

KSRI Discussion Paper 04-1

한국주식시장의 유동성 동행화

선 정 훈
엄 경 식
한 상 범

2004. 11

한국증권연구원
Korea Securities Research Institute

한국주식시장의 유동성 동행화*

선 정 훈(한국증권연구원)**
엄 경 식(UC Berkeley)
한 상 범(한국증권연구원)

<요약>

본 논문은 개별주식과 시장전체의 유동성이 서로 연계되어 움직이는 현상인 유동성 동행화에 대해 한국주식시장을 대상으로 분석한다. 일중거래자료를 이용하여 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 전자주문주도형시장인 한국주식시장에서는 지정된 시장조성인이 존재하는 NYSE보다 훨씬 강하게 유동성 동행화가 존재한다(Chordia *et al.*(2000) 참조). 그러나 유동성 동행화의 정도를 기업규모별로 분석할 경우, NYSE의 경우와 달리, 소기업일수록 유동성 동행화의 정도가 크게 나타난다. 이는 한국주식시장이 전자주문주도형시장이기 때문에 거래메커니즘 특성상, 재고보유비용의 비중이 매우 적거나 또는 KSE 소형주가 NYSE 소형주보다 유동성 압박을 더 심하게 받기 때문에 발생하는 것으로 판단된다. 이러한 유동성 동행화의 기업규모별 패턴은 소형주로 포트폴리오를 구성하면 대형주로 포트폴리오를 구성할 때보다 분산 가능하지 않은 유동성 위험이 더 큼을 시사한다. 둘째, 유동성 동행화의 정도는 주가상승기와 하락기에 영향을 받지 않는 것으로 나타난다. 셋째, 유동성 동행화도 개별주식과 시장전체의 유동성처럼 일중패턴을 갖는다. 이는 전자주문주도형시장의 유동성제공자가, 거래강도가 높은 개장 직후와 종장 직전에는 정보보유자와의 거래로 인한 손실을 우려하여 가격조정을 신속하게 하지만, 장 중반에는 다소 느슨하게 하는 것으로 해석된다. 그러나 한국주식시장에서 유동성 동행화는, 역 J-자형의 패턴을 갖는 거래강도의 일중패턴과 달리, 오히려 갈수록 동행화의 정도가 높아지는 J-자형의 패턴을 보였는데, 이는 정보비대칭 이외에 다른 요인(예: 프로그램매매)들도 유동성 동행화를 발생시키는 원인으로 작용하고 있음을 시사한다. 유동성 동행화의 일중패턴 존재가 함의하는 바는 분산가능하지 않은 유동성 위험이 일중 거래시간대에 따라 달리 나타나므로 분산 가능하지 않은 유동성 위험의 최소화를 위해서 거래시점의 적절한 선정이 중요하다는 것이다.

JEL classification: D23, G14

핵심단어: 유동성 동행화, 전자주문주도형시장, 일중패턴, 사적 정보, 정보비대칭

* 논문 구성 단계에서 유익한 토론을 해주신 한림대학교 정재만 교수께 감사드립니다.

** 연락담당 저자. 한국증권연구원 연구위원. 주소: 서울시 영등포구 여의도동 33, 150-977.
E-mail: jhseon@ksri.org. Tel. #: (02) 3771-0680. Fax #: (02) 3771-0658.

한국주식시장의 유동성 동행화

1. 서 론

본 논문은 한국주식시장에서 유동성 동행화의 존재와 원인, 그리고 특성에 대해 분석하는 것을 목적으로 한다. 일반적으로, 주식시장에서 유동성 동행화(liquidity commonality)란 개별주식의 유동성이 시장전체의 유동성과 함께 움직이는 경향을 의미한다. 따라서 유동성 동행화의 존재는 개별주식의 유동성에도 개별주식의 가격에서처럼 “분산가능하지 않은 공통요인(common factor)”이 존재하는 것을 시사한다.¹⁾ 이러한 현상은 특정 공통요인이 개별주식의 유동성과 가격에 동시에 영향을 미치기 때문일 수도 있고, 혹은 유동성을 결정하는 공통요인이 유동성위험(liquidity risk)으로 작용하고 또 다시 개별주식 가격결정의 공통요인으로 작용하기 때문일 수도 있다. 물론, Novy-Marx(2004)의 지적처럼, 유동성 동행화가 개별주가에 영향을 미치는 기타 모든 공통요인의 단순한 반영일 수도 있다. 아직까지 유동성 동행화의 존재 의미에 대한 일치된 견해는 없는 셈이다.

최근 다양하게 전개되고 있는 유동성 동행화 관련 연구의 접근방법은 크게 둘로 구분될 수 있는데, 그 첫 번째는 유동성 동행화의 존재 여부 및 그 원인에 대한 분석이다. 미국주식시장의 경우 유동성 동행화의 존재 여부에 대한 실증분석 결과는 크게 엇갈리고 있는데, 뉴욕증권거래소(NYSE)를 대상으로 한 분석에서 Chordia *et al.*(2000), Huberman and Halka(2001), Coughenour and Saad(2004)는 유동성 동행화를 발견하였지만 Hasbrouck and Seppi(2001)는 이를 발견하지 못하였다.²⁾ 한편, 전자주문주도형시장(electronic order-driven market)인 홍콩증권거래

1) 개별주가의 대표적인 공통요인으로는 시장위험(market risk)을 들 수 있다.

2) Chordia *et al.*(2000), Huberman and Halka(2001) 및 Hasbrouck and Seppi(2001)는 각기 다른 방법론을 이용하여 유동성 동행화를 분석하였다. 먼저, Chordia *et al.*은 개별주식의 유동성을 종속변수로 하고 시장전체의 유동성을 독립변수로 한 시장모형에서 베타의 추정치가 통계적으로 유의하면 유동성 동행화가 존재하는 것으로 해석하였다. Huberman and Halka는 무작위로 선정된 두 그룹의 포트폴리오 유동성의 상관계수를 구한 후 그 상관계수가 통계적으로 유의하면 유동성 동행화가 존재하는 것으로 보았다. 마지막으로, Hasbrouck and Seppi는 주성분요인분석으로 구한 유동성 요인이 전체 유동성 변동에서

소(HKEx)를 대상으로 한 분석에서, Brockman and Chung(2002)은 Chordia *et al.* 과 비슷한 정도의 유동성 동행화가 존재하는 것을 보고하였다. 하지만 유동성 동행화에 대한 전자주문주도형시장의 일반적 현상을 파악하기 위해서는 전자주문주도형시장 내에 보다 다양한 거래메커니즘을 대상으로 한 연구의 축적이 요구된다.

두 번째 방법은 유동성 동행화에 한 차원을 더해 유동성을 하나의 위험요인으로 파악하고 이를 균형이론의 시각에서 분석하는 것이다. 이 방법에 의하면 유동성위험은 초과수익률을 설명하는 하나의 요인이다. NYSE와 아메리카증권거래소(AMEX)를 대상으로 한 분석에서, Archarya and Pedersen(2003), Pastor and Stambaugh(2003) 등은 유동성이 주가에 반영되는 위험요인 중의 하나일 가능성이 높다고 주장하였다.³⁾⁴⁾ 그러나 유동성이 초과수익률을 결정하는 하나의 요인이 되기 위해서는 이를 경제주체의 한계효용과 관련된 확률적 할인요인(stochastic discount factor)으로 연결시킬 수 있는 이론적 모형과 현실적 설명이 필요한데, 이에 대한 연구는 아직 진행형이라 할 수 있다.

본 논문은 분석방법으로서 첫 번째 방법을 사용한다. 즉, 전자주문주도형시장인 한국주식시장에서 유동성 동행화가 존재하는지, 존재하면 그 원인은 무엇이며 어떠한 특성을 갖는지를 규명하고자 한다. 전자주문주도형시장에 대해서는 Brockman and Chung(2002)이 HKEx를 대상으로 분석한 것이 유일하나, 다양한 전자주문주도형시장 중 하나의 거래메커니즘을 분석한 것에 불과하므로 이를 일

차지하는 비중이 높으면 유동성 동행화가 존재하는 것으로 간주하였다. 한편, Coughenour and Saad(2004)는 Chordia *et al.*의 방법론을 원용하여 분석하였다.

- 3) 유동성을 하나의 위험요인으로 간주하여 소위 유동성이 조정된 CAPM(liquidity-adjusted CAPM)의 유도를 시도한 논문으로는 Jacoby, Fowler, and Gottesman(2000)과 Archarya and Pedersen(2003) 등이 있으며, O'Hara(2003)는 유동성 관련 비용이 자산가격결정모형에 포함되어야 한다고 주장하고 있다. 또한, Longstaff(2004)는 분석대상을 주식시장에만 한정하지 않고, 비거래자산(non-tradable asset) 등을 포함한 불완전시장(incomplete market)에서 비유동성(illiquidity)이 경제주체의 최적포트폴리오선택에 주는 영향을 논의하면서, 유동성위험과 자산가격결정이론의 최근 문헌을 대부분 망라하고 있다.
- 4) 유동성위험을 포함한 균형이론을 직접적으로 유도한 것은 아니지만, 자산가격은 유동성에 따른 비용을 반영한다는 실증결과를 제시한 논문으로 Brennan and Subrahmanyam(1996), Chordia, Roll, and Subrahmanyam(2001) 등이 있다. 이들에 의하면 유동성은 투자자에게 있어 일종의 세금이나 원천적인 비용과 유사한 것이다. 이들은 이러한 비용이 너무 클 경우 이는 투자자의 수익률을 감소시킬 것이며, 이에 대한 투자자의 우려는 자산가격에 부정적인 영향을 미칠 것이라고 주장하였다. 이에 대한 자세한 논의는 선정훈·엄경식·한상범(2004)을 참조하기 바란다.

만화하기는 어렵다. 따라서 한국주식시장의 유동성 동행화에 대한 연구는 아직 유효하다.

이 외에 본 논문이 갖는 의의는 다음과 같다. 첫째, 주식시장에서 유동성 동행화를 불러일으키는 원인에 대한 기존 설명을 보다 풍부하게 한다. Chordia, *et al.*(2000), Huberman and Halka(2001)가 지적하듯이 지정된 시장조성인 (designated market maker)이 존재하는 NYSE에서는 유동성 동행화가 스페셜리스트의 재고보유비용과 정보비대칭에서 야기되는 역선택비용에 의해 주로 발생한다.⁵⁾ 그러나 한국주식시장처럼 불특정 다수의 지정가주문에 의해 유동성이 제공되는 전자주문주도형시장에서는 재고보유비용이 존재하지 않거나 존재한다고 하더라도 그 크기가 아주 작다. 따라서 한국주식시장에서 유동성 동행화가 존재한다면 그 원인은 대부분 사적 정보에 의해 비롯된다고 볼 수 있다. 이는 NYSE를 분석한 기존 연구에서는 관찰할 수가 없는 현상이다.

둘째, 기존 연구에서 심도 있게 분석되지 못한 유동성 동행화의 일중패턴을 명시적으로 분석한다. 이는 본 논문의 가장 큰 학술적 기여라 할 수 있다. Huberman and Halka(2001)는 하루 중 12:00의 유동성지표를, Chordia *et al.*(2000)과 Hasbrouck and Seppi(2001)는 일중 유동성지표의 일평균 자료를 사용함으로써 데이터의 속성상 유동성 동행화의 일중패턴을 분석할 수 없었다. 또한, 비록 Hasbrouck and Seppi(2001)와 Coughenour and Saad(2004)가 일중 유동성지표를 자료로 사용했지만 유동성 동행화의 일중패턴을 구체적으로 분석하지는 않았다. 정보모형을 이용한 시장미시구조이론에서 유동성이 일중패턴을 갖는다는 것은 이론적으로나 실증적으로 활발히 보고된 현상이다(Admati and Pfleiderer(1988), McNish and Wood(1992), 장하성·옥진호(1996) 등 참조). 따라서 만일 전자주문주도형시장에서 사적 정보가 유동성 동행화의 중요한 결정요인이라면, 유동성 동행화 역시 일중패턴을 가질 가능성이 매우 높을 것이라고 추론할 수 있다. 즉, 개장동시호가 이후 접속매매가 진행되면서 정보비대칭이 해소됨에 따라 유동성 동행화의 정도가 감소하거나, 또는 다른 종목의 거래로부터 사적 정보를 유추할 수 있게 됨에 따라 종목 간에 유동성의 상관관계가 높아져 유동성 동행화의 정도가

5) 이에 대해 Coughenour and Saad(2004)는 동일한 자본과 정보를 갖는 스페셜리스트가 여러 종목의 주식을 함께 시장조성하는 것을 유동성 동행화의 주요 원인으로 지적하고 있다.

증가할 수도 있기 때문이다.

1999년 1월부터 2000년 12월까지 한국증권거래소(KSE)에 상장된 244개 종목의 일중거래자료를 사용하여 분석한 결과는 다음과 같다.

- KSE에서도 지정된 시장조성인이 존재하는 NYSE에서처럼 유동성 동행화가 존재하는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라, KSE 유동성지표에 대한 개별회귀식 수정결정계수(adjusted R^2)의 평균값은 약 12%로, 2%에도 미치지 못한 Chordia, et al.(2000)의 NYSE 결과를 크게 상회하였다. 이러한 결과는 KSE에도 Pastor and Stambaugh(2003)가 주장한 소위 유동성위험의 존재가능성이 매우 높다고 판단할 수 있을 정도로 한국주식시장에서의 유동성 동행화 정도가 크다는 것을 의미한다.
- 기업규모별 유동성 동행화의 정도는 NYSE의 경우와 상반되게 나타났다. 즉, NYSE를 분석한 Chordia et al.(2000)은 대기업일수록 유동성 동행화의 정도가 크게 나타났으나, 본 논문에서는 소기업일수록 유동성 동행화의 정도가 큰 것으로 나타났다. 기업규모별 유동성 동행화의 패턴이 NYSE와 다른 것은 KSE가 전자주문주도형시장의 형태를 취해 재고보유비용의 비중이 매우 작은 것이 주원인인 것으로 판단된다. 또한 Chordia et al.이 분석대상으로 한 소형주는 스페셜리스트가 시장조성을 수행하므로 거래메커니즘 차원에서 본 논문이 분석대상으로 하는 KSE 소형주보다 일반적으로 유동성에 대한 제약을 덜 받기 때문에 유동성 동행화의 정도가 낮게 나타났을 수도 있다.
- 유동성 동행화의 정도는 주가상승기와 하락기에 별다른 영향을 받지 않는 것으로 나타나, 투자자의 심리가 유동성 동행화의 원인이 아니라는 것을 간접적으로 뒷받침하고 있다.
- 유동성 동행화도 개별주식 및 시장전체의 유동성처럼 일중패턴을 갖는데, 이는 거래강도(trading intensity)가 일중패턴을 갖는 것에 상당부분 기인하는 것으로 판단된다. 즉, KSE에서 유동성을 제공하는 투자자들이 거래강도가 높은 개장 직후와 종장 직전에는 정보보유자와의 거래를 통해 손실을 입을 것을 우려하여 가격조정을 신속하게 하지만, 장 중반에는 가격조정을 다소 느슨하게 하기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 그러나 유동성 동행화

는 J-자형의 패턴을 보여, 역 J-자형의 패턴을 갖는 거래강도의 일중패턴과는 달리, 오후로 갈수록 동행화의 정도가 높아지는 것으로 나타났다. 이는 정보비대칭 이외에 프로그램매매(program trading)와 같은 또 다른 요인이 주식시장의 유동성 동행화에 일조하고 있음을 시사한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 실증분석에 사용된 자료의 기술통계량, 유동성 측정방법, 그리고 측정된 유동성지표의 주요 특성을 기술한다. 3장에서는 유동성 동행화의 존재 여부 및 일중패턴에 대한 실증분석을 수행하고, 실증결과의 해석 및 건강성(robustness) 검증에 대해 논의한다. 4장에서는 결론과 향후 연구방향을 제시하면서 논문을 마무리한다.

2. 자료 및 주요 기술통계량

2.1 표본종목 및 분석기간

본 논문은 KSE에 상장된 주식 중 뮤추얼펀드, 구조조정기금 등의 펀드를 제외한 보통주를 분석대상으로 한다. 표본종목을 선정하는 기준은 다음과 같다. 첫째, 관리종목과 같이 장중동시호가로 거래되어 호가스프레드(quote spread)와 유효스프레드(effective spread)를 계산할 수 없는 종목은 분석에서 제외한다. 둘째, 거래가 활발하지 못하여 각 시간대별로 연속적인 거래가 이루어지지 못하고 그 결과 호가스프레드와 유효스프레드 시계열의 연속성이 유지되지 않는 종목은 분석에서 제외한다. 이상의 선정기준을 적용하여 분석에 사용한 표본종목의 수는 244개이다.⁶⁾

6) 펀드를 제외한 보통주는 761개 종목이다. 이 중 장중동시호가로 거래되어 표본종목에서 제외된 종목은 152개이고 유동성지표의 시계열이 불연속적이어서 제외된 종목은 365개이다.

<표 1> 전체기업 및 기업규모별 포트폴리오에 대한 기초통계량

		전체기업 (244 종목)	소형주 (81 종목)	중형주 (82 종목)	대형주 (81 종목)
가격 (원)	평균	22,408.7	10,388.2	12,965.8	43,988.7
	중간값	10,889.1	8,989.9	10,450.1	15,888.4
	최소	2,177.2	2,177.2	2,393.8	2,983.5
	최대	1,344,896.9	27,853.8	53,747.2	1,344,896.9
거래량 (주식수)	평균	623,683.9	254,823.4	469,613.4	1,148,516.9
	중간값	292,105.3	157,555.9	303,813.5	816,275.5
	최소	31,414.9	36,755.1	32,776.8	31,414.9
	최대	8,617,403.5	1,285,176.0	2,201,571.1	8,617,403.5
시가총액 (백만 원)	평균	436,410.7	31,660.0	99,755.4	1,181,973.1
	중간값	90,846.6	29,883.1	90,846.6	372,450.8
	최소	9,363.0	9,363.0	55,391.8	161,165.8
	최대	18,720,913.1	55,120.0	158,538.7	18,720,913.1

주) 소형주, 중형주, 대형주는 1999년 말 현재 각 기업의 시가총액을 기준으로 분류된 것이다. 가격과 거래량의 기초통계량은 1999년 1월 4일부터 2000년 12월 29일까지 개별기업의 2년간 종가 및 거래량 시계열의 일 평균값으로부터 구해진 횡단면 평균값, 중간값, 최소값 및 최대값 등으로 구성된다. 시가총액에 대한 기초통계량은 1999년 말 현재 각 개별기업의 시가총액 횡단면 자료로부터 얻어진 결과이다.

<표 1>은 표본종목의 일평균 가격 및 일평균 거래량(주식 수), 시가총액을 전체기업과 소형주, 중형주, 대형주 세 포트폴리오별로 제시하고 있다. 이들 시장통계량은 표본기간 동안 KSE 상장종목 전체의 일반적인 특성을 비교적 잘 반영하고 있다.

분석에 사용된 기간은 1999년 1월 4일부터 2000년 12월 29일까지 2년간이며 거래일 수로는 485일이다.⁷⁾ 동 기간을 분석대상 기간으로 선정한 이유는 1999년 표본과 2000년 표본을 비교함으로써 몇 가지 의미 있는 시사점을 도출할 수 있기 때문이다. 구체적인 예를 하나 들면 다음과 같다. 한국종합주가지수(KOSPI)로 살펴볼 때, 전반적으로 1999년은 주가상승기로 2000년은 주가하락기로 간주할 수

7) 2년간 총 거래일은 490일이지만, 그 중 연도 첫 개장일(1999.1.4, 2000.1.4), 매매체결시스템 장애로 개장 지연(1999.2.23), 대학수학능력시험(1999.11.17, 2000.11.15) 등의 비정상적인 거래시간을 가진 5개의 거래일은 표본에서 제외한다.

있다. 이는 소위 인터넷 버블현상이 2000년 1월 이후 꺼지면서 나타난 패턴으로 광범위하게 언급되고 있다. 따라서 만일 투자자의 심리가 유동성 동행화를 가져오는 요인이라면 1999년 표본의 유동성 동행화의 패턴과 2000년 표본의 유동성 동행화의 패턴은 다를 것으로 예상되기 때문에, 이 기간을 분석함으로써 투자자의 심리가 유동성 동행화를 야기하는 하나의 요인으로 작용하는지에 대한 간접적인 검증을 수행할 수 있을 것이다.

2.2 유동성 측정방법

개별주식과 시장전체의 유동성을 측정하기 위해서 호가스프레드율(Relative Quoted Spread, RQS)과 유효스프레드율(Relative Effective Spread, RES)을 사용한다. 호가스프레드 대신 호가스프레드율을, 유효스프레드 대신 유효스프레드율을 각각 사용하는 이유는 각 유동성지표의 주당 가격효과, 즉 가격이 높은 주식일수록 스프레드도 커지는 효과를 통제하기 위해서이다.⁸⁾ 미국시장을 대상으로 한 연구에서는 최소호가단위 문제를 통제하기 위해 일정 가격수준(예: 2 US\$) 미만의 주식을 표본에서 제외하고 있다. 그러나 표본기간 중 KSE에서는 거래가격이 190 원부터 481만 원에 걸쳐 매우 폭 넓게 분포되어 있어 이에 따른 최소호가단위도 매우 다양하다.⁹⁾ 따라서 미국시장을 대상으로 한 연구에서와 같은 방식으로는 최소호가단위에 의해 발생하는 문제점을 효과적으로 통제할 수 없기 때문에 상대적 스프레드를 사용한다.

RQS는 식 (1)에서처럼 개별주식 호가스프레드(매도호가(ASK)-매수호가(BID))를 호가 중간값(MID)으로 나눈 비중(%)으로 측정된다.

8) Chordia *et al.*(2000)은 유동성을 측정하기 위해 스프레드율 이외에 스프레드의 절대값과 시장의 깊이(market depth)도 사용하였다. 본 논문에서는 시장의 깊이가 시간에 따라 충분히 변동하지 않아서 시장 유동성을 측정하기 위한 지표로서 불완전하다고 판단하여 이를 분석에서 제외한다.

9) 분석기간 동안 최소호가단위는 주가가 190 원인 (주)대우는 5 원이고, 주가가 481만 원인 SK텔레콤은 1,000 원이다.

$$RQS = \frac{ASK - BID}{MID} \times 100 \quad (1)$$

RES는 식 (2)에서처럼 개별주식 체결가격(PRC)과 호가 중간값(MID)의 차이가 호가 중간값(MID)에서 차지하는 비중(%)을 구한 후, 거래가 매수자(매도자) 주도에 의해 성사되었으면 양(음)의 부호(Sign[Trade])를 부여한 값으로 측정된다.

$$RES = Sign[Trade] \times \frac{PRC - MID}{MID} \times 2 \times 100 \quad (2)$$

여기서 Sign[Trade]는 지표변수(indicator variable)로서 거래가 매수자 주도에 의해 발생한 경우에는 1을, 매도자 주도에 의해 발생한 경우에는 -1을 나타낸다.

분석에 사용된 RQS와 RES의 시계열은 하루를 5개(또는 6개)¹⁰⁾의 시간대로 나누어 구한 시간대별 자료와 일별 자료로 구성된다. 시간대별 자료는 각 거래가 이루어지기 직전의 호가를 선택하여 RQS와 RES를 구한 후, 각 시간대별로 발생한 모든 거래의 RQS와 RES를 단순 평균하여 측정한다. 만약 특정 시간대에 어떤 종목이 거래되지 않았다면 그 종목의 시간대별 자료는 없는 것으로 처리한다. 일별 자료는 해당 일에 발생한 모든 거래의 RQS와 RES를 단순 평균하여 측정한다.¹¹⁾

2.3 유동성지표에 대한 기술통계량

<표 2>는 두 유동성지표인 RQS와 RES의 시계열 평균에 대한 횡단면 기술통계

10) 자세한 논의는 3장을 참조하기 바란다.

11) 유동성 동행화에 대한 기존 연구에서 일별 스프레드 자료를 측정하는 방식은 크게 3가지로 분류할 수 있다. Huberman and Halka(2001)는 12:00 직전의 스프레드만을 이용하여 일별 스프레드 자료를 구하였다. 그러나 Hasbrouck and Seppi(2001)는 하루 중의 스프레드를 거래량으로 가중평균한 자료를, Chordia et al.(2000)은 하루 중의 스프레드를 단순 평균한 자료를 각각 사용하였다. Huberman and Halka의 방식을 사용하면 단 하나의 호가만을 사용하게 되는 문제점이 있고, Hasbrouck and Seppi의 방식을 사용하게 되면 대량거래 직전의 호가를 지나치게 많이 반영하는 문제점이 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 Chordia et al.의 방식에 따라 일별 자료를 측정한다.

량을 나타내고 있다. <표 2>에서 평균은 개별종목 유동성지표 시계열의 일 평균 값을 더한 후 종목 수로 나누어 구한 횡단면 평균값이며, 중간값과 표준편차도 개별종목 유동성지표 시계열의 일 평균값으로부터 구해진 중간값과 표준편차이다.

<표 2> 유동성지표 시계열 평균에 대한 횡단면 기술통계량

<패널 A>: 수준변수			
	평균	중간값	표준편차
<i>RQS</i>	0.5754	0.5463	0.2153
<i>RES</i>	0.6449	0.6134	0.2430
<패널 B>: 차분변수 및 변동률			
	평균	중간값	표준편차
<i>DRQS</i>	-0.0003	-0.0003	0.0007
<i>DRES</i>	-0.0003	-0.0003	0.0007
<i>PRQS</i>	0.0330	0.0304	0.0158
<i>PRES</i>	0.0340	0.0317	0.0155
<패널 C>: 유동성지표간 상관관계			
수준변수	0.9914		
차분변수	0.9843		
변동률	0.9850		

주) *DRQS*와 *DRES*는 각각 *RQS*와 *RES*를 차분한 변수를 나타내며, *PRQS*와 *PRES*는 각각 *RQS*와 *RES*의 변동률을 의미한다. 따라서 $DRQS_t = RQS_t - RQS_{t-1}$ 이고, $PRQS_t = \frac{RQS_t - RQS_{t-1}}{RQS_{t-1}}$ 로 정의된다. 평균은 개별종목 유동성지표 시계열의 일 평균값을 더한 후 종목 수로 나누어 구한 횡단면 평균값이며, 중간값과 표준편차도 개별종목 유동성지표 시계열의 일 평균값으로부터 구해진 중간값과 표준편차이다.

<표 2>의 <패널 A>에 의하면 두 유동성지표의 수준변수(level variable) 모두 평균값이 중간값보다 커 시계열 평균의 횡단면 분포가 우측으로 치우친 것으로 나타난다. 한편 *RES*의 평균값이 *RQS*의 평균값보다 크게 나타나 NYSE, Nasdaq 등 시장조성인이 존재하는 주식시장과 달리, KSE에서는 거래가 최우선호가의 범위를 벗어나서 이루어짐을 시사하고 있다. 이는 KSE가 전자주문주도형시장이어서 많은 경우에 하나의 거래가 여러 개의 호가와 접촉하여 체결되기 때문에 나타나는 현상으로, KSE에서는 *RES*가 *RQS*보다 더 현실을 반영하는 시장통계량임을

의미한다. <표 2>의 <패널 B>에 의하면 두 유동성지표의 차분변수(differenced variable)와 변동률(rate of proportional change)도 평균값이 중간값보다 커 시계열 평균의 횡단면 분포가 우측으로 치우친 것으로 나타나고 있다. 또한, RES와 RQS가 거의 1에 가까운 양(+)의 상관관계를 가짐을 <표 2>의 <패널 C>로부터 알 수 있다. 표에서 DRQS와 DRES는 각각 RQS와 RES를 차분한 변수를 나타내며, PRQS와 PRES는 각각 RQS와 RES의 변동률을 의미한다. 따라서 $DRQS_t = RQS_t - RQS_{t-1}$ 이고, $PRQS_t = \frac{RQS_t - RQS_{t-1}}{RQS_{t-1}}$ 로 정의된다.

<표 3> 유동성지표 차분변수 및 변동률의 절대값에 대한 횡단면 기술통계량

	평균	중간값	표준편차
DRQS	0.1227	0.1046	0.0741
DRES	0.1399	0.1208	0.0817
PRQS	0.1934	0.1918	0.0535
PRES	0.1984	0.1946	0.0508

주) 변수와 항목의 정의에 대해서는 <표 2>를 참고하기 바란다.

<표 3>에는 두 유동성지표 RQS, RES의 차분변수 절대값 및 변동률 절대값에 대한 횡단면 기술통계량이 정리되어 있다. 두 유동성지표 모두 전일대비 상당 폭의 등락을 보이는 것으로 나타난다. 예를 들어, RQS 차분변수 및 변동률 절대값의 횡단면 평균은 각각 약 12%와 19%에 이르고 있다. 하지만 RQS 차분변수 및 변동률 절대값의 횡단면 표준편차는 각각 7%, 5%에 그쳐 유동성지표 시계열자료의 높은 변동성은 많은 주식들에서 공통적으로 나타나는 현상임을 보여주고 있다.

<표 4>는 기업규모별로 RQS, RES 두 유동성지표의 시계열 평균에 대한 횡단면 기술통계량을 나타내고 있다. 수준변수를 이용하여 이들 지표의 평균 크기를 기업규모별로 비교해보면 소형주의 평균이 중형주보다 크고, 중형주의 평균이 대형주보다 크음을 알 수 있다. RES의 경우를 예로 들면 소형주의 평균은 0.84인 반면 중형주와 대형주는 각각 0.63, 0.46인 것으로 나타난다. 소형주의 스프레드율이 중형주나 대형주보다 큰 이유는 Hasbrouck(1991)의 연구결과에서와 같이 소형주

의 경우 정보비대칭의 문제가 상대적으로 더 심각하여 정보비대칭 비용이 더 크
기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

<표 4> 유동성지표 시계열 평균에 대한 기업규모별 횡단면 기술통계량

소형주			
<패널 A>: 수준변수			
	평균	중간값	표준편차
RQS	0.7456	0.7512	0.1736
RES	0.8435	0.8455	0.1946
<패널 B>: 차분변수 및 변동률			
	평균	중간값	표준편차
DRQS	-0.0003	-0.0002	0.0008
DRES	-0.0003	-0.0002	0.0009
PRQS	0.0395	0.0402	0.0122
PRES	0.0405	0.0416	0.0120
<패널 C>: 유동성지표간 상관관계			
수준변수	0.9906		
차분변수	0.9804		
변동률	0.9817		
중형주			
<패널 A>: 수준변수			
	평균	중간값	표준편차
RQS	0.5625	0.5337	0.1674
RES	0.6299	0.5994	0.1846
<패널 B>: 차분변수 및 변동률			
	평균	중간값	표준편차
DRQS	-0.0003	-0.0003	0.0006
DRES	-0.0003	-0.0004	0.0006
PRQS	0.0334	0.0306	0.0143
PRES	0.0342	0.0322	0.0140
<패널 C>: 유동성지표간 상관관계			
수준변수	0.9916		
차분변수	0.9852		
변동률	0.9852		

<표 4> 유동성지표 시계열 평균에 대한 기업규모별 횡단면 기술통계량(계속)

대형주			
<패널 A>: 수준변수			
	평균	중간값	표준편차
RQS	0.4181	0.3595	0.1666
RES	0.4616	0.4057	0.1812
<패널 B>: 차분변수 및 변동률			
	평균	중간값	표준편차
DRQS	-0.0002	-0.0003	0.0006
DRES	-0.0003	-0.0003	0.0007
PRQS	0.0262	0.0207	0.0177
PRES	0.0274	0.0227	0.0173
<패널 C>: 유동성지표간 상관관계			
수준변수	0.9919		
차분변수	0.9873		
변동률	0.9879		

주) 변수와 항목의 정의에 대해서는 <표 2>를 참고하기 바란다.

**<표 5> 유동성지표 차분변수 및 변동률의 절대값에 대한 기업규모별
횡단면 기술통계량**

소형주	평균	중간값	표준편차
DRQS	0.1714	0.1748	0.0636
DRES	0.1960	0.1945	0.0706
PRQS	0.2180	0.2245	0.0379
PRES	0.2216	0.2256	0.0360
중형주	평균	중간값	표준편차
DRQS	0.1188	0.1046	0.0632
DRES	0.1349	0.1208	0.0685
PRQS	0.1972	0.1926	0.0464
PRES	0.2015	0.1986	0.0443
대형주	평균	중간값	표준편차
DRQS	0.0780	0.0562	0.0645
DRES	0.0887	0.0660	0.0684
PRQS	0.1649	0.1576	0.0603
PRES	0.1721	0.1655	0.0576

주) 변수와 항목의 정의에 대해서는 <표 2>를 참고하기 바란다.

<표 5>는 기업규모별로 *RQS*, *RES* 두 유동성지표의 차분변수 및 변동률의 절대값에 대한 횡단면 기술통계량을 나타내고 있다. 차분변수의 절대값을 이용하여 이들 지표의 평균크기를 기업규모별로 비교해보면 수준변수에서와 같이 소형주의 평균이 중형주보다 크고, 중형주의 평균이 대형주보다 크게 나타난다. *PRES*를 예로 들면 중형주와 대형주의 평균은 각각 19.7%, 16.5%인 반면 소형주의 평균은 21.8%에 이르렀다. 이는 소형주의 전일대비 등락 폭이 중형주와 대형주에 비해 상대적으로 큰 것을 시사한다. 그러나 두 유동성지표의 차분변수 및 변동률 절대값의 횡단면 표준편차는 기업규모별로 큰 차이를 보이지 않음을 알 수 있다.

3. 실증분석

3.1 유동성 동행화의 존재 여부

KSE에 유동성 동행화가 존재하는지를 분석하기 위해 Chordia *et al.*(2000)의 시장모형을 원용한, 아래 식 (3)을 유동성지표의 일별 시계열자료를 가지고 추정한다.¹²⁾

$$\begin{aligned} \Delta Liquidity_{J,t} = & \alpha + \beta_1 \Delta Liquidity_{M,t} + \beta_2 \Delta Liquidity_{M,t-1} \\ & + \beta_3 \Delta Liquidity_{M,t+1} + \delta_1 Return_{M,t} + \delta_2 Return_{M,t-1} \quad (3) \\ & + \delta_3 Return_{M,t+1} + \delta_4 \Delta Volatility_{J,t} + \epsilon_{J,t} \end{aligned}$$

여기서 개별주식 유동성의 변동을 나타내는 $\Delta Liquidity_{J,t}$ 는 $RQS_{J,t}$ 와 $RES_{J,t}$ 의 차분변수 또는 변동률의 일별 자료로 측정된다. $RQS_{J,t}$ 는 J 주식의 t 일 실시간 호가스프레드율을 평균한 값이며, $RES_{J,t}$ 는 J 주식의 t 일 실시간 유효스프레드율을 평균한 값이다. $Liquidity_{M,t}$ 는 시장전체의 유동성을 나타내며 J 주식을 제외한 개별주식의 유동성을 산술평균한 값이다.¹³⁾ $Return_{M,t}$ 은 시장수익률을 의미하며 KOSPI의 증가기준 일별 수익률로 측정된다. $\Delta Volatility_{J,t}$ 는 J 주식의 t 일 변동성의 변화를 나타내며 J 주식 일별 수익률 제공의 전일대비 변동으로 계산된다.

식 (3)에서 종속변수와 독립변수로 RQS 와 RES 의 수준변수를 사용하지 않고

12) 거래메커니즘이 서로 다른 KSE와 NYSE를 비교분석하기 위해서, Chordia *et al.*(2000)의 식을 원용한다.

13) 본 논문에서는 시장유동성을 구하기 위해 Chordia *et al.*(2000)의 방식을 따랐는데, 이들이 시장전체의 유동성지표를 산정할 때 J 기업 주식의 유동성지표를 제외한 이유는 내생성 편향(endogeneity bias)의 발생 가능성을 차단하기 위해서였다. 그러나 J 기업을 포함하여서도 추정해보았으나 그 결과가 크게 다르지 않았다. 따라서 시장유동성을 구하는데 있어서 J 기업의 포함여부는 큰 문제가 아닌 것으로 판단된다.

차분변수 또는 변동률을 사용한 이유는 각 유동성지표 시계열의 비정상성 (non-stationarity)을 고려하기 위해서이다.¹⁴⁾ 하루 전과 하루 후의 시장전체 유동성의 변동은 개별주식의 유동성이 시장전체 유동성에 후행 또는 선행하여 움직이는지를 파악하기 위해서, 그리고 같은 날, 하루 전 및 하루 후의 시장수익률 변동은 개별주식 유동성과 시장수익률간의 관계를 통제하기 위하여 각각 독립변수로 추가한다. 또한 개별주식 일별 수익률 제곱의 전일대비 변동은 개별주식 유동성 변동에 영향을 미칠 수 있는 개별주식 변동성에 대한 대응변수로 사용한다. Chordia *et al.*(2000)과의 직접적인 비교를 위해 β_1 , β_2 , 및 β_3 의 합계로 *Sum*을 정의한다. 이 때, *p-value*는 “*Sum*의 중간값이 0이라는 귀무가설”에 대한 비모수 부호검정(nonparametric sign test)의 *p-값*을 나타낸다.

<표 6>의 결과로부터 KSE에 유동성 동행화가 존재함을 확인할 수 있다. DRQS, DRES, PRQS 및 PRES의 네 유동성지표에 대해 개별주식 유동성과 시장전체 유동성의 연계성을 나타내는 β_1 에 대한 추정치의 평균은 0.9120~0.9457로 매우 크며, *t-값*도 26.6131~58.6318로 통계적으로 매우 유의하게 나타난다. 또한 모든 β_1 추정치가 양(+)*의 값을 가지며(%positiv)*, 이 중 99.59%가 5% 수준에서 통계적으로 유의하게(*+signf*) 나타난다.

14) 두 유동성지표, RQS와 RES에 대한 단위근 검정(unit root test) 결과, 두 유동성지표의 수준변수는 I(1)인 것으로 나타난다.

<표 6> 유동성 동행화 추정결과: 전체기간

	DRQS	DRES	PRQS	PRES
Concurrent	0.9449	0.9457	0.9120	0.9241
<i>t-value</i>	26.6131	28.0579	54.6287	58.6328
<i>%postiv</i>	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000
<i>%+signf</i>	99.5902	99.5902	99.5902	99.5902
Lag	0.0197	0.0195	0.0155	0.0134
<i>t-value</i>	1.3725	1.3730	1.5428	1.3276
<i>%postiv</i>	46.3115	45.9016	52.4590	55.3279
<i>%+signf</i>	10.6557	10.6557	8.6066	7.7869
Lead	0.0211	0.0211	0.0307	0.0293
<i>t-value</i>	1.4813	1.5210	2.6354	2.5387
<i>%postiv</i>	56.9672	55.7377	59.8361	60.2459
<i>%+signf</i>	11.8852	11.8852	11.8852	13.5246
Sum	0.9858	0.9863	0.9582	0.9668
<i>t-value</i>	24.6567	25.9296	47.9047	50.4760
<i>Median</i>	0.8822	0.8914	0.9650	0.9716
<i>p-value</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Adj_R² mean	0.1244	0.1259	0.1290	0.1291
<i>median</i>	0.1207	0.1224	0.1278	0.1273

한편 개별주식 유동성이 시장전체 유동성에 후행하여 반응하는지를 살펴보기 위해 추가된 하루 전 시장전체 유동성 변동(Lag)의 계수는 모든 유동성지표에 대해 통계적으로 유의하지 않을 뿐만 아니라, 경제적으로 의미 있는 크기의 값을 갖지 않는다. 예를 들어 PRQS의 경우 β_2 추정치와 *t*-값의 평균이 각각 0.0155와 1.5418로 매우 낮게 나타난다. 그러나 개별주식 유동성이 시장전체의 유동성에 선행하여 반응하는지를 살펴보기 위해 추가된 하루 후의 시장전체 유동성 변동(Lead)의 계수는 PRQS와 PRES에 한해 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타난다. 이상의 결과를 종합해보면 개별주식 유동성은 같은 날 시장전체의 유동성과 함께 움직이는 경향이 매우 강하고, 비록 약하게나마 다음날 시장전체의 유동성에 선행하여 움직이는 경향이 있는 것으로 해석할 수 있다.

<표 7> 유동성 동행화 추정결과: 1999년

	DRQS	DRES	PRQS	PRES
Concurrent	0.9446	0.9470	0.9228	0.9346
<i>t-value</i>	25.8012	27.4240	49.2734	52.2480
%postiv	99.5902	99.5902	99.5902	99.5902
%+signf	96.3115	96.3115	97.9508	98.3607
Lag	0.0194	0.0194	0.0103	0.0086
<i>t-value</i>	0.9581	1.0338	0.7216	0.6100
%postiv	48.3607	45.0820	50.8197	48.3607
%+signf	8.1967	8.6066	6.5574	5.7377
Lead	0.0176	0.0170	0.0169	0.0163
<i>t-value</i>	0.9261	0.9316	1.0781	1.0404
%postiv	56.9672	56.9672	56.1475	56.1475
%+signf	9.4262	8.1967	9.0164	8.6066
Sum	0.9816	0.9834	0.9499	0.9594
<i>t-value</i>	22.8509	24.4238	37.9350	39.6445
Median	0.8322	0.8523	0.9430	0.9514
<i>p-value</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Adj_R² mean	0.1371	0.1390	0.1331	0.1343
median	0.1306	0.1321	0.1310	0.1329

모든 유동성지표에 대해 β_1 , β_2 및 β_3 의 합계로 정의되는 *Sum*의 추정치가 5% 수준에서 유의한 값을 갖고, 비모수 부호검정에 대한 *p*-값이 모두 0인 것에서 알 수 있듯이 *Sum*의 중간값이 0이라는 귀무가설은 통계적으로 매우 유의하게 기각된다. 특히, 모든 유동성지표에 대해 개별회귀식의 수정결정계수 평균값(*Adj_R² mean*)이 약 12%를 기록하고 있다. 이는 2%에도 미치지 못한 Chordia, et al.(2000)의 개별회귀식의 수정결정계수 평균을 크게 상회하는 수준일 뿐 아니라, KSE에서 나타나는 유동성 동행화의 정도는 Pastor and Stambaugh(2003)가 주장하는 소위 유동성위험의 존재 가능성마저 시사할 정도로 큰 것이라고 할 수 있다.¹⁵⁾

15) 전자주문주도형시장인 HKEx를 대상으로 한 Brockman and Chung(2002)의 경우도 수정결정계수의 평균을 2% 정도로 보고하였다.

<표 8> 유동성 동행화 추정결과: 2000년

	DRQS	DRES	PRQS	PRES
Concurrent	0.9444	0.9433	0.9041	0.9162
<i>t-value</i>	22.0019	23.0426	38.9287	40.5935
%positiv	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000
%+signf	95.9016	96.3115	94.2623	96.7213
Lag	0.0231	0.0224	0.0133	0.0106
<i>t-value</i>	1.3109	1.2039	0.9872	0.7775
%positiv	50.8197	51.2295	52.4590	53.6885
%+signf	6.5574	6.1475	5.7377	5.3279
Lead	0.0255	0.0262	0.0390	0.0377
<i>t-value</i>	1.1967	1.2524	2.5564	2.4611
%positiv	61.0656	58.1967	59.8361	58.6066
%+signf	11.4754	11.4754	11.8852	12.2951
Sum	0.9930	0.9918	0.9564	0.9645
<i>t-value</i>	19.7212	20.4671	36.1210	37.4518
Median	0.7797	0.7967	0.9386	0.9481
<i>p-value</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Adj_R² mean	0.1765	0.1735	0.1737	0.1694
<i>median</i>	0.1603	0.1510	0.1635	0.1633

<표 7>과 <표 8>은 전체표본을 1999년 표본(244개 주식, 246개 관측치)과 2000년 표본(244개 주식, 239개 관측치)으로 각각 나누어 식 (3)을 추정한 결과이다. 개별회귀계수 추정치와 *t*-값의 평균은 1999년 및 2000년 두 표본 간에 큰 차이를 보이지 않는다. *Sum* 추정치와 *t*-값의 평균, 개별회귀식의 수정결정계수 평균값도 동일한 결과를 보이고 있다. 이러한 결과는 유동성 동행화의 패턴이 추가상승기와 하락기에 따라 큰 차이를 보이지 않는 것을 의미한다. 따라서 2장 1절에서 언급한 투자자의 심리가 유동성 동행화를 가져오는 요인일 수 있다는 가설이 성립되지 않을 수 있음을 간접적으로 뒷받침하고 있다.

<표 9> 기업규모별 유동성 동행화 추정결과: 전체기간

		소형주 (81개 종목)	중형주 (82개 종목)	대형주 (81개 종목)
DRQS	<i>Sum</i>	1.4186	0.9857	0.5531
	<i>t-value</i>	21.5848	16.6182	12.3106
	<i>Median</i>	1.3684	0.8936	0.4158
	<i>p-value</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>Adj_R²</i>	0.1236	0.1274	0.1222
DRES	<i>Sum</i>	1.4133	0.9756	0.5701
	<i>t-value</i>	22.8113	17.5034	13.5508
	<i>Median</i>	1.3694	0.8807	0.4321
	<i>p-value</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>Adj_R²</i>	0.1218	0.1287	0.1272
PRQS	<i>Sum</i>	1.0971	0.9864	0.7909
	<i>t-value</i>	36.6523	30.0864	24.2667
	<i>Median</i>	1.0788	0.9596	0.7378
	<i>p-value</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>Adj_R²</i>	0.1320	0.1330	0.1220
PRES	<i>Sum</i>	1.0919	0.9827	0.8258
	<i>t-value</i>	37.1560	31.0657	25.8502
	<i>Median</i>	1.0666	0.9520	0.7851
	<i>p-value</i>	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>Adj_R²</i>	0.1290	0.1328	0.1254

<표 9>는 개별주식 유동성과 시장전체 유동성의 동행화 정도를 소형주, 중형주, 대형주 등 3개 포트폴리오별로 비교하여 제시하고 있다. 소형주, 중형주, 대형주는 244개 분석대상 종목을 시가총액규모에 따라 3개 분위로 균등하게 나누어 구분한 것이다. 기업규모별 유동성 동행화의 정도는 소형주에서 가장 높고, 그 다음으로 중형주가, 그리고 대형주에서 가장 낮게 나타나며, 이러한 추정은 모든 유동성지표에 대해 동일하게 나타난다. PRQS를 예를 들면, *Sum*의 추정치가 소형주는 1.0971인데 비해, 중형주와 대형주는 각각 0.9864와 0.7909에 불과하다. 이를 요약하면 유동성 동행화의 정도는 기업규모와 단조적인 반비례의 관계를 갖는다. 이러한 결과는 기업규모와 정보비대칭에 의한 역선택비용이 역의 관계를 갖는 것

을 발견한 Hasbrouck(1991)의 연구결과와도 일치한다.

본 논문의 기업규모별 유동성 동행화에 대한 결과는 NYSE를 분석한 Chordia *et al.*(2000)의 결과와는 정반대이다. Chordia *et al.*의 분석에서는 비록 대형주가 소형주에 비해 스프레드는 작지만, 시장전체 유동성지표의 변동에 대해서는 오히려 대형주가 소형주에 비해 더 크게 반응하는 것으로 나타난다. 이들은 이러한 기업규모별 패턴의 원인으로 다음 두 가지를 들고 있다. 첫째, 대형주의 경우 기관투자자의 군집행태가 소형주에 비해 더욱 뚜렷하게 나타난다는 것이다. 둘째, 기업규모별 패턴에 “기업규모 요인(size factor)”, 즉 대형주에서의 유동성 동행화의 정도가 소형주에 비해 더 크게 나타나는 현상이 존재할 수 있다는 것이다. 그러나 Chordia *et al.*은 정보비대칭의 문제가 일반적으로 대형주보다 소형주에서 더 심각하게 나타나므로 기업규모별 패턴이 정보비대칭에 의해 발생하지 않았을 것이라고 언급했다.

이상의 논의는 매우 주목할 만하다. KSE의 경우 전자주문주도형시장으로서 Chordia *et al.*(2000)이 분석한 시장조성인이 존재하는 NYSE와는 거래메커니즘 자체가 다르다. 이러한 전자주문주도형시장에서는 재고보유비용이 존재하지 않거나 존재한다고 하더라도 그 크기가 아주 작아 유동성 동행화가 존재한다면 그 원인의 대부분은 사적 정보에서 기인한다고 볼 수 있다.¹⁶⁾ Hasbrouck(1991)이 제시한 바와 같이 소형주의 경우 사적 정보에 따른 문제점이 중형주나 대형주보다 심각한 경향이 있으므로, 이는 시장전체 유동성과의 동행화가 중형주나 대형주보다 소형주에서 높게 나타나는 것으로 연결될 수 있다.

Chordia *et al.*(2000)이 본 논문과 다른 결과를 얻은 것은 그들이 분석한 NYSE가 순수주문주도형이 아닌 지정된 시장조성인과 주문주도형이 혼재하는 혼합형시장(hybrid market)인 것이 일정 부분 원인인 것으로 판단된다. 지정된 시장조성인이 존재하는 시장에서는 스프레드가 정보비대칭비용 뿐 아니라 재고보유비용도 함께 포함하고 있으므로 유동성 동행화의 기업규모별 패턴은 주문주도형시장과는 다르게 나타날 수 있기 때문이다. 그러나 이러한 설명은 이들의 결과가 정보모형을 이용한 기존의 시장미시구조이론과 정확하게 일치하지 않는 한계점을

16) 전자주문주도형시장에서는 불특정 다수의 지정가주문에 의해 유동성이 제공되므로 재고보유비용이 존재하지 않거나 상쇄되기 때문에 스프레드 구성요소 중 재고보유비용으로 인해 유동성 동행화가 발생한다고 보기는 매우 어렵다.

내포하고 있다. KSE와 유사한 거래메커니즘을 가지고 있는 HKEx를 분석한 Brockman and Chung(2002)의 경우도 본 논문에서와 같이 대형주의 유동성 동행화의 정도가 중·소형주에 비해 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 그러나 기업 규모를 5개 분위로 나누어 분석하여 이러한 관계가 기업규모별로 단조적으로 나타나지 않았으며, 따라서 이들은 이에 대한 어떠한 설명도 할 수 없었다.

KSE에서 나타나는 기업규모별 유동성 동행화의 패턴에 대한 설명으로 위에서 언급한 정보비대칭 문제 이외에 또 달리 생각해 볼 수 있는 원인으로는, Chordia *et al.*(2000)이 분석한 NYSE 소형주는 스페셜리스트가 시장조성을 하는데 반해, 본 논문이 분석한 KSE 소형주는 지정된 시장조성인이 존재하지 않는다는 점을 들 수 있다. 따라서 Chordia *et al.*이 분석한 소형주는 본 논문이 분석한 소형주가 받는 만큼의 유동성 압박(liquidity stress)을 받지 않을 수 있으며, 이로 인해 NYSE 소형주의 유동성 동행화의 정도는 본 논문이 분석한 소형주보다 높지 않을 가능성이 매우 크다.

지금까지 논의한 기업규모별 유동성 동행화의 패턴은 만성적인 유동성 부족을 겪고 있는 KSE 소형주의 유동성 제고를 위해 다음과 같은 정책적 시사점을 제시한다. 즉 대형주보다 유동성 동행화의 정도가 강한 소형주에 대한 유동성 제고는 유동성 동행화의 완화를 통해서 일정 부분 가능하다는 것이다. 이를 달성하기 위해서는 소형주에 대한 유동성을 증대하고 이를 통해 소형주에서 발생하는 정보비대칭 심화현상을 자연스럽게 축소함으로써 가능하다고 판단된다. 소형주에 대해 별도의 유동성제공자(liquidity provider) 제도를 도입하여 현행 거래메커니즘을 부분적으로 개선하고, 전반적으로 기업정보의 투명성을 높이는 정책적 고려가 하나의 가능한 방법이라 할 수 있다.

3.2 유동성 동행화의 일종패턴

KSE에 존재하는 유동성 동행화는 어떠한 일종 특성을 가지고 있을까? 이에 대해서는 KSE가 채택하고 있는 거래메커니즘이 중요한 역할을 할 것으로 예상할 수 있다. 따라서 전자주문주도형시장의 형태를 취하고 있는 KSE는, 3장 1절에서

언급하였듯이, 사적 정보에 따른 정보비대칭의 심화가 유동성 동행화를 가져오는 중요한 요인으로 작용할 개연성이 매우 높다. 정보모형을 이용한 시장미시구조이론에 따르면, 유동성 동행화가 사적 정보에 의한 정보비대칭의 심화에 의해 발생할 경우 유동성 동행화 또한 특정한 일중패턴을 가질 것으로 추론할 수 있다. 이에 대한 논리는 다음과 같다. Easley and O'Hara(1992)의 모형에 의하면 거래활동(trading activity)이 증가(감소)할수록 거래에 반영되는 정보는 더 많아(적어)지게 된다. 개별주식에 있어서 거래활동을 나타내는 시장통계량이 일중효과(diurnal effect)¹⁷⁾를 갖는다는 것은 널리 알려진 연구결과이다. 개별주식에 있어서 거래활동과 정보비대칭의 정도는 양의 상관관계를 가지므로, 거래활동에서 나타나는 일중효과는 유동성 동행화에도 나타날 것으로 예상할 수 있다. 결국, 유동성제공자가 느끼는 사적 정보에 따른 정보비대칭 심화의 심각성과 이로 인해 발생하는 유동성 동행화 역시 일중패턴을 가질 것으로 기대된다.

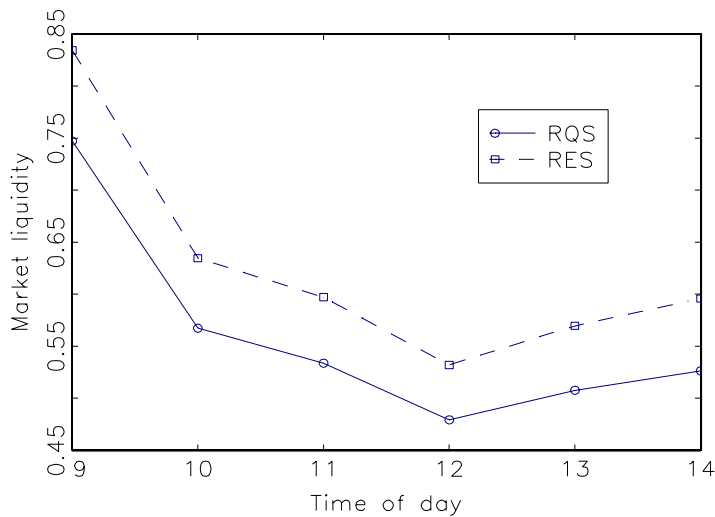
유동성의 일중효과에 관한 국내·외 기존 연구는 개별주식의 평균 유동성에 대한 일중효과에 그 초점을 맞추었다. 유동성지표로 가장 광범위하게 사용되는 스프레드의 일중효과에 대한 대표적인 해외 및 국내연구로 McNish and Wood(1992)와 장하성·옥진호(1996)를 들 수 있다. McNish and Wood는 1989년 1월부터 6월까지 NYSE에 상장된 주식의 스프레드가 갖는 평균적인 일중효과를 분석하였다. 이들의 연구에서는 개별주식의 평균적인 스프레드가 개장 직후 가장 크고, 이후 서서히 감소하다가, 종장 직전에 다시 증가하는 역 J-자형의 일중효과를 나타내는 것으로 보고하였다. 한편, 장하성·옥진호는 1993년 5월부터 1994년 1월까지 KSE 192개 상장종목의 스프레드가 갖는 평균적인 일중효과를 분석한 결과, KSE에서도 개별주식의 평균적인 스프레드가 McNish and Wood의 결과와 유사한 역 J-자형의 일중효과를 보인다고 주장하였다.

이에 비해 유동성 동행화의 일중패턴에 관한 연구는 국내·외를 막론하고 아직까지 없다. 본 절에서는 하루를 6개(9:00, 10:00, 11:00, 12:00, 13:00, 14:00) 시간대로 나누어 유동성 동행화의 일중패턴을 분석한다.

먼저, 유동성 동행화의 일중패턴에 관한 분석에 앞서, 기존 연구결과와 본 논

17) 일중패턴과 일중효과는 동의어이다. 논의를 명확하게 하기 위해 “3장에 한해서” 유동성 동행화의 경우에는 일중패턴을 그 외 시장통계량의 경우에는 일중효과로 구분하여 사용한다.

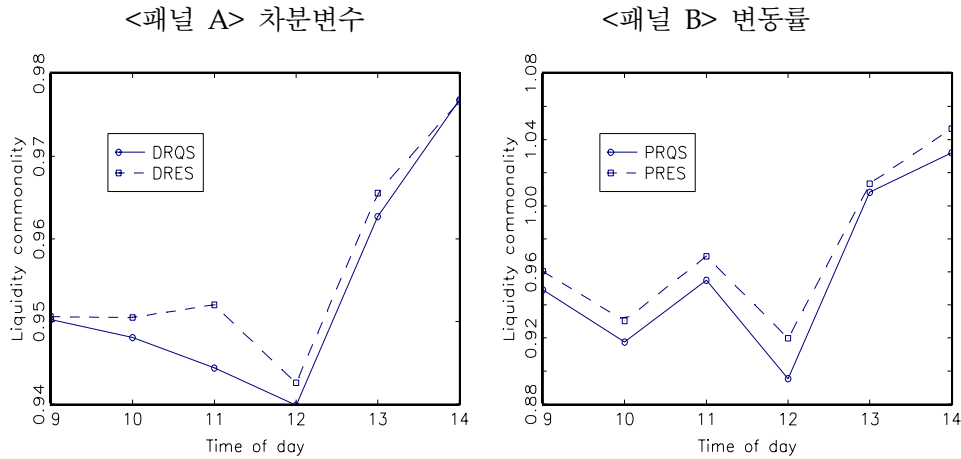
문 표본을 이용한 결과와의 비교 확인 차원에서 시전전체 유동성의 일중효과를 살펴보는 것은 매우 유용하다. <그림 1>은 본 논문에서 분석대상으로 하는 시장 전체 유동성이 개장 직후인 9:00 대에 가장 높았다가 이후 감소세를 보이고, 장중반인 12:00 대에 가장 낮았다가 종장 직전인 14:00 대에 다시 높아지는 등, 기존 연구와 동일한 역 J-자형의 일중효과를 갖는 것을 보여주고 있다. 시장전체 유동성의 이러한 패턴은 거래강도에 의해 상당 부분 설명될 수 있는데, 이는 거래강도가 가장 높은 개장 직후와 그 다음으로 높은 종장 직전에 시장전체의 유동성이 높게 나타나기 때문이다.



<그림 1> 시장전체 유동성의 일중효과

이제 본 절의 주제인 유동성 동행화의 일중패턴을 살펴보자. 이를 위해 본 논문에서는 6개 시간대별 일별 자료를 구성한 후, 이를 식 (3)에 적용하여 해당 계수를 추정한다. <그림 2>의 <패널 A>는 차분변수를 시간대별 일별 자료를 가지고 추정한 유동성 동행화의 일중패턴을, <패널 B>는 변동률을 시간대별 일별 자료를 가지고 추정한 유동성 동행화의 일중패턴을 각각 제시하고 있다.¹⁸⁾

18) β_1 이 Sum에서 차지하는 비중은 절대적이기 때문에 Sum과 β_1 의 일중패턴은 거의 동일하게 나타난다. 따라서 β_1 의 일중패턴에 대한 기술은 생략한다.



<그림 2> 유동성 동행화의 일중패턴

<패널 A>는 식 (3)을 차분변수(DRQS 및 DRES)를 이용하여 추정한 *Sum* 추정치의 일중패턴을, <패널 B>는 변동률(PRQS 및 PRES)을 이용하여 추정한 *Sum* 추정치의 일중패턴을 각각 나타낸다. <패널 A>와 <패널 B> 모두, 점심시간 휴장 제도가 폐지된 2000년 5월 22일 이후의 10일 동안은 12:00 대 자료를 삭제한 후 추정한다. 그 이유는 점심시간 휴장 제도의 폐지로 인해 일시적으로 발생한 “시장미시구조 노이즈(microstructure noise)” 때문이다. 즉, 점심시간 개장이 정착되지 않아 12:00 대에 소수의 거래만이 이루어지고 이로 인해 유동성 왜곡현상이 심했기 때문이다.

<그림 2>는 유동성지표에 상관없이 KSE에서 유동성 동행화가 J-자형의 일중패턴을 갖고 있다는 것을 보여준다. 유동성 동행화는 개장 직후인 9:00 대에 높았다가 이후 감소세를 보이고, 장중반인 12:00 대에 가장 낮았다가, 종장 직전인 14:00 대에 가장 높게 나타난다. 유동성 동행화의 이러한 패턴은 개별주식 유동성의 일중효과와 마찬가지로 거래강도와 관련이 있는 것으로 판단된다. 이에 대한 논리로, KSE의 지정가주문 투자자와 같은 유동성제공자는 거래강도가 높은 개장 직후와 종장 직전에는 정보보유자와의 거래를 통해 손실을 입을 것을 우려하여 신속한 가격조정을 하지만 장 중반에는 다소 느슨하게 가격조정을 할 가능성을 들 수 있다.

유동성 동행화의 일중패턴은 <그림 1>이 제시한 시장전체의 유동성이 역 J-자형의 일중효과를 보이는 것과는 다소 다른 모습을 보이고 있다. 거래강도가 가장 높다고 일반적으로 보고된 개장 직후보다 오히려 종장 직전에서 유동성 동행화가 높게 나타나는 것은 유동성 동행화가 정보비대칭을 반영하는 거래강도 이외에 프

로그램매매와 기관투자자들의 군집행태 등과 같은 또 다른 요인에 의해 영향을 받기 때문인 것으로 보인다. 프로그램매매의 경우 오전 장에서는 많이 행해지지 않으나 오후 장으로 갈수록 증가하여, 종장 직전이 개장 직후보다 유동성 동행화를 강화시키는 원인으로 작용할 수 있다.¹⁹⁾²⁰⁾

3.3 일종데이터를 이용한 견강성(Robustness) 검증

이상에서는 일종거래자료로부터 가공된 일별자료를 이용하여 KSE에 유동성 동행화와 이의 일종패턴이 존재한다는 것을 발견하였다. 이하에서는 이상의 결과에 대한 견강성 검증으로 일종거래자료 자체를 사용하여 앞서 구한 결과를 재차 확인하고자 한다. 이를 위해서 본 연구에서는 Coughenour and Saad(2004)의 방식을 원용한다.

Coughenour and Saad(2004)는 Chordia *et al.*(2000)과 동일한 방법론을 사용하였으나, 일별 스프레드 변수 대신 일종 스프레드 변수를 사용하였으며, 종속변수인 개별주식 유동성지표의 일종효과를 통제하여 개별주식과 시장전체 유동성의 연계성을 분석하였다. 이들은 개별주식 유동성지표의 일종효과를 통제하기 위하여, 개별주식 유동성지표의 장 초반, 장 중반, 장 후반 등 3개의 시간대에 대한 더미변수를 포함한 회귀식을 사용하였다. 유동성지표의 일종효과를 느슨하게 통제한 후에도, 이들은 NYSE에 유동성 동행화가 존재한다는 것을 보였으며 추정식의 설명력(R^2 : 22%)도 일별자료를 사용한 Chordia *et al.*보다 월등히 높았다. 본 절에서는 개별주식 유동성지표의 일종효과를 6개 시간대별로 통제하고 KSE에 유동성 동행화가 존재하는지에 대해 견강성 검증을 수행한다.

추정에 사용되는 회귀식은 식 (4)와 같다.

19) KSE 주식시장부 담당자에 의하면 프로그램매매는 14:00 이후에 급격히 증가하는 패턴을 보인다고 한다.

20) 기관투자자 특히 외국인투자자들의 군집행태도 하나의 원인일 수 있다. KSE에서 이들의 군집행동에 대해서는 비록 논란은 있으나 비교적 합의가 형성되어 있다(Kim and Wei(2002), Ghysels and Seon(2004) 참조). 또한 이들은 자신이 수행하는 투자전략이 노출되는 것을 꺼려하여 오후에 거래를 수행하려는 유인이 있으며, 이러한 경향이 이들의 군집행동과 결부되면 유동성 동행화에 대한 또 하나의 주요 원인이 될 수 있다. 이에 대해서는 향후 심도 있는 연구가 요구된다.

$$\begin{aligned}
\Delta Liquidity_{J,t,i} = & \sum_{k=1}^6 \alpha_{J,k} D_k + \beta_1 \Delta Liquidity_{M,t,i} + \beta_2 \Delta Liquidity_{M,t,i-1} \\
& + \beta_3 \Delta Liquidity_{M,t,i+1} + \delta_1 Return_{M,t} + \delta_2 Return_{M,t-1} \\
& + \delta_3 Return_{M,t+1} + \delta_4 \Delta Volatility_{J,t} + \epsilon_{J,t,i}
\end{aligned} \tag{4}$$

여기서 D_k 는 개별주식 유동성지표의 일중효과를 통제하기 위해 추가된 더미변수이며,²¹⁾ 이외의 변수는 식 (3)과 동일하다.²²⁾ 회귀식 (4)의 추정에 사용된 관측치수는 2,546개이다. 유동성지표의 일중효과를 통제한 후에도 유동성 동행화가 존재한다면 유동성 동행화는 유동성지표(특히 스프레드)의 일중패턴 이외의 요소에 의해서도 발생하는 것으로 해석할 수 있다.

<표 10>은 식 (4)의 추정결과를 나타내고 있다. <표 10>에 의하면 개별주식 유동성지표의 일중효과를 통제한 후에도 유동성 동행화는 존재하는 것으로 나타난다. 모든 유동성지표에 대해 개별주식 유동성과 시장전체 유동성의 연계성을 나타내는 β_1 에 대한 추정치의 평균은 0.9010~0.9343의 매우 크며 t -값도 29.2054~47.1151로 통계적으로 매우 유의하다. 또한 모든 β_1 추정치가 양(+)^{의 값을 가졌으며(%positiv), 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한(%+signf) 것으로 나타난다. 이는 유동성지표의 일중패턴을 통제하지 않고 추정한 <표 6>의 결과와 매우 비슷하다.}

21) 하루를 6개의 시간대로 나누고 k 번째 시간대에 해당하면 D_k 는 1의 값을 갖고 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 더미변수의 계수인 α 의 추정치는 개별주식 유동성지표의 평균의 일중효과를 의미한다. 따라서 이는 유동성 동행화의 일중패턴을 의미하는 것이 아니다.

22) 점심시간 휴장 제도가 있는 표본기간 동안에 하루는 12:00 대를 제외한 5개의 시간대로, 점심시간 휴장 제도가 없는 표본기간 동안에는 6개의 시간대로 이루어진다. 각 유동성지표의 차분변수(변동률)는 1기 전과의 차이(1기 전 대비 변동률)로 정의된다. 예를 들어 9:00 대의 차분변수는 9:00 대의 유동성지표와 1기 전인 전일 14:00 대의 유동성지표와의 차이로 정의된다.

<표 10> 일종거래자료를 이용한 유동성 동행화 추정결과: 전체기간

	DRQS	DRES	PRQS	PRES
Concurrent	0.9075	0.9010	0.9228	0.9343
<i>t-value</i>	29.2054	30.9178	42.7429	47.1151
<i>%postiv</i>	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000
<i>%+signf</i>	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000
Lag	0.0299	0.0330	0.0408	0.0443
<i>t-value</i>	2.9078	2.9959	5.4488	5.8135
<i>%postiv</i>	47.1311	49.5902	61.8852	62.7049
<i>%+signf</i>	13.1148	15.5738	9.8361	7.3770
Lead	0.0337	0.0361	0.0488	0.0488
<i>t-value</i>	4.3310	4.5517	7.0922	6.7059
<i>%postiv</i>	66.3934	63.9344	70.9016	67.2131
<i>%+signf</i>	19.6721	19.2623	13.9344	12.2951
Sum	0.9711	0.9701	1.0124	1.0273
<i>t-value</i>	27.7889	29.4515	39.6888	43.7042
<i>Median</i>	0.8893	0.9059	0.9615	0.9614
<i>p-value</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Adj_R² mean	0.2271	0.2150	0.2253	0.2112
<i>median</i>	0.2174	0.2023	0.2179	0.2014

1기 전 시장전체 유동성 변동(Lag)과 1기 후의 시장전체 유동성 변동(Lead)을 나타내는 변수의 추정치는 <표 6>의 결과와는 달리 모든 유동성지표에서 통계적으로 유의하다. 따라서 유동성지표의 일중효과를 통제한 후 얻게 된 분석결과를 보면 개별주식 유동성은 시장전체의 유동성과 함께 움직이는 경향이 매우 강하고, 시장전체의 유동성에 후행 및 선행하여 움직이는 경향도 함께 있는 것으로 볼 수 있다. Sum의 추정치는 <표 6>과 유사하게 나타난다. 그리고 모든 유동성 지표에 대해 개별회귀식의 수정결정계수 평균값은 21%를 상회한다. 이는 스프레드 지표의 일중패턴을 통제하기 이전에 얻은 개별회귀식의 수정결정계수에 약 2배 가까운 수치로, Coughenour and Saad(2004)의 결과와 상당히 유사한 수준이다. 이상을 요약하면, Coughenour and Saad의 방법을 원용하여 일종거래자료를

직접적으로 이용한 실증분석으로부터도, KSE에 유동성 동행화가 매우 강하게 존재하는 것을 확인할 수 있다.

4. 결론 및 시사점

본 논문에서는 한국주식시장에서의 유동성 동행화, 즉 개별주식 유동성과 시장전체 유동성이 연계되어 움직이는 현상을 분석하였다. KSE에서 거래된 244개 주식을 대상으로 1999년 1월부터 2000년 12월까지의 기간에 대하여 분석한 결과 전자주문주도형시장인 KSE의 경우 지정된 시장조성인이 존재하는 NYSE보다 유동성 동행화가 훨씬 강하게 존재하는 것으로 나타났다. KSE가 불특정 다수의 지정가주문에 의해 유동성이 제공되는 전자주문주도형시장이므로, 이러한 유동성 동행화는 미국시장에서 보고된 원인 중 재고보유비용보다 사적 정보에 기인하는 것으로 해석할 수 있다.

특히 유동성 동행화의 정도를 기업규모별로 살펴본 결과에서는 NYSE에 대한 분석과 상이한 결과를 얻었다. NYSE의 경우 대형주일수록 유동성 동행화의 정도가 크게 나타났으나, 본 연구에서는 소형주일수록 유동성 동행화의 정도가 크게 나타났다(Chordia *et al.*(2000) 참조).

유동성 동행화도 개별주식 및 시장전체의 유동성처럼 일중패턴을 갖는 것으로 나타났는데, 이러한 일중패턴은 거래강도가 일중패턴을 갖는 것과 상당부분 관련이 있는 것으로 판단된다. 즉, KSE의 지정가주문 투자자와 같은 유동성제공자가 거래강도가 높은 개장 직후와 종장 직전에는 정보보유자와의 거래를 통해 손실을 입을 것을 우려하여 가격조정을 신속하게 하지만, 장 중반에는 다소 느슨하게 하기 때문에 나타나는 현상으로 보인다. 그러나 유동성 동행화는 역 J-자형의 패턴을 갖는 거래강도의 일중패턴과 달리 오후로 갈수록 동행화의 정도가 높아지는 J-자형의 패턴을 갖는 것으로 나타났다. 이는 정보비대칭 이외에 프로그램매매와 같은 또 다른 요인이 유동성 동행화를 가져오기 때문인 것으로 판단된다.

본 연구의 결과가 증권업계 실무자에게 주는 시사점은 다음과 같이 요약할 수

있다. 첫째, 소형주일수록 유동성 동행화의 정도가 크게 나타난 기업규모별 패턴이 시사하는 바는 소형주로 포트폴리오를 구성하면 대형주로 포트폴리오를 구성할 때보다 분산가능하지 않은 유동성 위험이 더 크다는 것이다. 둘째, 유동성 동행화의 일중패턴 존재가 함의하는 바는 분산가능하지 않은 유동성 위험이 일중 거래시간대에 따라 달리 나타나므로 분산 가능하지 않은 유동성 위험의 최소화를 위해서 거래시점의 적절한 선정이 중요하다는 것이다. 아울러 본 연구는 만성적인 유동성 부족을 겪고 있는 KSE 소형주의 유동성 제고에 대한 정책적인 시사점도 함축하고 있다. 유동성 동행화의 정도가 대형주보다 강한 소형주의 유동성 제고가 유동성 동행화의 완화를 통해 일정 부분 가능하다는 것이다. 즉, 유동성 동행화의 완화는 정보비대칭을 줄임으로써 가능하므로, 소형주의 유동성 제고를 위해서는 주식매매제도의 개선뿐만 아니라 기업정보의 투명성을 높이는 정책도 함께 병행되어야 함을 의미한다.

본 논문은 KSE에 유동성 동행화의 존재와 원인, 그리고 일중 패턴이라는 특성을 파악하였으나, 원인분석에 대해서는 좀 더 심도 있는 분석이 필요하다. 또한 본 논문은 Chordia *et al.*(2000) 방법을 이용하여 실증분석을 수행하였기 때문에, 결과 자체가 방법론상의 특이성으로 간주될 수 있는 한계가 있다.

따라서 향후 연구로는 다음 몇 가지를 고려해볼 수 있다. 첫째, NYSE시장에서 유동성 동행화를 발견하지 못한 Hasbrouck and Seppi(2001)의 방법론을 적용하여 이상의 결과를 확인하는 것은 나름대로 의의가 있다고 생각한다. 둘째, KSE의 매매거래제도 특성상 거래가격 폭이 너무 광범위하므로 이를 통제하기 위해서 가격변수를 회귀식에 통제변수로 사용하는 것도 고려해 볼 만하다. 셋째, 시계열적으로 변동성은 지속성을 보이는데, 이와 양의 관계를 갖는 유동성 변수 또한 그 영향이 지속되는 경향이 있다. 이러한 특성을 고려하여 본 논문의 주요 회귀식에 유동성지표의 군집현상(liquidity clustering)을 고려하여(예를 들면 개별주식 유동성지표에 대한 AR(1)과 같은 지속성을 고려) 분석하는 것도 바람직한 연구방향이 될 것이다.

참 고 문 헌

- 선정훈 · 엄경식 · 한상범, 2004, 『한국주식시장의 유동성 증대를 위한 효율적 매매메커니즘에 관한 연구』, 한국증권연구원, 연구보고서, 발간예정.
- 장하성 · 옥진호, 1996 “한국증권시장에서의 스프레드에 관한 연구: 결정요인과 하루중의 행태에 관한 실증분석”, 재무연구 제11호, pp. 21-63.
- Acharya, V.V. and L.H. Pedersen, 2003, “Asset pricing with liquidity risk,” Working paper, Department of Finance, London Business School.
- Admati, A. and P. Pfleiderer, 1988, “A theory of intraday trading patterns: Volume and price variability,” *Review of Financial Studies* 1, pp. 3-40.
- Brennan, M. and A. Subramanyam, 1996, “Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns,” *Journal of Financial Economics* 49, pp. 345-374.
- Brockman, P. and D.Y. Chung, 2002, “Commonality in liquidity: Evidence from an order-driven market structure,” *Journal of Financial Research* 25, pp. 521-539.
- Chordia, T., R. Roll and A. Subrahmanyam, 2000, “Commonality in liquidity,” *Journal of Financial Economics* 56, pp. 3-28.
- Chordia, T., R. Roll and A. Subrahmanyam, 2001, “Market liquidity and trading activity,” *Journal of Finance* 56, pp. 501-530.
- Coughenour, J.F. and M.M. Saad, 2004, “Common market makers and commonality in liquidity,” *Journal of Financial Economics* 73, pp. 37-69.
- Easley, D. and M. O'Hara, 1992, “Time and the process of security price adjustment,” *Journal of Finance* 47, pp. 577-607.
- Ghysels E. and J. Seon, 2004, “The Asian financial crisis: the role of derivative securities trading and foreign investors in Korea,” *Journal of International Money and Finance*, Forthcoming.
- Hasbrouck, J., 1991, “The summary informativeness of stock trades: An econometric analysis,” *Review of Financial Studies* 4, pp. 571-595.

- Hasbrouck, J. and D.J. Seppi, 2001, "Common factors in prices, order flows, and liquidity," *Journal of Financial Economics* 59, pp. 383-411.
- Huberman, G. and D. Halka, 2001, "Systemic liquidity," *Journal of Financial Research* 24, pp. 161-178.
- Jacoby, G., D.J. Fowler and A.A. Gottesman, 2000, "The capital asset pricing model and the liquidity effect: A theoretical approach," *Journal of Financial Markets* 3, pp. 69-81.
- Kim W. and S. Wei, 2002, "Foreign portfolio investors before and during a crisis," *Journal of International Economics* 56, pp. 77-96.
- Longstaff, F.A., "Financial claustrophobia: Asset pricing in illiquid markets," Working paper, Anderson School of Management, University of California at Los Angeles.
- McInish, T.H. and R.A. Wood, 1992, "An analysis of intraday patterns in bid/ask spreads for NYSE stocks," *Journal of Finance* 47, pp. 753-764.
- Novy-Marx, R., 2004, "On the excess returns to illiquidity," Working paper, Graduate School of Business, University of Chicago.
- O'Hara, M. 2003, "Presidential address: Liquidity and price discovery," *Journal of Finance* 58, pp. 1335-1354.
- Pastor, L. and R. Stambaugh, 2003, "Liquidity risk and expected stock return," *Journal of Political Economy* 111, pp. 642-685.

Abstract

Liquidity Commonality on the Korea Stock Exchange

Junghoon Seon*

Korea Securities Research Institute

Kyong Shik Eom

University of California at Berkeley, Department of Economics

Sang Buhm Hahn

Korea Securities Research Institute

We examine the existence, causes, and characteristics of liquidity commonality--covariance of the liquidities of different stocks--on the Korea Stock Exchange (KSE). Using intraday data from January 1999 to December 2000, we find the following results: First, the liquidity commonality on the KSE, an electronic order-driven market without any designated market-makers, is greater than that on the NYSE, where specialist firms provide liquidity to the market. Analyzing the liquidity commonality in three portfolios by firm size, we find different patterns from that found in previous studies of the NYSE. For example, Chordia *et al.* (2000) found that the liquidities of large NYSE firms are more responsive than those of small firms to changes in the market-wide liquidity, whereas we find the opposite on the KSE. Our finding is consistent with theoretical market microstructure models. On exchanges with market-makers, the market-maker incurs inventory costs, and these play a significant role in liquidity (the inverse of trading costs). However, on an exchange without market-makers, such as the KSE, inventory costs are very small and the bulk of the trading costs arise from asymmetric information. Second, liquidity commonality is the same in bull and bear markets. Third, liquidity commonality has a *J*-type intraday pattern, in contrast to the inverse *J*-type pattern exhibited by individual stock and market-wide liquidity. This suggests that there are additional sources, such as program trading, for liquidity commonality on the KSE.

JEL classification: D23, G14

Keywords: Liquidity commonality, Electronic order-driven market, Intraday pattern, Private information, Information asymmetry

* Corresponding author. Korea Securities Research Institute, Research Fellow. Address: 33 Yoido-dong Youngdeungpo-ku Seoul, 150-977, Korea. *E-mail:* jhseon@ksri.org. Tel. #: +82-2-3771-0680. Fax #: +82-2-3771-0658.