

# 동태적 패널모형을 활용한 가계 부동산 자산비율 결정요인에 관한 연구

A Dynamic Panel Analysis of the Determinants of Household Real Estate Asset Ratios

강 태 영 (Kang, Tae-Young)\*  
이 상 군 (Lee, Sang-Gun)\*\*  
김 강 균 (Kim, Kang-Gyun)\*\*\*

## < Abstract >

This study empirically analyzed the determinants of the ratio of real estate assets to total household assets from a dynamic perspective using panel data. A balanced panel was constructed with the 2020-2024 samples using data from Statistics Korea's Survey of Household Finances and Living Conditions, and the System GMM estimator was applied to control for endogeneity issues. Prior studies were limited to cross-sectional analyses at specific points in time or focused solely on household characteristics. Accordingly, this study incorporated not only household financial and demographic factors but also macro-level factors such as real estate price indices and mortgage interest rates, based on the income uncertainty estimation method of Carroll and Samwick(1997). The estimation results show that the ratio of real estate assets to total assets is strongly influenced by its lagged value, and housing prices and interest rates also display negative signs. Meanwhile, households residing in the Seoul metropolitan area tended to show a higher ratio of real estate assets to total assets, and households with greater income volatility tended to reduce their real estate holdings. Furthermore, the results of the Sargan-Hansen test and the AR(1) and AR(2) tests confirmed the appropriateness of the instruments and the validity of the model. These results indicate that the household real estate asset ratio is influenced not only by internal household characteristics but also by external factors such as income volatility and real estate market conditions, and therefore should be interpreted as part of households' overall asset allocation behavior rather than simply as an outcome of housing ownership.

Keyword : Real Estate Asset Ratio, Balanced Panel Data, Income Uncertainty, Dynamic Panel Model, Survey of Household Finances and Living Conditions(SFLC)

## I. 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

가계의 자산구성에서 부동산이 차지하는 비중은 2024년

기준 70.5%에 달하며 과거부터 매우 높은 수준을 유지하고 있다(통계청, 2024). 자산은 크게 부동산 등의 실물자산과 예금·주식 등의 금융자산으로 분류할 수 있으며 가계는 기대수익 극대화 및 위험을 최소화하려는 합리적인 경제주체로서 위험 성향 등을 종합적으

\* 서강대학교 일반대학원 부동산학협동과정 박사과정, kang891121@hanmail.net, 주저자

\*\* 서강대학교 경영대학 교수, slee1028@sogang.ac.kr, 공동저자

\*\*\* 서강대학교 일반대학원 부동산학협동과정 박사과정, sstvirus@naver.com, 교신저자

로 고려하여 자산 포트폴리오를 구성한다. 이 과정에서 부동산자산의 과도한 편중은 가계의 위험분산을 어렵게 만들어 가계의 재무 안정성을 악화시킨다. 특히 부동산의 경우 유동성이 낮고 경기변동에 민감하게 반응하기 때문에 가계뿐만 아니라 거시경제 전반의 안정성과도 밀접하게 연관되어 있다. 실제 코로나19 팬데믹 이후 부동산 가격은 가파른 상승세를 보이다 2022년 하반기 이후 금리 인상과 경기 둔화로 하락세로 전환되어 가격 변동성이 크게 증가하였는데 이러한 과정에서 가계의 자산이 부동산에 편중되어 있는 경우 자산가치 하락 시 역자산효과(Negative wealth effect)를 나타내 소비 위축 및 경기침체 원인으로 작용할 가능성이 높다.

주요국 비교에서도 부동산 중심의 자산 편중이 두드러지게 나타났다. 금융투자협회(2022)가 발표한 주요국 가계 금융자산 비교 자료에 따르면 한국의 금융자산 비중은 35.6%에 불과하여 미국(71.5%), 일본(63.0%), 영국(53.8%) 등 주요 선진국에 비해 실물자산 비중이 매우 높은 것을 알 수 있다. 또한, 금융자산 구성에서도 차이가 존재하는데, 한국과 일본은 현금 및 예금 비중이 높고, 미국은 금융투자 상품, 영국과 호주는 보험 및 연금 관련 자산의 비중이 상대적으로 크게 나타났다. 부동산 중심의 자산 구조는 금융 리스크 측면에서도 심각한 요인으로 작용하는데, IIF(2025)의 국제부채통계(Global Debt Monitor)에 따르면 24년 4분기 가계부채 비율이 국내총생산(GDP) 대비 91.7%로 주요 37개국 중 2위를 기록하였다. 부동산이 편중되어 있는 구조에서 가계부채는 대부분 주택담보대출로 부동산시장이 악화될 경우 주택 등 부동산 가격이 하락하며 담보 가치가 낮아지고 자산가치 축소로 인한 소비 위축 등 실물경기에 부정적인 파급효과를 가져올 수 있다. 이처럼 가계 자산구성이 부동산에 집중될수록 금융자산을 통한 위험분산이 축소된다.

그럼에도 불구하고 기존 연구는 부채 및 소득 등 가구특성이 자산에 미치는 영향을 실증적으로 분석하거나, 인구구조 변화에 따른 자산선택 행위, 자산 불평 등에 대한 연구 등의 주제를 상대적으로 많이 다루었고, 부동산자산 비율을 결정하는 요인에 대한 실증적인 연구는 제한적이다. 또한, 횡단면 자료를 활용하여 정태적인 분석이 대부분으로, 부동산 자산비율의 결정 요인은 과거 자산비율의 형태, 소득 및 부채 수준, 부동산시장 변화에 따라 형성되기 때문에 시차를 반영하여

동태적 관점에서 계량적으로 추정한 연구는 상대적으로 드물었다. 부동산자산 비율은 특정 시점에서 결정되는 것이 아닌 주택의 취득과 처분, 금융자산 투자와 같은 결과가 시간에 따라 누적되어 결정된다. 이러한 조정 과정에 거래비용과 제약이 수반되기 때문에 가계의 자산비율은 일정 시차를 두고 점진적으로 변화하는 경우가 많다. 따라서 이러한 특성으로 인해 단일 시점의 횡단면분석으로는 과거의 자산비율과 시장 여건이 현재의 부동산자산 비율에 어떤 영향을 미쳤는지 파악하기 어렵다. 따라서 위와 같은 점을 고려하여 시간의 흐름을 반영한 동태적 접근방식이 필요하다.

이에 본 연구는 최근 5개 연도 기간의 패널데이터를 활용하여 가계 부동산자산 비율의 동태적인 특성과 결정 요인을 실증적으로 규명하고 이를 통해 신뢰성 있는 추정 결과를 도출하여 정책적 시사점을 제시하는 것을 목적으로 한다. 구체적으로 우리나라 가계의 부동산자산 비율이 구조적으로 높은 점과 이러한 편중 현상이 어떻게 조정되는지를 자산 구조와 연관하여 분석하여 금융자산을 포함한 전체 자산 포트폴리오의 선택으로 해석할 수 있는 틀을 제시한다. 이는 가계의 부동산 중심의 자산 구조를 어떻게 완화할 수 있는지에 대한 구조적 측면 시사점을 제공한다.

## 2. 연구의 범위 및 방법

### 1) 연구의 범위

가계 자산 관련 대표적인 통계자료로 통계청의 가계금융복지조사와 한국노동연구원의 한국노동패널조사가 있다. 두 조사 모두 가구 단위의 재무 및 경제활동에 대해 수년간 추적할 수 있는 장점을 갖고 있으나, 가계금융복지조사는 자산, 소득 및 지출 구조에 대해 세부적인 항목을 보다 폭넓게 포함하고 있다. 또한, 본 연구의 종속변수인 가계 부동산자산 비율을 정의하기 위해서는 가계의 총자산과 부동산자산에 대한 구체적인 데이터가 필요한데 이러한 자료는 가계금융복지조사에서 제공된다.

따라서 본 연구는 통계청 마이크로데이터 통합서비스(Micro Data Integrated Service, MDIS)에서 제공하고 있는 가계금융복지조사 통계자료를 이용하였다. 가계금융복지조사는 2015년부터 연동표본제를 도입하여 표본으로 선정된 가구를 5년간 패널 형태로 관리하고 있어 2020년도 교체된 표본을 기준으로 2020년~2024

년을 본 연구의 시간적 범위로 설정하였다. 해당 조사 자료는 가구 단위 재무적, 인구학적 특성을 종합적으로 포함하고 있어 가계의 자산구성 변화와 결정 요인을 보다 세부적으로 분석할 수 있는 장점을 갖는다.

또한, 전체 표본 가운데 5개년도 모두에서 실물자산 중 부동산자산이 있다고 응답한 가구만을 추출하여 균형패널자료(balanced panel data)를 구축하였고 이를 통해 불균형패널에서 발생 가능성이 높은 추정치의 편의(bias)를 방지하고 추정의 일관성을 확보하였다.

분석 대상으로 가계의 부동산자산 비중(부동산자산 / 총자산)을 종속변수로 설정하였고 설명변수는 이론적 배경과 선행연구를 종합적으로 검토하여 가계의 금융자산, 경상소득, 소비지출, 소득 불확실성, 가구주 연령, 수도권 여부 등의 가구특성 변수와 부동산가격, 주택담보대출금리 등의 시장특성 변수로 설정하였다.

## 2) 연구의 방법

본 연구는 동태적 패널모형의 추정 방법인 System GMM(Generalized Method of Moments)을 적용하였다. 해당 방법론은 종속변수의 시차항이 포함된 동태적 패널모형에서 나타나는 자기상관 및 내생성 문제를 효과적으로 완화하는데 적합하다.

모형에서는 종속변수의 시차항과 설명변수 중 금융자산, 경상소득, 소비지출 등 내생성(endogeneity)이 의심되는 변수에 대해 각 변수의 2~3기 시차항을 도구변수로 사용하였다. 반면, 부동산 가격지수, 주택담보대출금리와 같이 자산비율에 직접적으로 영향을 받지 않는 거시경제 변수와 연령, 수도권 거주 여부 등의 외생변수는 차분 값을 도구변수로 설정하고 수준식에 포함하여 추정하였다. 모형 추정에 앞서 각 변수의 기초통계량을 검토하여 자료의 특성을 파악한 후 2단계(two-step) System GMM을 적용하여 모형을 추정하고 Windmeijer(2005)의 표본 내 수정방법을 통해 이분산성에 따른 편의를 보정하였다. 도구변수의 유효성과 과식별은 Sargan, Hansen 검정을 통해 점검하였으며, 잔차의 자기상관 여부는 Arellano-Bond 검정(AR(1), AR(2))으로 확인하였다. 또한, 추정방법과 변수 구성을 다르게 하여 모형별 비교를 통해 추정 결과의 강건성을 검토하여 기존 연구에서 다루지 못하였던 한계를 보완하였다.

## II. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 1. 가계의 자산 보유 현황 및 특징

통계청(2024)에서 발표한 가계금융복지조사 결과에 따르면 국내 가계의 자산구조는 부동산에 편중되어 있다. 가구당 평균 자산은 약 5억 4천만원으로 이 가운데 실물자산<sup>1)</sup>이 75.2%, 금융자산<sup>2)</sup>이 24.8%를 차지하는 것으로 나타났다. 실물자산 중에서는 거주 주택 부동산이 90% 이상 차지하고 있어 자산구성에서 부동산자산 비율은 핵심적인 지표로 가계의 자산구조를 설명하는 주요 요소로 볼 수 있다. 가계의 부채 구조 또한 자산구성과 긴밀하게 연결되어 있다. 2024년 기준 가계의 평균 부채는 약 9,128만 원이며, 이 중 금융부채가 72.7%를 차지하고 있다. 금융부채 가운데 주택담보대출, 부동산대출 등의 비중이 79.4%를 차지하여 가계의 부채는 부동산자산과 직접적으로 연결되어 있는 것으로 나타났다. 즉 부동산 자산비율이 높을수록, 총부채가 증가할수록 금융자산 비율이 낮아지는 부정적인 영향을 미친다(김형정 · 박문수, 2022b).

<표 1> 자산 및 부채 유형별 보유액 및 구성비

구분	평균	구성비
자산 계	54,022	100.0
금융자산	13,378	24.8
저축액	9,710	18
전월세보증금	3,668	6.8
실물자산	40,644	75.2
부동산	38,084	70.5
기타 실물자산	2,560	4.7
부채 계	9,128	100.0
금융부채	6,637	72.7
담보대출	5,273	57.8
신용대출	946	10.4
신용카드 관련 대출	52	0.6
기타	367	4
임대보증금	2,491	27.3

출처 : 「2024년 가계금융복지조사」, 통계청 / 단위 : 만원, %

1) 부동산(거주주택, 거주주택 이외 부동산) 및 기타 실물자산(자동차, 자영업자 설비와 재고자산, 건설장비, 회원권 등)으로 구성되어 있다.  
2) 저축액(적립·예치식 저축 및 기타 임대보증금 등) 및 전·월세 보증금으로 구성되어 있다.

연령과 소득수준에 따른 차이도 뚜렷하게 나타났다. 연령별로 50대 가구의 평균 자산이 가장 크고, 고령의 가구일수록 금융자산보다 부동산자산 비중이 커지는 경향을 보였다. 소득 분위별로 상위 20% 가구가 하위 20% 가구에 비해 자산이 7배 이상 많았으며 이러한 차이는 금융자산보다 부동산자산에서 크게 나타났다. 소득수준으로 볼 때 상위 분위에서는 금융자산이 확대되는 반면 하위 분위에서는 금융자산 축적이 제한될 수밖에 없어 가계의 자산 불평등은 금융자산보다 부동산자산에서 더 두드러지게 나타난다. 지역적으로도 차이가 존재할 수밖에 없는데 김준형·최명섭(2011)은 전체 부동산자산 불균형의 약 75%가 수도권-비수도권 차이로 인해 설명된다고 보아 결국 가계의 연령·소득·지역에 따라 자산비율이 다를 수 있다.

<표 2> 연령별, 소득별 보유액 및 구성비

구분	자산 계	금융자산	실물자산		
			소계	부동산	
합계	54,022	13,378	40,644	38,084	
연령별	39세 이하	31,583	13,079	18,504	16,135
	40~49세	58,212	15,950	42,262	39,196
	50~59세	61,448	15,589	45,859	42,666
	60세 이상	58,251	10,976	47,275	45,241
소득별	1분위	16,948	3,705	13,243	12,942
	2분위	28,367	7,550	20,817	19,663
	3분위	41,055	10,548	30,507	28,235
	4분위	59,944	14,341	45,603	42,234
	5분위	123,780	30,742	93,038	87,338

출처 : 「2024년 가계금융복지조사」, 통계청 / 단위 : 만원, %

주요국 비교에서도 국내 가계의 자산구조는 차이를 나타냈다. 금융투자협회(2022)의 주요국 가계 금융자산 비교 보고서에 따르면, 한국 가계의 금융자산 비중은 35.6%로, 미국(71.5%), 일본(63.0%), 영국(53.8%)보다 현저히 낮으며 호주(38.8%)와 유사한 수준이다. 이처럼 국내 가계의 자산구조는 금융자산보다 실물자산에 상대적으로 높은 비중을 두고 있다. 금융자산의 구성 측면에서도 차이가 존재하는데 우리나라와 일본은 현금·예금 중심의 자산구조를 유지하는 반면, 미국은 금융투자 상품의 비중이 58%에 달하며 영국과 호주는 보험·연금의 비중이 절반 이상을 차지한다. 즉 우리나라의 경우 가계의 자산구조가 상대적으로 보

수적이며, 실물자산 선호도가 강하다. 위험회피 성향이 낮을수록 부동산자산 보유 규모가 확대되고(김태완·김태완, 2020), 금융자산과 부동산자산 간 불균형은 소득계층 간 자산 격차를 확대시키는 요인으로 작용한다(장영은·이강용·정준호, 2017a).

<표 3> 주요국 가계자산 구성 비교

구분	한국	미국	일본	영국	호주
비금융자산	64.4	28.5	37.0	46.2	61.2
금융자산	35.6	71.5	63.0	53.8	38.8
현금·예금	43.4	13.2	54.2	27.1	21.6
금융투자 상품	25.4	58.0	16.3	15.6	18.2
보험·연금	30.4	28.6	26.7	53.1	58.2
기타	0.8	0.2	2.8	4.2	2.0

출처 : 「2022 주요국 가계 금융자산 비교」, 금융투자협회 / 단위 : %

가계의 부채 구조에서도 주요국과 차이를 나타냈다. IIF(2025)의 국제부채통계(Global Debt Monitor)에 따르면, 한국의 가계부채는 2024년 기준 GDP 대비 91.7%로 OECD 주요국 평균인 약 74.4%보다 높은 수준으로 나타났다. 이와 같은 높은 부채비율은 가계부채의 상당 부분이 주택담보대출로 구성되어 있는 구조적 특징이 있기 때문이다. 이로 인해 국내의 편중된 부동산자산 구조에서 부동산의 고가성으로 막대한 대출을 받아야 하기 때문에 가계 자산구조의 안정성이 저해된다(김형점·박문수, 2022a). 또한, 한국의 가계부채는 금융부문 부채보다 높게 나타났는데, 대부분의 선진국에서 금융부문 부채가 가계부채보다 높은 일반적 구조와는 대조적인 결과이다. 이러한 현상은 주택담보 중심의 차입 구조에 따른 결과로 부동산가격 변동이 가계의 재무상태뿐만 아니라 금융시장에도 직접적인 영향을 미칠 가능성이 높다.

<표 4> 주요국 가계 및 금융부문 부채비율

구분	Households		Financial sector	
	(Q4-2024)	(Q4-2023)	(Q4-2024)	(Q4-2023)
한국	91.7	93.6	86.9	78.3
미국	70.9	71.9	69.6	70.9
일본	65.7	62.5	186.6	190.6
독일	49.6	50.6	61.6	58.8
프랑스	59.8	61.8	101.7	98.7
영국	76.7	78.1	157.5	155.6
캐나다	100.6	100.6	153.9	154.3

출처 : 「Global Debt Monitor」, IIF(2025) / 단위 : % of GDP

고액 자산가의 자산구성 형태에도 부동산 중심의 유사한 경향이 확인된다. 하나금융경영연구소(2024)의 「2024 대한민국 웰스 리포트」에 따르면, 금융자산 10억원 이상 개인 또는 가구의 자산구성은 부동산자산 50%, 금융자산 46%, 기타 자산이 4%를 차지하였고 2023년 이후 금리 상승기에도 예금, 채권 등 안전자산 선호가 강화되었으나 향후 투자 의향이 높은 자산은 여전히 부동산이 1순위로 나타났다. 이와 같은 결과는 부동산이 부유층에게도 핵심적인 자산이며 투자수익의 주요 수단으로 인식되고 있음을 나타낸다.

위의 내용을 종합하면 국내 가계의 자산 구조는 금융자산보다 부동산 등의 실물자산에 편중되어 있고 부동산 담보대출에 의존, 세대 및 소득 간 부동산 중심의 자산 격차 등의 구조적인 특징을 나타낸다.

## 2. 선행연구

가계의 자산구성에 관한 연구는 2000년대 이후 통계청의 가계금융복지조사, 한국노동연구원의 한국노동패널조사(KLIPS), 한국조세재정연구원의 재정패널조사(NaSTaB) 등의 장기 패널 자료가 축적되면서 이를 이용하여 다양한 연구가 확대되어왔다. 선행연구들은 가계의 자산구성이 단순한 선호도의 문제가 아니라 생애주기, 소득수준, 점유형태, 위험회피 성향 등 미시적인 요인과 부동산시장, 거시경제 및 경기변동 등 거시적인 요인이 복합적으로 작용한다고 보았다.

본 연구에서와 같이 가계금융복지조사를 활용한 선행연구에서는 주로 자산구성과 자산 불평등 구조적 관계에 초점이 맞추어져 있다. 부동산가격 상승과 실물자산의 확대가 자산 격차를 확대시키고, 부동산자산이 자산 불평등에 미치는 영향이 금융자산보다 높아 부동산 비중이 높은 가구일수록 자산 불평등이 심화되는 경향을 확인하였다(조성호·정의철, 2014; 장영은·이강용·정준호, 2017a; 최명섭·박환용, 2022; 박정재·이승훈·탁은명, 2024).

한편 한국노동패널조사를 활용한 연구들은 주로 가계의 자산선택에 대한 원인에 대해 실증적으로 분석하였다. 다수 연구에서 소득수준, 금리, 점유형태 등이 가계의 자산선택 결정에 중요한 영향을 미치고 고령이거나 수도권에 거주 여부에 따라 부동산자산 비중이 높아지는 경향이 관찰되었다. 또한, 생애주기와 직업군에 따라라도 자산구성에 유의미한 차이가 있다는 결

과를 나타냈다(김경아, 2007; 김준형·최명섭, 2011; 이호정·김재태, 2017). 한편, 재정패널조사를 활용한 연구에서는 위험 성향과 자산 간의 관계에 초점을 맞추어 위험 회피적 성향이 강한 가계일수록 금융자산보다 실물자산의 비중이 높게 나타났고, 부동산 소득이 자산규모를 확대시키는 선순환 구조임을 규명하였다(김대환·김태완, 2020; 김대환·이동화, 2024).

기존의 선행연구를 종합하면 가계의 자산구성과 자산선택은 다양한 요인의 상호작용에 의해 결정되며 특히 부동산자산의 비율과 자산 불평등은 밀접하게 연관되어 있는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 기존 연구를 자산선택 및 자산구성 결정요인에 관한 연구, 자산 불평등 및 분포 구조에 관한 연구 두 가지로 분류하고 검토함으로써 기존 연구와 차별점을 도출하였다.

### 1) 자산선택 및 자산구성 결정요인에 관한 연구

김형점·박문수(2022a)는 한국노동패널조사(2019) 자료를 활용하여 부동산자산 구성에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석하기 위해 생애주기·점유형태·금융자산 등의 가구특성을 독립변수로 설정하여 다중회귀모형을 통해 추정하였다. 분석결과, 생애주기는 부(-)의 영향을 보여 노년층일수록 부동산자산 비중이 낮게 나타났고, 주택과 비주택 부동산은 모두 부동산 자산 구성에 정(+)의 영향을, 금융자산과 총부채는 부(-)의 영향을 미쳤다. 따라서 부동산 중심 자산구조에서 위험 분산과 자산 안정화를 위해서 금융자산 확대가 필요하다고 보았다. 같은 해 발표된 김형점·박문수(2022b) 연구에서는 한국노동패널조사(2020) 자료를 활용하여 가계의 금융자산비율 결정 요인을 다중회귀분석으로 추정하였다. 금융자산비율에 부정적으로 미치는 요인은 부동산자산 비율이 높을수록, 고령화, 주거 점유 형태가 불안정할수록 금융자산 비중이 낮아지는 것으로 나타나 주택 편중에 치우친 문제점을 해소할 수 있는 정부의 안정화 방안이 필요하다고 보았다.

조성호·정의철(2014)은 가계금융복지조사(2012) 자료를 이용하여 부동산자산을 총 부동산자산, 거주주택, 거주주택 외 세 가지 유형으로 구분하여 각 유형별 총자산 대비 비율을 종속변수로 설정하여 토빗모형(Tobit model)으로 추정하였다. 그 결과 고령화에 따라 부동산자산이 감소할 것이라는 생애주기 이론과 상반되는 결과를 나타냈다. 또한, 소득·성별·가구 수·교육수준·혼인상태 등과 같은 가구특성이 부동산자

산 결정에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 다만 횡단면분석이라는 한계가 있어 시계열 특성을 반영하여 동태적으로 분석한 연구의 필요성을 제시하였다.

박합수(2013)는 가계자산조사(2006) 및 가계금융조사(2010) 자료를 통해 두 시점 간의 변화와 가계의 특성 변수에 따라 부동산자산 비중에 어떻게 영향을 미치는지 토빗모형(Tobit model)을 이용하여 실증분석하였다. 부동산자산 비중은 연령, 학력, 자가 소유, 배우자가 있을수록 유의미하게 높아지는 결과를 나타냈고 이 중 자가 유무가 가장 큰 영향을 미치는 변수로 나타났다. 또한 2006년과 2010년 모두 가구주의 연령이 30~50대까지는 부동산자산 비중에 부(-)의 영향을 나타냈고, 연령이 증가하며 부동산자산 비중은 증가함에 따라 금융자산 비중은 감소하는 결과를 나타냈다. 다만 횡단면분석의 한계로 시점별 인과관계 파악이 어렵고 시점이 제한적이기 때문에 시장 변화와 구조적인 차이를 고려하지 못한 한계가 존재한다.

김경아(2007)는 한국노동패널조사(1999~2005) 자료를 이용해 가계의 예비적 자산선택 행위의 결정 요인을 동태적 패널 GMM 추정을 통해 실증분석하였다. 그 결과 가계의 소득 불확실성이 예금이나 보험 등의 안전금융자산 보유 비율을 증가시키는 요인으로 작용하며, 부동산자산의 증가는 안전금융자산 보유 비율을 상대적으로 낮추는 요인으로 작용한 것으로 나타났다. 또한, 외환위기 이후 주택 보유 가구에서도 안전금융자산비율을 높이려는 성향이 강하게 나타나 안전금융자산 보유의 목적이 주택구입에서 미래를 대비하기 위한 저축의 증가가 원인인 것으로 보았다. 즉, 사고 및 질병 등의 불확실성에 대비한 예비적 저축의 동기가 가계 저축의 주요 원인으로 작용하고 있음을 밝혔다.

이상호·유경원·이상현(2011)은 금융자산 선택에 있어 인구고령화에 따라 위험 기피 성향이 상승하면 위험자산 수요가 감소할 것이라 보아 이론적 모형을 통해 최적 위험자산의 비중은 위험기피도, 수익률의 불확실성, 연령, 소득, 소득의 불확실성, 자산규모에 의해 결정되는 것을 도출하였고, 이러한 결과를 토대로 한국노동패널조사(1999~2008) 자료를 이용해 토빗모형(Tobit model)에 적용하여 실증분석 결과 앞서 고려되었던 결정 요인들이 유의하게 나타났다. 다만 생산가능 인구 감소와 같은 거시경제적 요인을 고려하지 못하였다는 한계점이 있다고 보았다.

김대환·김태완(2020)은 재정패널조사(2017~2018)

자료를 활용하여 위험회피성향이 부동산자산 및 자산 비율에 미치는 영향을 토빗모형(Tobit model)을 통해 분석한 결과 위험을 기피할수록 부동산 자산규모는 감소하고, 전체 자산 대비 부동산이 차지하는 비율도 감소하는 것으로 나타났다. 또한, 거주주택 외 다른 부동산자산을 종속변수로 설정하여 분석한 결과에도 위험회피성향이 증가할수록 부동산 선호도가 감소하는 것으로 나타나 부동산을 안전자산이 아닌 위험자산으로 인식하고 있다고 밝혔다. 이후 김대환(2021)은 재정패널조사(2014~2019) 자료를 활용하여 부동산자산과 부동산 소득 간 인과관계를 파악하기 위해 SUR이원고정효과모형을 통해 실증분석하였다. 분석결과 부동산 소득이 부동산자산을 증가시키고, 부동산자산이 다시 부동산 소득 창출로 이어지는 선순환 구조가 존재하였다. 따라서 부동산을 취득하는 목적이 안정적인 현금흐름보다는 자산가치 상승과 차익 실현에 더 중점을 두고 있다고 보았다. 다만 소득 및 자산의 규모 효과를 고려하지 못하여 상호관계에 관한 추가연구가 필요하다고 보았다. 최근 연구에서 김대환·이동화(2024)는 위험 선호도에 따른 부동산 및 금융자산 등의 변화를 분석하기 위해 재정패널조사(2017~2022) 자료를 활용하여 Pooled OLS, 확률효과모형으로 분석한 결과 위험 선호도가 높을수록 자산은 증가하였고 특정 자산이 아닌 부동산 및 금융자산, 총자산에서 일관되게 관측되었다. 특히 자산의 변화는 부동산자산에 의해 주로 결정되었다. 따라서 위험을 어느 정도 감수할 수 있는 사람이 더 많은 자산을 축적할 수 있다고 보았다. 다만 위험 선호가 자산을 늘리는 것인지, 자산이 많아서 위험을 감수하는지 인과성 문제를 해소하지 못하여 동태적 모형을 통해 보완할 필요성을 제시하였다.

## 2) 자산 불평등 및 분포 구조에 관한 연구

장영은·이강용·정준호(2017a)는 가계금융복지조사(2012~2015)를 이용해 부동산자산과 금융자산이 자산 불평등에 미치는 영향을 회귀분석 기반의 샤플리 값 분해법으로 추정하였다. 추정 결과 부동산자산이 전체 자산 불평등의 약 70%를 설명하며, 금융자산의 기여도는 상대적으로 낮은 것으로 나타나 부동산으로 레버리지 효과를 이용하여 투자하는 형태가 불평등으로 이어진다고 보았다. 특히 자가보유 여부와 주택가격 수준이 불평등 구조의 핵심적인 요인으로 작용하여 이를 해소하기 위해서 금융제약의 완화, 교육 확대, 정

책적 지원 등이 필요함을 주장하였다. 같은 해 발표된 장영은·이강용·정준호(2017b)의 후속 연구는 가계 금융복지조사(2012~2016)를 이용하여 주택 자산이 불평등을 완화시키는지 Lerman·Yitzhaki 지니 분해법을 적용하여 분석하였다. 분석결과 거주 주택 자산이 전체 순자산 불평등의 주요 요인으로 작용하였고 주택보유 여부와 주택가격의 지역별 편차가 불평등도에 크게 영향을 미쳤다. 반면 부채는 순자산 불평등을 감소하는 것으로 나타났다.

김준형·최명섭(2011)은 한국노동패널조사(1999~2009)를 활용하여 부동산자산의 지역 간 불균형을 Dagum지니계수 분해모형을 적용하여 계량적으로 분석하였다. 부동산자산의 불균형은 분석기간 동안 전반적으로 악화되었으나 양극화 지수에 변화가 없어 중산층 붕괴 및 극빈층 증가의 양극화를 동반하고 있지는 않은 것으로 나타났다. 지역분해 결과에 따르면 전체 부동산자산 중 지역 간 불균형의 비중은 75% 수준으로 특히 수도권과 지방의 불균형이 높게 나타났고, 지방 대도시와 중소도시 간의 격차는 낮게 나타났다. 따라서 부동산자산의 불균형은 전국적인 차원에서 접근하여야 하며 지방 중소도시 가구의 자산을 증대시킬 수 있는 차원에서 해소 방안을 고려해야 할 것으로 보였다.

최명섭·박환용(2022)은 가계금융복지조사(2012~2021) 자료를 활용하여 Lerman·Yitzhaki의 지니계수 원천별 분해 방법과 Dagum의 집단간 지니계수 분해 방법을 통해 부동산자산이 총자산 불평등에 얼마나 기여하는지 분석하였다. 전반적으로 총자산의 불평등은 총소득의 불평등보다 높게 나타났고, 부동산자산의 탄력성이 가장 크게 나타나 총자산의 불평등도는 부동산자산의 불평등도로 인해 발생한다고 보았다. 부동산자산의 불평등은 2012~2017년까지 감소하였으나 이후 증가하는 양상을 보여 특히 부동산자산의 불평등 해소가 중요하다고 보았다. 또한, 수도권 거주 등의 입지 특성이 가구특성 보다 중요한 요인으로 나타나 이를 해소할 수 있는 정책과 균형발전이 필요하다고 보았다.

박정재·이승훈·탁은명(2024)은 가계금융복지조사(2017~2021) 자료를 기반으로 주택가격 상승이 자산 및 소득 불평등에 미친 영향을 회귀분석을 통해 실증 분석하였다. 분석 결과에 따르면 주택가격은 권역별로 상이하게 상승 추이를 나타냈고 대부분의 권역에서 공급 부족이 가격 상승을 견인한 것으로 나타났다. 가

구특성 변수를 통제한 모형에서는 주택가격 상승시 자산 불평등 심화는 자가보유 여부에 따른 순자산 격차가 주 원인임을 나타냈다. 또한, 주택가격 상승은 무주택가구와 자가보유 가구의 자산 차이를 크게 확대되어 자산 불평등도 증가한 것으로 나타났다.

강은택·안아림·마강래(2017)는 한국노동패널조사(1998~2008)를 활용하여 부동산자산과 소득을 중심으로 세대간 이동성에 대해 실증적으로 분석하였다. 세대간의 분가 시점에서 이동성은 부동산자산, 소득 모두 통계적으로 유의하게 나타나 부모의 경제력이 곧 자녀의 경제력에 영향을 미치는 것으로 보였다. 분가 이후에는 패턴의 차이를 보였는데, 소득은 통계적으로 유의하지 않은 반면, 부동산자산은 유의하게 나타나 소득보다는 부동산자산의 세대간 이동성이 크다고 밝혔다. 또한, 부동산자산은 시간이 지남에도 영향력이 더 커져 세대간 격차가 더 커질 것으로 보였다.

이호정·김재태(2017)는 국민노후보장패널조사 자료를 이용하여 중·고령자 가구의 부동산자산 보유 결정 요인을 분석하기 위해 다중회귀모형으로 추정하였다. 분석결과에 따르면 부동산자산에 부채, 지출, 금융자산은 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났고 특히 부채는 금융기관에서 상환을 강요할 때 비자발적인 처분이 이루어질 가능성이 높기 때문에, 자산규모가 상대적으로 낮은 1인 가구는 보다 큰 영향을 미칠 것으로 보였다. 또한, 자산 전체에 영향을 미치는 요인에 대해 분석결과 부동산자산에 영향을 미치는 요인과 동일하게 나타났다. 반면 1인가구의 경우 총소득의 영향은 미미하나 연금의 유무가 통계적으로 유의하게 나타나 경제활동 여부에 따라 부동산자산 보유가 다를 것이라 추정하였다. 다만 횡단면분석에 그쳐 시계열적인 특성을 고려하지 못한 점을 한계로 언급하였다.

### 3. 선행연구와의 차별성

기존의 연구들은 가계의 자산선택과 자산구성 결정 요인을 규명하기 위해 다양한 접근을 시도해 왔다. 다수 연구에서 가계금융복지조사, 노동패널조사, 재정패널조사 등의 패널자료를 활용하여 소득, 부채 등 가구 특성변수를 설명변수로 설정하여 부동산 또는 금융자산의 구성 비율 및 자산 불평등 구조를 분석하였다. 그러나 대부분 연구에서 특정 시점의 횡단면적 분석을 시도하거나, 개별 요인에 대해 단편적 검증에 그쳤다는

<표 5> 자산선택 및 자산구성 결정요인에 관한 선행연구

연구자	자료	종속변수	유의변수	분석방법	연구의 한계
김형점·박문수 (2022a)	한국노동패널조사 (2019)	부동산자산 비율	생애주기(-), 금융자산(-), 주택 및 주택 외 자산(+), 총부채(-)	다중 회귀분석	횡단면분석으로 시계열적 구조 변화를 반영하지 못하고 자산 유형 및 가계특성 간 구조적 관계를 충분히 설명하지 못함
김형점·박문수 (2022b)	한국노동패널조사 (2020)	금융자산 비율	부동산자산비율(-), 총부채(-), 총자산(+), 연령(-), 주택가격(-), 점유형태(-)	다중 회귀분석	
조성호·정의철 (2014)	가계금융복지조사 (2012)	부동산자산 비율	연령(+), 소득(+), 가구원 수(+), 학력(+), 혼인상태(+), 수도권(-)	Tobit	횡단면분석의 한계로 가구특성 및 소득변화를 동반한 종합적인 측면에서 세밀하게 분석 필요
박합수 (2013)	가계금융조사 (2006, 2010)	부동산자산 비율	연령(+), 학력(+), 자가유무(+), 배우자유무(+)	Tobit, $\chi^2$ 검정	시점별 인과관계 파악이 어렵고 시계열 변화를 고려하지 못한 한계 존재
이상호·유경원·이상현 (2011)	한국노동패널조사 (1999~2008)	위험자산 비율	연령(-), 연령제곱(+), 소득(-), 초과소득(+), 자산규모(+), 소득의 불확실성(-)	Tobit	거시경제적 요인을 고려하지 못하여 2부문 균형모형을 통한 개선 필요
김대환·김태완 (2020)	재정패널조사 (2017~2018)	부동산자산, 부동산자산비율	위험회피성향(-), 연령(+), 남성(-), 배우자 유무(+), 학력(+), 소득(+), 연금가입 여부(+)	Tobit	위험성향 측정오차 및 내생성 문제를 통제하지 못함
김대환 (2021)	재정패널조사 (2014~2019)	부동산자산, 부동산소득	소득(+), 금융자산(-), 부채(+), 연령(+), 배우자(+), 세대 수(+), 연도변수(+)	SUR이원 고정효과모형	자산의 구성이나 보유수와 같은 소득 창출 능력을 충분히 반영하지 못함
김대환·이동화 (2024)	재정패널조사 (2014~2022)	금융자산, 부동산자산, 총 자산	연령(+), 연령제곱(-), 위험 선호(+), 소득(+), 가구수(+), 배우자(-), 학력(+), 연도변수(+)	Pooled OLS, 확률효과모형	모형의 한계로 내생성 문제를 해소하지 못함
김경아 (2007)	한국노동패널조사 (1999~2005)	안전금융자산 비율	종속변수의 시차(+), 연령(-), 연령제곱(+), 소득위험(+), 부채(-) 부동산자산비율(-),	1차 차분 GMM	소득수준 차이에 대해 비교하거나, 연도 간 차분 변수를 산정하여 비교 필요

한계를 나타냈다. 예를 들어 김형점·박문수(2022a, 2022b)는 가구특성이 부동산자산과 금융자산 비율에 미치는 요인을 각각 분석하였으나, 상호 효과나 시계열적인 특성은 반영하지 못한 한계가 있었고, 조성호·정의철(2014), 장영은·이강용·정준호(2017a), 최명섭·박환용(2022)은 부동산자산의 비율과 불평등 구조를 분석하였으나, 가계의 자산선택 과정에서 어떻게 형성되는지 내생적인 부분은 규명하지 못하였다. 또한, 김준형·최명섭(2011)은 가계의 미시적 요인이 자산보유 형태에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였으나, 정태적 구조에 한정되어 분석한 한계가 존재하였다. 이에 본 연구는 이러한 선행연구의 한계를 보완

하고자 기존 연구들이 각각 독립적으로 다루어 온 가계의 미시적인 특성과 부동산시장 등의 거시적 요인을 함께 고려함으로써, 부동산자산비를 결정요인에 대해 보다 종합적이고 동태적으로 분석하고자 한다.

#### 4. 자산비율 결정에 대한 이론적 근거

가계의 자산비율 결정에 대한 이론적 근거는 전통적인 최적 자산선택 이론(Optimal Asset Allocation)에서 시작하여, 금융자산과 실물자산을 포함하여 최적화된 자산을 구성하는 포트폴리오 이론(portfolio theory), 그리고 연령, 소득 및 소비 패턴에 따라 자산 구조가 달라

인다는 생애주기 가설(life-cycle hypothesis)등 점진적으로 발전해 왔다. 본 연구는 이러한 이론적 배경을 고찰함으로써 가계 부동산 자산비율의 결정 요인을 분석하는 모형을 설계하였다.

자산선택이론은 불확실성 하에 합리적인 경제주체가 다양한 자산에 배분하는 의사결정 과정을 분석하는 이론으로 Merton(1969), Samuelson(1969)에 의해 본격적으로 다루어지기 시작하였다. 초기의 자산선택 이론은 네 가지 가정하에 접근하였는데 첫째, 위험자산의 수익률은 iid(independently and identically distributed)를 따라야 한다. 둘째, 투자자의 효용함수는 CRRA(Constant Relative Risk Aversion)형태로 시간에 대해 불변이고 시점별로 분리 가능한 구조를 갖는다. 셋째, 투자자는 금융소득 외 노동소득 등의 거래 불가능한 자산을 보유하지 않는다. 넷째, 완전시장(market completeness)이고 거래비용 등의 마찰적 비용(no transaction cost or fixed cost)이 존재하지 않는다. 위의 네 가지 가정하에 Merton(1969)은 자산을 위험자산(risk asset)과 무위험자산(free risk asset)으로 구분하고 총자산 대비 위험자산의 비율은 식 (1)과 같이 투자자의 연령과 부(wealth)와 관계없이 위험자산의 수익률과 투자자의 성향, 투자자산 수익률의 불확실성에 근거하여 결정된다고 보았다.

$$\theta = \frac{\mu - r}{\sigma_a^2} \cdot \frac{1}{\gamma}$$

where  $\theta$  : 총 자산 대비 위험자산 비율  
 $\mu$  : 위험자산 투자수익률의 평균 (1)  
 $r$  : 무위험자산 수익률  
 $\gamma$  : 효용함수의 위험기피도  
 $\sigma_a^2$  : 위험자산 평균수익률의 분산

Samuelson(1969)은 불확실성 하에서 자산배분 과정을 확률모형으로 제시하면서 위험자산에 대한 최적 투자 비중이 어떻게 결정되는지 분석하였다. 즉 투자자의 효용함수는 CRRA 형태로 위험회피 성향이 일정하게 유지될 경우 효용이 극대화됨으로 위험자산의 비율을 일정하게 유지하는 것이 최적이라 하였던 Merton(1969)과 부합되는 결과를 보였다. 두 연구 모두 위험자산 투자비율을 이론적으로 입증하여 자산선택이론의 토대를 마련하였다.

그러나 Merton(1969)과 Samuelson(1969)이 제

시한 초기의 이론은 네 가지 강한 가정을 전제로 비현실적인 부분이 있다. 실제 가계의 자산 배분에서 노동소득이 중요한 요인임에도 배제되어 있고, 완전시장과 무거래비용을 가정하지만, 현실은 거래비용, 세금, 고정비용 등 여러 마찰적 비용이 존재한다. 또한, 가계의 자산선택은 단순히 기대수익률과 위험에 의해서 결정되지 않고, 연령, 교육수준, 직업, 성별, 자산보유 형태 등과 같은 인구학적 특성에 의해서도 크게 영향을 받는다. 이러한 한계를 보완하기 위해 후속 연구들은 네 가지 기본 가정 중 일부를 완화하여 확장되어왔다. Bodie and Samuelson(1989)은 기존 자산선택 모형의 기본 가정 중 노동소득이 없다는 가정을 완화하여 위험자산 투자와 저축이 자산의 기대수익률과 변동성에 의해서 결정되는 것이 아니라, 노동소득의 불확실성에 따라 달라질 수 있음을 밝혔다. 한편 Bodie, Merton and Samuelson(1992)은 노동소득을 인적자본으로 정의하여 가계의 자산을 금융자본(financial wealth)과 인적자본(human capital)으로 구분하고, 인적자본은 비거래자산(non-tradeable asset)이자 위험성을 지닌 소득임을 강조하였다. 이를 토대로 노동공급의 유연성이 높은 젊은 시기에 위험자산 비중을 높이는 경향이 있고, 연령이 높아질수록 인적자본이 감소하여 위험자산 비중이 줄어드는 결과를 도출하였다. 즉 생애 전반에 걸쳐 위험자산 투자 비중이 인적자본의 크기와 위험도에 따라 달라질 수 있음을 밝혔다.

Kotlikoff(1986), Poterba(2001)는 시장이 완전하고 마찰적 비용이 없다는 가정을 완화하였다. 실제 가계는 세금, 거래비용, 유동성 제약 등으로 인해 자산선택에 제약을 받는다. 이에 인구구조 변화가 자산시장에 미치는 영향을 분석하며 세금, 거래비용, 유동성 제약 외 상속 동기, 의료비와 같은 예비적 동기가 실제 자산선택의 요인임을 제시하였다. 특히 고령일수록 위험자산보다 안전자산을 선호하며 부동산과 같은 실물자산의 비중이 확대될 가능성이 크다는 점을 나타내었다. 또한, 생애주기 전반의 불확실성을 반영하려는 시도도 이루어졌다. Modigliani and Brumberg(1954)가 제시한 생애주기가설은 개인이 생애 전반을 염두해 두고 소비를 결정한다는 점을 강조하였다. 그러나 이 가설은 확정적 수명과 완전시장을 전제로 하고 있어 Davies(1981)는 생애주기가설의 확정적 수명 가정을 완화하여 수명 불확실성이 은퇴 이후 소비, 저축 행태에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 가계가 은퇴

이후 점진적으로 자산을 음(-)의 저축(dissaving)을 하면서도 생존 위험에 대비하여 일정 수준의 자산을 보유하는 경향이 있음을 보였다. 한편 Carroll and Samwick(1997)은 기존 생애주기 모형과 달리 노동소득이 단순히 확정적이지 않고 확률적인 충격을 내포한다고 보아 소득 불확실성(Income Uncertainty)을 추정하고 모형에 포함하여 실증적으로 분석하였다.

위의 내용을 종합하면 초기의 자산선택이론은 기대 수익률과 위험, 위험기피도를 토대로 자산배분 결정 요인을 설명하였다면, 후속 연구는 소득과 인적자본, 수명의 불확실성, 인구구조 및 특성 등 다양한 요인을 고려하였다. 즉 가계의 자산구성은 여러 요인이 복합적으로 상호작용하며 최적의 배분을 결정한다.

### 5. 부동산 자산비율 결정 모형의 도출

앞서 살펴본 바와 같이 가계의 자산 구조를 설명하는 모형은 자산선택이론에서 시작하여 소득, 수명, 인구구조 등 여러 요인을 반영하며 점차 확장되어왔다. 본 연구는 앞서 검토한 이론적 기반을 토대로 Carroll and Samwick(1997)이 제시한 소득 불확실성 요인을 포함하여 가계의 부동산 자산비율 결정 요인을 보다 현실적으로 설명할 수 있는 모형을 도출하고자 한다. 가계의 자산선택은 효용 극대화에 관한 예산제약에서 기초한다. 대표적인 CRRA(Constant Relative Risk Aversion) 효용함수를 가정할 경우 일반적인 경제주체의 기간 간 소비모형은 식 (2)와 같다.

$$\max U = \sum_{t=s}^T \beta^{t-s} u(C_t) \tag{2}$$

$$\text{where } u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

$C_t$ 는 시점  $t$ 의 소비,  $\beta$ 는 할인율,  $\gamma$ 는 위험회피계수이다. 이러한 가계의 효용 극대화는 식 (3)의 예산제약 식 하에서 소비와 자산의 결정으로부터 이루어진다.

$$X_t = R(X_{t-1} - C_{t-1}) + Y_t \tag{3}$$

$X_t$ 는 시점  $t$ 의 자산,  $C_{t-1}$ 은 이전 시점의 소비,  $Y_t$ 는 노동소득을 나타낸다. Carroll and Samwick(1997)

은 소득의 불확실성을 측정하기 위해 식 (4)와 같이 노동소득을 일시적 충격(transitory shock)과 항상소득(permanent income)으로 분해하였다.

$$Y_{i,t} = P_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad \epsilon_{i,t} \sim (0, \sigma_\epsilon^2) \tag{4}$$

$\epsilon_{i,t}$ 는 단기적 변동을 설명하는 일시적 충격이며, 평균이 0이고 분산은  $\sigma_\epsilon^2$ 로 일정하게 가정한다. 반면, 항상소득  $P_{i,t}$ 는 장기적 추세를 반영하며 식 (5)와 같은 자기회귀적 확률과정을 따른다.

$$P_{i,t} = g_t + P_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad \eta_{i,t} \sim (0, \sigma_\eta^2) \tag{5}$$

여기서  $g_t$ 는 연령이나 경제 전반의 생산성 성장 등 예측 가능한 요인에 따른 소득성장률을 의미하고  $\eta_{i,t}$ 는 평균이 0이고 분산이  $\sigma_\eta^2$ 인 소득 충격(permanent shock)이다. 따라서 소득의 변화는 예측 가능한 성분과 불확실한 충격의 합으로 구성된다. 이를 통하여 소득변화의 분산은 식 (6)과 같이 영구충격의 분산  $\sigma_\eta^2$ 과 일시충격의 분산  $2\sigma_\epsilon^2$ 의 합으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_{i,t} &= Y_{i,t} - Y_{i,t-1} = \\ &g_t + \eta_{i,t} + (\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}) \end{aligned} \tag{6}$$

$$\therefore \text{Var}(\Delta Y_{i,t}) = \sigma_\eta^2 + 2\sigma_\epsilon^2$$

Carroll and Samwick(1997)은  $d=1,2,3 \dots$  등 소득에 대해 여러 기간 차분을 통해 분산을 추정 후 선형 회귀를 통해 영구충격의 분산을 분리하여 추정하였다. 다만 본 연구의 표본은 5년으로 제한되어 여러 기간 차분을 적용할 수 없어 두 성분을 엄밀하게 분리하는데 어려움이 있다. 따라서 식 (7)과 같이 1차 차분된 소득에 대해 나이, 가구원 수, 자산, 소득, 지출 등 전기( $t-1$ )의 인구학적 통제변수( $Z_{i,t}$ )로 회귀한 후 통제변수로 설명되지 않은 부분을 추정하였으며,

$$\begin{aligned} \Delta Y_{i,t} &= Z_{i,t-1}\gamma + u_{i,t} \\ \text{where } Z_{i,t} &= X_{1,i,t-1}, X_{2,i,t-1}, \dots, X_{K,i,t-1} \end{aligned} \tag{7}$$

추정된 잔차  $u_{i,t}$ 를 예측 불가능한 소득충격으로 보아 가구별 소득 불확실성 지표는 잔차 분산의 평균값으로 정의하였다.

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} u_{i,t}^2 \quad (8)$$

이상의 과정을 종합하면 가계의 부동산 자산비율(RA)은 전년도 부동산 자산비율, 소득 불확실성, 가구 특성과 거시경제 변수들의 영향을 동시에 반영하는 동태적 패널모형으로 식 (9)와 같이 도출할 수 있다.

$$RA_{i,t} = \alpha + \beta_1 RA_{i,t-1} + \beta_2 \hat{\sigma}_i^2 + X'_{i,t} \beta + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

여기서  $RA_{i,t}$ 는 가구  $i$ 의 시점  $t$ 에서의 부동산 자산 비율,  $\hat{\sigma}_i^2$ 는 가구별 추정된 소득 불확실성,  $X_{i,t}$ 는 가구 특성과 거시경제 변수를 포함하는 설명변수,  $\mu_i$ 는 가구별 고유효과를 의미한다. 즉 본 연구는 가계의 효용극대화 모형을 토대로 소득 불확실성을 포함한 여러 요인이 가계의 부동산자산 비율에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석하고자 한다.

### III. 패널분석 자료 및 방법

#### 1. 분석자료

본 연구는 통계청 마이크로데이터 통합서비스(MDIS)에서 제공되는 가계금융복지조사 원자료를 활용하였다. 가계금융복지조사는 가계의 자산·부채·소득·지출 등의 특성을 나타내고 있는 대표적인 통계자료로 다양한 분야에서 폭넓게 활용되고 있다.

국내 가계 관련 통계자료는 대표적으로 통계청의 가계금융복지조사, 한국노동연구원의 한국노동패널조사, 한국조세재정연구원의 재정패널조사 등이 있다. 세 조사 모두 전국 가구의 자산 및 부채 등의 특성을 매년 추적하는 조사이나, 가계금융복지조사는 소비지출 구조, 여유자금 부동산 투자 여부 등 세부적인 항목이 추가로 포함되어 있다. 또한, 본 연구의 종속변수인 가계 부동산자산비율을 산출하기 위해서는 가계의 총

자산과 부동산자산에 대한 구체적인 정보가 필요한데, 이러한 자료는 가계금융복지조사에서 체계적으로 제공되어 본 연구의 종속변수인 부동산자산비율을 산출하기에 가장 적합하다.

또한, 가계금융복지조사는 2015년부터 연동표본제를 도입하여 동일 가구를 5년간 패널데이터로 관리하고 있다. 이에 따라 본 연구에서는 2020년을 기준으로 2024년까지 5개 연도에 걸쳐 축적된 표본을 사용하였다. 표본 추출 과정에서는 또한 불균형패널의 추정 편향(bias)을 방지하기 위해 5개년 모두 응답이 존재하고, 부동산을 보유한 가구만을 추출하여 균형패널(balanced panel) 형태로 구축하였다. 이에 따라 2,070가구가 분석 대상으로 선정되었으며, 5개년을 합산한 총 관측치는 10,350개로 구성되어 있다.

#### 2. 변수의 선정 및 정의

본 연구는 가계의 부동산자산비율 결정 요인을 분석하기 위해 선행연구에서 유의하게 제시된 가구특성 요인과 기존 연구에서 고려되지 못한 소득 불확실성과 부동산시장 특성 변수를 포함하여 기존 연구와 차별성을 확보하였다. 이에 종속변수는 가계의 부동산자산비율(부동산자산/총자산)로 정의하였다. 이는 가계의 총 자산 중 부동산자산이 차지하는 비율을 의미하며 자산 편중의 정도를 직접적으로 나타낸다. 국내 부동산자산 비율을 다룬 선행연구들도 동일한 정의를 사용하였고(박학수, 2013; 조성호·정의철, 2014; 김형점·박문수, 2022a; 김대환·김태완, 2020) 가계의 부동산자산 보유 성향을 가장 직관적으로 반영하는 지표이다.

설명변수는 가구특성 변수, 거시경제 변수, 소득 불확실성 세 가지로 구분하였다. 먼저 가구특성 변수에는 가계의 재무적 요인과 인구학적 요인이 있다. 재무적 요인으로 금융자산, 경상소득, 소비지출을 선정하였다. 금융자산은 가계의 유동성 수준과 위험분산 태도를 나타내는 지표로, 일반적으로 부동산자산과 대체 관계를 갖는다(김형점·박문수, 2022a). 반면 경상소득은 자산의 축적 수준과 투자 여력을 보여주는 변수로 소득수준이 높을수록 부동산자산 비중이 확대될 가능성이 있고, 소비지출은 주거지출 등이 포함된 항목으로 가계의 소비성향을 나타내 부동산자산 비중에 간접적으로 영향을 미친다. 인구학적 요인으로는 가구주 연령, 수도권 거주 여부를 포함하였다. 연령은 생애주

기 가설에 따라 자산 구조를 설명하는 주요 변수이나 선행연구에서 그 방향성이 일관되지 않게 나타나 다양한 요인의 복합적 영향을 받는 것으로 알 수 있다. 수도권 거주 여부는 지역 간 부동산시장 이질성을 통제하고자 선정하였다. 다음으로 거시경제변수로 부동산가격지수와 주택담보대출금리를 선정하였다. 기존 연구들은 주로 미시적인 가구특성 변수에 한정하여 분석하였기 때문에 부동산시장 상황을 충분히 반영하지 못하였다는 한계가 있다. 따라서 가계 단위 패널자료에 거시경제변수를 연도별로 병합하여 반영하였다. 마지막으로 소득 불확실성 변수는 가계의 소득 변동성에 따른 위험요인을 반영하기 위해 선정하였다. Carroll and Samwick(1997)의 방법<sup>3)</sup>을 준용하여, 소득의 1차 차분 값을 종속변수로 자산, 부채, 연령 등의 통제변수를 포함하여 회귀식을 추정하고 해당 회귀식에서 도출된 잔차의 분산값을 불확실성 지표로 정의하였다. 김경아(2007)의 연구결과에 따르면 소득위험이 높은 가

계일수록 예금이나 보험 등 안전자산을 선호하고 위험 자산 비중을 축소한다. 이러한 결과는 가계가 소득의 불확실성에 따라 자산구성을 변동시키기 때문에 본 연구에서도 불확실성을 추정하여 가계의 부동산자산비율 결정에 미치는 영향을 검증하였다.

재무적 요인에 해당하는 금융자산, 경상소득, 소비지출 변수는 단위가 크고, 가구 간 편차가 크게 나타나 자연로그로 변환하여 분산을 안정화하였다. 따라서 각 변수의 증감을 변화가 부동산자산 비율에 미치는 영향을 분석하였고 다른 변수들의 경우 수준 값 그대로 사용하였다. 또한, 연령의 경우 일반적으로 선형 패턴이 아닌 일정 시점까지 증가 후 감소하는 역 U자형 패턴을 보이는 것으로 다수 연구에서 밝혀져 이러한 특성을 반영하기 위해 본 연구에서도 연령의 제곱항을 모형에 함께 포함하여 가구의 생애주기적 패턴을 고려하였다. 한편 선행연구에서 가구특성변수 중 부채가 자산구성에 영향을 미치는 주요 요인으로 나타났지만,

<표 6> 변수의 정의 및 구성

구분	변수명	내용(정의)	단위	예상방향	출처	참고 선행연구	
종속변수	$RA$ ( <i>Real Estate Asset Ratio</i> )	부동산자산비율 (부동산자산 / 총자산)	비율(%)	-		-	
설명 변수	시차항	$RA_{t-1}$	전년도 부동산자산비율	비율(%)	-	-	
	재무적 요인	$\ln\_FA$ ( <i>Financial Assets</i> )	금융자산의 자연로그	만원(로그값)	(-)	가계금융 복지조사	김대환(2021), 김형점·박문수(2022a)
		$\ln\_IC$ ( <i>Income</i> )	경상소득의 자연로그	만원(로그값)	(+)		조성호·정의철(2014), 이상호·유경원·이상현(2011)
		$\ln\_EXP$ ( <i>Expenditure</i> )	소비지출의 자연로그	만원(로그값)	(-)		이호정·김재태(2017)
	인구학적 요인	$AGE$	가구주 연령	세	(+)		김형점·박문수(2022b), 조성호·정의철(2014), 박합수(2013)
		$AGESq$	연령제곱	-	(-)		김대환·이동화(2024), 김경아(2007)
		$CAP$	수도권 거주 더미 (1=수도권, 0=비수도권)	더미	(+)		조성호·정의철(2014), 장영은·이강용·정준호(2017a)
	거시경제 요인	$PRICE$	공동주택 실거래 가격지수	지수 (2017.11=100)	(+)	한국 부동산원	박정재·이승훈·탁은명(2024)
		$RATE$	주택담보대출 신규취급액 기준 평균금리	%	(-)	한국은행 ECOS	-
	소득 불확실성	$IU$ ( <i>Income uncertainty</i> )	가구별 소득 변동성	추정치	(-)	-	김경아(2007)

3) Carroll and Samwick(1997)은 소득 불확실성을 예측 불가능한 영구적 소득 충격의 분산으로 정의하고, 이를 추정하기 위해 소득을 여러 기간 차분한 후 그 분산 구조를 선형회귀식으로 분리하여 추정하였다. 본 연구는 이러한 접근을 준용하여 가구별 소득 불확실성을 추정하되, 분석에 사용된 패널 자료의 기간이 5년인 점을 고려하여 1차 차분된 소득을 인구학적 통제변수에 회귀한 후 설명되지 않는 잔차를 예측 불가능한 소득충격으로 보고 잔차 분산의 평균을 가구별 소득 불확실성 지표로 정의하였다.

본 연구에서 활용한 자료에서 전체 표본의 약 25% 가구에서 5개년도 부채가 0원이라고 응답하였고 동일 가구 내에서도 시점에 따라 부채가 급증하거나 없어지는 등 변동성이 크게 나타나 해당 변수는 제외하였다.

이상의 변수 정의를 토대로 각 설명변수가 부동산자산 비율에 미치는 영향에 대해 예상되는 방향을 설정하였다. 금융자산은 부동산자산과 대체관계를 고려하여 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상하였다. 소득은 주택 구매 능력을 반영하므로 소득이 증가할수록 부동산 자산 비율이 증가하는 양(+)의 방향을 가질 것으로 보았고 소비지출은 유동성이 높은 금융자산 선호를 의미하기 때문에 음(-)의 영향을 나타낼 것으로 보았다. 또한, 주택가격의 상승은 자산가치 확대에 이어지기 때문에 부동산자산 비율에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상한 반면, 주택담보대출금리는 조달비용을 증가로 인한 신규 취득을 제약하기 때문에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 보았다. 연령은 생애주기 이론에 따라 일정 시점까지 부동산자산이 증가하는 양(+)의 방향을 보이다 일정 시점 후 감소할 것으로 예상해 연령제곱은 음(-)의 방향을 가질 것으로 예상하였다. 한편 부동산 가격 상승을 기대해 자산 축적 기회가 큰 수도권에서는 부동산자산 비율에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상하였고, 소득 불확실성이 커질수록 부동산자산 비율을 축소시키는 방향으로 작용할 것으로 예상하였다.

### 3. 분석모형 및 추정방법

가계의 부동산자산 비율 결정은 단일 시점의 정태적인 결정이 아닌 시차를 두고 동태적으로 조정된다. 즉, 전년도 부동산자산 비율, 가구특성 변수, 거시경제 여건이 현재의 자산구성에 영향을 미친다. 이러한 특성은 단순한 횡단면 모형이나 정태적 패널모형으로는 설명되기 어렵기 때문에 본 연구에서는 전기 자산비율을 설명변수로 포함한 동태적 패널모형(dynamic panel model)을 설정하였다.

일반적으로 패널자료를 분석하기 위한 추정방법으로 Pooled OLS, 고정효과모형(Fixed Effects Model), 확률효과모형(Random Effects Model), 일반화 최소자승법(Feasible GLS), 그리고 도구변수를 이용한 추정방법(2SLS, G2SLS)등이 활용된다. 패널분석은 동일한 개체를 반복적으로 관찰한 자료를 이용하여 개체 간 차이와 시간적 변화를 동시에 분석할 수 있으나 분

석의 목적과 표본에 따라 적합한 추정방법이 상이하 다. 패널데이터는 횡단면과 시계열의 특성을 동시에 갖기 때문에 시점 간 자기상관, 개체 간 이분산성, 설명 변수와 오차항 간의 상관관계(내생성)가 존재할 가능성이 높다. 따라서 위와 같은 특성을 통제할 수 있는 추정방법을 선택하여야 한다.

Pooled OLS 는 개체 간 이질성을 무시하기 때문에 설명변수와 개체의 불변효과가 상관되어 있을 경우 추정치에 편의가 발생하며 고정효과모형은 이러한 개체 간 불변효과를 통제할 수 있으나, 종속변수의 시차항을 포함할 경우 전기 종속변수와 상관관계에 의해 추정치가 하향 편의된다(Nickell, 1981). 또한, 확률효과모형과 일반화 최소자승법은 설명변수의 내생성을 통제하지 못하며 오차항의 등분산 및 독립성을 가정해야 하는 한계가 있다. 따라서 본 연구는 이러한 정태적 추정방법의 한계를 보완하기 위해 Arellano and Bond(1991) 및 Blundell and Bond(1998, 2000)가 제시한 일반화 적률법(GMM: Generalized Method of Moments)에 기반한 System GMM 추정방법을 사용하였다.

#### 1) 1차 차분(first-difference) GMM

앞서 도출한 식 (10)의 부동산 자산비율 결정모형은 가구의 부동산 자산비율이 전기의 자산비율, 소득의 불확실성, 가계 특성 및 거시경제 요인의 영향을 동시에 받는 동태적 구조를 가진다.

$$RA_{i,t} = \alpha + \beta_1 RA_{i,t-1} + \beta_2 \hat{\sigma}_i^2 + X'_{i,t} \beta + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

여기서  $\hat{\sigma}_i^2$ 는 가구별 추정된 소득 불확실성,  $X_{i,t}$ 는 설명변수 벡터,  $\mu_i$ 는 가구별 불변 효과,  $\epsilon_{i,t}$ 는 시점별 오차항을 나타낸다.  $\epsilon_{i,t}$ 는 독립적이지만 이분산을 나타낼 수 있고 자기상관은 없다고 가정한다. 위 모형에서 개별가구의  $\mu_i$ 는 확률적인 항으로  $RA_{i,t-1}$ 와 양(+)의 상관관계를 갖는다. 따라서 OLS에 의한 추정치는 상향 편의(upward bias)를 갖게 된다. 이러한 편의는 가구 수가 증가해도 사라지지 않아 OLS 추정치는 일치성(consistency)을 갖지 못한다. 또한 고정효과(Within) 방식으로 추정할 경우 가구 내 변화량만을 이용하여 가구별 불변 효과를 제거할 수 있으나, 집단 내 변환 시 시차 종속변수와 변환 오차항 간의 음(-)의

상관이 발생하여 추정치가 하향 편향(downward bias)을 갖는다(Nickell, 1981).

이러한 편향을 해소하기 위해 Anderson and Hsiao, 1981)는 AR(1) 패널모형에서 변수들을 1차 차분하여 개체별 불변효과  $\mu_i$ 를 제거한 뒤, 과거 시점의 종속변수를 도구변수로 사용하는 2단계 최소자승법(2SLS)을 제시하였다. 다만 추정 과정에서 도구변수의 외생성이 충족되어야 하고, 시계열의 길이가 증가함에 따라 차분된 오차항  $\Delta\epsilon_{i,t}$ 가 MA(1)구조를 가지므로 오차항이 등분산성을 갖더라도 2단계 최소자승법(2SLS)은 점근적 효율성을 달성하지 못한다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Arellano and Bond(1991)는 Hansen(1982)의 일반화 적률법을 1차 차분된 패널모형에 적용한 First-Difference GMM 추정법을 제시하였다. 즉 1차 차분을 하여  $\mu_i$ 를 제거하고, 전기 종속변수의 수준(level) 값을 도구변수(instrumental variables)로 이용하는 추정하는 방법으로 동적 패널모형을 추정하는 경우 고정효과모형보다 더 우수함을 나타냈다. 우선, 식 (10)를 1차 차분함으로써 가구별 불변 효과를 제거하면 식 (11)과 같다.

$$\Delta RA_{i,t} = \beta_1 \Delta RA_{i,t-1} + \Delta X'_{i,t} \beta + \Delta \epsilon_{i,t} \quad (11)$$

여기서  $\Delta \epsilon_{i,t} = \epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}$ 로 오차항  $\epsilon_{i,t}$ 은 시점 간 독립적이라고 가정한다. 그러나 차분 후의 오차항  $\Delta \epsilon_{i,t}$ 은  $\epsilon_{i,t-1}$ 을 포함하고  $\Delta RA_{i,t-1}$  역시  $\epsilon_{i,t-1}$ 을 포함하므로  $\Delta RA_{i,t-1}$ 과  $\Delta \epsilon_{i,t}$  사이에 상관이 존재한다. 따라서 Arellano and Bond(1991)는 종속변수는 2기 이상, 설명변수는 1기 이상 지연값을 도구변수로 사용하는 모멘트 조건(moment conditions)을 제시하였다. 즉  $t$ 기의 차분 방정식에서는  $(RA_{i1}, RA_{i2} \dots RA_{i,t-2})$ 와  $(X_{i1}, X_{i2} \dots X_{i,t-1})$ 가 유효한 도구변수가 되며 이를 각 시점에 대응하도록 정리하면 개체의 도구변수 행렬은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$Z_i = \begin{pmatrix} RA_{i1} & X_{i1} & X_{i2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & RA_{i1} & RA_{i2} & X_{i1} & X_{i2} & X_{i3} & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & RA_{i1} & RA_{i(t-2)} & X_{i1} & \dots & X_{i(t-1)} \end{pmatrix}$$

$Z_i$ 의 각 행은 3기부터  $t$ 기까지 해당하는 도구변수를 나열한 것으로  $\Delta \epsilon_i = (\Delta \epsilon_{i,3}, \Delta \epsilon_{i,4}, \dots, \Delta \epsilon_{i,T})$ 에 대해

적률조건( $E(RA_i \cdot \Delta \epsilon_i) = 0, i = 1, 2, \dots, N$ )이 성립하며 적률조건에 기초하여 효율적인 GMM 추정량은 식 (12)의 목적함수를 최소화함으로써 도출할 수 있다.

$$J_N = \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \epsilon'_i Z_i \right] W_N \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i \Delta \epsilon_i \right] \quad (12)$$

$$\text{where } W_N = \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i \Delta \epsilon_i \Delta \epsilon'_i Z_i \right]^{-1}$$

이때 가중치행렬  $W_N$ 의 구성 방식에 따라 1단계와 2단계 GMM으로 구분된다. 1단계 GMM은 등분산성을 가정하여 초기 가중치행렬을 단위행렬로 설정하고, 2단계 GMM은 1단계 추정에서 얻은 잔차를 이용하여 오차항의 분산·공분산 구조를 반영한 최적 가중치행렬을 구성한다. 즉, 1단계 잔차로부터 새로운 가중치행렬을 계산하여 다시 식 (12)의 목적함수를 최소화하는 방식으로 2단계 추정이 이루어진다.

## 2) System GMM

1차 차분 GMM 추정법은 차분을 통한 식별조건과 시차 변수를 통한 도구변수의 활용인 반면, Blundell and Bond(1998, 2000)는 동태적 패널모형의 수준식에서도 추가적인 식별 제약조건을 설정할 수 있음을 근거로 이를 1차 차분식의 식별조건과 결합하여 종합적인 형태의 GMM 추정법(System GMM)을 제시하였다. 즉 이 방법은 서로 다른 두 개의 식별제약을 동시에 활용하여 모수를 추정한다. 이에 System GMM에서의 수준식은 다음의 추가적인 적률조건을 만족한다.

$$E \left[ \begin{pmatrix} \Delta RA_{i,t-1} \\ \Delta X_{i,t-1} \end{pmatrix} (\mu_i + \epsilon_{i,t}) \right] = 0 \quad (13)$$

where  $i = 1, 2, \dots, N \quad t = 3, 4, \dots, T$

식 (13)는 설명변수의 1차 차분이 수준식의 내생요인과 상관되지 않는다는 점을 이용한 것으로 수준식에서 차분된 변수의 시차항이 오차항과 독립적이므로 유효한 도구변수로 사용할 수 있음을 의미한다. 따라서 System GMM은 이러한 수준방정식의 추가적 식별조건을 기존의 1차 차분방정식 식별조건과 결합하여 두 방정식을 동시에 고려하는 방식으로 추정된다. 효율적

인 GMM 목적함수를 최소화하는 추정 절차는 앞서 제시한 1차 차분 GMM과 동일한 2단계 구조를 가지며 도구행렬( $Z_i$ )이 차분식과 수준식을 모두 포함한다는 점이 다르다.

System GMM은 1차 차분식과 수준식을 동시에 추정함으로써 효율적인 추정방법이나 추정 과정에서 도구변수의 수가 과도하게 증가할 경우 모형의 신뢰성이 저하될 수 있다(Roodman, 2009). 특히 도구변수가 많아지면 내생변수를 과적합(overfitting)하여 추정치의 편의(bias)가 발생한다. 이에 본 연구에서는 이러한 문제를 완화하기 위해 Roodman(2009)이 제안한 방식에 따라 도구행렬을 단순화(collapsing)하여 도구의 수가 표본에 비해 과도하게 증가하지 않도록 통제하였다. 또한, System-GMM의 추정량은 표본의 크기와 무관하게 표준오차를 과소추정하여 통계적 유의성을 과장하는 문제가 있어 이분산과 자기상관에 대해 강건한(robust) 추정치를 제공하는 Windmeijer(2005)의 표본 내 수정방법을 적용하였다. System GMM은 차분식과 수준식을 결합하여 효율성을 높이지만, 도구변수의 수가 과도하게 증가할 경우 추정의 일관성이 저하될 우려가 있기 때문에 본 연구는 first-difference GMM 추정 결과를 함께 제시하고자 한다.

<표 7> 패널데이터 추정모형별 비교

구분	고유효과 ( $\mu_i$ ) 처리	내생성 통제	시차항 포함시	추정 방법
Pooled OLS	가구별 이질성 무시	불가능 모든 변수 외생성 가정	자기상관으로 편의 발생	OLS
Fixed Effects	$\mu_i$ 를 Within 변환을 통해 제거	$\mu_i$ 는 제거되나 불가능	Within 변환 후 Nickell 편의 발생	Within, LSDV
Random Effects	$\mu_i$ 를 확률 변수로 모형화	불가능 $cov(X, u_i) = 0$ 가정	내생성 가정 위배로 부적합	GLS
2SLS	$\mu_i$ 를 오차항 일부로 포함	도구변수로 통제	도구변수로 통제	2SLS
FGLS	$\mu_i$ 를 오차항 일부로 포함	불가능 오차 보정 중심	자기상관 구조 반영 어려움	FGLS
1차 차분 GMM	1차 차분을 통해 $\mu_i$ 제거	시차도구변수 활용	차분을 통해 자기상관 제어	2step GMM
System GMM	차분식과 수준식에서 $\mu_i$ 제거 및 보정	시차도구변수 활용	차분·수준식 병합으로 자기상관 제어	2step System GMM

## IV. 실증분석 결과

### 1. 기초통계량

본 연구는 2,070가구에 대해 2020~2024년의 5개 연도에 걸쳐 관측 수는 10,350개로 구성된 균형패널자료를 활용하였고 패널자료의 기초통계량은 모든 관측치의 기초통계량(overall), 그룹 간(between), 그룹 내(within) 세 가지로 나뉘어 나타난다. between 표준편차는 가구 간의 차이라면 within 표준편차는 가구 내에서 관찰된 시점 간 차이이다. 따라서 between이 within보다 크다면 가구 간의 변수의 차이가 가구 내 변수의 차이보다 더 크다고 할 수 있다. 즉 종속변수인 부동산자산비율(RA)의 between 표준편차(0.17)가 within 표준편차(0.09)보다 크게 나타나 가구별 차이가 크고 동일 가구의 연도별 변화는 낮은 것을 의미한다.

<표 8> 기초통계량

Variable	Mean	Std.Dev	Min	Max	Obs	
RA	overall	0.760	0.193	0.021	1.000	$N=10,350$
	between	-	0.172	0.062	0.999	$n=2070$
	within	-	0.088	0.096	1.477	$T=5$
ln_FA	overall	8.314	1.676	0.693	13.591	$N=10,350$
	between	-	1.510	2.476	12.714	$n=2070$
	within	-	0.727	3.079	12.992	$T=5$
ln_IC	overall	8.479	0.844	0.693	12.033	$N=10,350$
	between	-	0.793	4.982	11.111	$n=2070$
	within	-	0.289	4.191	11.127	$T=5$
ln_EXP	overall	7.763	0.668	5.347	9.938	$N=10,350$
	between	-	0.624	5.837	9.492	$n=2070$
	within	-	0.240	6.450	9.513	$T=5$
AGE	overall	60.983	13.356	24	98	$N=10,350$
	between	-	13.218	26	96	$n=2070$
	within	-	1.930	31.783	90.983	$T=5$
AGEsq	overall	3,897.2	1,634.3	576	9604	$N=10,350$
	between	-	1,616.6	678	9218	$n=2070$
	within	-	241.6	519.2	8,351.2	$T=5$
PRICE	overall	124.9	7.363	118.9	139.1	$N=10,350$
	between	-	0.000	124.9	124.9	$n=2070$
	within	-	7.363	118.9	139.1	$T=5$
RATE	overall	3.59	0.740	2.5	4.37	$N=10,350$
	between	-	0.000	3.59	3.59	$n=2070$
	within	-	0.740	2.5	4.37	$T=5$
CAP	0.291	0.454	0	1	$N=10,350$	
IU	0.135	0.328	0.000	6.322	$N=10,350$	

다. 한편 시간 불변 변수인 수도권 더미변수와 소득 불확실성 변수는 between과 within을 구분할 수 없어 overall 표준편차만 보았을 때 소득 불확실성의 경우 평균은 낮지만 표준편차가 상대적으로 크게 나타나 가구 간 불확실성 수준의 편차가 큰 것을 알 수 있다.

<표 9>는 연령대별 평균 부동산자산 비율 변화 추이를 나타낸다. 전 연령대에서 부동산자산 비중이 비교적 높은 수준을 보이는 것으로 나타났고 연령대별로 살펴보면 가구주연령이 40세 미만인 경우, 부동산자산 비율이 상대적으로 낮은 수준인 반면, 70세 이상인 경우 가장 높은 비율을 나타내 연령이 증가할수록 부동산자산 비율이 점진적으로 증가하는 모습을 보였다. 한편 동일 연령대 내에서 연도별 평균 부동산자산 비율 변화의 경우 분석 기간 전반에 걸쳐 큰 폭의 증감은 나타나지 않았다. 이러한 결과는 연령에 따라 부동산자산 비율 수준 차이는 나타나지만, 동일 연령대 내에서 연도별 변동성은 크게 나타나지 않았다.

<표 9> 연령대별 부동산자산비율 연도별 추이

구분		2020	2021	2022	2023	2024
40세 미만	mean	70.2%	74.2%	76.0%	74.6%	71.8%
	N	172	142	105	81	71
40대	mean	73.2%	72.9%	74.1%	73.0%	73.3%
	N	353	344	347	330	301
50대	mean	72.3%	73.0%	73.4%	71.6%	70.9%
	N	514	490	471	469	476
60대	mean	76.3%	76.5%	74.9%	73.7%	72.8%
	N	529	556	576	561	543
70세 이상	mean	83.2%	82.4%	83.4%	82.3%	81.4%
	N	502	538	571	629	679
합계	mean	75.9%	76.5%	76.8%	75.7%	75.2%
	N	2,070	2,070	2,070	2,070	2,070

## 2. 분석결과

동태적 패널모형의 경우 이를 추정하기 위해서는 각 변수의 내생성 여부를 판단하고 적합한 도구변수를 사전에 정의하는 과정이 필요하다. 본 연구에서는 종속 변수의 1기 시차항과 금융자산, 소득, 소비지출의 재무적 요인이 현재의 부동산 자산비율에 상호 영향을 받을 가능성이 존재한다고 보아 내생변수로 설정하였고 과도한 도구변수를 방지하기 위해 2~3기 시차의

도구변수를 활용하였다. 반면 자산비율 변화에 직접적으로 영향을 받지 않는 연령, 수도권 여부, 소득 불확실성, 주택가격지수, 금리와 같은 변수들은 내생성이 낮다고 판단하여 외생변수로 구분하여 수준방정식에서 도구변수로 활용하였다.

다만 도구변수 선택은 연구자의 판단이 반영될 수밖에 없으므로 이러한 설정이 모형에 적합한지 여부를 추정 이후의 진단으로 확인하였다. 구체적으로 오차항의 2차 자기상관 여부를 점검하는 AR(2) 검정을 통해 시차 도구변수의 유효성을 확인하고, Hansen 및 Sargan 검정을 통해 도구변수가 과식별 되었는지 평가하였다. 또한, 모형의 강건성을 확보하기 위해 추정 방법과 변수 구성을 다르게 하여 검정하였다. 모형은 총 네 가지로 모델1은 모든 변수를 포함한 System GMM(1, 2단계), 모델 2는 추정방법을 다르게 한 Difference GMM(1, 2단계), 모델 3은 소득 불확실성을 제외한 System GMM, 모델 4는 인구학적 요인을 제외한 System GMM이다. 이러한 비교를 통해 추정 결과에 미치는 영향을 살펴보았다.

### 1) GMM 추정 결과

<표 10>은 System GMM(모델1)과 Difference GMM(모델2) 1, 2단계 추정 결과를 나타내며 System GMM은 수준식과 차분식을 동시에 활용하는 반면, Difference GMM은 1차 차분을 통해 가구별 고정효과를 제거하기 때문에 시간 불변 변수인 수도권 거주 더미 및 소득 불확실성이 제거되어 해당 변수들은 추정이 불가능하다.

추정 결과 종속변수의 1기 시차항인  $RA_{t-1}$ 의 계수는 0.28~0.30수준으로 추정되었고 System GMM에서는 1, 2단계 모두 1% 유의수준에서 유의하게 나타났고, Difference GMM에서는 1단계 추정에서 5%, 2단계 추정에서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉 가구의 부동산자산 비중이 전년도 수준에 상당히 의존하고 있다. 이와 같은 지속성은 가계의 부동산자산 비중이 단기적인 경기변동이나 일시적인 충격에 의해 조정되기보다 점진적으로 조정된다는 점을 알 수 있다. 특히 부동산은 처분, 취득 과정에 상당 비용과 시간이 수반되므로 동일 가구 내에서도 자산 구성은 단기간에 변화하기 어렵고 과거 결정이 현재의 비율을 상당 부분 결정한다.

재무적 요인 변수는 일관되게 음(-)의 부호를 나타

냈으나 모형별 유의성이 상이하게 나타났다. 금융자산의 경우 System GMM에서 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타난 반면, 소득은 Difference GMM에서 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 해당 변수는 자연로그로 변환하였기에 금융자산 또는 소득이 1% 증가할 때 부동산자산 비중이  $\beta/100$  만큼 변한다는 의미로 해석할 수 있으며 금융자산의 경우 앞서 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상하였는데, 추정결과 동일한 방향으로 나타나 부동산자산은 금융자산과 대체관계가 있다고 볼 수 있다. 한편 소득의 경우 예상했던 양(+)의 방향과 다르게 부동산자산 비중을 낮추는 방향으로 나타나 소득 증가에 따라 금융자산 등으로 분산투자가 이루어질 수 있음을 나타냈다. 소비지출의 경우 예상한 음(-)의 방향과 일치하였고 System GMM에서는 5%, Difference GMM에서는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타나 소비성향이 높은 가구일수록 부동산자산보다 유동성이 높은 금융자산을 선호하는 것을 알 수 있다. 위와 같은 결과로 볼 때 부동산자산은 금융자산과의 포트폴리오 결정과정에서 조정되는 자산임을 보여준다. 특히 금융자산의 확대는 부동산 중심 자산구조에서 금융자산 중심으

로 재배분을 불러올 수 있다. 또한, 소비지출이 큰 가구의 경우 유동성 수요가 상시 존재하므로, 거래비용이 크고 환금성이 어려운 부동산자산 비중을 상대적으로 낮추는 선택이 합리적일 수 있다.

그 외 연령변수는 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 앞서 <표 9>의 연령대별 부동산자산비율 연도별 추이에서도 나타나듯이 동일 연령대 내에서는 연도별 변동 폭이 크지 않은 점이 작용한 것으로 보인다. 이러한 특성을 고려하여 연령변수를 범주형 더미 변수로 구분하여 동일한 모형을 추정하여도 연령 관련 변수의 통계적 유의성에는 큰 변화가 없었으며 주요 설명변수의 추정 결과도 실질적인 차이를 보이지 않았다. 선행연구에서도 연령의 경우 유의하더라도 부호는 상이하게 나타났는데 부동산자산 비중의 결정이 생애주기적인 효과보다는 가격, 금리, 지출과 같은 변수에 더 영향을 받는 것을 알 수 있다.

반면 주택가격지수와 금리는 모든 모형에서 음(-)의 부호를 보였고 모든 모형에서 1% 유의수준 통계적으로 유의하였다. 주택가격의 경우 예상했던 양(+)의 방향과 다르게 가격이 증가할수록 부동산자산 비율이 오히려 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 주택가격 상승

<표 10> Model(1, 2)의 GMM 추정결과

Variables	Model 1 (Sysyem GMM)				Model 2 (Difference GMM)			
	1 step Robust		2 step GMM		1 step Robust		2 step GMM	
	Coef.	S.E	Coef.	S.E	Coef.	S.E	Coef.	S.E
$RA_{t-1}$	0.280***	0.107	0.286***	0.102	0.288**	0.119	0.303***	0.115
$\ln\_FA$	-0.033*	0.019	-0.033*	0.019	-0.035	0.022	-0.032	0.022
$\ln\_IC$	-0.023	0.016	-0.023	0.016	-0.033*	0.018	-0.032*	0.019
$\ln\_EXP$	-0.054**	0.022	-0.054**	0.022	-0.078***	0.025	-0.078***	0.025
$PRICE$	-0.002***	0.000	-0.002***	0.000	-0.002***	0.000	-0.002***	0.000
$RATE$	-0.016***	0.006	-0.017***	0.006	-0.017***	0.006	-0.019***	0.006
$AGE$	0.001	0.002	0.000	0.002	-0.001	0.005	-0.001	0.005
$AGEsq$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$CAP$	0.076***	0.011	0.075***	0.011				
$IU$	-0.016*	0.010	-0.017*	0.010				
$con$	1.704***	0.187	1.719***	0.181				
$AR(1)$	0.000		0.000		0.000		0.000	
$AR(2)$	0.471		0.472		0.475		0.499	
$Sargan$	0.761		0.761		0.798		0.798	
$Hansen$	0.792		0.792		0.843		0.843	
$N$	Number of obs = 8280 Number of groups = 2070				Number of obs = 6210 Number of groups = 2070			

\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1

시 신규 취득에 부담이 커지거나 금융자산 중심 자산 구조가 조정되는 것으로 볼 수 있다. 반대로 주택가격 하락 시 부동산자산 비중이 상대적으로 높아지는 경향이 나타났다. 대출금리 상승은 예상했던 음(-)의 방향과 일치하였는데, 금리의 상승은 조달비용을 증가시켜 신규 취득에 제한이 있음을 나타냈다. 이러한 결과는 가계의 부동산자산 비중이 가계의 고유 특성에 의해 결정되기보다 주택시장 여건과 금융환경 변화에 따라 민감하게 변동함을 보여준다.

또한, System GMM에서만 추정 가능한 시간불변 변수인 수도권 더미변수는 1, 2단계 추정에서 모두 1% 유의수준에서 양(+)의 영향을 보여 예상했던 방향과 일치하였다. 이는 수도권 거주 가구가 비수도권 거주 가구에 비해 부동산자산 비중이 높다는 점을 보여준다. 소득 불확실성의 경우 앞서 예상했던 방향과 같게 음(-)의 부호를 보였으나, 두 단계 추정에서 모두 10% 유의수준에서 유의하여 소득 변동성이 큰 가구일수록 유동성 확보를 위해 부동산 비중을 축소한다고 볼 수 있다. 수도권 변수와 소득 불확실성이 동시에 유의하게 나타난 점은, 가계의 부동산자산 비중이 기대수익과 위험회피라는 두 요인 사이에서 조정되고 있음을 보여준다. 즉 부동산가격 상승을 기대해 자산 축적 기회가 큰 수도권에서는 부동산 비중이 높게 유지되는 반면, 소득 변동성이 확대될수록 가계는 위험 노출을 줄이기 위해 부동산자산 비중을 조정하는 선택을 하는 것으로 볼 수 있다.

모형의 적합성은 잔차에 자기상관이 없다는 귀무가설을 검정하는 AR검정, 모든 도구변수가 외생적이라는 귀무가설을 검정하는 Sargan, Hansen검정을 통해 확인하였다. AR(1)은 차분 구조 특성상 자기상관이 있다고 나타나는 것이 정상이며 AR(2) 검정은 두 모형 모두 귀무가설을 기각하지 못해 적절한 시차 구조와 잔차가 독립이라는 점을 보여준다. 또한, Sargan 및 Hansen 과식별 검정의 p값은 0.76~0.84에 위치하여 사용된 도구변수가 적절하여 모형이 과적합 되지 않았고 모든 도구변수는 외생적으로 추정된 모형이 적합하였다.

## 2) 강건성 검정

<표 11>은 모델1, 2(이하 기본모형)의 추정 결과에 대해 계수의 방향성과 유의성이 특정 변수 포함 여부에 민감하게 달라지지 않는지 확인하기 위해 소득 불

확실성을 제외한 모형과 인구학적 요인을 제외한 모형을 System GMM으로 추정하였다. 종속변수의 1기 시차항  $RA_{i-1}$ 는 모델 3, 4의 추정에서 계수가 0.26~0.29 수준으로 일관되게 나타났으며 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 특정 변수를 제거하더라도 부동산자산 비중이 전기 수준의 영향을 받는 특성이 유지됨을 보여준다. 재무적 요인 변수도 기본모형과 동일하게 모두 음(-)의 부호를 보였으나 모델별 통계적 유의성이 다르게 나타났다. 금융자산의 경우 모델 3에서는 10% 유의수준, 모델 4에서는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였고, 소득은 모델 4에서만 10% 수준에서 유의하게 나타났다. 또한, 소비지출의 경우 모델 3과 4 모두에서 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 나타냈다. 즉, 재무적 요인의 증가는 부동산자산 비중을 축소시키는 방향으로 작용하며, 금융자산 증가에 따른 대체효과 등 기본모형에서 나타난 결과와 같게 나타났다.

변수 구성에 따라 유의수준에 일부 차이가 존재하였으나, 부호와 방향성이 기본모형과 동일하게 나타난 것은 해당 변수들이 부동산자산 비중 결정에 주요한 요인임을 의미한다.

주택가격지수와 금리도 기본모형에서의 결과와 동일하게 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 기본모형에서 나타난 바와 같이 부동산가격과 금리 변화가 가계의 부동산자산 비중을 조정하는 주요 요인이라는 점을 나타낸다. 연령변수는 여전히 통계적으로 유의하지 않았고, 모델 4에서는 모형에서 제거되었음에도 다른 변수들의 계수와 유의성이 기본모형과 크게 달라지지 않아 생애주기적 효과가 크게 영향을 미치지 않는 것으로 볼 수 있다.

모델 3과 모델 4의 가장 뚜렷한 차이는 수도권 더미 변수와 소득 불확실성의 포함 유무이다. 소득 불확실성을 제외한 모델 3에서는 1% 유의수준의 양(+)의 계수를 유지하여, 수도권 거주 가구의 부동산자산 비중이 비수도권보다 높다는 점이 변수 구성을 다르게 하여도 변하지 않음을 나타낸다. 반면 인구학적 요인을 제외하고 소득 불확실성만 포함한 모델 4에서는 5% 유의수준에서 음(-)의 계수로 추정되어, 소득 변동성이 클수록 부동산 비중을 축소한다는 기본모형에서의 결과가 보다 명확하게 나타났다.

모형 적합성도 기본모형과 동일하게 양호하게 나타났다. AR(2) 검정결과 두 모델에서 모두 2차 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하였으며, Sargan

<표 11> Model(3, 4)의 GMM 추정결과

Variables	Model 1 (Sysyem GMM)				Model 2 (Difference GMM)			
	1 step Robust		2 step GMM		1 step Robust		2 step GMM	
	Coef.	S.E	Coef.	S.E	Coef.	S.E	Coef.	S.E
$RA_{t-1}$	0.279***	0.107	0.285***	0.102	0.264***	0.101	0.267***	0.095
$\ln\_FA$	-0.034*	0.019	-0.033	0.019	-0.039**	0.019	-0.039**	0.018
$\ln\_IC$	-0.023	0.016	-0.023	0.016	-0.031*	0.016	-0.031	0.017
$\ln\_EXP$	-0.053**	0.022	-0.054	0.022	-0.068***	0.022	-0.068***	0.022
$PRICE$	-0.002***	0.000	-0.002***	0.000	-0.002***	0.000	-0.002***	0.000
$RATE$	-0.016***	0.006	-0.017***	0.006	-0.016***	0.006	-0.018***	0.005
$AGE$	0.001	0.002	0.001	0.002				
$AGEsq$	0.000	0.000	0.000	0.000				
$CAP$	0.075***	0.011	0.075***	0.011				
$IU$					-0.022**	0.011	-0.024**	0.012
$con$	1.698***	0.186	1.712***	0.180	1.943***	0.268	1.962***	0.260
$AR(1)$	0.000		0.000		0.000		0.000	
$AR(2)$	0.469		0.470		0.404		0.399	
$Sargan$	0.758		0.758		0.643		0.643	
$Hansen$	0.790		0.790		0.672		0.672	
$N$	Number of obs = 8280 Number of groups = 2070				Number of obs = 8280 Number of groups = 2070			

\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1

및 Hansen 검정결과 p값이 0.64~0.79 범위에 위치해 도구변수의 외생성과 모형의 과식별 문제가 없음을 나타냈다. 즉 소득 불확실성과 인구학적 요인을 제거, 변경한 모델에서도 계수의 부호, 크기, 유의수준 및 진단결과가 기본모형과 큰 차이를 보이지 않았다.

## V. 결론

### 1. 연구결과 요약

본 연구는 2020~2024년 가계금융복지조사 자료를 이용하여 가계의 부동산자산 비중 결정 요인에 대해 실증분석 하였다. 가계의 자산 비중 결정이 전년도 자산구성에 영향을 받아 내생적 문제를 갖는다는 점을 고려하여, 시차 도구를 활용한 GMM 추정 방식을 적용하였으며 기본모형과 조정된 모형을 통해 모형의 적합성과 결과의 강건성을 검증하였다.

분석 결과를 요약하면 첫째, 부동산자산 비중은 모든 모형에서 전기 수준의 영향이 통계적으로 유의하게

나타났다. 시차항의 계수는 0.26~0.30 수준으로 추정되었고, 대부분의 1% 수준에서 유의하였다. 즉 가계의 부동산자산 비중이 전년도 수준에 상당한 영향을 받으며 부동산의 낮은 유동성, 거래비용 등 부동산의 고유 특성상 단기간 급격히 변화하기 어려운 특징을 나타낸다. 이는 가계의 부동산자산 비중이 단기적인 경기변동이나 일시적인 충격에 의해 즉각적으로 조정되기보다는, 기존의 자산구성과 과거의 의사결정에 의해 점진적으로 변화한다는 점을 의미한다.

둘째, 재무적 요인 변수는 전반적으로 부동산자산 비중에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 금융자산과 소득의 유의성은 모형에 따라 차이가 있었으나, 음(-)의 부호는 모든 모형에서 일관되게 유지되었다. 특히 지출은 System GMM에서 5%, Difference GMM에서 1% 유의수준에서 유의한 영향을 보였다. 이에 따라 부동산자산은 금융자산과 대체관계를 나타내고 소득 증가에 따라 금융자산 등으로 분산투자가 이루어질 수 있고 소비성향이 높은 가구일수록 부동산 자산보다 유동성이 높은 금융자산을 선호함을 알 수 있다. 이는 부동산자산 비중이 가계의 소득수준보다 소비 구조와 유동성 수요에 따라 가계의 자산선택이

포트폴리오 결정 과정에서 조정되는 것을 알 수 있다.

셋째, 연령변수는 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않게 나타나 부동산자산 비율 결정이 생애주기 효과보다는 가격, 금리, 지출과 같은 요인의 영향을 더 크게 받는 것을 알 수 있다. 반면 주택가격 상승시 신규 취득에 부담이 커지거나 금융자산 중심 자산구조가 조정되며 반대로 주택가격 하락시 부동산자산 비중이 상대적으로 높아지는 경향이 나타났다. 또한, 대출금리 상승은 자금조달 비용을 증가시켜 신규 취득에 제약이 있는 것으로 나타났다. 이처럼 가계의 부동산자산 비율이 연령과 같은 인구학적 특성보다 주택시장과 금융환경 변화에 민감하게 반응하고 있음을 보였다.

넷째, 수도권 거주 여부와 소득 불확실성 변수는 시간에 따라 변하지 않는 변수로 System GMM에서만 추정이 가능하다. 추정 결과, 수도권 거주 가구의 경우 비수도권 거주 가구에 비해 부동산자산 비중이 1% 수준에서 유의하게 높게 나타났다. 반면 소득 불확실성은 10% 유의수준에서 음(-)의 값을 나타내, 소득 변동성이 큰 가구일수록 부동산자산 비중이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 부동산가격 상승을 기대해 자산 축적 기회가 상대적으로 큰 수도권에서 부동산자산 비율이 상대적으로 높게 유지되는 반면, 소득 변동성이 커질수록 위험을 고려한 자산비율 조정으로 부동산자산 비율이 낮아지는 경향을 보였다.

이상의 결과를 종합하면 가계의 부동산자산 비율은 주택보유의 결과라기보다, 금융시장 여건과 가계의 예산제약 하에서 형성되는 자산배분 선택의 결과이다. 즉 부동산자산 비율은 연령과 같은 인구학적 특성보다는 소득과 지출, 자산구성, 주택가격 및 금리 변화와의 관련성이 상대적으로 크게 관찰되었다.

아울러 추정 결과의 타당성을 점검하기 위해 모형의 안정성 검정을 수행하였다. 먼저, 잔차의 자기상관 AR(2) 검정결과 모든 모형에서 귀무가설을 기각하지 못하여 2차 자기상관이 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 또한, 도구변수의 외생성과 과식별 여부를 확인하기 위해 수행한 Sargan 및 Hansen 검정에서도 p값이 0.64~0.84 범위로 나타나 도구변수의 과적합 문제가 존재하지 않음을 확인하였다. 이러한 진단 결과는 System GMM과 Difference GMM 두 방식 모두에서 안정적으로 나타나 본 연구의 추정계수들이 신뢰도 있

는 결과로 나타난 것을 알 수 있다. 또한, 일부 변수를 제외한 모형을 추가적으로 추정하여 강건성 검정을 수행하였다. 해당 모형에서도 핵심 변수의 부호와 유의성은 기본모형과 전반적으로 일관되게 나타났으며, AR 검정과 Hansen 검정 역시 유사한 수준을 나타냈다. 즉 본 연구의 추정 결과가 특정 변수의 포함 여부나 모형 사양 변화에 크게 의존하지 않음을 보인다.

## 2. 연구의 한계 및 향후 과제

본 연구는 가계의 부동산자산 비중을 동태적 관점에서 분석함으로써 기존 연구와 차별된 결과를 제시하였으나 몇 가지 한계점이 존재한다. 먼저 분석에 사용한 패널 자료의 기간이 5년으로 중장기적 조정 과정을 충분히 분석하기에는 한계가 있다. 보다 장기간의 균형 패널자료가 확보될 경우, 부동산 중심 자산구조가 시간에 따라 어떻게 조정되는지 구조적으로 파악할 수 있을 것이다. 또한, 부동산자산 구성을 세분화하지 못하였다는 한계가 있다. 부동산자산은 주택, 토지, 상가 등 구성요소와 목적이 다르기 때문에, 향후 세부 항목을 구분하여 분석이 이루어진다면 보다 구체적인 부동산자산별 조정 과정을 분석할 수 있을 것이다. 아울러 본 연구는 주로 가계의 자산, 지출 구조와 거시경제 변수 등 경제적 요인을 중심으로 실증분석 하였으나 실제 자산배분 결정에는 위험회피 성향, 투자 경험, 기대심리 등 다양한 요인이 영향을 미칠 수 있다. 향후 연구에서는 앞서 언급되었던 한계점을 보완하여 후속 연구가 확장될 필요가 있다.

논문접수일 : 2025년 12월 1일

논문심사일 : 2026년 1월 14일

게재확정일 : 2026년 2월 2일

## 참고문헌

- 강은택·안아림·마강래, “부동산 자산과 소득의 세대간 이동성에 관한 연구”, 『대한부동산학회지』 제44권, 대한부동산학회, 2017, pp. 5-19
- 금융투자협회, 「2022 주요국 가계 금융자산 비교」, 금융투자협회, 2022
- 김경아, “국내가계의 자산선택행위에 관한 연구”, 제8회 한국노동패널 학술대회 발표자료, 한국노동연구원, 2007
- 김대환, “부동산 소득과 부동산 자산 간 선순환 구조에 관한 연구”, 『주택도시금융연구』 제6권 제2호, 주택도시보증공사, 2021, pp. 5-21
- 김대환·김태완, “위험회피성향에 따른 부동산 자산 선호 분석”, 『부동산분석』 제6권 제2호, 한국부동산원, 2020, pp. 61-81
- 김대환·이동화, “위험선호는 자산을 증대시키는가?: 부동산 자산을 중심으로”, 『부동산연구』 제34권 제1호, 한국부동산연구원, 2024, pp. 23-39
- 김형점·박문수, “가계특성이 부동산자산구성에 미치는 영향 분석”, 『주택도시연구』 제12권 제2호, SH공사 도시연구원, 2022a, pp. 103-124
- 김준형·최명섭, “부동산자산의 지역불균형”, 『응용경제』 제13권 제2호, 한국응용경제학회, 2011, pp. 99-129
- 김형점·박문수, “가계 특성이 금융자산비율에 미치는 영향 분석”, 『대한부동산학회지』 제40권 제3호, 대한부동산학회, 2022b, pp. 117-136
- 박정재·이승훈·탁은명, “부동산 가격 변동과 경제불평등의 관계: 자산과 소득 불평등을 중심으로”, 『The Korean Journal of Economics』 제31권 제1호, 연세대학교 경제연구소, 2024, pp. 59-90
- 박합수, “가계의 부동산 자산선택 영향요인 연구”, 단국대학교 박사학위논문, 단국대학교 대학원 2013
- 이상호·유경원·이상현, “인구고령화와 가계의 금융자산 선택: 이론 및 실증분석”, 『한국경제연구』 제29권 제1호, 한국경제연구학회, 2011, pp. 39-75
- 이호정·김재태, “50대 이상 중고령자 가구의 부동산자산 보유 영향요인 연구: 국민노후보장패널 자료를 이용한 1인가구와 다인가구 비교를 중심으로”, 『주거환경』 제15권 제3호, 한국주거환경학회, 2017, pp. 61-77
- 장영은·이강용·정준호, “거주주택자산이 자산불평등에 미치는 영향”, 『주거환경』 제15권 제3호, 한국주거환경학회, 2017b, pp. 19-33
- 장영은·이강용·정준호, “부동산자산과 금융자산의 불평등 요인에 관한 연구”, 『부동산학보』 제69권, 한국부동산학회, 2017a, pp. 87-101
- 조성호·정의철, “가구특성이 부동산자산 구성에 미치는 영향에 관한 연구”, 『부동산·도시연구』 제6권 제2호, 건국대학교 부동산도시연구원, 2014, pp. 25-40
- 최명섭·박환용, “가구유형이 부동산자산의 불평등도에 미치는 영향: 가계금융복지조사 자료를 이용하여”, 『도시부동산연구』 제13권 제3호, 한국도시부동산학회, 2022, pp. 25-46
- 통계청, “2024년 가계금융복지조사 결과”, 통계청 보도자료, 2024.12.09. [https://www.kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=215&act=view&list\\_no=434107](https://www.kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=215&act=view&list_no=434107)
- 하나금융경영연구소, 「2024 대한민국 웰스 리포트」, 하나금융경영연구소, 2024
- Anderson, T. W, and C. Hsiao, “Estimation of Dynamic Models with Error Components,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76 No. 375, 1981, pp. 598-606
- Arellano, M., and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 58 No. 2, 1991, pp. 277-297
- Blundell, R, and S. Bond, “GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions,” *Econometric Reviews*, Vol. 19 No. 3, 2000, pp. 321-340
- Blundell, R., and S. Bond, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 87 No. 1, 1998, pp. 115-143
- Bodie, Z., and W. F. Samuelson, “Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice,” *National Bureau of Economic Research Working Paper*, NBER, 1989
- Bodie, Z., R. C. Merton, and W. F. Samuelson, “Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 16 No. 3-4, 1992, pp. 427-449
- Carroll, C. D., and A. A. Samwick, “The Nature of Precautionary Wealth,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40 No. 1, 1997, pp. 41-71
- Davies, J. B., “Uncertain Lifetime, Consumption, and Dissaving in Retirement,” *Journal of Political Economy*, Vol. 89 No. 3, 1981, pp. 561-577
- Institute of International Finance, *Global Debt Monitor: Return of the Bond Vigilantes - Dangerous Dynamics in Debt Markets*, Institute of International Finance, 2025
- Kotlikoff, L. J., “Health Expenditures and Precautionary Savings,” *National Bureau of Economic Research Working Paper*, NBER, 1986
- Ljung, Greta M., and George E. P. Box, “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models,” *Biometrika*, Vol. 65 No. 2, 1978, pp. 297-303
- Merton, R. C., “Lifetime Portfolio Selection Under Uncertainty: The Continuous-Time Case,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 51 No. 3, 1969, pp. 247-257
- Nickell, S., “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects,” *Econometrica*, Vol. 49 No. 6, 1981, pp. 1417-1426

33. Poterba, J. M., "Demographic Structure and Asset Returns," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83 No. 4, 2001, pp. 565-584
34. Roodman, D., "A Note on the Theme of Too Many Instruments," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 71 No. 1, 2009, pp. 135-158
35. Samuelson, P. A., "Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 51 No. 3, 1969, pp. 239-246
36. Windmeijer, F., "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators," *Journal of Econometrics*, Vol. 126 No. 1, 2005, pp. 25-51

<국문요약>

## 동태적 패널모형을 활용한 가계 부동산 자산비율 결정요인에 관한 연구

강 태 영 (Kang, Tae-Young)

이 상 군 (Lee, Sang-Gun)

김 강 균 (Kim, Kang-Gyun)

본 연구는 가계의 자산 중 부동산이 차지하는 비중이 과거부터 높은 수준을 유지하고 있는 점을 고려하여, 패널자료를 활용하여 가계 부동산 자산비율의 결정 요인을 동태적인 관점에서 실증분석하였다. 통계청 가계금융복지조사 자료를 활용하여 2020~2024년 표본으로 균형패널을 구축하고, 내생성 문제를 통제할 수 있는 System GMM 추정방법을 적용하였다. 기존 연구는 특정 시점에서의 횡단면분석에 한정되거나 가구특성 변수 중심으로 분석되어 본 연구는 가계의 재무적 요인, 인구학적 요인에 더해 거시적 요인을 포함하였고 Carroll and Samwick(1997)의 소득 불확실성 추정 방법을 준용하여 가구별 소득 불확실성 지표를 모형에 포함하여 기존 연구의 한계를 보완하였다. 추정 결과, 부동산 자산비율은 전년도 수준에 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 금융자산은 부동산자산과의 대체관계, 소득 증가는 금융자산 등 분산투자로 이어지고, 소비지출이 높을수록 금융자산을 선호하는 것으로 나타났다. 한편 주택가격과 금리는 음(-)의 부호를 나타냈고 수도권 거주 가구일수록 부동산자산 비율이 높은 반면에, 소득 변동성이 클수록 부동산자산 비중을 축소하는 경향이 확인되었다. Sargan · Hansen 검정과 AR(1), AR(2) 검정결과 도구변수의 적절성과 모형의 타당성이 확보되었다.

본 연구는 부동산 자산비율을 결정하는 요인을 동태적 관점에서 분석함으로써 기존 연구의 한계를 보완하였다. 그 결과, 가계의 자산 구성은 내부적인 요인 이외 소득 변동성과 부동산시장 여건 등 외부 요인에도 영향을 받는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 가계의 부동산자산 비율이 주택 소유 선택의 결과로 보기보다, 금융시장과 연계된 자산 배분의 관점에서 인식할 필요가 있다. 특히 부동산 중심의 접근에서 벗어나 금융자산 구성과 포트폴리오 다변화를 고려할 필요가 있다.

주 제 어 : 부동산자산비율, 균형패널자료, 소득 불확실성, 동태적 패널모형, 가계금융복지조사