미래사회
Journal of Future Society
2026. Vol. 17, No. 3, 01～22.
https://doi.org/10.22987/jifso.2026.17.3.1

청년 순유입은 어디에서 갈라지는가*

– 전입·전출 분해로 본 비수도권 청년 인구이동과 개발거점 정책 –

박 철 규**

성균관대학교

본 연구의 목적은 청년 순유입을 전입과 전출로 분해하여, 지방정부가 개입할 수 있는 조건이 두 과정에 각각 어떻게 작동하는지를 규명하는 데 있다. 2016~2025년 전국 224개 기초지방자치단체 패널에 지자체 및 시도×연도 고정효과를 적용하고, 전입률·전출률 방정식을 적층 추정하여 계수 동일성을 검정하였다. 분석 결과 세 조건은 서로 다른 과정에서 유의한 관계를 보였다. 재정자립도는 전출률에서만, 주택가격과 거래 건수는 전입률에서만 유의하였고, 다른 방정식에서는 유의한 관계가 확인되지 않았다. 두 계수가 같다는 귀무가설은 주택가격과 거래 건수에서 5% 수준, 재정자립도에서 10% 수준으로 기각되었다. 한편, 개발거점 18곳 가운데 15곳은 지속 유입에 실패하였고, 세 교차항 어디에서도 거점이 조건의 효과를 바꾼다는 증거는 확인되지 않았다. 이는 청년 순유입을 늘린다는 하나의 정책 목표가 실제로는 붙잡는 과제와 데려오는 과제로 나뉘며, 순유출률이라는 단일 지표로는 두 과제를 구분해 관리할 수 없음을 뜻한다. 다만 세 조건이 설명하는 몫은 작고, 거래 건수는 역인과를 배제하지 못하는 대리 지표라는 점을 함께 밝힌다.

주요어: 청년 인구이동, 전입·전출 분해, 유지 기제와 유인 기제, 개발거점 정책, 주거 진입 조건

---

* 이 논문은 저자가 수행 중인 박사학위논문 연구의 일부를 학술지 논문의 형식과 분량에 맞추어 재구성한 것임.
** 주저자: 박철규/성균관대학교 국정전문대학원 박사과정/서울시 종로구 성균관로 25-2
/Tel: 02-760-0745/E-mail: chulgyupark@skku.edu

Ⅰ. 서론

2021년 10월 정부는 전국 89개 시군구를 인구감소 지역으로 지정하고(행정안전부, 2021), 2022년부터 연 1조 원 규모의 지방소멸대응기금을 배분하기 시작하였다. 명시된 목표 가운데 하나가 청년 인구의 유출 억제다. 그러나 이 목표는 대체로 순유출률이라는 하나의 지표로 관리된다. 지방자치단체는 순유출률을 낮추라는 과제를 받고, 그 아래에 청년센터 건립, 정착지원금, 문화공간 조성처럼 성격이 다른 사업들을 함께 편성한다.

문제는 순유출률이 성격이 다른 두 과정의 차이값이라는 데 있다. 순유출은 이미 살던 청년이 떠나는 과정과 외부의 청년이 들어오지 않는 과정이 합쳐진 결과이며, 두 과정이 같은 조건에 반응한다는 보장은 없다. 지역 경제가 나아지면 살던 청년이 덜 떠날 수 있으나 그것이 곧 새 청년을 데려오는 것은 아니고, 주거 조건이 개선되어 외부 청년이 들어오더라도 기존 주민의 이탈이 줄어드는 것은 아니다. 하나의 지표로 두 과제를 관리하면 수단도 뒤섞이고, 어느 수단이 어느 과제에 작동했는지 사후에도 확인할 수 없다.

국내 인구이동 연구는 지역의 경제·생활 여건이 청년 이동에 미치는 영향을 상당히 축적해 왔다(이찬영·이흥후, 2016; 김유현, 2021). 그러나 세 가지 공백이 남는다. 첫째, 종속변수가 순이동률 또는 순유출률 하나여서 배출 요인과 흡인 요인이 구분되지 않는다. 둘째, 주거를 가격 수준으로만 다루어 진입 가능한 물량이라는 축이 검토되지 않는다. 셋째, 분석 단위가 시도인 경우가 많아 같은 시도 안 시군구 간 편차가 드러나지 않는다.

본 연구의 목적은 청년 순유입을 전입률과 전출률로 분해하여, 동일한 지역 조건이 두 과정에서 서로 다르게 작동하는지를 검정하는 데 있다. 이를 통해 청년 순유입을 늘린다는 하나의 정책 목표가 실은 성격이 다른 두 개의 과제로 나뉘는지를 실증적으로 확인한다. 다만 본 연구는 청년이 어디로 왜 이동하는가를 설명하려는 연구가 아니다. 청년의 지역 간 이동은 대학 진학과 취업이라는 생애과정 사건이 대부분을 결정하며, 이는 지방자치단체가 단기간에 조작할 수 있는 변수가 아니다. 본 연구가 다루는 것은 지방정부가 실제로 손댈 수 있는 조건들이 어느 길목에서 어느 방향으로 작동하느냐는 좁은 질문이며, 그 몫이 작다는 사실 자체가 보고할 결과의 일부다.

이 목적을 위해 본 연구는 종속변수에 대한 선택(selection on the dependent variable)의 함정을 피한다. 청년이 들어간 곳만 골라 특성을 나열하면 그 공통점이 성공의 원인인지 실패 사례에도 똑같이 있는 것인지 알 수 없다. 본 연구는 표본을 자르지 않고 224개 전부를 포함하며, 유입 지역은 표본 선별의 기준이 아니라 분포의 한쪽 끝일뿐이다.

본 연구의 기여는 새로운 설명요인의 발굴이 아니라 기존 논의의 측정과 설계를 바꾸는 데 있다. 첫째, 순유출률 하나로 다루어 온 청년 이동을 전입과 전출로 분해하고 두 방정식의 계수 동일성을 형식적으로 검정한다. 이때 분해라는 표현은 구조방정식의 경로분석이 아니라, 순유입률이 정의상 전입률에서 전출률을 뺀 값이라는 항등식 위에서 성립하는 절차를 가리키며 잠재변수나 간접효과를 상정하지 않는다. 둘째, 주거 조건을 가격으로만 측정해 온 관행에 주택시장의 거래활동이라는 축을 더한다. 셋째, 혁신도시와 기업도시를 조건이 아니라 조건을 바꿀 수도 바꾸지 못할 수도 있는 수단으로 재위치시키고 조절변수로 검정한다. 넷째, 정부 지정이 아니라 청년의 선택에서 출발함으로써 성공 사례만 관찰할 때 생기는 추론의 오류를 자료로 드러낸다.

방법론적으로는 시도×연도 고정효과를 기본 명세로 삼는다. 이는 동일 광역시도 안에서 동일 연도에 관측된 기초지자체들만을 비교하는 설계로, 광역 단위의 정책·경기·인구 추세를 제거한 뒤 남는 변동만으로 식별한다.

논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서 인구이동 이론과 성장거점 이론을 검토하고 가설을 도출한다. Ⅲ장에서 자료와 분석전략을, Ⅳ장에서 실증 결과를, Ⅴ장에서 사례 비교를 제시한다. Ⅵ장에서 정책적 함의를 논의한다.

Ⅱ. 이론적 배경

1. 분석틀: 두 개의 과정과 하나의 정책수단

본 연구의 이론적 구조는 하나의 명제에서 출발한다. 청년의 지역 이동은 순유입이라는 단일한 현상이 아니라 유입과 유출이라는 두 개의 구별되는 과정이며, 지방정부가 개입할 수 있는 조건은 두 과정에 서로 다르게 작동한다는 것이다. 이 명제로부터 세 요소로 이루어진 분석틀이 도출된다.

첫째는 유지 기제(retention mechanism)이다. 지역의 재정·경제적 기반이 강화되면 이미 그 지역에 살고 있는 청년이 떠날 유인이 줄어든다. 이 기제는 전출률의 하락으로 나타나며, 이동을 비용과 기대편익의 비교로 본 시아스타드(Sjaastad, 1962)의 틀에서 출발지의 조건이 개선될 때 이주의 기대편익이 감소하는 경우에 해당한다. 리(Lee, 1966)의 용어로는 배출요인의 약화이며, 뮈르달(Myrdal, 1957)의 누적적 인과관계는 이 기제가 왜 자기강화적으로 작동하는지를 설명한다.

둘째는 유인 기제(attraction mechanism)이다. 외부의 청년이 그 지역으로 들어오려면 그곳에서 살 곳을 확보해야 하며, 이는 감당할 수 있는 가격과 실제로 진입할 수 있는 시장이라는 두 조건을 요구한다. 이 기제는 전입률의 상승으로 나타나며, 리(Lee, 1966)가 말한 개입 장애에 해당한다. 로백(Roback, 1982)의 공간균형 모형은 주거비가 단순한 비용이 아니라 어메니티의 자본화된 가치이기도 하다는 점에서 이 관계의 부호가 사전에 정해지지 않음을 시사한다.

셋째는 정책수단으로서의 개발거점이다. 혁신도시와 기업도시는 그 자체로 청년 유입의 조건이 아니라 위 두 기제의 조건을 바꿀 수 있는 수단이며, 실제로 바꾸었는지는 별도로 확인해야 한다. 페루(Perroux, 1955)에서 허시먼(Hirschman, 1958)과 파(Parr, 1999a, 1999b)로 이어지는 성장거점 논의는 거점의 조성과 파급효과 사이에 자동적 연결이 없음을 반복해서 지적해 왔고, 모레티(Moretti, 2011)는 노동수요 충격이 인구 유입으로 전환되려면 주택시장이 그 수요를 흡수해야 한다는 조건을 덧붙인다. 종속변수를 전입률과 전출률로 분해하는 것은 앞의 두 기제를 구별하기 위해서이고, 개발거점을 설명변수가 아니라 조절변수로 두는 것은 이 셋째 요소의 성격 때문이다.

두 기제의 구별은 고전적 이동 이론에서 도출된다. 시아스타드(Sjaastad, 1962)는 이주를 인적자본 투자로 개념화하였고, 리(Lee, 1966)는 여기에 공간구조를 더해 이주를 출발지의 배출요인, 도착지의 흡인요인, 그사이의 개입 장애가 겹치는 과정으로 설명하였다. 배출요인과 흡인요인은 서로 다른 지역의 속성이므로 청년 순유입을 늘린다는 목표는 실은 두 개의 과제이며 서로 다른 조건을 요구할 수 있다.

이 구분이 본 연구의 설계로 곧바로 번역된다. 어떤 지자체의 관점에서 배출 요인은 그 지역 주민이 떠나는 이유이고 흡인 요인은 외지인이 들어오는 이유다. 전자는 전출률로, 후자는 전입률로 관측된다. 따라서 리(Lee, 1966)의 배출–흡인 구분은 본 연구에서 서로 다른 두 종속변수로 조작화된다. 이 조작화는 검정 가능한 명제를 낳는다. 두 요인이 실제로 다른 지역 속성이라면 동일한 설명변수가 전입률 방정식과 전출률 방정식에서 서로 다른 계수를 가져야 하며, 본 연구는 이를 두 방정식을 적층 추정한 뒤 계수 동일성 귀무가설을 Wald 검정하는 방식으로 확인한다. 기존 연구가 순이동률 하나를 사용하여 이 구분을 이론적 진술로 남겨 둔 것과

달리, 본 연구는 그것을 자료로 판정 가능한 가설로 전환한다.

2. 유인 기제: 개입 장애로서의 주거

청년의 지역 간 이동에서 가장 실질적인 개입 장애는 주거이다. 이주하려면 그 지역에서 살 곳을 확보해야 하고, 이는 감당할 수 있는 가격과 실제로 들어갈 수 있는 매물이라는 두 조건을 요구한다. 두 조건은 독립적이다. 가격이 낮아도 매물이 없으면 들어갈 수 없고, 매물이 많아도 비싸면 들어갈 수 없다. 인구가 줄어드는 지역에서는 수요가 줄어 가격은 낮지만 거래 자체가 일어나지 않아 매물 유통이 형성되지 않는 상황이 나타나기 쉽다.

이 구분은 청년의 주거 형태를 고려하면 더 분명해진다. 황광훈(2025)은 자가를 소유한 청년의 주거 이동 확률이 전월세 거주 청년보다 낮음을 보였다. 청년의 지역 간 이동은 대부분 임차를 통해 이루어지므로, 진입 가능성은 가격 수준만으로 결정되지 않고 그 지역의 주택시장이 실제로 거래가 일어나는 시장인가에도 좌우된다.

거래가 희소한 시장이라는 조건은 자료에서도 확인된다. 224개 지자체 중 73개는 모두 군 지역으로, 2016~2025년 10개년 평균 연간 아파트 매매 거래 건수가 192건에 그친다(국토교통부. 2016~2025년 자료를 바탕으로 저자집계). 이들은 한국부동산원이 아파트 전세가격지수를 산출하지 못하는 지역과 일치하며, 지수 산출에 필요한 표본이 형성되지 않기 때문이다. 다만 군 지역에서 청년의 주거가 아파트에 국한되지 않는다는 점은 이 지표의 한계이며 VI장 3절에서 다시 다룬다. 이들 지역에서 주택가격이 낮다는 사실은 진입이 쉽다는 뜻이 아니라 진입할 시장 자체가 얇다는 뜻이며, 주거 조건을 가격만으로 측정하면 이 차이를 놓친다.

본 연구는 이 두 조건을 각각 주택가격과 거래 건수로 측정하여 함께 투입한다. 가격만으로 주거를 측정하는 기존 접근과 달리 진입 가능한 물량이라는 축을 분리함으로써, 가격이 낮은데도 들어가지 못하는 상황을 관측 대상으로 끌어들인다. 다만 거래 건수는 물량 조건의 대리지표일 뿐 진입 가능성을 직접 측정하지 않으며, 이 한계는 III장 2절과 VI장 3절에서 다시 다룬다.

3. 정책수단으로서의 개발거점: 성장거점 이론과 그 한계

혁신도시와 기업도시는 지역 성장거점 조성을 목표로 삼은 정책이며 그 계보는 페루(Perroux, 1955)의 성장극 개념으로 거슬러 올라간다. 다만 그가 말한 극은 지리적 장소가 아니라 추상적 경제 공간 안의 선도 산업 부문이었다. 정책으로 번역되면서 극은 지리적 장소의 개념으로 바뀌었고, 이 번역에는 집적된 활동이 선도 부문의 성격을 가질 것, 효과가 인접 지역으로 확산될 것, 확산 속도가 정책의 시간 지평 안에 있을 것이라는 세 가정이 필요해졌다. 어느 하나라도 충족되지 않으면 거점 조성은 성장 확산으로 이어지지 않는다.

허시먼(Hirschman, 1958)은 선도 지역이 후발 지역에 미치는 영향을 낙수효과와 분극효과로 구분하고 두 효과가 동시에 작동하여 어느 쪽이 우세한지는 사전에 정해져 있지 않다고 보았다. 대도시에 조성된 혁신도시 5곳이 모두 지속 유입에 실패한 것은 대도시 내부의 거점이 도시 안의 다른 지역에서 인구를 끌어오는 분극효과와 연결될 뿐 새로운 인구를 만들어내지 않음을 시사한다.

파(Parr, 1999a; 1999b)는 성장거점 전략의 기원과 집행 결과를 회고하면서 거점의 공간적 배치, 거점 내 경제활동의 성격, 파급효과의 실제 크기, 기존 도시체계 내 입지라는 네 가지 쟁점을 제시하였다. 거점 조성이 목표가 되는 순간 원래의 목적인 파급효과가 검증되지 않은 채 가정되어 버린다는 것이 그의 진단이다. 다만 그의 사례는 1960~70년

대 서구의 것이므로 본 연구는 이를 검증 가설의 원천으로만 사용하며, 거점이 기존 도시체계 안에 놓이면 효과가 약화된다는 명제를 대도시 입지 여부로 조작화하여 확인할 뿐이다.

성장거점 이론이 옳다면 개발거점 지역에서는 같은 크기의 재정·주거 개선이 더 큰 유입을 낳아야 한다. 본 연구는 이를 개발거점 더미와 세 조건의 상호작용항으로 검정한다. 개발거점을 설명변수가 아니라 조절변수로 두는 것은 거점 조성 자체가 조건인지, 아니면 조건을 만들어 낼 수도 있고 만들어 내지 못할 수도 있는 수단인지를 구분하기 위해서다.

4. 두 기제의 이론적 좌표: 공간균형 모형과 진입 마찰

지역 간 인구이동의 표준 틀인 공간균형(spatial equilibrium) 모형에서 로백(Roback, 1982)은 임금·주거비·어메니티가 동시에 결정되는 구조를 도출하였다. 이 틀에서 주거비는 비용이면서 동시에 그 지역이 매력적이라는 신호이므로 주거비와 인구이동의 관계는 부호가 사전에 정해지지 않는다. 또한 균형 모형은 이동이 자유롭다고 전제하는데, 거래가 거의 일어나지 않는 얇은 주택시장은 그 전제를 깨는 마찰이다.

모레티(Moretti, 2011)는 노동수요 충격이 인구이동으로 전환되는 과정에서 주택 공급의 탄력성이 관건이며 공급이 비탄력적이면 주거비만 오르고 인구는 늘지 않는다고 보았다. 이 논의는 본 연구가 주택시장의 상태를 가격과 별도로 관측해야 한다고 보는 이론적 동기를 제공한다.

다만 본 연구가 사용하는 아파트 매매 거래 건수를 주택 공급이나 공급 탄력성의 측정치로 읽어서는 안 된다. 거래 건수가 많다는 것은 신규 공급, 기존 주택의 손바뀜, 투자 목적 거래, 가격 상승 기대, 이미 진행 중인 인구 유입 중 무엇이든 반영할 수 있다. 본 연구는 이 변수를 외지인이 진입할 매물이 시장에 나오고 있는가를 반영하는 거래활동 지표로만 사용하며, 특히 인구 유입이 거래를 늘리는 역방향 관계는 배제되지 않으므로 Ⅳ장 5절과 Ⅵ장 3절에서 별도로 다룬다.

한편 공간균형 모형은 노동시장을 통해 임금과 주거비가 동시에 조정된다고 본다. 지역 노동시장의 불안정성은 그 자체로 배출 요인이 될 수 있으므로, 본 연구는 고용보험 피보험자 자료로 산출한 고용안정을 <표 5>에서 추가 통제변수로 투입하여 이 경로를 통제한다. 다만 본 연구의 관심은 노동시장 조건 자체가 아니라 그것을 통제한 뒤에도 재정·주거 조건이 두 기제에서 다르게 작동하는가에 있으므로, 노동시장은 이론적 좌표로 위치시키되 독립적 설명 대상으로 삼지 않는다.

5. 선행연구의 공백과 연구가설

국내 인구이동 연구는 세 갈래로 나뉜다. 첫째는 지역 수준의 흡인·배출 요인을 규명하는 연구로, 이찬영·이흥후(2016)는 청년층이 임금과 취업률이 높고 거주비용이 낮은 지역으로 향한다는 점을, 김유현(2021)은 지역의 경제여건과 생활여건을 구분한 효과를 실증하였다. 이들은 주거를 비용의 측면에서만 다루고 거래활동이라는 축을 고려하지 않았다. 둘째는 청년의 주거와 이동을 함께 다루는 연구로, 황광훈(2025)은 자가 소유 청년의 주거이동 확률이 낮음을 보였는데 이는 청년의 지역 간 이동이 대부분 임차를 통해 이루어짐을 시사한다.

셋째는 개발거점 정책의 인구효과를 평가하는 연구로, 본 연구와 가장 직접 관련된다. 임태경(2021)은 충북혁신도시 사례를 통해 혁신도시 개발정책이 청년인구 유입에 미치는 영향을 분석하였고, 이어 임태경(2023)은 수도권·비수도권·같은 권역 내부를 구분하여 혁신도시의 인구 분산효과를 비교하였다. 권역 내부 이동과 권역 간 이동을 나누어 본 이

접근은 허시먼이 말한 낙수효과와 분극효과의 구분을 실증적으로 조작화한 시도로 읽을 수 있다.

고정우·이주림·구자훈(2023)은 혁신도시를 입지 유형에 따라 대도시 입지형과 중소도시 입지형으로 나누고, 대도시 입지형에서는 청년인구 유입효과가 통계적으로 유의하지 않은 반면 중소도시 입지형에서는 유의하게 나타남을 보고하였다. 본 연구는 이 분류를 채택하되 혁신도시에 기업도시를 더한 개발거점 전체를 대상으로 삼고, 개발거점을 결과변수의 설명요인이 아니라 조절변수로 취급하여 그것이 다른 조건의 효과를 바꾸는지를 직접 검정한다는 점에서 확장한다.

여기에서 본 연구가 반드시 다루어야 할 선행연구가 있다. 임예진·조영태(2022)는 나주 혁신도시를 대상으로 인구 효과를 분석하여, 혁신도시 조성이 전라남도와 광주광역시의 인구 규모와 구성 어느 쪽에도 유의한 변화를 가져오지 않았으며, 따라서 인구 분산 효과가 있다고 보기 어렵다고 결론지었다. 본 연구가 나주시를 지속 유입 성공 사례로 분류한 것과 상충하는 것처럼 보인다.

그러나 두 결과는 분석 단위가 다르며 서로를 보완한다. 임예진·조영태(2022)는 전라남도와 광주광역시 전체의 인구를, 본 연구는 기초지자체인 나주시의 청년 순유입을 관측한다. 나주시에 유입된 청년이 주로 같은 권역 내부에서 이동해 왔다면 기초 수준에서는 유입으로, 광역 수준에서는 무변화로 관측된다. 이는 허시먼의 분극효과가 광역 내부에서 작동한 경우이며, 임태경(2023)이 같은 권역 내 순유입을 별도로 구분한 문제의식과도 맞닿는다. 본 연구가 확인하는 것은 어떤 조건이 갖추어졌을 때 특정 기초지자체가 청년을 끌어들이는 가이며, 그렇게 끌어들인 청년이 어디에서 왔는지는 별개의 질문으로 Ⅵ장 3절에서 한계로 인정한다.

연구 갭은 다음과 같다. 청년 이동을 전입과 전출로 분해한 연구, 주거를 가격과 거래활동 두 축으로 측정한 연구, 개발거점을 조절변수로 두고 상호작용을 검정한 연구, 시도×연도 고정효과를 기본 명세로 삼은 연구가 모두 드물다.

6. 가설

이상의 논의에서 네 개의 가설이 도출된다.

가설 1 지역의 재정·경제적 기반이 강화되면 청년 순유입이 증가한다. 이 효과는 주로 전출률의 하락을 통해 나타난다.

가설 2 주거 진입 비용이 낮아지면 청년 순유입이 증가한다. 이 효과는 주로 전입률의 상승을 통해 나타난다.

가설 3 주택시장의 거래활동이 활발해지면 청년 순유입이 증가하며, 이 효과는 가격 효과와 구별된다.

가설 4 개발거점의 존재는 위 세 조건의 효과를 유의하게 변화시키지 않는다.

네 가설은 Ⅱ장 1절의 분석틀에서 직접 도출된다. 가설 1은 유지 기제에, 가설 2와 3은 유인 기제에 대응하며, 가설 4는 개발거점이 두 기제의 조건을 바꾸는 수단인지를 묻는다. 가설 4는 통상적 기대와 반대 방향의 진술이다. 개발거점이 조건을 바꾸는 장치라면 상호작용 항이 유의해야 하나, 그것이 조건 자체가 아니라 조건을 바꿀 수도 바꾸지 못할 수도 있는 수단에 불과하다면 평균적으로 유의한 조절효과는 관측되지 않을 것이다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석단위와 표본

분석단위는 기초지방자치단체이며 시간적 범위는 2016~2025년 10개년, 분석대상은 224개이다(<표 1>). 광역시이자 기초지자체인 세종특별자치시는 제외하고, 행정시지만 인구·이동·주택거래 통계가 시 단위로 공표되는 제주시·서귀포시는 포

함하였고, 2025년 인천광역시 행정구역 개편으로 주택 자료의 역매핑이 불가능한 4개 자치구는 제외하였다.[1] 총 관측치는 2,231개이다(224개×10개년=2,240개에서 2023년에야 대구광역시에 편입된 군위군의 2016~2022년 7개와 2018년에 명칭이 바뀐 인천 미추홀구의 2016~2017년 2개를 뺀 값). 주된 분석 대상은 비수도권 162개이며 수도권 62개는 대조군으로 병행 분석한다. 다만 제주시·서귀포시는 재정자립도가 공표되지 않아 회귀분석의 추정표본에서 제외되므로, 추정표본은 비수도권 160개 지자체의 1,587개 관측치이다.

2. 변수

결과변수는 청년 순유입률이며 20~34세 총전입에서 총전출을 뺀 값을 같은 연령대 인구로 나눈 백분율이다. 이를 전입률과 전출률로 분해하여 경로를 확인한다. 설명변수는 지방정부의 재정적 기반을 나타내는 재정자립도, 주거 진입 비용인 아파트 월평균 거래금액의 로그, 주택시장 거래활동을 나타내는 연간 아파트 매매 거래 건수에 1을 더한 값의 로그 세 가지이며, 통제변수는 20~34세 인구의 로그이다. 세 번째 변수는 주택 공급량이 아니라 해당 지역의 주택시장에서 실제로 거래가 일어나고 있는 정도를 측정한다. 보조적으로 어린이집 이용률과 고용안정(이직률의 음수값)을 개별 투입으로 검토하고, 고용안정은 <표 5>에서 추가 통제변수로도 투입하였다.

거래 건수는 주택시장의 활성도를 나타내는 지표로, 본 연구는 이를 청년의 주거 진입 가능성을 간접적으로 반영하는 대리지표(proxy)로 사용한다. 거래 건수 자체가 진입 가능성을 직접 측정하는 것은 아니며, 거래가 활발한 시장일수록 외부인이 진입할 수 있는 매물이 나올 개연성이 높다는 관계를 전제한 것이다. 이 전제는 검증되지 않았으므로 해당 계수는 인과적 효과가 아니라 조건부 연관으로 해석한다.

조절변수인 개발거점은 혁신도시 또는 기업도시가 소재한 지자체를 1로 하는 시간불변 더미이다. 본 연구에서 성장거점은 페루 이래의 이론적 개념을, 개발거점은 그 개념을 구현한 한국의 제도인 혁신도시와 기업도시를 가리킨다. 혁신도시 14곳과 기업도시 5곳에서 원주가 중복되므로 합집합은 18곳이며, 모두 비수도권으로 대도시 입지 5곳과 중소도시 입지 13곳으로 나뉜다.

<표 1> 분석표본과 변수

구분	내용	자료원
분석 단위/기간	224개 기초지방자치단체 / 2016~2025년(2,231 관측치)	—
결과 변수	청년 순유입률 = (20~34세 총전입−총전출)÷20~34세 인구×100	통계청 국내인구이동통계
결과 변수(분해)	청년 전입률 / 전출률	통계청
설명 변수1	재정자립도(%)	행정안전부 지방재정365
설명 변수2	ln(아파트 월평균 거래금액) − 주거 진입 비용	국토교통부 실거래가
설명 변수3	ln(1+연간 아파트 매매 거래건수) − 주택시장 거래활동	국토교통부 실거래가
조절 변수	개발거점 (혁신도시·기업도시 소재=1, 18곳)	국토교통부
보조 설명변수	어린이집 이용률 = 현원÷정원×100	보건복지부 보육통계
보조 설명변수	고용안정 = − 이직률	한국고용정보원
통제 변수	ln(20~34세 인구)	통계청 주민등록 인구현황

출처: 저자 작성.

1) 한편 같은 해 개편으로 아파트 실거래가 원자료에 광주광역시와 전라남도가 「전남광주통합특별시」로 통합 표기되어 있는데, 이는 자치구 목록을 기준으로 역매핑하여 27개 지자체 270개 관측치의 결측을 해소하였다.

주요 변수의 기술통계는 <표 2>와 같다. 비수도권 162개 지자체의 청년 순유입률은 평균 −3.355%로, 분석 기간 10년 동안 순유출이 기본 상태였다. 표준편차는 4.134%이고 최소 −28.044%, 최대 16.631%로 지역 간 편차가 평균의 절댓값을 웃돈다. 평균만 보면 비수도권 전체가 균일하게 청년을 잃은 것처럼 보이지만, 실제 분포에는 두 자릿수 순유입을 기록한 지자체와 두 자릿수 순유출을 기록한 지자체가 함께 들어 있다.

<표 2> 주요 변수의 기술통계(비수도권, 2016~2025년)

구분	변수	N	평균	표준편차	최소	최대
결과변수	청년 순유입률(%)	1,613	−3.355	4.134	−28.044	16.631
결과(분해)	청년 전입률(%)	1,613	21.742	4.452	11.061	43.872
결과(분해)	청년 전출률(%)	1,613	25.097	4.358	14.455	50.474
설명변수	재정자립도(%)	1,592	15.477	7.931	4.020	49.810
설명변수	ln(주택가격)	1,608	9.706	0.424	8.534	11.195
설명변수	ln(거래건수)	1,608	6.383	1.690	0.693	9.878
통제변수	ln(20~34세 인구)	1,613	9.592	1.205	6.897	12.267
보조설명변수	고용안정(−이직률)	1,573	−1.141	0.189	−2.211	−0.641
보조설명변수	어린이집 이용률(%)	1,593	70.646	9.881	33.240	94.663

출처: 저자 산출. 변수별 관측치 수의 차이는 자료원별 결측 패턴에서 비롯되며 결측은 목록별 삭제로 처리함.

3. 분석전략

추정식은 다음과 같다.

$$Y_i = \alpha + \beta_1 \text{재정자립도}_i + \beta_2 \ln(\text{주택가격})_i + \beta_3 \ln(\text{거래 건수})_i + \gamma \cdot \ln(\text{청년인구})_i + \mu_i + \delta + \varepsilon_i$$

여기서 μ_i는 지자체 고정효과, δ는 시도×연도 고정효과이며 표준오차는 지자체 수준에서 군집화하였다. 시도×연도 고정효과를 기본 명세로 채택한 것이 본 연구 설계의 핵심이다. 통상적 이원고정효과모형은 연도 고정효과를 전국 하나로 두는데, 이는 구조가 다른 지역들이 동일한 전국적 충격에 같은 크기로 반응한다는 가정을 함축한다. 시도×연도 고정효과는 같은 광역시도 안에서 같은 연도에 관측된 기초지자체들만을 비교하여 광역 단위의 정책·경기·인구 추세를 제거한다.

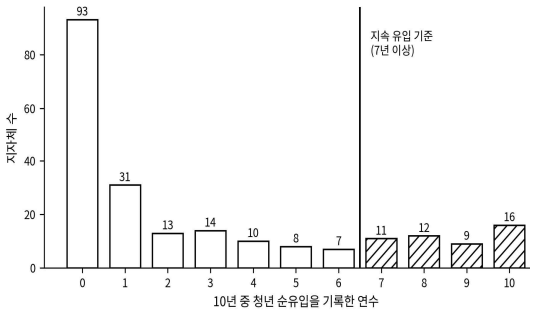
설계상 유의할 점은 이것이 지역 간 비교가 아니라 지역 내 변화를 본다는 것이다. 어떤 종류의 지역에 청년이 들어가는가가 아니라 같은 지역에서 무엇이 바뀔 때 유입이 늘어나는가를 추정하며, 이는 서론에서 지적한 종속변수 선택의 함정을 회피하는 방식이기도 하다.

Ⅳ. 연구결과

1. 청년은 어디로 들어갔는가

먼저 기술적 사실을 확인한다. 224개 지자체의 10년간 순유입 기록을 세면, 10년 중 7년 이상 순유입을 기록한 지자체는 48개이다([그림 1]). 이 중 수도권이 32개, 비수도권이 16개이다. 기준선의 자의성을 확인하기 위해 문턱을 옮겨 보면 6년 이상은 55개, 8년 이상은 37개가 되며 이하의 논지는 달라지지 않는다. 그리고 인구감소지역으로 지정된 89개 시군구 가운데 표본에 포함된 88곳 어디에서도 이

기준을 충족한 사례는 없다.



출처: 통계청 국내인구이동통계를 이용하여 저자 계산. 빗금은 지속 유입 기준(7년 이상)에 해당하는 지자체.

[그림 1] 10년 중 청년 순유입을 기록한 연수의 분포 (N=224)

다만 이 사실은 발견으로 해석하기 어렵다. 인구감소지역의 지정 기준인 인구감소지수는 8개 구성 지표 가운데 청년순이동률을 포함하므로 지정 지역은 정의상 청년 순이동이 불리했던 지역이며, 두 집단이 갈리는 것은 상당 부분 지표 정의에서 비롯된 구조적 결과다.

이 사실이 본 연구에서 갖는 의미는 다른 데 있다. 인구감소지역에서 지속 유입이 관측되지 않으므로, 유입의 조건을 묻는 분석은 지정 여부가 아니라 전체 비수도권이 대상으로 수행되어야 한다는 설계상의 근거가 된다.

비수도권 지속 유입 16곳 가운데 개발거점은 원주·나주·진천 3곳뿐이고 나머지 13곳은 개발거점이 아니다. 반대로 개발거점 18곳 중 성공한 곳은 그 3곳(16.7%)이며 15곳(83.3%)은 실패했다. 비개발거점 144곳의 성공률 9.0%와 비교하면 개발거점이 높아 보이나 Fisher정확검정에서 p=.392로 유의하지 않다. 개발거점은 유입의 필요조건도 충분조건도 아니다.

개발거점과 지속 유입의 관계는 <표 3>과 같다. 입지 유형으로 나누면 대비가 뚜렷하다.

<표 3> 개발거점과 지속 유입의 교차 확인 (비수도권)

구분	지자체수	지속 유입	비율
개발거점	18	3 (원주·나주·진천)	16.7%
대도시 입지 (광역시 소속)	5	0	0.0%
중소도시 입지 (도 소속)	13	3	23.1%
비개발거점	144	13	9.0%
인구감소지역 (비수도권)	85	0	0.0%

출처: 저자 계산. 지속 유입은 10년 중 7년 이상 청년 순유입을 기록한 경우임. 인구감소지역은 전국 89곳 가운데 수도권 4곳을 제외한 비수도권 85곳 기준임.

광역시에 입지한 대도시형 5곳의 평균 순유입률은 −2.544%이며 지속 유입은 0곳이다. 도에 입지한 중소도시형 13곳의 평균은 −1.292%이고 지속 유입은 3곳(23.1%)이다. 대도시 안의 혁신도시는 기존 도시 내부의 이동을 유발할 뿐 새로운 인구를 끌어들이지 못하지만, 중소도시에서는 혁신도시가 지역 전체의 고용·주거 구조를 바꿀 만한 상대적 규모를 갖는다. 이 결과는 고정우·이주림·구자훈(2023)의 보고와 일치한다.

2. 무엇이 바뀔 때 청년 유입이 늘어 나는가

세 설명변수를 동시에 투입한 결과가 <표 4>이다. 재정자립도는 0.108(p=.058), 주택가격은 -2.851(p=.019), 거래 건수는 0.933(p=.033)으로 모두 예측된 부호를 가지며 재정자립도는 10% 수준에서, 나머지 둘은 5% 수준에서 유의하다. 같은 지자체 안에서 재정자립도가 1%p 높은 해에는 순유입률이 0.11%p 높고, 주택가격이 1% 높은 해에는 0.029%p 낮으며, 거래 건수가 1% 많은 해에는 0.009%p 높다. 이는 고정효과를 제거한 뒤 남는 조건부 상관이며 역인과 가능성 때문에 그 자체로 인과적 효과로 읽을 수 없다.

<표 4> 청년 순유입률의 관련 요인 추정 (비수도권)

설명변수	개별투입 계수	개별투입 p값	동시투입 계수	동시투입 p값
재정자립도	0.096*	.091	0.108*	.058
ln (주택가격)	−2.348**	.044	−2.851**	.019
ln (거래 건수)	0.674	.112	0.933**	.033
어린이집 이용률	0.002	.937	—	—
고용안정 (−이직률)	−1.063	.428	—	—
관측치	1,592~ 1,608		1,587	

출처: 저자 추정. 동시 투입 모형의 추정표본은 비수도권 160개 지자체(제주시·서귀포시는 재정자립도 미공표로 제외)의 1,587개 관측치임. 모든 모형에 지자체 고정효과, 시도×연도 고정효과, ln(20~34세 인구)를 포함하였으며 표준오차는 지자체 수준에서 군집화함. 동시 투입 모형에서 ln(20~34세 인구)의 계수는 1.7258 (p=.409)로 유의하지 않고 고정효과를 흡수한 뒤 세 설명변수와 통제변수가 추가로 설명하는 부분R^2(partial R^2)는 .0204이며(지자체 및 시도×연도 고정효과만으로 순유입률 변동의 67.4%가 설명되고, 설명변수를 더하면 68.0%가 된다), 이 통제변수를 제외해도 세 핵심 계수는 사실상 변화가 없음. 개별 투입 모형은 각 변수의 최대 가용 표본을 사용하였으며 관측치 차이는 변수별 결측에서 비롯됨. ****p<.01, **p<.05, *p<.10.*

개별 투입에서는 결과가 다소 달라진다. 재정자립도(0.096, p=.091)와 주택가격(−2.348, p=.044)은 유의하나 거래 건수는 0.674(p=.112)로 유의성이 확보되지 않는다. 거래 건수의 효과는 가격을 통제했을 때 비로소 드러난다. 거래가 활발한 지역은 대체로 가격도 높으므로, 가격을 통제하지 않으면 거래활동의 양(+)의 효과와 가격의 음(−)의 효과가 서로 상쇄된다. 반면 어린이집 이용률(0.002, p=.937)과 고용안정(−1.063, p=.428)은 유의한 관계를 보이지 않았다. 여섯 모형의 전체 추정 결과는 <부록 1>에 제시하였다.

지역 노동시장 조건을 통제변수로 추가 투입한 결과가 <표 5>이다. 고용안정의 계수는 -0.698 (p=.618)로 유의하지 않으며, 세 핵심 계수는 부호와 유의성이 모두 유지된다. 오히려 재정자립도는 0.108(p=.058)에서 0.122(p=.039)로 유의수준이 10%에서 5%로 강화된다. 경로 분해에서도 같은 결과가 유지되어, 고용안정을 통제한 뒤에도 재정자립도는 전출률에서만(−0.135, p=.006), 주택 가격과 거래 건수는 전입률에서만(각각 −2.232, p=.007; 0.943, p=.015) 유의한 관계를 보인다.

<표 5> 지역 노동시장 조건을 통제한 추정 결과 (비수도권)

설명변수	세 변수 동시 투입	+ 고용안정 통제
재정자립도	0.108* (.058)	0.122** (.039)
ln(주택가격)	−2.851** (.019)	−2.765** (.024)
ln(거래 건수)	0.933** (.033)	0.876** (.047)
고용안정 (−이직률)	—	−0.698 (.618)
관측치	1,587	1,547

출처: 저자 추정. 종속변수는 청년 순유입률. 모든 모형에 지자체 고정효과, 시도×연도 고정효과, ln(20~34세 인구) 포함. 괄호 안은 p값이며 표준오차는 지자체 수준에서 군집화함. ****p<.01, **p<.05, *p<.10.*

유의하지 않은 결과에 대해서도 그 이유를 밝혀둔다. 첫째, 재정자립도와 전입률의 관계는 유의하지 않았으나 이를 관계의 부재로 해석하지 않는다. 추정계수는 −0.038(표준오차 0.070)로 95% 신뢰구간이 [−0.175, 0.099]이며, 이 구간은 전출률 방정식의 계수(−0.146)를 포함한다. 두 방정식의 표본 크기는 같으나 추정 정밀도는 같지 않으므로, 한쪽에서만 유의하다는 사실이 다른 쪽 계수가 0이라는 근거가 될 수 없다. 본 연구의 주장은 비유의성 자체가 아니라 두 계수가 서로 다르다는 검정 결과(p=.058)에 있으며, 재정자립도에서는 이를 10% 수준의 증거로만 제시한다. 둘째, 고용안정은 원자료 수준에서는 유출과 연관되지만 지자체 고정효과를 통제하면 관

계가 사라진다. 이는 해당 상관이 주로 지역 간 차이에서 발생하며, 동일 지자체 안에서 고용 변동성이 오르내릴 때 청년 이동이 함께 움직이는 관계는 뚜렷하지 않음을 뜻한다. 셋째, 어린이집 이용률은 현원을 정원으로 나눈 값이어서 분자가 과거 출생아 수에 의해 결정되는 구조적 특성을 가지므로, 이 지표를 청년 유입의 설명변수로 사용하는 것 자체가 타당하지 않을 수 있다. 본 연구는 이 결과를 근거로 보육 여건이 청년 유입과 무관하다고 주장하지 않는다.

3. 전입·전출 분해와 세 조건의 작용 기제

순유입률을 전입률과 전출률로 분해하면 세 조건이 서로 다른 경로에서 유의한 것으로 나타난다(<표 6>). 재정자립도는 전출률을 −0.146 낮추지만, 전입률에서는 유의한 관계가 확인되지 않고, 주택가격과 거래 건수는 반대로 전입률에서만 유의하다(각각 −2.118, 0.970). 지방정부의 재정적 기반이 강화될 때 있던 청년이 덜 떠나는 관계는 확인되나 외지 청년이 더 오는 관계는 확인되지 않으며, 주거 조건은 들어오는 문과 연결될 뿐 나가는 문과의 관계는 확인되지 않는다.

이 대비를 경로의 차이로 주장하려면 두 계수가 통계적으로 다른지를 검정해야 한다. 한쪽이 유의하고 다른 쪽이 유의하지 않다는 사실만으로는 두 경로가 다르게 작동한다고 말할 수 없기 때문이다(Gelman & Stern, 2006). 본 연구는 전입률 방정식과 전출률 방정식을 하나의 체계로 적층하여 동시 추정하고, 각 설명변수에 대해 β_in = β_out이라는 귀무가설을 Wald 검정으로 확인하였다.

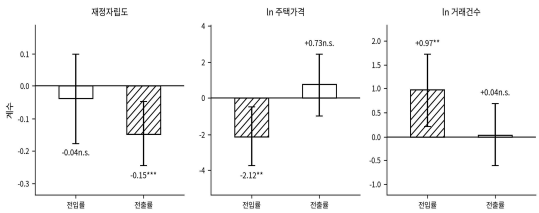
검정 결과 주택가격과 거래 건수에서는 5% 수준에서, 재정자립도에서는 10% 수준에서 두 경로의 계수가 동일하다는 귀무가설이 기각되었다. 계수 차이는 재정자립도 0.108($\chi^2(1)=3.59$, p=.058), 주택가격 −2.851($\chi^2(1)=5.54$, p=.019), 거래 건수 0.933($\chi^2(1)=4.53$, p=.033)이다. 세 변수를 함께 검정한 결합검정에서도 귀무가설은 5% 수준에서 기각되었다($\chi^2(3)=9.64$, p=.022).

여기서 주목할 것은 이 검정이 순유입률 회귀와 수학적으로 동일하다는 사실이다. 순유입률은 정의상 전입률에서 전출률을 뺀 값이고 세 방정식의 우변이 같으므로, 최소제곱 추정에서 β_net은 β_in − β_out과 정확히 일치하며 표준오차도 두 추정치의 공분산을 반영한 값이 된다.

<표 6> 전입률·전출률 계수의 동일성 검정 (비수도권)

설명변수	전입률	전출률	차이 (전입−전출)	χ^2	p값
재정자립도	−0.038	−0.146***	0.108	3.59	.058
ln(주택가격)	−2.118**	0.733	−2.851	5.54	.019
ln(거래 건수)	0.970**	0.037	0.933	4.53	.033
세 변수 결합검정	—	—	—	9.64	.022

출처: 저자 추정. 전입률·전출률 방정식을 적층하여 동시 추정하고 방정식 간 계수 동일성을 Wald 검정으로 확인함(적층표본 3,174 = 1,587×2, 지자체 군집 표준오차). 차이 열의 값과 표준오차는 <표 4>의 순유입률 계수와 일치함. ****p<.01, **p<.05, *p<.10.* χ^2는 변수별 검정은 자유도 1, 세 변수 결합검정은 자유도 3임.



출처: 저자 추정. 막대는 회귀계수, 오차막대는 95% 신뢰구간. 빗금은 5% 수준에서 유의한 계수.

[그림 2] 세 조건의 전입·전출 분해

실제로 적층 검정의 계수와 표준오차는 <표 4>의 순유입률 계수와 소수점 이하 넷째 자리까지 같다. 따라서 본 연구가 말하는 경로 분해는 구조방정

식의 경로분석이 아니라 이 항등식 위에 성립하는 절차이며, <표 4>의 순유입률 계수가 유의하다는 것 자체가 두 경로의 계수가 다르다는 검정 결과이다. 순유입률·전입률·전출률 세 방정식의 전체 추정 결과는 <부록 2>와 같다.

다만 두 경로 가운데 어느 쪽이 0인가는 별개의 문제이다. 계수가 유의하지 않다는 것이 그 계수가 0이라는 뜻은 아니므로, 각 조건이 다른 경로에서 전혀 작동하지 않는다고 단정하지는 않는다. 본 연구가 주장하는 것은 두 경로의 작용 크기가 다르다는 것까지이다.

이 분해([그림 2])는 정책 설계에 직접적인 함의를 갖는다. 청년 인구 유지라는 하나의 목표 아래 묶여 온 과제가 실은 두 개이며, 각각 다른 수단을 요구한다. 떠나는 청년을 붙잡는 일은 세원과 고용 기반의 문제이고, 외지 청년을 데려오는 일은 주거 진입 가능성의 문제이다.

4. 개발거점은 조건을 바꾸는가

가설 4를 검정하기 위해 세 설명변수와 개발거점 더미의 상호작용항을 투입하였다(<표 7>). 세 교차항 모두 통상적 유의수준을 넘지 못한다(각각 p=.508, .210, .826). 다만 이를 조절효과의 부재로 읽어서는 안 된다. 주택가격 교차항의 95% 신뢰구간은 [−5.480, 1.214]로 점추정치의 크기가 비개발거점 주효과(−2.574)에 육박하며 정책적으로 유의미한 크기의 조절효과를 배제하지 못한다. 자료는 개발거점이 세 조건의 효과 크기를 바꾼다는 증거를 주지 않으며, 동시에 바꾸지 않는다고 단정할 정밀도도 제공하지 않는다.

표본을 분리하여 추정해도 결론은 달라지지 않는다. 비개발거점 143곳에서는 세 계수가 모두 유의한 반면(0.097, −2.753, 0.864) 개발거점 17곳에서는 거래 건수만 10% 수준에서 유의하다(2.349). 다만 이 대비를 두 집단의 차이로 읽어서는 안 된다. 개발거점 표본은 관측치가 170개에 불과해 검정력이 낮으며, 차이 여부를 판단하는 공식 검정은 앞의 교차항이다.

<표 7> 개발거점의 조절효과 검정 (비수도권)

설명변수	비개발거점 계수	교차항 계수	p(교차항) [95% CI]	개발거점 합계
재정자립도	0.114**	−0.134	.508 [−0.533, 0.265]	−0.020
ln(주택가격)	−2.574**	−2.133	.210 [−5.480, 1.214]	−4.707***
ln(거래건수)	0.914**	0.120	.826 [−0.956, 1.196]	1.034*

출처: 저자 추정. 지자체 고정효과, 시도×연도 고정효과, ln(20~34세 인구) 포함. 지자체 군집 표준오차. 개발거점 더미의 주효과는 시간불변이므로 지자체 고정효과에 흡수됨. 「개발거점 합계」는 비개발거점 계수와 교차항의 선형결합이며 별표는 Wald 결합검정 결과임(재정자립도 $\chi^2(1)=0.01$, p=.920; 주택가격 $\chi^2(1)=7.40$, p=.007; 거래 건수 $\chi^2(1)=2.91$, p=.088). ****p<.01, **p<.05, *p<.10.* <표 7>의 개발거점은 18곳 가운데 재정자립도가 공표되지 않는 서귀포시를 제외한 17곳임.

결합검정은 교차항 검정이 답하지 않는 별개의 질문에 답한다. 교차항이 묻는 것은 두 집단의 효과 크기가 다른가이고, 결합검정이 묻는 것은 개발거점 집단에서 그 효과가 0인가이다. 본 연구의 자료는 앞의 질문에 답을 주지 않으면서 뒤의 질문에는 답을 준다. 개발거점 지역의 주택가격 효과 합계는 −4.707($\chi^2(1)=7.40$, p=.007)로 1% 수준에서 0과 구별된다.

이를 두 집단의 효과 크기가 다르다는 근거로 읽어서는 안 된다. 합계(−4.707)와 비개발거점 주효과(−2.574)의 차이가 곧 교차항(−2.133)이며 그것이 p=.210으로 유의하지 않기 때문이다. 한쪽에서 유의하고 다른 쪽에서 유의하지 않다는 대비를 집단 간 차이의 증거로 읽는 것은 유의성의 차이와 차이의

유의성을 혼동하는 것이며(Gelman & Stern, 2006), 차이의 유무는 오직 교차항으로 판단해야 한다.

결합검정이 말해 주는 것은 개발거점 지역에서도 주택가격과 청년 유입의 음(−)의 관계가 통계적으로 확인된다는 사실이다. 혁신도시나 기업도시를 조성하더라도 그에 수반하는 주택가격 상승이 통제되지 않으면 유입 효과가 상쇄될 수 있다. 이 함의는 두 집단의 효과 크기가 다르다는 주장에 의존하지 않으며, 개발거점 지역에서 가격 관계가 0이 아니라는 사실만으로 도출된다. 개발거점이 가격 효과를 강화했다는 진술은 본 연구의 자료로 뒷받침되지 않는다.

이상의 결과는 가설 4와 상충하지 않는다. 다만 검정력의 제약을 고려하면 이를 가설 4의 적극적 입증이 아니라 반증의 실패로 서술하는 것이 정확하다. 개발거점은 그 존재만으로 청년 유입의 조건이 되지 않으며, 조건을 바꿀 수 있는 하나의 수단일 뿐이다. 교차항 모형과 표본 분리 추정, 기간 교차항 모형의 전체 결과는 <부록 3>에 제시하였다.

5. 강건성 검토

추정의 안정성을 여러 각도에서 확인하였다(<표 8>). 이분산 강건 표준오차에서는 세 계수의 유의성이 강화되고 지자체·연도 이중군집에서는 약화되나 재정자립도를 제외한 두 계수가 10% 수준을 유지한다. 상하위 1% 절단에서는 주택가격의 계수가 −2.851에서 −1.352로 절반 이하가 되어 유의성을 잃으므로, 가격 관계는 상당 부분 극단 관측치에 의존하며 세 결과 가운데 가장 취약하다.

<표 8> 강건성 검토(비수도권, 세 변수 동시 투입)

검토	재정 자립도	ln(주택 가격)	ln(거래 건수)	N
지자체 군집 (기준)	0.108*	−2.851**	0.933**	1,587
이분산 강건	0.108**	−2.851***	0.933***	1,587
지자체·연도 이중군집	0.108	−2.851*	0.933*	1,587
상하위 1% 절단	0.114**	−1.352	0.925**	1,554
공통 연도 고정효과	0.128**	−2.563**	0.589**	1,587
2016~2019년	−0.080	−2.103	0.401	632
2020~2025년	0.336***	−5.686***	1.720***	955
수도권 62개 (대조)	−0.020	−0.367	−0.411	618

출처: 저자 추정. ****p<.01, **p<.05, *p<.10.* 상하위 1% 절단 기준을 비수도권 1,613개 관측치의 순유입률 분포로 잡음. 이분산 강건 표준오차는 고정효과 자유도를 보정하지 않은 값임.

기간 분할 결과는 신중한 해석을 요한다. 2016~2019년 표본에서는 세 계수 모두 유의하지 않은 반면 2020~2025년 표본에서는 세 계수 모두 1% 수준에서 유의하다. 그러나 두 기간의 유의성 대비만으로 관계가 강화되었다고 말할 수는 없다. 세 설명변수와 2020년 이후 더미의 교차항을 투입한 통합 모형에서 세 교차항은 어느 것도 유의하지 않았고(각각 p=.291, .732, .591), 결합 Wald 검정도 $\chi^2(3)=1.12$, p=.771로 유의하지 않다.

따라서 세 관계가 2020년 이후에 형성되거나 강화되었다는 진술은 본 연구의 자료로 확증되지 않는다. 하위표본별 유의성의 대비는 계수의 실질적 변화가 아니라 표본 크기의 차이(632개 대 955개)에서 비롯되었을 가능성을 배제할 수 없다. 실제로 통합 모형에서 2016~2019년의 주택가격 계수는 −3.173으로 2020년 이후의 −2.758과 크기가 비슷하다. 권역 대조에서는 수도권 62개 표본에서 세 계수가 모두 유의하지 않았으며, 본 연구가 확인한 기제는 비수도권에 특정된 것이다. 여섯 모형의 전체 추정 결과는 <부록 4>에 제시하였다.

시차 구조도 확인하였다(<표 9>). 재정자립도와 주택가격은 1~2년 시차에서도 관계가 유지되나, 거래 건수는 동시점의 양(+)이 1년 시차에서 −0.658(p=.187), 2년 시차에서 −1.103으로 부호가 반전된다. 이 반전은 거래 건수 변수의 해석에 관한 경고로 읽어야 한다. 청년이 유입되면 그 지역의 주택 거래가 늘어나므로 동시점의 양(+)의 관계는 유입이 거래를 낳은 결과일 수 있으며, 시차 계수의 음(−)의 부호는 유입 이후 거래가 정상 수준으로 회귀하는 과정을 반영하게 된다. 본 연구의 자료로는 두 해석을 판별할 수 없다.

<표 9> 시차 구조(비수도권)

설명변수	동시점(t)	1년 시차 (t−1)	2년 시차 (t−2)
재정자립도	0.108*	0.131**	0.139*
ln(주택가격)	−2.851**	−3.695***	−2.935**
ln(거래 건수)	0.933**	−0.658	−1.103**
관측치	1,587	1,427	1,267

출처: 저자 추정. 종속변수는 청년 순유입률. 지자체 고정효과, 시도×연도 고정효과, ln(20~34세 인구) 포함. ***p<.01, **p<.05, *p<.10.

Ⅴ. 사례비교

회귀분석은 평균적 관계를 보여줄 뿐 개별 지역에서 무엇이 일어났는지는 말하지 않는다. 이 장은 개발거점 가운데 결과가 갈린 사례를 대조하여 기제를 살핀다. 다만 이 비교는 문헌과 공개 통계에 근거한 것이며 면접이나 현장조사에 기반하지 않는다. 사례에서 인과를 주장하지 않고 회귀 결과의 해석 가능성을 점검하는 데 그친다.

1. 성공한 세 곳과 실패한 곳들

사례 비교는 개발거점 18곳 가운데 11곳을 대상으로 한다. 지속 유입에 성공한 3곳 전부, 대도시 입지 5곳 전부, 그리고 중소도시 입지 실패 10곳 중 3곳을 선정하였으며, 마지막 3곳에는 진천군과 동일한 충북혁신도시를 공유하는 음성군을 포함하였다. 성공한 세 곳은 전남 나주시, 충북 진천군, 강원 원주시이며 모두 공공기관 이전 규모가 기존 지역 인구에 대해 갖는 상대적 비중이 컸다.

실패 사례는 성공 사례와의 비교 가능성을 기준으로 선정하였다. 중소도시 입지 13곳 가운데 다음 두 조건 중 하나를 충족하는 지자체를 골랐다. 첫째는 성공 사례와 동일한 혁신도시를 행정구역으로 나누어 갖는 경우로, 사업의 규모·시기·성격이 사실상 통제된 상태에서 결과만 달라진 비교 조건을 제공한다. 충북혁신도시를 진천군과 나누어 가진 음성군, 전북혁신도시를 전주시와 나누어 가진 완주군이 여기에 해당한다.

<표 10> 사례 선정 기준

사례	유형	선정 근거	비교 상대
음성군	실패	충북혁신도시를 진천군과 공유 — 사업 규모·시기 통제	진천군 (성공)
완주군	실패	전북혁신도시를 전주시와 공유 — 사업 규모·시기 통제	전주시(실패)·나주시(성공)
김천시	실패	중소도시 입지·사업 유형이 유사하나 결과가 반대	나주시(성공)

출처: 저자 작성. 비교 상대는 사업 유형·조성 시기·도시 규모가 유사한 지자체 가운데 결과가 반대인 사례로 선정하였음.

둘째는 사업 유형과 도시 규모가 성공 사례와 유사하나 결과가 반대인 경우로, 김천시가 해당한다. 김천시는 중소도시 입지 혁신도시라는 점에서 나주시·진천군과 조건이 같으면서 평균 순유입률이 정반대 방향이다. 성공 사례만 모아 공통점을 찾는 방

식이 갖는 종속변수 선택의 오류를 피하기 위해 성공 3곳 전부와 실패 사례를 짝지어 제시한다(<표 10>). 그런데 진천군의 사례는 이전 규모라는 설명만으로 충분하지 않음을 스스로 드러낸다. 충북혁신도시는 진천군과 음성군에 걸쳐 조성된 하나의 거점이므로 두 군은 같은 사업, 같은 이전 기관, 같은 시기의 충격을 공유한다. 그럼에도 지속 유입에 성공한 것은 진천군뿐이며 음성군은 실패한 15곳에 속한다. 10년 중 순유입을 기록한 연수는 진천군이 7년, 음성군이 3년이고 평균 순유입률은 각각 2.54%와 −0.93%이다.

두 군의 조건 변화를 비교하면 무엇이 갈렸는지가 드러난다(<표 11>). 재정자립도는 진천군 1.7%p, 음성군 0.2%p로 둘 다 상승했고, 방향이 같다. 갈린 것은 주택시장의 거래활동이었다. 같은 기간 아파트 거래 건수가 진천군에서는 31.5% 늘어난 반면 음성군에서는 8.0% 줄었으며, 청년인구 증가율도 각각 23.3%와 6.4%로 벌어졌다. 다만 거래 건수와 청년인구가 함께 움직였다는 사실만으로는 어느 쪽이 원인인지 알 수 없으며, 청년 유입이 거래를 늘렸을 가능성도 같은 정도로 열려 있다.

동일한 사업과 이전기관, 유사한 시기의 충격을 공유하는 두 지역의 비교라는 점에서 이 대조는 다른 사례보다 조건이 정돈되어 있다. 다만 두 군의 산업구조, 일자리, 교통, 생활서비스, 주택유형, 통근권, 기업 입지까지 같은 것은 아니므로 사업 외의 요인이 통제되었다고 말할 수는 없다. 이는 Ⅳ장 3절에서 거래 건수가 전입 경로와 연결된다고 확인한 결과와 방향이 일치하며, 두 지역의 차이를 설명하는 하나의 가능성을 제시한다.

대도시 입지 5곳(부산 남구·해운대구·영도구, 대구 동구, 울산 중구)은 전부 실패했다. 이들 지역에서 혁신도시는 이미 형성된 대도시의 일부이며, 이전 기관의 규모가 도시 전체에 비해 작아 지역의 고용·주거 구조를 바꾸지 못한다. 결과적으로 도시 내부의 인구 재배치를 유발할 뿐 새로운 유입을 만들어내지 못한다.

<표 11> 개발거점 사례의 10년간 조건 변화
(2016 → 2025년)

구분	지자체	재정자립도 변화(%p)	거래 건수 증가율(%)	청년인구 증가율(%)
성공 (지속 유입)	충북 진천군	1.7	31.5	23.3
	전남 나주시	0.1	17.8	21.4
	강원 원주시	−5.2	−7.5	2.4
실패 (중소 도시)	충북 음성군	0.2	−8.0	6.4
	경북 김천시	−2.9	44.5	−19.6
	전북 완주군	−8.1	42.6	3.3
실패 (대도시)	부산 남구	−6.1	−33.3	−8.4
	부산 해운대구	−2.5	−44.7	−25.2
	부산 영도구	−0.2	−39.6	−31.4
	대구 동구	−2.5	24.3	−12.9
	울산 중구	−1.3	8.5	−34.3

출처: 행정안전부 지방재정365, 국토교통부 실거래가, 통계청 주민등록인구현황을 이용하여 저자 계산. 재정자립도는 2016년 대비 2025년의 절대 변화이고 나머지 두 항목은 같은 기간의 증가율임.

그러나 실제 수치는 단순한 그림을 허용하지 않는다. 재정자립도가 상승하거나 유지된 곳은 진천군, 나주시, 음성군 셋이며 이 중 성공한 곳은 둘이고 음성군은 실패하였다. 하락한 여덟 곳 중 성공한 곳은 원주시 하나다. Fisher 정확검정은 p=.152로 세원의 방향과 성패가 대응한다는 주장은 지지되지 않으며, 음성군을 제외한 열 곳만으로는 p=.067이

되는데 관측 하나로 결과가 달라진다는 사실 자체가 이 규모의 사례 비교에서 통계적 판정이 부적절함을 보여준다.

거래 건수 역시 열한 곳 전체로는 성패와 대응하지 않는다. 실패한 김천시(44.5%)와 완주군(42.6%)의 증가율이 성공한 나주시(17.8%)보다 크고 성공한 원주시는 7.5% 감소했으며, 같은 방식의 Fisher 정확검정은 p=1.000이다. 김천시와 완주군의 거래 건수는 2016년 각각 1,007건과 978건으로 낮은 수준에서 출발해 증가율이 크게 나타나는 기저효과가 있으며, 2025년 절대 규모는 원주시(5,737건)의 4분의 1 수준에 그친다.

2. 파(Parr)의 네 쟁점과의 대조

Ⅱ장 3절에서 정리한 파(Parr, 1999b)의 네 쟁점에 본 연구의 결과를 대응시키면 진단은 분명하다. 개발거점 18곳 중 15곳이 유입에 실패했고, 공공기관 이전 중심의 배치가 전후방 연관을 만들었는지는 확인되지 않으며, 세 교차항의 비유의성은 거점의 존재 자체가 주변 조건을 바꾼다는 증거가 없음을 뜻한다. 대도시 5곳의 전면적 실패는 이미 성장한 도시에 거점을 두면 신규 성장이 아니라 기존 활동의 재배치가 일어난다는 파의 경고와 부합한다. 요컨대 한국의 개발거점 정책은 조성 실적이 곧 파급효과로 간주되고 그 실제 발생 여부는 검증되지 않은 채 가정되는 구조를 반복하고 있다.

Ⅵ. 결론

1. 발견의 요약

확인된 것. 세 조건은 전입과 전출에서 서로 다르게 나타났다. 재정자립도는 전출률에서만, 주택가격과 거래 건수는 전입률에서만 유의한 관계를 보였고, 다른 쪽 방정식에서는 유의한 관계가 확인되지 않았다. 두 계수가 같다는 귀무가설은 주택가격·거래 건수에서 5% 수준, 재정자립도에서 10% 수준, 세 변수 결합검정에서 5% 수준으로 기각되었다. 개발거점이 이 조건들을 바꾼다는 증거는 확인되지 않았으며, 18곳 가운데 15곳이 지속 유입에 실패하였다.

기존 논의에 더하는 것. 첫째, 배출–흡인 구분을 검정 가능한 명제로 전환했다. 이 구분은 널리 인용되어 왔으나 국내 실증연구가 순이동률 하나를 사용해 온 탓에 두 요인이 실제로 다른 조건에 반응하는지를 판정하지 못했다. 본 연구는 종속변수를 분해하고 계수 동일성을 형식 검정함으로써 이 전제를 자료로 확인했다. 둘째, 정책 관리 지표의 설계 문제를 제기한다. 잔류 지원과 유입 지원이 서로 다른 조건에 반응하므로 성과지표도 전출률과 전입률로 분리되어야 한다는 함의는 기존 연구가 다루지 않은 관리 체계 수준의 논점이다. 셋째, 주거를 가격과 물량의 두 축으로 분리하여 가격이 낮은데도 진입이 일어나지 않는 지역의 존재를 자료로 드러냈다.

확인하지 못한 것. 거래 건수와 전입률의 관계는 인과 방향을 구분하지 못했다. 유입분이 어디에서 왔는지 관측하지 못해 기초 수준의 유입이 광역 수준의 순증인지 재배치인지 판정할 수 없다. 개발거점의 조절효과는 표본 규모의 제약으로 판정에 이르지 못했다. 설명되지 않은 변동이 압도적으로 크다는 점도 함께 기록한다.

설명되지 않은 부분에 대하여. 본 연구 기준모형의 부분 R^2는 .0204다. 이 수치는 지자체 고정효과와 시도×연도 고정효과를 제거한 뒤 남은 변동 가운데 설명변수가 설명하는 몫이 2% 남짓이라는 뜻이다. 세 가지로 나누어 읽어야 한다. 첫째, 값의 크기 자체는 이 설계에서 예상되는 수준이다. 고정효과 모형은 지역 간 차이와 권역별 시간 추세를 모두 제거한 뒤의 잔여 변동만을 대상으로 하므로, 고정효과만으로 이미 67.4%가 설명되고 남은 부분은

애초에 작다. 둘째, 그럼에도 이는 설명되지 않은 부분이 압도적으로 크다는 뜻이다. 청년의 이동 결정은 개인의 학력·직업·혼인 상태, 가구의 사정, 구체적 일자리 기회처럼 지역 집계자료가 관측하지 못하는 요인에 의해 주로 결정되며, 본 연구의 세 조건은 그 결정 구조의 작은 일부다. 셋째, 따라서 계수의 통계적 유의성과 정책적 중요성은 구분되어야 한다. 본 연구가 주장하는 것은 세 조건이 청년 이동을 결정한다는 것이 아니라 그 조건들이 전입과 전출에서 서로 다른 방향으로 작동한다는 것이며, 이 비대칭은 설명력의 크기와 무관하게 성립한다. 반면 어떤 조건을 얼마나 개선하면 유입이 얼마나 늘어난다는 식의 처방은 본 연구의 설명력이 뒷받침하지 않는다.

계수의 실질적 크기를 표준편차 단위로 환산하면 다음과 같다(추정표본 1,587개 기준, 반올림 전 계수 사용). 순유입률의 표준편차는 4.124%p이며, 재정자립도가 1 표준편차(7.926%p) 높은 해에는 순유입률이 0.859%p(0.21 표준편차), 주택가격이 1 표준편차 높은 해에는 −1.204%p(−0.29 표준편차), 거래건수가 1 표준편차 높은 해에는 1.581%p(0.38 표준편차) 차이를 보인다. <표 2>의 표준편차는 변수별 가용 관측치 전체에서 산출한 값이므로 위 값과 약간 다르다. 주택가격이 10% 오르면(ln 1.10은 약 0.095) 순유입률은 0.272%p 낮아지고, 거래 건수가 10% 늘면 0.089%p 높아진다. 이 크기는 크지 않으며 본 연구는 이를 축소하지 않고 그대로 보고한다.

2. 정책적 함의

첫째, 청년 인구정책의 목표를 두 과제로 분리해야 한다. 현재 지방소멸 대응 정책은 청년 유출이라는 하나의 문제아래 다양한 사업을 묶어 두고 있으나, 본 연구가 확인한 바로는 붙잡는 과제와 데려오는 과제는 서로 다른 조건과 연결된다. 두 과제를 구분하지 않으면 어느 쪽에도 충분하지 않은 자원 배분이 이루어진다.

둘째, 주거 지원의 성과를 지원 금액과 수혜 인원만으로 측정하는 현행 관행에 시장에 유통되는 매물의 양을 함께 관찰하는 보조지표로 추가할 것을 제안한다. 인구가 감소하는 지역에서는 주택가격이 이미 낮아 가격 보조의 한계효과가 작으며, 문제는 청년이 실제로 들어갈 수 있는 매물이 시장에 나오는가이다. 다만 이 제안은 인과적 근거에 기초한 처방이 아니라 관찰된 연관으로부터 도출한 모니터링 지표의 제안이며, 거래 건수를 정책 목표로 직접 설정하는 것은 본 연구의 결과가 뒷받침하지 않는다.

셋째, 개발거점 정책의 성과지표를 조성 실적에서 조건 변화로 바꾸어야 한다. 몇 곳을 조성했고 몇 개 기관이 이전했는가는 투입 지표이지 성과 지표가 아니다. 평가지표는 이전 기관 수가 아니라 관내 재정자립도 변화와 주택시장 거래활동의 변화로 설정되어야 하며, 두 지표 모두 기존 통계로 즉시 산출 가능하다.

넷째, 대도시 입지 개발사업에 대한 기대를 조정하고 인구감소지역 지원의 목표를 재설정해야 한다. 대도시 입지 5곳이 모두 실패한 것은 대도시 내부의 개발이 신규 유입이 아니라 도시 내 재배치와 연결됨을 시사하므로, 입지 선정에서는 사업 규모가 대상 지역에 대해 갖는 상대적 크기를 기준으로 삼아야 한다. 한편, 인구감소지역 88곳 중 지속 유입에 성공한 곳이 없다는 결과는 지정이 곧 회복으로 이어지지 않음을 뜻하므로, 유입 전환이 어려운 지역에 대해서는 유출 속도의 완화와 생활 인프라의 최소 수준 유지를 별도 목표로 설정하는 것이 타당하다.

3. 연구의 한계

본 연구는 다음의 한계를 갖는다. 첫째, 세 관계는 2020년 이후 표본에서만 유의하게 나타나지만

기간 교차항 검정($\chi^2(3)=1.12$, p=.771)에서 두 기간의 계수 차이는 확인되지 않았다. 둘째, 세 계수의 크기는 작고 고정효과를 흡수한 뒤의 부분R^2는 .02 수준에 그친다(고정효과만으로 설명되는 부분은 67.4%이며 설명변수를 더하면 68.0%가 된다). 이는 서론에서 밝힌 목적에 비추어 예상된 결과이자 보고할 값이지만, 본 연구의 결과를 청년 이동의 주된 결정요인으로 확대 해석해서는 안 된다. 셋째, 거래 건수 변수의 해석에 근본적인 제약이 있다. 아파트 매매 거래 건수는 신규 공급, 기존 주택의 손바뀜, 투자 목적 거래, 가격 상승 기대, 그리고 이미 진행 중인 인구 유입이 모두 반영된 지표이며, 특히 청년 유입이 거래를 늘리는 역방향 관계를 배제하지 못한다. 거래 건수와 순유입의 관계는 인과가 아니라 조건부 상관으로 읽어야 한다.

아울러 본 연구의 거래 건수는 아파트 매매 거래에 한정된다. 청년의 지역 간 이동이 주로 임차를 통해 이루어지고 오피스텔·다세대 등 비아파트 주택의 비중도 작지 않다는 점에서, 이 지표가 청년의 주거 진입 가능성을 충분히 포착한다고 보기 어렵다. 임대차 자료로 보완하는 것이 원칙적으로 타당하나 주택 임대차 신고제가 2021년 6월에야 시행되어 본 연구의 관측기간 10개년 가운데 절반에 미치지 못하는 기간만 포괄하므로 패널 분석에 사용할 수 없었다. 따라서 거래 건수의 계수는 주거 물량 조건 전반이 아니라 아파트 시장의 활성도와 전입률 사이의 연관으로 한정해 해석하며, 비아파트 거래를 결합한 보조 분석과 임대차 자료가 축적된 이후의 재검증을 후속 과제로 남긴다.

넷째, 고정효과 패널은 지역 내 변동만을 사용하므로 지역 간 구조적 차이의 효과를 식별하지 못한다. 다섯째, 개발거점 변수는 시간불변 더미로 조성 규모와 이전 시점을 반영하지 못하고, 관측기간이 공공기관 이전 완료 이후여서 사건연구 설계를 적용할 수 없었다. 여섯째, 재정자립도는 지방정부의 재정적 자립 정도를 나타내는 지표로서 지역의 경제 기반을 부분적으로만 반영한다. 일곱째, 기초지자체 수준의 순유입을 관측할 뿐 유입분의 출처를 식별하지 못하므로 광역 또는 국가 전체의 인구 분산 기여 여부는 후속 과제로 남는다. 여덟째, 개발거점 18곳과 사례 열한 곳은 표본이 작아 통계적 판정의 근거로 삼기 어렵다. 대도시 5곳 전멸과 중소도시 3/13의 대비도 Fisher 정확검정에서 p=.522로 유의하지 않다.

그럼에도 본 연구가 남기는 메시지는 두 가지로 요약된다. 하나는 측정에 관한 것이다. 청년 순유입은 하나의 현상이 아니라 유입과 유출이라는 서로 다른 두 과정의 차이이며, 두 과정에는 서로 다른 조건이 작용한다. 순유출률이라는 단일 지표로 정책을 설계하면 붙잡는 일과 데려오는 일이 뒤섞이고, 그 결과 어느 쪽에도 충분하지 않은 자원 배분이 이루어진다. 본 연구가 계수 동일성 검정으로 확인한 것은 이 구분이 수사가 아니라 자료에 나타나는 차이라는 점이다.

다른 하나는 정책에 관한 것이다. 청년 유입에서 관건은 개발거점이라는 물리적·정책적 거점의 존재 자체가 아니라, 그 지역에서 청년이 실제로 진입할 수 있는 조건이 갖추어졌는 가이다. 개발거점 18곳 중 15곳이 지속 유입에 실패했고 지속 유입 16곳 중 13곳은 개발거점이 아니었으며, 교차항 검정에서도 거점이 조건의 효과 크기를 바꾼다는 증거는 확인되지 않았다. 거점은 조건을 바꿀 수 있는 수단이지 조건 그 자체가 아니며, 그 수단이 조건을 실제로 바꾸었는지는 별도로 확인해야 한다.

참고문헌

고정우, 이주림, 구자훈 (2023). 대도시 및 중소도시 입지별 혁신도시의 청년인구 유입효과 비교분석. 한국지역개발학회지, 35(2), 45–68.

국토교통부 (2016~2025). 아파트 매매 실거래가 자료. 실거래가 공개시스템. http://rt.molit.go.kr

2026.08.01. 자료 얻음.

김유현 (2021). 지역의 경제·생활여건이 청년인구 이동에 미치는 영향. 한국행정학보, 55(2), 337–367.

보건복지부 (2016~2025). 보육통계. 보건복지부.

이찬영, 이흥후 (2016). 청년층의 지역 간 인구이동 결정요인 분석과 전망. 경제연구, 34(4), 143–169.

임예진, 조영태 (2022). 혁신도시의 인구 효과 분석: 나주 혁신도시를 중심으로. 한국인구학, 45(2), 1–21.

임태경 (2021). 혁신도시 개발정책이 청년인구 유입에 미치는 영향에 관한 연구: 충북혁신도시 사례를 중심으로. 지방행정연구, 35(4), 247–274.

임태경 (2023). 인구감소시대 혁신도시 개발정책의 인구 분산효과에 대한 논의: 수도권·비수도권·같은 권역내 청년인구 순유입효과의 비교분석을 중심으로. 지방정부연구, 26(4), 235–259.

통계청 (2016~2025a). 국내인구이동통계. 통계청.

통계청 (2016~2025b). 주민등록인구현황. 통계청.

한국고용정보원 (2016~2025). 고용보험 피보험자 자료. 고용행정통계.

행정안전부 (2016~2025). 지방자치단체 재정자립도. 지방재정365. 2026.08.01. 자료 얻음.

행정안전부 (2021). 인구감소지역 지정 고시. 행정안전부.

황광훈 (2025). 청년층의 지역 간 이동과 주거이동 결정요인 분석. 주택도시금융연구, 10(1), 99–133.

Gelman, A., & Stern, H. (2006). The difference between “significant” and “not significant” is not itself statistically significant. *The American Statistician, 60*(4), 328–331.

Hirschman, A. O. (1958). *The strategy of economic development.* Yale University Press.

Lee, E. S. (1966). A theory of migration. *Demography, 3*(1), 47–57.

Moretti, E. (2011). Local labor markets. In O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of labor economics* (Vol. 4B, pp. 1237–1313). Elsevier.

Myrdal, G. (1957). *Economic theory and under-developed regions*. Duckworth.

Parr, J. B. (1999a). Growth-pole strategies in regional economic planning: A retrospective view. Part 1. Origins and advocacy. *Urban Studies, 36*(7), 1195–1215.

Parr, J. B. (1999b). Growth-pole strategies in regional economic planning: A retrospective view. Part 2. Implementation and outcome. *Urban Studies, 36*(8), 1247–1268.

Perroux, F. (1955). Note sur la notion de pole de croissance. *Economie Appliquee, 8,* 307–320.

Roback, J. (1982). Wages, rents, and the quality of life. *Journal of Political Economy, 90*(6), 1257–1278.

Sjaastad, L. A. (1962). The costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy, 70*(5, Part 2), 80–93.

투고일자: 2026. 8. 19.
심사일자: 2026. 10. 6.
게재확정일자: 2026. 10. 7.

미래사회
Journal of Future Society
2026. Vol. 17, No. 3, 01～22.
https://doi.org/10.22987/jifso.2026.17.3.1

Where Does Youth Net In-Migration Split?
— Youth Migration in Non-Capital Korea and Development-Hub Policy Viewed through an In- and Out-Migration Decomposition —

Chulgyu Park

Sungkyunkwan University

This study decomposes youth net in-migration into in-migration and out-migration to examine how conditions that local governments can influence operate in each process. Using a 2016-2025 panel dataset covering 224 Korean municipalities, with estimation restricted to the 160 non-capital-region municipalities for which fiscal data are available, the two equations are estimated with municipality and province-by-year fixed effects, and the equality of their coefficients is tested. The three conditions are significant in different processes. A statistically significant association is found only with out-migration for fiscal self-reliance and only with in-migration for apartment prices and transaction volume; no significant association is found in the other equation. Equality of the two coefficients is rejected at the 5 percent level for prices and transaction volume, at the 10 percent level for fiscal self-reliance, and at the 5 percent level when tested jointly. Meanwhile, 15 of the 18 development-hub municipalities failed to sustain in-migration, and no interaction term suggests that hub designation alters the magnitude of these conditions, although a Wald test confirms that the negative association between prices and in-migration also holds within hubs. These results indicate that the single goal of raising youth net in-migration comprises two distinct tasks—retaining current residents and attracting new ones—which cannot be addressed separately by a single indicator, such as the net out-migration rate. The share of variation explained remains small, and transaction volume is a proxy measure that cannot rule out reverse causality.

Key words: Youth migration, Decomposition of in- and out-migration, Retention and attraction mechanisms, Development-hub policy, Housing entry Conditions

<부록 1> 청년 순유입률에 대한 개별 투입 및 동시 투입 추정 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
재정자립도	0.096*					0.108*
	(0.057)					(0.057)
ln주택가격		−2.348**				−2.851**
		(1.166)				(1.211)
ln거래 건수			0.674			0.933**
			(0.424)			(0.438)
이용률				0.002		
				(0.028)		
고용안정					−1.063	
					(1.341)	
ln청년인구	1.364	2.074	0.773	1.032	0.928	1.726
	(2.076)	(2.174)	(2.046)	(2.117)	(2.117)	(2.089)
Intercept	−18.390	−1.885	−15.642	−13.287	−13.178	−2.638
	(22.413)	(22.204)	(22.200)	(22.188)	(22.480)	(21.896)
Observations	1592	1608	1608	1593	1573	1587

주: 종속변수는 청년 순유입률(비수도권). (1)~(5)는 개별 투입, (6)은 세 변수 동시 투입. 모든 모형에 지자체 고정효과와 시도×연도 고정효과 포함. 괄호 안은 지자체 수준 군집 표준오차. ****p<0.01, **p<0.05, *p<0.1*

<부록 2> 순유입률·전입률·전출률 방정식의 전체 추정 결과

	(1) 순유입률	(2) 전입률	(3) 전출률
재정자립도	0.108*	−0.038	−0.146***
	(0.057)	(0.070)	(0.051)
ln주택가격	−2.851**	−2.118**	0.733
	(1.211)	(0.833)	(0.873)
ln거래 건수	0.933**	0.970**	0.037
	(0.438)	(0.386)	(0.331)
ln청년인구	1.726	2.521	0.795
	(2.089)	(2.182)	(1.548)
Intercept	−2.638	7.671	10.310
	(21.896)	(23.522)	(16.825)
Observations	1587	1587	1587

주: 세 방정식의 우변은 동일하며 모두 지자체 고정효과와 시도×연도 고정효과를 포함한다. 순유입률은 정의상 전입률에서 전출률을 뺀 값이므로(1)의 계수는(2)와(3)의 차이와 정확히 일치한다. 전입률 · 전출률 방정식을 적층하여 추정한 계수 동일성 검정 결과는 재정자립도 $\chi^2(1)=3.59$(p=0.058), ln주택가격 $\chi^2(1)=5.54$(p=0.019), ln거래 건수 $\chi^2(1)=4.53$(p=0.033)이며 세 변수 결합 검정은 $\chi^2(3)=9.64$(p=0.022)이다. 괄호 안은 지자체 수준 군집 표준오차. ****p<0.01, **p<0.05, *p<0.1*

<부록 3> 개발거점 조절효과 및 기간 교차항 추정 결과

	(1) 교차항	(2) 개발거점	(3) 비개발거점	(4) 기간교차
재정자립도	0.114**	0.228	0.097*	0.101
	(0.057)	(0.515)	(0.057)	(0.071)
ln주택가격	−2.574**	−6.234	−2.753**	−3.173**
	(1.260)	(4.364)	(1.340)	(1.522)
ln거래 건수	0.914**	2.349*	0.864*	0.899*
	(0.448)	(1.352)	(0.469)	(0.472)
재정자립도_X	−0.134			
	(0.202)			
ln주택가격_X	−2.133			
	(1.703)			
ln거래 건수_X	0.120			
	(0.545)			
재정자립도_P				−0.059
				(0.056)
ln주택가격_P				0.415
				(1.212)
ln거래 건수_P				0.138
				(0.256)
ln청년인구	1.791	−3.225	3.029	2.117
	(2.082)	(9.284)	(2.268)	(2.243)
Intercept	−5.929	71.099	−16.842	−3.490
	(22.029)	(78.206)	(23.609)	(26.082)
Observations	1587	170	1417	1587

주: 종속변수는 청년 순유입률. (1)은 개발거점 더미와의 상호작용항을 투입한 모형이며 접미사_X는 개발거점 교차항을 뜻한다. (2)와(3)은 개발거점 여부로 표본을 분리한 추정이다. (2)의 개발거점은 전체 18곳 가운데 재정자립도가 공표되지 않아 회귀에서 제외되는 서귀포시를 뺀 17곳(170개 관측치)이고, (3)의 비개발거점은 전체 144곳에서 같은 사유로 제외되는 제주시를 뺀 143곳(1,417개 관측치)이다. 개발거점 18곳 전체를 대상으로 한 기술통계는 <표 3>에 있다. (4)는 2020년 이후 더미와의 상호작용항을 투입한 모형이며 접미사_P는 기간 교차항을 뜻한다. 개발거점 더미와 기간 더미의 주효과는 각각 시간불변 변수 및 시도×연도 고정효과에 흡수된다. (1)의 개발거점 합계에 대한 Wald 결합검정은 재정자립도 $\chi^2(1)=0.01$(p=0.920), ln주택가격 $\chi^2(1)=7.40$(p=0.007), ln거래 건수 $\chi^2(1)=2.91$(p=0.088)이고, (4)의 세 기간 교차항 결합검정은 $\chi^2(3)=1.12$(p=0.771)이다. 괄호 안은 지자체 수준 군집 표준오차. ****p<0.01, **p<0.05, *p<0.1*

<부록 4> 강건성 검토의 전체 추정 결과

	(1) 기준	(2) 1% 절단	(3) 공통연도	(4) 2016~19	(5) 2020~25	(6) 수도권
재정자립도	0.108*	0.114**	0.128**	−0.080	0.336***	−0.020
	(0.057)	(0.048)	(0.058)	(0.097)	(0.101)	(0.098)
ln주택가격	−2.851**	−1.352	−2.563**	−2.103	−5.686***	−0.367
	(1.211)	(0.975)	(1.051)	(1.798)	(1.702)	(2.327)
ln거래 건수	0.933**	0.925**	0.589**	0.401	1.720***	−0.411
	(0.438)	(0.366)	(0.271)	(0.567)	(0.626)	(1.272)
ln청년인구	1.726	2.148	4.310**	13.348**	1.366	−1.664
	(2.089)	(1.448)	(1.935)	(5.735)	(3.948)	(6.117)
Intercept	−2.638	−21.447	−29.830	−125.498**	19.073	20.488
	(21.896)	(15.897)	(20.004)	(61.634)	(44.398)	(68.917)
Observations	1587	1554	1587	632	955	618

주: 종속변수는 청년 순유입률. (1)은 본문 <표4>의 동시 투입 모형이다. (2)는 종속변수 상하위 1% 절단 표본, (3)은 시도×연도 고정효과 대신 전국 공통 연도 고정효과를 적용한 모형, (4)와(5)는 기간 분할, (6)은 수도권 62개 대조군이다. 괄호 안은 지자체 수준 군집 표준오차. ****p<0.01, **p<0.05, *p<0.1*