# 한국 주택시장과 주식시장간의 상호 영향력 검정

## -다변량 일반화자기회귀조건부이분산(GARCH) 바바-엥글-크라프트-크로너(BEKK) 모형을 이용하여-

A Test on the Mutual Impacts between Housing and Stock Markets in Korea
- Using the GARCH BEKK Regression Framework -

김 병 준* · 유 한 수**
Kim, Byoung Joon · Yoo, Han Soo

目 次

Ⅰ. 서 론
Ⅱ. 선행연구 고찰
Ⅲ. 연구방법론
1. 표본 자료
2. 추정 모형
Ⅳ. 추정 결과
Ⅴ. 결론
〈abstract〉
〈참고문헌〉

## ABSTRACT

### 1. CONTENTS

#### (1) RESEARCH OBJECTIVES

The purpose of this study is to find dynamic mutual impacts of housing market and stock market in Korea.

#### (2) RESEARCH METHOD

To examine bilateral volatility spillovers between these two asset markets, I use multivariate GARCH(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) BEKK(Baba, Engle, Kraft and Kroner) model framework which has no prior restrictions. The sample dataset covers 342 monthly returns for these two markets from January, 1987 to June, 2015.

#### (3) RESEARCH FINDINGS

From the estimation results of the mean equations in the multivariate GARCH

* 주 저 자: 강남대학교 실버산업학부 부교수, 경영학박사 bobbyjoe@kangnam.ac.kr
** 교신저자: 극동대학교 금융자산관리학과 교수, 경영학박사 ayahas@naver.com
▷ 접수일(2015년 8월 17일), 수정일(1차 : 2015년 9월 13일, 2차 : 2015년 9월 23일, 3차 : 2015년 10월 27일), 게재확정일(2015년 12월 18일)

model, both housing and stock markets are found to affect negatively each other, contrary to the previous expectation.

In the symmetric GARCH BEKK model estimation of the variance equations, none of these two markets are found to have shock contagion effects to their counterparts, revealing diversification effects between these two markets.

In the asymmetric GARCH model estimation results, downside shock from the stock market is shown to clearly affect the housing market, but that from the housing market is not shown.

### 2. RESULTS

Generally speaking, Korean housing market is found to be a good substitute for a stock market in the sense of risk reducing function. However, in times of depression, it is proved to be true that prior actions should be taken in the stock market to promote the housing market stabilization policy.

### 3. KEY WORDS

• housing market, stock market, GARCH BEKK model, shock contagion, diversification effect, downside shock, market stabilization

## 국문초록

본 연구에서는 주택시장과 주식시장 사이의 동태적 상호 영향력을 측정하였다. 이를 위해 각 시장 시계열자료들의 시간가변성과 공통변동성을 감안하여 사전적으로 제약이 전혀 없는 다변량 일반화자기회귀조건부이분산 바바-엥글-크라프트-크로너(GARCH BEKK) 모형을 사용하여 양 시장 간의 수익률전이 및 충격전이의 효과를 추정하였다. 양 시장의 시계열 표본은 1987년 1월부터 2015년 6월까지의 342개 월별수익률 자료를 사용하였고 양 시장간의 매개변수로는 채권시장에서의 1년 만기 통화안정증권 유통수익률 격차를 사용하였다. 그 결과 수익률전이는 양 시장 간에 서로 음(-)의 방향으로 확인되었고 대칭모형을 통한 충격전이 또한 양 시장 간에 음(-)의 부호를 나타내 충격이 서로 상쇄되는 분산투자효과가 존재함이 확인되었다. 그러나 비대칭모형을 통해서는 주식시장에서의 하락충격이 주택시장에 유의미한 양(+)의 충격을 주는 것으로 나타나 주택시장의 시장 안정화를 위해서는 주식시장에서의 선안정 유도책이 필요함을 시사하였다.

**핵심어 : 주택시장, 주식시장, 다변량 일반화자기회귀조건부이분산 바바-엥글-크라프트-크로너 (GARCH BEKK) 모형, 충격전이, 하락충격, 시장 안정화**

# Ⅰ. 서 론

자산시장에서 주택시장은 주식, 채권 등의 금융자산과는 달리 증권화가 되지 않은 실물자산 시장 중에서 부동산시장의 대표라 할 수 있다. 자산시장 상호간에서는 경제위기와 관련하여 충격의 상호전이에 관한 연구들이 많이 행하여져 온 것이 사실이다. 그러나 부동산시장에서의 위기와 관련된 연구는 아직까지 거의 행하여지지 않았다.

비록 금융자산의 형태는 아니나 부동산 그 중에서도 특히 주택은 가계의 필수적 구성자산으로서 자산포트폴리오상에서 매우 중요한 위치를 차지하고 있으므로 본 연구에서는 이를 감안하여 주택시장과 주식시장 상호간의 영향력을 특히 위기국면에 입각하여 분석해 보기로 한다. 이제까지 부동산시장의 위기국면에 관한 연구는 주로 결정요인 분석과 채권시장과의 상호관계에 치우쳐져 왔는데 반하여 본 연구에서는 시계열자료에 입각하여 주택시장이 대표적 금융자산시장이라 할 수 있는 주식시장과 어떻게 상호 영향을 주면서 충격의 파급이 이루어지고 있는지를 분석해 보고자 한다.

2008년 글로벌금융위기의 발발과 더불어 세계 각국의 자산시장은 일대 큰 하락을 경험한 바 있다. 뿐만 아니라 우리나라에서는 이미 1997년 외환위기를 전후하여 극심한 자산시장의 붕과를 경험한 바도 있다. 이러한 경험들에 비추어 금융자산시장 뿐만 아니라 실물자산시장인 부동산시장도 그러한 충격국면의 전이현상을 살펴볼 필요가 있다. 또한 일반적으로 위기국면에서의 자산시장간 충격전이 효과에 대한 분석은 부동산시장에 대한 자산포트폴리오상에서의 분산투자효과를 검정하는데 중요한 수단이 될 수 있다.

금융자산시장 내에서의 각종 충격전이 효과는 그동안 상당히 많은 연구들이 이루어진 바 있는데 금융자산시장과 실물자산시장 간의 충격전이에 관한 연구는 주로 무역시장을 통해 분석된 것이 대부분이다[1]. 설혹 부동산시장과 금융시장 간을 분석한 연구들도 존재하긴 하나 대부분이 시간가변성을 고려하지 않은 단순한 VAR(vector autoregression: 벡터자기상관), VECM(vector error correction: 벡터오차수정) 모형분석, 또는 충격반응함수 분석에 머물렀거나 주로 부동산시장과 채권시장에 국한하여 이루어졌다[2].

본 연구에서는 이같은 과거 연구들의 한계를 극복하고자 시계열자료들의 시간가변성(time varying characteristic)이나 상관관계의 공통변동성(co-variation)의 특성을 감안하여 사전에 모형상 그 어떤 제약도 가하지 않은 다변량 GARCH (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) BEKK (Baba, Engle, Kraft, and Kroner) 모형을 사용하여 주택시장과 주식시장 간의 충격전이를 월별 수익률 자료를 통하여 관측하기로 한다. 또한 양 시장에 대한 추가적 통제변수로서 채권시장의 지표인 1년 만기 통화안정증권 유통수익률의 전월대비 격차를 설정하기로 한다. 이때 이러한 채권수익률 격차라는 통제변수를 설정하는 이유는 주택시장과 주식시장 사이에 채권시장으로부터의 영향력을 배제한 순수한 두 시장 간만의 충격전이효과를 측정하기 위함이라 할 수 있다.

이하 본 논문의 제2장에서는 자산시장간 충격전이에 관한 선행연구들을 개괄적으로 살펴보고 제3장에서 표본자료와 추정모형식을 소개하며 제4장에서는 추정된 결과를 해석해 보고 제5장에서 결론을 맺기로 한다.

# Ⅱ. 선행연구 고찰

선행연구들 가운데 금융자산시장과 실물자

1) 이에 관해서는 여러 관련 논문들이 많으나 대표적으로 김종선(2014), 김병준(2015)을 참조.

2) 부동산시장과 주식시장간 VAR분석에 관해서는 임병진(2009), 부동산과 채권시장간 분석에서는 김중규·정동준(2012)을 참조.

산시장 간의 충격파급효과를 분석한 과거의 연구들은 비교적 많이 존재한다.

그들 중 우선 임병진・한성윤(2009)[3]이 주식시장과 부동산시장간의 시계열특성비교에서 주가와 주택매매지수 간의 정(+)의 상관관계가 있음을 밝혀냈고 김중규・정동준(2012)[4]은 M1, M2와 같은 시중유동성과 채권시장금리가 주택가격에 유의미한 영향을 준다고 하였다. 또한 임대봉(2014)[5], 전해정(2013[6], 2014[7], 2015[8]), 남연우・고석찬(2014[9], 2015[10]) 등은 주택매매가격과 전세가격 등에 미치는 각종 경제변수, 주가 및 채권수익률들의 영향력을 검정하였다. 그러나 이들은 벡터오차수정모형 (VECM), 벡터자기회귀모형(VAR), 또는 충격반응함수 등과 같은 시계열상 이분산(heteroscedasticity)을 전제하지 않은 비교적 단순한 형태의 분석에 머물렀다[11].

그러나 실물시장을 제외한 자본시장 내에서만 시장충격을 분석한 연구는 보다 많이 이루어졌는데 Koutmos and Booth(1995)[12]는 다변량 E-GARCH(exponential GARCH) 모형을 통하여 미국, 영국, 일본의 3국 주식시장을 분석하였는데 예기치 않은 수익률 하락에 의한 충격전이(악재 충격전이)가 예기치 않은 수익률 상승에 의한 충격전이(호재 충격전이)보다 더 명확하였음을 확인하였다.

Fleming et al.(1998)[13]은 GMM (generalized methods of moments) 추정방식으로 미국의 주식, 채권 및 단기금융시장 상호간에 강한 변동성의 충격전이가 이루어졌음을 확인하였다. Capiello et al.(2006)[14]은 세계 21개국에서의 주식 및 채권시장을 대상으로 DCC GARCH (dynamic conditional correlation GARCH) 모형을 통한 조건부 상관관계 분석에서 채권시장보다는 주식시장들 사이에서 더 강한 충격전이가 존재함을 확인하였다. Steeley(2006)[15]는 다변량 GARCH 모형을 통하여 영국에서의 주식, 채권 및 화폐시장 간의 변동성 상관관계를 분석하였는데 화폐시장과 채권시장 간의 유의적인 변동성 상관관계가 존재함을 보고하였다. Kim et al.(2006)[16]은 미국, 영국, 일본 및 EU 3개국에서의 주식시장과 채권시장의 변동성 전이를 이변량 GARCH 모형으로 추정하였는데 주식시장에서 채권시장

3) 임병진・한성윤, "주식시장 지수와 부동산시장 지수의 시계열 특성비교와 관계에 관한 실증적 연구", 산업경제연구, 한국산업경제학회, 2009, 제22권 제4호, pp.2065~2083.

4) 김중규・정동준, "유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석", 주택연구, 한국주택학회, 2012.제20권 제1호, pp.105~125.

5) 임대봉, "유동성이 주가 및 주택가격에 대한 파급효과 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제61권, pp.80~93.

6) 전해정, "주택 전세/매매가격비율 변동분석에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제53권, pp.189~200.

7) _____, "공간계량경제모형을 이용한 주택가격의 동학적 특성에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제61권, pp.5~14.

8) _____, "GARCH, EGARCH 모형을 이용한 주택 매매, 전세, 월세시장의 변동성과 이전효과에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제62권, pp.218~232.

9) 남연우・고석찬, "공모주부동산펀드의 수익률 영향요인 변화 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제61권, pp.16~30.

10) _____, "부동산펀드 성과 영향요인 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제62권, pp.77~91.

11) 이분산(heteroscedasticity)을 전제한 성주철·윤영식(2014)이 있으나 이들 역시 다변량 조건부 상관관계를 고려하지 못하였음.

12) Koutmos, G. and G. G. Booth, "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets", *Journal of International Money and Finance,* 1995, Vol. 14, pp.747~762.

13) Fleming J., C. Kirby, and B. Ostdiek, "Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets", *Journal of Financial Economics* 1998, Vol. 49, pp.111~137.

14) Cappiello, L. R., R. F. Engle, and K. Sheppard, "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns", *Journal of Financial Econometrics* 2006, Vol. 4, pp.537~572.

15) Steeley, J. M., "Volatility Transmission between Stock and Bond Markets", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money,* 2006, Vol. 16, pp.71~86.

16) Kim, S., F. Moshirian, and E. Wu, "Evolution of International Stock and Bond Market Integration: Influence of the European Monetary Union", *Journal of Banking and Finance* 2006, Vol. 30, pp.1507-1534.

으로 미치는 영향력보다는 채권시장에서 주식시장으로 미치는 영향력이 더 크다는 사실을 발견하였다.

또한 자본시장 사이에서의 변수 분석에서는 VAR, VECM 등과 같은 단순모형의 차원이나 CCC(constant conditional correlation)나 DCC 등과 같이 상관관계에 특정한 제역을 가한 GARCH 모형에서 벗어나 변동성의 시간가변성(time-varying characteristic)과 상관관계에 사전적으로 특정한 제약을 가하지 않는 상호적 공변적 상관관계를 고려한 BEKK 다변량 GARCH 모형에 의한 분석이 시도되었다(Andersen et al.(2007)[17], Hassan & Malik(2007)[18], Chuliá and Torró(2008)[19], Dean et al.(2010)[20], Chen et al.(2010)[21]). 한편, 자본시장 변동성 전이에 관하여 다변량 GARCH 모형을 사용한 국내연구로는 김석진·포영영·도영호(2011)[22], Kang & Yoon(2011)[23], 김병준(2012[24], 2014[25]), 김병준·신범철(2013)[26] 등이 있다. 그러나 이들 연구들은 전술한 바와 같이 자본시장 상호간의 분석에 머물러 본 연구에서와 같이 자본시장과 실물시장 상호간의 연결과정을 분석하지는 않았다.

본 연구에서는 이와 같은 선행연구들의 약점을 극복하는 차원에서 주택시장으로 대변되는 실물시장과 주식시장으로 대변되는 자본시장 간의 변동성 충격파급효과를 상호적 공변적 상관관계에 사전 제약을 가하지 않은 다변량 GARCH 모형을 통해 분석하기로 한다.

## Ⅲ. 연구방법론

### 1. 표본 자료

우선 본 연구의 다변량 GARCH 모형 사용을 위한 표본자료로는 주식시장에서는 한국거래소에서 제공하는 종합주가지수(KOSPI)를 대상으로, 주택시장은 한국감정원에서 발표하는 주택매매지수를 대상으로 1987년 1월부터 2015년 6월까지의 342개월의 월간수익률을 대상으로 선정하였다(SIR: 월간KOSPI상승률, HPR: 월간 주택매매지수 상승률). 또한 전술하였다시피 두 시장을 설명하는 사전적 통제변수로서 채권시장을 대표한다고 할 수 있는 한국은행에서 발표하는 1년 만기 통화안정증권 유통수익률의 월별편차(BRD)를 추가하였다. 이때 주택매매지수는 1986년 1월부터 공시되고 있으나 통화안정증권의 유통수익률이 1987년부터 공표되는 관계로 본 연구의 표본기간을 1987년 1월부터 설정하였다.

17) Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. Diebold, and C. Vega, "Real-time Price Discovery in Global Stock, Bond, and Foreign Exchange Markets", *Journal of International Economics,* 2007, Vol. 73, pp.251-277.

18) Hassan, S. A. and F. Malik, "Multivariate GARCH Modeling of Sector Volatility Transmission," *Quarterly Review of Economics and Finance,* 2007, Vol. 47, pp.470-480.

19) Chuliá H. and H. Torró, "The Economic Value of Volatility Transmission between the Stock and Bond Markets", *Journal of Futures Market*, 2008, Vol. 28, pp.1066-1094.

20) Dean, W. G., R. W. Faff, and G. F. Loudon, "Asymmetry in Return and Volatility Spillover between Equity and Bond Markets in Australia", *Pacific-Basin Finance Journal,* 2010, Vol. 18, pp.272-289.

21) Chen, Z., H. Jiang, D. Li, and A. B. Sim, "Regulation Change and Volatility Spillovers: Evidence from China's Stock Markets", *Emerging Market Finance and Trade,* 2010, Vol. 46, pp.140-157.

22) 김석진・포영영・도영호, "한국, 중국 및 미국 주식시장의 동조화", 재무관리연구, 한국재무관리학회, 2011, 제28권 제2호, pp.1~23.

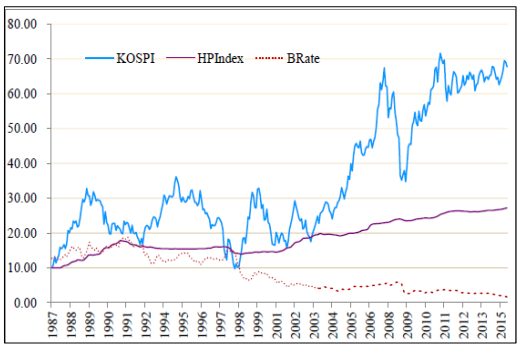
23) Kang, S. H. and S. M. Yoon, "Asymmetric Volatility Transmission between Stock and Bond Markets in Korea", *Korean Journal of Financial Management*, 2011, Vol. 28, pp.27~44.

24) 김병준, "한・중・일 주식시장에서의 충격전이효과 분석", 생산성논집, 한국생산성학회, 2012, 제26권 제4호, pp.65~95.

25) _____, "한・미간 주식 및 채권시장에서의 상호 전이효과", 생산성논집, 한국생산성학회, 2014, 제28권 제4호, pp.121~146.

26) _____・ 신범철, "브라질, 러시아, 중국 등 3대 신흥국 채권시장에서의 변동성 전이효과", 기업경영연구, 한국기업경영학회, 2013, 제20권 제2호, pp.211~234.

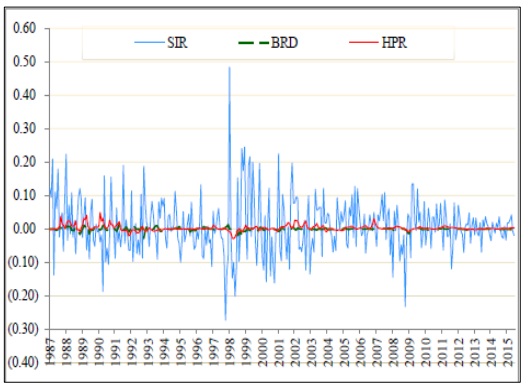
〈그림 1〉 KOSPI, 주택매매지수(HP-Index), 통화안정증권 유통수익률(B-Rate) 추이




위의 〈그림 1〉에서는 최초 시작시점인 1987년 1월을 10으로 통일하여 설정하여 각 지수를 비교하였다. 표본기간 동안 KOSPI 및 주택매매지수의 누적수익률은 각각 577.8%, 177.2%로 KOSPI가 더 올랐던 것을 알 수 있다. 그림에서 보듯이 외환위기간인 1998년 전후하여 KOSPI와 주택가격은 폭락하고 금리는 급등하였다. 그러나 글로벌 금융위기기간인 2008년 시점에서는 KOSPI는 급락을 시현하였으나 주택가격은 소폭 내림세, 금리는 오히려 급격한 내림세를 보였던 것을 알 수 있다.

아래 〈그림 2〉에서는 동기간 두 시장에서의 지수상승률과 통화채 변동폭을 나타냈는데 당연히 KOSPI의 변동성이 가장 컸고 주택가격변동

〈그림 2〉 월간 KOSPI상승률(SIR), 주택매매가격상승률(HPR), 통화채 월간편차(BRD) 추이




폭이 그 다음으로 마지막으로 금리변동폭으로 나타났음을 알 수 있다.

이들 두 시장의 월간수익률과 통화채 금리변동폭에 대한 기초통계량은 아래 〈표 1〉과 같다.

〈표 1〉 수익률 기초통계량

| | SIR | HPR | BRD |
|---|---|---|---|
| 관측치수 | 342 | 342 | 342 |
| 평 균 | 0.009280 | 0.002962 | -0.000325 |
| 표준편차 | 0.082967 | 0.008509 | 0.004631 |
| 최고치 | 0.483700 | 0.049400 | 0.016700 |
| 중위수 | 0.002500 | 0.001700 | 0.000000 |
| 최저치 | -0.272500 | -0.028400 | -0.027700 |
| 왜 도 | 0.683618 | 1.349776 | -1.136884 |
| 첨 도 | 6.269733 | 9.324799 | 10.41884 |
| LB(2) | 1.64 (0.441) | 255.00 (0.000) | 42.23 (0.000) |
| Jarque-Bera | 178.9869 (0.000) | 673.8920 (0.000) | 857.9802 (0.000) |

주) SIR: KOSPI월간상승률, HPR: 주택매매가격 월간상승률, BRD: 통화채 월간격차, LB(2): 시차2의 Ljung-Box통계량, Jarque-Bera: 정규분포를 귀무가설로 설정한 검정통계량, ( )안은 p-value.

위의 〈표 1〉에서 보듯이 주식시장의 변동성은 주택시장의 10배에 이르며 양 시장 모두 급격한 왜도와 첨도를 보이고 있다. 따라서 정규분포를 귀무가설로 설정한 Jarque-Bera 통계량도 유의수준 1% 미만에서 기각시켰다. 그러나 시계열상의 자기상관이 없다는 Ljung Box 통계량의 경우 주택시장은 시차 2에서 유의수준 1% 미만에서 기각시켰으나 주식시장의 월간수익률은 기각시키지 못하였다.

〈표 2〉에서는 각 시장수익률 변수들과 통화채 금리변동폭에 대한 단위근 검정을 실시한 결과를 나타냈다. 표에서 알 수 있듯이 ADF (augmented Dickey-Fuller) 검정이나 PP(Phillips-Perron) 검정 모두 유의수준 1% 미만에서 위의 세 변수들이 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각시킴으로써 이들이 안정적 시계열임이 입증되었다. 따라서 본 연구에서 사용하고자 하는 GARCH 모형의 적용에 문제가 없는

〈표 2〉 시장변수들의 단위근 추정결과

| | | 상수항(0) | 상수항(1) | 추세항(2) |
|---|---|---|---|---|
| SIR | 〔ADF〕 | -17.079*** (0.000) | -17.237*** (0.000) | -17.231*** (0.000) |
| | 〔PP〕 | -17.076*** (0.000) | -17.227*** (0.000) | -17.221*** (0.000) |
| HPR | 〔ADF〕 | -3.906*** (0.000) | -4.351*** (0.000) | -4.415*** (0.000) |
| | 〔PP〕 | -7.027*** (0.000) | -7.528*** (0.000) | -7.568*** (0.002) |
| BRD | 〔ADF〕 | -7.163*** (0.000) | -9.525*** (0.000) | -9.521*** (0.000) |
| | 〔PP〕 | -12.626*** (0.000) | -12.595*** (0.000) | -12.577*** (0.000) |

주) 상수항(0)은 절편 없음, 상수항(1)은 절편 있음, 상수항(2)는 추세와 절편 있음. ADF: 최대 16시차를 적용한 Augmented Dickey-Fuller 검정, PP: Newey West 대역폭을 적용한 Phillips-Perron 검정, ***: 유의수준 1% 미만에서 유의함. ( )안은 p-value.

것이 확인되었다.

아래 〈표 3〉에서는 위의 세 변수들에 대한 다변량 GARCH 모형을 적용하기에 앞서 사전적 점검(diagnostic check) 차원에서 세 변수 상호간의 Granger 인과관계를 검정하였다. Akaike 정보기준에 의한 시차를 2로 설정한 상태에서의 F 통계량은 〔주식시장수익률(SIR) → 주택시장수익률(HPR)〕에서 유의수준 10% 이내에서 Granger인과하지 않는다는 귀무가설을 기각함으로써 주식시장이 주택시장에 영향을 미친다는 사실이 확인되었다. 그러나 주택시장은 주식시장에 Granger 인과하지 않는 것으로 나타났다. 이 외에 〔주택시장수익률 → 채권수익률 변동(BRD)〕에 유의수준 1% 미만에서 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설을 기각시켰고 〔주식시장수익률 → 채권수익률 변동〕과 〔채권수익률 변동 → 주택시장수익률〕은 각각 유의수준 5% 미만과 10% 미만에서 가설을 기각시킴으로써 동 방향들로의 영향력이 유의적으로 존재함을 보여주었다. 그러나 이 분석은 어디까지나 기초적 사전 점검의 의미 이상을 부여하기 어렵다. 그럼 이제부터는 다변량 GARCH 모형설정을 알아보기로 한다.

〈표 3〉 변수들 간의 Granger 인과관계 분석

| Granger 인과관계 귀무가설 | 시차 | F통계량 | p값 |
|---|---|---|---|
| HPR ⇏ SIR | 2 | 0.237 | (0.789) |
| SIR ⇏ HPR | 2 | 2.450* | (0.088) |
| HPR ⇏ BRD | 2 | 8.703*** | (0.000) |
| BRD ⇏ HPR | 2 | 2.894* | (0.057) |
| SIR ⇏ BRD | 2 | 3.924** | (0.021) |
| BRD ⇏ SIR | 2 | 1.446 | (0.237) |

주) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 미만에서 유의함

## 2. 추정 모형

앞서 서술한 바 있듯이 본 연구에서 채택한 추정 모형은 사전에 두 가지 시장수익률에 대한 시계열 잔차들 간의 시간가변적(time varying) 조건부 상관관계에 대하여 사전에 어떠한 제약도 하지 않은 다변량 GARCH BEKK 모형이라 할 수 있는데 그 이유는 다음과 같다.

즉, 이들 두 시장간의 시간가변적 조건부 상관관계를 무시한다면 단변량(univariate) GARCH 모형을 사용할 수 있게 되나 이것은 추정량의 효율성을 크게 떨어뜨리는 결과를 초래하게 되고 또한 이같은 조건부 상관관계의 존재자체를 무시하지는 않는다 하더라도 CCC (고정 조건부 상관성)나 DCC(동적 조건부 상관성) GARCH 모형 등과 같이 상관관계에 일정한 제약을 가하게 되면 충격전이에 대한 방향성 및 그 상대적 크기를 파악하기가 힘들게 되기 때문이다.

본 연구에서는 전술한대로 주택시장과 주식시장과의 영향력 검정을 위하여 우선 GARCH BEKK의 수익률 전이모형을 아래 식 (1)과 같이 설정하였다.

$$SIR_t = \alpha_1 + \beta_1 HPR_{t-1} + \gamma_1 BRD_t + \epsilon_1$$

$$HPR_t = \alpha_2 + \beta_2 SIR_t + \gamma_2 BRD_t + \epsilon_2 \quad (1)$$

한편, 앞의 각 변수들에 대한 기초통계량과는 별도로 본 논문에서 GARCH 모형 사용상의 정당성을 얻기 위해서는 식 (1)에서 주어진 평균방정식의 OLS 추정에서 각 오차항에 대한 이분산(heteroscedasticity)이 전제되어야만 한다. 이를 위하여 잔차항들에 대한 이분산 검정으로 Breusch-Pagan 검정을 행한 결과를 아래 〈표 4〉에 실었다.

**〈표 4〉 Breusch-Pagan 이분산 검정**

| 추정평균방정식 | $\chi^2$통계량 | Prob. |
|---|---|---|
| $SIR_t = \alpha_1 + \beta_1 HPR_{t-1} + \gamma_1 BRD_t + \epsilon_{1t}$ | 8.588** | (0.013) |
| $HPR_t = \alpha_2 + \beta_2 SIR_t + \gamma_2 BRD_t + \epsilon_{2t}$ | 35.285*** | (0.000) |

주) $\chi^2$(Chi square)통계량은 평균방정식상의 잔차항 분산이 동분산(homoscedasticity)을 가정한 귀무가설에 대한 Breusch-Pagan의 검정통계량을 의미. ***, **은 각각 유의수준 1%, 5% 미만에서 유의미함을 의미.

〈표 4〉의 결과에서 보듯이 식 (1)의 각 추정방정식별 OLS 잔차항 분산은 각 관측치별로 동분산(homoscedasticity)을 가정한 귀무가설을 5% 이내 유의수준에서 모두 기각시킴으로써 GARCH 모형의 정당성이 확보되었다.

식 (1)에서 주식시장수익률(SIR)을 설명하는 주택시장수익률(HPR)의 시차를 하나 앞당긴 이유는 주택시장은 주식시장처럼 매일 거래가 되는 유동성이 풍부한 시장이 아니고 거래할 때마다 비교적 큰 규모의 자금이 동원되어야 하는 관계로 정보변수로서의 기능이 뒤떨어진다는 점을 감안한 것이다[27]. 나머지 변수들은 주식시장이나 채권시장 공히 유동성이 풍부하고 즉각적으로 정보에 반응하는 특성을 감안하여 동기로 처리하였다.

한편, 본 연구에서 설정한 BEKK 구조방정식에 근거한 다변량 GARCH 모형에 의한 분산방정식은 다음 식 (2)와 같이 표현된다.

$$H_t = C'C + A'\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_t^{11} h_t^{12} \\ h_t^{21} h_t^{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} c_{22} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} a_{11} a_{12} \\ a_{21} a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} (\epsilon_{t-1}^1)^2 & (\epsilon_{t-1}^1 \epsilon_{t-1}^2) \\ (\epsilon_{t-1}^2 \epsilon_{t-1}^1) & (\epsilon_{t-1}^2)^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} a_{12} \\ a_{21} a_{22} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} b_{11} b_{12} \\ b_{21} b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{t-1}^{11} h_{t-1}^{12} \\ h_{t-1}^{21} h_{t-1}^{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} b_{12} \\ b_{21} b_{22} \end{bmatrix} \quad (2)$$

이때 $H_t$는 평균방정식 (1)에서 도출된 2개의 잔차($\epsilon_1, \epsilon_2$)에 대한 $t$월에서의 조건부 분산-공분산 행렬을 의미하며 $\epsilon_{t-1}$은 전월의 잔차 벡터, $H_{t-1}$은 전월의 조건부 분산-공분산 행렬을 뜻한다. 또한 $C$는 하방삼각 행렬, $A$는 조건부 분산이 전월의 충격(잔차제곱)에 영향을 받는 크기를 측정하는 ARCH항 모수 행렬, $B$는 전월의 조건부 분산에 영향을 받는 크기를 측정하는 GARCH항 모수 행렬을 뜻한다. 따라서 행렬 $A$의 대각원소들은 각각 자신의 변수 수익률의 예기치 않은 충격에 대하여 조건부 변동성이 영향을 받는 정도를 의미하며 비대각원소, 예를 들면 $a_{12}$는 주식시장수익률(SIR, 1)에서의 예기치 않은 변동 충격이 주택시장 수익률(HPR, 2)의 변동성에 미치는 영향력 정도를 의미한다. 마찬가지로 행렬 $B$에서의 대각원소들은 각각 자신들의 전월 변동성에 영향을 받는 정도를 의미하며 비대각원소들은 전월의 변동성이 각 상대방 변수들에 미치는 변동성전이의 정도를 측정한 것이다.

한편, 예기치 않은 수익률 충격은 하락과 상승으로 나눌 수 있는데 특히 전월의 예기치 않은 수익률 하락의 충격이 미치는 영향을 일반적 충격과 구별하기 위한 비대칭성 모형은 다음 식 (3)과 같이 설정한다.

27) 이에 관련하여 저자는 주택시장수익률을 시차 없이 동기간으로 처리하여 추정한 결과도 있으나 이 경우 부호는 거의 동일하게 나타났으나 유의성 측면에서 식 (1)이 조금 우월한 결과를 나타냈음.

$$H_t = C'C + A'\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B + D'\theta_{t-1}\theta_{t-1}'D$$

$$D = \begin{bmatrix} d_{11} d_{12} \\ d_{21} d_{22} \end{bmatrix}, \theta_{t-1} = \begin{bmatrix} \max(0, -\epsilon_{t-1}^1) \\ \max(0, -\epsilon_{t-1}^2) \end{bmatrix} \quad (3)$$

식 (3)에서의 $\theta_{t-1}$는 각 변수들에서의 전월의 예기치 않은 수익률의 하락충격(평균방정식 상에서 도출된 전월의 잔차($\epsilon_{t-1}$)가 음(-)의 값을 가질 경우의 충격)인 악재(bad news)의 영향력을 관측하고자 설정한 모의변수(dummy variable)를 뜻한다. 따라서 $d_{ij}$는 $i$변수에서의 전월의 예기치 않은 수익률 하락의 충격이 $j$변수에서의 조건부 변동성에 미치는 영향력을 측정하는 추정모수라 할 수 있다. 이때 $d_{ij} > 0$일 경우에는 $i$변수에서의 전월의 수익률 하락충격(악재 충격)이 상승충격보다 더 크게 $j$변수로 전이된다는 뜻이고 반대로 $d_{ij} < 0$일 경우에는 전월의 수익률 상승충격(호재 충격)이 더 크게 전이됨을 뜻한다. $d_{ij} < 0$인 경우에서 우리는 $i$변수에서의 악재 충격이 $j$변수로 전달될 때에는 거의 사라진다고 볼 수 있으므로 두 변수 간 위기국면에서의 충격완화효과를 기대할 수 있다고 하겠다.

위의 다변량 GARCH 모형의 모수 추정을 위해서는 비선형의 MLE(최우추정) 방식이 사용되며 이를 위해 본 연구에서는 BHHH (Berndt, Hall, Hall, and Hausman, 1974)[28] 방식의 최적화 기법을 적용하기로 한다. 로그우도함수는 다음 식 (4)와 같이 주어진다.

$$L(\lambda) = -T\ln 2\pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(\ln|H_t(\lambda)| + \epsilon_t(\lambda)'H_t^{-1}\epsilon_t(\lambda)\right) \quad (4)$$

## Ⅳ. 추정 결과

〈표 5〉에는 다변량 GARCH 모형의 추정결과를 나타냈다. 우선 평균방정식 상의 결과는 우리의 사전적 예상과는 많이 벗어나는 모습을 보여주었다. 즉, 대칭모형과 비대칭모형을 통틀어 각 시장변수들은 상대방 시장에 음(-)의 수익률 전이영향을 주었는데 이는 실물시장과 자본시장의 동조화보다는 서로간의 수익률 완충효과를 나타내었다고 볼 수 있다. 한편, 통화채의 수익률편차는 예상대로 주식시장이나 주택시장에 음(-)의 영향을 보임으로써 유동성 완화를 통한 시중금리의 하락이 주식시장이나 주택시장 공통적으로 상승요인으로 작용한다는 것이 입증되었다.

대칭모형을 통한 수익률변동성(충격)의 전이는 특별하게 관측되지 않았다. 우선 주식시장의 충격($a_{12}$)은 주택시장으로는 충격이 완화되는 작용을 암시하는 유의미한 음(-)의 부호를 나타냈다. 주택시장의 충격($a_{21}$)은 주식시장으로 유의미하게 전달되지 않은 것으로 나타났다. 즉, 이는 수익률 전이효과에서 관측한 것과 비슷한 모습을 보였다고 할 수 있는데 양 시장의 변동성 충격이 다른 시장으로는 특별히 전달되지 않는 대신 특히 주식시장의 충격은 주택시장으로 흡수되는 모습을 보여 투자자산의 개념에서 볼 때 주택자산은 주식자산에 대한 좋은 분산투자효과를 나타내었다고 할 수 있다.

비대칭모형상의 결과는 약간 다르게 나타났다. 우선 〈표 4〉의 우측편에 나타난 추정량 $a_{12}$와 $d_{12}$의 결과를 보면 주식시장으로부터 발생되는 전체적 충격에 대하여는 주택시장이 효과적으로 흡수하고 있으나 하락충격(주식시장에서 형성된 예기치 않은 전월의 하락충격)은 주택시장에 유의미하게 전달된다는 것이 확인되었다. 이는 매우 중요한 사실로서 예를 들면 글로벌 금융위기나 국내의 외환위기 같은 위기국면이 닥

28) Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall, and J. A. Hausman, "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 1974, Vol.3, pp.653~665.

〈표 5〉 GARCH BEKK 모형 추정결과(1987.01~2015.06)

| 대칭모형 | | | | | | 비대칭모형 | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| SIR (1) | | | HPR (2) | | | SIR (1) | | | HPR (2) | | |
| Panel A: 평균방정식 (수익률전이 효과) | | | | | | | | | | | |
| Const. | 0.011* | (1.7) | Const. | 0.005** | (2.1) | Const. | 0.011*** | (25.4) | Const. | 0.006*** | (110.2) |
| $HPR_{t-1}$ | -1.163*** | (-5.9) | $SIR_t$ | -0.473*** | (-5.7) | $HPR_{t-1}$ | -0.889*** | (7.4) | $SIR_t$ | -0.598*** | (31.9) |
| $BRD_t$ | -2.045** | (-2.3) | $BRD_t$ | -0.953** | (-2.4) | $BRD_t$ | -0.598*** | (-2.9) | $BRD_t$ | -0.315*** | (7.1) |
| Panel B: 분산방정식 (충격전이 효과) | | | | | | | | | | | |
| $c_{11}$ | 0.014*** | (2.8) | | | | $c_{11}$ | 0.007*** | (7.2) | | | |
| $c_{21}$ | 0.008*** | (4.6) | $c_{22}$ | -0.000 | (-0.0) | $c_{21}$ | 0.004*** | (7.8) | $c_{22}$ | -0.001*** | (-4.6) |
| $a_{11}$ | 0.456*** | (4.4) | $a_{12}$ | -0.499*** | (-6.1) | $a_{11}$ | -0.215*** | (-4.0) | $a_{12}$ | -0.930*** | (-41.7) |
| $a_{21}$ | -0.301 | (-1.5) | $a_{22}$ | 1.366*** | (11.4) | $a_{21}$ | 0.046 | (1.2) | $a_{22}$ | 1.369*** | (17.0) |
| $b_{11}$ | 1.236*** | (13.2) | $b_{12}$ | 0.521*** | (3.5) | $b_{11}$ | 1.441*** | (133.3) | $b_{12}$ | 0.765*** | (36.6) |
| $b_{21}$ | -0.645*** | (-4.9) | $b_{22}$ | -0.174 | (-1.3) | $b_{21}$ | -0.855*** | (-52.7) | $b_{22}$ | -0.341*** | (-17.9) |
| | | | | | | $d_{11}$ | -0.092** | (-2.1) | $d_{12}$ | 0.588*** | (31.5) |
| | | | | | | $d_{21}$ | -0.545*** | (-9.8) | $d_{22}$ | -1.363*** | (21.2) |
| Panel C: 모형적합성 검정 | | | | | | | | | | | |
| Q(30) | | 213.6*** | [0.000] | | | Q(30) | | 228.0*** | [0.000] | | |
| Q(40) | | 346.6*** | [0.000] | | | Q(40) | | 310.5*** | [0.000] | | |
| Log-likelihood | | 1,792.47 | | | | Log-likelihood | | 1,829.74 | | | |

주) Q(30), Q(40) 은 각각 2개 연립방정식 상의 표준화된 잔차제곱에 대한 시차 30, 40에서의 자기상관성과 횡단상관성을 검정하는 다변량 Q 통계량을 의미. ( ), { }안은 각각 t 통계량과 p 값을 의미. ***,**,*은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 미만에서 유의미함을 의미.

칠 때에는 주택시장도 그 위험에 그대로 노출된다는 것을 뜻한다. 왜냐하면 비록 추정량 $d_{12}$의 결과가 유의미한 양의 값 0.588로 비록 추정량 $a_{12}$의 음의 절대값인 0.930보다는 그 크기가 작아서 전체 국면을 통해 충격이 전달되지는 않는다 해도 하락충격은 고스란히 전달된다는 의미이기 때문이다. 한편, 주택시장에서 형성된 하락충격은 추정량 $d_{21}$의 결과가 -0.545로 나온 바 주식시장으로는 전달되지 않고 오히려 충격이 고스란히 흡수되는 것으로 나타났다.

한편, 〈표 4〉의 Panel C에서의 결과는 다소 실망스럽게 나타났다. 다변량 모형에서 각 변수들 간의 자기상관성(autocorrelation)과 횡단면 상관성(cross correlation)이 존재하지 않는다는 귀무가설을 다변량 Q의 검정통계량[29]이 시차 30과 40에서 모두 기각시킴으로써 모형 추정량의 효율성이 감소되는 결과가 초래되었다. 이는 일반적으로 일별 데이터를 사용할 경우에는 이러한 결과가 개선되었던 경험[30]이 있지만 본 연구에서는 자료의 입수가능성을 고려할 때 월별 데이터를 사용할 수밖에 없는 관계로 이 같은 결점이 존재할 수밖에 없다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 추정통계량의 불편성(unbiasedness)은 훼손되지 않기 때문에 본 연구에서의 추정량 결과는 그대로 보고해도 무방할 것으로 판단한다.

29) 다변량 Q통계량은 단변량 Ljung-Box Q통계량을 일반화한 것으로서 귀무가설은 다변량 시계열 변수들간의 횡단상관관계행렬(cross correlation matrix)들이 특정한 시차까지 0이라는 가설, 즉 시계열변수들 간의 자기상관성 및 횡단상관성까지도 존재하지 않는다는 가설을 의미한다. 이때 귀무가설을 기각시키지 못하면 모형의 안정성은 충족된다고 할 수 있다. 자세한 사항은 Tsay(2005)를 참조.

30) 일별 데이터에서도 다변량 Q통계량이 모형적합성을 충족시키지 못한 경우가 발생되곤 하는데 이는 금융위기와 같은 구조변환(structural break)기가 포함되어 있을 때 나타난다. 이의 해결방법으로 보통 구조변환기를 별도로 분류하는 하위 표본(sub sample) 구축을 통해 가능해진다. 그러나 월별 데이터에서는 시계열을 충분히 늘릴 경우 이러한 구조변환기가 포함될 수밖에 없어 해결하기가 쉽지 않다. 이에 대하여는 Hamao, Masulis, and Ng (1990)을 참조.

## Ⅴ. 결 론

본 연구에서는 다변량 GARCH BEKK 모형을 사용하여 주택시장과 주식시장 사이에 형성되는 수익률 및 변동성충격에 대한 전이효과를 살펴보았다. 그 결과는 다음과 같이 용약할 수 있다.

우선 주택시장과 주식시장 간의 수익률 전이는 서로의 위험을 감소시킬 수 있는 분산투자 효과가 기능하고 있는 것으로 나타났다.

둘째, 대칭모형상의 결과로는 전체 국면을 통해서 양 시장간에 특별한 변동성 충격이 전해지질 않는 것으로 나타나 역시 앞서 본 수익률전이 효과에서와 마찬가지로 두 시장은 서로 좋은 대체재 또는 분산투자요건을 충족시키는 것으로 나타났다.

셋째, 비대칭모형을 통해서 본 추정결과로는 주식시장에서 형성된 하락충격은 주택시장에 유의미하게 전달되는 것으로 나타났으나 그 반대는 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 주택시장의 가격안정화 정책을 성공적으로 추진하기 위해서는 주식시장의 안정화정책이 선결과제인 것을 의미한다고 해석된다.

마지막으로 본 연구는 입수가능한 모든 시계열 자료를 동원했음에도 불구하고 아직까지 국내의 두 대체가능한 자산시장간 영향력을 아주 세밀하게 밝혀내지는 못하였다고 판단된다. 향후로는 국제적인 자금흐름에 비추어 외환시장과 채권시장까지 포함된 다각적인 분석이 이루어져야 할 것으로 판단된다. 이는 추후의 과제로 남긴다.

### 參考文獻


김병준, "한・중・일 주식시장에서의 충격전이효과 분석", 생산성논집, 한국생산성학회, 2012, 제26권 제4호

_____, "한・미간 주식 및 채권시장에서의 상호 전이효과", 생산성논집, 한국생산성학회, 2014, 제28권 제4호

_____, "한국에서의 무역, 주가, 환율 상호간의 파급효과 분석", 생산성논집, 한국생산성학회, 2015, 제29권 제2호

_____・신범철, "브라질, 러시아, 중국 등 3대 신흥국 채권시장에서의 변동성 전이효과", 기업경영연구, 한국기업경영학회, 2013, 제20권 제2호

김석진・포영영・도영호, "한국, 중국 및 미국 주식시장의 동조화", 재무관리연구, 한국재무관리학회, 2011, 제28권 제2호

김종선, "글로벌 금융위기 전후 원화의 환율변동성이 대일 수출 변화에 미친 영향", 무역보험연구, 한국무역보험학회, 2014, 제15권 제2호

김중규・정동준, "유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석", 주택연구, 한국주택학회, 2012. 제20권 제1호.

남연우・고석찬, "공모주부동산펀드의 수익률 영향요인 변화 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제61권.

_____, "부동산펀드 성과 영향요인 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제62권.

성주철・윤영식, "GARCH(1,1)모형을 이용한 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형에 대한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제57권.

임대봉, "유동성이 주가 및 주택가격에 대한 파급효과 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제61권.

임병진・한성윤, "주식시장 지수와 부동산시장 지수의 시계열 특성비교와 관계에 관한 실증적 연구", 산업경제연구, 한국산업경제학회, 2009, 제22권 제4호.

전해정, "주택 전세/매매가격비율 변동분석에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제53권.

_____, "공간계량경제모형을 이용한 주택가격의 동학적 특성에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014,

제61권

_____, "GARCH, EGARCH 모형을 이용한 주택 매매, 전세, 월세시장의 변동성과 이전효과에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제62권.

Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. Diebold, and C. Vega, "Real-time Price Discovery in Global Stock, Bond, and Foreign Exchange Markets", *Journal of International Economics,* 2007, Vol. 73.

Baba, Y., R. F. Engle, D. Kraft, and K. Kroner, "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", Unpublished Manuscript, University of California -San Diego, 1990.

Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall, and J. A. Hausman, "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 1974, Vol.3.

Cappiello, L. R., R. F. Engle, and K. Sheppard, "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns", *Journal of Financial Econometrics* 2006, Vol.4.

Chen, Z., H. Jiang, D. Li, and A. B. Sim, "Regulation Change and Volatility Spillovers: Evidence from China's Stock Markets", *Emerging Market Finance and Trade,* 2010, Vol.46.

Chuliá H. and H. Torró, "The Economic Value of Volatility Transmission between the Stock and Bond Markets", *Journal of Futures Market*, 2008, Vol.28.

Dean, W. G., R. W. Faff, and G. F. Loudon, "Asymmetry in Return and Volatility Spillover between Equity and Bond Markets in Australia", *Pacific-Basin Finance Journal,* 2010, Vol.18.

Fleming J., C. Kirby, and B. Ostdiek, "Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets", *Journal of Financial Economics* 1998, Vol.49.

Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. K. Ng, "Correlation in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies,* 1990, Vol.3.

Hassan, S. A. and F. Malik, "Multivariate GARCH Modeling of Sector Volatility Transmission," *Quarterly Review of Economics and Finance,* 2007, Vol.47.

Kang, S. H. and S. M. Yoon, "Asymmetric Volatility Transmission between Stock and Bond Markets in Korea", *Korean Journal of Financial Management*, 2011, Vol.28.

Kim, S., F. Moshirian, and E. Wu, "Evolution of International Stock and Bond Market Integration: Influence of the European Monetary Union", *Journal of Banking and Finance* 2006, Vol.30.

Koutmos, G. and G. G. Booth, "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets", *Journal of International Money and Finance,* 1995, Vol.14.

Steeley, J. M., "Volatility Transmission between Stock and Bond Markets", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money,* 2006, Vol.16.

Tsay, R. S., *Analysis of Financial Time Series*, New Jersey: John Wiley & Sons Inc, 2005.