

# 流動性共變影響因子之研究： 資金流動性與機構投資人交易行為觀點

邱騰珍\*

## 摘 要

本文旨在探討大小股公司流動性共變如何受到金融中介機構資金流動性供給面與機構投資者交易行為、投資者情緒等需求面因素影響。實證結果顯示，資金流動性供給面對小型股公司流動性共變影響幅度較大；而機構投資者持股需求面則對大型股公司相對影響較大；機構投資者持股比率之交易活動對小型股公司流動性共變的影響差異較高。而情緒指標對大小股公司流動性共變呈現顯著的效果，投資者情緒上揚時會對大型股公司的流動性共變產生影響，而小型股公司流動性共變則在投資者情緒下降時受到影響。

關鍵詞：流動性、流動性共變、機構投資者持股

JEL 分類代號：G19, G23, G30

---

\* 聯絡作者：邱騰珍，國立臺中科技大學財務金融系副教授，40401 臺中市北區三民路三段 129 號，電話：04-22196183，E-mail: [janelchiu@nutc.edu.tw](mailto:janelchiu@nutc.edu.tw)。作者感謝二位匿名評審惠賜卓見。

投稿日期：民國 102 年 6 月 14 日；修訂日期：民國 102 年 9 月 2 日；

接受日期：民國 103 年 2 月 21 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 50:2 (2014), 211-289。

臺北大學經濟學系出版

## 1. 緒論

流動性是一項具有不確定性與共變性之資產特性，會因金融環境、市場開放程度、投資人結構等，在各個市場呈現不同的風貌。一直以來，股票的流動性及流動性隨著時間如何發展是投資者關注的重點，如 Amihud and Mendelson (1986)、Brennan and Subrahmanyam (1996)、Amihud (2002) 與 Liu (2006) 等學者們都發現投資者較偏好流動性佳的股票；但股票會暴露在流動性共變風險中，一旦在時機不適當時投資者手中的股票其流動性可能會低落 (Pástor and Stambaugh, 2003; Acharya and Pedersen, 2005; Sadka, 2006; Korajczyk and Sadka, 2008; Lee, 2011)，在 Acharya and Pedersen (2005) 提出資產訂價模型中，認為股票流動性移動的方向與市場報酬或市場流動性相反時，則股票平均報酬明顯較低；換言之，資本市場若處於市場報酬下降或流動性低迷階段，投資者可能在一個合理成本條件下會願意結束所擁有的部位。由此可知，當全面評價流動性如何影響投資者與資產價格時，需要了解個股間流動性共移 (co-movement) 或流動性共變 (commonality in liquidity)，才能更掌握流動性的變異與不確定性。在 2007 年至 2008 年全球金融風暴中，主要的國際金融市場出現罕見的流動性危機，緣由可能因提供流動性之供給效果撤出，導致資金市場流動性 (funding liquidity) 的枯竭而引發全面性的資本市場惡化 (Brunnermeier and Pedersen, 2009)，使得金融機構與投資者面臨巨額的損失，此時投資者所關切的不僅是流動性之變異與不確定性，更想知道造成流動性共變的原因為何。

流動性共變是指市場中存在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，亦即個股流動性傾向同時改善或同時惡化，這種不可分散的風險因子造成集體流動性的改變，遂使流動性風險成為系統性風險的一種，因此流動性共變又稱為系統流動性 (systematic liquidity)。雖然有相當文獻探討股票有

明顯的流動性共變 (Chordia et al., 2000; Huberman and Halka, 2001; Brockman and Chung, 2002; Sujoto et al., 2008; Lee et al., 2006; Pukthuanthong-Le and Visaltanachoti, 2009; Narayan et al., 2010),<sup>1</sup> 但對於驅動流動性共變的基本因素著墨的文獻較少，探究其流動性共變之緣由可能是因金融中介機構資金限制之供給面因素 (Coughenour and Saad, 2004; Hameed et al., 2010; Karolyi et al., 2012),<sup>2</sup> 抑或機構投資者的相關交易活動之需求面因素 (Chordia et al., 2000; Hasbrouck and Seppi, 2001; Kamara et al., 2008; Karolyi et al., 2012) 所導致。

關於供給面的因素，Brunnermeier and Pedersen (2009) 認為金融中介機構（包括造市者）屬於金融市場的流動性提供者，一旦出現資金限制時，市場流動性會減少，因此流動性共變可能會增加；Chordia et al. (2000) 認為造市者的存貨調整可能會使股票流動性同時改變，Coughenour and Saad (2004) 則指出紐約股票市場若經由同一造市者買賣的股票會因相同的資訊與資金而有流動性共變的現象，學者們一致認為影響流動性提供的重要因素為資金的流動性，其攸關金融中介機構提供流動性的意願。另需求面的因素，Chordia et al. (2000) 認為造成流動性共變的重要原因是機構投資者於買賣股票相關交易時其投資風格較相似，經由相關的交易型態，造成市場的波動性而產生流動性共變；Kamara et al. (2008) 則以機構投資者持股比率之需求面因素探討美國上市公司大小型股之流動性共變，實證研究發現過去二十五年來美國大型股公司可能歸因於機構投資者與指數交易逐漸重要，而造成流動性共變有增加的趨勢；目前針

---

<sup>1</sup> Chordia et al. (2000) 與 Huberman and Halka (2001) 探討紐約證券市場；Brockman and Chung (2002)、Sujoto et al. (2008)、Lee et al. (2006)、Pukthuanthong-Le and Visaltanachoti (2009) 與 Narayan et al. (2010) 分別以香港證券交易所、澳洲證券交易所、臺灣證券櫃檯買賣中心、泰國證券交易所、上海證券交易所為研究對象，都發現個別股票的流動性具有共移的現象。

<sup>2</sup> 資本市場的金融中介機構包括投資專業機構、自營商、限價單提供者或其他交易者如避險基金。

對影響流動性共變因素的實證結果大部份都集中在美國市場，以供給面或需求面的單方因素探討，唯獨 Karolyi et al. (2012) 以 40 個國家的股市為研究對象，探討供給面與需求面的影響因素，其實證發現需求面的因素包括機構投資人的類型、個別證券交易誘因與投資人情緒等需求面因素，較能解釋不同國家的流動性共變。

在 Karolyi et al. (2012) 文中衡量 40 個國家股市的國內流動性共變程度，其實證結果顯示台灣股市流動性共變的平均程度名列第二，流動性共變的變異（標準差）程度名列第一，顯示台灣股市呈現相當高度的流動性共變現象，也反應台灣股票市場的投資者承受相當程度的流動性系統風險，其共變的變異必有其市場的獨特性。台灣證券交易機制在進行電腦撮合的集中競價 (call auction) 前允許市場有一段時間累積買賣單，係屬於委託單導向市場 (order-driven market)，因此流動性供給不同於採取專業會員的美國市場。Brockman and Chung (2002) 也曾指出委託單驅動市場可能缺乏法定造市者提供流動而導致流動性共變風險的衝擊更大，原因是缺乏專業造市者提供流動性的市場，一般投資人的限價委託單具有自由進出的特性是流動性的主要來源，因而缺乏專業造市者維護市場流動性的責任，故提供流動性可能同時大幅增加或大幅消退的不穩定狀態，使得委託單驅動市場呈現更為顯著與強烈的流動性共變；但另一方面，在委託單驅動市場中，提供流動性的存貨成本非集中於造市者而是分散於眾多交易者，故不會因同一造市者的資本限制和存貨管理而呈現共變，流動性共變可能相對地會較緩和。

從 Brockman and Chung (2002) 的論述得知委託單驅動市場缺乏同一造市者共同資金限制和存貨管理的因素，致使影響流動性共變因素較不易掌握，況且相較於美國市場，台灣股票市場投資者結構比例異於美國主要的機構投資者，仍以散戶投資者居多，散戶投資者較無法進行大規模有組織的指數交易活動，而且專業投資機構也不是法定造市者的流動性提供者，這也使得台灣股市流動性共變的成因可能異於文獻提出解釋美國股票市場或整體平均已開發及新

與國家流動性共變的原因，因為其他市場的經驗未必能直接引用於台灣股票市場。因此，我們預期在獨特的交易市場機制與型態下，影響流動性共變的供給面與需求面因素其對不同規模與公司特徵股票的強度範圍，可能異於國外市場的風貌，因此激發本研究針對台灣股票市場影響流動性共變的原因作廣泛與深入的分析，提供台灣股票市場流動性共變更多的證據。

另一方面，Badrinath and Wahal (2002) 文中發現影響機構投資者交易策略的主要因素為買賣交易的強度，國內楊淑玲等 (2006) 學者也發現機構投資人之交易強度與個股之機構持股高低會影響機構投資人的交易行為，也就是說在執行買入 (賣出) 交易行為時，對於機構持股比率愈高之個股，會呈現動能 (反向) 交易策略的不對稱現象。Bennet et al. (2003) 也認為因為不同類型法人間相對重要性消長與個別法人偏好致使機構投資人移向持有小型股，代表機構投資者交易行為或交易活動對持股比率差異的重要性。一般皆認為交易活動會影響資產價格，當資產價格受到衝擊，則交易活動就會影響到系統風險，Chordia et al. (2000) 與 Coughenour and Saad (2004) 提及投資者可能藉由相關的交易型態及造市者可能改變流動性的供給，造成市場的波動性而影響到流動性共變，因此交易活動會影響股價，也可能會增加股票報酬的共同移動而影響流動性共變；Chordia et al. (2001) 實證也發現交易筆數、交易量與交易額與個股流動性呈現正相關，間接證明交易活動對流動性共變的影響。然而，在 Kamara et al. (2008) 的文章僅著重機構投資人的持股比率對流動性共變的影響，對機構投資者相關的交易行為或交易活動對持股比率產生的影響，進而可能影響流動性共變並未深入探討。因此本文需求面因素除了探討機構投資持股對流動性共變的影響之外，並加入可衡量相對交易強度的持股比率衡量值 (holding ratio measure) 的交易行為指標對流動性共變的影響。

流動性共變的市值效應 (size effect) 是一個被廣泛探討的議題，Kamara et al. (2008) 認為探討公司規模大小之流動性共變的發

展是財務領域重要的議題，其主要原因為不同規模公司流動性的演變對金融市場具有效率運作的意義，如 Amihud et al. (1990) 發現突然非預期的事件致使 1987 年股票市場崩盤，而此時流動性在效率市場扮演重要的角色；其次，流動性波動的變異會影響套利者及衍生性商品交易者降低錯誤定價的能力 (Amihud and Mendelson, 1991; Korajczyk and Sadka, 2004; Sadka and Scherbina, 2007)；第三，資產流動性低落會影響投資者最適投資組合配置，導致投資者放棄多角化策略 (Longstaff, 2001)；第四，O'Hara (2003) 認為資產訂價模型應包含流動性交易成本與價格發現，而且流動性會影響股票報酬系統與獨特風險。Kamara et al. (2008) 實證發現大型股公司的流動性共變顯著大於小型股公司，且流動性共變與機構投資者的持股比例呈現正相關；Chordia et al. (2000) 認為大型股的流動性共變應強過小型股，其因是機構投資者通常持有大型股，而以大型股的從眾交易行為導致較強烈的流動性共變；國內學者謝文良與林苑宜 (2012) 也發現大小型股票的流動性共變不同，但 Lee et al. (2006) 卻發現台灣店頭市場的小型股流動性共變較為強烈；可見流動性共變會因市場結構與公司規模的不同而呈現不同的風貌，相信其造成流動性共變的原因也可能迥異，因此本文主要是以公司規模效應分別探討影響大小型股公司流動性共變因素的差異，除此之外，另加入股價波動性與機構投資者持股高低為樣本類別分析其影響效果。

相較於前述之現有文獻，本研究的主要貢獻與不同之處包括下列幾項：

- (i) 本文與 Karolyi et al. (2012) 文章最大不同的是，本研究只著重在台灣本土的股票市場，有別於以已開發國家與新興國家為整體研究，整體市場的研究較無法突顯個別國家市場的獨特性，況且台灣股票市場的流動性共變變異性與程度居 40 個國家股市之最與次之，相信這樣一個市場的特殊性，與市場結構及金融環境的差異，致使影響流動性共變之供給面與需求面因素也會不同，因此有必要針對台灣股市流動性共變的影響因素作一個

個別市場的分析；過去研究少有討論供給面與需求面特性如何影響新興國家之委託單驅動市場的流動性共變，因此透過本研究可對此議題有更深入的了解，而本研究所提供的實證結果，將進一步豐富新興市場中流動性共變差異性之了解，並可做為主管機關制定決策的參考架構，更可提供投資者最適投資組合配置的依據，避免投資者在規劃資產配置時未能考量資產的流動性而放棄多角化（或小型股）的策略。

- (ii) 本文與 Kamara et al. (2008) 文章不同之處：第一，Kamara et al. (2008) 的文章其在衡量機構投資人的持股比率時採用的是年資料，由於機構投資人投資行為與投資交易策略存在複雜關係，頻率過低的資料，將使得我們無法對機構投資人決定投資交易策略之持股變化對流動性共變的影響有更細微的瞭解，譬如，機構投資人持股比率的年資料是增加，但跨數月的整年資料中曾因交易行為（如動能策略、反向策略與從眾行為等）致使持股比率在某段期間可能減少，如此一來，我們無法對機構投資人持股比率在一年中變化的情形對流動性共變影響的過程能夠清晰的瞭解，相信藉由較高頻率的季資料將有更豐富的面貌；第二，Kamara et al. (2008) 探討影響流動性共變的因素只以單一的需求面，而本文則以資金供給面與機構投資者之交易活動需求面同時探討之，除此之外，本文需求面因素加入可衡量相對交易強度的「持股比率衡量值」的交易行為指標對流動性共變的影響，相信藉由本文使用頻率較高的季資料，並考量機構投資者影響持股比率的交易活動，預期實證結果能更深入地瞭解機構投資人持股的相關交易活動之需求面因素如何影響流動性共變；第三，本文除了考慮公司規模效應之外，並另以股價波動性與機構投資者持股高低為樣本區隔，希望利用較多元的構面來分類樣本，能提供流動性共變較完整的比較分析。

本文實證結果顯示，當市場報酬下跌且有資金限制時會使流動性更低落，此論述在台灣股票市場也獲得支持；而以商業本票價差

所衡量的資金流動性供給面對小型股公司流動性共變影響幅度較大，尤其是經濟呈現衰退的時期；而機構投資者持股需求面對大型股公司流動性共變則相對影響較大，然而，機構投資者持股比率之交易活動對小型股公司流動性共變的影響差異較高，對投資者來說可能也是一種逆增優勢的機會；若同時考慮供給與需求面的交叉效果，則大型股公司對流動性共變的影響平均高於小型股公司，投資者在其資金流動性受到限制時，應謹慎將大小型股公司的資金配置重新規劃以達到最適配置。

本文之主要架構如下：第 1 節陳述本文之研究背景與目的；第 2 節為研究假說與相關衡量指標的介紹；第 3 節為研究方法說明；第 4 節實證結果與分析，報告統計檢定之結果，並加以分析探討；第 5 節為結論，匯整本文之實證結果與發現。

## 2. 研究假說與相關衡量指標

### 2.1 研究假說

本文旨在探討不同類型公司其影響流動性共變的供給與需求面因素，因此本小節將分別說明影響流動性共變的供給面與需求面假說。

#### 2.1.1 供給面假說：資金流動性

近來一些研究理論模型探討流動性共變可能與流動性供給有關，如 Brunnermeier and Pedersen (2009) 認為金融中介機構屬於流動性供給者，但面對資金限制與融資必須繳交保證金，保證金一般視為資產的擔保品，一但市場價格下跌或基本面不確定因素增加，金融中介機構必須忍受擔保品的損失或增加保證金，因而迫使他們降低流動性的供給，甚至清算證券部位；如此一來，流動性供給若受到影響而造成市場流動性的減少，將會導致更大的損失或繳交更



多的保證金，這樣流動性不足盤旋 (illiquidity spiral) 或循環回饋 (feedback loop) 將更進一步限制金融中介機構的流動性供給，而引發流動性共變；此論述與 Kyle and Xiong (2001)、Gromb and Vayanos (2002) 強調資本限制會使流動性供給下降的看法是相同的。Garleanu and Pedersen (2007) 則發現當市場處於波動高的狀態，金融機構執行更緊密的風險管理，將會降低風險承擔的能力而使市場流動性降低；Hameed et al. (2010) 實證發現紐約證券交易所市場報酬下跌時，其資金流動性緊俏會增加流動性共變。

綜合上述文獻，眾多學者皆認為資金流動性是驅動流動性共變的供給面因素，雖然台灣不會有專業造市者面對資本限制和存貨管理的問題，其流動性主要是來自一般投資人的限價委託單，其市場交易者主要透過交易來提供市場流動性，但交易過程係需要資金或保證金的，當市場交易者因資金流動性不足而面臨融資限制問題時，可能考慮安全性移轉 (flight to quality) 將被迫移轉資金至低保證金資產上，此時市場交易者將無法順利提供流動性，致使整體市場流動性產生枯竭現象，而伴隨著流動性共變，因此我們預期在市場資金較緊俏下，流動性共變會增強，因此資金流動性也可能是台灣股票市場造成流動性共變的供給面因素。雖然我們無法直接衡量衝擊資金流動性的因素，但我們使用金融指標變數的間接衡量方式，包括短期利率、商業本票利率與國庫券利率的價差 (commercial paper spread, CP spread) 衡量資金流動性的變化。依據 Karolyi et al. (2012) 認為國內的短期利率能夠反應限制資金的信用條件；而 Krishnamurthy (2002) 指出商業本票價差可以反應貨幣市場同基金與金融公司投資者的流動性貼水 (liquidity premium demand)；Gatev and Strahan (2006) 更使用商業本票價差衡量流動性供給，並證明當流動性事件發生時，商業本票價差會變寬。因此，我們將 90 天期短期利率與商業本票價差視為影響資金流動性的代理變數，當短期利率與商業本票價差變動時會影響金融中介機構或流動性供給者提供流動性的意願，我們預期某類型公司之流動性供給者對資金流動性

較敏感時，會因短期利率上升、商業本票價差擴大而使流動性共變增加。

### 2.1.2 需求面假說

Chordia et al. (2000) 提及流動性共變的起因應可追溯自交易行為的共同變異性，若在同一時間進行大規模交易，就有可能發生流動性共變，一般機構投資者的資金較充足，較有可能進行大規模的交易行為，因此許多研究流動性共變因素的文章都會將焦點放在機構投資者，因此本文需求面因素也將機構投資者持股納入考量；另台灣股票市場散戶的投資比例超過一半，而人性多元與複雜性，致使其決策行為經常會受個人主觀意識及情緒影響，行為財務學者認為投資人並非完全理性，市場上存在一些會因非基本面消息而反應的雜訊交易者，其對交易之股票價格產生影響，De Long et al. (1990) 與 Campbell and Kyle (1993) 皆指出散戶投資人為主要的雜訊交易者 (noise traders)，De Long et al. (1990) 更指出市場存在的雜訊為影響股價之重要因素，此學者們認為散戶投資人為情緒的唯一來源，由此可知，投資者情緒可能是造成雜訊交易的其中一種非理性因素，所以影響流動性共變的需求面因素亦將投資者情緒納入。茲將需求面因素說明如下：

#### 2.1.2.1 機構投資者持股

流動性共變可能是流動性需求改變所引起，一般價值極大化的投資者於觀察他人行為之後，會採取與他人相關的行為，因此投資者彼此間的交易策略會影響流動性需求，Chang et al. (2000) 一直強調機構投資者會因彼此間的從眾或模仿的交易行為，致使投資風格極相似而造成流動性共變，Kamara et al. (2008) 學者們則認為是投資公司和獨立投資顧問公司之持股比率的變動趨勢，造成大小型股公司之流動性共變長期發散，推究之因可能是基金經理者有買賣特定股票的從眾行為傾向，以及指數股票型基金交易和指數套利交易

之盛行，致使投資公司和獨立投資顧問公司會偏好大型股，因此會導致其所偏好的大型股有較大的流動性共變，Gorton and Pennacchi (1993) 也發現一籃子交易會增加共變。換句話說，機構投資者從事股票的相關交易而使持股的成長，可能會有同時買進或賣出的壓力，因而造成較高的共同流動性，我們預期機構投資者對某類型公司的持股比率愈高、交易愈盛行或交易行為愈相關時其流動性共變會愈高。

#### 2.1.2.2 投資者情緒

相關文獻研究發現，市場上存在許多影響市場交易，但卻無法使用效率市場來加以解釋的因素，就股票市場而言，這些無法解釋的重要因素之一，就是「投資者情緒」。例如，Lemmon and Portniaguina (2006) 發現當投人情緒較樂觀（悲觀）時，會高估（低估）小股票的價值；Brown and Cliff (2004) 也發現情緒強度和股價波動與同期間的股票報酬具有高度的相關性；Baker and Wurgler (2006) 指出某些類型的公司，其股價特別容易受到市場情緒的影響；國內學者周賓凰等（2007）以市場週轉率為情緒指標發現解釋市場報酬顯著；林美鳳等（2011）發現投資人情緒會影響分析師之行為，也就是情緒較高時分析師會發佈較有利的預測；葉智丞與李春安（2012）研究發現投資人情緒會影響從眾行為，而且投資人情緒與從眾行為會增強市場波動性，顯見投資者情緒與報酬、交易行為及投資決策有密切關係。換言之，當情緒愈高時，投資者可能選擇忽略負面消息或過度反應正面消息，造成股價高估；相對地，當情緒越低，投資者可能選擇忽略正面消息或過度反應負面消息，而使估價低估。

投資者情緒它代表著投資人心理對未來多空型態的主觀判斷，所產生市場參與者的相對預期，Brown and Cliff (2004) 將投資人分為機構投資者及散戶投資者，實證發現機構投資者情緒與大型股票報酬有高度相關，不同於 De Long et al. (1990) 認為散戶投資者為情緒

的唯一來源；另外，Kamara et al. (1992) 針對 1987 年 10 月股市崩盤的現象進行研究，實證發現不管是利率或未來盈餘改變等基本面因素皆無法解釋當時劇烈的價值變動情形，反而是投資人情緒會對市場價格產生系統性影響。在 Huberman and Halka (2001) 文中曾臆測流動性共變是因雜訊交易者的存在；Baker and Wurgler (2006) 則證實投資者情緒會同時影響很多股票，儘管影響的程度不一；Barberis et al. (2005) 提出報酬共移和投資者情緒的密切關係；Hameed et al. (2010) 雖然支持資金流動性供給面影響流動性共變，但也認知到投資者恐慌賣出股票是潛在情緒所導致。因此，根據過去相關的文獻，投資者情緒在資本市場中扮演極為重要的角色，因此可合理推測投資者情緒對流動性共變應該有所影響，因此我們嘗試用行為財務學的角度來了解在散戶投資者比例過半的台灣股票市場，投資者情緒是否會造成某類型公司流動性共變的增加；至於情緒樂觀或悲觀對流動性共變是負面或正面的影響目前文獻尚未有明確的定論。

## 2.2 相關衡量指標

### 2.2.1 流動性衡量方式

一個適切的流動性衡量方法，端視市場的機制、效率性、衡量精確度及所需之交易成本資訊，就市場機制的考量而言，多數以買賣價差為流動性代理變數，其衡量方法大部分是源於美國市場之報價導向的交易制度，而台灣股票交易是採用集中競價的交易機制，即每次撮合前允許市場有一段時間累積買賣單後再進行電腦撮合，係屬於委託單導向市場 (order-driven market)，並沒有買賣價差的存在。考量台灣的股票交易制度與資訊取得等因素，本文衡量流動性的方法主要是應用 Amihud (2002) 流動性不足指標 (illiquidity ratio)，利用每日絕對報酬率與每日交易額所建構之流動性不足指

標，是屬於流動性彈性的衡量，可捕捉價格對交易額的敏感度；Amihud (2002) 實證發現流動性不足指標與買賣價差、價格衝擊與固定交易成本等微結構流動性指標具有高度的相關性；Goyenko and Ukhov (2009) 與 Goyenko et al. (2009) 指出流動性不足指標在低頻率資料使用時效果良好，可捕捉日內高頻率資料的價差成本與價格反應；Hasbrouck (2009) 研究也發現在使用日資料衡量流動性變數中，流動性不足指標與價格反應係數相關性最高，因此流動性不足指標不僅適合各種交易制度，並具有良好衡量效果的優勢，所以本文將應用 Amihud (2002) 流動性不足指標，其公式說明如下：

$$ILLIQ_{i,j} = \frac{|R_{i,j}|}{VOLD_{i,j}}, \quad (1)$$

其中  $ILLIQ_{i,j}$  為第  $i$  種證券在第  $j$  日之流動性不足指標，係由每日絕對報酬率除以每日交易額，表示每單位交易額所引起的價格變動幅度之大小； $R_{i,j}$  為第  $i$  種證券在第  $j$  日報酬率， $VOLD_{i,j}$  為第  $i$  種證券在第  $j$  日交易額。當股票流動性不足指標數值愈大時，則表示股票流動性愈小，需要承受的損失機率與交易成本也就愈大，風險貼水也應當提高；反之，流動性不足指標數值愈小時，則表示股票流動性愈佳。Kamara et al. (2008) 指出 Amihud (2002) 流動性不足指標為非穩定 (nonstationary) 時間序列，我們將流動性不足指標取自然對數後，採用流動性不足變動量執行相關的實證模型，流動性不足變動量公式如下：

$$\Delta ILLIQ_{i,j} = \log \left[ \frac{\frac{|R_{i,j}|}{VOLD_{i,j}}}{\frac{|R_{i,j-1}|}{VOLD_{i,j-1}}} \right]。 \quad (2)$$

經過自然對數轉換成流動性不足變動量的序列為穩定序列，其條件為第  $j$ 、 $j-1$  日的交易額必須為正數，且報酬率必須為非零數值，才

能成為有效樣本。流動性不足指標是針對個股的流動性，而在衡量流動性共變時，考慮到與市場流動的共同性，必須使用到市場平均流動性，其衡量公式為

$$ILLIQ_{m,j} = \sum_{k=1}^N \frac{ILLIQ_{k,j}}{N}, \quad (3)$$

其中  $ILLIQ_{m,j}$  為不包括證券  $i$  第  $j$  日之市場平均流動性， $N$  為證券  $i$  之外的公司家數；市場平均流動性變動量也是經由自然對數的轉換而計算之。

### 2.2.2 流動性共變的衡量方式

對於個別股票流動性共變的估計，我們應用 Chordia et al. (2000) 單因子市場模型，以個股流動性變動量對市場平均流動性變動量進行迴歸，本文使用日資料衡量每家公司每季的流動性共變，其模型如下：

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

其中  $\Delta ILLIQ_{i,j}$  為證券  $i$  第  $j$  日之流動性變動量， $\Delta ILLIQ_{m,j}$  為不包括證券  $i$  第  $j$  日之市場平均流動性變動量， $\beta_i$  為證券  $i$  的流動性共變。將個股流動性對市場流動性進行時間序列迴歸，迴歸係數反映該股流動性對市場流動變化的敏感度，敏感度愈高則代表流動性共變愈強。

### 2.2.3 交易強度的持股比率

Badrinath and Wahal (2002) 認為影響機構投資者交易策略的主要因素為買賣交易強度，不同類型的機構投資者會採行不同的交易策略，因而對持股比率有不同的影響。有關交易強度的持股比率衡量依據 Badrinath and Wahal (2002) 之方法，我們將機構投資人之交

易活動分為四種類型，第一類型為加碼 (add)，表示機構投資人增加了該證券的持股部位；第二類型為持續持有 (hold)，代表機構投資人在其投資組合中該證券的持股部位沒有改變；第三類型為減碼 (reduce)，為機構投資人減低了該證券的持股部位；第四類型為進入 (entry)，該類型表示機構投資人在其投資組合中，新建立了該證券的持股部位，將持股比率的變化視為交易活動，其衡量方式為

$$TA_{i,j,t} = \frac{H_{i,j,t}}{H_{i,j,t-1}}, \quad (5)$$

其中  $TA_{i,j,t}$  為機構投資人  $j$  於第  $t$  期對證券  $i$  之交易活動， $H_{i,j,t}$  為機構投資人  $j$  於第  $t$  期對證券  $i$  的持股數目， $H_{i,j,t-1}$  為機構投資人  $j$  於第  $t-1$  期對證券  $i$  的持股數目。當  $TA_{i,j,t}$  值大於 1 時，屬於加碼交易活動類型，表示機構投資人於第  $t$  期增加了該證券的持股部位；若於第  $t$  期減少證券的持股部位，則  $TA_{i,j,t}$  值會小於 1，屬於減碼交易活動類型；若是持續持有該證券，則  $TA_{i,j,t}$  值會等於 1；最後，機構投資人新建立了該證券的持股部位，則  $TA_{i,j,t}$  值會無限大。

#### 2.2.4 投資者情緒

投資者情緒通常代表投資人對外來股市行情的某種心態，但其定義在行為財務學中上無定論，情緒指標也未見統一，而衡量投資者情緒的指標其中之一為直接情緒指標，係由發佈機構直接透過調查投資者對外來市場景氣的多空看法所建構的指標，另一為間接指標，是應用市場上與投資人情緒具關鍵性的因素，間接推演出的指數，由於資料易取得性，許多文獻是以建構間接投資人情緒的方式進行研究，包括封閉型基金折價程度 (De Long et al., 1990)、融資融券比與新股發行比 (周賓鳳等, 2007)，但 Qiu and Welch (2005) 發現傳統以封閉型基金折價程度作為投資人情緒指標的代理變數並

不能解釋市場報酬的能力，因此目前尚未有一個受到大家認可的間接投資者情緒指標。雖然，近期學者們以結合多種市場變數來建立情緒指標，如 Brown and Cliff (2004) 先將市場變數分類成四個類型，分別為市場表現、交易活動、衍生性商品及其他等，再以主成分分析法萃取，建構投資者情緒指數，其實證結果發現，間接測量的情緒指標和直接調查的情緒指標，兩者的結果相近；Baker and Wurgler (2006) 也類似採用主成分分析法，以封閉型基金折價、股市週轉率、首次公開發行 (initial public offering, IPO) 數量、IPO 上市首日報酬、權益發行及股利益酬等六項市場變數，建構投資者情緒指數。

但國內可被採用作為間接投資人情緒代理變數不多，且會受到樣本資料期間不長，影響到樣本選擇（葉智丞與李春安，2012）等問題，至於直接情緒指標，已漸漸應用於學術研究中，Qiu and Welch (2005) 實證發現密西根大學消費者信心指數 (Michigan consumer confidence index, MCCI) 與瑞士聯合銀行 (Union Bank of Switzerland, UBS) 的投資者對於未來市場績效的調查相關，應能有效衡量投資者情緒變動，其主觀調查可以彌補投資者行為中的主觀認知與心理偏誤，更能貼切地衡量投資者情緒，Bergman and Roychowdhury (2008) 即以 MCCI 建構情緒指標，國內學者林美鳳等 (2011) 則使用台灣消費者信心指數作為投資者情緒之代理變數，<sup>3</sup> 目前台灣消費者信心指數是由國立中央大學進行調查和編制，<sup>4</sup> 該調查也是目前常用來衡量對總體經濟或預期心理的主要參

<sup>3</sup> 我國於 1992 年由行政院主計總處創辦台灣地區消費者信心調查，主要是提供當時總體經濟預測所辦理的統計調查，然而該調查於 2000 年停辦。2001 年由財團法人台灣綜合研究院與輔仁大學復編，並將季資料改為月資料。2004 年轉由中央大學與財團法人台灣綜合研究合作繼續編製，透過電話訪問的方式進行，以電腦隨機抽樣，訪問對象為台灣地區 20 歲以上的民眾。

<sup>4</sup> 台灣消費者信心指數代表國內消費者對於當前國家經濟狀況滿意程度和對未來經濟走向預期的綜合性指數，消費者信心指數為六個基本問題之平均數，包括未來半年國內物價水準、未來半年家庭經濟狀況、未來半年國內就業機會、未來半年經濟景氣、未來半年投資股票時機及未來半年購買耐久性財貨時機等六項指標，平均點數介於 0 至 200 間，若指數介於 100 至 200 間，表示民眾對未來呈現樂觀預期，若指數落在 1 至 100 間，則表示民眾信心保守。



考指標，基於上述理由，本研究則以台灣消費者信心指數作為國內投資者情緒的代理變數。

### 3. 研究方法

本研究主要是探討驅動不同類型公司流動性共變的因素，分別以供給面與需求面的角度進行分析，茲將實證模型說明如下：

#### 3.1 供給面：資金流動性

本文應用 Karolyi et al. (2012) 模型，檢測資金流動性對不同類型公司流動性共變的影響，另 Kamara et al. (2008) 發現流動性共變不僅會隨著時間改變，而且會受市場報酬與市場波動所影響，因此加入市場報酬與市場波動為控制變數，其實證模型如下：

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i X_{F,t-1} + c_{1i} R_{m,t-1} + c_{2i} STD_{m,t-1} + c_{3i} TURN_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t}, (6)$$

其中  $\beta_{i,t}$  為證券  $i$  第  $t$  期之流動性共變，是 Chordia et al. (2000) 單因子市場模型衡量的迴歸係數， $X_{F,t-1}$  為影響流動性供給面的因素，包括短期利率、商業本票價差；控制變數包括前一期市場報酬 ( $R_{m,t-1}$ )、前一期市場報酬波動性 ( $STD_{m,t-1}$ )、前一期市場週轉率 ( $TURN_{m,t-1}$ )。若  $\gamma_i$  呈現顯著大於零時，代表短期利率上升、商業本票價差擴大會減少金融中介機構提供流動性的意願，資金流動性會影響流動性共變，也就是說資金限制會使流動性共變增加。

Naes et al. (2011) 曾提及市場流動性與資金流動性的交互作用與未來實質經濟活動有關，其實證發現當投資人預期未來實質經濟發展將出現衰退時，投資人傾向處分投資組合中的高風險性資產（如小型股票、低流動性股票或高波動度股票），而轉向投資低風險性資產（如政府債券、大型股票、高流動性股票或低波動度股票），即所謂的安全性移轉 (flight to quality)，據此，市場流動性的

衰竭與未來總體景氣循環有關，架構於上述立論基礎，本文進一步將景氣循環變數納入，進一步觀察景氣成長與衰退時影響流動性共變的變數是否有差異，為了檢驗總體經濟景氣與影響流動性共變的關係，於(6)式中加入景氣成長與衰退的虛擬變數，其模型如下：

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i X_{F,t-1} + \gamma_{upGDP,i} X_{F,t-1} \times D_{upGDP,t-1} + \gamma_{downGDP,i} X_{F,t-1} \times D_{downGDP,t-1} + c_{1i} R_{m,t-1} + c_{2i} STD_{m,t-1} + c_{3i} TURN_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

其中  $D_{upGDP,t-1}$  ( $D_{downGDP,t-1}$ ) 代表景氣成長(衰退)的虛擬變數，本文總體景氣循環變數是採用季節調整後的實質國內生產毛額，當總體景氣循環變數在每一季的變動率(成長率)大於零時視為景氣成長；<sup>5</sup> 反之，則視為景氣衰退，其變動率代表總體經濟變化的動態趨勢，係屬於相對比較的概念，並非景氣循環週期中的擴張期與收縮期的涵義；<sup>6</sup> 當  $\gamma_{upGDP,i}$  ( $\gamma_{downGDP,i}$ ) 顯著大於零時，代表景氣成長(衰退)時資金限制對流動性共變的影響加劇。

### 3.2 需求面：機構投資者的交易行為

有關機構投資者相關交易行為，我們將分為機構投資者持股比率與機構投資者持股的交易行為，分別說明如下。

#### 3.2.1 機構投資者持股比率

本文應用 Kamara et al. (2008) 模型分別檢驗機構投資人持股與三大機構投資者個別持股對不同類型公司流動性共變的影響，其模

<sup>5</sup> 假設第  $q$  與  $q-1$  季的季節調整後實質國內生產毛額為  $RGDP_t$  與  $RGDP_{t-1}$ ，則第  $q$  季的季節調整後實質國內生產毛額變化率為  $\ln(RGDP_t / RGDP_{t-1})$ ，Naes et al. (2011) 也採用此變數衡量經濟成長。利用相對比較的概念在學術上亦常用，例如 Hameed et al. (2010) 探討資金緊俏對流動性的影響，其資金緊俏的衡量變數係使用商業本票價差的變動率(本期與上一期的變動率)視為是否為資金緊俏的狀態。

<sup>6</sup> 擴張期 (expansion)，是指介於景氣谷底 (trough) 至景氣高峰 (peak) 之期間，收縮期 (contraction)，即指介於景氣高峰至景氣谷底之期間。

型如下：

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IO_{i,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中  $\beta_{i,t}$  是證券  $i$  第  $t$  期之流動性共變； $IO_{i,t-1}$  是證券  $i$  第  $t-1$  期全部機構投資人或三大機構投資者為外資、投信與自營商個別的持股比率，其衡量的變數為全部機構投資人或三大法人個別所持有的第  $i$  家公司股票之股數除以第  $i$  家公司流通在外股數； $Size_{i,t-1}$  為證券  $i$  第  $t-1$  期公司規模，因為機構投資人持股與公司規模密切相關，因此加入公司規模為控制變數，以捕捉機構投資人持股的規模效果。若  $\gamma_i$  呈現顯著大於零時，代表機構投資人持股比率會影響流動性共變，機構投資人持股比率愈高，流動性共變愈強。若檢測加入景氣成長、衰退與機構投資人持股對流動性共變的影響，則模型為

$$\begin{aligned} \beta_{i,t} = & \alpha_i + \gamma_i IO_{i,t-1} + \gamma_{upGDP,i} IO_{i,t-1} \times D_{upGDP,t-1} + \gamma_{downGDP,i} IO_{i,t-1} \\ & \times D_{downGDP,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (9)$$

其中  $D_{upGDP,t-1}$  ( $D_{downGDP,t-1}$ ) 代表景氣成長（衰退）的虛擬變數，當  $\gamma_{upGDP,i}$  ( $\gamma_{downGDP,i}$ ) 顯著大於零時，代表景氣成長（衰退）時機構投資人持股對流動性共變的影響加劇。

### 3.2.2 機構投資者持股的交易行為

Chang et al. (2000) 認為機構投資者從事股票相關交易是造成流動性共變的重要因素，因此若只從機構投資者的持股狀態可能無法很清晰地了解交易行為的相關程度，其實，如果市場裡不同屬性的投資人存有相當程度的異質性，其中某類型的投資人又常會依循相同的資訊來源進行交易，當其交易衝擊到股價時，流動性共變便可能源自於該交易行為。所以本文進一步以機構投資人之相對交易強度的持股比率，探討機構投資人之相關交易行為對流動性共變的影響，藉由機構投資者交易強度、持股比率與持股標的流動性共變的關係，本文可檢視機構投資人在不同的交易強度下，對流動性共

變的影響是否存有顯著的差異？交易強度的持股比率是屬於交易活動的一環，將機構投資人之交易活動分為四種類型，分別為進入、增加、減少與持續持有，四種類型可顯示機構投資人在其投資組合中該證券的持股變化，持股比率的變化代表機構投資人交易活動的相關性。因此，機構投資者持股交易活動對流動性共變影響的模型為

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IO_{i,t-1} + \gamma_{trading,i} IO_{i,t-1} \times \sum_{k=1}^m D_{trading,k,i,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (10)$$

其中  $D_{trading,k,i,t-1}$  是證券  $i$  第  $t-1$  期之構投資者持股交易活動的虛擬變數， $k$  值為 1、2、3、4，1 代表持股增加、2 代表持股持續持有、3 代表持股減少、4 代表持股新加入，所屬之交易活動若為持股增加、持續持有、減少、進入四種情況之其中一種時，虛擬變數為 1，否則為 0。若  $\gamma_{trading,i}$  顯著大於零時，代表構投資者持股之交易活動會增強流動性共變。

### 3.3 需求面：投資者情緒

關於需求面投資者情緒對於流動性共變的影響，延續應用 Kamara et al. (2008) 模型分別檢驗投資者情緒對不同類型公司流動性共變的影響，其模型如下：

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IS_{t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (11)$$

其中  $\beta_{i,t}$  是證券  $i$  第  $t$  期之流動性共變； $IS_{t-1}$  是第  $t-1$  期投資者情緒，其衡量的變數為台灣消費者信心指數； $Size_{i,t-1}$  為證券  $i$  第  $t-1$  期公司規模。若  $\gamma_i$  呈現顯著大於（小於）零時，代表投資者情緒會影響流動性共變，若呈現顯著大於（小於）零，顯示投資者情緒愈高（愈低）時，流動性共變會愈強。若檢測加入景氣成長、衰退與投資者情緒對流動性共變的影響，則模型為

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IS_{t-1} + \gamma_{upGDP,i} IS_{t-1} \times D_{upGDP,t-1} + \gamma_{downGDP,i} IS_{t-1} \times D_{downGDP,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (12)$$

其中  $D_{upGDP,t-1}$  ( $D_{downGDP,t-1}$ ) 代表景氣成長 (衰退) 的的虛擬變數，當  $\gamma_{upGDP,i}$  ( $\gamma_{downGDP,i}$ ) 顯著大於 (小於) 零時，代表景氣成長或衰退時投資者情緒對流動性共變的影響加劇。

### 3.4 供給面與需求面交叉效果

根據過去相關的文獻，當市場價格下跌或基本面不確定因素增加，金融中介機構可能會降低流動性的供給，甚至清算證券部位而成為流動性的需求者，一旦金融環境處於流動性不足盤旋的狀態，我們認為機構投資者會警覺市場流動性的減少，可能改變持股的意願，甚至投資者情緒受到波及，而產生供給面與需求面的交叉效果，進而影響流動性共變，因此，本文首次加入供給面與需求面的交叉效果觀點，檢測供給面與需求面因素對大小型股流動性共變的影響，其實證模型如下：

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_{1i} X_{F,t-1} + \gamma_{2i} IO_{i,t-1} (IS_{t-1}) + \gamma_{fund,i} IO_{i,t-1} (IS_{t-1}) \times D_{fund,t-1} + c_{1i} R_{m,t-1} + c_{2i} STD_{m,t-1} + c_{3i} TURN_{m,t-1} + c_{4i} \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (13)$$

其中  $D_{fund,t-1}$  是  $t-1$  期短期利率或商業本票價差的變動率大於零的虛擬變數，當短期利率上升或商業本票價差增加代表資金較為緊俏，因此短期利率或商業本票價差的變動率大於零時，資金的流動性可能會受到限制 (Hameed et al., 2010)。我們藉由需求面的持股比率 ( $IO$ )、投資者情緒 ( $IS$ ) 與供給面資金流動性的交叉項，觀察交叉效果對流動性共變的影響。若  $\gamma_{fund,i}$  顯著大於零時，代表有資本限制時，機構投資者持股、投資者情緒高揚會增強對流動性共變的影響，也就是供給面與需求面的交叉效果會增加流動性共變。

## 4. 實證結果與分析

### 4.1 資料來源與流動性共變分析

有鑑於台灣證券市場於 2001 年起全面取消外資投資台灣股票市場的各项限制，與國內機構投資者設置門檻的放寬，使得台灣集中市場三大機構投資者的成交金額佔有相當程度的比重，為了避免外資持股比例的限制與投信政策的管制對流動性共變的需求面因素造成影響，<sup>7</sup> 因此本研究的樣本期間從 2001 年至 2012 年，長達 12 年的資料，以該段期間內於國內集中市場上市公開交易且上市期間至少 60 個月之普通股為研究對象；其相關的實證資料取自於台灣經濟新報資料庫 (Taiwan Economic Journal) 與台灣證券交易所。

首先，為了觀察大小型股公司近 12 年的流動性共變變化情形，我們先使用日資料執行 Chordia et al. (2000) 單因子市場模型，衡量每家公司每季的流動性共變，然後將大小型股公司每季的流動性共變各自平均，其實證結果列於表 1，表 1 中分別列出估計大小型股公司流動性共變的平均數、大於或小於零的百分比和顯著的百分比，關於大小型股公司的分類是根據每季季初公司規模大小分為三組，依公司規模大小排序的組別每季都必須重新計算，再將公司規模最高與最低的組別，執行各組別之相關實證。由表 1 的實證結果顯示，2001 年至 2007 年 6 月大型股公司對市場流動性差異的敏感度大於小型股公司，也就是全面開放外資持股、調降投信之創業基金門檻，及政府開放經營全權委託業務之時，大小型股公司流動性共變呈現較發散的情形，但自 2007 年 6 月之後至 2012 年大小型股

<sup>7</sup> 國內證券投資信託事業開始於 1983 年，其發展過程大致可分為三個階段，第一階段：1992 年以前只有 4 家投信公司；第二階段：1993 年至 1995 年財政部開放第二波投信公司申請設立，規模擴至 15 家；第三階段：1996 年至 2000 年逐漸調降投信首次募集之創業基金門檻，允許開放式共同基金募集及政府開放經營全權委託業務，使我國投信業務邁向另一高峰。

公司對市場流動性差異的敏感度不分軒輊，大小型股公司流動性共變呈現較收斂的狀態，此部分與學者 Kamara et al. (2008) 發現美國股票市場於 1963 年至 2005 年大小型股公司流動性共變（使用年資料）呈現發散的趨勢有所不同，可見台灣股票市場制度的改革其大小型股公司流動性共變的變化呈現非規則性的趨勢，可參見圖 2 分析，因而更突顯探討影響流動性共變因素的重要性。我們將季平均與年平均的流動性共變繪圖於圖 1(a)、與圖 1(b)，以圖 1(b) 而言，小型股公司的年平均流動性共變幾乎都小於大型股公司，且大小型股公司流動性共變皆呈現正數，但以季平均的流動性共變來說，小型股公司對市場流動性差異的敏感度不僅可能會大於大型股公司的敏感度，而且流動性共變也可能出現負數，顯示小型股公司流動性共變的波動度較高；由此可知，緣於使用季資料衡量每家公司的流動性共變，相對使用年資料的實證，我們可以更細微地瞭解大小型股公司對流動性共變敏感度的差異，而呈現更豐富的面貌。

#### 4.2 供給面：資金流動性對流動性共變之影響

在釐清資金流動性供給面因素與流動性共變的關係時，我們先檢驗當資金限制時，市場報酬與流動性的關係，Brunnermeier and Pedersen (2009) 強調在市場報酬（劇烈）下跌或市場波動大時，流動性提供者會因資本限制受到打擊而降低流動性供給，且交易者也可能清算資產部位而增加流動性需求，致使流動性共變的可能。雖然流動性的變化與流動性共變是不同，但它們可能是有相關的，因為當市場報酬較低時則預測所有股票將會有較低的流動性，則流動性與整體市場流動性的共變異數就可能增加，因而加速流動性共變的可能，所以我們先檢測台灣股票市場在市場報酬下跌時，資金限制對個股流動性的敏感度。

表 1 流動性共變之敘述性統計

時間	全部公司			大型股公司			小型股公司			差異檢定	
	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%		
2001.Q1	0.6613	88.48%	78.49%	0.6694	90.46%	85.58%	0.5366	89.28%	82.17%	0.1328	2.5923
2001.Q2	0.5519	89.06%	79.07%	0.6204	91.04%	86.16%	0.2993	85.28%	82.75%	0.3211	5.4826
2001.Q3	0.8183	97.70%	87.71%	0.7018	99.68%	94.80%	0.2924	84.27%	76.39%	0.4094	8.5617
2001.Q4	0.9451	98.02%	88.03%	0.7404	100.00%	95.12%	0.4208	70.15%	68.71%	0.3196	5.1946
2002.Q1	0.2204	89.66%	79.67%	0.6076	91.64%	86.76%	-0.0874	(51.38%)	(43.35%)	0.6950	12.1213
2002.Q2	0.5738	91.60%	81.61%	0.7316	93.58%	88.70%	0.3871	63.36%	55.29%	0.3445	5.8745
2002.Q3	0.6486	91.61%	81.62%	0.7844	93.59%	88.71%	0.4056	73.27%	67.30%	0.3788	6.1236
2002.Q4	0.4572	90.50%	80.51%	0.8572	92.48%	87.60%	0.4076	(48.52%)	(44.19%)	0.4496	6.8467
2003.Q1	0.5684	87.78%	77.79%	0.8491	89.76%	84.88%	0.2629	75.47%	69.47%	0.5862	7.5525
2003.Q2	0.7437	98.02%	88.03%	0.5624	100.00%	95.12%	0.2726	73.26%	64.71%	0.2898	3.4546
2003.Q3	-0.0814	84.40%	74.41%	0.3736	86.38%	81.50%	0.1284	(80.47%)	(71.09%)	0.2452	2.9818
2003.Q4	0.3548	81.49%	70.90%	0.4904	83.47%	77.99%	0.1762	73.38%	64.58%	0.3142	5.6843
2004.Q1	1.2367	91.99%	81.40%	0.9476	100.00%	88.49%	0.7891	100.00%	88.08%	0.1585	2.5647
2004.Q2	0.8603	86.67%	76.08%	1.1037	94.68%	83.17%	0.9883	84.36%	73.76%	0.1154	2.5522
2004.Q3	0.5192	80.37%	69.78%	0.5124	88.38%	76.87%	0.2542	78.54%	70.46%	0.2582	3.1143
2004.Q4	0.5108	81.76%	71.17%	0.8802	89.77%	78.26%	0.2402	79.48%	69.85%	0.6400	11.5635
2005.Q1	0.3723	72.15%	61.56%	0.5314	80.16%	68.65%	0.2233	83.47%	75.24%	0.3081	4.8833
2005.Q2	0.2264	54.52%	43.93%	0.3001	62.53%	51.02%	0.1504	73.47%	67.61%	0.1497	2.2347



表 1 流動性共變之敘述性統計 (續前頁)

時間	全部公司			大型股公司			小型股公司			差異檢定	
	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數差	差異檢定
2005.Q3	0.3156	75.57%	64.98%	0.5313	83.58%	72.07%	-0.0187	63.66%	58.66%	0.5500	7.0611
2005.Q4	0.1642	78.87%	68.28%	0.5652	86.88%	75.37%	-0.0927	(79.12%)	(66.96%)	0.6579	12.0802
2006.Q1	0.2728	73.43%	62.84%	0.3454	75.47%	69.93%	0.1672	79.36%	71.52%	0.1782	2.8416
2006.Q2	0.3657	79.49%	68.90%	0.4931	81.53%	75.99%	0.2581	70.17%	62.58%	0.2350	3.3944
2006.Q3	0.2524	80.53%	69.94%	0.3491	82.57%	77.03%	-0.0252	(62.55%)	(57.62%)	0.3743	5.8135
2006.Q4	0.4963	76.48%	65.89%	0.1384	78.52%	72.98%	0.0584	88.66%	79.57%	0.0800	1.3528
2007.Q1	0.5334	73.34%	62.75%	0.3872	75.38%	69.84%	0.1403	92.44%	86.43%	0.2469	3.0847
2007.Q2	0.6341	84.51%	73.92%	0.5203	86.55%	81.01%	0.2224	81.58%	77.60%	0.2979	4.0201
2007.Q3	0.6428	80.34%	71.38%	0.4575	82.38%	78.47%	0.7703	92.66%	85.06%	-0.3128	-5.2522
2007.Q4	0.5914	80.62%	71.66%	0.6066	82.66%	78.75%	0.8284	90.11%	83.34%	-0.2218	-4.5434
2008.Q1	0.6553	85.74%	76.78%	0.8904	87.78%	83.87%	0.5169	84.59%	75.46%	0.3735	5.8817
2008.Q2	0.4822	76.94%	67.98%	0.5873	78.98%	75.07%	0.5748	85.37%	75.66%	0.0125	1.8948
2008.Q3	0.8434	87.63%	78.67%	0.7984	89.67%	85.76%	0.8804	92.85%	82.35%	-0.0820	-1.9425
2008.Q4	0.5933	90.47%	81.51%	1.0814	95.85%	88.60%	0.5371	75.27%	69.19%	0.5443	7.2245
2009.Q1	0.3694	76.51%	67.55%	0.8554	81.89%	74.64%	0.1984	62.11%	55.23%	0.6570	12.2322
2009.Q2	0.7785	83.37%	74.41%	0.7273	88.75%	81.50%	0.8009	92.78%	84.09%	-0.0736	1.5645
2009.Q3	0.6814	84.51%	75.55%	0.6104	89.89%	82.64%	0.7164	83.27%	79.23%	-0.1060	-1.9511
2009.Q4	0.5978	81.00%	72.04%	0.5017	86.38%	79.13%	0.5817	84.17%	75.72%	-0.0800	-1.8435

表 1 流動性共變之敘述性統計 (續前頁)

時間	全部公司			大型股公司			小型股公司			差異檢定	
	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數差	差異檢定
2010.Q1	0.9057	93.11%	84.15%	0.9702	98.49%	91.24%	0.8468	90.26%	84.83%	0.1234	2.8947
2010.Q2	1.0222	93.09%	84.13%	0.9875	98.47%	91.22%	1.0425	99.37%	87.81%	-0.0550	1.4944
2010.Q3	0.5634	82.93%	73.97%	0.7565	88.31%	81.06%	0.5544	82.88%	77.65%	0.2021	3.7933
2010.Q4	0.4934	77.99%	65.68%	0.3938	83.37%	72.77%	0.3813	79.38%	69.36%	0.0125	1.5647
2011.Q1	0.7817	80.10%	67.79%	0.8187	85.48%	74.88%	0.6942	95.46%	85.47%	0.1245	2.8947
2011.Q2	0.8687	84.20%	71.89%	0.6704	89.58%	78.98%	0.5364	93.33%	84.57%	0.1340	2.9724
2011.Q3	0.8925	91.50%	79.19%	0.9543	95.39%	86.28%	0.7764	92.58%	82.87%	0.1779	3.5634
2011.Q4	0.8974	91.56%	79.25%	1.0424	95.45%	86.34%	0.9206	93.87%	84.93%	0.1218	2.8647
2012.Q1	0.8882	93.34%	86.03%	0.7882	97.23%	93.12%	0.9338	96.77%	89.71%	-0.1456	-3.9531
2012.Q2	0.8174	90.30%	82.99%	0.8354	94.19%	90.08%	0.8788	88.27%	82.67%	-0.0434	-1.4514
2012.Q3	0.7882	82.45%	75.14%	0.6353	86.34%	82.23%	0.5864	89.31%	79.82%	0.0489	1.4612
2012.Q4	0.5961	91.23%	83.92%	0.6392	95.12%	91.01%	0.3453	79.48%	71.60%	0.2939	4.5642

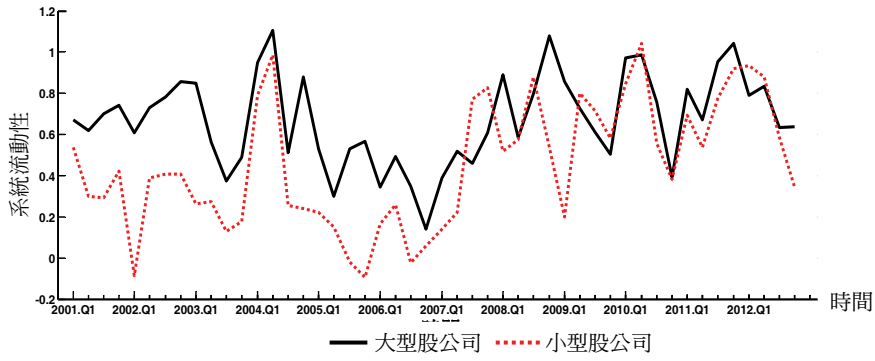
資料來源：本研究整理。

說明：1. 使用日資料衡量大、小型股公司每季的流動性共變，其迴歸模型為

$$\Delta ILLIQ_{i,j} = \alpha_i + \beta_i \Delta ILLIQ_{m,j} + \varepsilon_{i,j}$$

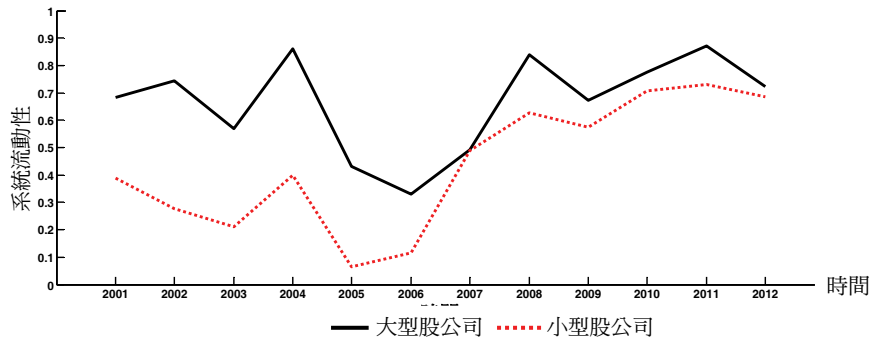
其中  $\Delta ILLIQ_{i,t}$  為證券  $i$  第  $j$  日之流動性變動量， $\Delta ILLIQ_{m,t}$  為不包括證券  $i$  第  $j$  日之市場平均流動性變動量， $\beta_i$  為證券  $i$  的流動性共變。

2. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司平均流動性共變之檢定，呈現的數據為  $t$  統計值。



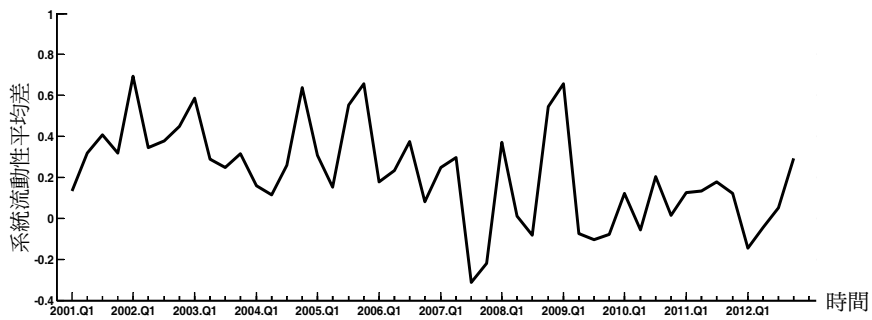
資料來源：本研究整理。

圖 1(a) 大小型股公司季平均流動性共變



資料來源：本研究整理。

圖 1(b) 大小型股公司年平均流動性共變



資料來源：本研究整理。

圖 2 大小型股公司流動性共變季平均差

本文應用 Hameed et al. (2010) 之流動性與報酬關係的實證模型，檢測在市場報酬下跌時，資金限制對流動性的敏感度，Benston and Hagerma (1974) 與 Stoll (1978) 認為決定流動性的因素除了價格之外，還包括交易量、波動性，因此實證模型中加入週轉率、波動性為控制變數，及為了避免序列相關而加入前一期的流動性，其實證模型如下：

$$\begin{aligned} \Delta ILLIQ_{i,t} = & \alpha_i + \omega_i R_{m,t-1} + \omega_{down,i} R_{m,t-1} D_{down,m,t-1} \\ & + \omega_{down,fund,i} R_{m,t-1} D_{down,fund,t-1} + \gamma_i R_{i,t-1} + c_{1i} STD_{m,t-1} \\ & + c_{2i} STD_{i,t-1} + c_{3i} TURN_{i,t-1} + \phi_i \Delta ILLIQ_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (14) \end{aligned}$$

其中  $\Delta ILLIQ_{i,t}$  為證券  $i$  第  $t$  期之流動性變動量指標，此衡量指標之數值愈高代表流動性愈差； $R_{m,t-1}$  與  $R_{i,t-1}$  為前一期市場報酬與公司特定報酬，公司特定報酬為該公司報酬減市場報酬； $STD_{m,t-1}$  與  $STD_{i,t-1}$  分別為前一期的市場報酬波動性與公司特定報酬波動性，基於較高逆選擇與存貨風險的因素，報酬波動性對流動性是負向影響 (Stoll, 1978)，預期迴歸係數為正數；在 Demsetz (1968)、Stoll (1978) 與 Ho and Stoll (1980) 的市場微結構模型中，認為高交易量會降低每次交易的存貨風險，而使流動性更佳，預期此  $TURN_{i,t-1}$  迴歸係數為負數，週轉率為交易量除以流通在外股數； $D_{down,m,t-1}$  代表前一期市場報酬小於零的虛擬變數； $D_{down,fund,t-1}$  代表前一期市場報酬小於零且短期利率或商業本票價差的變動率大於零的虛擬變數。若  $\omega_{down,fund,i}$  顯著小於零時，代表市場報酬小於零並有資本限制時流動性更不佳。

首先，本文的實證方法皆是將每一檔個別股票的時間序列資料執行上述 (6) 式至 (14) 式迴歸後，每檔股票在研究期間內會得到對分析變數敏感度的係數值，然後將不同公司類別的迴歸係數平均，透過觀察這些係數橫斷面分配來了解分析變數對於影響流動性共變的程度，因此表中會分別列出不同類別公司估計迴歸係數之平均數、大於或小於零的百分比和顯著的百分比及檢定該係數是否顯著

異於零的 t 統計值。<sup>8</sup> 由表 2 之 panel A 實證結果顯示，以資金限制的短期利率而言，大小型股公司在市場報酬下跌時流動性會變差，其迴歸係數數值分別為 -1.4683 變為 -1.8337 (-1.4683-0.3654)、-1.6923 變為 -2.4526 (-1.6923-0.7603)，小型股公司迴歸係數數值相對較大，達到顯著的差異，也就是小型股公司在市場報酬下跌時流動性不佳更加明顯，也就是流動性對市場報酬的敏感度比大規模公司更高，此與 Brockman et al. (2006) 發現隨著公司規模愈小，其受到流動性（以價差為流動性變數）的變動影響愈敏感極為相似；若加上資金流動性的緊縮，可發現大小型股公司對流動性的影響由 -1.4683 變為 -1.8773 (-1.4683-0.3654-0.0436)、-1.6923 變為 -2.5279 (-1.6923 -0.7603-0.0753)，雖然大小型股公司  $\omega_{down, fund, i}$  係數顯著的比例未超過半數，但這也顯示市場上短期利率的變化對個股流動性潛藏影響力；另一個資金限制的代理變數商業本票價差也發現有相似的實證結果，由 panel B 可發現與短期利率所衡量的結果不同的是資金流動性緊縮的迴歸係數值不僅顯著且顯著的比例皆超過半數，相對而言此商業本票價差其迴歸係數值較高，影響流動性的幅度較大，且迴歸的解釋力（平均 Adj R<sup>2</sup>）也較高，似乎更能解釋台灣資金流動性的動態。由此可知，當市場報酬下跌且有資金限制時會使流動性更枯竭 (liquidity dry-up) 的論述 (Brunnermeier and Pedersen, 2009; Hameed et al., 2010) 在台灣股票市場也獲得支持。

前面實證結果我們發現當市場報酬下跌且有資金限制時確實對流動性產生顯著的影響，接著我們繼續探討資金流動性是否為影響流動性共變的供給面因素，其相關實證結果陳列於表 3。由表 3 之 panel A 實證結果顯示，以短期利率為代理變數的資金流動性對流

<sup>8</sup> Chordia et al. (2000) 分析個股對於市場流動性共變的程度、Hameed et al. (2010) 分析資金流動性對流動性與報酬之影響與國內學者謝文良與林苑宜 (2012) 探討台灣流動性共變現象，都採用本研究時間序列的橫斷面方式分析實證結果。本研究所有時間序列迴歸係數與橫斷面平均值的 t 值均使用 Newey-West 修正標準誤計算，以避免序列相關或是異質變異數問題。

表 2 資金限制對流動性與報酬關係影響之實證結果

panel A 資金限制-短期利率							
估計係數	大型股公司			小型股公司			差異 檢定
	平均數	正數 (負數) %	正數(負數) 顯著%	平均數	正數 (負數) %	正數(負數) 顯著%	
$R_{m,t-1}$	-1.4683	(89.88%)	(72.58%)	-1.6923	(82.58%)	(73.18%)	2.8922
(t-statistics)	(-3.0144)			(-3.3624)			
$R_{m,t-1} \times D_{down,m,t-1}$	-0.3654	(73.55%)	(62.41%)	-0.7603	(69.53%)	(52.88%)	
(t-statistics)	(-3.6834)			(-3.1111)			
$R_{m,t-1} \times D_{down,fund,t-1}$	-0.0436	(58.38%)	(35.79%)	-0.0753	(63.43%)	(45.88%)	
(t-statistics)	(-1.9731)			(-2.0113)			
$R_{i,t-1}$	-0.0147	(61.25%)	(52.64%)	-0.1813	(64.16%)	(49.89%)	
(t-statistics)	(-3.1222)			(-3.0204)			
$STD_{m,t-1}$	0.1823	66.56%	51.37%	0.4144	62.77%	54.22%	
(t-statistics)	(4.2215)			(3.7622)			
$STD_{i,t-1}$	0.0207	42.66%	34.27%	0.0067	50.32%	38.68%	
(t-statistics)	(2.7823)			(2.5501)			
$TURN_{i,t-1}$	-0.4316	(65.18%)	(48.46%)	-0.4707	(66.79%)	(52.22%)	
(t-statistics)	(-4.1134)			(-4.6634)			
$\triangle ILLIQ_{i,t-1}$	0.0582	100.00%	87.63%	0.0574	100.00%	82.88%	
(t-statistics)	(1.6325)			(1.6833)			
平均 Adj. R <sup>2</sup>		0.1924			0.2324		
panel B 資金限制-商業本票價差							
$R_{m,t-1}$	-1.5072	(89.81%)	(77.53%)	-1.7172	(87.34%)	(74.38%)	2.1874
(t-statistics)	(-3.5802)			(-4.1222)			
$R_{m,t-1} \times D_{down,m,t-1}$	-0.3914	(74.55%)	(64.47%)	-0.8246	(75.36%)	(52.10%)	
(t-statistics)	(-3.5700)			(-3.4431)			
$R_{m,t-1} \times D_{down,fund,t-1}$	-0.0502	(58.56%)	(50.71%)	-0.0841	(61.66%)	(53.81%)	
(t-statistics)	(-2.1214)			(-2.3722)			
$R_{i,t-1}$	-0.0140	(58.12%)	(48.62%)	-0.0172	(59.58%)	(47.26%)	
(t-statistics)	(-3.4323)			(-2.4820)			
$STD_{m,t-1}$	0.2075	68.33%	54.38%	0.3242	67.11%	56.54%	
(t-statistics)	(4.3634)			(3.7200)			
$STD_{i,t-1}$	0.0276	52.63%	41.61%	0.0187	52.34%	43.51%	
(t-statistics)	(2.5535)			(2.4804)			
$TURN_{i,t-1}$	-0.4712	(68.44%)	(52.38%)	-0.4705	(69.48%)	(53.87%)	
(t-statistics)	(-4.6644)			(-4.6632)			
$\triangle ILLIQ_{i,t-1}$	0.0487	100.00%	84.38%	0.0216	100.00%	87.44%	
(t-statistics)	(1.3726)			(1.4500)			
平均 Adj. R <sup>2</sup>		0.3946			0.3567		

資料來源：本研究整理。

說明：1. 資金限制對流動性與報酬關係影響之實證迴歸模型為

$$\Delta ILLIQ_{i,t} = \alpha_i + \omega_t R_{m,t-1} + \omega_{down,t} R_{m,t-1} D_{down,m,t-1} + \omega_{down,fund,t} R_{m,t-1} D_{down,fund,t-1} + \gamma_i R_{i,t-1} + c_{1i} STD_{m,t-1} + c_{2i} STD_{i,t-1} + c_{3i} TURN_{i,t-1} + \phi_i \Delta ILLIQ_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t},$$

其中應變數( $\Delta ILLIQ_{i,t}$ )為流動性變動量指標，因變數包括前一期市場報酬( $R_{m,t-1}$ )與公司特定報酬( $R_{i,t-1}$ )，其中  $D_{down,m,t-1}$  與  $D_{down,fund,t-1}$  分別代表前一期市場報酬下跌與前一期市場報酬下跌且有資金限制的虛擬變數；控制變數為前一期市場報酬波動性( $STD_{m,t-1}$ )、公司特定報酬波動性( $STD_{i,t-1}$ )、前一期週轉率( $TURN_{i,t-1}$ )與前一期的流動性變動( $\Delta ILLIQ_{i,t-1}$ )。

2. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司平均報酬之檢定，呈現的數據為 t 統計值。

動性共變影響的實證結果呈現不顯著，其原因可能是短期利率為可貸資金供給與需求的均衡利率，在台灣是傾向反應債券的市場利率，故此利率較無法立即反應金融中介機構提供流動性的意願，所以對流動性共變並無產生顯著的影響，此隱含的意義可能是短期利率無法真正反應台灣股票市場交易者如自營商、避險基金等獲得融資來滿足其因應資產或履行到期債務之資金需求；然而，以商業本票價差所衡量的資金流動性相對於短期利率似乎較能解釋對流動性共變的影響，除了平均 Adj. R<sup>2</sup> 較高之外，其迴歸係數呈現顯著的正向關係，迴歸係數平均值分別大型股公司為 0.2022、小型股公司為 1.1337，代表商業本票價差擴大會致使大小股公司的流動性共變增加，尤其是小型股公司的流動性共變影響幅度大於大型股公司，達到顯著的差異，小型股公司對資金流動性的敏感度較高；換言之，當市場交易者面臨融資限制時，商業本票價差可視為違約風險貼水與流動性貼水的指標，而此變數比短期利率變數更能衡量台灣流動性提供者資金緊俏的狀態。

表 3 資金流動性對流動性共變影響之實證結果

panel A 資金流動性對流動性共變之影響						
短期利率						
大型股公司			小型股公司			
估計係數	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%
$X_{F,t-1}$	-0.0212	(58.67%)	(25.55%)	-0.0417	(52.15%)	(23.16%)
(t-statistics)	(-1.8511)			(-1.4636)		
$R_{m,t-1}$	-0.0254	(75.12%)	(67.44%)	-0.0428	(68.80%)	(57.26%)
(t-statistics)	(-3.5809)			(-2.9707)		
$STD_{m,t-1}$	0.0126	52.38%	43.25%	0.0465	55.12%	47.68%
(t-statistics)	(2.1221)			(2.2632)		
$TURV_{m,t-1}$	-0.0067	(61.25%)	(52.64%)	-0.1814	(64.16%)	(49.89%)
(t-statistics)	(-3.4521)			(-3.0226)		
平均 Adj. R <sup>2</sup>		0.1221			0.1826	
商業本票價差						
大型股公司			小型股公司			
估計係數	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%
$X_{F,t-1}$	0.2022	64.88%	57.56%	1.1337	73.37%	64.38%
(t-statistics)	(2.5804)			(2.8932)		
$R_{m,t-1}$	-0.0242	(75.12%)	(67.44%)	-0.0653	(78.48%)	(69.89%)
(t-statistics)	(-3.1637)			(-3.8433)		
$STD_{m,t-1}$	0.0103	55.56%	49.78%	0.0327	54.66%	47.86%
(t-statistics)	(2.1221)			(2.3722)		
$TURV_{m,t-1}$	-0.0057	(58.12%)	(50.67%)	-0.0065	(64.58%)	(55.26%)
(t-statistics)	(-3.4522)			(-2.4825)		
平均 Adj. R <sup>2</sup>		0.3245			0.3922	

差異檢定

4.6237



表 3 資金流動性對流動性共變影響之實證結果 (續前頁)

panel B 景氣循環與資金流動性對流動性共變之影響		短期利率					
		大型股公司		小型股公司			
估計係數	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	差異檢定
$X_{F,t-1}$	-0.0172	(42.67%)	(21.12%)	-0.0312	(44.33%)	(20.34%)	1.5447
(t-statistics)	(-1.4801)			(-1.2201)			
$X_{F,t-1} \times D_{upGDP,t-1}$	0.0076	49.27%	36.36%	0.0093	46.64%	24.46%	
(t-statistics)	(1.6621)			(1.3614)			
$X_{F,t-1} \times D_{downGDP,t-1}$	0.0046	50.18%	38.88%	0.0068	48.11%	29.88%	
(t-statistics)	(1.8919)			(1.3603)			
$R_{m,t-1}$	-0.0213	(71.08%)	(62.21%)	-0.0425	(68.80%)	(57.26%)	
(t-statistics)	(-3.0223)			(-2.9722)			
$STD_{m,t-1}$	0.0114	51.27%	41.27%	0.0371	52.77%	42.37%	
(t-statistics)	(2.0907)			(2.1824)			
$TURV_{m,t-1}$	-0.0040	(58.36%)	(49.25%)	-0.1362	(61.33%)	(43.81%)	
(t-statistics)	(-3.0111)			(-2.8724)			
平均 Adj. R <sup>2</sup>		0.1645			0.1689		
		大型股公司		小型股公司			
		商業本票價差					
估計係數	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	差異檢定
$X_{F,t-1}$	0.1892	63.11%	54.52%	1.1284	70.31%	61.22%	4.0825
(t-statistics)	(2.6611)			(2.8942)			
$X_{F,t-1} \times D_{upGDP,t-1}$	0.0764	59.13%	51.08%	0.0120	61.29%	53.55%	
(t-statistics)	(2.4323)			(1.8701)			
$X_{F,t-1} \times D_{downGDP,t-1}$	0.0209	53.45%	48.67%	0.0753	64.55%	56.36%	
(t-statistics)	(1.7924)			(2.4547)			

表 3 資金流動性對流動性共變影響之實證結果 (續前頁)

panel B 景氣循環與資金流動性對流動性共變之影響		商業本票價差					
		大型股公司			小型股公司		
估計係數	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	差異檢定
$R_{m,t-1}$	-0.0187	(70.55%)	(57.38%)	-0.0529	(70.55%)	(59.44%)	
(t-statistics)	(-3.0001)			(-3.1201)			
$STD_{m,t-1}$	0.0103	52.88%	46.79%	0.0287	51.37%	43.81%	
(t-statistics)	(2.1213)			(2.3714)			
$TURN_{m,t-1}$	-0.0068	(51.57%)	(49.89%)	-0.0084	(60.22%)	(50.11%)	
(t-statistics)	(-3.2212)			(-2.3347)			
平均 Adj. R <sup>2</sup>		0.3798				0.4198	

資料來源：本研究整理。

說明：1. 資金流動性對流動性共變影響之實證迴歸模型為

$$\text{panel A: } \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i X_{F,t-1} + c_{1i} R_{m,t-1} + c_{2i} STD_{m,t-1} + c_{3i} TURN_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t},$$

其中應變數 ( $\beta_{i,t}$ ) 為流動性共變，因變數 ( $X_{F,t-1}$ ) 為影響流動性共變供給面的因素，包括前一期短期利率、商業本票價差；

控制變數包括前一期市場報酬 ( $R_{m,t-1}$ )、市場報酬波動性 ( $STD_{m,t-1}$ )、市場週轉率 ( $TURN_{m,t-1}$ )。

$$\text{panel B: } \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i X_{F,t-1} + \gamma_{upGDP,t} X_{F,t-1} \times D_{upGDP,t} + \gamma_{downGDP,t} X_{F,t-1} \times D_{downGDP,t} + c_{1i} R_{m,t-1} + c_{2i} STD_{m,t-1} + c_{3i} TURN_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t},$$

其中  $D_{upGDP,t-1}$  ( $D_{downGDP,t-1}$ ) 代表景氣成長 (衰退) 的虛擬變數，當  $\gamma_{upGDP,t}$  ( $\gamma_{downGDP,t}$ ) 顯著大於零時，代表景氣成長 (衰退) 時資金限制對流動性共變的影響加劇。

2. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司平均資金流動性之檢定，呈現的數據為 t 統計值。

一般而言，小型股公司募集資金的管道，可由金融機構籌措資金，例如銀行借貸，信托投資公司等，但銀行是相當謹慎保守的貸款機構，誠如成功的企業家菲爾·霍蘭 (Phil Holland) 所說：很多未來的創業者會很失望地得知，銀行不向處於起步階段的企業貸款，除非有企業外的資產用作貸款的抵押。所以很多小型股公司根本就沒有足夠的資產從貸款機構獲取抵押貸款；另一募集資金管道則是向其它金融機構籌措資金，例如通過商業信用方式獲得往來工商企業的短期資金來源、或向設備租賃公司租賃相關生產設備獲得中長期資金來源等，故此小型股公司對商業本票的資金來源依賴性相對較高，因此當商業本票價差擴大時，小型股公司融通資金更不易，致使金融中介機構提供小型股公司流動性的意願降低，致使資金限制對小型股公司流動性共變的影響相對較高。

延續上述的實證，進一步觀察景氣成長與衰退對影響流動性共變因素的差異，由表 3 之 panel B 實證結果顯示，大型股公司景氣成長之  $\gamma_{upGDP}$  係數在短期利率與商業本票價差兩個資金流動性指標中分別為 0.0076、0.0764，小型股公司為 0.0093、0.0120，雖然短期利率指標對流動性共變未達到顯著的水準，但商業本票價差在大型股公司其係數呈現正顯著的結果，意味著在景氣成長後，商業本票價差會增進大型股公司流動性共變，係數由 0.1892 增為 0.2656 ( $=0.1892+0.0764$ )，也就是說，當總體景氣看好時，整體股市應趨向熱絡，其流動性應該提高，但交易者的標的物若是大型股公司，其融資保證金相對較高，若碰到資金市場融資限制時，市場交易者較無法順利提供流動性，而可能增強流動性共變；相對地，在景氣衰退後，由實證結果顯示，商業本票價差會增進小型股公司的流動性共變，其影響程度由 1.1284 變為 1.2037 ( $=1.1284+0.0753$ )，其因可能是當總體經濟呈現衰退時，投資者預期未來小型股公司比較不能禁起經濟衰退的考驗，盈餘可能下降幅度較大，而市場上的資金又呈現緊俏時，投資者同時變賣股票的機會大增，而加速流動性共變的可能，此項結果似乎可解釋前述研究發現當 2007 年 6 月之

後，大小型股公司流動性共變不分軒輊，小型股公司其流動性共變可能是因當時全球金融風暴總體經濟嚴重衰退，金融市場資金緊俏，致使小型股公司流動性共變急速增強。這也顯示大小型股公司可能因市場交易者的融資限制問題對於總體景氣變化敏感度不同，進而造成資金流動性對大小型股公司流動性共變的影響不對稱。

### 4.3 需求面：機構投資者的交易行為對流動性共變之影響

#### 4.3.1 機構投資者持股比率

有關機構投資者的交易行為對流動性共變之影響，其實證結果列於表 4。首先觀察機構投資者持股比率對流動性共變之影響，我們的實證結果顯示，三大機構投資者的持股比率對大小型股公司的流動性共變呈現正向顯著關係，也就是說前一季機構投資者持股比率增加，則下一季對市場流動性衝擊的敏感度也會增加，此實證結果支持 Chordia et al. (2000) 假說，認為機構投資者投資是流動性共變的重要原因；除此之外，大型股公司機構投資者持股比率的迴歸係數平均值 0.1562 大於小型股公司的 0.0514，兩者達到顯著的差異，代表機構投資者持股比率對大型股公司的流動性共變影響幅度較大，與 Kamara et al. (2008) 實證結果相似。接著，我們要繼續檢視三大法人中，何者持股比率對台灣股票市場流動性共變影響力較高，當我們將機構投資人分為外資、投信與自營商後，發現個別機構投資者持股比率對流動性共變有不同的影響，外資只在大型股公司對流動性共變產生顯著的正向影響，小型股公司則否，此與蕭朝興等（2011）研究顯示，外資動態持股偏好移往大市值的公司股份，其將股權往大市值集中的現象除了近鄉偏誤 (home bias)，大型股公司所提供的高流動性與變現性使得外資在股市下跌時快速退出市場皆是重要的原因，因而可能造成外資對大小型股流動性共變有不同的影響效果；而投信則對大小型股公司的流動性共變產生顯著的影響，其緣由可能是林哲鵬等（2006）實證發現機構投資者中的

投信交易行為，與股市的短期動能策略及中期反轉現象有著極為密切的關係，呼應 Chang et al. (2000) 認為造成流動性共變的重要原因是機構投資者從事股票相關交易常具有相似的投資風格，此投資風格本文推測可能是正向回饋或負向回饋（林哲鵬等，2006），因而對流動性共變有明顯的影響力；然而，自營商卻只有對小型股公司的流動性共變產生顯著正相關，我們認為自營商一般在自負盈虧的立場下，並無投信會顧及聲譽而採取較顯著的群集交易行為（許培基等，2003），也就較無明顯的相似投資風格（從眾交易動機），因此對流動性共變的影響有別於國內機構投資者投信。

接著，檢測景氣成長與衰退時機構投資者持股對流動性共變的影響，由表 4 之 panel B 實證結果發現，小型股公司在景氣成長後，機構投資者持股比率對流動性共變影響的係數平均值由 0.0492 增強為 0.0696 ( $=0.0492+0.0204$ )，大型股公司的係數平均值由 0.1512 增強為 0.1739 ( $=0.1512+0.0227$ )，兩者達到顯著的差異，也就是說，景氣成長會使大小型股公司的機構投資者持股對流動性共變的影響增強了，但對大型股公司影響幅度較大，此呼應了 Eisfeldt (2004) 的模型，當總體生產力提高時，將伴隨風險性資產報酬率增加而誘使投資人從事更多風險性資產的投資，因此我們認為此時投資組合配置在大小型股公司的比例應都會提高，而大型股公司增加配置的幅度可能較大，而使流動性共變增強了；若從個別機構投資者持股對流動性共變的影響，由實證結果可知在景氣較佳時外資與投信會大量加碼大型股公司，致使流動性共變加劇了（兩者  $\gamma_{upGDP}$  迴歸係數呈現正顯著），至於小型股公司則由投信與自營商增加配置，而使流動性共變增強了（兩者  $\gamma_{upGDP}$  迴歸係數呈現正顯著）。相對地，在景氣衰退之後，只有小型股公司的機構投資者持股加劇流動性共變的形成，其係數平均值增為 0.0604 ( $=0.0492+0.0112$ )，此實證結果可能與 Naes et al. (2011) 發現共同基金機構法人傾向在總體景氣衰退階段處分其投資組合中的小型股票有關，因此機構投資者持股小型股票在景氣不佳時變賣手中的股票並會加速流動性共變。

表 4 機構投資者持股對流動性共變影響之實證結果

panel A 機構投資者持股對流動性共變之影響												
大型股公司												
應變數												
三大機構投資者												
估計係數	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%
$IO_{i,t-1}$	0.1562	71.56%	62.78%	0.2220	82.01%	71.36%	0.1860	68.46%	58.26%	-0.1016	(56.48%)	(43.19%)
(t-statistics)	(3.3422)			(5.3103)		(2.7821)				(-1.4674)		
$Size_{i,t-1}$	0.0976	67.37%	51.26%	0.1128	60.77%	51.04%	0.0182	54.27%	43.44%	0.0366	59.64%	41.55%
(t-statistics)	(2.0601)			(2.2512)		(1.9622)				(2.0133)		
小型股公司												
應變數												
三大機構投資者												
估計係數	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%
$IO_{i,t-1}$	0.0514	65.79%	51.26%	0.0920	71.56%	42.78%	0.4903	79.48%	66.72%	0.1052	67.44%	54.36%
(t-statistics)	(1.9922)			(1.6732)		(2.2102)				(2.0721)		
$Size_{i,t-1}$	0.0138	52.47%	32.44%	0.0084	49.27%	30.11%	0.0114	56.79%	41.29%	0.0073	54.11%	46.28%
(t-statistics)	(1.9221)			(2.2821)		(2.0123)				(1.8912)		
差異檢定	5.7843			4.8963			1.8876				2.8879	
panel B 景氣循環與機構投資者持股對流動性共變之影響												
大型股公司												
應變數												
三大機構投資者												
估計係數	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%
$IO_{i,t-1}$	0.1512	72.34%	61.99%	0.2183	79.66%	68.87%	0.1749	66.77%	56.79%	-0.1083	(55.77%)	(45.47%)
(t-statistics)	(3.6722)			(4.2411)		(2.8732)				(-1.7831)		
$IO_{i,t-1} \times D_{upCOP,t-1}$	0.0227	69.66%	57.48%	0.0116	55.58%	43.78%	0.0156	65.47%	51.45%	0.0089	50.33%	41.11%
(t-statistics)	(3.7821)			(2.9521)		(2.0911)				(1.5421)		

表 4 機構投資者持股對流動性共變影響之實證結果 (續前頁)

panel B 景氣循環與機構投資者持股對流動性共變之影響																
大型股公司																
三大機構投資者				外資				投信				自營商				
應變數	估計係數	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%
$IO_{i,t-1} \times D_{downGDP,t-1}$	0.0058 (1.4421)	0.0076 (1.9225)	51.77%	33.55%	0.0076 (1.9225)	55.58%	43.58%	0.0131 (1.7431)	54.36%	42.34%	0.0075 (1.7622)	50.33%	42.00%	0.0075 (1.7622)	50.33%	42.00%
Size <sub>i,t-1</sub>	0.0909 (2.1131)	0.1093 (2.5633)	65.55%	49.27%	0.1093 (2.5633)	58.55%	50.46%	0.0087 (1.9721)	53.38%	41.42%	0.0308 (2.0125)	57.33%	39.79%	0.0308 (2.0125)	57.33%	39.79%
小型股公司																
應變數	估計係數	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%	平均數	正數(負數) %	顯著%
$IO_{i,t-1}$	0.0492 (2.0121)	0.0876 (1.6322)	64.55%	50.48%	0.0876 (1.6322)	68.58%	41.44%	0.4723 (2.2210)	75.32%	63.68%	0.0986 (2.1122)	65.43%	51.46%	0.0986 (2.1122)	65.43%	51.46%
$IO_{i,t-1} \times D_{upGDP,t-1}$	0.0204 (2.2300)	0.0048 (1.2541)	68.45%	53.56%	0.0048 (1.2541)	51.58%	40.22%	0.0251 (2.7213)	67.33%	52.37%	0.0065 (2.0309)	62.01%	51.34%	0.0065 (2.0309)	62.01%	51.34%
$IO_{i,t-1} \times D_{downGDP,t-1}$	0.0112 (2.2213)	0.0076 (1.9810)	66.27%	52.36%	0.0076 (1.9810)	54.53%	42.53%	0.0144 (2.7200)	61.33%	53.65%	0.0077 (2.5825)	59.33%	51.31%	0.0077 (2.5825)	59.33%	51.31%
Size <sub>i,t-1</sub>	0.0114 (1.9210)	0.0072 (2.3624)	51.21%	30.26%	0.0072 (2.3624)	45.38%	31.33%	0.0102 (2.1208)	52.22%	42.34%	0.0043 (1.8031)	52.22%	42.17%	0.0043 (1.8031)	52.22%	42.17%
差異檢定		3.5847			3.8537			1.8547			4.2216					

資料來源：本研究整理。

說明：1. 機構投資者持股對大小型股公司流動性共變影響之模型為

$$\text{panel A: } \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IO_{i,t-1} + c_i \ln \text{Size}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中  $\beta_{i,t}$  是證券  $i$  第  $t$  期之流動性共變； $IO_{i,t-1}$  是證券  $i$  第  $t-1$  期機構投資人的持股比率。

panel B:  $\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IO_{i,t-1} + \gamma_{upGDP,t-1} IO_{i,t-1} \times D_{upGDP,t-1} + \gamma_{downGDP,t-1} IO_{i,t-1} \times D_{downGDP,t-1} + c_i \ln \text{Size}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$   
 其中  $D_{upGDP,t-1}$  ( $D_{downGDP,t-1}$ ) 代表景氣成長 (衰退) 的的虛擬變數，當  $\gamma_{upGDP,t-1}$  ( $\gamma_{downGDP,t-1}$ ) 顯著大於零時，代表景氣成長 (衰退) 時機構投資人持股對流動性共變的影響加劇。

2. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司平均持股比率之檢定，呈現的數據為  $t$  統計值。

#### 4.3.2 機構投資者的交易行為

面對國內三大法人的交易行為可能有不同的資訊意涵，本文也針對影響流動性共變是否由某些特定法人的交易行為所導致來加以探討，如同前述將交易活動分為四種類型，分別為進入、增加、減少與持續持有，四種類型可顯示機構投資人的持股變化，持股比率的變化代表機構投資人交易活動的相關性，我們將透過不同的交易強度下，分析機構投資者的持股比率對流動性共變的影響是否有所不同，相關實證結果列於表 5。表 5 實證結果顯示，機構投資者中外資在大型股公司交易強度為持股增加與持股減少的交易行為上，會增強流動性共變的幅度，使其持股比率與流動性共變關係之持股增加的交易行為的迴歸係數由 0.1743 增至 0.2007 ( $=0.1743+0.0264$ )、持股減少的交易行為之迴歸係數由 0.1646 增至 0.2022 ( $=0.1646+ 0.0376$ )；投信只有在持股持續的情況下沒有增強流動性共變，其餘三種交易行為皆對流動性共變產生顯著的影響；而自營上卻只有在持股增加的交易行為上對大型股公司流動性共變有增強的效果。總而言之，投資者其買賣交易行為活動決定了流動性，也決定了流動性的變異與不確定性，而外資、投信與自營商在四種交易活動中持股增加是共同會使大型股公司流動性共變增強的交易行為，這也提醒投資者當憑藉資訊優勢加碼或跟隨他人加碼大型股公司時，須謹慎而行以避免流動性共變的加速而使投資處於惡劣的狀態。

反觀小型股公司的實證結果，外資持股之交易活動其中有兩項對流動性共變產生顯著的影響，分別為外資持股減少的交易行為，其迴歸係數由 0.0322 增至 0.0984 ( $=0.0322+0.0662$ )、新進入持股使其持股比率與流動性共變關係之迴歸係數由 0.0240 增至 0.0453 ( $=0.0240+0.0213$ )，此實證也許與學者們認為在進入與退出兩個交易強度下，機構投資者相對較偏好高風險的小規模股票 (Bennet et al., 2003; 楊淑玲等, 2006) 論述較相近，因而促使流動性共變增強；而投信在小型股公司四種交易強度上都會增強流動性共變，此



可能與蕭朝興等（2011）實證發現投信在小型股相較於外資的確更能展現其資訊優勢有密切關係，因此國內機構投資者投信在小型股投資上對流動性共變扮演不可輕忽的角色；至於自營商方面，持股增加與持股不變兩種交易行為對整體流動性共變較有影響，這也許是自營商在調整與出脫持股時並未實行明確的交易策略（楊淑玲等，2006）所導致，所以與外資在小型股公司對流動性共變的影響呈現不同的交易行為反應。由上述實證結果，我們發現外資、投信與自營商在四種交易活動中對小型股公司流動性共變的影響層次較不同，有互相增強（流動性共變增強）也有互斥（流動性共變減弱）的功能，此發現應是與 Kamara et al. (2008)、Karolyi et al. (2012) 實證結果最大的不同，這也顯示機構投資人對小型股公司投資行為異質性相對較高，對投資者來說可能也是一種逆增優勢，換句話說，投資者一起拉高水位，創造生態，河裡才會有更多的魚。

綜合上述實證結果，我們的確更清楚地了解不同機構投資者的交易行為對流動性共變的影響呈現不同效果，機構投資者可能基於「審慎投資行為」(prudent investment behavior) (Falkenstein, 1996) 會偏好高股價且週轉率較高的大型股公司，對於小型股公司呈現低度投資；但也有學者主張大多數機構投資者在從事正向回饋交易時會比從眾行為更傾向於交易小型股公司 (Lakonishok et al., 1992; Nofsinger and Sias, 1999)，各類投資者處於偏好相異的狀況，其偏好能夠影響投資者是否順利大量賣出（買入）交易而結束（建立）本身的部位，而決定了個股流動性的強弱，進而影響流動性共變的形成，如同 Johnson (2006) 認為流動性會因交易量伴隨著不確定、Pástor and Stambaugh (2003) 指出股票流動性其主要的挑戰並不是流動性的水準而是流動性的變異與不確定性，更能突顯機構投資者的交易活動對流動性共變的重要性。



表 5 機構投資者的交易行為對流動性共變影響之實證結果 (續前頁)

panel A 外資		模型 1			模型 2			模型 3			模型 4		
		小型股公司						大型股公司					
估計係數	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,3,t-1}$ (t-statistics)				0.0662 (3.1815)	68.76%	51.65%				0.0213 (3.5803)	74.58%	60.37%	
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,4,t-1}$ (t-statistics)				0.0153 (1.3604)	75.39%	47.63%				0.0114 (1.4421)	71.72%	51.27%	
$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.0123 (1.0121)	67.88%	52.11%	0.0212 (1.8712)	68.38%	50.58%							
差異檢定	3.8524			1.9934					3.4567			3.8765	
panel B 投信		模型 1			模型 2			模型 3			模型 4		
估計係數	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	
$IO_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.1573 (2.2402)	55.35%	50.52%	0.1072 (2.2201)	53.25%	49.37%				0.1162 (2.2520)	66.47%	54.38%	
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,1,t-1}$ (t-statistics)	0.1703 (2.5711)	53.23%	50.35%										
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,2,t-1}$ (t-statistics)				-0.0663 (-1.1622)	(52.38%)	(31.00%)							
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,3,t-1}$ (t-statistics)				0.0616 (2.6911)	58.81%	51.33%				0.9687 (2.0304)	54.27%	50.48%	
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,4,t-1}$ (t-statistics)				0.0161 (1.6922)	46.35%	39.22%				0.0067 (2.2711)	47.11%	36.27%	
$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.0244 (2.6612)	48.68%	38.37%	0.0161 (1.6922)	46.35%	39.22%							

表 5 機構投資者的交易行為對流動性共變影響之實證結果 (續前頁)

panel B 投信		模型 1			模型 2			模型 3			模型 4		
		小型股公司						大型股公司					
估計係數	平均數	正數 (負數) (負數) %	正數 (負數) 顯著%	平均數	正數 (負數) (負數) %	正數 (負數) 顯著%	平均數	正數 (負數) (負數) %	正數 (負數) 顯著%	平均數	正數 (負數) (負數) %	正數 (負數) 顯著%	
$IO_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.2572 (2.6401)	81.25%	72.48%	0.1117 (2.3711)	75.25%	66.36%	0.2375 (2.5502)	69.34%	56.12%	0.2782 (3.3311)	75.47%	65.37%	
$IO_{i,t-1} \times D_{i,trade,1,t-1}$ (t-statistics)	0.1332 (2.8801)	73.75%	63.55%										
$IO_{i,t-1} \times D_{i,trade,2,t-1}$ (t-statistics)				0.0787 (2.0305)	62.47%	58.35%							
$IO_{i,t-1} \times D_{i,trade,3,t-1}$ (t-statistics)							0.1666 (2.8785)	57.47%	52.37%				
$IO_{i,t-1} \times D_{i,trade,4,t-1}$ (t-statistics)										0.1342 (3.0134)	67.46%	53.67%	
$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.0090 (1.3102)	74.37%	63.47%	0.0110 (1.5711)	69.32%	54.51%	0.0104 (1.3104)	66.32%	52.66%	0.0074 (1.7805)	65.32%	48.26%	
差異檢定		2.9876			1.8871			2.5625			2.9625		
panel C 自營商		模型 1			模型 2			模型 3			模型 4		
估計係數	平均數	正數 (負數) (負數) %	正數 (負數) 顯著%	平均數	正數 (負數) (負數) %	正數 (負數) 顯著%	平均數	正數 (負數) (負數) %	正數 (負數) 顯著%	平均數	正數 (負數) (負數) %	正數 (負數) 顯著%	
$IO_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.1064 (2.1802)	63.11%	52.21%	-0.0831 (-1.2708)	(55.37%)	(33.17%)	0.6758 (1.4678)	62.67%	55.51%	-0.4062 (-1.0821)	(51.25%)	(40.88%)	
$IO_{i,t-1} \times D_{i,trade,1,t-1}$ (t-statistics)	0.0751 (2.2410)	56.36%	51.235%										
$IO_{i,t-1} \times D_{i,trade,2,t-1}$ (t-statistics)				0.0614 (1.5621)	58.11%	35.01%							
$IO_{i,t-1} \times D_{i,trade,3,t-1}$ (t-statistics)							-0.0476 (-1.9702)	(58.81%)	(41.33%)				
$IO_{i,t-1} \times D_{i,trade,4,t-1}$ (t-statistics)										0.9133 (1.5703)	58.24%	45.66%	
$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.0124 (1.6903)	45.55%	33.38%	0.0114 (1.7821)	48.26%	37.37%	0.0087 (1.5722)	42.22%	35.16%	0.0104 (1.5872)	49.55%	41.24%	

表 5 機構投資者的交易行為對流動性共變影響之實證結果 (續前頁)

panel C 自營商		模型 1			模型 2			模型 3			模型 4		
		小型股公司			小型股公司			小型股公司			小型股公司		
估計係數	平均數	正數 (負數) (負數) %	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數) %	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數) %	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數) %	顯著 %	
$IO_{i,t-1}$	0.0653	79.38%	63.98%	0.0952	67.485%	56.56%	0.1083	61.26%	53.26%	0.1054	68.66%	54.47%	
(t-statistics)	(2.6402)			(2.3703)			(2.5504)			(2.3311)			
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,1,i,t-1}$	0.0551	61.21%	51.25%										
(t-statistics)	(2.1215)												
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,2,i,t-1}$				0.0586	59.65%	50.24%							
(t-statistics)				(2.2303)									
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,3,i,t-1}$							0.0223	55.31%	41.28%				
(t-statistics)							(1.4821)						
$IO_{i,t-1} \times D_{trading,4,i,t-1}$										0.0957	59.22%	41.35%	
(t-statistics)										(1.3703)			
Size <sub>i,t-1</sub>	0.0027	62.84%	51.66%	0.0087	68.38%	50.58%	0.0073	55.67%	35.78%	0.0104	55.89%	49.45%	
(t-statistics)	(1.3603)			(1.4426)			(1.3905)			(1.7136)			
差異檢定		3.4546			5.8789			0.3548			4.8911		

資料來源：本研究整理。

說明：1. 機構投資者持股活動對流動性共變影響之模型為

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IO_{i,t-1} + \gamma_{trading,t} IO_{i,t-1} \times \sum_{k=1}^m D_{trading,k,i,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

其中  $D_{trading,k,i,t-1}$  是證券  $i$  第  $t-1$  期之構投資者持股交易活動的虛擬變數， $k$  值為 1、2、3、4，1 代表持股增加、2 代表持股持續持有、3 代表持股減少、4 代表持股新加入。

2. 模型 1、模型 2、模型 3、模型 4，分別代表持股增加、持股持續持有、持股減少、持股新進入。
3. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司平均持股比率之檢定，呈現的數據為 t 統計值。

#### 4.4 需求面：投資者情緒對流動性共變之影響

關於投資者情緒對於流動性共變的影響，實證結果列於表 6。實證結果顯示，情緒指標對大型股公司流動性共變呈現顯著的正效果，對小型股公司卻為顯著的負效果，代表當投資者情緒上揚時，其對大型股公司的流動性共變產生影響；反之，當市場投資者情緒下降時，對小型股公司的流動性共變產生影響，此發現與 Hwang and Salmon (2009) 建立從眾行為模型的理念相似，從眾行為與市場情緒呈正相關，當情緒上升時，投資人因資產報酬遞增容易，常會忽略市場系統風險，增加了群體的從眾行為，而當市場情緒下降，容易減低從眾行為；換言之，情緒較佳時，對事物的評斷會抱持較正面或樂觀的態度，或可能忽略負面消息而過度反應正面消息，投資者彼此間對大型股的從眾行為更盛行，而增強了流動性共變，此發現與前述機構投資者持股對大型股公司的結果有異曲同工之處；相對地，當情緒較差時，則會較悲觀，或可能忽略正面消息或過度反應負面消息，做決策判斷時較為謹慎 (Wright and Bower, 1992)，而 Brown and Cliff (2004) 更指出投資者情緒可用來預測小型股公司股票未來 2 至 3 年的報酬，因此在情緒低落時，對小型股股票的預測性可能出現同時賣或買，而造成流動性共變。若以景氣成長與投資者情緒對流動性共變的觀點而言，因為對未來景氣前景抱持更樂觀，所以投資者情緒影響投資決策更明顯，因而加劇大型股流動性共變，係數值由 0.1683 增為 0.1920 ( $=0.1683+0.0237$ )；反觀，景氣衰退時，投資者情緒的悲觀程度會加深在小型股公司，因此使小型股公司流動性共變更嚴重。

#### 4.5 供給面與需求面之交叉效果

本小節將探討影響流動性共變供給面與需求面之交叉效果，相關實證結果列於表 7。實證結果顯示，將供給面與需求面的因素同

表 6 投資者情緒對流動性共變影響之實證結果

panel A 投資者情緒對流動性共變之影響		大型股公司		小型股公司			
估計係數	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	平均數	正數(負數)%	正數(負數)顯著%	差異檢定
$IS_{t-1}$	0.1724	74.26%	64.44%	-0.1623	78.26%	63.26%	5.2937
(t-statistics)	(3.5614)			(-3.1817)			
$Size_{i,t-1}$	0.0568	61.65%	52.65%	0.0954	62.13%	53.27%	
(t-statistics)	(2.1106)			(2.2517)			
panel B 景氣循環與投資者情緒對流動性共變之影響		大型股公司		小型股公司			
$IS_{t-1}$	0.1683	73.64%	60.37%	-0.1583	75.37%	58.22%	5.4098
(t-statistics)	(3.8911)			(-3.1511)			
$IS_{t-1} \times D_{upGDP,t-1}$	0.0237	68.94%	53.65%	0.0118	54.58%	42.55%	
(t-statistics)	(2.4502)			(1.6601)			
$IS_{t-1} \times D_{downGDP,t-1}$	0.0169	52.47%	45.38%	-0.0124	64.79%	53.68%	
(t-statistics)	(1.8605)			(-2.8925)			
$Size_{i,t-1}$	0.0778	64.33%	48.47%	0.0993	53.52%	48.59%	
(t-statistics)	(2.2125)			(2.3337)			

資料來源：本研究整理。

說明：1. 投資者情緒對大小股公司流動性共變的影響，其模型為

$$\text{panel A: } \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IS_{t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中  $\beta_{i,t}$  是證券  $i$  第  $t$  期之流動性共變； $IS_{t-1}$  是第  $t-1$  期投資者情緒。

$$\text{panel B: } \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IS_{t-1} + \gamma_{upGDP,t-1} IS_{t-1} \times D_{upGDP,t-1} + \gamma_{downGDP,t-1} IS_{t-1} \times D_{downGDP,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中  $D_{upGDP,t-1}$  ( $D_{downGDP,t-1}$ ) 代表景氣成長(衰退)的虛擬變數，當  $\gamma_{upGDP,t-1}$  ( $\gamma_{downGDP,t-1}$ ) 顯著大於(小於)零時，代表景氣成長或衰退時投資者情緒對流動性共變的影響加劇。

2. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司平均投資者情緒之檢定，呈現的數據為  $t$  統計值。

時分析，其資金流動性與需求面機構投資人持股與投資者情緒的迴歸係數平均值與前面單一因素（供給或需求面）模型得到相似的結果，雖然從 panel A 實證結果發現以短期利率衡量的資金流動性供給面效果仍出現不顯著，而資金流動性與機構投資人持股、投資者情緒的交叉項也呈現不顯著，但大型股公司需求面的機構投資人持股的迴歸係數平均值為 0.1037 呈現顯著，再次顯示大型股公司對機構投資人持股的敏感度確實較高。若以商業本票價差為流動性供給的代理變數，由 panel B 得知，其資金流動性與機構投資者持股比率之迴歸交叉項，不管是大小型股公司皆呈現顯著的影響，表示當金融中介機構因資金不利的因素迫使他們流動性供給減少，此不利的因素若預期更惡化時，金融中介機構可能轉換為流動性需求者、機構投資人持股意願也遭受波及，因而可能出現影響流動性共變供給面與需求面之交叉效果，而加強了流動性共變的產生，顯而易見，大型股公司考慮交叉效果之後，對流動性共變的影響平均高於小型股公司，達到顯著的差異，可見台灣股票市場在處於資金限制下，整體流動性資金供給與機構投資人持股需求面因素對大型股公司流動性共變的衝擊不容忽視；相形之下，考量投資者情緒之交叉效果，大小型股公司同樣也是對流動性共變產生顯著的影響，但影響的方向與前面實證結果相似，也就是說投資者情緒高昂或低落時對大小型股的流動性共變呈現不對稱效果，整體來說，小型股公司的交叉效果對流動性共變的影響較大達到顯著差異，顯見台灣以散戶居多的投資者結構其投資者情緒是小型股公司流動性共變很重要的因素。簡言之，股票市場是數百個大公司與小公司所組成，企業規模愈大，擔卻的是機構投資者之資金流動性供給面與需求面機構投資者持股交叉的風險，若投資者情緒處於較穩定狀態，相對資金限制與機構投資者持股流動性共變交叉效果較弱的小企業，可以增加股票市場流動的穩定性，投資者應讓資金分配均勻化，換句話說，投資者情緒不處於劇烈波動下，小型個股亦是穩定資本市場流動性的另一種力量。



表 7 供給面與需求面之交叉效果對流動性共變影響之實證結果

估計係數	機構投資者持結														
	大型股公司						小型股公司								
	平均數	正數 (負數)%	正數 (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數)%	正數 (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數)%	正數 (負數)%	顯著 %			
$X_{i,t-1}$ (t-statistics)	-0.0123 (-1.6911)	(51.64%)	(35.55%)	-0.0262 (-1.4604)	(54.15%)	(46.18%)	1.4927	-0.0183 (-1.5804)	64.88%	57.56%	1.1342 (2.8906)	73.37%	64.38%	1.6187	
$IO_{i,t-1}(IS_{i,t-1})$ (t-statistics)	0.1037 (2.2206)	67.87%	53.65%	0.0368 (1.8703)	54.57%	42.22%		0.1362 (3.1625)	75.12%	67.44%	-0.1582 (-3.8421)	(78.48%)	(69.89%)		
$IO_{i,t-1}(IS_{i,t-1}) \times D_{fund,t-1}$ (t-statistics)	0.0123 (1.4623)	62.46%	42.99%	0.0136 (1.3407)	66.48%	43.36%		0.0104 (1.1202)	55.56%	45.78%	0.0329 (1.3723)	54.66%	43.86%		
$R_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.0209 (-2.5812)	(75.12%)	(67.44%)	-0.0234 (-2.9721)	(68.8%)	(57.26%)		-0.0176 (-2.2826)	(70.86%)	(67.44%)	-0.0187 (-2.7715)	(62.08%)	(53.55%)		
$STD_{m,t-1}$ (t-statistics)	0.0104 (2.1203)	52.38%	43.25%	0.0358 (2.2603)	55.12%	47.68%		0.0118 (2.5705)	50.47%	42.88%	0.0279 (2.1903)	55.12%	45.29%		
$TURV_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.0101 (-3.4215)	(61.25%)	(52.64%)	-0.1017 (-3.0215)	(64.16%)	(49.89%)		-0.0109 (-2.6915)	(58.69%)	(50.49%)	-0.1085 (-2.1102)	(64.16%)	(47.68%)		
$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.1521 (1.5712)	73.28%	58.58%	0.1027 (2.5205)	65.38%	52.62%		0.1475 (1.4879)	67.25%	53.66%	0.0927 (2.2424)	64.37%	51.87%		
平均 Adj. R <sup>2</sup>	0.0682						0.0876						0.1247		0.1948

投資者情緒

大型股公司

小型股公司

大型股公司

小型股公司



#### 4.6 股價波動與機構投資者持股高低對流動性共變的效應

相關文獻指出股價波動程度不同的公司，其流動性共變亦可能不同 (Karolyi et al., 2012)，其次，機構投資者交易策略的擬定除了與投資標的公司規模大小有關之外，機構投資者持股比率高低也是重要的因素 (Badrinath and Wahal, 2002)，Sias and Starks (1997) 曾指出個別證券的日報酬自我相關程度為機構投資者持股的遞增函數，並且學者們認為機構投資者交易可促進資訊的揭露和增進價格的調整速度，延續這些論述，本文另一研究重點，即是建立兩個不同構面，分別為股價波動程度與機構投資者持股高低分析其流動性共變影響因素的效果，期盼對台灣股票市場流動性共變作一個更完整的分析。

##### 4.6.1 股價波動性

依股價波動性分類樣本是在每季期初時根據過去一季的個股日報酬率算出其標準差，將報酬率標準差視為股價波動的程度，由大至小將報酬波動性分為三組，依波動性排序的組別每季都必須重新計算，再將波動性最高與最低的組別，執行各組別之相關實證，其實證結果列於表 8。由實證結果顯示，股價波動高的公司，不管是供給面（單指商業本票價差）與需求面因素，皆對流動性共變產生顯著的影響，這代表市場參與者對股價波動程度愈高的公司，其股價可能出現大漲或大跌反應其不安的心理狀況，因此當商業本票價差擴大、機構投資者持股增加、投資者情緒高時，會加速市場交易者同時買或同時賣的交易行為，因而導致流動性共變的形成，由此可知，股價波動程度愈低的公司，是資本市場安定流動性的重要個股。

若考慮景氣循環因子，當投資人進行市場分析時，會發現股市的上漲或下跌，會受到總體經濟因素的影響，亦即在未來景氣看好時，股市將呈現上升趨勢，而上市公司的成長也表現在股價上，因

表 8 股價波動性與機構投資者持股高低影響流動性共變因素之實證結果

panel A 供給面 - 資金流動性												
(1) 資金流動性對流動性共變之影響												
個股種類	股價波動度高			股價波動度低			機構投資者持股高			機構投資者持股低		
	估計係數	平均數	正數(負數) (負數)% 顯著%	平均數	正數(負數) (負數)% 顯著%	差異 檢定	平均數	正數(負數) (負數)% 顯著%	平均數	正數(負數) (負數)% 顯著%	差異 檢定	
$X_{F,t-1}$ (t-statistics)	0.7582 (2.9705)	0.1264 (1.5510)	55.37% (33.36%)	0.1963 (2.0305)	63.28% (51.18%)	3.5943 (2.7708)	0.163 (2.0305)	63.28% (51.18%)	1.0582 (2.7708)	71.57% (59.24%)	2.9726	
$R_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.0314 (-3.0125)	-0.0208 (-2.3633)	(68.58%) (44.24%)	-0.0264 (-3.2211)	(75.12%) (50.24%)		-0.0264 (-3.2211)	(75.12%) (50.24%)	-0.0569 (-3.2325)	(74.43%) (50.81%)	(65.56%)	
$STD_{m,t-1}$ (t-statistics)	0.0154 (2.3221)	0.0087 (1.7921)	44.24% (52.64%)	0.0087 (1.7921)	52.37% (39.66%)		0.0126 (2.4325)	55.56% (51.14%)	0.0276 (2.4877)	58.62% (62.54%)	50.81% (52.33%)	
$TURN_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.0112 (-3.2712)	-0.0078 (-1.9911)	(61.25%) (52.64%)	-0.0078 (-1.9911)	(54.36%) (39.66%)		-0.0117 (-3.1105)	(59.23%) (51.14%)	-0.0068 (-2.4822)	(62.54%) (52.33%)		
(2) 景氣循環與資金流動性對流動性共變之影響												
個股種類	股價波動度高			股價波動度低			機構投資者持股高			機構投資者持股低		
	估計係數	平均數	正數(負數) (負數)% 顯著%	平均數	正數(負數) (負數)% 顯著%	差異 檢定	平均數	正數(負數) (負數)% 顯著%	平均數	正數(負數) (負數)% 顯著%	差異 檢定	
$X_{F,t-1}$ (t-statistics)	0.7347 (2.4522)	0.1214 (1.2206)	56.252% (37.37%)	0.1743 (2.5739)	65.46% (53.67%)	4.5726 (2.4624)	0.1743 (2.5739)	65.46% (53.67%)	1.0441 (2.4624)	72.26% (59.37%)	3.2765	
$X_{F,t-1} \times D_{upGDP,t-1}$ (t-statistics)	0.0076 (1.6621)	0.0057 (1.3105)	47.27% (53.33%)	0.0676 (2.5525)	60.15% (45.64%)		0.0676 (2.5525)	60.15% (45.64%)	0.0258 (2.1135)	65.55% (63.47%)	54.22% (54.48%)	
$X_{F,t-1} \times D_{downGDP,t-1}$ (t-statistics)	0.0327 (2.8922)	0.0127 (1.8714)	61.34% (64.22%)	0.0206 (1.7927)	54.79% (70.55%)		0.0206 (1.7927)	54.79% (70.55%)	0.0849 (2.7712)	63.47% (69.35%)	54.48% (55.76%)	
$R_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.0248 (-3.1372)	-0.0228 (-2.9142)	(71.24%) (42.23%)	-0.0106 (-2.1347)	(57.38%) (43.44%)		-0.0106 (-2.1347)	(57.38%) (43.44%)	-0.0527 (-3.1208)	(62.44%) (51.37%)	(51.25%)	
$STD_{m,t-1}$ (t-statistics)	0.0112 (2.0305)	0.0104 (2.1126)	52.22% (50.22%)	0.0138 (2.3304)	54.27% (47.86%)		0.0138 (2.3304)	54.27% (47.86%)	0.0287 (2.3726)	45.54% (62.44%)	45.54% (51.25%)	
$TURN_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.0037 (-3.0125)	-0.0029 (-2.8710)	(58.36%) (52.64%)	-0.0029 (-2.8710)	(51.33%) (42.87%)		-0.0106 (-3.0104)	(52.32%) (47.86%)	-0.0187 (-2.5504)	(62.44%) (51.25%)		

表 8 股價波動性與機構投資者持股高低影響流動性共變因素之實證結果 (續前頁)

panel B 需求面 - 機構投資者持股															
(1) 機構投資者持股對流動性共變之影響															
個股種類	股價波動度高				股價波動度低				機構投資者持股高				機構投資者持股低		
	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	差異 檢定	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	差異 檢定	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	差異 檢定
$IO_{i,t-1}$	0.1871	69.49%	57.28%	1.5564	0.1124	67.22%	53.61%	1.5564	0.2143	73.55%	59.47%	0.0213	53.26%	35.31%	3.8236
(t-statistics)	(2.8309)		(2.6105)		(3.8616)				(1.2104)						
$Size_{i,t-1}$	0.0648	75.17%	64.42%	0.0313	0.0313	59.42%	50.83%	0.0537	0.0537	65.44%	53.25%	0.0247	63.23%	51.51%	
(t-statistics)	(3.1421)		(1.9901)		(2.9204)				(2.4904)						
(2) 景氣循環與機構投資者持股對流動性共變之影響															
個股種類	股價波動度高				股價波動度低				機構投資者持股高				機構投資者持股低		
	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	差異 檢定	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	差異 檢定	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	差異 檢定
$IO_{i,t-1}$	0.1753	68.889%	56.75%	4.4376	0.1074	53.16%	41.38%	4.4376	0.1922	71.87%	58.37%	0.0181	52.56%	37.54%	3.9487
(t-statistics)	(2.5908)		(1.6813)		(3.3604)				(1.4724)						
$IO_{i,t-1} \times D_{upGDP,t-1}$	0.0276	77.14%	67.13%	0.0087	0.0087	52.41%	43.99%	0.0537	0.0537	60.26%	53.25%	0.0076	51.663%	23.47%	
(t-statistics)	(3.5504)		(1.9236)		(2.8926)				(1.2705)						
$IO_{i,t-1} \times D_{downGDP,t-1}$	0.0128	55.14%	42.25%	0.0107	0.0107	49.44%	36.36%	0.0306	0.0306	52.39%	43.67%	0.0106	53.69%	32.25%	
(t-statistics)	(1.7604)		(1.6232)		(2.0103)				(1.4221)						
$Size_{i,t-1}$	0.0607	66.57%	57.26%	0.0276	0.0276	55.45%	48.86%	0.0416	0.0416	62.27%	52.375%	0.0175	57.36%	49.52%	
(t-statistics)	(2.8168)		(1.9247)		(2.6803)				(2.0224)						



資料來源：本研究整理。

說明：1. panel A 資金流動性對不同類別公司流動性共變的影響，其模型為

$$(1) \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i X_{F,t-1} + c_{1i} R_{m,t-1} + c_{2i} STD_{m,t-1} + c_{3i} TURN_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中應變數 $(\beta_{i,t})$ 為流動性共變，因變數 $(X_{F,t-1})$ 為影響流動性共變供給面商業本票價差的因素；控制變數包括前一期市場報酬 $(R_{m,t-1})$ 、市場報酬波動性 $(STD_{m,t-1})$ 、市場週轉率 $(TURN_{m,t-1})$ 。

$$(2) \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i X_{F,t-1} + \gamma_{upGDP,t} X_{F,t-1} \times D_{upGDP,t-1} + \gamma_{downGDP,t} X_{F,t-1} \times D_{downGDP,t-1} + c_{1i} R_{m,t-1} + c_{2i} STD_{m,t-1} + c_{3i} TURN_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $D_{upGDP,t-1}$  ( $D_{downGDP,t-1}$ ) 代表景氣成長 (衰退) 的的虛擬變數，當 $\gamma_{upGDP,t}$  ( $\gamma_{downGDP,t}$ ) 顯著大於零時，代表景氣成長 (衰退) 時資金限制對流動性共變的影響加劇。

2. panel B 機構投資者持股對不同類別公司流動性共變影響之模型為

$$(1) \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IO_{i,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $\beta_{i,t}$ 是證券 $i$ 第 $t$ 期之流動性共變； $IO_{i,t-1}$ 是證券 $i$ 第 $t-1$ 期機構投資人的持股比率。

$$(2) \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IO_{i,t-1} + \gamma_{upGDP,t} IO_{i,t-1} \times D_{upGDP,t-1} + \gamma_{downGDP,t} IO_{i,t-1} \times D_{downGDP,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $D_{upGDP,t-1}$  ( $D_{downGDP,t-1}$ ) 代表景氣成長 (衰退) 的的虛擬變數，當 $\gamma_{upGDP,t}$  ( $\gamma_{downGDP,t}$ ) 顯著大於零時，代表景氣成長 (衰退) 時機構投資人持股對流動性共變的影響加劇。

3. panel C 投資者情緒對不同類別公司流動性共變的影響，其模型為

$$(1) \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IS_{i,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $\beta_{i,t}$ 是證券 $i$ 第 $t$ 期之流動性共變； $IS_{i,t-1}$ 是第 $t-1$ 期投資者情緒。

$$(2) \beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IS_{i,t-1} + \gamma_{upGDP,t} IS_{i,t-1} \times D_{upGDP,t-1} + \gamma_{downGDP,t} IS_{i,t-1} \times D_{downGDP,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $D_{upGDP,t-1}$  ( $D_{downGDP,t-1}$ ) 代表景氣成長 (衰退) 的的虛擬變數，當 $\gamma_{upGDP,t}$  ( $\gamma_{downGDP,t}$ ) 顯著大於 (小於) 零時，代表景氣成長或衰退時投資者情緒對流動性共變的影響加劇。

4. 表中差異檢定為不同類別公司迴歸係數平均數之檢定，呈現的數據為 $t$ 統計值。

此股價波動度高的標的股相形之下股價漲幅較大，其實證發現景氣成長與機構投資者持股增加、投資者情緒高昂加劇對流動性共變的效果產生了顯著的影響；反之，未來景氣看壞時，則影響了大多公司的獲利，使得整體股市與個股行情下跌，尤其是股價波動度高的標的股股價可能往下探底，因此資金流動性與投資者情緒低落更造成流動性共變的惡化；相對地，股價波動低的標的股，只有需求面機構投資者持股對流動性共變產生顯著的影響，與股價波動高的標的股並沒有顯著的差異。簡言之，面對股價波動度較高的公司，投資者除了追求報酬外，也需同時具備風險與資產配置的觀念，市場交易者必須掌握流動性共變的危機，可將其投資分散配置於股價波動度高與低的標的資產，能在追求絕對報酬之餘同時將流動性風險充分分散，有效降低股價波動對流動性共變的衝擊。

#### 4.6.2 機構投資者持股高低

同樣地在每季期初時依據過去一季的機構投資者持股比率，由大至小將機構投資者持股比率分為三組，依持股比率排序的組別每季都必須重新計算，再將持股比率最高與最低的組別，執行各類別之相關實證，其實證結果列於表 8。由實證結果顯示，供給面的資金流動性（單指商業本票價差）似乎在機構投資者相對持股較低的證券產生較高的影響，達到顯著的差異；而機構投資者持股需求面因素的實證結果則是機構投資者持股高的證券相對持股低的證券其影響達到顯著差異的水準，代表機構投資者持股愈高其機構投資者持股是影響需求面的重要因素，此可能與楊淑玲等（2006）實證發現機構投資者會對機構投資者持股比率較高的標的股，採行較強的動能或反向交易策略有關，機構投資者愈相關的交易行為，在持股比率較高的公司其機構投資者持股是影響流動性共變的重要因素；另一投資者情緒，不管是機構投資者持股高低的公司，皆產生顯著的影響，機構投資者持股比率較高的標的股會隨著投資者情緒愈高，流動性共變愈強；反之機構投資者持股比率較低的標的股會隨



著投資者情緒愈低落，流動性共變愈強。有趣的是此實證結果與前述依公司規模大小所得到的結果有相似之處，可能與國內學者蕭朝興等（2011）研究發現台灣機構投資者尤其是外資逐年將股權移往大市值的公司，也就是說大型股公司大部分都是機構投資者所擁有，而機構投資者持股較低者大部分則是小型股公司，與前述的實證結果互相對應。藉此部分的實證結果，投資者應認知在評估流動性變異時，是否考量股價波動性與公司規模、機構投資者持股高低因素，以期達到最適的投資組合配置。

#### 4.7 穩健性檢測 (Robustness Test)

##### 4.7.1 時間因素

由前面的流動性共變基本分析可知台灣股票市場流動性共變的發展可區分為兩個階段，一個是 2001 年至 2007 年 6 月大小型股公司流動性共變較有發散的傾向，另一階段是 2007 年 6 月之後至 2012 年大小型股公司的流動性共變較無發散的現象，此時間區隔剛好是全球金融風暴之時，台灣股票市場從 2007 年下半年開始也因全球金融風暴的波及，台灣發行量加權指數從 9800 多點跌至近 4200 點，為了測試這個發現是否因時間因素而造成流動性共變的不規則發展，因此本研究將樣本期間依流動性共變的發展區分為二，第 1 個樣本期間期為 2001 年第 1 季至 2007 年第 2 季、第 2 個樣本期間期為 2007 年第 3 季至 2012 年第 4 季，因此本研究將樣本期間依流動性共變的發展區分為二，第 1 個樣本期間期為 2001 年第 1 季至 2007 年第 2 季、第 2 個樣本期間期為 2007 年第 3 季至 2012 年第 4 季，檢測二個期間影響流動性共變的因素是否有差異，相關實證結果列於表 9 至表 12。以供給面資金流動性而言，由表 9 之 panel B 所衡量的商業本票價差之實證結果顯示，大小型股公司只有在第 2 個樣本期間流動性共變對商業本票價差才具有敏感性，小

表 9 資金流動性對流動性共變影響之實證結果：二個區間

panel A 資金流動性 - 短期利率	2001 年第一季至 2007 年第二季						2007 年第三季至 2012 年第四季									
	大型股公司			小型股公司			大型股公司			小型股公司						
	估計係數	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %					
$X_{F,t-1}$	-0.1284	(-1.6243)	(53.34%)	(36.36%)	-0.1416	(-1.8715)	(53.41%)	(42.23%)	0.0073	(1.9432)	(53.65%)	(44.27%)	0.0258	(2.0805)	(56.24%)	(44.57%)
(t-statistics)																
$R_{m,t-1}$	-0.0017	(-2.0425)	(54.72%)	(42.59%)	-0.0403	(-2.0122)	(51.26%)	(37.46%)	-0.0437	(-2.2515)	(64.88%)	(53.33%)	-0.0166	(-2.1121)	(56.61%)	(41.57%)
(t-statistics)																
$STD_{m,t-1}$	0.3176	(2.1426)	(52.62%)	(40.23%)	0.4306	(1.9902)	(56.22%)	(43.21%)	-0.1068	(-2.2483)	(66.76%)	(54.52%)	0.1906	(2.1423)	(66.61%)	(53.23%)
(t-statistics)																
$TURN_{m,t-1}$	-0.0017	(-1.9725)	(56.46%)	(44.51%)	-0.0136	(-1.3627)	(52.36%)	(39.36%)	-0.2347	(-2.4311)	(64.99%)	(52.54%)	0.1556	(2.2205)	(59.63%)	(50.17%)
(t-statistics)																
差異檢定					1.8137								2.2347			
panel B 資金流動性 - 商業本票價差	2001 年第一季至 2007 年第二季						2007 年第三季至 2012 年第四季									
	大型股公司			小型股公司			大型股公司			小型股公司						
估計係數	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %				
$X_{F,t-1}$	0.0292	(1.5811)	(57.22%)	(23.11%)	0.0714	(1.7805)	(53.51%)	(34.77%)	0.4903	(3.0304)	(59.56%)	(50.61%)	0.9601	(3.9504)	(66.46%)	(51.69%)
(t-statistics)																
$R_{m,t-1}$	-0.0223	(-1.5203)	(54.26%)	(33.47%)	-0.0387	(-2.0143)	(57.44%)	(41.63%)	-0.0403	(-1.4411)	(69.55%)	(53.17%)	-0.0216	(-1.7904)	(52.32%)	(41.75%)
(t-statistics)																
$STD_{m,t-1}$	0.2612	(2.1203)	(56.47%)	(49.23%)	0.4128	(1.7904)	(54.69%)	(47.27%)	-0.0457	(-2.2221)	(64.88%)	(52.86%)	0.2487	(2.7622)	(69.67%)	(57.27%)
(t-statistics)																
$TURN_{m,t-1}$	-0.0069	(-2.0422)	(52.76%)	(39.59%)	-0.2467	(-2.1132)	(58.77%)	(49.68%)	-0.1048	(-2.6722)	(66.76%)	(54.53%)	-0.1887	(-2.4560)	(67.66%)	(54.48%)
(t-statistics)																
差異檢定					1.8926								3.7237			

資料來源：本研究整理。

說明：1. 資金流動性對流動性共變影響之實證迴歸模型為

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i X_{F,t-1} + c_1 R_{m,t-1} + c_2 STD_{m,t-1} + c_3 TURN_{m,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

其中應變數 ( $\beta_{i,t}$ ) 為流動性共變，因變數 ( $X_{F,t-1}$ ) 為影響流動性共變供給面的因素，包括前一期短期利率、商業本票價差；

控制變數包括前一期市場報酬 ( $R_{m,t-1}$ )、前一期市場報酬波動性 ( $STD_{m,t-1}$ )、前一期市場週轉率 ( $TURN_{m,t-1}$ )。

2. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司平均資金流動性之檢定，呈現的數據為 t 統計值。

型股公司相對敏感性較高，差異檢定達到顯著；表 9 之 panel A 短期利率所衡量的資金流動性，對流動性共變產生影響的只出現在小型股公司的第 2 個樣本期間。第 2 個樣本期間適逢近年來的兩大金融風暴，一為美國的次級房貸風暴（2007 年 7 月 26 日），由於其影響到美國的不動產、證券及不動產相關證券市場，而這些證券又廣泛的被全球的金融機構持有，所以其對後續的世界金融有莫大的影響；其二為雷曼風暴（2008 年 9 月 15 日），美國雷曼兄弟公司申請破產所引起全球金融恐慌及連鎖效應是百年難得一見的，其對世界經濟影響的深遠及對全球經濟產值的縮減影響至深。這樣的金融危機加速金融機構進行打銷呆帳、降低負債比及提高資本適足率等信貸緊縮措施，使信用市場惡化轉變成為資金流動性不足的問題，顯示市場的脆弱性。在這樣的資金波動區間可能產生了比較立即的資金流動性反應進而有比較強的流動性共變效果，顯示影響流動性共變的供給面因素，其影響層次可能會隨著金融環境與制度的變遷而有所不同，其不確定性較高，這也許可以解釋 Karolyi et al. (2012) 以供給面探討 40 個國家，平均而言對流動性共變實證結果不顯著的困境。

其次，檢測需求面機構投資人持股在子樣本期間對流動性共變的影響，由表 10 之 panel A 實證結果顯示，整體而言，在台灣開放外資、國內機構投資人的設立至今十餘年，三大機構投資人持股對大型股公司的流動性共變在兩個區間皆有明顯的影響力，若以機構投資者類別觀察外資、投信與自營商兩個子樣本期間，一般而言，外資在台灣股票市場經常持有的股票市值普遍較高，所以很明顯地發現外資在前後期期間持股對台灣股票市場流動性共變皆產生顯著正向影響，而國內機構投資人投信持股只有在第 2 個樣本區間對大型股公司的流動性共變呈現顯著正相關，自營商則在二個樣本區間一樣對大型股公司的流動性共變沒有顯著的正向影響。相對小型股公司而言，實證發現則在第 2 樣本期間三大機構投資人與個別持股才呈現顯著的結果，這也許與次貸危機爆發使信貸市場全面緊縮，

表 10 機構投資者持股對流動性共變影響之實證結果：二個區間

panel A 2001 年第一季至 2007 年第二季													
大型股公司													
應變數	三大機構投資者			外資			投信			自營商			
	平均數	正數 (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	
$IO_{i,t-1}$	0.2164	77.34%	58.36%	0.1267	83.65%	72.31%	0.0965	62.48%	48.23%	-0.5123	(51.25%)	(35.05%)	
(t-statistics)	(3.0603)			(3.6611)			(1.8204)			(-1.6612)			
$Size_{i,t-1}$	0.0977	64.76%	47.77%	0.1127	64.73%	54.26%	0.0176	57.28%	48.41%	0.0365	55.65%	43.52%	
(t-statistics)	(2.6747)			(2.2523)			(2.0678)			(2.0104)			
小型股公司													
應變數	三大機構投資者			外資			投信			自營商			
	平均數	正數 (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	
$IO_{i,t-1}$	-0.1337	(57.22%)	(23.11%)	-0.7543	(55.56%)	(22.66%)	-0.8371	(62.51%)	(17.74%)	-1.0243	(52.77%)	(24.64%)	
(t-statistics)	(-1.7823)			(-1.3323)			(-1.7823)			(-1.3525)			
$Size_{i,t-1}$	0.0016	54.26%	13.47%	0.0114	50.55%	23.15%	0.0227	57.44%	36.66%	0.0058	52.32%	26.75%	
(t-statistics)	(1.5223)			(1.4405)			(2.0111)			(1.7926)			
差異檢定		5.4725			4.8621			1.9836			1.5745		

表 10 機構投資者持股對流動性共變影響之實證結果：二個區間（續前頁）

panel B 2007年第三季至2012年第四季													
大型股公司													
應變數	三大機構投資者			外資			投信			自營商			
	估計係數	平均數	正數 (負數) (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	
$IO_{i,t-1}$	0.1053	0.1573	69.44%	52.71%	0.1573	71.47%	62.44%	0.1212	66.66%	54.46%	-0.4123	(52.43%)	(32.79%)
(t-statistics)	(3.2214)	(4.3425)			(4.1104)						(-1.5723)		
$Size_{i,t-1}$	0.0976	0.1176	73.36%	65.76%	0.1176	66.36%	54.76%	0.2113	54.27%	43.44%	0.0251	57.22%	57.22%
(t-statistics)	(2.4721)	(2.2504)			(1.9904)						(2.3510)		
小型股公司													
應變數	三大機構投資者			外資			投信			自營商			
	估計係數	平均數	正數 (負數) (負數)%	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) 顯著 %	
$IO_{i,t-1}$	0.0232	0.0723	66.47%	54.25%	0.0723	67.26%	53.66%	1.6601	68.46%	59.47%	1.2053	61.41%	52.69%
(t-statistics)	(3.2104)	(3.0104)			(3.1115)						(2.8837)		
$Size_{i,t-1}$	0.0748	0.1458	70.65%	59.69%	0.1458	64.46%	54.22%	0.1857	74.76%	63.47%	0.0970	56.47%	49.52%
(t-statistics)	(2.1221)	(2.8722)			(2.0525)						(2.4802)		
差異檢定			2.8926			3.5636			4.6811			4.9725	

資料來源：本研究整理。

說明：1. 機構投資人持股對大小型股公司流動性共變的影響，其模型為

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IO_{i,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中  $\beta_{i,t}$  是證券  $i$  第  $t$  期之流動性共變； $IO_{i,t-1}$  是證券  $i$  第  $t-1$  期機構投資人的持股比率。

2. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司平均機構投資者持股之檢定，呈現的數據為  $t$  統計值。

投資人信心極度脆弱，反映最直接的便是股市連鎖性下跌，而此時的機構投資人會因市場狀態不同，尤其是股市下跌而改變持股偏好（Bennet et al., 2003; 蕭朝興等，2011）有密切關係；也可能是台灣資本市場經由機構投資者制度化與指數化的蛻變，市場邁向近成熟階段，小型股公司變為投資者的重要選項之一，故此流動性共變漸漸提升，但持股其影響流動性共變的幅度仍小於大型股公司，整體達到顯著的差異，因此投資者為了避免流動性共變造成流動性的風險，對大型股公司持股比例應調降，以保障投資標的物的市場流動性。

關於投資者情緒對流動性共變影響之實證結果列於表 11。由實證結果顯示，投資者情緒在第 1 個樣本期間，只對大型股公司產生正向影響，情緒愈高昂對大型股公司之流動性共變影響愈大；另在第 2 個樣本期間，投資者情緒對大小型股公司流動性共變皆產生顯著的影響，分別在情緒高昂與低落時對大型股公司與小型股公司的市場流動性敏感度愈強。由於以短期利率所衡量的資金流動性，對流動性共變的解釋力較弱，所以子樣本期間影響流動性共變供給面與需求面之交叉效果只列出以商業本票價差所衡量的結果，實證結果列於表 12，實證結果顯示，在第 2 個樣本區間影響流動性共變的交叉效果才出現顯著，需求面機構投資者的交叉效果，大型股公司迴歸係數平均值 0.1184，遠高於小型股公司 0.0202，顯著的差異得知大型股公司影響幅度之深；然而，需求面投資情緒的交叉效果，卻是小型股公司的顯著高於大型股，如此的差異使投資者在其資金流動性受到限制時，應謹慎將大小型股公司的資金配置重新規劃以達到最適配置。

綜合上述，我們發現在第 1 個樣本期間，只有需求面的機構投資者持股與投資者情緒對大型股公司流動性共變產生影響，而在第 2 個樣本期間，供給面的資金流動性、需求面的機構投資者持股與投資者情緒對大小型股公司流動性共變皆產生影響，唯獨影響的程度有高低之分，在不同金融環境下，造成流動性共變的供給面與需

求面因素也不同，這或許可以解釋為何台灣股票市場的大小型股公司之流動性共變前一個區間呈現較發散、後一個區間則為較收斂的狀態。

#### 4.7.2 流動性共變衡量方法與資料頻率之不同

在市場模型中使用個股的報酬率對市場報酬率之迴歸模型的  $R^2$ ，可視為个股與市場股價共同移動的程度 (Roll, 1988; Morck et al., 2000)，此方法亦可應用在个股的流動性對市場流動性之迴歸模型，Hameed et al. (2010) 認為以 Chordia et al. (2000) 單因子市場模型衡量流動性共變之迴歸模型算出之  $R^2$ ，代表个股流動性的變異性是來自共同因素（市場流動性移動）的比例，當  $R^2$  愈高表示流動性的變異來自共同因素的比例愈大，可視為流動性共變愈強，因此，我們將使用此一衡量方法作進一步穩健測試，<sup>9</sup> 檢測前述相關的實證。其方法為將每日个股之流動性不足變動量與市場平均流動性變動量，以市場迴歸模型算出个股每季之  $R^2$ ， $R^2$  為个股每季的流動性共變，由於  $R^2$  介於 0 至 1 之間，我們將流動性共變以 logistic 轉換，流動性共變為  $\ln[R^2_{i,t} / (1 - R^2_{i,t})]$ ，然後再執行供給面與需求面的相關實證模型。雖然使用不同流動性共變衡量方法，但其實證結果與前述 Chordia et al. (2000) 單因子模型迴歸係數之流動性共變之實證結果相似，基於節省篇幅起見，將不報導估計結果，但代表本研究的實證結果具有說服力並深具穩健性。

另外，我們試著以更高頻率的月資料進行穩健性測試，其實證結果發現供給面（包含短期利率與商業本票價差）與機構投資者之交易活動（進入、增加、減少與持續持有）卻出現很多不顯著，換句話說實證結果較不理想，若加入景氣循環一併探討，則效果一樣較不顯著。其原因我們認為可能是月頻率的資料，其短期利率、商

<sup>9</sup> Hameed et al. (2010) 與 Karolyi et al. (2012) 也使用此市場迴歸模型之  $R^2$  衡量流動性共變。

表 11 投資者情緒對流動性共變影響之實證結果：二個區間

panel A 2001 年第一季至 2007 年第二季		大型股公司						小型股公司							
估計係數	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	差異檢定	估計係數	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	差異檢定
$IS_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.1118 (2.0237)	61.37%	51.27%	0.0242 (1.2821)	53.48%	35.78%	3.7699	$IS_{i,t-1}$ (t-statistics)	-0.1614 (-3.7826)	74.25%	59.692%	0.0562 (2.3321)	68.88%	52.49%	4.8876
$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.0424 (2.2504)	70.62%	61.19%	0.0258 (1.5827)	55.37%	43.37%		$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.0455 (2.3705)	66.47%	50.17%	0.0455 (2.3705)	68.88%	52.49%	
panel B 2007 年第三季至 2012 年第四季		大型股公司						小型股公司							
估計係數	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	差異檢定	估計係數	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	平均數	正數 (負數) %	正數 (負數) 顯著 %	差異檢定
$IS_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.1023 (3.1522)	73.64%	60.37%	-0.1614 (-3.7826)	74.25%	59.692%	4.8876	$IS_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.1023 (3.1522)	73.64%	60.37%	-0.1614 (-3.7826)	74.25%	59.692%	4.8876
$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.0455 (2.3705)	66.47%	50.17%	0.0455 (2.3705)	68.88%	52.49%		$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.0455 (2.3705)	66.47%	50.17%	0.0455 (2.3705)	68.88%	52.49%	

資料來源：本研究整理。

說明：1. 投資者情緒對大小型股公司流動性共變的影響，其模型為

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i IS_{i,t-1} + c_i \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中  $\beta_{i,t}$  是證券  $i$  第  $t$  期之流動性共變； $IS_{i,t-1}$  是第  $t-1$  期投資者情緒。

2. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司平均投資者情緒之檢定，呈現的數據為  $t$  統計值。



表 12 供給面與需求面之交叉效果對流動性共變影響之實證結果：二個區間

估計係數	機構投資者持股															
	大型股公司				小型股公司				大型股公司				小型股公司			
	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	
$X_{F,t-1}$ (t-statistics)	0.0091 (1.5402)	52.48%	32.37%	0.0472 (1.7921)	59.26%	42.61%	1.8725 (1.5814)	0.0952 (1.5814)	64.15%	37.44%	0.2637 (1.8904)	62.19%	32.58%	1.6236		
$IO_{i,t-1} (IS_{i,t-1})$ (t-statistics)	0.1247 (2.4711)	69.47%	54.38%	0.0257 (1.7421)	52.43%	34.66%	0.0353 (3.1622)	0.0353 (1.1203)	71.43%	62.17%	-0.0209 (-1.8405)	(56.21%)	(29.58%)			
$IO_{i,t-1} (IS_{i,t-1}) \times D_{fund,t-1}$ (t-statistics)	0.0245 (1.8714)	52.38%	43.14%	0.0309 (1.3714)	52.22%	45.11%	0.0026 (1.1203)	0.0026 (1.1203)	52.16%	29.46%	0.0104 (1.2806)	52.59%	28.57%			
$R_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.0242 (-2.3722)	(78.14%)	(68.26%)	-0.0143 (-2.3567)	(74.36%)	(54.61%)	-0.0276 (-2.2503)	-0.0276 (-2.2503)	(70.18%)	(61.19%)	-0.0114 (-2.2103)	(69.27%)	(50.48%)			
$STD_{m,t-1}$ (t-statistics)	0.0214 (2.2303)	57.55%	50.11%	0.0246 (2.2103)	53.32%	43.23%	0.0176 (2.4511)	0.0176 (2.4511)	54.22%	48.39%	0.0210 (2.5611)	50.38%	42.77%			
$TUR_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.1124 (-3.2204)	(66.56%)	(53.66%)	-0.0327 (-3.3422)	(58.34%)	(44.88%)	-0.1057 (-3.1304)	-0.1057 (-3.1304)	(62.14%)	(51.38%)	-0.0268 (-3.1104)	(54.36%)	(46.57%)			
$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.1659 (1.5821)	75.11%	57.22%	0.1124 (2.0104)	61.22%	45.24%	0.1357 (1.7812)	0.1357 (1.7812)	75.11%	55.67%	0.1057 (2.2422)	58.87%	47.47%			

表 12 供給面與需求面之交叉效果對流動性共變影響之實證結果：二個區間（續前頁）

估計係數	大型股公司					小型股公司							
	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	平均數	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	正數 (負數) (負數)%	顯著 %	差異 檢定	
$X_{F,t-1}$ (t-statistics)	0.1262 (2.0121)	59.15%	50.15%	0.3961 (3.4412)	75.14%	64.22%	4.1016 (2.5931)	66.57%	56.32%	0.4981 (2.9711)	72.24%	63.48%	4.6237
$IO_{i,t-1} (IS_{i,t-1})$ (t-statistics)	0.1387 (2.7822)	66.66%	58.61%	0.0887 (2.3723)	63.11%	51.27%	0.0387 (2.4804)	59.13%	51.08%	-0.0465 (-2.8722)	65.77%	52.89%	
$IO_{i,t-1} (IS_{i,t-1}) \times D_{fund,t-1}$ (t-statistics)	0.1184 (2.6604)	67.42%	54.37%	0.0202 (2.0245)	57.26%	51.22%	0.0244 (3.5821)	(72.89%)	(54.47%)	-0.0376 (-3.7225)	(74.15%)	(58.79%)	
$R_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.0287 (-2.5521)	(70.37%)	(60.15%)	-0.0238 (-2.5911)	(66.51%)	(53.77%)	-0.0213 (-2.3814)	(67.56%)	(58.26%)	-0.0176 (-2.6923)	(62.70%)	(52.24%)	
$STD_{m,t-1}$ (t-statistics)	0.0368 (2.4625)	57.14%	51.62%	0.0257 (2.4622)	57.72%	49.59%	0.0318 (2.7721)	54.77%	49.98%	0.0222 (2.2511)	55.69%	48.88%	
$TURN_{m,t-1}$ (t-statistics)	-0.1354 (-3.4522)	(69.47%)	(50.81%)	-0.1267 (-3.3715)	(60.54%)	(50.11%)	-0.1078 (-3.2723)	(64.79%)	(50.25%)	-0.1178 (-2.6924)	(61.69%)	(51.37%)	
$Size_{i,t-1}$ (t-statistics)	0.1247 (2.2522)	67.33%	55.65%	0.0977 (1.6603)	57.34%	42.22%	0.1168 (2.3326)	62.99%	53.39%	0.0757 (1.5826)	53.44%	41.47%	

資料來源：本研究整理。

說明：1. 供給面與需求面因素對流動性共變影響之實證模型為

$$\beta_{i,t} = \alpha_i + \gamma_1 X_{F,t-1} + \gamma_2 IO_{i,t-1} (IS_{i,t-1}) + \gamma_{fund,t-1} IO_{i,t-1} (IS_{i,t-1}) \times \sum_{k=1}^m D_{fund,k,t-1} + c_1 R_{m,t-1} + c_2 STD_{m,t-1} + c_3 TURN_{m,t-1} + c_4 \ln Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

其中  $D_{fund,k,t-1}$  是商業本票價差的變動率大於零代表資金限制的虛擬變數，若  $\gamma_{fund,t}$  顯著大於零時，代表資本限制與需求因素會同時增強流動性共變。

2. 表中差異檢定為大型股公司與小型股公司交叉效果之檢定，呈現的數據為 t 統計值。

業本票價差、機構投資者之交易活動、景氣成長與衰退等變化方向的幅度不大，較無法捕捉供給面與需求面變動的差異致使實證結果不盡理想。倘若以年資料進行測試，則發現機構投資者之四種交易活動進入、增加、減少與持續持有較無法很明顯的區分，幾乎都較偏向增加的狀態，所以較無法看出機構投資者交易活動對流動性共變的影響，而且其他執行實證結果的平均解釋力也較弱，其原因我們推測年資料的樣本時間可能使交易活動平均化，估計時間的拉長，無法看出細微的變化，且執行迴歸時實證樣本期數較短所導致。顯而易見，本文所使用的季資料正可捕捉資訊的差異性，因而突顯出選擇資料頻率的重要性。

## 5. 結論

本文主要是探討大小型股公司流動性共變的變化，以全面的角度分析影響大小型股公司流動性共變的因素，並分析三大機構投資人投資者類別之交易活動對大小型股公司流動性共變的影響，此將有助於了解大小型股公司整體市場流動性的變化。實證結果顯示不僅大小型股公司流動性共變的發展出現不規則性外，影響大小型股公司流動性共變的因素也不盡相同，而機構投資者的交易行為對流動的變化，綜合本文之主要實證結果如下：

- (i) 當市場報酬下跌且有資金限制時會使流動性更低落，此論述在台灣股票市場也獲得一致的實證結果；而以商業本票價差所衡量的流動性供給較能解釋供給面因素，對大小型股公司皆會造成影響，而資金流動性對小型股公司流動性共變的影響程度相對較高，表示商業本票價差擴大，則流動性共變就會增加，尤其是在經濟衰退期間更加速小型股公司流動性共變的形成，這也呼應穩健性測試在第二個子樣本期間的實證發現，顯示台灣股票市場在金融風暴的籠罩下，金融環境波動劇烈更能突顯供給面影響流動性共變的重要性。

- (ii) 機構投資者的持股比率對大小型股公司的流動性共變呈現顯著正向關係，表示若機構投資者持股比率增加，則流動性共變也會增加，機構投資者的持股比率在大型股公司影響流動性共變的幅度較大，此現象在景氣成長時更加明顯。台灣股票市場在開放機構投資者投資股票市場的初期，其持股對小型股公司流動性共變並無明顯的影響，漸進地機構投資者制度化與指數化較進入軌道之後，機構投資者的投資偏好慢慢地對小型股的流動性共變漸漸產生影響，但其影響流動性共變的幅度仍小於大型股公司，故投資者為了保障標的物的流動性，對大小型股公司持股比例應調整，以避免流動性共變造成流動性的風險。
- (iii) 在四種交易活動類型中，外資在大型股公司持股增加、減少與小型股公司持股減少、新進入的交易活動對流動性共變有增強的趨勢，外資持股狀態對大小型股公司流動性共變的影響呈現不相稱的效果；而投信在大小型股公司的持股狀態對流動性共變的影響幾乎呈現顯著，因此當投信交易小型股公司，其流動性共變的變化可能增強抑或減弱，端視交易活動類型對流動性共變的強弱，對投資者可能是一個逆勢成長的機會；自營商則在持股增加與持股不變兩種交易行為對整體流動性共變較有影響，這也顯示外資、投信與自營商在四種交易活動中對小型股公司流動性共變的影響差異較大，也許是種危機就是轉機的機會。此實證結果極具有深遠的意義，代表積極投資者為了達到效率運作的目標，應將大小型股公司投資組合的比例隨著流動性共變的變化作適度調整。
- (iv) 情緒指標對大小型股公司流動性共變呈現顯著的效果，但影響的方向卻不同，也就是說對當投資者情緒上揚時會對大型股公司的流動性共變產生影響；相對地，對小型股公司流動性共變產生影響是在投資者情緒下降時。
- (v) 若考慮供給與需求面的交叉效果，則大型股公司對流動性共變的影響平均高於小型股公司，也就是說台灣股票市場在處於資

金限制下，整體供給與需求面因素對大型股公司流動性共變的衝擊不容忽視，也提供投資者在金融環境其資金流動性受到限制時，應謹慎將大小型股公司的資金配置重新規劃以達到最適配置。

(vi)在樣本期間期為 2001 年第 1 季至 2007 年第 2 季，實證結果發現需求面的機構投資者持股與投資者情緒對大型股公司流動性共變產生影響；樣本期間期為 2007 年第 3 季至 2012 年第 4 季則發現供給面的資金流動性、需求面的機構投資者持股與投資者情緒對大小型股公司流動性共變皆產生影響，其影響的程度有高低之分，似乎可以解釋台灣股票市場大小型股公司之流動性共變呈現不規則的狀態，更讓我們認知到造成流動性共變的供給面與需求面因素會因金融環境的不同而有差異。

Karolyi et al. (2012) 實證發現 40 個國家的資金流動性供給面整體平均而言對流動性共變較無顯著的影響，但本文的實證結果卻發現資金流動性供給面對台灣股票市場的流動性共變會產生影響，顯示台灣委託單驅動市場流動性供給分散於眾多交易者的交易機制下，流動性共變對資金流動性敏感度較顯著；相對需求面而言，外資與投資者樂觀情緒對整體已開發、新興國家的流動性共變有較明顯的影響力 (Karolyi et al., 2012)，但台灣股票市場其機構投資者外資與投資者樂觀情緒只對大型股公司的流動性共變產生影響，而投資者情緒較悲觀時，會對小型股公司的流動性共變有較顯著的影響，顯示在獨特的交易市場機制與型態下，資金流動性、外資與投資者情緒對不同公司規模的強度範圍影響不同，這代表新興國家之委託單驅動市場影響流動性共變的供給面與需求面因素確實不同於國外市場的風貌。最後，本研究並不是要突顯大小型股公司何者較好，Easley and O'Hara (2010) 認為股票交易所與投資者會因有更多參與者而獲利，而整體社會也會因更多參與者進入股票交易所而使社會利益增加，因此，不管是機構投資者或是散戶，都是重要的參與者，對股票市場都是不可或缺的。然而，台灣目前股票市場仍以

散戶居多，大部分的散戶可能與機構投資者偏好大型股迥異，期盼本研究對大小型股公司投資標的在流動性方面的特性能夠呈現，讓大小型股公司及不同喜好型股的投資者繼續為台灣股票市場挹注活力。

## 參考文獻

- 林美鳳、金成隆、張淑慧 Lin, Mei-Feng, Chen-Lung Chin and Shu-Hui Chang (2011), 「投資人情緒與分析師行為之關聯性研究」 “Investor Sentiment and Analyst Behavior”, 管理學報 *Journal of Management*, 28 : 5, 447-474。 (in Chinese with English abstract)
- 林哲鵬、黃昭祥、李春安 Lin, Che-Peng, Chao-Hsiang Huang and Chun-An Li (2006), 「機構投資人行為與台灣股市報酬的關聯性」 “The Relationship between Institutional Investors’ Behavior and Stock Returns in Taiwan”, 財務金融學刊 *Jorunal of Financial Studies*, 14 : 2, 111-150。 (in Chinese with English abstract)
- 周賓鳳、張宇志、林美珍 Chou, Pin-Huang, Yu-Zhi Zhang and Mei-Chen Lin (2007), 「投資人情緒與股票報酬互動關係」 “The Interaction between Investor Sentiment and Stock Returns”, 證券市場發展季刊 *Review of Securities and Futures Markets*, 19 : 2, 153-190。 (in Chinese with English abstract)
- 許培基、陳軒基、杜明哲 Shu, Pei-Gi, Hsuan-Chi Chen and Ming-Che Tu (2003), 「共同基金持股之績效解構與資訊內涵」 “Performance Decomposition and Information Content of Mutual Fund Holdings”, 證券市場發展季刊 *Review of Securities and Futures Markets*, 15 : 3, 1-25。 (in Chinese with English abstract)
- 葉智丞、李春安 Yeh, Chih-Cheng and Chun-An Li (2012), 「投資人情緒、從眾與非從眾行為關聯性之研究」 “The Relationship among Investor Sentiment, Herding and Non-herding”, 證券市場發展季刊 *Review of Securities and Futures Markets*, 24 : 3, 141-182。 (in Chinese with English abstract)
- 楊淑玲、陳獻儀、游智賢 Yang, Shu-Ling, Hsien-Yi Chen and Chih-Hsien Yu (2006), 「交易強度、機構持股與機構投資人之交易行為」

- “Trading Intensity, Institutional Ownership and Institutional Investors’ Trading Behavior”, 財務金融學刊 *Journal of Financial Studies*, 14 : 1, 41-72. (in Chinese with English abstract)
- 蕭朝興、陳馨蕙、黃俊凱 Chiao, Chao-Shin, Shin-Hui Chen and Chun-Kai Huang (2011), 「台灣機構投資人動態持股偏好之探討」 “The Dynamic Investment Preferences of Institutional Investors in Taiwan”, 管理學報 *Journal of Management*, 28 : 2, 97-126. (in Chinese with English abstract)
- 謝文良、林苑宜 Hsieh, Wen-Liang and Yuan-Yi Lin (2012), 「台灣股市之流動性共變現象」 “Commonality in Liquidity: Evidence from the Taiwan Stock Exchange”, 證券市場發展季刊 *Review of Securities and Futures Markets*, 24 : 4, 135-186. (in Chinese with English abstract)
- Acharya, V. V. and L. H. Pedersen (2005), “Asset Pricing with Liquidity Risk,” *Journal of Financial Economics*, 77:2, 375-410.
- Amihud, Y. (2002), “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects,” *Journal of Financial Markets*, 5:1, 31-56.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1986), “Asset Pricing and the Bid-Ask Spread,” *Journal of Financial Economics*, 17:2, 223-249.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1991), “Liquidity, Maturity, and the Yields on U.S. Treasury Securities,” *The Journal of Finance*, 46:4, 1411-1425.
- Amihud, Y., H. Mendelson and R. A. Wood (1990), “Liquidity and the 1987 Stock Market Crash,” *The Journal of Portfolio Management*, 16:3, 65-69.
- Badrinath, S. G. and S. Wahal (2002), “Momentum Trading by Institutions,” *The Journal of Finance*, 57:6, 2449-2478.
- Baker, M. and J. Wurgler (2006), “Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns,” *The Journal of Finance*, 61:4, 1645-1680.
- Barberis, N., A. Shleifer and J. Wurgler (2005), “Comovement,” *Journal of Financial Economics*, 75:2, 283-317.



- Bennet, J. A., R. W. Sias and L. T. Starks (2003), "Greener Pastures and the Impact of Dynamic Institutional Preferences," *Review of Financial Studies*, 16:4, 1203-1238.
- Benston, G. J. and R. L. Hagerman (1974), "Determinants of Bid-Ask Spreads in the Over-the-Counter Market," *Journal of Financial Economics*, 1:4, 353-364.
- Bergman, N. and S. Roychowdhury (2008), "Investor Sentiment and Corporate Disclosure," *Journal of Accounting Research*, 46:5, 1057-1083.
- Brennan, M. J. and A. Subrahmanyam (1996), "Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 41:3, 441-464.
- Brockman, P. and D. Y. Chung (2002), "Commonality in Liquidity: Evidence from an Order-Driven Market Structure," *Journal of Financial Research*, 25:4, 521-539.
- Brockman, P., D. Y. Chung and C. Pérignon (2006), "Commonality in Liquidity: A Global Perspective," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44:4, 851-882.
- Brown, G. W. and M. T. Cliff (2004), "Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market," *Journal of Empirical Finance*, 11:1, 1-27.
- Brunnermeier, M. K. and L. H. Pedersen (2009), "Market Liquidity and Funding Liquidity," *The Review of Financial Studies*, 22:6, 2201-2238.
- Campbell, J. Y. and A. S. Kyle (1993), "Smart Money, Noise Trading and Stock Price Behaviour," *The Review of Economic Studies*, 60:1, 1-34.
- Chang, E. C., J. W. Cheng and A. Khorana (2000), "An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective," *Journal of Banking & Finance*, 24:10, 1651-1679.
- Chordia, T., R. Roll and A. Subrahmanyam (2000), "Commonality in Liquidity," *Journal of Financial Economics*, 56:1, 3-28.

- Chordia, T., R. Roll and A. Subrahmanyam (2001), "Market Liquidity and Trading Activity," *The Journal of Finance*, 56:2, 501-530.
- Coughenour, J. F. and M. M. Saad (2004), "Common Market Makers and Commonality in Liquidity," *Journal of Financial Economics*, 73:1, 37-69.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers and R. J. Waldmann (1990), "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy*, 98:4, 703-738.
- Demsetz, H. (1968), "The Cost of Transacting," *The Quarterly Journal of Economics*, 82:1, 33-53.
- Easley, D. and M. O'Hara (2010), "Microstructure and Ambiguity," *The Journal of Finance*, 65:5, 1817-1846.
- Eisfeldt, A. L. (2004), "Endogenous Liquidity in Asset Markets," *The Journal of Finance*, 59:1, 1-30.
- Falkenstein, E. G. (1996), "Preferences for Stock Characteristics As Revealed by Mutual Fund Portfolio Holdings," *The Journal of Finance*, 51:1, 111-135.
- Garleanu, N. and L. H. Pedersen (2007), "Liquidity and Risk Management," *American Economic Review*, 97:2, 193-197.
- Gatev, E. and P. E. Strahan (2006), "Banks' Advantage in Hedging Liquidity Risk: Theory and Evidence from the Commercial Paper Market," *The Journal of Finance*, 61:2, 867-892.
- Gorton, G. B. and G. G. Pennacchi (1993), "Security Baskets and Index-Linked Securities," *Journal of Business*, 66:1, 1-27.
- Goyenko, R. Y., C. W. Holden and C. A. Trzcinka (2009), "Do Liquidity Measures Measure Liquidity?" *Journal of Financial Economics*, 92:2, 153-181.
- Goyenko, R. Y. and A. D. Ukhov (2009), "Stock and Bond Market Liquidity: A Long-Run Empirical Analysis," *Journal of Financial and Quantitative*

*Analysis*, 44:1, 189-212.

- Gromb, D. and D. Vayanos (2002), "Equilibrium and Welfare in Markets with Financially Constrained Arbitrageurs," *Journal of Financial Economics*, 66:2-3, 361-407.
- Hameed, A., W. Kang and S. Viswanathan (2010), "Stock Market Declines and Liquidity," *The Journal of Finance*, 65:1, 257-293.
- Hasbrouck, J. (2009), "Trading Costs and Returns for U.S. Equities: Estimating Effective Costs from Daily Data," *The Journal of Finance*, 64:3, 1445-1477.
- Hasbrouck, J. and D. J. Seppi (2001), "Common Factors in Prices, Order Flows, and Liquidity," *Journal of Financial Economics*, 59:3, 383-411.
- Ho, T. and H. R. Stoll (1980), "On Dealer Markets under Competition," *The Journal of Finance*, 35:2, 259-267.
- Huberman, G. and D. Halka (2001), "Systematic Liquidity," *The Journal of Financial Research*, 24:2, 161-178.
- Hwang, S. and M. Salmon (2009), "Sentiment and Beta Herding," University of Warwick, Financial Econometrics Research Centre Working Paper No. 299919.
- Johnson, T. C. (2006), "Dynamic Liquidity in Endowment Economies," *Journal of Financial Economics*, 80:3, 531-562.
- Kamara, A., T. W. Miller Jr. and A. F. Siegel (1992), "The Effect of Futures Trading on the Stability of Standard and Poor 500 Returns," *The Journal of Futures Markets*, 12:6, 645-658.
- Kamara, A., X. Lou and R. Sadka (2008), "The Divergence of Liquidity Commonality in the Cross-Section of Stocks," *Journal of Financial Economics*, 89:3, 444-466.
- Karolyi, G. A., K. Lee and M. A. van Dijk (2012), "Understanding Commonality in Liquidity around the World," *Journal of Financial Economics*, 105:1, 82-112.

- Korajczyk, R. A. and R. Sadka (2004), "Are Momentum Profits Robust to Trading Costs?" *The Journal of Finance*, 59:3, 1039-1082.
- Korajczyk, R. A. and R. Sadka (2008), "Pricing the Commonality across Alternative Measures of Liquidity," *Journal of Financial Economics*, 87:1, 45-72.
- Krishnamurthy, A. (2002), "The Bond/Old-Bond Spread," *Journal of Financial Economics*, 66:2-3, 463-506.
- Kyle, A. S. and W. Xiong (2001), "Contagion as a Wealth Effect," *The Journal of Finance*, 56:4, 1401-1440.
- Lakonishok, J., A. Shleifer and R. W. Vishny (1992), "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, 32:1, 23-43.
- Lee, J. H., S. Y. Lin, W. C. Lee and C. Y. Tsao (2006), "Common Factors in Liquidity: Evidence from Taiwan's OTC Stock Market," *International Review of Financial Analysis*, 15:4-5, 306-327.
- Lee, K. H. (2011), "The World Price of Liquidity Risk," *Journal of Financial Economics*, 99:1, 136-161.
- Lemmon, M. and E. Portniaguina (2006), "Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence," *The Review of Financial Studies*, 19:4, 1499-1529.
- Liu, W. (2006), "A Liquidity-Augmented Capital Asset Pricing Model," *Journal of Financial Economics*, 82:3, 631-671.
- Longstaff, F. A. (2001), "Optimal Portfolio Choice and the Valuation of Illiquid Securities," *The Review of Financial Studies*, 14:2, 407-431.
- Morck, R., B. Yeung and W. Yu (2000), "The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?" *Journal of Financial Economics*, 58:1-2, 215-260.
- Naes R., J. A. Skjeltorp and B. A. ØDegaard (2011), "Stock Market Liquidity and the Business Cycle," *The Journal of Finance*, 66:1, 139-176.

- Narayan, P. K., Z. Zhang and X. Zheng (2010), "Some Hypotheses on Commonality in Liquidity: New Evidence from the Chinese Stock Market," Deakin University, Economics Series Working Paper No. SWP 2010/10.
- Nofsinger, J. R. and R. W. Sias (1999), "Herding and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors," *The Journal of Finance*, 54:6, 2263-2295.
- O'Hara, M. (2003), "Presidential Address: Liquidity and Price Discovery," *The Journal of Finance*, 58:4, 1335-1354.
- Pástor, L. and R. F. Stambaugh (2003), "Liquidity Risk and Expected Stock Returns," *The Journal of Political Economy*, 111:3, 642-685.
- Pukthuanthong-Le, K. and N. Visaltanachoti (2009), "Commonality in Liquidity: Evidence from the Stock Exchange of Thailand," *Pacific-Basin Finance Journal*, 17:1, 80-99.
- Qiu, L. and I. Welch (2005), "Investor Sentiment Measures," Brown University Working Paper No. 10794.
- Roll, R. (1988), " $R^2$ ," *The Journal of Finance*, 43:3, 541-566.
- Sadka, R. (2006), "Momentum and Post-Earnings-Announcement Drift Anomalies: The Role of Liquidity Risk," *Journal of Financial Economics*, 80:2, 309-349.
- Sadka, R. and A. Scherbina (2007), "Analyst Disagreement, Mispricing, and Liquidity," *The Journal of Finance*, 62:5, 2367-2403.
- Sias, R. W. and L. T. Starks (1977), "Institutions and Individuals at the Turn-of-the-Year," *The Journal of Finance*, 52:4, 1543-1562.
- Stoll, H. R. (1978), "The Supply of Dealer Services in Securities Markets," *The Journal of Finance*, 33:4, 1133-1151.
- Sujoto, C., P. S. Kalev and R. W. Faff (2008), "An Examination of Commonality in Liquidity: New Evidence from the Australian Stock Exchange," *Studies in Economics and Econometrics*, 32:3, 55-79.

Wright, W. F. and G. H. Bower (1992), "Mood Effects on Subjective Probability Assessment," *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 52:2, 276-291.

## The Determinants of Commonality in Liquidity: The Viewpoint of Funding Liquidity and Institutional Investors Trading Behavior

Chiu, Yen-Chen

### Abstract

This paper explores how commonality in liquidity varies across size-cap firms over time as influenced by supply-side forces related to the funding liquidity of financial intermediaries and demand-side forces related to the trading behavior of institutional investors and the change in investor sentiment. Empirical results show that small-cap firms have a stronger impact on the supply-side sources of commonality in liquidity. Large-cap firms tend to exhibit more significant commonality in liquidity for stocks with higher institutional ownership. However, the difference in the impact of institutional investors' trading on commonality in liquidity is greater for small-cap firms. We further find that commonality is related to changes in investor sentiment. Specifically, commonality in liquidity of large-cap firms increases with investor sentiment, while that of small-cap firms decreases with investor sentiment.

Keywords: Liquidity, Systematic Liquidity, Institutional Ownership  
JEL Classification: G19, G23, G30

---

Chiu, Yen-Chen, Associate Professor, Department of Finance, National Taichung University of Science and Technology, No. 129, Sec. 3, Sanmin Rd., North Dist., Taichung City 40401, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-4-22196183, E-mail: [janelchiu@nuc.edu.tw](mailto:janelchiu@nuc.edu.tw).

Received 14 June 2013; revised 2 September 2013; accepted 21 February 2014.