

주식시장의 유동성과 경기에측력 : 유가증권시장을 중심으로*

주성완** · 엄경식***

〈요 약〉

주식시장에서 유동성은 자본시장의 공적·사적 정보가 자산가격에 반영되는 중요 통로이자 메커니즘이다. 2008년 글로벌 금융위기 이후 그 중요성이 크게 부각되면서 학계에서는 주식시장의 유동성이 실물 경기상황과 어떤 관계를 갖는지를 파악하려는 연구가 진행되고 있다. 대표적 논리로는 주식시장의 유동성 변수(특히 주문흐름)에는 주가에 반영되지 않은 미래 실물 경기상황에 대한 정보가 내포되어 있다는 것이다. 이는 투자자들이 거시경제의 펀더멘털을 예측한 후 포트폴리오를 조정하는 과정에서 포트폴리오 조정 자체는 그대로 주문흐름에 반영되지만 주문흐름에 내포된 정보는 시장의 마찰적 요인에 의해 주가에 완전히 반영되지는 못한다는 데 초점을 두고 있다.

본 논문도 이러한 논리적 지평 하에 한국거래소 유가증권시장(이하 KOSPI 시장)의 유동성 지표가 향후 국내 경기상황을 예측하는데 유용한지를 실증분석한다. 분석방법으로는 Naes, Skjeltorp, and Odegaard(2011)의 방법론을 기본으로 하되, 이를 한국 상황에 맞게 적절히 원용한다. 1990년 1월부터 2012년 12월까지 318개 표본기업, 1,940,394기업-거래일 자료와 9개 일별 유동성 지표를 분석에 사용한다. 표본내/표본외 예측 분석 및 probit 모형 추정을 통해 강건성을 확인하여 얻은 본 논문의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, KOSPI 시장에서는 스프레드율, 회전율, Amihud(2002) 측정치, Pastor and Stambaugh(2003) 측정치가 1분기 이후의 실질 GDP 성장률 또는 경기순환국면을 예측하는데 의미 있게 활용될 수 있다. 둘째, 주식시장의 이들 유동성 지표가 지닌 경기에측력은 안전자산 또는 유동자산을 선호하는 투자자들의 포트폴리오 재조정에 일정 부분 기인한다.

주제어 : 주식시장 유동성, 실질경제성장률, 경기순환국면, 표본내/표본외 예측, 안전자산선호

논문접수일 : 2014년 10월 20일 논문수정일 : 2015년 01월 14일 논문게재확정일 : 2015년 01월 21일

* 본 논문은 2014년도 서울시립대학교 교내학술연구비에 의하여 지원되었습니다.

** 제1저자, 한국은행, 고려대학교 일반대학원 경영학과 재무전공 박사과정, E-mail : sungwan@bok.or.kr

*** 교신저자, 서울시립대학교 경영학과 교수, E-mail : kseom@uos.ac.kr

I. 서 론

중앙은행의 통화정책 수행은 현 경기상황에 대한 엄밀한 진단은 물론 정확한 경기예측 능력이 전제되어야 한다. 이는 그 파급시차로 인해 통화정책이 선제적으로 수행되어야 하기 때문이다.¹⁾

경기예측은 주로 실물경제상황을 분석해 이루어진다. 그렇지만 경기상황에 대한 금융시장 참가자들의 기대를 확인하는 과정에서도 이루어질 수 있다. 비록 금융변수(financial variable)가 기초경제여건 뿐만 아니라 시장의 특수요인에 의해서도 결정되는 문제점에 노출되어 있기는 하나, 금융변수를 통한 경기예측은 실물측면에서 이루어진 경기예측을 대조검토(cross-check)하는 차원에서 매우 중요한 의의를 갖는다. 더욱이 금융시장의 가격을 포함한 각종 지표는 실물변수와는 달리 거의 실시간으로 제공되는 장점도 있다.

경기예측에 활용되는 금융변수로는 주식 또는 채권의 가격, 가격 변동성, 유동성(liquidity) 등을 들 수 있는데, 이들 변수의 경기예측력에 대한 학계의 보고는 비록 긍정적이기는 하나 그 정도에 있어 아직 서로 일치하지는 않는다. 이와 관련하여 대표적인 서베이 논문인 Stock and Watson(2003)은 금융시장 가격변수의 경기예측력은 거시경제에 발생한 충격의 성격, 금융기관의 발달 정도 등에 따라 달라질 수 있다고 한다. 반면, 30개국 장기 시계열자료를 분석한 Barro and Ursua(2009)는 역사적으로 주식시장의 폭락(stock market crash)이 적어도 소규모 경기불황(minor depression)으로 이어질 확률이 약 31%일 정도로 주식시장의 정보는 경기 예측에 상당히 유용하다고 보고한다.²⁾ Naes, Skjeltorp, and Odegaard(2011)도 1947년부터 2008년까지 미국과 노르웨이의 주식시장 유동성 지표가 실질 GDP 성장률, 설비투자 증가율, 민간소비증가율 등 거시경제변수에 대해 예측력을 가진다고 주장하고, 이는 투자자의 경기 상황에 대한 기대 심리가 주식시장의 유동성에 반영되어 표출되기 때문이라 설명한다.

본 논문은 한국거래소 유가증권시장(이하 KOSPI 시장)을 대상으로 주식시장의 유동성 지표가 향후 경기상황을 예측하는데 유용한지 실증분석해 파악한다. 분석방법으로는 Naes et al.(2011)의 방법론을 기본으로 하되, 이를 한국 상황에 맞게 다음과 같이 원용한다.

- 1) 중앙은행의 통화정책이 성장과 물가 등 실물변수에까지 이르려면 어느 정도의 시간이 필요한 것으로 알려져 있다. 예를 들어, Christiano, Eichenbaum, and Evans(2005)에 의하면 미국의 경우 통화정책이 실물경제 활동에 영향을 미치기까지 짧게는 3개월, 길게는 1년 이상의 시간이 소요된다고 한다.
- 2) 여기서 주식시장의 폭락은 2년 이상 주가가 25% 이하로 하락하는 것을, 소규모 경기불황은 2년 이상 소비 또는 GDP가 10% 이상 감소하는 것을 의미한다. 반면, 역으로 소규모 경기불황이 발생하면 71% 정도의 경우에서 주식시장이 폭락하였다. 이는 비록 주식시장의 폭락이 경기불황보다 훨씬 더 빈번히 발생하여 주식시장의 정보에 일정 부분 노이즈(noise)가 내포되어 있기는 하지만, 그럼에도 불구하고 31%나 경기불황과 연계되므로 주식시장의 정보는 경기상황에 대한 예측에 상당히 유용한 정보임을 시사한다.

첫째, Naes et al.(2011)은 스프레드율, Roll(1984) 스프레드, Lesmond, Ogden, and Trzcinka (1999) 측정치, Amihud(2002) 측정치 등 4개 유동성 지표에만 국한해 분석하였다. 이에 비해, 본 논문은 국내외 연구에서 사용된 일별 유동성 지표(총 12개 측정치)를 거의 망라해 적용함으로써, 유동성의 다양한 모습을 모두 다 반영하여 유동성 지표가 경기예측을 위한 선행변수로 어느 정도 활용될 수 있는지를 파악한다.³⁾ 둘째, Naes et al.(2011)은 실질 GDP 성장률을 예측하는데 분석의 초점을 맞췄으나, 본 논문은 여기에다 경기회복기와 경기후퇴기를 종속변수로 하는 probit 모형을 추가함으로써 유동성 지표가 지닌 경기상황에 대한 예측력의 강건성도 함께 확인한다.⁴⁾

한국 주식시장은 이제 막 신흥시장에서 선진시장으로 진입하였고, 외국인의 투자비중도 30%를 상회할 정도로 그 영향력이 상당하다. 때문에 한국 주식시장에 대한 분석은 Naes et al.(2011)이 분석한 미국, 노르웨이와는 질적으로 다른 시장 여건 하에서도 주식시장의 유동성이 향후 경제상황을 예측하는데 유용한 지표인지를 파악하는 하나의 ‘표본외 증거(out-of-sample evidence)’를 제공한다.⁵⁾

국내에서도 시장미시구조(market microstructure)와 자산가격결정(asset pricing) 분야를 중심으로 유동성 지표를 활용한 연구가 비교적 활발히 진행되고 있다(Eom, 2011). 그러나 금융변수, 특히 주식시장의 유동성 지표를 사용하여 거시경제상황을 예측하는 것은 본 논문이 국내에서 처음 시도하는 논의이다. 기존의 국내 문헌 중 본 논문에 일정 시사점을 제공하는 연구는 유동성 지표의 결정요인 및 지표 간 비교(양철원, 2010; 양철원, 2012), 유동성의 가격결정 위험요인 여부(박재성, 엄경식, 2008; 윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈, 2009; Choe and Yang, 2010)에 대한 논문들이다. 이 중에서도 양철원(2012)은 특히 주목할 만하다. 그는 일중 자료와 일별 자료를 이용한 유동성 지표를 비교분석하여, 국내 주식시장에서는 일별 자료를 이용한 스프레드율, Lesmond et al.(1999) 측정치, Amihud(2001) 측정치,

3) “주식시장에서 유동성이란 ‘투자자가 일정액(또는 일정 주식수)의 거래를 공정 가격에 낮은 비용으로 신속히 수행할 수 있는 정도’를 의미한다. 따라서 정의상 거래의 즉시성(immediacy), 시장의 폭(market width, 스프레드), 깊이(market depth) 및 탄력성(market resiliency)과 같은 여러 특성을 통해 투자자에게 인식되므로”(박재성, 엄경식, 2008), 하나의 측정치로 이를 다 반영하기에는 그 한계가 크다.

4) 반면, Naes et al.(2011)은 노르웨이에 한해 투자자의 계좌별(account) 자료를 활용하여, 경기상황이 악화되기 전에 투자자들이 소기업 주식을 매각하고 대기업 주식으로 자산을 재배분하는 이른 바 안전자산 선호(flight-to-quality) 또는 유동자산 선호(flight-to-liquidity) 경향을 지지하는 결과를 제시하고 있다. 그러나 한국 주식시장에서는 이러한 자료를 구하기가 거의 불가능하다. 따라서 유동성 지표의 예측력을 기업규모별로 분석함으로써 이를 간접적으로 분석해본다.

5) 국내 투자자와는 달리, 외국인 투자자는 국내 경기의 전망뿐 아니라, 환율변동, 신흥시장에 대한 투자위험, 글로벌 포트폴리오 조정과 같은 다양한 요인을 감안하여 한국주식시장에 투자한다고 알려져 있다(윤상규, 배재수, 2007).

Gibbs 추출 측정치(Hasbrouck, 2009)가 일중 자료를 이용한 스프레드에 가장 근접하다고 보고한다. 그러나 연구 특성상 시장미시구조 논의에 그 경제적 의미가 한정되어 있다. 자산 가격결정 분야의 경우, 박재성, 엄경식(2008)은 스프레드율을, 윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈(2009)은 회전율을 사용하여 한국주식시장에서 유동성이 위험요인이라 주장한다. 하지만 유동성이 가격결정 위험요인인지에 대해서는 아직까지 그 이론적 배경이 확립되어 있지 않다. 이러한 국내 상황 하에서, 특정 유동성 지표가 경기예측력을 지니는지를 파악해보는 것은 국내 시장미시구조와 자산가격결정 분야의 성과 및 한계를 거시경제의 펀더멘털(macro fundamentals)까지 연결하여 재차 숙고함으로써 이들 간의 경제적 연결고리를 모색해볼 수 있는 중요한 계기가 되리라 판단된다.

주식시장의 유동성이 지닌 실질 GDP 성장률과 경기순환국면에 대한 예측력 정도를 분석하는 본 논문은 그 특성상 가급적 장기간의 시계열자료를 활용해야 한다. 본 논문의 표본기간은 1990년 1월 3일부터 2012년 12월 27일까지이며, KOSPI 시장 상장 318개 기업, 1,940,394기업-거래일 자료를 분석에 사용한다.

본 논문의 분석방법은 다음과 같다. 먼저, 유동성을 나타내는 지표를 ‘스프레드·거래량 지표’와 ‘가격충격(price impact) 지표’로 구분한 후 다양한 방식을 동원해 측정한다. 스프레드·거래량 지표로는 ① 스프레드율(*qs*), ② Roll(1984) 스프레드(*roll*), ③ Fong, Holden, and Trzcinka(2013) 측정치(*fht*), ④ Liu(2006) 측정치(*liu*), ⑤ 회전율(*turnover*)을 사용한다. 가격충격 지표로는 ⑥ Amihud(2002) 측정치(*amihud*), ⑦ Amihud 확장 측정치(*roll_impact*, *zero_impact*, *zero1_impact*, *fht_impact*), ⑧ Pastor and Stambaugh(2003) 측정치(*ps*), ⑨ Amivest 측정치(*amivest*)를 사용한다.

다음, 위에서 언급한 유동성 지표가 실질 GDP 성장률에 대해 지닌 예측력을 검증한다. 이를 위해, 경기상황을 예측하는데 유용한 것으로 알려진 장단기 스프레드(*term*),⁶⁾ 신용스프레드(*def*), 배당수익률(*div*)을 통제변수(control variable)로 하는 기본모형(baseline model)을 설정하고(Maio and Philip(2013) 참조), 여기에 개별 유동성 지표를 차례로 추가한 회귀모형을 표본기간 전체에 대해 추정함으로써 모형의 표본내 예측력(in-sample prediction)을 확인한다. 이어, 기본모형에 유동성 지표가 추가된 모형의 표본외 예측력(out-of-sample prediction)을 기본모형 및 실질 GDP 성장률의 1차 자기회귀모형(first-order autoregression

6) 미국의 경우 “향후 경기상황을 예측하는 [금융]변수(leading indicator 또는 forward-looking variable)”를 하나만 들라고 하면, 일반적으로 “미제무성채권 수익률곡선의 기울기 즉, 기간구조”가 언급된다(Estrella and Mishkin, 1998). 장단기스프레드가 음(-)을 갖는다는지 또는 수익률곡선에 역전(inversion)이 발생하면 대개는 이제 곧 경기후퇴기에 돌입한다고 해석하는 것이다.

model)과 비교해 파악한다. 각각의 모형은 5년간의 데이터 창(window)을 1분기씩 옮겨가는 이동회귀분석(rolling regression)을 통해 추정한다. 표본외 예측 성과를 평가하는 검정량으로는 MSE(mean squared error)-비율, Clark and McCracken(2001)의 ENC-NEW 검정량, McCracken(2007)의 MSE- F 통계량을 사용한다. 이 때 표본내(외) 예측에서 유의미하게 나타난 유동성 지표를 기업규모로 구분해 분석하여, 주식시장의 유동성이 안전자산 선호 또는 유동자산 선호에 따른 포트폴리오 재조정 경로를 따르는지도 함께 살펴본다.

마지막으로, 경기회복기와 경기후퇴기를 나타내는 표시변수(indicator variable)를 종속 변수로 하고, 장단기 스프레드, 신용스프레드, 배당수익률 등의 통제변수와 상기 언급한 실질 GDP 성장률 예측에서 유의미한 결과를 보였던 유동성 지표를 설명변수로 하여 예측하는 probit 모형을 추정한다. 경기회복기와 경기후퇴기는 통계청에서 발표하는 경기 기준순환일을 기초로 구분한다. 모형 간 표본외 예측 성과를 평가하는 검정량으로는 관련 연구에서 통상적으로 사용하는 세 가지의 점수(score)를 활용하여 판단한다.

본 논문에서 얻은 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 표본내 예측 결과, 기본모형에 스프레드율, 회전율, Amihud(2002) 측정치, Pastor and Stambaugh(2003) 측정치가 추가된 4개 모형에서 유동성 지표의 계수가 유의미하며, 설명력도 기본모형보다 유의미하게 높았다. 둘째, 표본외 예측 결과, 상기 4개 모형 중 회전율과 Pastor and Stambaugh(2003) 측정치만이 통계적으로 유의한 설명력을 보였다. 그렇지만 실질 GDP 성장률에 대한 예측력은 4개 모형 모두 1차 자기회귀모형보다 높았다. 셋째, 표본내(외) 예측에서 유의미하게 나타난 유동성 지표의 경기에측력을 기업규모로 구분해 검증한 결과, 4(2)개 유동성 지표 모두 소기업 주식의 유동성 지표는 1분기 이후의 실질 GDP 성장률을 유의미하게 예측하는 반면, 대기업 주식의 유동성 지표는 예측하지 못하였다. 이는 KOSPI 시장의 유동성 지표에 내포된 경기에측력이 투자자들의 안전자산 또는 유동자산 선호에 따른 포트폴리오 재조정에 어느 정도 그 기반을 둔 것임을 시사한다. 넷째, probit 모형으로 강건성을 확인해본 결과, 표본내/표본외 예측 여부 또는 검정통계량에 따라 그 통계적 유의성이 다소 다르기는 하지만, 일반적으로 유동성 지표가 포함된 모형이 기본모형에 비해 경기순환국면에 대한 표본내/표본외 예측력이 모두 높게 나타났다.

이상의 결과를 종합해보면, KOSPI 시장에서는 2~4개 정도의 유동성 지표가 1분기 이후의 실질 GDP 성장률 또는 경기순환국면을 예측하는데 의미 있게 활용될 수 있으며, 이들 지표의 경기에측력은 안전자산 또는 유동자산을 선호하는 투자자들의 포트폴리오 재조정에 일정 부분 기인함을 알 수 있다. 특히, 특별한 측정 능력을 동원하지 않더라도 시장통계량으로 손쉽게 접할 수 있는 회전율이 모든 검정에서 유의미하게 나타난 것은 이 변수가 실질

GDP 성장률과 같은 거시경제변수의 예측에 하나의 연결고리 역할을 하는 변수가 될 수 있다는 점에서 전체 시장참여자에게 주는 의미가 큰 결과라 할 수 있다.

본 논문은 총 6장으로 구성되어 있다. 서론에 이어 제 II장에서는 주식시장의 유동성 지표와 미래 거시경제상황 간의 관계를 분석한 기존의 문헌연구를 간략히 정리한다. 제 III장에서는 본 논문에서 사용하는 주식시장 유동성 지표의 측정 방법을 설명하고, 제 IV장에서는 이를 국내 주식시장에 적용해 추정한 결과 및 특성, 그리고 기본적인 상관관계를 예비 분석결과로 제시한다. 제 V장에서는 본 논문의 주된 연구인 주식시장 유동성 지표의 경기예측력에 대한 분석결과를 보고한다. 이를 위해 주식시장의 유동성 지표와 경기상황 관련 주요 경제변수의 상관관계를 분석하고, 유동성 지표가 실질 GDP 성장률 및 경기순환 국면에 대해 지닌 표본내/표본외 예측력을 검증한다. 마지막으로 제 VI장에서 논문의 주요 결과를 요약하고 향후 연구 방향에 대해 의견을 피력한다.

II. 문헌연구 : 주식시장의 유동성과 미래 경기상황의 관계

연구 목적상 본 논문과 밀접한 관계를 지닌 국내외 기존 연구는 다음 두 분야에 속한 논문들이다. 주식시장의 유동성이 미래 경기상황을 예측하는데 유용한지에 대한 거시금융(macro finance) 접근 연구가 하나이고, 주식시장의 유동성을 측정하는 방법에 관한 시장미시구조 연구가 다른 하나이다. 본 장에서는 본 논문의 경제적 핵심 논의인 전자에 대한 기존 연구에 국한해 검토하고, 유동성 지표에 대한 측정 및 관련 기존 연구에 대해서는 제 III장과 제 IV장에 걸쳐 후술한다.

주식수익률, 금리(장단기 스프레드, 신용스프레드 포함), 환율 등 자산가격이 미래의 경기상황을 예측하는데 유용하다는 연구는 그동안 장기간에 걸쳐 비교적 활발히 수행되었다(예 : Fama, 1990; Esterella and Hardouvelis, 1991; Liew and Vassalou, 2000; Vassalou, 2003; Gilchrist, Yankov, and Zakrajsek, 2009).⁷⁾ 이에 비해, 공적·사적 정보가 자산가격에 반영되는 중요 통로(conduit) 이자 메커니즘임에도 불구하고, “유동성”이 실물 경기상황에 미치는 영향 또는 선행성에 대한 연구는 많지 않으며, 단지 2~3개 채널을 통해 산발적으로만

7) 자산가격의 경기예측력에 대한 연구가 나름 활발히 진행된 데에는 그 직관적 설명에 설득력이 있기 때문이다. 기존 연구의 경우 자산가격은 미래 예상되는 이익 또는 현금흐름을 적절한 할인율로 현재가치화한 것이므로 그 정의상 미래 실물 경기상황에 대한 정보를 이미 포함하고 있다. 또한 투자자들은 경기상황이 좋을 때보다 나쁠 때 수익률이 높은 자산을 더 선호한다는 이른바 소비평활화이론(consumption-smoothing argument)에 비취 보더라도 현재의 자산가격에는 미래에 대한 투자자들의 기대가 담겨져 있다고 주장할 수 있다. 물론, Stock and Watson(2003)처럼 그 어떠한 자산가격도 모든 기간 모든 나라를 망라하면서 신뢰할만한 경기예측력을 보여줄 수는 없다는 지적도 있다.

진행되고 있다.

첫 번째 채널은 주식시장의 주문흐름(order flow)⁸⁾이 거시경제의 펀더멘털에 대한 단기 정보를 내포한다는 것이다. 이는 개별 또는 기관투자자들이 거시경제의 펀더멘털을 예측한 후 자신의 포트폴리오를 조정하기 때문인데, 이 과정에서 투자자들의 포트폴리오 조정은 그대로 주문흐름에 반영되지만 주문흐름에 내포된 정보는 시장의 마찰적 요인에 의해 주가에 완전히 반영되지는 못한다. 따라서 주문흐름에는 주가에 반영되지 않은 미래 실물 경기상황에 대한 정보가 포함되어 있다는 논리이다. 주요 연구로는 Beber, Brandt, and Kavajecz(2011)와 Naes et al.(2011)이 있다. Beber et al.(2011)에 따르면 주식의 업종별 주문흐름에는 향후 3개월 정도의 경기상황과 주식 및 채권 수익률의 미래 행보를 예측할 수 있는 정보가 포함되어 있다. 이들은 투자자들이 향후 경기상황에 대한 예측을 근거로 투자 업종을 변경하면서 포트폴리오를 조정하는 소위 “업종전환(sector rotation)” 전략을 광범위하게 사용하고 있는 것이 배후의 주요 메커니즘이라고 설명하고 있다. Naes et al.(2011) 역시 시장미시구조 이론에서 통용되는 다양한 유동성 지표가 거시경제 주요 변수인 실질 GDP 성장률과 설비투자 증가율에는 강하게, 민간소비증가율에는 이들보다는 다소 약하지만 예측력을 갖고 있다고 보고하면서, 이는 향후 경기상황에 대한 투자자들의 기대가 주식시장의 유동성에 반영되어 나타난 결과라 주장한다. 여기에 더해, 이들은 노르웨이 투자자의 계좌별 자료를 분석하여, 투자자들이 경기상황이 악화되기 전에 소기업 주식을 매각하고 대기업 주식으로 자산을 재배분하는 것을 제시함으로써, 그동안 재무학계에서 논의되어 온 “안전자산 선호(flight-to-quality) 또는 유동자산 선호(flight-to-liquidity) 가설(예 : Longstaff, 2004)”을 지지하고 있다.

두 번째 채널은 주식시장의 유동성이 투자 경로(investment channel)를 통해 실물경제에 영향을 미칠 수 있다는 논리이다. 즉 주식시장의 유동성이 호전되면 주식을 통한 기업의 자기자본조달 비용이 하락하고 이는 조달금리 하락으로 이어져 기업들이 투자를 늘리게 된다는 것이다. 예를 들어 Levine(1991)의 이론연구에 의하면, 주식시장의 유동성이 높으면 기업들은 회수시점까지 장기간 소요되어 유동성이 매우 낮은 프로젝트도 비교적 용이하게 투자할 수 있다. Levine and Zervos(1998)는 국가간 횡단면 분석을 통해 정치·경제적 요소들을 통제하고 난 후에도 주식시장의 유동성과 동시대적 그리고 미래 경제성장률 간에는 유의미한 양(+)의 상관관계가 있음을 보여준다. 한편, Lipson and Mortal(2009)은 주식시장

8) 주문흐름은 “주식의 매도 또는 매수를 주도하는(initiate) 행위(Beber, Brandt, and Kavajecz, 2011)” 또는 “부호로 표시된 거래량(signed volume; Evans and Lyons, 2008)” 등으로 정의되는 시장미시구조 분야의 한 용어이다. 공식적으로는 일정 기간 내에 발생한 매수주도주문(buyer-initiated order)에서 매도주도주문(seller-initiated order)을 차감한 거래량을 의미한다.

에서 유동성이 높은 기업은 낮은 자기자본비용의 혜택을 누리기 위해 자본조달시 부채보다는 주식 발행을 더 선호한다고 주장한다.

세 번째 채널은 주식시장의 유동성과 증권회사(특히 유동성제공자(liquidity provider) 역할을 수행하는 증권회사)의 자금 가용성 간에 이루어지는 상호작용 관련 논의이다. 주식시장의 유동성과 실물경제 간의 관계를 직접 연구하는 앞선 두 채널과 달리, 이 계열의 연구는 전체 자본시장에 유동성 고갈 현상이 발생할 수 있음을 모형화 하고, 이를 통해 관련 경기상황을 지극히 간접적으로 해석하려는 입장을 취한다(따라서 세 번째 채널은 독립적인 연구방향에 포함하지 않을 수도 있다). 대표적인 연구인 Brunnermeier and Pedersen (2009)은 주식시장에 유동성을 제공하는 유동성제공자(즉 증권회사)의 능력은 자기자본과 투자자의 증거금(margin requirement)에 달려있다고 모형을 전개한다. 따라서 자금압박(financial stress) 기간 동안에 유동성제공자는 자금조달에 어려움을 겪을 뿐만 아니라 증거금이 불안정하게 되는 경우도 경험하게 되고, 이는 주식시장의 유동성을 더욱 악화시켜 추후 시장유동성이 갑자기 증발해버리는 소위 “자기강화 환류(self-reinforcing feedback loops 또는 liquidity spirals)” 현상⁹⁾을 야기한다. 자금조달 경색으로 인해 유동성제공자는 때로는 자신의 가용자금을 사용하지 않아도 되는 주식으로 자신의 유동성 제공을 전환하기도 하고(즉 flight-to-quality), 때로는 주식시장 전종목에 걸쳐 유동성을 제공하지 못하기도 하면서, 2008년 세계금융위기에서처럼 결국 실물경제로 이 영향이 파급될 수도 있음을 보여주고 있다.¹⁰⁾

주식시장 유동성의 경기예측력에 대한 국내논문은 아직까지 없다. 본 논문은 상기 세 가지 채널 중 첫 번째 채널에 해당된다. 두 번째 채널인 투자 경로 관련 논의도 수행할 수는 있지만, 기본 분석에서 그 증거를 찾지 못한 관계로(후술) 본 논문에서는 이에 대한 검증은 시도하지는 않는다.

9) 자기강화 환류란 “작은 변화가 자가발전하여 큰 변화를 촉발하고 계속 환류함으로써 이를 증폭하는 효과”를 의미한다.

10) 한편, Maio and Philip(2013)은 채널에 대한 경제적 논의는 하지 않고 다양하게 정의된 주식시장의 변수(유동성 지표 포함)가 거시경제 변수(실질 GDP 성장률 포함)에 대해 지닌 예측력만을 “기계적으로” 검증하였다. 이외, 유동성 동행화(liquidity commonality)에 대한 시장미시구조 성과도 직접적이지는 않지만 상기 세 채널의 연구 성과와 일정 부분 연관되어 있다. 주식시장에서 유동성 동행화란 “개별주식의 유동성이 시장 전체의 유동성과 함께 움직이는 경향”을 의미하며, 시가변적(time-varying) 특성을 지니는 것으로 알려져 있다(예 : Chordia, Roll, and Subrahmanyam, 2000; Hasbrouck and Seppe, 2000; Huberman and Halka, 2001). 또한 유동성의 시가변적 특성은 주식수익률에 영향을 미치는 위험요인으로도 보고되고 있다(Pastor and Stambaugh, 2003; Acharya and Pedersen, 2005). 즉 유동성 동행화 현상은 주식수익률의 한 위험요인이며, 궁극적으로 미래 경기상황을 예측한다고까지 연계될 수 있다. 국내 주식시장의 유동성에도 동행화 현상이 나타나는 것으로 알려져 있으며, 관련 주요 연구에 대해서는 Eom(2011)을 참조하기 바란다.

Ⅲ. 주식시장의 유동성 지표

경기예측에는 장기간의 시계열자료가 수반되어야 한다. 또한, 서론에서도 언급한 바와 같이, 주식시장의 유동성은 그 모습이 다양하여 이를 하나의 지표로 일괄해서 파악하기가 매우 어렵다. 주식시장의 유동성에 내포된 경기예측력을 연구하는 본 논문은 분석 상 이같은 두 가지 특징을 모두 포괄해 지녀야 한다. 이를 반영하여, 본 논문에서는 장기간 일별 측정이 가능한 9개의 유동성 지표(총 12개 측정치)를 망라하되,¹¹⁾ 그 특징은 스프레드·거래량 지표와 가격충격 지표로 구분하여 사용한다. 이하에서는 본 논문에서 사용한 유동성 지표의 측정 방법과 관련 문헌의 논점을 간략히 서술한다.

1. 스프레드·거래량 지표

1) 스프레드율(이하 qs)

최우선매도호가는 매도자가 가장 싸게 주식을 매도할 수 있는 가격이고, 최우선매수호가는 매수자가 가장 비싸게 주식을 매수할 수 있는 가격이다. 주식시장에서 “스프레드”란 최우선 매도호가와 최우선매수호가의 차이로 정의되며, 투자자가 즉시 거래하고자 할 때 지불해야 하는 비용이라 할 수 있다. 본 논문에서 사용하는 스프레드율(relative spread)은 한국거래소(KRX)가 당일 종가를 확정하기 위해 14시 50분부터 15시까지 접수한 단일가매매 호가 중 실시간 최우선매도호가와 최우선매수호가의 차이를 이들 호가의 평균으로 나눈 값이다. 따라서 측정 방법상 일중 자료를 이용한 스프레드와 그 성격이 거의 동일하며, 실제 비교 분석에서도 일별 자료를 이용한 다른 유동성 지표보다 훨씬 더 일중 자료를 이용한 스프레드에 근접하다고 알려져 있다(양철원, 2012).

11) 물론 일중 자료로부터 일별 유동성 지표를 생성해 분석에 사용할 수도 있다. 그러나 본 논문의 경우 유동성 지표와 경기상황의 관계를 가능한 한 장기(1990년부터 2012년까지)에 걸쳐 분석하기 위해 일별 자료를 활용한다. Hasbrouck(2009)에 따르면, 일별 자료를 사용하여 추정한 Gibbs 추출 지표와 Amihud(2002)의 유동성 지표가 일중 자료를 사용한 Kyle(1985)의 λ (시장의 깊이 측면에서의 유동성 측정치)와 가장 높은 상관관계를 보인다. Goyenko, Holden, and Trzcinka(2009)에서도 Amihud(2002)는 훌륭한 유동성 지표로서의 특성을 지닌다. 그러나 한국주식시장에서 Amihud(2002)의 지표는 스프레드율에 비해 유동성과 주식 수익률의 관계를 설명함에 있어 그 설명력이 다소 떨어지는 것으로 알려져 있다(박재성, 엄경식, 2008; 양철원, 2012). 본 논문에서는 스프레드율, Amihud(2002) 유동성 지표 등 일별로 측정할 수 있는 거의 모든 유동성 지표를 망라하여 분석한다. 따라서 일중 자료에 대한 일별 자료의 적합성 논의에서 자유롭다 할 수 있다. 즉 일중 자료에 대한 일별 자료의 설명력이 좋고 나쁨에 상관없이, 일별 유동성 자료에 대한 모든 논의의 가능성이 열려있다는 것이다.

2) Roll 스프레드(이하 rs)

Roll(1984)은 일별 종가가 매수와 매도 호가를 왕복하면서 형성될 수 있음을 주목하였다. “bid-ask bounce effect”로 불리는 이러한 시장미시구조 효과로 인해 개별주식의 일별 수익률에는 음(-)의 자기공분산(negative auto-covariance)이 발생하는데, Roll(1984)은 이를 이용하여 다음과 같은 유효 스프레드(effective spread)를 유동성 지표로 제안하였다.

$$rs = 2\sqrt{-Cov} \quad (1)$$

여기서 Cov 는 일별 주식수익률의 1차 자기공분산이다. 만일 1차 자기공분산이 음(-)이 아닌 양(+)의 값을 가지면,¹²⁾ 이를 음(-)의 값으로 전환하여 계산하는 것이 일반적이다(Roll, 1984, Lesmond et al. 1999).

3) Fong, Holden, and Trzcinka 측정치(이하 fht)

정보거래자(informed trader)는 자신이 보유한 정보의 가치가 거래비용을 초과할 경우에만 거래하려 할 것이다. 따라서 거래비용이 크면 클수록 거래가 적게 형성되어 주식수익률이 0인 거래일도 많아지므로, “주식수익률이 0인 거래일”은 의미 있는 유동성 지표로 활용될 수 있다. Lesmond et al.(1999)은 여기에다 개별 주식수익률이 시장모형을 따르며 매도와 매수시 거래비용은 각기 비대칭적이라는 가정을 더한 후, 이를 바탕으로 설정한 제한종속변수(limited dependent variable) 모형을 최우추정법(maximum likelihood estimation)으로 추정하여 유동성을 측정하였다. 본질적으로 이들의 유동성 지표는 ‘시장전체가 움직일 때에도 해당 개별 주가는 변하지 않게끔 하는데 필요한 (암묵적) 비용’을 의미한다. 하지만 비교적 우수한 지표임에도 불구하고, 이들의 측정치는 추정하기에 너무 복잡하며 또 거래량이 0인 거래일수가 적을수록(즉 표본기간이 최근에 이를수록) 추정하기 힘들다는 단점을 지니고 있다. 본 논문에서는 이를 극복하고자 고안된 Fong et al.(2013)을 사용한다.

Fong et al.(2013)은 Lesmond et al.(1999)의 가정 중 일부를 단순화함으로써 이들의 모형을 분석이 보다 용이하면서 측정치의 성과는 더 우수하게끔 변형하였다.¹³⁾ 좀 더 구체적으로

12) 개별주식의 일별 수익률에 “1차 자기상관”을 일으키는 요인으로는 bid-ask bounce effect 뿐만 아니라, 비동시성효과(non-synchronous effect), 시가변 위험프리미엄(time-varying risk premium), 부분가격조정(partial price adjustment) 등이 있다. 따라서 이들 각 요인의 상호작용에 따라 개별주식 일별 수익률의 1차 자기상관은 양(+) 또는 음(-)의 값을 모두 보일 수 있다(박종호, 엄경식, 2005).

13) Fong et al.(2013)은 자신들의 유동성 측정치가 Lesmond et al.(1999)을 비롯한 여타 7개 유동성 측정치보다 일중 자료에서 구한 유동성(스프레드) 측정치와 더 높은 상관관계를 보인다고 보고하였다. Marshall, Nguyen, and Visaltanachoti(2013)도 19개 프론티어 증권시장(frontier stock market) 분석에서 Fong et al.(2013)의 결과를 검증하였다.

논하면, Fong et al.(2013)은 매수와 매도시 거래비용이 대칭적이며, 주식수익률은 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 정규분포를 따른다고 가정한 후, 모형에서 도출된 수익률이 0일 확률과 실제 수익률이 0인 거래일의 관찰비율을 등식으로 놓음으로써 식 (2)의 유동성 지표를 도출하였다.

$$FHT \equiv S = 2\sigma N^{-1}\left(\frac{1+zero}{2}\right) \quad (2)$$

여기서 $N^{-1}()$ 는 누적정규분포함수의 역함수이며, $zero$ 는 총거래일 중 수익률이 0인 거래일의 비율이다.

4) Liu 측정치(이하 *liu*)

Liu(2006)는 거래량이 0인 거래일수에 회전율(turnover)을 추가로 고려하는 유동성 지표를 제안하였다. 구체적인 정의는 식 (3)과 같다.

$$liu = (\text{거래량이 0인 거래일수} + \frac{1/x \text{개월 회전율}}{Deflator}) \times \frac{21x}{x \text{개월 동안 총 거래일수}} \quad (3)$$

여기서 “ x 개월 회전율”은 일별 회전율을 x 개월내 거래일 동안 합한 값이며, “*Deflator*”는 0과 1사이의 임의의 값으로 본 논문에서는 분기 측정치를 구하기 위해 1/100,000을 사용한다.¹⁴⁾ 만일 “거래량이 0인 거래일수”가 동일한 주식의 두 개 있다면, Liu(2006)는 이 중 회전율이 더 높은 주식이 보다 작은 값을 갖도록 측정치를 조정한 것이다. 따라서 *liu*는 대부분의 유동성 지표처럼 실질적으로는 비유동성 지표이다(<표 1> 참조). “ $21x/x$ 개월 동안 총 거래일 수”는 1개월이 21일이 되도록 표준화하여 월별 거래일이 상이해도 측정치간 서로 비교할 수 있도록 한 조정치이다.

5) 회전율(*turnover*)

회전율은 일정 기간 동안의 거래량을 상장주식수로 나눈 값으로, 거래 가능 주식 중에 얼마나 많은 양이 거래되었는지를 측정한다. 해당 기간 동안의 회전율은 일별 회전율의 합계이다.

14) 보다 구체적으로 설명하면, 1분기 회전율은 해당 기간 중 매 거래일의 회전율을 합한 값이며, *Deflator*는 (1/1분기 회전율)의 관측치 중 최대값이 1보다 작은 수준이 될 수 있게끔 임의로 설정한 수치이다.

2. 가격충격 지표

1) Amihud 측정치(이하 *amihud*)

Amihud(2002)는 “유동성이 높을수록 거래 발생에 따른 가격충격은 약할 것”이라는 직관에 따라 식 (4)를 유동성 지표로 제시하였다.

$$Amihud_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{|R_{td}^i|}{V_{td}^i} \quad (4)$$

여기서 R_{td}^i 는 주식 i 의 t 기간 d 거래일의 백분율 수익률을, V_{td}^i 는 거래금액으로 측정한 거래량을, $Days_t^i$ 는 주식 i 의 t 기간 내 실제 거래일수를 각각 표시한다. 일별 거래량이 0인 거래일은 *amihud*에서 정의될 수 없기에 계산에서 제외한다.

2) Amihud 확장 측정치(이하 *roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact*)

Goyenko, Holden, and Trzcinka(2009)는 Amihud(2002) 측정치에서 분자의 주식수익률 변화를 스프레드·거래량 지표로 대체한 새로운 가격충격 지표를 제안하였다.¹⁵⁾ 이들은 스프레드·거래량 지표로 rs 를 이용할 경우에는 “*roll impact*”, 총 거래일 중 수익률이 0인 거래일의 비율을 이용할 경우에는 “*zero impact*”,¹⁶⁾ *fht*를 이용할 경우에는 “*fht impact*”라는 명칭을 붙여 구별하였다.¹⁷⁾ 유동성이 낮은 주식일수록 동일 규모의 거래에 대한 해당 스프레드·거래량 지표의 확대 폭이 커져 동 측정치들은 큰 값을 가지게 된다.

3) Pastor and Stambaugh 측정치(이하 *ps*)

Pastor and Stambaugh(2003)는 Campbell, Grossman, and Wang(1993)이 보고한 주문

15) 기본적으로 Goyenko et al.(2009)은 Amihud(2002) 유동성 측정치에 포함되어 있는 비유동성 요소를 Huang and Stoll(1996) 모델을 활용하여 제거하면서 이를 “Amihud 확장 측정치”로 고안하였다.

16) 특별한 사유로 인해 거래가 이루어지지 않아 수익률이 0일 수도 있으므로, 이를 감안하여 “총 거래일 중 수익률이 0이지만 거래량은 0이 아닌 거래일의 비율”도 “*zero1 impact*”로 명명하여 함께 측정한다. 세계 각국을 비교분석하는 국제재무학의 관련 연구에서 자주 사용되는 측정치이다. 예로써, Bekaert, Harvey, and Lundblad(2007)는 이 측정치를 사용하여 신흥시장에서 유동성이 기대수익률에 미치는 영향을 연구하였다.

17) Goyenko et al.(2009)에서는 Lesmond et al.(1999)을 활용한 “*LOT mixed impact*”를 사용했으나, 본 논문에서는 Fong et al.(2013)을 활용하므로, *fht impact*를 사용한다.

흐름의 반전(reversal)에 착안하여 아래 회귀식 (5)의 회귀계수값 γ_i 를 유동성 측정치로 사용하였다. 2007년 이전 미국의 경우 시장에 매도주문이 많아지면(음(-)의 주문흐름) 시장조성인은 가격하락 위험을 감수하면서 거래를 성사시켜줘야 했다. 주문흐름의 반전이란 시장조성인이 자신이 감수한 이러한 위험의 대가로 다음 기에 보다 높은 수익률을 기대하여 발생하는 현상을 의미한다.

$$\gamma_{i,t+1}^e = \theta + \phi \gamma_{i,t} + \gamma_i \text{sign}(\gamma_{i,t}^e) \cdot v_{i,t} + e_{t+1} \quad (5)$$

여기서 t 는 거래일을, $\gamma_{i,t+1}^e$ 은 주식 i 의 시장수익률($\gamma_{m,t+1}$)을 초과한 수익률($\gamma_{i,t+1} - \gamma_{m,t+1}$)을, $v_{i,t}$ 는 해당 일의 거래금액을 각각 나타낸다. γ_i 가 더 큰 음(-)의 값(절대값이 큰 음(-)의 값)을 가질수록 비유동적인 주식임을 의미한다.

4) Amivest 측정치(이하 *amivest*)

Amivest 측정치는 Cooper, Groth, and Avera(1985)에 의해 고안된 방법으로 주식수익률이 0이 아닌 거래일의 거래량을 주식수익률의 절대값으로 나눈 값을 해당 기간 동안 평균한 값이다.

$$Amivest_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{Volume_{td}^i}{|R_{td}^i|} \quad (6)$$

여기서 $Volume_{td}^i$ 는 거래량이며, 일별 수익률이 0인 거래일은 정의상 고려될 수 없으므로 측정에서 제외한다. 유동성이 높은 주식일수록 단위가격 변화당 거래량이 크기 때문에 동 측정치는 큰 값을 갖는다.

이상에서 논의한 모든 측정치는 유동성 지표로 통칭되기는 하지만, 보다 엄밀히 구분하면 “협의를 유동성 지표”와 “비유동성 지표(illiquidity measure)”로 세분될 수 있다. 예를 들어, 스프레드율이 높다는 것은 유동성이 낮다는 것이다. 즉 qs 는 측정치가 높을수록 유동성이 낮은(-) 비유동성 지표이다. 반면, 회전율이 높다는 것은 유동성이 높다는 것이다. 즉 $turnover$ 는 측정치가 높을수록 유동성이 높은(+) 협의의 유동성 지표이다. 기존 연구의 관례에 따라 본 논문에서도 이를 모두 유동성 지표라 칭하고, 필요한 경우에 한해서만 비유동성 지표란 용어를 사용한다(<표 1> 참조).

<표 1> 유동성 지표의 부호

이하는 본 논문의 분석에 사용하는 유동성 지표의 부호를 요약한 표임. 부호가 (+)인 지표는 측정치가 클수록 유동성이 높음을 의미하여, 엄밀히 구분하면 “협의를 유동성 지표”임. 반면, 부호가 (-)인 지표는 측정치가 클수록 유동성이 낮음을 의미하여, 엄밀히 구분하면 “비유동성 지표”임. 유동성 지표는 9개(총 12개 측정치)로 각각 *qs*(스프레드율), *roll*(Roll 스프레드), *fht*(Fong, Holden, and Trzcinka 측정치), *liu*(Liu 측정치), turnover(회전율), *amihud*(Amihud 측정치), Amihud 확장 측정치(*roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact*), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치), *amivest*(Amivest 측정치)임.

유동성 지표	부호	엄밀한 의미의 분류
<i>qs</i>	-	비유동성 지표
<i>roll</i>	-	"
<i>fht</i>	-	"
<i>liu</i>	-	"
<i>turnover</i>	+	[협의를 유동성 지표]
<i>amihud</i>	-	비유동성 지표
<i>roll impact</i>	-	"
<i>zero impact</i>	-	"
<i>zero1 impact</i>	-	"
<i>fht impact</i>	-	"
<i>ps</i>	+	[협의를 유동성 지표]
<i>amivest</i>	+	["]

IV. 데이터 및 KOSPI 시장 유동성 지표의 특성

1. 데이터

본 논문의 분석기간은 1990년 1월 3일부터 2012년 12월 27일까지 23년간이며, 분석대상 기업은 KOSPI 시장에 상장된 12월 결산 제조법인(보통주)으로 관련 분석에 필요한 모든 데이터를 확보할 수 있는 318개 종목이다.¹⁸⁾ 이들 주식의 일별 가격, 거래량(거래주식수, 거래대금) 등은 한국상장회사협의회 데이터베이스를, 월별 상장주식수는 FnGuide 데이터베이스를 각각 활용한다. 다만, 최우선매수·매도호가의 경우 자료를 구할 수 있는 최초 시점이 1995년 1월 3일이어서, 동일 이후부터의 데이터를 KRX 매매체결시스템에서 추출하여 분석한다. 최종 분석에 사용된 관찰치는 총 1,940,394기업-거래일로 전체 3,442,193기업-거래일 데이터 중 56%에 해당한다.

18) 표본 선정시 결산일이 상이할 경우 기업 간 회계자료의 비교가능성이 떨어지기 때문에 12월 결산법인으로 통일하였다. 증권, 은행, 보험 등도 제조업과는 상이한 자본구조를 가지고 있어 이 역시 비교가능성을 떨어뜨릴 수 있다고 판단하여 표본에서 제외하였다.

2. 예비 분석 : KOSPI 시장 유동성 지표의 특성

주요 분석에 앞서, KOSPI 시장 유동성 지표의 특징을 개관해보는 것은 이후 전개될 경제적 논의를 보다 풍부하게 하는데 매우 유용하다. 선행연구인 Naes et al.(2011), Pastor and Stambaugh(2003)에서처럼, 본 논문에서 사용하는 각각의 유동성 지표는 종목별로 일별 자료에서 분기별 추정치를 구한 다음, 횡단면 평균을 통해 시장 전체의 분기별 추정치를 산출한다. 횡단면 평균값을 구할 때, 상하위 1%에 해당하는 이상치(outlier)는 기존 연구에서와 마찬가지로 제외(winsorizing)한다. 가격충격 지표의 경우에는 전체 시장규모가 추정치에 미치는 영향을 고려하여, 추정치별로 1990년 1사분기 대비 해당 분기의 시가총액비율을 곱하여 조정한다. 이는 동일 규모 거래에 대한 동일 가격(또는 수익률) 변화라 하더라도 시장규모가 크면 보다 비유동적이라 할 수 있기 때문이다. 그러나 *amivest*만은 물량개념이기 때문에 이같은 조정을 하지 않는다. 보고 상 편의를 위해 *amihud* 및 *Amihud* 확장 추정치(*roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact*)는 10^6 을, *ps*는 10^9 을 곱하며, *amivest*는 10^6 을 나누어 표에 제시한다.

<표 2>에는 본 논문에서 사용하는 유동성 지표의 분기별 기초통계량이 제시되어 있다. 9개 지표(*amihud* 확장 지표를 하나로 취급) 중 *qs*만이 시장에서 직접 제공되는 지표로서 평균이 1.0%이고 중앙값은 0.9%이다. 종가 단일가매매의 일중 자료가 가미되어 있고 현실적으로 투자자가 손쉽게 얻을 수 있다는 측면에서 *qs*는 다른 유동성 지표에 대해 일종의 벤치마크로 사용될 수 있다.

스프레드·거래량 지표에 해당하는 다른 유동성 지표를 보면,¹⁹⁾ *roll*은 평균이 2.2%, 중앙값이 2.0%로 *qs*보다는 2배 정도 크게, *fht*는 평균이 0.9%, 중앙값 0.7%로 *qs*에 매우 근사한 값으로 추정된다. 이들 세 스프레드 지표는 서로 다른 방식으로 측정됨에도 불구하고, 표준편차, 최대·최소값과 중간값의 간격이 서로 엇비슷하며, 무엇보다 평균값이 중앙값보다 커 지표의 분포가 전체적으로 오른쪽에 치우쳐 나타나는 공통 특징을 보인다.²⁰⁾ 한편, 거래량 지표인 *liu*는 다른 지표에 비해 추정치의 변동폭이 상당히 큰 데 비해, *turnover*는 스프레드 지표와 *liu*의 중간 정도에 해당하는 분포의 특징을 보인다.

가격충격 지표에 대한 기초통계량의 경우, 먼저 *amihud*의 평균은 0.005이다. 이는 1억원

19) 스프레드 지표와 거래량 지표(*liu*, *turnover*)는 각기 다른 개념의 단위를 갖기 때문에 그 특징을 함께 묶어 직접 비교하기 어렵다. 따라서 본 논문에서는 스프레드·거래량 지표를 경제적 논의의 상황에 적합하도록 때로는 스프레드 지표와 거래량 지표로 구분하여 사용한다.

20) 스프레드·거래량 지표 중 비교 가능한 기초통계량과 왜도의 이같은 특성은 월별 및 연도별 추정치로 비교 분석한 양철원(2012)과 동일하다.

거래시 평균적으로 약 0.5%의 가격충격이 발생함을 의미한다. *roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact* 등 *amihud* 확장 측정치의 평균은 0.1~1.1%이며, *ps* 회귀계수값 평균은 -0.012로 측정된다. *amivest*는 평균값이 3.048로 측정치 중 평균값이 가장 높다.²¹⁾

<표 2> 유동성 지표의 분기별 기초통계량

분석대상 기업은 KOSPI 시장에 상장된 12월 결산 제조법인(보통주)으로 관련 분석에 필요한 모든 데이터를 확보할 수 있는 318개 종목이며, 관찰치는 1,940,394기업-거래일임. 분석자료는 한국상장회사협의회 및 FnGuide 데이터베이스를 활용함. 유동성 지표는 종목별로 일별 자료에서 분기별 측정치를 구한 다음, 횡단면 평균을 통해 시장 전체의 분기별 측정치를 산출함. 횡단면 평균값을 구할 때에는 상위 1% 초과, 하위 1% 미만의 이상치는 제외함. 가격충격 지표의 경우에는 전체 시장규모가 측정치에 미치는 영향을 고려하여 측정치별로 1990년 1사분기 대비 해당 분기의 시가총액비율을 곱하여 조정함. 한편, 보고 상 편의를 위해 *amihud* 및 *amihud* 확장 측정치는 10^6 을, *ps*는 10^9 을 곱하며, *amivest*는 10^6 을 나누어 제시함. 유동성 지표는 9개(총 12개 측정치)로 각각 *qs*(스프레드율), *roll*(Roll 스프레드), *fht*(Fong, Holden, and Trzcinka 측정치), *liu*(Liu 측정치), *turnover*(회전율), *amihud*(Amihud 측정치), Amihud 확장 측정치(*roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact*), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치), *amivest*(Amivest 측정치)임(자료를 구할 수 없어 *qs*의 최초 분석 시점은 1995년 1월 3일임).

		평균	표준편차	최소값	중앙값	최대값
스프레드 · 거래량 지표	<i>qs</i>	0.010	0.004	0.005	0.009	0.023
	<i>roll</i>	0.022	0.008	0.009	0.020	0.059
	<i>fht</i>	0.009	0.003	0.004	0.007	0.021
	<i>liu</i>	1.531	2.326	0.065	0.623	12.683
	<i>turnover</i>	0.888	0.413	0.109	0.873	1.850
가격충격 지표	<i>amihud</i>	0.005	0.004	0.001	0.004	0.023
	<i>roll impact</i>	0.001	0.001	0.000	0.001	0.003
	<i>zero impact</i>	0.011	0.012	0.001	0.006	0.121
	<i>zero1 impact</i>	0.008	0.006	0.001	0.006	0.032
	<i>fht impact</i>	0.001	0.001	0.000	0.000	0.004
	<i>ps</i>	-0.012	0.174	-1.498	-0.004	0.057
	<i>amivest</i>	3.048	1.671	0.623	2.384	7.487

유동성 지표의 단위근(unit root) 존재 여부를 확인하기 위해 augmented Dickey-Fuller 검정(이하 ADF 검정)과 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin(1992)이 제안한 검정(이하 KPSS 검정)을 활용한다. <표 3>에는 두 검정을 수행한 결과가 제시되어 있다. 먼저 ADF

21) Naes et al.(2011)에 의하면, 미국 NYSE의 경우 Roll(1984) 스프레드는 1.7%, Amihud(2002) 측정치는 0.657로, KOSPI 시장에 비해 Roll(1984) 스프레드는 적고 Amihud(2002) 측정치는 크게 나타났다. 한편, 노르웨이 OSE의 경우 Roll(1984) 스프레드, Amihud(2002) 측정치는 각각 2.7%, 0.772로, KOSPI 시장보다 Roll(1984) 스프레드와 Amihud(2002) 측정치 모두 크게 나타났다. 두 시장 모두 평균값이 중앙값보다 우측에 위치하는 분포의 특성은 KOSPI 시장과 동일하였다.

검정 결과, “단위근이 존재한다”는 귀무가설을 기각할 수 없는 추정치는 *qs*, *liu*, *amivest*이다. 또한 KPSS 검정의 경우에도 “시계열이 안정적이다”라는 귀무가설을 기각하는 추정치가 *qs*, *liu*, *amivest*이다. 따라서 동 추정치들에 대해서는 이후 경기예측력 검정시 로그차분 지표를 사용한다.

<표 3> 유동성 지표에 대한 ADF 및 KPSS 검정 결과

유동성 지표 시계열의 안정성(stationarity)을 검증하기 위해 augmented Dickey-Fuller 검정(ADF 검정)과 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin(1992)이 제안한 검정(이하 KPSS 검정)을 실시함. ADF 검정은 “단위근이 존재한다”라는 귀무가설을 바탕으로 검정하며, KPSS 검정은 “시계열이 안정적이다”라는 귀무가설을 바탕으로 검정함. 유동성 지표는 9개(총 12개 추정치)로 각각 *qs*(스프레드율), *roll*(Roll 스프레드), *fht*(Fong, Holden, and Trzcinka 추정치), *liu*(Liu 추정치), *turnover*(회전율), *amihud*(Amihud 추정치), Amihud 확장 추정치(*roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact*), *ps*(Pastor and Stambaugh 추정치), *amivest*(Amivest 추정치)임(자료를 구할 수 없어 *qs*의 최초 분석 시점은 1995년 1월 3일임). *, **는 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄.

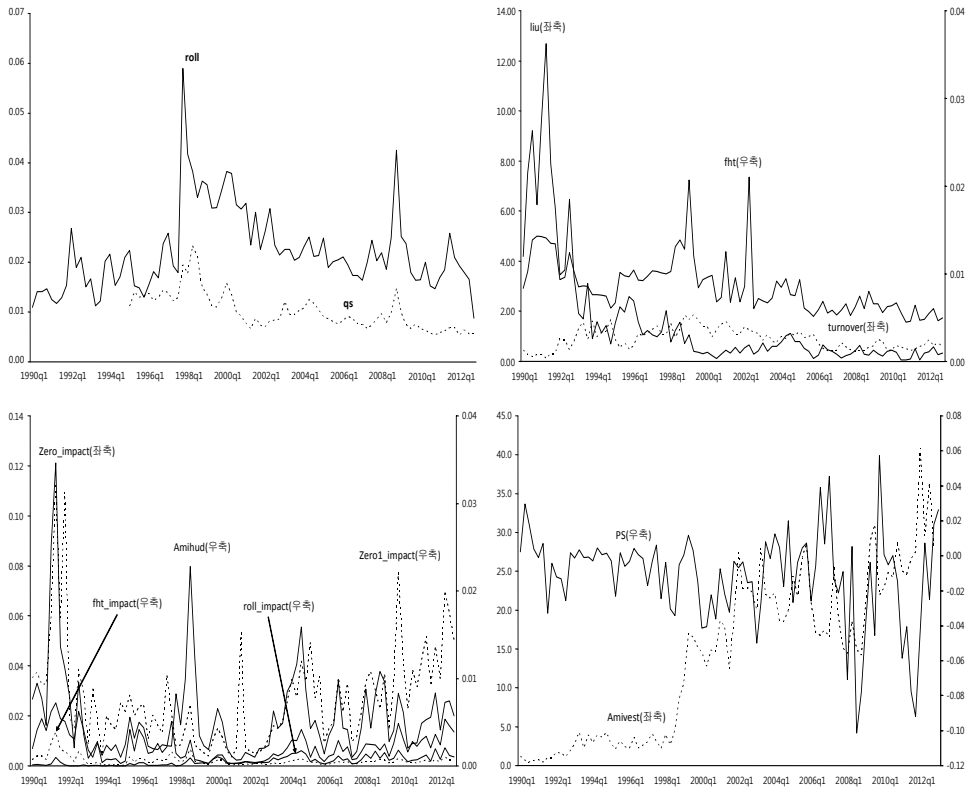
유동성 지표 (스프레드 · 거래량)	ADF 통계량	KPSS 통계량	유동성 지표 (가격충격)	ADF 통계량	KPSS 통계량
<i>qs</i>	-2.19	1.18**	<i>amihud</i>	-4.83**	0.21
<i>roll</i>	-4.15**	0.35	<i>roll impact</i>	-6.87**	0.05
<i>fht</i>	-6.71**	0.12	<i>zero Impact</i>	-4.05**	0.53
<i>liu</i>	-3.11	0.33**	<i>zero1 Impact</i>	-5.30**	0.38
<i>turnover</i>	-3.39*	0.45	<i>fht Impact</i>	-4.79**	0.48
			<i>ps</i>	-6.58**	0.39
			<i>amivest</i>	-1.96	0.42**

표본기간 동안 유동성 지표의 시계열 추이를 살펴보면([그림 1] 참조), KOSPI 시장의 유동성은 1990년대 초반에 비해 지속적으로 개선되고 있다. 또한 이러한 추세와 더불어, 모든 지표(수준)는 시간이 경과함에 따라 그 양태도 크게 변하고(time-varying) 있다. 유동성 지표의 움직임이 거시경제상황과 어느 정도 연계되어 있음을 시사하는 부분이다. 1990년대 후반 아시아 금융위기, 2008년 이후 글로벌 금융위기시에는 대부분의 지표(*liu*와 *turnover*는 제외)에서 정도의 차이는 있으나 유동성이 크게 악화되는 것으로 나타난다. 본 논문의 유동성 자료가 KOSPI 시장의 유동성 상황을 비교적 잘 반영하고 있음을 보여주는 예라 할 수 있다.

<표 4>에는 유동성 지표 간 Pearson 상관계수값이 제시되어 있다. 대략적으로, 큰 값을 가질수록 유동성이 낮은 “비유동성 지표(*ln(qs)*, *ln(liu)*, *fht*, *amihud*, *Roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact*)”와 유동성이 높은 “협정의 유동성 지표(*turnover*, *ps*,

[그림 1] 유동성 지표의 추이

이하의 본 논문의 분석에 사용하는 유동성 지표의 1990년 1사분기부터 2012년 4사분기까지 추이를 그림으로 나타낸 것임. 유동성 지표는 종목별로 일별 자료에서 분기별 측정치를 구한 다음, 횡단면 평균을 통해 시장 전체의 분기별 측정치를 산출함. 횡단면 평균값을 구할 때에는 상위 1% 초과, 하위 1% 미만의 이상치는 제외함. 가격충격 지표의 경우에는 전체 시장규모가 측정치에 미치는 영향을 고려하여 측정치별로 1990년 1사분기 대비 해당 분기의 시가총액비율을 곱하여 조정함. 한편, 보고 상 편의를 위해 *amihud* 및 *amihud* 확장 측정치는 10^6 을, *ps*는 10^9 을 곱하며, *amivest*는 10^6 을 나누어 제시함. 유동성 지표는 9개(총 12개 측정치)로 각각 *qs*(스프레드율), *roll*(Roll 스프레드), *fht*(Fong, Holden, and Trzcinka 측정치), *liu*(Liu 측정치), *turnover*(회전율), *amihud*(Amihud 측정치), Amihud 확장 측정치(*roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact*), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치), *amivest*(Amivest 측정치)임(자료를 구할 수 없어 *qs*의 최종 분석 시점은 1995년 1월 3일임).



ln(amivest)” 간에는 음(-)의 상관관계가, 비유동성 지표 간, 그리고 협의의 유동성 지표 간에는 유의한 양(+)의 상관관계가 나타난다. 그러나 일부 지표(예 : *roll*, *roll impact*, *zero impact*)에서는 예상과 다른 방향의 유의한 상관관계를 보이기도 한다(□로 표시). 이러한 결과가 지표의 정확도(level of goodness of each measure) 차이에 기인한 것인지 또는 각각의 지표가 유동성의 다양한 측면 중 일부만을 포착하기 때문인지에 대해서는 명확하지

않다. 이를 확인하기 위해서는 일중 자료를 벤치마크로 하여 본 논문의 9개 지표(총 12개 측정치)의 측정 성과를 비교하는 절차가 필요하겠지만, 이는 본 논문의 연구범위를 벗어나므로 별도로 논의하지는 않는다.²²⁾

<표 4> 유동성 지표 간 상관관계

<표 4>는 본 논문에서 사용하는 유동성 지표 간의 Pearson 상관계수값을 제시하고 있음. 유동성 지표는 종목별로 일별 자료에서 분기별 측정치를 구한 다음, 횡단면 평균을 통해 시장 전체의 분기별 측정치를 산출함. 횡단면 평균값을 구할 때에는 상위 1% 초과 또는 하위 1% 미만의 이상치는 제외함. 가격충격 지표의 경우에는 전체 시장규모가 측정치에 미치는 영향을 고려하여 측정치별로 1990년 1사분기 대비 해당 분기의 시가총액비율을 곱하여 조정함. 한편 보고 상 편의를 위해 *amihud* 및 *Amihud* 확장 측정치는 10^6 을, *ps*는 10^9 을 곱하며, *amivest*는 10^6 을 나누어 제시함. 유동성 지표는 9개(총 12개 측정치)로 각각 *qs*(스프레드율), *roll*(Roll 스프레드), *fmt*(Fong, Holden, and Trzcinka 측정치), *liu*(Liu 측정치), *turnover*(회전율), *amihud*(Amihud 측정치), *Amihud* 확장 측정치(*roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fmt impact*), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치), *amivest*(Amivest 측정치)임(자료를 구할 수 없어 *qs*의 최초 분석 시점은 1995년 1월 3일임). 괄호() 안은 *p*-값이며, *, **는 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄. 고딕체로 표시된 수치는 예상과 같은 방향으로 유의함을 나타낸 경우를, □는 예상과 다른 방향으로 유의함을 나타낸 경우임.

	<i>ln(qs)</i>	<i>roll</i>	<i>fmt</i>	<i>ln(liu)</i>	<i>turnover</i>	<i>amihud</i>	<i>roll impact</i>	<i>zero impact</i>	<i>zero1 impact</i>	<i>fmt impact</i>	<i>ps</i>	<i>ln(amivest)</i>
<i>ln(qs)</i>		0.21 (0.07)	0.07 (0.56)	0.29* (0.02)	-0.26* (0.03)	0.14 (0.23)	0.24* (0.05)	0.16 (0.20)	-0.07 (0.59)	0.20 (0.10)	-0.25* (0.04)	-0.39** (0.00)
<i>roll</i>			0.23** (0.03)	-0.01 (0.93)	□ 0.51** (0.00)	0.21** (0.04)	0.18 (0.09)	□ -0.36** (0.00)	-0.10 (0.32)	-0.19 (0.07)	-0.33** (0.00)	0.17 (0.10)
<i>fmt</i>				0.10 (0.33)	0.18 (0.09)	0.11 (0.32)	□ -0.33** (0.00)	□ 0.33** (0.00)	-0.01 (0.91)	0.44** (0.00)	0.15 (0.14)	0.09 (0.40)
<i>ln(liu)</i>					-0.23* (0.03)	0.16 (0.13)	0.21* (0.04)	0.12 (0.24)	0.14 (0.19)	0.17 (0.11)	-0.08 (0.45)	-0.36** (0.00)
<i>turnover</i>						-0.20* (0.05)	-0.30** (0.00)	-0.51** (0.00)	-0.58** (0.00)	-0.45** (0.00)	0.05 (0.64)	0.26* (0.01)
<i>amihud</i>							0.60** (0.00)	0.19 (0.07)	0.30** (0.00)	0.41** (0.00)	-0.20* (0.05)	0.01 (0.95)
<i>roll Impact</i>								0.06 (0.58)	0.39** (0.00)	0.13 (0.20)	-0.24* (0.04)	-0.17 (0.09)
<i>zero Impact</i>									0.70** (0.00)	0.91** (0.00)	0.11 (0.29)	-0.09 (0.39)
<i>zero1 Impact</i>										0.65** (0.00)	0.06 (0.54)	-0.17 (0.11)
<i>fmt Impact</i>											0.02 (0.78)	-0.05 (0.64)
<i>ps</i>												-0.16 (0.12)

22) 서론에서 잠시 언급한 바와 같이, 양철원(2012)은 1993년부터 2004년까지 일중 자료로 구한 스프레드를 벤치마크로 사용하여 일별 자료로 구한 여러 유동성 지표를 비교분석하였다. 그에 의하면, 일별 자료로 구한 대부분의 유동성 지표들이 벤치마크 유동성 지표와 높은 상관관계를 보이며, 이 중에서도 특히 스프레드율(*qs*)과 *Amihud* 측정치(*amihud*)가 더욱 높은 상관관계를 보인다고 하였다.

V. 주식시장 유동성 지표의 경기예측력 분석

1. 주식시장의 유동성 지표와 경기상황 관련 주요 경제변수의 관계 분석

본 논문에서는 실물 경기상황을 나타내는 변수로 실질 GDP 성장률(*rgdp*), 설비투자증가율(*inv*), 민간소비증가율(*cons*)을 사용한다. 또한 기존 연구에서 경제성장에 대한 선행 정보를 포함한다고 보고된 금융변수 중 장단기스프레드(*term*), 신용스프레드(*def*), 배당수익률(*div*)을 통제변수로 활용한다. *term*은 국고채 3년물 수익률과 CD 수익률의 차이를, *def*는 회사채 AA- 3년물 수익률과 국민주택채권 5년물 수익률의 차이를, *div*는 주가 대비 배당금 비율(배당금/주가)로 한국은행 경제통계시스템 자료를 각각 사용한다.

분석에 사용할 거시경제변수의 시계열 안정성(stationarity)을 확보하고자 ADF 검정과 KPSS 검정을 한 결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 두 검정 결과는 *def*와 *div*를 제외하고는 모두 안정시계열임을 보여준다. *div*의 경우 ADF 검정에서는 “단위근이 존재한다”는 귀무가설을 기각할 수 없고, KPSS 검정에서는 “시계열이 안정적이다”라는 귀무가설을 기각함에 따라 향후 분석에서는 1차 차분하여 사용한다. *def*의 경우에는 두 검정 간에 결과가 일치하지 않아, 보수적으로 이를 불안정시계열로 간주하여 1차 차분한 시계열을 사용한다.²³⁾

<표 5> 거시경제변수에 대한 ADF 및 KPSS 검정 결과

<표 5>는 본 논문에서 사용하는 거시경제변수의 시계열 안정성을 검증하기 위해 행한 ADF 검정과 KPSS 검정 결과임. ADF 검정은 “단위근이 존재한다”라는 귀무가설을 바탕으로, KPSS 검정은 “시계열이 안정적이다”라는 귀무가설을 바탕으로 수행함. 실물 경기상황을 나타내는 변수로 실질 GDP 성장률(*rgdp*), 설비투자증가율(*inv*), 민간소비증가율(*cons*)을 사용함. 이들은 전분기 대비 증가율로서 계절조정계열을 사용함. 또한 기존 연구에서 경제성장에 대한 선행 정보를 포함한다고 보고된 금융변수 중 장단기스프레드(*term*), 신용스프레드(*def*), 배당수익률(*div*)을 통제변수로 활용함. *term*은 국고채 3년물 수익률과 CD 수익률의 차이를, *def*는 회사채 AA- 3년물 수익률과 국민주택채권 5년물 수익률의 차이를, *div*은 주가 대비 배당금 비율로 한국은행 경제통계시스템 자료를 이용함. *, **는 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄.

거시경제변수	ADF 통계량	KPSS 통계량
<i>rgdp</i>	-6.85**	0.03
<i>inv</i>	-5.44**	0.03
<i>cons</i>	-6.21**	0.03
<i>term</i>	-4.03**	0.11
<i>def</i>	-3.65*	0.13*
<i>div</i>	-2.64	0.19*

23) 동 시계열 자료를 1차 차분하여 사용하는 데는 첫째, 표본 수가 적은 경우 KPSS의 검정력(power)이 다소 높은 것으로 학계에 알려져 있다는 점, 둘째, 한 쪽 검정에서 불안정시계열로 판정된 경우 보수적 차원에서 불안정시계열로 간주하는 것이 안전하다는 점 등(Metes, 2005)이 판단 기준으로 작용하였다.

<표 6> 유동성 지표와 거시경제변수 간의 상관관계

<표 6>은 거시경제변수와 주식시장의 유동성 지표 간의 '동일 분기' Pearson 상관계수를 구한 결과임. 분석에 사용한 유동성 지표의 시계열 자료는 개별주식 유동성 지표의 횡단면 평균 자료임. 유동성 지표는 9개(총 12개)로 각각 *qs*(스프레드율), *roll*(Roll 스프레드), *fht*(Fong, Holden, and Trzcinka 측정치), *liu*(Liu 측정치), *turnover*(회전율), *amihud*(Amihud 측정치), Amihud 확장 측정치(*roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact*), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치), *amivest*(Amivest 측정치)임(자료를 구할 수 없어 *qs*의 최초 분석 시점은 1995년 1월 3일임). 실물 경기상황을 나타내는 거시경제변수로 실질 GDP 성장률(*rgdp*), 설비투자증가율(*inv*), 민간소비가율(*cons*)을 사용함. 이들 변수는 전분기 대비 증가율로서 계절조정계열을 사용함. 또한 기존 연구에서 경제성장률에 대해 선행 정보를 포함한다고 보고된 금융변수 중 장단기 스프레드(*term*), 신용스프레드(*ddef*), 배당수익률(*ddiv*)을 통제변수로 활용함(*def*, *div* 앞에 d를 붙인 것은 1차 차분한 시계열 자료를 사용함을 의미함). *term*은 국고채 3년물 수익률과 CD 수익률의 차이, *def*는 회사채 AA- 3년물 수익률과 국민주택채권 5년물 수익률의 차이, *div*는 주가 대비 배당금 비율로 한국은행 경제통계시스템 자료를 각각 이용함. 괄호() 안은 *p*-값이며, *, **는 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄.

	<i>term</i>	<i>ddiv</i>	<i>ddif</i>	<i>rgdp</i>	<i>inv</i>	<i>cons</i>
<i>ln(qs)</i>	-0.16 (0.18)	0.26* (0.03)	0.36** (0.01)	-0.23* (0.04)	-0.02 (0.85)	0.09 (0.45)
<i>roll</i>	-0.28* (0.02)	0.20 (0.10)	0.31** (0.00)	-0.32** (0.00)	-0.10 (0.34)	-0.12 (0.28)
<i>fht</i>	-0.14 (0.24)	-0.16 (0.19)	-0.12 (0.33)	0.17 (0.10)	0.06 (0.60)	0.15 (0.15)
<i>ln(liu)</i>	0.05 (0.70)	-0.01 (0.96)	-0.06 (0.66)	-0.02 (0.87)	-0.11 (0.28)	0.06 (0.61)
<i>turnover</i>	-0.10 (0.40)	-0.12 (0.32)	-0.07 (0.58)	0.10 (0.35)	0.03 (0.78)	0.13 (0.23)
<i>amihud</i>	-0.07 (0.51)	0.07 (0.55)	-0.09 (0.47)	-0.26** (0.01)	-0.02 (0.86)	-0.07 (0.51)
<i>roll impact</i>	0.27 (0.36)	0.11 (0.37)	-0.05 (0.71)	-0.20 (0.06)	-0.19 (0.08)	-0.27* (0.01)
<i>zero impact</i>	-0.06 (0.62)	0.07 (0.57)	-0.01 (0.96)	0.10 (0.34)	0.03 (0.81)	0.05 (0.68)
<i>zero1 impact</i>	0.09 (0.46)	0.03 (0.78)	-0.07 (0.56)	-0.00 (0.99)	0.01 (0.93)	-0.03 (0.76)
<i>fht impact</i>	-0.18 (0.14)	0.02 (0.87)	0.06 (0.67)	0.13 (0.21)	-0.03 (0.45)	-0.01 (0.90)
<i>ps</i>	0.02 (0.86)	-0.28* (0.02)	-0.15 (0.21)	0.27** (0.00)	0.04 (0.71)	0.15 (0.17)
<i>ln(amivest)</i>	-0.20 (0.09)	0.08 (0.54)	-0.04 (0.73)	-0.11 (0.30)	0.139 (0.21)	0.079 (0.48)

이제 상기 거시경제변수와 주식시장 유동성 지표 간의 상관관계를 살펴보자. 동일 분기 Pearson 상관계수값이 제시되어 있는 <표 6>을 보면, 유동성 지표 중 *qs*, *roll*, *amihud*,

*roll impact*가 실질 GDP 성장률과 유의미한 음(-)의 관계에 있으며, *ps*는 유의미한 양(+)의 관계에 있다.²⁴⁾ 따라서 주식시장의 유동성 악화와 경기부진이 동시에 발생하는 것으로 해석할 수 있다. 다른 여타 유동성 지표들도 통계적으로 유의하지는 않지만 대체로 예상과 일치하는 방향으로 상관계수가 추정된다. 주목할 만한 것은 실질국내총생산 지출의 한 측면이라 할 수 있는 설비투자증가율(*inv*)이 유동성 지표와 상관관계를 갖지 않는다는 점이다. 조심스럽지만, 이는 주식시장의 유동성이 실물경제에 미치는 경로 중 두 번째 채널로 언급한 바 있는 ‘투자 경로’에 대해 그 실증적 근거가 될 만한 결과가 나타나지 않기 때문이다. 즉 주식시장의 유동성이 호전되면 주식을 통한 기업의 자기자본조달 비용이 하락하고 이는 조달금리 하락으로 이어져 기업이 투자를 확대한다는 것인데, 본 논문의 예비적 실증 결과로는 그러한 경로가 존재한다고 보기 어렵다는 것이다.

한편, 주식시장의 유동성 지표와 *term*, *ddef*, *ddiv* 등 금융변수 간의 상관관계는 대부분의 유동성 지표에서 예상과 부합하는 결과가 나타난다²⁵⁾(*def*, *div* 앞에 *d*를 붙인 것은 1차 차분한 시계열 자료를 사용함을 의미한다). 즉 유동성 악화와 함께 장단기스프레드 축소, 배당수익률 상승, 신용스프레드 확대가 동반된다.

<표 7> 유동성 지표(*qs*, *roll*, *amihud*, *ps*)와 실질 GDP 성장률 간의 Granger 인과관계 검정

동일 분기 거시경제변수와 유의미한 상관관계를 보인 유동성 지표는 모두 4개로 각각 *qs*(스프레드율), *roll*(Roll 스프레드), *amihud*(Amihud 측정치), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치)임. 실질 GDP 성장률(*rgdp*)은 전분기 대비 증가율로 계절조정계열을 사용함. 불안정시계열의 경우에는 1차 차분을 통해 안정적 시계열자료로 변환하여 분석함. χ^2 는 “Granger cause하지 않는다”라는 귀무가설 하에 4분기 시차까지 사용하여 산출된 통계량이며, *p*-값은 그에 상응하는 확률 값임. *, **는 유의수준 5%, 1%에서 각각 유의함을 나타냄.

	χ^2	<i>p</i> -값
<i>lnqs</i> ⇄ <i>rgdp</i>	13.29**	0.00
<i>rgdp</i> ⇄ <i>lnqs</i>	2.18	0.34
<i>roll</i> ⇄ <i>rgdp</i>	23.15**	0.00
<i>rgdp</i> ⇄ <i>roll</i>	1.88	0.39
<i>amihud</i> ⇄ <i>rgdp</i>	8.25*	0.02
<i>rgdp</i> ⇄ <i>amihud</i>	1.55	0.46
<i>ps</i> ⇄ <i>rgdp</i>	13.16**	0.00
<i>rgdp</i> ⇄ <i>ps</i>	0.78	0.68

24) <표 1>에서 제시한 바와 같이, *turnover*, *ps*, *amivest* 등 세 개 지표를 제외한 나머지 유동성 지표(*qs*, *roll*, *ftt*, *liu*, *amihud*, *roll impact*, *zero impact*, *zerol impact*, *ftt impact*)는 비유동성 지표임을 상기하기 바란다.

25) 주식시장의 유동성 지표와 신용스프레드가 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 갖는 것은 양철원(2010)에서도 동일하게 나타난다.

본 논문의 주된 관심사는 주식시장의 유동성 지표로 실질 GDP 성장률을 예측할 수 있는지 여부이다. 그렇지만 거꾸로 실질 GDP 성장률이 주식시장에 영향을 미칠 가능성도 배제할 수 없다. 이를 파악해보기 위해, <표 6>의 결과에서 *rgdp*와 유의미한 상관관계를 보인 유동성 지표(*qs*, *roll*, *amihud*, *ps*)를 대상(4분기까지 시차 포함)으로 Granger 인과관계 검정을 수행한 결과가 <표 7>에 보고되어 있다. <표 7>에 제시된 바와 같이, *qs*, *roll*, *amihud*, *ps* 모두에서 *rgdp*를 “Granger cause하지 않는다”라는 귀무가설은 기각된다. 반면, *rgdp*가 유동성 지표 *qs*, *roll*, *amihud*, *ps*를 “Granger cause하지 않는다”라는 귀무가설은 기각되지 않는다. 이는 제한적이지만 유동성 지표가 경기상황에 대한 예측에 도움이 될 수 있음을 시사한다.

2. 유동성 지표를 통한 경제성장 예측

본 절에서는 제 IV장에서 살펴본 KOSPI 시장의 유동성 지표 9개(총 12개 측정치)가 실질 GDP 성장률을 예측할 수 있는지를 표본내 예측과 표본외 예측을 통해 분석한다.

1) 표본내 예측

본 논문의 표본내 예측에 사용하는 회귀모형(predictive regression)은 식 (7)과 같다. 또한 식 (7)에서 *LIQ_t*를 포함하지 않고, 통제변수인 *X_t*만을 포함한 식을 기본모형(baseline model)이라 한다.

$$y_{t+1} = \alpha + \beta LIQ_t + \gamma X_t + u_{t+1} \quad (7)$$

여기서 y_{t+1} 은 $t+1$ 분기 *rgdp*이며,²⁶⁾ LIQ_t 는 t 분기 유동성 지표이다. X_t 는 통제변수로 t 분기 *term*, *def*, *div* 등 기존 연구에서 *rgdp*를 예측하는데 유용하다고 알려진 금융변수이다.

<표 8>은 식 (7)의 LIQ_t 에다 9개 주식시장 유동성 지표(총 12개 측정치)를 하나씩 차례로 적용하여 추정한 결과이다. 스프레드 · 거래량 지표 중에서는 1분기 이전의 *qs*와 *turnover*가 *rgdp*를 통계적으로 유의하게 예측하는 것으로 나타난다. 특히 *qs*와 *turnover*가 유의미하다는 것은 투자자들이 현실에서 손쉽게 획득할 수 있는 주식시장의 미시구조 정보가 실질 GDP 성장률과 같은 거시경제변수를 예측하는데 연결고리 역할을 하는 변수가 될 수 있다는 점에서 그 의미가 크다고 할 수 있다. 반면, *roll*, *fht*, *liu* 등 나머지 스프레드 · 거래량 지표는

26) *inv*와 *cons*로도 회귀식 (7)을 추정해보았으나, 9개 유동성 지표(총 12개 측정치) 모두에서 통계적으로 유의한 결과를 확보할 수 없어 동 결과에 대해서는 별도로 보고하지 않는다.

통계적으로 유의하지 않다. 가격충격 지표 중에서는 *amihud*와 *ps*가 *rgdp*를 유의미하게 예측하는 것으로 나타난다.

<표 8> 유동성 지표의 실질 GDP 성장률에 대한 표본내 예측 결과

<표 8>은 경기상황을 유의미하게 예측하는데 유용하다고 알려진 금융변수만으로 이루어진 기본모형에 유동성 지표를 하나씩 차례로 추가한 모형을 추정한 결과임. 유동성 지표는 9개(총 12개 측정치)로 각각 *qs*(스프레드율), *roll*(Roll 스프레드), *fht*(Fong, Holden, and Trzcinka 측정치), *liu*(Liu 측정치), *turnover*(회전율), *amihud*(Amihud 측정치), Amihud 확장 측정치(*roll impact*, *zero impact*, *zero1 impact*, *fht impact*), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치), *amivest*(Amivest 측정치)임(자료를 구할 수 없어 *qs*의 최초 분석 시점은 1995년 1월 3일임). 실물 경기상황을 나타내는 거시경제변수로 실질 GDP 성장률(*rgdp*)를 사용함. 동 변수는 전분기 대비 증가율로서 계절조정계열을 사용함. 기본모형에 사용된 금융변수는 장단기스프레드(*term*), 신용스프레드(*def*), 배당수익률(*div*)임(*def*, *div* 앞에 *d*를 붙인 것은 1차 차분한 시계열 자료를 사용함을 의미). *term*은 국고채 3년물 수익률과 CD 수익률의 차이로, *def*는 회사채 AA- 3년물 수익률과 국민주택채권 5년물 수익률의 차이로, *div*는 주가 대비 배당금 비율로 한국은행 경제통계시스템 자료를 각각 이용함. 괄호() 안은 Newey-West 방법에 의해 추정된 *t*-값이며, *, **는 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄.

	LIQ_{t-1}	$term_{t-1}$	$ddef_{t-1}$	$ddiv_{t-1}$	$adj. R^2$
기본모형 (<i>baseline model</i>)	-	0.304** (3.31)	-1.008** (-3.37)	-1.084 (-1.79)	0.405
<i>ln(qs)</i>	-0.023** (-2.62)	0.284** (3.16)	-0.838** (-2.90)	-0.946 (-1.89)	0.447
<i>roll</i>	-0.034 (-0.12)	0.299** (2.66)	-0.998** (-3.91)	-1.078 (-1.75)	0.396
<i>fht</i>	0.757 (1.32)	0.340** (3.56)	-0.961** (-2.77)	-0.989 (-1.76)	0.418
<i>ln(liu)</i>	-0.001 (-0.28)	0.307** (3.25)	-1.008** (-3.38)	-1.084 (-1.79)	0.397
<i>turnover</i>	0.008* (2.10)	0.336** (4.09)	-0.987** (-3.17)	-0.970 (-1.98)	0.433
<i>amihud</i>	-0.509* (-2.19)	0.287** (3.32)	-1.064** (-3.65)	-0.987 (-1.72)	0.446
<i>roll impact</i>	-5.259 (-1.60)	0.362** (3.98)	-1.030** (-3.35)	-0.935 (-1.72)	0.423
<i>zero impact</i>	-0.513 (-1.97)	0.294** (3.38)	-1.031** (-3.36)	-1.011 (-1.84)	0.417
<i>zero1 impact</i>	0.058 (1.20)	0.326** (3.83)	-0.976 (-3.29)	-1.085 (-1.74)	0.402
<i>fht impact</i>	-4.338 (-1.22)	0.282** (2.99)	-1.055 (-3.34)	-1.008 (-1.75)	0.403
<i>ps</i>	0.120* (2.26)	0.308** (3.43)	-0.995** (-3.14)	-0.777 (-1.49)	0.441
<i>ln(amivest)</i>	-0.016 (-0.30)	0.298** (3.06)	-1.016** (-3.29)	-1.070 (-1.70)	0.396

2) 표본외 예측

상기 표본내 예측은 설정한 모형이 사후적으로 주어진 데이터를 얼마나 잘 설명하는지에 대한 논의이다. 그러나 정책담당자나 중앙은행에게는 이보다는 과거의 데이터를 가지고 미래에 대한 예측, 즉 표본외 예측을 할 때 예측 결과가 얼마나 잘 부합하는지가 훨씬 더 중요하다. 따라서 본 항에서는 통제변수만을 포함하는 기본모형과 *rdgp*의 1차 자기회귀 모형 등 “제약모형(restricted model)”의 표본외 예측 성과를 기본모형에 표본내 예측에서 유의미한 결과를 보인 유동성 지표를 포함한 “비제약모형(unrestricted model)”인 식 (7)의 표본외 예측 성과와 비교한다. 이를 위해, 먼저 제약모형과 비제약모형을 20분기(5년)의 데이터 창을 1분기씩 이동하며 각 변수를 추정하는 이동회귀분석을 수행한다. 다음, 동 이동회귀계수값과 데이터를 바탕으로 2000년 4사분기부터 예측값을 추정한다. 예측 성과를 평가하는 검정량으로는 MSE-비율, Clark and McCracken(2001)의 ENC-NEW 검정량, McCracken(2007)의 MSE-*F* 통계량을 사용한다.

ENC-NEW 검정량은 “제약모형이 비제약모형을 포함하는가”에 대한 귀무가설을 검정하는(encompassing test) 통계량으로 식 (8)과 같다. 동 검정량은 MSE-비율의 단순 비교분석에 비해 검정력이 높다고 보고된 바 있다(Clark and McCracken, 2001). 이를 본 논문에 적용하면, 기본모형이나 1차 자기회귀모형이 주식시장의 유동성 지표를 추가한 모형인 식 (7)을 포함하지 못할 경우 동 유동성 지표가 모형에 추가됨으로써 예측력이 제고되는 것으로 판단할 수 있다.

$$\text{ENC-NEW} = (P-h+1) \cdot \frac{P^{-1} \sum_t [\epsilon_{r,t+1}^2 - \epsilon_{r,t+1} \cdot \epsilon_{u,t+1}]}{MSE_u} \quad (8)$$

여기서 P 는 표본외 예측 횟수, $\epsilon_{r,t+1}$ 는 유동성 지표가 포함되어 있지 않은 제약모형의 표본외 예측 오차, $\epsilon_{u,t+1}$ 는 유동성 지표가 포함된 비제약모형의 표본외 예측 오차이며, MSE_u 는 비제약모형의 MSE이다.

MSE-*F* 통계량은 McCracken(2007)이 서로 중첩되는 2개 모형의 MSE가 동일한지를 검정하기 위해 제안한 *F*-검정 형태의 통계량으로 식 (9)와 같다. 여기서 MSE_r 은 제약모형의 MSE를 의미한다.²⁷⁾

27) ENC-NEW 검정량과 MSE-*F* 통계량은 표준적인 분포 형태를 따르지 않는다. 따라서 Clark and McCracken (2001)이 부트스트랩(bootstrapping)을 통해 제공한 임계치(critical value)를 사용한다.

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

<표 9>는 중첩모형(nested model) 간 *rgdp*에 대한 표본의 예측 성과를 비교분석한 MSE-비율, ENC-NEW 검정량, MSE-F 통계량 추정치이다. *turnover*는 MSE-비율 및 ENC-NEW 검정통계량 상 그 예측력이 제약모형보다 높은 것으로 나타나지만, MSE-F 통계량 상으로는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는다. *ps*는 MSE-비율, ENC-NEW 검정량, MSE-F 통계량 모두에서 제약모형의 예측력을 제고할 수 있는 것으로 나타난다. 반면, 표본내 예측 성과에서 강건한 결과를 보였던 *qs*와 *amihud*는 MSE-비율, ENC-NEW 검정량, MSE-F 통계량 모두에서 기본모형보다 표본의 예측력이 높다고 할 수 없다.

반면, *rgdp*의 1차 자기회귀모형에 비해서는 4개 유동성 지표가 개별적으로 포함될 경우 모두 표본의 예측력이 제고되는 것으로 나타난다.

3) 유동성 지표의 미래 경기상황 예측 경로 분석 : 안전자산(유동자산) 선호에 따른 포트폴리오 재조정 여부

표본내/표본외 예측 결과, KOSPI 시장의 유동성 지표 중 4개(*qs*, *turnover*, *amihud*, *ps*)/2개(*turnover*, *ps*) 측정치가 미래 경기상황과 연관된 정보를 갖는 것으로 확인되었다. 특히 회전율과 Pastor and Stambaugh(2003) 측정치는 표본내/표본외 예측 모두에서 유의미하였다. KOSPI 시장에서 이들 유동성 지표가 경기예측력을 보이는 것을 어떻게 설명할 수 있을까? 지금까지 연구에 의하면 주식시장의 유동성은 크게 3개 경로를 통해 경기예측력을 발휘하는 것으로 설명되고 있다(제 II장 참조). 본 항에서는 이 중 안전자산선호 또는 유동자산선호에 따른 포트폴리오 재조정 경로를 검증한다.²⁸⁾

경기상황이 나빠질 것으로 예상되는 경우 합리적 투자자는 경기후퇴기에 수익성이 악화될 가능성이 높은 소기업 주식의 비중을 줄이는 대신 대기업 주식의 비중을 늘리면서, 즉 보다 안전하고 유동성이 높은 자산으로 자신의 포트폴리오를 재조정한다. 이를 역으로 추론하면 주식시장의 유동성 변화를 보고 향후 경기상황의 변동을 예측할 수 있다는 것이 포트폴리오 재조정 경로 가설이다. 결국, 이 가설에 의하면, 기업규모에 따라 유동성 지표의 경기예측력은 달라진다. 보다 구체적으로, 경기후퇴가 예상되는 경우 투자자는 소기업

28) <표 6>과 주식 26에서 언급한 바와 같이, 유동성 지표와 설비투자증가율(*inv*) 간에는 유의미한 상관관계를 보이지 못해, 투자 경로 가설에 대한 검증을 별도로 시도하지 않는다. 이와 관련해서는 주식시장 유동성이 개별주식 수익률에 미치는 영향, 유동성이 개별기업의 유형자산 투자와 갖는 관계 등이 미시적 접근을 통해 선행적으로 점검될 필요가 있다고 판단된다.

주식부터 처분하려 하기 때문에 소기업 주식의 유동성 수준은 대(중)기업 주식의 유동성 수준보다 향후 경기상황 변화에 보다 민감하게 반응하게 된다.

<표 9> 유동성 지표의 실질 GDP 성장률에 대한 표본의 예측 결과

<표 8>의 표본내 예측에서 유의미한 결과를 나타낸 *qs*(스프레드율), *turnover*(회전율), *amihud*(Amihud 측정치), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치)에 대한 표본의 예측 결과임(자료를 구할 수 없어 *qs*의 최초 분석 시점은 1995년 1월 3일임). <패널 A>는 금융변수만이 포함된 기본모형 대비 유동성 지표가 추가된 모형의 표본의 예측 성과를 분석한 것이며, <패널 B>는 실질경제 성장률(*rgdp*)의 1차 자기회귀 모형 대비 유동성 지표가 추가된 모형의 예측 성과를 분석한 것임. 동 결과의 통계적 유의성을 검증하기 위해 MSE-비율 검정, Clark and McCracken (2001)의 ENC-NEW 검정, McCracken(2007)의 MSE-*F* 검정을 사용함. 한편, ENC-NEW 검정량과 MSE-*F* 검정량은 표준적인 분포를 따르지 않으므로 Clark and McCracken(2001)이 부트스트래핑을 통해 제공한 임계치를 사용함. *, **는 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄.

비제약모형	제약모형	MSE(비제약)/ MSE(제약)	ENC-NEW	MSE- <i>F</i>
<패널 A> 제약모형 : 기본모형(baseline model)				
<i>lnqs</i> _{<i>t</i>-1} <i>term</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddef</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddiv</i> _{<i>t</i>-1}	<i>term</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddef</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddiv</i> _{<i>t</i>-1}	1.08	1.54	-3.79
<i>turnover</i> _{<i>t</i>-1} <i>term</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddef</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddiv</i> _{<i>t</i>-1}	<i>term</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddef</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddiv</i> _{<i>t</i>-1}	0.98	2.78*	1.03
<i>amihud</i> _{<i>t</i>-1} <i>term</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddef</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddiv</i> _{<i>t</i>-1}	<i>term</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddef</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddiv</i> _{<i>t</i>-1}	1.08	-1.20	-3.83
<i>ps</i> _{<i>t</i>-1} <i>term</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddef</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddiv</i> _{<i>t</i>-1}	<i>term</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddef</i> _{<i>t</i>-1} <i>ddiv</i> _{<i>t</i>-1}	0.94	7.06***	2.88**
<패널 B> 제약모형 : 실질 GDP 성장률(<i>rgdp</i>)의 1차 자기회귀 모형				
<i>lnqs</i> _{<i>t</i>-1} <i>rgdp</i> _{<i>t</i>-1}	<i>rgdp</i> _{<i>t</i>-1}	1.081	3.90**	-3.68
<i>turnover</i> _{<i>t</i>-1} <i>rgdp</i> _{<i>t</i>-1}	<i>rgdp</i> _{<i>t</i>-1}	0.870	7.31***	7.34***
<i>amihud</i> _{<i>t</i>-1} <i>rgdp</i> _{<i>t</i>-1}	<i>rgdp</i> _{<i>t</i>-1}	0.881	5.66***	6.62***
<i>ps</i> _{<i>t</i>-1} <i>rgdp</i> _{<i>t</i>-1}	<i>rgdp</i> _{<i>t</i>-1}	0.979	5.22**	1.05*

<표 10> 기업규모에 따른 유동성 지표의 실질 GDP 성장률에 대한 표본내 예측

<표 8>과 <표 9>의 표본내/표본외 예측에서 유의미한 예측력을 지닌 것으로 분석된 유동성 지표(t 분기)인 qs (스프레드율), $turnover$ (회전율), $amihud$ (Amihud 측정치), ps (Pastor and Stambaugh 측정치)의 기업규모별 측정치를 독립변수로 하는 표본내 예측을 수행함(자료를 구할 수 없어 qs 의 최초 분석 시점은 1995년 1월 3일임). 먼저 표본기업을 직전 분기 시가총액평균에 따라 4분위(quartile)로 구분하여 상위 25%에 해당하는 대기업(liq^{big})과 하위 25%에 해당하는 소기업(liq^{small})의 유동성 지표를 구하고, 이들이 지닌 $t+1$ 분기 실질경제성장률($rgdp$)에 대한 예측력을 검증함. 앞선 분석과 마찬가지로 기본모형에 사용된 금융변수는 t 분기 장단기스프레드($term$), 신용스프레드(def), 배당수익률(div)임(def , div 앞에 d 를 붙인 것은 1차 차분한 시계열 자료를 사용함을 의미). $rgdp$ 를 포함하여 이들 변수는 전분기 대비 증가율로서 계절조정계열을 사용함. $term$ 은 국고채 3년물 수익률과 CD 수익률의 차이로, def 는 회사채 AA- 3년물 수익률과 국민주택채권 5년물 수익률의 차이로, div 는 주가 대비 배당금 비율로 한국은행 경제통계시스템 자료를 각각 이용함. 괄호() 안은 Newey-West 방법에 의해 추정된 t -값이며, *, **는 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄.

	liq_{t-1}^{small}	liq_{t-1}^{big}	$term_{t-1}$	$ddef_{t-1}$	$ddiv_{t-1}$	$adj. R^2$
기본모형			0.304** (3.31)	-1.008** (-3.37)	-1.084 (-1.79)	0.405
$ln(qs)$	-0.016* (-2.00)	-	0.273** (2.94)	-0.907** (-3.04)	-1.021* (-2.09)	0.439
	-	-0.012 (-1.44)	0.304** (3.34)	-0.941** (-3.12)	-0.946 (-1.75)	0.414
	-0.015* (-2.05)	-0.010 (-1.61)	0.274** (2.91)	-0.851** (-2.90)	-0.900 (-1.93)	0.445
	0.01* (2.07)	-	0.260** (2.84)	-1.021** (-3.31)	-0.974 (-1.93)	0.429
$turnover$	-	0.002 (0.95)	0.326** (2.66)	-0.969** (-3.65)	-1.065** (-1.92)	0.404
	0.009 (1.68)	0.001 (0.18)	0.267* (2.12)	-1.012** (-3.85)	-0.974 (-1.77)	0.421
	-0.001** (-3.72)	-	0.172 (1.57)	-3.60** (0.00)	-1.00* (-2.03)	0.465
$amihud$	-	-0.004 (-0.61)	0.268* (2.44)	-1.091** (-2.86)	-0.980 (-1.47)	0.403
	-0.001** (-3.49)	0.001 (0.08)	0.175 (1.49)	-1.337** (-3.15)	-1.01 (-1.85)	0.456
	0.010** (2.84)	-	0.340** (3.82)	-0.974** (-3.25)	-1.082 (-1.75)	0.431
ps	-	-0.171 (-1.06)	0.305** (3.27)	-1.046** (-3.56)	-1.017 (-1.60)	0.403
	0.009** (2.56)	-0.140 (-0.83)	0.339** (3.75)	-1.006** (-3.33)	-1.028 (-1.58)	0.427

<표 10>은 $rgdp(t+1$ 분기)를 종속변수로 하고 앞선 표본내 예측에서 통계적으로 유의했던

유동성 지표(t 분기)인 qs , $turnover$, $amihud$, ps 각각을 독립변수로 하는 예측모형을 추정한 결과이다. 이때 기업규모에 따른 유동성 지표의 예측력 차이를 파악하기 위해, 표본기업을 직전 분기 시가총액평균에 따라 4분위(quartile)로 구분하고 상위 25%에 해당하는 대기업(liq^{big})과 하위 25%에 해당하는 소기업(liq^{small})의 유동성 지표를 각각 분리하여 $rgdp$ 에 대한 예측력을 검정하며, 앞선 분석과 마찬가지로 t 분기 $term$, def , div 등 금융변수를 통제 변수로 사용한다.

분석 결과, 4개 유동성 지표 모두에서 소기업 주식의 유동성 지표는 1분기 이후의 실질 GDP 성장률을 유의미하게 예측하는 반면, 대기업 주식의 유동성 지표는 그렇지 않다. 또한 대기업 주식의 유동성 지표만 포함한 모형은 기본모형에 비해 거의 설명력($adj.R^2$)이 개선되지 않지만, 소기업 주식의 유동성 지표만 포함한 경우에는 모형 설명력이 개선되는 것으로 나타난다. 종합하면, KOSPI 시장 유동성 지표의 경기예측력은 투자자들의 안전자산 또는 유동자산 선호에 따른 포트폴리오 재조정에 어느 정도 기인함을 시사한다.

3. 경기순환국면 예측 : 강건성 검증

1) 표본내 예측

앞선 분석에서 실질 GDP 성장률을 예측하는데 유용하다고 확인된 2~4개 유동성 지표가 경기순환국면을 예측하는데 유용한지도 흥미로운 일이다. 국내 통계청이 발표하고 있는 경기 기준순환월이 월단위로 발표되는 점을 감안하여, 본 분석에서는 개별 유동성 지표를 분기 대신 월단위로 재계산해 사용한다.

[그림 2]는 qs , $turnover$, $amihud$, ps 의 월별 측정치와 통계청에서 발표하는 국내 경기 기준순환월을 동시에 표시한 것이다. 그림 상으로 보면, 유동성은 경기후퇴기가 시작되기 전부터 이미 악화되는 것을 볼 수 있다. 보다 구체적으로, $turnover$ 와 ps 는 음영부분 이전부터 하락세를 보이며, qs ²⁹⁾와 $amihud$ 는 경기후퇴기가 시작되기 전부터 상승세를 보이기 시작한다. 이로써 유동성 지표가 실질 GDP 성장률을 예측하는데 도움이 된다는 앞선 분석 결과가 재차 뒷받침된다.

그럼으로 확인한 주식시장의 유동성 지표와 경기순환국면의 관계를 보다 엄밀히 검증하기 위해 Estrella and Hardouvelis(1991)의 방법론을 원용하여 식 (10)의 probit 모형을 추정한다. 경기후퇴기를 '1', 경기회복기는 '0'으로 하고, 앞선 분석에 사용한 독립변수를 그대로 사용

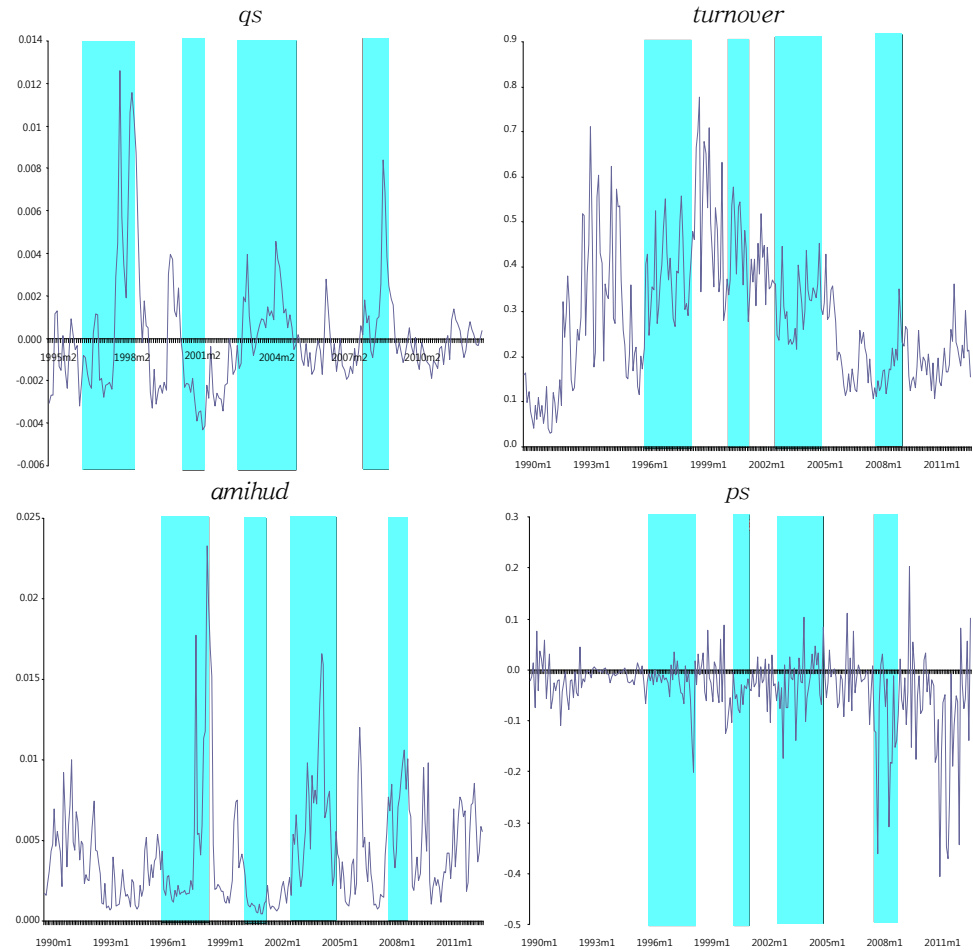
29) 여타 유동성 지표와는 달리, qs 는 불안정시계열임에 따라 Hodrick-Prescott(1997) 필터기법을 이용하여 추세를 제거한 값을 사용한다.

한다. 경기 기준순환일은 통계청에서 발표한 자료 상의 기준을 사용한다.

$$\begin{aligned} P(X_t = 1 | LIQ_{t-3}, term_{t-3}, ddef_{t-3}, ddiv_{t-3}) \\ = \Phi(\alpha + \beta_1 LIQ_{t-3} + \beta_2 term_{t-3} + \beta_3 ddef_{t-3} + \beta_4 ddiv_{t-3}) \end{aligned} \quad (10)$$

[그림 2] 주식시장의 유동성 지표와 경기순환

[그림 2]는 <표 8>과 <표 9>의 표본 내/표본 외 예측에서 실질경제 성장률을 유의미하게 예측하는 것으로 분석된 유동성 지표인 *qs*(스프레드율), *turnover*(회전율), *amihud*(Amihud 측정치), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치)와 통계청에서 발표하는 경기 기준순환일을 동시에 나타낸 것임. 이때 경기 기준순환일이 월단위로 발표됨에 따라 유동성 지표도 월별 수치로 재계산하며, 음영부분은 통계청의 기준순환일상 경기후퇴기에 해당함. 여타 유동성 지표와는 달리, *qs*(스프레드율)는 자료를 구할 수 없어 최초 분석 시점이 1995년 1월 3일이며 불안정시계열이어서 Hodrick-Prescott(1997) 필터기법을 이용하여 추세를 제거한 값을 사용함.



여기서 $P(X_t = 1 | LIQ_{t-3}, term_{t-3}, ddef_{t-3}, ddiv_{t-3})$ 는 주식시장의 유동성 지표와 금융 변수가 주어진 상태에서 경기가 후퇴기에 속할 조건부확률을 의미하며, Φ 는 누적표준 정규분포함수이다. 시차변수는 앞선 분석에서 유동성 지표가 실질 GDP 성장률을 1분기 정도 선행한 점을 감안하여 3개월 시차를 둔다.

<표 11>은 식 (10)의 probit 모형의 LIQ_{t-3} 에 qs , $turnover$, $amihud$, ps 를 차례로 대입해 추정한 결과이다. $term$, def , div 등의 금융변수만으로 구성된 기본모형에서 해당 변수들의 회귀계수 부호는 예상과 일치하여 나타난다. 즉 장단기스프레드가 확대될수록, 신용스프레드가 축소될수록, 배당수익률이 낮아질수록 경기가 후퇴할 확률이 낮아진다. qs , $turnover$, ps 의 회귀계수는 1% 또는 5% 수준에서 통계적으로 유의하며, $amihud$ 는 10% 수준에서 제한적으로 유의하다. pseudo R^2 를 금융변수만 포함된 기본모형과 비교해보더라도 4개 유동성 지표가 추가로 포함된 모형에서 설명력이 보다 제고되는 것으로 나타난다. 따라서 엄밀하게 말해, 비유동성 지표인 qs , $amihud$ 의 측정치가 커질수록 경기가 후퇴할 확률이 높아지고, 협의의 유동성 지표인 $turnover$, ps 의 측정치가 커질수록 경기가 후퇴할 확률은 낮아진다.

<표 11> 주식시장 유동성 지표의 경기순환국면에 대한 표본내 예측 결과

<표 11>은 <표 8>과 <표 9>의 표본내/표본외 예측에서 실질경제성장률($rgdp$)을 유의미하게 예측하는 것으로 나타난 유동성 지표(t 월) qs (스프레드율), $turnover$ (회전율), $amihud$ (Amihud 측정치), ps (Pastor and Stambaugh 측정치)를 차례로 식 (10)의 probit 모형에 대입하여 추정한 결과임(자료를 구할 수 없어 qs 의 최초 분석 시점은 1995년 1월 3일임). 시차변수는 앞선 분석에서 유동성 지표가 실질경제성장률을 1분기 정도 선행한 점을 감안하여 3개월 시차를 뒀다. 이때 경기 기준순환일이 월단위로 발표됨에 따라 유동성 지표도 월별 수치로 재계산하며, 여타 유동성 지표와는 달리, qs (스프레드율)는 불안정시계열이어서 1차 차분한 값을 사용함. *, **는 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄.

	LIQ_{t-3}	$term_{t-3}$	$ddef_{t-3}$	$ddiv_{t-3}$	pseudo R^2
기본모형	-	-52.83* (-2.23)	31.55** (2.73)	138.39* (2.56)	0.081
dqs	3.01* (2.17)	-54.24* (-2.24)	33.98** (2.84)	160.02** (2.86)	0.098
$turnover$	-1.99* (-2.67)	-36.52 (-1.48)	33.89** (2.89)	147.33** (2.72)	0.106
$amihud$	54.31 (1.87)	-45.52 (-1.89)	26.07* (2.19)	132.11* (2.42)	0.093
ps	-3.42** (-2.64)	-53.73* (-2.28)	28.64* (2.49)	133.17* (2.46)	0.108

2) 표본외 예측

이제 마지막으로 주식시장의 유동성 지표가 경기순환국면에 대해 갖는 표본외 예측 성과를

분석해보자. 이를 위해, 먼저 금융변수만 포함된 기본모형과 여기에 유동성 지표를 추가한 모형을 60개월(5년)의 데이터 창을 1개월씩 이동하며 각 변수를 추정하는 이동회귀분석을 수행한다. 다음, 동 회귀계수값과 해당 데이터를 바탕으로 2000년 6월부터 예측값을 추정한다. 모형간 예측 성과는 QPS(quadratic probability score), LPS(log probability score), KS (Kuipers score) 등 3가지 점수를 사용하여 판단한다(Clements and Galvao, 2006, Katayama, 2010 등 참조).

QPS는 MSE와 유사한 형태로 식 (11)과 같이 정의되며, 0과 2사이의 값을 가지고, 동 값이 작을수록 예측 성과가 높다.

$$QPS = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{p}_t - y_t)^2 \quad (11)$$

여기서 \hat{p}_t 은 t 월의 예측된 경기후퇴기일 확률이고, y_t 는 경기후퇴기이면 1을, 경기회복기이면 0을 갖는 경기상황을 나타내는 표시변수이다.

LPS는 식 (12)로 정의되며, 이 역시 작은 값을 가지는 경우가 예측력이 높다.

$$LPS = -\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \log(\hat{p}_t) + (1 - y_t) \log(1 - \hat{p}_t) \quad (12)$$

마지막으로 KS는 식 (13)로 정의되는데, -1과 1사이의 값을 가지며, 큰 값을 가질수록 예측 성과가 높다. 동 지표는 50% 확률의 기준값을 사용하여 예측 성과를 비교한다는 점에서 앞선 2개의 지표와는 성격이 다소 다르다.

$$KS = \frac{\sum_{t=1}^T y_t \cdot 1_{(\hat{p}_t > 0.5)}}{\sum_{t=1}^T y_t} - \frac{\sum_{t=1}^T (1 - y_t) \cdot 1_{(\hat{p}_t > 0.5)}}{\sum_{t=1}^T (1 - y_t)} \quad (13)$$

여기서 $1_{(\hat{p}_t > 0.5)}$ 는 확률이 50%를 초과하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 표시함수이다. 식 (13)의 전항은 경기후퇴기 전체 중에서 예측확률이 50%를 초과한 경우의 비율이고, 후항은 경기회복기 전체 중에서 예측확률이 50%를 초과한 경우의 비율이다.

<표 12>는 주식시장의 유동성 지표가 경기순환에 대해 갖는 표본외 예측 성과를 검정한 결과이다. 전체적으로 보면, 유동성 지표가 포함된 모형이 기본모형에 비해 경기순환국면에 대한 표본외 예측력이 높다. 보다 구체적으로, QPS와 KS 상으로는 *turnover*, *amihud*, *ps*가

포함된 모형이 기본모형에 비해 예측력이 높으며, *qs*가 포함된 모형만이 그렇지 못하다. 이에 비해, LPS 상으로는 *turnover*가 포함된 모형만이 기본모형에 비해 표본외 예측력이 높다.

<표 12> 주식시장 유동성 지표의 경기순환국면에 대한 표본외 예측 성과 비교

<표 12>는 *qs*(스프레드율), *turnover*(회전율), *amihud*(Amihud 측정치), *ps*(Pastor and Stambaugh 측정치)에 대한 probit 모형의 표본외 예측 성과를 금융변수만으로 이루어진 기본모형과 비교한 결과임(자료를 구할 수 없어 *qs*의 최초 분석 시점은 1995년 1월 3일임). 분석에는 3가지 점수(score)를 사용함. QPS(quadratic probability score)는 MSE와 유사한 형태로 본문의 식 (11)과 같이 정의되며, 0과 2 사이의 값을 가지고, 추정치가 작을수록 예측 성과가 높음. LPS(log probability score)는 본문의 식 (12)로 정의되며, 0에서 무한대의 값을 가지고, 이 역시 작은 값을 가지는 경우가 예측력이 높음. 한편, KS(Kuipers score)는 본문의 식 (13)으로 정의되는데, -1과 1사이의 값을 가지며, 추정치가 클수록 예측 성과가 높음. 이때 경기 기준순환일이 월단위로 발표됨에 따라 유동성 지표도 월별 수치로 재계산하며, 여타 유동성 지표와는 달리, *qs*(스프레드율)는 불안정시계열이어서 1차 차분한 값을 사용함.

	<i>QPS</i>	<i>LPS</i>	<i>KS</i>
기본모형	0.4564	0.7198	0.2926
<i>dqs</i> +기본모형	0.4778	0.7242	0.2887
<i>turnover</i> +기본모형	0.4247	0.7036	0.3478
<i>amihud</i> +기본모형	0.4208	0.8190	0.4563
<i>ps</i> +기본모형	0.4543	0.7260	0.3173

VI. 결 론

중앙은행의 통화정책은 단기 정책금리를 조정해 장기금리에 영향을 미침으로써 소비와 투자 등 거시경제 전반에 걸쳐 그 영향을 확산하려는 목표를 지닌다. 하지만 다른 경제여건과 마찬가지로 이제 금융시장도 그 구조가 복잡해져, 전통적 경제여건에서 확립된 이러한 목표를 달성하는데 있어 중앙은행 스스로가 통제하기 어려운 영역이 크게 증가하였다. 이에 대한 하나의 대응으로 중앙은행은 자본시장에서 형성되는 장기금리, 주식수익률, 거래 등의 동향을 면밀히 모니터링 해오고 있다. 이는 금융변수에 포함되어 있는 시장참가자들의 향후 경기상황에 대한 기대를 읽어내기 위함이라 할 수 있다.

본 논문은 이러한 배경 하에서 주식시장의 유동성도 통화정책을 수행하는 중앙은행에게 중요한 정보변수로 활용될 수 있는지를 점검하고자 하였다. 그 결과, 일부 유동성 지표(스프레드율, 회전율, Amihud(2002) 측정치, Pastor and Stambaugh(2003) 측정치)가 1분기 이후의 경기상황을 예측하는데 매우 유용한 것으로 확인되었다. 이들 중 회전율과 Pastor

and Stambaugh(2003) 측정치는 표본 내/표본 외 예측에서 모두 유의미하였다. 특히 회전을 (또는 스프레드율)은 복잡한 계산과정을 거치지 않더라도 시장참여자들이 손쉽게 얻을 수 있는 시장통계량이고 투자자들이 실제로 거래를 결정할 때 많이 사용하는 기술적 분석(technical analysis)의 도구라는 점에서 그 설득력이 크다고 판단된다. 본 논문의 결과에 따르면 이들 유동성 지표는 자본시장을 모니터링 하는 중앙은행이 그 활용을 검토해봐야 하는 주요 금융변수라 판단된다.

또한 KOSPI 시장에서 일부 유동성 지표의 이러한 경기에측력은 합리적 투자자 또는 시장을 주도하는 투자자가 향후 경기상황을 예측하여 자신의 포트폴리오를 재조정하는 과정에서 일정 부분 나타난 것으로 보인다. 반면, 주식시장의 유동성이 기업의 자기자본 조달비용을 낮춰 기업의 실물투자를 확대하는 과정에서 경기에측력을 갖는다는 소위 투자 경로 채널에 대한 실증적 근거는 확인되지 않았다.

본 논문은 국내에서는 처음으로 주식시장의 유동성과 미래 거시경제상황 간의 관계에 대한 분석을 시도하였다. 때문에 현재 세계재무학계의 성과를 바탕으로 살펴보면 향후 다방면에 걸쳐 국내 연구가 진행될 수 있다고 생각한다. 본 논문과는 다른 방식으로 포트폴리오 재조정 및 투자 경로 채널 논의를 풍부하게 해본다든지(예 : 소비기준 자산가격결정 모형(consumption-based CAPM)을 활용), 다른 자본시장(예 : 채권시장 또는 외환시장)의 유동성에 초점을 맞춰 주식시장과 비교해본다든지, 또는 개인투자자와 성장형 기업의 비중이 큰 코스닥시장의 유동성도 함께 분석해보는 것이 하나의 예일 것이다. 글로벌 금융위기를 겪으면서 금융시장, 금융시스템, 실물경제는 함께 가는 수레의 양쪽 바퀴임을 절실히 깨닫게 된 현시점에서, 자본시장과 실물경제 간의 연계를 포괄하는 심도 깊은 연구가 곧 활발히 이루어지기를 기대해본다.

참 고 문 헌

- 박재성, 엄경식, “스프레드율을 통해 관찰된 비유동성 프리미엄 특성”, 재무연구, 제21권 제2호, 2008, 77-114.
- 박종호, 엄경식, “한국주식시장에서 포트폴리오 수익률의 양의 1차 자기상관 : 비동시성 거래효과 vs. 부분가격조정가설”, 증권학회지, 제34권 제2호, 2005, 33-77.
- 양철원, “한국주식시장에서 시장유동성의 결정요인”, 한국증권학회지, 제39권 제1호, 2010, 103-132.
- 양철원, “한국주식시장에서 유동성 측정치 비교”, 재무연구, 제25권 제1호, 2012, 37-88.
- 윤상규, 배재수, “외국인 주식투자자금 유출입 요인 분석”, 한국은행 조사통계월보, 9월호, 2007, 23-56.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈, “한국주식시장에서 유동성 요인을 포함한 3요인 모형의 설명력에 관한 연구”, 재무연구, 제22권 제1호, 2009, 1-44.
- Acharya, V. A. and L. H. Pedersen, “Asset Pricing with Liquidity Risk,” *Journal of Financial Economics*, 77, (2005), 375-410.
- Amihud, Y., “Illiquidity and Stock Returns : Cross-Section and Time-Series Effects,” *Journal of Financial Markets*, 5, (2002), 31-56.
- Barro, R. J. and J. F. Ursua, *Stock-Market Crashes and Depressions*, NBER Working paper, 14760, National Bureau of Economic Research, 2009.
- Beber, A., M. W. Brandt, and K. A. Kavajecz, “What Does Equity Sector Orderflow Tell Us about the Economy?,” *Review of Financial Studies*, 24, (2011), 3688-3730.
- Bekaert, G., C. R. Harvey, and C. Lundblad, “Liquidity and Expected Returns : Lessons from Emerging Markets,” *Review of Financial Studies*, 20, (2007), 1783-1831.
- Brunnermeier, M. K. and L. H. Pedersen, “Market Liquidity and Funding Liquidity,” *Review of Financial Studies*, 22, (2009), 2201-2238.
- Campbell, J. Y., S. J. Grossman, and J. Wang, “Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns,” *Quarterly Journal of Economics*, 108, (1993), 905-939.
- Choe, H. and C.-W. Yang, “Liquidity Risk and Asset Returns : The Case of the Korean Stock Market,” *Korean Journal of Financial Management*, 26, (2009), 103-139.
- Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam, “Commonality in Liquidity,” *Journal of*

- Financial Economics*, 56, (2000), 3-28.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 113, (2005), 1-45.
- Clark, T. E. and M. W. McCracken, "Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models," *Journal of Econometrics*, 105, (2001), 85-110.
- Clements, M. P. and A. B. Galvao, *Combining Predictors and Combining Information in Modeling : Forecasting US Recession Probabilities and Output Growth*, In "Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles," eds. by Milas, Costas, Dick van Dijk, and Philip Rothman, 276 of Contributions to Economic Analysis, chap. 2, (2006), 55-74.
- Cooper, S. K., J. C. Groth, and W. E. Avera, "Liquidity, Exchange Listing and Common Stock Performance," *Journal of Economics and Business*, 37, (1985), 19-33.
- Eom, K. S., "Market Microstructure in the Korean Financial Markets : A Survey," *Asian Review of Financial Research*, 24, (2011), 525-629.
- Estrella, A. and G. Hardouvelis, "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity," *Journal of Finance*, 46, (1991), 555-576.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin, "Predicting U.S. Recessions : Financial Variables as Leading Indicators," *Review of Economics and Statistics*, 80, (1998), 45-61.
- Evans, M. D. D. and R. K. Lyons, "How Is Macro News Transmitted to Exchange Rates?," *Journal of Financial Economics*, 88, (2008), 26-50.
- Fama, E. F., "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity," *Journal of Finance*, 45, (1990), 1089-1108.
- Fong, K., C. W. Holden, and C. A. Trzcinka, *What Are the Best Liquidity Proxies for Global Research?*, Working paper, Indiana University, 2013.
- Gilchrist, S., V. Yankov, and E. Zakrajsek, "Credit Market Shocks and Economic Fluctuations : Evidence from Corporate Bond and Stock Markets," *Journal of Monetary Economics*, 56, (2009), 471-493.
- Goyenko, R. Y., C. W. Holden, and C. A. Trzcinka, "Do Liquidity Measures Measure Liquidity?," *Journal of Financial Economics*, 92, (2009), 153-181.
- Hasbrouck, J., "Trading Costs and Returns for U.S. Equities : Estimating Effective Costs

- from Daily Data,” *Journal of Finance*, 54, (2009), 1445–1477.
- Hasbrouck, J. and D. Seppi, “Common Factors in Prices, Order Flows, and Liquidity,” *Journal of Financial Economics*, 59, (2001), 383–411.
- Hodrick, R. and E. C. Prescott, “Postwar U.S. Business Cycles : An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, (1997), 1–16.
- Huang, R. and H. Stoll, “Dealer versus Auction Markets : A Paired Comparison of Execution Costs on NASDAQ and the NYSE,” *Journal of Financial Economics*, 41, (1996), 313–357.
- Huberman, G. and D. Halka, “Systematic Liquidity,” *Journal of Financial Research*, 24, (2001), 161–178.
- Katayama, M., *Improving Recession Probability Forecasts in the U.S. Economy*, Working paper, Louisiana State University and Kyoto University, 2010.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root : How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?*, *Journal of Econometrics*, 54, (1992), 159–178.
- Kyle, A. S., “Continuous Auctions and Insider Trading,” *Econometrica*, 53, (1985), 1315–1335.
- Lesmond, D. A., J. P. Ogden, and C. A. Trzcinka, “A New Estimate of Transaction Costs,” *Review of Financial Studies*, 12, (1999), 1113–1141.
- Levine, R., “Stock Markets, Growth and Tax Policy,” *Journal of Finance*, 46, (1991), 1445–1465.
- Levine, R. and S. Zervos, “Stock Markets, Banks, and Economic Growth,” *American Economic Review*, 88, (1998), 537–558.
- Liew, J. and M. Vassalou, “Can Book-to-Market, Size and Momentum Be Risk Factors that Predict Economic Growth?,” *Journal of Financial Economics*, 57, (2000), 221–245.
- Lipson, M. L. and S. Mortal, “Liquidity and Capital Structure,” *Journal of Financial Markets*, 12, (2009), 611–644.
- Liu, W., “A liquidity-Augmented Capital Asset Pricing Model,” *Journal of Financial Economics*, 82, (2006), 631–671.

- Longstaff, F. A., "The Flight-to-Quality Premium in U.S. Treasury Bond Prices, *Journal of Business*, 77, (2004), 511-525.
- Maio, P. and D. Philip, *Does the Stock Market Lead the Economy?*, Working paper, Hanken School of Economics, 2013.
- Marshall, B. R., N. H. Nguyen, and N. Visaltanachoti, "Liquidity Measurement in Frontier Markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 27, (2013), 1-12.
- McCracken, M. W., "Asymptotics for Out-of-Sample Tests for Granger Causality," *Journal of Econometrics*, 140, (2007), 719-752.
- Metes, D. V., *Visual, Unit Root and Stationarity Test and Their Power and Accuracy*, Working paper, Alberta University, 2005.
- Naes, R., J. A. Skjeltorp, and B. A. Odegaard, "Stock Market Liquidity and the Business Cycle," *Journal of Finance*, 66, (2011), 139-176.
- Pastor, L. and R. F. Stambaugh, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns," *Journal of Political Economy*, 111, (2003), 642-685.
- Roll, R., "A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market," *Journal of Finance*, 39, (1984), 1127-1139.
- Vassalou, M., "News Related to Future GDP Growth as a Risk Factor in Equity Returns," *Journal of Financial Economics*, 68, (2003), 47-73.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Forecasting Output and Inflation : The Role of Asset Prices," *Journal of Economic Literature*, 41, (2003), 788-829.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 32, Number 1, March 2015

Stock Market Liquidity as a Leading Indicator for Economic Growth : Korean Evidence^{*}

Sungwan Joo^{**} · Kyong Shik Eom^{***}

〈abstract〉

We examined whether stock market liquidity is empirically useful in predicting the economic growth and conditions in Korea. We followed the analytical methods by Naes, Skjeltorp, and Odegaard (2011) with several adaptations for the Korean stock market. We sampled 318 firms between January, 1990 to December, 2012 and used 1,940,394 firm days. We analyzed nine liquidity proxies (total 12 liquidity measures) and found that relative spread, turnover ratio, Amihud (2002) measure, and Pastor and Stambaugh (2003) measure are useful in forecasting one-quarter ahead real GDP growth rate and business conditions. We also found that the forecast ability of stock market liquidity somewhat comes from investors' portfolio shifts from illiquid and more risky assets to safer and more liquid assets due to changing expectations about economic fundamentals.

Keywords : Stock Market Liquidity, Real GDP Growth, Business Cycle, In-Sample/Out-of Sample Forecast, Flight-to-Quality

* This work was supported by the 2014 Research Fund of the University of Seoul.

** First author, Bank of Korea and Ph.D. candidate in Finance at Korea University Graduate School,
E-mail : bokman@korea.ac.kr.

*** Corresponding author, Professor, University of Seoul, College of Business Administration,
E-mail : kseom@uos.ac.kr