

# 지역별 거주유형별 가구특성에 관한 연구: 소득효과와 자산효과를 중심으로

## An Analysis of the Household Characteristics by Residential Type and Region: Focused on Income and Wealth Effects

정예은\* · 심승규\*\* · 홍지훈\*\*\*

Ye-Eun Jeong\* · Seung-Gyu Sim\*\* · Gihoon Hong\*\*\*

### Abstract

This paper investigates the distinct characteristics of freehold and leasehold households living in the seven largest cities and the other areas. We employ the two-stage logit regression analysis to identify the marginal effects of wealth and income after controlling for the other one. We document the following results. First, households with more net wealth are more likely to reside in their own houses, regardless of living areas. Second, the pure income effect after controlling for wealth and other variables lowers the tendency of freeholders to live in the seven largest cities while increasing the tendency to live in the other areas. Furthermore, the income effects reduce the tendency to live in the former regions. Our results suggest that the pure income effects enhance preferences for a better living environment (e.g., larger spaces, better school districts, etc.), whereas the wealth effect increases the likelihood of freeholds.

**Keywords :** Homeownership, Net Wealth Effect, Pure Income Effect, Regional Household Characteristics

## 1. 서론

### 1.1 연구의 배경

소위 '서울공화국'이라는 오명으로 대표되는 수도권 집중화 현상은 국내 부동산 가격의 폭등을 야기하는 주요한 원인으로 여겨지고 있다. 양질의 일자리와 인프라, 교육서비스의 우위를 바탕으로 지방의 인구를 꾸준히 흡수한 결과 2019년 기준 수도권은 국내총생산 및 총인구의 점유율에 있어 50%를 초과

하게 되었다. 이러한 수도권의 인구 과밀화 현상은 수도권 주택 가격의 지속적인 상승으로 이어졌으며 그 결과, 2020년 기준 서울특별시의 아파트 중위 가격이 10억원을 돌파하게 되었다. 한편, 주거서비스를 창출하는 재화의 관점에서 볼 때, 비수도권 지역의 주택시장은 인구 및 산업구조, 정주환경, 노동시장의 측면에서 수도권과는 상이한 거주환경을 제공하는 차별화된 시장으로 이해할 수 있다. 그러나 최근 급속화된 광역 교통망의 발달로 인하여 지역 노

\*부산대학교 경제학과 박사과정(주저자: hihi9529@naver.com)

\*\*Aoyama Gakuin University 국제정치경제학부 부교수(t24753@aoyamagakuin.jp)

\*\*\*부산대학교 경제학과 부교수(교신저자: gh9x@pusan.ac.kr)

동시장의 범위가 광역시의 경계를 넘어 확장되고 있으며 이는 주택수요의 관점에서 볼 때 광역시로의 접근이 용이한 비광역시의 주택과 광역시 내부에 위치한 주택 간에 일정 부분 대체성이 존재함을 의미한다. 실제로 지난 2020년 광역시를 중심으로 투기 과열지구와 조정지구에 대한 대출 규제가 강화되었을 때, 광역시에 인접한 신도시를 중심으로 매매가격이 상승했던 사례는 거주지역의 선택에 있어 통근 시간과 주거의 질 사이의 상충관계가 고려되고 있음을 시사한다. 이상의 관점에서 본 연구에서는 소득 및 순자산을 중심으로 가구 수준의 속성이 광역시/비광역시 간의 거주지역 선택 및 자가/차가로 대변되는 거주형태의 선택에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

## 1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구는 실증분석을 시행함에 있어서, 이준민·심승규·홍지훈(2022)과 유사하게 소득과 순자산 사이에 존재하는 다중공선성의 우려를 낮추고 각 설명변수의 고유한 효과를 식별하기 위하여, 1단계 회귀분석에서는 먼저 소득(순자산) 및 기타 관측 가능한 변수에 의하여 설명되지 않는 순자산(소득) 잔차항을 추출한다. 다음으로 2단계에서는 거주 지역 및 거주형태의 선택에 영향을 미치는 개별 가구 수준의 속성 변수를 식별하기 위하여 다변량로지분분석을 수행한다.

국토교통부 주거실태조사 2020년 자료를 활용한 실증분석 결과에 따르면 첫째, 가구 순자산의 증가는 거주지역과 무관하게 자가 확률을 높이는 반면 차가 확률을 낮춘다. 둘째, 순자산 및 기타 변수로 설명되지 않는 소득의 상승은 비광역시 가구들의 경우 자가로 거주하고 있을 확률은 높이지만, 광역시 가구들에서는 오히려 자가로 거주하고 있을 확률을 낮춘다. 마지막으로 순자산 등으로 설명되지 않는 추가적인 소득은 광역시 보다는 비광역시에 거주할 확

률을 높이는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 종합하면, 순자산의 증가는 (특히 광역시 거주 가구들 중에서) '내집마련'의 가능성을 높이지만, 순자산 증가로 설명되지 않는 추가적인 소득의 증가는 광역시에서 '내집마련'보다는 광역시 내에서 혹은 광역시를 떠나 좀 더 좋은 거주여건(주거면적, 교육여건 등)에 대한 욕구를 자극하는 것으로 해석된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 3장은 관련 선행연구를 살펴보고 제 4장은 본 연구의 실증분석에 사용된 '주거실태조사' 2020년 자료를 소개한다. 제 5장과 제 6장에서는 실증분석 모형과 추정 결과를 보고하고, 제 7장에서 본고의 결론 및 정책적 함의에 대하여 논의한다.

## 2. 선행연구 검토 및 연구의 차별성

주거유형의 선택과 관련한 기존의 선행연구는 주로 생애주기별로 가구의 특성에 따라 주택 소유 형태의 변화에 대해 분석하고 있다. 박천규 외(2009)는 가구생애주기를 감안해 주택수요함수를 추정하여 가구생애주기별 주택 수요특성에 대해 분석하였다. 그 결과, 가구 소득이 생애주기별로 주택 소비행태에 미치는 영향이 상이한 것으로 나타났다. 이창무·박지영(2009)은 주택수요모형을 개발하여 2030년까지의 연 면적 단위 장래주택수요를 추정하였다. 연구결과, 인구노령화로 인해 주거수요가 감소하기 보다는 분가가구의 추가적인 주거수요의 발생으로 2030년 까지 주거수요가 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 소형주택 공급확대라는 정책적 시사점을 도출하였다. 김주원·정의철(2011)도 앞선 논문과 마찬가지로 주택수요 특성을 분석하고자 주택수요와 관련한 결정요인을 연령별로 나누어 추정하였다. 그 결과, 30대 이하 소형가구의 주택점유 형태 결정이 다른 연령대에 비해 상대적으로 민감한 것으로 나타났다. 심승규·지인엽(2021)은 스플라

인 로짓 모형을 활용하여 연령에 따른 주택수요가 비단조적임을 보인 바 있다. 이준민·심승규·홍지훈(2022)은 본 연구와 유사하게 주택점유형태에 소득과 자산이 미치는 차별적인 영향을 분석하면서 2단계 추정법을 활용하였으며 주택의 소유 여부가 소득보다는 자산의 격차와 보다 긴밀한 관계를 나타내고 있음을 보고하였다.

이하에서는 본 연구가 지역에 따라 자가 소유여부의 형태를 추정하고자 하였다는 점을 착안하여 지역별 가구특성 및 소득과 주거선택 형태에 관한 기존의 국내 논문을 추가적으로 간략히 정리한다. 먼저 김정수·이주형(2004)은 개별가구의 사회적 특성, 경제적 특성 및 지역적 특성이 주택점유형태와 주택유형선택에 동시에 미치는 영향을 분석하였다. 지역별 결과로는 다른 지역에 비하여 서울지역에서 임차주택에 거주할 확률이 높은 것을 확인하였다. 박원석(2015)은 수도권 가구를 대상으로 가구특성별로 주거입지 선호요인을 분석하고, 이를 대구, 경북 가구사례와 비교분석함으로써 주거입지 선호의 지역별 차별성을 밝혔다. 연구결과, 수도권 가구는 연령별 생애주기와 소득수준에 따라 선호하는 입지요인이 차별적으로 나타나고 있음을 확인하였다. 김인하 외(1991)는 주택소유형태에 영향을 미치는 요인들의 지역적 차이를 분석하였다. 연구결과 가구원수가 많을수록 비싼 대규모 주택을 필요로 하기 때문에 임대를 선호하며 중·소도시에서는 상대적으로 주택가격이 저렴하기 때문에 가구원수가 많을수록 자가를 선택한다는 결론을 도출하였다. 소득이 많을수록 대도시에서 자가주택을 선택한다는 점은 자가주택 선택 시 주택가격, 소득 등과 같은 가구의 경제적 능력이 밀접한 영향을 주기 때문인 것으로 판단하였다. 김순용·박현수(2015)는 Heckman 2단계 추정법을 사용하여 소득과 주택가격이 변화했을 때 지역별, 소득계층별로 소득 및 주택가격 변화가 자가가구와 차가가구의 주택수요에 미치는 영향을 분

석하였다. 분석 결과에 따르면 수도권 거주 가구에 비하여 비수도권 거주 가구의 소득탄력성이 높은 것을 확인하였다.

이상의 선행연구에 기초하여 본 연구는 가구의 자산과 소득이 변화하였을 때 지역별로 자가를 소유할 확률에 대한 영향을 추정함으로써 소득효과와 자산효과의 측면에서 주택 소유 결정시 자산과 소득의 상대적 중요성을 비교해 보고자 한다. 특히 본 연구의 실증분석에서는 주거지역 선택의 관점에서 광역시와 비광역시 간에 통근거리와 주거의 질 사이의 상충관계가 존재할 수 있음을 고려하여 주거지역의 선택(광역시 vs. 비광역시)이 점유유형(자가 vs. 차가)과 동시에 결정되는 모형을 추정하였다는 점에서 기존 연구와 분명한 차별점을 지닌다.

### 3. 분석의 틀

#### 3.1 자료 설명 및 기초통계량

본 연구는 국토교통부에서 제공하는 ‘주거실태조사’ 2020년 자료를 사용하여 분석하였다. 주거실태 조사는 공급계획 지원, 주거복지 소요 파악, 정부정책 수립에 필요한 기초자료를 제공할 목적으로 지역별, 계층별 주거실태 파악, 주택 소요량 및 선호도를 파악한다. 본 연구는 2020년 6월부터 2020년 12월까지의 조사기간을 두고 분석하였으며 전국의 51,421 가구를 대상으로 조사된 주거실태조사 일반가구 자료를 사용하였다.

Table 1을 통해 분석에 사용된 표본의 기초통계량을 살펴보면, 먼저 실증분석의 주요 종속변수인 자가여부의 경우 표본의 60.5%의 가구가 자가에 거주하고 있는 것으로 나타났다. 통제변수의 경우 평균적인 가구주의 최종학력은 고졸 미만,<sup>1)</sup> 가구주의 평균 연령은 58.6세이다. 그 외 평균적인 가구의 경우 동거중인 가구원의 수는 2.4명, 가구 내 미성년자의 수는 0.37명, 가구 내 최연소자의 평균 연령은 42.7

**Table 1.** Summary Statistics

| Variables:                                 | Obs.   | Mean   | Std. Dev. | Min   | Max    |
|--|--------|--------|-----------|-------|--------|
| Homeownership                              | 51,421 | 0.605  | 0.489     | 0     | 1      |
| Log (Income) (Unit: ₩10,000)               | 49,720 | 5.452  | 0.781     | 0.693 | 7.714  |
| Log (Net wealth) (Unit: ₩10,000)           | 12,016 | 9.834  | 1.164     | 2.303 | 13.521 |
| Educational attainment                     | 51,421 | 2.903  | 1.100     | 1     | 5      |
| Age of household head                      | 51,421 | 58.597 | 16.162    | 16    | 101    |
| Number of household members (Unit: Person) | 51,421 | 2.401  | 1.203     | 1     | 10     |
| Number of children (Unit: Person)          | 51,421 | 0.375  | 0.753     | 0     | 5      |
| Minimum age within household               | 51,421 | 42.766 | 25.601    | 1     | 101    |
| Located in one of the 7 largest cities     | 51,421 | 0.456  | 0.498     | 0     | 1      |

세로 나타냈다. 마지막으로 서울을 포함한 7대 특·광역시시의 거주비율은 45.6%이다.

### 3.2 분석방법<sup>2)</sup>

본 연구는 비광역시와 광역시로 구분한 자가 소유 여부를 종속변수로 하여 자산과 소득이 자가 소유 확률에 미치는 영향을 소득효과와 자산효과의 측면에서 추정하고자 하였다. 종속변수인 자가 소유 확률은 자가를 소유 하지 않거나, 자가를 소유하는 이분화 된 형태로 나타난다. 따라서 이분화 되어 있는 경우에 적합한 로짓모형을 사용하여 소득효과와 자산효과의 측면에 따라 지역별 상대적 자가 소유 선택확률의 영향을 추정하였다.

식 (1)의  $y_i$ 는 자가 거주 여부를 의미하는 이항변수이며 따라서 식의 좌변은 가구  $i$ 가 자가에 거주할 확률 대비 차가 거주확률의 비율을 의미한다. 우변의  $X_i$ 는 가구의 특성을 통제하고자 통제변수를 사용하였다. 통제변수로는 가구주 학력, 실제 동거 가구원수, 가구 내 미성년자 수, 가구 내 최소연령 등을 포함한다.  $C_i$ 는 가구  $i$ 의 경상소득을 의미하고  $P_i$ 는 가구  $i$ 의 자산 관련 변수들을 의미한다.

$$\ln\left(\frac{\Pr(y_i = 1)}{1 - \Pr(y_i = 1)}\right) = \alpha X_i + \beta_1 \ln C_i + \beta_2 \ln P_i + \epsilon_i \quad (1)$$

본 연구에서는 자산과 소득을 자가 거주 여부에 영향을 줄 수 있는 중요한 요소라고 판단하였다. 하지만 자산과 소득 사이에 존재하는 높은 상관관계를 고려할 때 식 (1)처럼 경상소득과 자산변수를 함께 포함하여 추정하게 된다면 다중공선성 문제가 발생할 수 있다. 따라서 본 연구는 식 (2), 식 (3)을 통해 각 변수의 고유한 변동을 추출한 후 설명변수로 활용함으로써 다중공선성 문제를 완화하고자 하였다. 먼저 식 (2)는 경상소득과 자산변수 간의 상관관계를 추정한 식을 나타낸다.

$$\begin{aligned} \ln C_i &= \alpha X_i + \beta \ln P_i + \mu_i^C \\ \ln P_i &= \alpha X_i + \beta \ln C_i + \mu_i^P \end{aligned} \quad (2)$$

식 (2)의 추정결과를 바탕으로 식 (3)을 활용하여 경상소득잔차( $\widehat{\mu}_i^C$ )와 자산잔차( $\widehat{\mu}_i^P$ )를 도출하였다. 여기서 경상소득잔차( $\widehat{\mu}_i^C$ )는 자산 및 모형 내 기타 변수로 설명되지 않는 경상소득의 고유한 변동을 나

1) 학력수준의 경우 초졸=1, 중졸=2, 고졸=3, 대졸=4, 대학원졸 이상=5를 의미함.  
 2) 본 장의 실증모형은 이준민·심승규·홍지훈(2022)을 참고하였음.

타내며, 마찬가지로 자산잔차( $\hat{\mu}_i^P$ )는 경상소득 및 모형 내 기타 변수에 의해 설명되지 않는 자산의 고유한 변동을 의미한다.

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_i^C &= \ln C_i - \hat{\alpha} X_i - \hat{\beta} \ln P_i \\ \hat{\mu}_i^P &= \ln P_i - \hat{\alpha} X_i - \hat{\beta} \ln C_i\end{aligned}\quad (3)$$

다음으로 식 (4)는 식 (3)으로부터 얻어진 소득과 순자산의 잔차를 활용하여 소득과 순자산이 자가 확률에 미치는 영향을 추정하기 위한 로짓모형을 나타내고 있다.

$$\begin{aligned}\ln\left(\frac{\Pr(y_i = 1)}{1 - \Pr(y_i = 1)}\right) &= \alpha X_i + \beta \ln C_i + \gamma \hat{\mu}_i^P + \epsilon_i \\ \ln\left(\frac{\Pr(y_i = 1)}{1 - \Pr(y_i = 1)}\right) &= \alpha X_i + \beta \ln P_i + \gamma \hat{\mu}_i^C + \epsilon_i\end{aligned}\quad (4)$$

마지막으로 본 연구에서는 자가/차가의 주택점유 유형과 광역시/비광역시의 거주지역의 선택이 가구 수준의 속성에 따라 어떻게 달라지는지를 확인하기 위하여 다항로지스틱 회귀모형(Multinomial logistic regression model)을 추정하고자 한다.<sup>3)</sup> 이를 위해 식 (5)의 종속변수  $y_i$ 는 거주지역과 거주형태에 관한 선택이 결합된 범주형 변수를 나타낸다. 구체적으로  $y_i$ 는  $k \in \{0, 1, 2, 3\}$ 의 값을 갖게 되는 범주형 변수로서 각각 비광역시 차가 거주, 광역시 차가 거주, 비광역시 자가 거주, 광역시 자가 거주를 의미한다. 다변량로지스틱 모형의 추정을 위해 비광역시 자가 거주를 기준범주로 설정하였으며 따라서 기준범주인 비광역시 차가 거주( $k=0$ )에 비하여 자산과 소득이 변화하였을 때 가구  $i$ 가 비광역시, 광역시에서 자가 또는 차가로 거주할 확률을 추정하였다.

$$\begin{aligned}\ln\left(\frac{\Pr(y_i = k)}{\Pr(y_i = 0)}\right) &= \alpha X_i + \beta \ln C_i + \gamma \hat{\mu}_i^P + \epsilon_i \\ \ln\left(\frac{\Pr(y_i = k)}{\Pr(y_i = 0)}\right) &= \alpha X_i + \beta \ln P_i + \gamma \hat{\mu}_i^C + \epsilon_i\end{aligned}\quad (5)$$

$$k = \begin{cases} 0: (\text{비 광역시, 차가}) \\ 1: (\text{광역시, 차가}) \\ 2: (\text{비 광역시, 자가}) \\ 3: (\text{광역시, 자가}) \end{cases}$$

마지막으로 비선형적 모형의 성격을 갖는 다항로지스틱 모형의 추정결과와 해석의 용이성을 위하여 식 (5)의 추정결과를 바탕으로 각 설명변수  $X_i$ 의 한계효과를 다음과 같이 추정한다(Shaheed and Gkritza, 2014).

$$\frac{\partial \Pr(y_i = k)}{\partial X_{ij}} = \Pr(y_i = k)[1 - \Pr(y_i = k)]\alpha_{ij}\quad (6)$$

#### 4. 실증분석 결과

본 연구는 표본을 전체지역과 비광역시, 광역시로 구분하여 자산과 소득이 주택소유여부 및 지역 선택에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저 Table 2는 식 (2)를 활용하여 소득과 순자산 사이의 상관관계를 먼저 추정한 결과를 나타내고 있다. 전체 지역을 대상으로 모형을 추정한 결과인 (1)열과 (2)열에 따르면, 순자산과 경상소득 사이에 통계적으로 유의한 밀접한 상관관계가 존재함을 알 수 있다. 다음으로 비광역시 거주 표본을 대상으로 모형을 추정한 (3)열과 (4)열의 결과에 따르면, 순자산이 1% 증가할 때 경상소득이 0.15% 증가하였고, 경상소득의 경우 경상소득이 1% 증가할 때 순자산은 0.88% 증가하였다. 이러한 결과는 광역시 거주 표본을 대상으로 도출한 (5)열과 (6)열에서도 질적으로 유사하게 나타나고 있다.

3) 거주지역 및 주택점유형태의 선택을 거주지에 대한 의사결정이 선행된 후 주거형태가 순차적으로 결정되는 것으로 이해한다면 중첩로지스틱(Nested Logit Model)이 보다 적절할 수 있다. 그러나 이 경우 모형의 식별(identification)을 위해 가구수준 변수 이외의 선택대안 수준의 변수가 필요하므로 본 연구에서는 적용하지 못하였음.

**Table 2.** The First Stage Regression Results

| Dependent Variables:         | Model 1               |                       | Model 2                 |                      | Model 3               |                      |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
|                              | Full sample           |                       | Not in 7 largest cities |                      | 7 largest cities      |                      |
|                              | (1)                   | (2)                   | (3)                     | (4)                  | (5)                   | (6)                  |
|                              | Log (Income)          | Log (Net wealth)      | Log (Income)            | Log (Net wealth)     | Log (Income)          | Log (Net wealth)     |
| Log (Income)                 |                       | 0.956***<br>(-0.0221) |                         | 0.879***<br>(-0.03)  |                       | 1.048***<br>(-0.032) |
| Log (Net wealth)             | 0.161***<br>(-0.004)  |                       | 0.153***<br>(-0.005)    |                      | 0.172***<br>(-0.005)  |                      |
| Educational attainment       | 0.144***<br>(-0.006)  | 0.273***<br>(-0.0154) | 0.141***<br>(-0.008)    | 0.245***<br>(-0.020) | 0.154***<br>(-0.009)  | 0.289***<br>(-0.024) |
| Number of household members  | 0.176***<br>(-0.007)  | 0.042**<br>(-0.016)   | 0.182***<br>(-0.009)    | 0.075***<br>(-0.022) | 0.167***<br>(-0.009)  | 0.006<br>(-0.024)    |
| Number of children           | -0.162***<br>(-0.007) | 0.092***<br>(-0.017)  | -0.162***<br>(-0.009)   | 0.065***<br>(-0.023) | -0.166***<br>(-0.010) | 0.139***<br>(-0.025) |
| Minimum age within household | -0.003***<br>(-0.000) | 0.005***<br>(-0.000)  | -0.002***<br>(-0.000)   | 0.007***<br>(-0.001) | -0.004***<br>(-0.001) | 0.003**<br>(-0.002)  |
| Age                          | 0.024***<br>(-0.002)  | 0.027***<br>(-0.006)  | 0.019***<br>(-0.003)    | 0.023***<br>(-0.007) | 0.029***<br>(-0.003)  | 0.030***<br>(-0.008) |
| Age squared                  | -0.000***<br>(-0.000) | 7.59E-05<br>(-0.0000) | -0.000***<br>(-0.000)   | 6.25E-05<br>(-0.000) | -0.000***<br>(-0.000) | 8.54E-05<br>(-0.000) |
| N                            | 10343                 | 10343                 | 5547                    | 5547                 | 4796                  | 4796                 |
| pseudo R-sq                  | 0.179                 | 0.303                 | 0.313                   | 0.284                | 0.306                 | 0.326                |

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

다음 Table 3과 Table 4는 식 (4)에서 제시한 자가 소유확률을 이항로짓모형을 활용하여 추정한 결과를 나타낸다. 각 표의 (1)열과 (2)열은 경상소득 또는 자산변수만을 추가하여 추정하였고, (3)열은 경상소득과 자산을 함께 포함하여 추정하였으며 (4)열과 (5)열에서는 Table 2의 결과를 기초로 순자산과 소득의 잔차를 추출하여 2단계 로짓모형을 추정한 결과를 나타내고 있다.

먼저 7대 광역시 거주 가구를 대상으로 자가 여부를 종속변수로 하는 로짓모형을 추정한 결과를 나타내고 있는 Table 3의 (1), (2)열에 따르면, 경상소득과 순자산 모두 자가 확률과 정(+)의 상관관계를 나타내고 있으며 이는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하

였다. 이상의 자가여부에 대한 순자산과 소득효과는 비광역시 가구를 대상으로 동일한 모형을 추정한 Table 4의 경우에도 질적으로 유사함을 확인할 수 있다.

먼저 Table 3과 Table 4의 (3)열에 나타난 결과에 의하면, 순자산과 경상소득이 동시에 설명변수로 포함되면서 경상소득이 자가 거주 확률에 미치는 영향은 크게 감소한 반면 순자산이 자가 거주 확률에 미치는 영향은 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 이는 자가 소유 확률의 경우 소득보다는 순자산 수준의 변동에 보다 민감하게 반응함을 의미한다.

Table 3의 (4)열과 (5)열은 Table 2의 결과를 활용하여 소득과 순자산의 변동 중 모형 내 다른 변수에 의해 설명되지 않는 고유한 변동을 추출하여 이를



**Table 3.** The Second Stage Logit Regression Results, Seven Largest Cities

| Dependent Variables:         | (1)<br>Homeownership  | (2)<br>Homeownership  | (3)<br>Homeownership  | (4)<br>Homeownership  | (5)<br>Homeownership  |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Log (Income)                 | 0.477***<br>(-0.028)  |                       | -0.678***<br>(-0.096) | 0.681***<br>(-0.085)  |                       |
| Log (Net wealth)             |                       | 1.399***<br>(-0.048)  | 1.537***<br>(-0.054)  |                       | 1.401***<br>(-0.048)  |
| Wealth residual              |                       |                       |                       | 1.486***<br>(-0.053)  |                       |
| Income residual              |                       |                       |                       |                       | -0.400***<br>(-0.1)   |
| Number of household members  | 1.158***<br>(-0.024)  | 0.740***<br>(-0.059)  | 0.819***<br>(-0.061)  | 1.191***<br>(-0.063)  | 0.742***<br>(-0.059)  |
| Number of children           | -0.269***<br>(-0.031) | -0.116*<br>(-0.070)   | -0.210***<br>(-0.072) | -0.223***<br>(-0.072) | -0.116*<br>(-0.070)   |
| Minimum age within household | 0.054***<br>(-0.001)  | 0.044***<br>(-0.003)  | 0.037***<br>(-0.003)  | 0.064***<br>(-0.003)  | 0.044***<br>(-0.003)  |
| Constant                     | -6.935***<br>(-0.18)  | -15.39***<br>(-0.497) | -12.70***<br>(-0.607) | -7.767***<br>(-0.543) | -15.42***<br>(-0.502) |
| N                            | 25153                 | 5600                  | 5547                  | 5547                  | 5547                  |
| Pseudo R-sq                  | 0.153                 | 0.31                  | 0.316                 | 0.299                 | 0.31                  |

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

**Table 4.** The Second Stage Logit Regression Results, Other Areas

| Dependent Variables:         | (1)<br>Homeownership  | (2)<br>Homeownership  | (3)<br>Homeownership  | (4)<br>Homeownership  | (5)<br>Homeownership  |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Log (Income)                 | 0.800***<br>(-0.03)   |                       | -0.850***<br>(-0.105) | 0.645***<br>(-0.088)  |                       |
| Log (Net wealth)             |                       | 1.238***<br>(-0.046)  | 1.422***<br>(-0.054)  |                       | 1.241***<br>(-0.047)  |
| Wealth residual              |                       |                       |                       | 1.315***<br>(-0.052)  |                       |
| Income residual              |                       |                       |                       |                       | -0.555***<br>(-0.11)  |
| Number of household members  | 1.132***<br>(-0.025)  | 0.826***<br>(-0.057)  | 0.935***<br>(-0.060)  | 1.249***<br>(-0.062)  | 0.846***<br>(-0.058)  |
| Number of children           | -0.137***<br>(-0.033) | 0.0183<br>(-0.071)    | -0.129*<br>(-0.075)   | -0.0338<br>(-0.073)   | 0.00438<br>(-0.072)   |
| Minimum age within household | 0.055***<br>(-0.001)  | 0.048***<br>(-0.003)  | 0.040***<br>(-0.003)  | 0.066***<br>(-0.003)  | 0.049***<br>(-0.003)  |
| Constant                     | -8.995***<br>(-0.203) | -14.81***<br>(-0.501) | -11.61***<br>(-0.619) | -8.143***<br>(-0.561) | -14.92***<br>(-0.508) |
| N                            | 20935                 | 4846                  | 4796                  | 4796                  | 4796                  |
| Pseudo R-sq                  | 0.179                 | 0.303                 | 0.313                 | 0.284                 | 0.306                 |

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

설명변수로 포함한 모형을 추정한 결과를 나타내고 있다. 먼저 순자산에서 소득 및 기타 변수의 기여분을 제거하고 남은 순자산잔차를 설명변수로 포함한 (4)열의 경우 순자산에서 소득의 기여분을 분리한 이후에도 자가 소유 확률에 대한 순자산 변수의 중요도는 여전히 유지되고 있음을 확인할 수 있다. 반면 소득에서 순자산 및 기타 변수와의 상관관계를 제거하고 도출한 (5)열의 경우 정상소득의 추가적인 증가는 자가 소유 확률을 낮추는 것으로 나타났다.

이상의 결과는 비광역시 거주 가구를 대상으로 추정된 Table 4에서도 전반적으로 유사하게 나타나고 있으며 특히 소득과 자산 변수를 제외한 기타 통제 변수 추정결과 또한 두 표본에서 질적으로 유사한 것을 확인할 수 있다.

먼저 동거 가구원수는 1열과 2열 모두 양(+)의 결과를 보이고 있는 반면 가구 내 미성년자 수의 결과

는 1열과 2열 모두 음(-)의 결과를 보이고 있다.

Table 5는 앞서 살펴본 자가 여부와 더불어 광역시/비광역시로 구분되는 거주지역이 동시에 선택되는 다항로짓모형을 추정한 결과를 나타낸다. 이 경우 식 (5)에서 살펴본 바와 같이 종속변수는 4개의 서로 다른 값을 가질 수 있는 범주형 변수로 정의된다. Table 5는 이 중 비광역시/차가 거주를 기준 범주로 간주하여 로짓모형을 추정한 결과를 담고 있으며 Table 6은 Table 5의 결과를 기초로 도출한 한계효과를 제시하고 있다.

Table 6에 나타난 한계효과를 기준으로 다항로짓 모형의 추정결과를 살펴보면 먼저 다른 조건이 동일할 때, 순자산 수준의 증가는 비광역시, 광역시의 자가 확률을 높이고 반대로 비광역시, 광역시의 차가 확률은 낮춤을 확인할 수 있다. 구체적으로, 순자산이 10% 증가하면 기준범주인 비광역시 차가에 비해

**Table 5.** The Second Stage Multinomial Logit Regression Results

| Dependent Variables:         | k=1                        |                       | k=2                   |                        | k=3                       |                       |
|------------------------------|----------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|---------------------------|-----------------------|
|                              | Rented in 7 largest cities |                       | Owned in other areas  |                        | Owned in 7 largest cities |                       |
| Log (Income)                 | -0.12<br>(-0.079)          |                       | 0.592***<br>(-0.077)  |                        | 0.636***<br>(-0.081)      |                       |
| Log (Net wealth)             |                            | 0.176***<br>(-0.031)  |                       | 1.229***<br>(-0.038)   |                           | 1.624***<br>(-0.042)  |
| Wealth residual              | 0.244***<br>(-0.036)       |                       | 1.316***<br>(-0.042)  |                        | 1.740***<br>(-0.047)      |                       |
| Income residual              |                            | -0.439***<br>(-0.097) |                       | -0.483***<br>(-0.094)  |                           | -0.917***<br>(-0.098) |
| Number of household members  | 0.0438<br>(-0.059)         | -0.051<br>(-0.056)    | 1.168***<br>(-0.056)  | 0.757***<br>(-0.052)   | 1.312***<br>(-0.058)      | 0.768***<br>(-0.055)  |
| Number of children           | -0.224***<br>(-0.077)      | -0.173**<br>(-0.075)  | -0.182***<br>(-0.066) | -0.094<br>(-0.064)     | -0.330***<br>(-0.068)     | -0.193***<br>(-0.067) |
| Minimum age within household | 0.001<br>(-0.003)          | 0.000<br>(-0.003)     | 0.065***<br>(-0.003)  | 0.048***<br>(-0.00265) | 0.065***<br>(-0.003)      | 0.045***<br>(-0.003)  |
| Constant                     | 0.833*<br>(-0.475)         | -1.319***<br>(-0.307) | -7.128***<br>(-0.483) | -13.94***<br>(-0.398)  | -8.043***<br>(-0.51)      | -18.01***<br>(-0.447) |
| N                            | 10343                      | 10343                 | 10343                 | 10343                  | 10343                     | 10343                 |
| Pseudo R-sq                  | 0.141                      | 0.151                 | 0.141                 | 0.151                  | 0.141                     | 0.151                 |

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.



**Table 6.** The Second Stage Multinomial Logit Regression Results, Marginal Effects

| Dependent Variables:         | k=0<br>Rented in other areas |                      | k=1<br>Rented in 7 largest cities |                      | k=2<br>Owned in other areas |                     | k=3<br>Owned in 7 largest cities |                      |
|------------------------------|------------------------------|----------------------|-----------------------------------|----------------------|-----------------------------|---------------------|----------------------------------|----------------------|
| Log (Income)                 | -0.048***<br>(0.007)         |                      | -0.068***<br>(0.007)              |                      | 0.0589***<br>(0.011)        |                     | 0.057***<br>(0.011)              |                      |
| Log (Net wealth)             | -0.113***<br>(0.004)         |                      | -0.109***<br>(0.004)              |                      | 0.055***<br>(0.006)         |                     | 0.167***<br>(0.006)              |                      |
| Wealth residual              | -0.124***<br>(0.004)         |                      | -0.111***<br>(0.004)              |                      | 0.056***<br>(0.008)         |                     | 0.179***<br>(0.007)              |                      |
| Income residual              | 0.058***<br>(0.008)          |                      | 0.015***<br>(0.008)               |                      | 0.039***<br>(0.014)         |                     | -0.113***<br>(0.013)             |                      |
| Number of household members  | -0.100***<br>(0.005)         | -0.060***<br>(0.004) | -0.108***<br>(0.005)              | -0.075***<br>(0.005) | 0.093***<br>(0.008)         | 0.077***<br>(0.007) | 0.114***<br>(0.007)              | 0.058***<br>(0.007)  |
| Number of children           | 0.022***<br>(0.006)          | 0.013**<br>(0.006)   | -0.001***<br>(0.006)              | -0.006***<br>(0.006) | 0.015***<br>(0.009)         | 0.014***<br>(0.009) | -0.037***<br>(0.008)             | -0.022***<br>(0.008) |
| Minimum age within household | -0.005***<br>(0.000)         | -0.004***<br>(0.000) | -0.006***<br>(0.000)              | -0.004***<br>(0.000) | 0.006***<br>(0.000)         | 0.005***<br>(0.000) | 0.005***<br>(0.000)              | 0.003***<br>(0.000)  |
| N                            | 10343                        | 10343                | 10343                             | 10343                | 10343                       | 10343               | 10343                            | 10343                |

Note: \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

여 비광역시에서 자가를 선택할 확률은 0.56%, 광역시에서 자가를 선택할 확률은 1.79% 증가하였고 이와 반대로 차가를 선택할 확률은 광역시에서 1.1%, 비광역시에서 1.2% 감소하였다. 요약하자면 순자산 수준의 증가는 거주지역과 무관하게 ‘내집마련’의 가능성을 높이고 있음을 알 수 있다. 반면, 순자산으로 설명되지 않는 추가적인 소득의 상승은 거주지역에 따라서 질적으로 상이한 효과를 나타내고 있다. 즉, 경상소득이 10% 증가할 때, 비광역시 차가를 선택할 확률에 비해 광역시 자가를 선택할 확률은 1.13% 감소하지만, 비광역시에서 자가를 선택할 확률은 소폭(0.39%) 증가하였다. 즉, 비광역시 내 거주민들은 소득 증가 시 비광역시 내 ‘내집마련’을 선호하지만 광역시 내 거주민들은 자가를 소유하기보다 오히려 비광역시로 이동하고자 함을 나타낸다. 이는 예산제약이 존재하는 상황에서 광역시에서 ‘내집마련’을 고집하지 않고 비광역시로 이동할 경우 통근거리가 멀

어질 수 있는 반면 학군과 주거면적 등의 측면에서 삶의 질을 제고할 수 있는 가능성이 존재한다. 따라서 순자산으로 설명되지 않는 소득의 증가는 자가 여부와 무관하게 비광역시의 거주 확률을 높이는 것으로 보인다. 마지막으로 Table 6에 따르면 경상소득이 10% 증가했을 때, 광역시에서 자가로 거주할 확률이 1.13% 감소하는 반면 차가를 선택할 확률은 0.15% 증가하는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 자산 및 기타 변수에 의해 설명되지 않는 소득의 상승에 따라 광역시 내에서도 자가에서 차가로의 이주가 발생할 수 있음을 시사한다. 즉, 광역시 내에서도 주거의 질이 상당한 편차를 보일 수 있음을 고려할 때 자산이 통제된 상황에서 소득의 한계효과가 주거안정성보다 삶의 질의 제고를 추구하는 방향으로 작동할 수 있음을 뜻한다. Table 6의 결과를 종합해 보면, 자산이 고정된 상태에서 광역시의 높은 집값을 소득만으로는 감당하기 어렵기 때문에 자가 소유 확률은 소득보다 자

산 수준의 변동에 보다 민감하게 반응하는 반면, 자산으로 설명되지 않는 소득의 증가는 주거환경 및 삶의 질의 제고를 위해 비광역시로 이주하거나 광역시 차가로 이주할 유인을 증가시키는 것으로 보인다.

## 5. 결론

본 연구에서는 순자산과 소득이라는 가구 수준의 특성과 광역시/비광역시 간 거주지역 및 거주유형의 선택 간의 통계적 상관관계를 분석하였다. 소득과 순자산 사이에 존재하는 중첩된 효과를 제거하고 각 설명변수의 고유한 영향을 식별하기 위하여 본 연구에서는 2단계 추정을 시행하였다. 2020년 주거실태조사 자료를 활용하여 다변량로짓모형을 추정된 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 가구 순자산의 증가는 거주지역과 무관하게 자가에 거주할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 둘째, 순자산 및 기타 변수에 의해 설명되지 않는 가구 소득의 증가는 비광역시 거주 확률을 높임과 동시에, 광역시에서 자가 확률을 낮추고 비광역시 가구의 자가 확률을 높이는 것을 확인하였다. 이상의 결과는 순자산이 ‘내집마련’의 가능성과 보다 밀접한 연관을 갖는 반면 자산의 수준에 비해 상대적으로 소득이 높은 가구의 경우에는 주거환경의 질의 개선을 위하여 비광역시로 이주할 유인이 존재함을 뜻한다.

이상의 결과는 가구의 자산 및 소득수준에 따라서 거주지역 및 주택점유유형의 선택과 관련한 선호가 상이하게 나타날 수 있음을 의미한다. 이는 주택 공급 정책의 설계에 있어서 기존의 1가구 1주택 및 다주택 소유 규제 위주의 전략에서 벗어나 주택수요의 이질성을 감안하는 노력이 필요함을 시사한다.

다만, 본 연구는 국토교통부 주거실태조사 2020 자료에 기반하여 진행되었으나, 해당 자료가 각 가구를 17개 광역자치단체까지 수준까지만 공개하기 때문에, 비광역시라는 구분이 지나치게 광범위하다

는 한계를 갖는다. 일례로 위례신도시의 경우, 서울시 송파구와 하남시, 성남시 3개의 행정구역으로 구분되어 있는데, 위례신도시 내의 송파구 거주 가구와 하남시나 성남시 거주가구들 간의 지역이나 거주형태 결정의 차이가 서울시 거주 가구와 읍면지역 가구들 간의 주거 선택 과정의 차이를 구분하여 분석하지 못했다는 한계점이 지적된다. 이는 추후 보다 자세한 자료에 기반한 후속 연구의 몫으로 남긴다.

## 참고문헌

1. 김순용·박현수(2015), “소득 및 가격 탄력성을 이용한 지역 및 소득계층별 주택수요에 관한 연구”, 『서울도시연구』, 16(2): 71~86.
2. 김인하·이상호·유완(1991), “로짓 모형을 이용한 지역별 주택 소유형태의 결정요인”, 『대한건축학회 학술발표대회 논문집』, 11(1): 203~206.
3. 김정수·이주형(2004), “가구특성에 따른 주택선택행태에 관한 연구”, 『국토계획』, 39(1): 191~204.
4. 김주원·정의철(2011), “소형가구 연령대별 주택수요 특성 분석”, 『주택연구』, 19(2): 123~150.
5. 박원석(2015), “수도권 가구의 가구특성별 주거입지 선호요인 분석: 대구·경북 가구사례와의 비교분석”, 『한국지역지리학회지』, 21(3): 515~528.
6. 박천규·이수옥·손경환(2009), “가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구”, 『국토연구』, 60: 171~187.
7. 심승규·지인엽(2021), “생애주기별 주택소유와 주거유형: 연령대별 손바뀜 현상에 대한 실증분석”, 『LHI Journal』, 12(4): 31~40.
8. 이준민·심승규·홍지훈(2022), “소득효과와 자산효과에 의한 주택점유형태 분석”, 『부동산연구』, 32(1): 41~54.
9. 이창무·박지영(2009), “가구특성을 고려한 장기주택수요 예측모형: 보완된 Mankiw & Weil 모형을 적용하여”, 『국토계획』, 44(5): 149~161.
10. Shaheed, M. S. and K. Gkritza (2014), “A Latent Class Analysis of Single-Vehicle Motorcycle Crash Severity Outcomes”, *Analytic Methods in Accident Research*, 2: 30~38.
11. 국토교통부(2020), “주거실태조사 통계설명자료”, 2021. 12.5 읽음. <https://meta.narastat.kr/metascv/index.do?confmNo=116031&inputYear=2020>

---

## 요약

---

본 연구는 지역별 거주형태별 가구 특성을 순자산과 소득이라는 측면에서 살펴 본다. 특히 순자산과 소득의 다중 공선성 문제를 해결하기 위하여 2단계 로짓회귀분석 방법을 활용하여 순자산효과와 순자산 등을 통제된 상태에서 추가적인 소득의 효과를 분리하여 추정하는데 초점을 맞춘다. 국토교통부 주거실태조사 2020 자료를 활용하여 2단계 로짓회귀분석 모형을 추정한 결과 다음과 같은 결론을 얻는다. 첫째, 순자산의 증가는 광역시나 비광역시 가구들 모두의 자가 확률을 높이고, 차가 확률을 낮춘다. 둘째, 순자산 등으로 설명되지 않는 추가적인 소득은 비광역시 가구들의 경우 자가로 거주하고 있을 확률은 높이지만, 광역시 가구들에서는 오히려 자가로 거주하고 있을 확률을 낮춘다. 또한, 순자산 등으로 설명되지 않는 추가적인 소득은 자가든 차가든, 광역시 보다는 비광역시에 거주할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 종합하면, 순자산의 증가는 (특히 광역시 거주 가구들 중에서) '내집마련'의 가능성을 높이지만, 순자산 증가로 설명되지 않는 추가적인 소득의 증가는 광역시에서 '내집마련'보다는 광역시 내에서 혹은 광역시를 떠나 좀 더 좋은 거주여건(더 넓은 주거면적, 더 나은 교육여건 등)에 대한 욕구를 자극하는 것으로 해석된다.

**주제어** : 자가확률, 순자산효과, 순수소득효과, 지역별 가구 특성

---