

사이버 주식거래와 주가 변동성

정군오* · 유한수**

Cyber Trading and KOSPI Volatility

Kun-Oh Jung* and Han-Soo Yoo**

요약 본 연구에서는 사이버 주식거래의 도입이 주가 변동성에 어떤 영향을 주었는가를 분석하였다. 기존 연구들이 시장에서 관찰되는 변동성을 대상으로 분석하였는데, 본 연구에서는 시장에서 관찰되는 변동성을 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하여 분석하였다.

관측변동성에 대한 분석결과 사이버 주식거래 비중이 50%를 넘어선 기간 C에서 관측변동성이 증가한 것으로 분석결과가 나타났다. 그리고 일시적 변동성은 기간 C에서 유의하게 변화하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 관측변동성이 기간 C에서 증가한 이유가 잡음거래의 증가에 의한 현상이 아니라는 것이다. 결론적으로 사이버 주식거래의 증가로 정보가 가격에 신속하게 반영되어 관측변동성이 증가한 것으로 판단할 수 있다.

Abstract Volatility may be defined as the sum of fundamental volatility caused by information arrival and transitory volatility caused by noise trading. This study decomposes the observed KOSPI volatility into fundamental volatility and transitory volatility using Kalman filtering method. This study investigates the effects of the introduction of cyber trading on the KOSPI volatility. 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. Analysis showed that observed volatility is increased significantly at 1% level, but transitory volatility is not increased. This means that noise trading by irrational investors is not increased.

Key Words : volatility, Kalman filtering, cyber trading

1. 서 론

사이버 증권거래란 인터넷 등을 이용하여 주식, 채권, 선물, 옵션 등을 사고 파는 거래를 말한다. 이러한 사이버 증권거래는 전자통신기술의 발전과 함께 급속하게 변화하여 왔다. 세계 각지에서 발생하는 모든 소식들이 실시간으로 제공되고, 이렇게 실시간으로 제공된 정보가 세계 금융시장에 곧바로 반영됨에 따라, 금융거래는 시간 및 장소에 대한 전통적인 개념에서 탈피하여 새로운 개념 정립이 필요한 시기가 되었다.

따라서 사이버 주식거래의 도입이 정보의 효율성의 제고를 가져온다는 순기능적인 측면과 투기적 거래의 증가로 인해 시장의 변동성이 확대된다는 역기능적인 측면에 대한 연구가 필요하다 할 수 있다. 사이버 주식

거래는 기존의 방법에 비해 낮은 거래비용으로 거래가 이루어지고, 정보의 이용이 용이하므로 관련 정보가 보다 신속하게 거래에 반영되어 시장의 정보효율성을 제고시킨다. 다른 측면으로 사이버 주식거래의 도입에 따른 정보반영속도의 증가와 투기적 거래의 증가로 인해 변동성이 증가할 수 있다는 것이다.

사이버 주식거래의 도입이 시장 변동성에 미치는 영향은 투기적 거래의 증가가 어떤 성격을 가지느냐에 따라 다르다. 주식시장에 참가하는 투자자들이 정보를 보유하지 못한 투자자들의 증가로 구성된다면 이들의 영향으로 변동성은 단기적으로 증가하게 될 것이다. 그러나 주식시장에 참가하는 투자자들이 정보를 가진 투자자들로 구성된다면 이들은 보다 정확한 가격으로 정보를 보유하지 못한 투자자들의 거래요구에 대응하게 됨으로써 주가 변동성이 감소하게 될 것이다. 정보효율성 측면에서는 사이버 주식거래의 도입으로 정보가 가격에 반영되는 속도가 빨라지며 이에 따라 주식시장의 효율성이 증대된다고 할 수 있다.

*호서대학교 경상학부
E-mail : kojung@office.hoseo.ac.kr
**극동대학교 경영학부

본 연구에서는 사이버 주식거래의 도입이 주가 변동성에 어떤 영향을 주었는가를 분석하려고 한다. 기존 연구는 시장에서 관찰되는 변동성을 대상으로 분석하였는데, 본 연구에서는 시장에서 관찰되는 변동성(observed volatility)을 다음의 두 부분으로 분해하여 분석하였다. 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 생각할 수 있다는 것이다.

시장에서 관찰되는 변동성을 대상으로 분석할 경우에는 변동성 증감의 원인을 정확히 파악할 수 없는데 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해해서 분석하면 변동성증감이 정보의 발생에 의한 것인지 아니면 비합리적 거래자들의 잡음거래(noise trading)의 발생에 의한 것인지를 파악할 수 있게 된다.

여기서 기본적 변동성과 일시적 변동성은 시장에서 직접 관찰할 수 없으므로 통계적 방법을 사용해서 추정해야 하는데 본 연구에서는 칼만필터링(Kalman filtering)을 이용해서 추정한다.

2. 기존 연구

이 분야와 관련된 유일한 국내논문으로 김규형·장경천·배정훈(2001)은 사이버 증권거래의 도입이 주식 수익률의 변동성에 어떤 영향을 미치는가를 GARCH류의 모형을 이용하여 사이버 증권거래 비중의 확대에 따라 순차적으로 분석하였다. 분석결과 사이버 증권거래 이후 증권시장의 효율성이 증대되었으며, 변동성의 증가 역시 유의하게 나타났다.

GARCH(1, 1) 모형에서 계수 변화에 따른 의미는 사이버 증권거래 이후 증권시장의 효율성이 증대되었으며, 사이버 증권거래의 비중이 높아질수록 효율성이 비중에 비례하여 증가하였다. 변동성의 증가는 유의한 값을 가지지만 점차 그 폭이 줄어들었다. 그리고 변동성의 지속성은 사이버 증권거래 이후 감소하였으며, 그 감소폭이 점차 확대되었다.

김규형·장경천·배정훈(2001)의 연구는 관측변동성을 가지고 분석하였는데 본 연구에서는 이를 기본적 변동성과 일시적 변동성으로 분해하여 이들 각각의 변동성에 어떠한 영향을 주었는지를 분석하였다.

3. 연구방법론

기존의 연구는 관측변동성을 가지고 분석이 이루어졌는데 본 분석에서는 이를 기본적 변동성과 일시적 변

동성으로 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.

상태공간모형과 칼만필터는 경기, 시장의 상태 등의 비관측변수를 포함하는 모형을 추정하는데 유용한 기법이다. 관측변수와 비관측변수를 연결하는 측정방정식(measurement equation)과 비관측변수의 행태를 나타내는 전이방정식(transition equation)으로 구성된 모형을 상태공간모형(state-space model)이라고 부른다. 상태공간모형은 모형설정에 있어서 비관측변수가 포함되어 있는 경우 이를 모형화하고 추정하는 매우 편리한 방법이다.

상태공간모형은 $N \times 1$ 벡터를 측정방정식(measurement equation)을 통해서 상태벡터 $M \times 1$ 벡터 와 연결시킨다.

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, H_t)$$

α_t 는 관찰불가능하지만 다음과 같이 모형화한다.

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + R_t \eta_t \quad \eta_t \sim N(0, Q_t)$$

위식을 전이방정식(transition equation)이라고 한다.

위와 같이 상태공간모형으로 표현되면 칼만필터(Kalman filter)를 이용하여 모형을 추정할 수 있다. 칼만필터는 t 기에 이용가능한 정보를 토대로 t 기의 상태벡터의 최적추정량을 추정하기 위한 축차적 과정이다.

$\alpha_{t-1|t-1}$ 을 $t-1$ 시점에서의 α_{t-1} 의 최적추정량이라고 하고 $P_{t-1|t-1}$ 을 α_{t-1} 에 대한 공분산행렬이라고 하자

$$P_{t-1|t-1} = E[(\alpha_{t-1|t-1} - \alpha_{t-1})(\alpha_{t-1|t-1} - \alpha_{t-1})']$$

$t-1$ 시점에서의 α_t 에 대한 최적예측치와 공분산행렬은 다음과 같은 예측방정식(prediction equation)에 의해 구할 수 있다.

$$\alpha_{t|t-1} = T_t \alpha_{t-1|t-1}$$

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1|t-1} T_t' + R_t Q_t R_t'$$

예측오차를

$$v_t = y_t - y_{t|t-1} = Z_t(\alpha_t - \alpha_{t|t-1}) + \varepsilon_t \text{ 라 하면,}$$

v_t 의 조건부 분산은

$$E(v_t v_t) = E[Z_t(\alpha_t - \alpha_{t|t-1})(\alpha_t - \alpha_{t|t-1})Z_t] + E(\varepsilon_t \varepsilon_t)$$

$$= Z_t P_{t|t-1} Z_t + H_t = K_t$$

t시점에서 관측치 Y_t 가 알려지게 되면 $\alpha_{t-1|t-1}$ 은 다음의 수정방정식(updating equation)을 통하여 업데이트될 수 있다.

$$\alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t K_t^{-1} (y_t - Z_t \alpha_{t|t-1})$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t K_t^{-1} Z_t P_{t|t-1}$$

위의 예측방정식과 수정방정식이 칼만필터를 구성한다. 위 상태공간모형의 로그우도함수는 다음과 같다.

$$\log L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |K_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T v_t K_t^{-1} v_t$$

모수들은 위의 로그우도함수를 최소화함으로써 추정된다.

본 연구에서는 상태공간모형을 다음과 같이 설정하였다.

측정방정식 : $Y_t = P_t + T_t$

전이방정식 :

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

$$d_t = d_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$$

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

Y_t : 관측변동성 d_t : 추세
 P_t : 기본적인변동성 T_t : 일시적변동성

기본적 변동성은 정보에 의해 발생하는 부분으로 지속적인 속성을 갖고 있으므로 임의보행과정(random walk)으로 모형화하고 일시적 변동성은 잡음거래(noise trading)에 의한 것이므로 내재가치로 회귀하는 성질이 있으므로 정상적 과정(stationary process)으로 모형화한다.

관측변동성 Y_t 는 GARCH(1, 1)모형을 이용하여 추정하였다. GARCH(1, 1)모형은 다음과 같다.

평균방정식 : $\gamma_t = \mu + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$

분산방정식 : $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1}^2$

GARCH(1, 1)모형에 의해 구한 Y_t 를 칼만필터링에 의해 P_t 와 T_t 로 분해하여 기간A, 기간B, 기간C 사이에 어떤 변화가 있었는가를 다음과 같이 더미변수를 이용하여 분석하였다.

관측변동성 : $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_t$

기본적변동성 : $P_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t}$

일시적변동성 : $T_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t}$

(D_{1t} 는 기간 B에서 1, 나머지 기간은 0

D_{2t} 는 기간C에서 1, 나머지 기간은 0)

4. 실증분석

사이버 증권거래는 1997년 5월 조흥증권이 처음 시작하였으나 초기에는 거래금액이 작아 그 영향을 분석할 수 없고, 1997년 11월부터 1998년까지는 외환위기의 영향으로 주가 변동이 이례적으로 발생하였으므로 이 기간 이후를 분석 대상 기간으로 하였다. 분석대상 기간은 1999년부터 시작하여 주식시장 전체 대비 사이버 주식거래 비중이 20%를 넘어선 1999년 7월, 50%를 넘어선 2000년 3월을 기준으로 하여 관측변동성, 기본적인 변동성, 일시적 변동성의 변화를 분석하였다. 기간 구분은 1999년 1월부터 1999년 6월까지를 기간A, 1999년 7월부터 2000년 2월까지를 기간B, 2000년 3월부터 2000년 12월까지를 기간C로 구분하였다. 본 연구에 있어서 주가 자료는 한국증권연구원(KSRI) 자료를 이용하였고 실증분석 대상지수는 KOSPI이다.

그림 1의 수평축은 관측치의 수이고, 수직축은 GARCH(1, 1) 모형에 의해 추정된 관측변동성 수치이다.

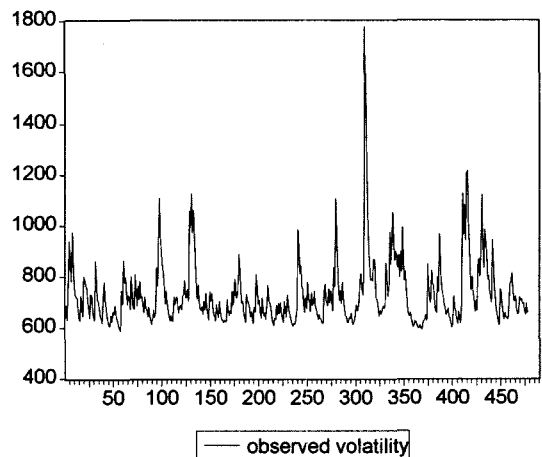


그림 1. 관측변동성

관측변동성에 대한 분석결과인 표 1에서 기간B의 관측변동성 변화여부를 나타내는 α_1 의 값이 음의 값으로 나타났으나 유의하지 않다. 그리고 기간C에서의 관측변동성 변화여부를 나타내는 α_2 의 t값(3.2)은유의하게 나타나 기간C에서는 관측변동성이 증가한 것으로 분석결과가 나타났다.

표 1. 관측변동성 증감에 대한 분석결과

	계수	표준오차	t값	P값
α_0	7.142	0.118	60.426	0.00
α_1	-0.099	0.152	-0.652	0.51
α_2	0.472	0.147	3.215	0.00

즉, 사이버 증권거래 비중이 50%를 넘어선 기간 C에서는 그 이전 기간에 비해 관측변동성이 증가한 것으로 나타났는데, 관측변동성이 증가한 이유가 잡음거래의 증가에 의해서 발생한 것인지 여부를 검증하기 위하여 칼만필터링에 의해 구한 일시적 변동성에 대해 증감여부를 분석하였다.

관측변동성에 대하여 상태공간모형을 이용해 추정한 결과는 표 2와 같다(괄호안은 t값). 결과를 보면 전이방정식에서 일시적 변동성의 분산인 σ_{η} 와 1차자기상관계수인 ϕ 가 유의적인 값을 보여 잡음거래부분이 유의적인 것으로 나타났다. 즉, 기간 전체적으로 비합리적 투자자들의 잡음거래가 발생하는 것으로 나타났다.

본 연구의 핵심은 사이버 증권거래 비중이 50%를 넘어선 기간 C에서 관측변동성이 증가한 원인이 잡음거래의 증가, 즉 일시적 변동성의 증가에 의해서 발생한 것인지 여부를 검증하는 것이다. 즉, 기간C의 일시적 변동성 증감여부를 파악하기 위하여 다음과 같이 더미변수를 이용하여 분석하였다.

$$\begin{aligned} \text{관측변동성} &: Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} \\ \text{기본적변동성} &: P_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} \\ \text{일시적변동성} &: T_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} \end{aligned}$$

(D_{1t} 는 기간B에서 1, 다른 기간은 0
 D_{2t} 는 기간C에서 1, 다른 기간은 0)

표 2. 상태공간모형을 이용해 추정한 결과

$\hat{\sigma}_\epsilon$	$\hat{\sigma}_v$	$\hat{\sigma}_\eta$	$\hat{\phi}$
0.509 (0.278)	0.149 (2.565)	0.542 (40.98)	0.981 (77.29)

*()안은 t값

표 3. 일시적 변동성 증감에 대한 분석결과

	계수	표준오차	t값	P값
α_0	52.940	4.195	12.619	0.00
α_1	-20.516	5.413	-3.790	0.00
α_2	-1.147	5.227	-0.222	0.83

일시적 변동성에 대한 검증결과인 표 3을 보면 기간 B의 변동성 변화여부를 나타내는 α_1 이 유의한 음의 값으로 나타나 기간B에서 일시적 변동성이 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 그리고 기간 C에서의 변동성 변화여부를 나타내는 α_2 의 t값(-0.22)은비유의적으로 나타나 기간 C에서 일시적 변동성이 유의하게 변화하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 잡음거래에 의해 발생하는 일시적 변동성이 유의하게 변화하지 않았다는 것이다. 결론적으로 관측변동성이 기간 C에서 증가한 이유가 잡음거래의 증가에 의한 현상이 아니라는 것이다. 그리하여 사이버 주식거래의 증가로 정보가 가격에 신속하게 반영되어 관측변동성이 증가한 것으로 판단할 수 있다.

5. 결 론

본 연구에서는 사이버 주식거래의 도입이 주가 변동성에 어떤 영향을 주었는가를 분석하였다. 기존 연구는 시장에서 관찰되는 변동성을 대상으로 분석하였는데 이 경우 변동성 증감 원인을 구체적으로 파악할 수 없는 단점이 있다. 본 연구에서는 이를 해결하기 위해 시장에서 관찰되는 변동성(observed volatility)을 기본적 변동성(fundamental volatility)과 일시적 변동성(transitory volatility)으로 분해하여 분석하였다.

관측변동성에 대한 분석결과 사이버 주식거래 비중이 50%를 넘어선 기간 C에서 관측변동성이 증가한 것으로 분석결과가 나타났다. 관측변동성이 증가한 원인이 정보의 반영에 의한 것인지 아니면 잡음거래의 증가에 의해서 발생한 것인지 여부를 검증하기 위하여 칼만필터링에 의해 구한 일시적 변동성에 대해 증감여부를 분석하였다.

일시적 변동성에 대한 검증결과를 보면 그리고 기간 C에서의 변동성 변화여부를 나타내는 α_2 의 t값(-0.22) 이비유의적으로 나타나 기간 C에서 일시적 변동성이 유의하게 변화하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 관측변동성이 기간 C에서 증가한 이유가 잡음거래의 증가에 의한 현상이 아니라는 것이다.

결론적으로 사이버 주식거래의 증가로 정보가 가격에 신속하게 반영되어 관측변동성이 증가한 것으로 판단할 수 있다.

참고문헌

- [1] 김규형 · 장경천 · 배정훈, “사이버 증권거래가 국내 증권시장의 변동성과 효율성에 미친 영향에 관한 연구”, *산업경영연구*, 제10권 제1호, pp. 137-159, 2001.
- [2] Conrad, J., G. Kaul, “Mean reversion in short-horizon expected returns,” *Review of financial studies*, Vol. 2, pp.225-240, 1989.
- [3] Hamilton, J. D., “Analysis of time series subject to changes in regime,” *Journal of econometrics*, Vol. 45, pp.39-70, 1990.
- [4] Harvey, A., *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge, 1989.
- [5] Harvey, A., E. Ruiz, and E. Sentana, “Unobserved component time series models with ARCH disturbances,” *Journal of econometrics*, Vol. 52, pp. 129-157, 1992.
- [6] Harvey, A. C., E. Ruiz, N. Shephard, “Multivariate stochastic variance models”, *Review of economic studies*, Vol. 61, pp.247-264, 1994.
- [7] Hwang, S., and S. E. Satchell, “Market risk and the concept of fundamental volatility : Measuring volatility across asset and derivative markets and testing for the impact of derivatives markets on financial markets”, *Journal of banking and finance*, Vol. 24, pp.759-785, 2000.
- [8] Lo, A. W. and A. Mackinlay, “Stock market price do not follow random walks : Evidence from a simple specification test”, *Review of financial studies*, Vol. 1, pp.41-66, 1998.
- [9] Lo, A. W., and A. Mackinlay, “An econometric analysis of nonsynchronous trading”, *Journal of econometrics*, Vol. 45, pp.181-211, 1990.
- [10] Poterba, J. M., and L. H. Summers, “The persistence of volatility and stock market fluctuations”, *American economic review*, Vol. 76 pp.1142-1152, 1984.
- [11] Ruiz, E., “Quasi-maximum likelihood estimation of stochastic volatility models”, *Journal of econometrics*, Vol. 63, pp.289-306, 1994.