

주택시장과 주식시장 간의 정보 이전효과의 연구

The Empirical Information Spillover Effect between the Housing Market and the Stock Market

최차순*

Chasoon Choi*

Abstract

This paper empirically examined the relationship between the housing market and the stock market to investigate the price and the asymmetric volatility spillover effects. The monthly housing price index and the monthly KOSPI were used for analysis. This research employed the EGARCH model. The analysis period was from January 1986 until June 2021 with periodization centered on the Asian Financial Crisis: before and after the crisis - the end of December 1997. The EGARCH model allows analysis of 'good news' and 'bad news' in understanding volatility. The price spillover effect was observed one way from the stock market to the housing market. On the contrary, the spillover effect was not found from the housing market to the stock market. The empirical evidence suggests that there are price and asymmetric volatility effects in the entire period of analysis in both housing and the stock markets. In the housing market, the negative effects of information were found pre-financial crisis while the positive effects, in other periods. However, in the stock market, the negative effects of information were found in the pre- and post-financial crisis periods. This means that the housing market is more affected by 'good news' than 'bad news' when information spreads to the markets while the stock market is more affected by 'bad news' than 'good news'. It is of significance to discover the variable returns by different information.

Keywords : Housing Market, Stock Market, Information, Asymmetric Volatility, EGARCH Model

1. 서론

투자자의 자산보유 동기 중 가장 큰 하나가 수익률이다. 수익률은 자산시장에 도착하는 정보의 중요성 정도에 따라 결정된다. 정보의 중요성이 클수록 변동성(volatility)은 더 심하게 변동한다. 예를 들어 주택 보유세 완화, 주식 소득세 인하 및 외국인 투자 비중 확대, 이자율 인하 등은 자산의 수익률을 높이고, 다주택자 증과세 및 증부세 강화와 주식 거래세율

상향 등의 정보는 자산의 수익률을 하락 시킨다. 정보는 자산의 미래기대치에 영향을 주어 가격 변동성을 초래한다. 변동성은 투자자에게 있어 위험(risk)을 의미하기 때문에 변동성에 대한 정확한 이해는 자산의 가격결정이나 포트폴리오 및 투자전략에 있어 매우 중요하다. 결국 자산의 수익률은 French and Roll(1986)의 주장처럼 정보와 밀접한 연관성을 가진다. 최근 들어 자본시장의 개방화로 인해 국제 금융시장의 통합화(intergration)가 급속

*남서울대학교 부동산학과 부교수(chasoon59@nsu.ac.kr)

히 이루어지면서 정보가 주식수익률에 미치는 영향을 계량적으로 분석하는 연구의 열의가 높아지고 있다. Hamao et al.(1990), Ling and Naranjo(2015) 등은 시간에 따라 변하는 정보 흐름에 따른 주식수익률 변동성 전이효과를 분석하였다. 이들의 연구는 주식시장 내에서 정보와 주가변동성 관계를 주로 분석하였다. 하나의 자산시장에서 정보는 중요하게 다루어 질뿐만 아니라 정보에 따른 자산 간 상대적 수익률도 중요하게 고려되고 있다. 특히 펜데믹과 같은 열악한 경제 환경하의 재정지출 증가와 지속적인 저금리 환경하의 양적완화는 주식시장의 붐과 주택가격 상승의 피드백 사이클(feed back cycle)로 이어질 수 있다는 인식이 확산되고 있다. 저금리의 장기화, 코로나 펜데믹과 같은 열악한 경제 환경하의 양적완화는 투자자로 하여금 자산선택 기회의 동기를 높여 주택시장과 주식시장 등의 자산수익률 변동성을 높이게 된다. 자산의 수익률은 자산 고유의 내재 가치 외에도 대체관계에 있는 다른 자산과의 정보의 특성에 의해서도 직·간접적인 영향을 주고받는다. IMF 외환위기 이후 주택시장과 주식시장 간의 동태적 연관성이 긴밀한 것으로 인식되어 정보의 특성에 따라 변동성 효과를 계량적으로 엄밀하게 분석하는 것은 중요한 의미를 가질 수 있다고 판단된다.

본 연구의 목적은 주택시장과 주식시장 간의 가격 및 비대칭적 변동성 이전효과가 존재하는지 여부를 체계적으로 실증 분석하는데 초점이 있다. 특히 주택시장(주식시장) 변동성에 양의 이전효과가 존재하는지 아니면 음의 이전효과가 존재하는지 분석하고, 두 효과 간의 차이가 어느 정도인지 규명해 보는 것은 주택시장과 주식시장에 대한 역동적(dynamic)인 이해의 통찰력을 제공할 뿐만 아니라 후속 연구의 기초 정보를 제공하는데 커다란 기여를 할 수 있어 학술적 의미가 있다.

주택시장과 주식시장 간의 정보에 대한 변동성 효과를 분석할 수 있는 정립된 이론적 모형은 없는 상

황이나 주택시장과 주식시장 간의 비대칭적 변동성을 분석하는 틀로 금융 시계열분석에서 일반적으로 널리 사용하는 EGARCH 모형을 이용하였으며, 분석 기간은 1986년 1월부터 2021년 6월까지 주택가격지수와 KOSPI 월별 자료를 사용하였다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 선행연구를 고찰하고, 제3장에서는 연구방법과 자료를 살펴보고, 제4장에서는 실증분석 결과를 설명하고 제5장에서는 요약 및 결론을 정리하였다.

2. 선행연구

Campbell and Hentschel(1992)은 주식 수익률의 변동성은 위험과 연관성이 높아 주가의 변동성이 커지면 주가가 하락할 위험이 높다고 주장하였다. Koutmos and Booth(1995)는 미국, 영국 및 일본 국가들 사이 주식시장에서 변동성 이동경로를 규명하였다. 뉴욕의 주식시장에서 도쿄와 런던 주식시장, 도쿄의 주식시장에서 런던과 뉴욕주식시장, 런던주식시장에서 뉴욕과 도쿄 주식시장으로 비대칭 변동성이 존재함을 제시하였다. Dolde and Tirtiroglu(1997)는 샌프란시스코와 콘네티컷 주택시장의 수익률과 조건부 분산과의 관계 연구에서 수익률은 시간 가변적(time-varying)이며, 분산과 수익률은 양의 관련성이 있음을 밝혔다. Ng(2000)은 각국의 자유화, 자본시장의 개방화 정도, 환율 시스템의 요인에 따라 일본과 미국의 주식시장 변동성이 아시아 신흥개발 국가 주식시장으로 이전된다는 유의미한 분석을 제시하였다. Liow and Yang(2005)은 일본, 홍콩, 싱가포르, 말레이시아 4개국을 대상으로 리츠, 주식, 주요 거시경제 변수 사이에 장기균형 관계가 성립하는지를 VECM과 FIVECM(fractional integrated VECM) 기법으로 분석하였다. 분석결과 이들 국가에서 주가, 리츠 가격, 주요 거시경제변수 간에 장기균형 관계가 존재함을 밝혔다. 따라서 리

츠와 주식은 장기적으로 대체가능 투자상품이기 때문에 포트폴리오 다각화 차원에서 리츠와 주식을 동시에 투자하는 것은 부적절하다는 연구결과를 제시하였다. Willcocks(2010)는 분기별 주택가격 지수를 이용해 GARCH모형과 EGARCH 모형으로 영국의 13개 지역을 연구 대상으로 주택가격의 변동성을 분석한 결과, 7개 지역에서 ARCH효과가 존재하고 6개 지역에서 비대칭적 효과가 존재함을 보였다. Jebran and Iqbal(2016)은 GARCH 모형을 이용해 일본과 중국 주식시장 간에는 수익률과 변동성 이전효과가 양방향으로 나타나지만, 홍콩과 스리랑카, 중국과 스리랑카 주식시장 간에는 변동성이 양방향으로 나타남을 제시하였다. 김재경(2013)은 KOSPI지수, 금리, 물가지수, 주택가격지수 사이의 상호연관성을 살펴보고자 VAR 모형 분석을 수행하였다. 주택가격지수는 자신의 시차변수보다 주가지수의 시차변수에 더 큰 영향을 받으며, 주가지수는 금리와 주택가격지수에 영향을 미친다는 분석결과를 제시하였다. 이강용 외(2015)는 최소신장트리(minimal spanning tree)기법을 이용해 주택시장과 주식시장의 동학적 위상구조를 비교분석하였다. 시간의 흐름과 시장상황에 따라 상관성 구조는 변하는데, 주식시장은 상관성 붕괴 현상이 대세 하락시에 나타나는데 반하여 주택시장은 대세 상승기에 강하게 나타난다고 밝혔다. 유한수(2017)는 주택시장과 주식시장 간의 연관성을 주택가격지수와 KOSPI 지수로 연구를 수행하였다. 주택시장에서 주식시장으로의 일방향 인과관계가 존재함을 제시하였다. 즉 주택가격 상승에 따른 부의 효과(wealth effect)로 주가에 영향을 준다는 것이다. 김상배(2018)는 거시경제 및 금융변수가 주택 및 주식시장 사이에 상관관계에 미치는 영향을 AG-DCC-GARCH모형으로 분석하였다. 분석결과 상관계수의 비대칭성을 나타내는 계수가 유의한 양의 값을 가지며, 양의 충격보다 음의 충격이 주택시장과 주식시장 사이의 상관계수를

더 증가시킨다고 밝혔다. 신종협(2019)은 다변량 VAR-GARCH 모형을 이용해 주식, 채권, 주택, 외화 수익률 간 연관성을 분석하였다. 주식수익률의 변화는 주식과 채권 간의 대체관계를 형성시키지만, 채권 수익률의 변화는 주식과 대체관계를 형성하지 않는다고 밝혔다. 주택가격의 변화율은 다른 자산의 수익률에 영향을 받지 않지만, 주식 수익률과 주택 가격 변화를 간에는 상호유기적인 상관관계가 존재함을 보였다. 이와 같이 선행연구를 살펴본 결과 해외에서는 주택시장과 주식시장 간의 변동성 효과에 대한 다양한 연구가 진행되어 왔으나 국내에서는 주택시장과 주식시장 간의 인과관계, 수익률 결정 요인 분석, 장기적인 균형관계 분석 등에 대한 연구를 주로 진행하여 왔다. 주택시장과 주식시장은 상호이질적인 시장의 특성을 가지고 있으나 외환위기 이후 주택도 대체투자의 하나라는 인식이 널리 확산하고 있다. 이로서 자산시장의 동조화 현상이 가속화되어 가고 있어 두시장 간의 상호 연계한 시간가변적 변동성, 변동성 충격에 의한 시장의 비대칭적 효과를 분석하는데 한계점을 가질 수 밖에 없다. 따라서 본 연구는 주택시장과 주식시장간의 정보에 대한 비대칭적 변동성효과에 대하여 EGARCH 모형을 이용하여 실증적으로 규명을 시도한 점과 변동성에 관한 후속 연구를 위해 실용적 모형제시의 그 출발점이라는 선행연구와 차별성이 있다.

3. 연구방법 및 자료

3.1 연구방법

일반적으로 금리, 추가, 환율 등과 같은 거시금융 시계열들은 한시점의 충격에 의해 변동성이 지속적이며, 시간의 흐름에 따라 변동성이 변화하는 특징을 가지고 있다. 변동성 측정의 지표는 금융경제학에 분산(variance) 혹은 표준편차(standard deviation)를 일반적으로 사용한다. 변동성의 크기는 시장에

유입되는 정보의 양(그 내용이 좋은 뉴스이든 또는 나쁜 뉴스이든 간에)에 따라 변화하는데 이를 모형화한 것이 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)계통 모형이다. 대칭성을 분석할 수 있는 대표적인 모형으로 GARCH 모형을 들 수 있고 비대칭성을 분석할 수 있는 대표적인 모형으로 EGARCH(Exponential GARCH) 모형이 있다. 본 연구에서는 비대칭성을 실증적으로 분석하고자 Nelson(1991)이 제시한 EGARCH 모형을 이용하였다. 이변수 EGARCH 모형은 다음과 같은 조건부 평균방정식(conditional mean equation)과 조건부 분산방정식(conditional variance equation)으로 나타낼 수 있다. 여기서 p=1은 한 시장(다른 시장)을 나타내고 p=2는 다른 시장(한 시장)을 나타낸다.

$$R_{p,t} = \alpha_{p,0} + \sum_{q=1}^2 \alpha_{p,q} R_{p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (1)$$

$$\frac{\epsilon_{p,t}}{\sigma_{p,t}} | ohm_{p,t-1} \sim N(0,1) \quad (2)$$

$$\sigma_{p,t}^2 = \exp[\beta_{p,0} + \sum_{q=1}^2 \beta_{p,q} f_q(h_{q,t-1}) + \gamma_p \ln(\sigma_{p,t-1}^2)] \quad (3)$$

$$f_q(h_{q,t-1}) = (|\frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}}| - E|\frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}}|) + \delta_q \frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}} \quad (4)$$

여기서 $E|\frac{\epsilon_{q,t}}{\sigma_{q,t}}| = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ if $\frac{\epsilon_{q,t}}{\sigma_{q,t}} | ohm_{p,t-1} \sim N(0,1)$

$$\ln f(\epsilon_{p,q}, \dots, \epsilon_{p,T}) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln \sigma_{p,t}^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln \frac{\epsilon_{p,t}^2}{\sigma_{p,t}^2} \quad (5)$$

식 (1)은 시장의 수익률($R_{p,t}$)에 대한 조건부 평균 방정식을 나타낸다. 식 (1)에서 $R_{p,t}$ 의 설명변수로 AR(1)에 해당하는 $R_{p,t-1}$ 을 도입하였다. 식 (1)에서 각 시장의 조건부 평균은 한 시장(q=1인 경우)과 한 시장과 다른 시장(q=2인 경우)의 과거의 잔 차에 의해 영향을 받는 자기회귀 모형으로 나타낼 수 있다. 식 (1)의 모형의 적합도는 Ljung-Box검정으로 이루어진다. Engle and Susmel(1994)은 비동시적 거래가 존재할 경우 시장의 수익률은 역의 계열 상관이나 나타날 수 있어 이런 비동시적 효과를 나타내기 위해 설명변수로 AR 또는 MA항을 조건부 평균방정식에 넣는다. 본 연구에서는 Engle and Ng(1993)의 비대칭성 검정결과 AR항이 적절한 것으로 나타나 AR항을 사용하기로 한다. 식 (2)와 같이 정규분포를 가정

할 경우 $E(\frac{\epsilon_{q,t}}{\sigma_{q,t}}) = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ 가 성립된다. 식 (3)은

조건부 분산방정식으로 각 시장의 불확실성(risk)을 측정하는 수단이다. 식 (3)의 조건부 분산식에서 γ 는 변동성을 나타내며, $|\gamma| < 1$ 이면 추정된 조건부 분산식은 안정적이 되며, $\gamma=1$ 이면 비조건부 분산은 존재하지 않고 1차 적분된 시계열 과정을 따르게 된다. 식 (4)은 ARCH 효과를 나타내는 식으로

$(|\frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}}| - E|\frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}}|)$ 는 ARCH 효과 크기를 나타내

고, $(\delta_q \frac{\epsilon_{q,t-1}}{\sigma_{q,t-1}})$ 는 부호효과를 나타낸다. 부호 효과

는 계수 δ_q 로 비대칭 효과의 정도를 나타내며, 비대칭 효과를 레버리지(leveragge effect) 효과라 한다. 레버

리지 효과의 크기는 $|-1 + \delta_q| / |1 + \delta_q|$ 의 비율로 나타낸다. 즉, 음(양)의 충격이 양(음)의 충격에 비해

변동성을 얼마나 더 증가시키는지의 의미를 나타낸다. 식 (5)는 GARCH(1,1)의 대수우도함수를 나타내는 것으로

본 연구에서는 Newton-Raphson 알고리즘에 Hessian 근사 행렬을 포함한 Newton-Raphson 알고리즘보다 일반화된 Marquardt 알고리즘을 사용

하여 분석한다. 본 연구에서는 이변수 EGARCH 모형을 이용한 주택시장에서 주식시장으로 주식시장에서 주택시장으로 정보 이전효과의 양방향 검증을 위해 다음의 식 (6)에서 식 (9)와 같이 설정할 수 있다.

$$R_{1,t} = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1}R_{1,t-1} + \epsilon_{1,t} \quad (6)$$

$$R_{2,t} = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1}R_{1,t-1} + \alpha_{2,2}R_{2,t-1} + \epsilon_{2,t} \quad (7)$$

$$\sigma_{1,t}^2 = \exp[\beta_{1,0} + \beta_{1,1}|\frac{\epsilon_{1,t-1}}{\sigma_{1,t-1}}| + \beta_{1,2}\frac{\epsilon_{1,t-1}}{\sigma_{1,t-1}} + \beta_{1,3}\log\sigma_{1,t-1}^2] \quad (8)$$

$$\sigma_{2,t}^2 = \exp[\beta_{2,0} + \beta_{2,1}|\frac{\epsilon_{2,t-1}}{\sigma_{2,t-1}}| + \beta_{2,2}\frac{\epsilon_{2,t-1}}{\sigma_{2,t-1}} + \beta_{2,3}\log\sigma_{2,t-1}^2 + \beta_{2,4}|\log\sigma_{1,t-1}^2|] \quad (9)$$

식 (9)에서 각 변수 및 계수의 첨자는 각 시장을 구분한 것으로 주택시장에서 주식시장으로의 효과인 경우 1이면 주택시장, 2이면 주식시장을 나타내고, 반대로 주식시장에서 주택시장으로의 효과인 경우 1이면 주식시장, 2이면 주택시장을 나타낸다. 주택시장이나 주식시장에서 타당성이 검증된 EGARCH(1,1) 모형을 사용하며, 평균방정식에 각 수익률 변동률의 1차 시계 변수 $R_{1,t-1}$ ($R_{2,t-1}$)을 추가하여 수익률 전이효과를 확인하고, 조건부 분산식에 각 조건부 분산의 로그 값 $\log\sigma_{1,t-1}^2$ ($\log\sigma_{2,t-1}^2$)을 추가하여 비대칭성뿐만 아니라 주택시장(주식시장)에서 주식시장(주택시장)으로의 비대칭적 변동성 이전효과를 추정하고자 한다. 위 추정식은 각 시장에서 발생하는 비대칭뿐만 아니라 주택시장과 주식시장 양방향으로 미치는 변동성의 비대칭적 이전효과를 추정할 수 있는 장점이 있다.

3.2 자료

분석대상 변수로 KB 국민은행이 발표하는 월간 전국 아파트 가격지수와 한국증권거래소에서 발

표하는 KOSPI지수를 사용하였다. 주택가격변화와 주식수익률은 계절조정된 전국 아파트 가격지수와 KOSPI지수를 각각 Taylor 전개를 사용하여 $R_{p,t} = \ln(P_t/P_{t-1})$ 와 같이 산출하였다. 데이터의 표본기간은 주택가격지수를 처음 발표한 시점인 1986년 1월부터 2021년 6월까지로 하며, 1986년 1월부터 1997년 12월 까지 외환위기 이전기간(기간 1)과 1998년 1월부터 2021년 6월까지 외환위기 이후기간(기간2)으로 나누어 가격 및 변동성 이전효과를 분석하고 기간에 따라 어떻게 변하였는지를 비교하였다.

4. 실증분석 결과

4.1 기초통계

Table 1은 분석에 사용된 각 변수의 통계적 특성을 살펴보기 위해 평균, 왜도, 첨도, 단위근 검정결과이다. 왜도는 주택가격 변동률 및 주식 수익률 모두 양의 방향으로 분포하는 것으로 나타났고, 첨도는 정규분포보다 더 보폭한 첨점의 분포를 보이는 것으로 나타났다. Jarque-Bera 검정결과 주택가격 변동률 및 주식 수익률은 정규분포한다는 귀무가설을 통

Table 1. Summary Statistics House Price Change Rates and Stock Return

Variables	House Price Change Rates	Stock Returns
Mean ($\times 10^2$)	0.4074	0.7113
Std. dev. ($\times 10^2$)	0.9770	7.6409
Skewness	0.9739	0.1885
Kurtosis	6.7078	5.8033
Jarque-Bera	310.64***	141.68***
ADF t-value	-5.4527***	-18.9080***
PP t-value	-8.2073***	-18.9044***

Note: p<0.01***, p<0.05**, p<0.1*

2. When including constant term, significance level is 1% threshold is 3.4313.

계적 1% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타나 이 분산성에 근거한 GARCH 류 계통의 모형 적용이 가능한 것으로 판단된다. 이는 주택가격 변동률 및 주식 수익률에 어떤 큰(작은) 변동이 일어나면 뒤이어 큰(작은) 변동이 일어날 수 있음을 의미한다. Fig. 1은 주택가격 변동률 및 주식 수익률의 월별 동태적 추이를 보여 주는 것으로 큰 변동성 뒤에는 큰 변동성이 작은 변동성 뒤에는 작은 변동성이 뒤따르는 변동성 집중현상(volatility clustering)을 볼 수 있다. 이는 분산이 시간에 대해 일정한 것이 아니라 시간가변적(time varying)인 형태를 가진다는 의미이다.

한편 GARCH 류 계통의 모형 분석을 위해서는 변수들의 시계열 안정성에 대한 검정이 선행되어야 한다. 시계열 안정성 검정을 위해 ADF(augmented Dickey-Fuller) 및 PP(Phillips-Perron) 단위근 검정 결과 모든 변수들은 통계적 1% 유의수준에서 시계열 안정성을 가지는 것으로 나타났다.

Table 2는 자기상관성 및 ARCH 효과 검정결과이다. 주택가격 변동률 및 주식 수익률, 수익률 및 수익

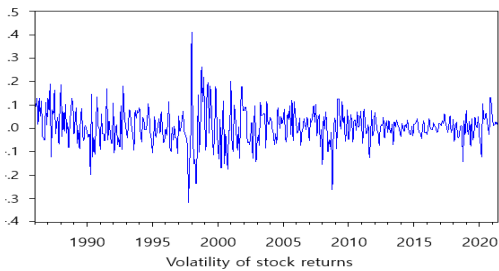
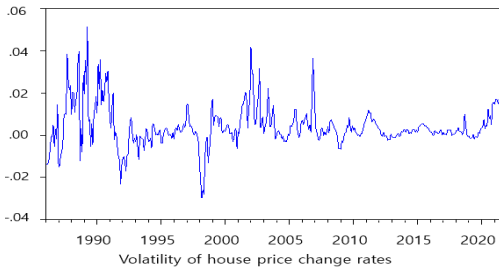


Fig. 1. Volatility Trends in Monthly Returns

률의 제곱의 6차 lag까지 자기상관성 검정결과에서 자기상관성 계수의 유의성이 인정되어 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 조건부 평균방정식에 AR(p) 모형을 적용할 수 있다. 평균방정식의 형태를 결정하기 위해 아카이케 정보기준(AIC)을 최소로 하는 모형을 추정한 결과, AR(1)이 최소값을 보여 평균방정식에 적용하였다. ARCH 효과 존재를 검정하고자 LM 검정을 수행하였다. LM검정은 회귀식의 잔차에 이차적률 유무를 확인하는 것으로 LM 검정 결과 귀무가설을 기각하면 오차항에 ARCH 효과가 존재하게 된다. LM 검정 결과 주택가격 변동률 및 주식 수익률 모두 통계적 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 ARCH 효과가 존재하는 것으로 나타났다.

Table 3은 새로운 뉴스에 대한 변동성의 비대칭성 유무검정을 Engle and Ng(1993)가 제안한 검정방

Table 2. Autocorrelation, ARCH Effect

	Autocorrelation		ARCH Effect	
	Q(6)	Q ² (6)	LM(3)(x ²)	LM(6)(x ²)
House Price Change Rates	0.000	0.000	106.700	112.900
Stock Returns	0.630*	0.000	60.529	69.764

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 level.

Table 3. Asymmetry Test

	Asymmetry			
	SB(t)	NSB(t)	PSB(t)	Joint(F)
House Price Change Rates	-2.428	-6.393	8.626	40.064
Stock Returns	-0.499*	-1.680	-0.969*	1.293*

Note: * is not significant at 10% significance level.

법에 따라 수행한 결과이다. 주택가격 변동률은 부호편의검정(SB: sign bias test), 부의 규모편의검정(NSB: negative size bias test), 양의 규모편의검정(positive size bias test), 그리고 전체검정(Joint: joint test)은 모두 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 그러나 주식 수익률은 부의 규모편의검정(NSB)만 10% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 따라서 주택 가격 변동률 및 주식 수익률에 EGARCH 모형 적용이 가능함을 의미한다.

4.2 실증분석 결과

4.2.1 주택가격 변동률 및 주식 수익률 모형 추정결과

주택가격 변동률 및 주식 수익률의 EGARCH(1,1)-AR(1) 모형 추정 결과는 Table 4와 같다. 주택가격 변동률은 상수항을 포함하여 모든 계수가 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 주식 수익률은 상수항과 자기회귀를 제외한 모든 계수가 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. $\beta_{1,1}$ 계수는 현재의 변동성 충격이 다음기의 변동성에 미치는 영향을 측정하는 스케일 파라미터로 주택가격 변동률 및 주식 수익률은 1% 유의수준에서 모두 유의하게 나타났다. 주택가격 변동률의 계수가 주식 수익률보다 2배 정도 큰 것

으로 나타나 있다. 이 값이 커다는 것은 주택가격 변동성이 주식 수익률 변동성보다 더 크게 작용함을 나타낸다. 정보에 대한 변동성의 비대칭을 나타내는 $\beta_{1,2}$ 계수가 주택가격 변동률은 양의 값을 보였고, 주식 수익률은 음의 값을 보여 주택은 악재보다 호재에 더 크게 반응하고, 반대로 주식은 호재보다 악재에 더 크게 반응하는 것으로 나타나 악재 충격에 비대칭 변동성을 보였다. 즉 $\beta_{1,1}, \beta_{1,2}$ 의 계수 값이 주식보다 주택이 더 크게 추정되어 주택은 예상치 못한 가격 변동률의 상승 충격이 동일한 크기의 하락 충격보다 변동성을 더 증가 시키며 더 오래 지속될 수 있음을 의미하고, 주식 수익률은 예상치 못한 하락 충격이 동일한 크기의 상승 충격보다 변동성을 더 감소시키지만 지속성은 작다는 의미이다. 이는 주택시장은 주식시장과 달리 예상하지 못한 충격이 주택시장에 가해질 경우 시장의 안정을 회복하는데 오랜 시간이 걸린다는 의미로 해석 될 수 있다. $\beta_{1,3}$ 의 계수가 주택 및 주식 수익률 모두 1보다 작은 것으로 분석되어 조건부 분산이 안정인 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 Table 2에서 살펴본 EGARCH(1,1)-AR(1) 모형 적용이 적절함을 지지한다.

Table 4. Estimate Results of House Price Change Rates and Stock Returns Model

Statistics	House Price Change Rates		Stock Returns	
	Coefficient	Z-Statics	Coefficient	Z-Statics
$\alpha_{1,0}$	0.0019	2.4033***	0.0043	1.3872
$\alpha_{1,1}$	0.8213	29.3072***	0.0344	0.6348
$\beta_{1,0}$	-0.8366	-8.5275***	-0.3387	-3.4975***
$\beta_{1,1}$	0.4847	7.7457***	0.2340	4.1495***
$\beta_{1,2}$	0.0748	1.9298**	-0.1031	-4.3682***
$\beta_{1,3}$	0.9553	136.628***	0.9715	81.3662***
R_2	0.5071		0.0033	
$D-W$	2.4667		1.8956	
Log L.	1,714.814		551.364	

Note: p<0.01***, p<0.05**, p<0.1*

4.2.2 주식시장에서 주택시장으로의 이전효과 분석 결과

주식시장에서 주택시장으로의 정보 이전효과 분석 결과는 Table 5와 같다. 주식시장에서 주택시장으로 가격 이전효과를 나타내는 $\alpha_{2,1}$ 계수가 IMF 외환위기 이전기간을 제외한 전체기간과 IMF외환위기 이후기간에 5% 유의수준에서 모두 양의 값으로 유의하게 나타났다. 이는 주택시장이 호황일 때 주식시장의 일부 자금이 주택시장으로 이동하여 주택 가격 상승을 유발한다는 의미이다. 시장에 도착한 정보에 대한 비대칭적 변동성 효과를 나타내는 계수인 $\beta_{2,1}, \beta_{2,2}$ 가 전체기간, IMF외환위기 전후기간 모두 5% 유의수준에서 유의하게 나타나 뉴스 충격에 의해 비대칭적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 변동성 이전효과를 나타내는 계수인 $\beta_{2,4}$ 가 전체기간, IMF외환위기 전후기간 모두 5% 유의수준에서 유의하게 나타나 주식시장의 변동성에 일정한 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 주식시장에서 주택시장으로의 가격 및 비대칭적 변동성 이전효과가 존재하는 것으로 나타났다.

4.2.3 주택시장에서 주식시장으로의 이전효과 분석 결과

주택시장에서 주식시장으로의 정보 이전효과 분석 결과는 Table 6과 같다. 주택시장에서 주식시장으로 가격이전효과를 나타내는 계수인 $\alpha_{2,1}$ 가 전체 및 IMF 외환위기 전후기간 모두 유의하지 않는 것으로 나타났다. 이는 주택가격의 변동률은 주식 가격에 영향을 미치지 못하는 것으로 가격 이전효과가 존재하지 않는다는 의미이다. 시장에 도착한 정보에 대한 비대칭적 변동성 효과를 나타내는 계수인 $\beta_{2,1}, \beta_{2,2}$ 가 전체기간, IMF외환위기 전후기간 모두 10% 유의수준에서 유의하게 나타나 유입된 정보 충격에 의해 비대칭적 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 변동성 이전효과를 나타내는 계수인 $\beta_{2,4}$ 가

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

Statistics	Overall Period (1986.1-2021.6)	
	Coefficient	Z-Statics
$\alpha_{2,0}$	0.0024	3.2534***
$\alpha_{2,1}$	0.0042	2.0262**
$\alpha_{2,2}$	0.8175	27.3571***
$\beta_{2,0}$	-0.7617	-7.9239***
$\beta_{2,1}$	0.4384	7.4358***
$\beta_{2,2}$	0.1078	2.7616***
$\beta_{2,3}$	0.9331	107.9213***
$\beta_{2,4}$	0.0426	4.4571***
<i>D-W</i>	2.5131	
Log L.	1,691.9100	
Period before the IMF Crisis (1986.1-1997.12)		
$\alpha_{2,0}$	0.0056	4.2449***
$\alpha_{2,1}$	0.0086	1.5795
$\alpha_{2,2}$	0.7355	12.9365***
$\beta_{2,0}$	0.2597	2.1835**
$\beta_{2,1}$	-0.1643	-2.0300**
$\beta_{2,2}$	0.2292	4.3188***
$\beta_{2,3}$	0.9512	77.1030***
$\beta_{2,4}$	0.0967	5.5945***
<i>D-W</i>	2.5109	
Log L.	499.6753	
Period after the IMF Crisis (1998.1-2021.6)		
$\alpha_{2,0}$	0.0033	3.2535***
$\alpha_{2,1}$	0.0048	2.3204**
$\alpha_{2,2}$	0.8356	23.4627***
$\beta_{2,0}$	-1.3186	-5.1985***
$\beta_{2,1}$	0.3807	3.5296***
$\beta_{2,2}$	0.2134	2.9710***
$\beta_{2,3}$	0.8890	40.6994***
$\beta_{2,4}$	0.0359	2.1265**
<i>D-W</i>	1.9725	
Log L.	1,207.3630	

Note: p<0.01***, p<0.05**, p<0.1*

Table 6. Analysis of Spillover Effect from Housing Market to Stock Market

Statistics	Overall Period (1986.1-2021.6)	
	Coefficient	Z-Statics
$\alpha_{2,0}$	0.0035	1.0411
$\alpha_{2,1}$	-0.0334	-0.0794
$\alpha_{2,2}$	0.0352	0.6420
$\beta_{2,0}$	-0.2298	-2.2252**
$\beta_{2,1}$	0.1952	3.2459***
$\beta_{2,2}$	-0.1390	-4.6234***
$\beta_{2,3}$	0.9378	42.4382***
$\beta_{2,4}$	0.0208	2.1520**
<i>D-W</i>	1.9091	
Log L.	553.8916	
Period before the IMF Crisis (1986.1-1997.12)		
$\alpha_{2,0}$	0.0050	0.6232
$\alpha_{2,1}$	-0.0776	-0.1356
$\alpha_{2,2}$	0.0160	0.1613
$\beta_{2,0}$	-2.2156	-1.1513
$\beta_{2,1}$	0.2677	1.1748
$\beta_{2,2}$	-0.1967	-1.8444*
$\beta_{2,3}$	0.5015	1.1272
$\beta_{2,4}$	0.0479	0.8750
<i>D-W</i>	2.0904	
Log L.	167.1497	
Period after the IMF Crisis (1998.1-2021.6)		
$\alpha_{2,0}$	0.0034	0.8959
$\alpha_{2,1}$	-0.0333	-0.0528
$\alpha_{2,2}$	0.0343	0.4554
$\beta_{2,0}$	-0.1934	-1.2258
$\beta_{2,1}$	0.1752	1.7094*
$\beta_{2,2}$	-0.0975	-2.5348***
$\beta_{2,3}$	0.9454	40.6088***
$\beta_{2,4}$	0.0195	1.4704
<i>D-W</i>	1.8239	
Log L.	396.9357	

Note: $p < 0.01$ ***, $p < 0.05$ ** , $p < 0.1$ *

IMF 외환위기 전후 기간을 제외한 전체기간에서 10% 유의수준에서 유의하게 나타나 주식시장은 주택시장의 변동성에 일정한 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 주택시장에서 주식시장으로의 가격 이전효과는 존재하지 않고, 비대칭적 변동성은 IMF 외환위기 전후기간과 전체기간에서 이전효과가 존재하는 것으로 나타났다.

5. 결론

본 연구는 주택시장과 주식시장 간의 정보에 대한 가격 및 비대칭적 변동성 이전효과(asymmetric volatility spillover)를 분석하였다. 분석에 이용된 자료는 전국 단위의 아파트 가격지수와 주가지수이며, 비대칭적 변동성을 확인하는 분석방법으로 EGARCH(1,1)-AR(1) 모형을 사용하였다. 전체 분석 기간은 1986년 1월부터 2021년 6월까지이고, IMF 외환위기 전후기간의 변동성 이전효과가 어떻게 변하였는지를 살펴보고자 하위기간으로 1986년 1월부터 1997년 12월까지 IMF 외환위기 이전기간과 1998년 1월부터 2021년 6월까지 이후기간으로 세분하여 분석을 수행하였으며, 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 주택시장과 주식시장 간의 비대칭적 변동성을 확인하고자 EGARCH(1,1)-AR(1) 모형을 적용한 결과 ARCH 및 GARCH 효과 존재를 추정할 수 있는 것으로 나타나 EGARCH(1,1)-AR(1) 모형이 적절한 것으로 판단된다. 둘째, 주식시장에서 주택시장으로의 가격 이전효과는 IMF 외환위기 이전기간을 제외한 전체 및 이후기간 동안에 존재하는 것으로 나타났다. 반면 주택시장에서 주식시장으로의 가격 이전효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 주택시장이 호황일 때 보유주식을 처분하여 주식시장에서 주택시장으로 자금이 이동되어 주택가격 상승을 유발한다는 의미이지만, 반대로 주식시장이 호황일

때 주택을 처분하는데 시간과 비용의 과다로 주택시장에서 주식시장으로의 자금이동에 제약이 존재하는 것으로 해석할 수 있다. 셋째, 정보에 대한 비대칭적 변동성은 주택 및 주식시장에 양방향으로 통계적 유의성을 보이는 것으로 나타났다. 주식시장에서 주택시장으로의 비대칭적 변동성은 IMF 외환위기 이전기간에는 부(-)의 효과이나 그 외에는 모두 양(+)의 효과를 보이는 것으로 나타났다. 반면 주택시장에서 주식시장으로 비대칭적 변동성은 IMF 외환위기 이전기간에 존재하지 않는 것으로 나타났고, 그 외 모든 기간에는 부(-)의 효과를 보였다. 이는 주택시장에서는 같은 크기의 악재보다 호재에 더 민감하게 반응한다는 것이고, 반면 주식시장에서는 같은 크기의 호재보다 악재에 더 크게 반응한다는 Black (1976) 등의 연구 결과와 일치한다. 넷째, IMF 외환위기 전후 정보에 대한 비대칭적 변동성 이전효과는 외환위기 이전기간보다 이후기간에 주택 및 주식시장에 보다 뚜렷하게 나타나 두시장 간의 동조화(coupling) 현상이 더욱 높아진 것으로 나타났다. 이런 분석의 결과는 다음과 같은 점에서 정책적 함의를 가진다. 첫째, 주택시장은 가격하락시보다 상승시에 변동성이 더 커지고 주식시장은 가격상승시보다 하락시에 변동성이 더 커진다는 사실을 확인할 수 있었다. 이는 주택이 안전성과 수익성을 동시에 가진 자산으로 높은 수익을 추구하는 투자자들에게 투기의 대상이 될 수 있음을 의미한다. 둘째, 외환위기 이후 규제완화에 따른 주택시장과 주식시장 간의 동태적 연관성이 높아져 정보에 대한 변동성이 더 커졌다는 점을 확인할 수 있었다. 이는 자산선택 기회의 동기가 높아져 주택이 주식과 같이 손쉬운 투기수요의 대상이 되어 주택시장 안정의 저해요인으로 작용할 수 있음을 의미한다. 따라서 주택시장 안정화를 위해서 정보의 특성에 따라 변동성 크기를 모니터링하여 유효하게 관리할 수 있는 적절한 정책 방안을 모색할 필요성이 있다.

본 연구의 결과는 주택과 주식시장 간의 정보에 대한 비대칭적 변동성 효과를 체계적이고 실증적으로 규명하여 두 시장을 동화적(dynamic)인 관점에서 이해할 수 있는 통찰력을 제공한 점과 후속 변동성 연구의 실용적인 예측모형을 제시했다는 점에서 연구의 의의가 있다. 이러한 기여에도 불구하고 한정된 월별시계열 자료를 바탕으로 주택시장과 주식시장의 동적관계를 샘플자료 안에서 보여주는 것으로 일반적인 현상이라고는 할 수 없다. 다양한 유형의 경제자료와 국제적 비교분석을 수행하지 못한 점이 연구의 한계다. 연구의 강건성(robustness)을 위해 정교한 분석방법에 기초한 주별, 연별 데이터, 경제변수 등을 이용한 분석은 후속연구 과제로 남긴다.

참고문헌

1. 김상배(2018), "주택시장과 주식시장 사이의 상관관계에 관한 연구", 「부동산연구」, 28(2): 21~34.
2. 김재경(2013), "VAR 모형을 이용한 주가, 금리, 물가, 주택가격의 관계에 대한 실증연구", 「유통과학연구」, 11(10): 63~72.
3. 신종협(2019), "자산수익률 간 연관성 분석", 「시장경제연구」, 48(3): 43~67.
4. 유한수(2017), "주택시장과 주식시장 간의 연관성", 「부동산정책연구」, 8(2): 1~14.
5. 이강용·이종아·정준호(2015), "주택시장과 주식시장의 동적 네트워크 구조 비교", 「부동산학보」, 61: 195~207.
6. Black, F. (1976), "Studies of stock price volatility changes", *Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, Washington DC*, 177~181.
7. Campbell, Y. and L. Hentschel (1992), "No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock return", *Journal of Financial Economics*, 31: 281~318.
8. Dickey, D. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of estimates for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427~431.

9. Dolde, W. and D. Tirtiroglu (1997), "Temporal and spatial information diffusion in real estate price changes and variances", *Real Estate Economics*, 25(4): 539~565.
10. Engle, R. F. and V. K. Ng (1993), "Measuring and testing the impact of news on volatility", *The Journal of Finance*, 48(5): 1749~1778.
11. Engle, R. F. and R. Susmel (1994), "Hourly volatility spillovers between international equity markets", *Journal of International Money and Finance*, 13(1): 3~25.
12. French, K. R. and R. Roll (1986), "Stock return variances: The arrival of information and the return of traders", *Journal of Financial Economics*, 17: 5~26.
13. Hamao, Y., R. W. Masulis and Vitor Ng (1990), "Correlation in price changes and volatility across international stock markets", *Review of Financial Studies*, 3: 281~307.
14. Jebran, K. and A. Iqbal (2016), "Examining volatility spillover between Asian countries' stock markets", *China Finance and Economic Review*, 6(6): 1~13.
15. Koutmos, G. and G. G. Booth (1995), "Asymmetric volatility transmission in international stock markets", *Journal of International Money and Finance*, 14: 747~762.
16. Ling, D. C. and A. Naranjo (2015), "Returns and information transmission dynamics in public and private Real Estate Markets", *Real Estate Economics*, 43(1): 163~208.
17. Liow, K. and H. Yang (2005), "Long-term Co-memories and short-run adjustment: Securitized real estate and stock markets", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 31(3): 283~300.
18. Ng, A. (2000), "Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin", *Journal of International Money and Finance*, 19(2): 207~233.
19. Nelson, D. B. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach", *Econometrica*, 59(2): 347~370.
20. Phillips, P. C. and P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75: 335~346.
21. Willcocks, W. (2010), "Conditional variances in UK regional house prices", *Spatial Economic Analysis*, 5(3): 339~354.

요 약

본 연구에서는 주택시장과 주식시장 간의 가격 및 비대칭적 변동성 이진효과(asymmetric volatility spillover) 관계를 살펴보기 위해 주택 및 주식 가격지수를 이용하여 EGARCH 모형으로 분석하였다. 분석기간은 1986년 1월부터 2021년 6월까지 이고, IMF 외환위기 전후기간의 정보 연관성을 살펴보고자 하위기간으로 1986년 1월부터 1997년 12월까지 IMF 외환위기 이전기간과 1998년 1월부터 2021년 6월까지 이후기간으로 구분하여 분석하였다. 주택시장과 주식시장 간의 비대칭 변동성 이진효과 분석에 EGARCH 모형이 적합한 것으로 나타났다. 가격 이진효과는 주식시장에서 주택시장으로 일방향으로 존재하는 것으로 분석되었으나, 반대로 주택시장에서 주식시장으로의 이진효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 비대칭적 변동성 이진효과는 주택 및 주식시장 양 시장에 존재하는 것으로 나타났다. 주택시장에서는 IMF 외환위기 이전기간에는 비대칭적 변동성이 부(-)의 효과이나 그 외에는 모두 양(+)의 효과를 보였고, 반면 주식시장에서는 IMF 외환위기 전후 모든 기간에서 부(-)의 효과를 보였다. 이는 주택시장은 악재보다 호재에 더 영향을 받고, 주식시장은 호재보다 악재에 더 영향을 받는다는 것이다. 따라서 정보의 유형 별로 수익의 변동성을 식별하는 것이 중요하다.

주제어 : 주택시장, 주식시장, 정보, 비대칭적 변동성, EGARCH 모형