

## 주택시장 변동의 지역간 인과성 비교분석

김경훈<sup>1\*</sup>, 장호면<sup>2</sup>

<sup>1</sup>한국건설기술연구원 건설정책연구소, <sup>2</sup>세명대학교 보건안전학과

### Comparative Analysis of the Causal Relationship between Regions of Fluctuations in the Housing Market

Kyong-hoon Kim<sup>1\*</sup>, Ho-myun Jang<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Division of Construction Policy Research, KICT

<sup>2</sup>Division of Occupational Health & Safety Engineering, Semyung University

**요약** 주택시장은 장소와 시간에 따라 지속적으로 변화하고 있으며 이러한 주택시장의 변화는 다양한 분야에 걸쳐 파급효과를 미친다. 한편, 지역에서 소비되는 주택의 양은 가격이동의 중심원인으로 작용하기도 한다. 또한, 주택시장의 변동 원인은 주택 수요자의 특성에 따라 분리될 수 있으며, 그 소비자의 개별적인 특성은 지역에 따라 다르게 나타난다. 이에 따라 주택시장의 지역적 인과성에 관한 연구가 진행되고 있다. 하지만 기존 문헌의 경우, 국내 주택매매시장 중심으로 연구가 진행됨에 따라 주택전세시장까지 고려하는데 한계를 가지고 있었다. 이에 본 논문에서는 서울 강남, 강북지역 및 경기지역의 주택시장 지역적 인과성을 매매시장과 전세시장으로 세분화하여 벡터오차수정모형을 통해 실증분석하였다. 이를 위해 본 논문에서는 서울시 강남, 강북 및 경기지역의 주택매매와 주택전세가격을 분석변수로 정의하였으며, 시계열 자료는 2003년 6월부터 2015년 11월까지의 월별 자료이다. 분석 결과 주택매매시장의 경우 강남지역 주택가격 변동이 주변지역 주택가격 변동에 주요한 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 또한 주택전세시장의 경우도 마찬가지로, 강남지역 주택전세가격이 주변 지역 전세가격에 매우 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

**Abstract** The housing market is changing continuously according to the place and time and these changes have a ripple effect across various fields. On the other hand, the amount of housing that is consumed in the region also acts as a central cause of price movement. Moreover, the cause of variations in the housing market can be separated according to the characteristics of the housing consumer. In addition, the individual characteristics of the consumer varies according to the region.

As a result, a study on the regional causal relationship of the housing market is underway. Although significant research has been done on the domestic home sales market, there has been limited research on the housing charter market. Therefore, in this paper, regional causal relationship of the housing market in the Gangnam and Gangbuk area in Seoul and Gyeonggi Province was analyzed using the vector error correction model, and is segmented by housing sale market and housing jeonse market. In addition, housing sale and housing jeonse of Gangnam, Ganbuk and Gyeonggi province are defined as analysis variables, and time series data is the monthly material of June 2003 to November 2015. The results of the analysis, in the case of the housing sale market, showed that fluctuations in house prices in Gangnam area have a major influence on the fluctuations in house prices in the surrounding region. Similarly, in the case of the housing jeonse market, it was found that the jeonse price of Gangnam area has a significant impact on the jeonse price of housing in the surrounding area.

**Keywords** : Housing Transaction Market, Housing Jeonse Market, Spatial Casuality, Vector Error Correction Model

### 1. 서론

주택은 오랜 기간 동안 주거서비스(Housing Services)의 흐름을 발생시키는 자산(Assets)의 중요한 한 가지 형태이다. 따라서 주택과 관련하여 형성되는 시장의 형태

#### 1.1 연구의 배경 및 목적

\*Corresponding Author : Ho-myun Jang(Semyung Univ.)

Tel: +82-10-5290-7507 email: jhm560103@naver.com

Received January 12, 2016

Revised March 2, 2016

Accepted March 3, 2016

Published March 31, 2016

도 자산의 소유권 전체가 거래되는 소유권시장과 일정기간동안 발생하는 주거서비스의 사용권이 거래되는 주택임대차 시장으로 나누어진다[1].

특히 우리나라 주택시장은 전세제도라는 독특한 주택임대차시장 구조를 가지고 있으며, 이러한 전세시장과 매매시장은 시대적 상황과 시간·장소에 따라 지속적으로 변화하고 있다[2]. 특히 주택시장은 공간시장으로서 지역 간 어느 정도 대체성을 가지고 있다. 한 지역의 공간시장에 변화가 생기면 수요 대체효과에 의해 다른 지역의 공간시장에도 영향을 미친다[3].

따라서 공간시장은 지역 간 대체성과 과급효과가 존재하기 때문에 주택가격은 시·공간적으로 상당 부분 연관성이 있을 수 있다[4]. 이러한 주택시장의 특징은 최근 서울 및 수도권지역 주택시장 흐름을 통해서도 확인할 수 있다. 즉, 최근 전세가격 급등에 의해 서울시 수요자들이 점차 수도권으로 이동함에 따라 전출입 인구에도 두드러진 변화가 발생하고 있는 것이다. 이를 종합하면 주택시장의 경우, 매매시장과 전세시장의 상호연관성과 더불어 양 시장 간의 관계에 따른 지역 간 주택시장 인과성이 동시에 발현되는 것으로 판단된다. 하지만 지역 간 주택시장 인과성을 분석한 기존 문헌의 경우, 대부분 주택매매가격을 중심으로 연구가 진행되었다. 즉 주택은 인간의 삶을 영위하는데 있어서 필수적이며, 일반 국민의 주거안정을 위해서 주택매매시장뿐만 아니라 전세시장까지도 종합적으로 고려하는 것이 필요함에도 불구하고 주택시장의 지역적 인과성을 분석하는데 있어서 한계를 가지고 있었다.

이에 본 논문에서는 서울 강남, 강북지역 및 경기지역의 주택매매시장과 전세시장의 지역적 인과성을 실증분석하는 것을 목적으로 한다.

## 1.2 연구의 방법 및 절차

본 논문은 서울시를 중심으로 주택시장 변동의 지역 간 인과성을 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 본 논문에서는 공간적 분석범위를 서울시의 경우 강남 및 강북지역으로 구분하고, 수도권인 경기지역까지 포함하여 분석을 수행하였다. 이 때 강남지역은 강남구, 강동구, 강서구, 관악구, 구로구, 금천구, 동작구, 서초구, 송파구, 양천구, 영등포구 등 11개구를 의미하며 강북지역은 강북구, 광진구, 노원구, 도봉구, 동대문구, 마포구, 서대문구, 성동구, 성북구, 용산구, 은평구, 종로구, 중구,

중랑구 등 14개구를 의미한다.

또한 주택시장의 경우 아파트시장을 중심으로 주택매매시장과 주택전세시장으로 세분화하여 분석변수로 정의하였다. 이에 따라 본 논문에서는 분석변수로 강남지역, 강북지역, 경기지역의 아파트 매매가격지수와 전세가격지수를 활용하였다. 해당변수의 시계열 데이터는 국민은행 통계자료를 통해 획득하였다. 강남 및 강북지역 데이터는 86년부터 정리되어있으나, 경기지역 아파트 매매 및 전세가격지수의 경우, 2003년 6월부터 자료가 정리되어있음에 따라 분석변수의 시계열 자료를 2003년 6월부터 2015년 11월까지 월별 자료로 결정하였다.

먼저 각 분석변수들의 안정성 여부를 판단하기 위하여 단위근 검정을 수행한 후 그랜저 인과관계 검정을 통해 모형 내 변수들의 배열순서를 결정하였다. 또한 적정시차 검정을 수행하여 분석 모형의 시차를 결정하였으며 수준변수 간의 공적분 관계 성립여부를 확인하기 위하여 Johansen 검정법을 수행하였다. 실제로 공적분 검정 결과 공적분이 확인함에 따라 본 논문에서는 벡터오차수정모형(VECM)을 구성하여 충격반응분석을 실시하였다. 본 논문에서는 분석을 위하여 Eviews-8 통계 소프트웨어를 활용하였다.

## 2. 이론적 고찰

### 2.1 지역간 주택시장 상호연관성 개요

일반적으로 주택시장의 공간적 상관성은 다음 그림 1과 같이 주택의 수요공급관점에서 크게 2가지 측면에서 살펴볼 수 있다[5].

첫째, 일반적인 시장 논리 측면에서는 특정지역의 주택수요가 증가하면 장기적으로 공급량이 증가하고 시장 균형가격이 하락하게 된다. 공급량이 정부의 정책변화, 주택대지 부족 등의 이유로 제한된다면 주택공급이 이루어지지 않아 특정지역의 수요가 줄지 않는 이상 주택가격은 지속적으로 상승하게 된다. 이러한 경우 주택가격은 지속적으로 상승할 것이라는 기대감을 형성하게 되고 특정지역의 지속적인 가격상승에 의한 시장의 기대감 형성으로 인해 주변지역의 주택가격도 같이 상승할 수 있다.

둘째, 특정지역 A로 수요가 증가할 경우, 공급이 제한된 지역에서는 수요곡선이 ( $D \rightarrow D'$ )로 이동하게 되고 주택가격은 ( $P_0 \rightarrow P_1$ )로 이동하게 된다. 따라서 특정지역의 수요량은  $P_1$  주택가격을 지불할 수 있는 수요로 한

정되며  $P_1$ 의 주택가격을 지불할 수 없는 수요는 다른 지역 B로 이동하게 될 것이다. 이처럼 다른 지역으로의 수요 이동은 주변지역 B에서 수요곡선(D → D') 이동을 가져오며, 이는 곧 이 지역의 주택가격 상승을 유발하게 된다. 또한 이러한 주택시장의 지역간 상호연관성은 단지 주택매매시장뿐만 아니라 전세시장에서도 유사한 형태로 나타난다. 하지만 이러한 지역간 상호연관성과 더불어 국내 주택시장의 경우 매매시장과 전세시장의 상호연관성까지 복합적으로 발생한다는 특징을 가지고 있다.

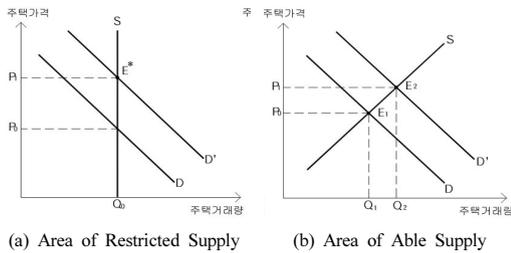


Fig. 1. Housing Supply and Demand Function of a Specific area

## 2.2 선행연구 고찰

주택경기 of 안정적인 움직임은 서민주거 안정을 위한 필수적인 요소이다. 즉 주택매매시장 및 주택전세시장의 급격한 수급변화는 주거 불안정을 야기하고, 결국 타 지역으로 새로운 주거공간을 확보하기 위한 움직임을 발생시킨다. 이에 따라 지역간 주택시장 상호연관성은 정책적, 사회적, 경제적 관점에서 매우 중요한 것으로 판단된다. 장병기[6]의 연구에서는 부동산시장을 보다 입체적으로 이해하기 위하여 주택시장에서 지역별 연계성과 차별성을 분석하였으며, 박세운[7]은 비정상성을 가진 다이나믹 시스템 안에서 가격충격의 공간적, 시간적 전이모형을 이용하여 아파트가격의 공간적·시간적 가격 전이효과를 분석하였다. 정주희[4]는 수도권을 대상으로 주택가격과 거래량의 지역 간 인과관계 및 시·공간적 파급효과를 실증적으로 분석하였으며, 정산연[8]은 아파트 가격 변동이 지역 간 영향을 미치는 경로를 이해하고, 특정지역의 아파트가격 변동이 다른 지역의 아파트가격에 미치는 영향 및 시차를 파악하였다. 박성준[9]은 서울시와 수도권의 세분화된 주택시장가격 변동의 지역적 인과관계를 분석하여 가격변동의 중심지역을 찾고, 특정지역에서의 가격변동이 다른 지역에 어느 정도의 영향을 주며 얼마간의 시차로 주는지에 대한 시간적, 공간적 파급

효과를 분석하였다.

기존 문헌들을 살펴보면 대부분 서울시 주택시장, 특히 강남지역에 초점을 맞추고 있었다. 과거 버블세븐의 주요 시발점으로 지목된 강남지역은 정책적인 관점에서 주요 주택가격 관리대상이었기 때문에 관련 문헌이 다수 발표된 것으로 사료된다. 하지만 국내 주택시장은 주택매매시장과 더불어 매우 독특한 임대차시장인 전세시장이 존재함에도 불구하고 이에 대한 고려가 미흡한 것으로 나타났다. 즉 서민주거안정에 주요한 역할을 담당하는 전세시장에 대한 고려보다 일반적인 주택매매시장을 중심으로 대부분의 연구가 진행된 것으로 확인되었다. 이에 따라 본 논문에서는 이러한 기존 문헌의 한계를 극복하고자 강남지역, 강북지역, 경기지역 주택시장 지역적 인과성을 분석함과 동시에 주택시장을 주택매매시장과 전세시장으로 세분화하여 심층적인 분석을 수행함으로써, 유의미한 시사점을 도출하고자 한다.

## 2.3 벡터자기회귀모형(VARM) 개요

벡터자기회귀모형(Vector AutoRegression Model ; VARM)은 경제이론에 의한 선형적 판단을 배제한 상태에서 거시경제 시계열 변수들 간의 상호작용을 파악하기 위해 미네소타 연방준비은행의 심즈와 리터만에 의해 개발된 다변량시계열모형이다. 벡터자기회귀모형(VARM)은 기존의 구조방정식과 시계열분석방법을 결합한 형태로서 각 변수들 간의 동태적 관계분석에 적합하다는 장점 때문에 경제예측에 많이 활용되고 있다. 이러한 벡터자기회귀모형(VARM)은 보통 시계열 자료의 과거 변수 간의 동적 움직임을 분석하거나 변수 간의 특별한 시계열적 움직임을 가정하는 이론을 검증하는 데 주로 사용된다[10]. 벡터자기회귀모형(VARM)은 n개의 선형회귀방정식으로 구성되는데, 각 방정식은 서로 인과관계가 있는 각 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 여타 변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 설정한다. 일반적으로  $N \times I$  (vector)인 거시경제변수들  $Y_t$ 에 대해 시차 p인 벡터자기회귀모형(VARM)은 다음과 같은 회귀방정식으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 Y_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + e_t \\
 &= A(L) Y_t + e_t \\
 &= \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + e_t
 \end{aligned}$$

여기서  $Y_t$ 는 거시경제 변수들의  $N \times 1$  (vector),  $a_t$ 는 계수 행렬,  $\epsilon_t$ 는 확률적 오차항,  $L$ 은 시차연산자로  $L_1 Y_t = Y_{t-1}$ ,  $L_2 Y_t = Y_{t-2}$ , ...,  $A(L) = A_1 L_1 + A_2 L_2 + A_3 L_3 + \dots$ 을 나타낸다[11]. 하지만 만약 불안정한 시계열이 공적분 관계를 가지게 된다면 시계열 변수들 간에 장기균형관계를 가지게 되며 이 경우 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 동적구조관계를 검정하여야 한다[12]. 본 논문에서는 공적분 검정을 수행한 결과 변수들 간 공적분이 존재하였기 때문에 벡터오차수정모형(VECM : Vector Error Correction Model)을 통해 실증분석을 수행하였다.

### 3. 분석 변수의 기본적 검정

논문에서는 주택시장 변동의 지역간 인과성을 분석하기 위하여 서울시와 수도권지역을 중심으로 연구를 진행하였다. 즉 연구의 공간적 범위로 서울 강남지역 및 강북 지역과 경기지역을 선정하였다. 이는 최근 매매시장과 전세시장 변동에 의해 서울시와 주변 수도권 사이의 인구이동 양상을 반영하기 위한 것이다. 주택시장의 경우 아파트를 대상으로 매매시장과 전세시장으로 세분화하였다. 본 논문에서 활용한 분석 변수는 2003년 6월부터 2015년 11월까지의 월별 데이터를 활용하였으며, 국민은행 통계자료를 통해 획득하였다.

#### 3.1 단위근 검정

불안정한 시계열 자료를 이용하여 전통적인 계량분석을 시행하면 서로 상관관계가 없음에도 불구하고 변수들이 마치 높은 상관관계를 가지는 것처럼 보이게 되는 가성회귀(Spurious regression)가 발생한다[13]. 단위근이란 불안정한 시계열을 자기회귀모형( $Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \epsilon_t$ )으로 표현 했을 때 그 특성근이 1, 즉 단위근을 갖는다는 사실( $\beta = 1$ )에 근거하여 붙여진 이름이다. 단위근이 존재한다는 것은 시계열이 불안정하다는 것으로 차분을 거쳐서 안정적인 시계열로 변환해야한다. 그러나 주어진 시계열의 특성방정식은 선형적으로 알 수가 없으므로 일정한 검정방법이 요구됨에 따라 단위근 검정을 실시한다[14]. 본 논문에서는 서울 강남, 강북 및 경기지역의 매매 및 전세가격변수에 대하여 가장 널리 활용되는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법을 통해 단위근 검정을 다음 표 1과 같이 수행하였다.

표 1에서 확인할 수 있듯이 수준변수의 단위근 검정 결과 DF-t 통계값이 1%, 5%, 10% 임계값보다 크게 나옴에 따라 통계적으로 수준변수들이 안정적인임을 증명할 수 없었다. 이에 따라 차분하여 단위근 검정을 재수행한 결과 DF-t 통계량이 대부분 임계값보다 작게 나옴에 따라 1차차분변수들은 안정적인임을 확인하였다.

Table 1. Unit Root Test Results

| Classification    | Level Variables |         | 1 <sup>st</sup> differencing Variables |         |
|-------------------|-----------------|---------|--|---------|
|                   | t-statistic     | p-value | t-statistic                            | p-value |
| GNT <sup>1)</sup> | -1.901237       | 0.6489  | -5.488638                              | 0.0000  |
| GNJ               | -2.503577       | 0.3261  | -5.608322                              | 0.0000  |
| GBT               | -1.054062       | 0.9321  | -6.048378                              | 0.0000  |
| GBJ               | -3.038873       | 0.1255  | -6.640867                              | 0.0000  |
| GGT               | -1.420427       | 0.8512  | -5.867714                              | 0.0000  |
| GGJ               | -3.069648       | 0.1176  | -6.404135                              | 0.0000  |

Table 2. Model 1 Causality test results

| Causality |       | Time | F-statistic | p-value |
|-----------|-------|------|-------------|---------|
| GNJ       | → GNT | 1    | 3.88279     | 0.0507  |
| GNT       | → GNJ | 1    | 15.3572     | 0.0001  |
| GNT       | → GGT | 1    | 5.94756     | 0.0159  |
| GNJ       | → GBT | 1    | 2.86241     | 0.0928  |
| GBJ       | → GNJ | 1    | 3.922562    | 0.0494  |
| GNJ       | → GBJ | 1    | 11.8127     | 0.0008  |
| GBJ       | → GGT | 1    | 3.820284    | 0.0525  |
| GGJ       | → GNJ | 1    | 3.78778     | 0.0536  |
| GNJ       | → GGJ | 1    | 11.3873     | 0.0009  |
| GBJ       | → GBT | 1    | 3.56076     | 0.0612  |
| GGT       | → GBT | 1    | 29.5311     | 2.E-07  |
| GBT       | → GGT | 1    | 5.63432     | 0.0189  |
| GGJ       | → GBT | 1    | 3.43274     | 0.0659  |
| GBJ       | → GGT | 1    | 3.26324     | 0.0729  |
| GGJ       | → GGT | 1    | 3.62540     | 0.0589  |
| GNT       | → GBT | 2    | 9.00008     | 0.0002  |
| GBJ       | → GNT | 2    | 2.52418     | 0.0837  |
| GNT       | → GGT | 2    | 2.53629     | 0.0827  |
| GBJ       | → GNJ | 2    | 9.31433     | 0.0002  |
| GNJ       | → GBJ | 2    | 5.29809     | 0.0060  |
| GNJ       | → GGT | 2    | 2.41563     | 0.0930  |
| GNJ       | → GGJ | 2    | 3.34398     | 0.0381  |
| GGT       | → GBT | 2    | 16.5320     | 4.E-07  |
| GGJ       | → GBT | 2    | 2.36331     | 0.0978  |
| GBJ       | → GGT | 2    | 3.10707     | 0.0478  |
| GBJ       | → GGJ | 2    | 8.51866     | 0.0003  |
| GGJ       | → GGT | 2    | 3.75250     | 0.0258  |
| GNT       | → GBT | 3    | 4.61283     | 0.0041  |
| GBJ       | → GNJ | 3    | 6.90727     | 0.0002  |
| GNJ       | → GBJ | 3    | 4.05230     | 0.0085  |
| GGJ       | → GNJ | 3    | 3.24208     | 0.0240  |
| GNJ       | → GGJ | 3    | 3.24607     | 0.0239  |
| GGT       | → GBT | 3    | 9.74923     | 7.E-06  |
| GGJ       | → GBJ | 3    | 3.99764     | 0.0091  |
| GBJ       | → GGJ | 3    | 7.22709     | 0.0002  |
| GGJ       | → GGT | 3    | 2.44739     | 0.0664  |

1) Gangnam Transaction(강남매매): GNT, Ganbuk Transaction(강북매매): GBT, Gyeonggi Transaction(경기매매): GGT, Gangnam Jeonse(강남전세): GNJ, Ganbuk Jeonse(강북전세): GBJ, Gyeonggi Jeonse(경기전세): GGJ

### 3.2 그랜저 인과관계 검정

벡터자기회귀모형(VARM)을 설정하기 위해서는 변수 간의 인과관계를 정확하게 살펴볼 필요가 있다[15]. 그랜저 인과관계 검정은 경제이론을 배제한 상태에서 시차분포모형(lag distributed model)을 활용하여 원인변수와 결과변수를 명확하게 구분하기 위한 방법이다[11]. 이에 본 논문에서는 상기 표 2와 같이 그랜저 인과관계 검정을 수행하여 변수들 간 인과관계를 확인하였다. 분석 결과 강남매매, 강남전세, 강북전세, 경기전세, 경기매매, 강북매매 순서로 인과관계가 확인되는 바, 해당 인과관계를 기초로 모형 내 변수들을 배열하였다.

### 3.3 적정시차 검정

단위근 검정을 통해 시계열의 안정성여부를 판정한 후 벡터자기회귀모형을 구축하기 위해 우선되는 것이 시차  $p$ 를 결정하는 것이다. 시차를 선정하는데 있어서 시차를 너무 짧게 설정하면 공적분이 없다는 귀무가설을 기각하는 경향이 있는 반면 시차를 너무 길게 설정하면 검정력이 약화되는 문제점이 나타난다. 이에 따라 적정시차를 선정해야 하며, 시차를 결정하는 기준으로 일반적으로 많이 활용되는 것이 아카이케 정보기준(Akaike Information Criteria : AIC)나 슈바르츠 베이지안 정보 기준(Schwartz Bayesian Criteria : SIC) 등이 있다. 적정시차는 AIC 또는 SIC가 최소값을 나타내는 곳으로 선정한다[12]. 본 논문에서는 다음 표 3과 같이 SIC 기준으로 적정시차를 검정한 결과 시차 1이 적정시차임을 확인하였다.

Table 3. Proper Differential Test Results

| Lag | SIC               |
|-----|-------------------|
| 0   | -47.40312         |
| 1   | <b>-50.03388*</b> |
| 2   | -49.63545         |
| 3   | -48.77062         |
| 4   | -47.89545         |
| 5   | -46.97819         |
| 6   | -46.04045         |
| 7   | -45.20883         |

### 3.4 공적분 검정

경제변수의 시계열자료들은 대부분 불안정한 것으로,

즉 단위근(unit-root)을 갖는 것으로 알려져 있으므로 단위근을 갖는 경제변수들을 차분(differencing)함으로써 안정적으로 변형시킨 후 회귀분석을 하는 것이 일반적이다. 그런데 차분과정을 거친 경제변수들을 사용하여 회귀분석을 실시하는 것은 경제변수들에 내재한 장기적인 정보를 상실한다는 문제점을 내포하고 있다. 이러한 문제점을 극복할 수 있는 경우가 경제변수들이 서로 공적분 관계에 있는 경우이다[16]. 공적분 관계가 존재하게 되면 차분하여 벡터자기회귀모형(VARM)을 사용할 경우 변수 간 장기적인 균형관계를 놓치게 되므로 벡터오차수정모형(VECM)을 통해 분석을 실시해야한다[17].

본 연구에서는 대표적인 공적분 검정방법인 Johansen 검정법을 실시하였다. Johansen 공적분 검정법은 방정식 체계(system equation)에 의한 다변량 시계열분석을 통하여 공적분 검정을 하는 방법 중 하나이다. 일반적으로 3개 이상의 불안정적 시계열간의 공적분 관계를 규명함에 있어 2개 이상의 공적분 관계가 존재할 수 있는데, Johansen 검정법은 공적분 관계의 수와 모형의 모수들을 최우추정법(The method of maximum likelihood estimation : MLE)으로 검정하며 공적분 검정과 벡터오차수정모형(VECM)의 추정이 동시에 이루어지는 장점이 있다. 그리고 모든 변수들을 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며, 여러 개의 공적분 관계를 식별해 낼 수 있다[18]. Johansen 검정법을 활용하여 공적분 검정을 수행한 결과 다음 표 4와 같이 수준변수 사이에 공적분 관계가 성립되는 것으로 확인됨에 따라 벡터오차수정모형(VECM)을 통해 분석을 수행하였다.

Table 4. Cointegration results

| Null Hypo.   | Test statistic | p-value |
|--------------|----------------|---------|
| $r=0^*$      | 311.4515       | 0.0000  |
| $r \leq 1^*$ | 191.6919       | 0.0000  |
| $r \leq 2^*$ | 86.56226       | 0.0000  |
| $r \leq 3^*$ | 31.46305       | 0.0318  |
| $r \leq 4$   | 6.232965       | 0.6680  |
| $r \leq 5$   | 2.099270       | 0.1474  |

## 4. 실증분석

### 4.1 충격반응분석 결과

모형 내의 변수에 대하여 일정한 크기의 충격을 가할

때 모형의 모든 변수들이 시간의 흐름에 따라서 어떻게 반응하는가를 분석하는 것이 충격반응분석이다. 이것은 변수간의 상호인과관계를 분석하고 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석하는 데 이용된다[19]. 본 연구에서는 충격반응분석을 통해 다음 표 5, 그림 2와 같이 서울 강남, 강북 및 경기지역의 매매 및 전세가격변수에 일정한 충격을 가한 후 모형 내 변수들의 동태적 관계성을 분석하였다.

먼저 각 변수들의 충격에 대한 강남매매가격 변동과정을 살펴보면 강남매매가격 자체 충격에 대하여 가장 큰 변동을 나타냈다. 즉 지속적으로 변동폭이 증가하여 최종 10개월에 약 1.08% 양(+)<sup>1)</sup>의 변동을 나타냈다. 또한 강남매매가격은 강북전세가격 및 경기매매가격 충격에 양(+)<sup>2)</sup>의 변동을 나타냈지만 강남매매가격 자체 충격에 비해 상대적으로 변동폭이 매우 작은 것으로 확인되었다. 반면 강남매매가격은 강남전세가격 충격에 대하여 음(-)<sup>3)</sup>의 방향으로 변동하여 최종 10개월에 약 0.06%의 변동을 나타냈으며, 그 외 강북매매가격 및 경기전세가격 충격에 대하여도 음(-)<sup>4)</sup>의 방향으로 최종 10개월에 약 0.16%, 0.06%의 변동을 나타냈다.

두 번째로, 강남전세가격 변동과정을 살펴보면 강남매매가격, 강남전세가격, 강북매매가격 및 경기전세가격 충격에 양(+)<sup>5)</sup>의 변동을 나타내는 것으로 확인되었다. 먼저 강남전세가격은 강남전세가격 자체 충격에 대하여 지속적으로 변동폭이 증가하여 최종 10개월에 약 0.70% 양(+)<sup>6)</sup>의 변동을 나타냈다. 그 외 강남전세가격은 강북매매가격, 강남매매가격 및 경기전세가격 충격에 대하여 지속적으로 양(+)<sup>7)</sup>의 방향으로 변동폭이 증가하여 약 0.36%, 0.26%, 0.13%의 변동을 나타냈다. 반면 강남전세가격은 강북전세가격 및 경기매매가격 충격에 대하여 지속적으로 음(-)<sup>8)</sup>의 방향으로 변동폭이 증가하여 최종 10개월에 약 0.34%, 0.06%의 변동을 나타냈다.

세 번째로, 강북매매가격 변동과정을 살펴보면 강남매매가격 충격이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 즉 강남매매가격 충격에 대하여 강북매매가격은 초기부터 지속적으로 변동폭이 증가하여 최종 10개월에 약 0.64%의 양(+)<sup>9)</sup>의 변동을 나타냈다. 또한 강북전세가격 및 경기매매가격 충격에 대하여 마찬가지로 강북매매가격의 변동폭이 점차 증가하여 최종 10개월에 양(+)<sup>10)</sup>의 방향으로 약 0.57%, 0.39%의 변동폭을 나타냈다. 그 외 강북매매가격에 대한 강남전세가격, 강북매매가격 충격

의 경우, 초기에는 약 0.17%, 0.39%의 변동폭을 나타냈지만 그 정도가 점차 감소하여 최종 10개월에는 약 0.02%, 0.03%의 변동을 나타냈다. 반면 경기전세가격 충격에 대하여 강북매매가격은 초기에는 양(+)<sup>11)</sup>의 방향으로 변동하였으나, 3개월부터 변동양상이 전환되어 최종 10개월에는 약 0.11% 음(-)<sup>12)</sup>의 변동을 나타냈다.

네 번째로, 강북전세가격 변동과정을 살펴보면 강남전세가격 충격이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 즉 강남전세가격 충격에 대하여 강북전세가격은 초기부터 지속적으로 변동폭이 증가하여 최종 10개월에 약 0.58% 양(+)<sup>13)</sup>의 변동을 나타냈다. 또한 강북매매가격 및 경기전세가격 충격에 대하여 마찬가지로 강북전세가격의 변동폭이 점차 증가하여 최종 10개월에 양(+)<sup>14)</sup>의 방향으로 약 0.27%, 0.10%의 변동폭을 나타냈다. 그 외 강북매매가격에 대한 강남매매가격, 강북전세가격 충격의 경우, 초기에는 약 0.28%, 0.32%의 변동폭을 나타냈지만 그 정도가 점차 감소하여 최종 10개월에는 약 0.19%, 0.07%의 변동을 나타냈다. 반면 경기매매가격 충격에 대하여 강북전세가격은 초기부터 음(-)<sup>15)</sup>의 방향으로 변동하여 최종 10개월에는 약 0.04% 음(-)<sup>16)</sup>의 변동폭을 나타냈다.

다섯 번째로, 경기매매가격 변동과정을 살펴보면 강남매매가격 충격이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 즉 강남매매가격 충격에 대하여 경기매매가격은 초기부터 상대적으로 큰 변동폭을 나타냈으며, 점차 증가하여 최종 10개월에 약 0.90%의 양(+)<sup>17)</sup>의 변동을 나타냈다. 또한 강북전세가격 및 경기매매가격 충격에 대하여 마찬가지로 경기매매가격의 변동폭이 점차 증가하여 최종 10개월에 양(+)<sup>18)</sup>의 방향으로 약 0.36%, 0.42%의 변동폭을 나타냈다. 그 외 경기매매가격에 대한 경기전세가격 충격의 경우, 초기에는 약 0.09%의 변동폭을 나타냈지만 그 정도가 점차 감소하여 최종 10개월에는 약 0.02%의 변동을 나타냈다. 반면 강북매매가격 충격에 대하여 경기매매가격은 초기부터 음(-)<sup>19)</sup>의 방향으로 변동하여 최종 10개월에는 약 0.20% 음(-)<sup>20)</sup>의 변동폭을 나타냈다.

강남전세가격 충격에 대해서 경기매매가격은 초기에는 양(+)<sup>21)</sup>의 방향으로 변동하였으나, 점차 그 정도가 감소하였으며, 7개월부터 변동양상이 전환되어 최종 10개월에는 약 0.03% 음(-)<sup>22)</sup>의 변동을 나타냈다.

Table 5. the Result of Vector Error Correction Analysis

| Period | Gangnam Transaction(GNT)  |           |           |          |          |           | Gangnam Jeonse(GNJ)  |          |          |           |           |          |
|--------|---------------------------|-----------|-----------|----------|----------|-----------|----------------------|----------|----------|-----------|-----------|----------|
|        | GNT                       | GNJ       | GBT       | GBJ      | GGT      | GGJ       | GNT                  | GNJ      | GBT      | GBJ       | GGT       | GGJ      |
| 1      | 0.010259                  | 0.000000  | 0.000000  | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000  | 0.003719             | 0.005602 | 0.000000 | 0.000000  | 0.000000  | 0.000000 |
| 2      | 0.010322                  | -7.63E-05 | -0.000192 | 0.000182 | 3.22E-05 | -7.20E-05 | 0.003577             | 0.005775 | 0.000436 | -0.000414 | -7.30E-05 | 0.000163 |
| 3      | 0.010383                  | -0.000151 | -0.000380 | 0.000360 | 6.36E-05 | -0.000142 | 0.003438             | 0.005944 | 0.000863 | -0.000817 | -0.000144 | 0.000323 |
| 4      | 0.010443                  | -0.000223 | -0.000564 | 0.000534 | 9.43E-05 | -0.000211 | 0.003302             | 0.006109 | 0.001279 | -0.001212 | -0.000214 | 0.000478 |
| 5      | 0.010501                  | -0.000295 | -0.000743 | 0.000704 | 0.000124 | -0.000278 | 0.003170             | 0.006270 | 0.001685 | -0.001597 | -0.000282 | 0.000631 |
| 6      | 0.010558                  | -0.000364 | -0.000918 | 0.000870 | 0.000154 | -0.000343 | 0.003040             | 0.006428 | 0.002083 | -0.001974 | -0.000349 | 0.000779 |
| 7      | 0.010614                  | -0.000432 | -0.001089 | 0.001032 | 0.000182 | -0.000407 | 0.002914             | 0.006581 | 0.002470 | -0.002341 | -0.000413 | 0.000924 |
| 8      | 0.010668                  | -0.000498 | -0.001256 | 0.001190 | 0.000210 | -0.000470 | 0.002790             | 0.006732 | 0.002849 | -0.002700 | -0.000477 | 0.001066 |
| 9      | 0.010722                  | -0.000563 | -0.001419 | 0.001345 | 0.000237 | -0.000531 | 0.002669             | 0.006878 | 0.003219 | -0.003051 | -0.000539 | 0.001204 |
| 10     | 0.010774                  | -0.000626 | -0.001578 | 0.001496 | 0.000264 | -0.000591 | 0.002552             | 0.007022 | 0.003581 | -0.003393 | -0.000599 | 0.001340 |
| Period | Gangbuk Transaction(GBT)  |           |           |          |          |           | Gangbuk Jeonse(GBJ)  |          |          |           |           |          |
|        | GNT                       | GNJ       | GBT       | GBJ      | GGT      | GGJ       | GNT                  | GNJ      | GBT      | GBJ       | GGT       | GGJ      |
| 1      | 0.005190                  | 0.001680  | 0.003871  | 0.002241 | 0.003332 | 0.000266  | 0.002760             | 0.004727 | 0.000000 | 0.003195  | 0.000000  | 0.000000 |
| 2      | 0.005334                  | 0.001506  | 0.003430  | 0.002659 | 0.003405 | 0.000101  | 0.002654             | 0.004857 | 0.000326 | 0.002886  | -5.46E-05 | 0.000122 |
| 3      | 0.005474                  | 0.001335  | 0.002999  | 0.003067 | 0.003478 | -6.01E-05 | 0.002550             | 0.004983 | 0.000644 | 0.002584  | -0.000108 | 0.000241 |
| 4      | 0.005612                  | 0.001168  | 0.002578  | 0.003466 | 0.003548 | -0.000218 | 0.002449             | 0.005106 | 0.000956 | 0.002289  | -0.000160 | 0.000358 |
| 5      | 0.005746                  | 0.001005  | 0.002167  | 0.003855 | 0.003617 | -0.000371 | 0.002349             | 0.005227 | 0.001259 | 0.002001  | -0.000211 | 0.000471 |
| 6      | 0.005876                  | 0.000846  | 0.001766  | 0.004236 | 0.003684 | -0.000521 | 0.002253             | 0.005344 | 0.001556 | 0.001720  | -0.000260 | 0.000582 |
| 7      | 0.006004                  | 0.000690  | 0.001374  | 0.004607 | 0.003749 | -0.000668 | 0.002158             | 0.005459 | 0.001846 | 0.001445  | -0.000309 | 0.000691 |
| 8      | 0.006129                  | 0.000539  | 0.000991  | 0.004970 | 0.003814 | -0.000811 | 0.002066             | 0.005571 | 0.002129 | 0.001177  | -0.000356 | 0.000797 |
| 9      | 0.006251                  | 0.000390  | 0.000617  | 0.005325 | 0.003876 | -0.000951 | 0.001976             | 0.005681 | 0.002405 | 0.000915  | -0.000403 | 0.000900 |
| 10     | 0.006370                  | 0.000246  | 0.000251  | 0.005671 | 0.003937 | -0.001088 | 0.001888             | 0.005788 | 0.002675 | 0.000659  | -0.000448 | 0.001001 |
| Period | Gyeonggi Transaction(GGT) |           |           |          |          |           | Gyeonggi Jeonse(GGJ) |          |          |           |           |          |
|        | GNT                       | GNJ       | GBT       | GBJ      | GGT      | GGJ       | GNT                  | GNJ      | GBT      | GBJ       | GGT       | GGJ      |
| 1      | 0.008316                  | 0.000467  | 0.000000  | 0.001692 | 0.003848 | 0.000912  | 0.003927             | 0.004885 | 0.000000 | 0.002060  | 0.000000  | 0.002789 |
| 2      | 0.008396                  | 0.000370  | -0.000246 | 0.001925 | 0.003889 | 0.000820  | 0.003800             | 0.005040 | 0.000391 | 0.001690  | -6.54E-05 | 0.002935 |
| 3      | 0.008475                  | 0.000274  | -0.000487 | 0.002153 | 0.003930 | 0.000730  | 0.003675             | 0.005191 | 0.000773 | 0.001328  | -0.000129 | 0.003078 |
| 4      | 0.008551                  | 0.000181  | -0.000722 | 0.002376 | 0.003969 | 0.000642  | 0.003554             | 0.005339 | 0.001145 | 0.000975  | -0.000192 | 0.003217 |
| 5      | 0.008626                  | 9.02E-05  | -0.000951 | 0.002593 | 0.004007 | 0.000556  | 0.003435             | 0.005483 | 0.001510 | 0.000630  | -0.000253 | 0.003354 |
| 6      | 0.008699                  | 1.35E-06  | -0.001175 | 0.002806 | 0.004045 | 0.000472  | 0.003319             | 0.005624 | 0.001865 | 0.000293  | -0.000312 | 0.003487 |
| 7      | 0.008770                  | -8.54E-05 | -0.001394 | 0.003013 | 0.004081 | 0.000391  | 0.003206             | 0.005762 | 0.002213 | -3.66E-05 | -0.000370 | 0.003617 |
| 8      | 0.008840                  | -0.000170 | -0.001608 | 0.003216 | 0.004117 | 0.000311  | 0.003095             | 0.005897 | 0.002552 | -0.000358 | -0.000427 | 0.003744 |
| 9      | 0.008908                  | -0.000253 | -0.001817 | 0.003414 | 0.004152 | 0.000232  | 0.002987             | 0.006028 | 0.002883 | -0.000672 | -0.000483 | 0.003868 |
| 10     | 0.008975                  | -0.000334 | -0.002021 | 0.003607 | 0.004186 | 0.000156  | 0.002882             | 0.006156 | 0.003207 | -0.000979 | -0.000537 | 0.003989 |

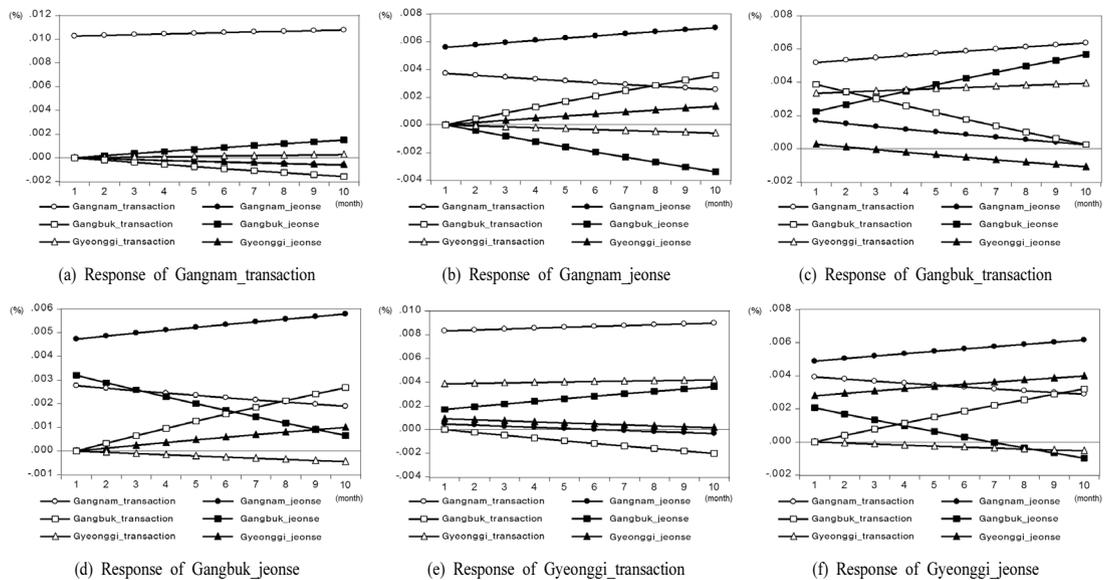


Fig. 2. the Graph of Vector Error Correction Analysis

여섯 번째로, 경기전세가격 변동과정을 살펴보면 강남전세가격 충격이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 즉 강남전세가격 충격에 대하여 경기전세가격은 초기부터 지속적으로 변동폭이 증가하여 최종 10개월에 약 0.62% 양(+)의 변동을 나타냈다. 또한 경기전세가격 및 강북매매가격 충격에 대하여 마찬가지로 경기전세가격의 변동폭이 점차 증가하여 최종 10개월에 양(+)의 방향으로 약 0.40%, 0.32%의 변동폭을 나타냈다. 그 외 경기전세가격에 대한 강남매매가격 충격의 경우, 초기에는 약 0.39%의 변동폭을 나타냈지만 그 정도가 점차 감소하여 최종 10개월에는 약 0.29%의 변동을 나타냈다. 반면 경기매매가격 충격에 대하여 경기전세가격은 초기부터 음(-)의 방향으로 변동하여 최종 10개월에는 약 0.05% 음(-)의 변동폭을 나타냈다. 강북전세가격 충격에 대해서 경기전세가격은 초기에는 양(+)의 방향으로 변동하였으나, 점차 그 정도가 감소하였으며, 7개월부터 변동양상이 전환되어 최종 10개월에는 약 0.10% 음(-)의 변동을 나타냈다.

#### 4.2 충격반응분석 결과를 통한 시사점

지역간 주택시장 간 인과성을 충격반응분석을 통해 살펴본 결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저 강남, 강북 및 경기지역 주택매매시장의 경우 강남지역 주택매매가격 충격이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이는 결국 각종 매체에서 언급된 바와 같이 강남 주택매매가격 변동이 타 지역 매매가격에 영향을 미치는 것을 나타낸다.

또한 강남, 강북 및 경기지역 주택전세시장의 경우 마찬가지로 강남지역 주택전세가격 충격이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 기존 문헌들의 경우, 주택매매가격 중심의 지역간 인과성을 분석하였으나 본 논문에서는 기존 결과에서 확장되어 주택전세가격 역시 강남지역이 진원지 역할을 담당한다는 결과를 도출하였다. 특히 전세시장의 지역적 인과성은 매우 특징적인 시사점을 나타낸다.

상기에서 언급한 바와 같이 일반적으로 실수요자의 움직임에 대변하는 전세시장의 지역적 인과성을 살펴보면 강남지역의 전세가격 상승이 주변 지역의 전세가격 상승을 견인하는 것을 확인할 수 있다. 이는 강남지역 전세가격 상승에 의해 강남지역 실수요자들이 주변지역 전세시장 수요로 주로 전환될 뿐 주변지역 매매시장 수요

로 전환되는 데에는 제한적임을 의미한다. 강북매매 및 경기매매가격 충격반응분석 결과 역시 이러한 시사점을 뒷받침한다. 즉 강북매매 및 경기매매가격 충격반응분석 결과를 살펴보면 초기에는 강남지역 전세가격이 각 지역 매매가격 상승에 영향을 미치나 매우 단기적이며, 시간이 지남에 따라 빠르게 희석되는 것을 확인할 수 있다. 강남지역 전세가격 수준이 강북이나 경기지역 매매가격과 크게 차이가 나지 않음을 고려할 경우, 이는 결국 수요자들의 자금조달능력의 문제가 아니라 수요자들이 주택시장 자체에 자금 투여하는데 있어서 매우 보수적인 포지션을 취하기 때문인 것으로 판단된다.

게다가 강북전세가격 및 경기전세가격 충격반응분석 결과를 살펴보면 강남전세가격 다음으로 강남매매가격 충격이 시간이 지남에 따라 영향력이 감소하지만 지속적으로 영향력을 발휘하는 것을 확인할 수 있다. 이는 강남 매매시장 수요자들까지 타 지역으로 수요 이동을 할 때 일정부분 전세시장으로 유입됨을 의미하는 것으로 판단된다. 결국 기존 전세시장 내 실수요자들과 더불어 매매시장 수요자들까지 여타지역 전세시장으로 유입되면서 전반적인 전세시장 불균형이 심화됨을 확인할 수 있다.

이를 종합하면 충분한 자금조달능력을 확보하고 있는 수요자들의 전세시장 유입을 최소화하고 실제적인 서민들에게 전세라는 공간시장을 효과적으로 제공하기 위해서는 수요자들의 자금조달능력에 따른 차등화된 주거안정정책이 필요할 것으로 판단된다.

## 5. 결론

본 논문은 서울 강남, 강북지역 및 경기지역의 주택시장 지역간 인과성을 매매시장과 전세시장으로 세분화하여 실증분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 본 논문에서는 아파트시장을 중심으로 강남지역, 강북지역, 경기지역의 매매가격지수와 전세가격지수를 활용하였다. 해당변수의 시계열 데이터는 국민은행 통계자료를 통해 획득하였으며, 2003년 6월부터 2015년 11월까지의 월별 자료이다.

주요 분석결과를 정리하면 다음과 같다.

과거부터 선형적으로 알려진 바와 같이 주택매매시장의 경우 강남지역 주택가격 변동이 주변지역 주택가격 변동에 중요한 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 또한

주택전세시장의 경우도 마찬가지로, 강남지역 주택전세 가격 변동이 주변 지역 전세가격에 매우 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 강남지역 주택전세가격을 고려했을 경우, 여타 지역 매매시장으로 수요 전환이 가능하나, 실제로는 그 영향이 매우 국소적인 것으로 나타났다. 또한 강남매매시장 수요자들까지 강북 및 경기지역 전세시장으로 일정부분 유입되는 것으로 확인되는 바, 전세시장 불균형은 더욱 심화될 것으로 판단된다. 주택시장 수요자들의 전세시장 유입이 자금조달능력의 문제라고 한다면 현재의 저금리, LTV, DTI 정책 기조를 유지함으로써 일정부분 해소될 수 있으나, 본질적인 해결방안은 될 수 없을 것으로 판단된다. 이에 따라 수요자 계층별로 차별화되고 입체적인 정책적 접근이 필요할 것으로 판단된다.

또한 현재 주택전세시장이 안정화되기 위해서는 전세 공급규모가 증가하여야 한다. 전세공급이 증가하기 위해서는 2주택 이상의 주택구입자가 다수 시장에 유입되어야 하지만 수도권 주택매매시장의 진원지 역할을 담당하는 강남지역 주택시장이 과거에 비해 상대적으로 침체되어 있는 상황임에 따라 전세공급규모가 향후 양호해질 것으로 예상하기는 힘들다. 이러한 관점에서 정부 정책과 더불어 시장 수요자들 역시 전세공급 축소라는 주택시장 구조적 변화를 인지하고 각자 수준에 맞는 주거환경을 확보하기 위하여 주택매매시장에 관심을 높이는 것이 바람직할 것으로 사료된다.

정부와 주택수요자와 더불어 건설업체들 역시 이러한 주택시장의 구조적 변화를 인지하고 사업전략을 모색할 필요가 있다. 과거 공급중심의 주택시장에서 양적성장예 성공한 건설업체들은 이제 수요 중심 특히 실수요자들의 요구사항을 반영한 주택사업전략을 모색하여야 한다.

일반적으로 주택시장은 금리, 가계소득, 소비자물가 등 다양한 거시경제변수와 유의미한 관계를 가지고 있다. 이러한 관점에서 거시경제변동 전후로 다양한 주택시장 구조적 변동이 발생할 수 있다. 본 논문은 전체 시계열을 대상으로 분석을 수행함에 따라 거시경제변동 전후를 비교분석하여 다양한 시사점을 도출하는데 한계를 가지고 있다. 서브프라임 금융위기 이후 충분한 시계열 자료 취합이 가능함에 따라 서브프라임 금융위기를 기점으로 하여 지역별 주택시장 인과성의 시기별 특성을 비교분석한다면 보다 더 심층적이고 유의미한 시사점을 도출할 수 있을 것으로 판단된다.

## References

- [1] J. H. Kim, M. J. Lee, "An Empirical Analysis of Jonsei Deposit Ratio in Seoul Housing Market", Journal of Korean Regional Science Association, vol.5, No.1, pp.13-26, 1989.
- [2] S. Y. Kim, "The Correlation among Sale Price, Chonsei Price and Chonsei/Sale Price Ration With the Structural Changes", Master Degree of Konkuk University, 2013.
- [3] J. J. Youn, M. S. Choi, "Study about long-term and short-term synchronization of trading volume in Gangnam-gu and its surrounding areas", Journal of Korean Association for Housing Policy Studies, Vol.22, No.1, pp.105-128, 2014.
- [4] J. H. Jung, J. S. Yu, "A Study on the Interregional Causality and Space-time Spillover Effects of the Housing Price and the Trade Volume: Focused on the Apartment Market in the Metropolitan Area", Journal of Korean Association for Housing Policy Studies, Vol.19, No.4, pp.177-203, 2011.
- [5] T. K. Hwang, "Interjurisdictional analysis of housing price in Seoul metropolitan area", Master Degree of Konkuk University, 2003.
- [6] B. G. Jang, "Spillover Effect and its Time-varying Characteristics in the Korean Housing Market", Journal of Korean Association for Housing Policy Studies, Vol.22, No.2, pp. 5-28, 2014.
- [7] S. U, Park, H. H. KIM, S. G. Seol, "The Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in Korea", Journal of Korean Association for Housing Policy Studies, Vol.20, No.1, pp. 127-155, 2012.
- [8] S. Y. Jung, "study on the Interregional Causality of Housing Price Variations", Master Degree of Hanyang University, 2010.
- [9] S. J. Park, "Study on the spatial causality analysis of housing price variation by housing size : Focused on the Capital Region in Korea", Master Degree of Hanyang University, 2010.
- [10] G. T. Lim, "An Empirical Study on Effect of the Perfect Opening of Korean Stock Market on KOSPI and Interrelationship between Each Investor Group", Master Degree of Dongkuk University, 2002
- [11] H. S. Lee, "Study on the Influence of Macroeconomic Factors upon the Housing Transaction and the Jeonse Rental Index", Doctor Degree of Dongkuk University, 2007
- [12] J. C. Park, "The Mutual Relationship among Interest, Apartment Prices and Stock Prices by Using VECM", Doctor Degree of Donga University, 2007
- [13] M. G. Ahan, H. Mun, J. J. Kim(2006), "The Impacts of Construction Investment related Building Permit Area Indicator ", Journal of Architectural institute of Korea, Vol.22, No.12, pp. 155-164, 2006
- [14] H. S. Kim, "A Study on Rising Rate of Rental Deposits on Housing Price: Focusing on Apartments in 6Gu-Districts in Seoul", Master Degree of Konkuk University, 2012.
- [15] S. H. Jo, "A Study of The Effect of Housing Policy and

- Macroeconomic Variables on Housing Price”, Master Degree of Mokwon University, 2012.
- [16] J. D. Shim, “Cointegration Analysis on the Determinants of Markup in Korean Manufacturing Industries : ECM(1975-2005)”, Master Degree of Kwandong University, 2009.
- [17] D. Y. Yang, “The Effects of Oil Price Changes on the Industrial Stock Index”, Master Degree of Sungkyunkwan University, 2009.
- [18] Y. J. Hwang, “A Study on the Dynamic Relation to the Housing Market indicators - A Case Study of Apartment Market in Busan -”, Doctor Degree of Youngsan University, 2013.
- [19] J. W. Choi, "Analysis of the Determinants of Changes in the Real Estate Prices in Korea”, Master Degree of Yonsei University, 2006.

**김 경 훈(Kyong-Hoon Kim)**

[정회원]



- 2011년 8월 : 한양대학교 일반대학원(공학 석·박사 통합)
- 2011년 9월 ~ 2013년 2월 : 한양대학교 연구교수
- 2013년 4월 ~ 현재 : 한국건설기술연구원 연구원

<관심분야>

건설관리, 건설안전, 건설경제, 건설IT

**장 호 면(Ho-Myun Jang)**

[정회원]



- 2004년 8월 : 한양대학교 공학대학원 (공학석사)
- 2010년 2월 : 한양대학교 일반대학원 (공학박사)
- 2012년 3월 ~ 현재 : 세명대학교 보건안전공학과 교수(건설안전)
- 2010년 1월 ~ 현재 : 국토교통부 중앙심의위원

<관심분야>

건설관리, 건설안전, 건설정책