

주식시장 유동성의 실물경기변동 예측력에 관한 연구

강장구 KAIST 경영대학 교수
장지원* KAIST 경영대학 박사과정

요약 본 연구는 한국 주식시장 자료를 이용하여 금융시장 유동성과 경기변동 간의 인과관계에 대한 새로운 증거를 제시한다. 1987년 1분기부터 2013년 2분기까지 한국거래소(KRX) 유가증권시장에 상장된 주식의 일별 거래자료를 이용하여 구성된 주식시장 유동성 지표와 실질 GDP, 소비 및 투자 성장률과 실업증가율 등 실물경기지표의 분기 시계열을 분석한 결과, 유동성이 실물경기지표보다 선행하며 미래의 경기변동을 예측할 수 있음을 확인한다. 예측모형의 추정 결과, 주식시장 유동성의 개선은 향후 실물경기의 성장을, 유동성의 악화는 실물경기의 둔화를 예측하며, 다른 금융시장 변수의 통제 하에서도 예측력이 사라지지 않는다. 이 결과는 주식시장 유동성이 미래의 실물경기변동에 대하여 주식을 비롯한 여러 금융자산의 가격변수가 가지지 않은 추가적인 정보를 담고 있으며, 투자자들의 거래활동이 미래의 실물경기에 대한 기대를 바탕으로 이루어지고 있음을 시사한다. 유동성의 경기 예측력은 기업규모가 작고 배당성향이 낮은 주식에서 특히 강하게 나타나며, 유동성 척도의 선택에 따라 길게는 2년 뒤의 경기변동을 예측할 수 있다. 유동성의 실물경기 예측력은 표본 외 예측에서도 여전히 유효한 반면, 실물경기 변동의 주식시장 유동성 예측력은 통계적으로 유의하지 않다.

주요단어 주식시장 유동성, 경기변동, 거시경제, 예측력, 인과관계

투고일 2014년 07월 21일

수정일 2014년 09월 24일

게재확정일 2014년 11월 04일

* 교신저자, 주소: 130-722, 서울특별시 동대문구 회기로 85 KAIST 경영대학; E-mail: jjw0430@business.kaist.ac.kr; 전화: 02-958-3693.

Stock Market Liquidity as a Predictor of the Real Economy

Jangkoo Kang
Jeewon Jang*

Professor, College of Business, KAIST
Ph.D. Candidate, College of Business, KAIST

Received 21 Jul. 2014
Revised 24 Sep. 2014
Accepted 04 Nov. 2014

Abstract

The world economy has experienced several historical events in which liquidity dry-ups were accompanied by real economic recessions, including the Asian crisis in the late 1990s and the global financial crisis in the late 2000s. Since then, financial market liquidity has been extensively studied and several recent empirical studies have documented evidence of time variation in liquidity and its relation to the macroeconomy (Fujimoto, 2004; Lu and Glascock, 2010; Næs, Skjeltorp, and Ødegaard, 2011). While there is a consensus about the close link between financial market liquidity and the real economy, previous studies provide conflicting views on the lead-lag relation, or causality between them. In this study, we use Korean stock market data to provide new empirical evidence that financial market liquidity has leading information on the real economy.

To this end, we examine the time-series relation between stock market liquidity and the real economy using the daily data of stocks listed on the Korean Stock Exchange and quarterly macroeconomic variables over the 1987 to 2013 period. Specifically, we construct two aggregate liquidity measures at a quarterly frequency following Amihud (2002, Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, *Journal of Financial Markets* 5, 31-56) and Pastor and Stambaugh (2003, Liquidity risk and expected stock returns, *Journal of Political Economy* 111, 642-685), and we also use real GDP, real consumption, real investment and unemployment rate as proxies for the state of the real economy.

Our empirical findings are as follows. First, we find that stock market liquidity varies before a change in real economy, and that liquidity has significant

* Corresponding Author. Address: College of Business, KAIST, 85 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-722, Korea; E-mail: jjw0430@business.kaist.ac.kr; Tel: 82-2-958-3693.

forecasting power for future real economic growth. The estimation results of our predictive models indicate that improved stock market liquidity predicts real economic growth, whereas deteriorating stock market liquidity predicts a slowdown in the real economy. The predictability of stock market liquidity is highly significant even after controlling for various financial market variables known to be important predictors of the real economy, such as monetary liquidity, interest rate, dividend yield, market excess returns and market volatility. This implies that stock market liquidity contains leading information not contained in other asset price predictors for future economic conditions.

Second, from Granger causality tests, we find evidence that stock market liquidity causes changes in the real economy, whereas the real economic variables do not have significant forecasting power for future stock market liquidity. This result provides new evidence for conflicting views about the lead-lag relation between liquidity and the macroeconomy in the literature, and further highlights the critical role of stock market liquidity as a predictor of the real economy.

Third, we analyze the effects of firm characteristics on the predictability of liquidity, and find that the liquidity of stocks with low market capitalization and low payout ratio contains more significant information about future economic conditions than that of large and high-payout-ratio firms. Given that small and low-payout-ratio stocks are more likely to be affected by a recessionary shock in the real economy than large and high-payout ratio stocks, investors may trade those stocks according to the prediction of future economic conditions, resulting in the market liquidity of those stocks being highly informative. The result implies that the predictability of stock market liquidity comes from investors' trading activities based on rational expectations of future economic states.

Finally, our results are robust for choice of liquidity measures and real economic indicators, and the out-of-sample predictability is also statistically significant. We also document that stock market liquidity can significantly forecast up to two-year-ahead economic conditions. Moreover, the predictability of liquidity is not much affected when the specific periods of the Asian crisis and the global financial crisis are excluded from the sample.

Overall, our findings are consistent with flight-to-quality, the phenomenon wherein investors suddenly shift their portfolios from risky assets to safe ones during economic downturns, creating a negative shock in the liquidity of risky assets. This implies that stock market liquidity contains valuable information about future economic states not contained in other asset price variables, and highlights the role of liquidity in financial markets as a predictor of the real economy.

Our study contributes to the literature on the time variation of liquidity in emerging markets by taking a closer look at the Korean economy. Although numerous studies have examined the effects of financial market liquidity on asset pricing and the macroeconomy, most of them have focused on major developed markets, including the U.S. stock market. Given that several emerging economies including Korea have suffered from a lack of liquidity during financial crises, they are suitable for investigating the relation between liquidity and economic states. In particular, empirical research on liquidity in the Korean stock market has been mainly confined to market microstructure issues. Our findings provide a new direction for future research on financial market liquidity in Korea.

Keywords Stock Market Liquidity, Business Cycle, Macroeconomy, Predictability, Causality

I. 서론

2000년대 후반 미국 주택금융시장의 부실화로부터 촉발된 글로벌 금융위기는 한국을 포함한 전 세계 금융시장에 침체를 가져왔다. 대형 금융기관의 잇따른 파산으로 인해 대부분의 금융시장은 심각한 유동성 고갈을 겪었고, 금융시장의 위기는 곧 실물경기로 파급되어 전 세계는 경기 불황기를 맞이하게 되었다. 이처럼 금융시장의 유동성 위기가 경기침체를 동반하는 것은 최근 들어 새롭게 관찰된 현상은 아니다. 한국의 경우, 1997년 발생한 외환위기를 통해 이미 금융시장의 유동성 고갈과 실물경기의 침체가 연이어 발생하는 것을 경험하였다.

금융시장 유동성의 변화가 거시경제요인과 밀접한 관계를 가진다는 사실은 여러 실증연구를 통해서도 밝혀진 바 있다. Fujimoto(2004)는 미국 주식시장 자료를 이용하여 물가상승률과 통화정책의 변화가 주식시장 유동성의 움직임을 결정하는 거시경제적 요인임을 보인다. Lu and Glascock(2010)은 산업생산 성장률이 경기 수축기에 유동성의 가격결정을 예측할 수 있음을 밝힌다. 한편 Næs, Skjeltorp, and Ødegaard(2011)는 미국과 노르웨이의 표본을 이용하여 주식시장 유동성이 미래의 경기변동을 예측한다고 보고한다. 이처럼 2000년대 이후 최근까지 미국 등 선진 금융시장을 대상으로 하여 유동성의 시계열적 움직임과 경기변동의 연관성에 대한 연구가 이어지고 있다.

과거 연구에서 밝혀진 유동성과 거시경제요인의 상관관계는 비교적 명확하나 그 선도-지연 관계 및 인과관계에 대하여는 의견이 엇갈린다. Fujimoto(2004)와 Lu and Glascock(2010) 등은 거시경제적인 요인이 금융시장 유동성보다 선행한다는 시각을 제시하나, Næs et al. (2011)은 반대로 금융시장 유동성이 거시경제요인보다 선행하며 경기변동을 예측할 수 있는 정보를 가진다고 주장한다. 우리는 본 연구를 통해, 과거 연구에서 다루지 않았던 한국 주식시장 자료와 경기지표를 이용하여 금융시장 유동성과 실물경기지표 간의 선도-지연관계 및 인과관계에 대한 새로운 증거를 제시한다. 본 연구의 분석 결과, 한국 주식시장 유동성은 실질 국내 총생산, 실질 소비 성장률 등 주요 실물경기지표보다 선행하며 미래의 경기변동에 대한 높은 예측력을 가진다. 반면 경기변동은 미래의 유동성 변화에 대한 선행 정보를 가지지 않는 것을 확인함으로써 Næs et al.(2011)의 주장을 지지하는 결과를 제시한다.

구체적으로, 1987년부터 2013년까지의 기간에 대해 한국거래소(KRX) 유가증권시장에

상장된 주식의 일별 거래자료를 이용하여 만든 주식시장 총유동성(aggregate liquidity) 지표와 실질 국내총생산, 민간소비 및 투자 성장률, 실업 증가율의 분기 시계열을 분석한 결과, 유동성이 실물경기지표보다 선행하며 미래 경기변동을 예측할 수 있음을 확인한다. 예측모형의 추정 결과, 주식시장 유동성의 개선은 이후 실물경기의 성장을, 유동성의 악화는 이후 실물경기의 둔화를 예측하며, 유동성의 경기 예측력은 실물경기과 관련성이 높다고 알려진 다른 금융시장 변수들을 통제한 후에도 매우 유의하다. 또한 인과관계 검정(causality test)을 통해, 유동성이 미래의 경기변동을 예측할 수 있으나 반대 방향의 예측 관계는 성립하지 않는다는 증거를 발견한다. 모든 결과는 유동성 척도와 실물경기지표의 선택에 관계없이 일관되며, 표본 외 예측력 검정을 통해 유동성의 경기 예측력이 표본 내 추정 결과에 국한된 것이 아님을 확인한다. 한편 기업 특성에 따라 유동성의 경기 예측력이 달라지는지 분석한 결과, 기업규모가 작고 배당성향이 낮은 주식의 유동성이 향후 경기변동에 대해 많은 정보를 반영하고 있음을 발견한다. 또한 유동성의 경기 예측력과 예측기간(forecasting horizon)의 관계를 살펴본 결과, 주식시장 유동성은 그 척도의 선택에 따라 짧게는 1분기에서 길게는 2년 후까지의 경기변동을 예측할 수 있다.

본 연구는 미래의 경기성장에 대한 금융시장의 예측력을 다른 문헌과 관련을 가진다. 전통적으로 미래의 경기변동에 대한 예측력을 가진다고 알려진 금융시장의 정보는 주로 이자율, 기간 스프레드, 주식 수익률 등의 가격변수이다(Harvey, 1988; Chen, 1991; Estrella and Hardouvelis, 1991).¹⁾ 본 연구는 금융자산의 가격이 아닌 다른 특성, 시장 유동성이 가진 미래의 경기변동에 대한 정보에 주목한다. 우리는 한국 주식시장의 유동성이 이자율, 배당 수익률, 주식 수익률 등 주식 및 채권시장 가격변수의 영향을 통제한 후에도 실물경기에 대해 유의한 예측력을 가진다는 사실을 보임으로써, 금융시장 유동성이 가격 변수에는 포함되지 않은 실물경기에 대한 정보를 가지고 있음을 시사한다. 유동성의 움직임이 주식 가격과는 다른 경기변동에 대한 정보를 가진다는 점은 투자자의 안전자산 선호(flight-to-quality) 현상으로부터 예상할 수 있다. 안전자산 선호 현상은 시장 참가자들이 포트폴리오를 위험자산으로부터 보다 안전한 자산으로 일시에 이동하는 것을 가리키며, 주로 경기 불황이나

1) Harvey(1988)와 Estrella and Hardouvelis(1991)는 이자율 기간구조(term structure)가 소비 성장률 등 실물경기에 대한 예측력을 가짐을 보인다. Chen(1991)은 부도프리미엄(default premium), 기간프리미엄(term premium), 단기 이자율, 배당-가격 비율(dividend-price ratio), 주식시장 수익률 등 금융시장 변수들이 경기성장에 대한 예측력을 가진다고 보고한다.

금융위기 기간에 관찰된다. 만약 안전자산에 대한 선호가 투자자들이 가지는 향후 실물경기에 대한 기대를 바탕으로 달라진다면, 다수의 투자자에 의한 경기에 대한 기대가 일치하여 포트폴리오의 이동이 일시에 일어나는 경우 시장 유동성이 급격히 움직이게 될 것이다. 이러한 이유로 주식시장 유동성의 변화는 시장 참가자들이 실물경기에 대하여 어떤 기대를 가지고 있는가에 대한 정보를 내포할 수 있다. 본 연구에서 거래수요가 경기변동에 따라 크게 영향을 받을 것으로 예상되는 기업의 특성, 즉 기업규모 및 배당성향과 유동성의 경기 예측력의 관계를 분석한 결과는 유동성이 가진 실물경기에 대한 정보가 경기변동에 대한 기대를 바탕으로 한 투자자의 거래활동에 기인함을 시사한다.

한편 본 연구는 한국 주식시장 총유동성의 장기적인 움직임과 거시경제 변수와의 관계를 다룬 최초의 연구라는 점에서 한국 주식시장의 유동성 관련 문헌에 기여한다. 한국 주식시장을 대상으로 한 유동성에 관한 실증연구는 크게 시계열에 대한 연구와 횡단면에 대한 연구로 구분 지을 수 있다. 먼저 유동성의 시계열을 분석한 연구를 살펴보면 최근까지도 주로 고빈도(high-frequency) 자료를 이용하여 일 단위 또는 주 단위의 단기적인 움직임의 분석에 초점을 맞추어왔다(양철원, 2010; 최혁, 이효정, 2012; 양철원, 2013; 윤선흠, 최혁, 2014). 유동성과 수익률의 횡단면적 관계에 관한 연구들은 주로 유동성 프리미엄의 존재 및 체계적 위험요인으로써의 유동성 위험을 다뤘으나(윤상용, 구분일, 엄영호, 한재훈, 2009; Choe and Yang, 2009; Jang, Kang, and Lee, 2012; 강장구, 심명화, 2014), 유동성 또는 유동성 위험이 수익률의 횡단면을 결정하는 이유가 거시경제적 요인과 관련성을 가지는지에 대해서는 다루지 않는다. 본 연구는 한국 주식시장 유동성의 분기 단위 시계열과 거시경제 변수의 관계를 장기간의 표본을 이용하여 분석한다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가지며, 향후 한국 금융시장의 유동성에 대한 연구에 새로운 방향을 제시한다.

본 연구의 이후 구성은 다음과 같다. 제 II장은 실증 분석에 이용된 변수의 정의 및 자료에 대해 설명한다. 제 III장은 주식시장 유동성의 경기변동에 대한 표본 내 예측력을 확인하고 이들 간의 선도-지연 상관관계(lead-lag correlation) 및 인과관계를 분석하며, 기업 특성에 따라 유동성의 경기 예측력이 어떻게 달라지는지 논의한다. 제 IV장은 유동성의 경기변동 예측력이 표본 외 예측에서도 유효한지 검정하고, 예측기간의 변화에 따라 실물경기 예측력이 달라지는지 확인하며, 표본기간에 포함된 유동성 위기 사건에 의해 유동성의 경기 예측력이 영향을 받는지 살펴본다. 제 V장은 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 자료 및 변수

본 연구는 한국의 주식시장 유동성과 경기변동 간의 관계 분석을 목적으로 하며 분석대상 기간은 1987년부터 2013년까지이다. 주식시장 유동성과 실물경기변동을 측정 하기 위해 각각 한국거래소(KRX) 유가증권시장에 상장된 주식의 가격 및 거래량 정보와 경기변동을 나타내는 여러 경기지표를 이용한다. 또한 유동성 이외에도 경기변동에 대한 예측력을 가진 다른 금융 시장 변수들을 예측모형의 통제변수로 포함한다.

1. 유동성 척도

주식 유동성에 대한 과거의 수많은 연구들을 보면 유동성을 측정하기 위한 다양한 대응 변수들이 이용되어 왔다. 본 연구는 개별 주식의 특성 변수로서의 유동성이 아닌 주식시장의 총유동성(aggregate liquidity)의 경기 예측력을 확인하고자 한다.²⁾ 우리는 과거 연구에서 총유동성을 측정하기 위해 사용한 변수들 가운데 문헌에서 가장 널리 쓰이는 두 개의 유동성 척도를 이용한다.

첫 번째 변수는 Amihud(2002)의 비유동성 척도를 이용한 것이다. Amihud의 비유동성은 거래에 수반된 가격충격을 측정하기 위한 척도로, 다음 식과 같이 각 주식의 거래금액당 수익률 절대값의 기간 중 평균으로 정의한다.

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|R_{i,d}|}{VOL_{i,d}} \quad (1)$$

$R_{i,d}$ 와 $VOL_{i,d}$ 는 각각 주식 i 에 대한 거래일 d 의 수익률과 거래금액이고, $D_{i,t}$ 는 t 분기중 주식 i 의 거래량이 0이 아닌 거래일수를 나타낸다. Acharya and Pedersen(2005), Watanabe and Watanabe(2008), Jensen and Moorman(2010) 등은 Amihud의 비유동성을 이용하여 주식시장 총 비유동성의 예상하지 못한 충격(unexpected innovation in aggregate illiqui-

2) 개별 자산의 유동성에 공통요인(commonality)이 존재한다는 사실이 보고된 이후(Chordia, Roll, and Subrahmanyam, 2000; Hasbrouck and Seppi, 2001), 유동성 관련 연구는 주로 자산가격결정에서 주식시장의 총유동성이 어떤 역할을 하는지에 초점을 두게 되었다. 대표적으로, Pastor and Stambaugh(2003)와 Acharya and Pedersen(2005)은 각각 총유동성이 자산가격을 결정하는 상태변수(state variable)이며, 유동성 위험, 즉 총유동성에 대한 민감도가 수익률의 횡단면을 설명함을 보인다.

dity)을 측정하였는데, 본 연구는 이들의 방식을 따른다. 구체적으로, 총 비유동성을 나타내는 $AILLIQ_t$ 는 전체 표본 주식들의 Amihud 척도의 분기별 5% 절사평균으로 계산한다. 분기별 총 비유동성의 예상치 못한 충격은 다음 회귀식의 잔차로 정의한다.

$$\Delta AILLIQ_t = \alpha + \beta \Delta AILLIQ_{t-1} + \lambda \left(\frac{m_{t-1}}{m_1} \right) AILLIQ_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

이때 $\Delta AILLIQ_t = \frac{m_{t-1}}{m_1} (AILLIQ_t - AILLIQ_{t-1})$, m_t 는 $AILLIQ_t$ 의 계산에 포함된 모든 주식들의 t 분기 초 시가총액의 합을, m_1 은 1986년 1분기 말의 시가총액 합을 나타낸다.

총유동성을 나타내는 두 번째 변수는 Pastor and Stambaugh(2003)의 유동성 척도이다. Pastor and Stambaugh(2003)는 자산의 유동성이 낮을수록 거래량에 대한 일시적인 가격 변화가 크다는 점을 이용하여 새로운 유동성 척도를 정의한다. 그들의 방법을 따라 본 연구에서 분기별 총유동성을 측정하는 방법은 다음과 같다. 우선 주식 i 에 대한 t 분기의 유동성은 다음의 회귀식에서 $\gamma_{i,t}$ 에 대한 최소제곱 추정치이다.

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} \text{sign}(r_{i,d,t}^e) \cdot v_{i,d,t} + \epsilon_{i,d+1,t}, \quad d = 1, \dots, D \quad (3)$$

$r_{i,d,t}$ 는 주식 i 에 대한 t 분기중 거래일 d 의 수익률을, $r_{i,d,t}^e$ 는 시장 포트폴리오에 대한 초과 수익률을, $v_{i,d,t}$ 는 거래금액을 나타낸다.³⁾ 각 주식의 수익률 및 거래금액에 대한 일별 관측치가 각 분기별로 15개를 넘는 경우($D > 15$)에만 $\gamma_{i,t}$ 를 추정한다. 추정된 $\gamma_{i,t}$ 를 이용하여 주식시장 총유동성의 예상치 못한 충격은 다음 회귀식의 잔차로 정의한다.

$$\Delta \hat{\gamma}_t = a + b \Delta \hat{\gamma}_{t-1} + c \left(\frac{m_{t-1}}{m_1} \right) \hat{\gamma}_{t-1} + u_t \quad (4)$$

이때 $\Delta \hat{\gamma}_t = \left(\frac{m_t}{m_1} \right) \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (\hat{\gamma}_{i,t} - \hat{\gamma}_{i,t-1})$, $\hat{\gamma}_t$ 는 t 분기의 표본 주식들에 대한 $\hat{\gamma}_{i,t}$ 의 동일가중 평균을, m_t 는 $\hat{\gamma}_t$ 의 계산에 포함된 주식들의 t 분기 초 시가총액의 합을, m_1 은 1986년 1분기 말의 시가총액 합을 나타낸다.

3) 시장 포트폴리오의 일별 수익률은 전체 표본 주식의 가치가중(value-weighted) 포트폴리오의 수익률로 계산한다.

주식시장 충유동성에 대한 두 가지 척도는 1986년 1분기부터 2013년 2분기까지 한국거래소(KRX) 유가증권시장에 상장된 모든 주식을 이용하여 계산한다. 계산에 필요한 표본주식의 수익률, 거래금액, 시가총액에 대한 일별 자료는 에프앤가이드(FnGuide) 데이터베이스로부터 얻는다.⁴⁾

2. 실물경기변동 지표

실물경기변동을 측정하기 위한 지표로는 실질 국내총생산(GDP) 성장률, 실질 소비 성장률, 실질 투자 성장률 및 실업 증가율을 사용한다. 실질 국내총생산(*RGDP*), 실질 민간소비(*RCON*), 실질 투자(*RIM*)는 한국은행의 분기별 국민계정 통계를 이용한다.⁵⁾ 모든 변수는 계절조정된 계열을 이용하며, 이들 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 얻는다. 분기별 실업률(*UE*)은 통계청의 경제활동인구조사 통계를 이용하며, 자료는 국가통계포털(KOSIS)에서 얻는다. 모든 경기변동 지표는 1986년 4분기부터 2013년 4분기까지의 분기별 자료를 이용하며, 각 지표의 기간 중 성장률은 다음과 같이 로그 차분을 통해 계산한다.

$$\Delta y_{t+h} = \log y_{t+h} - \log y_t \quad (5)$$

3. 예측 변수

주식시장 유동성의 경기변동에 대한 예측력이 다른 금융시장 변수들의 예측력을 통제한 후에도 여전히 유의한지 확인하기 위하여, 유동성 척도 이외에 경기변동을 예측할 수 있을 것으로 예상되는 몇 가지 금융시장 변수를 분석에 포함한다. 예측 모형의 통제변수로 포함한 변수들은 통화유동성(*ML*), 단기이자율(*RF*), 배당수익률(*DIV*), 시장 초과수익률(*RM*), 그리고 시장변동성(*VOL*)이다.

통화유동성(*ML*)은 분기별 본원통화(monetary base) 성장률의 예상치 못한 충격(unexpected innovation)으로 정의하며, 본원통화량의 로그 성장률에 대한 1차 자기회귀 모형의 잔차로 계산한다. 통화 공급량은 경기 성장률에 대한 예상을 바탕으로 결정되는 중앙은행의

4) 주식 수익률은 현금 배당을 반영한 수정주가를 이용하여 계산한다.

5) 본 연구의 투자 지표(RINV)는 국내총생산에 대한 지출 가운데 총고정자본형성을 이용한다.

통화정책 방향과 밀접한 관련을 가지기 때문에, 화폐시장은 다른 금융시장에 비해 미래 실물경기변동에 대한 보다 직접적인 정보를 반영하고 있을 가능성이 있다. 또한 주식시장 유동성은 화폐시장 유동성의 변화에 의해 어느 정도 영향을 받아 움직일 것으로 예상된다. 따라서 통화유동성의 경기 예측력을 통제한 후 주식시장 유동성의 경기 예측력을 검토하는 것은 유동성이 통화 공급량 변화에 의해 영향을 받는다는 점 외에도 실물경기에 대해 추가적인 정보를 가지는지 확인하기 위한 것이다.

단기이자율(RF)은 통화안정증권 364일물의 분기별 수익률을 이용한다. 단기이자율 역시 통화정책 방향의 영향을 받기 때문에 경기의 움직임과 밀접한 관련을 가진다. 또한 단기이자율은 주식 수익률에 대한 예측력을 가진다고 알려져 있으며 관련 연구에서 널리 쓰이는 예측변수이다(Fama and Schwert, 1977; Campbell, 1987).⁶⁾

배당수익률(DIV)은 주식 수익률에 대한 예측변수로 잘 알려져 있으며, Fama and French (1989)는 배당수익률의 움직임이 장기적인 경기변동 요인을 반영하기 때문에 주식의 기대 수익률 중에서 경기변동과 관련된 부분을 예측할 수 있다고 하였다. 자료는 한국거래소(KRX)가 제공하는 코스피(KOSPI) 배당수익률의 분기 시계열을 이용한다.

마지막으로 주식시장 유동성의 경기 예측력이 단지 주가의 움직임이 경기변동에 대한 정보를 반영하고 있기 때문인지, 아니면 유동성이 주식 수익률에는 반영되지 않은 추가적인 정보를 가지고 있는 것인지 확인하기 위해서 주식 수익률 관련 변수를 통제변수로 포함한다. 첫 번째 변수는 시장 초과수익률(RM)로 표본주식의 가치가중 포트폴리오의 분기 수익률과 단기이자율(RF)의 차이로 정의한다.⁷⁾ 두 번째 변수는 시장변동성(VOL)으로 가치가중 포트폴리오의 일별 수익률의 각 분기중 표준편차로 계산한다. 경기변동 지표와 예측 변수들의 기술통계량을 살펴보면, 우선 $RGDP$ 와 $RCON$, $RINV$ 간의 상관계수는 모두 약 0.7로 높은 양의 상관관계를 갖는 반면 세 변수와 UE 의 상관계수는 -0.2 에서 -0.4 사이의 값을 가진다.⁸⁾ 이는 $RGDP$, $RCON$, $RINV$ 는 경기순응적(procyclical) 지표이고 UE 는 경기대응적(countercyclical) 지표라는 사실과 일치한다. 경기 지표와 주식시장 유동성의 상관계수를 살펴

6) 이외에도 경기변동과의 연관성 및 주식 수익률에 대한 예측력이 잘 알려져 있는 채권시장 변수로 기간스프레드(term spread)와 부도스프레드(default spread)가 있다(Keim and Stambaugh, 1986; Fama and French, 1989). 이 변수들은 자료의 이용가능 범위가 2000년대 이후로 한정되어 있어 분기 주기의 시계열 관측치 수가 충분하지 않다고 판단하여 분석에 포함하지 않는다.

7) 분기별 초과수익률의 계산을 위해 단기이자율(RF)을 분기 단위로 조정한다.

8) 각 변수들의 기술통계량을 보고한 표는 지면 관계상 생략하며, 요청에 의해 제공 가능하다.

보면, 대체로 Amihud 비유동성(*ILLIQ*)은 경기순응적 지표와 음의 상관관계를 가지며 Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)은 양의 상관관계를 가진다. 주식시장 유동성 이외의 금융시장 변수의 경우, 통화유동성(*ML*), 단기이자율(*RF*), 시장 초과수익률(*RM*)은 경기순응적 지표와 양의 상관관계를 보이며, 배당수익률(*DIV*)과 시장변동성(*VOL*)은 음의 상관관계를 보인다. 한편 유동성 척도와 다른 예측 변수들의 관계를 살펴보면, *PS_LIQ*는 대부분의 변수들과의 상관관계가 매우 약한 반면 *ILLIQ*는 배당수익률(*DIV*), 시장 초과수익률(*RM*), 시장변동성(*VOL*) 등 주식시장 변수들과 상당한 정도의 상관관계를 가진다. 주식시장 유동성을 나타내는 각 변수의 시계열적 특징에 대해서는 제 III장에서 자세히 다룬다.

III. 주식시장 유동성의 경기변동 예측

이 장에서는 유동성과 실물경기지표 간의 선도-지연 상관분석 및 예측 모형의 추정을 통해 주식시장 유동성이 미래의 경기변동을 예측할 수 있는지 확인한다. 또한 인과관계 검정을 통해 유동성이 미래의 경기변동에 대한 선행 정보를 가지는지 알아본다. 추가적으로 경기변동에 따른 투자자의 거래수요 변화와 관련된 기업 특성변수에 따라 주식시장 유동성의 경기 예측력이 달라지는지 분석한다.

1. 유동성과 실물경기지표의 선도-지연 관계

〈그림 1〉은 주식시장 유동성과 실물경기지표의 시계열 그림을 나타낸다. 패널 A와 패널 B는 각각 Amihud 비유동성(*ILLIQ*) 또는 Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)과 실질 국내 총생산(*RGDP*) 및 민간소비(*RCON*)의 분기 성장률의 움직임을 보여준다.⁹⁾ 전반적인 시계열의 움직임을 통해 유동성이 낮은 시기에 경기성장이 둔화되고 유동성이 높은 시기에 경기성장이 가속화되는 것을 알 수 있다. 1987년 1분기에서 2013년 2분기까지의 표본기간 중 경기변동성이 가장 큰 시기는 1990년대 후반의 외환위기 기간으로, 이 기간 중 GDP 및 소비

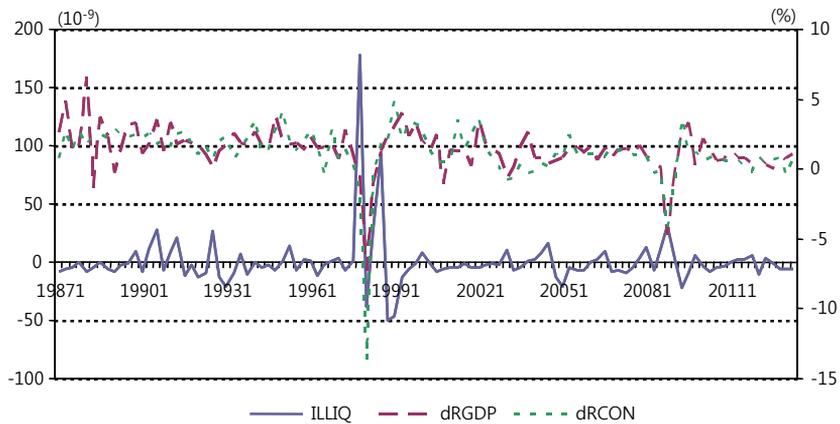
9) 실질 투자(*RINV*) 성장률 및 실업(*UE*) 증가율 시계열의 전반적인 움직임은 실질 GDP 및 소비성장률과 내용적으로 다르지 않다.

성장률은 1998년 1분기에 각각 -7.2%와 -13.6%의 저점을 기록한 후 1999년 2분기와 1분기에 각각 4.0%와 4.9%의 고점을 기록했다. 다음으로 경기 변동성이 큰 시기는 2000년대 후반의 글로벌 금융위기 기간으로, 이 기간의 GDP 및 소비 성장률은 2008년 4분기에 각각 -4.7%와 -4.1%의 저점을 기록하고 이후 2009년 3분기와 2분기에 각각 3.3%와 3.6%의 고점을 기록했다. 주식시장 유동성 역시 같은 시기에 변동폭이 가장 큰데, 먼저 Amihud 척도에 따르면

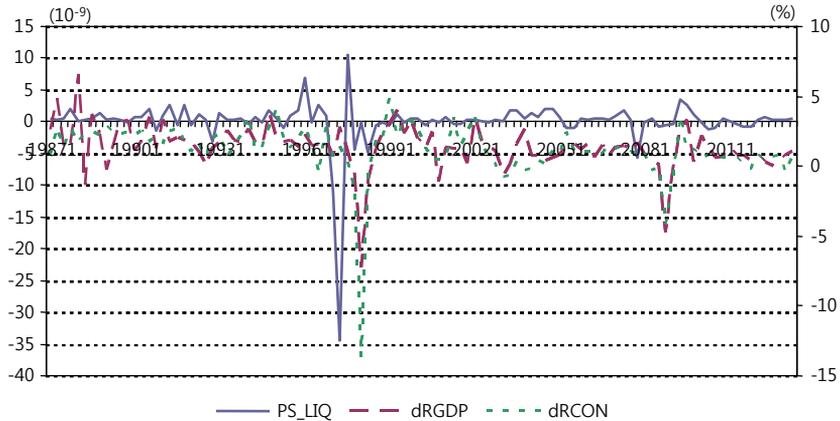
〈그림 1〉 주식시장 유동성과 실물경기지표의 시계열

이 그림은 주식시장 유동성과 주요 실물경기지표의 분기 시계열을 나타낸다. *ILLIQ*는 Amihud(2002)의 주식시장 비유동성을, *PS_LIQ*는 Pastor and Stambaugh(2003)의 주식시장 유동성을 나타낸다. *RGDP*는 실질 국내총생산, *RCON*은 실질 민간소비를 나타내며, 그림의 시계열은 두 변수에 대한 분기중 로그 성장률(%)이다. 패널 A는 *ILLIQ*(좌축)와 *RGDP*, *RCON*의 성장률(우축)을, 패널 B는 *PS_LIQ*(좌축)와 *RGDP*, *RCON*의 성장률(우축)을 보여준다. 각 그래프의 실선은 주식시장 유동성을, 굵은 점선은 *RGDP* 성장률을, 가는 점선은 *RCON* 성장률을 나타낸다. 표본기간은 1987년 1분기부터 2013년 2분기까지이다.

A : Amihud 비유동성(*ILLIQ*)과 실질 국내총생산(*RGDP*) 및 소비(*RCON*) 성장률



B : Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)과 실질 국내총생산(*RGDP*) 및 소비(*RCON*) 성장률



외환위기 기간 중 1997년 4분기와 1998년 4분기에, 글로벌 금융위기 기간 중 2008년 4분기와 2009년 2분기에 각각 비유동성이 고점과 저점을 기록했다. 이 시점을 경기지표의 경우와 비교해보면 Amihud 비유동성이 실물경기보다 대략 1분기 가량 앞서 움직인 것을 알 수 있다. Pastor-Stambaugh 유동성은 외환위기 기간 중 1997년 2분기와 1997년 3분기에, 글로벌 금융위기 기간 중 2007년 4분기와 2009년 2분기에 각각 저점과 고점을 기록했는데, 이것은 경기지표의 움직임에 비해 대략 3분기 이상 앞선 것이다. 이 결과를 통해 유동성이 실물경기 지표 보다 선행하는 경향이 있으며, 그 시차는 유동성 척도에 따라 차이가 있음을 확인한다.

〈표 1〉 주식시장 유동성과 실물경기변동 지표의 선도-지연 상관관계

이 표는 주식시장 유동성과 실물경기지표 분기 시계열 간의 선도-지연 상관계수(lead-lag correlation coefficients)를 나타낸다. *ILLIQ*는 Amihud(2002)의 주식시장 비유동성을, *PS_LIQ*는 Pastor and Stambaugh(2003)의 주식시장 유동성을 나타낸다. *RGDP*는 실질 국내총생산, *RCON*은 실질 민간소비, *RINV*는 실질 투자, *UE*는 실업률을 나타내며, 이 변수들은 모두 분기중 로그 성장률(%)로 표시한다. “0”은 각 시계열 간의 동시점의 상관계수를, “Lag 1”에서 “Lag 4”는 각각 1~4분기 전의 유동성 변수와 현 시점의 경기지표 간의 상관계수를, “Lead 1”에서 “Lead 4”는 각각 1~4분기 후의 유동성 변수와 현 시점의 경기지표 간의 상관계수를 나타낸다. 패널 A는 유동성 변수간의 상관관계를, 패널 B와 패널 C는 각각 *ILLIQ* 또는 *PS_LIQ*와 경기지표 간의 상관관계를 보고한다. 괄호 안의 값은 상관계수가 0인지에 대한 검정의 *p*-value이다. 표본기간은 1987년 1분기부터 2013년 2분기까지이다.

A : <i>ILLIQ</i> 와 <i>PS_LIQ</i> 의 상관계수									
	Lag 4	Lag 3	Lag 2	Lag 1	0	Lead 1	Lead 2	Lead 3	Lead 4
<i>PS_LIQ</i>	0.041 (0.683)	0.056 (0.571)	-0.077 (0.436)	-0.037 (0.705)	-0.089 (0.366)	0.151 (0.124)	-0.670 (0.000)	-0.066 (0.508)	0.062 (0.535)
B : <i>ILLIQ</i> 와 실물경기지표의 상관계수									
	Lag 4	Lag 3	Lag 2	Lag1	0	Lead 1	Lead 2	Lead 3	Lead 4
RGDP	0.006 (0.954)	0.044 (0.657)	-0.107 (0.278)	-0.456 (0.000)	-0.136 (0.164)	-0.140 (0.154)	-0.067 (0.496)	0.087 (0.384)	0.153 (0.124)
RCON	-0.012 (0.908)	0.008 (0.937)	-0.026 (0.795)	-0.619 (0.000)	-0.099 (0.311)	-0.161 (0.102)	-0.279 (0.004)	0.099 (0.317)	0.257 (0.009)
RINV	-0.109 (0.276)	0.027 (0.783)	-0.176 (0.074)	-0.416 (0.000)	-0.174 (0.075)	-0.150 (0.125)	-0.076 (0.442)	-0.031 (0.757)	0.168 (0.092)
UE	-0.064 (0.520)	-0.004 (0.971)	0.192 (0.051)	0.367 (0.000)	-0.004 (0.966)	-0.046 (0.644)	0.119 (0.228)	0.126 (0.205)	-0.171 (0.087)
C : <i>PS_LIQ</i> 와 실물경기지표의 상관계수									
	Lag 4	Lag 3	Lag 2	Lag 1	0	Lead 1	Lead 2	Lead 3	Lead 4
RGDP	0.296 (0.002)	0.461 (0.000)	-0.016 (0.872)	0.065 (0.509)	0.009 (0.926)	0.142 (0.147)	-0.039 (0.691)	0.026 (0.798)	-0.034 (0.733)
RCON	0.315 (0.001)	0.645 (0.000)	-0.049 (0.624)	0.106 (0.280)	0.054 (0.585)	0.117 (0.236)	-0.045 (0.649)	0.100 (0.315)	-0.046 (0.646)
RINV	0.297 (0.002)	0.456 (0.000)	0.101 (0.310)	0.061 (0.540)	0.108 (0.271)	0.261 (0.007)	0.020 (0.841)	-0.061 (0.543)	0.073 (0.464)
UE	-0.151 (0.130)	-0.359 (0.000)	0.036 (0.720)	0.038 (0.700)	0.008 (0.933)	-0.247 (0.011)	0.011 (0.912)	0.026 (0.797)	0.025 (0.800)

유동성과 실물경기지표의 시계열 상관관계를 보다 자세히 살펴보기 위해 <표 1>에 유동성과 경기지표의 선도-지연 상관계수(lead-lag correlation coefficients)를 보고한다. “Lag 1”에서 “Lag 4”는 각각 1분기에서 4분기 전의 유동성과 현재 시점의 경기지표 간의 상관계수를, “Lead 1”에서 “Lead 4”는 각각 1분기에서 4분기 후의 유동성과 현재 시점의 경기지표 간의 상관계수를 나타내며, “0”은 각 변수간 동시점의 상관계수를 나타낸다. 먼저 패널 A에서 Amihud 비유동성(*ILLIQ*)과 Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)의 상관관계를 보면, 두 변수간 음의 상관관계는 “Lead 2”에서 강하게 나타난다. 이것은 *PS_LIQ*가 *ILLIQ*보다 2분기 앞서 움직인다는 의미로 <그림 1>에서 확인한 결과와 일치한다. 패널 B에서는 *ILLIQ*가 경기순응적 실물경기지표들과 동시점에 음의 상관관계를 가지나 유의하지 않음을 확인한다. *ILLIQ*와 경기지표 간의 음의 상관관계는 “Lag 1”에서 매우 유의하게 나타난다. 한편 패널 C를 통해 *PS_LIQ* 역시 동시점에는 경기지표와 유의한 상관관계를 가지지 않으나 “Lag 3”과 “Lag 4”에서 경기순응적 지표들과 강한 양의 상관관계를 가짐을 알 수 있다. 이 결과를 통해 *ILLIQ*와 *PS_LIQ*가 실물경기지표보다 각각 1분기와 3분기 이상 선행한다는 점을 다시 한번 확인한다.

2. 유동성의 경기변동 예측모형

이 절에서는 주식시장 유동성이 미래의 경기변동을 예측할 수 있는지 예측모형의 추정을 통해 확인한다. 추정할 예측모형의 형태는 다음과 같다.

$$\Delta y_{t+h} = \alpha + \beta \cdot LIQ_t + \gamma' \mathbf{X}_t + \epsilon_{t+h} \quad (6)$$

종속변수 Δy_{t+h} 는 실질 국내총생산(*RGDP*), 소비(*RCON*), 투자(*RINV*), 또는 실업률(*UE*)에 대한 t 분기 말부터 $t+h$ 분기 말까지의 로그 성장률을, LIQ_t 는 t 분기의 주식시장 유동성으로 Amihud 비유동성(*ILLIQ*) 또는 Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)을 나타내고, \mathbf{X}_t 는 t 분기의 시차종속변수(lagged dependent variable) Δy_t 를 포함한 통제변수들로 통화유동성(*ML*), 단기이자율(*RF*), 배당수익률(*DIV*), 시장 초과수익률(*RM*), 시장변동성(*VOL*) 등을 포함한다.

〈표 2〉 주식시장 유동성의 실물경기 예측모형 추정 결과

이 표는 다음 식과 같은 유동성의 경기변동 예측모형을 추정한 결과를 나타낸다.

$$\Delta y_{t+4} = \alpha + \beta \cdot LIQ_t + \gamma \mathbf{X}_t + \epsilon_{t+4}$$

Δy_{t+4} 는 실질 국내총생산(RGDP), 실질 민간소비(RCON), 실질 투자(RINV) 또는 실업률(UE)에 대한 t 분기 말부터 $t+4$ 분기 말까지의 로그 성장률을, LIQ_t 는 t 분기의 Amihud(2002) 비유동성(ILLIQ) 또는 Pastor and Stambaugh (2003)의 유동성(PS_LIQ)을 나타내고, X_t 는 시차종속변수(lagged dependent variable) Δy_t 와 통화유동성(ML), 단기이자율(RF), 배당수익률(DIV), 시장 초과수익률(RM), 시장변동성(VOL) 등 통제변수이다. 패널 A와 패널 B는 각각 ILLIQ 또는 PS_LIQ를 주식시장 유동성 변수로 사용한 모형의 추정결과를 보고한다. 각 열의 숫자는 해당 변수의 회귀계수 추정치이고 “ R_a^2 ”는 조정결정계수(adjusted R^2), “ R_a^2 w/o liq.”는 해당 모형에서 $\beta = 0$ 인 경우의 조정결정계수이다. 괄호 안의 값은 지연시차 4의 Newey-West(1987) t -통계량이다. 예측변수의 표본기간은 1987년 1분기부터 2012년 4분기까지이다.

A : Amihud의 비유동성 척도(ILLIQ)

Δy_{t+4}	Int.	LIQ	Δy_t	ML	RF	DIV	RM	VOL	R_a^2	R_a^2 w/o liq.
RGDP	5.180 (4.38)	-0.035 (-2.87)	0.029 (0.17)						0.028	-0.007
RCON	4.588 (3.41)	-0.053 (-2.98)	0.038 (0.20)						0.043	-0.003
RINV	3.677 (1.99)	-0.083 (-3.13)	0.211 (1.19)						0.088	0.054
UE	-0.337 (-0.08)	0.394 (5.02)	0.022 (0.11)						0.117	-0.004
RGDP	5.318 (4.46)	-0.037 (-3.12)	0.005 (0.03)	0.071 (1.93)					0.050	0.009
RCON	4.783 (3.63)	-0.058 (-3.49)	0.001 (0.01)	0.129 (2.15)					0.092	0.033
RINV	3.901 (2.25)	-0.091 (-3.54)	0.171 (0.98)	0.187 (2.14)					0.116	0.073
UE	-0.385 (-0.10)	0.408 (5.31)	0.001 (0.00)	-0.355 (-1.49)					0.126	-0.004
RGDP	3.897 (1.42)	-0.046 (-3.43)	-0.160 (-1.12)		0.319 (3.27)	-0.327 (-0.27)			0.154	0.094
RCON	2.560 (0.85)	-0.068 (-4.15)	-0.112 (-0.79)		0.383 (2.92)	-0.422 (-0.27)			0.148	0.074
RINV	3.435 (0.76)	-0.091 (-3.01)	0.101 (0.60)		0.416 (1.32)	-1.821 (-0.78)			0.123	0.085
UE	-22.918 (-1.50)	0.312 (3.32)	0.003 (0.02)		0.925 (1.64)	8.838 (1.13)			0.151	0.086
RGDP	3.449 (3.99)	-0.050 (-5.24)	-0.173 (-1.43)	0.071 (1.81)	0.319 (3.35)				0.186	0.103
RCON	2.018 (1.97)	-0.075 (-6.40)	-0.137 (-1.19)	0.129 (1.97)	0.383 (3.06)				0.205	0.105
RINV	0.475 (0.28)	-0.111 (-4.67)	0.072 (0.46)	0.193 (2.18)	0.437 (1.42)				0.156	0.090
UE	-8.230 (-1.96)	0.384 (5.21)	-0.008 (-0.05)	-0.385 (-1.61)	0.867 (1.57)				0.148	0.034
RGDP	4.086 (2.93)	-0.021 (-1.24)	0.080 (0.52)			0.047 (2.33)	0.487 (0.93)		0.050	0.047
RCON	2.840 (1.59)	-0.045 (-1.78)	0.097 (0.55)			0.039 (1.88)	0.919 (1.28)		0.049	0.029
RINV	1.572 (0.42)	-0.052 (-1.49)	0.274 (1.58)			0.101 (2.74)	1.073 (0.67)		0.102	0.098
UE	7.648 (0.98)	0.299 (2.85)	0.092 (0.54)			-0.350 (-2.93)	-4.884 (-1.21)		0.159	0.115
RGDP	2.184 (2.04)	-0.035 (-2.54)	-0.125 (-1.22)	0.068 (1.73)	0.337 (3.62)		0.055 (2.98)	0.498 (1.22)	0.225	0.201
RCON	0.080 (0.07)	-0.065 (-3.48)	-0.078 (-0.78)	0.123 (1.88)	0.399 (3.27)		0.046 (2.45)	0.934 (1.54)	0.220	0.168
RINV	-1.315 (-0.56)	-0.077 (-2.64)	0.128 (0.81)	0.182 (2.18)	0.458 (1.55)		0.105 (3.08)	0.772 (0.57)	0.171	0.153
UE	0.303 (0.05)	0.303 (3.10)	0.056 (0.35)	-0.350 (-1.52)	0.636 (1.23)		-0.307 (-2.52)	-3.915 (-1.01)	0.173	0.127

〈표 2〉 주식시장 유동성의 실물경기 예측모형 추정 결과 (표 2 계속)

B : Pastor-Stambaugh의 유동성 척도(PS_LIQ)

Δy_{t+4}	Int.	LIQ	Δy_t	ML	RF	DIV	RM	VOL	R_a^2	R_a^2 w/o liq.
RGDP	5.156 (4.46)	0.313 (4.53)	0.033 (0.20)						0.092	-0.007
RCON	4.550 (3.51)	0.490 (4.52)	0.046 (0.25)						0.132	-0.003
RINV	3.695 (2.09)	0.699 (3.84)	0.208 (1.22)						0.137	0.054
UE	-0.320 (-0.08)	-1.974 (-3.28)	0.029 (0.17)						0.083	-0.004
RGDP	5.227 (4.52)	0.296 (4.46)	0.021 (0.13)	0.043 (1.60)					0.095	0.009
RCON	4.653 (3.63)	0.457 (4.66)	0.027 (0.15)	0.085 (2.45)					0.148	0.033
RINV	3.817 (2.20)	0.655 (3.82)	0.187 (1.10)	0.122 (2.05)					0.144	0.073
UE	-0.335 (-0.08)	-1.923 (-3.26)	0.023 (0.13)	-0.140 (-0.88)					0.077	-0.004
RGDP	5.265 (1.89)	0.344 (4.80)	-0.165 (-1.15)		0.300 (3.30)	-1.053 (-0.83)			0.218	0.094
RCON	4.615 (1.41)	0.531 (4.84)	-0.124 (-0.95)		0.357 (2.89)	-1.517 (-0.86)			0.238	0.074
RINV	6.144 (1.32)	0.756 (3.90)	0.086 (0.53)		0.388 (1.28)	-3.299 (-1.36)			0.185	0.085
UE	-32.468 (-2.02)	-1.934 (-3.19)	-0.013 (-0.08)		1.089 (1.86)	13.848 (1.64)			0.172	0.086
RGDP	3.474 (3.98)	0.326 (4.67)	-0.134 (-1.16)	0.038 (1.42)	0.292 (3.05)				0.211	0.103
RCON	2.114 (1.96)	0.495 (4.94)	-0.086 (-0.77)	0.078 (2.03)	0.344 (2.78)				0.243	0.105
RINV	0.814 (0.47)	0.703 (3.85)	0.107 (0.64)	0.120 (2.03)	0.379 (1.22)				0.173	0.090
UE	-9.451 (-1.93)	-1.852 (-3.25)	0.010 (0.06)	-0.185 (-1.13)	1.007 (1.68)				0.109	0.034
RGDP	4.066 (3.06)	0.318 (4.47)	0.081 (0.53)				0.060 (3.03)	0.490 (0.97)	0.152	0.047
RCON	2.887 (1.84)	0.497 (4.56)	0.105 (0.61)				0.067 (2.53)	0.841 (1.25)	0.172	0.029
RINV	1.759 (0.54)	0.699 (3.76)	0.264 (1.58)				0.133 (2.85)	0.970 (0.67)	0.184	0.098
UE	5.768 (0.86)	-1.963 (-3.32)	0.098 (0.66)				-0.533 (-3.25)	-3.517 (-0.79)	0.203	0.115
RGDP	2.119 (1.95)	0.335 (4.73)	-0.110 (-1.15)	0.039 (1.53)	0.341 (3.90)		0.076 (4.30)	0.442 (0.97)	0.317	0.201
RCON	0.084 (0.07)	0.507 (5.00)	-0.040 (-0.40)	0.077 (1.98)	0.397 (3.61)		0.087 (3.54)	0.789 (1.15)	0.315	0.168
RINV	-1.303 (-0.57)	0.710 (3.89)	0.138 (0.90)	0.121 (2.31)	0.469 (1.67)		0.152 (3.63)	0.625 (0.49)	0.240	0.153
UE	-1.148 (-0.16)	-1.859 (-3.23)	0.076 (0.52)	-0.177 (-1.19)	0.612 (1.25)		-0.494 (-3.32)	-2.669 (-0.60)	0.204	0.127

〈표 2〉는 예측기간(forecasting horizon)이 1년인 경우($h = 4$) 식 (6)의 예측모형에 대한 추정 결과이다.¹⁰⁾ 패널 A는 주식시장 유동성을 나타내는 변수로서 Amihud 비유동성 (*ILLIQ*)을 이용한 결과이고, 패널 B는 Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)을 이용한 결과이다. 첫 번째 예측모형은 유동성 외의 예측변수로 시차종속변수만을 포함한다. *ILLIQ*의 미래 경기지표에 대한 회귀계수는 통계적으로 매우 유의하며, 주식시장 비유동성의 증가는 국내총생산, 소비 및 투자 성장률의 둔화와 실업률의 증가를 예측한다. 예측모형의 조정결정 계수(adjusted R^2)는 경기지표에 따라 2.8%에서 11.7%까지의 값을 나타내, 주식시장 유동성이 실물경기변동에 대해 상당한 수준의 설명력을 가짐을 알 수 있다.

*PS_LIQ*의 회귀계수 역시 통계적으로 매우 유의하며, 주식시장 유동성의 증가는 경기 순응적 지표(*RGDP*, *RCON*, *RINV*)의 증가를, 경기대응적 지표(*UE*)의 감소를 예측한다. *PS_LIQ*를 이용한 예측모형의 설명력은 경기지표에 따라 8.3%에서 13.7%까지의 값을 나타내 *ILLIQ*를 이용한 경우보다 더 높은 수준이다.

주식시장 유동성의 경기변동에 대한 예측력이 다른 금융시장 변수들의 예측력을 통제한 후에도 여전히 유의한지 확인하기 위하여 여러 통제변수들을 예측모형에 포함하여 추정한다. 두 번째 예측모형은 시차종속변수와 통화유동성(*ML*)을 포함한 것으로, 통화유동성(*ML*)의 회귀계수는 실질 소비(*RCON*) 및 투자(*RINV*)에 대한 예측에서 대체로 유의하며 통화량의 증가는 미래의 경기성장을 예측한다. 그러나 통화유동성의 예측력을 통제하고도 주식시장 유동성의 실물경기 예측력은 여전히 통계적으로 매우 유의하며, 주식시장 비유동성의 증가는 경기 성장률 둔화와 실업률 증가를 예측한다. 예측모형에서 주식시장 유동성의 설명력을 다른 예측변수와 직접 비교하기 위해, 〈표 2〉에 각 예측모형에서 주식시장 유동성을 제외한 경우의 조정결정계수를 함께 보고한다. 두 번째 예측모형에서 종속변수가 *RGDP*인 경우, 유동성을 포함하지 않을 때의 조정결정 계수는 0.9%인 반면 *ILLIQ*을 포함할 때는 5.0%, *PS_LIQ*를 포함할 때는 9.5%로 각각 증가한다. 다른 종속변수에 대해서도 유동성 포함 여부에 따라 조정결정계수의 차이는 작게는 4.4%에서 크게는 13.0%까지 나타난다.

세 번째 예측모형은 시차종속변수 이외의 통제변수로서 단기이자율(*RF*)과 배당수익률(*DIV*)을, 네 번째 모형은 통화유동성(*ML*)과 단기이자율(*RF*)을, 다섯 번째 예측모형은 주식시장의 가격변수인 시장 초과수익률(*RM*)과 시장변동성(*VOL*)을 각각 포함한다. 이들

10) 예측기간의 선택이 모형의 추정 결과에 영향을 미치지지에 대해서는 제 IV장에서 자세히 논의한다.

통제변수 가운데 단기이자율(RF)과 시장 초과수익률(RM)은 경기변동에 대해 대체로 유의한 예측력을 가지며, 이자율의 증가와 주식시장 수익률의 증가는 각각 경기성장 가속화를 예측한다. 그러나 배당수익률(DIV)과 시장변동성(VOL)의 실물경기에 대한 예측력은 통계적으로 유의하지 않다.

마지막 여섯 번째 예측모형은 통화유동성(ML), 단기이자율(RF), 주식시장 수익률(RM) 및 변동성(VOL)을 통제변수로 포함한다. 먼저 Amihud 비유동성을 유동성 척도로 이용하는 경우, 다른 모형들에서와 마찬가지로 주식시장 비유동성의 증가가 경기순응적 지표의 감소와 경기대응적 지표의 증가를 예측한다. 유동성의 회귀계수는 모든 경기지표에 대해 통계적으로 매우 유의하고, 조정결정계수 역시 유동성을 제외한 경우에 비해 GDP 예측시 2.4%, 소비 예측시 5.2%만큼 증가한다. Pastor-Stambaugh 유동성을 이용하는 경우에도 유동성의 경기 예측 방향과 통계적 유의성은 일관된 결과를 보이며, GDP 예측시 조정결정계수는 유동성을 제외한 경우의 20.1%에서 유동성을 포함한 경우 31.7%까지 증가한다. 모든 결과는 실물 경기변동에 대해 유의한 예측력을 가지는 다양한 금융시장 변수들의 영향을 고려한 뒤에도 주식시장 유동성이 여전히 경기변동에 대한 추가적인 예측력을 가지고 있음을 보여준다. 특히 주식시장 수익률(RM)을 통제된 뒤에도 유동성의 예측력이 사라지지 않은 것은 유동성이 내포한 경기변동에 대한 정보가 주식시장의 가격 변수에는 반영되지 않은 것임을 시사한다.

예측모형의 추정 결과를 요약하면, 주식시장 유동성의 개선은 향후 실물경기의 성장을, 유동성의 악화는 향후 실물경기의 둔화를 예측한다. 유동성의 경기 예측력은 다양한 금융시장 변수의 예측력을 통제된 후에도 여전히 통계적으로 유의하며, 이러한 결과는 유동성 척도와 경기지표의 선택에 관계없이 일관되게 나타난다.

3. 유동성과 실물경기지표의 인과관계

제 III장 제 1절과 제 2절의 결과는 주식시장 유동성이 실물경기지표보다 선행하는 경향이 있으며 예측모형의 추정에서 유동성의 경기 예측력이 매우 유의함을 보여준다. 그러나 지금까지의 결과만으로는 실물경기지표 역시 주식시장 유동성을 예측할 수 있다는 가능성을 배제할 수 없다. 즉 유동성과 실물경기의 밀접한 관련성은 기존에 알려져 있던 사실과 같으나, 둘 사이의 인과관계에 대해서는 양쪽 방향 모두 확인이 필요하다. 이 절에서는 이에 대한

직접적인 확인을 위해 유동성과 실물경기지표에 대한 Granger 인과관계 검정(Granger causality test) 결과를 보고한다.

Granger 인과관계 검정을 위해, 금융시장 통제 변수들을 제외하고 유동성과 실물경기지표 가운데 각 하나씩을 선택하여 다음과 같은 벡터자기회귀 모형(VAR)을 가정한다.

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ LIQ_t \end{pmatrix} = \delta + \sum_{j=1}^K \phi_j \begin{pmatrix} \Delta y_{t-j} \\ LIQ_{t-j} \end{pmatrix} + \epsilon_t \quad (7)$$

Δy_t 는 실질 국내총생산(*RGDP*), 소비(*RCON*), 투자(*RINV*), 또는 실업률(*UE*)의 t 분기 증로그 성장률이고, LIQ_t 는 t 분기의 주식시장 유동성으로 Amihud 비유동성(*ILLIQ*) 또는 Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)이다. VAR 모형의 차수는 제 III장 제 1절의 시계열 상관 분석 결과를 토대로 결정한다. 즉, Amihud 비유동성(*ILLIQ*)을 이용하는 경우에는 $K = 1$ 을, Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)을 이용하는 경우에는 $K = 3$ 을 선택한다.¹¹⁾ <표 3>은 선택한 모형의 추정 결과를 이용한 Granger 인과관계 검정 결과를 나타낸다.

먼저 패널 A와 B는 Amihud 비유동성(*ILLIQ*)과 각 실물경기지표 간의 인과관계 검정 결과를 보고한다. 패널 A를 살펴보면, *ILLIQ*가 실물경기지표를 유인(Granger cause)하지 않는다는 귀무가설은 모든 실물경기지표에 대해 1% 유의수준에서 기각된다. 반면 패널 B를 보면, 각 실물경기지표가 *ILLIQ*를 유인하지 않는다는 귀무가설은 모든 지표에 대해 5% 유의수준에서 기각되지 않는다. 이 결과를 통해 Amihud 비유동성은 미래의 GDP 및 소비, 투자 성장률 그리고 실업증가율에 대해 유의한 설명력을 가지나, 반대로 현재의 GDP 및 소비, 투자, 실업률 등은 미래의 Amihud 비유동성에 대한 설명력을 가지지 못함을 확인한다.

다음으로 패널 C와 패널 D는 Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)과 각 실물경기지표 간의 인과관계 검정 결과를 보고한다. 검정 결과는 유동성 척도의 선택에 의해 크게 달라지지 않는다. 패널 C에서 *PS_LIQ*가 실물경기지표를 유인(Granger cause)하지 않는다는 귀무가설은 모든 실물경기지표에 대해 1% 유의수준에서 기각된다. 반면 패널 D에서는 각 실물경기지표가 *PS_LIQ*를 유인하지 않는다는 귀무가설이 *RGDP*, *RCON*, *UE*에 대해 5% 유의

11) VAR 모형의 차수를 1에서 5까지 변화시켜 보았을 때, Granger 인과관계 검정 결과는 크게 달라지지 않는다. 특히, 주식시장 유동성이 실물경기지표를 유인하지 않는다는 귀무가설은 변수의 선택과 모형 차수의 변화와 관계없이 모든 경우에 1% 유의수준에서 기각된다.

수준에서 기각되지 않는다. 실질 투자(*RINV*) 성장률이 *PS_LIQ*를 유인하지 않는다는 귀무 가설은 5% 유의수준에서 기각된다. 전반적으로 Pastor-Stambaugh 유동성의 경우에도 미래의 경기변동에 대해 매우 유의한 설명력을 가지나, 반대 방향의 설명력은 미미한 것을 확인한다.

〈표 3〉 Granger 인과관계 검정

이 표는 주식시장 유동성과 실물경기지표 분기 시계열 간의 Granger 인과관계 검정(Granger causality test) 결과를 나타낸다. *ILLIQ*는 Amihud(2002)의 주식시장 비유동성을, *PS_LIQ*는 Pastor and Stambaugh(2003)의 주식시장 유동성을 나타낸다. *RGDP*는 실질 국내총생산, *RCON*은 실질 민간소비, *RINV*는 실질 투자, *UE*는 실업률을 나타내며, 이 변수들은 모두 분기중 로그 성장률(%)로 표시 한다. 패널 A와 패널 C는 각각 *ILLIQ* 또는 *PS_LIQ*가 실물경기지표를 유인(Granger cause)하지 않는다는 귀무가설에 대하여, 패널 B와 패널 D는 각 실물경기지표가 *ILLIQ* 또는 *PS_LIQ*를 유인하지 않는다는 귀무가설에 대하여 χ^2 -통계량과 *p*-value(괄호)를 보고한다. 추정된 VAR 모형의 차수는 *ILLIQ* 모형은 1, *PS_LIQ* 모형은 3이다. 표본기간은 1987년 1분기부터 2013년 2분기까지이다.

	<i>RGDP</i>	<i>RCON</i>	<i>RINV</i>	<i>UE</i>
A : H₀ : not(<i>ILLIQ</i> → <i>RGDP/RCON/RINV/UE</i>)				
χ^2	24.492	67.460	17.630	16.712
<i>p</i> -value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
B : H₀ : not(<i>RGDP/RCON/RINV/UE</i> → <i>ILLIQ</i>)				
χ^2	2.565	3.142	3.115	0.221
<i>p</i> -value	(0.109)	(0.076)	(0.078)	(0.638)
C : H₀ : not(<i>PS_LIQ</i> → <i>RGDP/RCON/RINV/UE</i>)				
χ^2	28.605	114.263	25.964	16.367
<i>p</i> -value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
D : H₀ : not(<i>RGDP/RCON/RINV/UE</i> → <i>PS_LIQ</i>)				
χ^2	2.569	3.778	9.564	7.017
<i>p</i> -value	(0.463)	(0.286)	(0.023)	(0.071)

지금까지의 결과를 종합하면, 주식시장 유동성은 실물경기지표보다 선행하며, 향후 1년 간의 실물경기변동에 대해 매우 유의한 예측력을 가진다. 유동성의 경기 예측력은 다른 금융시장 변수들의 예측력을 통제한 후에도 사라지지 않으며, 인과관계 검정 결과 역시 유동성의 경기 예측력을 강하게 지지하는 반면 실물경기의 유동성 예측력은 유의하지 않은 것을 확인한다.

4. 기업 특성과 유동성의 경기 예측력

앞서 살펴본 주식시장 유동성의 실물경기에 대한 예측력은 유동성이 금융시장의 가격변수에는 포함되지 않은 실물경기에 대한 추가적인 정보를 가지고 있음을 시사한다. 만약 시장

참가자들이 향후 실물경기에 대한 합리적인 기대를 바탕으로 주식을 사거나 파는 행위를 할 때 다수의 투자자가 특정자산을 일시에 거래하고자 한다면, 그러한 거래수요에 의해 시장 유동성이 급속히 개선되거나 악화될 수 있다. 따라서 시장 유동성의 변화에는 다수의 투자자들이 향후 실물경기의 방향에 대하여 어떤 기대를 가지고 있는지가 반영될 것이다.

이 절에서는 이를 뒷받침하는 증거로써 유동성이 가지는 경기 예측력의 기업 특성에 따른 차이를 분석한다. 만약 경기 불황이 예상될 때 투자자들이 특정한 성격의 주식을 집중적으로 매도하고자 하는 경향이 있다면, 그러한 주식들의 유동성이 다른 주식의 유동성에 비해 실물경기에 대한 더 많은 정보를 가지고 있어야 한다. 그러므로 거래수요의 경기 민감성과 관련된 기업 특성변수에 따라 유동성의 경기 예측력이 어떤 차이를 보이는지 분석하는 것은 앞서 살펴본 예측모형의 추정 결과에 대한 경제적 의미를 발견하는 데에 도움을 준다.

우리는 크게 두 가지의 기업 특성, 즉 기업규모와 배당성향이 경기에 따른 거래수요의 변화와 관련이 있을 것으로 가정한다. 이들 기업 특성이 유동성의 경기 예측력에 미치는 영향에 대한 우리의 가설은 다음과 같다. 첫째, 소형주의 유동성은 대형주의 유동성에 비해 경기변동에 대한 더 많은 정보를 반영한다. 일반적으로 기업규모가 작을수록 기업의 성과 및 주가가 경기의 변화에 크게 영향을 받는다(Perez-Quiros and Timmermann, 2000). 따라서 경기 불황이 예상될 때 투자자들은 소형주를 팔고자 하는 유인을 가지며, 그 결과로 소형주의 유동성이 대형주의 유동성에 비해 경기에 대한 예상을 더 많이 반영하여 움직일 것이다. 둘째, 배당성향이 낮은 주식의 유동성이 상대적으로 미래 경기변동에 대한 정보를 더 많이 반영한다. 배당성향이 낮은 기업은 창출된 이익의 대부분을 주주에게 배분하지 않고 투자에 활용하기 때문에 이러한 기업의 성과는 배당성향이 높은 기업에 비해서 경기변동에 더 민감할 것으로 예상된다. 한편 주식 투자자의 입장에서 배당이 많은 주식에 투자하는 경우에는 채권과 유사한 고정소득을 얻을 수 있는 반면 배당이 적은 주식에 투자하면 오직 가격변동으로 인한 자본이득만을 얻기 때문에, 경기 불황이 예상되어 보유자산을 처분하고자 하는 시기에 우선적으로 배당성향이 낮은 주식을 처분할 유인을 가질 것이다.

이와 같은 가설을 바탕으로 하여, 우리는 전체 표본주식을 기업규모와 배당성향에 따라 분류하여 그룹을 구성한 뒤 각 그룹별 유동성 척도를 계산한다. 구체적으로, 매년 말 기준 시가총액 또는 배당성향을 기준으로 표본 주식 가운데 하위 25% 및 상위 25%에 속하는 주식을 선정하며 각 그룹에 속하는 주식은 매년 1분기 또는 3분기 초에 갱신한다.¹²⁾ 이렇게 구성된

각 특성에 대한 하위 25% 및 상위 25% 그룹 표본을 이용하여 그룹별로 각 유동성 척도의 분기 시계열을 구한다. 기업규모 또는 배당성향과 유동성의 경기 예측력의 관계를 확인하기 위한 모형은 다음 식과 같다.

$$\Delta y_{t+4} = \alpha + \beta_1 \cdot LIQ1_t + \beta_2 \cdot LIQ2_t + \gamma' \mathbf{X}_t + \epsilon_{t+4} \quad (8)$$

Δy_{t+4} 는 실질 국내총생산(*RGDP*), 소비(*RCOM*), 투자(*RINV*), 또는 실업률(*UE*)에 대한 t 분기 말부터 $t+4$ 분기 말까지의 로그 성장률을, $LIQ1_t$ 과 $LIQ2_t$ 는 각각 기업규모 또는 배당성향 기준 하위 25%와 상위 25% 그룹의 t 분기의 유동성 척도를 나타낸다. \mathbf{X}_t 는 t 분기의 통제변수들로 제 III장 제 2절과 동일하다.

〈표 4〉는 실질 국내총생산(*RGDP*) 성장률 예측모형에 대한 추정결과를 나타낸다.¹³⁾ R_a^2 는 해당 모형의 조정결정계수이며 “ R_a^2 w/o liq.”, “ R_a^2 w/o liq2.” 및 “ R_a^2 w/o liq1.”은 각각 해당 모형에서 $\beta_1 = \beta_2 = 0$, $\beta_2 = 0$, 또는 $\beta_1 = 0$ 인 경우의 조정결정계수를 뜻한다. 패널 A는 기업규모에 따라 구성된 주식시장 유동성 척도의 경기 예측력을 보고한다. 결과는 유동성 척도의 선택에 따라 다른데, 우선 Amihud 비유동성(*ILLIQ*)을 이용한 경우 소형주의 비유동성(*LIQ1*)과 대형주의 비유동성(*LIQ2*)에 대한 계수가 모두 통계적으로 유의하지 않다. 그럼에도 불구하고, 모형의 표기에 관계없이 일관되게 소형주의 비유동성(*LIQ1*)이 실질 GDP 성장률과 음의 관계를 가지며 *LIQ2*만 포함한 모형보다 *LIQ1*만 포함한 모형이 더 높은 조정결정계수 값을 나타낸다. 다음으로 Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)을 이용한 경우의 결과를 보면 매우 명확하게 우리의 가설을 지지하는 결과를 찾을 수 있다. 소형주 유동성(*LIQ1*)의 증가는 다음 해의 경기성장 가속화를 예측하며, 추정 결과는 모형의 표기에 관계없이 통계적으로 매우 유의하다. 반면 대형주의 유동성(*LIQ2*)은 어느 경우에도 통계적으로 유의하지 않다. 따라서 대형주에 비해 소형주의 유동성이 실물경기에 대한 높은 예측력을 가짐을 확인할 수 있으며, 이는 소형주가 경기변동에 보다 민감하고 이에 따라 경기 불황이 예상되는 시기에 소형주에 대한 매도수요가 급증하기 때문이라는 가설을 지지하는 결과이다.

12) 배당성향은 배당지급액을 당기순이익으로 나눈 값으로 정의하며, 자료의 공표 시점을 고려하여 2분기의 시차를 둔다. 배당지급액은 1994년 말부터 이용 가능하므로, 식 (2)와 식 (4)에 의해 최종적으로 얻어진 유동성 척도의 시계열은 1996년 1분기부터 시작한다.

13) 실질소비(*RCOM*) 및 투자(*RINV*) 성장률과 실업(*UE*) 증가율을 예측하는 모형의 추정결과는 〈표 4〉와 본질적으로 크게 다르지 않으며, 요청에 의해 제공 가능하다.

〈표 4〉 기업 특성에 따른 유동성의 실물경기 예측력 비교

이 표는 다음 식과 같은 유동성의 경기변동 예측모형을 추정한 결과를 나타낸다.

$$\Delta y_{t+4} = \alpha + \beta_1 \cdot LIQ1_t + \beta_2 \cdot LIQ2_t + \gamma' \mathbf{X}_t + \epsilon_{t+4}$$

Δy_{t+4} 는 실질 국내총생산(RGDP)의 t 분기 말부터 $t+4$ 분기 말까지 로그 성장률을, $LIQ1_t$ 와 $LIQ2_t$ 는 각각 기업규모 또는 배당성향이 하위 25% 및 상위 25%에 속하는 주식들로 구성된 1분기의 유동성 척도를 나타낸다. \mathbf{X} 는 시차종속변수(lagged dependent variable) Δy_t 와 통화유동성(ML), 단기이자율(RF), 시장 초과수익률(RM), 시장변동성(VOL) 등 통제변수이다. 패널 A와 패널 B는 각각 기업규모 또는 배당성향을 기준으로 유동성 척도를 구성하였을 때 예측모형의 추정결과를 보고한다. 각 열의 숫자는 해당 변수의 회귀계수 추정치이고 “ R_a^2 ”는 조정결정계수(adjusted R²), “ R_a^2 w/o liq.”, “ R_a^2 w/o liq2.” 및 “ R_a^2 w/o liq1.”은 각각 해당 모형에서 $\beta_1 = \beta_2 = 0$, $\beta_2 = 0$, $\beta_1 = 0$ 인 경우의 조정결정계수이다. 괄호 안의 값은 지연시차 4의 Newey-West (1987) t -통계량이다. 예측변수의 표본기간은 패널 A의 경우 1987년 1분기부터 2012년 4분기까지, 패널 B의 경우 1996년 1분기부터 2012년 4분기까지이다.

A : 기업규모(LIQ1 = 소형주, LIQ2 = 대형주)

Int.	LIQ1	LIQ2	Δy_t	ML	RF	RM	VOL	R_a^2	R_a^2 w/o liq.	R_a^2 w/o liq2.	R_a^2 w/o liq1.
a. Amihud의 비유동성 척도($ILLIQ$)											
5.157 (4.55)	-0.005 (-1.25)	0.060 (0.13)	0.032 (0.20)					0.032	-0.007	0.042	0.013
5.261 (4.58)	-0.005 (-1.15)	-0.057 (-0.13)	0.015 (0.09)	0.066 (1.81)				0.050	0.009	0.060	0.038
3.347 (3.80)	-0.004 (-1.02)	-0.357 (-0.88)	-0.150 (-1.28)	0.070 (1.80)	0.315 (3.21)			0.181	0.103	0.181	0.175
2.292 (2.19)	-0.002 (-0.55)	-0.269 (-0.55)	-0.114 (-1.17)	0.068 (1.71)	0.335 (3.48)	0.055 (3.06)	0.394 (0.98)	0.218	0.201	0.222	0.221
b. Pastor-Stambaugh의 유동성 척도(PS_LIQ)											
5.126 (4.40)	0.064 (4.02)	0.237 (0.16)	0.038 (0.23)					0.064	-0.007	0.073	-0.015
5.214 (4.47)	0.059 (3.81)	0.583 (0.38)	0.024 (0.14)	0.045 (1.61)				0.067	0.009	0.075	0.002
3.457 (3.82)	0.066 (4.13)	0.819 (0.43)	-0.134 (-1.16)	0.041 (1.42)	0.293 (3.08)			0.185	0.103	0.192	0.100
2.254 (2.14)	0.070 (4.45)	1.083 (0.51)	-0.117 (-1.23)	0.043 (1.51)	0.347 (4.00)	0.079 (4.33)	0.348 (0.78)	0.300	0.201	0.304	0.200

B : 배당성향(LIQ1 = 저배당주, LIQ2 = 고배당주)

Int.	LIQ1	LIQ2	Δy_t	ML	RF	RM	VOL	R_a^2	R_a^2 w/o liq.	R_a^2 w/o liq2.	R_a^2 w/o liq1.
a. Amihud의 비유동성 척도($ILLIQ$)											
5.516 (8.18)	-0.397 (-2.77)	-0.049 (-0.31)	-0.377 (-2.44)					0.175	0.091	0.187	0.152
5.652 (8.54)	-0.336 (-2.75)	-0.129 (-1.06)	-0.385 (-2.56)	0.073 (1.46)				0.184	0.096	0.194	0.172
6.226 (4.53)	-0.308 (-2.05)	-0.155 (-1.26)	-0.382 (-2.35)	0.066 (1.57)	-0.099 (-0.44)			0.178	0.091	0.186	0.170
3.163 (2.45)	-0.240 (-1.51)	-0.268 (-1.46)	-0.299 (-2.45)	0.045 (1.17)	-0.241 (-0.94)	0.037 (1.90)	2.027 (2.46)	0.311	0.236	0.308	0.309
b. Pastor-Stambaugh의 유동성 척도(PS_LIQ)											
5.345 (7.68)	10.379 (2.18)	-0.636 (-1.03)	-0.324 (-2.21)					0.136	0.087	0.146	0.074
5.513 (8.05)	10.860 (2.43)	-0.773 (-1.06)	-0.338 (-2.45)	0.074 (1.50)				0.147	0.090	0.155	0.077
5.972 (4.09)	10.803 (2.50)	-0.698 (-0.94)	-0.332 (-2.35)	0.066 (1.47)	-0.081 (-0.35)			0.139	0.082	0.148	0.068
3.050 (2.47)	10.985 (2.65)	-0.294 (-0.29)	-0.230 (-2.77)	0.054 (1.27)	-0.120 (-0.48)	0.066 (4.41)	1.519 (2.33)	0.278	0.215	0.289	0.202

〈표 4〉의 패널 B는 배당성향으로 주식을 구분하여 구성한 유동성 척도의 경기 예측력을 보고한다. 전반적인 결과는 배당성향이 낮은 주식의 유동성이 실물경기에 대해 높은 예측력을 가진다는 가설과 일치한다. *ILLIQ* 및 *PS_LIQ*를 이용한 두 경우에서 주로 저배당주의 유동성 (*LIQ1*)이 고배당주의 유동성(*LIQ2*)보다 높은 경기 예측력을 가지는 것을 알 수 있다. 즉, 저배당주의 유동성 개선은 경기성장의 가속화를 예측하는 반면, 고배당주의 유동성의 변화는 경기성장에 대한 유의한 정보를 가진다고 볼 수 없다. 배당성향에 따른 예측력의 차이 또한 *PS_LIQ* 척도를 쓸 경우 더욱 확연한데, 고배당주의 유동성(*LIQ2*)만을 포함한 경우의 조정 결정계수가 유동성 척도를 모두 제외한 경우의 것보다 오히려 낮는데 반해 저배당주의 유동성 (*LIQ1*)은 조정결정계수를 5.9%에서 7.5%까지 증가시킨다. 이 결과로부터 배당성향이 낮은 주식의 유동성이 경기의 예측에 유용함을 확인하며, 이는 그러한 주식의 성과 및 투자자의 거래수요가 배당성향이 높은 주식에 비해 경기변동에 더욱 민감하다는 가설을 뒷받침한다.

종합적으로, 기업의 특성에 따라 유동성의 경기 예측력이 달라지는지 분석한 결과, 기업 규모가 작고 배당성향이 낮은 주식의 유동성이 주로 경기 예측에 유용한 정보를 가지고 있음을 발견한다. 기업규모가 작고 배당성향이 낮은 주식의 성과는 경기에 더욱 민감하며 투자자는 경기 불황이 예상될 때 이들을 우선적으로 처분하고자 하는 유인을 가진다. 따라서 이 결과는 유동성의 경기 예측력이 경기변동에 대한 합리적 기대로 인한 투자자의 거래수요 변화에 기인함을 시사한다.

IV. 강건성 검정

이 장에서는 주식시장 유동성의 경기변동 예측력에 대한 강건성(robustness)을 검정한다. 먼저 제 III장에서 확인한 표본 내 예측력(in-sample predictability)이 표본 외 예측(out-of-sample prediction)을 통해서도 여전히 유효한지 살펴본다. 또한 모형에서 예측기간의 선택이 예측 결과에 영향을 미칠 수 있는지에 대해 분석한다. 마지막으로 유동성의 표본 내 경기 예측력이 유동성 위기라는 특정한 사건에 의해 달라지는지 검정한다.

1. 표본 외 예측력 검증

주식시장 유동성은 1987년부터 2013년까지의 표본기간 안에서 실물경기에 대하여 유의한 예측력을 가진다. 그러나 유의한 표본 내 예측력이 예측변수의 표본 외 유효성을 보장하는 것은 아니다. 진정한 의미의 시계열 예측모형은 예측이 이루어지는 시점에 실현된 정보만을 이용하여 아직 실현되지 않은 미래의 정보를 예측할 수 있어야 한다. 따라서 이 절에서는 유동성을 이용한 경기예측 모형의 표본 외 예측력을 살펴본다.

표본 외 예측 모형은 제 III장 제 2절의 식 (6)과 같고 표본 내 예측에서와 같이 예측기간은 1년($h = 4$)으로 한다. 매 시점 경기지표의 예측에 필요한 변수는 그 값이 이미 실현된 경우에만 추정에 이용되도록 하기 위해 우리는 반복적 추정방식(recursive estimation scheme)을 통해 예측모형을 다시 추정한다. 구체적으로, 첫 번째 추정구간(estimation window)은 1987년 1분기부터 1998년 4분기로 설정하고 이후 한 분기씩 추정 구간을 늘려가면서 예측 모형을 반복하여 추정한다. 반복적 추정 결과를 이용한 각 경기지표의 표본 외 예측은 2000년 1분기부터 2013년 4분기까지 56개 분기에 대해 이루어진다. 한편 예측 변수들 가운데 자료의 기준 시점과 공표 시점에 시차가 존재하는 변수는 예측이 이루어지는 시점에 이미 공표된 자료를 이용하도록 시차를 조정한다. 시차의 조정이 필요한 변수는 $RGDP$, $RCON$, $RINV$, UE 의 시차종속변수들과 통화유동성(ML)이다.¹⁴⁾ 이 변수들을 예측모형의 설명변수로 이용할 때에는 기준시점보다 한 분기 전의 값을 이용한다. 또한 주식시장 유동성을 나타내는 두 변수 $ILLIQ$, PS_LIQ 와 통화유동성(ML)은 제 II장에서 설명한 바와 같이 예상하지 못한 충격(unexpected innovation)을 나타내기 위해 특정 시계열 모형의 추정된 잔차로 정의 되는데, 표본 외 예측 과정에서는 이 변수들을 반복추정구간마다 새로 추정한다.

〈그림 2〉는 실질 국내총생산($RGDP$)과 소비($RCON$) 성장률에 대한 2000년 1분기에서 2013년 4분기까지 표본 외 예측치의 시계열을 나타낸다.¹⁵⁾ 예측모형의 통제변수는 시차 종속 변수 Δy_{t-1} , 통화유동성(ML), 단기 이자율(RF), 시장 초과수익률(RM), 시장변동성 (VOL)으로 〈표 2〉의 마지막 모형 표기와 동일하다. 먼저 패널 A의 $RGDP$ 성장률의 예측

14) 분기별 국민계정 통계는 해당분기 종료 후 70일 이내, 월별 실업률은 익월 중순경, 월별 통화 및 유동성은 익월 14일 이내에 공표된다.

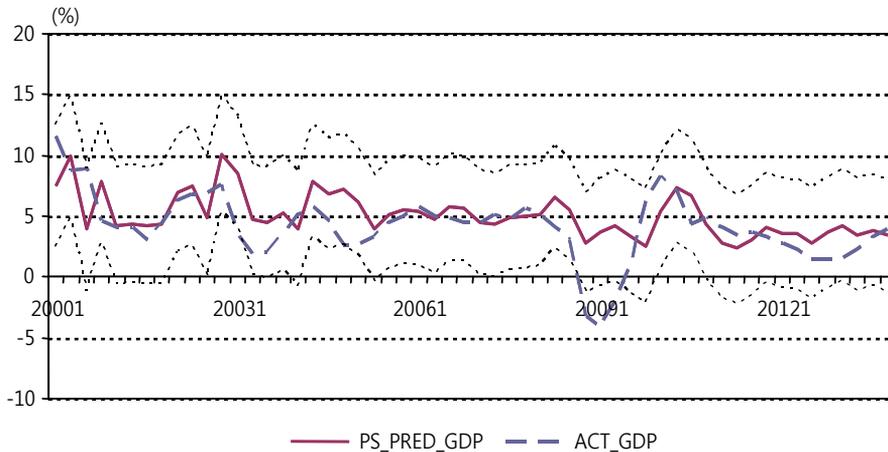
15) Amihud 비유동성($ILLIQ$)을 유동성 척도로 이용한 표본 외 예측결과 및 실질투자($RINV$) 성장률 및 실업(UE) 증가율에 대한 표본 외 예측치의 시계열 그림은 〈그림 2〉에 보고된 것과 크게 다르지 않으며, 요청에 의해 제공될 수 있다.

결과를 살펴보면, *RGDP* 성장률의 실측치(actual value)가 표본 외 예측치에 대한 표준 오차의 2배 구간에 대체로 포함되며 그 결과가 유동성 척도의 선택에 따라 크게 달라지지 않는다. 다만 2008년 4분기에서 2009년 2분기까지 3분기간 예외적으로 *RGDP* 성장률의

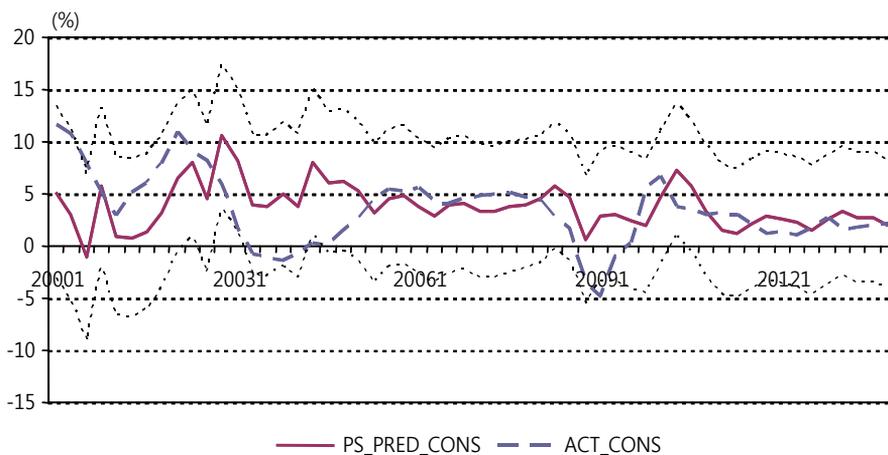
〈그림 2〉 주식시장 유동성을 이용한 실물경기지표의 표본 외 예측

이 그림은 주식시장 유동성을 이용한 주요 실물경기지표 연간 성장률에 대한 표본 외 예측치의 시계열을 나타낸다. 반복적 추정방식(recursive estimation scheme)에 의해 2000년 1분기에서 2013년 4분기까지의 연간 실질 GDP 및 소비 성장률을 예측한다. *PS_LIQ*는 Pastor and Stambaugh(2003)의 주식시장 유동성을 나타내며, *RGDP*는 실질 국내총생산, *RCON*은 실질 민간소비를 나타낸다. 예측 모형의 통제변수는 시차종속변수(lagged dependent variable), 통화유동성(*ML*), 단기 이자율(*RA*), 시장 초과수익률(*RM*), 시장변동성(*VOL*)이다. 패널 A는 *PS_LIQ*를 유동성 척도로 이용한 *RGDP* 성장률의 표본 외 예측치이고, 패널 B는 *RCON* 성장률의 표본 외 예측치이다. 각 그래프의 실선은 *RGDP* 또는 *RCON* 성장률의 표본 외 예측치를, 굵은 점선은 실측치(actual value)를 나타내고 가는 점선은 표본 외 예측치에 대한 표준오차(standard error)의 2배 구간이다.

A : 실질 국내총생산(*RGDP*) 성장률의 예측



B : 실질 소비(*RCON*) 성장률의 예측



실측치가 예측치의 신뢰구간을 벗어난다. 이 기간은 글로벌 금융위기 발생 이후 전세계가 경기침체를 겪었던 시기로 한국의 경우에도 2000년대 이후 최대의 경기 수축기에 해당한다. 패널 B의 *RCON* 성장률의 예측 결과를 보면, Amihud 비유동성(*ILLIQ*)에 의한 예측의 경우 2000년 2분기, 2008년 4분기와 2009년 1분기에 *RCON* 성장률의 실측치가 예측치의 신뢰구간을 벗어나며 나머지 시점에 대해서는 모두 신뢰구간 내에 존재한다. 2000년 2분기는 외환위기 이후 IT붐의 영향으로 수출이 호조를 보이던 경기 확장기에 해당한다. Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)에 의한 예측에서는 2009년 1분기를 제외하고 모든 시점에서 소비 성장률이 예측치의 신뢰구간에 포함된다. 전반적으로 표본 외 예측기간 중 최대의 경기 수축기인 2008년 말에서 2009년 초를 제외하면 주식시장 유동성의 실물경기 예측력이 표본 외에서도 유의한 것으로 판단할 수 있다.

다음으로 주식시장 유동성이 다른 금융시장 예측 변수들에 비해 유효한 표본 외 예측력을 가지는지 통계적으로 검정한다. 표본 내 예측에서는 각 예측모형에 주식시장 유동성이 예측 변수로 추가될 때 예측력의 변화를 조정결정계수의 차이를 통해 확인하였다. 표본 외 예측에서는 McCracken(2007)의 MSE-F 검정과 Clark and McCracken(2001)이 제안한 포함관계 검정(encompassing test, or ENC-NEW test)을 통해 살펴볼 수 있다.¹⁶⁾

〈표 5〉는 유동성의 실물경기지표에 대한 표본 외 예측력 검정 결과를 나타낸다. 패널 A는 실질 국내총생산(*RGDP*) 성장률, 패널 B는 실질 소비(*RCON*) 성장률, 패널 C는 실질 투자(*RINV*) 성장률, 패널 D는 실업(*UE*) 증가율에 대한 예측력을 보고한다. 예측 모형의 표기는 제 III장 제 2절에서 표본 내 예측력 검정시 고려한 여섯 개의 모형과 동일하다. 먼저 패널

16) McCracken(2007)의 MSE-F 검정은 제약이 있는 모형(restricted model), 즉 유동성을 제외한 모형과 제약이 없는 모형(unrestricted model), 즉 유동성을 고려한 모형의 평균제곱오차(mean squared error, MSE)가 같은지에 대한 검정으로 다음 통계량을 이용한다.

$$MSE - F = (P - h + 1) \cdot \frac{MSE_r - MSE_u}{MSE_u} \quad (9)$$

P 는 표본 외 예측치의 개수, h 는 예측기간, MSE_r 과 MSE_u 는 각각 제약이 있는 모형과 없는 모형의 평균제곱오차이다. ENC-NEW 검정은 제약이 있는 모형이 제약이 없는 모형을 포함하는가에 대한 검정으로 검정통계량은 다음과 같이 계산한다.

$$ENC - NEW = (P - h + 1) \cdot \frac{P^{-1} \sum_t (\epsilon_{r,t+1}^2 - \epsilon_{r,t+1} \cdot \epsilon_{u,t+1})}{MSE_u} \quad (10)$$

$\epsilon_{r,t+1}$ 과 $\epsilon_{u,t+1}$ 는 각각 제약이 있는 모형과 없는 모형의 표본 외 예측오차(forecasting error), MSE_u 는 제약이 없는 모형의 평균제곱오차이다. MSE-F 통계량과 ENC-NEW 통계량은 모두 표준적인 확률분포를 따르지 않으므로 Clark and McCracken(2001)이 제공하는 부트스트랩 임계값(bootstrapped critical value)을 이용한다(출처 : http://www.kansascityfed.org/publicat/other/criticalvalues_tec.xls).

〈표 5〉 주식시장 유동성의 실물경기지표에 대한 표본 외 예측력 검증

이 표는 주식시장 유동성의 실물경기지표에 대한 표본 외 예측력 검증 결과를 나타낸다. *ILLIQ*는 Amihud(2002)의 주식시장 비유동성을, *PS_LIQ*는 Pastor and Stambaugh(2003)의 주식시장 유동성을 나타내고, Δy_t 는 시차종속변수(lagged dependent variable), *ML*은 통화유동성, *RF*는 단기이자율, *DIV*는 배당수익률, *RM*은 시장 초과수익률, *VOL*은 시장변동성이다. “Unrestricted”는 주식시장 유동성을 예측변수로 포함한 모형 표기를 나타내고 “Restricted”는 유동성을 제외한 모형 표기를 나타낸다. $MSE_{\text{un}}/MSE_{\text{res}}$ 는 유동성을 포함한 모형과 제외한 모형의 평균제곱오차(mean squared error) 비율, MSE-F는 McCracken(2007)의 MSE-F 통계량, ENC-NEW는 Clark and McCracken(2001)의 ENC-NEW 통계량이다. 패널 A는 실질 국내총생산(*RGDP*) 성장률, 패널 B는 실질 소비(*RCON*) 성장률, 패널 C는 실질 투자(*RINV*) 성장률, 패널 D는 실업(*UE*) 증가율에 대한 표본 외 예측력 검증 결과를 보고한다. **와 *는 각각 귀무가설이 1%와 5% 유의수준에서 기각됨을 나타낸다. 표본 외 예측의 대상기간은 2000년 1분기부터 2013년 4분기까지이다.

A : 실질 국내총생산(*RGDP*) 성장률의 예측

Unrestricted	Restricted	$MSE_{\text{un}}/MSE_{\text{res}}$	MSE-F	ENC-NEW
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	0.854	9.557**	6.373**
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	0.858	9.305**	6.040**
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	0.872	8.237**	5.260**
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	0.932	4.109**	3.102*
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	0.943	3.413*	2.740*
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	0.916	5.136**	4.059**

B : 실질 소비(*RCON*) 성장률의 예측

Unrestricted	Restricted	$MSE_{\text{un}}/MSE_{\text{res}}$	MSE-F	ENC-NEW
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	0.828	11.616**	7.574**
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	0.905	5.905**	5.148**
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	0.789	15.006**	9.722**
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	0.946	3.174*	2.941*
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	0.933	4.001**	3.690**
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	0.878	7.749**	5.657**

C : 실질 투자(*RINV*) 성장률의 예측

Unrestricted	Restricted	$MSE_{\text{un}}/MSE_{\text{res}}$	MSE-F	ENC-NEW
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	0.801	13.915**	8.083**
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	0.767	17.022**	11.080**
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	0.832	11.268**	6.929**
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	0.883	7.406**	4.578**
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	0.867	8.573**	5.477**
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	0.878	7.747**	5.332**

D : 실업(*UE*) 증가율의 예측

Unrestricted	Restricted	$MSE_{\text{un}}/MSE_{\text{res}}$	MSE-F	ENC-NEW
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	0.813	12.866**	9.964**
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	0.768	16.881**	11.720**
<i>ILLIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	0.734	20.318**	13.328**
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	Δy_t , <i>RF</i> , <i>DIV</i>	0.938	3.688*	3.304
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i>	0.922	4.736**	3.587**
<i>PS_LIQ</i> , Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	Δy_t , <i>ML</i> , <i>RF</i> , <i>RM</i> , <i>VOL</i>	0.933	4.041**	3.247*

A의 결과를 살펴보면, 모든 모형에서 *ILLIQ*가 추가될 때 평균제곱오차(MSE)는 감소하며 이 가운데 단기이자율(*RF*)을 통제변수로 이용한 3, 4, 6번 모형에서 MSE-F와 ENC-NEW 검정의 귀무가설이 모두 1% 유의수준에서 기각된다. 유동성 변수로 *PS_LIQ*를 추가할 때에는 단기이자율(*RF*)을 이용한 모형에서 상대적인 평균제곱오차가 1보다 작았으며 MSE-F와 ENC-NEW 검정의 귀무가설이 1% 또는 5% 유의수준에서 기각된다. 패널 B의 실질 소비(*RCON*) 성장률에 대한 예측력을 살펴보면, 마찬가지로 단기이자율(*RF*)을 포함한 모형 표기에 대해 유동성의 표본 외 예측력이 매우 유의하며, 전반적으로 *ILLIQ*의 실질 소비성장률 예측력이 *PS_LIQ*보다 나은 것으로 보인다.

패널 C와 패널 D의 결과를 보면, 주식시장 유동성의 실질 투자(*RINV*) 성장률과 실업(*UE*) 증가율에 대한 표본 외 예측력은 *RGDP*와 *RCON*에 대한 예측력에 비해 통계적으로 매우 유의하다. 패널 C의 *RINV* 예측모형의 경우, *PS_LIQ*를 이용한 5번 모형을 제외하면 MSE 비율은 모두 1보다 작으며 1, 5번 모형을 제외한 모든 모형에서 MSE-F와 ENC-NEW 검정 결과도 모두 통계적으로 유의하다. 패널 D의 *UE* 예측모형은 모든 모형 표기에 대해서 MSE 비율이 1보다 작고 통계적 검정 결과 역시 유의하다.

종합하면 주식시장 유동성의 실물경기변동에 대한 예측력은 표본 외에서도 여전히 유효한 것으로 판단된다. 표본 외 예측치의 신뢰구간은 대체로 경기지표의 실측치를 포함하며, 예외적인 경우는 총 56개 분기중 3개 분기를 넘지 않는다. 경기 예측모형에 유동성 변수를 예측변수로 추가할 때 표본 외 예측력의 증가는 통계적으로 유의하며, 특히 투자 성장률과 실업 증가율의 예측모형에서 더욱 강한 예측력을 가진다.

2. 예측기간의 변화에 따른 예측력 비교

제 III장 제 2절에서는 식 (6)의 경기 예측모형의 예측기간이 4분기($h = 4$)인 경우, 즉 향후 1년간의 경기변동에 대한 예측력을 살펴보았다. 이 절에서는 예측기간의 선택이 주식시장 유동성의 경기 예측력을 결정하는 주요 요인인지 확인함으로써 앞서 살펴본 결과의 강건성을 검증한다. 아울러 예측기간의 변화에 따른 예측력을 비교함으로써 유동성이 미래의 어느 시점까지의 실물경기에 대한 정보를 가지고 있는지 살펴본다.

〈표 6〉은 식 (6)과 같은 실질 국내총생산(*RGDP*) 성장률의 예측모형에서 예측기간을

〈표 6〉 예측기간 변화에 따른 실질 GDP 성장률의 예측

이 표는 다음 식과 같은 유동성의 경기변동 예측모형을 추정한 결과를 나타낸다.

$$\Delta y_{t+h} = \alpha + \beta \cdot LIQ_t + \gamma' \mathbf{X}_t + \epsilon_{t+h}$$

Δy_{t+h} 는 실질 국내총생산(RGDP)의 분기 말부터 $t+h$ 분기 말까지 로그 성장률을, LIQ_t 는 분기의 Amihud(2002) 비유동성 ($ILLIQ$) 또는 Pastor and Stambaugh(2003)의 유동성(PS_LIQ)을 나타내고, \mathbf{X} 는 시차종속변수(lagged dependent variable) Δy_t 와 통화유동성(ML), 단기이자율(RF), 시장 초과수익률(RM), 시장변동성(VOL) 등 통제변수이다. 패널 A와 패널 B는 각각 $ILLIQ$ 또는 PS_LIQ 를 주식시장 유동성 변수로 사용했을 때 1분기($h=1$)에서 8분기($h=8$)까지의 예측기간(forecasting horizon)에 대한 모형의 추정결과를 보고한다. 각 열은 예측기간(h)을 나타내고 “ R_a^2 ”는 조정결정계수(adjusted R^2), “ R_a^2 w/o liq.”는 $\beta = 0$ 일때의 조정결정계수이다. 괄호 안의 값은 Newey-West(1987) t -통계량이다. 예측변수의 관측치는 1987년 1분기부터 시작하며, 예측대상 변수의 관측치는 2013년 4분기까지이다.

A : Amihud의 비유동성 척도(ILLIQ)

설명변수	예측기간(h)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Int.	0.598 (1.66)	0.773 (1.26)	1.368 (1.50)	2.184 (2.04)	2.919 (2.49)	3.119 (2.14)	2.939 (1.70)	3.150 (1.59)
LIQ	-0.027 (-2.97)	-0.031 (-2.33)	-0.032 (-2.20)	-0.035 (-2.54)	-0.032 (-2.31)	-0.027 (-1.88)	-0.024 (-1.57)	-0.018 (-1.11)
Δy_t	0.098 (0.58)	0.070 (0.81)	-0.050 (-0.58)	-0.125 (-1.22)	-0.183 (-1.62)	-0.165 (-1.19)	-0.147 (-1.15)	-0.130 (-1.07)
ML	0.016 (0.72)	0.001 (0.07)	0.038 (1.92)	0.068 (1.73)	0.089 (1.86)	0.078 (1.64)	0.091 (1.83)	0.093 (1.80)
RF	0.074 (2.62)	0.144 (3.05)	0.235 (3.32)	0.337 (3.62)	0.442 (3.96)	0.533 (3.98)	0.635 (4.42)	0.716 (4.89)
RM	0.017 (1.76)	0.035 (3.22)	0.048 (3.86)	0.055 (2.98)	0.050 (2.45)	0.046 (1.79)	0.063 (2.25)	0.067 (2.48)
VOL	-0.034 (-0.21)	0.258 (0.94)	0.453 (1.17)	0.498 (1.22)	0.613 (1.39)	0.871 (1.77)	1.227 (2.13)	1.447 (2.20)
R_a^2	0.272	0.222	0.193	0.225	0.248	0.250	0.328	0.370
R_a^2 w/o liq.	0.167	0.167	0.163	0.201	0.233	0.245	0.325	0.372

B : Pastor-Stambaugh의 유동성 척도(PS_LIQ)

설명변수	예측기간(h)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Int.	0.977 (1.73)	1.175 (1.40)	1.452 (1.48)	2.119 (1.95)	2.824 (2.51)	2.991 (2.10)	2.882 (1.70)	3.091 (1.59)
LIQ	0.021 (1.51)	0.025 (0.68)	0.214 (3.83)	0.335 (4.73)	0.349 (4.94)	0.309 (4.91)	0.275 (5.15)	0.177 (2.33)
Δy_t	0.105 (0.71)	0.086 (0.98)	-0.028 (-0.33)	-0.110 (-1.15)	-0.172 (-1.57)	-0.155 (-1.14)	-0.143 (-1.15)	-0.124 (-1.02)
ML	0.011 (0.50)	-0.004 (-0.20)	0.018 (0.92)	0.039 (1.53)	0.060 (1.94)	0.052 (1.62)	0.068 (1.79)	0.078 (1.66)
RF	0.065 (2.26)	0.132 (2.70)	0.232 (3.48)	0.341 (3.90)	0.448 (4.17)	0.537 (4.16)	0.640 (4.63)	0.717 (4.98)
RM	0.032 (3.74)	0.053 (4.06)	0.067 (4.68)	0.076 (4.30)	0.070 (3.34)	0.063 (2.56)	0.079 (3.11)	0.078 (3.13)
VOL	-0.249 (-0.78)	0.021 (0.05)	0.342 (0.73)	0.442 (0.97)	0.576 (1.24)	0.860 (1.68)	1.199 (1.96)	1.425 (2.08)
R_a^2	0.162	0.160	0.227	0.317	0.335	0.310	0.370	0.385
R_a^2 w/o liq.	0.167	0.167	0.163	0.201	0.233	0.245	0.325	0.372

1분기($h = 1$)에서 8분기($h = 8$)까지 달리 할 경우의 추정결과를 나타낸다.¹⁷⁾ 패널 A는 Amihud 비유동성(*ILLIQ*)을 유동성 변수로 이용한 경우인데, *ILLIQ*의 회귀계수는 $h = 1$ 에서 $h = 5$ 까지의 예측기간에서 통계적으로 유의하다. 조정결정계수는 $h = 1$ 에서 27.2%로 가장 높으며 예측기간이 길어질수록 점차 감소한다. 유동성을 제외한 모형과의 조정결정계수 차이 역시 $h = 1$ 에서 10.5%, $h = 2$ 에서 5.5%이며 예측기간이 길어질수록 줄어들어 $h = 5$ 에서는 1.5%로 나타난다. 이로부터 *ILLIQ*의 경기변동 예측력은 예측기간이 1분기일 때 가장 높으며 5분기 이후까지 유의한 예측력을 가지는 것을 확인한다.

패널 B는 Pastor-Stambaugh 유동성(*PS_LIQ*)을 유동성 변수로 이용한 결과를 보고한다. *PS_LIQ*의 회귀계수는 $h = 3$ 에서 $h = 8$ 까지 통계적으로 유의하다. $h = 1$ 과 2에서는 유동성 변수가 유의하지 않으며, 유동성 변수를 제외한 경우에 비해 조정결정계수도 증가하지 않는다. $h = 3$ 에서는 조정결정계수가 유동성을 제외한 경우 16.3%에서 유동성을 포함한 경우 22.7%로 증가한다. 2년 이내의 예측기간에 대해 유동성을 제외한 경우와의 조정결정계수 차이는 작게는 1.2%에서 크게는 11.6%까지이다. 전체적으로 볼 때 *PS_LIQ*의 경기변동 예측력은 예측기간이 4분기일 때 가장 높고 3분기에서 8분기까지 유의한 예측력을 가지는 반면 2분기 이내의 단기간의 경기변동에 대해서는 예측력이 없음을 확인한다.

패널 A와 패널 B의 결과를 종합하면 예측기간과 경기 예측력의 관계는 주식시장 유동성 척도의 선택에 따라 다른데, 이것은 제 III장 제 1절의 시계열 상관분석 결과에서도 드러나듯이 *ILLIQ* 또는 *PS_LIQ*와 실물경기지표의 선도-지연 관계에 차이가 있기 때문일 것이다. *ILLIQ*는 1년 이내의 단기간의 경기변동 예측에서 매우 높은 예측력을 나타내며, *PS_LIQ*는 2분기 이내의 단기 예측력은 없으나 3분기 이후부터 2년 이내의 모든 예측기간에서 경기 변동에 대해 유의한 예측력을 가진다.

3. 유동성 위기와 유동성의 경기 예측력

〈그림 1〉을 보면 주식시장 유동성과 실물경기지표 모두 특정한 시기, 즉 외환위기와 글로벌 금융위기 기간에 다른 시기에 비해 큰 변동성을 겪었으며 유동성의 급락과 경기 불황이 동반된

17) 예측기간과 경기 예측력의 관계는 예측모형의 종속변수가 실질 소비(*RCON*) 성장률, 실질 투자(*RINV*) 성장률, 실업(*UE*) 증가율인 경우에도 비슷하며, 통제변수의 선택에 의해서도 크게 달라지지 않는다.

것을 알 수 있다. 이러한 사실은 앞서 보고한 유동성의 실물경기에 대한 표본 내 예측 결과가 상대적으로 변동성이 큰 특정 시기에 의해 도출된 결과일 수 있다는 우려를 제기한다. 따라서 이 절에서는 유동성의 경기 예측력이 유동성 위기 기간과 다른 기간에서 달리 나타나는지 분석하고 유동성 위기가 아닌 기간에도 유동성이 경기변동에 대해 유의한 예측력을 가지는지 살펴본다.

이를 위해 우선 표본기간 가운데 외환위기에 해당하는 1997년 4분기부터 1998년 4분기까지와 글로벌 금융위기에 해당하는 2008년 3분기부터 2009년 2분기까지의 기간을 유동성 위기 기간이라 정의한다. 유동성의 경기 예측력이 유동성 위기 기간과 다른 기간에서 차이가 있는지 확인하기 위해 추정된 모형은 다음과 같다.

$$\Delta y_{t+4} = \alpha + (\beta_0 + \beta_1 \cdot C_t) LIQ_t + \gamma' \mathbf{X}_t + \epsilon_{t+4} \quad (11)$$

C_t 는 유동성 위기 기간에 1의 값을 가지는 더미변수이며, 다른 변수들의 정의는 모두 제 III장에서와 동일하다. <표 7>은 식 (11)의 모형에 대한 추정 결과를 보고한다.¹⁸⁾ 먼저 유동성 위기가 아닌 시기에 대한 유동성의 경기 예측력을 나타내는 β_0 의 추정 결과를 살펴보면, Amihud 비유동성 척도($ILLIQ$)의 경우 종속변수 및 통제변수의 선택에 따라 일부 모형에서 통계적 유의성이 다소 떨어지는 경향이 있다. 그러나 전반적으로는 <표 2>의 결과와 대체로 유사하며, 모든 모형의 표기에서 경기순응적 경기지표($RGDP$, $RCON$, $RINV$)와 음의 관계를, 경기대응적 경기지표(UE)와 양의 관계를 가진다. Pastor-Stambaugh 유동성 척도(PS_LIQ)를 이용하면 통계적으로 매우 유의한 결과를 얻게 되는데, 이 경우에는 종속변수와 통제변수의 선택에 관계없이 일관되게 유동성의 증가가 $RGDP$, $RCON$, $RINV$ 의 상승 및 UE 의 하락을 예측한다. 이로부터 제 III장 제 2절에서 살펴본 유동성의 실물경기에 대한 표본 내 예측력이 표본기간 중 유동성 위기가 아닌 시기에서도 나타나며 특정한 사건에 의해서 도출된 결과가 아님을 확인한다.

다음으로 유동성의 경기 예측력이 유동성 위기 기간에 다른 시기보다 더 강하게 나타난다고 할 수 있는지 알아보기 위해 β_1 의 추정 결과를 살펴보면, PS_LIQ 가 실업(UE) 증가율을 예측

18) <표 7>에는 실질 GDP($RGDP$) 및 실질 소비($RCON$) 성장률에 대한 예측 결과만을 보고한다. 실질 투자($RINV$) 성장률 및 실업(UE) 증가율에 대한 결과는 내용상 큰 차이가 없으며, 요청에 의해 제공될 수 있다.

<표 7> 유동성 위기와 유동성의 실물경기 예측력

이 표는 다음 식과 같은 유동성의 경기변동 예측모형을 추정한 결과를 나타낸다.

$$\Delta y_{t+4} = \alpha + (\beta_0 + \beta_1 \cdot C_t) LIQ_t + \gamma' \mathbf{X}_t + \epsilon_{t+4}$$

Δy_{t+4} 는 실질 국내총생산(RGDP) 또는 실질 민간소비(RCON)에 대한 분기 말부터 t+4분기 말까지의 로그 성장률을, LIQ_t 는 분기의 Amihud(2002) 비유동성(LLIQ) 또는 Pastor and Stambaugh(2003)의 유동성(PS_LIQ)을 나타내고, \mathbf{X}_t 는 시차종속변수(lagged dependent variable) Δy_t 와 통화유동성(ML), 단기이자율(RF), 배당수익률(DIV), 시장 초과수익률(RM), 시장변동성(VOL) 등 통제변수이다. C_t 는 1997년 4분기부터 1998년 4분기까지의 외환위기 기간과 2008년 3분기부터 2009년 2분기까지의 글로벌 금융위기 기간에 1의 값을 가지는 더미변수이다. 패널 A와 패널 B는 각각 $ILLIQ$ 또는 PS_LIQ 를 주식시장 유동성 변수로 사용한 모형의 추정결과를 보고한다. 각 열의 숫자는 해당 변수의 회귀계수 추정치이고 “ R_a^2 ”는 조정결정계수(adjusted R^2)이다. 괄호 안의 값은 지연시차 4의 Newey–West(1987) t-통계량이다. 예측변수의 표본기간은 1987년 1분기부터 2012년 4분기까지이다.

A : Amihud의 비유동성 척도(ILLIQ)

Δy_{t+4}	Int.	LIQ	C · LIQ	Δy_t	ML	RF	DIV	RM	VOL	R_a^2
RGDP	5.097 (4.38)	-0.058 (-1.45)	0.028 (0.61)	0.033 (0.19)						0.022
RCON	4.552 (3.46)	-0.067 (-1.37)	0.016 (0.30)	0.038 (0.20)						0.034
RGDP	5.226 (4.45)	-0.063 (-1.73)	0.031 (0.76)	0.010 (0.06)	0.072 (1.98)					0.045
RCON	4.731 (3.68)	-0.079 (-1.80)	0.025 (0.51)	0.001 (0.00)	0.130 (2.17)					0.084
RGDP	3.717 (1.40)	-0.073 (-1.92)	0.032 (0.78)	-0.154 (-1.10)		0.321 (3.27)	-0.286 (-0.25)			0.151
RCON	2.426 (0.85)	-0.092 (-2.24)	0.029 (0.59)	-0.113 (-0.80)		0.386 (2.93)	-0.394 (-0.26)			0.142
RGDP	3.329 (3.85)	-0.081 (-2.33)	0.037 (0.96)	-0.169 (-1.41)	0.073 (1.87)	0.321 (3.36)				0.184
RCON	1.906 (1.90)	-0.107 (-2.72)	0.038 (0.85)	-0.139 (-1.19)	0.131 (2.00)	0.387 (3.07)				0.201
RGDP	2.176 (2.04)	-0.052 (-1.56)	0.021 (0.54)	-0.125 (-1.21)	0.069 (1.77)	0.338 (3.62)		0.053 (3.01)	0.470 (1.23)	0.219
RCON	0.089 (0.08)	-0.082 (-2.35)	0.019 (0.44)	-0.081 (-0.79)	0.124 (1.90)	0.401 (3.25)		0.045 (2.55)	0.902 (1.52)	0.213

B : Pastor-Stambaugh의 유동성 척도(PS_LIQ)

Δy_{t+4}	Int.	LIQ	C · LIQ	Δy_t	ML	RF	DIV	RM	VOL	R_a^2
RGDP	5.162 (4.63)	0.312 (4.29)	0.022 (0.04)	0.033 (0.20)						0.083
RCON	4.539 (3.53)	0.491 (4.35)	-0.039 (-0.04)	0.048 (0.25)						0.124
RGDP	5.243 (4.69)	0.294 (4.14)	0.052 (0.09)	0.019 (0.12)	0.043 (1.57)					0.086
RCON	4.665 (3.67)	0.456 (4.36)	0.040 (0.04)	0.025 (0.13)	0.085 (2.34)					0.140
RGDP	5.017 (1.78)	0.328 (4.21)	0.536 (1.21)	-0.193 (-1.36)		0.324 (3.74)	-0.908 (-0.71)			0.219
RCON	4.358 (1.37)	0.514 (4.20)	0.662 (0.91)	-0.158 (-1.16)		0.387 (3.37)	-1.387 (-0.81)			0.238
RGDP	3.491 (4.02)	0.307 (4.00)	0.669 (1.46)	-0.177 (-1.46)	0.041 (1.43)	0.323 (3.61)				0.218
RCON	2.082 (1.94)	0.472 (4.16)	0.852 (1.10)	-0.137 (-1.11)	0.082 (2.01)	0.382 (3.38)				0.247
RGDP	2.035 (1.88)	0.330 (4.56)	0.198 (0.42)	-0.120 (-1.29)	0.040 (1.52)	0.349 (4.07)		0.074 (4.22)	0.501 (1.15)	0.311
RCON	-0.046 (-0.04)	0.499 (4.66)	0.331 (0.49)	-0.057 (-0.60)	0.077 (1.96)	0.410 (4.01)		0.083 (3.83)	0.874 (1.38)	0.310

하는 모형 가운데 두 경우만을 제외하고 다른 모든 모형의 표기에서 $\beta_1 = 0$ 이라는 귀무가설이 기각되지 않는다.¹⁹⁾ 이는 전체 표본기간에 포함된 외환위기 기간과 글로벌 금융위기 기간에 특별히 유동성의 경기 예측력이 달라진다고 할 수 없음을 나타낸다.

V. 결 론

본 연구는 한국의 주식시장 유동성과 실물경기변동 간의 관계를 유동성의 경기 예측력에 초점을 맞추어 분석한다. 주식시장 유동성이 경기 상황과 밀접하게 연관되어 있다는 사실은 외환위기와 글로벌 금융위기 등 과거의 경험을 통해 잘 알려져 있으며, 여러 이론과 실증연구를 통해서도 뒷받침된다. 그러나 한국의 주식시장 유동성과 거시경제의 관계를 실증적으로 분석한 것은 본 연구가 처음이다.

본 연구의 실증분석 결과, 1987년 1분기부터 2013년 2분기까지 한국거래소(KRX) 유가증권시장에 상장된 주식의 가격과 거래량 정보를 이용하여 구성된 주식시장 총유동성 척도는 실질 GDP, 민간소비 및 투자 성장률과 실업증가율 등의 실물경기지표보다 선행한다. 예측 모형의 추정 결과 주식시장 유동성의 개선은 향후 실물경기의 성장을, 유동성의 악화는 실물경기의 둔화를 예측하며, 유동성의 경기 예측력은 실물경기와의 관련성이 높은 다른 금융시장 변수들을 통제 한 후에도 여전히 매우 유의하다. 인과관계 검정 결과 또한 유동성의 경기 예측력을 강하게 지지하며 반대로 실물경기의 주식시장 유동성 예측력은 유의하지 않다. 모든 결과는 유동성 척도와 실물경기지표의 선택에 관계없이 일관되며, 표본 외 예측에서도 그 예측력은 여전히 유효하다. 한편 유동성의 경기 예측력의 기업특성에 따른 차이에 대한 분석을 통해 기업규모가 작고 배당성향이 낮은 주식의 유동성이 향후 경기변동에 대한 많은 정보를 가지고 있음을 발견한다. 또한 유동성의 경기 예측력은 유동성 척도의 선택에 따라 짧게는 1분기에서 길게는 2년까지의 경기변동을 예측하기에 유용하다.

본 연구의 결과는 기존에 알려져 있는 주식시장 유동성과 실물경기의 상관관계에 대하여

19) 예외적인 경우는 패널 B에서 종속변수가 UE 인 첫 번째와 두 번째 모형으로, 이 때 β_1 의 추정치는 음수이며 통계적으로 유의하다. 이는 Pastor-Stambaugh 유동성의 감소가 실업 증가율의 상승을 예측하며, 그 예측력이 유동성 위기 때 더욱 강해짐을 의미한다.

선도-지연관계 및 인과관계를 명확히 검증하고 이를 미래의 경기예측에 활용할 가능성을 제시한다는 점에서 의의를 가진다. 아울러 우리의 결과는 주식시장 유동성이 주시가격 또는 다른 금융시장의 가격변수가 가지지 않은 미래의 경기변동에 대한 정보를 담고 있음을 시사한다. 한편 한국 주식시장의 유동성에 관한 연구는 지금까지 주로 고빈도 자료를 활용하여 개별 자산의 특성 변수로서의 유동성을 다루는데 초점을 맞추어 왔다. 본 연구는 처음으로 한국 주식시장 총유동성의 장기적인 움직임과 거시경제 변수와의 관계를 분석함으로써 향후 한국 금융시장의 유동성 관련 연구에 새로운 방향을 제시할 것을 기대한다.

참고문헌

- 강장구, 심명화, “한국 주식시장의 매도, 매수 유동성 비대칭에 대한 연구,” 한국증권학회지, 제43권 제2호 (2014), pp. 327–358.
- (Translated in English) Kang, J. and M. Sim, “Asymmetric Price Impacts and the Cross-Section of Stock Returns in the Korean Stock Market,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 43, No. 2 (2014), pp. 327–358.
- 양철원, “한국 주식시장에서 시장유동성의 결정요인,” 한국증권학회지, 제39권 제1호 (2010), pp. 103–132.
- (Translated in English) Yang, C., “A study on Determinants of Market Liquidity in the Korean Stock Market,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 39, No. 1 (2010), pp. 103–132.
- 양철원, “시장하락 충격이 개별주식의 거래유동성에 미치는 영향,” 기업경영연구, 제20권 제1호 (2013), pp. 103–124.
- (Translated in English) Yang, C., “An Empirical Study on the Effect of Market Decline Shock on Stock Trading Liquidity,” *Korean Corporation Management Review*, Vol. 20, No. 1 (2013), pp. 103–124.
- 윤상용, 구분일, 엄영호, 한재훈, “한국 주식시장에서 유동성 요인을 포함한 3요인 모형의 설명력에 관한 연구,” 재무연구, 제22권 제1호 (2009), pp. 1–44.
- (Translated in English) Yun, S., B. Ku, Y. Eom, and J. Hahn, “The Cross-Section of Stock Return in Korea: An Empirical Investigation,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 22, No. 1 (2009), pp. 1–44.
- 윤선흠, 최 혁, “한국 주식시장의 유동성과 일중 주문불균형의 단기 수익률예측력,” 재무관리연구, 제31권 제2호 (2014), pp. 49–75.
- (Translated in English) Yoon, S. and H. Choe, “Liquidity and Short-Term Return Predictability of Order Imbalance in the Korean Stock Market,” *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 31, No. 2 (2014), pp. 49–75.

- 최혁, 이효정, “공매도 제한효과와 공매도 금지효과의 비교 : 유동성과 정보성에 미치는 영향을 중심으로,” *재무연구*, 제25권 제2호 (2012), pp. 161-202.
- (Translated in English) Choe, H. and H. Lee, “Short Sales Restriction versus Short Sales Prohibition: Different Effects on Market Efficiency,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 25 No. 2 (2012), pp. 161-202.
- Acharya, V. V. and L. H. Pedersen, “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.
- Campbell, J. Y., “Stock Returns and the Term Structure,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, No. 2 (1987), pp. 373-399.
- Chen, N., “Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy,” *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2 (1991), pp. 529-554.
- Choe, H. and C. Yang, “Liquidity Risk and Asset Returns: The Case of the Korean Stock Market,” *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 26, No. 4 (2009), pp. 103-140.
- Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam, “Commonality in Liquidity,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 56, No. 1 (2000), pp. 3-28.
- Clark, T. E. and M. W. McCracken, “Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 105, No. 1 (2001), pp. 85-110.
- Estrella, A. and G. A. Hardouvelis, “The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity,” *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2 (1991), pp. 555-576.
- Fama, E. F. and K. R. French, “Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, No. 1 (1989), pp. 23-49.
- Fama, E. F. and G. W. Schwert, “Asset Returns and Inflation,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2 (1977), pp. 115-146.
- Fujimoto, A., “Macroeconomic Sources of Systematic Liquidity,” *Working Paper*, University of Alberta (2004).
- Harvey, C. R., “The Real Term Structure and Consumption Growth,” *Journal of*

- Financial Economics*, Vol. 22, No. 2 (1988), pp. 305–333.
- Hasbrouck, J. and D. J. Seppi, “Common Factors in Prices, Order Flows, and Liquidity,”
Journal of Financial Economics, Vol. 59, No. 3 (2001), pp. 383–411.
- Jang, J., J. Kang, and C. Lee, “Liquidity Risk and Expected Stock Returns in Korea:
A New Approach,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 41, No. 6
(2012), pp. 704–738.
- Jensen, G. R. and T. Moorman, “Inter-Temporal Variation in the Illiquidity Premium,”
Journal of Financial Economics, Vol. 98, No. 2 (2010), pp. 338–358.
- Keim, D. B. and R. F. Stambaugh, “Predicting Returns in the Stock and Bond Markets,”
Journal of Financial Economics, Vol. 17, No. 2 (1986), pp. 357–390.
- Lu, R. and J. Glascock, “Macroeconomic Effects on Stock Liquidity,” *Working Paper*,
University of Cincinnati (2010).
- McCracken, M. W., “Asymptotics for Out-of-Sample Tests for Granger Causality,”
Journal of Econometrics, Vol. 140, No. 2 (2007), pp. 719–752.
- Næs, R., J. A. Skjeltorp, and B. A. Ødegaard, “Stock Market Liquidity and the Business
Cycle,” *Journal of Finance*, Vol. 66, No. 1 (2011), pp. 139–176.
- Pastor, L. and R. F. Stambaugh, “Liquidity Risk and Expected Stock Returns,” *Journal
of Political Economy*, Vol. 111, No. 3 (2003), pp. 642–685.
- Perez-Quiros, G. and A. Timmermann, “Firm Size and Cyclical Variations in Stock
Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 3 (2000), pp. 1229–1262.
- Watanabe, A. and M. Watanabe, “Time-Varying Liquidity Risk and the Cross Section
of Stock Returns,” *Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 6 (2008), pp.
2449–2486.