



주택 유형별 가격 변동과 소득불평등 간의 관계에 관한 실증분석 - 분기별 시계열 자료를 중심으로 -

The Relationship between Housing Price Changes by Housing Type and Income Inequality - An Empirical Analysis of Quarterly Time Series Data -

정희영*
Hee Yeong Chung

Abstract

This study empirically examines the relationship between housing price fluctuations and income inequality using time series data from 2006Q1 to 2024Q4. Dynamic and quantile regression models are employed jointly to assess both the average effects of housing prices and heterogeneous effects according to the magnitude of changes in income inequality. The dynamic regression results indicate that increases in the prices of overall housing, apartments, and row and multi-family housing are associated with an increase in income inequality, with a lag of approximately two quarters. However, no statistically significant effect is found for detached houses. In the quantile regression, a pattern of declining housing price coefficients across higher quantiles is observed in all models except for detached housing, although the differences across quantiles are not statistically significant in any model. The robustness checks indicate weak evidence that housing price fluctuations precede changes in inequality and provide no support for reverse causality. These findings suggest that the transmission mechanisms differ by housing type, which reflects variations in asset market characteristics and rental structures. The results imply that housing policy discussions should consider the medium- to long-term distributional effects.

Keywords: Housing price, Income inequality, Dynamic regression model, Quantile regression model

* 한국개발연구원 전문연구원 | Senior Research Associate, Korea Development Institute | hychung@kdi.re.kr |

1. 서론

주택 자산은 전 세계적으로 가계 총자산의 지배적인 구성 요소로 자리 잡고 있으며(Piketty and Zucman, 2014), 자본소득 비중 상승의 핵심 동인으로 지목되고 있다(Rognlie, 2016). 특히 한국은 가계 총자산 중 부동산이 차지하는 비중이 70%를 상회할 정도로 매우 높고, 금융자산은 예금에 편중된 비대칭적 구조를 지닌다(김삼옥·김태완, 2020). 이러한 자산 구조하에서 주택 가격의 변동은 단순히 주거비 부담의 변화를 넘어, 가계의 자산 구성과 소비 행태, 나아가 소득 및 자산 분배 구조 전반에 심대한 영향을 미친다. 특히 주택가격의 상승은 담보 제약이나 차입 조건의 이질성을 통해 자산 보유 가구와 비보유 가구 간의 실질 소득 격차를 고착화하는 방향으로 작용할 수 있으며(Iacoviello, 2005), 이는 단기적 가격 충격이 분배 구조의 장기적 변화로 이어지는 경로를 내포한다(Fuller et al., 2020).

2000년대 이후 한국 사회는 주택가격의 급등과 소득불평등의 확대가 동시에 관찰되는 이중적 불평등(dual inequality) 구조가 심화되는 양상을 보여왔다(신진욱, 2013). 한국의 소득불평등 수준은 OECD(Organisation for Economic Co-operation and Development) 회원국 중 8위(2015년 기준)에 해당할 정도로 심각한 상황이며(유경준, 2018), 주택시장이 불평등을 완화

하기보다 오히려 심화시키는 기제로 작동하고 있다는 우려가 지속적으로 제기되어 왔다(정준호·전병유, 2017).

주택가격과 소득불평등 간의 관계를 다룬 기존 실증연구들은 다수 존재하나, 상당수는 연간 자료를 활용한 정태적 분석이나 평균적 효과 추정에 집중해 왔다(전해정, 2014; 정의철 외, 2009; Ganong and Shoag, 2017; Matlack and Vigdor, 2008).¹⁾ 그러나 주택가격은 경기 변동이나 정책 환경 변화에 따라 분기별로 상이한 동학(dynamics)을 보이며, 분기 자료를 활용한 분석이 연간 자료보다 정책 입안자에게 더 정교한 식별력과 유의미한 시사점을 제공한다(손종철, 2010; Berisha et al., 2023; Igan and Loungani, 2012). 또한 주택가격 충격이 분배 구조에 미치는 영향은 소득불평등의 기존 수준이나 변화 크기에 따라 이질적으로 나타날 가능성이 크다. 그럼에도 불구하고 주택 유형별 가격 변동이 소득불평등에 미치는 차별적 영향이나, 불평등 분포의 위치에 따른 효과의 이질성을 분기 단위 시계열로 분석한 연구는 상대적으로 미진한 실정이다.

본 연구는 이러한 학술적 공백을 메우기 위해 2006년 1분기부터 2024년 4분기까지의 분기별 시계열 자료를 활용하여 주택가격과 소득불평등 간의 관계를 실증적으로 분석한다. 분석 방법으로는 동적 회귀모형과 분위수 회귀모형을 병행하여 적용한다. 동적 회귀모형을 통해 주택가격 변

1) 보다 최근 연구들은 정태적 분석에서 벗어나 동태적 시스템 내에서의 영향력을 파악하려 노력하였다. 권선희·현성민(2019)은 패널 VAR(vector autoregression) 모형을 구축하여 주택가격과 소득불평등 간의 인과관계를 규명하려 하였으며, 박의환·김동현(2022)은 VAR을 활용하여 두 변수 간의 상호 연관 관계를 고려한 동태적 분석에 초점을 맞추었다. Goda et al.(2020)은 '동태적 패널 고정효과 추정치(dynamic panel fixed-effects)'와 '패널 공적분(panel cointegration)' 방식을 사용하여 장기적인 동학을 살펴보고자 했다. Fuller et al.(2020) 역시 '오차수정모형(error correction model, ECM)'을 통해 단기와 장기의 동태적인 영향력을 구분하여 분석하였다.

동의 평균적 효과를 추정하고, 분위수 회귀모형을 통해 소득불평등 변화 크기에 따라 효과가 어떻게 달라지는지를 검토한다. 또한 Granger 인과관계 검정과 VAR(vector autoregression) 모형을 활용한 충격반응함수 분석을 강건성 검증 차원에서 추가로 수행한다.

종속변수로는 통계청 가계동향조사의 균등화 처분가능소득 5분위배율을 사용하고, 설명변수로는 한국부동산원의 주택 매매가격지수(주택종합 매매가격지수, 아파트 매매가격지수, 연립·다세대 매매가격지수, 단독주택 매매가격지수)를 활용하며, 인플레이션율, 실질 경제성장률, 기준금리, 고용률 등의 거시경제 변수를 통제변수로 포함한다.

본 연구는 주택가격과 소득불평등 간의 관계를 분기별 시계열 자료를 활용하여 분석함으로써, 두 변수 간의 동학적 연관성에 대한 실증적 결과를 제시한다. 또한 소득불평등 변화의 크기에 따라 주택가격 효과가 어떠한 패턴을 보이는지를 검토함으로써, 주택시장과 분배 구조 간의 관계를 보완적으로 살펴볼 수 있는 분석 틀을 제공한다는 점에서 의의를 가진다. 본 연구의 분석 결과는 향후 주택시장 관련 정책과 소득분배 논의를 연결하는 실증적 참고 자료로 활용될 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 주택가격과 소득불평등 간 관계에 관한 선행연구를 검토하고, 제III장에서는 분석 자료와 방법론을 설명한다. 제IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고 해석하며, 제V장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점과 연구의 한계를 논의한다.

II. 선행연구 검토

주택자산이 가계 총자산에서 차지하는 비중이 큰 현대 경제에서 주택시장의 변동은 주거비용의 문제를 넘어 소득 및 자산 분배 구조에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 특히 최근 수십 년간 선진국을 중심으로 주택가격 상승이 광범위하게 관찰되는 가운데, 일부 국가에서는 소득불평등의 확대가 동시에 나타나면서 두 변수 간의 관계와 그 작동 경로를 규명하려는 실증 연구가 축적되어 왔다.

주택가격과 소득불평등 간의 관계는 인과성의 방향에 따라 크게 두 가지 경로로 구분할 수 있다. 첫째는 소득불평등의 심화가 주택시장에 영향을 미치는 경로이며, 둘째는 주택가격 변동이 소득 및 자산 분배에 영향을 미치는 경로이다. 본 장에서는 이러한 양방향 관계를 중심으로 해외 실증연구를 먼저 검토한 후, 국내 연구 동향을 살펴본다.

1. 소득불평등이 주택가격에 미치는 영향

초기 연구들은 주로 소득불평등 심화가 주택시장의 가격 결정 메커니즘에 미치는 영향에 주목하였다. Matlack and Vigdor(2008)는 미국 인구조사 자료를 활용하여 소득불평등 심화가 저소득층의 주거 환경에 미치는 영향을 분석하였다. 이들의 분석에 따르면, 상위 소득계층의 소득 증가는 주택 수요를 자극하여 주택가격을 상승시키며, 특히 주택 공급이 제한된 지역에서 저소득층은 상대적으로 높은 임대료 부담과 주거 과밀을 경험하게 되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는

소득불평등이 주택가격을 매개로 저소득층의 실질 소비 여력을 제약할 수 있음을 시사한다.

Gyourko et al.(2013)은 ‘슈퍼스타 도시’ 이론을 통해 전국적 소득 분포의 변화와 지역별 주택 공급의 비탄력성이 결합될 경우 장기적인 주택 가격 격차가 발생함을 보였다. 미국 279개 대도시 통계지역을 대상으로 한 실증분석 결과, 슈퍼스타 도시에서 관찰된 초과적인 주택가격 상승의 상당 부분이 소득 분포 변화로 설명되는 것으로 나타났다. 주택 공급이 제약된 상황에서 고소득 가구의 선호 지역 집중은 저소득 가구의 이탈을 초래하며, 이는 공간적 분리를 통한 불평등의 고착화로 이어질 수 있음을 보여준다.

Goda et al.(2020)은 OECD 국가를 대상으로 절대적 소득불평등과 주택가격 간의 관계를 분석하여 소득불평등이 주택가격에 장기적으로 정(+)의 영향을 미친다는 점을 확인하였다. 반면 주택 가격 상승이 다시 소득불평등을 확대하는 역방향 인과관계는 상대적으로 명확하지 않은 것으로 나타나, 두 변수 간 관계가 비대칭적으로 작동할 가능성을 제시하였다. Kim(2020) 역시 미국 주별 패널 자료를 활용한 분석에서 소득불평등의 증가는 주택가격 대비 소득 비율을 유의하게 상승시키는 반면, 주택가격 충격이 소득불평등에 미치는 영향은 제한적임을 보고하였다.

2. 주택가격이 소득불평등에 미치는 영향

주택가격의 상승이 자산 및 소득 분배 구조를 악화시키는 경로를 직접적으로 분석한 연구들도 존재한다. Ganong and Shoag(2017)은 토지

이용 규제 강화를 미국 주 간 소득 수렴 둔화의 주요 요인으로 제시하였다. 이들은 고소득 지역의 주택 공급 제약이 저숙련 노동자의 유입을 제한함으로써 지역 간 소득 격차를 유지·확대하는 메커니즘을 분석하였다. 특히 주거비 부담으로 인해 저숙련 노동자는 실질 이주 이득이 상쇄되는 반면, 고숙련 노동자는 상대적으로 이득을 유지하는 것으로 나타나, 주택시장의 제도적 제약이 노동 이동성과 소득 분배에 중요한 역할을 함을 확인하였다.

Fuller et al.(2020)은 OECD 국가 패널 자료를 활용하여 부-소득 비율의 변동 요인을 분석한 결과, 주택가격 상승이 단기 및 장기 모두에서 부-소득 비율에 가장 큰 영향을 미치는 요인임을 확인하였다. 이들은 자산 축적의 주요 동인이 저축이나 보유량보다는 자산 가격 상승에 있음을 강조하며, 주택가격 상승이 주택 소유 여부에 따른 불평등을 심화시킬 수 있음을 시사하였다.

3. 국내 선행연구

국내 연구에서는 외환위기 이후 심화된 소득불평등과 부동산 가격 변동을 배경으로 두 변수 간의 관계를 분석한 연구들이 축적되어 왔다. 정의철 외(2009)는 부동산소득의 기여도가 2000년대 초반 이후 소득불평등을 심화시키는 방향으로 확대되었음을 확인하였다. 전해정(2014)은 수도권과 비수도권 간의 비교 분석을 통해 부동산소득이 수도권에서 불평등을 심화시키는 주요 요인임을 제시하였다. 권선희·현성민(2019)은 패널벡터자기회귀 모형을 활용하여 금융위기 이후 전세

및 매매가격 상승이 소득불평등에 유의한 영향을 미쳤음을 확인하였다. 박의환·김동현(2022)은 서울 및 수도권 주택가격 상승이 소득불평등을 악화시키는 효과를 실증적으로 제시하며, 금융 발전에 따른 신용 공급 확대가 이러한 관계를 강화할 수 있음을 시사하였다.

선행연구를 종합하면, 주택가격과 소득불평등 간의 관계는 양방향적이며 다양한 경로를 통해 작동함을 알 수 있다. 다만, 기존 연구들은 주로 평균적 관계에 초점을 맞추거나 연간 자료를 활용함으로써 주택시장의 단기적·비대칭적 효과를 충분히 포착하는 데에는 한계가 있었다.

본 연구는 이러한 한계를 보완하기 위해 2006년 1분기부터 2024년 4분기까지의 분기별 시계열 자료를 활용하여 주택가격과 소득불평등 간의 관계를 분석한다. 동적 회귀모형과 분위수 회귀모형을 적용함으로써 평균적 효과뿐만 아니라 불평등 변화 크기에 따른 효과의 이질성을 함께 검토한다. 이를 통해 주택가격 변동이 소득불평등에 미치는 분배적 효과에 대한 보다 정교한 실증적 근거를 제시하고자 한다.

구체적으로, 본 연구는 다음의 두 가지 가설을 검증한다. 연구가설 1은 주택가격 변동은 소득불평등 변화와 통계적으로 유의한 관련성을 가질 가능성이 있다는 것이며, 본 연구는 동적 회귀모형을 통해 주택가격이 소득불평등에 미치는 평균적 효과의 존재 여부를 검토한다. 연구가설 2는 주택가격이 소득불평등에 미치는 영향은 소득불평등 변화의 크기에 따라 상이하게 나타날 수 있다는

점이며, 이를 확인하기 위해 분위수 회귀모형을 활용하여 불평등 분포의 서로 다른 위치에서 주택가격 효과의 차이를 탐색한다.

III. 분석 자료 및 방법론

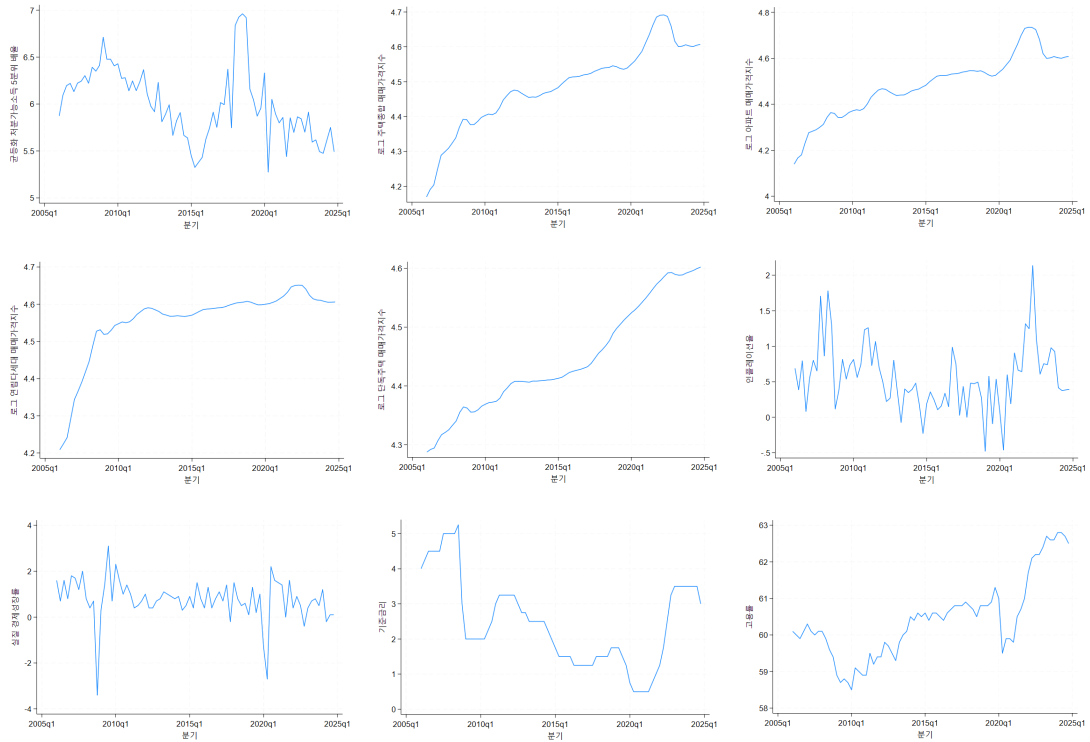
1. 분석 자료

본 연구는 주택가격 변동과 소득불평등 간의 동태적 관계를 실증적으로 규명하기 위해 2006년 1분기부터 2024년 4분기까지의 분기별 시계열 자료(총 76개 관측치)를 구축하였다.²⁾ 종속변수로는 소득불평등 지표를, 핵심 설명변수로는 주택가격지수를 사용하였으며, 기타 거시경제적 요인과 외생적 충격을 반영하는 더미변수를 통제변수로 포함하였다.

종속변수, 핵심 설명변수, 기타 거시경제적 요인의 시계열 추이는 <그림 1>과 같다. 시계열 분석의 전제 조건을 충족하기 위해 모든 변수에 대해 계절성 검정과 단위근 검정을 실시하였으며, 분석 변수의 정상성 검정 결과는 <표 1>에 정리되어 있다.

소득불평등 지표로는 통계청 가계동향조사에서 발표하는 ‘균등화 처분가능소득 5분위배율’을 활용하였다. 균등화 처분가능소득은 가구의 처분가능소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 가구 규모에 따른 소득 수준 차이를 조정한 지표로, 서로 다른 가구 유형 간 후생 수준을 비교하는 데 적

2) 다만, 변수의 차분 및 시차 적용으로 인해 실증분석 시 실제 추정에 사용된 관측치는 73개이다.



〈그림 1〉 변수 시계열 추이

합하다. 소득5분위배율은 상위 20%(5분위)와 하위 20%(1분위) 계층 간 소득 격차를 배수로 나타내어 불평등의 양극화 정도를 직관적으로 보여준다는 장점이 있다. 본 연구에서는 X-13 ARIMA-SEATS 기법을 적용하여 계절요인을 제거한 후 차분하여 분석에 사용하였다.

핵심 설명변수인 주택 매매가격지수는 한국부동산원 부동산통계정보시스템에서 제공하는 전국 매매가격지수를 활용하였다.³⁾ 주택 유형별 차

별적 효과를 파악하기 위해 ‘주택종합’ 매매가격지수와 더불어 ‘아파트’ 매매가격지수, ‘연립·다세대’ 매매가격지수, ‘단독주택’ 매매가격지수를 구분하여 각각 분석에 포함하였다.⁴⁾ 월별 자료는 분기 평균값으로 변환하였으며, 이후 로그 차분하여 주택가격 변동률의 개념으로 사용하였다.

본 연구는 주택가격 외에 소득불평등에 영향을 미칠 수 있는 거시경제적 요인들을 통제하기 위해 인플레이션율, 실질 경제성장률, 기준금리, 고용

3) 기준시점은 2025년 3월(2025.03.=100.0)이다.

4) 주택종합 매매가격지수는 아파트, 연립·다세대, 단독주택을 포함한 전체 주택 유형을 포괄한다. 본 연구에서는 전체 주택자산 효과를 포괄적으로 검토하기 위해 주택종합 매매가격지수를 활용한 모형과 더불어 주택 유형의 효과를 별도로 확인하기 위해 아파트 매매가격지수, 연립·다세대 매매가격지수, 단독주택 매매가격지수를 활용한 모형을 각각 설정하였다.

〈표 1〉 변수 정상성 검정 결과

변수	검정사양	검정방법	수준변수(Level)	1차차분(1st Diff.)	판정 결과	
균등화 처분가능소득 5분위배율	Quintile	상수항 포함	ADF	-1.718	-3.946***	I(1)
			DF-GLS	-1.775	-2.095*	
			PP	-3.219**	-14.190***	
			KPSS	0.473**	0.091	
로그 주택종합 매매가격지수	ln(House)	상수항/추세 포함	ADF	-2.718	-3.044**	I(1)
			DF-GLS	-1.359	-1.817	
			PP	-3.083	-3.489***	
			KPSS	0.147**	0.361*	
로그 아파트 매매가격지수	ln(APT)	상수항/추세 포함	ADF	-2.819	-3.375**	I(1)
			DF-GLS	-1.724	-2.095*	
			PP	-2.857	-3.585***	
			KPSS	0.124*	0.259	
로그 연립·다세대 매매가격지수	ln(MFH)	상수항/추세 포함	ADF	-3.891**	-2.494	I(1)
			DF-GLS	-1.121	-1.416	
			PP	-5.141***	-2.670*	
			KPSS	0.249***	0.729**	
로그 단독주택 매매가격지수	ln(SFH)	상수항/추세 포함	ADF	-1.925	-2.341	I(1)
			DF-GLS	-1.985	-2.351**	
			PP	-1.419	-3.642***	
			KPSS	0.268	0.128	
인플레이션율	Inf	상수항 포함	ADF	-2.103	-4.630***	I(1)
			DF-GLS	-2.087	-2.413**	
			PP	-5.382***	-16.388***	
			KPSS	0.216	0.048	
실질 경제성장률	Growth	상수항 포함	ADF	-4.091***	-	I(0)
			DF-GLS	-2.455**	-	
			PP	-7.459***	-	
			KPSS	0.343	-	
기준금리	Rate	상수항 포함	ADF	-2.707*	-3.553***	I(1)
			DF-GLS	-1.738	-3.006***	
			PP	-1.910	-5.406***	
			KPSS	0.641**	0.130	
고용률	Employ	상수항/추세 포함	ADF	-3.299*	-3.556***	I(1)
			DF-GLS	-2.459	-3.040***	
			PP	-2.359	-8.240***	
			KPSS	0.151**	0.160	

주 : 1) 유의수준: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.
 2) ADF, DF-GLS, PP 검정의 귀무가설은 “단위근이 존재한다(비정상적)”인 반면, KPSS의 귀무가설은 “정상적이다”로 다르다.
 3) 분기자료임을 감안하여 시차는 4로 설정하였다.
 4) Diff., difference; APT, apartment; MFH, multi-family housing; SFH, single-family housing; Inf, inflation; ADF, augmented Dickey-Fuller test; DF-GLS, Dickey-Fuller generalized least squares test; PP, Phillips-Perron test; KPSS, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test.

를 포함하였으며, 동 변수들의 설정 근거는 다음과 같다.

첫째, 인플레이션율은 물가 상승이 소득 계층별 명목소득 조정의 비대칭성을 통해 소득불평등 지표에 차등적인 영향을 미치기 때문에 포함되었다. 인플레이션 국면에서 저소득 노동자는 명목 임금의 하방 경직성과 낮은 협상력으로 인해 임금 조정이 지연되거나 불충분한 수준에 그치는 경향이 있다(Akerlof et al., 1996; Tobin, 1972). 또한 공공 이전지출의 명목 고정성은 이전소득 의존도가 높은 저소득층의 명목소득 상승을 추가적으로 제약하여 불평등을 악화시키는 경향이 있으며(Altig et al., 2024), 실제로 인플레이션 상승이 하위 20% 계층의 소득비중을 유의미하게 낮춘다는 실증적 결과가 보고된 바 있다(Easterly and Fischer, 2001).

둘째, 실질 경제성장률은 거시경제의 활력이 분배 구조에 미치는 영향을 통제하기 위해 포함되었다. 경제 성장은 평균적으로 분배 중립적일 수 있으나(Dollar and Kraay, 2002), 성장 단계나 성격에 따라 쿠즈네츠(Kuznets) 가설에서 제시하듯 불평등에 비선형적인 영향을 미칠 수 있으므로 성장의 효과를 엄밀히 통제할 필요가 있다(Barro, 2000).

셋째, 기준금리(통화정책)는 소득이질성 경로와 저축 재분배 경로 등을 통해 불평등에 직접적인 영향을 미친다. 긴축적 통화정책은 일반적으로 노동소득 및 소비 불평등을 심화시키며(Coibion et

al., 2017; Furceri et al., 2018), 특히 한국의 경우 긴축 충격이 발생했을 때 소득이질성 경로를 통해 시장소득 불평등이 체계적으로 증가한다는 실증적 근거가 존재한다(Park, 2021).

넷째, 고용률은 노동시장을 통한 소득 창출 기회의 지표로서 불평등 해소의 가장 핵심적인 수단이다(OECD, 2011). 실업률의 상승(고용률의 하락)은 소득 하위 계층의 소득 비중을 불균형적으로 감소시켜 분배 구조를 악화시키는 주요 동인으로 작용한다(Blinder and Esaki, 1978; Checchi and García-Peñalosa, 2008).

전술한 거시경제적 요인 통제변수들은 한국은행 경제통계시스템 자료를 이용하였다. 인플레이션율은 분기별 소비자물가지수를 이용하여 전분기 대비 증감률로 산출 후 차분하였고, 실질 경제성장률은 계절조정된 분기 성장률을 사용하였다. 기준금리와 고용률(계절조정)은 각각 차분하여 분석에 투입하였다.

이와 더불어 외생적 요인을 통제하기 위해 두 개의 더미변수를 포함하였다. 첫째, 가계동향조사 조사 체계 개편이 이루어진 2019년 1분기 이후를 1로 설정한 개편 더미변수,⁵⁾ 둘째, 2008년 3분기부터 2009년 4분기까지를 1로 설정한 글로벌 금융위기 더미변수이다.

2. 분석 방법론

본 연구는 주택가격과 소득불평등 간의 관계를

5) 2019년 가계동향조사 개편은 소득과 지출을 동일 가구 기준으로 통합 조사하는 표본 체계로의 전환을 의미한다. 개편 더미변수 적용 기간(2019년 1분기~2024년 4분기)에 코로나19 팬데믹이 포함되어 있어, 본 연구에서는 별도의 팬데믹 더미변수를 두지 않았다. 따라서 개편 더미변수는 조사 방식 변경과 팬데믹의 복합적 효과를 반영한다.

다각적으로 분석하기 위해 두 가지 실증 방법론을 적용한다. 첫째, 동적 회귀모형을 통해 주택가격 변동의 평균적 효과를 추정하며, 이는 연구가설 1의 검증에 활용된다. 둘째, 분위수 회귀모형을 적용하여 주택가격 효과가 소득불평등 분포의 위치에 따라 이질적으로 나타나는지를 분석하며, 이는 연구가설 2와 관련된 추가 분석으로 활용된다.

1) 동적 회귀모형

소득불평등은 구조적 지속성으로 인해 과거 값에 의존하는 자기상관적 특성을 가지며, 주택가격 변동이 소득분배 구조에 미치는 영향 역시 시차를 두고 나타날 가능성이 크다. 이러한 점을 고려하여 본 연구는 종속변수와 주요 설명변수의 시차항을 포함하는 자기회귀 시차분포 모형을 설정하였다. 구체적인 추정 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \Delta Quintile_t = & \\ & a + \beta_1 \Delta Quintile_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln(House)_{t-2} \\ & + \gamma_1 \Delta Inf_t + \gamma_2 Growth_{t-1} + \gamma_3 \Delta Rate_{t-1} \\ & + \gamma_4 \Delta Employ_t + \delta_1 Reform_t + \delta_2 GFC_t + \epsilon_t \end{aligned}$$

(식 1)

여기서 $\Delta Quintile_t$ 는 t시점의 균등화 처분가능 소득 5분위배율의 차분 값을, $\Delta \ln(House)_{t-2}$ 는 로그 주택종합 매매가격지수 차분 값의 2기 시차항을 의미한다. ΔInf_t 는 인플레이션을 변화, $Growth_{t-1}$ 은 실질 경제성장률의 1기 시차항, $\Delta Rate_{t-1}$ 은 기준금리 변화의 1기 시차항, $\Delta Employ_t$ 는 고용률 변화, $Reform_t$ 는 가계동향 조사 개편 터미, GFC_t 는 글로벌 금융위기 터미를 나타낸다. ϵ_t 는 오차항이다.

각 변수의 시차 설정은 경제적 전달 경로에 관

한 이론적 근거와 예비 분석 결과를 종합적으로 고려하여 결정하였다.

먼저 시차종속변수($\Delta Quintile_{t-1}$)를 포함한 것은 소득불평등의 구조적 지속성을 모형 내에 반영하기 위함이다. 소득분배 구조는 노동시장 제도, 사회이전 체계, 자산 보유 격차 등 구조적 요인에 의해 형성되므로, 전기의 불평등 수준이 당기의 불평등 변화에 영향을 미치는 자기회귀적 특성을 가진다. 이는 소득불평등을 종속변수로 하는 동적 시계열 모형에서 일반적으로 채택되는 설정 방식으로(권선희·현성민, 2019; 박의환·김동현, 2022), 이를 누락할 경우 오차항에 자기상관이 잔존할 가능성이 높다.

핵심 설명변수인 주택가격 변동률 변수에는 2기 시차를 적용하였다. 주택가격 변동이 소득불평등에 영향을 미치는 전달 경로는 다층적이다. 주택가격 상승은 자산 보유 계층과 비보유 계층 간 부(wealth) 격차를 확대할 뿐만 아니라, 주거비 부담 증가를 통해 실질 가처분소득의 계층 간 격차를 고착화하는 방향으로도 작용한다(Fuller et al., 2020; Ganong and Shoag, 2017). 이러한 효과는 주거비 조정, 전·월세 계약 갱신, 소비 지출 재편 등의 과정을 거쳐 소득분배 지표에 단계적으로 반영되므로, 주택 자산 가격의 분배적 영향이 단기에 국한되지 않고 시차를 두고 지속된다는 점은 선행연구에서도 확인된다.

실질 경제성장률에는 1기 시차를 적용하였다. 경기 국면의 변화는 기업의 채용·해고 결정 및 임금 조정을 통해 노동시장 구조에 영향을 미치며, 이러한 변화가 가계 소득 격차로 전환되기까지는 일정한 조정 기간이 소요된다. 경제성장률과 소득분

배 간에 시차를 수반하는 동태적 관계가 존재한다는 점은 관련 선행연구에서도 지지된다(Barro, 2000; Cingano, 2014).

기준금리 변화량에도 1기 시차를 적용하였다. 기준금리 변화는 단기금리, 시장금리, 대출금리로의 전달 과정을 거쳐 가계의 이자소득 및 이자비용 구조에 영향을 미친다. 이 과정에서 금융기관의 대출금리 조정, 기존 변동금리 대출의 이자재산정, 예금금리 변화에 따른 이자소득 조정 등이 단계적으로 이루어지므로, 기준금리 변경의 효과가 가계 소득분배에 온전히 반영되기까지는 전달 지연이 발생하며, 분기 자료를 활용한 실증 분석에서는 이를 고려하여 시차항을 적용하는 것이 일반적이다(Coibion et al., 2017; Furceri et al., 2018).

반면, 인플레이션을 변화량과 고용률 변화량은 동시점 변수로 포함하였다. 인플레이션을 상승은 명목임금의 하방 경직성 및 이전지출의 명목 고정성을 통해 저소득층의 명목소득 조정을 제약함으로써 계층 간 명목소득 격차에 당기 내 영향을 미치며, 고용률 변화는 취업 여부가 해당 분기 가계 소득의 직접적 결정 요인으로서 시차 없이 분배 지표에 반영된다. 이러한 즉각적 전달 경로의 특성상 인플레이션을 변화량과 고용률 변화량은 시차 적용 없이 동시점 변수로 처리하는 것이 경제적 직관에 부합한다고 판단하였다.

전술한 시차 설정 근거의 이론적 논거와 더불어 예비 분석 결과를 정리한 내용은 <표 2>~<표

4>와 같다. 먼저 적정 시차의 선택을 위해 나머지 변수의 구성을 주 모형과 동일하게 고정한 상태에서, $\Delta \ln(House)$ 의 시차를 1기·2기·3기로 달리 한 세 모형의 정보기준을 비교하였다. 이때 시차 차이로 인한 표본 크기의 변화가 정보기준 비교의 유효성을 훼손하지 않도록, 3기 시차 모형을 기준으로 표본을 고정(N=72)한 후 비교를 수행하였다. 비교 결과는 <표 2>에 제시되어 있으며, AIC (Akaike information criterion) 및 BIC (bayesian information criterion) 모두 2기 시차 모형이 가장 우수한 것으로 나타났고 $\Delta \ln(House)$ 계수의 통계적 유의성도 2기 시차 모형에서 확인되어, 이를 최종 모형으로 채택하였다.⁶⁾ 다음으로, $\Delta Quintile$, $Growth$, $\Delta Rate$ 에 대해서도 동시점 변수와 시차 변수를 비교하는 예비 분석을 수행하였다. 각 경우에서 시차 적용 모형이 동시점

<표 2> $\Delta \ln(House)$ 시차 선택

구분	1기 시차	2기 시차	3기 시차
$\Delta \ln(House)$ 계수	1.128 (1.322)	2.203 (1.071)	1.264 (1.209)
p값	0.397	0.044	0.300
AIC	14.642	13.900	14.587
BIC	35.132	34.390	35.077
관측수(N)	72	72	72

주: 1) 괄호 안의 값은 Newey-West HAC 표준오차를 나타낸다.
2) 모든 모형은 3기 시차 모형 기준으로 동일 표본(N=72)을 유지하여 비교하였다.
3) AIC, Akaike information criterion; BIC, bayesian information criterion; HAC, heteroskedasticity and autocorrelation consistent.

6) $\Delta \ln(House)$ 의 시차 선택을 위한 예비 분석에서 동 변수 외 모든 변수의 구성은 주 모형과 동일하게 유지하였다. 구체적으로 $\Delta Quintile$ 1기 시차, ΔInf 동시점, $Growth$ 1기 시차, $\Delta Rate$ 1기 시차, $\Delta Employ$ 동시점, 가계동향조사 개편 더미, 글로벌 금융위기 더미를 포함하였다. 정보기준은 표본 크기의 영향을 받으므로, 3기 시차 모형을 기준으로 표본을 N=72로 고정한 후 비교를 수행하였다.

〈표 3〉 $\Delta Quintile$, $Growth$, $\Delta Rate$ 시차 선택

구분	$\Delta Quintile$	$Growth$	$\Delta Rate$
비교기준	AR(1) 포함/제외	동시점 vs. 1기	동시점 vs. 1기
동시점 (또는 AR 미포함) AIC	17.437	14.816	13.215
동시점 (또는 AR 미포함) BIC	35.761	35.430	33.829
1기 시차 AIC	12.992	12.992	12.992
1기 시차 BIC	33.606	33.606	33.606
관측수(N)	73	73	73
채택사양	1기 시차	1기 시차	1기 시차

주 : 1) 비교 대상 변수 하나의 시차만 변화시키고 나머지 변수들은 모두 최종 채택 사양으로 고정하여 정보기준을 비교하였다.
 2) AR, autoregressive; AIC, Akaike information criterion; BIC, bayesian information criterion.

〈표 4〉 ΔInf 및 $\Delta Employ$ 시차 선택

구분	ΔInf	$\Delta Employ$
비교기준	동시점 vs. 1기	동시점 vs. 1기
동시점 (또는 AR 미포함) AIC	12.992	12.992
동시점 (또는 AR 미포함) BIC	33.606	33.606
1기 시차 AIC	16.561	16.161
1기 시차 BIC	37.175	36.775
관측수(N)	73	73
채택사양	동시점	동시점

주 : 1) 비교 대상 변수 하나의 시차만 변화시키고 나머지 변수들은 모두 최종 채택 사양으로 고정하여 정보기준을 비교하였다.
 2) Inf, inflation; AR, autoregressive; AIC, Akaike information criterion; BIC, bayesian information criterion.

모형에 비해 정보기준상 개선을 보이는 것으로 확인되었으며, 이는 이론적 전달 경로에 관한 논거와도 일치한다. 반면 ΔInf 과 $\Delta Employ$ 는 시차 적용 모형이 동시점 모형 대비 정보기준상 개선을 보이지 않아 동시점 변수로 처리하였으며, 이 역시 해당 변수들의 즉각적 전달 경로의 특성에 부합한다.

한편, 본 연구는 시계열 자료의 특성상 오차항에 자기상관과 이분산성이 동시에 존재할 가능성을 고려하여, Newey and West(1987)가 제안한 HAC(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차를 적용함으로써 통계적 추론의 타당성을 확보한다.

2) 분위수 회귀모형

분위수 회귀모형은 Koenker and Bassett Jr.(1978)에 의해 제안된 방법론으로, 조건부 평균이 아닌 조건부 분포의 여러 분위수를 추정함으로써 설명변수의 이질적 효과를 파악할 수 있게 한다. 소득불평등 변화의 크기가 낮은 구간과 높은 구간에서 주택가격 효과가 상이할 가능성을 고려할 때, 분위수 회귀는 평균 효과 분석을 보완하는 유용한 방법론이다. 분위수 $\tau \in (0,1)$ 에 대한 조건부 분위수 함수는 (식 2)와 같이 표현된다.

$$\Delta Quintile_{it} = Q_{\tau}(\Delta Quintile | Z_{it}) + u_{it,\tau} \quad (식 2)$$

조건부 분위수 함수 Q_{τ} 는 (식 3)과 같이 정의된다.7)

7) 본 연구는 시차 변수를 포함한 분위수 회귀 모형을 시계열 자료에 적용하였다. 다만, 오차 구조에 시계열적 의존성을 내재화한 시계열 분위수 회귀모형과는 구분된다.

$$\begin{aligned}
 Q_{\tau}(\Delta Quintile_t | Z_t) = & \\
 & \alpha_{\tau} + \beta_{1,\tau} \Delta Quintile_{t-1} + \beta_{2,\tau} \Delta \ln(House)_{t-2} \\
 & + \gamma_{1,\tau} \Delta Inf_t + \gamma_{2,\tau} Growth_{t-1} + \gamma_{3,\tau} \Delta Rate_{t-1} \\
 & + \gamma_{4,\tau} \Delta Employ_t + \delta_{1,\tau} Reform_t + \delta_{2,\tau} GFC_t
 \end{aligned}
 \tag{식 3}$$

(식 3)은 (식 2)의 조건부 분위수 함수 Q_{τ} 에 대한 구체적인 모형 설정으로, 여기서 Q_{τ} 는 주어진 설명변수 조건하에서 종속변수의 τ 분위수를 나타내며, Z_t 는 모든 설명변수를 포함하는 벡터이다. 한편, (식 2)의 $u_{t,\tau}$ 는 오차항이며, $Q_{\tau}(u_{t,\tau} | Z_t) = 0$ 의 특성을 가진다. 모든 계수는 분위수별로 상이한 값을 가질 수 있다. 분위수 회귀모형은 다음의 최소화 문제를 통해 추정된다.

$$\min_{\beta_{\tau}} \sum_{t=1}^T \rho_{\tau}(\Delta Quintile_t - Q_{\tau}(\Delta Quintile_t | Z_t))
 \tag{식 4}$$

여기서 $\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0))$ 는 분위수 손실 함수이며, $I(\cdot)$ 는 지시함수를 나타낸다. 본 연구는 0.05부터 0.95까지 0.05 간격으로 총 19개 분위수를 동시에 추정하는 simultaneous quantile regression 방식을 적용하였다. 또한 1,000회 bootstrap 재표본추출을 통해 분위수별 계수의 표준오차와 90% 신뢰구간을 산출하였다.

본 연구는 주택가격 계수가 분위수에 따라 체계적으로 변화하는지를 살펴보기 위해 분위수 (0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90)별 추정 결과 및 그래프를 제시하고, 모든 분위수에서 주택가격 계수가 동일하다는 귀무가설에 대한 동시 검정을 수행하였다. 이를 통해 주택가격 효과의 이질성 존재 여부를 종합적으로 판단한다.

IV. 실증분석 결과

본 장에서는 주택가격과 소득불평등 간의 관계를 실증적으로 분석한 결과를 제시한다. 먼저 분석에 사용된 변수들의 기초 통계량과 상관관계를 검토한 후, 동적 회귀모형과 분위수 회귀모형 추정 결과를 순차적으로 제시한다.

본 연구에서 사용한 변수에 대한 기초통계량은 <표 5> 및 <표 6>에 정리되어 있다. <표 5>는 수준 변수 기준의 기초 통계량으로, 분석 대상 기간 (2006년 1분기~2024년 4분기) 동안 소득5분위 배율은 평균 6.006배로 나타났으며, 주택종합 매매가격지수, 아파트 매매가격지수, 연립·다세대 매매가격지수, 단독주택 매매가격지수는 각각 평균 89.417p, 89.168p, 95.621p, 85.607p로 나

<표 5> 수준 변수 기준 기초 통계량

변수	N	Mean	S.D.	Min	Max
Quintile	76	6.006	0.383	5.275	6.962
House	76	89.417	10.155	64.673	109.013
APT	76	89.168	11.620	62.777	113.907
MFH	76	95.621	8.167	67.26	104.73
SFH	76	85.607	7.959	72.78	99.73
Inf	76	0.564	0.465	-0.479	2.134
Growth	76	0.762	0.914	-3.400	3.100
Rate	76	2.451	1.264	0.500	5.250
Employ	76	60.430	1.093	58.500	62.800
Reform	76	0.316	0.468	0.000	1.000
GFC	76	0.079	0.271	0.000	1.000

주 : APT, apartment; MFH, multi-family housing; SFH, single-family housing; Inf, inflation; GFC, global financial crisis.

〈표 6〉 실증분석 기준 기초 통계량

변수	N	Mean	S.D.	Min	Max
$\Delta Quintile$	75	-0.005	0.287	-1.057	1.091
$\Delta \ln(House)$	75	0.006	0.013	-0.043	0.045
$\Delta \ln(APT)$	75	0.006	0.017	-0.063	0.052
$\Delta \ln(MFH)$	75	0.005	0.013	-0.017	0.051
$\Delta \ln(SFH)$	75	0.004	0.004	-0.007	0.015
ΔInf	75	-0.004	0.491	-1.189	1.058
<i>Growth</i>	76	0.762	0.914	-3.400	3.100
$\Delta Rate$	75	-0.013	0.365	-2.250	0.750
$\Delta Employ$	75	0.032	0.302	-1.500	0.700
<i>Reform</i>	76	0.316	0.468	0.000	1.000
<i>GFC</i>	76	0.079	0.271	0.000	1.000

주 : APT, apartment; MFH, multi-family housing; SFH, single-family housing; Inf, inflation; GFC, global financial crisis.

타났다. 〈표 6〉은 실증분석에 투입된 변수 기준의 기초 통계량을 제시한다.

본격적인 회귀분석에 앞서 주택가격과 소득불평등 간의 기초적인 관계를 확인하기 위해 단순 상관분석과 시각적 검토를 수행하였다. 주택종합 가격 변동률과 소득5분위배율 변화 간의 상관관계수는 0.034로 매우 낮았으며, 통계적으로 유의하지 않았다($p=0.769$). 아파트·연립 및 다세대·단독주택 가격 변동률과 소득5분위배율 변화 간의 상관관계수는 각각 0.030($p=0.802$), 0.061($p=0.605$), -0.009($p=0.937$)로 낮은 수준을 보였고, 통계적으로 유의하지 않았다.

〈그림 2〉는 두 변수 간 산점도와 선형 적합선을 제시한 것으로, 관측치들이 적합선을 중심으로

광범위하게 분산되어 있어 단순한 선형 관계가 뚜렷하지 않음을 보여준다. 이는 주택 가격과 소득 불평등의 관계가 단순 상관관계만으로는 충분히 포착되기 어렵다는 점을 시사한다.

〈그림 3〉은 통계청 가계동향조사 개편 시점인 2019년을 기준으로 관측치를 구분하여 제시한 결과이다. 개편 이전과 이후 관측치 간 명확한 패턴 차이가 시각적으로 드러나지 않는다. 이는 가계동향조사 개편이 주택가격과 소득불평등 간 관계의 기본적 구조를 크게 변화시키지 않았을 가능성을 시사한다. 다만, 조사 개편에 따른 측정 방식 변화 가능성을 고려하여 이후 회귀분석에서는 개편 더미변수를 통제변수로 포함하였다.

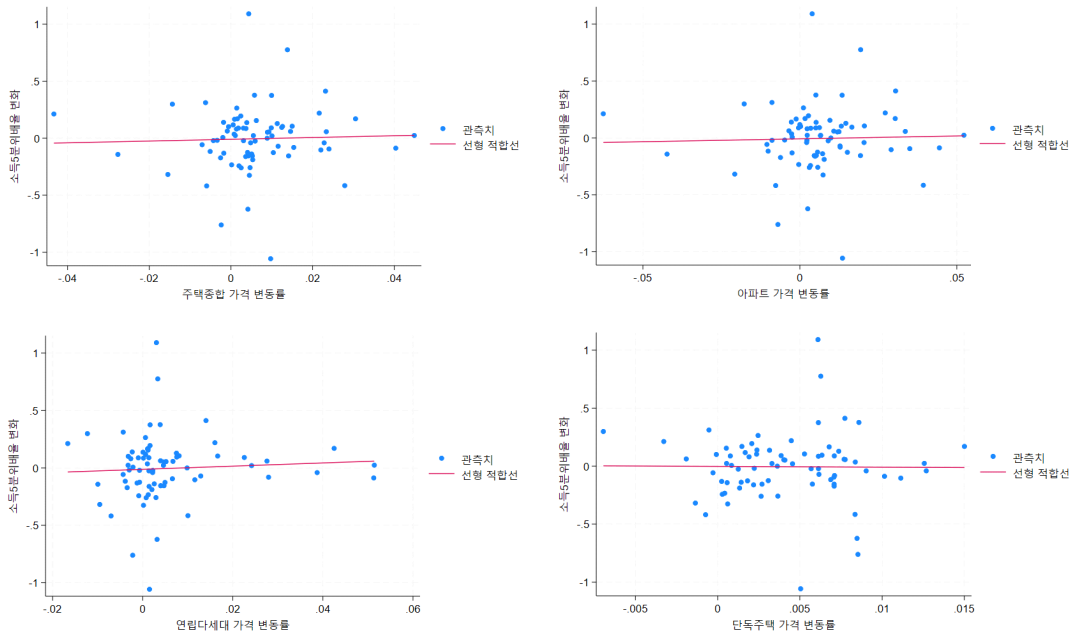
이러한 단순 상관분석은 시계열 자료의 동태적 특성을 충분히 반영하지 못한다는 한계를 가진다. 주택가격 변동의 분배 효과는 시차를 두고 나타날 가능성이 있으며, 소득불평등 지표 자체도 높은 자기상관 특성을 보일 수 있다. 이에 따라 다음 절에서는 과거 소득불평등 지표와 주요 거시경제 변수를 함께 통제한 동적 회귀모형을 통해 주택가격의 영향을 보다 엄밀하게 추정한다.

1. 동적 회귀모형 추정 결과

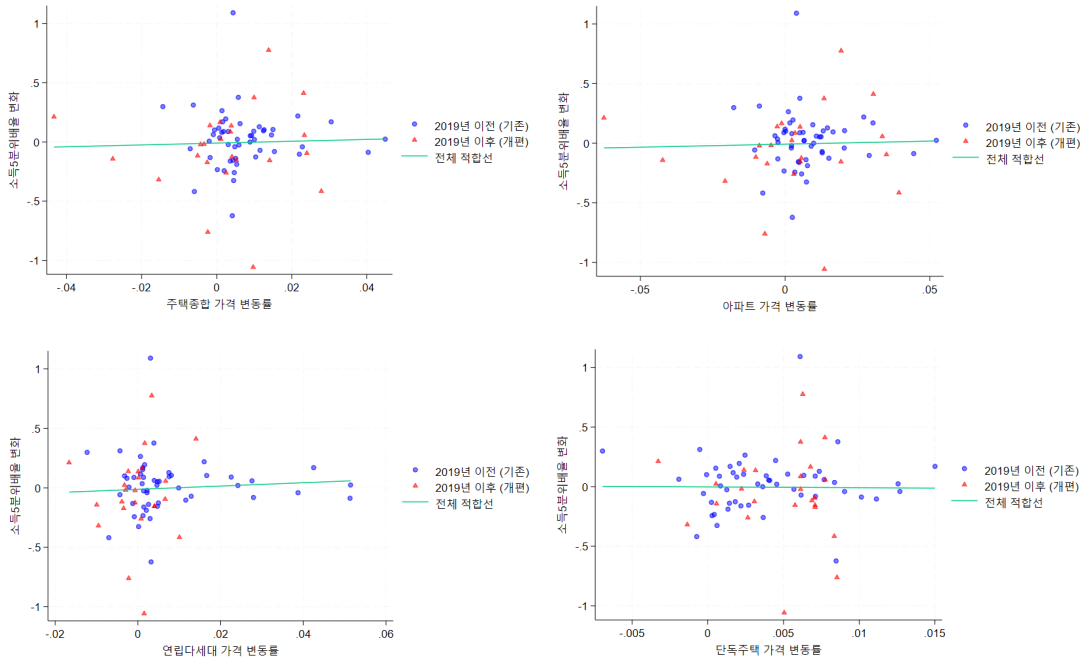
동적 회귀모형을 통해 주택가격이 소득불평등에 미치는 평균적 효과를 추정한 결과는 〈표 7〉에 제시되어 있다.⁸⁾

네 가지 주택 유형 모형에서 공통적으로, $\Delta Quintile_{t-1}$ 계수는 음(-)의 값으로 유의하게 추

8) 분석에 앞서 VIF 검정을 통해 다중공선성 문제를 확인한 결과, 모든 변수의 VIF 값이 5 미만으로 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단되었다.



〈그림 2〉 주택가격 변동률과 소득5분위배율 변화의 상관관계



〈그림 3〉 통계 개편 전·후 주택가격 변동률과 소득5분위배율 변화의 상관관계 비교

〈표 7〉 주택 유형별 동적 회귀분석 추정 결과 비교

변수	주택종합가격 모형	아파트가격 모형	연립·다세대가격 모형	단독주택가격 모형
$\Delta Quintile_{t-1}$	-0.299** (0.128)	-0.299** (0.128)	-0.297** (0.128)	-0.297** (0.129)
$\Delta \ln(House)_{t-2}$	2.321** (1.068)	-	-	-
$\Delta \ln(APT)_{t-2}$	-	1.629* (0.863)	-	-
$\Delta \ln(MFH)_{t-2}$	-	-	2.642** (1.189)	-
$\Delta \ln(SFH)_{t-2}$	-	-	-	8.921 (6.935)
$\Delta \ln I_t$	0.129* (0.065)	0.129* (0.065)	0.129* (0.066)	0.134** (0.064)
$Growth_{t-1}$	-0.061 (0.037)	-0.062 (0.038)	-0.060* (0.035)	-0.054 (0.034)
$\Delta Rate_{t-1}$	0.071 (0.101)	0.073 (0.102)	0.068 (0.101)	0.057 (0.093)
$\Delta Employ_t$	0.185 (0.140)	0.182 (0.141)	0.199 (0.136)	0.197 (0.137)
$Reform_t$	-0.119 (0.075)	-0.120 (0.074)	-0.112 (0.077)	-0.141* (0.074)
GFC_t	0.065 (0.054)	0.070 (0.056)	0.044 (0.047)	0.068 (0.050)
$Constant$	0.050 (0.064)	0.054 (0.064)	0.048 (0.066)	0.028 (0.058)
모형 진단 지표				
N	73	73	73	73
Adj-R ²	0.257	0.255	0.258	0.261
F-statistic	7.09***	7.13***	7.75***	7.09***

주 : 1) 유의수준: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) 괄호 안의 값은 Newey-West HAC 표준오차를 나타낸다.

3) APT, apartment; MFH, multi-family housing; SFH, single-family housing; Inf, inflation; GFC, global financial crisis; HAC, heteroskedasticity and autocorrelation consistent.

정되어 평균 회귀적 성향이 일관되게 확인되었으며, 인플레이션을 변화는 소득5분위배율 변화에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 모든 모

형의 F 통계량은 1% 유의수준에서 유의하였으며, 조정 결정계수는 0.255에서 0.261 사이로 모형 적합도는 전반적으로 양호하였다.

주택가격 효과를 유형별로 살펴보면 다음과 같다. 주택종합가격 모형에서 $\Delta \ln(House)_{t-2}$ 의 계수는 2.321로 추정되었으며, 5% 유의수준에서 유의하였다. 아파트가격 모형에서는 $\Delta \ln(APT)_{t-2}$ 의 계수가 1.629로 추정되어 10% 유의수준에서 유의하였다. 이는 아파트 외 주택 유형의 가격 변동이 소득분배에 추가적인 영향을 미칠 가능성을 시사한다. 연립·다세대가격 모형에서는 $\Delta \ln(MFH)_{t-2}$ (multi-family housing)의 계수가 2.642로 추정되어 5% 유의수준에서 유의하였으며, 네 가지 유형 중 주택종합을 포함하여 유의한 효과를 보인 세 모형 가운데 가장 큰 단기 효과가 추정되었다. 다만, 이 결과를 해석함에 있어서는 $\Delta \ln(MFH)$ 의 단위근 검정 결과가 일부 검정 방법 간 엇갈린 결론을 보인 점에서 일정한 주의가 요구된다. 단독주택 모형에서는 $\Delta \ln(SFH)_{t-2}$ (single-family housing)의 계수가 8.921로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 단독주택 거래시장의 낮은 유동성, 가격 형성 메커니즘의 이질성, 그리고 지역별 분산이 큰 특성이 전국 단위 시계열 분석에서 유의한 효과 식별을 어렵게 한 것으로 판단된다.

단기 효과와 함께 장기 동태적 효과(long-run dynamic multiplier)를 델타 방법⁹⁾으로 산출한 결과, 주택종합(1.787, $p < 0.05$), 아파트(1.254, $p < 0.10$), 연립·다세대(2.038, $p < 0.05$) 모형에서

통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 다만 이는 수준 변수 간 장기 균형 관계가 아니라 차분 변수 모형에서 자기회귀 동학을 통해 누적되는 동태적 효과임에 유의할 필요가 있다. 세 모형 모두에서 장기 효과의 크기가 단기 효과보다 작게 추정되었는데, 이는 소득불평등의 평균 회귀적 성향으로 인해 주택가격 충격의 효과가 시간이 경과함에 따라 일부 희석되는 동학을 반영한다. 단독주택가격 모형에서는 단기 계수 자체가 유의하지 않으므로 장기 동태적 효과의 산출은 의미 있는 해석으로 이어지기 어렵다.

이상의 결과를 종합하면, 주택종합, 아파트, 연립·다세대 가격 변동은 소득5분위배율 변화와 통계적으로 유의한 관련성을 갖는 반면, 단독주택의 가격 변동은 그 연관성이 유의하게 식별되지 않았다. 이는 연구가설 1을 대체로 지지하는 결과이다.

2. 분위수 회귀모형 추정 결과

주택 유형별 분위수 회귀모형 추정 결과는 <표 8>~<표 11> 및 <그림 4>~<그림 7>에 제시되어 있다. 주택가격 계수가 분위수에 따라 체계적으로 변화하는지를 검정하기 위해 중요 분위수 다섯 개(0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90)별 추정 결과를 표로 정리하였으며, 그래프¹⁰⁾ 및 동시 검정은 19

9) 델타 방법(delta method)은 추정된 모수의 비선형 함수에 대해 표준오차를 근사적으로 산출하기 위해 테일러 급수 1차 전개(first-order Taylor expansion)를 활용하는 통계적 기법이다. 본 연구에서는 시차 종속변수의 계수 추정치($\hat{\phi}$)가 안정성 조건($|\hat{\phi}| < 1$)을 충족함을 확인한 후, 동적 회귀모형의 단기 계수 추정치($\hat{\beta}$)와 시차 계수 추정치($\hat{\phi}$)를 이용하여 장기 동태적 누적 효과($\frac{\hat{\beta}}{1-\hat{\phi}}$)를 계산하였다. 이어서 통계 패키지 Stata의 비선형 결합 추정 명령어(nlcom)를 활용하여 델타 방법을 적용함으로써, 해당 장기 효과의 표준오차를 도출하고 통계적 유의성을 검정하였다.

10) 그래프의 신뢰구간은 90%이다. 한편, 그래프에 점선으로 제시된 OLS(ordinary least squares) 추정치는 분위수 회귀분석과의

〈표 8〉 주택종합가격 모형: OLS 및 분위수 회귀모형 추정 결과 비교

변수	OLS	$\tau=0.10$	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$	$\tau=0.90$
$\Delta Quintile_{t-1}$	-0.299** (0.123)	-0.297 (0.239)	-0.513** (0.240)	-0.363 (0.234)	-0.174 (0.212)	-0.118 (0.298)
$\Delta \ln(House)_{t-2}$	2.321 (2.321)	7.541 (4.538)	4.408 (3.382)	3.729* (2.164)	2.811 (2.080)	1.155 (3.676)
ΔInf_t	0.129* (0.066)	0.172* (0.095)	0.061 (0.094)	0.075 (0.066)	0.118 (0.075)	0.125 (0.119)
$Growth_{t-1}$	-0.061 (0.043)	-0.041 (0.086)	-0.077 (0.067)	-0.054 (0.046)	-0.076 (0.046)	-0.104 (0.074)
$\Delta Rate_{t-1}$	0.071 (0.107)	0.202 (0.172)	0.090 (0.143)	0.003 (0.120)	0.084 (0.143)	0.039 (0.233)
$\Delta Employ_t$	0.185* (0.110)	0.185 (0.187)	0.189 (0.178)	0.044 (0.164)	-0.014 (0.207)	-0.066 (0.285)
$Reform_t$	-0.119* (0.068)	-0.296* (0.148)	-0.021 (0.117)	-0.022 (0.090)	-0.015 (0.100)	-0.100 (0.125)
GFC_t	0.065 (0.121)	0.300* (0.161)	0.164 (0.147)	0.050 (0.115)	-0.029 (0.112)	-0.142 (0.175)
Constant	0.050 (0.056)	-0.261*** (0.079)	-0.116 (0.072)	0.010 (0.078)	0.168** (0.068)	0.362*** (0.105)
모형진단지표						
N	73	73	73	73	73	73
Pseudo R ²	0.257 (Adj-R ²)	0.356	0.184	0.142	0.193	0.287

주: 1) 유의수준: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) 괄호 안의 값은 표준오차로, 분위수 회귀모형의 경우 부트스트랩 표준오차이다. 한편, OLS 회귀모형의 경우 동적 회귀모형에 추정에 사용된 Newey-West HAC 표준오차는 적용되지 않았으나, 계수 추정치 자체는 동적 회귀모형과 동일하다.

3) OLS, ordinary least squares; Inf, inflation; GFC, global financial crisis; HAC, heteroskedasticity and autocorrelation consistent.

개 분위수 기준으로 살펴보았다.

1) 주택종합가격 모형

주택종합가격 모형에서 주택가격 계수는 낮은 분위수에서 높은 분위수로 이동함에 따라 점진적

으로 감소하는 패턴을 보였다($\tau=0.10$: 7.541 \rightarrow $\tau=0.90$: 1.155). 분위수별 유의성을 살펴보면, $\tau=0.50$ 에서만 10% 유의수준으로 유의한 양(+)의 효과가 확인되었다(3.729, p<0.10). 이는 소득별 평등 변화가 중간 수준인 국면에서 주택가격의 영

시각적 비교를 위해 동일한 설명변수 구조를 가진 일반 최소자승법 회귀분석 결과이다. 동적 회귀모형 추정에 사용된 Newey-West HAC(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차는 적용되지 않았으나, 계수 추정치 자체는 동적 회귀모형과 동일하다. OLS는 분위수와 무관하게 조건부 평균 효과를 추정하므로 그래프에서 수평선으로 표현된다.

〈표 9〉 아파트가격 모형: OLS 및 분위수 회귀모형 추정 결과 비교

변수	OLS	$\tau=0.10$	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$	$\tau=0.90$
$\Delta Quintile_{t-1}$	-0.299** (0.123)	-0.342 (0.234)	-0.501** (0.246)	-0.391 (0.238)	-0.202 (0.215)	-0.115 (0.307)
$\Delta \ln(APT)_{t-2}$	1.629 (1.776)	7.336* (3.935)	3.031 (2.626)	2.629 (1.706)	2.549 (1.707)	0.857 (2.908)
ΔInf_t	0.129* (0.066)	0.202** (0.092)	0.065 (0.097)	0.091 (0.068)	0.115 (0.074)	0.121 (0.120)
$Growth_{t-1}$	-0.062 (0.043)	-0.055 (0.084)	-0.075 (0.065)	-0.068 (0.046)	-0.076* (0.042)	-0.106 (0.071)
$\Delta Rate_{t-1}$	0.073 (0.107)	0.224 (0.153)	0.074 (0.149)	0.022 (0.117)	0.078 (0.137)	0.038 (0.221)
$\Delta Employ_t$	0.182 (0.110)	0.137 (0.189)	0.214 (0.181)	0.020 (0.170)	-0.038 (0.201)	-0.066 (0.278)
$Reform_t$	-0.120* (0.068)	-0.343** (0.141)	-0.014 (0.119)	-0.025 (0.094)	-0.010 (0.0983)	-0.100 (0.120)
GFC_t	0.070 (0.121)	0.333** (0.162)	0.160 (0.151)	0.050 (0.114)	-0.027 (0.103)	-0.136 (0.186)
Constant	0.054 (0.056)	-0.257*** (0.075)	-0.122* (0.072)	0.023 (0.076)	0.167*** (0.062)	0.364*** (0.104)
모형진단지표						
N	73	73	73	73	73	73
Pseudo R ²	0.255 (Adj-R ²)	0.359	0.176	0.138	0.198	0.286

주: 1) 유의수준: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) 괄호 안의 값은 표준오차로, 분위수 회귀모형의 경우 부트스트랩 표준오차이다. 한편, OLS 회귀모형의 경우 동적 회귀모형에 추정에 사용된 Newey-West HAC 표준오차는 적용되지 않았으나, 계수 추정치 자체는 동적 회귀모형과 동일하다.

3) OLS, ordinary least squares; APT, apartment; Inf, inflation; GFC, global financial crisis; HAC, heteroskedasticity and autocorrelation consistent.

향이 보다 뚜렷하게 식별됨을 시사한다.

2) 아파트가격 모형

아파트가격 모형에서도 유사한 하향 패턴이 관찰되었다($\tau=0.10$: 7.336 \rightarrow $\tau=0.90$: 0.857). 하위 분위수($\tau=0.10$)에서 10% 유의수준으로 유의한 양(+)의 계수가 추정되었으며(7.336, p<0.10), 상위 분위수로 이동할수록 계수가 작아지고 유의

성도 소멸하는 양상을 보였다. 이는 소득불평등 변화의 폭이 상대적으로 작은 국면에서 아파트 가격 충격의 영향이 상대적으로 강하게 나타날 수 있음을 시사한다.

3) 연립·다세대가격 모형

연립·다세대가격 모형에서는 하위 분위수($\tau=0.10$: 5.405, p<0.10; $\tau=0.25$: 5.228, p<0.05)

<표 10> 연립·다세대가격 모형: OLS 및 분위수 회귀모형 추정 결과 비교

변수	OLS	$\tau=0.10$	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$	$\tau=0.90$
$\Delta Quintile_{t-1}$	-0.297** (0.123)	-0.220 (0.253)	-0.580** (0.237)	-0.293 (0.245)	-0.147 (0.213)	-0.090 (0.284)
$\Delta \ln(MFH)_{t-2}$	2.642 (2.506)	5.405* (3.136)	5.228** (2.513)	2.641 (2.038)	0.527 (1.885)	-1.939 (3.801)
ΔInf_t	0.129* (0.066)	0.126 (0.099)	0.102 (0.086)	0.078 (0.067)	0.063 (0.078)	0.098 (0.119)
$Growth_{t-1}$	-0.060 (0.043)	-0.053 (0.083)	-0.057 (0.054)	-0.071 (0.045)	-0.074 (0.047)	-0.126* (0.070)
$\Delta Rate_{t-1}$	0.068 (0.107)	0.185 (0.181)	0.085 (0.128)	0.046 (0.116)	0.052 (0.146)	0.158 (0.238)
$\Delta Employ_t$	0.199* (0.110)	0.307 (0.194)	0.196 (0.169)	0.053 (0.164)	0.031 (0.211)	-0.031 (0.272)
$Reform_t$	-0.112 (0.069)	-0.173 (0.160)	-0.016 (0.106)	-0.039 (0.089)	-0.029 (0.102)	-0.088 (0.129)
GFC_t	0.044 (0.123)	0.269 (0.162)	0.165 (0.122)	0.030 (0.102)	-0.025 (0.127)	-0.079 (0.192)
Constant	0.048 (0.057)	-0.251*** (0.081)	-0.149** (0.063)	0.050 (0.0795)	0.175*** (0.063)	0.379*** (0.105)
모형진단지표						
N	73	73	73	73	73	73
Pseudo R ²	0.258 (Adj-R ²)	0.360	0.199	0.138	0.178	0.289

주: 1) 유의수준: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) 괄호 안의 값은 표준오차로, 분위수 회귀모형의 경우 부트스트랩 표준오차이다. 한편, OLS 회귀모형의 경우 동적 회귀모형에 추정에 사용된 Newey-West HAC 표준오차는 적용되지 않았으나, 계수 추정치 자체는 동적 회귀모형과 동일하다.

3) OLS, ordinary least squares; MFH, multi-family housing; Inf, inflation; GFC, global financial crisis; HAC, heteroskedasticity and autocorrelation consistent.

에서는 유의한 양(+)의 계수가 추정되어 소득불평등 확대 효과가 확인된 반면, 분위수가 높아질수록 계수가 급격히 감소하여 $\tau=0.90$ 에서는 음(-)의 값(-1.939)으로 전환되었다(통계적으로 유의하지 않음). 이와 같은 계수 패턴은 탐색적 관찰로서 흥미롭지만, $\Delta \ln(MFH)$ 의 단위근 검정 결과가 일부 검정법에서 1차 차분 후에도 정상성 조건을 명확히 충족하지 못하는 것으로 나타났다는

점에서, 이 패턴이 실질적인 분배 효과의 이질성을 반영하는 것인지에 대해서는 신중한 해석이 요구된다. 향후 연립·다세대 관련보다 양질의 시계열 자료 또는 지역별 패널 자료를 통한 추가 검증이 필요하다.

4) 단독주택가격 모형

단독주택가격 모형에서는 분위수별 계수 추정

〈표 11〉 단독주택가격 모형: OLS 및 분위수 회귀모형 추정 결과 비교

변수	OLS	$\tau=0.10$	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$	$\tau=0.90$
$\Delta Quintile_{t-1}$	-0.297** (0.123)	-0.311 (0.249)	-0.547** (0.247)	-0.351 (0.243)	-0.157 (0.217)	-0.385 (0.263)
$\Delta \ln(SFH)_{t-2}$	8.921 (7.679)	-6.297 (17.176)	12.060 (12.386)	9.442 (8.101)	5.675 (8.487)	33.515* (19.217)
$\Delta \ln I_t$	0.134** (0.066)	0.124 (0.111)	0.111 (0.093)	0.090 (0.069)	0.104 (0.076)	0.109 (0.101)
$Growth_{t-1}$	-0.054 (0.043)	0.007 (0.100)	-0.061 (0.069)	-0.047 (0.047)	-0.072 (0.0475)	-0.027 (0.072)
$\Delta Rate_{t-1}$	0.057 (0.107)	0.184 (0.227)	0.088 (0.159)	-0.008 (0.130)	0.060 (0.140)	-0.115 (0.196)
$\Delta Employ_t$	0.197* (0.110)	0.220 (0.198)	0.201 (0.184)	0.051 (0.164)	0.006 (0.213)	-0.324 (0.258)
$Reform_t$	-0.141** (0.068)	-0.179 (0.159)	-0.070 (0.100)	-0.055 (0.090)	-0.030 (0.098)	-0.155 (0.113)
GFC_t	0.068 (0.120)	0.112 (0.237)	0.198 (0.169)	0.045 (0.119)	-0.030 (0.127)	0.010 (0.195)
Constant	0.028 (0.064)	-0.226** (0.098)	-0.146* (0.081)	0.014 (0.083)	0.162** (0.066)	0.232** (0.087)
모형진단지표						
N	73	73	73	73	73	73
Pseudo R ²	0.261 (Adj-R ²)	0.335	0.169	0.132	0.191	0.323

주: 1) 유의수준: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

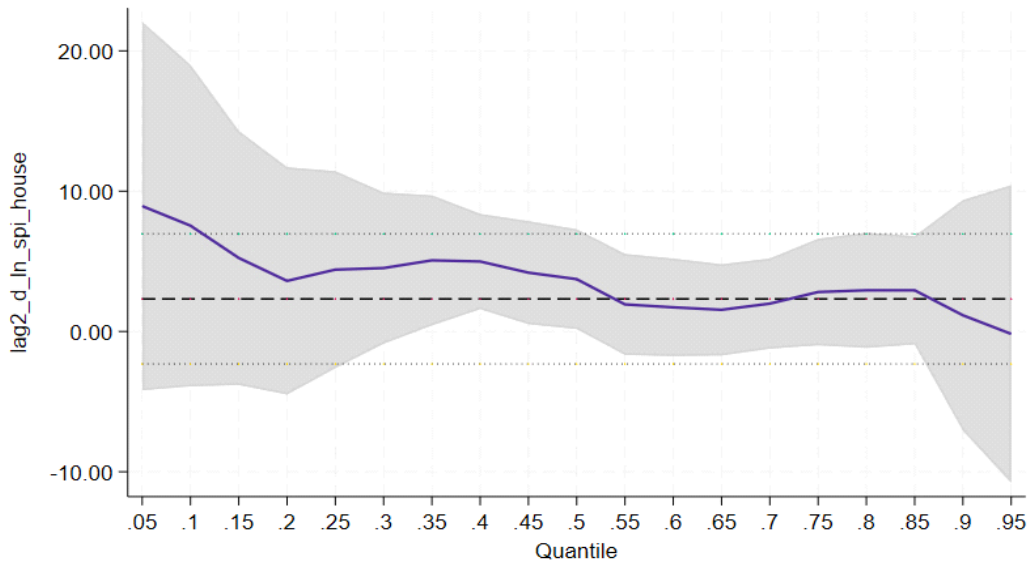
2) 괄호 안의 값은 표준오차로, 분위수 회귀모형의 경우 부트스트랩 표준오차이다. 한편, OLS 회귀모형의 경우 동적 회귀모형에 추정에 사용된 Newey-West HAC 표준오차는 적용되지 않았으나, 계수 추정치 자체는 동적 회귀모형과 동일하다.

3) OLS, ordinary least squares; SFH, single-family housing; Inf, inflation; GFC, global financial crisis; HAC, heteroskedasticity and autocorrelation consistent.

값의 부호가 일관되지 않게 나타났다. $\tau=0.90$ 에서 33.515로 양(+)의 계수가 추정되어 10% 유의 수준에서 유의하게 나타났으나(p<0.10), 낮은 분위수에서는 음(-)의 값을 보이기도 하였다. 이러한 결과는 단독주택 가격의 소득분배 효과가 전체 분포에 걸쳐 체계적인 패턴을 보이지 않음을 의미하며, 동적 회귀모형의 비유의적 결과와 함께 단독주택 가격 변동이 소득불평등 변화와 통계적으

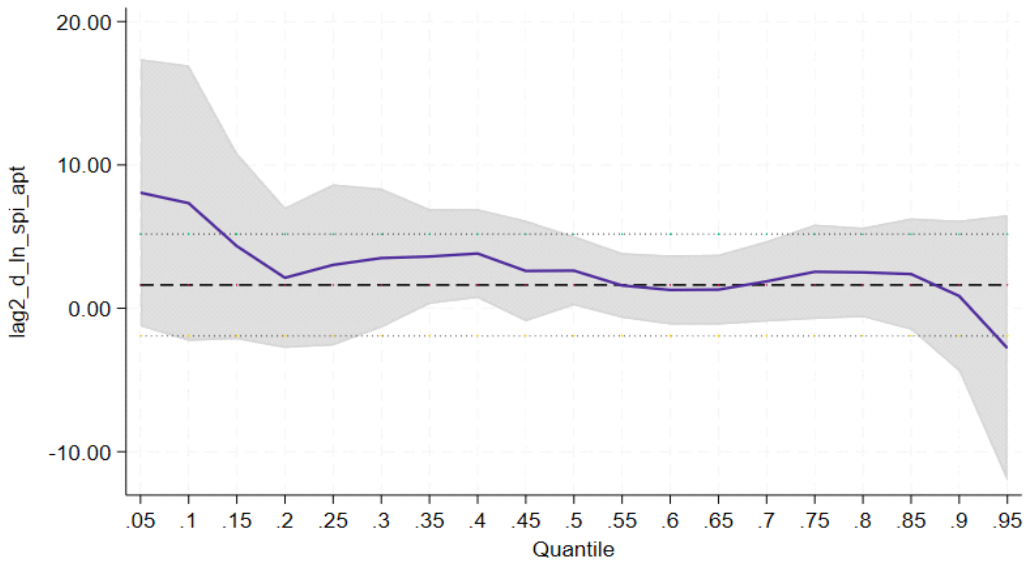
로 명확한 관련성을 갖지 않음을 시사한다.

주택 유형별 분위수 회귀 결과를 종합하면, 소득불평등 변화의 크기가 낮은 분위수 구간에서 주택가격 효과가 상대적으로 크게 추정되는 공통된 경향이 주택종합, 아파트, 연립·다세대에서 관찰된다. 그러나 주택종합 및 아파트와 달리 연립·다세대에서는 $\tau=0.90$ 에서 계수의 부호 전환 가능성이 탐색적으로 확인되어, 주택 유형별로 소득



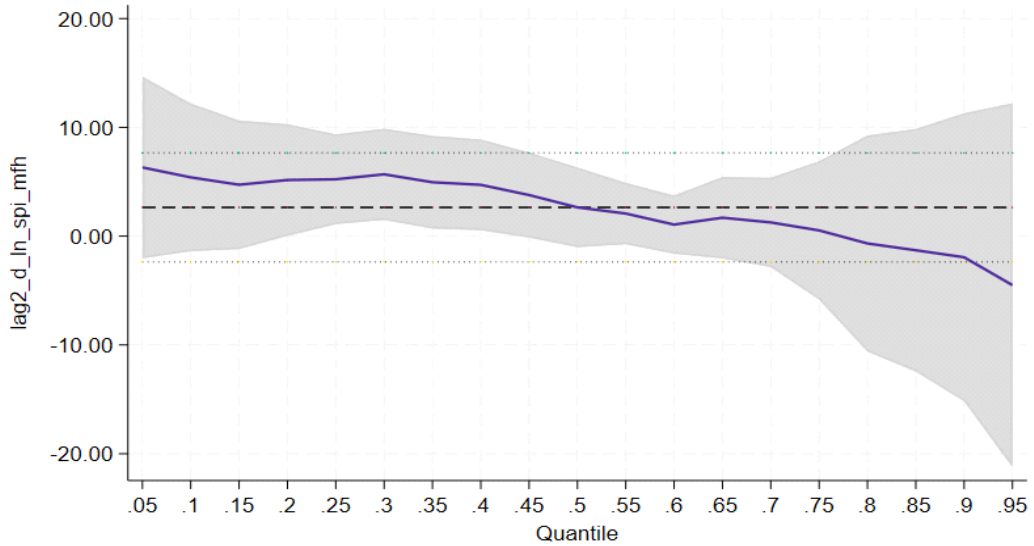
주 : OLS, ordinary least squares.

〈그림 4〉 주택종합가격 시차 변수 효과에 대한 OLS 및 분위수 회귀 추정치 비교



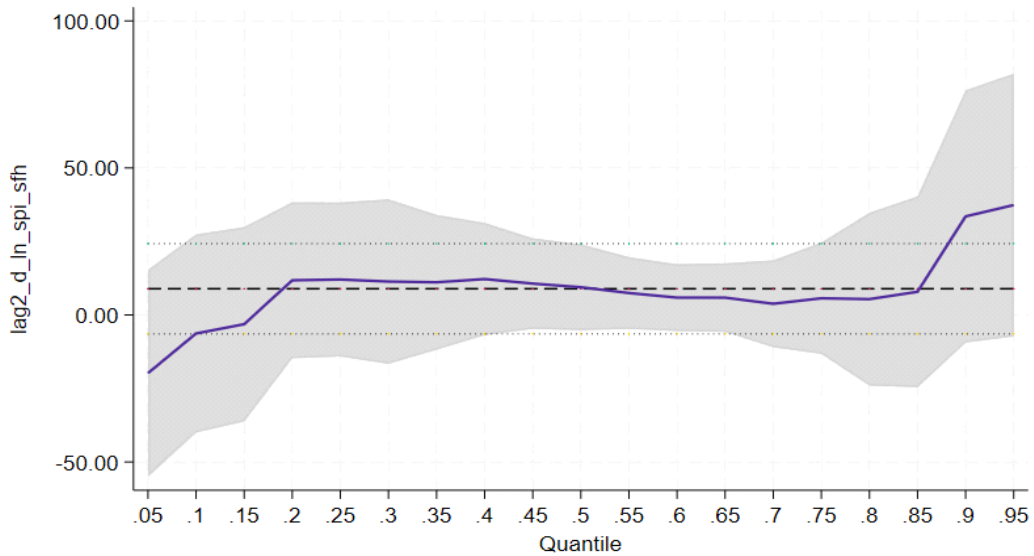
주 : OLS, ordinary least squares.

〈그림 5〉 아파트가격 시차 변수 효과에 대한 OLS 및 분위수 회귀 추정치 비교



주 : OLS, ordinary least squares.

〈그림 6〉 연립·다세대가격 시차 변수 효과에 대한 OLS 및 분위수 회귀 추정치 비교



주 : OLS, ordinary least squares.

〈그림 7〉 단독주택가격 시차 변수 효과에 대한 OLS 및 분위수 회귀 추정치 비교

분배와의 관계 구조가 상이할 수 있음을 시사한다. 다만, 분위수 간 계수 차이에 대한 동시 검정 결과는 어느 주택 유형 모형에서도 귀무가설을 기각하지 못하여, 이러한 패턴이 통계적으로 유의한 이질성을 반영한다고 단정짓기는 어렵다. 구체적으로, 주택종합가격 모형에서 F 통계량은 0.36이며 p값은 0.990으로 나타났고, 아파트가격 모형에서 F 통계량은 0.54, p값은 0.926으로 나타났다. 연립·다세대가격 모형에서 F 통계량은 0.37이며 p값은 0.989로 나타났고, 단독주택가격 모형에서 F 통계량은 0.62, p값은 0.874로 나타났다.

따라서 분위수 회귀분석 결과는 연구가설 2를 통계적으로 지지하지는 못하였으나, 주택 가격과 소득불평등 간의 관계가 평균 효과만으로는 충분히 설명되지 않을 가능성에 대한 탐색적 단서를 제공한다. 향후 보다 긴 시계열 자료나 지역별 패널 자료를 활용한 추가 연구를 통해 이러한 이질성 여부를 보다 엄밀하게 검증할 필요가 있다.

3. 강건성 검증

앞서 제시한 동적 회귀모형은 주택가격 변동이 소득불평등에 미치는 평균적 효과를 추정하는 데에는 유용하지만, 역인과관계의 가능성을 완전히 배제하기 어렵다는 한계를 지닌다. 이를 보완하기 위해 Granger 인과관계 검정과 VAR 모형을 활용한 충격반응함수 분석을 강건성 검증 차원에서 추가로 수행하였다.

VAR 분석에서는 모형의 간결성을 고려하여 $\Delta Quintile$, $\Delta \ln(House)$, $\Delta \ln(Inflation)$,

$Growth$ 의 네 가지 핵심 변수와 가계동향조사 개편 더미 및 글로벌 금융위기 더미를 외생변수로 포함하였다. $\Delta Rate$ 및 $\Delta Employ$ 는 양방향 인과관계 탐색이 분석의 목적임을 고려하여 제외하였다.

충격반응함수 식별을 위한 Cholesky 분해에서 변수 배열 순서는 각 변수의 동시점 외생성 정도에 관한 이론적 판단을 반영하며, 배열이 달라지면 충격반응함수의 추정 결과가 달라질 수 있다(Sims, 1980). 한편, 소득불평등 지표의 배열 위치에 대해서는 선행연구 간 합의가 존재하지 않는다. Davtyan(2017)은 소득불평등을 경제성장, 물가, 정책금리 충격 모두에 즉각 반응하는 가장 내생적인 변수로 보아 배열 순서의 마지막에 배치한 반면, Feldkircher and Kakamu(2022)는 소득분배 구조가 분기 내에는 거시 충격에 즉각 반응하기 어렵다는 근거로 소득불평등 지표를 가장 외생적인 변수로서 첫 번째 순서에 배치하였다.

이러한 이론적 명확실성을 고려하여, 본 연구는 두 가지 대안적 배열 순서를 모두 적용하여 결과를 비교한다. 기본 모형(배열 A)은 거시경제 여건이 주택시장을 거쳐 소득분배로 파급된다는 전달 경로에 근거하여 '경제성장률 → 인플레이션율 → 주택가격 → 소득5분위배율'의 순서를 채택하였으며, 대안 모형(배열 B)은 소득분배 구조의 단기적 경직성을 근거로 '소득5분위배율 → 경제성장률 → 인플레이션율 → 주택가격'의 순서를 채택하였다.

배열 A와 B 모두 '경제성장률 → 인플레이션율 → 주택가격' 순으로 설정하였는데, 그 근거는 다음과 같다. 경제성장률을 첫 번째로 배치한 근거

는, 실물 산출량이 총공급 측 요인에 의해 주도적으로 결정되며 분기 내 여타 거시경제 변수의 동시점 충격에 즉각적으로 반응하지 않는다는 표준적인 가정에 기반한다. 이는 Christiano et al. (1999)이 제안한 '재귀성 가정(recursiveness assumption)'의 핵심 내용으로, 산출량과 물가 등 '느리게 움직이는(slow-moving)' 실물 변수들은 금융·자산시장 변수들에 비해 분기 내 반응이 지체된다는 점을 전제한다. Stock and Watson(2001) 역시 재귀적 VAR 분석에서 실물 변수를 정책·금융 변수보다 앞에 배치하는 것이 관행임을 명시하고 있으며, 이 설정에서 산출량은 동기의 물가 충격에는 반응하지 않고 물가는 동기의 산출량 충격에 즉각 반응할 수 있는 구조를 형성한다.

인플레이션율을 경제성장률 다음에 배치한 것은 실물경기 여건이 물가에 영향을 미친다는 필립스 곡선적 관계와의 적합성을 고려한 것이다. 본 연구에서는 구조적 식별을 위해 재귀적 제약을 적용하여, 물가는 경기 변동에 대해서는 동시점에서 반응할 수 있으나 주택가격 등 자산시장 변수에 대해서는 동일 시점에서 즉각적으로 반응하지 않는 것으로 가정하였다. 이러한 설정은 수요결정 인플레이션 경로가 상대적으로 빠르게 작동하는 반면, 자산가격을 통한 물가 전이 경로는 시차를 두고 나타난다는 점을 반영한 것이다.

주택가격을 세 번째에 배치한 것은, 주택가격이 거시경제 여건에 비교적 신속하게 반응하는 자산시장 변수임을 반영한다. 주택가격은 경제성장 및 물가 조건에 동시점으로 반응할 수 있으나, 소득분배에 대한 영향은 자본이득 실현, 임대소득

변화 등의 경로를 통해 시차를 두고 나타난다. 이는 앞서 동적 회귀모형에서 2기 시차를 적용한 근거와도 일치하며, Lütkepohl(2005)이 제시한 블록 외생성 개념에 따라 실물 거시변수가 자산가격 변수보다 외생적인 변수로 취급되는 설정에 부합한다.

최적 시차 선택과 관련하여, SBIC(Schwarz bayesian information criterion) 및 HQIC(Hannan-Quinn information criterion) 기준에서는 1기가, AIC 및 FPE(final prediction error) 기준에서는 4기가 최적 시차로 선택되었다. 시차 선정 기준에 따라 결과가 달라질 가능성을 고려하여 최적 시차 1기 및 4기 모형을 각각 추정하고 결과를 비교한다.

1) 모형 진단

모형 추정에 앞서 안정성 검정, 잔차 자기상관 검정, 잔차 정규성 검정을 실시하였다. 안정성 검정 결과, 시차 1기 및 4기 모형 모두에서 동반행렬의 모든 고윳값 절댓값이 1 미만으로 나타나 안정성 조건이 충족되었다. 잔차 자기상관 검정(Lagrange multiplier test, LM test)에서는 분기 자료의 특성을 고려하여 최대 4기까지 확인한 결과, 두 모형 모두에서 자기상관이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 다만, 잔차 정규성 검정(Jarque-Bera test, JB test)에서는 두 모형 모두 일부 방정식에서 정규성을 충족하지 못하는 것으로 나타났다. 이에 따라 충격반응함수 추론의 타당성을 확보하기 위해 부트스트랩 표준오차(1,000회 반복 재표본추출)를 적용하였다. 모형 진단 결과는 <표 12>에 정리되어 있다.

〈표 12〉 VAR 모형 진단 결과

검정	내용	최적 시차 1기	최적 시차 4기
안정성 검정	고윳값 최대 절댓값	0.672	0.883
	안정성 조건 충족 여부	충족	충족
잔차 자기 상관 (LM 검정)	LM 검정 (lag 1), p값	0.400	0.461
	LM 검정 (lag 2), p값	0.136	0.848
	LM 검정 (lag 3), p값	0.229	0.647
	LM 검정 (lag 4), p값	0.094	0.820
잔차 정규성 (JB 검정)	Jarque-Bera 검정, p값 (전체)	0.000	0.000
	정규성 충족 여부	불충족	불충족

주 : 1) 안정성 검정은 동반 행렬의 모든 고윳값 절댓값이 1 미만인지를 기준으로 판단한다.
 2) 잔차 자기상관 검정의 귀무가설은 해당 시차에서 자기상관이 없으며, p값이 0.05 이상이면 귀무가설을 기각하지 않는다.
 3) 잔차 정규성 검정의 귀무가설은 잔차가 정규분포를 따른다.
 4) VAR, vector autoregression; LM, Lagrange multiplier; JB, Jarque-Bera.

2) Granger 인과관계 검정 결과

Granger 인과관계 검정은 축약형 VAR에 기반하므로 변수 배열 순서와 무관하게 동일한 결과를 산출한다. 검정 결과는 최적 시차에 따라 일정

한 차이를 보인다(〈표 13〉). 시차 1기 모형에서는 주택가격 변동이 소득5분위배율 변화를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설과 그 역방향 모두 기각되지 않았다. 시차 4기 모형에서는 주택가격 변동이 소득5분위배율 변화를 그랜저 인과한다는 방향에서 10% 유의수준으로 귀무가설이 기각되었으나, 역방향 인과관계는 유의하지 않았다. 두 시차 모형 모두에서 소득5분위배율 변화가 주택가격 변동을 그랜저 인과하지 않는다는 결과가 공통적으로 확인되어, 역인과의 가능성이 제한적임을 시사한다.

3) 충격반응함수 분석 결과

부트스트랩 표준오차에 기반한 충격반응함수 분석 결과를 배열별로 비교한다(〈표 14〉, 〈그림 8〉~〈그림 11〉).

배열 A와 B 모두에서, 주택가격 충격에 대한 소득불평등의 반응은 시차 1기 모형에서 전 구간 유의하지 않으나, 시차 4기 모형에서는 step 3에서 유의한 양(+)의 반응이 배열 A·B에서 공통으로 확인된다. 다만 이 유의성은 step 3에 국한되며 누적 반응으로는 이어지지 않아 지속적인 효과의 근거로 보기는 어렵다.

한편 소득불평등 충격에 대한 주택가격의 반응

〈표 13〉 Granger 인과관계 검정 결과

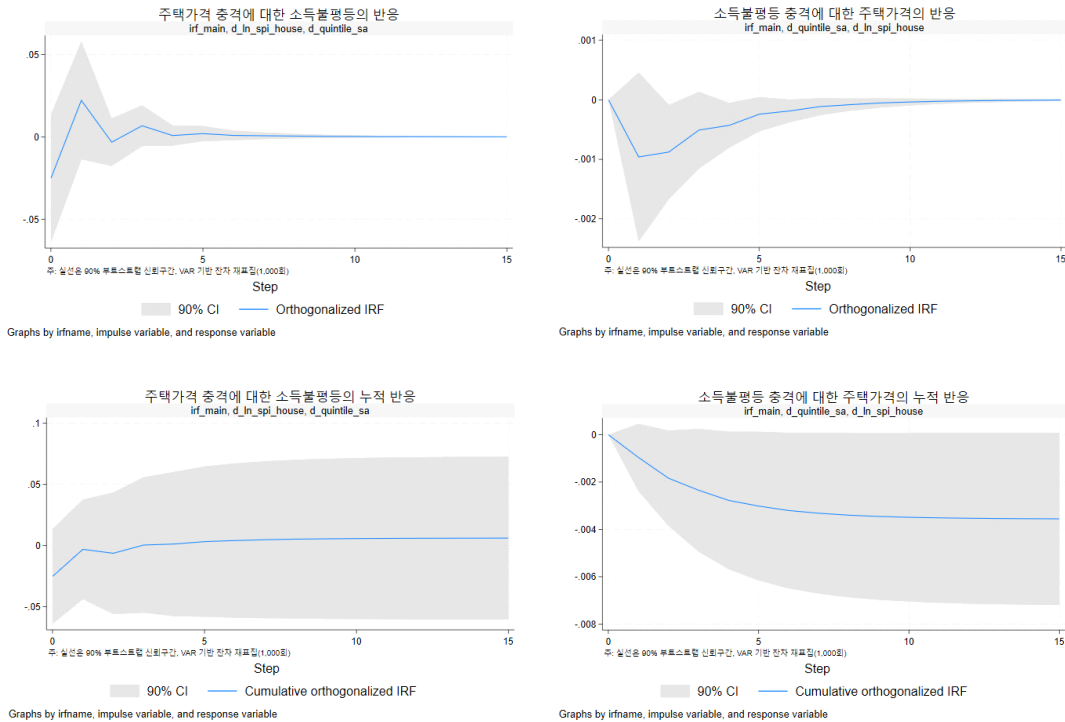
귀무가설(인과방향)	최적시차 1기			최적시차 4기		
	χ^2	df	p값	χ^2	df	p값
주택가격 → 소득불평등(x)	0.307	1	0.579	7.922	4	0.094
소득불평등 → 주택가격(x)	1.170	1	0.279	2.117	4	0.714

주 : 1) 유의수준: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.
 2) 표에는 강건성 검증과 직접적으로 관련된 주요 인과 방향만 선별하여 제시하였다.

〈표 14〉 충격반응함수 분석 결과 요약

충격 변수 → 반응 변수	최적 시차 1기	최적 시차 4기
주택가격 → 소득불평등	초기 양(+) 반응 후 수렴; 통계적으로 유의하지 않음	step 3에서 유의한 양(+)의 반응 확인 (배열 A·B 공통); 전후 step은 유의하지 않음
소득불평등 → 주택가격	배열 A의 step 2·4에서 유의한 음(-) 반응; 배열 B에서 유의하지 않음	음(-) 방향의 반응 후 수렴; 통계적으로 유의하지 않음
주택가격 소득불평등(누적)	0 포함; 통계적으로 유의하지 않음	0 포함; 통계적으로 유의하지 않음
소득불평등 → 주택가격(누적)	0 포함; 통계적으로 유의하지 않음	0 포함; 통계적으로 유의하지 않음

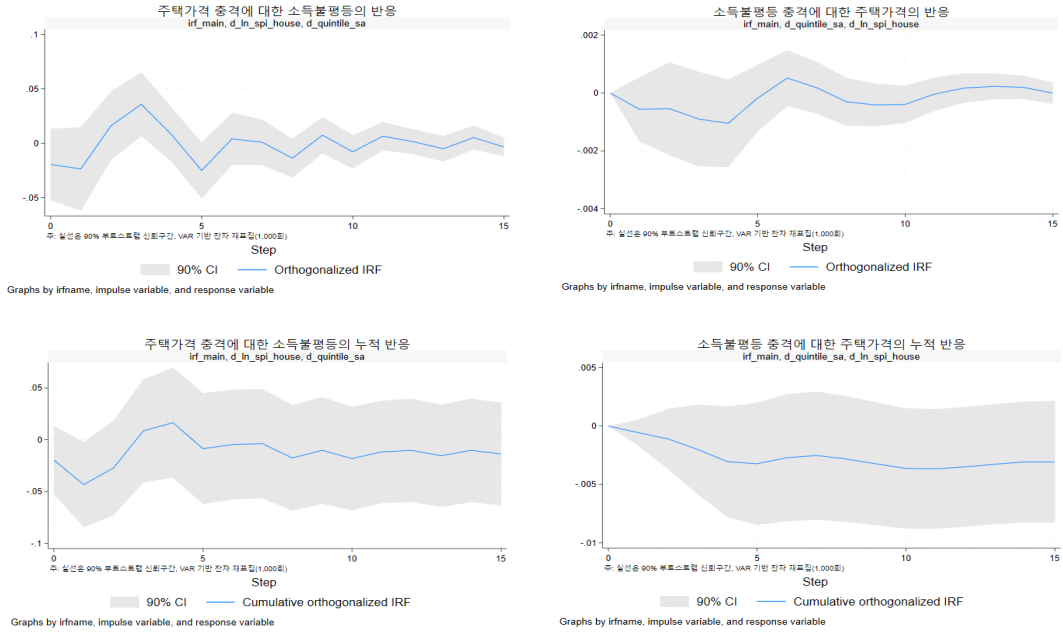
주 : 1) 신뢰구간은 부트스트랩 방법(1,000회 반복)에 의한 90% 신뢰구간이다.
2) '통계적으로 유의하지 않음'은 해당 기간 동안 90% 신뢰구간이 전반적으로 0을 포함함을 의미한다.



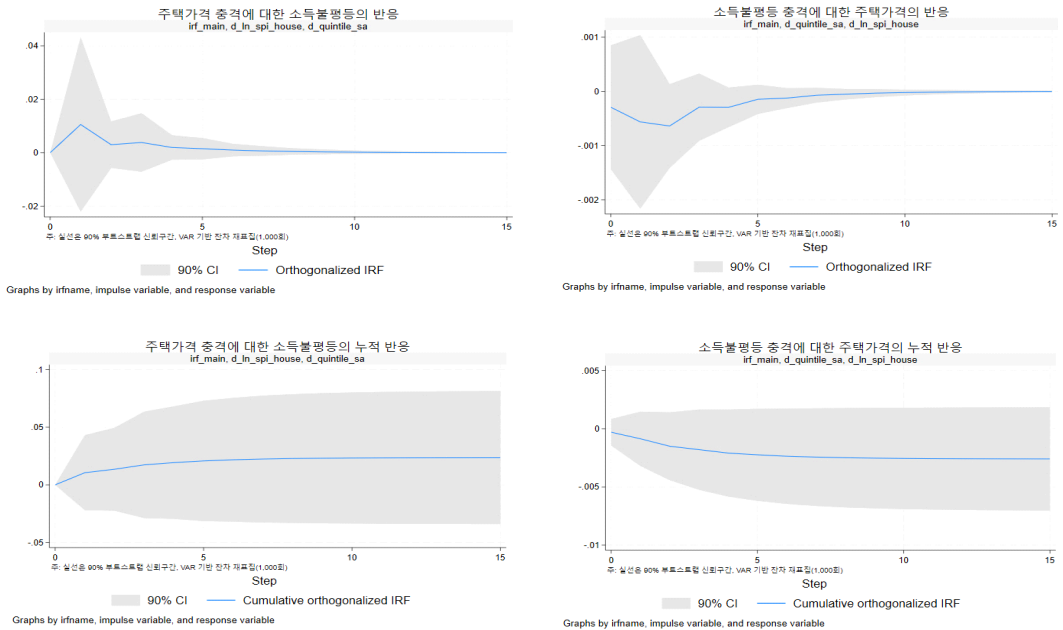
〈그림 8〉 배열 A(최적 시차 1기) 충격반응함수 결과

과 관련하여, 배열 A의 시차 1기 모형에서는 step 2와 step 4에서 유의한 음(-)의 반응이 확인된다. 그러나 이 유의성은 동일한 시차 1기 모형이라도 배열 B에서는 재현되지 않으며, 시차 4기 모형에서

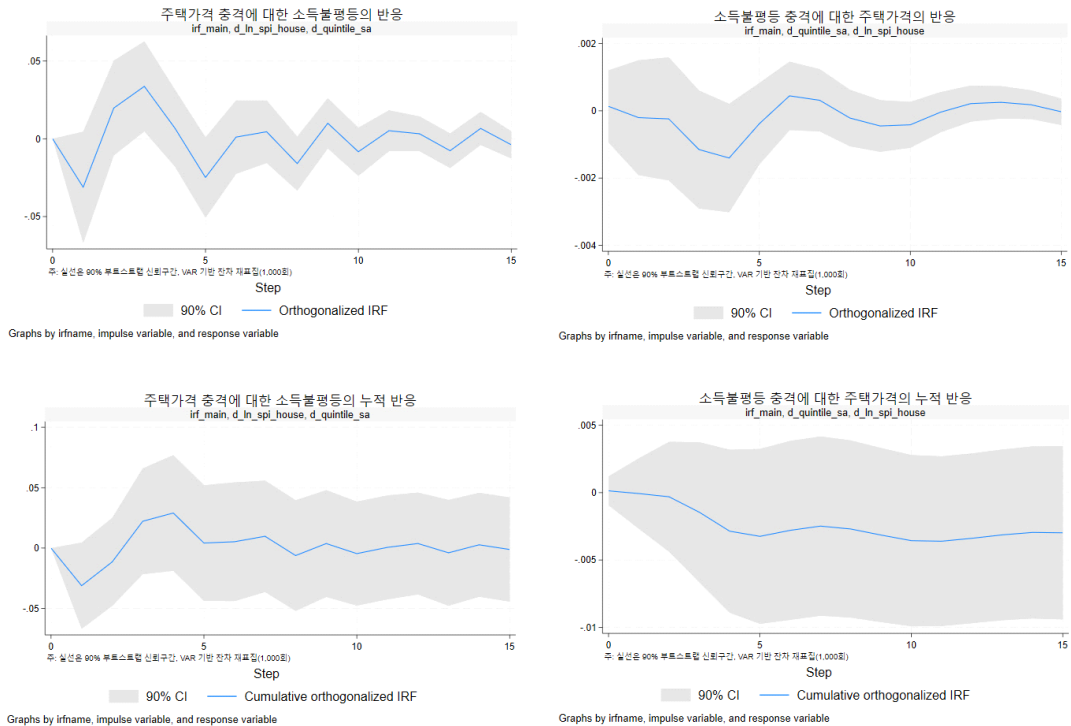
는 배열과 무관하게 유의하지 않다. 또한 누적 반응은 전 구간에서 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이에 따라 해당 결과를 역인과관계의 강건한 근거로 해석하기에는 한계가 있는 것으로 판단된다.



〈그림 9〉 배열 A(최적 시차 4기) 충격반응함수 결과



〈그림 10〉 배열 B(최적 시차 1기) 충격반응함수 결과



〈그림 11〉 배열 B(최적 시차 4기) 충격반응함수 결과

이상의 Granger 인과관계 검정 및 VAR 분석 결과를 종합하면 다음과 같다. 주택가격 변동에서 소득5분위배율 변화로의 인과 방향은 Granger 검정에서 시차 4기 기준으로 약한 수준에서 확인되며, VAR 충격반응함수에서도 시차 4기 모형의 step 3에서 유의한 양(+)의 반응이 배열과 무관하게 일관되게 포착된다. 반면 역방향 인과관계는 변수 배열 및 시차 선정에 관계없이 일관된 근거가 확인되지 않아, 역인과의 가능성은 제한적인 것으로 해석된다.

V. 결론

본 연구는 2006년 1분기부터 2024년 4분기까지의 분기별 시계열 자료를 활용하여 주택가격 변동이 소득5분위배율 변화에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 동적 회귀모형을 통해 주택가격 변동의 평균적 효과를 추정하였으며, 분위수 회귀모형을 통해 소득불평등 변화 크기에 따른 효과의 이질성을 탐색하였다. 또한 강건성 검증 차원에서 Granger 인과관계 검정과 VAR 모형을 활용한 충격반응함수 분석을 추가로 수행하였다. 이하에서는 주요 분석 결과를 요약하고, 정책

적 시사점과 연구의 한계 및 향후 연구 방향을 논의한다.

동적 회귀모형 분석 결과, 주택가격 변동은 약 2분기의 시차를 두고 소득5분위배율 변화에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주택 유형별로 살펴보면, 주택종합가격(2.321, $p < 0.05$), 아파트가격(1.629, $p < 0.10$), 연립·다세대가격(2.642, $p < 0.05$) 모형에서 유의한 단기 효과가 확인되었으며, 단독주택가격 모형에서는 통계적으로 유의한 영향이 식별되지 않았다. 단기 효과와 함께 장기 동태적 효과(long-run dynamic multiplier)를 델타 방법으로 산출한 결과, 주택종합가격(1.787, $p < 0.05$), 아파트가격(1.254, $p < 0.10$), 연립·다세대가격(2.038, $p < 0.05$) 모형에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 주택가격 변동의 분배 영향이 단기에 그치지 않고 자기회귀 동학을 통해 일정 기간 누적되는 동태적 효과를 가짐을 시사한다. 다만 여기서의 장기 효과는 수준 변수 간 장기 균형 관계가 아니라 차분 변수 모형에서의 누적 동태적 효과임에 유의할 필요가 있으며, 연립·다세대가격 모형에 대해서는 1차 차분한 $\ln(MFH)$ 의 정상성 검정 결과가 일부 검정법에서 불완전하게 나타난 점을 고려하여 해석에 신중을 기할 필요가 있다. 한편, 통제변수 가운데 인플레이션을 변화는 모든 모형에서 소득5분위배율 변화에 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이러한 동적 회귀모형 분석 결과는 연구가설 1을 전반적으로 지지하며, 선행연구의 주요 발견과 대체로 부합한다. 주택가격 상승이 소득불평등을 확대한다는 본 연구의 핵심 결과는 국내 선

행연구인 권선희·현성민(2019) 및 박의환·김동현(2022)과 방향성을 같이한다. 다만, 본 연구는 전국 단위 분기별 시계열자료를 활용하여 주택 유형별 분배 효과의 차이를 비교하였다는 점에서 차별적인 시사점을 제공한다. 특히 아파트와 연립·다세대 가격에서 유의한 효과가 확인된 반면 단독주택에서는 그렇지 않은 결과는, 거래 유동성과 자산시장적 성격이 강한 주택 유형일수록 가격 충격이 소득분배 지표에 더 명확하게 전달될 수 있음을 시사하는 것으로, 향후 주택 유형별 분배 효과에 관한 후속 연구의 필요성을 제기한다.

이러한 주택 유형별 차별적 결과는 각 유형의 자산시장적 성격과 임차 수요 구조가 상이한 전달 경로를 형성할 가능성을 가설적으로 시사한다. 선행연구에 따르면, 주택가격 상승은 담보가치 상승을 통해 보유 가구와 비보유 가구 간 자산 격차를 확대하는 경로(Iacoviello, 2005)와 주거비 부담 증가를 통해 실질 가처분소득의 계층 간 격차를 심화하는 경로(Ganong and Shoag, 2017)를 통해 소득불평등에 영향을 미칠 수 있다. 다만 이들 연구는 주택 유형 간 구분을 전제하지 않으며, 각 전달 경로가 특정 유형에 어떻게 작동하는지는 본 연구의 실증 결과에 기반한 가설적 해석임을 명시한다. 이러한 전제하에, 아파트는 표준화된 거래 시장과 높은 유동성을 바탕으로 자본이득 및 담보가치 경로가 상대적으로 명확하게 작동할 가능성이 크며, 연립·다세대는 저·중소득층 임차 수요가 집중된 유형으로서 가격 상승이 전·월세 시장을 통한 주거비 인상으로 직접 연결되는 경로가 보다 강하게 작동할 수 있다. 반면 단독주택은 지역 간 가격 이질성과 낮은 거래 유동성으로 인해

전국 단위 집계지수가 개별 가구의 자산가치 충격을 충분히 대리하지 못할 가능성이 있으며, 이는 통계적 효과 식별이 어려운 원인 중 하나로 추론된다. 이상의 경로 해석은 가설적 수준에 머무르며, 향후 가구 단위 미시 자료나 지역별 패널 자료를 활용한 보다 엄밀한 실증적 검증이 요구된다.

분위수 회귀모형 분석에서는 주택종합가격, 아파트가격, 연립·다세대가격 모형 모두에서 낮은 분위수에서 높은 분위수로 이동함에 따라 주택가격 계수가 점진적으로 감소하는 하향 패턴이 공통적으로 관찰되었다. 주택종합가격 모형에서는 $\tau = 0.50$ 에서만 10% 유의수준으로 유의한 양(+)의 효과가 확인되어, 소득불평등 변화가 중간 수준인 국면에서 주택가격의 영향이 보다 뚜렷하게 식별되는 양상을 보였다. 아파트가격 모형에서는 하위 분위수($\tau = 0.10$)에서 10% 유의수준으로 유의한 양(+)의 계수가 추정되고, 상위 분위수로 이동할수록 계수가 작아지고 유의성이 소멸하여, 소득불평등 변화의 폭이 상대적으로 작은 국면에서 아파트 가격 충격의 영향이 상대적으로 강하게 나타나는 패턴이 관찰되었다. 연립·다세대가격 모형에서는 하위 분위수($\tau = 0.10$: 5.405, $p < 0.10$; $\tau = 0.25$: 5.228, $p < 0.05$)에서 유의한 양(+)의 효과가 확인된 반면, 상위 분위수($\tau = 0.90$)에서는 계수가 음(-)의 값(-1.939)으로 전환되는 탐색적 패턴이 관찰되었다. 이는 주택 유형에 따라 소득분배와의 관계 구조가 분위수에 걸쳐 상이하게 나타날 수 있음을 시사하는 흥미로운 단서이나, $\Delta \ln(MFH)$ 의 단위근 검정 결과가 일부 검정법에서 정상성 조건을 명확히 충족하지 못한 점을 고려할 때 해석에 신중을 기할 필요가 있다. 단독주

택가격 모형에서는 분위수별 계수의 부호가 일관되지 않아 체계적인 패턴을 확인하기 어려웠으며, 이는 동적 회귀모형의 비유의적 결과와도 일관된다. 한편, 모든 분위수에서 주택가격 계수가 동일하다는 귀무가설에 대한 동시 검정 결과, 어느 주택 유형 모형에서도 분위수 간 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 이에 따라 연구가설 2는 본 연구의 표본 규모와 방법론하에서는 통계적으로 지지되지 않았으나, 분위수별로 관찰된 계수의 크기 차이와 유의성의 변화 패턴은 주택가격 효과의 이질성 가능성을 시사하는 탐색적 단서를 제공하며, 향후 보다 긴 시계열 자료나 지역별 패널 자료를 활용한 추가 연구의 필요성을 시사한다.

강건성 검증 차원에서 수행한 Granger 인과관계 검정 결과, 시차 1기 모형에서는 주택가격 변동과 소득5분위배율 변화 간의 어느 방향에서도 유의한 Granger 인과관계가 확인되지 않았다. 시차 4기 모형에서는 주택가격 변동이 소득5분위배율 변화를 Granger 인과하는 방향에서 10% 유의수준의 약한 근거가 확인되었으며, 역방향 인과관계는 두 모형 모두에서 유의하지 않았다. VAR 충격반응함수 분석에서는 소득불평등 지표의 배열 순서를 달리한 두 가지 대안적 설정—소득5분위배율을 가장 내생적으로 가정한 경우(배열 A)와 가장 외생적으로 가정한 경우(배열 B)—모두에서 시차 4기 모형을 기준으로 주택가격 충격에 대한 소득불평등의 반응이 step 3에서 유의한 양(+)의 값을 보이는 것으로 확인되었다. 반면 역방향 인과관계에 해당하는 소득불평등 충격에 대한 주택가격의 반응은 변수 배열 및 시차 선정에 관계없이 일관된 근거가 확인되지 않아, 역인

과의 가능성은 제한적인 것으로 해석된다.

본 연구의 분석 결과는 주택시장 정책 논의에서 분배적 측면을 함께 고려할 필요성을 제기한다. 주택가격 변동이 소득5분위배율 변화와 단기뿐만 아니라 동태적 누적 효과 측면에서도 유의미한 관련성을 갖는다는 결과는, 주택시장 안정화 정책의 효과가 주거 문제에 국한되지 않고 소득분배 구조에도 파급될 수 있음을 시사한다. 특히 주택가격 변동 효과가 약 2분기의 시차를 두고 나타난다는 점은, 주택시장 관련 정책의 분배적 효과를 단기적 지표만으로 판단하기보다 중장기적 관점에서 지속적으로 모니터링할 필요가 있음을 의미한다.

주택 유형별 분석 결과 역시 정책적으로 유의미한 함의를 제공한다. 아파트가격 변동에서 유의한 분배 영향이 확인되었다는 점은, 아파트 시장의 가격 안정이 소득분배 구조의 개선과 연계될 수 있는 하나의 경로임을 시사한다. 한편 연립·다세대 모형에서도 주택가격과 소득불평등 간의 관련성이 탐색적으로 확인되었다는 점은 주목할 만하나, $\Delta \ln(MFH)$ 의 정상성 검정 결과가 일부 검정법에서 불완전하게 나타난 점을 고려할 때 이 결과를 토대로 정책 방향을 직접적으로 도출하기 보다는, 연립·다세대 주거 유형과 소득분배 간의 관계를 보다 엄밀하게 검증하기 위한 후속 연구의 필요성을 제기하는 것으로 해석함이 적절하다.

아울러 인플레이션을 변화가 모든 모형에서 소득5분위배율 변화에 유의한 정(+)의 영향을 미치는 일관된 결과는, 물가 안정이 분배 개선에 기여할 수 있는 거시적 경로임을 시사한다. 이는 주택 정책과 거시경제 안정화 정책 간의 유기적 연계를

강화할 필요성에 대한 논거가 된다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 단일 국가의 전국 단위 시계열 자료를 사용함으로써 지역 간 이질성이 충분히 반영되지 못하였다. 수도권과 비수도권 간 주택시장 여건의 차이 등을 고려할 때, 지역별 분석을 통해 보다 정교한 결과를 도출할 여지가 있다. 둘째, 76개 분기 관측치라는 표본 크기의 제약으로 인해 분위수 회귀 분석에서 효과의 이질성을 통계적으로 유의하게 검정하는 데 한계가 있었다. 셋째, 연립·다세대가 격 변수의 단위근 검정 결과가 일부 검정법에서 1차 차분 후에도 정상성 조건을 명확히 충족하지 못한 점은 해당 모형 추정 결과의 신뢰성에 일정한 제약을 가한다.

이러한 한계를 보완하기 위해 향후 연구에서는 다음과 같은 방향을 고려할 수 있다. 우선 지역별 패널 자료를 활용한 분석을 통해 수도권·비수도권 간 주택가격의 분배 효과 차이를 실증적으로 규명할 필요가 있다. 또한 보다 장기적인 시계열 자료 또는 고빈도 자료의 확보를 통해 분위수 회귀분석에서의 검정력 문제를 완화할 수 있을 것이다. 연립·다세대 주택의 소유·임차 구조와 소득분배 간의 관계는 가구 단위 미시 자료를 통해 보다 정밀하게 규명될 필요가 있으며, 이는 본 연구에서 탐색적으로 확인된 패턴의 경제적 실질을 검증하는 데 중요한 기여를 할 것으로 기대된다. 나아가 도구변수 접근이나 구조적 VAR 모형을 통한 보다 엄밀한 인과관계 식별도 후속 연구의 과제로 남아 있다.

그럼에도 불구하고, 본 연구는 장기 분기별 시계열 자료와 복수의 분석 방법론을 결합하여 주택

가격 변동과 소득5분위배율 변화 간의 관계를 주택 유형별로 비교·검토하였다는 점에서 의의를 갖는다. 분석 결과가 주택시장과 소득분배 간의 연관성에 대한 이해를 심화시키고, 주택정책의 분배적 효과를 중장기적 관점에서 평가하는 데 기초 자료로 활용되기를 기대한다.

ORCID

정희영 <https://orcid.org/0000-0002-0384-8926>

참고문헌

1. 권선희, 현성민. (2019). 주택가격, 소득불평등 및 거시경제변수간의 관계분석. *Journal of Digital Convergence*, 17(1), 55-62.
2. 김상욱, 김태완. (2020). 가계의 자산선택 인식에 관한 연구. *Journal of The Korean Data Analysis Society(JKDAS)*, 22(3), 1119-1130.
3. 박의환, 김동헌. (2022). 주택가격과 소득불평등 간 관계에 대한 동태적 분석. *한국경제의 분석*, 28(1), 119-164.
4. 손종철. (2010). 통화정책 및 실물·금융변수와 주택 가격간 동태적 상관관계 분석. *경제학연구*, 58(2), 179-219.
5. 신진욱. (2013). 한국에서 자산 및 소득의 이중적 불평등: 국제 비교 관점에서 본 한국의 불평등 구조의 특성. *민주사회와 정책연구*, 23, 41-70.
6. 유경준. (2018). 한국의 소득불평등 현황과 쟁점. *한국경제의 분석*, 24(3), 107-135.
7. 전해정. (2014). 부동산소득이 지역별 가구 소득 불평등에 미치는 영향에 관한 실증연구. *Journal of the Economic Geographical Society of Korea*, 17(3), 502-516.
8. 정의철, 김진욱, 하두나. (2009). 부동산소득이 소득 불평등에 미치는 영향 분석. *주택연구*, 17(2), 5-28.
9. 정준호, 전병유. (2017). 국가 간 비교 관점에서 본 한국의 자산불평등: 한국, 미국, 스페인 주택자산의 불평등 효과를 중심으로. *국토지리학회지*, 51(2), 149-164.
10. Akerlof, G. A., Dickens, W. T., & Perry, G. L. (1996). The macroeconomics of low inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996(1), 1-76.
11. Altig, D., Auerbach, A. J., Eidschun, E. F., Kotlikoff, L. J., & Ye, V. Y. (2024). *Inflation's impact on American households* (Working Paper No. 32482). National Bureau of Economic Research.
12. Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5-32.
13. Berisha, E., Meszaros, J., & Gupta, R. (2023). Income inequality and house prices across US states. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 91, 192-197.
14. Blinder, A. S., & Esaki, H. Y. (1978). Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States. *The Review of Economics and Statistics*, 60(4), 604-609.
15. Checchi, D., & García-Peñalosa, C. (2008). Labour market institutions and income inequality. *Economic Policy*, 23(56), 602-649.
16. Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of macroeconomics*

- (pp. 65–148). Elsevier.
17. Cingano, F. (2014). *Trends in income inequality and its impact on economic growth* (OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 163). OECD Publishing.
 18. Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L., & Silvia, J. (2017). Innocent bystanders? Monetary policy and inequality. *Journal of Monetary Economics*, 88, 70–89.
 19. Davtyan, K. (2017). The distributive effect of monetary policy: The top one percent makes the difference. *Economic Modelling*, 65, 106–118.
 20. Dollar, D., & Kraay, A. (2002). Growth is good for the poor. *Journal of Economic Growth*, 7(3), 195–225.
 21. Easterly, W., & Fischer, S. (2001). Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 160–178.
 22. Feldkircher, M., & Kakamu, K. (2022). How does monetary policy affect income inequality in Japan? Evidence from grouped data. *Empirical Economics*, 62(5), 2307–2327.
 23. Fuller, G. W., Johnston, A., & Regan, A. (2020). Housing prices and wealth inequality in Western Europe. *West European Politics*, 43(2), 297–320.
 24. Furceri, D., Loungani, P., & Zdzienicka, A. (2018). The effects of monetary policy shocks on inequality. *Journal of International Money and Finance*, 85, 168–186.
 25. Ganong, P., & Shoag, D. (2017). Why has regional income convergence in the U.S. declined? *Journal of Urban Economics*, 102, 76–90.
 26. Goda, T., Stewart, C., & Torres García, A. (2020). Absolute income inequality and rising house prices. *Socio-Economic Review*, 18(4), 941–976.
 27. Gyourko, J., Mayer, C., & Sinai, T. (2013). Superstar cities. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(4), 167–199.
 28. Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739–764.
 29. Igan, D. O., & Loungani, P. (2012). *Global housing cycles* (IMF Working Paper No. 12/217). International Monetary Fund (IMF).
 30. Kim, K. (2020). Income inequality and house prices in the United States: A panel VAR analysis. *Economics Bulletin*, 40(3), 2111–2120.
 31. Koenker, R., & Bassett Jr., G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50.
 32. Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer.
 33. Matlack, J. L., & Vigdor, J. L. (2008). Do rising tides lift all prices? Income inequality and housing affordability. *Journal of Housing Economics*, 17(3), 212–224.
 34. Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708.
 35. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2011). *Divided we stand: Why inequality keeps rising*. OECD Publishing.
 36. Park, J. (2021). Monetary policy and income inequality in Korea. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 26(4), 766–793.
 37. Piketty, T., & Zucman, G. (2014). Capital is back: Wealth–income ratios in rich countries 1700–2010. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1255–1310.
 38. Rognlie, M. (2016). Deciphering the fall and rise in the net capital share: Accumulation or scarcity? *Brookings Papers on Economic*

Activity, 2015(1), 1-69.

39. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
40. Stock, J. H., & Watson, M. W. (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115.
41. Tobin, J. (1972). Inflation and unemployment. *The American Economic Review*, 62(1/2), 1-18.

논문 접수일: 2026년 2월 1일
심사(수정)일: 2026년 3월 26일
게재 확정일: 2026년 4월 17일

국문초록

본 연구는 2006년 1분기부터 2024년 4분기까지의 시계열 자료를 활용해 주택가격 변동과 소득불평등 간의 관계를 실증 분석하였다. 동적 회귀모형과 분위수 회귀모형을 병행하여 주택가격의 평균적 효과와 소득불평등 변화 규모에 따른 효과의 이질성을 함께 검토하였다. 동적 회귀모형 분석 결과, 주택종합·아파트·연립 및 다세대 가격 상승은 약 2분기의 시차를 두고 소득불평등을 유의하게 확대시켰으나, 단독주택은 유의한 영향이 나타나지 않았다. 분위수 회귀모형에서는 단독주택을 제외한 모형에서 상위 분위수로 갈수록 주택가격 계수가 감소하는 패턴이 관찰되었으나, 모든 모형에서 분위수 간 계수 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 강건성 검증 결과 주택가격 변동이 불평등 변화에 선행한다는 약한 근거가 확인되었고, 역방향 인과관계는 지지되지 않았다. 이러한 결과는 주택 유형별 자산시장 성격과 임차 구조에 따른 전달 경로의 차이를 반영하는 것으로 해석되며, 주택시장 관련 정책 논의에서 분배적 영향을 중장기적 관점에서 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

주제어 : 주택가격, 소득불평등, 동적 회귀모형, 분위수 회귀모형