

자가 거주가 사회적 자본 창출 활동에 미치는 영향 분석

A Study on Effect of Homeownership on Activities Creating Social Capital

이 수 영 (Lee, Soo-Young)*

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)**

< Abstract >

This study empirically examines the effect of homeownership on activities creating social capital using the cross-sectional data from Seoul Survey in 2017. Primary emphases are placed on controlling for endogeneity of homeownership to activities creating social capital and testing whether homeowners participate in activities creating social capital mainly for a pecuniary motive to increase gains from their housing investment. Three types of social capital creating activities are considered; civic engagement, volunteering, and charitable contribution.

Recursive bivariate probit models are employed to estimate for joint decisions on activities creating social capital and housing tenure choice. Estimation results show that homeownership is endogenous and positively affects most of activities creating social capital considered. It is also found that the effects of homeownership on social capital creating activities are relatively higher in the categories such as participation in charitable contribution and volunteering activities for the socially weak, culture and arts, disaster and emergency, which indirectly indicates that homeowners in Seoul do not participate in social capital creating activities only for financial motivation.

Keyword : Homeownership, Social Capital, Endogeneity, Recursive Bivariate Probit Model, Housing Stability

I. 서론

최근 사회 각 방면에서 사회적 자본에 대한 논의가 진행되고 있다. 이러한 배경에는 사회·경제적 환경의 급격한 변화로 개인적 활동이 중요시되고 다양화됨에 따라 이해관계의 충돌, 구성원 간의 갈등 등으로 유발되는 사회적 문제들에 대해 전통적인 해결 방식인 시장 메커니즘이나 정부개입의 한계를 사회적 자본이 보완할 수 있다는 인식이 반영되어 있다(Bowles and Gintis, 2002).

사회적 자본은 다차원적인 개념을 가지고 있다. 사회적 자본 연구를 활성화한 Putnam(2000)에 따르면

사회적 자본은 사회적 네트워크와 이를 통해 나타나는 호혜(reciprocity)에 기반한 규범(norms)과 신뢰(trustworthiness)로 정의될 수 있으며, 물질·인적 자본과 마찬가지로 사회적 자본도 개인과 집단의 생산성에 긍정적인 영향을 준다. 그는 사회적 자본이 사적 재이면서 동시에 공공재의 성격을 가지고 있다고 보았다. 따라서 어떤 개인의 사회적 자본 투자에 대한 편익은 그 개인뿐만 아니라 다른 사람에게도 돌아가는 외부효과를 가지고 있으므로 사회적 네트워크가 풍부한 사람 또는 사회는 그렇지 않은 사람 또는 사회에 비해 더 생산적일 수 있다는 것이다.

한편 가구의 사회적 자본 창출 활동(또는 사회적 자

* 본 학회 정회원, 건국대학교 부동산학과 박사과정, sooyoung6048@hanmail.net, 주저자

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

본 투자)은 그 가구의 주택점유형태 및 주거이동 성향(또는 거주기간)과 밀접하게 관련된 것으로 분석되고 있다. DiPasquale and Glaeser(1999)는 2기간 효용극대화모형을 통해 자가 거주 가구의 지역사회 어메니티와 사회적 자본 투자가 임차 가구에 비해 더 크고, 이러한 결과는 파레토 개선(Pareto-improving)을 가져온다는 이론적 근거를 제공하였으며, 자가 거주 및 지역사회에서의 거주기간이 다양한 사회적 자본 투자에 긍정적 영향을 미친다는 실증 분석 결과를 제시하였다. DiPasquale and Glaeser(1999)의 연구 이후 여러 연구들이 다양한 국가들을 대상으로 자가 거주와 사회적 자본 투자의 관계를 실증 분석하였다.¹⁾

국내에서도 주거관련 영역에서 사회적 자본에 관한 실증 연구들이 활발히 진행되어 왔다. 대표적으로 대도시 아파트 거주자를 대상으로 한 사회적 자본의 구성 범주별 영향 요인 분석(천현숙, 2004), 공동주택 유형별 사회적 자본의 영향 요인의 차별성 분석(서종녀·하성규, 2009), 주택점유형태별 사회적 자본의 차별성 분석(하성규, 2009), 근린지역과 개별 가구의 주거여건이 사회적 자본에 미치는 영향 분석(곽현근, 2013), 근린지역 혼합수준과 사회적 자본의 관계 분석(김승남·김재홍, 2013), 주택점유형태와 투표율의 관계 분석(이소정·우윤석, 2014), 자가 거주와 사회참여 활동의 관계 분석(양희진, 2020) 등을 들 수 있다.

이 연구들은 주택정책 또는 주택 계획적 측면에서 의미 있는 시사점을 제공해 주고 있으나 이소정·우윤석(2014), 양희진(2020)의 연구를 제외하면 사회적 자본의 수준, 즉 저장(stock) 관점에서의 사회적 자본을 측정하고 영향 요인을 파악하는데 초점을 두고 있다. 그러나 사회적 네트워크, 규범, 신뢰와 같은 사회적 자본은 자연적으로 존재하는 것이 아니며 구성원들의 다양한 활동(또는 행동)과 그 정도에 따라 축적되거나 변화된다. 따라서 유량적인(flow) 측면에서의 사회적 자본, 즉, 사회적 자본을 창출하는 활동들은 어떤 요인에 의해 영향을 받는지를 분석하는 것도 의미가 있을 것이다.

이러한 배경에서 본 연구는 2017년 서울서베이(도시정책 지표 조사) 자료를 이용하여 다양한 유형의 사

회적 자본 창출 활동을 측정하고 사회적 자본 창출 활동과 주택점유형태의 관계를 실증 분석하고자 한다. 본 연구는 다음과 같은 두 가지 측면에 초점을 두었다.

첫째, 사회적 자본 창출 활동에 영향을 주는 자가 거주자의 내생성 문제를 구체적으로 고려하였다. 앞서 언급한 국내 선행 연구 중 주택점유형태와 저장적 측면에서의 사회적 자본의 관계를 분석한 연구들은 주택점유형태를 순수 외생변수로 가정하여 실증 분석을 수행하였으며, 양희진(2020)의 연구는 우리나라(서울) 가구를 대상으로 미시적 측면에서 자가 거주와 여러 유형의 사회적 자본 창출 활동의 관계를 실증 분석한 첫 연구라는 점에서 연구의 의의가 크다고 할 수 있으나 자가 거주자의 내생성 문제를 구체적으로 고려하지 않았다.

사회적 자본 창출 활동을 단일방정식 모형으로 추정하는 경우 자가 거주가 추정식의 오차항(자료를 통해 관찰할 수 없는 특성들)과 상관관계를 가지고 있으면 사회적 자본 창출 활동에 대한 자가 거주자의 일차추정량을 구할 수 없으며, 따라서 자가 거주가 사회적 자본 창출 활동에 미치는 영향을 제대로 분석할 수 없다.²⁾ 이러한 이유로 많은 해외 연구들은 다양한 기법들을 이용하여 자가 거주자의 내생성을 제거한 상태에서 자가 거주자의 효과를 분석하고 있다(예를 들면, DiPasquale and Glaeser, 1999; Yamamura, 2011a; McCabe, 2013; Fesselmeyer and Seah, 2017).

둘째, 서울의 자가 거주 가구의 사회적 자본 창출 활동이 자가 거주 가구의 주택 가치를 높일 수 있는 활동에 대해서만 '선택적'으로 이루어지는지를 분석하였다. Bloze and Skak(2015), Fesselmeyer and Seah(2017), Leviten-Reid and Matthew(2018)는 자가 거주 가구의 사회적 자본 창출 활동은 근린지역 모임이나 학교의 위원회 참여 등 해당 가구 및 거주지역의 주택 가치를 높일 수 있는 활동에만 선택적으로 이루어지며, 자원봉사나 자선단체 활동에는 임차 가구와 차이가 없거나 그 차이가 상대적으로 적다고 분석하고 있다. 그러나 우리나라를 사례로 자가 거주 가구의 사회적 자본 창출 활동이 이러한 해외 연구 결과가 제시하는 바와 같이 선택적으로 이루어지는지에 대해서는 아직까지 연구된 바가 없다.

1) 많은 실증 분석 연구들이 미국을 대상으로 하고 있으나 일본(Yamamura, 2011a, 2011b, 2011c), 캐나다(Leviten-Reid and Matthew, 2018), 뉴질랜드(Roskrug et al., 2013), 덴마크(Bloze and Skak, 2015), 탈공산주의 중·동부 유럽국가들(Huber and Montag, 2020)을 대상으로 한 실증 분석 연구들이 존재한다.

2) 자가 거주자의 내생성 문제는 본 연구에서 초점을 두고 있는 사회적 자본 창출 활동뿐만 아니라 출산, 자녀의 교육성과 등 다양한 사회·경제적 결과들에 대해 가구의 주택점유형태가 미치는 영향 분석에서 빈번하게 언급되고 있다(Dietz and Haurin, 2003).

이상의 두 가지 측면을 중점적으로 분석하기 위해 본 연구는 축차형 이변량 프로빗 모형(recursive bivariate probit model)을 실증 분석 모형으로 설정하여 자가 거주와 내생성 문제 해결을 시도하였으며, 사회적 자본 창출 활동을 사회참여활동, 자원봉사활동, 기부활동 영역으로 다양화하고 각 영역별 세부 활동들에 대해 자가 거주와 독립적 효과를 살펴봄으로써 서울의 자가 거주 가구의 사회적 자본 창출 활동 행태가 선택적일지를 분석하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 사회적 자본 및 사회적 자본 창출 활동에 대해 개략적으로 살펴보고, 자가 거주와 사회적 자본 창출 활동의 관계에 대한 이론적 논거, 그리고 이에 대한 선행 연구 결과들을 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 실증 분석 모형을 설정하고 자료와 변수측정에 관해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 추정결과를 해석하고, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론과 연구의 한계를 제시한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

1. 사회적 자본과 사회적 자본 창출 활동

앞서 언급한 바와 같이 사회적 자본은 단일 개념으로 정의되지 않는다. 사회적 자본은 학문적 배경에 따라 여러 학자들에 의해 각기 다른 형태로 정의되고 있다. 그러나 연구자들은 특정 집단 일원으로서의 내구적 네트워크(Bourdieu, 1986), 사회적 네트워크(Putnam, 2000), 이해당사자 사이의 관계 구조(Coleman, 1990), 기대 이익과 연관된 사회적 관계에 대한 투자(Lin, 2001) 등 구성원들 사이의 사회적 관계 또는 사회적 네트워크를 중요하게 취급하고 있으며, 이를 통해 얻게 되는 사회적 규범, 가치, 신뢰, 책임 등의 긍정적인 결과들이 구성원들의 상호 이익을 위한 협력과 공동체 행동을 불러일으키고 경제적, 사회적 발전에 기여한다고 보고 있다.³⁾ OECD(2001)는 여러 학자들의 사회적 자본에 대한 견해를 종합하여 집단 내 또는 집단 간의 협력을 촉진하는 공유된 규범, 가치, 이해를 포함하는 네트워크로 정의하고 있다. 사회적 자본은 구성원들의 동질성, 관계의 정도, 참여하는 사회계층에 따라 결속형

(bonding), 연계형(bridging), 연결형(linking) 사회적 자본으로 구분되기도 하며, 사회적 관계 형성의 목적 및 영향력의 공간적 범위에 따라 전국적으로(national) 또는 지역적(local)으로 존재할 수 있다.

사회적 자본은 자연적으로 형성되지 않는다. 사회적 자본은 구성원들의 다양한 활동을 통해서 창출되고 축적된다. 지역적 사회적 자본을 예로 들어 보자. 만일 구성원들이 거주하는 지역사회 또는 근린지역에서 삶의 질 제고와 지역 발전을 원한다면 이를 위한 협력적 네트워크를 형성하고 강화할 유인이 존재할 것이다. 그리고 협력적 네트워크 또는 사회적 자본은 시민참여, 자원봉사, 정치참여, 기부행위, 비공식적 주민 모임 등 구성원들의 다양한 활동을 통해 창출되고, 축적될 것이다.

그러나 사회적 자본 창출 활동의 기본적인 주체는 구성원 개인이므로 각 구성원들이 사회적 자본 창출 활동을 수행할 동기가 존재해야 하며, 이에 따라 사회적 자본 창출 활동의 행태도 달라질 수 있다. 왜냐하면 사회적 자본 창출 활동이 각 개인에게 가져다주는 순이익이 존재할 때만 이러한 활동에 대한 유인이 있기 때문이다. 이러한 관점에서 DiPasquale and Glaeser(1999)는 구성원들이 처해 있는 사회·경제적 조건(예를 들면 주택점유형태)에 따라 사회적 자본 창출 활동이 달라질 수 있음을 제시하고 있다.

2. 자가 거주와 사회적 자본 창출 활동의 관계

DiPasquale and Glaeser(1999)는 가구의 2기간 효용극대화 모형을 통해 자가 거주와 사회적 자본 창출 활동의 관계를 이론적으로 분석하였다. 1기에 가구는 지역사회 어메니티와 사회적 자본에 투자한다. 개별 가구의 지역사회 어메니티 투자는 해당 가구의 주택가치뿐 아니라 외부효과를 창출하여 지역 전체의 주택 가치를 증대시키는 역할을 한다. 따라서 해당 가구의 주택가치는 본인의 지역사회 어메니티 투자에 영향을 받는 한편 지역사회에 속한 다른 가구의 어메니티 투자에 의해서도 영향을 받는다. 이때 지역사회 다른 가구의 어메니티 투자의 영향은 해당 가구의 사회적 자본 투자와 양(+)의 관계를 갖는다. 예를 들어 지역사회 구성원간의 사회적 네트워크가 강력할수록 지역사회의 주거환경을 개선시키기 위한 사회, 정치적 측면

3) 사회적 자본의 개념 및 유형, 사회적 자본 개념에 대한 비판, 사회적 자본의 분석 단위 등에 대한 자세한 내용은 Bhandari and Yasunobu(2009)를 참조할 것.

에서의 협력적 활동이 상대적으로 수월하게 이루어질 수 있으며, 이를 통해 개별 가구의 주택가치뿐 아니라 지역사회 전체의 주택 가치를 높일 수 있다. 따라서 주택가치의 상승으로 이익을 얻을 수 있는 자가 거주 가구는 임차 가구에 비해 지역사회 어메니티와 사회적 자본에 투자하려는 동기가 더 크다.

2기에 지역사회로부터의 주거이동에 대한 외생적 충격이 발생한다. 주거이동을 하는 자가 거주 가구는 본인의 지역사회 어메니티 투자만큼 주택가격을 높여서 받을 수 있지만 다른 지역사회로 이동함으로써 해당 지역사회에서의 사회적 자본 투자에 대해서는 아무런 혜택을 받지 못한다. 반면 주거이동을 하지 않은 자가 거주 가구는 지역사회 어메니티에 대한 투자뿐 아니라 사회적 자본 투자의 혜택을 모두 받는다. 한편 임차 가구는 주거이동을 하면 본인의 지역사회 어메니티와 사회적 자본 투자에 대한 수익을 전혀 받지 못하고, 주거이동을 하지 않으면 임차 가구 본인의 선호에 맞는 투자에 대한 부분만 편익을 얻고 나머지는 주거 비용을 상승시켜, 임대인이 그 이익을 얻게 된다.

DiPasquale and Glaeser(1999)는 이러한 이론적 모형에 근거하여 자가 거주 가구가 임차 가구에 비해 사회적 자본 투자에 더 적극적이며, 또한 주거이동을 하지 않을수록 사회적 자본 투자로 얻게 되는 편익이 더 큰데 자가 거주 가구는 임차 가구에 비해 주거이동을 덜 하므로 자가 거주 가구의 사회적 자본 투자에 대한 추가적인 동기가 존재함을 밝히고 있다.

3. 자가 거주와 사회적 자본 창출 활동의 관계에 대한 선행연구

주택점유형태와 사회적 자본의 관계를 분석한 국내 연구들은 다양하다. 이 연구들은 주로 저장적 측면에서의 사회적 자본과 주택점유형태의 관계를 분석하였다. 하성규(2009)는 주택점유형태를 민간 자가, 민간/공공 임차, 50년 공공임대 등으로 구별하고 각 주택점유형태별로 거주하는 가구의 사회적 자본의 차이를 검정하였다. 분석 결과, 평균적으로 임차 가구에 비해 자가 거주 가구에서 규범, 네트워크, 신뢰와 같은 사회적 자본이 더 높게 형성되었으며, 특히 50년 공공임대 주택에 거주하는 가구는 임차 가구임에도 불구하고 자가 거주 가구와 유사한 수준의 사회적 자본을 형성한 것으로 나타났다. 그는 이러한 결과를 50년 공공임대

주택이 제공하는 장기 거주기간의 영향으로 해석하였다.

곽현근(2013)은 주택유형, 주택점유형태, 거주기간과 같은 주거관련 요인들이 지역공동체의식, 이웃과의 교류, 집합적 효능감, 주민조직 참여 등의 사회적 자본에 영향을 주는 요인을 위계선형모형을 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 단독주택에 거주할수록, 자가 거주일수록, 거주기간이 길수록 사회적 자본이 더 높게 형성된 것으로 나타났다. 김승남·김재홍(2013)은 근린지역의 사회적 혼합이 신뢰와 네트워크 측면에서의 사회적 자본에 미치는 영향을 분석하면서 주택점유형태를 통제 변수로 이용하였다. 순서형 로짓모형을 이용한 분석 결과 자가 거주는 이웃간의 신뢰에 긍정적 영향을 주었으나 친구 또는 동료 사이의 신뢰에는 유의미한 영향이 존재하지 않았다. 또한 자가 거주는 이웃과의 네트워크에는 유의미한 부정적 영향을 주었으나 친구 및 동료 사이의 네트워크에는 유의미한 영향이 없었다.

이소정·우윤석(2014)은 자가 거주가 자산축적 효과뿐만 아니라 사회적 외부효과를 발생시키기 때문에 자가 거주 가구는 경제적·심리적으로 거주지에 투자한 것을 유지하고자 하므로 지역사회 현안에 관심이 높으며, 또한 주택을 단순히 투자의 대상이 아니라 사회적 효과의 하나인 지역사회 역량 강화 수단으로 보고 자가 거주가 지역사회 정치참여 제고에 효과가 있는지 분석하였다. 분석 결과, 다른 변수들을 통제하였을 때 자가 거주율이 높은 지역에서 2010년 지방선거 기초자치단체장 선거 투표율이 높은 것으로 나타났다.

양희진(2020)은 2017년 서울서베이 자료를 이용하여 자가 거주가 사회참여 활동에 미치는 영향을 로지스틱 회귀분석을 통해 살펴보았다. 분석 결과, 자가 거주는 자원봉사뿐 아니라 민원제기, 마을 만들기 등과 같은 정책사업과 관련된 사회참여 활동에 양(+)의 영향을 미치며, 거주기간을 통제한 후에도 유의미한 결과를 보였다. 또한 자원봉사, 민원제기, 정치사회적 의견달기, 정책사업 참여 활동에 대해서는 거주기간보다 자가 거주 여부의 상대적 영향력이 더 큼을 밝혔다. 그리고 이러한 결과를 자가 거주 가구들이 임차 가구에 비해 지역사회 관계망이 두텁고 지역 애착심이 높으며 자산을 보유함에 따라 지역사회를 관리하려고 노력하기 때문으로 해석하였다. 그러나 지역사회 애착이나 투자가치와 관계없는 단순문의 등의 활동에서는 유의미한 관계를 확인하지 못했다.

자가 거주와 사회적 자본 창출 활동의 관계에 대한

연구들은 국내보다 해외에서 활발히 이루어져 왔다.⁴⁾ 해외 연구들에서 주로 분석되는 사회적 자본 창출 활동들은 지역사회 문제와 관련하여 지역 의원 또는 공무원과 통화 혹은 편지를 통한 소통(Cox, 1982), 비전문조직 회원가입 수, 교회나 종교모임 출석 빈도(DiPasquale and Glaeser, 1999), 자원봉사 참여 여부 또는 참여시간(DiPasquale and Glaeser, 1999; Rotolo et al., 2010; Yamamura, 2011c; Fesselmeyer and Seah, 2017), 근린지역 모임 참여(Cox, 1982; Yamamura, 2011a; Yamamura, 2011b; McCabe, 2013; Bloze and Skak, 2015; Leviten-Reid and Matthew, 2018), 전국 또는 지방선거 투표 참여(DiPasquale and Glaeser, 1999; McCabe, 2013; Leviten-Reid and Matthew, 2018) 등을 포함하고 있다.

이 연구들은 자가 거주가 대부분의 사회적 자본 창출 활동에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석하고 있으나 상이한 해석을 제공하고 있다. 이러한 해석은 자가 거주와 주거안정성(거주기간이 임차 가구에 비해 길다는 것)과 주택 투자에 대한 금전적 이익에 초점을 두고 있다. Cox(1982), DiPasquale and Glaeser(1999), Rotolo et al.(2010), Yamamura(2011a, 2011b), Leviten-Reid and Matthew(2018)는 자가 거주와 주거안정성이 사회적 자본 창출 활동의 주요 동기라고 보고 있다. Cox(1982)와 Rotolo et al.(2010)은 자가 거주와 주거안정성이 거주지역에 대한 애착효과를 높이고 이로 인해 더 높은 사회적 자본 창출 활동을 유발한다고 보았으며, DiPasquale and Glaeser(1999)는 거주기간 변수를 설명변수로 이용할 때 자가 거주 변수의 효과가 급격히 감소한 결과를 토대로 주거안정성이 사회적 자본 창출 활동과 밀접하게 관련되어 있다고 분석하고 있다. Yamamura(2011a)는 개별 가구의 자가 거주 여부보다는 거주지역 전체의 자가 거주율이 사회적 자본 창출 활동에 더 큰 영향을 미치며, 나아가 거주지역 전체의 자가 거주율뿐만 아니라 거주지역의 평균 거주기간이 개별 가구의 자가 거주 여부보다 사회적 자본 창출 활동에 더 큰 영향을 미친다고 분석하였다(Yamamura, 2011b).

한편 McCabe(2013), Bloze and Skak(2015), Fesselmeyer and Seah(2017)는 자가 거주 가구가 주택 투자에 이익이 되는 '선택적인' 사회적 자본 창출 활동에 집중한다고 주장한다. McCabe(2013)는 자가 거

주 가구는 임차 가구에 비해 금전적 주택 투자에 도움이 되는 지방선거 투표, 근린지역 모임, 시민단체 모임 참여 등에 적극적이며, 반면 스포츠 모임, 종교 모임, 기타 모임 등 주택 투자 이익과 관련이 없는 활동에는 임차 가구와 큰 차이가 없다는 연구 결과를 제시하였다. Bloze and Skak(2015)는 자가 거주 가구는 학교 위원회 참여, 지방선거 투표 참여 등의 활동에는 임차 가구에 비해 적극적인데 비해 노인/장애인 관련 위원회, 스포츠 클럽, 기부단체 참여 등의 활동에 대해서는 임차 가구와 그 차이가 크지 않다는 결과에 기초하여 주택 투자에 대한 금전적 이익이 자가 거주 가구의 사회적 자본 창출 활동과 밀접하게 연결되어 있다고 주장한다.

Fesselmeyer and Seah(2017)는 사회적 자본 창출 활동을 지역단체 자원봉사 참여, 근린지역 모임 참여, 사업적 모임 참여, 지역사회 정치단체 참여 등 네 가지 측면에서 측정하여 분석하였는데, 자가 거주는 근린지역 모임 참여에 대해서만 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미칠 뿐 다른 활동에는 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 결과를 얻었다. 그들은 이러한 결과에 기초하여 자가 거주 가구의 사회적 자본 투자에는 금전적 동기가 강하게 작용하고 있다고 보았다.

한편 해외 연구들은 다양한 방법으로 자가 거주와 내생성을 통제하고 있다. 자가 거주가 내생적 설명변수인 경우 자가 거주와 추정계수는 일치추정량을 보장하지 못하기 때문이다. 이 연구들에서는 거주지역의 인종, 소득수준별 평균 자가 거주율을 도구변수로 이용하여 선형 확률모형을 추정하거나(DiPasquale and Glaeser, 1999), 자가 거주 여부에 대한 별개의 프로빗모형을 추정하여 자가 거주 확률에 대한 예측치를 구하고 이를 사회적 자본 창출 활동 추정식에 자가 거주와 대리변수로 이용하고 있다(Yamamura, 2011a). 또한 전국선거 투표 참여 여부와 지방 선거 투표 참여 여부의 추정 결과를 비교하는 반증전략(falsification strategy)을 사용하기도 하였으며(McCabe, 2013), 사회적 자본 창출 활동과 자가 거주 여부 추정식을 동시에 추정하는 축차형 이변량 프로빗 모형을 추정하거나(Fesselmeyer and Seah, 2017), 패널자료를 이용하여 고정효과 패널모형을 추정하는 방법을 사용하기도 하였다(DiPasquale and Glaeser, 1999; Yamamura, 2011c; Fesselmeyer and Seah, 2017).⁵⁾ 그러나 국내 연구들은 모두 자가 거주와

4) 자가 거주와 사회적 자본의 관계에 대한 연구들은 자가 거주와 사회적 자본의 수준(예를 들면 이웃에 대한 신뢰, 금전, 응급 의료, 취업, 정신적 스트레스 해소 등에 도움을 받을 수 있는 이웃의 존재 등)에 대한 연구와 사회적 자본을 형성하는 행동(사회적 자본 창출 활동)에 대한 연구로 구분할 수 있는데 본 연구는 후자에 집중하여 분석하고 있다.

내생성을 통제하지 않았다는 한계가 있다.

자가 거주 내생성을 통제하는 방법 중 DiPasquale and Glaeser(1999)의 도구변수를 이용한 선형 확률모형은 저자가 밝힌 바와 같이 불완전한 도구변수일 가능성이 높고, 특히 자가 거주 여부와 같이 내생적 설명변수가 이항변수임에도 이를 연속형 변수로 가정하여 모형을 추정하는 한계가 있다. Yamamura(2011a)의 자가 거주 여부에 대한 확률 예측치를 대리변수로 이용하는 방법은 종속변수인 사회적 자본 창출 활동을 이항변수로 추정하는 비선형모형에서는 자가 거주 변수에 대한 일치추정량을 얻지 못하는 문제가 존재한다.⁶⁾ 또한 패널자료가 아닌 횡단면 자료를 이용하는 경우 관찰되지 않는 가구 고유의 특성을 추정에 반영할 수 있는 패널모형을 사용할 수 없다. 따라서 횡단면 자료를 실증 분석에 이용하는 본 연구에서는 종속변수인 사회적 자본 창출 활동이 이항변수이고, 내생성이 의심되는 설명변수인 자가 거주도 이항변수인 경우 자가 거주 내생성을 적절하게 통제하기에 적합한 측차형 이변량 프로빗 모형을 추정에 이용하였다.

III. 실증분석모형 및 자료

1. 실증분석모형

본 연구에서는 사회적 자본 창출 활동을 이항변수로 추정한다. 가구 i 의 특정 사회적 자본 창출 활동을 y_{1i} 라 하고, 이 가구의 주택점유형태를 y_{2i} 라고 하면 자가 거주와 사회적 자본 창출 활동의 관계는 아래 식 (1)과 같이 표현할 수 있다.

$$y_{1i}^* = z_{1i}'\alpha + \beta y_{2i} + e_{1i} \quad (1)$$

식 (1)에서 y_{1i}^* 는 가구 i 의 사회적 자본 창출 활동에 대한 관찰되지 않는 잠재변수로 사회적 자본 창출 활동

에 참여하였으면 1, 아니면 0으로 측정된다. y_{2i} 는 가구 i 의 주택점유형태(자가 거주 = 1), z_{1i} 는 사회적 자본 창출 활동에 영향을 주는 변수 벡터, α 는 이에 대한 추정계수 벡터, β 는 자가 거주 변수의 추정계수, e_{1i} 는 관찰되지 않는 특성들을 포함한 오차항이다.

식 (1)에서 자가 거주(y_{2i})와 오차항(e_{1i})이 서로 상관되어 있으면, $cov(y_{2i}, e_{1i}) = 0$ 의 가정을 만족시키지 못해 설명변수의 내생성 문제가 발생하며, 식 (1)을 통상적인 프로빗모형이나 로짓모형으로 추정하는 경우 β 에 대한 일치추정량을 구할 수 없다.⁷⁾ 이러한 자가 거주 변수의 내생성 문제를 해결하기 위해 다음과 같은 주택점유형태 선택에 대한 추정식을 추가한다.

$$y_{2i}^* = z_{2i}'\gamma + e_{2i} \quad (2)$$

식 (2)에서 y_{2i}^* 는 가구 i 의 주택점유형태에 대한 잠재변수이며, 자가 거주이면 1, 임차 거주이면 0으로 측정된다. z_{2i} 는 주택점유형태 선택에 영향을 주는 변수 벡터, γ 는 이에 대한 추정계수 벡터, e_{2i} 는 오차항이다.

모형을 단순화하기 위해 식 (1)과 식 (2)에서 가구를 의미하는 i 를 생략하면

$$y_2^* = z_2'\gamma + e_2 \quad (3)$$

$$y_1^* = z_1'\alpha + \beta y_2 + e_1 \quad (4)$$

$$(e_1, e_2 | z_1, z_2) \sim \Phi_2(0, 0, 1, 1, \rho) \quad (5)$$

식 (5)는 식 (3)과 식 (4)의 오차항 사이의 관계를 나타낸다. e_1 과 e_2 는 이변량 표준정규분포(Φ_2)를 가지며, 두 오차항 사이의 상관계수는 ρ 이다.

관찰되는 y_1 과 y_2 의 값에 따라(1 또는 0) 네 가지 경우의 이변량 확률분포를 구할 수 있으며 다음과 같은 로그우도함수를 도출할 수 있다.

5) 부록의 <표 A-1>은 국내·외 연구들의 실증 분석에 이용된 사회적 자본 창출 활동의 유형, 자가 거주가 각 사회적 자본 창출 활동에 미치는 영향의 통계적 유의성, 그리고 자가 거주 내생성 처리 여부 등을 요약, 정리하여 제시하고 있다.

6) 이에 대한 자세한 내용은 Wooldridge(2010)의 pp.596-597과 Greene(2018)의 p.816을 참조할 것.

7) 설명변수의 내생성 문제는 여러 가지 원인에 의해서 발생하는데 그 원인 중 하나가 변수 누락(omitted variables)의 문제이다. 본 연구의 실증 분석에서 이용하는 서울서베이(도시정책 지표 조사)에서는 가구의 자산이 설문되지 않는다. 주택자산이 많을수록 사회적 자본 투자에 더 적극적일 수 있으며, 주택점유형태 이론에 따르면 자산은 자가 거주 선택에 영향을 미치는 핵심 변수 중 하나이다. 또한 지역사회에 대한 애착심도 누락 변수로 생각할 수 있다. 지역사회에 대한 애착심이 높을수록 가구는 사회적 자본 투자에 적극적이며, 자가 거주를 선택할 가능성이 높다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N [y_{1i} y_{2i} \ln \Phi_2(z'_{1i} \alpha + \beta, z'_{2i} \gamma, \rho) + (6)$$

$$y_{1i} (1 - y_{2i}) \ln \Phi_2(z'_{1i} \alpha, -z'_{2i} \gamma, -\rho) +$$

$$(1 - y_{1i}) y_{2i} \ln \Phi_2(-z'_{1i} \alpha - \beta, z'_{2i} \gamma, -\rho) +$$

$$(1 - y_{1i}) (1 - y_{2i}) \ln \Phi_2(-z'_{1i} \alpha, -z'_{2i} \gamma, \rho)]$$

식 (6)을 완전정보 최우법으로 추정하면 추정계수 벡터 α , γ 와 β 및 ρ 를 구할 수 있다.⁸⁾

2. 자료 및 변수 측정

실증 분석에 이용된 자료는 2017년 서울서베이(도시정책지표 조사) 자료이다. 이 조사는 서울시에 거주하는 만 15세 이상 42,687명에 대해 방문면접조사 방식으로 진행되었다. 이 조사에는 가구의 개별 특성(출생년도, 성별, 혼인상태, 교육수준, 가구원 수), 주거특성(주택점유형태, 거주주택 유형, 거주기간), 경제적 특성(소득, 직업) 및 거주지역(자치구)에 대한 설문 문항이 포함되어 있다. 또한 이 조사에는 사회참여활동(설문지 문 19), 자원봉사활동(설문지 문 15-1), 기부활동(설문지 문 18) 등 세 가지 영역으로 나누어 지난 1년 동안 응답자의 다양한 사회적 자본 창출 활동에 대한 설문이 포함되어 있으므로 자가 거주 가구의 사회적 자본 창출 활동을 실증적으로 분석하는데 매우 적합한 자료로 판단된다.

본 연구의 핵심 변수인 주택점유형태(자가 거주)는 가구 단위로 결정되며, 가구의 주택점유형태 결정은 가구 내 다른 가구원보다 가구주의 영향이 클 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서는 설문조사 응답자 중 가구주만을 추출하여 실증 분석에 이용하였다. 실증 분석에 이용된 표본은 총 19,958명으로 자가 거주로 응답한 표본이 10,985명, 임차 거주로 응답한 표본이 8,973명이었다. 주택점유형태를 무상으로 응답한 설문대상자는 추정에서 제외하였다.

종속변수인 사회적 자본 창출 활동은 세 가지 영역으로 나누어 측정하였다. 첫 번째 영역은 사회참여활동 영역으로 '민원제안 및 제기'와 '정책관련 사업 참여(마을 만들기, 공유도시 등)'를 세부 활동으로 측정하였다. 그런데 설문조사를 통해 이 세부 활동에 대한 구체적 내용을 알 수 없으므로 이 세부 활동이 자가 거주 가구가 주택 투자에 대한 금전적 이익을 얻기 위한 선택적 활동인지 아닌지를 파악하는데 한계가 있을 것으로 생각된다.

두 번째 영역은 자원봉사활동 영역으로 세 가지 세부 활동을 측정하였다. 첫째 세부 활동은 '환경보전 및 보호분야 활동(마을청소, 쓰레기 줍기 등)'이며, 둘째 세부 활동은 '자녀 교육 관련 활동(일일교수, 교통지도, 급식보조 등)'이다. 이 두 세부 활동은 자가 거주 가구의 주택 투자에 대한 금전적 이익과 어느 정도 관련이 있는 것으로 보았다. 환경보전 및 보호분야 활동은 거주지역의 주거환경을 유지하는데 영향을 줄 것으로 생각할 수 있으며, 자녀 교육 관련 활동은 자녀가 등교하는 학교의 교육환경과 질적 수준에 도움을 줄 수 있으므로 거주지역 주택가치의 유지 또는 개선에 긍정적 영향을 줄 것으로 생각할 수 있다.⁹⁾ 셋째 세부 활동은 '사회적 약자 지원 활동(복지시설, 병원, 개인 가정봉사, 야학교사 등)', '재능 나눔 및 문화예술분야 활동(문화예술교육, 안내, 재능기부 등)', '재난재해, 응급관련 분야 활동(재해지역 자원봉사 등)'을 통합하여 측정하였다.¹⁰⁾ 이 세부 활동은 자가 거주 가구의 주택 투자와 관련성이 상대적으로 적은 활동으로 판단하였다.

세 번째 영역은 기부활동 영역이다. 기부활동은 대상자에게 직접 지원, 언론기관을 통한 후원, 모금 단체(기관)를 통한 후원, 물품 후원 단체를 통한 후원 등을 포함한다.¹¹⁾ 기부활동은 자가 거주 가구의 주택 투자에 대한 금전적 이익을 얻기 위한 활동으로 보기 어려울 것으로 판단된다.

종속변수는 모두 이항변수로 측정하였다. 즉, 지난 1년간 관련 활동을 한 적이 있다고 응답하면 1, 아니면

8) 측차형 이변량 프로빗 모형에 대해서는 Greene(2018)의 pp.815-819와 Wooldridge(2010)의 pp.594-599를 참조할 것.

9) 자녀 교육 관련 부모의 역할에 대한 우리나라 환경을 고려할 때 자녀 교육 관련 활동이 자발적으로 이루어지는지는 명확하지 않다. 그러나 본 연구의 실증 분석 자료인 서울서베이에서 자녀 교육 관련 활동을 자원봉사활동의 한 항목으로 조사하고 있기 때문에 응답자의 자발적 의사에 따라 참여 여부가 결정된다고 가정하였다.

10) 이외에 국제사회 관련분야(해외자원봉사 등) 활동이 있으나 참여 비율이 1% 미만으로 매우 낮게 측정되어 포함시키지 않았다.

11) 이외에 종교 단체를 통한 후원, 직장(기업)을 통한 후원 등이 있으나 이 항목은 응답자가 종교를 가지고 있는지, 근무하는 직장에서 기부활동을 하는지에 따라 달라질 수 있으므로 측정에서 제외하였다.

0으로 측정하여 추정에 이용하였다.¹²⁾

설명변수는 개별 특성, 주거특성, 경제적 특성, 거주 지역 특성으로 나누어 측정하였다. 개별 특성으로는 응답자 연령(세), 성별(남성 = 1), 가구원 수(명), 응답자 교육수준(전문대 이상 = 1)을 이용하였으며, 주거특성으로는 주택점유형태(자가 거주 = 1), 현 주택 거주 기간(년)을 포함하였다. 현 주택 거주기간은 응답자의 예상거주기간에 대한 대리변수로 응답자의 해당 거주 지역에서의 주거안정성을 반영한다. 한편 가구주 연령이 사회적 자본 창출 활동에 미치는 효과의 비선형성이 존재하는지를 확인하기 위해 가구주 연령 제곱항을 설명변수에 추가하였으며, 거주기간의 주택점유형태별 차별성을 확인하기 위해 자가 거주 더미 변수와 거주기간의 상호작용항을 설명변수에 추가하였다.

경제적 특성으로는 지난 1년 동안 가구주의 세금납부 전 월평균 총소득(수입)을 사용하였다. 소득에는 가구주의 근로(사업)소득, 임대료, 이자수입, 연금 등이 포함된다. 설문 조사 자료에서는 소득을 50만원 단위로 구간을 나누어 제공하고 있다. 본 연구에서는 이를 200만원을 기준 단위로 설정하여 200만원 미만, 200만원~400만원, 400만원~600만원, 600만원~800만원, 800만원 이상으로 구분하여 더미변수를 생성하고 200만원~400만원을 기준 더미변수로 이용하였다. 마지막으로 응답자의 거주지역의 특성에 따라 사회적 자본 창출 활동이 달라질 수 있을 것으로 예상되므로 거주 지역(자치구)을 더미 변수로 측정하여 이용하였다.

한편 주택점유형태 추정식에는 응답자의 개별 특성(연령, 성별, 가구원 수)과 가구주 소득을 설명변수로 포함시켰다.¹³⁾ 사회적 자본 창출 활동 추정식에서 자가 거주 변수가 제대로 식별되기 위해서는 사회적 자본 창출 활동 추정식에 포함되지 않는 설명변수가 주택점유형태 추정식에 최소한 한 개 이상 포함되어야 한다(exclusion restriction). 또한 이 변수는 자가 거주와 밀접한 상관성을 가지고 있고 동시에 사회적 자본 창출 활동 추정식의 오차항과는 상관성이 없는 변수의 성격을 가지고 있는 것이

바람직하다. 이 변수는 일반적인 2단계 추정기법에서 도구변수의 역할을 하는데 본 연구에서는 Haurin et al.(2002)과 Manturuk et al.(2010)의 연구에서 이용한 상대주거비용을 사용하였다. 주택점유형태 선택이론에 따르면 상대주거비용은 주택점유형태 결정의 핵심 변수 중 하나로 알려져 있으며, 따라서 자가 거주 여부와 밀접한 관계를 가지고 있는 반면 사회적 자본 창출 활동과는 관련성이 없는 변수일 것이다.

상대주거비용은 가구가 거주하는 주택을 임차하였을 때의 비용을 거주주택을 소유하였을 때의 비용(사용자 비용)으로 나누어 측정할 수 있다. 상대주거비용을 엄밀하게 측정하기 위해서는 거주주택의 주택가격 또는 임대료, 거주주택의 물리적 특성, 주택가격 대비 대출금 비율, 재산세 실효세율, 주택가격 예상 상승률, 감가상각 및 유지관리 비용 등 상세한 정보가 필요하다.¹⁴⁾ 본 연구에서 이용하는 자료는 이에 대한 정보를 제공하지 않으므로 응답자가 거주하는 지역(자치구)의 평균 임대료를 평균 사용자 비용으로 나누어 측정하였다. 평균 임대료는 2016년 9월~2017년 8월 기간(서울 서베이의 조사기간)의 서울시 구별 m^2 당 아파트 평균 전세가격에 해당 기간의 서울시 구별 아파트 평균 전월세 전환율을 곱하여 측정하였다. 사용자 비용은 해당 기간의 서울시 구별 m^2 당 아파트 평균 매매가격에 해당 기간 평균 주택담보대출금리에서 아파트 평균 매매가격의 과거 1년간 상승률을 뺀 값을 곱하여 측정하였다.¹⁵⁾

3. 기초통계량

<표 1>은 종속변수 및 설명변수의 기초통계량을 주택점유형태별로 보여준다. 자가 거주 응답자는 10,985명으로 전체 응답자(19,958명)의 약 55%를 차지하였다.¹⁶⁾ 자가 거주 응답자는 임차 거주 응답자에 비해 지난 1년간 민원제안 및 제기, 정책관련 사업 참여, 환경보전 및 보호분야 활동, 사회적 약자, 문화예술,

12) 설문에서 자원봉사활동은 지난 1년간 자원봉사 참여 경험이 있는 경우 연간 참여 횟수로 응답하도록 되어 있는데 연간 참여 횟수가 1회 이상이면 1, 참여하지 않았으면 0으로 측정하였다.

13) 거주기간은 주택점유형태와 역인과관계를 가질 수 있고, 자치구 더미는 자치구별 상대주거비용 측정치와 밀접한 관계를 가지므로 거주기간과 자치구 더미는 주택점유형태 추정식에 포함시키지 않았다.

14) 상대주거비용에 대한 자세한 설명은 정의철(2017)의 연구를 참조할 것.

15) 서울시 구별 m^2 당 아파트 평균 전세가격과 매매가격, 과거 1년간 매매가격 상승률은 KB국민은행의 월간 주택 가격 동향 자료를 이용하였으며, 전월세 전환율은 한국부동산원(구, 한국감정원) 자료를 이용하였다. 평균 주택담보대출금리는 한국은행의 경제통계시스템에서 제공하는 자료를 이용하여 계산하였다.

16) 국토교통부의 주거실태조사와 연계하여 이루어진 서울시(2017)의 주거실태조사 결과에 따르면 2017년 서울시의 자가 거주 가구 비율

<표 1> 기초통계량

		자가		임차	
		평균	표준편차	평균	표준편차
사회참여활동	민원제안 및 제기	0.234	0.424	0.215	0.411
	정책관련 사업 참여	0.163	0.369	0.140	0.347
자원봉사활동	환경보전 및 보호분야 활동	0.039	0.194	0.029	0.169
	자녀 교육 관련 활동	0.015	0.120	0.015	0.125
	사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동	0.063	0.243	0.054	0.227
기부활동		0.275	0.446	0.261	0.439
가구주 연령		59.346	12.445	48.114	14.969
성별(남성=1)		0.815	0.389	0.724	0.447
가구원 수		2.763	1.083	2.292	1.136
교육수준(전문대 이상=1)		0.448	0.497	0.617	0.486
월평균 가구소득 200만원 미만		0.152	0.359	0.196	0.397
월평균 가구소득 200~400만원 이하		0.302	0.459	0.418	0.493
월평균 가구소득 400~600만원 이하		0.343	0.475	0.291	0.454
월평균 가구소득 600~800만원 이하		0.147	0.354	0.074	0.262
월평균 가구소득 800만원 이상		0.055	0.228	0.021	0.144
거주기간(년)		11.131	8.939	5.611	6.170
상대주거비용		1.024	0.119	1.024	0.120
표본 수		10,985		8,973	

재난 응급 관련 활동, 기부활동에 참여한 비율이 더 높은 것으로 나타났다. 자녀 교육 관련 활동은 두 주택 점유형태 응답자 사이에 큰 차이가 없었다.

설명변수들을 살펴보면 응답자의 평균 연령, 응답자가 남성인 비율, 응답자의 평균 가구원 수는 자가 거주 응답자가 임차 거주 응답자에 비해 더 높았다. 반면 응답자가 전문대 이상의 교육을 받은 비율은 자가 거주 응답자에 비해 임차 거주 응답자가 더 높았다.

월평균 가구소득이 400만원 이하 구간에서는 자가 거주 응답자에 비해 임차 거주 응답자의 비율이 높았으나 월평균 가구소득이 400만원을 초과하는 구간에서는 자가 거주 응답자의 비율이 임차 거주 응답자에 비해 높았다. 자가 거주 응답자가 현 주택에 거주한 기간의 평균은 11.13년인 반면 임차 거주 응답자의 평균 거주기간은 5.61년으로 자가 거주 응답자의 평균 거주기간이 더 길었다. 평균 상대주거비용(임차비용/자가 거주비용)은 자가 거주 응답자와 임차 거주 응답자 사이에 차이가 없었으나 응답자의 거주지역(자치구)에 따라 일정한 차이가 존재하였다. 상대주거비용

은 송파구에서 가장 낮았고(0.779), 중랑구(1.122)에서 가장 높았으며, 강북구 및 동작구(1.023)에서 전체 평균 수준을 보였다.

IV. 추정결과 및 해석

1. 추정결과

<표 2>는 자가 거주 of 내생성을 고려하지 않은 일변량 프로빗 모형을 추정하여 자가 거주 of 추정계수가 통계적으로 유의한 경우 한계효과를 제시한 것이다. 일변량 프로빗 모형 추정 결과는 부록의 <표 A-2>에 제시되어 있다. 추정 결과, 사회참여활동(민원제안 및 제기, 정책관련 사업 참여)과 기부활동에서는 자가 거주 of 추정계수가 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하여 응답자가 자가 거주인 경우 임차 거주에 비해 사회참여활동과 기부활동에 적극적인 것으로 나타났다. 자가 거주가 사회참여 활동에 미치는 영향의 방향은 본

연구와 동일한 2017년 서울서베이 자료를 이용하였으나 가구주 자료가 아닌 가구원을 포함한 전체 응답자 설문 자료를 이용한 양희진(2020)의 연구와 일치한다. 양희진(2020)의 연구에서도 민원제안 및 제기, 정책관련 사업 참여 활동에 대해 자가 거주와 거주기간은 양(+)의 유의한 결과를 보였다.

자원봉사활동은 혼합된 결과를 보였다. 환경보전 및 보호분야 활동에서는 자가 거주와 추정계수가 유의하지 않았으나, 자녀 교육 관련 활동 및 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동에서는 양(+)의 유의한 영향을 보였다. 자녀 교육 관련 활동에서 자가 거주 변수의 추정계수는 0.252로 다른 활동에서의 자가 거주 변수 추정계수보다 컸음에도 불구하고 한계효과가 0.003으로 작게 측정된 이유는 <표 A-2>에서 볼 수 있는 바와 같이 자가 거주 변수와 거주기간 변수의 상호작용항에 대한 추정계수의 크기가 거주기간 변수의 추정계수의 크기와 거의 유사한 수준으로 음(-)으로 추정되었기 때문이다.

<표 2> 일변량 프로빗 추정결과

변수	자가 거주 추정계수	t-값	한계 효과
민원제안 및 제기	0.081 ***	3.48	0.024
정책관련 사업 참여	0.104 ***	4.08	0.024
환경보전 및 보호분야 활동	0.053	1.30	
자녀 교육 관련 활동	0.252 ***	3.19	0.003
사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동	0.097 ***	2.83	0.011
기부활동	0.093 ***	4.10	0.030

- 주: 1) t-값은 강건표준오차를 이용하여 계산함.
 2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
 3) 자세한 추정 결과는 <표 A-2>에 제시되어 있음.

그러나 이 결과는 자가 거주와 내생성을 통제하지 않은 결과이다. 따라서 자가 거주가 내생적 설명변수인 경우 자가 거주와 추정계수는 일치추정량을 보장할 수 없다. <표 3>은 자가 거주와 내생성을 통제한 축차형 이변량 프로빗 모형 추정 결과를 보여준다.¹⁷⁾ 자가 거주 변수가 내생적 설명변수이며 사회적 자본 창출 활동에 유의한 영향을 미치기 위해서는 첫째, 사회적 자본 창출 활동 추정식의 오차항과 주택점유형태 추정식의 오차항의 상관관계(ρ)가 0이라는 귀무가설이 기

각되어야 하고, 둘째, 사회적 자본 창출 활동에 대한 자가 거주 변수의 추정계수가 통계적 유의성을 만족시켜야 한다. <표 3>에서 제시된 바와 같이 자가 거주 변수의 내생성에 대한 Wald χ^2 검정 결과, 사회참여활동(민원제안 및 제기, 정책관련 사업 참여)과 기부활동에 대해서는 귀무가설($\rho=0$)이 유의수준 5% 이내에서 기각되었으므로 자가 거주 변수는 내생적 설명변수임을 알 수 있다. 그러나 자원봉사활동 중 환경보전 및 보호분야 활동과 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동에서는 귀무가설($\rho=0$)이 유의수준 5% 이내에서 기각되었으나 자녀 교육 관련 활동에서는 귀무가설($\rho=0$)을 기각할 수 없었다. 따라서 자녀 교육 관련 활동에 대해서는 일변량 프로빗 모형 추정 결과가 적절하다고 할 수 있다.

<표 3>에서 자녀 교육 관련 활동 이외의 사회적 자본 창출 활동에 대해 자가 거주 변수의 추정계수는 양(+)으로 유의수준 1%에서 유의하였다. 응답자가 자가 거주이면 임차 거주에 비해 이러한 사회적 자본 창출 활동에 적극적이라는 것을 의미한다. 자녀 교육 관련 활동을 제외한 나머지 사회적 자본 창출 활동에 대해 <표 3>의 자가 거주 변수의 추정계수를 일변량 프로빗 모형 추정 결과인 <표 2>의 자가 거주 변수 추정계수와 비교해보면 축차형 이변량 프로빗 모형의 추정계수의 크기가 일변량 프로빗 모형에서의 추정계수보다 크다는 것을 알 수 있다. 이 결과는 자가 거주와 내생성이 존재함에도 불구하고 이를 통제하지 않고 일변량 프로빗 모형으로 추정하면 자가 거주가 사회적 자본 창출 활동에 미치는 효과를 과소평가할 수 있다는 것을 보여준다.

거주기간 변수의 추정계수는 응답자의 사회참여활동, 환경보전 및 보호분야 활동, 기부활동에 유의한 양(+)의 부호를 보여 거주기간이 길수록(주거안정성이 클수록) 이러한 사회적 자본 창출 활동에 참여할 확률이 높은 것으로 나타나 주거안정성이 사회적 자본 창출의 원인이 된다는 해외 연구 결과와 유사하다. 그러나 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동에 대해서는 거주기간 변수의 추정계수가 유의하지 않아 해당 활동은 주거안정성과 관계가 없는 것으로 나타났다.

<표 3>은 거주기간을 설명변수에 포함시킨 추정 결과이다. 따라서 자가 거주 추정계수는 자가 거주와 주거안정성(거주기간 변수가 반영하고 있는)을 제외한 자가 거주 자체의 영향으로 해석할 수 있다. 미국의

17) 사회적 자본 창출 활동 모형(식 (4))과 동시에 추정된 주택점유형태 결정 모형(식 (3))의 추정 결과는 부록의 <표 A-3>에 제시되어 있다.

<표 3> 축차형 이변량 프로빗 모형 추정 결과

변수	사회참여활동				자원봉사활동	
	민원제안 및 제기		정책관련 사업 참여		자녀 교육 관련 활동	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	0.048	0.26	-0.410	-2.15	-1.785	-9.88
주택점유형태(자가=1)	0.435 ***	2.79	0.438 ***	2.98	0.223 *	1.95
거주기간	0.003 **	2.35	0.005 ***	3.14	0.021 ***	4.36
주택점유형태(자가=1)×거주기간					-0.023 ***	-3.36
성별(남성=1)	-0.046 *	-1.70	-0.096 ***	-3.32	-0.203 ***	-3.11
가구주 연령/10	-0.206 ***	-3.22	-0.217 ***	-3.37	-0.135 ***	-4.56
(가구주 연령/10) ²	0.012 **	2.54	0.013 ***	2.65		
가구원 수	-0.029 **	-2.07	-0.021	-1.44	0.132 ***	4.98
교육수준(전문대 이상=1)	0.091 ***	3.58	-0.037	-1.36	0.195 ***	3.00
월소득 200만원 미만	-0.072 *	-1.86	-0.020	-0.50	0.030	0.31
월소득 400~600만원 이하	0.075 **	2.53	0.027	0.87	0.052	0.83
월소득 600~800만원 이하	0.057	1.28	-0.012	-0.26	0.164 **	2.06
월소득 800만원 이상	0.075	1.23	-0.156 **	-2.29	0.118	0.94
ρ	-0.215 **	-2.29	-0.203 **	-2.29	0.018	0.38
Log Likelihood	-21641.096		-19582.342		-12487.902	
내생성 검정 통계량(χ ²)	4.90 (p-val=0.03)		4.94 (p-val=0.03)		0.15 (p-val=0.70)	

변수	자원봉사활동				기부활동	
	환경보전 및 보호분야 활동		사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동			
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-1.815	-10.89	-1.064	-7.76	-0.137	-1.29
주택점유형태(자가=1)	0.467 ***	2.65	0.889 ***	6.56	0.507 ***	3.67
거주기간	0.006 ***	2.75	-0.001	-0.60	0.003 *	1.93
성별(남성=1)	-0.118 **	-2.53	-0.279 ***	-7.72	-0.101 ***	-3.87
가구주 연령/10	-0.001	-0.02	-0.121 ***	-5.67	-0.106 ***	-4.78
가구원 수	-0.003	-0.13	-0.072 ***	-4.22	-0.070 ***	-5.28
교육수준(전문대 이상=1)	0.148 ***	3.44	0.282 ***	7.70	0.210 ***	8.52
월소득 200만원 미만	-0.061	-0.97	0.056	1.09	-0.166 ***	-4.27
월소득 400~600만원 이하	-0.070	-1.48	0.014	0.36	0.076 ***	2.64
월소득 600~800만원 이하	-0.020	-0.29	0.133 **	2.34	0.199 ***	4.58
월소득 800만원 이상	-0.014	-0.15	0.175 **	2.24	0.356 ***	5.99
ρ	-0.253 **	-2.41	-0.482 ***	-6.02	-0.253 ***	-3.00
Log Likelihood	-13992.134		-15316.460		-22353.023	
내생성 검정 통계량(χ ²)	5.30 (p-val=0.02)		25.39 (p-val=0.000)		8.22 (p-val=0.004)	
표본 수	19,958		19,958		19,958	

주: 1) 지역(구) 더미를 추가하여 추정하였으며 지역 더미 추정계수는 표에서 생략함.

2) t-값은 강건표준오차를 이용하여 계산함.

3) (가구주 연령/10)² 변수는 민원제안 및 제기, 정책관련 사업 참여 활동에서만 유의하였음.

4) 주택점유형태(자가=1)×거주기간 변수는 자녀 교육 관련 활동에서만 유의하였음.

5) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

자료를 이용한 DiPasquale and Glaeser(1999)의 연구에서는 거주기간을 설명변수로 포함시켰을 때 자가 거주 의 추정계수가 크게 감소하였으며, 그들은 이 결과를 토 대로 미국 가구의 사회적 자본 창출 활동은 자가 거주 자체보다는 주거안정성에 크게 영향을 받는다고 주장하 였다. 그러나 본 연구에서는 이러한 결과가 나타나지 않 았다.

자녀 교육 관련 활동에 대해서는 축차형 이변량 프로 빗 모형 추정 결과인 <표 3>에서 ρ 가 통계적으로 유의하 지 않으므로 일변량 프로빗 모형 추정 결과인 부록 <표 A-2>에 기초하여 해석되는 것이 바람직하다. 부록 <표 A-2>에서 자가 거주 변수는 유의수준 1%에서 양(+)으로 유의하였다. 또한 자가 거주 변수와 거주기간 변수의 상 호작용항은 유의수준 1%에서 음(-)으로 유의하였다. 이 러한 결과는 자가 거주가 자녀 교육 관련 활동에 미치는 영향은 거주기간이 길수록 감소한다는 것을 의미한다. 자녀 교육 관련 활동은 학부모들 사이에 다양한 사회적 네트워크가 형성될 수 있는 기회를 제공한다. 이를 통해 자녀의 교육에 도움이 되는 여러 가지 정보를 얻을 수 있기 때문이다. 그러나 거주지역에 오래 거주한 학부모 의 경우 이미 학부모 사이의 사회적 네트워크가 충분히 형성되었을 가능성이 높기 때문에 해당 활동을 지속적 으로 유지할 유인이 크지 않다. 반면 해당 지역사회에 신규로 진입한(거주기간이 짧은) 학부모의 경우 자녀가 다니는 학교나 기타 보습교육 정보를 얻는 것이 중요할 것이다.

남성 응답자는 여성 응답자에 비해 사회적 자본 창출 활동 참여 확률이 낮은 것으로 추정되었다. 남성 응답자 는 여성 응답자에 비해 직장을 가지고 있을 확률이 더 높기 때문에 시간적 제약이 사회적 자본 창출 활동 참여 에 영향을 주었을 것으로 판단된다.¹⁸⁾ 환경보전 및 보호 분야 활동을 제외한 나머지 활동에서 가구주 연령이 높 을수록 사회적 자본 창출 활동 참여 확률은 감소하는 것 으로 추정되었다.

가구원 수는 전반적으로 사회적 자본 창출 활동과 음 (-)의 관계를 보였으나, 자녀 교육 관련 활동에 대해서는 양(+)의 관계를 보였다. 가구원 수가 많을수록 가구 내에 서 이루어지는 다양한 활동에 투입해야 할 시간이 많기 때문에 사회적 자본 창출 활동에 투입할 수 있는 시간과

상충 관계를 가질 가능성이 높을 것이다. 그러나 자녀 교육 관련 활동의 경우 자녀가 많을수록 더 많은 시간이 투입될 가능성이 크다.¹⁹⁾ 한편 응답자의 교육수준이 높 을수록 정책관련 사업 참여 활동을 제외한 나머지 사회 적 자본 창출 활동 참여 확률이 높은 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 많은 해외 연구들에서도 발견된다. Leviten-Reid and Matthew(2018)는 고학력자일수록 더 좋은 직 업을 갖게 되며 이러한 직업에 대한 자부심이 다른 사람들 과의 사회적 네트워크 형성에 긍정적인 영향을 준다고 해석하고 있다.

응답자의 가구소득 수준은 사회적 자본 창출 활동 유 형에 따라 다른 영향을 보였다. 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동과 기부활동에서는 고소득층일수록 해당 활동 참여 확률도 높은 것으로 추정되었으나, 민원 제안 및 제기, 자녀 교육 관련 활동은 중간 소득계층의 참여 확률이 높았고, 정책관련 사업 참여 활동에 대해서 는 고소득층의 참여 확률이 오히려 낮았다. 그리고 환경 보전 및 보호분야 활동은 소득수준 변수가 유의하지 않 았다. 이러한 결과는 사회적 자본 창출 활동이 소득계층 에 따라 일정하지 않고 차별화되어 나타나고 있다는 것 을 의미한다. 각각의 생애주기와 소득수준에 따라 관심 을 갖고 참여하는 사회적 자본 창출 활동이 다를 수 있다 는 것을 보여준다.

<표 3>에서는 자원봉사활동(자녀 교육 관련 활동, 환 경보전 및 보호분야 활동, 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동)을 이항변수(활동에 참여했으면 1, 아 니면 0)로 측정하여 모형을 추정하였다. 그런데 설문 자료는 지난 1년간 해당 활동을 한 횟수를 제공하고 있다. <표 3>의 자원봉사활동 추정 결과의 강건성을 확인하기 위해 종속변수를 지난 1년간 해당 자원봉사 활동 횟수로 측정하여 모형을 재추정하였다. 자원봉사 활동 여부는 응답자의 선택에 의해서 결정되고 자원봉 사활동을 하지 않으면 자원봉사활동 횟수가 0으로 측 정되므로 이 두 가지 특성을 반영하여 토빗 모형을 이 용하여 추정하였다. 축차형 이변량 토빗 모형은 식 (3)~(5)와 유사한 구조를 갖는데 식 (4)의 오차항에 대 해 표준정규분포를 가정한 프로빗 모형 대신 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 정규분포를 가정하는 토빗 모형으 로 대체하는 차이만 존재한다.

18) 남성 응답자 중 약 84%가 직업이 있다고 응답한 반면 여성 응답자 중 직업이 있다고 응답한 비율은 59%였다.

19) 자녀 교육 관련 활동에 참여한 가구와 그렇지 않는 가구를 비교해 보면 가구 내 15세 이상 가구원 수는 큰 차이가 없었으나 15세 미 만 가구원 수는 자녀 교육 관련 활동에 참여한 가구가 그렇지 않는 가구에 비해 평균적으로 2.4배(=0.609/0.253) 많았다.

<표 4>에는 토빗 모형 추정 결과 중 자가 거주, 거주 기간, 자녀 교육 관련 활동의 경우 자가 거주와 거주기간의 상호작용항, 상관계수에 대한 추정계수와 통계적 유의성만을 제시하였다. 환경보전 및 보호분야 활동 횟수와 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동 횟수에서는 사회적 자본 창출 활동 추정식과 주택점유형태 추정식의 오차항의 상관계수(ρ)가 유의수준 5% 이내에서 유의하여 자가 거주 변수가 내생적 설명변수로 나타났다. 환경보전 및 보호분야 활동 횟수는 자가 거주 응답자가 임차 거주 응답자에 비해서 많으며, 또한 거주기간이 길수록 해당 봉사활동 횟수도 많은 것으로 추정되었다. 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동 횟수는 임차 거주 응답자에 비해 자가 거주 응답자가 더 많았으나 거주기간은 해당 활동 횟수에 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 축차형 이변량 프로빗 모형 추정 결과와 동일하다.

한편 자녀 교육 관련 활동 횟수에 대한 이변량 토빗 모형 추정 결과 ρ 가 유의하지 않았다. 따라서 자녀 교육 관련 활동에서 자가 거주 변수를 순수 외생변수로 볼 수 있으므로 일변량 토빗 모형을 추정하였다. 토빗 모형 추정 결과에서 나타난 설명변수의 통계적 유의성과 부호는 자녀 교육 관련 활동 여부를 추정한 일변량 프로빗 모형 추정 결과와 유사하였다.

2. 한계효과

자가 거주가 각각의 사회적 자본 창출 활동에 미치는 영향은 한계효과를 계산하여 파악할 수 있다. 본 연구에서는 먼저 모든 응답자에 대해 자가 거주와 개별 한계효과를 계산한 다음 그 값을 평균하여 한계효과(average partial effect)를 구하였다. 일변량 프로빗 모형이나 축차형 이변량 프로빗 모형에서 자가 거주와 한계효과(APE)는 다음과 같이 계산된다. $\Phi(\cdot)$ 을 표준정규누적확률함수라 할 때

$$APE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\Phi(z_{1i}'\hat{\alpha} + \hat{\beta}) - \Phi(z_{1i}'\hat{\alpha})] \quad (7)$$

<표 5>는 거주기간을 포함한 축차형 이변량 프로빗 모형 추정 결과와 거주기간을 제외한 축차형 이변량 프로빗 모형 추정 결과를 이용하여 식 (7)에 의거하여 계산한 한계효과를 제시하고 있다. 단, 자녀 교육 관련 활동에 대해서는 축차형 이변량 프로빗 모형이 적절하지 않았으므로 일변량 프로빗 모형 추정 결과를 이용하여 한계효과를 계산하였다.

한계효과 계산 결과 자가 거주와 거주기간의 영향은 기부활동, 민원제안 및 제기, 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급

<표 4> 자원봉사활동 횟수에 대한 토빗 모형 추정 결과

변수	자녀 교육 관련 활동		환경보전 및 보호분야 활동		사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-37.006	11.64	-54.721	-3.30	-23.839	-6.50
주택점유형태(자가=1)	3.233 **	2.10	5.043 **	2.33	24.007 **	2.04
거주기간	0.384 ***	3.06	0.137 **	2.29	-0.036	-0.78
주택점유형태(자가=1)×거주기간	-0.292 *	-1.79				
ρ			-0.086 **	-2.37	-0.610 ***	-3.58
σ	417.940 ***	3.48	25.592 ***	2.65	21.858 ***	4.21
Log Likelihood	-2280.241		-16170.409		-18905.647	
내생성 검정 통계량(χ^2)			5.582 (p-val=0.018)		6.83 (p-val=0.001)	
표본 수	19,958		19,958		19,958	

- 주: 1) 자녀 교육 관련 활동은 일변량 토빗 모형, 환경보전 및 보호분야 활동과 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동은 축차형 이변량 토빗 모형 추정 결과임.
 2) 환경보전 및 보호분야 활동과 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동 추정에서 자가 거주와 거주기간의 상호작용항 추정계수는 통계적으로 유의하지 않았음.
 3) 설명변수로 가구원 수, 가구주 성별, 가구주 교육수준, 가구주 연령, 소득구간 및 지역(구) 더미를 추가한 결과임.
 4) t-값은 강건표준오차를 이용하여 계산함.
 5) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

관련 활동, 정책관련 사업 참여, 환경보전 및 보호분야 활동 순으로 높게 나타났다. 거주기간이 포함된 추정 결과에 기초한 한계효과를 보면 자가 거주 응답자는 임차 거주 응답자에 비해 민원제안 및 제기 활동에 참여할 확률이 12.8%p, 정책관련 사업 참여 확률은 10.2%p 높은 것으로 계산되었다. 한편 자원봉사활동 영역에서는 자가 거주 응답자가 임차 거주 응답자에 비해 환경보전 및 보호분야 활동 참여 확률은 3.6%p, 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동 참여 확률은 11.4%p 높았다. 특히 기부활동 참여 확률은 자가 거주 응답자가 임차 거주 응답자에 비해 약 16%p 높았다. 일변량 프로빗 모형 추정 결과를 이용하여 측정한 자녀 교육 관련 활동에 대한 한계효과는 0.003으로 주택점유형태가 자녀 교육 관련 활동 참여 확률에 미치는 영향은 거의 없다고 볼 수 있다.

<표 5> 자가 거주자의 한계효과

사회적 자본 창출 활동	거주기간 포함	거주기간 제외
민원제안 및 제기	0.1275	0.1338
정책관련 사업 참여	0.1019	0.1091
환경보전 및 보호분야 활동	0.0356	0.0379
사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동	0.1143	0.1133
기부활동	0.1586	0.1613
자녀 교육 관련 활동	0.0030	-

주: 1) 자녀 교육 관련 활동에 대한 한계효과는 일변량 프로빗 모형 추정 결과를 이용하여 측정함.

2) 거주기간을 설명변수에서 제외하였을 때 자가 거주자 자녀 교육 관련 활동에 미치는 영향은 유의하지 않았음.

거주기간을 설명변수에서 제외한 모형을 추정하여 계산된 한계효과는 거주기간을 포함한 경우의 한계효과와 유사하거나 또는 높게 측정되었는데 그 차이는 크지 않았다. 이러한 결과는 거주기간이 사회적 자본 창출 활동에 긍정적인 영향을 준다고 하더라도 자가 거주 자체의 영향력을 크게 감소시키지 않는다는 것을 의미하며, DiPasquale and Glaeser(1999)의 연구와는 다른 결과이다.

한편 선행연구에서 살펴본 바와 같이 일부 해외 연구(McCabe, 2013; Bloze and Skak, 2015; Fesselmeyer and Seah, 2017)에서는 자가 거주자는 주택 투자의 금전적 이익과 관계가 높은 사회적 자본 창출 활동에 더

적극적인, 즉 선택적인 행태를 보인다고 밝히고 있다. 그러나 본 연구의 한계효과 계산 결과는 이러한 주장을 지지하지 않고 있다. 본 연구에서는 사회적 자본 창출 활동 중 자가 거주자의 주택 가치를 유지 또는 증진시킬 것으로 보이는 활동으로 자원봉사활동 중 자녀 교육 관련 활동과 환경보전 및 보호분야 활동을 가정하였다. 그러나 <표 5>에서 제시한 바와 같이 자녀 교육 관련 활동과 환경보전 및 보호분야 활동의 한계효과의 크기는 분석 대상 활동 중 가장 작았다. 오히려 자가 거주자의 금전적 이익과 관련성이 거의 없을 것으로 생각되는 사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동이나 기부활동의 한계효과 크기가 상대적으로 높았다. 이러한 결과는 서울의 자가 거주 응답자의 사회적 자본 창출 활동과 관련된 의사결정 행태는 주택 투자에 대한 금전적 이익과 연관성이 없는, 즉 선택적이지 않다는 것을 의미한다.

V. 결론

본 연구에서는 자가 거주자 사회적 자본 창출 활동에 미치는 영향을 두 가지 측면에 초점을 두어 분석하였다. 첫째, 실증 분석 측면에서 사회적 자본 창출 활동에 대한 자가 거주 변수의 내생성 문제를 해결하기 위해 노력하였으며, 둘째, 자가 거주자의 사회적 자본 창출 활동이 주택 투자에 대한 금전적 이익과 관련성이 높은 활동에 집중되는 선택적인 행태를 보이는지 살펴 보았다.

이를 위해 2017년 서울서베이(도시정책지표 조사) 자료 중 응답자가 가구주인 자료만을 추출하여 사회적 자본 창출 활동을 사회참여활동, 자원봉사활동, 기부활동 영역으로 나누어 해당 활동과 자가 거주와의 관계를 축차형 이변량 프로빗 모형을 이용하여 분석하였다. 또한 자원봉사활동 영역에서는 1년 동안의 자원봉사활동 횟수에 대한 정보가 제공됨에 따라 축차형 이변량 토빗 모형을 추정하여 축차형 이변량 프로빗 모형 추정 결과의 강건성을 확인하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 자원봉사활동 중 자녀 교육 관련 활동을 제외한 나머지 활동들에서는 자가 거주 변수가 내생적 설명변수로 나타났다. 그리고 이 경우 자가 거주를 순수 외생변수로 취급하는 일변량 프로빗 모형 추정 결과는 자가 거주자 사회적 자본 창출 활동에 미치는 효과를

과소평가할 수 있다는 것을 보여주었다.

둘째, 서울의 자가 거주 응답자의 사회적 자본 창출 활동 행태는 선택적이지 않았다. 자가 거주가 주택 투자에 따른 금전적 이익과 관련성이 별로 없는 자원봉사활동(사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동)이나 기부활동에 미치는 영향력이 다른 활동보다 상대적으로 높았다.

셋째, DiPasquale and Glaeser(1999)를 포함한 일부 해외 선행 연구들에서 자가 거주는 임차 거주에 비해 거주기간이 길기 때문에 주거안정성이 크고 이로 인해 사회적 자본 창출 활동에 긍정적 영향을 미친다고 분석하고 있으나 본 연구의 분석 결과에서는 거주기간의 영향력이 크지 않았다. 이는 자가 거주와 주거안정성 이외에 자가 거주 자체의 영향이 사회적 자본 창출 활동에 상대적으로 크게 존재하고 있다는 것을 의미한다.

사회적 자본이 가지고 있는 다양한 긍정적 요인들을 고려할 때 자가 거주와 사회적 자본 또는 사회적 자본 창출 활동의 관계에 대해서는 우리나라에서도 다양한 자료를 이용하여 여러 가지 방향의 후속 연구가 필요할 것으로 보인다. 본 연구에서는 우리나라의 경우 자가 거주 가구의 사회적 자본 창출 활동이 왜 선택적이지 않은지, 주거안정성 이외에 자가 거주가 가지고 있는 어떠한 특성들이 사회적 자본 창출 활동에 긍정적인 영향을 미치게 되는지에 대한 이유를 구체적으로 분석하지 못하였다. 이에 대해서는 보다 면밀하고 체계적인 실증 연구가 필요하다.

또한 사회적 자본 창출 활동이 어떠한 과정을 거쳐 사회적 자본으로 축적되며, 이 과정에서 자가 거주는 어떠한 역할을 하는지를 분석해 볼 필요도 있다. 마지막으로 일부 해외 연구(Yamamura, 2011c)에서 주장하는 바와 같이 사회적 자본 수준과 자가 거주가 쌍방 인과관계를 가지고 있는지, 쌍방 인과관계를 가지고 있다면 그 영향력은 얼마인지를 실증 분석해 보는 것도 유용할 것으로 생각된다.

논문접수일 : 2021년 1월 8일

논문심사일 : 2021년 1월 20일

게재확정일 : 2021년 2월 17일

참고문헌

1. 박현근, “지역사회 사회적 자본의 주거관련 영향요인에 관한 연구”, 「공공관리학보」, 제27권 제1호, 한국공공관리학회, 2013, pp. 237-267.
2. 김승남·김재홍, “근린의 사회적 혼합 수준과 거주민의 사회 자본 형성 및 도움 수혜 경험의 실증적 관계”, 「국토연구」, 제76권, 국토연구원, 2013, pp. 93-112.
3. 서울특별시, 「서울시 주거실태조사 용역 - 연구보고서」, 2017.
4. 서종녀·하성규, “공동주택 커뮤니티와 사회적 자본의 영향 요인 분석”, 「국토계획」, 제44권 제2호, 대한국토도시계획학회, 2009, pp. 183-193.
5. 양희진, “자가점유의 사회적 편익: 사회참여 증진효과에 관한 실증연구”, 「주택도시연구」, 제10권 제2호, SH공사 도시연구원, 2020, pp. 71-85.
6. 이소정·우윤석, “도시지역의 자가점유율과 투표율의 관계에 관한 연구: 2010년 지방선거를 중심으로”, 「국토연구」, 제83권, 국토연구원, 2014, pp. 151-165.
7. 정의철, “주택점유형태의 동태적 결정요인에 관한 연구”, 「주택연구」, 제25권 제4호, 한국주택학회, 2017, pp. 181-209.
8. 천현숙, “대도시 아파트 주거단지의 사회자본”, 「한국사회학」, 제38권 제4호, 한국사회학회, 2004, pp. 215-247.
9. 하성규, “주택점유형태에 따른 사회적 자본과 주거공동체 활성화”, 「주택연구」, 제17권 제4호, 한국주택학회, 2009, pp. 77-94.
10. Bhandari, H. and K. Yasunobu, “What is Social Capital? A Comprehensive Review of the Concept”, *Asian Journal of Social Science*, Vol. 37 No. 3, 2009, pp. 480-510.
11. Bloze, G. and M. Skak, “Do Homeowners Have More Social Capital? A Quantitative Approach”, *Critical Housing Analysis*, Vol. 2 No. 1, 2015, pp. 11-21.
12. Bourdieu, P., “The Forms of Capital”, Richardson, R. G. ed., *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, Greenwood Press, 1986, pp. 241-258.
13. Bowles, S. and H. Gintis, “Social Capital and Community Governance”, *The Economic Journal*, Vol. 112, 2002, pp. 419-436.
14. Coleman, J. S., *Foundations of Social Theory*, Harvard University Press, 1990.
15. Cox, K. R., “Housing Tenure and Neighborhood Activism”, *Urban Affairs Quarterly*, Vol. 18 No. 1, 1982, pp. 107-129.
16. Dietz, R. and D. Haurin, “The Social and Private Micro-level Consequences of Homeownership”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 54, 2003, pp. 401-450.
17. DiPasquale, D. and E. L. Glaeser, “Incentives and Social Capital: Are Homeowners Better Citizens?”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 45, 1999, pp. 354-384.
18. Fesselmeyer, E. and K. Y. Seah, “Individual Payoffs and the Effect of Homeownership on Social Capital Investment”, *Journal of Housing Research*, Vol. 27 No. 1, 2017, pp. 59-78.
19. Greene, W. H., *Econometric Analysis*, 8th Edition, Pearson Education, Inc., 2018.
20. Haurin, D., T. Parcel and R. Haurin, “Does Homeownership Affect Child Outcomes?”, *Real Estate Economics*, Vol. 30, 2002, pp. 635-666.
21. Huber, P. and J. Montag, “Homeownership, Political Participation, and Social Capital in Post-Communist Countries and Western Europe”, *KYKLOS*, Vol. 73 No. 1, 2020, pp. 96-119.
22. Leviten-Reid, C. and R. A. Matthew, “Housing Tenure and Neighborhood Social Capital”, *Housing, Theory and Society*, Vol. 35 No. 3, 2018, pp. 300-328.
23. Lin, N., *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*, Cambridge University Press, 2001.
24. McCabe, B. J., “Are Homeowners Better Citizens? Homeownership and Community Participation in the United States”, *Social Forces*, Vol. 91 No. 3, 2013, pp. 929-954.
25. Manturuk, K., M. Lindblad and R. Quercia, “Friends and Neighbors: Homeownership and Social Capital Among Low-to Moderate-Income Families”, *Journal of Urban Affairs*, Vol. 32 No. 4, 2010, pp. 471-488.
26. OECD, *The Well-being of Nations: The Role of Human and Social Capital*, 2001.
27. Putnam, R. D., *Bowling Alone*, New York: Simon and Schuster, 2000.
28. Roskrugue, M., A. Grimes, P. McCann and J. Poot, “Homeownership, Social Capital and Satisfaction with Local Government”, *Urban Studies*, Vol. 50 No. 12, 2013, pp. 2517-2534.
29. Rotolo, T., J. Wilson and M. E. Hughes, “Homeownership and Volunteering: An Alternative Approach to Studying Social Inequality and Civic Engagement”, *Sociological Forum*, Vol. 25 No. 3, 2010, pp. 570-587.
30. Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Edition, The MIT Press, 2010.
31. Yamamura, E., “Comparison of the Effects of Homeownership by Individuals and Their Neighbors on Social Capital Formation: Evidence from Japanese General Social Surveys”, *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 40 No. 5, 2011a, pp. 637-644.
32. Yamamura, E., “How Do Neighbors Influence Investment in Social Capital? Homeownership and Length of Residence”, *International Advances in Economic Research*,

Vol. 17 No. 4, 2011b, pp. 451-464.

33. Yamamura, E., "Homeownership and Investment for Social Capital In Japan: Dynamic Panel Approach", *Economics Bulletin*, Vol. 31 No. 3, 2011c, pp. 2250-2259.
34. 서울서베이 홈페이지, <http://data.si.re.kr/node/523>
35. 한국부동산원 부동산통계정보 홈페이지, <http://www.r-one.co.kr>
36. 한국은행 경제통계시스템 홈페이지, <http://ecos.bok.or.kr>
37. KB부동산 홈페이지, <https://onland.kbstar.com>

<국문요약>

자가 거주가 사회적 자본 창출 활동에 미치는 영향 분석

이 수 영 (Lee, Soo-Young)

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)

본 연구에서는 서울특별시 가구를 대상으로 자가 거주가 사회적 자본 창출 활동에 미치는 영향을 두 가지 측면에 초점을 두어 분석하였다. 첫째, 실증 분석 측면에서 사회적 자본 창출 활동에 대한 자가 거주 변수의 내생성 문제를 해결하기 위해 노력하였으며, 둘째, 자가 거주자의 사회적 자본 창출 활동이 주택 투자에 대한 금전적 이익과 관련성이 높은 활동에 집중되는 선택적인 행태를 보이는지 살펴보았다.

이를 위해 2017년 서울 서베이(도시정책지표 조사) 자료 중 응답자가 가구주인 자료만을 추출하여 사회적 자본 창출 활동을 사회참여활동, 자원봉사활동, 기부활동 영역으로 나누어 해당 영역의 활동들과 자가 거주와의 관계를 축차형 이변량 프로빗 모형을 이용하여 분석하였다.

실증 분석 결과 자원봉사활동 중 자녀 교육 관련 활동을 제외한 나머지 활동들에서 자가 거주 변수가 내생적 설명변수로 나타났으며, 이 경우 자가 거주를 순수 외생변수로 취급하는 일변량 프로빗 모형 추정 결과는 자가 거주가 사회적 자본 창출 활동에 미치는 효과를 과소평가할 수 있다는 것을 보여주었다. 또한 자가 거주 응답자의 사회적 자본 창출 활동 행태는 선택적이지 않았다. 자가 거주가 사회적 자본 창출 활동에 미치는 한계효과는 주택 투자에 따른 금전적 이익과 관련성이 별로 없는 자원봉사활동(사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동)이나 기부활동 등에서 상대적으로 높았다.

주 제 어 : 자가 거주, 사회적 자본, 내생성, 축차형 이변량 프로빗 모형, 주거 안정성

<부록>

<표 A-1> 선행 연구별 사회적 자본 창출 활동 유형, 자가 거주주의 통계적 유의성 및 내생성 처리 여부

	선거		근린지역 모임		스포츠 모임		기부단체		자원봉사		시민단체		정치활동		종교모임		사회참여 활동	
	유의성	내생성	유의성	내생성	유의성	내생성	유의성	내생성	유의성	내생성	유의성	내생성	유의성	내생성	유의성	내생성	유의성	내생성
Cox (1982)													+(*)	X				
DiPasquale and Glaeser (1999)	+(*)	○	+(*)	○					+(*)	○	+(*)	○			+(*)	○		
Rotolo et al.(2010)									+(*)	X								
Yamamura (2011a)			+(*)	○														
Yamamura (2011b)			+(*)	○														
Yamamura (2011c)									+(*)	○								
McCabe (2013)	+(*)	X	+(*)	X	+(*)	X					+(*)	X			+(-)	X		
Roskrige et al.(2013)			+(*)	○														
Bloze and Skak(2015)	+(*)	X	+(*)	X	+(*)	X	-(*)	X										
Fesselmeier and Seah (2017)			+(*)	○					-(-)	○	+(-)	○	+(-)	○				
Leviten-Reid and Matthew (2018)	+(*)	X	+(-)	X	+(*)	X									+(-)	X		
Huber and Montag (2020)	+(*)	○											-(*)	○				
이소정·우윤석 (2014)	+(*)	X																
양희진 (2020)									+(*)	X							+(*)	X

주: 1) 유의성은 자가 거주 변수의 부호와 통계적 유의성을 말하며, +, -는 자가 거주 변수의 영향력의 방향을 의미하며, 괄호 안 의 *는 유의함, -는 유의하지 않음을 의미함.

2) 내생성은 자가 거주 변수의 내생성 통제여부(○, X)를 의미함.

3) 근린지역 모임에는 소속된 비전문조직(nonprofessional organizations)의 수, 근린단체(neighborhood association) 참여, 학교·근린·커뮤니티 모임(school, neighborhood or community group) 참여, 학교위원회 위원(member of a school board) 활동, 근린이웃 모임(block meeting), 지역사회 활동(community activities) 참여가 포함됨.

4) 정치활동에는 정치단체, 파업, 시위, 청원활동 참여가 포함됨.

5) 양희진(2020) 연구의 사회참여활동에는 민원제기, 의견달기, 정책 사업 참여, 정책제안 활동이 포함됨.

<표 A-2> 일반량 프로빗 모형 추정 결과

변수	사회참여활동				자원봉사활동	
	민원제안 및 제기		정책관련 사업 참여		자녀 교육 관련 활동	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-0.232	-1.61	-0.670	-4.25	-1.770	-10.14
주택점유형태(자가=1)	0.081 ***	3.48	0.105 ***	4.08	0.252 ***	3.19
거주기간	0.003 **	2.41	0.005 ***	3.20	0.021 ***	4.36
주택점유형태(자가=1)×거주기간					-0.023 ***	-3.36
성별(남성=1)	-0.030	-1.13	-0.081 ***	-2.85	-0.204 ***	-3.13
가구주 연령/10	-0.107 **	-2.13	-0.126 **	-2.33	-0.140 ***	-5.46
(가구주 연령/10) ²	0.008 *	1.73	0.009 *	1.93		
가구원 수	-0.010	-0.90	-0.003	-0.27	0.130 ***	4.96
교육수준(전문대 이상=1)	0.090 ***	3.49	-0.040	-1.45	0.195 ***	3.00
월소득 200만원 미만	-0.111 ***	-3.25	-0.057	-1.57	0.033	0.34
월소득 400~600만원 이하	0.106 ***	4.07	0.056 **	1.96	0.049	0.79
월소득 600~800만원 이하	0.114 ***	3.12	0.040	1.00	0.159 **	1.99
월소득 800만원 이상	0.133 **	2.42	-0.103	-1.61	0.113	0.90
Log Likelihood	-10553.661		-8494.666		-1398.410	
변수	자원봉사활동				기부활동	
	환경보전 및 보호분야 활동		사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동			
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-2.029	-14.49	-1.486	-11.76	-0.338	-4.09
주택점유형태(자가=1)	0.053	1.30	0.097 ***	2.83	0.093 ***	4.10
거주기간	0.006 ***	2.76	-0.001	-0.47	0.003 *	1.92
성별(남성=1)	-0.100 **	-2.13	-0.256 ***	-6.73	-0.083 ***	-3.21
가구주 연령/10	0.060 ***	3.69	-0.010	-0.70	-0.044 ***	-4.64
가구원 수	0.021	1.08	-0.031 *	-1.81	-0.046 ***	-4.19
교육수준(전문대 이상=1)	0.147 ***	3.32	0.298 ***	7.58	0.211 ***	8.39
월소득 200만원 미만	-0.120 **	-2.05	-0.034	-0.66	-0.222 ***	-6.62
월소득 400~600만원 이하	-0.033	-0.74	0.091 **	2.31	0.117 ***	4.63
월소득 600~800만원 이하	0.049	0.81	0.289 ***	5.68	0.273 ***	7.84
월소득 800만원 이상	0.060	0.68	0.344 ***	4.72	0.435 ***	8.40
Log Likelihood	-2904.092		-4236.538		-11267.221	
표본 수	19,958		19,958		19,958	

주: 1) 지역(구) 더미를 추가하여 추정하였으며 지역 더미 추정계수는 표에서 생략함.

2) t-값은 강건표준오차를 이용하여 계산함.

3) (가구주 연령/10)² 변수는 민원 제안 및 제기, 정책관련 사업 참여 활동에서만 유의하였음.

4) 주택점유형태(자가=1)×거주기간 변수는 자녀 교육 관련 활동에서만 유의하였음.

5) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

<표 A-3> 축차형 이변량 프로빗 모형 주택점유형태 추정결과

변수	사회참여활동				자원봉사활동	
	민원제안 및 제기		정책관련 사업 참여		자녀 교육 관련 활동	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-4.933	-27.29	-4.934	-27.32	-4.931	-27.25
성별(남성=1)	0.150 ***	5.78	0.150 ***	5.78	0.149 ***	5.77
가구주 연령/10	1.107 ***	18.76	1.107 ***	18.76	1.110 ***	18.82
(가구주 연령/10) ²	-0.059 ***	-11.06	-0.058 ***	-11.07	-0.059 ***	-11.12
가구원 수	0.167 ***	14.76	0.167 ***	14.79	0.167 ***	14.86
수입 200만원 미만	-0.381 ***	-11.61	-0.380 ***	-11.60	-0.379 ***	-11.56
수입 400~600만원 이하	0.249 ***	9.98	0.249 ***	9.97	0.249 ***	9.94
수입 600~800만원 이하	0.456 ***	12.60	0.456 ***	12.62	0.453 ***	12.57
수입 800만원 이상	0.444 ***	7.75	0.446 ***	7.78	0.444 ***	7.74
상대주거비용	0.254 ***	2.99	0.256 ***	3.01	0.245 ***	2.89
표본 수	19,958		19,958		19,958	

변수	자원봉사활동				기부활동	
	환경보전 및 보호분야 활동		사회적 약자, 문화예술, 재난 응급 관련 활동			
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-4.941	-27.37	-4.922	-27.32	-4.933	-27.33
성별(남성=1)	0.149 ***	5.75	0.143 ***	5.53	0.148 ***	5.71
가구주 연령	1.114 ***	18.96	1.112 ***	19.05	1.111 ***	18.97
가구주 연령제곱	-0.059 ***	-11.24	-0.059 ***	-11.29	-0.059 ***	-11.24
전체 가구원 수	0.167 ***	14.86	0.168 ***	14.99	0.168 ***	14.91
수입 200만원 미만	-0.378 ***	-11.53	-0.390 ***	-11.83	-0.380 ***	-11.60
수입 400~600만원 이하	0.249 ***	9.96	0.244 ***	9.77	0.249 ***	9.95
수입 600~800만원 이하	0.454 ***	12.59	0.450 ***	12.50	0.456 ***	12.64
수입 800만원 이상	0.445 ***	7.76	0.436 ***	7.59	0.447 ***	7.75
상대주거비용	0.244 ***	2.89	0.237 ***	2.81	0.246 ***	2.90
표본 수	19,958		19,958		19,958	

주: 1) t-값은 강건표준오차를 이용하여 계산함.

2) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.