

정책모기지 공급이 수도권 주택가격에 미치는 영향 분석 : 금리 수준 및 주택 규모별 이질성을 중심으로

Analysis of the Impact of Policy Mortgage Supply on
Housing Prices in the Seoul Metropolitan Area

: Focusing on Heterogeneity by Interest Rate Level and Housing Size

박 희 정 (Park, Hee-Jung)*

박 문 규 (Park, Moon-Kyu)**

이 상 군 (Lee, Sang-Gun)***

< Abstract >

This study examines whether policy mortgage supply affects monthly housing price changes (ΔP , %) in the Seoul Metropolitan Area from January 2014 to November 2024, allowing effects to vary by market interest-rate conditions (COFIX) and housing size. Size-specific fixed-effects panel regressions are estimated using one-month lagged ($t-1$) regressors and region-clustered robust standard errors. Three results emerge. First, a higher policy mortgage ratio (PMR) is significantly associated with higher ΔP across all size segments. Second, COFIX is significantly negatively associated with ΔP in every segment, with larger absolute effects in the mid and mid-small markets. Third, the interaction term (PMR \times COFIX) is significantly negative for the large and mid-large segments but significantly positive for the small segment, while it is not statistically significant for the mid and mid-small segments. Overall, policy-mortgage transmission differs by interest-rate environments and housing submarkets, suggesting the value of refined targeting and counter-cyclical operational rules that reflect heterogeneous responses by housing size.

Keyword : Policy Mortgage, Housing Price Change, COFIX, Interaction Effect, Fixed-Effects Panel Regression

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

2024년 상반기, 수도권 주택시장은 거시경제 여건과 다소 상이한 흐름을 나타내며 상승세로 전환되었다. 코로나19 팬데믹 이후 인플레이션 대응을 위한 한국은행의 기준금리 인상이 지속되었고, 이에 따라 시

중 주택담보대출 금리 또한 과거 저금리 시기 대비 높은 수준을 유지하고 있었음에도 불구하고 주택 가격이 반등하는 모습을 보인 것이다. 통상적으로 금리 인상은 주택 구매의 기회비용과 자금조달 부담을 증가시켜 수요를 제약하는 요인으로 작용하나, 해당 시기에는 이러한 금리 효과가 시장에서 제한적으로 작동했을 가능성이 제기된다.

이러한 거시경제 변수와 주택가격 간의 비동조화

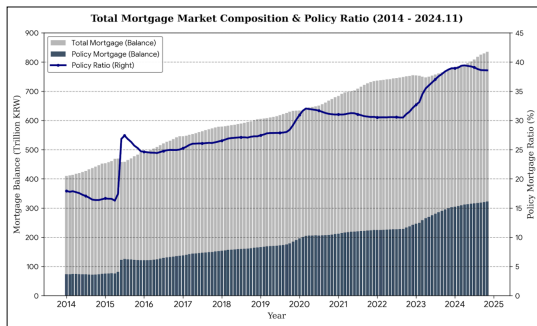
* 서강대학교 일반대학원 부동산학협동과정 박사과정, hjpark@ih.co.kr, 주저자

** 서강대학교 일반대학원 부동산학협동과정 박사과정, ksdmooon@naver.com, 교신저자

*** 서강대학교 경영학부 교수, slee1028@sogang.ac.kr, 공동저자

(Decoupling) 현상을 설명하는 주요 요인 중 하나로 정책모기지(Policy Mortgage)의 역할이 논의되고 있다. 금융위원회(2025)¹⁾에 따르면, 2024년 4월 이후 가계부채는 증가세로 돌아섰으며, 같은 해 금융권 가계대출 잔액은 총 41.6조 원 증가한 가운데 주택담보대출 잔액은 57.1조 원 증가하였다. 정책성 대출(정책모기지)의 공급 규모는 약 60.4조 원으로 집계되어 전년(89.7조 원) 대비 감소했음에도 여전히 주택금융 시장의 주요 유동성 공급원으로 작용하였다. 이는 정부가 가계부채 관리를 위한 거시건전성 정책을 추진하는 동시에, 실수요자의 주거 안정을 위한 금융 지원을 지속하는 과정에서 나타난 복합적인 시장 상황으로 해석될 수 있다.

<그림 1> 주택담보대출 시장 규모와 정책모기지 비중 추이 (2014~2024)



출처: 한국은행 경제통계시스템 (ECOS)

정책모기지는 실수요자 지원을 목적으로 공적재원을 기반으로 시중보다 저금리로 공급되는 주택담보대출로, 대표적으로 디딤대출과 보금자리론이 있으며 일정 가격 이하 중소형 주택에 집중 공급된다.

정책모기지는 자격요건(소득·주택가격·면적)과 상품구조에 의해 적용 대상이 제한되는 ‘대상 요건을 통해 수혜 범위가 제한되는 금융지원’의 성격을 갖는다. 따라서 정책모기지의 효과는 직접 수혜가 집중되는 주택규모에서 강하게 나타날 가능성이 크지만, 거래 연쇄와 대체효과(예: 수요의 상향 이동, 갈아타기, 자금의 재배분)를 통해 인접 규모 시장으로 파급될 여지도 존재한다. 또한 시장금리 국면에 따라 시중 주택담보대출 대비 정책금리의 상대적 매력(금리 격차)이 달라지므로, 정책효과는 단일한 평균값이라기보다 금

리 수준에 조건부로 변화할 수 있다. 이런 점에서 본 연구는 정책모기지의 ‘절대 공급액’뿐 아니라 전체 주택담보대출 대비 ‘비중(PMR)’을 정책 강도의 상대 지표로 활용하여, 시장 여건 변화 속에서 정책자금의 존재감이 가격 변동에 어떻게 연결되는지 점검한다.

한편, 한국은행은 코로나19 이후 급격한 물가 상승에 대응하여 2021년 8월부터 기준금리 인상에 나섰으며, 0.5%였던 금리는 2023년 1월 3.50%까지 상승하였다. 이후 2023년 하반기부터는 시장금리와 주택담보대출 금리가 하락세로 전환되면서 자금조달 여건이 일부 완화되었다. 이러한 금리 환경의 변화 속에서 상대적으로 낮은 금리로 제공되는 정책모기지는 시장금리와의 격차가 확대되거나 축소되면서 그 유인의 크기가 달라질 수 있다.

본 연구는 통화당국의 긴축적 통화정책 기조와 정부의 주거 지원 정책이 공존하는 환경하에서, 정책모기지가 시장 금리와 상호작용하여 주택가격에 미치는 영향을 실증적으로 규명하고자 한다. 분석 대상은 서울·경기·인천으로 구성된 수도권으로 한정하였다. 수도권은 가격 변동성이 크고 정책금융 공급과 금리 변화의 상호작용이 비교적 뚜렷하게 관찰되는 시장이라는 점을 고려하였다.

특히 본 연구는 다음 세 가지 핵심 연구문제에 집중한다.

첫째, 정책모기지 비율 증가가 주택가격에 미치는 직접적 효과는 무엇인가? 정책모기지는 실수요자 지원을 목적으로 설계되었으나, 시장 전체의 유동성 공급과 가격 형성에도 영향을 미칠 가능성이 있다. 이에 정책모기지 비율(전체 주택담보대출 중 정책모기지가 차지하는 비중)이 주택가격 변화율(%)에 미치는 영향을 정량적으로 측정한다.

둘째, 정책모기지의 효과가 시장금리 수준에 따라 어떻게 달라지는가? 시장금리가 상승할수록 상대적으로 낮은 금리로 공급되는 정책모기지가 수요자에게 제공하는 금리 혜택의 크기가 커지며, 이것이 주택 수요 증가와 가격 상승으로 연결되는 메커니즘이 존재할 수 있다. 이를 확인하기 위해 금융환경(시장금리, COFIX)을 통제한 상태에서 정책모기지 비율(PMR)의 효과가 금리 수준에 따라 달라지는지를 상호작용항을 통해 검증하여, 금리 환경 변화에 따른 정책효과의 조건부 특성을 규명한다.

1) 금융위원회. (2025). 2025년도 가계부채 관리방안 (별첨자료, 2025.2.27). <https://www.fsc.go.kr>

셋째, 정책효과가 주택 규모별로 차별적으로 나타나는가? 정책모기지 제도로 일정 가격 이하 또는 중소형 면적 주택을 대상으로 하나, 그 효과가 직접 수혜 대상에 국한되는지, 아니면 시장 전반으로 파급되는지는 실증적 검증이 필요한 문제다. 본 연구는 주택을 5개 규모(대형, 중대형, 중형, 중소형, 소형)로 구분하여 각 시장 주택 규모별로 정책효과의 강도와 방향을 비교 분석한다.

아울러 상호작용항의 계수는 한계효과(marginal effect)로 변환하여, 금리 수준별 정책모기지 효과의 크기와 변화 방향을 정량적으로 제시한다.

2. 연구의 범위 및 구성

본 연구의 공간적 범위는 서울, 경기, 인천을 포함한 수도권 전역이며, 시간적 범위는 2014년 1월부터 2024년 11월까지로 설정하였다. 특히 분석 기간을 2024년 11월로 한정된 것은 2024년 12월 이후 발생한 정치적 사건으로 인한 비경제적 외생충격 가능성을 배제하여 연구 결과의 내적 타당성(Internal Validity)을 확보하기 위함이다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 정책모기지과 금리 경로에 관한 이론적 배경 및 선행연구를 검토한다. 제3장에서는 분석 모형과 사용된 변수, 데이터 구축 과정을 설명한다. 제4장에서는 패널 회귀분석을 통해 도출된 실증 분석 결과를 주택 규모별, 금리 상호작용 관점에서 해석하고, 마지막 제5장에서는 연구의 요약 및 정책적 시사점을 제시한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

1. 신용경로 이론과 금융 가속기 효과

주택시장에서 금리와 유동성은 자산가격의 등락을 결정짓는 핵심 기제이다. Bernanke and Gertler (1995)는 통화정책 충격이 단순한 금리 경로를 넘어, 대출 공급 및 차입자의 대차대조표를 변화시켜 '외부 자금 프리미엄(external finance premium)'을 변동시키고, 이것이 실물경기에 증폭된 파급효과를 미치는 신용경로(Credit Channel) 이론을 제시하였다.

특히 주택시장에서는 '담보가치(Collateral Value)'

가 신용경로의 핵심 매개변수로 작동한다. Iacoviello (2005)는 담보제약(Collateral Constraint)이 존재하는 경제에서 주택가격 변화가 가계의 차입여력과 소비·투자를 증폭시키는 금융가속기(Financial Accelerator) 효과를 모형화 하였다. 이에 따르면 주택가격 하락은 담보가치 축소와 차입제한 강화로 이어져 수요를 위축시키고, 이것이 다시 가격을 하락시키는 악순환을 유발한다.

실증연구들 역시 신용·유동성과 주택가격의 밀접한 연관성을 지지한다. Goodhart and Hofmann (2008)은 주요국 패널 자료를 통해 통화량(유동성)·신용·주택가격 간의 강한 동학적 상호작용을 입증하였다. 국내에서도 구재운·배진성(2014)은 SVAR 분석을 통해 통화정책 충격이 주택시장 경로를 통해 실물로 파급됨을 확인하였으며, 김진영·장희순(2021)은 금리 변화가 주택가격에 미치는 영향의 상당 부분이 대출량을 매개로 전달되는 '대출매개 효과'임을 규명하였다. 이러한 논의는 금리 상승 국면이라 하더라도 정책모기지과 같은 공적 유동성이 공급될 경우, 민간 신용 위축이 일부 상쇄되면서 주택가격 하락 압력이 완화될 가능성을 시사한다.

2. 금리 충격의 비대칭성과 시장 국면

금리의 주택시장 파급효과는 시점과 시장 국면(Regime)에 따라 비대칭적(Asymmetric)으로 나타날 수 있다. 박진백(2022)은 금리 변화의 영향력이 시간에 따라 가변적(Time-varying)임을 전제로, 금리 상승기와 하락기에 주택가격의 반응 속도와 폭이 다르게 나타날 가능성을 제기하였다.

또한 이영수(2022)는 주택시장을 호황·불황·보통의 다국면(Regime)으로 구분하는 접근을 통해, 금리 및 대출 변수의 충격이 국면별로 차별화된 파급력을 가짐을 실증하였다. 따라서 급변하는 금리 환경하에서 정책효과를 분석할 때는 평균적인 단일 계수만을 추정하기보다, 금리 수준에 따라 정책자금의 한계효과가 달라질 수 있는 구조적 상호작용을 고려하는 것이 타당하다. 이러한 관점에서 본 연구는 정책모기지(PMR) 효과가 금리 수준(COPIX)에 따라 달라질 가능성을 상호작용 구조로 점검하며, 해당 효과는 추정 결과를 바탕으로 금리 수준별 한계효과로 환산하여 비교한다.

3. 정책모기지의 유동성 대체·보완 효과와 완충 기능

정책모기지는 시장 실패를 보완하고 실수요자의 주거 안정을 지원하기 위해 정부가 공급하는 공적 주택 금융이다. 공적 개입이 주택금융시장에 미치는 영향은 해외 선행연구에서도 논의되어 왔다. Passmore et al.(2005)은 미국의 정부후원기업(GSE) 사례를 통해 공적 부문의 주택금융 공급이 모기지 금리 형성 및 자금조달 구조에 영향을 미칠 수 있음을 제시하였다.

국내 연구에서는 정책모기지가 민간 대출과 대체 또는 보완 관계를 가질 수 있다는 점에 주목한다. 장한익·임병권 등(2020)은 정책모기지와 시중은행 주택 담보대출 간의 상호 영향을 분석하여, 민간 대출 공급이 위축되는 국면에서 정책모기지가 일정 부분 그 공백을 메우며 전체 신용 공급을 지지할 수 있음을 시사하였다. 즉 정책모기지는 경기·금리 환경 변화로 민간 유동성이 축소될 때, 주택금융시장의 변동성을 완화하는 유동성 보완 메커니즘으로 작동할 가능성이 있다.

수요 측면에서도 금리 환경 변화에 따른 상품 선호의 이동이 관찰된다. 김형근·임병권(2025)은 금리 상승기 금리유형별 주택담보대출 만족도가 차별적으로 나타날 수 있음을 보여주었고, 염광은(2020)은 정책모기지 수요가 금리 수준 및 차주 특성과 결부될 수 있음을 분석하였다. 이러한 결과는 금리 상승 국면에서 고정금리형 정책상품에 대한 선호가 강화될 경우, 정책모기지의 이용이 확대되면서 주택시장에 공급되는 유동성의 구성(민간→공적)이 변화할 수 있음을 시사한다.

요컨대 정책모기지는 금리 상승기에 민간 대출의 비용 상승 및 공급 축소가 발생하더라도, 공적 유동성 공급을 통해 신용경로의 위축을 일부 상쇄하는 완충 기능(buffering role)을 가질 수 있다. 다만 이러한 완충 기능이 주택가격 변화율에 미치는 영향은 금리 수준, 대출 구조, 적용 대상(주택 규모·가격대) 등에 따라 달라질 수 있다. 이에 다음 절에서는 국내 정책모기지의 제도적 개요(디딤돌대출·보금자리론)를 정리한 후, 본 연구의 실증분석에서 고려하는 조건부 효과(금리·규모별 이질성)와의 연결을 논의한다.

3-1. 국내 정책모기지 제도 개요: 디딤돌대출·보금자리론

정책모기지는 실수요자의 주거 안정을 지원하기 위

해 공적 재원을 기반으로 공급되는 주택담보대출로, 대표적으로 디딤돌대출과 보금자리론이 있다. 두 상품은 공통적으로 시중 주택담보대출 대비 상대적으로 낮은 금리로 공급되며, 자격요건(소득·주택가격·주택 규모 등)과 상품 구조에 따라 적용 대상이 제한되는 특징을 갖는다.

디딤돌대출은 무주택 실수요자의 주택구입 자금 지원 성격이 강하고, 보금자리론은 장기 고정금리 기반의 정책상품으로서 금리 변동기에 차주의 금리 위험을 완화하는 기능을 갖는다. 정책모기지의 주요 특성은 <표 1>과 같다.

<표 1> 국내 정책모기지 주요 상품 개요

구분	디딤돌대출	보금자리론
정책목적	무주택(실수요) 중심 주택구입 자금지원	장기·안정적 주택자금 공급(고정금리 기반)
운영기관	주택도시시기금 (주택도시보증공사 등)	한국주택금융공사(HF)
적용대상	요건 충족 실수요자 중심	요건 충족 차주 대상 장기자금
주요요건	소득, 주택가격, 주택규모(면적), 무주택요건 등	소득, 주택가격, 주택구입/담보요건, 주택소유 요건 등
특징	정책금리 적용, 상환방식 선택가능	장기 고정금리 중심, 상환방식 선택가능

주: 1) 세부 요건·한도·금리 등은 시점별로 변동될 수 있음
 2) 주택도시시기금(디딤돌대출), 한국주택금융공사(보금자리론) 상품 안내 자료

정책모기지는 상품별 요건 구조에 따라 공급 대상이 제한되며, 특히 디딤돌대출은 일정 가격 이하 및 중소형 면적 주택에 지원이 집중될 가능성이 크다. 또한 금리 환경 변화에 따라 정책상품의 상대적 유인이 달라질 수 있으므로, 정책모기지의 공급 확대가 주택시장에 미치는 영향은 시장금리 수준 및 주택 규모에 따라 차별적으로 나타날 여지가 있다.

4. 주택 규모별 시장의 이질성

주택시장은 단일하지 않으며, 주택의 규모와 가격대에 따라 서로 다른 수급 여건과 정책 제약이 작동하는 하위시장(Sub-market)으로 구성된다. 민병철(2021)은 주택 매매가격 분포 분석을 통해 지역별·가격대별로 변동성 요인이 상이함을 보였으며, 이주희·유선종(2021)은 고가 주택에 집중된 대출 규제가 해당 구간

의 가격 반응을 차별적으로 유도함을 시사하였다.

정책모기는 통상 주택가격(예: 6억 원, 9억 원), 소득 요건 등을 통해 적용 대상이 제한되며, 상품에 따라 주택규모(면적) 요건에 함께 작동하기도 한다(예: 디딤돌대출). 따라서 유동성 공급 효과가 특정 하위시장(중소형·중저가)에 집중될 가능성이 높다. 만약 전체 시장을 통합하여 분석할 경우, 정책효과가 평균화(Averaging)되어 특정 규모에서 나타나는 유의한 양(+)의 효과가 희석되거나, 반대로 인접한 규모(중대형)로 수요가 전이(Spillover)되는 양상을 포착하기 어렵다. 본 연구가 주택 규모를 5단계로 세분화하여 분석하는 이유는 이러한 시장의 이질성을 명확히 식별하기 위함이다. 특히 중소형에서 발생한 수요·유동성 변화가 중대형·대형으로 연쇄적으로 이동하는 경우, 정책효과는 직접 수혜 범위를 넘어 다른 규모의 가격 변동에도 영향을 줄 수 있다.

5. 선행연구와의 차별성

기존의 정책금융 및 주택가격 관련 선행연구들은 주로 (i) 통화정책 및 거시변수와 주택가격의 동학, (ii) 대출 규제(LTV·DTI)의 효과, (iii) 정책모기지의 미시적 수요 특성 분석에 치중해 왔다. 본 연구는 정책모기지의 상대적 강도(PMR)와 금리 국면(COFIX), 그리고 주택규모별 하위시장을 결합해 분석함으로써 다음과 같은 차별성을 갖는다.

첫째, 정책모기지의 효과를 전체 주택담보대출 대비 비중(PMR)으로 측정하고, 이를 금리 수준(COFIX)과의 상호작용 구조로 식별함으로써, 금리 국면에 따라 정책자금의 한계효과가 정량적으로 어떻게 달라지는지를 규명한다.

둘째, 주택시장을 5개 규모(Size)로 세분화하여, 정책자금의 효과가 직접 대상인 중소형 주택에 집중되는

<표 2> 선행연구 정리

구분	연구자(연도)	분석방법	핵심연구결과 및 시사점
이론 및 해외연구	Iacoviello (2005)	DSGE 모형	주택가격 상승 → 담보가치 증가 → 차입 확대 → 추가 수요 확대가 결합되는 금융가속기 경로 제시
	Passmore et al. (2005)	시뮬레이션/모형분석	GSE를 통한 공격 모기지 공급이 자금조달 구조를 변화시켜 모기지 금리수준, 스프레드에 영향을 줄 수 있음을 논의
	Bernanke and Gertler (1995)	이론고찰	통화정책 충격은 금리 경로뿐 아니라 대출공급·대차대조표 경로를 통해 실물(자산시장 포함)에 증폭될 수 있음을 제시 (신용경로)
	Goodhart and Hofmann (2008)	패널 VAR	유동성 공급과 주택가격 상이 상호작용이 존재하며, 신용 팽창이 가격 변동과 결합될 수 있음을 제시
금리 및 거시경제	박진백 (2022)	시변계수 모형	금리 상승기·하락기에서 주택가격 반응이 비대칭적일 수 있으며, 금리 충격이 시차를 두고 반영됨을 시사
	이영수 (2022)	국면전환(MS) 모형	주택시장 국면(호황/불황)에 따라 금융충격의 파급이 달라질 수 있으며, 변동성 확대기에는 영향이 커질 수 있음을 제시
	김진영·장희순 (2021)	위계적 회귀 (매개효과)	금리의 주택가격 영향 중 일부가 대출량(신용공급) 변화를 통해 간접적으로 전달될 수 있음을 시사(매개경로)
정책모기지 효과	장한익 외 (2020)	VAR	정책모기지 공급 변화가 민간 은행대출과 대체/보완관계를 가질 수 있음을 제시 (민간 위축시 보완 가능성)
	김형근·임병권 (2025)	로짓모형	금리 상승기에 고정금리형 상품 선호, 만족도 차이가 관찰 될 수 있으며 수요이동(선호 변화)이 발생할 여지를 시사
	이호진·고성수 (2020)	모형/시뮬레이션	정책모기지가 규제환경 하에서 금융접근성을 보완하는 역할을 수행할 가능성을 논의 (정책 설계 시사점)
	염광은 (2020)	패널분석	정책모기지 수요가 금리 환경(예: 스프레드/상대금리)과 결부될 수 있으며, 금리 격차 확대시 수요가 증가할 가능성을 제시
시장 특성 및 이질성	민병철 (2021)	분포분석	저가·고가(가격대, 세그먼트) 시장에서 변동성 요인이 상이할 수 있어 시장 세분화 분석 필요를 제시
	이주희·유선종 (2021)	이중차분 (DID)	특정구간(고가주택 등) 대출규제가 해당 시장의 가격 안정에 영향을 줄 수 있음을 분석
	박진홍·최진무 (2020)	패널 고정효과 (FE)	지역 고유의 불변 특성 통제를 위해 고정효과 모형 적용의 타당성을 제시

지, 혹은 중대형 시장으로 전이(Spillover)되는지를 입체적으로 분석한다.

셋째, 신용경로 및 금융가속기 이론을 바탕으로, “정책모기지×금리”라는 상호작용이 단순한 통계적 기법이 아니라, 공적 유동성의 대체효과와 시장 완충 기능을 반영한 구조적 가설임을 명확히 한다.

Ⅲ. 연구설계

1. 분석 자료 및 표본의 구성

본 연구는 2014년 1월부터 2024년 11월까지의 월별 자료를 사용하였으며, 공간적 범위는 수도권(서울·경기·인천)으로 설정하였다. 분석 단위는 지역(Region)-월(Date) 패널 구조를 따르며, 주택시장의 규모별 이질성을 반영하기 위해 전체 표본을 전용면적 기준 5개 구간으로 세분화하여 모형을 추정하였다. 구체적인 분류 기준은 KB부동산의 표준 규모 구분을 따랐으며, 소형(60㎡ 미만), 중소형(60㎡ 이상 85㎡ 미만), 중형(85㎡ 이상 102㎡ 미만), 중대형(102㎡ 이상 135㎡ 미만), 대형(135㎡ 이상)으로 구분하였다.

자료 구축 과정에서는 월 단위 시점 정합화, 중복 제거, 결측치 처리, 시차 변수 생성 등의 전처리를 수행하였다. 전처리 이후 최종 구축된 패널 표본은 총 1,950개 관측치이며, 주택규모별 분할 표본은 각 규모별 390개로 동일하게 구성되었다. 한편 시차별 모형 적합도 비교(<표 4>)에서는 시차항 생성 과정에서 각 패널의 초기 관측치가 제외되어 관측치가 감소하며, 1개월 시차($t-1$) 모형의 경우 관측치는 1,935개로 산출되었다. 주택가격 및 거래량 자료는 지역·규모별 패널로 구축하고, 정책모기지 및 금리 변수는 거시 시계열 자료로 구성된 뒤 월 단위로 결합하였다. 주택규모별 모형은 동일한 기간·지역 범위를 유지한 채 규모(Size)별로 표본을 분리하여 추정하며, 각 규모별 패널은 지역(Region)을 개체로 하는 월별 패널 구조를 갖는다.

2. 변수의 정의 및 측정

1) 종속변수

종속변수는 아파트 매매가격지수의 전월 대비 변화

율($\Delta P_{i,t}$)로 정의하였다. 이는 가격지수 수준(level) 자료의 비정상성을 완화하고, 월별 변동의 크기와 방향을 비교 가능하게 만들기 위해 변화율 형태를 사용하였다. $\Delta P_{i,t}$ 는 전월 대비 변화율을 백분율(%)로 측정하였다.

2) 설명변수

본 연구의 핵심 설명변수인 정책모기지 비율(PMR)은 전체 주택담보대출 잔액 대비 정책모기지 잔액이 차지하는 비율(%)로 정의하였다. 정책모기지 통계는 계열 전환 과정에서 시계열 불연속이 발생할 수 있으므로, 신·구 계열이 중첩되는 구간에서 산정한 비율을 기준으로 단일 계열로 보정(back-casting)하였다. PMR은 정책모기지 공급의 절대 규모 자체보다, 주택금융 구조 내에서 정책자금의 상대적 비중이 어떻게 변화하는지를 나타내는 지표로 해석하였다.

3) 통제변수

통제변수로는 시장금리(COPIX)와 주택 매매거래량(lnTV)을 포함하였다. COPIX는 주택담보대출의 준거금리로 널리 활용되는 신규취급액 기준 자금조달비용지수로서, 본 연구에서는 가계의 자금조달 여건을 대변하는 금리 변수로 사용하였다. lnTV는 거래량 변동이 가격 변동과 동행할 가능성을 통제하기 위해 아파트 매매거래량에 자연로그를 적용해 측정하였다.

<표 3> 변수의 정의 및 자료 출처

구분	변수명	정의	단위	출처
종속변수	주택가격 변화율 ($\Delta P_{i,t}$)	전월대비 아파트 매매가격 변화율	%	KB부동산 데이터허브
설명변수	정책모기지 비율 (PMR _t)	전체 주택담보대출 중 정책모기지가 차지하는 비율	%	한국은행 경제통계 시스템
통제변수	시장금리 (COPIX _t)	신규취급액 기준 코픽스(COPIX) 금리	%	은행연합회
	주택거래량 (lnTV _t)	아파트 매매 거래량에 자연로그(ln)를 취한 값	ln(건)	한국부동산원

주: 1) 분석기간은 2014년 1월부터 2024년 11월까지이며, 월별 자료를 사용함
 2) PMR과 COPIX의 중심화(mean-centering) 및 상호작용항 구성, 그리고 시차($t-1$) 적용 방식은 연구모형 절에서 설명함.
 3) 주택거래량은 분포의 왜도(skewness)를 완화하고 정규분포에 근사시키기 위해 자연로그 변환을 수행함
 4) 종속변수(ΔP)는 전월 대비 변화율을 백분율(%)로 측정함.

한편 금리 수준에 따른 정책모기지 효과의 차이를 검증하기 위해 상호작용항(PMR×COFIX)을 모형에 포함하며, 중심화 및 상호작용항 구성 방식과 해석은 연구모형 절에서 제시한다.

아울러 본 연구에서는 설명변수 및 통제변수에 t-1 시차를 적용하여 사용하였다.

3. 시차(Lag) 적용 및 모형 설정

1) 최적 시차의 선정

정책모기지 및 금리 변화가 주택가격에 즉시 반영되기보다 일정한 지연을 두고 나타날 가능성을 고려하여 설명변수에 시차(Lag)를 적용하였다. 0개월(동시점)부터 6개월까지의 시차를 적용한 모형들의 적합도를 비교한 결과, 1개월 시차(t-1)를 적용했을 때 수정된 결정계수(Adjusted R²)가 0.4711로 가장 높게 나타났다. 따라서 최종 분석 모형은 모든 설명변수에 1개월 시차를 적용하였다.

또한 정책모기지 공급과 금리 변동이 주택가격 지표에 반영되는 시점은 계약·대출 실행·통계 집계 시점의 차이로 인해 일률적으로 특정하기 어렵다. 이에 본 연구는 시차별 모형 적합도 비교 결과와 함께 시차 선택의 민감성을 추가로 점검한 결과(부록 제시)를 종합하여 t-1을 기준 시차로 설정하였다.

<표 4> 시차별 모형 적합도 비교(0~6개월 시차)

시차(Lag)	Adjusted R ²	관측치(Obs)
t	0.4467	1,950
t-1	0.4711	1,935
t-2	0.4697	1,920
t-3	0.4470	1,905
t-4	0.4078	1,890
t-5	0.3518	1,875
t-6	0.2898	1,860

주: 관측치(Obs)는 시차항 생성 과정에서 초기 관측치가 제외되므로 시차가 길어질수록 감소함.

2) 분석 모형

본 연구는 지역별로 관측되지 않는 불변 요인(입지, 주거 선호의 구조적 차이 등)을 통제하기 위해 고정효과(Fixed Effects) 패널 회귀모형을 사용하였다. 주택규모별 최종 모형은 다음과 같다.

$$\Delta P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PMR_{i,t-1}^c + \beta_2 COFIX_{i,t-1}^c + \beta_3 (PMR_{i,t-1}^c \times COFIX_{i,t-1}^c) + \beta_4 \ln TV_{i,t-1} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서 μ_i 는 지역 고정효과, $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항을 의미한다. 한편, 정책모기지 비율(PMR)과 시장금리(COFIX)는 모든 지역에 공통으로 적용되는 거시 시계열 변수이므로, 지역(개체)·시간 효과를 동시에 포함하는 이원 고정효과(two-way fixed effects) 모형에서는 월(시간) 효과가 해당 변수들의 변동을 흡수하여 계수 식별이 제한될 수 있다. 따라서 본 연구는 지역 고정효과 모형을 기준으로 정책모기지 및 금리 변수의 효과를 추정하였다. 중심화(mean-centering) 및 상호작용 구조에 따라 PMR의 한계효과는 다음과 같이 정리된다.

$$\frac{\partial \Delta P_{i,t}}{\partial PMR_{i,t-1}^c} = \beta_1 + \beta_3 \cdot COFIX_{i,t-1}^c \quad (2)$$

따라서 β_1 은 평균 금리 수준에서의 정책모기지 효과, β_3 는 금리 수준 변화에 따른 정책모기지 효과의 증감 방향과 크기를 나타낸다.

4. 통계적 검정 및 추정 방법

추정에 앞서 변수의 시계열적 특성을 점검하기 위해 패널 단위근 검정(LLC, IPS)과 잔차 기반 공적분 점검을 수행하였으며, 관련 결과는 부록에 제시한다.

1) 모형 선택 진단: 하우스만 검정 및 고정효과 모형의 채택

패널 데이터 분석에 적합한 모형을 선정하기 위해 고정효과(Fixed Effects) 모형과 랜덤효과(Random Effects) 모형 간의 선택 타당성을 점검하였다. 하우스만 검정(Hausman test) 결과, 주택규모별로 상이한 양상이 관측되었다. 대형(Size_L, p=0.1861), 중대형(Size_ML, p=0.1122), 중형(Size_M, p=0.7189), 중소형(Size_MS, p=0.7410)에서는 귀무가설이 기각되지 않았으나, 소형(Size_S, p=0.0026)에서는 귀무가설이 기각되어 고정효과 모형이 통계적으로 지지되었다.

그러나 본 연구는 통계적 검정 결과의 혼재에도 불구하고 최종 추정모형을 고정효과 모형으로 통일하였

다. 이는 주택시장에 존재하는 관찰되지 않는 입지·지역의 시간불변 특성(예: 고정된 입지 매력, 구조적 선호 요인 등)이 설명변수와 상관될 가능성을 고려한 것이다. 고정효과 모형은 개체 고유의 시간불변 요인을 제거(Within transformation)함으로써 누락변수에 기인한 추정편의(omitted-variable bias)를 완화하는 표준적 접근 방식이다(Wooldridge, 2010). 또한 국내 선행연구에서도 지역 단위 패널 개체의 내생성을 배제하기 위해 고정효과 모형을 적용하여 규모별 비교의 일관성을 확보한 바 있다(박진홍·최진무, 2020).

2) 이분산성 진단 및 표준오차의 보정

잔차의 이분산성 및 패널 개체 내 오차항의 상관 가능성을 점검한 결과를 반영하여, 회귀계수의 유의성 검정에는 지역(Region) 단위로 군집화한 클러스터 로버스트 표준오차(Cluster-Robust Standard Errors)를 적용하였다. 이는 동일 지역 내에서 시간에 걸친 충격이 누적되어 오차항이 독립이 아닐 수 있다는 점을 고려한 것으로, 추정치의 신뢰성을 확보하기 위한 보정 방식이다.

3) 다중공선성 점검

상호작용항을 포함한 회귀모형의 안정성을 점검하기 위해 분산팽창지수(VIF)를 확인하였다. 고정효과 모형에서는 VIF 산출이 제한될 수 있어 동일한 설명변수를 사용한 pooled OLS를 기준으로 참고 점검을 수행하였다. 점검 결과 규모별 최대 VIF는 3.85~4.07 범위로 확인되어(일반적 기준: 10미만), 다중공선성 우려는 제한적인 것으로 판단하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 기초통계 및 상관관계 분석

1) 기초통계량

본 연구의 분석 기간(2014.01~2024.11) 동안 주요 변수의 기초통계량(시차 미적용 기준)은 <표 5>와 같다. 종속변수인 아파트 매매가격 변화율(ΔP)의 전체 평균은 0.32%로 나타났으며, 표준편차는 0.86%p로 기간·지역·규모에 따른 변동폭이 존재한다. 핵심

설명변수인 정책모기지 비율(PMR)은 평균 28.88%로 확인되었고, 최저 18.95%에서 최고 39.43%까지 분포하였다. 시장금리(COFIX)는 평균 2.06%이며, 최저 0.80%에서 최고 4.34%까지 변동하여 저금리·고금리 국면이 모두 포함됨을 확인할 수 있다.

<표 5> 기초통계량

구분	N	Mean	Std.	Min	Max
ΔP	1,950	0.32	0.86	-2.99	6.19
PMR	1,950	28.8843	5.4095	18.9485	39.4342
COFIX	1,950	2.0616	0.9313	0.8000	4.3400
lnTV	1,950	6.8889	1.6434	2.3026	10.2691

주: 1) ΔP , PMR, COFIX의 단위는 %이며, lnTV는 아파트 매매거래량에 자연로그를 취한 값으로 ln(건) 단위임.
2) 본 표는 시차 미적용(원자료 기준) 기초통계량임.

2) 상관관계 분석

주요 변수 간 피어슨(Pearson) 상관관계 분석 결과는 <표 6>과 같다. COFIX와 ΔP 간 상관관계수는 -0.6075로 나타나, 두 변수 간 음(-)의 상관관계가 확인되었다. 반면 PMR과 ΔP 간 단순 상관관계수는 -0.0457로 나타났다. 다만 해당 값은 다른 요인(지역 고정요인 및 거시·시장변수)을 통제하지 않은 이변량(bivariate) 상관관계수이므로, 이후 패널 회귀분석 결과와 함께 해석할 필요가 있다.

<표 6> 상관관계 분석

구분	ΔP	PMR	COFIX	lnTV
ΔP	1.000	-0.0457	-0.6075	0.1262
PMR	-0.0457	1.000	0.4758	-0.1182
COFIX	-0.6075	0.4758	1.000	-0.1832
lnTV	0.1262	-0.1182	-0.1832	1.000

3) 정상성 및 모형 진단(단위근·공적분·VIF)

패널 회귀분석에 앞서 변수의 안정성(stationarity)을 확인하기 위해 패널 단위근 검정(LLC, IPS)을 수행하였다. 검정 결과, 정책모기지 비율(PMR)과 시장금리(COFIX)는 수준(level) 변수에서 단위근 존재 가능성이 확인되었으나 1차 차분에서 정상성이 확인되었다. 한편, 본 연구의 종속변수는 주택가격의 수준이 아닌 전월 대비 변화율(ΔP , %)로 구성되어 정상성이 확보되는 형태이다. 단위근 검정의 상세 결과는 부록

<표 A>에 제시하였다.

추가로 수준 변수 간 장기균형 관계를 점검하기 위해 잔차 기반 공적분 점검을 수행하였다. 유의수준 5%에서 이를 지지하는 근거가 충분하지 않은 것으로 나타났다(부록 <표 B>). 마지막으로 상호작용항을 포함한 모형의 안정성을 확인하기 위해 VIF를 점검하였고, VIF는 1.04~3.89 범위로 확인되어 다중공선성 우려는 제한적인 것으로 판단하였다(<표 7>).

<표 7> 다중공선성 점검 결과

변수	VIF
PMR (Centered, t-1)	1.9579
COFIX (Centered, t-1)	2.6553
PMR×COFIX (Centered, t-1)	3.8967
lnTV (t-1)	1.0466

주: 고정효과 모형에서는 VIF 산출이 제한될 수 있어 동일한 설명변수를 사용한 pooled OLS 기준으로 참고 점검을 수행하였음

2. 패널 회귀분석 결과

1) 분석 모형의 추정 결과 요약

주택 규모를 5개 구간(대형, 중대형, 중형, 중소형, 소형)으로 구분하여 고정효과(Fixed Effects) 패널 회귀분석을 수행하였으며, 그 추정 결과는 <표 8>과 같다. 모형의 일관성을 위해 설명변수 및 통제변수에는

<표 8> 주택 규모별 패널 회귀분석 결과 (Fixed Effects)

변수	대형(Size_L)	중대형(Size_ML)	중형(Size_M)	중소형(Size_MS)	소형(Size_S)
정책모기지비율 (PMR _{t-1})	0.0789*** (0.0063)	0.0760*** (0.0032)	0.0539*** (0.0035)	0.0428*** (0.0061)	0.0287*** (0.0050)
시장금리 (COFIX _{t-1})	-0.3914*** (0.0956)	-0.5310*** (0.0804)	-0.6801*** (0.1085)	-0.7473*** (0.1219)	-0.6199*** (0.0208)
상호작용항 (PMR × COFIX) _{t-1}	-0.0347*** (0.0063)	-0.0271*** (0.0030)	-0.0026 (0.0031)	0.0145 (0.0116)	0.0081*** (0.0030)
거래량 (lnTV _{t-1})	0.2438*** (0.0305)	0.2533*** (0.0257)	0.1340* (0.0807)	0.1594 (0.1544)	0.6641*** (0.0364)
관측치(Obs)	387	387	387	387	387
Adj.R ² (Within)	0.470	0.544	0.442	0.491	0.517
Hausman Test	0.1861	0.1122	0.7189	0.7410	0.0026

주 : 1) 괄호 안은 Arellano 방식의 Cluster-Robust Standard Errors임.

2) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

3) 본 표의 PMR, COFIX 및 상호작용항은 t-1 시차를 적용한 결과임(코드상 평균중심화 후 시차 적용)

4) 종속변수(ΔP)는 전월 대비 변화율을 % 단위로 사용하였으며, 계수 β는 주택가격 변화율의 %p 변화로 해석

5) 관측치(Obs)는 t-1 시차 적용 후 결측치가 제거된 최종 추정 표본 기준이며, 규모별 모형의 관측치는 각 387개(=1,935/5)임

1개월의 시차(t-1)를 적용하였으며, 상호작용항 해석의 명확성을 확보하기 위해 PMR과 COFIX는 전체 표본 평균으로 중심화(Mean-centering)한 후 상호작용항을 구성하였다. 또한, 계수의 유의성 검정에는 지역(Region) 단위로 군집화한 클러스터 로버스트 표준오차를 적용하였다.

2) 주요 실증분석 결과

(1) 정책모기지의 유동성 공급 효과

우선 정책모기지 비율 증가가 주택가격에 미치는 직접적인 영향을 살펴본 결과, 모든 주택 규모에서 정책모기지 비율(PMR_{t-1})의 회귀계수는 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났다.

계수의 크기는 대형(β=0.0789)과 중대형(β=0.0760)에서 상대적으로 크게 추정되었으나, 중형(β=0.0539), 중소형(β=0.0428), 소형(β=0.0287) 구간에서도 양(+)의 효과가 일관되게 확인되었다. 이는 정책모기지 공급 비중의 확대가 시차를 두고 주택가격 변화율에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미침을 실증적으로 보여준다.

(2) 시장금리의 영향 및 규모별 민감도

다음으로 시장금리 상승이 주택가격에 미치는 영향을 살펴본 결과, 시장금리(COFIX_{t-1})는 모든 주택 규모

에서 통계적으로 유의한 음(-)의 계수로 추정되었다. 이는 금리 상승이 자금조달 비용을 증가시켜 시차를 두고 주택가격을 하락시키는 경로가 작동함을 시사한다. 주택 규모별로 비교하면 중소형($\beta=-0.7473$)과 중형($\beta=-0.6801$) 구간에서 대형($\beta=-0.3914$)보다 계수의 절댓값이 크게 나타나, 해당 구간에서 금리 변화에 대한 민감도가 상대적으로 높게 추정되었다.

(3) 금리 수준과 주택 규모에 따른 정책효과의 차별성

마지막으로 금리 수준과 주택 규모에 따라 정책모기지 효과가 어떻게 달라지는지(상호작용)를 살펴본 결과, 상호작용항($(PMR \times COFIX)_{t-1}$)은 주택 규모별로 상이한 양상을 보였다.

대형($\beta=-0.0347$)과 중대형($\beta=-0.0271$)에서는 상호작용항이 1% 유의수준에서 유의한 음(-)의 값으로 추정되어, 금리(중심화된 COFIX)가 평균보다 높을수록 정책모기지(PMR)의 한계효과가 감소하는 방향이 관찰되었다. 반면 중형($\beta=-0.0026$)과 중소형($\beta=0.0145$)에서는 상호작용항이 통계적으로 유의하지 않아, 금리 수준에 따라 정책모기지 효과가 체계적으로 달라진다고 단정하기는 어렵다.

한편, 소형($\beta=0.0081$)에서는 상호작용항이 유의한 양(+)의 값으로 나타나, 금리 수준이 높아질수록 정책모기지 효과가 강화되는 방향의 패턴이 관찰되었다. 종합하면, 정책모기지의 효과는 금리 환경과 주택 규모에 따라 이질적으로 나타나며, 특히 대형·중대형에서 고금리 국면에서 효과 약화가 확인되는 반면, 소형에서는 반대 방향의 조절효과가 나타났다.

3. 상호작용 한계효과(Marginal Effect) 분석

앞선 패널 회귀분석에서 주택 규모별로 상호작용항($PMR \times COFIX$)의 추정치가 상이하게 나타남에 따라, 시장금리(COFIX) 수준 변화가 정책모기지(PMR) 효과에 미치는 영향을 보다 명확히 확인하기 위해 한계효과(marginal effect)를 추가로 분석하였다. 본 연구모형에서 정책모기지 비율이 주택가격 변화율에 미치는 한계효과는 다음과 같이 도출된다.

$$\frac{\partial \Delta P_{i,t}}{\partial PMR_{i-1}^c} = \beta_1 + \beta_3 \cdot COFIX_{i-1}^c \quad (3)$$

여기서 β_1 은 정책모기지의 주효과(main effect), β_3 는 상호작용항의 계수이며, $COFIX_{t-1}^c$ 는 전표본 평균으로 중심화(mean-centering)된 시장금리의 1개월 시차값을 의미한다. 중심화가 적용되어 있으므로, $COFIX_{t-1}^c=0$ (즉, 평균 금리 수준)에서 정책모기지의 한계효과는 β_1 과 동일하다. 또한 $\beta_3 < 0$ 이면 금리 수준이 평균보다 높아질수록 정책모기지의 한계효과가 감소하고, $\beta_3 > 0$ 이면 반대로 증가한다.

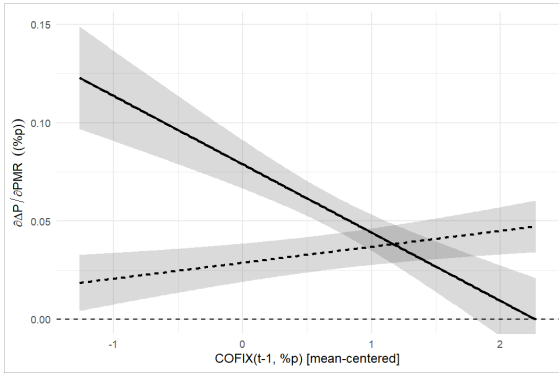
추정 결과, 대형(Size_L) 구간에서는 $\beta_1=0.0789$, $\beta_3=-0.0347$ (1% 유의수준)로 나타나, 금리 수준이 상승할수록 정책모기지의 한계효과가 감소하는 방향이 확인되었다. 실제로 금리 수준이 평균보다 낮은 구간(10% 분위, $COFIX_{t-1}^c=-1.119$)에서 대형의 한계효과는 0.1178%p로 계산되는 반면, 평균보다 높은 구간(90% 분위, $COFIX_{t-1}^c=1.527$)에서는 0.0258%p로 축소되어 고금리 환경에서 정책모기지 효과가 크게 약화되는 양상이 관찰된다.

반면 소형(Size_S) 구간에서는 $\beta_1=0.0287$, $\beta_3=0.0081$ (1% 유의수준)로 추정되어, 금리 수준이 평균보다 높아질수록 정책모기지의 한계효과가 증가하는 방향으로 나타났다. 즉 동일한 금리 상승 환경에서도 정책모기지 효과의 조절 방향이 대형과 소형에서 상반되게 관측되며, 이는 금리 수준 변화가 주택시장 세그먼트별로 정책모기지의 상대적 작동 방식에 차이를 유발할 수 있음을 시사한다.

마지막으로 중소형(Size_MS) 구간에서는 $\beta_1=0.0428$ 로 주효과는 유의하게 유지되었으나, 상호작용항 $\beta_3=0.0145$ 로 통계적으로 유의하지 않아 금리 수준 변화에 따른 조절효과를 단정하기는 어렵다. 다만 추정계수에 기반한 계산값을 보면, 10% 분위에서 한계효과는 0.0266%p, 90% 분위에서는 0.0649%p로 나타나 금리 수준에 따라 효과 크기가 일정 범위 내에서 변동가능성을 보여준다.

추가적으로, PMR을 구성요소로 분해해 정책모기지 잔액과 전체 주택담보대출 잔액을 동시에 포함한 보조분석을 수행하였다(부록 <표 D>). 그 결과 정책모기지 잔액은 주택가격 변화율에 유의한 양(+)의 관계가 확인되어, 본문의 PMR 효과가 정책자금 비중 변화와 연관될 가능성을 보완적으로 시사한다.

<그림 2> 금리 수준별 정책모기지 비율의 한계효과 : 대형 vs 소형



주: 1) 실선은 대형(Size_L), 점선은 소형(Size_S)을 의미한다. 음영은 델타 방법으로 산출한 95% 신뢰구간이며, 수평 점선은 한계효과 0 기준선임.
 2) ΔP는 전월 대비 변화율(%p)이며, 한계효과는 PMR 1%p 증가에 따른 ΔP의 %p 변화로 해석

V. 결론

1. 주요 연구결과 요약

본 연구는 2014년 1월부터 2024년 11월까지 수도권 주택시장을 대상으로, 정책모기지 공급 확대가 주택가격에 미치는 영향과 금리 수준 및 주택 규모에 따른 차별적 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 주택 규모를 5개 구간(대형, 중대형, 중형, 중소형, 소형)으로 세분화하고, 주택가격 변화율(ΔP(%))을 종속 변수로 하는 고정효과 패널 회귀모형을 추정하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 정책모기지 비중(PMR)의 확대는 ΔP와 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 평균 금리 수준에서 정책모기지의 주효과(β_1)는 대형(0.0789)과 중대형(0.0760)에서 상대적으로 크게 추정되었고, 중형(0.0539), 중소형(0.0428), 소형(0.0287)에서도 일관되게 양(+)의 값으로 확인되었다. 이는 정책모기지 공급 비중의 확대가 시차를 두고 주택가격 변화율의 상승과 유의하게 연관됨을 시사한다.

둘째, 시장금리(COFIX)는 모든 규모 구간에서 주택가격 변화율(ΔP)에 유의한 음(-)의 영향을 미쳤다. 금리 계수의 절댓값은 대형(-0.3914)보다 중형(-0.6801)과 중소형(-0.7473)에서 더 크게 나타나, 금리 변동에 대한 민감도가 주택 규모에 따라 상이함을 보여준다.

셋째, 정책모기지의 한계효과는 금리 수준과 주택 규모에 따라 차별적으로 나타났다. 상호작용항은 대형($\beta_3=-0.0347$)과 중대형($\beta_3=-0.0271$)에서 유의한 음(-)의 값으로 추정되어, 금리 수준이 높아질수록 정책모기지의 한계효과가 감소하는 방향이 확인되었다. 한계효과 계산에서도 대형의 경우 저금리 구간(P10)에서 0.1178%p로 나타난 반면, 고금리 구간(P90)에서는 0.0258%p로 축소되어, 고금리 환경에서 효과 약화가 정량적으로 관찰되었다. 반면 중형과 중소형에서는 상호작용항이 통계적으로 유의하지 않아 금리 수준에 따른 조절효과를 단정하기는 어렵다. 한편, 소형에서는 상호작용항이 유의한 양(+)의 값($\beta_3=0.0081$)으로 나타나, 금리 수준이 높아질수록 정책모기지 효과가 강화되는 방향의 조절효과가 관찰되었다.

종합하면 정책모기지의 가격 효과는 규모 전반에서 확인되며, 금리 환경 변화에 따라 그 크기와 방향이 일부 구간에서 다르게 조정되는 것으로 나타났다.

2. 정책적 시사점

본 연구의 실증 결과는 향후 주택금융 정책 수립·운용과 관련하여 다음과 같은 시사점을 제공한다.

첫째, 정책모기지의 대상 설정을 보다 정교화 할 필요가 있다. 정책모기지 비중(PMR) 확대는 모든 규모 구간에서 주택가격 변화율과 유의한 양(+)의 관계를 보였으며, 일부 구간에서는 제도상 수혜 대상과 직접적으로 일치하지 않는 시장에서도 상대적으로 큰 계수가 관측되었다. 이는 정책자금이 특정 규모에만 국한되어 작동하기보다, 거래 연쇄 및 대체효과를 통해 시장 전반으로 파급될 가능성을 시사한다. 따라서 정책모기지의 본래 목적(서민·실수요 지원)을 유지하기 위해 주택가격 상한(Price cap)과 소득요건의 세분화, 자격요건의 정교화 등 제도 설계 측면의 보완이 검토될 수 있다.

둘째, 금리 국면을 고려한 운용 기준을 검토할 필요가 있다. 대형·중대형에서는 고금리 환경에서 정책효과 약화가 확인된 반면, 중형·중소형에서는 금리 수준에 따른 조절효과가 유의하게 확인되지 않았고, 소형에서는 오히려 금리 수준이 높아질수록 효과가 강화되는 방향이 관찰되었다. 이는 금리 변동 국면에서 정책모기지의 효과가 규모별로 균일하게 변화하지 않을 수 있음을 보여준다. 따라서 금리 상승기나 시장 위축

국면에서는 실수요층 중심의 공급을 유지하되, 주택 규모별 반응 차이를 고려한 운용 기준(예: 대상·한도·요건의 단계적 조정)을 병행하는 방안이 정책목표 달성에 유효할 수 있다.

셋째, 정책모기지 운용은 가계부채 건전성 관리(macro-prudential policy)와의 정합성을 강화할 필요가 있다. 정책모기지 공급 확대가 주택가격 변화율과 양(+)의 관계를 가질 수 있음을 고려할 때, 정책자금 공급은 DSR 등 상환능력 기반의 관리체계와 병행될 필요가 있다. 즉 정책모기지는 공급 확대 자체가 목적이 아니라, 상환능력 범위 내에서 실수요자의 주거비용 부담을 완화하는 수단으로 설계·운용되어야 한다.

3. 연구의 한계 및 향후 과제

본 연구는 수도권 패널 데이터를 활용하여 정책모기지의 유동성 효과와 금리·주택규모별 이질성을 실증적으로 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 다만 자료 및 범위 설정과 모형 구성 측면에서 다음과 같은 한계가 존재하며, 이는 후속 연구에서 보완될 필요가 있다. 아울러 본 연구 결과는 정책모기지 공급의 직접적인 인과효과를 단정하기보다는, 금융환경 변화 속에서 정책자금 비중이 확대되는 국면과 주택가격 변동 간의 관계를 구조적으로 제시한 것으로 해석될 필요가 있다.

첫째, 자료의 집계 수준(aggregated data) 한계이다. 지역·주택규모 단위의 집계 자료를 사용함에 따라, 차주의 소득·연령·자산, LTV 적용 수준 등 미시적 특성이 정책모기지 이용 및 주택구매 의사결정에 미치는 영향을 직접 통제하기 어렵다. 또한 정책모기지의 주요 수단인 디딤돌대출과 보금자리론을 상품별로 분리한 시계열 자료 확보에 제약이 있어, 본 연구에서는 두 상품을 통합한 정책모기지 비율로 분석하였다. 향후 차주 단위 마이크로데이터와 상품별 공급·금리 조건 및 이용자 특성을 구분할 수 있는 자료가 확보된다면, 정책수단별 효과를 비교·분해하여 보다 정교한 정책적 함의를 제시할 수 있을 것이다.

둘째, 공간적 범위의 제한이다. 본 연구는 정책적 관심도가 높고 시장 변동성이 큰 수도권(서울·경기·인천)에 분석 대상을 한정하였다. 비수도권은 수급 구조와 가격 조정 과정, 정책 민감도 등이 상이할 수 있으므로, 본 연구 결과의 전국 단위 일반화에는 신중한 해석이 필요하다. 후속 연구에서는 비수도권을 포함한

전국 단위로 범위를 확장하여 지역 간 비교를 수행하고, 정책모기지 효과의 공간적 이질성을 체계적으로 검증할 필요가 있다.

셋째, 공급 측면 요인의 충분한 반영 한계이다. 주택 가격은 입주물량, 인허가, 정비사업 추진, 토지·건설비 여건 등 공급 측면의 시변 요인에도 영향을 받는다. 고정효과 모형을 통해 지역별 시불변 특성은 통제하였으나, 기간별로 변화하는 공급 충격을 설명변수로 충분히 포함하지 못했다는 제약이 존재한다. 향후 연구에서는 공급 변수를 명시적으로 포함하거나, 수급 요인을 포괄하는 모형 확장 및 식별 전략을 통해 분석의 설명력을 제고할 필요가 있다.

이러한 한계에도 불구하고, 본 연구는 정책모기지 공급과 금리 환경의 상호작용이 주택가격 변동에 미치는 영향을 주택규모별로 구분하여 제시함으로써 정책 금융의 파급 경로를 보다 입체적으로 확인하였다. 향후에는 미시자료와 공급 요인을 결합한 확장 분석을 통해 정책효과의 작동 메커니즘과 이질성을 정교하게 규명할 필요가 있다.

논문접수일 : 2025년 12월 30일

논문심사일 : 2026년 1월 28일

게재확정일 : 2026년 2월 19일

참고문헌

1. 구재운·배진성, “통화정책과 주택가격의 동학적 관계: SVAR 모형에 의한 분석”, 「산업경제연구」 제27권 제5호, 한국산업경제학회, 2014, pp. 1897-1917
2. 금융위원회, “2025년도 가계부채 관리방안”, 금융위원회 발표 자료, 2025. 2. 27
3. 김진영·장희순, “금리의 대출매개가 주택가격에 미치는 간접 효과 분석: 주택담보대출과 가계대출의 매개효과 중심으로”, 「대한부동산학회지」 제39호, 대한부동산학회, 2021, pp. 211-227
4. 김형근·임병권, “금리상승기에 금리유형별 주택담보대출 만족도의 차별적 영향에 관한 연구”, 「부동산융복합연구」 제5권 제1호, 한국부동산융복합학회, 2025, pp. 25-42
5. 민병철, 「주택 매매가격 분포를 통한 지역별·가격대별 변동성 분석」, 한국주택금융공사 주택금융연구원, 2021
6. 박진백, 「주택가격에 대한 금리의 시간가변적인 영향 연구: 금리상승기와 금리하락기 영향 비교를 중심으로」, 국토연구원, 2022
7. 박진홍·최진무, “패널고정효과모형을 이용한 아파트 가격 관련 변수의 영향력 분석”, 「대한지리학회지」 제55권 제5호, 대한지리학회, 2020, pp. 541-553
8. 염광은, “정책모기지 수요의 결정요인 분석 : 디딤돌대출을 중심으로”, 서울대학교 석사학위논문, 2020
9. 이영수, “이자율 및 주택담보대출이 주택가격에 미치는 영향 -3-국면 모형”, 「부동산분석」 제8권 제2호, 한국부동산원, 2022, pp. 1-17
10. 이주희·유선중, “주택담보대출규제가 공동주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 「부동산·도시연구」 제14권 제1호, 건국대학교 부동산도시연구원, 2021, pp. 47-68
11. 이호진·고성수, “정책모기지의 공급효과와 사회적 가치 제고 방안”, 「부동산학연구」 제26집 제1호, 한국부동산분석학회, 2020, pp. 65-78
12. 장한익·임병권·오주한·김형근, “정책모기지과 시중은행 주택담보대출의 상호 영향에 관한 연구”, 「부동산분석」 제6권 제2호, 한국부동산원, 2020, pp. 37-60
13. Bernanke, Ben S., and Mark Gertler, “Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission,” The Journal of Economic Perspectives, Vol. 9 No. 4, 1995, pp. 27-48
14. Goodhart, C., Hofmann, B., “House prices, money, credit, and the macroeconomy,” Oxford Review of Economic Policy, Vol. 24(1), 2008, pp. 180-205
15. Iacoviello, M., “House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle,” American Economic Review, Vol. 95(3), 2005, pp. 739-764
16. Passmore, W., Sherlund, S. M., Burgess, G., “The effect of housing government-sponsored enterprises on mortgage rates,” Real Estate Economics, Vol. 33(3), 2005, pp. 427-463
17. Wooldridge, J. M., Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data (2nd ed.), MIT Press, 2010

<국문요약>

정책모기지 공급이 수도권 주택가격에 미치는 영향 분석 : 금리 수준 및 주택 규모별 이질성을 중심으로

박 희 정 (Park, Hee-Jung)

박 문 규 (Park, Moon-Kyu)

이 상 군 (Lee, Sang-Gun)

본 연구는 2014년 1월부터 2024년 11월까지 수도권(서울·경기·인천) 주택시장을 대상으로 정책모기지 공급이 월별 주택가격 변화율(ΔP , %)에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 시장금리 수준(COPIX)과 주택 규모에 따른 이질성을 확인하기 위해 주택을 5개 규모(소형~대형)로 구분하고, 고정효과(Fixed Effects) 패널 회귀를 규모별로 추정하였다. 모든 설명변수 및 통제변수에는 1개월 시차($t-1$)를 적용하였으며, 지역(Region) 단위 군집 로버스트 표준오차로 유의성을 검정하였다.

분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 정책모기지 비율(PMR)은 모든 규모에서 ΔP 와 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 둘째, 시장금리(COPIX)는 전 규모에서 ΔP 에 유의한 음(-)의 영향을 미쳤으며, 중형·중소형에서 계수의 절댓값이 더 크게 나타났다. 셋째, PMR의 한계효과는 금리 수준 및 주택 규모에 따라 차별적으로 나타났는데, 상호작용항(PMR×COPIX)은 대형·중대형에서 유의한 음(-), 소형에서 유의한 양(+)으로 추정된 반면, 중형·중소형에서는 통계적 유의성이 제한적이었다.

종합하면 정책모기지 효과의 전이와 조정 양상은 금리 환경과 하위시장(규모)에 따라 달라질 수 있으며, 향후 정책은 비효율적 유동성 전이를 완화할 수 있도록 대상 설정을 정교화하고 규모별 반응 차이를 반영한 경기대응적 운용 기준을 검토할 필요가 있다.

주 제 어 : 정책모기지, 주택가격 변화율, COPIX, 상호작용효과, 고정효과 패널회귀

부록

<표 A> 패널 단위근 검정 결과 (LLC, IPS)

변수	구분	LLC (t-stat)	p-value	IPS (W-stat)	p-value
△P (주택가격 변화율, %)	변화율	-3.8413	0.0001	-7.3192	0.0000
PMR (정책모기지 비율, %)	수준(Level)	0.2968	0.6167	3.6966	0.9999
△PMR	1차 차분	-24.7606	0.0000	-26.3167	0.0000
COFIX (시장금리, %)	수준(Level)	2.4468	0.9928	1.8191	0.9656
△COFIX	1차 차분	-17.5906	0.0000	-19.4269	0.0000

- 주 : 1) LLC(Levin-Lin-Chu), IPS(Im-Pesaran-Shin) 검정의 귀무가설(H_0)은 “단위근 존재(비정상)”임
 2) p-value가 유의수준(예: 5%)보다 작으면(H_0 기각) 정상성(안정)이 지지됨
 3) N은 최종 분석표본 기준이며, 1차 차분(△PMR, △COFIX)에는 차분으로 인한 초기 관측치 손실이 반영됨.

<표 B> 잔차 기반 공적분 점검 결과(규모별, two-way FE 잔차; LLC/IPS)

주택규모	1단계 수준 회귀	LLC (t-stat)	IPS (W-stat)	종합판정	N
대형 (Size_L)	FE(twoways)	0.5833 (0.7202)	0.2320 (0.5917)	공적분 근거 불충분	390
중대형 (Size_ML)	FE(twoways)	0.2691 (0.6061)	0.2020 (0.5800)	공적분 근거 불충분	390
중형 (Size_M)	FE(twoways)	-0.3194 (0.3747)	-0.5740 (0.2830)	공적분 근거 불충분	390
중소형 (Size_MS)	FE(twoways)	-0.1941 (0.4231)	-0.9218 (0.1783)	공적분 근거 불충분	390
소형 (Size_S)	FE(twoways)	-0.2689 (0.3940)	0.3494 (0.6366)	공적분 근거 불충분	390

- 주 : 1) 잔차 기반 공적분 점검(Residual-based; Kao-type logic)은 “수준 변수 회귀의 잔차가 정상인지”를 확인하는 방식임
 2) 1단계는 공적분 점검을 위한 수준 회귀로서 고정효과(Within) 모형을 적용하였고, 잔차의 공통충격을 제거하기 위해 지역(개체)·시간 효과를 동시에 통제하는 twoways 설정으로 잔차를 산출하였음(진단목적)
 3) 2단계 잔차 단위근 검정의 귀무가설(H_0)은 “공적분 관계 없음(잔차 비정상, 단위근 존재)”임. p-value < 0.05이면 H_0 를 기각하여 공적분 존재 가능성을 지지함
 4) 본 표에서는 모든 규모에서 유의수준 5% 하에 H_0 를 기각하지 못하여 공적분 관계를 지지하는 근거가 충분하지 않은 것으로 해석됨

<표 C> COFIX 분위수별 정책모기지(PMR) 한계효과 및 95% 신뢰구간

주택규모	저금리 구간 (P10)	중간 구간 (P50)	고금리 구간 (P90)
대형 (Size_L)	0.1178 (0.0934, 0.1421)	0.0892 (0.0740, 0.1043)	0.0258 (0.0127, 0.0390)
중대형 (Size_ML)	0.1063 (0.0956, 0.1170)	0.0840 (0.0768, 0.0912)	0.0347 (0.0257, 0.0436)
중형 (Size_M)	0.0568 (0.0495, 0.0641)	0.0546 (0.0483, 0.0610)	0.0499 (0.0360, 0.0638)
중소형 (Size_MS)	0.0266 (-0.0096, 0.0627)	0.0385 (0.0205, 0.0565)	0.0649 (0.0396, 0.0903)
소형 (Size_S)	0.0197 (0.0060, 0.0333)	0.0263 (0.0158, 0.0368)	0.0411 (0.0307, 0.0515)

주 : 1) 각 셀은 PMR이 1%p 증가할 때 주택가격 변화율(ΔP , %)에 미치는 한계효과($\partial \Delta P / \partial PMR$)의 추정치와 95% 신뢰구간(괄호)을 나타냄
 2) P10, P50, P90은 전표본 평균 중심화(mean-centering)된 COFIX_{t-1}의 10%, 50%, 90% 분위수에서 산출한 값임.
 3) 신뢰구간은 지역(Region) 단위 군집(Cluster) 로버스트 표준오차(Arellano 방식) 기반 분산-공분산 행렬을 사용하여 델타 방법(Delta method)으로 산출하였음.

· <표 C>에서 확인되는 바와 같이, 대형(Size_L)의 한계효과는 저금리 구간(P10)에서 0.1178%p로 가장 크게 나타났으나, 고금리 구간(P90)에서는 0.0258%p로 축소되어 금리 상승에 따라 정책모기지 효과가 약화되는 양상이 관찰된다. 반대로 소형(Size_S)은 저금리 구간(P10)에서 0.0197%p였던 한계효과가 고금리 구간(P90) 0.0411%p로 확대되어 금리 수준이 높아질수록 정책모기지 효과가 강화되는 경향이 나타난다. 한편 중소형 (Size_MS)은 저금리 구간(P10)에서 95% 신뢰구간이 0을 포함(-0.0096~0.0627)하여, 해당 구간에서의 한계 효과는 통계적으로 뚜렷하다고 단정하기 어렵다.

<표 D> 정책모기지 비율(PMR) 분해를 통한 강건성 검증

변수	PMR 분해 보조모형 (FE)
정책모기지 잔액 (lnPM _{t-1})	1.0686*** (0.2562)
전체 주택담보대출 잔액 (lnTM _{t-1})	-0.7877 (0.5596)
시장금리 (COFIX _{t-1})	-0.6214*** (0.0408)
거래량 (lnTV _{t-1})	0.1908*** (0.0518)
관측치(Obs)	1,935
Adj.R ² (Within)	0.459

주 : 1) 본 표는 정책모기지 비율(PMR)의 구성요소를 정책모기지 잔액(분자)과 전체 주택담보대출 잔액(분모)으로 분해하여, 본문의 PMR 추정 결과의 일관성을 점검하기 위한 보조분석(강건성) 결과임
 2) 종속변수는 주택가격 변화율(ΔP , %)이며, 모든 설명변수는 1개월 시차(t-1)를 적용하였음.
 3) 추정모형은 개체 고정효과(Within, individual effects) 모형이며(개체: Region×Size), 시간 고정효과는 포함하지 않았음.
 4) 괄호 안은 Arellano 방식의 Cluster-Robust Standard Errors임.
 5) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.
 6) lnPM은 정책모기지 잔액의 로그값, lnTM은 전체 주택담보대출 잔액의 로그값임.
 7) 로그(ln) 설명변수 계수는 준탄력성(semi-elasticity)으로 해석되며, 예를 들어 lnPM 계수 1.0686은 정책모기지 잔액이 1% 증가할 때 ΔP 가 약 0.0107%p(=1.0686×0.01) 변하는 크기를 의미함

<표 E> 정책대상(Eligible proxy) vs 비대상 효과 점검

변수	Two-way FE	Individual FE
PMR _{t-1}		0.0668*** (0.0051)
COFIX _{t-1}		-0.6241*** (0.0538)
(PMR×COFIX) _{t-1}		-0.0092 (0.0065)
Eligible_PMR _{t-1}	-0.0213** (0.0079)	-0.0259*** (0.0068)
(Eligible_PMR×COFIX) _{t-1}	0.0034 (0.0096)	0.0052 (0.0086)
lnTV _{t-1}	0.1128* (0.0504)	0.2012*** (0.0459)
관측치(Obs)	1950	1950
Adj.R ² (Within)	-0.058	0.479

주 : 1) Eligible proxy는 소형(Size_S) + 중소형(Size_MS) (정책노출이 상대적으로 큰 구간)으로 정의함
 2) 종속변수는 주택가격 변화율(ΔPt, %)이며, 모든 설명변수는 1개월 시차(t-1)를 적용하였음.
 3) 괄호 안은 Arellano 방식의 Cluster-Robust Standard Errors임.
 4) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

- (1) Two FE 모형은 시간 공통충격(예: 거시국면, 정책변화 등)을 시간고정효과로 통제한 결과이며, 이때 (Eligible_PMR)_{t-1} 계수는 음(-)으로 유의하게 나타나(-0.0213), 평균 금리 수준에서 정책노출구간(소형·중소형)의 PMR 효과가 비노출 구간 대비 더 작게 추정되는 양상을 보였다.
- (2) Individual FE 모형에서도 (Eligible_PMR)_{t-1}이 음(-)으로 유의(-0.0259)하여, 동일한 방향의 차등효과가 재확인되었다. 반면 (Eligible_PMR×COFIX)_{t-1}은 유의하지 않아, 금리 수준에 따른 조절효과의 차등이 Eligible 집단에서 추가로 강화·약화된다고 단정하기는 어렵다.

<표 F> 시차구조 강건성 점검

시차	PMR	COFIX	PMR×COFIX	관측치(Obs)	Adj.R ² (Within)
t-0	0.0516***	-0.6793***	-0.0036	1,950	0.4467
t-1	0.0503***	-0.7318***	0.0061	1,935	0.4711
t-2	0.0484***	-0.7556***	0.0134**	1,920	0.4697
t-3	0.0460***	-0.7538***	0.0175***	1,905	0.4470
t-4	0.0429***	-0.7230***	0.0184***	1,890	0.4078
t-5	0.0394***	-0.6662***	0.0164***	1,875	0.3518
t-6	0.0358***	-0.5897***	0.0122*	1,860	0.2898

주 : 1) 종속변수는 주택가격 변화율(ΔPt, %)임
 2) PMR, COFIX는 평균중심화 후 시차를 적용하고, 상호작용항은 동일 시차에서 구성함
 3) 유의성 표시는 Arellano 방식의 Cluster-Robust Standard Errors로 산출함
 4) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

· PMR과 COFIX의 주효과는 t-0 ~ t-6에서 부호(+) / (-)와 유의성이 안정적으로 유지되어, 정책모기지 비중 확대와 주택가격 변화율 간의 양(+)의 관계 및 금리의 음(-)의 관계가 시차 설정에 크게 좌우되지 않는 것으로 해석된다.

상호작용항(PMR×COFIX)은 t-0, t-1에서는 유의하지 않으나, t-2와 t-5에서 양(+)으로 유의하여(t-6은 10% 수준에서 약하게 유의), 금리-정책모기지의 결합 효과가 즉시 반영되기보다 2~5개월의 지연을 두고 관측되는 패턴을 보였다. 이는 대출 집계(실행)와 가격 지표(거래·조사) 간 시점 차이, 정책·시장금리 충격의 전달 지연 등으로 인해 상호작용 효과가 일정 기간 후 강화될 수 있음을 시사한다. 한편 시차가 길어질수록 Adj.R²가 하락하는 점을 고려하여, 본문에서는 기본 시차를 유지하되(t-1) 부록 표를 통해 시차 민감도를 보조적으로 보고하였다.