Lead Article

청년 인구 이동의 원인과 파급효과

홍기석*

본 연구의 목적은 청년 인구 이동과 노동시장 여건 간의 상호작용을 살펴보는 것이다. 특히 본 연구는 인구 이동과 지역 노동시장 간의 인과관계가 양방으로 작용할 수 있다는 인식하에 내생성의 문제를 줄이기 위하여 인구의 외생적 변동을 확보하는 데 주의를 기울인다. 본 연구의 분석 결과에 의하면 첫째, 청년 인구의 이동은 여타 연령집단에 비해 지역간 임금 격차 및 고용률 격차에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타난다. 이는 청년 인구의 이동이 노동력 배분의 효율성을 제고하는 작용을 할 수 있음을 의미한다. 둘째, 인구의 외생적 변동이 임금과 고용률에 미치는 효과는 여타 연령집단에 비해 청년 집단에서 더 낮게 나타난다. 이는 청년 인구 이동이 지역간 노동시장 격차를 축소시키고 그에 따라 추가적인 인구 이동을 억제하게 되기까지는 상당한 시간이 소요될 수 있음을 시사한다.

JEL Classification: E24, J11, J61, O18, R10
핵심 주제어: 지역간 인구 이동, 청년 인구, 노동시장, 인과관계, 도구변수 추정
DOI: 10.23299/bokeri.2025.31.2.001

* 이화여자대학교 경제학과 교수 (E-mail: khong@ewha.ac.kr, Tel: 02-3277-3909)

이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것임.

논문 투고일: 2025.3.4, 논문 수정일: 2025.5.7, 게재 확정일: 2025.6.30.

Ⅰ. 서론

본 연구의 목적은 우리나라 청년 인구의 지역간 이동을 유발하는 원인이 무엇이며 청년 인구의 이동이 지역 노동시장에 미치는 영향은 어떠한지를 살펴보는 것이다. 우리나라 청년 인구의 수도권 집중 현상은 2015년 이후 20대 여성 인구를 중심으로 더욱 심화되었다. 그림 1은 주민등록인구 연간 자료를 이용하여 비수도권 지역의 청년 인구(이하 20대-30대 인구로 정의) 중에서 수도권 지역(이하 서울과 경기도로 정의)으로 전입한 인구의 비율을 성별·연령집단별로 구한 것인데, 20대의 이동률이 30대보다 높으며 20대 중에서도 특히 여성의 이동률이 2015년 이후 급격히 상승하여 남성의 이동률을 상회하고 있음을 알 수 있다. 물론 반대로 수도권에서 비수도권 지역으로 이동하는 청년 인구도 있으나 상대적으로 규모가 작고 안정적이다. 따라서 수도권으로의 순유입 인구 비율을 구하더라도 그림 1과 대체로 유사한 패턴을 확인할 수 있다.

이러한 청년 인구의 수도권 집중은 수도권의 높은 생산성 및 노동 수요를 고려할 때 인적 자원의 효율적 배분을 위해 필요한 조정이라고 볼 수 있지만, 동시에 비수도권 지역의 청년 인구 유출을 의미한다는 면에서 장기적으로 비수도권 지역의 인구 감소 및 고령화 문제를 악화시키고 지역 경제의 존속을 위협하는 요인으로 작용할 수 있다. 따라서 청년 인구의 지역간 이동은 우리나라의 지역 균형 발전과 관련

〈Figure 1〉 Youth Migration to the Seoul Metropolitan Area

Note: The lines represent the proportion of people in each age and gender group who migrated to Seoul and Gyeonggi Province from other regions.
Source: Resident Registration Population data.

하여 매우 중요한 문제라고 할 수 있다. 청년 인구의 이동과 그에 따른 인구 규모 및 연령구조의 변화는 무엇보다 해당 지역의 노동시장 여건과 밀접한 상호작용을 할 것으로 예상되므로, 본 연구에서는 특히 청년 인구 이동과 지역 노동시장 간에 양방으로 존재할 수 있는 인과관계에 초점을 맞추고자 한다.

최근의 시군구 자료를 이용하여 노동시장 지표와 인구 변수들 간의 단순 상관관계를 살펴보면 그림 2 및 그림 3과 같다. 그림 2에 의하면 20-30대 청년 인구의 급여 수준이 낮은 지역일수록 총인구 규모가 작고 고령 인구 비율은 높은 경향이 있는 것으로 나타난다. 특히 수도권에 속한 시군구들(그림에서 붉은 원으로 표시)은 대체로 청년층 급여 수준이 높고 인구 규모가 크며 고령 인구 비율은 더 낮은 경향이 있음을 확인할 수 있다. 이는 일반적으로 인식되듯이 이동성이 높은 청년 인구가 급여 수준이 낮은 지역에서 높은 지역으로 이동함에 따라 발생한 결과일 수 있다. 급여가 낮은 지역에서는 청년 인구의 유출로 인하여 인구의 규모가 줄고 고령 인구의 비중이 높아지지만 급여가 높은 지역에서는 그 반대의 현상이 발생하게 되는 것이다. 그러나 두 변수 간에는 인과관계가 역으로 작용할 가능성도 있다. 청년 인구 유출은 소비수요, 생산성 등 다양한 경로를 통해 지역 경제를 더욱 악화시키고 임금을 낮추는 원인으로 작용할 수도 있는 것이다. 예를 들어 내생적 성장이론이나 도시경제학의 집적효과(agglomeration effect)에 의하면 인구 감소 및 고령화는 지역 경제의 생산성을 약화시키고 그에 따라 다시 인구 유출을 유발할 수 있다. 청년층 유출 및 고령화가 지역 경제의 가장 심각한 문제 중 하나인 이유는 바로 이러한 악순환의 가능성 때문일 것이다. 혹은 또다른 가능성으로서 청년 인구 유출이 노동 공급의 감소를 통해서 유출 지역의 임금을 높이는 효과가 존재함에도 불구하고 이러한 조정 효과가 충분히 강하게 작용하지 않음에 따라 결과적으로 그림 2에서와 같이 청년 유출 지역의 임금이 낮게 관찰되는 것일 수도 있다. 즉 그림 2는 단순 상관관계로서 특정한 인과관계를 지지 혹은 부정한다고 볼 수는 없다.

한편 그림 3에 의하면 20-30대의 고용률(=취업자 수를 해당 연령층의 인구 수로 나눈 비율)이 높은 지역일수록 인구 규모가 작고 고령 인구 비율이 높은 경향이 있는 것으로 나타난다. 만일 청년 인구의 이동이 고용률이 낮은 지역에서 높은 지역으로 이루어진다면 청년 고용률이 높은 지역일수록 인구 규모가 크고 고령 인구 비율은 낮아질 것으로 예상되지만 그림 3은 그 반대의 패턴을 보여주고 있는 것이다. 이는 앞에서 언급된 바와 같이 인구 변동과 노동시장 간의 인과관계가 양방으로 작용하기 때문일 수 있다. 고용률이 인구 이동의 원인으로 작용하는 경우에는 고용률과 인구 규모 간에 양의 관계가 성립하겠지만 반대로 인구 규모가 외생적으로 변화

하는 경우에는 노동 공급의 변화를 통하여 인구 규모와 고용률 간에 음의 관계가 나타날 수 있는 것이다. 따라서 그림 3은 인구 변동과 급여 및 고용률 간의 관계를 규명함에 있어서 노동시장에서의 수요 충격과 공급 충격을 구분하여 볼 필요가 있음을 의미한다고 할 수 있다. 실제로 그림 2의 급여 수준과 그림 3의 고용률 간의 상관계수를 구해보면 0과 유의하게 다르지 않은 것으로 나타난다. 통상적인 노동시장의 수요-공급 모형에 의하면 노동에 대한 수요가 증가할 경우에는 임금과 고용률이 모두 상승하고 노동의 공급이 증가할 경우에는 임금과 고용률이 같이 하락할 것으로 예상되지만, 실제 두 변수 간에는 유의한 상관관계가 관찰되지 않는 것이다. 이는 노동시장에서 수요 충격과 공급 충격이 모두 중요하게 작용하고 있을 가능성을 시사한다. 또한 최저임금이나 효율성임금의 존재로 인하여 노동시장의 수요와 공급이 일치하지 않을 가능성도 배제할 수 없다.

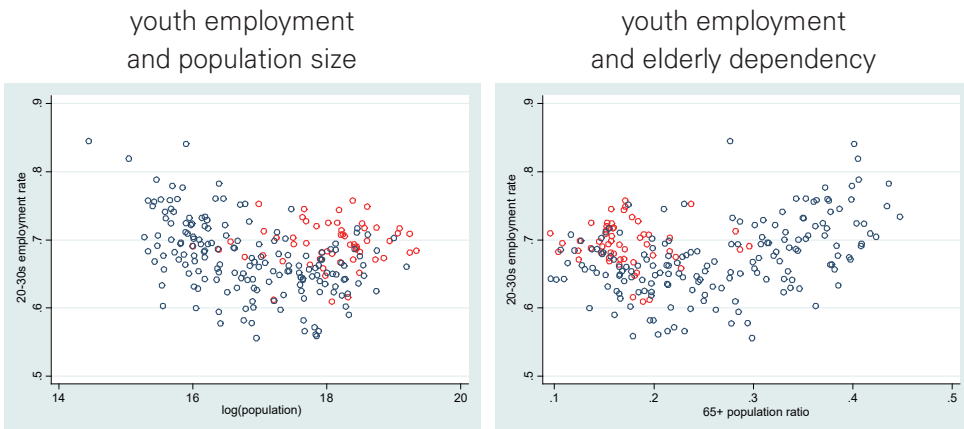
단, 그림 3에서 붉은 원으로 표시된 수도권 지역의 경우를 보면 인구 규모가 크고 고령 인구 비율이 낮음에도 불구하고 청년 고용률이 비교적 높게 나타난다. 이러한 수도권의 높은 고용률은 높은 임금과 더불어 청년 인구를 수도권으로 유인하는 작용을 할 것으로 예상된다. 실제로 20대의 노동시장 여건을 살펴보면 특히 서울을 중심으로 수도권과 비수도권 간의 격차가 2015년 이후에 확대된 것을 확인할 수

〈Figure 2〉 Youth Wage and Demographics

Note: The youth wage refers to the average salary of people in their 20s and 30s by region (229 cities, counties, and districts). It is calculated as a three-year weighted average using the 2021-2023 Regional Employment Survey microdata. The population size and the elderly dependency ratio (the proportion of people aged 65 and over) are calculated as a three-year average using the 2021-2023 Census data. Districts in the Seoul Metropolitan Area (Seoul and Gyeonggi Province) are marked with red circles.

있다. 그림 4는 지역별고용조사 자료를 이용하여 서울 및 경기의 20대 임금의 로그값에서 비수도권의 20대 임금의 로그값을 뺀 값을 나타내는데, 0보다 큰 값일수록 수도권의 임금이 비수도권의 임금보다 더 높음을 의미한다. 그림 4에 의하면 청년 임금 격차는 2015년 이후에 지속적으로 확대되고 있으며, 특히 20대 여성의 경우에는 서울과 비수도권 간의 격차가 20%까지 확대된 것으로 나타난다. 그림 5는 동일한 방식으로 고용률 격차의 추이를 구한 것인데, 임금과 마찬가지로 여성의 경우에 수도권 특히 서울과의 격차가 확대되어 왔음을 알 수 있다. 또한 경제활동인구 자료를 이용하여 성별 구분 없이 20대 전체의 고용률 격차를 구해보면 서울과 경기 지역 모두에서 2015년 이후에 비수도권과의 격차가 확대된 것으로 나타난다. 이는 앞의 그림 1에서 2015년 이후 수도권으로의 청년 인구 이동이 더 가속화된 것이 지역간 노동시장 격차와 무관하지 않음을 시사한다. 물론 그림 4 및 그림 5와 같은 시계열 자료만으로는 실제로 청년 인구의 이동이 임금 및 고용률에 의해 영향을 받는지 엄밀하게 판단하기 어렵다. 본 연구에서는 광역시도 수준의 패널 자료를 이용하여 청년 인구의 이동에 노동시장 여건이 어떤 영향을 미치는지를 보다 체계적으로 살펴보고자 한다.

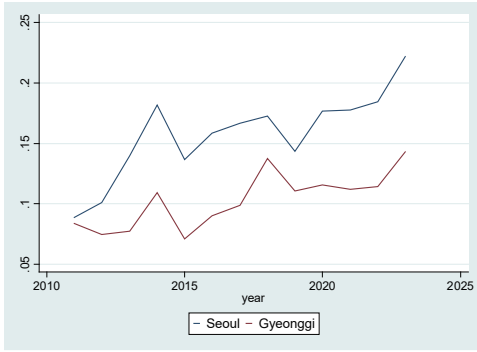
〈Figure 3〉 Youth Employment and Demographics



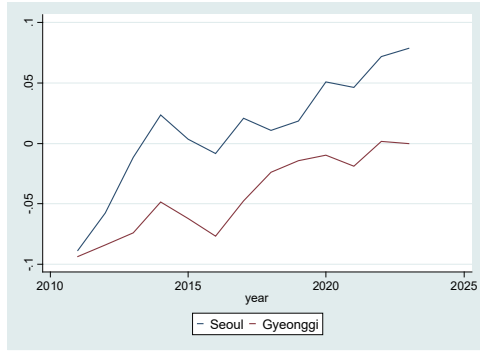
Note: The youth employment rate refers to the proportion of people in their 20s and 30s by region (229 cities, counties, and districts) who are employed. It is calculated as a three-year average for the period 2021-2023 using the individual weights and employment status data from the Regional Employment Survey microdata. The population size and the elderly dependency ratio (the proportion of people aged 65 and over) are calculated as a three-year average using the 2021-2023 Census data. Districts in the Seoul Metropolitan Area (Seoul and Gyeonggi Province) are marked with red circles.

〈Figure 4〉 Wage Gap with the Seoul Metropolitan Area

Women in their 20s



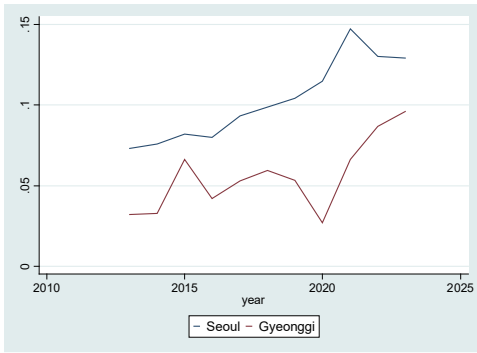
Men in their 20s



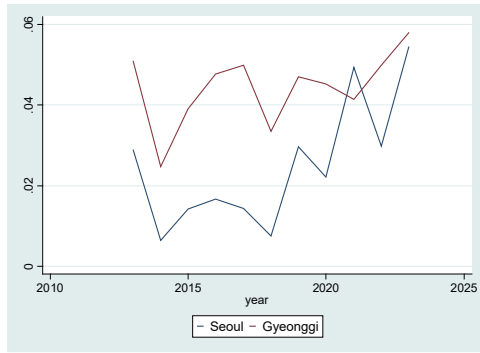
Source: Regional Employment Survey microdata.

〈Figure 5〉 Employment Rate Gap with the Seoul Metropolitan Area

Women in their 20s

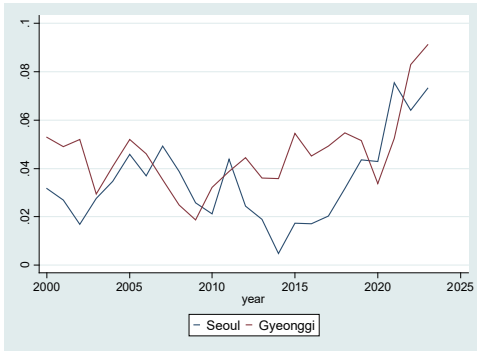


Men in their 20s



Source: Regional Employment Survey aggregate data.

People in their 20s



Source: Economic Activity Survey.

그림 3, 4, 5에서 또 한 가지 주목할 부분은 수도권으로의 청년 인구 유입에 따른 노동 공급 증가에도 불구하고 수도권의 임금과 고용률이 여전히 높게 유지되고 있다는 점이다. 따라서 지역간 인구 이동이 해당 지역의 노동시장에 미치는 파급효과가 어떠한지에 대해서도 보다 엄밀한 연구가 이루어질 필요가 있다고 생각된다.

본 연구에서는 이러한 문제 인식 하에 청년 인구 이동과 노동시장 여건 간의 상호작용에 초점을 맞추어, (1) 지역간 임금 및 고용률 격차가 발생하는 구조적 원인에 대한 이론적 논의와 (2) 임금 및 고용률 격차가 인구 이동에 미치는 영향 및 (3) 인구 변동이 임금 및 고용률 격차의 해소에 미치는 영향에 대한 실증분석을 수행하고자 한다. 노동시장 지표의 지역간 격차가 인구 이동의 주요 원인이라는 것은 일반적으로 널리 인식되고 있으나, 노동시장 지표의 지역간 격차가 발생하는 근본적인 이유가 무엇인지 그리고 인구 이동이 지역 노동시장에 어떤 영향을 미치는지에 대해서는 더 많은 논의가 필요하다고 생각된다. 생산이 자본과 노동에 의해서 이루어지는 단순한 경쟁 시장 모형에 의하면 한 국가 내에서 자본의 이동이 완전히 자유로운 경우에는 노동의 이동 가능성과 무관하게 지역간 임금 및 고용률 격차는 해소될 수 있다. 임금과 이자율이 모두 자본/노동 비율에 의해 결정된다면 자본의 이동으로 인해 모든 지역의 이자율이 같아짐에 따라 임금 역시 같아질 것이며, 노동에 대한 수요는 노동 공급과 비례하여 결정될 것이기 때문이다. 따라서 한 국가 내에서 지역간 임금 및 고용률 격차가 발생하는 근본적인 원인을 이해하기 위해서는 Lucas Paradox에 대한 논의에서처럼 노동과 자본 외에 생산성과 같은 제 3의 요인에 대한 고려가 필요하다고 할 수 있다. 아래에서 보다 자세히 논의되듯이 지역간 생산성 격차가 존재할 경우에는 자본의 이동이 완전히 자유롭다 하더라도 노동의 이동에 일정한 비용이 수반된다면 지역간 임금 격차가 지속적으로 유지될 수 있다. 또한 지역간 생산성 격차에 따라 노동에 대한 수요가 달라진다면 고용률의 격차도 발생할 것으로 예상할 수 있다. 한편 인구 규모 및 인적자본의 크기가 생산성에 영향을 미칠 수 있다는 내생적 성장이론에 의하면 임금 및 고용률 격차에 따른 인구 이동에도 불구하고 지역간 임금 및 고용률 격차는 그대로 유지되거나 오히려 확대될 수도 있다. 따라서 인구 이동을 통하여 실제로 지역간 격차가 축소되고 임금 및 고용률의 수렴(convergence)이 이루어지는 메커니즘이 존재하는지 아니면 반대로 격차가 더 확대되는 경향이 있는지를 분석하는 것은 인구 이동의 원인을 파악하는 것 못지 않게 중요하다고 할 수 있다. 본 연구는 인구 이동과 지역 경제 간의 인과관계가 양방으로 작용할 수 있다는 인식 하에 내생성의 문제를 줄이고 인구의 외생적 변동을 확보하기 위해 도구변수 추정 등 방법론적 엄밀성에 주의를 기울

이고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II절에서는 지역간 격차의 구조적 원인에 관한 이론적 논의를 다루고, III절에서는 청년 인구 이동과 관련된 기존 연구들을 정리한다. IV절은 실증분석으로서 청년 인구 이동의 원인에 관한 분석과 청년 인구 이동의 파급효과에 관한 분석이 이루어진다. V절은 간단한 결론이다.

II. 이론적 논의

그림 1과 그림 2에서 본 것처럼 우리나라의 지역들, 특히 수도권과 비수도권 간에는 상당한 임금 격차가 존재한다. 앞에서 언급된 바와 같이 자본의 이동이 자유로운 한 국가 내에서 지역간 임금 격차가 발생하는 근본적인 이유를 설명하기 위해서는 Lucas Paradox에 대한 논의에서처럼 생산기술, 제도의 질(institutional quality), 혹은 인적자본과 같은 제 3의 생산요소에 대한 고려가 필요하다 (Alfaro, Kalemli-Ozcan, and Volosovych (2008)). Lucas Paradox는 원래 국가간 자본 이동이 자본/노동 비율 및 임금이 높은 국가에서 자본/노동 비율 및 임금이 낮은 국가로 이루어져야 한다는 이론적 예측과 달리 고소득국가에서 저소득국가로의 자본 이동이 실제로 이루어지지 않는 현상을 말하지만, 동일한 논리가 한 국가 내에서의 지역간 격차 및 자본과 노동의 이동에도 유사하게 적용될 수 있을 것이다.

Lucas Paradox의 논의를 지역간 임금 격차 및 인구 이동에 적용하기 위하여 지역마다 생산성의 수준이 다르게 주어지는 경우를 고려하기로 한다. 예를 들어 어떤 두 지역의 생산함수가 각각 Cobb-Douglas 형태로 주어진다고 하자.

$$Y_1 = A_1 K_1^{\alpha} L_1^{1-\alpha}, \quad Y_2 = A_2 K_2^{\alpha} L_2^{1-\alpha} \tag{1}$$

$$r_1 = A_1 \alpha k_1^{\alpha-1}, \quad r_2 = A_2 \alpha k_2^{\alpha-1} \tag{2}$$

$$w_1 = A_1 (1-\alpha) k_1^{\alpha}, \quad w_2 = A_2 (1-\alpha) k_2^{\alpha} \tag{3}$$

식 (1)에서 Y_i, A_i, K_i, L_i, k_i는 각각 i지역의 생산, 총요소생산성, 자본, 노동, 자본/노동 비율을 나타내며(i =1, 2), α는 0과 1 사이의 상수이다. 경쟁 시장의 가정 하에서 이자율과 임금률은 각각 식 (2) 및 식 (3)과 같이 자본과 노동의 한계생산에 의해 결정된다. 한편 식 (2)에 의하면 자본의 이동이 완전히 자유롭다는 가정 하에서

$r_1 = r_2$이 성립하기 위한 조건은 아래와 같이 주어진다.

$$\frac{A_1}{A_2} = (\frac{k_1}{k_2})^{1-\alpha} \quad (4)$$

따라서 만일 두 지역의 생산성이 동일하다면($A_1 = A_2$) 자본의 이동을 통하여 두 지역의 자본/노동 비율 역시 동일하게 될 것($k_1 = k_2$)으로 예상할 수 있다. 그리고 $k_1 = k_2$가 성립할 때 식 (3)으로부터 $w_1 = w_2$ 역시 성립함을 알 수 있다.

그러나 두 지역의 생산성이 서로 동일하지 않다면 $r_1 = r_2$이 곧 $w_1 = w_2$를 의미하지는 않게 된다. 예를 들어 지역 1의 생산성이 지역 2의 생산성보다 높은 경우($A_1 > A_2$)에는 $r_1 = r_2$이 성립하기 위한 조건인 식 (4)로부터 $k_1 > k_2$이 성립해야 함을 알 수 있다. 그리고 임금 결정식인 식 (3)에 의하면 $A_1 > A_2$과 $k_1 > k_2$은 곧 $w_1 > w_2$을 의미한다. 즉 자유로운 자본 이동의 가정 하에 이자율이 모든 지역에서 동일하다면 임금률은 A가 높은 지역일수록 더 높아지게 되는 것이다. 이 논의에 의하면 지역간 임금 격차의 근본적인 원인은 A의 크기에 영향을 미치는 인적자본, R&D, 제도, 규제 등의 격차라고 할 수 있다. 그리고 A의 지역간 격차가 존재한다면 임금 및 자본/노동 비율이 지역마다 다르다 하더라도 이미 $r_1 = r_2$이 성립하는 수준으로 자본/노동 비율의 조정이 이루어진 상태일 수 있으며, 따라서 자본의 추가적인 이동이 발생하지 않을 수 있다.

이처럼 지역간 생산성 격차로 인해 지역간 임금 격차가 발생한다면 임금이 낮은 지역으로부터 높은 지역으로 노동의 이동이 유발될 것이다. 그런데 노동 인구의 이동이 이루어지면 그와 더불어 자본도 비례적으로 이동함으로써 $r_1 = r_2$를 유지하게 되므로, 자본/노동 비율 k의 지역간 격차는 여전히 유지된다. 즉 각 지역의 A가 그대로 유지된다면 임금 격차에 따라 인구 이동이 이루어지더라도 지역간 임금 격차는 그대로 유지될 수 있는 것이다. 이상의 논의에 의하면 인구 이동이 지역간 임금 격차의 해소로 이어지기 위해서는 어떤 식으로든 지역간 A의 격차가 줄어드는 조정이 발생해야 함을 알 수 있다. 각 지역의 A가 외생적으로 완전히 고정되어 있는 경우에는 결국 모든 노동과 자본은 A가 가장 높은 한 지역으로 집중되게 될 것이다.

만일 인구 유입으로 인해 주거 · 교통 문제의 악화와 같은 혼잡효과(congestion effect)가 발생한다면 인구 이동이 A의 지역간 격차를 상쇄하는 효과를 나타낼 가능성이 존재한다. 또한 각종 규제와 마찰적 요인으로 인해 자본 이동이 즉각적으로 이루어지지 않는다면 인구 이동이 적어도 단기적으로는 지역간 임금 격차를 줄이는

작용을 할 가능성도 있다. 인구 유입에 따라 공장을 증축하려고 해도 입지규제나 조정비용의 존재로 인하여 증축이 바로 이루어지지 못하는 경우에는 실업의 증가나 임금 하락 등이 유발될 수 있을 것이다.

반면 내생적 성장이론에 의하면 A는 외생적으로 주어지는 것이 아니라 R&D 노력 등에 따라 내생적으로 결정될 수 있다. 특히 Kremer (1993)가 강조하듯이 인구규모가 큰 지역일수록 생산성이 높아지는 경향이 있다면 임금 격차에 따른 인구 이동 특히 고학력 인구의 이동은 오히려 지역간 A의 격차를 확대시킬 가능성도 있다. 또한 A가 높은 어떤 지역으로의 인구 유입은 노동 시장의 규모를 확대함으로써 노동 풀링(labor pooling)과 노동 매칭(labor matching)을 개선하고 기술과 지식의 파급(knowledge spillover)을 보다 용이하게 하는 등 도시경제학의 집적효과(agglomeration effect)를 통해서도 A를 더욱 높일 수 있다 (Glaeser (1998)).

따라서 결국 인구 이동을 통하여 지역간 격차가 해소되기 위해서는 A가 높은 지역으로의 인구 유입이 주거 · 교통의 혼잡효과를 유발하거나 혹은 자본의 비례적 증가를 수반하지 않는 것이 필요조건이라고 할 수 있다. 그러나 이 경우에도 인구 유입이 반드시 임금의 하락을 유발하지는 않을 수 있다. 단순한 균형 노동시장 모형에 의하면 자본 이동에 제약이 있을 때 일반적으로 노동 공급의 증가는 임금의 하락으로 이어지겠지만, 실제 노동시장은 효율성 임금, 노조의 영향 등으로 인하여 노동 공급의 증가가 임금의 하락 대신 실업률의 증가나 취업 확률의 감소로 나타날 수 있기 때문이다 (Partridge and Rickman (2003), Bertola, Blau, Kahn (2007) 등). 예를 들어 Weiss (1980)의 효율성 임금 이론에 의하면 개인들의 의중임금(reservation wage)의 분포가 일정하다면 기업의 최적 임금은 노동 공급의 변동과 무관하게 결정될 수 있다. 이 경우 인구 유입에 따른 노동 공급의 증가는 임금보다 고용률을 하락시키는 효과를 나타낼 것이다. 반면, 만일 노동 공급의 변화에 따라 임금 조정이 신축적으로 이루어지는 경향이 있다면 새로운 균형에서 임금은 하락하고 고용량은 증가할 것이나, 고용량의 증가폭은 일반적으로 노동 공급 곡선의 이동폭보다는 작을 것이므로 고용률은 하락할 것이다.

기존 연구들에 의하면 실제로 우리나라 지역 간에는 상당한 생산성 격차가 존재한다. 이준영(2023)의 지역별 성장회계(growth accounting) 분석에 따르면 2015년 이후 서울과 경기 지역의 총요소생산성 연간 증가율은 1.5-2% 정도로서 전국 평균(약 0.75%)을 크게 상회하는 반면, 경북, 경남, 울산, 제주 등은 같은 기간 총요소생산성 증가율이 음의 값을 가지는 것으로 나타난다. 따라서 2015년 이후 비수도권 지역과 수도권 간의 생산성 격차가 확대되고 있음을 알 수 있다. 김영수

(2014)는 인적 자본의 지역간 격차를 다루고 있는데, 2008-2012년 기간 동안 고기술인력 순증가의 92.4%가 수도권에서 발생하였고 나머지 7.6% 만이 비수도권에서 발생하였다고 설명하고 있다. 그리고 그 원인으로는 "수도권 내 대규모 연구단지 조성에 따른 연구개발인력의 수도권 집중, 지방에 대한 공공 R&D 투자 감소, 지역대학의 산·학 협력 역량 취약" 등을 들고 있다. 이 연구에 의하면 고기술인력의 지역간 편중이 우리나라 총요소생산성의 지역간 격차의 한 요인으로 작용하였을 것으로 추론할 수 있다.

이상의 논의에 기초하여 본 연구에서는 먼저 지역간 인구 이동이 임금 및 취업기회와 같은 노동시장 여건에 의하여 얼마나 영향을 받는지를 살펴볼 것이다. 특히 최근 들어 여성 청년 인구의 이동성이 더욱 두드러지게 높아진 점을 고려하여 성·연령집단별로 인구 이동에 있어서 노동시장 여건의 중요성을 살펴보고자 한다. 다음으로는 인구 증감 특히 청년 인구의 증감이 해당 지역의 임금, 고용 기회 등에 미치는 효과를 살펴보고자 한다. 만일 자본의 이동에 제약이 존재한다면 인구 증가는 임금이나 고용률을 낮출 것으로 예상된다. 반면 자본의 이동이 자유롭다면 식 (3)과 (4)에서 본 바와 같이 인구 증가는 임금이나 고용에 특별한 영향을 미치지 못할 것이다. 혹은 내생적 성장모형에 의하면 인구 증가는 생산성의 증가를 통해 노동에 대한 수요를 다시 증가시킴으로써 노동 공급의 증가가 고용률과 임금에 미치는 효과를 반전시킬 수도 있다. 따라서 실제로 인구 증감이 노동시장에 미치는 효과는 실증적으로 파악되어야 할 문제라고 할 수 있다.

III. 기존 연구와의 관계

지역간 인구 이동에 관한 기존 국내 연구들은 대부분 임금, 취업 기회, 주거비용 등의 경제적 요인과 인구의 성별, 연령별 구조, 가족 구성 등의 인구 변수, 지역간 물리적 거리와 각 지역의 발달단계 등 지리경제학적 요인이 지역간 인구 이동에 미치는 영향을 분석하고 있다. 최성호·이창무(2013)는 인구의 이동이 현 거주지로부터 거리가 가깝고, 인구 규모가 크고, 아파트 가격이 높은 지역으로 발생한다고 분석하고 있다. 아파트 가격이 높은 지역으로 인구 이동이 더 많이 이루어진다는 결과는 일반적인 예상과 상반되는데, 이러한 결과가 얻어진 이유는 아마도 이 연구에서 임금 및 소득 수준의 지역간 격차가 설명변수로 고려되지 않음에 따라 아파트 가격이 소득 격차의 대리변수로 작용하거나 아니면 인구 유입의 결과로 아파트

가격이 상승하는 역의 인과관계가 반영되었기 때문이라고 판단된다. 한편 김리영 · 양광식(2013)은 인구 유입의 주된 결정요인으로서 보육, 교육, 의료, 교통, 문화 등 각종 서비스와 주택가격, 인구 규모 변화율, 사업체 수 등의 요인들을 고려하고 이 중에서 특히 사업체 수가 큰 영향을 미침을 보임으로써 일자리 정책의 중요성을 강조하였다. 인구 이동에 영향을 미치는 여러 요인들의 상대적 중요성은 연령 집단별로 다르게 나타날 수 있는데, 홍성효 · 유수영(2012)에 의하면 20대는 소득과 인구 밀도가 높은 지역으로 이동하는 반면 80대 이상 고령자들은 생활비 수준과 인구 밀도가 낮고 사회복지 지출의 비중이 높은 지역으로 이동하는 경향이 있다. 또한 이찬영 · 이흥후(2016)는 25-29세 청년 인구의 이동이 임금과 취업률, 결혼 기회, 전세가격 등에 의해 결정된다고 보고하고 있다. 그러나 이 연구는 다른 연령층과의 비교는 하지 않고 있다.

외국의 경우에도 대체로 중력 모형에 기초하여 소득 수준, 노동 시장 변수, 인구 변수, 주택가격 등의 지역간 격차가 인구 이동에 중요한 영향을 미친다는 결과들이 제시되고 있다 (Arpaia et al. (2018), Bayoumi and Barkema (2019) 등). 특히 최근 Cavalleri, Luu, and Causa (2021)는 14개 OECD 국가들을 대상으로 포괄적인 연구를 수행하였다. 그러나 이들 연구들은 모두 성 · 연령별 차이를 다루지는 않고 있다.

이상 연구들에서는 인구 이동에 영향을 미치는 여러 요인들을 모두 외생변수로 취급하고 있지만, 실제로는 이들 요인들이 인구 이동에 의해 체계적으로 영향을 받을 수도 있다. 즉 인구 이동과 사회경제 지표들 간에는 인과관계가 양방으로 존재할 수 있는 것이다. 특히 다수의 연구들에서 종속변수와 설명변수가 동기간 값으로 설정됨에 따라 내생성의 문제로 인한 편차가 발생할 가능성이 높다고 판단된다. 기존의 일부 연구들에서 인구 이동에 대한 주택 가격의 영향이 유의하지 않거나 오히려 일반적인 예상과 반대되는 방향으로 추정되는 것도 이러한 내생성의 문제 때문일 수 있다.[1] 그러나 인구 이동의 결정 요인에 관한 연구들이 다수 존재하는 것과 달리 인구 이동이 지역 경제에 미치는 효과를 명시적으로 다룬 연구들은 많지 않은데, 오정일 · 안기돈(2007)은 그랜저 인과관계 분석을 통하여 취업자 수와 인구 이동 간의 인과관계가 양방으로 작용할 가능성을 살펴보고 있다. 이들에 의하면 대도시에서는 취업자 수가 인구 이동을 유발하는 반면 도지역에서는 인과관계가 반대로

1) 주택가격은 인구 이동에 영향을 미칠 것이지만 동시에 인구 이동의 결과로 주택가격이 영향을 받을 수도 있다. Jeanty et al.(2010)은 인구 이동과 주택가격의 양방적 인과관계에 주목하면서, 인구 증가가 주택가격 상승을 유발하는 동시에 주택가격 상승이 인구 감소를 유발하는 두 가지 효과가 모두 존재함을 보였다.

작용하는 것으로 나타난다. 왕형근(2006)에 의하면 인구 증가율이 높은 지역일수록 1인당 GRDP(지역내총생산) 성장률이 낮은 경향이 있지만 대졸 이상 취업자 비율 증가율과 1인당 GRDP 성장률 간에는 반대로 양의 상관계수가 존재한다. 또한 홍기석 · 윤태영(2019)은 5년 동안의 1인당 GRDP 성장률은 이전 5년 동안의 전체인구 증가율과 음의 관계를 가지지만 이전 5년 동안의 대학 학력 인구 증가율과는 양의 관계를 가진다고 보고하고 있다. 이와 유사하게 정민수 외(2023)에 의하면 5년 동안의 1인당 지역소득 증가율이 이전 5년간의 전체인구 증가율과는 음의 관계를 나타내지만 대졸 이상 청년층 순유입률과는 양의 관계를 나타낸다.

지역간 임금 격차가 실제로 어느 정도인지를 다룬 연구들도 존재하는데, 김우영(2012), 문영만(2013), 김명환 · 김기승(2022) 등은 개인의 연령, 학력, 종사상 지위 등 개인적 요인들을 통제한 이후에 지역간 평균 임금의 차이를 살펴보고 있다. 그러나 이들 연구들은 지역간 임금 격차의 결정 요인에 대한 직접적인 분석은 하지 않고 있다. III절의 이론적 논의에 의하면 지역간 소득 격차 및 인구 이동의 근본적인 원인은 지역간 노동 생산성 차이라고 할 수 있는데, 이와 유사한 맥락에서 비수도권 지역의 낙후성의 원인을 다룬 연구로는 김성준(2007), 이종화 외(2010) 등이 있다. 김성준(2007)은 경북북부 지역 낙후의 근본적인 원인으로서 산림면적의 비중이 높고 각종 환경규제 등으로 기업 및 산업입지의 여건이 열악하다는 점을 강조하고 있다. 이종화 외(2010)는 그 동안의 낙후지역 개발정책의 방향이 소득 제고와 일자리 창출보다는 도로 · 상하수도 등 생활여건과 정주기반의 개발에 치우침에 따라 낙후지역의 실질적 개발이 이루어지지 못하였다고 비판하고 있다.

외국의 경우 코호트 규모가 임금과 고용에 미치는 효과를 다룬 연구들이 다수 존재한다. Brunello (2010)에 의하면 유럽 국가들의 경우 코호트 규모가 클수록 그 코호트에 속한 개인들의 임금이 유의하게 낮아지는 효과가 존재하며, 이러한 효과는 청년층(20-34세)보다 장년층(35-54세)에서 더 크게 나타난다. Garloff et al. (2013)은 독일 자료를 이용하여 노동시장에 진입하는 코호트의 규모가 고용에 부정적 영향을 미친다고 주장하며, Moffat and Roth (2017)는 유럽 국가들의 자료를 이용하여 코호트 규모가 고용에 미치는 효과는 18-22세 집단에서는 부정적으로 나타나지만 다른 연령집단에서는 오히려 반대로 나타난다고 주장한다. Morin (2015)은 캐나다의 학제 변경으로 인해 고교 졸업생이 외생적으로 증가한 사례를 분석하여 노동시장에서의 공급 증가가 임금 수준을 유의하게 낮춘다고 보고하고 있다. Agarwal et al. (2021)은 중국인들이 선호하는 용의 해에 태어난 아이들은 코호트 규모가 큰 만큼 개인의 생애 소득이 낮아지는 경향이 관찰된다고 설명한다.

본 연구는 지역간 생산성의 격차가 지역간 인구 이동 및 임금, 고용률 등의 변동을 유발하는 근본적인 원인이라는 전제 하에 우리나라 광역시도 및 시군구 자료를 이용하여 인구 이동과 노동시장 여건 사이의 상호작용이 어떻게 이루어지고 있는지를 종합적으로 살펴본다. 기존 연구들은 대부분 지역 경제 여건이 인구 이동에 미치는 영향에 초점을 맞추고 있으나, 엄밀히 말하면 방법론적으로 내생성의 문제를 제대로 고려하지 않고 있으므로 특정 방향의 인과관계보다는 단순 상관관계의 추정에 그칠 가능성이 있다고 판단된다. 본 연구는 인구 이동과 지역 경제 간의 인과관계가 양방으로 작용할 가능성을 명시적으로 다룬다는 점에서 기존 연구들과 구별될 수 있다. 특히 본 연구에서는 내생성의 문제를 줄이고 설명변수의 외생성을 확보하기 위해 설명변수의 시차값과 도구변수를 사용하는 등 방법론적 엄밀성에 보다 주의를 기울이고자 한다. 또한 본 연구에서는 성별 · 연령집단별 분석을 위하여 인구 이동 지표와 임금, 고용률 등 노동시장 변수들을 모두 성별 · 연령집단별로 정의한다는 점도 다른 연구들과의 차별점이라고 할 수 있다.

IV. 실증분석

1. 인구 이동의 결정요인

가. 추정식

먼저 Fu and Gabriel (2012), 최성호 · 이창무(2013), 홍기석 · 윤태영(2019) 등의 모형에 기초하여 지역간 인구 이동의 결정식을 설정한다. 일반적으로 개인의 이주 결정은 특정 지역으로의 이주로부터 발생하는 순편익의 크기에 따라 이루어질 것이다. 지역 i에서 지역 k로 이주할 때 발생하는 효용이 다음과 같은 식으로 주어진다고 하자.

$$U_{ik} = \beta_1 C_{ik} + \sum_l \gamma_l Z_{lk} + \epsilon_{ik} \tag{5}$$

식 (5)에서 U_{ik}는 지역 i에서 지역 k로의 이주로부터 발생하는 효용을 나타내며, C_{ik}는 이주 비용, Z_{lk}는 지역 k의 사회경제적 특성 l, ϵ_{ik}는 확률적 오차항을 나타낸다. 지역 i와 지역 k가 동일한 경우는 지역내 인구 이동에 해당한다. 지역 k로의 이주로부터 발생하는 효용이 식 (5)와 같다고 할 때, 지역 i의 어떤 개인이 n개의 지역들 중에서 지역 k를 선택할 확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p_{ik} = \Pr ob(U_{ik} > U_{is}) \text{ for } all \ s \neq k, \ s = 1,2,\cdots,n, \ k = 1,2,\cdots,n \tag{6}$$

식 (5)에 주어진 n개(k =1,2,…,n)의 ϵ_{ik}들이 서로 독립적이고 동일한 Weibull 분포를 따른다면 McFadden (1974)에 따라 식 (6)의 확률을 다음과 같은 조건부 로짓함수로 나타낼 수 있다.

$$p_{ik} = e^{U_{ik}} / \sum_{m=1}^{n} e^{U_{im}} \tag{7}$$

한편 지역 i에서 지역 k로의 인구 이동량 M_{ik}는 지역 i의 총이동량 M_i에다 지역 i에서 지역 k로 이동할 확률 p_{ik}를 곱한 값으로 나타낼 수 있다.

$$M_{ik} = p_{ik} M_i \tag{8}$$

이제 M_{ik}를 i지역의 지역내 이동량 M_{ii}로 나눈 다음 로그를 취함으로써 아래와 같은 선형 모형을 도출할 수 있다.

$$\log(M_{ik}/M_{ii}) = \log(p_{ik}/p_{ii}) = \beta(C_{ik} - C_{ii}) + \sum_{l} \gamma_l (Z_{lk} - Z_{li}) + \eta_{ik} \tag{9}$$

식 (9)에서 η_{ik}는 추정오차이다. 식 (9)는 이주를 결정한 i지역의 개인들을 대상으로 i지역 내에서의 이동과 k지역($k \neq i$)으로의 이동 간의 선택이 어떻게 이루어지는지를 설명하는 식이라고 할 수 있다. 따라서 설명변수들은 모두 지역 i의 값과 지역 k의 값의 차이로 설정되어 있다. 이는 어떤 설명변수가 유출지와 유입지에 미치는 효과가 대칭적일 것이라는 예상을 반영한 것이다. 단 기존 연구들에서와 마찬가지로 여기서도 지역내 이주비용 C_{ii}는 상수라고 가정한다.

식 (9)에서 이주비용의 계수 β나 특정 사회경제적 요인의 계수 γ_l의 크기는 동일한 i지역 내에서도 개인들의 특성에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어 동반 가족이나 기존의 경제활동 기반이 없는 청년 여성의 경우에는 지역간 이주에 따른 비용은 상대적으로 낮고 일자리 기회로부터 발생하는 편익은 높게 느껴질 것이며, 은퇴한 노년 남성의 경우에는 일자리 기회보다는 지역 내의 의료서비스나 문화시설로부터 발생하는 편익이 높게 평가될 것이다. 따라서 여기서는 성별 · 연령집단별로 식 (9)의 추정 결과가 어떻게 달라지는지를 살펴보고자 한다.

나. 변수와 자료

식 (9)는 기존 연구들에서 추정된 청년 인구 이동의 결정식과 기본적으로 유사한 형태이다. 그러나 앞에서 언급된 바와 같이 기존 연구들에서는 종속변수와 설명변수가 동기간 값으로 설정됨에 따라 내생성의 문제가 발생할 여지가 크다. 또한 기존 연구들은 대부분 성별 · 연령집단별로 인구 이동에 영향을 미치는 여러 요인들의 상대적 중요성이 달라질 가능성을 고려하지 않고 있다. 본 연구에서는 설명변수의 시차값을 확보하고 성별 · 연령집단별로 표본을 분리함으로써 기존 연구와의 차별을 시도하기로 한다.

종속변수인 인구 이동(M_{ik} 및 M_{ii})의 지표로는 통계청의 인구총조사 자료를 이용한다. 특히 청년 및 여성 청년 인구의 이동이 여타 집단의 이동과 어떻게 다른지를 살펴보기 위하여 M_{ik}와 M_{ii}를 모두 10세 단위 연령집단별(20대, 30대, 40대, 50대) · 성별 인구의 이동량으로 정의한다. 20-50대만을 표본에 포함시키는 이유는 60대 이상의 경우 여타 연령층에 비해 지역간 인구 이동의 절대적인 규모가 작을 뿐 아니라 노동시장에서의 중요성도 상대적으로 작기 때문이다.[2] KOSIS 및 MDIS에서 제공하는 인구총조사 자료에는 현 거주지별 · 5년 전 거주지별 · 성별 · 연령별 인구 이동 규모가 광역시도 수준에서 5년 단위로 공개되어 있으므로[3] 세종시와 제주도를 제외한[4] 15개 광역시도들을 표본으로 사용할 경우 $M_{ik}(i \neq k)$의 관측치 수는 매년 최대 1680(=15×14×4×2)개가 된다. 지역내 이동은 종속변수 $\log(M_{ik}/M_{ii})$의 분모로서 이미 고려되고 있으므로 별도로 표본에 포함시키지 않는다. 한편 인구 이동은 인구총조사 외에 주민등록인구 자료에도 나와 있는데, 주민등록인구 자료를 이용하더라도 주요 결과는 유사하게 얻어진다. 주민등록인구 자료를 이용한 추정

2) 2020년 인구총조사 자료에 나타난 17개 광역시도의 지역간 인구 이동의 연령별 규모를 보면 20대는 1,277,022명, 30대 1,399,601명, 40대 833,085명, 50대 610,099명, 60대 461,741명이며, 비수도권 지역에서 수도권(서울과 경기도)으로의 이동을 보더라도 20대 437,238명, 30대 320,533명, 40대 152,369명, 50대 99,367명, 60대 71,577명으로 나타난다. 또한 2023년 경제활동인구조사에 의하면 60대의 경우 취업률은 58%로서 20-59세의 취업률 75%보다 훨씬 낮으며, 취업자 중 임금 근로자의 비중도 낮다. 임금 근로자 중에서도 대부분이 비정규직이며, 농임어업과 보건업 및 복지서비스업 등 특정 산업에 집중되어 있다. 따라서 인구 이동과 노동시장 간의 일반적인 상호작용을 파악하기 위해서는 60대 이상 인구를 제외하는 것이 더 적절하다고 판단된다.

3) MDIS의 인구총조사 2% 표본 미시자료에서도 개인의 과거 거주지는 광역시도 수준에서만 제공되고 있다. 그 이유는 표본의 크기를 고려할 때 세부 행정단위인 시군구 수준에서의 집계는 통계적 신뢰성이 높지 않기 때문이다. 한편 2016년 이후부터는 인구총조사가 매년 이루어지고 있으나 2020년을 제외하고는 5년 전 거주지별이 아니라 1년 전 거주지별 인구 이동 자료만 나와 있다.

4) 세종시의 경우 인구 이동이 통상적인 요인들 외에 정책적 결정에 의해 이루어진 부분이 크므로 표본에서 제외하기로 한다. 제주도의 경우 국민은행의 아파트 전세가격 자료가 2023년 이후에 대해서만 발표되어 있으므로 표본에서 제외하기로 한다.

결과는 부록 1에 제시되어 있다.

식 (9)의 설명변수로는 먼저 두 지역 간의 물리적 거리를 포함시킨다. 지역 간 물리적 거리는 중력 모형에서 통상적으로 고려되는 변수로서 식 (9)의 이주 비용 C_{ik}을 반영하는 지표라고 할 수 있다. 지역간 거리는 각 광역시도의 도로원표를 이용하여 i지역과 k지역 간의 직선 거리로 정의할 수 있다. 다음으로 i지역과 k지역의 인구 규모를 설명변수로 고려한다. 두 지역의 인구 규모 또한 중력 모형에서 통상적으로 사용되는 설명변수라고 할 수 있다. Tobler (1970)의 중력 모형에 의하면 지역간 상호작용의 정도 T_{ik}는 $T_{ik} = \frac{P_i P_k}{D_{ik}^{\beta}}$와 같이 표현된다. 여기서 P_i는 i지역의 인구, D_{ik}는 i지역과 k지역 간의 거리, β는 임의의 양수이다. 따라서 로그를 취할 경우 두 지역 간의 상호작용의 크기는 두 지역의 로그 인구 규모의 합과는 비례 관계, 거리와는 반비례 관계를 가지게 된다.

여타 설명변수로는 임금, 고용기회, 소비수준, 주거비용 등의 사회경제적 지표들을 고려하기로 한다. 임금과 고용기회는 노동시장 여건을 나타내는 지표로서 당연히 지역간 인구 이동에 주요한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 또한 개인들이 소득 발생의 기회만이 아니라 다양한 소비생활의 기회도 중요하게 고려한다면, 전반적인 소비수준이 높은 곳으로 인구 유입이 이루어질 가능성이 있다. 그 외에 높은 주거비용은 혼잡효과를 반영하는 지표로서 인구 유입을 억제하는 작용을 할 것으로 예상된다.

먼저 임금의 경우 종속변수에 부합하는 성별 · 연령집단별 집계자료가 광역시도 수준에서 따로 발표되어 있지 않으므로 여기서는 지역별고용조사 미시자료로부터 광역시도별로 성별 · 연령집단별 임금 지표를 구축하여 사용하기로 한다.[5] 고용률의 경우에는 지역별고용조사 집계자료에서 광역시도별 성별 · 연령집단별 고용률 지표를 제공하고 있으나, 2013년 이후 기간에 대해서만 자료의 일관성이 확보가 된다. 따라서 지역별고용조사의 임금 및 고용률 자료를 사용하기 위해서는 표본 기간을 2013년 이후로 설정하여야 한다. 한편 앞에서 설명된 바와 같이 인구총조사의 현거주지별 · 5년 전 거주지별 인구 이동 자료는 2010년, 2015년, 2020년 등 5년 단위로 공개되어 있으므로, 설명변수도 5년 전 당시의 값으로 설정하는 것이 타당하다고 할 수 있다. 그런데 지역별고용조사 자료는 2013년 이후부터만 사용 가능하므로, 결과적으로 인구총조사 자료를 사용할 경우에는 2020년 인구총조사 자료를

5) 예를 들면 사업체노동력조사의 광역시도별 임금 자료는 상용근로자 전체에 대한 자료로서 성별로는 제공되지만 연령별로 구분되어 제공되지는 않고 있다.

2015년 지역별고용조사 자료와 연결시키는 횡단면 분석만이 가능하게 된다.

소비수준의 지표로는 지역소득계정의 1인당 민간소비를 사용하며, 주거비용의 지표로는 국민은행에서 제공하는 광역시도별 아파트 전세평균가격 자료를 사용한다.[6] 단, 1인당 소비와 전세가격의 경우 성별·연령별 구분이 가능하지 않으므로 동일한 광역시도에 속한 성·연령 집단들에 대해서는 모두 동일한 값을 부여하기로 한다.

한편 식 (9)의 종속변수는 $\log(M_{ik}/M_{ii})$와 같이 i지역에서 타지역으로의 이동과 i지역 내에서의 이동의 상대적 크기로 주어지는데, 지역내 이동 M_{ii}의 크기는 앞에서 고려된 설명변수들 외에 i지역의 고정적 특성에 의해서도 영향을 받을 것으로 예상된다. 예를 들어 i지역의 지리적 면적이 클수록 i지역 개인의 이동은 지역내 이동에 그칠 가능성이 높을 것이므로 M_{ii}가 상대적으로 크게 나타날 수 있을 것이다. 따라서 여기서는 식 (9)의 추정에 있어서 유출지역(i지역) 더미변수들을 이용하여 유출지역 고정효과를 통제하기로 한다. 이 경우 식 (9)는 i지역의 전체 지역간 이동 중에서 각 지역이 차지하는 비중이 어떤 요인들에 의해서 결정되는지를 추정하는 셈이라고 할 수 있다.

다. 추정 결과

먼저 인구총조사의 광역시도간 인구 이동 자료를 이용하여 식 (9)를 추정한 결과가 표 1에 제시되어 있다. 표 1의 변수들에서 하첨자 k는 인구가 유입되는 지역(destination)을 나타내며, 하첨자 i는 인구가 유출되는 지역(origin)을 나타낸다. 앞에서 언급된 바와 같이 종속변수는 2020년, 설명변수는 2015년 값으로 주어지며, 추정 방법은 OLS 추정이다. 표에는 나와 있지 않지만 모든 식에는 8개의 성·연령 교차 더미와 15개의 유출지역 더미변수들이 포함되어 있다. 또한 동일한 (i지역, k지역) 조합에 대하여 여러 성·연령 집단의 관측치가 존재하므로 (i지역, k지역) 조합 수준에서의 군집 표준오차(standard error clusterd at the (i, k) level)를 사용하여 통계적 유의성을 평가한다.

표 1의 열 (1)은 모든 성·연령 집단을 대상으로 한 추정 결과이다. 열 (1)에 의하면 예상대로 인구 이동은 두 지역 간 거리가 멀수록 작아지며, 유입 지역 및 유출 지역의 인구 규모가 클수록 더 커지는 것으로 나타난다. 임금, 고용률, 1인당 소비

6) 국민은행의 광역시도별 전세평균가격 자료는 2011년 이후 기간에 대해 월별로 발표되어 있는데, 각 연도마다 12개월 평균값을 구하여 사용하였다.

수준, 전세가격 등 사회경제적 요인들의 계수 또한 모두 예상과 부합하는 부호를 가지지만 일부 요인들의 경우는 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 한편 열 (2)부터 열 (3)까지는 동일한 식을 청년 인구에 대하여 추정한 결과인데, 열 (2)는 청년 인구를 20대로 한정한 경우이며 열 (3)은 청년 인구를 20대 및 30대로 정의한 경우에 해당한다. 열 (2)를 보면 지역간 고용률 격차, 1인당 소비수준 격차 등의 계수가 열 (1)에서보다 더 클 뿐 아니라 통계적 유의성 또한 더 높게 나타난다. 또한 열 (3)에 의하면 20-30대 인구 이동의 경우에도 고용률 격차를 제외한 모든 변수들이 열 (2)에서와 마찬가지로 유의하게 추정됨을 알 수 있다. 열 (4)는 40-50대 인구 이동에 대한 추정 결과인데, 대부분의 사회경제 지표들의 계수가 유의하되 고용률의 계수는 예상과 달리 오히려 음의 부호를 가지고 있으며 지역간 소비수준 격차의 계수는 유의하지 않게 나타난다. 따라서 표 1에 의하면 20대 청년 인구가 여타 연령집단에 비하여 경제적 요인의 지역간 격차에 더 적극적으로 반응한다고 할 수 있다. 또한 표에는 나와 있지 않지만 수도권 지역(서울과 경기)을 표본에서 모두 제외하고 추정하는 경우에도 20대 집단에서는 임금과 고용률을 비롯한 모든 사회경제 지표의 계수가 열 (2)와 유사한 크기로 얻어지며 통계적으로도 유의함을 확인할 수 있다. 이는 열 (2)의 추정 결과가 단순히 그림 1에서 본 비수도권과 수도권 간의 인구 이동 패턴을 반영하는 것만은 아님을 의미한다.

표 1에 나타난 연령집단간 차이에 대한 한 가지 설명으로는 20대 인구의 생애주기적 특성을 생각해볼 수 있다. 20대는 생애주기상 경제활동 초기에 해당하는 시기로서 개인에게 적합한 일자리를 얻기 위한 탐색과 이동이 활발히 이루어지는 특징이 있으므로 그만큼 지역의 경제적 여건이 중요하게 작용할 수 있을 것이다. 반면 30대 이후에는 노동시장에서의 매칭과 정착이 어느 정도 이루어짐에 따라 사회경제적 지표들 이외의 여타 요인들에 의한 인구 이동의 비중이 상대적으로 높아질 것으로 판단된다.

표 1의 연령집단간 차이에 대한 또다른 설명으로는 횡단면 자료의 한계로 인해 내생성의 문제가 제대로 처리되지 않았을 가능성을 생각해볼 수 있다. 예를 들어 어떤 이유로 30대 이후 집단에서는 20대 집단에 비해 인구 유입에 따른 노동 공급의 증가가 고용률을 하락시키는 효과가 보다 크게 작용한다면, 인구 유입이 통상적으로 높은 지역에서는 다른 지역보다 30대 이후 인구의 고용률이 낮아지는 경향이 나타날 수 있다. 그리고 이러한 횡단면적 관계는 변수들 간에 시차를 부여하더라도 완전히 사라지지 않을 수 있다. 즉 고용률이 높은 지역으로 인구 유입이 이루어지는 것과 동시에 인구 유입이 해당 지역의 고용률을 낮추는 양방의 인과관계가 존재함에

〈Table 1〉 Summary Statistics for Variables

$\log(M_{ikt}/M_{iit})$	(1) Total	(2) 20s	(3) 20-30s	(4) 40-50s
$distance_{ikt}$	-7.307*** (0.611)	-7.588*** (0.595)	-7.270*** (0.588)	-7.398*** (0.652)
$\log(population_{kt-5} \times population_{it-5})$	1.368*** (0.078)	1.318*** (0.083)	1.299*** (0.076)	1.452*** (0.083)
$\log(wage_{kt-5}/wage_{it-5})$	0.947*** (0.212)	1.165** (0.514)	1.205*** (0.330)	0.971*** (0.223)
$employment\ rate_{kt-5} - employment\ rate_{it-5}$	0.365 (0.335)	3.345*** (0.875)	0.408 (0.355)	-0.903** (0.429)
$\log(per\ capita\ consumption_{kt-5}/per\ capita\ consumption_{it-5})$	1.743 (1.171)	4.509*** (1.131)	2.245** (1.123)	0.728 (1.287)
$\log(Jeonse_{kt-5}/Jeonse_{it-5})$	-1.018*** (0.355)	-1.201*** (0.351)	-0.721** (0.349)	-1.326*** (0.375)
observations	1,680	420	840	840
R^2	0.815	0.845	0.834	0.812

Notes: 1) The dependent variable is denoted as $\log(M_{ik}/M_{ii})$, where the subscript i and k represent the origin region and destination region, respectively. Wages and employment rates represent the average values for each gender and age group (in 10-year increments) in each region, as reported in the Regional Employment Survey microdata.

2) All estimation models include interaction dummy variables for gender × age groups and dummy variables for origin regions. The estimation method is OLS, and the numbers in parentheses represent clustered standard errors at the (i, k) level. The asterisks *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

따라 열 (3) 및 (4)에서와 같이 고용률 격차의 계수가 부분적으로 유의하지 않거나 오히려 음의 값을 나타낼 수 있는 것이다. 이러한 가능성에 대해서는 다음 절에서 추가적으로 논의하기로 한다.

표 2는 표 1과 동일한 식을 여성과 남성 인구 각각에 대하여 추정한 결과이다. 표 2에서 가장 특징적인 부분은 20대 여성의 이동이라고 할 수 있는데, 열 (2)를 나머지 열들과 비교해보면 20대 여성 인구는 노동시장 여건을 비롯한 경제 지표에 대하여 20대 남성 인구를 비롯한 여타 집단보다 더 민감하게 반응하는 것으로 나타난다. 표에는 나와 있지 않지만 수도권 지역(서울과 경기)을 표본에서 제외하고 추정

〈Table 2〉 Determinants of Youth Migration by Gender

$\log(M_{ikt}/M_{iit})$	Female				Male			
	(1) Total	(2) 20s	(3) 20–30s	(4) 40–50s	(5) Total	(6) 20s	(7) 20–30s	(8) 40–50s
$distance_{ikt}$	-7.426***	-7.994***	-7.525***	-7.375***	-7.146***	-7.047***	-7.015***	-7.430***
	(0.635)	(0.670)	(0.619)	(0.680)	(0.608)	(0.598)	(0.582)	(0.658)
$\log(population_{kt-5} \times population_{it-5})$	1.381***	1.346***	1.304***	1.442***	1.400***	1.343***	1.317***	1.463***
	(0.082)	(0.10)	(0.082)	(0.090)	(0.075)	(0.076)	(0.074)	(0.079)
$\log(wage_{kt-5}/wage_{it-5})$	1.554***	3.981***	1.164**	1.156**	0.912***	-0.569	1.240***	1.528***
	(0.412)	(0.889)	(0.560)	(0.548)	(0.216)	(0.723)	(0.323)	(0.326)
$employment\ rate_{kt-5}$ − $employment\ rate_{it-5}$	0.487	9.209***	0.234	0.140	2.183***	6.686***	1.854***	-2.070
	(0.336)	(1.721)	(0.406)	(0.571)	(0.566)	(1.759)	(0.615)	(1.724)
$\log(per\ capita\ consumption_{kt-5}/per\ capita\ consumption_{it-5})$	2.143*	7.278***	2.539**	1.667	1.689	6.365***	2.385**	-0.595
	(1.181)	(1.348)	(1.179)	(1.297)	(1.172)	(1.409)	(1.093)	(1.436)
$\log(Jeonse_{kt-5}/Jeonse_{it-5})$	-1.151***	-2.617***	-0.725*	-1.450***	-1.097***	-1.725***	-0.845**	-1.138***
	(0.367)	(0.504)	(0.381)	(0.382)	(0.348)	(0.404)	(0.336)	(0.387)
observations	840	210	420	420	840	210	420	420
R^2	0.815	0.877	0.834	0.809	0.823	0.843	0.840	0.822

Notes: 1) The dependent variable is denoted as $\log(M_{ik}/M_{ii})$, where the subscript i and k represent the origin region and destination region, respectively. Wages and employment rates represent the average values for each gender and age group (in 10-year increments) in each region, as reported in the Regional Employment Survey microdata.

2) All estimation models include interaction dummy variables for gender × age groups and dummy variables for origin regions. The estimation method is OLS, and the numbers in parentheses represent clustered standard errors at the (i, k) level. The asterisks *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

하더라도 20대 여성의 경우 임금과 고용률의 계수가 표 2의 열 (2)와 유사한 크기로 추정됨을 확인할 수 있다. 또한 추정에 사용된 자료에 의하면 수도권과 비수도권 간의 임금 및 고용률의 차이는 20대 남성보다 20대 여성의 경우에 훨씬 더 크게 나타난다.[7] 따라서 그림 1에서 살펴본 20대 여성의 수도권 집중은 단순히 학업이나

7) 20대 남성의 경우 비수도권 임금/수도권 임금 비율은 약 97%이고 수도권과 비수도권의 고용률 격차는 약 2.7% 포인트인 반면, 20대 여성의 경우 비수도권 임금/수도권 임금 비율은 약 92%이고 수도권과 비수도권의 고용률 격차는 약 7.4% 포인트이다.

사회문화적인 요인 외에 경제적 요인에 의해서 상당한 영향을 받고 있는 것으로 판단된다.

2. 인구 이동의 노동시장 파급효과

이상의 논의에 의하면 청년 인구의 수도권으로의 이동은 비수도권과 수도권간의 임금 및 고용률 격차와 밀접한 관련이 있을 것으로 판단된다. 수도권의 임금 및 고용률이 타지역보다 높아짐에 따라 이동성이 높은 20대 인구를 중심으로 수도권으로의 인구 집중이 이루어지는 것이다. 그리고 이러한 비수도권과 수도권 간의 격차 확대는 아마도 서울을 중심으로 한 수도권의 생산성 증가에 따라 발생한 결과라고 할 수 있을 것이다. 그렇다면 앞으로 지역간 노동시장 격차 및 지역간 인구 이동은 어떻게 변화할 것인가? 이와 관련하여 중요한 이슈는 인구 이동이 유출지와 유입지의 지역 경제에 미치는 파급효과일 것이다. 만일 인구 이동에 따른 노동 공급의 변화로 인하여 지역간 임금 및 고용률 격차가 축소된다면 앞으로 지역간 인구 이동은 둔화될 수 있을 것이나, 앞의 이론적 논의에서처럼 자본의 이동이 자유롭다거나 집적효과가 오히려 중요하게 작용한다면 지역간 인구 이동에도 불구하고 임금 및 고용률 격차는 해소되지 않을 수 있으며 따라서 고생산성 지역으로의 청년 인구 유입도 계속될 것이다. 물론 특정 지역으로의 인구 및 자본 유입이 무한히 확대되지는 못할 것이며, 장기적으로는 노동과 자본 유입에 따라 교통 혼잡, 주거비 상승, 입지 부족 등 혼잡효과가 더 중요하게 작용할 수 있다. 결국 향후 인구 이동의 방향은 인구 이동으로 인하여 지역간 노동시장 격차가 얼마나 축소되는지, 그리고 노동시장 격차를 상쇄할 만한 다른 요인들의 변화가 어떻게 나타나는지에 따라 달라질 것이다.

가. 추정식

이러한 인식 하에 여기서는 인구 변동이 지역 노동시장에 미치는 파급효과를 살펴보기로 한다. 앞의 분석이 지역 경제 여건이 인구 이동에 미치는 효과를 다룬 것이라면, 여기서는 역의 인과관계를 다루는 셈이다. 추정식의 형태는 다음과 같다.

$$Z_{ijt} = \gamma_{ij} + \eta_t + \beta \log(P_{ijt}/P_{ijt-1}) + \epsilon_{ijt} \tag{10}$$

식 (10)에서 하첨자 ij는 지역 i에 속한 성 · 연령집단 j를 나타낸다. 따라서 Z_{ijt}는 집단 ij에 대한 t기의 노동시장 지표를 나타내며, γ_{ij}는 집단 ij의 고정효과, η_t는 t기의

기간고정효과, P_{ijt}는 집단 ij의 t기 인구 규모, ϵ_{ijt}는 집단 ij의 t기 오차항을 나타낸다. 따라서 식 (10)은 한 지역 내에서 특정 성 · 연령집단의 인구 증가율의 변화가 그 집단의 임금, 고용률 등 노동시장 지표에 미치는 영향을 추정하기 위한 고정효과 모형이라고 할 수 있다.

단, 인과관계의 추론을 위해서는 설명변수의 외생성을 확보하는 것이 무엇보다 중요하다. 앞의 인구 이동 결정식 추정에서는 설명변수의 시차값을 사용함으로써 제한적으로나마 설명변수의 외생성을 높이려고 하였으나, 인구의 외생적 변동이 지역 경제에 미치는 파급효과를 추정할 때에는 단순히 인구 변동의 시차값을 사용하는 것이 정당화되기 어려울 수 있다. 미래의 경제 여건에 대한 사람들의 예상에 따라 인구 변동이 미리 발생할 가능성이 있기 때문이다. 예를 들면 지역개발계획이 수립된 지역으로 미리 주거단지의 건설과 인구 유입이 이루어지는 경우를 생각해 볼 수 있다.

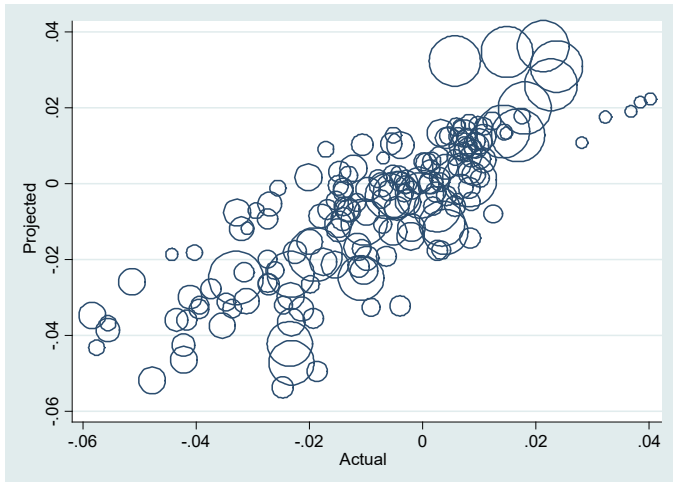
따라서 여기서는 인구 변동의 외생성을 확보하기 위하여 단순히 인구 변동의 시차값을 사용하는 대신 Maestas, Mullen, and Powell (2023)에서와 같이 도구변수 추정을 사용하고자 한다. 이 접근방법의 기본 아이디어는 과거의 성별 · 연령집단별 인구 자료로부터 추정할 수 있는 특정 성 · 연령집단의 인구 증가율의 예측치를 해당 인구 증가율의 실제치에 대한 도구변수로 사용하는 것이다. 이 방법의 구체적인 내용은 다음과 같다. 첫째, 우리나라 전국의 성별 · 연령집단별 인구 자료로부터 각 성 · 연령집단의 k년 생존률을 구한다. 예를 들어 t년에 a세인 남성이 k년 동안 사망하지 않고 생존한다면 t+k년에 a+k세 남성이 될 것이므로 t+k년의 a+k세 남성 인구 수를 t년의 a세 남성 인구 수로 나눔으로써 t년 a세 남성 인구의 k년 생존률을 구할 수 있다. t년에 a세인 여성 인구에 대해서도 동일한 과정을 반복한다. 둘째, 이렇게 전국 자료로부터 구한 생존률을 각 지역별로 t년의 a세 성별 인구 수에 곱함으로써 각 지역의 t+k년의 a+k세 성별 인구 수에 대한 예측치를 구할 수 있다. 이러한 과정을 각 지역의 남성과 여성의 t와 a의 모든 값에 대하여 반복하면 각 지역에 대하여 특정 성 · 연령집단의 크기 및 증가율에 대한 k년 예측치를 구하게 된다. 만일 t년에 어떤 지역의 10-19세 남성 인구가 20-29세 남성 인구보다 10% 더 많은 지역이 있다면 (청년 인구의 생존률이 1에 가깝다는 가정 하에) 이 지역은 t+10년의 20-29세 남성 인구가 t년의 20-29세 남성 인구보다 10% 정도 더 많을 것으로 예상할 수 있다. 따라서 이 지역의 t년과 t+10년 사이의 20-29세 남성 인구 증가율의 예측치는 약 10%가 될 것이다. 이러한 방법은 각 지역의 초기 성 · 연령 구성을 전국의 코호트 변화와 결합하는 것이므로 지역간 인구 이동으로

인하여 각 지역의 인구 구조가 달라지는 부분을 배제할 수 있다. 즉 지역의 경제 여건에 따라 인구 이동이 발생하여 인구 규모가 내생적으로 달라지는 부분을 배제하고 인구 규모의 외생적 변이를 확보할 수 있는 것이다.

지역간 인구 이동이 너무 크지 않다면 이러한 방식으로 구한 지역별 인구 증가율의 예측치는 실제치와 유의한 상관관계를 가질 것으로 예상할 수 있다. 실제로 20대 인구의 경우를 예시로 인구 증가율의 예측치와 실제치를 비교해보면 그림 6과 같다. 그림에 사용된 표본은 2013-2023년 기간 동안 16개 광역시도(세종시 제외)로서 총 관측치 수는 176개이며, 원의 크기는 각 지역의 20대 인구 수를 반영한다. 인구 예측에 사용되는 시차가 길어질수록 도구변수의 외생성이 높아질 것이므로 여기서는 10년 생존율을 사용하여 예측치를 구하였다. 그림 6에 의하면 20대 인구 증가율의 실제치와 예측치의 단순 상관계수는 0.81로서 상당히 높게 나타난다. 따라서 인구 증가율의 예측치를 실제치에 대한 도구 변수로 사용하는 데에 무리가 없다고 판단된다. 또한 인구 증가율의 예측치를 도구변수로 이용하는 것은 인구 증가율의 시차값을 설명변수로 사용하는 것과는 다르다는 점에도 유의할 필요가 있다.

물론 인구 증가는 인구의 지역간 이동과 동일하지 않다. 그러나 인구의 지역간 이동이 해당 지역의 인구 변동을 유발하고 그 결과 해당 지역의 노동시장에 영향을 미치게 된다면, 인구 변동이 노동시장에 미치는 영향을 살펴봄으로써 인구 이동의

〈Figure 6〉 Actual and Projected Growth Rate of the Population in Their 20s



Note: Each observation represents the annual growth rate of the population in their 20s by region. The sample period is from 2013 to 2023, and the size of the circles reflects the population of people in their 20s in each region.

영향을 간접적으로 추론할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 인구 이동이 해당 지역에 유발하는 인구 변동의 여러 측면들 중에서 특히 인구 규모의 변화에 초점을 맞추고자 한다. 예를 들어 청년 인구가 유입되는 지역에는 인구 유입이 없을 때에 비해서 청년 인구의 규모가 늘어나고 고령인구 비율이 낮아지는 등 여러 변화가 발생할 수 있지만, 본 연구에서는 그 중에서 청년 인구의 규모 변화에 초점을 맞춘다고 할 수 있다.

나. 추정 결과

먼저 도구변수 추정에 앞서 인구 유입률의 시차값을 설명변수로 사용하여 유입 지역의 임금과 고용률에 대한 영향을 추정해 보았다. 이 때 인구 유입률의 지표로는 각 광역시도별로 외부로부터 순유입된 성 · 연령 집단별 인구(=유입 인구와 유출 인구의 차이)를 기존의 해당 인구 집단의 인구로 나눈 비율을 사용하였고 시차는 5년을 사용하였다. 순유출 인구 대신 유출 인구를 사용하는 경우에도 추정 결과는 대체로 유사하게 나타났다. 순유입률의 지역별 분포를 보면 20대의 경우는 서울과 경기도가 가장 높지만 30대 이상에서는 경기도가 여전히 높은 수준을 유지하는 반면 서울은 오히려 전국에서 가장 낮은 수준인 것으로 나타난다.

지역별고용조사의 임금과 고용률 자료가 2013년부터 발표되어 있으므로 표본 기간은 2013년-2023년으로 설정하였다. 지역 노동시장이 시군구보다는 넓은 수준에서 형성될 것이라는 가정 하에 지역의 단위는 광역시도로 설정하였다. 추정 방법은 식 (10)의 패널 고정효과 모형에 대한 회귀 추정이며, 앞에서 설명된 바와 같이 관측의 단위는 각 지역의 성 · 연령집단이므로 총 160개(=16개 광역시도×10개 성 · 연령집단)의 집단이 존재하게 된다. 표에는 나와 있지 않지만 모든 식에는 연도 더미가 포함되어 있다.

먼저 표 3의 경우 종속변수는 지역별고용조사 자료를 이용하여 매년 광역시도별 · 성별 · 연령집단별로 평균 임금의 로그값을 구한 것이며, 설명변수는 해당 집단의 인구 순유입률이다. 종속변수로 임금 증가율이 아니라 임금 수준을 사용한 이유는 임금 자료에 대한 패널 단위근 검정 결과 Im-Pesaran-Shin 테스트와 Levin-Lin-Chu 테스트 모두 로그 임금 패널에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났기 때문이다.[8] 열 (1)은 20대부터 50대까지 전체 집단을 대상으로 한 추정 결과이며, 열 (2)부터 (4)까지는 각각 20대, 20-30대, 40-50대 집단을 대상으로

8) 패널 평균과 시간추세를 통제한 후의 Im-Pesaran-Shin의 t-bar 통계량 값은 -2.62이고 Levin-Lin-Chu의 t 통계량 값은 -22.19로서 둘 다 1% 수준에서 귀무가설을 기각한다.

〈Table 3〉 Population Growth and Wage Rate

$\log(wage_{it})$	(1) Total	(2) 20s	(3) 20–30s	(4) 40–50s
net migration $rate_{it}$	1.309*** (0.287)	0.691** (0.291)	0.953*** (0.265)	1.885*** (0.634)
observations	1,408	352	704	704
R^2	0.974	0.958	0.976	0.975

$\log(wage_{it})$	Female				Male			
	(5) Total	(6) 20s	(7) 20–30s	(8) 40–50s	(9) Total	(10) 20s	(11) 20–30s	(12) 40–50s
net migration $rate_t$	1.657*** (0.543)	0.910** (0.331)	0.976*** (0.319)	2.104** (0.765)	1.024** (0.362)	0.586 (0.394)	0.990*** (0.327)	1.303 (0.892)
observations	704	176	352	352	704	176	352	352
R^2	0.942	0.950	0.961	0.969	0.977	0.947	0.979	0.912

Notes: 1) The dependent variable is the log value of wages by region, gender, and age group. The independent variable is the net migration rate for the corresponding population group.

2) The sample period is from 2013 to 2023, and all estimation models include year dummy variables. The estimation method is fixed-effects panel regression, and the numbers in parentheses represent clustered standard errors at the regional level for the 16 metropolitan areas. The asterisks *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

한 추정 결과이다. 표 3의 열 (1)부터 열 (4)까지에 의하면 전체 표본의 경우 인구 증가율의 외생적 변화는 모든 연령층의 임금 수준에 대하여 유의한 양의 효과를 미치며 특히 40-50대의 경우에 그 효과가 가장 큰 것으로 나타난다. 표 3의 열 (5)부터 열 (12)까지는 동일한 분석을 여성과 남성 각각에 대하여 수행한 결과인데, 역시 대부분의 경우에 인구 순유입률의 계수는 유의한 양의 값을 나타낸다. 다음으로 표 4는 고용률을 종속변수로 하여 인구 이동의 효과를 분석한 결과로서, 설명변수 및 열의 구성은 표 3과 동일하다. 표 4에 의하면 대부분의 경우에 인구 순유입률의 계수는 유의하지 않게 추정된다.

이러한 표 3과 표 4의 결과는 인구 이동의 파급효과에 관한 일반적인 예상과는

〈Table 4〉 Population Growth and Employment Rate

employment rate$_{it}$	(1) Total	(2) 20s	(3) 20–30s	(4) 40–50s
net migration rate$_{it}$	-0.0614 (0.259)	0.216 (0.359)	0.212 (0.332)	-0.588* (0.293)
observations	1,408	352	704	704
R^2	0.984	0.786	0.983	0.972

	Female				Male			
employment rate$_{it}$	(5) Total	(6) 20s	(7) 20–30s	(8) 40–50s	(9) Total	(10) 20s	(11) 20–30s	(12) 40–50s
net migration rate$_{it}$	-0.264 (0.343)	0.288 (0.486)	0.140 (0.491)	-1.093** (0.477)	0.155 (0.235)	0.178 (0.344)	0.352 (0.290)	-0.256 (0.155)
observations	704	176	352	352	704	176	352	352
R^2	0.945	0.776	0.935	0.817	0.993	0.790	0.993	0.834

Notes: 1) The dependent variable is the employment rate by region, gender, and age group. The independent variable is the net migration rate for the corresponding population group.

2) The sample period is from 2013 to 2023, and all estimation models include year dummy variables. The estimation method is fixed-effects panel regression, and the numbers in parentheses represent clustered standard errors at the regional level for the 16 metropolitan areas. The asterisks *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

잘 부합하지 않는다. 첫째, 노동시장의 수요-공급 균형 모형에 의하면 인구 이동에 의해 노동 공급이 외생적으로 증가할 경우 (노동 수요 곡선이 일정하게 유지된다면) 임금과 고용률은 모두 하락할 것으로 예상된다. 둘째, 만일 앞의 이론적 논의에서 설명된 바와 같이 노동의 이동과 더불어 자본의 비례적 이동이 발생한다면 노동 공급과 노동 수요가 같은 폭으로 이동하여 임금과 고용률은 모두 일정하게 유지되어야 할 것이다. 셋째, 만일 인구 유입에 따른 집적효과가 매우 커서 노동 공급 곡선보다 노동 수요 곡선이 더 큰 폭으로 우측으로 이동한다면 임금만이 아니라 고용률도 같이 상승해야 할 것이다. 따라서 고용률은 일정한 채로 임금의 상승이 발생하는 상황을 설명하기 위해서는 집적효과가 작용하는 동시에 노동시장에서 수요-공급의

불균형이 존재하는 경우를 상정하여야 할 것이며, 추가적으로 집적효과의 크기와 수요-공급 불균형의 크기가 특정한 조건을 만족하는 메커니즘을 도출해야 할 것이다. 여기서는 표 3 및 표 4의 결과에 대한 대안적인 설명으로서, 인구 유입률의 시차값을 사용하는 것만으로는 표 1과 표 2에서 논의된 역의 인과관계로 인한 내생성 문제가 제대로 해소되지 못할 수 있다는 점을 언급하고자 한다.

이제 앞에서 설명한 집단별 인구 증가율의 예측치를 도구변수로 사용하여 인구 증가율이 해당 집단의 임금과 고용률에 어떠한 영향을 미치는지를 추정하기로 한다. 추정 방법은 식 (10)의 패널 고정효과 모형에 대한 도구변수 추정이며, 추정 결과는 표 5와 표 6에 제시되어 있다. 도구변수에 대한 F 통계치(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic)가 표 5의 하단에 제시되어 있는데, 20대 여성의 경우(표 5와 표 6의 열 (6))를 제외하고는 모두 통상적 임계치인 10을 초과하므로 도구변수의 사용에 무리가 없다고 판단된다.[9)]

표 5의 열 (1)에 의하면 전체 표본의 경우 인구 증가율의 외생적 변화는 임금 수준에 대하여 유의한 음의 효과를 미치는 것으로 나타난다. 로그 임금에 대한 인구 증가율의 계수가 -0.951이라는 것은 인구 증가율이 1% 포인트 높아질 때 임금 수준은 0.951% 정도 감소함을 의미한다. 한편 주민등록인구 자료에 의하면 2015년 이후 기간 중 비수도권에서 수도권으로의 20-50대 인구의 연간 순유입 규모는 수도권의 해당 연령집단 인구의 약 1.63%에 달하였다. 이는 인구 이동이 없는 경우에 비하여 수도권의 연간 인구 증가율을 1.63% 포인트 정도 높이는 효과를 가질 것이다. 따라서 2015년 이후 20-50대 인구의 수도권으로의 순유입은 수도권의 임금을 1.55% 정도 항구적으로 낮추는 작용을 하였을 것으로 평가할 수 있다. 이는 인구 이동의 시차값을 사용한 표 3의 열 (1)과 대조되는 결과라고 할 수 있다.

그러나 동일한 식을 열 (2)-열 (4)와 같이 세부 연령집단별로 추정할 경우에는 인구 증가율의 효과가 40-50대 집단에서만 유의하게 추정되며, 청년층에서는 유의하지 않게 나타난다. 이는 코호트 규모가 해당 코호트의 임금에 미치는 영향이 청년층보다 장년층에서 더 크게 나타난다는 Brunello (2010)의 결과와 유사하다. 따라서 표 5에 의하면 전반적으로 노동 공급의 외생적 증가는 임금을 유의하게 낮추는 작용을 하지만 청년 집단만 따로 고려할 때에는 동일한 효과가 관찰되지 않는다고

9) 일반적으로 Kleibergen-Paap rk Wald F 통계치가 10을 초과하면 약한 도구변수 문제(weak instruments problem)를 기각할 수 있는 것으로 알려져 있다. 20대 여성에서 F 통계치가 낮게 나오는 이유는 다른 집단들(특히 20대 남성)에 비해 지역간 이동에 의한 사회적 인구 변동의 중요성이 더 높기 때문인 것으로 판단된다. 도구변수는 출생과 사망에 의한 자연적 인구 변동을 이용하여 구축된 것이므로, 사회적 인구 변동이 커질수록 도구변수와 설명변수 간의 괴리가 커지게 된다.

〈Table 5〉 Population Growth and Wage Rate: IV Estimation

$\log(wage_{it})$	(1) Total	(2) 20s	(3) 20–30s	(4) 40–50s
population growth $rate_{it}$	-0.951***	0.343	0.123	-1.562**
	(0.193)	(0.255)	(0.278)	(0.553)
F	525.226	11.899	250.089	109.631
observations	1,408	352	704	704
R^2	0.973	0.939	0.975	0.974

$\log(wage_{it})$	Female				Male			
	(5) Total	(6) 20s	(7) 20–30s	(8) 40–50s	(9) Total	(10) 20s	(11) 20–30s	(12) 40–50s
population growth $rate_{it}$	-1.197***	-0.338	0.772*	-0.736	-0.899***	0.939	-0.463**	-1.921*
	(0.377)	(0.391)	(0.411)	(0.693)	(0.232)	(0.982)	(0.219)	(0.998)
F	233.625	0.118	89.843	58.698	290.898	11.157	162.198	48.928
observations	704	176	352	352	704	176	352	352
R^2	0.939	0.928	0.958	0.967	0.976	0.947	0.978	0.907

Notes: 1) The dependent variable is the log value of wages by region, gender, and age group. The independent variable is the growth rate of the corresponding population group.

2) The sample period is from 2013 to 2023, and all estimation models include year dummy variables. The estimation method is IV fixed-effects panel regression with the instrumental variables being the projected population growth rate, and the numbers in parentheses represent clustered standard errors at the regional level for the 16 metropolitan areas. The F-statistic represents the Kleibergen-Paap rk Wald statistic for testing weak instruments. The asterisks *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

할 수 있다. 물론 표 5에는 연도 고정효과와 집단 고정효과가 통제되어 있으므로 표 5의 결과가 반드시 청년층에서 인구 증가가 임금에 영향을 미치지 않는다는 것을 의미하지는 않는다. 예를 들어 특정 연도에 대부분의 지역들에서 20대 인구 증가율이 외생적으로 높아지고 그 결과 20대 임금이 하락하였다 하더라도 이는 연도 고정효과에 해당하므로 열 (2)의 인구 증가율의 계수에는 영향을 미치지 못할 것이다.[10]

10) 실제로 열 (2)에서 연도 더미들을 선형 시간추세 변수로 대체할 경우에는 인구 증가율의 계수가 유의한 음의 값을 가짐을 확인할 수 있었다.

표 5의 열 (5)부터 열 (12)까지는 동일한 분석을 여성과 남성 각각에 대하여 수행한 결과이다. 열 (5)부터 열 (8)까지에 의하면 여성의 경우 전체 연령집단에서는 인구 증가율의 계수가 유의한 음의 값을 가지지만 세부 연령집단별로는 유사한 결과가 관찰되지 않는다. 이러한 결과는 앞에서도 언급된 바와 같이 각 추정식마다 연도 고정효과와 집단 고정효과가 통제됨으로 인해 발생하는 측면이 있다고 판단된다. 한편 열 (9)부터 열 (12)까지에 의하면 남성의 경우에는 대부분의 연령 집단에서 인구 증가율의 계수가 유의한 음의 값으로 나타난다. 또한 청년층보다는 장년층에서 인구 증가율의 효과가 더 강하게 관찰된다는 점도 특기할 만하다.

다음으로 표 6은 고용률을 종속변수로 하여 외생적 인구 변동의 효과를 분석한 결과로서, 설명변수 및 열의 구성은 표 5와 동일하다. 표 6에 의하면 표 5와 유사하게 전반적으로 청년층보다 장년층에서 인구 증가율의 효과가 더 강하게 나타난다. 또한 여성보다 남성의 경우에 인구 증가율의 효과가 더 유의하게 추정되는 것도 표 5와 유사하다고 할 수 있다. 이처럼 청년층 및 여성 인구에서 임금과 고용률에 대한 인구 변동의 효과가 상대적으로 작게 나타나는 것은 이들 집단의 인구 이동이 다른 집단에 비해 자본의 동시적 이동이나 집적효과를 유발함으로써 인구 이동에 따른 노동 생산성의 변화를 상쇄하는 경향이 더 강하기 때문일 수 있다. 혹은 청년층 및 여성 집단의 경우 장년층 및 남성 집단에 비해 경제활동에 종사하지 않는 비중이 상대적으로 높으므로, 이들 집단의 인구 변동이 바로 노동 공급의 변동으로 연결되는 것은 아니기 때문일 가능성도 있다고 판단된다.[11)]

표 5와 표 6에서 추가적으로 생각해볼 것은 20대 남성의 인구 증가가 20대 남성의 임금 및 고용률만이 아니라 20대 여성의 임금/고용률에도 영향을 줄 가능성이 있다는 점이다. 그러나 실제로 표 5와 표 6에서 설명변수와 도구변수를 모두 각 연령집단별로 남녀 통합 인구의 증가율로 대체하여 추정해본 결과, 현재의 표 5 및 6과 유사한 결과가 얻어졌다. 이는 연령집단별로 남성 인구 증가율과 여성 인구 증가율 간의 상관관계가 상당히 높음에 따라 다른 성집단의 인구 증가를 같이 고려하더라도 설명변수 및 도구변수가 크게 달라지지 않기 때문인 것으로 판단된다.

만일 인구의 외생적 증가가 임금과 고용률에 유의한 음의 영향을 미친다면, 지역간 인구 이동은 유출 지역의 임금과 고용률을 상대적으로 높이고 유입 지역의 노동시장에서는 반대 효과를 나타냄으로써 지역간 노동시장의 불균형을 축소시킬 것으로 예상할 수 있다. 그리고 지역간 임금 격차와 고용률 격차가 축소된다면, 비수도권

11) 경제활동인구조사에 의하면 2023년 현재 경제활동참가율은 40대, 30대, 50대, 20대의 순으로 높으며, 20대를 제외하고는 모든 연령층에서 남성이 여성보다 더 높게 나타난다.

〈Table 6〉 Population Growth and Employment Rate: IV Estimation

$employment\ rate_{it}$	(1) Total	(2) 20s	(3) 20–30s	(4) 40–50s
population growth $rate_{it}$	-0.178 (0.154)	-1.048 (2.339)	-0.331* (0.186)	-0.884*** (0.196)
observations	1,408	352	704	704
R^2	0.984	0.728	0.983	0.972

	Female				Male			
employment $rate_{it}$	(5) Total	(6) 20s	(7) 20–30s	(8) 40–50s	(9) Total	(10) 20s	(11) 20–30s	(12) 40–50s
population growth $rate_{it}$	-0.0767 (0.204)	-24.480 (166.627)	-0.0579 (0.313)	-1.211*** (0.275)	-0.342*** (0.114)	0.424 (0.667)	-0.658*** (0.145)	-0.431** (0.191)
observations	704	176	352	352	704	176	352	352
R^2	0.945	0.785	0.934	0.822	0.993	0.791	0.993	0.833

Notes: 1) The dependent variable is the employment rate by region, gender, and age group. The independent variable is the growth rate of the corresponding population group.

2) The sample period is from 2013 to 2023, and all estimation models include year dummy variables. The estimation method is IV fixed-effects panel regression with the instrumental variables being the projected population growth rate, and the numbers in parentheses represent clustered standard errors at the regional level for the 16 metropolitan areas. The F-statistic is the same as in Table 5 and hence omitted. The asterisks *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

에서 수도권으로의 추가적인 인구 유입도 억제될 것이다. 그러나 지역간 인구 이동이 주로 청년층에 의해서 이루어지는 반면 본 연구의 실증분석에 의하면 인구 변동이 노동시장에 미치는 영향은 청년층에서 상대적으로 더 약하게 나타나므로, 인구 이동이 지역간 노동시장 격차를 축소시키고 그에 따라 추가적인 인구 이동을 억제하게 되기까지는 전체 연령층을 대상으로 한 분석으로부터 얻어지는 예측에 비해 더 많은 시간이 소요될 수도 있다.

V. 결론

본 연구에서는 청년 인구 이동과 노동시장 간의 상호작용을 실증적으로 분석하였다. 본 연구의 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 청년 인구(특히 20대)의 이동은 여타 연령집단에 비해 지역간 임금 격차 및 고용률 격차에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타난다. 따라서 앞으로 비수도권의 청년 인구 유출과 수도권으로의 집중 현상을 완화하기 위해서는 무엇보다 지역 경제의 생산성 제고와 그에 따른 청년 노동시장 상황의 개선이 요구된다고 할 수 있다. 둘째, 인구의 외생적 증가는 특히 남성과 장년층에 있어서 해당 집단의 임금과 고용률을 낮추는 작용을 하는 것으로 나타난다. 따라서 지역간 인구 이동은 지역간 임금 및 고용률 격차를 어느 정도 축소하는 작용을 할 것으로 예상된다. 단, 지역간 인구 이동이 주로 청년층에 의해서 이루어지는 반면 인구 변동이 노동시장에 미치는 영향은 청년층보다 장년층에서 더 강하게 나타나므로, 인구 이동이 지역간 노동시장 격차를 축소시키고 그에 따라 추가적인 인구 이동을 억제하게 되기까지는 상당한 시간이 소요될 수 있을 것이다.

물론 특정 지역으로의 인구 및 자본 유입이 무한히 확대되지는 못할 것이며, 결국은 노동과 자본 유입에 따라 주거비 상승을 비롯한 혼잡효과가 두드러지게 될 것이다. 실제로 본고의 자료에 의하면 인구의 외생적 증가는 전세 가격을 유의하게 높이는 것으로 나타난다(부록 참조). 따라서 인구 이동의 장기 전망을 위해서는 인구 이동이 노동시장에 미치는 효과만이 아니라 주거비 상승 등 혼잡효과까지 같이 고려할 필요가 있다. 또한 만일 이동 인구의 경제활동참가율이 일반 인구의 경제활동참가율보다 더 높다면, 인구 이동이 지역 노동시장에 미치는 효과는 표 5와 표 6이 시사하는 것보다 더 클 수도 있다. 예를 들어 수도권으로의 청년 인구 진입이 대부분 노동시장 참여로 이어지는 경우에는 동일한 규모의 자연적인 청년 인구 증가에 비해 노동시장에 미치는 효과가 더 크게 나타날 수 있을 것이다. 실제로 청년 이동 인구의 경제활동 참가율이 어떠한지를 파악하기 위해서는 아마도 별도의 미시자료에 대한 분석이 필요할 것으로 판단된다.[12] 향후 연구에서는 지역간 이동 인구와 일반 인구의 경제활동참가율 차이를 고려함으로써 인구 이동이 노동시장에 미치는 영향을 보다 엄밀히 분석할 필요가 있을 것이다.

12) 통계청의 국내인구이동 통계에서 수도권 진입사유를 보면 20대의 경우 약 40%가 직업을 진입사유로 꼽고 있는데, 이는 30-40대 및 여타 연령층에 비해 훨씬 더 높은 값에 해당한다. 그러나 진입사유가 직업이 아니라 하더라도 일단 이주가 이루어진 다음에는 30-40대 개인의 대부분이 생계를 위하여 이주 지역 노동시장에 참여하게 될 것이다. 따라서 진입사유를 통해 경제활동참가 여부를 추론하기는 어려울 것으로 판단된다. 또한 인구총조사 자료에는 성별·경제활동 상태별 인구 이동 자료는 제공되고 있으나 연령별·경제활동 상태별 인구 이동 자료는 나와 있지 않다.

〈참고문헌〉

김리영·양광식 (2013), "인구 유입과 유출을 결정하는 지역 특성 요인에 관한 연구," 『한국지역개발학회지』 제25권 제3호, pp. 1-20.

김명환·김기승 (2022), "동태적 임금분해를 활용한 수도권과 비수도권 간 임금격차 변화 분석," 『노동경제논집』 제45권 제4호, pp. 39-70.

김성준 (2007), "경북북부 지역 낙후의 원인에 대한 탐색: 규제실태를 중심으로," 『한국지방정부학회 학술발표논문집』 2007권 제1호, pp. 99-114.

김영수 (2014), "지역의 산업기술인력 실태와 정책적 대응방향," e-KIET 산업경제정보 585호.

김우영 (2012), "한국의 지역간 임금격차: 지역별 고용조사(RES)를 중심으로," 『노동정책연구』 제12권 제1호, pp. 1-28.

문영만 (2013), "광역시·도별 임금격차 실증분석," 『지역사회연구』 제21권 제1호, pp. 173-195.

오정일·안기돈 (2007), "우리나라 15개 시도의 일자리 수 변화와 인구 이동 간 인과성 검정," 『국토연구』 제53권, pp. 57-76.

왕형근 (2006), "인구 이동으로 본 우리나라 지역경제의 동태적 특징," 『조사통계월보』 2006년 10월호, pp. 23-49.

이종화·손상락·이동수·김동주 (2010), "전략적 거점 낙후지역 발전방안 연구," 국토연구원 보고서.

이준영 (2023), "지역별 성장회계 분석과 정책적 시사점," i-KIET 산업경제이슈 154호.

이찬영·이흥후 (2016), "청년층의 지역 간 인구 이동 결정요인 분석과 전망," 『경제연구』 제34권 제4호, pp. 143-169.

정민수·김의정·이현서·홍성주·이동렬 (2023), "지역간 인구 이동과 지역경제," BOK 이슈노트 2023-29호.

최성호·이창무 (2013), "연령대별 지역간 인구 이동 특성의 시계열적 변화," 『부동산학연구』 제19권 제2호, pp. 87-102.

홍기석·윤태영 (2019), "부산지역 인구 이동에 대한 분석: 청년층을 중심으로," 한국은행 부산본부 보고서.

홍성효·유수영 (2012), "세대별 시군구간 인구 이동 결정요인에 관한 실증분석," 『서울도시연구』 제13권 제1호, pp. 1-19.

Agarwal, S., W. Qian, T. F. Sing, and P. L. Tan (2021), "Fortunes of Dragons," *Population Studies*, Vol. 75(2), pp. 191-207.

Alfaro, L., S. Kalemli-Ozcan, and V. Volosovych (2008), "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 90(2), pp. 347-368.

Arpaia, A., A. Kiss, B. Palvolgyi, and A. Turrini (2018), "The Effects of European Integration and the Business Cycle on Migration Flows: a Gravity Analysis", *Review of World Economics* (Kiel Institute for the World Economy), Vol. 154(4), pp. 815-834.

Bayoumi, T., and J. Barkema (2019), "Stranded! How Rising Inequality Suppressed US Migration and Hurt Those Left Behind," IMF Working Papers 2019/122, International Monetary Fund.

Bertola, G., F. Blau, and L. Kahn (2007), "Labor Market Institutions and Demographic Employment Patterns," *Journal of Population Economics*, Vol. 20(4), pp. 833-867.

Brunello, G. (2010), "The Effects of Cohort Size on European Earnings," *Journal of Population Economics*, Vol. 23(1), pp. 273-290.

Cavalleri, M. C., N. Luu, and O. Causa (2021), "Migration, Housing, and Regional Disparities: A Gravity Model of Interregional Migration with an Application to Selected OECD Countries," Economics Department Working Papers No.1691.

Fu, Y., and S. A. Gabriel (2012), "Labor Migration, Human Capital Agglomeration and Regional Development in China," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 42(3), pp. 473-484.

Garloff, A., C. Pohl, and N. Schanne (2013), "Do Small Labor Market Entry Cohorts Reduce Unemployment?" *Demographic Research*, Vol. 29, pp. 379-406.

Glaeser, E. L. (1998), "Are Cities Dying?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12(2), pp. 139-160.

Jeanty, P. W., M. Partridge, and E. Irwin (2010), "Estimation of a Spatial Simultaneous Equation Model of Population Migration and Housing Price Dynamics," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40(5), pp. 343-352.

Kremer, M. (1993), "Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108(3), pp. 681-716.

Maestas, N., K. Mullen, and D. Powell (2023), "The Effect of Population Aging on Economic Growth, the Labor Force and Productivity," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 15(2). pp. 306-332.

McFadden, D. (1974), "The Measurement of Urban Travel Demand," *Journal of Public Economics*, Vol. 3(4), pp. 303-328.

Moffat, J., and D. Roth (2017), "Cohort Size and Youth Labour-Market Outcomes in Europe," *Economics Bulletin*, Vol. 37(4), pp. 2735-2740.

Morin, L. (2015), "Cohort Size and Youth Earnings: Evidence from a Quasi-Experiment," *Labour Economics*, Vol. 32, pp. 99-111.

Partridge, M. D., and D. S. Rickman (2003), "The Waxing and Waning of Regional Economies: the Chicken-Egg Question of Jobs Versus People," *Journal of Urban Economics*, Vol. 53(1), pp. 76-97.

Tobler, W. (1970), "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region," *Economic Geography*, Vol. 46, pp. 234-40.

Weiss, A. (1980), "Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages," *Journal of Political Economy*, Vol. 88, pp. 526-38.

〈부록 1〉 주민등록인구 자료를 이용한 청년 인구 이동의 결정요인 분석

인구총조사 자료와 달리 주민등록인구의 전입 · 전출 자료는 현 거주지별 · 1년 전 거주지별 · 성별 · 연령별 인구 이동 자료를 제공한다. 따라서 주민등록인구 자료를 이용할 경우에는 종속변수인 인구 이동(M_{ik} 및 M_{ii})의 관측치들을 5년 단위가 아니라 1년 단위로 구성할 수 있으므로 추정에 사용되는 관측치의 수를 더 늘릴 수 있다.[13] 그러나 청년들의 경우 부모와 세대 분리가 되지 않은 상태에서 실제 상주 지역과 주민등록상의 소재지가 다르게 나타나는 경우도 많으므로, 상주 인구 수를 조사하는 인구총조사 자료가 개념적으로 인구 이동의 지표로서 더 타당할 수도 있다. 또한 인구총조사 자료는 5년 전 거주지별 인구 이동, 주민등록인구 자료는 1년 전 거주지별 인구 이동을 나타내므로 설명변수의 시차값 역시 전자의 경우는 5년 전 값, 후자의 경우는 1년 전 값으로 설정하는 것이 자연스러울 것이나, 설명변수의 시차가 1년과 같이 짧게 설정될 경우에는 설명변수의 외생성이 충분히 확보되지 않을 가능성이 있다. 이처럼 인구총조사 자료와 주민등록인구 자료는 각각의 장단점이 있으므로 여기서는 주민등록인구 자료를 추가적으로 이용하여 분석 결과의 강건성을 살펴보기로 한다. 설명변수의 목록과 추정방법은 표 1 및 표 2와 동일하다.

주민등록인구의 지역간 인구 이동 자료를 이용한 추정 결과가 부표 1과 부표 2에 제시되어 있다. 앞에서와 마찬가지로 하첨자 k는 인구가 유입되는 지역(destination)을 나타내며, 하첨자 i는 인구가 유출되는 지역(origin)을 나타낸다. 주민등록인구 전출입 자료에는 현 거주지별 · 1년 전 거주지별 · 성별 · 연령별 인구 이동이 나타나 있다. 따라서 이에 부합하는 지역별고용조사의 임금 및 고용률 자료를 활용하고 이들 변수의 1년 시차값을 설명변수로 사용하기 위해서 표본 기간은 2014년-2023년으로 주어진다. 추정 방법은 합동표본(pooled sample)에 대한 OLS 추정이며, 표에는 나와 있지 않지만 모든 식에는 10개의 성 · 연령 교차 더미와 16개의 유출지역 더미, 연도 더미들이 포함되어 있다. 또한 앞에서와 마찬가지로 (i지역, k지역) 조합 수준에서의 군집 표준오차를 사용한다. 설명변수들의

13) 또한 주민등록 전입 · 전출 자료는 KOSIS의 온라인간행물을 통해 시군구 수준에서의 전출지별 · 전입지별 · 성별 · 연령별 인구 이동 자료를 제공하고 있다. 따라서 주민등록 자료를 이용할 경우 시군구 수준에서의 분석도 가능하게 된다. 그러나 본고에서는 지역 노동시장이 각 시군구별로 분리되어 형성되는 것이 아니라 보다 넓은 광역시도 수준에서 통합되어 형성될 것이라는 전제 하에 광역시도를 분석의 단위로 고려한다.

목록은 표 1 및 표 2와 동일하되, 여기서는 종속변수가 현 거주지별 · 1년 전 거주지별 인구 이동으로 주어진다는 점을 고려하여 설명변수들의 값도 1년 전 관측치를 사용한다.

부표 1과 부표 2를 보면 주민등록인구 자료를 이용하더라도 앞의 인구총조사 자료와 대체로 유사한 결과가 얻어짐을 확인할 수 있다. 특히 20대 집단의 경우 모든 경제 지표들의 계수가 유의할 뿐 아니라 여타 연령집단에 비해 더 (절대값이) 높게

〈Appendix Table 1〉 Determinants of Youth Migration: Resident Registration Population Data

$\log(M_{ikt}/M_{iit})$	(1) Total	(2) 20s	(3) 20–30s	(4) 40–50s
distance_{ikt}	-1.162***	-1.087***	-1.118***	-1.208***
	(0.097)	(0.103)	(0.095)	(0.099)
$\log(\text{population}_{kt-5} \times \text{population}_{it-5})$	1.073***	1.067***	1.056***	1.111***
	(0.044)	(0.055)	(0.044)	(0.046)
$\log(\text{wage}_{kt-5}/\text{wage}_{it-5})$	0.192	0.687**	0.00269	0.404**
	(0.157)	(0.267)	(0.214)	(0.154)
$\text{employment rate}_{kt-5} - \text{employment rate}_{it-5}$	1.420***	1.617***	1.320***	0.770***
	(0.168)	(0.347)	(0.196)	(0.259)
$\log(\text{per capita consumption}_{kt-5}/\text{per capita consumption}_{it-5})$	0.694	1.625***	1.147*	0.0816
	(0.582)	(0.619)	(0.580)	(0.604)
$\log(\text{Jeonse}_{kt-5}/\text{Jeonse}_{it-5})$	-0.560***	-0.534***	-0.515***	-0.617***
	(0.156)	(0.173)	(0.154)	(0.165)
observations	16,800	4,200	8,400	8,400
R^2	0.827	0.817	0.826	0.802

Notes: 1) The dependent variable is denoted as $\log(M_{ik}/M_{ii})$, where the subscript i and k represent the origin region and destination region, respectively. Wages and employment rates represent the average values for each gender and age group (in 10-year increments) in each region, as reported in the Regional Employment Survey microdata.

2) The sample period is from 2014 to 2023. All estimation models include interaction dummy variables for gender × age groups, dummy variables for origin regions, and year dummy variables. The estimation method is pooled OLS, and the numbers in parentheses represent clustered standard errors at the (i, k) level. The asterisks *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

추정된다. 단, 표 2에서와 달리 부표 2에서는 20대 여성 인구가 모든 경제 지표에 대하여 여타 집단 특히 20대 남성 인구보다 더 민감하게 반응하지는 않는 것으로 나타난다. 그러나 각 성별 인구 내에서는 20대가 다른 연령층에 비해 대체로 경제 지표에 더 민감하게 반응하는 경향이 있음을 확인할 수 있다. 이는 표 1과 표 2에서 관찰된 성·연령집단간 인구 이동 패턴의 차이 중에서 연령집단간 차이가 보다 강건한 패턴임을 보여주는 결과라고 판단된다.

〈Appendix Table 2〉 Determinants of Youth Migration by Gender: Resident Registration Population Data

$\log(M_{ikt}/M_{iit})$	Female				Male			
	(1) Total	(2) 20s	(3) 20–30s	(4) 40–50s	(5) Total	(6) 20s	(7) 20–30s	(8) 40–50s
distance_{ikt}	-1.197***	-1.175***	-1.169***	-1.228***	-1.126***	-0.994***	-1.066***	-1.187***
	(0.100)	(0.110)	(0.0986)	(0.103)	(0.0949)	(0.0986)	(0.0929)	(0.0976)
$\log(\text{population}_{kt-5} \times \text{population}_{it-5})$	1.066***	1.051***	1.063***	1.101***	1.082***	1.057***	1.046***	1.125***
	(0.045)	(0.060)	(0.046)	(0.046)	(0.044)	(0.052)	(0.042)	(0.047)
$\log(\text{wage}_{kt-5}/\text{wage}_{it-5})$	0.101	1.116**	-0.212	0.187	0.312*	0.577**	0.240	0.689***
	(0.262)	(0.446)	(0.301)	(0.329)	(0.160)	(0.262)	(0.228)	(0.181)
$\text{employment rate}_{kt-5} - \text{employment rate}_{it-5}$	1.394***	1.909***	1.162***	1.397***	2.542***	2.577***	2.433***	1.820***
	(0.204)	(0.496)	(0.296)	(0.366)	(0.337)	(0.612)	(0.395)	(0.586)
$\log(\text{per capita consumption}_{kt-5}/\text{per capita consumption}_{it-5})$	0.778	1.534**	1.168*	0.537	0.747	2.028***	1.390**	-0.213
	(0.618)	(0.667)	(0.615)	(0.660)	(0.542)	(0.604)	(0.547)	(0.556)
$\log(\text{Jeonse}_{kt-5}/\text{Jeonse}_{it-5})$	-0.557***	-0.572***	-0.501***	-0.634***	-0.590***	-0.611***	-0.566***	-0.600***
	(0.155)	(0.193)	(0.156)	(0.162)	(0.151)	(0.168)	(0.151)	(0.158)
observations	8,400	2,100	4,200	4,200	8,400	2,100	4,200	4,200
R^2	0.820	0.823	0.823	0.795	0.835	0.814	0.829	0.812

Notes: 1) The dependent variable is denoted as $\log(M_{ik}/M_{ii})$, where the subscript i and k represent the origin region and destination region, respectively. Wages and employment rates represent the average values for each gender and age group (in 10-year increments) in each region, as reported in the Regional Employment Survey microdata.

2) The sample period is from 2014 to 2023. All estimation models include interaction dummy variables for gender × age groups, dummy variables for origin regions, and year dummy variables. The estimation method is pooled OLS, and the numbers in parentheses represent clustered standard errors at the (i, k) level. The asterisks *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

〈부록 2〉 인구 증가율과 전세가격 증가율

인구 변동은 노동시장 외에 주택시장에도 영향을 미칠 수 있다. 인구의 외생적 증가가 전세가격에 어떤 영향을 미치는지를 추정한 결과가 부록 표에 제시되어 있다. 종속변수로는 KB주택가격동향 자료의 광역시도별 전세가격지수의 연간 증가율을, 설명변수로는 광역시도별 연간 인구 증가율 외에 주택총조사의 주택수 증가율과 지역내총생산 증가율 각각의 1년 시차값을 사용하였다.[14] 전세가격은 성별·연령집단별 구분이 가능하지 않으므로 관측의 단위는 각 연도마다 16개 광역시도가 된다. 또한 전세가격은 개인의 노동시장 참여 형태와 특별한 연관을 생각하기 어려우므로, 표본 연령집단을 50대까지가 아니라 60대까지로 확대하였다. 주택총조사의 주택수 자료는 2015년부터 2022년까지 나와 있으므로 주택 수 증가율의 1년 시차값을 사용할 경우 표본기간은 2017년부터 2022년까지가 된다. 추정방법은 고정효과모형에 대한 패널추정이며 특히 열 (4)부터 열 (6)까지는 표 5 및 표 6에서와 마찬가지로 광역시도별 연간 인구증가율의 예측치를 도구변수로 사용하였다. 부표 3의 추정결과에 의하면 대체로 인구 증가율의 외생적인 증가는 전세가격 상승률을 유의하게 높이고, 주택수 증가율은 전세가격 상승률을 유의하게 낮추는 효과가 있는 것으로 나타난다. 단 20-30대 인구 증가율의 효과는 유의성이 낮게 나타나는데, 이는 청년 인구의 외생적 증가가 전세가격 증가율에 미치는 영향이 상대적으로 크지 않을 것임을 시사한다.

14) 전세가격 시리즈에 대한 패널 단위근 검정 결과 Im-Pesaran-Shin 테스트와 Levin-Lin-Chu 테스트 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

〈Appendix Table 3〉 Population Growth and Jeonse Price Growth

	Fixed effects model			Fixed effects model IV estimation		
population group	(1) Total	(2) 20–30s	(3) 40–60s	(4) Total	(5) 20–30s	(6) 40–60s
population growth rate$_{t-1}$	2.261**	0.528	4.963***	12.738**	13.666	12.115***
	(0.911)	(0.490)	(1.279)	(6.437)	(17.053)	(4.156)
housing supply$_{t-1}$	-1.350***	-1.013***	-1.756***	-3.602**	-4.720	-3.041***
	(0.359)	(0.340)	(0.366)	(1.473)	(4.921)	(0.821)
GRDP growth rate$_{t-1}$	0.118	0.145	0.100	-0.054	-0.090	0.022
	(0.145)	(0.149)	(0.137)	(0.264)	(0.579)	(0.169)
observations	96	96	96	96	96	96
number of regions	16	16	16	16	16	16

Notes: 1) The dependent variable is the annual growth rate of Jeonse price by region, as reported in the KB House Price Data.

2) The sample period is from 2017 to 2022, and all estimation models include year dummy variables. The estimation method is fixed-effects panel regression for columns (1) through (3), and IV fixed-effects panel regression for columns (4) through (6) with the instrumental variables being the projected population growth rate. The numbers in parentheses are standard errors, and the asterisks *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Causes and Effects of Youth Migration

Kiseok Hong*

The purpose of this study is to examine the interaction between migration and labor market conditions. Specifically, by minimizing the endogeneity problem, this study aims to reveal the causal relationship between migration and regional labor markets in both directions. Our empirical results indicate that youth migration is more sensitive to regional wage and employment disparities compared to migration among other age groups. This suggests that youth migration can play a key role in enhancing the overall efficiency of labor allocation. Additionally, the effects of exogenous population changes on wages and employment rates are found to be lower in the young population group than in other age groups. This implies that considerable time may be required for labor migration to reduce regional labor market disparities and subsequently curb further migration.

JEL classification: E24, J11, J61, O18, R10
Keywords: Regional Migration, Youth Population, Labor Market, Causality, Instrumental Variables Estimation
DOI: 10.23299/bokeri.2025.31.2.001

* Professor, Department of Economics, Ewha Womans University
(E-mail: khong@ewha.ac.kr, Tel: +82-2-3277-3909)

Received: 4 March 2025, Received in revised form: 7 May 2025, Accepted: 30 June 2025