

## 서울 특화산업이 지가변동에 미치는 영향 분석

- 서울시 25개 자치구를 대상으로 -

이승윤\*·임병인\*\*

### An Analysis on the Impact of Specialized Industries in Seoul on the Land Price Fluctuation

- Considering 25 Local Districts in Seoul -

Seung Yoon Lee\*·Byung In Lim\*\*

**요약** : 이 연구는 특화산업의 특화 정도를 나타내는 입지계수와 그 외 변수들이 서울 25개 자치구의 지가변동률에 어떤 영향을 주었는지 분석한다. 분석 기간은 2006년부터 2018년까지이고, 입지계수, 지가변동률, 그 외 변수들의 시계열 자료를 패널자료화한 뒤 확률효과모형을 적용하여 추정하였다. 추정결과를 요약하면 첫째, 서울 각 지자체의 특화산업 특화도를 의미하는 입지계수가 지가변동률에 통계적으로 유의하게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 인구와 종합주택가격지수가 지가변동률에 양(+)의 유의한 영향을 끼치는 것으로 추정되었다. 셋째, 부동산거래량과 토지거래 면적은 통계적으로 유의하지 않았다. 현재 서울시는 자치구별 특화산업 정책을 통해 산업집적효과 증대를 도모하고 있는데, 특화산업의 특화도가 증가할수록 지가가 상승한다는 이 연구의 실증분석 결과는 이와 관련된 정책 수립 및 추진에 도움이 될 것이다. 또한, 이 연구에서 입지계수로 제시한 자치구별 특화산업과 서울시가 지정한 특화산업지구를 비교함으로써 서울시의 현행 특화산업 정책을 검토할 수 있는 정책적 시사점을 도출할 수 있다.

**주제어** : 지가변동률, 입지계수, 특화산업, 패널회귀분석, 확률효과모형

**ABSTRACT** : Our study analyzes how the location coefficient, standing for the degree of specialized industries, and other variables have an impact on the land price fluctuation rates of 25 local districts in Seoul with the time series data for 2006-2018. Empirical results are as follows: First, we estimate the regression equation on land price fluctuation rates with location coefficient standing for the degree of specialized industries of each local district in Seoul as the independent variables, and then the location coefficient has a positive influence on change rates of land price with a statistical significance. Second, the estimation model shows that the population and the index of house price positively affect the land price change rates, which is consistent with preceding research and our expectation. Third, the real estate transaction volume and the land transaction area were not statistically significant. These lead to the following policy implication: first, our empirical results should be helpful to policies of specialized industries by Seoul Metropolitan Government to maximize effects of industrial integration. Second, it is possible to review their policies by comparing the specialized industries derived from local quotient with those designated by Seoul Metropolitan Government.

**KeyWords** : land value, location quotients(LQ), specialized industry, panel regression, random-effect model

\* 충북대학교 경제학과 박사과정(Doctorate course, Dept. of Economics, Chungbuk National University)

주저자(E-Mail: puhaha711@gmail.com)

\*\* 충북대학교 경제학과 교수(Professor, Dept. of Economics, Chungbuk National University)

교신저자(E-Mail: billforest@chungbuk.ac.kr)

## I. 서론

우리나라는 1960년대부터 본격화된 급격한 산업화와 도시화로 수도권 서울로 인구가 산업이 집중되었다. 그 결과, 서울시는 우리나라 최대 인구 밀집 지역으로 몇몇 산업의 중심지 역할을 하고 있다. 서울 집중 현상으로 유발된 만성적인 주택 및 토지 부족은 부동산 가격을 급등시키는 등 부동산 시장 불안정 요인으로 작용하여 주거 불안정과 동시에 자산 불평등을 심화시켰다.

이 과정에서 정부는 부동산 가격이 내리면 내리는 대로, 급등하면 급등하는 대로 부동산 대책을 수립하여 시장에 개입했다. 예를 들어, 1989년에 시작된 토지공개념 등 강력한 부동산 정책으로써 부동산 가격 안정을 도모했고, 1997년 말에 촉발된 외환위기로 인한 부동산 가격 폭락을 해결하기 위해 부동산 관련 규제를 대폭 완화한 적도 있었다(임춘호·박창수, 2012).

한편, 정책뿐만 아니라, 부동산시장은 국민소득, 무역수지, 경제성장률, 물가지수, 금리, 환율, 주가지수, 통화량 등 거시적 실물경제 지표와 인구, 산업, 토지거래량, 건축허가수, 특수건물 입지 여부(복합쇼핑몰, KTX역, 지하철역 등) 등 미시적 지표에 의해서도 영향을 받는다. 이렇게 다양한 변수들이 부동산시장에 영향을 준다는 것은 부동산 관련 연구가 다양한 변수를 반영하여 이루어졌음을 보여준다.

이상에서 살펴본 기존 연구 중에서 서울의 산업 집중도를 지가변동요인으로 분석한 연구가 많지 않다는 점에 착안하여, 이 연구는 산업의 집중과 그로 인한 지가변동에 초점을 맞춘다. 이를 위해

먼저 2006년부터 2018년까지의 「전국사업체조사」 자료로써 서울 25개 자치구의 특화산업 특화 정도를 입지계수(Location Quotient)로 계산한 뒤, 한국감정원에서 제공하는 서울의 자치구별 지가변동률 자료와 그밖에 인구, 부동산거래량, 토지거래면적, 종합주택가격지수 등의 자료를 통합하여 서울시 25개 자치구로 구성된 패널 자료를 만들고, 구축된 자료에 패널회귀 분석기법을 적용하여 서울 각 자치구의 특화산업 특화 정도가 해당 자치구의 지가변동에 어떤 영향을 주었는지 실증분석한다.

이 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 선행연구를 살펴본다. 3장에서는 분석방법과 분석자료를 설명한 뒤, 4장에서 실증분석 결과를 논의한다. 그리고 마지막 5장에서 연구결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출한다.

## II. 선행연구

앞서 언급한 대로 부동산시장은 인구와 지리적 특성 등과 같은 미시적 요인과 경제성장, 인플레이션, 통화량 등과 같은 거시적 요인의 영향을 받는다. 본 장에서는 이와 관련된 선행연구를 논의한다.

거시적 요인에 관한 연구는 임춘호·박창수(2012)가 대표적이고, 미시적 요인에 관한 연구는 김용희(2010), 임지훈·서은영·원제무(2013), 서수복(2014), 이진화·주하연(2019), Amato(1969), Uju and Iyanda(2012), Yang(2017) 등이 있다. 또한, 지가는 정부 정책의 영향을 받기도 하는데, 이와 관련된 연구는 김주영(2005)과 김세혁·심규원·

한상열·김태균(2016)이 있다. 이하에서는 이들 연구에 대하여 개괄해본다.

거시적 관점의 대표적인 연구인 임춘호·박창수(2012)는 1991년 1/4분기부터 2011년 4/4분기까지 분기별 자료와 교차상관함수(cross correlation function)를 이용하여 지가와 거시경제변수 간의 교차상관계수를 추정하였다. 지가변동요인으로 선정한 거시경제변수들은 실질GDP, 소비자물가지수, 금리, 총고정자본형성, 원달러환율, 주가지수, 통화량이다. 분석결과, 대부분의 거시경제 변수들이 지가에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 금리와 원달러환율은 음(-)의 방향으로 추정되었다. 특히, 실질GDP, 소비자물가지수, 금리는 높은 상관관계를 보였다.

다음은 미시적 요인에 근거한 연구를 살펴본다. 지가변동요인과 관련된 김용희(2010), 서수복(2014), Yang(2017), 지리적 특성과 관련된 Amato(1969), Uju and Iyanda(2012), 임지훈·서은영·원제무(2013), 특수건물 입지 여부와 관련된 이진희·주하연(2019) 등이 있다.

김용희(2010)는 1980년부터 2005년까지 전국 광역시도의 지가 자료와 인구 자료를 연도별 최저값을 100으로 한 비율변수로 조정한 뒤, 다시 1980년을 100으로 한 상대적 지표로 산출하여 상대적 비율변수 간 상관관계를 분석하였다. 그 결과, 인구 1% 증가가 지가를 약 6% 상승시킴을 보였다.

서수복(2014)은 2013년 우리나라 기초행정구역역을 대상으로 공간적 자기상관 분석과 공간회귀모형을 활용한 토지시장 가격변동과 거래량의 공간적 자기상관을 분석하였다. 지가에 영향을 줄 수 있는 변수로 아파트거래량, 주택미분양호수, 주민

등록세대수, 주택가격변동률, 토지거래량을 선정하였다. 자기상관 및 공간회귀모형 분석결과, 지가변동을 나타내는 공간오차모형에서 모든 변수가 지가를 설명하는데 통계적으로 유의하였으며, 주민등록세대수를 제외한 모든 계수가 양(+)으로 나타나 기존 이론과 일치했음을 보였다. 하지만 주민등록세대수의 회귀 방향이 음(-)으로 도출된 것이 이례적이라고 평가했다. 또한, 공간상 인접한 것들은 서로 상관이 있되 멀리 있는 것보다 가까이 있는 것의 관련성이 더 높다는 공간효과를 나타내는 통계량이 유의하게 나타난 것에 근거하여, 한국의 지가는 공간적 파급효과에 의해 인접 지역과 거리가 가까울수록 해당 지역도 그 영향력을 받는다고 결론지었다.

Yang(2017)은 주거용 지가를 결정하는 요인을 GDP, 이주 인구, 주거 건물 투자액으로 구분하고, 2008년, 2011년, 2014년에 대한 105개 중국 주요 도시를 대상으로 지리가중회귀분석(Geographically Weighted Regression)을 수행하였다. 추정결과, GDP는 대부분 도시에서 지가에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 시간이 흐를수록 그 영향력이 강해지는 경향을 보였다. 이주 인구 역시 대부분 지가에 대해 양(+)의 영향이 확인되었으나, 일부 지역에서 음(-)의 영향이 관찰되었다. 하지만 음(-)의 영향력은 시간이 흐를수록 줄어들었다. 주거 건물 투자액은 대부분 도시에서 강한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 시간이 흐를수록 일부 지역에서 그 영향력은 감소하였다고 분석했다.

Amato(1969)는 콜롬비아의 수도인 보고타를 대상으로 지리적 특징 중 하나인 도시중심부(Central Business District)로부터의 거리가 인구 밀도 및

지가에 영향을 준다고 분석했다. 먼저 도시중심부와 거리를 고려하지 않고 사회경제적 지위와 인구 밀도의 상관관계를 분석했을 때, 상위 계층 거주지의 인구 밀도가 가장 낮았고, 중위 계층 거주지의 인구 밀도가 가장 높았으며, 하위 계층 거주지의 인구 밀도는 두 계층의 사이에 속했다. 지가의 상관관계 분석에서는 중위 계층 거주지의 지가가 가장 높았고, 하위 계층 거주지의 지가가 가장 낮았으며, 상위 계층 거주지는 두 계층의 사이에 속했다. 이처럼 도시중심부로부터의 거리를 고려하지 않은 초기 분석에서는 사회경제적 지위와 인구 밀도 및 지가 간의 뚜렷한 선형 상관관계가 관찰되지 않았다. 하지만 도시중심부로부터의 거리라는 요소를 추가하여 분석하면, 사회경제적 지위가 높은 계층의 거주지일수록 인구 밀도가 낮고 지가가 높다는 선형 상관관계가 관찰되었다. 이로써 도시중심부와 거리가 인구 밀도 및 지가에 영향을 미친다고 주장했다.

Uju and Iyanda(2012)는 자신들의 논문에서 대부분의 기존 연구들<sup>1)</sup>이 도심중심부로부터 거리와 지가 간의 상관관계를 분석했고, 도심중심부로부터 가까울수록 지가가 높다는 결론을 도출하였는데, 기존 연구들이 지리적인 요인(location factor)에만 초점을 맞추고 비지리적 요인(non-location factor)을 고려하지 않았다고 지적했다. 그들은 나이지리아의 한 도시인 오니샤(Onitsha)를 중심으로 부동산 구입 시점, 근교 도로 상태, 근교 병원 입지 여부, 건축물 연식 등 비지리적 요인을 분석했다. 그 결과, 부동산 구입 시점, 근교 도로 상태, 근교 병원 입지 여부, 건축물 연식 등 다양한 비지리적

요인이 유의한 것으로 나타났다.

임지훈·서은영·원제무(2013)는 2004년 4월에 개통한 20개의 KTX 고속철도역 중에서 도시철도가 위치하지 않은 4곳을 대상으로, 2003년 고속철도 역세권 주변 지가와 개통 후 9년이 지난 2012년 지가 자료를 비교하였다. 그리고 선행연구와 Focus Group Interview(FGI)를 통해 고속철도 역세권 주변 지가에 영향을 미치는 요인을 탐색했고, 토지이용 특성, 교통여건, 철도역까지 거리, 부지특성, 건축물 특성을 주요 요인으로 선정하였다. 그 후 고속철도 역세권 주변 지가변동률과 토지 특성(토지특성, 교통여건, 거리 등) 관련 자료를 수집하여 회귀분석하였다. 추정결과, 도시규모가 작을수록 고속철도 역세권 주변 지가변동률의 상승폭이 상대적으로 더 크고, 인접 버스정류장까지 거리, 인접도로까지 거리, 인접 도로폭이 고속철도 역세권에 영향을 미치는 요인으로 밝혀졌다. 그밖에 인접 버스 노선수, 철도역까지 직선거리, 필지면적 등의 요소도 부분적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이진희·주하연(2019)은 복합상영관(영화관을 지칭하며, CGV, 롯데시네마, 메가박스를 분석대상으로 정함)과 대형종합소매업체(백화점과 대형마트를 의미함. 동 연구에서는 롯데백화점, 현대백화점, 신세계백화점, 뉴코아백화점과 이마트, 홈플러스, 롯데마트를 분석대상으로 정함)가 함께 입점한 형태를 복합쇼핑몰이라고 정의하고, 복합쇼핑몰의 입점이 지역시장에 미친 경제적 효과를 연구했다. 분석대상 기간은 1995년부터 2010년까지이며, 영화진흥위원회로부터 복합상영관 자료를, 「유통업체연감」으로부터 대형종합소매업체 자료를 취득하고,

1) Alonso(1964), Ball(1973), Asabere(1982)

복합쇼핑몰의 입점이 자가변동에 미친 영향을 회귀분석하였다. 추정결과, 복합쇼핑몰 진입은 해당 시군구 지역시장 내 상업지역 실질 자가변동률을 1.21% 상승시켰으며, 해당 지역시장 내 소매업 고용을 증가시켰다. 이로써 복합쇼핑몰의 입점이 해당 지역 경제에 긍정적인 효과를 미친다고 분석했다. 그러나 양(+)의 효과는 해당 시군구에 한정될 뿐, 인접 시군구까지 파급되지 않아 인접 지역시장의 소매업 사업체 수와 고용수준이 모두 감소하는 부정적인 효과가 확인되었다.

다음은 정부 정책이 지가에 미치는 영향을 분석한 연구이다. 김주영(2005)은 2002년 1/4분기부터 2004년 4/4분기까지 10.29 부동산시장 안정대책과 토지거래허가구역, 투기지역지정의 정책이 서울시 자가변동에 미친 영향을 시계열 분석하였다. 그 결과, 2003년 10.29 부동산시장 안정대책은 통계적으로 지가를 하락시켰으나, 투기지역 지정과 토지거래허가구역지정은 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못함을 보였다.

김세혁·심규원·한상열·김태균(2016)은 2010년 9월 환경부의 고시로 국립공원 구역이 해제된 한려해상국립공원을 중심으로 국립공원 구역 해제가 자가변동에 미친 영향을 이중차분분석했다. 정책 적용 이전의 2007년부터 2010년까지의 자가변동률과 정책 적용 이후인 2011년부터 2015년까지 자가변동률 자료를 추정한 결과, 국립공원 구역의 해제는 지가를 상승시키는 것으로 나타나 지역경제를 활성화시키는데 도움을 줄 것으로 예측했다. 그러나 국립공원 구역 해제가 환경에 부정적 영향을 미칠 수 있어 추가적인 분석이 필요하다고 지적하였다.

이상의 연구들은 자가변동요인으로 다양한 사회

경제적 요인을 고려하고 있으나 산업 특화와 관련하여 지가를 분석한 연구는 거의 찾을 수 없었다. 유사한 연구로 오정일(2008)을 들 수 있는데, 그는 경기도를 대상으로 공장집적과 지가의 상관성을 논의했다. 오정일(2008)은 1998년 1분기부터 2007년 3분기까지 경기도 31개 시·군의 자가상승률과 설립공장 수 시계열 자료를 사용하여 Granger 인과관계 검정을 수행하였다. 그 결과, 설립공장 수의 변화가 공장용지 자가상승률에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

이상에서 이 연구는 지역적 특징으로 정의될 수 있는 특화산업의 특화 정도를 입지계수로 산출하고, 패널회귀 분석방법으로 자가변동률을 추정한다는 점에서 선행연구와 차이가 있다.

### III. 분석방법과 사용자료

이 연구는 서울 25개 각 자치구의 특화산업이 해당 지역의 자가변동에 미친 영향을 분석한다. 따라서 본 장에서는 특화산업을 정의하는 기준인 입지계수와 분석에 사용한 자료에 대해 상술한 뒤, 회귀모형과 추정방법에 대해 설명한다.

#### 1. 입지계수

입지계수는 1940년대에 개발되었고, 이후 도시 및 지역경제 분석과 예측에 광범위하게 사용되고 있다(김홍배, 2009, p.101). 한동안 입지계수에 대한 비판도 있었으나 Isserman(1977)은 투입산출계수

(input-output multipliers)와 입지계수를 비교하는 등 입지계수가 지역경제 파급효과 분석에 적합한 근거를 제시하여 국지적 분석으로써 입지계수 분석방법의 틀을 확립하였다. 최근에는 분석방법이 간단하고 신속하며 값싸게 이용할 수 있어 입지계수 분석방법이 여러 분야에 활용되고 있다.

입지계수는 해당 지역의 특정 산업이 해당 지역의 공간적 상위지역과 비교해 어느 정도 집중되어 있는지 측정하는 상대적 집중도(relative concentration) 또는 특화(specialization) 정도를 나타내는 수치이다(Carroll, Reid and Smith, 2008).

이 연구에서는 이상에서 살펴본 특정 산업의 집중도를 나타내는 입지계수로써 특화산업을 정의한다. 특정산업의 특화 정도는 특정 산업이 해당 지역에서 차지하는 비중과 해당 지역의 공간적 상위 지역에서 차지하는 비중을 비교하여 측정하기 때문에 통상 입지계수가 1보다 크면 해당 지역의 특정 산업 구성비가 해당 지역의 상위지역 구성비보다 높아 결과적으로 해당 지역에 특정 산업이 특화되었다고 말한다.

한편, 이 연구에서는 정은성·김한수(2013)와 안용비(2014)를 따라 종사자 수를 이용한 입지계수를 계산한다. 이를 정리하면 <그림 1>과 같다.

**<그림 1> 입지계수 계산식**

$$LQ_i = \frac{e_i/e}{E_i/E}$$

$e_i$  = 특정지역  $i$  산업 종사자 수  
 $e$  = 특정지역 전체 종사자 수  
 $E_i$  = 특정지역의 공간적 상위지역  $i$  산업 종사자 수  
 $E$  = 특정지역의 공간적 상위지역  $i$  산업 종사자 수

그렇다면 입지계수가 어떤 값일 때 해당 산업을 지역우위 특화산업으로 정의할 수 있는지 살펴본다. 산술적으로 앞서 언급했듯이 입지계수가 1보다 크면 해당 지역이 공간적 상위지역보다 상대적으로 특화되어 있다고 평가할 수 있다. 그러나 영국 상무성은 입지계수가 1.25 이상일 때 해당 산업이 해당 지역의 특화산업이라고 해석하고 있다(안용비, 2014, p.14). 박재곤·변창욱·이상호(2015) 역시 입지계수가 1.25 이상인 산업을 지역 클러스터(cluster) 산업으로 정의하고 있다. 한편, 장석명·박용치(2009)는 서울과 같은 대도시의 경우 인구 및 산업의 집중도가 상대적으로 더 높기 때문에 서울지역의 특화산업 기준을 입지계수 1.3 이상으로 해야 한다고 주장했다. 이상과 같이 기준값이 엇갈리지만, 이 연구에서는 안용비(2014)와 박재곤·변창욱·이상호(2015)에서 제시한 입지계수 1.25 이상인 산업을 특화산업이라고 정의한다.

## 2. 사용자료

서울 각 자치구의 특화산업 특화도가 지가변동률에 미치는 영향을 분석하기 위해 활용하는 자료는 「전국사업체조사」<sup>2)</sup>, 「전국지가변동률조사」, 「도시계획현황」, 「부동산거래현황」, 「전국주택가격동향조사」 자료이다. 「전국사업체조사」에서 산업별 종사자 수를, 「지가변동률조사」에서 지가변동률을, 「도시계획현황」에서 인구를, 「부동산거래현황」에서 토지, 건물, 아파트, 주택 등의 거래량(이를 부동산 거래량으로 표기)과 토지거래면적을, 「전국주택가격동향조사」에서 종합주택가격지수를 수집한다.<sup>3)</sup>

2) 입지계수 계산에 필요한 전국사업체조사에 제공된 자료 중 일부는 종사자 수 합계가 자릿수로만 제공되고 있다. 정확한 종사자 수가 제공되지

이 연구에서 사용한 자료의 기간은 2006년부터 2018년까지이다. 분석 기간을 2006년부터 2018년까지로 정한 이유는 다음과 같다. 첫째, 「전국사업체조사」의 산업분류가 1994년부터 2005년까지 제8차 한국표준산업분류를 기준으로 분류되어 있고, 2006년부터 2018년까지 제9, 10차 한국표준산업분류를 기준으로 분류되어 있는데, 8차와 9, 10차 간 산업분류가 다르기 때문이다. 둘째, 지가변동률에 영향을 미칠 수 있는 통제변수 관련 자료들인 「도시계획현황」, 「부동산거래현황」, 「전국주택가격동향조사」가 모두 2005년부터 자료가 제공되기 때문이다.

〈표 1〉 서울 산업별 종사자 수(2006~2018년)

산업 분류명	평균 종사자 수(명)
농업·임업·어업	416
광업	342
제조업	295,074
전기·가스·증기·공기조절 공급업	9,740
수도·하수·폐기물 처리·원료 재생업	6,779
건설업	311,308
도매·소매업	822,941
운수·창고업	260,093
숙박·음식점업	434,409
정보통신업	303,306
금융·보험업	256,752
부동산업	149,750
전문·과학·기술 서비스업	382,587
사업시설·사업지원·임대 서비스업	366,980
공공행정·국방·사회보장 행정	134,037
교육 서비스업	300,619
보건업·사회복지 서비스업	255,431
예술·스포츠·여가 서비스업	75,502
협화·단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	190,640

한편, 「전국사업체조사」에 근거한 서울의 산업별 종사자 수 현황은 〈표 1〉과 같다. 산업별 종사자 수를 살펴보면, 농업·임업·어업과 광업의 종사자 수가 타 산업과 비교하여 현저하게 적고, 전기·가스·증기·공기조절 공급업, 수도·하수·폐기물 처리·원료 재생업 역시 만 명을 넘지 못할 만큼 적다. 하지만 특정 산업의 상위지역 대비 하위지역의 비중을 나타내는 입지계수는 특정 산업의 절대적 종사자 수와 무관하며, 타 산업과 비교하여 현저하게 종사자 수가 적은 산업의 경우 소폭의 종사자 수 변화에도 입지계수가 크게 변동하여 이상치로 나타난다. 따라서 이 연구에서는 분석대상 기간인 2006년부터 2018년까지 평균 종사자 수가 1만 명 미만인 산업을 분석대상에서 제외하였다.

이 연구는 서울 25개 각 자치구의 특화산업을 입지계수로써 식별한 뒤, 자치구별 특화산업을 하나로 통합하여 다시 입지계수를 산출한다. 서울 25개 자치구별 특화산업을 제시하면 〈표 2〉와 같다. 종로구를 예를 들어 구체적으로 설명해보면, 종로구의 특화산업은 금융·보험업(1.37), 공공행정·국방·사회보장 행정(2.51), 예술·스포츠·여가 서비스업(1.30)으로 나타났다. 이제 자치구별로 정의된 특화산업들을 하나로 묶어 입지계수를 산출한다. 앞선 종로구 사례를 2018년 기준으로 설명해보자. 종로구의 금융·보험업, 공공행정·국방·사회보장 행정, 예술·스포츠·여가 서비스업 종사자 수는 각각 19,250명, 15,396명, 6,286명이었고, 종로구의

않고 자릿수만 공개된 표본은 특정 사업체의 사업장이 2개 이하인 경우이다. 통계청은 사업장이 2개 이하인 경우, 주소지와 업종, 종사자 수로 특정 사업체를 식별할 수 있어 보안상의 이유로 해당 사업장의 종사자 수를 정확히 공개하지 않고 있다. 이를 해결하기 위해 동일 연도, 동일 종사자 자릿수, 중분류산업기준에서 평균값이 도출되지 않으면, 동일 연도, 동일 종사자 자릿수, 대분류산업을 기준으로, 이 경우에도 평균값이 도출되지 않으면, 전체 연도의 동일 종사자 자릿수, 대분류산업을 기준으로 도출된 평균값으로 대체하였다.

- 3) 참고로 지가변동률을 추정하는 변수로 김주영(2005)은 인구, 토지거래량, 공동주택가격, 김용희(2010)는 인구, 서수복(2014)은 인구, 부동산거래량, 주택가격, Yang(2017)은 인구, 주거 건물 투자액을 활용했다.

전체 종사자 수는 264,407명이었다. 한편, 서울의 금융보험업, 공공행정·국방·사회보장 행정, 예술·스포츠·여가서비스업 종사자 수는 각각 262,828명, 146,565명, 89,096명이었고, 서울의 전체 종사자 수는 5,194,232명이었다. 이 통계자료를 이용하여 2018년 종로구의 특화산업 입지계수를 산출하면 <그림 2>와 같다. 이 수치는 종로구의 특화산업들이 서울을 기준으로 얼마나 특화되어 있는지 보여준다.

<그림 2> 종로구 특화산업 입지계수 산출 예시

$$LQ_i = \frac{\frac{\sum i\text{자치구 특화산업의 종사자수}}{i\text{자치구 종사자수}}}{\frac{\sum i\text{자치구 특화산업의 서울 종사자수}}{\text{서울 종사자수}}}$$

$$LQ_{\text{종로구}} = \frac{\frac{19,250 + 15,396 + 6,286}{264,407}}{\frac{262,828 + 146,565 + 89,096}{5,194,232}} = 1.61$$

<표 2> 자치구별 산업 특화도 현황(2006~2018년 평균값 기준)

자치구	제조업	건설업	도매·소매업	운수·창고업	숙박·음식점업	정보통신업	금융보험업	부동산업	전문·과학·기술·서비스업	사업시설·사업지원·임대서비스업	공공행정·국방·사회보장행정	교육서비스업	보건·사회복지서비스업	예술·스포츠·여가서비스업	협회·수리 및 기타 개인서비스업
종로구	0.81	1.10	1.00	0.52	1.06	0.95	<b>1.37</b>	0.80	0.98	0.99	<b>2.51</b>	0.79	0.93	<b>1.30</b>	0.75
중구	1.23	0.44	<b>1.37</b>	0.67	0.84	1.06	<b>2.67</b>	0.71	1.00	1.01	<b>1.33</b>	0.30	0.38	0.50	0.53
용산구	0.53	0.85	<b>1.33</b>	0.61	<b>1.33</b>	0.87	0.67	1.03	1.12	0.98	1.07	0.84	0.83	0.99	1.15
성동구	<b>3.27</b>	0.57	0.98	1.01	0.73	0.56	0.41	0.95	0.68	1.10	0.97	0.99	0.80	0.83	1.19
광진구	1.15	1.19	0.90	1.04	<b>1.42</b>	0.52	0.50	0.94	0.55	0.73	0.88	<b>1.63</b>	<b>1.25</b>	<b>1.62</b>	<b>1.25</b>
동대문구	<b>1.57</b>	0.70	<b>1.25</b>	0.96	1.08	0.20	0.65	0.93	0.64	0.66	0.93	<b>1.53</b>	<b>1.55</b>	1.00	1.07
종랑구	<b>2.41</b>	0.69	0.93	<b>2.41</b>	1.18	0.17	0.32	0.88	0.17	0.29	1.21	1.14	<b>1.50</b>	<b>1.55</b>	<b>1.39</b>
성북구	<b>1.40</b>	0.55	0.84	1.21	<b>1.28</b>	0.27	0.31	0.85	0.36	0.46	1.24	<b>2.84</b>	<b>1.61</b>	<b>1.26</b>	<b>1.43</b>
강북구	<b>1.44</b>	0.41	0.86	<b>1.74</b>	<b>1.57</b>	0.20	1.05	0.82	0.18	0.51	<b>1.53</b>	1.21	1.61	1.68	1.70
도봉구	1.01	0.44	0.91	<b>2.79</b>	1.15	0.11	0.33	<b>1.31</b>	0.24	0.25	<b>1.93</b>	<b>1.64</b>	<b>1.71</b>	<b>1.48</b>	<b>1.65</b>
노원구	0.58	0.28	0.77	<b>2.00</b>	<b>1.32</b>	0.15	0.68	<b>1.39</b>	0.23	0.31	1.00	<b>2.78</b>	<b>2.32</b>	<b>1.43</b>	<b>1.31</b>
은평구	0.63	0.73	0.99	<b>1.80</b>	<b>1.41</b>	0.19	0.54	1.03	0.28	0.26	<b>1.60</b>	<b>1.75</b>	<b>2.00</b>	<b>1.47</b>	<b>1.67</b>
서대문구	0.48	0.57	0.83	1.09	<b>1.56</b>	0.53	0.92	0.80	0.45	0.68	<b>1.93</b>	<b>2.30</b>	<b>1.36</b>	1.12	<b>1.36</b>
마포구	0.49	0.85	0.77	1.02	1.10	<b>1.93</b>	1.03	0.87	0.94	<b>1.60</b>	0.74	1.01	0.62	0.98	0.99
양천구	0.78	0.92	0.88	<b>1.95</b>	1.06	0.65	0.41	1.13	0.44	0.48	<b>1.53</b>	<b>1.86</b>	<b>1.57</b>	<b>1.33</b>	<b>1.34</b>
강서구	0.65	0.83	0.93	<b>4.21</b>	0.96	0.46	0.42	0.97	0.41	0.68	0.65	1.04	1.16	1.03	1.20
구로구	<b>1.71</b>	0.70	1.05	0.88	0.73	<b>2.18</b>	0.58	0.83	0.83	1.04	0.77	0.73	0.88	0.67	0.89
금천구	<b>3.50</b>	0.74	0.93	0.79	0.52	<b>2.14</b>	0.19	0.43	<b>1.48</b>	0.79	0.37	0.41	0.44	0.45	0.63
영등포구	0.80	0.79	0.85	0.64	0.76	<b>1.34</b>	<b>2.55</b>	0.87	1.06	<b>1.67</b>	0.92	0.41	0.70	0.72	0.91
동작구	0.40	0.74	0.87	0.58	1.18	0.53	0.64	<b>1.38</b>	0.70	<b>1.39</b>	1.11	<b>1.99</b>	<b>1.64</b>	<b>1.41</b>	<b>1.28</b>
관악구	0.88	1.02	0.82	1.06	<b>1.62</b>	0.46	0.37	1.04	0.45	0.69	1.18	<b>1.87</b>	<b>1.35</b>	<b>1.73</b>	<b>1.52</b>
서초구	0.36	<b>2.11</b>	0.95	0.41	0.82	1.10	0.68	1.10	<b>1.81</b>	<b>1.29</b>	0.91	0.68	0.62	0.80	0.77
강남구	0.40	<b>1.26</b>	1.06	0.29	0.91	<b>1.44</b>	0.99	<b>1.35</b>	<b>1.85</b>	1.19	0.34	0.59	0.89	0.69	0.80
송파구	0.62	<b>1.78</b>	1.09	0.85	0.95	0.79	0.64	1.24	0.95	1.02	0.83	0.95	0.93	<b>1.61</b>	1.01
강동구	0.78	<b>1.41</b>	1.02	<b>1.37</b>	1.21	0.26	0.65	1.14	0.40	0.76	0.76	1.24	<b>1.82</b>	<b>1.38</b>	<b>1.36</b>

〈표 3〉 사용변수 현황

변수유형	변수명	변형 내용	변수 형태	단위	변수 예시(2018년)	
					서울	종로구
종속변수	지가변동률	원자료	증감률	%	6.114	5.811
		서울 기준 상대값 적용	<b>서울 기준 증감률</b>	<b>%p</b>	·	<b>-0.303</b>
독립변수	특화산업 입지계수	원자료	서울 기준 상대값	·	·	1.058
		전년 대비 증감률 적용	<b>서울 기준 증감률</b>	<b>%</b>	·	<b>-3.563</b>
통제변수	인구	원자료	절대값	명	51,826,059	153,065
		전년 대비 증감률 적용	증감률	%	-0.931	-1.101
		서울 기준 상대값 적용	<b>서울 기준 증감률</b>	<b>%p</b>	·	<b>-0.17</b>
통제변수	부동산 거래량	원자료	절대값	건	791,669	10,065
		전년 대비 증감률 적용	증감률	%	-5.711	-29.09
		서울 기준 상대값 적용	<b>서울 기준 증감률</b>	<b>%p</b>	·	<b>-23.379</b>
통제변수	토지거래면적	원자료	절대값	건	7,659	204
		전년 대비 증감률 적용	증감률	%	18.799	15.254
		서울 기준 상대값 적용	<b>서울 기준 증감률</b>	<b>%p</b>	·	<b>-3.545</b>
통제변수	아파트 가격지수	원자료	인덱스	·	114.16	108.67
		전년 대비 증감률 적용	증감률	%	17.994	11.789
		서울 기준 상대값 적용	<b>서울 기준 증감률</b>	<b>%p</b>	·	<b>-6.205</b>

다음은 추정을 위해 독립변수와 종속변수에 대해 상세히 살펴본다. 먼저 독립변수인 입지계수는 상위지역 대비 하위지역의 산업 특화도를 측정하는 상대적 변수이다. 종속변수인 지가변동률은 지가의 전년 대비 증감률(%p)이다. 문제는 독립변수는 상대적 비중을 나타내는 상대값이고, 종속변수는 전년 대비 증감률의 형태로 정의되어 두 변수 간 속성의 불일치가 존재한다는 것이다. 이를 해결하

기 위해 추정모형에서 사용되는 종속변수와 독립변수를 모두 서울을 기준으로 한 증감률의 형태로 변환한다.

지가변동률은 각 자치구의 지가변동률에 서울 평균 지가변동률을 뺀 %p로 정의하고, 입지계수는 전년 대비 증감률로 계산하여 종속변수와 독립변수 모두 서울을 기준으로 한 증감률 기준을 적용했다. 나머지 통제변수 역시 같은 방식을 적용하였다. 지

〈그림 3〉 추정모형

$$PRICE_{i,t} = LQ_{i,t} + POP_{i,t} + TRDE_{i,t} + TRDE_{i,t}^{SPC} + HOME_{i,t} + \mu_{i,t}$$

(종속변수)  $PRICE_{i,t}$  = t연도의 i자치구 서울 기준 지가변동률  
 (독립변수)  $LQ_{i,t}$  = t연도의 i자치구 서울 기준 특화산업 입지계수 증감률  
 (통제변수)  $POP_{i,t}$  = t연도의 i자치구 서울 기준 인구 증감률  
 (통제변수)  $TRDE_{i,t}$  = t연도의 i자치구 서울 기준 부동산 증감률  
 (통제변수)  $TRDE_{i,t}^{SPC}$  = t연도의 i자치구 서울 기준 토지거래면적 증감률  
 (통제변수)  $HOME_{i,t}$  = t연도의 i자치구 서울 기준 종합주택가격지수 증감률

급까지 설명한 변수들을 정리하면 <표 3>과 같다.

2018년의 종로구를 예시로 살펴보면, 종로구의 지가는 전년 대비 5.811% 상승했고 서울의 평균 지가는 전년 대비 6.114% 상승했다. 따라서 종속 변수에 해당하는 서울을 기준으로 한 지가변동률은  $-0.303\%p$ 이다. 종로구의 특화산업 입지계수는 2017년 1.097에서 2018년 1.058로  $-3.563\%$  하락하여 입지계수 변동률은  $-3.563\%$ 가 된다.

### 3. 패널회귀분석

본 절에서는 추정모형에 대해 논의한다. 추정모형은 <그림 2>와 같은데, 패널회귀 추정방법을 적용하여 특화산업의 입지계수가 지가변동률에 미치는 영향을 분석한다. 한편, 시간 차원을 고려한 패널회귀분석은 시간에 따라 변화하지 않으며 관측되지 않는 이질성을 고려하는 방법에 따라 오차항을 고정된 상수로 보는 고정효과모형(fixed effect model)과 확률변수로 간주하는 확률효과모형(random effect model)을 사용하는 것이 일반적이다.

통상 패널회귀모형은 Hausman 검증을 통해 고정효과모형과 확률효과모형 중 어떤 것이 최적 모형인지 검증한다(전승훈·강성호·임병인, 2004). 하지만 패널자료에 이분산성이 있으면, Hausman 검증은 잘못된 추정량이 발생할 수 있는 한계를 가지고 있다(민인식, 2010, p.90). 따라서 이 연구는 이분산성을 검증하는 Breusch-Pagan 검증을 선행하여 패널자료에 이분산성이 존재하는지 검증하고, 패널자료가 동분산성을 충족할 경우 Hausman 검증을 통해 고정효과모형과 확률효과모형 중 적합한 모형을 채택하고자 한다. 동분산성을 귀무가설

로 갖는 Breusch-Pagan 검증으로 상기 모형을 검증한 결과, 유의수준은 73%로 나타나 5%의 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 동분산성을 갖는다고 평가할 수 있다. 이후 Hausman 검증의 유의수준은 90%로 나타나 확률효과모형이 더 적합한 분석방법임을 확인할 수 있었다. 추가로 추정에 사용된 5종의 통계청 자료를 살펴보면, 전국 250개 시·군·구 및 기초지역을 단위로, 각종 기초 통계량 및 상관관계 등을 고려하여 표본추출이 편향(bias)되지 않게 표본을 임의로 추출하고 있다. 이에 근거하여 시간에 걸쳐 변하지 않는 이질성을 확률변수로 가정할 수 있다. 모형 검증 결과와 자료의 속성을 바탕으로, 이 연구는 확률효과모형을 적용하여 분석을 진행한다.

## IV. 분석결과

이제 확률효과모형을 중심으로 추정결과를 논의한다(<표 4> 참조). 먼저 특화산업의 특화도를 의미하는 입지계수가 지가변동률에 통계적으로 유의하게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 서울을 기준으로 특화산업 입지계수가 전년 대비 1% 상승할 때, 지가변동률은 서울 평균 지가변동률보다 통계적으로 약  $0.021\%p$  더 상승했다. 즉, 통계적으로 특정 자치구의 특화산업 입지계수가 1% 상승하면, 그 자치구의 지가변동률은 서울 평균 지가변동률보다 약  $0.021\%p$  더 상승한다는 것이다.

다음으로 통제변수 추정결과에 대해 논의해보

〈표 4〉 패널회귀 추정결과

변수	통합회귀모형 (pooled regression)	고정효과모형 (fixed effect)	확률효과모형 (random effect)
특화산업 입지계수	0.022* (0.044)	0.020 (0.011)	0.021* (0.061)
인구	0.077* (0.037)	0.077* (0.036)	0.077* (0.036)
부동산거래량	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
토지거래면적	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
종합주택가격지수	0.059*** (0.011)	0.058*** (0.011)	0.059*** (0.011)

주1: ( )안의 값은 표준오차

주2: 유의수준 표기는 다음과 같음 \*: p<0.05, \*\*: p<0.01, \*\*\*: p<0.001

면 다음과 같다. 첫째, 인구는 자가변동에 통계적으로 유의하였다. 이는 서울 평균 인구 증가율보다 인구 증가율이 1%p 더 높아지면, 자가변동률은 서울 평균 자가변동률보다 약 0.077%p 더 상승한다는 것을 말해준다. 둘째, 종합주택가격지수도 자가변동에 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 특정 자치구의 종합주택가격지수 증가율이 서울 평균 종합주택가격지수 증가율보다 1%p 더 오르면, 그 자치구의 자가변동률은 서울 평균 자가변동률보다 약 0.059%p 더 상승한다는 것이다. 셋째, 부동산거래량 및 토지거래면적은 통계적으로 유의하지 않았다.

이상에서 특화산업의 집적도를 나타내는 입지계수가 자가변동에 양(+)의 유의한 영향을 미치지만, 그 정도는 통제변수인 인구와 종합주택가격지수보다 낮았다.

이제 이 연구의 분석결과와 선행연구의 분석결과를 비교하여 정리해보면 다음과 같다. 먼저 인구와 관련된 선행연구를 다시 살펴보면, 김주영(2005)에서는 인구가 자가변동에 유의하지 않았고, 김용

희(2010)에서는 1%의 인구 증가가 통계적으로 유의하게 지가를 약 6% 상승시키는 것으로 나타났다. 서수복(2014)은 인구가 지가에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 기대하였으나, 분석결과는 오히려 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 105개 중국 주요 도시를 분석한 Yang(2017)에서는 일부 지역을 제외한 대부분 지역에서 인구가 지가에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이들 선행연구를 종합해보면, 인구는 대부분 지가에 양(+)의 영향을 끼친다고 말할 수 있다. 이 연구의 분석결과 역시 인구가 지가에 양(+)의 영향을 끼쳐 선행연구의 결과와 부합한다고 볼 수 있다.

다음으로 부동산거래량 추정결과의 경우, 김주영(2005)에서는 부동산거래량이 자가변동에 대해 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 서수복(2014)의 연구에서는 양(+)의 유의한 결과가 나타났다. 이 연구의 분석결과는 김주영(2005)의 연구결과와 유사하게 부동산거래량이 자가변동에 유의적이지 않은 것으로 나타났다.

종합주택가격지수는 김주영(2005), 서수복(2014)

의 연구에서 모두 자가변동률이 양(+)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 이 연구결과와도 부합한다.

상기 비교 결과를 토대로, 부동산거래량이 지가에 미치는 영향이 선행연구에서 엇갈리는 가운데, 이 연구의 회귀 추정결과가 선행연구와 부합하는 양(+)의 회귀방향으로 도출되었다고 정리할 수 있다.

## V. 결론 및 정책적 함의

지금까지 서울 25개 자치구에 대한 시계열 자료를 종합하여 패널 자료를 구축하고, 이를 패널회귀 추정하여 서울 25개 각 자치구의 특화산업 특화도가 해당 자치구의 자가변동률에 미치는 영향을 통제변수를 반영하여 추정, 분석하였다.

주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 특정 자치구의 특화산업 특화도가 상승할수록 해당 자치구의 자가변동률이 상승하는 것으로 나타났다. 둘째, 인구 및 종합주택가격지수 역시 자가변동률에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 셋째, 부동산거래량과 토지거래면적은 통계적으로 유의하지 않았다.

여기서 특화산업 입지계수가 상승한다는 것은 해당 지역의 특화산업 집약도가 증가하여 중간재 생산요소의 공유, 노동풀(labor pool)의 공유, 효율적인 노동매칭, 지식파급 효과와 같은 산업집적 효과(O'sullivan, 2004, p.60-95)가 증대될 수 있음을 시사한다.

현재 서울시는 이러한 산업집적효과를 도모하기 위해 서울형 특화산업지구 지정 및 운영사업을 추진하고 있다. 종로구에 귀금속 산업, 성동구에 IT산업, 마포구에 디자인 및 출판업, 동대문구에 한방산업, 중랑구에 패션 산업, 중구에 인쇄업, 영등포구와 중구에 금융업이 특화산업으로 지정되어 사업이 운영되고 있다. 또한, 서울시는 2019~2022년 서울시정 4개년 계획을 통해 동대문구 홍릉에 바이오의료 산업, 강서구 마곡에 R&D 산업, 구로구와 금천구에 IoT 산업, 마포구 DMC에 문화콘텐츠 산업, 서초구 양재에 AI 산업, 영등포구 여의도에 핀테크 산업단지를 조성할 계획이다.

이 연구에서 보인 특화산업 집약도 증가에 따른 지가 상승 실증분석 결과는 앞서 서술한 산업집적효과를 도모하기 위한 서울시의 특화산업 정책 수립에 도움을 줄 것이다. 추가로 이 연구에서 입지계수로 제시한 자치구별 특화산업과 현재 서울시가 지정한 특화산업지구를 비교함으로써 서울시의 현행 특화산업 정책을 검토할 수 있는 정책적 시사점을 도출할 수 있다.

## 참고문헌

- 김세혁·심규원·한상열·김태균, 2016, “국립공원 구역 해제가 지가변동률에 미치는 영향”, 『한국삼림휴양학회지』, 20(2): 57~64.
- 김용희, 2010, “지가변동률과 인구증감률의 상관성 분석연구”, 『부동산학보』, 41: 263~277.
- 김주영, 2005, “규제정책이 서울시 지가에 미치는 영향력 분석”, 『서울도시연구』, 6(3): 47~58.
- 김홍배, 2009, 『도시 및 지역경제분석론』, 기문당.
- 민인식, 2010, 『STATA 패널데이터 분석』. 한국STATA학회.
- 박재근·변창욱·이상호, 2015, 『지역산업 클러스터 매핑 분석과 발전전략』, KIET 산업연구원.
- 서수복, 2014, “지가변동과 토지거래량의 공간적 자기상관에 관한 연구”, 『국토계획』, 49(8): 21~34
- 안용비, 2014, 『강원지역 서비스산업 현황 및 과제』, 한국은행 강원본부.
- 오정일, 2008, 『공장집적과 지가의 상관성에 관한 연구: 경기도를 대상으로』, 한국경제연구원 세미나 자료 08-06.
- 이진희·주하연, 2019, “복합쇼핑몰의 입점이 지역시장에 미친 경제효과 고찰”, 『시장경제연구』, 48(2): 33~51.
- 임지훈·서은영·원제무, 2013, “고속철도 역세권 지가변동률에 영향을 미치는 요인 규명에 관한 연구”, 『국토계획』, 48(7): 153~166.
- 임춘호·박창수, 2012, “지가변동요인이 지가에 미치는 영향에 관한 연구”, 『주거환경』, 10(3): 273~287.
- 장성명·박용치, 2009, “서울산업클러스터의 공간적 특성 분석”, 『사회과학연구』, 25(4): 97~129.
- 전승훈·강성호·임병인, 2004, “선형패널자료 분석방법에 관한 비교연구”. 『통계연구』, 9(2): 1~24.
- 정은성·김한수, 2013, “입지계수분석을 통한 도시관광과 소매업 개발의 관계 연구”, 『관광경영연구』, 17(4): 357~372.
- Alonso, W., 1964, *Location and land use: Toward a General Theory of Land Rent*, Harvard University Press.
- Amato, P. W., 1969, “Population Densities, Land Values, and Socioeconomic Class in Bogota. Colombiat”, *Land Economics*, 45(1): 66~73.
- Asabere, P. K., 1981, “The determinants of land values in an African city: The case of Accra, Ghana”, *Land Economics*, 57(3): 385~397.
- Ball, M. J., 1973, “Recent empirical work on the determinants of relative house price”, *Urban Studies*, 10: 213~233.
- Carroll, Reid and Smith, 2008, “Location Quotients versus Spatial Autocorrelation in Identifying Potential Cluster Regions”, *Annals of Regional Science*, 42: 449~463.
- Isserman, A. M., 1997, “The Location Quotient Approach to Estimating Regional Economic impacts”, *Journal of the American Institute of Planners*, 43(1): 33~41.
- Uju, I. V. and Iyanda, S. T., 2012, “Comparative Analysis of the Determinants of Residential Land Values”, *Chinese Business Review*, 11(2): 187~192.
- Yang, S., Hu, S., Li, W., Zhang, C. and Torres, J. A., 2017, “Spatiotemporal Effects of Main Impact Factors on Residential Land Price in Major Cities of China”, *Sustainability*, 9(11)

원 고 접 수 일 : 2020년 11월 3일

1 차 심 사 완 료 일 : 2021년 2월 1일

2 차 심 사 완 료 일 : 2021년 8월 5일

최 종 원 고 채 택 일 : 2021년 8월 6일