Journal of Convergence for Information Technology
Vol. 10. No. 3, pp. 67-75, 2020
e-ISSN 2586-4440
DOI : https://doi.org/10.22156/CS4SMB.2020.10.03.067

주식시장과 채권시장간의 정보 이전효과

최차순
남서울대학교 부동산학과 부교수

Information Flow Effect Between the Stock Market and Bond Market

Cha-Soon Choi
Associate Professor, Department of Real Estate Studies, Namseoul University

요 약 본 연구에서는 주식시장과 채권시장간의 정보 이전효과(information flow effect)를 살펴보기 위해 우리나라 KOSPI의 일일지수와 초단기 채권형 펀드(money market fund : MMF) 수익률 자료를 이용하여 분석하였다. 전체 분석대상 기간은 1997년 5월 2일부터 2019년 8월 30일까지 이다. 1997년 5월 2일부터 2008년 12월 30일 글로벌금융위기전 기간, 2008년 12월 30일부터 2019년 8월 30일까지 글로벌금융위기 후 기간과 전체기간으로 세분하여 실증분석을 하였다. 분석결과 비대칭적 변동성을 고려한 EGARCH 모형이 적합한 것으로 나타났다. 주식시장과 채권시장 간에는 가격이전효과와 변동성 이전효과가 양방향으로 존재하는 것으로 나타났으며, 가격이전효과는 두 시장 간에 글로벌금융위기전 기간이 후보다 더 크게 나타났다. 주식시장과 채권시장간의 정보에 대한 비대칭적 변동성이 두 시장에 존재하는 것으로 나타났다.

주제어 : 주식, 채권, 가격이전효과, 비대칭성 변동성, EGARCH 모형

Abstract This paper investigated the information spillover effect between stock market and bond market with the KOSPI daily index and MMF yield data. The overall analysis period is from May 2, 1997 to August 30, 2019. The empirical analysis was conducted by dividing the period from May 2, 1997 to December 30, 2008 before the global financial crisis, and from December 30, 2008 to August 30, 2019 after the global financial crisis, and the overall analysis period. The analysis shows that the EGARCH model considering asymmetric variability is suitable. The price spillover effect and volatility spillover effect existed in both directions between the stock market and the bond market, and the price transfer effect was greater in the period before the global financial crisis than in the period after the global financial crisis. Asymmetric volatility in information between stock and bond markets appears to exist in both markets.

Key Words : Stock, Bond, Price spillover effect, Asymmetric volatility, EGARCH model.

1. 서론

주식시장과 채권시장은 투자가에 있어서 대체투자 시장의 성격을 갖는다. 시중 유동성의 변화는 이자율 변화에 영향을 준다. 이자율의 변동은 주식수익률과 채권수익률에 직·간접적인 영향을 주고받음으로 상관관계를 형성하며 정보 이전효과가 발생할 수 있다는 가설이 성립될 수 있다. 이자율의 하락은 주식 보유에 대한 기회비용을 낮추게 되어 주식수요 증가(채권수요 감소)로 이어져 주식 수익률을 증가시키게 될

*Corresponding Author : Cha-Soon Choi(chasoon59@nsu.ac.kr)
Received January 14, 2020
Revised February 17, 2020
Accepted March 20, 2020
Published March 28, 2020

것이다. 또한 기업측면에서는 자금조달비용 하락에 따른 수익실적 개선 기대감으로 주식수익률을 상승시키는 효과를 유발할 것이다. 한편, 우리나라 금융시장은 외환위기와 글로벌금융위기 이후 큰 변화가 있었다. 주식시장에서는 가격제한폭 확대와 외국인 종목별 투자비중이 확대되고, 채권시장에서는 시가평가제 도입 및 대외 개방 확대로 외국자본시장과 동조화 현상(coupling)이 심화되어 금융시장의 불확실성이 높아 졌을 뿐만 아니라 두시장간의 밀접한 상관관계 가능성의 문제가 제기되기도 한다. 우리나라 금융시장의 개방이 심화되면서 글로벌금융위기 이후 주식시장과 채권시장간의 연관성이 구체적으로 어떠한 변화를 보였는지 통계적으로 분석해 보는 것은 의미를 가질 수 있다.

주식시장과 채권시장간의 선행연구로는 Fama and French(1989), Schwert(1989), Glosten, Jagannathan and Runkle(1993), Patelis(1997), 박재환(2000) 등이 있다. 이들의 대부분의 연구는 금융경제변수가 주식수익률에 미치는 요인 분석이나 시차 상관관계 분석이었다. 이들의 분석 결과는 채권수익률과 주식수익률은 역 상관관계가 존재하는 것으로 보고되고 있다. 본 연구에서는 주식시장과 채권시장의 상관관계 분석에서 한 걸음 더 나아가 이들 두시장간의 가격 및 변동성 이전효과가 존재하는지를 분석하고자 한다. 특히 주식시장과 채권시장간의 비대칭적 변동성 이전효과(asymmetric volatility)가 존재한다면 이들을 정교하게 분석하는 것이 매우 중요하다. 만약 채권가격(주식가격) 변동성에 이전효과가 있다면 음(-)의 변동성 효과와 양(+)의 변동성효과의 크기가 각각 주식가격(채권가격) 변동성에 얼마만큼 영향을 미쳤는지 분석하는 것은 주식시장과 채권시장의 연구에 커다란 기여가 될 것이다. 따라서 본 연구의 목적은 주식시장과 채권시장간의 가격 및 비대칭적 변동성의 이전효과를 구체적인 실증분석을 통해 우리나라 자본시장 연구와 투자가들에게 기본 정보를 제공하는 데 있다. 주식시장과 채권시장간의 가격이전효과 분석과 함께 국내연구에서 분석되지 않았던 정보에 대한 비대칭적 변동성 이전효과를 분석하고자 한다. 또한 대부분의 선행연구들은 주별, 월별, 분기별 자료를 주로 사용하였으나 본 연구에서는 일별 자료를 사용함으로써 보다 정밀한 시차관계를 파악하고자 하였다. 이러한 점은 본 논문이 기존 국내연구와 차별화된 기여라 할 수 있다.

비대칭적 변동성 이전효과 분석을 위해 EGARCH 모형을 사용하였으며, 분석대상 기간은 1997년 5월 2일부터 2019년 8월 30일까지의 KOSPI 일일지수와 MMF 수익률 자료를 사용하였다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 이자율이 주식수익률 및 채권수익률에 미치는 이론적 배경과 선행연구를 살펴보고, 3장에서는 본 연구의 구체적인 연구방법과 각 자료의 통계적 특성을 살펴본다. 4장에서는 추정결과를 설명하고 5장에서는 요약 및 결론을 정리하였다.

2. 이론적 배경 및 선행연구

2.1 이론적 배경

주식시장과 채권시장의 상관관계에 대한 정형화된 이론적 모형과 관련된 연구도 많은 편은 아니다. 이자율이 주식수익률에 영향을 미친다는 대표적인 Keynesian 모형인 IS-LM모형을 들 수 있다. IS-LS 모형의 기본적인 식은 다음 식 (1)과 식 (2)와 같다.

$$Y = C(Y-T) + I(r) + G \quad (1)$$

$$\frac{M}{P} = L(Y,r) \quad (2)$$

단, Y는 국민소득, C는 소비, T는 세금, I는 투자, r는 이자율, G는 정부지출, M는 통화량, P는 물가수준

식 (1)의 IS식에서는 국민소득(Y)은 가처분소득의 함수인 소비(C)와 투자(I), 정부지출(G)로 구성돼 있음을 알 수 있고, 식 (2)의 LM식에서는 실질화폐잔고가 국민소득(Y)과 이자율(r)의 함수로 이루어져 있음을 알 수 있다. 여기서 실질화폐잔고의 증가에 대한 이자율의 변화는 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{\partial r}{\partial m} = \frac{1-C_Y}{D} < 0 \quad (3)$$

여기서 D는 결정계수(즉 $D=((1-C_Y)\times L_Y)+(I_r \times L_Y) < 0$)를 의미한다. 식 (3)의 의미는 확장통화량의 증가는 시장이자율을 하락시키는 효과를 가져 온다는 것이다. 이제 IS-LM 모형에 채권과 주식에 의한 부의 외부효과(wealth effect)까지를 고려한 모형은 식 (4)와 같이 표현할 수 있다.

$$W=\frac{(M+B+E)}{P} \quad (4)$$

$$E=P\times q\times K-B_c \quad (5)$$

(단, 채권(B)은 국채(B_G)와 회사채(B_C)로 나눌 수 있고, q는 Tobin의 q를 의미하고, K는 자본축적(capital stock)을 의미함)

식 (4)는 실질 부(W)는 통화량(M), 채권(B)과 주식(E) 등의 합을 물가수준(P)로 나눈 것과 같다. 그리고 주식(E)은 식 (5)에서 기업의 총가치에서 기업부채(B_c)를 차감한 것으로 표시할 수 있다. 식 (5)를 식 (4)에 대입하여 정리하면, 실질 부(W)는 식 (6)과 같이 도출할 수 있다.

$$W=\frac{M+B_G}{P}+q\times K \quad (6)$$

실질 부(W)를 고려한 IS-LM식을 정리하면 식 (7)과 식 (8)과 같이 각각 나타낼 수 있다.

$$Y=C(T-T,\frac{M+B_G}{P}+q\times K) + I(r)+G \quad (7)$$

$$\frac{M}{P}=L(Y,r) \quad (8)$$

여기서 공개시장조작(open market operation)을 통한 통화량의 증가는 곧 국채의 감소(즉 $dM+dB_G=0$ 을 나타냄)를 의미하고, 통화량의 증가에 의한 이자율의 변화는 식 (9)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{\partial r}{\partial M}=\frac{1}{D}\frac{-C_W(M+B_G)}{P^2}<0 \quad (9)$$

(단, D는 역시 결정계수를 의미함)

식 (9)는 공개시장조작을 통하여 통화량이 증가하면, 이는 결국 이자율이 하락한다는 것을 보여 주게 된다[1]. 식 (9)의 의미는 투자가들은 이자율이 하락하면 채권투자의 비중을 줄이는 대신 주식투자의 비중을 늘리고, 이자율이 상승하면 반대로 주식투자의 비중을 줄이고 채권투자의 비중을 늘리는 상관관계가 존재함을 나타낸다. 이는 이자율의 변경을 초래할 수 있는 다양한 충격(Shock)적인 정보가 주식시장이나 채권시장에 도달하면 가격과 변동성의 이전효과가 발생 할 수 있음을 보여주는 것이다.

2.2 선행연구

Fama and French[2]는 채권수익률과 주식수익률간의 관계성을 분석하였다. 분석결과 수익률의 시간에 따른 프리미엄 변동성은 고급채권보다 낮은 등급의 채권에 더 크고 채권보다는 주식이 더 큰 것으로 분석하였다. 주식의 기대 수익률은 경기가 어려울 때보다 경기가 좋을 때 낮았다고 보고하였다. Schwert[3]는 1857년부터 1986년까지 주식, 재무레버리지, 실질 및 명목 거시경제 변수의 월별자료를 이용하여 이들 변수간의 관계성을 분석하였다. 분석결과 주식수익률의 변동성은 의외로 1929-1940년 대공항 시기에 큰 것으로 분석되었다. 레버리지(leverage)가 주가 변동성에 상당히 관련성이 있는 것으로 나타났다. Glosten, Jagannathan and Runkle[4]는 GARCH-M 모형으로 미국의 1951년부터 1989년까지 CRSP (center for research in security prices) 가중주가지수의 월별자료를 이용하여 조건부 기대 수익률과 조건부 분산간의 관계를 분석하였다. 분석결과 음의 수익률(나쁜 뉴스)은 예상하지 못한 기대수익률을 낮추고, 조건부 변동성을 높인다는 것이다. 그래서 조건부 수익률은 음의 수익률(나쁜 뉴스)에 비대칭적인 효과가 있음을 보고하였다. 정창영[5]은 1987년부터 1997년 7월까지 채권수익률과 주식수익률간의 주별 및 월별자료를 이용하여 선행관계를 분석하였다. 분석결과 정부가 통안증권을 발행하여 통화량을 증가시키면 통안채 수익률이 주식시장에 외생변수로 작용하여 주식수익률에 변화를 가져오게 되는데, 통안채 수익률이 주식수익률에 1-3주 선행하게 되고, 회사채 수익률이 1주 선행한다고 밝혔다. 그러나 월별자료에서는 선행관계 존재의 유의미를 찾지 못하였다고 보고하였다. Patelis[6]는 1962년부터 1994년까지 federal fund rate, nonborrowed reserves와 주식수익률 월별데이터를 이용하여 상관관계를 분석한 결과, federal fund rate, nonborrowed reserves와 주식수익률 간에는 통계적으로 유의한 역의 관계가 존재한다고 밝혔다. 박재환[7]은 1991년 1월 3일부터 1997년 12월 27일까지 회사채 수익률, 금융채 수익률 등의 자료와

주식수익률간의 일별 자료를 이용하여 금융변수가 주식수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 회사채 수익률이 주식수익률에 t-1기의 시차로 민감하게 음의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 그러나 이런 효과는 1개월에 국한한다고 밝혔다. 汪东华・雷曼・阮永平・汪辰[8]은 중국 주식시장과 채권시장간의 전이효과를 상하이종합지수와 중국채권총지수를 이용하여 VAR-GAR CH-BEKK모형으로 분석하였다. 2005년 6월 6일부터 2008년 10월 28일까지의 표본기간을 상승장과 하락장으로 나누어 분석한 결과 가격전이효과는 별 차이가 없지만, 변동성 전이효과는 상승장과 하락장에서는 양방향으로, 하락장에서는 주식시장에서 채권시장으로 일방향 전이효과가 존재하는 것으로 분석하였다. Amram and McAleer[9]은 중국 주식시장에서 호주, 홍콩, 싱가포르, 일본, 미국 등의 주식시장으로 가격전이효과가 존대했는지를 ARMA 모형과 GARCH 모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 중국 주식시장으로부터 홍콩 싱가포르 등 일부국가로 가격전이효과가 존재하는 것으로 분석하였고, 중국과 미국 주식시장 사이에는 음(-)의 상관관계가 존재함을 분석하였다. 강주화·윤성민(2017)[10]은 2006년 11월 17일부터 2016년 2월 29일까지의 상하이-선전300지수, 중국채권총지수의 일별 수익률을 이용하여 정보이전효과가 존재하는지 여부에 대하여 VAR-GARCH-BEKK-GED모형으로 실증분석을 수행하였다. 분석결과 주식시장과 채권시장간의 쌍방향에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 시장의 급변현상의 고려 유무에 상관없이 주식시장 수익률이 채권시장 수익률에 영향을 미친다고 보고하였다.

3. 연구모형 및 자료

3.1 연구모형

비대칭 효과를 분석할 수 있는 EGARCH 모형이 있다. EGARCH 모형은 Nelson[11]이 처음 사용하였다. 이변수 EGARCH 모형은 아래와 같은 조건부 평균방정식(conditional mean equation)과 조건부 분산방정식(conditional variance equation)으로 나타낼 수 있다. 여기서 p=1은 주식시장(채권시장)을 나타내고, q=2는 채권시장(주식시장)을 나타낸다.

$$R_{p,t} = \alpha_{p,0} + \sum_{q=1}^{2} \alpha_{p,q} R_{p,t-1} + \epsilon_{p,t} \tag{10}$$

$$\frac{\epsilon_{p,t}}{\sigma_{p,t}} | ohm_{p,t-1} \sim N(0.1)$$

(11)

$$\sigma_{p,t}^2 = \exp[\beta_{p,0} + \sum_{q=1}^{2} \beta_{p,q} f_q(h_{q,t-1}) + \gamma_p \ln(\sigma_{p,t-1}^2)] \tag{12}$$

$$f_q(h_{q,t-1}) = (|\frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}}| - E|\frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}}|) + \delta_q \frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}} \tag{13}$$

여기서 $E(\frac{\epsilon_{q,t}}{\sigma_{q,t}}) = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$

if $\frac{\epsilon_{q,t}}{\sigma_{q,t}} | ohm_{p,t-1} \sim N(0,1)$

$$\ln f(\epsilon_{p,q}, \cdots, \epsilon_{p,T}) = -\frac{T}{2} ln(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} \ln\sigma_{p,t}^2 - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} \ln\frac{\epsilon_{p,t}^2}{\sigma_{p,t}^2} \tag{14}$$

식 (10)은 시장의 수익률에 대한 조건부 평균방정식을 나타낸다. 식 (10)에서 $R_{p,t}$의 설명변수로 AR(1)에 해당하는 $R_{p,t-1}$을 도입하였다. 식 (10)에서 각 시장의 조건부 평균은 그 시장(q=1인 경우)과 그 시장과 다른 시장(q=2인 경우)의 과거의 잔차에 의해 영향을 받는 자기회귀 모형으로 나타낼 수 있다. 식 (10)의 모형의 적합도는 Ljung-Box검정을 통하여 알 수 있다. Engle and Susmel[12]은 비동시적 거래가 존재하는 경우 시장의 수익률은 역의 계열 상관이 나타날 수 있음을 지적하였다. 따라서 비동시적 효과를 나타내기 위해 설명변수로 AR 또는 MA항을 조건부 평균방정식에 도입한다. 본 연구에서는 비대칭성 검정결과 AR항을 사용하기로 한다. 식 (11)와 같이 정규분포를 가정한다면, $E(\frac{\epsilon_{q,t}}{\sigma_{q,t}}) = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$가 성립하게 된다. 식 (12)은 조건부 분산방정식으로 각 시장의 불확실성(risk)을 측정하는 수단이다. 식 (12)의 조건부 분산식에서 $|\gamma| < 1$이면 추정된 조건부 분산식은 안정적이 된다. 식 (13)은 ARCH 효과를 나타내는 식으로

ARCH 효과는 크기($|\frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}}|-E|\frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}}|$)와 부호($\delta_q\frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}}$)로 나타낸다. 부호효과는 δ_q로 비대칭적인 효과의 정도를 나타내며, 비대칭적 효과는 레버리지 효과(leverage effect) 분석을 통하여 측정한다. 레버리지 효과의 크기는 $|-1+\delta_q|$의 비율로 나타낸다. 음(양)의 충격이 양(음)의 충격에 비해 변동성을 얼마나 증가 시키는지를 의미한다. 식 (14)는 GARCH(1,1)의 대수우도함수를 나타내는 것으로 본 연구에서는 Newton-Raphson 알고리즘에 Hessian 근사 행렬을 포함한 Newton-Raphson 알고리즘보다 일반화된 Marquardt 알고리즘을 사용하여 분석한다[13].

이 변수 EGARCH 모형을 이용한 주식시장에서 채권시장으로 채권시장에서 주식시장으로 양방향 검증을 위해 다음의 식 (15)에서 식 (18)과 같이 설정할 수 있다.

$$R_{1,t}=\alpha_{1,0}+\alpha_{1,1}R_{1,t-1}+\epsilon_{1,t} \tag{15}$$

$$R_{2,t}=\alpha_{2,0}+\alpha_{2,1}R_{1,t-1}+\alpha_{2,2}R_{2,t-1}+\epsilon_{2,t} \tag{16}$$

$$\sigma_{1,t}^2=\exp[\beta_{1,0}+\beta_{1,1}|\frac{\epsilon_{1,t-1}}{\sigma_{1,t-1}}|+\beta_{1,2}\frac{\epsilon_{1,t-1}}{\sigma_{1,t-1}}+\beta_{1,3}\log\sigma_{1,t-1}^2] \tag{17}$$

$$\sigma_{2,t}^2=\exp[\beta_{2,0}+\beta_{2,1}|\frac{\epsilon_{2,t-1}}{\sigma_{2,t-1}}|+\beta_{2,2}\frac{\epsilon_{2,t-1}}{\sigma_{2,t-1}}+\beta_{2,3}\log\sigma_{2,t-1}^2+\beta_{2,4}\log\sigma_{1,t-1}^2] \tag{18}$$

식 (18)에서 각 변수 및 계수의 첨자는 각 시장을 구분한 것으로 주식시장에서 채권시장으로의 효과인 경우 1이면 주식시장, 2이면 채권시장을 나타내고, 반대로 채권시장에서 주식시장으로의 효과인 경우 1이면 채권시장, 2이면 주식시장을 나타낸다. 주식시장이나 채권시장에서 타당성이 검증된 EGARCH(1,1) 모형을 사용하며, 식 (16)의 평균방정식에 각 수익률 변동률의 1차 시계변수 $R_{1,t-1}(R_{2,t-1})$을 추가하여 가격이전효과를 추정하고, 식 (18)의 조건부 분산식에 각 조건부 분산의 로그값 $\log\sigma_{1,t-1}^2(\log\sigma_{2,t-1}^2)$을 추가하여 비대칭성뿐만 아니라 주식시장(채권)에서 채권시장(주식)에 미치는 비대칭적인 변동성의 이전효과를 추정한다.

3.2 자료

본 연구에서는 우리나라 KOSPI의 일일지수와 초단기 채권형 펀드(MMF: money market fund) 수익률 자료를 각각 사용하였다. KOSPI의 수익률은 Taylor 전개를 사용하여 $R_{p,t}=\ln(P_t/P_{t-1})$와 같이 산출하였고, MMF는 차분하여 산출하였다. 분석대상 기간은 1997년 5월 2일 부터 2019년 8월 30일까지이고, 글로벌금융위기전 기간은 1997년 5월 2일부터 2008년 12월 30일까지이며, 글로벌금융위기후 기간은 2009년 1월 2일부터 2019년 8월 30일까지 나누어 변동성 이전효과가 어떻게 달라졌는지 분석하였다. 채권수익률 중 MMF 자료를 선택한 이유는 MMF가 장기 채권인 회사채나, 국공채보다 시장성(marketable)을 비교적 잘 반영하여 정보 이전효과를 관측 할 수 있을 것으로 판단하여 사용하였다. 또한 다른 채권은 분석대상기간 중 주식수익률과의 시계열 불일치성으로 애로사항이 있어 제외하였다.

4. 실증분석 결과

4.1 기초통계

다음의 Table 1에서는 각 변수의 통계적 특성을 살펴보기 위해 평균, 표준편차, 단위근 검정결과 등을 제시하였다. 왜도는 주식수익률, MMF수익률 모두 음의 방향으로 분포하는 것으로 나타났고, 첨도는 정규분포보다 더 뾰족한 첨점의 분포를 보이는 것으로 나타났다. 주식 및 MMF수익률 분포가 정규분포 한다는 귀무가설을 Jarque-Bera 통계량이 1% 유의수준에서 기각되어 이분산성에 근거한 GARCH 류 계통의 모형 설정이 요구되고 있음을 알 수 있다. 이는 주가 및 MMF 수익률에 어떤 큰(또는 작은)변동이 일어나면 뒤이어 주가 및 MMF수익률에 큰(또는 작은)변동이 발생할 수 있음을 의미한다. 한편 시계열 분석은 안정성을 기본전제로 하는바 변수의 안정성을 검정하기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillipse -Perron) 단위근 검정을 수행하였다[14,15]. 주가지수는 로그차분, MMF는 차분한 시계열 자료는 모두 1% 유의수준에서 안정적인 것으로 나타났다.

Table 1. Basic Statistics on Stock Returns and MMF Return

		Stock Returns	MMF Return
Mean		0.00018	-0.00206
Maximum		0.11284	2.00000
Minimum		-0.12805	-3.59000
SD		0.01684	0.09155
Skewness		-0.31632	-11.87250
Kurtosis		8.19574	555.53060
Jarque-Bera		6380.98	71238.00
Probability		0.00000	0.00000
Observation		5590	5590
ADF	t-value	-72.4414	-9.5481
	p-value	0.0001***	0.0000***
PP	t-value	-72.4109	-81.5883
	p-value	0.0001***	0.0001***

Note) 1. p<0.01***, p<0.05**, p<0.1* 2. When including constant term, significance level is 1% threshold is-3.4313.

Table 2는 주식 및 MMF수익률의 자기상관성, ARCH 효과, 비대칭성의 검정을 나타낸다. 주식 및 MMF수익률 및 수익률 제곱의 6차 lag까지 산출한 자기상관계수는 모두 자기상관계수의 유의성이 인정되고 있다. 따라서 조건부 평균방정식에 AR(p) 모형을 적용할 수 있을 것이다, 수익률 제곱에 대한 검정결과는 변동성 집중현상(volatility clustering)이 있음을 의미하며, 분산이 시간에 따라 가변적인 형태를 지니고 있음을 알 수 있다. Fig. 1은 주식 및 MMF 수익률의 일별 수익률에 대한 동태적인 추이를 보여주는 것으로 큰 변동성 뒤에는 큰 변동성이 뒤따르며, 작은 변동성 뒤에는 작은 변동성이 뒤따르는 변동성 집중현상을 볼 수 있다. 평균방정식의 형태는 아케이카 정보기준(AIC)에 따라 최소값을 갖는 AR(1)을 본 연구에서 적용하였다.

ARCH 효과 존재를 검정하고자 LM 검정을 수행하였다. LM 검정은 회귀식의 잔차에 이차 적률 유무를 알아보기 위한 검정이다. LM 검정의 귀무가설은 잔차에 이차 적률이 없다는 것이다. 만약 검정결과 귀무가설이 기각되면 오차항에 ARCH 효과가 존재한다는 것을 의미한다. LM 검정결과 주식 및 MMF 수익률 모두 유의수준 1%에서 귀무가설을 기각하여 ARCH 효과가 존재하는 것으로 나타났다. Engle and Ng(1993)[16]가 제안한 새로운 뉴스에 대한 변동성의 비대칭성 검정결과 주식 및 MMF수익률 부호편의검정(sign bias test: SB)만 10% 유의수준에서 기각되고, 부의 규모편의검정(negative size bias test: NSB), 양의 규모편의검정(positive size bias: PNS), 그리고 전체검정(joint test: Joint)은 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 따라서 비대칭성이 존재하는 것으로 나타나 EGARCH 모형을 적용하였다.

Table 2. Autocorrelation, ARCH Effect, Asymmetry Test

	Autocorrelation		ARCH Effect		Asymmetry			
	Q(6)	$Q^2(6)$	LM(2)(x2)	LM(6)(x2)	SB(t)	NSB(t)	PSB(t)	Joint(F)
Stock returns	0.000	0.000	540.941	833.135	-1.131*	-14.930	8.694	101.212
MMF returns	0.000	0.000	37.676	37.932	-1.123*	-2.412	8.754	27.870

Note) 1. Q(6) is the return and Q2(6) is the p-value of the 6th lag Ljung-Box statistic of the return square.
2. * is not significant at 10% significance lev

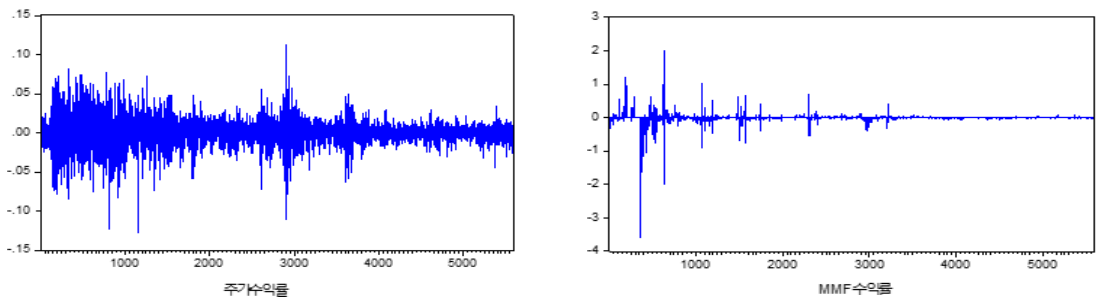

Fig. 1. Volatility Trends in Daily Returns

4.2 실증분석 결과

4.2.1 주식 및 MMF수익률 모형 추정 결과

주식 및 MMF수익률의 EGARCH(1,1) 모형에 대한 추정 결과는 Table 3과 같다. EGARCH(1,1) 모형에 의한 추정 결과에서 주식수익률 상수항($\alpha_{1,0}$)을

제외하고 모든 계수 값들이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그리고주식수익률의 $\beta_{1,3}$ 값이 1보다 작아 조건부 분산이 안정적 이었으나, MMF 수익률의 $\beta_{1,3}$ 값이 1.0014로 1보다 조금 높게 추정되어 안정성이 약한 것으로 나타났다. 한편 $\beta_{1,2}$ 값이 주식수익률은 -0.0487이고, MMF수익률은 0.0249로 추정되어 뉴스 충격이 비대칭적 효과를 가지는 것으로 나타났다. 즉 예상치 못한 주식수익률의 하락 충격이 동일한 크기의 예상치 못한 상승 충격보다 변동성을 더 증가시키는 것을 의미한다. MMF 수익률은 주식수익률과 반대의 의미를 가지는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 Table 2 에서 살펴본바와 같이 비대칭 효과를 가정하는 EGARCH(1,1) 모형이 적합하다는 것을 지지한다.

Table 3. Estimate Results of Stock and MMF Return Model

Statistics	Stock Returns		MMF Return	
	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic
$\alpha_{1,0}$	0.0002	1.1290	-0.0010	-34.1342***
$\alpha_{1,1}$	0.0334	2.3064**	-0.0487	-4.6439***
$\beta_{1,0}$	-0.1721	-13.2365***	-0.0084	-99.4878***
$\beta_{1,1}$	0.1446	17.0242***	0.0569	92.2800***
$\beta_{1,2}$	-0.0487	-11.4012***	0.0249	78.0136***
$\beta_{1,3}$	0.9928	940.3117***	1.0014	48731.7800***
R2	0.0033		0.0015	
D-W	1.9324		1.9849	
LogL	16358.36		10907.61	

Note) 1. p<0.01***, p<0.05**, p<0.1*

4.2.2 주식시장에서 MMF시장으로의 이전효과 분석

주식시장에서 MMF시장으로의 이전효과 분석의 결과는 Table 4와 같다. 주식시장에서 MMF시장으로의 가격이전효과에 대해서 살펴보면, $\alpha_{2,1}$ 은 모든 기간에 걸쳐 1% 유의수준에서 유의하게 나타났고, 전체기간과 글로벌금융위기전 기간에 걸쳐 주식시장에서 MMF시장으로의 음(-)의 가격이전효과가 나타났고, 글로벌금융위기후 긴간에는 양(+)의 가격이전효과가 나타났다. 이는 글로벌금융위기전 기간에는 주가의 상승은 MMF 수익률 하락으로 나타났으나, 글로벌금융위기후 기간에는 MMF수익률이 상승한다는 의미이다. 변동성 이전효과를 나타내는 $\beta_{2,4}$ 는 모든 기간에 걸쳐 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 변동성 이전효과는 전체기간과 글로벌금융위기후 기간에는 주식시장에서 MMF시장으로 부(-)의 효과로, 글로벌금융위기전 기간에는 양(+)의 효과를 보였다. 시장에 도착한 정보에 대한 비대칭적 변동성 효과를 설명하는 $\beta_{2,1}$, $\beta_{2,2}$는 모든 기간에 걸쳐 1% 유의수준에서 유의하게 나타나 뉴스 충격에 의해 비대칭적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 주식시장에서 MMF시장으로의 가격 및 변동성 이전효과가 존재하는 것으로 나타났다.

Table 4. Analysis of Spillover Effect from Stock Market to MMF Market

Statistics	Overall Period		Period before the global financial		Period after the global financial	
	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic
$\alpha_{2,0}$	0.0003	0.345	0.0028	1.1535	0.0000	-2.9413***
$\alpha_{2,1}$	-0.3900	-8.4068***	-0.3563	-4.7030***	0.0003	3.2020***
$\alpha_{2,2}$	-0.0053	-0.218	-0.0071	-0.2010***	-0.0001	-3.0796***
$\beta_{2,0}$	-7.6630	-190.7544***	-6.9005	-145.1258***	-6.2635	-76.8133***
$\beta_{2,1}$	0.1889	25.1495***	0.2249	13.8985***	-0.9469	-20.2280***
$\beta_{2,2}$	-0.0354	-5.5022***	-0.0434	-3.1212***	0.2643	7.8481***
$\beta_{2,3}$	-0.5623	-68.8746***	-0.6122	-51.2629***	0.1919	18.5921***
$\beta_{2,4}$	-0.0016	-48.6645***	0.0017	21.5317***	-0.0007	-10.3955***
D-W	2.075		2.070		1.999	
LogL	5790.186		2131.296		6745.591	

Note) 1. p<0.01***, p<0.05**, p<0.1*

4.2.3 MMF시장에서 주식시장으로의 이전효과 분석

MMF시장에서 주식시장으로의 이전효과분석의 결과는 Table 5와 같다. MMF시장에서 주식시장으로의 가격이전효과에 대해서 살펴보면, $\alpha_{2,1}$은 모든 기간에 걸쳐 10% 유의수준에서 유의하게 나타났다. MMF시장에서 주식시장으로의 양(+)의 가격이전효과는 글로벌금융위기전 기간에 나타났고, 글로벌금융위기후 기간에는 음(-)의 가격이전효과가 나타났다. 이는 글로벌금융위기전 기간에는 MMF수익률이 상승하면 주식수익률도 상승하나, 글로벌금융위기후 기간에는 하락함을 의미한다. 변동성 이전효과를 나타내는 $\beta_{2,4}$ 는 모든 기간에 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 변동성 이전효과는 모든 기간에서 MMF시장에서 주식시장으로 부(-)의 효과를 보였다. 시장에 도착한 정보에 대한 비대칭적 변동성 효과를 설명하는 $\beta_{2,1}$, $\beta_{2,2}$는 모든 기간에 걸쳐 1% 유의수준에서 유의하게 나타나 뉴스 충격에 의해 비대칭적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 MMF시장에서 주식시장으로의 가격 이전효과와 변동성 이전효과는 존재하는 것으로 나타났다.

Table 5. Analysis of Spillover Effect from MMF Market to Stock Market

Statistics	Overall Period		Period before the global financial		Period after the global financial	
	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic
$\alpha_{2,0}$	0.0002	1.148	0.0005	1.5972	0.0001	0.3823
$\alpha_{2,1}$	0.0037	1.8274*	0.0068	2.2191**	0.0000	-0.0007***
$\alpha_{2,2}$	0.0331	2.2799**	0.0659	3.1881***	-0.0036	-0.1746
$\beta_{2,0}$	-0.1751	-13.1888***	-0.2785	-8.9183***	-0.2348	-9.0074***
$\beta_{2,1}$	0.1458	17.0439***	0.1872	11.6772***	0.0887	7.7470***
$\beta_{2,2}$	-0.0488	-11.3629***	-0.0568	-7.8271***	-0.0746	-11.1743***
$\beta_{2,3}$	0.9925	918.5032***	0.9831	318.8841***	0.9823	419.6000***
$\beta_{2,4}$	0.0000	-1.6173*	-0.0009	-2.0922***	-0.0003	-2.6832***
D-W	1.931		1.968		1.971	
LogL	16356.42		7653.605		8742.757	

Note) 1. p<0.01***, p<0.05**, p<0.1*

이상의 분석을 종합하여 보면, 주식시장에서 채권시장으로의 가격이동성 효과는 존재하나 채권시장에서 주식시장으로의 가격이전효과는 약한 것으로 나타났다. 반면 주식시장과 채권시장간의 변동성 이동성 효과는 양방향 존재하는 것으로 나타났다. 변동성의 지속성은 주식시장에서 채권시장으로 더 지속적인 것으로 나타났다. 그리고 정보에 대한 비대칭적 변동성은 주식시장과 채권시장 간에 존재하는 것으로 나타났다. 이는 Table 2에서 살펴본바와 같이 비대칭성 검정 결과를 지지하고 있음을 확인할 수 있다.

5. 결 론

본 연구에서는 주식시장과 채권시장간의 정보 이전효과(information spillover effect)를 살펴보기 위해 우리나라 KOSPI의 일일지수와 MMF 수익률 자료를 이용하여 분석하였다. 비대칭적 변동성을 고려하기 위해 EGARCH 모형을 이용하였다. 전체 분석대상기간은 1997년 5월 2일부터 2019년 8월 30일까지이고, 글로벌금융위기 발생 2008년 12월 30일 기준으로 글로벌금융위기전과 후 기간, 그리고 전체기간을 구분하여 주식시장과 채권시장 간에 정보이전효과가 비대칭적으로 나타나고 있는지를 살펴보았다. 분석결과 주식시장과 채권시장간의 비대칭적 변동성을 분석하는 모형으로 EGARCH 모형이 적합한 것으로 나타났다. 주식시장과 채권시장 간에는 가격이전효과와 변동성 이전효과가 양방향으로 나타났으며, 가격이전효과는 양시장간에 글로벌금융위기후보다 전에 더 크게 나타났다. 또한 정보에 대한 비대칭적 변동성이 양 시장에 존재하는 것으로 나타났다. 가격이전효과를 세부적으로 살펴보면 글로벌금융위기전 기간에는 주식시장과 채권시장 간에 부(-)의 효과가 있었으나, 글로벌금융위기후 기간에는 양(+)의 관계로 나타났다. 이는 글로벌금융위기 이후 주식시장과 채권시장의 관계성이 약화된 것으로 해석할 수 있다. 또한 주식시장의 정보(호재 혹은 악재)가 채권시

장에 얼마나 민감하게 반응하는지에 대한 비대칭적 변동성 이전의 레버리지 효과는 글로벌금융위기 전보다 후에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 이는 양 시장 간의 연계성이 더 심화된 것을 시사한다. 본 연구는 주식과 채권수익률의 일일자료를 이용하여 양 시장 간에 정보의 비대칭적 변동성 존재를 실증적으로 제시한 점이 연구의 기여라 하겠다.

그러나 이러한 결과는 어디까지나 주식시장과 채권시장과의 일일시계열 자료에 기초한 동적관계를 보여주는 것으로 주식시장 및 채권시장 전체와의 일반적인 현상이라고 할 수는 없다. 주식시장과 채권시장 간의 정보 이전효과에 대한 면밀한 검토를 위해서는 장단기 다양한 채권의 일일 자료를 이용한 분석이 필요한데 이는 향후과제로 남기고자 한다.

REFERENCES

[1] J. H. Park. (2000). Interest Rate Variables and Expected Stock Returns. *Korean Journal of Financial Studies, 26(1),* 199-236.

[2] E. Fama & K. French. (1989). Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics, 25,* 23-49.

[3] G. W. Schwert. (1989). Why Does Stock Market Volatility Change over Time? *Journal of Finace, 44,* 1115-1153.

[4] L. Glosten. R. Jagannathan & D. E. Runkle. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the National Excess Return on Stocks. *Journal of Finance, 48,* 1779-1801.

[5] C. Y. Chung. (1994). Lead-Lag Structure Between Bond Yields and Stock Returns. *Korean Journal of Financial Studies, 16(1),* 291-314.

[6] A. Patelis. (1997). Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy. *Journal of Finance, 52,* 1951-1972.

[7] J. H. Park. (2000). Interest Rate Variables and Expected Stock Returns. *Korean Journal of Financial Studies,* 26(1), 199-236.

[8] D. H WANG, M. LEI, Y. P. RUAN & C. WANG. (2012). Dissimilation of Spillover Effect among the Chinese Stock Market and Bond Market between Bull and Bear Markets——An Empirical Research Based on the Shanghai Composite Index and the China Bond Assembled Index. *Forecasting, 31(4),* 46-52.

[9] D. E. Allen. R. Amram & M. McAleer. (2013). Volatility Spillovers from the Chinese Stock Market to Economic Neighbours. *Mathematics and Computers in Simulation, 94,* 238-257.

[10] Z. H. Jiang & S. M. Toon. (2017). Information Transmission Effects between Stock and Bond Markets in China. *The Journal of Northeast Asian Economic Studies, 29(1),* 97-137.

[11] D. B. Nelson. (1991). Conditional Heteroscedasticity in Asset Return: a New Approach. *Econometrica, 59,* 347-370.

[12] R. F. Engle & R. Susmel. (1994). Hourly Volatility Spillovers between International Equity Markets. *Journal of International Money and Finance, 13,* 3-25.

[13] W. H. Green. (2000). *Econometric Analysis*, 4th edn, Prentice Hall, Engewood Cliffs, NJ.

[14] D. Dickey & W. A. Fuller. (1979). Distribution of Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association, 74,* 427-431.

[15] P. C. Phillips & P. Perron. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrica, 75,* 335-346.

[16] R. F. Engle & V. K. Ng. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance,* 48, 1749-1778.

최 차 순(Cha-Soon Choi) [정회원]

· 1995년 2월 : 서강대학교 경제대학원(경제학석사)
· 2005년 2월 : 중앙대학교 경제학과(경제학박사)
· 2009년 3월~현재 : 남서울대학교 부동산학과 부교수

· 관심분야 : 부동산경제, 부동산금융
· E-Mail : chasoon59@nsu.ac.kr