

기관투자자의 대량주식보유가 시장유동성에 미치는 영향

조경식* · 정현용**

〈요 약〉

본 연구는 우리나라 기업들을 대상으로 기관투자자의 대량주식보유가 시장유동성에 미치는 영향을 분석하였다. 기관투자자의 대량주식보유는 기관투자자 대량주식보유의 수와 그 보유비율을 사용하였다. 시장유동성은 Amihud(2002)의 비유동성 측정치를 사용하였다. 분석의 결과 첫째, 전체표본을 대상으로 분석한 결과에서, 기관투자자 대량주식보유의 수와 Amihud의 비유동성 측정치 사이에는 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 그러나 기관투자자 대량주식보유의 수를 중심으로 그룹을 세분화하여 분석한 결과, 기관투자자 대량주식보유의 수와 Amihud의 비유동성 측정치 사이에는 일관된 결과가 나타나지 않았다. 이것은 기관투자자 대량주식보유의 수가 시장유동성에 미치는 영향은 단순하지 않는 것을 의미한다. 둘째, 기관투자자 대량주식보유비율 합계와 Amihud의 비유동성 측정치 사이에서, 그룹3(11.71%~17.38%)과 그룹4(7.45%~11.65%)에서 유의한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기관투자자의 대량주식보유비율이 그룹3과 그룹4에 속하는 기업에서 시장유동성이 개선됨을 의미한다. 셋째, 기관투자자 대량주식보유의 수와 그 보유비율은 글로벌 금융위기 이전기간과 이후기간 보다는 당해기간(2008)에 더 유의하게 시장유동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 기관투자자 대량주식보유, 시장유동성, 주가, 변동성, 시가총액

논문접수일: 2013년 09월 06일 수정일: 2014년 01월 20일 게재확정일: 2014년 03월 10일

* 대구대학교 경영학과 강사(제 1저자), ksjo0077@naver.com

** 남서울대학교 경영학과 교수(제 2저자), gotoyong@nsu.ac.kr

I. 서 론

본 연구의 목적은 우리나라 주식시장에서 기관투자자 대량주식보유가 시장유동성에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하여 주식시장에서 기관투자자 대량주식보유의 역할을 살펴보는 것이다.

우리나라 자본시장에서 기관투자자들은 투자를 함에 있어 과학적이고 논리적인 분석방법을 통하여 투자대상을 선별하고, 투자규모도 개인투자자와 비교하여 대규모로 이루어지고, 시장흐름에 큰 영향력을 행사하는 것으로 알려져 있다. 이러한 기관투자자들의 투자 특성과 투자 행태는 자본시장의 성장과 유동성에 커다란 영향을 미치는 것으로 알려져 있다¹⁾. 대량주식보유자(blockholder)는 기업의 주식 중 주권상장법인 주식을 최소 5%이상 보유한 모든 주요대주주들을 의미한다. 현재 우리나라에서는 대량주식보유제도와 관련하여 '5% rule' 제도를 두어, 대량주식보유자들의 1% 지분변동이 있는 경우 5일 이내 금융감독원과 한국거래소에 보고하는 제도를 두는 등 대량주식보유자에 대한 관심이 증가하고 있는 실정이다. 최근 대량주식보유자에 대한 역할 등이 기업가치 평가분야, 재무의사결정분야, 그리고 특히 유통시장에서 시장유동성에 미치는 영향에 대하여 관심이 점증하고 있다(Brockman et al., 2009).

기관투자자(대량주식보유자)와 시장유동성 사이의 관계를 분석한 국외 선행연구들(예, Bennet et al., 2003; Rubin, 2007; Brockman et al., 2009; Park, 2009; Blume & Keim, 2012)은 기관투자자(대량주식보유자)와 시장유동성 사이에 양(+)의 관계를 보이는 것을 보여주었다. 국내 선

행연구(예: 장하성 등, 2004; Lee, 2011)에서도 기관투자자 거래비중 만을 고려하여 시장유동성 사이의 관계를 분석한 연구가 존재하는데, 국내 선행연구들의 결과에서도 기관투자자 보유지분율과 시장유동성 사이에 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 최근 대량주식보유자가 시장유동성에 미치는 역할과 관련된 연구에서는 대량주식보유자가 시장유동성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(조경식·신호철, 2013). 그러나 국내 선행연구에서는 대량주식보유자 중 기관투자자 대량주식보유만을 대상으로 하여 시장유동성에 미치는 영향을 분석한 연구는 드문 편이다. 특히 국내에서 기관투자자 대량주식보유의 수와 그 보유비율이 시장유동성에 영향을 미치는 부분에 대하여는 지금까지 거의 연구가 이루어지지 않은 갭(gap)이 존재한다.

따라서 본 연구는 최근 Blume & Keim(2012)의 방법대로 주식시장 유동성의 대용변수로서 Amihud(2002)의 비유동성 측정치를 종속변수를 사용하고, 독립변수로서 기관투자자 대량주식보유의 분산정도를 나타내는 변수로서 기관투자자 대량주식보유의 수와 그 보유비율을 사용하여 시장유동성에 미치는 영향을 자세하게 분석하고자 한다. 본 연구는 다음과 같은 세 가지 질문에 답을 구하는 것을 세부적인 목적으로 한다. 첫째, 우리나라 주식시장에서 기관투자자 대량주식보유의 수와 시장유동성 사이에는 어떤 관계가 성립할까? 둘째, 기관투자자 대량주식보유비율이 시장유동성에 어떻게 영향을 미치는가? 셋째, 글로벌 금융위기 전후 기간에 기관투자자 대량주식보유가 시장유동성에 어떻게 영향을 미치는가?

1) 국내 기관투자자의 투자추이와 투자행태 및 기업가치에 미치는 영향에 대한 연구(예: 김병기, 2009; 김수경·변영태, 2011; 이재현·이호선, 2013)가 있다.

II. 선행연구

1. 국외연구

국의 자본시장에서 기관투자자들의 역할 등에 관하여 이루어진 연구들은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 하나는 기관투자자들의 투자행태에 관한 것이고, 다른 하나는 시장유동성과 기관투자자 사이의 관계를 규명하는 것이었다.

첫째, 기관투자자들이 투자하는 주식행태에 대하여 분석한 연구들을 살펴보면 다음과 같다. 미국 증권거래위원회의 기관투자자 보고서(1971)에서는 기관투자자들이 주식을 보유하는 행태는 상장기업을 선호하고 또한 상장기업 내에서 대기업에 집중적으로 투자하는 경향을 보인다고 하였다. Del Guercio(1996)은 1988년부터 1991년까지 분석기간으로 하여 기관투자자들의 투자행태를 분석한 결과, 미국 증권거래위원회의 기관투자자 보고서(1971)와 동일한 결과를 얻는 것으로 나타났고, Falkenstein(1996)은 1991년부터 1992년까지의 자료를 사용하였지만, 마찬가지로 증권거래위원회의 보고서 내용과 동일한 결과를 보고하였다. Gompers & Metrick(2001)은 개인투자자에 비하여 기관투자자들은 대기업과 유동성이 높은 주식을 더 선호하는 것을 분석하였다. Bennett et al.(2003)은 분석기간(1983-1997) 동안 기관투자자들은 처음에는 대형주에 많은 비중을 두어 투자하였지만, 분석기간 후반부에는 대형주에 투자하는 비중을 줄이는 것을 분석하였다.

둘째, 주식시장 유동성과 기관투자자 사이의 관계를 분석한 연구들을 정리하면 다음과 같다. Bennet et al.(2003)은 기관투자자의 주식보유율과 주식시장 회전을 사이에는 양(+)의 관계가 성립하는 것을 보여주었다. Rubin(2007)은 1999년부터 2003년까지 Vickers' Stock Research의 자료를 사용하여 시장유동성의 대용변수(예: 호가

스프레드와 가격충격측정치)와 기관투자자 대량주식보유 사이에 음(-)의 관계가 성립함을 보였다. Park(2009)은 다양한 소유구조 형태가 거래비용(trading costs)에 어떻게 영향을 미치는지를 영국기업들의 일별 자료를 사용하여 분석하였다. 소유구조의 대용변수로서 잉여유통주식수, 외국인투자자, 투자회사, 연기금, 회사, 종업원, 정부, 펀드기금으로 세분화하여 거래비용에 미치는 영향을 분석하였다. 실증분석의 결과, 유동성 거래의 대용변수로서 도입한 잉여유통주식수와 거래비용 간에는 음(-)의 관계가 성립하는 것으로 나타났고, 다른 변수들과 거래비용 간에는 양(+)의 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 최근 Blume & Keim(2012)은 Amihud(2002)의 비유동성 측정치와 기관투자자의 보유지분율 사이의 관계를 장기간을 통하여 분석하였고, 추가로 기관투자자들의 수와 시장유동성 사이의 관계를 분석한 결과, 기관투자자 소유구조는 시장유동성에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 비유동성 측정치를 설명함에 있어 기관투자자 대량주식보유비율 보다는 기관투자자의 수가 주식유동성에 더 크고 강하게 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

2. 국내연구

국내 선행연구에서 살펴보면, 장하성 등(2004)은 투자자 유형별 거래형태가 스프레드에 어떻게 영향을 미치는지를 분석한 결과, 기관투자자의 거래비중과 스프레드 간에는 음(-)의 관계가 성립하는 것으로 나타났으나, 개인투자자의 거래비중과 스프레드 사이에는 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. Lee(2011)는 기업 지배구조에 있어서 기관투자자의 역할에 대해 분석하였다. 실증 분석에 따르면 한국의 기관투자자 소유구조는 시장유동성과 양(+)의 관계를 보이는 것으

로 나타났지만, 기관투자자 소유구조와 R&D 투자 사이에는 유의한 관계를 보이는 증거는 발견하지 못하였다. 조경식·신효철(2013)은 우리나라 대량주식보유자가 거래활동과 시장유동성에 미치는 영향을 분석한 결과, 대량주식보유자들은 거래활동과 시장유동성에 부정적인 영향을 미침을 분석하였다. 그러나 국내 선행연구들은 기관투자자 대량주식보유만을 대상으로 시장유동성에 미치는 영향에 대하여는 분석하지 않았다.

III. 연구설계와 실증방법

1. 연구모형과 도입변수

본 연구에서 분석할 회귀모형은 식(1)과 같다.

$$Illiquidity_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Institutional_{it-1} + \alpha_2 Control_{it} + \epsilon_{it} \tag{식(1)}$$

여기서,

$Illiquidity_{it}$ = i 기업의 t 년 Amihud(2002)의 비유동성측정치

$Institutional_{it-1}$ = i 기업의 $t-1$ 년 기관투자자 대량주식보유

$Control_{it}$ = i 기업의 t 년 통제변수

ϵ_{it} = 오차항

식(1)에서 본 연구는 주식시장 유동성의 대응변수로서 Amihud(2002)의 비유동성 측정치 ($Illiquidity_{it}$)를 사용하였다. Amihud(2002)의 비유동성 측정치를 사용한 이유는 Amihud(2002)의 비유동성 측정치가 단점 또한 있지만 다른 여러 가지 시장유동성 측정치들보다 좋은 측정치이기 때문이다(Goyenko et al., 2009). 비유동성 측정치는 식(2)와 같이 계산하였는데, i 기업별로 각

년도별 일별 추가수익률의 절대값을 일별 거래금액으로 나누어 연간 평균값을 계산하여 사용하였다. Amihud(2002)의 비유동성측정치를 계산함에 있어 각 년도 말 자료만을 사용하지 않고 연간 일별 자료들의 평균값을 사용한 이유는, 년도말 일별 자료만을 계산하는 것보다 연간 일별 자료를 계산하여 평균값을 계산한 값이 시장 유동성을 더 잘 나타낼 수 있을 것으로 보였기 때문이다.

$$Illiquidity_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{|Return_{idt}|}{\left(\frac{Fp_{idt} + Cp_{it}}{2}\right) \times Volume_{idt}} \tag{식(2)}$$

여기서,

D_{it} = t 년동안 i 기업의 일별거래일수

$|Return_{idt}|$ = t 년동안 d 일간 i 기업의 일별 추가수익률의 절대값

Fp_{it} = t 년동안 d 일간 i 기업의 일별 시가

Cp_{it} = t 년동안 d 일간 i 기업의 일별 종가

$Volume_{idt}$ = t 년동안 d 일간 i 기업의 일별 거래량

$Institutional_{it-1}$ 는 i 기업의 $t-1$ 시점(lagged) 말의 기관투자자 대량주식보유를 의미한다. $t-1$ 시점을 사용한 이유는 내생성을 통제하기 위해서이다. 기관투자자 대량주식보유는 Blume & Keim(2012)이 사용한 방법대로 기관투자자의 대량주식보유의 수 및 그 보유비율을 사용하였다. 기관투자자 대량주식보유의 보유비율은 전체합계, 국내 및 국외로 구분하여 분석에 포함하였다.

$Control_{it}$ 은 통제변수로서 국외 선행연구(예: Stoll, 2000; Brockman et al., 2009)에서 도입한 주가, 변동성 및 시가총액의 세 가지 변수를 도입하였다. 주가($Price_{it}$)는 t 년도의 i 기업의 일별 종가를 연간 평균값을 구하여 log를 취하였고,

변동성은 i 기업의 해당년도 1년 동안 일별 주가 수익률의 표준편차를 계산하여 사용하였다 (Bennet et al., 2003). 시가총액($MarCapi_{it}$)은 t 년도 i 기업의 일별 증가에 일별 상장주식수를 곱하여 연간 평균값에 log를 취하여 계산하였다 (Keim & Madhavan, 1996, 1997). 추가로 한국거래소(KRX)에서 정한 산업분류에 따라 산업을 분류하여 산업더미를 정하였고 년도더미를 사용하였다. ϵ_{it} 는 잔차항이다.

2. 분석기간과 자료수집

본 연구의 실증분석 기간은 2006년부터 2010년까지 5년간이다. 이 기간을 분석기간으로 정한 이유는 2008년 9월경 글로벌 금융위기가 발발하여 이 기간 전후 우리나라 주식시장의 환경이 다를 것으로 보였기 때문이다. 실증분석의 대상 기업은 한국거래소(KRX)에 상장된 기업 중 KOSPI200 기업만을 대상으로 하였다. KOSPI 200기업만으로 한정된 이유는 이들 기업들이 우리나라 주식시장을 대표할 수 있을 것으로 보이기 때문이다. KOSPI200 기업명세는 KRX의 홈페이지로부터 구하였다. KOSPI200 지수에 포함된 개별종목 중 금융업에 속하는 기업과 실증분석할 자료가 누락된 기업 등은 실증분석 대상에서 제외하였다. 기관투자자 대량주식보유와 관련된 모든 자료는 Fn-Guide의 소유구조 자료에서 입수한 자료를 사용하였다. Amihud(2002)의 비

유동성 측정치와 주가, 변동성 및 시가총액 자료는 KIS-VALUE로부터 구한 자료를 사용하였다.

IV. 실증분석 결과 및 해석

1. 기초통계량

<표 1>에서 패널 A는 본 연구에서 사용한 주요한 변수들의 기초통계량을 나타내었다. 시장유동성의 대응변수인 Amihud의 비유동성 측정치는 평균적으로 0.05로 나타났다. 기관투자자 주식대량보유의 수는 평균적으로 1.82였다. 이것은 본 연구의 분석기간 동안 분석대상 기업들의 기관투자자 대량주식보유의 수가 1개부터 2개 사이에 대부분 분포하고 있음을 의미한다. 실제로 빈도수를 살펴보면 기관투자자 대량주식보유의 수가 1개인 기업수는 285개, 2개인 기업수는 186개로 전체 중 약 79%를 차지하는 것으로 나타났다. 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계는 평균적으로 회사 지분의 19.10%를 투자하고 있는 것으로 나타났다. 기업 내에 국내 기관투자자만 있는 경우의 대량주식보유비율은 평균 8.63%, 국외 기관투자자만 있는 경우의 대량주식보유비율은 평균 10.47%로 나타났다. 본 연구대상인 표본 기업들은 평균적으로 주가는 4.56(=log 변환값), 변동성(주가수익률의 표준편차)은 2.90(%) , 시가총액은 3.09(=log 변환값)으로 나타났다.

<표 1> 기초통계량

패널 A: 분석기간 전체								
변수명	평균	표준 편차	최소값	최대값	25%	50%	75%	N
<i>Illiquidity</i>	0.05	16.65	0.00	2.10	0.00	0.02	0.05	593
<i>InstiBlock_No</i> (수)	1.82	0.99	1.00	6.00	1.00	2.00	2.00	593

<i>InstiBlock_Sum</i> (%)	19.10	15.80	5.00	85.13	8.37	14.02	23.09	593
<i>InstiBlock_Do</i> (%)	8.63	11.16	0.00	70.69	0.00	6.11	12.22	593
<i>InstiBlock_Fo</i> (%)	10.47	15.09	0.00	81.56	0.00	6.15	12.95	593
<i>log(Price)</i> (천원)	4.56	0.57	2.60	6.13	4.18	4.59	4.89	593
<i>Volatility</i> (%)	2.90	0.92	1.03	6.04	2.23	2.72	3.38	593
<i>log(MarCapi)</i> (십억)	3.09	0.66	1.87	5.07	2.49	3.03	3.58	593

패널 B: 년도별(평균)

변수명	2006	2007	2008	2009	2010
<i>Illiquidity</i>	0.05	0.04	0.09	0.05	0.02
<i>InstiBlock_No</i> (수)	1.71	1.93	1.84	1.78	1.81
<i>InstiBlock_Sum</i> (%)	19.67	19.83	19.39	18.56	18.15
<i>InstiBlock_Do</i> (%)	7.07	7.40	8.67	9.34	10.40
<i>InstiBlock_Fo</i> (%)	12.60	12.43	10.71	9.22	7.76
<i>log(Price)</i> (천원)	4.30	4.58	4.59	4.61	4.69
<i>Volatility</i> (%)	2.65	2.91	3.91	2.84	2.11
<i>log(MarCapi)</i> (십억)	2.86	3.08	3.15	3.10	3.20
표본수	108	114	129	116	126

주) *Illiquidity*: Amihud(2002)의 비유동성 측정치, *InstiBlock_No*: 기관투자자 대량주식보유 수, *InstiBlock_Sum*: 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계, *InstiBlock_Do*: 국내 기관투자자 대량주식보유비율 합계, *InstiBlock_Fo*: 국외 기관투자자 대량주식보유비율 합계, *Price*: 주가, *Volatility*: 변동성, *MarCapi*: 시가총액

패널B는 도입한 변수들의 년도별 기초통계량의 평균값을 나타내었다. Amihud(2002)의 비유동성 측정치는 2006년도에는 0.05이었고, 2008년도에는 0.09, 2010년에는 0.02로 나타났다. 특히 2008년도에 가장 높은 비유동성 측정치(가장 낮은 시장유동성)를 보인 것은 아마도 이 기간에 글로벌 금융위기가 발발한 원인으로 보인다. 2010년도에 가장 낮은 비유동성 측정치(가장 높은 시장유동성)를 보였다.

기관투자자 대량주식보유 수와 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계는 년도별로 대체로 차이가 없이 꾸준한 추세를 보이는 것으로 나타났다. 국내 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계는 기간이 지남에 따라 점점 증가하는 것으로 나타났다. 2006년도에는 평균 7.07% 이었으나 점차 증가하여 2010년도에는 평균 10.40%로 나타났다. 그러나 국외 기관투자자 대량주식보유 비율은 국내 기관투자자와 반대로 기간이 지남에

따라 감소하는 것으로 나타났다. 2006년도에는 12.60%이었으나 점차 감소하여 2010년도에는 7.76%로 나타났다. 이것은 글로벌 금융위기 전후 국내 기관투자자 대량주식보유자들은 투자를 점점 늘렸으나, 국외 기관투자자 대량주식보유자들은 투자를 점점 줄였음을 보여준다고 할 수 있다. 통제변수들 중 변동성은 2008년도에 가장 높은 값을 보였다(3.91). 아마도 이러한 이유는 2008년도에 글로벌 금융위기가 발발한 원인 때문으로 보인다.

2. 상관관계 분석

<표 2>는 도입한 변수들 간의 상관관계를 나타내었다. 기관투자자 대량주식보유 수(2)와 기관투자자 대량주식보유비율(3) 사이에 상관계수는 유의한 0.50으로 나타났다. Amihud의 비유동성 측정치(1)와 기관투자자 대량주식보유 수,

기관투자자 대량주식비율, 국내 및 국외 모두는 부(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 비유동성 측정치(1)와 주가(7) 사이에는 양(+)의 상관관계, 비유동성 측정치(1)와 변동성(7) 및 시가총액(8) 사이에는 음(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 여기서는 나타내지 않았지만, 변

수들 사이의 다중공선성 문제를 살펴보기 위하여 분산팽창요인(VIF)을 살펴본 결과 모든 결과에서 VIF값의 분포가 1.148과 2.929 사이에 존재하여 다중공선성 문제는 염려하지 않아도 되는 것으로 파악되었다.

<표 2> 상관관계 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Illiquidity</i> (1)	1							
<i>InstiBlock_No</i> (2)	-0.08	1						
<i>InstiBlock_Sum</i> (3)	-0.05	0.50	1					
<i>InstiBlock_Dd</i> (4)	-0.07	0.40	0.42	1				
<i>InstiBlock_Fd</i> (5)	-0.01	0.22	0.74	-0.31	1			
<i>Price</i> (6)	0.08	-0.05	-0.16	-0.09	-0.10	1		
<i>Volatility</i> (7)	-0.01	-0.16	-0.02	0.07	-0.07	-0.16	1	
<i>MarCap</i> (8)	-0.22	0.05	-0.01	0.06	-0.05	0.53	-0.05	1

주) *Illiquidity*: Amihud(2002)의 비유동성 측정치, *InstiBlock_No*: 기관투자자 대량주식보유자의 수, *InstiBlock_Sum*: 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계, *InstiBlock_Dd*: 국내 기관투자자 대량주식보유비율 합계, *InstiBlock_Fd*: 국외 기관투자자 대량주식보유비율 합계, *Price*: 주가, *Volatility*: 변동성, *MarCap*: 시가총액

3. 단일변량 분석

사용하여 기관투자자 대량주식보유자의 수(패널 A) 및 그 보유비율(패널B)과 시장유동성 사이의 관계를 분석하였다.

<표 3>은 단일변량 포트폴리오 접근방법을

<표 3> 단일변량 포트폴리오

패널A	기관투자자 대량주식보유자의 수 포트폴리오					그룹차이 N1-N2 (t-값)	그룹차이 N3-N2 (t-값)
	N1	N2	N3	N4	N5		
<i>Illiquidity</i>	0.07	0.02	0.06	0.02	0.00	0.05 (3.06***)	0.04 (4.13***)
표본수	285	186	79	34	9		
패널B	기관투자자 대량주식보유비율 포트폴리오					그룹차이 G3-G5 (t-값)	그룹차이 G1-G5 (t-값)
	G1	G2	G3	G4	G5		
<i>Illiquidity</i>	0.04	0.05	0.02	0.04	0.10	-0.08 (-2.68***)	-0.06 (-2.14**)
표본수	119	118	119	118	119		

주) *Illiquidity*: Amihud(2002)의 비유동성 측정치, N1~N5: 기관투자자 대량주식보유 수의 그룹, G1~G5: 기관투자자 대량주식보유비율의 순서대로 가장 높은 그룹과 가장 낮은 그룹을 의미함, ***, **는 1%, 5% 유의수준에서 각각 유의함.

전체 분석기간에서 표본기업들은 각각 5개 그룹 포트폴리오로 나누었다. 패널A에서, 기관투자자의 수가 1개인 그룹(N1)과 3개인 그룹(N3)에서 각각 Amihud의 비유동성측정치 값은 0.07, 0.06로 높아 유동성이 가장 낮은 것으로 나타났다. 그러나 나머지 기관투자자 대량주식보유자의 수가 2개, 4개 및 6개 그룹에서는 상대적으로 유동성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 사실은 기관투자자 대량주식보유자의 수에 따라 비유동성 측정치는 단조롭지 않는 형태를 보이는 것으로 해석된다.

패널B에서, 가장 높은 기관투자자 대량주식보유 그룹(n=119)을 G1으로 표시하였고, 가장 낮은 기관투자자 대량주식보유 그룹(n=119)을 G5로 표시하였다. 기관투자자 주식대량보유 전체합계가 가장 높은 그룹(G1)과 가장 낮은 그룹(G5) 간에 평균차이가 의미가 있는지를 분석하였다. 분석의 결과, 기관투자자 대량주식보유 높은 그룹(G1)의 평균 비유동성 측정치 값은 0.04로 나타났고, 중간그룹(G3)은 0.02로 가장 작은 값을 보였고, 낮은 그룹(G5)에서는 0.10로 나타났다. 그룹(3)과 그룹(5)의 평균차이는 (-)0.08이고 통계적으로 1% 유의수준에서 유의하였고, 그룹(1)과 그룹(5)의 평균차이는 (-)0.06이고 통계적으로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이것은 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계가 중간 그룹(G3)에서 가장 높은 시장 유동성을 보이는 것을 의미하고, 그다음 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계가 가장 높은 그룹(G1)이 두 번째로 시장 유동성이 높았으며, 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계가 가장 낮은 그룹(G5)이 시장 유동성이 가장 낮은 것을 의미한다. 이것은 기관

투자자 대량주식보유비율 정도에 따라 대량주식 보유자의 수와 같이 시장유동성이 단조적이지 않음을 의미한다.

4. 실증분석 결과

4.1 기본분석

<표 4>는 분석기간 전체에서 기관투자자 대량주식보유가 시장유동성에 미치는 영향을 분석한 것이다. 독립변수로서 기관투자자 대량주식보유는 기관투자자 대량주식보유 수와 기관투자자 대량주식보유비율 합계를 사용한다.

모형(1)은 기관투자자 대량주식보유자의 수가 Amihud(2002)의 비유동성 측정치에 미치는 영향을 분석한 모형이다. 분석의 결과 기관투자자 대량주식보유 수의 회귀계수는 (-)1.365로 나타났고, 통계적으로 5% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다(t 값=-2.092). 이것은 기관투자자 대량주식보유 수의 수가 많을수록 Amihud의 비유동성 측정치가 낮아지는 것을 의미한다. 비유동성 측정치가 낮아지는 것은 반대로 시장 유동성이 높아지는 것을 나타낸다. 결국 기관투자자 대량주식보유자의 수는 시장 유동성에 긍정적인 영향을 미치는 것을 의미한다. 이 결과는 국외 선행연구인 Blume & Keim(2012)의 연구결과와 일치한다. 이들은 기관투자자와 주식시장 유동성 사이의 관계를 분석한 연구에서 특히 기관투자자의 수가 기관투자자의 소유구조보다 훨씬 강하게 시장 유동성에 영향을 미치는 것을 발견한 결과와 일치한다.

<표 4> 기본분석: 전체기간

	종속변수-Illiquidity		
	(1)	(2)	(3)
<i>Intercept</i>	6.632 (0.920)	5.051 (0.697)	15.644 (1.965*)
<i>InstiBlock_No</i>	-1.365 (-2.092**)		
<i>InstiBlock_Sum</i>		-0.049 (-1.169)	
<i>log(Price)</i>	7.008 (4.766***)	7.032 (4.718***)	7.352 (5.017***)
<i>Volatility</i>	-3.278 (-3.198***)	-3.176 (-3.093***)	-3.070 (-3.001***)
<i>log(MarCap_i)</i>	-8.644 (-6.748***)	-8.759 (-6.822***)	-8.898 (-6.957***)
<i>D_Industry</i>		included	
<i>D_Year</i>		included	
<i>Adj.R²</i> (No.)	0.163 (593)	0.158 (593)	0.158 (593)

주) *Illiquidity*: Amihud(2002)의 비유동성 측정치, *InstiBlock_No*: 기관투자자 대량주식보유 수, *InstiBlock_Sum*: 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계, *Price*: 주가, *Volatility*: 변동성, *MarCap_i*: 시가총액, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.

결국 이러한 결과는 우리나라 주식시장에서도 Demsetz(1968)의 주장대로 기관투자자의 수가 많으면 많을수록 정보수집 면에서 훨씬 용이하고 또한 거래량 측면에서도 더 커지게 되고, 결국 거래량과 정보가 많아지면 질수록, 거래비용이 낮아져서 시장유동성은 증가하게 되는 것을 말한다. 그러나 <표 3>의 단일변량 포트폴리오의 분석결과에서 살펴보았듯이 기관투자자 대량주식보유 수가 시장유동성에 미치는 영향이 단조적이지 않다는 것을 보여주기 때문에 추가 분석(<표 5>)이 필요하다.

모형(2)은 기관투자자 대량주식보유 수의 대용변수로서 기관투자자 대량주식보유비율 합계를 사용하여 시장 유동성에 미치는 영향을 분석한 것이다. 분석의 결과 기관투자자 대량주식보유비율의 전체합계의 회귀계수는 (-)0.049로 나타났으나 유의성은 나타나지 않았다(t -값=-1.169). 이 같은 결과는 국외 선행연구(예: Bennet et al.,

2003; Rubin, 2007; Blume & Keim, 2012)의 결과와 동일한 부호를 얻는 점에서는 동일하지만, 통계적으로 비유의하게 나타난 점에서 다르다. Bennet et al.(2003)은 유동성의 대용변수로서 주식시장 회전율을 사용하였고, Rubin(2007)은 주식시장 유동성의 대용변수로서 호가스프레드와 Amihud의 비유동성 측정치를 사용한 점에서 차이가 있다. 이 부분 또한 본 연구에서는 각 그룹별로 구분하여 시장유동성에 미치는 영향을 추가로 분석(<표 6>)할 필요가 있다.

모형(3)은 기관투자자 대량주식보유를 독립변수로 고려하지 않고 통제변수만으로 시장유동성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 통제변수들이 주식시장 유동성에 미치는 영향에 대하여 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 주가(*Price*)는 기대한 대로 주식시장 유동성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 국내외 선행연구의 실증결과와 일치하는 것으로서, 주가가

높은 주식일수록 가격은 비싸고 그만큼 거래량은 줄어들고 시장유동성에 부정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다. 둘째, 주가수익률의 변동성(Volatility)은 모든 모형에서 기대한대로 시장유동성에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고 통계적 유의성이 있는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 국내외 선행연구와 일치하는 것이다. 즉, 주식수익률의 변동성이 높을수록 시장유동성은 높아진다고 볼 수 있다. 셋째, 시가총액(MarCap)이 커다란 기업일수록 대기입일 가능성이 높고 거래량이 많고 거래되는 주식이 풍부하기 때문에 시장유동성에 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다.

본 연구는 추가로 업종더미와 년도더미 변수들을 도입하였다. 업종 구분은 한국거래소에서 분류한 기준대로 17개의 업종으로 구분하였고, 년도는 2006년도부터 2010년도까지 번갈아 더미를 사용하였다. 업종구분 더미와 년도 더미는 지면부족으로 나타내지 않았다.

4.2 추가분석

여기서는 기본분석(<표 4>) 이외에 추가적으로 기관투자자 대량주식보유가 시장유동성에 미치는 영향을 분석하였다. 추가분석은 세부분으로 이루어졌다.

첫째, 기관투자자 대량주식보유의 수를 보다 세분화하여 시장유동성에 미치는 영향을 분석하

<표 5> 추가분석(1): 기관투자자 대량주식보유의 수 그룹별

	종속변수-Illiquidity				
	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Intercept	32.666 (3.313***)	23.252 (2.653***)	-12.152 (-1.632)	-6.567 (-1.047)	-12.091 (-0.866)
InstiBlock_No (1~2)	-4.231 (-2.723***)				
InstiBlock_No (1~3)		-1.626 (-1.711*)			
InstiBlock_No (2~3)			4.406 (3.369***)		
InstiBlock_No (2~4이상)				0.936 (1.577)	
InstiBlock_No (3~4이상)					-1.326 (-0.831)
log(Price)	5.745 (3.233***)	6.979 (4.411***)	6.678 (5.550***)	6.014 (5.505***)	10.841 (4.115***)
Volatility	-3.883 (-3.101***)	-3.556 (-3.202***)	-1.671 (-1.856***)	-1.098 (-1.397)	-1.758 (-1.086)
log(MarCapi)	-8.353 (-5.360***)	-9.106 (-6.437***)	-5.636 (-4.907***)	-5.051 (-5.144***)	-6.655 (-2.690***)
D_Industry	included				
D_Year	included				
Adj. R ² (No.)	0.172 (471)	0.167 (550)	0.225 (265)	0.203 (308)	0.236 (122)

주) Illiquidity: Amihud(2002)의 비유동성 측정치, InstiBlock_No(n~n): 기관투자자 대량 주식보유자의 수(n) 누계, Price: 주가,

Volatility: 변동성, *MarCapit*: 시가총액,
***, *는 각각 1%, 10% 유의수준에서 유의함.

였다(<표 5>). 기관투자자 대량주식보유 수의 다섯 개의 그룹으로 구분하였다. 예를 들면 <표 5>에서 *InstiBlock_No(1~2)*는 대량주식보유자의 수가 1개부터 2개인 기업들만을 모아 그룹을 형성한 경우이다. 분석의 결과, 대량주식보유자의 수가 1개부터 2개(n=471) 그리고 1개부터 3개(n=550)까지의 기업들에서는 비유동성측정치와 유의한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이것은 대량주식보유자의 수가 1개부터 2개 혹은 1개부터 3개까지는 시장유동성에 긍정적인 영향을 미치는 것을 의미한다. 그러나 대량주식보유자의 수가 2개부터 3개인 그룹(n=265)에서는 비유동성측정치와 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이것은 대량주식보유자의 수가 2개부터 3개인 그룹에서는 시장유동성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 의미한다. 이 같은 결과는 단일변량포트폴리오 분석(<표 3>)의 결과와 일치하는 것이고, 결국 대량주식보유자의 수가 시장유동성에 미치는 영향은 단순하지 않는 것을 의미한다.

둘째, 기관투자자 대량주식보유비율 합계를 보다 세분화하여 시장유동성에 미치는 영향을 분석하였다(<표 6>). 기관투자자 대량주식보유비율 합계를 <표 3>에서 분석한 단일변량 포트폴리오와 마찬가지로 5개의 그룹으로 구분하였다. 예를 들면 <표 6>에서 *InstiBlock_Sum(G1)*은

기관투자자 대량주식보유비율이 가장 높은 그룹, *InstiBlock_Sum(G5)*은 기관투자자 대량주식보유비율이 가장 낮은 그룹을 의미한다. 분석의 결과, 기관투자자 대량주식보유비율이 비교적 높은 그룹인 *G1*과 *G2*에서는 Amihud 비유동성측정치와 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나 통계적인 유의성은 나타나지 않았다. 그러나 기관투자자 대량주식보유비율이 그룹 3(*G3*)과 그룹 4(*G4*)에서 Amihud의 비유동성측정치와 유의한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 기관투자자 대량주식보유비율이 *G3*와 *G4*에 속하는 그룹들의 기업에서 시장유동성이 개선됨을 의미한다. 이와 같은 결과는 <표 3>에서와 같이 기관투자자 대량주식보유비율이 시장유동성에 미치는 영향이 단조적이지 않다는 것을 의미한다고 하겠다. 여기서는 나타내지 않았지만, 기관투자자중 어떤 기업은 국내 기관투자자 대량주식보유자만 존재하는 경우(n=227)도 있고, 국외 기관투자자 대량주식보유자만 존재하는 경우(n=234)도 있는 반면, 국내와 국외 기관투자자 대량주식보유자를 동시에 포함하는 기업(n=132)들도 존재한다. 그래서 이들 세 기관투자자 대량주식보유 형태별로 구분하여 시장유동성에 미치는 영향을 분석한 결과, 모두 비유의하게 나타났다.

<표 6> 추가분석(2): 기관투자자 대량주식보유비율 그룹별

	종속변수-Illiquidity				
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
<i>Intercept</i>	-0.532 (-0.047)	-29.570 (-1.537)	16.151 (2.060**)	51.398 (3.156***)	43.294 (1.006)
<i>InstiBlock_Sum(G1)</i>	0.007 (0.118)				
<i>InstiBlock_Sum</i>		0.718			

(G2)		(1.273)			
<i>InstiBlock_Sum</i> (G3)			-0.683 (-2.306**)		
<i>InstiBlock_Sum</i> (G4)				-2.371 (-2.417**)	
<i>InstiBlock_Sum</i> (G5)					-3.898 (-0.967)
<i>log(Price)</i>	4.474 (1.884*)	10.563 (3.783***)	2.567 (2.328**)	8.453 (3.251***)	9.287 (1.211)
<i>Volatility</i>	-1.771 (-1.451)	-1.971 (-0.949)	-1.622 (-1.553)	-5.678 (-2.801***)	-6.099 (-1.230)
<i>log(MarCapi)</i>	-5.370 (-3.425***)	-7.996 (-2.891***)	-2.634 (-2.287**)	-11.948 (-4.497***)	-12.885 (-2.369**)
<i>D_Industry</i>	included				
<i>D_Year</i>	included				
<i>Adj.R²</i> (No.)	0.223 (119)	0.171 (118)	0.206 (119)	0.205 (118)	0.152 (119)

주) *Illiquidity*: Amihud(2002)의 비유동성 측정치, *InstiBlock_Sum(Gn)*: 각 그룹별 기관투자자 대량주식보유비율 합계, *Price*: 주가, *Volatility*: 변동성, *MarCapi*: 시가총액, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.

셋째, 2008년 9월경 글로벌 금융위기가 발발하였는데, 본 연구는 2008년 글로벌 금융위기 이전 기간과 당해년도(2008) 및 이후기간으로 구분하여 기관투자자 대량주식보유가 시장유동성에 미치는 영향을 분석한 결과를 나타내었다(<표 6>). 사실상 우리나라에 글로벌 금융위기는 2008년 9월경부터 시작되었기 때문에 글로벌 금융위기 이전과 이후의 구분기간 기준은 2008년 9월 전

후로 구분하는 것이 정확하다고 볼 수 있다. 이 부분은 추후 연구에서 기간을 일별 단위로 하여 보다 세밀히 분석할 필요가 있는 부분이라고 사료된다. 글로벌 금융위기 이전기간과 이후기간에서 보다는 글로벌 금융위기 해당기간(2008)에 기관투자자 대량주식보유자의 수와 보유비율은 Amihud의 비유동성측정치와 유의한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이것은 글로벌 금

<표 7> 추가분석(3): 글로벌 금융위기 전·후

	종속변수- <i>Illiquidity</i>					
	글로벌 금융위기 이전(2006-2007)		글로벌 금융위기 기간(2008)		글로벌 금융위기 이후(2009-2010)	
	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
<i>Intercept</i>	16.583 (2.49**)	15.866 (2.39**)	27.460 (1.03)	30.915 (1.11)	-14.209 (-1.525)	-12.535 (-1.322)
<i>InstiBlock_No</i>	-0.811 (-1.17)		-5.026 (-2.02**)		-0.744 (-1.00)	
<i>InstiBlock_Sum</i>		-0.032 (-0.79)		-0.332 (-1.89*)		0.021 (0.42)
<i>log(Price)</i>	3.128	3.221	11.254	11.526	8.517	8.651

	(2.24**)	(2.31**)	(1.87*)	(1.92*)	(4.51***)	(4.50***)
<i>Volatility</i>	-2.712 (-2.51**)	-2.678 (-2.47**)	-2.976 (-1.00)	-3.484 (-1.15)	-0.299 (-0.23)	-0.122 (-0.10)
<i>log</i> (<i>MarCapi</i>)	-6.602 (-5.05***)	-6.742 (-5.18***)	-16.435 (-2.78***)	-17.979 (-3.10***)	-6.959 (-4.59***)	-7.045 (-4.60***)
<i>D_Industry</i>	included					
<i>Adj.R</i> ² (No.)	0.150 (222)	0.146 (222)	0.223 (129)	0.220 (129)	0.109 (242)	0.106 (242)

주) *Illiquidity*: Amihud(2002)의 비유동성 측정치, *InstiBlock_No*: 기관투자자 대량주식보유의 수, *InstiBlock_Sum*: 기관투자자 대량주식보유비율 전체합계, *Price*: 주가, *Volatility*: 변동성, *MarCapi*: 시가총액, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.

용위기(2008)에 한해 기관투자자 대량주식보유자의 수는 시장유동성에 긍정적인 영향을 미치는 것을 의미하고 기관투자자 대량주식보유비율은 시장유동성에 부정적인 영향을 미치는 것을 의미한다.

V. 결 론

본 연구는 우리나라 KOSPI200 기업을 대상으로 기관투자자 대량주식보유가 시장유동성에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석기간은 2006년부터 2010년까지이고, 기관투자자 대량주식보유는 기관투자자 대량주식보유의 수와 그 보유비율을 사용하였다. 시장유동성은 Amihud(2002)의 비유동성 측정치를 사용하였다.

실증분석의 결과 첫째, 기본분석에서 기관투자자 대량주식보유의 수와 Amihud(2002)의 비유동성 측정치 사이에 유의한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이것은 기관투자자 대량주식보유의 수가 많을수록 시장유동성에 긍정적인 영향을 미치는 것을 의미한다. 그러나 추가분석에서는 기관투자자 대량주식보유의 수가 시장유동성에 미치는 영향은 대량주식보유의 수의 그룹에 따라 서로 상반되게 시장유동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 기관투자자 대량주식보유비율이 시장유동성에 미치는 영향 또한

기본분석에서는 유의하지 않게 나타났지만, 추가 분석에서는 기관투자자 대량주식보유비율이 G3와 G4에 속하는 그룹들의 기업들에서 시장유동성이 개선됨을 의미한다. 셋째, 글로벌 금융위기 이전과 이후 기간에서 보다는 글로벌 금융위기 당해기간에서 기관투자자 대량주식보유의 수와 보유비율이 유의하게 시장유동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 같은 결과를 종합하면 기관투자자 대량주식보유자들이 시장유동성에 미치는 영향은 단순하지 않는 것으로 볼 수 있다.

본 연구는 기관투자자 대량주식보유자가 증권 시장에서 어떤 역할을 수행하는지에 대하여 시장유동성을 중심으로 살펴본 점과 기관투자자 대량주식보유의 수 및 그 보유비율이 시장유동성에 미치는 영향을 자세하게 분석한 점 등에서 의의가 있다. 그러나 본 연구는 표본을 KOSPI200 기업만을 대상으로 한정된 점과 글로벌 금융위기 기간을 보다 세밀히 구분하여 자세한 분석이 이루어지지 않았다. 향후에는 실증분석 범위를 거래소 전체와 KOSDAQ까지 확대하여 분석하고, 글로벌 금융위기 기간을 중심으로 일별로 시장유동성에 미치는 영향을 보다 세밀히 분석하는 것이 필요하다. 그리고 투자자 유형들을 개인투자자, 관계기관, 및 정부기관 등으로 보다 확대하여 시장 유동성에 미치는 것을 분석하는 것도 의의가 있다.

참고문헌

1. 김병기(2009). 외국인 투자비중이 기업가치에 미치는 영향, 경영정보연구, 28(2), 113-134.
2. 김수경·변영태(2011). 외국인 및 기관투자자의 순매수강도와 주식수익률 간의 관계, 경영정보연구, 30(4), 23-44.
3. Lee, S.(2011). Institutional Ownership in Korea - An Empirical Analysis of Panel Data -, 재정정책논집, 13(3), 145-168.
4. 이재현·이호선(2013). 일중 거래자료를 사용한 기관투자자 군집거래의 분석, 경영과 정보연구, 32(3), 1-24.
5. 장하성·박경서·이가연(2004). 투자자 유형별 거래와 스프레드, 증권학회지, 33(3), 1-47.
6. 조경식·신호철(2013). 한국주식시장에서 주식대량보유가 거래활동과 시장유동성에 미치는 영향, 대한경영학회지, 26(1), 131-148.
7. Amihud, Y.(2002), Illiquidity and stock returns: Cross-section and time series effects, Journal of Financial Markets, 5, 31-56.
8. Bennet, J. A., Sias, R. W. and Starks, L. T. (2003), Greener pastures and the impact of dynamic institutional preferences, The Review of Financial Studies, 16, 1203-1238.
9. Blume, M. and Keim, D. (2012), Institutional holdings and investment performance, SSRN eLibrary.
10. Brockman, P., Chung, D. Y, and Yan, X. (2009), Block ownership, trading activity, and market liquidity, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 44, 1403-1426.
11. Del Guercia, D.(1996), The distorting effect of prudent-man laws on institutional equity investments, Journal of Financial Economics, 40, 41-62.
12. Demsetz, H.(1968), The cost of transactions, The Quarterly Journal of Economics, 82, 33-53.
13. Falkenstein, E.(1996), Preferences for sock characteristics as revealed by mutual fund portfolio holdings, Journal of Finance, 52, 3-56.
14. Gompers, P. A. and Metrick, A. (2001), Institutional investors and equity prices, The Quarterly Journal of Economics, 82, 33-53.
15. Goyenko, R. Y., Holden, C. W. and Trzcinka, C. A. (2009), Do liquidity measures measure liquidity?, Journal of Financial Economics, 92(2), 153-181.
16. Keim, D. B. and Madhavan, A.(1996), The upstairs market for large-block transactions: Analysis and measurement of price effects, The Review of Financial Studies, 9, 1-36.
17. Keim, D. B. and Madhavan, A.(1997), Transaction costs and investment style: An interexchange analysis of institutional equity trades, Journal of Financial Economics, 46, 265-292.
18. Merton, R.(1987), A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, Journal of Finance, 42, 483-551.
19. Park, K.(2009). How corporate ownership affects trading costs in the case of UK firms, Working Paper, Keimyung University.
20. Rubin, A.(2007), Ownership level, ownership concentration and liquidity, Journal of Financial Markets, 10, 219-248.
21. Stoll, H. R.(2000), Friction, Journal of Finance, 55, 1479-1514.

Abstract

The Effects of Institutional Block Ownership on Market Liquidity

Cho, Kyung-Shick* · Jung, Heon-Yong**

This study examined the effects institutional block ownership on the stock market liquidity in Korean Stock Market. The two measures of institutional block ownership are used. They are the percentage of a stock owned by institutional blockholder and the number of institutional blockholder that own the stock. This study used the Amihud(2002) illiquidity measure to measure stock market liquidity. The results are as follows. First, this study showed that the number of institutional blockholder is significantly negatively correlated with the Amihud(2002) illiquidity measure in the analysis which is used the whole data. But we found no a consistent results between the number of institutional blockholder and the Amihud(2002) illiquidity measure in the grouped institutional blockholder's number analysis. This indicates that the effects institutional blockholder on market liquidity is not simple. Second, this study showed that the percentage of a stock owned by institutional blockholder are negatively related with Amihud(2002) illiquidity measure, especially revealed statistically significant in the group 3(11.71%~17.38%) and group 4(7.45%~11.65%). This results suggest that the institutional blockholder have positive effect on the market liquidity in the group 3 and 4. Third, the significance of the percentage of institutional block ownership and the number of institutional block ownership in explaining illiquidity are more showed in the term of the global financial crisis(2008) than the before and the after of the global financial crisis.

Key Words: Institutional block ownership, Market liquidity, Price, Volatility, Market capitalization

* Instructor, Dept. of Business Administration, Daegu University, ks joh0077@naver.com

** Professor, Dept. of Business Administration, Namseoul University, gotoyong@nsu.ac.kr