

글로벌 금융위기 전·후로 거시경제변수와 부동산시장 간의 관계에 대한 연구

- 동적패널분석을 이용하여 -

A Study on the Relationship between Macroeconomic Variables and Housing Market
Focused on before-after Global Financial Crisis
- Employed Dynamic Panel Analysis -

전 해 정*
Haejung Chun

目 次

| | |
|-----------|------------|
| I. 서 론 | IV. 실증분석 |
| II. 선행연구 | V. 결 론 |
| III. 분석모형 | <abstract> |
| | <참고문헌> |

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

This study has empirically analyzed how macroeconomic variables and Chonse price influence housing prices during before-after global financial crisis.

(2) RESEARCH METHOD

In this study, research method was through dynamic panel analysis.

(3) RESEARCH FINDINGS

The dynamic panel anaysis revealed that Chonse price, industrial product index, consrtuction performance have the same impact on housing prices, while CD interest rates and stock price have the different impact during before-after global financial crisis.

2. RESULTS

The government should take a measurment not temporary downward readjustment of interest rate but long-term totally market recovery in order to activate real estate market.

* 주 저 자 : 성결대학교 조교수, 도시및지역계획학(부동산)박사, wooyang02@sungkyul.ac.kr

▷ 접수일(2014년 6월 4일), 수정일(1차: 2014년 7월 10일, 2차: 2014년 7월 11일), 게재확정일(2014년 8월 6일)

3. KEY WORDS

• Housing price, Chonse price, Macroeconomic Variables, Global Financial Crisis, Dynamic Panel Analysis

국문초록

본 연구에서는 2003년 10월부터 2014년 2월까지 월별 자료를 이용해 주택전세가격과 거시경제변수가 주택매매가격에 미치는 영향을 글로벌금융위기 전·후로 나누어 동적패널분석을 이용해 실증분석하였다. 주택매매가격과 전세가격은 시계열과 횡단면자료로 구성된 패널자료를 사용하였으며 횡단면적으로는 전국 16시도의 자료로 구성하였고 거시경제변수는 CD금리, KOSPI주가지수, 산업생산지수, 건축착공실적으로 설정하였다. 전체기간에 대한 동적패널 분석 결과를 보면 주택매매가격에 전세가격은 정(+), CD금리는 부(-), 주가지수는 정(+), 산업생산지수는 정(+), 건축착공실적은 부(-)의 관계를 나타냈다. 글로벌금융위기 이전과 이후로 나누어 동적패널을 실시한 결과, 주택매매가격에 전세가격은 모든 기간에서 정(+의 반응을 나타냈으나 CD금리는 이전기간에는 부(-)의 영향을 이후기간에는 정(+의 영향을 나타냈다. 주가지수는 이전기간에는 지역별로 차이를 나타내며 정(+), 부(-)의 영향을 나타낸 반면 이후기간에는 대체적으로 정(+의 반응을 나타낸 것으로 나타났다. 부동산시장이 호경기시는 주가와 주택가격이 탈동조화하고 불경기시는 동조화하는 현상을 보이고 있다.

핵심어 : 주택매매가격, 주택전세가격, 거시경제변수, 글로벌 금융위기, 동적패널분석

I. 서론

주택은 기본적으로 주거목적의 용도로 사용되는 부동산이지만, 부수적으로는 자본이득을 창출하는 고가의 재화이며 투자목적의 수단이기도 하다. 즉, 주택이란 소비재와 투자재의 성격을 동시에 가지므로 금리, 물가등의 거시경제지표와 매우 밀접한 관계가 있다. 주택매매가격 및 전세가격의 상승과 하락요인은 가장 기본적으로 수요와 공급의 논리이지만 그러한 수요와 공급을 결정짓는 중요한 요인이 바로 금리의 상승과 하락, 내수경기 및 국제경기등의 거시경제지표에 의해 종합적으로 영향을 받기 때문이다¹⁾.

2014년 5월22일 한국감정원이 발표한 자료에 따르면 전국 아파트 매매가격은 수도권의 하락폭 확대와 지방의 상승폭의 확대로 지난주와 동일한 보합세를 보였지만 전세가격은 전주 대비 상승폭이 확대된 것으로 나타났다. 수도권은 서울의 하락폭은 둔화됐으나 인천에서도 하락 전환하여 내림폭이 확대됐으며 지방은 울산, 대구등에서 오름폭이 확대되었다. 시도별로는 울산, 대구, 충남, 충북등은 상승했고 전남, 세종, 강원, 대전등은 하락했다. 특히, 서울은 강북, 강남지역 모두 하락하며 하락세가 지속됐다²⁾.

본 연구는 주택매매시장과 전세시장의 관계를 거시경제변수를 이용해 실증적으로 살펴

1) 김진형, "주택 매매가격 및 전세가격에 영향을 미치는 거시경제지표 분석", 부산대학교 석사학위논문, 2014, p.1.

2) 머니워크, "전국 매매가 2주째 보합", 2014.5.22.

보고자 한다. 즉, 주택매매시장과 전세시장의 관계는 어떤지? 주택매매시장과 거시경제변수와의 관계는 어떤지? 글로벌금융위기 전·후로 주택매매시장과 거시경제변수의 영향력이 다르게 나타나고 있는지? 있다면 이유가 무엇인지?를 정략적으로 알아보고자 한다.

주택 수요·공급이론과 선행연구를 고려하여 주택매매시장에 영향을 주는 요인을 전세가격, CD금리, KOSPI주가지수, 산업생산지수, 건축착공실적으로 설정하였다. 주택매매가격과 전세가격은 16개 광역시도의 패널자료를 이용해 구축하였다. 본 연구의 분석방법론은 종속변수의 전기의 값이 포함되는 동적패널모형(dynamic panel analysis)을 사용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 관련된 선행연구에 대해 살펴보고 3장은 분석모형으로 동적패널모형에 대해 설명을 한다. 제4장은 실증분석으로 전체기간과 글로벌금융위기 이전기간, 이후기간의 동적패널분석 결과를 비교분석한다. 이후 제5장은 결론으로 시사점을 제시하고자 한다.

II. 선행연구

주택매매시장과 거시경제변수에 대한 연구는 오래전부터 많은 학자들에 의해 되어왔다. 대부분의 연구가 시계열분석방법론을 이용해 매매시장과 거시경제변수간의 동학적 영향력을 살펴보았으며 특히 동적패널분석을 주택시장에 이용한 경우는 전무한 상황이다.

윤주현(2001)³⁾은 토지부문과 주택부문을 함께 고려한 통합 VAR모형을 추정한 후, 추정결과를 이용하여 부동산 시장의 단기 가계 예측에 활용하였다. 토지가격, 주택가격, 명목

GDP, 소비자 물가지수 그리고 회사채 수익률의 변수를 사용하여 VAR모형을 이용한 충격 반응 분석을 실시한 결과, 회사채 수익률은 주택가격과 토지가격 변화율에 장기적으로 영향을 미치지만 전세가격 변화율에는 단기에만 영향을 미치는 것으로 나타났다. 명목 GDP 변화율의 외부적 충격은 주택 매매 및 전세가격 변화율을 약화시키나, 토지가격 변화율은 증대시키는 것으로 나타났다.

이의석(2007)⁴⁾은 주택매매가격과 전세가격에 영향을 미치는 거시경제요인을 그랜저인과 관계 검정을 이용하여 실증분석하였다. 분석결과, 주택매매가격지수의 원인변수는 경상수지, 생산자물가지수, 가계소비지출, 국민주택채권수익률, 어음부도율, 소비자물가지수, 회사채수익률, M2라고 하였다. 전세가격지수의 원인변수는 경상수지, 생산자물가지수, 소비자물가지수, M1, M2, 회사채수익률, 어음부도율, 가계소비지출, 국민주택채권수익률, 환율이라고 하였다.

이영수(2010)⁵⁾는 외환위기 이후 주택 매매가격, 전세가격, 이자율간에는 공적분이 존재하며, 전세가격은 주택가격, 이자율과 양(+)의 관계를 보인다고 하였다. 벡터오차수정모형(VECM) 추정결과, 주택가격에 금기 이자율은 양(+)의 영향을 주고, 전기와 전전기의 이자율은 음(-)의 영향을 준다고 하였다.

Lastrapes(2002)⁶⁾는 미시경제이론에 입각한 동태균형모형과 VAR모형을 사용하여 실증분석과 이론모형의 결과가 차이가 없다고 하였다. 이자율이 하락하면 주택가격은 상승한다고 하였다.

McCarthy and Peach(2004)⁷⁾는 VAR모형을 이용하여 금융자산이 주택가격에 영향을 미친다는 것을 입증하였다.

3) 윤주현, "VAR모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 전망연구", 국토연구원, 2001, pp.1-121.

4) 이희석, "거시경제변수가 주택매매 및 전세지수에 미치는 영향에 관한 연구", 경원대학교 대학원 박사학위논문, 2007, pp.1-137.

5) 이영수, "한국의 주택가격과 거시경제: SVAR분석", 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 2008, 14(3), pp.129-147.

6) Lastrapes, William D., "The Real Price Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations," *Journal of Housing Economics*, 2002, 11, pp.40-74.

7) McCarthy, Jonathan And Richard W. Peach, "Monetary Policy Transmission to Residential Investment," *FRBNY Economic Policy Review*, May 2002, pp.139-158.

본 연구의 차별성은 주택매매가격 16개 광역시도의 패널자료를 이용해 전세가격과 거시경제변수가 주택매매가격에 미치는 영향력을 기존의 선행연구들이 고정효과 또는 확률효과분석을 이용한 것과 달리 일반화적률법(Generalized method of moments : GMM)에 의한 동적패널분석을 이용해 실증분석함에 있다. 또한 글로벌 금융위기를 포함한 전체기간과 글로벌 금융위기 전·후로 기간을 나누어 살펴보아 각 변수가 주택매매가격에 미치는 영향을 체계적으로 살펴봄에 있다고 할 수가 있다.

III. 분석모형

패널자료를 이용한 일반적인 분석은 고정효과(fixed effect)와 확률효과(random effect) 분석을 이용한다. 그러나 본 연구는 종속변수의 전기값을 분석모형에 포함을 하기 때문에 고정효과와 확률효과 분석을 모두 사용할 수가 없다⁸⁾. 이러한 경우에는 아래식과 같이 동적패널분석을 이용하고자 한다⁹⁾.

$$Y = \alpha + Y_{t-1} + \beta x + \mu_i + \epsilon_t$$

(단, Y 는 종속변수, α 는 상수, β 는 회귀계수, x 는 독립변수, μ 는 변하지 않는 분석대상의 고유특성, ϵ 는 오차항, i 는 분석대상, t 는 시간)

종속변수의 전기값을 포함한 동적패널 모형에서 확률효과분석을 실시할 수 없는 이유는 Y_{t-1} 은 당연히 μ_i 를 포함한다. 따라서 오차항에 μ_i 가 있고 설명변수에도 μ_i 가 있어

$Cov(Y_{t-1}, \mu_i) \neq 0$ 이므로, 확률효과분석의 기본적인 가정이 성립할 수가 없다.

고정효과분석도 불가하다. 고정효과모형을 추정하기 위해서는 이론상 각 변수의 평균을 차분해주는 집단 내 변환의 과정을 거친다. Y_{t-1} 의 평균은 \bar{y} , 오차항의 평균을 $\bar{\epsilon}$ 라고 가정하면 집단 내 변환의 과정에 따라 위의 식에서 각 변수의 평균을 차분하면, 전년도의 설명변수는 Y_{t-1} 에서 $(Y_{t-1} - \bar{y})$ 이 되고 기존의 오차항 ϵ_t 는 $(\epsilon_t - \bar{\epsilon})$ 가 된다. 이렇게 집단 내 변환과정을 거치더라도 오차항을 보면 평균 $\bar{\epsilon}$ 에 ϵ_{t-1} 이 당연히 포함되기 때문에 ϵ_{t-1} 은 다시 $(Y_{t-1} - \bar{y})$ 의 Y_{t-1} 과 당연히 상관관계를 가지게 된다. 따라서 고정효과모형을 추정하더라도 동적패널모형의 경우에는 설명변수와 오차항 간의 상관관계가 존재하게 된다. 따라서 동적패널모형에서는 고정효과모형을 사용할 수가 없다.

이처럼 종속변수의 전기 값을 포함하는 패널자료의 동적모형에 대해서는 일반적으로 최소자승법(OLS)의 선형회귀분석이 아닌 일반화적률법에 의한 동적패널분석로 실증분석을 한다. 동적패널분석은 Arellano bond(1991)¹⁰⁾가 차분된 일반화적률법(difference GMM)의 분석을 최초로 제안하였으며 Windmeijer (2005)¹¹⁾에 의하여 차분된 GMM 추정법이 아니라 기존의 차분된 GMM에 의한 차분추정법 이외에 수준변수를 연립하여 같이 추정한 2단계 시스템GMM의 추정법이 더욱 용이하게 제안되어 사용되고 있다. 동적패널분석의 장점은 종속변수의 전기값을 설명변수로 포함하면 설명변수로 사용되는 전기 값의 종속변수가 필

8) Arellano, M and Bond, S. "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equation", *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), pp.277-297.

9) 최용환, "정부형태별 거버넌스 수준이 경제성장에 미치는 영향 : 동적패널(system GMM)을 활용한 다국가 실증분석", 고려대학교 박사학위논문, 2013, pp.120-122.

10) Manuel Arellano and Stephen Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), pp.277-297.

11) Frank Windmeijer, "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators", *Journal of Econometrics*, 2005, 126(1), pp.25 - 51.

연적으로 내생변수가 되는데 이에 대한 도구변수 추정치 일반적인 최소자승법보다 용이하다는 점이다.

IV. 실증분석

본 연구에서는 2003년 10월부터 2014년 2월까지 월별 자료를 대상으로 주택전세가격과 거시경제변수가 주택매매가격에 미치는 영향을 실증분석하였다. 분석자료는 시계열과 횡단면 자료로 구성된 패널자료를 사용하였으며 횡단면적으로는 전국 16시도의 자료로 구성되었다. 주택매매가격과 주택전세가격은 국민은행에서 제공된 주택가격자료를 이용하였고 로그로 변환하여 분석하였다. 거시경제변수는 CD금리, KOSPI주가지수, 산업생산지수, 건축착공실적으로 설정하였다. 글로벌 금융위기 전·후 주택매매가격과 거시경제변수와 주택전세가격간의 관계를 살펴보기 위해서 본 연구에서는 2008년 9월을 기준으로 하여 더미변수를 설정하여 분석에 사용하였다.

〈표 1〉 자료설명

| 구분 | 변수설명 | 자료 | 출처 |
|--------|---------------------------------|-----|------|
| HS | 주택매매가격지수 (2013.3=100) | 패널 | 국민은행 |
| HC | 주택전세가격지수 (2013.3=100) | | |
| CD | CD금리(%) | 시계열 | 한국은행 |
| KOSPI | KOSPI주가지수 (1980.1.4=100) | | |
| PINDEX | 산업생산지수(2010=100) | | |
| CON | 건축착공실적(주거용, m ²) | | |
| FC | 글로벌 금융위기 (08년 9월까지=0, 10월 이후=1) | 더미 | - |

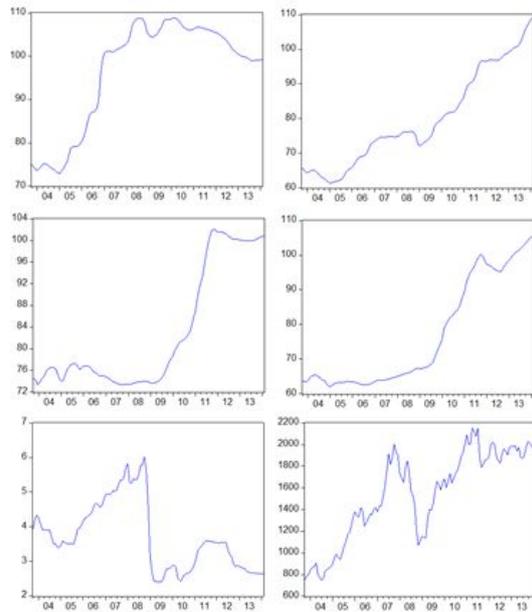
〈표 2〉는 2003년 10월부터 2014년 2월까지 125개월의 전국 16개의 시도에 대한 주택매매가격과 주택전세가격에 대한 기술통계를 보여주고 있다. 구체적으로 보면 전체 패널자료에서

주택매매가격의 평균은 82.885, 주택전세가격은 77.178로 나타났다. 종속변수인 CD금리의 평균은, 3.725, 코스피종합주가지수의 평균은 1544.545, 산업생산지수는 평균 89.072, 건축착공실적의 평균은 2597992.000로 나타났다.

〈표 2〉 기초통계량

| 구분 | Mean | Max | Min | Std. |
|--------|-------------|-------------|------------|-------------|
| HS | 82.885 | 112.754 | 56.588 | 14.385 |
| HC | 77.178 | 109.705 | 56.194 | 14.043 |
| CD | 3.725 | 6.030 | 2.410 | 0.985 |
| KOSPI | 1544.545 | 2153.130 | 746.100 | 410.344 |
| PINDEX | 89.072 | 113.000 | 60.800 | 15.364 |
| CON | 2597992.000 | 5860223.000 | 650093.000 | 1088564.000 |

〈그림 1〉 변수변동추이



주: 1행(서울주택매매가격, 주택전세가격),
2행(대전주택매매가격, 주택전세가격),
3행(CD금리, KOSPI주가지수)順

〈그림 1〉의 변수변동추이를 살펴보면 수도권인 서울은 글로벌금융위기 이후 매매가격이 하락하는 반면 비수도권인 대전은 오히려 급상승하고 있으며 전세가격은 이후기간에 두

〈표 3〉 지역별 주택매매가격 및 전세가격 기초통계량

| 구분 | Mean | Max | Min | Std. | 구분 | Mean | Max | Min | Std. |
|-----------|--------|---------|--------|--------|------|--------|---------|--------|--------|
| 부산(n=125) | | | | | 경상북도 | | | | |
| HS | 76.587 | 102.161 | 63.732 | 15.308 | HS | 82.947 | 111.019 | 70.091 | 10.006 |
| HC | 75.161 | 101.500 | 60.343 | 15.999 | HC | 79.570 | 109.437 | 66.620 | 11.101 |
| 충청북도 | | | | | 경상남도 | | | | |
| HS | 72.482 | 106.021 | 56.588 | 15.255 | HS | 77.338 | 101.881 | 61.722 | 15.020 |
| HC | 72.482 | 106.021 | 56.588 | 15.255 | HC | 74.025 | 102.764 | 58.780 | 16.116 |
| 충청남도 | | | | | 인천 | | | | |
| HS | 82.600 | 104.029 | 74.138 | 8.741 | HS | 98.193 | 112.754 | 81.552 | 10.814 |
| HC | 72.871 | 107.702 | 56.848 | 13.820 | HC | 85.403 | 108.175 | 70.382 | 10.251 |
| 대구 | | | | | 제주 | | | | |
| HS | 84.472 | 110.395 | 74.917 | 9.023 | HS | 78.368 | 100.395 | 68.455 | 11.824 |
| HC | 76.922 | 108.821 | 64.721 | 12.090 | HC | 78.983 | 101.581 | 66.989 | 12.166 |
| 대전 | | | | | 전라북도 | | | | |
| HS | 82.958 | 102.083 | 73.351 | 11.126 | HS | 76.884 | 101.982 | 57.025 | 15.337 |
| HC | 76.811 | 105.358 | 62.060 | 15.528 | HC | 76.526 | 101.580 | 56.194 | 15.235 |
| 강원도 | | | | | 전라남도 | | | | |
| HS | 83.810 | 100.940 | 71.426 | 9.452 | HS | 81.515 | 101.569 | 69.494 | 11.432 |
| HC | 79.724 | 105.337 | 68.094 | 10.986 | HC | 77.155 | 100.022 | 62.527 | 13.804 |
| 광주 | | | | | 서울 | | | | |
| HS | 78.162 | 102.490 | 63.618 | 12.453 | HS | 96.491 | 108.865 | 72.863 | 12.555 |
| HC | 75.772 | 103.029 | 60.265 | 13.413 | HC | 79.656 | 109.295 | 61.349 | 13.623 |
| 경기도 | | | | | 울산 | | | | |
| HS | 96.540 | 109.782 | 73.739 | 11.803 | HS | 76.811 | 100.725 | 58.509 | 13.595 |
| HC | 78.822 | 109.705 | 58.302 | 14.315 | HC | 74.963 | 101.759 | 58.373 | 14.392 |

지역 모두에서 상승하는 것을 알 수가 있다. CD금리는 글로벌 금융위기 이후 정부정책의 영향으로 인해 하향세를 유지하고 있다.

분석기간 동안의 지역별 주택매매가격과 주택전세가격에 대한 기초통계는 〈표 3〉과 같이 나타났다. 주택매매가격 기초통계량을 보면 인천지역이 가장 높게 나타났고 다음으로 경기도, 서울, 대구, 강원도, 대전, 경상북도, 충청남도, 전라남도, 제주, 광주, 경상남도, 전라북도, 울산, 부산, 충청북도의 순으로 나타났다. 특히 서울, 인천, 경기도를 비롯한 수도권지역의 주택매매가격은 타 지역보다 현저히 높게 나타났다. 주택전세가격을 보면 역시 인천지역

이 가장 높게 나타났고 다음으로 강원도, 서울, 경상북도, 제주, 경기도, 전라남도, 대구, 대전, 전라북도, 광주, 부산, 울산, 경상남도, 충청남도, 충청북도의 순으로 나타났다.

〈표 4〉는 분석모형을 구성하는 변수들의 상관관계를 보여주고 있다. 종속변수인 주택매매가격과 주택전세가격과의 상관계수는 0.8674로 상당히 강한 정(+)의 상관관계를 보였다. 주택전세가격을 보면 산업생산지수와 0.8195의 상관계수를 보여 정(+)상관관계를 보이고 있다. CD금리는 모든 변수와 부(-)의 상관관계를 보이고 있으며 KOSPI주가지수는 산업생산지수와 0.8949의 강한 정(+)의 상관관

계를 보였다.

〈표 4〉 상관관계분석

| 구분 | HS | HC | CD | KOSPI | PINDEX | CON |
|--------|----------|----------|----------|---------|---------|-----|
| HS | 1 | - | - | - | - | - |
| HC | 0.8674* | 1 | - | - | - | - |
| CD | -0.3355* | -0.4456* | 1 | - | - | - |
| KOSPI | 0.6010* | 0.7109* | -0.2165* | 1 | - | - |
| PINDEX | 0.6728* | 0.8195* | -0.4249* | 0.8949* | 1 | - |
| CON | 0.1994* | 0.2942* | -0.1529* | 0.0767* | 0.2239* | 1 |

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

본 연구의 분석모형은 종속변수의 전년도 값을 설명변수로 추가하므로 동적패널모형을 구성하여 분석하고자한다. 동적패널모형은 기존의 최소자승법을 활용하는 것보다 시간의 효과를 고려한 패널모형으로 본 연구에 적합하다. 독립변수를 주택전세가격, CD금리, KOSPI주가지수, 산업생산지수, 건축착공실적, 글로벌 금융위기로 두고 종속변수인 주택매매가격에 미치는 영향을 분석하였다.

〈표 5〉의 동적패널 추정결과를 보면 전세 가격은 계수값이 0.00895로 1% 유의수준이 내에서 주택매매가격에 정(+)의 영향력을 미치는 것으로 나타났다. CD금리의 계수값이 -0.00253로 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 CD금리와 주택매매가격이 부(-)의 관계로 보였고 KOSPI주가지수의 계수값이 0.0117로 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 KOSPI주가지수와 주택매매가격이 정(+)의 관계로 보였다.

산업생산지수를 보면 계수값이 0.0121로 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타나 산업생산지수와 주택매매가격간에 정(+)의 관계로 보였고 건축착공실적은 계수값이 0.000693로 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 건축착공실적과 주택매매가격간에 부(-)의 관계를 나타냈다. 글로벌 금융위기를 나타내는 설명변수의 계수값은 0.00621로 1%의 유의수준에서 주택매매가격

〈표 5〉 동적패널모형 추정결과

| 구분 | 추정결과 |
|--------|------------------------|
| HS | 0.990*** (1228.81) |
| CD | -0.00253*** (5.73) |
| KOSPI | 0.0117*** (15.35) |
| PINDEX | 0.0121*** (9.08) |
| CON | -0.000693*** (3.78) |
| FC | 0.00621*** (12.91) |
| HC | 0.00895*** (7.36) |
| 상수항 | 0.233*** (14.08) |

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

에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 금융위기 후 오히려 주택매매가격이 더 높아진 것으로 나타났다. 이는 글로벌금융위기 이후 세종시 이전 및 각종 혁신도시 입주로 인해 수도권은 매매가격이 떨어진 반면 비수도권지역은 오히려 매매가격이 상승하였기 때문인 것으로 판단된다. 주택전세가격의 계수값은 0.00895로 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 주택전세가격과 주택매매가격간에 정(+)의 관계를 나타냈다.

〈표 6〉의 전체기간 지역별 추정결과를 살펴보면 주택전세가격과 주택매매가격 간에는 부산, 충청북도, 충청남도, 대구, 대전, 강원도, 광주, 경상북도, 경상남도, 제주, 전라북도, 전라남도, 울산과 같은 비수도권지역에서 유의한 정(+)의 관계를 보였고 반면 서울, 인천, 경기도를 비롯한 수도권지역에서는 부(-)의 관계를 보였다.

CD금리와 주택매매가격간의 관계를 보면 지역별로 대체적으로 부(-)의 관계를 보였으나 서울, 인천, 경기도를 비롯한 수도권지역에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 6〉 전체기간 지역별 추정결과

| 구분 | 부산 | 충청북도 | 충청남도 | 대구 | 대전 | 강원도 | 광주 | 경기도 |
|--------|-------------|--------------|------------|-------------|------------|------------|------------|-------------|
| HS | 0.838*** | -1.25e-09*** | 0.856*** | 0.848*** | 0.902*** | 0.923*** | 0.646*** | 0.978*** |
| HC | 0.154*** | 1.000*** | 0.100*** | 0.127*** | 0.0935*** | 0.0633*** | 0.347*** | -0.0365** |
| CD | -0.00455*** | -4.39e-12* | 0.00196 | -0.00645*** | -0.00449** | 0.00799*** | -0.0109*** | -0.000231 |
| KOSPI | 0.0233*** | 2.65e-11*** | -0.00454 | 0.00783*** | 0.0181*** | 0.00485 | 0.0197*** | 0.0113* |
| PINDEX | 0.0157*** | -7.11e-12 | 0.00641 | -0.0000742 | -0.00490 | 0.00875 | 0.00741* | 0.00228 |
| CON | -0.000575 | 8.50e-14 | 0.00255*** | 0.00245*** | 0.000472 | 0.00216* | 0.00211*** | 0.00195 |
| FC | 0.0172*** | -1.85e-11*** | 0.000238 | -0.00181 | 0.0102*** | 0.0132*** | 0.00974*** | -0.0140*** |
| 상수항 | 0.609*** | -5.72e-10*** | 0.292*** | 0.256*** | 0.607*** | 0.322*** | 0.569*** | -0.350* |
| 구분 | 경상북도 | 경상남도 | 인천 | 제주 | 전라북도 | 전라남도 | 서울 | 울산 |
| HS | 0.863*** | 0.914*** | 1.017*** | 0.642*** | 0.931*** | 0.711*** | 0.983*** | 0.743*** |
| HC | 0.127*** | 0.0837*** | -0.0167* | 0.416*** | 0.0658* | 0.248*** | -0.0449*** | 0.184*** |
| CD | -0.00408** | -0.00420* | 0.00169 | -0.00605*** | -0.00440** | -0.0100*** | -0.00511 | -0.00659*** |
| KOSPI | 0.00269 | 0.0265*** | 0.00407 | 0.00134 | 0.0137*** | 0.0130*** | 0.0125* | 0.00159 |
| PINDEX | 0.00546 | 0.0215*** | 0.00178 | 0.00702 | 0.0210*** | 0.0138** | 0.00914 | -0.00519 |
| CON | 0.00240*** | -0.000873 | 0.0000562 | -0.00194** | -0.000699 | 0.000259 | 0.000239 | 0.00391*** |
| FC | -0.00488** | 0.0171*** | -0.0155*** | -0.00187 | 0.0120*** | 0.0150*** | -0.0129*** | -0.00490* |
| 상수항 | -0.0651 | 0.724*** | -0.297*** | 0.284*** | 0.450*** | 0.803*** | -0.221 | -0.526*** |

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

KOSPI주가지수와 주택매매가격간의 관계를 살펴보면 충청권을 제외한 모든 지역에서 정(+)의 관계를 보였고 산업생산지수와 주택매매가격간의 관계를 살펴보면 지역별로 대체적으로 정(+)의 관계를 보였으나 지역별로 다소 상이한 결과를 보여줬다. 산업생산지수는 부산, 경상남도, 전라권은 상대적으로 높은 정(+)의 영향이 나타난 반면 기타 지역에서는 영향이 미미하였다. 건축착공실적과 주택매매가격간에서는 지역별로 상이하게 나타났으며 대체적으로 부(-)의 관계를 보였고 글로벌금융위기가 주택매매가격에 미치는 영향을 살펴보면 서울, 인천, 경기도를 비롯한 수도권지역, 대구, 울산, 경상북도, 충청북도지역에서는 금융위기 후 주택매매가격이 하락한 것으로 나타난 반면 기타 지역에서는 오히려 주택매매가격이 더 높아진 것으로 나타났다.

〈표 7〉의 글로벌금융위기 이전기간에 대해 지역별 추정결과를 살펴보면 주택전세가격과 주택매매가격 간에는 경상북도를 제외한 모든 지

역에서 유의한 정(+)의 관계를 보였다.

글로벌금융위기 이전기간에 CD금리와 주택매매가격간의 관계를 보면 지역별로 대체적으로 부(-)의 관계를 보였고 KOSPI주가지수와 주택매매가격간의 관계를 살펴보면 경기도와 강원도는 부(-)의 관계를 대구와 울산은 정(+)의 관계를 나타내 지역별로 상이한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

산업생산지수와 주택매매가격간의 관계를 살펴보면 대체적으로 정(+)의 영향을 주택매매가격에 미치는 것으로 나타났으며 건축착공실적과 주택매매가격간의 관계에서 경상북도와 울산을 제외한 기타 지역에서는 통계적으로 유의한 영향이 나타나지 않았다.

〈표 8〉의 글로벌금융위기 이후 지역별 추정결과를 살펴보면 주택전세가격과 주택매매가격 간에는 금융위기 전과 비슷하게 대체적으로 모든 지역에서 정(+)의 관계를 보였다.

글로벌금융위기 이후 CD금리와 주택매매

〈표 7〉 글로벌금융위기가전기간지역별추정결과(2003.10-2008.9)

| 구분 | 부산 | 충청북도 | 충청남도 | 대구 | 대전 | 강원도 | 광주 | 경기도 |
|--------|------------|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|
| HS | 0.991*** | 2.76e-10*** | 0.605*** | 0.691*** | 0.913*** | 0.806*** | 0.779*** | 0.773*** |
| HC | 0.0616** | 1.000*** | 0.216*** | 0.304*** | 0.201*** | 0.245*** | 0.344*** | 0.498*** |
| CD | -0.0113*** | -9.71e-12*** | 0.0546*** | 0.0454*** | 0.0283*** | 0.0140*** | -0.0189*** | 0.0862*** |
| KOSPI | 0.00282 | -1.70e-12 | -0.00497 | 0.00750** | 0.0115* | -0.00543* | 0.00476 | -0.0204* |
| PINDEX | -0.000634 | 8.23e-12* | 0.0169* | 0.0111* | -0.0162 | 0.0161*** | -0.00154 | 0.00326 |
| CON | 0.0000925 | -1.01e-13 | -0.000306 | 0.000823 | 0.00157 | -0.000715 | 0.000619 | 0.00103 |
| 상수항 | -0.430** | -2.75e-10*** | 0.378** | -0.128* | -0.451* | -0.278** | -0.0135 | -1.708*** |
| 구분 | 경상북도 | 경상남도 | 인천 | 제주 | 전라북도 | 전라남도 | 서울 | 울산 |
| HS | 1.117*** | 0.984*** | 0.892*** | 0.729*** | 0.877*** | 0.645*** | 0.674*** | 0.436*** |
| HC | -0.0561 | 0.137** | 0.232*** | 0.284** | 0.289*** | 0.265*** | 0.547*** | 0.586*** |
| CD | -0.0306*** | -0.0295*** | -0.0340* | 0.00729 | -0.0119** | 0.0125** | 0.0887*** | 0.0583*** |
| KOSPI | -0.00201 | 0.00322 | -0.0108 | -0.00503 | 0.00305 | 0.00345 | -0.00653 | 0.00782* |
| PINDEX | 0.00880 | -0.00145 | 0.0299* | 0.000216 | 0.00404 | 0.00801 | 0.00437 | 0.0189** |
| CON | 0.00175* | 0.000307 | -0.00268 | 0.000130 | -0.00122 | -0.000207 | -0.000642 | .00331*** |
| 상수항 | -0.261*** | -0.431** | -1.306*** | 0.116 | 0.507** | 0.696*** | -2.862*** | -1.337*** |

주:*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

가격간의 관계를 보면 글로벌금융위기 전과 달리 지역별로 대체적으로 정(+)의 관계를 보였다. 이는 정부에서는 주택경기를 활성화시키고자 금리인하를 지속적으로 시행하고 있으나 주택경기가 활성화되지 못하고 전체적으로 하향세를 유지하고 있기 때문이다. KOSPI주가지수와 주택매매가격간의 관계를 살펴보면 거의 모든 지역에서 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 정규일(2006)¹²⁾, 김중규·정동준(2012)¹³⁾는 부동산가격과 주가가 음(-)의 반응을 보인다고 한 반면 박종철(2008)¹⁴⁾, 리금란(2012)¹⁵⁾는 부동산가격과 주가는 호경기와 불경기시 동조하는 현상이 있다고 하였다.

산업생산지수와 주택매매가격간의 관계를 살펴보면 대부분 지역에서 정(+)의 관계가 보였고 주택매매가격에 미치는 영향이 미미하였다.

김은미(2007)¹⁶⁾, 전해정·박현수(2012)¹⁷⁾도 산업생산지수와 주택매매가격간에 양(+)의 관계가 있다고 하였다.

건축착공실적과 주택매매가격간의 관계에서 서울, 인천, 경기도를 비롯한 수도권과 제주도에서 부(-)의 관계가 보인 반면 기타 지역에서는 모두 정(+)의 관계가 나타났으나 주택매매가격에 미치는 영향이 미미하였다.

실증분석 결과를 종합해 보면, 주택매매가격에 전세가격은 글로벌금융위기 이전과 이후 모든 기간에서 대체적으로 정(+)의 반응을 나타냈으나 CD금리는 이전기간에는 부(-)의 영향을 이후기간에는 정(+)의 영향을 나타냈다. 이는 글로벌금융위기 이후 주택시장을 활성화시키기 위해 매매가격이 하락하는 상황에서 정부는 금리 하향세를 유지하기 때문인 것으로

12) 정규일, "자산가격과 유동성간의 관계분석", 한국은행 금융경제연구원, 2006, pp.5-36.
 13) 김중규·정동준, "유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석", 주택연구, 한국주택학회, 2012, 20(1), pp.105-125.
 14) 박종철, "벡터오차수정모형을 이용한 금리, 아파트가격, 주가의 상관관계", 동아대학교 박사학위논문, 2008, pp.1-72.
 15) 리금란, "주가와 주택자금대출금이 부동산가격에 미치는 영향에 관한 실증분석", 숭실대학교 석사학위논문, 2012, pp.1-58.
 16) 김은미, "부동산 가격과 유동성간의 관계 분석", 이화여자대학교 석사학위논문, 2007, pp.1-62.
 17) 전해정·박현수, "주택시장과 거시경제변수 요인들간의 동태적 상관관계 분석", 주택연구, 한국주택학회, 2012, 20(2), pp.125-147.

〈표8〉 글로벌금융위기 이후기간 지역별 추정결과(2008.10-2014.2)

| 구분 | 부산 | 충청북도 | 충청남도 | 대구 | 대전 | 강원도 | 광주 | 경기도 |
|--------|------------|--------------|------------|------------|-----------|-----------|-------------|-------------|
| HS | 0.531*** | -3.65e-10*** | 0.860*** | 0.981*** | 0.928*** | 0.913*** | 0.571*** | 0.953*** |
| HC | 0.577*** | 1.000*** | 0.0886** | 0.00675 | 0.110*** | -0.0163 | 0.365*** | 0.109*** |
| CD | 0.00133 | -3.21e-12** | 0.0108*** | 0.00394* | 0.00416 | 0.0176*** | 0.0224*** | -0.00867*** |
| KOSPI | 0.0261*** | -2.03e-12 | 0.00646 | 0.0179*** | 0.0330*** | 0.00322 | 0.0252*** | 0.0307*** |
| PINDEX | 0.00152 | -6.03e-12 | 0.000117 | 0.000239 | -0.0155* | -0.0135 | -0.0115* | 0.00409 |
| CON | 0.00305*** | 6.55e-13 | 0.00410*** | 0.00396*** | 0.00132 | 0.00516** | 0.00265** | -0.000543 |
| 상수항 | 3.028*** | 1.73e-10 | 0.157 | -0.344 | 1.383*** | -1.167** | -0.453* | 2.195*** |
| 구분 | 경상북도 | 경상남도 | 인천 | 제주 | 전라북도 | 전라남도 | 서울 | 울산 |
| HS | 0.933*** | 0.633*** | 0.900*** | 0.559*** | 1.070*** | 0.705*** | 0.935*** | 0.550*** |
| HC | 0.0568 | 0.522*** | 0.0679*** | 0.674*** | -0.184* | 0.298*** | 0.0941*** | 0.446*** |
| CD | 0.00163 | 0.00453 | 0.00386*** | 0.00284 | 0.0101** | 0.00618* | -0.00825*** | 0.00227 |
| KOSPI | 0.00114 | 0.0591*** | 0.0193*** | 0.0172** | 0.0394*** | 0.0237*** | 0.0243*** | 0.00755 |
| PINDEX | 0.0105 | 0.0147 | 0.00592 | 0.0169* | 0.00279 | 0.0170* | 0.00590 | 0.00306 |
| CON | 0.00154 | 0.000960 | -0.0000328 | -0.00281* | 0.00279* | 0.00198 | -0.000349 | 0.00310*** |
| 상수항 | -0.366 | 4.532*** | 1.755*** | 2.652*** | -0.786 | 1.628*** | 2.139*** | 1.338*** |

주:*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

판단된다. 또한 주가지수는 이전기간에는 지역별로 차이를 나타내며 정(+), 부(-)의 영향을 나타낸 반면 이후기간에는 대체적으로 정(+)의 반응을 나타낸 것으로 나타났다. 이는 부동산시장이 호경기시는 주가와 주택가격이 탈동조화(decoupling)하고 불경기시는 동조화(coupling)하는 일반적인 현상을 보이고 있다. 두 기간 모두에서 산업생산지수는 정(+), 건축착공실적은 부(-)의 반응을 나타냈다.

V. 결 론

본 연구에서는 2003년 10월부터 2014년 2월까지 월별 자료를 이용해 거시경제변수와 주택전세가격이 주택매매가격에 미치는 영향을 글로벌금융위기 전·후로 동적패널분석을 이용해 실증분석하였다. 자료는 시계열과 횡단면자료로 구성된 패널자료를 사용하였으며 횡단면적으로는 전국 16시도의 자료로 구성되었다.

주택매매가격과 주택전세가격은 국민은행에서 제공된 주택가격을 이용하였고 로그변수를 이용하여 분석하였다. 거시경제변수는 CD금리, KOSPI주가지수, 산업생산지수, 건

축착공실적으로 설정하였고 글로벌 금융위기전·후에 거시경제변수와 주택전세가격이 주택매매가격에 어떠한 영향을 미치는지 파악하기 위해 본 연구에서는 2008년 9월을 기준으로 하여 더미변수를 설정하여 분석에 사용하였다.

전체기간에 대한 동적패널 분석 결과를 보면 전세가격은 정(+), CD금리는 부(-), 코스피종합주가지수와 정(+),의 관계로 보였다. 산업생산지수는 정(+),의 관계로 보였고 건축착공실적은 주택매매가격간에 부(-)의 관계를 나타냈다. 글로벌금융위기를 나타내는 더미변수는 주택매매가격에 정(+),의 영향을 미치는 것으로 나타나 금융위기 후 오히려 주택매매가격이 더 높아진 것으로 나타났다. 이는 글로벌금융위기 이후 세종시이전 및 혁신도시 이전으로 인해 지방의 주택가격의 상승으로 인한 것으로

판단된다.

글로벌금융위기 이전과 이후로 나누어 동적패널을 실시한 결과, 주택매매가격에 전세가격은 글로벌금융위기 이전과 이후 모든 기간에서 대체적으로 정(+)¹의 반응을 나타냈으나 CD금리는 이전기간에는 부(-)²의 영향을 이후기간에는 정(+)³의 영향을 나타냈다. 이는 글로벌금융위기 이후 주택시장을 활성화시키기 위해 매매가격이 하락하는 상황에서 정부에서는 금리 하향세를 유지하기 때문인 것으로 판단된다. 또한 주가지수는 이전기간에는 지역별로 차이를 나타내며 정(+), 부(-)⁴의 영향을 나타낸 반면 이후기간에는 대체적으로 정(+)⁵의 반응을 나타낸 것으로 나타났다. 이는 부동산

시장이 호경기시는 주가와 주택가격이 탈동조화하고 불경기시는 동조화하는 일반적인 현상을 보이고 있다. 두기간 모두에서 산업생산지수는 정(+), 건축착공실적은 부(-)⁶의 반응을 나타냈다.

이에 정부는 글로벌금융위기로 인해 침체된 주택시장을 살리기 위해서는 금리인하 등을 통한 인위적인 시장 활성화가 어려운 바 경기 활성화에 최선을 다해 시장의 기능이 정상적으로 살아날 수 있게 노력해야 한다.

시간적·공간적 범위를 세분화하고 더욱 다양한 거시경제변수를 이용해 연구를 확장하는 것은 추후 연구과제로 남긴다.

參考文獻

- 김갑열, “부동산 정책목표의 합리성 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 52.
- 김은미, “부동산 가격과 유동성간의 관계 분석”, 이화여자대학교 석사학위논문, 2007.
- 김진형, “주택 매매가격 및 전세가격에 영향을 미치는 거시경제지표 분석”, 부산대학교 석사학위논문, 2014.
- 김중규·정동준, “유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석”, 주택연구, 한국주택학회, 2012, 20(1).
- 강남훈·김영중, “지역특성이 전세·매매가격비율에 미치는 영향요인 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2012, 49.
- 리금란, “주가와 주택자금대출금이 부동산가격에 미치는 영향에 관한 실증분석”, 숭실대학교 석사학위논문, 2012.
- 박종철, “벡터오차수정모형을 이용한 금리, 아파트가격, 주가의 상관관계”, 동아대학교 박사학위논문, 2008.
- 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR분석”, 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 2008, 14(3).
- 이진성·김현숙, “지역별 주택가격 변동률에 영향을 미치는 요인 규명에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2012, 55.
- 이희석, “거시경제변수가 주택매매 및 전세지수에 미치는 영향에 관한 연구”, 경원대학교 대학원 박사학위논문, 2007.
- 임영인, “수도권 주택전세가격 변동률에 영향을 미치는 요인 규명에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2012, 51.
- 윤주현, “VAR모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 전망연구”, 국토연구원, 2001.
- 정규일, “자산가격과 유동성간의 관계분석”, 한국은행 금융경제연구원, 2006.
- 전해정, “주택 전세/매매가격비율 변동분석에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 53.
- 전해정·박현수, “주택시장과 거시경제변수 요인들간의 동태적 상관관계 분석”, 주택연구, 한국주택학회, 2012, 20(2).
- 최용환, “정부형태별 거버넌스 수준이 경제성장에 미치는 영향 : 동적패널(system GMM)을 활용한 다국가 실증분석”, 고려대학교 박사학위논문, 2013.
- Arellano, M and Bond, S, “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equation”, *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2).
- Frank Windmeijer, “A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators”, *Journal of Econometrics*, 2005, 126(1).
- Lastrapes, William D., “The Real Price Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations.” *Journal of Housing Economics*, 2002, 11.
- Manuel Arellano and Stephen Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2).
- McCarthy, Jonathan And Richard W. Peach, “Monetary Policy Transmission to Residential Investment,” *FRBNY Economic Policy Review*, May 2002.
- 국민은행 www.kbstar.co.kr
- 머니위크, www.moneyweek.co.kr
- 한국은행 ecos.bok.or.kr