

BOK 이슈노트



주택가격 상승이 연령별 소비 및 후생에 미치는 영향

2026년 2월 12일

주진철*, 윤혁진**

우리나라의 경우 주택가격이 장기간에 걸쳐 상당폭 상승한 반면 가계소비 증가세는 둔화 양상을 보이고 있다. 이는 주택가격 상승이 소비를 진작시킨다는 자산효과(wealth effect)와 다소 상충되는 것으로 주택가격이 자산효과 외의 다양한 경로를 통해 소비에 영향을 미치고 있음을 시사한다.

이에 본고는 자산 축적 정도에 따라 주택시장 접근성이 다르고 주택가격 변동의 영향도 연령이나 주거지위에 따라 상이하게 나타날 가능성을 고려하여 생애주기 관점에서 주택가격이 가계에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로는 미시데이터와 이질적 경제주체를 반영한 구조모형을 이용하여 주택가격 상승이 연령별·자산계층별 소비와 후생에 미치는 영향을 정량적으로 평가하였다.

가계금융복지조사 미시데이터 분석 결과, 우리나라 가계의 평균소비성향이 전 연령대에 걸쳐 하락 추세를 보이고 있는데, 특히 40세 미만의 젊은층, 그 중에서도 무주택 가구의 하락세가 두드러졌다. 소비의 주택가격 탄력성을 추정해 보아도 주택가격 상승 시 고령층의 소비 변화는 크지 않은 반면, 상대적으로 젊은 50세 미만의 소비는 유의하게 감소하는 것으로 나타났다.

구조모형을 이용한 모의실험 결과에서도, 주택가격 상승은 50세 미만의 후생에 부정적으로, 50세 이상의 후생에 긍정적으로 작용하여 세대별로 차별화된 영향을 보였다. 젊은층의 후생 감소는 향후 최초 주택구매나 주거사다리 상향이동을 위해 저축을 늘리거나('투자효과') 차입을 늘리면서 ('저량효과') 소비여력이 줄어든 데 기인하는 것으로 보인다. 반면, 고령층의 후생 증가는 유주택자 비중이 높고 주거이동 유인도 적어 자산효과가 우세하게 나타난 데 따른 것으로 보인다. 정량적 추정 결과를 보면, 주택가격 5% 상승 시 최종소비재 지출 단위로 평가한 가계 후생은 50세 미만의 경우 0.23% 감소한 반면, 50세 이상은 0.26% 증가하는 것으로 나타났다. 유주택자라도 50세 미만의 경우 주거사다리 상향이동을 위한 투자효과 및 저량효과로 후생이 감소하는 것으로 분석되었다.

주택가격 상승의 부정적 영향이 청년층과 같은 취약계층에 집중적으로 나타난다는 본고의 분석 결과에 비추어 볼 때, 주택가격 상승세 지속 시 세대간·자산계층간 불평등 심화 및 내수기반 약화가 초래될 수 있다. 나아가 동 분석 결과는 주택가격 상승에 따른 높은 주거비 부담이 청년층의 만혼, 저출산 등과 같은 우리 경제의 구조적 문제의 배경으로도 작용할 수 있음을 시사한다.

* 한국은행 경제모형실 금융모형팀 차장(전화: 02-759-4185, e-mail: jcjoo@bok.or.kr)

** 한국은행 경제모형실 금융모형팀 조사역(전화: 02-759-5285, e-mail: hyukjin.yoon@bok.or.kr)

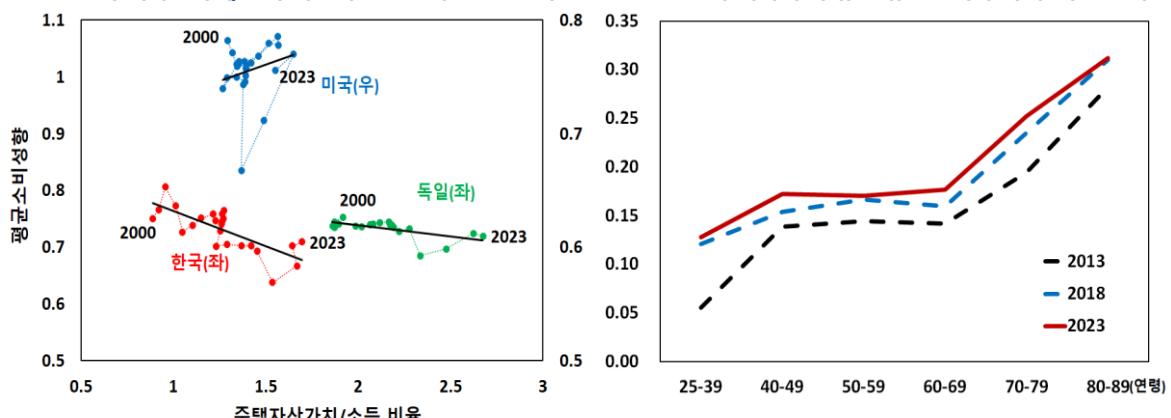
- 본 자료의 내용은 한국은행의 공식견해가 아니라 집필자 개인의 견해라는 점을 밝힙니다.
따라서 본 자료의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.
- 본고 작성에 많은 도움을 주신 이정익 경제모형실장, 손민규 금융모형팀장께 감사를 표합니다. 본문에 남아있는 오류는 저자의 책임임을 밝힙니다.

I. 검토배경

주택은 가계 자산 형성의 핵심적인 '부의 사다리' 역할을 하는 동시에 부채의 주요 원천이기도 하다. 전통적인 '자산효과(wealth effect)' 가설에 따르면, 주택가격 상승은 가계의 자산가치를 높여 소비를 진작시킨다. 그러나 최근의 데이터를 보면 이러한 전통적 견해와 다소 상충되는 양상이 나타난다. 즉, 주택가격 상승세에도 불구하고 가계소비 증가세는 뚜렷하지 않으며 일부 가계에서는 오히려 소비가 위축되는 모습이 관찰된다.

2000년 이후 주요국의 가계소득 대비 주택자산가치 비율과 평균소비성향의 변화를 살펴보면, 미국의 경우 주택가치 상승에 따라 소비성향이 함께 높아지는 양(+)의 상관관계가 나타나는 반면, 한국과 독일에서는 음(-)의 상관관계를 보이고 있다(<그림 1>). 특히 우리나라의 경우 주택자산가치/소득 비율이 상승하는 동안 평균소비성향이 하락하는 정도가 여타국에 비해 상대적으로 크게 나타났다.¹ 또한, 자산효과가 비교적 뚜렷하게 나타났던 미국에서도 소비의 주택가격 탄력성이 하락하는 등 과거에 비해 자산효과가 약화된 것으로 보인다.²

<그림 1> 주택자산가치/소득 비율과 평균소비성향¹⁾ 변화²⁾ <그림 2> 우리나라 '부유한 유동성제약 가계' 비중 변화¹⁾



주: 1) 가계소비의 가치분소득 대비 비중
2) 검은 실선은 각 국가별 추세선을 표시
자료: OECD

주: 1) 저자 추정
자료: 가계금융복지조사 미시데이터

주택가격이 가계의 의사결정에 미치는 영향을 정교하게 분석하기 위해서는 주택 보유 여부, 차입 의존도 및 연령대를 포함한 가계의 이질성(heterogeneity)을 고려하는 것이 중요하다. 예를 들어, 무주택 비중이 높은 젊은층의 경우 주택가격 상승에 따라 임차료 부담이 늘어나고 향후 주택 마련을 위한 저축의 필요성도 증대되면서 소비가 위축될 수 있다. 아울러 주택을 구매하기 위해 대출을 확대한 가계, 특히 상대적으로 자본금이 부족한 젊은층은 장기간에 걸친 원리금상환부담으로 지속적인 소비 제약에 직면할 가능성이 있다.³

¹ 2000~23년 중 주택자산가치/소득 비율이 상승하는 동안 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 오스트리아, 핀란드, 네덜란드, 노르웨이 등에서 평균소비성향이 하락하였는데, 우리나라는 이 중에서도 가장 강한 음(-)의 상관관계를 보였다.

² 2000~17년 중 미국의 경우 소비의 주택가격 탄력성이 0.055로 장기평균(0.072)에 비해 낮게 추정되었다 (Guren, McKay, Nakamura and Steinsson, 2021).

³ 주택가격 상승률에 대한 전문가 전망치를 그룹별로 따로 제공하여 이에 따른 소비 반응을 관찰하는 현장실험

주택자산의 낮은 유동성 또한 자산가격 상승이 실제 소비로 연결되지 않는 요인으로 작용할 수 있다. Kaplan, Violante and Weidner (2014)는 상당한 규모의 자산을 보유하고 있으나 주택과 같은 비유동적인 실물자산이 대부분이기 때문에 당장 지출할 현금이 부족한 가계를 '부유한 유동성제약 가계(wealthy hand-to-mouth)'라고 정의하였다. 우리나라⁴에서는 주택가격이 급등한 최근 10여년간 이러한 '부유한 유동성제약 가계'의 비중이 지속적으로 높아졌으며, 특히 39세 이하 청년층에서 그 추세가 뚜렷하게 나타난다([그림 2](#)). 이처럼 유동성이 낮은 주택자산에 가계의 부가 집중된 구조에서는 주택 가격 상승에 따른 장부상 자산가치 증가가 가계의 실제 현금흐름 개선으로 이어지지 않아 소비 진작 효과가 크지 않을 수 있다.

본 연구는 주택가격 상승이 이질적인 가계에 미치는 차별적 영향을 분석하였다. 우선 II장에서 주택 가격 상승의 다양한 소비 파급경로를 이론적으로 살펴본 후, III장에서 가계금융복지조사 미시데이터를 활용하여 주택가격이 소비에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. IV장에서는 국내 주택시장의 고유한 특성을 반영한 구조모형(structural model)을 활용하여 주택가격 변동이 가계의 소비와 후생에 미치는 영향을 정량적으로 분석하였다. 특히 가계의 생애주기에 따라 주택 수요와 순자산 규모가 달라지는 점을 고려한 이질적 경제주체(heterogeneous agent) 모형을 통해 주택가격 상승이 야기할 수 있는 세대별·주거지위별 분배효과(distributional effect)를 살펴보았다. 마지막으로 V장에서는 본고의 분석 결과를 토대로 시사점을 제시하였다.

II. 주택가격과 소비 간 관계

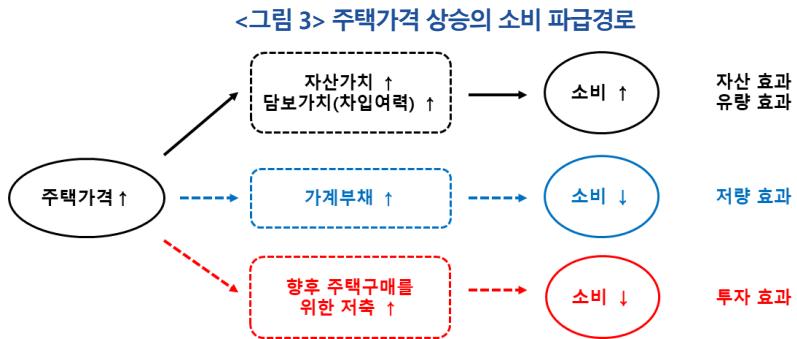
1. 주택가격 상승의 파급경로

주택가격 상승이 소비에 미치는 복합적인 영향은 다음 네 가지 경로로 세분화할 수 있다([그림 3](#)). 우선, 자산가치 상승에 따른 기대소득 증가로 소비가 늘어나는 전통적인 '자산효과(wealth effect)'로, Friedman (1957)의 항상소득가설 및 Ando and Modigliani (1963)의 생애주기가설에 기반한다. 다음으로, 주택가격 상승이 담보가치 상승 및 가계의 차입여력 확대로 이어져 소비가 증가하는 '유량효과(flow effect)'가 있다. 반면 주택가격 상승이 소비를 위축시키는 경로도 존재한다. 주택가격 상승으로 주택구매를 위한 차입 규모가 커짐에 따라 원리금상환부담이 늘어나면서 소비가 위축되는 '저량효과(stock effect)'와 무주택자나 주거사다리 상향이동을 원하는 유주택자가 주택구매에 필요한 초기자본금(downpayment) 마련을 위해 소비를 줄이고 저축을 늘리는 '투자효과(investment effect)'가 이에 해당한다. 이처럼 주택가격 상승의 소비 영향은 상반된 경로가 혼재되어 있어 최종적인 소비 유발효과는 전통적인 자산효과만을 고려했을 때보다 제한될 가능성이 크다. 또한, 주택가격 상승 효과의 크기와 방향은 연령대별로 다를 수 있다. 자산 형성 초기 단계에 있는 젊은층은 주택 대기

(field experiment) 결과를 보면, 주택가격 상승 기대가 높아질 경우 무주택자는 미래 주거비 상승을 반영하여 소비를 줄이는 반면 유주택자는 자산효과 등으로 소비를 소폭 늘리는 것으로 나타났다(Chopra, Roth and Wohlfart, 2025).

⁴ Park (2017)은 우리나라의 부유한 유동성제약 가계 비중을 32.2%로 추정하였다(2001~13년 기준, 한국노동패널). 우리나라의 부유한 유동성제약 가계에 대한 보다 자세한 내용은 [<참고 1>](#)을 참조하기 바란다.

수요자가 많아 주택가격 상승 시 투자효과나 저량효과에 따른 소비 위축이 크게 나타날 수 있는 반면, 이미 주택을 보유하고 주거 이동 유인이 적은 고령층에서는 자산효과가 우세할 수 있다.⁵



2. 주택시장의 구조적 특성

앞서 언급한 네 가지 경로 외에도 주택시장의 고유한 구조적 특성들이 주택가격과 소비 간 관계를 규정하는 중요한 변수로 작용할 수 있다. 우선 주택자산의 낮은 유동성과 거래마찰 요인을 들 수 있다. 주택은 자산 규모가 크고 분할 처분이 불가능(indivisible)한 특성이 있으며, 높은 거래비용과 탐색 마찰로 인해 자산가치 상승분이 가처분소득 증가로 이어지는 데 한계가 있다. 다음으로 유증 동기(bequest motive)를 들 수 있다. 자녀에게 재산을 상속하려는 성향이 강할수록 주택가격 상승 시 자산을 매각하여 소비로 전환하기보다 주택을 계속 보유하는 경향이 있다. 마지막으로 우리나라 특유의 전세제도를 들 수 있다. 전세는 무주택자의 주거안정에 기여하는 측면이 있으나, 주택가격 상승 시 전세보증금이 커지기 때문에 무주택 젊은층의 소비를 제약하는 요인으로 작용할 수 있다.

이와 같이 주택가격 충격의 다양한 파급경로와 우리나라 주택시장의 구조적 특수성을 고려할 때 거시변수만을 활용한 분석은 주택가격 상승의 경제적 영향을 제대로 파악하는 데 한계가 있다. 이에 본 연구는 미시데이터를 활용한 실증분석과 국내 주택시장의 특성과 가계의 생애주기를 고려한 구조모형 기반의 모의실험을 통해 주택가격 상승에 따른 가계의 소비 및 후생 변화를 다층적으로 평가하였다.

III. 가계금융복지조사 미시데이터를 이용한 실증분석

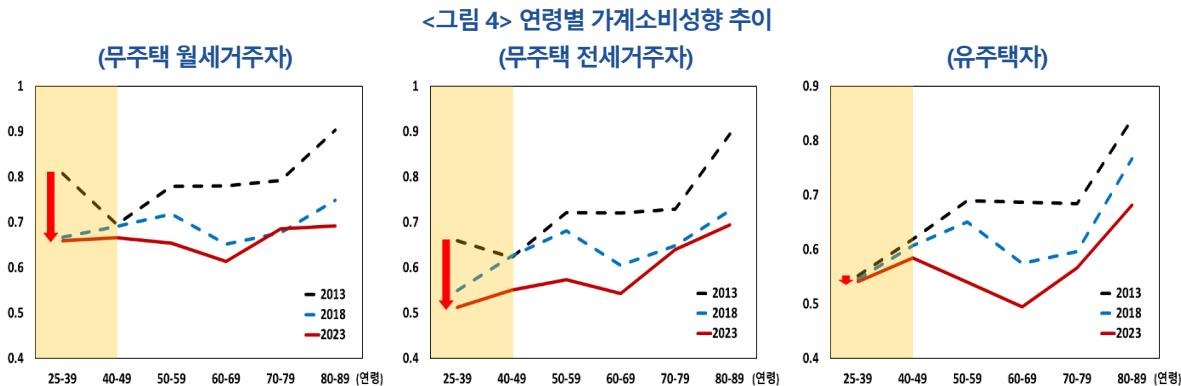
1. 연령별 평균소비성향 추이

우선 가계금융복지조사 자료를 이용하여 2013년 이후 가처분소득 대비 소비 비중을 나타내는 평균소비성향의 연령별 추이를 살펴보면, 주택보유 여부와 무관하게 전 연령대에서 평균소비성향이 전반적으로 하락하는 추세가 관측된다(<그림 4>). 50세 이상 중장년 및 고령층의 경우 기대수명 증가에 따라 노후자금 마련을 위한 저축 증가가 주요 요인⁶인 반면, 40세 미만 젊은층의 경우 주거지위에 따라 소비성향 변화가 상이하게 나타났다. 주택을 보유한 젊은 가구의 소비성향이 큰 변화를 보이지 않은

⁵ Li and Yao (2007)는 미국 경제에 대한 구조모형을 활용한 모의실험을 통해 주택가격 10% 상승이 젊은 임차인의 후생을 3.93% 감소시킨다고 추정하였다. Waxman, Liang, Li, Barwick and Zhao (2020)에 따르면 중국의 경우 투자효과 등이 자산효과를 능가하여 소비의 주택가격 탄력성이 마이너스(-0.62~-0.90)로 추정되었다.

⁶ 고령층의 소비 둔화 배경과 관련한 자세한 내용은 “인구구조 변화가 소비 둔화에 미치는 영향”(한국은행 2025.5월 경제전망보고서)을 참고하기 바란다.

것과 대조적으로 무주택 전·월세 임차가구의 평균소비성향은 상당폭 하락하였다. 이는 주택을 보유하지 않은 젊은 세대가 주택가격 상승으로 인한 주거비 부담을 감내하는 동시에 향후 주택구매를 위한 자금을 마련하기 위해 소비를 줄였을 가능성을 시사한다.



자료: 가계금융복지조사 미시데이터

2. 소비의 주택가격 탄력성 추정

다음으로 가계금융복지조사 패널데이터를 활용하여 우리나라 가계소비⁷의 주택가격 탄력성을 연령대별로 추정해 보았다. 본 분석은 두 가지 측면에서 기존 연구의 방법론과 차별된다. 첫째, 무주택 가계가 체감하는 주택가격 상승의 영향도 포착하기 위해 소득, 연령, 가구원수 등 가구 특성이 유사한 유주택자 그룹의 주택가격을 활용하여 무주택자가 향후 구매 목표로 삼을 것으로 예상되는 '목표주택가격(target home price)'을 추정하여 분석에 포함하였다. 둘째, 경기변동과 같은 공통요인(common factor)에 의한 추정 편의를 완화하고 주택가격과 소비 간의 기조적 인과관계를 포착하기 위해 Campbell and Cocco (2007)의 2 단계 추정법⁸을 적용하였다.

추정 결과, 주택가격 상승이 소비에 미치는 영향은 연령대별로 뚜렷한 차이를 보였다(<표 1>). 50세 미만의 젊은 연령층에서는 소비의 주택가격 탄력성이 뚜렷한 음(-)의 값을 갖고 통계적 유의성도 높게 추정되었다. 반면 50세 이상에서는 주택가격 변동의 소비 영향이 통계적으로 유의하지 않거나 제한적으로 양(+)의 값을 나타내었다. 이러한 추정 결과는 주택가격 상승이 젊은층에게는 소비를 제약하는 요인으로 작용하는 반면, 이미 자산을 축적한 고령층에게는 소비에 중립적이거나 자산효과를 통해 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다.

<표 1> 가계 패널 회귀분석 결과¹⁾

	25-39세	40-49세	50-64세	65-69세	70세이상
소비의 주택가격 탄력성 ²⁾	-0.301** (0.137)	-0.180*** (0.054)	-0.031 (0.043)	0.135* (0.075)	-0.051 (0.055)
관측치수	955	5,369	11,969	4,078	9,376

주: 1) 가계금융복지조사 미시데이터를 이용하여 저자 추정 2) () 내는 표준오차

⁷ 미시데이터에서는 자가주거서비스 소비가 관측되지 않아 비주거소비(non-housing consumption)인 '소비지출' 항목을 기준으로 분석하였다.

⁸ 이에 관한 보다 자세한 내용은 <참고 2>를 참조하기 바란다.

IV. 구조모형을 활용한 정량적 분석

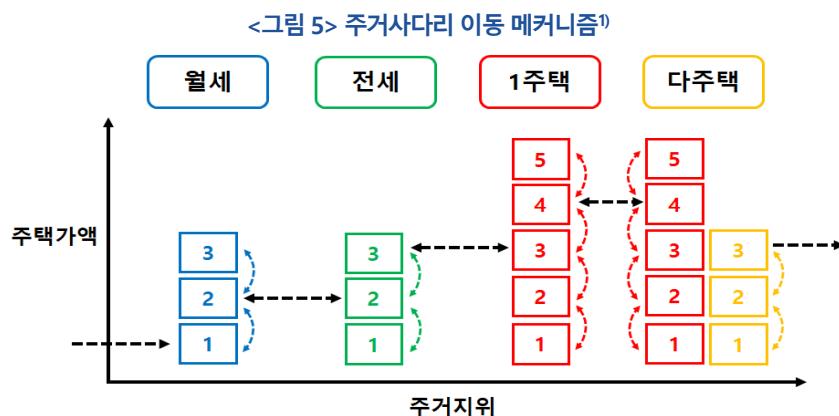
본 장에서는 구조모형을 활용한 모의실험을 통해 주택가격 상승의 영향을 가계의 세대별·주거지위별 후생(welfare) 관점에서 분석하였다. 앞 장의 실증분석이 주택가격과 소비의 관계를 정태적(static)이고 부분균형적 측면에서 살펴본 것이라면, 구조모형 분석은 가계의 생애주기에 걸친 동태적(dynamic) 변화와 이질적인 가계에 대한 차별적 영향을 살펴본 일반균형적 분석에 해당한다. 또한 모형 구축 시 우리나라 주택시장의 다양한 특성을 최대한 반영하여 분석 결과의 현실 적합성을 높이고자 하였다.

1. 모형 개요

분석 모형은 Kaplan, Mitman and Violante (2020) 등이 제시한 중첩세대 이질적 경제주체 주택시장 모형(overlapping generations heterogeneous-agent housing model)을 기반으로 하되, 가계의 주거사다리(housing ladder) 이동, 다주택자의 거래 행태, 장기대출계약, DTI 등 소득 기반 대출규제, 전세 및 갭투자 등 우리나라 주택시장 특유의 환경을 최대한 반영하였다.⁹

(모형의 주요 특징)

- ① **이질적 경제주체**: 연령, 주거지위(임차/자가/다주택), 소득·자산 수준 등이 각기 다른 경제주체들을 상정하였다. 특히 주택가격 상승의 세대간 차별적 영향을 파악하기 위해 기존 세대의 사망과 신규 세대의 진입이 순환되는 중첩세대 구조를 도입하였다.
- ② **자산유형의 이분화**: 가계 자산을 예금과 같은 유동 자산(liquid asset)과 주택과 같이 즉시 현금화가 어려운 비유동 자산(illiquid asset)으로 구분하여 가계의 유동성을 고려한 자산배분 행태를 반영하였다.
- ③ **주거사다리 이동**: 생애주기에 따라 주거 수준을 단계적으로 높여나가는 현상을 반영하였다. 즉, 가계가 소득과 자산 상태 등에 따라 월세, 전세, 자가 거주, 다주택 보유 여부 등 주거지위를 선택하는 과정(extensive margin)뿐 아니라 주택 크기, 지역의 교육 및 교통 여건 등 주거편의(amenity)가 반영된 주택가액(home value)을 선택하는 과정(intensive margin)을 반영하였다(<그림 5>).



주: 1) 1~5는 숫자가 클수록 동일 주거지위 내 주거사다리 상승부를 의미

⁹ 모형 구조에 대한 보다 자세한 내용은 <참고 3>을 참조하기 바란다.

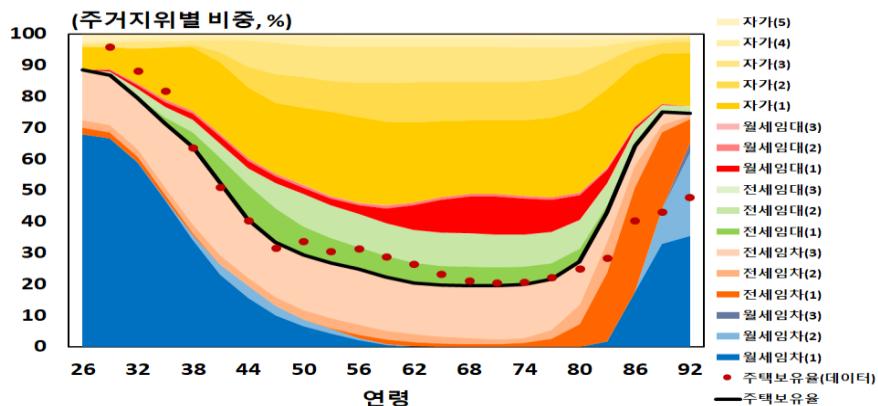
④ **유증 동기**: 생애 말기 자녀에게 자산을 상속함으로써 얻는 심리적 효용(warm-glow bequest)을 모형에 추가하여 고령층의 자산 보유 행태를 현실적으로 반영하였다.

⑤ **대출시장 제약**: 장기대출계약과 조기상환 옵션은 물론, 담보인정비율(loan-to-value; LTV)과 총부채상환비율(debt-to-income; DTI) 등과 같은 실제 대출규제와 전세자금대출 제도를 반영하여 주택가격 변동 시 가계의 차입 및 상환 행태 변화를 정교하게 포착하였다.

(초기상태_{initial state} 설정 결과)

모형 내 연령별 주택보유율 등의 생애주기 패턴이 실제 데이터와 부합하도록 초기값을 설정(calibration)하였다(<그림 6>). 실제로 청년기의 임차 거주에서 장년기 자가 마련 및 주거 상향이동, 노년기 자산 처분 및 상속으로 이어지는 우리 사회의 보편적인 주거 의사결정 과정을 비교적 잘 반영하고 있다. 구체적으로, 자산이 적은 생애주기 초반에는 월세 및 전세거주 비중이 높지만 이후 자산 축적이 이루어지면서 자가거주를 하는 가운데 주택자산을 조정해가는 모습을 보인다. 상대적으로 부유한 가계의 경우에는 다주택자가 되어 자가 이외 주택을 월세 또는 전세로 임대함으로써 생애소득을 극대화한다. 소득이 감소하는 생애주기 후반에 들어서는 주택크기를 줄이거나 처분하기도 하며 일부 가계의 경우 상속을 위해 주택보유를 유지하기도 한다.

<그림 6> 초기상태에서 주거지위의 생애주기 분포¹²⁾



주: 1) 검정 실선은 모형 내 주택보유율, 빨간 점선은 데이터 값(2013~17년 평균)

2) 1~5는 숫자가 클수록 동일 주거지위 내 주거사다리 상층부를 의미

(모의실험_{simulation} 개요)

위 구조모형을 이용한 모의실험을 위해 주택가격이 외생적¹⁰으로 5% 상승한 후 그 수준에서 영구적으로 유지되는 시나리오를 상정하였다. 경제주체들은 이러한 주택가격 경로를 합리적으로 기대하며, 이에 맞춰 소비, 저축, 주택 투자 및 대출 규모를 최적 조정한다고 가정하였다. 본 분석에서는 주택가격 충격의 파급효과를 연령, 주거지위, 투자유형(전세 또는 월세임대) 등 다양한 차원을

¹⁰ 경제주체들의 가격 기대 변화가 주택가격 변동을 야기하는 대표적 요인(expectations view)임을 감안하여 주택금융(mortgage finance)에서의 관례에 따라 가격변동을 외생적 충격으로 반영하였다. 다만 주택 매매가격 이외의 전세보증금, 월세임대료 등 여타 가격 변수는 임대차 시장청산을 이루는 내생변수로 처리하여 일반균형모형의 특성을 유지하였다.

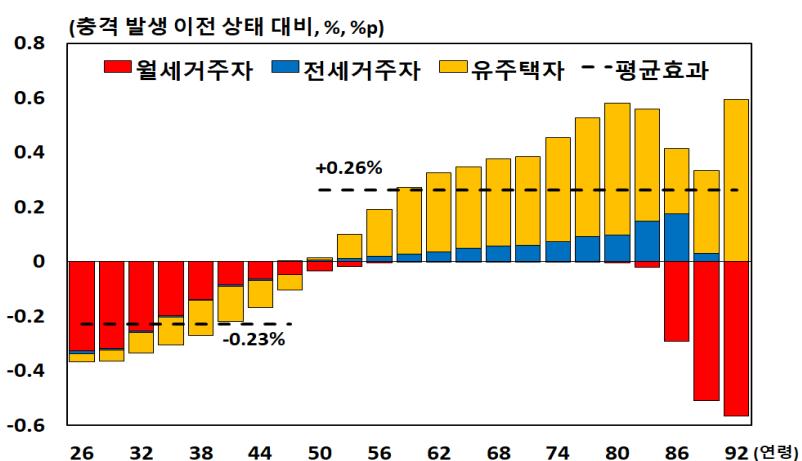
고려하면서 소비자 후생(consumer welfare) 관점에서 평가하였다. 통상적으로 소비는 식료품, 의류 등 비주거(non-housing) 소비지출에 국한되는 반면 후생은 가계가 누리는 총효용으로서 주거서비스로부터 얻는 편익이나 상속으로 인한 심리적 만족감까지 모두 포함하는 개념이다. 구체적으로 가계의 후생 변화를 소비동등변화(consumption equivalent variation)¹¹로 측정하였는데, 이는 주택가격 상승 이전 상태의 효용을 유지하기 위해 가계가 지불하고자 하는 금액을 최종소비재 단위로 환산한 것이다.

2. 모의실험 결과

(주거지위별 효과)

주택가격 상승 충격 직후 가계 후생의 변화는 연령대와 자산보유 형태에 따라 뚜렷하게 차별화되는 양상을 보였다. 연령별-주거지위별 후생 변화를 살펴보면, 50세 미만 젊은층의 후생은 전반적으로 감소한 반면, 50세 이상 중장년층의 후생은 초고령 월세임차인을 제외하고는 증가하는 것으로 나타났다(<그림 7>). 이는 무주택 젊은층의 경우 미래 주택 마련을 위해 저축을 늘려야 하는 투자효과가 주로 나타나는 반면, 고령층의 경우 유주택자의 비중이 높아 보유주택 가치 상승에 따른 자산효과가 우세하게 작용하기 때문으로 짐작된다. 특히, 50세 이하 유주택자의 후생도 소폭 감소하였는데, 이는 해당 그룹의 생애주기상 빈번하게 나타나는 주거사다리 상향이동이 반영된 것으로 보인다. 즉, 이미 보유한 주택의 자산효과보다 향후 구입하고자 하는 목표주택의 가격 상승으로 저축이 증가한 투자효과나 차입 부담이 늘어난 저량효과가 더 크게 작용한 것으로 해석된다. 한편 초고령 월세 임차인의 경우 주택가격 상승에 따른 임대료 상승으로 주거비 부담이 늘면서 후생이 큰 폭으로 악화되었다. 주택가격 5% 상승 충격에 대해 최종소비재 단위로 평가한 가계 후생의 반응을 보면, 50세 미만 연령층의 경우 평균적으로 0.23% 감소한 반면, 50세 이상에서는 0.26% 증가하는 것으로 나타났다.

<그림 7> 주택가격 상승 충격에 따른 연령별-주거지위별 가계 후생 변화¹²⁾



주: 1) 충격 발생 1기 후(t+1) 기준

2) 검은 점선은 50세 미만/이상 연령그룹의 평균적인 후생 변화(%),
누적막대는 각 연령대 후생 변화에 대한 주거지위별 기여도(%p)를 각각 의미

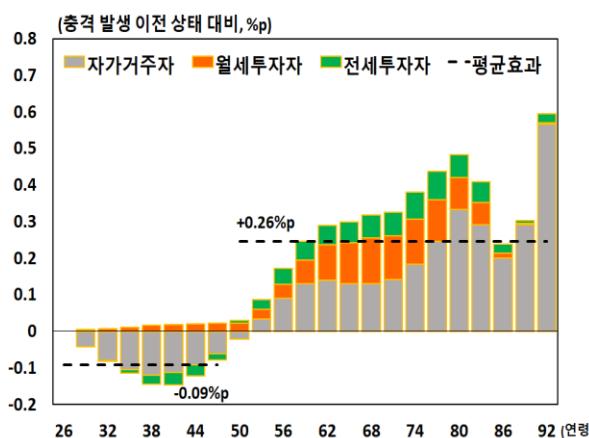
¹¹ 소비동등변화의 정의 및 도출과정에 대한 자세한 내용은 <참고 3>을 참조하기 바란다.

(유주택자의 투자유형별·주택가액별 효과)

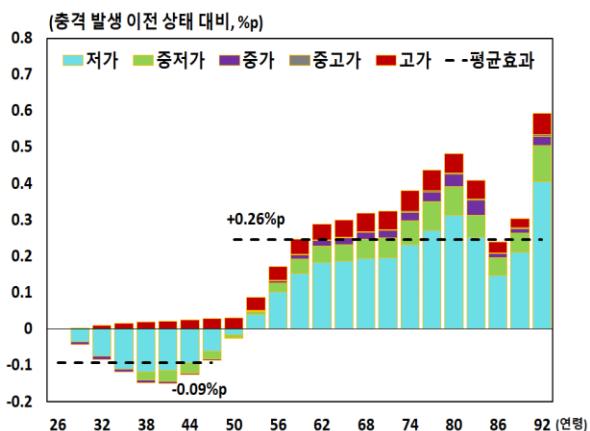
다음으로 유주택자만을 대상으로 자가 1주택자, 임대용 주택을 추가 보유한 다주택자 등 투자유형별 후생 변화를 분석해 보았다(<그림 8>). 자가 거주자 내에서도 50세 미만 젊은층의 후생이 감소하는 반면, 50세 이상의 후생은 증가하는 것으로 나타나 주택가격 상승의 세대간 차별적 영향이 재차 확인되었다. 예상대로 임대용 주택을 추가 보유한 다주택 가계의 경우 자산효과가 강하게 작용하면서 후생 증가가 두드러졌다. 특히 전세를 활용한 캡투자에 의존하지 않고 충분한 소득과 자산을 바탕으로 월세 임대 주택을 운용하는 가계는 전 연령층에서 후생이 증가하는 것으로 나타났다. 이에 따라 유주택자(<그림 8>의 노란 막대)는 50세 미만 후생 감소(-0.23%, <그림 8>의 왼쪽 검은 점선)의 약 40%(기여도: -0.09%p)를, 50세 이상 후생 증가(+0.26%, <그림 8>의 오른쪽 검은 점선)의 거의 대부분(기여도: +0.26%p)을 설명하는 것으로 시사되었다.

또한 보유주택 가액별로 후생 변화를 살펴보면, 저가·중저가 주택 보유자 중 50세 이하 가계의 후생이 감소한 반면 고령층의 후생은 주택가액과 무관하게 증가하였다(<그림 9>). 앞서 언급한 바와 같이 저가·중저가 주택을 보유한 젊은층의 경우 현재 자가에 거주하더라도 자녀 교육이나 주거의 질 향상을 위한 주거사다리 상향이동 유인이 크기 때문에 주택가격 상승이 향후 주택구매를 위한 저축 증대나 차입 증가로 이어져 후생에 부정적인 영향을 미치게 된다. 반면 주거사다리 상향이동 유인이 낮은 50세 이상에서는 저가·중저가 주택을 보유한 경우에도 자산효과가 나타나는 것으로 분석되었다. 한편 고가 주택을 보유한 가계는 연령대와 무관하게 주택가격 상승에 힘입어 후생이 증가하는 것으로 나타났다.

<그림 8> 연령별-투자유형별 가계 후생 변화¹⁾²⁾



<그림 9> 연령별-주택가액별 가계 후생 변화¹⁾²⁾



주: 1) 충격 발생 1기 후(t+1) 기준

2) 검은 점선은 50세 미만/이상 유주택자 연령그룹의 평균적인 후생 변화(%p, <그림 8>의 노란 막대 평균), 누적막대는 각 연령대 유주택자 후생 변화(<그림 8>의 노란 막대)에 대한 투자유형별·주택가액별 기여도(%p)를 각각 의미

종합해보면, 주택가격 상승에 따른 가계의 후생 변화는 대체로 청년층에게는 부정적으로, 고령층에게는 긍정적으로 나타나는 등 세대별로 극명한 차이를 보였다. 또한 주거지위별로는 무주택자나 중저가 1주택 보유 가계보다는 고가주택 및 다주택 보유 가계의 후생 증대 효과가 크게 나타났다. 이는 주택가격 상승이 가계 전반의 후생을 늘리기보다는 세대간·자산계층간 격차를 심화시키는 방향으로 작용할 수 있음을 시사한다.

V. 요약 및 시사점

이상의 분석 결과를 종합해보면, 주택가격의 변동은 연령 및 주거지위에 따라 가계의 소비와 후생에 차별화된 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 주택가격 상승 시 자산을 이미 상당부분 축적한 다주택자와 고령층 유주택자의 후생은 자산효과를 통해 증대되는 것으로 분석되었다. 반면, 무주택 임차가구나 상대적으로 젊은 50세 미만 유주택자의 경우 주택가격 상승 시 주거비 부담 가중 및 주거사다리 상향이동을 위한 저축 동기 강화로 인해 후생이 뚜렷하게 감소하는 것으로 나타났다.

이러한 본고의 분석 결과에 비추어 볼 때, 주택가격 상승세 지속 시 세대간·자산계층간 불평등 심화 및 내수기반 약화가 초래될 수 있다. 나아가 동 분석 결과는 주택가격 상승에 따른 높은 주거비 부담이 청년층의 만혼, 저출산 등과 같은 우리 경제의 구조적 문제의 배경으로도 작용할 수 있음을 시사한다.¹² 따라서 청년층을 포함한 취약계층의 주거비 부담을 완화하기 위해 주택시장 안정화 정책을 다각도로 꾸준히 추진해 나가야 할 것이다.

¹² 정선영·한지우 (2024)는 청년층의 고용 불안정과 함께 높은 주거비용이 이들의 결혼에 대한 기회비용을 높이는 요인으로 작용한다고 지적하였다.

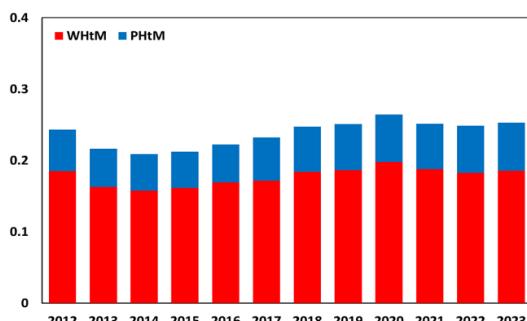
<참고 1> 우리나라의 부유한 유동성제약 가계(wealthy hand-to-mouth) 현황

Kaplan, Violante and Weidner (2014)는 가계의 순자산 규모뿐만 아니라 자산 구성, 즉 유동성 자산의 비중이 소비행태를 결정짓는 핵심 요인임을 지적하며, 가계를 3가지 유형으로 구분하였다. 부유한 유동성제약 가계(wealthy hand-to-mouth; WHtM)는 주택 등 비유동성 순자산을 보유하고 있음에도 유동성 순자산은 소득의 절반 이하인 가계를 의미한다. 집이 없는 유동성제약 가계(poor hand-to-mouth; PHtM)는 비유동성 순자산이 없고 유동성 순자산도 소득의 절반 이하인 가계를, 유동성비제약 가계(non-hand-to-mouth; Non-HtM)는 이 두 조건에 해당하지 않는 가계를 각각 의미한다.

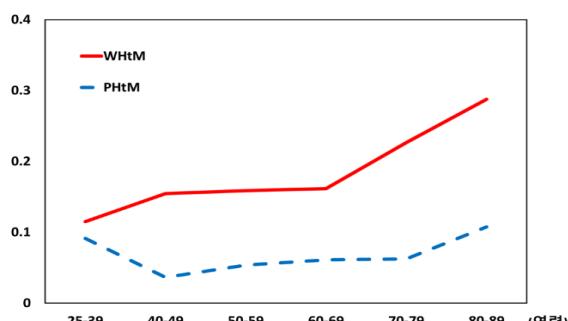
가계금융복지조사 미시데이터를 바탕으로 우리나라의 가계유형별 현황을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 부유한 유동성제약 가계 비중은 20% 내외, 집이 없는 유동성제약 가계 비중은 5% 내외 수준으로, 부유한 유동성제약 가계의 상대적 비중이 매우 높다(<그림 A1>). 둘째, 유동성제약 가계 비중의 연령 프로파일을 보면, 부유한 유동성제약 가계의 경우 연령이 높아질수록 상승하면서 고령층에서의 비중이 가장 높게 나타난다(<그림 A2>). 이는 우리나라 고령층의 경우 주택 등 비유동성 자산 집중도가 상당히 높아 유동성이 높은 금융자산은 부족한 현실을 보여준다. 셋째, 우리나라 부유한 유동성제약 가계의 중위소득은 비제약가계와 매우 유사하다(<그림 A3>). 이는 우리나라 유주택자의 경우 유동성 제약 여부가 소득보다는 순자산에 의해 주로 영향받고 있음을 시사한다. 넷째, 부유한 유동성제약 가계의 소득구성이 소득4분위 및 소득5분위 위주로 빠르게 재편되고 있다(<그림 A4>). 이는 주택가격 상승 등으로 최근 우리나라 가계의 주택자산 취득이 차입정도가 높은 고소득자 위주로 늘어난 데 기인한 것으로 보인다.

우리나라 가계는 유동성 제약정도가 주택자산 취득과 연계되어 심화되고 있으며, 이에 따른 경제적 부담이 상대적으로 소득이 높은 그룹에도 확장되고 있는 것으로 보인다. 즉, 주택가격 상승으로 순자산이 증가하더라도 소비 확대로 연결되지 않을 여지가 있으며, 이는 본문에서 논의하는 주택가격 상승이 소비 및 후생에 미치는 영향을 이해하는 배경이 된다.

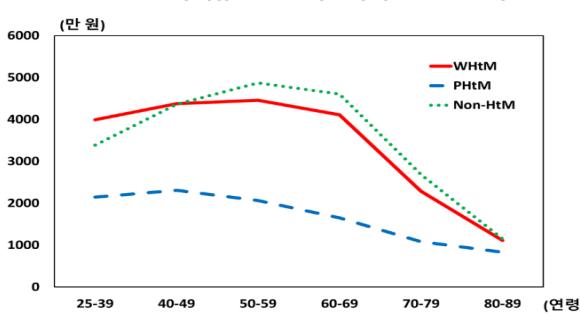
<그림 A1> 유동성제약 가계 비중



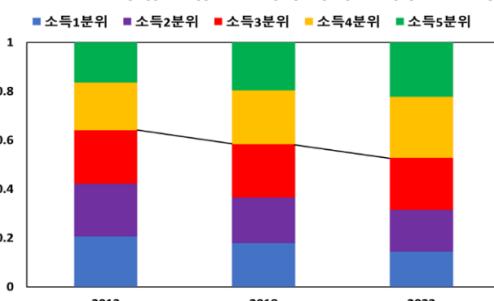
<그림 A2> 유동성제약 가계 비중의 연령 프로파일



<그림 A3> 가계유형별 중위소득의 연령 프로파일



<그림 A4> 부유한 유동성제약 가계 소득구성 변화



자료: 가계금융복지조사 미시데이터

<참고 2> 연령별 패널 회귀분석 방법론

가계금융복지조사의 가구단위 데이터를 활용하여 무주택자들에 의해 주도되는 투자효과를 포함한 주택가격 상승의 소비에 대한 인과적 영향을 연령대별로 추정하였다. 기존 연구에서는 미시데이터를 활용하되 개별 주택가격이 관측되는 유주택자만을 대상으로 하거나, 일정 지역단위에서 집계된 데이터를 활용하여 가격효과를 추정하여 왔다. 전자의 경우 무주택자들이 향후 주택구매를 위해 소비를 줄이는 투자효과를 포함하지 못하는 한계가 있으며, 후자의 경우에는 개별 경제주체와 지역 단위 시장의 유의미한 이질적인 정보들이 집계 과정에서 평균화되는(averaged-out) 한계가 존재한다. 아울러 전통적 의미의 자산효과 추정은 경기변동 등 주택가격과 소비 모두에 동시에 영향을 주는 공통요인(common factor)을 완전히 통제하기가 어렵다. 본 실증분석에서는 이와 같은 한계들을 보완하기 위해 다음과 같은 방법을 고안하였다.

우선, 무주택자와 연계된 효과를 포괄하기 위해 목표주택가격(target home price)을 설정하였다. 소득, 연령, 가구내 취업자수 등 무주택 가구특성별 집단(cohort)을 만들고 이에 상응하는 유주택가구 집단의 평균 주택가격을 대리변수(proxy)로 활용함으로써 특정 집단의 무주택가구가 향후 구매 목표로 삼는 주택가격을 추정하였다.¹³ 다음으로, 공통요인에 의해 탄성치의 추정이 부정확해지는 문제를 감안하여 Campbell and Cocco (2007)의 접근법에 따라 개별 가계 수준에서 관측되는 정보를 조건부로 한 다음의 고정효과 패널회귀분석을 통해 예측가능성분(predictable component)을 추출하였다.

$$\begin{aligned} \text{소비} &= \alpha_i + \sum \delta_t D_t + \sum \sum \theta_{tk} (D_t * Z_{ik}) + \gamma_1 \text{연령그룹} + \gamma_2 \text{가구원수} + \gamma_3 \text{자녀수} + u^c \\ \text{소득} &= \alpha'_i + \sum \delta'_{t'} D_t + \sum \sum \theta'_{tk} (D_t * Z_{ik}) + \gamma'_1 \text{연령그룹} + \gamma'_2 \text{가구원수} + \gamma'_3 \text{자녀수} + u^y \\ \text{주택가격} &= \alpha''_i + \sum \delta''_{t''} D_t + \sum \sum \theta''_{tk} (D_t * Z_{ik}) + \gamma''_1 \text{연령그룹} + \gamma''_2 \text{가구원수} + \gamma''_3 \text{자녀수} + u^h \end{aligned}$$

where $D = \text{연도더미}, Z \in \{\text{취업자수, 가구주교육정도, 주택보유여부}\}$

구체적으로, 소비, 소득, 주택가격 각각에 대해 고정효과 패널 회귀분석을 시행한다. 설명변수에 연령그룹, 가구원수, 자녀수뿐 아니라 고정효과, 시간더미, 가구 특성과 연도의 교호항도 포함하여 해당 시점의 정보집합을 최대한 포착하였다. 이에 따라 잔차는 미래 소비·소득·주택가격과 체계적으로 연관되지 않은 개별적 충격(idiosyncratic shock)이 되며, 회귀식이 설명하는 부분(fitted value)이 예측가능성분을 근사한다. 이와 같은 전처리(pre-regression)를 통해 유량효과 및 근시안적 의사 결정분(myopic behavior)을 제거함으로써 주택가격과 소비의 좀 더 기조적인 성분을 분석에 활용할 수 있게 된다.¹⁴

¹³ 무주택자의 목표주택가격을 설정함에 따라 이들이 연계된 주택가격 상승에 따른 투자효과를 추정할 수 있게 된다. 이와 같이 생성된 데이터를 집단 기반 의사 패널(cohort-based pseudo-panel)이라 한다.

¹⁴ 예측가능한 기조적 성분을 활용한 실증분석은 본문의 영구적 주택가격 상승과 완전합리성을 가정한 구조모형

다음으로, 소비의 주택가격 탄성치는 패널 도구변수 회귀분석(panel instrumental variable regression)을 활용하여 추정하였다. 내생변수인 주택가격을 독립변수로 사용함에 따른 내생성 문제(endogeneity problem)를 완화하기 위해 Kaplan, Violante and Weidner (2014)에 따라 합리적 기대를 포착하는 1기후 주택가격(1-period forward term)과 주택가격 변화에 대한 노출도(exposure)를 포착하는 주택소유여부를 도구변수로 활용하였다. 이를 통해 주택가격 변동이 소비에 미치는 인과 효과를 보다 정확히 식별할 수 있게 된다. 소비의 주택가격 탄성치(β_1)를 추정하기 위한 패널회귀식은 다음과 같다.¹⁵

$$\begin{aligned}\widehat{\Delta \text{소비}} &= \beta_1 \widehat{\Delta \text{주택가격}} + \beta_2 \widehat{\Delta \text{소득}_{-1}} + \beta_3 \widehat{\text{소비}_{-1}} + \text{고정효과} + \varepsilon \\ \widehat{\Delta \text{주택가격}} &= \nu_1 \widehat{\Delta \text{주택가격}_{+1}} + \nu_2 \text{주택보유여부}\end{aligned}$$

여기서, \hat{x} 은 Campbell and Cocco (2007)의 방법론에 따른 변수 X의 예측가능한 성분, \tilde{x} 은 변수 X에 대한 도구변수로서 1단계 회귀에 따른 결과, X_{-1} 및 X_{+1} 은 변수 X의 1기 후행 및 선행 시차변수를 의미한다.

모의실험과 개념적 유사성이 높은 장점이 있다.

¹⁵ Favara and Imbs (2015), Kaplan, Violante and Weidner (2014) 등을 따라 비관측 이질성(unobserved heterogeneity)을 통제하기 위해 독립변수와 종속변수의 차분 변수를 사용하였다.

<참고 3> 이질적 경제주체 주택시장 모형의 주요 구조

A1. 물리적 환경(physical environment) 개요

시간은 이산적(discrete)이다. 모형내 가계는 유한한 기간(finite horizon)을 사는 이질적 가계(heterogeneous agents)로 구성된다. 모든 가계는 26세에 경제활동을 시작해 64세에 은퇴하고 최대 94세까지 살 수 있으며, 실업이 존재하지 않는 노동시장에서 1만큼의 노동시간을 공급한다. 자산에는 무위험채권(risk-free bond)과 주택(housing property)이 있는데, 무위험채권 이자율은 외생적으로 고정된 반면 주택가격은 외생적 확률분포에 따라 변동한다. 부채는 주택자산이 있는 경우에만 가능하며, 주택자산 및 소득의 일정 비율 이내에서 차입금액과 원리금상환액의 상한이 결정되는 금융제약(financial constraints)에 직면한다. 모형경제에는 다양한 마찰(frictions)이 존재한다. 우선 주택의 크기는 불가분적(indivisible)이다. 이에 따라 주택크기는 이산선택(discrete choice)의 대상이며 특히 생애주기상 첫 주택구매에는 초기 비연속성(initial lumpiness)이 있다. 한편 거래과정에서 취득세, 이사 및 탐색비용 등 높은 거래비용이 발생한다.

가계는 모형경제 진입 첫 기에 외생적 확률분포에 따라 금융자산을 상속받고 월세임차인으로 주택시장에 참여하는 한편, 노동시장에서는 완전한 위험공유가 불가능한 개별적 소득 충격(uninsurable idiosyncratic income shock)에 직면한다. 자가거주하는 경우 $H = \{h_1, h_2, h_3, h_4, h_5\}$ 에서, 임차 및 임대하는 경우에는 $\tilde{H} = \{\tilde{h}_1, \tilde{h}_2, \tilde{h}_3\}$ 에서 주택의 크기를 선택할 수 있다. 이러한 환경 하에서 가계의 선호는 다음의 효용함수(non-separable constant relative risk aversion utility with constant elasticity of substitution aggregator)에 의해 결정된다.

$$u_j(c, s) = \frac{E_0 \left[\sum_{j=1}^J \beta^{j-1} u_j(c_j, s_j) + \beta^J v(b) \right]}{\frac{e_j[(1-\phi)c^{1-\gamma} + \phi s^{1-\gamma}]^{(1-\zeta)/(1-\gamma)} - 1}{1-\zeta}}, s = \sigma_0 h' + \sigma_i i'$$

$$v(b) = \nu \frac{(b + \underline{b})^{1-\zeta} - 1}{1-\zeta}$$

여기서, E_0 는 0기에서의 기대연산자(expectation operator), c 는 비주거소비(non-housing consumption), s 는 주거서비스 또는 주택보유에 따른 효용, b 는 유증금액(bequest), $v(b)$ 는 상속행위 자체(warm-glow bequest)에서 발생되는 만족, β 는 할인인자(discount factor), ϕ 는 주거서비스의 상대적 효용, $\frac{1}{\gamma}$ 는 비주거소비와 주거서비스간 대체탄력성, ζ 는 위험회피도(risk aversion), σ_0 는 자가거주의 상대적 효용, σ_i 는 투자용 주택자산 보유의 상대적 효용, \underline{b} 는 사치재로 인식되는 유증, ν 는 유증욕구의 강도, e_j 는 가구규모 조정계수(equivalence scale)를 각각 의미한다.

주택구매 시 대출은 주택가치 기반 규제인 담보인정비율(loan-to-value ratio; LTV)과 소득 기반 규제인 총부채상환비율(payment-to-income ratio; PTI) 이내에서 결정되며 가계가 매기 상환금액을 정하는 조기상환 가능한 장기대출계약(prepayable long-term mortgage contract)에 따른다.

$$(LTV \text{ 제약}) \quad m' \leq \chi p_h h'$$

$$(PTI \text{ 제약}) \quad \pi_j^{min}(m') \leq \lambda y_j(a, \varepsilon, i')$$

한편 전세임차시 대출은 전세대출한도 금액 이내에서 허용되며 매기 원리금 총액을 상환한다. 정부는 부과방식 연금제도(pay-as-you-go pension system)를 운영하며, 누진소득세, 부동산거래세, 상속세를 징수하고 자체적으로 소비한다.

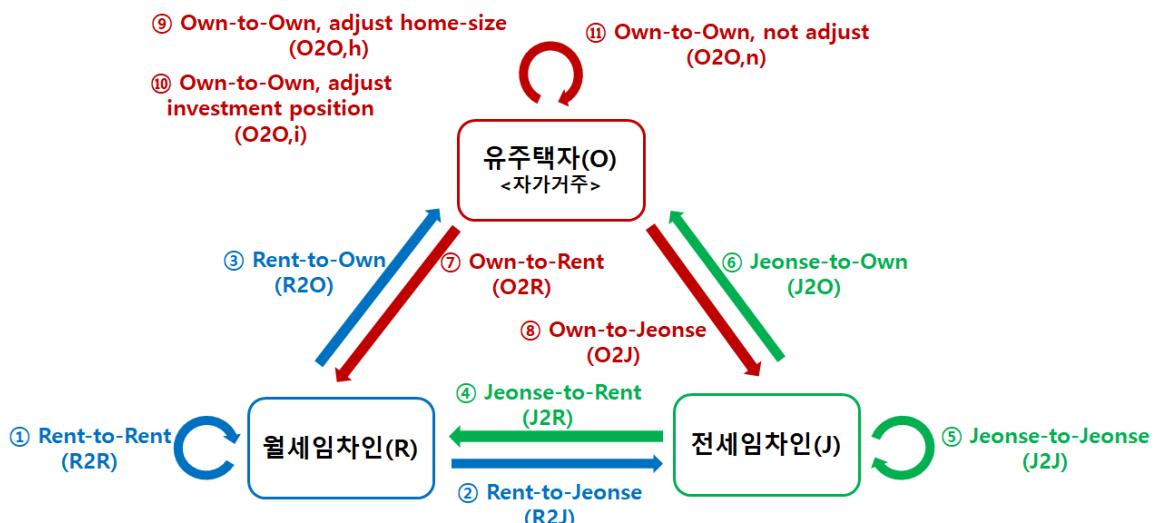
A2. 가계의 최적화 문제

가계의 동태적 의사결정 문제는 월세임차(R), 전세임차(J), 유주택(O) 등 주거지위(housing tenure)에 따라 <그림 A5>의 11가지로 구분할 수 있다.

월세임차인은 비주거 소비, 금융자산, 주택크기를 선택하는 가운데, 주거지위를 변경할 경우(R2J, R2O) 전세차입금액 또는 주택담보대출금액을 차입제약하에서 결정한다. 전세임차인의 의사결정 문제는 월세임차인과 유사하다. 비주거 소비, 금융자산, 주택크기를 선택하며, 전세임차를 유지하거나 주택구매를 하는 경우(J2J, J2O) 기존 주택의 전세보증금을 돌려받는 한편 신규 주택과 연계된 전세차입금액 또는 주택담보대출금액을 차입제약하에서 정한다.

유주택자의 경우 최대 2개의 주택을 소유할 수 있으며 복수의 주택자산을 동시에 거래하기 어렵게 하는 마찰적 요인 등으로 자가주택과 임대용 주택 중 하나만 해당 기에 조정할 수 있다고 가정한다. 다주택자의 경우 자가거주하지 않는 주택에 대하여 월세임대를 할지 전세임대를 할지 선택할 수 있다. 이에 따라 유주택자의 주거지위 이산선택은 월세임차(O2R), 전세임차(O2J), 자가거주자산 조정(O2O,h), 임대주택자산 조정(O2O,i), 모든 주택자산 미조정(O2O,n)의 5가지 중에서 이루어진다.

<그림 A5> 가계의 주거지위 이산선택 문제



A2-1. Rent-to-Rent (R2R)

$$V_j^{R2R}(a, h, \varepsilon; \Omega) = \max_{c, a', h'} u(c, h') + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_e} V_{j+1}^R(a', h', \varepsilon'; \Omega')$$

$$s.t. (\text{예산제약}) \quad c + a' + Rh' + 1_{\{h' \neq h\}} f_{mv} + f_{br} = y_j(a, \varepsilon, i')$$

$$(\text{차입제약}) \quad a' \geq 0$$

$$(\text{총량상태진화}) \quad \Omega' = \Gamma(\Omega)$$

$$(\text{주거지위 이산선택}) \quad V_{j+1}^R = \max\{V_{j+1}^{R2R}, V_{j+1}^{R2J}, V_{j+1}^{R2O}\}$$

A2-2. Rent-to-Jeonse (R2J)

$$V_j^{R2J}(a, h, \varepsilon; \Omega) = \max_{c, a, h', \ell'} u(c, h') + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_e} V_{j+1}^J(a', h', \ell', \varepsilon'; \Omega')$$

s.t. (예산제약) $c + a' + p_d h' + f_{mv} + f_{br} = y_j(a, \varepsilon, i') + \ell'$

(차입제약) $a' \geq 0, \ell' \leq \bar{\ell}$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

(주거지위 이산선택) $V_{j+1}^J = \max\{V_{j+1}^{J2R}, V_{j+1}^{J2J}, V_{j+1}^{J2O}\}$

A2-3. Rent-to-Own (R2O)

$$V_j^{R2O}(a, h, \varepsilon; \Omega) = \max_{c, a', h', m'} u(c, \sigma_O h') + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_e} V_{j+1}^O(a', h', i', m', z', \varepsilon'; \Omega')$$

s.t. (예산제약) $c + a' + (1 + \phi_b) p_h h' + f_{mv} + f_{br} = y_j(a, \varepsilon, i') + m'$

(차입제약) $a' \geq 0, m' \leq \chi p_h h', \pi_j^{min}(m') \leq \lambda y_j(a, \varepsilon, i')$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

(주거지위 이산선택) $V_{j+1}^O = \max\{V_{j+1}^{O2R}, V_{j+1}^{O2J}, V_{j+1}^{O2O,h}, V_{j+1}^{O2O,i}, V_{j+1}^{O2O,n}\}$

A2-4. Jeonse-to-Rent (J2R)

$$V_j^{J2R}(a, h, \ell, \varepsilon; \Omega) = \sum_{\eta} \Pi(\eta) \left\{ \max_{c_{\eta}, a'_{\eta}, h'_{\eta}} u(c_{\eta}, h'_{\eta}) + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_e} V_{j+1}^R(a'_{\eta}, h'_{\eta}, \varepsilon'; \Omega') \right\}$$

s.t. (예산제약) $c_{\eta} + a'_{\eta} + (1 + r_{\ell}) \ell + f_{mv} + f_{br} = y_j(a, \varepsilon, i') + \xi_{\eta} p_d h$

(차입제약) $a'_{\eta} \geq 0$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

(주거지위 이산선택) $V_{j+1}^R = \max\{V_{j+1}^{R2R}, V_{j+1}^{R2J}, V_{j+1}^{R2O}\}$

A2-5. Jeonse-to-Jeonse (J2J)

$$V_j^{J2J}(a, h, \ell, \varepsilon; \Omega) = \sum_{\eta} \Pi(\eta) \left\{ \max_{c_{\eta}, a'_{\eta}, h'_{\eta}, \ell'_{\eta}} u(c_{\eta}, h'_{\eta}) + \beta E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_e} V_{j+1}^J(a', h', \ell', \varepsilon'; \Omega') \right\}$$

s.t. (예산제약) $c_{\eta} + a'_{\eta} + (1 + r_{\ell}) \ell + 1_{\{h' \neq h\}} f_{mv} + f_{br} = y_j(a, \varepsilon, i') + \xi_{\eta} p_h h$

(차입제약) $a'_{\eta} \geq 0$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

(주거지위 이산선택) $V_{j+1}^J = \max\{V_{j+1}^{J2R}, V_{j+1}^{J2J}, V_{j+1}^{J2O}\}$

A2-6. Jeonse-to-Own (J2O)

$$V_j^{J2O}(a, h, \ell, \varepsilon; \Omega) = \sum_{\eta} \Pi(\eta) \left\{ \max_{c_{\eta}, a'_{\eta}, h'_{\eta}, m'_{\eta}} u(c_{\eta}, \sigma_O h'_{\eta}) + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_e} V_{j+1}^O(a'_{\eta}, h'_{\eta}, i', m'_{\eta}, z'_{\eta}, \varepsilon'; \Omega') \right\}$$

s.t. (예산제약) $c_{\eta} + a'_{\eta} + (1 + \phi_b) p_h h'_{\eta} + (1 + r_{\ell}) \ell + f_{mv} + f_{br} = y_j(a, \varepsilon, i') + m'_{\eta} + \xi_{\eta} p_h h$

(차입제약) $a'_{\eta} \geq 0, m'_{\eta} \leq \chi p_h h'_{\eta}, \pi_j^{min}(m'_{\eta}) \leq \lambda y_j(a, \varepsilon, i')$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

(주거지위 이산선택) $V_{j+1}^O = \max\{V_{j+1}^{O2R}, V_{j+1}^{O2J}, V_{j+1}^{O2O,h}, V_{j+1}^{O2O,i}, V_{j+1}^{O2O,n}\}$

A2-7. Own-to-Rent (O2R)

$$V_j^{O2R}(a, h, i, m, z, \varepsilon; \Omega) = \max_{c, a', h'} u(c, h') + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_z} V_{j+1}^R(a', h', \varepsilon'; \Omega')$$

$$\begin{aligned} s.t. (\text{예산제약}) \quad & c + a' + \delta_0 p_h(h + i) + m + 1_{\{z=1\}} p_d i + R h' + f_{mv} + f_{br} \\ & = y_j(a, \varepsilon, i') + (1 - \phi_s) p_h(h + i) \end{aligned}$$

(차입제약) $a' \geq 0$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

$$(\text{주거지위 이산선택}) \quad V_{j+1}^R = \max\{V_{j+1}^{R2R}, V_{j+1}^{R2J}, V_{j+1}^{R2O}\}$$

A2-8. Own-to-Jeonse (O2J)

$$V_j^{O2J}(a, h, \ell, \varepsilon; \Omega) = \max_{c, a', h', \ell'} u(c, h') + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_z} V_{j+1}^J(a', h', \ell', \varepsilon'; \Omega')$$

$$\begin{aligned} s.t. (\text{예산제약}) \quad & c + a' + \delta_0 p_h(h + i) + p_d h' + 1_{\{z=1\}} p_d i + f_{mv} + f_{br} \\ & = y_j(a, \varepsilon, i') + (1 - \phi_s) p_h(h + i) + \ell' \end{aligned}$$

(차입제약) $a' \geq 0, \ell' \leq \bar{\ell}$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

$$(\text{주거지위 이산선택}) \quad V_{j+1}^J = \max\{V_{j+1}^{J2R}, V_{j+1}^{J2J}, V_{j+1}^{J2O}\}$$

A2-9. Own-to-Own, adjusting housing consumption (O2O,h)

$$V_j^{O2O,h}(a, h, i, m, z, \varepsilon; \Omega) = \max_{c, a', h', m'} u(c, \sigma_0 h' + \sigma_i i') + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_z} V_{j+1}^O(a', h', i', m', z', \varepsilon'; \Omega')$$

$$\begin{aligned} s.t. (\text{예산제약}) \quad & c + a' + \delta_0 p_h(h + i) + (1 + \phi_b) p_h h' + m + 1_{\{z=1\}} p_d i + f_{mv} + f_{br} \\ & = y_j(a, \varepsilon, i') + (1 - \phi_s) p_h(h + i) + m' \\ & + 1_{\{z=1\}}(p_d i - \omega) + 1_{\{i'>0, z'=0\}}(R i' - \omega - \delta_r p_h i') \end{aligned}$$

(차입제약) $a' \geq 0, m' \leq \chi p_h h', \pi_j^{\min}(m') \leq \lambda y_j(a, \varepsilon, i')$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

$$(\text{주거지위 이산선택}) \quad V_{j+1}^O = \max\{V_{j+1}^{O2R}, V_{j+1}^{O2J}, V_{j+1}^{O2O,h}, V_{j+1}^{O2O,i}, V_{j+1}^{O2O,n}\}$$

A2-10. Own-to-Own, adjusting investment position (O2O,i)

$$V_j^{O2O,i}(a, h, i, m, z, \varepsilon; \Omega) = \max_{c, \pi, a', i', m'} u(c, \sigma_0 h' + \sigma_i i') + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_z} V_{j+1}^O(a', h', i', m', z', \varepsilon'; \Omega')$$

$$\begin{aligned} s.t. (\text{예산제약}) \quad & c + \pi + a' + \delta_0 p_h(h + i) + (1 + \phi_b) p_h i' + m + 1_{\{z=1\}} p_d i + f_{mv} + f_{br} \\ & = y_j(a, \varepsilon, i') + (1 - \phi_s) p_h i + 1_{\{z=1\}}(p_d i - \omega) + 1_{\{i'>0, z'=0\}}(R i' - \omega - \delta_r p_h i') \end{aligned}$$

(차입제약) $a' \geq 0, \pi \geq \pi_j^{\min}(m')$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

$$(\text{주거지위 이산선택}) \quad V_{j+1}^O = \max\{V_{j+1}^{O2R}, V_{j+1}^{O2J}, V_{j+1}^{O2O,h}, V_{j+1}^{O2O,i}, V_{j+1}^{O2O,n}\}$$

A2-11. Own-to-Own, not adjusting (O2O,n)

$$V_j^{O2O,n}(a, h, i, m, z, \varepsilon; \Omega) = \max_{c, \pi, a'} u(c, \sigma_0 h' + \sigma_i i') + \beta(1 - \psi_j)E_{\Omega'|\Omega, \varepsilon'|_z} V_{j+1}^O(a', h', i', m', z', \varepsilon'; \Omega')$$

$$\begin{aligned} s.t. (\text{예산제약}) \quad & c + \pi + a' + \delta_0 p_h(h + i) \\ & = y_j(a, \varepsilon, i') + (1 - \phi_s) p_h i + 1_{\{z=1\}}(-\omega) + 1_{\{i'>0, z'=0\}}(R i' - \omega - \delta_r p_h i') \end{aligned}$$

(차입제약) $a' \geq 0, \pi \geq \pi_j^{\min}(m')$

(총량상태진화) $\Omega' = \Gamma(\Omega)$

$$(\text{주거지위 이산선택}) \quad V_{j+1}^O = \max\{V_{j+1}^{O2R}, V_{j+1}^{O2J}, V_{j+1}^{O2O,h}, V_{j+1}^{O2O,i}, V_{j+1}^{O2O,n}\}$$

상태변수(state variable)로서 j 는 연령, ε 은 개별적 노동생산성 충격(idiosyncratic labor productivity shock), a 는 금융자산(무위험채권), h 는 주거서비스 소비 및 주택보유량, i 는 임대용 주택보유량, m 은 주택담보대출액, ℓ 은 전세자금대출액, z 는 갭투자 여부를 나타내는 지시함수를 각각 의미한다. $\Gamma(\Omega)$ 는 총량상태(aggregate state) Ω 의 진화 법칙(aggregate law of motion), η 는 전세보증금 회수상태를 각각 의미한다. 선택변수(choice variable)로서 c 는 비주거 소비(non-housing consumption), π 는 주택담보대출 원리금 상환액을 의미한다. R 은 단위당 주택 임차료, p_d 는 단위당 전세보증금, p_h 는 단위당 주택가격이다. 주요 모수로서 β 는 할인인자, ψ 는 사망확률, f_{mv} 는 이사비용, f_{br} 는 증개비용, χ 는 담보인정비율(LTV), λ 는 부채원리금상환비율(PTI), δ_o 는 자가거주시 감가상각률, δ_r 는 주택임대시 감가상각률, ϕ_s 는 매도비용, ϕ_b 는 매입비용, ω 는 다주택자 고정비용을 각각 의미한다.

A3. 캘리브레이션

모형내 구조 모수(structural parameter)는 50여개 내외이며, 주요 문헌 및 데이터로부터 직접 설정하는 외적 캘리브레이션(external calibration)과 모형에서 생성된 모먼트가 데이터에서 관측되는 특정 모먼트에 근사하도록 추정하는 내적 캘리브레이션(internal calibration)을 병행하였다. 주요 모수값과 모먼트는 다음과 같다.

<표 A1> 모형내 주요 모수의 캘리브레이션

모수	모수값 ¹⁾	추정 ²⁾ 여부(Y/N)	출처
ϕ	주택 상대효용(소비 대비)	0.2	Y 2013-17년 주택보유율
σ_o	자가거주 상대효용(임차 대비)	1.02	Y 2013-17년 주택보유율
ζ	위험회피도	2.0	N Kaplan et al. (2020)
b	사치재로 인식되는 유증	9	Y 30세 이하 순자산/소득비율
v	유증욕구 강도	35	Y 30세 이하 순자산/소득비율
δ_o	감가상각률	0.015	Y 2013-17년 주택보유율
ϕ_b	주택 매입비용	0.03	N 취득세율

주: 1) 연율화된 값 기준, 2) 시뮬레이션 적률법(simulated method of moments)

<표 A2> 주요 모먼트 비교

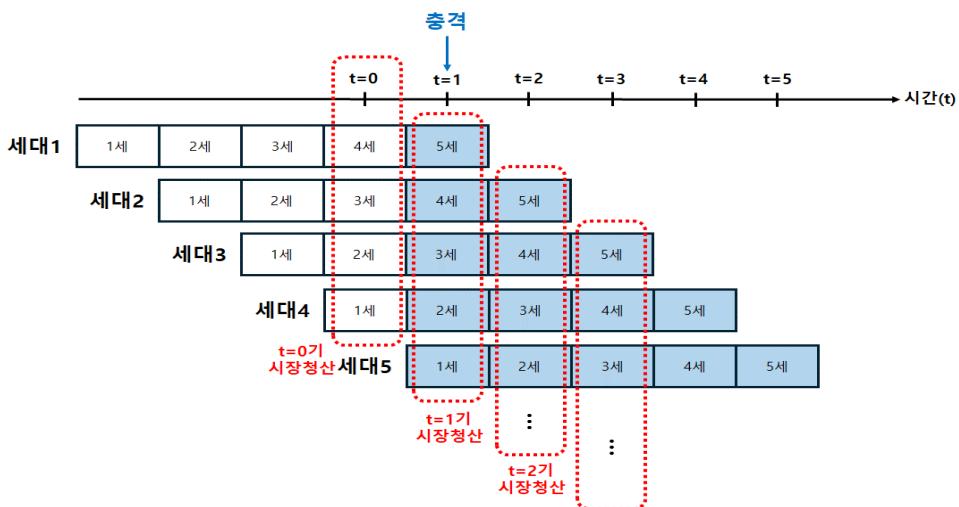
모먼트	데이터 ¹⁾	모형
주택보유율 (homeownership rate)	0.65	0.67
LTV (loan-to-value)	0.33	0.47
DTI (mortgage debt-to-income)	1.20	1.06
PTI (payment-to-income)	0.35	0.30
생애초기 NTI (new worth-to-income)	1.78	1.72
순자산내 주택 비중 (housing NW-to-total NW)	0.57	0.58
순자산 지니계수 (new worth Gini coefficient)	0.55	0.49

주: 1) 가계금융복지조사 미시데이터 2013-17년 평균

A4. 중첩세대 overlapping generations의 기본 구조

모형내 가계는 유한기간(finite horizon)을 살며, 기존 세대가 사망하고 새로운 세대가 태어나면서 특정 시점에서 볼 때 세대가 중첩되는 구조를 가진다. 이에 따라 영구적 주택가격 상승 충격 이후 경제지표들의 총량 및 분포는 중첩세대의 구성을 반영하여 변화하는 전이경로를 따르게 된다. 즉, 특정 세대의 최적화 문제는 역진귀납법(backward induction)으로 푸는 반면, 특정 시점의 시장청산 문제는 시뮬레이션을 통해 계산된 총량변수를 매 시점 평가하여 푼다. 이와 같은 중첩세대의 구조를 가계가 5세까지 사는 단순화된 예로 도식화하면 다음과 같다.

<그림 A6> 중첩세대 예시



A5. 후생변화 추정방법

본 연구의 후생평가는 소비동등변화(consumption equivalent variation; CEV)를 활용하였다. 소비동등변화는 충격 이전 초기상태와 동일한 효용을 유지하기 위해 지불할 용의가 있는 금액을 최종재의 퍼센트 변화로 측정한 것이다. 구체적으로 Kindermann and Krueger (2022)의 방법론을 따라 다음의 순서로 추정하였다.

- ① 각 상태마다 초기 금융자산 이전금액(initial wealth transfer) ψ^0 를 추정

$$V^1(j, a + \psi^0(j, a, h, i, m, l, z, \varepsilon, t), h, i, m, l, z, \varepsilon, t) = V^0(j, a, h, i, m, l, z, \varepsilon, t)$$

- ② ψ^0 를 남은 생애 동안 매 기간 반복적으로 지급되는 소비 보정치(annuity)로 변환하고, 초기상태 평균소비액(C_0)으로 조정하여 가계 단위의 CEV를 계산

$$C(j, a, h, i, m, l, z, \varepsilon, t) = -\frac{\psi^0(j, a, h, i, m, l, z, \varepsilon, t)}{\left(1 - \left(\frac{1}{1+r}\right)^{N-j+1}\right)} \\ \left(1 - \frac{1}{1+r}\right)$$

$$CEV(j, a, h, i, m, l, z, \varepsilon, t) = 100 \times \frac{C(j, a, h, i, m, l, z, \varepsilon, t)}{C_0}$$

- ③ 총량 및 그룹별 CEV는 초기상태에서의 가계 분포(initial stationary distribution)를 가중치로 활용하여 도출

참고문헌

- Ando, A. and F. Modigliani (1963). "The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests." *American Economic Review* 53 (1): 55–84.
- Berger, D., V. Guerrieri, G. Lorenzoni and J. Vavra (2018). "House Prices and Consumer Spending." *Review of Economic Studies* 85 (3): 1502–1542.
- Campbell, J. Y. and J. F. Cocco (2007). "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data." *Journal of Monetary Economics* 54 (3): 591–621.
- Chopra, F., C. Roth and J. Wohlfart (2025). "Home Price Expectations and Spending: Evidence from a Field Experiment." *American Economic Review* 115 (7): 2267-2305.
- Favara, G. and J. Imbs (2015). "Credit Supply and the Price of Housing." *American Economic Review* 105 (3): 958–992.
- Friedman, M. (1957). "The Permanent Income Hypothesis." *American Economic Review* 47 (2): 25–45.
- Guren, A. M., A. McKay, E. Nakamura and J. Steinsson (2021). "Housing Wealth Effects: The Long View." *Review of Economic Studies* 88 (2): 669–707.
- Kaplan, G., K. Mitman and G. L. Violante (2020). "The Housing Boom and Bust: Model Meets Evidence." *Journal of Political Economy* 128 (9): 3285–3345.
- Kaplan, G., G. L. Violante and J. Weidner (2014). "The Wealthy Hand-to-Mouth." *Brookings Papers on Economic Activity* 2014 (1): 77–153.
- Kindermann F. and D. Krueger (2022). "High Marginal Tax Rates on the Top 1 Percent? Lessons from a Life-Cycle Model with Idiosyncratic Income Risk." *American Economic Journal: Macroeconomics* 14(2): 319-366.
- Lee, S. (2020). "House Prices and Household Consumption in Korea." *Bank of Korea Working Paper* no. 11.
- Li, W. and R. Yao (2007). "The Life-Cycle Effects of House Price Changes." *Journal of Money, Credit and Banking* 39 (6): 1375–1409.
- Park, K. Y. (2017). "The Wealthy Hand-to-Mouth Households in South Korea." *Global Economic Review* 46 (3): 299–324.
- Waxman, A., Y. Liang, S. Li, P. J. Barwick and M. Zhao (2020). "Tightening Belts to Buy a Home: Consumption Responses to Rising Housing Prices in Urban China." *Journal of Urban Economics* 115: 103190.
- 박동현·유성현·이은경·주욱·천동민 (2025). *한국은행 경제전망보고서*. 2025.5.
- 유현지·이영성 (2017). "금융위기 이후 자가가구의 소득계층별 주택자산효과". *국토연구* 2017 (3): 3–20.
- 정선영·한지우 (2024). "미혼인구 증가와 노동공급 장기추세". *BOK O/슈노트*. 2024-1.