

이웃에 대한 신뢰가 주거이동과 생활권 선택 의향에 미치는 영향에 관한 연구

- 서울시 거주 가구를 중심으로 -

박병훈*·정익철**

The Effects of Trust in Neighbors on Residential Mobility and Community Choice Plans

- The Case of Residents in Seoul -

Byung-Hoon Park*·Eui-Chul Chung**

요약 : 이 연구는 2017년 서울서베이의 가구주 자료를 이용하여 이웃에 대한 신뢰가 주거이동 의향과 동일 생활권 선택 의향에 미치는 영향을 분석하였다. 동일 생활권으로의 주거이동 의향 추정 시 존재할 수 있는 표본선택 편익의 문제를 해결할 목적으로 표본선택 이변량 프로빗 모형을 추정하였다. 실증분석 결과, 이웃에 대한 신뢰가 높을수록 주거이동 의향이 낮으며, 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향은 큰 것으로 확인됐다. 이웃을 신뢰하지 않는 가구보다 이웃을 신뢰한다고 응답한 가구의 주거이동 의향은 5.47%p 낮았고, 주거이동 의향이 있는 가구에서는 이웃을 신뢰한다고 응답한 가구의 동일 생활권 선택 의향이 이웃을 신뢰하지 않는 가구보다 4.7%p 높은 것으로 측정되었다. 이러한 결과는 이웃에 대한 신뢰가 가구의 주거이동 의사결정에 의미 있는 영향요인이며, 이웃에 대한 신뢰가 클수록 주거안정성이 높다는 것을 의미한다. 주거공동체 형성은 근린지역의 주거안정성을 전제로 하므로 마을공동체 정책 등 주거공동체 조성을 위한 다양한 정책에는 이웃에 대한 신뢰를 높이는 방안이 고려될 필요가 있다.

주제어 : 이웃에 대한 신뢰, 주거이동, 생활권 선택, 표본선택 이변량 프로빗 모형

ABSTRACT : This study empirically examines the effects of trust in neighbors on residential mobility and community choice plans for the residents in Seoul. A bivariate probit model is estimated using the data of Seoul Survey in 2017. Empirical results show that residents who have higher trust in their neighbors are less likely to plan to move and, if the residents plan to move, those who have higher trust in their neighbors are more likely to move to the same living areas as their current residences. The probability of planning to move of the residents trusting their neighbors is estimated to be about 5.5 percentage points lower than those who do not trust their neighbors. Among the group of residents who plan to move, the probability of planning to move to the same living areas is estimated to be about 4.7 percentage points higher for the residents trusting their neighbors than those who do not trust their neighbors. These results indicate that trust in neighbors is a meaningful factor affecting households' mobility decisions. To enhance neighborhood stability, community development policies need to consider strengthening trust between neighbors.

KeyWords : Trust in Neighbors, Residential Mobility, Community Choice, Bivariate Probit Model with Sample Selection

* 건국대학교 일반대학원 부동산학과 박사과정 수료(Ph.D. Candidate, Graduate School, Konkuk University)

** 건국대학교 부동산학과 교수(Professor, Dept. of Real Estate Studies, Konkuk University), 교신저자(E-Mail: echung@konkuk.ac.kr, Tel: 02-450-4069)

I. 서론

가구는 주어진 예산제약 조건하에서 효용을 극대화하려고 주택과 기타 재화 소비량, 주택점유형태를 선택한다. 그리고 다양한 외생적 조건의 변화에 따라 기존의 선택이 최적상태에서 벗어나게 되면 새로운 조건에서 주택과 기타 재화 소비량, 주택점유형태를 변화시켜 효용극대화를 추구한다. 주택은 위치적으로 고정되어 있는 특성을 가지고 있기 때문에 주택소비량이나 주택점유형태의 변화는 대부분 주거이동을 통해서 이루어지며, 생애주기에 따른 가구특성과 경제적 조건의 변화, 주택시장 여건이나 주거환경의 변화 등이 주거이동을 유발하게 된다.

주거이동을 연구한 많은 문헌은 이러한 이론적 틀에 기초하여 주거이동 결정요인을 분석했으며, 국내 가구를 대상으로 방대한 연구 결과가 축적되었다. Rossi(1955), Clark and Onaka(1983) 같은 고전적 연구를 출발점으로 삼아 1인 가구(변미리 외, 2019), 신혼부부가구(박승우·남궁미, 2018), 노인가구(송주연·전희정, 2018), 베이비부머(김진후·이재수, 2020) 등 여러 단계의 생애주기에 속한 가구의 주거이동 결정요인이 분석되었으며, 저소득 가구의 주거이동(강미·이재우, 2018; 주희선, 2019), 자녀 연령별 교육목적 주거이동(정재은·박천규, 2015) 등 가구의 사회·경제적 특성이 주거이동에 미치는 효과도 분석된 바 있다. 또한, 상대주거비용처럼 주택시장 변수가 주거이동에 미치는 영향이나(한지혜 외, 2015), 거주지역별 주거이동

요인의 차이(김주영, 2014)가 분석되기도 하였으며, 주거이동을 묵시적으로 가정하는 임차에서 자가로의 전환 등 주택점유형태 변화 결정요인이 여러 연구에서 분석되었다(Boehm and Schlottmann, 2004; 김준형·최막중, 2009; 이소영·정의철, 2017; 윤운채·김진유, 2018).

한편, 가구의 주거이동은 거주하는 지역의 사회적 특성인 이웃과의 관계에 따라서도 영향을 받는다. 이웃에 거주하는 주민은 사회적 네트워크를 통해 시간적·금전적·정서적 지원과 중요한 정보 교류 등 다양한 형태의 사회적 자원을 교환하고 편익을 얻는다. 이러한 사회적 자원은 본질적으로 지역적 인(location-specific) 특성을 가지고 있다(Kan, 2007). 이웃과의 사회적 네트워크가 유지될 때 사회적 자원의 교환이 가능하며, 주거이동으로 그 이웃과의 사회적 네트워크가 느슨해지거나 단절되면 사회적 자원의 교환으로 얻는 편익이 줄어들거나 사라지게 된다. 따라서 사회적 자원이 제공하는 편익을 꾸준히 향유하기 위해서는 사회적 네트워크가 존재하는 해당 지역에 계속 거주할 필요성이 높아진다.

그러나 이웃 간 사회적 네트워크는 자연적으로 형성되는 것이 아니다. 이웃 사이에 상호 신뢰가 구축되고 지속될 때 사회적 네트워크가 형성되고 유지된다. 이웃에 대한 신뢰가 높아질수록 사회적 네트워크가 공고해지고 사회적 자원이 풍부해지며 이를 통해 얻게 되는 편익이 증가한다.¹⁾ 따라서 이웃에 대한 신뢰 수준 또한 주거이동에 영향을 줄 수 있을 것이다.

일반적으로 사회적 네트워크와 이 네트워크를

1) 또한, 사회적 자원은 한 쪽 방향으로 주거나 받는 것이 아닌 쌍방 간에 교환되는 것이므로 사회적 네트워크가 유지되기 위해서는 교환의 규칙, 즉 호혜에 기초한 규범이 필요하다.

통해 사회적 자원이 교환되는 과정에서 만들어지는 호혜에 기초한 규범과 신뢰가 사회적 자본의 구성 요인으로 정의되고 있다(Putnam, 2000).²⁾ 사회적 자본은 구성원의 관계 형성 목적과 관계의 공간적 범위에 따라 전국적 또는 지역적 특성을 갖는다. 이웃과의 사회적 네트워크와 규범, 신뢰는 이웃이라는 공간 단위에서 형성되는 지역적(local) 사회적 자본으로 정의할 수 있다.

그동안 많은 연구가 주로 사회적 네트워크에 초점을 두어 지역적 사회적 자본과 주거이동에 미치는 영향을 분석했다. 하지만 Coleman(1988)이나 Fukuyama(1995) 같은 학자들은 신뢰를 사회적 자본의 핵심 요인으로 파악한다(소진광, 2004). McCabe(2012)는 구성원 간 신뢰가 지속될 때 구성원들이 사회적 네트워크로 편익을 얻을 수 있다고 주장하여 사회적 자본으로서 신뢰의 중요성을 강조하고 있다.

이 연구는 그동안 기존 연구에서 구체적으로 분석되지 않았던 이웃에 대한 신뢰가 주거이동에 미치는 영향을 분석하는 데 목적을 두고 다음과 같은 두 가지 가설을 검정한다. 첫째, 이웃에 대한 신뢰가 높을수록 거주민의 주거이동 의향이 적다. 둘째, 외생적 여건 변화에 따라 주거이동이 이루어질 수밖에 없다면 거주민은 기존 거주지 인근 또는 기존 거주지와 가까운 지역으로 이동할 의향이 높다.

이 연구는 두 가설을 검정할 목적으로 서울시에 실시한 2017년 서울서베이(도시정책지표 조사) 자료를 이용하여 서울시에 거주하는 가구주를 대상으로 이웃에 대한 신뢰가 주거이동 계획에 미치는 영향을 실증분석하였다. 구체적으로 이웃에 대

한 신뢰가 5년 이내에 주거이동을 할 의향에 미치는 영향과 주거이동 의향이 있는 가구를 대상으로 주거이동 후 현재 거주지역과 동일한 생활권을 선택할 의향에 미치는 영향을 분석하였다.

이 연구는 다음과 같은 측면에서 선행 연구와 차별성이 있다. 첫째, 그동안의 국내 선행 연구가 구체적으로 다루지 않았던 이웃에 대한 신뢰를 핵심변수로 선정하여 이웃에 대한 신뢰가 주거이동 관련 의사결정에 미치는 영향을 분석하였다. 둘째, 대부분의 선행 연구가 주거이동 의향(또는 실제 주거이동)에 미치는 영향 분석에만 초점을 두었다면, 이 연구는 주거이동 의향이 있는 가구를 대상으로 이웃에 대한 신뢰가 주거이동 후의 거주지(생활권) 선택에 미치는 영향을 분석에 추가하여 분석의 범위를 확장하였다. 이러한 추가 분석은 이웃에 대한 신뢰가 가구의 주거이동 패턴에 미치는 새로운 결과를 제시해 줄 수 있을 것으로 생각된다.

셋째, 표본선택을 고려한 이변량 프로빗 모형을 실증분석 모형으로 이용해 주거이동 의향이 있는 가구의 생활권 선택 추정 시 발생할 수 있는 표본 선택 편이의 문제를 해결하였으며, 여러 해외 선행 연구의 실증분석에서 강조하고 있는 이웃에 대한 신뢰와 같은 사회적 자본의 주거이동 결정에 대한 내생성 문제를 검증하여 분석 결과의 강건성을 높였다. 또한, 이 연구와 유사한 주제를 분석한 국내 연구들은 자체 설문조사로 확보한 소규모 표본을 분석에 이용하거나 서울시 공공임대주택 거주 가구와 같은 특정 계층을 분석 대상으로 하고 있지만, 이 연구는 서울시 거주 가구 전체를 모집단으로 하는 공공기관의 설문조사 자료를 실증분석에

2) 사회적 자본은 다차원적인 특성을 가지고 있어 단일 개념으로 정의하기 어려우며 학자마다 다양하게 정의되고 있다. 사회적 자본의 개념 및 유형, 사회적 자본의 개념에 대한 비판 등에 대한 자세한 내용은 Bhandari and Yasunobu(2009)를 참조하면 알 수 있다.

이용하여 분석 자료의 신뢰성과 분석 대상의 대표성을 확보했다.

이 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 지역적 사회적 자본 또는 이와 유사한 요인이 주거이동에 미치는 영향에 대한 국내·외 선행 연구를 검토한다. III장에서는 실증분석 모형과 자료, 변수 측정을 설명하고, IV장에서는 실증분석 결과를 해석한다. 마지막으로 V장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점과 연구의 한계를 제시한다.

II. 선행 연구 검토

이 연구에서 초점을 두고 있는 이웃에 대한 신뢰와 주거이동의 관계를 분석한 연구는 드물다. 선행 연구는 주로 사회적 네트워크 측면에서의 지역적 사회적 자본 또는 그 범주에 포함될 수 있는 요인을 측정 지표로 이용하여 주거이동과의 관계를 분석하였다.

해외 연구를 살펴보면 Speare(1974), Oh(2003), Connerly(1986)는 사회적 유대관계, Dawkins(2006)와 Kan(2007)은 사회적 네트워크, Belot and Ermisch(2009)는 친구 사이의 유대관계에 초점을 두고 주거이동과의 관계를 분석하였다. 한편, Kleinhans(2009)는 사회적 교류, 규범과 신뢰, 단체 활동, David et al.(2010)은 친구 또는 친척과의 유대관계, 이웃 간의 유대관계, 클럽 활동, Sharp and Warner(2018)는 사회적 응집력, 이웃 간 교류, 지역사회 활동 참여 등 사회적 자본을 구성하는 여러 요인이 주거이동에 미치는 차별

적 영향을 분석하였다.

Speare(1974)와 Oh(2003)는 각각 미국의 Rhode Island 거주 가구와 시카고 거주 65세 이상 고령자 표본을 이용하여 근린지역에서의 사회적 유대관계는 주거이동 의향에 유의미한 부정적 영향을 미친다는 분석 결과를 제시하고 있다. Connerly(1986)는 미국 디트로이트 대도시통계지역 거주자 설문자료를 이용하여 사회적 유대관계의 주거이동 의향에 미치는 부정적 영향은 높은 소득계층보다 저소득 가구에서 더 크게 나타나 사회적 유대관계가 주거이동 의향에 미치는 영향이 소득계층별로 다르다는 분석 결과를 제시하였다.

미국의 대표적 패널조사 자료인 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료의 부가 조사인 아동발달 조사 자료를 이용하여 자녀가 있는 가구의 근린지역 사회적 네트워크의 영향을 분석한 Dawkins(2006)는 가구당 친척 수가 많을수록, 가구당 자녀의 가까운 친구 수가 많을수록 실제 주거이동 확률이 낮다는 결과를 보여주었다. 영국의 가구 패널조사 자료 중 단독가구 표본을 분석에 이용한 Belot and Ermisch(2009)는 가까운 거리에(거주지 5마일 이내) 친한 친구가 많은 가구일수록 원거리(20마일 밖)로의 실제 주거이동 확률이 낮다는 결과를 제시하였다.

Kan(2007)은 기존 연구와 달리 주거이동 관련 변수를 주거이동 여부뿐만 아니라 주거이동을 동일 지역 내(intra-county) 이동과 지역 간(inter-county) 이동으로 구분하여 근린지역 사회적 네트워크가 주거이동에 미치는 영향 분석을 시도하였다. 미국의 PSID자료를 이용한 분석 결과, 위급상황이 발생하였을 때 이웃에 많은 시간을 할애하여 도움을 줄 수 있는 친척이나 친구의 존재는 실제

주거이동에 부정적 영향을 주었지만, 주거이동을 동일 지역 내 이동과 지역 간 이동으로 구분하여 분석한 결과에서는 주거이동을 하지 않을 때보다 동일 지역 내 이동에 유의할만한 영향을 주지 않았으나 지역 간 이동에는 통계적으로 유의한 부정적 영향을 미치는 것으로 확인됐다.

David et al.(2010)은 사회적 자본의 유형에 따라 주거이동에 미치는 영향이 차별적이라는 분석 결과를 제시하고 있다. 그들은 유럽공동체 가구 패널 자료를 이용하여 친구 또는 친척과의 유대관계, 이웃 간의 유대관계는 주거이동에 부정적 영향을 미치나 클럽 활동은 유의미한 영향을 미치지 않는다는 결과를 도출하고, 이러한 결과를 통해 친구, 친척, 이웃 간의 접촉 빈도가 높고 클럽 활동 비율이 낮은 남부 유럽 국가의 주거이동률이 북부 유럽 국가보다 낮은 이유를 설명하였다.

Sharp and Warner(2018)는 사회적 자본은 유형에 따라 주거이동 의향과 실제 주거이동에 다른 영향을 미친다고 주장하였다. 그들은 미국 로스 앤젤레스 거주 가구에 대한 설문조사 자료를 이용하여 이웃 간의 교류 변수는 주거이동 의향과 실제 주거이동에 부정적 영향을 주는 반면, 사회적 응집력 변수는 주거이동 의향에만 부정적 영향을 주고, 지역사회 활동 참여 변수는 실제 주거이동에만 부정적 영향을 미친다는 결과를 제시하였다.

이상의 연구들과 달리 Kleinhans(2009)는 네덜란드 로테르담(Rotterdam)시에 속한 두 재개발 지역 거주자 설문자료를 이용하여 사회적 자본이 주거이동 의향에 영향을 미치지 않는다는 연구결과를 제시하고 있다. 이 연구에서는 거주주택과 근린지역 만족도, 거주주택의 특성, 근린지역 환경의 질적 수준에 대한 인식 변수를 모두 통제하였을 때

사회적 교류, 규범과 신뢰, 단체 활동으로 구분된 사회적 자본은 주거이동 의향에 유의미한 영향을 미치지 않았다.

한편, 국내에서는 커뮤니티 의식과 주거이동 의사의 관계(이경환, 2008; 김영주·유병선, 2012), 공공임대주택 거주민의 이웃과의 유대관계와 주거이주 의사의 관계(박기덕·서원석, 2020)에 대한 연구가 이루어졌다. 서울시 12개 행정동 거주민에 대한 설문조사 자료를 이용한 이경환(2008)의 연구에서는 전체 표본에서는 커뮤니티 의식이 높을수록 주거이동 의향이 낮은 것으로 나타났다. 하지만 표본을 자가 가구와 임차 가구로 구분한 분석 결과, 임차 가구 집단에서는 커뮤니티 의식이 주거이동 의향에 유의한 영향을 보이지 않아 거주민의 주택점유형태에 따라 커뮤니티 의식이 주거이동에 미치는 영향에 차이가 있었다.

김영주·유병선(2012)은 광주광역시 거주민에 대한 설문조사 결과를 이용하여 커뮤니티 의식이 주거이동 의향에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구에서는 커뮤니티 의식을 주민자치활동 참여 정도, 주민자치활동만족도, 동네관심도로 세분화하였는데, 분석 결과, 자치활동에 참여하는 주민이 그렇지 않은 주민보다, 그리고 동네관심도가 높은 주민일수록 주거이동 의사가 낮은 것으로 분석됐다.

박기덕·서원석(2020)은 2016년 서울시 공공임대주택 입주자 패널조사를 이용하여 공공임대주택 거주민들의 이웃과의 유대관계가 주거이주 의사에 미치는 영향을 분석하였다. 그들은 이웃과의 유대관계 변수를 이웃과의 교류 적정 수준, 이웃과의 교류 정도, 친한 이웃의 수, 도움을 청할 이웃 존재, 이웃에게 도움을 줄 의향 등의 항목에 대한 응답 결과를 요인점수로 측정하였다. 구조방정식 모

형 추정 결과 이웃과의 유대관계는 공공임대주택 입주자의 주거이주 의사에 직접적 영향을 미치지 않았지만, 주거만족도를 높임으로써 주거이주 의사를 줄이는 매개효과가 존재하는 것으로 밝혀졌다.

최근 Cho and Lim(2019)은 근린지역 주거이동률이 해당 근린지역 거주민의 사회적 신뢰에 미치는 영향을 분석하였다. 수도권 23개의 도심지역과 22개의 교외지역 주민을 대상으로 실시한 설문조사 자료와 인구이동통계, 인구주택총조사 자료를 이용하여 분석한 결과, 근린지역 주거이동률이 높을수록 해당 근린지역 거주민의 사회적 신뢰는 낮은 것으로 분석됐다. 그들은 이 결과를 주거이동이 빈번한 지역에서는 이웃과의 유대감과 지역 커뮤니티 소속감이 붕괴되어 사회적 신뢰에 부정적 영향을 미치는 것으로 해석하였다.

이상의 선행 연구 검토 내용을 종합해 보면 해외 연구들은 거주민의 사회적 네트워크 또는 사회적 자본에 대한 다양한 지표를 이용하여 주거이동에 미치는 영향을 분석하고 있지만, 이웃에 대한 신뢰를 지역적 사회적 자본의 핵심변수로 선정하여 주거이동과의 관계를 분석한 연구는 제한적임을 알 수 있다. 사회적 자본 유형 중 규범과 신뢰가 주거이동 의향에 미치는 영향을 분석한 Kleinhans(2009)의 연구가 있지만 이 연구는 분석 대상을 재개발지역 거주 가구로 한정하고 있다.

국내 연구에서도 이웃에 대한 신뢰와 주거이동의 관계를 분석한 연구가 거의 없는 것으로 파악된다. 이는 관련 주제의 실증분석에 이용할 수 있는 자료가 풍부하지 않았기 때문으로 생각된다.³⁾ 이경환(2008)의 연구는 이웃에 대한 신뢰를 커뮤니티

의식을 구성하는 하나의 항목으로 포함해 분석하였다는 점에서 이 연구와 일부 연관성이 있다고 볼 수 있다. 그러나 이 연구는 커뮤니티 의식을 이웃과의 신뢰를 포함하여 12개의 항목으로 구성하고, 12개 항목에 대해 7점 리커트 척도로 응답한 항목별 결과의 평균을 커뮤니티 의식으로 측정하여 분석에 이용하였다는 점에서 커뮤니티 의식에 대한 추정 결과가 이웃에 대한 신뢰의 순수한 효과를 반영한다고 보기는 어려울 것이다.

주거이동에 대한 분석 틀과 관련하여 Kan(2007)의 연구가 주목할 만하다. 그는 주거이동 여부만을 분석한 다른 연구들과 달리 주거이동을 동일지역 내 이동과 지역 간 이동으로 구분하여 근린지역 사회적 네트워크의 영향을 추가 분석하였다. 이러한 접근 방법은 지역적 사회적 자본이 주거이동에 미치는 영향의 공간적 범위에 대한 이해를 넓히는 데 유용하다. 주거이동은 다양한 외생적 요인의 변화에 따라 발생할 수 있으며, 주거이동이 이루어지는 경우 새로운 주거지 선택이 지역적 사회적 자본에 의해 영향을 받는지 여부를 실증적으로 분석해 볼 수 있기 때문이다.

실증분석 방법과 관련하여 Kan(2007), Belot and Ermisch(2009), David et al.(2010)의 연구는 사회적 자본 관련 변수의 주거이동에 대한 내생성을 검정하고, 이를 반영하여 분석 결과의 강건성을 높였다. 주거이동은 기존 거주지에서 축적된 지역적 사회적 자본이 창출하는 편익의 감소 또는 소멸을 유발하므로, 주거이동 성향이 높은 가구는 그렇지 않은 가구보다 지역적·사회적 자본 축적에 미온적일 것이다. 따라서 주거이동 의향이나 실제 주

3) 이경환(2008)과 김영주·유병선(2012)은 직접 수행한 설문조사 결과를 분석에 이용하였으며, 박기덕·서원석(2020)은 공공기관의 설문조사 자료를 이용하고 있지만 자료의 특성상 분석 대상을 서울시 공공임대주택 입주자로 한정하고 있다.

거이동 추정식의 오차항이 지역적 사회적 자본 변수와 음(-)의 상관성을 가질 수 있다(Belot and Ermisch, 2009). 이 경우 지역적 사회적 자본의 내생성을 고려하지 않은 추정 결과는 지역적 사회적 자본과 주거이동의 인과적(casual) 관계를 설명하지 못하고 지역적 사회적 자본에 대한 일치추정량을 보장하지 못하므로 더 정확한 추정 결과를 얻기 위해서는 사회적 자본 변수의 내생성 검정이 필요하다. Kan(2007)과 David et al.(2010)은 도구변수 기법을 이용하여 주거이동에 대한 사회적 자본 변수의 내생성을 검정하였다.

이 연구는 선행 연구에서 아직까지 구체적으로 살펴보지 않았던 이웃에 대한 신뢰를 지역적 사회적 자본의 핵심변수로 선정하여 가구의 주거이동 관련 의사결정에 미치는 영향을 실증분석하였다. 또한 이 연구는 Kan(2007)의 연구와 유사하게 주거이동 관련 의사결정을 주거이동 의향뿐 아니라 주거이동 의향이 있는 경우 동일 생활권 또는 다른 생활권으로 이동할 의향이 있는지를 구분하여 분석함으로써 이웃에 대한 신뢰와 주거이동의 관계에 대한 분석 범위를 확장하였다.

한편, 표본선택을 고려한 이변량 프로빗 모형을 실증분석 모형으로 이용하여 주거이동 의향이 있는 가구의 생활권 선택 추정 시 발생할 수 있는 표본선택 편이의 문제를 해결하였으며, 주거이동 의향이나 동일 생활권 선택 의향과 관련하여 이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성을 검정하여 분석 결과의 강건성을 높였다. 근린지역을 분석 단위로 한 연구 이기는 하지만, 우리나라 수도권 거주민을 대상으로 한 Cho and Lim(2019)의 연구는 근린지역의 주거이동률이 근린지역 거주민의 사회적 신뢰에 부정적 영향을 미친다는 실증분석 결과를 제시하

고 있다. 이러한 결과를 고려하면 주거이동 의사결정에 대한 이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성 검정이 필요할 것으로 판단된다.

III. 실증분석 모형 및 자료

1. 실증분석 모형

주거이동계획이 있는 가구 i 가 동일 생활권으로 이동하여 얻을 것으로 예상되는 순편익을 y_{i1}^* 라고 하고 y_{i1}^* 는 식 (1)과 같이 가구 i 의 이웃에 대한 신뢰(S_i)와 가구특성 벡터(x_{i1})에 영향을 받는다고 가정하자.

$$y_{i1}^* = x_{i1}'\alpha + \beta_1 S_i + \epsilon_{i1} \quad (1)$$

식 (1)에서 오차항 ϵ_{i1} 은 평균 0이고 분산이 1인 표준정규분포를 갖는다고 가정한다. 식 (1)은 일변량 프로빗 모형으로 추정할 수 있으며, 이를 통해 추정계수벡터 α 와 β_1 을 구할 수 있다. 그런데 식 (1)을 주거이동계획이 있는 가구만을 표본으로 이용하여 추정하면 표본선택 편이가 발생할 수 있으며 올바른 추정 결과를 얻을 수 없다. 그 이유는 자료의 모집단은 주거이동 계획이 있는 가구뿐 아니라 주거이동 계획이 없는 가구로 구성되는데 주거이동계획이 없는 가구를 표본에서 의도적으로 제외하면 가구 스스로 주거이동계획 여부를 선택한 결과를 추정에 반영할 수 없기 때문이다.

이러한 표본선택 편의 문제를 해결하려면 가구의 주거이동계획 여부에 대한 의사결정 결과를 분석에 반영해야 한다. 가구 i 의 주거이동계획 여부에 대한 잠재변수를 y_{i2}^* 라 하고 y_{i2}^* 가 식 (2)와 같이 가구 i 의 이웃에 대한 신뢰(S_i)와 가구특성 벡터(x_{i2})에 영향을 받는다고 가정하면 다음과 같다.

$$y_{i2}^* = x_{i2}'\gamma + \beta_2 S_i + \epsilon_{i2} \quad (2)$$

식 (2)에서 오차항 ϵ_{i2} 은 평균 0이고 분산이 1인 표준정규분포를 갖는다고 가정한다. 식 (1)과 (2)에서 y_{i1}^* 과 y_{i2}^* 는 잠재변수로 자료를 통해 관찰되지 않으며, y_{i2} 는 가구 i 가 향후 5년 이내 주거이동계획이 있으면 1, 아니면 0으로 관찰되고, 향후 5년 내 주거이동계획이 있는 가구 중 동일 생활권으로 이동할 의향이 있으면 y_{i1} 은 1, 아니면 0으로 관찰된다. 식 (1)과 (2)의 오차항은 두 오차항 간 상관계수가 ρ 인 이변량 표준정규분포를 가지고 있다고 가정한다.

주거이동계획 여부와 동일 생활권으로 이동 여부에 대한 확률은 다음과 같은 세 가지로 구분된다. $\Phi(\cdot)$ 을 일변량 표준정규누적확률함수, $\Phi_2(\cdot)$ 을 이변량 표준정규누적확률함수라고 하면 다음과 같다.

i) $y_{i2} = 0$ 인 경우(주거이동계획 없음)

$$P(y_{i2} = 0) = \Phi(-x_{i2}'\gamma - \beta_2 S_i) \quad (3)$$

ii) $y_{i2} = 1, y_{i1} = 0$ 인 경우(주거이동계획이 있으며 다른 생활권으로 이동 의향 있음)

$$P(y_{i2} = 1, y_{i1} = 0) = \Phi_2(x_{i2}'\gamma + \beta_2 S_i, -x_{i1}'\alpha - \beta_1 S_i, -\rho) \quad (4)$$

iii) $y_{i2} = 1, y_{i1} = 1$ 인 경우(주거이동계획이 있으며 동일 생활권으로 이동 의향 있음)

$$P(y_{i2} = 1, y_{i1} = 1) = \Phi_2(x_{i2}'\gamma + \beta_2 S_i, x_{i1}'\alpha + \beta_1 S_i, \rho) \quad (5)$$

주거이동계획 여부 선택을 반영한 동일 생활권 선택 여부에 대한 로그우도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{i=1}^N [y_{i2} y_{i1} \ln \Phi_2(x_{i2}'\gamma + \beta_2 S_i, x_{i1}'\alpha + \beta_1 S_i, \rho) \\ & + y_{i2} (1 - y_{i1}) \ln \Phi_2(x_{i2}'\gamma + \beta_2 S_i, -x_{i1}'\alpha - \beta_1 S_i, -\rho) \\ & + (1 - y_{i2}) \ln \Phi(-x_{i2}'\gamma - \beta_2 S_i)] \end{aligned} \quad (6)$$

식 (6)은 최우추정법을 이용하여 추정하며, 이를 통해 식 (6)을 극대화하는 추정계수 $\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\gamma}, \hat{\rho}$ 를 구할 수 있다.

2. 자료와 변수 측정

이 연구의 실증분석에 이용되는 자료는 서울시 거주 20,000가구의 만 15세 이상 가구원 전원을 대상으로 매년 실시하는 서울서베이(도시정책지표조사)의 2017년 가구용, 가구원용 조사 자료 중 가구주 자료이다. 이 연구의 종속변수인 주거이동 의향이나 동일 생활권으로의 주거이동 의향과 핵심 설명변수 중 하나인 주택점유형태는 가구주가 가구 구성원의 여러 가지 여건을 고려하여 결정한다고 가정하였다. 총 20,000명의 가구주 정보 중 현재 거주 주택의 주택점유형태가 자가 또는 임차가 아닌 무상(관사, 사택 등)인 자료를 제외한 총 19,958 가구주의 개인 또는 소속된 가구의 정보를 추정에 이용하였다.

표본선택 이변량 프로빗 모형의 종속변수는 5년 이내 주거이동계획이 있는지(주거이동 의향), 주거이동계획이 있는 경우 동일 생활권으로의 주거이동 의향이 있는지(동일 생활권 선택 의향)와 같은 이항 터미변수로 구성된다.⁴⁾ 식 (1)과 (2)에서 가구 i 가 앞으로 5년 이내 주거이동계획이 있으면 y_{i2}^* 는 1, 아니면 0으로 측정하였으며, 향후 5년 이내 주거이동계획이 있는 가구 중 동일 생활권으로 이동할 의향이 있으면 y_{i1}^* 은 1, 아니면 0으로 측정하였다.

설명변수는 이웃에 대한 신뢰와 통제변수의 역할을 하는 가구의 인적, 경제적 특성, 주거 특성, 생활환경 특성, 지역 특성으로 구분된다. 이웃에 대한 신뢰는 이에 대한 설문조사 문항의 응답 결과를 이용하여 측정하였다.⁵⁾ 가구의 인적 특성에 대한 설명변수로는 가구주 연령(세), 가구주 성별(남성 = 1), 가구주 교육수준(대졸 = 1, 대학원졸 = 1), 미취학 자녀 존재 여부(있음 = 1), 초·중·고 재학 자녀 존재 여부(있음 = 1)를 포함하였다. 경제적 특성으로는 월평균 총가구소득을 이용하였다.⁶⁾ 주거 특성으로는 현재 거주주택에 대한 주택점유

형태(자가 = 1, 임차 = 0)와 현재 거주주택에서의 거주기간을 이용하였다.⁷⁾

생활환경 특성은 현재 거주지역에서의 생활환경 만족도와 생활 안전도 심각성에 대한 설문조사 응답 결과를 이용하여 측정하였다. 설문조사에서는 주거환경(상하수도, 주택, 전기, 통신, 교통, 녹지 등), 사회환경(복지, 질병, 의료시설 등), 교육환경(교육비, 교육여건 등)에 대한 만족도를 5점 척도(매우 불만족 = 1, 매우 만족 = 5)로 조사하고 있다. 이 연구에서는 각 생활환경에 대해 만족(약간 만족, 매우 만족)하면 1, 아니면 0으로 측정하여 추정에 이용하였다.

또한 설문조사에서 생활 안전도 심각성은 거주지역에서의 소음, 대기 오염, 휴식 공간 및 녹지 부족, 수질 오염, 범죄·폭력, 길거리 쓰레기 방치, 주차 질서 등 7개 항목에 대한 심각성 여부를 4점 척도(전혀 심각하지 않음 = 1, 매우 심각함 = 4)로 조사하고 있다. 그러나 변수들 사이의 상관성이 매우 높아 이 연구에서는 이 변수들에 대해 요인분석을 수행하여 표준화된 요인점수를 산출하여 추정에 이용하였다.⁸⁾ 마지막으로 거주지역 특성을 통제하기 위해 25개 자치구별 터미 변수를 추정에

4) 설문조사에서는 5년 이내 이사계획이 있는 가구를 대상으로 이사를 계획하고 있는 지역에 대한 설문을 하고 있다. 이사계획 지역은 서울시의 5개 생활권과 서울 이외 수도권, 그 외 지역으로 구분되며, 5개 생활권은 도심권(종로구, 중구, 용산구), 동북권(성동구, 광진구, 동대문구, 중랑구, 성북구, 강북구, 도봉구, 노원구), 서북권(은평구, 서대문구, 마포구), 서남권(양천구, 강서구, 구로구, 금천구, 영등포구, 동작구, 관악구), 동남권(서초구, 강남구, 송파구, 강동구)으로 구성되어 있다.

5) 설문조사에서는 이웃에 대한 신뢰를 5점 척도(전혀 신뢰 안 함 = 1, 매우 신뢰 = 5)로 측정하고 있다. 그러나 전혀 신뢰 안 함(1.91%), 매우 신뢰(3.67%)에 대한 응답 비율이 낮기 때문에 이를 신뢰 안 함(매우 신뢰 안 함, 별로 신뢰 안 함), 보통, 신뢰함(약간 신뢰함, 매우 신뢰함)으로 통합하여 각각을 터미 변수로 측정하였으며 신뢰 안 함을 기준 터미 변수로 이용하였다.

6) 설문조사에서 월평균 총가구소득은 전체 가구 구성원의 모든 수입(임대료, 이자수입, 연금 등)을 합한 금액으로 50만 원 단위 구간으로 응답하도록 되어 있다. 이 연구는 이를 이용하여 월평균 총가구소득을 200만 원 구간으로 측정하여 추정에 이용하였으며, 200만 원 이하 구간을 기준 터미 변수로 사용하였다.

7) 거주주택에 대한 거주기간은 1년 이하, 1~3년 이하, 3~6년 이하, 6~10년 이하, 10년 초과로 구분하여 구간으로 측정하여, 1년 이하를 기준 터미 변수로 이용하였다.

8) 요인분석 결과, 7개 항목은 하나의 요인으로 묶였으며 Cronbach's α 값은 0.845였다.

이용하였으며, 종로구를 기준 더미 변수로 사용하였다.

식 (1)과 (2)를 동시에 추정하는 표본선택 이변량 프로빗 모형을 활용해 추정계수를 제대로 식별하기 위해서는 식 (1)(동일 생활권 선택 의향) 추정에 포함되지 않는 설명변수가 식 (2)(주거이동 의향)에 최소한 1개 이상 존재해야 한다(exclusion restriction). 그렇지 않으면 추정 결과를 통해 종속변수와 설명변수 사이의 인과관계를 설명할 수 없다(Wooldridge, 2010). 이 연구에서는 식 (1)에는 포함되지 않지만, 식 (2)에 포함되는 변수로 가구 내 가구주를 제외한 65세 초과 고령 가구원 존재 여부를 이용하였다. 65세 초과 고령 가구원은 심리적 또는 신체적으로 현재 거주지에서 쌓아왔던 다양한 이웃과의 관계가 제공하는 편익을 포기하는 기회비용이 상대적으로 크고, 주거이동으로 인한 새로운 환경에 대한 적응 능력이 낮을 것이기 때문에 고령 가구원이 존재하는 가구는 그렇지 않은 가구보다 주거이동을 꺼려할 것으로 판단하였으며, 그러나 일단 주거이동이 이루어지면 새로운 주거지(생활권)의 선택에는 특별한 영향을 주지 않을 것이라는 점을 고려하였다.⁹⁾

3. 기초통계량

〈표 1〉은 19,958가구의 주거이동 의향 추정에 이용되는 설명변수의 기초통계량이다. 전체 가구의 22.86%(4,562가구)는 5년 이내 주거이동계획

이 있다고 응답하였으며, 77.14%(15,396가구)는 5년 이내 주거이동계획이 없다고 응답하였다.

이웃에 대한 신뢰 변수를 살펴보면 이웃에 대해 신뢰하지 않는다고 응답한 가구의 비율은 주거이동 의향이 있는 가구 집단에서는 24%, 주거이동 의향이 없는 가구 집단에서는 19.4%로 주거이동 의향이 있는 가구 집단에서 높게 나타난 반면, 이웃에 대해 신뢰한다고 응답한 가구의 비율은 주거이동 의향이 없는 가구 집단(38.8%)이 주거이동 의향이 있는 가구 집단(34%)보다 높았다.

가구주 평균 연령은 주거이동 의향이 있는 가구 집단에서는 45.7세, 주거이동 의향이 없는 가구 집단에서는 55.6세로 주거이동 의향이 없는 가구 집단의 가구주 평균 연령이 높았으며, 가구주가 남성인 비율은 두 집단 사이에 큰 차이가 없었다. 가구주가 고학력(대졸, 대학원졸)일수록 주거이동 의향이 있다고 응답한 비율이 높았으며, 미취학 자녀와 초·중·고 재학 자녀가 있는 가구 비율도 주거이동 의향이 있는 가구 집단에서 높게 나타났다. 한편 가구 내 65세 초과 고령 가구원이 있는 가구 비율은 주거이동 의향이 없는 가구 집단에서 높게 확인됐다.

주거이동 의향이 없는 가구 집단에서 저소득 가구(월평균 200만 원 미만) 비율이 높았지만, 월평균 가구소득이 높을수록 전반적으로 주거이동 의향이 있는 가구 비율이 높아졌다. 자가 가구 비율은 주거이동 의향이 있는 가구(30.8%)보다 주거이동 의향이 없는 가구(62.2%)에서 더 높았으며, 그 비율의 차이가 매우 컸다. 또한, 현 주택 거주기간

9) 실증분석에 이용된 표본으로 일변량 프로빗 모형을 추정한 결과, 65세 초과 고령 가구원 존재 여부는 5년 이내 주거이동계획 여부(주거이동 의향)에는 음(-)의 유의한 영향을 주었지만, 주거이동계획이 있는 가구만을 대상으로 한 동일 생활권 선택 여부(동일 생활권 선택 의향)에 대한 추정 결과에서는 추정계수가 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 1〉 주거이동 의향 설명변수 기초통계량

			전체 가구		주거이동 의향(5년 내 주거이동계획)			
					있음		없음	
			평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
사회적 자본	이웃에 대한 신뢰	신뢰 안 함	0.205	0.404	0.240	0.427	0.194	0.396
		보통	0.419	0.493	0.420	0.494	0.418	0.493
		신뢰함	0.377	0.485	0.340	0.474	0.388	0.487
인적 특성	가구주 연령		53.29	14.74	45.67	13.45	55.56	14.34
	가구주 성별 (남성 = 1)		0.774	0.418	0.783	0.412	0.771	0.420
	가구주 교육수준	대졸 이상	0.376	0.484	0.507	0.500	0.337	0.473
		대학원졸 이상	0.022	0.147	0.029	0.167	0.020	0.141
	자녀	미취학 자녀 (있음 = 1)	0.106	0.307	0.180	0.384	0.084	0.277
		초중고 자녀 (있음 = 1)	0.157	0.364	0.196	0.397	0.145	0.352
	65세 초과 고령 가구원 (있음 = 1)		0.030	0.170	0.018	0.134	0.033	0.179
경제적 특성	월평균 가구소득	200만 원 미만	0.172	0.377	0.116	0.320	0.189	0.391
		200~400만 원 미만	0.354	0.478	0.385	0.487	0.345	0.476
		400~600만 원 미만	0.320	0.466	0.344	0.475	0.312	0.463
		600~800만 원 미만	0.114	0.318	0.109	0.312	0.116	0.320
		800만 원 이상	0.040	0.196	0.047	0.211	0.038	0.191
주거 특성	주택점유형태 (자가 = 1)		0.550	0.497	0.308	0.462	0.622	0.485
	거주 기간	1년 이하	0.085	0.278	0.150	0.357	0.065	0.247
		1년 초과 3년 이하	0.229	0.420	0.367	0.482	0.188	0.391
		3년 초과 6년 이하	0.220	0.414	0.221	0.415	0.219	0.414
		6년 초과 10년 이하	0.221	0.415	0.147	0.354	0.243	0.429
		10년 이상	0.245	0.430	0.115	0.319	0.284	0.451
생활 환경 특성	생활환경 만족도	주거환경 (만족 = 1)	0.511	0.500	0.480	0.500	0.520	0.500
		사회환경 (만족 = 1)	0.434	0.496	0.421	0.494	0.438	0.496
		교육환경 (만족 = 1)	0.360	0.480	0.340	0.474	0.366	0.482
	생활안전도 심각성		0.000	1.000	0.060	1.005	-0.018	0.998
표본 수			19,958		4,562		15,396	

주: 설명변수 중 거주지역 자치구 더미는 표에서 생략함.

이 짧을수록 주거이동 의향이 있다고 응답한 가구 비율이 높았다. 그리고 주거이동 의향이 있다고 응답한 가구 집단보다 주거이동 의향이 없다고 응답한 가구 집단에서 주거, 사회, 교육 등 생활환경에 대해 만족하고 있는 가구 비율이 높았으며, 거주지역에서의 생활안전도의 심각성 정도가 낮았다.

〈표 2〉는 주거이동 의향이 있다고 응답한 4,562 가구에 대해 주거이동 시 동일 생활권 선택 여부를 기준으로 한 설명변수의 기초통계량을 보여준다. 주거이동 시 동일 생활권으로 이동할 의향이 있다고 응답한 가구는 2,302가구로 50.5%를 차지하여

주거이동 의향을 갖는 가구의 절반 정도가 동일 생활권을 선택할 의향이 있는 것으로 밝혀졌다.

이웃에 대한 신뢰를 살펴보면 동일 생활권으로 이동할 의향이 없다고 응답한 집단보다 동일 생활권으로 이동할 의향이 있다고 응답한 집단에서 이웃에 대해 신뢰하지 않는다고 응답한 가구 비율은 낮았지만, 이웃에 대한 신뢰를 보통 또는 이웃에 대해 신뢰한다고 응답한 가구 비율은 높았다.

가구주 연령, 가구주 성별 변수는 동일 생활권으로의 이동 의향 여부에 따라 큰 차이를 보이지 않았으며, 가구주 교육수준은 동일 생활권으로 이

〈표 2〉 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향에 대한 기초통계량

			5년 내 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향			
			있음		없음	
			평균	표준편차	평균	표준편차
사회적 자본	이웃에 대한 신뢰	신뢰 안함	0.221	0.415	0.260	0.439
		보통	0.430	0.495	0.409	0.492
		신뢰함	0.348	0.477	0.331	0.471
인적 특성	가구주 연령		45.49	13.33	45.85	13.57
	가구주 성별 (남성 = 1)		0.778	0.415	0.788	0.408
	가구주 교육수준	대졸	0.500	0.500	0.515	0.500
		대학원졸	0.027	0.163	0.030	0.171
	자녀	미취학 자녀 (있음 = 1)	0.187	0.390	0.173	0.378
		초중고 자녀 (있음 = 1)	0.212	0.409	0.180	0.384
경제적 특성	월평균 가구소득	200만 원 미만	0.131	0.337	0.100	0.300
		200~400만 원 미만	0.391	0.488	0.378	0.485
		400~600만 원 미만	0.323	0.468	0.365	0.482
		600~800만 원 미만	0.112	0.315	0.106	0.308
		800만 원 이상	0.043	0.203	0.050	0.219
		주택점유형태 (자가 = 1)	0.259	0.438	0.358	0.480
주거 특성	거주 기간	1년 이하	0.163	0.369	0.137	0.344
		1년 초과 3년 이하	0.383	0.486	0.351	0.477
		3년 초과 6년 이하	0.217	0.412	0.226	0.418
		6년 초과 10년 이하	0.138	0.345	0.155	0.362
		10년 초과	0.099	0.299	0.131	0.337
생활환경 특성	생활환경 만족도	주거환경 (만족 = 1)	0.487	0.500	0.473	0.499
		사회환경 (만족 = 1)	0.426	0.495	0.416	0.493
		교육환경 (만족 = 1)	0.353	0.478	0.327	0.469
	생활안전도 심각성		0.039	1.004	0.080	1.005
	표본 수			2,302		2,260

주: 설명변수 중 거주지역 자치구 더미는 표에서 생략함.

동할 의향이 있다고 응답한 가구 집단보다 동일 생활권으로 이동할 의향이 없다고 응답한 집단에서 약간 높은 반면, 미취학 자녀와 초·중·고 재학 자녀가 있는 가구 비율은 동일 생활권으로 이동할 의향이 있다고 응답한 집단에서 약간 높았다.

월평균 가구소득은 동일 생활권으로의 이동 의향 여부에 따라 뚜렷한 패턴을 보이지 않았으며, 자가 거주 비율은 동일 생활권으로 이동할 의향이 없다고 응답한 가구 집단에서 더 높았다. 또한, 동일 생활권으로 이동할 의향이 없다고 응답한 집단에 비해 동일 생활권으로 이동할 의향이 있다고 응

답한 가구 집단의 거주기간이 상대적으로 짧았으며, 생활환경에 만족한다고 응답한 가구 비율은 높았고, 거주지역에서의 생활안전도가 심각하다고 응답한 가구 비율은 낮았다.

〈표 2〉는 5년 이내 주거이동계획이 있다고 응답한 가구를 대상으로 한 기초통계량이기 때문에 이것으로 제반 설명변수의 동일 생활권 선택 의향을 추론하는 것은 한계가 있다. 앞서 언급한 바와 같이 5년 이내 주거이동계획이 있다고 응답한 가구만을 이용하여 동일 생활권 선택 의향을 추정하게 되면 표본선택 편의 문제가 존재하기 때문이다. 만

일 추정결과에 표본선택 편이 문제가 존재하면 설 명변수들에 대한 추정계수도 편의를 갖게 되며 일 치추정량을 보장하지 못한다. 표본선택 편이가 클 수록(ρ 의 절대값이 클수록) 그 정도는 더 심해질 것이다.

IV. 추정결과와 해석

1. 표본선택 이변량 프로빗 모형 추정 결과

〈표 3〉은 전체 가구를 대상으로 주거이동 의향 (5년 내 주거이동계획)과 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향에 대한 표본선택 이변량 프로빗 모형을 추정한 결과이다. 주거이동 의향이 있는 가구만을 대상으로 주거이동 시 동일 생활권 선택 여부를 일 변량 프로빗 모형으로 추정하였을 때 추정 결과에 표본선택 편이가 존재하는지는 두 추정식 오차항 사이의 상관계수(ρ) 추정치의 통계적 유의성과 χ^2 검정을 통해 확인할 수 있다. ρ 에 대한 추정계수는 -0.947로 매우 높았으며 통계적으로 유의하였다 (t 값 = -15.52). 또한 χ^2 검정통계량 값도 9.29로 $\rho=0$ 이라는 귀무가설은 유의수준 1%에서 기각되었다.

이러한 결과는 주거이동 의향이 있는 가구만을 대상으로 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향을 일 변량 프로빗 모형으로 추정하면, 추정결과에 표본 선택 편이가 존재하며, 추정계수가 편의를 갖고 일

치추정량이 아니라는 것을 보여준다. 〈부록표 1〉에서는 주거이동 의향과 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향을 각각 일변량 프로빗 모형으로 추정한 결과를 제시하고 있다. 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향에 대한 일변량 프로빗 모형 추정 결과와 〈표 3〉에서 제시하고 있는 결과에는 큰 차이가 있음을 볼 수 있다. ρ 에 대한 추정계수 값이 매우 높 게 추정되어 나타난 결과이다.

먼저 주거이동 의향에 대한 추정결과를 살펴보면, 이 연구의 핵심변수인 이웃에 대한 신뢰에 대한 추정 결과에서는 이웃에 대해 신뢰하지 않는다고 응답한 가구보다 이웃에 대한 신뢰가 보통 또는 이웃에 대해 신뢰함으로 응답한 가구의 주거이동 의향은 낮으며, 이웃에 대한 신뢰가 클수록 가구의 주거이동 의향이 감소한다는 것을 보여준다. 이 결과는 지역적 사회적 자본과 주거이동의 관계를 분석한 많은 선행연구 결과와 일치한다. 이웃에 대한 신뢰가 클수록 이웃과의 교류를 통해 구축한 사회적 자본의 양이 많을 것이며 가구는 이를 통해 편익을 얻게 된다. 그러나 이러한 편익은 신뢰할 수 있는 이웃이 존재할 때 발생하는 것으로 주거이동을 통해 신뢰할 수 있는 이웃과 멀어지면 편익은 감소하거나 사라질 것이다. 따라서 이웃에 대한 신뢰가 높을수록 가구의 주거이동 의향은 줄어든 것이다.

통제변수로 이용한 설명변수에 대한 추정 결과를 살펴보면 가구주 연령이 높을수록 주거이동 의향이 낮은 것으로 분석됐다.¹⁰⁾ 가구주의 성별 변수는 주거이동 의향에 영향을 미치지 않았으며, 가구주의 교육수준이 높을수록 주거이동 의향이 더

10) 주거이동 의향에 대한 가구주 연령의 비선형 효과를 살펴보기 위해 가구주 연령 제곱항을 추가하여 모형을 추정해 보았으나 가구주 연령 제곱항의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 3〉 표본선택 이변량 프로빗 모형 추정 결과

			주거이동 의향 (있음 = 1)		동일 생활권 선택 의향 (있음 = 1)	
			추정계수	t값	추정계수	t값
상수항			0.703 ***	7.64	-0.433 *	-2.47
사회적 자본	이웃에 대한 신뢰	보통	-0.106 ***	-3.77	0.125 ***	3.57
		신뢰함	-0.207 ***	-7.03	0.197 **	5.37
인적 특성	가구주 연령		-0.013 ***	-12.61	0.010 ***	7.81
	가구주 성별 (남성 = 1)		-0.005	-0.20	0.032	0.91
	가구주 교육수준	대졸	0.101 ***	4.03	-0.106 ***	-3.35
		대학원졸	0.128 *	1.86	-0.185 **	-2.14
	자녀	미취학 자녀 (있음 = 1)	0.155 ***	4.68	-0.070	-1.65
		초중고 자녀 (있음 = 1)	0.107 ***	3.67	0.033	0.71
	65세 초과 고령 가구원 (있음 = 1)		-0.138 **	-2.17	-	-
경제적 특성	월평균 가구소득	200~400만 원 미만	0.104 ***	2.90	-0.128 ***	-2.77
		400~600만 원 미만	0.170 ***	4.42	-0.193 ***	-3.90
		600~800만 원 미만	0.182 ***	3.90	-0.170 ***	-2.80
		800만 원 이상	0.472 ***	7.57	-0.420 ***	-5.21
주거 특성	주택점유형태 (자가 = 1)		-0.494 ***	-20.39	0.217 ***	3.32
	거주 기간	1년 초과 3년 이하	-0.095 **	-2.55	0.050	1.10
		3년 초과 6년 이하	-0.347 ***	-8.75	0.192 ***	3.75
		6년 초과 10년 이하	-0.441 ***	-10.50	0.245 ***	4.14
		10년 초과	-0.411 ***	-9.29	0.197 ***	2.74
생활 환경 특성	생활환경 만족도	주거환경 (만족 = 1)	-0.045 **	-2.05	0.049 *	1.73
		사회환경 (만족 = 1)	-0.013	-0.59	0.018	0.62
		교육환경 (만족 = 1)	-0.061 **	-2.57	0.071 **	2.37
	생활안전도 심각성		0.027 **	2.52	-0.028 **	-2.02
ρ			-0.947*** (t값 = -15.52)			
표본선택 편의 검정 통계량(χ^2)			9.29 (p-val. = 0.002)			
log L			-12190.68			
표본 수			19,958		4,562	

주: 1) 자치구 지역 더미를 포함하여 추정한 결과이며, 자치구 더미에 대한 추정 결과는 표에서 생략하였음.

2) t값은 강건표준오차를 이용하여 계산함.

3) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01

높은 것으로 추정되었다. 더 높은 수준의 교육을 받기 위해서는 더 많은 시간과 비용이 투자되어야 한다. 따라서 투자 보상을 얻기 위해서는 교육수준이 높은 가구일수록 더 나은 직업을 찾기 위해 주거이동에 적극적인 것이다(Branden, 2013). 문근식·이현석(2016), 임미화(2019), Mulder and Malmberg(2014), Sharp and Warner(2018)의 연구도 동일한 결과를 제시하고 있다.

자녀 중 미취학 자녀와 초·중·고 재학 자녀가 있

는 가구는 그렇지 않은 가구보다 주거이동 의향이 높았다. 선행연구는 이 변수에 대해 상충된 결과를 제시하고 있다. 문근식·이현석(2016)의 연구에서는 이 연구와 동일한 결과를 도출하였으나, 임미화(2019)의 연구에서는 학령기 자녀가 있는 수도권 거주 가구는 학령기 자녀가 없는 가구보다 주거이동 의향이 낮은 것으로 확인됐다. 문근식·이현석(2016)은 미취학 자녀와 취학 자녀가 있는 가구는 자녀의 육아와 교육을 위해 더 나은 주거환경을 제

공하는 곳으로 주거이동 의향이 높다는 결과를 제시하고 있다. 임미화(2019)의 연구는 앞으로 2년 이내 주거이동 의향을 분석하고 있어 비교적 단기적 관점에서 주거이동 의향을 분석하고 있는 반면 이 연구에서는 향후 5년 이내 주거이동 의향을 분석하므로 주거이동의 계획 기간이 다르다는 점이 분석 결과에 반영되었을 것으로 생각된다.¹¹⁾

한편, 가구 내 65세를 초과하는 고령 가구원이 존재하는 가구는 그렇지 않은 가구보다 주거이동 의향이 낮았다. 앞서 언급한 바와 같이 고령 가구원은 주거이동으로 발생하는 새로운 환경에 대한 적응 능력이 낮을 것이기 때문에 고령 가구원이 존재하는 가구는 주거이동을 꺼릴 것으로 해석할 수 있다. 또한, 이 변수는 이변량 프로빗 모형을 통해 동일 생활권 선택에 대한 추정계수의 식별을 가능하게 하는 역할을 하므로 추정계수가 통계적으로 유의해야 한다. 추정 결과 이 변수의 추정계수는 유의수준 5%에서 유의하였다.

가구 월평균 소득이 높을수록 주거이동 의향이 높고, 자가 거주 가구가 임차 거주 가구보다 주거이동 의향이 낮은 것으로 추정되었다. 소득은 자산과 함께 주택소비를 결정하는 중요한 변수이다. 소득이 높을수록 주택소비 조정 능력이 크며, 주거이동 시 발생하는 여러 가지 거래비용을 충당할 능력이 높기 때문에 주거이동 의향이 높을 것이다. 한편, 자가 거주 가구는 주거이동 시 주택을 매각하는 것이 일반적이므로 임차 가구에 주거이동 시 발생하는 거래비용이 크다. 따라서 주거이동에 대해 소극적일 것이다.

거주기간이 1년 이하인 가구보다 거주기간이 길수록 주거이동 의향이 줄어드는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 대부분의 선행 연구에서도 관찰된다. 거주기간이 길수록 거주지역에 대해 더 많은 정보를 획득할 수 있고 거주민과의 교류도 원활할 것이기 때문에 주거이동 의향이 낮을 것이다. Dawkins(2006)는 거주기간이 근린지역에 대한 애착심의 대리 변수 역할을 한다고 설명하고 있다. 한편, 현재 거주지역의 주거환경이나 교육환경에 만족하는 가구는 그렇지 않은 가구보다 주거이동 의향이 낮았으며, 거주지역의 생활안전도가 심각하다고 응답하는 가구일수록 주거이동 의향이 높았다.

〈표 3〉의 오른쪽에는 주거이동계획이 있는 가구 중 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향에 대한 추정 결과가 제시되어 있다. 이웃을 신뢰하지 않는다고 응답한 가구보다 이웃에 대한 신뢰를 보통 또는 신뢰함으로 응답한 가구는 동일 생활권으로 이사할 의향이 높은 것으로 추정되었으며 신뢰도가 높을수록 추정계수 값이 더 컸다. 즉, 이웃에 대한 신뢰가 높은 가구일수록 기존 거주지 인근이나 기존 거주지에서 멀리 떨어지지 않는 지역(동일 생활권)으로 이동할 의향이 높다고 할 수 있다. 생애주기의 변화에 따른 주거소비조정, 직장의 변화 또는 기타 여러 요인의 영향으로 주거이동은 불가피하다. 이웃에 대한 신뢰는 한편으로 주거이동 동기를 제약하지만 만일 주거이동이 불가피한 경우 기존 생활권내에서의 이동 동기를 유발한다. 새로운 주거지가 기존 거주지에서 멀리 떨어질수록 이웃과

11) 주거이동계획 기간을 5년으로 본다면 미취학 자녀는 취학 연령에 도달할 수 있기 때문에 더 나은 교육환경에 대한 선호가 주거이동계획에 반영될 수 있으며, 중·고 재학 자녀는 대학 진학 등으로 자녀교육 목적의 주거이동 의향은 미취학 자녀보다 상대적으로 낮을 것으로 생각할 수 있다.

의 신뢰로 얻게 되는 편익이 감소할 수밖에 없기 때문이다.

이러한 결과는 선행 연구에서 살펴본 Kan (2007), Belot and Ermisch(2009)의 맥을 같이 한다. Kan(2007)은 위급상황에서 도움을 줄 수 있는 친구나 친척이 이웃에 있는 가구는 다른 지역으로의(inter-county) 이동과 같은 원거리 이동 확률이 낮다는 결과를 제시하였다. Belot and Ermisch(2009)는 가장 가까운 친구 3명 중 거주지 5마일 이내에 있는 친구의 수가 많을수록 20마일 밖으로의 주거이동에 부정적 영향을 미친다는 추정 결과를 제시하였다. 이러한 결과를 역으로 해석하면 지역적 사회적 자본을 많이 보유할수록 주거이동을 하지 않거나 또는 주거이동을 하더라도 기존 거주지에서 가까운 지역으로 이동할 가능성이 크다고 볼 수 있다.

통제변수로 이용된 설명변수 추정 결과를 살펴보면 가구주 연령이 높을수록 주거이동 계획이 있으면 동일 생활권을 선택할 의향이 높았다. 완전히 새로운 환경보다는 상대적으로 익숙한 환경에 적응하는 것이 고연령 가구가 주거이동으로 인해 부담해야 하는 심리적 비용이 덜 들 것이다. 가구주 교육수준이 높을수록 동일 생활권 선택 의향이 낮은 것으로 분석됐다. 더 높은 수준의 교육을 위해 투자된 시간과 비용을 보상받기 위해서는 더 나은 직장과 더 높은 소득을 얻을 수 있다면 기존 생활권을 벗어난 주거이동 가능성도 존재할 것으로 생

각된다.¹²⁾

한편, 가구 내 미취학 자녀나 초·중·고 재학 자녀의 존재는 가구의 동일 생활권 선택 의향에 유의미한 영향을 주지 않았으며, 가구 월평균 소득이 높을수록 동일 생활권 선택 의향이 낮았다. 소득이 높을수록 주거소비 조정 능력이 클 것이기 때문에 가구특성에 부합되는 주거지 선택은 기존 생활권에 국한되지 않을 것이다.

자가 거주 가구는 임차 거주 가구보다, 그리고 기존 주택에 거주하는 기간이 길수록 동일 생활권 선택 의향이 높은 것으로 추정되었다. 주택 구입은 주택 소비뿐 아니라 막대한 자산이 투입되는 투자이므로 주택 임차에 비해 구입하고자 하는 주택의 특성뿐 아니라 주변 환경에 대한 상세한 정보와 탐색을 요구하며, 가구는 이러한 정보에 기초하여 인적·경제적 제약조건하에서 주택 구입에 대한 최적의 의사결정을 한다. 따라서 자가 거주 가구는 임차 거주 가구보다 거주지역에 대해 더 풍부하고 자세한 지식을 가지고 있을 것이므로 주거이동이 불가피하다면 기존 거주지와 가까운 지역에서 새로운 주거지를 선택할 가능성이 높다. 또한, 기존 거주지에서 거주하는 기간이 길수록 해당 거주지에 대해 더 익숙하고 이웃과의 다양한 관계 설정이 이루어졌을 것이므로 이러한 점을 포기하고 새로운 주거환경에 직면해야 하는 주거지역을 선택할 가능성이 낮을 것이다. 따라서 기존 주택에서의 거주 기간이 길수록 동일 생활권을 선택할 의향이 높을

12) 선행 연구들은 교육수준과 주거이동의 범위에 대해 혼합된(mixed) 결과를 제시하고 있다. 국내 연구로 문근식·이현석(2016)은 교육수준이 높을수록 안정적인 직장을 가지고 있기 때문에 지역 내(동일 시·군·구) 주거이동 확률이 높다는 결과를 제시하고 있으며, 임미화(2019)는 가구주 교육수준은 수도권 거주 가구의 비수도권으로의 주거이동 의향과 유의할만한 관계가 존재하지 않는다는 결과를 보여주었다. 한편, 해외 연구로 Kan(2007)의 연구에서는 가구주 교육수준이 동일 지역 내 이동이나 지역 간 이동에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 추정되었다. Mulder and Hooimeijer(1999)는 고학력자가 일반적으로 장거리 이동 가능성이 높다고 밝히고 있으며, Nivalainen(2004)은 핀란드 가구 자료를 이용하여 높은 교육수준을 가진 남성 배우자가 자치도시(municipality) 내에서 주거이동을 할 확률보다 자치도시 간 주거이동을 할 확률이 더 높다는 결과를 제시하고 있다.

것이다.

마지막으로 해당 거주지의 주거환경과 교육환경에 만족할수록 해당 거주지가 속한 동일 생활권으로의 이동 의향이 높으며, 해당 거주지의 생활안전도가 심각하다고 느낄수록 동일 생활권이 아닌 다른 지역으로의 이동 의향이 높은 것으로 추정되었다.¹³⁾

이변량 프로빗 모형은 비선형 모형이므로 추정계수 자체가 설명변수가 종속변수에 미치는 영향력을 의미하지 않으므로 한계효과(marginal effect)를 통해 설명변수의 영향력을 측정해야 한다. <표 4>는 이웃에 대한 신뢰가 주거이동 의향과 주거이동 의향이 있는 경우 동일 생활권 선택 의향에 대한 한계효과를 보여준다. 한계효과는 <표 3>의 이변량 프로빗 모형 추정 결과를 이용하여 개별 가구별로 한계효과를 측정한 후 그 값을 평균하여 계산하였다.

<표 4> 이웃에 대한 신뢰의 주거이동 의향과 동일 생활권 선택 의향에 대한 한계효과

이웃에 대한 신뢰	주거이동 의향	동일 생활권 선택 의향
보통	-0.0289	0.0310
신뢰함	-0.0547	0.0473
표본 수	19,958	4,562

한계효과 측정 결과, 이웃을 신뢰하지 않는다고 응답한 경우보다 이웃에 대한 신뢰를 보통으로 응답하면 주거이동 의향이 2.89%p 낮으며, 이웃을 신뢰한다고 응답하면 주거이동 의향은 5.47%p 낮

았다. 주거이동 의향이 있다고 응답한 가구를 대상으로 볼 때 이웃에 대해 신뢰하지 않은 경우보다 이웃에 대한 신뢰를 보통으로 응답하면 동일 생활권 선택 의향이 3.1%p 높으며, 이웃에 대해 신뢰한다고 응답하면 동일 생활권 선택 의향은 4.7%p 높은 것으로 측정되었다.

2. 이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성 검정

이웃에 대한 신뢰 변수가 주거이동 의향이나 동일 생활권 선택 의향 추정 모형의 오차항과 일정한 상관관계를 가지고 있는 내생변수인 경우 <표 3>의 추정 결과는 일치추정량을 보장하지 못한다. 이러한 이유로 Kan(2007), Belot and Ermisch (2009), David et al.(2010)의 연구에서는 지역적 사회적 자본의 내생성을 검정하고 있다. 그런데 이 연구들은 주거이동 추정식에 포함된 사회적 자본의 내생성만 검정하고 있기 때문에 이 연구와 같이 주거이동 의향과 동일 생활권 선택 의향을 동시에 추정하는 이변량 프로빗 모형과는 내생성 검정 구조가 다르다.

현재까지는 표본선택 이변량 프로빗 모형에 포함되는 설명변수의 내생성 검정에 대한 분석 기법이 충분히 개발되지 않은 것으로 알려져 있다. 따라서 이 연구는 이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성 여부를 주거이동 의향과 동일 생활권 선택 의향에 대해 개별적으로 분석하기로 한다.

13) 현재 거주지의 교육환경이 주거이동 후 새로운 거주지 선택에 미치는 영향은 가구 내 미취학 자녀와 초·중고 자녀 존재 여부에 따라 차별적일 수 있을 것이다. 예를 들면, 현재 거주지에서 교육환경이 양호하면 자녀가 있는 가구는 자녀가 없는 가구보다 자녀교육 목적으로 현재 거주지 인근(동일 생활권)으로 이동할 의향이 더 클 것이다. 이러한 차별적 효과를 확인하기 위해 교육환경 더미 변수와 자녀(미취학, 초·중고) 존재 더미 변수의 상호작용항을 설명변수에 추가하여 모형을 재추정해 보았지만, 상호작용항의 추정계수가 유의하지 않았다. 이러한 결과에 대해서는 추가 연구가 필요할 것으로 보인다.

가구 i 의 이웃에 대한 신뢰에 대한 잠재 변수를 S_i^* 라 하고 S_i^* 에 영향을 주는 변수 벡터를 x_{i3} 라 하면 S_i^* 와 x_{i3} 의 관계를 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$S_i^* = x_{i3}'\theta + \epsilon_{i3} \quad (7)$$

식 (7)에서 오차항 ϵ_{i3} 는 평균이 0이고 분산이 1인 표준정규분포를 갖는다고 가정한다. S_i^* 는 실제 자료에서는 이웃에 대해 신뢰하지 않는다고 응답하면 1, 이웃에 대한 신뢰가 보통이라고 응답하면 2, 이웃에 대해 신뢰한다고 응답하면 3으로 측정되는 순서를 가진 범주형 변수이다. 따라서 식 (7)은 순서형 프로빗 모형에 바탕을 두고 있다.

주거이동 의향 추정식에서 이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성 검정은 식 (2)와 식 (7)을 최우추정법으로 동시에 추정하여 두 오차항(ϵ_{i2} , ϵ_{i3})의 상관계수(ρ_{23}) 추정치에 대한 통계적 유의성을 확인하여 이루어지며, 동일 생활권 선택 의향 추정식에서 이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성 검정은 식 (1)과 식 (7)을 역시 최우추정법으로 동시에 추정하여 두 오차항(ϵ_{i1} , ϵ_{i3})의 상관계수(ρ_{13}) 추정치에 대한 통계적 유의성을 확인하여 이루어진다.

이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성을 검정하기 위해서는 설명변수 벡터 x_{i3} 에 x_{i1} 또는 x_{i2} 뿐만 아니라 여기에 포함되지 않는 최소한 1개 이상의 도구변수를 추가해야 한다. 그리고 이 도구변수는 주거이동 의향이나 동일 생활권 선택 의향과는 관계가 없지만(또는 ϵ_{i1} 이나 ϵ_{i2} 와는 상관성이 없지만) 이웃에 대한 신뢰 변수(S_i)와는 높은 상관성을 가져야 한다.

이 연구에서는 이 도구변수로 설문 문항 중 '외국인을 나의 이웃으로 받아들일 수 있다'라는 문항

에 응답한 자료를 이용하였다. 이 설문 문항은 주거이동 의향이나 동일 생활권 선택 의향과는 큰 관계가 없으나, 이웃에 대한 신뢰와는 일정한 관계를 가질 것으로 판단된다. 외국인을 나의 이웃으로 받아들일 수 있다는 것은 이웃관계에 대해 개방적이라는 것을 의미하고 따라서 이러한 성향을 가진 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 이웃에 대해 신뢰 정도가 더 높을 것으로 생각된다. 물론 이 도구변수의 적절성은 통계적 검정을 통해 확인해야 한다.

설문 문항에서 '외국인을 나의 이웃으로 받아들일 수 있다'는 '전혀 그렇지 않다(= 1)'에서 '매우 그렇다(= 5)'까지 5점 척도로 측정하고 있다. 이 연구에서는 이 정보를 이용하여 '그렇지 않다'(전혀 그렇지 않다, 별로 그렇지 않다), '보통이다', '그렇다'(약간 그렇다, 매우 그렇다)로 통합하고 '그렇지 않다'를 기준 터미 변수로 하여 도구변수를 측정하였다. <표 5>는 추정 결과 중 이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성 검정에 중요한 부분만을 선택하여 제시하고 있다.

식 (7)의 이웃에 대한 신뢰 추정식에 도구변수로 사용한 외국인과의 관계 태도 변수에 대한 추정계수는 모두 유의수준 1%에서 유의하여 도구변수로 적절하였다. 그러나 주거이동 의향에 대한 추정식 오차항과 이웃에 대한 신뢰 추정식 오차항의 상관계수(ρ_{23}) 추정치(-0.321)는 유의하지 않았으며(t 값 = -1.61), 동일 생활권 선택 의향에 대한 추정식 오차항과 이웃에 대한 신뢰 추정식 오차항의 상관계수(ρ_{13}) 추정치(-0.265)도 유의하지 않았다(t 값 = -1.13).

이러한 결과는 주거이동 의향과 동일 생활권 선택 의향 추정 시 이웃에 대한 신뢰 변수는 내생적 설명변수가 아니라는 것을 의미한다. 따라서 이

〈표 5〉 이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성 검정 결과

		주거이동 의향 추정식 + 이웃에 대한 신뢰 추정식		동일 생활권 선택 의향 추정식 + 이웃에 대한 신뢰 추정식	
		추정계수	t값	추정계수	t값
도구변수 (이웃에 대한 신뢰 추정식)	외국인을 이웃으로 받아들일 수 있음(보통)	0.147 ***	5.24	0.248 ***	4.21
	외국인을 이웃으로 받아들일 수 있음(그렇다)	0.194 ***	7.85	0.303 ***	5.48
ρ_{23}		-0.321	-1.61	-	-
ρ_{13}		-	-	-0.265	-1.13
표본 수		19,958		4,562	

주: 1) 주거이동 의향 추정식과 동일 생활권 선택 의향 추정식의 설명변수는 〈표 3〉과 동일함.

2) 이웃에 대한 신뢰 추정식의 설명변수는 〈표 3〉에 이용된 설명변수에 도구변수를 추가함.

3) t값은 강건표준오차를 이용하여 계산함.

4) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

웃에 대한 신뢰 변수의 외생성을 가정한 〈표 3〉의 추정 결과는 적합한 것으로 판단된다.

V. 결론

이 연구는 2017년 서울서베이(도시정책지표 조사)의 가구주 자료를 이용하여 이웃에 대한 신뢰가 주거이동 의향과 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향에 미치는 영향을 분석하였다. 동일 생활권으로의 주거이동 의향은 주거이동 계획이 있는 가구에서만 관찰되므로 표본선택 편익 문제를 해결하기 위해 표본선택 이변량 프로빗 모형을 추정하였다. 또한, 분석 결과의 강건성을 확인할 목적으로 주거이동 의향과 동일 생활권 선택 의향 추정 시 이웃에 대한 신뢰 변수의 내생성 여부를 검정하였다.

실증분석 결과, 이웃에 대한 신뢰가 높을수록 주거이동 의향이 낮으며, 주거이동 시 동일 생활권 선택 의향은 높은 것으로 확인됐다. 한계효과 측정

결과, 이웃에 대해 신뢰하지 않은 가구보다 이웃에 대해 신뢰한다고 응답한 가구의 주거이동 의향은 5.47%p 낮았다. 또한, 주거이동 의향이 있는 가구에서는 이웃에 대해 신뢰하지 않는 가구보다 이웃에 대해 신뢰한다고 응답한 가구의 동일 생활권 선택 의향이 4.7%p 높았다.

이러한 결과는 가구의 인적, 경제적 특성 및 주변 환경에 대한 물리적 특성뿐 아니라 신뢰에 기반을 둔 이웃과의 관계에서 얻는 편익 또한 주거이동과 관련된 의사결정에 영향을 미친다는 것을 보여준다. 또한, 이웃에 대한 신뢰가 높을수록 주거이동 시 동일 생활권을 선택할 의향이 높다는 분석 결과는 이웃에 대한 신뢰가 가구의 주거이동 의향뿐 아니라 주거이동 후의 새로운 주거지 선택 의향에도 영향을 준다는 것을 제시하고 있다.

최근 과밀화된 주거환경으로 발생하는 층간 소음, 주차 시비, 쓰레기 분쟁 등 이웃 간의 갈등을 방지하고 거주민들이 서로 신뢰할 수 있는 주거공동체 조성에 대한 관심이 높아지고 있다. 이러한 추세에 발맞춰 서울시 등 지방자치단체에서도 주민들의 이웃관계망을 회복하고 살기 좋은 주거공

동체 조성을 위한 마을공동체 정책 등 여러 정책을 시행하고 있다.¹⁴⁾

이웃에 대한 신뢰가 높을수록 주거이동 의향이 적으며, 또한 주거이동이 불가피한 경우 동일 생활권 내에서의 주거이동을 선호한다는 이 연구 결과는 이웃에 대한 신뢰가 거주민의 주거안정성, 나아가 주거공동체 조성에 대한 의미 있는 영향 요인이라는 것을 보여준다. 주거공동체 조성은 빈번한 주거이동이 없는 거주민의 안정적 주거생활을 전제로 한다. 이 바탕 위에 다양한 형태의 사회적 네트워크가 형성되고 사회적 자원이 교환된다. 이웃에 대한 신뢰는 사회적 네트워크를 튼튼히 하고 더욱 풍부한 사회적 자원이 교환될 수 있는 역할을 수행하여 거주지역에서의 주거안정성을 증진하고 주거공동체 형성에 기여할 것이다.¹⁵⁾

마을공동체 정책의 효과는 정책 목적 달성 여부, 비용 대비 편익 등 여러 측면에서 평가할 수 있을 것이다. 이 연구 결과는 마을공동체 정책이 이웃에 대한 신뢰 향상에 얼마나 긍정적으로 기여하는지를 살펴보고, 지속적인 모니터링으로 주민 간의 신뢰를 높일 수 있는 다양한 방안 마련의 필요성을 제시하고 있다.

이 연구에는 몇 가지 한계가 존재한다. 첫째, 이 연구에서 사용한 횡단면 자료의 특성에 따라 실제 이루어진 주거이동과 주거이동 후의 주거지 선택을 분석하지 못하고 주거이동 의향과 동일 생활권

선택 의향을 분석하였다. 주거이동 계획 또는 주거이동 의향과 실제 주거이동은 일정한 상관성을 가지고 있지만, 계획이 항상 실현되는 것은 아니다. 둘째, 역시 자료의 한계이기는 하지만, 주거이동 시 주거지 선택의 지리적 범위를 생활권으로 설정해 이웃에 대한 신뢰와 같이 근린지역 특성이 강한 사회적 자본의 영향을 세부적으로 분석하지 못하였다. 앞으로 연구에서는 더 미시적인 지리적 단위(예를 들면 읍·면·동)를 제공하는 자료를 통해 실제 주거이동과 주거이동 후 거주지 선택 결정요인을 분석하여 이 연구 결과의 타당성을 검증해 볼 필요가 있다.

또한, 이웃에 대한 신뢰 변수를 더 객관적으로 측정할 수 있는 자료를 이용한 분석의 필요성도 존재한다. 이 연구에서는 이웃에 대한 신뢰를 응답자의 정성적 평가에 기초하여 측정하고 분석에 이용하였으나 근린지역에 거주하는 신뢰할 수 있는 이웃의 수 등과 같은 객관적 지표를 활용한 분석이 분석 결과의 신뢰성을 더 높일 수 있을 것으로 생각된다.

14) 서울시는 주민들의 이웃관계망 회복과 생활의제의 호혜적 해결을 지원하고자 2012년부터 마을공동체 정책을 시행해 왔으며, 단위사업으로 이웃 만들기, 부모커뮤니티, 아파트마을공동체, 우리마을공간지원 등을 포함하고 있다(안현찬 외, 2019). 또한 서울시는 2030 도시기본계획에서 '소통과 배려가 있는 행복한 시민도시'를 2030년 서울의 미래상으로 설정하고 살기 좋은 주거공동체 조성을 주택부문의 계획 방향으로 제시하고 있다(서울특별시a, 서울특별시b, 2014). 자치구 단위에서도 로컬 푸드 사업(강동구), 주민 텃밭사업(마포구, 영등포구) 등을 통해 지역 주민 간의 교류와 소통을 촉진시킴으로써 서로 신뢰할 수 있는 공동체 만들기에 노력하고 있다(정명은 외, 2014).

15) OECD(2020)에서 발표한 Better Life Index에 따르면 한국의 사회적 지원 네트워크 수준은 OECD 국가 중 가장 낮은 순위에 위치하고 있다. 한국은 78%가 필요할 때 의지할 수 있는 사람이 있다고 응답하여 OECD 국가 중 가장 낮았으며, OECD 국가 평균은 89%였다.

참고문헌

- 강미·이재우, 2018, “저소득가구의 주거이동 요인 분석”, 『부동산연구』, 28(3): 79~94.
- 김영주·유병선, 2012, “주거환경만족도와 커뮤니티 의식이 도시 거주자의 이주의사에 미치는 영향 - 광주광역시를 중심으로”, 『대한건축학회 논문집』, 28(6): 219~226.
- 김주영, 2014, “거주지역별 주거이동계획에 영향을 주는 요인에 관한 연구”, 『주거환경』, 12(3): 197~208.
- 김준형·최막중, 2009, “지역주택가격이 임차가구의 점유형태와 주거입지 이동에 미치는 영향”, 『국토계획』, 44(4): 109~118.
- 김진후·이재수, 2020, “베이비부머의 은퇴 여부에 따른 주거이동의 영향 요인 비교 연구”, 『도시정책연구』, 11(3): 161~183.
- 문근식·이현석, 2016, “표본선택이변량 프로빗모형을 이용한 지역 내의 주거이동특성분석-고령·교육·결혼·직장특성을 중심으로-”, 『주거환경』, 14(2): 135~146.
- 박기덕·서원석, 2020, “공공임대주택 거주민의 유대관계가 주거이주 의사에 미치는 영향: 주거만족도의 매개효과를 중심으로”, 『주택연구』, 28(1): 5~26.
- 박승우·남궁미, 2018, “신혼부부 가구의 주거이동 의사결정에 미치는 영향요인에 관한 연구”, 『대한부동산학회지』, 36(3): 5~30.
- 변미리·민보경·박민진, 2019, “서울시 1인가구의 공간분포 및 주거이동 분석”, 『한국인구학』, 42(4): 91~119.
- 서울특별시a, 2014, 「2030 서울도시기본계획」.
- 서울특별시b, 2014, 「2030 서울도시기본계획 자료집 2: 부문별 계획으로 재구조화한 보고서」.
- 소진광, 2004, “사회적 자본의 측정지표에 관한 연구”, 『한국지역개발학회지』, 16(1), 89~118.
- 송주연·전희정, 2018, “노인 주거이동 의향 결정요인 및 변화에 관한 연구: 2006~2016 주거실태조사 자료를 이용하여”, 『국정관리연구』, 13(2): 191~220.
- 안현찬·구아영·조윤정, 2019, “서울시 마을공동체 사업의 성과평가와 정책과제”, 『서울연구원 정책리포트』, 26, 1~21.
- 윤윤채·김진유, 2018, “최초 자가마련기간에 영향을 미치는 요인 분석”, 『부동산학연구』, 24(4): 69~81.
- 이경환, 2008, “지역 주민들의 사회적 관계가 주거이동 결정에 미치는 영향 - 서울시 12개 행정동을 대상으로”, 『국토계획』, 43(5): 23~33.
- 이소영·정의철, 2017, “패널자료를 이용한 청년층 임차가구의 자가 전환 결정요인 분석”, 『주택연구』, 25(1): 63~89.
- 임미화, 2019, “수도권가구의 비수도권으로 주거이동계획에 미치는 영향요인에 관한 연구”, 『주택연구』, 27(2): 117~134.
- 주희선, 2019, “서울시 저소득 가구의 주거이동 요인에 관한 분석”, 『주거환경』, 17(1): 13~21.
- 정재은·박천규, 2015, “자녀나이가 교육목적 주거이동계획에 미치는 영향 분석: 프로빗 모형을 이용하여”, 『부동산연구』, 25(2): 35~44.
- 정명은·김미현·장용석, 2014, “서울시민의 행복과 사회자본 관계 분석: 행복한 시민, 따뜻한 공동체”, 『서울도시연구』, 15(1): 163~186.
- 한지혜·최승비·김갑성, 2015, “상대주거비용의 변화가 전세가구의 점유형태 및 주거이동에 미치는 영향”, 『주택연구』, 32(2): 5~29.
- Belot, M. and Ermisch J., 2009, “Friendship Ties and Geographical Mobility: Evidence from Great Britain”, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 172(2): 427~442.
- Bhandari, H. and Yasunobu K., 2009, “What is Social Capital? A Comprehensive Review of the Concept”, *Asian Journal of Social Science*, 37(3): 480~510.
- Boehm, T. P. and Schlottmann, A. M., 2004, “The Dynamics of Race, Income, and Homeowner

- ship", *Journal of Urban Economics*, 55(1): 113~130.
- Branden, M., 2013, "Couples' Education and Regional Mobility – the Importance of Occupation, Income and Gender", *Population, Space and Place*, 19: 522~536.
- Cho, S. and Lim, U., 2019, "Residential mobility and social trust in urban neighborhoods in the Seoul metropolitan area, Korea", *The Annals of Regional Science*, 63: 117~145.
- Clark, W. V. and Onaka, J. L., 1983, "Life Cycle and Housing Adjustment As Explanations of Residential Mobility", *Urban Studies*, 20: 47~57.
- Coleman, J. S., 1988, "Social capital in the creation of human capital", *American Journal of Sociology Supplementary*, 94, 95~120.
- Connerly, C. E., 1986, "The Impact of Neighborhood Social Relations in Prospective Mobility", *Social Science Quarterly*, 67(1): 186~194.
- David, Q., Janiak, A. and Wasmer E., 2010, "Local social capital and geographical mobility", *Journal of Urban Economics*, 68: 191~204.
- Dawkins, C. J., 2006, "Are Social Networks the Ties that Bind Families to Neighborhoods?", *Housing Studies*, 21(6): 867~881.
- Fukuyama, F., 1995, *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*, New York: Free Press.
- Kan, K., 2007, "Residential mobility and social capital", *Journal of Urban Economics*, 61: 436~457.
- Kleinhans, R., 2009, "Does Social Capital Affect Residents' Propensity to Move from Restructured Neighborhoods", *Housing Studies*, 24(5): 629~651.
- McCabe, B., 2012, "Homeownership and Social Trust in Neighbors", *City & Community*, 11(4): 389~408.
- Mulder, C. H. and Malmberg, G., 2014, "Local ties and family migration", *Environment and Planning A*, 46: 2195~2211.
- Mulder, C. and Hooimeijer, P., 1999, "Residential relocations in the life course", *Population Issues*, Wissen et al. (eds.), Kluwer Academic/Plenum Publishers, 159~186.
- Nivalainen, S., 2004, "Determinants of family migration: short moves vs. long moves", *Journal of Population Economics*, 17: 157~175.
- OECD, 2020, *Better Life Index*, <https://www.oecdbetterlifeindex.org>
- Oh, J. H., 2003, "Social Bonds and the Migration Intentions of Elderly Urban Residents: The mediating effect of residential satisfaction", *Population Research and Policy Review*, 22(2): 127~146.
- Putnam, R. D., 2000, *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, Simon & Schuster.
- Rossi, P. H., 1955, *Why Families Moves*, The Free Press.
- Sharp, G. and Warner, C., 2018, "Neighborhood Structure, Community Social Organization, and Residential Mobility", *Socius: Sociological Research for a Dynamic World*, 4: 1~14.
- Speare, A., 1974, "Residential Satisfaction as an Intervening Variable in Residential Mobility", *Demography*, 11(2): 173~188.
- Wooldridge, J. M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Second Edition*, The MIT Press.

원 고 접 수 일 : 2021년 10월 28일

1 차 심 사 완 료 일 : 2021년 12월 28일

2 차 심 사 완 료 일 : 2022년 1월 16일

최 종 원 고 채 택 일 : 2022년 2월 21일

부록

〈부록표 1〉 일반량 프로빗 모형 추정 결과

			주거이동 의향 (있음 = 1)		동일 생활권 선택 의향 (있음 = 1)	
			추정계수	t값	추정계수	t값
상수항			0.689 ***	7.50	-1.222 ***	-6.91
사회적 자본	이웃에 대한 신뢰	보통	-0.104 ***	-3.69	0.094 *	1.88
		신뢰함	-0.207 ***	-6.99	0.087	1.64
인적 특성	가구주 연령		-0.013 ***	-12.52	0.003	1.33
	가구주 성별 (남성 = 1)		-0.004	-0.16	0.052	1.03
	가구주 교육수준	대졸	0.097 ***	3.86	-0.068	-1.50
		대학원졸	0.132 *	1.90	-0.153	-1.26
	자녀	미취학 자녀 (있음 = 1)	0.155 ***	4.69	0.062	1.12
		초중고 자녀 (있음 = 1)	0.108 ***	3.71	0.209 ***	3.98
	65세 초과 고령자 (있음 = 1)		-0.244 **	-3.53		
경제적 특성	월평균 가구소득	200~400만 원 미만	0.112 ***	3.13	-0.082	-1.23
		400~600만 원 미만	0.177 ***	4.61	-0.115	-1.60
		600~800만 원 미만	0.194 ***	4.17	-0.056	-0.63
		800만 원 이상	0.483 ***	7.76	-0.115	-1.02
주거 특성	주택점유형태 (자가 = 1)		-0.495 ***	-20.42	-0.287 ***	-5.81
	거주 기간	1년 초과 3년 이하	-0.094 **	-2.51	-0.003	-0.05
		3년 초과 6년 이하	-0.342 ***	-8.63	-0.043	-0.64
		6년 초과 10년 이하	-0.436 ***	-10.35	-0.090	-1.17
		10년 초과	-0.409 ***	-9.26	-0.190 **	-2.19
생활 환경 특성	생활환경 만족도	주거환경(만족 = 1)	-0.048 **	-2.16	0.018	0.43
		사회환경(만족 = 1)	-0.011	-0.49	0.027	0.65
		교육환경(만족 = 1)	-0.061 **	-2.56	0.049	1.12
	생활안전도 심각성		0.024 **	2.28	-0.025	-1.29
log L			-9272.56		-2921.16	
표본 수			19,958		4,562	

주: 1) 자치구 지역 더미를 포함하여 추정한 결과이며, 자치구 더미에 대한 추정 결과는 표에서 생략하였음.

2) t값은 강건표준오차를 이용하여 계산함.

3) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$