

기관투자자 거래가 주가지수 변동성에 미치는 영향

유한수

극동대학교 경영학부 조교수

E-mail : hsy@kdu.ac.kr

본 연구에서는 기관투자자의 순매수가 주가지수 변동성에 어떤 영향을 미치는가에 대해 분석하였다. 기존의 연구들에서는 관측변동성을 가지고 분석이 이루어져 왔는데 본 연구에서는 상태공간모형과 칼만필터링을 이용하여 관측변동성을 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하여 이들 각각의 변동성에 어떠한 영향을 주었는지를 연구하였다. 분석대상기간은 2000년 1월 4일부터 2005년 6월 30일까지로 하였으며 분석대상지수는 KOSPI이다.

기관투자자 순매수와 관측변동성의 관계에 대한 분석결과 기관투자자 순매수와 관측변동성은 유의한 관계가 없는 것으로 나타났으며 상태공간모형과 칼만필터링을 이용하여 구한 기본적 변동성과 일시적 변동성에 대해 분석 결과도 기본적 변동성, 일시적 변동성 모두 기관투자자 순매수와 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다.

<색인어> 기관투자자, 기본적 변동성, 일시적 변동성, 잠음거래, 상태공간모형

1. 서론

우리 나라의 경우 기관투자자의 주식 보유량이 1989년도에 전체 주식의 50%를 초과하였고 거래대금 비중도 2005년도에는 15.3% 정도를 보이고 있다. 우리 나라의 주식 투자자를 크게 구분하면 개인투자자, 기관투자자, 외국인투자자로 구분할 수 있다. 기관투자자와 외국인투자자는 정보거래자(informed trader)로 간주되며, 개인투자자는 비정보거래자(uninformed trader)로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 정보를 갖고 있는 투자자인 기관투자자의 거래가 주식시장에 미치는 영향에 대해 분석하려 한다. 기관투자자의 거래와 주가변동성과의 관계

에 대한 이론은 기관투자자의 거래와 변동성이 부(-)의 관계에 있다는 이론과 기관투자자의 거래와 변동성이 정(+)의 관계에 있다는 이론이 있다. 기관투자자의 거래와 변동성이 부의 관계에 있다는 논리의 근거는 첫째, 기관투자자의 투자 원칙의 하나인 투자자보호 측면에서 기관투자자는 위험을 회피하는 성향이 있어 낮은 변동성을 지니는 주식을 선호한다는 것이다. 둘째, 기관투자자는 투자 대상 기업에 대해 많은 분석을 통해 투자를 하므로 정확한 가격결정으로 인해 결과적으로 변동성을 감소시킨다는 논리이다. 위와 같은 이유로 인해 기관투자자의 거래와 변동성이 부의 관계에 있다는 것인데, 반면 정의 관계에 있다는 이론의 근거는 첫째, 기관투자자는 높은 투자성과를 달성하려는 목표가 우선적일 경우 높은 변동성을 보이는 주식에 투자하는 경향이 있다는 것이다. 둘째, 기관투자자는 대량거래를 하는 경우가 많으므로 변동성을 증가시키는 결과가 나타난다는 것이다.

본 연구에서는 기관투자자의 순매수가 KOSPI 변동성에 어떤 영향을 미치는가에 대해 분석하려 한다. 기존의 연구들은 원자료에서 산출되는 변동성을 이용하여 연구가 이루어져 왔는데 본 논문에서는 통계적 방법을 이용하여 정보에 의해서 발생하는 변동성 부분인 기본적 변동성(fundamental volatility)과 비합리적인 투자자들의 잡음거래(noise trading)에 의해서 발생하는 변동성 부분인 일시적 변동성(transitory volatility)으로 나누어 각각의 변동성에 미치는 영향을 분석하려 한다.

여기서 기본적 변동성과 일시적 변동성은 시장에서 직접 관찰할 수 없으므로 통계적 방법을 사용해서 추정해야 하는데 본 연구에서는 칼만필터링(Kalman filtering)을 이용해서 추정한다. 기본적 변동성은 정보에 의해 발생하는 부분으로 지속적인 속성을 갖고 있으므로 임의보행과정(random walk)으로 모형화하고 일시적 변동성은 유행(fads)에 의한 것이므로 내재가치로 회귀하는 성질이 있으므로 정상적 과정(stationary process)으로 모형화한다.

기관투자자와 변동성의 관계에 대한 기존 연구들을 정리하면 다음과 같다. 이인섭, 고흥수(1994)는 1992년 증권시장 부분개방이후 2년간을 대상으로 분석하였는데, 그 결과 개인투자자의 총거래비율 증가는 주가에 음의 영향을 주었으며, 기관투자자의 총거래비율 증가는 주가에 양의 영향을 주었으며, 외국인투자자의 순매수비율 증가도 주가에 양의 영향을 주었다. 주가 변동성 측면에서는 어느 투자자의 순매수전락도 영향력이 없었다.

연강흠(1994)의 연구에서는 1992년 1월부터 1993년 6월을 대상으로 분석하였는데, 개인투자자는 매도우위, 기관투자자는 1992년 하반기부터 매수우위, 외국인투자자는 전반적으로 매수우위를 취하는 경향을 보였으나 어느 특정 주체도 일관성있는 패턴을 보이지는 않았다. 그리고 개인투자자와 기관투자자의 순매수와 주가지수는 부의 상관관계를 보였고 외국인투자자의 순매수와 주가지수는 정의 상관관계를 보였다. 그리고 외국인투자자의 매수세는 국내투자자의 매수세에 영향을 주지 못하고 오히려 미약하나마 기관투자자의 매수세가 외국인투자자의 매수세에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고, 주가 변동은 어떠한 투자주체의 거

래량이나 매수결정에도 영향을 주지 못하나 개인투자자와 기관투자자의 거래량이나 개인투자자의 매수세는 주가 변동에 영향을 주었다.

고광수, 박창욱(2005)의 연구에서는 전체 OECD 국가를 대상으로 분석하였는데 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성 사이에는 유의적인 음의 관계가 있는 것으로 나타났다. 주가 변동성에 영향을 주는 요인에는 기관투자자의 주식 보유 이외에도 연간 수익률, 단기이자율, 이자율의 기간프리미엄 등이 존재한다고 하였으며, 기관투자자는 주식시장 전반에 대한 이해와 양질의 정보를 보유하고 있으며 투자자보호를 위해 선관주의의 원칙에 입각한 투자를 하고 있는 것으로 판단하였다.

Reilly & Wright(1984)는 대량거래(block trading)의 거래량과 변동성의 관계를 일별 및 월별 자료를 이용하여 검증한 결과 대량거래가 주가 변동성을 증가시키지 않는 것으로 나타났으며 대량거래가 주식시장의 유동성을 향상시키는 것으로 나타났다.

Sias(1996)는 개별주가들을 대상으로 기관투자자의 주식 보유 비중 증가와 주식수익률 변동성과의 관계를 분석하였는데, 기관투자자의 주식보유 증가는 변동성을 증가시키는 결과를 발견하였다.

Dennis & Strickland(2002)는 주식시장 전반적으로 주가가 크게 오르거나 내리는 경우 기관투자자들이 개인투자자들보다 크게 반응한다는 연구결과를 제시하였다. 즉 주식시장 전반적으로 주가가 크게 내려가는 경우 기관투자자 주식보유 비중이 높은 기업의 주가는 그렇지 않은 기업의 주가보다 크게 내려간다는 것이다. 이는 뮤추얼펀드 등의 펀드관리자들이 다른 펀드관리자와 비슷한 투자행위(run with the herd)를 하기 때문인 것으로 판단된다.

II. 연구방법론

기존의 연구들에서는 관측변동성을 가지고 분석이 이루어져 왔는데 본 분석에서는 이를 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하여 이들 각각의 변동성에 어떠한 영향을 주었는지를 연구하였다.

본 연구에서 이용한 모형들을 간단히 설명하면 다음과 같다. 조건부 변동성을 추정하는 모형으로 GARCH모형이 있는데 GARCH모형은 최근의 정보가 악재나 호재냐의 구분 없이 대칭적으로 반영한다는 것이다. 본 논문에서 사용한 GARCH(1,1)모형은 다음과 같다.

$$\text{평균방정식 : } r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (1)$$

$$\text{분산방정식 : } h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

분산방정식에서 h_{t-1} 는 t-1기의 조건부 분산이고, ε_{t-1}^2 는 t-1기의 오차제곱을 의미한다. GARCH모형에서는 오차제곱이 변동성에 영향을 주기 때문에 수익률충격이 양(+)이든 음(-)이든 관계 없이 항상 대칭적인 효과를 가져오므로 비대칭적 효과를 파악할 수 없다는 것이다.

Glosten, Jaganathan & Runkle(1993)은 GJR GARCH모형을 제안하였는데 GJR GARCH 모형은 GARCH모형에 음의 가격충격에 대한 변동성의 비대칭성을 포착할 수 있도록 더미 변수항이 추가된 모형이다.

본 연구에 이용한 GJR GARCH(1,1)모형은 다음과 같다.

$$\text{평균방정식 : } r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (3)$$

$$\text{분산방정식 : } h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma D \varepsilon_{t-1}^2 \quad (4)$$

여기서, $\varepsilon_{t-1} < 0$ 이면 $D = 1$, 그 외의 경우에는 $D = 0$

$\gamma > 0$ 이라면 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 일 경우 음의 수익률 충격에 대한 반응은 $\beta + \gamma$ 이 되며, $\beta + \gamma > \beta$ 이기 때문에 음의 충격은 양의 충격에 비해 큰 변동성을 발생시킨다.

위의 모형에서 추정된 h_t 는 일종의 관측변동성이라고 할 수 있는데 기존의 연구들에서는 h_t 를 대상으로 분석이 이루어져 왔다. 본 분석에서는 이를 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하여 이들 각각의 변동성에 어떠한 영향을 주었는지를 연구하였다. 관측변동성을 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하는 방법론으로 상태-공간모형(state-space model)과 칼만필터링(Kalman filtering)을 이용하여 분석하였다. 관측변수와 비관측변수를 연결하는 측정방정식(measurement equation)과 비관측변수의 행태를 나타내는 전이방정식(transition equation)으로 구성된 모형을 상태공간모형이라고 부른다.

상태공간모형은 y_t 를 측정방정식(measurement equation)을 통해서 상태벡터 a_t 와 연결시킨다.

$$y_t = Z a_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T, \quad \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (5)$$

a_t 는 관찰불가능하지만 다음과 같이 모형화한다.

$$a_t = A a_{t-1} + R \eta_t, \quad t=1, \dots, T \quad \eta_t \sim N(0, Q_t) \quad (6)$$

위의 식을 전이방정식(transition equation)이라고 한다.

위와 같이 상태공간모형으로 표현되면 칼만필터링(Kalman filtering)을 이용하여 모형을 추정할 수 있다.

본 연구에서는 상태공간모형을 다음과 같이 설정하였다.

측정방정식(measurement equation) :

$$Y_t = P_t + T_t \quad (7)$$

전이방정식(transition equation) :

$$P_t = d + P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (8)$$

$$T_t = \phi T_{t-1} + \eta_t, \quad -1 < \phi < 1, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2) \quad (9)$$

Y_t : 관측변동성 P_t : 기본적 변동성 T_t : 일시적 변동성 d : 표류(drift)

측정방정식은 관측변수와 비관측변수를 연결하는 방정식인데, 관측변동성은 기본적 변동성 부분과 잡음거래에 의해 발생하는 일시적 변동성 부분의 합으로 모형화하였다. 전이방정식은 비관측변수의 행태를 설명하는 방정식인데, 기본적 변동성 부분은 정보에 의한 것으로 지속적인 속성을 가지므로 임의보행과정(random walk)으로 모형화하고 일시적 변동성 부분은 투자자들의 정서(sentiment)나 유행(fads)에 의해 발생에 의한 것이어서 내재가치로 회귀하는 속성이 있으므로 안정적 과정(stationary process)으로 모형화하였다.

III. 실증분석

1. 모형설정

분석대상기간은 2000년 1월 4일부터 2005년 6월 30일까지로 하였으며 분석대상지수는 KOSPI이다. 수익률 계산 공식은 다음과 같다.

$$\text{일별 수익률} = r_t = \left(\ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \times 100 \quad (10)$$

r_t : 수익률 P_t : t일의 주가지수 P_{t-1} : t-1일의 주가지수

유 한 수

<표 1> KOSPI 수익률의 기술통계량

평균	표준편차	왜도	첨도	J-B
-0.003653	2.017325	-0.489457	6.234735	641.5235***

주) ***는 1% 유의수준에서 유의함.

KOSPI 수익률의 경우 왜도는 음의 값으로 나타났으며 첨도는 6.23정도로 나타났다. 그리고 Jarque-Bera 통계량이 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타나 정규분포 가설을 기각하고 있다.

<표 2> KOSPI 수익률의 자기상관계수

자기상관계수				Q-통계량	
1	2	3	10	Q(10)	P값
0.028	-0.055	-0.005	0.002	10.81	0.37

Ljung-Box Q 통계량에 의해서 자기상관을 검정했는데 이에 의하면 자기상관계수가 영이라는 귀무가설이 채택되고 있어 자기상관관계가 없는 것으로 나타났다.

관측변동성을 구하기 위해 GARCH(1,1) 모형과 GJR GARCH(1,1) 모형을 이용하였다. 각각의 분석 결과는 다음과 같다.

<표 3> GARCH(1,1) 모형 분석결과

평균방정식 : $r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$					
분산방정식 : $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1}^2$					
	μ	α_0	α_1	β	lnL
계수	0.085508	0.035706	0.923738	0.068932	-2,751.887
t값	1.808628	2.844604	81.48288	6.323927	

<표 4> GJR GARCH(1,1) 모형 분석결과

평균방정식 : $r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$ 분산방정식 : $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma D \varepsilon_{t-1}^2$ $\varepsilon_{t-1} < 0$ 이면 $D = 1$, 그 외의 경우에는 $D = 0$						
	μ	α_0	α_1	β	γ	lnL
계수	0.051365	0.071802	0.897086	0.031570	0.104498	-2,741.074
t값	1.097107	3.746128	63.67583	2.923344	6.287851	

GARCH 모형과 GJR GARCH 모형을 이용해 추정한 결과, 대수우도값을 보면 GJR GARCH 모형을 이용했을 경우가 크게 나타나 GJR GARCH 모형을 이용해 분석을 하기로 한다.

GJR GARCH(1,1) 모형에 의해 구해진 h_t 를 Y_t 로 기호정의하자. Y_t 를 다음과 같은 상태-공간모형을 이용하여 기본적 변동성(P_t)와 일시적 변동성(T_t)로 분해하였다.

측정방정식(measurement equation) :

$$Y_t = P_t + T_t \quad (11)$$

전이방정식(transition equation) :

$$P_t = d + P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (12)$$

$$T_t = \phi T_{t-1} + \eta_t, \quad -1 < \phi < 1, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2) \quad (13)$$

Y_t : 관측변동성 P_t : 기본적 변동성 T_t : 일시적 변동성 d : 표류(drift)

그리고 기관투자자 순매수와 변동성의 관계를 다음의 모형을 이용하여 분석하였다. 일시적 변동성은 모형에 의해 계산된 값의 절대치를 이용하여 분석하였다.

$$\text{관측변동성 : } Y_t = a_0 + a_1 B_t \quad (14)$$

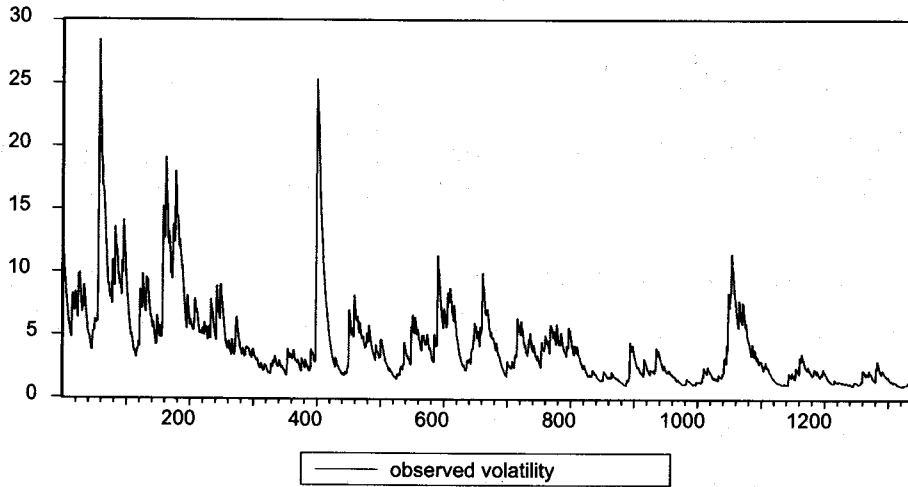
$$\text{기본적 변동성 : } P_t = a_0 + a_1 B_t \quad (15)$$

$$\text{일시적 변동성 : } T_t = a_0 + a_1 B_t \quad (16)$$

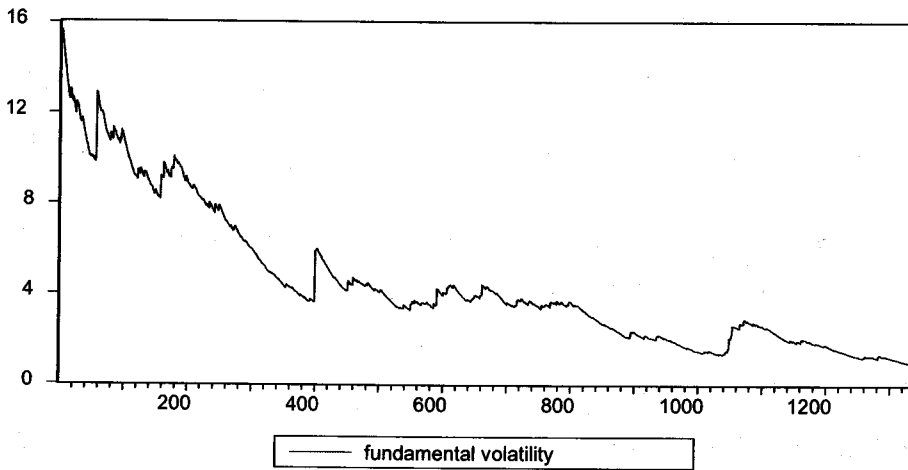
(B_t 는 기관투자자 순매수금액)

2. 기관투자자 순매수와 변동성의 관계 분석

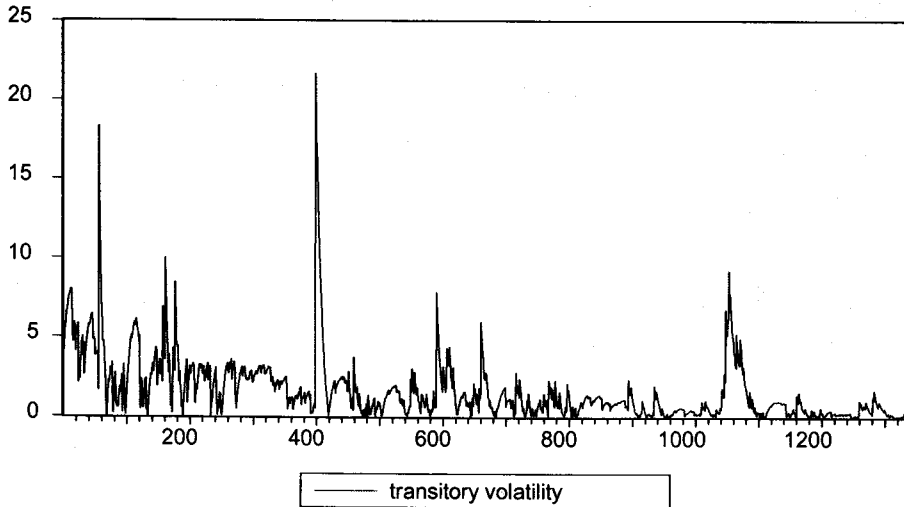
<그림 1> 관측변동성



<그림 2> 기본적 변동성



<그림 3> 일시적 변동성



<그림 2>에서와 같이 기본적 변동성은 내재가치에 근거한 변동성, 즉 정보에 의해 발생되는 변동성이므로 추세를 가지고 움직이고 있으며 급격한 증감은 나타나지 않고 있다. 이에 비해 잡음거래에 의해 발생하는 일시적 변동성은 <그림 3>에서와 같이 비합리적인 거래의 다량 발생시 특정 시기에 급격한 증감이 나타나는 현상을 보이고 있다. <그림 1>의 관측변동성에서 급격한 증감을 나타낸 부분은 기본적 변동성에서 벗어난 부분으로 잡음거래에 의해 발생된 부분이라고 판단되며 <그림 3>에서 급격한 증감을 나타낸 시기와 동일한 시기이다.

<표 5> 기관투자자 순매수와 변동성의 관계

		계 수	표준오차	t 값	P 값
관측 변동성	α_0	4.247711	0.095793	44.34248	0.0000
	α_1	-0.000000012	0.000000088	-1.347905	0.1779
기본적 변동성	α_0	4.472942	0.086021	51.99824	0.0000
	α_1	-0.000000021	0.000000079	-0.265017	0.7910
일시적 변동성	α_0	1.667379	0.057228	29.13595	0.0000
	α_1	-0.0000000092	0.000000053	-0.173584	0.8607

기관투자자 순매수와 관측변동성의 관계에 대한 분석결과 α_1 의 t값(-1.35)이 비유의적인 음의 값으로 나타나 기관투자자 순매수와 관측변동성은 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다.

상태공간모형과 칼만필터링을 이용하여 구한 기본적 변동성과 일시적 변동성에 대해 분석한 결과, α_1 의 t값이 기본적 변동성의 경우에는 -0.27로 나타나 기관투자자 순매수와 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다. 일시적 변동성의 경우에도 α_1 의 t값이 -0.17로 기관투자자 순매수와 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다.

분석결과를 종합해 보면 기관투자자 순매수는 관측변동성, 기본적 변동성, 일시적 변동성과 모두 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다.

IV. 결 론

주식 투자자를 크게 구분하면 개인투자자, 기관투자자, 외국인투자자로 구분할 수 있는데 기관투자자와 외국인투자자는 정보거래자로 간주되며, 개인투자자는 비정보거래자로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 정보를 갖고 있는 투자자인 기관투자자의 거래가 주식시장에 미치는 영향에 대해 분석하려 하며 구체적으로는 기관투자자의 순매수가 주가지수 변동성에 어떤 영향을 미치는가에 대해 분석하였다. 기존의 연구들에서는 관측변동성을 가지고 분석이 이루어져 왔는데 본 연구에서는 상태공간모형과 칼만필터링을 이용하여 관측변동성을 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하여 이들 각각의 변동성에 어떠한 영향을 주었는지를 연구하였다. 분석대상기간은 2000년 1월 4일부터 2005년 6월 30일까지로 하였으며 분석대상지수는 KOSPI이다.

기관투자자 순매수와 관측변동성의 관계에 대한 분석결과 α_1 의 t값이 비유의적인 음의 값으로 나타나 기관투자자 순매수와 관측변동성은 유의한 관계가 없는 것으로 나타났으며 상태공간모형과 칼만필터링을 이용하여 구한 기본적 변동성과 일시적 변동성에 대해 분석결과도 기본적 변동성, 일시적 변동성 모두 기관투자자 순매수와 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다. 결론적으로 우리 나라의 기관투자자의 거래는 변동성에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다. 분석 결과 가운데 잡음거래에 의해 발생하는 일시적 변동성이 증가하지 않은 것은 바람직한 현상으로 받아들여진다.

참 고 문 헌

<국내 문헌>

- 이인섭, 고평수 (1994), "한국증시에서 개인, 기관, 외국인투자자의 투자행태 연구," 「재무연구」, 8호, pp.45-74.
- 연강흠 (1994), "증시개방후의 투자주체별 투자행태에 관한 연구," 「증권학회지」, 16집, pp.151-189.
- 고광수, 박창욱 (2005), 「기관투자자와 주식시장의 안정성에 관한 연구: OECD 국가를 대상으로」, 서울: 한국증권연구원.

<국외 문헌>

- Bollerslev, T., R. Chou, and K. Kroner (1992), "ARCH modelling in finance : A review of theory and empirical evidence", *Journal of econometrics*, Vol. 52, pp. 5-59.
- Dennis, P. J. & D. Strickland (2002), "Who blinks in volatile markets, individuals or institutions?," *Journal of finance*, Vol. 57, pp. 1923-1949.
- Fama, E. & K. French (1988), "Permanent and temporary components of stock prices", *Journal of political economy*, Vol. 96, pp. 246-273.
- Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle (1993), "On the relation between the expected value and volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of finance*, Vol. 48, pp. 1779-1801.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, structural time series models and Kalman filter*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Lo, A. W. and Mckinlay (1988), "Stock market price do not follow random walks : Evidence from a simple specification test", *Review of financial studies*, Vol. 1, pp. 41-66.
- Poterba, J. & L. Summers (1986), "The persistence of volatility and stock market fluctuations", *The American economic review*, Vol. 76, pp. 1142-1151.
- Poterba, J. & L. Summers (1988), "Mean reversion in stock prices: Evidence and implications", *Journal of financial economics*, Vol. 22, pp. 27-59.
- Reilly, F. K. & D. J. Wright (1984), "Block trading and aggregate stock price volatility," *Financial analyst journal*, Vol. 40, No. 2, pp. 54-60.
- Sias, R. W. (1996), "Volatility and the institutional investor," *Financial analyst journal*, Vol. 52, No. 2, pp. 13-20.

The Effect of Institutional Investors' Trading on Stock Price Index Volatility

Han-Soo Yoo

Abstract

This study investigates the relation between institutional investor's net purchase and the volatility of KOSPI. Some portion of volatility in stock prices comes from noise trading of irrational traders. Observed volatility may be defined as the sum of the portion caused by information arrival, fundamental volatility, and the portion caused by noise trading, transitory volatility. This study decomposes the observed volatility into fundamental volatility and transitory volatility using Kalman filtering method. Most studies investigate the effect on the observed volatility. In contrast to other studies, this study investigates the effect on the fundamental volatility and transitory volatility individually.

Estimation results show that institutional investor's net purchase was not significantly related to all kinds of volatility (observed volatility, fundamental volatility and transitory volatility). This means that institutional investor's net purchase did not increase noise trading.

<Key Words> institutional investor, fundamental volatility, transitory volatility, noise trading, state-space model