ISSN 1225-0740 Journal of the Korean Regional Science Association Vol.36, No.3(2020)
https://doi.org/10.22669/krsa.2020.36.3.003 한국지역학회지 『지역연구』 제36권 제3호 pp.3-16

지역박탈이 주민의 계층상승 가능성에 대한 인식에 미치는 영향

– 서울시를 대상으로 –

송태수* · 임 업**

The Multilevel Effects of Regional Deprivation on Perceived Upward Social Mobility of Residents

Taesoo Song* · Up Lim**

국문요약 도시 내 공간적 불평등은 꾸준한 관심을 받고 있는 연구주제다. 그러나 공간적 불평등이 주민에게 미치는 세부적인 영향과 공간적 불평등이 지속되고 재생산되는 방식에 대한 실증연구는 제한적이다. 본 연구는 공간적 수준에서의 박탈을 나타내는 개념인 지역박탈이 주민의 계층상승 가능성에 대한 인식에 미치는 영향을 확인하고자 하였다. 2015년 서울서베이 자료를 순서형 로지스틱 다층모형을 활용하여 분석한 결과, 지역박탈 수준이 높은 지역에 거주하는 주민일수록 자신의 계층상승 가능성을 부정적으로 인식하는 것으로 나타났다. 본 연구결과는 지역박탈이 주민의 계층상승에 대한 믿음을 저해함으로써 삶의 만족도와 기회 실현을 저해하는 것은 물론 지역 격차가 지속되는 데에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 이와 같은 분석결과는 공간적 불평등을 해소하기 위한 도시정책에 함의를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

주제어 지역박탈, 공간적 불평등, 지역 격차, 계층상승 가능성에 대한 인식, 다층모형

Abstract: The causes and effects of intra-urban spatial inequality have received much scholarly attention. However, the effects of urban spatial inequality on resident perceptions and the mechanisms through which it is sustained and reproduced remain mostly unknown. This study aimed to investigate whether regional deprivation, the relative socioeconomic standing of a region, affects the residents' perceptions of upward social mobility. By employing the ordinal logistic multilevel model to analyze nested data collected from Seoul, South Korea, this study found that the regional deprivation has a significant negative effect on residents' perception of upward social mobility. The results of this study suggest that one way in which spatial inequality is sustained and reproduced is by the effects of regional deprivation, having negative impacts on the aspirations and socioeconomic activities of residents. This study is expected to provide meaningful implications for planning and policy aimed to combat spatial inequality.

* 서울연구원 연구원(제1저자: taesoo.song@si.re.kr)
** 연세대학교 도시공학과 교수(교신저자: uplim@yonsei.ac.kr)

Key Words: Regional Deprivation, Spatial Inequality, Regional Disparity, Perceived Upward Social Mobility, Multilevel Model

1. 서론

최근 우리사회에서 "무너진 계층이동 사다리"에 대한 담론이 활발하게 논의되고 있다. 경제성장이 둔화되고 교육의 계층이동 효과가 줄어들며 계층이동에 대한 한국인들의 믿음이 회의적으로 변해가는 추세라는 것이다(백다미, 2017; 이병훈, 2017). 자신의 노력에 따라 더 나은 삶을 꿈꿀 수 있는 믿음은 개인이 역량(capacity)을 개발하는 근간이 되며 지역의 개발에 있어서도 긍정적인 영향을 미친다(백다미, 2017; Appadurai, 2004). 우리나라의 경우에도 계층상승을 실현할 수 있다는 믿음은 경제활동에 대한 국민 의욕을 고취하고 사회적 불만과 갈등을 해소하는 등 국가발전에 있어 중요한 역할을 수행해왔다. 따라서 계층이동에 대한 인식 약화는 개인과 사회 수준에서 모두 바람직하지 못하다고 볼 수 있다.

그런데 계층상승 가능성에 대한 인식(perceived upward social mobility)은 거주지를 중심으로 형성된 경험 및 인식에 영향을 받을 가능성이 있다. 사람들은 항상 특정한 공간을 중심으로 일상생활을 영위하고 사회적 상호작용에 참여하며 경험을 형성한다(Gustafson, 2001; Stevenson et al., 2005). 더불어 이러한 경험은 개인이 자신과 사회를 인식하는 방식에 영향을 미침으로써 미래에 대한 태도와 전망 역시 형성한다(Calder and Cope, 2005). 계층상승을 실현할 수 있다는 믿음은 개인의 사회경제적 활동과 기술·교육에 대한 투자를 장려한다는 점에서 중요한 심리적 자원으로서 기능한다. 따라서 만약 거주지역의 특성이 주민의 계층상승 가능성에 대한 인식에 영향을 미칠 수 있다면 지역 격차가 더욱 포괄적이고 영속적인 성격의 공간적 불평등으로 이어질 가능성이 있다. 공간적 불평등을 해소하기 위한 도시 및 지역정책을 마련하기 위해서는 지역 특성과 개인의 계층상승 가능성에 대한 인식 간의 관계를 이해할 필요가 있다.

본 연구의 목적은 지역 간의 상대적인 격차를 나타내는 개념인 지역박탈(regional deprivation)이 주민들의 계층상승 가능성에 대한 인식에 어떠한 영향을 미치는지를 이론적으로 설명하고 실증적으로 분석하는 데에 있다. 지역박탈은 공공보건(public health)에서 활발하게 연구되고 있는 개념으로서 지역의 낙후수준이 주민의 건강에 미치는 부정적인 영향을 설명하는 데에 주로 활용되고 있다(Grintsova et al., 2014; Stafford and Marmot, 2003; White et al., 2011). 본 연구는 선행연구에 대한 검토에 기초하여 지역박탈이 근린효과(neighborhood effects)를 통해 주민의 건강뿐 아니라 계층인식에도 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 설명하고자 한다. 나아가 서울시를 공간적 범위로 설정하고 순서형 로지스틱 다층모형(ordinal logistic multilevel model)을 분석하여 지역박탈의 영향을 실증적으로 확인하고자 한다.

본 연구는 지역박탈이 개인의 계층 및 사회 인식에 미치는 영향을 탐구함으로써 주로 건강 불평등에 한정되어 있던 지역박탈 연구의 범위를 확대하고자 한다. 본 연구는 도시 및 지역정책적 관점에서 지역박탈의 근린효과를 실증적으로 분석함으로써 공간적 격차가 유지 및 확대되는 경로를 설명하고자 한다. 또한 지역박탈이 근린효과를 통하여 계층상승 가능성에 대한 인식에 부정적인 영향을 미친다면 이로 인해 야기되는 주민들의 부정적 특성들은 구성효과(composition effect)에 의하여 다시 해당 지역의 경제 및 사회 발전에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다(Macintyre and Ellway, 2000). 따라서 본 연구는 공간적 불평등이 어떻게 고착되고 재생산되는지에 대한 추가적인 이해를 제공하고 공간적 불평등을 해소하기 위한 계획 및 정책에 함의를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

2. 이론적 고찰

1) 지역박탈의 개념과 측정

박탈(deprivation)은 영양, 의복, 주택, 주거시설, 환경 등에 있어 사회에서 보편적으로 여겨지는 물질적인 기준에 미달하거나 일반적인 수준의 고용, 직업, 여가, 사회활동 또는 사회관계에 참여하지 못하는 상태를 의미한다(Townsend, 1979). 또한 박탈은 사람들이 보편적으로 보유하고 있는 자원을 가지기를 희망함에도 해당 자원이 결여된 상태(Runciman, 1966) 또는 정상적이거나 기준이 되는 삶으로부터 배제된 상태(Bauman, 2013)로서 정의되기도 한다. 빈곤(poverty)이 주로 물질적인 자원의 결핍을 의미하는 개념인 반면에 박탈은 사회, 문화 등 다양한 측면에서의 결핍을 의미하는 개념으로 결핍에 대한 다차원적인 접근을 가능하게 한다(Townsend, 1987).

박탈은 개인 수준에서 정의될 뿐만 아니라 공간 또는 지역 수준에서도 정의될 수 있다. 개인의 박탈을 초래하는 부정적인 사회경제적 요인들은 공간적으로 집중되는 경향이 있기 때문이다. 동일한 도시 내에서도 지역 간에 경제 활동, 주거환경, 교육·의료·교통 접근성 등에 있어 격차가 존재하기 마련이다. 더불어 이러한 격차는 사람들의 거주지 분리(residential segregation)에 의해 더욱 심화되는 경향이 있다. 거주지 선택이 상대적으로 자유로운 중산층과 고소득층은 양호한 생활환경을 찾아 거주지를 이동할 수 있는 능력을 보유하고 있지만 저소득층은 그러하지 못하기 때문이다. 정책적 개입이 적절하게 이루어지지 않을 경우, 지역 간 격차는 점점 더 확대되어 취약지역 주민들의 결핍과 사회적 배제(social exclusion)를 초래할 수 있다. 이처럼 박탈이 공간적으로 표현된 상태를 지역박탈이라고 한다(Grintsova et al., 2014; Stafford and Marmot, 2003).

우리나라는 압축적인 도시화를 경험하는 과정에서 도시 간(inter-urban) 격차는 물론이고 도시 내(intra-urban) 지역 간 격차가 확대되어 왔다. 특히 우리나라의 지역 격차는 자연적 요인과 사회적, 제도적 요인이 복합적으로 교차하는 과정에서 생산되고 심화되었다는 특징을 지닌다(조명래, 2011). 대표적으로 서울시의 경우에는 1940년대에서 1950년대 말까지에 이르는 기간 동안 급격한 도시화와 산업화를 경험하며 도시 각지에 도시빈민 거주지역이 형성되기 시작하였으며, 이러한 도시빈민 거주지역의 공간적 분포는 재개발 정책 및 철거민 이주정책을 포함한 국가경제개발 정책에 의해 꾸준히 영향을 받았다(조옥라, 1988). 서울시는 이후에도 강남구와 서초구를 중심으로 신시가지를 형성하여 교육 및 공공 서비스 등을 집중적으로 공급하는 한편, 저소득층을 위한 공공임대주택은 시유지와 낙후 지역을 중심으로 공급하는 방향으로 도시개발을 추진하였다(이규환·서승제, 2009). 결과적으로 서울시는 자연발생된 구시가지인 강북지역과 계획적으로 개발된 신시가지 강남지역 간의 격차를 중심으로 지역 간 격차가 뚜렷한 도시로서 발전해왔다.

지역박탈은 일반적으로 지역박탈지수(regional deprivation index)를 활용하여 측정된다. 지역박탈지수는 다양한 지표를 결합함으로써 지역의 상대적인 박탈 상태를 보여주는 지수다(Carstairs and Morris, 1990; Townsend, 1987). 지역박탈지수를 산출할 시에는 대상 공간적 범위의 특성에 대한 충분한 이해를 바탕으로 지역의 분석단위, 구성 지표, 그리고 구성 지표의 결합 방식을 결정해야 한다. 국내에서는 손미아(2002), 정백근 외(2006), 신호성 외(2009), 김동진 외(2013) 등이 인구주택총조사 자료를 활용하여 시군구 수준에서의 지역박탈을 측정하기 위한 지역박탈지수를 개발한 바 있다.

2) 계층상승 가능성에 대한 인식

계층상승 가능성에 대한 인식은 소속된 사회구조 안에서 자신의 사회경제적 지위를 향상시킬 수 있다고 믿는 정도를 의미한다(Bjørnskov et al., 2013; George et al., 2012; Kelley and Kelley, 2009). 계층상승 가능성에 대한 사람들의 긍정적인 인식은 개인 및 사회 수준에서 다양한 이점을 지니는 것으로 알려져 있다. 우선 경제적인 측면에서 자신이 노력한 만큼

더 나은 삶을 보장받을 수 있다는 믿음은 역량을 지속적으로 개발할 수 있는 안정적인 기반을 제공하며 경제활동에 대한 긍정적인 동기부여로 이어져 사회 발전의 원동력으로써 기능할 수 있다(이하영·이수영, 2016; Appadurai, 2004; Gaviria et al., 2007). 또한 사회적인 측면에서는 개인의 삶의 만족과 사회관계에 대한 태도에 긍정적인 영향을 미치고 다른 사회구성원에 대한 편견을 해소하여 사회갈등을 해소하고 통합을 촉진하는 것으로 알려져 있다(이재완, 2013; Kelley and Kelley, 2009).

계층상승 가능성에 대한 인식은 기존의 성취 경험, 그리고 자신이 보유하고 있는 조건과 기회에 대한 평가가 복합적으로 작용하여 형성되는 것으로 알려져 있다(이병훈, 2017). 선행연구를 종합한 결과, 계층상승 가능성에 대한 인식에 영향을 미칠 가능성이 있는 요인은 개인이 소유하고 있는 자원과 기회에 대한 접근성과 이에 대한 자신의 주관적 평가, 그리고 개인이 소속되어 있는 사회의 기회구조에 대한 평가로서 구분될 수 있다.

첫째, 사회경제적 지위가 높은 개인들은 추가적인 지위 향상을 실현할 기회를 포착하기 쉽고 대안적인 미래를 설계하거나 실패 상황을 극복하는 과정에서 의존할 수 있는 자원이 풍부하기 때문에 자신의 계층상승 가능성을 높게 인식하는 경향이 있는 것으로 알려져 있다(Appadurai, 2004; Parkin, 1971). 또한 기존에 사회경제적 성취를 경험한 개인들은 목표를 달성하고 그에 상응하는 결과물을 획득한 경험을 보유하고 있기 때문에 자신의 성공 가능성을 높게 평가하는 경향이 있다(Appadurai, 2004).

둘째, 주관적 사회경제적 지위(subjective socio-economic status)가 높은 개인일수록 자신의 계층상승 가능성을 높게 평가할 수 있다. 이러한 관점은 개인이 보유한 자원의 객관적 총량이 그가 주관적으로 인식하는 사회경제적 지위와는 독립적이며, 후자가 계층 및 사회 인식에 훨씬 직접적인 영향을 미친다는 관점에 기초하고 있다(Brule and Maggino, 2017; Diener and Suh, 1997; Graham and Pettinato, 2004).

셋째, 사회의 기회구조에 대한 평가 역시 계층상승 가능성에 대한 인식에 영향을 미칠 수 있다. 계층이동은 필연적으로 사회라는 맥락을 바탕으로 이루어진다. 개인의 노력과 성과는 사회에 의한 평가와 분배를 받을 때 비로소 지위 향상으로 이어질 수 있기 때문이다(이하영·이수영, 2016). 이에 비추어 볼 때 자신이 소속된 사회가 얼마나 공정하게 자원을 분배하는지, 그리고 사회경제적으로 어느 정도의 성장 추세를 보이고 있는지에 대한 평가 역시 개인의 계층상승 가능성에 대한 믿음에 영향을 줄 수 있다.

3) 지역박탈의 근린효과 가능성

근린효과 이론은 공간적으로 형성된 가치, 규범, 행동 체계 등의 지역 특성이 주민의 행동, 심리, 그리고 신념 등에 영향을 미친다고 보는 이론이다(곽현근, 2007; Johnston, 1974). 근린효과 이론에 따르면, 지역 간 주민의 특성 차이는 단지 비슷한 특성을 공유하는 주민들이 동일한 지역에 거주해서 비롯될 뿐만 아니라 지역이 주민에게 실재적인 영향을 미치기 때문에 발생한다. 특히 기존 근린효과 관련 실증연구는 지역의 사회경제적 수준을 중요한 주제로 다루었으며, 지역 수준의 사회경제적 취약성이 개인 수준의 특성을 통제한 이후에도 다양한 측면에서 주민에게 부정적인 영향을 미친다고 보고한 바 있다(곽현근 2004; Darcy and Gwyther, 2012; Osterling, 2007).

선행연구 검토 결과에 따르면, 지역박탈은 다음과 같은 경로를 통하여 주민의 계층상승 가능성에 대한 인식에 영향을 미칠 수 있다. 첫째, 박탈지역에 거주하는 주민들은 계층상승을 위해 필요한 자원과 기회에 대한 접근성이 상대적으로 제약된다. 사람들은 사회경제적 지위를 높이기 위해 자신이 개인적으로 소유한 자원뿐만 아니라, 다양한 공공기반시설과 서비스, 양질의 직장 등 지역 수준에서 집합적으로 조성되고 소비되는 자원 역시 필요로 한다. 그런데 이러한 자원은 공간적으로 불균등하게 분포되어 있는 경향이 있다(이규환·서승제, 2009; 이창근·강현철, 2017; Andrews et al., 2004; Stafford and Marmot, 2003). 더 나아가 지역의 사회경제적 특성은 이웃, 친구, 지인

과의 사회적 연결망, 문화자본, 그리고 직업과 교육에 대한 정보 접근성 등 공간 기반의 사회적 자원과도 밀접하게 연관되어 있다(Carpiano, 2006; Williams and Latkin, 2007). 즉 박탈지역에 거주하는 주민들은 자신들이 계층상승을 실현하기 위해 사용할 수 있는 자원이 질적·양적으로 부족하다고 판단할 수 있다.

둘째, 박탈지역에 거주하는 주민은 사회의 전반적인 공정성을 부정적으로 인식할 수 있어 자신의 계층상승이 어려울 수 있다고 생각할 수 있다. 박탈 경험은 "사회가 차별적이고 불공정하며 신뢰할 수 없다는 생각"(여유진, 2017)을 고조시켜 사회적 불평등에 대한 인식에 직접적인 영향을 미칠 수 있다(이웅·임란, 2014). 상대적 박탈 가설(relative deprivation hypothesis)에 따르면 박탈은 다양한 형태의 사회경제적 비교를 촉진함으로써 개인의 사회심리에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Callan et al., 2017; Walker and Pettigrew, 1984). 특히 지역 격차가 직접적이고 선명하게 드러나는 도시 내 공간적 불평등의 경우 지역박탈은 주민으로 하여금 사회의 기회구조가 불공평하여 자신의 노력으로 지위 향상을 실현하기 어렵다고 인식하도록 영향을 미칠 수 있다.

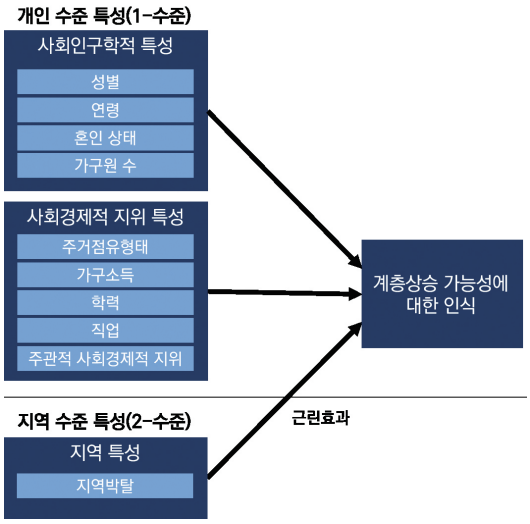
셋째, 박탈지역은 주민이 부정적인 사회적 낙인(public stigma) 및 자기낙인(self stigma)을 형성하도록 만들어 자신이 계층상승을 이룰 수 있다는 믿음에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. Goffman(1963)에 따르면, 낙인은 개인이 지니고 있는 어떠한 특성에 대한 고정관념으로 인해 그가 사회로부터 온전한 자격을 부여받지 못하는 상황을 의미한다. 다수의 심리학 연구는 개인이 점유하는 공간 또는 장소 역시 낙인을 형성할 수 있다는 사실을 지적해왔다(Cottle, 1994; Gregory et al., 1996). 지역은 물리적인 범주를 나타내는 개념일 뿐 아니라 사회적으로 구성된 의미와 상징의 부여대상이기 때문이다(Wacquant, 2007). 박탈지역에 거주하는 주민들은 사회적으로 편견의 대상이 될 수 있어 편견, 배제, 차별을 경험하는 과정에서 미래에 대해 부정적인 전망을 가질 수 있다. 더불어 지역의 낮은 사회경제적 수준을 반복적으로 경험하고 이를 내재화함으로써 자신에 대해 부정적인 자기낙인 역시 형성할 수 있다(Corrigan et al., 2009). 자기 낙인은 사회가 어떠한 특성에 부여한 부정적인 이미지를 개인이 내재화하는 것을 의미하며 영속되는 경향이 있어 외부에서 부여하는 공공 낙인보다도 개인의 정신에 더 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Corrigan, 2004; Doyle and Molix, 2015). 특히 부정적인 자기 낙인 형성은 개인의 자기 효능감과 자존감을 저해하여 생애 목표 형성에도 부정적인 영향을 미칠 수 있기 때문에 계층상승에 대한 믿음 저하로 이어질 수 있다(Corrigan et al., 2009; Markowitz, 1998; Rosenfield, 1997).

3. 연구 방법

1) 연구자료 및 변수 설정

본 연구의 목적은 지역박탈이 개인에게 미치는 영향을 분석하는 데에 있다. 따라서 본 연구는 지역과 주민 수준의 자료를 각각 수집하고 병합하여 분석을 수행하였다.

우선 본 연구의 공간적 분석 범위로 서울시를 설정하였다. 본 연구는 관찰 불가능한 특성(unobserved characteristics)을 최대한 통제하는 동시에 "사회에서 실제로 경험하는 실증된 상대적 불이익"인 박탈의 정의를 잘 반영할 수 있도록 도시 내 지역 격차에 초점을 맞추었다. 서울시는 우리나라를 대표하는 도시이자 지역 간 격차가 뚜렷하게 드러나는 지역이기 때문에 본 연구의 목적에 부합하는 공간적 범위라고 판단하였다. 또한 본 연구는 서울시 25개 자치구를 지역 수준의 분석 단위로서 삼고 자료를 수집했다. 서울시에서 자치구는 각종 정책의 결정과 서비스의 제공이 이루어지는 행정적 단위이자 주민들의 참여와 상호작용이 활발하게 이루어지며 욕구 및 사회문제가 수렴되는 공간적 단위이다. 더불어 본 연구에서 활용된 자료는 자치구 단위에서 표집이 되었거나 획득이 가능한 최소 공간적 단위가 자치구 수준이었다. 따라서 본 연구에는 자치구 수준의 분석이 적절하다고 판단하였다.



〈그림 1〉 연구의 모형

본 연구는 이론적 고찰을 바탕으로 수립된 〈그림 1〉의 이론적 모형에 기초하여 변수를 설정하였다. 본 연구의 핵심설명변수인 지역박탈은 서울특별시 공공보건의료재단이 2015년에 산출한 서울시 지역박탈지수를 활용하여 측정하였다. 서울시 지역박탈지수는 김동진 외(2013)가 전국 시군구를 대상으로 지역박탈을 측정하기 위해 개발한 한국형 지역박탈지수를 서울시의 공간적 격차를 적절히 측정할 수 있도록 수정한 지수이다. 서울시 지역박탈지수는 자치구별 자동차 소유 가구 비율, 고등학교 졸업 미만 교육 수준을 가진 인구 비율, 낮은 사회계층에 해당하는 인구 비율, 이혼 또는 사별한 인구 비율 4개 구성지표의 표준화점수(z-score)를 합산하여 산출되었다. 각 구성지표는 2015년 인구총조사 자료를 활용하여 산출되었다. 지역박탈지수를 구성하는 개별 구성지표는 주민들이 직

〈표 1〉 변수 설정

변수				설정 방법
1-수준(개인 수준)				
종속변수	계층상승 가능성에 대한 인식			1=매우 낮다, 2=다소 낮은 편이다, 3=보통이다, 4=다소 높은 편이다, 5=매우 높다
통제변수	사회인구학적 특성	성별		1=남성, 0=여성
		연령		조사일 기준 응답자의 나이
		혼인 여부		1=기혼유배우, 0=기혼유배우 이외
		가구원 수		가구원의 수
	사회경제적 지위 특성	주거점유형태		1=자가거주, 0=자가거주 이외
		가구소득		ln(균등화가구소득[1])
		학력	중졸 이하	1=중학교 졸업 이하 0=그 외
			고졸 이하	1=중학교 졸업 초과 고등학교 졸업 이하, 0=그 외
			대학교(2년제) 이하	1=고등학교 졸업 초과 대학교(2년제) 졸업 이하, 0=그 외
			대학교(4년제) 이상	1=대학교(4년제) 졸업 이상, 0=그 외
		직업	전문관리직	1=전문직 또는 관리직, 0=그 외
			사무직	1=사무직, 0=그 외
			서비스판매직	1=서비스직 또는 판매직, 0=그 외
			농업기능노무직	1=농업직, 기능직, 또는 노무직, 0=그 외
			기타	1=주부 또는 학생, 0=그 외
			무직	1=직업 없음, 0=그 외
		주관적 사회경제적 지위		1=최하층~10=최상층
2-수준(지역 수준)				
설명변수	지역박탈			서울시 지역박탈지수(2015) 활용

접 관찰 또는 경험하기 어려운 지역 수준의 특성이지만, 해당 구성지표를 합성하여 산출한 지역박탈지수는 지역 간 사회경제적 자원 및 기회 접근성의 격차를 포착하기에 적합하다는 이점이 있다(Messer et al., 2006; Townsend, 1979). 더불어 서울시 지역박탈지수는 서울시 정책연구에서 활용되고 있으며 서울의 지역 격차를 설명하기 위해 개발되었기 때문에, 본 연구에서 지역박탈을 측정하기에 적절한 측정수단이라고 판단하였다.

개인 수준 자료는 2016년 서울서베이 도시정책지표 조사 자료를 활용하였다. 2016년 서울서베이는 서울시민의 계층상승 가능성에 대한 인식을 묻는 문항을 포함하고 있으며 2015년 10월 1일부터 30일까지 조사를 수행하여 서울시 지역박탈지수에 활용된 구성지표와 조사 시기가 일치한다는 이점이 있다. 2016년 서울서베이는 서울거주 가구 20000개 및 만 15세 이상 가구원 46,837명을 대상으로 1:1 가구 방문 면접 조사를 통하여 자료를 수집했다. 본 연구에서는 최종적으로 생산가능인구에 해당하는 15세 이상 65세 미만 응답자 41,504명의 자료를 표본으로서 활용하였다.

본 연구의 종속변수인 계층상승 가능성에 대한 인식은 “우리사회에서 내가 노력하면, 나의 사회경제적 지위가 높아질 가능성이 어느 정도라고 생각하십니까?”의 질문에 대해 리커트 5점 척도로 측정되었다. 또한 본 연구는 선행연구에 대한 이론적 고찰을 바탕으로 계층상승 가능성에 대한 인식에 영향을 미칠 가능성이 있는 개인 수준 변수를 통제하여 지역박탈의 영향을 보다 정확하게 추정하고자 하였다. 구체적으로는 개인의 객관적 사회경제적 지위 관련 변수, 주관적 사회경제적 지위 변수, 그리고 사회정의에 대한 인식 변수를 연구모형에 포함하였다. 본 연구의 본 연구의 변수 설정에 대한 구체적인 내용은 〈표 1〉에 제시되어 있다.

2) 분석방법

본 연구는 지역박탈이 계층상승 가능성에 대한 인식에 미치는 다층적인 영향을 분석하기 위해 다층모형을 활용하였다(Bryk and Raudenbush, 1992). 다층모형은 자료의 위계적(hierarchical) 성격을 고려한 분석방법으로서, 전통적 통계모형을 활용하여 다수준 분석을 수행할 시에 발생하는 생태학적 오류를 피할 수 있는 방법이다. 더불어 다층모형은 종속변수의 변량을 더 많이 설명하고 회귀계수의 정확성을 향상시킬 수 있다는 이점이 있다(유정진, 2006).

본 연구의 종속변수인 계층상승 가능성에 대한 인식은 리커트 척도를 이용하여 측정된 서열자료이기 때문에, 종속변수의 선형성(linearity)을 가정하는 일반적인 다층모형을 적용할 수 없다. 따라서 본 연구는 로짓 연결함수(logit link function)를 적용한 순서형 로지스틱 다층모형을 활용하여 연구자료를 분석하였다.

본 연구는 다층모형을 단계적으로 구성하여 실증분석을 수행하였다. 우선 자료의 기초정보를 확인할 수 있는 모형인 기초모형(unconditional model)을 분석하여 자치구 간에 종속변수의 차이가 유의하게 존재하는지를 확인하여 다층모형 분석의 필요성을 논의하였다. 이후 임의절편모형(random intercept model)을 분석하여 지역박탈이 개인의 계층상승 가능성에 대한 인식에 미치는 영향을 분석하였다. 임의절편모형은 지역 수준의 변수가 개인 수준 종속변수의 절편에만 임의효과(random effect)를 발생시킨다고 가정하는 모형이다. 이때 임의효과는 절편 또는 기울기 추정계수가 상위 수준의 변수에 의해 차이를 보이는 것을 의미한다.

4. 실증 분석 결과

1) 기술통계

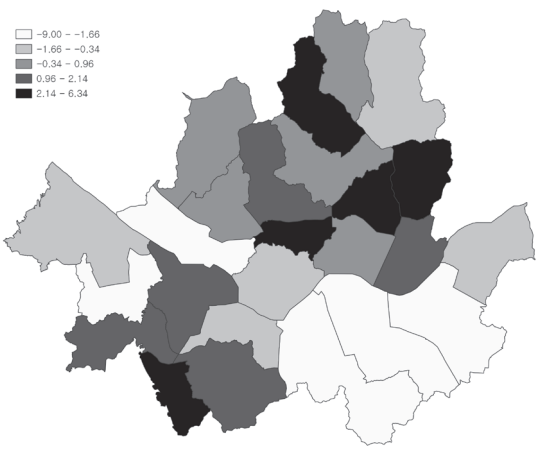
본 연구에서 활용한 연구자료의 기술통계량은 〈표 2〉에 제시되어 있다. 우선 본 연구의 종속변수인 계층상승 가능성에 대한 인식의 경우 ‘매우 낮음’이 2.07%, ‘다소 낮은 편’이 29.92%, ‘보통’이 42.77%, ‘다소 높은 편’이 21.84%, ‘매우 높음’이 3.40%로 계층상승 가능성을 낮게 인식한 응답자가 높게 인식한 응답자보다 6.75% 많았다. 또한 서울시 자치구 가운데 지역박탈

수준이 가장 높은 지역은 금천구(6.34)였으며 가장 낮은 지역은 서초구 (−9.00)이었다.

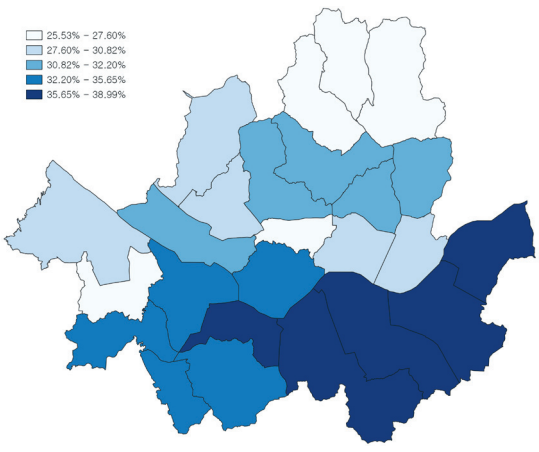
본 연구의 설명변수인 지역박탈과 종속변수인 계층상승 가능성에 대한 인식을 자치구 수준에서 표현한 그림은 〈그림 2〉와 〈그림 3〉에 제시되어 있다. 〈그림 2〉는 자치구별 지역박탈 수준을 표현하고 있으며 〈그

〈표 2〉 기술통계량

고정효과				평균	표준편차	최솟값	최댓값	N
1−수준(개인 수준)								
종속변수	계층상승 가능성에 대한 인식			3.054	0.856	1.000	5.000	41,504
통제변수	사회인구학적 특성	성별(여성=0)		0.490	0.500	0.000	1.000	41,504
		연령		40.703	13.748	15.000	64.000	41,504
		혼인 여부(배우자 없음=0)		0.645	0.479	0.000	1.000	41,504
		가구원 수		3.295	1.042	1.000	7.000	41,504
	사회경제적 지위 특성	주거점유형태		0.549	0.498	0.000	1.000	41,504
		가구소득		5.536	0.416	2.670	8.006	41,504
		학력	중졸 이하	0.042	0.201	0.000	1.000	41,504
			고졸 이하	0.313	0.464	0.000	1.000	41,504
			대학교(2년제) 이하	0.226	0.418	0.000	1.000	41,504
			대학교(4년제) 이상	0.549	0.498	0.000	1.000	41,504
		직업	전문관리직	0.063	0.243	0.000	1.000	41,504
			사무직	0.260	0.439	0.000	1.000	41,504
			서비스판매직	0.229	0.420	0.000	1.000	41,504
			농업기능노무직	0.092	0.289	0.000	1.000	41,504
			기타	0.293	0.455	0.000	1.000	41,504
			무직	0.062	0.241	0.000	1.000	41,504
		주관적 사회경제적 지위		6.213	1.796	1.000	10.000	41,504
2−수준(지역 수준)								
설명변수	지역박탈			0.000	3.697	−9.000	6.340	25



〈그림 2〉 자치구별 지역박탈 수준



〈그림 3〉 자치구별 계층상승 가능성 높음 응답 비중

림 3〉은 자치구별로 계층상승 가능성을'높다'고 인식하는 응답자가 차지하는 비중을 보여주고 있다. 그림에 따르면 지역박탈 수준은 서초구, 강남구, 송파구로 불리는 '강남 3구'에서 가장 낮게 나타났으며 강북지역의 도심권과 동북생활권, 그리고 서남생활권의 서울 외곽 지역에서 가장 높게 나타났다. 강남 3구를 비롯한 동남생활권은 자신의 계층상승 가능성이 높다고 인식하는 주민의 비중 역시 높게 나타난 반면에 강북지역의 도심권과 동북생활권은 계층상승 가능성이 높다고 인식하는 주민의 비중 역시 낮았다.

2) 다층모형 분석결과

〈표 3〉은 다층모형의 기초모형 분석결과를 보여주고 있다. 기초모형 분석결과, 종속변수에 대한 인식의 지역 수준 분산은 0.030으로 통계적으로 유의미하게 나타났다. 이러한 결과는 계층상승 가능성에 대한 주민의 평균적인 인식이 지역 간에 차이를 보이며 자료의 독립성을 가정하는 전통적 통계모형을 활용할 시에 편향이 발생할 수 있음을 시사한다. 또한 종속변수에 대한 신뢰도는 0.932로서 상당히 높은 수치를 보였다. 신뢰도는 잔차분석에서 제공된 추정회귀계수가 얼마나 신뢰 가능한 값인지를 보여주며 신뢰도가 0.1 미만으로 낮게 나타나는 경우에는 고정효과를 적용하는 것이 더 바람직한 것으로 알려져 있다(유정진, 2006). 따라서 기초모형 분석결과는 본 연구에서 다층모형을 활용하여 분석을 수행하는 것이 타당함을 보여준다.

기초모형 분석결과를 바탕으로 다층모형의 적용 타당성을 가늠할 수 있는 다른 기준으로서는 급내상관계수(ICC, intraclass correlation coefficient)가 있다. ICC는 관찰된 종속변수의 전체 분산 가운데 2-수준 또는 지역 수준에서 발생하는 분산이 차지하는 비중을 의미한다. ICC 값이 매우 낮은 경우는 집단 내 분산과 비교하여 집단 간 분산이 매우 작다는 의미로, 집단의 특성이 종속변수에 큰 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다(유정진, 2006). 그런데 순서형 로지스틱 다층모형은 일반적 다층모형과 달리 집단 내 상관의 1-수준과 2-수준 분포를 각각 다르게 도출한다(장인수·김홍석, 2016). 구체적으로, 순서형 로지스틱 다층모형은 1수준 분산이 이분산적(heteroscedastic)이기 때문에 총 분산에 대한 1수준과 2수준의 분산비율의 정도를 살펴보는 것이 의미가 없다(강상진, 2016; 양정호, 2004). 이에 본 연구는 지역 수준 분산의 통계적 유의성과 연구자료의 내재성에 근거하여 위계적 선형모형을 이용한 분석을 수행하였다.

임의절편모형을 분석한 결과는 〈표 4〉에 제시되어 있다. 본 연구는 개인 수준 변수만을 포함하여 분석한 모형 1과 지역 수준 변수를 포함한 최종모형을 분석한 모형 2를 비교하여 최종모형의 적합도를 평가하고자 하였다. 기초모형과 모형 1의 분산구성을 비교한 결과, 지역 간 분산은 두 모형에서 동일한 것으로 나타났다. 즉 모형 1에 포함된 개인 수준의 변수들은 종속변수의 지역 간 차이를 유의하게 설명하지 못하였다. 또한 모형 1과 모형 2의 분산구성을 비교한 결과, 지역 간 분산이 0.030에서 0.022로 나타났다. 이는 지역박탈 변수가 계층상승 가능성에 대한 인식의 지역 간 차

〈표 3〉 다층모형 기초모형 분석결과

기초모형				
고정효과	β	표준오차	T-ratio	p-value
절편 1	-3.884	0.094	-41.159	0.000
절편 2	3.094	0.062	49.902	0.000
절편 3	4.940	0.076	64.729	0.000
절편 4	7.218	0.101	71.618	0.000
임의효과	분산구성	표준편차	β 신뢰도	p-value
지역 수준	0.030	0.173	0.932	0.000

*는 $p \leq 0.10$, **는 $p \leq 0.05$, ***는 $p \leq 0.01$.

〈표 4〉 다층모형 임의절편모형 분석결과

		모형 1		모형 2	
고정효과		β(표준오차)	오즈비	β(표준오차)	오즈비
1-수준(개인 수준)					
성별		0.028(0.019)	1.029	0.028(0.046)	1.029
연령		−0.004(0.001) ***	0.996	−0.004(0.002) **	0.996
혼인 여부		0.033(0.027)	1.034	0.033(0.045)	1.034
가구원 수		−0.025(0.010) **	0.976	−0.025(0.012) **	0.975
주거점유형태		0.003(0.019)	1.003	0.003(0.015)	1.003
가구소득		−0.013(0.023)	0.987	−0.014(0.022)	0.986
학력	고졸 이하	0.034(0.048)	1.035	0.034(0.064)	1.035
	대학교(2년제) 이하	0.082(0.059)	1.085	0.081(0.060)	1.084
	대학교(4년제) 이상	0.048(0.049)	1.049	0.047(0.064)	1.048
직업	전문관리직	0.009(0.053)	1.009	0.009(0.053)	1.009
	사무직	0.000(0.041)	1.000	0.000(0.034)	1.000
	서비스판매직	−0.042(0.042)	0.959	−0.042(0.041)	0.959
	농업기능노무직	−0.021(0.048)	0.979	−0.021(0.036)	0.979
	기타	−0.029(0.043)	0.971	−0.029(0.041)	0.971
주관적 사회경제적 지위		0.018(0.005) ***	1.019	0.018(0.008) **	1.019
2-수준(지역 수준)					
지역박탈				−0.023(0.007) ***	0.975
절편					
절편 1		−3.766(0.157) ***	0.023	−3.760(0.167) ***	0.023
절편 2		3.113(0.034) ***	22.502	3.114(0.064) ***	22.504
절편 3		4.967(0.035) ***	143.528	4.967(0.079) ***	143.541
절편 4		7.233(0.043) ***	1384.212	7.233(0.100) ***	1384.354
임의효과		분산구성	표준편차	분산구성	p-value
지역 수준		0.030***	0.174	0.022***	0.149

*는 $p \leq 0.10$, **는 $p \leq 0.05$, ***는 $p \leq 0.01$.

이를 약 26.7% 설명한 것으로서 이해될 수 있다.

모형 2 분석결과에 따르면, 개인 수준 변수 가운데 연령, 가구원 수, 그리고 주관적 사회경제적 지위가 계층상승 가능성에 대한 인식에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 가족 규모가 커질수록 개별 가구원이 가족을 통해 획득할 수 있는 자원과 심리적 지지가 감소할 수 있다는 가족규모효과이론(family size effect)에 의해 설명될 수 있다(Black et al., 2005; Wagner et al., 1983). 한편 주거점유형태, 소득, 학력, 직업 등 객관적 사회경제적 지위 특성에서는 유의미한 효과가 발견되지 않았다. 이러한 분석결과는 개인이 보유한 객관적 자원의 총량보다 주관적 지위 인식이 향후 계층상승 가능성을 인식하는 데에 있어 중요한 영향을 미친다는 이론적 논의와 부합한다.

본 연구의 설명변수인 지역박탈은 개인 수준의 변수들을 통제한 이후에도 계층상승 가능성에 대한 인식에 통계적으로 매우 유의한 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 지역박탈의 효과에 대한 오즈비(odds ratio)는 0.975로 나타났다. 이러한 결과는 개인 수준의 특성을 통제했을 시에 지역박탈이 1만큼 증가할 때 주민이 계층상승 가능성에 대한 인식이 한 단계 부정

적일 가능성이 2.46% 증가하는 것으로 해석될 수 있다. 본 연구에서 활용한 연구자료에서 지역박탈의 범위는 15.340으로 나타났다. 오즈비를 활용하여 계산한 결과, 서울시에서 지역박탈 수준이 가장 높은 자치구에 거주하는 주민은 지역박탈 수준이 가장 낮은 자치구에 거주하는 동등한 사회인구학적 특성과 사회경제적 지위를 지닌 주민과 비교했을 때 자신의 계층상승 가능성을 부정적으로 인식할 가능성이 약 31.80% 높았다.

5. 결론

지역 격차 관련 연구는 이제 단순히 지역 간 물리적, 경제적, 사회적 격차의 실태를 파악하는 것에 그치지 않고, 이러한 격차가 주민의 행동과 심리에 미치는 영향을 탐구하고자 시도하고 있다. 본 연구는 지역박탈이 주민의 계층상승 가능성에 대한 인식에 영향을 미치는 경로를 이론적으로 고찰하였다. 또한 다층모형 분석을 통하여 지역박탈의 영향을 실증적으로 확인하였다.

본 연구의 분석결과에 따르면, 지역박탈은 주민의 계층상승 가능성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 영향은 개인 수준의 변수들을 통제한 이후에도 통계적으로 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 지역 수준의 박탈이 근린효과를 통하여 개인의 주관적 인식에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

본 연구결과는 지역박탈이 단순히 지역의 낮은 사회경제적 수준이라는 특성으로서 그치지 않고 개인의 자기인식 및 사회에 대한 인식, 그리고 더 나아가 지역의 발전에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 계층상승이 가능하다는 믿음은 개인이 목표를 세우고 그 목표를 달성하는 데에 필요한 심리적인 자원으로서도 기능하기 때문이다(Garber and Seligman, 1981; Ray, 2006). 미래에 대한 주민들의 저조한 열망은 사회경제적 활동과 사회적 통합을 저해할 수 있어 지역 발전을 저해하여 지역 격차를 더욱 심화시킬 가능성이 있다.

지역박탈이 주민의 계층상승 가능성에 대한 인식 악화로 이어질 수 있음을 주장하는 본 연구결과는 도시 및 지역정책이 박탈지역의 환경을 개선하고 도시의 공간적 격차를 해소하기 위해 노력할 필요가 있음을 보여준다. 환경을 성공적으로 조작하는 경험은 개인의 인지 자세를 긍정적으로 개선하고 부정적인 기대감을 낙관적인 기대감으로 바꾸는 데에 도움이 될 수 있는 것으로 알려져 있다(Beck, 1970). 공간적 불평등을 해소하기 위한 장소기반 접근의 계획은 박탈지역의 물리환경 및 사회경제적 환경을 개선함으로써 자원과 기회에 대한 공평한 접근성을 보장하고 주민들이 미래에 대한 긍정적인 인식을 바탕으로 지역개발에 적극적으로 참여할 수 있도록 장려하는 데 기여할 수 있을 것이다.

본 연구는 계량적 연구로서 실제 지역박탈의 다양한 영향을 심층적으로 다루는 데에는 한계가 있다. 또한 본 연구는 자료상의 한계로 인해 자치구보다 미시적인 지역 단위에 근거한 분석을 수행하지 못했다는 한계가 있다. 따라서 향후 연구는 질적방법을 함께 적용하여 지역박탈이 개인의 인식에 미치는 미시적이고 다차원적인 영향을 이해하는 데에 기여할 수 있을 것이다. 더불어 읍면동을 비롯한 하위 지역 단위에서의 실증분석을 통하여 보완될 수 있을 것이다.

주

1) 균등화가구소득은 월평균가구소득를 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값으로 계산되었으며 이때 월평균가구소득은 50만원 단위 범주형 자료로 수집된 원자료에 대해 가구별 중앙값을 활용하여 연속형 자료로서 전환하여 활용

참고문헌

곽현근, 2004, 자기효능감에 미치는 동네효과에 관한 탐색적 연구, 「한국행정학보」, 38(6), pp.1-22.

김동진·이소영·기명·김명희·김승섭·김유미·윤태호·장숙랑·정최경희·채희란·이정아, 2013, 「한국의 건강불평등 지표와 정책과제」, 한국보건사회연구원.

김자영·김두섭, 2013, 주관적 계층의식과 사회자본이 기부행위에 미치는 영향, 「보건사회연구」, 33(2), pp.401-430.

김현정, 2016, 소득불평등 인식이 행복에 미치는 영향–계층상승 가능성의 조절효과를 중심으로, 「한국정책학회보」, 25(2), pp.559–586.

홍성훈, 2012, 소득계층 인식과 정치적 성향이 개인의 환경보호에 대한 태도에 미치는 영향, 「자원·환경경제연구」, 21(3), pp.717–741.

백다미, 2017, 계층상승 사다리에 대한 국민인식 설문조사, 「이슈리포트」, 2017(9), pp.1–16.

손미아, 2002, 직업, 교육수준 그리고 물질적 결핍이 사망률에 미치는 영향, 「예방의학회지」, 35(1), pp.76–82.

신호성·이수형·추장민, 2009, 표준화사망비와 지역결핍지수의 상관관계: 지역사회 통합결핍지수 개발, 「예방의학회지」, 42(6), pp.392–404.

이규환·서승제, 2009, 서울시 자치구간 지역격차에 관한 연구: 강남 3 구와 강북 3 구의 비교, 「한국공공관리학보」, 23(4), pp.357–381.

이병훈, 2017, 기회 불평등에 대한 국민 인식태도의 인과 분석, 「한국사회정책」, 24(2), pp.157–179.

이웅·임란, 2014, 박탈경험과 불평등인식의 관계연구: 우울의 매개효과 검증, 「보건사회연구」, 34(4), 93–122.

이창근·강현철, 2017, 경기도의 생활인프라 격차 분석 연구, 「한국지방행정학보」, 14(1), pp.173–187.

이하영·이수영, 2016, 사회계층이 국민의 희망 인식에 미치는 영향에 관한 연구–계층상승 가능성과 정부신뢰의 매개효과를 중심으로, 「한국정책학회보」, 25(3), pp. 325–356.

이재완, 2013, 계층이동 사다리가 사회신뢰에 미치는 효과에 관한 탐색적 연구, 「한국사회와 행정연구」, 24(3), pp.189–223.

여유진, 2017, 박탈의 실태 진단 및 사회통합에 대한 함의, 「보건복지포럼」, 245, pp.50–58.

조명래, 2011, 만들어진 '공간 불평등', 지역격차, 「월간 복지동향」, 157, pp.4–9.

조옥라, 1988, [특집: 한국사회의 저항운동–사회분야 2] 도시빈민의 사회 경제적 특징과 지역운동, 「현상과인식」, 12(1), pp.42–59.

정백근·정갑열·김준연·문옥륜·이용환·홍영습·윤태호, 2006, 우리나라에서의 지역의 물질적 결핍수준과 15–64세 인구 표준화사망비의 관계, 「예방의학회지」, 39(1), pp.46–52.

Andrews, D., Green, C., and Mangan, J., 2004, Spatial inequality in the Australian youth labour market: The role of neighbourhood composition, Regional studies, 38(1), pp.15-25.

Appadurai, A., 2004, The capacity to aspire: culture and the terms of recognition, in: Rao V. and Walton M.(eds.), Culture and public action, Stanford University Press.

Bauman, Z., 2013, Liquid times: Living in an age of uncertainty, John Wiley & Sons.

Bjørnskov, C., Dreher, A., Fischer, J. A., Schnellenbach, J., and Gehring, K., 2013, Inequality and happiness: When perceived social mobility and economic reality do not match. Journal of economic behavior & organization, 91, pp.75-92.

Black, S.E., Devereux, P. J., and Salvanes, K. G., 2005, The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education, The quarterly journal ef Economics, 120(2), pp.669-700,

Brule G. and Maggino F., 2017, Towards more complexity in subjective well-being studies, in: Brule G. and Maggino F.(eds.), Metrics of subjective well-being: Limits and improvements, Springer.

Calder, A., and Cope, R., 2005, Breaking barriers: Reaching the hardest to reach, Princes Trust.

Callan, M. J., Kim, H., Gheorghiu, A. I., and Matthews, W. J., 2017, The interrelations between social class, personal relative deprivation, and prosociality, Social psychological and personality science, 8(6), pp.660-669.

Carstairs, V., and Morris, R., 1990, Deprivation and health in Scotland, Health bulletin, 48(4), pp.162-175.

Carpiano, R. M., 2006, Toward a neighborhood resource-based theory of social capital for health: Can Bourdieu and sociology help?, Social science & medicine, 62(1), pp.165-175.

Corrigan, P., 2004, How stigma interferes with mental health care, American psychologist, 59(7), pp.614-625.

Corrigan, P. W., Larson, J. E., and Ruesch, N., 2009, Self-stigma and the "why try" effect: impact on

life goals and evidence-based practices, World psychiatry, 8(2), pp.75-81.

Cottle, S., 1994, Stigmatizing handsworth: Notes on reporting spoiled space, Critical Studies in Media Communication, 11(3), pp.231-256.

Darcy, M., and Gwyther, G., 2012, Recasting research on 'neighbourhood effects': A collaborative, participatory, trans-national approach, in: van Ham M., Manley D., Bailey N., Simpson L., and Maclennan, D.(eds.), Neighbourhood effects research: New perspectives, Springer.

Diener, E., and Suh, E., 1997, Measuring quality of life: economic, social, and subjective indicators, Social indicators research, 40, pp.189-216.

Doyle, D. M., and Molix, L., 2015, Social stigma and sexual minorities' romantic relationship functioning: A meta-analytic review, Personality and social psychology bulletin, 41(10), pp.1363-1381.

Gaviria, A., Graham, C., and Braido, L. H., 2007, Social mobility and preferences for redistribution in Latin America [with comments], Economía, 8(1), pp.55-96.

George, E., Chattopadhyay, P., and Zhang, L. L., 2012, Helping hand or competition? The moderating influence of perceived upward mobility on the relationship between blended workgroups and employee attitudes and behaviors, Organization science, 23(2), pp.355-372.

Goffman, E., 1963, Stigma: Notes on the management of spoiled identity, Prentice-Hall.

Graham, C. L., and Pettinato, S., 2004, Happiness and hardship: Opportunity and insecurity in new market economies, Brookings Institution Press.

Gregory, R., Slovic, P., and Flynn, J., 1996, Risk perceptions, stigma, and health policy, Health & place, 2(4), pp.213-220.

Grintsova, O., Maier, W., and Mielck, A., 2014, Inequalities in health care among patients with type 2 diabetes by individual socio-economic status (SES) and regional deprivation: a systematic literature review, International journal for equity in health, 13(1), 43.

Gustafson, P., 2001., Meanings of place: Everyday experience and theoretical conceptualizations, Journal of environmental psychology, 21(1), pp.5-16.

Kelley, S. M., and Kelley, C. G., 2009, Subjective social mobility: data from 30 nations, in: Haller, M., Jowell, R. and Smith, T.(eds.), Charting the Globe: The International Social Survey Program 1984-2009, Routledge.

Macintyre, S., and Ellway, A., 2000, Ecological approaches: rediscovering the role of the physical and social environment, in: Berkman, L. F., & Kawachi, I.(eds), Social Epidemiology, Oxford University Press.

Markowitz, F. E., 1998, The effects of stigma on the psychological well-being and life satisfaction of persons with mental illness, Journal of health and social behavior, 39(4), pp.335-347.

Messer, L.C., Laraia, B.A., Kaufman, J.S. et al., 2006, The Development of a standardized neighborhood deprivation index, Journal of urban health, 83, pp.1041-1062.

Osterling, K. L., 2007, Social capital and neighborhood poverty: Toward an ecologically-grounded model of neighborhood effects, Journal of human behavior in the social environment, 16(1-2), pp.123-147.

Parkin, F., 1971, Class inequality and political order: Social stratification in capitalist and communist societies, New York.

Rosenfield, S., 1997, Labeling mental illness: The effects of received services and perceived stigma on life satisfaction, American Sociological Review, 62(4), pp.660-672.

Runciman, W. G., 1966, Relative deprivation & social justice: Study attitudes social inequality in 20th century England, The British journal of sociology,

17(4), pp.430-434.
Stafford, M., and Marmot, M., 2003, Neighbourhood deprivation and health: does it affect us all equally?, International journal of epidemiology, 32(3), pp.357-366.
Stevenson, H. C., McNeil, J. D., Herrero-Taylor, T., and Davis, G. Y., 2005, Influence of perceived neighborhood diversity and racism experience on the racial socialization of Black youth, Journal of black psychology, 31(3), pp.273-290.
Townsend, P., 1979, Poverty in the United Kingdom: a survey of household resources and standards of living, Penguin Books.
Townsend, P., 1987, Deprivation, Journal of social policy, 16(2), pp.125-146.
Wacquant, L., 2007, Territorial stigmatization in the age of advanced marginality, Thesis eleven, 91(1), pp.66-77.
Wagner, M. E., Schubert H. J. P., and Schubert, D. S. P., 1985, Family Size Effects: A Review, The Journal of Genetic Psychology 146(1), pp.65-78.
Walker, I., and Pettigrew, T. F., 1984, Relative deprivation theory: An overview and conceptual critique, British journal of social psychology, 23(4), pp.301-310.
White, H. L., Matheson, F. I., Moineddin, R., Dunn, J. R., and Glazier, R. H., 2011, Neighbourhood deprivation and regional inequalities in self-reported health among Canadians: Are we equally at risk?, Health and place, 17(1), 361-369.
Williams, C. T., and Latkin, C. A., 2007, Neighborhood socioeconomic status, personal network attributes, and use of heroin and cocaine, American journal of preventive medicine, 32(6), pp.S203-S210.

계재신청 2020.07.23.
심사일자 2020.09.02.
계재확정 2020.09.22.
주저자: 송태수, 교신저자: 임 업