

정책모기지의 공급효과와 사회적 가치 제고 방안*

Public Mortgage Supply Effects and Social Value Improvement plan

이 호 진 (Ho-Jin, Lee)**

고 성 수 (Sungsoo, Koh)***

< Abstract >

In recent years, the importance of inclusive financing has increased. This study measured the social value of public mortgages through simulations. The results of this study are summarized as follows. First, as a result of examining the distribution of the number of constrained households by LTV and DTI conditions according to the requirements of joining the Bogeumjari, the limitations of the housing vulnerable class were large. public mortgage supply reduced pharmaceutical households to 8.7%p.

Taken together, the improvement of housing welfare by supplying public mortgages to those who are relatively vulnerable in the period of strengthening housing finance regulation, etc. acts as a regulatory sandbox. It is judged as a social value.

Keyword : Public Mortgage, Social Value, Financial Inclusion, Regulatory Sandbox, Simulation

I. 서론

현 정부에 들어 금융정책의 기본 방향으로 ‘생산적 금융’ 과 ‘포용적 금융(financial inclusion)’을 제시하고 있다. 포용적 금융이란, 시장경제원리 하에서 금융의 효율적인 자원배분 기능이 강조되는 생산적 금융과 달리, 금융이용의 기회가 제한되는 저소득·저신용 등의 취약계층의 금융접근성을 향상시키기 위한 정책이다.

이는 금융의 사회적 책임을 강조하고 있는 것으로서 최근에는 사회적 금융이라는 용어와 함께 사용된다. 사회적 금융이란 사회적 기업과 협동조합 등 경제적 이익보다 사회적 가치를 추구하는 자금 수요자에게 대출이나 투자를 하는 금융을 의미한다.

한편 포용적 금융의 한 형태라 할 수 있는 정책모기지 는 정책의 대상 및 목표에 따라, 일반국민을 대상으로 하는 적격대출과 저소득층 및 중산층을 위한 디딤돌대출과 보금자리론으로 나뉜다. 이중 디딤돌 대출은 무주택 서민 실수요자에게 차질 없이 공급함을 목표로 하며, 보금자리론은 중산층 이하 실수요자를 집중적으로 지원을 함을 목표로 하고 있다. 또한 주거취약계층 지원을 위한 정책모기지의 사회적 역할과 중요성은 앞으로 더욱 부각될 것이다.

더욱이 최근 부동산 정책이 ‘규제 강화와 서민주거안정’에 초점을 맞추는 것으로 제시되고 있으며, 임대주택 공급 확대 등 서민을 위한 주거복지 정책이 제시되는 만큼 관련 분야의 정책에 초점이 맞추어질 것으로 예상된다. 이러한 점에 비추어볼 때, 포용적 금융의 차원에서 정책모기지 상품을 통해 규제샌드박스(regulatory

* 본 연구는 한국주택금융공사가 발주한 ‘정책모기지 사회적 가치창출효과 분석’ 용역의 내용 중 일부를 수정·보완하여 논문화한 것임.

** 본 학회 정회원, 제주대학교 부동산관리학과 교수, leehojin@jejunu.ac.kr, 주저자

*** 본 학회 정회원, 건국대학교 부동산학과 교수, sskoh@konkuk.ac.kr, 교신저자

sandbox)¹⁾의 역할을 수행하여 주거복지의 향상을 도모하는 것이 정책모기지가 가지는 사회적 가치라 여겨진다. 정책모기지의 공급을 통해 정부의 주택정책을 보완함으로써 서민주거안정을 도모할 수 있을 것이다.

이러한 배경에서 본 연구에서는 정책모기지의 사회적 가치를 재조명하고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 주택금융규제의 변화에 따른 가구의 최대소비규모 제약가구수의 변화에 대한 모의실험을 통해 정책모기지 공급의 필요성과 성과를 측정하였다. 그동안 진행된 선행연구들은 주로 금융 대출기관 또는 소비자에 대한 성과에 주목하였다. 그러나 점차 주거취약계층에 대한 금융포용성이 점차 중요시됨을 감안할 때, 정책모기지의 사회적 가치를 측정하는 일은 매우 의미가 있을 것이다.

논문은 다음과 같이 구성된다. 제 I 장은 서론으로서 연구의 배경과 목적 등을 명시하였다. 제 II 장에서는 금융포용과 관련한 이론적 개념과 선행연구들을 고찰한다. 제 III 장에서는 분석모형과 가설을 설정하고, 제 IV 장에서는 가구의 최적주택소비규모를 추정된 후 요인별 특징을 분석한다. 제 V 장에서는 추정된 가구의 최적주택규모와 최대주택규모의 비교를 통해 정책모기지 공급의 필요성과 성과에 대한 모의실험을 진행한다. 마지막 제 VI 장은 결론으로 연구내용을 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 선행연구 고찰

금융포용에 대한 연구가 진행된 1970년대 후반에는 주로 그에 대한 정의와 범위에 대한 연구가 주를 이루었다. 동 연구들은 금융 포용 및 소외의 개념을 정리하는 한편, 상호간의 관계 정리에 초점이 맞추어졌다. 금융포용에 대해 학자들마다 다양한 정의들을 내리고 있지만, 대체적으로 경제주체가 저축, 지급결제, 송금, 신용, 보험 등 다양한 금융서비스에 대해 효과적으로 접근하게 함으로써 제도권 금융시스템 내에 포함시키는 과정으로 요약된다(노형식·이순호, 2014).

이처럼 금융포용에 대한 중요성이 널리 인식되고 있지만 적절한 측정방법이나 영향, 그리고 효과 등에 대

한 논의는 다소 미흡하였다(Galor and Zeira, 1993). 이는 금융포용성의 정도의 측정에 대한 체계적이고 통일된 지표의 선정이 어려웠기 때문일 것이다.

해외에서는 세계은행(world bank)에서 금융서비스에 대한 이해와 접근성, 그리고 활용도 등 세부지표가 제시되면서 이에 대한 연구 또한 활발하게 진행되고 있다. 예컨대, 계량기법을 통해 여러 국가의 개별 가구들의 금융서비스에 대한 접근성 정도를 추정한 연구들이 있다(Honohan, 2008; Ardic et al., 2011).

또한 Sarma(2008)는 금융포용성을 측정하는 개념으로 금융서비스 분야에 대한 다양한 지표들을 접근도와 활용도 등의 지표를 하나의 지수 형태로 만든 금융포용지수(IFI : index of financial inclusion)를 제안하였다.

한편 이와 같은 접근방식에 더해 보다 미시적인 지표들을 추가한 연구로 Demircuc and Klapper(2012)를 들 수 있다. 동 연구에서는 2011년 기준 148개 국가 성인 15만 명을 대상으로 금융계좌와 금융자산, 부채, 그리고 금융예금의 규모 등을 설문조사하여 금융접근성의 정도를 추정하였다.

그러나 국내 연구에서는 금융포용과 관련한 연구는 좀처럼 찾아보기 힘들다. 금융포용에 대한 가장 최근의 연구들은 금융포용의 개념과 중앙은행의 역할, 그리고 금융포용성 확대를 위한 전략적 과제를 제시하면서 이를 통하여 저소득층의 소득 불균형이 완화될 것이라는 전망을 제시하고 있다(배준석, 2013; 노형식·이순호, 2014). 또한 김종희(2015)에서는 금융포용 지수를 통해 소득 불균형 완화효과를 추정하였다. 동 연구에서는 금융포용과 조세의 누진성이 각각 소득 불균형 완화에 미치는 영향을 비교·분석하였다.

한편 이호진·고성수(2017)에서는 모의실험을 통해 주택금융규제 강화 시 주거취약계층 예컨대, 저소득·저자산 가구의 주택구입계약이 증가함을 제시하였다. 따라서 서민·취약계층에 대한 금융지원 강화와 가계부채의 질적 구조개선을 통한 안정성 확보가 우선되어야 한다고 주장하였다. 본 연구에서는 점차 주거취약계층에 대한 금융포용성이 증시됨을 감안할 때, 정책모기지 공급의 필요성과 효과를 측정할 점에 차별성을 두고 논의를 이어가고자 한다.

1) 규제샌드박스란 어린 아이들이 놀이터에서 놀 때 다치지 않도록 바닥에 모래를 깔아주는 것과 같이 새로운 기술과 서비스를 테스트하기 위해 일정 기간 동안 기존의 규제에서 벗어날 수 있게 해주는 제도를 의미한다(한국국제협력단, 2017).

Ⅲ. 분석모형 및 가설

$$LTV = \frac{L}{V} \quad (2)$$

1. 분석모형

본 연구에서는 이호진·고성수(2017)의 모형을 활용하여 희망주택가격의 균형식을 추정하였다. 이를 기초로 최적주택소비규모를 계산한 후 정책모기지 공급의 필요성과 성과에 대해 모의실험 하고자 한다.

1) 최적주택소비규모(H^*) 추정

선행연구에 따르면 가구가 주택소비규모 결정 시 가구주의 성별이나 연령, 가구원수 등의 인구통계학적 특성(demographic characteristic, DC)과 가구의 자산규모나 소득 등의 영향을 받게 된다. 또한 부동산 세제, 차용계약, 그리고 거래비용 등에 따라 차별화될 수 있다. 따라서 지역 내 주택 매매가격 및 임대료 수준은 매우 중요하게 작용한다(Ioannides and Rosenthal, 1994).

또한 가구의 주택소비규모는 물론 임차 또는 자가 등의 거주형태 결정 시 상대주거비용(소유비용/임차비용)은 매우 중요하게 고려될 것이다. 이에 최적주택 소비규모 추정 시 가구의 자산과 소득, 상대주거비용을 경제적 특성(economic characteristic, EC)으로 반영하였다. 이를 종합하여 가구의 최적주택소비규모를 식(1)과 같이 추정한다.

$$H_i^* = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i DC_i + \sum_{i=1}^n \beta_i EC_i + \epsilon_i \quad (1)$$

2) 최대주택소비규모(H^{max}) 도출

가구가 주택을 구입하기 위해 금융기관에서 대출하는 경우 대출자격조건에 의해 주택소비규모를 제한받게 된다. 대출기관의 대출자격조건은 담보인정비율(LTV)과 총부채상환비율(DTI) 등의 기준을 통해 정해진다. 따라서 최대주택소비규모(H^{max})는 가구의 보유 자산에 대출기관의 최대대출가능금액을 더하여 계산할 수 있다.

이 경우 설정된 LTV 비율을 초과하는 금액에 대해서는 대출이 이루어지지 않는다는 가정할 경우 LTV 비율에 의한 최대대출금액은 식(2)와 같이 계산된다. 여기서 L 은 LTV 적용 시 최대대출금액, V 는 식(1)에 의해 추정된 가구의 최적주택소비규모(H^*)이다.

가구의 연간총소득(경상소득)을 기준으로 DTI 비율에 따른 연간 주택담보대출금액(P)은 DTI 비율에 연간 가구의 총소득을 곱한 금액에서 신용대출의 연간이자액(D)을 제외하여 계산한 주택담보대출상환액(P)에 근거하여 계산한다.

연간이자액(D)은 가구가 응답한 총 대출금 중 주택담보대출액을 뺀 나머지 금액을 신용대출로 간주하였다. 이에 대한 대출금리는 2016년 신용대출 평균금리인 4.4%를 적용하였다. n 은 대출기간, i 는 할인율을 나타낸다. 이상을 종합하여 상환능력까지 고려한 대출금액(M)은 식(3)과 같이 계산한다.

$$DTI = \frac{P+D}{I} \quad \text{에서} \quad P = (DTI \times I) - D$$

$$M = P \times \sum_{t=1}^n \left[\frac{1}{1+i} \right]^t \quad (3)$$

향후 고정금리·분할상환 대출의 비중이 점차 증가할 것으로 예상되므로 상환방식은 원리금균등분할상환방식(CPM: constant payment mortgage)으로 하였다. 고정금리는 2016년의 은행권 주택담보대출 가중평균금리 2.91%로 설정하였다. 또한 차주의 상환기간은 65세를 넘을 수 없으므로 가구주의 연령에 따라 5년에서 30년으로 대출기간을 설정하였다. 전술한 내용을 종합하여 가구가 모든 자산을 주택구입에 투입한다고 가정하면 최대주택소비규모는 식(4)와 같은 방식으로 계산된다.

$$\text{순자산}(A) = V_0 + B - D_0$$

$$\text{최대주택소비규모}(H^{max}) = A + L \quad (4)$$

한편 수도권 가구는 대출 시 LTV 규제뿐만 아니라 DTI 규제까지 적용받으므로 최종대출금액은 담보인정비율과 총부채상환비율에 의해 계산된 대출금액 중 작은 값으로 결정된다. 이에 수도권 가구의 최대주택 소비규모(H^{max})는 식(5)와 같이 계산한다.

if 수도권 가구

$$\text{최대주택소비규모}(H^{max}) = A + \min(L, M) \quad (5)$$

<표 1> 지역별 LTV·DTI 규제차이 종합

구 분		8·2대책		보금자리론		차이	
		LTV	DTI	LTV	DTI	LTV	DTI
지역 A	서민·실수요자1	50%	50%	70%	60%	20%p	10%p
	서민·실수요자2			60%	50%	10%p	동일
	주택담보대출 미보유	40%	40%	60%	50%	20%p	10%p
	주택담보대출 1건 이상 보유	30%	30%	60%	50%	30%p	20%p
지역 B	서민·실수요자1	70%	60%	70%	60%	동일	동일
	서민·실수요자2			60%	50%	-10%p	-10%p
	주택담보대출 미보유	60%	50%	60%	50%	동일	동일
	주택담보대출 1건 이상 보유	50%	40%	60%	50%	10%p	10%p
지역 C	서민·실수요자1	70%	60%	70%	60%	동일	동일
	서민·실수요자2			70%	60%	동일	동일
	주택담보대출 미보유	70%	60%	70%	60%	동일	동일
	주택담보대출 1건 이상 보유	60%	50%	70%	60%	10%p	10%p

주 1) 지역 A : 투기과열지구 및 투기지역
 2) 지역 B : 투기과열지구, 투기지역 외 조정대상지역
 3) 지역 C : 조정대상지역 외 수도권
 자료 : 한국주택금융공사

2. 연구가설

정책모기지 공급의 효과를 검증하기 위하여 본 연구에서는 다음과 같이 연구가설을 설정하였다. 모든 조건이 동일하다고 가정하면 대출제약 완화 시 가구의 주택소유비율을 상승의 효과를 거둘 수 있으며, 그 효과는 주택금융을 필요로 하는 취약계층에서 나타난다(Duca and Rosenthal, 1994).

또한 대출제약 강화 시에도 주로 저소득 가구에 부정적인 영향을 주게 된다(Quericia et al., 2003; 이호진·고성수, 2017). 따라서 정책모기지의 경우 <표 1>에 제시된 조건에 따라 공급되므로 주택금융강화 시 규제차이로 인해 차별화된 영향을 줄 것으로 판단된다²⁾. 이에 연구가설은 다음과 같이 설정된다.

- 연구가설 1: 주택금융규제는 보금자리론 가입요건에 따라 차별화 될 것이다.
- 연구가설 2: 주택금융규제는 규제지역 별로 차별화된 영향을 줄 것이다.
- 연구가설 3: 정책모기지의 공급은 주택금융강화기에 주거취약계층의 주택마련에 긍정적인 영향을 줄 것이다.

본 가설들을 검증하고자 앞서 소개한 분석모형을 통해 주택금융규제의 변화에 따른 가구의 최대소비규모

제약가구수의 변화에 대한 모의실험을 통해 정책모기지 공급의 필요성과 성과를 측정하고자 한다. 먼저, 최적소비규모 추정을 위한 자료와 변수는 다음 IV장에 제시하였다.

IV. 최적주택소비규모의 추정

1. 자료 및 변수설정

가구의 최적주택소비규모(H^*)를 추정하기 위한 자료로 한국주택금융공사에서 2015년과 2016년 일반가구를 대상으로 수행한 「주택금융 및 보금자리론 수요 실태조사」의 원자료를 활용하였다.

최적주택소비규모의 추정대상 가구는 조사된 총 20,000 가구 중 향후 3년 이내 주택구입계획이 있다고 응답한 가구 중 아래의 조건에 따라 총 2,291가구를 선정하여 표본을 구축하였다. 추정대상 가구를 선정 시 선행연구(이호진·고성수, 2017)와 같이 주택담보대출의 활용 및 실현 가능성 등을 감안해 다음과 같이 선정하였다.

주택담보대출의 대상이 만 25세에서 만 65세임을 감안하여 가구주연령을 최저 25세에서 최고 59세로 하였으며, 순자산 즉, 총자산에서 총부채를 뺀 금액이

2) 본 연구에서는 정책모기지의 가입대상 규모를 감안하여 보다 범위가 큰 보금자리론을 대상으로 하였다. 주택금융규제 조건별 디딤돌 대출 기준의 제약가구수의 변화에 대한 모의실험결과는 이호진(2018)의 부록을 통해 확인할 수 있다.

양수(+)인 가구들을 대상으로 하였다. 구입의향 주택 가격이 순자산 및 PIR(price to income: 소득 대비 주택가격 비율)의 10배를 초과하는 경우에는 실현 가능성이 없다고 판단하여 추정대상에서 제외하였다. 또한 주택금융의 활용성 가능성을 감안하여 현재 거주주택가격 또는 임차보증금(전세금)이 구입의향 주택가격보다 높은 가구는 제외하였다.

최적주택소비규모의 추정은 가구가 구입하고자 하는 규모의 주택소비가 이루어졌을 때 효용이 극대화된다는 전제하에 「주택금융 및 보금자리론 수요실태조사」에서 주택구입계획중인 가구들이 응답한 주택가격을 종속변수인 희망주택가격의 자연로그를 취한 값으로 하였다.

설명변수는 기존 선행연구(이호진·고성수, 2017)에서 사용된 변수들을 중심으로 「주택금융 및 보금자리론 수요실태조사」에서 확보 가능한 변수들로 재구성하였다. <표 2>에서 보는 바와 같이 인구통계학적 특성의 경우 「주택금융 및 보금자리론 수요실태조사」에서 제공하는 자료를 재구성하였다. 먼저, 가구주의 연령을 반영하였으며, 가구원수의 대리변수인 자녀수 및 자녀수 변화에 따른 영향을 살펴보기 위해 제공값을 변수로 반영하였다. 또한 주택에 자가거주여부(자가거주= 1)와 서울거주여부(서울거주= 1)를 반영하였다.

경제적 특성으로는 부동산 및 금융 자산을 합산한 후 총부채를 차감하여 계산한 순자산을 반영하였으며, 순자산 수준에 따른 희망주택가격의 변화를 살펴보고자 순자산의 제공값을 반영하였다. 또한 본 자료에서 확인 가능한 모든 가구들의 항상소득에 자연로그를 취한 값과 주택구입 대상 지역의 상대주거비용에 자연로그를 취한 값을 반영하였다. 이를 위한 구체적인 추정

방법과 결과는 부록의 1과 2에 제시하였다.

2. 최적주택소비규모(H^*) 추정결과

이상에서 제시한 자료 및 변수를 토대로 최적주택소비규모를 추정하고 <표 3>에 제시하였다. 추정결과 조정된 결정계수(R^2)가 44.4%로 양호하게 나타났다. 또한 모든 설명변수가 1%와 5% 이내에서 각각 유의하게 나타났다.

최적주택소비규모의 추정결과를 살펴보면 인구통계학적 특성에서는 먼저, 연령이 작을수록 희망주택가격 변화율이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 젊은이들의 경우 현재에 비해 미래의 소득이 증가할 것을 기대하므로(Henderson and Ioannides, 1987) 앞으로 구입을 희망하는 주택가격의 변화율이 높은 것으로 판단된다.

자녀가 많을수록 희망주택가격 변화율이 증가한 반면, 번복점이 존재하여 자녀수가 약 2명을 넘는 경우에는 희망주택가격 변화율이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 과거 가구원수가 5인 이상인 경우 희망주택가격이 보다 높았음을 감안할 때(고성수·윤여선, 2008), 그간의 1·2인 가구의 증가 등 가구구성의 변화도 희망가격 형성에 영향을 준 것으로 판단된다. 또한 현재 서울 및 자가 거주하는 가구일수록 희망주택가격 변화율이 증가하는 것으로 나타나 여전히 주택가치의 증가에 대한 관심이 큰 것으로 판단된다.

다음으로 경제적특성에서는 항상소득의 변화율이 증가할수록 희망주택가격 변화율도 증가하는 것으로 나타났다. 이는 가구의 항상소득이 높을수록 미래소득

<표 2> 최적주택소비규모 추정을 위한 변수설정

항 목	변 수	측 정	설 명	
종속변수	ln(희망주택가격)	-	가구가 구입계획 중인 주택가격의 자연로그값	
설명 변수	인구 통계학적 특성	가구주 연령	세	가구주 연령
		자녀수	명	가구 자녀수
		자녀수 제공	명	가구 자녀수의 제공값
		자가 거주	명목(더미)	자가 거주 가구= 1, 기타= 0
		서울 거주	명목(더미)	서울특별시 내 거주 가구= 1, 기타= 0
	경제적 특성	순자산	억 원	(부동산자산 + 금융자산) - 총부채
		순자산 제공	억 원	순자산의 제공값
		ln(항상소득)	-	추정한 항상소득의 자연로그값
	ln(상대주거비용)	-	추정한 소비비용/임차비용의 자연로그값	

<표 3> 최적주택소비규모 추정결과

종속변수	ln(희망주택가격)	
	추정계수	t-값
(상수)	9.468	19.823 ***
가구주 연령	-0.004	-3.381 **
자녀수	0.108	4.344 ***
자녀수 제곱	-0.027	-3.312 **
자가 거주	0.108	6.086 ***
서울 거주	0.374	16.865 ***
순자산	0.129	12.572 ***
순자산 제곱	-0.007	-7.893 ***
ln(항상소득)	0.375	9.869 ***
ln(상대주거비용)	-1.928	-8.139 ***
\bar{R}^2	0.444	
표본수	2,291	

주: ** p < 0.05, *** p < 0.01.

에 대한 불안감이 적으므로 향후 구입을 원하는 주택 가격 변화율이 증가한 것으로 판단된다(Polinsky and Ellwood, 1979). 또한 순자산이 많을수록 희망주택가격의 변화율도 증가하였으나, 약 9억 7천만 원 이상의 가구들은 희망주택가격 변화율이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 자산이 많을수록 주택소비의 제약이 덜 하며(Cho, 1998), 자산이 충분히 축적된 가구는 더 이상 주택소비규모를 증가시키기 보다는 거주주택 이외의 자산에 투자하는 것으로 해석된다.

마지막으로 주택구입 대상 지역 내 상대주거비용 즉, 소유비용 변화율이 임차비용 변화율보다 작을수록 희망주택가격 변화율이 높게 형성되는 것으로 나타났다. 이는 주택구입 대상 지역 내 임대료 상승률이 주택

소유비용보다 크므로 장차 주택 소유 시 얻게 될 자본 이익에 대한 기대가 반영된 것으로 판단된다.

V. 정책모기지 공급효과 분석

1. 모의실험 설계

1) 기술통계량

모의실험에 앞서 <표 4>에 제시된 바와 같이 가구의 순자산을 5분위로 구분하여 가구연간소득, 순자산, 대출제약이 없는 경우의 최대대출가능금액, 최적주택소비규모, 그리고 최대주택소비규모에 대한 평균값의 분포를 살펴보았다. 가구의 순자산 분위는 「2017년 가계금융복지조사」의 기준에 따라 각 20씩 등분하였다.

주요 내용을 살펴보면, 전반적으로 순자산이 많을수록 연간소득과 최대대출가능금액이 많고, 최적주택소비규모와 최대주택소비규모 역시 크게 나타났다. 특히, 순자산 분위별로 연간소득에 비해 순자산의 차이가 비교적 크게 나타났다. 순자산 5분위 계층이 1분위 계층에 비해 소득은 2.3배 정도 많았으며, 순자산은 이보다 큰 약 23.5배 정도로 계층 간 차이가 컸다.

LTV와 DTI를 각 100%로 설정한 최대대출가능금액은 1분위와 5분위 간 차이가 약 2.5배 정도 차이가 있는 것으로 나타났다. 이에 전체 가구의 경우 평균 최적주택소비규모는 약 2억 9천여만 원 정도로 나타났으며, 1분위 가구는 약 1억 8천만 원, 5분위 가구는 약 4억 5천만 원으로 나타나 계층 간 약 2.5배 정도로 나타났다.

<표 4> 모의실험 대상 가구 순자산분위별 기술통계량(평균값)

(단위: 가구, 만원)

구분	전체	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
총 가구수	5,576	390	1,337	1,488	1,227	1,134
가구주 연령	43.6	38.8	41.2	42.0	45.2	48.3
가구 연간소득	6,136	3,810	4,693	5,394	6,755	8,940
순자산	28,739	3,031	8,396	17,917	32,873	71,294
총자산	36,146	7,348	15,730	25,318	40,173	79,975
총부채	7,407	4,317	7,333	7,400	7,300	8,681
최대출가능금액	28,788	17,754	20,719	24,827	31,202	44,679
최적주택소비규모(H^*)	28,964	17,789	20,756	24,882	31,337	45,272
최대주택소비규모(H^{max})	57,527	20,785	29,115	42,744	64,075	115,973

주: LTV와 DTI를 각 100%로 가정한 통계치 임.

최적소비규모와 순자산을 반영한 최대주택소비규모의 전체가구의 평균은 5억 8천여 만 원이며 1분위에 비해 5분위 가구가 5.6배 가까이 큰 것으로 나타났다. 순자산을 많이 보유한 가구일수록 최적·최대주택소비규모의 격차가 크게 나타났다. 이는 소득과 자산이 많을수록 대출가능 금액이 많아지므로 최적·최대소비규모의 차이가 크게 나타난 것으로 판단된다.

2) 모의실험 방법 및 절차

본 연구에서는 <표 3>의 추정결과를 토대로 최적주택소비규모(H^*)를 계산하고, 이를 최대소비규모(H^{max})와 비교하였다. 이 경우 $LTV \cdot DTI$ 조건에 따라 $H^*/H^{max} > 1$ 이면 제약가구로, $H^*/H^{max} \leq 1$ 이면 비제약가구로 판단하였다(이호진·고성수, 2017).

모의실험 대상 가구는 2015년 및 2016년 「주택금융 및 보금자리론 수요실태조사」에서 주택구입계획이 있다고 응답한 가구를 대상으로 하였다. 이 경우 전술한 방식과 유사하게 가구주 연령은 25세에서 59세, 순자산은 양수(+), 계산된 최적주택소비규모가 순자산과 PIR의 10배 미만인 가구 등 총 5,576가구를 대상으로 하였다.

모의실험은 정책모기지 공급의 필요성 및 성과측정의 크게 두 가지로 구분하여 진행하였다. 먼저, 정책모기지 공급의 필요성을 검증하기 위해 주택금융규제 강화 이전 수준인 LTV 70%와 DTI 60%를 적용하여 최

적주택소비규모와 최대주택소비규모를 산출하였다. 이후 금리 등 모든 조건이 동일하다는 가정 하에 LTV 과 DTI 를 각 $\pm 10\%$ 씩 조정하였다. 이 경우 보금자리론 이용자 조건을 기준으로 연간소득, 주택가격, 주택수, 대출한도를 기준으로 진행하였다. 또한 8·2 부동산대책에서 제시된 바와 같이 $LTV \cdot DTI$ 40%를 설정하여 제약가구수 변화율을 측정하였다.

또한 정책모기지 공급의 성과를 측정하기 위해 투기지역(12개)·투기과열지구(27개)·청약조정지역(42개)에 대해 보금자리론 활용 시 일반은행 대비 제약가구의 감소율을 측정하였다.

여기서 보금자리론 이용고객은 ① 무주택자 또는 일시적 2주택자, ② 주택가격 6억 원 이하, ③ 부부합산 소득으로 연 7,000만원 미만 ④ 대출한도 3억 원 이하의 조건을 모두 충족해야 한다. 또한 디딤돌 대출 대상인 실수요자는 $LTV \cdot DTI$ 강화조치에도 불구하고 기본(LTV 70%, DTI 60%) 적용하며, ① 본 건 주택가격이 5억 원 이하, ② 부부가 본 건 담보주택을 제외하고 주택을 보유하고 있지 않을 것, ③ 주택구입용도가 실거주목적일 것을 요건으로 한다³⁾.

2. 보금자리론 가입요건별 모의실험 결과

보금자리론 가입요건에 따라 모의실험 한 결과, $LTV \cdot DTI$ 강화 또는 완화의 효과는 소득 및 순자산이 적은 계층에서 더욱 크게 작용하는 것으로 나타났다.

<표 5> 보금자리론 가입요건의 $LTV \cdot DTI$ 조건별 제약가구수 분포

구 분	총 가구수	LTV · DTI 조건별 제약가구								
		80% · 70%		70% · 60%		60% · 50%		40% · 40%		
		가구수	비율	가구수	비율	가구수	비율	가구수	비율	
전 체	5,576	314	5.6%	666	11.9%	1,057	19.0%	1,956	35.1%	
연간 소득	7천만 원 이하	3,865	294	7.6%	609	15.8%	945	24.5%	1,693	43.8%
	7천만 원 초과	1,711	20	1.2%	57	3.3%	112	6.5%	263	15.4%
주택 가격	6억 원 이하	5,441	314	5.8%	666	12.2%	1,057	19.4%	1,956	35.9%
	6억 원 초과	135	0	0.0%	0	0.0%	0	0.0%	0	0.0%
보유 주택수	무주택	1,972	241	12.2%	458	23.2%	663	33.6%	1,024	51.9%
	1주택	3,056	69	2.3%	196	6.4%	365	11.9%	867	28.4%
	2주택	448	4	0.9%	12	2.7%	27	6.0%	58	12.9%
	3주택 이상	100	0	0.0%	0	0.0%	2	2.0%	7	7.0%
대출 한도	3억 원 이하	5,558	314	5.6%	666	12.0%	1,057	19.0%	1,956	35.2%
	3억 원 초과	18	0	0.0%	0	0.0%	0	0.0%	0	0.0%

3) 최초도입 시 소득요건은 연간 부부합산소득 6천만 원 이하(생애최초주택구입자인 경우 7천만 원)로 제한되었으나 현재는 삭제되었다.

LTV·DTI 조건별 제약가구수 분포를 살펴본 결과 <표 5>에 제시한 바와 같이 연간소득 7천만 원 이하, 주택가격 6억 원 이하, 무주택 가구, 대출한도 3억 원 이하 가구들이 주택소비규모에 대한 제약이 크게 나타났다.

이를 보다 구체적으로 살펴보면 LTV 70%·DTI 60% 제약 시 연간소득 7천만 원을 초과하는 가구 중 제약가구는 3.3%(57가구)에 불과한 반면, 7천만 원 이하의 가구에서는 15.8%(609가구)가 제약을 받는 것으로 나타났다. 이 경우 LTV·DTI를 각 10% 완화하게 되면 연간소득 7천만 원 이하 가구의 제약가구수 비율이 23.4%p 감소하였다. 반면, 각 10%씩 강화하는 경우에는 8.7%p 증가하였다. 또한 동 규제를 각 40%까지 강화 시 연간소득 7천만 원 이하 가구의 제약가구수 비율은 LTV 70%·DTI 60%를 기준으로 28%p 상승한 43.8%(1,693가구)에 이르는 것으로 나타났다.

주택가격이 6억 원을 초과하는 가구의 경우에는 LTV 70%·DTI 60%에서 최대주택소비규모에 제약가구가 없었으나, 6억 원 이하의 가구는 12.2%(666가구)가 제약을 받는 것으로 나타났다. 이 경우 LTV·DTI를 각 10% 완화하게 되면 주택가격이 6억 원 이하 가구의 제약가구수 비율은 18%p 감소하는 반면, 각 10%씩 강화하는 경우 7.2%p 증가하는 것으로 나타났다. 또한 동 규제를 각 40%까지 강화 시 주택가격이 6억 원 이하 가구의 제약가구수 비율은 23.7%p까지 상승하여 35.9%(1,956가구)에 이르는 것으로 나타났다.

가구의 보유 주택수에 따른 모의실험결과, LTV 70%·DTI 60%의 제약 하에서 제약가구 비율은 '무주

택(23.2%)-1주택(6.4%)-2주택(2.7%)-3주택(없음)' 순으로 크게 나타났다. 이 경우 LTV·DTI를 각 10% 완화하게 되면 무주택가구의 제약가구수 비율은 35.4%p 감소하는 반면, 각 10%씩 강화하는 경우 10.4%p 증가할 것으로 나타났다. 또한 각 40%까지 강화 시 무주택가구의 제약가구수 비율은 LTV 70%·DTI 60% 기준으로 28.7%p 상승하여 절반 이상인 51.9%(1,024가구)까지 확대되는 것으로 나타났다.

반면, 3주택 이상 다주택가구의 경우 LTV·DTI의 강화 또는 완화여부에 따른 제약가구 변화비율이 무주택가구에 비해 월등히 작은 것으로 나타나 주택 보유 정도 즉, 자산축적 정도에 따른 편차가 컸다. 3주택 이상의 가구는 동 규제를 각 40%까지 강화하는 경우에도 10%(7가구)에 그치는 것으로 나타났다.

대출한도별로 살펴보면 LTV 및 DTI 제약 하에서 대부분의 제약가구는 3억 원 이하의 가구들에서 나타났다. LTV 70% 및 DTI 60%의 제약 하에서 대출규모 3억 원 이하의 가구는 12.2%(666가구)가 제약을 받는 것으로 나타났으며, 이 경우 LTV·DTI를 각 10% 완화 시 제약가구수 비율은 17.6%p 감소하는 반면, 각 10%씩 강화하는 경우 7%p 증가할 것으로 나타났다. 또한 동 규제를 각 40%까지 강화하는 경우 제약가구수 비율은 LTV 70% 및 DTI 60%의 제약 시를 기준으로 23.2%p 상승하여 35.2%(1,958가구)에 이르는 것으로 나타났다. 이상의 내용을 종합하면 주택금융규제 강화 시 저소득·저자산 가구일수록 주택금융규제의 영향을 많이 받을 수 있음을 나타낸다.

<표 6> 보금자리론 가입요건의 LTV·DTI 조건별 제약가구수 변화율

구분		변화율(기준: 70%·60%)					
		80%·70%		60%·50%		40%·40%	
전 체		-352	-6.3%p	391	7.0%p	1,290	23.1%p
연간소득	7천만 원 이하	-315	-23.4%p	336	8.7%p	1,084	28.0%p
	7천만 원 초과	-37	-4.5%p	55	3.2%p	206	12.0%p
주택가격	6억 원 이하	-352	-18.0%p	391	7.2%p	1,290	23.7%p
	6억 원 초과	0	0.0%p	0	0.0%p	0	0.0%p
보유 주택수	무주택	-217	-35.4%p	205	10.4%p	566	28.7%p
	1주택	-127	-8.7%p	169	5.5%p	671	22.0%p
	2주택	-8	-3.6%p	15	3.3%p	46	10.3%p
	3주택 이상	0	0.0%p	2	2.0%p	7	7.0%p
대출한도	3억 원 이하	-352	-17.6%p	391	7.0%p	1,290	23.2%p
	3억 원 초과	0	0.0%p	0	0.0%p	0	0.0%p

3. 정책모기지 공급의 효과

보금자리론 가입요건에 해당하는 총 3,610가구 중 지역 및 가구조건별 해당가구를 대상으로 8·2대책과 보급자리론의 규제차이에 따른 정책모기지 공급의 효과를 모의실험하고 <표 7>에 제시하였다. 지역은 투기과열지구 및 투기지역(지역 A), 투기과열지구·투기지역 외 조정대상지역(지역 B), 조정대상지역 외 수도권(지역 C)으로 나누어 해당지역 내 가구를 대상으로 하였으며, 실수요가구 및 주택담보대출 보유여부에 따라 구분하였다.

전술한 실수요가구는 보급자리론 공급기준에 따라 서민·실수요자를 처분조건부가 아닌 구입용도·주택가격 5억 원·본 건 담보주택 이외의 주택을 보유하지 않은 경우(서민·실수요자1)와 보급자리론 공급대상자 중 서민·실수요자 이외의 가구(서민·실수요자2)로 나누어 진행하였다.

투기과열지구 및 투기지역(지역 A) 내 정책모기지 공급효과에 대한 모의실험 결과를 살펴보면, 전체가구의 26.7%p, 실수요가구 여부에 따라 제약가구가 19.4%p, 감소하는 것으로 나타났다. 실수요가구1의

경우 제약가구비율이 8·2대책 상의 기준에 비해 23%p, 실수요가구2에 대해서는 제약가구비율을 13.8%p 감소시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 주택담보대출 미보유 가구의 경우 20.4%p 감소하였으며, 주택담보대출을 보유한 가구의 경우에는 46.6%p 감소하는 것으로 나타났다.

투기과열지구·투기지역 외 조정대상지역(지역 B) 내 정책모기지 공급효과를 살펴보면, 전체 3.6%p 감소할 것으로 나타난 반면, 실수요가구 여부에 따라 제약가구가 3%p 증가하는 것으로 나타났다. 규제차이가 없는 실수요가구1의 경우 제약가구비율이 8·2대책의 기준과 동일한 반면, 실수요가구2의 경우에는 동 대책에 비해 LTV·DTI 규제비율을 10% 강화하여 운영함으로써 제약가구비율을 3%p 증가시키는 것으로 나타났다. 반면, 주택담보대출 보유 가구의 경우 제약가구비율을 10.8%p 감소시키는 것으로 나타났다.

마지막으로 조정대상지역 외 수도권(지역 C) 내 정책모기지 공급효과를 살펴보면, 제약가구가 3.2%p 감소하는 것으로 나타났다. 규제차이가 없는 실수요가구 1·2의 경우 모두 제약가구 변화가 없었으나, 규제차이가 존재하는 주택담보대출 보유 가구의 경우 제약가

<표 7> 정책모기지의 공급효과

지역	구분	전체 가구수	8·2대책		보급자리론		차이	
			제약 가구수	비율	제약 가구수	비율	제약 가구수	비율
지역 A	실수요가구1	291	157	54.0%	90	30.9%	-67	-23.0%p
	실수요가구2	188	63	33.5%	37	19.7%	-26	-13.8%p
	계	479	220	45.9%	127	26.5%	-93	-19.4%p
	주택담보대출 미보유	363	209	57.6%	135	37.2%	-74	-20.4%p
	주택담보대출 보유	116	84	72.4%	30	25.9%	-54	-46.6%p
	계	479	293	61.2%	165	34.4%	-128	-26.7%p
지역 B	실수요가구1	307	71	23.1%	71	23.1%	0	0.0%p
	실수요가구2	424	24	5.7%	46	10.8%	22	5.2%p
	계	731	95	13.0%	117	16.0%	22	3.0%p
	주택담보대출 미보유	490	108	22.0%	108	22.0%	0	0.0%p
	주택담보대출 보유	241	65	27.0%	39	16.2%	-26	-10.8%p
	계	731	173	23.7%	147	20.1%	-26	-3.6%p
지역 C	실수요가구1	397	100	25.2%	100	25.2%	0	0.0%p
	실수요가구2	496	38	7.7%	38	7.7%	0	0.0%p
	계	893	138	15.5%	138	15.5%	0	0.0%p
	주택담보대출 미보유	591	108	18.3%	108	18.3%	0	0.0%p
	주택담보대출 보유	302	59	19.5%	30	9.9%	-29	-9.6%p
	계	893	167	18.7%	138	15.5%	-29	-3.2%p

주 1) 지역 A : 투기과열지구 및 투기지역
 2) 지역 B : 투기과열지구, 투기지역 외 조정대상지역
 3) 지역 C : 조정대상지역 외 수도권

<표 8> 정책모기지 공급의 총효과

구 분	전체 가구수	8·2대책		보금자리론		차 이	
		계약 가구수	비율	계약 가구수	비율	계약 가구수	비율
지역 A	479	293	61.2%	165	34.4%	-128	-26.7%p
지역 B	731	173	23.7%	147	20.1%	-26	-3.6%p
지역 C	893	167	18.7%	138	15.5%	-29	-3.2%p
계	2,103	633	30.1%	450	21.4%	-183	-8.7%p

- 주 1) 지역 A : 투기과열지구 및 투기지역
- 2) 지역 B : 투기과열지구, 투기지역 외 조정대상지역
- 3) 지역 C : 조정대상지역 외 수도권

구 비율을 9.6%p 감소시키는 것으로 나타났다. 이상의 내용을 종합할 때, <표 8>에 제시한 바와 같이 정책모기지 공급을 통해 정부는 주거취약계층 가구의 최대주택소비규모에 대한 제약가구수 비율을 8.7%p 감소시키는 효과가 있다고 판단된다⁴⁾.

VI. 결론

최근 포용적 금융에 대한 중요성이 강조되고 있다. 포용적 금융의 한 형태라 할 수 있는 정책모기지 상품이 주로 저소득층 및 중산층의 주거안정을 목적으로 함을 감안할 때, 정책모기지의 사회적 가치를 측정하는 일은 매우 의미가 있을 것이다. 이러한 배경에서 본 연구는 주택금융규제의 변화에 따른 제약가구수의 변화에 대한 모의실험을 통해 정책모기지 공급의 필요성과 성과를 측정하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같이 요약된다. 먼저, 보금자리론 가입요건에 따른 LTV·DTI 조건별 제약가구수 분포를 살펴본 결과 연간소득 7천만 원 이하, 주택가격 6억 원 이하, 무주택 가구, 대출한도 3억 원 이하 가구들이 주택소비규모에 대한 제약이 크게 나타났다. 또한 주택금융규제 강화 시와 완화 시 변화율의 절대값을 살펴보면, 이들 가구의 경우 완화했을 때의 제약가구 감소량이 그렇지 않을 경우에 비해 큰 것으로 나타났다. 따라서 주거취약계층에 대해 동 규제를 완화할 경우 주택보유확률을 증가시키는 효과가 보다 크게 나타날 것으로 기대된다. 한편 정책모기지의 공급을

통해 제약가구 비율이 8.7%p까지 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 정책모기지의 공급을 통해 정부의 주택정책을 보완함으로써 서민주거안정을 도모할 수 있을 것이다.

이를 종합할 때, 주택금융규제 등의 강화시기에 상대적으로 규제에 취약한 계층을 대상으로 한 정책모기지의 공급이 규제샌드박스 역할을 수행함으로써 주거복지를 향상시키는 것이 포용적 금융을 위한 정책모기지의 사회적 가치로 판단된다. 또한 서민·실수요자의 주거안정이라는 정책적 목표를 달성하기 위한 방안으로 보이며, 고정금리·분할상환 중심의 질적 구조개선 역시 기대할 수 있을 것으로 판단된다.

본 연구는 주택금융규제 강화시기에 정책모기지 공급의 중요성을 재조명한 연구로서 의의를 둘 수 있겠다. 그러나 본 연구에는 다음과 같은 한계점과 향후과제를 지니고 있다. 먼저, 은행권을 통한 고정금리·분할상환대출을 가정하였으나, 향후 다양한 자금조달수단에 대한 다양한 논의가 필요하다. 또한 개별차입자의 신용도에 대한 고려가 필요하다. 이상 제시된 한계점은 향후 보다 세밀한 데이터가 구축된다면 정밀한 추정이 가능할 것으로 기대된다. 이에 후속과제로 남겨두고자 한다. 끝으로 본 연구를 계기로 서민주거복지 증진을 위한 정책모기지 등 다양한 지원방안에 대한 연구가 보다 활성화되기를 기대해 본다.

논문접수일 : 2019년 12월 8일
 논문심사일 : 2019년 12월 12일
 게재확정일 : 2020년 1월 23일

4) 이 경우 주택담보대출 보유 여부에 따라 실수요자 1·2의 LTV·DTI 조건이 달라지므로 최종적인 정책모기지 공급의 효과는 각 지역별 주택담보대출 보유여부에 따른 제약가구수 변화율의 합계를 총 효과로 정의하였다.

참고문헌

1. 고성수 · 윤여선, “주택금융규제가 소득분위별 주택소비에 미치는 영향”, 『부동산학연구』 제14권 제2호, 한국부동산분석학회, 2008, pp. 57-74
2. 노형식 · 이순호, “금융포용의 개념과 전략과제,” 금융 VIP 시리즈, 2014-05, 한국금융연구원, 2014
3. 배준석, “금융포용과 중앙은행”, 『금융법연구』 제10권 제1호, 한국금융법학회, 2013, pp. 51-87
4. 성명재, “소득분배 개선을 위한 조세 · 재정정책 방향”, 『응용경제』 제13권 제2호, 한국응용경제학회, 2011, pp. 31-70
5. 이호진, “주택금융규제가 주택소비 및 금융시장 안정성에 미치는 영향”, 건국대학교 대학원 박사학위청구논문, 2018
6. 이호진 · 고성수, “주택금융규제가 주택소비에 미치는 영향”, 『주택연구』 제25권 제4호, 한국주택학회, 2017, pp. 125-157
7. 정의철, “고연령 자가거주 가구의 주거소비 조정 결정요인 분석”, 『주택연구』 제24권 제2호, 한국주택학회, 2016, pp. 129-154
8. 한국국제협력단, 『포용적 금융 전략 방안 연구』, 2017
9. Ardic, O. P., Heinmann, M. and Mylenko, N., “Access to financial services and the financial inclusion agenda around the world,” Policy Research Working Paper, 5537, The World Bank, 2011
10. Cho, Joo-Hyun, 『An Asset Based Theory of Housing Choice Under Credit Constraints : The Case of Korea』, Ph.D. Dissertation, MIT, 1998
11. Demircuc, Kunt, A., and Klapper L., “Measuring Financial Inclusion: The Global Findex Database,” Policy Research Working Paper, 6025, The World Bank, 2012
12. Duca, John V. and Rosenthal, Stuart S., “Borrowing Constraints and Access to Owner-occupied Housing,” *Regional Science and Urban Economics* vol. 24 no. 3, 1994, pp. 301-322
13. Galor, O. and J. Zeira, “Income Distribution and Macroeconomics,” *Review of Economic Studies* 60 (1), 1993, pp. 35-52
14. Henderson, J. V. and Ioannides, Y. M., “Residential Mobility and Housing Tenure Choice”, *Regional Science and Urban Economics* vol. 17 no. 2, 1987, pp. 265-287
15. Honohan, P., “Cross-Country Variation in Household Access to Financial Services,” *Journal of Banking and Finance*, 32, 2008, pp. 2493-2500
16. Ioannides, Y. M. and Rothenthal, S. S., “Estimating the Consumption and Investment Demands for Housing and Their Effect on Housing Tenure Status,” *The Review of Economics and Statistics* vol. 76 no. 1, 1994, pp. 127-141
17. Polinsky, A. M and Ellwood, D. T, “An Empirical Reconciliation of Micro and Group estimates of the Demand for Housing”, *Review of Economics and Statistics* vol. 61 no. 2, 1979, pp. 199-205
18. Quercia, R., McCarthy, G., and Wachter, S., “The Impacts of Affordable Lending Efforts on Homeownership Rates”, *Journal of Housing Economics*, vol. 12 no. 1, 2003, pp. 29-59
19. Sarma, M., “Index of Financial Inclusion,” ICRIR Working Paper, 215, 2008

<국문요약>

정책모기지의 공급효과와 사회적 가치 제고 방안

이 호 진 (Ho-Jin, Lee)
고 성 수 (Sungsoo, Koh)

최근 몇 년 동안 포괄적 금융의 중요성이 증대되고 있다. 본 연구는 모의실험을 통해 정책 모기지의 사회적 가치를 측정하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같이 요약된다. 보금자리론 가입 요건에 따라 LTV 및 DTI 조건에 의한 제약가구수의 분포를 조사한 결과 주거취약계층에서 크게 나타났으며, 정책모기지의 공급은 제약가구를 8.7%p로 감소시키는 것으로 나타났다.

이를 종합하면 주택금융규제 강화 시 상대적으로 취약한 가구들에게 정책모기지를 공급함으로써 규제샌드박스 역할을 하는 것이 사회적 가치로 판단된다.

주 제 어 : 정책모기지, 사회적 가치, 포용적 금융, 규제샌드박스, 모의실험

부록

1. 향상소득 추정결과

주택 소비자가 합리적이라고 가정하는 경우 주택과 같은 내구재의 소비는 현재소득(Y) 보다는 미래현금흐름의 현재가치에 의존한다. 이에 전체 가구 중 소득이 있는 가구들을 대상으로 향상소득(Y^P)을 부식(1)과 같이 추정하여 계산하였다.

$$Y_i = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i HH_i + \sum_{i=1}^n \theta_i NH_i + \epsilon_i \quad (1)$$

여기서 HH 는 인적자산, NH 는 비인적 자산 그리고 ϵ_i 는 오차항을 나타내며, 종속변수는 가구 연간총소득의 자연로그값이다. 인적 자산은 가구주 특성과 직업으로 하였으며, 비인적 자산은 가구별 총자산에서 총부채를 차감한 순자산을 반영하였다.

<부표 1> 향상소득 추정결과

종속변수		ln(가구 연간총소득)	
설명변수		추정계수	t-값
상수항		6.447	81.291 ***
가구주 특성	가구주연령	0.068	17.475 ***
	가구주연령제곱	-0.001	-16.221 ***
	맞벌이	0.356	39.628 ***
	대졸(전문대포함)이상	0.104	7.935 ***
가구주 직업	관리자	0.264	19.501 ***
	전문가 및 관련 종사자	0.178	14.410 ***
	사무종사자	0.148	12.815 ***
순자산		0.081	48.355 ***
$\overline{R^2}$		0.417	
표본수		10,000	

주: *** $p < 0.01$

추정결과 <부표 1>에 제시한 바와 같이 조정된 결정계수($\overline{R^2}$)가 41.7%로 양호한 것으로 나타났으며, 모든 설명변수가 1% 내에서 각각 유의하게 나타났다.

여러 선행연구들과 마찬가지로 가구주가 대졸이상의 학력을 가지며, 맞벌이하는 가구일수록 소득 변화율이 큰 것으로 나타났다. 가구의 연령이 증가할수록

소득변화율이 증가하는 반면, 약 45.5세에 이르러 감소하는 것으로 나타났다. 또한 가구의 순자산이 많을수록 소득변화율 역시 큰 것으로 나타났다. 또한 가구주가 관리자, 전문가 및 관련 종사자, 사무종사자인 경우 그렇지 않은 가구에 비해 소득변화율이 큰 것으로 나타났다.

2. 상대주거비용 추정결과

상대주거비용은 소유비용(C_{it}^o)과 임차비용(C_{it}^r)을 각각 구하고 그에 대한 비율로 계산하였다. 먼저, 소유비용은 주택의 특성을 이용하여 매매가격을 추정(\widehat{V}_{it})한 후 부식(2)의 V_{it} 에 \widehat{V}_{it} 를 대입하여 계산하였다.

$$C_{it}^o = V_{it}[(1-\tau)\alpha i_t + \tau_p + m + \delta + rp - \pi_{jt}] \quad (2)$$

소유비용 계산 시 정의철(2016)을 참고하여 다음과 같이 가정하였다. 먼저, V_{it} 는 t 년도 자가거주가구 i 의 주택가치이며, 한계소득세율 τ 는 0.2, 주택가격 대비 융자금 잔액 비율 α 는 0.4로 가정하였다. t 년도 명목이자율 i_t 는 2016년의 회사채 수익률(3년 만기, AA-등급)을 반영하였다. 재산세의 실효세율 τ_p 는 0.2%, 유지관리비용의 비율 m 은 2.5%, 감가상각비율 δ 는 2%, 그리고 주택보유에 따른 위험할증률 rp 는 3%로 가정하였다.

주택구입 대상지역 j 에서의 t 년도 주택매매가격의 예상 상승률 π_{jt} 는 한국감정원에서 발표하는 월별 주택실거래가지수를 연도별로 평균하여 연간 지수를 구하고, 과거 1년간의 상승률을 광역자치단체 기준의 각 도별·지역별로 측정하여 반영하였다.

한편 가구의 임차비용은 임차유형 예컨대, 전세, 보증부월세, 순수월세 등에 따라 상이하므로 전환임대료 산출 시 전세가구는 전세보증금에 전월세전환율을 적용하여 환산하였다. 보증부월세가구의 경우 보증금에 전월세전환율을 곱하여 환산한 전환임대료와 월세를 연세화 한 값을 더해 계산하였다. 순수월세가구의 경우 월세를 연세로 전환하여 계산하였다.

보증부월세가구와 전세가구에 대한 전월세전환율은 한국감정원에서 조사하여 발표하는 연도 및 도별·지역별(광역자치단체) 자료를 적용하였다. 주택매매가격과 임차비용의 추정 시 국가통계포털(KOSIS)에

<부표 2> 주택매매가격 및 임차비용 추정결과

종속변수		ln(주택시가)		ln(전환임대료)	
설명변수		추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항		9.861	346.002 ***	6.314	368.568 ***
주택 면적	60㎡ 초과 ~ 85㎡ 이하	0.383	13.922 ***	0.341	18.417 ***
	85㎡ 초과 ~ 135㎡ 이하	0.715	26.522 ***	0.723	33.503 ***
	135㎡ 초과	1.163	38.244 ***	1.014	28.177 ***
주택유형(아파트=1)		0.172	10.962 ***	0.352	21.132 ***
부 산		-0.637	-23.490 ***	-0.360	-10.125 ***
대 구		-0.556	-17.520 ***	-0.358	-9.424 ***
인 천		-0.583	-19.472 ***	-0.404	-11.323 ***
광 주		-0.854	-22.907 ***	-0.530	-10.774 ***
대 전		-0.735	-19.219 ***	-0.368	-8.479 ***
울 산		-0.553	-13.597 ***	-0.268	-4.591 ***
세 종		-0.829	-4.987 ***	-0.655	-3.849 ***
경 기		-0.426	-20.990 ***	-0.240	-11.646 ***
강 원		-1.010	-25.329 ***	-0.553	-11.120 ***
충 북		-0.970	-25.385 ***	-0.443	-8.873 ***
충 남		-0.840	-24.569 ***	-0.405	-9.050 ***
전 북		-1.017	-27.889 ***	-0.513	-10.543 ***
전 남		-1.068	-28.186 ***	-0.731	-13.570 ***
경 북		-0.933	-31.512 ***	-0.399	-9.146 ***
경 남		-0.720	-25.448 ***	-0.333	-9.499 ***
제 주		-0.611	-9.609 ***	-0.181	-2.222 **
$\overline{R^2}$		0.471		0.432	
MSE		0.219		0.258	
표본수		5,548		4,568	

주: ** p < 0.05, *** p < 0.01

서 발표하는 광역자치단체 기준 도별·지역별 물가지수를 적용하여 2015년 기준 물가상승률을 반영하였다. 다만, 이 경우 세종시는 지역 통계자료가 존재하지 않으므로 전국 평균으로 반영하였다.

주택시가와 전환임대료에 자연로그를 취한 값을 종속변수로 하고 주택면적(기준더미= 60㎡ 이하)과 주택유형(아파트= 1), 지역(기준더미= 서울)을 설명변수로 하여 각각 회귀분석 하였다. 추정결과, <부표 2>에 제시한 바와 같이 모든 변수가 통계적으로 유의하였으며, 조정된 결정계수($\overline{R^2}$)는 각 47.1%와 43.2%로 양호하게 나타났다. 주택시가 및 전환임대료 변화율은 주택면적이 넓고, 주택유형이 아파트일수록 증가하였으며, 서울에 비해 타 지역이 감소하였다.