

# The Impact of Housing Prices on Household Consumption in Korea: An Instrumental Variables Approach\*

Junseong Bae †

**Abstract** This study examines the impact of rising housing prices on household consumption in Korea. Because housing prices and consumption are potentially endogenous, the analysis employs housing characteristics as instrumental variables for housing prices. The construction of a high-speed rail station could stimulate travel-related consumption and increase housing values due to improved accessibility. The result from the IV estimation indicates that a 10% increase in housing prices raises household consumption by 1.06%. The study explores heterogeneity across housing prices, income levels, and household debt status. The response of consumption gradually diminishes as housing prices or income levels increase. Furthermore, households owning very expensive houses exhibit declines in consumption. These declines may have negative effects on the local economy. These findings are expected to have important implications for real estate policies.

**Keywords** Housing prices, consumption, endogeneity, instrumental variables, survey on residential conditions.

**JEL Classification** C31, C36, E01, E21, E31.

---

\*This paper is a revised and extended version of the author's master's thesis submitted to the Department of Economics at Yonsei University in 2026. I would like to thank the reviewers for their valuable comments. The views expressed are those of the author and do not necessarily reflect the official views of Bank of Korea, which the author has worked at.

†Department of Economics, Yonsei University, 50 Yonsei-ro Seodaemun-gu, Seoul, Republic of Korea 03722. E-mail: bae.js85@yonsei.ac.kr.

## 한국의 주택가격이 가계의 소비에 미치는 영향 : 도구변수 방법론을 이용하여\*

배준성<sup>†</sup>

**Abstract** 본 연구에서는 한국의 주택가격 상승이 가계소비에 미치는 영향을 실증적으로 규명하였다. 주택가격과 가계소비 간에는 내생성이 존재한다. 가령 현재 거주 중인 주택 주변에 고속철도가 들어서면, 교통·여객 관련 소비도 늘지만 주택의 접근성도 좋아져 주택가격도 상승한다. 내생성 문제를 해결하기 위해 주택가격에 대한 도구변수로 주택의 연식, 침실 수 등 주택특성을 활용하였다. 도구변수를 이용한 실증분석 결과, 면적(m<sup>2</sup>)당 주택가격이 10% 상승하면 가계의 월평균 소비(주거관리비 제외)는 1.06% 증가하는 것으로 나타났다. 주택가격별, 가계의 소득 수준별로도 주택가격 변화에 따른 가계소비의 반응을 살펴보았다. 주택가격이 비쌀수록, 소득 수준이 높을수록 가계소비에 대한 반응은 점차 줄어들었다. 주택가격이 특히 높은 경우에는 가계소비가 오히려 축소되는 모습도 확인하였다. 이는 고가주택 밀집 지역의 주택가격이 오르면 가계소비의 축소로 지역경제가 위축될 수 있음을 의미한다. 본 연구의 결과가 향후 정부 및 지자체의 부동산 정책 수립 과정에서 큰 시사점을 제시할 것으로 기대한다.

**Keywords** 주택가격, 가계소비, 주거실태조사, 내생성, 도구변수.

**JEL Classification** C31, C36, E01, E21, E31.

---

\*이 논문은 배준성의 연세대학교 2026년 경제학과 석사학위 논문을 수정, 보완한 것으로 저자가 소속된 한국은행의 공식 견해와는 무관함을 밝힙니다. 유익한 조언을 주신 연세대 박광용 교수님과 두 분의 익명 심사위원에게 감사의 인사를 드립니다.

<sup>†</sup>연세대학교 경제학부, 서울특별시 서대문구 연세로 50 03722. E-mail: bae.js85@yonsei.ac.kr.

## 1. 들어가며

한국의 주택 가격은 글로벌 금융위기 등 일부 기간을 제외하고는 대체적으로 상승하였다. 주택가격 상승이 가계소비에 미치는 영향은 주택소유 여부에 달리 나타났던 것으로 보인다. 주택을 소유한 가구는 주택가격 상승으로 가계의 부(富)가 늘어 가계소비가 확대되었을 것이다. 그러나 차입을 통해 주택을 구입했던 경우라면 향후 갚아야 할 재원 마련을 위해 소비가 제약되었을 수 있다. 반면, 주택구입을 희망하는 가구는 주택가격 상승이 소비를 위축시켰을 것이다. 특히 여유자금이 부족한 가구에는 차입을 이용하기 때문에 소비가 더욱 위축되었을 것으로 생각한다.

본 연구에서는 주택가격의 변화가 가계의 소비에 미치는 영향을 알아보고자 한다. 그러나 주택가격과 가계소비 간에는 접근성, 치안, 주거환경 등 제3의 요인이 동시에 영향을 미친다. 현재 거주 중인 주택 근처에 고속철도역이 들어선다면 교통 및 여객 관련 소비가 늘지만 주택에 대한 접근성도 높아져 주택가격도 상승한다. 또한 집 주변에 대규모 공원이 조성되면 여가 및 스포츠 관련 소비가 확대되지만 주거 환경과 관련된 후생이 증대하여 주택가격 또한 올라간다. 이러한 내생성 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 도구변수 방법론을 적용하려고 한다. 이에 그간 주택과 가계소비 간의 내생성을 다른 선행연구들을 살펴보며 내생성을 어떻게 해결하고자 했는지를 살펴보고자 한다.

아울러 주택가격의 수준, 가계의 소득 수준, 부채의 유무에 따라서도 주택가격의 변화에 대한 가계소비의 반응도 달리 나타날 것으로 보였다. 주택소유한 사람들은 주택가격이 상승하면 가계소비를 쉽게 늘릴 것이다. 하지만 고가주택을 소유한 가구는 그 반응이 다소 달라질 것으로 예상되었다. 고가주택은 환금하기가 쉽지 않은 데다, 이자비용 및 주택 보유세와 같은 비소비지출 증가 등의 영향이 있기 때문이다. 본 연구에서는 가구별 이질적인 조건에 따른 변화도 살펴보고자 한다. 본격적인 연구에 앞서, 그간의 선행연구에서 주택가격 수준 및 가계의 소득수준 등 이질적인 조건 변화에 따른 가계소비의 반응이 어떠한지도 살펴보고자 하겠다.

### 1.1. 주택가격이 가계소비에 미치는 경로

그간의 선행연구는 주택가격이 가계소비에 미치는 경로에 주목하였다. 학계에서는 주택가격에 대한 가계소비의 반응에 대해 크게 세 가지 가설을 꼽았던 것으로 보인다. 첫 번째 가설은 주택자산효과(housing wealth effect) 가설이다. 주택을 계속 보유(long position)할 예정인 가구는 주택가격이 상승하면 보유자산의 가치가 늘어나기에 가계의 소비를 늘린다. 두 번째 가설은 차입제한

(borrowing constraint) 완화 가설이다. 주택담보대출이 있는 경우에는 주택가격이 상승하면 대출의 담보가치가 늘어난다. 담보가치 상승으로 추가 차입이 가능해짐에 가계소비를 확대할 여력이 생긴다. 마지막 가설은 거시경제적 공통요인 가설이다. 해당 가설을 주장하는 학자들은 주택가격과 가계소비는 직접적인 인과관계가 없다고 보았다. 오히려 두 변수에 미치는 공통적인 요인이 중요하다고 보았다.

## 1.2. 주택가격과 가계소비 간의 내생성을 다룬 연구

주택가격이 가계소비에 미치는 경로에 대한 세 번째 가설인 거시경제적 공통요인 가설은 주택가격과 가계소비 간의 내생성에 기반을 둔 가설이다. 그러나 이 가설은 실증적으로는 성립하지 못했던 것으로 보인다. 박철범 (2019)은 주택가격이 가계소비에 미치는 경로에 대한 상기 세 가지 가설이 실증적으로 성립하는지를 살펴보았다. 한국노동패널조사의 미시데이터를 활용한 실증분석 결과, 주택자산효과 가설과 차입계약 완화 가설은 실증적으로 설명되었으나 거시경제적 공통요인 가설은 그렇지 않았다.

그러나 주택가격과 가계소비에 동시에 영향을 미치는 내생성은 분명 존재한다. 특정 지역에 지하철역이 신설되면 그 지역 주민들의 교통시설 관련 소비가 늘어난다. 동시에 해당 지역의 접근성이 향상되어 그 지역의 주택수요가 늘고, 늘어난 주택수요로 인해 주택가격이 오를 수 있다. 내생성 해결을 위해 그간의 선행연구에서는 여러 가지의 도구변수 방법론을 도입하였다.

조갑제 (2016) 등 주택가격과 가계소비에 대한 대부분의 시계열 분석에서는 현재 시점의 주택가격에 대하여 인접한 과거 시점의 주택가격을 도구변수로 활용하였다. 현 시점의 주택가격과 가계소비 간에는 내생성이 존재하기 때문이다. 이를 해결하기 위해 1년 또는 2년 전의 주택가격을 도구변수로 두었다. 이후, 주택가치의 변화가 향후 소비를 어떻게 변화시키는지에 대해 VAR 등을 활용하여 충격반응을 관찰하였다. 그러나 지하철역 또는 랜드마크 건설 등 충격에 대한 반응 시계가 비교적 긴 경우에는 인접 시점의 주택가격을 이용해도 내생성이 완전히 제거되지 않는 문제가 여전히 남아있다.

Mian, Rao and Sufi (2013)는 지역 간 이질성에 주목하였다. 각 지역의 주택가격과 가계소비를 계산하고, 각 지역별 주택공급의 가격 탄력성을 도출한 뒤 이들의 차이를 구하였다. 그리고 지역별 주택공급의 가격탄력성을 도구변수로 두고 지역별 주택가격의 차이에 대한 지역별 가계소비 차이에 대한 반응을 살폈다. 그러나 이 경우에도 기준금리, 환율 등 거시지표가 변화하면 지역에 관계없이 주택공급의 탄력성에 영향을 미칠 수 있기에 내생성 문제를 완전히 제거하기는 어려웠다.

한편 Graham and Makridis (2023)는 지금까지와는 다른 방식으로 도구변수 방법론을 적용하였다. 주택의 연식, 침실 수, 화장실 및 욕실 개수 등 주택 특성을 주택가격에 대한 도구변수로 도입하여 내생성 문제를 해결하고자 하였다. 주택특성은 주택가격과 직접적으로 연관이 있지만 가계소비에 미치는 영향은 적다. 특정 지역에 지하철역이 신설되면 가계소비에는 분명 영향이 있다. 그러나 지하철역 신설이 해당 지역에 소재한 주택의 특성을 변화시키지는 못한다. 금리, 환율 등 거시경제적 요인이 변하더라도 그 지역의 주택특성에는 영향이 거의 없다. 저자들은 이 성질에 주목하여 주택특성을 도구변수로 활용하였으며, 미국 내 미시데이터를 이용하여 실증적으로도 유효함을 보였다. 아울러 저자들은 연령별, 차입 여력별, 경기순환별로도 가계소비의 이질적 반응도 살펴보았다. 그러나 주택가격 수준별, 가구의 소득 수준별 분석 등 주택자산효과(housing wealth effect) 등에 대한 분석은 미비했다.

### 1.3. 가계의 이질적 조건에 따른 가계소비 반응을 다룬 연구

주택자산효과(housing wealth effect) 및 차입제약(borrowing constraint) 완화 가설과 관련하여 국내외 연구에서는 주택가격 수준, 차입 여력 등 가계의 이질적인 조건에 따라 주택가격에 대한 가계소비의 반응이 어떻게 달라지는지를 다루었다. Berger, Guerrieri, Lorenzoni and Vavra (2018)는 주택을 소유한 가구 또는 차입 여력이 충분한 가구는 주택가격이 상승할 때 가계소비가 증가함을 이론적인 방법을 이용하여 제시하였다. 저자들은 주택가격 변화에 대한 가계소비의 이론적인 반응을 “MPC(한계소비성향)과 주택 가치의 곱”으로 정리하였다. 해당 연구에서는 가계의 소득수준별로도 가계소비의 반응을 확인하였다. 저소득층은 가계소비에 대한 반응이 거의 없었던 반면 중산층은 비교적 민감하게 반응했다. 고소득층은 한계소비성향 자체가 낮아서 반응의 크기가 작았다.

이준희·송준혁 (2024)은 무한기간 이질적 가계 모형(저축자, 차입자)을 도입하여 주택가격에 대한 가계소비의 탄력성을 이론적인 방법으로 도출하였다. 아울러 가계의 소득수준과 주택가치 분위에 따른 변화도 살펴보았다. 이론적 방법을 이용하여 가계소비의 탄력성을 계산하였을 때 가계의 소득수준이 높아질수록, 주택가치 분위가 커질수록 탄력성의 크기가 점차 줄어들었다. 저자들은 Berger, Guerrieri, Lorenzoni and Vavra (2018)의 탄력성 근사공식을 이용한 결과도 함께 살펴보았다. 탄력성 근사공식으로 계산한 결과 가계의 소득수준이 높아질수록 가계소비 탄력성은 점차 줄었으나, 주택가치 분위가 커지는 경우에는 오히려 늘어나는 결과가 나타났다.

최요철·김은영 (2007)은 가계소비조사 및 국부통계조사(1988~2006)를 활용하여 가계가 보유한 자산(주식, 주택 등)의 가치 변동이 가계소비에 미치는 영향을 살펴보았다. 저자들은 소득계층별로도 가계소비의 자산효과가 어떤지도 비교하였다. 이 과정에서 가계의 자산이 실물자산에 편중되면 중·저소득 계층의 가구에 과도한 부채부담을 야기할 가능성이 있음을 보였고, 경제정책 수립 과정에서 이에 유의할 필요가 있다고 언급하였다.

#### 1.4. 연구 방향

주택가격과 가계소비 간에는 내생성 문제가 있다. 따라서 주택가격이 소비에 미치는 경로를 살필 때 거시경제적 공통요인 경로를 완전히 배제할 수는 없다. 그러나 Graham and Makridis (2023)의 주택특성을 주택가격에 대한 도구변수로 활용한다면 내생성 문제를 어느 정도 해결할 수 있을 것으로 보인다. 아직 한국에서는 주택가격 변화에 따른 가계소비 반응을 다룬 연구에서 주택특성을 도구변수로 활용한 경우는 없었다. 따라서 본 연구에서는 국내 최초로 주택특성을 도구변수로 두고 국내의 주택가격 변화가 가계소비에 어떤 영향을 미치는지를 규명해 보았다.

그리고 Graham and Makridis (2023)에서는 확인하기 어려웠던 주택자산 효과(housing wealth effect) 및 차입제약(borrowing constraint) 완화 가설에 대해서도 검증해보고자 한다. 이를 위해 주택가격 수준별, 가계의 소득 수준별, 가계부채 유무별로도 주택가격에 대한 가계소비의 반응을 살펴보았다. 실증적인 확인을 위해 본 연구에서는 국토교통부가 매년 실시하는 주거실태조사의 마이크로데이터를 활용하였다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 주거실태조사 자료 등 사용된 데이터가 무엇이고 어떤 특성을 지녔는지에 대해 설명하였다. 3장에서는 도구변수 방법론의 적용 방식과 모형 설정 방식을 기술하였다. 4장에서는 실증분석 결과와 함께 가계의 이질적인 조건에 따른 가계소비의 반응을 살펴보았다. 마지막으로 5장에서는 본 연구의 결론을 제시하면서 정책적인 시사점도 함께 짚어 보았다.

## 2. Data

### 2.1. 주거실태조사

국토교통부는 한국의 주거실태를 명확히 파악하고 효과적인 주택정책 및 주거복지정책 수립을 위하여 매년 주거실태조사를 실시하고 있다. 주거실태

조사 자료에는 본고의 주요 관심 대상인 주택가격, 가계소비, 주택특성 관련된 정보가 가구별로 수록되어 있다. 특히 주택특성과 관련하여 다양한 정보가 포함되어 있다. 주택의 연식, 침실 수, 화장실 및 욕실 사용 현황, 거실 수, 식당 수, 상하수도 시설, 난방 및 취사현황 등 다양한 주택특성을 확인할 수 있다. 아울러 각 가구와 관련된 정보(가구주 연령, 가족 구성, 가구주의 직업 등)뿐만 아니라 보유 중인 자산, 부채, 연평균 월간 소비 및 소득 수준 등 가구별 재무상태와 관련된 정보도 식별할 수 있다.

그러나 최근 강화된 개인정보 보호 조치로 인해 일부 자료를 직접적으로 확인할 수 없었다. 예를 들어, 2018년 이후 수록된 자료에서는 각 가구를 식별할 수 있는 ID 정보가 원천적으로 삭제되었다. 그리고 동 자료가 표본조사이기 때문에 부재 및 응답 거절 등으로 인한 결측이 있어서 연도별 가구 매칭(matching)이 어려웠다. 때문에 가구별 주택가격과 가계소비 자료에서 시계열 구축이 불가능했다. 따라서 자료를 패널(panel) 형식으로 구축하는 것은 원천적으로 불가능했다. 또한 거주지 관련 정보도 개인정보 보호 조치로 인해 일부 제약이 생겼다. 각 가구의 소재지에 대해 17개 광역 시도 수준까지는 식별이 가능했지만, 시·군·구 수준의 세부 주소는 확인할 길이 없었다. 따라서 경기도 북부와 남부의 가계소비 반응 차이, 서울시 강북지역과 강남지역의 소비반응 차이 등 세부지역별 분석은 수행하기 어려웠다.

## 2.2. 대상표본

분석 대상 기간은 2016~2024년으로 설정하였다. 주거실태조사는 최초 조사시점인 2006년부터 2016년까지는 매 2년마다 조사가 실시되었다. 그러나 2017년부터는 표본 개편과 함께 매년 조사로 전환되었다. 대상 표본도 2017년 이후에는 기존 2만 건에서 6만 건으로 확충되었다.

본 연구에서는 2014년 이전에 데이터는 활용하지 못했다. 2014년 이전 자료는 일부 주택특성과 가구의 재무상태(재산소득, 주거관리비 항목 등)에 대한 설문이 2017년 이후의 체계와 달랐다. 가구주 연령 등 일부 가구 특성 변수는 2016년에 와서야 확충되는 경우도 있었다. 아울러 파일설계서, 통계설명자료 등 메타데이터 확인 결과 과거 자료의 일부 설문항목은 현재의 설문과 기준이 다른 경우도 많았다. 이러한 현실적인 여건을 고려하여 본 연구에서는 분석 대상 기간을 2016~2024년으로 한정하였다.

분석 대상 기간의 총 표본은 약 48.0만 건이었다. 그러나 연구에 활용된 유효표본은 약 25.2만 건이다. 주요 도구변수로 활용할 주택특성이 결측인 경우(약 7.1만 건)는 표본에서 제외했다. 종속변수인 소비 관련 정보(약 4.5천 건) 및 주요 통제변수인 월평균 소득(약 3.0천 건), 총 자산 규모(약 1.4만 건)가 불

연도	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
전체표본	20,133	60,640	61,275	61,170	51,421	51,331	51,325	61,260	61,341
유주택가구	12,366	38,393	37,949	37,177	31,089	31,793	31,839	37,690	37,685
유효표본	10,480	33,029	32,805	33,009	25,668	26,201	26,676	32,296	32,197
(연도별비율)	(4.2%)	(13.1%)	(13.0%)	(13.1%)	(10.2%)	(10.4%)	(10.6%)	(12.8%)	(12.8%)

표 1: 주거실태조사 전체표본 및 유효표본(주택소유가구). 이 표는 주거실태조사의 연도별 전체 표본 개수와 본 연구에서 사용된 유효 표본 개수를 나타낸 것이다. 조사주기는 2016년까지는 2년이었으나 2017년부터는 1년으로 변경되었다. 2017년부터는 청년, 신혼부부, 저소득가구 등을 포함시키기 위해 표본규모를 확대하였다. (출처: 국토교통부)

Table 1: SURVEY ON RESIDENTIAL CONDITIONS: TOTAL AND VALID SAMPLES (HOME-OWNING HOUSEHOLDS). This table reports the total number of observations in the Survey on Residential Conditions by year, as well as the number of valid observations used in this study. The survey was conducted biennially until 2016, but has been carried out annually since 2017. Starting in 2017, the sample size was expanded to include young households, newly married couples, and low-income households. (Source: Ministry of Land, Infrastructure and Transport)

완전한 경우도 배제했다. 현재 소유 중인 주택에 거주하는 가구를 대상으로 하였기 때문에 거주형태가 전세·월세 등(약 11.0만 건)인 경우도 제외했다. 아울러 설문이 진행된 연도에 주택을 새로 구입한 가구(약 2.5만 건)도 이주비 등 큰 규모의 지출이 발생했기에 가계소비 충격에 영향을 미칠 우려가 있었다. 따라서 이러한 경우도 분석 대상에서 제외시켰다.

### 2.3. 기타의 자료

주거실태조사 자료의 일부 제약을 해결하는 한편, 지역별 통제변수로 활용할 자료를 확보하기 위해 여타의 통계자료도 활용하였다. 먼저 통제변수로 활용될 지역별 거시경제변수와 관련하여 국가데이터처의 지역소득 및 소비자물가 통계를 사용하였다. 그리고 지역별 실업률을 확인할 수 있는 경제활동 인구조사 통계도 사용하였다. 아울러 마이크로데이터의 정합성을 점검하고 일부 결측 자료를 보완하기 위해 한국부동산원의 주택가격조사 자료도 함께 활용하였다.

### 3. 모형 설정

#### 3.1. 주택가격과 가계소비

본 연구의 주요 관심사는 주택가격의 변화가 가계소비에 미치는 영향이다. 가계소비는 주택가격 이외에도 개별 가구의 특성(가구주 연령, 가족 구성원 수 등), 가구의 재무상태 및 지역별 거시경제 특성에도 영향을 받고 있다. Graham and Makridis (2023)가 사용한 방법론을 참고하여 주택가격과 소비에 대한 관계를 다음과 같이 설정하였다.

$$\ln C_{i,g,t} = \beta_1 \ln P_{i,g,t} + \beta_2 x_{i,t} + \beta_3 y_{g,t} + \alpha_g + \alpha_t + u_{i,g,t}, \quad (1)$$

독립변수인 주택가격( $P_{i,g,t}$ )은 응답시점 현재 집을 매각한다고 가정했을 때의 가격을 의미한다. 종속변수인 소비지출( $C_{i,g,t}$ )은 응답시점으로부터 과거 1년간 월평균 생활비를 의미한다. 해당 항목은 세금 및 이자비용 등 비소비지출과는 구분되어 있지만, 내구재 구입을 위한 소비인지 비내구재 구입을 위한 것인지는 확인할 수 없다.  $\beta_1$ 은 우리가 주로 관심을 갖는 회귀계수로 주택가격 변화율에 따른 소비의 변화율을 의미한다.

통제변수로는 개별 가구의 특성 및 재무상태( $x_{i,t}$ ), 지역별 특성( $y_{g,t}$ ) 등을 고려하였다. 먼저 개별 가구의 특성으로는 가구주의 연령, 가구주의 교육수준, 가구주의 결혼 여부, 동거 가족 수, 가구주의 직업, 주거지 유형 등을 고려하였다. 아울러 개별 가구의 재무상태로는 보유 중인 실물자산(주택 등 부동산 포함) 가치, 금융자산(예·적금, 주식, 채권 등) 가치, 현재의 부채상황 등을 고려하였다. 그리고 지역별 특성은 17개 광역시도를 기준으로 지역별 GRDP, 소비자물가 상승률, 실업률 등을 고려하였다.

한편 지역 및 시간에 대한 고정효과도 도입하였다. 지역에 대한 고정효과는 17개 광역시도 기준으로 구하였는데, 지역별 여수신 금리 등 지역별 통제변수로도 식별이 불가능한 요인들이 있어서 해당 고정효과를 고려하였다. 아울러 COVID-19 충격 등 시기와 관련된 식별 불가능한 요인이 있을 수 있으므로 시간에 대한 고정효과를 연도별(9개년, 2016~2024년)로 고려하였다.

그러나 앞서 언급했듯이 주택가격과 가계소비 간에는 내생성 문제가 있다. 관찰되지 않은 지역 생산성 충격( $u_{i,g,t}$ ) 등 거시경제적 공통요인이 주택가격과 가계소비에 동시에 영향을 미칠 가능성이 있으며, 가계소비가 오히려 주택가격을 자극시킬 수 있는 역(逆)인과관계의 가능성도 일부 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 Graham and Makridis (2023)가 사용했던 주택특성을 도구변수로 활용하고자 한다.

### 3.2. 도구변수의 선택

도구변수( $Z_{i,g,t}$ )는 독립변수인 주택가격( $P_{i,g,t}$ )과는 관련이 있으나 종속변수인 가계소비의 여타 요소( $u_{i,g,t}$ )와는 직접적인 관련이 없어야 한다.

$$Cov(Z_{i,g,t}, u_{i,g,t} | x_{i,t}, y_{g,t}, \alpha_g, \alpha_t) = 0. \quad (2)$$

선행연구에서 주택특성을 도구변수로 사용한 이유는 주택특성이 가계소비에 대한 충격( $u_{i,g,t}$ )에 변화하지 않기 때문이다. 예를 들면, 특정지역에 지하철역이 새로 건설되면 해당 지역의 교통 및 여객에 대한 소비는 늘어난다. 그러나 주택의 연식이나 침실 수 등의 주택특성이 변하지는 않는다. 주택특성의 변화 속도는 건축 소요시간, 법 개정 등으로 매우 느리기 때문이다. 따라서 주택특성은 가계소비에 대한 충격과 독립적인 관계에 있다고 할 수 있다. 따라서 주택특성은 주택가격에 대한 도구변수로 적절하다고 볼 수 있겠다.

한편 주택특성은 국내 선행연구에서 주택가격( $P_{i,g,t}$ )과 밀접한 연관성을 가진 것으로 확인되었다. 한국감정원 부동산연구원 (2008)은 부동산실거래가신고제도의 유효성을 살피기 위해 주택가격 형성요인을 살피고 거시경제변수와 의 관계를 파악하였다. 서울지역을 기준으로 헤도닉 회귀모형(특성가격함수 방법론)을 적용하여 실증적으로 분석한 결과 주택특성이 주택가격 형성요인으로 유효했으며, 해당 모형의 설명력(adjusted  $R^2$ )도 50% 이상임을 보였다. 이강·최근희 (2016)도 헤도닉 모형을 활용하여 주택가격을 추정하였다. 주택가격 형성요인으로 사용할 변수를 크게 주택특성, 이웃특성, 접근성으로 구분하였다. 저자들은 주택특성으로 주택의 연식(경과연도), 침실 수, 욕실 수, 공급면적, 전용면적, 주차대수를 사용하였는데, 로그선형모형으로 추정한 경우에는 주택의 연식과 주차대수가 주택가격에 영향을 미치고 있음을 밝혔다.

Graham and Makridis (2023)는 주택가격을 추정할 때 Rosen (1974)의 표준 헤도닉 가격 회귀 분석 접근법을 참고하였다.

$$P_{j,g,t} = \alpha_g + \sum_{d \in D} q_{d,t} 1(d_j = d) + \sum_{b \in B} q_{b,t} 1(b_j = b) + \sum_{h \in H} q_{h,t} 1(h_j = h) + \beta_t^f f_j + \beta_t^l l_j + \eta_{j,g,t}, \quad (3)$$

수식 3에서 제시된 주택의 특성은 주택의 연식( $d_j$ ), 침실 수( $b_j$ ), 화장실·욕실 개수( $h_j$ ), 주택사용 면적( $f_j$ ), 부지 면적( $l_j$ )으로 총 다섯 가지이다.  $\alpha_g$ 는 가격에 대한 지역별 고정효과이며  $\eta_{j,g,t}$ 는 오차항이다. 선행연구에서는 상기 모형에서 주택사용 면적과 부지 면적을 제외하였다. 해당 요소들은 토지가격과 밀접한 연관이 있는데, 토지가격은 주택가격과 가계소비에 동시에 영향을

미칠 수 있기에 내생성 문제를 유발할 수 있다. 또한 연속형 변수를 임의적으로 범주화하기도 어려운 문제도 있었다. 이러한 이유로 선행연구에서는 도구변수 선택 시 주택사용 면적과 부지 면적을 과감히 제외하였다. 본고에서도 마찬가지로 주택사용 면적과 부지 면적을 도구변수로 고려하지 않았다.

선행연구에서는 주택가격에 대한 주요 주택특성으로 주택의 연식과 침실 수, 화장실·욕실 개수를 꼽았으며, 해당 특성들에 대해 지역별 가중치를 Bartik 방식으로 합성하여 도구변수를 구축하였다. 지역별 가중치는 주(state), 카운티(county) 및 우편번호(Zip-code) 기준으로 다변화하였다.

그러나 본 연구에서는 화장실·욕실 개수는 고려하지 않았다. 주거실태조사 자료에는 화장실·욕실의 개수는 없었다. 대신 화장실·욕실 사용현황에 대한 자료가 수록되어 있다. 화장실·욕실 관련 설문에서는 대상 가구가 화장실·욕실을 단독으로 사용하는지, 다른 가구와 공동으로 사용하는지, 아니면 구비되어 있지 않은지로 응답하도록 구성되어 있다. 세부적으로 확인해 본 결과, 거의 모든 가구(99.5%)가 화장실·욕실을 가구 단독으로 사용하고 있었다. 이러한 이유로 화장실·욕실 사용현황은 주택가격의 특성으로 적절하지 않다고 판단하였으며 도구변수 대상에서 제외하였다.

본 연구에서는 도구변수 대상으로 주택의 연식과 침실 수를 선택하였다. 본격적인 분석에 앞서 두 가지 도구변수가 모집단을 대표하는지를 확인할 필요가 있었다. 그래서 주택의 연식과 침실 수의 표본분포가 모집단의 분포와 유사한지를 비교하였다. 모집단으로는 센서스 자료인 주택총조사 자료를 이용하였다. 그림 1과 그림 2는 2020년 기준으로 주택총조사 자료(센서스 자료)와 주거실태조사 자료(표본 자료)의 분포를 비교한 것이다. 해당 그림들을 보면, 도구변수로 사용할 주택연식과 침실 수 자료의 분포가 센서스 자료의 분포와 대체적으로 비슷한 것을 확인할 수 있다.\*

한편 본 연구에서는 선행연구와 같이 Bartik 방식의 합성지수를 사용하지 않았다. Bartik 방식의 가중치가 의미가 있으려면 ① 표본크기가 충분히 크고, ② 지역이 세부적으로 구분되는 한편, ③ 집단 간 이질성이 뚜렷해야 한다. 본고에서 사용된 자료는 집단 간 이질성은 뚜렷하지만 표본크기(25.2만 건)가 선행연구(5,500만 건)에 비해 현저히 작았다. 아울러 식별 가능한 최소 지역 단위가 17개 광역 시도 수준에 불과했다. 따라서 본 연구에서는 Bartik 방식의 합성지수를 사용하는 것이 적합하지 않았다.

\*주택총조사에서는 침실 수 대신 '총방수'라는 개념을 사용하고 있는데 이 개념은 침실, 거실 및 식당을 모두 포괄한다.

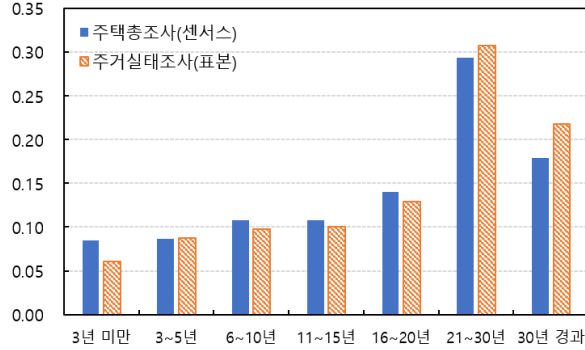


그림 1: 주택의 연식에 대한 분포 비교. 이 그림은 주택연식에 대한 주택총조사(모집단)와 주거실태조사(표본)에 대한 분포를 비교한 것이다. (자료: 국토교통부, 국가데이터처)

Figure 1: DISTRIBUTION OF HOUSING AGE. This figure compares the distributions on housing age between the Housing Census (population) and the Survey on Residential Conditions (sample). (Source: Ministry of Land, Infrastructure and Transport; Ministry of Data and Statistics)

### 3.3. 모형 설정

주택특성(주택의 연식, 침실 수)을 도구변수로 두고 주택가격과 가계소비의 관계를 TSLS 모형으로 설정하면 다음과 같다.

$$\ln C_{i,g,t} = \beta_1 \ln \hat{P}_{i,g,t} + \beta_2 x_{i,t} + \beta_3 y_{g,t} + \alpha_g + \alpha_t + u_{i,g,t}, \quad (4)$$

$$\ln P_{i,g,t} = \gamma_1 \ln Z_{i,g,t}^1 + \gamma_2 \ln Z_{i,g,t}^2 + \gamma_3 x_{i,t} + \gamma_4 y_{g,t} + \delta_g + \delta_t + v_{i,g,t}, \quad (5)$$

$$\text{Cov}(Z_{i,g,t}^j, u_{i,g,t} | x_{i,t}, y_{g,t}, \alpha_g, \alpha_t) = 0 \quad (j = 1, 2). \quad (6)$$

수식 4는 앞서 설명한 주택가격과 소비의 관계이다. 통제변수로는 가구의 특성( $x_{i,t}$ ) 및 지역별 특성( $y_{g,t}$ ) 등을 고려하였으며, 17개 광역시도별( $\alpha_g$ ) 및 연도별 고정효과( $\alpha_t$ )를 두었다. 수식 5는 주택특성과 주택가격의 관계이다.  $Z_{i,g,t}^1$ 은 첫 번째 도구변수인 주택 연식에 대한 자료이고  $\gamma_1$ 은 이에 대한 선형 회귀계수이다.  $Z_{i,g,t}^2$ 는 두 번째 도구변수인 침실 수에 대한 자료이며  $\gamma_2$ 는 이에 대한 선형회귀계수이다. 마찬가지로 통제변수로는 가구 및 지역별 특성을 고려하였고, 고정효과도 지역별 및 연도별로 설정하였다. 수식 6은 주택특성과 가계소비의 충격은 서로 독립임을 나타낸다.

상기 식에 쓰인 가계소비( $C_{i,g,t}$ )에는 주거관리비를 제외시켰다. 주거관리

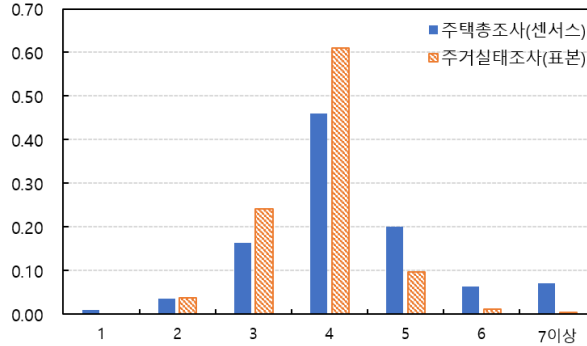


그림 2: 총방수에 대한 분포 비교. 이 그림은 총 방수에 대한 주택총조사(모집단)와 주거실태조사(표본)에 대한 분포를 비교한 것이다. 총 방수는 침실 및 거실, 식당을 모두 포함하고 있다. (자료: 국토교통부, 국가데이터처)

Figure 2: DISTRIBUTION OF NUMBER OF ROOMS. This figure compares the distributions on the number of rooms between the Housing Census (population) and the Survey on Residential Conditions (sample). In this figure, the total number of rooms includes bedrooms, living rooms, and dining rooms. (Source: Ministry of Land, Infrastructure and Transport; Ministry of Data and Statistics)

비는 벽지 및 장판 관리, 상하수도 관리, 폐기물 처리 및 청소, 냉난방 등 주거의 유지 및 수선을 위해 지출하는 비용이다. 이러한 비용은 주택이 노후화와 일정한 관계가 있을 것으로 보인다. 정용찬 외 (2022)는 공공임대주택(서울시 소재)을 관리하는 공기업이 집행한 유지관리비(경상적 지출)는 공공임대주택의 경과 연수와 일정한 관계가 있음을 보였다. 경과 연수가 16년이 될 때까지는 유지관리비가 꾸준히 늘다가 그 뒤에는 오히려 줄어들었다. 그리고 23년 이후에는 일정 범위 내에서 등락을 반복하는 경향을 보였다. 저자들은 이러한 패턴이 발생한 이유를 상하수도관 교체, 벽지 교체 등 장기수선의 발생으로 보았다. 본고에서 사용된 주거실태조사 자료에서도 표 2와 같이 이와 비슷한 패턴이 있음을 확인할 수 있었다.

따라서 주택의 연식은 이러한 비용과 밀접한 관련이 있기 때문에 이를 도구변수로 사용하면 주택가격과 가계소비의 관계에서 내생성을 유발할 가능성이 있다. 내생성이 나타날 가능성을 원천적으로 차단하기 위해 본 연구에서는 가계소비 금액에서 주거관리비를 일괄적으로 차감시켰다.

아울러 침실 수와 관련하여서도 주거 관련 면적, 가구의 생활양식 및 동거 가족 수 등이 가계소비에 영향을 미칠 가능성이 있다. 이를 해결하기 위해 본 연구에서의 주택가격( $P_{i,g,t}$ )은 주택총면적( $m^2$ )으로 나눈 수치를 사용하였다.

그룹	주택연식	주거관리비(만원) (평균) (표준편차)	표본크기	그룹	주택연식	주거관리비(만원) (평균) (표준편차)	표본크기
1	3년 미만	21.0 7.0	8,791	5	16-20년	19.6 7.9	34,470
2	3-5년	20.8 7.4	16,339	6	21-25년	18.6 7.3	39,305
3	6-10년	21.7 8.3	23,995	7	26-30년	17.5 7.3	36,756
4	11-15년	21.8 8.8	27,034	8	30년 초과	14.6 7.1	65,671
						18.4 8.0	252,361

표 2: 주택의 연식과 주거관리비의 관계(주거실태조사). 이 표는 주거실태조사의 유효 표본에서 주택연식과 주거관리비의 관계를 나타낸 것이다. (출처: 국토교통부)  
 Table 2: RELATIONSHIP BETWEEN HOUSING AGE AND HOUSING-RELATED OPERATING COSTS (SURVEY ON RESIDENTIAL CONDITIONS). This table presents the relationship between housing age and housing management costs, based on the valid sample from the Survey on Residential Conditions. (source: Ministry of Land, Infrastructure and Transport)

침실 수 등의 특성이 주택면적에 비례한다는 점과 면적 관련 변수가 선행연구 등에서 주택가격에 미치는 유효한 주택특성인 점 등을 고려하면, 이 같은 조치는 적절하다고 볼 수 있겠다. 그러나 가구의 생활양식 및 동거가족 수 등은 침실 수와 가계소비에 동시에 미칠 수 있는 요소들이다. 가구 관련 통제변수로 동거가족 수를 도입하였지만 주택가격이나 소비금액에 직접적인 조치를 취한 것은 아니었다. 때문에 침실 수와 관련해서는 내생성 문제를 완전히 제거하기는 어려웠다.

#### 4. 실증 결과

##### 4.1. 주요 결과

모든 통제변수와 고정효과를 고려했을 때, 주택가격이 가계소비에 미치는 영향( $\beta_1$ )을 TOLS 방법론으로 계산한 결과는 0.1058이었다. 이는 단위당 주택가격(만원/m<sup>2</sup>)이 10% 상승하면 가계소비(주거관리비 제외)가 1.06% 증가함을 의미한다. OLS로 분석한 결과(0.0892)와도 비슷하였다. 아울러 기존 선행연구 결과에서 제시된 값(0.01~0.18)과도 큰 차이가 없었다.

모형의 적절성을 확인하기 위해 1단계 회귀분석 및 Reduced Form의 결과도 확인하였다. 표 4는 모든 통제변수와 고정효과를 고려했을 경우의 1단계 회귀분석과 Reduced Form의 결과이다. 도구변수에서 독립변수인 주택가격으로 이어지는 1단계 회귀분석에서 주택 연식의 회귀계수는 -0.0706으로, 침실 수는 -0.0611로 계산되었다. 이는 주택의 연식에 대한 크기가 1단위 늘어날

112 한국의 주택가격이 가계의 소비에 미치는 영향: 도구변수 방법론을 이용하여

Consumption						
Housing Price (SE)	0.3941 (0.0016)	0.0892 (0.0016)	0.9597 (0.0042)	1.0659 (0.0049)	0.1063 (0.0059)	0.1058 (0.0059)
Significance	99%	99%	99%	99%	99%	99%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Method	OLS	OLS	TSLs	TSLs	TSLs	TSLs
Observation	252,361	252,361	252,361	252,361	252,361	252,361
Controls						
- Individual Household	N	Y	N	N	Y	Y
- Regional Economy	N	Y	N	N	N	Y
- Fixed Effect (year)	N	Y	N	Y	Y	Y
- Fixed Effect (reg.)	N	Y	N	Y	Y	Y
F-stat	60,642.31	40,726.46	53,183.88	47,977.02	50,922.47	40,102.75
Adj. R <sup>2</sup>	0.1937	0.7178	0.1741	0.2272	0.7144	0.7148

표 3: 주택가격에 대한 가계소비 반응(OLS, TSLs). 이 표는 주택가격의 변화에 따른 가계소비의 반응을 나타낸 것이다. 본 연구에서는 모든 통제변수와 고정효과를 고려하여 TSLs방법론을 적용한 모형 (6)을 중심으로 설명하였다.

Table 3: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE TO HOUSING PRICES (OLS, TSLs). This table shows the response of household consumption to changes in housing prices. The analysis focuses on Model (6), which applies the TSLs methodology while controlling for all control variables and fixed effects.

수록<sup>†</sup> 단위당 주택가격은 7.06% 감소하고, 침실 수가 1개 늘어날수록 단위당 주택가격은 6.11% 감소한다는 의미이다.

한편 도구변수에서 종속변수인 가계소비로 연결되는 Reduced form에서 가계소비에 대한 주택 연식의 회귀계수는 -0.0108로, 침실 수의 회귀계수는 0.0454로 나타났다. 이는 주택의 연식에 대한 크기가 1단위 늘어날수록 가계 소비(주거관리비 제외)는 1.08% 감소하고, 침실 수가 1개 늘어날수록 가계 소비는 4.54% 증가한다는 의미이다. TSLs 방법론을 적용한 표 3의 모형 (3)~(6)의 1단계 회귀분석 및 Reduced Form의 자세한 결과는 부록 5에 수록하였다.

주택이 오래될수록 주택가격이 낮아진다는 점은 당연해 보인다. 그러나 침실 개수가 많을수록 주택가격이 낮아진다는 점은 직관적으로 이해하기 어려울 수 있다. 이러한 결과는 주택가격을 면적(m<sup>2</sup>)으로 나눈 데 기인한 것으로 보인다. 면적은 연속적으로 늘어나지만, 침실 수는 단계적으로 늘어나며 그 속도도 느리다. 따라서 단위면적당 주택가격은 침실 수에 반비례하게 나타날

<sup>†</sup> 주거실태조사 설문에서 주택의 연식은 범주형으로 응답하도록 설계되어 있다. 전체 범주는 건축연도 3년 미만, 3-5년, 6-10년, 11-15년, 16-20년, 21-25년, 26-30년, 30년 초과로 구성되어 있다.

	1st Stage			Reduced Form		
	(계수)	(표준편차)	(Significance)	(계수)	(표준편차)	(Significance)
주택연식	-0.0706	0.0005	99%	-0.0108	0.0004	99%
침실개수	-0.0611	0.0016	99%	+0.0454	0.0014	99%

표 4: 1단계 회귀분석 및 Reduced Form. 이 표는 표 3의 모형 (6)을 기준으로 1단계 회귀분석과 Reduced Form을 나타낸 것이다.

Table 4: FIRST-STAGE REGRESSION AND REDUCED FORM. This table reports the first-stage regression results and the reduced-form estimates corresponding to Model (6) in Table 3.

수 있다. 이를 확인하기 위해 서울의 한 대단지 아파트를 대상으로 침실 수와 단위당 주택가격의 관계를 살펴보았다. 해당사례로 확인해 본 결과, 침실 수가 많을수록 단위당 주택가격은 그림 3과 같이 낮아졌다.

한편, 도구변수를 활용한 분석이 충분한 설명력을 지니려면 도구변수를 통해 추정된 주택가격이 실제 주택가격과 잘 일치하는지도 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 추정된 주택가격과 실제 주택가격에 대한 산점도를 그려보고 상관계수도 도출하였다. 산점도는 그림 4와 같이 비교적 선형에 가깝게 나타났으며, 두 변수의 상관계수는 0.8274로 확인되었다. 따라서 주택특성을 활용한 도구변수가 주택가격을 충분히 설명하고 있음을 확인하였다.

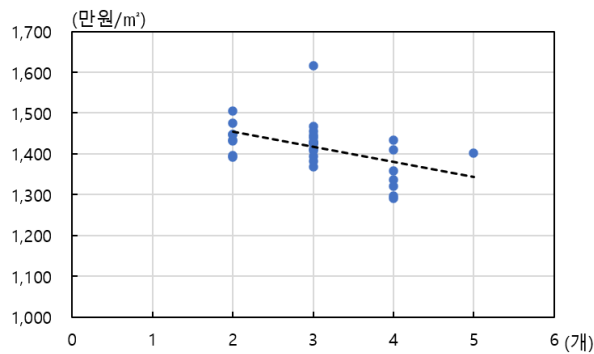


그림 3: 침실 수와 면적당 주택가격. 이 그림은 서울특별시 내 대단지 아파트의 침실 수와 면적(m²)당 주택가격의 관계를 나타낸 것이다. (자료: 네이버부동산)

Figure 3: NUMBER OF BEDROOMS AND HOUSING PRICES PER UNIT AREA. This figure shows the relationship between the number of bedrooms and housing prices per square meter for large apartment complexes in Seoul. (Source: Naver Real Estate)

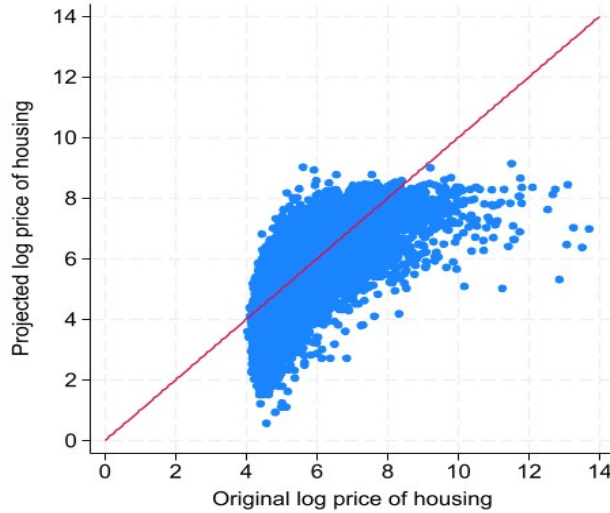


그림 4: 주택가격의 실제치와 추정치의 산점도. 이 그림은 주택가격의 실제치와 도구변수를 이용한 추정치의 산점도를 나타낸 것이다. 표 3의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다.

Figure 4: SCATTER PLOT OF ACTUAL AND PREDICTED HOUSING PRICES. This figure presents a scatter plot of actual housing prices and predicted values obtained using instrumental variables. The estimates are based on Model (6) in Table 3.

## 4.2. 이질성 분석 결과

### 4.2.1. 주택가격에 따른 비교

앞서 살펴본 바와 같이 주택가격의 상승은 가계소비를 증가시키는 것으로 나타났다. 그런데 해당 반응은 주택가격이 얼마나 비싼지에 따라 달리 계산될 것으로 보였다. 이준희·송준혁 (2024)의 연구에서는 주택가격이 비싸질수록 주택가격에 대한 가계소비의 탄력성이 이론적으로는 체감하고 있음을 보였다. 따라서 주택가격이 비싸짐에 따라 주택가격에 대한 가계소비의 반응이 실증적으로도 체감하는 모습인지를 확인해 보고자 한다.

주택가격에 따른 이질성 분석을 위해 표본을 표 5와 같이 다섯 그룹으로 구분하였다. 그룹을 구분하는 기준으로 종합부동산세의 세율별 과세표준 구간을 활용하였다. 그런데 표본 중 상당수가 첫 번째 과세표준 구간인 3억 원 이하(세율 0.5%, 2023년 기준)에 속하는 문제가 발생하였다. 표본 쏠림으로 인한 왜곡을 방지하기 위해 해당 구간은 1억 원 이하, 1억 원 초과 및 2억 원 이하,

그룹	월간소비액(만원) (평균) (표준편차)		주택가격	그룹	월간소비액(만원) (평균) (표준편차)		주택가격
group1	119.0	83.8	1억원 미만	group4	253.0	120.0	3억원~6억원
group2	179.3	100.6	1억원~2억원	group5	298.5	147.5	6억원 초과
group3	219.8	109.1	2억원~3억원				
Total					199.9	122.5	-

표 5: 주택가격별 월간 소비액. 이 표는 주택가격과 월간 소비액의 관계를 나타낸 것이다. 주택가격의 구분 기준은 종합부동산세 세율별 과세표준 구간을 활용하였다. (출처: 국세청)

Table 5: MONTHLY CONSUMPTION BY HOUSING PRICE. This table presents the relationship between housing prices and monthly consumption. The classification of housing prices is based on the tax base brackets for the Comprehensive Real Estate Holding Tax. (Source: National Tax Service)

2억 원 초과 및 3억 원 이하 구간으로 세분화하였다. 한편, 다섯 번째 그룹은 주택가격이 6억 원 이상인 경우로 통합하였다. 6억 원 이상 구간도 주택가격 수준에 따라 세율(1% ~ 2.7%)이 달리 적용되지만, 각 세율 구간별 표본크기는 그룹 1~4와 비교할 때 매우 작은 수준이었다. 비교의 적합성과 표본쏠림 현상 방지를 위해 해당 구간은 6억 원 이상 구간으로 통합시켰다.

주택가격에 따른 소비의 반응을 분석한 결과, 저가주택(그룹 1)의 경우에는 주택가격 상승에 따른 가계소비의 반응이 0.2161이었다. 그러나 주택가격이 비싸질수록 그림 5와 같이 그 반응이 점점 줄어들었으며, 오히려 가계소비가 줄어드는 경우도 있었다. 이는 저가주택에 거주하는 경우에는 주택가격 상승으로 인한 가계소비의 반응은 비교적 크지만, 고가주택을 소유한 경우에는 해당 반응이 작거나 오히려 반대의 반응을 보일 수 있음을 시사한다. 상기 결과에서 주택가격이 2억 원을 초과하는 조건(그룹 3~5)일 때에는 주택가격이 상승하면 오히려 소비가 축소되는 가능성을 보였다. 예컨대, 그룹 5의 경우에는 단위(m<sup>2</sup>)당 주택가격이 10% 증가할 때 월평균 가계소비가 1.35% 줄어들었다.

이러한 현상은 주택 보유비용 증가, 유동성이 부족한 부유한 가구(wealthy hand-to-mouth)의 존재, 수도권 지역에 대한 폭발적인 주택수요 등에 기인한 것으로 보인다. 주택가격의 상승은 주택 보유에 따른 비용을 증가시킨다. 종합부동산세와 재산세 등의 세금은 주택을 보유하는데 드는 필수 지출이다. 이 세금들은 주택시세와 밀접한 주택공시가격을 기초로 산정된다. 한편, 주택을 구입할 때 금융기관 등으로부터 차입을 한 경우에는 차입금에 대한 이자비용도 발생한다. 이러한 주택 보유에 따른 지출은 가계의 효용을 증대시키는 소비에는 해당되지 않지만 가계의 필수적인 지출항목이다. 통상적으로 이러한

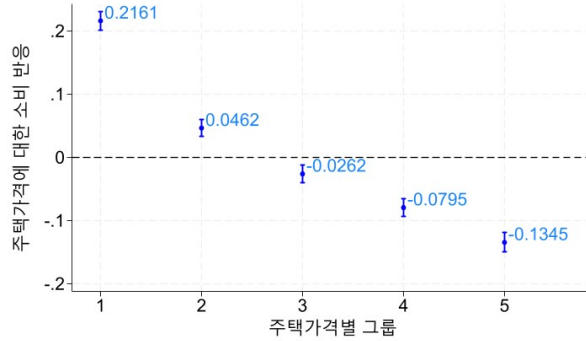


그림 5: 주택가격별 가계소비 반응 I . 이 그림은 주택가격별 그룹에 따른 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 3의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure 5: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY HOUSING PRICE I . This figure shows the household consumption response to housing prices across housing price groups. The estimates are based on Model (6) in Table 3. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

그룹	(평균)	그룹별 소비반응			TSLS F-stat		group별 차이	
		(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj. R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
group1	0.2161	0.0073	29.51	0.000				
group2	0.0462	0.0068	6.80	0.000				
group3	-0.0262	0.0073	-3.59	0.000	26,526.57	0.7224	734.54	0.00
group4	-0.0795	0.0072	-11.00	0.000				
group5	-0.1345	0.0079	-16.98	0.000				

표 6: 주택가격 그룹별 TSLS 결과 I . 이 표는 표 3의 모형 (6)을 기준으로 주택가격 그룹별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다.

Table 6: TSLS RESULTS BY HOUSING PRICE GROUP I . This table presents the TSLS estimation results by housing price group, based on Model (6) in Table 3. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

지출은 비소비지출(non-consumption expenditure)로 분류한다. 주거실태조사 자료에서 주택가격에 따른 비소비지출의 크기를 비교하였는데, 표 7과 같이 주택가격이 비싸질수록 비소비지출이 늘어남을 확인하였다.

다음으로 고가의 주택을 보유한 가구일수록 금융자산 비중이 낮아 소비에 필요한 재원이 부족해 질 가능성이 있다. Kaplan and Violante (2014)는 유동성이

그룹	월간비소비지출(만원)		금융자산 비중(%)		표본개수
	(평균)	(표준편차)	(평균)	(표준편차)	
group1	4.9	16.0	15.01	15.02	58,976
group2	9.9	23.8	12.24	11.95	67,936
group3	15.1	29.5	9.72	10.07	48,141
group4	19.8	35.9	7.88	8.74	52,920
group5	27.0	46.5	5.76	7.07	24,388
전체	13.5	30.1	10.87	11.85	252,316

표 7: 주택가격별 월간 비소비지출 및 금융자산 비중. 이 표는 주택가격 그룹별로 월간 비소비지출과 금융자산 비중의 평균과 표준편차를 나타낸 것이다.

Table 7: MONTHLY NON-CONSUMPTION EXPENDITURE AND FINANCIAL ASSET SHARE BY HOUSING PRICE. This table reports the mean and standard deviation of monthly non-consumption expenditures and the share of financial assets, by housing price group.

부족한 부유한 가계(wealthy hand-to-mouth households)의 경우 세금 환급, 현금 지급 등의 재정정책이 효과적이라고 언급하였다. 이 가구들은 실물자산을 주로 보유하고 있기에 유동성(liquidity)을 즉각적으로 확보하기 어렵다. 따라서 저자들은 해당 가구에 현금을 보조하면 이들의 소비를 견인할 수 있다고 주장하였다.

그러나 본 연구에서의 관심은 실물자산인 주택가격이 오르는 경우이다. 가계의 유동성이 부족하면 실물자산의 가치가 높아져도 소비 확대나 부채 청산에 활용할 금전 확보에 상당한 제약이 있다. 이러한 경우 주택가격의 상승은 오히려 가계소비를 제약시킬 여지가 있다. 주거실태조사 자료를 통해 확인한 결과에서도 표 7과 같이 주택가격이 비싸질수록 금융자산 비중이 줄어들고 있음을 확인하였다.

마지막으로 수도권 지역의 높은 주택수요가 가계소비를 위축시킬 가능성에 대해 짚어보겠다. 2016~2024년 중 서울특별시 인구는 연평균 약 7.6만 명이 다른 지역으로 이동했지만, 권역 내에서 이동한 인구도 연평균 54.0만 명 규모로 상당했다. 최근의 언론 기사에 따르면 서울시 내 이동은 강남구, 송파구 등으로의 이동이 많았는데, 대부분 자녀 교육을 목적으로 이동한 것으로 나타났다.<sup>‡</sup> 한편, 경기도는 연평균 약 11.4만 명의 인구가 다른 지역에서 이주해왔다. 경기도의 권역 내 이동 규모(연평균 53.8만 명) 역시 서울과 비슷한 규모를 기록했다.

서울시의 권역 내 이동 규모와 경기도의 순유입인구 및 권역 내 이동 규모

<sup>‡</sup>안소영, 脫서울에도 교육 목적 서울 전입은 2년 연속 역대 ‘최대’, 조선비즈, 2025.4.19

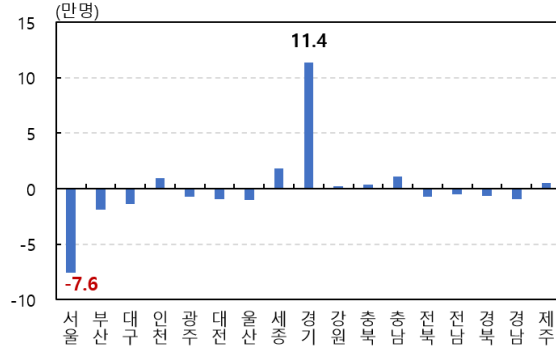


그림 6: 지역별 순유입 인구. 이 그림은 17개 광역시도별 2016–2024년중 연평균 인구이동 규모로 각 지역의 순유입인구를 나타낸 것이다. (자료: 국가데이터처 국내 인구이동통계)

Figure 6: NET IN-MIGRATION BY REGION. This figure presents the average annual volume of population movement across 17 metropolitan cities and provinces from 2016 to 2024. This shows net in-migration for each region. (Source: Ministry of Data and Statistics, Internal Migration Statistics)

는 해당 지역의 주거 수요를 반증한다. 통상적으로 교육여건이나 주거 환경이 보다 나은 지역으로 인구가 유입되는데, 해당 지역의 주택가격은 대체로 비싸다. 이를 감안하면, 수도권 지역의 사람들은 보다 나은 환경이 갖춰진 곳으로의 이주를 위해 현재의 가계소비를 줄여 주택구입을 위한 재원을 마련하는 것으로 볼 수 있겠다.

#### 4.2.2. 가계의 소득수준에 따른 비교

이번에는 소득수준에 따른 반응을 살펴보았다. 소득에 대한 구분은 표 8과 같이 근로소득세 과세표준 계산 과정에서 근로소득 공제비율을 산정하는 연간 총급여액 구간을 이용하였다. 그리고 가구별 소득도 연간 기준으로 환산하였는데 주거실태조사 자료의 월평균 경상소득에 12개월을 곱하여 산정하였다. 가구별 연간소득 수준을 범주화하여 소득수준에 따른 주택가격의 가계소비 반응을 살펴보았다.

그림 8과 같이 확인한 결과, 연간 소득수준이 낮은 조건에서는 주택가격 상승에 따른 가계소비 증가가 다소 민감하게 나타났다. 그룹 1의 조건 하에서는 주택가격이 10% 상승하면 가계소비는 5.50% 증가하는 모습이였다. 한편,

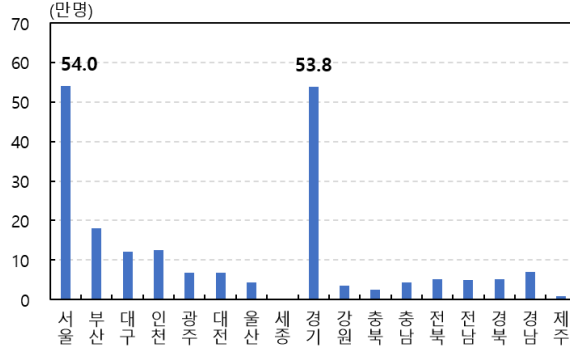


그림 7: 지역별 권역 내 전출입 인구. 이 그림은 17개 광역시도별 2016-2024년중 연평균 인구이동 규모로 각 지역 내에서의 전출입인구를 나타낸 것이다. (자료: 국가 데이터처 국내인구이동통계)

Figure 7: INTRA-REGIONAL MIGRATION BY REGION. This figure presents the average annual volume of population movement across 17 metropolitan cities and provinces from 2016 to 2024. This shows intra-regional migration flows within each region. (Source: Ministry of Data and Statistics, Internal Migration Statistics)

연간 소득수준이 높아질수록 가계소비의 반응은 점차 줄어들었다. 심지어 그룹 5의 조건에서는 주택가격이 상승 시 가계소비는 오히려 축소되는 반응을 보였다.

그룹 5에서 주택가격 상승에 대해 가계소비가 줄어드는 이유는 표 10과 같이 연간소득이 높을수록 고가의 주택을 구비하고 있었기 때문인 것으로 추정된다. 그러나 도구변수를 주택연식만으로 구성했을 때에는 이러한 결과가 나타나지 않았다. 때문에 이에 대한 깊은 해석은 다소 조심스러운 면이 있다.

그룹	표본수	총급여액(연간)	공제비율	그룹	표본수	총급여액(연간)	공제비율
1	4,522	500만원 이하	70%	4	92,624	4,500만원-1억원	5%
2	48,505	500만원-1,500만원	40%	5	7,081	1억원 초과	2%
3	99,629	1,500만원-4,500만원	15%				

표 8: 연간 소득금액 구분 기준. 이 표는 연간 총급여액별로 그룹을 어떻게 구분했는지와 표본 크기를 나타낸 것이다. 구분 기준은 소득금액별 근로소득세 공제비율을 활용하였다. (출처: 국세청)

Table 8: CLASSIFICATION CRITERIA FOR ANNUAL INCOME. This table shows how the groups are classified by annual gross income and reports the corresponding sample sizes. The classification is based on the deduction rates for earned income tax by income level. (Source: National Tax Service)

120한국의 주택가격이 가계의 소비에 미치는 영향: 도구변수 방법론을 이용하여

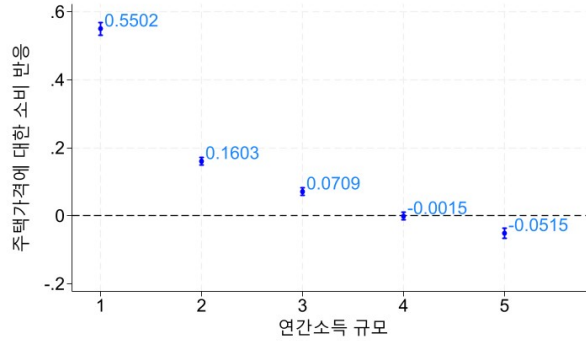


그림 8: 연간 소득금액별 가계소비 반응 I. 이 그림은 연간 소득금액별 그룹에 따른 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 3의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure 8: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY ANNUAL INCOME I. This figure shows the household consumption response to housing prices across annual income groups. The estimates are based on Model (6) in Table 3. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

그룹	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj-R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
group1	0.5502	0.0097	56.74	0.000	34,479.30	0.7704	1,419.46	0.00
group2	0.1603	0.0060	26.84	0.000				
group3	0.0709	0.0054	13.10	0.000				
group4	-0.0015	0.0056	-0.27	0.788				
group5	-0.0515	0.0073	-7.11	0.000				

표 9: 연간 소득금액별 TSLS 결과 I. 이 표는 표 3의 모형 (6)을 기준으로 연간 소득금액 그룹별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다.

Table 9: TSLS RESULTS BY ANNUAL INCOME GROUP I. This table presents the TSLS estimation results by annual income group, based on Model (6) in Table 3. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

도구변수를 1개(주택연식)로 구성한 경우의 이질성 분석 결과는 부록 5에서 다루어 보도록 하겠다.

그룹	group1	group2	group3	group4	group5
주택가격(만원)	16,586.86	15,467.85	24,943.24	39,436.79	79,253.13
표본수	4,522	48,505	99,629	92,624	7,081

표 10: 연간 소득수준 그룹별 주택가격. 이 표는 연간 소득금액 그룹별로 평균 주택가격이 얼마인지를 표시한 것이다.

Table 10: HOUSING PRICES BY ANNUAL INCOME GROUP. This table reports the average housing prices for each annual income group.

#### 4.2.3. 부채 유무에 따른 비교

이번에는 부채 유무에 따라 주택가격 변화에 대해 가계소비가 어떻게 반응을 알아보려고 한다. 주거실태조사 시점에 대상 가구가 금융부채를 가지고 있었는지 여부를 바탕으로 가계소비의 반응을 살폈다. 분석 결과, 그림 9와 같이 부채가 있는 조건의 가구가 그렇지 않은 조건의 가구에 비해 주택가격 변화에 따른 가계소비의 반응이 더 민감하였다.

하지만 이 결과만을 두고 부채가 가계소비를 제약한다고 해석하기는 어려울 것으로 보인다. 표 12와 같이 부채가 있는 가구는 대체로 고가의 주택을 소유하고 있었고 월평균소득도 더 많았다. 이는 부채가 있는 가구가 대체적으로 경제적 여유가 있음을 의미한다. 주택가격과 소득수준에 따라 가계소비의 반응이 체감한다는 점을 감안할 때, 부채의 존재가 가계소비를 제약한다고 해석하기에는 다소 조심스럽다. 부채와 관련된 영향에 대해서는 보다 더 세밀한 분석이 필요하다.

세부적인 분석을 위해 부채/자산 비율과 부채/소득 비율에 대한 반응도 살펴보았다.<sup>§</sup> 해당 비율의 정의, 비율별 범주 설정 등의 자세한 설명은 부록 5에서 다루고 여기에서는 결과만 간략히 제시하겠다. 부채/자산 비율별 가계소비의 반응을 확인 결과, 그림 10과 같이 부채가 없는 경우(그룹 1)에는 주택가격 상승에 따른 가계소비 반응이 0.1347로 나타났다. 그러나 부채가 있는 경우에는 부채/자산 비율이 50%가 되는 조건(그룹 2~4)까지는 주택가격에 대한 가계소비의 반응이 점점 더 줄어드는 모습이였다.

부채/소득 비율에 따른 결과도 살펴보았다. 그림 11과 같이 부채가 없는 경우(그룹 1)에는 주택가격 상승에 따른 가계소비 반응이 양(+)이었다. 그러나 부채가 있는 경우에는 부채/소득 비율에 따라 주택가격에 대한 가계소비의 반응이 점점 민감해지는 모습이였다. 부채/소득 비율이 50% 이하인 조건(그룹 2)

<sup>§</sup>LTV(Loan to Value Ratio, 주택담보대출비율), DTI(Debt to Income, 총부채상환비율)와 유사한 개념으로 설계하였다.

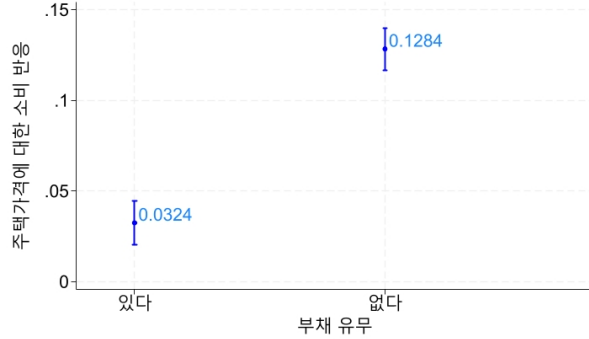


그림 9: 부채유무별 가계소비 반응 I. 이 그림은 부채 유무별 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 3의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure 9: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY DEBT STATUS I. This figure shows the household consumption response to housing prices by debt status. The estimates are based on Model (6) in Table 3. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

부채유무	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj-R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
있음	0.0324	0.0062	5.20	0.000	35,315.17	0.7161	1,080.25	0.00
없음	0.1284	0.0059	21.68	0.000				

표 11: 부채유무별 TSLS 결과 I. 이 표는 표 3의 모형 (6)을 기준으로 부채 유무별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다.

Table 11: TSLS RESULTS BY DEBT STATUS I. This table presents the TSLS estimation results by debt status, based on Model (6) in Table 3. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

에서는 음(-)의 반응이 나타났지만, 해당 비율이 100%를 초과하는 조건(그룹 4~6)에서는 양(+)의 반응이 나타났다. 그리고 부채/소득 비율이 300%를 넘는 조건(그룹 6)에서는 부채가 없는 경우와 거의 비슷한 반응이었다.

부채/자산 비율은 부채와 자산의 크기에 모두 영향을 받는다. 때문에 각 범주별로 자산 및 부채 규모가 어떠한지를 확인할 필요가 있었다. 부채/자산 비율이 낮으면 총자산 규모가 크고 금융부채 규모는 작은 경향이 있었다. 반대로 해당 비율이 높으면 총자산 규모가 작고 금융부채 규모가 컸다. 총자산에

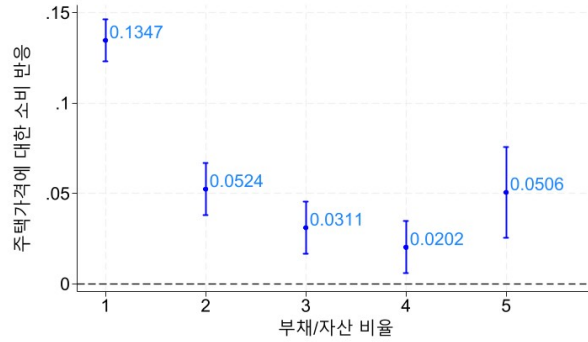


그림 10: 부채/자산 비율별 가계소비 반응. 이 그림은 부채/자산 비율별 그룹에 따른 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 3의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure 10: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY DEBT-TO-ASSET RATIO. This figure shows the household consumption response to housing prices across debt-to-asset ratio groups. The estimates are based on Model (6) in Table 3. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

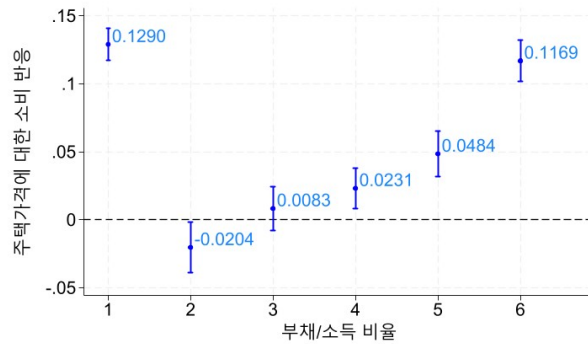


그림 11: 부채/소득 비율별 가계소비 반응. 이 그림은 부채/소득 비율별 그룹에 따른 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 3의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure 11: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY DEBT-TO-INCOME RATIO. This figure shows the household consumption response to housing prices across debt-to-income ratio groups. The estimates are based on Model (6) in Table 3. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

124한국의 주택가격이 가계의 소비에 미치는 영향: 도구변수 방법론을 이용하여

부채유무	주택가격(억원)		월평균소득(만원)		표본크기
	(평균)	(표준편차)	(평균)	(표준편차)	
있음	3.7	3.3	435.5	234.6	75,487
없음	2.7	3.1	296.7	218.3	176,874
전체	3.0	3.2	338.2	232.2	252,361

표 12: 부채유무별 주택가격과 월평균소득. 이 표는 부채 유무별로 평균 주택가격과 월평균 소득이 얼마인지를 표시한 것이다.

Table 12: HOUSING PRICES AND AVERAGE MONTHLY INCOME BY DEBT STATUS. This table reports the average housing prices and average monthly income by debt status.

주택이 포함된다라는 점과 비싼 주택일수록 가계소비의 반응이 낮았던 점을 고려하면, 부채규모가 커질수록 주택가격 변동에 대한 가계소비의 반응이 줄어들음을 간접적으로 확인할 수 있었다.

부채/소득 비율도 부채와 소득의 크기에 모두 영향을 받는다. 그룹별로 평균 연간소득과 평균 금융부채 규모를 살펴본 결과 부채/소득 비율이 낮으면 연간소득 수준이 크고 금융부채 규모가 작았다. 반대로 해당 비율이 높으면 연간소득 수준이 작고 금융부채 규모가 컸다. 연간소득 금액이 클수록 가계소비의 반응이 작았던 점을 감안하면, 이번에는 부채 규모가 늘수록 주택가격에 대한 가계소비가 민감해졌다.

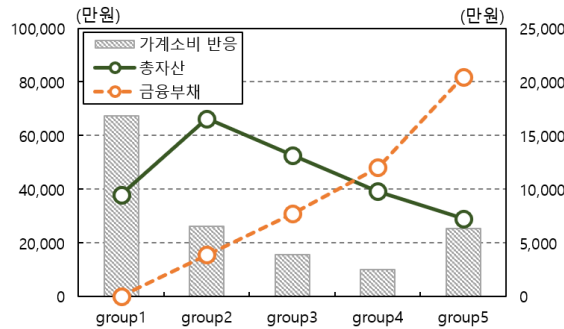


그림 12: 총자산·금융부채·소비반응. 이 그림은 그림 10의 그룹별 가계소비반응과 그룹별 총자산, 금융부채의 평균치를 표시한 것이다. 총자산, 금융부채 크기와 관련된 자세한 결과는 표 28을 참조하기 바란다.

Figure 12: TOTAL ASSETS, FINANCIAL DEBT, AND CONSUMPTION RESPONSE. This figure presents the household consumption responses by group from Figures 10, along with the group-level averages of total assets and financial debt. For detailed results, see Tables 28.

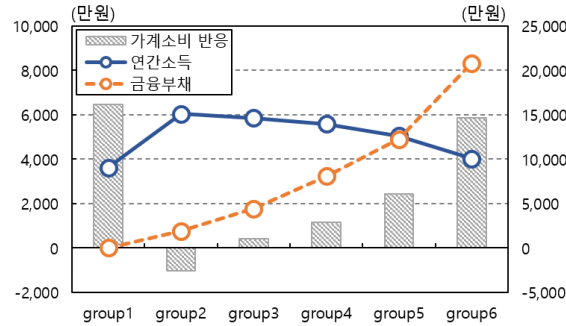


그림 13: 연간소득·금융부채·소비반응. 이 그림은 그림 11의 그룹별 가계소비 반응과 그룹별 연간소득, 금융부채의 평균치를 표시한 것이다. 연간소득, 금융부채 크기와 관련된 자세한 결과는 표 29를 참조하기 바란다.

Figure 13: ANNUAL INCOME, FINANCIAL DEBT, AND CONSUMPTION RESPONSE. This figure presents the household consumption responses by group from Figures 11, along with the group-level averages of annual income, and financial debt. For detailed results, see Tables 29.

부채/자산 비율과 부채/소득 비율에 따른 주택가격 변화에 대한 가계소비의 반응에서 부채의 크기에 따른 반응의 결과가 상반되었다. 때문에 부채규모에 따른 가계소비의 반응이 어떻게 변화할지에 대해서는 선불리 결론을 맺기 어려워 보인다. 현 시점에서 확실히 언급할 수 있는 점은 부채가 없는 조건에서의 가계소비의 반응이 부채가 있는 경우보다 더 크다는 사실이다.

부채와 관련하여 주택담보대출 보유 여부, 이자비용의 크기에 따른 가계소비의 반응을 살펴볼 수도 있다. 그러나 본 연구에서 사용된 주거실태조사 자료에는 이를 파악하기 어려웠다. 해당 조사에서는 이자비용을 직접적으로 묻지는 않았다. 대신 비소비지출에 대한 항목이 있는데 여기에는 이자비용 뿐만 아니라 세금, 사회보험료 등의 지출도 포함되어 있다. 때문에 순수하게 이자비용의 효과를 알아보는 어렵다. 아울러 주택담보대출의 보유 여부 역시 확인이 어려웠다. 금융기관 및 비금융기관의 대출규모에 대한 항목은 있지만, 해당 차입금이 주택담보대출에 따른 것인지에 대한 세부적인 정보는 없었다.

하지만 보유 중인 주택을 차입을 통해 구입한 경우에는, 현재 시점의 부채 유무에 따른 반응이 현저하게 달라질 것으로 보였다. 주택구입 당시 이용한 주택담보대출을 청산했는지 여부에 따라 가계소비 반응은 이질적으로 나타날 것으로 보였다. 그래서 주택 구입 시 차입을 이용한 가구로 대상 집단을 한정하고 부채 유무에 따른 반응을 보았다. 부채를 모두 갚은 가구는 주택가격에 대한 가계소비 반응이 양(+)으로 나타났다. 그러나 잔여 부채가 남아있는 가구

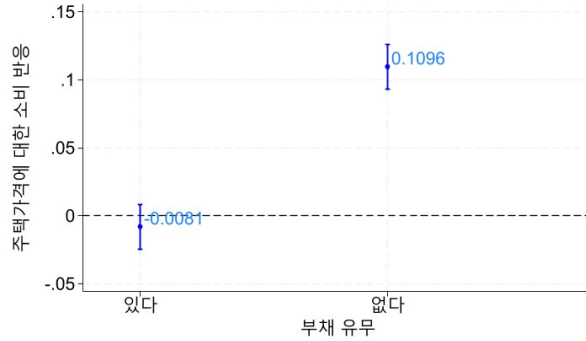


그림 14: 주택구입 시 차입을 이용한 가구의 부채유무별 가계소비 반응. 이 그림은 주택구입 시 차입을 이용한 가구로 대상을 한정했을 때의 부채 유무별 가계소비 반응이다. 표 3의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure 14: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY DEBT STATUS FOR HOUSEHOLDS USING BORROWING. This figure shows the household consumption response to housing prices by debt status, restricting the sample to households that purchased housing through borrowing. The estimates are based on Model (6) in Table 3. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

부채유무	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj. R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
있음	-0.0081	0.0084	-0.96	0.337	21,138.83	0.7400	1,127.03	0.00
없음	0.1096	0.0084	13.06	0.000				

표 13: 주택구입 시 차입을 이용한 가구의 부채유무별 TSLS 결과. 이 표는 표 11의 대상을 차입을 통해 주택을 구입한 경우로 한정했을 때의 TSLS 결과이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 그룹별 평균 값이 이질적인지를 나타낸다.

Table 13: TSLS RESULTS BY DEBT STATUS FOR HOUSEHOLDS USING BORROWING. This table presents the TSLS estimation results from Table 11 when the sample is restricted to households that purchased housing through borrowing. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

에서는 가계소비에 유의한 반응이 없었다. 따라서 주택구입 시 차입을 이용한 가구가 부채를 모두 청산했다고 가정했을 때, 주택가격 변화의 가계소비 반응이 양(+)의 방향으로 나타난다고 할 수 있겠다.

부채유무	주택가격(억원)		월평균소득(만원)		표본크기
	(평균)	(표준편차)	(평균)	(표준편차)	
있음	3.8	3.3	443.5	225.5	64,578
없음	2.5	3.1	273.1	217.5	76,681
전체	3.1	3.3	351.0	237.0	141,259

표 14: 주택구입 시 차입을 이용한 가구의 부채유무별 주택가격과 월평균소득. 이 표는 표 12에서의 대상을 차입을 통해 주택을 구입한 경우로 한정했을 때의 결과이다. 마찬가지로 부채 유무별 평균 주택가격 및 월평균 소득을 표시하였다.

Table 14: HOUSING PRICES AND AVERAGE MONTHLY INCOME BY DEBT STATUS FOR HOUSEHOLDS USING BORROWING. This table reports the results from Table 12 when the sample is restricted to households that purchased housing through borrowing. It presents the average housing prices and average monthly income by debt status.

### 4.3. 강건성 분석

#### 4.3.1. 도구변수를 달리 구성할 경우

주택가격에 대한 도구변수로 주택의 연식만을 활용한 경우에도 결과는 유효했다. 가구별 및 지역별 통제변수와 고정효과는 기존과 동일하게 두었다. 분석 결과, 회귀계수( $\beta_1$ )는 0.1651이었으며 도구변수가 두 개인 경우(0.1058) 보다 가계소비에 대한 반응이 더 컸다. 선행연구에서 제시된 값(0.01~0.18)과 크게 다르지 않았다. 마찬가지로 주택가격별 가계소비 반응, 가계의 소득수준별 반응, 부채 유무별 반응도 살펴보았다. 해당 결과들도 도구변수가 두 개인 경우와 유사하였다. 이에 대한 세부적인 설명은 부록 5에서 다루어 보겠다.

#### 4.3.2. 통제변수 및 고정효과를 달리 구성할 경우

주택에 대한 도구변수를 기존과 같이 주택의 연식과 침실 수로 두되, 연도×지역에 대한 교차 고정효과를 도입한 경우도 살펴보았다. 이 경우에도 결과가 유의하였다. 주택가격에 대한 소비의 반응은 0.1048로 기존의 결과(0.1058)와 비슷했다. 다만, 교차 고정효과는 지역경제 관련 통제변수(GDP, 소비자물가, 실업률 등)와 지역만을 고려한 고정효과에 대해 co-linearity 관계가 생겼다. 따라서 교차 고정효과를 도입한 경우에는 지역 관련 통제변수와 지역 고정효과를 제외시켜야 했다. 주택가격별 소비 반응, 가계의 소득수준별 반응, 부채 유무별 반응은 기존 결과와 유사하였다. 이에 대한 세부설명도 부록 5에서 자세히 다루어 보겠다.

Consumption			
Housing Price (standard errors)	0.0892 (0.0016)	0.1058 (0.0059)	0.1651 (0.0061)
Significance	99%	99%	99%
	(1)	(2)	(3)
Method	OLS	TSLs(age, room)	TSLs(age)
Observation	252,361	252,361	252,361
Controls			
- Individual Household	Y	Y	Y
- Regional Economy	Y	Y	Y
- Fixed Effect (year)	Y	Y	Y
- Fixed Effect (reg.)	Y	Y	Y
F-stat	40,726.46	40,102.75	40,198.92
Adj. R <sup>2</sup>	0.7178	0.7148	0.7153

표 15: 도구변수를 달리 구성한 경우의 가계소비 반응. 이 표는 도구변수를 주택의 연식과 침실 수 모두를 고려한 경우(2)와 주택의 연식만 고려한 경우(3)의 TSLs 결과를 나타낸다. 통제변수와 고정효과 조건은 표 3의 모형 (6)과 동일하다.

Table 15: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE UNDER ALTERNATIVE INSTRUMENTAL VARIABLE SPECIFICATIONS. This table presents the TSLs estimation results using different instrumental variable specifications. The set of control variables and fixed effects is identical to Model (6) in Table 3.

Consumption				
Housing Price (standard errors)	0.0892 (0.0016)	0.0881 (0.0016)	0.1058 (0.0059)	0.1048 (0.0058)
Significance	99%	99%	99%	99%
	(1)	(2)	(3)	(4)
Method	OLS	OLS	TSLs(age, room)	TSLs(age, room)
Observation	252,361	252,361	252,361	252,361
Controls				
- Individual Household	Y	Y	Y	Y
- Regional Economy	Y	N	Y	N
- Fixed Effect (year)	Y	Y	Y	Y
- Fixed Effect (reg.)	Y	N	Y	N
- Fixed Effect (year × reg.)	N	Y	N	Y
F-stat	40,726.46	52,225.02	40,102.75	51,447.16
Adj. R <sup>2</sup>	0.7178	0.7215	0.7148	0.7186

표 16: 통제변수 및 고정효과를 달리 구성한 경우의 가계소비 반응. 이 표는 연도와 지역의 교차 고정효과를 도입한 경우(2, 4)의 결과를 나타낸다. collinearity 문제로 지역 관련 통제변수와 지역 고정효과는 제외하였다.

Table 16: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE UNDER ALTERNATIVE CONTROL VARIABLES AND FIXED EFFECTS. This table presents the OLS and TSLs results when year-by-region interaction fixed effects are included (Columns 2 and 4). Region-related controls and fixed effects are excluded due to collinearity.

## 5. 결론

본 연구에서는 Graham and Makridis (2023)의 연구를 참고하여 주택특성을 도구변수로 두고 한국의 주택가격이 가계소비에 미치는 영향을 분석하였다. 주택특성은 주택가격과는 밀접하지만 가계소비에는 영향을 거의 미치지 않는다. 이러한 성질을 바탕으로 본 연구에서는 주택특성을 도구변수로 도입하여 주택가격과 가계소비의 내생성을 제거하였다. 실증분석 결과 한국의 경우에도 주택특성을 활용한 모형이 잘 적용되었으며, 단위당 주택가격이 상승하면 가계소비(주거관리비 제외)는 늘어난다는 점도 확인했다. 아울러 주택가격이 비쌀수록, 가계의 소득수준이 높을수록 주택가격이 가계소비에 미치는 반응은 체감하였다. 특히 주택가격이 2억 원이 넘는 조건에서는 주택가격이 상승할수록 오히려 가계소비가 축소되는 모습도 확인하였다.

주택가격과 가계의 소득수준에 따라 주택가격 변화에 대한 가계소비의 반응이 점점 체감한다는 연구결과는 국내 부동산 정책 수립 과정에 큰 시사점을 줄 수 있을 것으로 기대한다. 주택가격이 저렴하거나 소득수준이 낮은 지역에서 주택가격이 상승하면 가계소비가 늘어 해당 지역의 경제를 활성화시킬 수 있다. 그러나 고가주택이 많은 지역에서는 주택가격이 상승하면 가계소비가 오히려 위축될 수 있는데, 이는 부동산 시장의 과열은 해당 지역의 경제를 침체시킬 수도 있음을 의미한다. 따라서 국내 부동산 정책은 국토의 균형발전에 초점을 맞추되, 지역소득이 낮거나 주택가격이 저렴한 지역의 정주여건을 정비하는 등의 방향으로 정책을 수립하는 것이 바람직할 것으로 생각한다.

한편 이번 연구에서는 단순횡단면 수준의 분석만을 수행하였다. 주거실태조사가 연 단위로 실시되는 데다 2017년에서야 매년 실시로 전환되었기에 시계열 분석을 실시하기에는 표본이 충분치 않았다. 아울러 개인정보 보호조치로 가구별 ID 식별이 불가능하여 가구별 주택가격의 변화를 추적할 수도 없었다. 또한 지리적인 분석도 17개 광역시도 수준까지만 수행할 수 있었기에 서울특별시 내 구 단위에서의 분석, 수도권 내 세부 지역별 분석 등을 수행할 수 없었다. 이러한 점이 보완된다면 후속 연구에서는 보다 면밀한 분석이 가능해질 것으로 기대한다.

### 참고문헌

강종구 (2017). “가계부채가 소비와 경제성장에 미치는 영향 – 유량효과와 저장효과 분석,” *한국은행 경제연구원 경제분석* 23, 28–57.

(Translated in English) Kang, Jong Ku (2017). “The Effects of Household Debt on Consumption and Economic Growth - Flow Effect and Stock Effect,” *Economic Analysis* 23, 28–57.

김용선 · 전봉걸 (2020). “가계부채와 소비간의 관계에 대한 연구 – 가계부채의 소비제약 임계수준을 중심으로,” *금융감독연구* 7, 222–244.

(Translated in English) Kim, Y. S. and Chun, B. G. (2020). “A Study on Relationship of Household Debt and Consumption,” *Journal of Financial Regulation and Supervision* 7, 222–244.

국토교통부 (2024). “주거실태조사 통계정보보고서.”

(Translated in English) Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2024). “User Guide to Statistics: Survey on Residential Conditions [author’s translation].”

박철범 (2019). “주택가격 변화가 소비에 영향을 미치는 경로에 대한 고찰 - 한국의 패널 데이터 분석,” *한국경제의 분석* 25, 93–124.

(Translated in English) Park, Cheolbeom (2019). “Through Which Channel do House Price Changes Affect Consumption? : Evidence from Panel Data in South Korea,” *Journal of Korean Economic Analysis (JKEA)* 25, 93–124.

안소영 (2025). “脫서울에도 교육 목적 서울 전입은 2년 연속 역대 ‘최대,’” *조선비즈* 2025년 4월 19일.

(Translated in English) Ahn, So Young (2025). “In-Migration to Seoul for Educational Purposes Reaches a Record High for the Second Consecutive Year Despite Out-Migration Trends [author’s translation],” *Chosun Biz* April 19th, 2025.

이강 · 최근희 (2016). “헤도닉 가격모형을 활용한 주택가격 결정요인에 관한 연구: 서울 이촌동 지역을 중심으로,” *도시행정학회 학술대회 발표집* 317–333.

(Translated in English) Lee, G. and Chio, K. (2016). "A Study on the Determinants of Housing Prices Using a Hedonic Price Model: The Case of Ichon-dong, Seoul [author's translation]," *Proceedings of the Annual Meeting of Korean Urban Management Association* 317-333.

이영수 (2010). "주택가격과 전세가격 - VECM 분석," *부동산학연구* 16, 21-32.

(Translated in English) Lee, Young Soo (2010). "Houseing Price and Chonsei Price: VECM Analysis," *Journal of the Korea Real Estate Analysis Association* 16, 21-32.

이준희 · 송준혁 (2024). "소비의 주택가격 탄력성 - 이질적 가계모형을 중심으로," *통계연구* 29, 66-85.

(Translated in English) Lee, J. H. and Song, J. H. (2024). "House Price Elasticity of Consumption: Based on Heterogeneous Household Model," *Journal of the Korean Official Statistics (JKOS)* 29, 66-85.

정용찬 · 김정훈 · 현창택 · 이상훈 (2022). "노후 장기공공임대주택의 경과 연수별 유지관리비 분석 및 예측 모형," *한국건설관리학회 논문집(KJCEM)* 23, 83-94.

(Translated in English) Jung, Y. C., Jin, Z. X., Hyun, C. T. and Lee S. H. (2022). "The Analysis and Forecasting Model for Maintenance Costs Considering Elapsed Years of Old Long-Term Public Rental Housing," *Korean Journal of Construction Engineering and Management (KJCEM)* 23, 83-94.

조갑제 (2015). "한국의 주택가격이 소비에 미치는 영향," *지역발전연구* 24, 163-182.

(Translated in English) Jo, Gab-Je (2015). "The Effects of House Price on Household Consumption in Korea," *Journal of Regional Studies and Development (JRSD)* 24, 163-182.

조갑제 (2016). "주택가격과 가계부채가 소비에 미치는 영향," *한국경제학보* 23, 241-268.

(Translated in English) Jo, Gab-Je (2016). "The Effects of House Price and Household Debt on Consumption," *The Korean Journal of Economics* 23, 241-268.

132 한국의 주택가격이 가계의 소비에 미치는 영향: 도구변수 방법론을 이용하여

최요철·김은영 (2007). “가계소비의 자산효과 분석과 시사점,” 한국은행 조사 통계월보 2007년 10월, 23-53.

(Translated in English) Choi, Y. C. and Kim, E. Y. (2007). “An Analysis of the Wealth Effect on Household Consumption and Its Implications [author’s translation],” *Bank of Korea Monthly Statistical Bulletin* October 2007, 23-53.

한국감정원 부동산연구원 (2008). “주택가격예측모형 연구,” 정책연 2008-3.

(Translated in English) Korea Real Estate Board (2008). “A Study on Housing Price Prediction Models [author’s translation],” 2008-3.

함종영·손재영 (2012). “주택가격과 정책 간의 인과관계 분석 - 정책변수의 외생성을 중심으로,” *주택연구* 20, 27-45.

(Translated in English) Ham, J. Y. and Son, J. Y. (2012). “Causality between Housing Price and Policy: Is Housing Policy Exogenous?,” *Housing Studies* 20, 27-45.

홍기석 (2012). “주택가격의 변동과 자산 가격 결정 모형 - 서울 지역 아파트 가격 자료의 분석,” *사회과학연구논총* 28, 5-41.

(Translated in English) Hong, Kiseok (2012). “Housing Price and the CAPM: An Analysis of Korea’s Condominium Price,” *Journal of Korean Economic Analysis (JKEA)* 28, 5-41.

Berger, D., V. Guerrieri, G. Lorenzoni and J. Vavra (2018). “House prices and consumer spending,” *Review of Economic Studies* 85, 1502-1542.

Bostic, R., S. Gabriel and G. Painter (2009). “Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data,” *Regional Science and Urban Economics* 39, 79-89.

Buiter, W.H. (2010). “Housing wealth isn’t wealth,” *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* 4, 1-29.

Cloyne, J., K. Huber, E. Ilzerzki and H. Kleven (2019). “The effect of house prices on household borrowing: A new approach,” *American Economic Review* 109, 2104-2136.

- Graham, J. and C.A. Makridis (2023). “House prices and consumption: A new instrumental variables approach,” *American Economic Journal: Macroeconomics* 15, 411–443.
- Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin and H. Swift (2020). “Bartik instruments: What, when, why, and how,” *American Economic Review* 110, 2586–2624.
- Kaplan, G. and G.L. Violante (2014). “A model of the consumption response to fiscal stimulus payments,” *Econometrica* 82, 1199–1239.
- Mian, A., K. Rao and A. Sufi (2013). “Household balance sheets, consumption, and the economic slump,” *Quarterly Journal of Economics* 128, 1687–1726.
- Rosen, S. (1974). “Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition,” *Journal of Political Economy* 82, 34–55.

Appendix A. 도구변수 모형의 1단계 회귀분석 등 결과

	(3)	(4)	(5)	(6)
주택연식 (standard errors)	-0.1356 (0.0007)	-0.1175 (0.0005)	-0.0706 (0.0005)	-0.0706 (0.0005)
침실 수 (standard errors)	+0.1415 (0.0025)	+0.0912 (0.0018)	-0.0612 (0.0016)	-0.0611 (0.0016)
Significance	99%	99%	99%	99%
Controls				
- Individual Household	N	N	Y	Y
- Regional Economy	N	N	N	Y
- Fixed Effect (year)	N	Y	Y	Y
- Fixed Effect (reg.)	N	Y	Y	Y
F-stat	22,534.74	12,468.15	15,204.56	14,042.69
Adj. R <sup>2</sup>	0.1515	0.5623	0.6844	0.6845
Observation	252,361	252,361	252,361	252,361

표 A.1: 도구변수 모형의 1단계 회귀분석(주택특성과 주택가격의 관계) 결과. 이 표는 표 3의 TSLs 모형 (3)–(6)의 1단계 회귀결과를 나타낸다. 각 계수는 주택특성이 주택가격에 미치는 영향을 보여준다.

Table A.1: FIRST-STAGE REGRESSION RESULTS OF THE IV MODEL. This table reports the first-stage results from TSLs Models (3)–(6) in Table 3. The coefficients capture the effect of housing characteristics on housing prices.

	(3)	(4)	(5)	(6)
주택연식 (standard errors)	-0.1097 (0.0006)	-0.1057 (0.0006)	-0.0109 (0.0004)	-0.0108 (0.0004)
침실 수 (standard errors)	+0.2996 (0.0022)	+0.2812 (0.0021)	+0.0455 (0.0014)	+0.0454 (0.0014)
Significance	99%	99%	99%	99%
Controls				
- Individual Household	N	N	Y	Y
- Regional Economy	N	N	N	Y
- Fixed Effect (year)	N	Y	Y	Y
- Fixed Effect (reg.)	N	Y	Y	Y
F-stat	30,279.90	28,723.56	47,076.17	37,746.65
Adj. R <sup>2</sup>	0.1935	0.2509	0.7160	0.7165
Observation	252,361	252,361	252,361	252,361

표 A.2: 도구변수 모형의 Reduced Form(주택특성과 가계소비의 관계) 결과. 이 표는 표 3의 TSLs 모형 (3)–(6)의 Reduced Form 결과를 나타낸다. 각 계수는 주택특성이 가계소비에 미치는 영향을 보여준다.

Table A.2: REDUCED-FORM RESULTS OF THE IV MODEL. This table reports the reduced-form results from TSLs Models (3)–(6) in Table 3. The coefficients capture the effect of housing characteristics on household consumption.

Appendix B. 강건성(Robustness) 분석 상세 결과

B.1. 도구변수를 달리 구성할 경우

$$\ln C_{i,g,t} = \beta_1 \ln \hat{P}_{i,g,t} + \beta_2 x_{i,t} + \beta_3 y_{g,t} + \alpha_g + \alpha_t + u_{i,g,t} \quad (7)$$

$$\ln P_{i,g,t} = \gamma_1 \ln Z_{i,g,t}^1 + \gamma_2 x_{i,t} + \gamma_3 y_{g,t} + \delta_g + \delta_t + v_{i,g,t} \quad (8)$$

$$\text{Cov}(Z_{i,g,t}^1, u_{i,g,t} | x_{i,t}, y_{g,t}, \alpha_g, \alpha_t) = 0 \quad (9)$$

도구변수를 주택의 연식( $Z_{i,g,t}^1$ )으로만 구성하였을 때, 모든 통제변수와 고정효과를 고려한 경우의 주택가격에 대한 가계소비의 반응은 0.1651이었다. 이는 단위(m<sup>2</sup>)당 주택가격이 10% 상승하면 가계의 소비도 약 1.65% 증가함을 의미한다. 이 수치는 기존 연구결과(0.01~0.18)와 크게 다르지 않았다.

앞서 살펴본 것과 같이 주택가격별, 가계의 소득수준별, 부채 유무별로 주택가격 상승에 따른 가계소비의 반응을 살펴보았다. 도구변수를 하나만 사용한 경우에도 두 개를 사용한 결과와 유사하게 나타났다. 주택가격이 비쌀수록 주택가격 상승에 대한 가계소비의 반응은 체감하였으며, 일부 조건 하에서는 오히려 소비가 줄어드는 모습도 보였다. 마찬가지로 가구 소득이 높을수록 주

Consumption						
Housing Price (SE)	0.3941 (0.0016)	0.0892 (0.0016)	0.8707 (0.0044)	0.9753 (0.0051)	0.1658 (0.0061)	0.1651 (0.0061)
Significance	99%	99%	99%	99%	99%	99%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Method	OLS	OLS	TSLs	TSLs	TSLs	TSLs
Observation	252,361	252,361	252,361	252,361	252,361	252,361
Controls						
- Individual Household	N	Y	N	N	Y	Y
- Regional Economy	N	Y	N	N	N	Y
- Fixed Effect (year)	N	Y	N	Y	Y	Y
- Fixed Effect (reg.)	N	Y	N	Y	Y	Y
F-stat	60,642.31	40,726.46	38,726.27	37,047.41	51,045.54	40,198.92
Adj. R <sup>2</sup>	0.1937	0.7178	0.1330	0.1981	0.7148	0.7153

표 B.1: 도구변수를 주택연식으로만 구성했을 때의 결과. 이 표는 도구변수를 주택의 연식으로만 구성했을 때의 주택가격 변화에 대한 가계소비의 반응이다. 각 조건은 표 3의 경우와 동일하다.

Table B.1: RESULTS USING HOUSING AGE AS THE SOLE INSTRUMENT. This table presents the response of household consumption to changes in housing prices when the instrumental variable is constructed solely using housing age. All other specifications are identical to those in Table 3.

주택가격에 대한 소비에 대한 반응은 점차 줄었으며, 부채를 보유한 가구는 그렇지 않은 경우에 비해 소비에 대한 반응이 작았다.

### B.1.1. 주택가격별 가계소비 반응

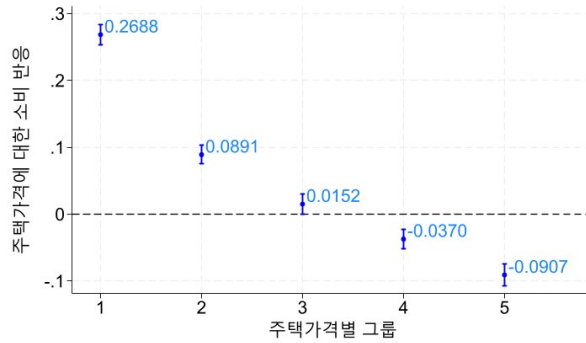


그림 B.1: 주택가격별 가계소비 반응 II. 이 그림은 주택가격별 그룹에 따른 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 19의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure B.1: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY HOUSING PRICE II. This figure shows the household consumption response to housing prices across housing price groups. The estimates are based on Model (6) in Table 19. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

그룹	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj-R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
group1	0.2688	0.0077	35.00	0.000	26,548.95	0.7225	751.50	0.00
group2	0.0891	0.0071	12.53	0.000				
group3	0.0152	0.0076	2.01	0.044				
group4	-0.0370	0.0075	-4.93	0.000				
group5	-0.0907	0.0082	-11.06	0.000				

표 B.2: 주택가격 그룹별 TSLS 결과 II. 이 표는 표 19의 모형 (6)을 기준으로 주택가격 그룹별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다.

Table B.2: TSLS RESULTS BY HOUSING PRICE GROUP II. This table presents the TSLS estimation results by housing price group, based on Model (6) in Table 19. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

B.1.2. 연간 소득금액별 가계소비 반응

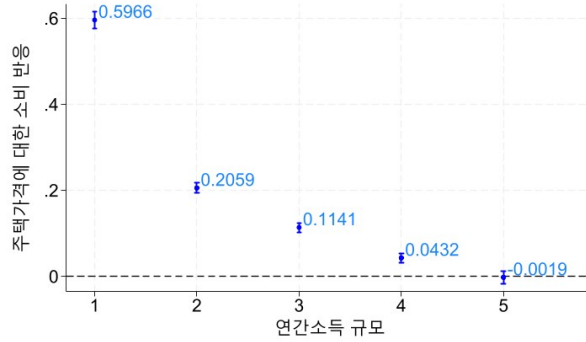


그림 B.2: 연간 소득금액별 가계소비 반응 II. 이 그림은 연간 소득금액별 그룹에 따른 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 19의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure B.2: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY ANNUAL INCOME II. This figure shows the household consumption response to housing prices across annual income groups. The estimates are based on Model (6) in Table 19. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

그룹	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj-R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
group1	0.5966	0.0097	61.22	0.000	34,538.75	0.7707	1,425.06	0.00
group2	0.2059	0.0061	33.53	0.000				
group3	0.1141	0.0056	20.44	0.000				
group4	0.0432	0.0058	7.51	0.000				
group5	-0.0019	0.0075	-0.26	0.795				

표 B.3: 연간 소득금액별 TSLS 결과 II. 이 표는 표 19의 모형 (6)을 기준으로 연간 소득금액 그룹별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다.

Table B.3: TSLS RESULTS BY ANNUAL INCOME GROUP II. This table presents the TSLS estimation results by annual income group, based on Model (6) in Table 19. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

### B.1.3. 부채 유무별 가계소비 반응

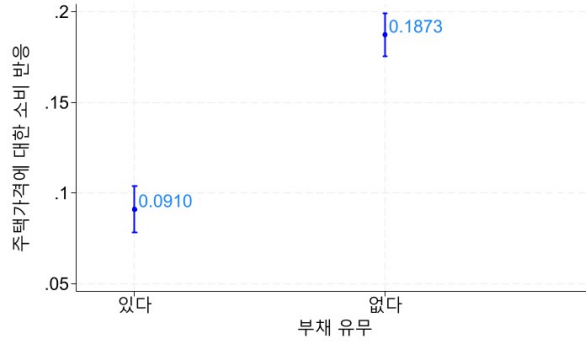


그림 B.3: 부채 유무별 가계소비 반응 II. 주: 이 그림은 부채 유무별 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 19의 모형 (6)을 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure B.3: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY DEBT STATUS II. This figure shows the household consumption response to housing prices by debt status. The estimates are based on Model (6) in Table 19. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

부채유무	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj-R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
있음	0.0910	0.0064	14.14	0.000	35,398.47	0.7165	1,084.82	0.00
없음	0.1873	0.0061	30.64	0.000				

표 B.4: 부채유무별 TSLS 결과 II. 이 표는 표 19의 모형 (6)을 기준으로 부채 유무별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다.

Table B.4: TSLS RESULTS BY DEBT STATUS II. This table presents the TSLS estimation results by debt status, based on Model (6) in Table 19. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

B.2 통제변수 및 고정효과를 달리 구성할 경우

$$\ln C_{i,g,t} = \beta_1 \ln \hat{P}_{i,g,t} + \beta_2 x_{i,t} + \alpha_t + \alpha_t \times \alpha_g + u_{i,g,t} \quad (10)$$

$$\ln P_{i,g,t} = \gamma_1^1 \ln Z_{i,g,t}^1 + \gamma_1^2 \ln Z_{i,g,t}^2 + \gamma_2 x_{i,t} + \delta_t + \delta_t \times \delta_g + v_{i,g,t} \quad (11)$$

$$\text{Cov}(Z_{i,g,t}^j, u_{i,g,t} | x_{i,t}, \alpha_t, \alpha_t \times \alpha_g) = 0 \quad (j = 1, 2) \quad (12)$$

통제변수를 가구별 변수( $x_{i,t}$ )로만 두고 고정효과를 연도별 고정효과( $\alpha_t$ )와 연도×지역의 교차 고정효과( $\alpha_t \times \alpha_g$ )로 구성하였다. 도구변수는 본문의 경우와 동일하게 주택의 연식( $Z_{i,g,t}^1$ )과 침실 수( $Z_{i,g,t}^2$ )로 두었다. TSLS 추정 결과 0.1048의 값이 도출되었는데, 기존의 통제변수와 고정효과로 구성한 경우의 결과(0.1058)와 유사하였다.<sup>¶</sup>

마찬가지로 주택가격별, 가계의 소득수준별, 부채 유무별로도 반응을 살펴봤는데 결과가 유사하였다. 주택가격의 수준에 따른 가계소비의 반응은 점차 줄어들었고, 일부 구간의 경우에는 음(-)의 반응이 나타나기도 했다. 그리고 가구 소득이 양호할수록 가계소비 반응은 체감하였으며, 부채를 보유한 가구는 그렇지 않은 경우에 비해 소비 반응이 민감하지 않았다.

---

<sup>¶</sup>연도×지역에 대한 교차 고정효과를 두는 경우 co-linearity 문제로 지역경제 관련 통제변수( $y_{g,t}$ )와 지역 고정효과( $\alpha_g$ )가 유효하지 않았다.

### B.2.1. 주택가격별 가계소비 반응

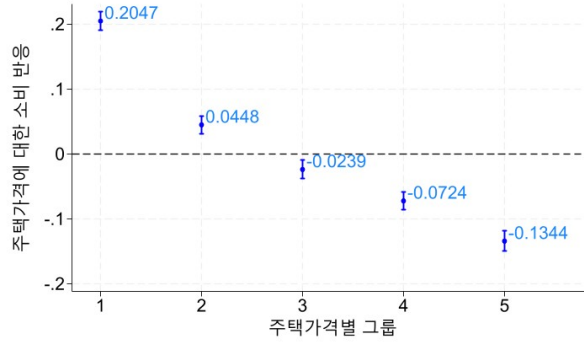


그림 B.4: 주택가격별 가계소비 반응Ⅲ. 이 그림은 주택가격별 그룹에 따른 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 16의 모형 (4)를 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure B.4: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY HOUSING PRICE Ⅲ. This figure shows the household consumption response to housing prices across housing price groups. The estimates are based on Model (4) in Table 16. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

그룹	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj. R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
group1	0.2047	0.0073	27.91	0.000				
group2	0.0448	0.0068	6.61	0.000				
group3	-0.0239	0.0073	-3.30	0.001	30,869.26	0.7255	644.15	0.00
group4	-0.0724	0.0072	-10.04	0.000				
group5	-0.1344	0.0080	-16.83	0.000				

표 B.5: 주택가격 그룹별 TSLS 결과Ⅲ. 이 표는 표 16의 모형 (4)를 기준으로 주택가격 그룹별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다.

Table B.5: TSLS RESULTS BY HOUSING PRICE GROUP Ⅲ. This table presents the TSLS estimation results by housing price group, based on Model (4) in Table 16. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

B.2.2 연간 소득금액별 가계소비 반응

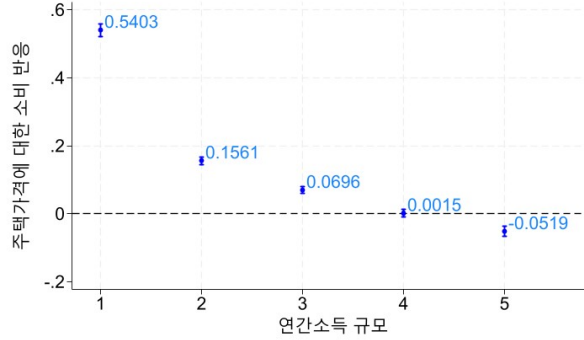


그림 B.5: 연간 소득금액별 가계소비 반응Ⅲ. 이 그림은 연간 소득금액별 그룹에 따른 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 16의 모형 (4)를 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure B.5: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY ANNUAL INCOME Ⅲ. This figure shows the household consumption response to housing prices across annual income groups. The estimates are based on Model (4) in Table 16. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

그룹	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj. R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
group1	0.5403	0.0096	56.16	0.000				
group2	0.1561	0.0059	26.28	0.000				
group3	0.0696	0.0054	12.92	0.000	40,179.59	0.7733	1,355.17	0.00
group4	0.0015	0.0055	0.27	0.789				
group5	-0.0519	0.0072	-7.18	0.000				

표 B.6: 연간 소득금액별 TSLS 결과Ⅲ. 이 표는 표 16의 모형 (4)를 기준으로 연간 소득금액 그룹별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다.

Table B.6: TSLS RESULTS BY ANNUAL INCOME GROUP Ⅲ. This table presents the TSLS estimation results by annual income group, based on Model (4) in Table 16. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

### B.2.3. 부채 유무별 가계소비 반응

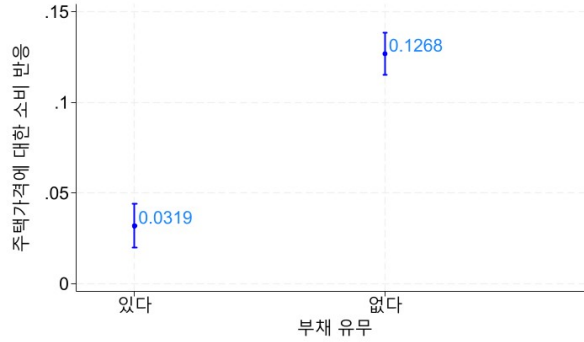


그림 B.6: 부채 유무별 가계소비 반응Ⅲ. 이 그림은 부채 유무별 주택가격에 대한 가계소비 반응을 나타낸 것이다. 표 16의 모형 (4)를 기준으로 산정하였다. 실선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

Figure B.6: HOUSEHOLD CONSUMPTION RESPONSE BY DEBT STATUS Ⅲ. This figure shows the household consumption response to housing prices by debt status. The estimates are based on Model (4) in Table 16. The solid lines represent the 95% confidence intervals around the estimates.

부채유무	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj. R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
있음	0.0319	0.0062	5.14	0.000	43,811.50	0.7199	1,076.79	0.00
없음	0.1268	0.0059	21.54	0.000				

표 B.7: 부채유무별 TSLS 결과Ⅲ. 이 표는 표 16의 모형 (4)를 기준으로 부채 유무별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다.

Table B.7: TSLS RESULTS BY DEBT STATUS Ⅲ. This table presents the TSLS estimation results by debt status, based on Model (4) in Table 16. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups.

## Appendix C. 부채규모에 따른 가계소비의 반응

### C.1. 부채/자산 비율별 가계소비 반응

먼저 가구별 부채/자산 비율을 산정하고 범주화 하여, 범주별 조건 하에서 주택가격에 대한 가계소비의 반응이 어떠한지를 알아보겠다. 가구별 부채는 조사시점 현재 각 가구가 보유하고 있는 금융부채를 의미한다. 여기에는 금융기관 및 비금융기관으로부터 대출받은 부채만이 포함되어 있으며 부동산 소유자로서 받는 임대보증금은 제외되어 있다. 가구별 자산은 조사시점 현재 각 가구가 소유한 총자산을 의미한다. 총자산에는 주택을 포함한 부동산 자산, 금융자산, 그 외의 기타자산이 모두 포함되어 있다. 가구별 부채/자산 비율은 가구별 금융부채를 가구별 총자산으로 나누어 구하였으며, 표본크기 등을 고려하여 일정비율 구간으로 범주화하였다.

부채/자산 비율에 따른 확인 결과, 부채가 없는 경우(그룹 1)에는 주택가격 상승에 따른 가계소비 반응이 0.1347로 나타났다. 그러나 부채가 있는 경우에는 부채/자산 비율이 50%가 되는 조건(그룹 2~4)까지는 주택가격에 대한 가계소비의 반응이 점점 줄어들었다. 그러나 해당 비율이 50%를 초과하는 그룹 5의 조건에서는 그룹 2의 조건과 비슷한 크기의 반응이 나타났다.

부채/자산 비율에 따른 범주별로 자산 규모와 부채 규모도 확인하였다. 그룹별 총자산 규모 평균치와 금융부채 규모의 평균치를 살핀 결과 부채/자산 비율이 낮은 경우에는 총자산 규모가 크고 금융부채 규모가 작은 경향임을 확

부채유무	그룹	표본수	부채/자산 비율
없음	group1	186,429	0%
	group2	13,770	(0%, 10%]
있음	group3	18,894	(10%, 20%]
	group4	28,327	(20%, 50%]
	group5	4,911	(50%, ∞)

표 C.1: 부채/자산 비율 구분 기준. 이 표는 부채/자산의 비율 그룹을 어떤 기준을 이용하여 구분하였는지를 설명한 것이다. 비율은 LTV(Loan to Value Ratio, 주택담보 대출비율)과 유사한 개념으로 설계하였다.

Table C.1: CLASSIFICATION CRITERIA FOR DEBT-TO-ASSET RATIO. This table describes the criteria used to classify the debt-to-asset ratio groups. The ratio is designed to be conceptually similar to the Loan-to-Value (LTV) ratio.

그룹	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj. R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
group1	0.1347	0.0060	22.54	0.000				
group2	0.0524	0.0074	7.06	0.000				
group3	0.0311	0.0074	4.18	0.000	25,666.50	0.7160	249.90	0.00
group4	0.0202	0.0073	2.76	0.006				
group5	0.0506	0.0127	3.98	0.000				

표 C.2: 부채/자산 비율별 TSLS 결과. 이 표는 표 3의 모형 (6)을 기준으로 부채/자산 비율별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다. 시각 자료는 그림 10을 참조하기 바란다.

Table C.2: TSLS RESULTS BY DEBT-TO-ASSET RATIO. This table presents the TSLS estimation results by debt-to-asset ratio group, based on Model (6) in Table 3. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups. For visual representation, see Figure 10.

인하였다. 반대로 해당 비율이 높은 경우에는 총자산 규모가 작고 금융부채 규모가 컸음을 확인하였다. 고가의 주택일수록 주택가격 변동에 대한 가계 소비의 반응이 낮았던 점을 감안하면, 부채규모가 늘어날수록 주택가격 변동에 대한 가계 소비의 반응이 줄어든다고 할 수 있겠다.

부채유무	그룹	총자산(만원)		금융부채(만원)		표본개수
		(평균)	(표준편차)	(평균)	(표준편차)	
없음	group1	37,900.5	43,124.1	-	-	186,429
	group2	66,318.2	64,399.2	3,856.8	4,094.5	13,770
있음	group3	52,646.0	45,196.0	7,689.0	6,707.8	18,894
	group4	39,180.4	33,531.3	12,023.2	10,929.7	28,327
	group5	28,947.1	28,112.8	20,464.5	23,616.9	4,911

표 C.3: 부채/자산 비율별 총자산 및 금융부채 크기. 이 표는 부채/자산의 비율별로 총자산과 금융부채의 평균과 표준편차를 나타낸 것이다.

Table C.3: TOTAL ASSETS AND FINANCIAL DEBT BY DEBT-TO-ASSET RATIO. This table reports the mean and standard deviation of total assets and financial debt by debt-to-asset ratio group.

부채유무	그룹	표본수	부채/소득 비율
없음	group1	185,896	0%
	group2	8,447	(0%, 50%]
	group3	13,264	(50%, 100%]
	group4	21,082	(100%, 200%]
	group5	11,330	(200%, 300%]
	group6	12,312	(300%, ∞)

표 C.4: 부채/소득 비율 구분 기준. 이 표는 부채/소득의 비율 그룹을 어떤 기준을 이용하여 구분하였는지를 설명한 것이다. 비율은 DTI(Debt to Income, 총부채상환비율)과 유사한 개념으로 설계하였다.

Table C.4: CLASSIFICATION CRITERIA FOR DEBT-TO-INCOME RATIO. This table describes the criteria used to classify the debt-to-income ratio groups. The ratio is designed to be conceptually similar to the Debt-to-Income (DTI).

### C.2. 부채/소득 비율별 가계소비 반응

다음으로 가구별 부채/소득 비율을 산정하고 범주화하여 각 범주별로 주택가격에 대한 가계소비의 반응을 살펴보겠다. 가구별 부채는 방금 전 부채/자산 비율에 언급한 금융부채를 의미한다. 가구별 소득은 ‘가계 소득수준에 따른 비교’에서 다루었던 연간소득을 이용하였는데, DTI(Debt to Income)가 연간 기준으로 산정된다는 점을 감안하였다. 가구별 부채/소득 비율은 가구별 금융부채를 가구별 연간소득으로 나누어 구하였으며, 마찬가지로 표본크기 등을 고려하여 일정비율 구간으로 범주화하였다.

부채/소득 비율에 따른 확인 결과, 부채가 없는 경우(그룹 1)에는 앞선 결과와 마찬가지로 주택가격 상승에 따른 가계소비 반응이 양(+)으로 나타났다. 그러나 부채가 있는 경우에는 부채/소득 비율 조건에 따라 주택가격에 대한 가계소비의 반응이 점점 더 증가하는 모습이 나타났다. 부채/소득 비율이 50% 이하인 그룹 2의 조건에서는 음(-)의 반응이 나타났지만, 해당 비율이 100%를 초과하는 조건(그룹 4~6)에서는 양(+)의 반응이 나타났다. 그리고 부채/소득 비율이 300%를 넘는 그룹 6의 조건에서는 부채가 없는 경우와 비슷한 크기의 반응을 보였다.

부채/소득 비율에 따른 범주별로 부채 규모와 연간소득 수준도 확인해 보았다. 부채/소득 비율이 낮은 경우는 연간소득 수준이 크고 금융부채 규모가 작은 경향이 있었다. 반대로 해당 비율이 높은 경우는 연간소득 수준이 작고 금융부채 규모가 컸다. 연간소득 금액이 클수록 주택가격에 대한 가계소비의 반응이 작았던 점을 감안할 때, 이번에는 부채의 크기가 커질수록 주택가격

그룹	그룹별 소비반응				TSLS F-stat		group별 차이	
	(평균)	(표준편차)	(Z-stat)	(p값)	(F-stat)	(Adj. R <sup>2</sup> )	(F-stat)	(p값)
group1	0.1290	0.0060	21.66	0.00	23,548.81	0.7161	233.11	0.00
group2	-0.0204	0.0095	-2.14	0.032				
group3	0.0083	0.0082	1.01	0.314				
group4	0.0231	0.0075	3.08	0.002				
group5	0.0484	0.0086	5.66	0.000				
group6	0.1169	0.0078	14.89	0.000				

표 C.5: 부채/소득 비율별 TSLS 결과. 이 표는 표 3의 모형 (6)을 기준으로 부채/소득 비율별 TSLS 결과를 나타낸 것이다. TSLS F-stat은 모형의 적합성을, 그룹별 차이는 각 그룹의 평균 값이 이질적인지를 검증한 것이다. 시각 자료는 그림 11을 참조하기 바란다.

Table C.5: TSLS RESULTS BY DEBT-TO-INCOME RATIO. This table presents the TSLS estimation results by debt-to-income ratio group, based on Model (6) in Table 3. The TSLS F-statistic assesses the validity of the model, while the differences across groups test whether the mean values are heterogeneous across the groups. For visual representation, see Figure 11.

에 대한 가계소비의 반응이 커졌다. 이는 앞서 살펴본 부채/자산의 경우와는 정반대의 결과이다.

부채유무	그룹	연간소득(만원)		금융부채(만원)		표본개수
		(평균)	(표준편차)	(평균)	(표준편차)	
없음	group1	3,612.0	2,657.6	-	-	185,896
	group2	6,029.8	3,098.0	1,913.6	1,218.6	8,447
	group3	5,840.5	2,681.1	4,408.1	2,171.0	13,264
있음	group4	5,580.8	2,497.8	8,078.0	3,899.1	21,082
	group5	5,037.7	2,472.2	12,214.3	6,084.6	11,330
	group6	4,012.7	2,802.9	20,804.3	20,508.9	12,312

표 C.6: 부채/소득 비율별 연간소득 및 금융부채 크기. 이 표는 부채/소득의 비율별로 총자산과 금융부채의 평균 크기를 나타낸 것이다.

Table C.6: ANNUAL INCOME AND FINANCIAL DEBT BY DEBT-TO-INCOME RATIO. This table reports the average levels of total assets and financial debt by debt-to-income ratio group.