

기업고유 변동성과 체계적 변동성이 유동성에 미치는 효과

안희준 성균관대학교 경영대학 교수
이형철* 가톨릭관동대학교 경영대학 조교수

요약 본 연구는 2002년부터 2013년 기간 동안 한국거래소에 상장된 기업을 대상으로 한 실증분석을 통하여 변동성의 각 요소 즉, 기업고유 변동성과 체계적 변동성이 유동성에 미치는 효과를 고찰한다. 특히 시장조성자의 입장에서 시장 전체에 미치는 정보수집 비용이 기업 개별정보 수집 비용보다 저렴할 것이라는 가정 하에 총변동성 가운데 체계적 변동성의 크기가 클수록 또는 주식 가격의 동조화 정도가 클수록 역선택 비용이 작아 유동성이 크게 형성된다는 Chan, Hameed, and Kang(2013)의 연구결과에 주목하고, 시장조성자가 존재하지 않고 지정기주문을 통해 집합적으로 유동성이 공급되는 우리나라 시장 제도 하에서도 동일한 가설이 적용되는지를 검증한다. 실증분석의 결과, 기업고유 변동성의 크기가 큰 종목일수록 유동성은 떨어지며 체계적 변동성의 절대적인 크기가 큰 종목일수록 또 시장과의 동조화가 큰 종목일수록 유동성이 크다는 결과를 발견하였다. 특히, 각 변동성 요소와 유동성 사이의 관계는 매우 강하게 나타나는데, 다양한 종류의 실증분석을 적용함에도 일관된 결과를 보였다. 시장조성자가 존재하지 않는 한국의 주식시장에서도 시장조성자가 존재하는 미국 시장에서의와 같이 유동성 공급을 담당하는 투자자들이 신중하게 시장의 상황을 탐색하고 시장 전체의 주문흐름에 대한 정보를 활발히 활용한다는 본 논문의 발견점은 지정기주문형 시장의 실효성에 대한 의미 있는 단서를 제공한다.

주요단어 고유 변동성, 체계적 변동성, 주가 수익률 동조화, 유동성, 역선택 비용

투고일 2016년 09월 26일
수정일 2016년 11월 14일
게재확정일 2016년 11월 28일

* 교신저자. 주소 : 25601 강원도 강릉시 범일로 579번길 24(내곡동) 가톨릭관동대학교 경영대학 경영학과;
E-mail : hclee21@cku.ac.kr ; 전화 : 033-649-7365.

유익한 논평을 주신 익명의 두 분 심사위원님과 채준 편집위원장님께 감사를 전합니다. 또 본 논문이 발표된 2016년 한국증권학회 1차 정기학술발표대회에서 유익한 토론을 해주신 백강 교수님과 좋은 코멘트를 주신 세션 참석자 여러분께도 감사드립니다.

Systematic Volatility, Idiosyncratic Volatility, and Liquidity: Evidence from the Korean Stock Market

Hee-Joon Ahn

Professor, Business School, Sungkyunkwan University

Hyung Chul Lee*

Assistant Professor, College of Business Administration, Catholic Kwandong University

Received

26 Sep. 2016

Revised

14 Nov. 2016

Accepted

28 Nov. 2016

Abstract

We examine the effects of idiosyncratic and systematic volatility and stock return synchronicity on stock liquidity using a sample of firms listed on the Korea Exchange (KRX) from 2002 to 2013. The association between volatility and liquidity is extensively studied in the literature, with a typical focus on how “total” volatility affects liquidity. Few studies, however, divide volatility into idiosyncratic and systematic components to see how these individually influence liquidity. Distinguishing between the two components is important to studies examining the relationship between volatility and liquidity because they may influence liquidity in significantly different ways.

Market makers face two sources of risk in providing liquidity to the market: inventory risk and adverse selection risk. Greater inventory risk, greater adverse selection risk or both lead to greater spreads posted by market makers to cover their potential losses, resulting in reduced liquidity. To understand how this mechanism works, we need to understand how idiosyncratic and systemic volatility each pose inventory concerns and adverse selection risk to market makers.

* **Corresponding Author. Address:** Catholic Kwandong University, 24 Beomil-ro 527 beon-gil, Gangneung-si, Gangwon-do, 25601, Korea; **E-mail:** hclee21@cku.ac.kr; **Tel:** 82-33-649-7365.

We are thankful to two anonymous referees and Professor Joon Chae (editor) for their useful comments. We also thank Professor Baek Kang and the session participants at the 2016 Korean Securities Association Meetings for their helpful comments. All errors are our own.

Let us first consider how market makers' inventory risk is affected by the two volatility components. Predictions are possible in either direction. Since systematic volatility can be hedged away by market makers, it may not pose much inventory concern. Idiosyncratic volatility, however, may have a direct effect on inventory costs because it cannot be removed by hedging. Portfolio diversification has a completely opposite implication. Although idiosyncratic volatility can be diversified away easily, systematic volatility cannot. Hence, the former may not have as significant an effect on inventory costs as the latter.

The two volatility components may also have different influences on adverse selection risk. The costs related to information asymmetry tend to be greater with idiosyncratic volatility than with systematic volatility because it is easier for a market maker to access and interpret common signals to the market. As a result, firms with greater idiosyncratic volatility are more likely to have greater adverse selection risk and thus lower liquidity.

Studies investigating the association between the individual volatility components and liquidity fall into two groups: those that examine the link between systematic volatility and liquidity (e.g., Baruch et al., 2007; Baruch and Saar, 2009) and those that explore the effect of idiosyncratic volatility on liquidity (Bali et al., 2005; Spiegel and Wang, 2005). Chan et al. (2013) merge these two strands by examining how both idiosyncratic and systematic volatility affect liquidity at the same time. They propose that collecting market-wide information costs uninformed market makers less than collecting firm-specific information, and thus firms with greater systematic risk have smaller adverse selection costs and greater liquidity. Based on their empirical analysis of U.S. stocks, Chan et al. show that stocks with greater systematic volatility and greater return synchronicity with the market have greater liquidity. We investigate whether the same relationship holds in the Korean stock market, where there are no market makers and liquidity is provided collectively by investors placing limit orders.

We measure idiosyncratic volatility using residuals from the market model. Systematic volatility is then obtained by subtracting the idiosyncratic variance from the total variance. Return synchronicity, meanwhile, is measured as R^2 from the market model. For liquidity measures, we use the Amihud liquidity measure and Roll's spread, the two most popular liquidity proxies available with daily data. We regress the two liquidity proxies on the volatility components and return synchronicity measures together with a group of control variables that are known to affect liquidity in the literature. The latter includes stock price, equity market capitalization, turnover, and institutional ownership.

We find that idiosyncratic volatility decreases liquidity, whereas systematic volatility and stock return synchronicity increase liquidity. Our results are consistent with the explanation that the collective liquidity providers in the Korean stock market also find it cheaper to gather market-wide information than firm-specific information, which leads to lower adverse selection costs and greater liquidity for stocks with greater systematic volatility. Our empirical findings are robust to alternative variable definitions and model specifications.

Market makers play a central role in providing liquidity on the New York Stock Exchange (NYSE). However, on the KRX, there are no market makers. Limit orders submitted by the investing public serve as the primary repository of liquidity in stock trading. Despite this apparent difference in market structure, our empirical results generally support the findings of Chan et al. (2013) on the NYSE, which have an interesting implication for the efficacy of the limit-order trading system. Although individual limit-order traders do not possess the same set of advantages that market makers have in terms of their monopolistic access to order flow information, it appears that "collectively" the investing public substitutes market makers and plays the same role in providing liquidity to the market.

Keywords Idiosyncratic Volatility, Systematic Volatility, Return Synchronicity, Liquidity, Adverse Selection Risks

I. 서론

전통적인 재무이론은 시장에서 주식거래를 할 때 어떤 장애요소도 존재하지 않음을 가정한다. 그러나 실제로 주식시장에는 거래를 방해하는 여러 가지 현실적인 장애요소가 존재하며, 다양한 형태로 투자자들의 거래활동에 제약을 가한다.¹⁾ 주식거래의 장애요소가 적을수록 투자자는 최소한의 비용으로 많은 양의 주식을 신속하게 거래할 수 있는데 이렇게 적은 거래비용으로 많은 양의 주식을 신속하게 거래할 수 있는 정도를 유동성(liquidity)이라 부른다. 주식시장의 유동성은 다양한 요인에 의해 영향을 받는 것으로 알려져 있는데 그 중 중요한 하나가 수익률의 변동성(volatility)이다(Stoll, 2000). 변동성이 큰 주식일수록 미래 체결가격의 불안정성으로 인해 유동성공급자는 더 큰 재고위험에 직면하게 된다. 뿐만 아니라, 변동성이 큰 주식일수록 정보거래의 가능성이 크기 때문에(French and Roll, 1986), 유동성공급자가 직면하는 역선택 위험은 그만큼 커지게 된다. 따라서 해당주식의 거래비용은 높아지고, 유동성은 낮아지게 된다.

한편, 변동성은 공통요인에 의한 체계적 변동성(systematic volatility)과 개별기업특성에 의한 고유변동성(idiosyncratic volatility)으로 나누어진다. 변동성이 유동성에 미치는 영향에 대한 연구들을 보면, 대개 전체 변동성이 유동성에 미치는 영향에 초점을 두며, 변동성을 구성요소별로 나누어 체계적 변동성과 고유변동성 각각이 유동성에 어떠한 영향을 미치는가에 대해 고찰하는 연구는 많지 않다. 하지만 유동성에 대한 연구에서 변동성을 요소별로 나누어 고찰하는 것은 중요한데, 그 이유는 체계적 변동성과 비체계적 변동성이 전혀 다른 방식으로 유동성에 영향을 줄 수 있기 때문이다.

예를 들어, 유동성공급자가 느끼는 재고위험이 요소별 변동성과 어떠한 관련성을 가지는지 살펴보자. 먼저 헤지(hedge)에 초점을 맞추어 생각하면, 체계적 변동성은 상대적으로 헤지가 수월하기 때문에 재고위험에 큰 영향을 주지 못 하는 반면, 고유변동성은 헤지가 어려워 재고위험에 직접적인 영향을 줄 수 있다. 한편, 포트폴리오 분산투자(portfolio diversification)의 관점에서 생각해보면, 고유변동성은 위험분산이 용이하기 때문에 체계적 변동성보다 재고위험에 상대적으로 작은 영향을 줄 가능성도 있다. 따라서 앞선 예측과 반대 방향의

1) Stoll(2000)은 이렇게 주식거래에 제약을 가져오는 장애요인을 통틀어 마찰(friction)이라 일컫는다.

예측도 가능하다.

체계적 위험과 고유위험이 재고위험에 서로 다른 영향을 줄 수 있는 것과 마찬가지로 두 변동성 요소는 유동성공급자의 역선택 위험에도 각각 다른 영향을 줄 수 있다. 유동성공급자가 직면하는 정보비대칭은 시장에 공통적으로 영향을 주는 거시정보보다는 기업고유정보와 관련성이 클 것이므로 상대적으로 고유변동성이 큰 기업은 역선택 비용이 클 것이고 때문에 유동성이 낮을 수 있다.²⁾

체계적 위험이 유동성에 미치는 영향을 분석한 연구로는 Baruch, Karolyi, and Lemon (2007)과 Baruch and Saar(2009)를 들 수 있다. Baruch et al.(2007)은 유동성에 초점을 두어 교차상장의 효과를 설명하는 이론모형을 제시했는데, 주식이 교차상장을 한 두 시장 중 해당주식과 수익률의 상관계수가 높은 시장으로 거래량이 몰린다는 예측을 한다. 이러한 현상이 나타나는 이유는 시장과 상관관계가 높은 주식일수록 유동성공급자가 시장 전체의 거래로부터 상대적으로 많은 양의 정보를 얻을 수 있어 가격발견이 수월하기 때문이다.³⁾ Baruch and Saar(2009)는 Baruch et al.(2007)과 동일한 맥락에서 개별주식의 수익률과 시장수익률의 변동이 유사한 거래소에 주식을 상장하는 것이 해당 주식의 유동성을 증가시킨다는 모델을 제시하였다. 그들은 NYSE와 NASDAQ 사이에 상장을 변경한 기업들에 대한 분석을 통해 시장수익률의 동조화 정도가 유동성에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 보고하였다. Chan, Hameed, and Kang(2013)은 체계적 변동성과 유동성 사이의 관계를 다음과 같이 설명한다. 시장조성자의 입장에서는 기업의 개별 정보보다 시장 전체와 관련된 정보를 얻는 것이 더 용이하기 때문에 체계적 변동성의 비중이 큰 종목일수록 정보비용이 상대적으로 작게 나타나며, 결과적으로 체계적 위험이나 주식시장과의 동조화가 더 큰 종목일수록 상대적으로 유동성이 크게 형성된다.

고유변동성과 유동성 사이의 관계를 다룬 연구로는 Bali, Cakici, Yan, and Zhang(2005)과 Spiegel and Wang(2005)을 들 수 있다. Bali et al.(2005)은 Goyal and Santa-Clara(2003)가 밝힌 고유변동성과 수익률 사이의 양의 관계가 실제로는 고유변동성과 관련된 유동성 프리미엄에 기인한 것이라 설명한다. 한편, Spiegel and Wang(2005)은 고유변동성과 유동성은 상호 역의 관계를 가지며 수익률에 상반되는 영향을 준다고 주장하였다.⁴⁾ 그러나 Bali et

2) 좀 더 구체적인 설명은 Chan et al.(2013)을 참고.

3) Baruch et al.(2007)은 미국 증권시장에 교차상장한 해외주식을 대상으로 한 실증분석을 통해 그들의 이론적 주장을 뒷받침하는 증거를 발견하였다.

al.(2005)과 Spiegel and Wang(2005)의 연구는 수익률의 설명요인으로서 고유변동성과 유동성에 초점을 맞추고 있기에 고유변동성과 유동성 사이의 직접적인 관계를 규명하는 연구와는 어느 정도 거리가 있다.

체계적 변동성과 고유변동성이 유동성에 서로 다른 영향을 줄 수 있다는 점에 주목하여 하나의 틀 안에서 두 요인이 유동성에 각각 어떠한 영향을 미치는가를 분석한 연구로는 앞서 언급되었던 Chan et al.(2013)이 있다. 이들은 절대동조화가설(absolute synchronicity hypothesis)을 통해 고유변동성은 재고위험과 역선택 비용을 늘려 유동성에 부(-)의 영향을 주는 반면 체계적 변동성은 재고비용 및 역선택 비용을 줄이는 역할을 하여 유동성에 정(+)의 영향을 줄 것이라는 예측을 하였다. Chan et al.(2013)은 미국 증권시장에 대한 분석을 통해 시장과의 동조화가 큰 종목일수록 또 체계적 변동성이 큰 종목일수록 유동성도 높다는 결과를 확인하였다.

본 연구는 지금까지 언급한 선행연구의 연장선상에서 한국거래소에 상장된 기업을 대상으로 체계적 변동성의 크기가 큰 기업과 작은 기업 간에, 기업고유 변동성의 크기가 큰 기업과 작은 기업 간에, 또 주식가격의 동조화 정도가 큰 기업과 작은 기업 간에 유동성의 차이가 있는지를 살펴본다. 시장 전체에 영향을 미치는 정보에 대한 수집비용이 기업 고유정보의 수집비용보다 저렴하다면 체계적 요인의 영향을 크게 받는 종목이 상대적으로 역선택 비용이 작으며 유동성이 클 것이라는 예측이 가능하다. 즉, 체계적 위험 또는 주식 동조화의 정도가 유동성에 양(+)의 영향을 줄 것이라는 예측이 가능하며, 반대로 고유위험이 크고 주식 동조화의 정도가 작을수록 유동성이 낮을 것이라는 예측이 가능하다. 본 논문에서는 이러한 예측을 검증한다.

본 연구에서는 Chan et al.(2013)에서 사용한 방법에 따라 변동성을 체계적 변동성과 고유변동성으로 나누어 분석을 진행한다. 좀 더 구체적으로 설명하면, 고유변동성의 크기는 시장모형에서 추정된 잔차의 표준편차를 이용하여 측정한다. 체계적 위험의 경우, 총변동성이 체계적 위험과 고유위험으로 구성된다는 가정 하에 총변동성에서 고유변동성을 차감하여 구한다. 수익률 동조화의 측정은 Morck, Yeung, and Yu(2000)의 방법을 빌어 시장모형에서 추정된 R^2 를 이용한다. 한편, 유동성의 측정치로는 유동성 관련 연구에서 널리 쓰이는

4) 장병훈, 안희준(2015)은 국내 주식시장을 대상으로 고유변동성과 공모도 사이의 관계를 분석한 연구에서 고유변동성과 유동성 사이에 역의 관계를 존재함을 보고했다.

Amihud(2002)의 유동성 측정치와 Roll(1984) 스프레드를 응용한 가격충격 측정치인 Roll impact를 사용하기로 한다(Goyenko, Holden, and Trzcinka, 2009). 이들 변수 외에 통제 변수로 거래회전율, 주가, 시가총액, 기관투자자 거래 비중 등을 포함한 회귀분석을 통해 체계적/비체계적 변동성 및 수익률동조화의 정도가 유동성에 어떠한 영향을 살피는지를 고찰한다. 분석은 2002년부터 2013년 기간까지 한국거래소에 상장된 기업을 대상으로 하며, 분석자료는 Fn-DataGuide Pro로부터 구하여 사용하였다.

주요 분석결과는 다음과 같다. 우선 예상한 바와 같이 체계적 변동성이 큰 종목일수록 유동성도 높음을 발견할 수 있었다. 뿐만 아니라 수익률의 동조화 정도가 큰 종목일수록 유동성이 높게 나타났다. 반면 기업고유위험은 그 크기가 커질수록 유동성이 작아짐을 확인할 수 있었다. 이러한 패턴은 Chan et al.(2013)의 설명과 일치하는 결과로 절대동조화가설이 우리나라 시장에서도 설명력을 가짐을 시사한다.

시장에 누가 유동성을 공급하느냐의 관점에서 보면 한국과 미국의 시장미시구조는 크게 상이하다. 한국주식시장에서는 투자자들이 지정가주문을 통해 집합적으로 시장에 유동성을 공급하는 반면, 미국 시장에서는 시장조성자가 최종적인 유동성공급자의 역할을 수행한다. Chan et al.(2013)은 미국 시장에 대한 분석을 통해 시장조성자가 존재하는 거래환경에서 그들의 가설이 성립함을 보였다. 우리는 본 연구를 통해 유동성의 공급체계가 미국과는 상이한 우리나라 시장에서도 변동성과 유동성 사이에 Chan et al.(2013)이 밝힌 바와 동일한 결과가 성립함을 확인할 수 있었다. 특히 본 연구의 실증분석에 의하면 변동성 요소와 유동성 사이의 관계에서 재고비용은 큰 역할을 차지하지 않는 것으로 나타나는데 이는 양방향 재고유지의 부담을 가지는 시장조성자가 존재하지 않는 우리 주식시장의 시장구조와 일맥상통하는 결과로 해석할 수 있다.

세계 주식시장의 거래시스템을 보면 미국과 같이 시장조성자가 존재하는 호가중심형 시장(quote-driven market)과 우리나라의 경우와 같이 시장조성자 없이 투자자의 지정가주문이 집합적으로 유동성을 공급하는 주문중심형 시장(order-driven market)으로 나뉜다. 지금까지 시장미시구조와 관련한 대부분의 연구들은 호가중심형 시장을 대상으로 해왔다. 그러나 세계 각국 주식시장의 미시구조를 보면, 호가중심형 시장의 형태를 취하기보다는 주문중심형 시장이 대세를 이루고 있다. 뿐만 아니라 호가중심형 시장에서조차도 유동성공급과 관련하여 지정가주문이 가지는 역할이 점점 커지는 추세이다. 이러한 사실을 고려할 때 본 연구의 발견점은

그만큼 넓은 시사점을 가진다고 할 수 있다. 특히 시장조성자가 존재하지 않는 한국의 주식시장에서도 시장조성자가 존재하는 미국 시장에서의와 같이 유동성 공급을 담당하는 투자자들이 신중하게 시장의 상황을 탐색하고 시장 전체의 주문흐름에 대한 정보를 활발히 활용한다는 본 논문의 발견점은 간접적이기는 하지만 지정가주문형 시장의 실효성(viability)에 대한 의미 있는 단서를 제공한다고 볼 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 장에서는 검증가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 연구방법 및 표본에 대한 소개가 이어진다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 기술하며 마지막으로 제Ⅴ장에서는 논문의 결론을 맺는다.

II. 가설 설정

선행연구에 따르면 주식의 유동성을 측정하는 대표적 측정치인 주가가격의 매수-매도 스프레드는 수수료와 같은 직접 비용 외에, 시장조성자가 필요한 만큼의 증권 재고를 보유하기 위해 소요되는 재고비용, 시장조성자가 정보거래자와 거래함으로써 발생할 수 있는 손실을 보전하기 위한 역선택 비용 등으로 구성된다. 체계적 변동성과 기업고유 변동성이 유동성에 어떠한 영향을 미치는지를 이해하기 위해서는 두 변동성 요소가 재고비용과 역선택 비용에 어떠한 영향을 미치는지를 먼저 살펴볼 필요가 있다. 본 가설설정 부분에서는 먼저 기업고유위험이 유동성에 미치는 영향을 살피고 나서 체계적 위험과 유동성의 관계를 고찰해보기로 한다.

국내시장에서 기업고유위험이 재고비용에 미치는 영향에 대해서는 여러 가지 가능성이 존재한다. 먼저 유동성공급자의 포트폴리오가 다양한 여러 종목에 분산되어 있을 경우에는 위험분산효과에 의해 기업고유요인은 재고비용에 큰 부담을 주지 않을 수 있다. 그러나 만약 유동성공급자의 포트폴리오가 충분히 분산되어 있지 않을 경우라면 기업고유위험은 재고비용에 직접적인 부담을 줄 수 있다. 뉴욕증권거래소 시장조성자의 경우 다수종목의 시장조성에 참여하기 때문에 앞서 언급한 기업고유위험의 분산 혜택을 누릴 수 있고, 따라서 기업고유위험은 재고위험에 큰 영향을 주지 않을 수 있다. 한편, 우리나라와 같이 투자자들이 지정가주문을

내어 집합적으로 시장에 유동성을 공급하는 경우에는 개별투자자의 포트폴리오 분산정도에 따라 재고비용의 크기가 정해질 수 있다. 국내시장의 경우 개인투자자의 시장참여 비중이 압도적으로 큰 점과 개인투자자들의 포트폴리오는 일반적으로 분산 정도가 낮음을 감안하면, 기업고유위험과 재고비용 사이에는 양(+)¹⁾의 관계가 존재할 수 있다.

그러나 또 한편으로 보면, 뉴욕증권거래소 시장조성자의 경우, 항상 충분한 양의 양방향 재고를 유지해야 하는 의무가 있어 재고불균형이 심각한 비용발생을 초래할 수 있는 반면, 국내시장에 집합적으로 유동성을 공급하는 개별 투자자의 경우 재고관리 부담이 크지 않기에 재고비용 자체가 큰 문제가 되지 않을 수 있다. 즉, 국내 유동성 공급자에게는 재고비용보다는 역선택 비용이 유동성과 관련된 주요비용이 될 가능성이 있다. 따라서 국내에서는 기업고유위험과 재고비용 사이에 어떤 의미 있는 관계도 찾을 수 없을 가능성 역시 존재한다. 이상을 정리할 때, 우리 시장의 경우 기업고유위험과 재고비용 사이에 약한 양(+)²⁾의 관계가 존재하거나 아니면 아예 아무런 관계도 존재하지 않을 가능성을 생각해 볼 수 있다.

한편, 국내시장에서 기업고유위험과 정보투자의 관계는 좀 더 명료한 예측이 가능하다. 정보투자자의 경우 거시경제적 정보보다는 기업고유정보를 수집하는데 우위를 지닐 가능성이 크다. 예를 들어, 내부거래자가 가지는 정보우위는 기업 관련 정보로부터 나온다. 따라서 기업고유위험이 클수록 정보거래의 확률이 높으며, 역선택 비용이 클 가능성이 존재한다.

이상 논의된 바와 같이 기업고유위험은 재고비용에 약한 양(+)³⁾ 또는 무(無)의 영향을 미치며 역선택 비용에는 양(+)⁴⁾의 영향을 미치게 되므로, 기업고유위험은 스프레드에 양(+)⁵⁾의 영향을 줄 것이라는 예측이 가능하다. 이를 토대로 기업고유위험과 유동성 사이에 다음과 같이 음(-)⁶⁾의 관계를 추정해 볼 수 있다.

가설 1: 기업고유 변동성이 큰 종목일수록 유동성은 낮다.

시장위험이 재고비용과 역선택 비용에 미치는 영향에 대하여는 다음과 같은 예상이 가능하다. 우선, 유동성공급자가 지수선물이나 지수옵션 등 헤지 수단을 통하여 시장위험을 완벽히 헤지 할 수 있다면 시장위험은 재고비용에 큰 영향을 미치지 못할 것이다. 그러나 현실적으로 시장위험을 완벽히 헤지하는 것은 어려울 것이므로 어느 정도 시장위험이 재고비용에 영향을 미칠 것이라는 예상을 할 수 있다. 체계적 위험이 역선택 비용에 미치는 영향과 관련하여서도

정보투자자가 가지는 정보의 우위가 시장정보의 해석능력의 차이에서 발생하는 경우, 또는 내부자가 얻은 기업고유 정보가 시장전체에 미치는 요인들과 관련이 된 것이라면 시장위험 역시 역선택 비용에 영향을 미칠 수 있다. 이상을 고려할 때, 물론 그 영향의 강도가 기업고유 위험보다는 크지 않을 것으로 예상되기는 하나 체계적 위험 역시 주식 유동성에 음(-)의 영향을 미칠 것이라는 예측이 가능하다.

이렇게 체계적 변동성이 주식의 유동성에 음(-)의 영향을 미칠 것을 예상할 수 있음에 반하여, 최근의 연구는 조금 다른 시각을 소개하고 있다. Chan et al.(2013)에 의하면, 시장 조성자의 경우 기업 고유정보보다 더 저렴하게 시장 전체의 움직임과 관련된 정보를 수집하고 분석하는 것이 가능하다. 따라서 시장조성자 입장에서 보면 체계적 변동성의 절대적인 크기가 큰 종목일수록 정보비용을 더 크게 절감할 수 있으며, 저렴한 역선택 비용이 유동성을 제고하는 효과를 준다는 것이다. 실제로 Chan et al.(2013)은 미국 시장을 대상으로 한 실증분석을 통해 자신들의 가설을 뒷받침하는 증거를 발견하였다. 한국 시장의 경우, 앞서 언급하였듯이 재고위험은 유동성에 큰 영향을 주지 않을 가능성이 존재하며, 설사 영향을 주더라도 시장위험은 헤지가 가능하다는 사실을 감안하면 시장위험과 재고비용 사이에 별다른 관계가 존재하지 않을 가능성이 크다.

한편, Chan et al.(2013)이 제시한 체계적 위험과 정보비용과의 관계는 한국 시장에도 적용될 수 있을 것으로 사료된다. 앞서 기술하였듯이 국내시장은 미국 시장과 달리 시장조성자가 존재하지 않으며 지정가주문을 내는 기관 및 개인투자자들이 집합적으로 시장에 유동성을 공급한다. 이러한 유동성거래자의 경우, 기업고유 정보에 대한 접근이 용이하지 않을 것이며, 따라서 미국 시장의 시장조성자와 마찬가지로 시장 전체와 관련한 정보획득비용이 더 저렴할 수 있다. 이상을 정리하면, 시장위험이 재고비용에 별 영향을 끼치지 못 하는 반면, Chan et al.(2013)이 제시한 바와 같이 역선택 비용에는 음(-)의 영향을 미친다면 체계적 변동성과 유동성 사이에 양(+)의 관계를 예상할 수 있다.

가설 2: 체계적 변동성이 큰 종목일수록 유동성은 높다.

가설 2와 관련하여 한 가지 주목할만한 점은 가설이 예상한대로 만약 체계적 변동성과 유동성 사이에 양(+)의 관계가 발견된다면 이는 체계적 변동성이 재고위험에 미치는 영향

보다는 역선택 비용에 미치는 영향에 의한 것임을 짐작할 수 있다. 즉, 체계적 변동성과 유동성의 관계가 정보채널에 의한 것임을 시사한다.

가설 1과 가설 2는 각각 기업고유 변동성과 체계적 변동성의 크기가 유동성에 미치는 영향에 대한 예상을 한다. 다음에 살피는 가설은 두 요인의 상대적인 크기 또는 전체 변동성에서 체계적 위험이 차지하는 비중에 관한 것이다. 변동성 중 체계적 위험이 차지하는 비중(즉, R^2)은 시장과의 수익률 동조화로도 해석된다(Morck et al., 2000). Baruch et al.(2007)과 Baruch and Saar(2009)는 주식 수익률의 동조화 정도와 유동성의 관계에 대해 다음과 같은 분석을 하였다. 이들은 시장과 동조화가 큰 종목의 경우, 시장조성자는 시장 전체의 주문흐름으로부터 정보를 얻기가 수월하기 때문에 그만큼 가격발견이 수월하며 유동성이 상대적으로 높다는 주장을 하였다. 이들은 실증분석을 통하여 자신들의 주장을 뒷받침하는 증거를 제시 하였는데, Baruch and Saar(2009)는 NASDAQ에서 NYSE로 거래소를 옮긴 종목이 NYSE에서 거래되던 주식들과 유사한 수익률 패턴을 보임을 발견하였고, 자신과 유사한 주식이 거래되는 거래소에 상장되는 경우에 주식의 유동성이 더 커진다는 것을 보였다. Baruch et al.(2007)은 미국 시장에 교차상장한 외국주식의 자료를 통해 주식 거래량 분포가 상장된 거래소의 주식 수익률과의 상관관계에 양(+)의 영향을 받음을 주장하였다. Chan et al.(2013) 역시 이 연구들의 연장선상에서 미국 시장을 중심으로 수익률의 동조화가 큰 종목이 유동성이 크다는 증거를 발견하였다. 이들 연구를 토대로 본 연구에서도 수익률의 동조화 정도 또는 기업고유 변동성 대비 체계적 변동성의 상대적 비중이 클수록 유동성이 클 것이라는 예상 하에 다음 가설을 설정한다.

가설 3: 수익률 동조화가 큰 종목일수록 유동성이 높다.

〈가설 2〉에 따르면 유동성공급자는 체계적 변동성이 큰 종목일수록 정보비용의 절감효과가 커 역선택 비용이 상대적으로 낮고 유동성이 높다는 예상을 한다. 그 이유는 앞서 밝힌 바와 같이 유동성공급자의 입장에서 보면 시장 전체에 영향을 미치는 요인에 대한 정보 수집이 개별 기업의 고유 정보에 대한 정보수집보다 수월하기 때문이다. 그런데 이러한 정보수집비용과 관련된 체계적 위험과 주식 유동성과의 관계는 정보수집비용의 크기 자체에도 영향을 받을 수 있다. 예컨대, 개별기업에 대한 정보가 많이 알려지지 않아 기업정보의 수집이 어려운

기업 중에서도 상대적으로 시장정보 획득이 수월한 기업의 경우에는 그렇지 못 한 기업보다 유동성이 높을 것이라는 예측이 가능하다. 즉, 기업정보가 많이 알려지지 않아 정보비대칭이 상대적으로 심한 기업의 경우가 그렇지 못 한 기업에 비해 체계적 위험과 유동성 사이의 양(+)의 관계가 더욱 뚜렷하게 나타날 것이란 예상을 해 볼 수 있다. 이러한 예상을 토대로 다음과 같이 가설 4를 설정한다.

가설 4: 체계적 변동성과 유동성 사이의 양(+)의 관계는 정보비대칭이 큰 기업일수록 강하게 나타난다.

가설 4의 예측은 수익률 동조화와 유동성 사이의 관계에도 그대로 적용될 수 있다. 동조화가 유동성에 미치는 양(+)의 효과는 기업고유정보의 수집비용이 클수록 그 이점을 더 발휘할 수 있으며 따라서 정보비대칭이 큰 기업일수록 그 효과가 더 강하게 관찰될 수 있다. 정보비대칭이 ‘수익률동조화-유동성’의 관계에 미치는 영향에 대한 검증은 가설 4의 구도 안에서 이해가 가능하므로 이후 소개되는 실증분석 부분에서 별도의 가설설정 없이 가설 4와 연계하여 진행한다.

Ⅲ. 연구방법 및 표본

1. 연구방법

가설검정을 위한 실증분석은 다음과 같이 진행된다. 먼저 기업고유 변동성 및 체계적 변동성의 크기, 수익률 동조화 정도, 주식 유동성의 크기에 대한 측정치를 구한다. 그 다음, 구하여진 변동성과 유동성 측정치를 기초로 회귀분석을 통하여 변수들 간의 관계를 고찰한다. 이하에서는 측정치 산정 방법과 회귀분석 모형 각각에 대해 살펴본다.

1.1 체계적 변동성, 고유변동성 및 동조화 측정치

체계적 변동성과 고유변동성의 값은 다음과 같이 측정한다. 각 종목별 변동성은 체계적

변동성과 고유변동성으로 구성된다고 가정하고, 시장모형을 이용하여 고유변동성을 먼저 구한 후 종목별 총변동성에서 고유변동성을 차감하여 체계적 변동성을 얻는다. 즉, 아래와 같이 시장모형에서 잔차의 표준편차를 구하여 그 값을 고유변동성(Idiovol)의 값으로 삼는다. 그리고 총분산 값에서 고유변동성의 제곱 값을 차감한 후 제곱근을 취하여 체계적 변동성(Sysvol)을 구한다.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_i R_{m,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$Idiovol = \sqrt{\epsilon_i^2}$$

$$Sysvol = \sqrt{Var(R_i) - Idiovol^2}$$

위 식에서 $R_{i,t}$ 는 t 거래일 i 종목의 수익률, $R_{m,t}$ 은 같은 날 시장지수의 수익률을 의미한다. $\epsilon_{i,t}$ 는 시장지수에 의해 설명되지 않는 t 일 i 종목의 수익률 잔차이다.

주식 동조화 측정치는 Morck et al.(2000)이 국가별 주식 수익률의 동조화 정도를 측정하기 위하여 사용하였던 R^2 를 변형하여 사용한다. 이 측정치는 이후 연구에서 주식 가격의 동조화 정도를 측정하는데 많이 사용되고 있다. 구체적으로 동조화 측정치는 다음 과정을 통해 얻어진다. 우선 각 종목별 수익률을 이용한 회귀분석으로부터 종목별 R^2 값을 구한다.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_i R_{m,t} + \epsilon_{i,t} \text{ (변수의 의미는 앞 식과 동일)}$$

동조화 정도의 측정치(*Synch*)는 시장수익률에 의하여 설명되는 부분과 되지 않는 부분의 상대적 비율로 다음과 같이 구한다.

$$Synch_i = \ln\left(\frac{R_i^2}{1-R_i^2}\right)$$

위 식에서 R^2 값은 각 종목별로 시장 수익률이 설명하는 부분을 나타내며 $(1-R^2)$ 는 시장 수익률이 설명하지 못 하는 부분을 나타낸다.

1.2 주식 유동성 측정치

종속변수인 표본기업의 유동성 측정치는 Amihud(2002)가 소개한 비유동성 측정치와 Roll impact 측정치를 이용하였다. Amihud 측정치는 일별 수익률에 절대값을 취하고 그 값을 일별 거래금액을 기준으로 한 거래량으로 나누어 구한다. Amihud 측정치는 그 값이 클수록 주식의 유동성이 낮음을 의미하므로 비유동성 측정치라 할 수 있다. 개별 종목에 대한 Amihud 측정치는 다음 식을 이용하여 구하였다.

$$Amihud = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|R_t|}{Dollar\ Volume_t}$$

위 식에서 각 종목에 대해 T 는 1년 중 거래일수, t 는 각 거래일, $Dollar\ Volume_t$ 은 t 일의 총거래금액, $|R_t|$ 은 t 일 수익률의 절대치이다. 분석에 사용된 값은 일별 Amihud 측정치를 구한 후 회계기간별로 평균하여 사용하였고, 거래금액은 일별 거래량에 같은 날 종가를 곱하여 구하였다. 신뢰할 수 있는 추정치를 구하기 위하여 일 년 기간 중 거래일수가 최소 30일을 초과하는 종목에 한해서만 추정치를 계산하였다. 금액기준으로 단위 거래량 당 수익률이 얼마나 변동하였는지를 나타내는 Amihud(2002) 측정치는 Kyle(1985)의 람다(λ)와 같은 선상에 있는 비유동성 측정치로 일별 가격 및 거래량 자료를 통하여 추정할 수 있는 가격충격(price impact) 측정치로 선행연구에서 많이 사용되고 있다. Ahn, Cai, and Yang(2012)은 우리나라 주식시장의 경우 일별자료로부터 구할 수 있는 다양한 스프레드 대응치 가운데 상관관계수 측면에서 Amihud 측정치가 가장 우수한 대응치임을 보고한다.

Roll Impact 가격충격 측정치는 Goyenko et al.(2009)이 소개한 방법으로 Roll(1984) 스프레드에 Amihud(2002)의 방법을 적용한 가격충격의 측정치이다. Roll Impact 측정치를 구하기 위해서는 Roll Spread(Roll, 1984)를 먼저 구하여야 한다. Roll Spread는 체결 가격이 매수 및 매도 호가가 반복됨으로써 발생할 수 있는 일별 주식수익률 간의 음(-)의 자기상관을 이용하여 다음 식과 같이 측정한다.

$$Roll = \sqrt{|cov(R_t, R_{t-1})|}$$

원래 Roll(1984)이 스프레드를 측정한 방법은 일별 수익률 간의 공분산 값에 -1을 곱하여

구한 값에 제곱근을 씌워 계산하는 것이었는데, 본 연구에서는 이 값을 구한 후 Lesmond (2005)가 사용한 방법과 같이 수익률의 공분산값에 절대값을 구하여 공분산이 음의 값을 갖는 경우를 방지하였다. Roll Impact 측정치는 Roll 스프레드를 일평균 거래금액으로 나누어서 구한다.

$$Roll\ Impact = \frac{Roll\ Spread}{Average\ Daily\ Dollar\ Volume}$$

Roll Impact 측정치는 Amihud 측정치와 마찬가지로 그 값이 커질수록 유동성은 낮아지므로 비유동성 측정치라고 이야기할 수 있다. Roll Impact 측정치 역시 추정치의 신뢰도를 유지하기 위해 1년 동안 거래가 있었던 날이 30일을 초과하는 경우에 한하여 추정하였다.

1.3 체계적 변동성과 고유변동성이 유동성에 미치는 영향

개별 종목의 고유위험이 클수록 유동성은 작아지며 체계적 위험의 크기가 클수록 유동성이 클 것이라는 가설 1과 가설 2의 검정에는 각 변수의 연도별 값을 이용한 패널회귀분석 및 Fama-MacBeth 회귀분석을 이용하였으며 추가적으로 내생성 이슈를 해결하기 위해 연도별 차분변수를 이용한 회귀분석 역시 실시하였다.

회귀식의 종속변수로는 비유동성 측정치인 Amihud 측정치와 Roll Impact 측정치를 사용하고, 가설검정을 위한 핵심 독립변수로 고유위험의 측정치인 *Idiovol*과 체계적 위험의 측정치인 *Sysvol*을 모형에 포함하였다. 통제변수로는 Chan et al. (2013)을 참고하여 거래량 회전율, 시가총액, 주가, 기관투자자 거래 비중을 포함시켰다. 여기에 더하여 산업별, 연도별로 주식 유동성에 공통적으로 영향을 미치지만 앞의 통제변수에 포착되지 않는 변수들의 영향을 통제하기 위하여 산업별, 연도별 터미 변수를 포함하였다. 회귀식은 다음과 같이 구성된다.

$$ILLIQ_{i,t} = \alpha + \beta_1 Idiovol_{i,t} + \beta_2 Sysvol_{i,t} + \beta_3 Turnover_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Price_{i,t} + \beta_6 Inst_{i,t} + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \sum \delta_k Year_{k,t} + \epsilon_{i,t}$$

종속변수인 Amihud 측정치와 Roll impact 측정치는 그 값이 한 쪽으로 심하게 기울어진 분포를 보여 자연로그를 취하여 사용하였다. 위 식의 통제변수 중 *Turnover*는 연평균

거래량을 발행주식 총수로 나눈 값이며, *Price*는 연평균 주가이다. *Size*는 연평균 주가에 발행주식 총수를 곱한 값이며, 연도별 기관투자자 거래 비중을 나타내는 *Inst*는 종목별 연간 총 거래량을 분모로 하고 기관투자자의 연간 총 거래량을 분자로 한 값이다. *Turnover*, *Price*, *Size*, *Inst*는 모두 자연로그를 취한 상태에서 사용하였다. *Industry*와 *Year*는 각 산업 및 연도를 나타내는 더미변수이다. 표준오차는 Petersen(2008)의 군집 표준오차 방법에 따라 연도별, 산업별로 군집 표준오차를 구하여 유의도를 판단하였다. 만약 가설 1이 성립한다면 위 회귀식에서 β_1 은 양(+)¹⁾의 값을 보일 것이다. 가설 2가 성립한다면 β_2 는 음(-)²⁾의 값을 가질 것이다.

Fama-MacBeth 분석의 경우, 앞의 식에서 연도 더미를 제외하고 회귀식을 구성하였다. 연도별로 횡단면 회귀분석을 수행한 후 각 계수의 연도별 값을 평균하고 그 평균값의 유의성을 검정한다. 표준오차의 사용에는 Newey-West의 방법을 사용하였다. 각 연도에 대해 다음 모형이 적용된다.

$$ILLIQ_i = \alpha + \beta_1 Idiovol_i + \beta_2 Sysvol_i + \beta_3 Turnover_i + \beta_4 Size_i + \beta_5 Price_i + \beta_6 Inst_i + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \epsilon_i$$

변동성 변수들과 유동성의 관계에는 앞의 모형에서 고려하지 못한 다른 요인(omitted variables)이 누락되어있을 가능성이 있어 그로 인한 내생성 문제가 발생할 수 있다. 이에 이런 가능성을 통제하기 위하여 각 연도별 변수 값을 차분한 변수를 사용하여 회귀분석을 추가적으로 실행하였다.

$$\Delta ILLIQ_{i,t} = \alpha + \beta_1 \Delta Idiovol_{i,t} + \beta_2 \Delta Sysvol_{i,t} + \beta_3 \Delta Turnover_{i,t} + \beta_4 \Delta Size_{i,t} + \beta_5 \Delta Price_{i,t} + \beta_6 \Delta Inst_{i,t} + \sum \gamma_j \Delta Industry_{k,i} + \sum \delta_k \Delta Year_{k,t} + \epsilon_{i,t}$$

위 모형에서 Δ 는 t년도에서 전 해의 변수값을 차분한 값이다. 만약 가설 1과 가설 2의 예측이 맞다면 각각 β_1 은 음(-)³⁾의 값을 β_2 는 양(+)⁴⁾의 값을 가질 것이다.

1.4 주가동조화와 유동성의 관계

주가의 동조화 정도가 주식 유동성에 양(+)⁵⁾의 영향을 줄 것이라는 가설 3의 검정을 위하여

다음과 같은 패널회귀모형을 사용하였다.

$$ILLIQ_{i,t} = \alpha + \beta_1 Synch_{i,t} + \beta_2 Turnover_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Price_{i,t} + \beta_5 Inst_{i,t} \\ + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \sum \delta_k Year_{k,t} + \epsilon_{i,t}$$

종속변수로는 앞의 두 가설에 대한 분석에서와 마찬가지로 Amihud 측정치와 Roll Impact 측정치를 사용한다. 주가동조화 정도를 나타내는 변수(*Synch*)가 핵심독립변수이며 앞의 가설 1과 가설 2의 검정에 사용된 바와 동일한 통제변수들이 회귀식에 포함되었다. 마찬가지로 표준오차는 Petersen(2008)의 군집 표준오차 방법에 따라 연도별, 산업별로 군집 표준오차를 구하여 유의도를 판단하였다. 동조화에 대한 분석 역시 Fama-MacBeth 모형이 아래와 같이 사용되었으며 표준오차는 Newey-West의 방법을 사용하여 구하였다.

$$ILLIQ_{i,t} = \alpha + \beta_1 Synch_i + \beta_2 Turnover_i + \beta_3 Size_i + \beta_4 Price_i + \beta_5 Inst_i \\ + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \epsilon_i$$

가설 3에서 예상하듯이 동조화 정도와 유동성 사이에 양(+)의 관계가 존재한다면 위 식에서 동조화 정도를 나타내는 변수인 *Synch*의 계수 β_1 이 유의한 음(-)음 값을 가질 것이다.

1.5 정보비대칭의 효과

가설 4는 정보비대칭이 큰 기업일수록 체계적 위험과 유동성 사이에 관찰되는 양의 관계가 더욱 강하게 나타날 것이라 예측을 한다. 정보비대칭이 큰 종목과 작은 종목에 대한 구분은 해당 종목에 대하여 증권분석가의 주가전망 보고서가 시장에 제공되고 있는가 그렇지 않은가의 여부, 거래소의 대표지수에 포함되어 있는가 그렇지 않은가의 여부를 기준으로 한다. 분석은 앞의 가설들을 검정하기 위한 회귀분석식에 교차항을 추가하는 형태로 이루어진다. 좀 더 구체적으로 설명하면, 먼저 애널리스트 주가전망치 존재 여부를 이용한 분석은 앞선 기본 회귀모형에 체계적 변동성과 증권분석의 주가전망치 존재 여부를 나타내는 더미변수와와 교차항 또는 대표지수 포함 여부를 나타내는 더미변수와 교차항을 추가한다. 해당기업에 대해 주가전망치를 제시하는 증권분석가가 존재하지 않는 기업이나 대표지수에 포함되지 않는 기업의 경우, 투자자들에게 제공되는 정보의 양이 적어 그렇지 않은 기업에 비해 정보비대칭

정도가 클 것으로 예상할 수 있다. 먼저 증권분석가의 주가전망치 존재 여부의 효과에 대한 회귀모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 ILLIQ_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Idiovol_{i,t} + \beta_2 Sysvol_{i,t} + \beta_3 Turnover_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Price_{i,t} \\
 & + \beta_6 Inst_{i,t} + \beta_7 Idiovol_{i,t} \times NoAnal_{i,t} + \beta_8 Sysvol_{i,t} \times NoAnal_{i,t} \\
 & + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \sum \delta_k Year_{k,t} + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

위 식에서 *NoAnal*은 더미변수로서 증권분석가의 추정치가 없는 경우 1의 값을, 있는 경우 0의 값을 가진다.

시장을 대표하는 주가지수에 포함되는 종목의 경우도 거래가 활발하고 투자자의 관심이 많이 받아 해당 종목에 대한 정보가 시장에 더 많이 유통될 가능성이 있다. 대표 주가지수는 각 시장을 대표하는 지수인 KOSPI200과 KOSDAQ100 지수를 사용하였으며, 각 지수 포함·불포함 여부를 정보비대칭 대소의 기준으로 하였다.

$$\begin{aligned}
 ILLIQ_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Idiovol_{i,t} + \beta_2 Sysvol_{i,t} + \beta_3 Turnover_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Price_{i,t} \\
 & + \beta_6 Inst_{i,t} + \beta_7 Idiovol_{i,t} \times NoIndex_{i,t} + \beta_8 Sysvol_{i,t} \times NoIndex_{i,t} \\
 & + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \sum \delta_k Year_{k,t} + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

앞서와 유사하게 더미변수인 *NoIndex*는 해당종목이 시장지수에 포함되어 있지 않으면 1의 값을 가지고, 반대로 지수에 포함되어 있으면 0의 값을 가진다.

위 두 식에서 정보비대칭 정도가 큰 기업일수록(즉, *NoAnal* = 1 & *NoIndex* = 1) 기업고유 변동성과 관련한 정보비용이 커 유동성은 더 낮고, 시장과 관련된 정보비용은 상대적으로 저렴하여 체계적 변동성이 클수록 주식 유동성이 커지는 효과가 더 강하게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 따라서 고유위험(*Idiovol*)에 대한 교차항의 부호는 양(+)³의 값을, 체계적 위험(*Sysvol*)에 대한 교차항의 계수 값의 부호는 음(-)⁴이 될 것을 예상해 볼 수 있다.

시장 동조화의 정도와 정보비대칭 정도의 교차항 분석 역시 증권분석가 존재 여부 및 주가지수 포함 여부를 나타내는 더미변수와의 교차항을 사용하여 아래와 같은 식을 통해 계수를 추정한다.

$$\begin{aligned}
ILLIQ_{i,t} &= \alpha + \beta_1 Synch_{i,t} + \beta_2 Turnover_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Price_{i,t} + \beta_5 Inst_{i,t} \\
&\quad + \beta_6 Synch_{i,t} \times NoAnal_{i,t} + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \sum \delta_k Year_{k,t} + \epsilon_{i,t} \\
ILLIQ_{i,t} &= \alpha + \beta_1 Synch_{i,t} + \beta_2 Turnover_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Price_{i,t} + \beta_5 Inst_{i,t} \\
&\quad + \beta_6 Synch_{i,t} \times NoIndex_{i,t} + \sum \gamma_j Industry_{k,i} + \sum \delta_k Year_{k,t} + \epsilon_{i,t}
\end{aligned}$$

만약 동조화와 유동성 사이의 양(+)의 관계가 정보비대칭이 심한 기업에서 더 강하게 나타난다면 위 두 식에서 β_6 는 유의한 음(-)의 값을 보일 것이다.

2. 표본 및 주요변수 기초통계

본 연구에는 한국거래소에 2002년부터 2013년까지의 기간 동안 상장되어 있던 기업 가운데 Fn-DataGuide Pro를 통해 거래량 자료, 종가자료 등 자료가 수집 가능한 회사를 표본으로 하였다. 그 결과 총 2,202사, 18,227개의 기업-연도 표본이 선정되었다. <표 1>은 주요 변수의 기초통계량을 보여주고 있다. 표에 제시된 수치들을 보면 변수들에 자연로그 단위변환을 한 까닭에 기업규모(*Size*)와 주가(*Price*)를 제외한 나머지 변수들은 모두 음의 값을 보인다. 변동성을 나타내는 고유변동성(*Idiovol*)과 체계적 변동성(*Sysvol*)의 경우, 자연로그를 취하기 전의 평균값은 각각 0.0315과 0.0087이다. *Synch*의 평균값은 0.0867로 시장지수가 전체 변동성의 8.7% 가량을 설명하는 것을 알 수 있다.

IV. 실증분석 결과

1. 고유변동성, 체계적 변동성, 유동성

고유변동성과 체계적 변동성이 유동성에 미치는 영향에 대한 분석결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 모형 (1)과 모형 (2)는 Amihud 측정치를 비유동성 지표로 사용하여 분석한 결과를 보여주며, 모형 (3)과 모형 (4)는 Roll Impact 측정치를 비유동성 지표로 사용하여 분석한 결과를 보여준다. 또한 모형 (1)과 모형 (3)은 패널분석 결과를, 모형 (2)와 모형 (4)는 Fama-

MacBeth 분석결과를 나타낸다. <표 2>에 나타난 계수들을 살펴보면, 모든 모형에서 일관되게 고유변동성(*Idiovol*)은 그 계수의 추정치가 유의한 양(+)의 값을 가지며 체계적 변동성(*Sysvol*)은 유의한 음(-)의 값을 가진다는 것을 알 수 있다. 또한 두 변수의 계수는 모든 모형에서 1% 수준의 높은 통계적 유의도를 보여준다.

〈표 1〉 기초통계량

표에서 *Synch*는 주식 동조화 측정치이며, *Sysvol*는 체계적 위험 측정치, *Idiovol*는 기업고유위험 측정치이다. *Turnover*는 $\log(\text{연평균 거래량}/\text{총 발행주식수})$, *PRICE*는 $\log(\text{연평균 주시가격})$, *SIZE*는 $\log(\text{연평균 주가} \times \text{총발행주식수})$, *INST*는 $\log(\text{기관투자자 거래 비중})$ 로 정의된다. 유동성 측정치인 *Amihud*는 $\log(\frac{\text{일수익률}}{\text{일거래금액}})$ 의 평균 ($\times 10^6$), *Rollim*는 $\frac{\sqrt{|\text{cov}(R_t, R_{t-1})|}}{\text{일평균 거래금액}}$ 으로 정의된다. 유동성 변수는 연간 거래일 수가 30일을 넘는 경우 추정하였다.

변수	관측치수	종목수	평균	표준편차	제5백분위수	중간값	제95백분위수
<i>Amihud</i>	18227	2202	-9.2841	2.3321	-13.0984	-9.3637	-5.0988
<i>Rollim</i>	18227	2202	-25.1790	1.9072	-28.5865	-25.0626	-22.1623
<i>Idiovol</i>	18227	2202	-3.4567	0.4076	-4.1287	-3.4507	-2.8133
<i>Sysvol</i>	18227	2202	-4.7494	0.7254	-6.0716	-4.6703	-3.7279
<i>Synch</i>	18227	2202	-2.4458	1.2215	-4.5972	-2.3710	-0.54883
<i>Turnover</i>	18227	2202	-4.6738	1.3094	-6.8876	-4.6458	-2.5806
<i>Size</i>	18227	2202	25.0199	1.5473	23.0377	24.7322	28.2347
<i>Price</i>	18227	2202	8.6074	1.3647	6.5464	8.4773	11.0281
<i>Inst</i>	18227	2202	-4.4526	3.0096	-11.1289	-3.5913	-1.1853

*Idiovol*의 계수가 유의한 양(+)의 값을 가진다는 것은 고유변동성의 크기가 큰 종목의 경우 비유동성 측정치인 *Amihud*와 Roll Impact값이 크다는 것을 의미하는데, 이는 비체계적 위험이 클수록 유동성이 떨어진다는 가설 1을 지지하는 결과이다. 마찬가지로 *Sysvol*의 계수가 유의한 음(-)의 값을 가진다는 것은 체계적 위험이 클수록 유동성이 높다는 가설 2를 지지하는 결과이다. 즉, 가설 설정 단계에서 예상한 대로 체계적 위험이 큰 기업일수록 유동성공급자의 정보수집 비용이 저렴하고 결과적으로 역선택 비용을 낮아 유동성이 높다는 것을 의미한다. 같은 맥락에서 기업고유위험이 큰 경우, 역선택 비용 역시 크다는 것을 의미한다. 또한 이러한 결과는 별도의 시장조성자가 존재하지 않는 한국 시장에서는 변동성요인과 유동성의 결정에 있어 재고위험보다는 역선택 비용이 이슈가 됨을 간접적으로 시사한다.

한편, 통제변수들의 계수 추정치를 살펴보면, 거래량 회전율(*Turnover*)의 계수는 유의한

음(-)의 값을 나타내어 거래량이 많을수록 유동성이 증가하는 모습을 보였고, 시가총액(*Size*)의 계수 역시 유의한 음(-)의 값을 보여 기업 규모가 클수록 유동성이 풍부하다는 결과를 나타내었다. 주가(*Price*)는 양(+)의 계수를 가져 주가가 높을수록 유동성은 낮다는 결과를 보여주었다. 이와 같은 통제변수 계수의 추정결과는 선행연구에서 일반적으로 보여주는 결과와 일치한다. 한편, 기관투자자의 거래 비중(*Inst*)은 음(-)의 계수를 가지나 통계적으로 의미를 지니지는 않는다.

〈표 2〉 회귀분석: 비체계적·체계적 변동성과 주식 유동성의 관계

이 표는 체계적 위험(*Sysvol*)과 비체계적 위험(*Idiovol*), 거래회전율(*Turnover*), 시가총액(*SIZE*), 주가(*PRICE*), 기관투자자 거래 비중(*INST*), 연도더미, 산업더미 등의 통제변수를 주식 유동성(*Amihud*, *Rollim*)에 대해 회귀 분석한 결과이다. (1), (3)은 패널회귀분석 결과를, (2), (4)는 Fama-MacBeth 회귀분석 결과를 보여준다. 연도더미변수, 산업 더미변수의 계수 및 상수항 값은 아래에 표시하지 아니하였다. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 나타낸다. 표준오차는 (1), (3)은 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을, (2), (4)는 Newey and West(1987)가 사용한 방법을 사용하였다.

	종속변수: Amihud		종속변수: Rollim	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Idiovol</i>	1.828***	1.805***	1.257***	1.278***
<i>Sysvol</i>	-0.330***	-0.342***	-0.093***	-0.094***
<i>Turnover</i>	-1.202***	-1.194***	-1.052***	-1.042***
<i>Size</i>	-1.170***	-1.166***	-0.980***	-0.977***
<i>Price</i>	0.078***	0.076***	0.024	0.030*
<i>Inst</i>	0.001	-0.001	0.001	0.004
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES		YES	
N	18227	18227	18227	18227
Adj. R ²	0.894	0.891	0.903	0.896

앞선 분석 결과에 따르면 거래회전율, 기업규모, 주가, 기관투자자 거래 비중 등을 통제한 이후에도 기업고유 변동성 및 체계적 변동성은 유동성과 유의한 관련성을 가진다. 그런데 변동성 변수들과 유동성의 관계에는 모형에서 고려하지 못한 누락변수의 가능성으로 인한 내생성 문제가 발생할 수 있다. 누락변수의 영향을 통제하기 위해 각 연도별로 차분한 변수를 사용한 패널회귀분석 및 Fama-MacBeth 회귀분석의 결과가 〈표 3〉에 보고되어 있다.

〈표 3〉에 제시된 결과는 앞선 분석결과와 일관된 모습을 보이고 있다. 비체계적 변동성의 크기가 늘어날수록 유동성은 줄어들며 체계적 변동성의 크기가 커질수록 유동성이 증가하는 패턴이 강하게 나타나고 있다. 기업고유위험의 차분변수인 $\Delta Idiovol$ 은 비유동성지표의

종류에 상관없이 또 회귀분석방법의 종류에 상관없이 모든 경우에서 양의 값을 가지며 1% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 보인다. 체계적 변동성의 차분변수인 $\Delta Sysvol$ 역시 강한 패턴을 보이는데, 비유동성 지표의 종류에 상관없이 모두 음의 값을 가진다. 다만 유의도에 있어 Amihud의 차분값에서는 1% 수준의 유의도를, Roll Impact의 차분값에서 대해서는 5% 수준의 유의도를 보이고 있다. 통제변수 중에서는 <표 2>에서와 같이 *Turnover*와 *Size*가 유의한 음의 계수를 가진다. 이상 <표 3>에 제시된 결과들은 <표 2>에서와 같이 가설 1과 가설 2를 강하게 지지한다고 볼 수 있다.

<표 3> 차분변수를 사용한 회귀분석: 비체계적·체계적 변동성과 주식 유동성의 관계

이 표는 차분변수인 체계적 위험($\Delta Sysvol$)과 비체계적 위험($\Delta Idiovol$), 거래회전율($\Delta Turnover$), 시가총액($\Delta Size$), 주가($\Delta Price$), 기관투자자 거래 비중($\Delta Inst$), 연도더미, 산업더미 등의 통제변수를 주식 유동성(*Amihud*, *Rollim*)에 대해 회귀 분석한 결과이다. 모형 (1), 모형 (3)은 패널회귀분석 결과를, 모형 (2), 모형 (4)는 Fama_MacBeth 회귀분석 결과를 보여준다. 연도더미변수, 산업 더미변수의 계수 및 상수항 값은 아래에 표시하지 아니하였다. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 나타낸다. 표준오차는 모형 (1), 모형 (3)은 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을, 모형 (2), 모형 (4)는 Newey and West(1987)가 사용한 방법을 사용하였다.

	종속변수: $\Delta Amihud$		종속변수: $\Delta Rollim$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Idiovol$	1.476***	1.489***	1.155***	1.180***
$\Delta Sysvol$	-0.254***	-0.244***	-0.069**	-0.072**
$\Delta Turnover$	-0.974***	-0.972***	-1.032***	-1.020***
$\Delta Size$	-0.382	-0.862***	-0.865***	-0.870***
$\Delta Price$	-0.021	-0.015	0.056	0.058
$\Delta Inst$	-0.002	0.000	-0.002	-0.002
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES		YES	
N	16615	16615	16615	16615
Adj. R ²	0.603	0.525	0.634	0.557

2. 수익률 동조화와 유동성

가설 1과 가설 2가 개별 기업의 고유위험과 시장 전체에 미치는 위험의 절대적인 크기가 유동성에 미치는 영향에 대한 예상을 제공한다면 가설 3은 체계적 위험의 상대적 비율 즉 주식시장 동조화 정도가 클수록 유동성 역시 클 것 것이라는 예측을 제공한다.

가설 3에 대한 검정결과는 <표 4>에 제시되어 있다. <표 4>의 구조는 <표 2> 및 <표 3>의 구조와 동일하다. <표 4>에 나타난 결과를 보면, Amihud 측정치와 Roll Impact 측정치 모두에서,

또 패널 분석과 Fama-MacBeth 분석 모두에서 수익률 동조화 측정치(*Synch*)의 계수가 유의한 음(-)의 값을 나타낸다. 즉, 동조화 정도가 큰 기업의 경우 비유동성 측정치인 Amihud와 Roll Impact 값이 상대적으로 작다는 것인데, 이는 가설이 예상한 대로 주가 동조화 정도가 큰 종목일수록 유동성 역시 크다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 시장과의 동조화가 큰 종목일수록 시장 전체의 주문흐름으로부터 얻는 정보가 해당 종목을의 가격발견에 유용하며 이것이 결국 역선택 비용을 줄여 주식 유동성을 증가시키는 결과로 이어졌다고 해석할 수 있다. 한편, <표 4>에 보고된 각 통제변수 계수의 부호는 <표 2> 및 <표 3>에 제시된 결과와 일맥상통하는 모습을 보인다. 단, 기관투자자 거래 비중(*Inst*)의 경우, 유의한 음(-)의 계수를 보여 기관투자자 거래 비중과 유동성 사이에 양의 관계가 있음을 알 수 있다.

<표 4> 회귀분석: 주식시장 동조화와 주식 유동성의 관계

이 표는 주식동조화(*Synch*)와 거래회전율(*Turnover*), 시가총액(*SIZE*), 주가(*PRICE*), 기관투자자 거래 비중(*INST*), 연도더미, 산업더미 등의 통제변수를 주식 유동성(*Amihud*, *Rollim*)에 대해 회귀 분석한 결과이다. (1), (3)은 패널회귀분석 결과를, (2), (4)는 Fama-MacBeth 회귀분석 결과를 보여준다. 연도더미변수, 산업 더미변수의 계수 및 상수항 값은 아래에 표시하지 아니하였다. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 나타낸다. 표준 오차는 (1), (3)은 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을, (2), (4)는 Newey and West(1987)가 사용한 방법을 사용하였다.

	종속변수: Amihud		종속변수: Rollim	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Synch</i>	-0.388***	-0.399***	-0.196***	-0.207***
<i>Turnover</i>	-0.922***	-0.928***	-0.836***	-0.828***
<i>Size</i>	-1.151***	-1.144***	-0.971***	-0.963***
<i>Price</i>	0.070***	0.063***	0.018***	0.021
<i>Inst</i>	-0.024***	-0.024***	-0.019***	-0.016***
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES		YES	
N	18227	18227	18227	18227
Adj. R ²	0.873	0.871	0.885	0.876

<표 5>는 변수의 연도별 차분값을 이용한 회귀분석을 통하여 수익률동조화와 유동성 사이의 관계를 살피고 있다. <표 5>의 분석 결과 역시 <표 4>에서와 같이 <가설 3>을 지지하는 결과를 보인다. $\Delta Synch$ 의 값이 커질수록 종속변수인 $\Delta Amihud$ 와 $\Delta Rollim$ 의 값은 줄어드는 모습을 보이는데 네 모형 모두에서 1% 수준의 유의성을 나타내고 있다. 즉, 전년도에 비해 수익률의 동조화가 더 많이 진행될수록 유동성 역시 증가하는 강한 패턴을 발견할 수 있다.

〈표 5〉 차분변수를 사용한 회귀분석: 주식시장 동조화와 주식 유동성의 관계

이 표는 차분변수인 주식동조화($\Delta Synchron$)과 거래회전율($\Delta Turnover$), 시가총액($\Delta Size$), 주가($\Delta Price$), 기관투자자 거래 비중($\Delta MS7$), 연도더미, 산업더미 등의 통제변수를 주식 유동성($\Delta Amihud$, $\Delta Rollim$)에 대해 회귀 분석한 결과이다. (1), (3)은 패널회귀분석 결과를, (2), (4)는 Fama_MacBeth 회귀분석 결과를 보여준다. 연도더미변수, 산업 더미변수의 계수 및 상수항 값은 아래에 표시하지 아니하였다. **, ***는 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 나타낸다. 표준오차는 (1), (3)은 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을, (2), (4)는 Newey and West(1987)가 사용한 방법을 사용하였다.

	종속변수: $\Delta Amihud$		종속변수 : $\Delta Rollim$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Synchron$	-0.267***	-0.261***	-0.126***	-0.129***
$\Delta Turnover$	-0.725***	-0.727***	-0.811***	-0.800***
$\Delta Size$	-0.697***	-0.722***	-0.746***	-0.745***
$\Delta Price$	-0.051	-0.061	0.030	0.020
$\Delta Inst$	-0.011	-0.007	-0.010**	-0.010**
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES		YES	
N	16615	16615	16615	16615
Adj. R ²	0.572	0.487	0.604	0.522

3. 정보비대칭의 효과

앞선 실증분석 결과는 체계적 위험이 큰 기업일수록 또 시장과의 수익률 동조화가 큰 주식일수록 주식 유동성이 크다는 것을 보여준다. 본 연구에서는 이러한 결과에 대해 시장 전체에 미치는 요인에 대한 정보수집비용이 개별 기업의 고유 정보에 대한 수집비용보다 저렴하기 때문에 체계적 변동성이 큰 종목일수록 스프레드의 주요 요소인 역선택 비용이 상대적으로 작기 때문이라고 해석한다. 가설 4는 이와 관련하여 만약 변동성 요소가 주식 유동성에 미치는 영향의 원인이 정보수집비용의 상대적 크기에 있다면 정보비대칭의 정도가 상대적으로 큰 기업의 경우 앞서 관찰한 체계적 위험과 유동성의 관계가 더욱 강하게 나타날 것이란 예상을 할 수 있다.

가설 4의 검증은 앞 장의 연구방법에서 기술한 바와 같이 정보비대칭이 큰 기업과 작은 기업을 애널리스트 보고서 존재 여부, 대표지수 포함 여부를 기준으로 구분한 후, 더미변수화 하여 변동성변수와의 교차항을 구성한 다음 회귀분석을 통해 교차항이 종속변수인 비유동성 지표에 유의한 영향을 미치는가를 살펴보는 형태로 진행된다. 분석의 결과로 정보비대칭 정도가 큰 기업에서 주식 동조화 정도 또는 체계적 위험의 크기와 유동성 간의 양(+)의 관계가 더 뚜렷하게 나타난다면 정보 채널로 인하여 가설 2의 관계가 발생한다는 앞서서의 설명이

더욱 힘을 얻을 것이다.

〈표 6〉 체계적·비체계적 위험과 유동성의 관계: 교차항 분석

이 표는 체계적 위험(Sysvol)과 비체계적 위험(Idiovol), 거래회전율(Turnover), 시가총액(SIZE), 주가(PRICE), 기관 투자자 거래 비중(INST), 연도더미, 산업더미 등의 통제변수를 주식 유동성(Amihud, Rollim)에 대해 회귀분석한 결과이다. (1), (3)은 증권분석가 존재 여부(Noanal)와 체계적·비체계적 위험(Sysvol, Idiovol)의 교차항을, (2), (4)는 주가지수 포함여부(Noindex)와 체계적·비체계적 위험(Sysvol, Idiovol)의 교차항을 포함한 회귀분석 결과를 보여준다. 연도더미변수, 산업 더미변수의 계수 및 상수항 값은 아래에 표시하지 아니하였다. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 나타낸다. 표준오차는 Petersen(2009)의 군집 표준오차방법을 사용하였다.

	종속변수: Amihud		종속변수: Rollim	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Idiovol</i>	1.568***	1.484***	1.106***	1.117***
<i>Sysvol</i>	-0.116*	-0.025	0.032	0.033
<i>Turnover</i>	-1.197***	-1.203***	-1.049***	-1.052***
<i>Size</i>	-1.167***	-1.161***	-0.979***	-0.975***
<i>Price</i>	0.087***	0.084***	0.028*	0.026*
<i>INST</i>	0.006	0.003	0.004	0.002
<i>Idiovol</i> × <i>NoAnal</i>	0.286***		0.166***	
<i>Idiovol</i> × <i>NoIndex</i>		0.384***		0.156***
<i>Sysvol</i> × <i>NoAnal</i>	-0.248***		-0.145***	-
<i>Sysvol</i> × <i>NoIndex</i>		-0.334***		0.138***
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
N	18227	18227	18227	18227
Adj. R ²	0.893	0.894	0.904	0.904

증권분석가의 종목 추종여부, 지수편입 여부에 대한 패널분석결과는 〈표 6〉에 제시되어 있다.⁵⁾ 〈표 6〉은 정보비대칭의 정도가 심한 기업의 경우, 앞서 살폈던 기업고유 변동성 및 체계적 변동성이 유동성에 미치는 효과가 더욱 강조되어 나타남을 여실히 보여준다. 표를 보면, 정보비대칭이 심하지 않은 종목들도 고유변동성이 여전히 유동성에 음(-)의 영향을 주지만(즉, *Idiovol*의 계수가 +), 교차항인 *Idiovol* × *NoAnal* 과 *Idiovol* × *NoIndex* 의 계수가 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보이며 정보비대칭이 심한 종목의 경우, 그 효과가 더욱 강하게 나타남을 알 수 있다.

한편, 〈표 6〉의 하단에 제시된 체계적 변동성과 정보비대칭 더미변수 사이의 교차항인

5) 차분변수에 대한 회귀분석에서와 마찬가지로 Fama-MacBeth 회귀분석은 결과는 별도의 표에 보고하고 있지는 않았으나 패널분석 결과와 대동소이하다.

$Sysvol \times NoAnal$ 과 $Sysvol \times NoIndex$ 의 계수는 모두 1%의 높은 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가진다. 반면, 정보비대칭 정도가 상대적으로 덜한 종목의 체계적 위험의 효과를 반영하는 $Sysvol$ 의 계수는 모형 (1)을 제외하고는 모두 통계적으로 무의미한 값을 보여준다. 따라서 체계적 변동성의 경우, 유동성에 주는 양의 효과가 주로 정보비대칭이 심한 기업에서 나타남을 짐작할 수 있다.

〈표 7〉 주식시장 동조화와 주식 유동성의 관계: 교차항 분석

이 표는 주식동조화(*Synch*)와 거래회전율(*Turnover*), 시가총액(*Size*), 주가(*Price*), 기관투자자 거래 비중(*Inst*), 연도더미, 산업더미 등의 통제변수를 주식 유동성(*Amihud*, *Rollim*)에 대해 회귀 분석한 결과이다. (1), (3)은 증권분석가 존재 여부(*Noana*)와 주식동조화(*Synch*)의 교차항을, (2), (4)는 주가지수 포함 여부(*Noindex*)와 주식동조화(*Synch*)의 교차항을 포함한 회귀분석 결과를 보여준다. 연도더미변수, 산업 더미변수의 계수 및 상수항 값은 아래에 표시하지 아니하였다. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 각각 나타낸다. 표준오차는 Petersen (2009)의 군집 표준오차방법을 사용하였다.

	종속변수: Amihud		종속변수: Rollim	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Synch</i>	-0.273***	-0.266***	-0.124***	-0.142***
<i>Turnover</i>	-0.914***	-0.921***	-0.831***	-0.836***
<i>Size</i>	-1.129***	-1.119***	-0.957***	-0.957***
<i>Price</i>	0.084***	0.077***	0.026	0.021
<i>Inst</i>	-0.016*	-0.023***	-0.014***	-0.019***
<i>Noana</i> × <i>Synch</i>	-0.127***		-0.080***	
<i>Noindex</i> × <i>Synch</i>		-0.132***		-0.058***
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
N	18227	18227	18227	18227
Adj. R ²	0.875	0.874	0.886	0.886

〈표 7〉은 정보비대칭이 수익률동조화와 유동성 사이의 관계에 미치는 영향에 관한 분석 결과를 보여준다. 정보비대칭이 큰 기업을 나타내는 애널리스트 보고서가 없는 기업 더미와 수익률 동조화 변수의 교차항($Synch \times NoAnal$), 주가 지수에 포함되지 않는 기업을 나타내는 더미변수와 동조화의 교차항($Synch \times NoIndex$)의 계수가 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이러한 결과는 정보비대칭이 큰 기업의 주식일수록 수익률 동조화 정도와 유동성의 관계가 더 강하게 나타난다는 것을 보여주는 것으로, 예상한대로 동조화 정도와 유동성 사이의 양(+)의 관계가 정보 채널에 의해 이루어진 것이라는 설명에 설득력을 더해주는 결과라 할 수 있다.

4. 과거 시장수익률 및 산업수익률

지금까지의 회귀분석에 사용된 핵심변수인 주가의 동조화 정도 그리고 기업고유 변동성과 체계적 변동성은 회귀식을 통하여 추정된 값들인데, 이 회귀식에는 시장수익률 만이 포함되어 있다. 강건성 분석의 하나로 아래와 같이 한 해 전의 시장수익률($R_{m,t-1}$)과 같은 해의 산업수익률($R_{I,t}$)을 각각 별도로 회귀식에 추가하여 동조화 정도와 체계적 위험, 기업고유위험을 각각 구하고 이를 기초로 하여 앞선 분석과 동일한 분석을 수행하여 보았다.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_i R_{m,t} + \beta_i R_{m,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (\text{단, } R_m \text{은 시장수익률})$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_i R_{m,t} + \gamma_i R_{I,t} + \epsilon_{i,t} \quad (\text{단, } R_m \text{은 시장수익률, } R_I \text{는 업종별수익률})$$

위의 방식에 따라 측정한 동조화 및 변동성 변수를 사용하여 유동성에 미치는 효과를 별도로 분석한 결과, 두 가지 경우 모두 앞서 보고된 바와 일치하는 결과를 얻을 수 있었다. 즉, 변동성 추측 방법상의 차이에 관계없이 동조화 또는 체계적 위험의 크기가 클수록 유동성이 커지는 모습을 확인할 수 있었다. 동일한 방법을 교차항 분석에도 적용하였으며, 역시 같은 결과를 얻을 수 있었다. 분석 결과의 보고는 지면의 절약을 위해 생략하였으나 별도의 요청 시 제공가능하다.

5. 주문중심형 시장의 유동성 공급

지금까지 제시된 실증분석 결과들은 주문중심형시장의 유동성 공급 구조와 관련하여 흥미로운 시사점을 제공한다. 서두에서도 언급하였듯이 우리나라의 경우 미국 시장과 달리 기관투자자와 개인투자자로 구성된 일반투자자들이 집합적으로 시장조성자의 역할을 대신하여 시장에 유동성을 공급한다. 그러나 우리나라 시장의 경우에도 미국 시장에서의 같이 유동성공급자들이 기업의 고유정보보다는 시장 전체의 정보를 더 수월하게 수집하고 따라서 체계적 위험이 상대적으로 큰 기업일수록 유동성이 높게 형성된다는 점을 확인할 수 있었다.

스페셜리스트라 불리는 뉴욕증권거래소의 시장조성자의 경우 일반적으로 자기가 담당하는 다수의 종목에 대해 독점적인 시장조성을 하기에 일반투자자들에 비해 개별종목의 주문흐름(order flow) 뿐만 아니라 시장의 전반적인 주문흐름을 더 잘 관찰할 수 있는 이점을 가진다.

한국 시장과 같은 주문중심형 시장의 경우, 유동성을 공급하는 개별 투자자들이 스페셜리스트와 같은 이점을 가지지는 못하더라도 미국 시장을 대상으로 한 Chan et al.(2013)의 연구결과가 한국 시장에서도 강하게 관찰된다는 사실은 시장의 집합적 지성(collective wisdom)을 반영한다고 볼 수 있다. 즉, 비록 간접적이며 부분적인 증거이기는 하지만, 본 연구의 실증분석 결과는 한국 시장에서도 미국 시장에서도 같이 유동성 공급을 담당하는 투자자들이 신중하게 시장의 상황을 탐색하고 시장 전체의 주문흐름에 대한 정보를 활발히 활용하고 있음을 시사한다고 볼 수 있다. 다시 말 해, 한국 시장 내 유동성거래자의 상당수가 Glosten(1994)이 설명하는 ‘discretionary liquidity trader’로서 시장정보를 활용하여 거래에 임하고 있음을 방증하는 증거로서 해석이 가능하다. 이러한 과정에는 한국거래소가 호가의 10단계까지 상세하게 주문의 흐름을 실시간으로 공개하는 높은 수준의 사전정보투명성(pre-trade transparency)도 부분적인 기여를 한다고도 볼 수 있으나 풍부한 유동성 거래 및 유동성을 공급하는 투자자들 사이의 경쟁이 그 기저에 있음을 부정할 수 없다.

세계 각국의 주식시장을 보면, 상당히 많은 수의 시장이 시장조성자가 별도로 존재하지 않는 주문중심형 시장의 형태를 취하고 있다. 뿐만 아니라 시장조성자가 존재하는 시장에서조차도 유동성공급과 관련하여 지정가주문이 가지는 역할이 점점 커지는 추세이다.⁶⁾ 물론 이러한 추세는 IT 기술 및 주문시스템의 발달이 큰 역할을 했다고도 할 수 있으나, 동시에 주문중심형 시장이 가지는 실효성 역시 기여를 했다고 볼 수 있다.⁷⁾ 이러한 면에서 부분적인 증거이기는 하지만 본 연구의 발견점은 나름 지정가 주문형 시장의 이해와 관련하여 의미있는 시사점을 제공한다고 할 수 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 주가가 시장 전체에 영향을 미치는 요인들에 의해 더 많이 변동하는지,

6) 예를 들어, NYSE의 경우 2000년대 들어 전체 거래에서 지정가주문이 차지하는 역할을 점차 늘려왔으며, 그 결과 NYSE에서 시장조성자(Specialist) 역할을 제공하는 기업은 과거 30 이상에서 최근 일곱에 불과하다.

7) Glosten(1994), Handa and Swartz(1996), Ahn, Bae, and Chan(2001), Coppejans, Domowitz, and Madhavan(2004) 등은 이론적 모델 또는 실증증거를 통해 지정가주문형 시장이 가지는 장점을 설명한다.

아니면 기업의 개별적인 요인에 의해 더 많이 변동하는지를 검증하기 위해, 수익률 변동성을 체계적 변동성, 고유변동성으로 나누어 각 위험요인이 유동성에 어떠한 영향을 주는지에 대하여 분석하였다. 뿐만 아니라 시장과의 수익률 동조화 정도 역시 측정하여 동조화가 유동성에 어떠한 영향을 주는가를 살폈다.

분석에 사용된 표본은 2002년부터 2013년까지 12년 동안 한국거래소에 상장된 종목들로 총 2,202개 종목, 18,227개의 기업-연도 관측치로 구성된다. 분석에는 패널회귀분석과 Fama-MacBeth 회귀분석이 사용되었으며, 각 회귀식에는 유동성 측정치가 종속변수로, 고유변동성, 체계적 변동성, 수익률 동조화의 정도가 독립변수로 포함되었다. 실증분석을 실시한 결과, 비체계적 위험이 큰 기업일수록 유동성은 떨어지며, 체계적 위험이 큰 기업일수록 동조화의 정도가 큰 기업일수록 유동성이 더 풍부하다는 결론을 얻을 수 있었다. 이것은 Chan et al.(2013)이 주장한 것처럼 유동성공급자의 입장에서 시장 전체에 영향을 미치는 정보에 대한 수집이 기업 고유정보를 수집하는 경우보다 비용이 더 적게 소요되며, 그 결과 체계적 위험이 상대적으로 큰 주식에 투자하는 것이 역선택 비용을 줄여주어 결국 유동성 증가로 이어진다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 패널분석, Fama-MacBeth 분석, 차분회귀 분석, 교차항분석, 기업고유위험 측정 모형의 변형 등 여러 형태의 다양한 분석을 통하여 일관되게 확인할 수 있었다.

본 연구의 분석을 통하여 미국 시장을 대상으로 한 Chan et al.(2013)의 연구 결과가 우리나라 시장에서도 적용된다는 결과를 확인할 수 있었다. 조직화된 시장조성자가 존재하는 미국 시장과는 달리 접속매매 시간 중 주문이 접수되는 대로 시장에 형성된 가격과 수량에 맞춰 거래가 즉시 체결되는 우리나라 시장에서도 체계적 위험과 고유위험의 양이 주식 유동성에 유의한 영향을 준다는 사실을 규명하였다는 면에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다. 특히 미국 시장의 시장조성자와 같이 매수/매도 양방향에서 재고를 관리하지 않고 지정주문을 통하여 투자자들이 집합적으로 시장에 유동성을 공급하는 국내 시장미시구조 하에서 변동성과 유동성의 관계를 결정짓는 주요인은 정보채널에 의한 것이라는 사실, 즉 역선택 비용과의 관련된 부분이 유동성을 결정짓는 주요인이라는 것을 확인할 수 있었다.

본 연구에서는 유동성 지표로 일별 주가자료로부터 얻은 Amihud 유동성 측정치와 Roll impact 측정치를 사용하였다. 일중자료를 이용한 분석은 자료의 한계로 인해 실시하지 못하였으나, Goyenko et al.(2009)과 Ahn et al.(2012)에 의하면 Amihud 측정치와 Roll

Spread 또는 Roll Impact 측정치는 상당히 효율적으로 일종자료를 이용하여 추정된 유동성 추정치를 대신해 주는 것으로 보고된다. 물론 향후 일종자료를 이용한 보다 정교한 분석을 통해 변동성 요인과 유동성의 관계를 살펴보는 것은 의미 있는 후속연구가 될 수 있을 것으로 사료된다.

참고문헌

- 장병훈, 안희준, “기업고유위험과 공매도: 한국주식시장에 대한 실증분석,” 재무연구, 제28권 제2호 (2015), pp. 269–307.
- (Translated in English) Chang, P. H. and H. Ahn, “Idiosyncratic Risk and Short Sales: Evidence from the Korea Exchange,” *Asian Review of Financial Studies*, Vol. 28, No. 2 (2015), pp. 269–307.
- Ahn, H., K. Bae, and K. Chan, “Limit orders, Depth, and Volatility: Evidence from the Stock Exchange of Hong Kong,” *Journal of Finance*, Vol. 56 (2001), 767–788.
- Ahn, H., J. Cai, and C. W. Yang, “Which Liquidity Proxy Measures Liquidity Best in Emerging markets?,” *Working Paper* (2012), Sungkyunkwan University.
- Amihud, Y., “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time Series Effects,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, No. 2 (2002), pp. 31–56.
- Bali, T., N. Cakici, X. Yan, and Z. Zhang, “Does Idiosyncratic Risk Really Matter?,” *Journal of Finance*, Vol. 60, No. 2 (2005), pp. 905–929.
- Baruch, S., A. Karolyi, and L. Lemmon, “Multimarket trading and liquidity: Theory and Evidence,” *Journal of Finance*, Vol. 62, No. 5 (2007), pp. 2169–2200.
- Baruch, S. and G. Saar, “Asset Returns and Listing Choice of Firms,” *Review of Financial Studies*, Vol. 22 (2009), pp. 2239–2274.
- Chan, K., A. Hameed, and W. Kang, “Stock Price Synchronicity and Liquidity,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 16, No. 3 (2013), pp. 414–438.
- Coppejans, M., I. Domowitz, and A. Madhavan, “Resiliency in an Automated Auction,” *Working Paper* (2004), ITG Group.
- French, K. and R. Roll, “Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, No. 1 (1986), pp. 5–26.
- Glosten, L., “Is the Electronic Limit Order Book Inevitable?,” *Journal of Finance*,

- Vol. 49, No. 4 (1994), pp. 1127–1161.
- Goyal, A. and P. Santa-Clara, “Idiosyncratic Risk Matters!,” *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 3 (2003), pp. 975–1008.
- Goyenko, R. Y., C. W. Holden, and C. A. Trzcinka, “Do Liquidity Measures Measure Liquidity?,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 92, No. 2 (2009), pp. 153–181.
- Handa, P. and R. Schwartz, “Limit order Trading,” *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 5 (1996), pp. 1835–1861.
- Kyle, A. S., “Continuous Auction and Insider Trading,” *Econometrica*, Vol. 53, No. 6 (1985), pp. 1315–1336.
- Lesmond, D. A., “Liquidity of Emerging Markets,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, No. 2 (2005), pp. 411–452.
- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu, “The Information Content of Stock Markets: Why do Emerging Markets have Synchronous Stock Price Movement?,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 58, No. 1–2 (2000), pp. 215–260.
- Newey, W. and K. West, “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedastic and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, Vol. 55 (1987), pp. 703–708.
- Petersen, M. A., “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches,” *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 1 (2009), pp. 435–480.
- Roll, R., “A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market,” *Journal of Finance*, Vol. 39, No. 4 (1984), pp. 1127–1139.
- Spiegel, M. and X. Wang, “Cross-Sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk,” *Working Paper* (2000), Yale School of Management.
- Stoll, H., “Friction,” *Journal of Finance*, Vol. 55 (2000), pp. 1479–1514.