

# 가구소득의 변동성이 주택점유형태 및 자가 주택수요에 미치는 영향 연구\*

Effects of Variability of Household Income on Housing Tenure Choice  
and Demand for Owner-Occupied Housing

이 용 래 (Lee, Yongrae)\*\*  
정 의 철 (Chung, Euichul)\*\*\*

## < Abstract >

This study analyzes the effects of household income variability on housing tenure choice and housing demand decisions. Using Korean Labor Panel Study data from 2008 to 2012, a measure for variability of household total income was estimated. Housing tenure choice and owners' housing demand decisions in 2012 were estimated following a two-step method. To examine the pure effect of income variability, borrowing constraints and risk preference are explicitly incorporated into the estimation models. The empirical results show that, as the variability of a household's total income increases, the probability of selecting homeownership decreases as does the demanded quantity of owner-occupied housing even controlling for borrowing constraints and risk preference factors. A 10% increase in the variability of a household's total income leads to a decrease in homeownership that is equivalent to that of a 2.8% increase in the relative cost of housing. A 10% increase in the variability of a household's total income decreases the demanded quantity of owner-occupied housing that is equivalent to that of a 2.9% increase in the cost of home ownership.

Another finding is that income variability negatively affects the probability of homeownership as well as the demanded quantity of owner-occupied housing particularly for households with limited income even if they do not face borrowing constraints. In conclusion, income variability is highly likely to be associated with non-regular work positions, youth unemployment, and early retirement and elderly households, which are current trends in labor markets in Korea.

주 제 어 : 소득변동성, 주택점유형태, 주택수요, 대출제약, 위험선호도

key word : Income Variability, Housing Tenure Choice, Housing Demand, Borrowing Constraint, Risk Preference

## I. 서론

가구의 주택구입과 관련된 의사결정은 여러 가지 요인에 의해 영향을 받는다. 특히 소득, 자산과 같은 경제

적 요인들은 주택의 구입능력과 대출자금 상환능력을 대변하는 핵심 변수들로 인식되고 있다. 연소득의 몇 배가 되는 가격의 주택을 구입하기 위해서는 충분한 자산이 축적되어야 하며 장기간의 대출자금 상환을 위

\* 본 연구는 이용래(2015b)의 박사학위 논문 "소득변동성이 가구의 주택점유형태 및 주택수요에 미치는 영향 연구"의 일부분을 수정, 보완하여 재작성한 것임.

\*\* 한국예술인복지재단, 전문위원, 부동산학 박사, yrleee@yahoo.co.kr (주저자)

\*\*\* 건국대학교 부동산학과 교수, echung@konkuk.ac.kr (교신저자)

한 안정적인 소득이 필요하기 때문이다.

최근 들어 소득안정성 또는 소득변동성이 가구의 주택관련 의사결정에 미치는 영향에 대한 연구들이 다시 관심을 받고 있다. 그 이유는 글로벌 금융위기 이후 나타나는 우리나라 고용구조의 변화와 무관하지 않다. 비정규직 및 시간제 근로자의 지속적 증가, 베이비부머의 조기 은퇴 등과 같은 고용구조 변화는 소득변동성을 높이는 대표적인 현상이기 때문이다.

이용래·정의철(2015)은 가구주의 근로소득 변동성에 초점을 두어 가구의 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 분석하였으며, 이용래(2015a)는 배우자가 있는 가구를 대상으로 가구주 및 배우자의 근로소득 변동성이 주택점유형태 및 주택수요에 미치는 영향을 분석한 바 있다. 이러한 연구들은 소득변동성을 가구의 주택관련 결정에 대한 핵심변수 중 하나로 제시하는데 그 의의가 있다고 할 수 있다.

그러나 소득변동성이 가구의 주택관련 의사결정에 미치는 영향을 보다 구체적으로 이해하기 위해서는 다음과 같은 요인들을 고려한 추가적인 분석이 필요하다. 첫째, 소득과 소득변동성에 대한 개념과 측정에 대한 것이다. 주택과 관련된 의사결정은 가구단위로 이루어지는 것이므로 이러한 의사결정에 적절한 소득은 가구소득이다. 물론 가구주나 배우자의 근로소득이 가구소득에서 상당한 비중을 차지하고 고용구조의 변화에 따라 변동성을 유발하는 주요 요인 있지만 금융소득이나 부동산소득 등도 금융시장이나 부동산시장의 여건에 따라 변동될 수 있는 요인을 가지고 있다. 따라서 주택관련 의사결정에 미치는 소득의 변동성을 측정한다면 근로소득만을 대상으로 하기보다는 가구의 전체소득을 대상으로 소득변동성을 측정하여 분석하는 것이 더 적합할 것으로 생각된다.

둘째, 주택구입에 대한 대출제약에 관한 것이다. 주택은 고가의 재화이므로 자기자금만으로 주택을 구입하기 어렵고 구입자금의 일정 부분을 대출을 통해 충당하게 된다. 그리고 소득변동성이 클수록 대출금 상환에 대한 불확실성이 높아진다. 따라서 대출제약조건이 구체적으로 고려되지 않으면 소득변동성이 이러한 대출제약조건의 영향을 포함하게 되는 문제가 발생할 수 있다.

셋째, 가구의 자산투자에 대한 위험선호도이다. 가구는 가지고 있는 인구학적, 사회적 배경과 경제적 조건에 따라 서로 다른 위험선호도를 가지고 있다. 이는

소득변동에 따른 위험이 동일하다 하더라도 주택구입과 관련된 의사결정에 미치는 영향은 가구의 위험선호도에 따라 다를 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 소득변동성이 영향을 적절하게 분석하기 위해서는 가구의 위험선호도를 통제할 필요가 있다.

이러한 배경에서 본 연구는 가구의 대출제약조건과 위험선호도를 반영하여 가구총소득을 기준으로 한 소득변동성이 가구의 주택구입 관련 의사결정(주택점유 형태 및 주택수요에 대한 의사결정)에 미치는 영향을 실증 분석하고자 한다. 이를 위해 한국노동패널 중 2008년-2012년도 자료를 이용하여 가구의 소득변동성을 측정하고, 2012년 시점에서의 가구의 사회·경제적 특성과 대출제약조건 및 가구의 위험자산 보유에 대한 선호도를 반영하여 획단면적 측면에서 주택점유 형태와 자가주택 수요량 결정에 대한 실증분석모형을 추정하기로 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 제2장에서는 소득변동성이 가구의 주택점유형태 및 주택수요 결정에 미치는 영향, 그리고 가구의 대출제약 및 위험선호도 조건의 영향에 대한 선행연구를 정리하고, 제3장은 실증분석 모형과 분석에 사용하는 자료 및 변수 측정 방법에 대하여 설명한다. 제4장은 실증분석 결과를 제시하고 해석하며, 제5장은 연구결과를 정리하고 연구의 시사점 및 향후 연구방향을 제시한다.

## II. 선행연구 검토

소득변동성과 주택소비의 관계에 대한 이론적인 논거는 Haurin(1991)과 Robst et al.(1999) 연구에서 찾아볼 수 있다. Haurin(1991)은 대출을 통한 주택구입은 대출금 상환과 직접적으로 연결되어 있기 때문에 소득변동성이 클수록 소득이 낮은 기간 동안 발생할 수 있는 대출금 연체와 이에 따른 거주주택의 강제 압류 가능성이 높아져 주택 소유의 위험을 높이므로 주택을 소유할 가능성이 낮아진다고 주장하였다. 또한 현실적으로 자본시장이 불완전하여 소득변화에 따라 주택소비도 변화될 수밖에 없기 때문에 소득변동성이 클수록 상대적으로 주택소비 조정이 용이한 임차를 선택할 가능성이 높다고 주장하였다.

한편 Robst et al.(1999)는 이론적으로는 소득불확실성이 주택점유형태 결정에 미치는 영향이 불분명함

을 제시하였다. 그들은 평균소득이 일정한 상태에서 미래소득의 불확실성이 증가하면 미래소득에 대한 확실성 등가가 감소하게 되는데 확실성 등가의 감소가 주택투자에 미치는 효과는 서로 상충되는 소득효과와 대체효과로 구성된다고 보았다. 즉, 미래소득에 대한 확실성 등가의 감소는 가구의 미래 소비의 한계효용을 증가시키므로 투자(주택소유)를 늘리고 현재의 소비를 감소시키는 소득효과와 미래소득의 불확실성이 증가하면 가구의 위험회피성향이 클수록 투자(주택소유)를 감소시키고 현재의 유동성과 소비를 늘리는 대체효과가 동시에 나타날 수 있기 때문이라는 것이다.

이러한 상충된 이론적 논의에도 불구하고 소득불확실성이 주택점유형태 또는 주택수요 결정에 미치는 영향에 대한 실증분석에서는 비교적 일관된 결과가 나타나고 있다. Haurin(1991)은 미국의 전국종단조사(National Longitudinal Survey) 자료 중 1983년 청년 여성가구를 대상으로 소득변동성이 주택점유형태 및 자가주택 수요에 미치는 영향을 분석하였다. 1983년을 포함한 과거 6개년도의 소득자료를 이용하여 그 소득의 변이계수로 측정한 소득변동성이 높을수록 주택소유 확률이 낮아지나 자가주택 수요에는 영향을 미치지 않았다는 결과를 제시하였다.<sup>1)</sup>

또한 Robst et al.(1999)는 미국의 PSID(Panels Study of Income Dynamics) 자료를 이용하여 가구주 연령이 65세 미만인 가구를 대상으로 소득변동성이 주택점유형태에 미치는 영향을 분석하였다. 소득변동성은 1983-1987년까지의 가구 근로소득 자료를 이용하여 이 기간 동안의 근로소득에 대한 변이계수와 동기간동안의 통합(pooling)자료를 이용하여 (로그)근로소득을 추정한 결과로 측정된 잔차의 표준편차를 소득변동성 지표로 이용하여 1987년의 주택점유형태 결정요인을 추정한 결과 소득변동성이 높을수록 주택소유 확률은 낮아지는 것으로 분석하였다.

한편 Diaz-Serrano(2005a)는 근로소득의 변동성이 가구의 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 분석하기 위해 유럽 가구 패널(European Community Household Panel)조사 자료에서 독일과 스페인 가구를 추출하고 1994년-2001년 자료를 이용하여 통합(pooled) 프로빗모형과 임의효과(random effects)

프로빗모형을 추정하였다. 근로소득의 변동성은 근로소득과 근로소득에 영향을 주는 요인에 대한 패널모형을 추정하여 얻은 잔차(임시소득)의 시간적 분산으로 측정하였다. 분석결과 근로소득 소득변동성은 주택소유 확률에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

Diaz-Serrano(2005b)는 위 모형에 위험회피성향과 대출제약조건을 추가하여 소득변동성이 주택점유형태에 미치는 영향을 분석하였다. 1995년부터 2000년까지의 이탈리아 패널자료를 이용한 실증 분석 결과에 따르면 소득변동성은 위험회피성향이 존재하는 가구와 대출제약이 없는 가구에서는 유의수준 1%에서, 대출제약 중 소득에 의한 제약을 받는 가구에서는 유의수준 10%에서 주택소유 확률에 음(-)의 유의한 영향을 주었다. 그는 또한 신용제약을 받지 않는 가구가 신용제약을 받은 가구에 비해 위험회피성향이 더 크기 때문에 결국 소득변동성이 주택점유형태에 미치는 영향은 위험회피성향에 따라 달라질 수 있다고 주장하였다.

우리나라에도 소득변동성이 가구의 주택관련 의사 결정에 미치는 실증분석을 진행한 연구들이 몇 가지 존재한다. 정의철(1999)은 콥-다글러스 효용함수를 가정하여 소득불확실성이 가구의 현재 주택소비에 미치는 영향을 시뮬레이션한 결과 가구의 미래소득 불확실성이 높을수록 현재의 주택소비는 감소한다는 결과를 제시하였다.

이용래·정의철(2015)은 한국노동패널 5개년(2008-2012년) 자료를 이용하여 가구주 근로소득의 변동성이 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 실증분석 하였다. 소득변동성에 대한 정의와 측정방법은 Robst et al.(1999)의 방법론을 따랐으며, 분석 결과 가구주 근로소득의 변동성이 클수록 주택소유 확률이 낮은 것으로 나타났다. 또한 이용래(2015a)는 동일한 패널자료를 이용하여 유배우자 가구를 대상으로 가구주와 배우자 각각의 근로소득 변동성을 측정하고, 소득변동성이 주택점유형태와 자가가구의 주택수요 결정에 미치는 영향을 분석하였다. 실증분석 결과 근로소득에 대한 회귀분석 결과로 도출된 소득변동성을 이용하는 경우 배우자의 근로소득 변동성이 클수록 주택소유 확률이 낮고, 가구주와 배우자의 소득변동성이 클수록 자가가구

1) Haurin and Gill(1987)은 가구주 또는 배우자가 군에 복무하는 표본을 이용하여 소득불확실성이 주택수요에 미치는 영향을 분석하여 소득불확실성이 높을수록 주택수요가 감소한다는 결과를 제시한 바 있다. 그러나 이 연구에서 소득불확실성은 가구의 예상소득 대비 배우자의 추정소득의 비율 및 가구 예상소득 대비 자산소득의 비율로 측정하였다는 점에서 본 논문에서 초점을 두고 있는 소득변동성과는 다른 개념으로 이해할 수 있다.

의 주택수요량은 적은 것으로 나타났다.

한편 가구의 주택관련 의사결정과는 직접적인 관련은 없으나 한국노동패널자료를 이용하여 소득변동성의 추세와 의미를 연구한 박선영·유종순(2013)의 연구가 있다. 이 연구에서는 두 시점 사이의 개인 로그소득의 변화량(변화율)을 개인의 연령과 연령 제곱에 대하여 회귀분석한 후 얻게 되는 잔차의 분산을 소득변동성으로 정의하였다. 1998년-2010년 기간 동안 우리나라 근로자의 소득불평등은 증가한 반면 소득변동성은 감소되어 왔는데 그 이유를 모든 집단에서 소득변동성이 감소하였고 또한 동기간 동안 소득이동성이 감소하였기 때문으로 분석하였다.

### III. 실증분석 모형 및 변수측정

#### 1. 실증분석 모형

가구는 효용극대화과정을 통해 주택서비스와 기타 재화간의 최적조합을 선택하며, 주택을 소유하였을 때의 극대화된 효용과 주택을 임차하였을 때의 극대화된 효용을 비교하여 더 높은 효용을 제공하는 주택점유형태를 선택한다. 가구  $i$ 가 주택점유형태  $j$ 를 선택하였을 때의 극대화된 효용을  $U_i^j$  ( $j = o, r$ )이라 하고  $f_i^j$ 를 관찰가능한 부분,  $\epsilon_i^j$ 를 관찰불가능한 부분이라 하면

$$U_i^o = f_i^o(Y, v_y, p_h^o, Z) + \epsilon_i^o \quad \text{식 (1)}$$

$$U_i^r = f_i^r(Y, v_y, p_h^r, Z) + \epsilon_i^r \quad \text{식 (2)}$$

위 식(1)과 식(2)에서  $Y$ 는 가구의 소득,  $v_y$ 는 소득변동성,  $p_h^o$ 는 주택보유에 따른 사용자비용,  $p_h^r$ 은 주택임대료,  $Z$ 는 가구특성 벡터,  $\epsilon_i^o$ 와  $\epsilon_i^r$ 은 오차항을 의미한다. 식(1)과 식(2)의 오차항은 표준정규분포를 가진다고 가정한다.

만약 가구가 주택을 소유할 경우의 극대화된 효용( $U_i^o$ )이 임차하는 경우의 효용( $U_i^r$ )보다 크다면 가구는 주택을 소유하고자 할 것이고 다음 식과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} U_i^o - U_i^r &= f_i^o(Y, v_y, p_h^o, Z) - f_i^r(Y, v_y, p_h^r, Z) \\ &\quad + (\epsilon_i^o - \epsilon_i^r) > 0 \end{aligned} \quad \text{식 (3)}$$

주택점유형태 결정요인을 추정하기 위해 식(3)에서  $U_i^o - U_i^r = w_i^*$ ,  $\epsilon_i^o - \epsilon_i^r = \epsilon_i$ 라 하고, 가구소득을 항상소득( $Y_i^P$ )과 임시소득( $Y_i^T$ )로 구분하여  $f_i^o - f_i^r = \alpha_0 + \alpha_{11}\log Y_i^P + \alpha_{12}Y_i^T + \alpha_2v_y + \alpha_3(p_h^o/p_h^r) + \sum_j \beta_j Z_{ji}$ 로 가정하면

$$\begin{aligned} w_i^* &= \alpha_0 + \alpha_{11}\log Y_i^P + \alpha_{12}Y_i^T + \alpha_2(v_y)_i + \\ &\quad \alpha_3(p_h^o/p_h^r)_i + \sum_j \beta_j Z_{ji} + \epsilon_i \end{aligned} \quad \text{식 (4)}$$

식(4)에 대출제약조건과 위험회피성향을 추가하면

$$\begin{aligned} w_i^* &= \alpha_0 + \alpha_{11}\log Y_i^P + \alpha_{12}Y_i^T + \alpha_2(v_y)_i + \\ &\quad \alpha_3(p_h^o/p_h^r)_i + \alpha_4 GAP_i^Y + \alpha_5 GAP_i^W + \\ &\quad \alpha_6 RP_i + \sum_j \beta_j Z_{ji} + \epsilon_i \end{aligned} \quad \text{식 (5)}$$

여기서  $GAP_i^Y$ 는 주택자금대출시 소득제약조건,  $GAP_i^W$ 는 자산제약조건,  $RP_i$ 는 위험회피성향을 의미한다.)

위 식에서  $w_i^*$ 은 관찰되지 않는 잠재적(latent) 변수이며, 자료를 통해 관찰되는 것은 가구가 소유를 선택하였는지 임차를 선택하였는지 여부( $w_i$ )이다. 즉,

$$w_i = \begin{cases} 1, & \text{if } w_i^* > 0 \text{ (소유)} \\ 0, & \text{if } w_i^* \leq 0 \text{ (임차)} \end{cases} \quad \text{식 (6)}$$

식(6)과 같이 종속변수가 이산적(discrete)인 2개의 결과로 나타나는 경우 통상적인 프로빗모형을 통해 추정할 수 있다.

$h_i^o$ 를 주택소유를 선택한 가구  $i$ 의 주택수요량이라고 할 때 주택수요량의 로그값과 설명변수간의 선형관계를 가정하면

2)  $GAP_i^Y$ ,  $GAP_i^W$ ,  $RP_i$ 에 대해서는 뒤에서 구체적으로 설명함.

$$\begin{aligned} \log h_i^o &= \gamma_0 + \gamma_{11} \log Y_i^P + \gamma_{12} Y_i^T + \gamma_2 (v_y)_i + \\ &\quad \gamma_3 p_{h_i}^o + \gamma_4 GAP_i^Y + \gamma_5 GAP_i^W + \quad \text{식 (7)} \\ &\quad \gamma_6 RP_i + \sum_j \delta_j Z_{ji} + u_i \end{aligned}$$

식(5)과 식(7)의 오차항 ( $\epsilon_i, u_i$ )은 아래와 같은 이변량 정규분포를 따른다고 하자.

$$(\epsilon_i, u_i) \sim Biv. normal(0, 0, 1, \sigma_u, \rho) \quad \text{식 (8)}$$

자가주택 수요량( $h_i^o$ )의 추정은 자가(소유)를 선택한 표본만을 대상으로 한다. 따라서 식(7)에서  $w_i = 1$  값을 갖는 표본만을 사용하여 주택수요함수를 추정하기 때문에 주택을 임차한 가구를 표본에서 제외하는 표본선택 편의의 문제가 발생한다. 이 문제를 해결하기 위해서는 아래와 같은 Heckman(1979)의 2단계 추정방법을 이용한다.

$$\begin{aligned} E(\log h_i^o | w_i = 1) &= E(\log h_i^o | w_i^* > 0) \\ &= \gamma_0 + \gamma_{11} \log Y_i^P + \gamma_{12} Y_i^T + \gamma_2 (v_y)_i + \\ &\quad \gamma_3 p_{h_i}^o + \gamma_4 GAP_i^Y + \gamma_5 GAP_i^W + \quad \text{식 (9)} \\ &\quad \gamma_6 RP_i + \sum_j \delta_j Z_{ji} + \gamma_\lambda \lambda_i (a_\epsilon) + u_i \end{aligned}$$

여기서  $\gamma_\lambda = \rho \sigma_u$ ,  $a_\epsilon$ 는 식(5)를 프로빗 모형으로 추정한 결과의 우변합이며,  $\phi(\cdot)$ 을 표준정규확률밀도함수,  $\Phi(\cdot)$ 을 표준정규누적확률함수라 할 때  $\lambda_i(a_\epsilon) = \phi(a_\epsilon)/\Phi(a_\epsilon)$ 이다. 식 (9)의 추정계수  $\gamma_\lambda$ 에 대한 t값은 표본선택편의 존재여부를 검정하는데 이용된다.<sup>3)</sup>

## 2. 변수측정

실증분석에 사용된 한국노동패널(KLIPS) 자료는 전국 도시지역에 거주하는 5,000여 가구를 대상으로 1998년부터 매년 시행하는 패널조사로 본 연구가 시행된 시점에는 15차인 2012년도까지 원자료가 공개되

었다. 본 연구에서는 2012년 자료를 기본적으로 이용하여 2012년 시점에서의 가구의 주택점유형태 및 주택수요 함수를 추정한다. 그러나 소득변동성을 측정하기 위해서는 일정한 기간 동안의 소득이 필요한데 그 기간을 2008년-2012년으로 하였다. 추정에 이용되는 가구는 이 기간 동안 가구가 계속 존재하고(설문조사에 응답하고), 가구주가 근로활동으로 소득을 획득하고 있으며, 주택점유형태 및 주택수요 분석 기준시점인 2012년도의 가구주 연령이 만 70세 미만인 가구 중 추정에 이용되는 변수들의 측정이 가능한 총 1,817 가구로 한정하였다.

### 1) 가구소득( $Y^P, Y^T$ ) 및 소득변동성( $v_y$ )

주택과 같은 내구재의 소비에 대한 의사결정에 적절한 소득은 항상소득으로 알려져 있다. 항상소득 ( $Y^P$ )은 패널자료의 특성을 이용하여 고정효과(fixed effect) 패널모형을 추정하여 구하였다.  $t$ 시점에서 가구  $i$ 의 근로소득과 근로 외 소득의 합인 가구소득을  $Y_{it}$ 라 하고, 이에 영향을 미치는 변수 벡터를  $W_{it}$ 라 하면 가구소득과 영향변수 벡터와의 관계는 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$Y_{it} = a + W_{it}\theta + \nu_i + \mu_{it} \quad \text{식 (10)}$$

식(10)에서  $\nu_i$ 는 가구의 관찰되지 않은 특성을 고려하는 고정효과항이며,  $\mu_{it}$ 는 순수 오차항이다. 식(10)은 2008년-2012년 자료를 이용하여 추정하며, 추정 결과로 나타나는 추정치( $\hat{a} + W_{it}\hat{\theta} + \hat{\nu}_i$ )의 2012년 값을 가구의 항상소득( $Y_i^P$ )으로 정의하고 여기에 로그를 취하여 추정에 이용한다. 그리고 2012년의 가구소득에서 항상소득을 뺀 값(2012년 잔차항의 추정치)을 임시소득( $Y_i^T$ )으로 이용한다.

항상소득 추정시 종속변수인 가구소득은 각 년도의 총소득을 각 년도 소비자물가지수를 이용하여 2012년 기준으로 환산한 실질소득이며, 가구주 연령, 연령제곱, 주된 일 취업기간, 취업기간 제곱 및 세제곱, 가구주 직업(자영업 또는 고용주 = 1), 순자산, 배우자 유무(배우자 존재 = 1)를 설명변수( $W_{it}$ )로 이용하였다.<sup>4)</sup>

3) 이러한 2단계 추정방법은 일치(consistent)추정량을 제공하나, 일정한 조건하에서는 식 (5)와 (7)을 동시에 최우추정법으로 추정하는 방법을 통해 효율성(efficiency)을 높일 수 있음. 이에 대한 자세한 내용은 Nawata(1994), Puhani(2000) 등을 참조할 것.

<표 1>은 식(10)의 추정 결과를 보여준다. 가구소득은 가구주 연령이 높아질수록 증가하지만 증가폭은 점차 감소하며<sup>5)</sup>, 가구주 취업기간과는 3차 함수 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 가구주가 자영업이나 고용주인 경우 그렇지 않은 직업형태보다 가구소득이 더 높으며 순자산이 많을수록 소득이 더 높은 것으로 추정되었다. 또한 배우자가 있는 가구가 그렇지 않은 가구 보다 가구소득이 더 높은 것으로 나타났다. 가구소득 추정에 대한 패널모형 중 고정효과 모형과 확률효과 모형의 선택에 대한 하우스만 검정통계량은 매우 큰 값(246.27)을 갖고 있고 자유도 8에서 유의적이므로 식(10)의  $\nu_i$ 는 확률변수가 아닌 가구의 관찰되지 않은 특성을 포함하는 가구별로 고정된(fixed) 모수인 것으로 파악된다.

&lt;표 1&gt; 가구소득 추정 결과

구 분	추정계수	t-값
상수항	-3.3844 *	-1.69
가구주 연령(세)	0.2195 ***	2.70
가구주 연령 제곱	-0.0017 **	-2.09
가구주 취업기간(년)	0.0713 **	2.45
가구주 취업기간 제곱	-0.0048 ***	-2.58
가구주 취업기간 세제곱/100	0.0637 **	2.25
가구구 직업형태 (자영업, 고용주 = 1)	0.9255 ***	5.02
가구 순자산(천만원)	0.0112 ***	9.38
배우자 유무(존재=1)	1.1743 ***	4.63
$R^2$	0.505	
Hausman 검정통계량( $\chi^2$ )	246.27 ( $\chi^2_{0.01} = 20.09$ , d.f. = 8)	
표본 수	12,376	

주) 1. 한국노동패널 2008-2012년도 자료

2. 종속변수는 연도별 가구소득(2012년도 환산소득)(단위: 천만원)

3. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

소득변동성은 식(10)을 추정한 결과로 나타나는

2008년-2012년까지의 각 연도별 소득잔차( $\hat{\mu}_{it}$ )의 시간적(intertemporal) 표준편차로 아래와 같이 정의하였다.<sup>6)</sup>

$$v_{y_t} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\hat{\mu}_{it} - \bar{\mu}_i)^2} \quad \text{식 (11)}$$

## 2) 순자산( $W$ ) 및 주거비용( $p_h^o$ , $p_h^r$ )

순자산은 한국노동패널에서 제공하는 자료를 이용하여 거주주택자산, 거주주택 외 자산, 금융자산의 합에서 부채를 차감하여 구하였다. 자가 가구의 주거비용(소유비용)은 Hendershott and Slemrod(1983)가 제시한 사용자비용 측정 방법을 우리나라 실정에 맞게 수정하여 사용하였다.

자가 가구  $i$ 의 사용자비용( $p_{h_i}^o$ )은 아래와 같다.

$$p_{h_i}^o = V_i [(1 - \tau_1) \alpha i_h + (1 - \tau_2)(1 - \alpha) i_c + \tau_p + \delta + \gamma - \pi_l] \quad \text{식 (12)}$$

식(12)에서  $V_i$ 는 가구가 응답한 거주주택의 시가.  $\tau_1$ 은 가구의 한계소득세율,  $\alpha$ 는 주택가격 대비 대출금 잔액비율,  $i_h$ 는  $t$ 년도 신규대출액 기준 주택담보대출금리,  $\tau_2$ 는 이자소득세율,  $i_c$ 는 금융자산 수익률,  $\tau_p$ 는 주택에 대한 재산세 실효세율,  $\delta$ 는 감가상각비율,  $\gamma$ 는 위험프리미엄,  $\pi_l$ 는 가구가 거주하는 지역  $l$ 에서의 주택매매가격 예상 상승률을 의미한다.

사용자비용 계산시 한계소득세율은 20%, 주택가격 대비 대출금 잔액비율은 40%, 주택담보대출금리는 2012년도 한국은행의 신규대출액 기준 평균 주택담보금리 5.77%, 이자소득세율은 15.4%로 가정하였다. 금융자산 수익률은 대리변수로 2012년도 한국은행의 무보증 3년 만기 회사채수익률(AA-) 3.77%를 이용했으며, 재산세 실효세율은 0.2%, 감가상각비율은 2.5%, 위험프리미엄은 3%를 가정하였다. 주택매매가격 예상 상승률은 한국감정원에서 제공하는 광역자치 단체별 주택매매가격지수의 2011년도 평균 대비

4) 가구주 교육수준은 2008년-2012년까지 시간적 변동이 거의 없어 비유의적인 추정계수가 나타나므로 추정에서 제외하였으며 시간에 따른 고정효과(time fixed effect)는 시간이 가구주 연령과 동일하게 움직이므로 추정이 불가능함. 순자산의 측정은 뒤에서 설명함.

5) 가구소득은 가구주 연령이 64.5세까지 증가하고 이후 감소하는 형태로 추정됨.

6) 이는 소득변동성을 소득잔차의 시간적 분산으로 정의한 Diaz-Serrano(2005a, 2005b)와 동일한 개념임.

2012년도 평균의 변화율을 대리변수로 이용하였다.

임차가구의 주거비용(임차비용)은 임차유형(전세, 보증부월세, 월세/사글세)을 고려하여 측정하였다. 전세 가구의 주거비용은 전세보증금에 한국감정원의 지역별 월세이율을 적용하여 연간 전환임대료로 환산하였고, 보증부월세 가구의 주거비용은 보증금을 동일한 방법으로 환산한 전환임대료에 월세를 연세로 전환한 값을 더하여 구하였다. 월세 가구의 경우 월세를 연간 월세로 환산하여 주거비용을 구하였다.

한편 상대주거비용( $p_h^o/p_h^r$ )은 모든 가구를 대상으로 측정되어야 한다. 임차가구의 소유비용을 계산하기 위해서는 우선 임차가구가 거주하고 있는 주택의 시가를 추정하는 것이 필요한데 다음과 같은 절차를 이용하였다. 먼저 한국노동패널 자료에서 2012년도에 자가 가구가 응답한 주택가격(시가)의 로그값을 종속변수로 하고 거주주택의 유형(아파트=1), 사용면적, 거주지역 더미변수를 설명변수로 하는 해도닉모형을 추정한다. 그리고 이렇게 추정한 결과에 임차가구가 거주하는 주택의 특성을 대입하면 임차가구가 거주하고 있는 주택의 시가를 추정할 수 있다. 마지막으로 이 추정 값을 식(11)의  $V_i$  대신 대입하면 임차가구가 사용하는 주택의 소유비용을 추정할 수 있다.<sup>7)</sup>

또한 자가 가구의 임차비용은 한국노동패널 자료에서 2012년 주택을 임차한 가구의 전환임대료(또는 연간 임대료)의 로그값을 종속변수로, 거주주택의 주택 유형(아파트= 1), 사용면적, 그리고 거주지역 더미변수를 설명변수로 하는 해도닉모형을 추정하고 추정 결과에 기초하여 자가 가구가 거주하는 주택의 특성을 대입하여 계산하였다.<sup>8)</sup>

### 3) 대출제약조건( $GAP^Y$ , $GAP^W$ ) 및 위험선호도 ( $RP$ )

가구는 주택구입을 위한 자금을 대출받을 때 소득 및 자산제약 조건에 직면하게 된다. 소득제약과 자산제약조건은 Linneman and Wachter(1989)의 연구에 기초하여 측정하였다.

가구가 주택자금을 대출하여 주택을 구입할 때 소득 및 자산제약 조건에 영향을 받지 않고 가구의 사회 .

경제적 특성에 의해 결정되는 주택가격을 최적 주택가격( $V^*$ )이라고 하자. 소득제약조건은 최적 주택가격( $V^*$ )과 소득제약 상태에서 구입할 수 있는 최대 주택 가격( $V^Y$ )의 차이( $V^* - V^Y$ )가 양(+)이면  $GAP^Y = 1, 0$  또는 음(-)이면 0으로 측정한다. 또한 자산제약조건은 최적 주택가격( $V^*$ )과 자산제약 상태에서 구입할 수 있는 최대 주택가격( $V^W$ )의 차이( $V^* - V^W$ )가 양(+)이면  $GAP^W = 1, 0$  또는 음(-)이면 0으로 측정한다.<sup>9)</sup>

한편 가구의 위험선호도( $RP$ )는 가구가 보유하고 있는 총자산( $TW$ ) 대비 위험자산( $RW$ )의 비율( $RW/TW$ )로 정의한다. 총자산은 가구가 보유하고 있는 자산의 합이며, 위험자산은 한국노동패널에서 제공하는 자산항목 중 위험자산으로 분류할 수 있는 주식·채권·신탁, 개인 간의 목돈마련을 위한 계, 다른 사람에게 빌려준 개인대여금의 합이다.

### 4) 자가 가구의 주택수요량( $h^o$ )

자가 가구의 주택수요량( $h_i^o$ )은 많은 연구에서 이용하는 것과 같은 거주면적 대신 이론에 보다 충실하게 측정하였다. 어떤 자가 가구의 주택가격을  $V$ 라 할 때  $V$ 는 단위당 가격( $p$ )에 수량( $h$ )을 곱한 값이므로 수요량( $h$ )은 단위당 가격( $p$ )을 구하고 주택가격( $V$ )을 단위당 가격( $p$ )으로 나누어 구하는 것이 적절하다.

본 연구에서는 KB국민은행의 주택가격동향조사에서 공표하는 각 광역자치단체별 제곱미터 당 평균 주택매매가격의 2012년도 월별 평균값을 단위당 가격으로 이용하였다. 그리고 한국노동패널에서 조사된 자가 가구의 주택시가를 단위당 가격으로 나누어 주택수요량을 측정하였다.

### 5) 기타 변수

이상의 경제적 변수 이외에 몇 가지 인구학적 변수와 지역변수를 설명변수로 이용하였다. 가구주의 성별(남=1), 연령, 가구주 교육수준, 배우자 존재 여부(존재=1), 고등학교 이하 자녀수를 포함하였다. 또한 가구주 직업형태의 영향력을 살펴보기 위해 가구주 직업 중 고용주, 자영업자에 대한 더미변수를 포함하

7) 임차가구 거주 주택의 시가를 추정하기 위한 해도닉모형 추정 결과는 <부록>에 제시되어 있음.

8) 자가가구 거주 주택의 전환임대료 추정을 위한 해도닉모형 추정 결과는 <부록>에 제시되어 있음.

9) 최적 주택가격 추정과 소득 및 자산제약조건 측정은 <부록>에서 자세히 설명됨.

였다. 마지막으로 지역특성 변수는 거주지역이 서울인 경우 1, 그렇지 않으면 0의 더미변수를 만들어 반영하였다.

### 3. 기초통계량

<표 2>는 주택점유형태와 주택수요 결정모형에 이용되는 설명변수의 평균을 자가와 임차 가구로 나누어 보여준다. 주택점유형태 결정모형에 이용되는 표본은 가구주 연령이 만 70세 미만인 총 1,817가구이며, 자가 가구는 1,226가구(67.5%), 임차가구는 591가구(32.5%)이다.

먼저 가구특성을 살펴보면 가구주가 남성인 비율은 자가 가구가 임차가구보다 약 7.4%p 높고, 가구주 연령은 약 4.8세가 많다. 가구주 교육수준은 선택한 주택점유형태에 따라 거의 차이가 없다. 가구주의 직업이고용주 또는 자영업자인 비율은 자가 가구가 임차가구에 비해 약 10.9%p 높고, 유배우자인 가구는 자가 가구가 약 16.4%p 많다. 고등학생 이하 자녀수는 주택점유형태에 따라 큰 차이가 없다. 반면 임차가구 중 서울에 거주하는 가구 비율이 자가 가구 중 서울에 거주하

는 가구 비율에 비해 약 14.8%p 높다.

가구가 보유한 순자산은 자가 가구가 임차가구보다 약 1억 6천만원 많고, 자가 가구의 항상소득이 임차가구에 비해 약 1,100만원 많다. 그러나 임시소득은 임차가구가 더 많은 것으로 나타났다. 상대주거비용은 임차가구가 자가가구보다 약 2배 높은 것으로 나타나고 있다.

한편 대출제약관련 변수를 살펴보면 소득제약으로 최적 주택을 구입하는데 어려움을 갖는 가구는 그 비율이 매우 낮고 주택점유형태에 따라 큰 차이가 없다. 그러나 자산제약으로 최적 주택구입에 어려움을 갖는 가구는 임차가구(66.7%)가 자가 가구(12.5%)보다 월등하게 높은 것으로 나타나고 있다.

소득변동성은 자가 가구에 비해 임차가구가 약간 높게 나타나고 있으며, 총자산에서 위험자산의 비율로 측정된 위험선호도 변수는 임차가구의 위험선호도 변수값이 자가 가구보다 2배 더 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 자가를 선택한 가구의 주택수요량의 평균은  $86.1\text{m}^2$ 이며 소유비용의 평균은 단위면적( $\text{m}^2$ )당 연간 21.8만원으로 계산되었다.<sup>10)</sup>

<표 2> 주택점유형태 및 주택수요 결정모형에 이용되는 변수의 기초통계량(평균)

구 분	전체	자가	임차
주택점유형태(자가=1)	0.675	-	-
주택수요량	-	86.108	-
가구주 성별(남성=1)	0.906	0.930	0.856
가구주 연령(세)	48.986	50.558	45.726
가구주 교육수준(년)	12.460	12.439	12.504
배우자 유무(존재=1)	0.844	0.897	0.733
고등학교 이하 자녀수(명)	0.852	0.834	0.890
가구주 직업더미(고용주, 자영업자=1)	0.341	0.376	0.267
거주지역(서울=1)	0.186	0.138	0.286
순자산(천만원)	17.380	22.633	6.484
상대주거비용	2.177	1.638	3.297
주택소유비용(연간, 만원/ $\text{m}^2$ )	-	21.845	-
가구 항상소득(연간, 천만원)	5.139	5.502	4.385
가구 임시소득(연간, 천만원)	0.028	-0.022	0.132
소득제약(GAP <sup>I</sup> ) 더미(제약있음=1)	0.008	0.009	0.003
자산제약(GAP <sup>II</sup> ) 더미(제약있음=1)	0.302	0.125	0.667
소득변동성	1.411	1.145	1.539
위험선호도(위험자산/총자산)	0.008	0.006	0.012
표본 수	1,817	1,226	591

10) 자가가구의 주택수요량은 한국노동패널에서 제공하는 개별 자가 가구의 주택시가를 지역(광역자치단체)별  $\text{m}^2$ 당 평균 주택매매가격으로 나눈 값임.

## IV. 실증분석 결과

추정은 2012년도 횡단면 자료를 이용하였으며 두 가지 형태로 이루어졌다. 먼저 모형 1은 소득변동성을 개별 설명변수로 추정에 이용한 것이며, 모형 2는 소득변동성과 가구의 주택구입에 대한 제약조건 여부(자산제약 및 소득제약 여부) 변수와의 상호작용항을 고려한 것이다. <표 3>은 모형 1에 대한 추정 결과이다. 주택점유형태 결정요인에 대한 추정 결과를 보면 먼저  $2[LogL(\beta) - LogL(0)]$  값이 784.88이고 자유도 15에서 유의수준 1%에 대한  $\chi^2$  값이 30.58이므로 모형 전체의 적합성은 양호한 것으로 판단된다. 인구학적 설명변수들의 영향을 살펴보면 가구주 연령이 높을수록, 배우자가 존재하는 가구가 그렇지 않은 가구에 비해,

고등학생 이하 자녀수가 많은 가구일수록 자가 거주를 선택할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 반면 서울에 거주하는 가구는 서울 외 지역에 거주하는 가구에 비해 자가 거주를 선택할 확률이 낮은 것으로 나타났다.

경제적 설명변수의 경우 가구 순자산이 많을수록 자가 거주를 선택할 확률이 높고, 상대주거비용이 높을수록(소유비용이 임차비용에 비해 상대적으로 많을수록) 자가보다 임차 거주를 선택할 확률이 높은 것으로 나타났으며, 항상소득이 많을수록 자가 거주를 선택할 확률이 높고, 임시소득이 많을수록 임차를 선택할 확률이 높은 것으로 나타났다.

소득변동성은 자가 거주를 선택할 확률에 음(-)의 영향을 주는 것으로 추정되었으며 추정계수는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다. 이러한 결과는 비록 서로 다른 소득변동성 지표를 이용하였지만 Haurin

<표 3> 주택점유형태 및 주택수요 결정요인 추정 결과 (모형 1)

	주택점유형태 (자가=1)		자가 주택수요 [(로그)주택수요량]	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-1.844 ***	-4.76	2.266 ***	9.17
가구주 성별(남성=1)	-0.073	-0.48	0.028	0.44
가구주 연령	0.045 ***	8.12	0.011 ***	3.44
가구주 교육기간	0.041 <sup>1)</sup>	0.03	0.038 ***	7.51
배우자 유무(존재=1)	0.391 ***	2.79	0.130 **	2.10
고등학생 이하 자녀수	0.121 **	2.41	0.075 ***	3.70
가구주 직업 (고용주 또는 영업자=1)	0.133	1.62	0.060 **	2.11
거주지역(서울=1)	-0.481 ***	-4.68	-0.390 ***	-6.27
순자산	0.015 ***	5.25	0.012 ***	13.23
상대주거비용	-0.113 ***	-4.64	-	
주택소유비용	-		-0.002 **	-2.13
(로그)가구 항상소득	0.212 **	2.19	0.334 ***	9.65
가구 임시소득	-0.039 **	-2.06	-0.007	-0.93
소득변동성	-0.048 ***	-2.62	-0.011 *	-1.86
소득제약 더미(제약있음 = 1)	0.281	0.39	-0.530 ***	-3.13
자산제약 더미(제약있음 = 1)	-1.122 ***	-11.67	-0.616 ***	-6.18
위험선호도	-3.334 ***	-3.39	-0.893 **	-2.00
$\gamma_\lambda$			0.465 ***	3.24
$2[LogL(\beta) - LogL(0)]$	784.88 ( $\chi^2_{0.01} = 30.58$ , d.f. = 15)		-	
$R^2$	-		0.472	
표본 수	1,817		1,226	

주) 1) 추정계수 × 100.

2) 주택점유형태는 식(5), 자가 주택수요는 식(7)을 추정한 결과임.

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

(1991), Robst et al.(1999), Diaz-Serrano (2005a, 2005b)의 연구결과와 일치한다. 소득변동성이 자가 거주(주택소유)를 선택할 가능성에 대한 이론적 예상은 불분명하지만 2012년 우리나라 가구의 경우 소득변동성이 큰 가구일수록 자가 거주를 선택할 확률은 낮았던 것으로 이해할 수 있다.

한편 소득제약변수의 추정계수는 유의하지 않았다. <표 2>의 기초통계량에서 제시한 바와 같이 소득제약에 처해 있는 가구는 자가 거주, 임차와 관계없이 그 비율이 매우 적으므로 추정계수의 통계적 비유의성은 짐작할 수 있다. 자산제약변수의 추정계수는 유의수준 1%에서 음(-)으로 통계적으로 유의하였는데 자산제약이 클수록 자가 주택을 구입하는데 어려움이 크다는 것을 의미한다. 또한 위험선호도 변수의 추정계수가 유의수준 1%에서 음(-)으로 유의한 것으로 나타나 가구의 위험선호도가 높을수록 자가 거주를 선택할 확률이 낮다고 할 수 있다. 이 결과는 가구가 위험자산을 회피하는 경향이 클수록 주택을 소유할 확률이 높다고 해석되어 가구의 위험에 대한 태도가 주택점유형태 결정에 중요한 변수임을 말해준다.<sup>11)</sup>

자가 가구의 주택수요함수 추정 결과를 살펴보면 역밀스율(Inverse Mill's Ratio)을 의미하는  $\gamma_\lambda$ 의 추정계수가 유의수준 1%에 유의한 것으로 나타나 자가 거주 가구의 주택수요함수 추정시 주택점유형태 결정요인을 먼저 추정하여 표본선택편의를 제거할 필요가 있음을 보여주고 있다. 가구주 연령이 높을수록, 교육수준이 높을수록, 배우자가 있는 가구가 그렇지 않은 가구에 비해, 고등학생 이하 자녀 수가 많을수록, 가구주 직업이 고용주나 자영업자인 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 주택수요량이 많은 것으로 추정되었으며, 서울거주 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주택수요량이 적은 것으로 나타났다.

11) 이런 결과는 Cocco(2005)가 주장하는 바와 같이 위험자산을 보유할수록 다른 위험자산을 배제하는 효과(crowding out)가 나타나는 것으로 해석할 수 있음.

12) Haurin(1991)은 청년 여성가구를 대상으로 소득의 변이계수를 소득변동성으로 정의하고 자가 가구가 거주하는 주택의 매매가격에 대한 로그값을 주택수요량으로 측정하였음.

13) 한편 소득변동성과 기타 설명변수간에 다중공선성이 존재할 수 있다는 가정하에서 소득변동성을 추정에 이용되는 설명변수들(가구특성, 로그항상소득, 임시소득)에 회귀하여 그 잔차를 소득변동성의 대리지표로 이용하여 모형 1을 다시 추정해 보았음. 추정 결과 소득변동성의 추정계수와 통계적 유의성은 동일하였으며, 주택점유형태 선택 모형 추정 결과에서 (로그)항상소득 및 임시소득 변수의 추정계수가 유의하지 않았음.

14) 설명변수를  $X_k$ 라 할 때 표본의 평균에서  $X_k$ 가 자가 거주 선택 확률에 미치는 한계효과는  $\frac{\partial P(w_i = 1)}{\partial X_k} = \phi(\bar{X}'\hat{\beta})\hat{\beta}_k$ 로 계산됨.

$$\frac{\partial(\log h_i^o)}{\partial X_k} = \frac{1}{h_i^o} \frac{\partial h_i^o}{\partial X_k} = \hat{\gamma}_k$$
이므로 표본의 평균에서  $X_k$ 가 자가주택 수요량에 미치는 한계효과는  $\frac{\partial h_i^o}{\partial X_k} = \hat{\gamma}_k \bar{h}^o$ 로 계산할 수 있는데 이 효과는 설명변수가 주택점유형태 선택에 미치는 영향을 고려하지 않은 것임.

또한 순자산이 많을수록, 항상소득이 높을수록 주택수요량이 많고, 소유비용이 높을수록 주택수요량이 적은 것으로 추정되었다. 임시소득의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않았다.

소득변동성의 추정계수는 음(-)으로 유의수준 10%에서 유의하였다. 소득변동성이 자가 가구의 주택수요량에 미치는 영향을 분석한 기존 실증 연구로는 Haurin(1991)이 유일한데, 그의 연구에서는 소득변동성이 자가 가구의 주택수요량에 미치는 효과는 유의하지 않았다. 아마도 소득변동성의 측정방법, 분석 표본, 자가주택 수요량의 측정 등에서 나타난 차이가 결과에도 영향을 주었을 것으로 생각된다.<sup>12)</sup>

주택수요량 결정에서는 소득제약조건과 자산제약조건이 모두 음(-)의 유의적인 추정계수를 가지고 있어 소득과 자산제약이 큰 자가 가구의 주택수요량이 제약이 없는 가구에 비해 상대적으로 낮음을 알 수 있다. 가구의 위험선호도 변수는 유의수준 5%에서 음(-)으로 유의하였다.<sup>13)</sup>

모형 1의 추정 결과를 이용하여 소득변동성이 자가 거주 선택 확률과 자가주택 수요량에 미치는 한계효과를 표본의 평균에서 계산할 수 있다.<sup>14)</sup> <표 4>는 그 결과이다. <표 4>에서는 소득변동성의 영향을 비교해보기 위해 자가 거주 선택 확률의 경우 상대주거비용, 자가주택 수요량의 경우 주택소유비용의 한계효과를 같이 보여주고 있다.

<표 4> 설명변수 10% 증가의 효과

	주택점유형태 (자가 = 1)	주택수요량
소득변동성	-0.0023	-0.101
상대주거비용	-0.0083	-
주택소유비용	-	-0.350

소득변동성이 자가 거주 선택 확률에 미치는 한계효과는  $-0.0164$ 으로 계산되는데 이는 소득변동성이 1만큼 높아지면 자가 거주 선택 확률이  $1.64\%$ p 감소한다는 것을 의미한다. 따라서 소득변동성의 평균( $1.411$ )에서 소득변동성이  $10\%(0.1411)$  높아지면 자가 거주 선택 확률은  $0.23\%p (=1.64\%p \times 0.1411)$  감소한다고 할 수 있다. 마찬가지로 상대주거비용이 자가 거주 선택 확률에 미치는 한계효과는  $-0.0383$ 으로 계산되며, 상대주거비용의 평균( $2.177$ )에서 상대주거비용이  $10\%(0.2177)$  높아지면 자가 거주 선택 확률은  $0.83\%p (=3.83\%p \times 0.2177)$  감소한다. 따라서 소득변동성  $10\%$  증가가 자가 거주 선택 확률에 미치는 효과는 상대주거비용이 약  $2.8\%$  정도 증가하였을 때의 효과와

동일하다고 할 수 있다.

한편 소득변동성이 자가주택 수요량에 미치는 한계효과는  $-0.881$ 로 계산되므로, 자가 가구의 소득변동성의 평균( $1.145$ )에서 소득변동성이  $10\%(0.1145)$  높아지면 주택수요량은  $0.101 (=0.881 \times 0.1145)$ 만큼 감소한다고 할 수 있다. 주택소유비용이 주택수요량에 미치는 한계효과는  $-0.160$ 으로 계산되며, 자가 가구의 주택소유비용 평균( $21.845$ )에서 주택소유비용이  $10\%(2.1845)$  증가하면 주택수요량은  $0.349 (=0.16 \times 2.1845)$ 만큼 감소한다. 따라서 소득변동성  $10\%$ 가 자가주택 수요량에 미치는 효과는 주택소유비용이 약  $2.9\%$  정도 증가하였을 때의 효과와 동일하다고 할 수 있다.

<표 5> 주택점유형태 및 주택수요 결정요인 추정 결과 (모형 2)

	주택점유형태 (자가=1)		주택수요 [(로그)주택수요량]	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-1.809 ***	-4.65	2.291 ***	9.41
가구주 성별(남성=1)	-0.077	-0.50	0.032	0.50
가구주 연령	0.045 ***	8.10	0.011 ***	3.39
가구주 교육기간	0.003 <sup>1)</sup>	0.00	0.037 ***	7.28
배우자 유무(존재=1)	0.404 ***	2.86	0.123 **	1.99
고등학생 이하 자녀수	0.122 **	2.43	0.075 ***	3.74
가구주 직업 (고용주 또는 영업자=1)	0.130	1.59	0.060 **	2.13
거주지역(서울=1)	-0.480 ***	-4.63	-0.382 ***	-6.17
순자산	0.016 ***	5.26	0.012 ***	13.58
상대주거비용	-0.115 ***	-4.61	-	
소유비용	-		-0.003 **	-2.23
(로그)가구 항상소득	0.193 **	1.99	0.350 ***	10.26
가구 임시소득	-0.039 **	-2.08	-0.013 *	-1.91
소득계약 더미(계약있음 = 1)	-1.265	-0.82	-0.463 ***	-2.50
자산계약 더미(계약있음 = 1)	-1.184 ***	-11.85	-0.632 ***	-6.09
소득변동성 × 계약없음 더미	-0.058 ***	-3.09	-0.027 ***	-3.84
소득변동성 × 자산계약 더미	0.045 <sup>1)</sup>	0.15	0.001	0.98
소득변동성 × 소득계약 더미	0.090	0.77	-0.087 <sup>1)</sup> ***	-2.93
위험선호도	-3.320 ***	-3.38	-0.880 **	-1.98
$\gamma_\lambda$			0.441 ***	3.12
$2[LogL(\beta) - LogL(0)]$	788.65 ( $\chi^2_{0.01} = 30.58$ , d.f. = 15)			
$\overline{R^2}$			0.474	
표본 수	1,817		1,226	

주) 1) 추정계수  $\times 100$ .

2) 주택점유형태는 식(5), 자가 주택수요는 식(7)을 약간 변형한 형태로 추정한 결과임.

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

<표 5>는 소득변동성과 대출제약조건의 관계를 상호작용항을 이용하여 고려한 모형 2의 추정 결과이다. 주택점유형태와 자가주택 수요량 결정에 대한 가구의 인구학적 변수들에 대한 추정계수의 크기와 통계적 유의성은 <표 3>과 크게 다르지 않았다. 주택수요함수 추정 결과에서 가구 임시소득이 모형 1에서는 유의하지 않았으나 모형 2에서는 유의수준 10%에서 유의하였으며, 소득제약 더미 변수에 대한 추정계수의 크기가 약간 증가하였고, 자산제약 더미 변수에 대한 추정계수의 크기가 약간 감소하였다.

<표 5>를 통해 소득변동성이 가구의 주택점유형태와 주택수요량 결정에 미치는 영향을 <표 3>에 비해 조금 더 구체적으로 살펴볼 수 있다. 먼저 주택점유형태 결정에 대한 추정 결과를 보면 소득변동성은 주택자금대출에 대한 제약이 없는 가구들에게 영향을 주는 것으로 나타났다. 소득변동성과 제약없음 더미의 상호작용항에 대한 추정계수는 음(-)으로 유의수준 1%에서 유의하였다. 그러나 소득제약이나 자산제약에 처해 있는 가구와 소득변동성과의 상호작용항에 대한 추정계수는 유의하지 않았다. 이러한 결과는 자산이나 소득제약에 처해 있는 가구는 그 제약조건 자체에 의해 자가거주 선택 확률이 크게 영향을 받기 때문에 소득변동성에 의해 별도의 영향력이 나타나지 않은 것으로 이해할 수 있다. 그러나 주택대출에 대한 소득이나 자산제약을 받지 않는 가구의 경우 소득변동성이 클수록 자가거주를 선택할 확률이 낮아지는 것으로 해석할 수 있다.

자가 가구의 주택수요량에 대한 소득변동성의 영향을 살펴보면 대출제약이 없는 가구와 소득제약에 처해 있는 가구의 경우 소득변동성이 높을수록 주택수요량은 낮은 것으로 추정되었다. 소득제약에 처해 있는 가구의 경우 소득을 통한 대출자금 상환능력의 정도(여기서는 소득제약 변수로 측정)도 중요하지만 소득변동성이 주택수요량 결정에 추가적인 영향을 주는 것으로 판단되나 그 효과는 미미하였다.

그러나 대출제약이 없는 가구의 경우 소득변동성이 주택수요에 미치는 효과는 상대적으로 크게 나타나고 있다. 역시 주택수요량 결정에서도 소득이나 자산제약에 처해 있는 가구는 제약조건에 해당되지 않는 가구에 비해 그 자체적인 제약에 의해 주택수요량이 감소하지만(소득제약 더미와 자산제약 더미의 추정계수가 모두 음(-)으로 유의하므로), 제약조건에 해당되지 않은 가구의 경우에는 소득변동성이 클수록 주택수요량

이 감소한다고 할 수 있다.

한편 가구의 위험선호도 변수의 추정계수 크기와 통계적 유의성은 <표 3>과 큰 차이가 없다. 가구의 위험회피성향이 높을수록 자가 거주 선택 확률과 자가주택 수요량이 낮다는 결과는 모형 1이나 모형 2에서 모두 동일하게 나타나고 있다.

## V. 결론

본 연구는 가구소득의 변동성이 주택점유형태와 주택수요 결정에 미치는 영향을 분석하는데 주된 목적을 두었다. 특히 주택관련 의사결정은 가구단위로 이루어지므로 가구주나 배우자의 근로소득의 변동성이 아니라 가구 전체소득의 변동성이 중요하다는 점을 고려하여 분석을 수행하였다. 또한 가구소득의 변동성이 가구의 주택구입에 대한 대출제약여부와 가구의 위험회피성향과 무관하지 않다는 점을 감안하여 가구소득 변동성의 독립적 효과를 파악하기 위해 대출제약과 위험선호도를 추가적인 설명변수로 포함하여 분석을 수행하였다.

분석 결과에 따르면 가구소득의 변동성은 자가거주선택(주택소유) 확률과 자가주택 수요량에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 소득변동성의 10% 증가가 자가거주선택 확률에 미치는 효과는 상대주거비용 2.8% 증가의 효과와 동일한 수준이며, 자가주택 수요량에 미치는 효과는 주택소유비용 2.9% 증가의 효과와 동일한 수준으로 분석되었다.

한편 소득변동성의 영향력은 대출제약조건에 따라 상이한 것으로 나타났다. 소득변동성의 영향력이 나타나는 가구는 대출제약을 받지 않은 가구였다. 대출제약을 받는 가구는 그 자체의 제약조건에 의해 자가거주선택 확률이 낮고, 자가주택 수요량도 낮아 소득변동성의 영향력이 파악되지 않지만 대출제약을 받지 않는 가구는 소득변동성이 높을수록 자가거주선택 확률이 낮고, 자가주택 수요량도 낮은 것으로 나타났다.

글로벌 금융위기 이후 우리나라의 고용구조는 지속적으로 다양화되고 있다. 특히 비정규직과 시간제 근로자가 많아지고 있는 추세이다. 이러한 근로형태는 소득변동성을 높이는 방향으로 작용할 것이며 주택시장에 긍정적 요인이 되지는 않을 것으로 생각된다.

본 연구에서는 시도하지 않았으나 소득변동성은 가

구의 생애주기와 밀접하게 관련이 있을 것으로 생각된다. 최근 들어 고용구조의 불안정성이 높아진 청년계층이나 이미 은퇴를 하였거나 은퇴가 멀지 않은 베이비붐 세대 등을 고려할 때 소득변동성이 주택관련 의사결정에 미치는 영향을 연령계층별로 분석해 보는 것도 의미 있는 연구가 될 것이다. 또한 소득변동성이 지역별로 차별적인 효과를 보이는지 분석하는 것도 의미 있을 것으로 판단된다.

논문접수일 :	2015년 10월 15일
논문심사일 :	2015년 10월 21일
제재확정일 :	2016년 2월 23일

## 참고문헌

1. 박선영 · 유종순, “소득변동성의 추세 및 경기변동 상 변화패턴”, 「한국노동경제논집」 제36권 제3호, 한국노동경제학회, 2013, pp. 65-96
2. 이용래, “가구의 소득변동성이 주택점유형태 및 주택수요에 미치는 영향 연구: 가구주 및 배우자 소득변동성을 중심으로”, 「부동산 · 도시연구」 제7권 제2호, 건국대학교 부동산 · 도시 연구원, 2015a, pp. 41-59
3. 이용래, “소득변동성이 가구의 주택점유형태 및 주택수요에 미치는 영향 연구”, 건국대학교 대학원 박사학위 논문, 2015b
4. 이용래 · 정의철, “소득변동성이 가구의 주택점유형태에 미치는 영향 분석: 가구주 근로소득의 변동성을 중심으로”, 『주택 연구』 제23권 제1호, 2015, pp. 55-78
5. 정의철, “소득충격이 주택수요에 미치는 효과”, 『주택연구』 제7권 제2호, 주택학회, 1999, pp. 25-49
6. Cocco, J. F., “Portfolio Choice in the Presence of Housing,” *Review of Financial Studies*, Vol. 18 No. 2, 2005, pp. 535-567
7. Diaz-Serrano, Luis., “Labor Income Uncertainty, Skewness and Homeownership: A Panel Data Study for Germany and Spain,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 58, 2005, pp. 156-176
8. Diaz-Serrano, Luis., “On the negative relationship between labor income uncertainty and homeownership: Risk-aversion vs. credit constraints,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 14, 2005, pp. 109-126
9. Haurin, Donald R. and H. Leroy Gill, “Effects of Income Variability on the Demand for Owner-Occupied Housing,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 22, 1987, pp. 136-150
10. Haurin, Donald R., “Income Variability, Homeownership and Housing Demand,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 1, 1991, pp. 60-74
11. Heckman, James., “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, Vol. 47, 1979, pp. 153-161
12. Hendershott, Patric. and Joel Slemrod, “Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing,” *AREUEA Journal*, Vol. 10, 1983, pp. 375-393
13. Linneman, Peter. and Susan Wachter, “The Impacts of Borrowing Constraints on Homeownership,” *AREUEA Journal*, Vol. 17 No. 4, 1989, pp. 389-402
14. Nawata, Kazumitsu., “Estimation of Sample Selection Bias Models by the Maximum Likelihood Estimator and Heckman’s Two-step Estimator,” *Economics Letters*, Vol. 45, 1994, pp. 33-40
15. Puhani, Patrick A., “The Heckman Correction for Sample Selection and Its Critique,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 14 No. 1, 2000, pp. 53-68
16. Robst, John., Richard Deitz, KimMarie McGoldrick, “Income Variability, Uncertainty and Housing Tenure Choice,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 29, 1999, pp. 219-229

## 부 록

### 1. 대출제약조건

#### 1) 소득제약( $GAP^Y$ )과 자산제약( $GAP^W$ )

대출제약조건은 소득제약조건 및 자산제약조건으로 구분하며 Linneman and Wachter(1989)의 방법론에 의거하여 아래 식 (a-1)과 (a-2)를 이용하여 측정한다.

$$GAP_i^Y = \max(V_i^* - V_i^Y, 0) \quad \text{식 (a-1)}$$

$$GAP_i^W = \max(V_i^* - V_i^W, 0) \quad \text{식 (a-2)}$$

여기서  $V_i^*$ 는 가구의 최적 주택가격으로 소득과 자산제약이 존재하지 않은 경우 가구가 구입하기를 희망하는 주택의 가격을 의미하며,  $V_i^Y$ 는 현재소득으로 구입할 수 있는 최대 주택가격,  $V_i^W$ 는 현재 보유자산으로 구입할 수 있는 최대 주택가격을 의미한다. 본문에서 언급한 바와 같이 모형의 추정에서는 만일  $V_i^* - V_i^Y > 0$ 이면  $GAP_i^Y = 1$ , 그렇지 않으면  $GAP_i^Y = 0$ 으로 더미변수를 만들어 이용하였다. 마찬가지로  $V_i^* - V_i^W > 0$ 이면  $GAP_i^W = 1$ , 그렇지 않으면  $GAP_i^W = 0$ 이다.

$V_i^Y$ 는 다음과 같이 구한다. 은행에서 최대로 대출받을 수 있는 차입금( $L$ )은 주택담보대출비율(LTV,  $\alpha$ )과 구입하려는 주택가격( $V$ )의 곱이다. 또한 이때의 원리금상환액( $P$ )은 대출금리( $r$ )와 차입금( $L$ )의 곱이다. 이 관계를 식으로 나타내면

$$L = \alpha V, \quad P = r L, \quad V = \frac{P}{\alpha r} \quad \text{식 (a-3)}$$

이 때 최대 LTV를  $\alpha_1$ , 최대 DTI를  $\kappa$ , 현재소득을  $Y_i$ 라 하면 다음과 같은 관계가 성립된다.

$$\alpha \leq \alpha_1, \quad P \leq \kappa Y_i \quad \text{식 (a-4)}$$

위의 식(a-4)의 조건을 식(a-3)  $V = \frac{P}{\alpha r}$ 에 대입하

면 현재소득으로 구입 가능한 최대 주택가격( $V_i^Y$ )을 식(a-5)를 통해 구할 수 있다.

$$V_i^Y = \frac{\kappa Y_i}{\alpha_1 r} \quad \text{식 (a-5)}$$

한편 현재시점의 자산( $W_i$ )을 통하여 구입할 수 있는 최대 주택가격( $V_i^W$ )은 보유자산( $W_i$ )과 대출금액( $L$ )의 합이고, 이때 보유자산을 담보로 최대한 대출할 수 있는 LTV를  $\alpha_1$ 이라고 하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_i^W = W_i + L = \frac{W_i}{1 - \alpha_1} \quad \text{식 (a-6)}$$

주택자금 대출규제에 의한 제약조건은 2012년도에 적용된 아래와 같은 정부의 지역별 대출기준을 이용하여 측정하였다.

<표 a-1> 지역별 대출제약조건

구 분	서울	수도권	지방
$\alpha_1$	50%	50%	60%
$k$	50%	60%	-

자료: 금융감독원 발표(2012년 8월) 및 부동산포커스  
(2014년 9월) 자료정리

소득과 자산은 한국노동패널 2012년 자료를 이용하여 현재소득과 순자산을 이용하였으며, 금리는 한국은행에서 발표하는 2012년도 신규대출액 기준 평균 주택 담보대출금리인 5.77%를 이용하였다.

#### 2) $V^*$ 의 측정

$V^*$ 는 최적 주택가격으로 소득제약과 자산제약을 받지 않는 상태에서 가구가 선택한 주택의 가격을 의미한다. 최적 주택가격은 자가 가구의 거주주택 시가가 소득제약 주택가격( $V^Y$ )과 자산제약 주택가격( $V^W$ )의 85% 이하인 가구를 대상으로 아래 식(a-7)을 추정하여 그 추정치를 구하여 이용하였다.

$$\ln V_i^* = X_i \beta + u_i \quad \text{식 (a-7)}$$

식 (a-7)을 추정한 결과를  $\hat{\beta}$ 라 할 때 최적 주택가격은  $\hat{V}_i^* = e^{X_i \hat{\beta}}$ 으로 구할 수 있다. 식(a-7)은 한국노동패널 2012년도 자료에서 자산과 소득제약의 기준을 넘는 자가 가구를 추출하여 주택가격의 로그값을 종속변수로, 가구 항상소득 로그값, 가구 임시소득, 순자산, 주택가격 대비 소유비용(소유비용/주택가격)의 로그값, 단위면적당 주택가격의 로그값, 가구주 성별(남=1), 가구주 연령, 가구주 교육기간, 배우자 존재 여부(존재=1), 고등학생 이하 자녀수, 가구주 직업더미(고용주, 자영업자=1) 그리고 지역더미(서울=1)를 설명변수로 이용하여 추정하였다. 추정 결과는 <표 a-2>와 같다.

<표 a-2> 최적주택가격( $V^*$ ) 추정 결과

구 분	추정계수	t-값
상수항	3.951 ***	9.37
가구주 성별(남=1)	0.030	0.45
가구주 연령	-0.003 <sup>1)</sup>	-0.02
가구주 교육기간	0.036 ***	6.73
배우자 존재 유무(존재=1)	0.045	0.77
고등학생 이하 자녀수	0.044 **	2.29
가구주 직업더미(고용주, 자영업자=1)	0.012	0.43
거주지역(서울=1)	-0.342 ***	-5.60
순자산(천만원)	0.012 ***	18.29
(로그)소유비용비율	-0.013	-0.59
(로그)단위면적당 주택가격(원/m <sup>2</sup> )	0.839 ***	13.00
(로그)가구 항상소득(천만원)	0.218 ***	6.57
가구 임시소득(천만원)	0.004	0.67
$R^2$	0.602	
표본 수	1,047	

주) 1) 추정계수 × 100.

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

&lt;표 a-3&gt; 전환임대료와 주택매매가격 해도닉모형 추정 결과

구 분	종속변수: (로그)임차가구 전환임대료		종속변수: (로그)자가가구 주택시가	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	5.440 ***	109.58	9.677 ***	233.83
주택유형 (아파트=1)	0.176 ***	4.59	0.429 ***	16.04
사용면적(평)	0.053 ***	25.67	0.012 ***	21.53
부산	-0.620 ***	-8.42	-0.779 ***	-14.16
대구	-0.707 ***	-7.60	-0.917 ***	-14.78
대전	-0.471 ***	-4.49	-0.710 ***	-8.61
인천	-0.332 ***	-4.12	-0.559 ***	-9.22
광주	-0.921 ***	-5.81	-0.993 ***	-12.53
울산	-0.251 **	-2.06	-0.573 ***	-7.61
경기	-0.292 ***	-6.15	-0.333 ***	-7.67
강원	-0.787 ***	-6.72	-1.252 ***	-14.11
충북	-0.799 ***	-7.49	-1.089 ***	-13.31
충남	-0.769 ***	-7.28	-1.124 ***	-16.21
전북	-1.022 ***	-8.18	-1.199 ***	-17.50
전남	-0.890 ***	-7.89	-1.152 ***	-13.77
경북	-0.880 ***	-8.22	-1.367 ***	-21.97
경남	-0.421 ***	-5.41	-0.723 ***	-12.78
$R^2$	0.558		0.496	
표본 수	958		1,913	

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

## 2. 전환임대료와 주택가격

자가 가구 거주주택에 대한 전환임대료와 임차가구의 거주주택에 대한 주택매매가격 추정을 위한 해도닉모형 추정 결과는 다음과 같다.