



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경영학 석사 학위논문

주식의 회복탄력성과 기대수익률:

유동성 측정치 간 비교

2020년 8월

서울대학교 대학원
경영학과 재무금융 전공
이진욱

주식의 회복탄력성과 기대수익률:

유동성 측정치 간 비교

지도교수 고 봉 찬

이 논문을 경영학 석사 학위논문으로 제출함

2020년 7월

서울대학교 대학원

경영학과 재무금융 전공

이진욱

이진욱의 경영학 석사 학위논문을 인준함

2020년 7월

위원장 김 정 욱 (인)

부위원장 최 동 범 (인)

위 원 고 봉 찬 (인)

요 약 (국문초록)

본 연구는 Hua, Peng, Schwartz and Alan(2020)이 새로이 고안한 회복탄력성 측정치를 국내 주식시장에 적용하고자 하였다. 회복탄력성(resiliency)은 주가가 유동성 쇼크를 겪은 직후에 이전 가격 수준으로 재빠르게 돌아오는 성질을 나타낸다. 본 연구는 일중 수익률 중 개장직후 30분 수익률을 활용하여 회복탄력성을 구하는데, 이는 개장직후 30분간 거래량이 집중되면서 오히려 유동성 쇼크가 일어날 가능성이 크기 때문이다. 이에 본 연구는 회복탄력성을 유동성 대응치로 사용하여 비유동성 프리미엄을 검증하고, Amihud(2002) 측정치와 비교하고자 한다.

2000년 1월부터 2019년 12월까지 코스피 및 코스닥 상장 종목을 대상으로 회복탄력성의 비유동성 프리미엄을 검증하는 것이 연구의 주된 목표이다. 회복탄력성으로 분류한 단일정렬, 이중정렬 포트폴리오 분석과 Fama-MacBeth(1973) 회귀분석을 통해 비유동성 프리미엄을 검증한다. 확인 결과, 코스피 및 코스닥 상장 종목에서 회복탄력성의 설명력이 음의 값을 유의하게 나타냈다. 특히 코스피 상장 종목에서 기업규모가 통제되어도 회복탄력성의 예측력은 1% 유의수준에서 유의하게 나타나고 Amihud 측정치가 추가되어도 설명력이 유지된다. 즉, 회복탄력성은 Amihud 측정치가 반영하는 가격충격(price impact) 이외의, 다른 유동성 차원들을 반영하는 것으로 판단된다. 반면 월중 일별 최대수익률(MAX)을 통제하면 회복탄력성의 효과는 사라진다.

한편 정보 쇼크(information shock)를 통제하더라도 코스닥 및 코스피 상장 종목에서 회복탄력성의 설명력이 영향을 크게 받지 않는다. 반면 거래량이 큰 시기에 회복탄력성의 수익률 예측력이 강해지는지 확인하였으나 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다.

주요어 : 회복탄력성, 유동성, 개장직후 30분, 일중 수익률, 비유동성 프리미엄, Amihud

학 번 : 2018-23434

목 차

제 1 장 서론.....	4
제 1 절 연구의 배경.....	4
제 2 절 선행연구.....	6
제 3 절 가설 및 연구방법론.....	8
제 4 절 연구의 구성.....	10
제 2 장 유동성 측정치로서의 회복탄력성.....	10
제 1 절 기본개념.....	11
제 2 절 회복탄력성의 특징.....	13
제 3 절 유동성 측정치.....	14
제 3 장 연구자료와 방법론.....	15
제 1 절 연구표본의 구성.....	15
제 2 절 주요 변수들의 측정방법.....	17
제 3 절 기초통계량.....	18
제 4 장 회복탄력성과 기대수익률.....	20
제 1 절 단일정렬 포트폴리오 분석.....	20
제 2 절 이중정렬 포트폴리오 분석.....	23
제 3 절 횡단면 회귀분석.....	26
제 4 절 정보쇼크와 거래량.....	29
제 5 장 결론.....	36
참고문헌.....	38
Abstract.....	44

표 목차

<표 1>.....	19
<표 2>.....	22
<표 3>.....	25
<표 4>.....	28
<표 5>.....	31
<표 6>.....	34

그림 목차

<그림 1>	24
<그림 2>	26

제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 배경

유동성은 자산 거래에서 큰 가격변동이나 거래비용을 일으키지 않으면서 얼마나 재빠르게 거래를 성사시킬 수 있는지를 나타내는 자산의 특성을 가리킨다. 하지만 자세히 들여다보면 유동성은 다양한 측면을 가지고 있다. 표면적으로 거래수수료(brokerage fee), 거래세(transaction tax)로 생각할 수 있으나, 이외에 재고위험, 수요 압력, 사적정보, 탐색비용도 포함되는 개념이다. 이에 선행연구는 각각 거래비용, 가격충격(price impact), 심도(market depth), 폭(breadth), 거래의 신속성(immediacy), 회복탄력성(resiliency) 등 다양한 측면에서 유동성을 측정하고자 하였다.^①

그 중에서 본 연구는 Hua, Peng, Schwartz and Alan(2020)의 방법론에 따라, 국내 주식시장에서 주식의 회복탄력성에 초점을 맞추어 비유동성 프리미엄(illiquidity premium)을 검증하고자 한다. 주식에서 회복탄력성이 높다는 것은 쇼크로 인해 변동하는 거래가격과 내재가치 간의 괴리가 적고, 거래가격이 내재가치로 수렴하는 속도가 빠름을 가리킨다. 이와 관련하여 Black (1972), Kyle (1985), Llorente et al. (2002), Bao, Pan, and Wang (2011)은 완전 유동적이지 않은 시장(not perfectly liquid market)에서는 유동성쇼크(liquidity shock)로 인한 가격

^① 유동성의 심도(depth)는 주어진 가격에 체결될 수 있는 거래량, 즉 매도잔량과 매수잔량의 평균을 의미하고, 폭(breadth)은 유동성을 확보하는 데 들어가는 비용을 가리키며 거래비용이 적을수록 폭이 넓다고 말한다. 거래의 신속성(immediacy)은 대규모 거래가 얼마나 빠른 시간 내에 소화되는지를 가리킨다.

변동에서 회복하는 데에 일정 시간이 걸린다고 주장하였다.

회복탄력성(resiliency, 이하 RES)은 일중 수익률(intraday return)을 바탕으로 계산되는데, 개장직후 30분을 기점으로 설정하여 하루 동안의 유동성을 측정한다. 즉 국내 주식시장의 개장직후 30분 (9:00-9:30) 간 수익률과 당일 마감까지(09:30-16:00)의 수익률 간의 공분산을 구하고 이를 일별 수익률 분산으로 표준화한 값이 RES이다. 개장직후 30분간 수익률은 유동성 쇼크로 인한 가격충격과 지속성을 모두 반영하는 잠재력을 가지고 있고^②, 이후 마감까지의 수익률은 일시적인 가격 변동에서 회복할 충분한 시간을 마련해준다. 만약 개장직후 30분간 가격 변동이 크게 발생하여 RES가 음의 값을 띠고 작다면, 주식의 회복탄력성은 낮다고 평가한다.

개장직후 30분은 가격 발견(price discovery)뿐만 아니라 유동성 관련 연구에 있어서도 중요한 시간대이다. Gao et al.(2018)은 S&P500 ETF를 대상으로 한 연구에서 개장직후 30분 수익률이 마감직전 30분 수익률을 잘 예측한다는 결과를 보고하였다. Jain and Joh(1986)은 개장직후 1시간 동안 발생한 거래량과 가격 변동이 일중의 다른 시간대에 비해 월등히 높음을 밝혔고, Wood, McInish, and Ord (1985)은 특히 개장직후와 마감직전 시간대에 수익률과 표준편차가 높음을 확인하였다.

한편, 일중에 발생한 유동성쇼크는 당일 마감까지는 상쇄될 가능성이 크다. 수익률반전(return reversal)과 관련하여, Chordia, Roll, and Subrahmanyam(2005)는 주식의 일중 수익률을 5분 이상 30분 미만 간격으로 나눠서 보면 자기상관 계수(serial correlation)가 음의 값을

^② Strumpf and Driebusch(2015)는 Wall Street Journal에서 주식시장 개장직후를 ‘일중에서 거래하기 가장 위험한 시간’이라 표현하였다. ITG에 따르면, 2015년 상반기 S&P500 종목들의 호가스프레드는 개장직후 0.844%P로 시작하여 30분간 상당 수준 유지하다가 마감까지 점차 줄어들며 0.024%P를 기록하였다.

가진다는 결론을 냈다. 또한 Heston, Korajczyk, and Sadka(2010)은 뉴욕증권거래소(NYSE) 종목들이 유동성쇼크에서 회복하는 데에 평균 30분 이상 걸림을 밝혀내었다. 즉, 만약 주식시장이 개장한지 30분이 되기 전에 유동성 쇼크가 발생한다면, 이때 발생한 일시적인 가격 변동은 적어도 개장직후 30분 이후에야 상쇄될 것이다.

이를 바탕으로 본 연구에서는 2000년 1월부터 2019년 12월까지 코스피 및 코스닥 시장에 상장된 종목들을 대상으로 주식의 유동성 대용치로서 회복탄력성을 측정하여, Amihud(2002) 측정치와 비교 분석하고 비유동성 프리미엄을 검증하였다. 먼저 단일정렬 및 이중정렬 포트폴리오를 분석하고, 시장베타, 기업규모, 장부가 대비 시가, 기관투자자 순매수 비중 등 수익률 예측요인 및 정보쇼크 관련 요인들을 통제하여 Fama-MacBeth(1973) 회귀분석을 시행하였다.

제 2 절 선행 연구

위험과 수익률 간 관계는 재무학계에서 오랫동안 연구해온 주제이지만 주식의 가격 결정요인으로 유동성을 바라본 건 최근의 일이다. 투자자들이 유동성을 선호한다면 유동성이 낮은 종목에 대해 비유동성 프리미엄을 요구할 것이다. Amihud and Mendelson(1986), Brennan and Subrahmanyam(1996), Amihud(2002) 등은 미국 주식시장에서 비유동성 프리미엄을 검증하였다. Pastor and Stambaugh(2003)은 유동성 위험에 대한 민감도가 주식 수익률의 횡단면을 설명한다는 결과를 보고하였다. 한편 유동성을 자산가격에 공통적으로 영향을 미치는 체계적인 위험요인(risk factor)으로 바라보는 연구도 활발하다.

Chordia et al.(2000), Acharya and Pedersen(2005)이 유동성 동행화(liquidity commonality) 현상을 발견하면서, 이후 Liu(2006), Sadka(2006)는 유동성 위험요인을 추가한 모형으로 주식시장의 이상현상(anomaly)을 설명하였다.

국내 주식시장의 비유동성 프리미엄 또한 선행연구에서 확인되어 왔다. 권택호, 박종원(1997)은 Amihud and Mendelson(1986) 방법론으로 비유동성 프리미엄을 검증하였다. 박재성, 엄경식(2008)과 윤상용 외 3인(2008)는 각각 일별 스프레드율, 회전율이 클수록 차후 수익률이 높은 수익률을 기록함을 보고하였다. 또한 일중 자료를 이용하여 유동성을 측정한 연구로, 양철원(2012)는 일중 자료를 포함한 유동성 측정치들을 비교분석하였다. 강장구, 심명화(2014)는 매도, 매수 유동성 비대칭 현상을, 윤선홍, 최혁(2014)는 일중 주문불균형을 분석하였다.

본 연구는 국내 주식시장에서 회복탄력성을 유동성 대용치로 활용한 국내 최초의 연구라는 점에서 국내 주식시장의 유동성 관련 문헌에 기여한다. 국내 선행연구들도 Amihud(2002)를 가장 대표적인 유동성 측정치로 활용하고, 호가스프레드, Pastor and Stambaugh(2003) 등을 보조적으로 사용한다. 하지만 유동성의 가격충격(price impact) 및 지속성(persistence)을 동시에 반영하는 회복탄력성을 유동성으로 사용한 연구는 없다.

또한 고빈도 자료를 대상으로 한 연구 중에서 연구기간과 분석대상이 폭넓다. 이는 본 연구에서 활용하는 회복탄력성은 다른 고빈도 유동성 측정치에 비하여 자료 수집이 비교적 수월하고 간단한 수식으로 계산할 수 있어서이다. 양철원(2012)는 고빈도 자료를 포함한, 다양한 유동성 측정치 간 비교분석을 한 데에 의의가 크지만 자료 기간의 제한으로 연구기간이 1993년 - 2004년으로 한정되었다. 강장구, 심명화(2014), 주성완, 엄경식(2015)는 분석대상이 코스피에 상장된 보통주로 국한되며

2000년대 자료에 집중한다. 본 연구는 2000년 1월부터 2019년 12월까지, 총 20년 동안 코스피 및 코스닥에 상장된 보통주를 모두 포함한다.

국내 주식시장에서 개장직후 30분 수익률을 주식의 차후 수익률 간의 관계를 분석한 국내 최초의 연구이다. 주식의 일중 수익률 패턴을 분석한 연구는 다수 존재한다. 김도형, 이한식(2012)은 일중 주기성 패턴(30분 간격)을 활용한 투자전략에 대해 연구하였고, 홍정효(2018)는 코스피 및 코스닥 시장에서의 일중수익률과 거래량 간의 관계를 분석하였다. 오영길(2020)은 코스피와 코스닥 상장기업을 대상으로 일중 수익률을 분석하였으나, 야간 수익률과의 관계에 초점을 맞췄다. 반면 개장직후 30분간의 수익률에 초점을 맞춘 국내 연구는 존재하지 않는다.

제 3 절 가설 및 연구방법론

본 연구의 중점 목표는 회복탄력성(RES)이 비유동성 프리미엄을 반영하는지에 초점이 맞춰져 있다. 만약 투자자들이 유동성을 선호하고 RES가 유동성 대응치로 적절하다면, Amihud and Mendelson (1986)의 결과처럼 RES와 수익률 간의 관계에서 비유동성 프리미엄이 나타나야 한다.

본 연구의 첫 번째 가설로, 주식의 회복탄력성이 낮을수록 차후 수익률이 높을 것이다. 이를 검증하기 위해 단일정렬 포트폴리오 분석에서 회복탄력성 크기 순으로 10분위 포트폴리오를 구성하였다. 이때 회복탄력성이 낮은 포트폴리오일수록 해당 포트폴리오의 차후 평균 수익률은 높아야 한다. 또한 이중정렬 포트폴리오 분석에서도 기업규모

또는 Amihud 측정치를 크기 순으로 3분위수, 이후 회복탄력성 기준 5분위수로 나눈, 총 3x5 포트폴리오를 구성하여, 평균 수익률에 대한 통제변수의 영향은 없는지 파악하였다.

또한 Fama-MacBeth (1973) 방법론에 따라 수익률 및 정보쇼크 관련 요인들을 통제하여 RES의 설명력을 검증하였다. 월별 시행되는 횡단면 회귀분석식은 다음과 같다.

$$R_{i,t+1} = \alpha_{t+1} + \gamma_{i,t}RES_{i,t} + \psi_{t+1}X_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

식에서 $R_{i,t+1}$ 는 개별종목의 다음 월 수익률이며, $X_{i,t}$ 는 통제변수를 가리킨다. 통제변수는 Amihud (2002) 측정치뿐만 아니라, 시장베타, 기업규모, 장부가 대비 시가, 모멘텀, 수익률반전, 공매도, 전월 일 최대수익률 등을 포함한다. 정보 관련 요인으로 크게 애널리스트 커버리지, 기관투자자의 순매수비중과 적정주가 괴리율, 야간수익률, 야간수익률 절대값을 통제한다.

두 번째 가설로, 주식의 거래량이 크거나 회복탄력성 값이 음수일 경우에 RES와 수익률 간의 관계가 강해질 것이다. RES의 정의상 유동성쇼크에 의한 가격변동이 발생할 때 적절한 측정치가 되는데, 거래량이 큰 수익률반전 현상이 유동성쇼크로 인해 발생할 가능성이 크기 때문이다. 이는 Wang (1994), Llorente et al. (2002), Gagnon and Karolyi (2009) 등 선행연구에서도 확인되었다.

유동성 측정치의 강건성(robustness)을 검증하기 위하여 동일가중(equal-weighted) 포트폴리오, 가치가중(value-weighted) 포트폴리오, 또는 코스피 및 코스닥 종목들로 구분하여 회귀분석을 시행한다. 나아가 유동성쇼크만을 반영하기 위하여 다음의 변수들을 통제한다.

제 4 절 연구의 구성

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서 본 연구에서 사용할 회복탄력성(RES)의 정의 및 측정방법, 비교대상이 될 유동성 측정치에 대해 논의한다. 3장은 본 연구에서 활용한 데이터 및 변수들의 특징에 대해 서술한다. 4장은 포트폴리오 분석과 Fama-MacBeth(1973) 회귀분석을 통해 RES와 주식의 기대수익률 간 관계에 대해 분석한다. 이에 RES, Amihud(2002) 측정치와 비교하여 우월성을 검증한다. 나아가 큰 거래량을 동반하거나 RES 값이 음수를 띠는 경우에, RES와 수익률 간의 관계가 강하게 나타나는지 분석결과를 제시한다. 마지막 5장에서는 본 연구의 결론 및 의의를 제시한다.

제 2 장 유동성 측정치로서의 회복탄력성

유동성 쇼크(liquidity shock)로 인해 발생하는 일시적인 가격 변동은 완전 회복탄력적이지 않은 시장에서 회복하는 데에 일정 시간이 소요된다. 본 장에서는 이를 측정하는 회복탄력성 변수를 정의하고, 유동성쇼크의 가격충격(price impact)과 지속성(persistence)를 모두 반영하는 특징을 상세히 서술한다.

제 1 절 기본개념

전 장에서 밝힌 것처럼, 회복탄력성은 일중 수익률(intraday return)을

기반으로 측정되는데 이를 계산하기 위하여 다음의 상황을 가정한다. 시점 0에서 시점 T까지 유동성 쇼크와 정보 쇼크(information shock)가 모두 발생할 수 있다. 이때 시점 0은 주식시장의 개장시각, 시점 T는 마감시각을 가리킨다. 시점 0의 주가는 내재가치(fundamental value)와 동일하다. 이러한 상황에서 시점 1에서 ε_1 규모의 주문량으로 인해 $\kappa\varepsilon_1\sigma_v$ 만큼의 일시적인 가격 변동이 발생한다. 이때 κ 가 주식의 가격충격 계수, σ_v 가 가격 변동성을 나타내며, ε_1 은 편의상 표준정규분포를 따른다고 가정한다. $\kappa\sigma_v$ 는 주문량으로 인해 발생하는 주당 가격충격을 반영한다.

다음으로 시점 1에 발생한 일시적인 가격 변동은 일정 시간을 두고 γ 의 감소율만큼 상쇄된다고 가정한다. 단 γ 은 0보다 크거나 같고 1보다 작은 값이다. κ , γ 의 값이 작을수록 주식의 회복탄력성이 높다는 의미가 된다.

주가는 정보 쇼크에 의한 영향도 반영하는데, 정보 쇼크는 $\eta_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ 의 형태를 가진 독립 항등분포이다(independent and identically distributed). 회복탄력성 측정 시에 정보 쇼크 효과를 배제하기 위해서 정보 쇼크가 랜덤워크(random walk)를 따른다고 가정한다. 즉, η_t 은 주가에 즉시 반영되는 영구적인 가격 변동을 가리킨다. 이를 바탕으로 각 시점의 주가를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P_1 = V_0 + \kappa \sigma_v \varepsilon_1 + \eta_1 \quad (1)$$

$$P_2 = V_0 + \gamma \kappa \sigma_v \varepsilon_1 + \eta_1 + \eta_2 \quad (2)$$

시점 2의 주가는 시점 1에서 발생한 가격 변동이 상쇄되었는지 여부를 나타낸다. 시점 T와 시점 2 사이에는 시점 2 이전에 발생한 유동성 쇼크의 효과가 상쇄될 충분한 시간이 있어야 한다. 이를 충족시킬 경우, 시점1에서 발생한 유동성 쇼크가 시점 2의 주가에는

영향을 주지만 시점 T에서는 가격 변동분이 모두 상쇄될 것이다. 이는 곧 두 개의 수익률, $P_2 - P_0$ 와 $P_T - P_2$ 가 음의 관계를 가진다는 것을 뜻한다. 위의 식 (1), (2)를 통해 다음과 같이 두 수익률의 공분산(COV)을 구할 수 있다.

$$Cov(P_2 - P_0, P_T - P_2) = -\kappa^2 \gamma^2 \sigma_v^2 \quad (3)$$

회복탄력성 측정치는 일중 공분산에서 일별 수익률 분산을 나눈 값으로 다음과 같이 구한다.

$$RES \equiv \frac{Cov(P_2 - P_0, P_T - P_2)}{\sigma_v^2} = -\kappa^2 \gamma^2 \quad (4)$$

식(3), (4)에서 RES와 COV 값 모두 음의 값을 지니고, 유동성쇼크로 인한 가격충격 계수(κ)가 크고, 지속성 계수(γ)가 클수록 두 개의 측정치 값은 반대로 작아진다. 위의 공식에 의하면, 회복탄력성이 낮은 종목일수록 유동성 쇼크로 인한 가격충격이 크고 그 영향이 오래 지속된다.

Vayanos and Wang(2012)는 비유동성 프리미엄을 검증하는 데에 수익률 공분산을 사용하였는데, 공분산이 일시적인 가격 변동의 크기를 잘 나타낸다는 결과를 보고하였다.^③ 하지만 공분산은 유동성과 무관한 내재가치 변동성에 영향을 받을 수가 있기 때문에, 주식의 회복탄력성을 측정하는 데에 한계가 있다. 반면 RES는 유동성의 가격충격과 지속성, 2가지 측면만을 반영하기 때문에 본 연구에서는 RES를 유동성 측정치로 활용한다.

식(4)에서 시점 2와 시점 T는 RES의 정확한 측정을 위해서 중요하며, 총 3가지 조건이 충족되어야 한다. (1)시점 0과 시점 2 사이에 유동성 쇼크가 일어날 충분한 시간이 있어야 한다. (2)시점 2로 갈수록 주식마다 일시적인 가격 변동에서 회복하는 정도가 달라야 한다. (3)모든

^③ Bao, Pan, and Wang(2011)은 회사채를 대상으로, 일별 및 주별 수익률 공분산과 수익률 간의 관계가 통계적으로 유의함을 밝혔다.

주식이 일시적인 가격 변동분을 시점 T에서 모두 상쇄시킬 수 있어야 한다. 위의 조건들이 모두 충족된다면 주식에 대한 RES 횡단면적 설명이 강하게 나타날 것이고, 회복탄력성이 낮은 종목일수록 기대수익률이 높을 것이다.

본 연구에서는 제1장 1절에서 밝힌 바와 같이 시점 2를 유동성쇼크가 발생할 가능성이 큰 개장직후 30분, 시점 T를 일중 마감시각으로 선정하였다. 국내 주식시장은 보통 9시에 개장하여 16시에 마감하는데, 개장 시각이 다른 날도 있기 때문에 특정 시간이 아닌 '개장직후 30분'으로 일괄 통일하였다. 또한 개장직후 30분 선정이 자의적일 수 있어 개장직후 60분을 기준으로 회복탄력성을 구하여 분석하였으나, 결과는 유사하게 나타났다.

제 2 절 회복탄력성의 특징

회복탄력성은 유동성의 가격충격과 지속성을 동시에 반영한다는 점에서 우월하다. 반면, Amihud(2002), 호가스프레드울 등 기존 유동성 측정치는 특정한 조건에서 유동성을 정확히 반영하는 데에 한계가 있다. 예를 들어, 거래량 대비 수익률 변화를 유동성으로 측정하는 Amihud(2002)의 관점에서, 작은 거래량으로 수익률이 크게 변동하는 경우는 유동성이 낮은 것으로 반영된다. 이는 주식 호재가 발생하여 새로운 내재가치에 신속하게 수렴하는 경우를 고려하지 않는다. 반면 RES는 (+), (-)의 부호에 따라 가격 변동이 일시적인지 영구적인지 좀 더 쉽게 판단할 수 있다.

스프레드 측정치는 시간대별 거래비용을 측정한다는 점에서 주문량이

작고 상관관계가 적은 경우를 잘 반영하지만, 주문량이 크거나 상관관계가 있는 주문흐름을 반영하는 데에는 한계가 있다. 지속성이라는 특성 때문에, 선행 주문량은 보통 차후 주문량에 음의 영향을 미치고, 스프레드에는 반영되지 않는 높은 거래비용을 발생시킨다. RES는 이러한 지속성뿐만 아니라 가격충격을 동시에 반영한다는 장점이 있다.

한편 회복탄력성의 기본 가정은 Roll(1984) 스프레드와 유사하다. Roll(1984)는 효율적인 시장에서 거래가격이 매수호가, 매도호가를 왕복하면서 일시적으로 변동하고, 연속되는 일정 기간의 두 수익률의 공분산을 스프레드의 대용치로 활용한다. 하지만 Roll(1984)은 회복탄력성과 달리, 일시적인 가격 변동이 회복하는 속도에 대해서는 고려하지 않는다.

제 3 절 유동성 측정치

주식의 유동성은 여러 가지 측면을 가지고 있다. 선행연구에서 활용되는 유동성 측정치는 Pastor and Stambaugh(2003), Corwin and Stulz(2012), Roll(1984) 등 선행연구에서 다양한 대용치가 소개되었으나, Amihud(2002) 비유동성 측정치가 가장 널리 활용된다. Amihud 측정치는 일중 자료 또는 별도의 회귀분석이 필요하지 않고 쉽게 구할 수 있는 거래대금과 수익률로 측정할 수 있다는 장점이 있다. 또한 Amihud 측정치는 전 세계 주식시장에서 가장 보편적으로 사용되는 유동성 변수이다. Amihud et al.(2015)는 Amihud 측정치로 측정된 비유동성 프리미엄이 전 세계에서 보편적으로 나타난다는 결과를

보고하였다.

나아가 Goyenko et al.(2009)는 다양한 유동성 측정치와 비교분석을 해본 결과 Amihud 측정치가 가격충격을 잘 측정한다는 결과를 보고하였다. 양철원(2012)은 스프레드와 가격충격 측정치들을 비교분석하여 국내 주식시장에서 Amihud 측정치가 주식의 유동성을 잘 포착한다는 사실을 보고하였다.

이에 본 연구에서 회복탄력성과 함께 비교할 유동성 측정치는 Amihud (2002)로 선정하였다. Amihud 측정치는 아래의 식 (5)와 같이 일별 값을 구하고, 변동성을 완화하기 위해 일별 값을 3개월 이동평균하여 계산한다.

$$ILLIQ_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{|R_{t,d}^i|}{Dvol_d^i} \quad (5)$$

식 (5)에서 $R_{t,d}^i$ 와 $Dvol_d^i$ 은 주식 i 의 특정 d 일에서의 일간 수익률과 거래대금을 의미하고, $Days_t^i$ 는 주식 i 의 t 월 거래기간 중 실제 거래일수를 가리킨다. 다만 수익률에 비해 큰 금액 단위를 조정하기 위해 위의 식에서 계산한 측정치에 10^9 (단위 원)을 곱한 값을 사용하였다. 일별 거래량이 0인 거래일은 식이 정의되지 않기에 제외한다. 이 측정치는 주어진 거래량에 비하여 개별종목의 수익률 변화가 얼마나 큰지를 나타내는 것으로, 가격충격(price impact)의 대용치(proxy)이자 대표적인 유동성 측정치이다. 한국 주식시장에서 Choe and Yang(2009)은 Amihud 측정치를 사용하여 유동성이 주식의 기대수익률에 유의한 영향을 미치는지에 대하여 분석하였다.

제 3 장 연구자료와 방법론

제 1 절 연구표본의 구성

본 연구는 2000년 1월 초부터 2019년 12월 말까지 코스피 및 코스닥 시장에 상장된 보통주를 대상으로 하였다. 다만 소규모 종목들의 효과를 제한하기 위하여, 월말 종가가 5,000원 미만인 종목을 제외하였다. 표본기간을 2000년부터 선택한 이유는 FnGuide database에서 제공하는 애널리스트 커버리지 데이터가 이 시점부터 제공되기 때문이다.

코스피 및 코스닥 상장 종목의 시가, 증가, 장부가, 시가총액 등 주식 자료와 재무제표 자료는 모두 FnGuide에서 수집하였다. 무위험이자율에 대한 대응치로는 CD금리(91일물) 수익률 자료를 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 수집하여 사용하였다.

마지막으로, 회복탄력성(RES)을 구하기 위해 필요한 개장직후 30분 거래가격은 한국거래소(KRX)에서 제공받았다.^④ 회복탄력성은 일중 수익률을 사용하기 때문에 극단치 처리 방법이 중요하다. 본 연구는 회복탄력성을 계산하기 위하여 다음과 같은 조건을 부여하였다. 우선적으로 당일 종가가 반드시 존재해야 하며, 개장직후 30분간 적어도 1개 이상의 거래가 발생해야 한다. 개장직후 또는 마감직전 수익률은 양극단값 0.5%씩 절사한다. 월별 회복탄력성은 Amihud 측정치와 마찬가지로 일별 측정치를 3개월 이동평균한 값으로 계산하는데, 관측값이 45일 미만인 경우에는 제외한다. 이로써 총 131,028개 기업-

^④ 주식의 본질가치를 반영하기 위해 매수호가와 매도호가의 중간값을 사용하는 게 적절하나, 데이터 수집이 제한적이다. 본 연구에서는 강건성 검증을 위해 60분 거래가격을 활용하여 RES를 측정하였으나 결과에 유의미한 차이가 없었다.

월 표본이 최종 선정되었다.

제 2 절 주요 변수들의 측정방법

2장에서 소개한 바와 같이, 개별 종목의 일별 회복탄력성(RES)은 개장직후 수익률(09:00-09:30)과 마감직전 수익률(09:30-15:30) 간의 공분산을 일별 수익률 분산으로 나누어서 계산한다.^⑤ 이렇게 구한 일별 회복탄력성을 3개월 평균하여 계산하면 월별 회복탄력성이 된다. 이와 비교할 유동성 측정치는 유동성 연구에서 널리 사용되는 Amihud (2002) 측정치다. Amihud (2002) 측정치를 통제하고도 회복탄력성의 설명력이 유지되는지 추후에 검증한다.

실증분석에 사용될 기업특성 변수로, 개별종목의 베타(BETA)는 Fama and French(1993) 방법론에 따라 직전 60개월 수익률을 사용한 시장 모형으로 매월 추정한다. 기업규모(LNME)는 십억원 단위로 측정한 월말 시가총액에 자연로그를 취한 값이다. 장부가-시가 비율(LNBM)은 매년 6월 말 기준으로 전년도 자본가치를 전년도 시가총액으로 나눈 후 자연로그를 취한 값이다. 이때 사용되는 전년도 자본가치는 보통주자본금, 자본잉여금, 이익잉여금, 이연법인세를 모두 합한 값에 자기주식을 차감한 금액이며, 전년도 시가총액은 보통주 발행주식수에 전년도 말 주가를 곱한 값이다.

모멘텀(MOM)은 Jegadeesh and Titman (1993) 방법론에 따라, 직전 11개월간의 보유수익률을 나타낸다. Jegadeesh (1993)에서 정의한 월별 수익률반전(REV)는 개별종목의 전월 수익률을 가리킨다. Harvey and

⑤

Siddique (2000) 방법에 의하여 주식의 월별 공왜도(COSKEW)는 과거 60개월 간 개별종목 수익률과 시장수익률을 기준으로 측정한다.^⑥ 개별종목의 고유변동성(IVOL)은 고봉찬, 김진우(2014)와 마찬가지로, 일간 수익률을 이용한 시장 모형으로 매월 추정하여 얻은 잔차의 표준편차로 측정한다.^⑦ 개별종목의 양의 극단치(MAX)는 Bali, Cakici, and Whitelaw (2011)와 같이 해당 월에서 일간 수익률의 최대값으로 측정한다. 마지막으로 장기 수익률변동성(RET5VOL)은 과거 60개월간 월별 수익률의 표준편차로 측정한다. 또한 Llorente et al.(2002)의 방법론에 따라, 거래량(DTURN)은 직전 12개월간의 추세를 제거한 월별 거래회전율에 로그를 취한 값으로 측정한다.^⑧

제 3 절 기초통계량

<표 1>의 패널 A는 주요 변수들의 기초 통계량을 나타낸다. 표준화한 수익률 공분산, 즉 회복탄력성(RES)은 월별 평균값 -0.036, 중위수 -0.023, 표준편차 0.084를 가지고 있다. RES의 평균 왜도와 첨도는 각각 -0.842, 1.843이다. 패널 B는 RES와 다른 변수들의 상관관계를 나타낸다. 기업규모(LNME)가 약 9%로 나타나 주식의 회복탄력성이 기업규모와 관계가 있음을 시사하고 있다. 이외에 월중

^⑥ Harvey and Siddique(2000)은 높은 음(-)의 공왜도(coskewness)를 가질수록 개별종목의 수익률이 높다는 결과를 보였다.

^⑦ Ang et al.(2006)은 주식수익률의 고유변동성과 기대수익률 간에는 음(-)의 관계를 가진다고 주장하였다.

^⑧ Lo and Wang(2000)은 거래량(trading volume)의 대용치로 거래회전율을 사용하는 이론적 배경을 제공하였다. 이에 Llorente et al.(2002) 방법론에 따라 DTURN은 다음 두 식으로 계산된다. 아래 식에서 turnover은 상장주식수 대비 거래주식수를, log는 자연로그 값을 가리킨다.

$$V_t = \log \text{turnover}_t - \frac{1}{12} \sum_{s=-12}^{-1} \log \text{turnover}_{t+s}, \quad \log \text{turnover}_t = \log(\text{turnover}_t + 0.00000255)$$

최대수익률(MAX)과 거래량(DTURN)도 각각 14%, 10% 상관관계를 나타내고 있다. 한편, 표에서 생략하였으나, 회복탄력성과 Amihud 측정치(ILLIQ) 간의 상관관계가 약 -15.4%로 높게 나타났다. 두 변수가 모두 유동성 대용치라고 전제할 때, ILLIQ이 크거나 RES가 낮을수록 유동성이 낮다는 것을 의미하므로 음의 상관관계가 나오는 것이 타당하다.

<표 1>. 주요 변수들에 대한 기초통계량

아래 표는 2000년 1월부터 2019년 12월까지 코스피 및 코스닥 시장에 상장된 보통주를 대상으로 매월 말 측정된 주요 변수들에 대한 기초통계량과 상관관계를 보고하고 있다. 패널 A는 횡단면 평균, 중위값, 표준편차, 왜도, 첨도 등 주요 변수들의 시계열 평균 값을 보고한다. t+1월 수익률을 가리키는 RET를 제외한 모든 변수들은 t월 말을 기준으로 계산되었다. RES는 개장직후 수익률과 마감직전 수익률 간의 공분산을 일별 수익률 분산으로 표준화한 값을 나타내되 3개월 이동평균하여 계산하였다. ILLIQ는 Amihud (2002) 측정치를 나타내며 비교 가능성을 위해 RES와 같이 3개월 이동평균한 값으로 구하였다. BETA, LNME, LNBM은 각각 시장 베타, 시가총액의 자연로그 값, 장부가 대비 시가 비율의 자연로그 값을 가리킨다. MOM은 모멘텀 변수, REV은 수익률 반전, COSKEW와 IVOL은 각각 공왜도, 고유변동성을 나타낸다. MAX는 월중 일별 최대수익률, RET5VOL은 과거 60개월 수익률 변동성, DTURN은 과거 12개월 평균 추세를 제외한 거래회전율의 자연로그 값이다. 패널 B는 RES와 다른 변수들의 월별 횡단면 상관계수를 시계열 평균 값으로 보고한다.

패널 A. 월별 자료로 측정된 변수들에 대한 기초통계량

	Obs.	Mean	SD	Min	Median	Max	Skewness	Kurtosis
Main variable								
RES	131,028	-0.036	0.084	-0.300	-0.023	0.098	-0.842	1.843
Liquidity variables								
ILLIQ	131,028	11.047	12.092	2.130	7.179	58.044	2.017	7.452
Firm characteristics								
RET(%)	131,028	-1.488	16.017	-31.568	-3.091	47.074	0.785	3.158
BETA	131,028	1.041	0.281	0.547	1.040	1.534	-0.025	0.177
LNME	131,028	4.938	0.424	4.143	4.952	5.673	-0.030	0.058
LNBM	131,028	-0.146	0.412	-0.773	-0.150	0.516	0.034	-0.019
MOM(%)	131,028	0.577	0.843	-0.334	0.373	3.099	1.133	2.437
REV(%)	131,028	5.200	20.535	-26.789	1.911	69.263	1.141	4.264
COSKEW	131,028	0.002	0.047	-0.084	0.001	0.096	0.104	1.095
IVOL(%)	131,028	18.438	3.622	13.405	18.103	24.745	0.056	0.834
MAX(%)	131,028	7.998	4.112	2.927	7.179	18.906	1.052	2.295
RET5VOL(%)	131,028	18.697	3.692	13.371	18.468	24.632	-0.020	0.698
DTURN	131,028	0.153	0.826	-1.256	0.068	2.211	0.531	0.554

패널 B. 회복탄력성과 다른 변수들 간의 상관관계

	RES	RET	BETA	LNME	LNBM	MOM	REV	COSKEW	IVOL	RET5VOL	MAX
RET	-0.02										
BETA	0.03	0.00									
LNME	0.09	-0.18	-0.01								
LNBM	-0.04	0.06	-0.04	-0.25							
MOM	0.05	-0.05	0.00	0.21	0.22						
REV	0.01	0.00	0.02	0.10	0.10	-0.14					
COSKEW	-0.01	0.00	0.05	-0.07	0.02	0.02	0.00				
IVOL	0.06	-0.04	0.14	-0.06	-0.08	0.16	0.05	0.08			
RET5VOL	0.03	-0.05	0.22	-0.13	-0.02	0.10	0.02	0.02	0.64		
MAX	0.14	-0.02	0.03	0.10	0.05	0.05	0.07	0.04	0.06	0.04	
DTURN	0.10	0.00	-0.03	0.13	0.12	-0.02	0.26	0.01	-0.07	-0.10	0.53

제 4 장 회복탄력성과 기대수익률

본 장에서는 비유동성 프리미엄(illiquidity premium)을 검증하기 위하여 회복탄력성(RES)와 차월 주식 수익률 간의 관계를 분석한다. 포트폴리오 분석과 Fama-MacBeth (1973) 회귀분석을 통해 해당 프리미엄이 위험 요인과 다른 특성 변수들에 의해 설명되는지 여부를 살펴본다.

제 1 절 단일정렬 포트폴리오 분석

각 종목들은 RES 값의 크기 순으로 총 10개 포트폴리오로 정렬하고 각 포트폴리오의 차월 수익률을 보고하고 있다. 이에 1분위수 포트폴리오는 RES 값이 가장 낮은 종목들로, 10분위수 포트폴리오는 RES 값이 높은 종목들로 구성된다. <표 2>은 월별 동일가중

포트폴리오와 가치가중 포트폴리오의 월별 시계열 평균 수익률을 보고하고 있다. 소형주 효과를 고려하여 코스피, 코스닥 종목들을 각각 패널 A와 B에 별도로 분석하였다.

패널 A에서 동일가중 포트폴리오 기준으로 10분위수에서 1분위수로 갈수록, 월별 평균 수익률 0.86%에서 1.82%로 증가하며 96bps 수익률 차이를 나타냈고, 가치가중 포트폴리오 기준으로도 82bps 수익률 차이가 발생하였다. 특히 동일가중 포트폴리오의 수익률 차이는 Newey-West (1987) t값이 3.56으로 0.1% 유의수준으로 통계적으로 유의하게 나타났다.^⑨ 한편 패널 B에서 코스닥 종목들의 동일가중 포트폴리오 '1-10'의 수익률 차이는 171bps이며 Newey-west t값이 3.87으로 마찬가지로 상당히 유의하게 나타났다. 반면 코스피 상장 종목에서 가치가중 포트폴리오에서 초과수익률 82bps가 나타나지만 10% 유의수준에서 유의하게 나타나지 않는다. 코스닥 종목에서 동일가중 포트폴리오, 가치가중 포트폴리오 모두 t값이 강하게 나타나는 결과로 미루어 볼 때, RES는 기대수익률에 대해 코스닥 종목에서 강한 설명력을 지닐 것으로 판단된다. 한편 코스피 시장에서는 RES의 설명력이 대형주 종목에 의해 일부 상쇄되는 것으로 보인다.^⑩

기업규모 효과를 살펴보기 위해 분위수별 시가총액 및 비중이 나타나있다. Hua et al.(2020)의 미국 주식시장과는 달리, RES값에 따른 포트폴리오에 따라 시가총액 비중이 균등하게 분포하지 않았다. 특히 코스피 및 코스닥 상장 종목 모두에서 6-10분위수 포트폴리오가 각각 10% 이상인 점을 감안할 때, 1-4분위수 포트폴리오의 시가총액은 10% 미만으로, 1분위수로 갈수록 시가총액이 작아지는 것으로 나타났다. 즉,

^⑨ 본 연구에서 사용되는 Newey and West (1987) t값은 Hua et al.(2020)과 마찬가지로 lag값을 5로 통일하였다.

^⑩ 코스닥 상장 기업에서 RES의 영향이 큰 이유 중 하나로, 거래량이 작고 거래지연이 잦은 종목일수록 노이즈와 측정오차가 커지는 가능성 또한 배제할 수 없다.

국내 주식시장에서 RES 값은 기업규모 효과를 일부 반영한다고 짐작할 수 있다. 이는 추후 Fama-MacBeth(1973) 회귀분석에서 통제할 예정이다.

결국 <표 2>의 결과는 회복탄력성이 낮은 종목일수록 주식의 기대수익률이 높을 것이라는 가설을 뒷받침해준다.^⑩ RES 값이 가장 낮은 포트폴리오1를 매수하고 RES값이 가장 높은 포트폴리오10의 수익률을 매도하면 초과수익률이 생긴다. 이는 동일가중이든, 가치가중 포트폴리오이든 RES가 낮은 종목일수록 비유동성 프리미엄이 존재한다는 것을 나타낸다.

<표 2>. 단일정렬 포트폴리오 분석

아래 표는 회복탄력성(RES)을 이용하여 정렬한 포트폴리오의 평균 수익률을 보고하고 있다. 매월 말 전월 RES 값을 이용하여 표본 내 종목들을 크기 순으로 10개의 포트폴리오로 정렬하였고, 각 포트폴리오의 동일가중(EW-RET) 및 가치가중 수익률(VW-RET)을 함께 나타내고 있다. 패널 A는 코스피 상장 종목, 패널 B는 코스닥 상장 종목의 결과값을 보고한다. 마지막 두 개의 열에서 'Mkt. cap', 'Mkt. Share'은 각 포트폴리오의 평균 시가총액(단위 십억원) 및 시가총액 비중을 가리킨다. 마지막 행은 RES가 가장 큰 포트폴리오(10)을 매입하고 가장 작은 포트폴리오(1)를 매도하는 매입-매도 포트폴리오를 구성하였다. 수익률은 무위험자산 대비 초과수익률을 나타내며, 괄호 안은 Newey-West t-값이다.

패널 A. 코스피 상장 종목

RES 분위수	EW-RET	VW-RET	Avg. RES	Mkt. cap	Mkt. share
1 (illiquid)	1.82	1.77	-0.29	350	3.34%
2	1.63	0.94	-0.14	692	5.43%
3	1.32	1.20	-0.09	1,066	7.61%
4	1.32	1.06	-0.06	1,300	9.35%
5	1.10	1.08	-0.03	1,438	10.10%
6	1.02	0.60	-0.01	1,633	11.88%
7	0.88	0.78	0.00	1,706	12.94%
8	0.87	0.72	0.02	1,789	13.48%
9	1.11	1.00	0.04	1,786	13.93%
10 (liquid)	0.86	0.95	0.08	1,468	11.95%

^⑩ 10분위수 포트폴리오 수익률의 분포가 단조적으로 감소하지는 않는다. 이는 측정에 있어서 발생하는 노이즈에 의한 것으로 판단된다. 극단치에 의한 영향을 배제하기 위해서 '1-9', '2-10'와 같은 포트폴리오 수익률 차이를 계산하더라도 여전히 유의한 t값을 나타낸다.

1 - 10 (illiquid - liquid)	0.96	0.82			
	[3.56]	[1.83]			
패널 B. 코스닥 상장 종목					
RES 분위수	EW-RET	VW-RET	Avg. RES	Mkt. cap	Mkt. share
1 (illiquid)	1.69	0.75	-0.30	96	6.01%
2	1.14	0.61	-0.13	131	7.57%
3	0.86	0.41	-0.08	160	8.58%
4	0.77	0.56	-0.05	187	9.40%
5	0.58	0.06	-0.03	198	10.18%
6	0.17	-0.08	-0.01	214	10.60%
7	0.12	-0.57	0.01	227	11.05%
8	-0.11	-0.80	0.02	258	11.81%
9	-0.19	-0.42	0.04	262	13.06%
10 (liquid)	-0.02	-0.93	0.08	228	11.75%
1 - 10 (illiquid - liquid)	1.71	1.68			
	[3.87]	[3.29]			

제 2 절 이중정렬 포트폴리오 분석

회복탄력성(RES)이 다른 수익률 예측요인들과 상관관계가 있다면, 단일정렬 포트폴리오 분석은 적절하지 않다. RES가 유동성 이외의 효과를 반영할 수도 있기 때문이다. 이러한 가능성을 배제하기 위해서 이중정렬 포트폴리오 분석과 Fama-MacBeth(1973) 회귀분석을 본 절에서 시행한다.

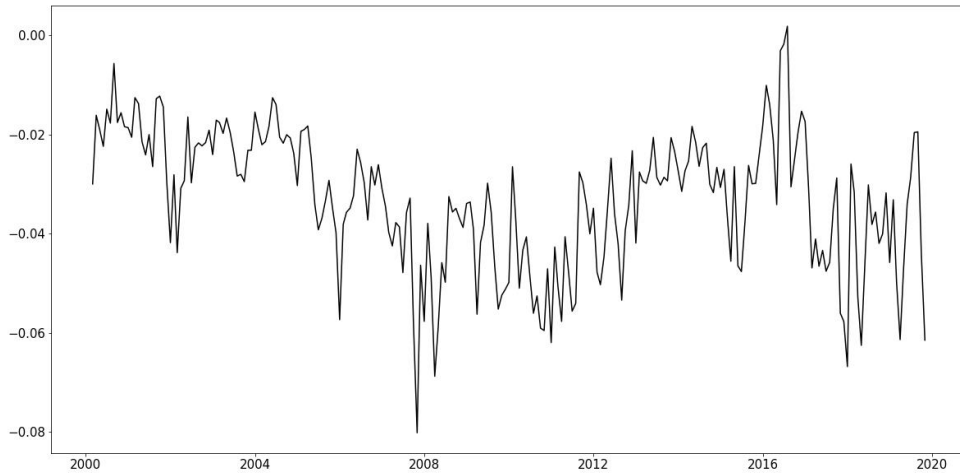
<그림 1>은 RES와 Amihud 측정치(ILLIQ)으로 측정된 시장유동성의 시계열 자료를 나타낸다. 패널 A, B는 각 유동성 측정치를 기준으로 월별로 모든 종목의 측정치를 단순평균하여 구하였다. 또한 Amihud 시장유동성은 측정치는 비교 편의상 거래금액 단위를 백만원 단위로 조정하여 그래프로 나타내었다. 두 시장유동성 값의 시점차가 존재하지만 큰 추세에 있어 정반대의 형태를 띠고 있다. 이는 ILLIQ이

비유동성을 측정한다는 점을 감안할 때, RES와 ILLIQ이 시장 유동성을 모두 잘 반영할 수 있음을 시사한다.

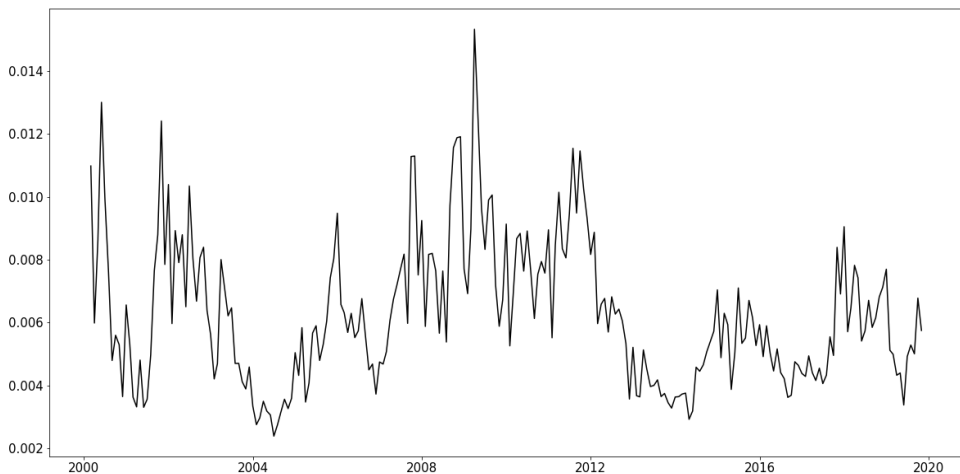
<그림 1>. 시장유동성의 시계열 자료

아래 그림은 국내 주식시장의 유동성을 시계열 자료를 나타내고 있다. RES는 Hua et al.(2020)의 주식시장 유동성, 즉 주식시장의 회복탄력성을, ILLIQ는 Amihud(2002)의 주식시장 비유동성을 나타낸다. 개별종목의 RES는 개장직후 수익률과 마감직전 수익률 간의 공분산을 일별 수익률 분산으로 표준화한 값을 나타내되 3개월 이동평균하여 계산한다. 이후 각 시점별 동일가중 평균한 RES값에 해당 시점의 거래량을 곱하되 2000년 1월 대비 거래량을 나누어서 시장유동성을 계산한다. 개별종목의 ILLIQ 또한 비교 가능성을 위해 RES와 같이 3개월 이동평균한 값으로 구하였고 이후 절차는 RES와 동일하다. 표본 기간은 2000년 1월부터 2019년 12월까지이다. 이때 RES는 그래프 비교 편의상 10^6 (단위 백만원)을 곱하여 나타낸다.

패널 A. 시장유동성 시계열 자료(RES)



패널 B. 시장유동성 시계열 자료(ILLIQ)



<표 3>에서 이중정렬 포트폴리오는 각각, 유동성을 비교하기 위한 Amihud 측정치(ILLIQ), <표 1> 패널 B에서 RES와 높은 상관관계를 가진 기업규모(LNME)를 기준으로 월 평균 수익률을 정렬한다. 이를 위해 기업-월 자료를 각각 ILLIQ, LNME를 3개 그룹으로 구분한다. (H, 상위 30%; M, 중위 40%; L, 하위 30%) 그 다음, 각 그룹을 RES 값을 기준으로 또 다시 5개 그룹으로 구분하여 총 3x5 포트폴리오를 구성한다. 3x5 포트폴리오를 구성한 이유는 각 포트폴리오 내 기업 수를 일정 수준 이상으로 유지하기 위함이다.

<표 3>. 이중정렬 포트폴리오 분석

아래 표는 각각 Amihud 측정치(ILLIQ), 기업규모(LNME)를 기준으로 3분위수로 구분한 이후, 회복 탄력성을 기준으로 5분위수를 구성한 총 3x5 포트폴리오의 동일가중 수익률을 나타내고 있다. RES는 개장직후 수익률과 마감직전 수익률 간의 공분산을 일별 수익률 분산으로 표준화한 값을 나타내며 3개월 이동평균하여 계산하였다. ILLIQ는 Amihud (2002) 측정치를 나타내며 비교 가능성을 위해 RES와 같이 3개월 이동평균한 값으로 구하였다. 패널 A는 코스피 상장 종목, 패널 B는 코스닥 상장 종목을 결과값을 보고한다.

패널 A. 코스피 상장 종목

RES 분위수	ILLIQ			LNME		
	H	M	L	H	M	L
1 (illiquid)	1.68	1.40	1.04	1.24	1.39	2.04
2	2.12	0.98	1.03	1.25	1.07	2.11
3	2.12	0.94	0.95	1.04	0.79	1.52
4	0.99	0.85	0.72	0.81	0.70	1.13
5 (liquid)	1.53	0.97	0.83	1.04	0.65	1.09

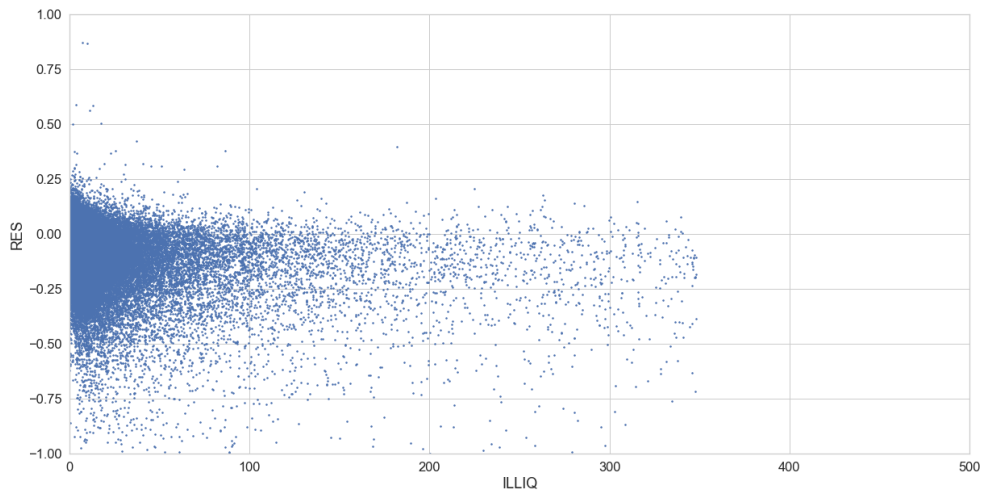
패널 B. 코스닥 상장 종목

RES 분위수	ILLIQ			LNME		
	H	M	L	H	M	L
1 (illiquid)	1.98	1.12	-0.54	0.29	0.99	2.51
2	1.86	0.92	0.00	0.13	0.25	2.03
3	0.85	0.46	-0.53	-0.53	0.17	1.55
4	1.45	0.24	-0.89	-1.11	0.02	1.17
5 (liquid)	1.47	0.32	-1.07	-0.97	0.07	1.16

패널 A, B 모두 기업규모 또는 Amihud 측정치와는 무관하게, RES 값이 낮은 포트폴리오일수록 수익률이 높은 경향이 나타난다. 이는 RES가 두 통제변수의 영향을 크게 받지 않는다는 사실을 반증한다. <그림 2>는 전체 기업-월 자료를 RES와 ILLIQ을 기준으로 나타낸 산점도이다. 분포를 보더라도 두 변수 간의 관계가 뚜렷하게 나타나지 않는 것을 확인할 수 있다.

<그림 2>. 두 유동성 측정치의 산점도

아래 그림은 전체 기업-월 측정치를 회복탄력성(RES)과 Amihud 측정치(ILLIQ)을 기준으로 나타낸 산점도 그림이다. RES는 개장직후 수익률과 마감직전 수익률 간의 공분산을 일별 수익률 분산으로 표준화한 값을 나타내되 3개월 이동평균하여 계산하였다. ILLIQ는 Amihud (2002) 측정치를 나타내며 비교 가능성을 위해 RES와 같이 3개월 이동평균한 값으로 구하였다.



제 3 절 횡단면 회귀분석

포트폴리오 분석은 여러 요인들의 영향을 동시에 고려하지 못한다. 시장베타(BETA), 기업규모(LNME), 장부가 대비 시가비율(LNBM) 등

수익률 예측요인들을 통제하고도 RES의 설명력이 유효한지 확인하기 위하여 월 초과수익률을 Fama-MacBeth(1973)의 방법론을 활용하여 제1장 3절에 소개한 횡단면 회귀분석을 시행한다.

<표 4>는 주식의 차월 수익률을 추정하기 위한 각 변수들의 계수 값의 평균과 Newey-West t-값을 나타내고 있다. 패널 A, B에서 RES의 계수가 음의 값을 가지고, 코스피 상장 종목은 모형 5를 제외한 모든 모형에서 RES가 2% 유의수준으로 t값이 유의하게 나타났다. 패널 B에서 코스닥 상장 종목은 모형 1-5까지 코스피 상장 종목과 대비하여, RES 계수가 크지만 t값이 전반적으로 작게 나타났다. 이는 앞선 <표 2>에서 코스닥 종목 포트폴리오가 코스피 대비 t값이 강했던 결과와는 상반된다.

반면 Amihud 측정치(ILLIQ) 또한 모형 1에서 5로 갈수록 t값이 떨어지지만 RES 대비 큰 t값을 유지하고 코스닥 종목 기준 5% 유의수준에서 유의한 값이 나타난다. 코스피 시장의 경우 ILLIQ의 t값은 모형 5에서 1.91로 10% 유의수준에서는 유의한 값을 나타내어 RES에 비하여 설명력이 유지된다.

한편 패널 A와 B 모두 모형 5에서 월중 일별 최대수익률(MAX)를 통제할 때 RES는 설명력을 잃어버린다. 이는 <표 1>의 패널 C에서 RES와 상관관계가 높은 MAX가 RES의 설명력을 흡수한 결과이다. 이는 MAX의 영향력이 약했던 Hua et al.(2020)의 결과와는 상반된다. 모형 2와 3에서 RES와 ILLIQ 모두 10% 이상의 유의수준에서 유의한 값이 나타나는 점을 감안할 때, RES가 ILLIQ이 반영하지 못하는 측면의 유동성을 반영하는 것이라 짐작된다. 이러한 결과는 패널 A와 B에서 동일하게 나타났다. 결과적으로, 모형 1-4에서 RES 계수가 유의하게 나타남으로써 이전 포트폴리오 분석에서 확인한 비유동성 프리미엄과도 일치되는 결과가 나타났다.

다른 변수들의 계수 값은 선행연구와 일치하는 결과를 나타내고 있다. 기업규모 (LNME) 계수는 Fama and French(1992, 1993)에서와 같이 음의 값을 가지며, 모멘텀 (MOM) 계수는 Jegadeesh and Titman(1993)의 결과와 마찬가지로 양의 값을 나타냈다.

<표 4>. Fama-MacBeth 회귀분석

아래 표는 Fama-MacBeth (1973) 방법론에 따라 2000년부터 2019년까지의 코스피 및 코스닥에 상장된 기업들의 보통주를 대상으로 차월 수익률을 회귀분석한다. 이에 아래 식과 같은 횡단면 회귀식을 매월 추정하여 얻은 계수 값의 평균과 t-값이 제시되어 있다. 괄호 안에 제시된 t-값은 Newey and West(1987) 방법으로 추정한 표준오차를 사용하여 계산하였다.

$$R_{i,t+1} = \alpha_{t+1} + \gamma_{it}RES_{it} + \psi_{t+1}X_{it} + \varepsilon_{i,t+1}$$

패널 A. 코스피 상장 종목

Y = RET _{t+1}	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
RES	-2.773 [-3.59]	-2.175 [-2.99]	-1.835 [-2.60]	-1.512 [-2.34]	-0.735 [-1.19]
ILLIQ		0.011 [2.61]	0.007 [1.93]	0.006 [1.84]	0.007 [1.91]
BETA			-0.129 [-0.61]	-0.341 [-0.83]	-0.316 [-0.80]
LNME			0.006 [0.07]	-0.101 [-1.15]	-0.117 [-1.34]
LNBM			0.531 [3.61]	0.301 [2.19]	0.315 [2.25]
MOM				0.152 [0.82]	0.244 [1.35]
REV				-0.006 [-0.84]	-0.004 [-0.61]
COSKEW				8.412 [1.42]	7.235 [1.28]
IVOL				-0.040 [-0.76]	-0.040 [-0.79]
RET5VOL				-0.015 [-0.26]	-0.004 [-0.07]
MAX					-0.091 [-3.44]
R-sq.	0.009	0.017	0.060	0.111	0.120

패널 B. 코스닥 상장 종목

Y = RET _{t+1}	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5
RES	-5.325 [-2.87]	-4.043 [-2.46]	-2.908 [-2.13]	-2.287 [-1.82]	-1.468 [-1.17]
ILLIQ		0.020 [3.21]	0.011 [2.44]	0.010 [2.26]	0.009 [2.14]
BETA			-0.322 [-1.96]	-0.606 [-2.41]	-0.552 [-2.21]
LNME			-0.597 [-2.01]	-0.691 [-2.54]	-0.757 [-2.75]
LNBM			0.504 [2.83]	0.377 [2.16]	0.427 [2.37]
MOM				0.187 [0.97]	0.248 [1.32]
REV				-0.001 [-0.14]	0.004 [0.39]
COSKEW				7.311 [1.53]	7.987 [1.67]
IVOL				-0.117 [-3.33]	-0.105 [-2.98]
RET5VOL				0.086 [2.27]	0.082 [2.17]
MAX					-0.133 [-2.82]
R-sq.	0.011	0.022	0.058	0.115	0.129

제 4 절 정보쇼크와 거래량

회복탄력성(RES)이 유동성 대응치가 되기 위해서는 유동성 쇼크만을 반영해야 한다. 본 장에서는 정보 비대칭과 정보 쇼크(information shock)에 관련된 요인들을 통제하여 유동성 쇼크에 의한 효과만을 확인하고자 한다.

정보 비대칭 및 정보쇼크와 관련된 요인으로는 애널리스트

커버리지(ANALYST)¹², 기관투자자 순매수 비중(IO)¹³, 적정주가 괴리율(ES), 야간수익률(ONRET)¹⁴, 야간수익률 절대값(|ONRET|) 등 총 5개를 통제변수로 추가한다.¹⁵ |ONRET|은 개장직전 30분 수익률과 마감직전 수익률 간의 크기 차이를 통제하기 위함이다.

<표 5>는 정보쇼크를 통제한 Fama-MacBeth 회귀분석 결과를 나타내고 있다. 모형1-6는 각 통제변수를 하나씩 추가하고, 모형 7은 6개 정보 관련 요인들을 모두 통제한다. 패널 A에서 코스피 상장 종목의 경우, RES의 계수 값은 모형 1, 2, 4, 5, 6에서 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타난다. 모형 3과 7은 10% 유의수준에서 유의하게 나타나는데, |ONRET|과 MAX의 영향에 의한 것으로 나타난다. 모형 7에서 정보 관련 요인들 중 IO, ANALYST, ES의 t-값이 -2보다 작거나 2보다 커서 통계적으로 유의하게 나타난다. 반면 Amihud 측정치(ILLIQ)는 모형 6과 7에서 t-값이 2보다 크게 나타나 RES 대비 우월한 설명력을 유지한다.

패널 B에서 코스닥 종목의 경우, RES 계수 값은 모형 4를 제외하고 모두 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 모형 7에서 정보 관련 요인들 중 IO, |ONRET|, ANALYST의 t-값이 모두 -2보다 작거나 2보다 크게 나타난다. 코스닥 종목의 RES 설명력이 코스피 상장 종목 대비 낮은 것은 앞선 <표 4>에서도 확인한 바가 있다. 이는 Hua et al.(2020)에서 미국 주식의 회복탄력성 측정치가 대형주 및 소형주 종목에 모두

¹² Lee and So(2017)은 애널리스트 커버리지가 기대수익률 정보를 반영한다고 주장하였다. 애널리스트 커버리지와 정보비대칭 선행연구에 관한 설명은 Kothari, So, and Verdi(2016)을 참고하길 바란다.

¹³ Gomper and Metrick(2001), Hendershott, Livdan, and Schurhoff(2015) 등은 기관투자자 지분율이 정보효율성을 증대시킨다는 결과를 보고하였다.

¹⁴ Barclay and Hendershott(2003)은 주식시장 마감 이후 거래가 중요한 가격발견 기능을 한다고 보고하였고, Aboody et al.(2017)은 야간 수익률이 개인투자자의 투자심리 대용지표로 활용할 수 있다고 주장하였다.

¹⁵ 관련하여 정보거래확률(Probability of information-based trading)은 국내 주식시장에서 정보위험의 척도로써 유용하지 않다는 결과를 최혁, 양철원(2007)이 보고함에 따라 통제변수에서 제외한다.

설명력이 좋다는 결과와는 상반된다. 한편 <표 4> 패널 A, B의 R제곱이 모형 5에서 각각 0.120, 0.129이었던 것에 비해, 정보 관련요인들을 추가한 <표 5> 패널 A, B의 R제곱이 모형 7에서 각각 0.150, 0.170으로 나타나 모형의 설명력이 좋아짐을 보여준다.

<표 5>. 정보쇼크를 통제한 Fama-MacBeth 회귀분석

아래 표는 Fama-MacBeth (1973) 방법론에 따라 2000년 1월부터 2019년 12월까지의 종목들을 대상으로 차월 수익률을 추정하기 위해서 횡단면 회귀식을 매월 추정하여 얻은 계수 값의 평균과 t-값을 제시하고 있다. 괄호 안에 제시된 t-값은 Newey and West(1987) 방법으로 추정한 표준오차를 사용하여 계산하였다. 아래 표는 특히 정보쇼크와 관련된 기관투자자 순매수비중, 야간수익률, 야간수익률의 절대값, 애널리스트 커버리지, 적정주가 괴리율을 통제변수로 추가하였다.

패널 A. 코스피 상장 종목

Y = RET _{t+1}	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7
RES	-1.654 [-2.56]	-1.309 [-2.04]	-1.179 [-1.88]	-1.596 [-2.48]	-1.620 [-2.55]	-1.481 [-2.42]	-1.109 [-1.82]
ILLIQ	0.006 [1.85]	0.006 [1.70]	0.008 [2.42]	0.006 [1.80]	0.007 [2.22]	0.009 [2.56]	0.008 [2.41]
IO	-1.604 [-3.21]					-1.801 [-3.67]	-1.772 [-3.64]
ONRET		-0.341 [-1.16]				-0.013 [-0.05]	0.037 [0.13]
[ONRET]			-0.469 [-1.79]			-0.544 [-2.30]	-0.376 [-1.53]
ANALYST				0.081 [3.77]		0.056 [3.09]	0.054 [3.06]
ES					0.012 [2.99]	0.009 [2.32]	0.008 [2.21]
BETA	-0.382 [-0.92]	-0.374 [-0.90]	-0.318 [-0.78]	-0.306 [-0.75]	-0.391 [-0.95]	-0.358 [-0.86]	-0.354 [-0.86]
LNME	-0.099 [-1.13]	-0.101 [-1.14]	-0.101 [-1.16]	-0.242 [-2.77]	-0.129 [-1.55]	-0.222 [-2.54]	-0.226 [-2.60]
LNBM	0.307 [2.24]	0.329 [2.32]	0.323 [2.30]	0.324 [2.34]	0.295 [2.16]	0.346 [2.45]	0.354 [2.49]
MOM	0.161 [0.87]	0.163 [0.90]	0.169 [0.89]	0.143 [0.79]	0.135 [0.73]	0.162 [0.86]	0.194 [1.05]
REV	-0.005 [-0.68]	-0.006 [-0.89]	-0.005 [-0.60]	-0.006 [-0.84]	-0.005 [-0.64]	-0.002 [-0.34]	-0.002 [-0.23]

COSKEW	8.732	8.667	7.581	8.016	8.346	7.578	7.194
	[1.46]	[1.44]	[1.28]	[1.39]	[1.41]	[1.28]	[1.24]
IVOL	-0.039	-0.041	-0.043	-0.033	-0.044	-0.038	-0.040
	[-0.74]	[-0.81]	[-0.84]	[-0.63]	[-0.86]	[-0.76]	[-0.82]
RET5VOL	-0.017	-0.009	0.001	-0.017	-0.006	0.002	0.007
	[-0.29]	[-0.17]	[0.01]	[-0.29]	[-0.11]	[0.03]	[0.12]
MAX							-0.051
							[-2.35]
R-sq.	0.114	0.122	0.123	0.115	0.116	0.144	0.150

패널 B. 코스닥 상장 종목

Y = RET _{t+1}	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7
RES	-2.370	-1.891	-1.897	-2.478	-2.170	-1.777	-1.607
	[-1.84]	[-1.53]	[-1.36]	[-1.96]	[-1.75]	[-1.32]	[-1.21]
ILLIQ	0.011	0.010	0.014	0.010	0.011	0.015	0.013
	[2.36]	[2.21]	[3.23]	[2.23]	[2.50]	[3.26]	[2.93]
IO	-7.054					-7.549	-8.456
	[-2.19]					[-2.19]	[-2.41]
ONRET		-0.301				0.224	0.318
		[-1.30]				[0.98]	[1.35]
[ONRET]			-1.138			-1.323	-1.082
			[-4.59]			[-5.22]	[-4.30]
ANALYST				0.085		0.205	0.212
				[0.50]		[2.35]	[2.34]
ES					0.008	-0.004	-0.005
					[1.05]	[-0.50]	[-0.59]
BETA	-0.607	-0.608	-0.537	-0.690	-0.660	-0.644	-0.637
	[-2.44]	[-2.44]	[-2.19]	[-2.73]	[-2.63]	[-2.65]	[-2.62]
LNME	-0.654	-0.692	-0.758	-0.894	-0.736	-0.936	-0.938
	[-2.43]	[-2.54]	[-2.81]	[-3.22]	[-2.70]	[-3.37]	[-3.39]
LNBM	0.409	0.405	0.362	0.382	0.383	0.382	0.402
	[2.40]	[2.44]	[2.06]	[1.98]	[2.15]	[2.14]	[2.20]
MOM	0.204	0.175	0.364	0.150	0.154	0.331	0.330
	[1.01]	[0.92]	[1.72]	[0.91]	[0.81]	[1.67]	[1.70]
REV	-0.001	-0.001	0.005	-0.002	0.000	0.009	0.012
	[-0.09]	[-0.09]	[0.57]	[-0.22]	[0.02]	[0.93]	[1.22]
COSKEW	6.673	7.474	6.843	10.074	7.517	7.346	8.694
	[1.39]	[1.51]	[1.48]	[2.06]	[1.57]	[1.54]	[1.71]
IVOL	-0.116	-0.112	-0.097	-0.117	-0.120	-0.100	-0.094
	[-3.24]	[-3.24]	[-2.80]	[-3.27]	[-3.39]	[-2.79]	[-2.64]
RET5VOL	0.083	0.084	0.076	0.092	0.092	0.085	0.081

	[2.17]	[2.27]	[2.07]	[2.41]	[2.44]	[2.21]	[2.12]
MAX							-0.066
							[-1.28]
R-sq.	0.121	0.127	0.134	0.122	0.122	0.161	0.170

<표 4>의 패널 A, B에서 모형 4의 결과를 비교해보면, <표 5>의 패널 A, B 모형 6에서 정보 관련 요인들을 통제하더라도 RES 계수 또는 t-값이 영향을 크게 받지 않는다. 이를 달리 말하자면, 회복탄력성(RES) 변수는 유동성쇼크에 의한 영향만을 반영함을 시사한다. 반면 모형 7에서와 같이 RES에 영향을 크게 주는 것은 바로 월중 일일 최대수익률(MAX)이다. 반면 ILLIQ은 코스피 상장 종목이 모형 1, 2, 4를 제외한 모형에서, 코스닥 상장 종목이 모든 모형에서 t값이 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 특히 ILLIQ은 소형주 종목 위주로 구성된 코스닥 시장에서 RES 대비하여 우월한 성과를 나타냈다.

마지막으로 본 연구의 두 번째 가설을 검증하기 위하여 <표 4>에서 거래량 변수와 상호작용항을 추가한다. 거래량은 Llorente et al.(2002)이 고안한, 추세를 제거한 거래회전율(DTURN)을 사용한다. 두 번째 가설은 다음과 같다. 거래량이 클수록, 또는 RES 값이 음수이며 작을수록, RES와 수익률 간의 관계가 강해질 것이다. 거래량이 큰 기간에 발생한 수익률반전은 유동성 쇼크에 의한 현상일 가능성이 크기 때문이다.

<표 6>의 패널 A와 B에서 RES 계수 값은 음수이지만, 모형 1-5로 갈수록 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 주목할 사실은 RES와 DTURN의 상호작용항이 통계적으로 유의하지 않으나 음수 값을 나타냈다는 점이다. 즉, DTURN이 클수록 RES의 설명력이 커질

것이라는 점에서 가설과 일관된 결과이다. 하지만 패널 A와 B 모두 모형 5에서 RES가 음수일 때의 상호작용항 계수가 양수 값이거나 통계적으로 유의하지 않다. 오히려 RES가 양수일 때 상호작용항 계수가 t-값이 크게 나타난다.

<표 6>. 거래량 효과를 반영한 Fama-MacBeth 회귀분석

아래 표는 Fama-MacBeth (1973) 방법론에 따라 2000년부터 2019년까지의 종목들을 대상으로 차월 수익률을 추정하기 위해서 횡단면 회귀식을 매월 추정하여 얻은 계수값의 평균과 t-값을 제시하고 있다. 괄호 안에 제시된 t-값은 Newey and West(1987) 방법으로 추정된 표준오차를 사용하여 계산하였다. 아래 표는 거래량(DTURN)과 상호작용항을 통제변수로 추가하였다. DTURN은 12개월 평균 추세를 제거한 거래회전율로서 거래량의 대용치로 사용하였다.

패널 A. 코스피 상장 종목

Y = RET _{t+1}	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5
RES	-2.683 [-3.58]	-3.092 [-3.85]	-1.540 [-2.04]	-1.374 [-1.80]	-0.661 [-0.87]
DTURN	0.134 [0.98]	0.108 [0.72]	-0.026 [-0.17]	0.112 [0.65]	0.344 [2.10]
RES*DTURN		-1.036 [-1.51]	-1.039 [-1.47]		
RES+ *DTURN				-6.593 [-1.78]	-6.413 [-1.74]
RES-*DTURN				-0.175 [-0.20]	0.191 [0.22]
BETA			-0.343 [-0.83]	-0.350 [-0.86]	-0.317 [-0.80]
LNME			-0.096 [-1.09]	-0.093 [-1.04]	-0.116 [-1.30]
LNBM			0.322 [2.33]	0.337 [2.46]	0.322 [2.33]
MOM			0.181 [0.98]	0.164 [0.90]	0.238 [1.32]
REV			-0.005 [-0.72]	-0.006 [-0.79]	-0.006 [-0.76]
COSKEW			8.600 [1.46]	8.613 [1.46]	7.433 [1.31]
IVOL			-0.035	-0.039	-0.043

			[-0.68]	[-0.76]	[-0.84]
RET5VOL			-0.018	-0.012	0.004
			[-0.31]	[-0.21]	[0.06]
MAX					-0.108
					[-4.39]
ILLIQ			0.007	0.007	0.008
			[1.99]	[2.08]	[2.12]
R-sq.	0.023	0.027	0.124	0.128	0.135

패널 B. 코스닥 종목

Y = RET _{t+1}	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5
RES	-4.541	-6.550	-2.164	-1.977	-1.461
	[-2.90]	[-2.90]	[-1.47]	[-1.23]	[-0.98]
DTURN	-0.222	-0.287	-0.626	-0.556	-0.252
	[-1.07]	[-1.26]	[-2.59]	[-2.14]	[-0.92]
RES*DTURN		-1.806	-2.239		
		[-1.52]	[-1.69]		
RES+ *DTURN				-7.950	-8.130
				[-1.67]	[-1.68]
RES-*DTURN				-1.377	-0.833
				[-0.76]	[-0.43]
BETA			-0.576	-0.607	-0.542
			[-2.20]	[-2.29]	[-2.09]
LNME			-0.680	-0.676	-0.730
			[-2.41]	[-2.39]	[-2.61]
LNBM			0.512	0.515	0.535
			[2.84]	[2.83]	[2.78]
MOM			0.231	0.301	0.365
			[1.26]	[1.43]	[1.69]
REV			0.005	0.005	0.005
			[0.51]	[0.53]	[0.55]
COSKEW			7.588	7.619	7.921
			[1.48]	[1.43]	[1.48]
IVOL			-0.109	-0.113	-0.102
			[-3.10]	[-3.21]	[-2.90]
RET5VOL			0.075	0.078	0.077
			[2.01]	[2.07]	[2.04]
MAX					-0.041
					[-0.53]
ILLIQ			0.009	0.008	0.008
			[2.12]	[1.76]	[1.75]

패널 A에서 DTURN의 계수는 모형 3을 제외한 모든 경우에 양수 값이고, 모형 5에서 t-값도 2보다 크게 나타난다. 이는 거래량이 많을수록 차후 수익률이 높게 나타난다는 Gervais, Kaniel, and Mingelgrin(2001)의 결과와 일관된다. 하지만 패널 B에서 DTURN 계수는 음수를 나타내고 모형 3과 4에서는 심지어 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다.

결과적으로 RES와 수익률 간의 관계는 코스피 상장 종목에서 거래량이 클수록 강해지는 경향을 확인할 수 있었으나, 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 반면 코스닥 상장 종목에서는 두 번째 가설을 뒷받침할 결과를 찾지 못하였다.

제 5 장 결 론

본 연구는 개장직후 30분 사이에 유동성 쇼크가 발생하며 이로 인한 일시적인 가격변동은 당일 마감까지 상쇄될 것이라는 가정에서 출발하였다.

이를 전제한다면, 주식의 회복탄력성은 유동성 대응치가 될 수 있다. 투자자들은 유동성을 선호하기 때문에 회복탄력성이 낮은 주식일수록 차후 수익률은 높아질 것이다. 이로써 비유동성 프리미엄을 검증한다.

본 연구에서는 코스피 및 코스닥 상장 종목을 대상으로 단일정렬 및 이중정렬 포트폴리오 분석과 Fama-MacBeth(1973) 회귀분석을 시행하여 회복탄력성의 수익률 예측력을 확인하였다. 그 결과 국내

주식시장에서 주식 회복탄력성의 수익률 예측력이 유의한 것으로 나타났다. 또한 Amihud 측정치를 통제하여도 설명력이 여전히 유의한 값을 유지하는 점을 미루어 볼 때, 회복탄력성은 Amihud 측정치가 반영하지 못하는 다른 유동성 차원을 나타내는 것으로 판단된다. 다만 일중 일별 최대수익률(MAX)를 통제하면 회복탄력성의 예측력은 유의하지 않게 나타난다.

반면 거래량이 큰 시기에 측정된 주식의 회복탄력성은 수익률 예측력이 더 강하게 나타나지는 않았다. 즉, 회복탄력성과 수익률 간의 관계에 있어서 거래량이 큰 영향을 주지 못한 것이다. 이는 거래량이 큰 시기에 발생하는 수익률 반전 현상이 유동성 쇼크로 인해 발생한다는 선행연구와는 상반된 결과이다.

본 연구의 결과는 Hua et al.(2020)과는 달리 회복탄력성 측정치가 일중 일별 최대수익률을 통제한 경우에 수익률 예측력이 떨어진다. 또한 대형주에서 예측력이 더 강하게 나타나지도 않았다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 다음 세 가지 측면에서 의의가 있다. 첫째, 국내 주식시장에서 회복탄력성을 유동성 대용치로 활용한 국내 최초라는 점이다. 둘째, 고빈도 자료를 대상으로 한 유동성 연구 중에서 자료 수집이 비교적 수월하고 폭넓은 분석기간을 가져갈 수 있는 연구이다. 셋째, 주식의 일중 수익률 패턴이 아닌, 개장직후 30분의 특성에 주목하여 수익률 예측요인으로 분석한 국내 최초의 연구이다.

마지막으로 본 연구는 개장직후 30분 수익률 계산에 거래가격을 사용하고 있으나, 주식의 본질가치를 완전하게 반영하지 못할 가능성이 존재한다. 반면 이를 활용한 새로운 투자전략에 대해 향후 연구에서 다양한 측면에서 분석할 필요가 있다.

참고 문헌

- 강장구, 심명화. 2014. 한국 주식시장의 매도, 매수 유동성 비대칭에 대한 연구. 한국증권학회지 제43권, pp. 327-358
- 고봉찬, 김진우. 2014. 저변동성 이상현상과 투자전략의 수익성 검증, 한국증권학회지 제43권, pp.573-603
- 권택호, 박종원. 1997. 한국주식시장의 유동성 프리미엄에 관한 연구. 재무연구, 제13권, pp. 223-259.
- 김도형, 이한식. 2012. 주식수익률의 일중주기성 패턴을 이용한 투자전략 분석. POSRI 경영경제연구소, 제12권, pp. 124-152
- 박재성, 엄경식. 스프레드율을 통해 관찰된 비유동성 프리미엄 특성. 재무연구, 제21권, pp. 77-114.
- 양철원. 2012. 한국 주식시장에서 유동성 측정치 비교. 재무연구 제25권, pp. 37-88
- 오영길. 2020. 한국 주식시장에서의 야간/일중수익률 지속 및 반전 현상에 관한 연구. 석사학위 논문, 서울대학교
- 윤상용, 구분일, 엄영호, 한재훈. 한국주식시장에서 유동성 요인을 포함한 3요인 모형의 설명력에 관한 연구. 재무연구 제22권, pp. 1-44.
- 윤선흠, 최혁. 2014. 한국 주식시장의 유동성과 일중 주문불균형의 단기 수익률예측력. 재무관리, 제31권, pp. 49-75
- 주성완, 엄경식. 2015. 주식시장의 유동성과 경기예측력: 유가증권시장을 중심으로. 재무관리, 제32권, pp.147-185
- 최혁, 양철원. 2007. 한국주식시장에서 정보위험과 수익률의 관계. 증권학회지, 제36권, pp. 567-620
- 홍정효. 2018. 일중자료를 이용한 코스피와 코스닥시장에서의 거래량, 수익률 및 변동성 간의 인과성 연구. 한국금융공학회, 제17권, pp. 151-169

- Aboody, D., O. Even-Tov, R. Lehavy and B. Trueman. 2018. Overnight returns and firm-specific investor sentiment. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 53:485–505
- Acharya, V. V., and L. H. Pedersen. 2005. Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics* 77:375–410.
- Amihud, Y. 2002. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects, *Journal of Financial Markets* 5:31–56
- Amihud, Y. and H. Mendelson. 1986. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics* 17:223–49.
- Amihud, Y., A. Hameed, W. Kang and H. Zhang. 2015. The illiquidity premium: International evidence. *Journal of Financial Economics* 117:350–368.
- Amihud, Y., H. Mendelson, and L. H. Pedersen. 2005. Liquidity and asset prices. *Foundations and Trends in Finance* 1:269–364.
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang. 2006. The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance* 61:259–99.
- Bali, T. G., N. Cakici, and R. F. Whitelaw. 2011. Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics* 99:427–46.
- Bao, J., J. Pan, and J. Wang. 2011. The illiquidity of corporate bonds. *Journal of Finance* 66:911–46.
- Barclay, M. J., and T. Hendershott. 2003. Price discovery and trading after hours. *Review of Financial Studies* 16:1041–73.
- Barclay, M. J., and T. Hendershott. 2003. Price discovery and trading after hours. *Review of Financial Studies* 16:1041–73.
- Black, F. 1972. Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business* 45:444–55.
- Brennan, M. J., and A. Subrahmanyam. 1996. Market microstructure

- and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics* 41:441–64.
- Choe, H. and C. W. Yang. 2009. Liquidity risk and asset returns: the case of the Korean stock market. *Korean Journal of Financial Management* 26:103–139.
- Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam. 2000. Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics* 56:3–28.
- Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam. 2005. Evidence on the speed of convergence to market efficiency. *Journal of Financial Economics* 76:271–92.
- Corwin, S. A., and P. Schultz. 2012. A simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices. *Journal of Finance* 67:719–60.
- Fama, E. F., and J. D. MacBeth. 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy* 81:607–36.
- Fama, E. F., and K. R. French. 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47:427–65.
- Fama, E. F., and K. R. French. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33:3–56.
- Gagnon, L., and G. A. Karolyi. 2009. Information, trading volume, and international stock return comovements: Evidence from cross-listed stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44:953–86.
- Gao, L., and Y. Han, and S. Z. Li, G. Zhou, 2018. Market intraday momentum, *Journal of Financial Economics* 129:394–414
- Gervais, S., R. Kaniel, and D. H. Mingelgrin. 2001. The high-volume return premium. *Journal of Financial Economics* 56:877–919.
- Gompers, P. A., and A. Metrick. 2001. Institutional investors and

- equity prices. *Quarterly Journal of Economics* 116:229–59.
- Goyenko R. Y., C. W. Holden and C. A. Trzcinka. 2009. Do liquidity measures measure liquidity? *Journal of Financial Economics* 92:153–181
- Harvey, C. R., and A. Siddique. 2000. Conditional skewness in asset pricing tests. *Journal of Finance* 55:1263–95.
- Hendershott, T., D. Livdan, and N. Schurhoff. 2015. Are institutions informed about news? *Journal of Financial Economics* 117:249–87.
- Heston, S. L., R. A. Korajczyk and R. Sadka. 2010. Intraday patterns in the cross-section of stock returns. *Journal of Finance* 65:1369–1407.
- Hua, J. and L. Peng, R. A. Schwartz, N. S. Alan, 2020, Resiliency and Stock Returns, *Review of Financial Studies*, 33:747–782,
- Jain, P. C. and G. H. Joh. 1986. The dependence between hourly prices and trading volume. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23:269–283.
- Jegadeesh, N. 1990. Evidence of predictable behavior of security returns. *Journal of Finance* 45:881–98.
- Jegadeesh, N., and S. Titman. 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance* 48:65–91.
- Kyle, A. S. 1985. Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* 53:1315–35.
- Lee, C., and E. C. So. 2017. Uncovering expected returns: Information in analyst coverage proxies. *Journal of Financial Economics* 117:249–87.
- Liu, W. 2006. A liquidity-augmented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*. 82:631–671

- Llorente, G., M. Roni, S. Gideon, and J. Wang. 2002. Dynamic volume–return relation of individual stocks. *Review of Financial Studies* 15:1005–47.
- Lo, A. W. and J. Wang. 2000. Trading volume: definitions, data analysis, and implications of portfolio theory. *Review of Financial Studies*. 13:257–300
- Newey, W. K. and K. D. West, 1987, A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* pp. 703–708.
- Pastor, L. U., and R. F. Stambaugh. 2003. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy* 111:642–85.
- Roll, R. 1984. A simple implicit measure of the effective bid–ask spread in an efficient market. *Journal of Finance* 39:1127–39.
- Sadka, R. 2006. Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk. *Journal of Financial Economics* 80:309–49.
- Strumpf, D., and C. Driebusch. 2015. Why morning is the worst time to trade stocks. *Wall Street Journal*, September 14. <https://www.wsj.com/articles/early-birds-suffer-in-market-1442273794>
- Vayanos, D., and J. Wang. 2012. Liquidity and asset prices under asymmetric information and imperfect competition. *Review of Financial Studies* 25:1339–65.
- Wang, J. 1994. A model of competitive stock trading volume. *Journal of Political Economy* 102:127–68.
- Wood, R. A., T. H. McInish and J. K. Ord. 1985. An investigation of transaction data for NYSE stocks. *Journal of Finance* 40:723–739.
- Yan, X., and Z. Zhang. 2009. Institutional investors and equity

returns: Are short-term institutions better. *Review of Financial Studies* 22:893–924.

Abstract

Stock Resiliency and Expected Returns in the Korean Stock market

Jin Wook Lee

Department of Finance

Business Administration

The Graduate School

Seoul National University

This paper presents stock resiliency as a measure of liquidity, assuming liquidity shocks in opening half-hour returns and return reversal before market closes. The purpose is to assess their relationships to expected returns of individual stocks.

Using all common stocks listed in the Korean stock market from January 2000 to December 2019, illiquidity premium persists in univariate sorts, bivariate sorts, and even some of Fama-MacBeth(1973) regressions. The contribution is that stock's resiliency still has a predictive power even controlling for Amihud(2002) liquidity measure. The result implies that resiliency reflects other aspects of liquidity, not captured by Amihud measure.

Keywords : Resiliency, liquidity, opening half-hour, intraday return, illiquidity premium, Amihud

Student Number : 2018-23434