

외국인 거래행태의 비기대변동성은 주식수익률의 변동성에 영향을 주는가[†]

변영태*

〈요 약〉

본 연구는 우리나라 주식시장을 대상으로 2004년 1월 2일부터 2012년 8월 31일 까지 일별자료를 이용하여 외국인투자자 거래행태의 대응치인 순매수강도의 비기대변동성이 KOSPI 일별종가수익률, 밤수익률 그리고 낮수익률의 변동성에 대해 정보이전효과가 존재하는 지에 대해 금융위기 전·후로 구분하여 분석하였다.

분석결과에 의하면 전체 분석기간 및 금융위기 전·후 하위기간 동안 전일(t-1) 및 당일(t) 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성이 KOSPI 일별종가수익률 변동성에 대해 각각 음(-)과 양(+의 정보이전효과가 있는 것으로 나타났다. 여기서 음(-)의 정보이전효과는 전일 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성이 다음날 주식수익률의 변동성을 감소시키는 역할을 하고 있음을 의미하고 양(+의 정보이전효과는 당일 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성이 당일 주식시장의 변동성 크기를 증가시킨다는 것을 의미한다.

한편, 전일 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성은 밤수익률의 변동성에 대해 정보이전 효과가 없는 것으로 나타났다. 마지막으로 낮수익률의 변동성에 대한 외국인투자자 비기대변동성의 정보이전 효과는 전체기간과 동일한 결과를 보였다.

핵심주제어: 외국인투자자, 비기대변동성, 정보이전효과, GARCH,
주식수익률의 변동성

논문접수일: 2012년 11월 18일 수정일: 2012년 12월 20일 게재확정일: 2012년 12월 20일

[†] 이 논문은 2012학년도 경성대학교 신입교수정착연구비에 의하여 연구되었음

* 경성대학교 경영학과 조교수, byt73@ks.ac.kr

I. 서 론

우리나라 주식시장에서 외국인 투자자의 주식취득 전체한도가 일반법인 및 공공법인의 경우 1992년에 각각 10%, 8%로 국내 주식시장에 대한 영향력은 크지 않았다. 하지만 자본시장의 개방화 및 글로벌화 추세에 따라 1992년 1월 이래 투자한도를 9차례 지속적으로 확대한 결과 외환위기 직후인 1998년 5월에 일반상장 법인 및 협회등록법인에 대한 주식취득의 한도 제한이 사라졌고, 공공법인은 30%까지 취득할 수 있도록 허용되었다. 이러한 결과 외환위기 이후 외국인투자자로부터 신규자금이 급속도로 유입됨에 따라 주식시장은 활성화 되었고 또한 국내 주식시장과 선진국 주식시장의 주가 간의 동조화 현상이 뚜렷이 나타났다. 지금까지 이들에 대한 주식투자 한도의 확대는 양적 및 질적 측면에서 국내 주식시장 발전뿐만 아니라 기업지배구조 개선 등 기업경영의 선진화에도 기여하고 있다. 하지만 다른 한편으로 투기적 자본의 단기수익 추구, 불공정 거래 등 여러 가지 부작용이 초래되면서 외국자본에 대한 부정적인 시각도 나타나고 있는 것도 사실이다. 분명한 것은 국내 주식시장에서 외국인 투자자들은 선진적인 투자분석기법을 활용한 투자로 인해 일정한 정보효과(information effect)를 가지므로 기관 및 개인투자자들에게 선도적인 정보를 제공한다고 할 수 있다. 따라서 이들의 거래행태는 주가 및 주가의 변동성에 미치는 영향력이 있을 것으로 짐작할 수 있다.

외국인투자자와 주가 간의 관계에 관련된 해외연구에는 Choe, Kho and Stulz(1999), Huang and Yang(2000) 그리고 Eizaguirre, Biscarri and Hidalgo(2002) 등이 있다. 특히, Choe, Kho and Stulz(1999)는 한국주식시장을 대상으로 1996년 11월 30일부터 1997년 12월 말까지 자료를 이용하여 외국인투자자가 주가에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석결과에 의하면 이들은 외환위기 이전에 외국인 투자자의 포지티브 피드백 거래(positive feedback trading) 및 군집투자(herding)에 대한 강한 증거를 발견하였고, 외국인의 대량매도(large sales)에 대해 주식시장은 신속하고 효율적으로 조정됨을 제시하였다. Huang and Yang(2000)은 10개 신흥국을 대상으로 외국인투자에 대한 제도가 마련된 시점을 중심으로 분석하였는데 이들은 한국을 포함한 3개국에서 비조건부분산(unconditional variance)이 자본자유화 이후 크게 상승하였음을 보여주었다. 또한 Eizaguirre, Biscarri and Hidalgo(2002)은 자본자유화와 주가변동성의 관계를 6개국을 대상으로 분석한 결과 한국의 경우 외국자본의 급격한 증가가 주가변동성에 영향을 미친다는 증거를 제시하였다.

국내 외국인투자자에 관한 연구에는 연강흠(1994), 최해술(1996), 김정성, 강규호(2005), 길재욱 외(2009), 정현철·정영우(2011) 등이 있다. 특히, 김정성, 강규호(2005)는 외국인 주식투자가 주식시장에서 차지하는 비중이 높아짐에 따라 이들의 투자행태가 주식시장의 변동성을 확대시키고 갑작스런 자본유출로 시장을 교란시키는 지에 대해 알아보기 위해 외국인 주식투자가 국내 주가변동성에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석 결과 외국인 주식투자가 주로 장기적 투자행태를 가지기 때문에 이들의 주식투자가 증가할수록 주식시장의 변동성이 확대되기 보다는 낮아진다는 사실을 발견하였다. 따라서 정책적으로 외국인 주식투자에 대한 직접적 제한보다는 더욱 금융환경을 선진화하고 예측하지 못한 위기상황에 대비하여 외국인 투자자금을 대체할 수 있는 기관투자자를 육성해야 할 것이라고 주장하였다. 최완수(2006) 연구는 외환위기 전·후로 동시점 외국인지분율과 기업가치 간에는 대체로 정(+)의 관계가 존재함을 보였다. 길재욱 외(2009)는 투자자별 효용함수에 따른 거래행태가 비대칭 변동성의 원인인지를 살펴보기 위해 개인투자자, 외국인투자자, 그리고 기관투자자의 거래비중에 따른 비대칭 변동성의 차이를 분석하였다. 연구결과에 의하면 상대적으로 위험회피정도가 낮은 효용함수를 갖는 외국인투자자의 거래비중이 높을수록 비대칭변동성이 낮은 것으로 나타남을 보여주었다. 이는 외국인 투자자들은 자본이익실현의 실패나 자본손실회피의 실패가 기대효용에 미치는 영향이 상대적으로 덜 비대칭적이기 때문에 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스에 대해 비대칭적으로 반응하는 정도가 더 약하게 나타남을 의미한다. 정현철, 정영우(2011)는 외국인 투자가 주가에 어떠한 영향을 미치는지 확인하고 기업의 특성에 따라서 그 영향력이 어떻게 달라지는 지를 알아보았다. 이들의 연구결과에 의하면 외국인순투자는 주가에 양(+)의 영향을 주고, 기업규모가 커질수록 외국인순투자의 효과는 점점 커진다고 주장하였다.

본 연구에서는 Hamao, Masulis and Ng(1990)가 제시한 방법론을 이용하여 외국인 투자행태의 대용치(proxy)인 순매수강도의 비기대변동성(unexpected volatility)이 KOSPI 주가지수 변동성에 대해 정보이전효과(information spillover effect)가 존재하는 지를 분석하려 한다. 지금까지의 연구는 대부분 전일 종가 대비 당일 증가인 일별종가수익률(close to close return)을 이용하여 주식수익률과 외국인의 투자행태 간의 관계에 관한 분석이 주종을 이루고 있어서 외국인 투자행태가 장중의 주가에만 영향을 주는 지 아니면 다음 날의 시초가에 대한 정보도 담고 있는 지를 명확히 알 수 없다는 한계를 가진다. 또한 이들의 예상치 못한 비기대 변동성이 주가의 변동성에 미치는 영향을 분석연구는 거의 없는 실정이다. 따라서 본고에서는 일별종가수익률 외에 전일 종가 대비 당일 시가인 밤수익

를(overnight return or close to open return)과 당일 시가 대비 당일 증가인 낮 수익률(daytime return or open to close return)로 구분하여 분석함으로써 KOSPI 일별증가수익률, 밤수익률, 낮수익률의 변동성에 대한 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성의 정보이전효과에 대해 분석하고자 한다.

이하 본 연구의 진행은 다음과 같다. 제 2장에서는 자료 및 연구방법론에 대해 기술하고, 제 3장에서는 실증결과를 서술하였다. 그리고 마지막으로 4장에서는 요약 및 결론을 제시하였다.

III. 자료 및 연구방법론

1. 자료기간 선정

본 논문에서 실증분석을 위한 전체기간은 2004년 1월 2일부터 2012년 8월 31일까지이다. 또한 2008년 글로벌 금융위기 전·후 외국인투자자의 투자행태의 비기대변동성이 KOSPI 지수수익률의 변동성에 미치는 영향에 있어서 차이가 있는지를 알아보기 위해 두 개의 하위기간으로 나눠 분석을 실시하였다. 하위기간을 나눈 시점은 리먼브라더스가 파산보호신청을 제출한 2008년 9월 15일로 정하였다. 따라서 글로벌 금융위기 전의 기간은 2004년 1월 2일부터 2008년 9월 15일까지로 하였고, 금융위기 이후의 기간은 2008년 9월 15일부터 2012년 8월 31일로 하였다. 실증분석을 위한 자료는 FnGuide에서 구하였다.

2. 연구방법

본 연구에서는 최근 글로벌 금융위기 전·후로 국내 주식시장에서 외국인 투자자의 투자행태의 비기대변동성이 주수수익률의 변동성에 영향을 미치는지를 알아보기 위해 ARCH(autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형을 일반화한 Bollerslev(1986)의 GARCH(general autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형을 사용하였다. Bollerslev, Chou and Kroner(1992)와 Bera and Higgins(1993)의 연구에서 ARCH/ GARCH 모형은 이분산 시계열을 효과적으로 모형화할 수 있는 장점을 지니고 있음을 지적한 바 있다. 본 연구의 목적을 위해 Hamao, Masulis and Ng(1990)이 제시한 연구모형을 활용하였다.

특히, 본 연구의 GARCH 모형에는 오차항의 상관성으로 인하여 모수(parameter) 추정에서 왜곡된 결과를 초래할 수 있는 문제를 해결하기 위해 French, Schwert and Stambaugh(1987), Bollerslev(1987)의 지적에 따라 MA(1)항을 포함시켰다. 외국인 투자행태의 비기대변동성이 KOSPI 지수수익률의 변동성에 미치는 영향을 분석하기 위해 아래의 식을 이용하여 추정하였다.¹⁾

$$\begin{aligned} R_{cc,t} &= \alpha_{cc} + \beta \varepsilon_{cc,t-1} + \gamma R_{US,t-1} + \varepsilon_{cc,t} \quad t = 1, \dots, N, \\ \varepsilon_{cc,t} &= \sigma_{cc,t} e_{cc,t}, \quad e_{cc,t} \sim NID(0,1), \\ \sigma_{cc,t}^2 &= a + b \varepsilon_{cc,t-1}^2 + c \sigma_{cc,t-1}^2 + d UE_{\Delta FS,t-1} + d UE_{\Delta FS,t} + e UE_{\Delta US,t-1} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} R_{co,t} &= \alpha_{co} + \beta \varepsilon_{co,t-1} + b_2 R_{US,t-1} \varepsilon_{co,t} \quad t = 1, \dots, N, \\ \varepsilon_{co,t} &= \sigma_{co,t} e_{co,t}, \quad e_{co,t} \sim NID(0,1), \\ \sigma_{co,t}^2 &= a + b \varepsilon_{co,t-1}^2 + c \sigma_{co,t-1}^2 + d UE_{\Delta FS,t-1} + e UE_{\Delta US,t-1} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} R_{oc,t} &= \alpha_{oc} + \beta \varepsilon_{oc,t-1} + \gamma R_{US,t-1} + \varepsilon_{oc,t} \quad t = 1, \dots, N, \\ \varepsilon_{oc,t} &= \sigma_{oc,t} e_{oc,t}, \quad e_{oc,t} \sim NID(0,1), \\ \sigma_{oc,t}^2 &= a + b \varepsilon_{oc,t-1}^2 + c \sigma_{oc,t-1}^2 + d UE_{\Delta FS,t-1} + e UE_{\Delta FS,t} + f UE_{\Delta US,t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

위 식에서 $R_{cc,t}$ (이하 일별종가수익률)은 t-1일의 종가에서 t일의 종가까지 KOSPI의 자연로그수익률 $\ln(P_{c,t}/P_{c,t-1})$, $R_{co,t}$ (이하 밤수익률)은 t-1일의 종가에서 t일의 시초가까지의 KOSPI의 자연로그수익률 $\ln(P_{o,t}/P_{c,t-1})$, $R_{oc,t}$ (이하 낮수익률)은 t일의 시초가에서 t일의 종가까지의 KOSPI의 자연로그수익률 $\ln(P_{c,t}/P_{o,t})$ 을 의미한다. $R_{cc,t-1}$, $R_{co,t-1}$, 그리고 $R_{oc,t-1}$ 은 각각 t-1일의 일별종가수익률, 밤수익률, 낮수익률을 나타낸다. $R_{US,t-1}$ 은 t-1일의 미국의 S&P500 지수수익률을 나타낸다. 특히, 분산방정식 항에 포함되어 있는 $UE_{\Delta FS,t-1}$, $UE_{\Delta FS,t}$ 와 $UE_{\Delta US,t-1}$ 은 Hamao, Masulis and Ng(1990)가 제시한 방법에 따라 측정한 외국인 투자행태의 비기대변동성과 S&P500 지수수익률의 비기대변동성의 대응치이다.²⁾ 여기서 $UE_{\Delta US,t-1}$ 을 분산방정식에 포함시킨

1) 본 연구에서 외국인의 투자행태에 대한 대응치(proxy)는 순매수강도로 측정하였다.

t일의 외국인 순매수강도 = $\frac{t\text{일의 외국인투자자 순매수금액}}{t\text{일의 총거래금액}}$

2) Hamao, Masulis and Ng(1990)가 제시한 방법을 이용하여 MA(1)-GARCH(1,1)모형에 의해 추정

이유는 t-1일의 미국 주식시장의 결과가 국내 외국인투자자의 거래행태에 영향을 미치기 때문에 이를 통제하기 위함이다.

IV. 실증결과

1. 기초통계량 및 단위근 검정

<표 1>은 KOSPI의 일별증가수익률, 밤수익률, 낮수익률, 외국인투자자의 매수강도 그리고 S&P500 지수수익률의 전체기간과 하위기간에 대한 기술통계량을 보여준다.

<표 1> 기술통계량 분석

| 구분 | | 평균 | 최대값 | 최소값 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 | J-B | 관측수 | |
|-----------------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|---------|-------------|------------|------|
| KOSPI | 증가수익률 | 전체 | 0.000394 | 0.112844 | -0.111720 | 0.015012 | -0.5606 | 9.1612 | 3544.30*** | 2169 |
| | | 금융위기전 | 0.000422 | 0.059621 | -0.071777 | 0.013879 | -0.4844 | 5.4493 | 343.98*** | 1190 |
| | | 금융위기후 | 0.000359 | 0.112844 | -0.111720 | 0.016290 | -0.6067 | 11.1600 | 2776.18*** | 979 |
| | 밤수익률 | 전체 | 0.000022 | 0.088974 | -0.148989 | 0.018857 | -0.8382 | 8.3076 | 2799.88*** | 2169 |
| | | 금융위기전 | 0.000173 | 0.071786 | -0.091464 | 0.017824 | -0.5992 | 5.0325 | 276.03*** | 1190 |
| | | 금융위기후 | -0.000163 | 0.088974 | -0.148989 | 0.020048 | -1.0288 | 10.5749 | 2513.31*** | 979 |
| | 낮수익률 | 전체 | -0.000375 | 0.085971 | -0.113500 | 0.011938 | -0.4049 | 11.3638 | 6381.34*** | 2169 |
| | | 금융위기전 | -0.000256 | 0.045269 | -0.051775 | 0.011028 | -0.4722 | 4.7634 | 198.42*** | 1190 |
| | | 금융위기후 | -0.000519 | 0.085971 | -0.113500 | 0.012962 | -0.3386 | 15.0954 | 5986.51*** | 979 |
| 외국인 순매수강도 | 전체 | -0.004284 | 1.269636 | -0.967953 | 0.196488 | 0.1593 | 7.0833 | 1516.06*** | 2169 | |
| | 금융위기전 | -0.040001 | 0.690800 | -0.763161 | 0.161935 | -0.4202 | 6.0363 | 492.13*** | 1190 | |
| | 금융위기후 | 0.039132 | 1.269636 | -0.967953 | 0.224197 | 0.1506 | 6.7074 | 564.39*** | 979 | |
| S&P500 증가수익률 | 전체 | 0.000128 | 0.109572 | -0.094695 | 0.013428 | -0.2930 | 13.5828 | 10152.64*** | 2169 | |
| | 금융위기전 | -0.000096 | 0.109572 | -0.094695 | 0.010936 | -0.7266 | 24.0587 | 22093.43*** | 1190 | |
| | 금융위기후 | 0.000400 | 0.102457 | -0.093537 | 0.015943 | -0.1301 | 8.6749 | 1316.43*** | 979 | |

*** 1% 수준에서 유의함을 의미함

KOSPI 일별증가수익률, 밤수익률 그리고 S&P500 지수수익률은 평균이 양(+)인 것으로 보아 전체기간 동안 상승하였음을 알 수 있다. 그에 반해 낮수익률은 평균이 음(-)인 것으로 나타났다. 한편 외국인의 순매수 강도의 평균이 분석 전체

된 잔차를 구하고 이들 잔차의 제곱을 비기대변동성의 대응치로 사용하였다.

기간 동안 금액기준으로 음(-)인 것으로 나타남으로써 이 기간 동안 외국인은 매수보다 매도를 더 많이 했음을 알 수 있다. 하위기간을 살펴보면 금융위기 전에는 금융위기의 영향으로 매수보다 매도가 더 많았으며 금융위기 후에는 저평가된 것으로 판단하여 국내 주식시장에서 주식을 지속적으로 매수한 것으로 판단된다. KOSPI 지수수익률과 S&P500 지수수익률 모두 금융위기 전보다 이후에 표준편차의 값이 더 높은 것으로 나타났는데 이는 금융위기 이후에 한국과 미국 주식시장의 변동성이 더 높아졌음을 의미한다. 외국인 및 기관투자자의 매수강도 또한 금융위기 이전에 비해 이후에 더 높아졌다. 분포의 치우침을 나타내는 왜도(skewness)는 KOSPI 지수수익률과 S&P500 지수수익률 모두 전체기간과 하위기간에서 꼬리부분이 왼쪽으로 길어진(skewed to the left) 형태를 보이는 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 하지만 외국인순매수강도는 전체기간 동안에는 양(+의) 왜도를 가짐을 볼 수 있다. 분포의 뾰족한 정도를 나타내는 첨도(kurtosis)는 모든 자료에서 3보다 큰 값을 가지는 것으로 나타나 정규분포보다 뾰족한 형태인 첨예분포(leptokurtic)를 보였다. 이러한 확률분포에서 알 수 있는 것은 추정회귀식의 잔차항이 이분산성(heteroskedasticity)을 가질 가능성이 높다는 것을 암시한다. 시계열의 정규성을 검증하는 Jaque-Bera 검정통계량은 1% 유의수준에서 모두 통계적으로 유의하게 기각되어 이러한 시계열들이 정규분포하지 않음을 알 수 있다.

<표 2> 수준변수 및 수익률의 단위근 검정

| 구분 | | | | PP 검정 | |
|----------|------|-----|--------|-----------|-----------|
| | | | | 상수항 | 추세선 |
| KOSPI | 수준변수 | 시초가 | 전체기간 | -1.64 | -2.23 |
| | | | 금융위기 전 | -1.41 | -0.74 |
| | | | 금융위기 후 | -1.52 | -2.01 |
| | | 종가 | 전체기간 | -1.52 | -2.31 |
| | | | 금융위기 전 | -1.41 | -0.80 |
| | | | 금융위기 후 | -1.52 | -2.04 |
| | 수익률 | 종가 | 전체기간 | -45.78*** | -45.78*** |
| | | | 금융위기 전 | -34.61*** | -34.64*** |
| | | | 금융위기 후 | -30.27*** | -30.26*** |
| | | 밤 | 전체기간 | -31.12*** | -31.11*** |
| | | | 금융위기 전 | -23.32*** | -23.32*** |
| | | | 금융위기 후 | -20.57*** | -20.55*** |
| | | 낮 | 전체기간 | -49.39*** | -49.37*** |
| | | | 금융위기 전 | -35.03*** | -35.03*** |
| | | | 금융위기 후 | -34.38*** | -34.36*** |
| 외국인순매수강도 | | | 전체기간 | -35.21*** | -35.19*** |
| | | | 금융위기 전 | -26.69*** | -26.68*** |
| | | | 금융위기 후 | -20.88*** | -20.86*** |

| | | | | |
|---------|------|--------|-----------|-----------|
| S&P 500 | 수준변수 | 전체기간 | -1.69 | -1.69 |
| | | 금융위기 전 | -0.66 | 1.78 |
| | | 금융위기 후 | -1.09 | -3.12 |
| | 수익률 | 전체기간 | -52.22*** | -52.21*** |
| | | 금융위기 전 | -37.19*** | -37.37*** |
| | | 금융위기 후 | -36.68*** | -36.66*** |

*** 1% 수준에서 유의함을 의미함.

<표 2>는 분석자료 시계열의 수준변수와 차분한 변수에 대한 필립스-페론(Phillips-Perron : 이하 PP) 검정 결과를 나타낸 것이다. 시계열분석에서 자료대상의 정상성(stationary)을 검정하는 것은 중요하다. 왜냐하면 Granger and Newbold(1974)는 분석자료가 단위근을 가지는 I(1)과정을 따를 경우 이러한 자료를 이용하여 분석하게 되면 변수들 간에 상호관계가 없음에도 불구하고 회귀식의 결정계수(R^2) 높게 나오는 가성회귀(spurious regression)가 발생한다고 문제를 제기하였다. 따라서 단위근 검정을 위해 Phillips(1987)와 Perron(1988)이 제시한 PP검정을 실시하였다. PP 검정을 수행한 이유는 DF-검정에서는 오차항이 i.i.d 정규분포한다고 가정한다. 그러나 많은 금융·경제시계열의 오차항은 오히려 이분산 특성을 가지고 있고 자기상관이 있을 가능성이 높기 때문이다. 시계열 자료의 단위근 검정결과 수준변수에는 모두 ‘한 개의 단위근을 가진다’라는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 하지만 예상대로 외국인외의 순매수강도와 수익률 자료에서는 이러한 가설을 기각하기 때문에 모두 안정적인 시계열로 나타났다.

2. 모형의 적합성 분석

본 연구에서는 MA(1)-GARCH(1,1) 모형의 모수의 최우추정치(MLE : maximum likelihood estimate)을 구하기 위하여 Berndt, Hall, Hall and Hausman(1974)이 제안한 BHHH 알고리즘에 기반한 대수우도함수(log likelihood function)을 최대화한 비선형 최적화기법을 사용하였다. 모형의 적합성검정(specification test)을 위한 분석모형의 잔차와 잔차제곱에 대한 시계열상관이 존재하는 지에 대한 검정을 위해 Ljung-Box(LB) 검정통계량을 사용하였다.

$$\begin{aligned}
 R_{cc(co, oc), t} &= \alpha_{cc} + \beta \varepsilon_{cc, t-1} + \gamma R_{US, t-1} + \varepsilon_{cc, t} \quad t = 1, \dots, N, \\
 \varepsilon_{cc(co, oc), t} &= \sigma_{cc, t} e_{cc, t}, \quad e_{cc, t} \sim NID(0, 1), \\
 \sigma_{cc(co, oc), t}^2 &= a + b \varepsilon_{cc, t-1}^2 + c \sigma_{cc, t-1}^2
 \end{aligned} \tag{4}$$

<표 3> KOSPI 지수수익률에 대한 모형의 타당성 분석

| 구분 | 전체기간 | | 금융위기 전 | | 금융위기 후 | |
|---------------------------------------|---------|------------|---------|------------|---------|------------|
| | 계수값 | t-통계량 | 계수값 | t-통계량 | 계수값 | t-통계량 |
| 패널 A : 일별증가수익률(close to close return) | | | | | | |
| α | 0.0008 | 4.1358*** | 0.0011 | 3.6526*** | 0.0005 | 2.0513** |
| β | -0.1445 | -6.0643*** | -0.0727 | -2.2321** | -0.2538 | -7.4489*** |
| γ | -0.1216 | 23.3367*** | 0.5544 | 15.3626*** | 0.4856 | 18.3101*** |
| a | 0.0001 | 3.3708*** | 0.0001 | 2.2889* | 0.0001 | 2.6929*** |
| b | 0.1011 | 6.8972*** | 0.9262 | 4.7713*** | 0.0946 | 4.2812*** |
| c | 0.8807 | 53.6597*** | 0.8833 | 34.0343*** | 0.8836 | 40.3134*** |
| $LB(12)$ | 8.364 | | 6.163 | | 6.458 | |
| $LB^2(12)$ | 11.856 | | 17.950 | | 7.7667 | |
| 패널 B : 밤수익률(overnight return) | | | | | | |
| α | 0.0008 | 2.0126** | 0.0013 | 2.4025*** | 0.0002 | 0.3884 |
| β | 0.5305 | 27.2715*** | 0.5718 | 22.7573*** | 0.4764 | 15.8790*** |
| γ | 0.5887 | 30.4057*** | 0.6818 | 21.8422*** | 0.5417 | 21.3107*** |
| a | 0.0001 | 3.6025*** | 0.0001 | 2.6797*** | 0.0001 | 2.7552*** |
| b | 0.1028 | 6.8212*** | 0.1135 | 4.9027*** | 0.0740 | 3.8341*** |
| c | 0.8743 | 52.1909*** | 0.8480 | 28.2953*** | 0.9017 | 44.2659*** |
| $LB(12)$ | 11.389 | | 9.919 | | 15.282 | |
| $LB^2(12)$ | 14.034 | | 11.629 | | 12.127 | |
| 패널 C : 낮수익률(daytime return) | | | | | | |
| α | 0.0002 | 1.2740 | 0.0004 | 1.6233 | 0.0001 | 0.0959 |
| β | -0.1316 | -0.8117 | -0.0070 | -0.2200 | -0.0385 | -1.1420 |
| γ | -0.0190 | -7.4686*** | -0.1621 | -5.9623*** | -0.1065 | -4.6346*** |
| a | 0.0001 | 3.5208*** | 0.0001 | 2.4899** | 0.0001 | 2.8279*** |
| b | 0.0915 | 6.4409*** | 0.0894 | 4.3719*** | 0.0710 | 3.8122*** |
| c | 0.8875 | 55.8910*** | 0.8792 | 31.6096*** | 0.9054 | 48.4248*** |
| $LB(12)$ | 11.299 | | 7.828 | | 7.808 | |
| $LB^2(12)$ | 18.706 | | 14.625 | | 15.254 | |

- * 1. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함
- 2. $LB(12)$, $LB^2(12)$ 는 각각 추정잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한 검정통계량이며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 26.22(1%), 21.03(5%), 18.55(10%)임

KOSPI의 일별증가수익률, 밤수익률, 낮수익률에 대한 MA(1)-GARCH(1,1) 모형의 적합성분석결과 <표 3>에 제시되어 있다. GARCH 모형의 조건인 $b \geq 0, c \leq 1, b+c \leq 1$ 에 대해 모두 조건부분산의 비음수성과 약안정성 조건을 만족시키고 있음을 볼 수 있다. 또한 모형의 결과에 의한 추정 잔차와 추정 잔차제곱 값의 $LB(12)$, $LB^2(12)$ 의 자기상관(autocorrelation)에 대한 Ljung-Box

검정통계량이 1%의 임계치보다 낮았으며 이는 “잔차 및 잔차의 제곱에 대한 자기상관은 없다”라는 귀무가설을 기각하지 못함으로써 자기상관이 없음을 알 수 있다. 따라서 MA(1)-GARCH(1,1)모형이 적합한 것으로 나타났다³⁾.

3. 주식수익률 변동성에 대한 외국인투자자 거래행태의 비기대변동성의 정보이전 효과분석

우선, <표 4>는 KOSPI 일별증가수익률 변동성에 대한 외국인투자자 거래행태의 대응치인 순매수강도의 비기대변동성의 정보이전 효과분석을 나타낸 것이다.

<표 4> KOSPI 일별증가수익률의 변동성에 대한 외국인순매수강도의 비기대변동성의 정보이전효과 분석

$$R_{cc,t} = \alpha_{cc} + \beta e_{cc,t-1} + \gamma R_{US,t-1} + \varepsilon_{cc,t} \quad t=1, \dots, N,$$

$$\varepsilon_{cc,t} = \sigma_{cc,t} e_{cc,t}, \quad e_{cc,t} \sim NID(0,1),$$

$$\sigma_{cc,t}^2 = a + b \varepsilon_{cc,t-1}^2 + c \sigma_{cc,t-1}^2 + d UE_{\Delta FS_{cc,t-1}} + e UE_{\Delta FS_{cc,t}} + f UE_{\Delta US_{cc,t-1}}$$

| 구분 | 전체기간 | | 금융위기 전 | | 금융위기 후 | |
|------------|---------|------------|-----------|------------|---------|------------|
| | 계수값 | t-통계량 | 계수값 | t-통계량 | 계수값 | t-통계량 |
| α | 0.0007 | 3.7838*** | 0.0010 | 3.3396*** | 0.0003 | 1.3796 |
| β | -0.1459 | -6.1891*** | -0.0736 | -2.2220** | -0.2528 | -7.7732*** |
| γ | 0.4811 | 19.5317*** | 0.5521 | 13.6761*** | 0.4500 | 14.2685*** |
| a | 0.0001 | 2.8212*** | 0.0001 | 1.7037* | 0.0001 | 0.9537 |
| b | 0.0802 | 5.7459*** | 0.0680 | 3.8097*** | 0.0417 | 2.5153** |
| c | 0.8693 | 41.4168*** | 0.8800 | 29.6985*** | 0.8842 | 32.9008*** |
| d | -0.0005 | -3.9074*** | -0.0005 | -2.0987** | -0.0006 | -3.7275*** |
| e | 0.0005 | 3.8238*** | 0.0006 | 2.5914*** | 0.0007 | 3.7784*** |
| f | 0.0255 | 2.7320*** | 0.0282 | 1.5051 | 0.0330 | 2.4595* |
| $LB(12)$ | 8.5983 | | 6.8212 | | 5.4386 | |
| $LB^2(12)$ | 17.001 | | 28.142*** | | 8.6517 | |

* 1. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함
 2. $LB(12)$, $LB^2(12)$ 는 각각 추정잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한 검정통계량이며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 26.22(1%), 21.03(5%), 18.55(10%)임

MA(1)- GARCH(1,1) 모형의 결과에 의한 추정 잔차와 추정 잔차제곱 값의

3) 외국인 투자자의 매수강도와 S&P500 지수수익률에 대해서도 분석한 결과 MA(1)-GARCH(1,1) 모형이 적합한 것으로 나타났다.

$LB(12)$, $LB^2(12)$ 의 자기상관(autocorrelation)에 대한 Ljung-Box 검정통계량이 1%의 임계치보다 낮은 것으로 나타나 모형의 적합성을 만족시키는 것임을 알 수 있다. 이러한 모형을 이용한 분석결과에 의하면, 전체 분석기간 동안에 외국인 투자자 순매수강도의 전일 및 동일 비기대변동성의 일별증가수익률 변동성에 대한 정보이전효과를 나타내는 분산방정식의 계수인 d 와 e 는 각각 -0.0005 , $+0.0005$ 로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 전일 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성이 다음날 주식수익률의 변동성에 음(-)의 영향을 미침으로서 주식시장의 변동성에 대해 정보이전 효과가 있음을 나타내며 또한 변동성의 크기를 낮추는 역할을 하고 있음을 의미한다. 이에 반하여 동일시차인 당일 외국인 투자자의 순매수강도의 비기대변동성이 당일 주식시장의 변동성의 크기를 증가시키고 있음을 알 수 있다. 하위기간인 금융위기 전·후에 대한 결과도 일관되게 전일 외국인 투자자의 순매수강도의 비기대변동성은 당일 주식시장의 변동성의 크기를 하락시키고 당일은 주식시장의 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다.

<표 5> KOSPI 밤수익률의 변동성에 대한 외국인순매수강도 비기대변동성의 정보전이 효과 분석

$$R_{co,t} = \alpha_{co} + \beta e_{co,t-1} + b_2 R_{US,t-1} e_{co,t} \quad t=1, \dots, N,$$

$$e_{co,t} = \sigma_{co,t} e_{co,t}, \quad e_{co,t} \sim NID(0,1),$$

$$\sigma_{co,t}^2 = a + b e_{co,t-1}^2 + \omega e_{co,t-1}^2 + d UE_{\Delta FS_{co,t-1}} + f UE_{\Delta US_{co,t-1}}$$

| 구분 | 전체기간 | | 금융위기 전 | | 금융위기 후 | |
|------------|----------------|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 계수값 | t-통계량 | 계수값 | t-통계량 | 계수값 | t-통계량 |
| α | 0.0008 | 2.0223** | 0.0011 | 2.0383*** | 0.0001 | 0.2236 |
| β | 0.5329 | 26.8746*** | 0.5807 | 22.7045*** | 0.4785 | 15.9300*** |
| γ | 0.5954 | 26.9409*** | 0.6813 | 20.0762*** | 0.5454 | 18.7218*** |
| a | 0.0001 | 3.4490*** | 0.0001 | 3.1781*** | 0.0001 | 2.0140** |
| b | 0.0992 | 5.7942*** | 0.0802 | 4.0893*** | 0.0433 | 2.0804** |
| c | 0.8385 | 33.2059*** | 0.8688 | 32.3638*** | 0.8859 | 29.9708*** |
| d | -0.0001 | -0.4780 | 0.0001 | 1.0927 | 0.0001 | 0.0630 |
| e | 0.0379 | 2.8608*** | -0.0025 | -4.9618*** | 0.0330 | 2.3367** |
| $LB(12)$ | 12.831 | | 12.528 | | 15.898 | |
| $LB^2(12)$ | 11.783 | | 9.574 | | 11.091 | |

* 1. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함
 2. $LB(12)$, $LB^2(12)$ 는 각각 추정잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한 검정통계량이며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 26.22(1%), 21.03(5%), 18.55(10%)임

<표 5>는 KOSPI 밤수익률 변동성에 대한 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성의 정보이전 효과분석을 나타낸 것이다. 분석결과에 의하면, 전체 분석기간 동안에 외국인 투자자 순매수강도의 전일 비기대변동성의 일별증가수익률 변동성에 대한 정보이전효과를 나타내는 분산방정식의 계수인 d 는 -0.0001로 1% 수준에서 통계적으로 비유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 전일 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성이 밤수익률의 변동성에 영향을 미치지 않는 것으로 밤수익률의 변동성에 대해서는 정보이전 효과가 없음을 의미한다. 하위기간인 금융위기 전·후에 대한 결과에서도 전일 외국인 투자자의 순매수강도의 비기대변동성은 밤수익률 주식시장의 변동성에 대한 정보이전 효과가 없는 것으로 나타났다.

<표 6> 외국인순매수강도의 비기대변동성이 KOSPI 낮수익률의 변동성에 대한 정보전이효과 분석

$$R_{oc,t} = \alpha_{oc} + \beta \varepsilon_{oc,t-1} + \gamma R_{US,t-1} + \varepsilon_{oc,t} \quad t = 1, \dots, N,$$

$$\varepsilon_{oc,t} = \sigma_{oc,t} e_{oc,t}, \quad e_{oc,t} \sim NID(0,1),$$

$$\sigma_{oc,t}^2 = a + b \varepsilon_{oc,t-1}^2 + c \sigma_{oc,t-1}^2 + d UE_{\Delta FS_{oc,t-1}} + e UE_{\Delta FS_{oc,t}} + f UE_{\Delta US_{oc,t-1}}$$

| 구분 | 전체기간 | | 금융위기 전 | | 금융위기 후 | |
|------------|----------------|-------------------|----------------|----------------|----------------|------------------|
| | 계수값 | t-통계량 | 계수값 | t-통계량 | 계수값 | t-통계량 |
| α | 0.0002 | 0.9635 | 0.0004 | 0.1605 | -0.0001 | -0.3168 |
| β | -0.0209 | -0.8939 | -0.0026 | -0.0816 | -0.0454 | -1.3698 |
| γ | -0.1443 | -6.9657*** | -0.1770 | -5.2024*** | -0.1254 | -4.7088*** |
| a | 0.0001 | 3.0539*** | 0.0001 | 2.0398** | 0.0001 | 1.0411 |
| b | 0.0777 | 5.4378*** | 0.0681 | 3.5007*** | 0.0360 | 2.1568** |
| c | 0.8681 | 40.5928*** | 0.8720 | 27.0849*** | 0.9018 | 37.2238*** |
| d | -0.0003 | -2.8563*** | -0.0003 | -1.5547 | -0.0002 | -2.2644** |
| e | 0.0003 | 2.7741*** | 0.0004 | 1.9575* | 0.0003 | 2.4375** |
| f | 0.0190 | 2.7584*** | 0.0232 | 1.4802 | 0.0187 | 2.2793** |
| $LB(12)$ | 11.600 | | 9.1987 | | 8.2864 | |
| $LB^2(12)$ | 21.980 | | 18.562* | | 13.383 | |

* 1. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함
 2. $LB(12)$, $LB^2(12)$ 는 각각 추정잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한 검정통계량이며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 26.22(1%), 21.03(5%), 18.55(10%)임

<표 6>은 KOSPI 낮수익률의 변동성에 대한 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성의 정보이전 효과분석을 나타낸 것이다. 분석결과에 의하면, 전체 분

석기간 동안에 외국인 투자자 순매수강도의 전일 및 동일 비기대변동성의 낮수익률 변동성에 대한 정보이전효과를 나타내는 분산방정식의 계수인 d 와 e 는 각각 -0.0003 , $+0.0003$ 이며 t 통계량은 -2.8563 , 2.7741 로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 전일 외국인투자자 순매수강도의 비기대변동성이 다음날 낮수익률의 변동성에 음(-)의 영향을 미침으로서 주식거래가 이뤄지고 있는 장중의 변동성에 대해 정보이전 효과가 있음을 알 수 있다. 또한 계수가 음(-)의 값을 가지므로 전일의 외국인투자자 순매수강도에 의한 비기대변동성은 변동성의 크기를 낮추는 역할을 하고 있음을 판단할 수 있다. 이에 반하여 동일시차인 당일 외국인 투자자의 순매수강도의 비기대변동성은 당일 주식시장의 변동성의 크기를 증가시키는 것으로 나타났다. 하위기간인 금융위기 전·후에 대한 결과도 일관되게 전일 외국인 투자자의 순매수강도의 비기대변동성은 당일 주식시장의 변동성의 크기를 하락시키고 당일은 주식시장의 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 우리나라 주식시장을 대상으로 2004년 1월 2일부터 2012년 8월 31일까지 일별자료를 이용하여 외국인투자자 거래행태의 대응치인 순매수강도의 비기대변동성이 KOSPI 일별종가수익률, 밤수익률 그리고 낮수익률의 변동성에 대해 정보이전효과가 존재하는 지에 대해 금융위기 전·후로 구분하여 분석하였다.

분석결과에 의하면 전체분석 기간 동안 전일($t-1$ 일)과 당일(t 일)에 대해 외국인투자자의 비기대변동성은 KOSPI 일별종가수익률의 변동성에 각각 음(-)과 양(+)¹의 정보이전효과가 있는 것으로 나타났다. 여기서 음(-)의 정보이전효과는 전일 외국인투자자 비기대변동성이 다음날 주식수익률의 변동성을 감소시키는 역할을 하고 있음을 의미하고 양(+)²의 정보이전효과는 당일 외국인투자자의 비기대변동성이 당일 주식시장의 변동성을 증가시킨다는 것을 의미한다. 하위기간인 금융위기 전·후의 경우 전체기간과 동일한 결과를 보였다.

한편, 일별종가수익률을 구분하여 분석했을 경우 전일 외국인투자자 비기대변동성은 밤수익률의 변동성에 대해 정보이전 효과가 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 나온 이유는 외국인투자자의 비기대변동성이 전일 미국 주식시장의 비기대변동성에 의해 대부분 설명되기 때문인 것으로 판단된다. 마지막으로 낮

수익률의 변동성에 대한 외국인투자자 비기대변동성의 정보이전효과를 분석한 결과, 전체 분석기간 동안에 외국인 투자자 전일 및 당일 비기대변동성은 낮수익률 변동성에 대해 각각 음(-)과 양(+)의 정보이전효과가 존재하는 것으로 나타났다. 하위기간인 금융위기 전·후에 대한 결과도 유사하였으나 금융위기 전에는 통계적으로 비유의적이었으며, 금융위기 후에는 전체기간과 동일한 결과를 보였다.

본 연구는 국내 주식시장의 변동성에 영향을 미치는 많은 요인들 중에서 외국인투자자의 거래행태가 주식 및 파생상품 시장참여자들에게 주식수익률의 변동성을 예측할 수 있는 정보를 제공함으로써 효과적인 투자의사결정에 도움을 줄 수 있음을 시사한다. 본 실증분석 결과를 통해 국내 주식시장에 많은 영향력 미치는 외국인투자자의 거래행태와 주식수익률의 변동성 간의 관계를 규명하였다는 점에서 학문적 의의가 있다고 사료된다.

참고문헌

1. 고희수 · 박창욱(2005), “기관투자자와 주식시장의 안정성에 관한 연구”, 한국증권연구원.
2. 길재욱 · 김나영 · 이은정(2009) “투자자별 거래행태와 비대칭 변동성”, 금융연구, 제23권, 제3호, pp.25-49.
3. 김명직 · 장국현(2002), 금융시계열분석, 경문사.
4. 김병기(2009), “외국인 투자비중이 기업가치에 미치는 영향”, 경영과 정보연구, 제28권, 제2호, pp.113-134.
5. 김수경 · 변영태(2011), “외국인 및 기관투자자의 순매수강도와 주식수익률 간의 관계”, 경영과 정보연구, 제30권, 제4호, pp.23-44.
6. 김정성 · 강규호(2005), “외국인 주식투자가 국내 주가변동성에 끼는 영향 및 정책적 시사점”, 금융연구, 제19권, 제1호, pp.1-34.
7. 박종혜(2011), “한국주식시장에서 범위변동성의 기간별 예측력에 관한 연구”, 경영과 정보연구, 제30권, 제2호, pp.237-255.
8. 연강흠(1994), “증시개방후의 투자주체별 투자행태에 관한 연구”, 증권학회지, 제16집, pp.151-187.
9. 정현철 · 정영우(2011), “외국인 순투자가 주가에 미치는 영향”, 국제경영연구, 제22권, 제1호, pp.1-28.
10. 최완수(2006), “동아시아 주식시장의 조건부 상관관계의 동적 특성”, 사회과학연구, 제10집, pp.204-229.
11. 최해술(1996) “외국인투자가 국내 증시에 미치는 영향”, 동림경영연구, 제5집, pp.203-220.
12. Bera, A. K., and M. L. Higgins(1993), “A Survey of ARCH Models : Properties, Estimation and Testing,” *Journal of Economic Surveys*, pp.305-366.
13. Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. A. Hausman C.(1974), “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Journal of Economic and Social Measurement*, pp.653-665.
14. Bollerslev, T.(1987), “A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, 542-547.
15. Bollerslev, T.(1986), “Generalized Autoregressive Conditional

- Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp.307-27.
16. Bollerslev, T., Chou, R. Y. and K. F. Kroner(1992), “ARCH Modeling in Finance,” *Journal of Econometrics*, Vol. 52, pp.5-59.
 17. Choe, H., B. C. Kho, and R. M. Stulz(1999), “Do foreign investors destabilize stock markets? The Korean experience in 1997,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 54, pp.227-264.
 18. Eizaguirre, J. C., J. G. Biscarri and F. P. G. Hidalgo(2002), “Financial Liberalization and Emerging Stock Market Volatility,” *Universidad de Navarra*.
 19. French, K. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh(1987) “Expected Stock Returns and Volatility,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, pp.3-29.
 20. Granger, C. and Newbold, P.(1974), “Spurious Regression in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp.111-120.
 21. Hamao Yasushi, Ronald W. Masulis and Victor Ng(1990), “Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets,” *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp.281-307.
 22. Huang B. N, and C. W. Yang(2000), “The impact of Financial Liberalization on Stock Price Volatility in Emerging Markets,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 28, pp. 321-339.
 23. Perron, P.(1988), “Trends and random walks in macroeconomic time series,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp.297-332
 24. Phillips, P. C. B.(1987), “Time series regression with a unit root,” *Econometrica*, Vol. 55, pp.277-3.

Abstract

The Unexpected Volatility of Foreigners' Trading Behavior Effects on the Korean Stock Market Volatility[†]

Byun, Young tae*

This study is designed to investigate whether the information spillover effect is existed between the foreign investors' unexpected volatility of net purchasing intensity and the volatilities of returns in terms of daily closing stock return, overnight return, and daytime return, before and after financial crisis in Korea.

The result of this study shows that there is negative information spillover effect between the foreign investors' unexpected volatility of net purchasing intensity and the volatility of daily closing stock return for time $t-1$. However, there is an opposite result for time t , showing positive information transmission effect.

For the overnight return, the test result provides there is no statistical significance between the foreign investor's unexpected volatility of net purchasing intensity and the volatilities of return. In addition, I found that the information transmission effect is existed between the foreign investor's unexpected volatility of net purchasing intensity and the volatilities of the daytime return for the entire timeline.

Key Words : Foreign Investors, Unexpected Volatility, Information Spillover Effect, GARCH, Stock Market Volatility

[†] This research was supported by Kyungsung University Research Grants in 2012

* Assistant Professor, Kyungsung University, byt73@naver.com