

광역지자체별 주택매매시장과 전세시장의 가격결정요인에 관한 연구*

A Study on the Price Determinants of the House Sales Market and
Jeonse Market by Korea wide-area unit of local government

정 일 영** · 최 열***
Jeung, Il Young · Choi, Yeol

차 례

- | | |
|--------------------|------------|
| I. 서론 | V. 결론 |
| II. 이론적 고찰 | <abstract> |
| III. 분석자료 및 모형의 설정 | <참고문헌> |
| IV. 주택시장 실증분석 | |

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

The purpose of this study is to examine how the wide-area unit of local government will apply the real estate price policy in a situation where house sale market and Jeonse market are moving differently depending on the regions such as Seoul and the provinces.

(2) RESEARCH METHOD

This study used ADF(Augmented Dickey-Fuller test) of unit root test and Granger causality test to achieve the major objectives of this study. The time range was from January 2007 to December 2018, and spatial range was 16 wide-area unit of local government(7 metropolitans and 9 provinces).

Dependent variable are comprehensive house sale price index and comprehensive Jeonse price index and independent variable are 7 variations such as land transaction area, unsold housing, composite leading indicators, CD interest rate, KOSPI, unemployment rate, net population movement.

* 이 논문은 2019년도 과학기술정보통신부의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2017R1A2B1010994).

** 주 저 자 : 부산대학교 도시공학과 석사과정, jiy0117@naver.com

*** 교신저자 : 부산대학교 도시공학과 교수, 도시계획학박사, yeolchoi@pusan.ac.kr

▷ 접수일(2019년 6월 24일), 수정일(1차 : 2019년 7월 26일, 2차 : 2019년 8월 1일), 게재확정일(2019년 8월 13일)

(3) RESEARCH FINDINGS

This study finds that determinants of house sale price and Jeonse price have differently shown in accordance with each wide-area unit of local government. So each wide-area unit of local government is the basis for applying different housing policies.

2. RESULTS

The results of this imply that it is considerably important to establish the housing policy pursuant and suitable to each characteristics to denote statistically major variables to impact on each wide-area unit of local government.

3. KEY WORDS

- House sale price, Jeonse price, Time series analysis, Augmented Dickey-Fuller test, Granger Causality test

국문초록

본 연구는 우리나라 광역지자체별 종합주택가격지수 및 종합주택전세가격지수에 영향을 주는 요인들을 분석해 광역지자체별로 차이가 있는지 살펴보고자 하였다. 시간적 범위는 2007년 1월부터 2018년 12월까지 144개의 월별데이터를 이용하였으며, 공간적 범위는 16개 광역지자체를 대상으로 하였다. 분석 방법으로는 ADF검정과 Granger-인과관계검정을 이용했으며, 독립변수로서 기존연구를 종합하여 연구목적에 부합하는 토지거래면적, 미분양주택현황, 경기선행지수, CD금리, KOSPI, 실업률, 순인구이동을 사용하였다. 먼저 ADF검정으로 자료의 안정성 유무를 확인하고 불안정한 자료의 경우 차분을 통해 안정성을 확보하였다. 안정성이 있는 자료를 바탕으로 Granger 인과관계검정을 한 결과 광역지자체별로 매매가격과 전세가격에 영향을 주는 요인이 다르게 나타나 각 광역지자체별로 주택정책을 다르게 적용해야 함을 확인하였다.

핵심어 : 주택매매가격, 전세가격, 시계열 분석, ADF검정, Granger-인과관계검정

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

최근 2018년 통계청 가계금융복지조사에 따르면 우리나라의 개인 자산구성은 금융자산과 실물자산으로 나누어진다. 금융자산은 저축액과 전월세보증금으로 나누어지고 실물자산은 부동산과 기타실물자산으로 나누어지며, 부동산은 다시 거주주택과 거주주택 이외(계약금 및 중도

금 포함)로 나누어진다. 금융자산은 25.3%, 실물자산은 74.7%를 차지하며, 이 중 거주주택은 40.6%로 개인의 자산에서 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 또한 총 자산은 2017년 3억 8,671만 원에서 2018년 4억 1,573만 원으로 7.5% 증가함에 비해 거주주택 자산은 1억 5,416만 원에서 1억 6,895만 원으로 9.6%증가했다.¹⁾ 즉 개인에게 있어서 주택은 가장 큰 자산이라 할 수 있다.

1) "2018년 가계금융·복지조사 보고서", 통계청, 2018, pp.46.

이어서 한국감정원의 부동산거래현황에 따르면 2011년 전국주택시장에서 주택매매거래량은 981,238건이고 주택임대거래량(전월세거래량)은 1,321,242건이다. 2013년은 각각 851,850건, 1,373,172건이고 2018년은 각각 856,219건, 1,830,821건이다. 주택매매거래량은 2015년 잠시 증가했지만 전체적으로 감소하는 추세이며, 주택임대거래량은 꾸준히 증가하는 추세이기 때문에²⁾ 주택시장에서 임대시장에 관한 연구 또한 병행되어야 할 것이다.

하지만 전국이 아닌 각각의 개별 광역지자체 대상에서는 다소 다른 결과를 보이고 있다. KB부동산 2013년 4월부터 2018년 12월까지 광역지자체별 주택매매가격과 전세가격 중위자료를 보면, 2013년 4월 대비 전국의 주택매매가격은 39.4% 상승했으며, 전세가격은 47.5% 상승했다. 광역지자체별로는 인천과 대전을 제외한 광역시와 특별시는 매매의 상승비율이 상대적으로 높았으며, 나머지 지역은 전세의 상승비율이 상대적으로 높게 나타났다.³⁾ 이처럼 전국적으로는 전세가격의 상승비율이 높지만, 광역지자체별로는 다른 모습을 보이고 있다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 주택가격에서 매매가격과 전세가격의 영향요인을 함께 분석하고자 하며, 각각의 모델에서 영향을 미치는 변수들의 동태적인 인과관계를 규명하고자 한다. 이러한 과정에서 시간적 범위로는 2007년 1월부터 2018년 12

월까지 144개의 시계열 월별 데이터를 이용한다. 공간적 범위로는 기존 연구의 한계(서울, 수도권 혹은 6대광역시)를 확대하여 16개 광역지자체를 대상으로 하여 전국적 특성과 지역적 특성을 고려한 주택정책의 함의를 제공하고자한다.

II. 이론적 고찰

일반적으로 주택가격은 수요와 공급에 의해서 결정되는데, 이때 거시경제요인, 주택정책, 부동산심리 등 다양한 요인에 영향을 받는다. 이러한 관점에서 안정근(2009)⁴⁾은 “주택가격은 기후, 지형 등 환경적 요인, 인구구조 등 사회적 요인, 고용, 금융비용, 물가 등 경제적 요인, 치안, 도로 등 행정적 요인에 의해서 영향을 받는다.”고 말하고 있다. 그러나 사실 상기 이외에도 여러 가지 요인들을 고려 할 수 있을 것이다. 물론, 이러한 요인들을 모두 분석모형에 포함시키기는 현실적으로 불가능하기 때문에 통상적으로 주택수요와 공급에 미치는 기본요인을 반영한 단순한 형태의 주택가격 결정모형을 구축하고 있다(정의철, 2010)⁵⁾. 전반적으로 주택가격이론은 대부분 거시경제적 관점 간의(국내총생산, 소비재, 금융정책 등)관계에서 출발하고 또한 분석하고 있다고 하였다(Miles, 1992⁶⁾; Iacoviello, 2005⁷⁾; Goodhart and Hoffman, 2007⁸⁾; Calza, Monacelli, and Stracca, 2013⁹⁾; Ahamada, 2013¹⁰⁾). 이

2) 한국감정원 부동산 통계정보, (<http://www.kab.co.kr>: 부동산거래현황)

3) KB부동산, (<https://onland.kbstar.com>: 월간 KB주택가격동향 2019년 4월 기준)

4) 안정근, 현대부동산학, 양현사, 2009, pp.180~182.

5) 정의철, “소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향 분석-주택매매가격을 중심으로”, 부동산학연구, 제16권 제3호, 한국부동산분석학회, 2010, pp.5~20.

6) Miles, D., “Housing markets, consumption and financial liberalisation in the major economies.”, *European Economic Review*, 36(5), Elsevier, 1992, pp.1093~1127.

7) Iacoviello, M., “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle.” *American Economic Review*, 95(3), American Economic Association, 2005, pp.739~764.

8) Goodhart, C. and Hofmann, B., *House prices and the macroeconomy: Implications for banking and price stability*, Oxford University Press, 2007, pp.152~160.

9) Calza, A., Monacelli, T. and Stracca, L., “Housing finance and monetary policy.” *Journal of the European Economic Association*, 11(suppl_1), European Economic Association, 2013, pp.101~122.

10) Ahamada, I. and Sanchez, J. L. D., *A retrospective analysis of the house prices macro-relationship in the*

어서 Goodhart and Hoffman(2008)¹¹⁾은 단일 국가가 아닌 17개국 선진국을 대상으로 한 주택가격 연구에서도 주택가격은 금융변수 그리고 거시경제 변수와 통계적으로도 유의미하게 다방면(multidirectional)의 연계성이 있음을 주장했다.

국내에서도 이영수(2008)¹²⁾ 또한 “주택가격은 거시경제변수와 밀접한 관련을 가지고 있으며, 주택가격의 변화는 소위 ‘자산효과’를 통해서 국민소득 중 가장 비중이 높은 소비에 직접적인 영향을 미치게 되며, 주택경기의 변화를 통해 투자에도 영향을 미치게 된다.” 고 말했다. 최근 국내에서도 많은 연구가 거시경제 및 금융간의 관계 속에서 주택가격을 분석하고자 하는 것을 볼 수 있다.

김용순·이경애(2011)¹³⁾은 수도권 주택매매와 전세가격 결정요인을 글로벌 금융위기(2008년 3분기)를 기준으로 이전과 이후를 그랜저 인과관계 분석결과를 바탕으로 내생변수를 채택하여 VAR모형을 통해 분석하였다. 그 결과 주택매매가격의 경우 금융위기 이후 실물경제 여건 및 기대심리에 더 큰 영향을 받는 쪽으로 변화하였음을 확인하였고, 전세가격의 경우도 마찬가지로 실물경기에 의해 보다 크게 영향을 받는 것으로 나타났다.

박성균·이현석(2012)¹⁴⁾은 서울아파트의 매매와 전세가격지수와 부동산시장에 영향을 주는 거시경제변수를 파악하기 위해 그랜저 인과관계 분석을 하였다. 그 결과 매매가격에는 국내총생산, 소비자물가지수, 회사채수익률, CD금리, M2 통화량, 환율, 경기선행지수가 영향

을 주었으며, 전세가격에는 국내총생산, 소비자물가지수, 회사채수익률, CD금리, 통화안정증권 수익률, 국민주택채권 수익률, M2 통화량, 환율, 취업자 수, 고용률, 경기선행지수가 영향을 주는 것으로 나타났다.

이진성·이창현(2014)¹⁵⁾은 전국의 주택시장을 유형화하고 불안정 주택시장에 속하는지역을 대상으로 매매가격지수와 전세가격지수 변동에 영향을 미치는 요인을 PLS회귀분석을 이용해 분석한 결과 매매가격지수에는 토지거래규모, 기초수급자율, 천인당 이혼건수, 만인당 금융기관 수 순으로 VIP(Variable Importance in the Progection, 잠재요인들의 중요도)값이 1.2이상으로 중요한 변수로 나타났다. 전세가격지수의 경우 토지거래면적, 기초수급자율, 도로밀도, 노인인구비율 순으로 VIP값이 1.2이상으로 중요한 변수로 나타났다.

전해정(2017)¹⁶⁾은 서울, 인천, 경기도의 주택매매, 전세가격 간의 영향을 패널연립방정식을 이용해 분석하였다. 그 결과 매매가격에는 주택전세가격, 미분양주택현황, CD금리가 영향을 주었으며, 전세가격에는 매매가격과 실업률이 영향을 주는 것으로 나타났다.

이상의 연구에서 특히 국내의 선행연구는 주택가격과 거시경제변수간의 상관성을 보이고 있었으며, 대부분 공간적 범위를 서울이나 수도권 혹은 5대광역시로 제한하고 있었다. 하지만 본 연구에서는 16개의 광역지자체로 확대하여 실증분석 하고자 한다. 또한 기존 대부분 연구의 종속변수였던 아파트 가격을 포함하여 연립세대 가격 그리고 단독주택 가격 등 모두 고려하

United States. The World Bank, 2013, pp.10~12.

11) Goodhart, C. and Hofmann, B. "House prices, money, credit, and the macroeconomy.", *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), Oxford academic, 2008, pp.180~205.

12) 이영수, "한국의 주택 가격과 거시 경제 : SVAR 분석", *부동산학연구*, 제14권 3호, 한국부동산분석학회, 2008, pp.129~147.

13) 김용순·이경애, "금융위기 이후의 수도권 주택매매 및 전세가격 결정요인 변화 분석", *한국주택학회 학술대회 발표논문집*, 한국주택학회, 2011, pp.226~245.

14) 박성균·이현석, "주거용과 상업용 부동산의 가격결정요인 비교", *부동산연구*, 제22권 2호, 한국부동산연구원, 2012, pp.171~191.

15) 이진성·이창현, "주택가격 변동률을 중심으로 한 불안정 주택시장 주택가격지수 결정요인 분석", *부동산학보*, 제59집, 한국부동산학회, 2014, pp.203~216.

16) 전해정, "주택 매매, 전세가격 간의 영향력에 관한 연구", *부동산학보*, 제71집, 한국부동산학회, 2017, pp.232~243.

는 종합주택유형가격지수를 사용하여 포괄적인 주택시장을 분석하며, 광역지자체별 지역관련 변수를 사용할 것이다.

해 분석하였고 공간적 범위는 전국 16개의 광역 지자체를 바탕으로 분석하였다. 세종시의 경우 자료의 구득가능성을 고려하여 배제하였다. 변수의 구성은 다음 <표 1>과 같다.

Ⅲ. 분석자료 및 모형의 설정

1. 분석자료의 설정

본 연구에서는 주택가격결정이론과 선행연구를 참고하여 변수를 설정하였다. 우리나라 광역지자체별 월별 주택종합 매매가격지수와 전세지수를 바탕으로 거래와 공급을 대변하는 변수를 토지거래면적과 미분양주택현황, 거시경제변수를 대변하는 변수를 경기선행지수, CD금리, KOSPI지수, 실업률, 수요를 대변하는 변수를 순인구이동으로 정했다. 경기선행지수, CD금리, KOSPI지수의 경우 국가단위 데이터이고, 나머지 변수들은 각각의 광역지자체 데이터이다.

전국 주택가격동향조사의 종합주택의 월별 평균가격과 중위가격의 경우 표본의 가격분포에 민감하게 반응해 지수의 변동률과 다를 수 있으며, 정기표본보정, 2014년 12월, 2015년 7월, 2016년 9월 표본 확대 및 2017년 12월 표본 전면 재설계에 의한 표본구성변화와 재고량 변화에 따른 가중치 조정으로 변동이 발생되어 시계열 분석에는 부적절하다. 그러므로 Jevons Index 방법론을 적용한 가격지수데이터를 활용하였다.

$$I_d = (I_{d1}^{h_{d1}} \times I_{d2}^{h_{d2}}) \quad (1)$$

(I_d : d광역지역 지수, I_{d1} & I_{d2} : d광역지역에 포함된 최소 공표지역 지수들, h_{d1} & h_{d2} : 최소 공표지역별 가중치)

본 연구의 시간적 범위는 2007년 1월부터 2018년 12월까지의 144개월의 데이터를 이용

2. 분석모형의 설정

본 연구의 변수들은 모두 시계열 데이터로 시계열 분석에 적합한 형태의 실증분석모형을 설정해야한다.

<표 1> 변수의 구성

변수	대리변수	구분	단위	출처	비고
주택 가격	종합주택 매매가격지수	y1	2017.11 = 100	한국감정원	지자체별
	종합주택 전세가격지수	y2	2017.11 = 100	한국감정원	지자체별
거래 공급	토지거래면적	x1	천㎡	한국감정원	지자체별
	미분양 주택현황	x2	건	한국감정원	지자체별
거시 경제 변수	경기선행지수	x3	2015 = 100	한국감정원	국가단위
	CD금리	x4	%	한국감정원	국가단위
	KOSPI	x5	1980.1.4. = 100	통계청	국가단위
	실업률	x6	%	통계청	지자체별
수요	순인구이동	x7	명	통계청	지자체별

시계열 분석은 시계열 데이터의 안정성(stationary)을 전제로 해야 한다.¹⁷⁾ 안정성이란 시계열의 확률적인 성질들이 시간의 흐름에 따라 불변이라는 것을 의미¹⁸⁾ 하나, 경제변수들은 불안정적이기 때문에 모형에 들어가는 변수들이 불안정적일 경우에는 그 영향이 상당하다고 할 수 있다.¹⁹⁾

주택가격이론과 선행연구를 바탕으로 설정한 7개의 변수와 주택가격을 나타내는 매매와 전세 가격지수 변수의 시계열 안정성을 확인하

17) 김경민, "통화정책 및 실물금융변수와 주택가격간 동학적 상관관계 분석", 부동산학보, 제70집, 한국부동산학회, 2017, pp.206~220.

18) 조신섭·손영숙, SAS/ETS를 이용한 시계열분석, 율곡출판사, 2013, p.162.

19) Hill, R. C., Griffiths, W. E. and Lim, G. C., *Principles of econometrics 3rd*. John Wiley & Sons, 2008, pp.325~357.

기 위해 정량적인 검정방안으로 단위근의 유무를 검정하는 단위근 검정(unit root test) 중 ADF(Augmented Dickey-Fuller test)검정법을 사용하였다.²⁰⁾ 이를 통해 시계열 데이터의 장기적인 균형관계 여부를 확인하고자 한다. 단위근 검정을 거쳐 단위근을 가져 불안정한 자료인 경우 차분을 한 후 다시 단위근 검정을 통해 안정성을 확인한다.²¹⁾ 최종 선정된 주택가격과 변수들의 관계를 알아보기 위해 Granger-인과관계검정(Granger causality test)을 사용하였다.

IV. 주택시장 실증분석

1. 주택시장 기초통계량분석

〈표 2〉의 우리나라 광역지자체별 종합주택매매가격지수의 기초통계량을 보면 종합주택매매가격지수 평균은 경기도(95.77), 인천(95.75), 서울(93.80) 순으로 크게 나타났으며, 대구(84.09), 제주도(85.41), 부산(85.93) 순으로 작게 나타났다. 전국의 매매가격지수가 제일 높았던 지역은 서울(106.80)이고 낮았던 지역은 부산(67.00)이다.

〈표 3〉의 우리나라 광역지자체별 종합주택전세가격지수의 기초통계량을 보면 종합주택전세가격지수 평균은 경상북도(91.48), 전라남도(90.95), 전라북도(90.77) 순으로 크게 나타났으며, 경기도(81.78), 서울(82.24), 대구(83.04) 순으로 작게 나타났다. 전국의 전세가격지수가 제일 높았던 지역은 경상남도(102.60)이고 낮았던 지역은 서울(60.50)이다.

모든 광역지자체에서 매매보다 전세의 표준편차 크다. 즉 전세가격의 변동폭이 매매가격보다 크게 나타난 것으로 임대시장인 전세가 매매보다 점점 중요해지고 있다는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 종합주택매매가격지수의 기초통계량

광역지자체	종합주택매매가격지수			
	mean	std	min	max
서울	93.80	5.30	79.30	106.80
부산	85.93	11.56	67.00	100.00
대구	84.09	12.57	68.80	103.90
인천	95.75	6.90	70.90	102.20
광주	87.67	10.28	74.10	103.90
대전	92.33	8.67	77.70	102.60
울산	89.61	9.71	72.50	101.10
경기도	95.77	3.20	87.20	101.90
강원도	89.54	8.17	77.40	100.10
충북	90.83	9.95	75.80	101.10
충남	93.68	6.97	83.80	102.10
전북	92.60	8.75	75.60	101.60
전남	92.22	7.94	73.50	102.90
경북	91.94	7.72	82.20	102.50
경남	90.22	12.56	69.90	102.10
제주	85.41	9.51	73.10	101.10

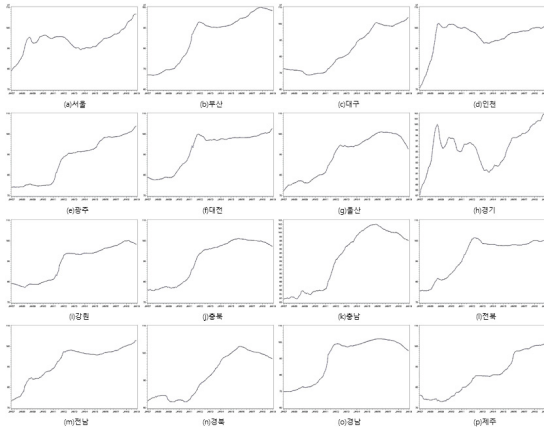
〈표 3〉 종합주택전세가격지수의 기초통계량

광역지자체	종합주택전세가격지수			
	mean	std	min	max
서울	82.24	13.21	60.50	100.60
부산	85.33	13.20	63.20	100.10
대구	83.04	14.27	64.00	101.60
인천	83.71	11.90	61.20	100.00
광주	85.70	11.55	70.00	101.10
대전	87.23	12.28	65.20	100.30
울산	89.20	10.74	71.30	101.10
경기도	81.78	13.43	61.30	100.00
강원도	88.26	9.50	75.40	100.00
충북	86.28	11.97	67.60	100.20
충남	89.18	11.12	71.30	102.00
전북	90.77	9.49	71.70	100.10
전남	90.95	9.29	69.50	101.20
경북	91.48	8.43	79.50	102.20
경남	88.38	13.87	64.40	102.60
제주	88.01	9.58	73.10	100.00

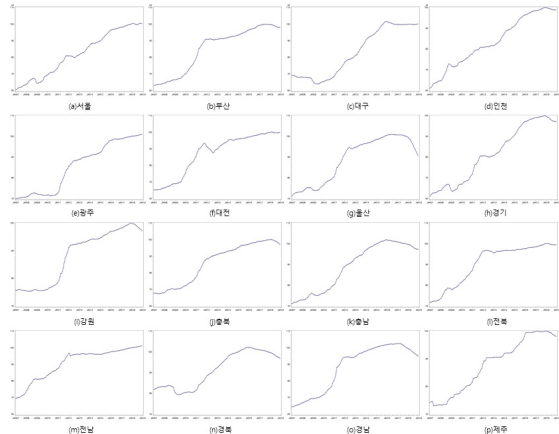
20) 성주환·김형근·정상철, "서울과 경남의 주택가격에 대한 정책 어떻게 할 것인가?", 부동산학보, 제77집, 한국부동산학회, 2019, pp.95~108.

21) 정상철·성주환, "미분양 아파트 결정모형에 관한 연구", 부동산학보, 제76집, 한국부동산학회, 2019, pp.51~67.

〈그림 1〉 매매가격지수 원시계열 그래프



〈그림 2〉 전세가격지수 원시계열 그래프



2. 광역지자체별 원시계열 그래프

광역지자체별 종합주택매매가격지수와 종합주택전세가격지수의 원시계열 그래프는 〈그림 1〉과 〈그림 2〉와 같다.

〈그림 1〉의 시계열 변동추이를 보면 광역지자체별로 매매가격지수의 차이가 있지만 부산, 울산, 경북, 경남을 제외하고는 증가하는 추세이다. 경기도는 다른 지역에 비해 매매가격지수의 변동이 많다.

〈그림 2〉의 시계열 변동추이를 보면 인천과 경기도를 제외하고는 매매가격지수와 전세가격지수의 그래프 형태가 유사하다. 하지만 매매가격지수와는 다르게 현재 대부분 광역지자체에서 전세가격지수가 감소하는 추세이다.

3. 안정성 검증과 안정시계열 그래프

시계열 자료를 통한 회귀분석에 있어 자료의 안정성 여부 확인은 매우 중요하다. 불안정적인 자료인 경우 관련이 없는 변수들 간에 유의성이 없음에도 불구하고 있는 것으로 나타나는 경우가 있다. 이러한 회귀를 허구적(spurious) 회귀라고 한다.²²⁾ 또한 시계열 자료의 분석에 있

어 오차항에 자기상관(autocorrelation)이 존재하는 불안정 시계열인 경우 분석에는 편의(bias)가 있을 수 있다. 시계열 자료가 안정성을 가진다는 것은 평균회귀 경향이 존재하며 일정한 범위 내에서만 움직인다는 것을 의미한다.²³⁾

시계열 데이터의 안정성을 검증하는 방법은 다양하나 가장 일반적으로 쓰이는 방식은 DF검정이다. 하지만 DF검정은 자기상관의 영향을 가진다는 한계가 있다. 본 연구에서는 DF검정의 한계인 자기상관의 영향을 제거하기 위해 3가지 모형의 식에 차분추가항(ϵ_t)을 추가하여 추정하는 방식인 ADF검정을 사용한다.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

(상수항도 추세도 없는 경우)

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

(상수항만 있는 경우)

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (4)$$

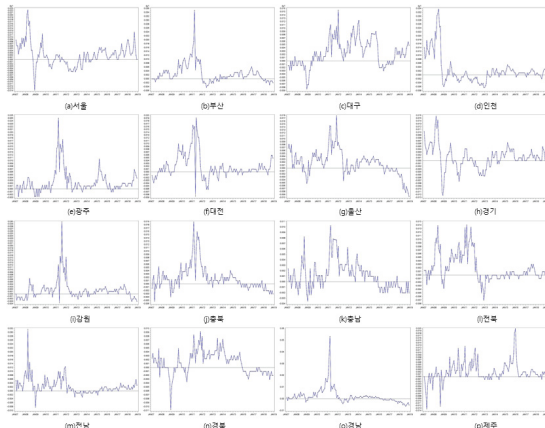
(둘 다 있는 경우)

여기서 귀무가설은 $H_0: \gamma = 0$ 이고 대립가설은 $H_1: \gamma < 0$ 이다. 만약 귀무가설 $\gamma = 0 (\rho = 1)$ 을

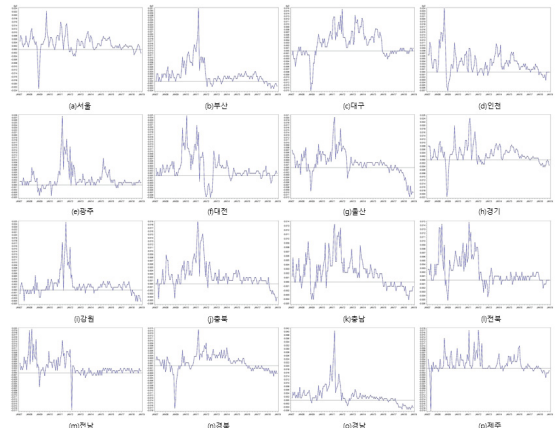
22) 최열·김현, “대도시 생활권에서 재정 및 고용능력과 어에너티에 관한 인과관계 분석”, 국토계획, 제44권 제1호, 대한국토·도시계획학회, 2009, pp.163~180.

23) Sims, C. A., “Macroeconomics and reality”, *Econometrica: journal of the Econometric Society*, Vol.48 No.1, The Econometric Society, 1980, pp.1~48.

〈그림 3〉 매매가격지수 안정시계열 그래프



〈그림 4〉 전세가격지수 안정시계열 그래프



〈표 4〉 광역지자체 ADF검정결과

변수	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기도		
원시계열	y1	-1.3246	-0.8334	0.7980	-6.9284	0.3071	-0.6573	-1.6132	-2.8802	
	y2	0.1280	-1.0236	0.2124	1.3736	-0.1032	-1.1664	-1.5003	2.1165	
	x1	-95.0380***	-91.5596***	-94.8659***	-108.524***	-83.5317***	-124.664***	-141.330***	-50.6783***	
	x2	-2.9769	-1.7612	-0.1881	-8.3135	-2.2005	-5.5218	-1.7974	-6.5824	
	x3	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865	
	x4	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546	
	x5	-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	
차분시계열	x6	-44.5702***	-47.9231***	-50.4147***	-46.6244***	-47.6112***	-55.1873***	-19.3492***	-39.9938***	
	x7	-54.2132***	-91.8412***	-154.026***	-26.7918***	-116.012***	-44.2527***	-52.3323***	-40.8482***	
	dy1	-24.7095***	-35.5986***	-27.9194***	-14.2546**	-36.8422***	-49.5169***	-23.0811***	-23.0328***	
	dy2	-39.2946***	-31.0182***	-21.9589***	-34.6982***	-46.6457***	-35.5487***	-26.4213***	-36.5942***	
	dx2	-112.992***	-142.286***	-133.536***	-133.999***	-133.999***	-156.031***	-134.723***	-135.088***	
원시계열	dx3	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	
	dx4	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	
	dx5	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	
	원시계열	y1	-0.3317	-0.9615	-0.8907	-1.6561	-2.0493	-0.5094	-1.3993	0.8182
		y2	-0.5058	-0.8277	-1.0886	-1.6808	-2.1956	-0.5373	-1.4790	-0.5507
		x1	-94.2171***	-108.798***	-78.6753***	-97.3554***	-104.893***	-97.0890***	-74.3315***	-66.4321***
		x2	-4.6195	-4.4643	-1.7061	-4.5059	-5.0599	-1.0912	-1.9682	-1.8905
		x3	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865	-2.3865
		x4	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546	-2.4546
x5		-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	-7.9525	
차분시계열	x6	-70.9525***	-45.4487***	-49.8567***	-63.2581***	-43.7558***	-44.8556***	-31.4689***	-85.1462***	
	x7	-109.320***	-91.0710***	-92.4110***	-98.2683***	-106.570***	-112.278***	-75.1114***	-13.3919	
	dy1	-53.7232***	-32.9380***	-39.165***	-30.8214***	-76.2051***	-36.1124***	-37.7469***	-57.7543***	
	dy2	-38.7191***	-32.5836***	-38.9533***	-42.3855***	-70.2730***	-32.6282***	-34.6884***	-82.3259***	
	dx2	-156.127***	-154.125***	-149.612***	-142.222***	-161.297***	-164.810***	-125.262***	-160.281***	
	dx3	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	-47.2434***	
	dx4	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	-52.5153***	
원시계열	dx5	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	-137.452***	
	dx7	-	-	-	-	-	-	-	-191.258***	

*, **, ***는 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

기각하지 않으면 이 시계열은 불안정하고 귀무가설 $\gamma=0$ 이 기각되면 이 시계열은 안정적인 것이다. $\gamma=0(\rho=1)$ 인 경우 시계열이 불안정한 상태를 시계열이 단위근을 가진다고 한다.

ADF검정 결과, 원시계열의 제주도를 제외한 광역지자체에서 x1(토지거래면적), x6(실업률), x7(순인구이동)의 시계열이 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않아 안정적인 시계열로 나타났고, 제주도의 경우 x1(토지거래면적), x6(실업률)의 시계열이 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않아 안정적인 시계열로 나타났다. 나머지 변수들은 단위근이 존재하여 원시계열이 불안정하다고 나타났다. 원시계열에서 단위근이 존재하여 불안정한 시계열로 판단되는 변수들은 안정화를 위해 일반적으로 차분(difference)을 한다. y_t 가 확률보행인 경우 $\gamma=0$ 이 되어 y_t 의 1차 차분은 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = v_t$ 이고, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ 의 특징은 독립적이며 $(0, \sigma_v^2)$ 인 함수에서 확률변수 v_t 가 안정적이기 때문에 안정적이 된다는 점이다.²⁴⁾

불안정한 시계열 변수의 데이터 중 음수가 없기 때문에 로그변환을 시도했다. 시계열 데이터를 로그변환 한다면 데이터의 분산증가를 억제할 수 있다. 로그변환한 변수를 1차 차분한 후 다시 ADF검정을 하였다. 그 결과 16개 광역지자체의 차분시계열 변수에서 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 나타났다. 광역지자체별 종합주택매매가격지수와 종합주택전세가격지수의 차분시계열 그래프는 <그림 3>과 <그림 4>와 같다. 또한 16개 광역지자체의 원시계열과 차분시계열의 ADF검정 결과 <표 4>와 같이 나타났다.

<표 4>의 단위근 검정 결과에 따르면 모든 광역지자체에서 x1(토지거래면적), x6(실업률)변수는 원시계열에서 안정성을 가지는 것으로 나타났으며, x7(순인구이동)의 경우 제주도

를 제외한 광역지자체는 원시계열에서 안정성을 가지는 것으로 나타났다. 원시계열에서 광역지자체별 불안정하다고 판단된 변수들은 1차 차분시계열에서는 모두 안정성을 가지는 것으로 나타났다.

4. Granger 인과관계 분석

본 연구에서 사용한 변수들의 단위근 검정 결과 제주도를 제외한 광역지자체에서 x1(토지거래면적), x6(실업률), x7(순인구이동)변수는 원시계열에서 안정성을 가졌고, 원시계열에서 안정성을 가지지 못한 변수들은 차분시계열에서 안정성을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 Granger 인과관계검정을 통해 각 광역지자체별 주택 매매가격과 전세가격의 결정요인을 파악하고자 한다.

시계열 $\{Y_{t2}\}$ 의 과거와 현재의 정보가 시계열 $\{Y_{t1}\}$ 의 미래값을 예측하는데 도움이 되면, $\{Y_{t2}\}$ 는 $\{Y_{t1}\}$ 의 Granger-원인으로 역할한다(Granger-cause)고 한다. VAR(p)에서 Granger 인과관계 검정(Granger causality test)은 다음의 두 귀무가설을 각각 검정하는 것이며, F-검정, χ^2 , LR-검정, Wald-검정, LM-검정 등 여러 가지 방법을 실행할 수 있다.

$$H_0: \Phi_{11}^j = \Phi_{12}^j = 0 \quad j=1, \dots, p \quad (5)$$

$$H_0: \Phi_{21}^j = \Phi_{22}^j = 0 \quad j=1, \dots, p \quad (6)$$

식(5)의 귀무가설을 기각하면 $\{Y_{t2}\}$ 가 $\{Y_{t1}\}$ 의 Granger-원인으로 역할함을 의미하고 식(6)의 귀무가설을 기각하면 $\{Y_{t1}\}$ 가 $\{Y_{t2}\}$ 의 Granger-원인으로 역할함을 의미한다.

Granger 인과관계 검정을 할 변수의 투입 순서를 정하게 되는데 차수가 너무 적으면 관계성의 판단이 어려워지고, 반대로 차수가 너무 많으면 자료의 유실이 많아진다.²⁵⁾ 따라서 본 연

24) Hill, R. C., Griffiths, W. E. and Lim, G. C., *Principles of econometrics 3rd*. John Wiley & Sons, 2008, pp.439~450.

25) 이석원·정재호, "거시경제요인이 아파트가격 변동에 미치는 영향 연구", 부동산학보, 제70집, 한국부동산학회, 2017, pp.28~41.

구는 차수를 5차까지로 설정했다.

〈표 5〉 서울의 Granger 인과관계 검정결과

서울	시차1	시차2	시차3	시차4	시차5
dy2 \Rightarrow dy1	0.50	3.11	3.28	3.15	3.63
x1 \Rightarrow dy1	0.43	16.89***	29.03***	28.25***	28.08***
dx2 \Rightarrow dy1	0.06	0.04	1.70	1.95	2.24
dx3 \Rightarrow dy1	0.70	0.61	4.90	4.80	5.06
dx4 \Rightarrow dy1	4.25**	3.81	4.28	5.89	7.31
dx5 \Rightarrow dy1	9.18***	12.39***	12.60***	13.64***	15.64***
x6 \Rightarrow dy1	0.35	0.28	1.17	1.11	0.99
x7 \Rightarrow dy1	4.40**	4.80*	4.85	6.38	5.61
dy1 \Rightarrow dy2	0.16	0.22	1.79	4.99	7.22
x1 \Rightarrow dy2	0.01	1.76	1.86	3.24	5.19
dx2 \Rightarrow dy2	0.52	0.21	0.45	1.15	1.35
dx3 \Rightarrow dy2	3.98**	3.50	7.21*	8.79*	13.26**
dx4 \Rightarrow dy2	4.50**	0.72	1.24	6.36	6.66
dx5 \Rightarrow dy2	2.90*	23.45***	25.83***	35.72***	41.84***
x6 \Rightarrow dy2	0.33	0.10	0.58	1.89	3.82
x7 \Rightarrow dy2	7.38***	3.82	3.87	3.44	5.12

*, **, ***는 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

서울의 경우 x1(토지거래면적), dx4(CD 금리), dx5(KOSPI), x7(순인구이동)변수가 매매가격지수에 Granger-원인 역할하는 것으로 나타났다. 전세가격지수에는 dx3(경기선행 지수), dx4(CD금리), dx5(KOSPI), x7(순인구이동)변수가 Granger-원인 역할하는 것으로 나타났다. 서울의 매매가격지수와 전세가격 지수 모두 dx5(KOSPI)변수가 전시차에 걸쳐 Granger-원인 역할하는 변수로 나타났다.

CD금리의 경우 박성균, 이현석(2012)²⁶⁾과 전해정(2017)²⁷⁾의 결과와 마찬가지로 서울의 매매가격지수에서 시차1에 영향을 주는 것으로 나타나 즉각적인 반응을 일으키는 요인으로 나타났다. 하지만 대부분 선행연구들에서 서울의 매매가격지수와 전세가격지수가 서로 영향을 주는 결과가 나온 것과는 달리 본 연구에서는 서로 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이런 기존 선행연구와 다른 분석결과가 나온 원

인은 주택가격변수를 아파트가격지수를 사용하지 않고 아파트, 단독주택, 연립주택을 종합한 종합주택가격지수를 사용한 것과 가격지수데이터를 국민은행에서 제공하는 평가기반 가격지수가 아닌 한국감정원에서 제공하는 반복매매지수 방식의 가격지수를 사용한 것이라 생각된다.

〈표 6〉 인천의 Granger 인과관계 검정결과

인천	시차1	시차2	시차3	시차4	시차5
dy2 \Rightarrow dy1	3.11*	14.02***	15.05***	16.99***	17.37***
x1 \Rightarrow dy1	2.71*	2.98	4.03	3.88	4.75
dx2 \Rightarrow dy1	0.00	0.17	22.97***	28.28***	30.44***
dx3 \Rightarrow dy1	0.09	0.18	0.77	1.32	1.62
dx4 \Rightarrow dy1	0.33	1.10	1.98	2.12	2.34
dx5 \Rightarrow dy1	5.09**	15.04***	8.32**	9.26*	11.44**
x6 \Rightarrow dy1	0.44	0.91	0.69	3.18	3.14
x7 \Rightarrow dy1	3.30*	4.24	6.05	5.44	5.77
dy1 \Rightarrow dy2	5.76**	11.39***	16.48***	23.67***	25.35***
x1 \Rightarrow dy2	0.22	0.91	3.51	5.54	8.30
dx2 \Rightarrow dy2	1.09	0.50	7.22*	6.70	7.71
dx3 \Rightarrow dy2	0.50	0.30	1.05	1.57	1.95
dx4 \Rightarrow dy2	0.05	0.24	1.38	2.87	2.71
dx5 \Rightarrow dy2	2.68	2.04	1.69	2.17	6.58
x6 \Rightarrow dy2	2.21	1.05	4.90	4.72	6.07
x7 \Rightarrow dy2	1.94	2.19	2.08	2.09	2.23

*, **, ***는 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

〈표 6〉 인천의 경우 dy2(전세가격지수), x1(토지거래면적), dx2(미분양주택현황), dx5(KOSPI), x7(순인구이동)변수가 매매가격지수에 Granger-원인 역할하는 것으로 나타났다. 전세가격지수에는 dy1(매매가격지수), dx2(미분양주택현황)변수가 Granger-원인 역할하는 것으로 나타났다. 인천의 경우 매매가격지수와 전세가격지수가 전시차에 걸쳐 서로 영향을 주는 것으로 나타났으며, dx2(미분양주택현황)변수는 시차3에서 영향을 주는 것으로 나타나 주택 매매가격지수와 전세가격지수에 반영되는데 다른 변수보다 시간이 필요하다는 것으로 나타났다.

26) 박성균·이현석, "주거용과 상업용 부동산의 가격 결정요인 비교", 부동산연구, 제22권 2호, 한국부동산연구원, 2012, pp.171~191.

27) 전해정, "주택 매매, 전세가격 간의 영향력에 관한 연구", 부동산학보, 제71집, 한국부동산학회, 2017, pp.232~243.

〈표 7〉 경기도의 Granger 인과관계 검정결과

경기도	시차1	시차2	시차3	시차4	시차5
dy2⇒dy1	0.24	4.42	4.89	7.21	8.30
x1⇒dy1	3.18*	9.37*	14.08***	15.20***	14.81**
dx2⇒dy1	0.99	1.85	2.94	5.33	7.52
dx3⇒dy1	1.71	1.20	1.84	1.73	2.11
dx4⇒dy1	4.75**	3.37	4.87	8.82*	12.02**
dx5⇒dy1	14.91***	13.98***	12.86***	13.24**	14.02**
x6⇒dy1	2.01	1.66	5.73	6.17	8.36
x7⇒dy1	0.74	0.27	0.63	1.62	3.07
dy1⇒dy2	0.12	4.57	16.96***	21.28***	29.50***
x1⇒dy2	0.86	2.14	1.72	6.81	9.79*
dx2⇒dy2	0.12	0.55	0.99	0.46	0.67
dx3⇒dy2	4.98**	5.50*	8.90**	13.30***	18.31***
dx4⇒dy2	1.16	1.23	3.43	7.11	10.64*
dx5⇒dy2	0.00	18.44***	19.70***	25.13***	26.70***
x6⇒dy2	2.21	1.43	2.30	1.68	1.96
x7⇒dy2	2.05	2.15	2.04	1.96	3.42

*, **, ***는 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

〈표 7〉 경기도의 경우 매매가격지수는 x1(토지거래면적), dx4(CD금리), dx5(KOSPI)변수가 Granger-원인 역할하는 것으로 나타났다. 3개의 변수 모두 시차1에서 영향을 주는 것으로 나타나 주택 매매가격지수에 빠르게 반영되는 것으로 나타났다. 전세가격지수는 dy1(매매가격지수), x1(토지거래면적), dx3(경기선행지수), dx4(CD금리), dx5(KOSPI)변수가 Granger-원인 역할하는 것으로 나타났다. x1(토지거래면적)과 dx4(CD금리)변수는 시차5에서 영향을 주는 것으로 나타나 다른 변수에 비

해 매우 느리게 반영되는 것으로 나타났다.

수도권(서울, 인천, 경기도)의 경우 공통적으로 KOSPI가 매매가격지수의 전시차에 걸쳐 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 부산의 Granger 인과관계 검정결과

경기도	시차1	시차2	시차3	시차4	시차5
dy2⇒dy1	6.71***	6.49**	8.73**	10.18**	13.24**
x1⇒dy1	0.00	0.16	0.18	0.53	2.16
dx2⇒dy1	0.56	3.02	4.76	6.06	8.15
dx3⇒dy1	0.60	1.69	2.11	2.75	5.26
dx4⇒dy1	1.08	0.65	0.67	0.90	1.14
dx5⇒dy1	0.42	1.27	2.09	3.44	5.22
x6⇒dy1	0.02	0.47	0.96	1.04	0.93
x7⇒dy1	0.28	0.82	1.66	1.45	2.24
dy1⇒dy2	1.04	2.15	4.78	4.98	8.18
x1⇒dy2	0.05	0.39	0.54	1.36	1.74
dx2⇒dy2	0.22	1.83	3.59	4.37	6.30
dx3⇒dy2	0.64	1.46	3.33	4.07	8.17
dx4⇒dy2	0.49	0.82	1.09	1.12	1.33
dx5⇒dy2	0.16	0.27	1.03	3.64	4.87
x6⇒dy2	0.02	0.59	1.37	1.19	1.16
x7⇒dy2	0.45	1.27	3.27	2.59	4.09

*, **, ***는 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

〈표 8〉 부산의 경우 매매가격지수에 dy2(전세가격지수)변수만 Granger-원인으로 전시차에 걸쳐 강하게 영향을 주는 것으로 나타났다. 하지만 전세가격지수에 영향을 주는 변수는 없는 것으로 나타났다.

〈표 9〉 Granger 인과관계 검정결과

광역지자체	매매가격지수 영향요인	전세가격지수 영향요인
서울	토지거래면적, CD금리, KOSPI, 순인구이동	경기선행지수, CD금리, KOSPI, 순인구이동
부산	전세가격지수	
대구	전세가격지수, 토지거래면적, 경기선행지수, KOSPI	토지거래면적, 경기선행지수, CD금리, KOSPI
인천	전세가격지수, 토지거래면적, 미분양주택현황, KOSPI, 순인구이동	매매가격지수, 미분양주택현황
광주	미분양주택현황, 순인구이동	매매가격지수, 순인구이동
대전	전세가격지수, KOSPI	매매가격지수, 경기선행지수, KOSPI
울산	전세가격지수, 토지거래면적, KOSPI, 실업률, 순인구이동	매매가격지수, 토지거래면적, 경기선행지수, KOSPI, 실업률
경기도	토지거래면적, CD금리, KOSPI	매매가격지수, 토지거래면적, 경기선행지수, CD금리, KOSPI
강원도	전세가격지수, 토지거래면적, 경기선행지수, 순인구이동	매매가격지수, 토지거래면적, KOSPI, 순인구이동
충청북도	전세가격지수, KOSPI	매매가격지수, KOSPI

광역시자체	매매가격지수 영향요인	전세가격지수 영향요인
충청남도	전세가격지수, 토지거래면적, KOSPI, 순인구이동	매매가격지수, 토지거래면적, 순인구이동
전라북도	전세가격지수	매매가격지수, 순인구이동
전라남도	전세가격지수, CD금리, 순인구이동	매매가격지수, 순인구이동
경상북도	토지거래면적, CD금리, KOSPI	매매가격지수, CD금리, KOSPI
경상남도	전세가격지수	매매가격지수, 토지거래면적
제주도	미분양주택현황, KOSPI	매매가격지수, 미분양주택현황, 경기선행지수, 실업률

서울, 인천, 경기, 부산을 포함한 16개 광역자치체의 Granger 인과관계 검정결과는 다음 <표 9>와 같다. 특히 모든 시차에 걸쳐 영향을 미치는 변수의 경우 굵은 글씨로 표시했다.

대구의 매매가격지수의 경우 전세가격지수, 토지거래면적, 경기선행지수, KOSPI가 영향요인으로 나타났고, 전세가격지수에는 토지거래면적, 경기선행지수, CD금리, KOSPI가 영향요인으로 나타났다. 특히 토지거래면적, 경기선행지수, KOSPI는 매매가격지수와 전세가격지수 양쪽 모두에 영향을 주는 것으로 나타났다.

광주의 경우 매매가격지수에는 미분양주택현황과 순인구이동이 영향요인으로 나타났고, 전세가격지수에는 매매가격지수와 미분양주택현황이 영향요인으로 나타났다. 특히 순인구이동 변수는 양쪽 모두에 영향을 주는 것으로 나타났다.

대전의 경우 매매가격지수에는 전세가격지수와 KOSPI가 영향요인으로 나타났으며, 전세가격지수에는 매매가격지수, 경기선행지수, KOSPI가 영향요인으로 나타났다. KOSPI 변수는 양쪽 모두에 영향요인으로 나타났으며, 대전은 매매가격지수와 전세가격지수가 서로 영향을 주는 것으로 나타났다.

울산의 매매가격지수에는 전세가격지수, 토지거래면적, KOSPI, 실업률, 순인구이동이 영향요인으로 나타났고, 전세가격지수에는 매매가격지수, 토지거래면적, 경기선행지수, KOSPI, 실업률이 영향요인으로 나타났다. 대전과 마찬가지로 매매가격지수와 전세가격지수가 서로 영향을 주는 것으로 나타났으며, 토지거래면

적, KOSPI, 실업률이 매매가격지수와 전세가격지수 양쪽 모두에 영향요인으로 나타났다.

강원도의 경우 매매가격지수에 전세가격지수, 토지거래면적, 경기선행지수, 순인구이동이 영향요인을 나타냈고, 전세가격지수에는 매매가격지수, 토지거래면적, KOSPI, 순인구이동이 영향요인으로 나타났다. 강원도는 매매가격지수와 전세가격지수가 서로 영향을 주는 것으로 나타났으며, 토지거래면적과 순인구이동 변수는 양쪽 모두 영향을 주고 있는 것으로 나타났다.

충청북도의 매매가격지수는 전세가격지수와 KOSPI가 영향요인으로 나타났고, 전세가격지수는 매매가격지수, KOSPI가 영향요인으로 나타났다. 매매가격지수와 전세가격지수는 서로 영향을 주는 것으로 나타났으며, KOSPI는 양쪽 모두의 영향요인으로 나타났으며, 충청남도 매매가격지수는 전세가격지수, 토지거래면적, KOSPI, 순인구이동이 영향요인으로 나타났고, 전세가격지수는 매매가격지수, 토지거래면적, 순인구이동이 영향요인으로 나타났다. 충청남도 또한 매매가격지수와 전세가격지수가 서로 영향을 주는 것으로 나타났으며, 토지거래면적과 순인구이동이 양쪽 모두 영향을 주는 것으로 나타났다.

전라북도의 경우 매매가격지수는 전세가격지수만 영향요인으로 나타났고, 전세가격지수는 매매가격지수, 순인구이동이 영향요인으로 나타났다. 전라북도의 매매가격지수와 전세가격지수는 서로 영향을 주는 것으로 나타났으며, 전라남도 매매가격지수는 전세가격지수, CD금리, 순인구이동이 영향요인으로 나타났으며, 전

세가가격지수는 매매가격지수와 순인구이동이 영향요인으로 나타났다. 전라남도의 매매가격지수와 전세가격지수는 서로 영향을 주는 것으로 나타났으며, 순인구이동은 매매가격지수와 전세가격지수의 공통적인 영향요인으로 나타났다.

경상북도의 경우 매매가격지수는 토지거래면적, CD금리, KOSPI가 영향요인으로 나타났고, 전세가격지수에는 매매가격지수, CD금리, KOSPI가 영향요인으로 나타났다. 특히 CD금리와 KOSPI의 경우 양쪽 모두에 영향을 주는 것으로 나타났으며, 경상남도 매매가격지수에는 전세가격지수만 영향요인으로 나타났으며, 전세가격지수에는 매매가격지수와 토지거래면적이 영향요인으로 나타났다. 특히 매매가격지수와 전세가격지수는 서로 영향을 주는 것으로 나타났다.

마지막으로 제주도의 경우 매매가격지수에 미분양주택현황, KOSPI가 영향요인으로 나타났고, 전세가격지수에는 매매가격지수, 미분양주택현황, 경기선행지수, 실업률이 영향요인으로 나타났다. 미분양주택현황의 경우 매매가격지수와 전세가격지수의 공통적인 영향요인으로 나타났다.

V. 결 론

본 연구는 2007년 1월부터 2018년 12월까지의 월별데이터를 이용하여 우리나라 광역지자체의 주택 매매가격과 전세가격의 결정요인에 대해 실증분석 하였다. 주택가격에 영향을 미치는 거래 및 공급변수는 토지거래면적과 미분양주택현황, 거시경제변수로는 경기선행지수, CD금리, KOSPI로 정했고 인구관련 변수는 실업률과 순인구이동으로 정했다.

ADF검정 결과 제주도를 제외한 광역지자체에서 토지거래면적, 실업률, 순인구이동을 제외한 변수들이 단위근을 가지는 것으로 나타났

고, 제주도의 경우는 토지거래면적, 실업률을 제외한 변수들이 단위근을 가지는 것으로 나타났다. 단위근을 가지는 변수들은 로그변환과 차분을 통해 데이터의 안정성을 확보하였다. 안정화된 시계열을 바탕으로 Granger 인과관계 검정을 하였다.

본 연구의 실증분석의 결과 16개 광역지자체별로 주택시장 가격에 영향을 주는 요인은 모두 다르게 나타났으며, 광역지자체의 매매가격지수와 전세가격지수에 영향을 주는 공통적인 요인은 없는 것으로 나타났다.

인천, 대전, 울산, 강원도, 충청북도, 충청남도, 전라북도, 전라남도, 경상남도에서 매매가격지수와 전세가격지수는 서로 영향을 주는 것으로 나타났으며, 서울의 경우 매매가격지수와 전세가격지수가 서로 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 또한 전세가격지수 \Rightarrow 매매가격지수로 한쪽에서만 영향을 미치는 광역지자체는 부산, 대구로 나타났으며, 반대로 매매가격지수 \Rightarrow 전세가격지수는 광주, 경기도, 경상북도, 제주도로 나타났다.

기업활동을 나타내는 거시경제변수인 KOSPI는 전세가격지수보다 매매가격지수에 영향을 주는 광역지자체가 많은 것으로 나타났다. 특히 서울, 인천, 경기도, 충청북도의 경우 KOSPI가 전시장에 걸쳐 강하게 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면 경기선행지수의 경우 매매가격지수보다 전세가격지수에 영향을 주는 광역지자체가 많은 것으로 나타났다. 우리나라는 기업활동이 커질수록 부동산 투자가 커지는 경향이 있으며, 부동산 투자는 매매시장과 밀접한 관련이 있다. 또한 전세시장은 주거목적이 크기 때문에 실물경제 여건에 영향을 받기 때문에 이런 결과가 나왔다고 생각된다.

본 연구의 결과로 우리나라 광역지자체별로 매매시장과 전세시장에 영향을 주는 변수가 다르다는 것을 실증적으로 확인할 수 있었다. 따라서 주택 매매시장과 전세시장의 가격결정요인이 광역지자체별로 다르기에 중앙정부가 아

년 각 지자체별로 영향요인을 고려하여 정책을 다르게 수립하여야 한다. 예를 들어 서울의 경우 토지거래면적은 매매가격에 영향을 주고 전세 가격에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 그러므로 토지거래면적을 서울시에서 조정한다면 주택매매시장을 조절할 수 있을 것이다. 하지만 부산의 경우는 토지거래면적은 영향을 주는 변수가 아니므로 주택시장 조절에 의미가 없을 것이다.

본 연구는 위와 같은 연구결과에도 불구하고 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 첫째, 본 연구는 2007년 1월부터 2018년 12월까지 시계열 데이터를 사용하면서 2008년의 글로벌 금융위기나 2017년 8.2 부동산 대책처럼 급격한 변화를 일으키는 상황에 대해 구분하지 않고 사

용하여 한 점이다. 둘째, 본 연구는 시계열 분석을 함에 있어 공적분 분석과 분석결과에 따라 VAR모형이나 VEC모형 같은 구체적인 영향력을 분석하는 모형을 제시하지 못한 점이다.

본 연구의 향후 연구과제는 다음과 같다. 지역별 비교를 위해 통일성 있고 장기간의 자료가 제공되는 통계청과 한국감정원의 자료를 중심으로 자료를 구축했다. 하지만 한국감정원의 가격지수의 경우 표본의 편이성 문제, 지수의 변동, 주택품질의 변동 등 다양한 문제를 내포하고 있다. 향후 연구에서는 주택가격을 대변하는 다양한 방법들을 도출하고 이를 바탕으로 공적분 분석과 분석결과에 따라 구체적인 분석모형을 적용해 볼 필요가 있다.

참고문헌

- 김경민, “통화정책 및 실물금융변수와 주택가격간 동학적 상관관계 분석”, 부동산학보, 제70집, 한국부동산학회, 2017, pp.206~220.
- 김용순·이경애, “금융위기 이후의 수도권 주택매매 및 전세가격 결정요인 변화 분석”, 한국주택학회 학술대회 발표논문집, 한국주택학회, 2011, pp.226~245.
- 박성균·이현석, “주거용과 상업용 부동산의 가격결정요인 비교”, 부동산연구, 제22권 2호, 한국부동산연구원, 2012, pp.171~191.
- 성주환·김형근·정상철, “서울과 경남의 주택가격에 대한 정책 어떻게 할 것인가?”, 부동산학보, 제77집, 한국부동산학회, 2019, pp.95~108.
- 안정근, 현대부동산학, 양현사, 2009, pp.180~182.
- 이석원·정재호, “거시경제요인이 아파트가격 변동에 미치는 영향 연구”, 부동산학보, 제70집, 한국부동산학회, 2017, pp.28~41.
- 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제 : SVAR 분석”, 부동산학연구, 제14권 3호, 한국부동산분석학회, 2008, pp.129~147.
- 이진성·이창현, “주택가격 변동률을 중심으로 한 불안정 주택시장 주택가격지수 결정요인 분석”, 부동산학보, 제59집, 한국부동산학회, 2014, p.203~216.
- 전해정, “주택 매매, 전세가격 간의 영향력에 관한 연구”, 부동산학보, 제71집, 한국부동산학회, 2017, pp.232~243.
- 정상철·성주환, “미분양 아파트 결정모형에 관한 연구”, 부동산학보, 제76집, 한국부동산학회, 2019, pp.51~67.
- 정의철, “소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향 분석-주택매매가격을 중심으로”, 부동산학연구, 제16권 제3호, 한국부동산분석학회, 2010, pp.5~20.
- 조신섭·손영숙, SAS/ETS를 이용한 시계열분석, 율곡출판사, 2013, p.162.
- 최열·김현, “대도시 생활권에서 재정 및 고용능력과 어에니티에 관한 인과관계 분석”, 국토계획, 제44권 제1호, 대한국토·도시계획학회, 2009, pp.163~180.
- Ahamada, I. and Sanchez, J. L. D., *A retrospective analysis of the house prices macro-relationship in the United States*. The World Bank, 2013, pp.10~12.
- Calza, A., Monacelli, T. and Stracca, L., “Housing finance and monetary policy.” *Journal of the European Economic Association*, 11(suppl_1), European Economic Association, 2013, pp.101~122.
- Goodhart, C. and Hofmann, B., *House prices and the macroeconomy: Implications for banking and price stability*, Oxford University Press, 2007, pp.152~160.

- Goodhart, C. and Hofmann, B. "House prices, money, credit, and the macroeconomy.", *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), Oxford academic, 2008, pp.180~205.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E. and Lim, G. C., *Principles of econometrics 3rd*. John Wiley & Sons, 2008, pp.325~357, 439~450.
- Iacoviello, M., "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle." *American Economic Review*, 95(3), American Economic Association, 2005, pp.739~764.
- Miles, D., "Housing markets, consumption and financial liberalisation in the major economies.", *European Economic Review*, 36(5), Elsevier, 1992, pp.1093~1127.
- Sims, C. A., "Macroeconomics and reality", *Econometrica: journal of the Econometric Society*, Vol.48 No.1, The Econometric Society, 1980, pp.1~48.
- 통계청, 2018년 가계금융·복지조사 보고서, 2018, pp.46.
- 한국감정원 부동산 통계정보, (<http://www.kab.co.kr>: 부동산거래현황)
- KB부동산, (<https://onland.kbstar.com>: 월간 KB주택가격동향 2019년 4월 기준)