本之全體上市公司家數； $w_{i,d}$ 為第 d 日初 (即第 $d-1$ 交易日收盤) i 股票的市值占全部股票總市值的權重。

對於個別股票系統流動性的估計，是使用 Kamara *et al.* (2008) 的作法，分別就每一年度之個別公司，以個股不流動性變化對市場不流動性變化進行迴歸。Kamara *et al.* (2008) 認為在估計個別股票系統流動性時，有關整體市場日平均不流動性變化的計算，應剔除該個別股票為宜。因此，個別股票的參數估計式之市場不流動性變化變數並不包含該個股。由於其形式與報酬率市場模式 (market model of return) 相同，故 Kamara *et al.* (2008) 將之稱為流動性市場模式 (market model of liquidity)，其方程式如下：

$$\Delta ILLIQ_{i,d} = \alpha_i + \beta_i \Delta ILLIQ_{m,d} + \varepsilon_{i,d} \quad (4)$$

迴歸模型(4)使用普通最小平方法 (OLS) 進行參數估計， β_i 的估計值就是估計年度 i 股票的系統流動性或稱流動性貝它。

3. 實證結果分析

3.1 市場流動性變化時間序列分析

首先檢定市場流動性變化 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 是否為定態序列，若 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 不是定態序列，則本文後續發現的流動性貝它之時間趨勢，可能是導因於 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 本身的時間趨勢。圖 1-A 是

1982~2008 年的每日 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 走勢，從該圖形可以發現 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 並無特定的時間趨勢。再以 Dickey and Fuller (1981) 的單根 (unit root) 檢定方法 (Augmented Dickey-Fuller test, 簡稱 ADF test) 進行檢定，令 ADF 檢定方程式包括截距項和時間趨勢項，依 Schwartz (1978) 準則決定最適落後項次，ADF 統計量為 -35.80，在 1% 顯著水準下，拒絕時間序列具有單根的虛無假說。另外，再以 Phillips and Perron (1988) 的單根檢定方法 (簡稱 PP test) 進行檢定，PP 統計量等於 -204.14，也是在 1% 顯著水準下，拒絕時間序列具有單根的虛無假說⁴。總之，這些檢定指出，每日 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 為定態序列。

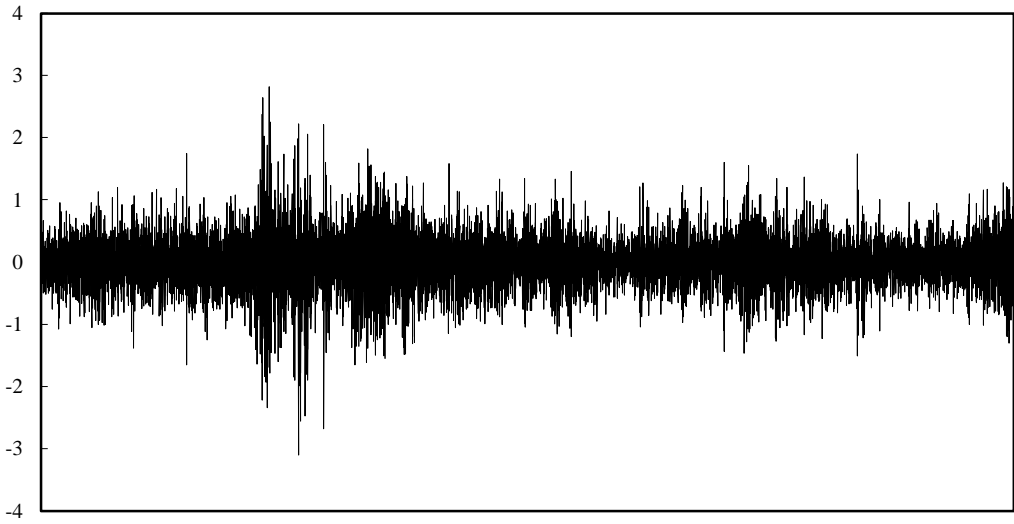
由於流動性貝它等於 $\Delta ILLIQ_{i,d}$ 和 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 共變數除以 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 變異數，所以如果 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 變異數出現特定時間趨勢，也會導致流動性貝它或是不同規模股票組合的差異，出現相反方向的時間趨勢。由於本文以年為期間估計流動性貝它，故也以年為期間計算各年的 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 之標準差，圖 1-B 即是 1982~2008 年的各年 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 標準差走勢。從該圖形可看出， $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 之標準差大致呈現下降的時間趨勢。而由隨機時間趨勢之單根檢定發現，ADF 統計量和 PP 統計量分別為 -2.825 和 -2.816，在 10% 的顯著水準下仍無法拒絕時間序列具有單根的虛無假說，這表示 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 的年標準差序列，存在隨機時間趨勢 (stochastic time trend)。因此，本文後續有關流動性貝它與機構投資人持股之時間序列關係分析時，應將 $\Delta ILLIQ_{m,d}$ 之年標準差納入模型中作為控制變數。

3.2 系統流動性估計與趨勢分析

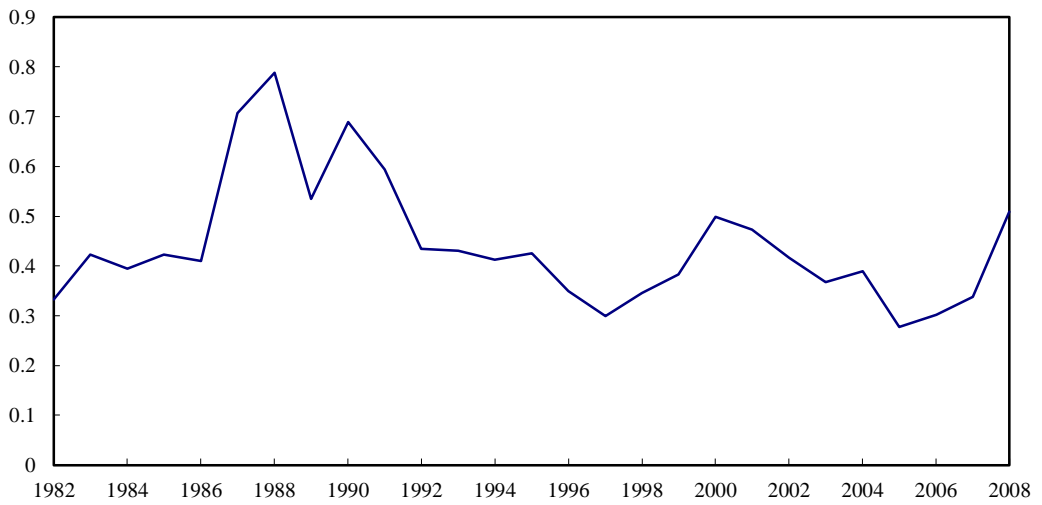
首先以方程式(4)估計個別股票在各年度的流動性貝它，然後分別就全部股票、大型股、中型股及小型股共四個樣本群，計算各年度樣本股票之流動性貝它橫斷平均數與股票檔數，並統計該年度個股流動性貝它為正數的比例，以及個股流動性貝它顯著為正數的比例 (顯著水準設定為 5%)，這些數值分別彙整於表 1 的前四部分各欄。有關股票規模的區分，是以各股票前一年底的權益市值為基準，均等劃分成大、中、小三種規模組合，每年調整一次。其次，本文依規模兩兩成對檢定規模效果，亦即檢定大、中、小三種規模組合之流動性貝它均數差。這些數據整理於表 1 之最後三欄。最後，本文計算研究期間各欄的總平均數，置於表 1 最後一列。

從表 1 可以發現，無論是全部樣本、大型股組合、中型股組合或是小型股組合，各年度平均流動性貝它皆顯著為正；又各樣本群在各年度股票流動性貝它顯著為正數的比例，絕大多數在 50% 以上，這些證據說明 TWSE 股票存在流動性之共同性。又以本文和 Kamara *et al.* (2008) 重

⁴ Dickey and Fuller (1981) 的 ADF 模式之殘差項必須是無序列相關且具同質變異；Phillips and Perron (1988) 的檢定方法，則可以對殘差項序列相關及異質變異進行修正。



A. 1982~2008 年各日市場流動性變化 ($\Delta ILLIQ_{m,d}$)



B. 1982~2008 年各年市場流動性變化標準差 ($\Delta ILLIQ_{m,d}$ 標準差)

圖 1 市場流動性及其波動趨勢

表 1 各年度流動性貝它之敘述性統計

年度	全部股票樣本				大型股樣本				中型股樣本				小型股樣本				大 - 小型股 平均數差	大 - 中型股 平均數差	中 - 小型股 平均數差
	平均數	股數	$\beta_i > 0$	$p(\beta_i) \leq 0.05$	平均數	股數	$\beta_i > 0$	$p(\beta_i) \leq 0.05$	平均數	股數	$\beta_i > 0$	$p(\beta_i) \leq 0.05$	平均數	股數	$\beta_i > 0$	$p(\beta_i) \leq 0.05$			
1982	0.67	40	98%	80%	0.59	14	92%	62%	0.70	13	100%	86%	0.72	13	100%	92%	-0.13	-0.12	-0.02
1983	0.72	53	98%	85%	0.89	17	94%	94%	0.68	18	100%	82%	0.60	18	100%	78%	0.28 ***	0.21 *	0.08
1984	0.63	44	100%	84%	0.70	14	100%	93%	0.71	15	100%	93%	0.49	15	100%	67%	0.21 **	-0.01	0.22 **
1985	0.76	44	98%	89%	0.85	14	100%	87%	0.73	15	100%	93%	0.69	15	93%	87%	0.16	0.12	0.04
1986	0.68	52	98%	83%	0.63	17	100%	71%	0.73	18	94%	89%	0.68	17	100%	88%	-0.05	-0.10	0.05
1987	0.81	56	100%	98%	0.83	19	100%	100%	0.90	18	100%	100%	0.72	19	100%	95%	0.11	-0.07	0.17 **
1988	0.72	78	100%	97%	0.80	26	100%	100%	0.75	26	100%	96%	0.59	26	100%	96%	0.20 ***	0.04	0.16 ***
1989	0.76	111	100%	99%	0.88	37	100%	100%	0.80	37	100%	100%	0.59	37	100%	97%	0.29 ***	0.08 **	0.20 ***
1990	0.85	133	100%	100%	0.97	44	100%	100%	0.85	45	100%	100%	0.74	44	100%	100%	0.23 ***	0.12 ***	0.11 ***
1991	0.92	179	100%	99%	0.95	60	100%	98%	0.92	59	100%	100%	0.89	60	100%	100%	0.06 *	0.04	0.03
1992	0.93	202	100%	99%	0.95	67	100%	99%	0.96	68	100%	100%	0.89	67	100%	99%	0.06	0.00	0.07 *
1993	0.82	234	100%	97%	0.91	78	100%	99%	0.82	78	100%	99%	0.74	78	100%	92%	0.17 ***	0.09 **	0.08 **
1994	0.65	261	98%	90%	0.82	87	100%	97%	0.64	87	99%	91%	0.49	87	95%	82%	0.32 ***	0.18 ***	0.14 ***
1995	0.77	296	99%	91%	0.93	99	100%	96%	0.76	98	99%	90%	0.63	99	99%	88%	0.29 ***	0.17 ***	0.12 ***
1996	0.61	332	97%	77%	0.80	111	98%	89%	0.57	110	99%	74%	0.46	111	95%	68%	0.34 ***	0.23 ***	0.11 ***
1997	0.75	367	98%	82%	0.90	122	100%	96%	0.77	123	99%	85%	0.58	122	95%	66%	0.32 ***	0.14 ***	0.18 ***
1998	0.72	384	97%	82%	0.91	128	99%	94%	0.70	128	97%	85%	0.54	128	95%	68%	0.36 ***	0.20 ***	0.16 ***
1999	0.58	399	97%	74%	0.76	133	99%	86%	0.52	133	95%	72%	0.46	133	97%	62%	0.30 ***	0.24 ***	0.07 **
2000	0.63	412	98%	84%	0.82	137	99%	97%	0.60	138	99%	86%	0.45	137	97%	70%	0.37 ***	0.22 ***	0.15 ***
2001	0.60	467	96%	77%	0.74	156	98%	90%	0.61	155	96%	77%	0.46	156	94%	64%	0.28 ***	0.13 ***	0.15 ***
2002	0.62	517	95%	68%	0.83	172	98%	86%	0.65	173	98%	69%	0.38	172	88%	50%	0.46 ***	0.18 ***	0.27 ***
2003	0.59	582	94%	70%	0.79	194	99%	87%	0.57	194	95%	73%	0.41	194	88%	51%	0.37 ***	0.21 ***	0.16 ***
2004	0.73	627	98%	83%	0.87	209	100%	91%	0.74	209	98%	86%	0.57	209	97%	73%	0.30 ***	0.12 ***	0.18 ***
2005	0.49	642	88%	44%	0.61	214	93%	58%	0.49	214	87%	42%	0.38	214	84%	31%	0.24 ***	0.13 ***	0.11 ***
2006	0.56	633	94%	55%	0.70	211	97%	71%	0.55	211	95%	56%	0.43	211	90%	38%	0.27 ***	0.15 ***	0.12 ***
2007	0.57	634	97%	65%	0.69	211	99%	77%	0.57	212	99%	69%	0.45	211	95%	49%	0.23 ***	0.12 ***	0.12 ***
2008	0.72	654	99%	90%	0.89	218	100%	96%	0.73	218	100%	95%	0.53	218	96%	79%	0.36 ***	0.16 ***	0.20 ***
1982~2008	0.66	8433	97%	77%	0.81	2809	98%	87%	0.66	2813	97%	78%	0.51	2811	94%	65%	0.29 ***	0.15 ***	0.14 ***

註： $\beta_i > 0$ 表示特定年度的流動性貝它估計值為正數的股票數目，占全體樣本的比例。 $p(\beta_i)$ 表示特定年度的流動性貝它估計值為正數且統計量之 p 值小於等於 5% 的股票數目，占全體樣本的比例。***, **, * 分別表示在 1%, 5%, 10% 水準下達到統計顯著。

疊之研究期間(即 1982~2005 年)分析發現,除 2005 年外,其它各年 TWSE 股票的平均流動性貝它皆大於 NYSE 股票⁵,這表示台灣證券交易所的系統流動性顯著大於紐約證券交易所與美國證券交易所。此外,從表 1 最後三欄之大小股組合、大中型股組合及中小型股組合等之流動性貝它均數差與 t 檢定結果可發現,研究期間各年度之大型股的流動性貝它均顯著大於小型股與中型股,而中型股的流動性貝它又大於小型股,此種股票權益市值與系統流動性呈正向關係的規模效果,也與 Kamara *et al.* (2008) 的研究發現一致。

為更清楚呈現台灣上市公司流動性貝它的時間趨勢,本文再將全部股票、大型股與小型股之流動性貝它,及大小股之流動性貝它差異繪製成圖 2。從該圖形可看出,在研究期間中,全部股票、大型股與小型股組合的流動性貝它,大致上呈現遞減的長期趨勢。然而,大型股組合的流動性貝它下降幅度較小於小型股組合,因此,使得兩者之流動性貝它差異,呈現隨時間經過而逐漸擴大的發散現象。

又為避免發生 Granger and Newbold (1974) 所提出非定態變數之間,可能會出現虛假迴歸 (spurious regression) 的問題,乃進行單根檢定以確保其為定態序列。因此,對圖 2 之各股票樣本流動性貝它和流動性貝它差異的時間趨勢進行正式檢驗,本文利用 ADF 檢定和 PP 檢定,檢定各序列是否具隨機時間趨勢 (stochastic time trend)。從表 2 的 Panel A 可以發現,除了小型股樣本的流動性貝它序列具有單根現象外,其他樣本組合之流動性貝它序列均拒絕具有單根的虛無假說。至於大小股樣本之流動性貝它差異,檢定結果亦發現為定態時間序列。

上述檢定結果顯示除了小型股樣本的流動性貝它外,其他序列皆不具隨機時間趨勢效果,因此本文再檢定各時間序列是否具有固定時間趨勢 (deterministic time trend)。迴歸模型的應變數為各樣本之流動性貝它及其差異,自變數則為時間,以普通最小平方法進行參數估計,並利用 Newey and West (1987) 提出的 Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance (HAC) 對 t 統計量之標準誤調整殘差項之自相關與異質性。從表 2 Panel B 之固定時間趨勢檢定結果可以發現,除大型股呈現負向不顯著之外,全部股票樣本、中型股及小型股樣本的流動性貝它均呈現顯著為負的時間趨勢。與 Kamara *et al.* (2008) 的 NYSE/AMEX 證據比較,兩個市場的小型股之流動性貝它都是負向時間趨勢,而大型股之流動性貝它時間趨勢,在 NYSE/AMEX 是上升,在 TWSE 卻是下降。雖然如此,但因 TWSE 的大型股流動性貝它的下降幅度小於小型股,故大小股組合之流動性貝它差異呈現顯著為正的時間趨勢。換言之, TWSE 的大型股與小型股流動性貝它隨時間經過而發散的現象,是與 Kamara *et al.* (2008) 的 NYSE 證據相似。

⁵ 此期間 TWSE 的平均流動性貝它為 0.709, NYSE 為 0.48, 等平均數檢定之 t 值等於 8.892。

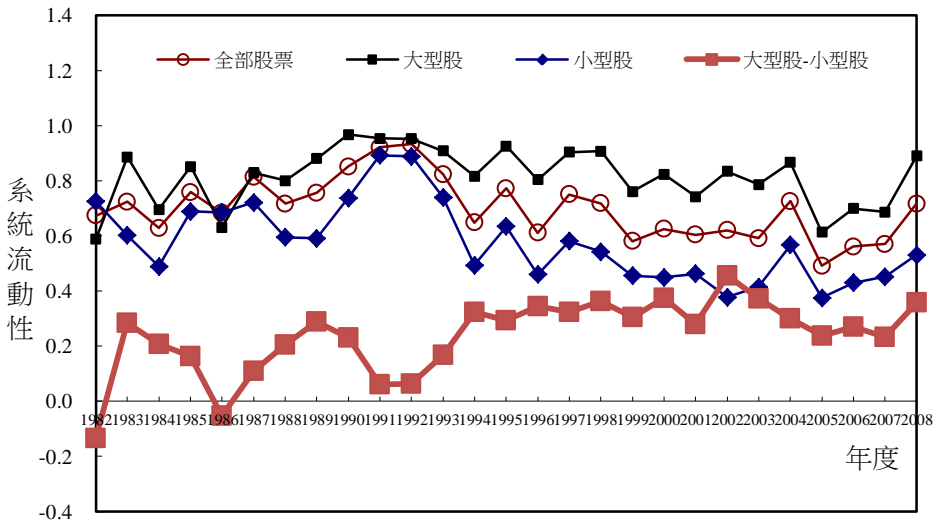


圖 2 系統流動性之時間趨勢

表 2 系統流動性之時間趨勢檢定

Panel A: 隨機時間趨勢檢定		
股票組合	ADF	PP
全部股票	-2.762 *	-2.760 *
大型股	-4.680 ***	-4.730 ***
中型股	-2.781 *	-2.756 *
小型股	-2.362	-2.362
大型股-小型股	-3.926 ***	-3.948 ***
Panel B: 固定時間趨勢檢定		
股票組合	η	θ
全部股票	0.786 *** [15.138]	-0.007 ** [-2.426]
大型股	0.825 *** [14.906]	-0.001 [-0.235]
中型股	0.809 *** [14.869]	-0.008 ** [-2.738]
小型股	0.723 *** [12.592]	-0.011 *** [-3.933]
大型股-小型股	0.102 ** [2.290]	0.010 *** [3.496]

註：觀察期間為 1982~2008 年，觀察單位為年度；ADF 表示 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定，PP 為 Phillips and Perron 單根檢定。固定時間趨勢方程式 $\beta_t = \eta + \theta t + \varepsilon_t$ 。中括弧內數字為 t 統計量，其標準誤是以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。***, **, * 分別表示在 1%, 5%, 10% 水準下達到統計顯著。

3.3 系統流動性與機構投資人持股關係分析

為瞭解機構投資人持股與股票系統流動性關係，本節首先以個別股票為分析單位，透過各類型機構投資人之單變量或涵蓋所有類型機構投資人之多變量分析，並結合控制時間與公司的固定效果模型，檢定機構投資人持股與系統流動性之橫斷關係。接著以股票組合為分析單位，檢定大小型股組合的機構投資人持股差異與系統流動性差異之時間序列關係。以下詳述此兩項檢定之結果。

3.3.1 系統流動性與機構投資人持股之橫斷關係

由於經濟新報資料庫在 1990 年以前，只提供個股之外資持股資料，從 1990 年起才將外資持股區分為外資個人、外資投信基金與其它外資機構持股。所以本文在 1982~2008 年觀察期間，使用的機構投資人持股變數分別為：本國投信基金持股、非投信基金之其它本國機構持股、本國機構持股、外資持股；在 1991~2008 年觀察期間，使用的機構投資人持股變數分別為：本國投信基金持股、非投信基金之其它本國機構持股、本國機構持股、外資持股、外資投信基金持股、非投信基金之其它外資機構持股、外資機構持股、投信基金持股、非投信基金之其它機構持股、全體機構持股。

表 3 是各股票樣本之不同類型機構投資人之平均持股比例，其中 Panel A 的觀察期間是 1982~2008 年，Panel B 的觀察期間是 1991~2008 年，兩者之觀察單位為年度-股票。從第 5 欄的大小規模股票持股比例差異與 t 檢定可以發現，在 1% 的顯著水準下，不論是何種類型的機構投資人持股比例，大型股都是顯著大於小型股。此結果顯示，就大型股與小型股之選擇，台灣股市之機構投資人傾向持有市值規模較大的股票，這與 Kamara *et al.* (2008) 的推論一致。為檢驗不同類型機構投資人持股對個股流動性貝它之影響，本文應用 Kamara *et al.* (2008) 的研究方法，設定下列控制時間與橫斷之固定效果模式 (fixed effects model)。由於表 1 顯示流動性貝它與市值規模呈顯著正向關係，因此，亦納入股票市值規模 (Size) 作為控制變數。

$$\beta_{i,t} = \lambda IO_{i,t-1} + \gamma \ln(\text{Size}_{i,t-1}) + \sum_{t=1}^m \kappa_t \text{Year}_t + \sum_{i=1}^f \omega_i \text{Firm}_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中， $\beta_{i,t}$ 為 i 股票在第 t 年流動性貝它； $IO_{i,t-1}$ 為 i 股票在第 t-1 年底單一類型或涵蓋不同類型的機構投資人持股比例，即 i 股票之不同類型機構投資人持股數除以 i 股票流通在外的總股數； $\ln(\text{Size}_{i,t-1})$ 為 i 股票在第 t-1 年底的權益市值之自然對數值； Year_t 是年度虛擬變數，所屬年度為 1，否則為 0，年度虛擬變數以第一年為基期，所以從第二年起才包括於模式中，在 1982~2008 年研究期間，共計 27 年， $m = 26$ ，而在 1991~2008 研究期間，共計 18 年， $m = 17$ ； Firm_i 是公司虛擬變數，所屬公司為 1，否則為 0，由於模型不包含截距項，故所有公司虛擬變數均包括於模式中，本研究取樣共計 839 家公司，故 $f = 839$ ； $\varepsilon_{i,t}$ 為隨機誤差項。

表 3 各股票樣本之不同類型機構投資人之平均持股比例

各類型機構投資人持股變數	全部股票樣本 平均數 (%)	大型股樣本 平均數 (%)	小型股樣本 平均數 (%)	大型股-小型股 平均數 (%)	t 統計量
Panel A: 觀察期間1982~2008年					
本國投信基金持股	1.15	1.43	0.57	0.87	3.94 ***
非投信基金之其它本國機構持股	38.60	33.98	19.94	14.04	10.80 ***
本國機構持股	39.75	35.41	20.50	14.91	11.69 ***
外資持股	10.92	10.93	4.31	6.62	8.01 ***
Panel B: 觀察期間1991~2008年					
本國投信基金持股	1.34	2.07	0.80	1.27	7.59 ***
非投信基金之其它本國機構持股	34.60	32.98	20.90	12.09	8.93 ***
本國機構持股	35.94	35.05	21.70	13.36	10.16 ***
外資持股	12.07	10.92	3.89	7.03	6.45 ***
外資投信基金持股	4.41	3.72	0.52	3.20	4.08 ***
非投信基金之其它外資機構持股	6.47	5.82	2.01	3.82	8.61 ***
外資機構持股	10.87	9.55	2.53	7.02	5.82 ***
投信基金持股	5.75	5.79	1.32	4.47	5.10 ***
非投信基金之其它機構持股	41.07	38.76	22.89	15.87	10.48 ***
全體機構持股	46.82	44.55	24.21	20.34	10.14 ***

註：*** 代表在 1% 顯著水準下達到顯著。

方程式(5)之參數估計方法是採普通最小平方法 (OLS)，各估計係數檢定的 t 統計量之標準誤皆以 White (1980) 的 Heteroskedasticity Consistent Covariance (HCC) 方法調整殘差項之異質性。

表 4 的 Panel A 是方程式(5)在觀察期間 1982~2008 年的參數估計結果，Panel B 則是方程式(5)在觀察期間 1991~2008 年的參數估計結果，觀察單位皆為年度-股票。基於篇幅與重要性考量，有關時間固定效果與公司固定效果的年度與公司虛擬變數之係數估計結果均予以省略。

首先，在表 4 的 16 個模型中，規模變數的係數均為正，且 t 統計量之 p 值皆小於 1% 的顯著水準，這表示市值越大的股票，其流動性貝它越大。此項實證發現與表 1 的結果一致，換言之，不論是以個別股票或是投資組合進行分析，股票市值與系統流動性都呈現顯著的正向關係。

接著，從表 4 Panel A 與 Panel B 的模型 1 可發現，在 1% 顯著水準下，本國投信基金持股變數的係數皆顯著為正，這表示本國投信基金持股越高的股票，其流動性貝它越大⁶。此項結果與 Kamara *et al.* (2008) 的 NYSE 證據相似，他們發現投資公司和獨立投資顧問持股較高的股票具有較大的流動性貝它。當然，這兩項證據在比較時必須注意，Kamara *et al.* (2008) 的研究並未將基金持股區分成國內或國外基金持股。

⁶ 雖然從表 3 可看出本國信託基金平均持股比例很低，然而其在個股之持股比例有很大差異，就本文之全體樣本股票而言，本國信託基金持股比例之變異係數為 2.19，外資持股比例之變異係數為 1.57，這可能是本國信託基金持股比例雖低，但仍對系統流動性具顯著影響。

表 4 個股之流動性貝它與機構投資人持股之橫斷關係

Panel A: 觀察期間1982~2008年											
	模式1	模式2	模式3	模式4	模式5						
IO	0.341 *** [2.69]				0.324 ** [2.54]						
本國投信基金持股											
非投信基金之其它本國機構持股		-0.130 * [-1.81]			-0.065 [-1.43]						
本國機構持股			-0.043 [-0.96]								
外資持股				-0.063 [-1.31]	-0.092 * [-1.81]						
ln(Size) 規模	0.111 *** [14.35]	0.118 *** [14.70]	0.094 *** [14.35]	0.096 *** [14.32]	0.114 *** [14.48]						
Adjusted R-squared	0.3926	0.3968	0.3873	0.3873	0.3930						
Panel B: 觀察期間1991~2008年											
	模式1	模式2	模式3	模式4	模式5	模式6	模式7	模式8	模式9	模式10	模式11
IO	0.342 *** [2.66]										0.321 ** [2.48]
本國投信基金持股											-0.076 [-1.57]
非投信基金之其它本國機構持股		-0.060 [-1.28]									
本國機構持股			-0.027 [-0.58]								
外資持股				-0.077 [-1.44]							
外資投信基金持股					-0.109 [-1.28]						-0.137 [-1.56]
非投信基金之其它外資機構持股						-0.130 * [-1.81]					-0.150 ** [-2.03]
外資機構持股							-0.126 ** [-2.26]				
投信基金持股								0.010 [0.14]			
非投信基金之其它機構持股									-0.084 * [-1.87]		
全體機構持股										-0.071 * [-1.74]	
ln(Size) 規模	0.113 *** [13.81]	0.116 *** [14.70]	0.116 *** [14.73]	0.119 *** [14.73]	0.119 *** [14.82]	0.118 *** [14.70]	0.120 *** [14.91]	0.116 *** [14.26]	0.117 *** [14.74]	0.119 *** [14.82]	0.118 *** [14.10]
Adjusted R-squared	0.3973	0.3968	0.3967	0.3968	0.3968	0.3968	0.3970	0.3966	0.3971	0.3970	0.3978

註：迴歸模型為方程式(5): $\beta_{i,t} = c + \lambda IO_{i,t-1} + \gamma \ln(Size_{i,t-1}) + \pi StdvRet_{i,t-1} + \sum_{i=1}^m \kappa_i Year_i + \sum_{i=1}^f \omega_i Firm_i + \varepsilon_{i,t}$, $\beta_{i,t}$ 為 i 股票在 t 年平均流動性貝它; $IO_{i,t}$ 代表 i 股票在 t 年底單一類型或

涵蓋不同類型機構投資人持股比例, $\ln(Size_{i,t})$ 為 t 年底 i 股票的權益市值之自然對數值; $Year_i$ 是年度虛擬變數; $Firm_i$ 是公司虛擬變數, 年度和公司虛擬變數的參數估計結果省略不報導; $\varepsilon_{i,t}$ 為隨機誤差項。中括弧內數字為 t 統計量, 其標準誤以 White (1980) 的 HCC 方法調整。***, **, * 分別表示在 1%, 5%, 10% 水準下達到統計顯著。

對於在新興市場中經常引人關注的外資或外資機構持股，從表 4 Panel A 和 Panel B 的模型 4 可發現，外資持股之係數為負但並未具統計顯著性，表 4 Panel B 的模型 5 外資投信基金持股變數之係數也呈現類似結果；而模型 6 非投信基金之其它外資機構持股則在 10% 的顯著水準下，係數顯著為負數。至於外資機構持股變數，由模型 7 可以看出，在 5% 的顯著水準下，外資機構持股之係數顯著為負。由上述實證結果可知，並無證據支持外資或外資機構持股增加，會導致股票的流動性貝它提高，相反地，本文的證據顯示，整體外資機構持股增加有助於降低股票的流動性貝它。換言之，上述證據顯示，相對於本國投信基金，外資機構並非交易頻繁的短線投機者，而應該是較偏向為長期投資者⁷。

最後，從表 4 Panel B 的模型 10 可發現，在 10% 的顯著水準下，全體機構持股與流動性貝它具顯著負向關係，此結果與 Kamara *et al.* (2008) 的 NYSE 證據相反。其主要原因是，在前述實證結果中，只有本國投信基金持股對流動性貝它有正向影響，而其它類型機構持股對流動性貝它的影響則為負向，但從表 3 可以發現，在研究期間中，TWSE 的本國投信基金持股比例佔全體機構持股比例很小，故其影響力很小，遂導致全體機構投資人持股與流動性貝它呈負向關係。

最後本文將各種類型的機構投資人均納入迴歸模型去進行多變量分析，結果發現表 4 Panel A 的模型 5 與 Panel B 的模型 11，仍然顯示本國投信基金持股變數在 5% 水準下，係數顯著為正。至於外資部份，Panel A 的模型 5 之外資持股變數在 10% 水準下，係數顯著為負；而 Panel B 的模型 11 之外資投信基金持股變數與非投信基金之其它外資機構持股，兩者係數均為負數，但前者不顯著，而後者在 5% 水準下，顯著為負。這些數據與前述結果相一致。

3.3.2 大小型股之系統流動性差異與機構投資人持股差異時間序列關係

為了檢驗機構投資人持股差異與大小型股組合之流動性貝它差異之時間序列關係，本文設定下列迴歸模式：

$$\beta_{L,t} - \beta_{S,t} = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 (IO_{L,t-1} - IO_{S,t-1}) + \delta_3 (Size_{L,t-1} - Size_{S,t-1}) + \delta_4 StdvML_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中，下標 L 和 S 分別代表大型股與小型股組合； $\beta_{i,t}$ 代表 i 股票組合在第 t 年的流動性貝它； $IO_{i,t-1}$ 代表 i 股票組合在第 $t-1$ 年底各類型機構投資人持股比例； $Size_{i,t-1}$ 代表 i 股票組合在第 $t-1$ 年底股票市值，因為在研究期間中，大小型股組合之市值差異 ($Size_{L,t-1} - Size_{S,t-1}$) 之時間

⁷ Atkins and Dyl (1997) 指出週轉率越高的股票，代表投資人持有該股票的期間越短。本文以 1982 年~2008 年全體股票樣本之流動性貝它與股票週轉率相關係數為 0.167 (t 值=15.60***)。又本文將表 4 Panel A 的模式 5 和 Panel B 的模式 11 之應變數改以個股週轉率代入，參數估計結果發現外資機構持股比例係數顯著為負，這顯示外資機構持股比例越高的股票，其週轉率越小，投資人平均持有期間越長。

序列已呈現常態分配，故未如同方程式(5)一般去進行自然對數轉換⁸； $StdvML_t$ 代表第t年之市場流動性變化 ($\Delta ILLIQ_{m,d}$) 之標準差，在模型中加入此變數主要是控制市場流動性變化之標準差在研究期間中呈現下降的隨機時間趨勢 (見圖 1-B)； ε_t 為隨機誤差項。

方程式(6)之參數估計方法採普通最小平方法 (OLS)，各估計係數檢定的t統計量之標準誤，均採用 Newey and West (1987) 的 HAC 方法加以調整。如前文所述，受限於經濟新報資料庫有關外資持股資料細項之提供，此處亦分別就 1982~2008 年和 1991~2008 年兩段觀察期間對方程式(6)進行參數估計，表 5 即是參數估計結果之彙整。

從表 5 兩個不同的觀察期間 Panel A 和 Panel B 的模型 1 可以發現，至少在 10% 顯著水準下，本國投信基金持股差異的係數顯著為正。這表示隨著時間經過，當大小型股的本國投信基金持股比例差異增加時，流動性貝它差異也會隨之擴大。又從表 5 的其它模型可以發現，除了本國投信基金持股差異之外，其它各類型之機構持股比率差異的係數皆為負數，且在 Panel B 的各模型均能達到 5% 水準的統計顯著性。這表示隨著時間經過，非本國投信基金之其它類型機構持股差異增加，並不會使大小型股之流動性貝它差異擴大，甚至於在多數時候反而能使流動性貝它差異縮小。總之，此段之流動性貝它差異與機構持股之時間序列關係分析，再次顯示本國投信基金比較會隨著股市變化而頻繁進出，而外資与其它非本國投信基金之機構，則偏向採用較長期之投資策略。

此外，從表 5 各模型之時間趨勢 (t) 係數檢定，也可以看出本國投信基金對於流動性貝它差異擴散的解釋能力。在表 2 Panel B 的固定時間趨勢檢定中已知大小型股流動性貝它差異的時間趨勢顯著為正，然而在表 5 中可以發現，凡是包含本國投信基金的機構持股模型 (包括模型 1, 3, 8, 10)，其時間趨勢之係數皆不顯著，這顯示本國投信基金持股差異對於流動性差異時間趨勢，具有一定程度之解釋能力。

4. 周延性分析

為瞭解前述實證結果是否具一定程度之周延性 (robustness)，本文再進行四項檢定，第一是以隨時間變化之條件流動性貝它 (conditional liquidity beta) 取代前述固定之流動性貝它；第二是估計個股年系統流動性時，市值加權平均市場流動性貝它包含該個股；第三是估計個股年系統流動性時，以均權平均替換市值加權平均之市場流動性變化，並剔除該個股；第四是將研究變數由流動性貝它改成系統流動性變異比例。茲將周延性分析之內容詳細說明如后。

⁸ 本文發現在 1982~2008 年研究期間，規模差異 ($Size_L - Size_S$) 序列之分配無法拒絕虛無假設為常態分配，常態性檢定之 Jarque-Bera 統計量等於 0.681，p 值等於 0.712；而取自然對數後，Jarque-Bera 統計量等於 8.141，p 值等於 0.017，反而會拒絕常態分配。

表 5 大小型股之流動性貝它差異與機構投資人持股差異時間序列關係

Panel A: 觀察期間1982~2008年		模式1	模式2	模式3	模式4	
<i>Intercept</i>	截距項	0.063 [0.61]	0.156 [0.79]	0.145 [0.73]	0.107 [1.06]	
<i>t</i>	時間趨勢	0.002 [0.37]	0.006 [0.75]	0.007 [0.91]	0.010 * [1.92]	
	本國投信基金持股差異	6.556 * [1.89]				
	非投信基金之其它本國機構持股差異		-0.312 [-0.45]			
<i>IO_L-IO_S</i>	本國機構持股差異			-0.248 [-0.35]		
	外資持股差異				-0.483 [-0.62]	
<i>Size_L-Size_S</i>	規模差異	1.4E-06 [1.40]	1.4E-06 [0.92]	1.3E-06 [0.86]	8.3E-07 [0.79]	
<i>StdvML</i>	市場流動性波動	0.099 [0.54]	0.018 [0.09]	0.019 [0.09]	0.058 [0.31]	
Adjusted R-squared		0.3458	0.3000	0.2955	0.3084	
Panel B: 觀察期間1991~2008年		模式1	模式2	模式3	模式4	模式5
<i>Intercept</i>	截距項	0.136 [0.98]	0.569 *** [3.54]	0.571 *** [3.72]	0.199 [1.43]	0.121 [0.93]
<i>t</i>	時間趨勢	-0.006 [-1.22]	-0.007 [-1.06]	-0.004 [-0.68]	0.028 *** [3.67]	0.024 ** [2.96]
	本國投信基金持股差異	9.713 ** [2.65]				
	非投信基金之其它本國機構持股差異		-1.575 *** [-3.88]			
<i>IO_L-IO_S</i>	本國機構持股差異			-1.482 *** [-3.74]		
	外資持股差異				-3.480 *** [-5.00]	
	外資投信基金持股差異					-4.940 *** [-4.51]
<i>Size_L-Size_S</i>	規模差異	1.8E-06 [1.08]	1.8E-06 [1.20]	1.5E-06 [0.98]	3.3E-06 *** [4.83]	3.8E-06 *** [4.15]
<i>StdvML</i>	市場流動性波動	-0.013 [-0.04]	-0.293 [-0.92]	-0.312 [-0.99]	-0.242 [-0.82]	-0.235 [-0.88]
Adjusted R-squared		0.3032	0.3776	0.3083	0.5430	0.4820
		模式6	模式7	模式8	模式9	模式10
<i>Intercept</i>	截距項	0.326 ** [2.38]	0.197 [1.51]	0.207 [1.45]	0.572 *** [3.52]	0.490 *** [3.27]
<i>t</i>	時間趨勢	0.022 ** [2.78]	0.025 *** [3.29]	0.024 [1.70]	-0.003 [-0.52]	0.005 [0.85]
	非投信基金之其它外資機構持股差異	-7.163 *** [-3.32]				
	外資機構持股差異		-3.326 *** [-4.53]			
<i>IO_L-IO_S</i>	投信基金持股差異			-3.633 ** [-2.18]		
	非投信基金之其它機構持股差異				-1.552 *** [-3.66]	
	全體機構持股差異					-1.236 *** [-3.54]
<i>Size_L-Size_S</i>	規模差異	1.8E-06 [1.31]	3.3E-06 *** [3.57]	2.5E-06 * [2.10]	2.0E-06 [1.47]	2.3E-06 * [1.97]
<i>StdvML</i>	市場流動性波動	-0.168 [-0.51]	-0.212 [-0.76]	-0.282 [-0.98]	-0.275 [-0.91]	-0.290 [-1.00]
Adjusted R-squared		0.4152	0.5177	0.2389	0.4655	0.4523

註：迴歸模型為方程式(6): $\beta_{L,t} - \beta_{S,t} = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 (IO_{L,t-1} - IO_{S,t-1}) + \delta_3 (Size_{L,t-1} - Size_{S,t-1}) + \delta_4 StdvML_t + \epsilon_t$ ，下標 L 和 S 分別代表大型股與小型股組合， $\beta_{i,t}$ 代表 i 股票組合在第 t 年的系統流動性， $IO_{i,t-1}$ 代表 i 股票組合在第 t-1 年底各類型機構投資人持股比例， $Size_{i,t-1}$ 代表 i 股票組合在第 t-1 年底股票市值， $StdvML_t$ 代表第 t 年之市場流動性變化之標準差。中括弧內數字為 t 統計量，標準差以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。***, **, * 分別表示在 1%，5%，10% 水準下達到統計顯著。

4.1 條件系統流動性分析

Kamara *et al.* (2008) 發現個別股票的系統流動性，會受前期市場價格波動性、市場報酬率及市場流動性變化的影響，換言之，隨著這些因素變化，流動性貝它也呈現隨時間變化之特性。

Kamara *et al.* (2008) 建立下列模型對條件流動性貝它進行估計：

$$\Delta ILLIQ_{i,d} = \alpha + \beta_1 \Delta ILLIQ_{m,d} + (\beta_2 \sigma_{m,d-1} + \beta_3 Ret_{m,d-1} + \beta_4 \Delta ILLIQ_{m,d-1}) \times \Delta ILLIQ_{m,d} + \varepsilon_{i,d} \quad (7)$$

其中， $Ret_{m,d}$ 代表第 d 日的市場報酬率； $\sigma_{m,d}$ 代表第 d 日的市場價格波動性，其估計方法採用與 Schwert (1990) 相似的方法，以市場報酬率為應變數對週天虛擬變數和市場報酬率落後項進行迴歸，其方程式如下：

$$Ret_{m,d} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i D_{i,d} + \sum_{j=1}^{14} \lambda_j Ret_{m,d-j} + u_{m,d} \quad (8)$$

其中， $D_1 \sim D_4$ 代表交易日為週一至週四的虛擬變數，週五或週六為基期反應於截距項（在研究期間中 TWSE 的交易日曾經包括週六）。依 Akaike (1973) 的資訊準則 (Akaike information criterion, AIC)，決定 14 期報酬率落後項。以普通最小平方法進行參數估計，所獲得之殘差項再取絕對值，即成為市場價格波動性之時間序列 $\sigma_{m,d}$ 。

關於條件流動性貝它的計算方式如下：首先，針對每年度之個別股票，就方程式(7)以普通最小平方法 (OLS) 進行參數估計；接著將該年度之日資料 ($\sigma_{m,d-1}$, $Ret_{m,d-1}$, $\Delta ILLIQ_{m,d-1}$) 進行簡單平均，獲致該年度之年資料 ($\sigma_{m,y}$, $Ret_{m,y}$, $\Delta ILLIQ_{m,y}$)，再代回方程式(7)，並與各自參數估計值相乘，然後加總自變數 $\Delta ILLIQ_{m,d-1}$ 所有係數，亦即 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \sigma_{m,y} + \hat{\beta}_3 Ret_{m,y} + \hat{\beta}_4 \Delta ILLIQ_{m,y}$ ，便可算出 i 股票在該年度之平均條件流動性貝它。

在 1982~2008 年的研究期間中，共計有 8,433 個年度-股票觀察值，故對方程式(7)進行 8,433 次參數估計，表 6 Panel A 即是這些迴歸式的係數平均值，以及利用這些係數所計算而得的 t 統計量，其中 t 統計量之標準誤是利用 White (1980) 的 HCC 方法調整殘差項之異質性。從 Panel A 發現， $\sigma_{m,d-1}$ 的係數之平均值在 1% 水準下顯著為正，這表示前期市場價格波動性提高，會導致股票的流動性貝它變大。 $Ret_{m,d-1}$ 的係數之平均值是在 1% 水準下顯著為負，這表示當市場價格下跌，會使股票的流動性貝它提高。至於 $\Delta ILLIQ_{m,d-1}$ 的係數平均值則未達統計顯著性。總之，上述證據顯示，流動性貝它的確存在隨時間變化的特性。

Panel B 是三種規模股票組合在 1982~2008 年期間，其組合內之所有年度-股票觀察值的平均條件流動性貝它，從這些數字可以發現，條件流動性貝它也存在規模效果， t 檢定顯示，大型股組合的條件流動性貝它顯著大於小型股組合。Panel C 是三種規模股票組合的條件流動性貝它及

表 6 條件流動性貝它分析

Panel A：條件流動性Beta估計					
	α	β_1	β_2	β_3	β_4
平均係數	0.008 ***	0.587 ***	0.046 ***	-0.017 ***	-0.004
t統計量	[14.909]	[114.920]	[15.007]	[-10.827]	[-0.460]
Panel B：不同規模股票組合之條件流動性Beta比較					
	大型股	中型股	小型股	大型股-小型股	
平均條件流動性Beta	0.780	0.634	0.493	0.286 ***	
t統計量	[30.855]				
Panel C：條件流動性Beta時間趨勢 ($\beta_t = \eta + \theta t + \varepsilon_t$)					
	大型股	中型股	小型股	大型股-小型股	
η	0.881 ***	0.886 ***	0.780 ***	0.101	
	[9.498]	[14.335]	[9.117]	[1.536]	
θ	-0.005	-0.013 ***	-0.015 ***	0.010 **	
	[-1.011]	[-3.831]	[-3.552]	[2.511]	
Panel D：條件流動性Beta差異與機構持股差異關係					
	模式1	模式2	模式3	模式4	模式5
<i>Intercept</i> 截距項	0.107	0.084	0.532 ***	0.162	0.455 ***
	[0.780]	[0.669]	[3.345]	[1.260]	[3.078]
<i>t</i> 時間趨勢	-0.007	0.023 ***	-0.004	0.024 ***	0.003
	[-1.253]	[3.278]	[-0.777]	[3.632]	[0.673]
本國投信基金持股差異	9.418 **				[2.460]
外國投信基金持股差異		-5.079 ***			[-5.028]
$IO_L - IO_S$ 非投信基金之其它機構持股差異			-1.518 ***		[-3.827]
外資機構持股差異				-3.396 ***	[-5.021]
全體機構持股差異					-1.226 ***
					[-3.708]
$Size_L - Size_S$ 規模差異	2.11E-06	4.29E-06 ***	2.31E-06 *	3.74E-06 ***	2.71E-06 **
	[1.244]	[6.695]	[1.969]	[6.040]	[2.790]
<i>StdvML</i> 市場流動性波動	0.033	-0.185	-0.221	-0.161	-0.238
	[0.090]	[-0.694]	[-0.727]	[-0.586]	[-0.819]
Adjusted R-squared	0.273	0.513	0.444	0.545	0.444

註：Panel A, B 之觀察期間為 1982~2008 年，觀察單位為年度-股票；Panel C 之觀察期間為 1982~2008 年，觀察單位為年度；Panel D 之觀察期間為 1991~2008 年；觀察單位為年度。Panel A 之條件流動性貝它是以方程式(7)進行估計。Panel D 之條件流動性貝它差異與機構持股差異時間序列關係，則是以方程式(6)進行參數估計。中括弧內數字為 t 統計量，Panel A 的 t 統計量之標準差以 White (1980) 的 HCC 方法調整；Panel C, D 的 t 值統計量之標準差以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。***, **, * 分別表示在 1%，5%，10% 水準下達到統計顯著。

其差異之時間趨勢分析，觀察期間為 1982~2008 年。從參數估計與檢定結果顯示，三種規模的股票投資組合的條件流動性貝它皆隨時間變動而遞減，又大型股投資組合的條件流動性貝它跌幅較小，而小型股投資組合的條件流動性貝它跌幅較大，遂使得兩者之差異隨時間呈現發散現象。這些發現與前一節之非條件流動性貝它分析結果相似。

最後，Panel D 報導不同類型機構投資人持股差異與大小規模股票組合之條件流動性貝它差異之時間序列關係，觀察期間為 1991~2008 年。實證結果與表 5 的 Panel B 十分相似，即本國投信基金持股差異與條件流動性貝它差異存在顯著正向關係，而其他類型機構持股差異和全體機構持股差異則呈現顯著負向關係。

4.2 系統流動性變異比例分析

在資本資產定價相關文獻中，研究者經常以報酬率市場模式的 R^2 去衡量系統風險佔總風險的比例。Kamara *et al.* (2008) 和 Hameed *et al.* (2010) 也將此概念用於流動性市場模式，將方程式(4)的估計 R^2 視為系統流動性變異佔流動性總變異的比例。

本文此處也將研究變數由流動性貝它改成系統流動性變異比例，並檢驗該變數之時間趨勢及其與機構持股關係。表 7 Panel A 是三種規模股票組合在 1982~2008 年期間，其組合內之所有年度-股票觀察值的平均 R^2 ，與大小規模股票之平均 R^2 差異與 t 檢定。從這些結果可發現，系統流動性變異比例亦存在正向的規模效果，大型股組合的系統流動性變異比例顯著大於小型股組合。

表 7 Panel B 是 1982~2008 年系統流動性變異比例時間趨勢估計結果。參數估計結果顯示，三種規模股票組合時間趨勢 (t) 的係數除大型股為負數但不顯著外，其它均顯著為負，這表示在研究期間中，TWSE 股票的系統流動性變異佔總流動性變異比率是呈下降趨勢，亦即股票之間的流動性之共同性呈現降低的現象，此結果與表 2 Panel B 的流動性貝它的趨勢分析結果相近。不過在大小規模差異部分則出現相反結果，惟其不具統計顯著性。表 7 Panel B 之系統流動性變異比例差異是隨時間經過收斂，而表 2 Panel B 之系統流動性變異比例差異是隨時間經過發散。推論此歧異之可能原因有二，其一是受到不同規模股票組合之流動性總變異時間趨勢的影響，其二是全部樣本中有少數股票流動性貝它為負數 (見表 1)，於是出現系統流動性雖小但 R^2 卻很大的特殊現象。

最後，有關系統流動性變異比例差異和機構持股差異之時間序列關係之模型設定，除了將應變數由 $\beta_{L,t} - \beta_{S,t}$ 改為 $R^2_{L,t} - R^2_{S,t}$ 外，其它皆與方程式(6)相同，表 7 Panel C 是 1991~2008 年 $R^2_{L,t} - R^2_{S,t}$ 模型之參數估計結果。從其結果可發現，本國投信基金持股差異與 R^2 差異存在顯著正向關係，至於其它類型機構持股差異變數的係數則為負數，除外資機構持股差異為顯著為負之外，其餘未具統計之顯著性，當然前段所提及的兩項原因，在此處的分析仍可能產生影響。

表 7 系統流動性變異比例分析

Panel A：不同規模股票組合系統流動性變異比例		大型股	中型股	小型股	大型股-小型股	
平均R ²		11.98%	8.33%	5.77%	6.21% ***	
t 統計量						[27.779]
Panel B：系統流動性變異比例時間趨勢 ($R_t^2 = \eta + \theta t + \epsilon_t$)		大型股	中型股	小型股	大型股-小型股	
η		0.206 ***	0.180 ***	0.137 ***	0.069 ***	
		[3.772]	[3.714]	[3.661]	[3.187]	
θ		-0.004	-0.005 *	-0.004 **	-2.7E-04	
		[-1.575]	[-2.047]	[-2.260]	[-0.231]	
Panel C：系統流動性變異比例差異與機構持股差異關係		模式1	模式2	模式3	模式4	模式5
<i>Intercept</i>	截距項	-0.015	-0.0025	0.048	0.006	0.036
		[-0.486]	[-0.070]	[1.033]	[0.167]	[0.899]
<i>t</i>	時間趨勢	-0.004 ***	0.000	-0.003	0.000	-0.002
		[-3.361]	[0.127]	[-1.684]	[-0.215]	[-1.122]
	本國投信基金持股差異	2.147 ***				
		[4.694]				
	外國投信基金持股差異		-0.553			
			[-1.743]			
<i>IO_L-IO_S</i>	非投信基金之其它機構持股差異			-0.172		
				[-1.400]		
	外資機構持股差異				-0.371 *	
					[-1.862]	
	全體機構持股差異					-0.126
						[-1.252]
<i>Size_L-Size_S</i>	規模差異	5.11E-07	6.12E-07 **	4.03E-07	5.54E-07 *	4.29E-07
		[1.761]	[2.461]	[1.295]	[1.998]	[1.512]
<i>StdvML</i>	市場流動性波動	0.167 **	0.125	0.120	0.127	0.120
		[2.171]	[1.546]	[1.463]	[1.542]	[1.454]
Adjusted R-squared		0.445	0.281	0.274	0.288	0.255

註：Panel A 之觀察期間為 1982~2008 年，觀察單位為年度-股票；Panel B 之觀察期間為 1982~2008 年，觀察單位為年度；Panel C 之觀察期間為 1991~2008 年，觀察單位為年度。Panel C 系統流動性變異比例差異與機構持股差異關係，是以方程式(6)進行參數估計，其中將 $\beta_L - \beta_S$ 改為 $R_L^2 - R_S^2$ 。中括弧內數字為 t 統計量，Panel B, C 的 t 統計量之標準差以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。***, **, * 分別表示在 1%, 5%, 10% 水準下達到統計顯著。

總之，此項檢定再次強調在台灣股市中，本國投信基金持股增加是股票間產生流動性之共同性的重要原因，它同時提高系統流動性，也使系統流動性變異佔流動性總變異的比例增加。

4.3 含個股市值加權平均市場流動性變化之系統流動性分析

前述有關個股系統流動性的估計，即方程式(4)流動性市場模式中，應變數為個股日流動性變化，自變數為採用市值加權平均 (value-weighted average) 的市場流動性變化，惟市場不流動性變化投資組合中已剔除該個別股票。在本段則包含該個別股票，以作為周延性測試。

表 8 Panel A 是三種規模股票組合在 1982~2008 年期間，其組合內之所有年度-股票觀察值的平均流動性貝它，以及大小型股之平均流動性貝它差異和其 t 統計量。從這些結果可發現，大型股組合的系統流動性較大，小型股組合的系統流動性較小，大型股組合的系統流動性顯著大於小型股組合，顯示出系統流動性存在正向的規模效果，此與表 1 結果相似。

表 8 Panel B 是 1982~2008 年系統流動性時間趨勢估計結果。參數估計結果顯示，三種規模股票組合時間趨勢 (t) 的係數均為負值，這表示在研究期間中，TWSE 股票的系統流動性是呈下降趨勢，亦即股票之間的流動性之共同性呈現降低的現象，且大小型股差異隨時間經過而發散，此結果與表 2 Panel B 的流動性貝它的趨勢分析結果近似。

表 8 Panel C 是 1991~2008 年大小型股的系統流動性差異與機構投資人持股差異模型之參數估計結果。從其結果可發現，本國投信基金持股差異與系統流動性差異存在顯著的正向關係，至於其它類型機構持股差異變數之係數則顯著為負，此與表 6 的實證結果具一致性。

4.4 均權平均市場流動性變化之系統流動性分析

Chordia *et al.* (2000) 在衡量系統流動性時，市場流動性變化是採用均權平均 (equal-weighted average)，Brockman *et al.* (2009) 亦沿用此法，且指出其採用市值加權平均與均權平均兩種方式建構市場組合，所得結論並無不同。因此本段再調整流動性市場模式的自變數計算方式，即將先前市值加權平均市場流動性變化改成均權平均市場流動性變化，同時亦不包含該個股，來估計個股之流動性貝它，以作為周延性測試。

表 9 Panel A 是三種規模股票組合在 1982~2008 年期間，其樣本組合內之所有年度-股票觀察值的平均流動性貝它，以及大小型股之平均流動性貝它差異和其 t 統計量。結果同樣發現，大型股的系統流動性較大，小型股的系統流動性較小，大型股組合的系統流動性顯著大於小型股組合，說明系統流動性存在正向的規模效果，與表 1 的結果相似。

表 9 Panel B 是 1982~2008 年系統流動性的時間趨勢估計結果。參數估計結果顯示，大型股投資組合時間趨勢的係數顯著為正，小型股投資組合時間趨勢的係數為負但不具統計顯著性，兩者差異係數呈顯著為正，這表示在研究期間中，TWSE 大型股組合的系統流動性是呈上升趨勢，小型股組合的系統流動性是呈下降趨勢，且大小型股組合差異隨時間經過而發散，此結果與 Kamara *et al.* (2008) 的流動性貝它的趨勢分析結果相似。

表 8 含個股市值加權平均市場流動性變化之系統流動性分析

Panel A：不同規模股票組合流動性Beta						
		大型股	中型股	小型股	大型股-小型股	
平均流動性Beta		0.856	0.665	0.516	0.340 ***	
t 統計量						[37.623]
Panel B：流動性Beta時間趨勢 ($\beta_t = \eta + \theta t + \varepsilon_t$)						
		大型股	中型股	小型股	大型股-小型股	
η		1.013 ***	0.871 ***	0.759 ***	0.254 ***	
		[36.225]	[18.997]	[13.395]	[4.688]	
θ		-0.008 ***	-0.010 ***	-0.012 ***	0.004	
		[-4.528]	[-4.268]	[-4.544]	[1.568]	
Panel C：流動性Beta差異與機構持股差異關係						
		模式1	模式2	模式3	模式4	模式5
<i>Intercept</i>	截距項	0.246	0.2288 *	0.671 ***	0.303 **	0.590 ***
		[1.750]	[1.839]	[4.284]	[2.424]	[4.069]
<i>t</i>	時間趨勢	-0.006	0.023 **	-0.004	0.024 ***	0.004
		[-1.288]	[2.883]	[-0.654]	[3.188]	[0.764]
本國投信基金持股差異		9.331 **				
		[2.436]				
外國投信基金持股差異		-4.830 ***				
		[-4.589]				
$IO_L - IO_S$		非投信基金之其它機構持股差異		-1.524 ***		
				[-3.889]		
外資機構持股差異					-3.253 ***	
					[-4.504]	
全體機構持股差異						-1.214 ***
						[-3.757]
$Size_L - Size_S$	規模差異	1.90E-06	3.92E-06 ***	2.12E-06	3.42E-06 ***	2.49E-06 **
		[1.200]	[4.493]	[1.675]	[3.904]	[2.188]
<i>StdvML</i>	市場流動性波動	-0.183	-0.397	-0.436	-0.374	-0.451
		[-0.506]	[-1.557]	[-1.494]	[-1.428]	[-1.625]
Adjusted R-squared		0.354	0.530	0.519	0.564	0.507

註：Panel A 之觀察期間為 1982~2008 年，觀察單位為年度-股票；Panel B 之觀察期間為 1982~2008 年，觀察單位為年度；Panel C 之觀察期間為 1991~2008 年，觀察單位為年度。Panel C 系統流動性差異與機構持股差異關係是以方程式(6)進行參數估計。迴歸模型如下：

$$\beta_{L,t} - \beta_{S,t} = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 (IO_{L,t-1} - IO_{S,t-1}) + \delta_3 (Size_{L,t-1} - Size_{S,t-1}) + \delta_4 StdvML_t + \varepsilon_t$$

下標 L 和 S 分別代表大型股與小型股股票組合， $\beta_{i,t}$ 代表 i 股票組合在第 t 年的系統流動性； $IO_{i,t-1}$ 代表 i 股票組合在第 t-1 年底各類型機構投資人持股比例； $Size_{i,t-1}$ 代表 i 股票組合在第 t-1 年底股票市值； $StdvML_t$ 代表第 t 年之市場流動性變化之標準差； ε_t 為隨機誤差項。中括弧內數字為 t 統計量，Panel B, C 的 t 統計量之標準誤以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。***, **, * 分別表示在 1%, 5%, 10% 水準下達到統計顯著。

表 9 不含個股均權平均市場流動性變化之系統流動性分析

Panel A：不同規模股票組合流動性Beta						
平均流動性Beta		大型股	中型股	小型股	大型股-小型股	
		1.049	1.030	0.853	0.196 ***	
t值						[18.099]
Panel B：流動性Beta時間趨勢 ($\beta_t = \eta + \theta t + \varepsilon_t$)						
		大型股	中型股	小型股	大型股-小型股	
η		0.924 ***	0.951 ***	0.914 ***	0.011	
		[28.777]	[26.232]	[22.308]	[0.254]	
θ		0.007 ***	0.004 **	-0.003	0.010 ***	
		[2.991]	[2.369]	[-1.443]	[3.556]	
Panel C：流動性Beta差異與機構持股差異關係						
		模式1	模式2	模式3	模式4	模式5
<i>Intercept</i>	截距項	0.002	0.0329	0.366 **	0.037	0.298 **
		[0.019]	[0.313]	[2.565]	[0.339]	[2.249]
<i>t</i>	時間趨勢	0.001	0.026 **	0.002	0.027 **	0.009
		[-0.229]	[2.862]	[0.263]	[2.977]	[1.126]
本國投信基金持股差異		7.107				
		[1.682]				
外國投信基金持股差異		-4.445 ***				
		[-3.532]				
$IO_L - IO_S$		非投信基金之其它機構持股差異		-1.364 **		
				[-3.009]		
外資機構持股差異						-2.907 ***
						[-3.575]
全體機構持股差異						-1.108 **
						[-2.918]
$Size_L - Size_S$	規模差異	3.45E-07	2.39E-06	6.91E-07	1.86E-06	1.06E-06
		[0.171]	[1.008]	[0.302]	[0.889]	[0.457]
<i>StdvML</i>	市場流動性波動	-0.166	-0.006	-0.039	-0.016	-0.055
		[-0.424]	[-0.020]	[-0.135]	[-0.052]	[-0.189]
Adjusted R-squared		0.156	0.383	0.352	0.388	0.357

註：Panel A 之觀察期間為 1982~2008 年，觀察單位為年度-股票；Panel B 之觀察期間為 1982~2008 年，觀察單位為年度；Panel C 之觀察期間為 1991~2008 年，觀察單位為年度。Panel C 系統流動性差異與機構持股差異關係是以方程式(6)進行參數估計。迴歸模型如下：

$$\beta_{L,t} - \beta_{S,t} = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 (IO_{L,t-1} - IO_{S,t-1}) + \delta_3 (Size_{L,t-1} - Size_{S,t-1}) + \delta_4 StdvML_t + \varepsilon_t$$

下標 L 和 S 分別代表大型股與小型股股票組合， $\beta_{i,t}$ 代表 i 股票組合在第 t 年的系統流動性； $IO_{i,t-1}$ 代表 i 股票組合在第 t-1 年底各類型機構投資人持股比例； $Size_{i,t-1}$ 代表 i 股票組合在第 t-1 年底股票市值； $StdvML_t$ 代表第 t 年之市場流動性變化之標準差； ε_t 為隨機誤差項。中括弧內數字為 t 統計量，Panel B, C 的 t 統計量之標準誤以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。***, **, * 分別表示在 1%, 5%, 10% 水準下達到統計顯著。

表 9 Panel C 是 1991~2008 年大小型股組合的系統流動性差異與機構投資人持股差異模型之參數估計結果。從其結果可發現，本國投信基金持股差異與系統流動性差異存在正向關係，惟不顯著。至於其它類型機構持股差異變數之係數則顯著為負。此與表 6 的實證結果大致相近。

5. 結論

自從 Chordia *et al.* (2000) 提出美國股市存在流動性之共移現象，後續許多研究進一步證實系統流動性是全球眾多股市的普遍現象，且具有隨時間改變的特性。然因受限於以日內資料為基礎的流動性衡量方法，多數文獻之樣本期間皆很短，從而無法探索系統流動性的長期趨勢及影響因素。Kamara *et al.* (2008) 運用 Amihud (2002) 的日資料基礎之流動性衡量，首次從長達 43 年的 NYSE 股票資料分析中發現，隨著投資公司與獨立投資顧問對大型股之持股增加，大型股的系統流動性呈現上升的長期趨勢，至於小型股則呈現小幅下跌的長期趨勢。然而，對於積極放寬金融管制與引進外資的新興市場，其系統流動性長期趨勢及其與機構投資人持股之關係，卻似乎未曾被深入探究。尤其是新興市場的輿論與學界對於外資機構投資新興股市的影響與利弊，仍存在許多爭議。因此，檢視包含外資機構在內的機構投資人持股，如何影響新興市場的股票系統流動性的長期變化，自是一重要研究課題。

本文以重要新興市場之一的台灣證券交易所作為研究對象，研究期間從 1982 年至 2008 年，時間長達 27 年。實證結果發現，台灣股市之系統流動性與規模呈顯著的正向關係，系統流動性並呈現遞減之長期趨勢，且各種規模股票組合均呈現此一面貌。然而因大型股之下降趨勢較緩，遂導致大小型股的系統流動性差異出現隨時間擴散的現象。經過進一步分析發現，本國投信基金持股與系統流動性呈正向關係，而本國投信基金持股差異增加，則是造成系統流動性差異擴大的原因之一。至於包含外資機構在內的其它機構持股增加，則無證據顯示會使系統流動性增加，而這些機構持股差異增加反而導致系統流動性差異縮小。

相較於 Kamara *et al.* (2008) 的 NYSE/AMEX 證據，本文透過對 TWSE 的分析，發現新興市場股票系統流動性的若干獨特現象。第一，新興市場的系統流動性風險長期以來一直大於已開發市場，然新興市場的系統流動性呈現長期下降趨勢，而已開發市場的系統流動性則在近年有小幅上升趨勢，於是兩市場的系統流動性有逐漸接近的現象。第二，在已開發市場中，機構投資人持股與系統流動性風險呈現正向關係，而在台灣證券市場卻呈現負向關係，其原因可能是新興市場的投信基金（特別是本國投信基金）佔全體機構持股比例不高，另外過去若干對投信基金之交易限制和較缺乏衍生性商品等，也可能使得此地的投信基金無法如同在已開發市場一般，從事各種指數套利交易。第三，外資機構持股增加並不會導致新興市場的股票系統流動性風險提高，反而有助於降低此風險。由此得知外資並非如反對者所言，僅是隨著整體股市變化而快

速進出新興股市的短線投機者，反而是經由其專業分析與相對較長期之投資策略，使得其所偏好的股票之系統流動性風險降低。

參考文獻

- 蔡璧徽，「外資政策對台灣股市報酬率與波動性影響之結構性變遷分析」，交大管理學報，第二十九卷第一期，民國 98 年，175-208 頁。
- Atkins, A. B. and Dyl, E. A., "Transactions Costs and Holding Periods for Common Stocks," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, 1997, pp. 309-325.
- Akaike, H., "Information Theory and an Extension of Maximum Likelihood Principle," In 2d. *International Symposium on Information Theory*, edited by B. N. Petrov and F.C. Budapest: Akademiai Kiado, 1973, pp. 267-281.
- Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects," *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, No. 1, 2002, pp. 31-56.
- Bekaert, G. and Harvey, C. R., "Emerging Equity Market Volatility," *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, No. 1, 1997, pp. 29-77.
- Bekaert, G. and Harvey, C. R., "Foreign Speculators and Emerging Equity Markets," *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 2, 2000, pp. 565-613.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., and Lundblad, C., "Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets," *Review of Financial Studies*, Vol. 20, No. 6, 2007, pp. 1783-1831.
- Bowe, M. and Domuta, D., "Investor Herding during Financial Crisis: A Clinical Study of the Jakarta Stock Exchange," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 12, No. 4, 2004, pp. 387-418.
- Brockman, P. and Chung, D. Y., "Commonality in Liquidity: Evidence from an Order-driven Market Structure," *Journal of Financial Research*, Vol. 25, No. 4, 2002, pp. 521-539.
- Brockman, P. and Chung, D. Y., "Commonality under Market Stress: Evidence from an Order-driven Market," *International Review of Economics and Finance*, Vol. 17, No. 2, 2008, pp. 179-196.
- Brockman, P., Chung, D. Y., and Pérignon, C., "Commonality in Liquidity: A Global Perspective," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, Vol. 44, No. 4, 2009, pp. 851-882.
- Chan, S. H., Leung, W. K., and Wang, K., "The Impact of Institutional Investors on the Monday Seasonal," *Journal of Business*, Vol. 77, No. 4, 2004, pp. 967-985.
- Chang, C., "Herding and the Role of Foreign Institutions in Emerging Equity Markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 18, No. 2, 2010, pp. 175-185.
- Chang, E., Pinegar, J. M., and Ravichandran, R., "International Evidence on the Robustness of the Day

- of-the-week Effect,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, No. 4, 1993, pp. 497-513.
- Choe, H., Kho, B. C., and Stule, R. M., “Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets ? The Korean experience in 1997,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 54, No. 2, 1999, pp. 227-264.
- Chordia, T., Roll, R., and Subrahmanyam, A., “Commonality in Liquidity,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 56, No. 1, 2000, pp. 3-28.
- De Santis, G. and Imrohorglu, S., “Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 4, 1997, pp. 561-579.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, 1981, pp. 1057-1072.
- Fabre, J. and Frino, A., “Commonality in Liquidity: Evidence from the Australian Stock Exchange,” *Accounting and Finance*, Vol. 44, No. 3, 2004, pp. 357-368.
- Ghysels, E. and Seon, J., “The Asian Financial Crisis: The Role of Derivative Securities Trading and Foreign Investors in Korea,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24, No. 4, 2005, pp. 607-630.
- Glosten, L. and Harris, L. E., “Estimating the Components of the Bid-ask Spread,” *Journal Financial Economics*, Vol. 21, No. 1, 1988, pp. 123-142.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P., “Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, Vol. 2, No. 2, 1974, pp. 111-120.
- Hameed, A., Kang, W., and Viswanathan, S., “Stock Market Declines and Liquidity,” *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 1, 2010, pp. 257-293.
- Hasbrouck, J., “Inferring Trading Costs from Daily Data: US Equities from 1962 to 2001,” unpublished working paper, New York University, 2002.
- Jaffe, J., Westerfield, R., and Ma, C., “A Twist on the Monday Effect in Stock Prices: Evidence from the U.S. and Foreign Stock Markets,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 13, No. 4-5, 1989, pp. 641-650.
- Kamara, A., Lou, X., and Sadka, R., “The Divergence of Liquidity Commonality in the Cross-section of Stocks,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, No. 3, 2008, pp. 444-466.
- Karolyi, G. A., “Did the Asian Financial Crisis Scare Foreign Investors Out of Japan?” *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 10, No. 4, 2002, pp. 411-442.
- Karolyi, G. A., Lee, K., and van Dijk, M. A., “Understanding Commonality in Liquidity around the World,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 105, No. 1, 2012, pp. 82-112.

- Kim, E. H. and Singal, V., "Stock Market Openings: Experiences of Emerging Economies," *Journal of Business*, Vol. 73, No. 1, 2000, pp. 25-66.
- Kim, W. and Wei, S. J., "Foreign Portfolio Investors before and during a Crisis," *Journal of International Economics*, Vol. 56, No. 1, 2002, pp. 77-96.
- Koch, A., Ruenzi, S., and Starks, L., "Commonality in Liquidity : A Demand-Side Explanation," unpublished working paper, University of Texas at Austin, 2010.
- Kyle, A., "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, 1985, pp. 1315-1335.
- Lee, J. H., Lin, S. Y., Lee, W. C., and Tsao, C. Y., "Common Factors in Liquidity: Evidence from Taiwan's OTC Stock Market," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 15, No. 4-5, 2006, pp. 306-327.
- Lesmond, D. A., "Liquidity of Emerging Markets," *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, No. 2, 2005, pp.411-452.
- Newey, W. K. and West, K. D., "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, 1987, pp. 703-708.
- Pavabutr, P. and Yan, H., "The Impact of Foreign Portfolio Flows on Emerging Market Volatility: Evidence from Thailand," *Australian Journal of Management*, Vol. 32, No. 2, 2007, pp. 345-368.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P., "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol. 58, No. 2, 1988, pp. 165-193.
- Pukthuanthong-Le, K. and Visaltanachoti, N., "Commonality in Liquidity: Evidence from the Stock Exchange of Thailand," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 17, No. 1, 2009, pp. 80-99.
- Rhee, S. G. and Wang, J., "Foreign Institutional Ownership and Stock Market Liquidity: Evidence from Indonesia," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 33, No. 7, 2009, pp. 1312-1324.
- Schwarz, G., "Estimating the Dimensions of a Model," *Annals of Statistics*, Vol. 6, No. 2, 1978, pp.461-464.
- Schwert, G. W., "Stock Volatility and the Crash of 87," *Review of Financial Studies*, Vol. 3, No. 1, 1990, pp.77-102.
- Sias, R. W. and Starks, L. T., "The Day-of-the-week Anomaly: the Role of Institutional Investors," *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, No. 3, 1995, pp. 57-66.
- Sujoto, C., Kalev, P. S., and Faff, R. W., "An Examination of Commonality in Liquidity: New Evidence, Long-run Effects and Non-linearities," working paper, Monash University, 2005.
- Wang, J., "Foreign Equity Trading and Emerging Market Volatility: Evidence from Indonesia and

Thailand,” *Journal of Development Economics*, Vol. 84, No. 2, 2007, pp. 798-811.

White, H., “A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 1980, pp. 817-838.

Zheng, X. and Zhang, Z., “Commonality in Liquidity in Emerging Markets: Evidence from the Chinese Stock Market,” working paper, University of Durham, 2006.