

## 외국인 유입이 주택가격과 GRDP에 미치는 영향에 대한 연구

Study of the Effects of Foreign Inflows on Housing Price and GRDP

김 교 범 (Kyo-Beom Kim)\* · 진 창 하 (Chang-Ha Jin)\*\* · 강 임 호 (Im-Ho Kang)\*\*\*

〈 Abstract 〉

This study analyzes the effect of foreigners' inflow on house price and GRDP. The fixed effect model was estimated using the metropolitan area data and the 2-stage least squares method (2SLS) was employed to alleviate the endogeneity problem of the inflow of foreigners. The findings of this paper are the following two. First, if the number of foreigners increases by 1%, housing prices and GRDP go up about 0.16% and 0.18% respectively. Second, when dissimilarity Index, which measures the level of segregation of two groups between 0 and 1, increases by 0.1, then the housing prices decreases about 0.7%, which is statistically significant at 10% level, and GRDP decreases about 2.3%. The implication of these findings is that the influx of foreigners helps to revitalize the local economy, but it is appropriate to give attention to the residential segregation between foreigners and Koreans because the segregation gives negative impact to the housing prices and GRDP.

키워드 : 외국인 유입, 거주분리, 지역내국내총생산, 아파트가격,  
패널 2단계 최소자승법, 고정효과모형

Keyword : Foreigners Inflow, Segregation, GRDP, Housing Price,  
Panel 2SLS, Fixed Effect

\* 한양대학교 응용경제학과 석사과정, kkob9308@hanyang.ac.kr, 주저자

\*\* 한양대학교 경제학부 부교수, cjin@hanyang.ac.kr, 공동저자

\*\*\* 한양대학교 경제학부 교수, imhokang@hanyang.ac.kr, 교신저자

## I. 서론

우리나라의 장기체류 외국인 수는 2013년 약 121만 명에서 2017년 약 158만 명으로 꾸준히 증가하였다. 또한 2017년은 우리나라의 노인인구 비중이 14%를 넘어 소위 고령사회가 된 때이기도 하다. 즉, 우리나라는 다문화 사회로 이행중임과 동시에 고령사회로 진입한 것이다. 정부는 과거부터 고령화 사회의 인력부족에 대비하는 방안 중 하나로 외국인 노동력의 수용을 지지해온 만큼 이 두 가지 현상은 상호 밀접한 연관이 있다고 할 수 있다.

이와 같은 외국인 노동력의 유입은 지역사회에 두 가지 상반된 효과를 미칠 수 있다. 먼저 긍정적인 측면에서 보면 외국인들은 지역 내 인구증가를 야기하며, 경제 활동을 통해 소득을 창출하고 소비활동을 하여 지역 경제에 활력을 불어넣을 수 있다. 또한 인건비가 상대적으로 저렴하기 때문에 기업의 생산비용을 낮추는 역할을 하기도 한다. 그런데 이러한 활동을 위해서는 주거가 선행될 필요가 있기에 외국인들은 주택을 직접 구매하거나 임차를 함으로써 주거서비스를 이용하게 되고 이는 주택에 대한 수요를 증대시켜 지역생산뿐만 아니라 주택가격에 긍정적인 영향을 미치게 된다.

반면, 부정적인 측면은 다음과 같다. 이들은 대체로 전문인력 보다는 단순인력 위주로 구성되어 있다. 이주해온 외국인들은 내국인에 비해 비교적 인적자본 수준과 소득수준이 낮기 때문에 그들이 유입됨으로써 지역내 평균적인 인적자본 및 소득수준이 하락을 야기할 수 있으며 해당지역의 주택가격에 부정적인 영향을 미치는 요인으로 작용하기도 한다 (Mussa et al., 2017). 또한, 외국인들은 최소한의 생활을 위한 소비만 하고 그 외의 소득은 본국으로 보냄으로써 국내 자본 유출 문제를 일으킬 수 있으며, 외국인들은 상대적으로 내국인에 비해 인건비가 저렴하여 내국인 인력들의 임금을 하락시키거나 내국인 인력의 일자리를 대체하는 등의 문제도 갖고 있다(Card, 2001; 강동관 외, 2013). 종합하자면 외국인들은 지역경제의 활성화를 주도할 수 있으나 지역내 자본배분 문제를 악화시킬 수 있다 (박신영 외, 2012).

이처럼 외국인은 지역사회에 다양한 영향을 미칠 수 있음에도 불구하고 국내에서는 자료의 한계로 인해 외국인이 지역경제에 미치는 영향에 대한 연구가 충분히 이루어지지 않아 외국인이 실제로 우리 사회에 어떠한 영향을 미칠지에 대해 밝혀진 바는 많지 않다. 또한 내국인이 외국인을 피하여 해당 지역을 이탈하거나 외국인들이 밀집거주를 선호할 경우 내

국인과 외국인 간 거주분리현상이 발생할 수도 있으며, 불법 체류자들의 정주화를 방지하기 위해 거주 지역 이동을 크게 제한하고 있는 우리나라의 외국인 통제정책 역시 거주분리 수준의 악화에 영향을 줄 수 있다(박윤환, 2010).<sup>1)</sup> 이에 따라 본 연구는 외국인 유입과 거주분리가 주택가격과 지역내총생산(이하 GRDP)에 미치는 영향을 확인하는 것을 목적으로 한다. 우리나라의 외국인 거주는 국가차원의 개입으로 다소 특수한 형태를 띠고 있기에 외국인의 유입과 거주분리수준이 국내사회에 미치는 영향을 검증하는 것은 의미 있는 분석 결과가 될 것이며, 향후 점차 중요해질 정부의 외국인정책의 방향성에 시사점을 제공할 수 있을 것으로 생각된다.

외국인의 효과를 추정하기 위해 본 연구는 수도권외의 시·군·구 자료를 이용하여 패널 자료를 구축하였고, 패널 고정효과 모형을 통해 지역별 미관측 특성에 따른 편의를 완화하고자 하였다. 또한 외국인 수가 가지는 내생성 문제에 대처하기 위해 도구변수에 기반한 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용하였다. 구체적으로 분석 대상 지역은 자료를 구득할 수 없는 7개 지역을 제외한 수도권(서울, 인천, 경기) 시·군·구(자치구) 59개이며, 시간적 범위는 GRDP 자료를 구득할 수 있는 2010~2016년 7개 년도로 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 관련된 선행연구를 살펴보고, 제 3장에서는 분석할 자료를 설명하고 분석 모형에 대해 소개한다. 제 4장에서는 실증분석 결과를 제시하고 이를 토대로 하여 지역별 외국인의 유입 효과를 확인하며, 5장에서는 결과를 요약하고 이를 바탕으로 시사점을 도출한다.

## II. 선행연구의 고찰

본 연구와 직접적으로 관련된 국내 선행연구는 많지 않으며, 외국인들이 주택가격과 지역 총생산에 미치는 영향에 대한 연구는 극히 미미한 실정이다. 주로 외국인들에 대한 연구는 주거입지 선택요인, 사회적 거리감 등의 기초연구에 치중되어 있다. 이는 외국인의 지역 경제적인 영향에 대한 분석을 위한 국내자료가 충분히 구축되지 않았음이 주요한 이유일

1) 외국인 근로자는 근로계약을 맺은 사업장에서만 근로하여야 하며, 사업장의 이동은 제한적으로만 허용되고 사업장을 이동할 경우 업종 간의 이동이 금지되어 있다.

것으로 생각된다. 이에 따라 본 절에서는 우선 일부 국내 기초연구를 제시하고 거주분리, 총생산, 주택가격에 대한 문헌을 살펴보고자 한다.

## 1. 국내 선행연구

외국인에 대한 기초 연구로, 정지은 외(2011)는 수도권에 거주하는 외국인들의 주거입지 패턴에 대해 분석하였는데 동남아·인도·파키스탄·중국 출신 외국인은 제조업 종사자 비율이 높으며, 월세 또는 사글세 비율이 높은 지역에 밀집하고 있음을 보였다. 반면, 북미·유럽 출신의 외국인은 상대적으로 전문 인력이 많아 제조업 종사자가 많은 지역에는 거주하지 않고 주로 자녀 교육환경을 중시한다고 보고하였다. 민지선·김두섭(2013)은 한국인이 외국인에 대해 갖는 사회적 거리감을 다중회귀 분석을 통해 분석하였다. 분석 결과, 외국인의 비중이 높아질수록 사회적 거리감이 증대되고 배타적인 태도가 커짐을 실증적으로 규명하였다.

주거입지 외에도 외국인의 거주분리 수준에 대해 연구한 문헌들도 있다. 거주분리란 두 집단이 단절되어 독자적인 생활공간을 형성하는 것을 말하는데, 일반적으로 거주분리를 측정하는 대표적인 방법으로 Duncan(1955)이 제시한 상이지수를 이용하고 있다. 박윤환(2010)은 국내 거주분리 정도를 알아보기 위하여 2010년 수도권 시·군·구별 상이지수를 측정하였다. 측정 결과, 한국 내 외국인과 한국인 간의 거주분리 수준은 심각하지는 않으나 거주분리 결정 요인, 거주분리가 경제적 성과에 미치는 영향에 대한 연구가 수행될 필요가 있으며, 국내 거주분리가 미치는 영향에 대해 파악하고 국내의 거주분리 수준에 대해 예의 주시할 필요가 있음을 주장하였다.

다음은 외국인이 지역 생산에 미치는 영향에 대한 문헌을 살펴보고자 한다. 국내연구는 실증분석보다는 주로 모형을 통한 시뮬레이션 또는 이론 연구가 주로 행해지고 있다. 강동관 외(2013)은 CGE모형을 이용하여 전문직 외국 인력과 단순직 외국 인력에 해당하는 인력이 각각 5%, 10%, 20% 증가했을 때 국내 경제에 어떠한 영향을 미치는지 분석을 시도하였다. 시뮬레이션 결과에 따르면, 전문직 외국 인력의 고용과 단순직 외국 인력의 고용을 같은 비율로 증가할 때 단순직 외국 인력의 유입 효과가 더 크게 나타나는 것으로 분석되었다. 그러나 단순직 외국 인력의 증대는 국내 노동자의 고용을 감소시키고, 전체 고용의 수자는 이전보다 감소하는 경향을 보이는 것으로 나타났다.

유광철·오동훈(2014)은 콥 더글러스 생산함수에 기반하여 실증분석 모형을 설계하고 다중회귀분석을 실시하여 외국인이 지역 경제에 미치는 영향에 대해 실증분석하고자 하였다. 분석 결과, 도시 규모에서 비전문 인력과 전문 인력의 효과가 각각 10%, 5%수준에서 유의하게 1인당 GRDP에 긍정적인 영향을 미침을 규명하였다. 그러나 해당 연구는 자료의 부족으로 인해 횡단면 분석에 그쳤다는 단점을 안고 있는데, 개별 지역마다 경제 구조가 상이할 수 있음에도 지역의 구분이 대도시, 중소도시, 농촌 등의 구분에 그쳤다는 점이 해당 선행연구의 한계점으로 남는다.

서정현(2013)은 거주분리와 외국인의 밀집도가 주택가격에 미치는 영향에 대해 2000~2012년 13개 년도의 외국인밀집거주지역<sup>2)</sup>을 대상으로 분석을 시도하였다. 분석 결과, 이주민 비중이 증가할수록 주택가격을 상승시키나 외국인과 내국인 간의 거주분리 현상이 강해질수록 외국인으로 인한 집값 상승 정도가 더더짐을 실증적으로 분석하였다.

## 2. 해외 선행연구

외국인에 대한 연구가 주로 기초연구에 치중해 있는 국내연구와 달리 해외연구는 외국인이 지역경제에 미치는 영향을 측정하는 연구가 여럿 존재한다. 거주분리의 경제적 성과에 대해 분석하고자 한 해외 연구로 Roca et al.(2018)은 라틴계-백인 간의 거주분리 정도가 라틴계 젊은 청년들의 대학 진학률, 전문직 종사 비율, 소득, 고용률 등의 사회경제적 성과에 미치는 영향에 대해 도구변수를 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 거주분리는 라틴계 청년들의 성과를 감소시키며, 백인의 경우 라틴계와의 거주분리 정도가 높아질수록 대학 진학률, 전문직 종사율에 유의미한 양의 영향 관계가 있음을 실증적으로 분석하였다. 이러한 분석 결과는 거주분리 현상이 어느 집단에서든지 동질적인 효과를 갖는 것이 아니라 집단의 사회 경제적 특성에 따라 이질적인 효과를 가질 수 있음을 시사한다.

외국인이 주택가격에 미치는 영향에 대한 연구 역시 활발하게 이루어지고 있다. 외국인 유입 효과에 대한 부호는 이주민의 특성 및 국가별로 상이하게 나타나고 있다. Saiz(2007)는 도구변수(IV)를 이용하여 미국에서의 외국인이 임대료와 주택가격에 미치는 영향을 분

2) 외국인 밀집거주지역이란 외국인의 수가 1만 명 이상 또는 해당 지역내 총인구의 5% 이상을 차지하는 지역을 뜻한다.

석하였다. 분석 결과 전체 인구 약 1% 수준의 외국인이 증가하면 주택가격과 임대료 각각 약 1% 증가한다는 분석 결과를 제시하였다.

Mussa et al.(2017)는 도구변수와 공간 더빈 모형을 이용하여 미국에서의 외국인 유입이 주택가격과 임대료에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 분석 결과 MSA 인구의 1% 수준의 외국인 수의 증가는 MSA 내의 임대료와 주택가격에 직접적으로 각각 약 1.6%, 0.8%의 상승을 야기하였음을 실증분석 하였다.

이러한 긍정적인 영향 외에도 외국인이 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 밝힌 연구도 존재한다. Desilva et al.(2012)는 MSA에 비해 대체로 동질적인 특성을 갖는 소규모 도시들에 한정하여 다중회귀모형, 고정효과 모형, 공간 오차 모형 등을 이용하여 히스패닉과 흑인이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 분석한 결과 흑인의 유입은 주택가격에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 히스패닉의 경우 주택가격에 음의 영향을 미치나 통계적으로 유의미한 결과를 보이지는 않았음을 밝혔다.

Accetturo et al.(2014)는 이탈리아에서의 외국인의 유입이 주택가격에 미치는 영향을 분석하기 위해 도구변수를 이용하였다. 분석결과 전체 인구 대비 약 10%에 해당하는 이주민 인구의 증가가 평균 주택가격을 약 5%가량 상승시키지만 이러한 수치는 타 도시의 평균적인 주택가격 상승분보다 약 2%가량 낮다는 분석 결과를 제시하였다.

본 연구가 기존 연구들에 비해 갖는 차별성은 다음과 같다. 우선, 외국인은 지역 경제에 상반된 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하여 외국인의 유입과 거주분리가 주택가격과 GRDP에 미치는 영향을 모두 확인함으로써 외국인 유입으로 인한 상반된 효과가 나타나는지 확인하고자 하였다. 이를 위하여 GRDP를 설명하는 변수로 국민소득 계정 이론에 따라 시·군·구별 수입액, 수출액, 예산, 종사자 수 자료를 구득하여 분석을 시도하였다.

### III. 분석자료 및 모형

이 절에서는 분석에 사용된 자료를 설명하고, 외국인의 유입이 주택가격과 GRDP에 미치는 효과를 분석하기 위한 두 가지 모형을 제시한다.

## 1. 분석자료

이용한 자료는 <표 1>에서 제시된 바와 같이 외국인 인구, 지역 소득, 사업체 수, 아파트 준공실적 등의 특성 변수들이다. 이를 통해 수도권 시·군·구별 2010년~2016년 7개년도 균형 패널 데이터를 구축하였다. 주택가격 변수는 한국 감정원이 발표하는 월별 아파트 매매가격지수를 바탕으로 하여 KOSIS가 연별로 환산한 2010~2016년 아파트 매매가격지수를 사용하였고, 기준시점(100)은 2017년이다. 아파트 매매가격지수를 사용한 이유는 국내 통계자료의 한계로 인해 기타 주택유형의 매매가격 등의 변수를 시·군·구 단위에서 연별 데이터로 구축할 수 없기 때문이다. 지역내국내총생산(GRDP) 자료는 1인당 GRDP 자료가 아닌 자치구의 GRDP 자료를 이용하였는데, 이는 인천시에서 따로 1인당 GRDP를 추계하지 않아 부득이하게 자치구별 GRDP 자료를 이용하였으며<sup>3)</sup> 자료의 기간은 2010년~2016년 7개 년도이다.

시·군·구별 외국인 수의 경우 등록 외국인이 아닌 체류 외국인 또는 불법체류자 자료는 존재하지 않아 지방자치단체 DB에서 구축할 수 있는 주민등록인구에 집계된 등록 외국인(Foreign) 자료를 이용하였다.<sup>4)</sup> 또한, 외국인들의 거주 선택에 있어 주요한 영향을 미칠 것으로 예상되어 사업체 수(company)를 지방자치단체 DB를 통해 구축하였다. 시·군·구별 아파트 준공실적(housing\_supply)에 대해서는 주택공급통계시스템(이하 HIS) 자료를 이용하여 수도권 시·군·구별 준공 물량 변수를 확보하였다. 그러나 시·군·구 수준의 지역 단위에서는 한 해 동안 아파트 준공이 이루어지지 않을 수도 있는데 해당 관측치가 0의 값을 갖게 되면 자연 로그를 취했을 때 값이 정의되지 않기 때문에 아파트 공급이 이루어지지 않은 지역은 준공 물량에 자연 로그를 취한 값을 모두 0으로 정의되도록 하였다. 전문직종 외국인 증가율( $\Delta$ Labor\_Skilled(%)), 단순직종 외국인 증가율( $\Delta$ Labor\_Unskilled(%)) 변수는 법무부 출입국외국인정책본부 통계연보에서 선행연구를 참고하여 비자유형에 따라 전문직종과 단순직종 외국인으로 구분<sup>5)</sup>한 뒤 이에 대해 각각 증감률로 변환하였다.

3) GRDP에 주민등록인구수를 나누어 1인당 GRDP를 계산하여 분석에 이용하는 방법이 있을 수 있으나 1인당 GRDP를 확인할 수 없는 인천을 제외한 경기, 서울의 추계된 1인당 GRDP와 GRDP를 주민등록인구수를 나누어 계산한 1인당 GRDP의 값이 상이하여 분석에 이용하지 못하였다.

4) 대한민국에 91일 이상 체류하고자 할 때 체류지 관할 출입국관리사무소에서 외국인 등록을 하여야 한다.

〈표 1〉 변수 구성

변수명	출처	비고
GRDP (백만 원)	지방자치단체 통계DB	시·군·구자료, 종속변수, 독립변수
hindex (2017년 : 100) (아파트매매가격지수)	KOSIS (원출처: 한국감정원 월별 아파트 매매가격지수)	시·군·구자료, 종속변수, 독립변수
Foreign (등록 외국인 수)	지방자치단체통계DB	시·군·구자료, 독립변수
dissimilarity Index (상이지수)	지방자치단체통계DB	읍·면·동별 자료를 토대로 한 시·군·구 자료, 독립변수
company (사업체 수)	지방자치단체통계DB	시·군·구자료, 독립변수
worker (종사자 수)	지방자치단체통계DB	시·군·구자료, 독립변수
$\Delta$ Labor_Unskilled(%) (단순직 외국인 증감율)	법무부·출입국외국인정책본부	시·군·구자료, 독립변수
$\Delta$ Labor_Skilled(%) (전문직 외국인 증감율)	법무부·출입국외국인정책본부	시·군·구자료, 독립변수
housing_supply (아파트준공실적)	주택공급통계정보시스템 (HIS)	시·군·구자료, 독립변수
Facility (문화기반시설)	지방자치단체통계DB	시·군·구자료, 독립변수
Budget (백만 원) (예산액)	지방재정통합공개시스템	시·군·구자료, 독립변수
EX (1000\$) (수출액)	관세청 수출입무역통계	시·군·구자료, 독립변수
IM (1000\$) (수입액)	관세청 수출입무역통계	시·군·구자료, 독립변수

또한, 지역 특성을 고려하기 위해 도서관, 박물관 등의 요소를 포함하는 문화기반시설 (facility) 변수를 추가하였다. 지역생산을 설명하는 요소로는 국민소득 계정이론을 참고하여 그에 대한 대리변수를 구득하고자 하였으며 지역의 순수출 측면은 지방재정통합공개시

5) 유광철·오동훈(2014)가 이규홍(2005), 법무부·출입국외국인정책본부(2013) 자료를 바탕으로 재구성한 것으로, 외국인 비자를 다음과 같이 분류한다.

전문인력 : 공무, 외교, 협정에 따른 A비자 소지자(A-1, A-2, A-3), 단기취업(C-4), 교수(E-1), 회화지도(E-2), 연구(E-3), 기술지도(E-4), 전문 직업(E-5), 예술행(E-6), 특정 활동(E-7) 단순기능인력 : 구직(D-10), 연수취업(E-8), 비전문취업(E-9), 선원취업(E-10), 방문취업(H-2)



시스템을 통해 예산, 관세청 수출입무역통계를 통해 시·군·구별 수출(EX)과 수입(IM) 자료를 구득하였다. 그러나 소비의 경우 소비의 대리변수로서 적절한 변수를 구득할 수 없어 부득이하게 KOSIS를 통해 시·군·구별 종사자 수(worker)가 소비활동에 영향을 줄 것으로 판단되어 소비의 대리변수로 구득하였다.

다음과 같은 변수 외에도 본 연구는 외국인들의 거주 행태를 반영할 수 있는 상이지수를 설명변수로 추가하였다. 앞서 소개한 바와 같이 Duncan(1955)에 의해 제시된 상이지수는 거주분리 수준을 측정하는 도구로써, 본 연구에서 상이지수를 측정하는 방법은 다음과 같다.

$$\text{상이지수} = \frac{1}{2} * \sum \left| \frac{(\text{읍,면,동})\text{총 내국인 수}}{(\text{시,군,구})\text{총 내국인 수}} - \frac{(\text{읍,면,동})\text{총 외국인 수}}{(\text{시,군,구})\text{총 외국인 수}} \right| \quad (1)$$

이와 같은 방식으로 측정한 상이지수는 이때 0과 1 사이의 값을 가지게 되는데 0인 경우 외국인과 내국인이 거주분리가 전혀 이루어지지 않은 것이며, 1인 경우 이 두 집단의 거주분리가 완전히 실현된 것으로 본다. 상이지수를 해석하면 두 집단의 인구가 모든 지역에 균등한 분포를 이루기 위해서 한 집단이 다른 집단이 거주하는 지역으로 이동해야 하는 비율을 의미하게 된다. 예를 들어 만약 외국인-내국인의 상이지수가 0.3인 경우 외국인이 내국인이 거주하는 지역으로 이동해야하는 인구의 비중이 30% 이거나, 내국인이 외국인이 거주하는 지역으로 이동해야하는 인구의 비중이 30%인 것으로 해석할 수 있다(박윤환, 2010).

〈표 2〉는 분석에 사용될 변수들에 대한 기초통계이다. 시·군·구 GRDP 자료의 경우 단위는 백만 원으로, 평균값은 약 11.7조이며 최솟값은 약 1조 2500억, 최댓값은 약 60조에 달한다. 아파트매매가격지수는 평균이 92.9에 최솟값이 약 76.9, 최댓값이 107.7로, 기준시점 대비 평균적으로 아파트 시세가 낮은 상태임을 보여준다. 외국인 수(Foreign)는 평균 약 10,428명이며, 최솟값은 274명, 최댓값은 55,719명이다. 단순 직종 외국인 증감율( $\Delta$ Labor\_Unskilled(%))은 평균 약 -4.2%, 최솟값이 약 -35.2%, 최댓값이 29.3%이며, 전문직종 외국인 증감율( $\Delta$ Labor\_Skilled(%))은 평균 약 1.9%, 최솟값이 약 -38.5%, 최댓값이 약 56.9%이다. 두 변수 모두 평균에 비해 높은 표준편차를 갖는 모습을 보이는데 이러한 변동은 체류기간이 정해져 있어 이로 인한 변동이 반영되었을 것으로

생각된다. 사업체 수는 평균적으로 약 28683개이며, 종사자 수는 평균적으로 약 16만 명이다. 지역별 예산은 평균적으로 약 7조 1500억 수준이며, 수출액과 수입액은 평균적으로 각각 약 3조 800억, 4조 4200억 수준이었다.

〈표 2〉 기초 통계량

구분	평균	표준편차	최솟값	최댓값
GRDP (백만 원)	11,721,940	10,807,060	1,251,399	59,981,520
hindex (아파트매매가격지수)	92.9	5.1	76.9	107.7
foreign (외국인 수)	10,600	9,512	235	55,719
Dissimilarity Index (상이지수)	0.351	0.113	0.106	0.666
company (사업체 수)	28,683	15,286	3,409	73,590
ΔLabor_Unskilled(%) (단순직 외국인 증감율)	-0.042	0.122	-0.352	0.293
ΔLabor_Skilled(%) (전문직 외국인 증감율)	0.019	0.124	-0.385	0.569
housing_supply (아파트준공실적)	2,132	2,958	1	22,395
Facility (문화기반시설 수)	14	10	2	68
Budget (백만 원) (예산액)	715,014	537,202	144,943	3,006,338
worker (종사자 수)	164,384	117,811	23,524	711,278
EX (1000\$) (수출액)	3,080,561	4,044,687	24,838	17,652,440
IM (1000\$) (수입액)	4,419,968	6,658,689	66,709	38,870,560

주1: GRDP의 구성요소 중 순수출의 경우 음의 값을 갖는 지역도 있어 자연 로그를 취했을 때 값이 정의되지 않으므로 수입액과 수출액을 모두 이용하였음

주2: 자릿수는 변화율인 변수와 0과 1사이의 값을 갖는 상이지수는 셋째 자리까지 표기하였고 이외의 변수들은 소수점 첫째 자리까지 표기하였음

아파트 준공실적 변수( $h\_supply$ )는 평균적으로 약 2,132호가 공급되었고 최솟값은 1이며, 최댓값은 약 22,395호이다. 다음으로 거주분리정도를 나타내는 상이지수(DI)는 평균 약 0.351, 최솟값은 약 0.106 최댓값은 약 0.666으로, 상이지수가 0.6 이상인 경우 대체로 거주분리 수준이 높다고 평가한다는 점을 고려하면(최은영, 2003) 일부 지역은 거주분리가 높은 수준임을 알 수 있다.

## 2. 분석 모형

이 소절에서는 외국인 수가 주택가격과 GRDP에 미치는 영향을 분석하기 위한 패널모형을 차례로 설명한다. 전자와 후자 모두 설명변수인 외국인 수의 내생성을 고려하기 위한 환원모형(reduced-form equation)을 포함하고 있다.

### 1) 주택가격

본 연구는 외국인 수가 주택가격에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음과 같은 패널모형을 구축하였다.

$$Y_{i,t}^{hindex} = f(Y_{i,t}^{GRDP}, F_{i,t}, DI_{i,t-1}, X_{i,t}, U_i, T_t) \quad (2)$$

$i$ 는 개별 분석단위인 시·군·구를 뜻하며,  $t$ 는 시간적 범위로 2010년~2016년에 해당한다.  $Y_{i,t}^{hindex}$ 는 아파트매매가격지수,  $Y_{i,t}^{GRDP}$ 은 지역내국내총생산,  $F_{i,t}$ 는 외국인 수,  $DI_{i,t-1}$ 는 상이지수,  $X_{i,t}$ 는 통제변수,  $U_i$ 는 개체별 미관측 특성,  $T_t$ 는 시간에 따라 변하는 미관측 특성을 나타내는 변수이다. 변수  $U_i$ 는 고정효과모형에서는 개체별 더미로, 확률효과모형에서는 확률변수가 된다. 변수  $T_t$ 는 연도별 더미로 표현할 수 있다. 통제변수  $X_{i,t}$ 는 구체적으로 사업체 수, 단순직 외국인 증감률, 전문직 외국인 증감률, 아파트 준공 실적, 문화기반시설 수를 말한다. 이중 비숙련 외국인 증가율 및 숙련 외국인 증가율 변수는 각 지역별로 존재하는 외국인들의 체류자격에 따른 직업유형 및 체류기간 등으로 인해 변동이 상이할 수 있으므로 이를 통제하기 위해 사용되었으며, 아파트 준공실적은 아파트 공급 부문을 통제하기 위하여 사용되었다.

외국인의 유입에 대한 효과를 정확하게 추정하기 위해서는 외국인의 유입에 대해 외생성을 확보하여야 정확한 인과효과에 대한 추정이 가능해진다. 그러나 외국인이 주택가격에 미치는 영향을 추정함에 있어 내생성을 고려하지 않고 단순히 OLS를 통해 분석할 경우 선행연구에서는 역의 인과관계(Reverse causality)<sup>6)</sup>와 누락변수(Omitted variable)로 인한 편의<sup>7)</sup>가 발생할 수 있다고 주장한다. 이에 따라 본 연구에서는 외국인 유입이 가질 수 있는 역의 인과관계와 누락변수 편의로 인한 내생성을 완화하고자 다음과 같이 외국인 수  $F_{i,t}$ 에 대해 환원회귀식(reduced-form equation)을 구축하여 식 (3)을 2단계 최소자승법(2SLS)으로 추정하고자 한다.<sup>8)</sup>

$$Y_{i,t}^{hindex} = f(Y_{i,t}^{GRDP}, F_{i,t}, DI_{i,t-1}, X_{i,t}, U_i, T_t) \quad (3)$$

$$F_{i,t} = f(DI_{i,t-1}, X_{i,t}, Z(F_{i,t-1}), U_i, T_t) \quad (4)$$

여기서 식 (4)의 설명변수는 새로운 도구변수와 식 (3)에 포함된 외생변수들로 이루어져 있다. 외국인 수의 도구변수로는 전기 외국인 수  $F_{i,t-1}$ 를 이용하였는데 전기 외국인 수를 도구변수로 사용한 이유는 외국인 수에 시차를 두게 되면 현재 시점의 주택가격이 전기 시점의 외국인 유입에 영향을 미친다고 보기 어렵기 때문이다.

위의 도구변수들을 통해 2단계 방정식인 아파트매매가격지수 방정식의 외국인 수를 추

6) 역의 인과관계란 설명변수가 종속변수에 영향을 주는 것 외에도 종속변수가 설명변수에 영향을 주는 경우를 말하는데, 외국인의 주택수요로 인해 주택가격이 증가하나 반대로 해당 지역의 주택가격이 낮으면 소득과 자산이 상대적으로 적은 외국인들이 거주하기 유리하기 때문에 외국인이 유입되는 문제가 있을 수 있다는 것이다. 외국인과 주택가격 간의 역의 인과관계가 존재하여 실제로 서로 영향을 주고받는 관계에 있을 수 있음에도 일방향적 추정만을 할 경우 외국인의 유입 효과에 대해 일치된 추정량을 얻을 수 없다(Saiz & Wachter, 2011).

7) 누락변수 편의란 분석에 있어 주요한 변수를 빠트렸을 때 생길 수 있는 추정상의 편의를 의미하며, 이 또한 불일치추정량을 야기할 수 있다.

8)  $Y_{i,t}^{GRDP}$ 는  $Y_{i,t}^{hindex}$ 에 정(正)의 영향을 미칠 것으로 예상되나, 계수추정에서는 후자가 상승하고 그 소득효과로 인해 전자가 상승할 수 있다는 점에서 역의 인과관계를 의심해볼 수 있어 Hausman 내생성 검정을 실시하였다. 검정 결과  $\ln(Y^{GRDP})$ 의 F검정 값이 0.62로 10% 유의수준에서 내생성이 존재하지 않아 주택가격 회귀식에서 GRDP에 대해 도구변수를 사용하지 않았다.

정치로 대체하였다.

$$\ln(Y_{i,t}^{hindex}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(\widehat{F}_{i,t}) + \gamma_2 DI_{i,t-1} + \sum_{n=1}^k \gamma_{k+2} X_{i,t} + U_i + T_t + e_{3i,t} \quad (5)$$

$$\ln(F_{i,t}) = \beta_0 + \sum_{n=1}^k \delta_k Z_{i,k,t} + \beta_1 \ln(F_{i,t-1}) + \beta_2 DI_{i,t-1} + \sum_{n=1}^k \beta_{k+2} X_{i,t} + U_i + T_t + e_{2i,t} \quad (6)$$

여기서 상이지수, 단순직 및 전문직 외국인 증감률, 개체별 및 시간별 미관측 특성변수를 제외하고서는 모든 변수에 자연로그를 취하여 분석하였다. 상이지수는 거주분리 정도가 현 시점에서 바로 체감된다고 가정하기보다는 1기 이전의 거주분리 정도가 주택가격에 반영된다고 판단하여 1기의 시차를 두었다.

모형추정에서 우선적으로 모형설계가 적절하게 이루어졌는지를 검정할 필요가 있다. 먼저 지역별 특성을 더미로 포착한 고정효과모형과 그 특성을 확률변수로 포착한 확률효과모형 중 어느 모형이 적합한지를 판별하기 위해 하우스만(Hausman) 검정을 실시하였고 <표 3>에 검정 결과를 보고하였다. 검정 결과  $\chi^2$  값이 109.17로 1% 유의수준에서 고정효과 모형이 적합한 것으로 나타났다. 더하여 외국인 수  $F$ 의 내생성을 확인하고자 하우스만(Hausman) 내생성 검정을 실시하였다<sup>9)</sup>. 그 결과 외국인 수  $F$ 는 1%의 유의수준에서 기각하여 내생성이 존재하는 것으로 나타났다.

<표 3> 모형 적합도 검정

모형	내생성에 관한 Hausman 검정		Hausman 검정
아파트매매가격지수 모형	$\ln(F)$	11.36 (0.001)	109.67 (0.0000)
GRDP 모형	$\ln(F)$	11.31 (0.00)	226.73 (0.00)

주1: ( )는 p-value를 나타냄

주2: hausman 내생성 검정은 내생변수에 대해 도구변수와 설명변수를 모두 넣고 회귀한 뒤 얻는 잔차를 본 모형에 포함시켜 해당 잔차에 대한 F검정을 실시하는 것으로, p-value 위는 계수 값을 나타냄

주3: hausman 검정의 ( ) 위의 값은  $\chi^2$  통계량을 나타냄

9) 환원방정식을 회귀하여 (본 연구에서는 식 (4)이다.) 잔차를 추정하고, 잔차의 추정치를 식 (3)에 포함시켜 잔차가 통계적으로 유의미한지를 검정하는 방법론으로, 잔차가 유의미할 경우 해당 변수는 내생성이 존재하는 것으로 본다.

## 2) GRDP

외국인의 유입이 GRDP에 미치는 영향을 파악하기 위해 다음과 같은 모형을 구축하였다.

$$Y_{i,t}^{GRDP} = f(DI_{i,t-1}, F_{i,t}, X_{i,t}, U_i, T_t) \quad (7)$$

그러나 이와 같은 모형에서 GRDP는 주택가격과 마찬가지로 외국인 유입에 영향을 미칠 수 있음을 고려해볼 필요가 있다. 예로서 GRDP가 낮은 지역은 국내 인구가 선호하지 않는 일자리가 많을 수 있고, 이러한 일자리를 얻기 위해 외국인이 들어오게 되는 경우를 들 수 있다. 이러한 문제가 생길 경우 정확한 인과효과를 추정할 수 없기 때문에 아래와 같이 식 (8)과 같은 환원방정식(reduced-form equation)을 구축하였다.

$$F = f(DI_{i,t-1}, X_{i,t}, Z(F_{i,t-1}), U_i, T_t) \quad (8)$$

구체적인 회귀식은 식(9)와 식(10)과 같다.

$$\ln(Y_{i,t}^{GRDP}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\widehat{F}_{i,t}) + \beta_2 DI_{i,t-1} + \sum_{n=1}^k \beta_{k+2} X_{i,t} + U_i + T_t + \epsilon_{2i,t} \quad (9)$$

$$\ln(F_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(F_{i,t-1}) + \alpha_2 DI_{i,t-1} + \sum_{n=1}^k \alpha_{k+2} X_{i,t} + U_i + T_t + \epsilon_{1i,t} \quad (10)$$

분석에 앞서 모형 설계가 적절하게 이루어졌는지에 대해 하우스만(Hausman) 검정을 실시한 결과  $\chi^2$ 값이 226.73으로 1% 유의수준에서 고정효과 모형이 적합한 것으로 나타났다. 또한 식 (10)의 외국인 수  $\ln(F_{i,t})$ 의 내생성을 확인하고자 하우스만(Hausman) 내생성 검정을 실시하였다. 그 결과 1%의 유의수준에서 내생성이 없다는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 이에 따라 본 연구는 식 (7)과 같이 외국인 수를 추정치로 대체하여 분석을 시도하였다.

## IV. 분석결과

이 절에서는 전절에서 제시한 분석모형을 고정효과 모형과 2단계 최소자승법(2SLS)으로 추정한 결과를 보고하고, 이를 외국인유입의 효과라는 측면에서 해석하고자 한다.

### 1. 추정결과

〈표 4〉는 주택가격모형인 식(5)의 추정결과를 보고하고 있다. 최종모형은 〈표 4〉의 다섯째 열의 모형(4)로<sup>10)</sup>, 시간효과를 통제하고 설명변수인 ‘외국인 수’의 내생성을 완화하기 위하여 2단계 최소자승법(FE2SLS)으로 추정한 것이다.

분석결과 모형(4)에서 외국인이 약 1% 증가할 경우 주택가격에 약 0.157% 만큼 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시간효과를 통제하지 않은 모형(3)을 보면 외국인이 약 1% 증가할 경우 주택가격에 약 0.26%만큼 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 시간효과를 고려하지 않으면 외국인 유입효과가 과대추정 될 수 있음을 알 수 있다. 또한, 모형(4)의 결과가 시간효과를 고려한 고정효과 모형인 모형(2)에 비해 계수 값이 0.03% 가량 높게 나타나 모형(2)에서 외국인 유입효과가 미세하게 과소추정 되었을 가능성을 보여주고 있다.

상이지수는 0과 1사이에 값을 가지며, 상이지수 0.1은 한 집단의 인구가 두 집단의 균형을 위하여 다른 집단으로 이동해야 하는 인구의 비중이 10%p임을 의미한다. 그래서 상이지수의 계수추정치들, 한국인과 외국인 간의 거주 균형을 위하여 외국인 인구가 한국인 거주지역으로 이동하거나 한국인 인구가 외국인 거주지역으로 이동해야 하는 비율이 10%p 증가할 경우 주택 가격에 미치는 영향으로 해석하는 것이 적절하다. 분석 결과, 상이지수가 0.1만큼 증가할 경우 주택 가격에는 0.65%만큼 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 양측 가설에서 10% 수준에서 유의미한 결과를 보이지는 않았다. 그러나 상이지수와 주택가격과의 관계를 단측검정으로 상이지수가 주택가격에 음의 영향을 미친다는 주장을 대

10) 최종모형 선정에 대한 근거는 시간효과에 대한 결합유의성 검정과 Hausman 내생성 검정이다. 결합유의성 검정 결과  $\chi^2$ 통계량이 322.51로 1% 수준에서 시간효과를 통제할 필요가 없다는 귀무가설을 기각하였고, Hausman 내생성검정 결과 외국인 수가 내생성이 존재하는 것으로 나타났기 때문이다

〈표 4〉 주택가격 추정 결과

	FE		FE2SLS	
	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)
	$\ln(Y^{hindex})$	$\ln(Y^{hindex})$	$\ln(Y^{hindex})$	$\ln(Y^{hindex})$
변수명	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)
$\ln(F)$	0.266*** (0.028)	0.127*** (0.021)	0.258*** (0.030)	0.157*** (0.023)
$\ln(Y^{GRDP})$	0.054 (0.038)	-0.004 (0.028)	0.058 (0.039)	-0.017 (0.029)
$DI_{t-1}$	-0.140** (0.028)	-0.041 (0.047)	-0.134** (0.063)	-0.065 (0.048)
$\ln(\text{company})$	-0.119* (0.060)	0.009 (0.049)	-0.113* (0.060)	0.0092 (0.049)
$\ln(\text{housing\_Supply})$	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
$\Delta\text{Labor\_Unskilled}(\%)$	-0.074*** (0.021)	-0.018 (0.027)	-0.072*** (0.022)	-0.024 (0.027)
$\Delta\text{Labor\_Skilled}(\%)$	-0.025 (0.019)	-0.025* (0.014)	-0.025 (0.019)	-0.027* (0.014)
$\ln(\text{facility})$	-0.012 (0.018)	-0.020 (0.014)	-0.012 (0.018)	-0.019 (0.014)
T=2010		base		base
T=2011		0.002 (0.006)		0.002 (0.006)
T=2012		-0.045*** (0.008)		-0.043*** (0.008)
T=2013		-0.056*** (0.007)		-0.054*** (0.010)
T=2014		-0.040*** (0.010)		-0.039*** (0.010)
T=2015		0.013 (0.010)		0.013 (0.010)
T=2016		0.030*** (0.010)		0.031*** (0.012)
Constant	2.506*** (0.4074)	3.432*** (0.4272)	2.511*** (0.4076)	3.385*** (0.4286)
R-Square	0.292	0.651	0.292	0.649
N	413			
Fixed	Region	Region+Year	Region	Region+Year

주1 : \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

주2 :  $\Delta\text{Labor\_Unskilled}(\%)$ : 단순직종 외국인 증감율,  $\Delta\text{Labor\_Skilled}(\%)$ : 전문직종 외국인 증감율,  $\ln(\text{facility})$ : 문화시설 수,  $\ln(\text{company})$ : 사업체 수

주3 : 외국인 수를 도구변수를 통해 추정된 1st stage 결과는 부록의 〈표 10〉을 참조



립가설로 설정하고, 그 반대를 귀무가설로 설정하면 현재 10% 수준에서 유의하다고 판단할 수 있다.<sup>11)</sup> 이에 따라 후술할 5년 간 외국인 및 상이지수의 변화가 주택 가격에 미치는 영향에 대한 결과 해석 부분에서 본 결과를 서술하였다. 반면, 시간효과가 고려되지 않은 모형(1)과 모형(3)에서는 모두 5%수준에서 유의미한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

단순직종 외국인 증가율은 모형(8)에서 통계적으로 유의미한 영향이 나타나지 않은 반면, 전문직종 외국인 증가율은 1%p 상승했을 때 10% 유의수준에서 주택가격에 약 0.03%만큼 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 사업체 수는 유의미하지 않게 나타났고, 시간효과를 고려하지 않은 경우에 한해서 10% 유의수준에서 1%가 상승했을 때 0.11%만큼 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 문화기반시설 수와 아파트신규공급 수, GRDP는 모든 유형의 모형에 대하여 주택가격에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

〈표 5〉는 식(9)의 GRDP모형을 추정한 결과를 보고하고 있다. 최종모형은 모형(8)로, 시간효과를 고려하였고 외국인 수의 내생성 완화를 위해 2단계 최소자승법(FE2SLS)을 사용한 것이다.<sup>12)</sup>

분석결과, 외국인이 약 1% 증가할 경우 GRDP에 약 0.18%만큼 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시간효과를 고려하지 않은 모형(7)에서는 그 효과가 약 0.15%로, 약 0.02%만큼 차이가 있다. 그러나 시간효과를 고려하되 역의 인과관계를 통제하지 않은 모형(2)와 약 0.018%의 차이를 보여 역의 인과관계를 고려하지 않았을 때의 분석결과는 미세하게 과소 추정되고 있음을 알 수 있다.

상이지수는 0.1만큼 상승할수록 GRDP에 약 2.27%만큼 부정적인 영향을 미치며, 모형(7)에서는 약 2.51%만큼 부정적인 영향을 가져 시간효과를 고려했을 때 부정적인 영향이 더 작아지는 것으로 나타났다. 사업체 수는 모든 모형에 대하여 1% 수준에서 유의미하였으

11) 상술한 〈표 4〉의 주택가격 추정 결과에서 언급한 것처럼 상이지수는 주택가격에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나 해당 결과는 양측 검정 결과이다. ( $H_1 : DI \neq 0$ ). 그러나 만약 상이지수가 주택가격에 음의 영향을 준다는 단측 검정 하에서는 ( $H_1 : DI < 0$ ) 해당 결과는 10% 수준에서 유의미하게 된다. 그럼에도 본 결과는 제한적인 의미를 가지므로 해석에 주의가 필요하다.

12) 시간효과에 대하여 결합검정을 실시한 결과  $\chi^2$ 통계량이 11.87으로, 10% 수준에서 유의미하였으나 본 연구에서는 시간에 따라 변하는 미관측 특성을 통제하여 추정의 일치성을 확보할 수 있도록 시간효과를 통제하였다.

〈표 5〉 GRDP 추정 결과

	FE		FE2SLS	
	모형(5) ln( $Y^{GRDP}$ )	모형(6) ln( $Y^{GRDP}$ )	모형(7) ln( $Y^{GRDP}$ )	모형(8) ln( $Y^{GRDP}$ )
변수명	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)
ln( $F$ )	0.146*** (0.036)	0.159*** (0.037)	0.153** (0.039)	0.177*** (0.041)
$DI_{t-1}$	-0.245*** (0.080)	-0.213*** (0.081)	-0.251*** (0.081)	-0.227*** (0.082)
ln(company)	0.454*** (0.086)	0.371*** (0.098)	0.456*** (0.086)	0.371*** (0.098)
ln(housing _Supply)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
$\Delta$ Labor_ Unskilled(%)	-0.097*** (0.027)	-0.111** (0.047)	-0.098*** (0.028)	-0.113** (0.047)
$\Delta$ Labor_ Skilled(%)	-0.045* (0.024)	-0.033 (0.025)	-0.045* (0.024)	-0.033 (0.025)
ln(facility)	0.042* (0.024)	0.027 (0.025)	0.043* (0.024)	0.028 (0.025)
ln(G)	0.032 (0.027)	-0.010 (0.037)	0.031 (0.027)	-0.013 (0.041)
ln(L)	0.742*** (0.092)	0.753*** (0.098)	0.737*** (0.093)	0.740*** (0.098)
ln(EX)	-0.007 (0.008)	-0.006 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.006 (0.008)
ln(IM)	0.017* (0.009)	0.015 (0.009)	0.017* (0.009)	0.015 (0.009)
T=2010		base		base
T=2011		0.012 (0.010)		0.011 (0.010)
T=2012		0.010 (0.014)		0.011 (0.014)
T=2013		0.035** (0.014)		0.036*** (0.014)
T=2014		0.031* (0.018)		0.032* (0.018)
T=2015		0.023 (0.019)		0.024 (0.019)
T=2016		0.048** (0.023)		0.049** (0.023)
Constant	0.718 (0.538)	1.881** (0.917)	0.717 (0.538)	0.846 (1.037)
R-Square	0.831	0.836	0.756	0.764
N	413			
Fixed	Region	Region+Year	Region	Region+Year

주1: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

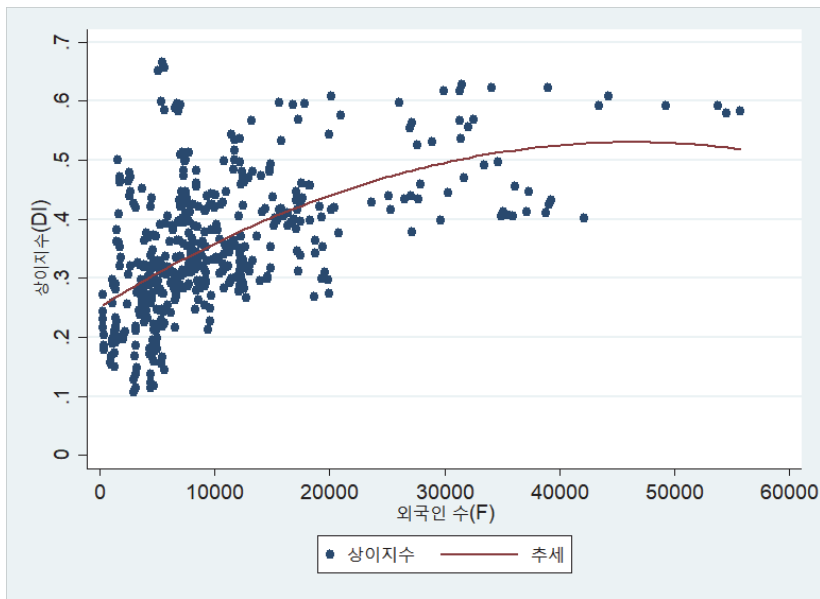
주2:  $\Delta$ Labor\_Unskilled(%): 단순직종 외국인 증감율,  $\Delta$ Labor\_Skilled(%): 전문직종 외국인 증감율, ln(facility): 문화시설 수, ln(company): 사업체 수,

주3: 외국인 수를 도구변수를 통해 추정된 1st stage 결과는 부록의 〈표 10〉을 참조

며, 모형(8)에서는 1%가 증가했을 때 0.37%만큼의 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 단순직 외국인 증가율이 상승할수록 GRDP에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전문직 외국인 증감율, 문화기반시설 수는 시간 효과를 고려하지 않은 모형(5), 모형(7)에서 전문직 외국인 증가율 약 1%p, 문화시설 수가 약 1% 증가하였을 때 각각 0.05%만큼의 부정적인 영향과 0.04%만큼 긍정적인 영향을 주었으나 시간효과를 고려한 모형(6)과 모형(8)에서는 통계적으로 유의미하지 않았다. 신규 아파트 공급 수는 GRDP에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다. 국민소득 계정이론에 따른 변수 중에서는 소비의 대리변수로서 사용한 종사자 수(L)만이 1% 수준에서 유의하였으며, 정부지출의 대리변수인 예산액, 수출의 대리변수인 수출액은 모든 모형에서 유의하지 않았고 수입액은 시간효과를 고려하지 않은 모형에서만 10% 수준에서 GRDP에 유의미한 영향을 미쳤다. 약 1%가 증가하였을 때 GRDP에 약 0.74%만큼 긍정적인 영향을 주는 것으로 분석되었다.

## 2. 상이지수와 등록외국인 수의 관계

이 소절에서는 외국인 수와 상이지수라는 설명변수에 초점을 두고 추정결과를 해석하고자 한다. <그림 1>은 지역별 상이지수와 등록외국인 간의 관계를 보여주고 있다. 외국인의 수가 증가할수록 상이지수도 같이 증가하며, 상관계수는 0.59로 측정되어 상이지수와 외국인 수의 상관 정도는 높은 것으로 보인다. 이를 미루어볼 때 만약 지역 내 외국인 수는 증가하되 상이지수의 큰 변화가 없다면 <표 4, 5>의 분석결과에 따라 외국인 유입은 대체로 지역경제에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것으로 기대된다. 따라서 상이지수가 실제로 어떻게 변화하였는지를 파악해본 다음 최종모형인 모형(4)와 모형(8)의 패널 2단계 최소자승(FE2SLS) 추정 결과를 바탕으로 하여 5년 간 외국인의 유입과 거주분리의 변화가 주택 가격과 GRDP에 미친 영향을 지역별로 측정하고자 한다.



〈그림 1〉 상이지수와 외국인 수의 관계

〈표 6〉은 수도권 시·군·구 66개 지역을 수도권 광역자치단체별로 2010년과 2015년에 대하여 t-검정을 실시하여 거주분리가 개선되었는지를 확인한 것이다. 평균적으로 서울시의 경우 거주분리 수준은 2010년 0.347에서 2015년 0.320으로, 약 0.027만큼 감소하였으며, 인천의 경우 2010년 0.327에서 2015년 0.272로 약 0.055만큼 감소하였다. 경기도의 경우 2010년 0.373에서 2015년 0.370로 0.003만큼 감소하는 모습을 보이고 있어 세 광역자치단체 모두 2010년과 2015년 간 유의미한 차이가 없는 것으로 나타났다.

전체지역을 이용한 t-검정 결과 역시 2010년과 2015년간의 차이는 0.02로, 평균적으로 거주분리 수준이 감소하였으나 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않아 지난 5년 간 거주분리가 거의 개선되지 않았음을 볼 수 있다. 이와 같은 결과는 외국인 수가 꾸준히 증가했음에도 상이지수가 유의미한 변화가 없었기에 거주분리의 심화로 인해 주택가격과 GRDP에 미치는 부정적인 영향보다 외국인 수의 증가가 GRDP와 주택가격에 긍정적인 영향을 미친 정도가 더 클 것임을 예상할 수 있다.

〈표 6〉 수도권 시·군·구별 상이지수에 대한 광역자치단체별 t-검정

	연도	관측치	평균	표준오차		연도	관측치	평균	표준오차
	서울	2010	25	0.347		0.019	경기	2010	31
2015		25	0.320	0.012	2015	31		0.370	0.022
차이		0.027		차이		0.003			
p-value		0.326		p-value		0.924			
인천	연도	관측치	평균	표준오차	전체	연도	관측치	평균	표준오차
	2010	10	0.327	0.041		2010	66	0.356	0.014
	2015	10	0.272	0.029		2015	66	0.336	0.014
	차이		0.055			차이		0.020	
	p-value		0.293			p-value		0.314	

주: 해당 표는 광역자치단체(시·도)별 2010년과 2015년간의 평균이 유의미한 차이를 갖는지를 검증한 것으로, 차이는 광역자치단체별 2010년 평균과 2015년 평균을 뺀 것임

### 3. 외국인수와 상이지수가 주택가격과 GRDP에 미친 영향

두 번째로, 외국인 수와 상이지수의 변화가 주택가격과 GRDP에 미친 영향을 지역별로 파악해 보았다. 〈표 7〉은 모형(4)와 모형(8)의 분석결과를 토대로 지난 5년 간 상이지수와 외국인의 증가분(%)을 곱하여 5년간 외국인 유입과 거주분리의 변화로 인한 효과를 추정된 뒤 모든 지역에 대해 평균을 한 결과이다. 수도권 66개 시·군·구에서 분석에 이용되지 않은 7개 지역은 제외하고 59개 지역에 대해서만 추정하였다. 추정결과, 5년 간 외국인 수의 증가는 평균적으로 약 2.01%만큼 주택가격에 긍정적인 효과를 준 것으로 나타났고, 거주분리의 측면에서는 지난 5년 간 상이지수의 감소로 인해 주택가격에 미친 효과는 약 0.13%로 극히 미미한 수준인 것으로 나타났다. GRDP는 지난 5년 간 외국인 수의 증가로 인해 평균적으로 약 2.26%가 상승한 것으로 추정되었고, 상이지수가 GRDP에 미친 영향은 약 0.47%로 나타났다.

〈표 7〉 외국인으로 인한 지역별 평균 효과

	유입	상이지수	전체
주택가격	2.011%	0.133%	2.144%
GRDP	2.264%	0.473%	2.738%

주: 상이지수가 주택가격에 미치는 효과는 단측검정 하에서는 10% 수준에서 유의미하나 양측검정에서는 유의미하지 않으므로 본 결과의 해석에 주의가 필요함

〈표 8〉 외국인 유입이 주택가격에 미치는 지역별 효과

지역	F	DI	효과	지역	F	DI	효과
경기도산	13.716%	-0.365%	13.352%	경기안양	1.202%	0.234%	1.437%
인천연수구	13.061%	-0.306%	12.755%	서울강서	0.586%	0.775%	1.360%
경기시흥	12.886%	-0.391%	12.496%	인천남동	0.430%	0.729%	1.159%
경기평택	7.963%	0.378%	8.341%	서울금천	0.433%	0.684%	1.117%
경기안산	6.747%	0.254%	7.001%	경기의왕	0.491%	0.471%	0.962%
경기이천	6.541%	0.033%	6.574%	인천중구	1.147%	-0.247%	0.900%
경기수원	5.902%	-0.443%	5.459%	서울동대문	1.393%	-0.573%	0.820%
경기광명	5.591%	-0.156%	5.434%	서울강북	0.297%	0.482%	0.779%
경기안성	5.234%	0.072%	5.306%	경기하남	-0.177%	0.931%	0.754%
인천부평구	4.794%	0.260%	5.054%	서울중구	0.409%	0.254%	0.662%
경기군포	4.531%	0.469%	4.999%	인천계양구	0.025%	0.482%	0.507%
경기김포	5.670%	-0.736%	4.934%	경기구리	-0.498%	1.003%	0.504%
경기부천	4.515%	-0.007%	4.509%	서울성동	0.529%	-0.111%	0.419%
경기화성	4.102%	-0.371%	3.731%	경기고양	0.143%	0.156%	0.299%
서울마포	3.851%	-0.312%	3.538%	서울종로	0.093%	0.124%	0.217%
경기동두천	2.469%	0.319%	2.788%	서울영등포	0.199%	-0.143%	0.056%
서울용산	2.909%	-0.137%	2.772%	서울은평	-0.515%	0.436%	-0.079%
서울서대문	2.750%	-0.052%	2.698%	경기의정부	-0.983%	0.775%	-0.208%
경기광주	3.074%	-0.462%	2.611%	서울중랑	-0.441%	-0.013%	-0.454%
서울성북	2.733%	-0.299%	2.434%	서울송파	-1.371%	0.671%	-0.701%
인천서구	1.510%	0.456%	1.966%	경기양주	-0.971%	0.202%	-0.769%
서울광진	1.768%	-0.007%	1.761%	서울강동	-1.255%	0.013%	-1.242%
서울구로	1.943%	-0.241%	1.702%	인천동구	-2.279%	0.931%	-1.348%
경기파주	2.083%	-0.384%	1.699%	서울노원	-2.085%	0.371%	-1.714%
서울관악	0.914%	0.677%	1.591%	서울양천	-2.237%	0.312%	-1.924%
경기성남	1.830%	-0.306%	1.524%	서울도봉	-2.816%	0.697%	-2.120%
인천남구	1.547%	-0.039%	1.508%	경기과천	-2.087%	-0.332%	-2.419%
경기용인	1.545%	-0.039%	1.506%	서울서초	-2.390%	-0.085%	-2.475%
경기남양주	1.577%	-0.117%	1.460%	서울강남	-3.849%	0.905%	-2.944%
서울동작	1.453%	-0.013%	1.440%				

주1: F는 5년 간 외국인인의 증가 (%) \* FE2SLS를 통해 추정된 외국인이 주택가격에 미치는 효과를 곱한 수치를 나타내는 것이며, DI는 5년 간 상이지수의 변화 \* FE2SLS를 통해 추정된 상이지수가 주택가격에 미친 효과를 곱한 수치를 나타내는 것임

주2: 효과는 5년 간 외국인인의 유입 효과와 상이지수의 변화로 인한 효과를 합한 수치이며, 내림차순으로 정렬하였음

주3: 상이지수가 주택가격에 미치는 효과는 단측검정 하에서는 10% 수준에서 유의미하나 양측검정에서는 유의미하지 않으므로 본 결과의 해석에 주의가 필요함

〈표 9〉 외국인 유입이 GRDP에 미치는 지역별 효과

지역	F	DI	효과	지역	F	DI	효과
경기오산	15.446%	-1.269%	14.177%	경기광주	3.461%	-1.609%	1.852%
인천연수구	14.708%	-1.065%	13.643%	인천계양구	0.028%	1.677%	1.705%
경기시흥	14.511%	-1.360%	13.152%	인천남구	1.742%	-0.136%	1.606%
경기평택	8.967%	1.314%	10.281%	경기용인	1.740%	-0.136%	1.604%
경기안산	7.598%	0.884%	8.482%	서울동작	1.637%	-0.045%	1.591%
경기이천	7.366%	0.113%	7.480%	경기의정부	-1.107%	2.697%	1.589%
경기군포	5.102%	1.632%	6.734%	경기남양주	1.776%	-0.408%	1.368%
인천부평구	5.398%	0.906%	6.305%	서울구로	2.188%	-0.838%	1.350%
경기안성	5.894%	0.249%	6.143%	서울중구	0.460%	0.884%	1.344%
경기광명	6.296%	-0.544%	5.752%	경기파주	2.346%	-1.337%	1.009%
경기수원	6.646%	-1.541%	5.106%	경기성남	2.061%	-1.065%	0.996%
경기부천	5.085%	-0.023%	5.062%	서울은평	-0.580%	1.518%	0.938%
경기동두천	2.780%	1.110%	3.891%	서울송파	-1.544%	2.334%	0.790%
경기김포	6.385%	-2.561%	3.825%	경기고양	0.161%	0.544%	0.705%
서울관악	1.030%	2.357%	3.386%	인천동구	-2.566%	3.240%	0.674%
서울강서	0.660%	2.697%	3.356%	서울종로	0.105%	0.431%	0.535%
경기화성	4.620%	-1.292%	3.328%	인천중구	1.292%	-0.861%	0.431%
인천서구	1.700%	1.586%	3.286%	서울성동	0.596%	-0.385%	0.211%
서울마포	4.336%	-1.088%	3.249%	서울영등포	0.224%	-0.499%	-0.274%
경기하남	-0.200%	3.240%	3.041%	경기양주	-1.093%	0.702%	-0.391%
인천남동	0.484%	2.538%	3.022%	서울동대문	1.568%	-1.994%	-0.426%
경기구리	-0.561%	3.490%	2.929%	서울중랑	-0.496%	-0.045%	-0.541%
서울서대문	3.096%	-0.181%	2.915%	서울도봉	-3.172%	2.425%	-0.747%
서울금천	0.488%	2.379%	2.867%	서울노원	-2.347%	1.292%	-1.056%
서울용산	3.276%	-0.476%	2.800%	서울강남	-4.334%	3.150%	-1.185%
경기의왕	0.553%	2.189%	2.742%	서울강동	-1.413%	0.045%	-1.368%
경기안양	1.354%	0.816%	2.170%	서울양천	-2.519%	1.088%	-1.431%
서울성북	3.078%	-1.042%	2.035%	서울서초	-2.692%	-0.295%	-2.986%
서울강북	0.335%	1.677%	2.011%	경기과천	-2.350%	-1.156%	-3.506%
서울광진	1.991%	-0.023%	1.968%				

주1: F는 5년 간 외국인의 증가 (%) \* FE2SLS를 통해 추정된 외국인이 GRDP에 미친 효과를 곱한 수치를 나타내는 것이며, DI는 5년 간 상이지수의 변화 \* FE2SLS를 통해 추정된 상이지수가 GRDP에 미친 효과를 곱한 수치를 나타내는 것임

주2: 효과는 5년 간 외국인의 유입 효과와 상이지수의 변화로 인한 효과를 합한 수치이며, 내림차순으로 정렬하였음

〈표 8〉은 〈표 4〉의 FE2SLS 추정결과를 이용하여 2010년과 2015년, 5년간의 외국인 수와 상이지수의 변화가 주택가격에 미치는 효과를 지역별로 추정한 것이다. 송도국제도시가 있는 연수구는 외국인 수의 증가로 인해 주택가격이 약 13.1% 상승하여 오산시에 이어 두 번째로 높은 가격 상승이 일어난 것으로 추정된 반면, 거주분리 수준의 증가로 인한 주택가격의 하락 정도는 약 0.31%로 나타났다. 이는 국제도시의 역할을 하는 송도에 외국인들이 거주하게 된다면 연수구 내 송도를 제외한 다른 지역에 내국인이 주로 분포할 수 있기에 송도 내의 외국인인구 수가 증가함에 따라 자연스럽게 상이지수가 증가한 것으로 보인다. 실제로 5년 간 연수구의 외국인 증가분 중 송도의 외국인 증가분이 차지한 비중은 무려 48.1%로 지난 5년 간 외국인 수의 증가가 가장 많았다. 이와 같은 연수구의 주택가격 상승에는 송도국제도시의 역할이 컸을 것으로 보인다. 다만 이러한 결과는 자료의 한계로 인해 송도 내의 외국인들이 어떤 직종을 갖고 있는지 파악할 수 없어 해석에 주의가 요구된다. 최초의 다문화가족지원센터와 인천출입국·외국인청이 있어 외국인의 수도와 같은 역할을 하고 있다고 평가되는 안산시는 외국인 유입으로 인해 주택가격이 약 6.75% 상승한 것으로 나타났으며, 거주분리 개선으로 인한 주택가격 상승효과는 약 0.254%인 것으로 나타났다.

〈표 9〉는 외국인 수의 증가가 GRDP에 미치는 효과를 지역별로 추정한 결과이다. 연수구는 외국인 유입으로 인해 5년 간 GRDP가 약 14.7% 상승하였으며, 거주분리 수준이 높아짐으로써 GRDP의 하락분은 약 1.07%로 추정되어 이들을 종합하면 GRDP가 약 13.6% 상승한 것으로 추정되었다. 안산은 외국인이 유입됨으로써 5년 간 GRDP가 약 7.6% 상승하였고, 거주분리 수준의 개선효과는 약 0.9%로 종합적인 효과는 약 8.5%인 것으로 나타났다. 그러나 이와 같은 결과는 외국인 수가 극히 많거나 적은 지역의 경우 예측치의 신뢰성이 떨어질 수 있으므로 본 결과의 해석에는 주의가 필요할 것으로 생각된다.

## V. 결론

본 연구에서는 먼저 2010년~2016년 7개년도의 자료를 패널 데이터로 구축하였고, 방법론으로 지역별 미관측 특성을 통제하는 고정효과 모형을 이용하였다. 또한, 역의 인과관계 문제를 교정하기 위해 2단계 최소자승법을 이용하여 외국인의 유입과 거주분리가 지역 내국내총생산(GRDP)과 주택 가격에 미치는 영향에 대하여 실증 분석하였다. 이후, 수도권



내 지역들의 2010년과 2015년 상이지수를 측정하고 두 시점 간의 차이를 비교하고 추정 결과를 바탕으로 하여 외국인 유입과 거주분리가 5년 동안 주택 가격과 GRDP에 미친 영향을 지역별로 살펴보았다.

분석결과, 외국인의 증가는 시간효과를 통제하지 않았을 때와 시간효과를 통제된 모형 모두 GRDP와 주택 가격에 유의미한 양의 영향을 미쳤으며, 거주분리 정도의 심화는 GRDP에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 주택가격에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다.

이러한 분석결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 유입된 외국인들이 주택을 직접 구매할 가능성도 있지만 대체로 외국인들은 저자본, 저소득 계층이 많으며, 주로 돈을 벌기 위한 목적으로 국내로 들어오기 때문에 주로 임차를 선호함으로써 임차수요가 증가하여 주택가격에 긍정적인 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 반면, 외국인과 내국인 간의 거주분리 측면에서 이는 외국인과 내국인 두 집단이 서로 분리되어 거주하는 것을 더 선호할수록 지역 경제에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 그러나 실제로 상이지수는 2010년과 2015년 사이 평균적으로 유의미한 변화가 없었기에 외국인의 증가로 인한 효과는 국내 지역 경제에 긍정적인 영향을 주었음을 확인할 수 있었다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계점을 갖는다. 우선, 자료의 한계로 등록 외국인 자료만 이용하여 분석하였기에 불법 체류자 또는 단기 체류자의 영향을 살펴볼 수 없어 해당 분석결과는 국내에 유입된 모든 체류유형의 외국인이 갖는 평균적인 효과라고 보기 어렵다.

두 번째로, 외국인들은 상대적으로 주거비가 비싼 아파트를 선호할 가능성이 낮음에도 자료의 한계로 인해 주택가격의 대리변수로 아파트 매매가격지수를 활용했다는 점이다. 향후 다양한 주택 유형에 대한 가격 정보 및 외국인과 관련된 데이터가 잘 구축된다면 외국인들이 미치는 실질적인 효과를 더 잘 파악할 수 있게 될 것으로 기대된다.

마지막으로, 외국인이 임차 수요를 증가시켜 주택가격이 상승한 것인지, 외국인이 주택을 직접 구매하여 주택가격이 상승한 것인지에 대한 해답을 제공하기에는 한계가 있다. 이와 같은 한계는 많은 해외 선행연구들 역시 공통적인 문제로 남아있다는 점에서 해석에 있어 해외 선행연구와의 차별성을 확보하지 못했다.

본 연구에 대한 시사점은 다음과 같다. 외국인이 내국인과 단절된 독자적인 밀집지역을 형성하는 것이 단기적으로 주류 사회에 정착하기 위한 네트워크를 형성하여 정보비용을 줄

이기 위함이라 하더라도 장기적으로는 외국인들도 고립되지 않고 내국인과 적극적으로 교류하며 우리 사회에 성공적으로 정착하도록 도울 필요가 있음을 시사한다. 그러나 이를 위해 외국인정책 기본계획을 지속적으로 수립하였음에도 실제로 측정된 상이지수에 따르면 지난 5년 간 크게 개선되지 않은 모습을 보이고 있다. 이러한 결과는 국내 외국인들의 지정된 근로지에서만 일할 수 있게 되어 있어 거주 이전이 자유롭지 않다는 점이 반영된 것으로 보인다. 이는 우리나라에서는 외국인들의 유입을 장려하고 한국 사회의 성공적인 정착을 도움과 동시에 내국인과 외국인 간의 통합된 사회의 구축을 목적으로 하는 외국인정책 기본계획과는 비교적 거리가 먼 결과이다. 분석결과에 따르면 거주분리가 심화될수록 지역 경제에 부정적인 영향을 미칠 수 있기에 외국인정책 기본계획을 수립함에 있어 외국인과 내국인 간의 거리감을 줄이기 위한 노력이 매우 중요하며, 동시에 외국인들의 거주이전에 대한 자유를 보장할 방법에 대해 모색할 필요가 있을 것이다.

## 참고문헌

1. 강동관·문석용·이해춘, “CGE모형에 의한 숙련·비숙련 외국인력 도입의 경제적 효과 분석”, 『재정정책논집』, 제15권 제2호, 한국재정정책학회, 2013, pp.123-151.
2. 민지선·김두섭, “거주지역의 외국인 비중이 외국인에 대한 사회적 거리감에 미치는 영향”, 『한국인구학』, 제36권 제4호, 한국인구학회, 2013, pp.71-94.
3. 박신영·김준형·최막중, “외국인 노동자 밀집거주에 의한 근린효과 - 서울 가리봉동·대림동을 대상으로”, 『국토계획』, 제47권 제5호, 대한국토·도시계획학회, 2012, pp.217-230.
4. 박윤환, “수도권 지역 외국인들의 거주지 분리에 대한 연구”, 『행정논총』, 제48권 제4호, 서울대학교 행정대학원, 2010, pp.429-453.
5. 서정현, “외국인 거주자 밀집이 주택 시장에 미치는 영향”, 서울대학교 대학원 건설환경공학부 석사학위 논문, 2013.
6. 이규홍, “실무연구 : 우리나라 이민정책의 개선 방향”, 『법조』, 제54권 제1호, 법조협회, 2005, pp.217-254.
7. 유광철·오동훈, “유형별 외국인 주민의 유입이 지역경제에 미치는 영향에 관한 연구”, 『한국지역개발학회지』, 제26권 제4호, 한국지역개발학회, 2014, pp.71-91.
8. 정지은·하성규·전명진, “외국인 거주자의 주거입지 선택 요인 분석에 관한 연구 - 수도

- 권을 중심으로”, 『국토계획』, 제46권 제6호, 대한국토·도시계획학회, 2011, pp.117-129.
9. 법무부·출입국외국인정책본부 “제2차 외국인정책 기본계획”, 2013.
10. 최은영 “거주지 분리 연구의 비공간적 전통을 넘어: 공간지수를 중심으로”, 『지리교육논집』, 제47권 제0호, 서울대학교 지리교육과, 2003, pp.23-35.
11. Accetturo, A., F. Manaresi, S. Mocetti, and E. Olivieri, “Don’t stand close to me: The urban impact of immigration,” *Regional Science of Urban Economics*, Vol. 45 No. 2, 2014, pp.45-56.
12. Anglist. J. D., J. S, Pischke, 『고수들의 계량경제학』, 강창희·박상곤 역, 시그마프레스, 2017, (2009).
13. Card. D, “Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigrations,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 19 No. 1, 2001, pp.22-64.
14. Desilva. S., A. Pham, and M. Smith, “Racial and ethnic price differentials in a small urban housing market,” *Housing Policy Debate*, Vol. 22 No. 2, 2012, pp.241-269.
15. Duncan, O. D. and B. Duncan, “A methodological analysis of segregation indexes,” *American Sociological Review*, Vol. 20 No. 2, 1955, pp.210-217.
16. Mussa. A., G., Nwaogu, and S. Pozo, “Immigration and housing : A spatial econometric analysis,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 35 No. 1, 2017, pp.13-25.
17. Roca. J. D. L., I. G. Ellen, and J. Steil, “Does segregation matter for Latinos?,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 40 No. 2, 2018, pp.129-141.
18. Saiz. A, “Immigration and housing rents in American cities,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 61 No. 2, 2007, pp.345-371.
19. Saiz A, and S. Wachter, “Immigration and the Neighborhood,” *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 3 No. 2, 2011, pp.169-188.

- 접수일 2019. 04. 22.
- 심사일 2019. 04. 25.
- 심사완료일 2019. 05. 27.

## 부록

여기에서는 강한(robust) 도구변수 검정 및 지역별 상이지수와 외국인 수에 대한 통계를 제시한다. <부록 표 1>은 본 연구에서  $\ln(F_t)$ 의 도구변수로 사용한  $\ln(F_{t-1})$ 가 강한 도구변수인지에 대해 검정한 결과를 제시한 것으로, 도구변수의  $F$ 통계량이 약 10 이상인 경우 해당 변수는 강한 도구변수인 것으로 간주한다(Anglist · Pischke, 2009). 검정 결과, 주택 가격 방정식과 GRDP 방정식 모두 1%에서 유의미한 결과를 보여 적절한 도구변수임을 알 수 있다.

〈부록 표 1〉 FE2SLS 1st stage 결과

변수명	$\ln(Y^{index})$		GRDP	
	$\ln(F)$ 계수 (표준오차)	$\ln(F)$ 계수 (표준오차)	$\ln(F)$ 계수 (표준오차)	$\ln(F)$ 계수 (표준오차)
$\ln(F_{t-1})$	0.925*** (0.0220)	0.911*** (0.021)	0.914*** (0.022)	0.912*** (0.021)
$\ln(Y^{GRDP})$	0.086*** (0.030)	0.027 (0.028)		
$DI_{t-1}$	0.116** (0.048)	0.135*** (0.046)	0.127*** (0.049)	0.126*** (0.046)
$\ln(\text{company})$	-0.069 (0.047)	0.015 (0.048)	-0.127** (0.053)	-0.002 (0.056)
$\ln(\text{housing\_Supply})$	0.0000 (0.0001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
$\Delta\text{Labor\_Unskilled}(\%)$	0.453*** (0.016)	0.403*** (0.027)	0.449*** (0.168)	0.4014*** (0.0277)
$\Delta\text{Labor\_Skilled}(\%)$	0.016** (0.015)	0.046*** (0.014)	0.029* (0.015)	0.044*** (0.014)
$\ln(\text{facility})$	-0.008 (0.014)	-0.011 (0.014)	-0.018 (0.015)	-0.010 (0.014)
$\ln(G)$			0.020 (0.017)	-0.026 (0.021)
$\ln(L)$			0.176*** (0.056)	-0.053 (0.056)

변수명	ln( $Y^{index}$ )		GRDP	
	ln(F) 계수 (표준오차)	ln(F) 계수 (표준오차)	ln(F) 계수 (표준오차)	ln(F) 계수 (표준오차)
ln(EX)			-0.006 (0.005)	-0.004 (0.005)
ln(IM)			-0.002 (0.006)	0.001 (0.005)
T=2010		base		base
T=2011		-0.011* (0.006)		-0.011* (0.006)
T=2012		-0.046*** (0.007)		-0.044*** (0.008)
T=2013		-0.010 (0.007)		-0.006 (0.008)
T=2014		-0.015 (0.009)		-0.009 (0.010)
T=2015		-0.003 (0.009)		0.003 (0.011)
T=2016		0.004 (0.010)		0.014 (0.013)
Constant	0.0185 (0.319)	0.234 (0.424)	-0.133 (0.336)	0.636 (0.498)
R-Square	0.909	0.928	0.911	0.927
N	413			
Fixed	Region	Region + Year	Region	Region + Year

〈부록 표 2〉와 〈부록 표 3〉은 각각 〈표 8〉과 〈표 9〉를 추정하기 위하여 2010년과 2015년 상이지수와 외국인 수를 측정한 결과이다.

〈부록 표 2〉 2010, 2015년 수도권 상이지수

지역	2010	2015	차이	지역	2010	2015	차이
경기김포	0.481	0.594	0.113	경기안성	0.364	0.353	-0.011
서울동대문	0.283	0.371	0.088	서울종로	0.357	0.338	-0.019
경기광주	0.227	0.299	0.071	경기고양	0.328	0.304	-0.024
경기수원	0.378	0.447	0.068	경기양주	0.513	0.482	-0.031
경기시흥	0.568	0.629	0.060	경기안양	0.447	0.411	-0.036
경기파주	0.323	0.382	0.059	서울중구	0.461	0.422	-0.039
경기화성	0.434	0.492	0.057	경기안산	0.623	0.584	-0.039
경기오산	0.307	0.363	0.056	인천부평	0.376	0.336	-0.040
경기과천	0.179	0.230	0.051	서울양천	0.312	0.265	-0.048
서울마포	0.263	0.311	0.048	경기동두천	0.472	0.423	-0.049
경기성남	0.410	0.457	0.047	서울노원	0.319	0.261	-0.057
인천연수구	0.259	0.307	0.047	경기평택	0.327	0.269	-0.058
서울성북	0.286	0.332	0.046	서울은평	0.184	0.117	-0.067
인천중구	0.249	0.287	0.038	인천서구	0.429	0.359	-0.070
서울구로	0.531	0.568	0.037	경기군포	0.666	0.594	-0.072
경기광명	0.370	0.393	0.024	경기의왕	0.666	0.594	-0.072
서울영등포	0.410	0.433	0.022	서울강북	0.322	0.248	-0.074
서울용산	0.281	0.302	0.021	인천계양구	0.211	0.138	-0.074
경기남양주	0.224	0.242	0.018	서울송파	0.412	0.309	-0.103
서울성동	0.310	0.327	0.017	서울관악	0.458	0.353	-0.104
서울서초	0.155	0.168	0.013	서울금천	0.403	0.297	-0.105
서울서대문	0.439	0.447	0.008	서울도봉	0.306	0.199	-0.107
경기용인	0.388	0.394	0.006	인천남동구	0.536	0.423	-0.112
인천남구	0.277	0.283	0.006	서울강서	0.389	0.270	-0.119
서울중랑	0.210	0.212	0.002	경기의정부	0.377	0.258	-0.119
서울동작	0.350	0.352	0.002	서울강남	0.421	0.282	-0.139
서울광진	0.480	0.481	0.001	경기하남	0.463	0.320	-0.143
경기부천	0.415	0.416	0.001	인천동구	0.297	0.154	-0.143
서울강동	0.329	0.328	-0.002	경기구리	0.381	0.227	-0.154
경기이천	0.319	0.314	-0.005				

주1: 상이지수는 두 집단의 조화를 위해 특정 집단이 다른 집단의 거주 지역으로 얼마나 몇 % 거주를 이동해야 하는지를 의미함

주2: 해당 표의 차이 부분은 2010년과 2015년 사이에 상이지수가 얼마나 변했는지를 나타낸 것이며, 지역 나열은 해당 차이의 내림차순으로 정리한 것임

〈부록 표 3〉 2010, 2015년 수도권 외국인 수

지역	2010	2015	증가율	지역	2010	2015	증가율
경기오산	4313	8081	87.36%	경기안양	7117	7662	7.66%
인천연수구	3659	6703	83.19%	인천중구	3996	4288	7.31%
경기시흥	17308	31514	82.08%	서울관악	18302	19368	5.82%
경기평택	12370	18644	50.72%	서울강서	6379	6617	3.73%
경기안산	38971	55719	42.98%	서울성동	7799	8062	3.37%
경기이천	4325	6127	41.66%	서울금천	19349	19883	2.76%
경기수원	27146	37351	37.59%	인천남동구	12171	12504	2.74%
경기김포	12330	16783	36.12%	서울중구	8378	8596	2.60%
경기광명	4232	5739	35.61%	서울강북	3487	3553	1.89%
경기안성	6938	9251	33.34%	서울영등포	38815	39307	1.27%
인천부평구	7759	10128	30.53%	경기의왕	1343	1385	1.03%
경기군포	5430	6997	28.86%	경기고양	12182	12293	0.91%
경기부천	15671	20178	28.76%	서울종로	8784	8836	0.59%
경기화성	26488	33409	26.13%	인천계양구	3111	3116	0.16%
서울마포	8599	10708	24.53%	경기하남	1771	1751	-1.13%
경기광주	9598	11477	19.58%	서울중랑	4847	4711	-2.81%
서울용산	12290	14567	18.53%	경기구리	1481	1434	-3.17%
서울서대문	9330	10964	17.51%	서울은평	4816	4658	-3.28%
서울성북	8760	10285	17.41%	경기양주	7732	7254	-6.18%
경기동두천	2658	3076	15.73%	경기의정부	4072	3817	-6.26%
경기파주	8591	9731	13.27%	서울강동	5068	4663	-7.99%
서울구로	28931	32512	12.38%	서울송파	7865	7178	-8.73%
경기성남	16334	18238	11.66%	서울노원	4195	3638	-13.28%
서울광진	13312	14811	11.26%	경기과천	316	274	-13.29%
경기남양주	5615	6179	10.04%	서울양천	5222	4478	-14.25%
인천남구	6658	7314	9.85%	인천동구	1123	960	-14.51%
경기용인	15158	16650	9.84%	서울서초	5301	4494	-15.22%
인천서구	10700	11729	9.62%	서울도봉	2436	1999	-17.94%
서울동작	11105	12133	9.26%	서울강남	6975	5265	-24.52%
서울동대문	12557	13671	8.87%				

주: 해당 표의 차이 부분은 2010년과 2015년 사이에 외국인 수가 얼마나 변했는지를 나타낸 것이며, 증가율의 내림차순으로 정렬하였음

## 국문요약

### 외국인 유입이 주택가격과 GRDP에 미치는 영향에 대한 연구

본 연구는 외국인의 유입이 주택가격과 GRDP에 미치는 효과를 분석한다. 수도권 시군구 자료를 이용하여 패널 고정효과(fixed effect) 모형을 추정하였으며, 외국인 유입의 내생성 문제를 완화하기 위하여 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용하였다. 이 논문의 발견은 다음 두 가지이다. 첫째, 외국인의 수가 1% 증가하면 아파트가격과 GRDP는 각각 약 0.16% 와 0.18%와 증가한다. 둘째, 외국인의 거주분리정도를 나타내는 상이지수가 0.1증`GRDP는 약 2.3% 감소한다. 이러한 발견의 시사점은 외국인의 유입 자체는 지역경제 활성화에 도움을 주지만 거주분리가 심화될수록 부정적인 영향을 미치므로 외국인과 내국인 간의 거주분리 현상에 대한 주의가 필요하다는 것이다.