

국내 주식시장에서 유동성 프리미엄의 장기적 변화에 대한 연구

전용호

인천대학교 경영학부 교수

Long-term Trend of Liquidity Premium in the Korean Stock Market

Yong-Ho Cheon^a

School of Business, Incheon National University, South Korea

Received 30 May 2019, Revised 10 June 2019, Accepted 18 June 2019

Abstract

Following the methodology of Ben-Rephael, Kadan and Wohl (2015), this paper examines whether firm-level liquidity premium exists and whether the premium exhibits a long-term trend in the Korean stock market. The results show that over the whole sample period (1998-2018), a liquidity premium of 0.083% exists in the cross-section of stocks. Interestingly, the pricing of liquidity declines significantly over the sample period. Sub-period analysis indicates that liquidity is priced mainly in the first sub-period (1998-2004) with a significant monthly premium of 0.304%, while the pricing of liquidity becomes weaker or insignificant in the second (2005-2011) and the third (2012-2018) period. I also find that the significance of the liquidity premium in the first period is attributed to small stocks. To explore underlying reasons that might affect the decline in the liquidity premium, I decompose liquidity premium into the product of firm-level liquidity and the sensitivity of expected stock returns on liquidity. The results reveal that the long-term decline is explained by both an increase in firm-level liquidity and a decrease in the sensitivity of expected returns on liquidity.

Keywords: Liquidity Premium, Long-Term Trend, Liquidity Measure, Liquidity-Based Strategy

JEL Classifications: G10, G11, G12

^a First Author, E-mail: cheon@inu.ac.kr

© 2019 Management & Economics Research Institute. All rights reserved.

I. 서론

일반적으로 자산의 유동성이란 짧은 시간 내에 시장에 가격충격을 일으키지 않으면서 해당 자산을 용이하게 거래할 수 있는 정도를 의미한다. Amihud and Mendelson (1986)은 유동성이 낮은 종목일수록 투자자들이 높은 수익률 프리미엄을 요구할 것이므로, 유동성이 낮은 종목일수록 평균수익률이 더 높을 것임을 이론적으로 예측하였다. 이러한 주장은 Amihud and Mendelson (1989), Brennan and Subrahmanyam (1996), Brennan, Chordia and Subrahmanyam (1998), Amihud (2002), Hasbrouck (2009) 등 유동성에 관한 다양한 실증연구에서 검증된 바 있다.

Amihud (2002)는 시계열적 측면에서도 유동성이 수익률에 미치는 영향을 논의하였다. 구체적으로, Amihud (2002)는 개별 종목의 유동성 지표(Amihud measure)를 정의하고, 이로부터 시장 수준의 유동성 지표를 얻어냈다. 그리고 직전 기간의 시장 유동성이 낮을수록 다음 기간의 주식수익률이 평균적으로 하락하는 경향이 있음을 보고하였다.

유동성에 관한 많은 기존 연구 중 최근 주목할 만한 연구는 Ben-Rephael, Kadan and Wohl (2015) (이하 BKW로 표기)이다. BKW는 미국 주식시장에서 개별 종목의 유동성이 그 종목의 주식수익률에 영향을 미치는지의 여부를 1964년부터 2011년까지의 장기 시계열자료를 사용하여 검증하였다. 이들은 1970년대까지는 유동성이 낮은 종목일수록 기대수익률이 높아지는 양(+)의 유동성 프리미엄이 통계적으로 유의하게 존재하였으나, 그 이후에는 유동성 프리미엄이 사실상 소멸하였다고 주장하였다.

이 논문은 BKW의 방법을 사용하여, 구체적으로 다음 두 가지 문제를 살펴보고자 한다. 첫째, 개별 종목의 유동성 프리미엄의 크기가 경제적으로 유의한지의 여부이다.

Amihud and Mendelson (1986)은 거래빈도를 외생변수로 가정하고 전개한 이론모형에 의해 유동성 프리미엄이 거래비용을 충분히 상쇄할 정도로 유의미한 크기를 갖는다고 주장한 반면, Constantinides (1986) 및 Vayanos (1998)는 거래빈도를 내생변수로 간주하고 전개한 모형에서, 유동성 프리미엄의 크기는 경제적으로 큰 의미를 가지지 않을 정도로 작을 것으로 예상한 바 있다. 이 논문에서는 이러한 상호 대립되는 주장들 중 국내 주식시장에서 어느 것이 실증적으로 타당한지 살펴보고자 한다. 둘째, 유동성 프리미엄의 크기에 장기적 변화 추세가 나타나는지 살펴보고, 유동성 프리미엄을 유동성 베타와 유동성 측정치의 곱으로 분해함으로써, 변화 추세에 기여하는 부분이 구체적으로 어느 요소인지 확인하고자 한다.¹⁾

이 논문은 국내 주식시장에서 유동성 프리미엄의 존재 여부를 실증적으로 검증하고 그 크기를 직접 추정하였을 뿐만 아니라, 장기 시계열자료를 사용하여 유동성 프리미엄의 변화 추세를 확인하였다는데 가장 큰 의의가 있다. 또한 실무적으로도 기관투자자나 개인투자자가 주식을 거래할 때 유

1) 본 연구는 유동성이 낮은 특성을 가진 종목일수록 기대수익률이 더 높은지를 존재하는지를 살펴보는 것이 목적이다. BKW는 이러한 종류의 유동성 프리미엄을 <유동성 특성 프리미엄(characteristic liquidity premium)>으로 지칭한 바 있다. 이와 별도로 BKW는 시장 전체의 유동성 요인에 대한 주식수익률의 민감도(유동성 베타)와 관련된 유동성 프리미엄을 <체계적 유동성 프리미엄(systematic liquidity premium)>으로 부르며, 이러한 유형의 유동성 프리미엄이 주로 NASDAQ 시장의 소형주에서 유의하게 기대수익률에 반영됨을 발견하였다. 그러나, 저자가 분석한 결과로는 전체 표본기간 및 하위 표본기간 동안 국내 주식시장에서 통계적으로 유의한 체계적 유동성 프리미엄이 존재하지 않는 것으로 나타나 본 논문에서는 관련 내용의 서술을 생략하였다. 본 논문에서의 유동성 프리미엄은 BKW가 정의한 <유동성 특성 프리미엄>과 동일하다.

동성을 고려한 거래전략을 수립하는데 도움을 줄 수 있다는 면에서도 기여할 수 있다.

이 논문의 이후의 순서는 다음과 같다. II장에서는 유동성과 관련된 기존 문헌을 정리한다. III장에서는 연구에 사용된 표본자료를 설명하며, IV장에서는 실증분석 결과를 논의한다. 마지막으로 V장에서는 연구를 요약하고 결론을 제시한다.

II. 문헌연구

Amihud and Mendelson (1986)은 매수-매도호가 스프레드로 정의된 유동성 측정치가 그 주식의 기대수익률과 양(+)의 관계를 가진다고 주장하였다. 즉, 호가 스프레드가 클수록(=유동성이 낮을수록) 투자자들이 더욱 높은 기대수익률을 요구함으로써 유동성 프리미엄이 발생한다는 것이다. 이들은 유동성 프리미엄은 거래비용의 현재 가치와 거래횟수의 곱에 비례하며, 경제적으로 유의미한 크기를 가질 것으로 예상하였다. Amihud (2002)는 Amihud and Mendelson (1986)이 주장한 유동성 프리미엄의 존재 여부를 실증적으로 검증하였다. 구체적으로, 유동성의 측정을 위해 단위 거래대금당 평균 수익률 충격을 의미하는 Amihud 측정치를 정의하고, 이것을 사용하여 미국 주식시장에서 유동성 프리미엄이 존재한다는 증거를 제시하였다. 또한 Amihud (2002)는 시장 전체의 유동성이 낮을수록 개별 종목의 기대수익률이 높아진다는 사실을 밝혀냈다. Amihud, Hameed, Kang and Zhang (2015)는 Amihud (2002)의 연구를 45개국으로 확장하여, 유동성 프리미엄이 미국 이외의 국가에서도 관찰되는 세계적인 현상임을 주장하였다.

유동성이 주식수익률의 변동을 설명하는 체계적 위험요인임을 주장하는 연구도 다

수 존재한다. Pastor and Stambaugh (2003)는 시장 전체의 유동성 변화에 대한 민감도(베타)가 큰 종목일수록 기대수익률이 높다는 증거를 제시하였으며, 후속 연구인 Acharya and Pedersen (2005), Charoenruek and Conrad (2008), Sadka (2006) 등도 이와 유사한 결론을 내린 바 있다.

BKW는 미국 주식시장에서 유동성 프리미엄의 장기간 변화추세에 대해 연구하였다. 이들은 1964년부터 2011년까지 약 50여년간의 자료를 분석한 결과, 유동성 프리미엄이 표본기간의 초기인 1964년부터 1975년까지 크고 유의하게 나타나지만, 이후로 2011년까지 지속적으로 감소하는 추세가 있음을 발견하였다. 특히 횡단면 분석에서 유동성 프리미엄은 유동성 측정치에 대한 민감도(베타)와 개별 종목의 유동성 측정치의 곱으로 분해되는데, 유동성 프리미엄이 감소하는 원인은 두 가지 요인이 모두 감소하기 때문으로 결론지었다.

주식시장의 유동성에 관한 국내 연구로, Park and Eom (2008)은 유동성 지표로 정의된 매수-매도호가 스프레드가 클수록 기대수익률이 높다고 주장하였다. Yang (2012)은 고빈도 자료를 통한 유동성 지표를 대체할 수 있는 저빈도 유동성 지표들 중 Amihud (2002)가 제시한 Amihud 지표가 가장 우수한 결과를 보인다고 보고하였다. Seon, Eom and Hahn (2005)은 국내 주식시장에서도 미국과 같이 개별 종목의 유동성과 시장전체의 유동성이 연동되어 움직이는 유동성 동행화 현상이 존재하며, 특히 소형주 그룹에서 이러한 현상이 더 강하게 나타난다고 주장하였다. Lee (2016)는 기관투자자 거래비중이 높을수록 유동성이 증가하여 기업가치도 증가하는데, 이는 기관투자자와 같은 주식시장의 정보거래자가 다수 존재하는 경우, 이들간의 경쟁이 시장의 정보환경을 개선하고 정보 비대칭을 완화하기 때문으로 설명하였다. Joo and Eom (2015)은 주식시장의 유동성이 주가에 반

영되지 않은 미래 실물경기에 대한 정보를 포함하고 있다는 가설을 실증분석하였다. 구체적으로 Amihud 지표, 스프레드율, 회전을 등의 다양한 유동성 지표들이 1분기 이후의 실질 GDP 성장률 또는 경기순환 국면을 예측할 수 있다고 주장하였다.

그러나 이제까지의 국내 연구에서 국내 주식시장에서의 유동성 프리미엄의 크기 및 그 장기적인 변화추세에 대해서는 거의 연구되지 않았으며, 이 논문에서는 이와 같은 문제들을 구체적으로 살펴보고자 한다.

III. 자료

본 연구는 KOSPI 시장에 상장된 종목의 거래자료 및 회계자료를 사용하였으며, 모든 자료는 (주)에프엔가이드의 DataguidePro DB에서 추출하였다. 표본기간은 1998년 1월부터 2018년 12월까지 21년(252개월)이다. 극단적인 일부 관찰값이 전체 분석결과를 왜곡하는 것을 막기 위해 총 3년(36개월) 이상 거래된 종목만을 분석에 포함시켰으며, 매 월별로 거래일수가 15일 이하인 종목은 제외하였다.

기존의 여러 문헌에서 유동성의 지표로서 매우 다양한 측정치가 사용되나, 본 연구에서는 단위거래금액 당 수익률 충격의 크기를 측정하는 Amihud (2002)의 전통적인 지표를 사용하였으며, 그 이유는 다음과 같다. 첫째, Amihud의 유동성 지표는 일별 수익률과 거래대금만으로 쉽게 계산할 수 있는 편리한 지표이다. 둘째, Hasbrouck (2009)은 미국 주식시장에서 여러 유동성 지표 중 Amihud의 유동성 지표가 일중 자료로부터 계산되는 가격충격과 가장 상관계수가 높다고 보고하였다. 셋째, Yang (2012) 또한 국내 주식시장에서 고빈도 및 저빈도 유동성 지표를 비교 분석하여, 저빈도 유동성 지표들 중 Amihud 지표가 가장 우수한 결과를

보인다고 보고한 바 있다.

본 연구의 표본기간은 20년 이상의 비교적 긴 기간이므로, BKW와 같이 인플레이션의 영향을 반영하여 종목 i 의 t 일의 유동성 측정치를 다음과 같이 정의하였다:

$$AMIHUD_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|R_{i,d}|}{TRDVAL_{i,d} \times INF_t} \times 10^8 \quad (1)$$

여기서 $D_{i,t}$ 는 종목 i 의 t 일의 거래일수, $|R_{i,d}|$ 는 종목 i 의 t 일의 d 번째 거래일의 수익률(%), $TRDVAL_{i,d}$ 는 당일 거래대금(원), INF_t 는 인플레이션을 감안하여 2015년 기준 가격으로 환산하기 위한 보정항이다. 일반적으로 AMIHU 측정치는 매우 작은 값을 가지므로, 계산의 편의를 위해 10^8 을 곱한 값을 사용하였다.

인플레이션을 고려하는 이유는 분모에 들어가는 일별 거래금액의 경제적 의미가 시간의 흐름에 따라 달라지기 때문이다. 예컨대 20년 전의 1억원과 현재의 1억원은 화폐가치 측면에서 현저히 다를 것으로 추측된다. 실제로, 표본기간의 시작과 끝인 1998년 1월과 2018년 12월 기간의 누적 인플레이션은 164%에 달하므로, 이를 보정항에서 고려해줄 필요가 있다.

식 (1)에 의하여 AMIHU 측정치를 매월 종목별로 구한 다음, 월별로 상위/하위 1% 이내에 속하는 종목들은 분석에서 제외하였다.

〈Table 1〉은 이 연구에 사용된 표본자료의 기초통계량을 보여준다. 먼저, 전체 표본기간(1998-2018)을 세 하위기간으로 나누고, 1998-2004년을 Period 1, 2005-2011년을 Period 2, 2012-2018을 Period 3으로 부르기로 한다. Nfirm은 매 월 종목 수를 기간별로 시계열 평균한 결과이다. AMIHU는 먼저 식 (1)에 의해 정의되는 유동성 측정치를 매월

Table 1. Summary Statistics

	Whole Period (1998-2018)	Period 1 (1998-2004)	Period 2 (2005-2011)	Period 3 (2012-2018)
Nfirm	690	680	682	709
AMIHUD	13.71	36.24	3.57	1.31
Monthly Return (%)	1.84	2.46	2.06	0.99
Std(Monthly Return) (%)	17.28	23.39	15.54	12.91
Market Capitalization (Million Won)	737,294	219,686	822,873	1,174,527
Book-to-Market	1.24	0.84	1.50	1.39

종목별로 계산한 후, 횡단면 평균값을 구한다. 그리고 구해진 값들의 기간별 시계열 평균값을 보고하였다. Monthly Return은 매월 종목별 수익률의 횡단면 평균값을 구하고, 기간별로 그 시계열 평균값을 구하였다. Std(Monthly Return)은 매월 종목별 수익률의 횡단면 표준편차를 구하고, 기간별로 시계열 평균값을 구하였다. Market Capitalization은 매월 말 보통주 시가총액의

횡단면 평균값을 구하고, 기간별로 시계열 평균값을 구하였다. Book-to-Market은 전년도 말 장부가치를 매월말의 보통주 시가총액으로 나눈 값의 횡단면 평균값을 구하고, 기간별로 시계열 평균값을 구한 결과이다.

AMIHUD 측정치의 시계열 평균값은 전체 표본기간에서는 13.71이나, 기간별로 매우 큰 차이를 보인다. Period 1에서는 36.24로 전체 기간 평균의 세 배에 가까운 반면,

Fig. 1. Time Trend in the Logarithm of Adjusted Amihud Measure

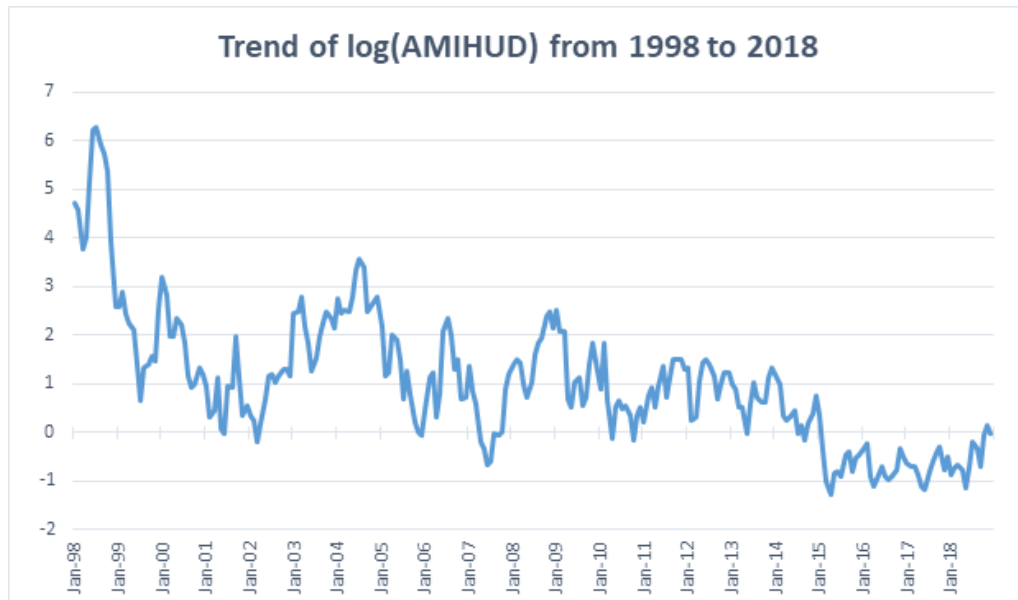


Table 2. Raw Returns and CAPM/FF-4 Alphas on Decile Portfolios Sorted by Illiquidity Measure

Illiquidity	Raw return (%)	(t-value)	CAPM alpha (%)	(t-value)	FF-4 alpha (%)	(t-value)
Low	0.821	(1.25)	-0.014	(-0.08)	-0.294	(-1.41)
2	0.556	(0.90)	-0.227	(-1.05)	-0.532	(-2.53)
3	0.713	(1.06)	-0.077	(-0.25)	-0.466	(-1.91)
4	1.019	(1.46)	0.250	(0.68)	-0.105	(-0.49)
5	1.387	(2.09)	0.642	(1.66)	0.270	(1.19)
6	1.478	(2.26)	0.757	(2.08)	0.352	(2.06)
7	2.035	(2.71)	1.327	(2.95)	0.896	(4.28)
8	2.413	(3.20)	1.717	(3.70)	1.396	(6.09)
9	2.680	(3.42)	2.005	(3.76)	1.665	(4.96)
High	3.009	(3.43)	2.357	(3.61)	1.977	(3.96)
High - Low	2.188	(3.33)	2.371	(3.59)	2.271	(4.01)

Period 2에서는 3.57로 급격히 감소하고, 가장 최근인 Period 3에서는 1.31로 Period 1과 비교할 때 3.6% 정도의 비율에 불과하다. 이는 시장 전체적으로 유동성이 크게 증가했음을 뜻하는 것으로, 거래금액 당 수익률 충격이 감소함으로써 개별 종목의 유동성이 그 종목의 수익률에 미치는 영향이 장기적으로 축소되었을 가능성을 시사한다.

〈Fig. 1〉은 월별 AMIHUD 측정치의 횡단면 평균값에 자연로그를 취하고, 이를 전체 표본기간에 걸쳐 나타낸 것이다. $\log(\text{AMIHUD})$ 값은 표본기간의 초기에 높은 값을 보이다가 2002년 초까지 급격히 하락하고 이후 2004년까지 다시 상승하는 등 큰 폭의 변동을 보이다가, 이후 변동폭이 줄어들며 절대적인 수준도 모두 점차적으로 감소하는 추세를 나타낸다. 이는 미국 주식시장에서와 유사한 현상으로, 단기적인 변동에도 불구하고 국내 주식시장에서 실질적인 주식거래비용이 장기적으로 꾸준히 감소하고 있음을 의미한다. 따라서 이와 같이 유동성이 풍부해짐에 따라 투자자들이 저유동성 종목에 요구하는 수익률 프리미엄

또한 과거와 비교해 낮아질 가능성이 있다고 예상된다. 이러한 가설을 검증하기 위해 본 연구에서는 구체적으로 투자자들이 요구하는 유동성 프리미엄의 크기 및 표본기간 동안의 시간적 변화에 대해 살펴보고자 한다.

IV. 실증분석 결과

1. 유동성 프리미엄 검증

〈Table 2〉는 AMIHUD의 크기 순으로 구성된 10개 포트폴리오 수익률의 평균값 및 위험조정 알파를 나타낸다. 개별 종목을 직전 월의 AMIHUD의 크기 기준으로 10개의 포트폴리오를 구성하고, 각 포트폴리오의 금융 수익률을 계산하였다. 두 번째 열의 Raw Return은 이와 같이 각 포트폴리오 수익률의 월별 시계열 자료를 얻은 후, 그 평균값을 계산하였다. Newey and West (1987)의 방법에 따라 표준오차를 수정하였으며, 이에 따

른 t-값을 괄호 안에 표시하였다.

Raw Return의 변화를 살펴보면, AMIHUD 측정치가 클수록(즉 유동성이 낮을수록) 수익률이 증가하는 경향을 나타낸다. 구체적으로 AMIHUD가 가장 낮은 그룹의 Raw Return은 0.821%이고 유의하지 않으나, 가장 높은 그룹은 Raw Return이 3.009%이고 t-값이 3.43으로 통계적으로 매우 유의하다. 이는 AMIHUD가 높은 종목일수록(즉 유동성이 낮은 종목일수록) 더 높은 수익률 프리미엄을 요구한다는 증거가 뚜렷하다는 것을 의미한다. 특히 AMIHUD가 가장 높은 포트폴리오(High)를 매수하고, AMIHUD가 낮은 포트폴리오(Low)를 매도하여 구성된 무비용 포트폴리오(High-Low)의 월평균 수익률은 2.188%이고 t-값이 3.33으로, 이 포트폴리오가 경제적으로나 통계적으로 유의한 양(+)의 성과를 나타냄을 보여준다.

다만 이와 같은 무비용 포트폴리오의 유의한 양(+)의 수익률은 체계적 위험요인에 대한 보상일 수 있으므로, 위험요인을 통제 한 후의 성과를 살펴볼 필요가 있다. 4번째와 5번째 열은 시장위험에의 노출을 고려한 CAPM-위험조정 수익률(알파) 및 그 t-값을 나타낸다. CAPM 모형의 무위험 수익률의 대용치로는 1년 만기 통화안정기금의 수익률을 사용하였다. 시장위험을 통제 한 후에도 AMIHUD와 위험조정 수익률은 양(+)의 상관관계를 나타낸다. 특히 AMIHUD 값을 기준으로 구성된 무비용 포트폴리오의 위험조정 수익률은 2.371%이고 t-값이 3.59로서 시장위험을 통제하기 전보다 더욱 그 값이 크고 유의해짐을 볼 수 있다.

마지막으로, 6번째와 7번째 열에서는 Fama and French(1993)의 기업규모 요인(SMB), 장부가대시장가 요인(HML) 및 Carhart (1997)의 모멘텀 요인(MOM)을 국내 주식시장 자료를 통해 구성하고, 이를 활용하여 FF-4 요인 모형에 의한 위험조정 수익률을 계산하였다. 이 경우에도 무비용 포트

폴리오의 위험조정 수익률은 2.271%이고 t-값이 4.01로 매우 유의한 양(+)의 값을 보인다. 따라서 <Table 2>의 결과로부터, 직전 월 유동성이 낮은 종목일수록 금월 수익률이 높은 경향이 존재하며, 이와 같은 특성은 체계적 위험요인을 통제 한 이후에도 여전히 유의하게 존재한다고 볼 수 있다.

<Table 2>에서 AMIHUD를 기준으로 구성된 무비용 포트폴리오가 매우 유의한 양(+)의 수익률을 나타냄으로써 유동성이 낮은(높은) 종목일수록 더 높은(낮은) 기대수익률을 보인다는 사실을 발견하였다. 그러나, 이와 같은 포트폴리오 단위의 분석은 복잡한 모형의 적용을 필요로 하지 않는다는 장점이 있는 반면 두 가지 측면에서 단점이 존재한다. 첫째, 다수의 종목을 포트폴리오 단위로 합치는 과정에서 개별 종목이 가진 많은 정보가 손실된다. 둘째, 개별 종목의 기대수익률에 영향을 미치는 것으로 알려진 다수의 변수들을 동시에 통제하기 곤란하다. 따라서 이와 같은 문제점을 보완하기 위해 본 연구에서는 Fama-Macbeth 횡단면 회귀분석을 실시하고, 그 결과를 살펴보기로 한다.

구체적으로, 매 월 다음과 같은 횡단면 회귀분석을 실시한다:

$$\begin{aligned}
 R_{i,t+1} &= \lambda_{0,t} + \lambda_{1,t} AMIHUD_{i,t} + \lambda_{2,t} MKTBETA_{i,t} \\
 &\quad + \lambda_{3,t} SMBBETA_{i,t} + \lambda_{4,t} HMLBETA_{i,t} \\
 &\quad + \lambda_{5,t} \text{Log}(SIZE)_{i,t} + \lambda_{6,t} BM_{i,t} \\
 &\quad + \lambda_{7,t} MOM_{i,t} + \lambda_{8,t} REV_{i,t} + \epsilon_{i,t+1}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

종속변수인 $R_{i,t+1}$ 은 종목 i 의 $t+1$ 월의 수익률이다. MKTbeta, SMBbeta, HMLbeta는 종목 i 의 t 월의 일별 수익률을 국내 주식시장 자료를 통해 구축한 Fama-French의 일별 3요인에 대해 회귀분석하여 얻은 각 위험요인에 대한 회귀계수이다. 종목 i 에 대하여, $\text{Log}(\text{SIZE})$ 는 t 월 말의 보통주 시가총액, BM

Table 3. Fama-Macbeth Regression Results

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	coeff.	(t-value)	coeff.	(t-value)	coeff.	(t-value)	coeff.	(t-value)
AMIHU	0.085	(2.84)	0.091	(3.12)	0.094	(3.24)	0.040	(1.37)
MKTbeta			0.307	(2.25)	0.296	(1.39)	0.555	(3.17)
SMBbeta					0.308	(1.01)	0.299	(1.00)
HMLbeta					-0.461	(-1.01)	-0.454	(-1.01)
Log(SIZE)							-0.310	(-2.91)
BM							0.862	(5.43)
MOM							0.002	(0.90)
REV							-0.021	(-3.09)

은 직전 년도의 장부가치를 t월 말의 시가총액으로 나눈 값이며, MOM은 [t-12, t-2] 기간의 누적수익률이다. REV는 수익률의 단기적 반전(short-term reversal)을 통제하기 위한 변수로 t-1월의 수익률을 의미한다.

식 (2)의 횡단면 회귀분석을 매 월 실시하여 각 회귀계수를 월별로 추정한 후, 회귀계수의 시계열 평균값 및 t-값을 (Table 3)에 보고하였다. 단일변수 회귀모형인 Model 1에서 AMIHU의 회귀계수는 0.085이고 t-값

은 2.84로 매우 유의하다. Model 2에서 시장 베타(MKTbeta), Model 3에서 기업규모베타(SMBbeta) 및 장부가 대 시장가 베타(HMLbeta)를 추가적으로 통제하여도 AMIHU의 회귀계수는 각각 0.091과 0.094이고 통계적으로 강한 유의성을 갖는다. Model 4에서 기업특성변수인 Log(SIZE), BM, MOM 및 REV를 추가적인 통제변수로 포함하는 경우, AMIHU의 회귀계수는 여전히 양(+)의 값을 가지지만 t-값이 1.37로 통계적인 유의성을 나타내지 않는다. 따라서 다양

Table 4. Sub-Period Analysis: Fama-Macbeth Regression

	Whole period		Period 1		Period 2		Period 3	
	coeff.	tValue	coeff.	tValue	coeff.	tValue	coeff.	tValue
AMIHU	0.040	(1.37)	0.114	(2.28)	0.002	(0.17)	0.003	(0.05)
MKTbeta	0.555	(3.17)	1.003	(2.47)	0.595	(2.43)	0.061	(0.41)
SMBbeta	0.299	(1.00)	-0.689	(-2.66)	-0.393	(-3.68)	0.916	(1.04)
HMLbeta	-0.454	(-1.01)	-0.074	(-0.32)	0.095	(0.98)	-1.375	(-1.04)
Log(SIZE)	-0.310	(-2.91)	-0.337	(-1.31)	-0.208	(-1.64)	-0.386	(-2.99)
BM	0.862	(5.43)	1.259	(3.60)	0.957	(4.69)	0.366	(2.02)
MOM	0.002	(0.90)	-0.003	(-0.48)	0.004	(1.59)	0.005	(1.46)
REV	-0.021	(-3.09)	-0.034	(-2.97)	-0.028	(-3.13)	-0.002	(-0.18)

한 통제변수들을 추가한 Model 4의 결과에 따르면 전체 표본기간에서 AMIHU가 기대 수익률에 미치는 영향이 제한적이라고 해석할 수 있다.

2. 하위 표본기간 분석

그러나 <Table 1> 및 <Fig. 1>에서 예상되듯이 유동성이 기대수익률에 미치는 영향은 시기별로 다를 수 있다고 추측된다. 이를 살펴보기 위해 <Table 4>에서는 전체 표본기간을 세 개의 하위기간으로 나누고, 각 기간별로 <Table 3>에서와 동일한 방법으로 Fama-Macbeth 회귀분석을 실시하였다. 두 번째와 세 번째 열은 결과 비교를 목적으로 <Table 3>에서의 결과를 다시 표기한 것이다. Period 1에서 AMIHU의 회귀계수는 0.114 이고 t-값이 2.28로 통계적으로 유의하다. 그러나 Period 2 및 Period 3에서 AMIHU 변수의 회귀계수는 각각 0.002 및 0.003으로 급격히 감소하였으며, t-값도 0.17 및 0.05에 불과하다. 이러한 결과를 종합하면, Period 1 이후에는 AMIHU가 기대수익률에 미치는 영향이 사실상 사라졌다고 볼 수 있다.

그렇다면, 유동성은 시기별로 기대수익률에 구체적으로 얼마나 기여하는가? 즉, 유동성이 낮은 종목을 보유하는 대가로 투자자들은 얼마만큼의 추가적인 수익률 프리미엄을 요구하는지, 그리고 그 프리미엄의 크기가 시기별로 변화하는지를 살펴보고자

한다.

<Table 5>에서는 전체 표본기간 및 하위 기간별로 유동성 프리미엄을 추정하였다. 기본적으로 월별로 횡단면 회귀분석을 실시하여 AMIHU 변수의 회귀계수를 추정한다. 이 회귀계수에 종목별 그 달의 유동성 측정치(AMIHU)를 곱한 것을 유동성 프리미엄으로 해석할 수 있다. EW(VW)는 이와 같이 매월 종목별로 추정된 유동성 프리미엄을 전체 종목에 걸쳐 단순(가중)평균하여 해당 월의 평균 유동성 프리미엄을 계산하고, 월별로 얻어진 평균 유동성 프리미엄의 시계열 자료를 평균하여 얻어진 값이다. 또 유동성 프리미엄의 보조적인 추정치로 MED 및 DISP를 동시에 고려하였다. MED는 월별 AMIHU의 회귀계수에 그 달의 종목별 유동성 측정치의 중간값(Median)을 곱하여 월별 유동성 프리미엄을 구한 후, 시계열 평균한 값이다. DISP는 월별 AMIHU의 회귀계수에 그 달의 종목별 유동성 측정치의 횡단면 표준편차를 곱한 값을 월별로 구한 후, 시계열 평균값을 구하였다.

결과를 살펴보면, 전체 기간에서는 네 개의 유동성 프리미엄 추정치 중 MED를 제외한 EW, VW, DISP가 모두 5% 이하의 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보인다. 세 개의 하위기간에서는 Period 1에서 EW, VW, MED, DISP가 모두 양(+)의 값을 가지며 t-값도 모두 2.0 이상으로 대체로 유의하다. 반면 Period 2와 Period 3에서는 모든 프리미엄 추정치가 유의하지 않은 음(-)의 값을 나타

Table 5. Liquidity Premium (%) by Sub-Periods

	Whole period		Period 1		Period 2		Period 3	
EW	0.083	(2.07)	0.304	(3.54)	-0.029	(-1.17)	-0.027	(-0.82)
VW	0.009	(1.96)	0.031	(2.97)	-0.002	(-1.06)	-0.002	(-0.57)
MED	0.010	(1.48)	0.039	(2.55)	-0.002	(-0.60)	-0.006	(-0.53)
DISP	0.310	(2.16)	1.089	(3.35)	-0.102	(-1.23)	-0.061	(-0.94)

Table 6. Liquidity Premium (%) by Size Tercile**Panel A: EW Premium (%)**

	Whole Period		Period 1		Period 2		Period 3	
Small	0.210	(2.18)	0.743	(3.52)	-0.061	(-1.17)	-0.055	(-0.86)
Medium	0.025	(1.09)	0.125	(2.67)	-0.028	(-1.32)	-0.023	(-0.81)
Large	0.014	(1.98)	0.047	(2.64)	-0.002	(-0.65)	-0.002	(-0.48)

Panel B: VW Premium (%)

	Whole Period		Period 1		Period 2		Period 3	
Small	0.104	(1.72)	0.421	(3.35)	-0.063	(-1.32)	-0.047	(-0.82)
Medium	0.025	(1.14)	0.119	(2.59)	-0.026	(-1.37)	-0.018	(-0.69)
Large	0.005	(2.02)	0.015	(2.50)	0.000	(-0.43)	-0.001	(-0.42)

냄으로써 유동성 프리미엄이 실질적으로 거의 존재하지 않는다고 볼 수 있다. 즉, 전체 기간에서 대체로 유의한 양(+)의 유동성 프리미엄이 존재하는 것은 대부분 Period 1에서의 매우 크고 유의한 유동성 프리미엄이 존재하는데 기인하며, Period 2와 Period 3은 전체 기간의 유동성 프리미엄에 거의 기여하지 않는다고 볼 수 있다. 이는 <Table 4>에서 AMIHUDD 계수의 유의성이 Period 1에서만 강하게 유의한 것과 유사한 결과이다.

3. 기업규모 효과 통제

한편, <Table 5>의 결과를 해석함에 있어 한 가지 우려는, 이러한 유동성 프리미엄이 본질적으로 소형주 프리미엄에서 비롯되었을 가능성이 있다는 점이다. 왜냐하면 소형주일수록 기대수익률이 높아지는 경향이 있는데, 소형주는 대체로 유동성이 낮기 때문이다. Model 4에서 기업규모(Log(SIZE))를 통제변수로 사용하고 있지만, 기업규모가 기대수익률에 미치는 영향이 반드시 선형

적이지 않을 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 기업규모별 포트폴리오를 구성함으로써 기업규모를 통제 한 후에도 유동성 프리미엄이 존재하는지 살펴보기로 한다.

<Table 6>은 기업규모를 통제 한 후에도 유동성 프리미엄이 존재하는지, 그리고 기업규모에 따라 유동성 프리미엄의 크기에 차이가 있는지를 검증한 결과이다. 구체적으로, 직전 월 말일의 기업규모를 기준으로 최하위 1/3에 속하는 종목은 소형주(Small), 그 다음 1/3에 속하는 종목은 중형주(Medium), 나머지는 대형주(Large) 포트폴리오로 구분한다. 그리고 각 포트폴리오별로 <Table 5>에서와 같은 방법으로 EW 프리미엄 및 VW 프리미엄을 기간별로 추정하였다. Panel A를 살펴보면, 전체 기간에서 소형주의 EW 프리미엄은 0.210%이고 t-값이 2.18로 5% 수준에서 유의하다. 그러나 중형주와 대형주의 EW 프리미엄은 각각 0.025%와 0.014%로 급격히 줄어든다. 기간별로 살펴보면 이러한 차이는 더욱 뚜렷이 나타난다. Period 1에서는 소형주, 중형주, 대형주 포트폴리오 모두 유의한 양(+)의 EW 프리미엄을

나타낸다. 특히 소형주의 프리미엄은 0.743%이고 t값도 3.52로 가장 높은 반면, 대형주의 프리미엄은 0.047% 이고 t값은 2.64로서 통계적으로는 유의한 반면 절대적 값이 상대적으로 매우 작아 경제적 의미를 찾기 어렵다고 볼 수 있다. 따라서 Period 1에서의 유동성 프리미엄은 대부분 소형주 그룹에서 비롯되며, 중형주나 대형주는 유동성 프리미엄의 형성에 상대적으로 매우 적은 기여를 한다고 볼 수 있다. 주목할 만한 결과는 Period 2와 Period 3이다. 두 기간에서 유동성 프리미엄은 모두 유의하지 않은 음(-)의 값을 가지며, Period 1에 비해 기업규모에 따른 차이도 매우 적다. 이러한 결과를 종합하면, 기업규모를 통제 한 후에도 유동성 프리미엄이 존재하며, 이는 특히 Period 1 기간 중에서도 소형주에서 주로 비롯된다고 요약할 수 있다. Panel B에서는 VW 프리미엄에 대해서도 동일한 분석을 실행하였으며, EW 프리미엄의 경우와 거의 비슷한 결과를 나타낸다.

4. 유동성에 기반한 거래전략의 수익성

〈Table 6〉에서는 유동성 프리미엄이 시기적으로는 Period 1에 주로 나타나며, 그 중에서도 특히 소형주에 집중되어 있음을 보여 준다. 이 때문에 유동성을 활용한 무비용 투자전략, 즉 유동성이 낮은 종목을 매수하고, 유동성이 높은 종목을 매도하는 투자전략의 실제 수익성에도 기간별 및 기업규모별 차이가 발생할 것으로 추측된다. 〈Table 7〉은 이러한 예상을 검증한 결과이다. 구체적으로, 매월 시가총액의 크기 순으로 전체 종목을 Small, Medium, Large의 세 그룹으로 나눈 후, 각 그룹 내에서 다시 동일 월의 AMIHU D 값의 크기 순으로 다섯 개의 그룹을 생성한다. 이와 같이 생성한 15개의 기업규모-유동성 포트폴리오 각각에 대해 익월의 수익률을 구하고, 이를 매 월마다 전체

표본기간에 걸쳐 반복하여 포트폴리오 수익률의 월별 시계열을 얻는다. 이 수익률에서 Fama-French-Carhart의 4요인 모형을 사용하여 체계적 위험요인을 통제함으로써 비정상 수익률 알파(FF-4 알파)를 추정한다.

Panel A의 결과를 살펴보면, 소형주(Small) 그룹에서 AMIHU D가 증가할수록 FF-4 알파가 증가하는 경향이 관찰된다. 특히, AMIHU D가 큰 종목을 매수하고 낮은 종목을 매도하는 무비용 포트폴리오의 수익률은 2.562%이고 t값이 4.04로서 매우 강한 유의성을 나타낸다. 이는 1년 기준으로 $2.562\% \times 12 = 30.744\%$ 에 해당함으로써 경제적으로도 충분히 유의미한 결과로 볼 수 있다. 반면 중형주(Medium) 그룹에서는 AMIHU D가 가장 낮을 때 FF-4 알파가 음(-)의 값을 가지며, AMIHU D의 증가에 따라 FF-4 알파도 증가하지만 그 경향이 뚜렷하지 않다. 무비용 포트폴리오(High-Low)의 수익률은 1.023%이고 t값이 1.98로 유의하지만 소형주 그룹에 비해 수익률의 크기와 t값이 현저히 감소하였음을 볼 수 있다. 대형주(Large) 그룹의 경우 모든 AMIHU D 그룹에서 수익률이 유의한 값을 보이지 않으며, 무비용 포트폴리오의 수익률도 유의하지 않다. 따라서, 전체 표본 기간을 기준으로 할 때 소형주(Small) 그룹의 알파가 가장 크고 유의함을 알 수 있다. 이는 〈Table 2〉에서의 무비용 포트폴리오의 유의한 양(+)의 성과가 주로 소형주 그룹의 수익률에 의한 것임을 의미하는 결과이다.

Panel B는 하위 표본기간 별로 Panel A와 동일한 분석을 반복하여 무비용 포트폴리오의 FF-4 알파를 추정한 결과이다. 소형주 그룹에서는 Period 1에서 알파가 5.902%로 가장 크고, Period 2에서는 2.615%로 절반 이상 감소하며, Period 3에서는 유의하지 않다. 즉 소형주에서의 무비용 포트폴리오의 성과는 주로 Period 1과 Period 2에 집중된다. 중형주(Medium) 그룹에서도 비슷한 경향이

Table 7. Performance of Liquidity-Based Trading Strategies**Panel A: Whole Period**

Illiquidity Quintiles	Small		Medium		Large	
	FF-4 Alpha(%)	(t-value)	FF-4 Alpha(%)	(t-value)	FF-4 Alpha(%)	(t-value)
Low	-0.038	(-0.12)	-0.794	(-1.73)	-0.208	(-1.00)
2	1.564	(5.39)	0.171	(0.62)	-0.128	(-0.59)
3	2.015	(6.14)	0.335	(1.58)	-0.014	(-0.06)
4	2.389	(5.64)	0.382	(1.98)	-0.033	(-0.15)
High	2.525	(4.16)	0.229	(1.12)	-0.192	(-0.88)
High - Low	2.562	(4.04)	1.023	(1.98)	0.015	(0.06)

Panel B: FF-4 Alphas on the Long-Short Portfolios in Sub-Periods

	Small		Medium		Large	
	FF-4 Alpha(%)	(t-value)	FF-4 Alpha(%)	(t-value)	FF-4 Alpha(%)	(t-value)
Period 1	5.902	(4.63)	1.506	(3.35)	0.484	(0.88)
Period 2	2.615	(3.92)	0.559	(0.98)	-0.905	(-1.55)
Period 3	0.090	(0.20)	-0.765	(-1.64)	0.014	(0.04)

나타나는데, Period 1에서는 1.506%로 유의한 양(+)의 수익률을 갖지만, 나머지 기간에서는 그렇지 않다. 대형주(Large) 그룹은 모든 구간에서 통계적으로 유의한 수익률을 보이지 않는다. 결과적으로, 유동성이 낮은 종목을 매수하고, 높은 종목을 매도하는 무비용 차익거래 전략의 비정상 수익률(알파)은 주로 소형주에서 관찰되며, 특히 Period 1에서 매우 강하게 나타난다. 또한 모든 기업규모 그룹에서 Period 1 이후에는 비정상 수익률이 감소하는 추세를 보인다. 이는 Table 6에서 보듯이 Period 1에서 유동성 프리미엄이 상대적으로 더 크고, 특히 그 중에서도 소형주 그룹의 프리미엄이 더 크게 나타나는 것과 일관된 결과이다.

5. 유동성 프리미엄의 시간적 변화

〈Table 6〉에서 유동성 프리미엄은 모든 기업규모 그룹에 걸쳐 Period 1에서 유의한 양(+)의 값을 보이나, 그 이후에는 유의하지 않은 것으로 나타난 바 있다. 유동성 프리미엄이 시간의 흐름에 따라 감소하는 원인은 무엇일까? 유동성 프리미엄은 유동성 베타와 유동성 측정치(AMIHU)의 곱으로 정의되므로, 유동성 프리미엄이 감소하는 원인은 유동성 베타가 감소하거나, AMIHU가 감소하기 때문으로 추측할 수 있다. 이 중 유동성 베타가 시간에 따라 감소하는 것은 〈Table 4〉에서 이미 확인한 바 있다. 또한 〈Fig. 1〉에서 AMIHU 역시 시간에 따라 급격히 낮아지는(=유동성이 높아지는) 추세를 보여준다. 따라서 유동성 프리미엄의 시간적 감소현상은 두 가지 원인이 복합적으로 작용한 결과로 해석할 수 있다.

〈Table 8〉은 기업규모 별로 AMIHU의 시간적 변화를 검토한 결과를 보여준다. 직전

월 말의 시가총액의 크기 순으로 전체 종목을 다섯 개의 그룹으로 나누고, 각 그룹 안에서 이 달의 AMIHU 값의 횡단면 평균값과 중간값을 구하는 작업을 매 월 반복하여 그 시계열 평균값을 나타내었다. 결과를 살펴보면, 전체 표본기간에서 소형주(Small) 그룹의 평균 AMIHU는 50.834로, 대형주(Large) 그룹의 평균 AMIHU인 0.458에 비해 100배 이상 크다. 이러한 특성은 <Table 6>에서 소형주의 유동성 프리미엄이 대형주에 비해 훨씬 크게 나타나는 원인으로 추론된다. 특히 <Table 8>에서 Period 1 기간 동안 소형주 그룹의 평균 AMIHU가 약 140으로 매우 높은 것이 소형주가 Period 1에서 매우 큰 유동성 프리미엄을 나타내는 이유로 볼 수 있다. 반면 Period 2 및 Period 3에서는 소형주의 평균 AMIHU가 각각 8.466 및 3.547로 급격히 낮아지며, 이로 인해 각각의 기간에서 소형주의 유동성 프리미엄이 사실상 사라지는 것으로 해석할 수 있다. 대형주의 경우, Period 1에서 평균 AMIHU가 1,306으로 소형주 그룹에 비해 훨씬 낮고, Period 2 및 3에서도 절대적인 수준에 큰 변화가 없다. 이 때문에 <Table 6>에서 보듯이

대형주는 Period 1에서만 작은 양(+의) 유동성 프리미엄을 가지나, 그 이후에는 프리미엄의 경제적, 통계적 유의성이 사라지는 것으로 이해된다.

V. 결론

본 연구는 국내 주식시장을 대상으로 유동성이 낮은 종목일수록 기대수익률이 높아지는 유동성 프리미엄 현상이 존재하는지를 살펴보고, 유동성 프리미엄의 크기가 장기간에 걸쳐 변화하는지를 분석하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 표본기간 전체에서 직전 월의 유동성이 높은 종목들로 구성된 포트폴리오를 매도하고, 유동성이 낮은 종목들로 구성된 포트폴리오를 매수하는 무비용 투자전략(zero-cost investment)은 유의한 양(+의) 위험조정 초과수익률을 보인다. 이는 유동성이 낮은 종목일수록 투자자들이 높은 기대수익률을 요구한다는 Amihud (2002)의 주장을 지지하는 결과이다. Fama-MacBeth 횡단

Table 8. Mean and Median Liquidity Measure by Firm Size

Size Quintile		Whole Period (1998-2018)	Period 1 (1998-2004)	Period 2 (2005-2011)	Period 3 (2012-2018)
Small	Mean	50.834	139.927	8.466	3.547
	Median	5.918	14.607	2.063	1.025
2	Mean	11.319	26.939	5.353	1.548
	Median	1.224	2.086	1.112	0.464
3	Mean	3.940	7.890	2.835	1.061
	Median	0.617	1.024	0.543	0.280
4	Mean	2.002	4.458	1.133	0.396
	Median	0.244	0.433	0.185	0.111
Large	Mean	0.458	1.306	0.038	0.025
	Median	0.044	0.104	0.015	0.014

면 회귀분석을 통해 구체적으로 추정된 월별 유동성 프리미엄의 크기는 전체 표본기간에서 평균 0.083%로서, 통계적으로 유의하게 나타났다.

둘째, 하위기간별로 나누어 살펴볼 때, 특히 Period 1 (1998-2004)에서 유동성 프리미엄이 매우 크게 나타나는 반면, Period 2 (2005-2011) 및 Period 3 (2012-2018)에서는 유동성 프리미엄이 통계적으로 유의하지 않다. 따라서 전체 기간에 걸쳐 나타나는 유동성 프리미엄은 표본기간 초기인 Period 1의 유동성 프리미엄이 높기 때문으로 볼 수 있다.

셋째, 기업규모별로 살펴볼 때, 유동성 프리미엄은 소형주에서 매우 크게 관찰되며, 중형주와 대형주는 소형주에 비해 유동성 프리미엄이 현저히 적게 나타난다. 그러나 소형주의 큰 유동성 프리미엄도 주로 Period 1에서만 통계적으로 유의하며, 그 이후의 기간에서는 유의하지 않다.

넷째, 국내 주식시장에서 유동성 프리미엄은 장기간에 걸쳐 감소한다. 그 원인을 살펴보기 위해 유동성 프리미엄을 유동성 베타와 Amihud 유동성 측정치의 곱으로 분해한 결과, 유동성 베타가 감소하는 것과 Amihud 유동성 측정치 자체가 감소하는 것의 두 가지 원인이 복합적으로 작용하기 때

문으로 나타났다.

본 연구의 한계는 국내 주식시장에서 유동성 프리미엄의 장기적 감소추세를 실증적으로 밝혔음에도 불구하고, 그 경제적 원인이 무엇인지 명확히 설명하지 못했다는 것에 있다. 이와 관련하여 BKW가 추측한 바와 같이 인덱스펀드 또는 ETF와 같은 간접투자상품의 도입으로 인해 투자자들이 저유동성 종목의 거래비용이 감소하였기 때문일 가능성 또는 기관투자자에 의한 차익거래활동이 증가하면서 가격발견의 효율성이 증가하였기 때문일 가능성 등을 생각해 볼 수 있다. 그러나 이러한 가설이 국내 주식시장에서 성립하는지는 확실치 않으며, 이를 실증적으로 검증하기 위해서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 전망된다.

이와 같은 한계에도 불구하고, 본 연구의 결과는 국내 주식시장에서 유동성 프리미엄이 존재하였음을 실증적으로 발견하였을 뿐 아니라, 표본기간의 초기를 제외한 2000년대 중반 이후부터 최근까지 기간에 걸쳐 유동성 프리미엄이 사실상 소멸하였음을 밝혔다는 데서 의의가 있다. 또한 실무적 차원에서도 주식투자 시 유동성을 고려한 거래전략을 수립하는데도 유용한 시사점을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

References

- Acharya, V. V. and L. H. Pedersen (2005), "Asset Pricing with Liquidity Risk", *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375-410.
- Amihud, Y., A. Hameed, W. Kang and H. Zhang (2015), "The Illiquidity Premium: International Evidence", *Journal of Financial Economics*, 117(2), 350-368.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1986), "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread", *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223-249.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1989), "The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk and Size on Stock Returns", *Journal of Finance*, 44(2), 479-486.
- Amihud, Y. (2002), "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effect", *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.

- Ben-Rephael, A., O. Kadan and A. Wohl (2015), "The Diminishing Liquidity Premium", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50, 197-229.
- Brennan, M. J., T. Chordia and A. Subrahmanyam (1998), "Alternative Factor Specifications, Security Characteristics and the Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 49(3), 345-373.
- Brennan, M. J. and A. Subrahmanyam (1996), "Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 41(3), 441-464.
- Carhart, M. M. (1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Charoenrook, A. and J. S. Conrad (2008), "Identifying Risk-Based Factors", *Working Paper*, Vanderbilt University.
- Constantinides, G. M. (1986), "Capital Market Equilibrium with Transaction Costs", *Journal of Political Economy*, 94(4), 842-862.
- Fama, E. F. and K. R. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Hasbrouck, J. (2009), "Trading Costs and Returns for U.S. Equities: Estimating Effective Costs from Daily Data", *Journal of Finance*, 64(3), 1445-1477.
- Joo, Sung-Wan and Kyong-Shik Eom (2015), "Stock Market Liquidity as a Leading Indicator for Economic Growth: Korean Evidence", *The Korean Journal of Financial Management*, 32(1), 147-185.
- Lee, Hyung-Chul (2016), "Institutional Trading, Stock Liquidity and Firm Value", *Korean Journal of Financial Studies*, 45(5), 1131-1165.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Park, Jae-Sung and Kyong-Shik Eom (2008), "The Characteristics of the Illiquidity Premium, Measured via Spread", *Asian Review of Financial Research*, 21(2), 77-114.
- Pastor, L. and R. F. Stambaugh (2003), "Liquidity Risk and Expected Stock Returns", *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685.
- Sadka, R. (2006), "Momentum and Post-Earnings Announcement Drift Anomalies: The Role of Liquidity Risk", *Journal of Financial Economics*, 80(2), 309-349.
- Seon, Jung-Hoon, Kyong-Shik Eom and Sang-Buhm Hahn (2008), "Liquidity Commonality on the Korea Stock Exchange", *Korean Journal of Financial Studies*, 34(1), 129-163.
- Vayanos, D. (1998), "Transaction Costs and Asset Prices: A Dynamic Equilibrium Model", *Review of Financial Studies*, 11(1), 1-58.
- Yang, Cheol-Won (2012), "Comparisons of Liquidity Measures in the Korean Stock Market", *Asian Review of Financial Research*, 25(1), 37-88.