



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학 석사 학위논문

# 주가, 금리, 환율간 레버리지 효과

- 글로벌금융위기 전후 비교 분석 -

2017년 3월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

이 다 니 엘

# 주가, 금리, 환율간 레버리지 효과

- 글로벌금융위기 전후 비교 분석 -

지도 교수 김 영 식

이 논문을 경제학 석사 학위논문으로 제출함

2017년 3월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

이 다 니 엘

이다니엘의 경제학 석사 학위논문을 인준함

2017년 6월

위 원 장 \_\_\_\_\_ (인)

부위원장 \_\_\_\_\_ (인)

위 원 \_\_\_\_\_ (인)

## 초 록

본 연구는 TARCH 비대칭 변동성 모형을 이용하여 금융시장의 핵심 지표 중 대표적으로 주가, 금리, 환율의 상호간 레버리지 효과를 글로벌금융위기 전후로 파악하여, 비대칭적인 변동성 전이효과를 분석하였다. 본 연구를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 방향성에 있어서는 환율변화율과 주가수익률의 관계를 제외하고는 다른 두 변수간 관계는 유의한 결과를 찾기 어려웠다.

둘째, 금리의 변화는 다른 변수와의 방향성에서는 유의미한 관계를 찾기는 어려웠다.

셋째, 글로벌금융위기가 발생한 기간부터 그 이후까지 환율변화율과 금리변화가 주가수익률의 변동성에 미치는 영향은 감소하였다.

이상의 분석 결과를 보면 금융통화 당국은 금리 조절의 경기부양에 대한 효과가 단기적으로 크지 않기 때문에, 적절한 개입을 통해 주식시장 등의 금융 안정화를 도모하고 자금 유출입에 대비하여야 한다. 금융시장 변수들 가운데 핵심인 이 세가지 변수를 면밀히 살펴보고 관찰하여 물가안정과 경기 개선 이외에도 금융불안을 안정화하는 데 노력을 기울이는 것이 필요하다는 판단이다.

**주요어** : 레버리지 효과, 글로벌금융위기, 주가, 금리, 환율, TARCH  
**학 번** : 2014-20216

## 목 차

제 1 장 서론.....	1
제 1 절 연구 배경.....	1
제 2 절 이론적 배경.....	1
제 2 장 연구방법론.....	6
제 1 절 GARCH모형의 개념과 발달.....	6
제 2 절 비대칭 변동성 모형.....	8
제 3 장 분석 결과.....	10
제 1 절 기초통계 및 단위근 검정.....	10
제 2 절 그래인저 인과관계 검정.....	12
제 3 절 TARCH 분석 결과.....	13
제 4 장 결론 및 시사점.....	19
참고문헌.....	21
Abstract.....	32

## 표 목차

[표 1].....	24
[표 2].....	27

# 제 1 장 서 론

## 제 1 절 연구 배경

주식, 금리, 채권과 같은 금융변수들의 변동성을 이해하고 예측하는 것은 자산배분(asset allocation) 결정이나 글로벌 헷징(global hedging) 등에서 중요한 요소이다. 최근 미국이 금리인상 궤도에 들어서고 있고, 중국, 유럽, 일본도 긴축기조를 가져가고 있는 상황에서 우리나라는 가계 부채, 한미 금리역전에 따른 자본유출, 펀더멘탈 개선세에 대해 불확실성에 놓여있다. 금융시장의 핵심 지표 중 대표적으로 주가, 금리, 환율의 분석을 통해 금융시장 변동성 이전효과에 대한 예측력을 높이고 정책당국과 시장 참여자들의 바람직한 가이드라인을 제공하는 것이 중요하다.

일반적으로 금융시장 변수의 이전효과는 두 가지로 나뉠 수 있는데 하나는 수익율의 이전효과(return spillover effect)이며 다른 하나는 변동성 이전효과(volatility spillover effect)이다. 이전효과를 이해하는데 있어서 또다른 중요한 요소는 변동성 이전효과가 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스에 따라 비대칭적으로 서로 영향력의 크기가 다르게 나타날 수 있다는 것이다. Glosten, Jagannathan and Runkle(1994)는 변동성의 비대칭적 전이효과를 효과적으로 분석하기 위하여 GJR-GARCH모형을 제시하였다. 금융시장에서는 일반적으로 좋은 뉴스에 비해서 나쁜 뉴스의 충격이 변동성에 더욱 큰 효과를 가지며 이를 ‘지렛대효과(leverage effect)’라 부른다.

금융시장 특징 중 하나가 어느 한 변수가 증가했을 때와 감소했을 때 다른 변수의 변동성에 미치는 영향이 다르게 나타나는 경우가 많은데, 이러한 점을 잘 포착해서 설명하는 연구가 없기 때문에 이를 보완하고자 GJR-GARCH 또는 TARARCH 모형을 사용하여 설명하고자 한다.

## 제 2 절 이론적 배경

주가, 금리, 환율의 세 변수들은 국가의 거시경제지표로서 시장 참여자

의 거동에 직접적인 영향을 미치게 된다. 세계적으로 이와 관련된 연구가 지속적으로 보고되어 왔지만 이들 연구는 변수들 사이 상관관계에 대해 상반된 결과를 보고하고 있다(Aggarwal, 2003; Bahmani-Oskooee & Sohrabian, 1992; Chow, Lee, & Solt, 1997).

국내에서도 상관관계에 대해 상반된 결과가 보고되고 있다(김영일, 1999; 이근영, 2010; 이충연, 2005). 실제 시기, 상황 등에 관계없이 변수들 간 일관된 관계를 확인하기는 어렵지만, 학문적으로 널리 알려진 이론을 바탕으로 통계적 결과를 분석하는 것이 중요하므로 먼저 이를 살펴보고자 한다.

## 주가와 환율

주가와 환율의 관계에서 전통적인 접근법(traditional approach)은 주가보다 환율이 선행한다고 설명한다(Ismail, 2007). 환율이 변화함으로써 경상수지변화를 일으키고 이것이 주가에 영향을 미친다는 것이다. 반면 포트폴리오 접근법(portfolio approach)에 의하면 주가가 환율에 선행하여 영향을 주게 된다.

전통적 경제이론에 의하면 환율은 국가간에 자금유출입과 기업의 투자와 수익성에 영향을 미치고, 이것은 주가에 영향을 주게 된다. 세계의 교역규모가 증가하고 자본시장이 개방되면서 자본이동이 국가간에 증가하면서 자산가격과 사업수익성의 중요 결정요인으로 환율이 고려되고 있는 것이다. 전통적인 접근법에 의하면 환율이 주식시장에 미치는 경로는 몇 가지가 있다.

첫째는 환율이 상승함으로써 기대인플레이션이 변화하여 주가를 하락시킨다(Ajayi & Mougoué, 1996). 단기간에 상승한 명목환율은 장기균형 수준의 실질환율에 도달할 때까지 양국간 가격비를 하락하게 한다. 인플레이션은 소비지출을 억제시키므로 수입수익이 악화될 가능성이 높고, 이는 주가하락으로 이어진다. 또한 물가상승으로 환율이 상승하면 투자자들은 물가상승이 제고될 것으로 예측하고 고위험할증과 고수익률을 요구하게 된다. 이것은 다시 주가의 하락으로 이어진다(Wu, 2000).

두 번째 경로는 환율변화가 투입물비용과 산출물가격에 영향을 줌으로써 기업경쟁력에 영향을 줄 것이라는 점이다. 환율이 낮아지면 수출이

감소하고 따라서 수출위주의 기업 주가는 하락한다. 하지만 환율하락시에 수입이 증가하게 되는데 이것은 수입기업의 주가를 상승하게 한다. 따라서 환율은 수출기업의 주가와 정(+)의 관계를 가지며 수입기업의 주가와 부(-)의 관계를 보이게 된다.

세 번째 경로는 외국인 투자자금의 유출입과 관련이 있다. 환율하락시 그 나라의 화폐가치가 절상되는데 이것은 해당 국가의 자산에 대한 수요의 증가시켜 주가를 상승시킨다. 반면 환율상승시에는 해당국의 화폐가치가 절하되고 자산에 대한 수요감소로 외국인 투자도 줄어들게 된다. 이것은 결국 주가의 하락으로 이어진다.

이러한 전통적인 경제이론과 달리 한국의 경우에는 국제수지흑자 기간 동안 환율하락과 함께 주가상승이 나타나기도 하며, 국제수지적자 시기에는 환율상승과 주가하락이 이어진다. 이러한 현상은 환율변동의 수출에 대한 영향에서 시차가 존재하고, 원화평가절상 시기에 국내경기가 호황이었고 시중유동성이 풍부해 주식매입이 증가하였기 때문으로 추정된다.

포트폴리오 접근법에 의하면 주가변화는 자본이동을 매개로 하여 환율에 영향을 준다. 주가변화는 수요변화를 만들고 이것은 금리를 변동시킴으로써 자산가치에 영향을 주는 것이다. 즉, 주가변화는 투자자의 포트폴리오 조정과정을 통해서 환율을 변화시킨다. 예컨대 주가가 상승하면 통화의 가치를 상승시키고, 이는 국내금리의 상승을 일으키게 된다. 이 과정에서 외국자본이 유입되면서 환율은 하락하는 것이다. Mishkin(Mishkin, 2001)은 이 과정이 2가지 경로를 거친다고 하였다. 첫 번째는 기업의 주가상승이 그 기업의 투자지출 증가를 유인한다. 두 번째는 주가상승이 가계의 금융자산 가치에 정(+)의 영향을 미치고 이것은 다시 소비의 증가를 낳게 된다. 주가상승으로 인한 수요증가는 금리를 상승시키고 자산가격을 높임으로써 국내의 부를 증가시키게 된다. 이 과정에서 외국인투자의 국내통화에 대한 수요를 증가시킴으로써 국내통화가치를 올리고 금리는 함께 올라가게 된다.

그 외 다양한 실증분석 연구를 통해 관계를 규명하고자 하였다. Ajayi & Mougoue(Ajayi & Mougoué, 1996)는 연간 일별자료를 이용하여 1985년부터1991년까지 선진국8개국의 주가와 환율의 관계를 분석하였다. 그 결과 주가와 환율간에는 단기적으로 장기적으로 양방향 인과관계가 유의하게 나타나고 있었다. Kim(Kim, 2003)은1974년부터1998년까



지 미국의 월별자료를 이용하여 환율에 대해 주가가 부(-)의 영향을 줌으로 밝혔다. Ozair(Ozair, 2006)는 1960년부터 2004년까지 미국의 분기 자료를 이용하여 주가와 환율간에 공적분 관계나 인과관계가 보이지 않는다고 보고하였다. 즉, 환율과 주가에서 대형주는 관련을 보이지만 소형주는 그렇지 않다고 하였다.

## 주가와 금리

금리의 주가에 대한 영향에 대한 설명은 배당할인모형과 미래현금흐름에 대한 할인율모형이라는 두 가지 모형이 있다.

Black(Black, 1976)과 Christie(Christie, 1982)에 의해 제안된 배당할인모형에 의하면 금리수준이 주당배당금, 또는 금리에 대한 주당 순현금흐름의 반응으로 결정된다. 만약 금리가 낮아지면 기업의 금융비용이 감소하고 이것은 기업의 수익성개선으로 이어진다. 따라서 금리가 낮아질수록 주가는 높아지게 된다.

미래현금흐름에 대한 할인율모형의 논리는 다음과 같다. 자산의 가치는 자산으로 인하여 발생하게 되는 미래현금흐름에 대한 할인율을 할인현가의 합이다. 자산에는 주식도 포함되며 따라서 주식의 이론적 가치는 순현금흐름과는 정(+)의 관계를, 할인율과는 부(-)의 관계를 가지게 된다.

이러한 두가지 모형 이외에 여러 금융자산의 상대적인 가격으로 통해 주가가 결정된다는 이론도 있다. 즉, 금리하락시 고정금리의 금융기관예금에서 주식으로 수요가 증가하게 되면서 주가가 상승한다. 금리가 상승하면 채권가격이 상승하고, 투자자는 채권가격의 하락을 예상하면서 주식을 매입하게 된다. 이 과정에서 주가는 상승하게 된다.

Glosten, Jagannathan & Runkel(Glosten et al., 1993)은 금리가 주가 수익율에 부(-)의 영향을 준다고 보고하였다. Jensen & Johnson(Jensen & Johnson, 1995)은 금리가 상승하면서 환율이 변화하고 이것이 주가를 하락시킨다고 하였다. Bernanke & Kuttner(Bernanke & Kuttner, 2005)는 미국의 경우 기준금리가 상승하면 주가수익률이 상승한다는 연구 결과를 내놓았고, Steeley(Steeley, 2006)는 영국시장의 1984년부터 2004년까지의 자료를 바탕으로

GARCH모형으로 분석한 결과 주식시장은 채권시장에 단기적으로는 정(+ )의 관계를, 장기적으로는 부(-)의 관계로 변화한다고 하였다. 국내에서는 구본일 등(구본일, 엄영호, & 최완수, 1999)이 추가수익률과 회사채 금리 사이에 부(-)의 관계를 존재함을 보였다. 김홍배와 윤성민(김홍배윤성민, 2009)은 미국 금융위기 이전까지 기간을 분석하고 금리차가 주식시장을 선도하였다고 하였다.

## 환율과 금리

우리나라와 같이 금융시장이 개방된 환경에서 환율과 금리의 관계는 국제피셔효과(international Fisher effect)와 이자율평가이론(interest rate parity theory)의 두가지 모형을 통해 설명될 수 있다.

국제피셔효과이론은 두 개 국가의 금리차이는 예상현물환율의 차이와 같다는 것이다. 즉, 국내금리와 외국금리보다 높다면 환율면에서는 국내화폐가 외국화폐보다 동일한 수준만큼 불리해야 균형된 시장이 이루어진다. 금리와 환율의 관계가 균형을 이루지 않는다면 핫머니와 같은 단기 유동성 국제투기자금이 유출입됨으로써 시장의 교란이 일어난다.

이자율평가이론에 의하면 금융시장이 완전 개방되어 있다면 동일한 금융상품의 가격은 국제적으로 동일한 가격, 금리를 가지게 된다. 국가간 차이는 차익거래를 일으키고 이것은 환율과 금융상품의 가격을 변화시킨다. 단 국가간 자본이동이 자유롭고 거래비용이 없어 동일한 위험수준과 만기를 가진 경우 통화의 표시만이 다르다는 조건이 성립한다. 이 이론에 의하면 국가간 금리의 차이는 외국통화의 선물환 프리미엄 또는 디스카운트가 된다.

Jensen & Johnson(Jensen & Johnson, 1995)의 연구에 의하면 금리가 상승할 때 환율이 함께 상승하고 이것은 주가를 하락하게 하였다. Goldfajn & Baig(Baig & Goldfajn, 1998)은 아시아 5개국을 대상으로 외환위기 시기를 중심으로 통화정책과 환율과의 관계를 분석하였다. 분석결과 1996년 1월부터 1998년 5월까지 콜금리와 환율은 정(+ )의 관계를 보이고 있었다. Edison 등(Edison, Cashin, & Liang, 2003)은 금리와 환율간이 공적분 관계를 보이지 않는다고 하면서 이들의 불안정한 관계는 금리자유화와 리스크 프리미엄 때문으로 추정하였다. Faust & Rogers(2003)의 연구에 의하면 미국의 금리인상 후 선진국들의 달러환

율은 하락하고 있었다.

국내의 연구에 의하면 금리와 환율은 부(-)의 관계를 보인다. 이승호 (이승호, 1997)는 1992년에서 1996년까지 기간 동안의 원달러환율, 3개월 LIBOR, 3년만기 회사채 수익률을 분석한 결과 국내금리와 환율 사이에는 부(-)의 관계가 있다고 하였다. 그러나 시기와 상황에 따라 반대 현상이 나타나는 경우도 있어 이러한 관계가 꼭 성립한다고 하기 어렵다.

## 제 2 장 연구 방법론

### 제 1 절 GARCH모형의 개념과 발달

전통적인 시계열 모형으로는 자기회귀(autoregressive: AR)모형, 이동평균(moving average: MA)모형, 자기회귀 이동평균(autoregressive moving average: ARMA)모형, 자기회귀적분이동평균모형(autoregressive integrated moving average: ARIMA) 등이 있다. 이들 모형의 가정은 분포가 독립적이고, 시간에 상관없이 항상 분산이 일정하다는 것이다. 하지만 시간에 따라 분산이 일정하다는 것은 현실적인 상황과 차이가 있다. 특히 대부분의 경제변수들과 금융변수들은 시간에 따라 변동성(volatility)이 매우 급격하게 변화하기 때문이다. 금융분석에서 변동성이란 곧 분산을 의미한다. 따라서 보다 현실과 적합한 모형의 개발이 필요하며 이를 위해 시간에 따라 분산이 차이가 있다라는 이분산성(heteroscedasticity)을 고려한 모형이 제시되었다. Engle(1982)는 이분산성에 근거한 ARCH 모형을 처음 제시하였다. 이후 이를 일반화한 ARCH 모형 즉, GARCH 모형이 Bollerslev(Bollerslev, 1986)에 의해 발표되었고 이후 다양한 모형들이 제시되었다.

이분산성의 특성을 포함한 GARCH모형의 장점에도 불구하고 분산의 대칭성이라는 문제가 여전히 남아 있었다. 즉, 경제 시계열 자료나 금융 시계열 변수들은 호황(good news)일 때와 불황(bad news)일 때 변동의 폭이 달라진다. 이러한 측면에서 어떠한 임계값(threshold value)를 기준으로 서로 다른 모형을 적용하는 비대칭성(asymmetric)모형이 연구되기 시작하였다. 등분산에 근거한 대표적인 비대칭성 모형에는 Tong((Tong & Lim, 1980)의 TAR(Threshold autoregressive)모형, Enders와 Granger(Enders & Granger, 1998)의 MTAR(momentum threshold autoregressive)모형이 있다. Chan(1990, 1991), Chen과 Tsay(Chan & Tsay, 1998)은 임계값을 기준으로 한 비대칭성에 대해 발표를 하였고, Tong(1990)은 조건부 이분산성과 비대칭성 선형 시계열 모형을 함께 고려한 모형을 제시하였다. 이것은 SETAR모형과 ARCH 모형을 결합한 것으로서 SETAR-ARCH 모형으로 불린다.

이분산성 모형에서의 비대칭성 모형으로는 Zakoian(1991)이 TARCH

모형을 제시하였고, Li와Li(1996)는 TARARCH모형과 Hamilton(1990)의 DTARCH모형에 threshold value를 모수로 추가하여 새로운 TARARCH모형을 제시하였다. 또다른 비대칭성 이분산 모형으로 Glosten, Jannathan, Runkle(1993)(Glosten, Jagannathan, & Runkle, 1993)이GJR-GARCH모형을 제시하였는데, 이것은 모두 GARCH 모형의 대칭성을 보완하여 비대칭성을 분석할 수 있도록 한 것이다.

우리나라에서는1997년 외환위기 이후 불확실성에 대한 경각심이 높아지면서 ARCH류의 모형들과 관련하여 많은 연구가 진행되었다. 다양한 연구들은 선형 시계열 모형보다는 비선형 시계열 모형이 보다 현실적인 상황을 잘 설명하고, 실제적인 분석이 가능하게 한다고 보고하였다.

## 제 2 절 변동성 모형

### 2.1. 시간에 따른 변동성(Time-varying volatility)

자기회귀조건부 이분산(AutoRegressive Conditional Heteroskedastic: ARCH)모델은 시간의 변화에 따른 분산에 관심을 둔다. ARCH(1,0,0)모델은 시간변동 분산(time-varying variance)  $h_t$ 이 상수상(constant term  $\alpha_0$ ) 더하기 이전 기간의 오차의 제곱인 지연(term lagged) ( $\alpha_1 e_{t-1}^2$ )으로 표현된다.

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_0 + e_t \\ e_t / I_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 \\ \alpha_0 &> 0, \quad 0 \leq \alpha_1 < 1 \end{aligned}$$

여기서 계수  $\alpha_0$ 과  $\alpha_1$ 은 양의 분산이 되기 위해서 항상 양이어야 한다. 그리고 계수는 1보다 작아야 하며 그렇지 않을 경우  $h_t$ 는 시간이 증가함에 따라 exploding될 것이다. 조건부 정규성 평균은 시간  $t-1$ 에서 알려진 정보의 함수로 분포된다.

이를 일반화된 ARCH 모형, GARCH(1,1)모형 또는 TARCH(1,1,0)모형으로 다음과 같다.

$$\begin{aligned} h_t &= \delta + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \\ \alpha_1 + \beta_1 &< 1 \end{aligned}$$

안정성을 위하여  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  조건을 충족해야 하며 그렇지 않을 경우 integrated GARCH 과정 또는 IGARCH로 분석을 해야 한다.

## 2.2. 비대칭 GARCH(Asymmetric GARCH)모형

역치(threshold) ARCH모형 또는 T-ARCH, T-GARCH모형은 긍정적인 뉴스와 부정적인 뉴스를 비대칭적으로 다루는 모형이다. TARCH모형에서 조건부 분산은 다음과 같이 특이화(specification)시킨다.

$$h_t = \delta + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$d_t = \begin{cases} 1 & e_{t-1} < 0 & (\text{나쁜 뉴스}) \\ 0 & e_{t-1} \geq 0 & (\text{좋은 뉴스}) \end{cases}$$

$\gamma$ 는 비대칭항(asymmetry term) 또는 레버리지 항(leverage term)이라고 불린다. 만약  $\gamma = 0$ 이면 표준적인 GARCH형태가 된다. 그렇지 않으면, 즉, 충격이 양일 때 (good news) 그 변동성의 효과는  $\alpha_1$ 으로 표현되고, 뉴스가 음(negative, 나쁜뉴스)일 때 변동성의 효과는  $\alpha_1 + \gamma$ 로 표현된다. 따라서  $\gamma$ 가 유의하고 양의 값인 하에서 부정적인 충격은 항상 긍정적인 충격보다 큰 효과를 가지게 된다. 만약 레버리지 효과가 있다면, 변동성 예측치는 기준변동성으로 회귀하고, 그 속도는 지속성 파라미터  $\lambda$ 라고 하며 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\text{지속성 파라미터 } \varphi = \alpha_1 + \beta_1 + \gamma/2$$

Glosten, Jagannathan, Runkle(1994)이 제안한 GARCH모형은 가변수(dummy value)  $e_{t-1}$ 를 0이 아닌 평균  $\mu$ 를 기준으로 비교 판단한다. 금융시장에서 대개의 경우 실증분석시  $\mu$ 는 항상 0으로 가정하므로, 실제 분석에서 두 모형은 동일한 결과를 낳게 되며, 본 연구에서는 이에 따라 TARCH 모형을 사용하기로 한다.

## 제 3 장 분석 결과

### 제 1 절 기초통계 및 단위근 검정

본 연구에서는 글로벌금융위기 이전, 기간, 이후의 세 기간 동안 환율, 금리, 주가의 레버지리효과 즉, 좋은뉴스 효과와 나쁜뉴스 효과의 크기를 분석 비교하고자 한다.

2001년 1월 6일부터 2016년 9월 23일까지 일간 코스피, CD금리, 원달러 환율을 자료로 활용하였다. 이 기간을 글로벌금융위기를 중심으로 세 개의 기간으로 나누었다. 첫 번째 기간은 위기 이전으로서 2001.01.06.-2007.01.29. 까지이며, 두 번째 기간은 위기 기간으로서 2007.01.29.-2009.01.31. 까지이며, 세 번째 기간은 위기 이후 기간으로서 2009.01.31.-2016.09.23. 이다.

간단하게 각 시계열 변수를 그래프와 상관관계를 통해 그 관계를 살펴보면, 크게는 금융위기 전이랑 발생 후로 상관관계가 변하는 것을 볼 수 있다.

	금리변화	환율변화율	주가변화율
금융위기 이전			
금리변화	1	0.040019	-0.03571
환율변화율		1	-0.21259**
주가변화율			1
금융위기 중			
금리변화	1	0.11815**	-0.07322
환율변화율		1	-0.44543**
주가변화율			1
금융위기 이후			
금리변화	1	-0.05594*	0.054398*
환율변화율		1	-0.40113**
주가변화율			1

.p<.1, \*p<.05, \*\*p<.01



금융위기 이전 금리를 인하하는 추세 구간에서 경기에 대한 부양효과로 주가가 상승하면서 주가와 금리 사이 마이너스 상관관계로 나타났지만, 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 통상 금리를 인하하면 자본유출에 의해서 환율이 상승하기 마련인데 환율이 그 경로로 반응하기 보다는 주가수익률 상승에 따른 자본유입에 환율이 하락하는 모습을 보이면서, 모두 유의하게 금리와의 정의 관계를 보이고 주가와는 부의 관계를 보였다.

금융위기를 겪게 되면서 이후부터는 관계가 다른 양상을 보이기 시작했다. 금융위기가 발생하면서 주가는 하락하고, 경기를 부양시키기 위해 금리 인상을 멈추고 다시 통화완화적 정책을 펼치면서 금리가 하락하는 모습을 보였다. 주가가 하락하면서 경기에 대한 불안으로 자본유출이 발생해 환율은 상승했다. 글로벌금융위기 기간 동안 이러한 관계는 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다.

위기 이후 경기가 다시 안정적인 모습을 보이면서 주가는 다시 오르기 시작했고, 환율도 다시 하향 안정화 되었다. 이후에 주가가 박스권에 진입할 때 환율도 박스권을 보이는 등 주가와 환율 사이에는 부의 관계가 그대로 유지되었다. 반면 금리인하 시기에 큰 경기 부양효과를 가져오지 못한다는 인식에 주가는 방향성을 잃고 박스권을 유지했고, 주가가 높을 때는 금리를 올리면서 이 둘의 관계는 정의 관계로 나타났다.

위의 분석으로는 인과관계를 파악하는 데 한계가 있으므로 본 논문에서는 먼저 금리의 차분값과 주가, 환율의 로그 차분값이 시계열적으로 안정적인지 ADF, PP 모형을 이용하여 확인하고, 그라인저 인과관계 검정을 실시하였다. 변수간 영향에서 가장 유의한 시차를 발견하고 이를 기반으로 TARCH 모형의 통계 결과를 통해 유의미한 관계를 찾아보고자 하였다.

Augmented dickey fuller 테스트와 추가적으로 Phillips-Paron 검정을 실시한 결과 두 테스트 모두 5% 임계치인  $-2.864$ 보다 충분히 낮기 때문에 단위근이 존재하지 않는 것으로 확인됐다.

	금융위기이전		금융위기 기간		금융위기이후	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
금리 변화	-16.81**	-48.72**	-16.56**	-22.79**	-39.97**	-41.297**
환율 변화율	-45.07**	-45.01**	-22.04**	-22.17**	-47.99**	-47.86**
주가 변화율	-42.53**	-42.54**	-22.29**	-22.29**	-43.78**	-43.83**

## 제 2 절 그래인저 인과관계 검정

금리는 차분하고 주가와 환율은 로그차분하여 데이터의 자기상관성과 randomness를 correlogram을 통해 확인해 본 결과 자기상관과 부분상관이 0에 가까우며 유의한 것으로 나타났다<부록 표 2>.

그래인저 인과관계 검정을 통해 각 변수가 어느 시차에서 가장 유의한 영향을 미치는지 확인하였다. 이를 토대로 적절한 시차를 선택하여 그 시차를 기준으로 TARCH 분석을 실행하였다.

그레인저 인과관계 (p-value)		시차(Time lag)									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1기간	환율->금리	0.0002**	0.0049	0.011	0.0406	0.0635	0.1113	0.1987	0.1315	0.2202	0.3654
	금리->환율	0.5311	0.171	0.3209	0.432	0.569	0.6987	0.5997	0.6917	0.7355	0.8223
	주가->금리	0.2382	0.3993	0.5899	0.5638	0.7038	0.5196	0.4444	0.4686	0.4698	0.5427
	금리->주가	0.445	0.7507	0.8831	0.2781	0.4025	0.1205	0.18	0.184	0.2285	0.199
	주가->환율	0.0207	0.0078	0.0049**	0.011	0.0189	0.029	0.0196	0.0189	0.0322	0.0368
	환율->주가	0.0199*	0.0338	0.0692	0.0833	0.1222	0.1801	0.1661	0.0709	0.1231	0.0478
2기간	환율->금리	0.9273	0.9509	0.2382	0.2795	0.4886	0.3652	0.1273	0.152	0.1349	0.2156
	금리->환율	0.7438	0.2058	0.2171	0.3202	0.3993	0.4872	0.5598	0.306	0.252	0.2248
	주가->금리	0.7846	0.7358	0.6957	0.6058	0.5566	0.4259	0.4879	0.1297	0.2352	0.1236
	금리->주가	0.9226	0.6058	0.5566	0.4259	0.5215	0.4879	0.1297	0.1947	0.2017	0.1215
	주가->환율	0.1176	0.0036	0.0001**	0.0002	0.0005	0.0008	0.0007	0.0013	0.0007	0.0014
	환율->주가	0.303	0.1092	0.1683	0.0259	0.0128	0.0191	0.0629	0.0483	0.0082**	0.0208
3기간	환율->금리	0.4301	0.6988	0.7711	0.6932	0.7846	0.7358	0.6957	0.7856	0.667	0.8818
	금리->환율	0.1677	0.0781	0.1091	0.1877	0.0963	0.1011	0.1567	0.1895	0.2283	0.296
	주가->금리	0.147	0.1101	0.2959	0.4592	0.1297	0.1947	0.2017	0.0875	0.0457*	0.7687
	금리->주가	0.1235	0.1193	0.116	0.05*	0.184	0.1325	0.1985	0.1457	0.198	0.2396
	주가->환율	0.4414	2.00E-05	0.00002**	4.00E-05	7.00E-05	4.00E-05	5.00E-05	9.00E-05	0.0002	0.0005
	환율->주가	0.0039**	0.1412	0.1523	0.3575	0.4569	0.1573	0.0902	0.1316	0.167	0.2985

그레인저 인과관계 검정 결과 p값이 가장 낮은 것을 기준으로 시차를 선택하였다. 주가와 금리는 인과관계 검정에서 금융위기 이후를 제외하고는 상대 변수에 대한 설명력이 낮은 것으로 나타났다. 일부 변수는 시차를 1로 두었을 때 유의하지 않았던 관계가 시차를 늘릴수록 관계가 유의하게 나온 것을 확인할 수 있었다. 이는 어느 한 변수가 다른 변수에 영향을 미치기까지 시간차가 존재한다는 것을 의미한다.

### 제 3 절 TARCH 분석 결과

평균식으로부터 한 변수가 다른 변수의 방향성에 어떤 영향을 미쳤고, 변동성 방정식에서는 상승 충격과 하락 충격이 변동성에는 각각 어떤 영향을 미쳤는지 통계 결과를 통해 그 의미를 파악해보고자 하였다.

### 금융위기 이전:

관계	경로	회귀계수	R-제곱	$\alpha_1$	$\gamma$
환율, 주가	환율→주가	-0.52962**	0.037436	0.016961*	0.067335**
	주가→환율	-0.04528**	0.044456	0.069763**	-0.011481
금리, 환율	환율→금리	0.068338	-0.029427	0.139602**	0.133969**
	금리→환율	0.002770	0.001074	0.082520**	-0.026914*
주가, 금리	주가→금리	0.000640	-0.030694	0.139445**	0.134003**
	금리→주가	-0.005560	-0.000357	0.019633*	0.073310**

#### 1) 환율변화율과 주가수익률간 관계

환율변화율과 주식수익률은 서로 유의하게 부의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기존 전통적 접근법과 포트폴리오 접근법에 의한 관계를 설명한다(Ismail(2007), Ajayi & Mougoue(1996), Wu(2000)). 전통적 접근법에 의하면 단기에 명목환율이 하락하는 경우 장기 실질환율 균형 과정에서 기대인플레이션이 상승하게 된다. 이는 소비지출을 증가시켜 주가를 상승시킨다. 한편 포트폴리오 접근법에 의하면 주가가 상승하는 경우 기업의 투자지출이 증가하고 금융자산 가치 증가로 인해 소비가 증가하므로, 금리 상승을 유발하고 외국인 자본을 유인하여 환율을 하락시킨다. 그러나 환율이 상승하면 수출이 증가하여 경기가 회복되고 주가가 상승한다는 이론을 뒷받침하지는 못하고 있다. 수출에 비해 수입 수요의 가격탄력성이 더 큰 경우, 환율 상승시 수입기업의 주가 하락 효과가 수출 증가에 의한 긍정적 효과를 상쇄하여 주가를 하락시킬 수 있기 때문으로 판단된다.

인과관계 검정에서 주가는 3일간 시차를 두고 환율에 유의한 영향을 미쳤던 반면, 환율은 비교적 짧은 하루만에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 주가가 환율에 미치는 경로에서 실제 기업투자 행동에 영향을 미치기까지 시간이 걸리기 때문에 그 기대가 반영되기까지 시간이 걸린다는 것을 보여준다. 반대로 환율은 기대인플레이션에 직접적인 영향을 미쳐 경제주체의 소비 행동에 바로 영향을 미치므로 그 효과는 비교적 즉각적이라고 해석할 수 있다.

비대칭적 변동성 분석에서는 환율변화율의 주가수익률 변동성에 대한 레버리지 효과를 확인할 수 있었다. 이는 환율변화율의 부(-)의 충격이 주가수익률의 변동성을 더 크게 만든다는 것을 보여준다. 글로벌 금융위기 이전에는 환율이 추세적으로 하향 안정화되었던 시기였기 때문에 원화자산에 대한 투자 매력도가 높아져 단발성이 강한 외국인 자본의 유입이 증가했다. 외국인 자본의 빈번한 유출입에 의해 주가 움직임의 불안이 커졌던 결과로 볼 수 있다. 반면 주가수익률의 환율변화율 변동성에 대한 나쁜뉴스 효과를 유의미하게 확인할 수 없었으며, 좋은뉴스 효과만을 확인할 수 있었다. 즉 주가수익률이 증가할 때 변동성이 확대되는 것은 확인 가능했지만, 하락할 때 변동성에 미치는 영향은 유의미하게 나타나지 않았다.

## 2) 환율변화율과 금리변화간 관계

환율변화율과 금리변화는 서로 정(+)의 영향을 미쳤으나 유의하지 않은 것으로 나타났다. 추세적으로 환율이 하락하고 금리는 완화적 통화정책에 따라 낮아지는 시기였으나, 유의한 관계를 확인할 수는 없었다.

반면 비대칭적 변동성 분석에서는 환율변화율의 금리변화에 대한 레버리지를 확인할 수 있었다. 환율변화율이 주가수익률 변동성에 레버리지 효과를 가졌던 것처럼, 환율 하락이 단기적인 외국인 원화자산 투자를 증가시켜 금융시장의 변동성을 높인 결과라고 볼 수 있다.

한편 금리변화의 환율변화율 변동성의 영향에 있어서는 좋은뉴스 효과가 나쁜뉴스 효과보다 더 컸던 것으로 나타났다. 금융위기 이전 금리와 환율은 안정적으로 하향 추세를 보이다 경기의 강한 회복세에 금리인상 정책 결과로 금리가 급격히 상승하였다. 국내 금리의 급반등으로 외국인 원화채권 투자 수요가 증가해, 일시적으로 외국인 자본이 증가하여 환율이 전보다 불안해졌던 것을 반영한 것이다(Edison, Cashin & Liang(2003)).

### 3) 주가수익률과 금리변화간 관계

주가수익률과 금리변화도 유의미한 관계를 확인할 수 없었다. 수정 결정계수도 매우 낮은 수치가 나왔고 그레인저 검정에서도 인과관계를 없는 것으로 나타났다. 이는 미래현금할인모형에 따른 금리하락의 주가 상승 효과(구본일, 엄영호, 최완수 (1999), 김홍배, 윤성민 (2009))가 추세적으로는 확인이 되지만, 단기적으로 직접적인 영향을 주지 않는 것으로 해석된다.

반면 비대칭적 변동성 분석에서는 두 변수가 서로 레버리지 효과를 가지는 것으로 보였다. 한국은행 정책으로 금리를 인상하는 시기는 글로벌 경기가 호조를 보여 주가가 상승 안정적인 추세를 보여 좋은뉴스가 크지 않았던 것으로 보인다. 반대로 주가수익률이 감소하는 경우 경제주체들이 더 민감하게 반응하여 금리의 변동성이 높게 나타났다. 주가가 크게 증가하는 시기에 버블이 형성되는 경향이 있어, 주가가 하락 반전하게 되면 자산가격도 같이 하락하므로 경제주체들의 불안심리가 더 커 금리의 변동성을 높인 것으로 보인다.

#### 금융위기 기간:

관계	경로	회귀계수	R-제곱	$\alpha_1$	$\gamma$
환율, 주가	환율→주가	-0.647769**	0.037436	-0.034658	0.321811**
	주가→환율	-0.093892**	0.124940	0.187277**	-0.10218**
금리, 환율	환율→금리	0.898238**	-0.013226	5.670661**	-5.04175**
	금리→환율	0.016932	0.002107	0.226424**	-0.16609**
주가, 금리	주가→금리	0.076304 .	-0.364862	-0.08162**	0.329346**
	금리→주가	-0.018873	-0.001463	-0.002823	0.224401**

#### 1) 환율변화율과 주가수익률간 관계

환율변화율과 주가수익률은 금융위기가 발생한 기간에도 위기 전과 동

일하게 서로 부(-)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났지만, 주가수익률이 환율변화율에 미치는 정도는 더 작게 나타났다(장만순(2005)). 적어도 외환위기 이후 지금까지 국내에서는 환율 상승으로 인한 주가 상승 효과가 크지 않다고 볼 수 있다. 수출수요의 가격탄력성이 더 커서 실제 수출 경로를 통해 환율이 주가에 영향을 미친다고 해도, 그 효과가 다른 전통적 이론에 의해 상쇄되고도 남는다고 해석할 수 있다.

환율변화율의 주가수익률 변동성에 대한 레버리지 효과는 통계 결과값이 유의하지 않아 판단할 수가 없다. 반면 위기 전과 다르게 주가수익률의 환율변화율 변동성에서는 레버리지 효과는 존재하지 않고 좋은뉴스 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 위기를 맞아 주가가 추세적으로 하락하는 시기에 일시적인 반등은 금융시장의 불안을 증폭시켜 환율의 변동성을 증가시켰던 것으로 보인다.

## 2) 환율변화율과 금리변화간 관계

금융위기 기간에도 환율과 금리간 관계는 뚜렷하게 확인할 수 없었다.

환율변화율과 금리변화는 서로에 대해 나쁜뉴스 효과보다는 좋은뉴스 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 환율이 상승할 때 금리의 변동폭이 더 크게 나타났으며, 반대로 금리가 일시적으로 반등할 때 환율변동성이 증가했다. 경기에 부정적 신호인 환율의 급격한 상승이 일어나 경제주체들의 소비와 기업투자 행태에 영향을 미쳐 금리 변동성을 높였다고 볼 수 있다. 한편 경기가 불안할 때 금리인상은 금융불안을 심화시켜 환율시장의 변동성을 높이는 것으로 나타났다.

## 3) 주가수익률과 금리변화간 관계

주가수익률과 금리변화는 방향성에 있어서 뚜렷한 관계를 나타내고 있지 않다.

금리변화의 주가수익률 변동성에 대한 영향은 통계적으로 유의하지 않았던 반면, 주가수익률의 금리변화 변동성에 대한 영향에서는 레버리지

효과를 확인할 수 있었다. 경기 불안으로 금리를 인하하는 정책을 펼쳤지만, 주가에 대한 영향이 제한적으로 나타나면서 변동성에 유의미한 영향을 주지는 못했다. 반면 주가 하락과 경기 불안감은 금융활동에서의 급격한 행동 변화를 유발하여 금리의 변동성을 높였던 것으로 보인다.

### 금융위기 이후:

관계	경로	회귀계수	R-제곱	$\alpha_1$	$\gamma$
환율, 주가	환율→주가	-0.545131**	0.156605	-0.008877	0.101022**
	주가→환율	-0.212297**	0.159881	0.081384**	-0.04148**
금리, 환율	환율→금리	-0.053098	0.012916	-0.00698**	0.003760**
	금리→환율	-0.008713*	0.003273	0.076603**	-0.05879**
주가, 금리	주가→금리	0.060249	0.001764	-0.00751**	0.047341**
	금리→주가	0.010498	0.001821	-0.010294	0.100636**

#### 1) 환율변화율과 주가수익률간 관계

환율변화율과 주가수익률은 위기 전과 발생 기간과 동일하게 일관성 있게 서로 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그래인지 인과관계 검정에서도 전 기간에 걸쳐 양방향으로 인과관계가 높은 것으로 드러났다. 두 변수가 다른 변수들 관계에 비해 훨씬 더 밀접한 관계가 있다.

환율변화율의 주가수익률에 대한 레버리지 효과는 판단할 수 없었던 반면, 주가수익률의 환율변화율에 대한 영향에서는 레버리지 효과는 없었고 좋은뉴스 효과가 더 컸던 것으로 보였다. 전세계가 글로벌 금융위기에 휘청이는 동안 한국은 금방 내수가 견고하여 재빠른 회복이 가능했다. 일시적 조정에 의한 주가 하락은 환율변동에 큰 영향을 주지 못했던 반면 주가의 급격한 상승에 대한 경제주체의 적응 과정에서 환율변동성이 증가한 것으로 보인다. 내수 경기 호조만으로는 불안한 경제주체들이 주가가 상승할 때마다 유럽 위기, 중국 성장 둔화 등에 의한 수출 감소를 우려해 환율변동성을 키운 것으로 보인다.



## 2) 환율변화율과 금리변화간 관계

금리변화가 환율변화율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 결정계수 수치가 낮아 설명력은 낮은 것으로 나타났다. 이상의 결과로 볼 때, 미국 등의 선진국과는 달리 단순 이자율평가설에 의한 금리의 환율의 영향을 제대로 포착하기 어려웠다. 이는 우리나라가 금융시장 개방 이후 금융시장 선진화를 이루었음에도 불구하고, 아직까지는 외국인 자본이 우리나라에서는 펀더멘탈보다는 투기적 동기에 의해 이동하는 경우가 많아 금리와는 움직임이 다소 차이를 보이고 있다.

변동성 모형에서는 환율변화율의 정(+)의 충격이 금리변화 변동성을 감소( $\alpha < 0$ )시키는 것으로 나타났다. 음(-)의 충격은 유의하게 0보다 크기 때문에 좋은뉴스의 효과가 더 크기 때문에 레버리지 효과는 판단할 수가 없다. 금리변화의 환율변화율 변동성에 대한 영향에서는 감마 값이 유의하게 0보다 작기 때문에 레버리지 효과가 존재하지 않는다. 즉, 금리변화의 정(+)의 충격이 환율변화율의 더 큰 변동성을 유발한다. 금리가 상승하는 시기에 환율이 주가의 급격한 반등으로 변동성이 확대된 영향으로 보인다. 반면 주가가 고점에서 박스권을 유지하면서 금리는 하락 추세를 보일 때 환율은 안정된 모습으로 흘러갔지 때문이다.

## 3) 주가수익률과 금리변화간 관계

위기 이후에도 주가수익률과 금리변화간 뚜렷한 방향성 관계를 확인할 수 없었다. 그래인저 인과관계에서는 긴 시차를 두고 유의하게 영향을 미친 것으로 보였지만, TARARCH 평균식 분석에서는 방향성에 대한 명확한 관계를 나타내지 않아 분석이 제한적이다.

반면 변동성 모형에서는 주가수익률의 금리변화 변동성에 대한 레버리지 효과가 존재하는 것으로 나타났다. 글로벌금융위기 이후 경기가 회복세를 보였지만, 경기 회복에 비해 주가는 상승폭이 제한되었고 박스권에 머물렀다. 시장에서는 주가 상승폭이 제한되는 것에 대해 경기 불안에 대한 우려가 발생하였고, 주가가 하락할 때마다 경기 부양책에 대한 기대로 시장금리 변동성이 커진 것으로 볼 수 있다.

## 제 4 장 결론 및 시사점

첫째, 방향성에 있어서는 환율변화율과 주가수익률간 관계를 제외하고는 다른 두 변수간 관계는 유의한 결과를 찾기 어려웠다. 환율변화율과 주가수익률이 결정계수는 낮은 수치를 보였지만 모든 기간 서로에게 통계적으로 유의하게 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(정용석(2011), 장명재(2012)). 상관관계 분석과 인과관계 검정에서도 매우 유의한 수준으로 영향력이 큰 것으로 나타났다. 이는 외환위기 이후 우리나라가 개방금융경제를 실현하면서 외국인자본이 크게 유입된 데 기인한다. 빠른 성장에 투자 매력을 느낀 외국인 자본이 많이 유입되면서 주가의 움직임에 따라 유출입 변동성이 커졌고, 이에 따라 원화에 대한 수요가 변화하면서 환율의 변동을 야기시켰다(김경수(2007)). 반면 전통적 이론에 따라 금리차가 환율에 미치는 영향은 제한적이다. 과거 한미간 금리가 역전되는 상황에서도 우리나라에서 외국인자본유출은 제한적으로 나타났다. 이에 따라 정부는 외환시장의 안정성을 위해서 국가 경제와 주식시장에서의 안정성을 도모하는 정책을 펼쳐야 한다.

둘째, 금리의 변화는 다른 변수와의 방향성에서는 유의미한 관계를 찾기는 어려웠다. 시계열 그래프를 통해서 본 장기적인 추세에서는 중앙은행의 통화정책이 주가와 환율에 영향을 미치는 것으로 보였지만 중단기적으로는 뚜렷한 관계를 찾아볼 수 없었다. 반면 전체 기간동안 금리가 하락하는 경우 상승하는 경우보다 환율변화율의 변동성이 줄어드는 것을 확인할 수 있었다. 즉, 통화정책의 경기에 대한 단기적인 효과에 의문을 가질 수 있지만, 금리가 낮아지는 시기에 환율 변동성이 더 낮아졌기 때문에 금융안정화 측면에서는 더 효과가 있다고 할 수 있다. 이는 최근 선진국 중앙은행의 일부 관계자들이 적극적 금리인상을 반대하는 논리로도 사용된다. 경기의 지나친 확장을 억제하기 위해 급격히 금리인상을 단행하면 금융시장 불안을 가져올 수 있기 때문에 점진적인 인상이 필요하다는 주장이 제기되고 있다.

셋째, 글로벌금융위기가 발생한 기간부터 그 이후까지 환율변화율과 금리변화가 주가수익률의 변동성에 미치는 영향은 감소하였다. 이는 윤재형(2011)이 VAR-EGARCH 모형으로 분석한 결과와 일치한다. 반대로 주가변화율이 환율변화율 변동성에 미치는 영향은 증가하였다. 이러한

현상은 글로벌금융위기 이후 미국, 유럽 등 선진국들의 위기와 중국을 비롯한 일부 신흥국들의 경기 둔화로 투자처를 잃은 외국인 자본이 한국 주가 변동에 따라 크게 이동한 결과라고 볼 수 있다. 그에 따라 환율변화율 변동성에 미치는 영향이 위기 이전보다 증가한 것을 설명한다.

이상의 분석 결과를 보면 금융통화 당국은 금리 조절의 경기부양에 대한 효과가 단기적으로 크지 않기 때문에, 적절한 개입을 통해 주식시장 등의 금융 안정화를 도모하고 자금 유출입에 대비하여야 한다. Fed, ECB, BOE 등 주요 중앙은행들의 긴축 기조가 시작되면서 한국과 타국과의 금리차가 벌어지는 등 대외적 리스크에 노출되어 있어 금융시장 변동성은 증가하고 있으며 앞으로도 증가할 가능성이 높아보인다. 금융시장 변수들 가운데 핵심인 이 세가지 변수를 면밀히 살펴보고 관찰하여 물가안정과 경기 개선 이외에도 금융불안을 안정화하는 데 노력을 기울이는 것이 필요하다는 판단이다.

본 논문의 한계점으로는 세 변수를 한번에 모두 고려하지 않고 두 변수만 묶어 분석한 것이므로, VAR 구조의 TARARCH 모형을 구축할 수 있다면 더 풍부한 결과를 얻을 수 있을 것이다. 외국인 자본 이동에 대한 데이터를 충분히 얻을 수 있다면 함께 고려할 경우 더 나은 분석이 가능할 것으로 보인다. 또한 TARARCH와 같이 threshold를 0으로 두어 음(-)과 양(+)의 영역으로 구분하기 보다는 GJR-GARCH에서 평균을 기준으로 하여 평균에서 벗어날 때 변동성에 어떤 영향을 주는지를 분석하면 또 다른 측면의 결과를 얻을 것으로 생각한다. 마지막으로 GARCH와 이를 응용한 변동성 모형은 장기보다는 중단기적인 관점에서 좀 더 의미 있는 결과가 나올 수 있으므로, 경제 이벤트에 따라 기간을 더 세분화하여 분석할 필요도 있다.

## 참고 문헌

- Aggarwal, R. (2003). Exchange rates and stock prices: A study of the US capital markets under floating exchange rates.
- Ajayi, R. A., & Mougouè, M. (1996). On the dynamic relation between stock prices and exchange rates. *Journal of Financial Research*, 19(2), 193–207.
- Bahmani-Oskooee, M., & Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied economics*, 24(4), 459–464.
- Black, F. (1976). Studies of stock price volatility changes.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307–327.
- Breen, W., Glosten, L. R., & Jagannathan, R. (1989). Economic significance of predictable variations in stock index returns. *The Journal of Finance*, 44(5), 1177–1189.
- Chan, K.-S., & Tsay, R. S. (1998). Limiting properties of the least squares estimator of a continuous threshold autoregressive model. *Biometrika*, 413–426.
- Chow, E. H., Lee, W. Y., & Solt, M. E. (1997). The exchange-rate risk exposure of asset returns. *Journal of Business*, 105–123.
- Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of financial Economics*, 10(4), 407–432.
- Enders, W., & Granger, C. W. J. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(3), 304–311.
- Jensen, G. R., & Johnson, R. R. (1995). Discount rate changes and

security returns in the US, 1962- 1991. *Journal of Banking & Finance*, 19(1), 79–95.

Kim, K.-h. (2003). Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. *Review of Financial economics*, 12(3), 301–313.

Mishkin, F. S. (2001). The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy: National bureau of economic research.

Ozair, A. (2006). Causality between stock prices and exchange rates: a case of the United States. Florida Atlantic University, Master of Science Thesis.

Steeley, J. M. (2006). Volatility transmission between stock and bond markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16(1), 71–86.

Thorbecke, W. (1997). On stock market returns and monetary policy. *The Journal of Finance*, 52(2), 635–654.

Tong, H., & Lim, K. S. (1980). Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 245–292.

Wu, Y. (2000). Stock prices and exchange rates in VEC model— The case of Singapore in the 1990s. *Journal of Economics and Finance*, 24(3), 260–274.

구본일, 엄영호, & 최완수. (1999). 채권시장과 주식시장의 동적 상관성과 가격결정에 관한 연구. *재무연구*, 12(2), 257–280.

김경수. (2007). 우리나라의 주가수익률과 금리 및 환율의 변동성간의 전이효과에 대한 연구. *국제회계연구*, 19, 83–107.

김경수. (2011). BEKK 와DCC 모형을 이용한 주가, 금리 및 환율의 변동성간의 관련성에 대한 연구. *대한경영학회지*, 24(3), 1443–1463.

김영일. (1999). 연구논문/환율과 주가의 관계: 국제적 실증비교. *재무관리연구*, 16(1), 261–281.

- 김용현. (2012). 금융시장 불확실성에 따른 KOSPI, S&P500, 원/달러 환율의 동태 분석.(국내석사학위논문), 西江大學校 經濟大學院, 서울. Retrieved from <http://www.riss.kr/link?id=T12897858>
- 김학순. (2009). 주가, 환율 및 외국인 주식투자간 상호관계에 대한 연구.(국내석사학위논문), 부산대학교, 부산. Retrieved from <http://www.riss.kr/link?id=T11681607>
- 김홍배윤성민. (2009). 국제 단기자금시장과 주식시장간 변동성이전. 한국금융공학회 학술발표논문집, 2009(1), 1-24.
- 문창권. (2010). 환율 변동성 측정과 GARCH 모형의 적용. 통상정보연구, 12(1), 99-121.
- 박재곤. (2010). 우리나라 금융시장간 동태적 정보전이 분석. [Dynamic Information Spillover between the Korean Financial Markets]. Journal of the Korean Data Analysis Society, 12(3), 1619-1633.
- 오문석, & 이상근. (2000). 환율결정모형의 원/달러환율 예측력 비교. 경영학연구, 29(4), 711-722.
- 윤재형. (2012). 금리, 환율, 주식수익률의 상호의존성 분석. 산업경제연구, 25(4), 2485-2503.
- 이근영. (2010). 국제금융시장 충격이 국내금융시장 변동성에 미치는 영향. 한국금융연수원, 금융연구, 24(4), 49-85.
- 이승호. (1997). 금리 · 환율의 연관성과 자본이동성: 경제분석.
- 이주희. (2009). 주식, 외환, 채권시장의 변동성과 상관관계 분석.(국내 석사학위논문), 이화여자대학교 대학원, 서울. Retrieved from <http://www.riss.kr/link?id=T11551506>
- 이충언. (2005). 외국인 주식 투자와 환율. 국제경제연구, 11(3), 57-77.
- 장만순. (2005). 한국의 주가지수 변동에 관한 실증적 연구.(국내박사학위논문), 단국대학교 대학원, 서울. Retrieved from <http://www.riss.kr/link?id=T9822577>
- 장명재, & Jang, M. J. (2012). 글로벌 금융위기를 고려한 국내외 금융

시장의 상관관계 분석.(국내석사학위논문), 성균관대학교 대학원, 서울.  
Retrieved from <http://www.riss.kr/link?id=T12677495>

정귀송, & Jeong, G.-s. (2001). 주가지수 수익률과 이자율의 關係分析.(국내석사학위논문), 전남대학교 대학원, 광주. Retrieved from <http://www.riss.kr/link?id=T7995786>

정용석. (2011). 환율과 주가간의 연관관계. 경제연구, 29, 115-138.

조용근. (2015). 글로벌 경제위기 전·후 금리와 주가, 환율 간의 관계 변화 분석.(국내석사학위논문), 연세대학교 경제대학원, 서울. Retrieved from <http://www.riss.kr/link?id=T13728926>

최창열, & 함형범. (2010). 금융통상환경 변화와 한중일 환율 동조화 분석. 통상정보연구, 12(1), 153-175.

<표 1> TARARCH 분석 통계

주가->금리

		금융위기전	금융위기 중	금융위기이후
평균	$\mu$	-0.000841	0.004470**	-0.000628
	dlogstock	0.000640	0.076304 .	0.060249
	AR	0.114007**	-0.567053**	0.008028
분산식	$\delta$	3.05E-05**	9.32E-05**	0.000148**
	$\alpha_1$ 좋은뉴스효과	0.139445**	-0.081620**	-0.007511**
	$\gamma$ 나쁜뉴스효과	0.134003**	0.329346**	0.047341**
	$\beta_1$	0.797680**	0.867172**	0.401544**
	good or bad			
적합	R-square	-0.030694	-0.364862	0.001764
	AIC	-4.958359	-4.301490	-5.442586
	SC	-4.937406	-4.243803	-5.422869

환율->금리

		금융위기전	금융위기 중	금융위기이후
평균	$\mu$	-0.000842	0.002858**	-0.000761*
	환율	0.068338	0.898238**	-0.053098
	AR	0.112635**	0.106503**	0.072775**
분산식	$\delta$	3.05E-05**	7.56E-05**	1.85E-05**
	$\alpha_1$ 좋은뉴스효과	0.139602**	5.670661**	-0.006986**
	$\gamma$ 나쁜뉴스효과	0.133969**	-5.041753**	0.003760**
	$\beta_1$	0.797614**	0.199973**	0.920447**
적합	R-제곱	-0.029427	-0.013226	0.012916
	AIC	-4.958713	-5.168459	-5.479639



도	SC	-4.937760	-5.111027	-5.459987
---	----	-----------	-----------	-----------

주가->환율

		금융위기전	금융위기 중	금융위기이후
평균	$\mu$	-6.77E-05	0.000228 .	-9.06E-05
	STOCK	-0.045286**	-0.093892**	-0.212297**
		0.001511	-0.084631*	0.007199
분산식	$\delta$	5.49E-07**	2.03E-07*	2.32E-07**
	$\alpha_1$ 좋은뉴스효과	0.069763**	0.187277**	0.081384**
	$\gamma$ 나쁜뉴스효과	-0.011481	-0.102187**	-0.041488**
	$\beta_1$	0.906246**	0.871260**	0.932408**
적합도	R-square	0.044456	0.124940	0.159881
	AIC	-8.144703	-7.847817	-7.676018
	SC	-8.123731	-7.790722	-7.656350

금리->환율

		금융위기전	금융위기 중	금융위기이후
평균	$\mu$	-7.41E-05	0.000145	-9.66E-05
	CD	0.002770	0.016932	-0.008713*
	AR	-0.000499	0.079481 .	-0.017556
분산	$\delta$	7.17E-07**	3.62E-07**	1.63E-07**
	$\alpha_1$ 좋은뉴스효과	0.082520**	0.226424**	0.076603**
	$\gamma$ 나쁜뉴스효과	-0.026914*	-0.166099**	-0.058792**

식	$\beta_1$	0.893213**	0.857286**	0.948023**
적 합 도	R-square	0.001074	0.002107	0.003273
	AIC	-8.099923	-7.714021	-7.516444
	SC	-8.078961	-7.657010	-7.496784

금리->주가

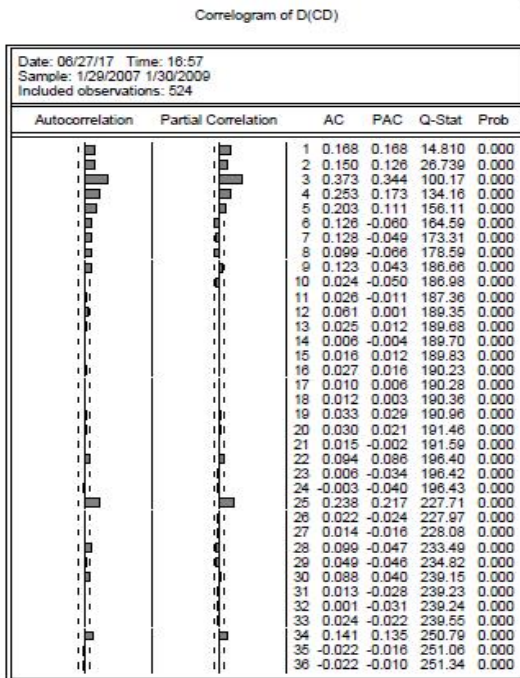
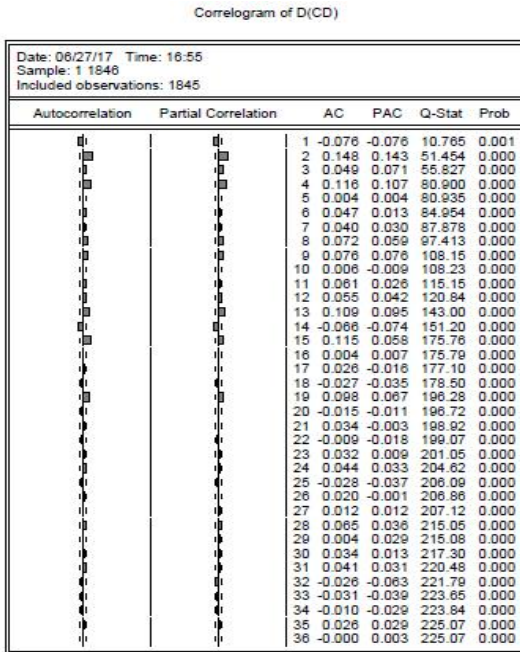
		금융위기전	금융위기 중	금융위기이후
평 균	$\mu$	0.000649*	0.000327	-3.19E-05
	주가	-0.005560	-0.018873	0.010498
	AR	-0.016304	0.089261*	-0.021158
분 산 식	$\delta$	2.24E-06**	9.05E-06**	1.16E-06**
	$\alpha_1$ 좋은뉴스효과	0.019633*	-0.002823	-0.010294
	$\gamma$ 나쁜뉴스효과	0.073310**	0.224401**	0.100636**
	$\beta_1$	0.934812**	0.856528**	0.946111**
적 합 도	R-square	-0.000357	-0.001463	0.001821
	AIC	-5.435201	-5.481629	-6.548487
	SC	-5.414201	-5.423942	-6.528811

환율→주가

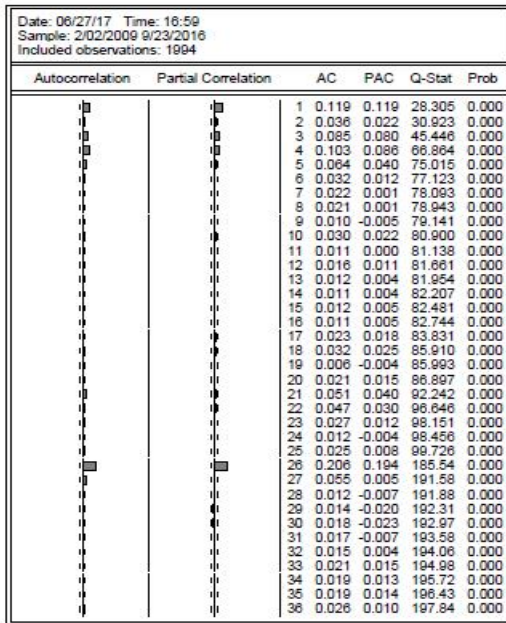
		금융위기전	금융위기 중	금융위기이후
평균	$\mu$	0.000490	0.000530	1.45E-05
	dlogexchange	-0.529624**	-0.647769**	-0.545131**
	AR	0.026923	0.015197	-0.054148*
분산식	$\delta$	1.78E-06**	1.38E-05**	1.41E-06**
	$\alpha_1$ 좋은뉴스효과	0.016961*	-0.034658	-0.008877
	$\gamma$ 나쁜뉴스효과	0.067335**	0.321811**	0.101022**
	$\beta_1$	0.942181**	0.813344**	0.939515**
적합도	R-square	0.037436	0.198558	0.156605
	AIC	-5.461306	-5.619644	-6.667998
	SC	-5.440353	-5.562042	-6.648347

<표 2> Correlogram

- 금리 1차차분 위기 전, 중, 후

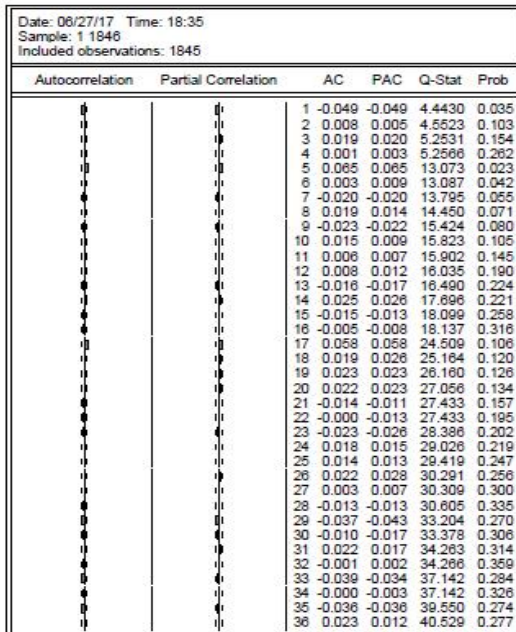


Correlogram of D(CD)



- 환율 로그차분 위기 전, 중, 후

Correlogram of D(LOGEXCHANGE)



Correlogram of D(LOGEXCHANGE)

Date: 06/27/17 Time: 18:37  
 Sample: 1/29/2007 1/30/2009  
 Included observations: 524

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.026	0.026	0.3638	0.546	
2	0.004	0.003	0.3731	0.930	
3	-0.125	-0.125	8.5814	0.035	
4	0.062	0.069	10.601	0.031	
5	-0.068	-0.072	13.030	0.023	
6	-0.069	-0.082	15.564	0.016	
7	0.012	0.036	15.641	0.029	
8	-0.025	-0.050	15.967	0.043	
9	-0.050	-0.061	17.323	0.044	
10	-0.105	-0.092	23.239	0.010	
11	0.056	0.041	24.939	0.009	
12	0.061	0.047	26.921	0.008	
13	0.066	0.043	29.290	0.006	
14	0.073	0.087	32.155	0.004	
15	0.093	0.080	36.832	0.001	
16	-0.007	-0.012	36.861	0.002	
17	0.049	0.085	38.191	0.002	
18	-0.164	-0.161	52.883	0.000	
19	-0.012	-0.009	52.967	0.000	
20	-0.086	-0.055	57.039	0.000	
21	0.083	0.066	60.772	0.000	
22	-0.049	-0.015	62.072	0.000	
23	-0.117	-0.137	66.581	0.000	
24	0.037	0.074	70.352	0.000	
25	0.083	0.068	74.146	0.000	
26	0.012	-0.053	74.221	0.000	
27	0.016	0.048	74.357	0.000	
28	0.047	-0.030	75.564	0.000	
29	0.051	0.030	77.000	0.000	
30	-0.058	-0.037	78.857	0.000	
31	0.098	0.141	84.221	0.000	
32	-0.035	-0.042	84.921	0.000	
33	0.094	0.110	89.932	0.000	
34	-0.024	0.053	90.269	0.000	
35	-0.016	-0.002	90.417	0.000	
36	-0.016	-0.020	90.553	0.000	

Correlogram of D(LOGEXCHANGE)

Date: 06/27/17 Time: 18:31  
 Sample: 2/02/2009 9/23/2016  
 Included observations: 1994

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.059	-0.059	6.9216	0.009	
2	-0.033	-0.036	9.0520	0.011	
3	0.064	0.060	17.283	0.001	
4	-0.007	-0.001	17.394	0.002	
5	0.019	0.023	18.150	0.003	
6	0.038	0.036	20.995	0.002	
7	0.002	0.008	21.003	0.004	
8	0.017	0.017	21.562	0.006	
9	0.033	0.032	23.806	0.005	
10	-0.075	-0.072	35.096	0.000	
11	0.031	0.022	37.071	0.000	
12	0.001	-0.007	37.071	0.000	
13	0.038	0.048	39.962	0.000	
14	-0.026	-0.028	41.282	0.000	
15	-0.023	-0.022	42.351	0.000	
16	-0.014	-0.021	42.772	0.000	
17	-0.059	-0.062	49.724	0.000	
18	0.013	0.007	50.076	0.000	
19	-0.087	-0.088	65.355	0.000	
20	0.015	0.009	65.826	0.000	
21	0.046	0.046	70.028	0.000	
22	-0.029	-0.011	71.712	0.000	
23	-0.056	-0.045	78.047	0.000	
24	0.017	0.004	78.649	0.000	
25	-0.034	-0.027	80.958	0.000	
26	0.013	0.016	81.296	0.000	
27	0.041	0.034	84.668	0.000	
28	-0.026	-0.004	86.066	0.000	
29	0.007	-0.005	86.171	0.000	
30	0.025	0.031	87.388	0.000	
31	0.003	0.014	87.407	0.000	
32	-0.016	-0.016	87.959	0.000	
33	0.002	-0.018	87.966	0.000	
34	-0.017	-0.026	88.586	0.000	
35	0.049	0.045	93.555	0.000	
36	-0.027	-0.027	95.033	0.000	

- 주가 로그차분 위기 전, 중, 후

Correlogram of D(LOGSTOCK)

Date: 06/27/17 Time: 18:35 Sample: 1 1846 Included observations: 1845					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.008	0.008	0.1236	0.725
		2 -0.040	-0.040	3.0897	0.213
		3 0.005	0.005	3.1317	0.372
		4 -0.010	-0.012	3.3332	0.504
		5 -0.016	-0.015	3.8079	0.577
		6 0.001	-0.000	3.8085	0.703
		7 0.008	0.007	3.9411	0.787
		8 0.021	0.021	4.7717	0.782
		9 -0.048	-0.048	9.0489	0.433
		10 -0.010	-0.008	9.2282	0.511
		11 0.001	-0.002	9.2311	0.601
		12 -0.013	-0.012	9.5326	0.657
		13 -0.005	-0.005	9.5752	0.728
		14 0.007	0.004	9.6603	0.787
		15 -0.032	-0.033	11.525	0.715
		16 -0.009	-0.008	11.689	0.766
		17 -0.021	-0.022	12.487	0.770
		18 0.080	0.078	24.342	0.144
		19 0.055	0.051	29.956	0.052
		20 0.002	0.007	29.960	0.071
		21 -0.031	-0.030	31.763	0.062
		22 -0.021	-0.021	32.608	0.068
		23 0.038	0.042	35.351	0.048
		24 0.071	0.070	44.893	0.006
		25 -0.025	-0.025	46.095	0.006
		26 0.019	0.017	46.803	0.007
		27 -0.010	-0.010	47.000	0.010
		28 -0.041	-0.031	50.228	0.006
		29 -0.011	-0.007	50.461	0.008
		30 0.024	0.021	51.574	0.008
		31 0.022	0.020	52.481	0.009
		32 -0.022	-0.024	53.385	0.010
		33 -0.008	0.002	53.507	0.013
		34 0.021	0.021	54.343	0.015
		35 -0.028	-0.019	55.792	0.014
		36 0.025	0.026	56.962	0.015

Correlogram of D(LOGSTOCK)

Date: 06/27/17 Time: 18:37 Sample: 1/29/2007 1/30/2009 Included observations: 524					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.026	0.026	0.3450	0.557
		2 0.019	0.018	0.5344	0.766
		3 0.023	0.023	0.8259	0.843
		4 -0.056	-0.058	2.5096	0.643
		5 -0.025	-0.023	2.8470	0.724
		6 -0.008	-0.005	2.8774	0.824
		7 -0.047	-0.044	4.0678	0.772
		8 -0.046	-0.046	5.1889	0.737
		9 0.038	0.040	5.9819	0.742
		10 0.020	0.021	6.1944	0.799
		11 -0.066	-0.072	8.5144	0.667
		12 0.051	0.045	9.8900	0.625
		13 -0.035	-0.034	10.539	0.840
		14 0.048	0.053	11.796	0.623
		15 0.018	0.004	11.978	0.681
		16 -0.017	-0.014	12.133	0.735
		17 -0.041	-0.041	13.053	0.733
		18 0.022	0.024	13.311	0.773
		19 0.117	0.121	20.813	0.347
		20 -0.083	-0.088	24.818	0.216
		21 0.052	0.049	26.076	0.204
		22 -0.000	-0.004	26.077	0.248
		23 -0.066	-0.048	28.451	0.199
		24 -0.082	-0.105	32.198	0.122
		25 0.001	0.026	32.199	0.152
		26 0.005	0.026	32.214	0.186
		27 0.092	0.094	36.916	0.097
		28 0.066	0.031	36.328	0.076
		29 0.042	0.042	40.299	0.079
		30 -0.005	-0.007	40.315	0.099
		31 0.076	0.055	43.540	0.067
		32 -0.094	-0.078	48.453	0.031
		33 0.071	0.071	51.301	0.022
		34 -0.079	-0.074	54.796	0.013
		35 0.005	0.032	54.811	0.018
		36 -0.003	-0.005	54.815	0.023

Correlogram of D(LOGSTOCK)

Date: 06/27/17 Time: 18:32 Sample: 2/02/2009 9/23/2016 Included observations: 1994						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.017	0.017	0.5729	0.449
		2	-0.045	-0.045	4.5369	0.103
		3	0.007	0.009	4.6465	0.200
		4	-0.034	-0.036	6.9651	0.138
		5	-0.048	-0.047	11.656	0.040
		6	-0.037	-0.039	14.416	0.025
		7	0.080	0.078	27.376	0.000
		8	0.024	0.017	28.523	0.000
		9	0.000	0.004	28.523	0.001
		10	0.009	0.004	28.683	0.001
		11	0.032	0.035	30.791	0.001
		12	-0.062	-0.056	38.546	0.000
		13	-0.036	-0.024	41.176	0.000
		14	0.025	0.016	42.402	0.000
		15	-0.035	-0.037	44.807	0.000
		16	-0.023	-0.021	45.828	0.000
		17	-0.022	-0.031	46.837	0.000
		18	0.023	0.012	47.899	0.000
		19	-0.028	-0.026	49.453	0.000
		20	0.017	0.025	50.066	0.000
		21	0.064	0.054	58.351	0.000
		22	-0.062	-0.061	66.186	0.000
		23	0.012	0.026	66.481	0.000
		24	-0.006	-0.008	66.543	0.000
		25	-0.009	-0.009	66.711	0.000
		26	0.008	0.017	66.842	0.000
		27	0.051	0.049	72.145	0.000
		28	-0.036	-0.055	74.701	0.000
		29	-0.023	-0.015	75.796	0.000
		30	-0.028	-0.031	77.337	0.000
		31	0.018	0.019	77.985	0.000
		32	-0.006	-0.012	78.053	0.000
		33	-0.015	-0.002	78.528	0.000
		34	0.042	0.021	82.151	0.000
		35	-0.008	-0.011	82.277	0.000
		36	-0.043	-0.031	86.083	0.000



## Abstract

# Leverage effects between Interest rate, Stock index and Exchange rate

Daniel Lee

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This paper focuses on how interest rate, stock index, exchange rate have leverage effects on each other so as to analyze the asymmetric volatility spillover effects. The results are summarized as follows.

First, for all periods no relation was statistically evident except for the relation between exchange rate change and stock return.

Second, interest rate had weak connection with other variables relatively.

Third, the effect of changes in interest rate and exchange rate on the volatility of stock return diminished after the global financial crisis.

The result implies that base rate adjustment of monetary authorities does not have much stimulus effect on the country's economy, and they should rather focus more on financial stability and controlling capital mobility.

Keywords : Leverage effect, TARCH, interest rates, stock price, exchange rate.

Student Number : 2014-20216