

주택가격을 결정하는 유효수요와 유효공급에 관한 연구 : 7개 특별·광역시에 대한 패널회귀모형 분석*

A Study on Effective Demand and Supply to Determine Housing Price:
Panel Regression Model Analysis for 7 Metropolitan Cities

공 준 현 (Gong, Junhyun)**

< Abstract >

The purpose of this study is to identify the pricing factors present in the Korean housing market and to propose policies for market stabilization. To this end, a panel model is established with a focus on effective demand and effective supply factors using data from seven metropolitan cities from 2007 to 2020. The policy implications for the analysis results are summarized as follows.

First, while the household consumption elasticity of apartment prices is observed to be very high, the household consumption elasticity of row house prices is not statistically significant. Second, the elasticity of household loans at apartment and row house prices demonstrates a positive effect, but the intensity is not high. Third, both apartments and row houses exhibit very high lease price elasticity. Fourth, as apartment stocks increased, the sharp drop in apartment prices is noted, while the increase in row house stocks is found to have no significant effect on prices. Fifth, in housing supply, a method of increasing effective housing is more effective than rental registered housing. Sixth, an increase in construction rental registered houses helps stabilize both rental and housing prices.

Keyword : Panel Analysis, Two-Way Fixed-Effects Model, Housing Prices, Effective Demand, Effective Supply

I. 서론

국민소득이 증가하더라도 주택시장이 불안해지면 국민 삶의 질이 저하되고 자산 양극화가 심화되어 사회적 불평등 문제로 발전할 수 있다.¹⁾ 1980년대 중반기의 3저(저달러, 저유가, 저금리) 호황이 하반기의 주택시장 불안으로 이어지면서 극심한 사회 문제로 비화

되었던 것이 대표적인 예이다. 그러므로 어느 정부에 서도 민생의 기반이 되는 주택시장의 안정을 필수 과제로 두고 있다.

문재인정부의 성장패러다임인 소득주도성장론(Income-led growth)²⁾의 핵심은 가계의 실질가처분소득을 증가시켜 총수요를 선순환적으로 확대시키는 데에 있다. 하여 정부는 최저임금 인상, 비정규직의 정규직화 등을 통해 가계소득은 높이고 실업급여 및 사회보장 확

* 본 논문의 수정과 발전을 위해 훌륭한 논평과 제언을 주신 익명의 세 분 심사위원들께 감사드립니다.

** 본 학회 정회원, (주)아르테건설 경제학박사, jhgong68@hanmail.net

1) 주택가격과 임대료 상승은 가처분소득을 하락시켜 무주택자와 유주택자 사이의 소득불평등을 심화시킬 뿐 아니라(리처드 플로리다, 2018), 자녀교육비와 자기개발비도 감소시켜 인적자산의 양극화도 초래한다.

2) 소득주도성장론은 포스트케인즈학파 포스트칼레츠키주의의 임금주도성장론(wage-led growth)에 입각한 정책으로, 가계의 임금과 소득을 증가시키면 민간소비와 기업투자가 연쇄적으로 증가하게 되어 총수요가 선순환적으로 확대되면서 경제성장이 이루어진다는 이론이다.

대 등을 통해 가계지출은 낮춰 가계의 실질가처분소득을 높이고자 하였다. 또한, 주택가격 및 주거비 상승이 가처분소득을 축소시키지 않도록 주택시장 안정화 정책을 집권 초기부터 추진하였다.

주택시장 안정화 정책은 과거 정부에서도 흔히 실시되었는데, 그 접근법에 있어서는 현 정부와 많은 차이가 있다. 과거 정부에서는 주택시장의 불안 원인을 주로 공급 부족으로 인식하고 공급 확대정책³⁾에 집중한 반면, 현 정부는 시장 불안 원인을 다주택투기수요로 지목하고 수요억제 정책에 더 매진하였다. 그러나 지난 4년(2017~2020년) 동안 재개발·재건축 규제 강화, 다주택가구에 대한 대출 규제 및 부동산 세금 중과 등 강력한 수요억제 정책을 시행하였음에도 불구하고 오히려 주택가격은 ‘패닉바이(panic buying)’, ‘영끌매수(영혼까지 끌어모아 매수)’라는 신조어가 회자될 정도로 급등하였다. 실질국내총생산(실질GDP)의 연평균성장률이 이전 정부에 비해 둔화되어⁴⁾ 소득증가에 따른 주택가격 상승 압력이 크지 않았던 점을 감안할 때 이러한 주택시장의 반응은 정부 정책에 대한 근본적인 변화의 필요성을 절감케 한다. 이에 본 논문에서는 수요-공급 원리에 입각한 실증분석을 통해 주택가격 구조를 새롭게 규명하고 주택시장 안정화 방안도 도출하고자 한다.

경제학에서 유효수요(effective demand)란 재화와 용역을 구입할 수 있는 능력과 의지를 동시에 갖춘 수요를 말하는 것으로, 구매능력이 없는 구매의지나 구매의지가 없는 구매능력은 유효수요와 거리가 있다. 예를 들어, 소득이 증가하고 금리가 하락하여 구매능력이 증가하더라도 경기침체가 예상되고 세금이 강화되어 수요자의 구매의지가 약화된다면 오히려 유효수요가 축소되어 주택가격이 하락할 수 있다. 그러므로 회귀분석 시 주택 유효수요의 대용변수(proxy variable)는 구매능력과 구매의지가 모두 반영된 변수를 사용하는 것이 적절하다. 이에 본 연구에서는 주택 유효수요 변수로 가구당 가계소비, 가계대출, 전세가격지수를 선택한다.

또한, 본 연구는 유효수요 개념을 차용하여 주택 유효공급을 ‘판매 가능한 주택(이하 유효주택)을 판매하려는 의지’로 정의한다. 신축주택이 준공되어 한 지역

의 주택스톡(housing stock)⁵⁾이 증가하더라도 판매가 제한된 주택(예를 들면, 임대등록주택, 증여주택)이 증가하면 그 지역의 유효주택 공급이 감소되어 주택가격이 상승할 수 있다. 이처럼 주택가격은 전체 주택스톡보다 유효주택의 변화에 더 반응한다. 이에 본 연구에서는 주택 유효공급 변수로 유효주택스톡을 선택하고 그 논거를 제III장에서 유효수요 변수와 함께 설명한다.

선행연구에 대한 본 연구의 차별적 특징은 다음과 같다. 첫째, 2007~2020년까지 7개 특별·광역시와 패널데이터를 이용하여 Cochrane-Orcutt 이원고정효과 모형(two-way fixed effects model)으로 회귀분석한다. 둘째, 주택수요 변수(가계소비, 가계대출, 전세가격지수)와 주택공급 변수(주택스톡, 유효주택스톡, 판매계약주택스톡)를 사용하여 주택가격 회귀모형을 설정하고 이 설명변수들이 주택가격에 미치는 영향을 분석한다. 셋째, 건설임대등록주택과 매입임대등록주택이 주택가격 안정에 미치는 영향을 분석한다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장은 주택수요 및 공급 함수와 주택가격 결정요인에 관한 선행연구를 고찰하고 논문의 착안점 및 연구방향을 설명한다. 제III장은 주택가격 설명변수에 대하여 소개하고 자료구축 내용과 분석방법을 설명한다. 제IV장에서는 제III장에서 설정한 모형들을 Cochrane-Orcutt 이원고정효과모형으로 추정하여 유효수요 및 유효공급 변수가 주택가격에 미치는 영향을 분석한다. 마지막으로 제V장 결론에서는 분석결과를 요약 정리하고 주택시장 안정화를 위한 정책적 시사점과 방안을 도출한다.

II. 선행연구 고찰

1. 선행연구

1) 주택 수요 및 공급 함수에 관한 연구

주택수요 함수는 개별 가구가 일정기간 동안에 소비하고자 하는 주거서비스의 양이 어떤 변수에 의해 결정되는지를 설명하는 함수이고 주택수요 영향요인으

3) 1990년대 시장안정의 토대를 만든 주택 200만호 건설계획(1989~1992)이 좋은 예이다.

4) 실질국내총생산(실질GDP)은 2008~2016년 연평균성장률 3.2%에서 2017~2020년 연평균성장률 1.8%로 하락하였다.

5) 주택스톡이란 특정 시점에 한 지역에 존재하는 재고주택의 총량을 말한다.

로는 주택의 상대가격, 가구 실질소득, 가구원수, 이자율, 세금, 인구학적 변수들 등이 있다. 주택수요의 가격탄력성은 폴레인·르노·임길진(Follain et al., 1980)의 $-0.20\sim-0.30$, 김경환(1990)의 $-0.13\sim-0.25$, 김정호(1983)의 $-0.06\sim-0.16$, 국토개발연구원의 -0.11 (자가) 및 -0.22 (차가)으로 나타났다. 주택공급 함수는 일정기간 동안에 판매하고자 하는 주택의 양이 어떤 변수에 의해 결정되는지를 설명하는 함수이고 신축주택공급 영향요인으로는 주택 매매가격, 택지가격, 건축제조원가 등이 있다. 우리나라 주택공급의 가격탄력성은 밀즈·송병락(Mils and Song 1979)의 0.283, 송병락·김사현(1980)의 1.16, 김관영(1988)의 0.787, 세계은행(World Bank 1989)의 0.1~0.4로 나타났다(김경환·서승환, 2002:190-193).

2) 주택가격 결정요인에 관한 연구

이준용·손재영(2013)은 2000~2011년까지 7개 특별·광역시의 지역경제변수(실질지역내총생산, 세대수, 신규입주주택 누적비중, 미분양아파트비중)와 거시경제변수(실질국내총생산, 회사채수익률)가 주택가격에 미치는 영향을 일원 및 이원 고정효과모형으로 분석하였다. 그 결과, 지역경제변수(세대수, 실질지역내총생산, 미분양아파트비중)의 설명력이 높은 반면 거시경제변수(실질국내총생산, 회사채수익률)는 주택가격에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 김정렬(2014)은 2003~2013년간의 월별 자료로 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 거시경제변수가 주택가격에 미치는 영향을 시계열분석하였다. 그 결과, 가계대출과 산업생산은 주택가격에 양(+)의 영향을, 금리는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 김희호·박세운·장흥시아(2015)는 2008~2014년까지 7개 특별·광역시의 월별자료를 사용하여, 소득이 증가하면 주택구매수요가 증가하여 가격이 상승함을 실증적으로 보였다. 이근영·김남현(2016)은 서울 아파트 매매가격과 전세가격, CD금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 코스피, 원/달러환율로 VAR모형 분석하였다. 그 결과, 금리 상승기와 주택가격 하락기가 겹칠 때 1%p 금리인상충격이 주택가격 변화율 하락에 가장 큰 영향을 미치고, 전세가격 변화율이 매매가격 변화율보다 금리 상승기의 금리인상충격에 더 민감하게 반응하였다. 공준현·조주현(2018)은 2001~2015년까지 7개 특별·광역시의 패널자료를 이원고정효과모형으로

분석하여 민간소비와 사회간접자본(SOC)이 대도시 주택가격을 결정하는 핵심요인임을 실증하였고 미분양주택과 실업률은 약한 음(-)의 영향을 주고 있음을 보였다. 백인걸·노산하(2020)는 2004~2018년까지 97개 지역(특별·광역시 71개구, 경기도 26개시)의 주택가격을 전국요인(금리와 물가)과 지역요인(분양물량, 실업률, 인구유출)으로 나누어 주택가격의 동조화 현상을 분석하였다. 그 결과, 2004~2009년 기간에는 주택가격에 대한 전국요인의 비중이 컸지만, 2015년 이후에는 지역요인의 비중이 점차 커졌다.

2. 착안점과 연구방향

앞 절에서 고찰한 바와 같이, 선행연구에서는 시계열분석을 통해 주택수요 및 주택공급의 가격탄력성과 소득탄력성을 구하거나 패널분석을 통해 주택가격의 지역경제 및 거시경제 변수의 탄력성을 구함으로써 주택시장을 분석하였다. 그러나 주택 유효수요와 유효공급이라는 개념에 기초한 주택가격 패널연구는 아직 시도된 바가 없다. 이에 본 연구에서는 주택 유효수요와 유효공급 변수를 설명변수로 하는 주택가격 패널회귀모형을 새롭게 설정하고 이를 분석하여 주택시장의 가격구조를 규명한다.

Ⅲ. 자료구축과 분석방법

1. 주택가격 설명변수

1) 주택수요 변수

(1) 가구당 가계소비

선행연구에서는 주택가격의 소득부문 설명변수로 지역내총생산(GRDP)을 많이 사용하였다. 지역내총생산은 일정 기간 동안에 일정 지역 내에서 새로이 창출된 최종생산물가치의 합으로 '3면 등가(3面 等價)의 원칙'에 따라 지역의 소득변수로 대용(proxy)한 것이다. 그런데 지역내총생산은 경제3주체(가계·기업·정부)의 소비와 투자 그리고 순이출을 합산한 것이므로 이 변수로 가계의 주택 구매능력을 대용하기에는 범위가 월등히 크다. 왜냐하면 주택 수요자는 경제3주

체 중 대부분 가계인데 지역내총생산에는 기업과 정부의 소비 및 투자지출도 포함되어 있기 때문이다.⁶⁾ 따라서 지역내총생산 변수로 주택가격을 회귀시키면 그 회귀계수는 과소 추정되고 유의성은 낮아질 공산이 크다. 그러므로 지역내총생산을 소득부문 설명변수로 모형에 사용하는 것은 부적당하다.

주택은 내구재이므로 그해 그해의 소득보다는 오랜 기간에 걸쳐 가구들이 기대할 수 있는 항상소득(permanent income)이 주택수요를 결정한다고 볼 수 있다(김경환·서승환, 2002:190). 그리고 당해 연도의 가계 최종소비지출(이하 가계소비)은 항상소득과 연관되어 있다고 볼 수 있으므로 본 연구에서는 가구당 가계소비를 소득부문 설명변수로 사용한다.⁷⁾

(2) 가구당 가계대출과 전세가격지수

선행연구에서는 유동성 변수로써 주로 금리(또는 회사채수익률)를 사용하여 회귀분석하였는데, 전국단위 시계열모형에서는 금리가 주택가격에 음(-)의 효과로 나타났으나(김정렬, 2014; 이근영 외, 2016; Madsen, J. B., 2012; Zandi, G. et al., 2015) 지역단위 패널모형에서는 금리가 주택가격에 통계적으로 유의미하지 않았다(이준용·손재영, 2013; 백인걸·노산하, 2020). 지역단위 패널모형에서 금리가 유의미하지 않게 나오는 이유는 부동산시장의 경우 국지적 시장(local market)의 특성을 갖고 있어서 국지적 수급여건과 규제에 따라 금리 영향이 비대칭적으로 작용하기 때문이다. 그러므로 정부의 기준금리로 전국 주택시장의 유동성을 균일하게 대응하기보다는 지역별 가계대출로 지역 주택시장의 유동성을 대응하는 것이 더 합당하다. 하여 본 연구에서는 유동성부문 설명변수로 가구당 가계대출을 사용한다. 그리고 사금융 대출이라는 성격을 띄는 전세가격도 마찬가지로 가계 유동성에 영향을 미치므로 지역별 전세가격지수도 설명변수로 사용한다.

2) 주택공급 변수

주택공급 설명변수에 따라 두 가지 type으로 모형을 설정한다. type1 아파트 및 연립다세대 모형에서는 주택공급 설명변수로 가구당 아파트와 연립다세대 스톡(stock, 재고)을 사용하고 type2 주택종합 모형에서는 가구당 유효주택스톡과 판매계약주택스톡을 사용한다.⁸⁾

(1) (Type1: 아파트 모형과 연립다세대 모형) 가구당 아파트스톡과 연립다세대스톡

선행연구에서 주택공급 변수로 사용된 아파트 분양물량이나 신규입주주택 누적비중은 전체 주택스톡에서 차지하는 비중이 매우 작고⁹⁾ 멸실주택에 대한 영향이 고려되어 있지 않기 때문에 주택 공급의 대응변수로 사용하기에 부족하다. 이에 본 연구에서는 아파트 모형과 연립다세대모형의 주택공급 변수로 아파트스톡과 연립다세대스톡을 각각 사용한다. 여기서 아파트와 연립다세대 스톡은 전년도 이월 스톡에 당해연도의 신규입주물량과 멸실물량을 가감하여 계산한다.

(2) (Type2: 주택종합 모형) 가구당 유효주택스톡과 판매계약주택스톡

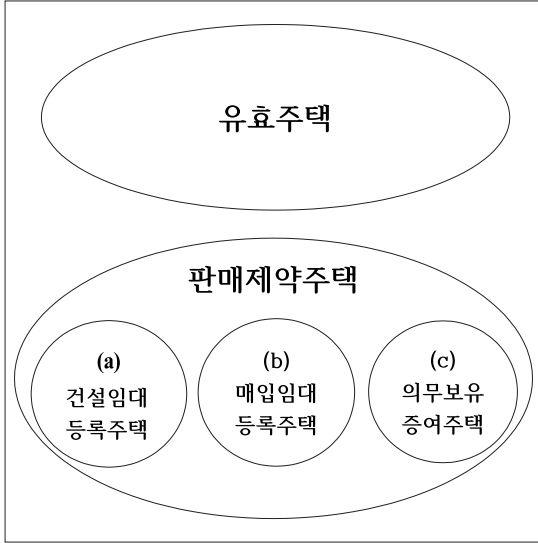
주택공급은 주택스톡이 단기적으로 고정되어 있어 공급곡선이 수직이고 곡선이동에 시간이 많이 소요되는 반면, 주택유효공급은 유효주택을 판매하려는 의지이므로 유효주택스톡이 변하거나 판매하려는 의지가 변하면 유효공급곡선은 신속히 이동한다. 예를 들어, 정부가 주택임대사업자 혜택을 증가시켜 매입임대등록주택이 증가하거나 다주택자에 대한 양도세를 중과시켜 주택 증여가 증가할 경우, 전체 주택스톡에는 변화가 없으나 이전에 유효주택이었던 주택들이 판매계약주택으로 이동함으로써 유효주택스톡이 감소하게 되어 주택가격이 상승한다. 이와 같이 주택매매시장에서 유효주택 공급은 정부정책이나 경제환경에 따라 탄

6) 2019년 7대 특별·광역시 지역의 지역내총생산(명목가격, 2015년 가격기준) 합계는 836.3조 원(100%)이며, 이 중 가계소비는 424.2조 원으로 50.7% 비중이다.
 7) 본 연구에서 설정한 주택가격 분석모형을 총합계 변수 모형, 1인당 변수 모형, 가구당 변수 모형으로 각각 변환하여 회귀분석한 결과, 가구당 변수 모형의 추정결과가 유의성과 강도 면에서 가장 크게 나타났다. 이는 주택수요의 단위주체로서 개인보다 가구가 더 적합함을 나타내는 것으로 직관적으로도 이해하기 쉽다. 그런 이유로 설명변수의 집계자료들은 모두 가구당 단위로 변환하여 자료 구축하였다.
 8) type1 아파트 모형은 식 (2), 연립다세대 모형은 식 (3)으로 표현하고, type2 주택종합 모형은 식 (4)로 표현하였다. 여기서, 주택종합이란 아파트, 연립다세대, 단독주택의 총합을 의미한다.
 9) 2018년 기준, 서울의 신규입주 아파트는 43,738호로써 아파트스톡(1,679,639호)의 2.6%, 주택종합스톡(2,894,078호)의 1.5%에 불과하다.

력적으로 신속히 반응한다.

<그림 1>은 주택종합을 유효주택과 판매계약주택

<그림 1> 주택종합주택의 구성



으로 구분하여 도시한 것으로 유효주택스톡은 주택종합스톡에서 판매가 제약된 주택(이하 판매계약주택)을 제외한 나머지 스톡이다.¹⁰⁾ 본 연구에서는 판매계약주택으로 <그림 1>과 같이 건설임대등록주택, 매입임대등록주택, 의무보유증여주택만으로 구분하였으나 이외에도 분양가상한제주택, 전매제한주택, 고율의 양도세증과주택 등도 실질적으로는 판매계약주택에 속한다. 그러나 이 주택들은 지역별 추계자료가 없어 부득이 본 연구에서는 유효주택에 포함시켰다.

2. 자료구축

연구의 시간적 범위는 2007년부터 2020년까지 13년간이며, 공간적 범위는 7개 특별·광역시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)이다.¹¹⁾ <표 1>은 변수의 내용과 자료의 출처이고 <표 2>는 설명변수의 기초통계량이다. 종속변수인 주택유형별(아파트, 연립다세대, 주택종합) 매매가격 자료는 국민은행의 주택

<표 1> 변수의 내용과 자료의 출처

구분		내용	변수명	출처	
종속 변수	아파트 매매가격	아파트 매매가격지수(실질)	price_apt	KB은행, 「KB주택가격동향」	
	연립다세대 매매가격	연립다세대 매매가격지수(실질)	price_row		
	주택종합 매매가격	주택종합 매매가격지수(실질)	price_house		
설명 변수	주택수요 요인	1)소득부문	가구당 가계소비(실질)	consumption	통계청, 「지역소득」
		2)유동성	가구당 가계대출(실질)	loan	한국은행, 「통화금융통계」
			아파트 전세가격지수(실질)	jeonse_apt	KB은행, 「KB주택가격동향」
			연립다세대 전세가격지수(실질)	jeonse_row	
	주택공급 요인	3)주택스톡	가구당 아파트스톡	apt	통계청, 「주택총조사」
			가구당 연립다세대스톡	row	
			가구당 유효주택스톡	effect_house	통계청, 국토부 자료로 자체 계산
			가구당 건설임대등록주택스톡	conrent	
			가구당 매입임대등록주택스톡	buyrent	국토교통부, 「임대주택통계」
			가구당 의무보유증여주택스톡	donated	
거시요인	4)코스피	코스피지수(실질)	kospi	한국거래소	

10) <그림 1>의 (a)건설임대등록주택은 임대 목적으로 신속하여 관청에 임대주택으로 등록한 것이고 (b)매입임대등록주택은 기존주택을 매입하여 관청에 임대주택으로 등록한 것이다. 이들 임대등록주택은 의무보유기간 동안 판매가 제약된다. 한편, 실제로는 임대주택이면서도 관청에 등록하지 않은 임대주택들은 보유의무가 없으므로 유효주택에 속한다. (c)의무보유증여주택은 증여 후 5년간 보유의무가 있는 주택으로, 증여받은 주택을 수증자가 5년 이내 양도할 시 증여자에게 이월과세가 적용되어 고액의 양도세가 부과된다. 이로 인해 대부분의 증여주택은 의무보유기간(5년) 동안 판매가 제약된다. 참고로, 본 연구에서는 증여 당해년과 직전 4개년의 증여신고주택을 합산하는 방식으로 각 연도의 의무증여주택 스톡을 추계하였다.

11) 단, 임대등록주택(건설, 매입), 증여주택의 2020년 자료는 분석시점까지 공표되지 않아 2007~2019년 자료에서 연장하여 추산하였다.

<표 2> 설명변수의 기초통계량

지역	가계소비(천원/가구)			가계대출(천원/가구)			아파트 전세가격(지수)			연립다세대 전세가격(지수)		
	평균	최소	최대	평균	최소	최대	평균	최소	최대	평균	최소	최대
서울	48,553	46,747	50,647	65,314	56,249	89,635	122.4	93.9	155.0	114.4	100.0	135.6
부산	39,285	37,437	41,136	34,992	25,686	50,000	128.0	99.0	142.6	108.9	96.7	114.7
대구	39,584	38,007	41,606	33,809	25,507	46,672	119.3	89.2	141.9	107.9	91.4	127.5
인천	38,737	37,455	40,571	43,891	34,998	53,146	112.8	98.7	128.1	108.2	100.0	111.7
광주	40,267	39,156	42,531	32,905	25,991	45,358	119.2	96.6	133.2	91.9	87.1	100.0
대전	40,443	39,013	41,259	35,445	28,636	44,185	127.5	99.3	150.2	108.9	97.1	113.9
울산	43,889	41,851	46,069	39,066	28,865	49,196	112.6	94.5	125.6	101.0	91.6	110.4
지역	주택종합 전세가격(지수)			아파트스톡(호/가구)			연립다세대스톡(호/가구)			유효주택스톡(호/가구)		
	평균	최소	최대	평균	최소	최대	평균	최소	최대	평균	최소	최대
서울	117.4	96.6	143.3	0.42	0.39	0.46	0.19	0.17	0.23	0.61	0.56	0.63
부산	118.4	98.0	128.9	0.54	0.48	0.62	0.12	0.10	0.15	0.75	0.71	0.80
대구	111.8	89.6	131.3	0.55	0.48	0.61	0.06	0.05	0.06	0.71	0.68	0.72
인천	110.1	100.0	120.7	0.53	0.48	0.59	0.24	0.23	0.24	0.79	0.76	0.80
광주	109.9	93.0	121.1	0.66	0.61	0.73	0.02	0.01	0.03	0.69	0.63	0.74
대전	118.7	98.5	134.2	0.57	0.53	0.60	0.07	0.07	0.08	0.69	0.68	0.71
울산	106.7	94.0	117.0	0.59	0.53	0.66	0.07	0.06	0.07	0.76	0.70	0.81
지역	건설임대등록주택(호/가구)			매입임대등록주택(호/가구)			의무보유증여주택(호/가구)			(공란)		
	평균	최소	최대	평균	최소	최대	평균	최소	최대			
서울	0.06	0.04	0.08	0.05	0.01	0.12	0.02	0.01	0.03			
부산	0.05	0.04	0.07	0.03	0.01	0.08	0.02	0.01	0.03			
대구	0.06	0.05	0.07	0.01	0.00	0.03	0.02	0.01	0.03			
인천	0.05	0.04	0.07	0.03	0.01	0.07	0.02	0.01	0.02			
광주	0.12	0.08	0.15	0.04	0.02	0.08	0.02	0.01	0.03			
대전	0.07	0.06	0.09	0.03	0.01	0.05	0.02	0.01	0.02			
울산	0.04	0.03	0.06	0.02	0.01	0.04	0.02	0.02	0.02			

주 : 코스피(지수)의 기초통계량은 평균 2,063, 최소 1,306, 최대 2,726 이다.

유형별 매매가격 명목지수에 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 2007년 12월 기준의 매매가격 실질지수(2007년 12월=100)로 변환하였다. 주택수요 변수로는 가구당 가계소비, 가구당 가계대출, 아파트 전세가격 지수, 연립다세대 전세가격지수, 주택종합 전세가격지수를 사용하며 모두 소비자물가지수를 이용한 실질변수로 변환하였다. 주택공급 변수로는 가구당 아파트스톡, 가구당 연립다세대스톡, 가구당 유효주택스톡, 가구당 건설임대등록주택스톡, 가구당 매입임대등록주택스톡, 가구당 의무보유증여주택스톡을 사용한다.

3. 분석방법

1) 모형식

패널모형 기본식은 아래 식 (1)과 같으며, 첨자 i 와 t 는 각각 패널개체와 시간을 나타낸다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_t + u_i + e_{it} \quad (1)$$

여기서 Y_{it} 는 종속변수로서 주택가격이고, X_{it} 는 각 지역 및 시간 별로 변해가는 주택수급 변수들(지역요인)을 나타내며, Z_t 는 시간에 따라 모든 지역에서 동일하게 변하는 거시경제변수(일반요인)를 의미한다.

다. 그리고 α 는 상수, β, γ 는 회귀계수, u_i 는 시간에 따라 변하지 않는 지역별 특성(즉, 패널개체 특성)을 나타내며 e_{it} 는 지역 및 시간별로 달라지는 요인을 반영하는 오차항이다.

이 기본식을 바탕으로 크게 두 가지 type의 패널회귀모형을 설정하였다. type1은 아파트 및 연립다세대 가격에 대한 다중선형회귀모형으로 아파트와 연립다세대 스톡을 주택공급 변수로 사용하여 각각 식 (2), 식 (3)과 같이 표현한다. 여기서, 식 (2)의 종속변수인 아파트 실질매매가격지수(price_apt)는 자연로그로 변환한 값이고 설명변수인 가구당 가계소비(consumption), 가구당 가계대출(loan), 아파트 전세 가격지수(jeonse_apt), 가구당 아파트스톡(apt), 코스피지수(kospi)도 자연로그 값으로 변환하여 사용한다. 식 (3)과 (4)도 같은 방식으로 종속변수와 설명변수들을 자연로그로 변환하여 사용하는데, 이는 이중로그함수 계산을 통해 탄력성(elasticity)을 분석하기 위해서이다.¹²⁾

$$\begin{aligned} price_apt_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 consumption_{it} \\ & + \beta_2 loan_{it} + \beta_3 jeonse_apt_{it} + \beta_4 apt_{it} \\ & + \beta_5 kospi_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} price_row_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 consumption_{it} \\ & + \beta_2 loan_{it} + \beta_3 jeonse_row_{it} + \beta_4 row_{it} \\ & + \beta_5 kospi_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

type2는 주택종합 가격에 대한 다중선형회귀모형으로 유효주택스톡(effect_house)과 판매계약주택스톡을 주택공급 변수로 사용하여 식 (4)와 같이 표현한다. 여기서 판매계약주택스톡은 건설임대등록주택스톡(conrent), 매입임대등록주택스톡(buyrent), 의무보유증여주택스톡(donated)으로 구성한다.

$$\begin{aligned} price_house_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 consumption_{it} \\ & + \beta_2 loan_{it} + \beta_3 jeonse_house_{it} \\ & + \beta_4 effect_house_{it} + \beta_5 conrent_{it} \\ & + \beta_6 buyrent_{it} + \beta_7 donated_{it} + \beta_8 kospi_{it} \\ & + e_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

2) 분석모형

패널 선형회귀모형을 식 (5)와 같이 가정하였을 때, 오차항 ϵ_{it} 는 시간에 따라 변하지 않는 오차 u_i 와 시간 및 패널개체에 따라 변하는 순수한 오차(idiosyncratic error) e_{it} 로 분리하여 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다. 식 (6)에서 오차항 u_i 를 추정해야 할 모수(parameter)로 간주할 경우는 고정효과(fixed effects) 모형을 사용하고, 오차항 u_i 를 확률변수(random variable)로 가정할 경우는 확률효과(random effects) 모형을 사용한다(민인식·최필선, 2009). 이를 판단하기 위해 하우스만 검정(Hausman test)을 실시하였는데, 검정 결과 세 패널회귀모형(즉, 식 (2), (3), (4)) 모두 귀무가설(H_0 : 설명변수와 오차항 u_i 간에 상관관계가 존재하지 않음, $cov(x_{it}, u_i) = 0$)이 1% 유의수준에서 기각되어 본 연구에서는 고정효과모형을 선택한다.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it} \quad (6)$$

패널데이터에서는 패널개체의 이질성 뿐 아니라 시간의 이질성도 고려해야하므로 식 (6)에 z_t 를 추가하여 개체의 이질성과 시간의 이질성을 동시에 고려하는 모형 식 (7)을 설정한다. 그리고 z_t 를 또 하나의 고정효과로 가정하면 식 (7)은 이원고정효과모형(two-way fixed effects model)이 된다.

12) 종속변수와 설명변수간의 관계가 선형(linear)인 함수에서 종속변수와 설명변수에 자연로그를 취하면, 다음과 같은 이중로그함수 형태가 된다.

$$\ln y = \alpha_0 + \ln \beta_1 x + e$$

회귀계수는 $\beta_1 = \partial(\ln y) / \partial(\ln x)$ 로서 이는 탄력성 개념과 일치한다. 즉, x 가 1% 증가할 때 y 는 β_1 %만큼 변한다고 해석한다(민인식·최필선, 2009).

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + z_t + u_i + e_{it} \quad (7)$$

오차항에 자기상관(autocorrelation)이 존재하면 추정계수의 표준오차 추정에 문제가 생기게 되고 또한 표준오차를 이용하여 계산하는 t값과 p값에도 문제가 있을 수 있다(민인식·최필선, 2009:214). 이를 검정하기 위해 Wooldridge test(2002)를 실시하였는데 그 결과, 세 패널회귀모형 모두 오차항에 1계 자기상관이 존재하는 것으로 나타나 최종적으로 Cochrane-Orcutt 변환에 의한 이원고정효과모형을 사용하여 설명변수들의 회귀계수를 추정한다.

IV. 실증분석

1. 가설검정

1) 다중공선성 검정

다중선형회귀모형에서 설명변수들 간에 함수 관계

<표 3> 다중공선성 검정통계량 (VIF)

변수명	VIF		
	apt	row	house
consumption	2.34	2.62	3.88
loan	3.16	4.56	4.12
jeonse_apt	1.72		
jeonse_row		1.94	
jeonse_house			2.13
apt	1.61		
row		2.16	
effect_house			2.52
conrent			1.88
buyrent			2.36
donated			1.35
kospi	1.27	1.22	1.30
Mean VIF	2.02	2.50	2.44

가 성립하는 다중공선성(multicollinearity)이 존재하면 추정계수의 표준오차가 증가하여 통계적 유의성이 저하된다. 다중공선성의 존재여부는 분산팽창요인(VIF: Variance Inflation Factor)의 통계량으로 검정하는데, 본 연구에서 설정한 세 패널회귀모형(apt, row, house)의 VIF 통계량은 다중공선성 허용범위¹³⁾ 내에 있음을 확인하였다(<표 3> 참조).¹⁴⁾

2) 단위근 검정

비정상 시계열(non-stationary time-series)자료를 회귀분석할 경우, 변수 간에 상관관계가 없음에도 유의성이 있는 것처럼 보이는 가성회귀(spurious regression)현상이 나타날 수 있기 때문에 회귀분석 전에 자료의 정상성(stationarity)을 판단해야 한다. <표 4>는 단위근 검정(unit-root test)을 실시하여 얻은 검정통계량으로써, 각 주택유형별 매매가격(price_apt, price_row, price_house), 가구당 가계소비(consumption), 가구당 가계대출(loan), 각 주택유형별 전세가격(jeonse_apt, jeonse_row, jeonse_house),

<표 4> 단위근 검정 통계량 (비정상성 변수)

변수명	panel unit test			
	LLC		ADF Fisher	
	통계량	p-value	통계량	p-value
price_apt	2.8427	0.9978	1.4219	1.0000
price_row	0.7930	0.7861	10.0099	0.7615
price_house	2.8736	0.9982	1.5562	1.0000
consumption	1.0054	0.8427	6.2261	0.9605
loan	1.5091	0.9344	3.8124	0.9965
jeonse_apt	4.7378	1.0000	0.6770	1.0000
jeonse_row	4.0463	1.0000	0.8167	1.0000
jeonse_house	0.3242	0.6271	0.6196	1.0000
buyrent	0.1109	0.5446	13.0998	0.5182
donated	-1.2452	0.1065	10.3951	0.7328
kospi	-1.4328*	0.0760	13.0390	0.5235

주 : 1) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 하에서 유의함을 의미

2) 귀무가설(Null Hypothesis): 단위근이 존재한다.

13) VIF가 10보다 크거나 Mean VIF가 1보다 상당히 크면 다중공선성의 문제가 있는 것으로 본다(민인식·최필선, 2009:201)

14) 익명의 심사위원이 지적한 대로, VIF가 3.5이상이면 그 변수를 종속변수로 하고 다른 변수를 설명변수로 하는 회귀분석의 설명력(R²)이 70%이상이라는 것을 의미하므로 다중공선성의 영향에 대해 주의할 필요가 있다. 하여, 애초 설정한 모형에서 VIF가 가장 크게 나타난 consumption(가계소비)과 loan(가계대출) 변수를 하나씩 제외하는 방법으로 만든 (VIF가 3.5 이하인) 모형식들을 추가로 회귀분석하였다. 그 결과, 유의성과 강도 면에서 애초 모형의 추정결과와 거의 유사하게 나타나 본 연구는 애초 모형으로 계속 진행하였다.

가구당 매입임대등록주택스톡(buyrent), 가구당 의무 보유증여주택스톡(donated), 코스피(kospi) 등이 비정상성(I(1))으로 나타났다.

3) 공적분 검정

개별 설명변수의 시계열자료가 비정상성일 경우에도 시계열자료 사이에 선형결합이 존재하면 장기적으로는 공적분 관계를 형성하고 있는 것이기 때문에, 이 경우 과거 정보가 소멸되는 차분변수(differential variable)로 전환하지 않고 수준변수 그대로 회귀분석을 실행할 수 있다. 그러므로 본 연구는 세 분석모형의 단위근 변수들에 대해 Kao 공적분 검정(cointegration test)을 수행하였다(<표 5>와 <표 6> 참조). 그 결과, 세 모형 모두 '변수들 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다'는 귀무가설이 기각되어 수준변수를 사용한 모형으로 회귀분석한다.

<표 5> 모형별 단위근 변수

모형	단위근 변수
apt	price_apt, consumption, loan, jeonse_apt, kospi
row	price_row, consumption, loan, jeonse_row, kospi
house	price_house, consumption, loan, jeonse_house, buyrent, donated, kospi

<표 6> Kao 공적분 검정 통계량

	apt모형 5변수		row모형 5변수	
	t-Statistic	p-value	t-Statistic	p-value
ADF	-2.1020**	0.0178	-2.1296**	0.0166
Residual variance	0.000412		0.000420	
HAC variance	0.000318		0.000271	
	house모형 7변수		(공란)	
	t-Statistic	p-value		
ADF	-4.0134***	0.0000		
Residual variance	0.001402			
HAC variance	0.001518			

2. 회귀분석

1) Type1: 아파트 모형과 연립다세대 모형

아파트와 연립다세대의 매매가격에 대한 회귀모형 추정결과는 <표 7>의 Type1 모형식 apt, row에 나타나 있으며, 이 결과로부터 우리는 다음과 같은 분석과 시사점을 얻는다.¹⁵⁾

첫째, 아파트가격의 가계소비탄력성이 1.26(즉, 가계소비가 1% 증가하면 아파트가격은 1.26% 상승)으로 추정되어 가계소비변수로 대용된 구매력의 증가가 아파트가격에 매우 큰 정(+)의 효과를 보인 반면, 연립다세대가격에는 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이 결과를 통해 다음과 같은 추론이 가능하다. 구매력이 증가하면 세칭 갈아타기수요 즉, 선호주택유형으로(가령, 연립다세대에서 아파트로) 이동하려는 수요가 증가하기 때문에, 연립다세대 수요 일부가 아파트 수요로 이동하여 아파트 수요는 더 집중되고 연립다세대 수요는 분산되어, 아파트와 연립다세대 가격이 비대칭적 흐름을 보인다는 것이다.

둘째, 아파트와 연립다세대의 가격에 대한 가계대출 탄력성이 각각 0.23, 0.14로 추정되어 전세가격탄력성(아파트 0.80, 연립다세대 1.03)에 비해 매우 낮았다. 이는 가계대출 증가율보다 전세가격 증가율이 주택가격에 더 큰 영향력을 미치고 있음을 보이는 것이다.

셋째, 아파트와 연립다세대의 가격에 대한 전세가격 탄력성이 매우 높게 추정되어 전세가격 변동이 매매가격 결정에 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 아파트와 연립다세대 모두 전세가격의 안정이 매매가격의 안정에 직결(直結)됨을 시사하는 것이다.

넷째, 아파트가격의 아파트스톡탄력성은 -1.28로 매우 큰 절대값을 보인 반면, 연립다세대가격의 연립다세대스톡탄력성은 0.08로 매우 낮게 추정되었고 통계적으로도 유의미하지 않았다. 이는 연립다세대와 달리 아파트의 공급부족 상태가 매우 심각함을 시사하는 것이다.

다섯째, 코스피지수가 증가할수록 아파트가격이 상승하는 것으로 나타나 주식시장과 아파트시장이 동조(coupling) 관계에 있음을 보였다. 그러나 연립다세대 가격에는 유의미한 영향을 주지 않아 연립다세대시장

15) 전술한 바와 같이, 집계변수들(즉, 가계소비, 가계대출, 각종 주택스톡(아파트, 연립다세대, 유효주택, 건설 및 매입 임대등록주택, 의무보유증여주택))은 모두 가구당 단위로 변환된 것으로 차후 설명에서 '가구당'이라는 용어는 편의상 생략하기로 한다. 이를테면 '가구당 가계소비'는 '가계소비'로 칭한다.

은 주식시장과 독립적인 관계에 있는 것으로 판단된다.

2) Type2: 주택종합 모형

주택종합의 매매가격에 대한 회귀모형 추정결과는 <표 7>의 Type2 모형식 house에 나타나 있으며, 이 결과로부터 우리는 다음과 같은 분석과 시사점을 얻는다.

첫째, 주택종합가격에 대한 유효수요변수(가계소비, 가계대출, 주택종합 전세가격지수)의 탄력성은 강

도와 유의성 면에서 Type1 아파트모형과 대체로 비슷하였다. 이는 주택종합스톡 구성에 있어서 아파트스톡의 비중이 지배적으로 크기 때문에 아파트와 유사한 추정결과를 얻은 것으로 보인다.¹⁶⁾

둘째, 주택종합가격의 유효주택스톡탄력성은 -0.35인 반면 건설임대등록주택 및 매입임대등록주택 탄력성은 -0.04, -0.02로써 매우 작았다. 이는 주택가격 안정화에 있어서 유효주택을 증가시키는 것이 판매가

<표 7> 분석모형(아파트, 연립다세대, 주택종합) 추정결과

내용	변수명	Type1				Type2	
		apt		row		house	
		Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
가구당 가계소비	consumption	1.2617***	3.75	0.1425	0.59	0.7732***	2.73
가구당 가계대출	loan	0.2295**	2.36	0.1385*	1.82	0.1811**	2.02
아파트 전세가격지수	jeonse_apt	0.8037***	8.51				
연립다세대 전세가격지수	jeonse_row			1.0293***	11.24		
주택종합 전세가격지수	jeonse_house					0.8796***	9.21
가구당 아파트스톡	apt	-1.2818***	-3.14				
가구당 연립다세대스톡	row			0.0827	1.17		
가구당 유효주택스톡	effect_house					-0.3542**	-1.85
가구당 건설임대등록주택	conrent					-0.0428	-1.44
가구당 매입임대등록주택	buyrent					-0.0225***	-2.85
가구당 의무보유증여주택	donated					0.0280	0.48
코스피지수	kospi	0.4202***	4.21	0.0430	0.66	0.2186**	2.49
연도더미 (year dummy)	_lyear_2008	0.2738***	4.97	0.0536	1.39	0.1535***	3.14
	_lyear_2009	0.1425***	5.33	0.0512**	2.47	0.0942***	4.15
	_lyear_2010	0.0182	0.90	0.0241	1.52	0.0146	0.87
	_lyear_2011	0.0792***	3.08	0.0234	1.15	0.0496**	2.23
	_lyear_2012	0.0307	1.26	0.0150	0.85	0.0262	1.23
	_lyear_2013	0.0072	0.27	0.0027	0.15	0.0144	0.60
	_lyear_2014	0.0298	1.03	-0.0002	-0.01	0.0272	1.01
	_lyear_2015	0.1611	0.60	-0.0115	-0.59	0.0215	0.84
	_lyear_2016	-0.0168	-0.73	-0.0177	-1.13	0.0032	0.16
	_lyear_2017	-0.0977***	-4.86	-0.0225**	-2.12	-0.0438**	-2.40
	_lyear_2018	0.0143	1.03	-0.0022	-0.23	0.0142	1.27
	_lyear_2019	(omitted)		(omitted)		(omitted)	
	_lyear_2020	(omitted)		(omitted)		(omitted)	
상수	_cons	-29.2811***	-41.73	-5.3718***	-12.63	-18.2368***	-32.12
R^2 -within		0.8445		0.8172		0.8528	

주 : *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 하에서 유의함을 의미

16) 2020년 현재, 7개 특별·광역시 주택종합스톡에서 아파트스톡의 비중은 65.8%이다.

제한된 임대등록주택(건설임대 및 매입임대)을 증가시키는 것보다 효과적임을 시사한다.

셋째, 주택종합가격에 대한 건설임대등록주택스톡탄력성의 크기와 유의성이 예상보다 낮게 추정되었는데, 이는 과거 건설임대주택이 수요자가 선호하는 입지·면적과 불일치(mismatch)하게 공급되었기 때문으로 보인다.¹⁷⁾

넷째, 주택종합 매매가격에 대한 매입임대등록주택스톡탄력성은 1% 유의수준에서 -0.023으로 나타나 미약하게나마 주택가격 안정에 기여하는 것으로 나타났다.

V. 결론

본 연구의 목적은 수요-공급 원리에 입각한 주택시장 안정화 방안을 도출하는데 있다. 이를 위해 2007년부터 2020년까지 7개 특별·광역시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)의 자료를 사용하여 유효수요와 유효공급 변수를 중심으로 회귀모형을 설정한 후, Cochrane-Orcutt 이원고정효과모형으로 분석하였다. 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점과 주택시장 안정화방안을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 아파트가격의 가계소비탄력성은 매우 높게 나타난 반면, 연립다세대가격의 가계소비탄력성은 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 구매력 증가로 인해 가계소비가 증가하는 시점에서는 기존의 연립다세대 수요 일부도 아파트 수요로 이동하여 아파트 수요는 더 집중되고 연립다세대 수요는 분산되기 때문이다. 따라서 경제 성장이나 유효성 증가가 예상되는 경우, 정부는 선호주택인 아파트의 수요 확대에 대한 대비를 우선적으로 갖춰야 할 것으로 본다.

둘째, 아파트와 연립다세대의 가격에 대한 가계대출탄력성이 전세가격탄력성에 비해 매우 작게 추정되었다. 이는 가계대출 증가율보다 전세가격 증가율이 주택가격에 더 큰 영향력을 미치고 있음을 시사하는 것이다.

셋째, 아파트와 연립다세대 모두 매매가격의 전세가격탄력성이 매우 크게 나타났다. 이는 전세가격의 안

정이 매매가격의 안정에 직결(直結)됨을 함의하는 것으로 임대시장과 매매시장의 밀접한 상호의존성(interdependence)을 보여준다. 임대시장의 전세가격이 매매시장의 주택가격에 영향을 미치는 경로는 다음과 같이 추측된다. 전세가격이 상승하면 임대인에게는 추가 매입할 수 있는 가계 유효성이 더 공급되고 투자자와 실수요자에게는 주택 실투자비(매매가격과 전세가격의 차이(gap))가 감소되어 주택 구매가 용이해진다. 다시 말해, 전세가격 상승으로 인해 전세가율(주택매매가격 대비 전세가격의 비율)이 상승하면 가계 유효성 증가와 함께 투자수요와 실수요가 모두 확대되어 주택가격을 견인한다. 따라서 전세구매력에 지배적인 영향을 미치는 전세대출에 대한 관리를 엄격히 하고 임대등록주택스톡을 충분히 확보한다면 전세가격의 안정과 함께 매매가격의 안정효과도 기대할 수 있다.

넷째, 아파트가격의 아파트스톡탄력성은 1% 유의수준에서 매우 큰 값을 보인 반면, 연립다세대가격의 연립다세대스톡탄력성은 매우 낮게 추정되었고 통계적으로도 유의미하지 않았다. 이는 연립다세대와 달리 아파트의 경우 심한 공급부족 상태에 있음을 시사하는 것이며, 이 분석결과에서 우리는 주택재개발사업이 주택가격 안정에 큰 역할을 할 수 있다는 통찰을 얻는다. 재개발사업 과정에서 설사 같은 주택 수로 구축 연립다세대가 멸실되고 신축 아파트가 공급되어 주택스톡순증분이 없다 하더라도 구축 연립다세대 멸실로 인한 지역 내 연립다세대가격의 변동은 미미한 반면, 아파트 공급 확대에 의한 지역 내 아파트가격은 하락 영향을 크게 받을 것으로 예측되기 때문이다. 따라서 철거·이주 단계에서의 임대시장 불안을 대비하면서 주택재개발사업을 활성화시키면 지역 내 주택가격 안정에 도움이 될 것으로 판단된다.

다섯째, Type2 모형에서 주택종합가격의 유효주택스톡탄력성이 건설임대주택스톡과 매입임대주택스톡탄력성보다 월등히 큰 것으로 나타났다. 이는 주택가격 안정화에 있어서 유효주택을 증가시키는 것이 판매가 제약된 임대등록주택(건설임대 및 매입임대)을 증가시키는 것보다 효과적임을 시사하는 것이다. 따라서 신도시 개발의 주목적이 주택가격 안정에 있다면 임대주택보다 분양주택 건설이 더 효과적일 것으로 본다.

17) 2021년 국정감사 LH자료에 따르면, 건설형 공공임대주택의 경우 공실률 8.9%인 40㎡미만의 비중은 96%인 반면 공실률 2.1%인 40㎡ 이상의 비중은 단 4%에 불과하다.

여섯째, 건설임대등록주택스톡이 증가하면 임대가격이 안정되는 것은 물론 일부 매입수요가 임대수요로 이동하여 주택가격 안정에도 기여한다. 그러나 본 분석에서는 주택종합가격의 건설임대등록주택스톡탄력성이 예상보다 낮게 추정되었고 그마저 유의미하지 않았다. 이는 과거 건설임대등록주택이 수요자가 선호하는 입지·면적과 불일치하게 공급되었기 때문이다. 재개발·재건축사업의 의무 임대아파트¹⁸⁾는 대부분의 수요자들이 선호하는 도심에 위치하므로 임대수요를 흡수하고 매입수요를 분산시키는데 가장 효과적이다. 따라서 규제완화를 통해 재개발·재건축사업을 활성화시켜 건설임대등록주택 공급을 확대할 필요가 있다. 한편, 2인 이상 가구 수요자의 선호면적에 미달하는 40㎡ 미만의 초소형 임대주택 공급은 (다른 사회적 기여와는 별도로) 매입수요 분산효과가 없어 주택가격 안정에는 큰 도움이 되지 못한다. 따라서 임대주택 계획시 입지뿐 아니라 면적에 대한 고려도 필요하다.

일곱째, 매입임대등록주택은 미약하나마 주택가격 안정에 기여하는 것으로 나타났다. 이는 매입임대등록주택 사업의 일종인 주택임대사업자제도가 매매시장의 투기수요를 증가시켜 주택가격을 상승시킨다는 세간의 인식과 매우 차이나는 결과로써 주목할 만하다. 매입임대등록주택스톡의 증가가 매매 및 임대 시장에 영향을 주는 경로는 다음과 같이 추측된다. 임대사업자가 임대주택용으로 주택을 매입할 경우, 매매시장에서는 매입수요가 증가하여 주택가격 상승요인으로 작용하지만 동시에 임대시장에서는 임대공급이 증가하여 일부 매입수요가 임대수요로 분산됨에 따라 주택가격의 하락요인으로도 작용한다. 실제로 본 분석에서 매입임대등록주택이 1% 증가 시 주택종합가격은 오히려 0.023% 하락하는 것으로 추정되었다. 따라서 매입임대주택을 점차 축소하려고 하는 정부의 정책 방향은 제고될 필요가 있을 것으로 사료된다.

본 연구의 한계와 개선점은 다음과 같다. 첫째, 주택시장은 하나의 동질적인 시장이 아닌 여러 하부시장(sub-market)들로 구성되어 있어(Quigley, John M., 2004) 공통된 경제 충격에 의해서도 주택유형별 매매가격은 이질적으로 반응한다. 그러므로 동질적(homogeneous)으로 반응하는 주택유형끼리 층화(stratification)시켜 분석할 필요가 있다. 따라서

Type2 주택종합 모형은 주택종합스톡이 아닌 주택유형별(아파트, 연립다세대)로 유효주택, 건설임대등록주택, 매입임대등록주택, 의무보유증여주택의 스톡 자료를 구축하여 각 주택유형별 모형으로 회귀분석하는 것이 이상적이다. 그러나 본 연구에서는 자료 구득이 불가해 부득이 주택종합 모형으로 회귀분석하였다. 이것이 본 연구에서 가장 아쉬운 점이다. 국토교통부 「임대주택통계」와 한국감정원 「부동산거래현황」의 증여주택 통계작성 시 주택유형별로 구분하여 추계한다면 훨씬 더 정밀하고 유효한 분석이 가능할 것으로 생각한다.

둘째, 자료가 포괄적으로 집계되어 회귀분석의 정밀성이 저하되었다. 예를 들어, 국토교통부의 매입임대등록주택 자료는 주택종합에 속하지 않은 오피스텔도 포함하고 있어서 과다 추계된 것으로 보이고 그에 따라 유효주택스톡은 과소 추산되어 회귀계수의 강도와 통계적 유의성이 일부 저하되었을 것으로 본다. 또한, 공공사업자의 건설임대등록주택은 특성상 열악한 지역이거나 40㎡ 미만인 경우가 많아서 회귀분석 과정에서 건설임대등록주택 공급에 따른 매입수요 분산효과가 실제보다 작게 고려되었을 것으로 판단된다. 따라서 건설 및 매입 임대등록주택 자료를 지역별·주택유형별·면적별로 세분화시켜 집계할 필요가 있다.

셋째, 본 연구에서 사용한 유효주택스톡은 전술(前述)한 세 종류의 판매계약주택을 주택종합에서 제외하여 추산한 것이다. 그러므로 고유의 양도세증과주택, 분양가상한제주택, 전매제한주택 등 다른 형태의 판매계약주택들을 유효주택에서 구분하지 못한 채 회귀분석하였다. 그로 인해 엄밀한 의미에서의 '유효주택'보다 스톡 범위가 넓어져 좀 더 정밀한 분석을 실행하지 못했다. 이를 극복하기 위해서는 지역별 주택의 다주택자 소유여부, 전매제한 주택의 정보 등 세밀한 주택소유통계가 필요하다.

이러한 자료적 한계점들을 극복한 연구는 추후 연구과제로 남겨 둔다.

논문접수일 : 2021년 11월 1일
 논문심사일 : 2021년 11월 10일
 게재확정일 : 2022년 1월 12일

18) 2021년 현재, 서울시 재개발의 경우 의무 임대주택비율은 최소 15%에서 최대 25%이고, 재건축의 경우 용적률 인센티브의 50%를 임대주택 물량으로 확보해야 한다.

참고문헌

1. 공준현 · 조주현, “패널분석을 이용한 대도시 주택가격변동의 결정요인 연구”, 「부동산학연구」 제24집 제2호, 한국부동산 분석학회, 2018, pp. 51-62
2. 김경환, 서승환, 「도시경제학」 제3판, 홍문사, 2002
3. 김관영, “한국의 주택수급 및 주택금융부문의 결정요인”, 「주택금융」, 1988
4. 김정렬, “유동성 및 소득 변수가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 「경제연구」 제32권 1호, 한국경제통산학회, 2014, pp. 127-146
5. 김정호, 「한국주택정책의 발전방향에 관한 연구: 주택수요 및 임대주택에 관한 연구」, 대한주택공사, 1983
6. 김희호 · 박세운 · 장홍시아, “소득변동이 주택가격에 미치는 동태적 효과-전세가비율과 담보대출규모를 고려할 때”, 「부동산학연구」 제21집 제4호, 한국부동산분석학회, 2015, pp. 35-49
7. 리처드 플로리다, 「도시는 왜 불평등한가(The New Urban Crisis)」, 매일경제신문사, 2018
8. 민인식 · 최필선, 「STATA 기초통계와 회귀분석」, 한국STATA 학회, 2009
9. 민인식 · 최필선, 「패널데이터 분석 STATA」, 지필미디어, 2012
10. 백인걸 · 노산하, “전국 및 지역요인에 의한 주택가격 동조화 현상”, 「경제학연구」 제68집 제2호, 2020, pp. 5-35
11. 송병락 · 김사현, “우리나라 주택수급모형 및 그 추계”, 「한국 개발연구원」, 1980
12. 이근영 · 김남현, “금리와 주택가격”, 「경제학연구」 제64집 제4호, 2016, pp. 45-82
13. 이준용 · 손재영, “패널분석을 이용한 대도시 주택가격 추이 분석”, 「부동산학연구」 제19집 제4호, 한국부동산분석학회, 2013, pp. 71-86
14. Bernanke, Ben S., “Housing, Mortgage Markets, and Foreclosures”, December 2008, Remarks Delivered at The Federal Reserve System Conference on Housing and Mortgage Markets
15. Follain, James, Lim, Gill-Chin, and Bertrand Renaud, “The Demand for Housing in Developing Countries: The Case of Korea”, *Journal of Urban Economics*, 7, 1980, pp. 315-336
16. Madsen, J. B., “A behavioral model of house prices”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Volume 82, Issue 1, April 2012, pp. 21-38
17. Mills, Edwin S., and Byung-Nak Song, *Urbanization and Urban Problems*, Harvard University Press, 1979
18. Quigley, John M., “Transaction costs and Housing Markets”, Fisher Center for Real Estate and Urban Economics, Working paper W02-005, 2004
19. World Bank, *Housing: Enabling Markets to Work*, 1993
20. Zandi, G., M. Supramaniam, A. Aslam, and L. K. Theng, “The Economical Factors Affecting Residential Property Price: The Case of Penang Island”, *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 7, No. 12, 2015, pp. 200-210

<국문요약>

주택가격을 결정하는 유효수요와 유효공급에 관한 연구 : 7개 특별·광역시에 대한 패널회귀모형 분석

공 준 현 (Gong, Junhyun)

본 연구의 목적은 수요-공급 원리에 입각한 주택시장 안정화 방안을 도출하는데 있다. 이를 위해 2007년부터 2020년까지 7개 특별·광역시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)의 자료를 사용하여 유효수요와 유효공급 변수를 중심으로 한 회귀모형을 설정한 후, Cochrane-Orcutt 이원고정효과모형으로 분석하였다. 분석결과에 대한 정책적 시사점과 주택시장 안정화방안을 종합하면 다음과 같다.

첫째, 아파트가격의 가계소비탄력성이 매우 높게 나타난 반면, 연립다세대가격의 가계소비탄력성은 통계적으로 유의미하지 않았다. 따라서 경제 성장이나 유동성 증가 등으로 인해 수요자의 구매력이 증가될 것으로 예상되는 경우 정부는 아파트 공급 확대에 만전을 기해야 할 것이다. 둘째, 수요 분산과 공급 확대라는 근본적인 해법을 중심으로 시장 안정화 정책을 추진하되 가계대출 억제 정책은 일시적인 가격 진정효과를 위한 단기조절 정책으로 사용하는 것이 바람직하다. 셋째, 아파트와 연립다세대 모두 매매가격의 전세가격탄력성이 매우 크게 나타났다. 따라서 전세대출에 대한 관리를 엄격히 하고 임대등록주택스톡을 충분히 확보할 필요가 있다. 넷째, 아파트스톡이 증가하면 아파트가격은 대폭 하락한 반면 연립다세대스톡의 증가는 연립다세대가격에 유의미한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 다섯째, 주택가격 안정화에 있어서 임대등록주택보다 유효주택을 증가시키는 것이 더 효과적이다. 여섯째, 건설임대등록주택이 증가하면 임대가격의 안정은 물론 일부 매입수요가 임대수요로 이동하여 주택가격의 안정에도 기여한다.

주 제 어 : 패널 분석, 이원고정효과모형, 주택가격, 유효수요, 유효공급