

감소하였지만, 거주 주택자산의 격차는 73.5배에서 77.6배로, 부동산자산 격차는 100.5배에서 101.6배로 증가하는 추세를 보이고 있다. 특히, '부동산자산'은 자산 불평등 현상을 유발하는 주요 요인으로 지적되어 왔는데, 최근에는 장기간 주택가격이 상승하는 상황에서, 부동산자산을 중심으로 개인 간 자산 격차가 더욱 크게 발생하고 있음이 확인되고 있다(오민준, 2020).

기존 문헌에서는 거주지역이 자산 형성 및 축적에 주요한 영향을 주는 것으로 보고하고 있다(강은택·마강래, 2012; 정준호, 2020). 관련 연구에서는 소득, 일자리 등의 경제적인 기회가 압도적으로 많은 수도권에서의 거주 여부에 따라 자산 축적 정도에 차이가 나타남을 강조하고 있다. 특히 일부 연구는 '수도권에서의 부동산가격 상승에 따른 자산 축적의 기회'가 개인 간 자산 격차를 더욱 크게 유발하는 기제로 작용할 수 있음을 지적하고 있다(최승문, 2019; 김지원·마강래, 2021). 실제 수도권을 중심으로 주택가격이 급격하게 상승하면서 수도권 거주자와 비수도권 거주자 간의 자산 격차가 확대되고 있다(정다운 외, 2019). 이러한 논의는 자산 불평등 현상이 지역별로 차별적인 주택가격 상승 현상과 무관하지 않으며, 거주지역 및 주택 보유와 맞물려 있음을 시사한다.

한편, 거주지역에 따른 자산 축적 효과에 '계층 간 차이'가 있음을 강조한 연구도 다수 존재한다(Di et al., 2007; Turner and Luea, 2009; 김준형·최막중, 2010; 박현준·진창하, 2020; 강정구 외, 2023; 이주미, 2023). 예를 들어, 소득 계층과 지역의 상관성에 대해 실증한 김준형·최막중(2010)의 연구는 고소득 계층에서 수도권 거주 영향력이 더욱 크다는 점을 밝혔다. 또한 강정구 외(2023)의 연구도 김준형·최막중(2010)의 연구와 유사하게, 고자산 계층에게서 수도권 거주 영향력이 강하다는 점을 실증하였다. 반면, 박현준·진창하(2020)의 연구에서는 자산 하위계층에 속할수록 수도권 거주 긍정적 영향력이 더욱 크게 나타났다. 이처럼 자산 격차의 계층 간 차이에 관한 기존 연구의 결론이 일치된 건 아니지만, 공통적으로 자산 축적에 있어 거주지역의 영향력이 '특정 계층'에서 더 강하게 작용하고 있음을 강조하고 있다.

이를 종합해 보면, 기존 문헌은 자산 축적에서 '소득 계층(혹은 자산 계층)'과 '거주지역'의 상관성을 조명했다는 데 의의가 있지만, 이러한 상관성을 살피며 있어 '주택 보유' 여부에 따른 차이를 검증하지는 못했다. 실제 수도권으로의 인구 쏠림 현상이 지속되는 상황에서, 수도권과 같이 인구가 유입되는 지역에서는 주택 수요가 꾸준히 상승하고, 이로 인해 자산가치가 증가하면서 거주지와 주택 보유 여부에 따라 계층 간의 격차가 커질 가능성이 크다. 이에 더해, 가구 자산에서 부동산자산이 큰 비중을 차지하는 우리나라에서는 자산 불평등이 지역별 주택가격 변동, 부동산 자산의 증감 등과 맞물려 있으며, 지역별 주택가격의 편차로 인해 일부 계층으로의 자산 쏠림 현상이 발생하고 있다는 주장도 다

수 제기되고 있다(이성균 외, 2020; 이원재 외, 2021). 이러한 논의를 통해 거주지역 및 주택 보유와 자산 간의 상관성에는 '자산을 많이 보유한 집단'과 '자산을 적게 보유한 집단' 간 차이가 있다는 점을 유추해 볼 수 있다.

이에 본 연구는 '거주지역'과 '자산 축적'의 상관성이 주택 보유 여부에 따라 어떠한 차이를 갖는지 검증하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study, 이하 KLIPS) 25차(2022년) 자료를 활용하여 거주지역 및 주택 보유 여부와 순자산의 상관성의 계층 간 차이에 대한 실증분석을 수행하였다. 실증분석에서는 지역별 주택가격의 편차가 상대적으로 큰 권역을 고려해, 거주지역을 '수도권 vs. 비수도권', '서울특별시 vs. 6대 광역시(인천·부산·울산·대구·대전·광주) vs. 기타 도 지역'으로 구분하여, 주택 보유 여부에 따른 자산 축적의 상관성을 살펴보고자 하였다.

이어지는 2장에서는 자산 격차에 대한 선행연구를 검토하였으며, 3장에서는 실증분석에 활용한 자료, 분석방법, 변수 등에 대해 기술하였다. 4장에서는 거주지역 및 주택 보유와 자산 축적 간의 상관성의 자산 계층에 따른 차이에 대한 실증분석을 수행하였다. 마지막 5장에서는 연구의 요약 및 결론을 제시하였다.

II. 선행연구 검토

1. 자산 격차에 관한 기존 논의

주택은 위치의 고정성, 비동질성, 다양한 하위시장 존재 등의 개별적이고 고유한 특성이 있어, 일반 재화와 달리 차별적으로 접근할 필요가 있다. 특히 우리나라의 경우, 자산에서 큰 비중을 차지하는 '주택자산'이 부의 축적과 세대 간 이전에 결정적인 역할을 하는 것으로 알려져 있다. 일반적으로 주택가격은 수요와 공급에 의해 결정되지만, 주택만의 특성으로 인해 인구의 변화, 정부의 정책, 기대심리 등의 다양한 대내외적 요인에 의해 변화한다. 이때, 주택가격의 변화는 주택 수요와 공급 여건의 변화와 맞물려 있으며, 중장기적으로 주택수요의 주체인 '인구의 변화'가 주택가격을 결정짓는 중요한 요인으로 고려된다. 예를 들어, 특정 지역에서의 수요가 증가하면, 주택가격은 상승하게 되는데, 이로 인해 인구가 꾸준히 유입되는 지역에서는 수요가 증가하면서 주택가격이 상승하게 된다(이중희, 1997). 특히 고(高)가의 주택이 집중되고, 주택가격 변동에 따른 자산가치의 변동이 크게 나타나는 지역에서는 주택자산을 통한 자산 축적의 기회가 더 많이 발생한다. 이러한 측면에서 주택 보유를 통한 자산가치의 상승은 기본적으로 지역별 주택가격의 편차와 밀접한 관련이 있다고 볼 수 있다.

본 연구에서 주목하는 자산 불평등에 대한 논의는 Piketty 이

후 중요하게 다뤄져 왔다(오민준, 2020). Piketty(2014)는 자본소득에 의한 자산 형성이 노동소득에 의한 자산 형성보다 빨라질 수 있고, 경제성장률(economic growth rate)보다 자본수익률(rate of return on capital)이 높음을 실증한 바 있다. 이후 많은 학자가 '자본수익률의 지속적인 상승'이 자산 격차를 유발하고 있음을 지적해 왔다. Zucman(2019)은 1987~2017년의 기간 동안 주요 선진국의 자산 불평등 현황을 살펴보았는데, 1987년 중국, 유럽, 미국 3개국의 자산 상위계층 1%가 전체 자산 중 차지하는 비중이 1987년 28%에서 2017년 33%로 확대된 것으로 밝혀졌다. 국내에서는 1998년 외환위기 이후 부동산가격이 급격하게 상승하고, 자산 격차가 커지면서 자산 불평등에 관한 논의가 활발하게 이뤄지기 시작했다(정다운 외, 2019). 우리나라의 경우 OECD 국가 중에서도 재분배율이 낮고, 부동산자산에 기인하는 자산 격차가 발생한다는 특징이 있다(Shin, 2020).

부동산자산이 자산 격차 확대를 유발한다는 점은 다수의 문헌에서 일관되게 밝혀져 왔다(Di et al., 2007; Kaas et al., 2019). 부동산자산 중에서도 거주 주택자산은 높은 비중을 차지하며, 주택 보유는 가계의 자산 축적에 중요한 수단으로 알려져 있다. 이러한 측면에서 자산 격차에 관한 기존 연구는 주택 보유 여부가 자산 격차를 유발하는 결정적인 요인임을 강조해 왔다(Alik-Lagrange and Schmidt, 2015; Cowell et al., 2018; Kaas et al., 2019). 유럽의 국가 간 순자산 수준 차이에 대한 Mathä et al.(2017)의 연구에서도 주택가격의 변동과 자가점유율이 순자산에 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 다수의 국내 문헌에서도 주택 보유 여부가 가구의 자산 격차를 유발하는 주요 요인임을 강조하고 있다(전병유·정준호, 2017; 장영은 외, 2017; 오민준, 2020). 전병유·정준호(2017)는 한국, 미국, 스페인의 자산 불평등 결정요인에 대한 실증분석을 수행하였는데, 한국의 경우 주택을 보유한 집단과 보유하지 않은 집단 간 순자산 불평등에 대한 기여도가 압도적으로 높게 나타나는 것으로 밝혀졌다. 이형찬 외(2020)는 가계금융복지조사, 주거실태조사를 활용하여 자산 원천별 총자산 불평등 기여도를 실증하였는데, 거주 주택자산의 불평등 기여도가 상대적으로 높은 것으로 확인되었다. 특히, 오민준(2020)은 주택 보유 여부가 자산 축적에 주요한 요인으로 작용하며, 부동산 상승기에는 자산 가격의 상승으로 인해 가계 간 자산 수준의 차이가 발생하고 있음을 강조한 바 있다.

한편, 자산의 축적 및 증대에서의 거주지역의 영향력을 강조한 연구도 다수 진행되어 왔다(Spilerman 2000; Munshi and Rosenzweig, 2016; Alba and Foner, 2017; Killewald et al., 2017) 관련 연구에서는 임금, 자산 등의 측면에서 경제적 기회가 상대적으로 많은 지역에서 거주하는 집단과 거주하지 않는 집단 간의 자산 규모의 차이가 발생하고 있음을 보고하고 있다. 국내 연구에서도 경제적 기회가 압도적으로 많은 수도권과 비수도권 거주자 간의 경제적 격차가 나타나는 것으로 밝혀져 왔다(강은

택·마강래, 2012; 강은택, 2014). 강은택(2014)은 비수도권을 권역별(강원권·충청권·호남권·대경권·동남권)로 구분하여, 수도권으로의 이동에 따른 경제적 효과(소득·순자산)에 대한 실증분석을 수행하였는데, 모든 권역에서 이동하지 않은 집단에 비해 이동한 사람들의 소득, 자산이 더 많고, 그 격차가 점차 확대되는 것으로 분석되었다.

특히 일부 연구는 '주택가격 상승에 따른 거주지역에서의 부동산 자산을 통한 자산 축적의 기회'가 이러한 자산 격차를 유발하는데 결정적인 수단으로 작용하고 있음을 강조하고 있다(Newman and Holupka, 2016; 최승문, 2019; 김지원·마강래, 2021). Newman and Holupka(2016)는 상대적으로 열악한 지역에 거주하는 흑인 가구의 경우, 백인 가구에 비해 주택 보유를 통한 자산 축적 효과가 덜 발생함을 실증하였다. 이에 대해 Newman and Holupka(2016)는 흑인 가구가 주택가격 상승률이 낮은 지역(lower quality areas)에서 주택을 보유하기 때문이라고 해석하였다. 국내에서도 유사한 경향이 보고되고 있는데, 최승문(2019)은 수도권을 중심으로 주택가격이 상승하면서, 수도권에서 부동산을 보유한 집단을 중심으로 자산 증식 속도가 가속화되고 있음을 지적한 바 있다. 김지원·마강래(2021)의 연구에서는 자산 축적에서의 수도권 거주 영향력이 통계적으로 유의하게 나타나며, 이러한 영향력이 유주택자에게 더욱 크게 나타나는 것으로 밝혀졌다. 이러한 논의는 지역별 주택가격의 편차가 큰 우리나라에서, 거주지역 및 주택 보유 여부가 자산 축적에 주요한 요인으로 작용하고 있음을 시사한다.

2. 자산 격차의 계층 간 차이에 관한 선행연구

한편, 자산 격차에 주목한 연구에서는 소득 및 자산 분위에 따른 계층 간 편차가 존재할 수 있음을 지적하고 있다(Burbidge, 2000; Di et al., 2007; Turner and Luea, 2009; 김준형·최막중, 2010; 김경아, 2015; 박현준·진창하, 2020; Wainer and Zabel, 2020; 강정구 외, 2023; 이주미, 2023). 관련 연구는 공통적으로 거주지역 또는 주택 보유 여부에 따른 자산 축적에는 계층 간 편차가 있음을 강조하고 있지만, 이들이 일치된 견해를 보이는 건 아니다.

먼저, 거주지역 및 주택 보유에 따른 자산 축적 효과가 고소득·고자산 등의 상대적으로 여유가 있는 상위계층일수록 더욱 크게 나타난다는 주장이 있다. 일반적으로 가구는 주택담보대출을 통해 주택을 구매하는데, 저소득·저자산 등 하위계층의 경우 높은 이자 비용을 부담하면서 주택을 보유하게 된다. 이때 이들 계층에게는 주택 보유를 통한 자산증식 효과를 기대하기 어렵다(Burbidge, 2000). 또한 하위계층의 경우 보유 주택이 노후화되었거나, 저(低)가 주택이기 때문에 주택가격 상승률이 낮고, 주택 소유로 인한 수익을 확보하는 데는 한계가 있다(Santiago et al.,

2010). Di et al.(2007)의 연구에서는 자가 보유기간이 길수록 순자산 증대 효과가 있는 것으로 밝혀졌는데, 이러한 영향력은 상대적으로 순자산이 적은 가구에서 더 낮게 나타나는 것으로 확인되었다. Turner and Luea(2009)는 소득계층별(중·저소득가구, 고소득가구) 주택 보유에 따른 자산 축적에 대한 실증분석을 수행하였는데, 중·저소득가구는 고소득가구에 비해 주택 보유를 통한 자산 축적의 이익이 더 적은 것으로 밝혀졌다. 실제 Schwartz(2009)는 하위계층의 경우 주택가격 변동에 취약하며, 주택가격 변동에 따른 자산 축적의 긍정적인 혜택을 기대하기 어렵다고 주장한 바 있다.

반면, 상위계층의 경우 자산 가격 상승률이 높을수록 주택 보유를 통해 더욱 많은 자산을 축적할 수 있으며, 이는 상위계층을 더욱 부유하게 만드는 기제로 작용하게 된다(오민준, 2020). 김준형·최막중(2010)은 거주지역(수도권·비수도권)을 통제하여, 자산 축적에서의 소득분위에 따른 차이를 실증한 바 있다. 해당 연구에서는 자산증식에서 수도권 거주 지역의 영향력이 통계적으로 유의하며, 상위 분위로 갈수록 영향력이 더욱 큰 것으로 나타났다. 이에 대해 김준형·최막중(2010)은 자가 소유기간이 동일할 경우, 지역 간 주택가격의 차이, 주택가격 상승률의 차이 등으로 인한 자가 보유가 자산 형성에 영향을 미칠 수 있다고 해석하였다. 강정구 외(2023)의 연구에서도 거주지역을 수도권, 비수도권, 광역시, 비수도권도 지역으로 구분한 후 이를 통제변수로 고려하여, 거주지역과 순자산 간의 영향력을 자산 분위에 따른 차이로 살펴 보았다. 비수도권 비대도시 지역에서 거주할 경우 수도권에 비해 자산이 줄어들고, 비수도권 거주로 인한 부정적인 영향이 자산 상위 분위에서 더 큰 것으로 밝혀졌다. 자산 격차를 유발하는 요인에 주목한 이주미(2023)는 자산 분위별 자산 수준 및 구성을 살펴 보았는데, 자산 하위 분위에 속할수록 전체 자산에서 금융자산이 높은 비중을 차지하며, 상위 분위에 속할수록 거주 주택 등의 실물자산이 높은 비중을 차지하는 것으로 확인되었다. 이에 대해 이주미(2023)는 고자산 분위에서 부동산 여건 및 시장 변화에 따른 자산 축적의 기회가 많이 발생할 수 있음을 주장한 바 있다. 특히 신광영(2006)은 부동산가격의 급격한 상승이 저소득층, 저자산 계층 등의 하위계층의 주택 보유를 더욱 어렵게 할 뿐만 아니라, 실질임금을 유발해 무주택자의 소득을 축소하는 기제로 작용할 수 있다고 주장하였다. 실제 서울을 중심으로 주택가격이 상승하고, 지역 간 주택가격의 편차로 인해 상위계층으로의 자산 쏠림 현상이 나타나고 있다는 주장도 다수 제기되고 있다(이성균 외, 2020; 이원재 외, 2021).

한편, 주택 보유나 거주지가 자산 격차에 미치는 영향에 소득 및 자산 분위에 따른 계층 간의 뚜렷한 차이가 없거나, 하위계층에게서 더욱 크게 발생한다는 주장도 일부 존재한다. 김준형·최막중(2010)의 연구에서는 소득 수준을 세 개로 층화(stratification)해, 자산증식에서의 주택 보유의 영향력을 추정하였는데,

모든 계층에서 자가 보유에 따른 자산 축적의 긍정적 효과가 나타나는 것으로 확인되었다. 박현준·진창하(2020)의 연구에서는 자산 중위계층(0.50), 상위계층(0.75)에 비해 하위계층(0.25)에 속할수록 수도권 거주 여부의 효과가 2배 이상인 것으로 밝혀졌다. 이에 대해 박현준·진창하(2020)는 수도권에서는 양질의 일자리, 부동산 등의 보유자산의 가치상승률 등이 높다는 점에서, 저자산 계층에서 수도권 거주 여부에 따른 자산 축적의 영향력이 더 강하게 나고 있다고 해석한 바 있다.

이상의 선행연구를 종합해 보면, 기존 문헌은 자산 축적에서 '소득 계층(혹은 자산 계층)'에 따라 거주지역의 영향력에 차이가 있음을 조명했다는 데 의의가 있지만, 이러한 영향력에 '주택 보유' 여부에 따른 차이를 검증하지는 못하였다. 이에 본 연구는 '자산 분위에 따른 차이'에 주목하여, 거주지역과 자산 축적의 상관성이 주택 보유 여부에 따라 차이가 있는지를 실증하고자 하였다.

III. 사용자료 및 분석 방법

1. 분석 데이터 및 분석 대상

본 연구의 실증분석에서는 한국노동연구원의 한국노동패널조사 25차(2022년) 자료를 활용하였다. 한국노동패널조사는 한국의 도시지역 내에 거주 중인 5,000가구 및 가구원을 대표하는 5,000가구에 거주 중인 모든 가구원의 패널 표본의 구성원을 대상으로 한다. 1998년 1차 조사된 이후, 현재까지 25차 조사 완료되었으며, 61.5%의 높은 표본 유지율을 보이고 있다.¹⁾ 이 자료는 가구용 자료, 개인용 자료로 구분되며, 가구용 자료는 가구원의 성별, 교육 수준, 가구원 수 등의 정보가, 가구원 자료에는 경제활동 상태(취업 여부 등), 직업, 소득 등 개인의 사회·경제적 정보가 포함되어 있다. 특히 이 조사에서는 거주 주택, 거주 주택 외 부동산 등 '부동산자산', 금융기관 부채, 비금융기관 부채 등 '부채', 주식이나 채권 등 '금융자산' 등, 가구 자산에 대한 구체적 정보가 포함되어 있다. 본 연구의 분석대상은 25차 조사(2022년)에 응답한 가구주(head of household) 10,623명이다. 실증분석에서는 해당 표본의 거주지 및 주택 보유 여부와 순자산 간의 상관성을 검증하고, 자산 분위에 따른 차이가 있는지를 살펴보고자 하였다.

2. 분석 방법

본 연구는 '분위수 회귀분석(Quantile Regression Analysis)'을 활용하여 거주지역 및 주택 보유와 자산 간의 상관성의 계층 간 차이를 검증하고자 하였다. Koenker and Bassett(1978)이 제시한 분위수 회귀분석은 설명변수가 종속변수에 미치는 영향력을 파악하기 위해 종속변수에 대한 조건부 분위(conditional quantile)를 통해 회귀모형을 만든 후, 각 분위수에서의 회귀계

수를 산출하는 통계적 기법이다. 일반적인 최소제곱법(Ordinary Least Squares Method) 회귀모형의 경우, 종속변수와 독립변수 간 평균적인 선형관계(linear relationship)를 확인할 수 있다. 하지만, 분위별로 독립변수가 종속변수에 미치는 영향력이 다를 경우, 회귀계수를 고정값으로 사용하는 OLS 분석만으로는 분위별로 상이한 영향력을 추정하는 데 어려움이 있다(이범용, 2021).

기존 문헌은 주로 최소자승법에 기반한 OLS 회귀모형을 활용하여, 가구의 자산에 미치는 영향 요인에 대해 실증해 왔다. OLS 회귀모형에서는 모든 자산 분위에서 거주지역 및 주택 보유가 자산 축적에 미치는 영향이 불변한다고 가정하지만, 실제 선행연구를 통해 확인한 바와 같이, 자산 계층에 따라 이러한 영향력이 상이할 수 있다. 이때 분위별로 표본을 구분해 별도의 회귀분석을 수행할 수 있지만, 충분한 표본을 확보하지 못할 수 있으며, 이는 선택편의(selection bias) 문제로 이어질 수 있다. 분위수 회귀분석은 특정된 조건부 분포의 분위에 대해 분석할 수 있으며, 비대칭적인 데이터의 분포를 확인하기에 매우 적합하다고 할 수 있다. 분위수 회귀모형을 추정하는 식은 식 (1)과 같다.

$$y_i = x_i' \beta_q + e_i \quad (1)$$

위의 수식(1)에서 x_i' 는 독립변수 y_i 는 종속변수, e_i 는 잔차 그리고 β_q 는 q 번째 분위에서 독립변수가 종속변수에 미치는 영향력을 의미한다. OLS가 평균(mean)을 중심으로 회귀식을 추정한다면, 분위수 회귀모형은 중위수(median)를 기준으로 회귀식을 추정한다. 보다 구체적으로, 중위보다 높은 위치나 낮은 위치에 대해 각각 가중치를 부여하여 절대잔차의 합을 최소화하는 모수를 추정하게 된다. 따라서 중위회귀모형(median regression)은 분위수회귀모형의 기본 모형이라고 볼 수 있다. 중위수에서 각각의 값들이 떨어진 정도에 따라 '가중치'가 부여된 다음의 식 (2)가 일반적으로 사용되고 있다.

$$\begin{aligned} Q(\beta_q) &= \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} q |y_i - x_i' \beta_q| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1-q) |y_i - x_i' \beta_q| \\ &= \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} q |e_i| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1-q) |e_i| \\ &\quad (\because y_i = x_i' \beta_q + e_i) \end{aligned} \quad (2)$$

위의 식 (2)에서는 목적함수(object function)인 $Q(\beta_q)$ 를 최소화하는 값을 도출하는데, 목적함수에서 분위(q)는 $0 < q < 1$ 사이의 값을 가진다. 만약 종속변수의 예측값 \geq 관측값일 경우 $(y_i - x_i' \beta_q), |y_i - x_i' \beta_q|$ 에 q 만큼 가중치를 부여하고, 반대로 예측값 \leq 관측값일 경우 $(1-q)$ 만큼 가중치를 부여하여 목적함수를 최소화하는 β_q 를 추정한다. 본 연구의 실증분석에서는 자산을 5개

의 그룹으로 나누어, 0.2, 0.4, 0.6, 0.8의 4개 분위수에서 수행한 회귀분석 결과를 통해 자산 축적에서의 거주지 및 주택 보유 여부의 영향력이 자산 분위에 따라 차이가 있는지를 검증하고자 하였다.

3. 변수구성

본 연구의 실증분석에서는 자산 분위에 따라 '거주지역'과 '주택 보유 여부'가 자산에 미치는 영향이 달리 나타나는지를 추정하였다. 실증분석에서는 자산에 영향을 미치는 것으로 알려진 여러 변수를 큰 틀에서 '개인 특성', '가구 특성', '경제적 특성'으로 구분하여 모형을 설계하였다. 실증분석에 사용한 변수와 기초통계량은 <표 1>과 같다.

먼저, 모형에서 사용한 종속변수는 실질적인 부를 나타내는 변수인 '순자산(net assets)'이다. 순자산은 부동산 자산(real estate assets), 금융자산(financial assets)을 합한 전체 자산(total assets)에서 부채(liabilities)를 제외한 값으로, 가구의 실질적인 부를 의미한다. 순자산은 25차까지 응답된 값의 평균을 활용하였으며, 각 시점의 순자산은 가장 최근 시점인 25차(2022년) 기준의 물가로 보정 후 분석에 사용하였다.²⁾ 순자산은 특정 시점에 응답된 값만을 활용하였지만, 가구의 자산변동을 통제함으로써, 전반적인 수준을 고려하였다. 실증분석에서는 로그(log)를 취한 로그 순자산을 사용하였는데, 이는 순자산이 가진 왜도를 낮추기 위함이다.³⁾

다음으로, '독립변수'는 기존 선행연구(Mathä et al., 2017; 박현준·진창하, 2020; 김지원·마강래, 2021; 강정구 외, 2023)를 참고하여, 자산에 영향을 미치는 요인으로 판단되는 변수들로 구성하였다. '개인 특성' 변수로는 성별, 연령, 연령제곱, 혼인상태, 교육 수준, 직업을, '가구 특성' 변수로는 가구원 수, 주거 유형, 주택 보유 여부, 거주 주택 외 부동산 보유 여부 등을 고려하였다. '경제적 특성' 변수에는 소득, 자산 등의 가구의 경제적 특성이 자산 보유에 영향을 미칠 수 있다는 것을 고려해 평균 근로소득, 평균 금융소득, 평균 부동산소득, 평균 사회수혜 소득, 전체 자산 대비 부채의 비율 등의 변수도 포함하였다.

마지막으로, 거주지역 변수는 수도권과 비수도권, 서울과 광역시, 도 지역 간의 '지역별 주택가격의 격차'로 인해 일부 계층으로의 자산 풀림 현상이 나타나고 있다는 점(반정호, 2008)을 고려해, '수도권 vs. 비수도권', '서울특별시 vs. 6대 광역시 vs. 기타도 지역'으로 구분하였다. 거주지와 자산 격차에 관한 기존 문헌(강은택, 2014; 박현준·진창하, 2020; 김지원·마강래, 2021)과 지역별 주택가격의 공간적 차별성에 관한 기존 문헌(이옥동·최정일, 2014; 신종협, 2018)에서는 주로 이와 같은 권역을 기준으로 활용하고 있는데, 본 연구에서는 이를 참고하였다. 특히 핵심변수의 경우, 분석모형에 '거주지역×주택 보유 여부'로 상호작용항

Table 1. Variables and basic statistics

Variables		Freq. (pct.)	Average	Min.	Max.			
Dependent variable	Net assets (Log)		12.25	0.00	13.39			
	<hr/>							
Independent variable	Gender	Female (0)	2,818(26.53)	-	-	-		
		Male (1)	7,805(73.47)	-	-	-		
	Age		59.14	19.00	101.00			
	Age (sq)		3,751.18	361.00	10,201.00			
	Marital status	No spouse (0)	3,827(36.03)	-	-	-		
		Spouse (1)	6,796(63.97)	-	-	-		
	Individual characteristics	Education level	Less than elementary school (ref.)	1,828(17.21)	-	-	-	
			Less than high school	4,575(43.07)	-	-	-	
			Less than college	1,295(12.19)	-	-	-	
			College graduate or higher	2,925(27.53)	-	-	-	
	Job technicians	Etc. (ref.)	6,329(59.58)	-	-	-		
		Agriculture, fisheries	574(5.40)	-	-	-		
		Service workers	1,106(10.41)	-	-	-		
		Office workers	1,027(9.67)	-	-	-		
	Household characteristics	Professionals & managers	Professionals & managers	1,587(14.94)	-	-	-	
			No. of family	No. of family	-	2.48	1.00	7.00
			Type of residence	Non-apartment (0)	5,039(47.43)	-	-	-
				Apartment (1)	5,584(52.57)	-	-	-
	Homeownership	Rent (0)	3,690(34.74)	-	-	-		
		Self-owned (1)	6,933(65.26)	-	-	-		
Real estate ownership status	Non-ownership (0)	8,672(81.63)	-	-	-			
	Ownership (1)	1,951(18.37)	-	-	-			
Economic characteristics	Labor income (Log)		6.77	0.00	10.03			
	Financial income (Log)		1.21	0.00	8.81			
	Real estate income (Log)		1.38	0.00	9.65			
	Social security benefit income (Log)		2.13	0.00	8.64			
	Real estate assets to total assets ratio (%)		0.84	0.00	1.00			
	Debt to total assets ratio (%)		1.42	0.00	6,122.62			
Residence of SMA	Non-SMA (0)	5,632(53.02)	-	-	-			
	SMA (1)	4,991(46.98)	-	-	-			
Residence of Seoul Metropolitan City	9 provinces area (ref.)	6,002(56.50)	-	-	-			
	6 metropolitan cities	2,692(25.34)	-	-	-			
	Seoul Metropolitan City	1,929(18.16)	-	-	-			
Interaction variable	SMA Residence × homeownership		-	-	-			
	9 provinces area × homeownership (ref.)		-	-	-			
	6 metropolitan cities × homeownership		-	-	-			
	Seoul Metropolitan City × homeownership		-	-	-			
Obs.		10,623						

변수를 포함하였다. 이를 통해 주택 보유 여부에 따라 '거주지역'과 '순자산' 간의 상관성에 차이가 있는지 검증하고자 하였다.

IV. 실증분석

1. 거주지역 및 주택 보유에 따른 순자산 차이

거주지역과 주택 보유에 따른 순자산 축적에 대한 분석에 앞서, 거주지역과 주택 보유에 따른 순자산 차이에 대한 기초분석을 수행하였다. 거주지역을 '수도권 vs. 비수도권', '서울특별시 vs. 6대 광역시 vs. 기타 도 지역'으로 구분하고, 주택 보유 여부(유주택 vs. 무주택)로 구분하여, 평균적인 순자산 규모를 살펴보았다.

먼저, 거주지역을 수도권과 비수도권으로 구분하고, 주택 보유 여부에 따른 순자산 규모의 평균값 차이를 확인하였다. <표 2>는 수도권 거주와 주택 보유가 순자산 축적에 강한 상관성이 있음을 보여준다. 비수도권 무주택자는 약 9천만 원으로 가장 적은 순자산을 보유하고 있는 반면, 가장 많은 순자산을 보유한 수도권 유주택자의 경우 약 3억 9천만 원으로 확인되었다. 비수도권 무주택자와 수도권 유주택자의 두 집단 간의 순자산 차이는 약 4배인 것으로 나타났다. 특히, 무주택자 중에서도 비수도권 거주자와 수도권 거주자 간의 순자산 차이는 약 1억 6천만 원으로 확인되었다. 마찬가지로 유주택자 중에서도 비수도권과 수도권 거주자 간의 약 2억 4천만 원의 순자산 차이를 보이는 것으로 밝혀졌다.

다음으로, 거주지역을 서울특별시, 6대 광역시, 기타 도 지역으로 구분하고, 주택 보유 여부에 따른 순자산 규모의 차이를 살펴 보았다. 아래의 <표 3>을 살펴보면, 가장 적은 순자산을 보유한 집단은 6대 광역시에 거주하는 무주택자로, 약 1억 원의 순자산을 보유하고 있는 것으로 나타났다. 반면, 가장 많은 순자산을 보유한 집단은 서울에 거주하는 유주택자로 약 5억 1천만 원의 순자산을 보유하고 있었다.

특히, 6개의 집단 중 평균 순자산을 가장 많이 보유하고 있는 집단이 서울에 거주하는 유주택자라는 사실은, 서울특별시와 같이 주택가격이 꾸준히 상승하는 지역에서의 거주 여부와 주택

Table 2. The difference in net assets based on residence and homeownership (non-SMA vs. SMA)

(unit: 10,000 won)

Category		Obs.	Average	Std. E
Residence in non-SMA	Non-homeowners	1,608	9,031.41	15,266.24
	Homeowners	2,082	15,554.91	24,717.11
Residence in SMA	Non-homeowners	4,024	25,989.56	26,218.77
	Homeowners	2,909	39,721.34	35,984.50

Note: KLIPS (2022)

Table 3. The difference in net assets based on residence and homeownership (9 provinces vs. 6 metropolitan cities vs. Seoul Metropolitan City)

(unit 10,000 won)

Category		Obs.	Average	Std. E
Residence in 9 provinces	Non-homeowners	1,917	11,715.23	19,992.97
	Homeowners	4,085	28,799.55	29,400.57
Residence in 6 metropolitan cities	Non-homeowners	827	10,323.47	14,351.23
	Homeowners	1,865	27,883.16	22,652.64
Residence in Seoul Metropolitan City	Non-homeowners	946	16,820.52	27,715.82
	Homeowners	983	51,356.20	44,233.76

Note: KLIPS (2022)

보유 여부가 순자산 축적에 중요한 요인으로 작용하고 있음을 의미한다. 이러한 간략한 분석을 통해서도 지난 수십 년간 장기간에 걸쳐 주택가격의 지역별 편차가 발생하는 상황이 계층 간 자산 격차에 어느 정도의 영향을 미치고 있음을 유추해 볼 수 있다.

2. 거주지역 및 주택 보유 여부와 순자산 간의 상관성의 계층 간 차이 분석(수도권 vs. 비수도권)

본 연구는 거주지역 및 주택 보유 여부와 순자산의 상관성에 계층 간의 차이가 있는지에 초점을 두고 있다. 실증분석에서는 분위수 회귀모형을 활용해, 거주지역 및 주택 보유 여부와 순자산 간의 상관성이 자산 분위에 따라 달라지는지 검증하였다. 특히 거주지역의 경우, '수도권 vs. 비수도권', '서울특별시 vs. 6대 광역시 vs. 기타 도 지역'으로 구분하여, '거주지'와 '주택 보유 여부'의 상호작용항 변수를 모형에 포함하였다. 전체 분석 과정은 OLS 회귀모형과 분위수 회귀모형의 실증결과를 비교하여 제시하였다. 먼저, 거주지역을 수도권과 비수도권으로 구분하여 분석한 결과는 <표 4>와 같다.

<표 4>의 주요 결과를 살펴보면, 먼저, 개인 특성의 경우 OLS 회귀모형에서는 혼인상태, 초등학교 졸업 대비 고등학교 졸업, 2년제 대학 졸업, 4년제 대학 졸업 이상일 경우, 단순노무기타 및 무직 대비 농어업일 경우가 순자산 축적에 통계적으로 유의한 상관성이 있는 것으로 나타났다. 분위수 회귀모형에서는 모든 분위에서 혼인상태, 초등학교 졸업 대비 고등학교 졸업, 2년제 대학 졸업, 4년제 대학 졸업 이상일 경우가 순자산에 양의 상관성이 있는 것으로 밝혀졌다.

다음으로, 가구 특성과 경제적 특성에서는 OLS 회귀모형의 경우, 주거 유형이 아파트일 경우, 자가 보유할 경우, 거주 주택 외 부동산자산을 보유할 경우, 평균 근로소득, 평균 금융소득, 평균 부동산소득, 평균 사회수혜 소득, 전체 자산 대비 부동산자산의

Table 4. An analysis of the differences in the correlation between residence and homeownership and net assets across asset quantile (SMA vs. non-SMA)

Variables		<Model 1>			<Model 2>				
		OLS			Quantile regression				
		Coef.	Std.E	t-value	0.2	0.4	0.6	0.8	
Intercept		12.017***	0.022	552.580	12.078***	12.088***	12.093***	12.082***	
Individual characteristics	Gender	0.002	0.004	0.460	-0.001	0.002	0.004**	0.006**	
	Age	0.001	0.001	1.500	0.001**	0.000*	0.000	0.001*	
	Age (sq)	0.000	0.000	-1.050	0.000*	0.000	0.000	0.000	
	Marital status	0.019***	0.005	3.780	0.012***	0.013***	0.015***	0.018***	
	Education level (ref. Less than elementary school)	Less than high school	0.025***	0.005	5.130	0.007***	0.012***	0.019***	0.031***
		Less than college	0.035***	0.007	5.140	0.015***	0.020***	0.031***	0.043***
		College graduate or higher	0.058***	0.006	9.260	0.025***	0.036***	0.055***	0.080***
	Job (ref. Etc.)	Agriculture, Fisheries	0.038***	0.007	5.250	0.005	0.013***	0.024	0.046***
		Service workers	0.003	0.005	0.520	0.002	0.001	0.002	0.008***
		Office workers	0.008	0.006	1.360	0.009***	0.010***	0.006	0.014***
Professionals & managers		0.004	0.005	0.740	0.005**	0.007***	0.010	0.018***	
Family characteristics	No. of family	0.002	0.002	0.900	0.001	0.001	0.001	0.003**	
	Type of residence	0.014***	0.003	4.430	0.010***	0.010***	0.011***	0.009***	
	Homeownership	0.033***	0.005	6.790	0.023***	0.027***	0.032***	0.039***	
	Non-primary real estate ownership status	0.050***	0.004	11.540	0.025***	0.033***	0.047***	0.068***	
Economic characteristics	Labor income (Log)	-0.007***	0.001	-8.080	-0.002***	-0.003***	-0.005***	-0.007***	
	Financial income (Log)	0.018***	0.001	18.140	0.010***	0.011***	0.013***	0.018***	
	Real estate income (Log)	0.012***	0.001	16.630	0.006***	0.009***	0.011***	0.015***	
	Social security benefit income (Log)	-0.001*	0.001	-1.940	0.001*	0.001**	0.001**	0.000	
	Real estate assets to total assets ratio (%)	0.113***	0.010	11.430	0.028	0.032***	0.040***	0.052***	
	Debt to total assets ratio (%)	-0.000***	0.000	-7.040	0.000	0.000	0.000	0.000	
Residence of SMA		0.022***	0.005	4.210	0.006***	0.009***	0.012***	0.015***	
Residence of SMA × homeownership		0.040***	0.006	6.420	0.027***	0.039***	0.048***	0.064***	
Adj R-sq.					0.2357				
Obs.					10,623				

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

비율과 부채 비율의 경우 통계적 유의성을 보이고 있었다. 분위 수 회귀모형에서는 주거 유형이 아파트일 경우, 주택 보유 여부, 거주 주택 외의 부동산자산 보유 여부, 평균 근로소득, 평균 금융 소득, 평균 부동산소득 변수가 모든 분위에서 유의한 통계성을

보이며, 상위 분위일수록 그 상관성이 더욱 큰 것으로 나타났다. 특히 수도권 거주 여부 변수의 경우, OLS 회귀모형뿐만 아니라, 분위수 회귀모형에서도 모든 계층에서 통계적 유의성을 가지며, 상위 분위일수록 순자산에 더욱 강한 상관성을 보이고 있었

다. 이는 수도권 거주와 자산 축적 간의 상관성이 상위계층에게서 강하다는 점을 밝힌 선행연구(김준형·최막중, 2010; 강정구의, 2023)와도 일치한다.

마지막으로, 수도권 거주 여부와 주택 보유 여부의 상호작용 효과는 모든 분위에서 강한 통계적 유의성을 보이며, 특히 상위 분위로 갈수록 그 상관성이 더욱 커지는 것으로 확인되었다. 보다 구체적으로, 상호작용 변수의 추정계수는 1분위(0.2)에서는 0.027, 2분위(0.4)에서는 0.039, 3분위(0.6)에서는 0.048, 4분위(0.8)에서는 0.064로, 순자산 상위 분위에서 수도권 거주 여부와 주택 보유 여부와 순자산 축적의 상관성이 더 강하게 나타나고 있었다. 이러한 결과는 수도권에서의 주택가격 상승 속도가 상대적으로 빠른 상황에서, 수도권 거주 여부와 주택 보유 여부에 따라 자산의 편중 현상이 가속화될 수 있음을 지적한 선행연구(최승문, 2019; 이성근 외, 2020)의 주장을 뒷받침하는 실증적 근거가 될 수 있다. 특히, 최승문(2019)은 주택가격의 상승 속도에 지역 간 편차가 존재하는 상황에서, 특정 지역에서의 주택 보유 여부에 따른 자산 축적 가능성에 있어 차이가 나타날 수 있음을 주장한 바 있다. 이처럼 본 연구의 실증결과는 자산을 많이 보유할수록 수도권 거주 여부 및 주택 보유 여부와 순자산 축적 간의 상관성이 더 강하게 나타나고 있음을 보여주고 있다.

3. 거주지역 및 주택 보유 여부와 순자산 간의 상관성의 계층 간 차이 분석(서울특별시 vs. 6대 광역시 vs. 기타 도 지역)

이어지는 실증분석에서는 분위수 회귀모형을 통해 거주지역을 서울특별시, 6대 광역시, 기타 도 지역으로 구분하고, 거주지역 및 주택 보유 여부와 순자산 간의 상관성에 자산 분위에 따라 차이가 발생하고 있는지를 검증하고자 하였다. 분석 결과는 <표 5>와 같다.

<표 5>의 실증분석 결과를 살펴보면, OLS 회귀모형에서는 통제변수의 추정 결과가 첫 번째 실증분석 결과와 크게 뚜렷한 차이가 없는 것으로 확인되었다. OLS에서 개인 특성의 경우, 미혼 대비 기혼일 경우, 초등학교 졸업 대비 고등학교 졸업, 2년제 대학 졸업, 4년제 대학 졸업 이상일 경우, 단순노무기타 및 무직 대비 농어업일 경우 순자산에 양의 상관성을 가지는 것으로 나타났다. 분위수 회귀모형에서는 혼인, 교육, 직업의 경우 단순노무기타 및 무직 대비 사무직과 전문직 변수의 경우 모든 분위에서 상관성이 높은 것으로 나타났다. 가구 특성은 OLS회귀모형과 분위수 회귀모형 모두 아파트 거주자일 경우, 주택을 보유할 경우, 거주 주택 외 부동산자산을 보유할 경우, 순자산이 많은 것으로 확인되었으며, 상위 분위일수록 순자산과 더욱 강한 상관성을 보이고 있었다. 경제적 특성의 경우, OLS회귀모형은 모든 변수가 통계적 유의성을 보이는 것으로 나타났다. 분위수 회귀모형에서는 평균 금융소득, 평균 부동산소득은 높을수록 순자산에 양의 상관성

을 보이는 것으로 나타났으며, 특히 상위 분위에서 더욱 강한 상관성을 보이는 것으로 밝혀졌다.

특히 본 연구에서 주목하는 상호작용효과를 추정한 결과는, '6대 광역시 거주'와 '주택 보유 여부'의 상호작용 효과는 나타나지 않는 것으로 밝혀졌다. 이러한 이유는 6대 광역시 거주자와 기타 도 지역 거주자가 주택 보유 여부와 상관없이, 순자산 규모에 큰 차이가 없었기 때문으로 판단된다. 반면, '서울특별시 거주'와 '주택 보유 여부'의 상호작용 효과는 OLS 회귀모형, 분위수 회귀모형에서 모두 강한 통계적 유의성을 보였는데, 이는 서울특별시 거주와 순자산 간의 양의 상관성이 주택을 보유할 경우에 더욱 강하게 나타남을 의미한다. 특히, 분위수 회귀모형에서도 모든 분위에서 상호작용 효과가 나타나는 것으로 확인되었다.

보다 구체적으로, 분위수 회귀모형에서 '서울특별시 거주'와 '주택 보유 여부'의 상호작용 변수의 추정계수가 1분위(0.2)에서는 0.053, 2분위(0.4)에서는 0.067, 3분위(0.6)에서는 0.078, 4분위(0.8)에서는 0.101으로, 상위 분위로 갈수록 매우 커지는 양상을 보였다. 이는 서울특별시를 중심으로 주택가격이 급격하게 상승하는 상황에서, 고소득·고자산 등 일부 상위계층으로의 자산 편중 현상이 심화되고 있음을 지적한 이원재 외(2021)의 주장과 밀접한 관련이 있다. 이러한 실증결과는 향후에도 서울특별시와 기타 도 지역 간의 주택가격의 편차가 줄어들지 않는 한, 서울특별시 거주 여부와 주택 보유 여부에 따라 자산 계층 간의 격차가 더욱 심화될 수 있음을 시사하고 있다.

4. 거주지역 및 주택 보유와 순자산 축적 간의 비교

본 연구의 실증결과를 요약한 <그림 1>은 거주지역, 주택 보유 여부의 상호작용항 변수와 순자산 간의 상관성에 대한 분위수별 추정계수 변동을 시각화한 그래프를 나타낸다. 먼저, 수도권 거주 여부와 주택 보유 여부의 상호작용 효과는 0.2, 0.6, 0.8 분위에서 OLS 회귀분석의 추정치인 0.040의 95% 신뢰구간 속에 포함되지 않는 것으로 확인되었다. 이는 해당 분위에 속할 경우에는 수도권 거주와 주택 보유의 순자산에 대한 상관성이 평균적인 수준과 통계적으로 차이가 있다고 해석할 수 있다.

다음으로 서울특별시 거주 여부와 주택 보유 여부의 상호작용 효과의 경우에도 0.2, 0.6, 0.8 분위에서 OLS 회귀분석의 추정치인 0.065가 95% 신뢰구간 속에 포함되지 않는 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과는 순자산 축적에서 서울특별시에서의 거주 및 주택 보유 여부의 상관성이 하위 분위에 있는 집단에서는 평균적인 수준보다 더 낮은 반면, 상위 분위에 있는 집단에서는 평균적인 수준보다 더욱 높게 나타남을 의미한다. 즉, 순자산에 영향을 주는 여러 통제 요인을 고려한 상태에서, '수도권 거주', '서울특별시 거주'와 '주택 보유 여부'에 따라 일부 상위계층에게 자산 쏠림 현상이 심화될 수 있음을 시사한다.

Table 5. An analysis of the differences in the correlation between residence and homeownership and net assets across asset quantile (9 provinces area vs. 6 metropolitan cities vs. Seoul Metropolitan City)

Variables		<Model 1>			<Model 2>				
		OLS			Quantile regression				
		Coef.	Std.E	t-value	0.2	0.4	0.6	0.8	
Intercept		12.003***	0.022	551.810	12.090***	12.082***	12.086***	12.080***	
Individual characteristics	Gender	0.002	0.004	0.490	-0.001	0.003**	0.004**	0.004	
	Age	0.001*	0.001	1.960	0.000	0.001***	0.001**	0.001**	
	Age (sq)	0.000	0.000	-1.560	0.000	0.000**	0.000	0.000	
	Marital status	0.019***	0.005	3.940	0.012***	0.013***	0.017***	0.021***	
	Education level (ref. Less than high school)	Less than high school	0.025***	0.005	5.200	0.009***	0.013***	0.018***	0.029***
		Less than college	0.034***	0.007	4.940	0.016***	0.021***	0.027***	0.042***
		College graduate or higher	0.057***	0.006	9.180	0.025***	0.036***	0.051***	0.081***
	Job (ref.Etc.)	Agriculture, Fisheries	0.036***	0.007	4.910	0.003	0.011**	0.023***	0.053***
		Service workers	0.002	0.005	0.47	0.001	0.002	0.002	0.007*
		Office workers	0.008	0.006	1.460	0.009***	0.010***	0.009***	0.013***
	Professionals & managers	0.004	0.005	0.910	0.004**	0.008***	0.012***	0.019***	
Family characteristics	No. of family	0.001	0.002	0.740	0.000	0.001	0.001*	0.002	
	Type of residence	0.019***	0.003	5.900	0.011***	0.012***	0.016***	0.016***	
	Homeownership	0.042***	0.005	9.250	0.027***	0.032***	0.039***	0.048***	
	Non-primary real estate ownership status	0.047***	0.004	11.030	0.024***	0.032***	0.045***	0.064***	
Economic characteristics	Labor income (Log)	-0.007***	0.001	-7.720	-0.002***	-0.003***	-0.005***	-0.007***	
	Financial income (Log)	0.017***	0.001	16.970	0.009***	0.010***	0.012***	0.015***	
	Real estate income (Log)	0.012***	0.001	16.930	0.006***	0.009***	0.011***	0.016***	
	Social security benefit income (Log)	-0.002**	0.001	-2.320	0.000	0.001*	0.001*	0.000	
	Real estate assets to total assets ratio (%)	0.125***	0.010	12.910	0.026	0.037***	0.047***	0.063***	
	Debt to total assets ratio (%)	0.000***	0.000	-7.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
Residence (ref. 9 provinces area)	6 metropolitan cities	0.003	0.006	0.460	0.002	-0.003*	-0.004*	-0.007**	
	Seoul Metropolitan City	0.020***	0.006	3.400	0.006***	0.008***	0.011***	0.010**	
Residence × homeownership (ref. 9 provinces area × homeownership)	6 metropolitan cities × homeownership	-0.009	0.008	-1.140	0.005*	0.007***	0.004	0.001	
	Seoul Metropolitan City × homeownership	0.065***	0.008	8.150	0.053***	0.067***	0.078***	0.101***	
Adj R-sq.					0.2357				
Obs.					10,623				

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

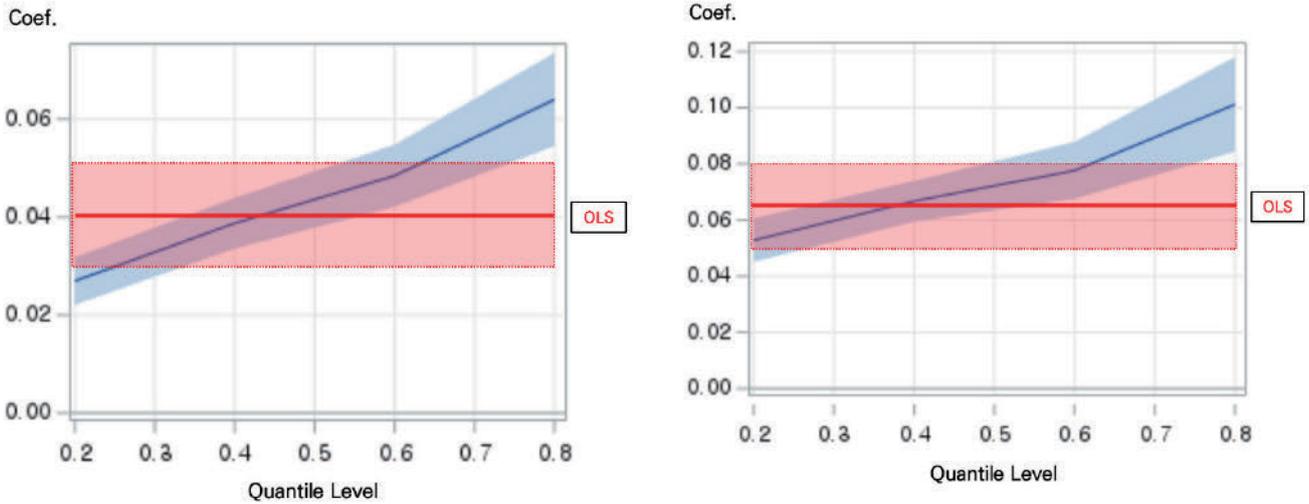


그림 1. 거주지역과 주택 보유 여부에 대한 상호작용항 변수의 분위수별 추정계수 그래프
 Figure 1. Quantile regression coefficients for residency and interaction term variables

Note: The red solid line and shaded area represent the OLS regression coefficient and its 95% confidence interval, respectively. The blue solid line and shaded area depict the quantile regression coefficients and their 95% confidence intervals. The graph compares OLS and quantile regression estimates for two interaction variables: (1) residency in the Seoul Metropolitan Area × homeownership (left) and (2) residency in Seoul Metropolitan City × homeownership (right)

V. 요약 및 결론

우리나라의 경우 주요 선진국에 비해 자산 불평등의 정도가 높은 수준이 아니지만, 부동산자산에 기인하는 자산 불평등으로 인한 상대적 박탈감이 크기 때문에 중요한 의미가 있다(이성균 외, 2020). 특히 서울특별시를 중심으로 주택가격이 장기간에 걸쳐 상승하고 있고, 지역 간 주택가격의 편차는 점차 커지고 있어, 거주지에 따른 자산 불평등에 관한 연구의 중요성이 커지고 있다. 이에 본 연구에서는 주택 보유에 따른 거주지역과 순자산의 상관성에 ‘자산을 많이 보유한 집단’과 ‘자산을 적게 보유한 집단’ 간 차이가 있는지를 검증하고자 하였다.

연구의 주요 결과는 다음과 같다. 먼저 거주지역을 수도권과 비수도권 지역으로 구분하고, 분위회귀분석을 수행한 결과, 모든 분위에서 수도권에 거주할 경우, 순자산에 양의 상관성을 가지며, 자산 상위분위로 갈수록 순자산과 수도권 거주 여부의 양의 상관성이 더욱 강한 양상을 보였다. 특히, ‘수도권 거주 여부×주택 보유 여부’의 상호작용 변수의 경우, 모든 분위에서 통계적으로 유의하게 나타났으며, 자산 분위가 높아질수록 그 상관성이 더욱 강한 것으로 밝혀졌다. 다음으로, 거주지역을 서울특별시, 6대 광역시, 기타 도 지역으로 구분하고, 분위회귀분석을 수행하였다. 서울특별시 거주 여부와 주택 보유 여부의 상호작용 효과 변수가 모든 분위에서 양의 상관성을 보이며, 자산 분위가 높아질수록 더욱 강한 상관성을 보였다. 특히, 0.4 분위를 제외한 모든 분위에서 OLS 회귀분석의 추정치와 통계적으로 차이가 있음을 확인할 수 있었는데, 이는 자산 계층에 따라 ‘서울특별시 거주 여부’와 ‘주택 보유 여부’와 순자산 축적 간의 상관성에 차이가 있을

을 의미한다. 이러한 실증결과는 수도권 거주자, 서울특별시 거주자에게는 주택 보유가 상위계층에게 자산 축적에 매우 유리한 상황으로 작용할 수 있으며, 최하위 계층의 경우 불리하게 작용할 수 있음을 시사한다.

본 연구는 자산 축적에서 ‘자산 계층’과 ‘거주지역’의 상관성을 살핌에 있어 ‘주택 보유’ 여부에 따른 차이가 있음을 밝혔다는 데 큰 의미가 있다. 이는 ‘어떤 지역에 거주하고 있는지’에서 나아가, ‘주택을 보유하고 있는지’에 따라 계층 간 격차가 발생하며, 주택 가격 상승에 따른 자산 격차로 인해 사회계층 간 갈등이 심화될 수 있음을 시사한다. 앞으로도 수도권으로의 인구 집중 현상이 심화된다면, 수도권(특히, 서울특별시)과 같이 ‘주택 수요가 높고, 주택가격이 꾸준히 상승하는 지역에서의 거주 여부’, ‘주택 보유 여부’가 자산 축적에 큰 영향을 줄 수 있으며, 특히 자산을 많이 보유한 고자산 계층에게 유리한 방향으로 작용할 수 가능성이 크다. 자산 격차가 커지면, 결과적으로 수도권으로의 인구 집중화 현상이 지속될 가능성이 크고, 자산 양극화를 완화하기 위해서는 궁극적으로 ‘지역 간 격차’ 문제를 완화하는 방향으로의 정책적 지원이 필요할 것으로 판단된다.

본 연구의 정책적 시사점은 다음과 같이 제시될 수 있다. 먼저, 자산 격차를 완화하기 위해서는 주택시장의 지역별 편차를 고려하는 방향으로의 정책적 노력이 필요하다. 특히 장기적인 관점에서 서울특별시 등을 중심으로 수도권 지역에서는 주택시장 안정화 정책이, 비수도권 지역에서는 주택시장 활성화 정책이 함께 추진될 필요가 있다. 다음으로, 비수도권 지역의 역량을 강화해, 지역 간 격차를 줄이는 다양한 지원책을 강구할 필요가 있다. 이와 관련해, 기존 문헌에서는 비수도권 지역에서도 지역 차원에서

순자산 불평등 격차를 완화할 수 있도록 소득 보장을 위한 노력이 필요하며, 비수도권 지역의 양질의 일자리 기반 조성 등이 필요함을 강조하고 있다(정준호, 2020; 김지원·마강래, 2021). 선행 연구에서 제시하는 여러 지역 균형발전 정책이 개인 간의 자산 격차를 완화하는 데 기여할 것으로 판단된다.

본 연구의 실증결과는 자산 격차 관련 분야의 정책을 다루는 데 중요한 증거자료로 활용될 수 있을 것이다. 반면 다음과 같은 연구의 한계도 있다. 가구의 자산은 장기간에 걸쳐 축적되는 만큼, 패널자료를 활용한 동태적인 변화에 대한 논의도 필요할 것이다. 또한 본 연구는 순자산에 초점을 맞추었지만, 부동산자산, 금융자산 등의 자산을 세분화하여 거주지역에 따른 자산 격차를 세분화할 필요가 있을 것으로 판단된다. 예를 들어, 부동산자산의 경우, 주택가격 상승에 따라 자산가치가 상승하기에, 지역별 자산 불평등 현상을 초래하는 중요한 기제로 작용할 수 있지만, 금융자산의 경우에는 다른 양상으로 나타날 수 있다. 따라서 보유 자산을 세분화하여, 거주지역의 영향력을 조명할 필요가 있을 것이다. 이는 향후 연구과제로 남긴다.

- 주1. 한국노동패널조사 자료는 표본의 대표성을 유지하기 위해 특정 주기마다 보충 표본을 추가하고, 탈락이라 누락으로 인해 특정 인구 특성이 과소·과대 대표되는 것을 방지하기 위해 표본의 실제 인구 구조에 맞춰 가중치를 적용하고 있어, 횡단면 분석 자료로도 대표성을 충분히 유지되도록 설계되어 있다.
- 주2. 소득, 자산 관련 변수의 경우, 한국노동패널조사에서는 1차(1998년) 조사 시점에 부동산과 금융자산, 부채 등의 항목에 대해 구체적인 조사가 되지 않았기 때문에, 2차(1999년)~25차(2022년) 자료를 활용하였다. 이때, 각 시점의 값은 2022년 기준의 소비자 물가지수(CPI)로 보정 후 사용하였다.
- 주3. 전체 자산보다 부채가 많은 경우, 순자산(전체 자산-총부채)이 음(-)의 값으로 나타나는데, 이때 로그로 치환이 불가하기에, 로그순자산을 종속변수로 둔 기존 연구(김지원·마강래, 2021; 강정구 외, 2023)를 참고하여 '순자산+최솟값+1'의 값으로 조정하고 로그를 취했다.

인용문헌
References

1. 강은택, 2014. “지역별 수도권으로의 인구이동 결과에 관한 연구”, 『대한부동산학회지』, 32(2): 35-46.
Kang, E.T., 2014. “A Study on the Results of Inter-regional Migration to the Seoul Metropolitan Area”, *Journal of Korea Real Estate Society*, 32(2): 35-46.
2. 강은택·마강래, 2012. “수도권으로의 이동에 따른 경제적 효과에 관한 연구”, 『국토계획』, 47(1): 33-43.
Kang, E.T. and Ma, K.R., 2012. “A Study on the Economic Effects of Migration to the Seoul Metropolitan Area”, *Journal of Korea Planning Association*, 47(1): 33-43.

3. 강정구·김지원·마강래, 2023. “자산의 세대 간 유사성에 관한 연구: 순자산과 부동산자산을 중심으로”, 『국토계획』, 58(1):119-132.
Kang, J.K., Kim, J.W., and Ma, K.R., 2023. “The Association of Wealth between Parents and Children : Focused on Net Worth and Real Estate Asset”, *Journal of Korea Planning Association*, 58(1): 119-132.
4. 김경아, 2015. “국내가구의 소득과 자산의 격차 발생 요인에 관한 연구 -인구학적 특성 및 지역 간의 비교분석을 중심으로-”, 『응용경제』, 17(1): 55-97.
Kim, K.A., 2015. “Research on Cause of Differential between Assets and Income of Domestic Households - Focusing on Comparison Analysis between Regions and Demographical Characteristics -”, *Korea Review of Applied Economics*, 17(1): 55-97.
5. 김준형·최막중, 2010. “소득계층별 자가소유의 자산증대 효과”, 『주택연구』, 18(1): 5-26.
Kim, J.H. and Choi, M.J., 2010. “An Effect of Homeownership on Wealth Accumulation by Income Strata”, *Housing Studies Review*, 18(1): 5-26.
6. 김지원·마강래, 2021. “거주지에 따른 자산 격차에 관한 연구”, 『대한부동산학회지』, 39(2): 5-28.
Kim, J.W. and Ma, K.R., 2021. “Regional Disparities in Household Wealth according to Home Ownership”, *Journal of Korea Real Estate Society*, 39(2): 5-28.
7. 박현준·진창하, 2020. “무조건부 분위회귀를 활용한 가구 순자산 규모에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 『부동산연구』, 30(3): 23-35.
Park, H.J. and Jin, C.H., 2020. “A Study on the Factors Affecting Net Wealth: Using Unconditional Quantile Regression”, *Korea Real Estate Review*, 30(3): 23-35.
8. 반정호, 2008. “중고령자 가구의 자산불평등 구조분석”, 『노동리뷰』, 40: 4-22.
Ban, J.H., 2008. “An Analysis of the Asset Inequality Structure among Middle-aged and Older Households”, *Monthly Labor Review*, 40: 4-22.
9. 신광영, 2006. “한국의 불평등구조와 추이”, 『민주사회와 정책연구』, 9: 48-70.
Shin, K.Y., 2006. “Inequality Structure and Trends in Korea”, *Democracy Society and Policy Studies*, 9: 48-70.
10. 신종협, 2018. “아파트가격의 지역 간 연관성 분석”, 『산업경제연구』, 31(5): 1905-1924.
Shin, J.H., 2018. “An Analysis on Interregional Relations of Apartment Prices”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 31(5): 1905-1924.
11. 오민준, 2020. 『자산 불평등에서 주택의 역할』, 세종: 국토연구원.
Oh, M.J., 2020. *The Role of Housing in Wealth Inequality*, Sejong: Korea Research Institute for Human Settlements.
12. 이범웅, 2021. “분위회귀분석을 이용한 부산시 공동주택 공시가격의 수직적 공평성에 관한 연구”, 『주거환경』, 19(2): 1-14.
Lee, B.M., 2021. “A Study on the Vertical Equity of the Assessed Value of Multi-family Housing Using Quantile Regression Analysis”, *Journal of the Residential Environment Institute of Korea*, 19(2): 1-14.

13. 이성균·신희주·김창환, 2020. “한국 사회 가구 소득과 자산의 불평등: 연구 성과와 과제”, 『경제와사회』, 127: 60-94.
Lee S.K., Lee H.S., and Kim C.H., 2020. “Inequality of the Household Income and Wealth in Korea: Research Outcome and Agenda”, *Economy and Society*, 127: 60-94.
14. 이옥동·최정일, 2014. “서울특별시와 6대 광역시의 주택가격 상승률 비교 분석”, 『경영컨설팅연구』, 14(2): 313-333.
Lee, O.D. and Choi, J.I., 2014. “Analysis of Increase Rate of Housing Prices of Seoul and Six Other Metropolitan Cities”, *Korean Management Consulting Review*, 14(2): 313-333.
15. 이원재·고동현·김민진, 2021. “부동산 자산 격차 현상: 대책이 필요하다”, 『시선집중GS&J』, 294: 1-12.
Lee, W.J., Ko, D.H., and Kim, M.J., 2021. “Real Estate Asset Gap: Countermeasures Are Needed”, *GS&J Focus*, 294: 1-12.
16. 이주미, 2023. “소득과 자산의 양극화 및 격차 실태와 정책적 함의”, 『보건복지포럼』, 316: 36-50.
Lee, J.M., 2023. “Polarization and Gaps in Income and Assets: Policy Implications”, *Health and Welfare Policy Forum*, 316: 36-50.
17. 이중희, 1997. 『주택경제론』, 서울: 박영사.
Lee, J.H., 1997. *Housing Economics*, Seoul: PARKYOUNG Publishing&Company.
18. 이형찬·송하승·오민준·김지혜·최수, 2020. 『사회통합을 위한 부동산자산의 불평등 완화방안 연구』, 세종: 국토연구원.
Lee, H.C., Song, H.S., Oh, M.J., Kim, J.H., and Choi, S., 2020. *Policies to Reduce Inequalities in Real Estate Assets for Social Cohesion*, Sejong: Korea Research Institute for Human Settlements.
19. 장영은·이강용·정준호, 2017. “부동산자산과 금융자산의 불평등 요인에 관한 연구”, 『부동산학보』, 69: 87-101.
Chang Y.E., Lee, K.Y., and Jeong, J.H., 2017. “The Effects on Inequality of Real Estate Assets and Financial Assets”, *Korea Real Estate Academy Review*, 69: 87-101.
20. 전병유·정준호, 2017. “국가 간 비교 관점에서 본 한국의 자산불평등 -한국, 미국, 스페인 주택자산의 불평등 효과를 중심으로-”, 『국토지리학회지』, 51(2): 149-164.
Cheon, B.Y. and Jeong, J.H., 2017. “Korea’s Wealth Inequality Structure from an International Perspective - Comparing with Wealth Inequalities in Korea, USA and Spain”, *The Geographical Journal of Korea*, 51(2): 149-164.
21. 정다운·강동익·최승문, 2019. 『자산 격차 발생요인 분석 및 완화방안 연구』, 세종: 한국조세재정연구원.
Jung, D.W., Kang, D.I., and Choi, S.M., 2019. *Wealth inequality in Korea: Causes and Potential Responses*, Sejong: Korea Institute of Public Finance.
22. 정준호, 2020. “연령, 시간, 코호트효과를 고려한 소득 불평등: 수도권과 비수도권 간 비교”, 『한국경제지리학회지』, 23(2): 166-181.
Jeong, J.H., 2020. “Income Inequality Decomposed by Age, Period and Cohort Effects: A Comparison of the Capital and Non-Capital Regions”, *Journal of Economic Geographical Society of Korea*, 23(2): 166-181.
23. 최승문, 2019. “부동산 보유세의 주요 쟁점”, 『지방세포럼』, 45: 4-26.
Choi, S.M., 2019. “Key Issues of Property Holding Tax”, *Korea Institute of Local Finance*, 45: 4-26.
24. 통계청, 2023. 『2023년 가계금융복지조사 결과』, 대전. Statistics Korea, 2023. *2023 Household Finances and Welfare Survey*, Daejeon.
25. Alba, R. and Foner, N., 2017. “Immigration and the Geography of Polarization”, *City & Community*, 16(3): 239-243.
26. Alik-Lagrange, A. and Schmidt, T., 2015. “The Pattern of Home Ownership across Cohorts and Its Impact on the Net Wealth Distribution: Empirical Evidence from Germany and the US”, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, 11/2015: 1-23.
27. Burbidge, A., 2000. “Capital Gains, Homeownership and Economic Inequality”, *Housing Studies*, 15(2): 259-280.
28. Cowell, F., Karagiannaki, E., and Mcknight, A., 2018. “Accounting for Cross-Country Differences in Wealth Inequality”, *Review of Income and Wealth*, 64(2): 332-356.
29. Di, Z. X., Belsky, E., and X. Liu., 2007. “Do Homeowners Achieve More Household Wealth in The Long Run?”, *Journal of Housing Economics*, 16(3-4): 274-290.
30. Kaas, L., Kocharkov, G., and Preugschat, E., 2019. “Wealth inequality and homeownership in Europe”, *Annals of Economics and Statistics*, 136: 27-54.
31. Koenker R. and Bassett G., 1978. “Regression Quantiles”, *Econometrica*, 46(1): 33-50.
32. Killewald, A., Pfeffer, F.T., and Schachner, J.N., 2017. “Wealth Inequality and Accumulation”, *Annual Review of Sociology*, 43: 379-404.
33. Mathä, T.Y., Porpiglia, A., and Ziegelmeyer, M., 2017. “The household wealth in Euro Area: The Importance of Inter-generational Transfer Homeownership and House Price Dynamics”, *Journal of Housing Economics*, 35: 1-12.
34. Munshi, K. and Rosenzweig, M., 2016. “Networks and Mis-allocation: Insurance, Migration, and the Rural-urban Wage Gap”, *American Economic Review*, 106(1): 46-98.
35. Newman, S. and Holupka, C.S., 2016. “Housing Affordability and Children’s Cognitive Achievement”, *Health Affairs*, 35(11): 2092-2099.
36. Piketty, T., 2014. *Capital in the Twenty-first Century*, Cambridge, MA: Belknap Press of Harvard University Press.
37. Santiago, A.M., Galster, G.C., Santiago-San Roman, A.H., Tucker, C.M., Kaiser, A.A., and Grace, R.A., 2010. “Foreclosing on the American Dream? The Financial Consequences of Low-income Homeownership”, *Housing Policy Debate*, 20(4): 707-742.
38. Schwartz, H.M., 2009. *Subprime Nation American Power, Global Capital, and the Housing Bubble*, NY: Cornell University Press.
39. Shin, K.Y., 2020. “A New Approach to Social Inequality: Inequality of Income and Wealth in South Korea”, *The Journal of Chinese Sociology*, 7(17): 1-15.
40. Spilerman, S., 2000. “Wealth and Stratification Processes”, *Annual Review of Sociology*, 26: 497-524.

- 41. Turner, T.M. and Luea, H., 2009. "Homeownership, Wealth Accumulation and Income Status," *Journal of Housing Economics*, 18(2): 104-114.
- 42. Wainer, A. and Zabel, J., 2020 "Homeownership and Wealth Accumulation for Low-income Households", *Journal of Housing Economics*, 47: 101624.
- 43. Zucman, G., 2019. "Global Wealth Inequality", *Annual Review of Economics*, 11: 109-138.

Date Received 2024-05-27
Reviewed(1st) 2024-08-06
Date Revised 2024-09-25
Reviewed(2nd) 2024-10-18
Date Revised 2024-11-14
Reviewed(3rd) 2024-12-09
Date Accepted 2024-12-09
Final Received 2024-12-19