

도시재생, 젠트리피케이션 그리고 공간 불평등 : 서울시 사례를 중심으로

이 상 호*·신 선 옥**

<초록>

이 연구는 한국노동패널조사(KLIPS)-GEOCODE 자료와 서울시 도시개발구역 공간정보를 연결하여 젠트리피케이션(Gentrification)이 도시취약계층의 이주(displacement)에 미치는 효과를 분석하였다.

이를 위해 서울시 도시개발구역을 3가지(개발형, 공공형, 기타)로 유형화하여 표준행정동코드별 개발구역의 비중을 산출한 후, 2009-2017까지의 KLIPS 표본가구 정보와 연결하였다. 이때 젠트리피케이션의 효과는 도시재생사업 구역의 비중과 소득계층의 상호작용항으로 측정하였다.

이주여부, 이주거리, 이주방향에 대한 모형분석결과, 도시재생사업 구역의 비중이 높은 지역에 거주한 저소득계층은 비교집단보다 상대적 성과 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 KLIPS 표본가구에 대한 근린지역 효과(neighborhood effects)는 유의하였다. 또한 가구소득이 낮고 학력이 낮을수록 이주확률에 (-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 반면, 혼인상태의 변화, 가구의 주거형태 및 주거기간, 임대료와 관련된 특성들은 이주확률에 (+)의 영향을 미쳤다.

주제어 : 도시재생, 젠트리피케이션, 이주, 공간불평등, 노동패널, 취약계층

1. 서론

OECD 보고서에 따르면 지난 30년 간 빈부격차 및 소득불평등이 가장 높은 수준으로 증가해왔다(OECD, 2015). 이는 경제성장에 따른 혜택을 상위 계층이 더 많이 누렸으며, 이들의 소득이 상대적으로 더 많이 증가했음을 의미한다. 더 나아가 불평등의 심화는 사회 안정성을 저해하며 정부와 제도에 대한 신뢰를 떨어뜨릴 수 있다. 사회경제적 불평등은 도시-지역 간 공간적 형태로 나타나기도 한다. Chetty(2014)는 미국 4천만 명 자료를 이용하여 계층이동의 지리적 분포를 분석하면서 세대 간 불평등이 공간적 양극화와 연결됨을 지적한 바 있다. 또한 유럽 12개 수도 지역의 사회경제적 분리(Segregation)를 비교 분석한 Tammaru et al.,(2016)의 연구에서도 2001~2011년 기간 동안 사회경제적 양극화가 증가한 것으로 나타났다.

* 한국고용정보원 부연구위원, 평가기획팀장(cclg007@keis.or.kr),

** 한국노동연구원 노동패널팀 책임연구원(shinso@kli.re.kr)

최근 '젠트리피케이션'(gentrification) 현상에 대한 국내외 연구와 정책적 관심이 증가하는 것도 이런 맥락에서 살펴볼 수 있다. 젠트리피케이션이란 도시 취약계층의 주거 및 상업 공간이 중산층 및 상위계층에 의해 다른 지역으로 대체되는 현상¹⁾을 말한다(Lees et al., 2008; Freeman et al., 2016). 원래는 영국 대도시 저소득층 주거 공간의 구조개편과 관련된 용어로 시작되었으나, 최근에는 상업이나 문화, 예술 등 점차 광범위한 영역으로 확산되고 있다. 현대 도시의 진화과정에서 19 세기가 도시의 고도성장파 집증을 의미하는 도시화(urbanization), 20세기가 도시영역의 확장을 의미하는 교외화(suburbanization)로 대표된다면 젠트리피케이션은 21세기 도시의 핵심 트렌드라고까지 지칭되기도 한다(Waghihs, 2018).

젠트리피케이션은 학자와 입장에 따라 개념이 다양하고 광범위한 만큼 그 원인에 대해서도 다양한 논쟁이 전개되고 있으며, 크게 공급 측면과 수요 측면의 접근으로 구분된다. 공급측면은 주로 주택공급의 측면에서 도심에 위치한 낡은 근린지역의 재개발에 대한 기대가 커지면서 도시재개발이 발생한다는 입장이다. 반면 수요 측면에서는 장소보다는 사람의 행태에 주목한다. 즉 직업 및 소득 구조의 변화로 인해 도심 내 저소득계층을 전문직 중산층이 대체하게 되는 것이다. 교외지역은 주택가격 상승, 통근시간 및 비용의 증가로 수요가 감소하는 반면 도심내 인프라 및 문화 등 어메니티에 대한 선호가 높아짐에 따라 도심으로의 수요 증가로 이어진다는 설명이다(이와 관련된 논쟁은 신정엽(2014)를 참고하기 바란다).

사회-정책적으로 젠트리피케이션이 주목 받는 이유는 도심 취약계층의 이주(displacement) 효과와 관련된다. 젠트리피케이션에 대한 부정적 입장은 도시재생 구역 내 원주민의 이주, 원주민과 신규 유입주민 간의 갈등, 이로 인한 불평등과 계층 간 갈등의 심화 등을 지적한다. 반면 긍정적 입장은 낙후지역의 인프라 개선, 세수 증가를 통한 공공서비스 개선, 일자리 증가와 사회계층 간 통합을 가져올 수 있다고 주장한다. 따라서 정책적으로는 정부나 지자체의 도시재생 사업 역시 젠트리피케이션의 부정적 효과를 최소화하고 긍정적 효과를 극대화할 것인가가 관건이 되며, 공공-주도형 젠트리피케이션이나 소셜믹스(Social Mix)와 같은 정책 아젠다와 연결되기도 한다.

해외의 주요 실증연구들이 젠트리피케이션되는 지역에서 도시 취약계층의 이주(displacement) 현상에 초점을 맞추는 이유 역시 이러한 이론적-정책적 관심과 무관하지 않다. 초기 연구에서는 젠트리피케이션, 도시 취약계층, 이주 등을 정량적으로 측정하기 위해 조작적 개념을 어떻게 정의할 것인가에 많은 관심이 할애되었다. 그러나 분석방법 측면에서는 집계 수준의 유·출입 차이에 대한 특성 분석 혹은 회고적 설문자료를 이용한 이주 이유 등의 분석이 주를 이루었다(Atkinson, 2000; Vigdor 2002; Freeman and Braconi, 2004 등). 최근에는 개인의 선호나 이동성향 등에 따른 미관측 이질성을 통제하기 위해 집계수준에서의 근린지역 정보와 미시수준의 패널자료를 결합하여 인과관계를 보다 엄밀하게 측정하고자 하는 연구들이 증가하고 있다(Vigdor, 2002; Freeman 2005; Freeman et al., 2016 등).

국내에서도 오래전부터 젠트리피케이션에 대한 연구들이 적지 않게 이루어져 왔다. 그러나 대부

1) 젠트리피케이션은 영국의 사회학자인 루스 글래스(Ruth Glass)가 런던의 노스 켄싱턴 슬럼지역으로 중산층들이 이주하면서 기존의 원주민을 대체하기 위한 현상을 설명하면서 등장한 용어 중산층 혹은 상류층을 의미하는 젠트리(gentry)와 '~화되다'(fication)의 합성어이다.

분들의 경우 도시개발의 관점에서 주로 주거공간의 상업지역화, 혹은 기존 상업공간의 프렌차이즈화 등에 초점을 맞춘 사례 연구나 주민간 갈등에 초점을 맞춘 사회학적 연구들이 주를 이루었다(이선영, 2014; 박태원 외 2016 등 다수). 반면 이회연·심재현(2009)의 연구 등을 제외하면 젠트리피케이션에 대한 실증적 접근이 거의 이루어지고 있지 못한 실정이다. 국내에서 실증연구가 많지 않은 이유는 한국 대도시의 경우 대부분 신도심이나 신도시 위주의 개발사업이 주를 이루었기 때문에 도시내부의 젠트리피케이션이 그다지 주목을 받지 못한 측면이 존재한다. 뿐만 아니라 세분화된 지역단위의 공간정보와 도시 취약계층의 분포 및 주거이동을 동시에 측정할 수 있는 미시자료의 활용가능성이 극도로 제한적이라는 측면도 작용한 것으로 보인다.

이러한 배경 하에서 본 연구는 서울시 도시재생 사업이 젠트리피케이션에 미치는 효과를 실증적으로 분석하고자 한다. 분석의 공간적 범위는 서울시 행정구역내 읍면동 수준에서 집계된 도시재생 사업 구역자료를 활용한 서울시 전역이다. 2009~2017년까지 한국노동패널(이하 KLIPS) 가구의 GEOCODE를 기준으로 서울시 공간정보를 매칭하여 젠트리피케이션이 사회경제적 계층별 주거이동에 따른 대체 효과를 실증하고자 한다.

본문의 주요 내용은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 젠트리피케이션과 관련된 주요 쟁점과 선행연구의 실증 결과를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 자료 및 변수의 구성과 분석 모형을 다룬 후, 제Ⅳ장에서 모형 분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 분석 결과를 요약하고 이론적-정책적 함의 및 향후 과제를 제시하고자 한다.

II. 선행연구 검토

실증적인 관점에서 젠트리피케이션 효과를 규명하기 위해서는 인과모형 분석에서 통상적으로 제기되는 내생성 문제 외에 추가적인 몇 가지 이슈에 대한 논의가 필요하다.

첫째 젠트리피케이션의 측정과 관련된 문제이다. 개념적인 측면에서 젠트리피케이션은 공간 혹은 장소와 사람이라는 두 가지 차원이 복합적으로 내재되어 있다. 즉 젠트리화되는 근린지역과 젠트리피케이션으로 인해 중산층이 유입됨으로써 기존 주거지로부터 유출되는 취약계층이다. ‘젠트리화 구역’(gentrifying neighborhoods)은 ‘젠트리 계층’의 유입 혹은 취약계층 유출에 의해 정의된다. 이와 관련된 복잡한 개념적 논의에도 불구하고 최근 많은 연구들에서 채택하고 있는 젠트리화 구역에 대한 측정방식은 대체로 소득, 학력, 직업 등의 상위계층의 비중이 평균보다 낮으면서 특정기간 동안 해당 구역 내 상위 계층이 평균 이상으로 증가한 구역으로 정의하고 있다.

둘째 젠트리피케이션의 효과는 젠트리화 지역에서 취약계층의 ‘이주’(displacement)로 측정되므로 이주를 어떻게 측정할 것인가에 대한 문제가 제기된다. 이론적 혹은 질적 접근에 기반한 젠트리피케이션 연구에서는 젠트리피케이션 과정을 통해 기존의 원주민이 비자발적으로 쫓겨나는 과정을 다룰 수 있지만 정량적으로는 이를 측정하기 쉽지 않다. 주거이동 사유와 관련된 설문조사 문항을 활용하여 비자발적 주거이동을 젠트리피케이션에 부합하는 이주로 측정하고자 하는 시도(예컨대

Freeman, 2005)가 있었지만 그리 성공적인 시도는 아니었던 것으로 보인다. 이에 따라 대부분의 실증 연구에서는 취약계층의 주거이동을 이주의 측정지표로 사용하고 있다.

세 번째는 시간적 범위와 공간적 단위와 관련된 문제이다. 젠트리피케이션은 점진적이고, 불균등하며, 오랜 시간이 걸리는 동태적 과정(Hackworth and Smith, 2001)이기 때문에 이주 효과 역시도 단계별로 상이하게 나타날 수 있다. 또한 젠트리피케이션은 도시공간 내 소규모의 근린지역(neighbourhood) 수준에서 발생하는 현상이므로 측정단위가 지나치게 광범위할 경우 분석 결과 역시 민감하게 반응할 수 있다.

이러한 이슈들과 관련하여 주요 실증연구들을 검토한 결과는 다음과 같다. 우선 Atkinson(2000)은 1981년과 1991년 영국(잉글랜드와 웨일즈) 센서스 1% 종단자료(Longitudinal Survey)를 이용하여 젠트리피케이션으로 인한 주거 대체 효과를 분석하였다. 그는 젠트리화 계층을 사회경제적 계층 분류에 의한 노동계급, 비숙련 노동, 고령자(1981년 시점 55세 이상 남성과 50세 이상 여성), 편부모가구, 실업자 등 다섯 가지 범주로 구분하였다. 또한 젠트리화 구역을 그 정도에 따라 네 가지 등급으로 구분하였다. 분석 결과 젠트리화 구역으로부터 취약계층의 높은 순유출이 나타난다는 점을 발견하였다. 다만 이들은 각 집단별 젠트리화 구역의 순유출입량만을 다루었기 때문에 주거이동과 관련된 다른 요인들을 통제하는 인과적인 분석은 실시하지 않았다.

2000년대 이후 미시 종단자료의 활용가능성이 증가하면서 젠트리피케이션과 이주 간의 관계를 준실험적 방법으로 측정하였다. Vigdor(2002)는 1985~1993년 동안 AHS(American Housing Survey) 자료를 이용하여 보스턴의 젠트리화 구역에 대한 주거이동을 측정하였다. 이때 젠트리화 구역은 인구 중 초대졸자 비중의 상대적 증가로 측정하였다. 또한 도시의 중심부 지역으로 분석 범위를 제한하는 접근법도 동시에 테스트하였다. 분석 결과 이들은 다른 대도시지역에 비해 저학력자들의 젠트리화 구역 이탈률이 높다는 증거를 발견하지 못하였다. Freeman and Braconi(2004)는 1991~1999년 동안 NYCHVS(New York City Housing and Vacancy Survey) 자료를 이용하여 7개의 젠트리화 자치구역(sub-borough areas: SBAs)의 이주를 실증분석하였다. 이들은 젠트리화 SBAs 구역 내에 거주하는 상대적 빈곤가구, 4년제 대학교육 미만자들이 해당 도시의 다른 유사한 가구와 비교할 때 이동 성향이 낮다는 것을 발견하였다.

다른 연구들은 국가적으로 대표성이 더 높은 자료들을 이용하여 지리적 단위를 보다 세분화한 연구를 진행함으로써 일반화의 가능성을 높였다. Freeman(2005)는 1980년대 중반~1990년대 중반까지의 미국 센서스 트랙 자료를 이용하여 대체를 연구했다. PSID 자료를 이용하여 젠트리화 조사구와 비젠트리화 조사구 거주자들 간의 유출이동 및 대체 가능성을 비교하였다. 일반적인 이동이 아닌 '비자발적 이동' 척도를 사용했을 때 젠트리화되는 근린지역에서 대체율이 더 높다는 것을 발견하였다. 그러나 비젠트리화 구역의 대체율이 0.9%에 비해 젠트리화되는 근린지역에서의 대체율이 1.4%로 그 차이가 크지 않았다.

McKinnish et al.(2010)은 1990년과 2000년 US 센서스 자료를 이용하여 저소득층 센서스 트랙-해당 기간 동안 평균 가구소득이 증가한 지역-에서의 인구학적 이동을 분석하였다. 그들은 인종을 통제했음에도 불구하고 젠트리화 지역으로 분류된 저소득계층으로부터의 유출 이동률이 비교 지역

에 비해 높지 않았음을 발견하였다. Ellen and O'Regan(2011)은 1991~1999년 AHS 자료를 분석하여 저소득층 센서스 트랙에 거주하는 US 임대주택 거주자 혹은 빈곤가구 간의 이동률이 그렇지 않은 근린지역에 거주하는 비교집단보다 더 높지 않았음을 발견하였다. Lee(2014)는 위의 두 연구와 비슷한 젠트리화지역을 사용하여 1972~2003년 PSID 자료를 분석하였는데, 젠트리화된 트랙 거주와 주거 이동간의 유의미한 상관관계를 발견하지 못하였다.

Freeman et al.(2016)은 1991-2009년 BHPS Geocode 정보를 2001-2009년 UK 센서스의 세분화된 공간단위인 LLSOA와 연결하여 근린지역 특성이 표본 가구의 이주에 미치는 효과를 분석하였다. 이때 젠트리화 구역은 2011년 시점 LLSOA 내 전문직 비중이 중위값 보다 낮으면서 2001-2011년 기간 동안 전문직 증가율이 전체 LLSAO 평균 보다 높거나 75분위에 속하는 구역으로 설정한 후, 상위지역과 하위지역과의 상대적 이주율 격차를 분석하였다. 패널확률효과모형 추정결과 젠트리피케이션의 효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

결론적으로 종단면 자료를 이용한 실증모형 분석 결과들에 따르면, 대체로 젠트리피케이션의 효과는 통계적으로 유의하지 않거나 오히려 취약계층의 이동성이 낮은 결과들을 보이고 있다.

국내에서는 이희연·심재현(2009)가 2005년 인구주택총조사 5% 표본자료를 이용하여 서울시 젠트리피케이션의 주거이동 결정요인을 분석하였다. 이들은 연령-학력-가구세대를 기준으로 젠트리화 계층을 정의한 후, 5년 전 거주지와 비교하여 변동률 기준으로 서울시 '구별' 주거이동 분포를 분석하였다. 또한 위계적 선형모형을 이용하여 젠트리피케이션의 서울시 전입-주거이동 여부에 대한 분석을 실시한 결과 지대차액에 대한 기대가 젠트리피케이션의 이주 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 이 연구는 국내 젠트리피케이션과 관련된 선구적인 연구임에도 불구하고 자료의 활용가능성 제약으로 인해 앞서 언급한 젠트리피케이션 효과의 이슈와 관련된 한계를 적지 않게 노출하였다.

본 연구는 기존의 연구와 다음과 같은 측면에서 차별적 접근을 시도해 본다.

첫째 서울시 도시재생 사업 자료를 활용하여 공공주도형 젠트리피케이션의 척도로 활용한다. Waights(2018)가 지적하듯이 기존 연구들의 가장 큰 한계는 취약계층의 비중 변화로 측정되는 젠트리화 구역이 취약계층의 이주에 대해 외생적이지 않다는 점이다. 이와 달리 본 연구는 도시재생 사업 구역자료와 2009년에 확률적으로 표집된 KLIPS 표본가구의 자료를 결합함으로써 이런 한계를 보완하고자 한다. 또한 도시재생 사업의 유형 구분을 통해 각 사업들이 사회통합이라는 정책적 목표에 어느 정도 부합하는지도 함께 검증하고자 한다.

둘째 2009~2017년의 KLIPS-GEOCODE 자료를 이용하여 비교적 긴 시간적 범위와 가급적 세분화된 공간단위에서의 젠트리피케이션 효과를 측정하고자 한다. 이를 위해 KLIPS 표본가구의 9년간 읍면동 주소 정보를 코드화하여 서울시 행정동별 도시재생구역 자료와 매칭한다.

셋째 선행연구에서 주로 이주 여부만을 기준으로 젠트리피케이션의 효과를 다루었던 것과 달리, 본 연구에서는 이동거리와 방향에 대한 효과까지도 분석하고자 한다. 도시 취약계층이 젠트리피케이션으로 인해 기존 주거지에서 쫓겨나게 된다면 상대적으로 원거리에 있는 도시 주변부로 이동하게 될 것이기 때문이다. 이러한 접근을 통해 비자발적 이동 여부를 식별하는 방식의 주관적-간접적 접근이 갖는 한계를 극복하고자 한다.

III. 자료, 모형 및 변수

1. 분석 자료

분석 자료는 2009~2017년까지의 KLIPS-GEOCODE 자료와 서울시 행정동별 도시개발구역 정보를 활용하였다. KLIPS 자료는 전국의 도시지역 가구를 표집하여 1998년부터 조사 시작하였으며, 이후 12차년도 조사년도인 2009년에 1,415가구에 대한 표본 추가²⁾를 실시하였다. KLIPS는 2009년 시점부터 전국 대표성을 확보할 수 있도록 새로운 통합표본을 구성하였다. 즉 2009년 시점에서 KLIPS 표본가구들은 도시개발구역과 독립적이며 무작위적으로 표집된 표본이라고 할 수 있다. 본 연구에서는 2009년 통합표본 추출 시점에서 서울시에 거주한 가구를 패널화하였다. 이때 서울시 도시개발구역 정보를 매칭하기 위해서 KLIPS 표본가구별 행정동 주소 정보를 활용하였다.

가. 도시개발자료의 구성

도시개발사업 정보는 서울시 도시계획정보시스템(UPLIS)에 수록된 공간정보 자료를 활용하였다. 이 자료는 1970년대 이후 서울시 전역에 걸친 아홉 개 도시개발 유형별 정보(1,754건, 295,692,973 제곱미터)를 수록하고 있다(<부표 1>).

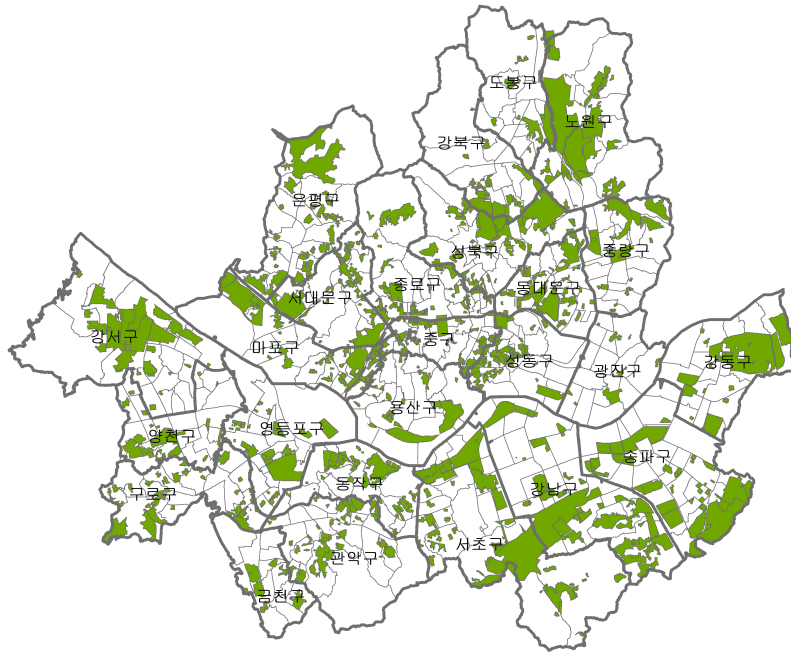
본 자료는 수치지도로 작성된 GIS 정보를 담고 있기 때문에 개별 사업의 공간정보와 함께 중분류 사업명, 세부 사업명, 고시 신설/변경 연월, 사업면적 등의 주요 속성 정보를 담고 있다. 이 중 재정비촉진구역, 도시개발구역, 지역균형발전촉진사업, 국민임대주택사업, 보금자리주택지구 등 다수의 사업들은 2000년대 이후에 고시가 발효되어 전체 사업구역을 분석대상으로 포함하였다. 그러나 택지개발사업, 도시재건축사업 등은 1990년대 이전에 고시가 이루어져 이들을 제외한 나머지 사업만 포함하였다. 기타 유형으로 제시된 사업들은 소규모 주택조성, 아파트건축, 토지구획사업들로 본 연구의 취지에 부합하지 않는다고 판단하여 분석대상에서 제외하였다.

다음으로 분석 대상으로 포함된 지역의 공간정보들은 다시 세 가지 유형으로 병합하는 과정을 거쳤다. <유형1>은 개발형으로 재정비촉진구역, 도시개발구역, 뉴타운개발 및 지역균형발전촉진사업을 포함시켰다. <유형2>는 도시 취약계층을 대상으로 하는 공공형 사업으로 국민임대주택사업과 보금자리주택지구 사업을 포함시켰다. <유형 3>은 기타사업 및 소규모 택지개발사업을 포함시켰다. 각 유형별로 분류된 사업의 공간정보는 별도의 공간분석을 통해 사업별로 구획되어 있기 때문에 423개 행정동을 기준으로 재분류³⁾한 후, 각 행정동 전체 면적 대비 도시개발구역이 차지하는 면적의 비중을 산출하였다. [그림 1]의 (가)는 서울시 전체 도시계획구역을 표시한 것이며, (나)는 유형 1부터 유형 3까지의 도시계획구역을 표시한 것이다.

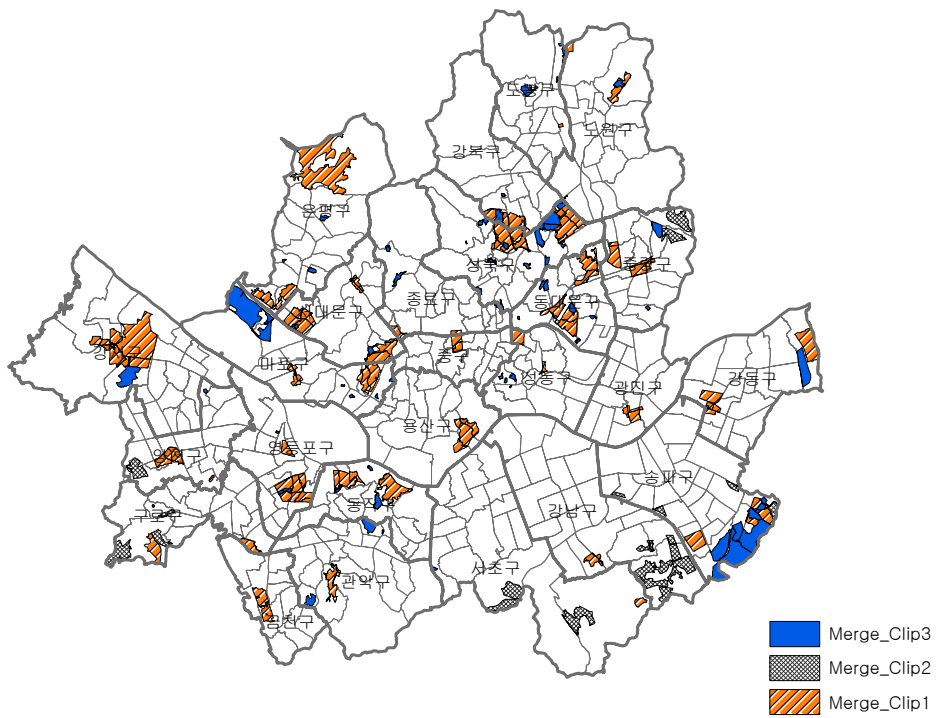
2) 자세한 사항은 「표본추가 연구」 보고서(김재광, 2009) 및 「한국노동패널 1-19차년도 조사자료 유저가이드」(한국노동연구원, 2017)을 참고하기 바란다.

3) ARC-GIS Geoprocessing의 Clip 분석을 활용하였다.

[그림 1] 서울시 도시개발구역
 (가) 전체 도시계획구역



(나) 분석대상 도시계획구역



나. KLIPS-GEOCODE 연계

서울시 공간정보 자료를 KLIPS 자료와 연계하기 위해서는 표본 가구의 거주지에 대한 세분화된 행정단위 정보가 필요하다⁴⁾. 그러나 KLIPS에서는 읍면동별 가구 주소 정보를 자체 코드로 관리하고 있기 때문에 서울시에서 제공한 행정구역분류 상의 행정동 코드(423개)나 법정동 코드(467개)로 변환하는 과정이 필요하였다⁵⁾. 이를 위해 우선 KLIPS 2009~2017년 동안 신설, 소멸, 변경, 분리, 통합된 행정구역들을 통계청의 표준행정구역분류표를 기준으로 일치시켰다. 그런데 이 과정에서 적지 않은 사례들에서 KLIPS 표본 가구의 주소 코드를 표준 행정동 코드로 대응시키기 어렵다는 점을 발견하였다. 따라서 두 자료의 코드 간 합집합에 해당하는 공간 범위를 적용하여 통합시키는 과정을 거치게 되었다⁶⁾. 최종적으로 2009~2017년까지의 KLIPS의 서울시 동코드 695개와 서울시 공간정보자료 상의 423개 행정동 코드가 233개의 통합 코드로 변환되었다. 이 과정에서 앞서 구축한 서울시 도시개발 공간자료 역시 동일한 공간단위로 변환시켰다.

<표 1> 서울시 233개 동 구역 중 도시계획 구역의 비중

(단위 : 개, %)

	유형 1			유형 2			유형 3			유형 1+2+3		
	전체	하위 지역	상위 지역	전체	하위 지역	상위 지역	전체	하위 지역	상위 지역	전체	하위 지역	상위 지역
전체	233	160	73	233	160	73	233	160	73	233	160	73
개발면적 = 0	140	88	52	214	155	59	164	110	54	136	94	42
구역 수 (비중)	(60.1)	(68.8)	(74.0)	(91.8)	(96.9)	(80.8)	(70.4)	(55.0)	(71.2)	(58.4)	(58.8)	(57.5)
개발면적 > 0	93	72	21	19	5	14	69	50	19	97	66	31
구역 수 (비중)	(39.9)	(31.3)	(26.0)	(8.2)	(3.1)	(19.2)	(29.6)	(45.0)	(28.8)	(41.6)	(41.3)	(42.5)
5% 이하	40	31	9	9	2	7	49	35	14	62	41	21
10% 이하	16	15	1	5	1	4	7	5	2	24	18	6
30% 이하	13	7	6	4	2	2	8	7	1	20	13	7
50% 이하	13	9	4	1	0	1	3	3	0	16	12	4
50% 이상	11	10	1	0	0	0	2	0	2	14	10	4
전체구역 대비 개발면적 비중	7.5	8.6	4.8	0.6	2.1	1.9	2.0	0.3	1.3	9.6	10.3	7.9
개발 면적 > 0 구역 중 면적비중	18.7	19.2	16.9	7.0	8.1	6.6	6.6	6.1	8.6	16.4	17.6	13.8

주) 상위 지역은 서울 25개 구 중에서 이미 개발 수준이 높은 강남구, 서초구, 송파구, 동작구, 양천구, 영등포구, 종로구, 중구 등의 8개구를 의미함

4) 영국의 가구패널조사인 BHPS의 경우 평균 650가구 1,500명 정도의 세분화된 공간단위(LLSOAs) 정보를 체계화하여 연구용으로 제공한다.

5) KLIPS의 행정구역 분류는 설문대상 가구의 응답을 기초로 작성되기 때문에 행정동과 법정동이 혼재되어 있는 경우가 많았다. 예컨대 KLIPS 코드 상 강남구 자곡동은 법정동 명칭으로 행정동 기준으로는 세곡동으로 변환된다.

6) 예컨대 KLIPS 표본 가구 중 강서구 화곡동으로 응답했지만, 행정동 기준으로는 화곡1동부터 화곡8동까지 분류되어 있기 때문에 행정동 자체를 '화곡동'으로 통합하는 것이 필요하였다.

<표 1>은 통합된 동 구역을 기준으로 도시계획 구역의 비중을 보여주고 있다. 이때 서울시 25개 구를 기준으로 상대적으로 고소득자와 고학력자의 비중이 높은 상위 지역(73개)과 그렇지 않은 하위 지역(160개)으로 구분하여 통계량을 제시하였다. 전체 동 구역 내 유형 1, 2, 3 중 하나라도 포함하는(즉, 유형 1+2+3의 개발면적 > 0) 구역이 97개로 서울시 전체 면적의 9.6%를 차지하는 것으로 파악되었다. 각 개발 유형별로는 서울시 전체 면적 중 유형 1의 면적이 7.5%, 유형 2의 면적이 0.6%, 유형 3의 면적이 2.0%로 파악되었다. 유형1, 유형 2, 유형 3의 세 개의 면적을 단순 합산했을 때의 면적은 10.0%로 유형 간 중복 면적은 크지 않다는 점을 확인할 수 있다.

<표 2>는 2009년 KLIPS 조사 시점에서 서울시에 거주했던 1,320가구들의 도시개발 구역 거주 분포를 보여주고 있다⁷⁾. 2009년 기준 표본 가구가 1개 이상 관찰된 구역은 207개이며, 구역 당 평균 가구 수는 6.4가구(최소 1가구, 최대 33가구)로 나타났다. 표본 가구 중 도시개발 면적이 0보다 큰 구역에 거주하는 비중은 유형 1은 51.5%, 유형 2는 10.8%, 유형 3은 35.6%로 유형 1, 유형 2, 유형 3 중 적어도 하나의 구역에 거주한 가구는 68.1%로 나타났다. 그러나 각 유형에 관계없이 이중 약 절반 내외는 개발면적이 5% 이내인 것으로 확인되었다.

<표 2> KLIPS 서울시 거주 표본 가구 분포 (2009년 기준)

(단위 : 가구 수, %)

	유형 1			유형 2			유형 3			유형 1+2+3		
	전체	하위 지역	상위 지역	전체	하위 지역	상위 지역	전체	하위 지역	상위 지역	전체	하위 지역	상위 지역
전체	1,320 (100.0)	987 (100.0)	333 (100.0)	1,320 (100.0)	987 (100.0)	333 (100.0)	1,320 (100.0)	987 (100.0)	333 (100.0)	1,320 (100.0)	987 (100.0)	333 (100.0)
개발면적 = 0 구역 가구 수	640 (48.5)	444 (45.0)	196 (58.9)	1,178 (89.2)	928 (94.0)	250 (75.1)	850 (64.4)	633 (64.1)	217 (65.2)	421 (31.9)	326 (33.0)	95 (28.5)
개발면적 > 0 구역 가구 수	680 (51.5)	543 (55.0)	137 (41.1)	142 (10.8)	59 (6.0)	83 (24.9)	470 (35.6)	354 (35.9)	116 (34.8)	899 (68.1)	661 (67.0)	238 (71.5)
5% 이하	351 (26.6)	272 (27.6)	79 (23.7)	65 (4.9)	20 (2.0)	45 (13.5)	361 (27.3)	282 (28.6)	79 (23.7)	446 (33.8)	328 (33.2)	118 (35.4)
10% 이하	123 (9.3)	111 (11.2)	12 (3.6)	47 (3.6)	13 (1.3)	34 (10.2)	55 (4.2)	28 (2.8)	27 (8.1)	173 (13.1)	114 (11.6)	59 (17.7)
30% 이하	63 (4.8)	45 (4.6)	18 (5.4)	30 (2.3)	26 (2.6)	4 (1.2)	23 (1.7)	19 (1.9)	4 (1.2)	128 (9.7)	101 (10.2)	27 (8.1)
50% 이하	81 (6.1)	61 (6.2)	20 (6.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	25 (1.9)	25 (2.5)	0 (0.0)	80 (6.1)	64 (6.5)	16 (4.8)
50% 이상	62 (4.7)	54 (5.5)	8 (2.4)	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	6 (0.5)	0 (0.0)	6 (1.8)	72 (5.5)	54 (5.5)	18 (5.4)

주) 상위 지역은 서울 25개 구 중에서 이미 개발 수준이 높은 강남구, 서초구, 송파구, 동작구, 양천구, 영등포구, 종로구, 중구 등의 8개구를 의미함

7) 233개 통합 행정동 중 2009~2017년 기간 동안 KLIPS 표본이 거주하지 않은 구역이 15개-종로구 5개동(사직동, 삼청동, 무악동, 종로1,2,3,4가동), 용산구 2개동(원효로 1동, 용문동), 성동구 3개동(왕십리제2동, 사근동, 송정동), 동대문구 회기동, 관악구 대학동, 서초구 내곡동, 강남구 삼성동, 강동구 강일동 등으로 나타났다.

2. 모형 및 변수

가. 종속변수

도시재생 사업에 의한 젠트리피케이션 효과는 선행연구에서 다룬 바 있듯이 도시개발구역에 거주한 취약계층의 이주(displacement) 함수로 추정한다. 이때 Freeman(2005)에서 지적한 바 있듯이 젠트리피케이션 과정에서 임대료 상승 등에 따른 원주민의 비자발적인 이주로 제한하지 않고 단순 이동만을 측정할 경우 젠트리피케이션에 대한 과대 추정 가능성을 배제할 수 없다. 이들은 대안적인 방법으로 단순 이주 외에 주거비 절감과 관련된 이동에 대한 분석도 함께 실시하였다. KLIPS의 경우에도 가구가 이사한 경우 이사 이유를 질문하기 때문에 이를 고려할 수 있다. 그러나 Freeman(2005)도 언급했듯이 이사 이유가 서로 배타적이고 자발적 동기와 타의에 의한 동기를 구분하기 쉽지 않다는 한계 역시 존재하며, KLIPS 이사 사유에서도 비슷한 현상이 관찰되었기 때문에 본 연구에서는 단순 이주만을 고려하기로 한다⁸⁾.

KLIPS와 같이 t기에 반복적으로 관찰되는 가구-연도 간 패널 자료에서, 이주 확률이 이주 여부로 추정되는 경우 프로빗 모형을 통해 추정할 수 있다. 즉 식 (1)과 같이 y_{it}^* 가 관찰되지 않는 잠재적인 이주확률이라고 가정했을 때 식 (2)과 같이 종속변수 y_{it} 는 이주 = 1, 그렇지 않은 경우는 0인 이항 변수 형태로 관측되며 표본정규분포의 CDF로 함수로 추정할 수 있다. 이때 관측되지 않은 이질성 u_i 는 $corr(X_{it}, u_i) = 0$ 이라고 가정하여 확률효과로 추정한다(Wooldridge, 2010; 민인식·최필선, 2015).

$$\text{식 (1)} \quad y_{it}^* = \alpha + \beta X_{it} + u_i + \epsilon_{it},$$

$$\text{식 (2)} \quad y_{it} = \begin{cases} 1, & y_{it}^* > 0 \\ 0, & y_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

KLIPS 표본 가구의 연도별 이주 여부 분포는 <표 3>과 같다. 분석 대상 기간(2009~2017년)의 평균 이주율은 7.8%이며, 이중 중위소득 미만 가구의 이주율(7.1%)보다 중위소득 이상 가구의 이주율(8.6%)이 다소 높았다. 또한 연도별로 이주율은 상대적으로 큰 폭의 변동을 보이는 것으로 나타났다. 한편 표에는 제시되지 않았지만, 2009년 기준 서울지역에 거주한 1,320가구 중 2009~2017년 기간 동안 이주 회수가 0인 가구는 56.4%(745가구), 1회인 가구는 29.4%(388가구), 2회인 가구는 11.0%(145가구), 3회 이상인 가구는 3.2%(42가구)로 확인되었다.

8) KLIPS의 응답 가구 중 이사 동기에 대한 응답 항목은 ‘집값이나 전세금이 저렴해서’가 21.6%, ‘평수를 넓히거나 줄이려고’가 13.1%, ‘내집마련’이 12.9% 순으로 나타났다. 이들 항목만으로는 비자발적 이주 여부를 판별하는 것이 적절하지 않다고 판단하였다. 응답 항목 중 ‘계약만료/철거, 재개발’과 같이 명시적으로 비자발적 이동으로 분류할 수 있는 항목이 존재하나 응답자가 2.4%에 불과하였다.

<표 3> KLIPS 표본 가구의 연도별 이주 여부

(단위 : 가구 수, %)

	전체 가구			중위소득 미만			중위소득 이상		
	전체 가구	이주 가구	이주율	전체 가구	이주 가구	이주율	전체 가구	이주 가구	이주율
2009년	1,320	0	0.0	659	0	0.0	661	0	0.0
2010년	1,198	110	9.2	595	49	8.2	603	61	10.1
2011년	1,175	160	13.6	587	75	12.8	588	85	14.5
2012년	1,163	109	9.4	581	48	8.3	582	61	10.5
2013년	1,139	116	10.2	569	52	9.1	570	64	11.2
2014년	1,125	35	3.1	562	12	2.1	563	23	4.1
2015년	1,105	118	10.7	552	55	10.0	553	63	11.4
2016년	1,115	82	7.4	547	38	6.9	568	44	7.7
2017년	1,106	89	8.0	553	40	7.2	553	49	8.9
전체	10,446	819	7.8	5,205	369	7.1	5,241	450	8.6

선행연구에서는 주로 이주 여부에 대한 효과만을 측정했지만, 도시 취약계층의 이주에 따른 이동 거리에도 영향을 미칠 수 있다. 한편으로는 도시 중심부로부터 상대적으로 주거비가 저렴한 원 거리에 있는 주변부로 쫓겨날 수 있다. 다른 한편, 통근수단의 제약 등으로 상대적으로 일자리가 풍부한 도시 중심부로의 통근 편의성을 고려하여 이주 거리가 짧을 수도 있다. 잠재적 이동성향이 낮아서 이동이 발생하지 않은 경우 0 값을 가지므로 좌측 중도절단(left-censoring)이 발생하게 되며, 이동 성향이 식 (3)과 같이 0보다 큰 경우에만 실제 값이 관찰되게 된다. 이 경우 식 (2)에 대한 추정치는 좌측절단을 고려한 토빗 모형으로 추정할 수 있으며, 미관측 이질성에 대한 가정은 동일하게 확률효과로 추정한다(Wooldridge, 2010; 민인식·최필선, 2016).

$$\text{식 (3)} \quad y_{it} = \begin{cases} y_{it}^*, & y_{it}^* > 0 \\ 0, & y_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

이주 거리에 대한 변수 구성은 두 가지 방식- 이주 전·후 주거지 간 거리(즉, O-D간 거리)와 서울시 중심부로부터 위치로 재 산정한 이주 후 주거지까지의 거리(즉, C-D간 거리)로 이루어졌다. O-D간 거리 변수는 공간분석을 통해 우선 233개 통합 동들의 중심점 X-Y 좌표를 산출한 후, 각 표본 가구의 이주 전·후 주소 코드에 대응시켜 유클리드 거리를 산출하였다. C-D간 거리는 서울시 전체 중심점에 대한 X-Y 좌표를 산출하여 앞서 마찬가지로 이주 후 주거지 좌표와의 거리를 산출하였다.

<표 4>는 이주가 발생한 가구를 기준으로 각각의 변수에 대한 요약통계량을 제시한 것이다. 앞서 중위소득 미만 가구의 이주율이 중위소득 이상 가구보다 낮았던 반면, 이동거리는 O-D간 거리와 C-D간 거리 모두 중위소득 미만 가구가 상대적으로 더 긴 것으로 나타났다. 이는 이주로 인해 평균적인 이동거리도 길었을 뿐만 아니라, 서울 중심부에서 더 외곽지역으로 멀어졌음을 의미한다.

<표 4> KLIPS 이주 가구의 이주거리

(단위 : 제곱미터/1000)

	전체 가구		중위소득 미만		중위소득 이상							
	O-D간 거리		C-D간 거리		O-D간 거리		C-D간 거리					
	평균	(S.D)	평균	(S.D)	평균	(S.D)	평균	(S.D)				
2010년	26.2	(48.6)	29.0	(47.0)	32.5	(63.8)	34.9	(62.9)	21.0	(31.1)	24.2	(28.1)
2011년	22.1	(41.6)	24.3	(38.5)	22.6	(37.2)	26.7	(35.1)	21.8	(45.4)	22.2	(41.4)
2012년	44.1	(78.7)	46.8	(79.0)	46.7	(81.4)	47.1	(79.5)	42.0	(77.2)	46.5	(79.3)
2013년	35.9	(58.2)	38.1	(63.2)	40.0	(67.4)	44.8	(72.6)	32.5	(49.9)	32.6	(54.2)
2014년	44.8	(90.5)	25.2	(54.1)	39.6	(78.3)	21.0	(21.4)	47.5	(97.9)	27.4	(65.4)
2015년	25.8	(41.8)	26.5	(37.4)	22.1	(38.5)	23.6	(33.6)	29.0	(44.6)	29.2	(40.5)
2016년	45.7	(77.4)	36.7	(66.8)	46.4	(82.7)	43.3	(83.1)	45.2	(73.5)	31.0	(49.0)
2017년	30.2	(60.5)	32.0	(57.6)	32.1	(68.0)	36.0	(66.9)	28.7	(54.2)	28.7	(49.2)
전체	32.3	(60.0)	32.3	(56.1)	33.5	(62.9)	35.1	(61.1)	31.3	(57.6)	30.0	(51.6)

주 : O-D간 거리는 '이주 전 거주지'(O)로부터 '이주 후 거주지'(D)간의 거리를 의미하며, C-D간 거리는 '서울시 중심점'(C)로부터 O-D 좌표를 재산출한 이동 거리를 의미함

나. 설명변수

젠트리피케이션은 앞서 언급한 바와 같이 도시재생으로 인해 젠트리화되는 구역(neighborhood)과 도시 취약계층이라는 사회경제적 계층 혹은 집단 간의 상호작용으로 측정한다. 센서스 자료를 기반으로 구역별 사회경제적 계층의 비중 변화를 젠트리화되는 구역의 간접 척도로 사용하는 선행 연구와 달리, 이 연구에서는 도시재생 사업 구역자료를 활용한 직접적인 척도를 활용한다. 이상과 같은 형태로 젠트리화 구역을 정의할 때의 추가적인 장점은 젠트리화 구역이 임의적인 기준에 따라 이분화되는 것이 아니라 특정한 특정 공간 범위 내에서 젠트리화 정도가 연속적인 형태로 반영된다는 점이다. 다만 젠트리화 계층의 구분은 중위소득을 기준으로 저소득계층과 고소득계층 두 가지 집단 기준만을 적용한다. 이와 같은 기준을 따를 때 젠트리화의 효과는 식(4)와 같은 형태로 추정할 수 있다. 즉 도시재생 사업으로 인한 젠트리화 효과는 젠트리화 구역의 효과(D_{it})와 저소득 계층 여부($Class_{low}$)의 효과, 그리고 두 변수간의 상호작용항($D_{it} \cdot Class_{low}$)으로 구성할 수 있다. 이때 모수 β_1 은 젠트리화 구역 내 고소득계층의 이주 효과, β_2 는 비젠트리 구역 내 저소득계층의 이주효과, β_3 는 젠트리화 구역 내 저소득계층의 이주 효과에 대한 추정치가 된다. 이때 기준 변수는 비젠트리화 구역 내 고소득계층이다.

$$\text{식 (4)} \quad y_{it}^* = \alpha + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Class_{low} + \beta_3 D_{it} \cdot Class_{low} + \delta X_{it} + u_i + \epsilon_{it}$$

통제변수(X_{it})는 세 가지 유형으로 구분된다. 첫 번째는 근린 효과(neighborhood effects)와 관련

된 변수이다. 앞서 젠트리피케이션 구역 효과와 관련된 변수가 2009년 시점에서의 도시재생 사업 유형이므로 이주 전 구역의 특성을 반영한다면, 이주 후 구역의 도시재생 사업 비중을 추가할 필요가 있다. 또한 이미 서울시내에서 개발이 진행되어 상위지역에 해당하는 8개 구의 효과도 통제하였다. 둘째 가구주 특성은 KLIPS 각 연도별 개인자료를 이용하여 구성한 후 가구자료와 병합하였다. 그런데 KLIPS의 가구주는 ‘가구원을 실질적으로 대표하는 사람’으로 정의되기 때문에 주로 응답자의 자기판단에 따라 분류될 수 있다. 따라서 가구주 여부를 주된 경제활동을 하는 가구원과 가급적 일치시키기 위하여 가구원이 2명 이상인 경우에는 상대적으로 소득이 높은 가구원을 가구주로 선별하였다. 최종적으로 가구주의 인구사회학적 특성은 성별(남성 =1), 연령, 혼인상태, 교육년수, 실업여부 등을 통제변수로 선정하였다. 마지막으로 주거 선택 및 이동거리에 영향을 미칠 수 있는 가구 특성은 가구원 수, 주거형태, 주거기간, 주택 시가 및 전월세 임대료, 주택평수 등을 통제하였다.

<표 5> 설명변수의 요약통계량

변수 명	사례 수	평균	표준편차	최소값	최대값
구역특성					
이주 전 유형1 구역	10,446	7.989	18.258	0	95.3
이주 전 유형2 구역	10,446	0.614	2.499	0	19.4
이주 전 유형3 구역	10,446	1.670	5.990	0	62.6
이주 후 유형1 구역	9,477	7.197	16.897	0	95.3
이주 후 유형2 구역	9,477	0.759	2.965	0	32.4
이주 후 유형3 구역	9,477	1.677	5.832	0	62.6
상위8개구	10,446	0.220	0.414	0	1
가구주 특성					
성별(여성=1)	10,446	0.327	0.469	0	1
연령	10,446	52.060	15.305	18	95
연령제곱	10,446	2944.481	1689.251	324	9025
혼인상태(미혼=1)					
기혼유배우	10,446	0.645	0.478	0	1
기혼무배우	10,446	0.193	0.395	0	1
실업(=1)	10,446	0.235	0.424	0	1
교육년수	10,445	12.212	4.119	0	22
가구 특성					
가구원수	10,446	2.808	1.264	1	7
주거형태(자가=1)					
전세	10,446	0.314	0.464	0	1
월세	10,446	0.155	0.362	0	1
기타	10,446	0.038	0.191	0	1
2009년 주거기간(년)	10,096	8.066	9.504	0	105
자가주택 시가	10,446	0.433	0.669	0	11.25
전월세임대료	9,262	1.11248	2.274005	0	100.1
주택평수	10,446	21.704	20.001	0	600
자동차 소유(=1)	10,446	0.476	0.499	0	1

IV. 실증 분석결과

1. 이주여부

이주 여부에 대한 패널프로빗 확률효과 모형 분석결과는 <표 5>와 같다. 모형1은 이주 전-후 도시재생구역 여부, 저소득층 여부, 그리고 이들간의 상호작용항만을 포함하였다. 모형2는 모형1에 가구주 특성을 추가하였으며, 모형 3은 가구 특성변수들을 추가하였다. 총분산 중 개인효과와 관련된 분산이 차지하는 비중(ρ)을 제시하였으며, 추정치의 값들은 한계 효과로 제시하였다.

각 변수들의 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 소득계층에 따른 이동률 효과는 모형에 따라 상이한 결과를 보였다. 모형 1에서 저소득계층의 상대이동률은 17.6% 낮았지만, 가구주 특성을 포함한 교육년수와 혼인상태, 연령 등의 변수들의 영향으로 인해 90% 신뢰 수준에서 통계적 유의성을 상실하였다. 다만 가구 특성을 추가적으로 통제한 모형 3에서는 90% 신뢰 수준에서 비교집단보다 11.9% 낮은 이동률을 보였다.

다음으로 이주 전 거주지가 유형1(개발형)인 면적의 비중이 클수록 이동률이 높은 반면, 이주 전 유형2구역(공공형)인 면적의 비중이 클수록 이주률이 낮은 것으로 분석되었다. 이주전 유형 3구역(기타)인 경우에는 이동률이 90% 신뢰 수준에서 유의하였다. 그러나 개발유형구역과 소득계층간의 상호작용항은 대체로 통계적인 유의성이 발견되지 않았다. 단 이주전 유형3지역에 거주한 저소득 계층은 90% 신뢰수준에서 비교집단보다 1.4% 높은 이동률을 보이는 것으로 분석되었다. 그러나 이러한 결과는 통제변수의 추가 혹은 제거에 따라 유의성을 상실하기도 하므로 강고한 결과라고 보기는 어렵다. 전체적으로 도시개발구역내 소득계층간의 이동률 차이는 유의하다고 보기는 어려운 것으로 판단된다.

그럼에도 불구하고 도시재생사업 구역은 그렇지 않은 지역과 비교할 때 이주률에 영향을 독립적인 요인으로 파악되었다. 또한 이주 전 도시개발 유형이 이주(즉 유출)에 영향을 미치는 것과 마찬가지로 이주 후 지역(유입지)의 도시개발 특성 역시도 이주에 영향을 미쳤다. 유형1(개발형) 구역은 유입률이 낮은 반면, 유형2와 유형3은 유입에 양(+)의 유의미한 대칭적인 효과를 미쳤다.

한편 개인의 인구사회학적 특성과 관련된 통제변수들의 효과는 제한적인 것으로 나타났다. 성별과 연령, 가구주의 실업여부는 대체로 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 혼인상태가 기혼유배우자(즉, 별거나 이혼, 사별 등)인 경우, 교육년수가 길수록 이주율 역시 통계적으로 유의미한 결과를 보였다.

마지막으로 가구 특성 중 주거형태와 기간, 임대료 등은 통계적으로 유의미한 효과를 보였다. 소유형태가 전세나 월세, 기타인 경우 자가소유자보다 높은 이주율을 보였으며, 주거기간이 길수록 이주율이 낮았다. 임대인의 경우 평당 전월세 가격이 높을수록 이주율이 높았다. 다만 주택평수나 자동차소유 여부와 같은 변수들은 통계적인 유의성이 확인되지 않았다.

<표 5> 패널프로빗모형 분석결과 :

	모형 1		모형 2		모형 3	
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.
저소득층더미	-0.176	(0.057) ***	-0.058	(0.062)	-0.119	(0.064) *
이주전유형1구역	0.007	(0.002) ***	0.007	(0.002) ***	0.007	(0.002) ***
이주전유형2구역	-0.043	(0.014) ***	-0.039	(0.014) ***	-0.035	(0.014) **
이주전유형3구역	-0.010	(0.006) *	-0.010	(0.006)	-0.010	(0.006) *
저소득*이주전유형1구역	0.002	(0.003)	0.003	(0.003)	0.001	(0.003)
저소득*이주전유형2구역	0.012	(0.016)	0.011	(0.016)	0.012	(0.015)
저소득*이주전유형3구역	0.009	(0.008)	0.011	(0.008)	0.014	(0.007) *
이주후유형1구역	-0.006	(0.002) ***	-0.006	(0.002) ***	-0.005	(0.002) ***
이주후유형2구역	0.031	(0.011) ***	0.031	(0.011) ***	0.034	(0.011) ***
이주후유형3구역	0.012	(0.005) **	0.012	(0.005) **	0.011	(0.005) **
상위지역	0.101	(0.059) *	0.066	(0.058)	-0.027	(0.056)
성별(여성=1)			0.050	(0.057)	0.032	(0.055)
연령			-0.024	(0.012) *	-0.018	(0.012)
연령제곱/1000			0.102	(0.114)	0.113	(0.109)
혼인상태(기준더미=미혼)						
기혼유배우			0.168	(0.082) **	0.117	(0.087)
기혼무배우			0.441	(0.105) ***	0.258	(0.100) ***
실업더미			-0.012	(0.076)	-0.007	(0.074)
교육년수			0.031	(0.009) ***	0.026	(0.008) ***
가구원수					-0.070	(0.025) ***
자가						
전세					0.284	(0.073) ***
월세					0.406	(0.083) ***
기타					0.310	(0.130) **
이주전 주거기간(년)					-0.014	(0.004) ***
소유자(시가)					0.000	(0.000)
임대인(전월세)					0.000	(0.000) ***
주택평수					0.001	(0.001)
자동차소유					0.086	(0.059)
lnsig2u	-1.696	(0.217)	-2.064	(0.277)	-3.221	(0.702)
sigma_u	0.428	(0.046)	0.356	(0.049)	0.200	(0.070)
rho	0.155	(0.028)	0.113	(0.028)	0.038	(0.026)
N	8,157		8,157		8,157	

주 : * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.001.

2. 이동거리 및 방향

다음으로 이동거리에 대한 패널토빗모형 분석결과는 <표 6>과 같다. 전체 분석대상 사례 수 중 이동이 발생하지 않은 좌측절단 사례 수는 7,583건, 비절단 사례수는 550건으로 나타났다. 전체 오차항 분산 중 개인의 미관측 이질성과 관련된 오차항의 비중(rho)은 모형 1에서 26.4%, 모형 2에서 10.1%, 모형 3에서 3.9% 정도로 확인되었다.

분석결과 통제변수를 포함한 설명변수의 유의성 및 부호는 프로빗 모형과 유사한 결과를 보이는 것으로 확인되었다. 우선 모형 1에서는 저소득계층일수록 이동거리가 유의미하게 짧았다. 그러나 가구주 특성 및 가구 특성을 통제한 모형 2와 모형 3에서는 소득계층 변수의 신뢰구간 90% 수준에서 통계적 유의성이 확인되지 않았다. 그러나 모형2와 모형 3에서 교육년수가 짧을(길)수록 이동거리가 짧다(길다)는 결과로 볼 수 때, 사회경제적 계층이 낮을수록 이동성향이 낮다는 것으로 해석할 수 있다. 반면 도시재생사업의 근린효과는 이동여부에 대한 모형 추정결과와 대체로 비슷한 결과가 확인되었다. 모형 1에서는 이주전 유형1(개발형)의 값이 유의하지 않은 (-)값을 보였지만, 모형 2와 3에서는 (+)의 유의한 값으로 전환되었다. 반면 이주전 유형2(공공형)의 경우 90% 신뢰수준에서 이동거리에 부정적인 효과를 미치는 것으로 분석되었다. 그러나 이주전유형3(기타)은 유의성의 확인되지 않았다. 이주후 유형 역시 통제변수를 추가한 모형2와 3의 결과와 유사하게 유형 1(개발형)은 (-)값을, 유형2와 유형 3은 (+)의 값을 보였다. 그러나, 앞서 프로빗 모형과 마찬가지로 개발유형구역과 소득계층간의 상호작용항은 유형3을 제외하면 통계적인 유의성이 확인되지 않았다.

마지막으로 다음으로 이동방향에 대한 모형 분석결과는 <표 7>과 같다. 전체 분석대상 사례 수 중 이동이 발생하지 않은 좌측절단 사례 수는 7,836건, 비절단 사례수는 297건으로 나타났다. 비절단 사례수가 증가한 이유는 종속변수가 원래의 주거지보다 서울 중심부로부터 떨어진 경우에만 0보다 큰 값을 가지므로 서울 중심부로 역-이동을 한 경우 좌측절단으로 포함되었기 때문이다. 다만 이 경우 비절단 사례수가 사실상 횡단면 모형과 유사한 형태로 전환되면서 미관측 이질성과 관련된 오차항의 비중(rho)은 거의 0에 수렴하였다.

분석결과 우선 모형 1에서는 저소득계층일수록 서울 중심부로부터의 원거리이동 가능성이 낮은 것으로 분석되었다. 그러나 가구주 특성 및 가구 특성을 통제한 모형 2와 모형 3에서는 소득계층 변수의 신뢰구간 90% 수준에서 통계적 유의성이 확인되지 않았다. 그러나 모형2와 모형 3에서 교육년수가 짧을(길)수록 원거리이동 가능성이 낮다(높다)는 결과로 볼 수 때, 사회경제적 계층이 낮을수록 원거리 이동 가능성이 낮다는 것으로 해석할 수 있다. 반면 도시재생사업의 근린효과는 모형의 유형에 관계없이 일관된 유의성과 방향성을 보였다. 이동방향 역시 앞서 이동여부 및 이동거리에 대한 분석결과와 대체로 일치하지만 대체로 신뢰수준은 더 높은 것으로 분석되었다. 이주전 유형1(개발형)의 계수 값은 각 모형에 관계없이 (+)의 유의한 값을 보인 반면, 이주전 유형2(공공형)와 유형 3(기타)는 (-)값을 보였다. 즉 이주 전 유형1 거주자는 서울 중심부로부터의 원거리 이동 가능성이 높은 반면, 유형2와 유형3 거주자는 원거리 이동 가능성이 상대적으로 낮았다. 이주후 유형 역시 유형1(개발형)은 (-)값을, 유형2와 유형 3은 (+)의 값을 보였다.

<표 6> 패널토빗모형 분석결과(종속변수 : 이동 거리)

	모형 1		모형 2		모형 3	
	coeff.	Std. Err.	coeff.	Std. Err.	coeff.	Std. Err.
저소득층더미	-5.628	(1.202) ***	-0.249	(0.669)	-0.951	(0.700)
이주전유형1구역	-0.042	(0.035)	0.076	(0.025) ***	0.079	(0.025) ***
이주전유형2구역	-0.550	(0.201) ***	-0.276	(0.144) *	-0.237	(0.142) *
이주전유형3구역	-0.153	(0.082) *	-0.089	(0.063)	-0.091	(0.062)
저소득*이주전유형1 구역	-0.036	(0.044)	0.018	(0.030)	0.006	(0.029)
저소득*이주전유형2 구역	-0.143	(0.270)	0.016	(0.164)	0.021	(0.161)
저소득*이주전유형3 구역	-0.040	(0.118)	0.120	(0.080)	0.140	(0.078) *
이주후유형1구역	-0.052	(0.027) *	-0.060	(0.020) ***	-0.056	(0.020) ***
이주후유형2구역	0.037	(0.127)	0.301	(0.110) ***	0.337	(0.109) ***
이주후유형3구역	-0.056	(0.060)	0.120	(0.050) *	0.120	(0.049) **
상위지역	-3.451	(1.283) ***	0.854	(0.617)	-0.171	(0.608)
성별(여성=1)			0.721	(0.616)	0.536	(0.596)
연령			-0.293	(0.134) **	-0.236	(0.129) *
연령제곱/1000			1.551	(1.235)	1.617	(1.189)
혼인상태(기준더미=미혼)						
기혼유배우			2.033	(0.889) **	1.669	(0.951) *
기혼무배우			4.203	(1.141) **	2.407	(1.098) **
실업더미			-0.230	(0.833)	-0.190	(0.816)
교육년수			0.358	(0.093) ***	0.306	(0.090) ***
가구원수					-0.771	(0.276) ***
주거형태(기준더미=자가)						
전세					3.080	(0.787) ***
월세					4.415	(0.912) ***
기타					4.059	(1.401) ***
이주전 주거기간(년)					-0.135	(0.039) ***
소유자(시가)					0.001	(0.001) *
임대인(전월세)					0.000	(0.000) ***
주택평수					0.007	(0.015)
자동차소유					0.638	(0.648)
sigma_u	6.486	(0.885) 0	3.682	(0.512) 0	2.214	(0.708) ***
sigma_e	10.817	(0.184) 0	10.978	(0.426) 0	10.999	(0.426) ***
rho	0.264	(0.058)	0.101	(0.027)	0.039	(0.025)
좌측절단 사례 수	7,583		7,583		7,583	
비절단 사례 수	550		550		550	
전체 사례 수	8,133		8,133		8,133	

주 : * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.001.

<표 7> 패널토빗모형 분석결과(종속변수 : 서울 중심부로부터 원거리 이동)

	모형 1		모형 2		모형 3	
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.
저소득층더미	-0.645	(0.361) *	-0.027	(0.405)	-0.344	(0.434)
이주전유형1구역	0.096	(0.016) ***	0.093	(0.016) ***	0.092	(0.016) ***
이주전유형2구역	-0.937	(0.180) ***	-0.913	(0.176) ***	-0.883	(0.181) ***
이주전유형3구역	-0.135	(0.043) ***	-0.131	(0.043) ***	-0.127	(0.042) ***
저소득*이주전유형1 구역	0.008	(0.018)	0.010	(0.018)	0.005	(0.018)
저소득*이주전유형2 구역	0.267	(0.187)	0.258	(0.184)	0.274	(0.189)
저소득*이주전유형3 구역	0.038	(0.051)	0.049	(0.051)	0.059	(0.050)
이주후유형1구역	-0.097	(0.014) ***	-0.095	(0.014) ***	-0.088	(0.014) ***
이주후유형2구역	0.578	(0.074) ***	0.574	(0.073) ***	0.557	(0.072) ***
이주후유형3구역	0.157	(0.032) ***	0.152	(0.031) ***	0.146	(0.031) ***
상위지역	0.002	(0.383)	-0.176	(0.384)	-0.526	(0.396)
성별(여성=1)			0.726	(0.366) **	0.604	(0.368)
연령			-0.091	(0.080)	-0.060	(0.080)
연령제곱/1000			0.391	(0.741)	0.371	(0.740)
혼인상태(기준더미=미혼)						
기혼유배우			0.492	(0.515)	0.313	(0.578)
기혼무배우			1.266	(0.663) *	0.482	(0.670)
실업더미			-0.316	(0.516)	-0.353	(0.518)
교육년수			0.154	(0.056) ***	0.130	(0.056) **
가구원수					-0.308	(0.170) *
주거형태(기준더미=자가)					1.714	(0.496) ***
전세					1.650	(0.575) ***
월세					1.421	(0.893)
기타					-0.066	(0.025) ***
이주전 주거기간(년)					0.000	(0.000)
소유자(시가)					0.000	(0.000) ***
임대인(전월세)					0.004	(0.009)
주택평수					0.217	(0.403)
자동차소유						
/sigma_u	0.000	(0.646)	0.000	(0.515)	0.000	(0.405)
/sigma_e	5.949	(0.305) ***	5.873	(0.300) ***	5.749	(0.293) ***
rho	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
좌측절단 사례 수	7,836		7,836		7,836	
비절단 사례 수	297		297		297	
전체 사례 수	8,133		8,133		8,133	

주 : * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.001.

V. 토론

1. 연구의 함의

이 연구를 통해 도시재생 사업이 취약계층의 이주에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 실증분석 결과의 주요 함의를 요약하면 다음과 같다.

첫째 도시재생사업과 같은 근린지역의 주거환경 변화는 역내 거주자들의 이주 여부와 거리, 그리고 이동의 방향성에 영향을 미치는 유의미한 요인임이 확인되었다. 또한 도시재생 자체가 어떤 단일한 영향을 미치기보다는 각 사업의 성격에 따라 상이한 영향을 미칠 수 있다는 점이 실증적으로 확인되었다는 점 역시도 유의미한 성과라고 판단된다.

둘째 소득계층에 따른 이주율의 차이 역시 통계적으로 유의미하였다. 다만 해외 사례에서 저소득계층의 이동률이 상대적으로 높거나 통계적 유의성이 떨어지는 것과 달리 한국의 경우 오히려 저소득계층의 이주율이 낮다는 점이 특징적이다. 이러한 결과는 교육년수가 높을수록 이주율이 높다는 결과와도 일맥상통한다. 즉 가구의 소유형태와 같은 거주특성이 동일하다면 이주 선택이 사회경제적 계층이 우위에 있는 사람들에게 지대차액을 통한 적극적인 편익증진의 수단이라는 것을 의미한다.

셋째, 소득과 학력을 제외한 성별과 연령과 같은 개인의 특성은 제한적인 영향을 미치는 반면 가구의 소유형태, 임대료와 같은 거주특성은 이주결정에 상대적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 단 혼인상태나 가구원 수와 같이 가족구성과 연관된 특성은 통계적 유의성이 확인되었다.

마지막으로 도시재생사업 구역의 비중과 소득계층간의 상호작용항으로 측정된 젠트리피케이션 효과는 통계적인 유의성이 확인되지 않았다. 즉 젠트리화 가능성이 높은 지역에 거주하는 저소득 계층은 비교집단들에 비해 이주율이 높지 않다는 귀무가설이 기각되지 않았다. 이는 최근 가구패널자료를 이용한 실증분석을 통해 젠트리피케이션 효과를 발견할 수 없었다는 해외의 다른 선행연구들과 일치하는 결과이다.

그럼에도 불구하고 본 연구의 최종적인 결론은 자료의 정확성과 식별문제와 관련된 몇 가지 한계점들을 보완한 이후로 유보하고자 한다. 첫째 공간자료의 불확정성 문제이다. 이 연구는 서울시 도시재생사업의 추진과정에 대한 세부 공간자료를 바탕으로 젠트리화 지역의 대리지표로 활용하였다. 이 과정에서 각 사업의 실제 추진 정도에 대한 기간 식별 문제가 불명확하다는 한계를 안고 있다. 제공된 서울시 도시개발 공간정보는 관련 고시의 신설 및 변경 시점이 명시되어 있지만 실제 연도별 진행률이나 각 진행률에 따른 도시개발면적 비중이 보다 세부적으로 파악될 수 있다면 이런 문제점들이 보완될 수 있을 것으로 기대된다.

둘째, 가구원 주소의 집계 오류의 개선이다. KLIPS-GEOCODE를 통해 산출된 구역 개수는 표준행정동 코드의 절반 정도로 통합된 범위이다. 표준행정코드로 일치시키기에는 주소가 불명확한 가

구별 주소정보를 재정리하여 가급적 불확실성을 줄이고, 그래도 더 세분화된 구역으로 식별이 되지 않는 가구들에 대해서는 임putation을 통해 보정하거나, 표본에서 제거하는 등의 방법으로 제역단위를 세분화하는 시도들이 대안이 될 수 있다.

셋째, 분석 방법측면의 개선이다. 이 연구에서는 센서스자료를 이동한 계층별 분포변화를 젠트리화의 대리변수로 사용한 기존연구와 달리 외생적으로 주어진 도시재생사업구역 자료를 사용함으로써 역인과관계의 문제점을 해소하고자 하였다. 그러나 이 연구에서 사용한 확률효과 모형은 독립변수와 미관측된 특성간의 상관관계가 독립적이라는 다소 강한 가정을 전제로 하고 있기 때문에, 대안적인 모형을 통해 인과관계를 보다 엄밀하게 측정할 필요가 있다.

2. 정책적 과제

마지막으로 이 연구의 분석결과가 확정적이라는 점을 전제로, 정책적인 측면의 토론 과제 몇 가지를 제시하고자 한다.

첫째 과연 서울시에서 젠트리피케이션이 이른바 교외화 과정을 넘어서 새로운 지배적 현상으로 볼 수 있는가라는 점이다. 이 연구의 분석대상기간은 수도권 집중과 성장과정에서 서울세력권의 공간적 확장이 여전히 진행중인 국면이다. 따라서 사례연구 등을 통해 나타나는 국지적인 상업-젠트리피케이션 외에, 정량분석을 통해 서울 원도심으로의 중산층 역이동과 같은 주거-젠트리피케이션을 보편적 현상으로서 통계적으로 확인하기는 어려울 수 있다. 다만 국내에서도 성장이 정체된 다른 대도시들을 분석대상으로 한다면 상이한 결과가 도출될 수도 있을 것이다.

둘째 도시재생사업의 유형별 효과와 관련된 함의다. 새로운 주거지역을 개발하는 접근은 소득계층에 관계없이 이주율을 높이지만, 국민임대주택이나 보금자리주거단지과 같은 공공형 도시재생사업들은 기존 거주자들의 유출률을 낮추는 결과를 가져왔다. 개발목적의 도시재생사업과 달리 공공임대주택사업을 통해 원주민들의 주거안정성을 향상하면서도 새로운 주민유입에 긍정적인 효과를 보여주는 것이라면 그 자체로 사회통합과 관련된 정책 효과성과 연결되는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 다만 이 부분은 서울시에서 시행된 각 사업들의 목적과 특징, 과정을 파악한 후에 보다 정확하고 상세한 해석을 도출할 것이다.

셋째 사람중심 정책과 장소중심 정책과 관련된 논쟁에 대한 함의다. 전통적인 사회학 및 경제학적 접근에서는 개인의 인구-사회-경제적 계층별 선별적 이동 혹은 시장 균형과정으로의 이동에 초점을 맞추었지만, 장소-공간적 특성에 대한 관심이 상대적으로 크지 않았다. 반대로 도시계획이나 지리학 분야의 연구들은 사회경제적 불평등을 주거환경과 인프라 개선을 통해 해소할 수 있을 것으로 바라본다. 이 연구에서 발견된 개인 및 가구의 사회경제적 특성과 지리적-장소적 특성의 효과성은 양자를 보다 보완적인 관점에서 바라볼 필요가 있다는 것을 의미한다. 이런 측면에서 향후 도시재생과 같은 장소-공간적 변화, 혹은 사회통합정책(social-mix)가 소득이나 일자리와 같은 사회경제적 성과와 불평등에 미치는 효과에 대한 학제 간 실증연구(interdisciplinary research mix?)가 보다 활성화되어야 할 것이다.

참고문헌

- 김걸(2006) “서울의 주택재개발과 젠트리피케이션 과정으로서의 근린변화:월곡4동 재개발구역의 사례연구”, 『국토계획』 41(4).
- 김재광(2009) “KLIPS 표본 추가 및 가중치”, 『테크리컬리포트』, 한국노동연구원.
- 김필호(2015) “강남의 역류성 젠트리피케이션-신사동 가로수길과 방배동 사이길의 사례연구”, 『도시연구』, (14), pp.87-123.
- 박태원·김연진·이선영·김준형(2016) “한국의 젠트리피케이션”, 『도시정보』, (413), pp3-14.
- 신정엽·김감영(2014), “도시공간구조에서 젠트리피케이션의 비판적 재고찰과 향후연구 방향모색”, 『한국지리학회지』, 제3권, 제1호, pp.67-87.
- 이선영(2014) “젠트리피케이션, 이주, 젠트리피케이션 반대운동”, 대한지리학회.
- 최막중·양욱재(2018) “주거지역의 상업적 젠트리피케이션에 따른 물리적, 경제적, 사회적 효과”, 『국토계획』 53(1), pp.123-136.
- 한국노동연구원(2017) 『한국노동패널 1-19차년도 조사자료 유저가이드』.
- 민인식·최필선(2015) 『고급 패널데이터 분석』, 한국STATA학회.
- 민인식·최필선(2016) 『패널 데이터 분석』, 한국STATA학회.
- Atkinson R.(2000) “Measuring Gentrification and Displacement in Greater London”. *Urban Studies* 37(1): 149 - 165.
- Bardaka, E., M. Delgado and R. Florax (2018) “Causal Identification of Transit-introduced Gentrification and Spatial Spillover Effects: The Case of the Denver Light Rail”, *Journal of Transport Geography* 71: 15-31.
- Ellen IG and O'Regan KM (2011) “How Low Income Neighborhoods Change: Entry, Exit, and Enhancement”. *Regional Science and Urban Economics* 41(2): 89 - 97.
- Freeman, Lance (2005) “Displacement or Succession? Residential Mobility in Gentrifying Neighborhoods”, *Urban Affairs Review* 40(4), pp.463-491.
- Freeman, L., A. Cassola and T. Cai(2016) “Displacement and gentrification in England and Wales: A quasi-experimental approach”, *Urban Studies* 53(13) : 2797-2814
- Hackworth, J. and Smith, N., (2001) “The Changing State of Gentrification”, *Tijdschrift voor Economische en Soziale Geografie*, 92(4), 464-477
- van Ham M., Manley D., Bailey N., Simpson L. & Maclennan D. (eds) (2012) *Neighbourhood Effects Research: New Perspectives*. Springer: Dordrecht.
- van Ham, Maarten, Tiit Tammaru, Elies de Vuijst and Merle Zwiers(2016), “Spatial Segregation and Socio-Economic Mobility in European Cities”, *IZA Discussion Paper* No. 10277, IZA.

- Lees L, Slater T, and Wyly E (2008) *Gentrification*. New York: Routledge.
- Lee, K. O. (2014). "Why do Renters Stay in or Leave Certain Neighborhoods? The Role of Neighborhood Characteristics, Housing Renewal Transitions, and Race." *Journal of Regional Science* 54(5): 1-33.
- Tammaru T., Marcińczak S., van Ham M. & Musterd S. (eds) (2016) *Socio-Economic Segregation in European Capital Cities: East Meets West*. Routledge: Oxford.
- McKinnish T, Walsh R and White TK (2010) Who gentrifies low-income neighborhoods? *Journal of Urban Economics* 67(2): 180 - 193.
- OECD (2015) *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264235120-en>
- Tammaru T., Marcińczak S., van Ham M. and Musterd S. (eds) (2016) *Socio- Economic Segregation in European Capital Cities: East Meets West*. Routledge: Oxford.
- Vigdor J (2002) *Does gentrification harm the poor? Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs*, pp.133 - 173, Brookings Institution Press.
- Zwiers M., Bolt G., van Ham M. & van Kempen R. (2016): "The global financial crisis and neighborhood decline", *Urban Geography*, DOI: 10.1080/02723638.2015.1101251
- Waight, Sevrin(2018) "Does Gentrification Displace Poor Households? An 'Identification-Via-Interaction' Approach" *CEP Discussion Paper No 1540*, Center for Economic Performance.
- Wooldridge, Jeffrey M.(2010) *Econometric analysis of cross section and panel data*, Second Edition. Cambridge, MA : MIT Press.

<부 록>

<부표 1> 서울시 도시계획정보시스템(UPIS) 공간자료 목록

수치지도 자료 명	도시계획 명	자료 건 수	면적 (제곱미터)	채택 여부	채택 건 수	채택 면적	유형
UDA100	재정비촉진구역	46	30,738,655	전체	46	30,738,655	1. 개발형
UDE100	도시개발구역	15	14,232,881	전체	15	14,232,881	1. 개발형
UDE200	택지개발지구	42	32,168,896	일부	9	13,242,480	3.소규모 개발
UDE300	왕십리 뉴타운개발사업	1	334,578	전체	1	334,578	1. 개발형
UDE400	지역균형발전촉진 사업	3	212,220	전체	3	212,220	1. 개발형
UDE500	국민임대주택	6	2,336,121	전체	6	2,336,121	2.공공형
UDI100	재개발, 재건축, 주거환경개선사업	1,445	53,883,692	일부	64	3,813,848	3.소규모 개발
UDL100	보금자리주택지구	12	4,662,370	전체	12	4,662,370	2.공공형
UDQ100	기타(주택지조성, 아파트지구개발, 토지구획정리 등)	184	157,123,560	미채택	0	0	

주 : 15세 이상이면서 한번도 응답하지 하지 않은 57명은 분석대상에서 제외함
 자료 : KLIPS 1~20차년도(1998~2017년 조사) 학술대회용 자료

<부표 2> KLIPS 이사가구의 이사 이유(2009~2017년도)

이사 이유	빈도	비중	누적 비중
(1) 취업/창업	39	4.76	5.1
(2) 동일직장 내 근무지 이동	72	8.79	13.9
(3) 현재 다니는 직장/학교의 통근 편의를 위해	80	9.77	23.7
(4) 자녀 교육 때문에	35	4.27	28.0
(5) 집값이 오를 것이라 여겨져서	7	0.85	28.8
(6) 평수를 넓히거나 줄이려고	107	13.06	41.9
(7) 집값이나 전세금이 저렴해서	177	21.61	63.5
(8) 보육 혹은 부모봉양 때문에 가족/친지와 가까이 살기 위해	56	6.84	70.3
(9) 환경 및 건강 때문에	54	6.59	76.9
(10) 인근의 편의시설 때문에(마트, 공원, 복지시설 등)	16	1.95	78.9
(11) 신혼집 마련	25	3.05	81.9
(12) 내집 마련	106	12.94	94.9
(13) 어려서부터 살아왔다	9	1.1	96.0
(14) 기타	11	1.34	97.3
(15) 계약만료 / 철거, 재개발	20	2.44	99.8
(16) 독립하고 싶어서	1	0.12	99.9
(17) 별거, 이혼, 가정불화	1	0.12	100.0
모름/무응답	3	0.37	0.4