

주택 보유인식의 변화가 주택금융 수요와 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구

이호일*

요 약

본 연구는 주택 보유 인식의 변화가 희망 주택담보대출과 희망 주택가격에 미치는 영향을 구조적으로 분석하고 정책적 시사점을 도출하는 것을 목적으로 한다. 주택금융공사의 「2024년도 주택금융 및 보금자리론 실태조사」 자료를 활용하여 토빗-two-stage residual inclusion 연립방정식 모형을 구축하고, 인구통계·경제·주거 특성, 정책자금 이용 의향, 주택보유 인식 및 인식의 변화 등이 두 수요에 미치는 효과를 실증 분석하였다. 분석 결과, 희망 주택가격의 상승은 잠재적인 담보대출 수요를 증가시키며, 대출 규모가 클수록 희망 주택가격도 높아지는 상호 영향 구조가 확인되었다. 또한, 정책자금 이용 의향은 희망 대출 확대와 주택가격 상승을 유의하게 촉진시켰다. 특히, 금리 인상 인식은 구매 시점을 앞당기며 희망 주택가격을 높이는 요인으로 작용하였다. 결론적으로 주택금융 수요와 가격 경정은 인식·정책 요인에 크게 좌우되므로, 향후 정책은 금리·한도·보증 요건 등 수량규칙의 미세 조정과 금리 기대·레버리지 행태를 고려한 정교한 설계가 필요하다.

핵심어 : 주택보유 인식, 주택금융 수요, 주택가격, 정책자금, 토빗-2SRI(Two-Stage Residual Inclusion) 모형

* 이호일, 주저자, 대한건설정책연구원 부연구위원, hoillee1202@gmail.com

© Copyright 2025 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

한국에서 주택은 의식주의 한 요소이자 가계 자산 축적의 핵심 수단으로 기능한다. 통계청(2024)의 「가계금융복지조사」에 따르면 2024년 기준 가계자산 중 부동산 비중은 70.5%로 OECD 평균 45%를 크게 상회한다. 이에 따라 주택 보유는 가계 재무구조와 주택금융 수요를 직접적으로 규정하며, 보유 인식의 변화 또한 주거 선택을 넘어 금융시장 안정성에도 파급효과를 미친다.

전통적으로 한국에서 주택은 사회적 지위와 부의 상징으로 인식되어 왔으며, 통계청 「인구주택총조사」에 따르면 주택자기보유율은 2000년 54.2%에서 2020년 57.3%로 지속적으로 상승했다. 그러나 최근에는 특히 청년층을 중심으로 인식 변화가 뚜렷하다. 박미선 외(2022)에 따르면 부모 지원이 없는 2030 미혼 청년의 25.4%가 주택 보유를 ‘필수적이지 않다’고 응답했으며, 이는 40대 이상에 비해 두 배 이상 높은 수준이다. 또한 주택 보유 필요성이 낮다고 인식할수록 공공임대주택을 대안으로 선호하는 경향이 확인된다. 이러한 변화는 향후 임차 거주자의 장기화와 전월세 시장 확대를 예고한다.

주택담보대출 역시 급증하였다. 한국은행 「경제통계시스템(ECOS)」 자료에 따르면 주택담보대출 잔액은 2014년 560.1조 원에서 2024년 1,123.8조 원으로 증가했고, 전체 가계대출 대비 비중도 54.6%에서 62.2%로 확대되었다. 한편, 한국부동산원 「주택가격동향조사」에 따르면 같은 기간 전국 주택매매가격은 13.5% 상승했으며, 특히 2022년에는 2014년 대비 23.3% 상승을 기록했다. 이는 주택을 투자자산으로 보는 인식을 강화해 레버리지 기반 매수수요를 키운 반면, GDP 대비 가계부채 비율이 2022년 105.7%까지 치솟으며 주택 보유가 금융 리스크와 직결된다는 인식도 확산시켰다.

인구구조 변화도 주택 보유 행태를 재편하고 있다. 합계출산율은 2024년 0.75명으로 OECD 최저 수준이며, 1:2인 가구는 전체의 65%에 달한다. 청년층은 소득 대비 높은 주택가격 부담 속에서 구매를 미루거나 포기하는 경향이 강해지고, 고령층은 보유 주택을 활용한 주택연금담보대출을 통해 유동성을 확보하려 한다. 동일한 환경에서도 세대별로 상이한 금융수요가 나타나는 배경이다.

정부는 가계부채 관리와 시장안정을 위해 LTV(loan to value ratio)·DTI(debt to income ratio)·DSR(debt service ratio) 등 규제를 강화해왔다. 특히 2021년 이후 DSR의 확대 적용으로 소득 대비 대출여력이 전반적으로 축소되며, 가계가 주택 보유의 필요성과 효용을 재평가하도록 만드는 요인으로 작동했다. 이는 대출 한도 제한을 넘어 주택 보유 인식 자체에 영향을 미치는 제도적 요인이다.

따라서, 주택 보유 인식은 더 이상 고정된 가치가 아니라 인구학적 변화, 경제여건, 정책규제 등 다양한 요인에 의해 조정되는 사회적·행태적 구성물이다. 주택금융 수요는 주택가격·금리 등 거시변

수만으로 설명하기 어렵고, 가계가 주택을 어떻게 인식하고 의미를 부여하는지에 따라 크게 달라진다. 이에 본 연구는 주택 보유 인식의 변화가 잠재적 주택금융 수요와 희망 주택가격에 어떠한 구조적 영향을 미치는지를 실증적으로 규명하고자 한다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 주택 보유 인식의 변화가 가구의 희망 주택담보대출금액과 희망 주택가격에 미치는 직·간접적인 영향과 그 작동 매커니즘을 다차원적으로 규명하고, 이에 기초한 정책적 시사점을 도출하는 것을 목적으로 한다. 실증분석에는 한국주택금융공사의 「2024년도 주택금융 및 보금자리론 실태조사」 자료를 활용하였다.

연구 방법은 다음과 같이 구성된다. 첫째, 희망 주택담보대출금액과 희망 주택가격이 상호 영향을 주고받는 동시결정 구조를 전제로 대출금액의 검열 문제와 주택가격 방정식 내 내생성(endogeneity) 문제를 동시에 교정하는 토빗-2SRI(two-stage residual inclusion) 연립방정식 모형을 구축하였다. 구체적으로, 대출 의향이 없는 응답자의 대출금액이 0으로 관측되는 좌측 검열 특성을 보정하고, 잠재적 대출수요를 추정하기 위해 1단계에서 토빗 모형을 추정한 후, 이 결과로부터 일반화 잔차(generalized residual)를 산출한다. 이어서 2단계에서는 해당 일반화 잔차를 컨트롤 평선으로 주택가격 방정식에 포함하는 2SRI 절차를 적용하여 OLS(ordinary least squares)로 최종 추정함으로써 내생성 편의를 제거하였다. 둘째, 연립방정식의 식별을 확보하기 위해 배제제약을 적용하여 가격 전용 변수, 대출 전용 변수, 공통 통제 변수를 구분하고, 각 방정식에 고유한 외생변수를 부여하였다. 셋째, 횡단면 자료에서 빈번히 발생하는 이분산성(heteroskedasticity) 문제는 Huber-White 강건 표준오차(robust standard errors)를 사용해 보정하였고, 다중공선성(multicollinearity)은 분산팽창계수(variance inflation factor, VIF)로 점검하여 모형의 추정 안정성과 해석의 신뢰성을 확보하였다. 이와 같은 분석 설계를 통해 주택 보유 인식의 변화가 잠재적 대출수요와 가격결정에 미치는 경로를 식별하고 정량화하였으며, 그 결과를 바탕으로 주택금융정책의 설계 및 미시적 수요관리 전략에 대한 정책적 함의를 제시하였다.

3. 연구의 구성

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제1장에서는 주택 보유 인식의 변화가 희망 주택금융 수요와 희망 주택 수요에 미치는 영향에 대한 연구의 배경과 필요성을 제시하고, 표본·변수·모형 개요를 포함

한 연구 범위와 방법을 개괄한다. 제2장에서는 관련 이론을 바탕으로 인식·정책·입지 요인이 대출 및 가격 결정에 작동하는 경로를 체계적으로 정리하며, 본 연구의 차별성과 기여점을 명확히 한다. 제3장에서는 자료의 선정 기준, 변수 구성, 모형의 분석 절차와 방법을 상세히 설명하여 연구의 핵심 설계를 제시한다. 제4장에서는 기초통계와 추정치를 단계적으로 보고하고, 주요 요인 간 관계를 해석하여 실증적 의미를 도출한다. 마지막으로 제5장에서는 분석 결과에 기초한 주택금융 정책에 대한 시사점을 제시하고, 연구의 한계와 향후 연구 과제를 논의한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

1. 이론적 배경

1) 레버리지 사이클 이론(Leverage Cycle Theory)

레버리지 사이클 이론은 담보가치와 차입여력의 상호작용이 자산가격 순환을 증폭시킨다는 관점을 제시한다. 주택가격이 상승하면 담보가치가 확대되고, 금융기관은 LTV 완화나 마진 축소를 통해 신용 공급을 늘린다. 확대된 신용은 추가 수요를 유입하여 다시 가격 상승을 유도하고, 반대로 가격이 하락하면 담보가치 축소와 함께 신용경색이 발생해 시장은 빠르게 하강 국면으로 전환된다(Geanakoplos, 2010). 또한 가계기업의 순자산이 개선되면 외부금융 조달 비용이 감소하여 차입투자가 늘고, 이는 다시 자산가치를 끌어올리는 순환을 만들어 경기 변동성을 키운다(Kiyotaki & Moore, 1997).

특히 주택은 자산이면서 내구재이므로 이러한 증폭효과가 강하게 작동한다. 이 과정은 주택 보유 인식과 밀접하게 연결된다. 주택을 반드시 보유해야 한다는 규범적 인식이나 가격 상승 기대가 커질수록 가계는 더 높은 LTV·더 큰 대출규모를 수용하게 되고, 승인된 신용은 다시 가격을 밀어 올리는 가속 장치가 된다. 반대로 보유 인식이 약화되면 가계는 레버리지를 줄이고 금융기관도 심사를 강화하며, 담보대출과 가격은 동시에 둔화한다. 즉, 주택 보유 인식은 레버리지 사이클의 증폭과 완화를 매개하는 핵심 심리·행태 요인으로 기능한다.

2) 신용제약 이론(Credit Constraint Theory)

신용제약 이론은 금리만으로 대출이 조정되지 않고, 정보 비대칭과 도덕적 해이로 인해 대출한도·담보 요구 등 수량제약이 주요 조정수단으로 사용됨을 강조한다. Jaffee & Modigliani(1969)는

일부 차입자가 높은 금리를 감수하더라도 담보대출 자체가 배분적으로 제한될 수 있음을 보였고, Stiglitz & Weiss(1981)는 금리 인상이 오히려 역선택과 도덕적 해이를 심화시켜 금융기관이 금리 대신 한도·담보를 조정하는 것이 합리적이라고 설명했다. 주택금융은 장기·대규모·담보 중심이라는 특성상 이러한 수량제약의 영향이 특히 크며, 실제 대출가능액은 소득·자산·신용점수·담보가치, 그리고 LTV·DSR 같은 제도적 상한에 의해 결정된다.

이를 주택 보유 인식과 연계하면, 신용제약은 공급 제약이면서 동시에 수요 조정 경로를 제공한다. 주택 보유 필요성이나 가격 상승 기대가 강화될수록 가계는 부족한 자기자본을 대출로 보완하려고 하고 더 높은 LTV·더 큰 대출규모를 선호한다. 반대로 보유 인식이 약해지면 대출을 통한 구매유인이 감소하여 신용수요 자체가 줄어든다. 따라서 동일한 금리규제 환경에서도 주택 보유 인식의 변화만으로도 주택담보대출 수요는 크게 달라질 수 있으며, 이는 신용제약 이론이 설명하는 수요 측 조정 메커니즘과 정확히 부합한다.

3) 주택보유 목적에 따른 차별적 수요

주택은 실거주재(consumption goods)와 투자재(investment goods)의 성격을 동시에 지니며, 보유 목적에 따라 주택금융 수요와 가격 선호가 뚜렷하게 구분된다. 실거주 목적 가구는 주거 안정성과 생활 편의 등 비금전적 효용을 중시하여 주택을 현재 소비재로 인식한다. 이에 따라 희망 주택가격은 생애주기, 가구원 수, 직주근접 등 필요 기반 요인에 의해 결정되고, 희망 대출규모 역시 부족한 자기자본을 보완하는 수준으로 제한된다. 결과적으로 보수적 레버리지 전략을 선호하며 상환 가능성의 안정성을 우선한다.

반면 투자 목적 가구는 주택을 자본이득·임대수익을 창출하는 자산으로 간주하는 만큼 기대수익률과 시장 전망에 따라 희망 주택가격을 적극적으로 상향 조정한다. 이들은 레버리지 효과 극대화를 위해 높은 LTV와 큰 대출규모를 수용하는 경향이 강하며(김준형·신재섭, 2016; 이승훈, 2024), 동일한 소득·자산 조건에서도 실거주 목적보다 더 높은 가격과 대출을 선호한다. 특히 시장 과열기에는 투자 목적의 레버리지 수요가 가격 상승을 가속화하고 변동성을 증폭시키는 것으로 나타난다(박연우·방두완, 2012; 이승훈, 2024).

4) 주택보유 인식 변화의 경로

주택 보유 인식은 고정된 것이 아니라 시장 상황과 정책 변화에 따라 동태적으로 조정되며,

이는 희망 대출규모와 희망 주택가격에 직접적 영향을 미친다.

첫째, 가격 하락 기대는 자본손실 위험을 인식하게 하여 보유 필요성을 낮추고, 결과적으로 희망 가격과 레버리지 축소로 이어진다. 둘째, 보유세 부담 증가는 보유비용을 높여 특히 다주택·고가주택 보유자의 수요를 약화시키며 희망 가격 조정을 유발한다. 셋째, 대출금리 상승 기대는 금리 인상 전 선매수 심리를 자극해 단기적으로 희망 가격을 높일 수 있으나(이근영·김남현, 2016), 동시에 이자 부담 우려로 희망 대출규모는 축소되는 경향이 나타난다. 넷째, LTV·DSR 등 규제 강화 전망은 차입가능액을 제약해 희망 가격과 대출금액을 모두 낮추는 방향으로 작동한다(김종희, 2024).

본 연구는 이러한 인식 변화를 시장·정책 요인에 대한 기대 형성과 그 기대의 반영을 통해 희망 주택가격과 희망 대출규모가 동시에 결정되는 미시적 경로로 이해한다. 실거주 신념은 주거서비스 효용 극대화를 기반으로 보수적 차입을 유도하며, 투자 신념은 기대수익률 극대화를 위해 공격적 레버리지를 선택하게 된다. 아울러 금리·세제·가격·대출규제에 대한 기대는 이러한 선택의 시점과 강도를 조절한다.

결국 보유비용(세제), 자본손실 위험(가격), 신용제약(대출규제), 타이밍 기대(금리·가격 전망)라는 네 가지 채널을 통해 보유 신념이 조정되며, 그 변화는 희망 주택가격과 대출규모에 방향성 있는 변화를 유발한다.

본 연구에서의 주택보유 인식 변화는 실거주 1주택 필요 응답자를 대상으로, 가격·세제·금리·대출여건 변화 시 보유 필요성이 약화될 수 있다고 인지하는지 여부와 그 구체적 촉발 요인(가격하락, 보유세 인상, 금리인상, 대출액 감소)을 식별·측정한 변수로 정의한다.

2. 선행연구

국내외 선행연구는 가구의 인식·기대·제약이 주택금융 수요와 주택가격 결정에 유의미한 영향을 미친다는 점을 일관되게 보여준다. 주요 논의는 다음 네 가지 축으로 정리할 수 있다.

첫째, 신용제약 및 구매력 채널에 관한 연구다. 정의철(2019)은 한국노동패널(2009~2016)을 활용해 주택점유형태 결정요인을 분석한 결과, 청년가구는 순자산 변화에 민감하게 반응하며 LTV 완화와 금리 인하의 조합이 자가점유율 제고에 효과적임을 제시하였다. 김종희(2024)는 규제 강화가 구매력을 직접적으로 제약하며, 그 영향이 청년층과 미래수요에서 더욱 크게 나타난다고 분석하였다. 이들 연구는 소득·자산·규제 강도가 주택구입 의사결정과 대출 접근성에 구조적 제약을 형성함을 보여준다.

둘째, 기대심리 요인에 관한 연구다. 손정만·구자훈(2023)은 금리 하락기와 상승기를 구분해 소비

자심리의 영향력을 분석한 결과, 부동산경기 인식과 규제완화 기대가 긍정적일수록 주택 구매확률이 일관되게 증가함을 확인했다. 이혜주 외(2021)는 주택구매 인식은 소비성향의 영향을 받지만 경제적 준비 수준은 소비성향과 무관하다는 점을 제시하며, 주거불안 완화·소득증대·임대공급 확대의 필요성을 강조했다. 홍상우·박미래(2024)는 주거불안이 자가 의지를 강화하고 반대로 주택상태 만족도는 자가 의지를 약화시키는 작용을 한다고 밝혔다.

셋째, 대출과 가격의 상호작용에 관한 연구다. 박연우·방두원(2012)은 주택가격과 담보대출이 서로를 강화하는 양(+)의 상호작용 관계에 놓여 있으며, DTI 등 상환능력 검증 강화가 가격 안정화에 기여함을 제시했다. 이인재·박진백(2019)은 대출 확대가 주택가격 변동성을 크게 증폭시키며, 특히 전세가율이 낮고 투자수요가 집중된 수도권에서 그 효과가 두드러진다는 점을 밝혔다. 김다희 외(2018)는 글로벌 금융위기 이후 투자심리 약화가 매매가격과 자가점유율을 동반 하락시켰음을 확인했으며, 이승훈(2024)은 급등 국면에서 실수요·투자수요·공급충격 순으로 가격 영향력이 크게 나타난다고 분석했다.

넷째, 소비·투자 수요의 이질성에 관한 연구다. 김준형·신재섭(2016)은 연령, 교육, 직업, 가구원 수, 소득, 자산, 서울 거주 여부에 따라 투자성향 주택수요의 체계적 이질성이 존재함을 실증적으로 확인하였다.

종합하면, 주택 보유 인식의 변화는 단순한 태도 변수를 넘어 기대심리, 소득·자산, 고용안정 등 미시적 요인과 금리, 신용등급, 규제 강도 등 거시적 요인의 교차 지점에서 작동한다. 특히 청년 입차가 구의 경우 주거불안·전월세 부담·부모자산 의존도가 높아 대출수요가 민감하게 반응하고, 기대가 높을수록 거래 활성화와 레버리지 확대를 통해 가격 상승이 증폭되는 반면 금융규제 강화는 단기 수요를 억제하는 경향이 있다.

본 연구는 이러한 선행연구를 토대로 희망 주택담보대출금액의 검열 문제, 희망 주택가격의 내생성 문제를 동시에 교정할 수 있는 토빗-2SRI 연립방정식 모형을 구축한다. 이를 통해 주택보유 인식이 두 변수에 미치는 구조적 경로와 상호작용을 실증적으로 규명하고, 향후 주택금융 정책 설계의 정밀화를 위한 시사점을 제시하고자 한다.

3. 연구의 차별점

본 연구는 주택 보유 인식의 변화가 희망 주택담보대출금액과 희망 주택가격에 미치는 영향을 구조적으로 규명하며, 기존 선행연구와 비교하여 본 연구의 차별점은 다음과 같다.

첫째, 금리, 소득, 자산 등 객관적 경제요인에 주로 의존해 온 기존 접근과 달리, 주택보유 인식

변화, 실거주투자 목적 인식, 정책자금 이용 의향 등 심라제도적 요인을 핵심 변수로 설정하였다.

둘째, 소비 수요와 투자 수요의 이질성을 명확히 식별하기 위해 실거주투자 목적을 구분한 정책적 인식뿐 아니라, 가격, 보유세, 대출금리, 대출금액 등 1주택 보유 인식 변화의 세부 요인을 독립변수로 구성하여 각각이 주택금융 수요와 주택가격 형성에 미치는 차별적 효과를 비교·분석하였다.

셋째, 정책자금 이용의향을 대출 전용 변수로 배치함으로써 정책모기지의 영향을 우선 대출 채널에서 식별하고, 그 파급이 가격으로 전이되는 간접 경로를 구조적으로 확인하였다. 이를 통해 정책자금이 가격에 대한 직접적인 혼합 해석 가능성을 차단하고, 정책 변수의 직·간접 효과를 구분해 분석하였다.

종합하면, 본 연구는 토빗-2SRI 연립방정식 모형을 통해 희망 주택금융 수요와 희망 주택가격의 동시결정 구조를 추정하고, 심라제도적 인식 요인의 다면적 영향과 전이 경로를 실증적으로 제시함으로써, 주택금융 정책의 정밀 설계와 운영에 실질적 근거를 제공한다.

III. 분석 방법 및 자료

1. 자료의 선정

1) 분석모형

본 연구는 희망 대출금액과 희망 주택가격이 상호 영향을 주고받는 동시결정 구조를 전제로 한다. 식별을 위해 배제제약을 부여하였는데, 구체적으로 서울 거주 여부와 아파트 거주 여부, 실거주투자 목적 인식, 1주택 보유 인식 변화 변수는 가격 전용 변수로, 정책자금 이용 의향과 혼인 여부 변수는 대출 전용 변수로 배치하였다. 이 밖에 연령, 맞벌이 여부, 소득, 순자산 등은 두 방정식에 공통 통제변수로 포함하였다. 추정 절차는 다음과 같다. 1단계에서 희망 대출금액 방정식을 토빗모형으로 추정하여 좌측 검열을 보정하고 일반화 잔차를 도출하였다. 2단계에서는 해당 잔차를 컨트롤 평선으로 가격 방정식에 포함하는 2SRI 방식을 적용하여 OLS로 희망 주택가격을 추정함으로써 내생성을 교정하였다. 기본 모형의 구조는 다음 <식 1>, <식 2>에서 제시한 바와 같다.

[1단계 토빗모형: 희망 주택담보대출 방정식]

$$\ln(L_i^*) = \pi Z + \gamma X_i + \mu_i, \quad L_i = \max(0, L_i^*) \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

[2단계 2SRI 모형: 희망 주택가격 방정식]

$$\ln(P_i^*) = \beta \ln(L_i) + \delta X_i + \theta Y_i + \rho \hat{r}_i + \epsilon_i \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

위의 식과 같이 컨트롤펄션(2SRI) 1단계 토빗모형에서 L_i 를 추정하고, 검열 여부에 따라 정의되는 일반화 잔차 \hat{r}_i 를 계산한다. 2단계 SRI 모형에서는 P_i^* 를 추정하며, ρ 의 유의성을 통해 내생성을 진단한다. 위 식들에서 P_i^* 는 가구 i 의 희망 주택가격이며, L_i 는 가구 i 의 희망 주택담보대출금액, L_i^* 는 가구 i 의 잠정적 희망 주택담보대출금액을 나타낸다. X_i 는 토빗모형과 2SRI모형의 공통변수 벡터, Z_i 는 대출 전용 변수 벡터, Y_i 는 가격 전용 변수 벡터이다. ϵ_i 와 μ_i 는 각각 희망 주택가격 모형의 오차항과 희망 주택담보대출금액 모형의 오차항을 의미한다.

또한, 연립방정식 모형이 식별되기 위해 각 방정식에 대한 고유의 외생변수가 존재해야 한다. 본 연구에서는 선행연구를 기반으로 하여 배제제약을 통해 두 연립방정식의 식별 가능성을 확보하였다. 구체적으로, 서울 거주 여부 변수와 아파트 거주 여부 변수는 지역 및 유형 프리미엄의 가격 채널을 포착하기 위해 희망주택가격 방정식에만 포함되며, 반면 정책자금이용 의향 변수와 혼인상태 변수는 대출상환, 우대금리 등 수량규칙 채널을 반영하기 위해 희망 대출금액 방정식에만 포함되도록 하였다. 또한, 1주택 보유 인식 변화 더미들은 보유비용, 자본손실, 신용제약, 타이밍 경로를 통해 희망 주택가격에 이론적 경로가 존재하므로 가격 전용 방정식에 포함하였다.

본 연구는 한국주택금융공사「2024년도 주택금융 및 보금자리론 실태조사」 자료를 기반으로 수행되었으며, 이를 통해 가구의 희망 주택담보대출 규모와 희망 주택가격의 결정요인을 실증적으로 규명하고, 그 결과에 근거한 정책적 시사점을 도출하는 데 목적이 있다.

2) 분석자료

본 연구는 한국주택금융공사의「2024년도 주택금융 및 보금자리론 실태조사」를 활용하여, 주택 보유 인식 변화가 가구의 희망 주택담보대출 규모와 희망 주택가격 결정에 미치는 구조적 영향을 실증적으로 분석한다. 해당 조사는 주택금융 이용 행태, 주택 구입 의향, 금리 선호, 주거 형태, 투자 목적 등을 포괄하고 있어 본 연구 목적에 적합하다. 다만 단년도 횡단면설문 자료라는 특성상 응답자의 주관성, 대표성 저하 가능성, 시계열 분석의 제한, 그리고 지역 변수가 광역 단위에 한정되는 한계가 존재한다.

희망 주택담보대출금액과 희망 주택가격은 동시결정 구조를 갖기 때문에 두 변수를 모두 로그값으로 변환하여 분포 왜곡을 완화하고 탄력성 기반의 해석을 가능하게 하였다.

독립변수는 여섯 범주로 구성된다. 첫째, 인구통계학적 특성(가구주 연령·혼인 여부·맞벌이 여부)이며, 혼인 여부는 대출 수요에 직접적 영향을 미친다는 점에서 대출 전용 변수로 설정하였다. 둘째, 경제적 특성(월평균소득순자산 로그값)으로, 가구의 구매력과 대출 규모의 관련성을 파악하기 위함이다. 셋째, 주거 특성(서울 거주·아파트 거주)은 지역·유형 프리미엄의 가격 채널을 확인하기 위해 가격 전용 변수로 배치하였다. 넷째, 정책금융 이용의향은 대출 상환·우대금리 효과를 식별하기 위해 대출 전용 배제제약 변수로 활용하였다. 다섯째, 주택 인식 특성(실거주투자 신념)은 소비자·투자자 인식 차이가 가격 선호에 반영된다는 점에서 가격 전용 변수로 설정하였다. 여섯째, 1주택 보유 인식 변화 요인은 기대·심리가 가격 형성에 영향을 준다는 점을 고려하여 가격 전용 변수로 포함하였다.

이와 같은 변수 설계와 배제제약 설정을 통해 두 방정식의 식별을 확보하고, 주택 보유 인식이 대출 및 가격 결정에 미치는 구조적 효과를 정밀하게 추정하고자 하였다.

3) 측정변수

본 연구는 한국주택금융공사의 「2024년도 주택금융 및 보금자리론 실태조사」를 기반으로, 주택 보유 인식 변화가 가구의 희망 주택금융 수요와 희망 주택가격 형성에 미치는 영향을 규명하기 위해 측정변수를 구성하였다. 변수 설계는 선행연구와 모형의 식별 요건을 반영해 여섯 범주로 체계화하였다.

종속변수는 희망 주택담보대출금액과 희망 주택가격으로, 상호작용적 구조를 고려하여 두 변수를 모두 자연로그로 변환하였다. 희망 대출금액은 0 검열 특성에 따라 1단계 토빗모형, 희망 주택가격은 2단계 2SRI 모형의 종속변수로 사용하였다.

독립변수는 가구 특성과 인식 차이를 반영하기 위해 여섯 범주로 구성하고, 토빗-2SRI의 식별전략에 따라 일부 변수에는 배제제약을 부여하였다. 첫째, 인구통계학적 특성(가구주 연령, 맞벌이, 혼인)은 생애주기·소득구조 변화의 영향을 확인하기 위한 변수이며, 혼인 여부는 금융조건과 대출 수요에 직접 작용한다는 점에서 대출 전용 변수로 설정하였다. 둘째, 경제적 특성으로 월평균소득과 순자산을 로그로 포함해 가구의 경제력과 대출가격 수준 간 연계를 포착하였으며, 두 변수는 공통통제로 활용하였다. 셋째, 주거 특성(서울 거주, 아파트 거주)은 지역 프리미엄과 유형 선호의 가격효과를 확인하기 위한 것으로, 금융규제와 무관한 구매 측 요인이라는 점에서 가격 전용 변수로 배치하였다. 넷째, 정책금융 이용 특성은 정책자금 이용의향으로 측정하였으며, 보금자리론 등 공적 대출이 민간

차입에 미치는 영향을 확인하기 위해 대출 전용 변수 및 배제제약으로 설정하였다. 다섯째, 주택인식 특성은 실거주투자 신념 더미로 구성하여 소비자-투자자 인식의 차이를 구분하였다. ‘실거주 1주택’ 및 ‘임차 형태 선호’는 실거주 인식으로, ‘투자 목적’ 응답은 투자 인식으로 분류하고, ‘모르겠다’는 비교집단으로 사용하였다. 해당 변수들은 가격 형성에 직접 작용한다는 점에서 가격 전용으로 설정하였다. 여섯째, 1주택 보유 인식변화 특성은 보유비용, 자본손실 위험, 신용제약, 타이밍 기대에 대한 인식 변화로 구성하였다. 이는 기대심리가 희망가격 형성에 미치는 경로를 확인하기 위한 것으로, 모두 가격 전용 변수로 포함하였다. 마지막으로, 가격 전용 변수와 대출 전용 변수를 구분하는 기준으로 선행연구의 연구결과를 참고하였다. 지역적 특성(서울 내 거주 여부)과 주택유형(아파트 거주 여부)은 구매자의 거주선택 의사를 반영하여 가격에 영향을 미치지만, 이는 금융규제와 별개의 시장의 수요요인으로 작용한다(강영옥, 2004). 주택 보유의 필요성 약화 등 심리적 인식은 구매 시점, 희망가격 결정에 작용하지만, 실제 대출 가능금액은 금융기관의 LTV, DTI 규제에 의해 독립적으로 결정된다(김대원·유정석, 2013). 또한, 주택보유 인식 변화(기대심리)는 구매의사 강도 및 지불의사를 높이지만, 대출가능액의 차입제약은 정책적 규제에 의해 결정되는 독립적인 프로세스이다(전병욱박나라, 2022).

이러한 근거를 바탕으로 본 연구에서는 서울 거주 여부와 아파트 거주 여부, 주택 보유 인식 관련 변수를 주택가격에만 직접 작용하는 가격 전용 변수로 설정하였다. 반면, 희망대출금액은 가구의 소득자산 및 금융규제(LTV·DTI·DSR)에 의해 결정되는 구조적 제약의 성격을 가지기 때문에 지역유형 변수나 보유 인식 변화 변수가 대출한도를 직접 변화시키는 요인으로 보기 어렵다고 판단했다. 따라서, 두 방정식의 구조적 차이를 반영하여, 희망 주택가격 방정식에는 공간유형·인지 요인을 포함하고, 대출 방정식에는 금융·소득 제약 중심으로 배치하는 식별전략을 채택하였다.

이와 같은 변수 체계를 바탕으로 구축한 토빗-2SRI 연립방정식 모형을 통해, 주택 보유 인식이 희망 대출금액과 희망 주택가격에 미치는 직접 효과와 대출 채널을 경유한 간접 효과를 식별·계량하였다. 이를 근거로 정책의 대상수단시점 설계를 정밀화하기 위한 실증적 시사점을 제시한다. 본 연구에서 사용한 구성변수와 측정 방식은 <표 1>에 정리하였다.

2. 기술통계량

본 연구의 기초통계는 한국주택금융공사「2024년도 주택금융 및 보금자리론 실태조사」원자료를 기반으로 총 1,431개 표본에 대해 구축하였으며, 주택금융 수요와 주택가격 관련 핵심 변수들의 기술통계를 산출하였다. 기술통계량은 <표 2>와 같다.

〈표 1〉 변수의 정의

구분		변수명	단위	비고
종속변수		희망 주택담보대출금액 (주택금융수요)	로그	희망 주택담보대출금액의 로그값
		희망 구입주택가격 (주택수요)	로그	희망 구입주택가격의 로그값
독립 변수	인구통계학적 특성	가구주 연령	연령	가구주의 연령
		혼인 여부	더미	기혼일 경우=1, 미혼일 경우=0
		맞벌이 여부	더미	맞벌이일 경우=1, 맞벌이가 아닐 경우=0
	경제적 특성	월평균소득	로그	가구의 월평균소득의 로그값
		순자산	로그	가구의 순자산(총자산-총부채)의 로그값
	주거특성	서울 거주 여부	더미	서울 거주일 경우=1, 비서울 거주일 경우=0
		아파트 거주 여부	더미	아파트 거주일 경우=1, 비아파트 거주일 경우=0
	정책자금 이용 특성	정책자금이용의향 여부	더미	주택금융공사 정책자금(보증자리론) 이용 시=1, 시중은행 대출 이용 시=0
	주택인식특성	실거주 목적 여부	더미	실거주 목적일 경우=1, 주택에 대한 인식이 없을 경우=0
		투자 목적 여부	더미	투자 목적일 경우=1, 주택에 대한 인식이 없을 경우=0
	1주택 보유 인식변화특성	주택가격변화 요인 여부	더미	주택보유 불필요로 인식이 변화하는 원인이 주택가격하락일 경우=1, 인식변화 없음=0
		주택보유세변화 요인 여부	더미	주택보유 불필요로 인식이 변화하는 원인이 주택보유세상승일 경우=1, 인식변화 없음=0
		대출금리변화 요인 여부	더미	주택보유 불필요로 인식이 변화하는 원인이 대출금리상승일 경우=1, 인식변화 없음=0
		대출금액변화 요인 여부	더미	주택보유 불필요로 인식이 변화하는 원인이 대출금액감소일 경우=1, 인식변화 없음=0

종속변수는 희망 주택가격과 희망 주택담보대출금액을 자연로그로 변환해 사용하였다. 희망 주택 가격(로그)의 평균은 10.543, 표준편차는 0.600이며, 최소 8.006, 최대 12.429로 비교적 좁은 범위에 분포한다. 반면 희망 대출금액(로그)은 평균 5.233, 표준편차 4.7293, 최소 0, 최대 11.408으로 변동성이 훨씬 크다. 특히 대출금액의 최소값이 0으로 관측된 것은 대출 의향이 없는 응답이 존재함을 의미하며, 좌측 검열 특성으로 인해 1단계 방정식을 토빗(Tobit)으로 설정한 근거가 된다.

독립변수는 인구통계, 경제, 주거 특성, 정책자금 이용, 주택인식, 인식 변화의 여섯 범주로 구성했다. 인구통계 측면에서 가구주 연령의 평균은 45.068세(표준편차 11.128)로, 표본의 다수가 주택

구입 활동이 활발한 30~50대에 분포한다. 혼인 여부와 맞벌이 여부는 더미로 측정되었으며, 표본 전반에 안정적 가구구성과 적극적 소득활동이 관찰된다. 경제적 특성에서 월평균소득과 순자산의 로그 평균은 각각 6.099, 9.784로 나타났다.

주거 특성 중 서울 거주 여부의 평균은 약 16.56%로 표본의 다수가 비서울 지역 거주자였고, 아파트 거주 여부는 54.44%로 절반을 상회하여 주거 유형의 선호도를 반영하였다. 정책자금 이용 여부의 평균은 0.4088로, 전체의 약 41%가 보금자리론 등 정책자금을 이용한 경험 또는 의향이 있는 것으로 파악되어 공적 주택금융의 높은 활용도를 나타냈다.

주택인식 특성에서 실거주 목적과 투자 목적 더미의 평균은 각각 0.7799와 0.1719로, 표본 전반에서 주택을 실거주 목적의 자산으로 인식하는 경향이 순수한 투자 목적의 자산으로 인식하는 경향보다 강하게 나타났다. 1주택 보유 인식의 변화 특성의 경우, 주택가격 변화 요인 여부와 주택보유세 변화 요인 여부의 평균은 각각 0.4088과 0.3173, 대출금리 변화 요인 여부는 0.3522, 대출금액 변화 요인 여부는 0.1824로 집계되었다. 이는 다른 변화 요인에 비해 주택을 보유하지 않거나 처분해야 할 요인으로 주택가격 변화 가능성과 대출금리 상승에 대한 인식 수준이 상대적으로 높게 나타났다.

〈표 2〉 기술통계량

구분		변수명	N	평균	표준편차	최솟값	최댓값
종속변수		ln_희망주택가격	1,431	10.543	0.5998	8.0064	12.4292
		ln_희망대출금액	1,431	5.233	4.7293	0	11.4076
독립 변수	인구통계학적 특성	가구주연령	1,431	45.0678	11.1276	21	85
		혼인여부	1,431	0.7694	0.4214	0	1
		맞벌이 여부	1,431	0.5849	0.4929	0	1
	경제적 특성	ln_평균소득	1,431	6.0991	0.4188	2.9957	7.3132
		ln_순자산	1,431	9.7837	1.0242	4.6052	12.8992
	주거 특성	서울 거주 여부	1,431	0.1656	0.3719	0	1
		아파트 거주 여부	1,431	0.5444	0.4982	0	1
	정책자금 이용 특성	정책자금이용의향 여부	1,431	0.4088	0.4918	0	1
	주택인식 특성	실거주 목적 여부	1,431	0.7799	0.4145	0	1
		투자 목적 여부	1,431	0.1719	0.3774	0	1
	1주택 보유 인식변화 특성	주택가격변화 요인 여부	1,431	0.4088	0.4918	0	1
		주택보유세변화 요인 여부	1,431	0.3173	0.4656	0	1
		대출금리변화 요인 여부	1,431	0.3522	0.4778	0	1
		대출금액변화 요인 여부	1,431	0.1824	0.3863	0	1

IV. 실증분석

1. 실증분석

본 연구는 희망 주택담보대출금액과 희망 주택가격의 동시결정 구조를 전제로, 주택 보유 인식의 변화가 주택금융 수요와 주택가격 형성에 미치는 직간접적인 영향과 그 메커니즘을 다차원적으로 식별하기 위해 토빗-2SRI 연립방정식 모형을 구축하였다. 이 방법론을 통해 대출금액 변수의 검열 문제와 주택가격 결정식에 내생적으로 작용하는 대출금액 변수의 내생성 문제를 동시에 교정하고자 하였다.

본 연구는 앞선 제3장의 논의에 따라 다음과 같은 단계적 과정을 통해 모형을 추정하였다.

첫 번째 단계에서는 희망 주택담보대출 방정식을 토빗 모형으로 추정하였다. 희망 대출금액 변수는 응답자 중 대출 의향이 없는 표본에서 값이 0으로 관측되는 좌측 절단 편향성을 내포하고 있다. 이러한 표본 특성으로 인해 OLS 모형을 적용할 경우 추정 계수에 하방 편이가 발생할 수 있다. 따라서, 본 연구에서는 이러한 편이를 해결하고 대출 수요를 정확히 추정하기 위해 희망 대출금액 방정식을 토빗 모형(Tobit model)으로 추정하였다. 이러한 1단계 추정 결과를 바탕으로 2단계 내생성 교정에 활용될 일반화 잔차(generalized residual)를 산출하였다.

두 번째 단계에서는 희망 주택가격 방정식을 2SRI 모형으로 추정하였다. 주택가격 결정식에 포함된 희망 대출금액은 주택가격과 상호 영향을 미치는 내생변수이므로 단순 OLS 모형으로 분석할 경우 일관성 없는 추정 결과를 도출할 수 있다. 따라서, 본 연구는 내생성 문제를 해결하기 위해 1단계 토빗 모형에서 산출된 일반화 잔차(\hat{r}_i)를 희망 주택가격 방정식에 추가하는 2SRI(컨트롤 평선) 방식을 적용하여 OLS 모형으로 최종 추정하였다.

1) 1단계 분석: 희망 주택담보대출 분석(토빗 모형)

본 연구의 1단계 분석은 희망 주택담보대출금액과 희망 주택가격의 동시결정 구조를 분석하기 위한 첫 번째 단계로, 대출 의향이 없는 응답에서 값이 0으로 절단되는 특성을 보정하고 값이 0으로 관측되는 좌측 검열(left-censoring)을 보정하기 위해 토빗(Tobit) 모형으로 희망 대출금액 방정식을 추정하였다. 추정 결과는 다음 <표 3>과 같다.

1단계 분석은 무대출(0) 응답이 존재하는 좌측 검열 구조(left-censoring)를 반영하여 단순 OLS의 하방편의 가능성을 제거하고 잠재적 대출 수요 결정요인을 식별하도록 설계되었다. 모형 적합도

〈표 3〉 토빗모형 추정결과: 희망 주택담보대출 모형

구분		희망 주택담보대출 모형	
		Coef.	SE
상수항		-23.054	46.062
인구통계학적 특성	가구주 연령	-0.188	0.145
	혼인 여부	0.797	3.863
	맞벌이 여부	0.494	2.974
경제적 특성	ln_월평균소득	4.252***	1.502
	ln_순자산	-0.499	5.243
정책자금이용 특성	정책자금이용의향 여부	18.494***	8.029
로그우도(Log-likelihood)		-3,730.5452	
Wald χ^2		89.6417	
자유도(df)		6.0	
p-value		0.000	

주: *** 유의수준 1%에서 통계적으로 유의($p < 0.01$).

측면에서 Wald χ^2 과 로그우도값이 통계적으로 유의하게 나타나 설명변수 묶음의 통계적 설명력이 유의함을 확인하였다.

1단계 토빗 모형의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 정책자금 이용의향 여부와 희망 주택담보대출금액이 정(+)의 관계로 나타나 정책모기지 활용의사가 존재하는 가구일수록 잠재적 대출수요가 유의하게 확대되는 것으로 나타났다. 이는 정부가 지원하는 대출상품의 낮은 금리나 우대조건이 가계의 금융부담을 완화시켜 더 많은 대출자금을 빌려 주택을 구매하려는 동기를 부여하기 때문이다. 또한, 대출한도, 우대금리, 보증요건 등 정책적 수량규칙 채널이 가구의 대출수요 결정에 실질적으로 작동한다는 점을 의미한다. 정책적 측면에서는 금리, 한도, 보증요건 등 미세조정이 민간대출수요와 정책자금수요와의 대체보완 관계를 통해 총대출수요를 정교하게 조절하는 수단이 될 수 있음을 시사한다.

둘째, 경제적 특성에서 월평균소득과 희망 주택담보대출금액이 정(+)의 관계로 나타나 소득이 높은 가구일수록 대출수요가 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 소득이 상환능력과 신용한도를 확장시켜 더 큰 규모의 주택구입을 가능하게 하고, 동일한 자기자금 여건 하에서도 레버리지 최적화를 통해 낮은 한계자금비용을 활용하고자 하는 잠재적 수요가 존재함을 반영한다. 또한, 정책적 주택수요 규제(LTV-스트레스 DSR 규제 등)가 동일하더라도 소득 규모가 커질수록 허용 가능한 대출금액이 증가함을 반영한다. 따라서, 이러한 결과는 상환구조의 탄력화, 한도 캡의 구간별 차등화 등 소득계층별로 상이한 대출 접근성과 주거선호를 고려한 표적화된 정책 설계의 필요성을 시사한다.

한편, 그 외의 변수들은 본 표본과 사양에서 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다. 이는 해당 요인들의 효과가 부재함을 의미하기보다는, 소득 및 정책채널의 설명력이 상대적으로 크거나 효과가 연령대, 지역, 자산계층 등에 따라 이질적으로 나타날 수 있으며, 검열 구조와의 상호작용 때문에 유의성이 약화되었을 가능성을 시사한다. 따라서, 지역별·자산구간별 층화 추정 등을 통한 조건부 효과를 재검토할 필요가 있다.

종합하면, 1단계 토빗 추정은 정책자금 이용의향과 가계소득이 잠재적 대출수요를 결정짓는 중요한 요소로 확인되었고, 잠재적 대출수요가 정책 변수와 가계의 소득능력이라고 하는 이중 채널을 통해 구조적으로 영향을 미치고 있음을 나타낸다. 이는 2단계에서 대출-가격 연계 메커니즘을 식별하는 데 필수적인 기반을 제공한다.

2) 2단계 분석: 희망 주택가격 분석(Two-Stage Residual Inclusion 모형)

2단계 분석에서는 희망 주택담보대출금액과 희망 주택가격의 동시결정 구조를 전제로 주택 보유 인식의 변화가 주택수요에 미치는 영향과 그 메커니즘을 규명하기 위해 토빗-2SRI 연립방정식 모형을 구축하고 분석하였다.

희망 주택가격 분석은 좌측 검열이 존재하는 희망 주택담보대출금액을 1단계 토빗모형(Tobit model)으로 추정하고 1단계에서 도출된 일반화 잔차(Tobit_resid)를 2단계 희망 주택가격 방정식에 컨트롤평선으로 포함한 2SRI 방식을 적용하여 OLS 모형으로 분석 결과를 도출하였다. 토빗 1단계 일반화 잔차(Tobit_resid)의 계수가 두 모델에서 모두 음(-)의 값을 나타내며, 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 이는 단순 OLS 추정에서 희망 대출금액이 가격식의 오차항과 상관되어 편의(bias)가 발생했을 가능성을 입증한다. 또한, 2SRI 컨트롤평선을 통해 도출한 가격식 계수는 일관추정량으로 해석할 수 있다. 이는 본 연구에서 대출결정의 검열 구조와 가격선택의 동시성이 동시에 존재하며, 이를 교정하기 위해 2SRI 절차가 필요했음을 의미한다.

또한, 희망 주택가격 모형의 타당성 검증을 위해 다중공선성을 점검한 결과, 모든 설명변수의 분산팽창계수(VIF)는 통상적 기준인 10을 초과하지 않아 회귀계수 추정의 안정성을 저해할 수준의 다중공선성 문제는 확인되지 않았다. 한편, 분석 자료가 횡단면이라는 특성상 오차항 분산의 이질성 가능성을 고려하여 Huber-White 강건 표준오차로 이분산성 취약성을 보정하였다. 분석 결과는 다음 <표 4>와 같다.

Model 1은 주택 보유 목적에 따른 희망 주택가격 결정요인을 분석하였다. 1단계에서 산출된 희망 대출금액은 희망 주택가격에 대해 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 희망 대출금액이

〈표 4〉 회귀분석 결과: 희망 주택가격 모형

구분		2단계 2SRI-OLS분석							
		Model 1. 주택보유 목적				Model 2. 1주택 보유인식 변화			
		비표준화 계수	표준오차	t값	VIF	비표준화 계수	표준오차	t값	VIF
상수항		9.367***	2.060	4.548	—	9.686***	2.062	4.697	—
인구통계학적 특성	가구주연령	-0.074***	0.004	-16.790	1.414	-0.074***	0.004	-16.699	1.416
	맞벌이 여부	0.326***	0.113	2.881	2.439	0.313***	0.113	2.769	2.445
경제적 특성	ln_월평균소득	0.277**	0.123	2.254	1.790	0.277**	0.123	2.254	1.840
	ln_순자산	0.184***	0.057	3.206	1.145	0.208***	0.058	3.572	1.153
주거특성	서울 거주 여부	0.334**	0.145	2.306	1.116	0.367**	0.145	2.525	1.115
	아파트 거주 여부	-0.099	0.100	-0.983	1.116	-0.096	0.100	-0.954	1.117
주택인식 특성	실거주 목적 여부	0.744***	0.157	4.723	1.901	0.518***	0.177	2.920	2.419
	투자 목적 여부	0.835***	0.207	4.036	1.947	0.858***	0.207	4.146	1.950
1주택 보유 인식변화 특성	주택변화 시 인식변화	—	—	—	—	0.162	0.108	1.503	1.243
	보유세변화 시 인식변화	—	—	—	—	0.030	0.111	0.267	1.184
	대출금리변화 시 인식변화	—	—	—	—	0.262**	0.112	2.339	1.206
	대출금액변화 시 인식변화	—	—	—	—	0.171	0.136	1.262	1.084
로그_희망대출금액		8.535*	4.427	1.928	—	8.787**	4.427	1.985	—
Tobit_resid		-8.922**	4.221	-2.113	—	-9.159**	4.221	-2.170	—
모형설명력		Adj R^2 =0.47125				Adj R^2 =0.52509			

주: * 유의수준 10%에서 통계적으로 유의($p<0.10$), ** 유의수준 5%에서 통계적으로 유의($p<0.05$), *** 유의수준 1%에서 통계적으로 유의($p<0.01$).

2SRI, two-stage residual inclusion; OLS, ordinary least squares; VIF, variance inflation factor.

높을수록 희망 주택가격이 유의미하게 상승하는 것을 의미한다. 이는 대출 채널을 통한 간접효과가 주택 수요에 강하게 작용하고 있으며, 주택가격 상승을 촉진하는 구조적 요인임을 시사한다.

가구주 연령 변수의 경우, 가구주 연령이 높을수록 희망 주택가격이 유의하게 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 생애주기 후반기에 접어들면서 주택 규모를 줄이거나 주택구입에 대한 공격적인

기대가 약해지는 현상이 반영된 것이다(오강현 외, 2017). 맞벌이 여부 변수의 경우, 맞벌이 가구일수록 희망 주택가격이 유의하게 상승하는 것으로 나타났으며, 이는 추가 소득 확보를 통한 상환 능력 증가와 더불어, 고가 주택 구입을 위한 자금 조달 여력의 확대를 의미한다.

경제적 특성에서는 월평균소득은 희망 주택가격에 유의미하게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 소득이 높을수록 희망 주택가격이 유의하게 상승하는 것으로 확인되었다. 소득은 주택 구입을 위한 기본 자금력과 상환 능력의 기반으로서 선호하는 주택 수준을 결정하는 핵심 요인임을 의미한다. 순자산의 경우 또한 주택가격을 유의미하게 상승시키는 것으로 나타났다. 이는 초기 자기자본의 규모가 희망 주택가격 수준을 결정하는 중요한 제약 조건으로 작용함을 나타낸다.

주거 특성에서 서울 거주 여부의 경우 희망 주택가격에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 지역 프리미엄이나 서울 집중 현상으로 인한 주택가치의 차별적인 인식이 강하게 작용함을 의미한다. 아파트 거주 여부에 대해서는 통계적으로 유의미한 결과가 도출되지 않았다.

주택인식 특성에서 주택을 실거주 목적으로 인식할 경우, 주택에 대한 보유인식이 없는 경우에 비해 희망 주택가격이 유의미하게 상승하는 것으로 나타났다. 이는 실거주 목적이라도 주택을 높은 가치의 자산으로 평가하는 경향이 있음을 시사한다. 주택을 투자 목적으로 인식할 경우, 주택에 대한 보유인식이 없는 경우에 비해 희망 주택가격이 유의미하게 상승하는 것으로 나타났다. 이는 주택을 자산 증식 수단으로 보는 기대심리가 높은 잠재적 주택 수요로 이어짐을 의미한다. 다만, 투자 목적 여부가 실거주 목적 여부보다 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 투자 목적의 주택 보유가 실거주 목적의 주택 보유에 비해 단기적으로 주택가격에 더 큰 상승 압력을 가한다는 이승훈(2024)의 주장과 일치한다.

Model 2는 1주택 보유인식의 변화에 따른 희망 주택가격 결정요인을 분석하였다.

분석 결과, 인구통계학적 특성 및 경제적 특성에서 가구주 연령은 유의미한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 연령이 높을수록 주택에 대한 지불의사가 낮아지는 경향이 확인되었다. 반면, 맞벌이 여부의 경우 유의미한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 추가적인 소득원의 상환 안정성과 지불여력이 가격선택에 반영됨을 시사한다. 소득과 순자산의 경우, 모두 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 유동적 소득흐름과 보유자산의 저량이 모두 가격지불능력을 뒷받침함을 나타냈다.

주거 특성에서 서울 거주자의 경우 희망 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 일관된 결과를 나타냈다. 반면, 아파트 거주자의 경우 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 주거유형 자체보다는 대도시 입지나 생활편의가 형성하는 프리미엄이 더 크게 작동함을 시사한다.

주택인식 특성에서 실거주 목적과 투자 목적은 모두 희망 주택가격에 대해 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 투자 목적의 주택인식이 실거주 목적의 주택인식보다 희망 주택가격

을 더 크게 상승시키는 것으로 나타났다. 이는 주거재로서의 효용과 자산재로서의 기대수익이라는 이중적인 동인이 희망 주택가격을 상승시키는 서로 다른 경로로 작동함을 의미한다.

1주택 보유 인식변화 특성에서는 대출금리 상승 시 인식변화변수가 희망 주택가격을 유의미하게 상승시키는 것으로 나타났다. 이는 금리상승을 체감하는 환경에서 오히려 매수 타이밍을 앞당기거나, 상대적 구매력 저하를 상쇄하려는 가격 선호 조정 현상이 발생할 가능성을 시사한다. 반면, 보유세대 대출액·주택가격 하락에 대한 주택보유 인식 변화는 본 연구에서는 통계적으로 유의미한 결과가 도출되지 않았다.

V. 결론

1. 연구의 요약 및 시사점

본 연구는 2024년도 「주택금융 및 보금자리론 실태조사」 자료를 바탕으로, 주택 보유 인식이 희망 주택담보대출금액과 희망 주택가격에 미치는 영향을 연립구조로 분석하였다. 희망 대출금액은 좌측 검열을 고려하여 1단계에서 토빗모형(Tobit model)으로 추정하였으며, 2단계에서 희망 주택가격은 2SRI 접근으로 일반화 잔차를 포함하여 내생성을 교정하였다. 횡단면 자료의 이분산성은 강건 표준오차로 보정하였다. 식별을 위해 정책자금 이용의향 변수와 혼인 여부 변수는 대출 전용 변수로, 서울 및 아파트 거주, 실거주 및 투자 목적, 보유인식 변화 변수는 가격 전용 변수로 배제제약을 부여하였다.

분석결과를 통해 도출되는 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 월평균소득이 높을수록 희망 주택담보대출금액이 유의미하게 증가하는 것으로 확인되었으며, 이는 다시 희망 주택가격을 상승시키는 연쇄 효과가 확인되었다. 즉, 소득이 상환능력과 자금조달 여력의 확대를 통해 잠재적 대출 수요와 희망 주택가격에 핵심적인 기반으로 작용한다. 따라서, 주택담보인정비율(LTV), 총부채원리금상환비율(DSR) 등 주택담보대출 규제를 단순히 적용하기보다는 소득계층별 상환 구조의 탄력화나 한도 캡의 구간별 차등화 등을 통해 주택금융의 정책 효과를 정교하게 표적화해야 한다.

둘째, 정책자금 이용의향이 잠재적 대출 수요를 유의미하게 확대하는 정(+)의 관계로 나타났다. 이는 대출한도, 우대금리, 보증요건 등 정책적 수량규칙 채널이 가구의 대출수요 결정에 실질적으로 작동함을 의미한다. 따라서, 정책모기지의 금리, 한도, 보증요건 등 수량규칙 채널의 미세 조정이 민간대출 수요와의 대체보완 관계를 통해 총대출수요를 정교하게 조절할 수 있는 수단이 될 수 있다.

셋째, 주택을 실거주 목적 또는 투자 목적으로 인식할 경우, 희망 주택가격이 보유 인식이 없는 경우에 비해 유의미하게 상승하는 것으로 나타났으며, 특히 투자 목적의 주택보유 인식이 실거주 목적보다 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 또한, 1주택의 보유인식 변화 중 대출금리 인상 요인에 대한 인식이 오히려 높은 잠재적 주택가격 형성으로 이어지는 현상이 나타났다. 이는 금리 상승을 체감하는 환경에서 매수 타이밍을 앞당기거나, 상대적 구매력 저하를 상쇄하려는 가격 선호 조정 현상이 발생할 가능성을 시사한다. 따라서, 금리인상 기대가 구매 시점을 앞당기고 희망 주택가격을 상승시키는 기대심리가 반영되는 경로를 고려하여 정책 발표에 대한 타이밍과 메시지를 더욱 정교하게 설계해야 한다.

넷째, 서울 거주 여부가 희망 주택가격에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 지역 프리미엄이나 서울 집중 현상으로 인한 주택가치의 차별적인 인식이 강하게 작용함을 의미하며, 지역적 요인이 주택시장의 이질성을 심화시키는 요인임을 시사한다. 따라서, 지역 맞춤형 공급정책이나 수요 관리방안을 마련하여 지역 프리미엄 격차를 완화할 필요가 있다.

종합하면, 희망 주택금융 수요와 희망 주택가격의 결정요인은 단순한 인구통계학적 특성보다는 금리 기대, 정책자금 이용 의향, 실거주투자 목적 등 인식 및 제도 요인에 더 크게 좌우된다. 따라서, 향후 주택금융 정책은 공급·세제·규제의 개별 수단을 넘어, 가계의 금리 기대 형성, 정책모기지의 자격상한이 만드는 선택 구조, 투자수요의 레버리지 행태가 상호작용하는 메커니즘을 종합적으로 반영하는 다각적 설계가 요구된다.

2. 연구의 한계점

본 연구의 한계는 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 2024년도 「주택금융 및 보금자리론 실태조사」의 단년도 횡단면 자료를 기반으로 하였다. 이로 인해 주택 보유인식의 시간적 변화와 기대의 형성·조정, 정책충격에 대한 지연 반응 등 대출수요와 주택수요 간 관계의 동태적 상호작용을 식별하기 어렵다. 향후 연구에서는 패널 자료 또는 시계열-종단 자료를 활용하여 영향요인 간의 시간적 상호작용과 조정 과정을 분석할 필요가 있다.

둘째, 관측되지 않은 개인별 신용계약 요인을 통제하는 데 한계가 있다. 개인 신용등급, 실질 적용금리, 금융기관별 심사기준, 기존 부채구조 등 핵심 신용계약 변수가 부재하여, 일부는 대리변수로 대체하였다. 후속 연구에서는 행정·신용 데이터의 매칭 등 신용정보를 연계하여 모형의 정확도를 제고해야 한다.

셋째, 조사 자료가 광역단위에 머물러 시·군·구 수준의 미시공간 효과 분석이 제한된다. 또한, 표본 내 지역 및 계층 군집성을 충분히 반영하지 못해 추정계수의 지역별 이질적 효과를 온전히 식별하는데 한계가 있다.

넷째, 정책 변수와 거시경제 환경의 변화는 그 효과가 단계적으로 나타나는 경우가 많지만, 본 연구의 모형은 이러한 정책 효과의 시차 구조를 내재적으로 반영하지 못하였다. 특히, 보유세·대출규제·가격 전망 등은 실제 시장에서 인식 전파 속도가 다르게 나타날 수 있으므로, 향후 연구에서는 시차모형, 패널 분석, 기대 형성 모형 등을 활용한 보완이 필요하다.

다섯째, 본 연구는 주택보유 인식과 인식 변화 요인을 각각 독립된 행태적 변수로 활용하였으나, 두 변수들 간의 상호작용 효과를 계량모형에 직접적으로 반영하지 못했다는 한계가 있다. 특히, 주택 보유 인식의 강도와 시장 여건 변화에 대한 민감도가 결합될 때 나타나는 차별적 영향은 본 연구의 연립방정식 구조에서는 충분히 식별하지 못하였다.

향후 연구는 인식 수준과 인식 변화의 결합적 메커니즘을 구조적으로 규명할 수 있는 영향요인 간 동태적 관계 분석과 함께 시기별·지역별 차이를 충분히 반영하는 접근을 통해 주택금융 수요 및 주택수요의 결정 메커니즘을 더욱 정밀하게 규명하는 연구가 진행되기를 기대한다.

참고문헌

- 강영옥. (2004). 주택가격 결정인자의 공간적 다양성 모델링. *대한지리학회지*, 39(6), 907-921.
- 김다희, 백기홍, 홍성호. (2018). 금융위기가 주택자가점유결정에 미치는 영향에 대한 실증분석. *주택도시금융연구*, 3(1), 5-30.
- 김대원, 유정석. (2013). 주택가격에 대한 심리적 태도가 주택 매매 거래량에 미치는 영향 분석. *주택분석*, 21(2), 73-92.
- 김종희. (2024). 주택금융규제가 주택수요와 구매력의 관계에 미치는 영향. *부동산분석*, 10(1), 79-102.
- 김준형, 신재섭. (2016). 주택가격 하락 시기의 자가소유: 소비수요와 투자수요의 구분을 중심으로. *국토계획*, 51(1), 153-167.
- 박미선, 조윤지, 전해란. (2022). 2030 미혼 청년의 주거여건과 주거인식. 세종: 국토연구원.
- 박연우, 방두완. (2012). 주택가격과 은행대출의 상관관계에 관한 연구. *금융연구*, 20(1), 107-141.
- 손정민, 구자훈. (2023). 주택소유자의 부동산경기 인식이 주택구매 의사에 미치는 영향분석. *부동산경영*, 28, 333-352.
- 오강현, 김솔, 윤재준, 안상기, 권동휘. (2017). *인구고령화가 주택시장에 미치는 영향*. 서울: 한국은행.
- 이근영, 김남현. (2016). 금리와 주택가격. *경제학연구*, 64(4), 45-82.
- 이승훈. (2024). 실거래 자료를 활용한 우리나라 아파트 시장의 투자수요 식별 및 아파트 가격의 변동 요인 분석. *주택금융연구*, 8(1), 77-98.
- 이인재, 박진백. (2019). 전세가울 수준에 따른 유동성 증가가 주택가격 상승에 미치는 영향. *통계연구*, 24(4), 102-124.
- 이혜주, 김현태, 이휘현, 황윤서, 이현정. (2021). 청년 임차자의 주택구매에 대한 인식과 경제적 준비: 소비성향과의 관계를 중심으로. *한국생활과학회지*, 30(5), 877-892.
- 전병욱, 박나라. (2022). 가계부채 및 세금부담이 무주택 가구의 주택 매수 의사결정에 미친 영향. *주택도시연구*, 7(1), 5-26.
- 정의철. (2019). 패널자료를 이용한 가구의 주택점유형태 결정요인 분석. *주택연구*, 27(3), 41-75.
- 통계청. (2024). *가계금융복지조사*. 대전: 통계청.
- 한국부동산원. (2025). *전국주택가격동향조사*. 대구: 한국부동산원.
- 한국은행. (2025). *경제통계시스템(ECOS)*. 서울: 한국은행.

홍상우, 박미래. (2024). 서울시 무주택 청년세대의 자가소유의지에 관한 연구: 주거불안감과 주거비부담, 주택상태만족도를 중심으로. *부동산분석*, 10(3), 195-214.

Geanakoplos, J. (2010). The leverage cycle. *NBER Macroeconomics Annual*, 24(1), 1-66.

Jaffee, D. M., & Modigliani, F. (1969). A theory and test of credit rationing. *The American Economic Review*, 59(5), 850-872.

Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.

Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.

(논문 접수일: 2025.09.15. 수정논문 접수일: 2025.11.16. 논문 채택일: 2025.11.28.)

Impact of Changes in Homeownership Perceptions on Housing Finance Demand and House Prices

Hoil Lee *

Abstract

This study investigates how changes in homeownership perceptions shape desired mortgage borrowing and house prices, and draws policy implications. Using the Korea Housing Finance Corporation's 2024 Housing Finance and Bogeumjari Loan Survey, we estimated a Tobit two-stage residual inclusion system of simultaneous equations to identify the effects of demographic and economic traits, housing attributes, intentions to use policy loans, and changes in homeownership perceptions on these interrelated demands. The results show that higher desired house prices raise latent mortgage demand, while larger desired loan amounts, in turn, increase desired house prices, indicating that the willingness to leverage directly enters price setting. Intentions to use policy mortgages significantly expand latent desired borrowing and, via this channel, lift desired prices. Notably, among single-home ownership perception changes, heightened concern about rising interest rates is associated with higher desired prices, which is consistent with an expectation channel that pulls forward purchase timing. Overall, the determinants of desired mortgage demand and price formation are driven less by endowments than by expectation- and institution-based factors, such as rate beliefs, policy-credit intentions, and owner-occupancy versus investment motives. Policy should move beyond blunt macroprudential tools toward fine-tuned "quantity-rule" adjustments to policy mortgage parameters (rates, limits, guarantee conditions) while managing rate expectations and leverage behavior through integrated housing-finance design.

Keywords : Housing Ownership Perception, Housing Finance Demand, Housing Prices, Policy Loans, Tobit-Two-Stage Residual Inclusion (2SRI) Model

* Hoil Lee, Corresponding author, Associate Research Fellow, Korea Research Institute for Construction Policy, hoillee1202@gmail.com

© Copyright 2025 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.