

우리나라의 지역별 시장접근성이 인구이동에 미치는 영향*

류승철** · 김호연***

본 연구에서는 신경제지리학적 관점에서 우리나라의 지역별 시장접근성(market access)이 인구이동에 미치는 영향을 실증분석했다. Crozet(2004)과 Helpman(1998)의 모형을 결합하여 전국 159개 시·군의 2011~2020년 패널 데이터로써 시장접근성을 도출하고 회귀분석을 실시했다. 분석 결과, 전입 후보 지역의 시장접근성이 높을수록 해당 지역으로의 인구 유입 비율이 통계적으로 유의하게 증가함을 확인했다. 연령대별 분석에서는 청년층(20~39세)이 중장년층 및 노년층에 비해 시장접근성에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났으며, 시기별 분석에서는 2010년대 후반에 시장접근성의 영향력이 더욱 강화되었음을 발견했다. 시장접근성이 우수한 지역일수록 다양한 재화와 서비스를 저렴하게 향유할 수 있어 실질소득이 높아지며, 이는 해당 지역으로의 인구 유입을 촉진하게 된다. 본 연구의 분석 결과는 개별 지역의 고유 특성뿐만 아니라 지역 간 공간적 상호작용이 인구이동에 미치는 영향을 명확히 보여 주며, 이는 지역균형발전을 추진할 때 지역 간 연계성에 대한 고려가 필요함을 시사한다.

핵심주제어: 시장접근성, 인구이동, 신경제지리학, 중심-주변부 모형, 지역 정책
경제학문헌목록 주제분류: J61, R12, R23

I. 서론

경제활동의 공간적인 분포는 경제주체들이 생활 근거지에서 수행하는 다양한

* 본 논문은 제1저자의 박사학위 논문인 「우리나라의 공간구조와 인구변화에 관한 세 가지 소론」(2023)의 일부를 수정, 보완한 것임.

** 제1저자, 성균관대학교 경제학과 박사과정 졸업, E-mail: ryusc2839@gmail.com

*** 교신저자, 성균관대학교 경제학과 교수, 전화: (02) 760-0436, E-mail: hykim@skku.edu
논문투고일: 2025. 9. 14 논문수정일: 2025. 10. 24 게재확정일: 2025. 12. 1

활동을 통해 형성된다. 그런데 이러한 경제활동의 공간적 분포는 지형이나 자원, 기후 등과 같은 일차적 환경(first nature), 그리고 경제주체들 사이의 상호작용으로 만들어진 이차적 환경(second nature)으로 인해 여러 면에서 불균등하게 나타나는 것이 일반적이다.¹⁾ 이처럼 고르지 못한 공간구조에 직면하여, 사람들은 더 풍부한 노동 기회나 더 높은 임금, 혹은 더 낮은 생활비를 통해 삶의 질을 높이고자 새로운 지역으로 이주하기도 한다. 그리고 이러한 경제주체들의 이주는 다시 이차적 환경에 영향을 주면서 경제의 공간구조와 상호작용한다.

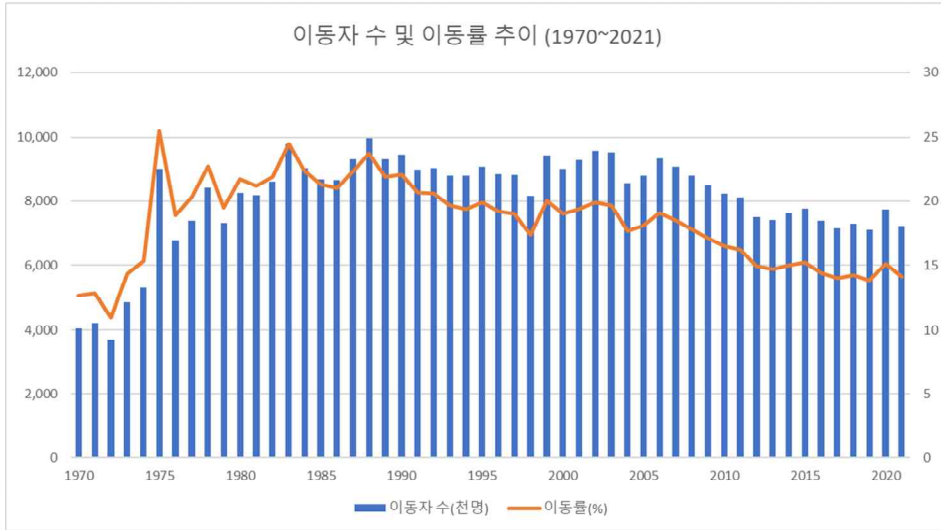
전통적인 경제지리학(Economic Geography)은 주로 일차적 환경의 역할과 산업입지의 역사적, 서술적 분석에 주목했다. 이러한 접근법은 특정 지역의 산업 집적 현상을 역사적 맥락과 사례 연구를 통해 기술하는 부분에 강점을 지녔지만, 이론적 모형에 기반하여 공간구조가 어떻게 내생적으로 형성되고 변화하는지를 체계적으로 설명하는 데에는 한계가 있었다. 특히 개별 경제주체의 의사결정이 어떻게 종합되어 공간적 불균형을 초래하는지에 대한 일관된 인과 메커니즘을 제시함에 있어 어려움을 겪었다(Brakman *et al.*, 2020).

반면, Krugman(1991)이 제안한 신경제지리학(New Economic Geography: NEG)은 이를 근본적으로 재정립했다. 신경제지리학은 미시적 토대(micro-foundation)에 기반한 일반균형모형을 사용하여 불완전경쟁하에서 수확체증과 금전적 외부효과의 개념을 통해 경제활동의 공간적 분포에 대한 체계적인 규명을 시도한다(정준호, 2009). 전통적 경제지리학이 기술적·사례 중심으로 접근한 반면, 신경제지리학은 Dixit-Stiglitz(1977)의 독점적 경쟁모형을 공간경제에 도입하여 Myrdal(1957)이 제안한 누적적 인과(cumulative causation)를 명시적으로 모형화했다. 이를 통해 집적 현상을 연역적이고 검증 가능한 이론적 명제로 전환했을 뿐만 아니라, 한 지역의 경제적 성과가 다른 지역과의 공간적 관계 속에서 어떻게 결정되는지를 내생적으로 설명할 수 있게 되었다. 또한 이론모형에서 도출된 구조적 관계식을 실제 데이터로 추정할 수 있는 틀을 제공함으로써 엄밀한 실증분석을 가능하게 했다. 이 이론적 틀은 유럽연합 집행위원회의 RHOMOLO 모형(Brandsma, 2014) 등 실제 정책의 설계에도 활용될 정도로 공간구조 형성 메커니즘의 설명에 있어 중요한 분석 도구로 인정받고 있다.

우리나라는 1970년대 이후 급속한 산업화와 함께 대규모 인구이동을 경험했으나, 최근 그 흐름은 양적인 면에서 크게 둔화되고 있다. <그림 1>에서 볼 수 있듯이, 읍면동 경계를 넘는 인구이동률은 1975년 25.5%를 정점으로 점차 감소

1) Krugman(1993) 참조.

<그림 1> 우리나라의 인구이동 현황



자료: 통계청 KOSIS, 국내인구이동통계.

하여 2021년 14.1%를 기록하며 지속적인 하락 추세를 보인다. 이는 비유럽 선진국에서 공통적으로 나타나는 인구이동 감소 추세와 맥을 같이한다. OECD 국가들을 대상으로 한 연구에 따르면, 미국, 호주, 캐나다, 일본 등 모든 비유럽 OECD 국가에서 1970년대 이후 지역 간 인구이동이 지속적으로 감소해 왔으며, 이는 인구 고령화, 주택 가격 상승, 지역 간 경제적 격차 완화 등 복합적 요인에 기인한 것으로 보인다(Cavalleri *et al.*, 2021; Alvarez *et al.*, 2021).

그러나 이동의 절대적인 규모를 고려할 때 2021년 기준 이동자 수가 721만 명에 달하는 등, 국내 인구이동은 여전히 우리나라의 공간 구조를 형성하는 핵심적인 동력으로 기능하고 있다. 특히 인구이동의 방향성을 살펴보면, 영·호남권에서 수도권으로의 인구 유출이 심화되는 등 ‘중심-주변부’(core-periphery) 구도가 더욱 공고해지는 경향이 뚜렷하다. 이는 집적의 자기 강화 메커니즘, 즉 대규모 시장이 기업을 유인하고 이는 다시 고용 기회를 창출하여 인구를 끌어들이는 이른바 누적적 인과관계가 국내 공간구조 내에서 여전히 강력하게 작동하고 있음을 시사한다.

이러한 맥락에서 본 연구는 인구이동의 동인을 분석하는 데 있어 개별 지역의 고유 특성을 넘어, 지역 간 상호작용을 통해 결정되는 ‘시장접근성’(market access) 개념에 주목한다. Harris(1954)가 미국 국토 면적의 12%에 불과한 북동

부 지역이 제조업 생산의 50%를 차지하고 노동력의 70%를 고용하는 현상을 설명하면서 처음 제안했고, 이를 통해 기업이 주요 시장에 가까울수록 운송비용이 절감되고 이것이 다시 더 많은 기업을 유인하는 순환적 메커니즘을 포착하고자 했다(Jacks and Novy, 2018). 이후 Krugman(1991)이 이 개념을 일반균형모형으로 통합하면서 시장접근성은 단순한 기술적 지표를 넘어 이론적으로 도출된 구조적 변수로 자리 잡게 되었다.

시장접근성은 한 지역이 다른 모든 지역의 경제 규모에 얼마나 용이하게 접근할 수 있는지를 거리와 운송비용을 고려하여 측정한 지표로서, 신경제지리학의 핵심적인 분석 도구이다. 시장접근성이 높은 지역은 단순히 임금이나 일자리가 많은 장소 이상의, 소비자들이 다양한 상품과 서비스를 더 낮은 비용으로 향유할 수 있는 지역을 의미한다. 결과적으로 시장접근성이 높은 지역일수록 실질소득이 높아 이주 동기를 유발하게 되며, 이는 전방연계 효과의 핵심이다. 예컨대, 서울의 높은 명목임금만으로는 높은 주거비를 정당화하기 어렵지만, 전국 시장에 대한 접근성과 다양한 소비 기회를 고려하면 서울의 실질적인 매력은 충분히 설명된다.

한편, 신경제지리학에서의 인구이동은 단순한 경제활동의 결과가 아니라, 집적을 형성하고 강화하는 핵심 동력이다. Krugman(1991)의 중심-주변부 모형에서 노동자는 실질임금이 높은 지역으로 이동하며, 이러한 노동이동은 소비자 기반을 확대하여 더 많은 기업을 유인하고(후방연계), 동시에 더 많은 기업의 진입은 제품 다양성과 실질임금을 높여(전방연계) 추가적인 인구 유입을 촉진하는 자기강화적 순환 과정을 만들어 낸다. 따라서 인구이동 패턴을 분석하는 것은 집적의 누적적 인과를 실증적으로 검증하는 가장 직접적인 방법이 된다.

기존의 국내 인구이동 관련 연구는 주로 임금, 고용, 주택 가격 등 각 지역의 독립적인 특성에 초점을 맞추어 왔다. 그러나 이러한 접근은 한 지역의 매력도가 그 지역 자체의 고유한 특성만이 아니라 그 지역이 다른 모든 지역의 경제 규모에 얼마나 용이하게 접근할 수 있는지에 의해서도 결정된다는 점을 간과했다. 더구나 신경제지리학 이론에 기반하여 시장접근성과 인구이동의 관계를 실증적으로 분석한 국내 연구는 문운상(2018) 정도로 찾아보기가 매우 어려운 상황이다.

이에 본 연구는 신경제지리학적 관점에서 우리나라의 지역별 시장접근성이 인구이동 패턴에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 한다. 이를 위해 Crozet(2004)의 방법론을 기초로 하되 Helpman(1998)의 개념을 일부 차용하여 우리나라 상황에 맞게 수정한 모형을 구축한다. 제주도와 울릉도를 제외한 전국 159개

시·군을 대상으로 2011년부터 2020년까지 10년간의 패널 데이터를 사용하여 각 지역의 시장접근성을 직접 계산하고, 계산된 시장접근성이 해당 지역으로의 인구 유입에 미치는 영향을 준구조적 추정(quasi-structural estimation) 방법으로 분석한다.

본 연구의 차별성은 다음과 같이 세분화된 분석에 있다. 첫째, 연령대별 분석을 통해 인구이동의 주축인 청년층(20~39세)이 중장년층(40~64세)이나 노년층(65세 이상)에 비해 시장접근성에 더 민감하게 반응하는지를 살펴본다. 둘째, 시기별 분석을 통해 2010년대 전반기와 후반기 사이에 시장접근성의 영향력이 어떻게 변화했는지를 비교한다. 분석 결과에 따르면 시장접근성의 긍정적 효과는 특히 청년층에서 뚜렷하게 나타났으며, 2010년대 후반으로 갈수록 그 영향력이 더욱 강화되는 경향이 짙어졌다. 이러한 종류의 분석은 인구이동의 동학을 보다 명확히 이해하고 향후 지역균형발전 정책의 실효성을 제고하는 데 있어서도 중요한 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ절에서 연구주제와 관련된 기존 문헌들을 살펴본 후, 제Ⅲ절에서 본 연구에서 사용하는 분석 틀에 대해 논의하며, 제Ⅳ절의 자료 관련 설명에 이어 제Ⅴ절에서 실증분석을 진행한다. 마지막으로 제Ⅵ절에서 결론을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구

인구이동의 법칙을 실증적으로 정립한 초기 연구로는 Ravenstein(1889)을 들 수 있다. 그는 인구이동량이 거리에 따라 감소하는 효과를 발견했으며, 이는 이후 중력모형의 이론적 기초가 되었다. 그러나 중력모형은 두 지역 간 인구 규모와 거리만으로 이동량을 설명하기 때문에 이동의 근본적인 동기와 사회경제적 요인을 충분히 고려하지 못한다는 한계가 있다.

이를 극복하고자 후속 연구들은 인구이동의 원인을 다양한 사회경제적 변수에서 찾고자 했다. Todaro(1969)는 농촌-도시 간 기대소득 격차를 인구이동의 핵심 요인으로 제시했다. 그는 이주자들이 단순히 현재의 임금 격차만이 아니라 도시에서 취업할 확률을 고려한 기대소득을 바탕으로 이주를 결정한다고 주장했다. Tiebout(1956)는 '발에 의한 투표'(voting with feet) 개념을 제시하며, 주민들이 지방정부가 제공하는 공공서비스와 조세 부담의 조합을 비교하여 자신의 선호에 맞는 지역으로 이주한다고 설명했다. 또한 Lee(1966)는 출발지의 배출요인(push

factors)과 목적지의 흡인요인(pull factors)들이 상호작용하여 인구의 이동 패턴을 결정한다고 주장했다.

국내의 인구이동 연구는 이러한 이론적 기반 위에서 우리나라의 사회경제적 변수들이 인구이동에 미치는 영향을 실증적으로 규명하고자 했으며, 주로 수도권 집중 현상과 지역 간 인구 불균형 문제를 다루어 왔다. 이찬영·이흥후(2016)는 2001년부터 2014년까지 청년층(25~29세)의 지역 간 인구이동을 분석하여, 임금과 취업률이 높을수록, 결혼 기회가 많을수록, 그리고 거주비용이 낮을수록 청년 인구의 유입이 증가함을 실증적으로 밝혀냈다. 특히 2000년대 후반부터 전세가 격이 수도권-비수도권 이주에서 중요한 요소로 부상했음을 확인했다. 김영민·정원석(2024)은 수도권과 비수도권 간 임금 격차를 분석하여, 대졸 이상 고학력자의 경우 지역 간 임금 격차가 더욱 뚜렷하게 나타나며, 이러한 경제적 유인이 지역 인력수급의 불균형을 심화시킨다고 지적했다.

이 외에도 다양한 연구들이 이루어져 왔으나 대부분 개별 지역의 속성(임금, 고용률, 주택가격 등)에 초점을 맞추어 왔으며, 지역 간 공간적 상호작용이나 접근성의 변화가 인구이동에 미치는 영향에 대한 관심은 상대적으로 부족했다. 특히, 개별 지역의 경제 규모뿐만이 아닌 인접 지역과의 연계 정도, 즉 시장접근성이 인구이동에 미치는 영향에 대한 신경제지리학적 관점의 실증연구는 국내에서 충분히 축적되지 못한 상황이다.

경제활동의 공간구조를 이론적으로 설명하고자 하는 신경제지리학은 Krugman의 신무역이론과 궤를 같이한다. Krugman(1979, 1980)은 소비자들의 다양성 선호와 국가 간 운송비용을 모형에 도입하여 산업 내 무역 패턴에 대해 분석한 바 있다. 이후 Krugman(1991)에서 차별화된 공산품과 동질적인 농산물, 지역 간 이동이 가능한 노동, 거리에 따라 증가하는 운송비의 개념 등을 조합하여 신경제지리학의 기초를 완성했다. Helpman(1998)은 보다 현실에 가깝도록 지역 간 거래가 불가능한 주택서비스 부문으로 농업 부문을 대체한 모형을 제시했고, 이를 활용하여 미국, 독일, 칠레, 일본 등(Hanson 2005; Brakman *et al.*, 2004; Paredes 2015; Kiso 2005) 다양한 국가들에 대한 실증분석이 이루어진 바 있다.

신경제지리학적 관점에서 경제활동의 공간적 분포에 가장 크게 영향을 미치는 요인으로 지역 간 상호작용을 통해 결정되는 시장접근성을 꼽을 수 있다. Hanson(1997)은 무역 정책의 변화가 시장접근성에 영향을 주어 궁극적으로 경제활동의 분포를 변화시킬 수 있음을 보였다. 또한 Redding and Sturm(2008), Nakajima(2008) 및 Brakman *et al.*(2012)에서는 국경의 생성 혹은 소멸로 인

한 시장접근성의 변화가 국경지역의 인구 비중에 미치는 영향을 관찰한 바 있다. 시장접근성의 변화가 인구이동 패턴에 미치는 영향에 대한 연구도 물론 존재한다. Crozet(2004)은 개선된 시장접근성이 인구이동에 긍정적으로 작용한다는 사실을 유럽 5개국의 자료를 통해 확인했다. 또한 Paluzie *et al.*(2009)은 스페인의 자료를 이용, 1920년대부터 2000년대 초반까지의 기간에 대한 실증분석을 행하여 시장접근성이 노동자의 이주 결정에 양의 영향을 주었음을 확인했다.

시장접근성이라는 렌즈를 통해 인구이동 현상을 살펴보는 것은 해당 주제에 관한 대표적인 이론인 중력이론과도 일맥상통하며, Crozet(2004)에서는 두 접근법을 통한 분석 결과를 비교하여 보여 주기도 했다. 주로 지역 간 인구 규모의 차이를 통해 인구의 이동을 살펴보는 중력이론과 달리 신경제지리학에서는 한 지역이 다른 모든 지역과 상호작용한 결과인 '시장접근성'을 중시한다. 우리나라의 인구이동에 대해 신경제지리학적 접근을 시도한 연구로는 문운상(2018)이 있는데, 해당 연구에서는 시·군 단위 자료를 활용하여 시장접근성이 인구증가율 및 고용증가율과 양의 관계를 지님을 확인했다. 본 연구는 Crozet(2004)에서 제시된 방법론을 기반으로 국내의 지역 간 인구이동에 있어 시장접근성이 미치는 영향을 살펴보고, 추가로 연령 및 시기에 따라 자료를 세분한 분석 또한 시도함으로써 기존 연구와의 차별성을 확보하고자 한다.

Ⅲ. 분석모형

신경제지리학 모형에서 경제활동의 공간적 분포를 설명하는 핵심 요소 중 하나는 재화와 서비스를 교역 가능 여부에 따라 구분하는 것이다. 교역재(tradable goods)는 지역 간 거래가 가능한 재화와 서비스로서, 운송을 통해 다른 지역으로 이동할 수 있다. 반면 비교역재(non-tradable goods)는 생산된 지역에서만 소비될 수 있는 특징을 가진 재화와 서비스를 의미한다. 이러한 구분은 단순한 분류를 넘어, 경제활동이 특정 지역에 집적되거나 분산되는 동학(dynamics)을 결정하는 핵심 요인으로 작동한다.

교역재는 집적을 촉진하는 구심력(centripetal force)으로 작용한다. 큰 지역에서는 다양한 교역재를 저렴한 가격에 구입할 수 있으므로(forward linkage) 노동자들이 해당 지역으로 이동하게 된다. 동시에 노동자가 집중된 지역은 기업에게도 매력적인 입지가 되어(backward linkage) 추가적인 집적을 유도한다. 반

면 비교역재, 특히 주택서비스는 분산을 촉진하는 원심력(centrifugal force)으로 작용한다. 인구가 집중되어 주택가격이 상승하면 실질소득이 감소하여 다른 지역으로의 이동을 유발하기 때문이다. 따라서 한 지역의 경제활동 집적 수준은 이 두 힘의 균형점에서 결정된다.

Crozet(2004)은 경제를 세 부문으로 나누었는데, (1) 차별화된 상품들로 구성되어 있으며 교역이 가능한 제조업 부문, (2) 차별화된 상품들로 구성되어 있으며 교역이 불가능한 서비스업 부문, 그리고 (3) 동질적인 재화로 구성되며 기준재(numeraire)의 역할을 하는 농업 부문이 그것이다. 그러나 이러한 분류는 현대 경제의 현실을 충분히 반영하지 못한다. 금융, 보험, 정보통신업 등 현대 서비스업의 상당 부분은 정보통신기술의 발달로 지역 간 거래가 가능해졌으며, 특히 서비스업의 비중이 70%에 달하는 우리나라 여건을 감안하면 서비스업 전체를 비교역재로 분류하는 것은 적절하지 않다.

따라서 본 연구에서는 Helpman(1998)의 모형 설정을 따라 경제를 (1) 지역 간 교역이 가능하며 운송비가 발생하는 교역재 부문과 (2) 주택서비스로 대표되며 지역 간 교역이 불가능한 비교역재 부문으로 구분한다. 이러한 설정은 제조업 뿐만 아니라 교역 가능한 서비스업까지 교역재에 포함시킬 수 있어 현실 경제를 보다 잘 반영하며, 주택서비스를 분산력의 핵심 요소로서 명시적으로 모형화함으로써 인구이동의 동학을 더욱 정확히 분석할 수 있다. 이하에서는 간결성을 위해 지역 간 거래가 가능한 재화와 서비스를 '교역재', 주택서비스 등 지역 간 거래가 불가능한 재화와 서비스를 '비교역재'로 지칭하되, 이후의 실증분석에서는 비교역재 중 주택서비스에 초점을 맞추기로 한다.

모형의 구조는 다음과 같다. 우선 경제는 R개의 지역으로 구성되어 있으며, 각 지역 i 의 소비자들은 재화 및 서비스에 대해 Cobb-Douglas 형태의 효용 함수를 가진다.

$$U = C_i^\mu H_i^{1-\mu} \quad (1)$$

위 식에서 C_i 는 교역재 그룹에 대한 소비이며, H_i 는 비교역재의 총량이다. 또한 μ 와 $1-\mu$ 는 각각에 대한 지출 비중을 나타낸다. 교역재들이 차별화되어 있으므로 C_i 는 다음과 같은 CES 함수로 나타낼 수 있다.

$$C_i = \left[\sum_{r=1}^R n_r C_{ir}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

여기서 n_r 은 r 지역에서 생산되는 재화의 가짓수이며, c_{ir} 은 r 지역에서 생산되어 i 지역에서 소비되는 상품의 양이다. 또한 σ 는 각 제품들 사이의 대체탄력성이며 1보다 큰 값을 가진다.

P_i 를 해당 지역 교역재들의 가격지수, p_{ir} 를 r 지역에서 생산된 재화의 i 지역 c.i.f. 가격이라 할 때 식 (1)에 의해 교역재에 대한 지출은 $P_i C_i = \mu Y_i$ 가 되며, c_{ir} 은 다음과 같다.

$$c_{ir} = p_{ir}^{-\sigma} \mu Y P^{\sigma-1} \quad (3)$$

생산 부문은 규모의 경제를 시현하는 비용 함수를 지닌다고 가정하자. a 가 고정 노동량, x_i 가 산출량일 때, 투입되는 노동의 양 L_i 는 다음과 같다.

$$L_i = a + bx_i \quad (4)$$

기업들의 이윤 극대화 과정을 통해 아래와 같이 교역재의 f.o.b. 가격 및 각 지역 생산물의 가짓수(또는 기업의 수)를 알 수 있다. 이때 w_i 는 해당 지역의 명목임금이다.

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma-1} bw_i \quad (5)$$

$$n_i = \frac{L_i}{a\sigma} \quad (6)$$

이상의 과정을 통해 교역재 전체의 가격지수 P_i 는 다음과 같이 도출된다.

$$P_i = \left[\sum_{r=1}^R \left(\sum_{k=1}^{n_r} p_{ir}^{1-\sigma} \right) \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} = \left[\sum_{r=1}^R n_r p_{ir}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (7)$$

특정 지역에서 생산된 교역재가 다른 지역에서 소비되는 경우 거래 과정에서 운송비가 발생하게 된다. 운송 부문을 별도로 구축하는 번거로움을 피하기 위하여 Samuelson(1954)이 제안한 얼음 덩어리(iceberg) 운송비 개념을 활용하기로 한다. 마치 시간의 흐름에 따라 얼음 덩어리가 녹아 사라지듯, r 지역에 도달하는 한 단위의 재화를 i 지역에서 발송할 때에는 T_{ir} 만큼의 재화가 필요하다고 가정하는 것이다. 이에 따라 r 지역의 생산물이 i 지역에서 판매될 때의 가격은 다음과 같게 된다.

$$p_{ir} = p_r T_{ir} \quad (8)$$

단위거리당 운송비를 τ 라 할 때 두 지역 간의 거리 d_{ir} 가 반영된 c.i.f. 가격은 Hanson(2005)을 따라 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p_{ir} = p_r e^{\tau d_{ir}} \quad (9)$$

지역 내의 물가 수준이 반영된 실질임금은 다음과 같이 정의된다. 여기서 q_i 는 i 지역의 비교역재 가격이며, 외생적으로 주어진다.

$$\omega_i = \frac{w_i}{P_i^\mu q_i^{1-\mu}} \quad (10)$$

경제주체들이 이주를 선택하는 과정은 기본적으로 Crozet(2004)을 따른다. 노동자들은 각 지역의 실질임금 및 기타 요소들을 비교하여 이주 대상지를 선택한다고 가정하며, i 지역에 거주하는 노동자 k 가 자신의 거주지를 포함한 R 개의 지역을 놓고 고려하는 목적함수는 다음과 같다.

$$\pi_{ij}^k = V_{ij} + \varepsilon_j^k = \ln(\omega_j \rho_j d_{ij}^{-\lambda}) + \varepsilon_j^k \quad (11)$$

여기서 ρ_j 는 j 지역에서 일자리를 얻을 수 있는 가능성, λ 는 이주에 수반되는 비용이며, ε_j^k 는 노동자 k 의 j 지역에 대한 개인별 특성(idiosyncratic preference)을 나타내는 확률적 요소이다. 즉, 노동자 k 는 $r \neq j$ 인 모든 r 에 대해

$V_{ij}^k > V_{ir}^k$ 인 경우 j 를 목적지로 택하게 된다. ε_j^k 가 Type I extreme value 분포를 따른다고 가정하면(McFadden, 1974), j 지역을 선택할 확률은 다음과 같다.

$$\Pr(M_{ij}) = \frac{e^{V_{ij}^k}}{\sum_{r=1}^R e^{V_{ir}^k}} \tag{12}$$

i 지역에서 j 지역으로의 기대 인구이동량은 $L_i \cdot \Pr(M_{ij})$ 이고, i 지역에서의 총 전출인구는 $L_i \cdot \Pr(1 - M_{ii})$ 이다. 따라서 j 지역으로 이동하는 인구의 비율을 구하면 식 (13)과 같다. 여기에서 우변의 마지막 항은 출발 지역을 제외한 모든 도착 가능 지역에 대한 효용의 합을 나타낸다.

$$\frac{mig_{ij}}{\sum_{r \neq i} mig_{ir}} = \frac{e^{V_{ij}^k}}{\sum_{r=1}^R e^{V_{ir}^k} - e^{V_{ii}^k}} = \frac{e^{V_{ij}^k}}{\sum_{r \neq i} e^{V_{ir}^k}} \tag{13}$$

이상의 과정을 종합하여 정리하면 다음과 같은 관계를 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{mig_{ij}}{\sum_{r \neq i} mig_{ir}}\right) &= \frac{\mu}{\sigma - 1} \ln\left(\sum_{r=1}^R L_r w_r^{1-\sigma} e^{\tau(1-\sigma)d_{jr}}\right) \\ &\quad + (\mu - 1)\ln(q_j) + \ln(w_j \rho_j) - \lambda \ln(d_{ij}) + \tilde{\alpha}_i \\ &\quad \text{where } \tilde{\alpha}_i = -\ln\left(\sum_{r=1}^R e^{V_{ir}^k} - e^{V_{ii}^k}\right) \end{aligned} \tag{14}$$

이 관계식을 통해 비로소 이주와 시장접근성의 관계를 확인할 수 있다. 식 (14)의 좌변은 i 지역에서 타 지역으로의 이주자 중 j 지역으로의 이주자 비율을 의미한다. 우변의 첫 번째 항은 시장 접근성을 나타내는데, 이 항이 식 (7)에서 도출된 부분임을 상기하면 아래와 같이 시장접근성 중에서도 소비자의 시장접근성(consumer market access: CMA)이라고 정의할 수 있다. 즉, 다양한 재화(n_r)를 양호한 접근성($e^{\tau d_{ir}}$)을 통해 저렴하게(p_r) 향유할 수 있는 지역일수록 더 매력적이기에 노동자들의 이주 가능성이 높다고 보는 것이다.

$$\left[\sum_{r=1}^R L_r w_r^{1-\sigma} e^{\tau(1-\sigma)d_{ir}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} = \left[\sum_{r=1}^R n_r (p_r e^{\tau d_{ir}})^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} = CMA^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (15)$$

식 (14)의 우변을 계속 살펴보면 특정 이주지를 선택할 확률은 CMA 외에 비교역재 가격(q_j)이나 기대임금, 이주비용에도 의존함을 알 수 있다.

식 (15)의 합산 범위가 $r=1$ 부터 R 까지임에 특히 주목할 필요가 있는바, 시장접근성을 계산할 때 자기 지역을 포함한다는 의미이다. 이는 신경제지리학의 표준적인 접근법으로서, Krugman(1991), Fujita *et al.*(1999), Helpman(1998) 등의 이론 연구와 Hanson(1998), Crozet(2004), Redding and Sturm(2008) 등의 실증 연구에서 공히 채택하고 있다. 시장접근성이란 특정 지역의 단일 속성이 아니라 모든 지역과의 공간적 상호작용을 통해 결정되는 복합적인 지수이다. 따라서 자기 지역을 제외하는 경우, 소비자가 자기 지역에서 생산되는 재화와 서비스를 소비할 때의 비용이 반영되지 않아 소비자가 직면하는 가격지수가 왜곡될 수 있다. 특히 대도시와 같이 자체 경제 규모가 큰 지역일수록 접근 가능한 시장 규모가 과소평가되어 경제학적 의미가 훼손될 수 있다.²⁾

위 모형을 Crozet(2004)의 모형과 비교했을 때 드러나는 가장 큰 차이점은 바로 주택서비스로 대표되는 비교역재 가격의 영향이다. $\mu-1$ 이 음의 값을 가지므로 높은 비교역재 가격은 집적을 방해하는 힘으로 작용한다. Crozet(2004)에서는 산업을 농업, 지역 간 거래가 가능한 제조업, 그리고 지역 간 거래가 불가능한 서비스업으로 구분했기에 주택서비스의 영향이 전혀 반영되지 않는다.

이제 위의 식을 활용하여 다음과 같이 실증분석을 진행하고자 한다. 먼저 식 (14)를 비선형 최소자승법(Nonlinear Least Square: NLS)을 통해 추정하여 신경제지리학적 모형이 우리나라의 인구이동을 설명할 수 있는지 확인한다. 이어 식을 간략화하여 시기와 연령에 따라 나누어 분석함으로써 그룹별 인구이동에 영향을 미치는 요소들을 비교해 본다.

2) Brakman *et al.*(2020: 202)에 의하면, 국가 수준의 비교에서는 자기 지역을 제외한 foreign market potential이 유효하지만 지역 수준의 비교에 있어서는 그렇지 않다.

IV. 자료

실증분석에 필요한 자료는 지역 간 인구이동 통계, 지역별 노동자 수와 임금, 지역 간 거리, 지역별 주택서비스 가격 및 고용률, 그리고 추가 분석을 위한 기타 지역별 자료들이다. 본 연구에서는 제주도와 울릉도를 제외한 전국 159개 시·군을 대상으로 2011년부터 2020년까지 10개 연도에 걸친 패널 데이터를 구축했다. 각 출발지역 i 마다 자신을 제외한 158개의 도착지역 j 가 존재하는 지역 쌍(origin-destination dyad) 구조로서, 이론적으로는 $159 \times 158 \times 10 = 251,220$ 개의 관측이 가능하다. 다만 일부 지역 간 이동량이 0인 결측치로 인해 실제 분석에는 약 20만 개의 관측치가 사용되었으며, 이로 인해 본 연구의 데이터는 불균형 패널(unbalanced panel) 구조를 지닌다.

인구이동 데이터로는 통계청에서 제공하는 「국내인구이동통계」 자료를, 지역별 노동자 수와 고용률은 성인지통계시스템에서 제공하는 지역별 고용조사 분석 자료를 사용했다. 지역별 임금의 경우, 통계청 마이크로데이터 통합서비스(MDIS)에서 제공하는 지역별 고용조사 자료를 분석하여 각 시·군의 연도별 평균임금을 산출했다.

지역 간 거리는 국토교통부에서 제공하는 표준 노드링크 자료를 활용, 2021년 당시의 도로망을 반영한 시·군 사이의 거리 데이터를 작성하여 사용했다. 각 시·군의 기준점은 해당 지역의 시청 혹은 군청으로 설정했다. 본 연구가 포괄하는 기간이 10여 년에 이르므로 특정 시기의 도로망을 반영하지 않는 직선거리를 활용하는 방법도 고려할 수 있으나, 그 경우 동-서 간 거리를 과소평가하거나 대도시-위성도시 사이의 관계를 왜곡할 가능성이 있다.³⁾

주택서비스 가격은 국토교통부에서 제공하는 실거래가 공개시스템으로부터 시·군별 단위 면적당 주택 매매가격 및 전월세 가격 자료를 구축하여 사용했다. 통계청의 인구주택총조사 분석 자료에 의하면 자가점유 비율이 2005년에 55.6%, 2010년에 54.2%, 그리고 2015년에는 56.8%로 나타난다.⁴⁾ 이는 매매가격과 전세가격 모두 주택서비스 가격 지표에 큰 영향을 미치리라는 점을 시사한다. 다만

3) 태백산맥이 가로막은 서울-강릉의 경우 직선거리는 약 170km이나 도로상 거리는 약 220km인 반면, 서울-익산의 경우 직선상 거리는 약 180km, 도로상 거리는 약 200km로 차이가 크지 않다.

4) https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1239(최종접속일: 2022년 11월 3일).

〈표 1〉 기술통계(2016)

변수명	단위	N	Avg.	Std. Dev.	Min.	Max.
m ² 당 주택 전세가격(JP)	백만 원	159	1,688	0.646	0.911	5.094
m ² 당 주택 매매가격 변화(Δ PP)	백만 원	159	0.103	0.158	-0.213	1.222
임금(W)	백만 원	159	2.090	0.354	1.324	3.561
고용률(ER)	비율	159	0.633	0.053	0.514	0.765
농업 비중(AS)	비율	159	0.254	0.194	0.001	0.711
서비스업 비중(SS)	비율	159	0.601	0.157	0.240	0.906

주택 매매의 경우 거주 용도 외에 투자의 성격 또한 지니고 있음을 유념해야 한다(김현아, 2008). 우리나라 가구들에 대한 실증분석 사례를 살펴보면, 다주택을 보유한 가구뿐만 아니라 실수요 가구 역시 투자 수요를 지니는 것으로 나타난다(이호진·고성수, 2017).

전세가격과 매매가격의 상관관계가 전 기간에 걸쳐 0.9가 넘을 정도로 강하여 다중공선성의 문제 또한 존재한다. 따라서 상대적으로 순수한 주택서비스 수요에 더 가깝다고 볼 수 있는 전세가격은 연도별 가격 자료를 사용하고, 투자의 성격을 지닐 것으로 생각되는 매매가격으로는 전년 대비 가격의 변화를 구하여 적용했다. 아파트, 단독/다가구, 연립/다세대를 통합한 자료를 작성했으며, 월세의 경우 전월세 전환율을 5%로 가정, 월세 1만 원을 전세 240만 원으로 환산했다.

위에 언급한 변수들에 대한 2011~2020년 자료를 사용하여 분석을 위한 기초 데이터를 구축하고, 지역별 산업 구조를 파악할 수 있는 산업별 종사자 비율을 구해 추가했다. 2016년을 기준으로 한 변수들의 기술통계는 〈표 1〉에 제시되어 있다.

V. 실증분석

1. 주요 모수 및 시장접근성의 추정

실증분석은 두 단계로 나누어 진행한다. 먼저 식 (14)로부터 주요 파라미터들의 값을 추정함으로써 과연 신경제지리학적 분석을 통해 우리나라의 인구이동을 설명할 수 있는지 확인하고, 다음으로 이를 이용하여 각 시·군의 시장접근성을

〈표 2〉 NLS 추정 결과

모수명	설명	추정값	기댓값
μ	교역재 소비 비중	0.821 ^{***} (0.010)	$0 < \mu < 1$
σ	교역재 대체 탄력성	2.443 ^{***} (0.021)	$\sigma > 1$
τ	운송비용	0.137 ^{***} (0.002)	$\tau > 0$
λ	이주비용	1.123 ^{***} (0.004)	$\lambda > 0$
Constant		-1.880 ^{***} (0.025)	
N		201,299	
Adjusted R ²		0.530	

주: 괄호 안의 수치는 표준오차(standard error)를 나타낸다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

산출하도록 한다. 그런데 해당 식에 대한 추정은 준구조적 추정이기 때문에 관련 요소들을 모두 고려하기에는 어려움이 따른다. 이를 우회하기 위하여 식으로부터 산출된 시장접근성을 통해 간략화된 이주 확률 방정식을 만들어 시기별, 연령대별 인구이동 추이를 살펴보도록 한다.

2011년부터 2020년까지의 자료를 바탕으로 한 식 (14)의 NLS 추정 결과는 〈표 2〉와 같으며, 주요 모수들이 모두 기대범위 내의 값을 가지는 것을 확인할 수 있다. 이는 국내 인구이동이 신경제지리학적 접근으로써 설명될 수 있음을 의미한다. 즉, 소비자 입장에서 시장접근성이 높은 지역일수록 노동자들이 더 큰 매력을 느끼게 되어 해당 지역에 대한 이주 가능성이 높아진다는 것이다. 본 연구의 핵심 변수인 시장접근성은 소비자가 특정 지역에 위치했을 때 자기 지역을 포함한 모든 지역에서 재화 및 서비스를 얼마나 쉽고 저렴하게 소비할 수 있는지를 나타내는 일종의 복합 지수(Composite Index)이다. 따라서 시장접근성의 절대적인 크기 자체보다는 지역 간 상대적인 격차가 중요하며, 이 격차가 인구이동에 미치는 영향을 확인하는 것이 본 연구의 주된 목적이라 할 수 있다.

〈표 3〉은 2011년 서울의 시장접근성을 100으로 표준화하여 상위/하위 10개 지역의 값을 비교한 것이다. 상위 10개 지역과 하위 10개 지역이 연구 기간 중

〈표 3〉 표준화된 시장접근성(2011년 서울=100)

구분	지역명	2011년	2020년	구분	지역명	2011년	2020년
상위 10개 지역	서울	100.0	64.26	하위 10개 지역	홍천군	0.32	0.25
	부천	71.47	51.50		울진군	0.30	0.27
	광명	58.03	38.49		영월군	0.30	0.25
	구리	39.91	28.33		청송군	0.28	0.37
	안양	37.96	26.72		양구군	0.27	0.26
	과천	36.66	24.54		화천군	0.25	0.31
	시흥	36.37	28.87		영양군	0.25	0.26
	고양	33.36	25.10		평창군	0.25	0.19
	군포	33.13	23.82		정선군	0.24	0.21
	수원	32.96	24.99		인제군	0.14	0.12

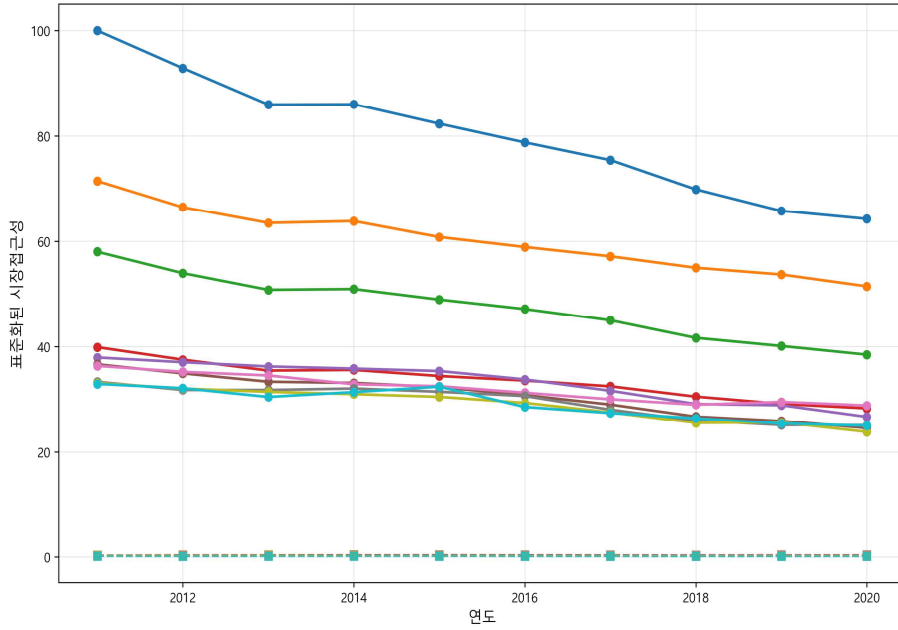
계속 큰 격차를 유지하고 있는 것이 드러난다. 특히 상위 10개 지역이 모두 수도권에 위치하고 있다는 사실을 통해 수도권 중심의 강력한 중심-주변부 구조가 지속되고 있음을 알 수 있다. 상위 및 하위 10개 지역 시장접근성에 대한 보다 자세한 정보는 〈부표 3〉에 제시되어 있다.

〈그림 2〉는 시장접근성의 특징을 다각도로 보여 준다. 먼저 패널 (a)는 상위 10개 지역과 하위 10개 지역의 표준화된 시장접근성 추이인데, 상위 지역은 지속적으로 높은 순위를 유지하고 있으며, 하위 지역들은 극히 낮은 수준에서 거의 중첩되어 나타난다. 모든 지역에서 시장접근성이 시간에 따라 감소하는 양상을 보이며, 이는 노동인구의 증가 대비 더 큰 임금의 증가로 인한 결과이다. 그러나 본 연구가 살펴보고자 하는 것은 시장접근성의 절대적인 수치가 아닌, 특정 시점에서 지역 간 상대적 차이가 이주 결정에 미치는 영향이다. 또한 전반적인 수준 변화는 연도별 고정효과를 사용하고 있기에 통제된다. 따라서 시장접근성의 점진적 감소는 본 연구의 타당성을 저해하지 않는다. 패널 (b)는 연구 기간의 중간 시점인 2016년의 시장접근성을 지리적으로 시각화한 것으로, 색이 짙을수록 접근성이 높음을 의미한다. 서울을 중심으로 한 수도권과 주요 광역시 인근 지역의 시장접근성이 특히 높게 나타나며, 견고한 중심-주변부 구조가 형성되어 있음을 확인할 수 있다. 패널 (c)는 2011년과 2020년 시장접근성의 관계를 나타낸 것으로서, 상관계수는 0.9956의 매우 높은 값을 보인다. 이는 우리나라의 중심-주변

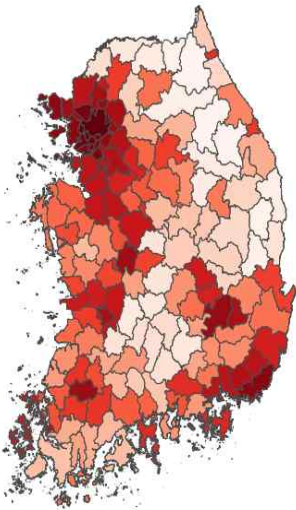
부 구조가 매우 안정적으로 고착화되어 있다는 사실을 잘 보여 준다.

〈그림 2〉 지역별 시장접근성

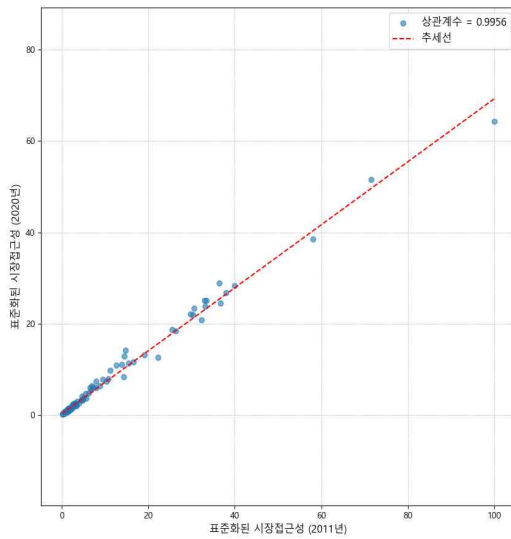
a. 상위(실선)/하위(점선) 10개 지역의 시장접근성 추이(2011~2020)



b. 지역별 시장접근성(2016년)



c. 표준화된 시장접근성 비교(2011년 vs. 2020년)



2. 전체 기간에 대한 추정

이제 <표 2>의 결과를 바탕으로 식 (14)를 간략화하여 2단계 실증분석을 실시한다. μ , σ 및 τ 의 추정치를 적용한 시장접근성은 $CMA = \sum_{r=1}^R L_r w_r^{-1.443} e^{-0.197d_r}$ 이며, 이를 통해 구할 수 있는 각 지역의 시장접근성으로써 다음의 식 (16)을 추정한다. 내생성 문제를 고려하여 설명변수들의 전년도 수치를 사용하며, $q_j^{\text{전세}}$ 와 $q_j^{\text{매매}}$ 는 도착지의 전세가가격과 주택 매매가격을 각각 의미한다.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{mig_{ij,t}}{\sum_{r \neq i} mig_{ir,t}}\right) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(CMA_{j,t-1}) + \beta_2 \ln(q_{j,t-1}^{\text{전세}}) \\ & + \beta_3 \Delta \ln(q_j^{\text{매매}}) + \beta_4 \ln(w_{j,t-1}) + \beta_5 \ln(\rho_{j,t-1}) \\ & + \beta_6 \ln(d_{ij}) + \beta_7 \text{share}_{j,t-1}^{\text{agr}} + \beta_8 \text{share}_{j,t-1}^{\text{svc}} \\ & + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (16)$$

위의 식은 시장접근성과 지역 고유의 특성을 통제변수로 포함함으로써 ‘공간 구조가 주는 효과’와 ‘지역 특성이 주는 효과’를 분리한다. 시장접근성은 모든 지역의 노동자 수(L_r), 임금(w_r), 거리(d_{jr})가 모수들에 의해 가중·변환되어 합산된 복합지수이다. 따라서 도착 지역의 임금이나 인구가 시장접근성에 포함되어도 그 영향은 다른 모든 지역의 영향과 함께 합산되므로 상당 부분 희석되게 된다.

제Ⅳ절에서 설명한 바와 같이, 전세가가격과 매매가격은 상당히 강한 상관관계를 가지고 있으며, 두 변수를 모두 설명변수로 사용하는 경우 다중공선성이 발생할 가능성이 있다. 실제 두 변수를 동시에 사용한 경우 대부분의 추정 결과에서 매매가격의 VIF(Variance Inflation Factor, 분산 팽창 인수)가 10을 초과하는 결과를 보인다. 따라서 주택의 투자재로서의 성격이 반영되는 매매가격은 전년도 대비 변화율을 사용하기로 한다. 한편, ρ_j 는 도착 지역의 고용률이며, d_{ij} 는 출발지와 도착지 사이의 거리를 나타낸다.

이주 대상 지역의 경제 구조를 반영하기 위하여 도착지의 농업 종사자 비율과 서비스업 종사자 비율을 독립변수로 추가했다. 농업-제조업-서비스업 비율이 도합 100%이므로 β_7 과 β_8 은 제조업 종사자 비율 대비 농업 혹은 서비스업 종사자

비율이 미치는 영향을 측정한다. 모형에 반영되지 않은 시간적, 공간적 요인을 통제하기 위해 연도별 더미 및 도착지별 더미를 추가했다. 나아가 연령대별로 독립변수들의 영향을 파악하고자 청년층은 20~24세, 25~29세, 30~34세, 35~39세로 세분화했고, 중장년층인 40~64세 그룹과 노년 그룹인 65세 이상 집단 또한 분리하여 추정했다.

한 지역에서 다른 지역으로 이주하기로 하는 결정이 완전히 독립적일 수 있는지도 생각해 보아야 한다. 예컨대, 서울에서 부산으로의 이주는 서울에서 인천으로의 이주 결정에 영향을 줄 수도 있을 것이다. 따라서 동일한 출발지인 경우 자기 상관성이 발생할 수 있다고 보아 Stata 패키지의 cluster 옵션을 적용했다.

〈표 4〉는 2011년부터 2020년까지의 전체 기간을 대상으로 전체 연령대의 이주에 대한 OLS 추정 결과를 정리한 것이다. 첫 번째 열은 고정효과를 포함하지 않은 Pooled OLS 추정 결과이다. 핵심 설명변수인 시장접근성은 인구 유입 비율에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 어느 전입지의 시장접근성이 1% 증가하면, 다른 전출지에서 외부로 이주하는 인구 중 해당 전입지가 차지하는 비율이 약 0.3% 증가하는 것으로 추정되었다. 이는 시장접근성이 높은 지역일수록 인구가 더 많이 유입될 것이라는 모형의 기본 가정에 부합한다. 열 (2)부터 열 (4)까지는 연도 고정효과와 전출지 고정효과를 순차적으로 추가한 결과이다. 고정효과를 포함하는 경우에도 시장접근성의 계수는 여전히 약 0.25~0.3% 범위에서 양(+)의 값을 유지했으며, 통계적으로 유의했다. 이후의 모든 추정에서는 연도 및 전출지 고정효과를 모두 포함한 모형을 기본 설정으로 사용한다.

여기에서 OLS 추정 결과가 특정 지역 표본에 의해 주도되었을 가능성을 검토해 볼 필요가 있다. 특히 서울은 전체 인구의 약 20%가 거주하는 수위 도시로서, 다른 지역에 비해 시장접근성 값이 월등히 높아 회귀분석 결과 전반에 과도한 영향을 미쳤을 수 있다. 이를 점검하기 위해 서울을 표본에서 제외하고 재추정한 결과가 열 (5)에 표시되어 있다. 시장접근성이 인구 유입에 미치는 긍정적 효과가 여전히 통계적으로 유의하게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 계수의 크기 또한 서울을 포함했을 때와 큰 차이를 보이지 않아, 본 연구의 핵심 결과가 일부 지역의 특수성에 좌우되지 않는 강건한(robust) 결론임을 증명해 준다.

주택가격 변수의 추정 결과는 흥미로운 시사점을 제공한다. 전세가격의 계수는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타내는데, 이는 전세가격이 높은 지역일수록 해당 지역으로의 인구 유입이 감소함을 의미한다. 이러한 결과는 전세가격이

〈표 4〉 OLS 추정 결과

구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전국				서울 제외
log(CMA _j)	0.300 ^{***} (0.010)	0.256 ^{***} (0.011)	0.295 ^{***} (0.009)	0.252 ^{***} (0.010)	0.218 ^{***} (0.010)
log(JP _j)	-0.246 ^{***} (0.031)	-0.052 (0.038)	-0.256 ^{***} (0.030)	-0.065 [*] (0.037)	-0.194 ^{***} (0.036)
Δlog(PP _j)	0.272 ^{***} (0.019)	0.275 ^{***} (0.020)	0.270 ^{***} (0.019)	0.274 ^{***} (0.019)	0.268 ^{***} (0.020)
log(W _j)	0.720 ^{**} (0.054)	1.059 ^{***} (0.062)	0.710 ^{**} (0.053)	1.044 ^{***} (0.060)	1.019 ^{***} (0.059)
log(ER _j)	2.137 ^{***} (0.116)	2.669 ^{***} (0.119)	2.194 ^{***} (0.118)	2.721 ^{***} (0.123)	2.192 ^{***} (0.122)
log(D _{ij})	-1.158 ^{***} (0.036)	-1.157 ^{***} (0.036)	-1.261 ^{***} (0.038)	-1.260 ^{***} (0.038)	-1.278 ^{***} (0.038)
AS	-2.937 ^{***} (0.098)	-2.809 ^{***} (0.098)	-2.893 ^{***} (0.097)	-2.769 ^{***} (0.097)	-3.141 ^{***} (0.098)
SS	0.648 ^{***} (0.104)	0.823 ^{**} (0.102)	0.703 ^{***} (0.100)	0.875 ^{**} (0.098)	0.384 ^{**} (0.099)
Constant	-0.156 (0.247)	-0.101 (0.255)	0.513 ^{**} (0.245)	0.568 ^{**} (0.254)	1.332 ^{***} (0.268)
연도 고정효과	No	Yes	No	Yes	Yes
전출지 고정효과	No	No	Yes	Yes	Yes
N	201,274	201,274	201,274	201,274	198,430
Adjusted R ²	0.586	0.591	0.627	0.631	0.628

주: 괄호 안의 수치는 표준오차를 나타낸다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

이주 시 직접적으로 부담해야 하는 주거비용으로 작용하기 때문으로 해석된다. 반면 주택가격 변화의 계수는 양(+)의 값을 보인다. 이는 두 가지 측면에서의 해석이 가능하다. 첫째, 주택가격 상승이 큰 지역이 투자 대상으로서 매력적으로 인식되어 인구를 유인했을 가능성이 있다. 주택의 투자 대상으로서의 성격으로 인해 가격 상승이 예상되는 지역으로 선제적으로 이주하려는 경향이 반영되었을 수 있다. 둘째, 역인과성의 가능성도 배제할 수 없다. 즉, 인구 유입이 주택 수요를 증가시켜 매매가격 상승을 유발했을 수 있다. 본 연구에서는 설명변수에 1년의

시차($t-1$)를 두어 이러한 동시성 문제를 부분적으로 완화하고자 했으나, 주택가격과 인구이동 간에는 장기적이고 복잡한 상호작용이 존재하므로 시차변수만으로는 내생성을 완전히 통제하기 어렵다는 한계가 있다. 따라서 매매가격 변화 변수의 해석에는 특히 유의할 필요가 있다.

한편, 임금과 고용률은 강한 양(+의 효과를, 두 지역 사이의 거리는 강한 음(-)의 효과를 발휘하는 것으로 나타났다. 실제 패턴을 살펴보면 대부분의 인구이동이 시·도 내의 이동으로 구성되고 시·도 간 이동의 비중은 상대적으로 낮다. <부표 1>이 보여주듯 인구이동 중 약 2/3가 시·도 내 이동으로서, 인구의 이동은 상대적으로 가까운 지역으로 이루어진다. 전입지의 산업구조 역시 이주 결정에 큰 역할을 하는 것으로 보인다. 제조업 종사자 대비 농업 종사자의 비율이 1% 증가할 때 이주 가능성이 2.8~2.9% 감소하는 반면, 서비스업 비중은 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

시장접근성과 기타 변수들이 연령대별로 어느 정도의 영향력을 발휘하는지 살펴보는 것도 상당히 의미가 있을 것이다. 増田(2014)가 이른바 “지방 소멸”의 개념을 주창한 이래, 국내에서도 지방의 인구 위기에 대한 관심이 높아지고 있다. 특히 이상호(2016)는 시·군·구 단위 기준 총 228개의 지역 중 79개 지역을 소멸위험 지역⁵⁾으로 분류한 바 있다. 물론 박승현(2017) 및 정성호(2019)에서 지적한 바와 같이 여타 요소를 고려하지 않고 단순히 인구만으로 지역의 소멸 여부를 판단하는 데에는 분명히 한계가 존재한다. 그러나 특정 지역의 소멸에 대비하는 차원에서뿐만 아니라 장기적 균형발전을 위해서도 연령대별 이주 동향 내지 경향성을 파악하는 작업은 매우 중요하다.

<표 5>는 2011~2020년의 전체 기간에 대해 연령대별로 나누어 행한 OLS 추정 결과를 정리한 것이다. Crozet(2004) 모형 및 이를 수정한 식 (14)의 종속변수는 한 지역에서 다른 지역으로의 이주 총량 중 특정 지역이 차지하는 비중을 나타낸다. 이주 인구가 0인 경우는 제외되며, 연령대별로 지역 간 이주가 0명인 관측치가 상이하므로 결과적으로 관측치의 수가 달라진다. 열 (1)은 <표 4>와 같이 모든 연령대의 이동에 대한 분석 결과이며, 한 지역의 시장접근성이 1% 증가할 때 해당 지역으로의 이주 가능성이 약 0.25% 증가함을 의미한다.

연령대별로 독립변수들의 영향력에 차이가 드러난다. 먼저 주택서비스 가격, 즉 전세가격의 영향력은 20대 초반에는 매우 낮다가 30대 후반까지 점점 증가하는 모양새를 보이는데, 이는 경제주체들이 30대에 가정을 꾸려 더 큰 주택을 필

5) 20~39세의 여성 인구가 65세 이상 인구의 절반에 미치지 못하는 지역.

<표 5> OLS 추정 결과(연령그룹별)

구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	모든 연령	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~64세	65세~
log(CMA _j)	0.252 ^{***} (0.010)	0.211 ^{***} (0.008)	0.233 ^{**} (0.009)	0.214 ^{***} (0.009)	0.194 ^{***} (0.009)	0.231 ^{***} (0.009)	0.251 ^{***} (0.009)
log(JP _j)	-0.065 [*] (0.037)	-0.031 (0.033)	-0.030 (0.034)	-0.056 [*] (0.032)	-0.059 [*] (0.034)	-0.067 [*] (0.034)	0.055 (0.037)
Δlog(PP _j)	0.274 ^{***} (0.019)	0.384 ^{***} (0.025)	0.367 ^{***} (0.024)	0.397 ^{***} (0.029)	0.358 ^{***} (0.033)	0.259 ^{***} (0.020)	0.262 ^{***} (0.027)
log(W _j)	1.044 ^{***} (0.060)	0.581 ^{***} (0.060)	0.884 ^{***} (0.071)	0.967 ^{***} (0.073)	0.910 ^{***} (0.076)	1.009 ^{***} (0.057)	0.667 ^{***} (0.059)
log(ER _j)	2.721 ^{***} (0.123)	2.862 ^{***} (0.138)	3.234 ^{***} (0.124)	2.857 ^{***} (0.116)	2.418 ^{***} (0.125)	2.611 ^{***} (0.106)	2.071 ^{***} (0.123)
log(D _{ij})	-1.260 ^{***} (0.038)	-0.864 ^{***} (0.028)	-0.950 ^{***} (0.027)	-1.026 ^{***} (0.025)	-1.007 ^{***} (0.025)	-1.211 ^{***} (0.033)	-0.929 ^{***} (0.028)
AS	-2.769 ^{***} (0.097)	-2.090 ^{***} (0.108)	-2.490 ^{***} (0.109)	-2.283 ^{***} (0.108)	-1.964 ^{***} (0.102)	-1.465 ^{***} (0.084)	-0.234 ^{***} (0.086)
SS	0.875 ^{***} (0.098)	1.475 ^{***} (0.094)	0.916 ^{***} (0.099)	0.877 ^{***} (0.103)	0.894 ^{***} (0.100)	1.221 ^{***} (0.095)	1.543 ^{***} (0.087)
Constant	0.568 ^{**} (0.254)	-1.394 ^{***} (0.196)	-0.728 ^{***} (0.180)	-0.851 ^{***} (0.176)	-1.206 ^{***} (0.171)	-0.135 (0.208)	-1.997 ^{***} (0.189)
N	201,274	131,395	138,280	129,398	122,891	174,754	126,534
Adjusted R ²	0.631	0.576	0.619	0.645	0.642	0.615	0.589

주: 괄호 안의 수치는 표준오차를 나타낸다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

요로 하는 경향을 반영한다. 투자 동기로 작용하는 주택 매매가격 상승이 미치는 영향은 고연령층이 될수록 감소하는 모습이다. 임금의 영향력은 20대 초반 집단에서 상대적으로 작게 나타난다. 해당 그룹은 아직 구직 활동이 활발하지 않아 상대적으로 도착 지역의 임금이 낮은 가중치를 부여할 수 있으므로 이는 납득할 만한 결과이다. 반면 취업 시장에 적극적으로 진입하는 20대 후반 그룹을 보면 전입 지역의 고용률이 상대적으로 큰 영향을 미침과 동시에 임금의 영향도 20대 초반 대비 크게 상승하는 것을 볼 수 있다. 임금과 고용률이 이주 확률에 주는 영향은 노년층에 이르면서 확연히 감소한다.

거리가 이주 대상지에 대해 가지는 음(-)의 효과는 연령대가 높아짐에 따라 점차 강해지는 경향을 보인다. 이는 중장년층의 경우 가족 단위 이동으로 인한

이주 비용 증가와 지역 사회에 대한 고착이 이주 결정에 더 큰 제약으로 작용하기 때문에 풀이된다. 그러나 65세 이상 고령층에서는 계수가 다시 완화되는 패턴을 보인다.

핵심 변수인 시장접근성의 영향 또한 연령대에 따라 그 크기가 다른데, 20~24세 그룹에서 25~29세 그룹으로 넘어가면서 커지다가 40대 이전까지 점차 작아지고, 중장년 및 노년층에 이르러 다시 커지는 것을 볼 수 있다. 이는 연령대별 경제적 여건의 차이에 일부 기인하는 듯하다. 20~24세 그룹은 학생 신분이거나 군 복무 중인 인구 비중이 크기 때문에 상대적으로 경제적 자립도가 낮고, 이주 결정 자체도 비경제적 요인(학교 및 군부대의 위치)이 더 큰 영향을 미칠 것이다. 그러나 25~29세 그룹부터는 본격적으로 독립적인 경제주체가 되면서 합리적 소비 동기가 강해지므로 다양한 재화를 저렴하게 이용할 수 있는 시장접근성에 더 민감하게 반응하는 것으로 해석된다.

이후 30대 그룹에서 시장접근성의 영향력이 일시적으로 감소하는 것 또한 자녀교육이나 직장 및 주거 안정성과 같은 다른 생애주기적 요인들의 영향이 커지기 때문으로 보이며, 이후 중장년층과 노년층에서 시장접근성의 영향력이 커지는 것은 은퇴로 소득이 감소하거나 고정되는 시기에 접어들면서 제한된 예산 내에서의 합리적 소비가 다시금 중요한 이주 요인으로 부상하기 때문으로 풀이된다. 참고로 <부표 2>에 의하면 분석 기간 중 25~29세 그룹부터 경제활동 참가율이 급격히 증가하다가 50세를 기점으로 점차 감소한다.

3. 시기별 추정 및 분석

이주 결정에 영향을 미치는 요인이 시기별로 어떠한 차이를 보이는지도 관심의 대상이다. 2000년대 초 「국가균형발전특별법」이 제정되면서 본격적으로 지역균형발전에 대한 논의가 부상했으나, 이에 대한 시각은 정권에 따라 차이가 있었다. 지역 발전을 추진하는 기본 단위만 보아도, 참여정부 시기에는 시·도(16개), 이명박 정부는 광역경제권(5개 광역경제권+2개 준광역경제권), 박근혜 정부는 지역행복생활권(56개), 문재인 정부는 다시 시·도(17개)로 달라졌다. 정책 기조 또한 상이하여 참여정부는 지역균형발전, 이명박 정부는 지역 경쟁력 강화, 박근혜 정부는 지역 행복 증진에 각각 주안점을 두었다(김현호, 2017). 이렇듯 시기의 흐름에 따라 변화한 지역 정책하에서 시장접근성 및 기타 요인들이 인구이동에 미친 영향이 어떻게 다른지 비교해 볼 필요가 있다.

수집된 자료가 포함하는 기간은 2011년부터 2020년까지로, 전년 대비 주택가격 변동치를 사용하는 모형의 구조상 이명박 정부 시기는 단지 1년분의 자료만 이용이 가능하다. 기간의 차이가 크므로 이를 제외하고 박근혜 정부와 문재인 정부 시기만을 사용하여 회귀분석을 시행했으며, 그 결과는 <표 6>과 <표 7>에 각각 정리되어 있다. 두 시기 모두 전체 기간을 대상으로 한 <표 4> 및 <표 5>와 유사한 양상을 보이거나, 일부 주목할만한 차이가 발견된다.

우선 주택과 관련하여 전세가격 및 매매가격 변화의 영향력이 커진 것을 알 수 있다. 이는 부록의 <부도 1>에서 볼 수 있듯이 문재인 정부 기간에 부동산 가

<표 6> 18대 정부 시기 OLS 추정 결과(2013~2016)

구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	모든 연령	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~64세	65세~
log(CMA _j)	0.236*** (0.011)	0.170*** (0.010)	0.214*** (0.009)	0.202*** (0.009)	0.185*** (0.010)	0.223*** (0.009)	0.246*** (0.010)
log(JP _j)	-0.034 (0.038)	0.041 (0.037)	-0.010 (0.038)	-0.057 (0.035)	-0.030 (0.037)	-0.042 (0.035)	0.041 (0.041)
Δlog(PP _j)	0.036 (0.035)	0.220*** (0.039)	0.140*** (0.042)	0.217*** (0.044)	0.238*** (0.044)	0.105*** (0.036)	0.093* (0.047)
log(W _j)	0.962*** (0.063)	0.381*** (0.064)	0.833*** (0.071)	1.000*** (0.079)	0.878*** (0.080)	0.971*** (0.060)	0.691*** (0.061)
log(ER _j)	2.787*** (0.126)	3.169*** (0.147)	3.416*** (0.128)	2.988*** (0.126)	2.468*** (0.126)	2.732*** (0.109)	2.463*** (0.135)
log(D _{ij})	-1.245*** (0.040)	-0.840*** (0.028)	-0.919*** (0.028)	-1.015*** (0.027)	-0.992*** (0.026)	-1.202*** (0.035)	-0.916*** (0.029)
AS	-2.773*** (0.104)	-2.292*** (0.108)	-2.561*** (0.107)	-2.331*** (0.105)	-1.894*** (0.105)	-1.417*** (0.088)	-0.248*** (0.092)
SS	0.942*** (0.088)	1.590*** (0.089)	0.940*** (0.091)	0.895*** (0.100)	0.971*** (0.095)	1.335*** (0.091)	1.727*** (0.085)
Constant	0.627** (0.265)	-1.140*** (0.204)	-0.671*** (0.189)	-0.780*** (0.193)	-1.220*** (0.182)	-0.101 (0.221)	-1.967*** (0.198)
N	89,555	58,609	61,513	59,193	54,954	77,420	55,748
Adjusted R ²	0.622	0.565	0.609	0.635	0.636	0.608	0.586

주: *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.

〈표 7〉 19대 정부 시기 OLS 추정 결과(2017~2020)

구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	모든 연령	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~64세	65세~
log(CMA _j)	0.255*** (0.010)	0.248*** (0.009)	0.244*** (0.009)	0.220*** (0.008)	0.198*** (0.009)	0.225*** (0.009)	0.244*** (0.008)
log(JP _j)	-0.054 (0.043)	-0.084** (0.039)	-0.021 (0.038)	-0.052 (0.037)	-0.074* (0.038)	-0.057 (0.040)	0.117*** (0.039)
Δlog(PP _j)	0.273*** (0.027)	0.207*** (0.036)	0.268*** (0.032)	0.379*** (0.042)	0.329*** (0.045)	0.252*** (0.027)	0.255*** (0.036)
log(W _j)	1.189*** (0.066)	0.835*** (0.065)	1.013*** (0.077)	1.073*** (0.075)	1.078*** (0.078)	1.146*** (0.062)	0.716*** (0.068)
log(ER _j)	2.558*** (0.133)	2.573*** (0.149)	2.958*** (0.142)	2.648*** (0.135)	2.336*** (0.148)	2.381*** (0.119)	1.506*** (0.135)
log(D _{ij})	-1.280*** (0.037)	-0.900*** (0.028)	-0.990*** (0.026)	-1.041*** (0.023)	-1.024*** (0.023)	-1.226*** (0.031)	-0.954*** (0.028)
AS	-2.694*** (0.099)	-1.806*** (0.123)	-2.314*** (0.127)	-2.098*** (0.126)	-1.922*** (0.113)	-1.459*** (0.089)	-0.199** (0.094)
SS	0.761*** (0.112)	1.430*** (0.106)	0.904*** (0.115)	0.856*** (0.115)	0.792*** (0.115)	1.042*** (0.105)	1.238*** (0.095)
Constant	0.269 (0.241)	-1.852*** (0.191)	-1.060*** (0.171)	-1.250*** (0.160)	-1.504*** (0.163)	-0.414** (0.196)	-2.258*** (0.177)
N	89,355	58,468	61,014	55,192	54,035	78,179	56,802
Adjusted R ²	0.642	0.588	0.632	0.658	0.651	0.626	0.597

주: *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.

격이 급격하게 상승한 여파로 해석된다. 가격이 급등한 만큼 주택서비스에 대한 수요를 나타내는 전세가격에 대해서는 미온적으로 반응하고, 투자적 요소를 반영하는 전년 대비 가격 변화에는 더 적극적으로 반응한 것을 확인할 수 있다. 고용률이 이주 비율에 미치는 영향은 전반적으로 문재인 정부에서 감소한 것으로 보인다. 임금의 계수는 전체 연령대를 기준으로 증가하는 모습을 보였지만, 연령대 별로 나누어 보면 20대 전반기 및 30대 후반기 그룹은 증가한 반면 여타 그룹은 감소했다.

시장접근성이 이주 비율에 미치는 영향은 시간이 흐르면서 더 강해진 것을 알

수 있다. 아직도 수도권으로의 집중이 활발히 진행중인 상황에서 역대 정부들의 지역균형발전 정책이 “말의 성찬”이었다는 평가를 피하기는 힘들어 보이며(김현호, 2017), 국가균형발전 특별회계의 배분이 지역 발전과의 관련성보다 정치적 고려로 결정되는 경향이 강한 현실(조형석·양지숙, 2021)에서 이러한 분석 결과는 어찌 보면 당연한 것이다.

시장접근성과 관련하여 두드러지는 것은 연령대별 변화 규모의 차이이다. 젊은 연령대일수록 시장접근성의 계수가 더 많이 변했으며, 특히 20대 전반기 집단은 여타 집단에 비해 계수가 크게 증가한 것으로 나타났다. 이러한 현상은 복합적인 요인으로 인한 결과이겠지만, 그중 연령대별 경제적 여건을 생각해 볼 수 있다. <부표 2>에 의하면 2017년부터 20대의 경제활동 참가율이 하락했으며, 특히 20~24세 그룹의 하락 폭이 가장 큰 것으로 나타났다. 이처럼 악화된 경제적 여건이 20대 초반 그룹으로 하여금 더 다양하고 저렴한 소비재의 존재를 의미하는 시장접근성에 더 민감하게 반응하게 만들었을 것이라고 해석할 수 있다. 반면 경제활동 참가율이 상대적으로 안정적인 다른 연령대에서는 시장접근성 계수의 증가 폭이 크지 않았다.

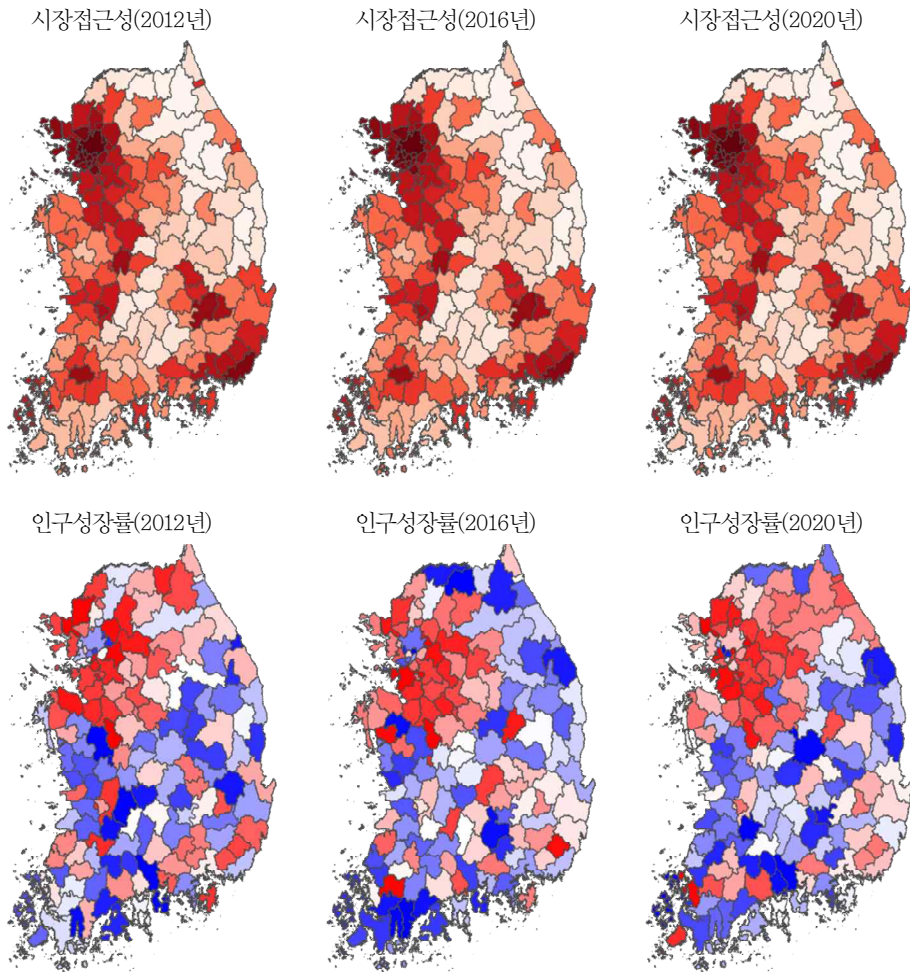
VI. 결론

본 연구에서는 신경제지리학적 접근을 통해 시장접근성 및 기타 요인들이 우리나라의 인구이동에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 실증분석 결과 특정 지역의 주택서비스 가격은 음의 효과를, 주택 매매가격의 변화는 양의 효과를 가져오며, 임금 및 고용률의 향상은 모두 이주 비중의 증가에 긍정적인 영향을 끼치는 것으로 나타났다. 전출지와 전입지 간 거리의 증가는 이주를 저해하고, 전출 대상 지역의 산업 중 서비스업의 비중이 높을수록 양의 효과를, 반대로 농업 비중이 높을수록 음의 효과를 지님도 알 수 있었다.

무엇보다도 시장접근성이 1% 증가하면 다른 지역에서 전출하는 인구 중 해당 지역으로의 이주 비중이 약 0.25% 증가하는 것으로 파악되었다. 이러한 시장접근성의 영향은 시간이 흐르면서 더욱 강화되었으며, 특히 20~24세 집단에 미치는 영향이 크게 증가한 것으로 보인다. 이는 결국 역대 정부에서 추진한 지역균형발전 정책의 실효성이 크지 않았음을 시사하며, 여전히 지속되고 있는 수도권 집중 현상이 이를 방증한다.

시장접근성이 이주에 긍정적으로 작용한다는 사실은 그 자체로서 중요한 의미를 지닌다. 시장접근성이란 도시 자체의 특성에 의해서만 결정되는 것이 아니라 자신을 포함한 인근 지역의 경제활동 규모에 의해 결정된다. 모든 면에서 동일한 두 지역이 있을 때 그중 한 지역이 서울에 가깝게 위치한다면, 그러한 위치적 장점만으로도 더 많은 인구를 흡인할 매력을 보유하게 되는 것이다. <그림 3>에서는 시장접근성이 높은 수도권이나 거점도시 인근 지역에서 인구가 증가(붉은색)

<그림 3> 연도별 시장접근성(위) 및 인구성장률(아래)



붉은색이 짙을수록(+), 푸른색이 짙을수록(-)

하고 그렇지 못한 지역은 인구가 감소(푸른색)하는 경향이 선명한 대비를 이룬다. 이는 지방 소멸에 대한 대비나 지역균형발전 측면에서 중요한 정책적 함의를 지닌다. 즉, 한 지역의 중심도시는 자신뿐만 아니라 주변의 시장접근성을 제고하는 역할을 수행하여 보다 넓은 지역의 성장을 견인할 수 있으며, 따라서 지역 간 자원의 배분 또는 공공기관 이전 등의 추진 과정에서 외형적 평등을 위한 나눠먹기식 분배보다는 지방 거점도시의 육성이 비수도권 지역의 성장에 보다 실질적인 도움이 될 것으로 보인다.

본 연구는 적지 않은 한계를 지니고 있다. 자료의 제약으로 인해 행정구역의 세부적인 변화를 적절히 반영하지 못했으며, 정권별 분석에 있어서도 두 시기만을 비교하는 것에 그쳤다. 또한 지역 간 거리의 측정에 있어 각 지역의 기준점을 경제적 중심점이 아닌 시·군청의 위치로 설정하고 시대별 도로망의 차이를 고려하지 못한 점 역시 사소하다 하기 어렵다. 마지막으로, 주택가격과 인구이동 사이의 잠재적 내생성 문제가 남아 있다. 설명변수에 1년의 시차를 두어 동시성 편의를 완화하고자 했으나, 장기적인 상호작용을 완벽하게 통제할 수 없다는 한계가 있다. 후속 연구에서는 도구변수나 자연실험을 활용한 내생성 통제, 그리고 보다 세분화된 시공간 데이터의 활용 등을 통해 이러한 한계들이 보완되어 더욱 면밀한 분석이 이루어지기를 기대한다.

부록

식 (13)에서 식 (14)로의 도출 과정

1단계: 이주 확률 식의 로그 변환

식 (13)의 양변에 자연로그를 취하여 선형화한다.

$$\ln\left(\frac{mig_{ij}}{\sum_{r \neq i} mig_{ir}}\right) = \ln\left(\frac{e^{V_{ij}^k}}{\sum_{r=1}^R e^{V_{ir}^k} - e^{V_{ii}^k}}\right) = V_{ij}^k - \ln\left(\sum_{r=1}^R e^{V_{ir}^k} - e^{V_{ii}^k}\right)$$

여기에서 우변의 두 번째 항은 출발지 i 에만 의존하는 값이므로, 이를 $\tilde{\alpha}_i$ 라고 정의하면 식을 다음과 같이 간단히 할 수 있다.

$$\ln\left(\frac{mig_{ij}}{\sum_{r \neq i} mig_{ir}}\right) = V_{ij}^k + \tilde{\alpha}_i \tag{A.1}$$

2단계: 효용함수 대입과 주택가격 분리

식 (11)에서 제시된 간접효용함수를 이용하여 $V_{ij} = \ln(\omega_j \rho_j d_{ij}^{-\lambda})$ 를 식 (A.1)에 대입하면 다음과 같다.

$$\ln\left(\frac{mig_{ij}}{\sum_{r \neq i} mig_{ir}}\right) = \ln(\omega_j) + \ln(\rho_j) - \lambda \ln(d_{ij}) + \tilde{\alpha}_i \tag{A.2}$$

식 (A.2)에서 ω_j 는 j 지역의 실질임금이다. 식 (10)에 따르면 실질임금은 명목 임금 w_j 를 물가 수준으로 나눈 값이고, 물가는 교역재 가격지수 P_j 와 비교역재인 주택서비스 가격 q_j 로 구성된다.

$$\omega_j = \frac{w_j}{P_j^\mu q_j^{1-\mu}} = w_j P_j^{-\mu} q_j^{\mu-1}$$

위의 실질임금 식의 양변에 로그를 취하면 다음과 같으며 주택가격 q_j 가 명시적으로 분리된다.

$$\ln(\omega_j) = \ln(w_j) - \mu \ln(P_j) + (\mu - 1) \ln(q_j)$$

이를 식 (A.2)에 대입하면 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\ln\left(\frac{mig_{ij}}{\sum_{r \neq i} mig_{ir}}\right) = -\mu \ln(P_j) + (\mu - 1) \ln(q_j) + \ln(w_j \rho_j) - \lambda \ln(d_{ij}) + \tilde{\alpha}_i \tag{A.3}$$

3단계: 시장접근성 도출

식 (7)과 식 (9)를 사용하여 j 지역의 교역재 가격지수 P_j 를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$P_j = \left[\sum_{r=1}^R n_r (p_r e^{\tau d_{jr}})^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} = \left[\sum_{r=1}^R n_r p_r^{1-\sigma} e^{\tau(1-\sigma)d_{jr}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

여기에 식 (5)와 식 (6)을 대입하면

$$\begin{aligned} P_j &= \left[\sum_{r=1}^R \frac{L_r}{a\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} b w_r \right)^{1-\sigma} e^{\tau(1-\sigma)d_{jr}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \\ &= \left[\frac{1}{a\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} b \right)^{1-\sigma} \sum_{r=1}^R L_r w_r^{1-\sigma} e^{\tau(1-\sigma)d_{jr}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \end{aligned}$$

상수항들을 모아 $K \equiv \left[\frac{1}{a\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} b \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 로 정의하면 다음과 같이 정리할

수 있다.

$$P_j = K \cdot \left[\sum_{r=1}^R L_r w_r^{1-\sigma} e^{\tau(1-\sigma)d_{jr}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

로그를 취하면 다음과 같다.

$$\ln(P_j) = \ln(K) + \frac{1}{1-\sigma} \ln \left[\sum_{r=1}^R L_r w_r^{1-\sigma} e^{\tau(1-\sigma)d_{jr}} \right]$$

상수항 $\ln(K)$ 는 모든 지역에 대해 동일한 값이어서 식 (A.3)에 대입할 때 상수항에 흡수되므로 생략이 가능하다. $\sigma > 1$ 이므로 $\frac{-\mu}{1-\sigma} = \frac{\mu}{\sigma-1}$ 이 되어 식 (14)가 도출된다.

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{mig_{ij}}{\sum_{r \neq i} mig_{ir}} \right) &= \frac{\mu}{\sigma-1} \ln \left(\sum_{r=1}^R L_r w_r^{1-\sigma} e^{\tau(1-\sigma)d_{jr}} \right) & (14) \\ &+ (\mu-1)\ln(q_j) + \ln(w_j \rho_j) - \lambda \ln(d_{ij}) + \tilde{\alpha}_i \end{aligned}$$

〈부표 1〉 시·도 내 및 시·도 간 이동률

(단위: %)

연도	접유율	
	시·도 내	시·도 간
2011	68.0	32.0
2012	66.5	33.5
2013	67.3	32.7
2014	67.1	32.9
2015	67.1	32.9
2016	66.7	33.3
2017	66.3	33.7
2018	66.7	33.3
2019	66.4	33.6
2020	67.2	32.8

주: 통계청(2021), “2020년 연간 국내인구이동통계 결과”를 재구성함.

〈부표 2〉 연령대별 경제활동 참가율

연령 \ 연도	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
20~24세	47.9	49.0	47.6	49.9	51.6	51.6	50.7	48.9	48.7	46.0
25~29세	74.4	74.1	74.1	75.3	75.0	76.6	75.9	76.9	76.5	73.5
30~34세	74.0	74.7	75.7	76.9	77.8	77.6	77.9	79.0	79.4	79.2
35~39세	75.4	75.5	75.3	76.0	75.6	76.6	77.8	77.8	78.0	76.9
40~64세	74.4	74.7	75.0	76.1	76.2	76.0	76.5	76.1	75.8	75.0
40~44세	80.2	79.5	79.2	79.8	79.9	79.9	79.4	79.6	79.2	78.1
45~49세	80.1	80.5	80.9	82.0	82.1	82.0	82.7	82.2	81.1	79.9
50~54세	76.3	77.0	77.6	78.8	79.5	79.3	79.8	79.7	80.1	78.6
55~59세	68.8	69.7	70.7	72.6	72.6	72.8	74.2	74.7	74.8	74.5
60~64세	57.0	58.0	58.8	60.0	61.3	61.6	62.4	61.4	62.1	62.5
65세 이상	29.7	30.7	31.2	31.8	31.1	31.3	31.5	32.2	34.0	35.3

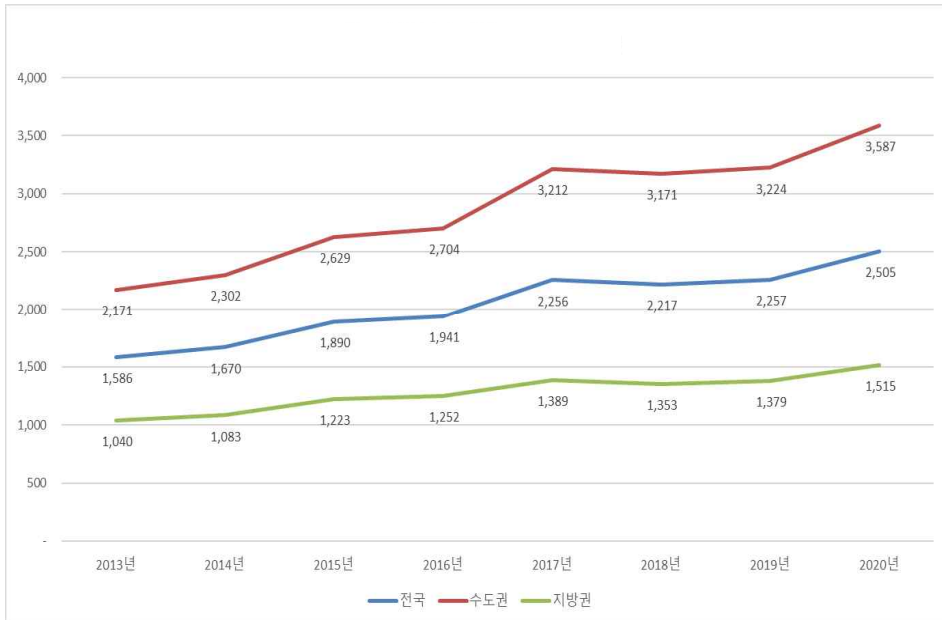
자료: 통계청, 경제활동인구조사.

〈부표 3〉 표준화된 시장접근성(2011년 서울=100)

구분	지역명	연도									
		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
상위 10개 지역	서울 특별시	100.00	92.91	86.00	86.05	82.34	78.80	75.44	69.89	65.80	64.26
	경기도 부천시	71.47	66.51	63.51	63.85	60.83	58.93	57.17	55.01	53.74	51.50
	경기도 광명시	58.03	53.99	50.83	50.98	48.97	47.18	45.01	41.68	40.14	38.49
	경기도 구리시	39.91	37.54	35.48	35.61	34.46	33.60	32.51	30.55	29.18	28.33
	경기도 안양시	37.96	37.06	36.26	35.86	35.40	33.82	31.67	29.16	28.92	26.72
	경기도 과천시	36.66	34.96	33.38	33.15	32.36	30.84	29.05	26.76	25.92	24.54
	경기도 시흥시	36.37	35.24	34.56	32.90	32.54	31.29	30.05	29.02	29.55	28.87
	경기도 고양시	33.36	31.82	31.81	32.10	31.48	30.66	28.08	26.00	25.12	25.10
	경기도 군포시	33.13	32.09	31.46	31.03	30.51	29.37	27.56	25.53	25.63	23.82
	경기도 수원시	32.96	32.16	30.50	31.42	32.44	28.60	27.44	26.43	25.42	24.99
하위 10개 지역	강원도 홍천군	0.32	0.27	0.28	0.28	0.29	0.27	0.26	0.24	0.25	0.25
	경상북도 울진군	0.30	0.35	0.36	0.37	0.34	0.28	0.28	0.27	0.28	0.27
	강원도 영월군	0.30	0.29	0.32	0.33	0.30	0.29	0.26	0.26	0.28	0.25
	경상북도 청송군	0.28	0.30	0.31	0.32	0.29	0.28	0.27	0.33	0.35	0.37
	강원도 양구군	0.27	0.24	0.25	0.27	0.28	0.27	0.28	0.28	0.28	0.26
	강원도 화천군	0.25	0.28	0.33	0.36	0.39	0.38	0.37	0.35	0.33	0.31
	경상북도 영양군	0.25	0.23	0.26	0.27	0.26	0.23	0.24	0.27	0.27	0.26
	강원도 평창군	0.25	0.23	0.24	0.25	0.23	0.23	0.20	0.18	0.18	0.19
	강원도 정선군	0.24	0.21	0.25	0.24	0.22	0.21	0.21	0.20	0.21	0.21
강원도 인제군	0.14	0.13	0.13	0.14	0.15	0.13	0.13	0.12	0.12	0.12	
3 분 위	상위	18.18	17.18	16.56	16.48	16.14	15.50	14.75	13.85	13.54	13.15
	중위	1.73	1.58	1.59	1.58	1.54	1.49	1.40	1.33	1.30	1.25
	하위	0.64	0.59	0.60	0.60	0.58	0.55	0.53	0.51	0.51	0.50
	상하위 차이(배)	28.41	29.12	27.60	27.47	27.83	28.18	27.83	27.16	26.55	26.30

〈부도 1〉 평균단위 전세가격

(단위: 천 원/평방미터)



자료: 한국부동산원, 부동산통계정보시스템.

참 고 문 헌

- 김영민 · 정원석, “지역 간 임금 격차 분석을 통한 지역산업인력 수급 개선 방안: 수도권과 비수도권을 중심으로,” 『한국경제연구』 제42권 제2호, 2024, 35~58.
- 김정환 옮김, 『지방소멸: 인구감소로 연쇄붕괴하는 도시와 지방의 생존전략』, 서울: 와이즈베리, 2015(増田寛也, 『地方消滅』, 2014).
- 김현아, “지역 간 인구이동의 실증분석,” 『응용경제』 제10권 제2호, 2008, 75~103.
- 김현호, “문재인 정부 지방분권형 지역균형발전정책 설계의 쟁점 분석: 정책의 추진 시스템을 중심으로,” 『지방행정연구』 제31권 제3호, 2017, 51~79.
- 문운상, “도시의 성장과 집적에 대한 연구: 거점도시의 영향을 중심으로,” 『KDI 정책연구시리즈』 2018-12, 2018.
- 박승현, “지방소멸과 지방창생: 재후(災後)의 관점으로 본 마스다 보고서,” 『일본비평』 제16권, 2017, 158~183.
- 이상호, “한국의 지방소멸에 관한 7가지 분석,” 『지역 고용동향 브리프』, 2016, 4~17.
- 이찬영 · 이흥후, “청년층의 지역 간 인구이동 결정요인 분석과 전망,” 『경제연구』 제34권 제4호, 2016, 143~169.
- 이호진 · 고성수, “주택에 대한 소비수요와 투자수요,” 『주택연구』 제25권 제1호, 2017, 119~149.
- 정성호, “지방소멸론에 대한 비판적 검토,” 『지역사회학』 제20권 제3호, 2019, 5~28.
- 정준호, “폴 크루그먼의 신경제지리학에 대한 단상,” 『한국경제지리학회 소식지』 제1호, 2009, 1~2.
- 조형석 · 양지숙, “지역발전수준과 국가균형발전특별회계 간 관계: 시·군·구 자율편성사업 예산 배분의 영향요인 분석,” 『정책분석평가학회보』 제31권 제3호, 2021, 71~99.
- Alvarez, M., A. Bernard, and S. N. Lieske, “Understanding Internal Migration Trends in OECD Countries,” *Population, Space and Place*, Vol. 27, No. 7, 2021, e2451.

- Brakman, S., H. Garretsen, and M. Schramm, "The Spatial Distribution of Wages: Estimating the Helpman-Hanson Model for Germany," *Journal of Regional Science*, Vol. 44, No. 3, 2004, 437~466.
- Brakman, S., H. Garretsen, and C. van Marrewijk, *An Introduction to Geographical and Urban Economics*, Cambridge University Press, 2020.
- Brakman, S., H. Garretsen, C. van Marrewijk, and A. Oumer, "The Border Population Effects of EU Integration," *Journal of Regional Science*, Vol. 52, No. 1, 2012, 40~59.
- Brandsma, A., D. Kancs, and D. Persyn, "Modelling Migration and Regional Labour Markets: An Application of the New Economic Geography Model RHOMOLO," *Journal of Economic Integration*, Vol. 29, No. 2, 2014, 372~406.
- Cavalleri, M. C., N. Luu, and O. Causa, "Migration, Housing and Regional Disparities: A Gravity Model of Interregional Migration with an Application to Selected OECD Countries," OECD Economic Department Working Papers 1691, 2021, 1~58.
- Crozet, M., "Do Migrants Follow Market Potentials? An Estimation of a New Economic Geography Model," *Journal of Economic Geography*, Vol. 4, No. 4, 2004, 439~458.
- Dixit, A. K. and J. E. Stiglitz, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, 1977, 297~308.
- Fujita, M., P. Krugman, and A. Venables, *The Spatial Economy*, Cambridge: MIT Press, 1999.
- Hanson, G. H., "Increasing Returns, Trade, and the Regional Structure of Wages," *The Economic Journal*, Vol. 107, No. 440, 1997, 113~133.
- _____, "Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration," *Journal of International Economics*, Vol. 67, No. 1, 2005, 1~24.
- Harris, C. D., "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States," *Annals of the Association of American Geographers*,

- Vol. 44, No. 4, 1954, 315~348.
- Helpman, E., "The Size of Regions," in D. Pines, E. Sadka, and I. Zilcha (eds.), *Topics in Public Economics: Theoretical and Applied Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge, 1998, 33~54.
- Jacks, D. S. and D. Novy, "Market Potential and Global Growth over the Long Twentieth Century," *Journal of International Economics*, Vol. 114, 2018, 221~237.
- Kiso, T., "Does New Economic Geography Explain the Spatial Distribution of Wages in Japan?," SSRN 4789273, 2005.
- Krugman, P., "Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade," *Journal of International Economics*, Vol. 9, No. 4, 1979, 469~479.
- _____, "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 5, 1980, 950~959.
- _____, "Increasing Returns and Economic Geography," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, 1991, 483~499.
- _____, "First Nature, Second Nature, and Metropolitan Location," *Journal of Regional Science*, Vol. 33, No. 2, 1993, 129~144.
- Lee, E. S., "A Theory of Migration," *Demography*, Vol. 3, No. 1, 1966, 47~57.
- McFadden, D., "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," in P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press, 1974, 105~142.
- Myrdal, G., *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, London: University Paperbacks, Methuen, 1957.
- Nakajima, K., "Economic Division and Spatial Relocation: The Case of Postwar Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 22, No. 3, 2008, 383~400.
- Paluzie, E., J. Pons, J. Silvestre, and D. A. Tirado, "Migrants and Market Potential in Spain over the Twentieth Century: A Test of the New Economic Geography," *Spanish Economic Review*, Vol. 11, No. 4, 2009, 243~265.

- Paredes, D., "Can NEG Explain the Spatial Distribution of Wages of Chile?" *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, Vol. 106, No. 1, 2015, 65~77.
- Ravenstein, E. G., "The Laws of Migration," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 52, No. 2, 1889, 241~305.
- Redding, S. J. and D. M. Sturm, "The Costs of Remoteness: Evidence from German Division and Reunification," *American Economic Review*, Vol. 98, No. 5, 2008, 1766~1797.
- Samuelson, P., "The Transfer Problem and Transport Costs, II: Analysis of Effects of Trade Impediments," *The Economic Journal*, Vol. 64, No. 254, 1954, 264~289.
- Tiebout, C. M., "A Pure Theory of Local Expenditures," *Journal of Political Economy*, Vol. 64, No. 5, 1956, 416~424.
- Todaro, M. P., "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries," *The American Economic Review*, Vol. 59, No. 1, 1969, 138~148.

국토교통부, 토지 실거래가, <http://rtdown.molit.go.kr/>, 최종접속일: 2022년 11월 9일.

산업통계분석시스템(ISTANS), 서비스업 비중(국가별, 고용기준), <https://istans.or.kr/co/newCoTab.do?scode=C250>, 최종접속일: 2022년 11월 9일.

성인지통계 시스템, 경제활동상태(성/시군별), https://gsis.kwdi.re.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=338&tblId=DT_GIABRM19_002&conn_path=I2, 최종접속일: 2022년 11월 9일.

_____, 산업별 취업자(성/시군별), https://gsis.kwdi.re.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=338&tblId=DT_2EB0511R_1&conn_path=I2, 최종접속일: 2022년 11월 9일.

_____, 산업별 취업자(성/시도/혼인상태별), https://gsis.kwdi.re.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=338&tblId=DT_2EB0409N&conn_path=I2, 최종접속일: 2022년 11월 9일.

통계청, 국내인구이동통계, <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>, 최종접속일: 2022년 11월 9일.

_____, 성/연령별 경제활동인구, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1DA7012S&conn_path=I3, 최종접속일: 2022년 11월 9일.
한국부동산원, 평균단위전세가격, https://www.reb.or.kr/r-one/statistics/statisticsViewer.do?menuId=HOUSE_21111, 최종접속일: 2022년 11월 9일.

[Abstract]

Regional Market Accessibility and Migration Patterns in South Korea

Seung Cheol Ryu* · Ho Yeon Kim**

This study empirically analyzes how regional market access affects migration in South Korea from a New Economic Geography perspective. Combining Crozet (2004) and Helpman (1998) frameworks, we derive market access using panel data from 159 cities and counties (2011~2020) and conduct regression analyses. Higher market access in destination regions significantly increases migration inflows. Young adults (ages 20~39) respond more sensitively to market access than older groups. The influence of market access became more pronounced in the late 2010s. Those regions with superior market access offer lower-priced goods and services, making their higher real income as a key attraction for migrants. These findings suggest that strengthening inter-regional connectivity is crucial for balanced regional development.

Keywords: market access, migration, New Economic Geography, core-periphery model, regional policy

JEL Classification: J61, R12, R23

* First Author, Ph.D., Department of Economics, Sungkyunkwan University, E-mail: ryusc2839@gmail.com

** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Tel: +82-2-760-0436, E-mail: hykim@skku.edu