

수도권 주택 및 토지시장 간 가격과 거래량의 방향성과 변동성에 관한 연구

권현진* · 유정석**

The Causality and Volatility between Price Change and Trading Volume in the Metropolitan Housing and Land Market

Hyun Jin Kwon* · Jung Suk Yu**

요약 : 본 연구는 동일지역 내 주택과 토지시장 간 가격과 거래량의 관계를 파악하고자 VAR 모형과 GARCH 모형을 이용하여 수도권을 대상으로 분석하였다. 서울, 인천, 경기의 2006년 1월부터 2012년 11월 까지 월별 주택 매매가격지수와 매매 거래량 및 지가 지수와 토지 거래량의 시계열 자료를 사용하여 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 수도권의 주택과 토지시장은 일방향 또는 양방향의 인과관계가 존재하였다. 둘째, 시차 분석 결과 모든 시장에서 거래량이 가격을 선행하였다. 셋째, 충격반응 분석 결과, 토지 가격보다 주택가격이, 개별 시장보다는 부동산시장의 가격 변동폭이 컸다. 넷째, 분산분해분석 결과, 가격변화는 장·단기 큰 변동이 없는 정적 구조 형태를 보여주었다. 마지막으로 전기의 주택 거래량은 주택과 토지가격 변동성에 음(-)의 영향을 주었다. 이는 소비자가 주택 거래량의 정보를 통해 토지와 주택가격 결정을 반영함을 의미한다.

주제어 : 주택가격, 토지가격, 거래량, 벡터 자기회귀 모형, GARCH 모형

ABSTRACT : This study analyzes the housing and land markets in Metropolitan Area from Jan. 2006 to Nov. 2012, with VAR and GARCH Model on price and trading volume variables, and studies whether and how they have the causal relation, co-movement and volatility. The results are as follows. First, housing price and trading volume have Granger causality in both ways in Seoul and Gyeonggi-do. But in the case of land market in all area and housing market in Incheon, price Granger causes trading volume. Second, trading volume was found to precede price in all markets. Third, housing price shocks fluctuated more widely than land price shocks by trading volume in all areas. And also housing price shocks in Real Estate Market VAR model showed the stronger response than in Housing Market VAR model. Fourth, most of price change have a result of static structures in VAR Variance Decompositions. But trading volume variables have the dynamic system to the price change over a long period rather than price variables. Finally, when the larger housing trading volume is generated, the less volatility of price movements becomes.

Key Words : housing price, land price, trading volume, VAR, GARCH

* 단국대학교 일반대학원 도시계획 및 부동산학과 박사과정(Ph.D. Candidate, School of Urban Planning & Real Estate Studies, Dankook University)

** 단국대학교 도시계획부동산학부 조교수(Assistant Professor, School of Urban Planning & Real Estate Studies, Dankook University),
교신저자(E-mail: jsyu@dankook.ac.kr, Tel: 031-8005-3338)

I. 서론

최근 우리나라 주택시장의 화두는 '매매와 임대차 시장의 양극화'이다. 2013년 2월 전국 주택 거래량은 실거래가 신고제도 도입 이래 최저치를 기록하며 거래 절벽을 실감하였고¹⁾ 전국 주택매매 가격은 1년째 하락중이다.²⁾ 반면, 전세가격은 연일 고공 행진중이며 전세물량 역시 부족해³⁾ 월세나 반전세로 임대차 시장구조가 변하고 있는 중이다.⁴⁾ 이처럼 주택 가격과 주택 거래량 간에는 거래량의 감소가 가격 하락으로 이어지거나, 가격 상승이 거래량 증가를 이끌어내는 등 관련이 있어 상관성에 대한 연구가 지속되어 왔다(Stein, 1995; Berkovec and Goodman, 1996; Leung et al., 2002; Andrew and Meen, 2003; Ortalo-Magné and Rady, 2004; Miller and Peng, 2004; Clayton et al., 2010; Song et al., 2010).

그러나 부동산시장이라고 통칭되고 있는 토지시장과 주택시장 간의 관계에 대한 연구는 가격 중심으로는 있었으나(Neutze, 1970; Sommerville, 1996; Tse, 1998; Glaeser and Gyourko, 2003; Ooi and Lee., 2006; Kim et al., 2008), 거래량을

포함한 연구나 국내 연구는 미진하였다. 이는 국내 주택문제의 관심이 수도권 아파트에 쏠려 있어 대부분의 연구가 이를 소재로 하기 때문이다.

부동산이란 토지와 토지상 부착되어 있는 정착물이다. 한 지역의 토지시장과 주택시장은 분리된 시장이지만 서로 연관성이 존재할 것이다.⁵⁾

수요와 공급의 측면에서 토지는 주택의 원자재적 성격을 가지고 있으며(류지수 외, 2007) 토지 가격은 주택 가격의 여러 구성요인 중 토지취득비용으로 볼 수 있다. 그러므로 토지 공급의 비탄력성은 그 지역의 토지가격을 상승시키고 이는 주택 가격으로 전가된다(Evans, 1987; Peng and Weaton, 1994; Hui, 2004; Glaser and Gyourko, 2003). 이때 적응적 기대가설⁶⁾에 의하면, 주택 가격의 상승은 거래량의 증가로 이어지며 주택 수요 증가로 인해 주택 공급을 늘리기 위해 토지의 수요 역시 증가하게 된다. 즉, 순환적 연결고리로 이어지게 된다.

거래량은 두 가지 관점에서 각각 시장을 대변한다. 토지 거래량은 주택시장에서는 주택 공급의 활성화를 측정할 수 있는 도구이며(김주영, 2005) 토지시장에서 거래수요의 심리적 요인을 반영하는 변수로 볼 수 있다. 주택 거래량은 주택 가격

- 1) 국토해양부가 발표한 2013년 2월 주택 매매 거래량은 4만 7천여 건으로 전년 동월대비 14.2% 감소하였고, 2월 거래량으로는 지난 2006년 통계 집계 이후 최저 수준을 기록하였다(국토해양부 보도자료, 2013.3.15).
- 2) 한국감정원이 조사·발표한 2013년 2월 주택매매가격은 전월대비 0.17% 하락하였으며, 전세가격은 0.22% 상승한 것으로 나타났다. 매매가격은 11개월 연속 하락하였으며, 전세가격은 계절적 수요로 인해 오름폭이 확대되며 6개월 연속 상승하였다. 전국 주택의 매매가격 대비 전세가격 비율은 평균 가격 기준으로 59.6%를 기록하며 전 달보다 0.2%p 증가하였다(한국감정원 보도자료, 2013.3.3).
- 3) 국토해양부가 발표한 2013년 2월 전국 전월세 거래량은 전국 13만 6천 건으로 전년 동월대비 3.5% 증가하였고, 전월대비 29.4% 증가하였다. 전월세 거래는 2012년 9월까지의 전년 동월대비 소폭으로 2012년 10월부터 5개월 연속 증가세를 보이고 있다. 이는 주택 매수심리 위축에 다른 전월세 선호 현상 등으로 전월세 거래량이 증가한 것으로 파악된다(국토해양부 보도자료, 2013.3.22).
- 4) 최근 국내 주택시장의 주요 변화 중 하나는 전세가격 변동폭이 매매가격 변동폭을 웃도는 현상이 장기적으로 지속되고 있다는 점이다. 또한 임대차계약 방식에 있어서 1995년 전세 거주 비중이 67%에 달하였으나 2010년에는 50%로 크게 줄어들었고 상대적으로 월세 비중이 높아졌다. 글로벌 금융위기 이후, 주택 가격 하락세가 지속되면서 주택 구입을 꺼리게 되고 임대차 거주를 선호하는 수요자들이 늘기 시작하였기 때문이다. 또한 1, 2인가구의 증가와 인구 고령화 등과 같은 인구 구조학적 측면의 변화 역시 보증부 월세 비율을 지속해서 증가시킬 핵심 요소가 될 것이다(함종영, 2012).
- 5) 예를 들어, 농업생산성이 높은 토지는 토지이용 수익인 생산물의 소득을 포함한 가격이 형성될 것이며 장사가 잘되는 상가의 가격은 매출액과 이들 가치를 포함한 임대료, 임대 가수요를 반영한 건물 토지 가격을 포함한 가격이 바로 건물가격으로 반영될 것이다. 이렇듯 토지는 건축물을 건설하는 데 필수불가결한 요소이며, 어떤 건축물을 건설할 수 있는지도 이용 규제할 수 있으므로 토지에 대한 수요는 건축물의 파생수요가 된다.
- 6) 사람들이 과거로부터 현재에 이르는 추세를 바탕으로 예측하되, 예측치가 실제 값과 다를 경우 그 차이를 감안하여 예측치를 적절히 수정하면서 미래를 예측한다고 보는 이론이다(이정전, 2007: 150).

변동에 따른 주택 소비심리를 대변하는 변수로 볼 수 있으며(김대원·유정석, 2013), 다시 주거용 토지의 수요를 파생시키게 된다(Alonso, 1964; Muth, 1969; Mills, 1972; Abelson, 1997).

이러한 면에서 보았을 때, 한 지역의 주택시장을 이해하기 위해서는 주택 가격 및 거래량만으로 분석하기 보다는 주택과 토지시장을 묶어 분석해 볼 필요가 있다. 두 시장 간 인과성 분석을 통해서 주택시장의 수요 요인 및 시장가격의 원인으로 인해 토지시장이 결정이 되는지, 아니면 반대로 토지시장에서 주택시장으로 수요의 흐름과 가격이 결정되는지 전반적인 흐름을 알아낼 수 있다. 또한 충격반응의 크기와 지속성 분석을 통해서 두 시장 간의 정보효과 차이를 분석하고 주택과 토지시장을 통합한 부동산모형 결과와 비교하여 충격 지속여파가 실제 주택시장에서 어느 정도 지속될지 비교·예측할 수 있다. 변동성 분석을 통해서 가격 변동의 원인과 영향력의 지속가능성을 주택, 토지 간 비교·제시함으로써 향후 변동추이를 가늠해볼 수 있다. 이렇게 두 시장 간의 관계를 분석해냄으로써 해당 지역 부동산시장의 특징을 밝혀낼 수 있을 것이다.

이에 본 연구는 주택과 인구가 집중되어 있는 수도권 서울, 인천, 경기의 가격과 거래량을 통해 주택과 토지 간의 지역별 관계를 분석함을 목적으로 한다. 수도권 전체를 단일 시장으로 보기에 가격 및 거래량의 전반적인 추세는 비슷하나 변동

폭이나 시점이 상이하므로⁷⁾, 시·도 수준에서 폐쇄형 도시로 간주하고 분석을 시도하였다. 이러한 관점에서 지역별 주택과 토지의 관계가 인과성이 있는지, 있다면 흐름을 검토하고 가격변화의 변동성에는 어떠한 영향을 주는지를 실증 분석한다. 만약 두 시장 간 인과성이 존재하지 않는다면 Tse(1998)의 연구결과⁸⁾를 지지하는 것이며, 주택 정책 수립시 토지정책을 고려할 필요가 없게 된다. 두 시장 간 인과관계가 주택에서 토지로 가격 및 거래량 변동이 전이된다면, Ricardo 이론을 지지하는 것이며 Neutze(1970), Ooi and Lee(2006), Du et al.(2011)의 결과와 일치하게 된다. 반대로 토지에서 주택으로 변동이 전이된다면, 주택 가격은 동일지역 토지이용규제의 영향을 받는 토지 가격, 건축비용, 개발이익 등으로 구성됨을 보여주는 것이다(Evans, 1987; Peng and Weaton, 1994; Hui, 2004; Glaser and Gyourko, 2003). 이를 통해 두 시장 간의 흐름 순서를 알 수 있게 된다.

또한 지역 간 상이한 인과관계와 순서가 도출된다면 미래 주택가격의 선행지표를 지역별로 달리 설정할 수 있을 것이다. 마지막으로 가격 변동성과 거래량의 변동결과를 통해 전통적인 수요-공급 이론과 일치할지 아니면 적응적 기대가설을 고려한 손실회피현상⁹⁾이 관측될지를 통해 주택 시장 하락기 시장구조를 이해하는 데 도움이 될 것이다.

7) 주택 가격지수의 최대·최소 시점은 서울 2010년 3월, 2006년 1월이었고 인천 2008년 10월, 2006년 1월이었으며 경기 2008년 9월, 2006년 1월이었다. 주택 거래량의 최대·최소 시점은 서울 2006년 11월, 2008년 11월이었고 인천 2006년 11월, 2006년 1월이었으며 경기 2006년 10월, 2012년 1월이었다. 지가 지수의 최대·최소 시점은 서울 2008년 9월, 2006년 1월이었고 인천 2012년 5월, 2006년 1월이었으며 경기 2012년 10월, 2006년 1월이었다.

토지 거래량의 최대·최소 시점은 서울 2006년 11월, 2012년 9월이었고 인천 2006년 12월, 2009년 1월이었으며 경기 2006년 5월, 2012년 1월이었다.

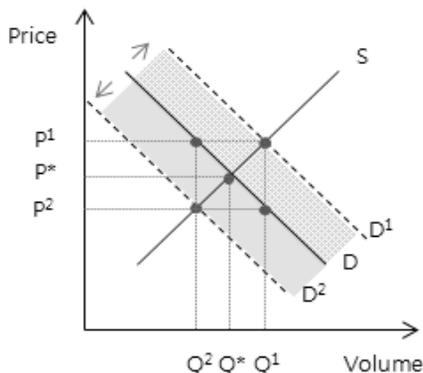
8) Tse(1998)는 홍콩 공공토지공급관련 연간 자료를 이용하여 분석한 결과, 토지 공급과 주택가격 간 아무런 인과관계가 존재하지 않음을 주장하였다. 사실상, 홍콩 정부는 공유지 매매를 통해 수익의 극대화를 꾀하고 있었다. 즉 토지 가격은 사실상 자본화된 토지임대이며 주택공급시 투입되는 요소들 중, 공급 토지의 부족을 반영한다고 보았다.

9) 손실회피현상에 따르면, 개인은 주식 등의 투자를 통해 이익으로 얻게 되는 기쁨보다는 손실로 인해 갖게 되는 고통이 상대적으로 크기 때문에 명목 손실을 기피하게 된다.

II. 이론적 고찰 및 선행연구의 검토

1. 부동산 수급-가격-거래량 간의 관계¹⁰⁾

시장가격은 수요와 공급이 균형을 이루는 점에서 결정된다. 일반적으로 수요-공급이론에 의하면 시장의 균형가격이 상승하면 수요량은 감소하고 공급량은 증가하여 공급초과가 발생한다. 공급이 초과되면 공급가격을 인하하여 공급량을 감소시킴으로써 가격은 수요량과 공급량이 일치하는 지점까지 하락하여 재균형을 이루게 된다. 그러나 부동산의 경우 토지와 주택 모두 단기적으로는 공급이 고정되어 있다. 또한 수요측면에서 살펴보다도 일반적인 수요-공급 이론을 적용시키기 어려운 측면이 있다. 완전경쟁시장에 비해 정보가 폐쇄적이고, 거래 또한 불규칙적으로 발생하여 시장참여자들이 합리적인 기대를 형성하기 어렵기 때문이다. 그러므로 부동산 가격(P^*)이 상승(P^1)하면 거래량($Q^* \rightarrow Q^2$)은 감소해야 하나 오히려 수요가 증가(D^1)하는 현상이 발생한다.



〈그림 1〉 부동산 수요 증감에 따른 균형가격 및 거래량의 변화

이는 부동산의 이용가치보다 높은 자본이득의 발생으로 인한 것이며 부동산 가격 상승이 수요 증대의 원인이 되었기 때문이다(Shiller, 1990).

반대로 부동산 가격(P^*)이 하락(P^2)하면 거래량($Q^* \rightarrow Q^1$)은 증가하여야 한다. 그러나 공급이 비탄력적이므로 수요가 감소(D^2)하여 거래량(Q^2)이 이전보다 줄어들게 된다.

2. 토지 가격과 주택 가격 간의 관계

토지 가격과 주택 가격 간의 관계에 대한 실증적 연구는 토지 가격을 포함한 토지금융(Land Finance)¹¹⁾과 주택 가격 간의 수요-공급구조로 확장·연구되어 왔다.

Alonso(1964), Muth(1969), Mills(1972)의 현대 도시경제이론에서 주거지역의 토지는 가구들이 타 용지들보다 주거서비스에 더 많은 비용을 지불할 수 있으므로 주거지역 토지 가격에 더 많은 비용을 감당할 수 있다고 추정하였다(Kim et al., 2008). 이때, 주거지역의 높은 지가는 사실상 높은 주거서비스의 수요로 보았다.

Neutze(1970) 역시 토지의 수요는 건물의 용도에 대한 수요로부터 인과되어지며 이는 생산성과도 연계된다고 보았다. 건물의 수요가 비탄력적이면 토지의 수요 역시 비탄력적이라는 것이다. 수요-공급 곡선상에서 토지의 가치는 해당 토지에 지어질 수 있는 건물의 가치 및 가격과 동일 선상에 있다. 동일 지역 내 지가의 변화는 동일 지역 내 주택 가격 변화에 영향을 줄 수 있다는 것이다.

Somerville(1996)은 주택가격의 변화는 토지가

10) 이정전(2007: 137~247), 이성근·서경규(2005: 60~77)를 참조하였다.

11) Wang et al.(2012)은 토지금융을 토지를 통해 얻어지는 직접적인 수익뿐만 아니라, 부동산, 건설, 토지매도시 양도세 등 다른 간접적인 수익까지 포함하는 것으로 보았다. 이 토지금융에는 가격, 도시계획적 측면에서의 이용규제, 건설비용, 세금 등을 포함하고 있다.

윤비율에 영향을 주었으며, 토지 가격 역시 주택가격의 변동과 연관이 있음을 증명하였다. 그러나 Tse(1998)의 연구에서는 홍콩의 주택 가격과 토지 공급사이에는 아무런 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

Glaeser and Gyourko(2003)의 연구에서도 지역별 주택가격은 건설 비용과 밀접한 관계가 있으나 지가가 비교적 낮더라도 주택가격이 높은 곳도 나타나 지역별로 연관성이 다름을 보여주었다.

Ooi and Lee(2006)는 특정 도시 내 높은 지가가 높은 주택 가격의 원인이 되었는지, 아니면 반대로 높은 주택 가격이 지가로 전가되었는지 여부를 검증하였다. 분석 결과, 싱가포르 분기별 주택 가격 및 지가 지수사이에는 장기적 균형관계를 보였고, 주택시장으로부터 토지시장으로는 그랜저 인과관계가 존재하였다. 그러나 반대로는 지가가 주택 가격으로 그랜저 인과하지 않는 것으로 나타났다.

Kim et al.(2008)은 1985년부터 2004년까지 미국 27개 대도시권역 주거지역의 토지가치¹²⁾와 주택 가격과의 관계를 VAR 모형을 통해 실증적으로 분석하였다. 그 결과, 토지가치와 주택 가격 간 양방향의 그랜저 인과성이 검증되었고 주택 가격과 토지가치 사이에 상관관계가 나타났다.

Du et al.(2011)은 2001년에서 2009년까지 분기별 패널자료를 이용하여 중국 4대 도시의 주택 및 토지가격 사이의 동적관계를 분석하였다. 그 결과, 중국 도시 주택 및 토지시장 간에는 장기 균형이 존재하였다. 동시에 단기적으로 주택 가격에서 토지 가격으로 일방향 그랜저 인과관계가 존재하였

으나, 토지가격으로부터의 그랜저 인과성은 발견되지 않았다.

3. 주택가격과 거래량 간의 관계

주택시장에서 가격과 거래량의 관계에 대한 실증적 연구는 지역별, 사용한 지수데이터별, 기간별로 다양하게 진행되어 왔다. 기본적으로 가격과 거래량 사이에 인과관계가 존재하며, 주택시장 역시 자산시장과 마찬가지로 미래 가격 상승에 대한 기대는 자산의 수요를 증가시킬 것이고 거래량도 증가할 것으로 예상하였다(Himmelberg et al., 2005). 실증연구에서는 가격과 거래량의 관계가 양(+)¹³⁾의 상관관계로 나타나 자산제약모형¹³⁾의 가설을 지지하는 연구(Stein, 1995; Berkovec and Goodman, 1996; Leung et al., 2002; Andrew and Meen, 2003; Ortalo-Magné and Rady, 2004; Miller and Peng, 2004; Clayton et al., 2010; Song et al., 2010)와 음(-)의 상관관계로 나타난 연구결과(Follain and Velz, 1995; Hort, 2000; Wheaton and Lee, 2008)¹⁴⁾가 모두 검증되었다. 또한 Leung and Feng(2005)의 연구는 홍콩의 상업용 부동산과 주택시장 비교를 통해 상업용 부동산의 가격과 거래량 사이에 아무런 관계가 없음을 밝혀냈다. 국외 문헌을 통해서 볼 때 둘의 관계는 부동산의 유형, 대상 지역, 사용한 지수와 기간에 따라 연구결과가 상이하였다.

가격과 거래량에 관한 국내 연구는 크게 거래량과 가격 간의 상관관계를 살펴보고 거래량이 가격

12) Kim et al.(2008)은 토지가치는 토지 이용규제변화로 보고 이용규제로 인해 주거용지의 공급이 제한되면, 주거용지의 가치는 상승한다고 보았다.

13) 자산제약모형(the down payment model)이론은 가격하락시장에서 주택 소유자들은 계약금(downpayment) 등 지불한 비용이상의 이득을 얻을 때까지 주택을 보유한다고 보았다. 즉, 자산제약모형에서 가격과 거래량은 서로 양(+)¹³⁾의 상관관계를 보인다(Stein, 1995).

14) Engelhardt(2003)은 주택소유자는 주택가격 하락기에 시장에 대한 가격정보를 반영하여 자신이 보유한 주택을 거래에 내놓지 않음으로써 명목손실을 회피한다고 주장하였다. 그러나 매도자와 매수자 간의 예상가격 차이로 인해 거래가 성사되는 데 오랜 시간이 걸려 단기적으로는 가격과 거래량이 같이 하락하는 결과를 보인다.

변동의 선행지표가 될 수 있는지, 거래량과 가격의 변동성을 분석하여 거래량의 증감이 가격변동의 증감에 어떻게 영향을 주는지로 나눌 수 있다.

분석결과를 살펴보면 첫째, 연구대상 지역에 따라 인과관계의 차이를 보였으나¹⁵⁾, 대체적으로 양(+)¹⁶⁾의 상관관계¹⁶⁾와 일방향 혹은 양방향의 그랜저 인과성이 존재하였다.

둘째, 시차분포분석 및 VAR 모형을 통해 가격과 거래량 간의 선·후행성에 대한 연구결과를 살펴보면, 거래량이 가격의 선행지표로 나타나는 연구(방송희·이용만, 2009; 방송희, 2010; 한동근, 2011), 동행지표인 경우(방송희·이용만, 2009; 방송희, 2010; 정주희·김호철, 2011; 정홍일 외 2012), 가격이 거래량의 선행지표로 나타나는 연구(정주희·김호철, 2011; 류현욱·고성수, 2012) 등으로 하위 지역과 선택한 자료에 따라서 다양한 연구결과들이 나타났다.

셋째, 주택 가격의 변동성에 관한 연구는 변동성과 비대칭성의 지역별 전이효과를 중심으로 연구되었다(이상경, 2003; 문규현, 2010; 김종호·정재호, 2011; 최혜립·유정석, 2013). 서울 주택시장에서 지방 주택시장으로 주로 가격 및 변동성이 이전되는 현상이 나타났으며(이상경, 2003; 김종호·정재호, 2011), 주택 가격모형에 있어서 비대칭적 변동성이 존재하였다(이상경, 2003; 문규현, 2010; 김종호·정재호, 2011; 최혜립·유정석, 2013).

넷째, 가격과 거래량 간의 변동성의 연구는 주

택시장에서는 거래량의 변동이 가격에 양(+)¹⁷⁾의 영향을 주었으며(임재만, 2011), 토지시장에서는 음(-)의 영향을 주는 것으로(한동근, 2011) 나타나 두 시장 간의 차이가 존재하였다. 상대적으로 주택 시장은 토지를 포함한 타 부동산유형에 비해 유동성 및 거래빈도가 높은 시장구조로 분석되었다¹⁷⁾.

국내·외 선행연구에서는 주로 부동산을 주택 또는 토지 등 단일유형의 시장으로 보고 거래량과 가격의 인과관계 및 선·후행성을 판단하고 변동성을 분석하였다. 그런데 사실상 주택시장과 토지시장은 분리된 시장이라고 보기 어려우며 문헌적으로나 선행적으로 두 시장 사이의 상관성이 존재한다고 알고 있다. 그러나 이를 실증적으로 분석한 연구는 미흡하다. 이에 본 연구는 주택시장과 토지시장의 가격과 거래량의 상관관계를 분석함에 있어서 다음의 차이를 고려하였다.

첫째, 분석대상을 부동산거래가 활발한 수도권으로 한정하여 서울, 인천, 경기도를 단일 지역시장으로 보고, 지역 내 주택시장과 토지시장으로 분리하여 각각 가격과 거래량의 연관성을 살펴본 후 부동산시장으로 통합하여 분석하였다. 이때 수도권 전체를 폐쇄형 도시로 보지 않은 이유는 가격 및 거래량의 변동 시점이 시·도별로 상이하였기 때문이며 시·군·구차원에서 분석할 경우 지역의 연결성 효과가 두드러지게 나타났기 때문이다¹⁸⁾. 또한, 상대적 크기를 가늠해보기 위해서 전국 변수를 대조군으로 추가·비교하였다. 추정

15) 주택하위시장(시·군·구별 혹은 대도시 권역별)별 가격과 거래량의 인과성에 관한 연구(허윤경 외, 2008)의 경우, 서울시내 총 25개구 중 동대문구 등 7개구에서는 가격과 거래량 간의 인과성이 발견되지 않았다.

16) 정홍일 외(2012)에서는 서울 중대형, 중소형 아파트의 실거래 가격지수와 실거래량 회전율사이의 음(-)의 상관관계를 보였다.

17) 유동성이 높은 금융시장을 대상으로 가격과 거래량의 변동성 간의 연구는 주로 양(+)¹⁷⁾의 관계가 나타나나, 낮은 유동성, 시장이 조직화되지 않고 규칙적인 거래가 드문 부동산시장의 특성상 비대칭적 정보구조를 띠고 있으므로 음(-)의 관계가 나타나 거래량이 증가하면 가격변화의 변동성이 감소하는 것으로 나타났다(한동근, 2011).

18) 허윤경 외(2008)에 의하면 기초자치단체인 시·군·구의 경우 단일시장이라기보다 인접한 지역의 주택가격이나 거래량에 영향을 받는 연결성의 효과가 뚜렷하였다.

결과, 주택과 토지 간의 연계성이 존재한다면 통합된 부동산분석 모형에서의 영향크기가 개별 분석때와 상이할 것이다. 또한 지역별 가격과 거래량의 흐름순서가 다르게 설정될 수 있을 것이다.

둘째, 가격자료로는 주택가격과 지가 간 조사시점 차이를 최소화하기 위해 거래가능가격을 기초로 한 국민은행 주택가격지수를 이용하였고, 거래량자료로는 토지거래량¹⁹⁾을 사용하였다.

셋째, 두 변수 간의 방향성과 변동성을 함께 고려하여 분석하였다. 먼저 그랜저 인과관계 검정과 시차분포모형을 이용하여 두 변수 사이의 상관관계와 선·후행성을 파악하고, VAR 모형을 이용하여 정보효과 및 충격반응을 살펴보았다. 이렇게 가격과 거래량 간의 인과관계 존재를 파악한 후 거래량이 가격의 변동성에 어떤 영향을 미치는지

를 GARCH 모형을 이용하여 분석하였다.

III. 자료 및 분석모형

1. 분석자료

분석을 위한 원자료는 2006년 1월부터 2012년 11월까지 서울, 인천, 경기 월별 주택 및 토지 거래량과 가격자료이며, 비교를 위해 전국자료도 함께 살펴본다. 주택자료로는 국민은행 월별 아파트 매매가격지수²⁰⁾와 아파트거래량을, 토지자료로는 지가 지수와 토지 거래량 월간 시계열 자료를 이용하여 계절조정을 실시하고 로그차분하여 사용하였다.

주택 가격지수를 살펴보면, 전국의 경우 상승세를 유지하고 있으나 수도권 주택시장은 2008년 국

<표 1> 사용변수

구분		변수설명	단위	기간
가격	주택	전국 및 수도권 시·도별 아파트매매가격지수	2011. 6=100	2006. 1 ~ 2012. 11 (83개월)
	토지	전국 및 수도권 시·도별 지가지수	2011. 9=100	
거래량	주택	전국 및 수도권 시·도별 아파트매매거래량	건수	
	토지	전국 및 수도권 시·도별 토지거래량		

주 : 모든 변수를 로그차분하여 분석함.

19) 토지 거래량은 1991년부터 발표된 국가승인통계이나 내대지 즉 순수 토지와 건축물 부속 토지거래가 모두 포함되어 있어 내대지에 대한 거래현황을 파악하기 어려웠다. 이에 정부는 2012년 2월 온나라부동산정보 통합포털을 통해 2009년 1월부터 2012년 1월까지 자료를 발표하였고, 이후 당해 5월 2006년 1월부터 2008년 12월 자료를 추가로 구축하여 발표하였다(국토해양부, 2012. 2. 27 보도자료). 그러나 수도권 주거지역 순수토지 거래량은 분석기간동안 토지 거래량과 방향·추이는 유사하였으나 거래된 필지수가 적어(중앙값: 서울 1,323건, 인천 455건, 경기 2,104건) 변동성 분석시 극단치로 인한 영향이 우려되어 본 연구에서는 토지 거래량을 활용하였다.

20) 전국 주택 가격 동향조사를 통해 중개업소에서 입력한 거래 가능 가격을 대상으로 기초자치단체 단위로 공표되고 있다. 2013년 1월부터 해당 통계의 작성·발표기관이 국민은행에서 (주)한국감정원으로 이관되었다.

제금융위기 이후 가격 상승추세가 꺾이면서 현재 보합세를 유지하거나 소폭 하락하는 추세를 보이고 있다. 지가지수는 국제금융위기 직후 급락하다 점차 회복하고 있으며 지역과 상관없이 전국이 모두 유사한 형태를 보였다. 주택 거래량과 토지 거래량을 살펴보면, 2006년도 11월 최대치를 기록한 이후 증가와 감소세를 반복하고 있으며 특히 수도권 거래량 총량이 전반적으로 계속 감소하는 모습을 보였다.

2. 분석모형²¹⁾

1) VAR 모형

Sims(1980)에 의해 개발된 VAR 모형(Vector Auto Regressive: 벡터 자기회귀 모형)은 내생 변수와 외생 변수의 구별 없이 회귀방정식에 적용하여 추정하는 모형이다. VAR 모형은 상호 연관이 있는 경제·금융시계열의 분석 및 예측시 사용되며, 동적인 충격반응을 분석한다.

모형을 설정하기 전, 수도권 각 주택 및 토지의 가격과 거래량 시계열 변수에 계절조정계수를 이용하여 보정한 후 안정성 여부를 단위근 검증을 통해 살펴보고, 그랜저 인과관계 검증을 실시하였다. 만약 가격과 거래량의 변수가 공적분 관계임이 확인되면 VECM(Vector Error Correction Model: 벡터 오차 수정 모형)모형을 적용한다. VAR 모형식은 다음과 같다.

모형 1 :

$$\begin{pmatrix} \Delta p_{i,t} \\ \Delta q_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{i,t} \\ b_{i,t} \end{pmatrix} + \sum_{j=1}^k \beta \begin{pmatrix} \Delta p_{i,t-j} \\ \Delta q_{i,t-j} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{i,t}^p \\ u_{i,t}^q \end{pmatrix} \quad (1)$$

모형 2 :

$$\begin{pmatrix} \Delta lp_{i,t} \\ \Delta lq_{i,t} \\ \Delta hp_{i,t} \\ \Delta hq_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{i,t} \\ b_{i,t} \\ c_{i,t} \\ d_{i,t} \end{pmatrix} + \sum_{j=1}^k \beta \begin{pmatrix} \Delta lp_{i,t-j} \\ \Delta lq_{i,t-j} \\ \Delta hp_{i,t-j} \\ \Delta hq_{i,t-j} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{i,t}^{lp} \\ u_{i,t}^{lq} \\ u_{i,t}^{hp} \\ u_{i,t}^{hq} \end{pmatrix} \quad (2)$$

모형식에서 p, q 는 각각 해당 지역의 가격과 거래량을 lp, lq, hp, hq 는 각각 토지가격, 토지 거래량, 주택 가격, 주택 거래량을 의미한다. k 는 최대시차길이를 의미하며 AIC(Akaike 정보 기준)나 SC (Schwarz 기준)같은 기준을 사용하여 최적시차를 적용하였다. 이때 모형 1에서는 주택과 토지를 나누어 가격과 거래량 간의 관계를 추정하였고 모형 2에서는 주택과 토지를 모두 포함하여 가격과 거래량 간의 관계를 추정하였다.

모형 2에서 변수들의 순서는 그랜저 인과관계 검정결과를 반영하여 지역별로 달리 적용하였다. 모형 1과 모형 2를 바탕으로 VAR를 추정한 후, 세부적인 분석을 위해 충격반응함수(Impulse Response Function: IRF)와 분산분해(Variance Decomposition)를 실시하였다.

충격 반응 함수는 식 (1)과 식 (2)의 $u_{i,t}^p, u_{i,t}^q$ 와 같은 변수 오차항의 충격에 대한 VAR 모형 내 내생변수의 충격효과를 측정하며, 분산분해는 내생변수에 대한 성분충격을 통해 내생변수의 변화를 구조적으로 분해하였다.

2) GARCH 모형

최근 금융 및 경제시장에서는 전통적인 계량분석 즉, 설명변수의 변화에 따른 종속변수의 평균 변화에 대한 분석뿐만 아니라 위험과 불확실성에

21) 박완규·홍성표(역)(2009: 935~952), 남준우·이한식(2010: 294~312), 이홍재 외(2005: 469~501)를 참조하였다.

대한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 이는 부동산의 가격과 거래량 관련 연구에서도 마찬가지이며 변동성을 측정하기 위한 모형으로는 ARCH 모형과 이를 일반화한 GARCH 모형이 대표적이다.

VAR 모형과 그랜저 인과관계 검정이 변수의 인과성을 추정하는 것이라면, GARCH 모형은 변수의 변동성에 대한 영향을 분석하는 것이다.

본 연구에서는 지역별 부동산시장의 가격과 거래량의 관계를 추정하기 위해 세 가지로 모형을 나눠 추정한다.²²⁾

$$p_t = \mu + \epsilon_t, \quad \epsilon_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \delta q_t \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \delta q_{t-i} \quad (5)$$

위의 수식에서 p_t 와 q_t 는 가격과 거래량의 변화량 시계열이며 α 는 ARCH 효과를, β 는 GARCH 효과를 나타낸다. $\alpha=0$ 이면, 변동성 군집은 존재하지 않으며 $\alpha \neq 0$ 이면, 시간에 따라 변화하는 위험 프리미엄을 반영하게 된다. δ 가 통계적으로 유의하다면 식 (4)에서 동일 지역 내 현재 당기 주택 또는 토지의 거래량이 과거 전기의 자신(주택 또는 토지 가격)의 변동성과 함께 현재

당기의 주택 또는 토지 가격의 변동성에 영향을 주고 있음을 나타낸다. 식 (5)에서의 δ 는 과거 전기의 주택 또는 토지 거래량이 현재 주택 및 토지 가격 변동성에 미치는 영향을 보여준다. 이 때 $\alpha + \beta$ 의 값이 1에 가까우면 변동성이 상당기간 지속됨을 의미한다.

IV. 실증분석

1. 상관계수 분석

가격과 거래량 모두 시계열 자료이므로 먼저 원자료에 계절조정계수²³⁾를 이용하여 보정을 한 후 기초분석을 실시하였다. <표 2>는 분석대상 수준변수와 로그차분한 값의 기초통계량을 정리한 것이다.

분석에 사용될 로그차분한 자료의 분포를 살펴 보았다. 먼저 주택 가격은 모두 우측으로 긴 꼬리를 지닌 정적분포(positive skewed distribution)를, 토지가격은 모두 좌측으로 긴 꼬리를 지닌 부적분포(negative skewed distribution)의 모습을 보였다.

주택 거래량은 경기의 경우 부적분포를, 전국, 서울, 인천은 정적분포로 지역별로 다르게 나타났다.

토지거래량은 서울을 제외하고는 모두 정적분포의 모습을 보였다. 침도의 경우 가격자료 모두

22) 모형식은 임재만(2011)의 가격과 거래량 GARCH 모형을 적용한다. 임재만(2011)의 모형식은 연구영(2002)의 식을 참고하여 작성되었다. 이 모형은 선물시장을 중심으로 GARCH 모형을 이용하여 거래량과 가격변동 간의 관계가 동시적이지 않고, 연속적인 것으로 보아 거래량을 외생변수로 포함한 식이다(연구영, 2002).

23) 시계열은 (1) 계절적(seasonal), (2) 주기적(cyclical), (3) 추세(trend), (4) 임의적(random) 등의 요소로 구성되어 있으며(박완규·홍성표 역, 2009: 338), 계절성 부분에 대한 설명이 정확할수록 시계열자료에 대한 분석은 정확해진다(남준우·이환식, 2010: 172). 분해법에 의해 추정된 계절성분을 원시계열에서 제거한 후 장기변동을 추정할 수 있는 데, 분해법의 기본가정은 결합방식에 따라 가법(additive)과 승법(multiplicative)모형으로 가정할 수 있다. 계절성향이 가법적인가, 승법적인가를 결정하는 것은 자료의 산점도로부터 알 수 있다. 가법모형은 계절성분의 진폭이 시계열의 수준에 관계없이 일정할 때 주로 사용되며, 승법모형은 시계열 수준에 따라 계절성분의 진폭이 달라질 때 사용된다. 또한 승법모형의 경우, 로그변환을 취해주면 로그가법모형으로 변환할 수 있다. 많은 경제 및 재무관련 자료들은 시간의 흐름에 따라 일정한 추세를 가지고 증가하는 경향이 있으므로 주로 승법모형을 사용하거나 로그변환 후 가법모형을 사용하게 된다(이홍재 외, 2005: 261~262). 본 연구에서는 원시계열을 승법모형을 통해 계절조정을 한 후 변수로 사용하였으며, 원시계열을 로그차분한 시계열자료를 가법모형을 통해 계절조정하여 분석한 경우와 거의 차이가 없었다.

〈표 2〉 분석자료의 기초통계량

수준변수 (N=83)		전국		서울		인천		경기	
		주택	토지	주택	토지	주택	토지	주택	토지
가 격	평균	92,108	96,541	96,477	97,011	95,844	95,791	98,468	95,762
	표준편차	7,333	3,076	6,614	4,143	8,363	4,259	6,525	3,418
	왜도	0.006	-0.998	-1.844	-1.267	-1.162	-0.922	-2.081	-0.771
	첨도	2,545	3,095	5,475	3,906	3,206	2,648	6,485	2,577
	J-B stat. (p-value)	0.716 (0.699)	13,814** (0.001)	68,220** (0.000)	25,048** (0.000)	18,835** (0.000)	12,180** (0.002)	101,883** (0.000)	8,839* (0.012)
거 래 량	평균	49,976,090	187,712,900	5,912,094	20,012,450	2,754,818	9,915,234	12,145,830	41,817,300
	표준편차	13,189,430	28,989,550	3,467,507	8,068,003	1,245,696	2,712,205	5,371,143	10,413,670
	왜도	0.543	0.843	1.970	1.280	1.224	0.957	1.857	1.541
	첨도	4,711	5,014	8,453	5,051	5,330	3,421	9,023	6,884
	J-B stat. (p-value)	14,204** (0.001)	23,852** (0.000)	156,535** (0.000)	37,197** (0.000)	39,512** (0.000)	13,289** (0.001)	173,173** (0.000)	85,027** (0.000)
로그차분 (N=82)		전국		서울		인천		경기	
		주택	토지	주택	토지	주택	토지	주택	토지
가 격	평균	0.0036	0.0015	0.0028	0.0019	0.0026	0.0018	0.0028	0.0016
	표준편차	0.0059	0.0041	0.0101	0.0060	0.0083	0.0050	0.0115	0.0045
	왜도	1.704	-3.440	2.267	-2.789	1.716	-3.967	2.873	-3.704
	첨도	9.963	21,570	11,598	15,657	7,044	29,277	16,775	24,070
	J-B stat. (p-value)	205,344** (0.000)	1339,932** (0.000)	322,834** (0.000)	653,604** (0.000)	96,126** (0.000)	2574,212** (0.000)	761,156** (0.000)	1704,323** (0.000)
거 래 량	평균	0.1172	0.0007	0.0031	-0.0033	0.0135	0.0025	0.0045	-0.0028
	표준편차	0.2414	0.1251	0.3094	0.178	0.2864	0.1475	0.2726	0.1453
	왜도	0.267	0.234	0.138	-0.047	0.971	0.506	-0.422	0.210
	첨도	8.793	3,254	4,536	3,100	9,260	3,260	6,133	2,947
	J-B stat. (p-value)	115,623** (0.000)	0.968 (0.616)	8,317* (0.016)	0.064 (0.968)	146,774** (0.000)	3.730 (0.155)	35,980** (0.000)	0.612 (0.737)

주 : 1) *, **은 각각 유의수준 5%, 1%를 만족하는 수준을 의미함.
 2) 통계량은 로그차분변수(변동률)에 대한 것임.

와 주택 거래량은 지역과 상관없이 정규분포보다 매우 뾰족한 특성(leptokurtic)이었고 토지 거래량은 정규분포(첨도=3)와 유사한 모습을 보였다.

Jarque-Bera 검정에 의하면 토지 거래량을 제외한 모든 변수가 유의수준 5% 내에서 정규성이 나타나지 않았다.

분석될 모든 자료가 시계열자료이므로 실증분석을 위해 먼저 자료의 안정성을 검증하였다. 만약 불안정한 자료라면 두 변수 사이에 아무런 관계가 없음에도 유의한 회귀식이 추정되는 가성적

회귀(spurious regression)현상이 나타날 수 있으므로 안정적인 시계열자료로 변환 후 분석을 실시해야 한다.

일반적으로 단위근 검정에는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron)검정을 사용한다. 본 연구에서는 ADF검정을 이용하여 상수항이 없는 경우, 상수항만 있는 경우, 상수항과 추세가 있는 경우로 나뉘 단위근 검정을 실시하였다. 원자료는 단위근이 존재하는 것으로 나타나 로그차분하여 분석하였다. 그 결과, 〈표 3〉에서 보

〈표 3〉 단위근 검정 결과

구분		전국		서울		인천		경기	
		주택	토지	주택	토지	주택	토지	주택	토지
가격	None	-3.404(1)**	-3.471(0)**	-4.155(1)**	-4.273(1)**	-2.485(0)*	-4.632(0)**	-3.769(1)**	-3.574(0)**
	Intercept	-3.974(1)**	-3.675(0)**	-4.219(1)**	-4.482(1)**	-2.517(0)	-4.952(0)**	-3.817(1)**	-3.769(0)**
	Trend&Intercept	-4.144(1)**	-3.780(0)*	-5.307(1)**	-4.713(1)**	-3.645(0)*	-5.213(0)**	-4.653(1)**	-3.826(0)*
거래량	None	-11.604(0)**	-11.3150)**	-8.052(0)**	-8.669(0)**	-10.937(0)**	-10.764(0)**	-9.289(0)**	-10.065(0)**
	Intercept	-11.521(0)**	-11.245(0)**	-8.003(0)**	-8.631(0)**	-10.853(0)**	-10.694(0)**	-9.229(0)**	-10.014(0)**
	Trend&Intercept	-11.422(0)**	-11.166(0)**	-7.933(0)**	-8.568(0)**	-10.727(0)**	-10.627(0)**	-9.153(0)**	-9.949(0)**

주 : 1) *, **은 각각 5%, 1%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함을 의미함.
 2) ADF 검정을 이용하였으며 단위근 검증 방정식에서 ()는 SC기준 최적 시차를 의미함.

〈표 4〉 주택 및 토지 가격과 거래량 변수의 상관관계

구분		전국				서울				인천				경기				
		주택		토지		주택		토지		주택		토지		주택		토지		
		가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	
전국	주택	가격	1															
		거래량	0.077	1														
	토지	가격	0.524**	0.088	1													
		거래량	0.187	0.831**	0.114	1												
서울	주택	가격	0.863**	0.144	0.564**	0.228*	1											
		거래량	-0.013	0.899**	-0.039	0.772**	0.063	1										
	토지	가격	0.547**	0.141	0.972**	0.192	0.607**	0.032	1									
		거래량	0.111	0.856**	0.048	0.889**	0.167	0.907**	0.133	1								
인천	주택	가격	0.669**	0.006	0.522**	0.099	0.828**	-0.108	0.552**	-0.004	1							
		거래량	0.173	0.929**	0.105	0.773**	0.248*	0.857**	0.160	0.806**	0.054	1						
	토지	가격	0.427**	0.015	0.928**	0.031	0.488**	-0.152	0.853**	-0.071	0.519**	-0.010	1					
		거래량	0.290**	0.618**	0.124	0.784**	0.357**	0.551**	0.185	0.701**	0.211	0.630**	0.055	1				
경기	주택	가격	0.898**	0.123	0.510**	0.206	0.961**	0.044	0.565**	0.152	0.776**	0.237*	0.416**	0.338**	1			
		거래량	0.040	0.935**	0.001	0.782**	0.103	0.930**	0.070	0.864**	-0.053	0.872**	-0.094	0.612**	0.091	1		
	토지	가격	0.499**	0.054	0.985**	0.077	0.519**	-0.092	0.941**	-0.002	0.489**	0.058	0.950**	0.088	0.465**	-0.041	1	
		거래량	0.162	0.807**	0.059	0.951**	0.219*	0.809**	0.142	0.901**	0.071	0.761**	-0.033	0.738**	0.205	0.824**	0.019	1

주 : *, **은 각각 유의수준 5%, 1%를 만족하는 수준을 의미함.

는 바와 같이 인천 주택 가격변수 중 상수항만 있는 경우를 제외하고 모든 변수들이 유의수준 5% 이내에서 단위근이 존재하지 않는 안정된 시계열로 나타났다.
 가격과 거래량 간의 관계를 살펴보기 위해 변

수간 상관관계를 지역별로 알아보았다. 〈표 4〉에 따르면 같은 지역의 주택 및 토지 가격의 변동과 거래량의 변동 사이는 양(+)의 상관관계를 보였으나,²⁴⁾ 대체적으로 통계적으로 유의미하진 않았다.²⁵⁾ 이는 주택 및 토지 가격이 상승(하락)할 때

24) 인천 주택 거래량 변동과 인천 토지 가격 변동, 경기 주택 거래량 변동과 경기 토지 가격 변동은 음(-)의 상관관계를 보였다.

주택 및 토지의 거래량은 증가(감소)한다는 것을 의미하며 기존의 문헌연구 결과와 일치하였다.

또한 지역과 부동산 유형이 다르더라도 가격은 다른 가격자료와, 거래량은 다른 거래량자료와 높은 양(+)의 상관관계를 보였다. 이는 지역 간, 그리고 주택 및 토지 간 각각의 가격과 거래량에서 강한 상관관계가 존재함을 의미한다.

2. 그랜저 인과관계 분석

지역별 주택 및 토지의 가격과 거래량 간의 인과관계를 알아보기 위해 주택과 토지 각각 가격과 거래량에 대한 그랜저 인과관계 검정을 실시하였다.

시차 2를 기준으로 유의수준 5% 내에서 전국, 서울, 경기의 주택시장은 가격과 거래량 모두 양

방향으로 그랜저 인과하였다. 토지 시장과 인천 주택시장은 가격이 거래량에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

결과적으로 수도권 주택의 가격과 거래량은 서로 상호 간 인과관계가 존재하나, 토지의 가격과 거래량은 주로 가격이 거래량에 영향을 주는 일방향 인과관계로 볼 수 있다.²⁵⁾

두 변수 사이의 선·후행 관계 여부를 시차구조를 통해 분석해 보았다. 교차 상관분석 결과, 주택시장과 토지시장 모두 거래량이 1개월에서 4개월까지 가격에 선행하는 것으로 나타났다.

토지와 주택의 가격과 거래량 변수를 묶어 지역별로 살펴보았다. 전국의 경우 주택 가격은 토지가격에, 토지 가격은 토지 거래량에 그랜저 인

〈표 5〉 인과성 검정 및 교차상관 분석결과

구분	귀무가설	F-statistic		인과관계	교차상관	
		시차 1	시차 2			
전국	주택	가격↔거래량	3.546*	9.574***	가격↔거래량	거래량 2개월 선행
		거래량↔가격	1.991	5.757***		
	토지	가격↔거래량	1.316	6.933***	가격→거래량	거래량 1개월 선행
		거래량↔가격	4.266**	1.103		
서울	주택	가격↔거래량	12.166***	7.999***	가격↔거래량	거래량 2개월 선행
		거래량↔가격	8.560***	3.421**		
	토지	가격↔거래량	3.341*	3.950**	가격→거래량	거래량 4개월 선행
		거래량↔가격	5.490**	0.297		
인천	주택	가격↔거래량	6.060**	4.386**	가격→거래량	거래량 3개월 선행
		거래량↔가격	1.888	0.569		
	토지	가격↔거래량	0.080	5.384***	가격→거래량	거래량 4개월 선행
		거래량↔가격	2.672	2.372		
경기	주택	가격↔거래량	5.457**	5.277***	가격↔거래량	거래량 2개월 선행
		거래량↔가격	3.375*	4.689**		
	토지	가격↔거래량	4.492**	5.942***	가격→거래량	거래량 4개월 선행
		거래량↔가격	6.415**	2.688*		

주: 1) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%를 만족하는 수준을 의미함.

2) 전국, 서울, 경기의 주택과 서울, 인천의 토지의 가격과 거래량 간의 교차상관계수 $\widehat{Cor}_{xy}(k)$ 는 0.3 이상이었음.

3) 인과관계는 시차 2일 때 유의수준 5%를 만족하는 경우임.

25) 전국 토지 거래량 변동과 서울 주택 가격 변동, 인천 토지 거래량 변동과 경기 주택 가격 변동은 통계적으로 유의미하였다.

26) 인천의 경우 대규모 개발사업으로 인해 아파트 및 주상복합의 분양이 2006년 이후부터 집중되어 있었기 때문에 주택 가격지수 시계열을 살펴보면 다른 지역에 비해 주택 가격의 하락 폭이 컸던 것으로 나타났다. 이로 인해 타 수도권 주택시장과 다른 인과관계 결과가 나타난 것으로 보인다.

〈표 6〉 지역별 부동산 가격과 거래량 인과관계

전국			서울		
주택 가격	↔	주택 거래량	주택 가격	↔	주택 거래량
↓	⊗			⊗	↓
토지 가격	→	토지 거래량	토지 가격	→	토지 거래량
인천			경기		
주택 가격	←	주택 거래량	주택 가격	↔	주택 거래량
	⊗	↓		⊗	↓
토지 가격	→	토지 거래량	토지 가격	→	토지 거래량

주 : 인과관계는 시차 2일 때 유의수준 5%를 만족하는 경우임.

과하였고 주택 거래량과 주택 가격, 토지 거래량과 주택가격은 양방향으로 그랜저 인과하였다. 서울, 인천, 경기 모두 전국과 달리 주택 가격과 토지 가격 사이에 인과성은 없었으며 주택 거래량과 토지거래량 사이에 일방향 또는 양방향으로 그랜저 인과성이 검증되었다.

자세히 살펴보면, 서울은 주택 가격과 주택 거래량, 주택 가격과 토지 거래량, 주택 거래량과 토지 거래량 사이에 양방향으로 인과관계가 존재하였고, 토지 가격은 주택 거래량 및 토지 거래량과 인과관계가 존재하였다.

인천은 주택 거래량과 토지 가격 사이에 양방향으로 인과관계가 존재하였고 주택 가격은 각각 주택 거래량과 토지 거래량에, 토지 가격은 토지 거래량에, 주택 거래량은 토지 거래량에 일방향으로 인과관계가 존재하였다.

경기는 주택 가격과 각각 주택 거래량 및 토지 거래량과, 토지 가격이 주택 거래량과 양방향으로 인과관계가 있었으며 토지 가격은 토지 거래량에, 주택 거래량은 토지 거래량에 일방향으로 인과하였다.

이는 수도권 주택 및 토지 시장 간에 가격과 거래량이 분리되어 움직이기 보다 유기적으로 맞물려 변화하고 있음을 의미한다. 또한 전국 분석결과와 다른 인과관계가 보인 것은 수도권이 인구밀

집지역으로 고밀도로 개발되었기 때문에 토지거래량에 건축물 부속 토지 거래량이 포함되어 있어 전국과 다르게 나타난 것으로 보인다.

3. 충격 반응 분석 및 분산 분해

단위근 검증을 통해 단위근이 부존재함을 확인하였으므로 VAR 모형을 이용하여 가격과 거래량 두 시계열 변수 사이의 모형을 추정하였다. VAR 모형의 적정시차는 보통 AIC와 SC를 이용하여 차수를 결정하는 데, 선행연구의 대부분이 SC기준으로 최소 시차로 분석한 사례가 많아 추정 모형 역시 이를 기준으로 4차까지 확장하여 상수항과 추세항이 없는 모형으로 선정하였다.

먼저 지역별로 주택시장과 토지시장을 나누어 가격과 거래량 두 변수를 내생변수로 VAR 모형을 추정한 후 두 시장을 묶어 분석하였다.

분석 결과 〈표 7〉과 같이 전기의 가격은 각각 당기의 가격과 거래량에 상대적으로 크고 유의적인 영향을 주었다. 또한 전기의 거래량은 당기의 가격과 거래량에 영향을 주는 정도가 상대적으로 작거나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

지역별 토지와 주택의 가격과 거래량을 묶어 그랜저 인과관계 결과를 기초로 정한 시계열 변수의 순서를 배열하여 지역별 부동산 VAR 모형을 설정

〈표 7〉 지역별 주택 및 토지 VAR 추정결과

구분	전국				서울				
	주택		토지		주택		토지		
	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	
주택	가격 (-1)	0.905*** [8.651]	13.699** [2.091]	-	-	0.775*** [11.880]	-10.048*** [-3.426]	-	-
	가격 (-2)	-0.221* [-1.935]	-22.493*** [-3.452]	-	-	-	-	-	-
	거래량 (-1)	0.002 [1.062]	-0.407*** [-3.589]	-	-	0.006*** [2.929]	0.179 [1.809]	-	-
	거래량 (-2)	0.005*** [3.190]	-0.042 [-0.449]	-	-	-	-	-	-
토지	가격 (-1)	-	-	0.725 [9.844]	-3.518 [-1.138]	-	-	0.766*** [11.304]	-5.676* [-1.876]
	거래량 (-1)	-	-	0.005** [2.014]	-0.196* [-1.824]	-	-	0.005** [2.283]	0.816 [0.757]
Adj. R ²		0.678	0.191	0.514	0.049	0.633	0.141	0.601	0.032
F-statistic		56.329	7.206	85.655	5.108	139.151	14.169	121.548	3.631
구분	인천				경기				
	주택		토지		주택		토지		
	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	
주택	가격 (-1)	0.847*** [14.330]	-7.304** [-2.382]	-	-	0.755*** [10.669]	-5.572** [-2.313]		
	거래량 (-1)	0.002 [1.393]	-0.020 [-0.214]	-	-	0.006* [1.841]	0.032 [0.305]		
토지	가격 (-1)	-	-	0.572*** [6.365]	-0.858 [-0.288]			0.726*** [9.837]	-6.910** [-2.126]
	거래량 (-1)	-	-	0.005 [1.617]	-0.152 [-1.408]			0.006** [2.496]	-0.104 [-0.970]
Adj. R ²		0.698	0.066	0.269	0.014	0.580	0.051	0.510	0.052
F-statistic		185.485	5.798	30.396	2.111	111.385	5.330	84.105	5.402

주: 1) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%를 만족하는 수준을 의미함.

2) []는 t-statistics 값임.

하였다.

〈표 8〉에서와 같이 가격은 전기의 주택 또는 토지 가격에, 거래량은 전기의 주택 또는 토지 거래량에 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 서울의 경우 주택 가격은 전기의 자신(주택 가격)과 주택 거래량, 토지 가격 및 토지 거래량에게 모두 영향을 받는 것으로 나타났는데 이는 VAR 모형 내 변수의 순서가 토지 변수로부터 시작하기 때문이다.

추정된 VAR 모형을 바탕으로 주택과 토지 시장을 지역별로 나눠 충격 반응 분석과 분산 분해를 실시하였다. 충격 반응 분석은 VAR 모형 회귀 방정식 내 오차항의 충격에 대한 종속변수의 반응을 동태적으로 분석하는 방법으로 이러한 충격이

미래 일정기간동안 타 내생변수에 미치는 방향 및 변화의 지속성을 보여준다.

〈그림 2〉는 지역별 주택 및 토지 가격과 거래량의 충격 반응 분석을 도표화한 것으로, 가격과 거래량 간의 인과관계가 존재하는 지역을 중심으로 분석하였다. 주택 및 토지 가격에 대한 충격은 모두 2, 3개월 내 크게 감소하면서 음(-)의 반응으로 가다가 0으로 수렴하였다. 대체적으로 토지 가격에 대한 충격이 주택 가격에 대한 충격에 비해 변동폭이 50% 정도로 낮게 나타났다. 주택 거래량에 대한 충격은 전국은 3개월까지, 수도권은 2개월까지 증가하다가 0으로 수렴하는 양(+)의 반응 형태를 보였다.

다음으로 지역별 토지와 주택변수를 묶어 충격

〈표 8〉 지역별 부동산 VAR 추정결과

구분		주택거래량-주택가격-토지가격-토지거래량				토지가격-토지거래량-주택거래량-주택가격			
		전국							
		주택		토지		주택		토지	
		가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량
주택	가격 (-1)	1.084*** [9.194]	13.230* [1.891]	0.226** [2.190]	15.139*** [4.256]	0.711*** [8.424]	-5.731 [-1.511]	0.057 [1.057]	-2.347 [-1.039]
	가격 (-2)	-0.309** [-2.601]	-19.497*** [-2.764]	-0.136 [-1.306]	-16.495*** [-4.600]	-	-	-	-
	거래량 (-1)	0.009*** [2.730]	-0.393* [-1.936]	0.001 [0.198]	-0.001 [-0.005]	0.0152*** [2.938]	0.607** [2.613]	0.004 [1.344]	0.492*** [3.555]
	거래량 (-2)	0.006 [1.124]	0.036* [0.205]	0.000 [0.142]	0.544 [0.611]	-	-	-	-
토지	가격 (-1)	8.019 [0.933]	-0.042 [-0.287]	0.739*** [5.831]	8.418* [1.927]	0.234* [1.699]	-7.306 [-1.181]	0.723*** [8.180]	-1.347 [-0.366]
	가격 (-2)	-13.697 [-1.623]	0.089 [0.623]	-0.125 [-1.006]	-13.178*** [-3.070]	-	-	-	-
	거래량 (-1)	-0.139 [-0.387]	-0.015** [-2.507]	0.000 [0.085]	-0.599*** [-3.230]	-0.168* [-1.851]	-0.832** [-2.037]	-0.002 [-0.326]	-0.689*** [-2.836]
	거래량 (-2)	-0.225 [-0.665]	0.004 [0.786]	-0.002 [-0.306]	-0.239 [-1.392]	-	-	-	-
Adj. R ²		0.179	0.698	0.515	0.362	0.650	0.183	0.605	0.164
F-statistic		3.456	27.140	12.989	7.393	50.579	6.956	41.759	6.249
구분		주택가격-주택거래량-토지가격-토지거래량				주택가격-주택거래량-토지가격-토지거래량			
		인천							
		주택		토지		주택		토지	
		가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량	가격	거래량
주택	가격 (-1)	0.853*** [11.499]	-2.596 [-0.690]	0.150** [2.241]	-0.370 [-0.165]	0.751*** [8.961]	-2.721 [-0.959]	0.063* [1.771]	-0.134 [-0.086]
	거래량 (-1)	0.004* [1.686]	0.062 [0.528]	0.004* [1.895]	0.179** [2.572]	0.013** [2.391]	0.015 [0.084]	0.002 [1.034]	0.200* [1.987]
토지	가격 (-1)	0.017 [0.147]	-11.075* [-1.865]	0.442*** [4.185]	-0.231 [-0.065]	0.129 [0.644]	-13.424* [-1.973]	0.063*** [7.654]	-6.252* [-1.665]
	거래량 (-1)	-0.004 [-0.961]	-0.276 [-1.189]	-0.001 [-0.268]	-0.369** [-2.667]	-0.016 [-1.585]	-0.007 [-0.019]	0.001 [0.342]	-0.412** [-2.147]
Adj. R ²		0.694	0.087	0.321	0.069	0.585	0.074	0.521	0.075
F-statistic		61.341	3.542	13.593	2.991	38.613	3.118	30.014	3.186

주 : 1) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%를 만족하는 수준을 의미함.
 2) []는 t-statics 값임.

반응분석을 실시하였다.

주택 거래량에 대한 주택 가격의 충격은 전국과 서울 각각 3개월, 2개월까지 증가하다가 점차 0으로 수렴하면서 주택시장만의 충격 반응 형태와 유사하였다. 그러나 두 지역 모두 반응의 정도와 변동폭은 토지와 주택을 묶은 부동산시장모형에서 110%, 60% 정도 수준으로 높게 나타났다.

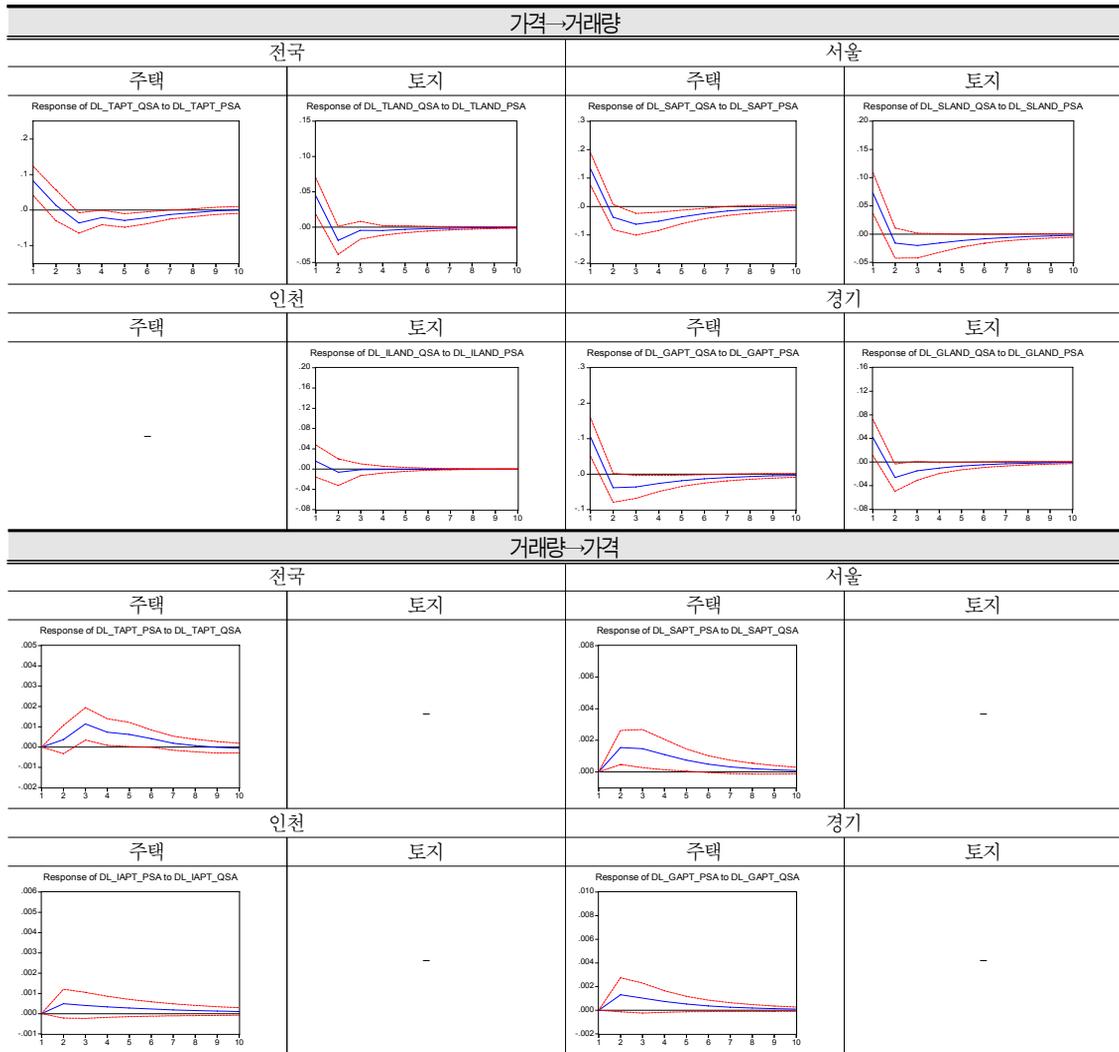
주택가격에 대한 주택거래량의 충격은 인천, 경기 모두 음(-)의 반응을 보이며 주택시장만의 충

격반응형태 및 강도와 유사하게 나타났다. 토지가격에 대한 토지 거래량의 충격은 인천의 경우 양(+), 음(-)의 반응이 지그재그형태로 나타났다. 이와 달리 경기는 음(-)의 반응을 보이며 토지시장만의 충격반응 형태와 강도가 유사하였다.

〈표 9〉는 수도권 지역별 주택 및 토지 가격과 거래량의 분산 분해결과를 보여준다.

거래량의 변동에 영향을 주는 요인으로는 주택, 토지 모두 거래량 자신의 변화가 대부분을 차지하

〈그림 2〉 지역별 주택 및 토지 가격과 거래량 충격 반응 분석



고 있었다.

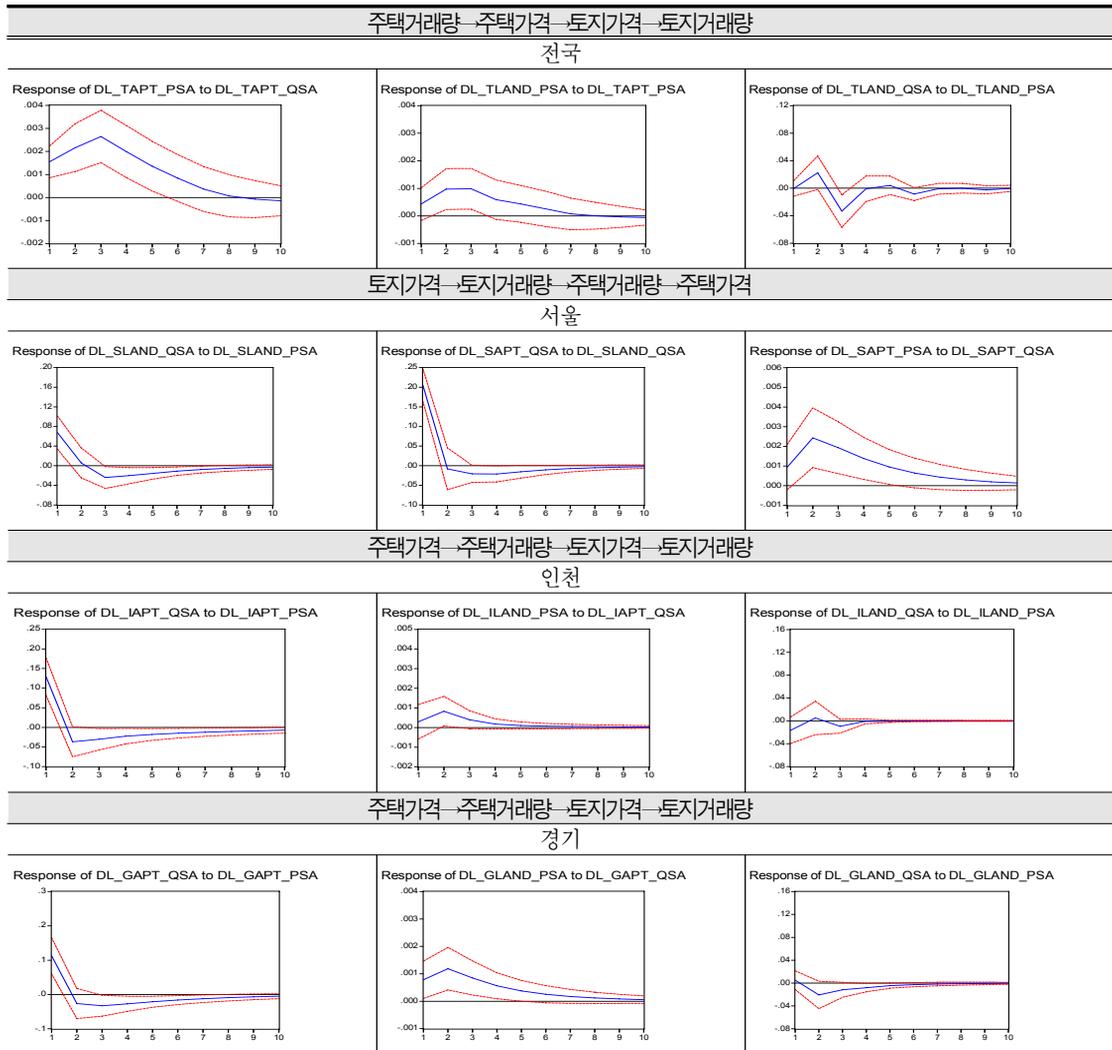
토지의 거래량은 가격, 거래량의 영향이 장·단기 큰 변화를 보이지 않았고 주택의 경우, 전국(5.6%)대비 서울(7.6%)의 주택 가격 변화가 주택 거래량 변화에 장기적으로 좀 더 많은 영향을 주는 것으로 나타났다. 인천(3.0%)과 경기(3.1%)는 주택 가격의 장기적 영향이 전국에 비해 떨어지는 것으로 나타났다.

가격의 변동에 영향을 주는 요인으로는 기간이

길어질수록 거래량의 변화가 커지고는 있었으나 장·단기간 차이는 전국의 주택(5.1%)을 제외하고는 3% 이내로 미미하였다. 또한 장·단기 모두 90% 이상 가격 자신의 변화가 대부분이었다. 이는 가격의 변화는 가격 자신으로 설명할 수 있음을 의미한다.

수도권 지역별 부동산시장의 분산 분해결과를 살펴보면, 주택 거래량의 변동 영향요인으로는 전국, 인천, 경기에서는 주택 거래량 자신의 변화로

〈그림 3〉 지역별 부동산 가격과 거래량 충격 반응 분석



주로 설명되었다. 세부적으로 인천, 경기지역은 장기적으로 주택 가격의 영향이 커지고 있었으나, 변화폭이 2%수준으로 전국(4.9%)에 비해 정적인 시장구조를 보였다.

서울은 특이하게 장·단기 모두 토지 거래량 및 토지 가격의 영향이 컸으며 장기에는 토지가격의 변동이 5.7%로 영향력이 늘어났다. 이는 서울

이 수도권에서 기개발된 용도지역의 비율이 높아 인천과 경기도에 비해 순수토지의 절대적 양이 적기 때문으로 보인다.²⁷⁾

토지 거래량의 분산 분해 결과를 보면 토지 거래량 자신뿐 아니라 주택 가격과 거래량으로부터 장·단기 모두 상당 부분 영향을 받고 있다. 특히 인천, 경기의 토지 거래량은 장·단기 모두 20%

27) 또한 VAR 모형 순서에도 영향을 받은 것으로 보인다. 각 변수의 VAR 모형 배열순서가 서울의 경우 토지에서 주택 순으로 설정되었다.

〈표 9〉 수도권 지역별 주택 및 토지시장 분산분해분석

거래량 분산분해								
주택	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	16,141	21,750	24,250	31,859	31,221	34,258	18,846	21,952
거래량	83,859	78,250	75,750	68,141	68,779	65,742	81,154	78,048
토지	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	15,033	15,355	18,624	21,023	1,343	1,357	11,771	13,480
거래량	84,967	84,645	81,376	78,977	98,657	98,643	88,229	86,520
가격 분산분해								
주택	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	99,434	94,370	96,634	93,631	99,374	99,015	98,227	97,227
거래량	0.566	5.630	3.366	6.369	0.626	0.985	1.773	2.772
토지	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	97,607	97,213	97,276	95,469	97,815	97,521	96,157	95,072
거래량	2.393	2.787	2.724	4.531	2.185	2.479	3.843	4.928

주 : 단기 2개월, 장기 10개월이며 단위는 모두 %임.

〈표 10〉 수도권 지역별 부동산시장 분산분해분석

주택거래량 분산분해	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	3.809	8.683	1.124	3.076	31.045	33.178	20.468	23.059
거래량	95.033	86.170	22.984	21.570	64.899	61.778	77.046	72.865
토지	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	1.045	3.476	20.863	26.537	2.645	3.483	2.484	4.054
거래량	0.113	1.671	55.029	48.817	1.412	1.561	0.000	0.023
토지거래량 분산분해	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	14.387	18.577	0.509	1.914	22.860	23.004	22.383	22.968
거래량	56.300	48.282	10.538	10.834	17.471	17.409	45.044	43.917
토지	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	3.805	10.308	16.201	19.613	1.408	1.807	2.228	3.243
거래량	25.508	22.833	72.753	67.639	58.261	57.780	30.344	29.872
주택가격 분산분해	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	69.248	54.758	57.908	47.344	98.768	98.419	96.263	94.993
거래량	28.382	43.015	9.980	13.435	0.644	0.791	2.139	3.397
토지	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	0.043	0.678	16.911	23.756	0.051	0.052	0.099	0.207
거래량	2.326	1.549	15.201	15.465	0.537	0.738	1.499	1.402
토지가격 분산분해	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	7.834	13.525	0.327	0.825	18.160	29.290	10.212	20.792
거래량	17.395	23.627	1.237	3.743	3.247	3.447	12.138	14.255
토지	전국		서울		인천		경기	
	단기	장기	단기	장기	단기	장기	단기	장기
가격	74.767	62.451	96.178	91.624	78.537	66.993	77.577	64.848
거래량	0.004	0.396	2.258	3.809	0.055	0.268	0.072	0.105

주 : 단기 2개월, 장기 10개월이며 단위는 모두 %임.

이상 주택가격 변화에 의한 영향을 받는 것으로 나타났다. 서울 토지거래량은 주택가격의 변화에 거의 영향을 받지 않았다. 이는 서울을 제외하고, 토지 거래량은 같은 지역 주택시장의 변화에 많은 영향을 받고 있음을 의미한다.

가격의 분산 분해 분석결과를 살펴보았다.

주택가격 변동에 영향을 주는 요인으로는 그 자신(주택가격)으로부터 장·단기 모두 영향을 많이 받으며, 인천($\Delta 0.4\%$)과 경기($\Delta 1.3\%$)는 전국($\Delta 14.5\%$) 및 서울($\Delta 10.6\%$)과 달리 정적인 구조를 보였다.

또한 장기적으로 주택 가격이 주택 거래량으로부터 전국 43.0%, 서울 13.4% 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 인천과 경기도에 비해 상대적으로 서울의 주택 가격이 주택 거래량의 충격에 강하게 반응할 수 있음을 의미한다.

특히 서울의 주택 가격은 주택시장 변화요인 뿐 아니라, 토지가격과 토지 거래량의 변화에도 상당한 영향을 받는 것으로 나타났다.

토지 가격의 분산분해 결과를 보면 역시 토지 가격 자신의 변화에 많은 영향을 받으며 토지 거래량의 변동으로부터의 영향은 미미하였다.

주택 가격의 변동은 서울을 제외한 인천, 경기 모두 장기에는 20% 넘게 토지 가격에 영향을 주는 것으로 나타났고, 주택 거래량의 변동은 수도권에서 경기지역만 장기적으로 10% 넘는 영향을 주는 것으로 나타났다.

4. 거래량과 가격변동성 분석

경제학에서 변동성은 평균이 안정된 시계열에서 분산이 시간에 따라 변하는 성질을 말하며 관

련된 현상의 불확실성, 즉 위험(risk)을 설명하고 측정하는 수단이다. 주식이거나 환율 등 금융경제시장 변수들은 일정기간은 움직임이 적게 나타나다가 큰 폭의 변동을 보이는 변동성 집중(volatility clustering) 현상을 보인다.

Engle(1982)은 이러한 현상을 이용하여 ARCH 모형은, Bollerslev(1986)은 ARCH 모형을 일반화한 GARCH 모형(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)을 개발하였다. 본 연구에서는 이러한 시간가변 변동성을 측정하는 GARCH 모형을 이용하여 수도권 내 지역별 주택 및 토지 가격의 변동성을 분석한다.

가격 변동과 거래량 변동의 관계는 임재만(2011) 연구에서의 모형식을 이용하여 먼저 주택 및 토지 가격의 변화량의 ARCH 및 GARCH 효과가 있는지를 살펴보고, 당기와 전기²⁸⁾의 거래량 변수를 투입하여 추정하였다.

앞서 분석한 결과에 의하면 동일지역 내 주택 가격과 토지 가격 간 인과관계는 서울, 인천, 경기 모두 존재하지 않았다. 주택 가격과 주택 거래량은 상호 인과성을 보였고, 토지 가격과 주택 거래량은 일방향 또는 양방향의 인과관계가 성립하였다. 이를 반영하여 지역 내 주택 가격과 주택 거래량, 토지 가격과 주택 거래량 간의 변동에 따른 변화를 추정하였다.

앞서 <표 2>의 변동률 변수 중, 토지거래량 변수는 모두 Jarque-Bera 검정결과 정규분포가 아님을 기각하지 못해 ARCH류 모형에 적용할 수 없으므로 토지 가격과 토지 거래량, 주택 가격과 토지 거래량 관계는 변동성 분석에서 제외하도록 한다. 또한 가격 모형에 있어 남아있는 시간추세를 제거하기 위해 ARIMA(p,d,q)모형을 이용하

28) 여기서 전기는 t-1기로 전월뿐만 아니라 i=4 까지의 모형을 추정한 후 Adj. R²와 AIC, SC기준을 고려하여 적합한 모형을 선정하였다.

〈표 11〉 지역별 가격모형의 구축

	가격 모형		BIC	Adj. R ²	RSE	C	AR(1)	AR(2)	MA(1)
						c	a1	a2	m1
전국	주택	ARIMA(1, 1, 1)	-8.351	0.654	0.003	0.003*	0.672***		0.389***
	토지	ARIMA(1, 1, 1)	-8.745	0.511	0.003	0.001	0.563***		0.303**
서울	주택	ARIMA(1, 1, 1)	-7.230	0.630	0.006	0.002	0.648***		0.378***
	토지	ARIMA(1, 1, 1)	-8.316	0.657	0.004	0.002	0.540***		0.641***
인천	주택	ARIMA(2, 1, 0)	-7.842	0.710	0.005	0.002	1.066***	-0.273**	
	토지	ARIMA(1, 1, 1)	-8.054	0.388	0.004	0.003	-0.401***	0.555***	1.157***
경기	주택	ARIMA(1, 1, 0)	-6.828	0.563	0.008	0.002	0.758***		
	토지	ARIMA(1, 1, 0)	-8.513	0.480	0.003	0.002	0.697***		

주 : 1) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%를 통계적으로 만족하는 수준을 의미함.

2) BIC는 Schwarz criterion, RSE는 S.E. of regression임.

여 GARCH모형을 선정하였다.²⁹⁾ 모형의 선택기준은 모수절약, 안정성, 모형의 설명력, AIC 및 SC 기준의 적합도를 종합적으로 고려하여 지역별로 적절한 모형을 추정하였다.

주택 및 토지가격 변화에 대한 GARCH 모형 추정결과를 살펴보았다. ARCH효과를 나타내는 α 는 가격 모형 및 거래량변수가 포함된 모형 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 수도권 주택 및 토지 가격은 현재의 변동성에 대한 시장의 충격이 다음 기의 변동성에 영향을 주고 있음을 의미한다. 특히 거래량변수를 제외한 모형에서 동일지역의 주택 가격보다 토지가격의 ARCH효과가 큰 것으로 나타났다. 이는 지가 지수가 개별토지의 가격 수준 및 변동을 측정하기보다 일반적인 지가수준의 변동을 측정하는 지표로, 지수의 평활화 현상이 두드러지게 나타났기 때문으로 보인다.³⁰⁾

변동성 충격의 척도모수(scale parameter)인 β

의 경우, 당기 거래량 변수를 포함한 인천 토지가격모형(1.023)에서 전기의 시장충격이 현재 변동성에 미치는 영향이 컸다. 이는 분석기간 송도·영종·청라지구를 포함하는 인천경제자유구역 개발, 아시안게임경기장 건립 등 개발사업으로 인해 시장의 변동이 가격으로 빠르게 전이되고 당기 거래량 변동으로도 영향을 받고 있었기 때문이다.

전기의 거래량 변수를 포함한 식에서는 서울의 토지가격 및 경기 토지 가격의 β 값이 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 그러나 서울(0.496)과 경기(0.410)는 모두 β 값이 1보다 작아 전기의 시장 충격으로 인한 현재의 변동성에 대한 영향이 그다지 크지 않은 것으로 나타났다. 그러나 전기의 주택 거래량 변동으로의 영향은 유의미하였다. 이는 서울의 경우 강북을 중심으로 재개발 및 뉴타운 사업이 시장에 영향을 주고 있으나 서울 전체로의 영향은 확산되면서 강도가 약해졌기 때문으로 보인다. 경기 역시 남부 일부 시를 중심으로 신도시 개

29) 주택 가격의 변동성을 추정하는 데에 적절한 시차 결정을 위한 평균 방정식이 먼저 선정되어야 한다. 최해립·유정석(2013)은 시계열자료의 자기상관에 따른 모수추정의 왜곡을 피하기 위해 ARMA(p,q)모형을 적용하여 GARCH 모형에 활용하였다. 본 연구에서는 모든 변수가 1차 차분이 되어 있으므로 자기회귀 모형(AR)과 이동평균 모형(MA)의 p, q의 차수를 변화시켜 가며 지역별 적합한 모형을 선정하였다.

30) 지가 지수는 감정평가사에 의해 조사·평가되어 지수를 산정한다. 물론 KB주택매매가격지수 역시 실거래 가격지수에 비해 평활화가 발생된다. 그러나 공인중개사들이 말하는 주택거래 가능가격은 매도자의 매도희망가격을 반영하므로 부동산하락기에는 매도자의 손실회피성향이 반영될 수 있다(이용만, 2012). 이러한 현상 역시 시장상황을 반영하는 것이라고 볼 수 있으나, 토지의 경우 실거래가격정보가 주택 특히 아파트에 비해 공개가 덜 되었기 때문에 ARCH효과가 크게 나타난 것으로 보인다.

〈표 12〉 가격변동에 대한 GARCH(1,1) 추정 결과

$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$			ω	α	β	$\alpha+\beta$	
전국	주택	ARIMA(1, 1, 1)	3.91E-06** (3,914)	0.578*** (2,615)	0.086 (0,478)	0.664	
	토지	ARIMA(1, 1, 1)	8.42E-07*** (3,198)	1.279*** (4,779)	3.92E-05 (0,001)	1.279	
서울	주택	ARIMA(1, 1, 1)	1.35E-05*** (2,691)	0.602*** (3,512)	-0.058 (-0,249)	0.544	
	토지	ARIMA(1, 1, 1)	3.61E-06*** (3,931)	0.840*** (5,110)	-0.012 (-0,085)	0.828	
인천	주택	ARIMA(2, 1, 0)	7.24E-06** (2,053)	0.765*** (4,321)	-0.003 (0,012)	0.762	
	토지	ARIMA(1, 1, 1)	3.24E-06*** (3,482)	0.863*** (4,775)	-0.038 (-0,292)	0.825	
경기	주택	ARIMA(1, 1, 0)	8.73E-06*** (3,551)	1.047*** (4,739)	-0.031 (-0,708)	1.016	
	토지	ARIMA(1, 1, 0)	1.03E-06*** (4,175)	1.416*** (5,903)	-0.009 (-0,210)	1.407	
$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \delta q_t$			ω	α	β	$\alpha+\beta$	δ
전국	주택	ARIMA(1, 1, 1)	3.15E-06* (1,901)	0.610*** (2,649)	0.177 (0,784)	0.787	3.61E-06 (0,848)
	토지	ARIMA(1, 1, 1)	9.22E-07*** (2,930)	1.146*** (4,698)	-0.008 (-0,084)	1.138	-9.57E-07 (-0,727)
서울	주택	ARIMA(1, 1, 1)	1.10E-05** (2,374)	0.827*** (3,265)	-0.014 (-0,081)	0.813	6.08E-06 (0,712)
	토지	ARIMA(1, 1, 1)	3.58E-06*** (3,484)	0.830*** (4,968)	-0.012 (-0,079)	0.818	-1.16E-06 (-0,486)
인천	주택	ARIMA(2, 1, 0)	7.29E-06* (1,946)	0.737*** (3,074)	0.010 (0,041)	0.747	3.25E-06 (0,228)
	토지	ARIMA(1, 1, 1)	6.15E-07*** (3,109)	-0.029*** (-39,290)	1.023*** (44,400)	0.994	-6.93E-06*** (-3,953)
경기	주택	ARIMA(1, 1, 0)	7.541E-06*** (3,511)	1.301*** (4,381)	-0.020 (-0,442)	1.281	-3.56E-06 (-0,424)
	토지	ARIMA(1, 1, 0)	2.07E-06*** (3,885)	0.405*** (2,589)	-0.005 (-0,030)	0.400	-4.55E-06*** (-5,599)
$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \delta q_{t-i}$			ω	α	β	$\alpha+\beta$	δ
전국	주택	i=3	3.57E-06*** (3,371)	0.375*** (3,667)	0.130 (1,015)	0.505	-9.92E-06*** (-3,448)
	토지	i=3	9.57E-07*** (4,509)	0.914*** (9,160)	-0.034 (-0,949)	0.880	-1.90E-06*** (-4,046)
서울	주택	i=1	1.07E-05*** (3,098)	0.620*** (3,414)	0.074 (0,473)	0.694	1.40E-05* (1,904)
	토지	i=2	4.81E-06*** (4,988)	-0.014*** (-4,243)	0.496*** (5,018)	0.482	-7.88E-06*** (-63,602)
인천	주택	i=1	7.33E-06* (1,880)	0.767*** (4,265)	-0.002 (-0,011)	0.765	-1.39E-06 (-0,150)
	토지	i=1	2.78E-06*** (5,238)	1.175*** (5,885)	-0.057 (-0,820)	1.118	-2.48E-06 (-1,027)
경기	주택	i=3	1.01E-05 (3,517)	0.770*** (4,518)	-0.079 (1,860)	0.691	-1.45E-05** (-2,428)
	토지	i=2	2.83E-06** (2,099)	0.145*** (3,555)	0.410* (1,778)	0.555	-4.45E-06* (-1,746)

주 : 1) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%를 통계적으로 만족하는 수준을 의미함.
 2) 가격변동변수는 수도권 지역별 주택, 토지이며 거래량변동변수는 주택거래량임.
 3) _____은 $\alpha+\beta$ 값이 1에 근접한 경우이며, () 값은 z-statistics임.

발사업이 활발히 진행되고 있으나 도(道) 전반으로 확산되면서 영향이 감소되었기 때문으로 보인다.

지속성 모수값을 나타내는 $\alpha + \beta$ 값을 살펴보면, 거래량변수가 포함되지 않은 경기 주택 가격과 당기 거래량 변수를 포함한 인천 토지 가격이 1에 근접하여 IGARCH가 존재하였다. 이는 경기 주택과 인천 토지 가격은 현재 변동성 충격의 영향이 미래에도 지속될 가능성이 높음을 의미한다. 부동산경기 침체국면이 지속되면서 경기 주택가격이 서울 및 인천 주택가격보다 하락세가 장기화될 가능성이 있음을 보여준다. 또한 인천의 경우 현재 추진 중인 대규모 개발사업의 성과가 향후 지가에 지속적인 영향을 줄 수 있음을 보여준다.

당기 및 전기 거래량을 포함한 모형의 분석결과를 살펴보았다. 인천 토지 가격은 당기 거래량 변동에, 전국 및 서울 주택·토지 가격과 경기 주택 가격은 전기 거래량 변동에 영향을 받았으며 통계적으로도 유의하였다. 경기 토지 가격의 경우 당기 및 전기 거래량 변동에 통계적으로 유의미한 영향을 받았다. 계수의 부호를 살펴보면 서울 주택가격 모형만 거래량과 가격변동성 사이에 양(+)의 관계로 나타났다. 특히 토지 가격과 거래량과의 관계는 통계적 유의성을 제하더라도 모두 음(-)의 관계였다. 이는 수도권 토지시장은 거래량의 증가가 가격의 변동성을 감소시키는 얇은 시장(thin market)으로, 유동성이 낮고 불완전경쟁시장이라는 한동근(2011)의 분석결과와 유사하였다.³¹⁾ 이와 달리 서울 주택시장은 시장참여자가 다수이므로 전기의 거래량 정보가 시장에 신속하게 퍼지는 유동성이 상대적으로 높은 시장으로 분

석되었다.

V. 결 론

본 연구에서는 주택 가격지수와 주택 거래량, 지가 지수와 토지 거래량 시계열자료를 활용하여 2006년 1월부터 2012년 11월까지 수도권 토지와 주택의 가격과 거래량 간의 인과관계와 변동성의 관계를 개별시장별, 부동산시장으로 묶어 분석하였다.

먼저 가격과 거래량의 인과관계를 살펴보았다. 주택과 토지시장을 나눠 인과관계를 분석한 결과, 서울과 경기의 주택 가격과 거래량은 양방향 인과관계가 검증되었다. 그러나 인천 주택 및 토지, 서울과 경기의 토지 가격과 거래량은 가격이 거래량에 영향을 주는 일방향 인과관계로 분석되었다. 주택과 토지를 묶어 부동산시장으로 분석한 모형에서는 토지시장과 주택시장이 개별적으로 변화하는 것이 아니라 서로 연동하는 모습을 보였다. 그랜저 인과관계 분석에 따른 VAR모형의 위계에서 서울은 토지시장에서 주택시장으로, 인천과 경기는 주택시장에서 토지시장으로 흐름을 보여주었다. 즉, 인천과 경기의 토지수요는 주택으로 파생어진다는 Ricardo 이론을 지지하고 있으며 서울은 토지 가격이 주택 구입비용의 일부 구성요소로서 토지 가격이 상승하면 주택 가격 상승에 유의한 관계가 성립됨을 뜻한다. 이렇게 지역별로 인과순서가 상이한 이유는 서울의 용도지역상 도시지역만 존재하여 건축물 부속토지 비율이 높기 때문이다.

시차분석결과 주택시장에서의 거래량의 선행이

31) Tauchen and Pitts(1983)의 연구와 같이, 거래량의 증가가 가격변동성을 감소시키는 현상은 조직화되지 않고 거래빈도가 불규칙적이며 거래량이 많지 않은 얇은 시장(thin market)에서 주로 나타난다(한동근, 2011). 한동근(2011)의 연구에서는 광주를 제외하고 전국 및 5대 광역시의 지가변동성과 토지거래량 사이의 음(-)의 관계가 관측되었다.

토지시장보다 2개월여 짧게 나타났는데, 토지시장이 주택시장보다 과거 거래량으로부터 영향이 오래 지속되고 있음을 의미한다. 이러한 경향은 GARCH 모형을 통한 변동성 분석결과에서도 나타났다. 금기의 변동성 충격이 다음 기로 지속되는지 여부를 나타내는 ARCH 효과가 주택 가격보다 토지 가격에서 높게 나타났으며, 특히 경기 주택가격과 인천 토지 가격은 충격 지속 여파가 장기간 나타날 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 거래량을 포함한 모형에서도 인천 토지가격, 서울 주택 및 토지 가격과 경기 주택 가격이 당기 또는 전기 거래량으로부터 유의한 영향을 받았다. 토지 가격과 거래량은 음(-)의 영향이, 주택 가격과 거래량 간에는 양(+)의 영향이었으며 이는 수도권 주택 매매시장이 전통적인 수요-공급이론이 적용되는 시장이 아님을 확인하였다. 이에 주택 실수요자들조차 가격하락에 대한 기대심리가 확산되고 있는 현 상황에서 시장참여를 주저하고 있는 것이다.

지역별·시장별 충격반응분석 결과를 보면 토지 가격보다 주택 가격이 거래량에 2배 가까이 높은 반응을 보였으며, 거래량 자체가 주택 가격에 주는 영향은 양(+)의 형태로 나타났다. 또한 주택 또는 토지 단일시장으로 분석된 결과보다 부동산 시장으로 묶은 분석결과의 반응 폭이 상대적으로 크게 나타났다. 주택 가격에 대한 분산 분해 결과에서도 부동산시장에서의 장·단기 주택거래량 영향의 증가가 더 크게 관측되었다.

종합적으로 볼 때, 주택 가격하락으로 인해 시장참여자들은 적응적 기대를 바탕으로 관망추세를 유지하고 있어 거래물량 자체가 감소하고 있었다. 이는 매수자의 소득 및 자산계약으로 인한 수요의 감소 때문인지, 아니면 매도자의 기존주택 손실회피심리의 증거인지는 명확하지 않다. 다만,

현 상황에서 거래량이 활성화되지 못한다면 주택 시장의 침체가 장기화되고 토지시장 전반으로 파급될 가능성이 높다.

지금까지 정부는 주택 즉, 아파트를 대상으로 주로 부동산경기 안정화 및 활성화정책을 수립하여 왔다. 그러나 이제는 주택뿐만 아니라 토지, 지역의 전반적인 시장을 고려한 정책을 내놓아야 한다.

본 연구의 결과를 토대로 부동산정책에 대한 시사점들은 다음과 같다. 첫째, 수도권 주택 가격은 주택거래량뿐 아니라 토지 거래량과 지가에 영향을 받았다. 특히 서울은 그런저 인과관계 검증 결과, 토지거래량과 지가가 주택 가격을 인과하는 것으로 나타났다. 이는 정책 입안시 주택시장을 분석할 때 토지시장도 같이 분석되어야 한다는 점을 보여준다.

둘째, 주택가격은 토지 가격보다 거래량 충격에 의한 변동 폭이 크게 나타났다. 또한 서울과 같이 토지의 가격과 거래량이 주택가격을 인과하는 경우에는 개별시장으로 분석할 때보다 부동산시장으로 분석하였을 때 충격반응 폭이 더 크게 나타났다. 이는 지금까지 주택을 개별시장으로 보고 실증분석을 한 연구결과들보다 실제 부동산시장에서 주택 가격의 충격변동 폭이 클 수 있음을 의미한다. 그러므로 각 지역의 토지와 주택 간의 인과성을 파악하고 이를 고려하여 정부의 대책이 발표되었을 때 부동산시장 전체 안에서 주택가격의 충격 폭의 예상치를 점검할 필요가 있다.

본 연구는 수도권시장을 주택과 토지의 개별시장이 아닌 부동산시장으로 연구대상을 확장하였고 가격과 거래량의 인과성과 동태적 관계뿐만 아니라 변동성을 추가하여 분석해 보고자 한데에 차별성이 있다. 그러나 시계열자료의 기간이 다소 짧아 부동산경기순환을 모두 반영하지 못하였다는 점과

수도권을 광역자치단체 수준에서 분석하였고, 분석에 사용된 가격자료는 실거래자료가 아닌 조사 및 감정평가에 의해 이루어져 미세한 가격조정이나 평활화 현상이 발생할 수 있다는 점에서 한계가 있다. 또한 주택, 토지의 통계자료만 추가하여 상업용 부동산이나 오피스 등의 여러 부동산유형이 포함되지 못했다는 한계가 있다. 향후 시계열 자료가 좀 더 축적되고, 토지의 실거래자료 공개와 비주거용 건물에 대한 가격 지수가 개발된다면 좀 더 의미있는 연구결과가 도출될 것으로 기대된다.

참고문헌

국토해양부, 2012. 2. 27, “순수토지거래, 주택매매거래 등 신규통계 생산”, 국토해양부 보도자료.
 국토해양부, 2013. 3. 15, “2013년 2월 주택 거래량은 47만 건으로 전년동월대비 14.2% 감소”, 국토해양부 보도자료.
 국토해양부, 2013. 3. 22, “2013년 2월 전월세 거래량, 전년 동월대비 3.5% 증가”, 국토해양부 보도자료.
 김대원·유정석, 2013, “주택 가격에 대한 심리적 태도가 주택 매매 거래량에 미치는 영향 분석”, 『주택연구』 21(2): 73~92, 한국주택학회.
 김종호·정재호, 2011, “GARCH, EGARCH 모형을 이용한 주택 가격 변동성에 관한 연구”, 『부동산학보』 47: 367~383, 한국부동산학회.
 김주영, 2005, “규제정책이 서울시 지가변화에 미치는 영향력 분석”, 『서울도시연구』 6(3): 47~58, 서울시정개발연구원.
 남준우·이한식, 2010, 『제3판 계량경제학』, 홍문사.
 류지수·임규채·기석도, 2007, “주택 가격 및 토지 가격의 거품존재 가능성 검정”, 『산업경제연구』 20(6): 2245~2264, 한국산업경제학회.
 류현욱·고성수, 2012, “가격과 거래량의 관계에 대한 실증연구-서울시 주택시장을 중심으로-”, 『부동산학연구』 18(3): 23~36, 부동산분석학회.
 문규현, 2010, “우리나라 아파트가격의 비대칭성에 관한 연구-아파트 매매가격/아파트 전세가격을 중심으로”, 『대한경영학회지』 23(2): 731~745, 대한경영

학회.
 박원규·홍성표(역), 2009, 『제5판 Gujarati의 계량경제학』, 도서출판 지필(Gujarati, D. N. and Porter, D. C., 2008, *Basic Econometrics*, 5th ed., Mcgraw-Hill).
 방송희, 2010, “주택 가격지수와 관련된 세가지 에세이”, 한성대학교 경제부동산학과 박사학위논문.
 방송희·이용만, 2009, “실거래 가격자료를 이용한 주택 거래량과 가격과의 관계” 한국부동산분석학회 2009년 추계학술대회, 서울시립대학교.
 연구영, 2002, “상품선물시장에서 가격변동성 분석-미국과 일본 곡물선물시장을 중심으로-”, 『농업경영·정책연구』 29(2): 334~348, 한국농업경제학회.
 이상경, 2003, “서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이진효과 연구”, 『국토계획』 제 38권 제7호: 81~90, 대한국토·도시계획학회.
 이성근·서경규, 2005, 『현대 부동산의 이해』, 부연사.
 이용만, 2012, “부동산 시장의 이해현상들”, 『주택연구』 20(3): 5~40, 한국주택학회.
 이정진, 2007, 『토지경제학』, 박영사.
 이흥재·박재석·송동진·임경원, 2005, 『Eviews를 이용한 금융경제 시계열분석』, 경문사.
 임재만, 2011, “주택 거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?”, 『국토연구』 69: 3~18, 국토연구원.
 정주희·김호철, 2011, “수도권의 주택 가격과 거래량 간 인과성 및 동태적 관계에 관한 연구”, 『국토계획』 46(6): 131~148, 대한국토·도시계획학회.
 정홍일·이현석·이상선, 2012, “주택 거래량과 가격의 동조화 및 손실회피형상”, 『주택연구』 20(2): 77~101, 한국주택학회.
 최혜림·유정석, 2013, “지역별 아파트 시장 간의 변동성 전이효과 분석”, 『국토계획』 48(1): 113~130, 대한국토·도시계획학회.
 한국감정원, 2013. 3. 3, “2013년 2월 전국 월세가격 전월 대비 보합”, 한국감정원 보도자료.
 한동근, 2011, “토지거래량과 토지가격의 관계에 관한 실증분석”, 『경제연구』 29(2): 23~47, 한국경제통상학회.
 함중영, 2012, “금융위기 이후 주택 임대차시장의 구조적 변화와 정책적 시사점”, 『주택금융월보』 94: 26~41, 한국주택금융공사.
 허윤경·장경석·김성진·김형민, 2008, “주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석”, 『주택연구』 16(4): 47~70, 한국주택학회.
 Abelson, P., 1997, “House and Land Price in Sydney:

- 1931 to 1989”, *Urban Studies*, 34(9): 1381~1400.
- Alonso, W. A., 1964, *Location and Land Use: Toward A General Theory of Land Rent*, Harvard University Press.
- Andrew, M. and Meen, G., 2003, “House Price Appreciation, Transaction and Structural Change in the British Housing Market: A Macroeconomic Perspective”, *Real Estate Economics*, 31(1): 99~116.
- Berkovec, J. and Goodman, J., 1996, “Turnover As A Measure of Demand for Existing Homes”, *Real Estate Economics*, 24: 421~440.
- Bollerslev, T., 1986, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31(3): 307~327.
- Clayton, J., Miller, N., and Peng, L., 2010, “Price-Volume Correlation in the Housing Market: Causality and Co-Movements”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40: 14~40.
- Du, H., Ma, Y., and An, Y., 2011, “The Impact of Land Policy on the Relation between Housing and Land Prices: Evidence from China”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(1): 19~27.
- Engle, R. F., 1982, “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50(4): 987~1007.
- Engelhardt, G. V., 2003, “Nominal Loss Aversion, Housing Equity Constraints, and Household Mobility: Evidence from the United States”, *Journal of Urban Economics*, 53: 171~195.
- Evans, A., 1987, *Housing Prices and Land Prices in the Southeast - A Review*, the House Builders Federation.
- Follain, J. R. and Velz, O. R., 1995, “Incorporating the Number of Existing Home Sales Into A Structural Model of the Market for Owner-Occupied Housing”, *Journal of Housing Economics*, 4(2): 93~117.
- Glaeser, E. and Gyourko, J., 2003, “The Impact of Building Restrictions on Housing Affordability”, *FREB NY Economic Policy Review*, 9(2): 23~39.
- Himmelberg, C., Mayer, C., and Sinai, T., 2005, *Assessing High House Price: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions*, Working Paper 11643, National Bureau of Economic Research.
- Hort, K., 2000, “Prices and Turnover in the Market for Owner-Occupied Homes”, *Regional Science and Urban Economics*, 30(1): 99~119.
- Hui, E. C., 2004, “An Empirical Study of the Effects of Land Supply and Lease Conditions on the Housing Market: A Case of Hong Kong”, *Property Management*, 22(2): 127~154.
- Kim, K. H., Park, Y. J., Shilling, J. D., and Cho, H., 2008, “Do Higher Land Values Cause Higher House Prices, or Vice Versa?”, Working Paper 2008-015, Kaist Business School.
- Leung, C. K. Y., Lau, G. C. K. and Leong, Y. C. F., 2002, “Testing Alternative Theories of the Property Price-Trading Volume Correlation”, *Journal of Real Estate Research*, 23(3): 253~264.
- Leung, C. K. Y. and Feng, D., 2005, “What Drives the Property Price-Trading Volume Correlation? Evidence from A Commercial Real Estate Market”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 31(2): 241~255.
- Miller, N. and Peng, L., 2004, “Exploring Metropolitan Housing Price Volatility”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33(1): 5~18.
- Mills, E. S., 1972, *Studies in the Structure of the Urban Economy*, Johns Hopkins Press.
- Muth, R. F., 1969, *Cities and Housing*, University of Chicago Press.
- Neutze, M., 1970, “The Price of Land for Urban Development”, *the Economic Record*, 46(115): 313~328.
- Ooi, Joseph T. I. and Lee, S. T., 2006, “Price Discovery Between Residential Land & Housing Markets”, *Journal of Housing Research*, 7(2): 95~112.
- Ortalo-Magné, F. and Rady, S., 2004, “Housing Transactions and Macroeconomic Fluctuations: A Case Study of England and Wales”, *Journal of Housing Economics*, 13(4): 287~303.
- Peng, R. and Wheaton, W. C., 1994, “Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong and Economic Analysis”, *Journal of Housing Research*, 5(2): 262~291.
- Shiller, R. J., 1990, “Speculative Prices and Popular

- Models”, *Journal of Economic Perspectives*, 4(2): 55~65.
- Sims, C. A., 1980, “Macroeconomics and Realty”, *Econometrica*, 48(1): 1~48.
- Somerville, C. T., 1996, “The Contribution of Land Structure to Builder Profits and House Prices”, *Journal of Housing Research*, 7(1): 124~141.
- Song, S., Young, M., and Hargreaves, B., 2010, “House Price-Volume Dynamics: Evidence from 12 Cities in New Zealand”, *Journal of Real Estate Research*, 32(1): 75~99.
- Stein, J. C., 1995, “Price and Trading Volume in the Housing Market: A Model With Down-Payment Effects”, *the Quarterly Journal of Economics*, 110(2): 379~406.
- Tauchen, G. E. and Pitts, M., 1983, “The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets”, *Econometrica*, 51(2): 485~505.
- Tse, R. Y. C., 1998, “Housing Price, Land Supply and Revenue from Land Sales”, *Urban Studies*, 35(8): 1377~1392.
- Wang, Q., Xu, X. J., and Zhang, Y., 2012, “An Empirical Study of the Impact of Land Finance on Housing Prices”, *Advances in Applied Economics and Finance*, 2(1): 293~299.
- Wheaton, W. C. and Lee, N. J., 2008, “Do Housing Sales Drive Prices Or the Converse?,” Working Paper 08-01, Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology.

원 고 접 수 일 : 2013년 4월 19일
1차심사완료일 : 2013년 7월 10일
2차심사완료일 : 2013년 8월 8일
최종원고채택일 : 2013년 9월 5일