

주거복지정책의 주거비부담 및 주거만족도 효과성 분석*

김민정**·조민효*** (성균관대학교)

minjung.k@skku.edu ; chomh@skku.edu

주거복지정책은 주거불안정과 결부된 저출산, 비혼 확대 사회적 문제 및 안전망 확충이라는 맥락에서 매우 중요한 정책이라 할 수 있다. 주거복지정책의 발전 및 효과를 제고하기 위해 본 연구는 「한국복지패널」 1차~11차 자료에서 주거복지정책 수혜가구를 포함하여 잠재적 주거복지정책 수혜 가능 가구인 연 가구 소득 8000만 원 이하 무주택가구를 대상으로 실증연구를 수행하였다. 이를 통해 본 연구는 주거복지정책이 주거비부담과 주거만족도에 미치는 효과를 살펴보았다. 특히, 정책의 필요도가 높은 빈곤가구(Needy)와 비빈곤가구의 정책 효과의 차이가 있을 수 있고, 주거복지정책의 대상기준이 확대되고 있음을 고려하여 빈곤가구 여부에 따른 정책효과 차이를 분석함으로써 향후 주거복지정책의 효과를 향상시키기 위한 적실한 함의를 도출하고자 하였다. 분석결과, 공급자보조 주거복지정책은 빈곤가구의 주거비부담 완화에 긍정적인 영향이 있는 것으로 나타났으며 수요자보조 주거복지정책은 경제적 효과는 없는 것으로 나타났다. 주거만족도의 측면에서는, 공급자보조 주거복지정책과 수요자보조 주거복지정책 모두 긍정적인 정책효과가 있는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 이상의 분석결과를 토대로 정책적 함의를 제시하였다.

■ 주제어: 주거복지정책, 주거비부담(RIR), 주거만족도, 한국복지패널, 고정효과분석

I. 서론

최근 우리나라는 경제 성장 둔화, 전세 물량 감소, 저출산, 비혼 확대 등의 여러 사회적 문제들과 복잡하게 결부되며 주거불안정 문제가 심각한 사회적 문제로 부상하고 있다. 국토교통부의 주거실태조사에 따르면, 소득 대비 주거비 지출(Rent to Income Ratio: RIR)은 2006년에는 18.7%였고 그 이후로도 증가하는 추세를 보이며 2014년에는 20.3%를 기록해

* 이 논문은 2016년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2016S1A3A2924832).
본 논문은 김민정의 석사학위 논문 중 일부를 수정·보완한 것임.

** 주저자

*** 교신저자

(권건우·진창하, 2016; 조주현·김주원, 2010), 국민들은 평균적으로 소득의 1/5 가량을 주거비로 지출하였다. 한편, 이러한 주거비 부담 문제는 소득이 낮은 고령층의 경우 심각한 경제적 위협요인이 될 수 있는데, 소득 최하위에 속하는 소득 1~2분위의 고령층 48.7%는 소득의 50% 이상을 주거비로 지출하는 것으로 나타났다(한국개발연구원, 2017: 4).

학문적으로도 주거불안정 및 주거비부담은 입주민의 신체, 심리, 환경, 사회적 관계 등 전반적인 삶의 질에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나(Marsh 외, 2000; 이정규·조재순, 1994; 박성복, 2011; 이재웅·양혜린, 2015) 주거비부담을 낮추기 위한 정부의 역할과 주거복지정책의 중요성이 증대되고 있다. 주거복지정책 효과성 연구의 중요성에도 불구하고 대부분의 주택 분야 연구들은 주거복지를 주택 정책의 하위개념으로서 주택가격을 조절하는 가격조정기제로 여기는 경우가 대다수이다(Kemeny, 2005). 또한 소수 진행된 주거복지정책의 효과성 연구들은 공급자보조 주거복지정책의 효과성 평가에만 치중하고 있어 수요자보조 주거복지정책의 효과성에 대한 평가가 굉장히 미흡하다(최웅선·이용모, 2015; 김승희, 2007; 강희경·유병선, 2014). 이에 공급자 및 수요자보조 주거복지정책의 효과는 어떻게 다른지에 관한 학술적 연구는 결여된 채 경로 의존적으로 정책이 수년간 집행돼 왔다는 한계점이 있다. 또한, 공급자보조 주거복지정책의 효과성 평가 연구들도 주로 주거만족도에 미치는 영향을 측정하고 있어 정책 수혜 후 경제적으로 실질적인 도움이 되었는지에 대한 경제적 효과에 관한 연구의 필요성이 제기된다(최은희 외, 2011).

이러한 배경을 토대로 본 연구는 공급자보조 주거복지정책과 수요자보조 주거복지정책의 주거만족도 및 경제적 측면의 효과를 실증분석하고 정책적 시사점을 제시하는 것을 목적으로 한다. 분석을 위하여 「한국복지패널」 1차~11차 자료를 활용하였으며, 준실험설계 모형인 고정효과모형(Fixed-Effects Panel Regression)을 통해 정책효과를 도출하고자 한다. 공급자보조 주거복지 정책과 수요자보조 주거복지정책의 정책효과를 비롯해, 조절변수로 빈곤가구(Needy) 여부를 포함하여 가구의 소득특성에 따라 정책 효과가 상이한지를 비교분석하고자 한다.

현대사회는 주거불안정 증대와 동시에 복지국가의 확대에 따른 재정 부담이 점차 증가하고 있다. 이러한 상황에서 많은 예산이 투입되고 있는 주거복지정책이 실효성이 미흡함이 후세에야 드러난다면 누적 지출된 재정 손실과 정부신뢰 하락의 부정적 영향으로 나타날 수 있다. 따라서 본 연구는 주거복지정책의 빈곤가구 여부에 따른 정책효과와 공급자보조 및 수요자보조 주거복지정책의 정책수단별 주거비부담 및 주거만족도에 대한 영향을 명확히 파악하여, 주거복지정책의 발전에 유용한 함의를 제공하고자 한다.

II. 이론적 및 제도적 논의

1. 이론적 논의

주거복지정책의 개념과 더 나은 주거복지 정책의 구현에 적합한 복지국가에 관하여 권리적·사회서비스적 접근, 복지국가 모형에 입각한 주택시장에서의 공공성에 관한 논의 등 다각도의 논의가 축적돼 왔다.

1) 권리적·서비스적 측면의 주거복지정책의 개념

주거복지정책의 궁극적 목표는 주택관련 자원의 배분적 형평성을 제고하는 것이다(하성규, 2003). 특히, 최근의 집값 상승, 전세대란 등의 문제는 단순히 개인의 문제가 아닌 사회적 문제라는 사회적 공감대 속에서 국가 개입의 당위성이 발생된다.

이와 관련하여 첫째, ‘권리적 접근’으로서 최소한의 적절한 주거 수준을 향유할 주거권의 보장으로 주거복지정책을 정의할 수 있다. 주거가 권리라고 여겨지는 근거 중 하나는 주거가 적절한 수준의 생활을 위해 반드시 필요하며, 건강, 위생 등의 여러 다른 권리 실현의 기반이 된다는 것이다(Paglion, 2006: 124-125; 강창현, 2006). 한국적 맥락에서도 개인의 증명 관련 서류 발급, 투표 등의 정치 참여가 사는 곳을 기반으로 하므로 사회적, 정치적 권리의 실현을 위해 안정적인 거주 필요성을 부인하기는 어렵다(홍인옥 외, 2011: 23).

둘째, ‘사회·서비스적 접근’으로서 주거복지정책을 사회보장, 교육, 의료서비스와 함께 복지국가에서 제공해야 할 사회서비스의 네 가지 유형 중 하나로 개념화할 수 있다. 이를 주장한 Kemeny(2005)는 주택을 의료보호, 사회보장, 교육과 함께 복지국가를 떠받치는 네 기둥 중 하나로 정의하였다. 다만, 주택은 다른 세 가지 사회서비스들 대비 건축비용뿐 아니라 토지 자체의 가격이 높기 때문에 정부의 서비스 제공을 위한 자본집약도가 높아 상대적으로 공공성이 약화되기 쉬운 특성이 있다(Kemeny, 2005; 홍인옥 외, 2011: 48). 이러한 논의들을 종합할 때, 주거복지정책은 주택가격을 조절하는 시장가격조절 기제를 넘어서 주거권의 보장을 위한 사회적 안전망의 특성을 가진다.

2) 주거복지정책의 정책수단별 정책효과에 관한 논의

주택은 개인의 소비와 구매력(spending power)을 결정하는데 중요 요인이고 자카이던

임차가구이던, 주택은 큰 금액을 지불하고 구입 또는 보증금을 대가로 치러야하기 때문에 가구의 저축 가능성과 구매력을 크게 제약한다(Malpass, 2008: 11). 이러한 까닭에 대부분의 나라들이 최소한의 주거서비스를 공급하기 위해 복지국가 유형에 따라 포괄적인 소득범위를 대상으로 하거나 혹은 일부 취약계층의 가구들에게 복지서비스를 제공하고 있다(Esping-Anderson, 1990).

이러한 주거복지정책은 크게 두 가지로 분류가 가능하다. 첫째, 공급자보조 주거복지정책은 임대주택이라는 현물을 저렴하게 공급하도록 정부가 직접 주택을 공급하거나 택지 개발 및 공급, 건설자재의 저렴한 공급을 통한 대물적 보조 방식을 의미한다(Galster, 1997; King, 1998; 하성규, 2003). 공급자보조 주거복지정책은 주택에 대한 현물보조정책으로서 주택의 공급을 촉진하고, 시장임대료보다 상대적으로 낮은 임대료로 주거빈곤층에게 직접적인 혜택을 제공할 수 있기 때문에 지역의 주택시장 공급을 안정화시킬 수 있다(하성규, 1999, 291-293; 송동수, 2012). 최은희 외(2011)는 서울지역의 국민임대주택의 전세환산액은 인근 시세 대비 최저 47.8%로 나타났고, 국민임대주택 중 면적이 적은 주택에 거주하는 정책수혜 가구는 동일계층의 민간임차 가구 대비 주거비부담 수준이 낮은 것으로 밝혔다. 즉, 주거비부담의 측면에서 저소득층이 접근할 만한 낮은 가격의 주택을 찾기 어려운 서울지역 같은 대도시나 작은 면적의 주택에 거주하는 주거 빈곤층에 대한 공급자보조 주거복지정책 수혜는 주거비부담 완화 효과가 있을 것으로 유추된다. 그러나 공공임대주택 입주자들의 만족도를 분석한 선행연구들(김승희, 2007; 최웅선·이용모, 2015)에서 주거접근성이나 방법 등의 물리적 시설에 대한 만족도가 높았던 반면 주거비용 만족도는 낮게 나타났다기 때문에, 주거복지정책의 경제적 효과를 정책수혜 가구와 유사한 비교집단을 설정하여 정교하게 평가할 필요성이 제기된다.

둘째, 수요자보조 주거복지정책은 주택수당, 임대료 보조 혹은 용자, 임대료 규제 등으로 수요자에 대한 지원 혹은 현금지원 방식의 주거복지정책 수단에 해당된다(Galster, 1997; King, 1998; 하성규, 2003). 수요자보조 주거복지정책은 보조금 지원 형식에 따라 저금리 대출지원의 금융지원, 현금 지급의 주거급여와 주거비로 사용이 제한되는 주택바우처 제도로 구분된다. 이러한 수요자보조 주거복지정책 수혜는 정책수혜가구의 소득제약선 상에서의 한도를 증가시켜 소비할 수 없었던 주택을 수용할 수 있게 하여 수요 증진과 주거의 질 향상을 가져올 수 있다(임형빈·김홍배, 2016). 반면, 주택구입 자금 대출지원 및 전세보증금 대출지원 등의 수요자보조 주거복지정책은 수요 증가에 따른 주택가격 및 전세보증금을 상승시키는 역효과를 유발하기도 한다(이태리, 2015). 또한, 정책수혜가구의 경제적 부담

이 증가할 수도 있는데, 이태리(2015)에서 전세자금대출 지원 수요자보조 주거복지정책 수혜가구의 가구 소득이 높아질수록 대출금액과 이에 따라 부담해야하는 평균 연이자비용이 증가하는 것으로 나타났다. 그럼에도, 과거에 성행하였던 공급자보조 주거복지정책은 대규모 주거 빈곤층을 밀집시켜 수요자들의 주거선택권을 제한하고 사회적 배제를 유발하는 정책의 역효과 있었던 반면(이태진 외, 2009; 하성규·서종녀, 2006), 수요자보조 주거복지정책은 정책수혜자의 주거선택의 폭이 넓고, 특히 소득제약으로 인해 주택 선택 폭이 좁았던 주거 빈곤층의 주거만족도에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

3) 주거비부담 및 주거만족도에 관한 선행연구 검토

주거비부담은 소득 대비 주거비 지출 비율(Rent to Income Ratio: RIR)을 의미한다. 즉, 주거비 지출이 경상소득(근로·사업 소득, 재산소득, 사회보험 수혜금, 정부보조금, 사적이전소득 포함)에서 차지하는 비중이다. 주거비는 주거관리비와 광열수도비, 저축성 수신품리를 사용한 전세금(보증금)의 기회비용¹⁾과 월 임대료를 포함한다(권건우·진창하, 2016; 조주현·김주원, 2010).

주거비부담의 결정요인에 관한 연구들은 다수 이루어졌으며, 주로 개인적 특성이나 가구 특성에 따른 영향을 살펴보았다. 구체적으로, 주거비지출에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 요인은 거주주의 성별, 학력 수준, 연령, 혼인상태, 가구의 주택점유형태, 주택유형, 주택면적(방 개수), 가구 소득, 거주지, 대출상환액 등 이었다(권건우·진창하, 2016; 권연화·최열, 2015; 박경준·이성우, 2015; 최열 외, 2014). 주거복지 정책변수를 포함한 주거비부담의 영향을 살펴본 최은희 외(2011)의 연구에서, 국민임대주택 거주가구가 동일한 소득계층의 민간주택 거주 가구에 비해거비 부담이 평균적으로 낮게 나타났다. 또한, 국민임대주택 입주가구의 입주 전후 주거비 부담률 감소가 나타났다. 다만, 최은희 외(2011)의 연구는 주거복지정책 중 공급자보조 주거복지정책에 한해 효과성을 분석하였다는 한계점이 있다.

다음으로, 주거만족도 결정요인을 살펴본 연구들은 다수 있으며, 본 연구에서는 주거복지정책이 주거만족도에 미친 영향을 살펴본 연구(최웅선·이용모, 2015; 김승희, 2007; 설영훈·채성주, 2013; 권치홍·김주영, 2012)들을 중심으로 살펴보았다. 최웅선·이용모(2015)는 한국복

1) 본 연구에서 전세(보증금)의 기회비용은 저축성수신품리*전세금(보증금)의 산식을 이용해 산출하였다(권건우·진창하, 2016). 각 연도별 저축성수신품리는 한국은행의 금융채를 제외한 저축성 수신품리를 사용했으며 2008년 4.29%, 2009년 4.89%, 2010년 3.05%, 2011년 2.85%, 2012년 3.17%, 2013년 2.79%, 2014년 2.71%, 2015년 2.42%, 2016년 1.72%를 적용하였다.

지패널 2011년 및 2014년 자료를 활용하여 이중차이분석(Differences-in-Differences)를 통해 공공임대주택 정책 효과를 분석하였다. 이때, 비교집단은 2011년 ‘보증부월세 거주자’ 중 2014년에 국민임대주택으로 이전하지 않은 단독주택, 일반아파트, 영구임대아파트 등 거주자이다. 실험집단은 국민임대주택으로 이주한 가구(이들 중 영구임대아파트에서 이주한 사람들이 58명으로 가장 많은 수를 차지)이다. 분석 결과, 국민임대주택 입주는 입주자의 주거환경 만족도와 사회적 관계 만족도에 모두 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우리나라의 공급자보조 주거복지정책이 주거만족도를 증가시킬 수 있음을 보여준다. 김승희(2007)는 강원도 내 공공임대주택 입주자의 주거만족도 분석을 위하여, 영구임대·50년 공공임대·국민임대주택 등 ‘장기 공공임대주택’ 입주민 11,966가구를 조사대상으로 분석한 결과, 임대주택유형별로 주거만족도의 차이가 통계적으로 유의하게 나타났다. 영구임대주택은 커뮤니티측면에서 (단지 내 주민관계, 임대주택거주에 대한 주변 이미지, 주변 분양단지 주민들과의 관계) 불만족이 높게 나타났으며, 50년 공공임대주택의 경우, 주거수준 및 주거비용에 대해 높은 불만족을 보였다. 반면, 국민임대주택은 접근성에 대해 상대적으로 낮은 만족도를 보였을 뿐 전반적으로 주거만족도가 높게 나타났다.

기존 연구들을 종합적으로 검토하건대, 주거복지정책의 효과성을 검증하고자 한 연구들은 다수 존재하나 공공임대주택 등 공급자 보조 방식 정책의 효과성에 대한 평가만 이루어진 한계가 있으며 특히, 만족도에 대한 평가 위주로 이루어졌으나 이 또한 정책의 효과가 일관되게 나타나지는 않았다(최웅선·이용모, 2015; 김승희, 2007; 설영훈·채성주, 2013; 권치홍·김주영, 2012). 즉, 본 연구는 기존 선행 연구들에서 검증하지 못한 수요자보조 주거복지정책의 효과성을 분석한다는 점에서 차별점이 있고, 주거복지정책의 경제적 실효성과 주거의 질을 평가하기 위해 종속변수를 다변화하여 평가한다는 점에서 의의가 있다.

2. 제도적 논의

1) 공급자보조 주거복지정책

우리나라의 공급자보조 주거복지정책은 영구임대주택, 50년 임대주택, 5년 임대주택, 국민임대주택 등의 유형이 있다(〈표 1〉참조).

〈표 1〉 공급자보조 주거복지정책 세부 프로그램별 특성

유형	도입 년도	정책 대상 기준	지원규모 (면적 제한)	공공자금 지원
영구임대	1982	· 무주택세대주이며, 국민기초생활 보장법에 따른 생계 급여 및 의료급여 수급자	규모 40㎡ 이하	정부재정
국민임대	2002	· 전년도 도시근로자 가구당 월평균 소득의 70%이하인 무주택세대주(50%이하인 자 우선공급)	규모 50㎡ 미만	정부재정, 자치 단체, 주택도시 기금, 주택공사
		· 전년도 도시근로자 가구당 월평균 소득의 70%이하인 청약저축가입자이자 무주택세대주	규모 50~60㎡ 이하	
		· 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득의 100%이하인 청약저축가입자이자, 무주택세대주	규모 60㎡ 초과	
50년 공공임대	1993	· 청약저축가입자 · 재개발세입자 · 세대 구성원 전원 무주택 3년 이상 우선	규모 50㎡ 미만	정부재정, 주택도시기금
10년·5년 공 공임대	1993	· 무주택세대 구성원 · 청약저축가입자	규모 60㎡ 초과	주택도시기금
행복주택	2014	· 무주택자인 대학생, 신혼부부, 사회초년생, 취약계층 및 노인계층	규모 50㎡ 미만	주택도시기금

자료: 최웅선·이용모(2015), 송동수(2012), 장승재·박민용(2003), LH청약센터 사이트 및 마이홈 포털(접속: 2017년 11월 29일) 재구성

첫째, ‘영구임대주택’은 우리나라 최초의 주거복지정책으로 노태우 정부가 도입하였다. 영구임대주택은 노태우 정부가 당시 주거문제가 사회적 이슈로 부각되자 1989년

저소득층인 도시영세민들의 주거안정을 목적으로 건설을 추진하였으며, 소유 중심의 주택개념에서 거주 중심으로 전환시키려는 정책적 의지를 내포하고 있다(이종열, 1994: 141). 둘째, ‘국민임대주택’은 김대중 정부에서 1998년 경제위기에 따라 저소득층의 주거 불안 문제가 심각해 것을 우려해 도입되었다(최은희, 2013). 국민임대주택은 영구임대주택 대비 소득수준이 높은 계층을 대상으로 하며, 주로 소득 2-4분위 가구로 구성되었다(최웅선·이용모, 2015). 이후 노무현 정부와 이명박 정부에서도 계승되며 2014년 말 재고량이 52만호로 누적 증가하여, 국민임대주택은 장기공공임대주택의 양적 확대에 크게 기여하였다(최웅선·이용모, 2015: 318). 셋째, ‘5년, 50년 공공임대주택’은 김영삼 정부가 도입한 공공임대주택이다. 5년, 50년 공공임대주택은 영구임대주택에 비해 재원구조에서 재정의 비중이 축소되고 입주자의 부담이 늘어난 특징이 있다. 영구임대주택의 경우 정부 재정으로 총 비용의 85%를 부담한 반면, 공공임대주택은 정부가 50%, 국민주택기금 지원이 20% 그리고 입주자 부담금이 30%를 차지한다.(이영환, 1996; 하성규·배문호, 2004). 넷째, ‘행

복주택'은 박근혜 정부시기에 도입된 후 문재인 정부에서도 지속되며 2017년까지 총 12.7만호가 공급되었고, 2018년 1분기까지 총 1.1만 호가 추가 공급 계획을 목표로 한다. 행복주택은 대학생, 신혼부부, 사회초년생 등의 청년과 신혼부부의 주거부담 경감에 초점을 두고 있다(행복주택 사이트, 접속일: 2017-11-29).

2) 수요자보조 주거복지정책

〈표 2〉 수요자보조 방식의 주거복지정책 세부 프로그램별 특성

유형	세부 프로그램	최초 도입 년도	정책 대상 기준	지원 규모 (대출한도 또는 지원금액)
수요자 보조	(디딤돌) 구입 자금 대출	1990년	· 연소득 배우자 합산 6천만원 이하 (생애최초 자는 연소득 7천만원 이하)인 무주택자	· 대출한도: 2억원 · 대출기간: 10년, 15년, 20 년, 30년
	(버팀목) 전세자금 대출	1990년	· 부부합산 연소득 5천만원 이하인 무주택세대 주 (신혼부부 6천만원 이하 등) · 부부합산 연소득 4천만원 이하인 기초생활수 급자, 차상위, 한부모가족은 1%p 우대	· 대출한도: 지역별 임차보 증금의 70% (수도권: 일반 1.2억원 이 하, 지방: 일반 8천만원)
	월세 대출	2014년 ²⁾	· 주거급여자가 아닌 무주택 세대주로서 취업준 비생, 사회초년생, 근로/자녀 장려금 수급자, 희망키움통장 가입자이거나 부부합산 연소득 5천만 원 이하인 자	· 매월 최대 30만원씩 2년간 총 720만원 한도 · 임대인통장에 납부 시 연 단위(최대 360만원)로 최 대 2회 지원
	주거급여	2015년	· 중위소득의 43%이하이면서 부양의무자 ³⁾ 기 준 충족 가구	· 거주형태, 주거비부담 등을 고려 · 가구당 평균 약, 월 11만원

자료: 국토교통부(2017), 주택도시금융 사이트(접속일: 2017-11-25)

한국의 수요자보조 주거복지정책 프로그램은 다음과 같다(〈표 2〉 참조). 첫째, '주택구입 자금 지원정책'은 1990년에 도입된 정책으로 시행된 지는 오래되었으나 2000년대 후반에 들어서 투입되는 재원이 급격히 증가하며 정책이 확산되었다. 정책대상은 대출 대상주택을 구입하고자 하는 무주택세대주로, 배우자 합산 총소득이 연간 6천만 원(생애최초 주택구입 자는 연간 7천만원) 이하인 자를 대상으로 한다. 둘째, '전세자금대출 프로그램(현재, 버팀

2) 정확한 정책 도입년도는 알 수 없으나 법적인거인 「주거급여법」(법률 제 12333호)이 제정되었음을 근거로 추정치를 2014년으로 삼았다.

3) 부양의무자 기준은 부양의무자(1촌의 직계혈족 및 그 배우자)가 없거나 부양의무자가 있어도 부양능력이 없거나 부양을 받을 수 없는 가구를 의미한다. 다만, 기초연금·장애인연금 수급자가 1인 이상 포함된 가구는 부양의무자 기준의 미적용 대상이다(마이홈, 접속일: 2017-11-29).

목 전세자금대출’은 전세주택 근로자와 서민의 주거안정화를 목적으로 연 2.3~2.9% 대의 저금리로 전세자금을 대출해주는 정책이다. 위의주택자금대출 프로그램과 유사하게 저금리로 대출을 지원하는 프로그램이다(이태리, 2015: 2). 셋째, ‘월세대출 프로그램’은 주거급여대상이 아닌 무주택자를 대상으로 하되, 우대형과 일반형의 조건 중 하나 충족하여야 한다. 우대형이 더 엄격한 기준으로 대상자를 선별하는 만큼, 연 대출금리가 1.5%로 금리가 낮고, 일반형은 연 2.5%의 변동금리를 적용받는다. 대출기간은 2년이고, 만기일시상환 방식으로 2년 단위로 총 4회 연장, 최장 10년까지 연장가능하며 중도상환 수수료는 없다. 즉, 당장 소득이 없으나 부모님과 동거할 수 없는 긴급히 주택 월세가 필요한 대상자들이 대출을 받고, 취업을 하거나 소득을 증진시켜 일정이 지난 후 대출받은 월세 금액을 일시상환 할 수 있도록 설계된 정책이다. 넷째, ‘주거급여’는 2015년 7월 신규 도입된 것으로, 기초생활보장제도 내 주거급여를 개편하여 임대료 중 일부를 현금 지급 방식으로 보조하는 주거복지정책 프로그램이다. 전반적으로, 한국의 경우 수요자보조 주거복지정책으로 주택이나 전세자금 대출 시 발생하는 이자비용을 절감할 수 있도록 ‘저금리의 주택관련 대출’을 제공하는 방식이 대부분을 차지하고 있다.

Ⅲ. 연구설계

1. 분석자료

본 연구는 주거복지정책이 주거비부담과 주거만족도에 미친 영향을 평가하기 위해 「한국복지패널」 1차(2006년)부터 11차(2016년)자료를 이용하였다. 「한국복지패널」은 가구특성, 주택관련 부채상환액, 주거비 지출액, 경상소득 등에 대한 상세한 정보를 포함하고 있으며 주거복지정책의 시행 전후 효과를 측정하는 연구목적에 부합된다. 한편, 본 연구는 최대의 많은 연도별 관측치를 활용하기 위하여 주거비부담과 주거만족도 종속변수에 따라 두 개의 개별 표본을 구성하였다. 왜냐하면 종속변수인 주거비부담을 가변수화하기 위해 필요한 주거관리비와 광열수도비에 관한 설문문항이 2008년(3차)에 추가된 것으로 주거비부담 표본은 3차에서 11차까지의 「한국복지패널」 자료만 이용 가능하였기 때문이다.

주거복지정책이 주거비부담에 미친 영향을 측정하기 위해 구축된 표본은 다음의 절차를 거쳤다. 신규 층원 가구 및 분가가구를 모두 포함하여 3차~11차까지의 가구용 자료를 결합

하였다(obs=9,807가구). 이때 종단적 변화의 측정이 가능한 두 번 이상 응답한 가구만 남기고 1개 년도에만 응답한 791 가구를 삭제하였다. 그 후, 잠재적 정책수혜 가능 집단으로 연구표본을 구축해 실험집단과 유사한 비교집단을 구성하기 위하여 주거복지정책 기준을 만족하는 가구로 표본을 구축하였다. 주거복지정책의 대상 기준 등을 고려하여 첫째, 주거복지정책은 주택을 소유하지 않는 무주택가구(전세 혹은 월세의 임차가구)만을 대상으로 하는 기준에 따라 ‘조사 기간 9년 내내 자가에 거주한 가구’(3,781가구=41.94%)를 제외하였다. 둘째, 정책 수혜대상에서 완화된 소득 기준을 가지고 있는 신흥가구의 경우에도 연소득 7,000만원까지의 상한선이 적용된다는 점을 감안하여 조사기간 평균 연소득 8,000만원 이상인 271 가구를 제외하였다. 또한, 주거비부담 종속변수의 교란을 일으킬 수 있는 연소득이 음수인 6가구를 제외하였고, 종속변수 등 주요 변수에 결측치가 있는 가구를 제외하여 총 4,944 가구를 분석 표본으로 구축하였다. 주거만족도에 미치는 영향을 분석하는 표본도 위와 동일한 절차를 따라 1차~11차 자료를 이용해 총 5,516가구를 분석 표본으로 구축하였다.

한편, 본 연구는 주거복지정책의 여러 개별 프로그램들 중 행복주택과 주거급여의 두 프로그램은 분석범위에서 제외하였는데, 이는 조사시점에 프로그램이 도입 된지 약 1 년뿐이 지나지 않았기에 정책의 결과가 나타나기에 충분한 시간적 경과가 있었음을 확신하기 어려웠기 때문이다.

2. 분석모형 및 분석방법

주거복지정책은 저소득층을 위한 프로그램이 많은 정책 특성 상 정책수혜집단과 비수혜 집단 간의 가구 간 특성차이가 클 수 있어, 가구고정에 따른 전후 효과를 측정할 수 고정효과 분석방법이 적합하다 할 수 있다. 고정효과모형은 오차항 α 을 모수로 간주하는 반면 확률효과모형은 오차항을 확률변수로 처리한다는 점에서 차이가 있다(민인식·최필선, 2012: 174). 이때 고정효과모형은 오차항을 모수로 간주하여, 통제변수로 포함하지 못했지만 주거비부담이나 주거만족도에 영향을 끼칠 수 있는 가령, 가구주의 정신질환 여부와 같은 가구의 여러 시간에 따라 변하지 않는 특징들을 모형 안에서 통제할 수 있다. 또한, 고정효과모형은 정책이 시행되었을 때의 결과와 해당 사업이 시행되지 않았을 때(counter factual)의 결과 간의 차이를 비교 할 수 있는 준실험설계 모형이라는 점에서 이점이 있다. 한편, 본 연구 표본은 정책집단 안에 가구 단위⁴⁾의 데이터로 구성된 군집형태의 데이터(clustered

data)이다. 그렇기에 다 년도에 걸쳐 동일 가구가 여러 번 관측됨에 따라 발생할 수 있는 상관관계를 통제하는 군집의 표준오차 추정(clustered standard error)을 사용한 고정효과 분석을 진행하였다.

본 연구는 공급자보조 주거복지정책($Treated_{1ht}$)과 수요자보조 주거복지정책($Treated_{2ht}$) 이 종속변수(Y)인 주거비부담과 주거만족도에 미치는 영향을 정교하게 검증하기 위하여 아래의 여섯 가지 회귀식을 측정하였다.

분석단위(h)는 가구이며 $Treated_{1ht}$ 은 공급자보조 주거복지정책 수혜 여부이고 $Treated_{2ht}$ 은 수요자보조 주거복지정책 수혜여부이며, 주요 두 정책변수에 빈곤가구 여부를 조절효과를 상호작용항으로 측정하였다. 조절변수를 가설화한 까닭은 정책의 필요도가 높은 빈곤가구(Needy)가 비빈곤가구 대비 정책 효과의 차이가 있을 수 있고, 주거복지정책의 대상기준이 확대되고 있는 상황에서 프로그램별로 소득기준이 상이함을 고려하여 빈곤가구 여부에 따른 정책효과의 차이를 살펴보고 보다 적절한 정책적 함의를 제공하기 위함이다. 한편, 이론적 논의와 선행연구 검토를 통해 선별한 통제변수(X)들은 가구주 연령대, 배우자 여부, 경제활동 참여상태, 수도권 여부, 가구원 수, 주택유형(단독주택, 다세대 주택, 아파트 준거), 주택점유형태(전세, 월세, 자가 준거), 주택면적이다. 그 외에도 11년간의 시계열 자료를 이용하다보니 발생할 수 있는 성숙효과(maturation)나 평균회귀(regression toward the mean) 등의 문제를 완화하기 위해 년도 더미 t_t 를 포함하였다.

$$Y_{ht} = \alpha + \beta_1 Treated_{1ht} + \gamma X_{ht} + \delta t_t + \epsilon_{ht} \quad (1)$$

$$Y_{ht} = \alpha + \beta_1 Treated_{1ht} + \beta_2 (Treated_{1ht} \times Poor_{ht}) + \gamma X_{ht} + \delta t_t + \epsilon_{ht} \quad (2)$$

$$Y_{ht} = \alpha + \beta_1 Treated_{2ht} + \gamma X_{ht} + \delta t_t + \epsilon_{ht} \quad (3)$$

$$Y_{ht} = \alpha + \beta_1 Treated_{2ht} + \beta_2 (Treated_{2ht} * Poor_{ht}) + \gamma X_{ht} + \delta t_t + \epsilon_{ht} \quad (4)$$

$$Y_{ht} = \alpha + \beta_1 Treated_{1ht} + \beta_2 Treated_{2ht} + \gamma X_{ht} + \delta t_t + \epsilon_{ht} \quad (5)$$

$$Y_{ht} = \alpha + \beta_1 Treated_{1ht} + \beta_2 Treated_{2ht} + \beta_3 (Treated_{1ht} \times Poor_{ht}) + \beta_4 (Treated_{2ht} * Poor_{ht}) + \gamma X_{ht} + \delta t_t + \epsilon_{ht} \quad (6)$$

4) 3장의 회귀식 설명 부분에서 기술하였듯이 본 연구의 분석수준은 가구 단위이다.

〈표 4〉 변수의 정의 및 측정

구분	변수명			측정
종속변수	주거비부담			주거비 지출액/경상소득 (연속변수)
	주거만족도			매우 불만족=1, 대체로 만족=2, 그저 그렇다=3, 대체로 만족=4, 매우 만족=5
정책변수 및 조절 변수	공급자보조 주거복지정책			비수혜=0, 수혜=1
	수요자보조 주거복지정책			비수혜=0, 수혜=1
	빈곤가구 조절효과			공급자보조 수혜*빈곤가구=1 공급자보조 비수혜 또는 비빈곤 가구=0
				수요자보조 수혜*빈곤가구=1 수요자 보조 비수혜 또는 비빈곤 가구=0
통제변수	가구주 개인 특성 요인	연령대	15세~39세 45세~64세	미해당=0 해당=1 (Ref. 65세 이상)
		배우자 여부		사별, 이혼, 별거, 미혼=0 유배우자=1
		경제활동 참여상태	상용직 임시·일용직 고용주·자영업 비전형	비해당=0, 해당=1 (Ref. 경제활동 미참여)
	가구 특성 요인	빈곤가구		비해당=0, 해당=1 (중위소득 50% 이하)
		가구원 수		명(연속변수)
		수도권 여부		비수도권=0 수도권=1
		주택유형	단독주택, 기타	비해당=0, 해당=1 (Ref. 아파트)
		주택 점유형태	전세, 월세	비해당=0, 해당=1 (Ref. 자가)
		주택 면적		평방미터(연속변수)

주: 화폐 단위의 변수들은 월 평균 만원기준으로 환산하여 통일하였다.

IV. 주거복지정책의 효과성 분석결과

1. 조사대상 가구의 일반적 특성

본 연구의 조사대상인 평균 연소득 8,000만 원 이하의 무주택가구의 연도별 일반적 특성은 〈표 4-1〉과 〈표 4-2〉와 같다.

첫째, 본 연구모형의 종속변수인 주거비부담은 3차~11차년도 평균 0.224 수준이었으며, 2009년에는 주거비부담이 0.3을 상회하여 상대적으로 높은 주거비부담을 보였다. 이는 글

로벌 금융위기의 여파로 일시적으로 금리⁵⁾가 급등으로 보증금의 기회비용(주거비부담 산식의 분자에 해당)이 증가함에 따라 주거비부담도 증가한 것으로 이해된다. 다음으로, 주거만족도는 1차~11차 년도 평균 3.316으로 나타났으며, 전반적으로 1차 년도에 비하여 11차 년도로 갈수록 주거만족도가 증가하는 경향을 보였다. 둘째, 공급자보조 주거복지정책 수혜가구 수는 1차~11차 평균 337.3 가구이고, 수요자보조 주거복지정책 수혜가구는 1차~11차 평균 39.9 가구로, 상대적으로 공급자보조 주거복지정책 수혜 가구가 수요자보조 주거복지정책 수혜가구 수가 높게 나타났다. 셋째, 빈곤가구 비중은 1차~11차 평균 39.69%로 나타났다. 넷째, 무주택 가구주의 연령대는 1차~11차까지 모든 연도에 40세~64세인 가구가 가장 많았으며 그 다음으로 65세 이상 가구, 15세~39세 순으로 높게 나타났다. 가구주의 연령이 15세~39세인 가구의 비중은 지속적으로 감소하고 65세 이상인 가구는 점차 늘고 있는 추세를 보였다. 가령, 1차년도 기준으로 가구주 연령이 40세~64세인 가구가 38.7%(1,365가구)으로 가장 높았고, 65세 이상이 32.1%(1,133가구), 15세~39세가 29.2%(1,032가구)로 나타났다. 이는 한국의 인구구조가 고령화됨에 따라 노인가구가 증가하는 인구학적 특성이 무주택가구의 구성에도 반영되고 있는 것으로 볼 수 있다(강희경·유병선, 2014).

(표 4-1) 표본특성 (2006년~2010년)

변수명		1차: 2006년	2차: 2007년	3차: 2008년	4차: 2009년	5차: 2010년
주거비 부담	평균 (표준편차)	-	-	0.275 (1.601)	0.324 (2.515)	0.213 (0.431)
	평균 (표준편차)	3.022 (0.931)	3.121 (1.012)	3.264 (0.962)	3.241 (0.924)	3.399 (0.903)
정책변수 (빈도, %)	공급자보조 주거복지정책	261 (7.39)	254 (7.23)	277 (7.97)	316 (9.20)	292 (8.72)
	수요자보조 주거복 지정책	47 (1.33)	38 (1.08)	39 (1.12)	27 (0.79)	63 (1.88)
빈곤 여부 (빈도, %)	비빈곤 가구	1,846 (52.29)	2,043 (58.12)	2,112 (60.78)	2,246 (65.39)	2,215 (66.14)
	빈곤 가구	1,684 (47.41)	1,472 (41.88)	1,363 (39.22)	1,189 (34.61)	1,134 (33.86)
연령대 (빈도, %)	15세~39세	1,032 (29.2)	975 (27.7)	925 (26.6)	887 (25.8)	812 (24.3)
	40~64세	1,365	1,368	1,308	1,304	1,293

5) 저축성 수신금리 기준으로 2008년 4.29%, 2009년 4.89%, 2010년 3.05%, 2011년 2.85%로 2009년에 일시적인 금리 급등을 확인할 수 있다.

		(38.7)	(38.9)	(37.6)	(38.0)	(38.6)
	65세 이상	1,133 (32.1)	1,172 (33.3)	1,242 (35.7)	1,244 (36.2)	1,244 (37.1)
	무배우자	1,673 (47.4)	1,686 (48.0)	1,688 (48.6)	1,654 (48.1)	1,663 (49.7)
혼인상태 (빈도, %)	유배우자	1,857 (52.6)	1,829 (52.03)	1,787 (51.4)	1,781 (51.9)	1,686 (50.3)
경제 활동 상태 (빈도, %)	상용직	678 (19.2)	979 (27.9)	933 (26.9)	792 (23.1)	774 (23.1)
	임시·일용직	852 (24.1)	545 (15.5)	566 (16.3)	636 (18.5)	652 (19.5)
	고용주 ·자영업	641 (18.2)	622 (17.7)	610 (17.6)	618 (18.0)	566 (16.9)
	비전형	35 (1.0)	40 (1.1)	36 (1.0)	34 (1.0)	45(1.3)
	미참여	1,324 (37.5)	1,329 (37.8)	1,330 (38.3)	1,355 (39.5)	1,312 (39.2)
수도권 (빈도, %)	비해당	2,080 (60.6)	2,037 (60.8)	1,993 (56.5)	1,998 (56.8)	1,993 (57.4)
	해당	1,355 (39.4)	1,312 (39.2)	1,537 (43.5)	1,517 (43.2)	1,482 (42.7)
주택 유형 (빈도, %)	아파트	987 (28.0)	979 (27.9)	1,020 (29.4)	1,074 (31.3)	1,089 (32.5)
	단독주택	1,986 (56.3)	1,969 (56.0)	1,925 (55.4)	1,798 (52.3)	1,755 (52.4)
	기타	557 (15.8)	567 (16.1)	530 (15.3)	563 (16.4)	505 (15.1)
점유 형태 (빈도, %)	자가	711 (20.1)	790 (22.5)	794 (22.9)	822 (23.9)	823 (24.6)
	전세	956 (27.1)	956 (27.2)	892 (25.7)	878 (25.6)	870 (26.0)
	월세	1,863 (52.8)	1,769 (50.3)	1,789 (51.5)	1,735 (50.5)	1,656 (49.5)
주택면적	평균 (표준편차)	58.564 (29.040)	58.463 (27.430)	68.908 (162.045)	62.213 (29.682)	64.478 (29.435)
obs		3,530	3,515	3,475	3,435	3,349

〈표 4-2〉 표본특성 (2011년~2016년)

변수명		6차: 2011년	7차: 2012년	8차: 2013년	9차: 2014년	10차: 2015년	11차: 2016년
주거비 부담	평균 (표준편차)	0.210 (0.707)	0.123 (0.243)	0.206 (0.229)	0.256 (1.982)	0.193 (0.176)	0.212 (1.963)
주거 만족도	평균 (표준편차)	3.403 (0.881)	3.346 (0.867)	3.344 (0.876)	3.407 (0.876)	3.458 (0.817)	3.474 (0.816)
정책변수 (빈도, %)	공급자보조 주거복지정책	301 (9.45)	392 (9.90)	389 (10.03)	420 (11.14)	414 (11.21)	394 (11.43)

	수요자보조 주거복지정책	51 (1.60)	46 (1.16)	41 (1.06)	2.09 (79)	38 (1.03)	47 (1.36)
빈곤 여부 (빈도, %)	비빈곤 가구	2,069 (64.96)	2,413 (60.92)	2,364 (60.96)	2,275 (60.33)	2,247 (60.84)	2,183 (63.35)
	빈곤 가구	1,116 (35.04)	1,548 (39.08)	1,514 (39.04)	1,496 (39.67)	1,446 (39.16)	1,263 (36.65)
연령대 (빈도, %)	15세~39세	717 (22.5)	776 (19.6)	717 (18.5)	661 (17.5)	604 (16.4)	488 (14.2)
	40~64세	1,262 (39.6)	1,603 (40.5)	1,574 (40.6)	1,563 (41.5)	1,565 (42.4)	1,501 (43.6)
	65세 이상	1,206 (37.9)	1,582 (39.9)	1,587 (40.9)	1,547 (41.0)	1,524 (41.27)	1,457 (42.28)
혼인상태 (빈도, %)	무배우자	1,588 (49.9)	2,065 (52.1)	2,046 (52.8)	1,979 (52.5)	1,966 (53.2)	1,850 (53.7)
	유배우자	1,597 (50.1)	1,896 (47.9)	1,832 (47.2)	1,792 (47.5)	1,727 (46.8)	1,596 (46.3)
경제 활동 상태 (빈도, %)	상용직	738 (23.2)	873 (22.0)	851 (21.9)	857 (22.7)	873 (23.6)	801 (23.2)
	임시·일용직	635 (19.9)	766 (19.3)	785 (20.2)	736 (19.5)	643 (17.4)	590 (17.1)
	고용주·자영업	532 (16.7)	621 (15.7)	585 (15.1)	552 (14.6)	515 (14.0)	468 (14.6)
	비전형	51 (1.6)	71 (1.8)	66 (1.7)	101 (2.7)	83 (2.3)	87 (2.5)
	미참여	1,229 (38.6)	1,630 (41.2)	1,591 (41.0)	1,525 (40.4)	1,579 (42.8)	1,500 (43.5)
수도권 (빈도, %)	비해당	1,854 (56.2)	2,414 (60.9)	2,385 (61.5)	2,314 (61.4)	2,262 (61.3)	2,122 (61.6)
	해당	1,331 (41.8)	1,547 (39.1)	1,493 (38.5)	1,457 (38.6)	1,431 (38.8)	1,324 (38.4)
주택 유형 (빈도, %)	아파트	1,083 (34.0)	1,348 (34.0)	1,341 (34.6)	1,358 (36.0)	1,373 (37.2)	1,330 (38.6)
	단독주택	1,605 (50.4)	50.39 (50.8)	1,967 (50.7)	1,848 (49.0)	1,740 (47.1)	1,538 (44.6)
	기타	497 (15.6)	602 (15.2)	570 (14.7)	565 (15.0)	580 (15.7)	578 (16.8)
점유 형태 (빈도, %)	자가	799 (35.1)	925 (23.4)	911 (23.5)	936 (24.8)	940 (25.5)	895 (26.0)
	전세	801 (25.2)	942 (23.8)	885 (22.8)	791 (21.0)	739 (20.0)	636 (18.5)
	월세	1,585 (49.8)	2,094 (52.9)	2,082 (53.7)	2,044 (54.2)	2,014 (54.5)	1,915 (55.6)
주택 면적	평균 (표준편차)	65.196 (29.793)	63.783 (30.423)	64.282 (28.782)	65.654 (29.515)	66.065 (30.008)	66.086 (28.506)
	obs	3,185	3,961	3,878	3,771	3,693	3,446

주: 분석자료는 주거비부담 변수를 제외하고, 나머지 변수들에 관하여는 주거만족도 결정요인을 탐색하기 위해 구축된 표본(한국복지패널 1차~11차 자료, N=39,238; 가구 수=5,516)을 이용하여 차이검증을 실시하였다.

2. 집단 간 차이검증

본 연구는 주거복지정책의 효과 평가를 목적으로 하므로 정책대상인 실험집단과 비교집단⁶⁾ 간의 특성 파악이 중요하다. <표 5-1>과 <표 5-2>의 차이검증 분석결과에서 공급자보조 주거복지정책 수혜가구 중 빈곤가구가 48.18%로 구성된 반면 수요자보조 주거복지정책의 경우 수혜자의 31.94%가 빈곤가구로 나타났다. 이처럼 공급자보조 주거복지정책 수혜가구에 빈곤가구가 상대적으로 더 많이 분포한 것은 정책 대상 기준 자체의 차이에서 기인하는 것인데, 공공임대아파트 정책으로 대표되는 한국의 ‘공급자보조 주거복지정책’ 프로그램들이 영구임대아파트의 경우 소득 1~2분위가 대부분이고 국민임대아파트도 주로 소득 2~4분위를 대상으로 하기 때문에(최웅선·이용모, 2015) 빈곤가구가 수혜할 유인이 높다. 상대적으로 저금리 주택대출지원 프로그램들로 구성된 ‘수요자보조 주거복지정책’은 연 가구소득 7,000만원 가구까지도 포함할 수 있어 소득기준이 완화되었다.

한편, 공급자보조 주거복지정책(빈곤가구 비중 48.18%)과 수요자보조 주거복지정책(빈곤가구 비중 31.94%) 모두 실 수혜 가구 중 빈곤가구와 비빈곤가구가 섞여 나타났다. 이러한 특성을 고려할 때 단순히 정책수혜 여부로만 정책의 효과를 주거복지정책 비수혜 임차가구의 평균값과 비교한다면, 소득 수준이 다른 정책대상 집단의 특성이 평균값으로 희석되는 문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제는 빈곤가구 여부의 조절변수를 포함함으로써 가구소득에 따라 정책의 효과가 어떻게 다르게 나타나는지를 살펴보는 정교한 평가모형으로 보완될 수 있을 것이다.

또한, 차이검증 결과 공급자보조 주거복지정책 수혜가구는 가구주의 연령대, 혼인상태, 경제활동 상태, 가구특성으로 빈곤가구 여부, 수도권 여부, 가구원 수, 주택 유형, 주택 점유 형태, 주택면적이 공급자보조 주거복지정책 비수혜가구와 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 수요자보조 주거복지정책 수혜가구의 경우, 가구주의 연령대, 배우자 여부, 경제활동 상태, 수도권 여부, 가구원 수, 주택유형, 주택점유형태, 주택면적에 있어서 수요자보조 주거복지정책 비수혜가구와 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 따라서 정책수혜 가구와 비수혜 가구 간의 특성 차이를 통제변수로 통제하고 정책의 순효과를 측정하는 고정효과 모형을 구축하였다.

6) 이때 비교집단은 주거복지정책 수혜를 받지 못하였지만 주거복지정책 대상에 속할 수 있는 가구 연소득 8000만원 이하의 계속 자가 거주가구를 제외한 임차가구로 구성되었다.

〈표 5-1〉 공급자보조 주거복지정책 관련 집단 간 차이검증

구분	변수명		비교집단(1): 정책 비수혜	실험집단(1): 정책수혜	χ^2 or t
종속 변수	주거비부담		0.235 (0.009)	0.208 (0.006)	1.0595
	(표준 오차)		주거만족도	3.297 (0.005)	3.504 (0.014)
가구주 특성 (빈도,%)	연령대	15세~39세	6,047 (21.19)	367 (11.32)	215.8285**
		40~64세	11,104 (38.92)	1,591 (49.07)	
		65세 이상	11,382 (39.89)	1,284 (39.61)	
	혼인 상태	무배우자	14,441 (50.61)	1,940 (59.84)	99.2596**
		유배우자	14,092 (49.39)	1,302 (40.16)	
	경제 활동 상태	상용직	6,698 (23.47)	429 (13.23)	522.5640**
		임시·일용직	5,328 (18.67)	608 (18.75)	
		고용주·자영업	4,664 (16.35)	249 (7.68)	
		비전형	475 (1.66)	101 (3.12)	
		미참여	11,368 (39.84)	1,855 (57.22)	
가구 특성 (빈도,%)	빈곤가구	비해당	17,955 (62.93)	1,680 (51.82)	-12.3633**
		해당	10,578 (37.07)	1,562 (48.18)	
	수도권	비해당	16,880 (59.16)	2,261 (69.74)	136.0884**
		해당	11,653 (40.84)	981 (30.26)	
	가구원 수	평균 (표준오차)	2.32 (0.01)	2.19 (0.02)	5.5817**
	주택 유형	아파트	7,337 (25.71)	3,155 (97.32)	6700**
		단독주택	16,270 (57.02)	55 (1.70)	
		기타	4,926 (17.26)	32 (0.99)	
	점유 형태	자가	6,963 (24.40)	37 (1.14)	2300**
		전세	7,397 (25.92)	148 (4.57)	
		월세	14,173 (49.67)	3,057 (94.29)	
	주택 면적	평균 (표준오차)	65.39 (0.34)	53.27 (0.28)	12.0839**

* p<0.05, ** p<0.01

주: 분석자료는 주거만족도 변수를 제외하고, 나머지 변수들에 관하여는 주거비부담 결정요인을 탐색하기 위해 구축된 표본(한국복지패널 3차~11차 자료, N=31,775; 가구 수=4,944)을 이용하여 차이검증을 실시하였다.

〈표 5-2〉 수요자보조 주거복지정책 관련 집단 간 차이검증

구분	변수명		비교집단(2): 정책 비수혜	실험집단(2): 정책수혜	χ^2 or t
종속 변수 (평균, 표준오차)	주거비부담		0.231 (0.008)	0.336 (0.134)	-1.5682
	주거 만족도		3.317 (0.005)	3.333 (0.039)	-0.4198
가구주 특성 (빈도, %)	연령대	15세~39세	6,268 (20.00)	146 (33.80)	96.7941**
		40~64세	12,489 (39.85)	206 (47.69)	
		65세 이상	12,586 (40.16)	80 (18.52)	
	혼인 상태	무배우자	16,201 (51.69)	180 (41.67)	17.1391**
		유배우자	15,142 (48.31)	252 (58.33)	
	경제 활동 상태	상용직	6,975 (22.25)	152 (35.19)	66.4656**
		임시·일용직	5,848 (18.66)	88 (20.37)	
		고용주·자영업	4,884 (15.58)	29 (6.71)	
		비전형	561 (1.79)	15 (3.47)	
		미참여	13,075 (41.72)	148 (34.26)	
가구 특성 (빈도, %)	빈곤 가구	비해당	19,341 (61.71)	294 (68.06)	2.6971**
		해당	12,002 (38.29)	138 (31.94)	
	수도권	비해당	18,957 (60.48)	184 (42.59)	56.9398**
		해당	12,386 (39.52)	248 (57.41)	
	가구원 수	평균 (표준오차)	2.30 (0.01)	2.84 (0.06)	-8.6574**
	주택 유형	아파트	10,304 (32.87)	188 (43.52)	43.3853**
		단독주택	16,171 (51.59)	154 (35.65)	
		기타	4,868 (15.53)	90 (20.83)	
	점유 형태	자가	6,962 (22.21)	38 (8.80)	178.3910**
		전세	7,328 (23.38)	217 (50.23)	
		월세	17,053 (54.41)	177 (40.97)	
	주택 면적	평균 (표준오차)	64.18 (0.31)	62.14 (1.12)	0.7790

* p<0.05, ** p<0.01

주: 분석자료는 주거만족도 변수를 제외하고, 나머지 변수들에 관하여는 주거비부담 결정요인을 탐색하기 위해 구축된 표본(한국복지패널 3차~11차 자료, N=31,775; 가구 수=4,944)을 이용하여 차이검증을 실시하였다.

2. 주거비부담에 대한 고정효과 분석 결과

주거복지정책의 주거비부담 완화 효과를 고정효과 모형으로 분석한 결과(〈표 6-1〉 참조), 최종 연구모형인 식(6) 기준으로 F=9.75으로 나타났으며, 이는 p<0.01 수준에서 통계

적으로 유의한 것으로 나타나 고정효과 모형이 유의함을 알 수 있다.

첫째, 공급자보조 주거복지정책은 빈곤가구 여부에 따라 정책 효과가 상이하게 나타났다. <표 6-1>의 식(6)에서, 공급자보조 주거복지정책 정책변수는 $p<0.1$ 수준에서 통계적으로 유의한 영향이 없는 것으로 나타났고 (공급자보조 주거복지정책*빈곤가구) 상호작용항은 $p<0.05$ 수준에서 통계적으로 유의하게 주거비부담을 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 상호작용항의 빈곤가구 여부(=1)일 때의 정책효과인 (공급자보조 주거복지정책*빈곤가구)은 유의한 반면, 빈곤가구 여부(=0)일 때의 정책효과인 (공급자보조 주거복지정책) 변수가 통계적으로 유의하지 않은 것을 의미한다. 즉 비빈곤가구에 대하여는 주거비부담을 완화시키는 효과가 없었던 반면 빈곤가구에 대해서는 주거비부담을 완화시켰음을 보여준다.

공급자보조 주거복지정책이 비빈곤가구에 대해 주거비부담을 완화시키지 못한 것은 여러 이유가 있겠으나 정책 설계상의 이유로 효과가 희석됐을 가능성을 제기할 수 있다. 입주 자격이 충족되어 입주를 하였으나, 거주 중에 소득이 증가한 가구가 계속 거주를 희망하는 경우 '기준 대비 소득 초과 정도에 따른 임대료 할증제도'를 두고 있기 때문에 정책의 주거비부담 감소 효과가 희석될 수 있다. 가령, 국민임대주택의 경우 소득기준 초과비율이 10%~30%일 경우, 최초 계약한 임대료의 110%로 임대료가 할증되며, 이러한 소득초과가 2회 차로 누적되면 할증비율이 120% 증가되며 3회 차에는 퇴거 조치된다(건설교통부, 2007: 110). 즉, 비빈곤가구에 해당되는 기준 소득 초과 가구의 공공임대아파트 거주는 임대료가 할증이 되기 때문에 다른 민간임대아파트 거주 가구와 비교했을 때 통계적으로 유의한 주거비부담 완화가 되지 않음을 추론할 수 있다.

둘째, 식 (3)과 (5)에서 수요자보조 주거복지정책도 주거비부담에 $p<0.1$ 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났고, 식(4)와 (6)에서는 비빈곤가구에 대하여 $p<0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 주거비부담을 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 상호작용항이 포함된 식(4)와 (6)에서 상호작용항의 빈곤가구 여부(=1)일 때의 정책효과인 (수요자보조 주거복지정책*빈곤가구)은 통계적으로 유의하지 않았고 빈곤가구 여부(=0)일 때의 정책효과인 (수요자보조 주거복지정책)은 주거비부담과 정의 상관관계를 보이며, 비빈곤가구에 대한 수요자보조 주거복지정책은 주거비부담을 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과를 종합적으로 고려하건대 저금리 대출지원 방식의 수요자보조 주거복지정책의 실효성이 낮음을 알 수 있다.

저금리 대출지원 방식의 수요자보조 주거복지정책은 시장금리와 정책금리 간의 차이가 클 때 정책수요자에게 주거비부담 완화의 효과를 발휘할 수 있다(장경석·최막중, 2009).

금융지원의 수요자보조 주거복지정책의 정책금리가 2%~3%대로 낮은 수준이기는 시장금리도 낮은 상황이라 정책의 효과가 미진한 것으로 유추할 수 있다. 또한, 주거비부담이 증가($P < 0.01$ 수준)하는 것으로 나타났다. 이러한 차이는 <표 5-2>의 차이검증 결과에서 통계적으로 유의한 차이는 아니었으나 수요자보조 주거복지정책 수혜가구의 주거비부담평균이 0.336으로 비교집단의 주거비부담 0.231에 비해 상당히 높았던 것을 고려할 때 고정효과 분석결과 간의 차이가 발생 할 수 있었음을 유추할 수 있다. 또한, 본 연구표본에서 수요자보조 주거복지정책 수혜가구의 주택가격은 평균 5602.8만원으로 비교집단인 수요자보조 주거복지정책 비수혜가구의 주택가격은 평균 4623.813만원으로 가격이 높은 주택에 입주한 것으로 나타났다. 비교집단과 비교했을 때 빈곤가구가 아닌 비빈곤 가구 정책수혜집단의 주거비부담의 간극이 더 커졌을 것으로 파악되며, 수요자보조 주거복지정책 수혜 후 이전 보다 나은 질의 주택으로 이전하면서 주택에 투자한 주택가격이 증가하며 납부하는 이자비용이 증가함에 따라 주거비부담이 높아졌을 것으로 유추된다(이태리, 2015).

셋째, 통제변수 중 빈곤가구 여부는 주거비부담을 증가시키는 것으로 나타났다. 식 (1)~(6)에서 일관되게 중위소득 기준 50% 이하 빈곤가구는 중위소득 50% 초과 비빈곤가구에 비하여 주거비부담이 $p < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 빈곤임차가구의 주거비부담이 타 소득계층보다 심각한 것으로 나타난 유병선·정규형(2017)의 연구결과와 일치한다. 넷째, 경제활동 미참여에 비해 상용직, 임시·일용직, 고용주·자영업의 경제활동을 하는 가구는 $P < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 주거비부담이 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 경제활동 미참여인 가구와 상용직, 임시·일용직, 고용주·자영업의 경제활동 참여 가구가 동일한 주거비를 지출하더라도, 경제활동에 참여하는 가구의 소득이 더 안정적이기 때문에 주거비부담(RIR)이 낮게 나타난 것으로 이해된다. 다섯째, 가구원 수가 증가함에 따라 $p < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 주거비부담이 낮아진 것으로 나타났다. 이러한 결과는 가구원 수의 증가가 가구소득 증대로 이어지며 주거비부담을 낮추는 요인으로 작용할 수 있음을 보여주며, 권건우·진창하(2016)의 연구결과와 일치한다. 권건우·진창하(2016)는 주거비부담의 결정요인을 살펴본 전체모형에서 가구원 수의 증가는 주거비부담을 감소시키는 것으로 밝혔다. 다만, 30대 가구를 대상으로 주거비부담 결정요인을 분석한 모형에서는 가구원 수가 증가할수록 주거비가 증가하는 형태를 보였다. 즉, 전반적으로 가구원 수의 증가는 주거비부담을 낮출 수 있으나, 30대의 혼인과 출산으로 인한 가구원 수의 증가는 경제활동을 하는 가구원 수의 증가가 아니기 때문에 오히려 주거비 지출의 증가를 가져올 수 있음을 유추할 있다. 여섯째, 자가 대비

전세, 자가 대비 월세의 경우 주거비부담이 $p < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 즉, 자가 대비 전세와 월세의 주거비 부담이 낮음을 의미한다. 권건우·진창하(2016)의 연구에서도 20대, 30대, 40대의 경우 자가 대비 전세의 주거비 부담이 낮은 것으로 나타났으며 40대의 경우 자가 대비 월세의 주거비 부담이 낮은 것으로 나타났다. 상식적으로 월세는 자가나 전세에 비해 월임대료가 발생하기 때문에 주거비부담이 높다고 생각할 수 있겠으나, 한국 부동산 시장의 주택 매매 가격이 상대적으로 매우 높은 것에 원인이 있다. RIR을 산정할 때에 주택 매매가격·전세(보증)금의 기회비용이 들어가 있는데 월세나 전세 대비 자가의 보증금이 크기 때문에, 자가 대비 월세와 전세의 주거비부담이 낮게 나타난 것으로 파악된다. 본 연구 표본에서 자가, 전세, 월세의 평균 주택가격 및 전세(보증)금은 각각 1억 3,056만원, 5,642만원, 662만원으로 나타났으며, 주택점유형태에 따른 주택가격 및 전세보증금에 대한 피어슨 카이검정 결과 $\chi^2 = 34000$ 로 $p < 0.01$ 수준에서 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났다.

그 외, 패널 개체인 가구의 이질성을 나타내는 오차항의 회귀계수는 $p < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 가구간의 이질성이 고정효과 모형으로 통제될 필요성이 있었음을 통계적으로 파악할 수 있다.

〈표 6-1〉 주거비부담 고정효과 분석 결과

회귀식			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
구분	변수명		Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)
정책 변수	공급자보조 주거복지정책		-0.065 (0.073)	-0.000 (0.065)			-0.067 (0.075)	-0.001 (0.064)
	수요자보조 주거복지정책				0.091 (0.108)	0.055*** (0.013)	0.094 (0.110)	0.052*** (0.013)
조절 효과	공급자* 빈곤 가구			-0.188** (0.077)				-0.190** (0.081)
	수요자* 빈곤 가구					0.118 (0.350)		0.132 (0.351)
가구주 특성	연령대 (65세 이상)	15세~39세	0.033 (0.067)	0.031 (0.067)	0.033 (0.067)	0.033 (0.067)	0.033 (0.067)	0.031 (0.067)
		40~64세	0.072 (0.059)	0.070 (0.059)	0.073 (0.059)	0.073 (0.059)	0.072 (0.059)	0.071 (0.059)
	유배우자		0.041 (0.025)	0.041 (0.025)	0.041 (0.025)	0.041 (0.025)	0.041 (0.025)	0.041 (0.025)
	경제 활동 상태	상용직	-0.192*** (0.067)	-0.191*** (0.066)	-0.192*** (0.067)	-0.192*** (0.067)	-0.192*** (0.067)	-0.191*** (0.066)

	(미참여)	임시·일용 직	-0.169*** (0.063)	-0.169*** (0.063)	-0.169*** (0.063)	-0.168*** (0.064)	-0.169*** (0.063)	-0.168*** (0.063)
		고용주 ·자영업	-0.156*** (0.060)	-0.156*** (0.060)	-0.155*** (0.060)	-0.155*** (0.060)	-0.155*** (0.060)	-0.155*** (0.060)
		비전형	-0.088 (0.026)	-0.091 (0.026)	-0.087 (0.026)	-0.087 (0.026)	-0.087 (0.026)	-0.091 (0.027)
가구 특성	빈곤가구		0.288*** (0.059)	0.309*** (0.065)	0.288*** (0.059)	0.286*** (0.059)	0.288*** (0.059)	0.308*** (0.065)
	수도권		-0.085 (0.108)	-0.084 (0.108)	-0.084 (0.108)	-0.085 (0.108)	-0.084 (0.108)	-0.085 (0.108)
	가구원 수		-0.080*** (0.108)	-0.080*** (0.026)	-0.079*** (0.025)	-0.079*** (0.025)	-0.079*** (0.025)	-0.080*** (0.026)
	주택 유형 (아파트)	단독주택	0.017 (0.053)	0.013 (0.054)	0.032 (0.047)	0.032 (0.048)	0.018 (0.052)	0.014 (0.053)
		기타	0.012 (0.061)	0.014 (0.061)	0.001 (0.05)	0.001 (0.056)	0.001 (0.060)	0.014 (0.061)
	점유 형태 (자가)	전세	-0.204*** (0.041)	-0.205*** (0.041)	-0.206*** (0.041)	-0.206*** (0.041)	-0.205*** (0.041)	-0.206*** (0.041)
		월세	-0.153*** (0.033)	-0.154*** (0.033)	-0.156*** (0.032)	-0.156*** (0.032)	-0.152*** (0.033)	-0.153*** (0.033)
	주택 면적 (표준오차)		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	2009년		0.052 (0.050)	0.051 (0.050)	0.051 (0.050)	0.051 (0.050)	0.052 (0.050)	0.051 (0.050)
	2010년		-0.066** (0.029)	-0.067** (0.029)	-0.067** (0.029)	-0.067** (0.029)	-0.067** (0.029)	-0.067** (0.029)
연도	2011년		-0.070** (0.027)	-0.070** (0.027)	-0.071** (0.027)	-0.071** (0.027)	-0.071** (0.027)	-0.070** (0.027)
	2012년		-0.081** (0.025)	-0.080** (0.025)	-0.082** (0.025)	-0.082** (0.025)	-0.081** (0.025)	-0.081** (0.025)
	2013년		-0.089*** (0.026)	-0.089*** (0.026)	-0.090*** (0.026)	-0.090*** (0.026)	-0.089*** (0.026)	-0.089*** (0.026)
	2014년		-0.048 (0.041)	-0.047 (0.041)	-0.050 (0.041)	-0.050 (0.041)	-0.049 (0.041)	-0.049 (0.041)
	2015년		-0.129*** (0.031)	-0.129*** (0.031)	-0.130*** (0.031)	-0.130*** (0.031)	-0.129*** (0.031)	-0.129*** (0.031)
	2016년		-0.110*** (0.035)	-0.110*** (0.035)	-0.110*** (0.035)	-0.111*** (0.035)	-0.110*** (0.035)	-0.110*** (0.035)
	상수		0.571*** (0.073)	0.570*** (0.073)	0.555*** (0.065)	0.555*** (0.065)	0.569*** (0.072)	0.569*** (0.073)
모형 적합도	obs		31,775					
	가구 수		4,944					
	F		11.41***	10.96***	11.49***	11.10***	11.51***	11.09***

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

주: 주거비부담 결정요인 모형에서는 연도 더미는 2008년을 준거로 한다.

3. 주거만족도에 대한 고정효과 분석 결과

주거복지정책의 주거만족도에 대한 영향을 고정효과 모형으로 분석한 결과 $F=65.73$ 로 나타났으며, 이는 $p<0.01$ 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 회귀모형이 유의함을 알 수 있다(〈표 6-2〉 참조).

첫째, 식 (1), (2) (5), (6)의 모형에서 일관되게 공급자보조 주거복지정책의 수혜는 빈곤 가구 여부와 관계없이 모든 계층에 대하여 주거만족도를 증진시키는 것으로 나타났다($P<0.01$). 또한 빈곤가구 여부 조절효과가 통계적으로 유의해($P<0.05$) 비빈곤가구보다 빈곤가구의 경우 주거만족도를 증가시키는 정책효과가 더 크게 나타남을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 공급자보조 방식의 주거복지정책이 주거만족도를 증진시킬 수 있음을 보여주며, 공공임대주택 거주자의 주거만족도를 DID로 분석한 최웅선·이용모(2015)의 연구와 일치한다. 최웅선·이용모(2015)은 국민임대주택 입주 전에 비하여 입주 후 주거환경만족도가 증가되게 된 원인은, 내열·내화·방열·방습 등 건물의 내구성과 방음·환기·채광·난방 설비 등 주택의 물리적 환경이 이전 거주지보다 개선됨에 따라 만족도가 증가된 것으로 밝혔다.

둘째, 식(4)와 (6)에서 수요자보조 주거복지정책 수혜는 주거만족도 대해 $p<0.01$ 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 영향이 있는 것으로 나타났으며, 빈곤가구의 효과가 비빈곤가구의 정책효과는 차이가 없는 것으로 나타났다(조절효과 상호작용항이 $p<0.1$ 수준에서 유의미하지 않음). 앞서 분석결과에서 나타났듯이 수요자보조 주거복지정책이 주거비부담(RIR)을 낮추지는 못하지만, 더 나은 질의 주거환경으로 이전을 가능하게 해 주거만족도를 개선시키는 효과가 있음을 유추할 수 있다. 수요자보조 주거복지정책은 개인의 주거선택의 폭을 넓히고, 지불가능능력을 증진시켜 더 나은 질의 주택으로의 이전을 가능하게 할 수 있다(박은철 외, 2011; 임형빈·김홍배, 2016).

셋째, 그 외 통제변수 중 가구주의 연령이 65세 이상인 가구 대비 15세~34세인 경우 주거만족도가 $P<0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 가구주의 연령이 65세 이상인 가구 대비 40세~64세인 경우 주거만족도가 $P<0.1$ 수준에서 통계적으로 유의하게 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 평균적으로는 65세 이상의 고령가구 대비 15세~34세의 청년 가구 주거만족도가 더 낮음을 의미해 청년 가구의 주거 질이 좋지 않을 수 있음을 유추할 수 있다. 임경지(2015)의 연구는 청년가구의 주거환경이 다른 연령대에 비해 매우 열악하고 특히 대도시의 경우 더욱 심각함을 지

적하였다. 청년가구는 비경제활동, 출산, 결혼 등으로 경제적으로 안정되기 전에 독립해 주거수준이 취약한 경우가 상당 수 있다. 또한 40세~64세 장년층은 65세 이상 고령가구보다 주거만족도가 낮은 것으로 나타났다. 그러나 이를 단편적으로 고령가구는 주거만족도가 높고 좋은 주거의 질을 누리고 있다고 해석하기는 어려우며, 노인들은 낮은 수준의 주택에 살고 있어도 주관적 환경요인으로 애착, 친숙함 때문에 현재의 주거상황을 우호적으로 평가하는 경향이 있음을 지적한 선행연구들이 다수 있었다(김소희, 2009).

넷째, 빈곤가구의 경우 비빈곤 가구에 비해 주거만족도가 $P<0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 빈곤가구는 비빈곤 가구에 비해 주거비부담이 높게 나타난 앞선 분석결과에 이어 주거만족도도 하락하는 것으로 나타나, 빈곤가구에 대한 지속적인 정책적 관심이 필요함을 도출할 수 있다. 다섯째, 수도권 거주 시 비수도권 거주에 비해 주거만족도가 $P<0.1$ 수준에서 통계적으로 유의하게 주거만족도가 감소하는 것으로 나타났다. 수도권이 비수도권에 비해 의료시설 근접성, 교육환경 등 다양한 인프라가 집중되어 환경이 좋을 수 있으나, 주거만족도가 낮게 나타난 것은 가구의 소득수준에 따라 주택 자체의 물리적 환경이 좋지 않은 불량주택에 거주하는 경우가 상당 수 있을 것으로 유추된다. 여섯째, 주택면적의 증가는 $P<0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 주거만족도에 정(+)의 영향 미치는 것으로 나타났다. 일곱째, 가구원 수의 증가는 $P<0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 주거만족도에 부(-)의 영향 미치는 것으로 나타났다. 즉, 동일한 평수의 집에 가구원 수가 증가하면 주거만족도가 하락하고, 반면 동일한 가구원 수 기준에서 주택면적이 증가하면 주거만족도가 증가한 것으로 이해된다.

또한, 국·내외 선행연구들과 마찬가지로 본 연구에서도 아파트 대비 단독주택, 아파트 대비 다세대·연립주택을 비롯한 기타 주택유형, 자가 대비 전세, 자가 대비 월세의 경우 통계적으로 유의하게 주거만족도가 하락하는 것으로 나타났다. 다른 회귀계수를 살펴보면, 패널 개체인 가구의 이질성을 나타내는 오차항의 회귀계수는 $p<0.01$ 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 가구간의 이질성이 고정효과 모형으로 통제될 필요성이 있었음을 통계적으로 유추할 수 있다.

〈표 6-2〉 주거만족도 고정효과 분석 결과

회귀식			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
구분	변수명		Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)	Coef. (Robust S.E.)
정책 변수	공급자보조 주거복지정책		0.138 ^{***} (0.037)	0.110 ^{***} (0.038)			0.133 ^{***} (0.036)	0.105 ^{***} (0.038)
	수요자보조 주거복지정책				0.168 ^{***} (0.042)	0.175 ^{***} (0.045)	0.161 ^{***} (0.042)	0.170 ^{***} (0.045)
조정 효과	공급자* 빈곤 가구			0.080 [*] (0.043)				0.081 ^{**} (0.043)
	수요자* 빈곤 가구					-0.022 (0.093)		-0.027 (0.092)
가구주 특성	연령대 (65세 이상)	15세~39세	-0.143 ^{***} (0.042)	-0.142 ^{***} (0.042)	-0.142 ^{***} (0.042)	-0.142 ^{***} (0.042)	-0.142 ^{***} (0.042)	-0.142 ^{***} (0.042)
		40~64세	-0.049 [*] (0.031)	-0.048 [*] (0.031)	-0.049 [*] (0.031)	-0.049 [*] (0.031)	-0.048 (0.031)	-0.047 (0.031)
	유배우자		-0.045 (0.031)	-0.044 (0.031)	-0.046 (0.032)	-0.046 (0.032)	-0.046 (0.031)	-0.045 (0.031)
	경제 활동 상태 (미참여)	상용직	0.030 (0.024)	0.030 (0.024)	0.030 (0.024)	0.030 (0.024)	0.030 (0.024)	0.029 (0.024)
		임시·일용직	0.009 (0.019)	0.009 (0.019)	0.010 (0.019)	0.010 (0.019)	0.010 (0.019)	0.010 (0.019)
		고용주·자영업	0.004 (0.022)	0.004 (0.022)	0.005 (0.022)	0.005 (0.022)	0.005 (0.022)	0.005 (0.022)
		비전형	0.053 (0.044)	0.054 (0.044)	0.052 (0.044)	0.052 (0.044)	0.053 (0.044)	0.054 (0.044)
	빈곤가구		-0.030 ^{**} (0.024)	-0.038 ^{**} (0.015)	-0.031 ^{**} (0.014)	-0.030 ^{**} (0.014)	-0.030 ^{**} (0.014)	-0.039 ^{**} (0.014)
	수도권		-0.068 [*] (0.051)	-0.068 [*] (0.051)	-0.067 [*] (0.051)	-0.067 [*] (0.051)	-0.067 [*] (0.051)	-0.068 (0.051)
	가구원 수		-0.044 ^{***} (0.011)	-0.044 ^{***} (0.011)	-0.044 ^{***} (0.011)	-0.044 ^{***} (0.011)	-0.043 ^{***} (0.011)	-0.043 ^{***} (0.011)
가구 특성	주택 유형 (아파트)	단독주택	-0.466 ^{***} (0.025)	-0.464 ^{***} (0.025)	-0.491 ^{***} (0.025)	-0.491 ^{***} (0.025)	-0.464 ^{***} (0.025)	-0.462 ^{***} (0.025)
		기타	-0.346 ^{***} (0.025)	-0.345 ^{***} (0.025)	-0.369 ^{***} (0.025)	-0.369 ^{***} (0.025)	-0.345 ^{***} (0.025)	-0.344 ^{***} (0.025)
	점유 형태 (자가)	전세	-0.117 ^{***} (0.019)	-0.117 ^{***} (0.019)	-0.119 ^{***} (0.019)	-0.119 ^{***} (0.019)	-0.120 ^{***} (0.019)	-0.120 ^{***} (0.019)
		월세	-0.151 ^{***}	-0.151 ^{***}	-0.142 ^{***}	-0.142 ^{***}	-0.150 ^{***}	-0.150 ^{***}

		(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)
주택 면적	평균 (표준오차)	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)
연도	2007년	0.088 ^{***} (0.019)	0.088 ^{***} (0.019)	0.088 ^{***} (0.019)	0.088 ^{***} (0.019)	0.088 ^{***} (0.019)	0.089 ^{***} (0.019)
	2008년	0.211 ^{***} (0.019)	0.211 ^{***} (0.019)	0.212 ^{***} (0.019)	0.212 ^{***} (0.019)	0.211 ^{***} (0.019)	0.211 ^{***} (0.019)
	2009년	0.178 ^{***} (0.019)	0.178 ^{***} (0.019)	0.181 ^{***} (0.019)	0.181 ^{***} (0.019)	0.179 ^{***} (0.019)	0.179 ^{***} (0.019)
	2010년	0.312 ^{***} (0.020)	0.313 ^{***} (0.020)	0.313 ^{***} (0.020)	0.313 ^{***} (0.020)	0.311 ^{***} (0.020)	0.312 ^{***} (0.020)
	2011년	0.300 ^{***} (0.020)	0.300 ^{***} (0.020)	0.302 ^{***} (0.020)	0.302 ^{***} (0.020)	0.300 ^{***} (0.020)	0.300 ^{***} (0.020)
	2012년	0.258 ^{***} (0.020)	0.258 ^{***} (0.020)	0.261 ^{***} (0.020)	0.261 ^{***} (0.020)	0.259 ^{***} (0.020)	0.259 ^{***} (0.020)
	2013년	0.251 ^{***} (0.021)	0.251 ^{***} (0.021)	0.253 ^{***} (0.021)	0.253 ^{***} (0.021)	0.252 ^{***} (0.021)	0.252 ^{***} (0.021)
	2014년	0.295 ^{***} (0.021)	0.295 ^{***} (0.021)	0.297 ^{***} (0.021)	0.297 ^{***} (0.021)	0.295 ^{***} (0.021)	0.294 ^{***} (0.021)
	2015년	0.334 ^{***} (0.021)	0.334 ^{***} (0.021)	0.337 ^{***} (0.021)	0.337 ^{***} (0.021)	0.335 ^{***} (0.021)	0.335 ^{***} (0.021)
	2016년	0.334 ^{***} (0.022)	0.334 ^{***} (0.022)	0.336 ^{***} (0.022)	0.336 ^{***} (0.022)	0.334 ^{***} (0.022)	0.334 ^{***} (0.022)
상수		3.638 ^{***} (0.050)	3.638 ^{***} (0.050)	3.661 ^{***} (0.049)	3.660 ^{***} (0.049)	3.663 ^{***} (0.050)	3.634 ^{***} (0.050)
모형 적합도	obs	39,238					
	가구 수	5,516					
	F	48.30 ^{***}	46.64 ^{***}	48.42 ^{***}	46.67 ^{***}	47.28 ^{***}	44.18 ^{***}

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

주: 주거만족도 결정요인 모형에서 연도 더미는 2006년을 준거로 한다.

V. 결론 및 함의

본 연구의 목적은 공급자보조 주거복지정책과 수요자보조 주거복지정책의 정책효과를 실증 분석하는 것이다. 특히, 기존에 주거만족도에 치중하고 공급자보조 주거복지정책 위주의 효과성에 초점을 둔 연구들을 보완하고자 하였다. 이러한 분석을 위해 2006년부터 2016년까지 11년간의 「한국복지패널」 데이터를 활용하여, 공급자보조 주거복지정책과 수

요자보조 주거복지정책이 주거비부담과 주거만족도에 미치는 영향관계를 분석함으로써 향후 주거복지정책의 발전에 도움이 되는 함의를 도출하고자 하였다. 본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 공급자보조 주거복지정책은 빈곤가구 여부에 따라 주거비부담에 미치는 정책 효과가 상이하였고 주거만족도를 증가시키는 것으로 나타났다. <표 6-1>의 식 (2)와 (6)의 분석결과에 따르면, 비빈곤 가구에 대한 공급자보조 주거복지정책 수혜는 정책효과가 통계적으로 유의하게 나타나지 않은 반면 빈곤가구의 공급자보조 주거복지정책 수혜는 통계적으로 유의한 주거비부담 완화 효과가 있었다. 즉, 공급자보조 주거복지정책수혜 가구의 소득 수준에 따라 주거비부담 개선 효과가 상이할 수 있음을 증명하였고, 해당 연구결과는 최은희 외(2011)의 선행연구와 유사한 결과를 보이고 있다. 최은희 외(2011)의 연구에서 상대적으로 더 취약계층이 거주하는 면적이 작은 국민임대주택 거주 가구는 동일계층의 민간임차 가구 대비 주거비부담 수준이 낮은 반면, 면적이 넓은 국민임대주택에 거주하는 정책수혜가구는 민간임차 가구와 유사한 수준의 주거비부담을 보였다. 이러한 현상은 공급자보조 주거복지정책 설계상의 특징에서 기인하였을 수 있다. 국민임대주택을 비롯한 공급자보조 주거복지정책은 ‘기준 대비 소득 초과 정도에 따른 임대료 할증제도’를 운영하고 있어(건설교통부, 2007: 110) 소득이 높은 비빈곤 가구는 임대료가 할증돼 경제적 정책효과가 희석됐을 것으로 유추된다. 한편, 공급자보조 주거복지정책은 빈곤가구 여부에 관계없이 주거만족도를 증가시키는 것으로 나타났다. 공공임대주택 입주 후 주거환경만족도와 사회적관계 만족도가 증가함을 밝힌 최웅선·이용모(2015)의 연구결과와 일치한다. 이러한 분석결과는 공급자보조 주거복지정책이 빈곤가구에 대하여 주거비부담을 완화시키고 정책수혜가구의 주거만족도를 증진시켜 사회 서비스적 기능을 비교적 잘 수행하고 있음을 보여준다.

둘째, 수요자보조 주거복지정책은 주거비부담을 완화시키지 못하였으나 주거만족도는 개선시켰다는 점에서 일부 사회 서비스적 기능을 할 수 있음이 확인되었다. 시중의 주택 및 아파트 가격이 너무 높기 때문에 저금리로 대출이자를 지원하는 수요자보조 방식이 주거비부담을 낮추는 데에는 한계가 있었던 것으로 추정해 볼 수 있다. 전국주택가격동향조사 결과, 2003년 전국 평균 주택매매가격지수는 68.1이었으나 이후 모든 조사시점에 계속적으로 상승하며 2017년에는 100.1로 나타났다⁷⁾(KOSIS, 2018). 즉, 주택 매매가격이 계속 상승하였고 14년 동안 약 1.5배나 증가하였다. 또한, 최근의 저금리 국면에서 수요자보조 주

7) 주택매매가격지수는 주택매매 가격을 조사하여 기준시점과 조사시점의 가격비를 이용하여 기준시점이 100인 수치로 환산한 값이다. 활용한 자료의 기준시점은 2017년 11월이며, KOSIS의 전국주택가격동향조사 결과를 이용함.

거복지정책의 정책금리와 시장금리 간의 격차가 크지 않아 정책효과가 미흡했던 것으로 보인다(장경석·최막중, 2009).

분석 결과를 토대 공급자보조 및 수요자보조 주거복지정책의 특성을 고려하여 다음과 같은 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 첫째, 공급자보조 주거복지정책의 경제적 실효성을 높이기 위해 정책대상을 빈곤가구에 집중하며 비빈곤 가구에 대한 할증제도 완화하는 개선방안을 제기할 수 있다. 본 연구의 분석결과에 따르면 공급자보조 주거복지정책의 경우 비빈곤 가구 대비 빈곤가구에서만 주거비부담 완화 효과가 있는 것으로 나타났다. 진미윤(2010)의 연구에서도 ‘소득분위에 따른 임대료 차등화 시범사업’에 대한 평가 결과, 기초생활수급자 및 차상위계층에 우선적으로 정책 수혜를 적용한 방식이 사업주체의 재무적 손실이 작았을 뿐 아니라 주거비부담 감소의 폭이 가장 컸음을 밝혔다. 다만, 최근의 정책적 기조가 빈곤가구에만 집중하는 소극적 복지보다는 중산층이나 청년층을 고려한 보편적 주거복지로의 전환이 나타나고 있음을 고려할 때(유병선·정규형, 2017), 비빈곤가구에 대한 정책효과를 높일 방안도 함께 강구할 필요가 있다.

둘째, 고비용 대비 정책효과가 미흡한 저금리 대출지원 방식의 수요자보조 주거복지정책의 비중을 축소하고 수요자의 주거의 질을 개선하는 노후주택 개량 바우처 확대를 고려해볼 수 있다(이창호·백혜선, 2012; 이태진 외, 2009). 본 연구의 분석결과에 따르면, 수요자보조 주거복지정책은 주거만족도를 증가시키지는 하였으나 주거비부담 완화 효과가 없으며, 평균적으로 오히려 비빈곤가구 정책수혜 구가는 비교집단보다 오히려 높은 주거비부담을 겪고 있는 것으로 나타났다. 즉, 현재의 높은 주택가격 하에서는 저금리대출지원을 받는 것 자체가 보증금에 대한 이자비용 증가로 인한 부담을 가중시킬 수 있는 것이다. 이와 유사하게 이태리(2015)에서 전세자금대출 지원 수요자보조 주거복지정책 수혜가구의 가구소득이 높아질수록 대출금액과 이에 따라 부담해야하는 평균 연이자비용이 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 장기적으로 대출지원은 전세 수요증가로 인한 전세 가격의 상승을 유발할 수도 있다. 따라서 구입비용을 보조해 주택수요를 증가시키는 정책수단 보다는 현재 거주하고 있는 주택의 물리적 시설을 개선해 주거의 질을 높여 수요자의 만족도를 증진시키는 방안의 확대를 고려해볼 만하다. 우리나라에서 현재 운영 중인 주택개량 사업은 주로 농촌, 독거노인, 소수의 저소득층을 대상으로 국토해양부, 보건복지부, 농림수산식품부 등 여러 부처에서 산발적으로 운영 중에 있다(이창호·백혜선, 2012). 이러한 정책의 사업주체와 운영방식을 정비하고 다양한 계층에 확대하여, 새로운 건설이나 주택수요 견인의 주거복지정책에서 탈피해 오래된 집도 새집처럼 살 수 있는 수요자 실거주 지원 주거복지정책으로

의 전환을 제안하고자 한다.

끝으로, 본 연구의 결과에서 나타났듯이 빈곤가구 여부에 따라 정책의 효과가 상이하게 나타날 수 있음을 고려하여 주거복지정책의 확대를 경로 의존적으로 시행하기 보다는 대상별 맞춤형 지원제도를 모색해야 할 것이다.

이상 본 연구가 가지는 함의에도 불구하고 다음과 같은 한계에 따라 추후 연구에서 보완이 필요하다. 본 연구는 주거복지정책의 효과성을 분석하기 위해 고정효과분석을 이용하였으나, 질적 해석의 타당성을 높이기 위해서는 주거복지정책의 유형별, 정책 대상별로 각 유형에 해당하는 가구를 선정하여 심층인터뷰를 병행해 계량적 연구에서 살펴볼 수 없는 구조적 맥락과 인과적 관계를 살펴볼 필요가 있다. 또한, 본 연구는 프로그램이 도입된지 2~3년의 시간밖에 흐르지 않아 정책의 결과가 나타나기에 충분한 시간적 경과가 있었음을 확신하기가 어려웠기 때문에 행복주택과 주거급여의 두 프로그램은 분석범위에서 제외하였다. 이에 본 연구에서 진행한 주거복지정책에 대한 분석결과를 모든 주거복지정책에 적용하기에 외적 타당성의 제약이 있을 수 있으므로, 후속연구에서는 행복주택이나 주거급여 등에 대한 효과성 연구를 시도해볼 수 있겠다.

【참고문헌】

- 강창현. (2006). “지역주거복지 전달체계의 통합, 조정, 네트워크”. 〈한국행정논집〉, 18(2): 561-585.
- 강희경·유병선. (2014). “노인빈곤가구의 공공임대주택정책 효과에 관한 연구: 서울시 영구임대아파트와 민간주택 거주자 주거만족도 비교를 중심으로”, 〈사회복지경영연구〉, (2): 65-89.
- 국토교통부. (2017). 〈2017년 주거종합계획〉. 1-36.
- 권건우·진창하. (2016). “생애주기별 가구의 주거비 부담 결정요인에 관한 연구”. 〈주택연구〉, 24(3): 49-69.
- 권연화·최열. (2015). “노년층의 가구구성 및 주택점유형태에 따른 주거비 부담능력에 관한 분석”. 〈대한토목학회논문집〉, 35(4): 977-986.
- 김소희(2009). “지역사회거주 노인의 주거만족도 영향요인에 관한 연구”. 〈사회복지정책〉, 36(1), 117-142.
- 김승희. (2007). “지방도시 공공임대주택 입주자의 주거만족도 분석: 강원도 공공임대주택 입주자를 중심으로”, 〈주거환경〉, 5(2): 175-190.
- 김주영. (2012). “국민임대주택 공급의 성과분석에 관한 소고: 관리측면을 중심으로”, 〈주택연구〉, 20(1): 157-178.

- 건설교통부. (2007). <국민임대주택 업무편람>.
- 박경준·이성우. (2015). “다층모형을 활용한 수도권 거주자의 주거비 결정요인 분석”. <국토연구>, 12: 33-48.
- 박성복. (2011). “노인의 주거관련 요인과 삶의 만족도”. <한국행정논집>, 23(3): 731-760.
- 설영훈·채성주. (2013) “충북지역 공공임대주택의 주거만족도 분석: 물리적·사회적 요인을 중심으로”. <한국산학기술학회논문지>, 14(9): 4552-4559.
- 송동수. (2012). “공공임대주택의 현황과 법적 검토”, <토지공법연구>, 58: 43-68.
- 유병선·정규형 (2017). “저소득 임차가구의 주거비부담 결정 요인 분석: 전세가구와 월세가구의 차이를 중심으로”. <지역발전연구>, 26(1): 1-38.
- 이영환. (1996). “영구임대주택의 정책결정과정”. <주택연구>, 7(7): 29-55.
- 이재웅·양혜린. (2015). “주거취약계층 매입임대주택 입주민의 주거비 부담이 삶의 질에 미치는 영향: 사회서비스의 조절효과를 중심으로”. <사회복지연구>, 46(3): 153-177.
- 이정규·조재순(1994). “영구임대주택 거주 가구의 주거비 부담과 주거비 부담 경감 행동 연구: 청주시 산남동을 중심으로”. <한국가정관리학회지>, 12(2): 153-162.
- 이종열. (1994). “도시빈곤층 주거정책에 대한 실태분석”. <한국행정논집>, 6(2): 135-154.
- 이창호·백혜선 (2012). “주민자력의 주택개량 활성화를 위한 지원방안 연구.” <대한건축학회 논문집 - 계획계>, 28(8): 169-176.
- 이태리. (2015). “전세자금지원프로그램 현황과 소득계층별 효과”. <국토정책 Brief>, 528: 1-8.
- 이태진 외. (2009). “주거급여와 주택바우처 지원의 연계를 통한 주거정책 개선방안 연구”. 한국보건의사회연구원.
- 임경지. (2015). “청년 주거문제 실태와 현 공공임대주택 정책의 한계”. <월간 복지동향>, 196: 5-11.
- 임형빈·김홍배. (2016). “저소득층을 위한 주택정책의 지역별 효과 분석-주거급여와 주택바우처 제도를 중심으로.” <한국지역개발학회지>, 28(1): 137-149.
- 장승재·박민용. (2003). “공공임대아파트의 거주특성과 주거이동의식에 관한 연구: 영구임대와 50년 임대아파트를 중심으로”, <한국주거학회논문집>, 14(3): 93-100.
- 정의철. (2006). “국민임대주택 입주자 편익 추정 및 임대료 조정의 편익배분 효과”, <주택연구>, 14(3): 5-27.
- 조혜진·김민정. (2014). “한국 중고령 가계의 주거부담 결정요인”. <소비자정책교육연구>, 10(2): 19-37.
- 주택도시시기금 <<http://nhuf.molit.go.kr/>>
- 조주현·김주원. (2010). “1인 가구의 주택수요 특성에 관한 연구 -서울시를 중심으로”. <부동산학연구>, 16(4): 33-52.
- 진미윤. (2010). “소득수준에 따른 임대료 차등화 시범사업 평가”, LH 토지주택연구원, 2010.

- 진미윤. (2015). “주거복지 성장기의 과제”. <부동산포커스>, 85: 74-90.
- 최은희·이종권·김수진. (2011). “국민임대주택 입주에 따른 주거개선 효과: 주거비 부담 수준 비교를 중심으로”, <주택연구>, 19(3): 123-147.
- 최은희. (2013). “장기공공임대주택 제도 개선에 관한 소고”, <부동산포커스>, 68: 51-62.
- 최열·김상현·이재송. (2014). “로짓모형을 이용한 월세 거주자의 주거비부담능력 결정요인 분석”. <부동산학보>, 59: 45-58.
- 최용선·이용모. (2015). “공공임대주택 정책의 효과성 분석”. <정책분석평가학회보>, 25(3): 313-339.
- 하성규. (2003). “신자유주의시대 주거복지에 관한 이론적 논의”. <한국지역개발학회지>, 15(4): 71-96.
- 하성규·서종녀. (2006). “공공임대주택과 사회적 배제에 관한 연구”. <주택연구>, 14(3): 159-181.
- 하성규·배문호. (2004). “한국의 공공임대 주택정책과 주택정치-3개 정부(노태우정부, 김영삼정부, 김대중정부)를 중심으로”. <한국지역개발학회지>, 16(4): 95-119.
- 하성규. (1999). 「주택정책론」. 박영사.
- 한국개발연구원. (2017). “월세비중의 확대에 대응한 주택임대정책 방향”. <KDI FOCUS>, 86: 1-7.
- 행복주택 사이트 <<http://www.molit.go.kr/happyhouse>>
- 홍인옥·남기철·남원석·서종균·김혜승·김수현 지음, 한국도시연구소 기획. (2011). <주거복지의 새로운 패러다임>. 서울 :: 사회평론.
- KOSIS. (2018). 한국감정원 「전국주택가격동향조사」.
- Galster, G. (1997). “Comparing demand-side and supply-side housing policies: Sub-market and spatial perspectives”. *Housing Studies*, 12(4): 561-567
- Kemeny, J. (2005). “The Really Big Trade-Off” between Home Ownership and Welfare: Castles' Evaluation of the 1980 Thesis, and a Reformulation 25 Years on Housing“, *Theory and Society*, 22(2): 59-75,
- Esping-Anderson. G. (1990). *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Oxford , *Polity Press*.
- Malpass, P. (2008). “Housing and the New Welfare State: Wobbly Pillar or Cornerstone?”. *Housing studies*, 23(1): 1-19.
- Marsh, A., Gordon, D., Pantazis, C., & Heslop, P.(2000). “Housing Deprivation and Health: A Longitudinal Analysis“. *Housing Studies*, 15(3): 411-428.
- Paglionie, G. (2006). “Domestic Violence and Housing Rights: A Reinterpretation of the Right to Housing”. *Human Rights Quarterly*, 28(1): 120-147.
- Schwartz, A. F. (2010). *Housing Policy in the United States*. 2nd ed. New York: Routledge.
- Sherraden, M. (1991). *Assets and the Poor: A New American Welfare Policy*. Armonk, NY: M.E. Sharpe.

김 민 정: 성균관대학교에서 2016년 행정학 학사학위를 취득하고, 현재 성균관대학교 국정전문대학원 석사과정 진행 중이다. 주요 관심 분야는 복지, ODA, 노동, 과학기술 정책 분야의 정책 분석 및 평가이다. 최근 논문으로는 “테러방지법 정책변동의 다각적 고찰(2017)”, “한국 공무원 교육훈련의 통시적 분석-신입관지자과정을 중심으로(2017)” 등이 있다(minjung.k@skku.edu).

조 민 효: University of Chicago, The Harris School of Public Policy에서 2006년 정책학 박사 학위를 취득하였으며, 현재 성균관대학교 행정학과 / 국정전문대학원 부교수로 재직 중이다. 주 연구 분야는 교육, 복지, 이민, 형사정책 등 다양한 사회정책의 분석 및 평가이다. 최근 주요 논문들은 “Exploring the Acculturation Profiles and Adaptation of Children of Multiethnic Families in South Korea”(2016), “Evaluating the Effects of Governmental Regulations on South Korean Private Cram Schools”(2016), “Examining the effects of the Durunuri programme on low-wage workers' social insurance coverage in South Korea”(2018) 등이 있다(chomh@skku.edu).

논문투고일: 2018.7.21 / 수정일: 2018.9.21 / 게재확정일: 2018.9.27