

股票市場流動性與總體景氣循環：來自台灣的 廣泛性證據

Stock Market Liquidity and the Business Cycle: Comprehensive Evidence from Taiwan

蘇玄啟¹ Xuan-Qi Su

國立高雄第一科技大學財務管理系

袁正達³ Cheng-Da Yuan

行政院原子能委員會核能研究所
能源經濟及策略研究中心能源經濟組

羅仙法² Alpha Lowe

逢甲大學財務金融學系

楊俊彬¹ Jin-Bin Yang

國立高雄第一科技大學財務管理系

¹Department of Finance, National Kaohsiung First University of Science and Technology, ²Department of Finance, Feng Chia University, and ³Center of Energy Economics and Strategy Research, Institute of Nuclear Energy Research, Atomic Energy Council

(Received January 6, 2014; Final Version August 4, 2014)

摘要：本文以台灣股市為樣本，探討股市流動性與總體景氣循環的動態關係。Granger 因果檢定結果顯示，台灣股市流動性對於未來總體景氣循環具預測能力，但總體景氣循環卻無法捕捉股市流動性趨勢。再者，時間序列迴歸結果顯示，在控制其他攸關變數後（例如股市報酬率），前一季股市流動性的下降（提高）依然能夠顯著地預測本季總體景氣即將衰退（成長）態勢。而相對於大型股票，台灣小型股票流動性較具有預測未來總體景氣循環的能力，此結果符合安全性轉移或流動性轉移的理論預期。更進一步地，本文發現台灣機構投資人參與股市意願的強弱程度能夠顯著正向地解釋股市流動性動態。再以 2008 年金融海嘯期間為例，本文亦發現，在總體景氣衰退（成長）期間，台灣機構投資人普遍顯現出集體退出（進入）股市的傾向；而礙於最低持股限制，台灣投信法人則傾向在景氣衰退（成長）期間逐漸減少（增加）持有小型股票且同時逐漸增加（減少）持有大型股票。整體而言，本文研究貢獻在於提供廣泛性證據驗證台灣股市流動性確實涵蓋關於未來總體景氣的資訊成份，特別是小型股票流動性的資訊內涵更為攸關；而

台灣股市流動性對於總體景氣循環所具備的預測能力至少可部份歸因於台灣機構投資人的持股交易動態。

關鍵詞：流動性、景氣循環、安全性轉移、流動性轉移、機構法人持股

Abstract: Using a sample of the Taiwan Stock Exchange (TWSE) during 1982Q1-2012Q2, this paper provides comprehensive evidence on testing the relation between stock market liquidity and the business cycle. The Granger causality test shows that the TWSE market liquidity appears to predict the future state of the real economy, while the real economy cannot capture the variation of the market liquidity. Further, results of the time-series regressions indicate that after controlling for other well-known predictors of the business cycle, a decline (increase) in market liquidity in the previous quarter is still significantly related to an economic downturn (turnaround) in this quarter. Compared to large-cap stocks, the liquidity of small-cap stocks are more powerful in predicting future economic conditions, which is consistent with the expectation of flight-to-quality or flight-to-liquidity. Using the ownership by the TWSE's three major institutional investors to capture the institutional market participation, we find that the institutional market participation contributes positively the TWSE market liquidity. By studying the case of the financial tsunami during 2008Q1-2010Q4, we also find that, on average, TWSE institutional investors tend to flee (enter) the stock market altogether during economic recessions (expansions). Due to binding stake constraints, TWSE mutual funds tend to shift their portfolios from small (large) to large (small) stocks during economic recessions (expansions). Overall, this paper contributes to literature by providing comprehensive evidence to confirm that Taiwan stock market liquidity indeed contains information about future real economic activity (especially for the liquidity of small stocks) and that the predictive ability of market liquidity for the economic growth is due, at least in part, to the dynamic in institutional market participation.

Keywords: Liquidity, Business Cycle, Flight to Quality, Flight to Liquidity, Institutional Ownership

1. 前言

股票市場流動性與總體景氣循環的動態關係一直是財務學術文獻關注的基本議題。在一方面，許多文獻著重於股市流動性能否預測總體景氣循環的研究議題¹。例如，Næs *et al.* (2011) 以

¹ 請參見 Beber *et al.*, 2010; Choi and Cook, 2005; Kaul and Kayacetin, 2009; Levine and Zervos, 1998; Næs *et al.*, 2011; Florackis *et al.*, 2012。

NYSE 掛牌上市公司為研究樣本並且發現，股市流動性能夠預測未來實質經濟發展（如國內生產毛額），但總體景氣循環卻無法捕捉股市流動性的未來趨勢。Beber *et al.* (2010) 發現美國公司的產業別（例如原物料產業等 10 個產業別）買賣單（order flow）訊息能夠用以預測未來三個月的實質經濟發展。Kaul and Kayacetin (2009) 以 NYSE 掛牌上市公司為研究樣本亦發現，整體市場的買賣單訊息能夠用以預測工業生產與實質國內生產毛額的成長率。Choi and Cook (2005) 則以東京證券交易所掛牌股票為研究樣本並且發現，股市流動性顯著地解釋總體經濟變數（如工業生產指數），但總體經濟變數對於股市流動性僅呈現微弱影響力道。

而在另一方面，亦有部分文獻著墨於總體景氣循環對於股市流動性的影響²。例如，Chordia *et al.* (2001) 以 NYSE 掛牌上市公司為研究樣本，探討影響股票流動性的共同因素並且指出，短天期利率、長短天期利率差（term spread）、違約利率差（default spread）、國內生產毛額、失業率與物價水準等總體經濟變數對於股票流動性具有顯著解釋力。Fujimoto (2004) 以 1962 至 2001 美國股市為樣本，探討非預期的總體經濟衝擊是否對於股市流動性有所影響。Eisfeldt (2004) 則發現，當總體景氣處於擴張階段時，則股市流動性較佳。

上開諸多研究體現國外學術文獻仍持續關注股市流動性與總體景氣循環的互動關係，而上述諸多未定論的研究結果亦反映出股市流動性與總體景氣循環的因果關係仍有深究空間。然而，反觀國內重要文獻針對此議題的研究似乎相對缺乏，基於此學術研究動機，本文遂行以台灣股市為研究樣本，試圖提供廣泛性證據深入探討台灣股市流動性與總體景氣循環的因果關係，並探究台灣三大機構投資人的持股交易動態在其二者間所扮演的關鍵角色。

本文以台灣股市為主要研究對象有其重要學術與實務動機。第一，相較於全球其他股市，台灣股市一直以來皆呈現高度流動性特徵³，如國際證券交易所聯會（World Federation of Exchanges, WFE）所報導，台灣股市於 2009 年的平均股票週轉率為 168%，居全球第四位。在此重要特徵下，台灣股市流動性是否涵蓋關於實質經濟活動的訊息成份，便是一個基本且待回答的重要議題。第二，儘管台灣股票市場結構向來是以個別投資人為主體（例如 Barber *et al.*, 2009; Lin and Shiu, 2003），但近年來台灣股市中的三大機構法人（外資、投信與自營商）對於台股交易活動的影響層面已漸行重要且廣泛（請參見蕭朝興等，民 100）。在此市場結構的變遷過程中，台灣整體股市流動性是否因受到機構法人的進/出市場行為所影響，而與實質經濟活動產生互動關係，亦是一個深具趣味的研究議題。

觀察過去相關文獻，股市流動性對於總體景氣循環具有預測能力的可能解釋有以下幾點：第一，股市投資人基於對總體景氣的預期作用而從事安全性轉移（flight to quality）或流動性轉移

² 請參見 Choi and Cook, 2005; Chordia *et al.*, 2001; Chordia *et al.*, 2005; Eisfeldt, 2004; Fernández-Amador *et al.*, 2011; Fujimoto, 2004; Goyenko and Ukhov, 2009; Hameed *et al.*, 2010; Söderberg, 2008; Taddei, 2007。

³ 請參見 Barber *et al.*, 2009; Chang *et al.*, 1999; Chiao *et al.*, 2004。

(flight to liquidity) 策略，致使股市流動性可能涵蓋未來總體經濟發展的訊息成份。如 Florackis *et al.* (2012) 與 Næs *et al.* (2011) 所述，當股市投資人預期未來實質經濟發展將出現衰退現象時，會傾向處分其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），並同時轉向投資低風險性資產（如政府公債、大型股票、高流動性股票或低波動度股票），此即 Longstaff (2004) 與 Vayanos (2004) 所謂的安全性轉移或流動性轉移現象。據此，我們預期股市流動性降低（提高）時，未來總體景氣將呈現衰退（成長）態勢。再者，由於股市投資人基於對總體景氣的預期作用而傾向在景氣衰退（成長）來臨前處分（增加持有）投資組合內的高風險性持股（如小型股票、低流動性股票或高波動度股票），此投資決策的調整過程將可能促使小型股票或其他高風險性資產包含較多關於未來總體景氣循環的訊息。

第二，機構投資人的流動性供給效果與需求效果亦能夠解釋為何股票流動性可能包含關於未來總體景氣變化的訊息成份。在流動性供給效果方面，Brunnermeier and Pedersen (2009) 理論模型指出，市場交易者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 (funding constraint) 問題時，則其將被迫轉移資金至最低保證金資產上（即安全性轉移概念），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衰竭現象，並同時伴隨發生流動性共變 (commonality in liquidity)。而上述市場流動性與資金流動性相互強化機制所造成的流動性螺旋 (liquidity spirals) 現象，特別顯見於金融危機時期。與上述理論預期相符，Næs *et al.* (2011) 發現挪威 Oslo 證券交易所的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。而在流動性需求效果方面，在總體景氣衰退階段，機構投資人如共同基金可能承受較高的基金投資人贖回賣壓，此時共同基金機構法人為了結算其投資組合中的持股部位（特別是高風險性股票或小型股票）將成為流動性需求者 (a demand effect from panic selling)。此基金淨流量的流動性需求衝擊 (liquidity shocks in the form of net-flows) 將可能造成整體市場流動性衰竭，亦可能促使小型股票或其他高風險性資產流動性對於總體經濟活動較為敏感（請參見 Hameed *et al.*, 2010; Mitchell *et al.*, 2007）。

第三，由資本投資觀點亦能解釋為何股市流動性對於總體景氣循環具有預測能力。當股市處於高度流動性狀態時，表示企業較容易透過股市來融通資金以利其進行長期投資計畫，進而刺激總體經濟發展。再者，Florackis *et al.* (2012) 指出，從流動性溢酬 (liquidity premium) 的觀點來看（如 Acharya and Pedersen, 2005; Amihud, 2002; Liu, 2006），當股市具有高度流動性時，投資人所要求的流動性溢酬相對較低，進而降低公司的資金成本且同時提高公司投資計畫價值性而促使總體生產力成長。依據上開論點，我們可以預期股市流動性對於實質經濟發展具有正向解釋力（請參見 Bencivenga *et al.*, 1995; Florackis *et al.*, 2012; Levine, 1991; Levine and Zervos, 1998; Næs *et al.*, 2011）。

相反地，許多文獻則提供反向推論來詮釋為何總體景氣循環能夠對於股市流動性有所影響。

首先，Chordia *et al.* (2001) 主張市場流動性與交易活動將受到總體經濟訊息宣告所影響。Chordia *et al.* (2001) 發現在 GDP 成長率與失業率訊息公告前，股票流動性（以市場深度 (market depth) 來衡量）與交易活動（以每日交易量與交易次數來衡量）呈現增加態勢，但到了宣告當天便回到正常水準。Chordia *et al.* (2001) 詮釋上開結果主要來自兩種可能，其一是在總體經濟資訊公告前，落後訊息投資人之間 (uninformed traders) 的見解差異 (differences of opinion) 擴大而促使交易活動增加。其二是隨著總體經濟訊息公告日的到來，股票市場將持續增加領先訊息投資人 (informed traders)，進而降低資訊不對稱並提高市場流動性。

其次，Eisfeldt (2004) 理論模型指出，當總體生產力提高時，將伴隨風險性資產報酬率提高而誘使投資人從事更多風險性資產的投資行為，此時投資組合調整的交易活動 (rebalancing trades) 將愈頻繁，進而減輕資訊不對稱的逆選擇問題並同時提高股市流動性（請參照 Taddei, 2007）。再者，Fujimoto (2004) 主張，由於實質經濟條件隱含一項關於造市者存貨風險 (inventory risks faced by market makers) 的訊息成份，因而對於股市流動性有所影響。具體而言，當總體經濟呈現衰退時，投資人將因預期公司未來盈餘有下降可能而離開股票市場並轉向債券市場，此安全性轉移效應將會迫使市場上多數股票產生較大買賣單不平衡 (order imbalance)、價格持續下跌以及波動度增加等現象。此等現象將造成造市者（如台灣的券商）的存貨風險增加，進而影響整體股市流動性（請參照 Fleming and Remolona, 1999）。

彙整上開兩大文獻脈絡而言，不論是強調股票市場流動性對於總體景氣循環具有預測能力的議題，或是關注總體景氣循環對於股市流動性有所影響的議題，此二大議題的研究皆有充份文獻提供合理立論根據。架構於此兩大文獻主軸的理論基礎，本文採用 1982Q1-2012Q2 台灣上市股票為研究樣本，試圖驗證台灣股市流動性與總體景氣循環的因果關係，並歸納四點主要研究結果。第一，在採用 Amihud (2002) 非流動性指標來衡量股票流動性為分析基礎的 Granger 因果檢定結果顯示，台灣整體股市流動性對於未來總體景氣循環（如實質 GDP 成長率、工業生產指數變動率、實質海關出口值變動率等）具有預測能力，但總體景氣循環卻無法捕捉整體股市流動性動態。

第二，時間序列迴歸分析結果顯示，在控制其他重要的市場變數後（如股市報酬率、股市報酬率波動度與商業本票利率等），前一季股市流動性的下降（提高）依然能夠顯著地預測本季總體景氣即將衰退（成長）態勢。而經過一系列敏感性分析之後，例如考量 (1) 市值加權平均的股市流動性⁴；(2) 不同的流動性指標 (Florackis *et al.*, 2011) 日報酬率絕對值除以週轉率的非流動性

⁴ 台灣股市具有一項個股每日交易價格±7%的漲跌幅限制 (price limits) 交易規則，而此市場微結構特性容易導致股票報酬率具有較高的自我相關性 (autocorrelations) 以及容易產生股票非流動性的高估偏誤（請參見 Chang *et al.*, 1999; Chiao *et al.*, 2004），特別是小型股票或是較不具流動性股票更容易面臨到上開偏誤。為減輕此項由市場微結構特性而產生的估計偏誤，本文試圖以市值加權平均的方式來建構整體股市流動性。在市值加權平均的股市流動性定義下，本文研究結果依然成立。

指標)；(3)不同的總體景氣循環代理變數(核發建照面積變動率、外銷訂單指數變動率以及企業總用電量變動率)；(4)不同的研究期間；以及(5)不同的額外控制變數等，前一季的股市流動性仍對於本季總體景氣循環具有穩健的預測能力。上述整體研究結果與 Choi and Cook (2005); Florackis *et al.* (2012); Kaul and Kayacetin (2009); Næs *et al.* (2011) 的結論一致。第三，本文亦發現，台灣小型股票流動性對於未來實質經濟發展的預測能力凌駕於(dominant)大型股票股票流動性⁵。此結果反映出一項與安全性轉移或流動性轉移理論基礎相符的財務內涵。

第四，如本文之前所提，股市流動性對於總體景氣循環具有預測能力的其中一項管道是來自於機構投資人因融資限制而無法順利提供流動性(供給面效果)或是機構投資人如共同基金法人為了因應基金投資人贖回賣壓而面臨到的流動性需求衝擊(需求面效果)。但如 Coughenour and Saad (2004) 所述，來自機構投資人的流動性供給效果與需求效果通常難以區分，因此本文遂以機構投資人持股策略來探討機構投資人的參與股市行為如何影響股市流動性，進而造就股市流動性具備預測未來總體景氣變化的資訊能力⁶。本文實證發現，當台灣全體三大法人(包含外資、投信、自營商)的平均持股比率增加(降低)時，台灣整體股市流動性亦隨之獲得改善(衰竭)。而相對於大型股票流動性，小型股票流動性的增/減幅度則較容易受到三大法人進/出市場意願所影響。此外，以 2008 年金融海嘯前、後期間(2008Q1-2010Q4)為例，本文發現，台灣全體三大法人傾向在總體景氣衰退(成長)階段逐漸降低(提高)其參與股市意願而逐漸減少(增加)持有股票，並漸行集體退出(進入)股市。更有趣的是，在總體景氣衰退(成長)階段，台灣投信法人因礙於最低持股限制而傾向逐漸減少(增加)持有小型股票；且同時逐漸增加(減少)持有大型股票⁷。此發現與安全性轉移/流動性轉移的主張相互一致。彙整上開結果而言，台灣整體股市流動性對於總體景氣循環具有預測能力至少可部份歸因於台灣機構法人參與股市意願的改變。

本文主要研究貢獻有四點。第一，本文提供廣泛性證據證明了台灣整體股市流動性確實包含關於未來總體景氣變化的重要訊息，但總體景氣變化過程卻無法捕捉股市流動性動態。其中廣泛性證據包括使用長達逾 30 年(1982Q1-2012Q2)樣本季資料為分析基礎、分別考量等權重平均與市值加權平均的股市流動性、考量不同流動性指標、考量不同總體經濟變數、考量不同

⁵ 本文另一項未以表格呈現的研究結果顯示，相對於低波動度股票，台灣高波動股票流動性較具有預測總體景氣循環的能力。此結果亦與安全性轉移/流動性轉移的財務意涵相符。

⁶ 礙於個別投資人持股資料難以取得，且其真實的持股部位與持股餘額實難以得知(請參見 Hameed *et al.*, 2010)，因此本文在第肆章中著墨於以台灣三大法人持股資料來探討股市參與者的進/出股市行為如何影響股市流動性與總體景氣循環之間的互動關係。

⁷ 由於投信法人受限於最低持股的規定，因此，即使面臨到總體經濟惡化情勢，投信法人亦無法完全結清其持股部位而退出股市。此重要特性恰給予本文一項動機去觀察在總體景氣衰退/復甦循環過程中，台灣投信法人如何在高風險性資產(如小型股票)與低風險性資產(如大型股票)之間進行持股轉換。

研究期間、考量不同控制變數、以及引用台灣機構法人持股動態來詮釋股市流動性與總體景氣循環的關聯性等實證分析。上開廣泛性實證結果係目前國內重要文獻所缺乏，本研究補足此文獻缺口。

第二，儘管本文主要研究架構係依循 Næs *et al.* (2011)，但本文提供一項額外實證分析：本文以 2008 年金融海嘯前、後期間為實例，揭示台灣股市流動性具有預測未來總體經濟活動的能力，至少可部分歸因於台灣三大機構法人的集體進/出股市行為，此結果凸顯了台灣三大機構法人對於台股交易活動的重要影響力（本文此結果可與蕭朝興等（民 100）所研究的台灣機構投資人動態調整持股偏好之實證結果相互呼應）。第三，本文所驗證的台灣股市流動性包含景氣循環訊息成份隱喻著台灣股市流動性具有一項共同因子（common factor）。而此項財務意涵能夠印證近期許多文獻研究發現為何台灣股市具有流動性共變現象（請參見謝文良、林苑宜，民 101；Lee *et al.*, 2006）以及為何台灣股市系統流動性（systematic liquidity）具有資產訂價能力（請參見邱莉婷、胡聯國，民 101）⁸。

最後，早期國內重要文獻普遍重視台灣股市報酬率構面如何與總體經濟活動產生互動關係（例如王瑪如與蘇永成，民 87；黃柏農，民 87），本文則是著墨台灣股市流動性構面對於總體經濟活動的預測能力。本文在控制股市報酬率的條件下，揭示台灣股市流動性對於總體經濟活動仍具有顯著預測能力。本文此核心結論具有一項總體政策意涵：台灣股市流動性應可做為一項判別未來潛在總體經濟衝擊的參考指標。

整體而言，本研究證實了台灣股市流動性涵蓋關於未來總體景氣變化的資訊成份，特別是小型股票流動性的資訊內涵更為攸關；而台灣股市流動性對於總體景氣循環所具備的預測能力至少可部份歸因於台灣機構投資人的持股交易動態。然而，嚴格來說，本文所提供之實證結果僅為間接證據。本文建議後續未來研究方向可利用台灣股市個別投資人的持股交易資料以及機構法人的資金流動性（例如保證金追繳（call margin））來直接驗證台灣股市流動性如何影響總體景氣循環。

本文後續研究架構如下。第貳章說明樣本選擇與變數定義。第參章進行本文主要實證分析：討論台灣股市流動性與總體景氣循環的因果關係，並比較大/小型股票流動性對於總體景氣循環的預測能力。第肆章以 2008 年金融海嘯前、後期間為實例，探討台灣機構法人持股動態、股市流動性與總體景氣循環等三者的關係。第伍章進行穩健性分析。第陸章為本文結論。

⁸ 股票流動性共變（commonality in liquidity）的研究係由 Chordia *et al.* (2000) 所率先提出。

2. 樣本選擇與變數定義

2.1 樣本說明

本文以台灣上市普通股票為研究樣本，研究期間涵蓋 1982 年第 1 季 (1982Q1) 至 2012 年第 2 季 (2012Q2) 逾 30 年資料⁹。如 Kamara *et al.* (2008) 所建議，Amihud (2002) 非流動性指標適用於較長期間的研究分析，因此本研究遂採用 Amihud (2002) 非流動性指標 (定義細節描述於後) 來衡量股票流動性程度¹⁰。為衡量台灣整體股市在每一季的平均流動性程度，我們需先計算台灣股市每一檔個別股票在每一日的 Amihud (2002) 非流動性程度，因此本文自台灣經濟新報資料庫 TEJ Equity 擷取共計 2,936,463 筆公司-日 (firm-day) 股票報酬率與成交值等觀察值資料以供計算。

總體經濟變數分析亦為本文研究重點，本文自台灣經濟新報資料庫 TEJ Profile 與行政院經濟建設委員會 (以下簡稱經建會) 景氣指標查詢系統 (<http://index.cepd.gov.tw/>) 擷取用以描述台灣實質經濟發展的總體景氣循環變數 (例如實質國內生產毛額、工業生產指數或實質海關出口值等資料)。再者，本文分析過程亦需要其他額外重要變數，例如台灣加權股價指數季報酬率、台灣加權股價指數在每一季的日報酬率波動度、一年期無風險利率與 90 天期融資性商業本票利率等，因此本文亦自台灣經濟新報資料庫下載上開變數資料。

為探討台灣機構投資人的持股動態與其進出股市行為如何影響台灣股市流動性，本文亦自台灣經濟新報資料庫 TEJ Equity DB/三大法人買賣超資料庫下載台灣三大法人 (外資、投信、自營商) 在每季季底對於每檔個別股票的持股比率，惟台灣經濟新報資料庫對於此部分資料的登載僅始於 2001 年第 1 季。

2.2 股票市場流動性：以 Amihud (2002) 非流動性指標來衡量

本文首先定義個別股票 i 在第 q 季的 Amihud (2002) 非流動性 ($ILL_{i,q}$)：

$$ILL_{i,q} = \frac{1}{D_q} \sum_{d=1}^{D_q} \frac{|R_{i,d}|}{VOL_{i,d}} \quad (1)$$

其中 $\frac{|R_{i,d}|}{VOL_{i,d}}$ 為個別股票 i 在第 d 天的 Amihud (2002) 非流動性指標； $|R_{i,d}|$ 為個別股票 i 在第 d 天的日報酬率絕對值； $VOL_{i,d}$ 為個別股票 i 在第 d 天的日交易值 (日收盤價×日交易數量)； D_q 為個別股票 i 在第 q 季內的交易天數。接著，我們定義在第 q 季的整體股市流動性 ($AILL_q$)：

⁹ 台灣經濟新報資料庫所提供本文研究的幾項變數僅始於 1982 年第 1 季。

¹⁰ 本文第 5 章第 2 節亦採用 Florackis *et al.* (2011) 日報酬率絕對值除以股票週轉率的比率 (return-to-turnover) 做為股票流動性衡量指標，在此定義下，本文研究結果仍具穩健性。

$$AILL_q = \frac{1}{N_q} \sum_{i=1}^{N_q} ILL_{i,q} \quad (2)$$

其中 N_q 為台灣股票市場在第 q 季所有個別股票數量。由於Amihud (2002) 指標屬於一項非流動性衡量指標，因此本文所定義之 $AILL_q$ 係描述著整體股市的非流動性特徵，當 $AILL_q$ 愈高（低）時，表示整體股市流動性愈差（佳）。

為避免 $AILL_q$ 潛在的非定態（non-stationary）特性導致本文獲得虛假（spurious）實證結果，本文依循Næs *et al.* (2011)，對 $AILL_q$ 取自然對數差分（logarithmic difference），將其轉換成定態序列（如方程式(3)）¹¹：

$$dAILL_q = \ln\left(\frac{AILL_q}{AILL_{q-1}}\right) \quad (3)$$

$dAILL_q$ 的經濟意涵即為台灣整體股市流動性在第 q 季的增加或減少幅度；當 $dAILL_q$ 大（小）於0時，表示台灣整體股市流動性呈現衰退（增加）狀態。

2.3 總體景氣循環變數的選取

本文為凸顯以台灣總體景氣變化為研究核心的重要特色，遂行考量經建會用以建構「基準循環數列（reference cycle series）」的幾項重要成份指標來描述台灣總體經濟活動。經建會自民國96年7月起，共採用五項成份指標來建構基準循環數列，其中包含(1)實質國內生產毛額、(2)工業生產指數、(3)實質製造業銷售值、(4)商業營業額指數、以及(5)非農業部門就業人數等五項。由於其中第(4)項的「商業營業額指數」編制時間始於1999年1月，其在1999年第1季至2012年第2季僅有54筆季頻率的時間序列資料，因此本文並未將其採用。再者，黃裕烈（民101）研究指出，「工業及服務業加班工時」對於台灣景氣狀況的捕捉較優於第(5)項的「非農業部門就業人數」，因此本文便以「工業及服務業加班工時」取代「非農業部門就業人數」¹²。最後，本文考量台灣係屬於出口導向的國家，因此亦將「實質海關出口值」納為其中一項總體景氣代理變數。彙整而言，本文主要分析共計採用(1)季節調整後的實質國內生產毛額（*RGDP*）；(2)工業生產指數（*IPI*）；(3)實質製造業銷售值（*MANUF*）；(4)實質海關出口值（*REXP*）；(5)工業及服務業加班工時（*WHR*）等五項變數來描述台灣總體景氣循環^{13,14}。

¹¹ 如附錄表1所呈現，Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定結果與Phillips-Perron (PP) 檢定結果皆明確顯示 $dAILL_q$ 係屬於定態時間序列。

¹² 本文一項未以表格呈現的研究結果顯示，台灣股市流動性對於非農業部門就業人數的變化率具有接近顯著（marginally significant）的預測能力。

¹³ 在第五章第三節的穩健性分析中，本文亦討論以兩項景氣領先指標（核發建照面積（*HOUSE*）與外銷訂單指數（*ORDER*））、與一項景氣同時指標（企業總用電量（*ELE*））做為總體景氣循環變數的實證結果。

¹⁴ 由於資料取得之限制，本文所採用的*IPI*、*MANUF*、*REXP*、*WHR*等資料係屬季節調整前之數值。為排除可能存在的季節性效果，本文亦採用文獻所常用的「對上年同季增減率（*YOY*）」方式來衡量總體經

本文接著定義這五項總體景氣循環變數在每一季的變化率(成長率): $dRGDP_q = \ln(\frac{RGDP_q}{RGDP_{q-1}})$; $dIPI_q = \ln(\frac{IPI_q}{IPI_{q-1}})$; $dMANUF_q = \ln(\frac{MANUF_q}{MANUF_{q-1}})$; $dREXP_q = \ln(\frac{REXP_q}{REXP_{q-1}})$; 以及 $dWHR_q = \ln(\frac{WHR_q}{WHR_{q-1}})$ 。以 $dRGDP_q = \ln(\frac{RGDP_q}{RGDP_{q-1}})$ 為例, $RGDP_q$ 與 $RGDP_{q-1}$ 分別為第 q 季與第 $q-1$ 季的季節調整後實質國內生產毛額; 而 $dRGDP_q$ 即為季節調整後實質國內生產毛額在第 q 季的變化率。

2.4 其他重要變數定義

本文分析過程中也採用幾項可能影響總體景氣變化的攸關變數當作控制變數。第一項為扣除當季平均無風險報酬率後的台灣加權股價指數季報酬率 (MKT), 其中無風險報酬率係以第一銀行一年期定存單固定利率為代表; MKT 用以捕捉股票市場行情變化。第二項為台灣加權股價指數在每一季的日報酬率標準差 (*Volatility*), 用以描述股票市場波動度。第三項為 90 天期融資性商業本票利率的變化率 ($dCP90_q = \ln(\frac{CP90_q}{CP90_{q-1}})$), 用以捕捉貨幣市場相關訊息¹⁵。

為分析台灣機構法人的持股動態與其進出股市行為, 本文亦需台灣三大法人 (外資、投信、自營商) 在每季季底對於每檔個別股票的持股率 (機構法人持股數/個股流通在外股數)。本文定義全體三大法人對於個別股票 i 在第 q 季底的持股率 ($TOR_{i,q}$) 如方程式 (4) 所示:

$$TOR_{i,q} = QFII_{i,q} + MF_{i,q} + Dealer_{i,q} \quad (4)$$

其中 $QFII_{i,q}$ 、 $MF_{i,q}$ 、 $Dealer_{i,q}$ 分別表示外資、投信、自營商對於股票 i 在第 q 季底的持股率。本文接著定義全體三大法人在第 q 季底對於台灣所有上市股票的平均持股率 (TOR_q):

$$TOR_q = \frac{1}{N_q} \sum_{i=1}^{N_q} TOR_{i,q} \quad (5)$$

其中 N_q 為台灣股票市場在第 q 季底所有個別股票數量。最後, 全體三大法人平均持股率在第 q 季底的變化率 ($dTOR_q$) 定義為:

$$dTOR_q = \ln(\frac{TOR_q}{TOR_{q-1}}) \quad (6)$$

濟成長率 (亦即年成長率概念)。本文未以表格呈現的結果顯示, 舉例言之, 在 YOY 的計算基礎上, 股票市場流動性 YOY 變化率與實質海關出口值 YOY 變化率的相關係數為 -0.34。迴歸分析結果亦顯示, 在控制攸關變數後, 前一季股票市場流動性 YOY 變化率對於本季實質海關出口值 YOY 變化率具有顯著預測能力 (迴歸係數 = -0.015, t -值 = -2.06)。此等結果表明本文研究發現之穩健性。

¹⁵ 文獻上通常慣用長短期利率差 (10 年期公債利率減去 3 個月期短債利率; term spread) 來檢視貨幣循環如何影響總體景氣變化; 同時, 違約利差 (BAA 等級公司債券利率減去 AAA 等級公司債券利率; default spread) 也常用來描述信用循環對於總體景氣的影響 (請參見 Næs *et al.*, 2011)。然而, 台灣經濟新報資料庫在台灣公債指標債券利率的資料建置始於 2001 年 11 月; 而台灣公司債指標債券殖利率的資料建置則始於 2005 年 11 月。由於上開資料期間不足為本文研究所採用, 因此本文遂行採用 90 天期商業本票利率來捕捉貨幣市場相關訊息。

2.5 敘述統計量

在開始實證分析之前，本文先行將上開變數包括 $AILL$ 、 $dAILL$ 、 $dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 與 $dWHR$ 描繪於圖 1 中，以便初步觀察台灣股市流動性與總體經濟變化的動態趨勢。首先觀察台股整體股市流動性 ($AILL$) 趨勢¹⁶，台灣股市在經歷 2000 年網路泡沫化、2001 年美國 911 事件、2005 年卡債風暴以及 2008 年金融海嘯衝擊，其整體市場流動性呈現明顯衰竭 (*dry-up*) 現象，特別是 2008 年底至 2009 年初的金融海嘯期間，整體股市流動性衰竭現象更達到高峰狀態，以上觀察與 Hameed *et al.* (2010) 研究結果相符，反映出金融危機經常伴隨著股市流動性衰竭現象。

接著觀察台灣股市流動性變化率 ($dAILL$)。台灣股市流動性的動態結構似能夠以 1990 年第 4 季當作分野。在 1990 年第 4 季之前， $dAILL$ 的波動程度相對較大，此現象可能反映早期台灣股市的熱絡交易概況，尤其是台股大盤指數從 1987 年第 1 季的 1,214 點持續陡升至 1990 年第 1 季的 11,295 點，且在同年第 4 季又陡降至 3,759 點 (研究數據來自台灣證券交易所)，台股大盤指數在此短暫四年期間 (1987-1990) 的超漲超跌現象同時伴隨整體股市流動性的劇烈波動。而在 1991 年之後， $dAILL$ 走勢呈現相對穩定狀態，此現象應與機構投資人對於台灣股市參與程度漸行增高有關，特別是台灣股市自 1996 年引進外資 (QFII) 以來，便持續為整體股市交易活動提供更多安定因子 (請參見蕭朝興等，民 100)。

而觀察五項台灣總體經濟發展指標 ($dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 與 $dWHR$) 可明顯發現，此五項總體指標普遍呈現相同的動態走勢，例如 2008 年第 4 季的金融海嘯危機迫使台灣總體景氣陷入衰退困境，因而讓我們很容易觀察到這段時期 $dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 與 $dWHR$ 同時大幅下降的明顯態勢。

最重要的，綜合觀察台灣整體股市流動性 ($AILL$ 或 $dAILL$) 與總體經濟變化 ($dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 與 $dWHR$) 的動態趨勢，我們可以發現台灣整體股市流動性 ($AILL$ 或 $dAILL$) 與總體景氣循環之間似乎存在同時期或互為領先/落後 (*lead-lag*) 的互動關係。例如，2003 年下半年間，在全球景氣轉趨復甦的帶動下，台灣實質國內生產毛額的季成長率 ($dRGDP$) 達到約 3.6% 至 4.7% 左右，而同期間的台灣股市整體流動性亦處在相對高的水位 (非流動性指標 ($AILL$) 處於相對低點)。又如，2008 年第 4 季的金融海嘯期間，台灣實質國內生產毛額大幅衰退至 -5.2% 左右，而同時期的台灣股市整體流動性亦出現嚴重衰竭現象 (非流動性指標 ($AILL$) 處於最高點)。本文後續研究主軸將持續提供更為嚴謹證據深入探討台灣股市流動性與總體景氣變化的互動關係。

¹⁶ 本文所繪製的台股整體股市流動性 ($AILL$) 時間序列圖形可與邱莉婷、胡聯國 (民 101) 研究結果相互對應。

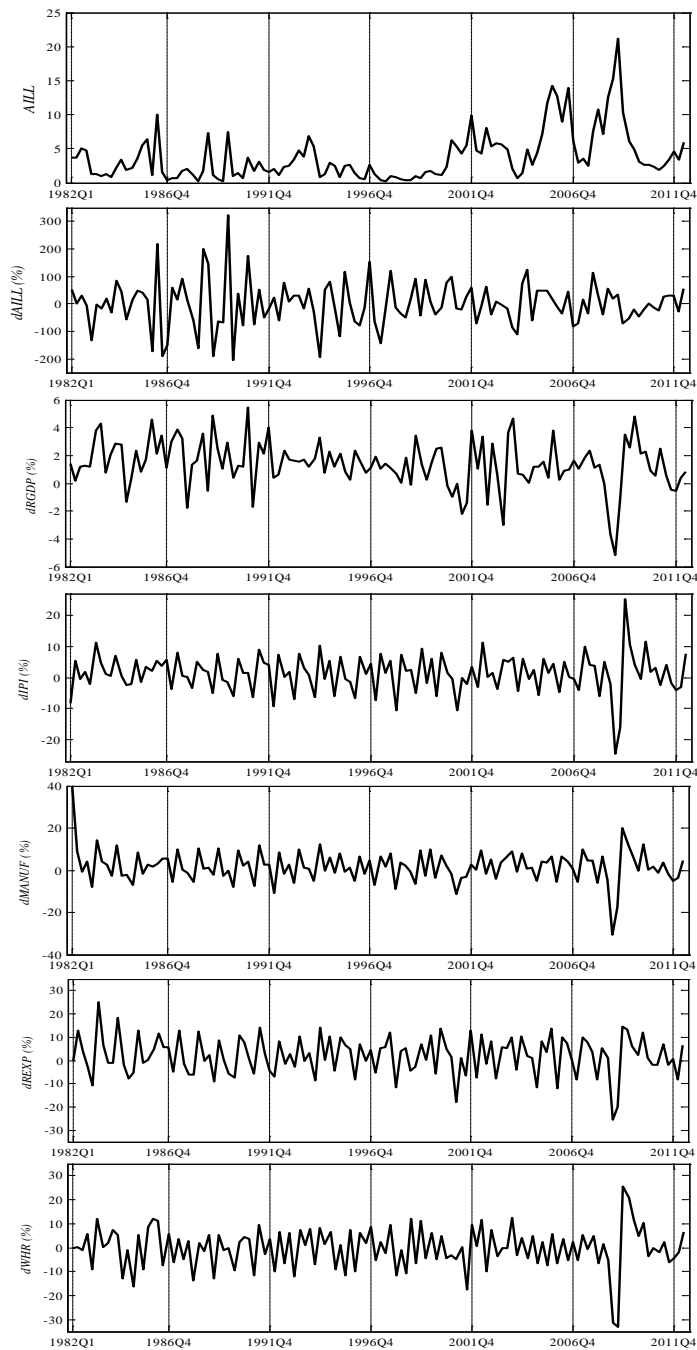


圖 1 台灣股票市場流動性與總體景氣循環的時間序列動態

註：本圖顯示台灣股票市場流動性與總體景氣循環的時間序列動態。研究樣本包含 1982 年第 1 季 (1982Q1) 至 2012 年第 2 季 (2012Q2) 的台灣證券交易所上市普通股與台灣總體景氣循環變數等資料。研究資料取自 TEJ 與經建會的景氣指標查詢系統。

表 1 敘述統計量

本表顯示本文主要研究變數之敘述統計量 (Panel A) 與 Spearman 相關係數 (Panel B)。研究樣本包含 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季的台灣證券交易所上市普通股與台灣總體景氣循環變數等資料。*dAILL* 是指以 Amihud (2002) 非流動性指標為計算基礎的股票市場流動性之變化率。*dRGDP* 為季節調整後實質國內生產毛額的變化率。*dIPI* 為工業生產指數的變化率。*dMANUF* 為實質製造業銷售值的變化率。*dREXP* 為實質海關出口值的變化率。*dWHR* 為工業及服務業加班工時的變化率。*MKT* 為台灣加權股價指數的季報酬率，並扣除當季平均無風險報酬率，其中無風險報酬率係以第一銀行一年期定存單固定利率為代表。*Volatility* 為台灣加權股價指數在每一季的日報酬率標準差。*dCP90* 為 90 天期融資性商業本票利率的變化率。*dTOR* 為台灣全體三大法人對於所有上市股票的平均持股率之變化率。研究資料取自 TEJ 與經建會的景氣指標查詢系統。Panel B 的括號內為 Spearman 相關係數所對應的 *p*-值。

Panel A: 敘述統計量					
	平均數	中位數	標準差	第 1 四分位數 (Q1)	第 3 四分位數 (Q3)
<i>dAILL</i> (%)	0.81	-0.36	83.52	-45.57	48.79
<i>dRGDP</i> (%)	1.38	1.24	1.73	0.58	2.34
<i>dIPI</i> (%)	1.26	1.56	6.16	-2.15	5.50
<i>dMANUF</i> (%)	1.76	1.56	7.58	-2.54	6.30
<i>dREXP</i> (%)	2.01	2.10	8.23	-3.93	7.77
<i>dWHR</i> (%)	-0.15	0.35	8.63	-5.28	5.60
<i>MKT</i> (%)	-1.77	-2.31	16.25	-11.41	6.41
<i>Volatility</i> (%)	1.50	1.36	0.67	0.98	1.88
<i>dCP90</i> (%)	-1.86	-1.23	14.28	-9.84	4.29
<i>dTOR</i> (%)	1.17	1.20	4.22	-1.03	3.34

Panel B: Spearman 相關係數 (%)									
	<i>dAILL</i>	<i>dRGDP</i>	<i>dIPI</i>	<i>dMANUF</i>	<i>dREXP</i>	<i>dWHR</i>	<i>MKT</i>	<i>Volatility</i>	<i>dCP90</i>
<i>dRGDP</i>	-12.95 (0.16)								
<i>dIPI</i>	-5.48 (0.55)	36.71 (<0.01)							
<i>dMANUF</i>	-4.06 (0.66)	41.27 (<0.01)	89.85 (<0.01)						
<i>dREXP</i>	-4.24 (0.64)	36.59 (<0.01)	87.02 (<0.01)	88.18 (<0.01)					
<i>dWHR</i>	-3.84 (0.67)	35.37 (<0.01)	75.05 (<0.01)	74.16 (<0.01)	69.02 (<0.01)				
<i>MKT</i>	-31.63 (<0.01)	27.29 (<0.01)	8.64 (0.34)	8.00 (0.38)	13.88 (0.13)	20.12 (0.03)			
<i>Volatility</i>	9.71 (0.29)	-7.58 (0.41)	-13.96 (0.13)	-16.52 (0.07)	-8.74 (0.34)	-15.09 (0.09)	-11.83 (0.19)		
<i>dCP90</i>	-2.81 (0.76)	-4.49 (0.62)	-14.75 (0.10)	-13.20 (0.14)	-5.38 (0.56)	-19.84 (0.03)	29.03 (<0.01)	-5.77 (0.53)	
<i>dTOR</i>	-45.22 (<0.01)	39.21 (<0.01)	33.57 (0.02)	30.86 (0.04)	29.86 (0.05)	42.56 (<0.01)	41.52 (<0.01)	-44.44 (<0.01)	-4.22 (0.78)

表 1 顯示本文主要研究變數的敘述統計量 (Panel A) 與兩兩變數之間的 Spearman 相關係數 (Panel B)。如表 1 Panel A 所示, 在本文中用以衡量股市流動性變化率的指標 *dAILL*, 其平均值 (中位數) 為 0.81% (-0.36%)。而其巨幅的標準差 (83.52%) 隱含台灣股市流動性的波動變異程度 (variation) 相對劇烈。在台灣總體經濟活動方面, 以實質國內生產毛額的季成長率而言, *dRGDP* 的平均值 (中位數) 為 1.38% (1.24%), 此觀察顯示, 雖然台灣經歷幾次金融危機而迫使總體經濟發展陷入惡化情勢 (例如 2000 年網路泡沫化與 2008 年金融海嘯), 但平均而言, 台灣從 1982 年至 2012 年之間, 實質經濟發展仍呈現成長狀態。而比較五項總體經濟發展指標的標準差, *dIPI*、*dMANUF*、*dREXP* 與 *dWHR* 的波動程度相較於 *dRGDP* 來得高。此外, 台灣加權指數季報酬率在調整無風險利率後 (*MKT*), 其平均值 (中位數) 為 -1.77% (-2.31%), 表示從 1982 年至 2012 年之間, 台灣股票市場整體報酬表現相對不佳。而 *MKT* 的標準差高達 16.25%, 顯示台灣股市的大盤報酬率具有高波動特性 (此觀察與 Titman and Wei (1999) 相符)。而觀察台灣機構法人的持股行為, 平均而言, 全體三大法人對於台灣所有股票的持股變化率 (*dTOR*) 為 1.17%, 表示台灣全體三大法人 (尤其是外資法人) 對於台灣股市的進場意願逐漸提高 (請參見蕭朝興等, 民 100)。

表 1 Panel B 列出所有攸關變數之間的相關係數。有趣的是, *dAILL* 分別與 *dRGDP*、*dIPI*、*dMANUF*、*dREXP* 以及 *dWHR* 的相關係數皆為不具統計顯著的負值, 此結果顯示台灣股市流動性與同時期的總體經濟變化並無直接關聯。然而, 這並不表示台灣股市流動性與總體經濟變化不存在領先/落後 (lead-lag) 關係, 本文後續章節提供具體證據說明之。而五項總體經濟發展指標 (*dRGDP*、*dIPI*、*dMANUF*、*dREXP* 與 *dWHR*) 兩兩之間皆存在顯著的高度正相關, 表明本文採取此五項變數來描述台灣總體景氣變化實屬合宜。再者, 股市流動性變動率 (*dAILL*) 與大盤報酬率 (*MKT*) 的相關係數為顯著負向 (-31.63%), 表示台灣股市流動性與同時期的大盤報酬率存在相互回饋機制, 而此正向價量關係的相關研究普遍顯見於過去文獻¹⁷。而大盤報酬率 (*MKT*) 皆分別與五項總體經濟發展指標 (*dRGDP*、*dIPI*、*dMANUF*、*dREXP* 與 *dWHR*) 成正相關, 尤其是 *MKT* 與 *dRGDP* 的相關係數高達 27.29%, 具 1% 以上顯著水準, 此觀察顯示台灣加權股價指數隱含關於同時期總體經濟變化的即時訊息成份。此外, 大盤報酬率 (*MKT*) 與 90 天期融資性商業本票利率變化率 (*dCP90*) 呈現顯著正向關係 (29.03%), 隱含隨著股市行情的持續上漲 (下跌), 貨幣市場升 (降) 息的預期心理壓力愈形濃厚。

接著觀察台灣機構法人平均持股變動率與其他變數的關聯性。首先, *dTOR* 與 *dAILL* 呈現顯著高度負相關 (-45.22%), 此結果表示當台灣全體三大法人持股增加 (減少) 時, 則同時期的整體股市流動性亦有提高 (下降) 現象。再者, *dTOR* 皆分別與 *dRGDP*、*dIPI*、*dMANUF*、*dREXP*

¹⁷ 例如李春安、類惠貞, 民 98; 林淑瑜等, 民 100; Chordia *et al.*, 2007; Cremers and Mei, 2007; De Long *et al.*, 1990; Gallant *et al.*, 1992; Hameed *et al.*, 2010; Hirshleifer *et al.*, 1994, 2006; Hong and Stein, 1999; Karpoff, 1987; Lo and Wang, 2000; Statman *et al.*, 2006。

以及 $dWHR$ 具有顯著正向關係，隱含機構法人在退出（進入）股市期間，台灣實質經濟活動正處於衰退（成長）階段。在本文第肆章中，我們將提供更為廣泛證據討論台灣全體三大法人持股動態、整體股市流動性與總體景氣循環等三者的關係。此外，我們亦觀察到 $dTOR$ 與 MKT 呈現顯著高度正相關（41.52%），此結果可與過去許多討論機構法人持股動態與股票報酬率關聯性的文獻相互連結¹⁸。最後， $dTOR$ 與 $Volatility$ 的顯著高度負相關（-44.44%）可能表明機構法人的參與股市對於股市報酬率波動提供了穩定因子；亦可能反映了台灣機構法人通常傾向在股市報酬波動度相對較低（高）期間進入（退出）市場。

3. 台灣股票市場流動性與總體景氣循環的關係

3.1 Granger 因果檢定

為檢視台灣股市流動性與總體經濟循環的因果關係，本文分別針對股市流動性變化率 ($dAILL$) 與不同總體經濟循環變數 ($dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 、 $dWHR$) 選取落後一期進行向量自我迴歸 (VAR) 分析，並進行其二者間的 Granger 因果檢定。表 2 呈現檢定結果。

表 2 Panel A 呈現以 $dRGDP$ 做為總體景氣循環代理變數的結果。向量自我迴歸分析結果顯示，前一季股市流動性變化率 ($dAILL_{q-1}$) 能夠顯著負向地解釋本季實質國內生產毛額變化率 ($dRGDP_q$) (係數=-0.007； t -值=-1.69)；然而， $dRGDP_{q-1}$ 卻無法顯著地解釋 $dAILL_q$ (係數=-4.480； t -值=-1.04)。在 $dRGDP \xrightarrow{\times} dAILL$ 的虛無假設下，其卡方檢定量為 1.09 (p -值為 0.29)，表示無法拒絕虛無假設，亦即， $dRGDP$ 無法解釋 $dAILL$ 。相反地，在 $dAILL \xrightarrow{\times} dRGDP$ 的虛無假設下，其卡方檢定量 ($\chi^2=2.61$ ， p -值為 0.09) 卻顯著地拒絕虛無假設，表示 $dAILL$ 確實具有解釋 $dRGDP$ 的能力。

表 2 Panel B、C、D 與 E 則是分別呈現以 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 與 $dWHR$ 做為總體景氣循環代理變數的結果。Granger 因果檢定結果顯示工業生產指數、實質製造業銷售值、實質海關出口值或是工業及服務業加班工時的變化率皆無法解釋股市流動性的動態；反之，股市流動性變化率則能夠顯著地解釋 (Granger cause) 工業生產指數、製造業銷售值、實質海關出口值與工業及服務業加班工時的變化率。以 Panel C 為例說明，以 $dMANUF \xrightarrow{\times} dAILL$ 為虛無假設下的卡方檢定量為 0.34 (p -值為 0.56)，表示無法拒絕虛無假設，體現實質製造業銷售值變化率對於股市流動性變化率並不具有解釋能力。另一方面，以 $dAILL \xrightarrow{\times} dMANUF$ 為虛無假設下的卡方檢定量為 8.07 (p -值為 <0.01)，表示可拒絕虛無假設，表明股市流動性變化率確實對於實質製造業銷售值變化率具有顯著解釋能力。

¹⁸ 例如蕭朝興等 (民 100); Gompers and Metrick (2001); Dahlquist and Robertsson (2004)。

表 2 Granger 因果檢定

本表顯示台灣股市流動性與不同總體景氣循環變數的 Granger 因果檢定結果。研究樣本包含 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季的台灣證券交易所上市普通股與台灣總體景氣循環變數等資料。股市流動性與總體景氣循環變數定義請參見表 1。以 Panel A 為例，在 Panel A 中，本文設定落後一期的向量自我迴歸模型，以進行 $dAILL$ 與 $dRGDP$ 的 Granger 因果檢定。在向量自我迴歸結果部份，我們呈現迴歸係數與其所對應的 t 統計值；顯著水準 1%，5% 與 10% 分別以 a，b 與 c 表示之。在 Granger 因果檢定結果部份，我們呈現卡方檢定值 (χ^2) 與其所對應的 p -值。

Panel A: $dAILL$ 與 $dRGDP$ 之因果檢定					
	向量自我迴歸		Granger 因果檢定		
	$dRGDP_q$	$dAILL_q$	虛無假設	卡方檢定值 (χ^2)	p -值
常數項	1.224 (6.10)a	6.707 (0.71)	H0: $dRGDP \xrightarrow{\times} dAILL$ H0: $dAILL \xrightarrow{\times} dRGDP$	1.09 2.61	0.29 0.09
$dRGDP_{q-1}$	0.115 (1.27)	-4.480 (-1.04)			
$dAILL_{q-1}$	-0.007 (-1.69)c	-0.257 (-2.89)a			
R^2	0.037	0.071			
Panel B: $dAILL$ 與 $dIPI$ 之因果檢定					
	向量自我迴歸		Granger 因果檢定		
	$dIPI_q$	$dAILL_q$	虛無假設	卡方檢定值 (χ^2)	p -值
常數項	1.585 (2.94)a	-1.034 (-0.14)	H0: $dIPI \xrightarrow{\times} dAILL$ H0: $dAILL \xrightarrow{\times} dIPI$	1.08 10.87	0.30 <0.01
$dIPI_{q-1}$	-0.193 (-2.24)b	1.255 (1.04)			
$dAILL_{q-1}$	-0.021 (-3.30)a	-0.244 (-2.74)a			
R^2	0.113	0.071			
Panel C: $dAILL$ 與 $dMANUF$ 之因果檢定					
	向量自我迴歸		Granger 因果檢定		
	$dMANUF_q$	$dAILL_q$	虛無假設	卡方檢定值 (χ^2)	p -值
常數項	1.590 (2.58)b	-0.504 (-0.07)	H0: $dMANUF \xrightarrow{\times} dAILL$ H0: $dAILL \xrightarrow{\times} dMANUF$	0.34 8.07	0.56 <0.01
$dMANUF_{q-1}$	-0.075 (-0.95)	0.570 (0.58)			
$dAILL_{q-1}$	-0.020 (-2.84)a	-0.248 (-2.78)a			
R^2	0.070	0.065			

表 2 Granger 因果檢定 (續)

Panel D: <i>dAILL</i> 與 <i>dREXP</i> 之因果檢定					
	向量自我迴歸		Granger 因果檢定		
	<i>dREXP_q</i>	<i>dAILL_q</i>	虛無假設	卡方檢定值 (x^2)	<i>p</i> -值
常數項	2.381 (3.23)a	-2.380 (-0.31)	H0: <i>dREXP</i> $\not\rightarrow$ <i>dAILL</i> H0: <i>dAILL</i> $\not\rightarrow$ <i>dREXP</i>	2.65 9.09	0.11 <0.01
<i>dREXP_{q-1}</i>	-0.177 (-2.03)b	1.457 (1.63)			
<i>dAILL_{q-1}</i>	-0.026 (-3.01)a	-0.253 (-2.87)a			
<i>R</i> ²	0.103	0.083			
Panel E: <i>dAILL</i> 與 <i>dWHR</i> 之因果檢定					
	向量自我迴歸		Granger 因果檢定		
	<i>dWHR_q</i>	<i>dAILL_q</i>	虛無假設	卡方檢定值 (x^2)	<i>p</i> -值
常數項	-0.184 (-0.24)	0.604 (0.08)	H0: <i>dWHR</i> $\not\rightarrow$ <i>dAILL</i> H0: <i>dAILL</i> $\not\rightarrow$ <i>dWHR</i>	0.41 5.46	0.52 0.02
<i>dWHR_{q-1}</i>	-0.179 (-2.01)b	0.555 (0.64)			
<i>dAILL_{q-1}</i>	-0.021 (-2.34)b	-0.248 (-2.79)a			
<i>R</i> ²	0.073	0.065			

整體而言，表 2 的 Granger 因果檢定結果明確指出，台灣股市流動性變化率能夠顯著地解釋總體景氣循環的動態變化，但總體景氣循環並無法解釋股市流動性的變動。而此結果在使用不同總體景氣循環的代理變數下依然成立，顯示上開因果關係係屬穩健 (robust)。

3.2 台灣股票市場流動性對於總體景氣循環的預測

在確認台灣股市流動性與總體景氣循環變數之間的因果關係後，本研究進一步以迴歸分析方式並且在控制其他攸關變數下，檢視台灣股票市場流動性對於總體景氣循環變化的預測能力。具體的時間序列迴歸模型設定如下：

$$Y_q = \beta_0 + \beta_1 dAILL_{q-1} + \beta_2 Y_{q-1} + \beta_3 MKT_{q-1} + \beta_4 Volatility_{q-1} + \beta_5 dCP90_{q-1} + \varepsilon_q \quad (7)$$

其中 Y_q 與 Y_{q-1} 分別是指在第 q 季與第 $q-1$ 季總體景氣循環變數的變化率 ($dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 、 $dWHR$)。 $dAILL_{q-1}$ 為第 $q-1$ 季的市場流動性變化率。表 3 呈現上開方程式 (7) 的迴歸分析結果。

表 3 台灣股票市場流動性對於總體景氣循環的預測

本表顯示以台灣股票市場流動性變化率為解釋變數，並以總體景氣循環指標變化率為被解釋變數的時間序列迴歸分析結果。研究樣本包含 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季的台灣證券交易所上市普通股與台灣總體景氣循環變數等資料。時間序列迴歸模型設定如下：

$$Y_q = \beta_0 + \beta_1 dAILL_{q-1} + \beta_2 Y_{q-1} + \beta_3 MKT_{q-1} + \beta_4 Volatility_{q-1} + \beta_5 dCP90_{q-1} + \varepsilon_q$$

其中 Y_q 與 Y_{q-1} 分別是指在第 q 季與第 $q-1$ 季總體景氣循環變數的變化率，其中包含 $dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 與 $dWHR$ 。 $dAILL_{q-1}$ 為第 $q-1$ 季的市場流動性變化率。變數定義請參見表 1。括號中表示迴歸係數的 t 統計值，顯著水準 1%，5% 與 10% 分別以 a，b 與 c 表示之。

	被解釋變數				
	$dRGDP_q$	$dIPI_q$	$dMANUF_q$	$dREXP_q$	$dWHR_q$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常數項	1.302 (3.07)a	2.701 (2.17)b	2.381 (1.60)	3.648 (2.06)b	0.811 (0.44)
$dAILL_{q-1}$	-0.008 (-1.68)c	-0.017 (-2.84)a	-0.017 (-2.33)b	-0.021 (-2.46)b	-0.016 (-1.83)c
$dRGDP_{q-1}$	0.080 (0.82)				
$dIPI_{q-1}$		-0.271 (-3.30)a			
$dMANUF_{q-1}$			-0.118 (-1.50)		
$dREXP_{q-1}$				-0.204 (-2.39)b	
$dWHR_{q-1}$					-0.264 (-3.00)a
MKT_{q-1}	0.011 (0.96)	0.143 (4.37)a	0.121 (3.16)a	0.127 (2.76)a	0.179 (3.63)a
$Volatility_{q-1}$	-0.013 (-0.05)	-0.585 (-0.77)	-0.353 (-0.39)	-0.656 (-0.61)	-0.537 (-0.48)
$dCP90_{q-1}$	-0.004 (-0.37)	-0.059 (-1.65)	-0.014 (-0.32)	0.003 (0.06)	-0.058 (-1.09)
R^2	0.075	0.253	0.152	0.172	0.176

如表 3 模型(1)所示，當被預測變數為 $dRGDP_q$ 時，前一季股市流動性變化率 ($dAILL_{q-1}$) 的迴歸係數為 -0.008 (t -值=-1.68)，具 10% 顯著水準，表示在控制其他影響總體景氣循環的攸關變數後，前一季 Amihud (2002) 非流動性程度增加 (降低) 時 (股市流動性變差 (好) 時)，則本季的實質經濟活動將呈現衰退 (成長) 現象。而如模型(2)所示，以 $dIPI_q$ 做為被預測變數時， $dAILL_{q-1}$ 的迴歸係數為 -0.017 (t -值=-2.84)，具 1% 顯著水準，表明台灣股市流動性 (非流動性) 變化率對於工業生產指數變化率具有正 (負) 向預測能力。同時，我們亦觀察到股價指數報酬率 (MKT_{q-1}) 的迴歸係數為 0.143 (t -值=4.37)，此結果隱含前一季股票市場報酬率提高 (降低) 時，則本季的

工業生產指數將出現成長（衰退）態勢。而當分別採用 $dMANUF_q$ 、 $dREXP_q$ 與 $dWHR_q$ 做為被預測變數時，迴歸模型所估計的 $dAILL_{q-1}$ 係數分別為 -0.017 (t -值=-2.33)、-0.021 (t -值=-2.46) 與 -0.016 (t -值=-1.83)，三者皆具顯著水準，表示前一季的股市流動性變差（好）時，則本季的實質製造業銷售、實質海關出口值或是工業及服務業加班工時將可能陷入衰退困境（出現成長現象）。

表 3 整體迴歸結果顯示，在控制其他攸關變數後，台灣股市流動性對於總體景氣循環具有顯著預測能力。當前一季的股市流動性降低（提高）時，則本季的總體景氣將會出現衰退（成長）現象；而在考量不同總體景氣循環變數的情況下，上開結果依然相對穩健。上述整體實證結果表明台灣股市流動性確實包含關於未來總體景氣變化的攸關資訊。

3.3 台灣大/小型股票流動性對於總體景氣循環的預測

安全性轉移/流動性轉移理論預期，相對於大型股票，台灣小型股票流動性對於未來總體景氣的變化較具有顯著預測能力。為驗證此研究假說，本小節依循 Næs *et al.* (2011)，試圖比較台灣小型股票與大型股票流動性對於總體景氣循環的預測能力。具體作法如下，本文針對每一季，以季初的股票市值（market capitalization）為分類基準，將樣本股票分為 5 組，並定義最小（大）市值的股票組合為小（大）型股票，再分別計算小型股票與大型股票的等權重平均流動性，符號分別記為 $AILL^{SC}$ 與 $AILL^{LC}$ 。接著分別計算 $AILL^{SC}$ 與 $AILL^{LC}$ 的變化率，符號分別記為 $dAILL^{SC}$ 與 $dAILL^{LC}$ ¹⁹。取得 $dAILL^{SC}$ 與 $dAILL^{LC}$ 的時間序列資料後，本文遂以一階向量自我迴歸模型分別進行 $dAILL^{SC}/dAILL^{LC}$ 與總體景氣循環變數的 Granger 因果關係檢定。表 4Panel A 呈現與表 2 相同步驟的檢定結果。

表 4 Panel A 分別檢驗小型股票流動性變化率 ($dAILL^{SC}$) 與不同總體景氣循環變數、以及大型股票流動性變化率 ($dAILL^{LC}$) 與不同總體景氣循環變數的因果關係。首先說明 $dAILL^{SC}$ 與 $dRGDP$ 的因果檢定結果，在 $dRGDP \xrightarrow{\times} dAILL^{SC}$ 的虛無假設下，卡方檢定量為 0.25 (p -值=0.62)，說明我們無法拒絕虛無假設，亦即， $dRGDP$ 對於 $dAILL^{SC}$ 並無解釋能力。相反地，在 $dAILL^{SC} \xrightarrow{\times} dRGDP$ 虛無假設下，卡方檢定量為 4.58 (p -值=0.03)，具 5% 顯著水準，表示我們可拒絕虛無假設，換言之，台灣小型股票流動性 ($dAILL^{SC}$) 確實對於 $dRGDP$ 具有解釋能力。當分別以 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 與 $dWHR$ 做為總體景氣循環代理變數，我們同樣地發現台灣小型股票流動性變化率 ($dAILL^{SC}$) 確實分別對於 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 與 $dWHR$ 具有解釋能力；反之則不成立。

接著討論台灣大型股票流動性變化率 ($dAILL^{LC}$) 與不同總體景氣循環變數的因果關係。由表 4Panel A 的結果來看，不論是採用 $dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 或 $dWHR$ 來描述總體景

¹⁹ 亦即 $dAILL_q^{SC} = \ln(AILL_q^{SC} / AILL_{q-1}^{SC})$ ； $dAILL_q^{LC} = \ln(AILL_q^{LC} / AILL_{q-1}^{LC})$ 。

氣變化, $dAILL^{LC}$ 與 $dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 或 $dWHR$ 皆未存在相互因果關係 (惟 $dAILL^{LC}$ 對於 $dREXP$ 具有微弱顯著水準的解釋力 ($x^2=2.81$, p -值=0.09))。例如, 在 $dRGDP \xrightarrow{x} dAILL^{LC}$ 的虛無假設下, 卡方檢定量為 1.31 (p -值=0.25), 說明我們無法拒絕虛無假設。反之, 在 $dAILL^{LC} \xrightarrow{x} dRGDP$ 的虛無假設下, 卡方檢定量則為 0.44 (p -值=0.51), 同樣表示我們無法拒絕虛無假設; 上開結果顯示 $dAILL^{LC}$ 與 $dRGDP$ 無法相互解釋彼此, 兩者並未存在因果關係。

表 4 台灣大/小型股票流動性對於總體景氣循環的預測

本表顯示台灣大/小型股票流動性對於總體景氣循環的預測結果。研究樣本包含 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季的台灣證券交易所上市普通股與台灣總體景氣循環變數等資料。針對每一季, 本文以季初的股票市值 (market capitalization) 為分類基準, 將樣本股票分為 5 組, 並定義最小 (大) 市值的股票組合為小 (大) 型股票, 並分別計算小型股票與大型股票的等權重平均流動性, 符號分別記為 $AILL^{SC}$ 與 $AILL^{LC}$ 。接著分別計算 $AILL^{SC}$ 與 $AILL^{LC}$ 的變化率, 符號分別記為 $dAILL^{SC}$ 與 $dAILL^{LC}$ 。Panel A 呈現 $dAILL^{LC}/dAILL^{SC}$ 與不同總體景氣循環變數的 Granger 因果檢定結果。Panel B 呈現 $dAILL^{LC}/dAILL^{SC}$ 對於總體景氣循環的預測結果。迴歸模型設定如下:

$$Y_q = \beta_0 + \beta_1 dAILL_{q-1}^{SC} + \beta_2 dAILL_{q-1}^{LC} + \beta_3 Y_{q-1} + \beta_4 MKT_{q-1} + \beta_5 Volatility_{q-1} + \beta_6 dCP90_{q-1} + \varepsilon_q$$

其中 $dAILL_{q-1}^{SC}$ 與 $dAILL_{q-1}^{LC}$ 分別為第 $q-1$ 季小型股票與大型股票的流動性變化率。其餘變數定義同於表 3。括號中表示迴歸係數的 t 統計值; 顯著水準 1%, 5% 與 10% 分別以 a, b 與 c 表示之。

Panel A: 大、小型股票流動性變化率 ($dAILL^{LC}/dAILL^{SC}$) 與總體景氣循環變數的因果檢定					
小型股票流動性 ($dAILL^{SC}$) 與總體景氣循環			大型股票流動性 ($dAILL^{LC}$) 與總體景氣循環		
虛無假設	卡方檢定值 (x^2)	p -值	虛無假設	卡方檢定值 (x^2)	p -值
H0: $dRGDP \xrightarrow{x} dAILL^{SC}$	0.25	0.62	H0: $dRGDP \xrightarrow{x} dAILL^{LC}$	1.31	0.25
H0: $dAILL^{SC} \xrightarrow{x} dRGDP$	4.58	0.03	H0: $dAILL^{LC} \xrightarrow{x} dRGDP$	0.44	0.51
H0: $dIPI \xrightarrow{x} dAILL^{SC}$	0.02	0.88	H0: $dIPI \xrightarrow{x} dAILL^{LC}$	1.03	0.31
H0: $dAILL^{SC} \xrightarrow{x} dIPI$	11.22	<0.01	H0: $dAILL^{LC} \xrightarrow{x} dIPI$	1.78	0.18
H0: $dMANUF \xrightarrow{x} dAILL^{SC}$	0.03	0.86	H0: $dMANUF \xrightarrow{x} dAILL^{LC}$	0.12	0.72
H0: $dAILL^{SC} \xrightarrow{x} dMANUF$	11.17	<0.01	H0: $dAILL^{LC} \xrightarrow{x} dMANUF$	2.50	0.11
H0: $dREXP \xrightarrow{x} dAILL^{SC}$	0.84	0.36	H0: $dREXP \xrightarrow{x} dAILL^{LC}$	2.23	0.14
H0: $dAILL^{SC} \xrightarrow{x} dREXP$	10.06	<0.01	H0: $dAILL^{LC} \xrightarrow{x} dREXP$	2.81	0.09
H0: $dWHR \xrightarrow{x} dAILL^{SC}$	0.01	0.91	H0: $dWHR \xrightarrow{x} dAILL^{LC}$	0.01	0.96
H0: $dAILL^{SC} \xrightarrow{x} dWHR$	7.52	<0.01	H0: $dAILL^{LC} \xrightarrow{x} dWHR$	0.30	0.58

表 4 台灣大/小型股票流動性對於總體景氣循環的預測 (續)

Panel B: 大、小型股票流動性變化率 ($dAILL^{LC}/dAILL^{SC}$) 對於總體景氣循環的預測					
	被解釋變數				
	$dRGDP_q$	$dIPI_q$	$dMANUF_q$	$dREXP_q$	$dWHR_q$
常數項	1.245 (2.97)a	2.639 (2.10)b	2.193 (1.48)	3.530 (1.98)b	0.701 (0.38)
$dAILL_{q-1}^{SC}$	-0.004 (-2.39)b	-0.012 (-2.67)a	-0.014 (-2.58)b	-0.015 (-2.36)b	-0.016 (-2.28)b
$dAILL_{q-1}^{LC}$	0.002 (1.17)	0.001 (0.28)	-0.001 (-0.10)	-0.001 (-0.24)	0.003 (0.77)
$dRGDP_{q-1}$	0.108 (1.10)				
$dIPI_{q-1}$		-0.257 (-3.10)a			
$dMANUF_{q-1}$			-0.105 (-1.34)		
$dREXP_{q-1}$				-0.201 (-2.34)b	
$dWHR_{q-1}$					-0.242 (-2.71)a
MKT_{q-1}	0.011 (0.99)	0.143 (4.30)a	0.117 (3.04)a	0.123 (2.66)a	0.178 (3.60)a
$Volatility_{q-1}$	0.008 (0.03)	-0.544 (-0.71)	-0.239 (-0.27)	-0.579 (-0.54)	-0.439 (-0.39)
$dCP90_{q-1}$	-0.003 (-0.26)	-0.054 (-1.51)	-0.010 (-0.23)	0.008 (0.15)	-0.053 (-0.99)
R^2	0.079	0.251	0.168	0.177	0.189

本文接著以時間序列迴歸分析方法，同時比較小型股票流動性變化率與大型股票流動性變化率對於未來總體景氣的相對預測能力。具體模型設定如下：

$$Y_q = \beta_0 + \beta_1 dAILL_{q-1}^{SC} + \beta_2 dAILL_{q-1}^{LC} + \beta_3 Y_{q-1} + \beta_4 MKT_{q-1} + \beta_5 Volatility_{q-1} + \beta_6 dCP90_{q-1} + \varepsilon_q \quad (8)$$

其中 Y_q 與 Y_{q-1} 分別是指在第 q 季與第 $q-1$ 季總體景氣循環變數的變化率 ($dRGDP$ 、 $dIPI$ 、 $dMANUF$ 、 $dREXP$ 、 $dWHR$)。 $dAILL_{q-1}^{SC}$ 與 $dAILL_{q-1}^{LC}$ 則分別為第 $q-1$ 季小型股票與大型股票的流動性變化率。

其餘變數同於模型 (7)。

表 4 Panel B 呈現上開模型 (8) 迴歸分析結果。當被預測變數為 $dRGDP_q$ 且在控制其他市場變數時，小型股票流動性變化率 $dAILL_{q-1}^{SC}$ 迴歸係數為 -0.004 (t -值=-2.39)，具 5% 顯著水準；而大型股票流動性變化率 $dAILL_{q-1}^{LC}$ 迴歸係數則為 0.002 (t -值=1.17)，不具顯著水準。此等結果表明，小型股票流動性變化率 ($dAILL_{q-1}^{SC}$) 對於 $dRGDP_q$ 具有顯著預測能力，當前一季小型股票的非流

動性程度增加(降低)時,則本季的實質 GDP 變動率將趨於衰退(成長);但大型股票流動性($dAILL_{q-1}^{LC}$)則無法有效預測 $dRGDP_q$ 。而當分別採用 $dIPI_q$ 、 $dMANUF_q$ 、 $dREXP_q$ 與 $dWHR_q$ 做為被預測變數時,我們可發現,在控制影響總體景氣變化的重要因素後,小型股票流動性變化率 $dAILL_{q-1}^{SC}$ 分別對於 $dIPI_q$ 、 $dMANUF_q$ 、 $dREXP_q$ 與 $dWHR_q$ 仍維持其顯著預測能力;反觀大型股票流動性變化率 $dAILL_{q-1}^{LC}$ 則無法扮演預測 $dIPI_q$ 、 $dMANUF_q$ 、 $dREXP_q$ 或 $dWHR_q$ 的角色。例如,當被預測變數為 $dIPI_q$ 且在控制其他變數時, $dAILL_{q-1}^{SC}$ 迴歸係數為-0.012 (t -值=-2.67),具 1%顯著水準;而 $dAILL_{q-1}^{LC}$ 迴歸係數則為 0.001 (t -值=0.28),不具顯著水準。

綜合表 4 整體結果而言,Granger 因果關係檢定結果指出,台灣小型股票流動性變化率($dAILL^{SC}$)對於總體景氣循環具有顯著解釋能力,但總體景氣變化卻無法解釋台灣小型股票流動性($dAILL^{SC}$)的動態。另一方面,台灣大型股票流動性變化率($dAILL^{LC}$)與總體景氣循環則並未存在相互因果關係。進一步地,時間序列迴歸分析結果顯示,台灣小型股票流動性變化率對於總體景氣循環具有穩健性的預測能力;反觀大型股票流動性卻無法提供預測未來總體景氣循環的重要訊息。簡言之,相對於大型股票,台灣小型股票流動性包含較多關於未來總體景氣變化的攸關訊息,此結論符合安全性轉移/流動性轉移的理論預期。

4. 台灣機構法人持股動態、股市流動性與總體景氣循環

4.1 機構法人持股動態與股市流動性的關係

回顧本文表 1 Panel B 的其中一項結果,我們在表 1 Panel B 中觀察到台灣全體三大法人持股變動率($dTOR$)與整體股市流動性變動率($dAILL$)呈顯著負相關(Spearman 相關係數=-45.22%),該結果隱含當台灣全體三大法人持股率增加(減少)時,則同時期的整體股市流動性將有提高(下降)現象。而由圖 2 Panel A 更能夠清楚觀察到 $dTOR$ 與 $dAILL$ 的負向動態關係。如圖 2 Panel A 所示,於 2001Q1 至 2012Q2 期間,在台灣全體三大法人參與股市意願較強(較弱)時期(亦即 $dTOR$ 為正(負)期間),台灣股市普遍會出現流動性增加(降低)態勢(亦即 $dAILL$ 呈現負(正)值)。

接著,圖 2 Panel B 呈現台灣全體三大法人持股變動率($dTOR$)與小型股票流動性變動率($dAILL^{SC}$)的時間序列動態;而圖 2 Panel C 則是呈現台灣全體三大法人持股變動率($dTOR$)與大型股票流動性變動率($dAILL^{LC}$)的時間序列動態。類似地,由 Panel B 與 C 中我們可以觀察到,當台灣全體三大法人平均持股率增加(減少)時,則同時期的小型股票流動性或大型股票流動性皆普遍呈現提高(下降)態勢。而當我們分別計算 $dTOR$ 與 $dAILL^{SC}$ 相關係數以及 $dTOR$ 與 $dAILL^{LC}$ 相關係數則獲得一項有趣結果,在本文未以表格呈現的結果顯示, $dTOR$ 與 $dAILL^{SC}$ 的 Spearman 相關係數為-0.427 (p -值<0.01),而 $dTOR$ 與 $dAILL^{LC}$ 的 Spearman 相關係數則是略低為

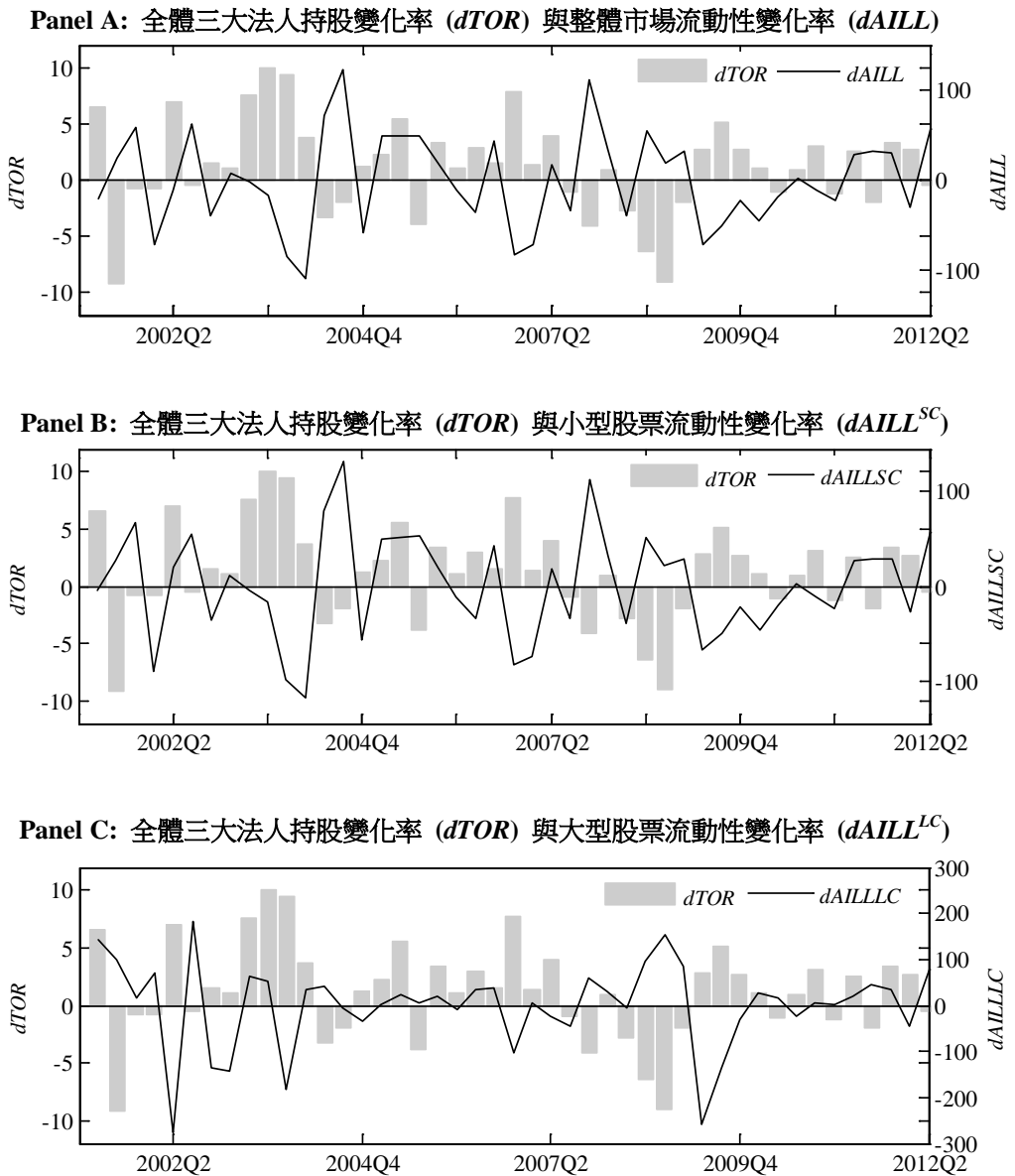


圖 2 台灣全體三大法人持股變化率與股市流動性變化率的時間序列

註：本圖顯示台灣全體三大法人持股變化率與股市流動性變化率的時間序列動態（以百分比表示之）。研究樣本包含 2001 年第 1 季至 2012 年第 2 季的台灣證券交易所上市普通股資料。 $dTOR$ 是指台灣全體三大法人（外資、投信、自營商）對於台灣股市所有股票的平均持股率之變化率（如方程式（6）所示）。 $dAILL$ 、 $dAILL^{SC}$ 與 $dAILL^{LC}$ 的定義請參見表 3 與表 4。研究資料取自 TEJ。

-0.328 (p -值=0.03)。此結果隱含相對於大型股票流動性，台灣小型股票流動性變動較容易受到台灣全體三大法人持股變動所影響。

為提供更為嚴謹證據說明台灣股市流動性的變動 ($dAILL$) 以及大/小型股票流動性的變動 ($dAILL^{LC}/dAILL^{SC}$) 能夠部份被台灣全體三大法人的持股變動 ($dTOR$) 所解釋，本文遂行採用向量自我迴歸分別去驗證 $dTOR$ 與 $dAILL$ 的因果關係；以及 $dTOR$ 與 $dAILL^{LC}/dAILL^{SC}$ 的因果關係。表 5 呈現 Granger 因果檢定結果。

表 5Panel A 首先分析 $dTOR$ 與 $dAILL$ 的因果關係。在以 $dAILL_q$ 為被解釋變數的設定下，向量自我迴歸中的 $dTOR_{q-1}$ 係數為 -5.381 (t -值=-2.71)，具 1% 的顯著水準，表示台灣全體三大法人的持股變動 ($dTOR$) 對於台灣股市流動性的變動 ($dAILL$) 具有顯著解釋力。而 Granger 因果檢定的卡方檢定量為 7.28 (p -值<0.01)，表示可拒絕 $dTOR \xrightarrow{x} dAILL$ 的虛無假設，亦即 $dTOR$ 對於 $dAILL$ 具有解釋能力。相反地，在以 $dTOR_q$ 為被解釋變數的設定下，向量自我迴歸中的 $dAILL_{q-1}$ 係數為 0.004 (t -值=0.26)，並不具顯著水準。而在 $dAILL \xrightarrow{x} dTOR$ 虛無假設下，卡方檢定量為 0.07 (p -值=0.79)，表示無法拒絕虛無假設，亦即 $dAILL$ 對於 $dTOR$ 並無解釋能力。

表 5Panel B 接著呈現 $dTOR$ 與 $dAILL^{SC}$ 的因果關係。如 Panel B 所示，向量自我迴歸與 Granger 因果卡方檢定量皆顯示 $dTOR$ 對於 $dAILL^{SC}$ 具有解釋能力，但 $dAILL^{SC}$ 卻無法解釋 $dTOR$ 。例如在以 $dAILL_q^{SC}$ 為被解釋變數的設定下，向量自我迴歸中的 $dTOR_{q-1}$ 係數為 -5.656 (t -值=-2.77)，具 1% 的顯著水準；而在以 $dTOR_q$ 為被解釋變數的設定下，向量自我迴歸中的 $dAILL_{q-1}^{SC}$ 係數為 -0.001 (t -值=-0.01)，並不具顯著水準。此結果表明，台灣全體三大法人的持股調整能夠顯著地解釋小型股票流動性變動率；但小型股票流動性的變動卻無法解釋台灣全體三大法人的持股動態。

最後觀察 $dTOR$ 與 $dAILL^{LC}$ 的因果關係。如表 5Panel C 所示，在以 $dAILL_q^{LC}$ 為被解釋變數的設定下，向量自我迴歸中的 $dTOR_{q-1}$ 係數為 -2.992 (t -值=-1.58)，接近 10% 的顯著水準；而在以 $dTOR_q$ 為被解釋變數的設定下，向量自我迴歸中的 $dAILL_{q-1}^{LC}$ 係數為 -0.005 (t -值=-0.70)，並不具顯著水準。此結果表明，台灣全體三大法人的持股變化對於大型股票流動性變化率僅有微弱解釋力；而大型股票流動性的變動並無法解釋台灣全體三大法人的持股變動。

彙整圖 2 與表 5 結果而言，台灣股市流動性動態能夠部份歸因於台灣全體三大法人參與股市意願的改變，具體言之，當台灣全體三大法人進入股市意願提高（降低）時，台灣整體股市流動性程度將獲得提高（降低）。而相對於大型股票流動性，小型股票流動性的增減幅度則較敏感於台灣全體三大法人進場意願，亦即，當台灣全體三大法人持股率增加（減少）時，則小型股票流動性的增加（減少）幅度將會高於大型股票流動性的增加（減少）幅度。此結果隱含小型股票流動性相對於大型股票流動性較具有關於機構法人持股動態的資訊內涵；而此財務涵義亦與本文第 3 章第 3 節的研究結果（小型股票包含較多關於未來總體景氣變化的訊息成份）相互呼應。

表 5 台灣全體三大法人持股動態與市場流動性的因果檢定

本表顯示台灣全體三大法人持股動態與市場流動性的 Granger 因果檢定結果。研究樣本包含 2001 年第 1 季至 2012 年第 2 季的台灣證券交易所上市普通股資料。Panel A 呈現 $dTOR$ 與 $dAILL$ 的 Granger 因果檢定結果。 $dTOR$ 是指全體三大法人平均持股率的變化率 (如方程式 (6) 所示)。Panel B (C) 呈現 $dTOR$ 與 $dAILL^{SC}$ ($dAILL^{LC}$) 的 Granger 因果檢定結果。變數定義請參見表 3 與表 4。

Panel A: $dTOR$ 與 $dAILL$ 因果檢定					
	向量自我迴歸		Granger 因果檢定		
	$dAILL_q$	$dTOR_q$	虛無假設	卡方檢定值 (x^2)	p -值
常數項	7.095 (0.90)	0.702 (1.08)	H0: $dAILL \xrightarrow{x} dTOR$ H0: $dTOR \xrightarrow{x} dAILL$	0.07 7.28	0.79 <0.01
$dAILL_{q-1}$	-0.178 (-1.09)	0.004 (0.26)			
$dTOR_{q-1}$	-5.381 (-2.71)a	0.289 (1.76)c			
R^2	0.151	0.077			
Panel B: $dTOR$ 與 $dAILL^{SC}$ 因果檢定					
	向量自我迴歸		Granger 因果檢定		
	$dAILL_q^{SC}$	$dTOR_q$	虛無假設	卡方檢定值 (x^2)	p -值
常數項	8.227 (1.00)	0.722 (1.11)	H0: $dAILL^{SC} \xrightarrow{x} dTOR$ H0: $dTOR \xrightarrow{x} dAILL^{SC}$	0.01 7.66	0.99 <0.01
$dAILL_{q-1}^{SC}$	-0.157 (-0.97)	-0.001 (-0.01)			
$dTOR_{q-1}$	-5.656 (-2.77)a	0.269 (1.67)c			
R^2	0.158	0.075			
Panel C: $dTOR$ 與 $dAILL^{LC}$ 因果檢定					
	向量自我迴歸		Granger 因果檢定		
	$dAILL_q^{LC}$	$dTOR_q$	虛無假設	卡方檢定值 (x^2)	p -值
常數項	0.469 (0.03)	0.775 (1.20)	H0: $dAILL^{LC} \xrightarrow{x} dTOR$ H0: $dTOR \xrightarrow{x} dAILL^{LC}$	0.50 1.87	0.48 0.17
$dAILL_{q-1}^{LC}$	-0.163 (-0.97)	-0.005 (-0.70)			
$dTOR_{q-1}$	-2.992 (-1.58)	0.220 (1.35)			
R^2	0.108	0.086			

4.2 機構法人持股、股市流動性與總體景氣循環：2008 年金融海嘯前、後期間的觀察

自 2008 年第 3 季起，隨著全球一系列金融海嘯事件（例如美國次級房貸、雷曼兄弟破產事件等），全球經濟成長動能急速衰退，同時期台灣總體經濟情勢亦轉趨惡化。直至 2009 年下半年台灣總體景氣方逐漸恢復穩健成長態勢（請參見徐志宏，民 101）。台灣經歷此階段總體景氣循環的顯例，給予本文一項機會去檢視台灣股市流動性與機構法人持股交易活動如何隨著總體景氣循環過程而變化。在本小節中，本文以 2008 年第 1 季至 2010 年第 4 季的金融海嘯前、後期間為研究實例，檢視此期間的台灣股市流動性與台灣全體三大法人持股率的動態趨勢。

4.2.1 股市流動性與三大法人持股率在 2008 年金融海嘯前、後期間的動態趨勢

圖 3 Panel A 與 B 分別顯示台灣股市流動性與全體三大法人持股率在 2008 年金融海嘯前、後期間 (2008Q1-2010Q4) 的動態趨勢。由圖 3 Panel A 與 B 可清楚觀察到，台灣總體經濟發展在經歷 2008 年下半年的金融海嘯衝擊，實質 GDP 成長率 ($dRGDP$) 大幅衰退至-3.65%至-5.20%之間。而後隨著全球各國政府大規模實施各項穩定經濟政策，全球經濟方得以重現曙光，直至 2009 年第 4 季，台灣實質 GDP 成長率 ($dRGDP$) 便又上漲至近年來的最高點 4.82%。有趣的是，如 Panel A 所示，在 2008 年第 2 季至 2009 年第 1 季的 $dRGDP$ 衰退階段，台灣股市非流動性 ($AILL$) 逐漸上升；而在 2009 年第 2 季之後，隨著總體景氣的復甦， $AILL$ 便又逐漸下滑。此觀察表明，台灣股市流動性明顯地隨著景氣衰退（復甦）過程而呈現提前下降（上升）趨勢，此觀察與本文前面章節的核心結論相互呼應。而更重要的，如 Panel B 所示，在 2008 年第 2 季至 2009 年第 1 季的 $dRGDP$ 衰退階段，台灣全體三大法人持股率 (TOR) 逐漸隨之減少，而在 2009 年第 2 季之後的景氣逐漸復甦階段， TOR 便又逐漸隨之增加。此觀察顯示，在總體景氣衰退（成長）階段，台灣機構法人參與股市的意願逐漸下降（上升），因此逐漸減少（增加）持有風險性資產如股票。

綜合圖 3 Panel A 與 B 的觀察可以獲得一項重要結論：在台灣總體景氣步入衰退（成長）階段，台灣機構法人參與股市的意願漸形減弱（增強），因而逐漸減少（增加）其對於台灣上市個別股票的持有，而在台灣機構法人紛紛集體退出（進入）股市之際，整體股市流動性則隨之衰減（提高）。換言之，台灣整體股市流動性具有預測未來總體景氣變化之能力可部分歸因於台灣機構法人參與股市的意願強弱。

4.2.2 台灣投信機構法人在大/小型股票之間的持股轉換

台灣全體三大法人中的投信法人由於受到最低持股限制，即使在總體經濟衰退階段，投信法人亦無法全然處分持股而退出股市。因此，投信法人為了應對總體經濟惡化的衝擊，可能將其投資組合中的高風險性資產（如小型股票）處分掉，並同時轉向持有低風險性資產（如大型股票）。而此投資策略的動態調整與安全性轉移/流動性轉移的理論預期相符。為驗證上開論點，本

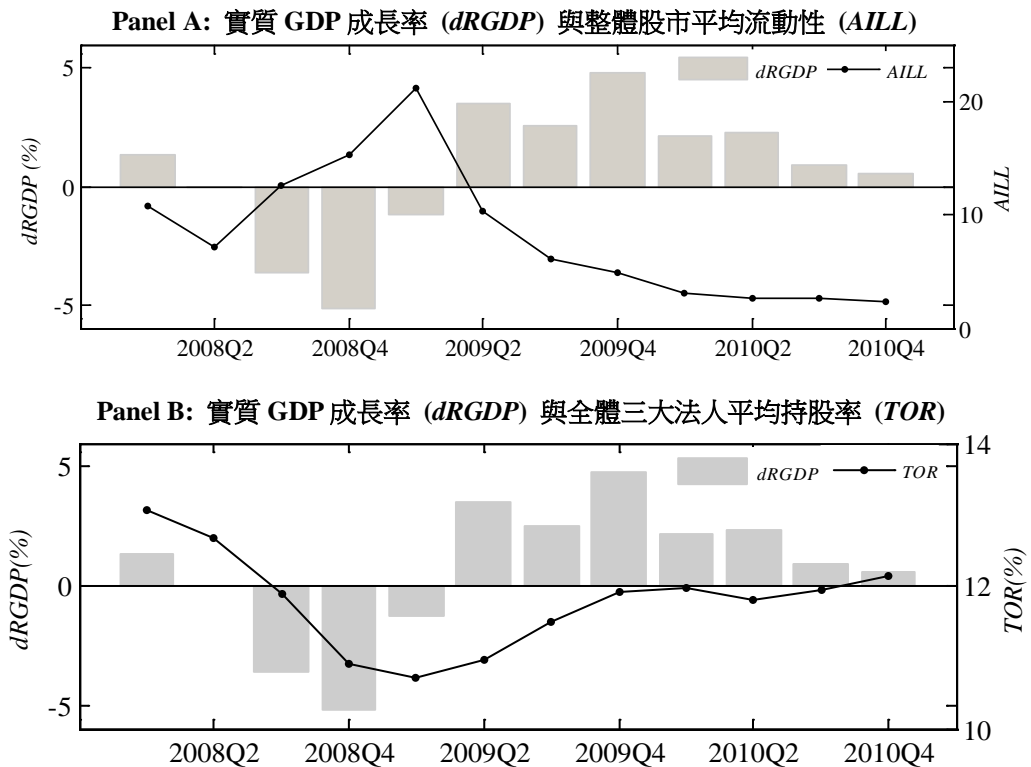


圖 3 台灣三大法人持股動態、股市流動性與實質 GDP 成長率的時間序列：2008 年金融海嘯前、後期間 (2008Q1-2010Q4)

註：本圖顯示在 2008 年金融海嘯前、後期間 (2008Q1-2010Q4) 的台灣全體三大法人持股率 (TOR)、股市流動性 ($AILL$) 與實質 GDP 成長率 ($dRGDP$) 之時間序列。研究樣本包含 2008 年第 1 季至 2010 年第 4 季的台灣證券交易所上市普通股資料。研究資料取自 TEJ。

小節嘗試觀察台灣投信法人於 2008 年金融海嘯前、後期間如何在大、小型股票之間進行其投資組合內的標的成份股的轉換。圖 4 呈現與上述論點相符的結果。

如圖 4 所示，在 2008 年第 2 季至 2009 年第 1 季的 $dRGDP$ 衰退階段，台灣投信法人逐漸減少持有小型股票 (如 Panel A) 且同時逐漸增加持有大型股票 (如 Panel B)；而當總體景氣在 2009 年第 2 季逐漸步入復甦階段，台灣投信法人便又逐漸增加其小型股票的持有 (如 Panel A)，且同時逐漸減少其大型股票的持有 (如 Panel B)。綜合言之，在總體景氣衰退 (成長) 階段，台灣投信機構法人傾向逐漸減少 (增加) 持有高風險性資產如小型股票；且同時傾向逐漸增加 (減少) 持有低風險性資產如大型股票。而台灣投信法人在不同總體景氣循環階段的持股傾向調整符合安全性轉移/流動性轉移的主張。

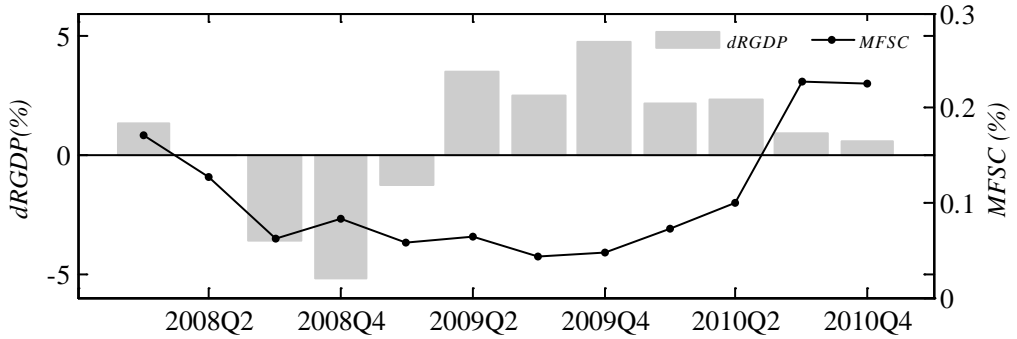
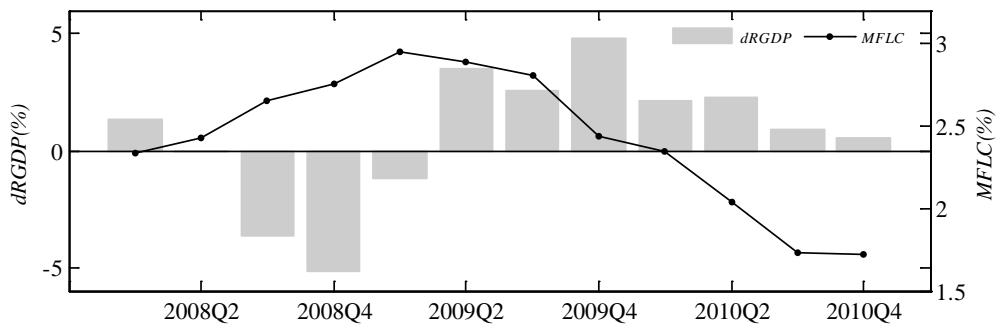
Panel A: 實質 GDP 成長率 ($dRGDP$) 與投信法人對於小型股票的持股率 (MF^{SC})Panel B: 實質 GDP 成長率 ($dRGDP$) 與投信法人對於大型股票的持股率 (MF^{LC})

圖 4 台灣實質 GDP 成長率與投信法人在大/小公司股票的持股率：2008 年金融海嘯前、後期間 (2008Q1-2010Q4)

註：本圖顯示在 2008 年金融海嘯前、後期間 (2008Q1-2010Q4) 的台灣實質 GDP 成長率與投信法人在大/小公司股票平均持股率的時間序列。研究樣本包含 2008 年第 1 季至 2010 年第 4 季的台灣證券交易所上市普通股資料。針對每一季，本文以季初的股票市值為分類基準，將樣本股票分為 5 組，並定義最大 (小) 市值的股票組合為大 (小) 型股票，再行分別計算投信法人分別在大、小公司股票等權重平均持股率，符號分別記為 MF^{LC} 與 MF^{SC} 。研究資料取自 TEJ。

5. 穩健性分析

5.1 考量市值加權平均的股市流動性 ($AILL^{VW}$)

本研究在上開主文中，係以等權重平均方式去建構整體股市流動性 (如方程式 (2) 所定義的 $AILL$)，而在此定義下，本文揭示了台灣股票市場流動性具有預測未來總體景氣循環的能力。然而，由於小型公司股票通常具有較高 (甚至過高) 的非流動性程度，若以等權重平均方式來建構整體股市流動性，可能會引發整體市場流動性僅是由少數小型股票流動性所支配 (dominated) 形成的疑慮。再者，如 Chang *et al.* (1999) 與 Chiao *et al.* (2004) 所述，台灣股市的漲跌幅限制

(price limits) 之市場微結構特性容易導致股票報酬率具有較高的自我相關性 (autocorrelations) 以及產生股票非流動性的高估偏誤，而此等偏誤更顯見於小型股票或是較不具流動性的股票。為減輕上開疑慮，本文遂以市值加權平均的方式來建構整體股市流動性，並檢視市值加權平均的股市流動性對於未來總體景氣循環的預測能力。本文定義在第 q 季的市值加權平均的股市流動性 ($AILL_q^{VW}$) 如方程式 (9) 所示：

$$AILL_q^{VW} = \sum_{i=1}^{N_q} w_{i,q} \times ILL_{i,q} \quad (9)$$

其中 N_q 為台灣股票市場在第 q 季所有個別股票數量、 $w_{i,q}$ 為個別股票 i 在第 q 季初的市值權重。 $ILL_{i,q}$ 為個別股票 i 在第 q 季的 Amihud (2002) 日頻率非流動性程度平均值 (如方程式 (1) 所定義)。我們接著定義市值加權平均的股市流動性變動率 ($dAILL_q^{VW}$) 如方程式 (10) 所示：

$$dAILL_q^{VW} = \ln\left(\frac{AILL_q^{VW}}{AILL_{q-1}^{VW}}\right) \quad (10)$$

圖 5 首先繪製 1982Q1-2012Q2 等權重平均股市流動性變動率 ($dAILL_q$) 與市值加權平均股市流動性變動率 ($dAILL_q^{VW}$) 的時間序列走勢。如圖 5 所示， $dAILL$ 與 $dAILL^{VW}$ 具有相當同步類似的動態走勢，而其二者的 Pearson (Spearman) 相關係數為 0.776 (0.766)，具 1% (1%) 顯著水準。此等觀察表明，等權重平均與市值加權平均方式描述著近乎相同的股市流動性動態。

表 6 接著以時間序列迴歸分析方法，檢視市值加權平均的股市流動性變動率 ($dAILL_q^{VW}$) 對於未來總體景氣的預測能力。迴歸模型設定如下：

$$Y_q = \beta_0 + \beta_1 dAILL_{q-1}^{VW} + \beta_2 Y_{q-1} + \beta_3 MKT_{q-1} + \beta_4 Volatility_{q-1} + \beta_5 dCP90_{q-1} + \varepsilon_q \quad (11)$$

其中 $dAILL_{q-1}^{VW}$ 為第 $q-1$ 季的市值加權平均市場流動性變動率。其餘變數定義同於模型 (7)。

表 6 迴歸分析結果顯示，當採用 $dRGDP_q$ 做為被預測變數，且控制其他市場變數後， $dAILL_{q-1}^{VW}$ 迴歸係數為 -0.007 (t -值 = -1.73)，具 10% 顯著水準，表示 $dAILL_{q-1}^{VW}$ 對於 $dRGDP_q$ 具有顯著預測能力，當前一季市值加權平均的股市流動性程度變高 (低) 時，則本季的實質 GDP 將出現成長 (衰退) 現象。此外，在控制其他攸關變數後， $dAILL_{q-1}^{VW}$ 分別對於 $dIPI_q$ 、 $dMANUF_q$ 、 $dREXP_q$ 與 $dWHR_q$ 依然維持超過 10% 顯著水準的預測能力。以 $dREXP_q$ 當作被預測變數為例，在控制其他重要變數後， $dAILL_{q-1}^{VW}$ 迴歸係數為 5% 顯著水準的 -0.017 (t -值 = -2.32)。上開整體結果表明，以市值加權平均方式所建構的台灣股市流動性對於總體景氣變化仍具有顯著預測能力，此結果印證了本文整體研究結果的穩健性。

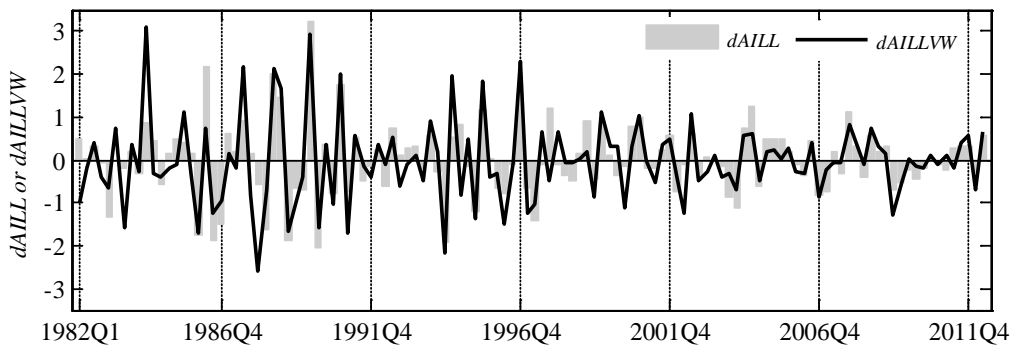


圖 5 台灣股票市場流動性的時間序列動態 ($dAILL$ vs. $dAILL^{VW}$)

註：本圖顯示以等權重平均以及市值加權平均的 Amihud (2002) 台灣股市流動性變動率之時間序列 ($AILL$ vs. $AILL^{VW}$)。研究樣本包含 1982 年第 1 季 (1982Q1) 至 2012 年第 2 季 (2012Q2) 的台灣證券交易所上市普通股。研究資料取自 TEJ。

表 6 台灣股票市場流動性對於總體景氣循環的預測：來自市值加權平均股市流動性的證據

本表顯示以市值加權平均的股市流動性變動率 ($dAILL_{q-1}^{VW}$) 為解釋變數，並以總體景氣循環變數為被解釋變數的時間序列迴歸分析結果。樣本期間涵蓋 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季。迴歸模型設定如下：

$$Y_q = \beta_0 + \beta_1 dAILL_{q-1}^{VW} + \beta_2 Y_{q-1} + \beta_3 MKT_{q-1} + \beta_4 Volatility_{q-1} + \beta_5 dCP90_{q-1} + \varepsilon_q$$

其中 $dAILL_{q-1}^{VW}$ 為第 $q-1$ 季的市值加權平均的股市流動性變動率，其定義如方程式 (10) 所示。其餘變數定義同於表 3。括號中表示迴歸係數的 t 統計值，顯著水準 1%，5% 與 10% 分別以 a，b 與 c 表示之。

	被解釋變數				
	$dRGDP_q$	$dIPI_q$	$dMANUF_q$	$dREXP_q$	$dWHR_q$
常數項	1.335 (3.13)a	2.753 (2.19)b	2.402 (1.62)	3.671 (2.06)b	0.877 (0.48)
$dAILL_{q-1}^{VW}$	-0.007 (-1.73)c	-0.013 (-2.51)b	-0.015 (-2.51)b	-0.017 (-2.32)b	-0.012 (-1.78)c
$dRGDP_{q-1}$	0.079 (0.80)				
$dIPI_{q-1}$		-0.285 (-3.43)a			
$dMANUF_{q-1}$			-0.137 (-1.76)c		
$dREXP_{q-1}$				-0.213 (-2.49)b	
$dWHR_{q-1}$					-0.277 (-3.13)a
MKT_{q-1}	0.012 (1.12)	0.155 (4.72)a	0.133 (3.49)a	0.140 (3.06)a	0.190 (3.87)a
$Volatility_{q-1}$	-0.034 (-0.14)	-0.631 (-0.83)	-0.375 (-0.42)	-0.692 (-0.64)	-0.602 (-0.53)
$dCP90_{q-1}$	-0.004 (-0.33)	-0.059 (-1.63)	-0.015 (-0.35)	0.003 (0.06)	-0.058 (-1.08)
R^2	0.072	0.243	0.158	0.167	0.168

5.2 考慮不同流動性指標：Florackis *et al.* (2011) 日報酬率絕對值除以週轉率

為檢驗本文結果對於不同流動性衡量指標的敏感性，本文採用 Florackis *et al.* (2011) 日報酬率絕對值除以週轉率 (return-to-turnover ratio) 做為另一項流動性衡量指標。Florackis *et al.* (2011) 指出，Amihud (2002) 日報酬率絕對值除以交易值 (return-to-volume ratio) 的非流動性指標儘管已廣泛地被使用在文獻研究上，但 Amihud (2002) 非流動性指標忽略了個別股票間的公司規模效果與交易頻率。因此 Florackis *et al.* (2011) 遂行發展出一項新的非流動性指標：日報酬率絕對值除以週轉率，並利用此項新指標探討交易頻率與交易成本對於資產訂價 (asset pricing) 的影響。本文定義個別股票 i 在第 q 季的 Florackis *et al.* (2011) 非流動性指標 ($RT_{i,q}$) 即等於個別股票 i 在第 q 季內的每日 Florackis *et al.* (2011) 非流動性取平均值，如方程式(12)所示：

$$RT_{i,q} = \frac{1}{D_q} \sum_{d=1}^{D_q} \frac{|R_{i,d}|}{TURNOVER_{i,d}} \quad (12)$$

其中 $\frac{|R_{i,d}|}{TURNOVER_{i,d}}$ 為個別股票 i 在第 d 天的 Florackis *et al.* (2011) 日報酬率絕對值除以週轉率 (return-to-turnover ratio)； $|R_{i,d}|$ 為個別股票 i 在第 d 天的日報酬率絕對值； $TURNOVER_{i,d}$ 為個別股票 i 在第 d 天的日週轉率 (日交易數量除以當日收盤時的流通在外股數)； D_q 為個別股票 i 在第 q 季內的交易天數。我們接著定義在第 q 季的整體股市平均 Florackis *et al.* (2011) 非流動性 (RT_q) 如下：

$$RT_q = \frac{1}{N_q} \sum_{i=1}^{N_q} RT_{i,q} \quad (13)$$

其中 N_q 為台灣股票市場在第 q 季所有個別股票數量。最後，我們計算 RT_q 在每一季的變動率如方程式 (14) 所示²⁰：

$$dRT_q = \ln\left(\frac{RT_q}{RT_{q-1}}\right) \quad (14)$$

圖 6 呈現 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季台灣股市的 dRT_q 與 $dAILL_q$ 時間序列動態走勢。由圖 6 中可明顯看出此兩項流動性指標的變動率具有大致相同的走勢。而透過相關性的檢定， dRT_q 與 $dAILL_q$ 的 Pearson (Spearman) 相關係數為 0.749 (0.750)，具有 1% (1%) 的顯著水準，此結果說明 dRT_q 與 $dAILL_q$ 兩項不同的流動性指標具有類似的動態趨勢，其二者皆能夠有效捕捉台灣股市整體流動性動態。

我們接著檢視在控制其他攸關變數之後， dRT 能否同樣地有效預測未來台灣總體景氣的變化。以 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季的台灣證券交易所上市普通股股票為研究樣本，並以 dRT_{q-1} 為主要解釋變數，本文表 7 呈現與表 3 相同步驟的時間序列迴歸分析結果。如表 7 所示，當被

²⁰ Augmented Dickey-Fuller (ADF) 與 Phillips-Perron (PP) 的單根檢定結果皆明確指出 dRT_q 屬於定態時間序列 (請參見附錄表 2)。

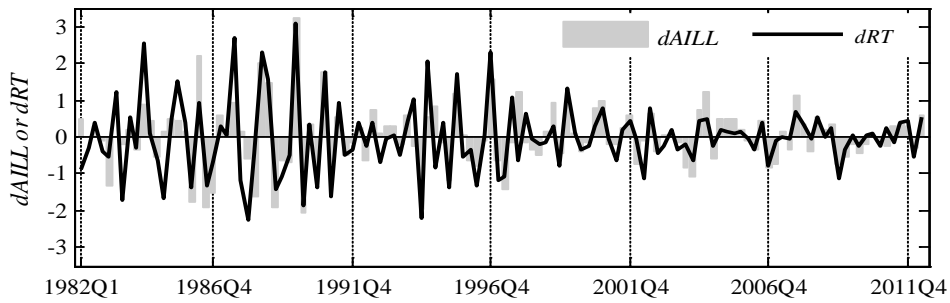


圖 6 台灣股票市場流動性變動率的時間序列 ($dAILL$ vs. dRT)

註：本圖顯示台灣股票市場流動性變動率的時間序列 ($dAILL$ vs. dRT)。研究樣本包含 1982 年第 1 季 (1982Q1) 至 2012 年第 2 季 (2012Q2) 的台灣證券交易所上市普通股。 dRT 是指 RT 的季變化率，其中 RT 是指以 Florackis *et al.* (2011) 日報酬率絕對值除以週轉率為計算基礎的股票市場等權重平均流動性。研究資料取自 TEJ。

表 7 台灣股票市場流動性對於總體景氣循環的預測：以 Florackis *et al.* (2011) 日報酬率絕對值除以週轉率為股票流動性指標的證據

本表顯示以 Florackis *et al.* (2011) 日報酬率絕對值除以週轉率為計算基礎的股市流動性變動率 (dRT) 做為解釋變數，並以總體景氣循環變數做為被解釋變數的時間序列迴歸分析結果。樣本期間涵蓋 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季。迴歸模型設定如下：

$$Y_q = \beta_0 + \beta_1 dRT_{q-1} + \beta_2 Y_{q-1} + \beta_3 MKT_{q-1} + \beta_4 Volatility_{q-1} + \beta_5 dCP90_{q-1} + \varepsilon_q$$

其中 dRT_{q-1} 是指在第 $q-1$ 季以 Florackis *et al.* (2011) 日報酬率絕對值除以週轉率為計算基礎的股市流動性變動率，其定義如方程式(14)所示。其餘變數定義同於表 3。括號中表示迴歸係數的 t 統計值，顯著水準 1%，5%與 10%分別以 a, b 與 c 表示之。

	被解釋變數				
	$dRGDP_q$	$dIPI_q$	$dMANUF_q$	$dREXP_q$	$dWHR_q$
常數項	1.338 (3.14)a	2.887 (2.29)b	2.546 (1.71)c	3.852 (2.16)b	1.041 (0.56)
dRT_{q-1}	-0.006 (-1.68)c	-0.011 (-2.13)b	-0.013 (-2.15)b	-0.015 (-1.96)c	-0.008 (-1.60)
$dRGDP_{q-1}$	0.082 (0.83)				
$dIPI_{q-1}$		-0.279 (-3.34)a			
$dMANUF_{q-1}$			-0.131 (-1.66)c		
$dREXP_{q-1}$				-0.210 (-2.43)b	
$dWHR_{q-1}$					-0.273 (-3.07)a
MKT_{q-1}	0.013 (1.18)	0.162 (4.86)a	0.141 (3.66)a	0.150 (3.23)a	0.195 (3.92)a
$Volatility_{q-1}$	-0.036 (-0.15)	-0.696 (-0.91)	-0.443 (-0.49)	-0.778 (-0.72)	-0.683 (-0.60)
$dCP90_{q-1}$	-0.004 (-0.35)	-0.060 (-1.66)c	-0.016 (-0.37)	0.002 (0.03)	-0.058 (-1.07)
R^2	0.053	0.231	0.146	0.157	0.160

預測變數為 $dRGDP_q$ 時，且控制其他變數後， dRT_{q-1} 迴歸係數為-0.006 (t -值=-1.68)，具 10% 顯著水準，此結果表明當台灣股市流動性降低（提高）時，未來的實質經濟活動即將走向衰退（成長）。再者，當分別以 $dIPI_q$ 、 $dMANUF_q$ 與 $dREXP_q$ 做為被預測變數時，且考量其他攸關變數後， dRT_{q-1} 迴歸係數分別為-0.011(t -值=-2.13)、-0.013(t -值=-2.15)與-0.015(t -值=-1.96)，皆具 10% 以上的顯著水準。而 dRT_{q-1} 則對於 $dWHR_q$ 具有接近顯著的預測能力 (dRT_{q-1} 係數=-0.008； t -值=-1.60)。綜合言之，表 7 的迴歸分析結果與表 3 結論相互印證，確認了本文整體研究結果對於不同流動性衡量指標的穩健性。

5.3 考慮不同總體景氣循環變數：核發建照面積、外銷訂單指數與企業總用電量

本小節嘗試考慮不同總體景氣循環變數（其中包括核發建照面積變化率 ($dHOUSE$)、外銷訂單指數變化率 ($dORDER$) 與企業總用電量變化率 ($dELE$)），以重新檢視台灣股票市場流動性對於總體景氣循環的預測能力。表 8 呈現與表 3 相同步驟的時間序列迴歸分析結果。

首先，當被預測變數為 $dHOUSE_q$ ，且僅以自我落後期 ($dHOUSE_{q-1}$) 做為控制變數的情況下， $dAILL_{q-1}$ 迴歸係數為-0.059 (t -值=-3.03)，具 1% 顯著水準；而加入其他攸關的控制變數 (MKT_{q-1} 、 $Volatility_{q-1}$ 與 $dCP90_{q-1}$) 之後， $dAILL_{q-1}$ 迴歸係數為-0.049 (t -值=-2.53)，具 5% 顯著水準。此等結果表明前一季的台灣股市流動性變差（好）時，則本季的核發建照面積將呈現減少（增加）態勢，隱含本季的總體景氣即將出現衰退（成長）情況。其次，若以 $dORDER_q$ 為被預測變數，且僅以 $dORDER_{q-1}$ 做為控制變數時， $dAILL_{q-1}$ 迴歸係數為-0.014(t -值=-1.99)；而在加入其他控制變數後， $dAILL_{q-1}$ 迴歸係數為-0.012 (t -值=-1.69)，皆具 10% 以上的顯著水準。此等結果體現股市流動性變動率對於外銷訂單指數變動率的顯著預測能力。最後，我們採用企業總用電量變化率 ($dELE_q$) 做為被預測變數。在僅以 $dELE_{q-1}$ 為控制變數下， $dAILL_{q-1}$ 迴歸係數為-0.049 (t -值=-3.58)；當再加入其他控制變數後， $dAILL_{q-1}$ 迴歸係數則略降為-0.043 (t -值=-3.18)，此等結果顯示當前一季台灣股市流動性變差（好）時，則本季的企業總用電量將會明顯地減少（增加），致使實質經濟活動衰退（成長）。

表 8 整體結果與表 3 實證結果一致，表明在採用不同總體景氣循環變數的設定下，前一季的台灣股市流動性對於本季的實質經濟景氣狀況皆具有顯著且穩健的預測能力。

5.4 考慮不同研究期間：1982Q1-1990Q4 與 1991Q1-2012Q2

回顧 1982 年至 2012 年期間的台灣股市發展歷程，1982 年至 1990 年期間的台灣股市傾向處於劇烈震盪格局。例如，台灣加權指數從 1987 年 12 月 29 日的 2,241 點，持續陡升至 1988 年 9 月 24 日的 8,814 點，而隨後的「證所稅開徵政策」，又促使台灣加權指數下跌至 1988 年 10 月 21 日的 5,585 點。另一顯例則是，台灣加權指數從 1990 年 2 月 12 日的歷史高點 12,682 陡降至同年 10 月 12 日的 2,483 點更凸顯早期台灣股市的劇烈波動態勢。而再次觀察本文圖 1 中

表 8 台灣股票市場流動性對於總體景氣循環的預測：考慮不同總體景氣循環變數

本表顯示以不同總體景氣循環變數（其中包括核發建照面積變化率 ($dHOUSE$)、外銷訂單指數變化率 ($dORDER$) 與企業總用電量變化率 ($dELE$)）做為被解釋變數的時間序列迴歸分析結果。迴歸模型的解釋變數設定同於表 3。樣本期間涵蓋 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季（但由於資料取得限制，外銷訂單指數資料期間為 1984 年第 1 季至 2012 年第 2 季）。括號中表示迴歸係數的 t 統計值，顯著水準 1%，5% 與 10% 分別以 a，b 與 c 表示之。

	被解釋變數					
	$dHOUSE_q$	$dHOUSE_q$	$dORDER_q$	$dORDER_q$	$dELE_q$	$dELE_q$
	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)
常數項	0.829 (0.51)	1.115 (0.28)	2.742 (4.45)a	3.344 (2.69)a	1.495 (1.32)	0.513 (0.19)
$dAILL_{q-1}$	-0.059 (-3.03)a	-0.049 (-2.53)b	-0.014 (-1.99)b	-0.012 (-1.69)c	-0.049 (-3.58)a	-0.043 (-3.18)a
$dHOUSE_{q-1}$	-0.103 (-1.16)	-0.142 (-1.67)c				
$dORDER_{q-1}$			-0.242 (-2.65)a	-0.270 (-3.21)a		
$dELE_{q-1}$					-0.002 (-0.02)	-0.007 (-0.08)
MKT_{q-1}		0.341 (3.27)a		0.114 (3.02)a		0.210 (2.91)a
$Volatility_{q-1}$		0.164 (0.07)		-0.611 (-0.69)		0.904 (0.53)
$dCP90_{q-1}$		-0.047 (-0.41)		-0.094 (-2.26)b		0.005 (0.07)
R^2	0.086	0.167	0.085	0.189	0.098	0.165

1982Q1-2012Q2 的台灣股市流動性變化率 ($dAILL$) 可清楚發現，在 1990 年第 4 季前（後）的台灣股市流動性變化幅度相對較大（小），此觀察亦可說明台灣股市在 1990 年以前的劇烈震盪格局。

台灣股市流動性在 1982 年至 1990 年期間的劇烈波動特性在本文中引發另一項思考：本文所觀察到 1982Q1-2012Q2 台灣股市流動性對於總體經濟活動所具備的預測能力，可能僅是來自 1982Q1-1990Q4 台灣股市流動性的高度變異效果 (high variation)。為排除此點疑慮，本小節遂將全樣本期間區分為兩個子期間：1982Q1-1990Q4 與 1991Q1-2012Q2，以重新檢視在不同研究期間台灣股市流動性對於總體景氣循環的預測效果。表 9 呈現與表 3 相同步驟的時間序列迴歸分析結果。

如表 9 所示，當以 $dRGDP_q$ 做為被預測變數時，本文所感興趣的股市流動性 $dAILL_{q-1}$ 迴歸係數在 1982Q1-1990Q4 期間為 -0.004 (t -值=-1.70)，具 10% 顯著水準；而在 1991Q1-2012Q2 期間則降為 -0.002 (t -值=-1.39)，接近 10% 顯著水準 (marginal significance)。此等結果表示，相較於

表 9 台灣股票市場流動性對於總體景氣循環的預測：考慮不同研究期間

本表顯示在考慮不同研究期間下，進行表 3 迴歸模型的估計結果。研究期間區分為兩個子期間：1982Q1-1990Q4 與 1991Q1-2012Q2。括號中表示迴歸係數的 t 統計值，顯著水準 1%，5% 與 10% 分別以 a，b 與 c 表示之。

	被解釋變數									
	$dRGDP_q$		$dIPI_q$		$dMANUF_q$		$dREXP_q$		$dWHR_q$	
	1982Q1-1990Q4	1991Q1-2012Q2	1982Q1-1990Q4	1991Q1-2012Q2	1982Q1-1990Q4	1991Q1-2012Q2	1982Q1-1990Q4	1991Q1-2012Q2	1982Q1-1990Q4	1991Q1-2012Q2
常數項	1.360 (1.93)c	1.334 (2.14)b	3.190 (2.47)b	2.383 (1.19)	2.932 (1.38)	2.380 (1.08)	4.581 (1.54)	3.262 (1.30)	0.478 (0.18)	1.212 (0.45)
$dAILL_{q-1}$	-0.004 (-1.70)c	-0.002 (-1.39)	-0.014 (-2.50)b	-0.008 (-1.71)c	-0.015 (-1.70)c	-0.006 (-1.55)	-0.021 (-1.72)c	-0.007 (-1.66)c	-0.019 (-1.71)c	-0.009 (-1.40)
$dRGDP_{q-1}$	-0.060 (-0.30)	0.119 (1.01)								
$dIPI_{q-1}$			-0.289 (-1.89)c	-0.277 (-2.92)a						
$dMANUF_{q-1}$					-0.070 (-0.59)	-0.199 (-1.97)c				
$dREXP_{q-1}$							-0.112 (-0.63)	-0.242 (-2.51)b		
$dWHR_{q-1}$									-0.234 (-1.29)	-0.313 (-3.08)a
MKT_{q-1}	0.002 (0.14)	0.032 (2.00)b	0.031 (0.98)	0.283 (5.31)a	-0.013 (-0.26)	0.300 (5.13)a	-0.010 (-0.15)	0.304 (4.55)a	0.027 (0.43)	0.404 (5.36)a
$Volatility_{q-1}$	0.271 (0.47)	-0.141 (-0.38)	-0.653 (-0.87)	-0.216 (-0.17)	-0.473 (-0.39)	-0.109 (-0.08)	-1.155 (-0.67)	-0.131 (-0.08)	-0.426 (-0.28)	-0.383 (-0.22)
$dCP90_{q-1}$	-0.025 (-1.50)	0.003 (0.19)	-0.014 (-0.38)	-0.094 (-1.65)	0.036 (0.62)	-0.048 (-0.77)	0.036 (0.42)	0.006 (0.08)	-0.004 (-0.05)	-0.117 (-1.48)
R^2	0.162	0.101	0.298	0.344	0.136	0.291	0.141	0.291	0.172	0.302

1991Q1-2012Q2 晚期階段，早期的 (1982Q1-1990Q4) 台灣股市流動性對於實質 GDP 成長率具有較為顯著的預測能力。而當分別以 $dIPI_q$ 、 $dMANUF_q$ 、 $dREXP_q$ 與 $dWHR_q$ 做為總體景氣循環代理變數時，我們亦同樣發現， $dAILL_{q-1}$ 在兩個不同子研究期間皆普遍分別對於 $dIPI_q$ 、 $dMANUF_q$ 、 $dREXP_q$ 與 $dWHR_q$ 具有顯著預測能力，惟其預測效果較顯見於 1982Q1-1990Q4 的早期階段。例如，以 $dIPI_q$ 做為被預測變數時， $dAILL_{q-1}$ 迴歸係數在 1982Q1-1990Q4 期間為 -0.014 (t -值=-2.50)，具 5% 顯著水準；而在 1991Q1-2012Q2 期間則降為 -0.008 (t -值=-1.71)，但仍具 10% 顯著水準。

綜合表 9 結果而言，我們發現，相較於 1991Q1-2012Q2 晚期階段，早期的 (1982Q1-1990Q4) 台灣股市流動性對於總體景氣循環具有較為顯著的預測能力。此結果可能歸因於台灣股市流動性在 1982 年至 1990 年期間的高度變異態勢 (此推論邏輯類似於 Fujimoto (2004))。而儘管在 1991Q1-2012Q2 晚期階段，台灣股票市場流動性預測未來總體景氣變化的能力略為下降，但整體而言，台灣股市流動性對於總體景氣循環的預測效果在不同研究期間仍普遍穩健。

5.5 考量不同的控制變數

為強化本文研究發現之穩健性，本文亦在表 3 迴歸模型中考量其他額外控制變數²¹，其中額外加入變數包含景氣領先指標綜合指數變化率 ($dLeading_{q-1}$)、貨幣總計數變化率 ($dM1B_{q-1}$)、我國與主要貿易對手通貨對美元匯率 (銀行間交易匯率) 之變化率 (dEX_{q-1})²²、以及經季節調整後的美國實質 GDP 成長率 ($dUSRGDP_{q-1}$) 等四項。本文未以表格呈現的迴歸分析結果顯示，舉例言之，在表 3 模型(4)加入上開四項額外控制變數後，前一季股票市場流動性變化率 ($dAILL_{q-1}$) 對於本季實質海關出口值變化率 ($dREXP_q$) 仍具有顯著預測能力 (迴歸係數=-0.016, t -值=-1.90)²³。

此外，本文整體實證設計主要依循 Næs *et al.* (2011) 研究方法，在表 2 的 Granger 因果檢定中僅考量「一個落後項」，且在表 3 迴歸模型中僅考量「前一季的台灣股市流動性變化率」對於本季總體景氣循環變化率的預測能力。然而，過去幾季 (不僅前一季) 的股市流動性變化率亦可能包含關於未來總體景氣循環變化的資訊內涵²⁴。因此，本文以 AIC (Akaike Information Criterion) 信息準則選擇適當的股市流動性變化率落後項數目，以做為主要預測變數。舉例言之，在以實質海關出口值變化率 ($dREXP_q$) 當作被預測變數且分別以落後 1 期、2 期、3 期、4 期的股市流動性變化率 ($dAILL_{q-1}$ 、 $dAILL_{q-2}$ 、 $dAILL_{q-3}$ 、 $dAILL_{q-4}$) 當作解釋變數的分析基礎上，AIC 分析結果顯示 (本文未以表格方式呈現)，同時考量落後 1 期與落後 2 期股市流動性變化率 ($dAILL_{q-1}$ 與 $dAILL_{q-2}$) 做為解釋變數用以預測 $dREXP_q$ ，將獲得最佳的模型配適度 (AIC=491.23)。立基於上開結果，本文遂加入落後 2 期的股市流動性變化率 ($dAILL_{q-2}$) 至表 3 模型 (4) 的迴歸分析中，結果顯示， $dAILL_{q-2}$ 確實對於 $dREXP_q$ 具有顯著預測能力 ($dAILL_{q-2}$ 係數=-0.001 (t -值=-2.35))。更重要的，本文最關心的前一季股市流動性變化率 ($dAILL_{q-1}$) 之預測能力，在控制 $dAILL_{q-2}$ 與其他攸關變數後依然顯著 ($dAILL_{q-1}$ 係數=-0.028 (t -值=-3.18))。此等結果再次表明本文研究發現之穩健性。

6. 結論

股票市場流動性與總體景氣循環的動態關係目前仍是財務學術文獻關注的重點議題。本文以 1982 年第 1 季至 2012 年第 2 季逾三十年的台灣上市股票為研究樣本，試圖提供廣泛性證據

²¹ 作者感謝匿名審查委員對於加入額外控制變數之建議。

²² 資料來源：中央銀行 (<http://www.cbc.gov.tw/content.asp?mp=1&CulItem=36599>)。

²³ 本文亦發現前一季的景氣領先指標綜合指數變化率 ($dLeading_{q-1}$) 與前一季的貨幣總計數變化率 ($dM1B_{q-1}$) 對於本季的實質海關出口值變化率 ($dREXP_q$) 具有顯著正向的預測能力。

²⁴ 作者感謝匿名審查委員對於適當選取落後期數目之建議。

驗證台灣股市流動性與總體景氣循環的因果關係。首先，本文以 Amihud (2002) 非流動性指標來衡量股市流動性的 Granger 因果檢定結果顯示，台灣整體股市流動性對於未來總體景氣循環具有預測能力，但總體景氣循環卻無法捕捉股市流動性動態。再者，時間序列迴歸結果顯示，在控制其他重要變數後（例如股市報酬率、股市報酬率波動度與商業本票利率等），當前一季的股市流動性降低（提高）時，則本季的總體景氣將呈現衰退（成長）現象；此結果表明台灣股市流動性確實涵蓋一項關於未來實質經濟發展的資訊成份。而經過一系列敏感性分析後（包含考量市值加權平均的股市流動性、不同的流動性衡量指標、不同的總體景氣循環代理變數、不同的研究期間、以及不同的額外控制變數），本文上開研究結果仍具穩健性。

本文亦發現，相對於大型股票，台灣小型股票流動性較具有預測總體景氣循環的能力。此結果符合安全性轉移或流動性轉移的理論預期：股市投資人因對於未來實質經濟發展情勢的預期改變而從事安全性轉移策略、或是機構法人因融資限制而進行安全性轉移策略（供給面效果）、又或是投信法人為因應基金投資人贖回賣壓而傾向優先處分其投資組合中的高風險性資產如小型股票（需求面效果），進而促使台灣小型股票流動性涵蓋較多關於未來總體經濟發展的資訊成份。

最後，本文以台灣三大法人持股率來探討股市參與者的進/出股市意願如何影響整體股市流動性，進而造就整體股市流動性具備預測未來總體景氣變化的資訊能力。本文發現，當台灣全體三大法人對於股市所有股票的平均持股率增加（降低）時，則台灣整體股市流動性將隨之改善（衰竭），其中小型股票流動性的增/減幅度較容易受到台灣全體三大法人進/出場意願所影響。此外，以 2008 年金融海嘯前、後期間（2008Q1-2010Q4）為例，本文亦觀察到，台灣全體三大法人傾向在總體景氣衰退（成長）階段漸行集體退出（進入）股票市場；而礙於最低持股限制，台灣投信法人在總體景氣衰退（成長）階段，傾向從事逐漸減少（增加）持有小型股票且同時逐漸增加（減少）持有大型股票的安全性轉移或流動性轉移投資策略。整體而言，台灣股市流動性具有預測未來總體景氣變化的能力至少可部分歸因於台灣機構法人參與股市的行為。

本文主要研究貢獻在於提供廣泛性證據驗證台灣股市流動性確實隱含關於未來總體景氣循環的資訊成份，特別是小型股票流動性的資訊內涵更為攸關。而誠如本文前言所述，台灣股票市場結構向來是以個別投資人為主體，但近年來台灣股市中的機構投資人對於台股交易活動的影響層面已漸行重要且廣泛。啟發於此項市場結構的變遷特性，本文也確實發現台灣整體股市流動性對於未來總體景氣變化所具有的預測能力，可部分歸因於台灣機構法人效率性地從事持股調整與資產配置。本文此項結論亦可相互呼應於 Barber *et al.* (2009) 所發現的台灣機構投資人相對於個別投資人較具有投資獲利能力。

整體而言，本研究雖然提供廣泛性證據驗證了台灣股市流動性確實涵蓋關於未來總體景氣變化的資訊成份，然本文所提供之實證結果僅為間接證據。本文建議後續未來研究方向可利用

台灣股市個別投資人的持股交易資料以及機構法人的資金流動性（例如保證金追繳（call margin））來直接驗證台灣股市流動性如何影響總體景氣循環。

附錄 A：單根檢定結果

附錄表 1 $dAILL_q$ 單根檢定

本表顯示以 Amihud (2002) 非流動性指標為計算基礎的台灣股市流動性變動率 $dAILL_q$ 時間序列之單根檢定結果。 $dAILL_q$ 定義請見表 1。研究樣本涵蓋 1982Q1 至 2012Q2 的台灣上市普通股。Panel A 顯示 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定結果；而 Panel B 顯示 Phillips-Perron (PP) 單根檢定結果。Zero Mean 是將模型設定為 $dAILL_q = \rho dAILL_{q-1} + u_q$ ；Single Mean 是將模型設定為 $dAILL_q = \alpha + \rho dAILL_{q-1} + u_q$ ；Trend 是將模型設定為 $dAILL_q = \alpha + \rho dAILL_{q-1} + \delta t + u_q$ ，其中 t 是指時間指標變數 (time indicator variable)。Rho 與 Tau 顯示檢定統計量。Prob. < Rho 與 Prob. < Tau 分別表示 Rho 與 Tau 檢定統計量所對應的 p -值。

Panel A: Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定					
模型設定	落後項	Rho	Prob. < Rho	Tau	Prob. < Tau
Zero Mean	1	-272.86	<0.01	-11.58	<0.01
Single Mean	1	-272.89	<0.01	-11.53	<0.01
Trend	1	-273.91	<0.01	-11.49	<0.01
Panel B: Phillips-Perron(PP)單根檢定					
模型設定	落後項	Rho	Prob. < Rho	Tau	Prob. < Tau
Zero Mean	1	-147.02	<0.01	-14.27	<0.01
Single Mean	1	-147.03	<0.01	-14.21	<0.01
Trend	1	-147.01	<0.01	-14.15	<0.01

附錄表 2 dRT_q 之單根檢定

本表顯示以 Florackis *et al.* (2011) 日報酬率絕對值除以週轉率為計算基礎的台灣股市流動性變動率 (dRT_q) 時間序列之單根檢定結果。 dRT_q 係指 RT_q 的季變化率： $dRT_q = \ln\left(\frac{RT_q}{RT_{q-1}}\right)$ ，其中 RT_q 定義請見方程式(12)與(13)。研究樣本涵蓋 1982Q1 至 2012Q2 的台灣上市普通股。模型設定同於附錄表 1 之實證設計。

Panel A: Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定					
模型設定	落後項	Rho	Prob. < Rho	Tau	Prob. < Tau
Zero Mean	1	-264.14	<0.01	-11.44	<0.01
Single Mean	1	-264.20	<0.01	-11.39	<0.01
Trend	1	-264.19	<0.01	-11.35	<0.01
Panel B: Phillips-Perron(PP)單根檢定					
模型設定	落後項	Rho	Prob. < Rho	Tau	Prob. < Tau
Zero Mean	1	-155.96	<0.01	-15.66	<0.01
Single Mean	1	-155.98	<0.01	-15.59	<0.01
Trend	1	-155.99	<0.01	-15.53	<0.01

參考文獻

- 王瑪如、蘇永成，「台灣股票市場與總體經濟變數之因果關係研究：二元 VAR 模型網狀檢定」，證券市場發展季刊，第十卷第三期，民國 87 年，65-94 頁。
- 李春安、類惠貞，「正向回饋交易與股市崩盤」，中華管理評論國際學報，第十二卷第二期，民國 98 年，1-28 頁。
- 林淑瑜、莊鴻鳴、徐守德，「正向回饋交易行為對台灣指數期貨報酬之短期動態的影響」，管理與系統，第十八卷第二期，民國 100 年，267-294 頁。
- 邱莉婷、胡聯國，「系統流動性風險評價模型：台灣股票市場之探討」，證券市場發展季刊，第二十四卷第四期，民國 101 年，1-38 頁。
- 徐志宏，「台灣第 12 次景氣循環谷底之認定」，經濟研究，第十二期，民國 101 年，1-44 頁。
- 黃柏農，「再驗台灣的股價與總體變數之間的關係」，證券市場發展季刊，第十卷第四期，民國 87 年，89-109 頁。
- 黃裕烈，「臺灣景氣基準循環指數之檢討與改進」，行政院經濟建設委員會委託研究計畫，民國 101 年。
- 蕭朝興、陳馨蕙、黃俊凱，「臺灣機構投資人動態持股偏好之探討」，管理學報，第二十八卷第二期，民國 100 年，97-126 頁。
- 謝文良、林苑宜，「台灣股市之流動性共變現象」，證券市場發展季刊，第二十四卷第四期，民國 101 年，135-186 頁。
- Acharya, V. V. and Pedersen, L. H., "Asset Pricing with Liquidity Risk," *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, No. 2, 2005, pp. 375-410.
- Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects," *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, No. 1, 2002, pp. 31-56.
- Barber, B. M., Lee, Y. T., Liu, Y. J., and Odean, T., "Just How Much Do Individual Investors Lose by Trading?" *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 2, 2009, pp. 609-632.
- Beber, A., Brandt, M. W., and Kavajecz, K. A., "What Does Equity Sector Orderflow Tell Us about the Economy?" Working Paper, University of Amsterdam, 2010.
- Bencivenga, V. R., Smith, B. D., and Starr, R. M., "Transactions Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth," *Journal of Economic Theory*, Vol. 67, No. 1, 1995, pp. 153-177.
- Brunnermeier, M. and Pedersen, L., "Market Liquidity and Funding Liquidity," *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 6, 2009, pp. 2201-2238.
- Chang, E. C., McQueen, G. R., and Pinegar, J. M., "Cross-Autocorrelation in Asian Stock Markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 17, No. 5, 1999, pp. 471-493.

- Chang, R., Hsu, S. T., Huang, N. K., and Rhee, S. G., "The Effects of Trading Methods on Volatility and Liquidity: Evidence from the Taiwan Stock Exchange," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 26, No. 1-2, 1999, pp. 137-170.
- Chiao, C. S., Hung, K., and Lee, C. F., "The Price Adjustment and Lead-lag Relations between Stock Returns: Microstructure Evidence from the Taiwan Stock Market," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 11, No. 5, 2004, pp. 709-731.
- Choi, W. G. and Cook, D., "Stock Market Liquidity and the Macroeconomy: Evidence from Japan," IMF Working paper, 2005.
- Chordia, T., Huh, S. W., and Subrahmanyam, A., "The Cross-section of Expected Trading Activity," *Review of Financial Studies*, Vol. 20, No. 3, 2007, pp.709-740.
- Chordia, T., Roll, R., and Subrahmanyam, A., "Commonality in Liquidity," *Journal of Financial Economics*, Vol. 56, No. 1, 2000, pp.3-28.
- Chordia, T., Roll, R., and Subrahmanyam, A., "Market Liquidity and Trading Activity," *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 2, 2001, pp. 501-530.
- Chordia, T., Sarkar, A., and Subrahmanyam, A., "An Empirical Analysis of Stock and Bond Market Liquidity," *Review of Financial Studies*, Vol. 18, No. 1, 2005, pp. 85-129.
- Coughenour, J. F. and Saad, M. M. "Common Market Makers and Commonality in Liquidity," *Journal of Financial Economics*, Vol. 73, No. 1, 2004, pp. 37-69.
- Cremers, M. K. J. and Mei, J., "Turning over Turnover," *Review of Financial Studies*, Vol. 20, No. 6, 2007, pp. 1749-1782.
- Dahlquist, M. and Robertsson, G., "A Note on Foreigner's Trading and Price Effects across Firms," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28, No. 3, 2004, pp.615-632.
- De Long, B., Shleifer, A., Summers, L., and Waldmann, R., "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation," *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 2, 1990, pp. 379-386.
- Eisfeldt, A., "Endogenous Liquidity in Asset Markets," *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 1, 2004, pp. 1-30.
- Fernández-Amador, O., Gächter, M., Larch, M., and Peter, G., "Monetary Policy and Its Impact on Stock Market Liquidity: Evidence from the Euro Zone," Working Papers, University of Innsbruck, 2011.
- Fleming, M. J. and Remolona, E.M. "Price Formation and Liquidity in the U.S. Treasury Market: The Response to Public Information," *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 5, 1999, pp. 1901-1915.
- Florackis, C., Gregoriou, A., and Kostakis, A., "Trading Frequency and Asset Pricing on the London

- Stock Exchange: Evidence from a New Price Impact Ratio,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, No. 12, 2011, pp. 3335-3350.
- Florackis, C., Giorgioni, G., Kostakis, A., and Milas, C., “The Impact of Stock Market Illiquidity on Real UK GDP Growth,” Working Paper, University of Liverpool, 2012.
- Fujimoto, A., “Macroeconomic Sources of Systematic Liquidity,” Working Paper, University of Alberta, 2004.
- Gallant, E., Rossi, P., and Tauchen G., “Stock Price and Volume,” *Review of Financial Studies*, Vol. 5, No. 2, 1992, pp. 199-242.
- Gompers, P. A. and Metrick, A., “Institutional Investors and Equity Prices,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 1, 2001, pp. 229-259.
- Goyenko, R. Y. and Ukhov, A. D., “Stock and Bond Market Liquidity: A Long-run Empirical Analysis,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 44, No. 1, 2009, pp.189-212.
- Hameed, A., Kang, W., and Viswanathan, S., “Stock Market Declines and Liquidity,” *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 1, 2010, pp.257-293.
- Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., and Titman, S., “Security Analysis and Trading Patterns when Some Investors Receive Information before Others,” *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 5, 1994, pp. 1665-1698.
- Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., and Titman, S., “Feedback and the Success of Irrational Investors,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, No. 2, 2006, pp. 311-338.
- Hong, H. and Stein, J., “A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets,” *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 6, 1999, pp. 2143-2184.
- 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.
- Karpoff, J., “The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey,” *Journal Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, No. 1, 1987, pp.109-126.
- Kaul, A. and Kayacetin, V., “Forecasting Economic Fundamentals and Stock Returns with Equity Market Order Flows: Macro Information in a Micro Measure?” Working Paper, University of Alberta, 2009.
- 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.
- Levine, R., “Stock Markets, Growth, and Tax Policy,” *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 1991, pp.

1445-1465.

- Levine, R. and Zervos, S., "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 3, 1998, pp. 537-558.
- Lin, C. H. and Shiu, C. Y., "Foreign Ownership in the Taiwan Stock Market—An Empirical Analysis," *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 13, No. 1, 2003, pp. 19-41.
- Liu, W., "A Liquidity-augmented Capital Asset Pricing Model," *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, No. 3, 2006, pp. 631-671.
- Lo, A. and Wang, J., "Trading Volume: Definitions, Data Analysis, and Implications of Portfolio Theory," *Review of Financial Studies*, Vol. 13, No. 2, 2000, pp. 257-300.
- Longstaff, F. A., "The Flight-to-Quality Premium in U.S. Treasury Bond Prices," *Journal of Business*, Vol. 77, No. 3, 2004, pp. 511-525.
- Mitchell, M., Pedersen, L. H., and Pulvino, T., "Slow Moving Capital," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 2, 2007, pp. 215-220.
- Næs, R., Skjeltorp, J. A., and Ødegaard, B. A., "Stock Market Liquidity and the Business Cycle," *Journal of Finance*, Vol. 66, No. 1, 2011, pp. 139-176.
- Söderberg, J., "Liquidity on the Scandinavian Order-driven Stock Exchanges," Working Paper, Linnaeus University, 2008.
- Statman, M., Thorley, S., and Vorkink, K., "Investor Overconfidence and Trading Volume," *Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 4, 2006, pp.1531-1565.
- Taddei, F., "Liquidity and Economic Fluctuations," Working Paper, Columbia University, 2007.
- Titman, S. and Wei, K. C. John, "Understanding Stock Market Volatility: The Case of Korea and Taiwan," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 7, No. 1, 1999, pp. 41-66.
- Vayanos, D., "Flight to Quality, Flight to Liquidity and the Pricing of Risk," Working Paper, London School of Economics, 2004.