

다층모형을 활용한 수도권 거주자의 주거비 결정요인 분석

Determinants of Housing Expenditure in Seoul Metropolitan Area, 2006~2014: Application of Multi-level Model

박경준 Park Kyungjun*, 이성우 Lee Seongwoo**

Abstract

The purpose of the present study is to identify determinants of the housing expenditure. This study pay special attention to loan repayment for housing sustenance. We apply a multi-level model for the study utilizing the housing survey data from 2006 to 2014 in Seoul metropolitan area. The main findings are as followings. First, housing expenditure increases during the periods. The ratio of housing expenditure to permanent income decrease as permanent income increases. Householders with lower education and job level pay more housing expenditure than the counterparts of the variables. These results show that Schwabe's law is working in the Seoul metropolitan area. Low income group has harsher burden in housing expenditure than the high income group and people socially and economically weaker are easy to get in debt to pay housing price. This study also found that housing expenditure is regionally differentiated in the Seoul metropolitan area.

Keywords: Housing Expenditure, Loan Repayment, Multilevel, Schwabe's Law, Permanent Income, Housing Survey Data

I. 서론

주거비는 의식주 중 주(住)를 충족시키기 위한 비용으로, 주택의 유지 및 보수비용, 전기세, 광열비, 그리고 주택 임대 혹은 구입을 위한 비용을 포함하는 개념이다. 현재 국내에는 과도한 주택가격 및 주거비 문제가 심각한 사회문제로 대두되고 있다. 차가가구들은 물가 상승률의 10배 이상에 달하는 전월세 가격 상승으로 주거 안정과 생활에 큰 어려움을 겪고 있다. 주거비 부담에서 비교적 자유로웠던 자가가구에

서도 마찬가지다. 급격한 주택가격 상승 이후의 경기 침체로 주택매입 가구의 대출상환에 부담을 겪는 소위 하우스 푸어들이 심각한 사회적 문제가 되고 있다.

주거비 문제를 이해하기 위해서는 주거비의 특성과 규모, 가구 및 주택 특성이 주거비 지출에 미치는 영향 등을 분석할 필요가 있다. 주거비에 관한 국내 선행연구들에서는 노인, 사회진출 초기자, 학생 등의 특정 계층에 대한 연구는 물론, 도시에 거주하는 차가 가구 전체를 대상으로 주거비 지출 및 부담 현황과 이에 영향을 미치는 변인에 대한 연구가 이루어져 왔다.

* 서울대학교 농경제사회학부 석사과정(제1저자) | M.S. Candidate, Dept. of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National Univ. | Primary Author | fwam88@naver.com

** 서울대학교 농경제사회학부 교수(교신저자) | Prof., Dept. of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National Univ. | Corresponding Author | seonglee@snu.ac.kr

이들 중 대부분의 연구는 주로 차가 거주가구를 중심으로 이루어져 왔는데 이것은 차가가구의 주거비를 파악하기 용이하다는 점과, 차가가구가 주거 취약성이 자가가구에 비해 높다는 측면에서 더 많은 정책적 관심이 유발되는 데 기인한다.

하지만 최근 주거비 지출의 구조 및 주거비 문제의 양상이 변화한 연유로 주거비 문제에 대한 관심이 자가가구까지 확대될 필요성이 제기되고 있다. 최근의 주거비 문제는 자가와 차가가구 모두에서 노정되고 있다는 점이 특징이다. 이는 2000년대 주택가격의 상승과 주택금융의 발달로 대출을 통한 주택구매가 증가했고, 이로 인해 소득 상승이나 자산의 축적 없이 손쉬운 재원 차입을 통해 자가를 얻는 가구가 증가한 결과다. 주택시장이 침체되고 가격이 하락하는 현재, 이들 중 상당수는 상환액 부담으로 주거 안정과 생활에 위협을 받는 하우스 푸어로 전락하고 있다. 본 논문에서는 이러한 문제에 대한 인식하에 다양한 주거비 지출에 대출금 상환을 포함하여 주거비 지출 부담 요인을 분석한다.

본 논문의 목적은 변화한 주거비 요인을 반영하여 새로운 주거비 결정요인을 분석하는 데 있다. 본 논문에서 사용된 자료는 2006~2014년 주거실태조사 자료이며 분석에 사용된 계량모형은 다층모형(Multi-level Model)이다.

II. 연구의 배경

주거비 요인은 주택의 점유 형태에 따라 차별적으로 발생한다. 그러나 지금까지 자가가구에 대한 주거비 연구는 제한적으로 이루어져 왔다. 주거비 및 이에 영향을 주는 결정요인에 대한 기존 연구는 주로 중노년층(조혜진, 김민정 2014), 사회진출 초기자(이현정 2015), 대학생(배병우, 남진 2013), 저소득층(강정희 2010) 등과 같은 경제적 약자들을 중심으로 수행

되었다. 일반 가구를 대상으로 주거비 및 이에 영향을 주는 변인에 대한 분석을 수행한 연구들도 있었으나(곽인석, 김순미 1999; 신수임 2008; 최열, 김상현, 이재송 2014), 이러한 연구에서도 자가가구는 제외되는 경우가 많은 편이다.

자가가구가 선행연구들에서 잘 다루어지지 않은 이유는 자가가구가 주거비 부담 파악이라는 정책 대상에서 낮은 우선순위를 가졌기 때문이다. 일반적으로 자가가구는 경제적 조건이 유리한 경우가 많으며, 임대료 부담 또한 받지 않는다. 그러나 최근 들어 자가가구에도 차가가구와 동일한 정책적 관심이 요구되고 있다. 호혜적인 저금리로 인해 중저소득층의 자가 구입이 가능해지고 주택가격 급증이 중저소득층에게 자가 구입 압박요인으로 작용하여 임대료가 아닌 대출금 상환의 부담을 크게 받는 자가가구가 증가했기 때문이다.

자가가구가 주거비 연구에서 제한적으로 이루어진 또 다른 이유는 가구 대출상환액의 정확한 확인이 어렵기 때문이다. 월 임대료 대신 큰 액수를 일시에 부담하는 자가가구는 대출을 이용하는 경우가 많기 때문에 자가가구 주거비에는 주택 관련 대출의 원리금 상환액이 반드시 포함되어야 한다(Combs and Olson 1990). 상환액의 확인 없이 자가가구를 포함하여 변인분석을 수행할 경우에는 자가가구의 주거비가 과소평가될 가능성이 있다. 그러나 우리나라는 주택담보대출의 활성화가 늦었기 때문에 이자 및 상환액의 산정이 어려운 편이다. 실제로 통계청이 산정하는 주거비 또한 월세 비용만을 반영하고 있는 실정이다(박신영 2012).

요약하면, 오늘날의 주거비 문제는 자가와 차가구를 불문하고 심각한 문제로 자리 잡고 있다. 따라서 주거비 연구도 자가가구와 차가가구 모두를 고려해야 한다. 본 논문에서는 자가 주거비 분석에 필수적인 대출상환액을 최근 통계자료를 이용하여 추정

함으로써 자가가구를 포함한 주거비 분석을 수행하고 있다. 즉, 주택담보대출 평균 상환기간 및 이자율을 주택 관련 대출액에 적용하여 가구의 월 대출상환액과 자가가구 주거비를 도출하고, 이를 바탕으로 주거비 변인 분석을 실시하고 있다.

III. 모형 및 변인 설명

1. 모형 설명

1) 항상소득 도출

주거비 지출은 가구 수준에서의 의사결정과 밀접한 관련성이 있다. 주택에 대한 투자는 장기간의 계획과 대규모 지출이 요구된다. 따라서 가구는 지금까지 축적되어 온 자산의 양과 앞으로 들어올 것으로 기대되는 수입의 흐름을 고려하여 주택 및 점유 유형을 결정한다. 즉, 가구의 주거 선택은 일시적 시점의 소득보다는 장기간에 지속되는 안정적인 소득인 항상소득을 기반으로 이루어진다(오정일 2001; 최유미 2007).

국내 주거비 관련 연구에서는 항상소득의 중요성이 간과되어 왔으며, 항상소득을 변수로 주거비 분석을 수행한 선행연구 사례는 찾기 어렵다. 항상소득의 대체변수인 총지출을 사용한 연구들은 있으나(성영애, 양세정 1997; 광인석, 김순미 1999), 대부분의 주거비 연구에서 항상소득은 사용되지 않고 있다.

본 논문에서는 Lee, Myers and Park(2000)이 제시한 방법론¹⁾을 활용하여 항상소득을 도출하고, 이를 소득변인으로 활용한다. 이것은 <식 1>과 같이 가구 소득 Y 를 항상소득 Y^p 와 일시소득 Y^t 로 구분하는 접근법이다.

$$Y = Y^p + Y^t \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

일시소득 Y^t 와 독립관계인 항상소득 Y^p 는 <식 2>와 같이 가구의 인적, 비인적 특성으로 구성된다.

$$Y^p = aH + bNH \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

<식 2>를 <식 1>과 결합하면 <식 3>이 도출된다. 가구의 관찰소득은 가구의 인적, 비인적 특성에 의해 결정되는 항상소득과 일시적인 소득의 결합이 된다.

$$Y = aH + bNH + Y^t \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

이때 항상소득은 현재 가구소득이 개인의 인적, 비인적 변인에 의해 회귀되는 방정식의 계수들로부터의 예측값으로 계산되며, 일시소득은 오차항이 된다. 이때 소득회귀 방정식은 <식 4>와 같다.

$$\frac{P_i^{M-1}}{\lambda} = \delta_0 + \sum_n \delta_n X_i + E_i \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

X 는 소득을 결정하는 인적, 비인적 변수들의 벡터이며 δ 는 그 계수들, E 는 랜덤 오차항이다. 종속변수에는 기존 연구를 참고하여 $\lambda=0.5$ 를 사용한 Box-Cox 변환을 적용하였다(Lee, Myers and Park 2000). <식 5>는 이를 다시 정리한 항상소득 회귀식이다. 항상소득은 이 회귀식의 예측값이며, 일시소득은 <식 3>에 따라 관측소득과 항상소득의 차이이자 관찰소득 함수의 잔차로 계산된다.

$$Y^p = [1 + (0.5\delta_0) + (0.5\sum \delta_i X_i)]^2 \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

1) Lee, Myers and Park(2000)에서 사용된 항상소득 도출 방법론은 Goodman and Kawai(1982)의 항상소득 도출 방법을 따름.

2) 다층모형

주거비는 주택이 소재한 지역의 물리적 특성과 높은 관련성을 보인다. 주거비와 밀접한 관련이 있는 주택 가격은 지역적으로 큰 격차를 보이며, 주택가격 외에도 지역에 따른 물리적, 자연적 특성과 생활 형태의 차이 등 역시 주거비에 영향을 미칠 수 있다(Bramely and Karley 2005).

기존 국내 주거비 연구들에서 지역적 요인은 도시와 시골(정영숙 1992), 대도시와 중소도시 이하(곽인석, 김순미 1999), 서울시, 광역시, 도(조혜진, 김민정 2014) 등의 매우 간략한 형태로 고려되어 왔다. 신수임(2008)은 서울시를 대소 생활권으로 분류하여 주택 지불능력 실태를 분석했으나 지역적 요인의 영향에 대한 분석이 아닌 현황 파악에 머물렀다.

본 논문은 지역적 특성을 통제하기 위해 다층모형을 분석모형으로 사용하고 있다. 다층모형은 본 논문에서 사용되는 주거실태조사 자료와 같은 공간자료에서 발생할 수 있는 통계적 문제점을 보완할 수 있는 분석기법으로, 수도권 내 개별 시군구의 지역적 특성이 가구 주거비에 주는 영향을 분석할 수 있다. 이를 통해 기능적으로 고도로 분화된 대도시권의 지역별 특성 파악 및 지역별로 차별화된 정책 도입에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

주거 관련 연구에서 지역적 특성의 영향을 분석하는 방법으로는 지역터미 변인을 사용하는 것도 가능하다. 이러한 방법을 사용한 기존 연구들은 서울시 및 수도권을 소수의 권역으로 구분하여 지역적 요인을 통제하였다(강동우, 이성우, 김현중 2012; 신수임 2008). 그러나 본 논문에서는 시군구 단위에서의 지역적 요인을 통제하여, 지역을 터미변인으로 통제하는데 따른 모형의 복잡성을 완화하였다. 또한 다층모형은 분산비교를 통해 계층 간 영향의 크기를 비교하기 용이하다는 장점이 있다.

다층모형은 대상 자료의 위계적 구조를 가정하는데, 본 논문의 주거실태조사 자료는 미시적 가구단위 수준과 거시적 시군구 단위 수준의 2단계 계층구조로 볼 수 있다. 이때 미시적 수준에서 p 개의 독립변인 X_{pji} 가 있고, 거시적 수준에서 q 개의 독립변인 Z_{qj} 가 있다면 함수는 <식 6>과, 이를 행렬 형태로 나타낸 <식 7>과 같이 나타난다.

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \dots + \beta_p X_{pji} + \beta_{p+1} Z_{1j} + \beta_{p+2} Z_{2j} + \dots + \beta_{p+q} Z_{qj} + \mu_{ij} \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

$$Y = X\beta + \mu \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

β 들은 상수항과 회귀계수이며, μ_{ij} 는 확률오차 요소다. Z_{qj} 는 거시 수준 독립변인으로, 미시적 수준에 분산되어 있다. β 의 OLS 추정치인 $\hat{\beta}$ 들이 최량선형 불편추정량(best linear unbiased estimator)이 되기 위해서는 공분산, 비자기상관, 오차의 정규분포와 같은 가정이 필요하다. 그러나 본 논문에서 사용할 자료와 같이 계층적으로 구조화된 데이터의 횡단면분석 연구에서는 이분산성(heteroscedasticity)과 공간적 자기상관(spatial autocorrelation)이 발생하여 실제와 가정들과의 괴리가 심해지고 결과의 신뢰성을 떨어뜨리는 경우가 많다.

다층모형은 거시적 수준들의 독립변인인 Z 들이 미시적 수준에 분산되어 있는 것을 고려하여 <식 7>을 다음 <식 8>과 같이 재정의한다.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{1ij} + \epsilon_{ij} \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

이때 $j=1 \dots J$ 와 $i=1 \dots n_j$ 는 각각 거시 단계 단위와 해당 거시 단위 안의 미시 수준 단위이며, 총 관측치는 $N = \sum n_j$ 개다. 이때 거시 수준은 각각 다양한 절편과

가울기를 가지게 한다. 이는 모형의 변형을 통해 반영될 수 있는데, 절편 β_{0j} 를 $\beta_{0j} = \beta_0 + \mu_{0j}$ 로, 가울기 β_{1j} 를 $\beta_{1j} = \beta_1 + \Gamma_{1j}$ 로 파악함으로써 <식 9>와 같은 임의계수 회귀식(random coefficient regression)이 도출된다.

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_{1j}X_{1ij} + (\Gamma_{1j}X_{1ij} + \mu_{0j} + \epsilon_{ij}) \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

μ_{0j} 와 Γ_{1j} 는 거시 수준 지역 j단위에서 다양한 효과를 나타내는 랜덤항을 의미하는데, 각각 일반적인 가정인 동분산과 비자기상관을 설정한다. Γ_{1j} 와 μ_{0j} 사이의 상관성의 경우, 각 거시 단위 내의 미시 단위 개수인 n_j 들이 서로 동일하지 않을 때 모형이 지나치게 복잡해지고 예기치 않은 문제가 발생할 가능성이 높아진다. 그 때문에 이를 피하기 위한 특정 공분산 구조를 가정하는 것이 일반적이며, 본 분석에서는 결합주대각공분산구조(banded main diagonal)²⁾를 사용하였다.

2. 자료 및 변인

본 논문에서는 주거실태조사 마이크로데이터 중 시간적으로는 2006년, 2008년, 2010년, 2012년, 2014년의 자료를, 공간적으로는 수도권 자료를 이용하여 분석을 수행한다. 주거실태조사는 가구의 거주지와 주거 특성, 사회경제적 특성을 조사하며, 특히 주택 구입을 위한 대출금을 포함하고 있으므로 본 논문에서 수행하고자 하는 주거비 분석에 적합하다고 판단된다. 본 논문에서 사용된 주거실태조사 자료는 횡단면 자료여서 연도에 따라 조사 대상이 불일치하기 때문에 패널모형의 적용은 적합하지 않은 것으로 판

2) $UN(1) = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_1^2 \end{bmatrix}$

표 1_ 변인설명

변인	설명
종속 변인	
LN_COST	주거비 지출(주거비+월세+주거 관련 대출상환금, 단위: 만 원)에 로그함수를 취한 값
독립 변인	
AGE	가구주 연령 - 평균 가구주 연령
SQAGE	AGE의 제곱
GENDER	여성(= 1), 남성(= 0)
OINC	관찰소득 - 평균 지역별 관찰소득(단위: 만 원)
SQ_OINC	OINC의 제곱
PINC	항상소득 - 평균 지역별 항상소득(단위: 만 원)
SQ_PINC	PINC의 제곱
TINC	일시소득 - 평균 지역별 일시소득(단위: 만 원)
SQ_TINC	TINC의 제곱
EDU	1 중학교 졸업 이하(= 1)
	2 고등학교 졸업(= 1)
	3 2년제 및 4년제 대학 이상(참조집단)
JOB	1 관리직, 전문가 및 준전문가(참조집단)
	2 사무직, 서비스업, 판매업(= 1)
	3 기타 직업(= 1)
	4 무직(= 1)
HTYPE	아파트 및 오피스텔(= 0), 기타 주택 유형(= 1)
HPRICE	주택가격 - 평균 지역별 주택가격(자가의 경우만)(단위: 만 원)
DURATION	거주기간 - 평균 지역별 거주기간(단위: 년)
SIZE	주택면적 - 평균 지역별 주택면적(단위: m ²)

단된다.

분석에 사용된 변인들은 <표 1>과 같다. 다층모형 분석의 종속변수가 되는 가구 주거비 지출은 주거실태조사상의 주거비, 주택 임차료, 그리고 주택구매를 위한 대출금의 월 상환액의 합으로 계산된다. 주거실

태조사상 주거비는 광열비, 전기 및 상하수도, 일상적인 주택수선 및 유지비, 관리비, 화재보험료 등 주거유지 관련 비용의 성격을 보인다. 주택 임차료는 단순 월세 및 보증금 있는 월세 거주 가구가 매달 지불하는 비용이다. 그리고 대출상환액은 주거실태조사에서 조사된, 주거 구매 혹은 전세금 지불을 위해 금융기관에서 받은 대출액의 부담을 월단위로 추정한 금액이다.

대출상환액은 주거 관련 대출액에 연평균 약정기간과 이자율을 이용한 상환율을 적용하여 추정하였다. 일반적인 대출상환방식은 만기상환, 원금균등상환 등 다양한 방식이 존재하나, 본 논문에서는 부채 부담을 월단위로 균등하게 배분하기 위해 원리금균등상환³⁾을 적용하였다. 대출 약정기간은 해당 연도 주택금융 및 보금자리론 수요실태조사의 대출 약정기간 조사 결과를 이용하여 평균 약정기간을 도출해 적용했으며, 이자율은 한국은행 통계자료 연평균 주택담보대출 신규 대출금리를 적용했다. 단, 2006년의 상환기간은 해당 연도의 약정기간 통계 정보를 파악할 수 없는 관계로 부득이하게 인근 연도들의 평균값으로 상환기간을 가정했다. 상환율은 전체 부채에서 매월 지불해야 할 금액의 비율로, 국민은행 금융계산기⁴⁾에 연평균 약정기간과 금리를 적용하여 도출하였다. 각 연도별 평균 상환기간과 금리, 이에 따른 월 상환율은 <표 2>와 같다. 이에 따르면, 2006년 기준 100만 원의 부채를 진 가구의 주거비 지출에는 매월 약 8,500원의 대출상환액이 포함된다.

본 논문에 사용된 독립변인은 가구의 사회경제적 변인과 향상소득, 거주 주택의 주거 특성 변인들이다. 먼저 가구변인을 살펴보면, 연령은 축적 자산의 증가와 가구 생애주기에 따른 주거 수요 변화를 반영하여 주거비 지출에 영향을 줄 것으로 예상된다. 성별 또

표 2_ 연도별 월 상환액

연도	평균 약정기간	금리(연리%)	월 상환율(%)
2006	173개월	5.64	0.0085
2008	171개월	7.00	0.0093
2010	153개월	5.00	0.0089
2012	166개월	4.63	0.0087
2014	194개월	3.55	0.0068

한 남녀 간의 자산축적 및 주거구매에 있어서 유효한 차이가 존재하리라 기대된다. 소득은 주거 소비 결정과 이에 따른 주거비 지출에 가장 중요한 영향을 끼칠 것으로 기대되며, 앞서 모형설명 항목에서 언급된 바와 같이 향상소득과 관찰소득을 사용한다. 교육 및 직업 수준은 주로 소득의 도구변수로 많이 사용되는 변수들로, 자산축적의 용이성 및 접근성 등에 영향을 줄 수 있다는 점에서 소득과 별개로 사회경제적 계층 수준을 반영해 줄 것으로 기대된다.

주거변인의 경우, 주택의 유형에 따라 가격 변화, 주거비 구성 등에서 보이는 차이를 고려한다. 구분은 오피스텔 및 아파트와 기타 유형으로 나뉘는데, 이는 비교적 대형 건물에서 많은 세대가 함께 거주한다는 점과 관리비가 지출된다는 점에서 아파트와 오피스텔이 상당한 유사성을 보인다는 점에 기인한다. 주택 가격과 크기는 주거비에 비례하는 영향을 줄 것으로 예상되며, 거주기간은 건물 노화로 인한 유지보수 주거비 증가와 구입시기를 반영한다. 단, 주택가격은 자가거주에만 적용한다.

이들 중 선형 변인들은 회귀분석상 불안정을 초래할 수 있는 큰 값들을 방지하고 절편을 주어진 자료의 범위 내에 묶어두기 위해 시군구 단위 지역 평균을 이용한 중심보정(local centering)을 적용하였다(Kreft, Leeuw and Aiken 1995). 또한, 소득 변수들을 이차 함수로 고려

3) 약정기간 동안 매월 일정한 금액을 상환하는 상환방식.

4) <https://omoney.kbstar.com/quics?page=C021527&QSL=F>.

한것은 슈바베 법칙 검정을 위해 소득 수준에 따라 유동적인 주거비 변화율을 가정한 것이다.

본 논문에서는 자가와 차가에 대한 분석은 독립적으로 수행했는데, 이는 각각 대출상환액과 임대료의 비중이 큰 자가가구와 차가가구의 상이성을 감안하기 위함이다. 실제로 미국에서는 자가가구와 차가가구의 주거비 항목을 구분하여 자가가구는 대출상환 및 재산세를 중심으로, 차가가구는 임대료를 중심으로 조사를 실시하고 있다(양세화, 오찬옥, 양세정 1999).

IV. 분석 결과

1. 변인 기술통계

〈표 3〉과 〈표 4〉는 자가 및 차가가구의 변인 기술통

계를 분석한 결과다. 이에 따르면 주거비 지출의 경우, 2010년 최고치를 기록하고 이후 점차 하락하는 모습을 보여주며, 특히 자가가구의 경우 2012년에서 2014년 사이 큰 하락을 보였다. 이것은 주택가격 및 이자율의 변화로 인한 것으로 판단된다. 주택매매가격지수(한국감정원 제공)에 따르면 수도권 주택가격은 2008년까지 급성장하고 2011년 이후 완만한 하락이 지속되는데, 이는 분석에서 나타난 주거비 추세와 일치한다. 2008년 금융위기는 주택가격 붕괴를 초래하였으나 이후 반등하여 2010년 조사 결과에는 큰 영향을 주지 못한 것으로 보인다. 이자율 또한 크게 하락했는데, 이 시기 주택담보대출 이자율은 2010년까지는 약 5%에서 2014년 3.55%까지 떨어졌으며 이러한 변화가 대출상환액 부담을 크게 감소시킨 것으로 보인다. 차가가구의 경우에는 주거비 변동폭이 자가

표 3_ 기초통계(자가가구)

구분	2006년		2008년		2010년		2012년		2014년		
	Mean	Std.error	Mean	Std.error	Mean	Std.error	Mean	Std.error	Mean	Std.error	
COST	44.7201	42.5158	57.5698	56.0700	62.7669	67.1538	60.1530	20.6052	45.9452	42.6303	
LN_COST	3.4968	0.7765	3.7229	0.8194	3.7667	0.8462	3.7395	0.8379	3.5124	0.7985	
AGE	52.5180	13.3941	53.1251	13.3622	54.9660	12.9023	55.2099	12.5524	56.3610	13.5905	
GENDER	0.1004	0.3005	0.0955	0.2939	0.1286	0.3348	0.1743	0.3794	0.1458	0.3530	
OINC	287.3451	216.2909	306.0183	208.6691	350.4222	271.2300	376.8516	255.1966	341.1511	240.8923	
PINC	239.2961	110.9912	260.3088	109.9134	301.1481	132.8078	326.4995	137.9026	301.0402	143.8055	
TINC	48.0490	179.5794	45.7095	170.9267	49.2740	225.8150	50.3521	203.9596	40.1109	194.1966	
EDU	1	0.2535	0.4351	0.2602	0.4388	0.2598	0.4386	0.2046	0.4035	0.2501	0.4331
	2	0.3354	0.4722	0.3568	0.4791	0.3541	0.4783	0.3710	0.4831	0.3551	0.4786
	3	0.4111	0.4921	0.3831	0.4862	0.3861	0.4869	0.4244	0.4943	0.3948	0.4889
JOB	1	0.1548	0.3617	0.1322	0.3387	0.1597	0.3663	0.1224	0.3278	0.1539	0.3609
	2	0.3783	0.4850	0.3280	0.4695	0.3560	0.4789	0.4520	0.4977	0.3441	0.4751
	3	0.2059	0.4044	0.3119	0.4633	0.2468	0.4312	0.2384	0.4262	0.2141	0.4102
	4	0.2610	0.4392	0.2279	0.4195	0.2376	0.4256	0.1872	0.3901	0.2879	0.4528
HSTYLE	0.4609	0.4985	0.4156	0.4929	0.4277	0.4948	0.3281	0.4696	0.4166	0.4930	
HPRICE	27471.58	32107.34	30217.93	26735.99	33480.92	32727.55	31463.73	25887.77	29111.80	23683.12	
DURATION	7.8138	7.8594	8.9242	9.2519	9.9151	9.1756	8.7744	7.9347	10.9451	9.5354	
SIZE	96.4915	42.4923	96.4856	30.3333	95.7814	35.1259	77.5802	24.7869	87.5321	32.1477	
N	5,570		4,524		6,727		7,394		4,554		

표 4_ 기초통계(차가가구)

구분	2006년		2008년		2010년		2012년		2014년		
	Mean	Std.error	Mean	Std.error	Mean	Std.error	Mean	Std.error	Mean	Std.error	
COST	28.9373	23.5217	34.9700	35.0768	41.1753	34.5154	39.7577	29.8222	39.2451	32.5876	
LN_COST	3.1301	0.6960	3.3282	0.6556	3.4530	0.7388	3.4622	0.6751	3.3923	0.7779	
AGE	44.4365	14.3232	44.7118	13.5230	45.9869	13.7536	47.2953	13.6849	48.4513	15.4055	
GENDER	0.1959	0.3969	0.1821	0.3860	0.2454	0.4303	0.2374	0.4255	0.2426	0.4287	
OINC	232.3160	166.3818	270.6517	171.2584	273.0615	208.2364	306.7780	187.1192	282.5433	215.3876	
PINC	214.6857	101.3767	249.2801	102.2573	261.0352	122.9803	297.2318	125.9863	277.3049	132.7322	
TINC	17.6303	133.7641	21.3716	134.5873	12.0263	165.6333	9.5462	140.5497	5.2383	175.4261	
EDU	1	0.1945	0.3959	0.1566	0.3635	0.2004	0.4003	0.1517	0.3588	0.2160	0.4116
	2	0.3760	0.4844	0.3762	0.4845	0.3804	0.4855	0.3453	0.4755	0.3713	0.4832
	3	0.4295	0.4951	0.4672	0.4990	0.4192	0.4935	0.5030	0.5000	0.4127	0.4924
JOB	1	0.1740	0.3791	0.1244	0.3300	0.1489	0.3561	0.0880	0.2834	0.1311	0.3375
	2	0.4284	0.4949	0.4524	0.4978	0.4216	0.4939	0.5587	0.4966	0.4270	0.4947
	3	0.1977	0.3983	0.2491	0.4325	0.2553	0.4360	0.2133	0.4097	0.2157	0.4114
	4	0.2000	0.4000	0.1742	0.3793	0.1742	0.3793	0.1399	0.3469	0.2262	0.4184
HSTYLE	0.5999	0.4900	0.4589	0.4984	0.6181	0.4859	0.4568	0.4982	0.5789	0.4938	
DURATION	2.7684	3.7279	3.0127	3.9262	3.2225	4.0815	3.1000	3.6337	3.7822	4.6699	
SIZE	65.1209	33.8380	72.6915	33.0913	64.3960	33.3840	60.5061	26.1227	60.8590	30.7645	
N											

가구에 비해 작는데, 이는 차가가구의 대출 비중이 비교적 낮고 전세가격이 주택매매가격과 반대로 크게 상승했기 때문으로 보여진다.

분석에 사용된 자가가구주 표본의 평균연령은 50대이며, 대부분이 남성 가구주다. 차가가구주들은 평균연령이 40대로 자가가구주들에 비해 약 10세가량 낮으며, 여성의 비율이 20~25% 수준으로 차가가구주들에 비해 약 10% 높게 나타났다. 자가와 차가의 연령 및 성별 구성 차이는 자가 구매를 위한 재산축적의 기간 및 수월성을 반영하는 것으로 추측된다. 소득의 경우 관찰소득은 자가와 차가가 약 30~80만 원의 차이를 보이고 있으나, 항상소득 격차는 30만 원 이하로 나타났다.

주택의 점유 형태는 자가가구의 55~60%, 차가가구의 40~55% 정도가 아파트 및 오피스텔에서 거주하는 것으로 나타나 자가와 차가 간 주택유형의 차이

를 보였다. 거주기간은 자가 차가에 비해 약 2~3배 긴 것으로 나타났다. 이는 차가의 주거 안정성이 자가보다 떨어지는 것을 보여주는 동시에 자가를 주거의 종착점으로 여기는 국내 주거문화가 반영된 결과로 이해된다. 평균 거주기간은 대체로 점차 증가하고 있는데, 이는 과도한 주택가격과 주택시장 침체로 인해 새로운 주택으로의 이주가 줄어들고 있기 때문으로 추측되며, 수도권 주택매매거래수가 2006년 이후 하락하고 있는 현상과 일치한다. 2014년에는 차가의 평균 주거기간이 크게 상승했으며, 표준편차 또한 증가했다. 이는 저소득층의 주거 불안이 심해진 반면 여유가 있는 차가가구가 자가로의 이전을 유보하면서 차가가구 주거 안정성의 양극화가 진행된 것을 보여주는 것으로 추측된다.

2. 다층모형 분석 결과

〈표 5〉와 〈표 6〉은 자가 및 차가가구의 주거비 지출에 관한 다층모형 분석 결과다. 본 논문은 소득변인 계수의 비교를 위해 관찰소득을 적용한 모형과 항상소득과 일시소득을 적용한 모형을 함께 기재하였으나, 변인 설명은 항상소득과 일시소득 적용 모형을 중심으로 수행하기로 한다. 또한 본 모형은 종속변수에 자연로그를 취한 로그-선형모형으로, 각 계수는 독립변인의 변화에 따른 종속변인의 비율 변화로

해석된다.

연령 변인 분석 결과는 연령이 높을수록 주거비 지출이 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 연령에 따른 주거수요 증가로 인한 주거비 증가보다 많은 축적 자산으로 인한 낮은 대출금 의존도, 시기적으로 빠른 주택 확보를 통한 가격 상승 회피의 효과가 더 컸기 때문으로 생각된다. 특히, 고령층이 자가를 조기에 보유했을 경우 주택가격 상승이 오히려 자산 축적에 큰 도움이 되었을 가능성도 존재한다.

성별 변인은 자가와 차가에서 상이한 결과가 도출

표 5_ 다층모형 분석 결과(자가가구)

구분	2006년		2008년		2010년		2012년		2014년		
	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	
Fixed Effect											
INTERCEPT	3.4805***	3.5589***	3.6511***	3.7120***	3.8006***	3.8905***	3.9025***	3.9519***	3.5728***	3.7061***	
AGE	-0.0074***	-0.0075***	-0.0089***	-0.0097***	-0.0098***	-0.0108***	-0.0075***	-0.0085***	-0.0073***	-0.0076***	
SQAGE	-0.0001**	-0.0002***	0.0001**	0.0000	0.0001**	0.0000	-0.0001	-0.0002***	-0.0001	-0.0002***	
GENDER	-0.0153	-0.0577*	-0.1154***	-0.1661***	0.0008	-0.0658**	0.0135	-0.0259	-0.0773**	-0.1453***	
OINC	-	0.0004***	-	0.0006***	-	0.0005***	-	0.0005***	-	0.0005***	
SQ_OINC	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	
PINC	0.0012***	-	0.0013***	-	0.0013***	-	0.0011***	-	0.0013***	-	
SQ_PINC	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	
TINC	0.0003***	-	0.0005***	-	0.0004***	-	0.0004***	-	0.0004***	-	
SQ_TINC	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	
EDU	1	0.0872**	-0.0039	0.1292***	0.0406	0.0910***	-0.0084	-0.0409	-0.1216***	-0.0050	-0.1143***
	2	0.0412	-0.0043	0.0942***	0.0583**	0.0646***	0.0153	-0.0102	-0.0425**	0.0589**	0.0088
JOB	2	0.0081	-0.0083	0.0113	0.0009	-0.0074	-0.0361	-0.0092	-0.0246	0.0515	-0.0047
	3	-0.0204	-0.0655**	0.0058	-0.0317	-0.0640*	-0.1259***	-0.0224	-0.0639**	0.1044**	0.0099
	4	0.0520	-0.0694*	-0.0649	-0.1386***	-0.0930**	-0.2090***	-0.0614	-0.1519***	0.0924*	-0.0681*
HSTYLE	0.0075	0.0133	-0.0097	-0.0035	-0.0704***	-0.0616***	-0.1024***	-0.0920***	-0.1562***	-0.1562***	
HPRICE	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	
DURATION	-0.0204***	-0.0201***	-0.0188***	-0.0186***	-0.0147***	-0.0143***	-0.0145***	-0.0142***	-0.0116***	-0.0116***	
SIZE	0.0020***	0.0021***	0.0041***	0.0042***	0.0034***	0.0035***	0.0043***	0.0044***	0.0040***	0.0042***	
Random Effect											
Level1 Intercept	0.4675***	0.4697***	0.5252***	0.5275***	0.4996***	0.5026***	0.4042***	0.4061***	0.3657***	0.3673***	
Level2 Intercept	0.1073***	0.09564***	0.138***	0.1244***	0.08789***	0.07601***	0.1081***	0.09816***	0.1026***	0.09347***	
Proportion of Variance	0.1867	0.1692	0.2081	0.1857	0.1496	0.1314	0.2110	0.1947	0.2191	0.2029	
-2RLL	11928.4	11906.2	10314.0	10288.3	14939.9	14928.9	19510	19495.8	9719.3	9692	
BIC	11937.1	11914.9	10322.3	10296.6	14948.6	14937.6	19518.7	19504.6	9727.9	9700.7	
N	5,570	5,570	4,524	4,524	6,727	6,727	7,394	7,394	4,554	4,554	

주: *** p<.01, ** p<.05, * p<.10.

표 6_ 다층모형 분석 결과(차가가구)

구분	2006년		2008년		2010년		2012년		2014년		
	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	LN_COST	
Fixed Effect											
INTERCEPT	3.1329***	3.1486***	3.1728***	3.2691***	3.3269***	3.4441***	3.6942***	3.6887***	3.4784***	3.4979***	
AGE	-0.0011	-0.0008	-0.0029**	-0.0014	-0.0054***	-0.0040***	-0.0012	-0.0011	-0.0059***	-0.0056***	
SQAGE	-0.0002***	-0.0002***	0.0000	-0.0002**	-0.0002***	-0.0003***	-0.0003***	-0.0003***	-0.0001**	-0.0001**	
GENDER	0.0247	0.0131	0.0829**	0.0193	0.0049	-0.0370*	0.0163	0.0047	0.0416	0.0389	
OINC	-	0.0007***	-	0.0008***	-	0.0006***	-	0.0004***	-	0.0006***	
SQ_OINC	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	
PINC	0.0010***	-	0.0018***	-	0.0014***	-	0.0006***	-	0.0006**	-	
SQ_PINC	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	
TINC	0.0006***	-	0.0006***	-	0.0004***	-	0.0004***	-	0.0005***	-	
SQ_TINC	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	0.0000***	-	
EDU	1	0.0134	-0.0183	0.2430***	0.1062**	0.1377***	0.0343	-0.0548	-0.0840**	-0.0748	-0.0812*
	2	0.0630**	0.0500**	0.1749***	0.1205***	0.1339***	0.0790***	0.0316	0.0256	0.0798**	0.0753**
JOB	2	0.0078	0.0072	0.0347	0.0143	0.0096	-0.0348	-0.0478	-0.0368	-0.0193	-0.0305
	3	-0.0319	-0.0427	0.1091**	0.0460	0.0692*	-0.0036	-0.0158	-0.0128	0.0430	0.0295
	4	-0.0135	-0.0577	0.0838	-0.0405	0.0959**	-0.0217	-0.0735	-0.0948**	0.0034	-0.0100
HSTYLE	0.0169	0.0183	0.0158	0.0200	0.0649***	0.0676***	-0.1132***	-0.1124***	-0.1267***	-0.1260***	
DURATION	-0.0048	-0.0043	-0.0142***	-0.0135***	-0.0145***	-0.0131***	-0.0155***	-0.0150***	-0.0191***	-0.0190***	
SIZE	0.0002	0.0003	0.0012**	0.0015***	0.0015***	0.0020***	0.0001	0.0002	0.0014***	0.0015***	
Random Effect											
Level1 Intercept	0.558***	0.5581***	0.459***	0.463***	0.577***	0.5796***	0.4096***	0.4099***	0.5781***	0.5774***	
Level2 Intercept	0.0735***	0.07302***	0.06439***	0.05497***	0.0445***	0.03941***	0.06764***	0.0667***	0.06582***	0.06574***	
Proportion of Variance	0.1164	0.1157	0.1230	0.1055	0.0716	0.0637	0.1417	0.1399	0.1022	0.1022	
-2RLL	9556.0	9517.3	6086.5	6065.7	13601.0	13581	15497.2	15459.0	8851.2	8807.2	
BIC	9564.7	9526.1	6094.8	6074	13609.7	13589.7	15506	15467.7	8859.8	8815.9	
N	4,426	4,426	2,911	2,911	6,264	6,264	6,769	6,769	3,838	3,838	

주: *** p<.01, **p<.05, *p<0.10.

되었다. 자가의 경우 유의성을 보인 2006년과 2014년에 남성이 여성보다 주거비 지출이 큰 것으로 나타났으나, 자가의 경우에는 유의성을 보인 2008년을 포함, 대체로 여성이 남성보다 주거비 지출이 큰 것으로 나타났다. 이는 소득 및 자산형성 측면에서 남성이 여성에 비해 유리하며 이에 따라 더 많은 주거비를 감당할 가능성이 클 것이라는 일반적인 인식과 차이가 있다. 이러한 결과는 안전 및 편의를 중요시하는 여성의 주거소비 경향 때문으로 생각된다. 여성 가구주는 도심지역을 선호하고 치안 및 편의를 더 고려한 선택을 하는 경향이 있다(송향숙, 한연호, 박태원 2011; 김진

영 2013; Skaburskis 1997). 경제적 부담이 큰 자가구매에 비해 차가거주 시에는 여성이 더 나은 주거조건을 위해 남성보다 더 많은 주거비 지출을 감내할 능력과 의사가 뒷받침되는 것이다.

가구주 교육 수준 및 직업 변인 분석 결과는 일반적인 예상과 다르게 나타났다. 일반적인 견해와 기존 연구에 의하면 가구주 교육 및 직업 수준이 높은 가구가 유리한 경제적 능력으로 양질의 주거소비를 하며, 이에 따라 더 많은 주거비를 소비하는 경향이 있다(곽인석, 김순미 1999). 그러나 본 논문의 다층모형 분석 결과에서는 2012년을 제외한 대부분의 연도에

서 대출자에 비해 중졸자 및 고졸자가, 관리직 및 전문직 종사자보다 사무직 및 서비스업, 기타 직업, 그리고 무직자의 주거비 지출이 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 차이는 대출상환액 부담에서 발생하는 것으로 이해된다. 가구소득과 주거 조건이 변인으로 통제된 본 모형에서 상대적으로 자산형성에 불리한 계층들은 동일 조건의 주택에 입주하기 위해서는 대출에 더 크게 의존할 수밖에 없기 때문이다.

소득의 경우, 주거비 지출의 관계는 정(+) 또는 부(-)라는 일차적 측면의 판별 외에도, 소득 수준에 따른 주거비 부담 또한 중요하다. 이는 주거 부담의 형평성 및 주거복지 정책과도 관련되기 때문이다. 이에 대한 전통적 견해는 슈바베 법칙을 따르고 있다. 슈바베 법칙에 따르면, 주거비 지출은 가구 소득이 증가함에 따라 증가하지만 주거비 지출이 소득에서 차지하는 비율은 소득 증가에 따라 감소한다. 즉, 실질적인 주거비 부담은 저소득층에게 더 크게 작용한다.

본 논문의 주거비 지출은 대출상환액을 주거비 지출에 포함한다는 면에서 기존 연구들이 고려한 주거비 지출과 차이를 보인다. 본 논문은 이러한 주거비 지출에서도 슈바베 법칙이 성립하는지 확인하기 위해 주거비 지출의 소득 탄력성을 도출하여 슈바베 법칙을 검증하였다. 이는 소득 증가에 따른 주거비 지출은 다층모형 분석 결과 정(+)의 값을 가지는 것으로 직접 확인되었으나, 소득 증가에 따른 소득 대비 주거비 지출 비중 감소는 소득의 비율 변화에 대한 주거비의 비율 변화를 통해 확인해야 하기 때문이다. 소득 증가율보다 주거비 증가율이 높다면 주거비의 소득 대비 비율이 높아지는 것으로, 슈바베 법칙은 성립하지 않게 된다. 그리고 이는 탄력성을 통해 확인할 수 있다.⁵⁾

본 논문에서 사용된 로그-선형모형에서의 탄력

성 도출은 <식 10, 11>을 따른다(Gujarati and Porter 2009).

$$\begin{aligned} \beta_{PINC0} + 2\beta_{SQ_PINC} X &= \frac{d(\ln Y)}{dX} = \frac{1}{Y} \frac{dY}{dX} \\ &= \frac{(dY/Y)}{dX} \approx \frac{(Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}}{(X_t - X_{t-1})} \end{aligned} \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

$$\begin{aligned} \eta &= \frac{(Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}}{(X_t - X_{t-1})/X_{t-1}} \\ &\approx (\beta_{PINC0} + 2\beta_{SQ_PINC} X) X \\ &= 2\beta_{SQ_PINC} X^2 + \beta_{PINC0} X \end{aligned} \quad \langle \text{식 11} \rangle$$

<표 7>은 위 탄력성을 바탕으로 연도별 최대 탄력성과 이때의 소득을 도출한 결과다. 2014년 차가의 경우, 항상소득 제곱변인의 계수가 정(+)으로 나왔기 때문에, 해당 연도의 표본 내 최대 소득을 적용하였다. 분석 결과 모든 연도에서 주거비 지출의 항상소득 탄력성은 1을 넘지 못했다. 따라서 슈바베 법칙은 대출상환액의 포함된 주거비 지출에 대해서도 성립

표 7_ 연도별 최대 주거비 지출 항상소득 탄력성

구분	계수		최대 탄력성	
	PINC	SQ_PINC		
2006년	자가	0,001216	-0,00000225	0,0821
	차가	0,000967	-0,00000178	0,0657
2008년	자가	0,001266	-0,00000288	0,0696
	차가	0,001759	-0,00000333	0,1161
2010년	자가	0,001281	-0,00000231	0,0888
	차가	0,001382	-0,00000118	0,2023
2012년	자가	0,001056	-0,00000229	0,0609
	차가	0,000616	-0,00000133	0,0357
2014년	자가	0,001279	-0,00000113	0,1810
	차가	0,000612	0,0000001597	0,5817

주: 최대 탄력성은 반올림하여 소수점 네 자리까지만 표시함.

5) 주거비 지출의 소득탄력성은 소득 변화율에 대한 주거비 변화율임.

한다고 볼 수 있다.

주거 특성 변인인 주택유형 변인 분석 결과에서는 아파트 및 오피스텔 유형과 기타 유형 간의 주거비 지출 대소관계의 역전이 나타났다. 자가가구와 차가 가구의 역전은 시기적으로 차이가 존재하는데, 이는 유형별 가격상승 정도의 차이로 인한 것으로 추측된다. 한국감정원 부동산통계정보 주택매매가격지수 및 전세가격지수를 살펴보면, 매매가격지수는 2008년 금융위기 이전까지 급격한 상승을 보였으며, 전세가격지수는 2009년 중후반에서 2011년까지 기간에 높은 상승률을 보였다. 이 시기에 아파트 유형의 가격 상승폭은 단독주택 유형의 상승폭보다 높게 나타났다. 이는 주택유형 계수의 부호가 자가는 2006~2008년 사이, 차가는 2010~2012년 사이 반전된 것과 시기적으로 일치한다.

거주기간의 경우, 자가와 차가 모두 장기간 거주할수록 주거비 지출이 적은 것으로 나타났다. 이는 장기 거주자일수록 입주 시 가격이 상대적으로 낮았을 가능성이 높기 때문이다. 마지막으로 주택가격은 주거비 지출에 정(+)의 영향을 주는 것으로 드러났으나 큰 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다.

3. 지역적 차별성

본 논문은 다층모형을 적용하여 시군구별로 내재된 지역적 특성이 주거비 지출에 주는 영향을 분석하였다. 모형의 지역 간 차이는 집단 내 상관관계(Intra-class correlation)⁶⁾를 통해 유추할 수 있다. 자가가구

의 거시 수준에서의 분산비율은 약 19~22% 수준, 차가가구 분산비율은 7~14% 수준으로 관찰되었다. 이에 근거하면 지역 간 차이에 대한 설명은 자가가구와 차가가구에 비해 높은 것으로 설명된다. 연도별로는 자가와 차가에서 2008년, 2012년이 비교적 높게 나타난 반면 2010년은 상당히 낮은 분산비율을 보였다. 또한 2014년에 차가의 거시 분산비율이 크게 줄어든 반면 자가는 2012년과 비슷한 수준을 보였다.

각 시군구별 지역적 차별성은 지역의 축약잔차⁷⁾를 통해 확인할 수 있다. 이는 분석 결과에 따른 기댓값과 실측값의 차이를 비교하는 것으로, 미시 가구단위 변인으로 설명되지 않는 지역 요인의 영향을 보여준다. <그림 1>은 각 지역의 연도별 축약잔차를 표시한 것이다. 흰색으로 표시된 지역은 축약잔차가 부(-)의 값을 가지는 지역, 검은색 지역은 축약잔차가 정(+)의 값을 가지는 지역이며, 회색 지역은 축약잔차가 0 혹은 그와 가까운 값을 가지는 지역이다. 분석 결과에 따르면, 서울은 강남, 서초, 송파구 등의 동남 지역을 중심으로 자가가구 주거비 축약잔차가 높게 형성되어 있으며, 차가가구 역시 강남, 서초, 중심의 동남부가 대체로 높은 축약잔차를 보였다. 인천은 연수구의 자가 및 차가 축약잔차가 높게 나타났으며 대체로는 낮은 축약잔차를 보였다. 경기도의 경우 축약잔차가 높은 지역이 북동부에서 남서부로 조금씩 이동하는 모습을 보였으며, 주로 시 지역을 중심으로 높은 축약잔차를 보였다.

6) 집단 간 차이를 살펴보기 위한 지역 간 분산비율의 식은 $p_{지역} = \frac{\sigma^2_{지역}}{\sigma^2_{지역} + \sigma^2_{가구}}$ 와 같음.

7) 축약잔차는 미시 수준과 거시 수준의 축약요소(shrinkage factor)로 보정된 지역별 평균 실측값과 예측값의 차이임. 축약잔차를 도출하는 식은 $\delta_j = \frac{(n_j \hat{\sigma}_{지역})}{(n_j \hat{\sigma}_{지역} + \hat{\sigma}_{가구})} \left(\frac{\sum_{i=1}^{n_j} q_{ij}}{n_j} \right)$ 와 같음.

그림 1_수도권 시군구별 주거비 지출 축약잔차



V. 결론

본 논문은 주거비 문제의 변화상을 반영하여 자가 가구 포함 수도권 거주 가구의 주거비 지출 결정요인을 분석하였다. 본 논문에서는 가구의 월 대출상환액을 추정하여 주거비에 적용하였다. 또한 다층모형을 통해 지역적 차별성을 고려했으며, 기존 연구에서 잘 활용되지 않았던 항상소득을 활용하여 선행연구를 보완하고자 했다. 이러한 분석은 2006년부터 2014년까지 장기적으로 수행하여 시간 변화에 따른 주거비 지출 변화를 분석하였다.

본 논문의 분석을 통해 확인된 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 기초통계량 분석 결과에 따르면 주거비 지출은 2010년에 정점에 달했으며 이후에는 감소세를 보였다. 특히 자가가구 주거비 지출의 감소가 두드러지게 나타났는데, 이는 주거비 지출에서 대출상환액의 비중이 높은 자가가구의 부담이 이자율 하락의 영향을 크게 받은 것으로 보인다. 그러나 자가가구 주거비 지출은 자가가구와는 달리 뚜렷한 감소를 보이지 않은 것으로 나타났다. 이는 자가에 비해 필요자금이 적은 전월세 거주 가구들이 자가가구만큼의 부채를 지고 있지 않으며, 또한 전월세 가격의 상승이 저금리로 인한 부채 부담 하락의 영향을 상당 부분 상쇄시켰기 때문으로 이해된다. 금융위기 이후 실질소득의 정체와 물가 상승, 비소비지출 증가를 고려하면 실질적으로 전월세 가구의 주거비 부담은 증가한 것으로 판단될 수 있다(주원 2012).

둘째, 주거비 부담은 여전히 저소득층이 더 크게 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 슈바베 법칙 검증 결과, 대출상환액이 포함된 주거비 지출에서도 소득이 증가함에 따라 소득 대비 주거비 지출의 비율은 낮아지고 있음이 확인되었다. 이는 월 임대료를 대출상환으로 대체하는 것이 총 주거비 부담 감소에 큰 도움이 되지 못했음을 보여준다. 저금리의 호혜적 주택

금융은 가구의 경제적 능력을 넘어서는 주거 선택을 유도하여 주거비 문제와 주거비 부담의 빈부격차를 악화시킨 것으로 보인다. 주택 가격이 상승세를 유지하고 있을 때는 비록 주거비 부담이 높게 나타나더라도 가격 상승으로 인한 차익으로 이러한 부담이 상쇄될 수 있었으며, 이는 더 많은 사람들이 부채를 감수하고 자가를 구매하는 이유가 되었다. 그러나 금융위기 이후 주택가격의 하락이 시작되면서 대출자금은 그대로 상환액 부담으로 귀결되었다.

현재 정부의 주택정책은 저금리와 주택금융 활성화를 통한 자가유도정책이다. 이는 전세 수요가 자가 수요로 전환되면 자가 가격이 안정화되며, 주택가격이 다시 상승하면 자가가구의 대출상환 능력도 강화될 수 있다는 판단에 의한 것으로 보인다. 그러나 저금리정책은 자가가구 주거비 부담을 크게 완화시키는 효과를 보이기는 했으나 자가가구 주거비 부담 문제를 개선하지는 못한 것으로 보인다. 기초통계 분석 결과에 따르면, 자가가구의 주거비 지출이 큰 폭으로 감소한 것에 비해 자가가구의 주거비 지출에는 큰 변화가 없었다. 최근의 전세가격 급상승 문제를 고려하면, 오히려 실질적인 부담은 증가했을 가능성도 있다. 현재 저금리 정책은 오히려 전세가격 급증 사태의 원인 중 하나로 지적 받고 있다. 주택가격 상승에 대한 기대가 꺾인 상황에서 낮은 이자율이 자가 수요가 아닌 전세 수요의 상승과, 수익성 감소에 따른 전세 공급 감소를 불러온 것이다(신용상 2015).

현재의 주거비 문제를 해결하기 위해서는 새로운 정책적 대안의 필요성이 요구되고 있다. 현 주거비 문제의 발단은 2000년대의 과도한 주택가격 상승에 기인한 바가 크다. 그 때문에 주거비 문제를 해결하기 위해 주택시장 활성화에 의존하는 것은 근본적인 해결책이 되기 어렵다. 만일 저금리 정책이 실제로 자가 수요를 발생시켰다 하더라도 저금리와 주택가격 상승이 영원히 지속될 수 없는 한, 이는 새로운 하우스

푸어 계층의 대량 발생으로 이어졌을 가능성이 크다.

본 논문은 대출상환액을 추정하여 주거비 지출을 분석하였으며, 향상소득, 다층모형 적용 등 기존 연구와 차별되는 새로운 접근방법을 시도했다. 이러한 접근이 새로운 정책 대안의 도출이나 그 기반이 될 향후 연구에 본 논문의 접근방법과 분석 결과가 도움이 될 것을 기대한다. 그러나 본 논문은 직접 정확한 대출상환액을 적용하지 못하고 가구의 주택자금 대출을 바탕으로 대출상환액 부담을 추정하여 사용했다는 측면에서 한계를 가진다. 실제 대출상환은 상환기간과 이자율이 다양하게 적용되며, 상환방식도 균등상환, 일시 상환, 조기 상환 등 다양하나, 본 논문은 월 단위로 환산된 상환액 부담의 추정 수준에 머무르고 있다. 앞으로의 주거 관련 조사가 월 단위 대출상환액을 직접 조사하거나 이를 도출할 수 있는 더욱 전문적이고 공신력 있는 기준을 제시할 경우 더욱 나은 주거비 분석이 가능할 것으로 기대된다.

참고문헌 •••••

강동우, 이성우, 김현중. 2012. 수도권 지역의 주택점유 특성 변화로 분석한 슈바베의 가설. *LHI Journal of Land, Housing, and Urban Affairs* 3권, 1호: 23-32.

강정희. 2010. 저소득층의 주거실태와 주거안정성에 관한 연구: 부산시 수급가구와 차상위가구를 중심으로. *사회과학연구* 26권, 2호: 249-274.

곽인석, 김순미. 1999. 임차가구의 주거비용에 관한 연구. *Family and Environment Research* 132권: 127-144.

김진영. 2013. 여성 1인가구 소형임대주택계획을 위한 주거의식과 주거요구 - 서울특별시를 중심으로. *한국주거학회 논문집* 24권, 4호: 109-120.

박신영. 2012. 우리나라의 주거빈곤 실태. *보건복지포럼* 184호: 33-46.

배병우, 남진. 2013. 서울시 거주 대학생의 주거비 부담능력 분석. *서울도시연구* 14권, 1호: 23-38.

성영애, 양세정. 1997. 노인가계와 비노인가계의 소비지출구조 및

관련요인의 비교분석. *대한가정학회지* 35권, 5호: 103-117.

송향숙, 한연호, 박태원. 2011. 여성친화형 공동주택 계획지표 연구. *도시정책연구* 2호: 35-48.

신수임. 2008. 서울시 임차가구의 주택지불능력 향상에 관한 연구. 석사학위논문, 서울시립대학교.

신용상. 2015. 금주의 논단: 주택임대차시장의 구조변화와 시장 친화적 정책방향. *주간 금융 브리프* 24권, 12호: 3-7.

양세화, 오찬욱, 양세정. 1999. 가계특성과 주거비지출 - 근로자 가계 분석. *한국주거학회 논문집* 10권, 2호: 235-245.

오정일. 2001. 한국에서의 소득, 부 그리고 주거유형의 선택문제. *국토계획* 24권, 3호: 272-285.

이현정. 2015. 수도권 사회진출초기 임차자의 주거비 실태. *한국주거학회 논문집* 26권, 1호: 71-79.

정영숙. 1992. 가계의 소비지출 패턴: 대구·경북 지역 가계를 중심으로. *소비자학연구* 3권, 2호: 1-14.

조혜진, 김민정. 2014. 한국 중고령 가계의 주거부담 결정요인. *소비자정책교육연구* 10권, 2호: 19-37.

주원. 2012. 현안과 과제: 주거비 부담(슈바베 계수)이 급증하고 있다. *이슈리포트* 11호: 1-12.

최열, 김상현, 이재승. 2014. 로짓모형을 이용한 월세 거주자의 주거비부담능력 결정요인 분석: 부산시 사례를 중심으로. *부동산학보* 59권: 45-58.

최유미. 2007. 서울시 가구특성별 주거선택 요인에 관한 연구. 1996년부터 2006년까지 변화특성을 중심으로. 석사학위논문, 서울시립대학교.

Bramely, G. and Karley, N. K. 2005. How much extra affordable housing is needed in England?. *Housing Studies* 20, no.5: 685-715.

Combs, E. Raedene and Olson, L. 1990. Differences in housing expenditure/income and utility expenditure/income ratios by selected characteristics of rural home owners. *Housing and Society* 17, no.3: 27-36.

Goodman, A. C. and Kawai, M. 1982. Permanent income, hedonic prices, and demand for housing: New evidence. *Journal of Urban Economics* 12, no.2: 214-237.

Gujarati, D. M. and Porter, D. C. 2009. *Basic Econometrics*. Singapore: McGraw Hill.

Kreft, Ita G. G., Leeuw, J. D, and Aiken, L. S. 1995. The effect of different forms of centering in hierarchical linear models. *Multivariate Behavioral Research* 30: 1-21.

Lee, S. W., Myers, D. and Park, H. S. 2000. An econometric model of homeownership: Single-family and multifamily housing

option, *Environment and Planning A* 2000, 32: 1959-1976.
Skaburskis, A. 1997. Gender differences in housing demand, *Urban Studies* 34, no.2: 275-320.

- 논문 접수일: 2015. 10. 10
- 심사 시작일: 2015. 10. 26
- 심사 완료일: 2015. 11. 8

요약

주제어: 주거비, 대출상환액, 다층모형, 슈바베 법칙, 항상소득, 주거실태조사

본 논문의 목적은 대출상환액을 포함한 자가·차가 가구의 주거비 결정 요인을 분석하는 것이다. 분석 모형은 지역별 위계구조를 가진 주거비의 특성 반영을 위한 다층모형이며, 자료는 수도권 2006~2014년 주거실태조사를 사용하였다. 분석 결과에 따르면, 항상소득이 높을수록 주거비 지출이 증가하지만 소득 대비 주거비 지출의 비율은 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 저소득층의 상대적 주거 부담이 더 크다는 슈바베 법칙이 성립하고 있음을 실증한다. 또한 가구주 교육

및 직업 수준이 낮을수록 더 많은 주거비를 지출하는 것으로 나타났는데, 이는 상대적으로 자산 축적이 어려운 계층이 주거를 위해 더 많은 대출 부담을 지고 있는 것으로 해석된다. 다층모형의 분산 비율 및 복합잔차 분석 결과에서는 가구 주거비 지출이 지역적 요인에 따라 차별적으로 나타나고 있음이 확인되었다. 본 연구는 주거비 지출 분석에 대출상환액을 포함했으며, 항상소득 추정 결과를 바탕으로 지역별 주거비 지출이 상이함을 확인했다는 점에서 의의를 가진다.