

GARCH, EGARCH 모형을 이용한 주택 매매, 전세, 월세시장의 변동성과 이전효과에 관한 연구*

A Study on the Volatility and Spillover Effect of Housing Sales, Chonse, and Monthly Rent Market Using GARCH, EGARCH Model

전 해 정**
Haejung Chun

目 次

I. 서 論	2. 단위근 검정
II. 선행연구 고찰	3. 모형 추정결과
III. 분석모형	4. 주택가격 변동성 이전효과 분석
1. GARCH 모형	V. 결 論
2. EGARCH 모형	<abstract>
IV. 실증분석	<참고문헌>
1. 자료설명	

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

The purpose of this study is to examine the volatility and spillover effect of the housing market.

(2) RESEARCH METHOD

This study conducted empirical analysis on the volatility and spillover effect of sales, Chonse, and monthly rent market using GARCH, EGARCH Model by setting Seoul, Gyeonggi-do, and Incheon as the spatial range and June 2003 to November 2014 for the monthly data.

* 이 논문은 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2014S1A5A2A03065621).

** 주 저 자 : 성결대학교 도시계획·부동산학부 조교수, 도시 및 지역계획학 박사, wooyang02@sungkyul.ac.kr

▷ 접수일(2015년 5월 24일), 수정일(1차: 2015년 6월 11일, 2차: 2015년 7월 5일), 게재확정일(2015년 8월 10일)

(3) RESEARCH FINDINGS

It was Asymmetrical EGARCH Model was identified to be appropriate in housing sales and Chonse price models, and symmetrical GARCH Model was identified to be appropriate for monthly rent pricing model. Considering that the influence of volatility of Chonse price and monthly rent price persist, a rise in Chonse price and monthly rent price is considered to continue for a while. As a result of the spillover effect of volatility, the volatility of housing sales price of Gyeonggi-do was affected by volatility of the last month and was affected by volatility of the last month in Seoul at the same time, and when housing sales price in Seoul increased by 1%, 0.3% increased in Gyeonggi-do. Volatility of Chonse price of Gyeonggi-do and Incheon was influenced by the former volatility of Seoul, and when Chonse price in Seoul increased by 1%, Chonse price in Gyeonggi-do increased by 0.52% and 0.41% in Incheon.

2. RESULTS

Unexpected increase impact of sales and Chonse price showed greater volatility than the decline impact of the same sales and monthly rent price.

3. KEY WORDS

- Housing sales price, Chonse price, Monthly rent price, Volatility, Spillover effect

국문초록

본 연구는 주택 매매, 전세, 월세가격의 변동성과 이전효과를 공간적 범위는 서울, 경기, 인천으로 시간적 범위는 2003년 6월부터 2014년 11월까지의 월별 자료로 GARCH, EGARCH 모형을 이용해 실증분석하였다. 주택매매, 전세가격모형에서는 비대칭성의 EGARCH 모형이 적합한 것으로 나타났고 주택월세가격모형에서는 대칭성의 GARCH 모형이 적합한 모형인 것으로 나타났다. 전세가격과 월세가격의 변동성의 영향력이 지속되는 것으로 보아 전세가격과 월세가격의 상승이 당분간 지속될 것으로 판단된다. 변동성의 이전효과를 분석결과, 경기도의 주택매매가격 변동성은 전월 변동성에 영향을 받으면서도 서울의 전기 변동성에 대한 영향을 동시에 받는 것으로 나타났으며 서울 주택매매가격이 1% 상승하면 경기도는 0.3% 상승하는 것으로 나타났다. 경기도와 인천의 주택전세가격 변동성은 서울의 전기 변동성에 대한 영향을 받았으며 서울 주택전세가격이 1% 상승하면 경기도의 전세가격은 0.52%, 인천은 0.41% 상승하는 것으로 나타났다. 예상치 못한 주택매매, 전세가격 상승충격이 동일한 주택매매, 전세가격 하락충격보다 변동성이 크게 나타났다.

핵심어 : 주택매매가격, 전세가격, 월세가격, 변동성, 이전효과

I. 서론

주택시장이 전체 경제에서 차지하는 중요한 영향력 때문에 주택시장의 동학(dynamics)에 대한 이해는 매우 중요하다. 특히, 한국에서 주택은 국가 GDP에서 중요한 비중을 차지하고 있으며 가구 부(wealth)에서 가장 큰 부분을 구성하고 있다. 그러나 주택시장의 구조변화, 시장의 불완전성 등의 요인 때문에 주택시장을 체계적으로 설명하기는 쉽지 않다. 주택이 다른 금융자산보다 가격변동성이 크지 않지만 주택가격은 다른 거시경제변수와 비교할 때 변동성이 작다고만 할 수 없다¹⁾.

한국 주택매매시장은 1980년대부터 현재까지 가격의 급등과 안정을 반복해 오고 있다. 1986년부터 1991년까지 주택가격은 평균 약 11% 증가하였고 1997년 외환위기 이후 2001년부터 2003년까지는 평균 11%의 급등세를 보였으며 2005년 이후부터 2008년 글로벌 금융위기(global financial crisis) 이전까지 지역별로 차이는 존재하나 지속적인 상승세를 보여왔으나 금융위기 이후 매매가격은 전반적으로 하향 안정세를 유지하고 있는 실정이다.

글로벌 금융위기 이후 주택가격 하락으로 인해 주택의 자산가치가 상승에 따라 자본이득(capital gain)을 추구하는 경향이 약화되고 주택을 통한 투기 가능성이 낮아지면서 실수요자 중심으로 구조가 개편되고 있다. 주택보유에 대한 인식이 투자와 소유의 투자재(investment good)에서 소비와 거주목적의 소비재(consumption good)으로 점진적으로 변화하고 있다. 통계청의 자료를 살펴보면 1995년 자가 53.3%, 전세 28.7%, 월세 14.5%에서 2010년 자가 54.2%, 전세 21.7%, 월세 21.5%로 나타났다. 이는 주택임대차시장의 수요가 전세시장위주에서 월세시장으로 변화되고 있음을 나타낸다고 볼 수 있다. 이는 주택금융발

달, 매매가격 상승 기대감 약화로 전세 보증금을 통한 주택구매자금 마련 유인 감소(전세공급 둔화)와 안정적인 임대수입을 선호하는 현상 때문이다²⁾.

서울시의 주택 매매, 전세, 월세시장의 2003년부터 2011년 가격변동성을 분석해 보면 2003년 대비 주택매매가격은 약 40%, 전세가격은 약 70%, 월세가격은 약 30% 상승한 것으로 나타났다. 특히 글로벌 금융위기 이후 주택매매시장은 오히려 가격이 하락한 반면 전세시장과 월세시장은 가격이 크게 상승하였다(그림 1 참조).

이에 본 연구는 2003년 6월부터 2014년 11월까지의 서울, 경기, 인천의 주택 매매, 전세, 월세가격의 변동성(volatility)과 이전효과(spillover effect)를 대칭효과를 나타내는 GARCH 모형과 비대칭효과를 나타내는 EGARCH 모형을 이용해 실증분석하고자 한다. 이를 통해 주택 매매가격, 전세가격, 월세가격이 GARCH, EGARCH모형 중 어떤 모형이 적합한지? 변동성의 이전효과가 존재하는지? 선행연구와는 어떤 차이점이 존재하는지? 연구결과의 시사점은 무엇인지?를 실증적으로 알아보고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 주택시장의 변동성과 이전효과에 관련된 선행연구를 고찰하고 3장은 분석모형인 GARCH, EGARCH 모형에 대해 살펴본다. 4장은 실증분석으로 서울, 경기, 인천 지역의 주택매매, 전세, 월세가격에 GARCH (Generalized Autoregressive Condition Heteroskedasticity), EGARCH (Exponential GARCH) 모형을 이용해 적합한 모형을 식별 후 EGARCH 모형으로 변동성 이전효과를 분석해 결과를 구술한다. 마지막 5장은 결론으로 연구결과를 요약하고 시사점을 제시하고자 한다.

1) 임재만, “주택매매가격의 변동성에 관한 연구”, 주택연구, 한국주택학회, 2006, 14(2), p.67.

2) 신현철, “주택시장의 정책변화가 주택가격변동에 미치는 영향분석”, 전북대학교 박사학위논문, 2014, p.1.

II. 선행연구 고찰

변동성과 이전효과에 관한 연구는 주로 주식시장에서 활발하게 진행된 반면 주택시장은 그에 비해 많은 연구가 존재하지는 않는 편이다.

서승환(2001)³⁾은 지가의 불안정성으로 인한 경제전반 및 부동산 정책의 불안정성을 GARCH모형을 이용해 실증분석하였다. 분석결과, 부동산 정책 및 경제전반의 불안정성이 증가함에 따라 지가의 불안정성이 증가하며 지가 불안정성의 증가는 토지거래의 위축을 초래한다고 하였다.

이상경(2003)⁴⁾은 서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로 매매가격 변동성 및 이전효과를 1886년 1월부터 2003년 6월까지의 자료를 이용해 GARCH, EGARCH 모형으로 실증 분석하였다. 분석결과, 강남지역을 대상으로 GARCH모형과 EGARCH모형을 적용한 결과 EGARCH모형의 조건부 분산이 안정적으로 나타났다. 강남지역으로부터 수원시와 부산시의 가격 변동성 및 이전효과를 분석한 결과 강남 주택가격 월간 변동률이 1% 포인트 상승할 때 수원시와 부산시는 각 0.43%, 0.36%가 상승하는 것으로 나타났다.

임재만(2006)⁵⁾은 1987년 1월부터 2006년 1월까지의 서울 및 6대광역시의 주택매매가격 변동성을 GARCH, GJR, EGARCH 모형을 이용해 실증분석하였다. 분석결과, 변동성의 비대칭성이 존재하지만 레버리지 효과는 없었고 아파트는 비대칭성을 고려한 GJR이나 EGARCH모형이 적합하며 연립이나 단독주택

은 GARCH모형이 적합하다고 하였다.

한용석 외(2010)⁶⁾는 서울, 수도권, 6대광역시와 9개시도의 주택 매매, 전세시장의 변동성을 GARCH, EGARCH모형을 이용해 실증분석하였다. 분석결과, 주택매매시장은 EGARCH모형이 적합하며 비대칭성이 있지만 레버리지 효과는 없는 것으로 나타났고 주택전세시장은 GARCH모형이 적합한 것으로 나타났다.

안지아(2010)⁷⁾는 서울시 25개구와 경기도 버블세븐지역의 2003년 6월부터 2009년 10월까지의 주택 매매, 전세가격의 변동성을 GARCH, EGARCH모형을 이용해 실증분석하였다. 분석결과, 주택매매가격은 지역별로는 차이가 존재하나 GARCH 효과가 존재하여 현재의 변동성이 장래의 변동성에 영향을 미친다고 하였다.

김종호·정재호(2011)⁸⁾는 서울시와 6대광역시 1986년 1월부터 2011년 7월까지의 아파트 매매가격지수로 GARCH, EGARCH 모형을 이용해 변동성을 실증분석하였다. 분석결과, 아파트 매매시장은 아파트가격의 상승·하락에 대한 뉴스충격에 민감하게 반응하는 높은 변동성을 나타내지만 변동성의 크기와 지속성은 지역별로 차이가 있다고 하였다. 또한 아파트 매매시장은 EGARCH 모형이 전세시장은 GARCH 모형이 적합하다고 하였다.

전해정(2013)⁹⁾은 2003년 1월부터 2013년 3월까지의 서울, 강남, 강북 아파트 매매가격과 전세가격을 GARCH, EGARCH모형을 이용해 가격 변동성 및 이전효과를 실증분석하였다. 분석결과, 강남지역에서 강북과 서울지역은

3) 서승환, "지가 불안정성의 영향 및 결정요인", 주택연구, 한국주택학회, 2001, 9(1), pp.57-74.

4) 이상경, "서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구", 국토계획, 대한국토도시계획학회, 2003, 38(7), pp.81-90.

5) 임재만, 전개논문, pp.65-84.

6) 한용석·이주형·한용호, "지역별 주택가격의 변동성에 관한 연구", 대한부동산학회지, 대한부동산학회, 2010, 28(2), pp.9-27.

7) 안지아, "주택시장가격의 동학적 관계 및 이분산효과에 관한연구", 중앙대학교 박사학위논문, 2010, pp.1-102.

8) 김종호·정재호, "GARCH, EGARCH 모형을 이용한 주택가격의 변동성에 관한 연구", 한국부동산학회, 한국부동산학회, 2011, 47, pp.367-383.

9) 전해정, "서울시 주택 가격 변동성 및 이전효과에 관한 실증분석", 지역연구, 한국지역학회, 2013, 29(4), pp.83-98.

로의 이진효과가 있다고 하였다.

Miller and Peng(2006)¹⁰⁾은 미국의 1990년부터 2002년까지의 대도시권 단독주택 가격의 변동성을 GARCH와 패널VAR모형을 이용해 분석하였다. 분석결과, 변동성은 미래의 변동성과 인과관계가 있으며 지역총생산 증가율과 주택가치 상승률도 변동성과 인과관계가 있다고 하였다.

Crawford and Frantantoni(2003)¹¹⁾은 ARIMA, GARCH 모형, 국면전환모형을 이용해 주택가격 변동성 예측효과를 실증분석하였다. 분석결과, 표본내에서는 국면전환모형이 표본외에서는 ARIMA모형이 예측성도가 좋게 나왔다고 하였다.

본 연구의 차별성은 대부분의 선행연구들이 주택매매시장 또는 전세시장의 변동성을 연구한 것과 달리 월세시장을 포함함에 있으며 공간적 범위를 서울, 경기, 인천으로 세분화하고 시간적 범위를 한국 주택시장의 구조적 변화기라 일컫는 글로벌 금융위기를 포함해 연구함에 차별성이 있다고 할 수 있다.

Ⅲ. 분석모형

본 연구에서는 주택매매, 전세, 월세가격의 변동성과 이진효과를 대칭성(symmetric)을 대표하는 GARCH모형과 비대칭성(asymmetric)을 대표하는 EGARCH모형을 이용해 실증분석을 하였다¹²⁾.

1. GARCH 모형

GARCH모형은 Engle(1982)¹³⁾의 ARCH모형을 Bollerslev(1986)¹⁴⁾가 일반화한 것이다. ARCH모형의 조건부 분산이 과거시점의 오차항의 제곱에 영향을 받는데 이 오차항을 무한대로 늘려가면서 추정할 수 없으므로 인위적으로 몇 개의 파라미터로 표현하여 일반화 시킨 것이 GARCH모형이다. 즉, GARCH모형은 ARCH모형에 조건부 분산의 시차를 추가한 것이다.

GARCH(1,1)모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_t &= a + by_{t-1} + \epsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (1)$$

본 연구에서는 평균방정식(mean equation) y_t 항의 설명변수로 AR(1)에 해당하는 y_{t-1} 을 도입했다. 조건부 분산식(conditional variance equation) σ_t^2 항은 전기의 오차제곱 ϵ_{t-1}^2 과 조건부 분산 σ_{t-1}^2 의 식으로 표현된다. 여기서 $\omega > 0$, $0 \leq \alpha < 1$, $0 \leq \beta < 1$ 이며, GARCH(1,1) 모형이 약안정성(weakly stationary)을 만족하기 위한 필요충분조건은 $\alpha + \beta < 1$ 이다. 계수 α 는 현재의 변동성 충격이 다음기의 변동성에 미치는 영향을 측정한다. 즉, 변동성 충격에 대한 스케일 파라미터의 역할을 하므로 이값이 크다는 것은 변동성이 시장의 움직임에 매우 민감하게 반응함을 의미한다. $\alpha + \beta$ 는 변동성이 얼마나 지속적인가(persistence) 또는 현재의 변동성이 미래에 어

10) Miller, N., & L. Peng., "Exploring Metropolitan Housing Price Volatility", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2006, 33, pp.5-18.

11) Gordon W. Crawford and Michael C. Frantantoni, "Assessing the Forecasting Performance of Regime-Switching, ARIMA and GARCH Models of House Prices", *Real Estate Economics*, 2003, 31(2), pp.223 - 243.

12) 이상경(2003), 김종호(2012), 전해정(2013) 참조

13) Engle, R.F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 1982, 50(4), pp.987-1007.

14) Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 1986, 31, pp.307-327.

땡게 속도로 소멸되어 갈 것인가를 측정한다. 값이 1에 가까울수록 현재의 높은 변동성이 유사한 수준에서 장래에도 지속될 가능성이 높은 것이다¹⁵⁾.

일반적인 GARCH모형은 현재수익률의 잔차항의 제곱이 미래수익률의 변동성에 영향을 미치게 되어있어 조건부변동성에 대한 충격이 양인지 음인지에 관계없이 항상 대칭적인 효과를 미친다.

2. EGARCH 모형

GARCH모형에서는 조건부분산의 값이 항상 양이 되기 위하여 파라미터에 일정한 제약을 가하였는데 이는 조건부 분산 과정을 필요이상으로 제한할 가능성이 있다. 시장 참가자들의 기대박으로 하락세에 있을 때(음의 충격의 경우) 같은 크기의 양의 충격에 비하여 변동성에 훨씬 더 큰 영향을 미치는 비대칭적 정보효과를 레버리지효과(leverage effect)라고 한다. 이러한 점들을 고려하여 Nelson(1991)은 EGARCH 모형을 사용하였고 EGARCH(1,1)의 조건부 분산식은 다음과 같다.

$$\sigma_t^2 = \exp \left[\omega_0 + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left\{ \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right\} + \gamma \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right] \quad (2)$$

EGARCH(1,1) 모형은 파라미터에 대한 제약을 완화한 것으로 $|\beta| < 1$ 이면 추정된 조건부 분산식은 안정적이 된다. 식2에서 비대칭효과(asymmetric effect)를 측정하는 파라미터는 γ 이다. 즉 $\frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} < 0$ 이면 $\alpha - \gamma$ 이고, $\frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} > 0$

이면 $\alpha + \gamma$ 가 되어 EGARCH(1,1) 모형에서의 변동성은 뉴스충격에 비대칭적으로 반응하게 된다. 주락시장처럼 가격 상승 뉴스 충격에 변동성이 더 크게 반응한다면 γ 값은 양(+)의 값을 가지게 된다. γ 값이 음(-)이면 레버리지 효과가 존재하는 것이고 $\gamma \neq 0$ 이면 충격이 비대칭적이다.

본 연구에서는 Nelson(1991)¹⁶⁾이 사용한 식2 대신 통계 프로그램인 Eviews 5.0에서 제시한 수정된 조건부 분산식을 도입한다. 그 결과 추정되는 EGARCH(1,1)모형은 식3과 같게 된다.

$$y_t = a + by_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \exp \left[\omega_0 + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right]$$

단, $\omega = \omega_0 - \alpha \sqrt{\frac{2}{\pi}}$

IV. 실증분석

1. 자료설명

본 연구는 주택 매매, 전세, 월세가격의 변동성과 이전효과를 GARCH, EGARCH 모형을 이용해 실증분석하고자 한다. 공간적 범위는 서울, 경기, 인천으로 시간적 범위는 2003년 6월¹⁷⁾부터 2014년 11월까지의 월별 자료로 총 138개의 시간적 단위로 구성되었다. 내용적 범위는 주택 중 아파트로 설정하였다. 주택 매매, 전세가격은 국민은행에서 발표한 아파트 매매가격지수, 아파트 전세가격지수를 사용하였고 주택 월세가격은 부동산 114 Reps의 아파트 월세

15) 김명직·장국현, 금융시계열분석, 경문사, 2002, pp.220-221.

16) Daniel B. Nelson, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 1991, 59(2), pp.347-370

17) 분석시점을 2003년 6월부터 공간적 범위를 서울, 경기, 인천으로 설정한 이유는 부동산 114에서 월세가격지수의 구득이 해당지역과 해당기간부터 가능했기 때문이다. 한국감정원에서는 월세가격지수를 2010년 6월부터 제공하고 있으나 짧은 시계열의 길이로 인해 자료 사용이 불가하여 부동산 114의 자료를 이용하였다.

가격지수를 사용하였다.

〈표 1〉 변수설명

변수명	변수설명	출처	기간
주택매매가격	아파트 매매가격지수	국민은행	2003.6 - 2014.11
주택전세가격	아파트 전세가격지수	국민은행	
주택월세가격	아파트 월세가격지수	부동산114 Reps	

〈표 2〉 기초통계량

통계량		서울	경기도	인천
매 매	평균	95.965	96.133	97.916
	표준편차	12.710	11.876	10.597
	왜도	-0.865	-0.872	-0.371
	첨도	2.121	2.067	1.644
	Jarque-Bera	21.654***	22.504***	13.748***
전 세	확률	0.000	0.000	0.001
	평균	81.294	80.528	86.877
	표준편차	15.351	16.194	11.813
	왜도	0.536	0.531	0.549
	첨도	2.020	2.055	2.279
월 세	Jarque-Bera	12.146**	11.628**	9.915**
	확률	0.002	0.003	0.007
	평균	102.063	103.435	101.120
	표준편차	10.647	9.546	6.917
	왜도	-0.133	-0.056	-0.333
월 세	첨도	1.434	1.523	1.429
	Jarque-Bera	14.503	12.613	16.738
	확률	0.001***	0.002**	0.000***
	표본크기	138	138	138

주: $p<0.001$ ***, $p<0.01$ **, $p<0.05$ *

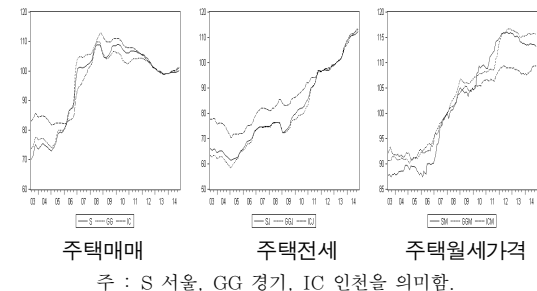
변수의 기초통계량인 표2를 살펴보면 인천 주택매매가격의 평균이 97.916으로 가장 높게 나타났고 다음으로 경기도 96.133, 서울 95.965 순이고 표준편차는 서울이 가장 크게 나타났다.

주택전세가격의 경우 인천지역의 평균이 86.877로 가장 높게 나타났고 다음으로 서울

81.294, 경기도 80.528의 순이고 표준편차는 경기도가 가장 높게 나타났다. 한편 주택 월세가격의 경우 경기도가 평균 103.435로 가장 높게 나타났고 다음으로 서울 102.063, 인천 101.120의 순이고 표준편차는 서울이 가장 크게 나타났다.

Jarque-Bera통계량의 경우 모든 지역에서 매매, 전세, 월세가격 모두 5%의 유의수준에서 정규분포 한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 보아, 주택 가격변동성에 대해 GARCH모형 계열을 이용한 분석이 적절함을 알 수 있다. 본 연구에서는 로그변환을 이용하여 분산을 안정화하는 방법으로 사용하였다.

〈그림 1〉 주택가격 변동추이



2. 단위근 검정

시계열 분석하기 전에 변수의 정상성(stationary) 여부를 검정하기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller)단위근 검정을 실시한 결과 〈표3〉과 같다. 불안정한 시계열 자료로 분석을 할 경우 경제적인 의미가 존재하지 않은 가성회귀현상(suprious regression)이 발생될 수 있기 때문에 모든 시계열 자료들의 안정성을 판단하는 단위근 검정이 필요하다. 단위근 검정결과를 살펴보면, 원시계열에서 모든 변수들이 단위근을 가지는 것으로 나타나 1차 차분(difference)한 결과 서울, 경기도, 인천지역 모두에서 t 값이 5%의 유의수준에서 시계열자료가

안정적인 것을 확인할 수 있다.

〈표 3〉 단위근 검정 결과

수준변수		서울		경기도		인천	
		상수항	상수항 + 추세항	상수항	상수항 + 추세항	상수항	상수항 + 추세항
매 매	t-value	-2.01	-0.77	-1.82	-1.12	-1.31	-0.91
	p-value	0.27	0.96	0.37	0.92	0.62	0.95
	D-W	1.99	2.00	1.96	1.96	1.94	1.94
전 세	t-value	1.42	-2.09	1.45	-2.36	2.11	-2.28
	p-value	0.99	0.54	0.99	0.39	1.00	0.43
	D-W	1.93	1.94	1.83	2.04	1.91	1.92
월 세	t-value	-0.91	-0.27	-0.65	-1.74	-0.48	-1.16
	p-value	0.78	0.99	0.85	0.72	0.88	0.91
	D-W	1.67	1.67	2.16	2.19	2.02	2.03
1차 차분변수		상수항	상수항 + 추세항	상수항	상수항 + 추세항	상수항	상수항 + 추세항
매 매	t-value	-5.52***	-5.95***	-5.46***	-5.67***	-4.45***	-4.54**
	p-value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	D-W	1.98	2.00	1.96	1.96	1.94	1.95
전 세	t-value	-5.58***	-6.03***	-3.24*	-6.39***	-5.53***	-6.46***
	p-value	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00
	D-W	1.92	1.93	2.03	1.83	1.90	1.923
월 세	t-value	-9.81***	-9.82***	-5.78***	-5.77***	-8.86***	-8.83***
	p-value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	D-W	2.03	2.03	2.15	2.15	2.02	2.02

주: p(0.001***, p(0.01**, p(0.05*

3. 모형 추정결과

1) GARCH 모형에 의한 주택가격 변동성 분석

주택매매가격에 대한 GARCH(1,1)모형 추정 결과 표 4와 같이 나타났다. 결과를 살펴보면 b값은 모든 지역에서 1%의 유의수준으로 유의한 값을 보이므로, 각 단계별 수익률은 전기의 수익률에 영향을 받은 것으로 알 수 있다. ARCH 효과를 나타내는 a값은 모든 지역에서 통계적 유의성이 있는 것으로 나타났으며 인천이 0.96으로 가장 값이 커 전기 시장충격이 현재 변동성에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

GARCH 효과를 의미하는 β 값을 보면 서울과 경기도의 가격 변동성 효과가 유의한 것으로 나타났다. 즉, 과거의 변동성이 현재의 변동성을 설명할 수 있음을 보여주는 것이며, 충격에 대한 지속성을 보았을 때, 세 지역 모두 조건부 분산식에서 지속 모수인 $\alpha + \beta$ 값이 1보다 큰 값을 가진 것으로 나타나, 추정된 조건부 분산식이 안정적이지 않은 것으로 나타났다.

〈표 4〉 GARCH에 의한 주택매매가격 변동성 분석결과

통계량	서울	경기도	인천
a	-0.0006(-0.4042)	0.0004(0.2548)	-0.0017(-1.4046)
b	0.8118(13.9083)***	0.8017(13.4104)***	0.7895(18.4748)***
ω	0.0000(2.1000)*	0.0000(1.4559)	0.0000(3.2561)**
α	0.2246(7.5149)***	0.2831(5.6634)***	0.9650(5.1201)***
β	0.7828(46.6217)***	0.7494(31.7611)***	0.0584(0.7864)
$\alpha + \beta$	1.0074	1.0325	1.0234
R^2	0.5287	0.5347	0.6649
D.W	1.6635	1.6837	1.4225
Log L	558.7951	565.4759	605.2365
AIC	-8.1440	-8.2423	-8.8270
SBC	-8.0370	-8.1352	-8.7199

주: 1. p(0.001***, p(0.01**, p(0.05*
2. ()는 z통계량을 나타냄.

주택전세가격의 GARCH(1,1)모형 추정 결과, b값은 모든 지역에서 1%의 유의수준으로 유의한 값을 보이므로, 각 지역의 주택전세가격은 전기 전세가격의 영향을 받은 것으로 알 수 있다.

a값은 서울, 경기에서 유의한 것으로 나타났다. 서울이 0.32, 경기 0.16으로 서울이 전기의 전세가격 충격이 현재의 전세가격 변동성에 경기도에 비해 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. β 값을 보면 각 지역 전세가격 변동성의 효과도 역시 유의한 것으로 나타났다. 즉, 과거의 변동성이 현재의 변동성을 설명할 수 있음을 보여주는 것이며, 또한 충격에 대한 지속성을 보았을 때, 경기도와 인천의 경우 지속 모수인 $\alpha + \beta$ 값이 1에 근접한 것으로 나타나 변동성의 영향력이 오

〈표 5〉 GARCH에 의한 주택전세가격 변동성 분석결과

통계량	서울	경기도	인천
a	0.0040(2.2894)**	0.0047(1.9781)*	0.0035(3.3562)***
b	0.7839(11.6296)***	0.7793(11.9392)***	0.7137(13.7999)***
ω	0.0000(1.2622)	0.0000(1.9431)	0.0000(-0.3388)
α	0.3202(4.9665)***	0.1682(2.4220)*	-0.0380(-1.5599)
β	0.7102(22.2007)***	0.7491(13.6593)***	1.0368(34.3864)***
$\alpha+\beta$	1.0304	0.9172	0.9988
R^2	0.5444	0.5750	0.5483
D.W	1.6025	1.4348	1.4964
Log L	541.5608	524.9226	571.4259
AIC	-7.8724	-7.6459	-8.3298
SBC	-7.7439	-7.5388	-8.2227

주: 1. $p<0.001$ ***, $p<0.01$ **, $p<0.05$ *

2. ()는 z통계량을 나타냄.

래 지속됨을 알 수 있다. 하지만 서울지역에서 지속 모수값이 1보다 큰 값을 가진 것으로 나타나, 추정된 조건부 분산식이 안정적이지 않은 것으로 나타났다. 지역별로 차이는 존재하나 현재의 전세가격의 상승이 당분간 지속될 것으로 판단된다.

〈표 6〉 GARCH에 의한 주택월세가격 변동성 분석결과

통계량	서울	경기도	인천
a	0.0013(1.8862)	0.0016(3.4573)***	0.0012(2.7445)**
b	0.2523(2.8234)**	0.5743(7.9796)***	0.3156(3.1107)**
ω	0.0000(0.4654)	0.0000(1.8305)	0.0000(1.4408)
α	0.1207(3.6399)***	0.2563(2.0462)*	0.1484(1.3390)
β	0.8530(15.0527)***	0.5076(2.4679)*	0.6032(2.3722)*
$\alpha+\beta$	0.9737	0.7639	0.7516
R^2	0.0051	0.3442	0.0689
D.W	2.2449	2.1148	2.1140
Log L	521.5700	624.1811	582.7231
AIC	-7.5966	-9.1056	-8.4959
SBC	-7.4895	-8.9985	-8.3888

주: 1. $p<0.001$ ***, $p<0.01$ **, $p<0.05$ *

2. ()는 z통계량을 나타냄.

주택월세가격에 대한 GARCH(1,1)모형 추정 결과, b값은 모든 지역에서 1%의 유의수준으로 유의한 값을 보이므로, 각 지역의 월세가격

은 전기 월세가격의 영향을 받은 것으로 알 수 있다. a값은 서울, 경기에서 유의한 것으로 나타났다. 서울이 0.12, 경기 0.25로 경기도가 전기의 월세가격 충격이 현재의 월세가격 변동성에 서울에 비해 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. β 값을 보면 각 지역 월세가격 변동성의 효과도 역시 유의한 것으로 나타났다. 과거의 변동성이 현재의 변동성을 설명할 수 있음을 알 수가 있으며 충격에 대한 지속성을 보았을 때, 지속 모수인 $\alpha+\beta$ 값이 세 지역 모두 1에 근접한 것으로 나타나 변동성의 영향력이 오래 지속됨을 알 수 있다. 이로서 현재의 월세가격의 상승이 당분간 지속될 가능성이 높다는 것을 알 수가 있다.

2) EGARCH 모형에 의한 주택 가격의 변동성 분석

변동성의 비대칭적 반응을 파악하기 위해 주택매매가격에 대해 EGARCH(1,1)모형 추정 결과 아래 〈표 7〉과 같이 나타났다. 추정결과를 보면 세 지역에서 γ 값이 모든 지역에서 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나 레버리지 효과는 존재하지 않았으며 유의수준 1%에서 충격에 대한 비대칭효과를 가진다는 결과를 나타나 예상치 못한 주택거래가격 상승이 동일한 크기

〈표 7〉 EGARCH에 의한 주택매매가격 변동성 분석결과

통계량	서울	경기도	인천
a	0.0006(0.3514)	0.0002(0.1033)	-0.0002(-0.2369)
b	0.8238(16.3059)***	0.8894(29.6798)***	0.7980(16.7718)***
ω	-0.6951(-4.1009)***	-0.4329(-2.3563)*	-4.9909(-3.0642)**
α	0.1550(2.2384)*	-0.0085(-0.0789)	0.7286(4.2764)***
β	0.9507(55.7037)***	0.9660(58.0575)***	0.6289(4.6350)***
γ	0.2836(4.9406)***	0.3658(4.1324)***	0.5106(4.2786)***
R^2	0.5291	0.5162	0.6716
D.W	1.6843	1.7622	1.4629
Log L	564.0715	572.3400	612.4361
AIC	-8.2069	-8.3285	-8.9182
SBC	-8.0784	-8.2000	-8.7897

주: 1. $p<0.001$ ***, $p<0.01$ **, $p<0.05$ *

2. ()는 z통계량을 나타냄.

〈표 8〉 EGARCH에 의한 주택전세가격 변동성 분석결과

통계량	서울	경기도	인천
a	0.0025(2.2011)*	0.0035(3.1682)**	0.0031(2.4599)*
b	0.6664(10.1168)***	0.6339(12.1885)***	0.7204(12.0204)***
ω	-4.0418(-2.6256)**	-14.9422(-6.9033)***	-8.2123(-1.5007)
α	0.8398(4.9389)***	0.8617(3.4319)***	0.3542(1.5615)
β	0.6821(4.8668)***	-0.3411(-1.6121)	0.2867(0.5956)
γ	0.0643(2.3561)*	0.0535(2.214)*	0.0343(0.2587)
R^2	0.5370	0.5593	0.5495
D.W	1.4193	1.2280	1.5090
Log L	548.3242	530.7062	564.2397
AIC	-7.8906	-7.7163	-8.2094
SBC	-7.7835	-7.5878	-8.0809

주: 1. $p<0.001$ ***, $p<0.01$ **, $p<0.05$ *

2. ()는 z통계량을 나타냄.

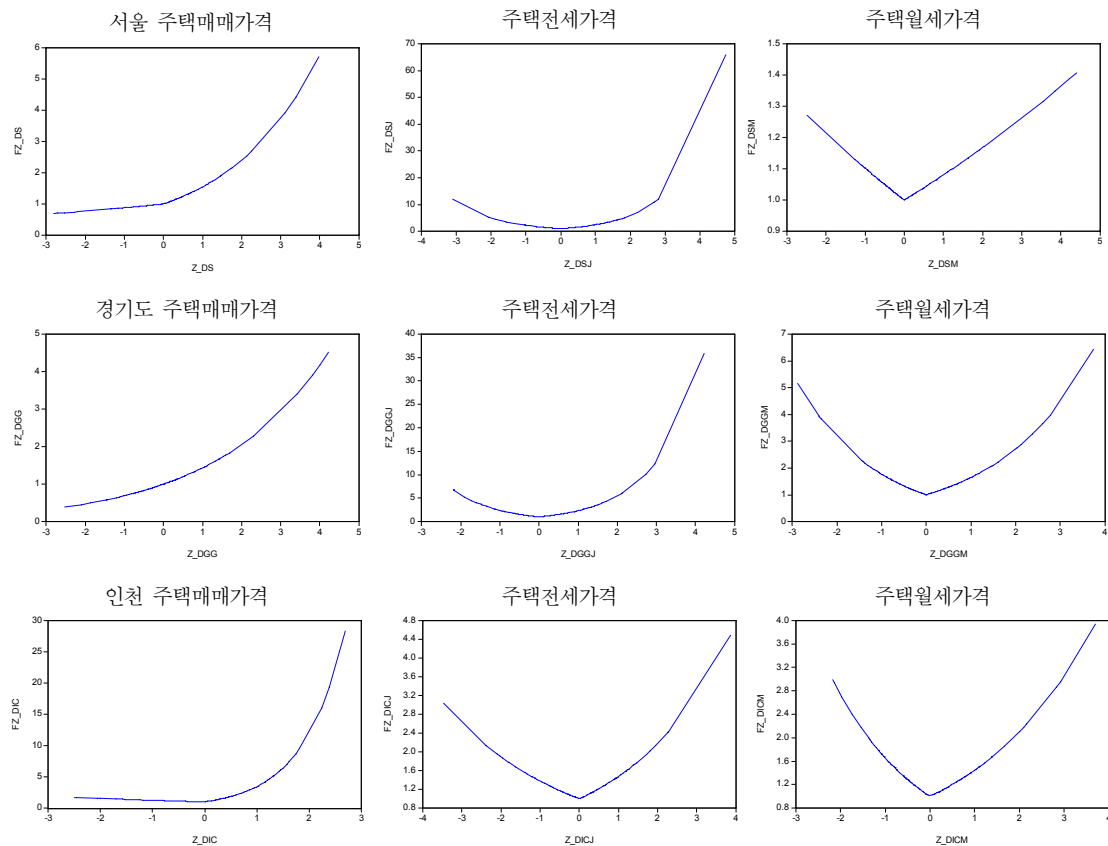
〈표 9〉 EGARCH에 의한 주택월세가격 변동성 분석결과

통계량	서울	경기도	인천
a	0.0018(1.9943)*	0.0014(2.5786)**	0.0011(2.4853)*
b	0.1522(1.3858)	0.6080(7.0262)***	0.3369(3.4074)***
ω	-10.3318(-1.2939)	-3.0815(-2.0106)*	-3.6342(-1.6780)
α	0.0872(0.5191)	0.5348(3.1463)**	0.4378(1.7002)
β	0.0101(0.0132)	0.7770(6.3391)***	0.7122(4.0694)***
γ	0.0099(0.0657)	0.0367(0.3227)	0.0665(0.6209)
R^2	0.0209	0.3423	0.0657
D.W	2.0369	2.1848	2.1541
Log L	511.0636	625.2535	582.9839
AIC	-7.4274	-9.1067	-8.4851
SBC	-7.2989	-8.9782	-8.3566

주: 1. $p<0.001$ ***, $p<0.01$ **, $p<0.05$ *

2. ()는 z통계량을 나타냄.

〈그림 2〉 충격반응곡선



의 가격 하락보다 변동성을 더욱 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 β 값은 모든 지역에서 1보다 작은 것으로 나타났고 유의하여 추정된 조건부 분산식이 안정적인 것으로 나타났다.

주택전세가격에 대한 EGARCH(1,1)모형 추정 결과, 서울과 경기도에서는 γ 값이 유의한 것으로 나타나 주택전세가격은 충격에 대한 비대칭효과가 존재하나 레버리지 효과는 없는 것으로 나타났다. β 값은 모든 지역에서 1보다 작은 것으로 나타나 추정된 조건부 분산식이 안정적인 것으로 나타났지만 서울만 유의한 것으로 나타났다.

한편, 주택월세가격에 대한 EGARCH(1,1)모형 추정 결과, 세 지역 모두 γ 값이 유의하지 않은 것으로 나타나 주택월세가격은 충격에 대한 비대칭효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

β 값은 모든 지역에서 1보다 작은 것으로 나타나 추정된 조건부 분산식이 안정적인 것으로 나타났지만 서울지역은 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈그림 2〉는 추정한 모형에 대한 뉴스 충격 반응곡선을 보여주고 있다. 그림에서 종축은 조건부 분산인 σ^2 를 의미하며, 횡축은 잔차항을 의미한다. 우선 주택매매가격을 보면 모든 지역에서 충격반응곡선은 정(+)의 변동성 효과가 음(-)의 변동성 효과보다 상대적으로 크게 추정되었다. 이는 호재일 때 악재의 경우보다 더 민감하게 반응하고 있는 것을 알 수 있다. 전세가격을 보면 역시 정(+)의 변동성 효과가 상대적으로 크게 추정된 것을 알 수 있다. 특히 서울과 경기도는 그 효과가 크게 나타난 반면 인천지역은 기타 지역보다 음(-)의 변동성 효과가 크게 나타난 것을 알 수 있다. 마지막으로 월세가격을 확인한 결과 정(+)의 변동성 효과가 더 크게 추정된 것을 알 수 있으나 대체적으로 좌우대칭에 가까운 형태를 확인할 수 있다.

GARCH와 EGARCH 중 더욱 적합한 모형을

선택하여 가격 변동성의 이진효과를 분석하기 위해 AIC(Akaike Information Criterion) 통계량과 SBC(Schwarz's Bayesian Criterion) 통계량을 비교하는 방법으로 이중 적합한 모형을 선택하였다.

$$\begin{aligned} AIC &= n \ln(\hat{\sigma}^2) + 2(p+q) \\ SBC &= n \ln(\hat{\sigma}^2) + \ln(n)(p+q) \end{aligned} \quad (4)$$

주택매매가격모형은 모든 지역에서 EGARCH(1,1)모형이 적합한 것으로 나타났다. 전세가격 모형은 서울과 경기도는 EGARCH(1,1)모형이 인천은 GARCH(1,1)모형이 적합한 것으로 나타났으나 종합적으로 EGARCH(1,1)모형이 적합하다고 판단하였다. 월세가격모형에서는 서울과 인천지역의 경우 GARCH(1,1)모형이 적합한 모형으로 나타난 반면 경기도의 경우 SBC값은 GARCH(1,1)모형이 가장 낮았고 AIC값은 EGARCH(1,1)모형이 가장 낮은 것으로 나타났다. 하지만 EGARCH(1,1) 모형결과에서 충격에 대한 비대칭효과가 유의하지 않은 것으로 나타나 종합적으로 판단할 때 경기도 역시 GARCH(1,1)모형이 적합한 것으로 판단된다. 대부분의 선행연구는 투자재로서 주택매매시장은 비대칭성의 EGARCH 모형이 소비재로서 주택전세시장은 대칭성의 GARCH모형이 적합하게 나타난 것과 달리 본 연구는 전세시장의 경우는 EGARCH모형이 더 적합하게 나타났다. 이는 최근의 전세가격의 급등에 기인하는 것으로 판단된다.

4. 주택가격 변동성 이진효과 분석

1) 분석모형

EGARCH(1,1) 모형¹⁸⁾을 이용하여 서울에서 다른지역으로 주택매매, 전세가격 변동성의 이진효과를 분석하기 위해 본 연구에서는 아래와 같은 모형을 설정하였다.

18) 월세가격모형은 GARCH모형이 더 적합한 것으로 나타나 변동성 이진효과 분석에서는 제외하였다.

$$y_{1,t} = \beta_{1,1} + \beta_{1,2}y_{1,t-1} + \sigma_1\xi_t, \quad \xi_t \sim N(0,1)$$

$$y_{2,t} = \beta_{2,1} + \beta_{2,2}y_{2,t-1} + \beta_{2,3}y_{1,t-1} + \sigma_2\xi_t, \\ \xi_t \sim N(0,1)$$

$$\sigma_{1,t}^2 = \exp \left[\alpha_{1,1} + \alpha_{1,2} \log \sigma_{1,t-1}^2 + \alpha_{1,3} \left| \frac{\xi_{1,t-1}}{\sigma_{1,t-1}} \right| + \alpha_{1,4} \frac{\xi_{1,t-1}}{\sigma_{1,t-1}} \right]$$

$$\sigma_{2,t}^2 = \exp \left[\alpha_{2,1} + \alpha_{2,2} \log \sigma_{2,t-1}^2 + \alpha_{2,3} \left| \frac{\xi_{2,t-1}}{\sigma_{2,t-1}} \right| + \alpha_{1,4} \frac{\xi_{2,t-1}}{\sigma_{2,t-1}} + \alpha_{2,5} \log \sigma_{1,t-1}^2 \right] \quad (5)$$

각 변수 및 계수의 첨자 앞부분은 해당 도시를 구분한 것으로 주택가격 이전효과와 경우 첨자가 1이면 서울지역, 2일 경우 경기도나 인천지역이 된다. 즉, 앞서 각각의 EGARCH 모형에서 구한 잔차의 제곱을 모형에 추가하여 이들 가격 변동성에서 관찰된 가장 최근의 변동성을 충격으로 해석할 수 있고, 변동성 이전효과를 나타내는 외생변수 역할을 한다.

2) 추정결과

우선 주택매매가격모형에서 서울지역으로부터 경기도의 일방적인 이전효과를 가정했기 때문에 먼저 서울지역 모형을 추정하고 추정된 조건부 변동성을 자료로 경기도의 모형을 추정하였다.

〈표 10〉은 EGARCH(1,1)모형 추정 결과를 종합한 것이다. 분산식에서 AR(1)계수의 의미를 가지는 $\alpha_{2,1}$ 의 계수값이 1%의 수준에서 유의하며 조건부 분산은 안정적이라 볼 수 있다. 서울지역으로부터 경기도의 가격 이전효과를 설명하는 $\beta_{2,3}$ 의 경우 1%의 수준에서 통계적으로 유의하며 변동성 이전효과를 설명하는 $\alpha_{2,5}$ 의 값도 역시 1%수준에서 유의한 것으로 나타났

다. 즉, 서울 주택가격이 1% 상승하면 경기도는 0.3% 상승하는 것을 의미한다. 계수값을 보면 서울지역으로의 변동성 이전효과가 0.3338, 전기 변동성의 영향을 설명하는 $\alpha_{2,2}$ 의 값 0.3800보다 약간 낮은 것으로 나타나고 있다. 이는 경기도의 주택거래가격 변동성은 전월 변동성에 영향을 받으면서도 서울지역의 전기 변동성에 대한 영향을 동시에 받고 있다는 것을 알 수 있다.

〈표 10〉 주택매매가격 변동성 이전효과 분석결과

통계량	서울→경기도	서울→인천
$\beta_{2,1}$	0.0002(0.3994)	-0.0003(-2.0337)*
$\beta_{2,3}$	0.3039(3.3436)***	0.0063(0.6446)
$\beta_{2,2}$	0.5507(8.9771)***	0.7971(86.8821)***
$\alpha_{2,1}$	-6.7606(-7.0265)***	-0.4890(-0.0099)
$\alpha_{2,3}$	0.5263(2.8842)**	0.3692(0.0091)
$\alpha_{2,4}$	0.2377(2.0837)*	0.0029(-0.0011)
$\alpha_{2,2}$	0.3800(4.3151)***	-0.0128(-0.0124)
$\alpha_{2,5}$	0.3338(6.8496)***	1.0023(1.3349)
R^2	0.5694	0.6748
D.W	1.6884	1.4753
Log L	600.7459	705.0950
AIC	-8.7814	-10.3273
SBC	-8.6093	-10.1552

주: $p<0.001$ ***, $p<0.01$ **, $p<0.05$ *

유입된 정보에 따른 변동성의 비대칭효과를 설명하는 $\alpha_{2,4}$ 값이 0.2377로 양(+)의 값을 가지면서 유의한 것으로 나타나 예상치 못한 주택가격 상승충격(good news)이 동일한 주택가격 하락충격(bad news)보다 변동성이 크다는 것을 확인하였다. 반면 서울지역으로부터 인천 지역으로의 이전효과를 보면, $\beta_{2,1}$ 과 $\beta_{2,2}$ 를 제외한 모든 변수는 유의하지 않은 것으로 나타나 서울에서의 변동성 이전효과가 인천에 영향을 미치지 않은 것을 알 수 있다.

서울지역으로부터 타 지역의 전세가격 이전효과를 분석한 결과 〈표 11〉과 같다. 서울지역으로부터 경기도의 이전효과 분석 결과를 보면 분

〈표 11〉 주택전세가격 변동성 이전효과 분석결과

통계량	서울→경기도	서울→인천
$\beta_{2,1}$	0.0012(3.5412)***	0.0018(2.3273)*
$\beta_{2,3}$	0.5226(6.8965)***	0.4158(4.6697)***
$\beta_{2,2}$	0.2238(2.5599)*	0.6127(8.9363)***
$\alpha_{2,1}$	-3.7943(-2.4029)*	-2.4301(-1.6680)
$\alpha_{2,3}$	0.8090(3.2405)**	0.2629(1.5265)
$\alpha_{2,4}$	0.2131(1.2729)	0.1458(2.4588)*
$\alpha_{2,2}$	0.2515(1.8862)	0.6329(4.6389)***
$\alpha_{2,5}$	0.4314(8.9041)***	0.1593(4.1973)***
R^2	0.5808	0.6314
D.W	1.1785	1.8759
Log L	576.5293	585.9123
AIC	-8.4227	-8.5617
SBC	-8.2505	-8.3895

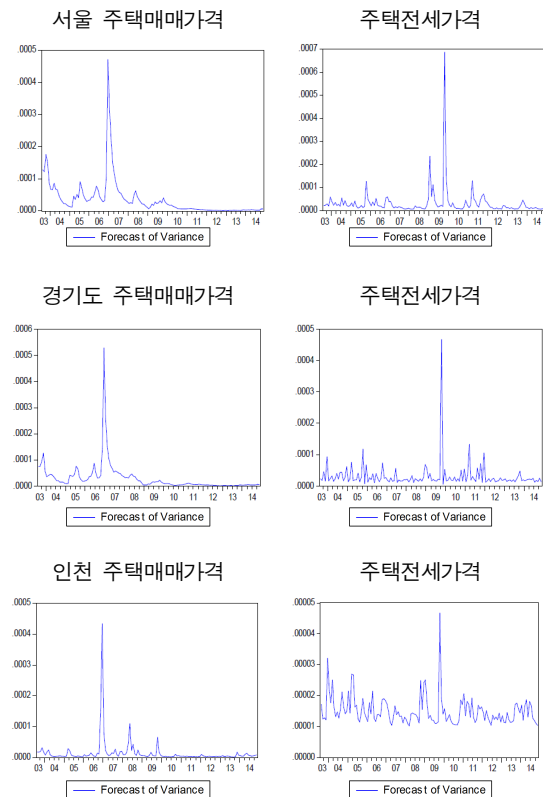
주: $p<0.001$ ***, $p<0.01$ **, $p<0.05$ *

산식에서 AR(1)계수의 의미를 가지는 $\alpha_{2,1}$ 의 계수값이 5%의 수준에서 유의하고 조건부 분산이 안정적인 것으로 나타났다. 서울지역으로부터 경기도의 가격 이전효과를 설명하는 $\beta_{2,3}$ 의 경우 1%의 수준에서 통계적으로 유의하며 변동성 이전효과를 설명하는 $\alpha_{2,5}$ 의 값도 역시 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 서울의 전세가격이 1% 상승하면 경기도의 전세가격은 0.52% 상승한다. 경기도의 주택전세가격 변동성은 서울지역의 전기 변동성에 대한 영향을 받고 있다는 것을 알 수 있다. 서울지역으로부터 인천지역의 가격 이전효과를 설명하는 $\beta_{2,3}$ 의 경우 1%의 수준에서 통계적으로 유의하며 변동성 이전효과를 설명하는 $\alpha_{2,5}$ 의 값도 역시 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 서울의 전세가격이 1% 상승하면 인천의 전세가격은 0.41% 상승한다. 인천지역의 주택전세가격 변동성은 서울지역의 전기 변동성에 대한 영향을 받고 있다는 것을 알 수 있다. 계수값을 보면 서울지역으로의 변동성 이전효과가 0.1593, 전기 변동성의 영향을 설명하는 $\alpha_{2,2}$ 의 값 0.6329보다 낮은 것으로 나타나고 있다. 이는 인천지역의 주택전세가격 변동성은 전월 변동성에 영향을 크게

받은 반면 서울지역의 전기 변동성에 대한 영향은 상대적으로 작다는 것을 알 수 있다. $\alpha_{2,4}$ 값이 0.1458로 양(+)의 값을 가지면서 유의한 것으로 나타나 예상치 못한 주택전세가격 상승 충격이 동일한 주택전세가격 하락충격보다 변동성이 크다는 것을 확인하였다.

〈그림 3〉은 세 지역의 추정결과에서 도출된 조건부 분산을 나타낸 것이다. 우선 주택매매가격을 살펴보면 글로벌금융위기 이전인 2006-2007년에 서울, 경기도, 인천지역 모두 주택매매가격 변동성이 높게 나타나고 있다. 주택전세가격을 보면 2009년 말에서 2011년 초 사이 변동성이 높게 나타났지만 인천의 경우 서울과 경기도보다 전반적으로 변동성이 높은 것을 확인할 수 있다.

〈그림 3〉 조건부분산



V. 결 론

본 연구는 주택 매매, 전세, 월세가격의 변동성과 이진효과를 GARCH, EGARCH 모형을 이용해 실증분석하였다. 자료구득의 가능성을 고려하여 공간적 범위는 서울, 경기, 인천으로 시간적 범위는 2003년 6월부터 2014년 11월까지의 월별 자료를 이용해 실증분석하였다.

주택매매, 전세가격 모형에서는 EGARCH(1,1) 모형이 GARCH(1,1) 모형보다 적합한 것으로 나타났고 주택월세가격모형에서는 GARCH(1,1) 모형이 적합한 모형인 것으로 나타났다. 대부분의 선행연구에서는 전세가격이 GARCH 모형이 적합하게 나타난 것과 달리 EGARCH 모형이 적합하게 나타난 것은 최근의 전세가격의 상승에 기인하는 것으로 판단된다. 또한 전세가격과 월세가격의 변동성의 영향력이 지속되는 것으로 보아 전세가격과 월세가격의 상승이 당분간 지속될 것으로 판단된다.

서울의 매매가격으로부터 변동성의 이진효과를 분석한 결과, 경기도의 주택거래가격 변동성은 전월 변동성에 영향을 받으면서도 서울지역의 전기 변동성에 대한 영향을 동시에 받으며 예상치 못한 주택가격 상승충격이 동일한 주택가격 하락충격보다 변동성이 크다는 것을 확인

하였다. 서울 주택매매가격이 1% 상승하면 경기도는 0.3% 상승하는 것으로 나타났다.

경기도와 인천의 주택전세가격 변동성은 서울지역의 전기 변동성에 대한 영향을 받고 있다는 것을 알 수 있다. 서울의 전세가격이 1% 상승하면 경기도의 전세가격은 0.52%, 인천은 0.41% 상승한다. 또한 인천은 예상치 못한 주택전세가격 상승충격이 동일한 주택전세가격 하락충격보다 변동성이 크다는 것을 확인하였다.

본 연구결과에 따르는 정책적 시사점은 글로벌 금융위기 이후 주택매매가격은 전반적으로 하향안정세를 유지하는 반면 전세가격과 월세가격이 상승이 지속될 수 있는 가능성이 큰 바 정부당국자는 이를 숙지하고 주택임대가격을 안정화시키기 위한 다양한 지원정책을 수립 집행해 중산층 서민층의 주거안정에 힘써야 할 필요성이 있다. 특히 전세시장의 경우 비대칭성이 존재하느냐 지속적인 가격모니터링을 해 전세시장 안정화에 만전을 기해야 한다.

본 연구는 자료구득의 한계로 인해 공간적 범위를 서울, 인천, 경기도로 제한하였으나 공간적 범위를 확장하는 것과 분석가능한 길이의 시계열자료가 확보 가능시 한국감정원의 월세가격지수를 이용하는 것은 추후 연구과제로 남긴다.

參考文獻

- 김명직·장국현, 금융시계열분석, 경문사, 2002
- 김종호·정재호, "GARCH, EGARCH 모형을 이용한 주택가격의 변동성에 관한 연구", 한국부동산학회, 한국부동산학보, 2011, 47
- 신현철, "주택시장의 정책변화가 주택가격변동에 미치는 영향분석", 전북대학교 박사학위논문, 2014.
- 서승환, "지가 불안정성의 영향 및 결정요인", 주택연구, 한국주택학회, 2001, 9(1).
- 성주환·윤영식, "GARCH(1,1) 모형을 이용한 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형에 대한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 57.
- 이상경, "서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이진효과 연구", 국토계획, 대한국토도시계획학회, 2003, 38(7).
- 이진성·이차현, "주택가격 변동률을 중심으로 한 불안정 주택시장 주택가격지수 결정요인 분석", 부동산학보, 한

- 국부동산학회, 2014, 59.
- 임재만, "주택매매가격의 변동성에 관한 연구", 주택연구, 한국주택학회, 2006, 14(2).
- 안지아, "주택시장가격의 동학적 관계 및 이분산효과에 관한연구", 중앙대학교 박사학위논문, 2010.
- 전해정, "서울시 주택 가격 변동성 및 이전효과에 관한 실증분석", 지역연구, 한국지역학회, 2013, 29(4).
- 전해정, "글로벌 금융위기 전·후로 거시경제변수와 부동산시장 간의 관계에 대한 연구-동적패널분석을 이용하여", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 58.
- 전해정, "패널공적분을 이용한 거시경제변수 및 주택정책이 주택매매가격에 미치는 영향에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 57.
- 정재호·유한수, "아파트가격지수와 민간소비의 동적 연관성", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 59.
- 한용석·이주형·한용호, "지역별 주택가격의 변동성에 관한 연구", 대한부동산학회지, 대한부동산학회, 2010, 28(2).
- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 1986, 31.
- Daniel B. Nelson, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 1991, 59(2).
- Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 1982, 50(4).
- Gordon W. Crawford and Michael C. Fratantoni, "Assessing the Forecasting Performance of Regime-Switching, ARIMA and GARCH Models of House Prices", *Real Estate Economics*, 2003, 31(2).
- Miller, N., & L. Peng., "Exploring Metropolitan Housing Price Volatility", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2006, 33.
- Nelson, D. B., "Conditional Heteroscedasticity in Asset Return: a New Approach", *Econometrica*, 1991, 59.
- 국민은행 www.kbstar.com
- 부동산114 Reps www.r114.com