

채권시장 변동성의 비대칭적 반응에 관한 연구

김현석*

〈요 약〉

본 연구는 변동성의 비대칭적 반응과 관련하여 주식시장에 비하여 상대적으로 많은 연구가 이루어지지 않은 채권시장에 대해서 살펴보았다. 이를 위하여 국채시장과 유가증권시장을 대상으로 분석을 실시하였으며, 분석모형은 가장 일반적인 대칭모형인 GARCH모형과 비대칭모형으로는 GJR-GARCH모형을 이용하였다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. KOSPI수익률의 경우에는 변동성의 비대칭성을 나타내는 γ 계수와 모형의 적합성을 나타내는 우도비(LR) 통계량이 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타나고 있어서, 기존의 선행연구들과 같이, 주식시장에 비대칭적 변동성이 존재한다는 것을 재확인할 수 있다.

반면에 국고채수익률의 경우에는 비대칭적 변동성을 나타내는 γ 계수가 통계적으로 유의하지 않고 모형의 적합성을 검증하는 우도비(LR) 통계량 또한 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.

이는 국고채수익률의 경우에는 비대칭적 변동성이 존재하지 않으며, 변동성의 군집화현상과 시간 가변적인 특성을 포착하기 위해서 대칭모형인 GARCH(1,1)모형을 이용하는 것만으로 충분하다는 것을 보여주고 있다. 이러한 결과는 미 재무성채권을 대상으로 한 연구에서 채권시장에는 비대칭적 변동성이 존재하지 않는다는 Hoti, Maasoumi, McAleer & Slottje(2005)와 Capiello, Engle & Sheppard(2006)의 연구결과와도 일치하는 것이다.

핵심주제어 : 비대칭적 변동성, 정보의 유형, 채권시장, 국고채수익률,
GJR-GARCH모형

I. 서 론

우리나라 채권시장은 외환위기 이후 국채시장 활성화 정책에 힘입어 시장규모가 크게 성장하고 있으며, 시가평가제도의 확대에 따라 채권은 신용위험과 가격위험에 노출된 투자수단으로써의 매력을 갖추게 되었다. 이외에도 펀드평가제도가 도입되고 다양한 채권관련 신상품들이 개발되고 있으며, 일반투자자들의 거래가 활성화될 수 있도록 거래시스템 및 제도의 정비가 이루어지고 있어서 주식과는 또 다른 성격을 가지는 투자처가 되고 있다.

하지만 채권시장이 자본시장에서 차지하는 비중이 높고 거래도 과거와 달리 활발해지는 것에 비하여, 채권투자에 앞서서 선행되어야 할 위험측정과 관련한 연구와 이해는 아직 부족한 편이라고 할 수 있다.

증권가격은 시장에 도달하는 정보에 따라 계속해서 변화하는데, 이러한 증권가격의 움직임, 즉 변동성(volatility)은 투자자 입장에서는 투자위험을 의미하는 것이다. 변동성의 동태적 변화에 관해서는 많은 연구들이 진행되어 왔으며, 수익률은 큰 변화 다음에는 큰 변동이 따르고 작은 변화 다음에는 작은 수익률 변동이 일어나는 변동성의 군집화(clustering)현상과 시간 가변적인(time-varying) 특성이 있음을 밝히고 있다.

또한 Black(1976) 이후로 호재(good news)와 악재(bad news)에 따라 변동성이 비대칭적으로 반응하는 현상에 대해서도 여러 형태의 연구들이 이루어지고 있다. 변동성의 비대칭적 반응은 동일한 크기의 양(+의 수익률충격보다 음(-)의 수익률충격에 변동성이 더 크게 증가하는 현상을 의미한다.

이러한 비대칭적 변동성(asymmetric volatility)과 관련한 국내의 연구들은 거의 대부분 주식시장을 대상으로 이루어져 왔으며, 분석대상 자료와 기간에 따라 정도의 차이는 있지만 대체로 주식시장에는 비대칭적 변동성이 존재한다는 결과를 보여주고 있다.

하지만 주식시장 못지않게 중요한 위치를 점하고 있는 채권시장에서의 변동성에 관한 연구는 쉽게 찾아 볼 수 없다. 따라서 본 연구에서는 채권시장의 변동성과 관련하여 주식시장에서와 같이 채권시장에도 비대칭적 변동성이 존재하는지에 대해서 살펴보고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 II장에서는 비대칭적 변동성에 대한 이론적 배경과 연구방법에 대해서 살펴보고, III장에서는 국고채프라임지수와 KOSPI수익률을 이용하여 주식시장과 채권시장에 변동성의 비대칭성이 존재

하는지에 대하여 실증분석을 한다. 끝으로 IV장에서는 연구결과의 요약과 결론을 제시할 것이다.

II. 이론적 배경과 연구방법

1. 비대칭적 변동성에 관한 이론적 배경

Fama(1965), Engle(1982) 그리고 Bollerslev(1986) 등의 많은 연구에서 증권투자자에 따른 수익률은 큰 변화 다음에는 큰 변동이 따르고 작은 변화 다음에는 작은 수익률 변동이 일어나는 변동성의 군집화현상과 시간 가변적인 특성이 있음을 밝히고 있다. 그리고 Black(1976) 이후 비대칭적 변동성에 관해서도 여러 가지 형태의 연구들이 진행되고 있다.

비대칭적 변동성이란 증권가격에 영향을 미치는 정보가 호재인가 악재인가에 따라 변동성이 비대칭적으로 반응하는 현상을 말한다. 이는 동일한 크기의 양의 수익률 변화보다 음의 수익률 변화에 변동성이 더 크게 증가하는 경향이 있다는 것이다. 변동성의 비대칭적 반응이 발생하는 원인에 대해서는 여러 가지 가설이 있지만 레버리지효과와 변동성 환류효과 등으로 설명되고 있다.

Schwert(1989), Cheug & Ng(1992), Shin & Stulz(2000) 등이 주장하는 변동성에 대한 레버리지효과는 주식가격의 상승 또는 하락이 그 기업의 부채비율을 변화시킴으로써 미래 변동성에 상이한 영향을 미친다는 것이다. 즉, 주가하락은 자기자본의 가치를 감소시키기 때문에 기업의 레버리지가 증가하여 위험이 커지게 되며, 이로 인하여 주가가 상승할 때보다 미래 변동성이 크게 증가시킨다는 것이다.

한편 French, Schwert & Stambaugh(1987), Campbell & Hentschel(1992), Bekaert & Wu(2001) 등은 변동성 환류효과를 제시하였는데, 이는 변동성의 군집화현상으로 인하여 호재나 악재 모두 기대변동성을 증가시키고(이는 기대수익률을 증대시킴으로써) 증권가격의 하락을 초래한다. 이때 호재로 인한 영향은 희석되어 수익률상승이 완화되는 반면, 악재에 대해서는 가격하락이 부가되어 수익률하락이 증폭됨으로써 변동성의 비대칭적 반응이 나타난다는 것이다.

Schwert(1989) 등에 의하면, 전통적인 설명만으로는 비대칭적 변동성을 완전히 설명하기에는 충분하지 않으며, Sentana & Wadhvani(1992)와 Antoniou,

Holmes & Priestley(1998)는 증권시장의 정보에 대한 비효율성이 변동성의 비대칭적 반응을 유발하는 원인이 될 수 있다고 주장하고 있다.

2. 비대칭적 변동성에 관한 선행연구

국내외적으로 주식시장의 비대칭적 변동성에 대해서는 많은 연구들이 이루어지고 있으며, 국내의 선행연구들을 중심으로 살펴보면 다음과 같이 정리할 수 있다. 오현탁·이현상·이치송(2000)은 시장 상승기와 하락기를 구분하여 실시한 분석에서, 주식시장의 상승국면보다는 하락국면에서 변동성의 비대칭성이 강하게 나타난다고 보고하였다.

구본일(2000)은 EGARCH와 GJR-GARCH모형 등을 이용하여 분석한 결과, 한국주식시장에 비대칭적 변동성이 존재하며, 레버리지효과가 그 원인이라고 주장하였다. 정병대·정진호(2002)는 레버리지효과와 변동성 환류효과의 공존가능성을 인정한 통합모형을 이용한 분석에서 변동성 환류효과보다 레버리지효과가 더 중요한 요인이라고 밝히고 있다.

장경천·김현석(2005)은 주가지수선물 도입이 현물주식시장의 비대칭적 변동성을 완화하지 못하며, 김규형·김현석(2006)은 거래소와 코스닥시장에서 비대칭성의 크기에 차이가 없음을 밝히고 있다. 그리고 안승철·장승욱(2007)은 투자자간 의견차이가 변동성의 비대칭적 반응을 발생시키는 요인 중의 하나라고 주장하고 있다.

이와 같이 우리나라 주식시장을 대상으로 분석한 연구들은 분석대상 자료와 기간에 따라 정도의 차이는 있지만 대체로 주식수익률에는 비대칭적 변동성이 존재한다는 결과를 보여주고 있다. 그리고 비대칭적 변동성이 발생하는 원인으로는 레버리지효과가 중요한 요인이라고 밝히고 있다.

주식시장에 비하여 채권시장을 대상으로 실시된 비대칭적 변동성과 관련한 연구는 그리 많지 않다. 대표적인 외국의 연구로 Hoti, Maasoumi, McAleer & Slottje(2005)는 다양한 미 재무성채권을 대상으로 GJR-GARCH모형을 이용하여 비대칭적 변동성을 검정하였지만, 대칭모형인 GARCH모형의 경우와 차이가 없어서 비대칭적 변동성이 존재하지 않는다는 결론을 내리고 있다. 한편 Cappiello, Engle & Sheppard(2006)도 AG-DCC모형을 이용하여 미 재무성채권의 비대칭적 변동성을 검정한 결과, 변동성의 비대칭성을 발견할 수 없다고 보고하고 있다.

한편 거의 유일하게 국내 채권시장에 대해서 연구한 정진호·권정은(2008)은 EGARCH모형을 이용한 분석에서 채권시장에도 주식시장에서 발견되는 것과 같은 비대칭적 변동성이 존재하며, 채권시장의 비대칭적 변동성의 원인은 변동성 환류효과에 기인한다고 밝히고 있다. 하지만 채권시장의 비대칭적 변동성이 주식시장의 변동성을 고려한 후에는 관찰되지 않는다고 보고하고 있다.

본 연구에서는 우리나라 주식시장과 채권시장에서 비대칭적 변동성이 어떠한 차이를 보이는지를 채권시장 중에서 가장 규모가 큰 국채시장과 대표적인 주식시장인 유가증권시장을 대상으로 분석을 실시하였다.

3. 분석모형 및 연구방법

변동성의 군집화 현상과 시간 가변적인 특성을 모형화한 Engle(1982)의 ARCH(autoregressive conditional heteroskedasticity)모형과 이를 확장한 Bollerslev(1986)의 GARCH(generalized ARCH)모형은 대표적인 대칭모형(symmetric model)이다. 즉, t 기의 수익률의 변동성은 $t-1$ 기의 예기치 않은(unexpected) 수익률의 실현치 ϵ_{t-1} 에 대해서 양(+)과 음(-)으로 구분하지 않고 대칭적으로 반응하는 것을 전제로 한다.

수익률의 변동성을 설명하는 데 있어서 GARCH모형이 유용하다는 실증연구들이 있으나, 비대칭적 변동성이 존재하는 경우에 호재에 의한 가격변동은 과대 추정하고 악재에 의한 가격변동은 과소추정하는 문제가 발생할 수 있다.

변동성의 비대칭성을 반영할 수 있는 비대칭모형(asymmetric model)에는 Nelson(1991)의 EGARCH(exponential GARCH)모형과 Glosten, Jaganathan & Runkle(1993)의 GJR-GARCH(또는 threshold GARCH)모형 그리고 Engle & Ng(1993)의 NGARCH(nonlinear GARCH) 등이 있으며, 본 연구에서는 GJR-GARCH모형을 이용하여 분석을 실시하였다.¹⁾

한편 악재로 표현되는 예기치 못한 음의 수익률과 호재로 표현되는 예기치 못한 양의 수익률이 조건부 변동성에 미치는 반응을 분석하기 위해서는 수익률에서 예측 가능한 부분을 제외시켜야 한다. 이를 위하여 본 연구에서는 평균방정식에 AR(1)을 포함시켜 다음과 같이 구성하였다.²⁾

1) 변동성의 비대칭성을 반영하는 모형들의 적합성을 검증한 Engle & Ng(1993), 구분일(2000)의 연구들에서 GJR-GARCH모형의 적합성이 높은 것으로 나타났다. Engle & Ng에 의하면 EGARCH모형은 조건부 변동성의 분산성(variability)이 GJR-GARCH모형에 비해 크기 때문에 EGARCH모형에 의해 추정된 조건부 변동성은 주가의 변화가 심할 때는 왜곡된 결과를 초래할 수 있다고 한다.

$$r_t = \mu + \theta r_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t \sim N(0, h_t)$$

그리고 변동성 추정에는 일반적으로 많이 사용되는 대칭모형인 GARCH(1,1) 모형과 비대칭적 변동성을 반영할 수 있는 GJR-GARCH(1,1)모형을 사용하였으며, 이때 각각의 분산방정식을 살펴보면 다음과 같다.

$$h_t = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad : \text{GARCH}(1,1)$$

$$h_t = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I \quad : \text{GJR-GARCH}(1,1)$$

$$I = 1 \text{ if } \epsilon_{t-1} < 0, \text{ and } I = 0 \text{ otherwise}$$

GARCH(1,1)모형은 $t-1$ 기간의 예기치 않은 수익률의 실현치 ϵ_{t-1} 이 음수이거나 양수이거나 관계없이 절대적인 크기에 따라 t 기간의 변동성 h_t 에 영향을 미치는 대칭모형이다. 반면에 GJR-GARCH(1,1)모형은 $\epsilon_{t-1} < 0$ 이면 1, 그 외에는 0의 값을 가지는 지시변수 I 가 추가된 모형으로 γ 값이 양수인 경우 음의 수익률충격이 양의 수익률충격보다 변동성에 미치는 영향이 크게 된다.

GJR-GARCH모형은 예기치 않은 수익률의 실현치 ϵ_{t-1} 이 양인 경우 변동성에 미치는 영향은 GARCH모형과 동일하다. 그러나 ϵ_{t-1} 이 음인 경우에는 γ 만큼의 영향이 추가되어 GARCH모형으로 추정된 것보다 변동성이 커지게 된다. $A = \omega + \beta \sigma^2$ 이라고 할 때, GJR-GARCH모형의 정보충격곡선은 $\epsilon_{t-1} \geq 0$ 인 경우에는 $h_t = A + \alpha \epsilon_{t-1}^2$ 이고 $\epsilon_{t-1} < 0$ 인 경우는 $h_t = A + (\alpha + \gamma) \epsilon_{t-1}^2$ 이며, 이 곡선은 $\epsilon_{t-1} = 0$ 에서 중심이 존재하고 양의 상한과 음의 상한에서 기울기가 각각 상이하게 나타난다.

본 연구에서 모형에 대한 추정은 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 사용하였으며, 대수우도함수값(log likelihood function value)을 최대화하는 수렴기준에 도달하기 위한 반복추정은 Berndt, Hall, Hall & Hausman(1974)의 BHHH 알고리즘을 이용하였다. 그리고 대칭모형인 GARCH모형과 비대칭적 변

2) 수익률의 예측 가능한 부분을 제외하고, 비동시적 거래(non-synchronous trading) 또는 비거래(non-trading)효과로 인하여 나타나는 시계열상관의 문제를 ARMA(p,q)모형으로 조정하기 위해서 아카이케 정보기준(AIC)을 최소로 하는 모형을 추정할 결과 AR(1)모형이 적합한 것으로 나타났다. ARMA(p,q)모형의 차수를 선택하는 기준으로 간결성(parsimony)이 가장 큰 덕목 중의 하나이며, AR(1) 이외에 다른 모형들을 포함시켰을 경우에도 결과에 크게 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

동성을 반영하는 GJR-GARCH모형의 적합성검정은 일반적으로 사용되는 우도비(likelihood ratio, LR)검정을 실시하였다.³⁾

$$LR = 2 [L(\phi_a) - L(\phi_0)] \sim \chi^2_{(k)}$$

$L(\phi_a)$: 비제약된 모형하에서 최우추정된 대수우도함수값

$L(\phi_0)$: 제약된 모형하에서 최우추정된 대수우도함수값

k : 제약된 모수의 수

III. 실증분석결과

본 연구의 목적은 채권시장에 도달하는 정보의 유형이 변동성에 미치는 영향에 대해서 분석하는 것이다. 이를 위하여 채권시장 중에서 가장 규모가 큰 국채시장을 대상으로 3년, 5년, 10년물 국고채프라임지수⁴⁾를 이용하여 분석하였으며, 분석기간은 국고채프라임지수가 산출되기 시작한 2006년 3월 2일부터 2009년 2월 27일까지 3년간이다. 그리고 채권시장과 비교를 위한 주식시장의 자료는 한국거래소(KRX)의 유가증권시장을 대상으로 산출하는 종합주가지수(KOSPI)를 이용하였으며, 실증분석에는 일별 로그수익률을 이용하였다.

1. 기술통계분석

<표 1>은 2006년 3월부터 2009년 2월까지 기간 동안의 3년, 5년, 10년물 국고채프라임지수와 종합주가지수 일별 수익률에 대한 기술통계분석 결과를 나타내고 있다.

3) 대표본인 경우에 우도비(LR)의 검정통계량은 귀무가설하의 제약된 모수의 수와 같은 자유도를 갖는 $\chi^2_{(k)}$ 분포를 따른다. GJR-GARCH모형에 의해 추정되는 모수에 비해 GARCH모형에서 제약된 모수의 수는 1개, 즉 $\phi_0 \equiv (\mu, \theta, \omega, \alpha, \beta)$ 이고 $\phi_a \equiv (\mu, \theta, \omega, \alpha, \beta, \gamma)$ 이므로 추정된 LR검정통계량이 $\chi^2_{(1)}$ 값 보다 클 때 귀무가설은 기각된다.

4) 국고채프라임지수는 한국거래소 국채전문유통시장의 지표종목을 중점대상으로 산출하는 채권지수이다. 국채전문유통시장은 PD 등 국채딜러들이 참여하여 국고채를 거래하는 국채전자거래시장을 말하는 것으로, 국고채프라임지수는 국채전문유통시장의 3년, 5년, 10년물을 대상으로 지수를 산출하고 있다.

<표 1> 기술통계분석 결과

구 분	국고채 3년	국고채 5년	국고채 10년	KOSPI
평균	0.000235	0.000233	0.000230	-0.000341
최대값	0.008497	0.036583	0.064924	0.112844
최소값	-0.009212	-0.041488	-0.070595	-0.111720
표준편차	0.001497	0.003470	0.005891	0.018407
왜도	-0.229942	-0.935184	-0.900000	-0.521649
초과첨도	7.599571	47.21813	50.49999	6.455205
Jarque-Bera	1782.42[0.000]	68666.3[0.000]	78519.8[0.000]	1314.81[0.000]

주) 1. 초과첨도는 실제첨도에서 정규분포의 첨도 3을 뺀 값임.
 2. Jarque-Bera통계량은 $\chi^2_{(2)}$ 분포를 따르며, []는 p-값을 나타냄.

분석결과를 살펴보면, 국고채수익률의 평균은 모두 양(+)의 값을 보이는 반면, 같은 기간 동안 KOSPI수익률은 음(-)의 값을 보이고 있다. 위험을 나타내는 표준편차의 경우는 국고채수익률보다 KOSPI수익률이 크게 나타나며, 국고채들 간에는 만기가 길수록 표준편차가 크게 나타나고 있다.

국고채수익률과 KOSPI수익률 모두 왜도(skewness)가 음(-)의 값을 보이고 있어서 왼쪽 꼬리를 가지는 분포를 보이고 있다. 이와 같이 한쪽 꼬리가 긴 분포는 시간 가변적 변동성을 가지는 시계열들에서 자주 발견되는 현상이다. 그리고 초과첨도(excess kurtosis)가 모두 0보다 크게 나타나고 있어서 국고채수익률과 KOSPI수익률은 정규분포에 비하여 첨도가 높고(high peak) 꼬리 부분이 두터운(fat tail) 첨예분포(leptokurtic)를 보이고 있으며, Jarque-Bera통계량 또한 모든 업종에서 유의수준 1%에서 정규성을 기각하고 있다.

<표 2> 단위근 검정결과

구 분	국고채 3년	국고채 5년	국고채 10년	KOSPI
ADF검정	-27.2217***	-32.9055***	-34.8032***	-26.9738***
PP검정	-27.3976***	-33.0874***	-34.7683***	-26.9775***

주) ***는 Mackinnon 임계치 1% 유의수준에서 유의함.

<표 2>는 국고채수익률과 KOSPI수익률이 안정적인 시계열인지를 검정하기 위하여 실시한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 단위근

검정에 대한 결과를 보여주고 있다. 국고채수익률과 KOSPI수익률 모두 유의수준 1%에서 단위근(unit root)을 갖는다는 귀무가설을 기각함으로써 분석대상인 수익률 자료들이 안정적인 시계열임을 확인할 수 있다.

따라서 국고채와 KOSPI 모두 수익률의 분포가 정규분포와 다른 첨예분포를 보이고 안정적인 시계열인 것으로 나타나므로 ARCH류의 모형설정이 가능할 것으로 판단된다.⁵⁾

<표 3> 상관관계분석 결과

구 분	국고채 3년	국고채 5년	국고채 10년	KOSPI
국고채 3년	1.000	0.835***	0.798***	0.013
국고채 5년		1.000	0.871***	-0.021
국고채 10년			1.000	0.009
KOSPI				1.000

주) Pearson 상관계수, ***는 1% 유의수준에 유의함.

<표 3>은 수익률 자료들 사이의 상관관계를 분석한 것으로 상관관계분석에는 피어슨(Pearson) 검정기법을 이용하였다. 검정결과, 만기가 다른 국고채수익률 간에는 예상할 수 있는 바와 같이 매우 높은 정(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 반면에 KOSPI수익률과 국고채수익률 간에는 상관관계가 없는 것으로 나타나고 있다.

2. 비대칭적 변동성 검증

<표 4>는 3년, 5년, 10년물 국고채수익률과 KOSPI수익률에 대해서 AR(1)-GARCH(1,1)모형을 이용하여 변동성을 추정한 결과이다. 분산방정식에서 단기지속성(short run persistence)을 나타내는 α (즉, ARCH)가 모두 양수로 나타나고 유의하며, 장기지속성(long run persistence)을 나타내는 $\alpha + \beta$ (즉, ARCH+GARCH) 또한 모두 양수이고 1보다 작으며, 통계적으로 유의하게 나타

5) 증권투자에 따른 수익률의 분산이 등분산이 아니라 시간 가변적이라는 것은 기존의 여러 연구들에서 증명되었으며, ARCH 프로세스는 이러한 조건부 이분산을 적절히 모형화하기 위해서 사용된다. 또한 GARCH모형은 변동성의 군집화현상을 포착하는데 이점이 있으며, 조건부 분산이 과거 실현된 분산에 의존하도록 설정되어 있기 때문에 증권시장의 실제 패턴과 일치한다고 할 수 있다.

나고 있다. 이는 국고채수익률과 KOSPI수익률의 변동성을 추정하는데 있어서 변동성의 군집화 현상과 시간 가변적인 특성을 포착하기 위해서 GARCH모형을 사용하는 것이 적합하다는 것을 보여주는 결과이다.

<표 4> AR(1)-GARCH(1,1)모형의 추정결과

구 분	국고채 3년	국고채 5년	국고채 10년	KOSPI
μ	0.00016(4.281)***	0.00019(4.868)***	0.00016(2.482)**	0.00088(1.844)*
θ	-0.08874(3.005)***	0.00517(0.205)	-0.05622(2.281)**	0.00876(0.204)
ω	5.81E-9(2.407)**	5.42E-7(3.014)***	9.61E-7(2.416)**	2.71E-6(2.273)**
α	0.03880(10.42)***	0.28543(3.804)***	0.16476(2.972)***	0.10730(5.844)***
β	0.96104(258.2)***	0.70581(12.77)***	0.82117(18.48)***	0.88940(48.97)***
Log Likelihood	3857.386	3464.266	3047.580	2062.501

주) 1. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함. 2. ()는 t-값의 절대치.

GARCH(1,1)모형은 $t-1$ 기간의 예기치 않은 수익률의 실현치 ϵ_{t-1} 이 음수이거나 양수이거나 관계없이 절대적인 크기에 따라 t 기간의 변동성 h_t 에 영향을 미치는 대칭모형이다. 따라서 비대칭적 변동성이 존재하는 경우에는 호재에 의한 가격변동은 과대추정하고 악재에 의한 가격변동은 과소추정하는 문제가 발생할 수 있다.

<표 5>는 변동성의 비대칭적 반응을 포착할 수 있는 GJR-GARCH(1,1)모형을 추정한 결과이다. GJR-GARCH(1,1)모형을 추정한 결과, KOSPI수익률의 경우에는 변동성의 비대칭성을 나타내는 γ 계수가 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타나고 있다. 그리고 최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성을 검증하는 우도비(LR) 또한 24.132로 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타나고 있으며, $\alpha + \beta + \frac{1}{2}\gamma$ 값도 0.97163으로 1보다 작으므로 안정성 조건을 만족한다.⁶⁾

이러한 결과는 기존의 주식시장에 대해서 분석한 선행연구들과 마찬가지로, 주식시장에 비대칭적 변동성이 존재한다는 것을 재확인하는 결과이다. 또한 이는 주식시장에 대한 변동성을 추정하는데 있어서 대칭모형인 GARCH모형보다는 비대칭모형인 GJR-GARCH모형을 사용하는 것이 적합하다는 것을 의미한다.

6) GJR-GARCH모형에서는 지속성척도(persistence parameter)인 $\alpha + \beta + \frac{1}{2}\gamma$ 값이 1보다 작으면 조건부분산의 충격은 영속적이지 않으며 비조건부분산으로 회귀하게 된다.

반면에 국고채수익률의 경우에는 비대칭적 변동성을 나타내는 γ 계수가 3년물의 경우는 10% 유의수준에서 유의하며, 5년과 10년물 국고채수익률의 경우에는 통계적으로 γ 계수가 유의하지 않고 음(-)의 값을 보이고 있어서 비대칭적 변동성이 약하거나 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 그리고 우도비(LR) 통계량 또한 각각 2.602, 0.106, 0.584로 나타나서 3년, 5년 10년물 국고채수익률 모두 10% 유의수준에서도 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.

이는 국고채수익률의 경우에 변동성을 추정하는데 있어서 대칭모형인 GARCH(1,1)과 비대칭모형인 GJR-GARCH(1,1)모형의 차이가 없음을 의미하는 것이다. 즉, 국고채수익률의 경우에는 변동성의 군집화현상과 시간 가변적인 특성을 포착하기 위해서 대칭모형인 GARCH(1,1)모형을 이용하는 것만으로 충분하다는 결과를 보여주고 있다.

<표 5> AR(1)-GJR-GARCH(1,1)모형의 추정결과

구 분	국고채 3년	국고채 5년	국고채 10년	KOSPI
μ	0.00016(4.161)***	0.00019(4.815)***	0.00015(2.298)**	0.00032(0.659)
θ	-0.07411(2.380)**	0.00476(0.199)	-0.04191(1.683)*	0.04243(1.008)
ω	4.57E-9(1.707)*	5.46E-7(3.005)***	1.03E-6(2.483)**	6.57E-6(4.044)***
α	0.02360(2.137)**	0.30543(3.085)***	0.20707(2.520)**	0.01224(0.597)
β	0.96345(117.3)***	0.70440(12.56)***	0.80724(17.03)***	0.86087(38.75)***
γ	0.02606(1.787)*	-0.03648(0.309)	-0.05360(0.612)	0.19703(5.028)***
Log Likelihood	3858.687	3464.319	3047.872	2074.567
LR	2.602	0.106	0.584	24.132

주) 1. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함. 2. ()는 t-값의 절대치.
 3. 우도비(LR) 검정통계량의 1%, 5%, 10% 유의수준에서 $\chi^2_{(1)}$ 의 임계치는 6.64, 3.84, 2.71.

<표 5>에서 보는 바와 같이, GJR-GARCH(1,1)모형을 이용하여 국고채수익률의 비대칭적 변동성을 분석한 결과, Hoti, Maasoumi, McAleer & Slottje(2005)와 Cappiello, Engle & Sheppard(2006)가 미 재무성채권을 대상으로 연구한 결과와 같이 채권시장에는 비대칭적 변동성이 존재하지 않는다는 결과를 보여주고 있다. 이는 국내 채권시장에 대해서 분석한 정진호·권정은(2008)의 연구와는 다소 다른 결과를 보여주는 것이다.

IV. 요약 및 결론

증권시장에 도달하는 정보가 호재인가 악재인가에 따라 변동성이 비대칭적으로 반응하는 현상 즉, 동일한 크기의 양의 수익률 충격보다 음의 수익률충격에 변동성이 더 크게 증가하는 현상을 비대칭적 변동성이라고 한다.

이러한 변동성의 비대칭적 반응과 관련하여 주식시장을 대상으로는 다양한 연구들이 이루어져왔으며, 분석대상 자료와 기간에 따라 정도의 차이는 있지만 대체로 비대칭적 변동성이 존재한다는데 동의하고 있다.

본 연구에서는 주식시장에 비하여 상대적으로 많은 연구가 이루어지지 않은 채권시장의 비대칭적 변동성에 대해서 살펴보았다. 이를 위하여 국채시장과 유가증권시장을 대상으로 분석을 실시하였으며, 분석모형은 가장 일반적인 대칭모형인 GARCH모형과 비대칭모형으로는 GJR-GARCH모형을 이용하였다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. KOSPI수익률의 경우에는 변동성의 비대칭성을 나타내는 γ 계수가 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타나고, 최우 추정법으로 추정된 모형의 적합성을 검정하는 우도비(LR) 또한 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 기존의 선행연구들과 같이, 주식시장에 비대칭적 변동성이 존재한다는 것을 재확인하는 결과이다.

반면에 국고채수익률의 경우에는 비대칭적 변동성을 나타내는 γ 계수가 3년물의 경우는 10% 유의수준에서 유의하고, 5년과 10년물 국고채수익률의 경우에는 통계적으로 γ 계수가 유의하지 않고 음(-)의 값을 보이는 것으로 나타나고 있다. 그리고 우도비(LR) 통계량 또한 3년, 5년 10년물 국고채수익률 모두 10% 유의수준에서도 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.

이는 국고채수익률의 경우에는 비대칭적 변동성이 존재하지 않으며, 변동성의 군집화현상과 시간 가변적인 특성을 포착하기 위해서 대칭모형인 GARCH(1,1)모형을 이용하는 것만으로 충분하다는 것을 보여주고 있다. 또한 이러한 결과는 미 재무성채권을 대상으로 한 연구에서 채권시장에는 비대칭적 변동성이 존재하지 않는다는 Hoti, Maasoumi, McAleer & Slottje(2005)와 Capiello, Engle & Sheppard(2006)의 연구결과와도 일치한다.

본 연구에서는 주식시장과 채권시장에 비대칭적 변동성의 존재여부에 대해서만 검증하고 있다. 따라서 향후에는 보다 정교한 분석방법의 개발을 통해서 주식시장과 채권시장 간의 변동성 전이현상과 같은 좀 더 심도 있고 포괄적인 연구가 이어져야 할 것으로 생각한다.

참고문헌

1. 구본일(2000), “주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구,” 재무연구, 제13권 제1호, pp.129-159.
2. 김갑중 · 김현석(2008), “비대칭적 변동성의 산업별 특성에 관한 연구,” 대한경영학회, 제21권 제6호, pp.2947-2964.
3. 김규형 · 김현석(2006), “거래소시장과 코스닥시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구,” 리스크관리연구, 제17권 제1호, pp.1-26.
4. 김규형(2009), “서브프라임사태 이전과 이후의 통화안정성의 변화에 관한 연구,” 한국증권학회지, 제38권 제1호, pp.107-136.
5. 안승철 · 장승욱(2007), “정보량과 비대칭적 변동성에 관한 연구,” 재무관리연구, 제25권 제1호, pp.109-140.
6. 오현탁 · 이현상 · 이치송(2000), “한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증연구,” 재무관리연구, 제17권 제1호, pp.45-65.
7. 유한수(2003), “코스닥시장의 비대칭적 변동성 원인에 관한 연구,” 대한경영학회지, 제16권 제2호, pp.549-562.
8. 유한수(2008), “주식시장 변동성과 채권시장 변동성,” 기업경영연구, 제15권 제2호, pp.41-51.
9. 장경천 · 김현석(2005), “주가지수선물 도입과 비대칭적 변동성에 관한 실증연구,” 대한경영학회지, 제18권 제3호, pp.1307-1327.
10. 정병대 · 정진호(2002), “주가수익률의 비대칭적 변동성에 관한 연구,” 리스크관리연구, 제13권 제2호, pp.97-126.
11. 정진호 · 권정은(2008), “채권시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구,” 금융공학연구, 제7권 제4호, pp.31-52.
12. Antoniou, A., P. Holmes and R. Priestley(1998), “The Effect of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 18, pp.151-166.
13. Bekaert, G. and G. Wu(2001), “Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 13 No. 1, pp.1-42.
14. Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. A. Hausman(1974), “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 3, pp.653-665.

15. Black, F.(1976), "Studies of Stock Market Volatility Changes," *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, pp.177-181.
16. Black, F.(1986), "Noises," *Journal of Finance*, Vol. 41, pp.529-543.
17. Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp.307-327.
18. Campbell, J. Y. and L. Hentschel(1992), "No News is Good News : An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, pp.281-318.
19. Cappiello, L., Engle, R. F, and Sheppard, K.(2006), "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns," *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 4 No. 4, pp.537-572.
20. Cheung, Y. W. and V. K. Ng(1992), "Stock Price Dynamics and Firm Size : An Empirical Investigation," *Journal of Finance*, Vol. 47, pp.1985-1997.
21. Engle, R. F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, pp.987-1007.
22. Engle, R. F. and V. K. Ng(1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, Vol. 48, pp.1749-1778.
23. Fama, E. F. (1965), "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, Vol. 38, pp.34-105.
24. Fama, E. and K. French(1988), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp.246-273.
25. French, K. R., G. W. Schwert & R. F. Stambaugh(1987), "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Finance*, Vol. 45, pp.479-496.
26. Glosten, L. R., R. Jaganathan and D. Runkle(1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Return on Stocks," *Journal of Finance*, Vol. 48, pp.1779-1801.
27. Hoti, S. E. Maasoumi, M. McAleer, and D. Slottje(2005), "Measuring the Volatility in U.S. Treasury Benchmarks and Debt Instruments," *Econometric Reviews*.
28. Lo, A. and W. Mackinlay(1988), "Stock Market Price Do Not Follow

- Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test,” *Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp.41-66.
29. Mandelbrot, B.(1963), “The Variance of Certain Speculative Price,” *Journal of Business*, Vol. 36, pp.394-419.
 30. Nelson, D. B.(1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Return : An New Approach,” *Econometrica*, Vol. 59, pp.267-290.
 31. Poterba, J. and L. Summers(1988), “Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, pp.27-59.
 32. Ross, S.(1989), “Information and Volatility : The Non-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy,” *Journal of Finance*, Vol. 44, pp.1-17.
 33. Schwert, G. W.(1989), “Why Does Stock Market Volatility Change over Time?,” *Journal of Finance*, Vol. 44, pp.1115-1153.
 34. Schwert, G. W.(1990), “Stock Volatility and the Crash of 87,” *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp.77-102.
 35. Sentanna, E. and S. Wadhvani(1992), “Feedback Traders and Stock Return Autocorrelation: Evidence from a Century of Daily Data,” *Economic Journal*, Vol. 102, pp.415-498.
 36. Shiller, R. J.(1984), “Stock Price and Social Dynamics,” *Brookings Papers on Economic Activity*, pp.457-498.
 37. Shin, H and R. Stulz(2000), “Shareholder Wealth and Firm Risk,” *Working Paper*, State University New York at Buffalo and The Ohio State University.

Abstract

A Study on the Asymmetric Volatility in the Korean Bond Market

Kim, Hyun-Seok*

This study examines the asymmetric volatility in the Korean bond market and stock market by using the KTB Prime Index and KOSPI. Because accurate estimation and forecasting of volatility is essential before investing assets, it is important to understand the asymmetric response of volatility in bond market.

Therefore I investigate the existence of asymmetric volatility in Korean bond market unlike the previous studies which mainly focused on stock returns. The main results of the empirical analysis with GARCH and GJR-GARCH model are as follow.

At first, it exists the asymmetric volatility on KOSPI returns like the previous studies. Also, I find that the GJR-GARCH is more suitable one than GARCH model for forecasting volatility. Second, it does not exist the asymmetric volatility on KTB Prime Index returns. This result is showed by that using the GARCH model for forecasting volatility in bond market is sufficient.

Key Words : Asymmetric Volatility, Bond Market, KTB Prime Index, GJR-GARCH

* Professor, Dept. of Management Information, Daelim University College