

지방자치단체 행정구역과 주민 생활권의 불일치가 정주의향에 미치는 영향

The Effect of the Mismatch between Local Government Administrative
Boundaries and Residents' Living Spheres on Settlement Intention

황 지 은*·하 동 현**

Hwang, Ji eun·Ha, Dong hyun

■ 목 차 ■

- I. 서론
- II. 이론적 배경
- III. 연구설계
- IV. 분석결과
- V. 결론 및 시사점

교통·정보통신의 발달과 초광역화의 진전으로 주민의 실제 생활권과 지방자치단체 행정구역이 일치하지 않는 현상이 일반화되고 있으나, 이러한 공간 불일치가 주민의 정주의향과 어떤 관련을 갖는지는 충분히 검토되지 않았다. 본 연구는 전국 성인1,000명 설문조사 자료를 활용하여 생활권-행정경계 일치 여부와 정주의향 간의 관계를 검증하고, 그 관계가 지역 소속감을 경유하는지를 함께 검토하였다. 분석 결과, 생활권-행정경계 일치는 지역 소속감을 통제한 후에도 정주의향과 유의한 정(+)의 관련을 보였으나, 지역 소속감을 경유하는 간접효과는 확인되지 않았다. 지역 소속감은 정주의향과 유의한 정(+)의 관련을 보였지만, 생활권 일치보다는 거주기간과 관련되는 것으로 나타났다. 다만 모형의 설명력이 크지 않고 횡단자료에 기초한 결과이므로, 이는 생활권의 정합성이 지역 소속감과 별개의 방식으로 정주의향과 관련될 가능성을 시사하는 결과로 해석된다. 정책적으로는 행정구역 단위에 고정된 지역정책을 실제 생활권 단위로 확장할 필요성과 함께, 행정구역 통합이 생활 편익과 별개로 지역 소속감의 통합까지 담보하지는 않을 수 있음을 시사한다.

* 제1저자, 성균관대학교 국정전문대학원 석사 수료·한국리서치 수석 연구원

** 교신저자, 전북대학교 행정학과 교수·부설 공공갈등과 지역혁신연구소 소장

논문 접수일: 2026. 8. 12. 심사기간: 2026. 8. 12. ~ 2026. 9. 14. 게재확정일: 2026. 9. 14.

□ 주제어: 생활권, 행정경계, 정주의향, 지역 소속감, 매개효과

As transportation and information technologies advance and mega-regional restructuring accelerates, residents' daily living spheres increasingly extend beyond the administrative boundaries of local governments. However, little empirical attention has been paid to how this spatial mismatch is associated with residents' settlement intention. Using a nationwide survey of 1,000 Korean adults, this study examines whether the congruence between one's daily living sphere and the administrative boundary of the local government of residence is associated with settlement intention, and whether this association operates through a sense of local belonging. The results show that living sphere-boundary congruence remains positively associated with settlement intention after controlling for sense of belonging, whereas the indirect path via belonging is not supported. Sense of belonging is significantly associated with settlement intention, but it is related to length of residence rather than to spatial congruence. Given the modest explanatory power of the models and the cross-sectional design, these findings tentatively suggest that the spatial congruence of daily life may be associated with settlement intention in a way distinct from, rather than through, the sense of local belonging. The study implies that regional policies could be extended from administrative units to actual living spheres, and that administrative consolidation may improve everyday convenience without necessarily guaranteeing an integrated sense of local belonging.

□ Keywords: Living Sphere, Administrative Boundary, Settlement Intention, Sense of Local Belonging, Mediation Effect

I. 서론

수도권 집중과 비수도권의 인구 유출이 지속되면서 지방소멸은 한국 사회의 구조적 위기로 자리 잡았다. 인구감소지역이 법정 지정되고 지방소멸대응기금이 운용되는 등 정부 차원의 대응이 본격화되고 있지만, 지역의 정주 기반을 유지하기 위해서는 인구 유입을 유도하는 노력과 함께 현재 거주하는 주민이 지역에 계속 머물고자 하는 조건을 살펴볼 필요가 있다. 이러한 점에서 주민이 현재 살고 있는 지역에서 계속 살아가고자 하는 의사, 즉 정주의향은 지역의 지속가능성을 이해하고 정주 여건의 개선 방향을 모색하는 데 중요한 지표이다.

이와 동시에 지방행정체제 자체도 큰 전환기를 맞고 있다. 정부가 ‘5극 3특’의 다극분산형 국토 구상을 국정 의제로 설정하고 행정통합 지자체에 대한 재정·권한 지원 방침을 밝히며, 특별지방자치단체 제도의 도입(2020년 지방자치법 전부개정)과 행정안전부 미래지향적 행정 체제개편 자문위원회 권고안(행정안전부, 2025)을 거쳐, 2026년 3월에는 「전남광주통합특별 시법」이 국회를 통과하면서 40년 만의 광주·전남 재통합이 제도화되었다(하동현, 2026). 특히 동 법은 관할구역 내 둘 이상의 시군구에 걸쳐 주민들이 일상생활에서 함께 이용하는 공간을 ‘광역생활권’이라는 법적 개념으로 규정하였는데, 이는 주민의 실제 생활권과 행정구역 간의 관계가 행정체제 설계의 한 켠점으로 다루고 있음을 보여준다. 이러한 논의에는 행정구역 간 협력이나 경계 조정을 통해 주민의 생활 수요에 대응하고 지역의 정주 기반을 강화하려는 기대가 담겨 있다.

이러한 정책적 관심의 배경에는 행정경계를 넘어 이루어지는 주민의 일상 활동이 있다. 교통 인프라와 정보통신 기술의 발전으로 통근·통학, 소비, 여가 등의 활동 범위가 확장되면서, 지방 중소도시에서도 인근 도시와 행정경계를 초월한 기능적 네트워크가 형성되고 있다(윤소연·민보경, 2024). 정책 영역에서도 주민등록지에 근거한 거주 인구를 넘어, 관광·교류·체류 등 다양한 방식으로 지역과 관계를 맺는 사람들을 고려하는 생활인구 개념이 제도화되고 있다. 이처럼 행정구역상의 거주지와 실제 활동공간이 반드시 일치하지 않는 상황에서는, 주민이 어느 지역에 거주하는지뿐 아니라 일상생활을 어디에서 영위하는지가 지역에 대한 인식과 정주의향을 이해하는 데 중요한 조건이 될 수 있다.

생활권을 고려한 행정체제 논의를 주민의 정주 문제와 연결하기 위해서는 이러한 공간적 조건을 개인 수준에서 살펴볼 필요가 있다. 같은 시군구에 거주하더라도 주된 일상 활동이 거주 지역 안에서 이루어지는 주민과 다른 지역에서 이루어지는 주민은 거주 지역을 경험하는 방식이 다를 수 있다. 전자에게 거주 지역은 주거와 일상 활동이 중첩되는 공간인 반면, 후자에게는 주거 공간과 주요 활동공간이 나뉘어 있을 수 있기 때문이다. 이러한 차이는 거주 지역에서 형성하는 사회적 관계와 생활 여건에 대한 평가, 나아가 그곳에서 계속 살아가려는 정주의향에도 연결될 가능성이 있다. 따라서 생활권과 행정경계의 일치 여부가 정주의향과 어떤 관련을 갖는지 검토하는 것은, 생활권을 고려한 정책 논의에서 주민 개인의 경험과 태도가 갖는 의미를 구체화하는 시도이다.

한편, 정주의향에 관한 기존 연구는 일자리·소득 등 경제적 요인에서 출발하여 최근에는 생활환경 만족도, 공동체 소속감, 사회적 유대 등 정서적·심리 사회적 요인으로 확장되어 왔다(윤정윤, 2025; 이지은·이정은, 2020). 그러나 이들 연구가 다루어 온 변수들은 대체로 같은 지역 주민에게 동일하게 적용되는 환경 속성이거나 지역 내부의 사회적 관계에 초점을 두고 있어, 개인의 실제 활동공간이 행정경계와 얼마나 일치하는가라는 개인 단위의 공간적 조건은 충분히 검토되지 못하였다. 생활권에 관한 국내 연구 역시 통행량 빅데이터 등을 활용하여 지역 간 연계와 생활권의 공간적 구조를 파악하는 데 집중해 왔으며(윤소연·민보경, 2024; 하정원 외, 2024), 생활권과 행정경계의 일치 여부가 개인의 심리적 지역 인식과 정주의향에 어떻게 연결되는지에 대한 실증적 검토는 제한적이다. 두 연구 흐름은 서로 다른 단위에서 발전해 왔고, 개인의 생활권 정합성이라는 조건을 정주의향의 설명에 포함하여 두 연구 흐름을 연결할 필요가 있다.

이러한 문제의식에 따라 본 연구는 생활권-행정경계 일치 여부와 정주의향 간의 관계를 실증적으로 검토하는 것을 목적으로 한다. 아울러 두 변수 간의 관련이 지역 소속감이라는 정서적 경로를 경유하는지, 아니면 소속감과 독립적인 경로로 나타나는지를 함께 검토한다. 이상의 문제의식에서 본 연구는 다음 세 가지 연구질문을 설정하였다.

연구질문 1. 생활권-행정경계 일치 여부는 정주의향과 관련이 있는가?

연구질문 2. 지역 소속감은 정주의향과 관련이 있는가?

연구질문 3. 지역 소속감은 생활권-행정경계 일치 여부와 정주의향 간의 관계를 매개하는가?

II. 이론적 배경

1. 생활권과 행정경계

1) 생활권의 개념과 공간적 범위

생활권은 통근·통학, 쇼핑, 오락, 사회적 관계 등 사람이 일상생활을 영위하는 공간적 범위를 의미하며, 생활 편의 및 서비스 시설을 중심으로 다양한 활동이 이루어지는 지역적 범위로 정의된다(오병록, 2012). 국토연구원의 연구에 따르면, 생활권이 단일한 크기의 공간 단위가 아니라, 도시 규모와 활동 패턴에 따라 위계적으로 구성되는 개념이다. 생활권은 통상 소생활권, 중생활권, 대생활권으로 구분되며, 자치단체의 재량에 따라 지역 여건에 맞게 설정될 수 있다(박대근, 2022). 이때 소생활권(근린지구 중심)은 주민의 일상적 생활 활동이 이루어지는 권역을, 중생활권(지역생활권)은 대중교통으로 10~15분 내에 이동 가능한 범위를, 대생활권(부도심권 중심)은 시군구 단위에서 경제활동이 이루어지는 범위를 가리킨다(박대근, 2022). 즉 생활권은 도보 가능한 근린 단위에서부터 시군구 또는 광역 단위에 이르기까지 다층적으로 설정될 수 있는 개념이며, 그 범위는 시대적, 지역적 조건과 정책적 판단에 따라 달라질 수 있다.

본 연구에서 생활권은 주민이 통근·통학, 쇼핑, 의료, 여가 등 주된 일상 활동을 반복적으로 수행하는 공간적 범위를 뜻하며, 위계상 대생활권에 해당하는 시군구를 행정경계와의 비교 준거로 삼는다. 여러 수준 가운데 시군구를 택한 이유는 다음과 같다. 첫째, 시군구는 주민이 행정서비스를 직접 이용하고 지방선거를 통해 대표를 선출하는 기초지방자치단체로서, 주민의 행정적 소속과 일상 활동공간이 중첩되는지를 가장 직접적으로 판단할 수 있는 단위이다. 둘째, 국내 생활권 논의에서 대생활권이 시군구 단위의 경제활동 범위로 설정되어 온 만큼(박대근, 2022), 주된 활동이 시군구를 벗어난다는 것은 근린 수준의 이동이 아니라 일상 생활권 자체가 거주 행정단위 밖으로 확장되었음을 뜻한다. 셋째, 최근의 행정구역 개편 논의가 시군구 간 생활권 중첩을 전제로 전개되고 있어 정책적 대응의 단위와도 부합한다. 다만 생활권은 활동 목적에 따라 공간적 범위와 형성 원리가 다를 수 있으며(오병록, 2012; 윤소연·민보경, 2024), 본 연구는 활동 목적을 구분하지 않고 응답자가 스스로 종합한 주된 활동 권역을 사용한다는 점에서 제약이 있다.

그렇다면 생활권과 행정경계의 일치 여부는 어떤 경로를 거쳐 지역 소속감으로 이어지는가. 본 연구는 그 이론적 근거를 Kasarda와 Janowitz(1974)의 체계 모형(systemic model)

에서 확인한다. 체계 모형은 지역사회를 개인이 보유한 장소 기반 사회적 관계의 집합으로 이해하며, 친족, 교우, 결사체로 이어지는 사회적 네트워크가 특정 장소 안에서 누적될수록 그것이 공동체 애착과 소속감의 토대를 이룬다고 본다. 이 관점에서 지역에 대한 소속감은 단순히 그곳에 거주한다는 사실에서 비롯되는 것이 아니라, 그 지역 안에서 반복적으로 형성되며 누적되는 사회적 관계의 수준에 의해 결정된다. 체계 모형은 장소 기반 관계의 누적이라는 흐름 자체에 초점을 두기 때문에, 본 연구의 관점과도 일관되게 연결될 수 있다. 즉, 생활권-행정경계의 일치 여부는 체계 모형이 상징하는 사회적 관계 누적의 공간적 조건으로 작용하며, 이를 통해 지역 소속감의 수준과 관련될 것으로 예상할 수 있다.

2) 생활권에 대한 접근과 불일치 현상

유사한 흐름으로 개인의 일상 활동 범위와 행정경계 간 불일치 현상은 활동공간(activity space)이라는 단위를 통해 도시연구·건강지리학에서 본격적으로 다루어져 왔다. 활동공간 접근은 개인이 일상적으로 이동하며 노출되는 공간의 집합을 분석 단위로 삼는 관점으로, 거주지 중심의 정태적 공간 정의가 가지는 한계를 보완한다(Perchoux et al., 2016; Hasanzadeh et al., 2025). 이러한 흐름은 동네가 행정 단위에 의해 외부에서 정의되는 객관적 단위가 아니라, 개인이 자신의 일상 경험을 통해 인식·구성하는 주관적 공간일 수 있음을 시사한다.

Coulton et al.(2001, 2013)은 주민이 직접 그린 지도와 행정 단위(인구센서스 단위)를 비교한 결과 두 경계 간에 상당한 불일치가 존재할 뿐만 아니라 주민들 사이에서도 동네 경계의 인식에 차이가 나타남을 확인하였다. 국내에서도 윤소연·민보경(2024)이 전국 여객 기종점 통행량 데이터에 군집 탐지 기법을 적용하여 19개의 지역생활권을 도출하였으며, 그 범위가 광역 행정구역과 유사하면서도 일부 중소도시는 행정경계를 초월한 네트워크를 구축하고 있음을 보였다. 하정원 외(2024)는 서울시 모바일 생활이동 빅데이터를 활용하여 시민의 실제 통행 반경이 행정구역과 반드시 일치하지 않으며, 물리적 환경 요인에 따라 생활권 형태가 달라짐을 보여주었다.

이러한 연구들은 생활권-행정경계 불일치라는 공간적 현실을 다양한 방식으로 확인하였으나, 그 '불일치가 누구에게, 어떤 방식으로, 어떤 결과를 발생시키는가'에 대해서는 충분히 다루지 않았다. 즉 생활권 연구는 공간 자체의 형태를 도출하는 단계에 머물러 있을 뿐, 그 결과가 개인의 심리적 지역 인식이나 행동에 어떻게 연결되는지에 대한 매개 메커니즘은 검토되지 않은 상태이다. 나아가 최민정·백일순(2023)은 행정구역을 고정된 공간 단위로 전제하는 인구정책이 주민생활권과 행정구역의 불일치 및 유동적 인구의 현실을 충분히 반영하지

못하는 ‘영토적 덫(territorial trap)’에 갇혀 있다고 비판하며, 행정구역의 부분적·전면적 수정 등 영토 재조직의 필요성을 제기하였다.

2. 지역 소속감의 개념과 구성

1) 사회 정체성과 장소 애착

지역 소속감은 개인이 거주하는 지역사회와 맺는 심리적·정서적 연결로, 단순히 특정 행정 구역에 거주한다는 사실적 소속과 구분되는 주관적 인식이다. 이를 이론적으로 설명하는 대표적인 틀로 사회 정체성 이론과 장소 애착 이론을 들 수 있다.

사회 정체성 이론은 개인이 자신이 속한 집단을 인식하고, 그 집단의 구성원으로서 자아 개념의 일부를 형성하는 과정을 설명한다(Tajfel & Turner, 1979). 개인은 자신이 속한 집단을 내집단으로 범주화하고, 이를 통해 ‘나는 누구인가’라는 자아 인식의 일부를 구성한다. 지역사회 맥락에서 동네·기초지자체·광역지자체 등 행정 단위는 하나의 사회적 범주로 기능할 수 있으며, 개인이 자신을 해당 단위의 구성원으로 인식하고 귀속감을 느끼는 것은 이 이론의 핵심 논리에 해당한다.

장소 애착 이론은 개인과 특정 장소 사이에 형성되는 심리적·정서적 유대를 설명한다. Scannell & Gifford(2010)는 장소 애착을 개인, 심리적 과정, 장소의 세 차원으로 구성된 삼자적 틀로 체계화하였다. 국내 연구에서도 거주지에 대한 장소 애착은 주민의 행복과 삶의 질에 긍정적으로 작용하는 것으로 반복적으로 확인되고 있으며, 출신지 여부와 무관하게 현 거주지에 대한 애착 그 자체가 주민 행복을 높이는 요인임이 서울시 패널 자료를 통해 실증되었다(엄영호·엄광호, 2017).

이상의 두 이론을 종합하면, 지역 소속감은 세 차원으로 구성되는 다차원적 개념으로 이해할 수 있다. 첫째, 인지적 소속감은 사회 정체성 이론의 자기범주화에 대응하는 것으로, 자신을 기초지자체·동네라는 행정 단위의 구성원으로 인식하는 정도이다. 둘째, 지역 애착은 장소 애착 이론의 정서적 차원에 대응하며, 거주지에 대해 갖는 감정적 유대의 정도를 뜻한다. 셋째, 지역 정체성은 장소 애착 이론의 장소 정체성 차원에 대응하는 것으로, 거주지가 자아 개념에 통합된 정도를 가리킨다. 세 차원은 인지(구성원으로서의 자각)에서 정서(애정), 자기개념(정체성)으로 갈수록 내면화의 수준이 깊어지는 관계로 볼 수 있으며, 가장 내면화된 차원인 정체성은 다른 두 차원보다 형성에 상대적으로 오랜 시간이 걸릴 것으로 예상된다. 본 연구가 세 차원을 하나의 합성변수로 다루는 것은 이들이 거주 지역과의 심리적 유대라는 공통

의 상위개념을 공유한다는 판단에 따른 것이다.

2) 지역 소속감의 형성과 사회적 자본

지역 소속감은 단순히 거주지에 대한 개인의 심리적 반응으로 그치는 것이 아니라, 지역 내에서 이루어지는 반복적인 상호작용과 사회적 관계의 축적을 통해 형성되고 강화된다. 이 과정에서 핵심적인 역할을 하는 것이 사회적 자본이다. 광현근(2003)은 이웃과의 유대, 공식적 사회통제, 사회적 자본 등 동네 수준의 변수들이 지역 공동체 의식과 유의미하게 연결됨을 실증하였으며, 양덕순·강영순(2008)은 제주특별자치도 주민을 대상으로 지역공동체의식이 주민 참여를 높이는 유의한 요인임을 확인하여 공동체에 대한 소속감이 지역 내 행동으로 이어지는 경로를 보였다. 이 과정에서 특히 중요한 것은 사회적 자본의 지역특수성이다. Kan(2007)은 개인이 축적한 사회적 자원이 특정 장소·관계 망에 결박된 특성을 가지며, 따라서 주거 이동이 일어나면 이전 장소에서 축적된 자원의 가치가 상당 부분 상실됨을 이론적으로 제시하였다. 박병훈·정의철(2022)은 서울시 거주 가구 자료를 통해 이웃에 대한 신뢰가 주거이동 의향을 낮추고 현 생활권 선택 의향을 높이는 데 유의미한 역할을 함을 확인하였다. 즉 지역 소속감을 형성하는 사회적 자본은 보편적, 이전 가능한 자원이 아니라, 특정한 공간적 단위 내의 반복적 상호작용에 의해서만 누적되는 자원이다.

이상을 종합하면 다음 경로를 도출할 수 있다. 생활권이 행정경계와 일치하는 개인은 거주 행정 단위 내에서 일상 활동을 영위하며 ‘반복적 마주침’의 기회를 누적적으로 갖게 된다. 이러한 누적은 거주지 기반 사회적 자본의 축적을 가능하게 하고, 이는 다시 지역 소속감의 세차원(인지적 소속감, 지역 애착, 지역 정체성)을 강화한다. 반대로 생활권이 행정경계 밖으로 분산된 개인은 동일한 거주지에 살더라도 거주지 기반의 반복적 마주침 기회가 구조적으로 제한된다. 결과적으로 거주지 기반 사회적 자본 축적이 약화되며, 지역 소속감도 낮은 수준에 머무를 가능성이 높다. 이로부터 생활권이 행정경계와 일치하는 경우 지역 소속감이 더 높을 것이라는 가설 3이 도출된다. 다만 이 예상은 접촉 기회가 실제 관계의 누적으로 전환된다는 조건에 의존하며, 그 전환 정도는 개인마다 다를 수 있다.

3. 정주의향의 결정 요인

정주의향은 개인이 현 거주지에서 장기적으로 머무르고자 하는 주관적 의도를 의미하며, 이주의향과 짝을 이루는 개념이다. 정주의향의 결정 요인은 크게 세 쪽지로 정리할 수 있다.

첫째, 경제적·구조적 요인으로, 정주의향 연구의 초기 흐름은 일자리, 소득, 교육 기회 등

경제적 요인을 중심으로 이주와 정착 결정을 설명하였다. 현 거주지의 경제적 조건이 만족스럽거나 이주 비용이 기대 편익을 초과할 때 정주의향이 높아지는 것으로 이해되어 왔으며, 이는 인적 자본 이론의 관점과 맞물려 지역 간 인구 이동을 설명하는 주요 틀로 활용되어 왔다. 윤정윤(2025)은 경남 김해시 청년·중장년층을 대상으로 한 연구에서 일자리 및 소득 여건 등 경제적 요인이 이주의향을 결정하는 기초적 변수로 여전히 유의미하게 작용함을 확인하였다. 김화연·이대웅(2022) 역시 지방의 청년정책과 생활 인프라가 청년층의 지방 정주의사에 미치는 영향을 분석하여, 경제·일자리 여건과 보건·의료 여건 등이 정주의사를 결정하는 유의한 요인임을 실증하였다. 둘째, 물리적 주거환경 및 생활 인프라 역시 정주의향의 중요한 결정 요인으로 반복적으로 확인된다. 황광선(2013)은 물리적·사회적·자연적 주거환경이 주거 만족도에 미치는 영향을 분석하면서, 사회적·자연적 주거환경이 물리적 조건보다 주거 만족도에 더 강한 영향력을 가진다는 점을 밝혔다. 이지은·이경은(2020)은 서울시 도시정책지표조사 자료를 통해 생활환경 만족도와 문화환경 만족도가 모든 연령 집단에서 정주의도에 유의미한 정(+)의 영향을 미치며, 교육·복지·경제 환경 만족도의 영향력은 연령 집단에 따라 차별적으로 나타남을 실증하였다. 셋째, 사회심리·정서적 요인으로 최근에는 경제적·물리적 요인 외에 지역사회 소속감, 이웃과의 유대, 장소 애착 등 정서적·심리적 요인의 중요성이 강조되고 있다. 앞서 살펴본 Kasarda & Janowitz(1974)의 체계 모형은 정주의향의 맥락에서도 유효하게 적용되는데, 이 모형에 따르면 거주 기간이 길수록 우정, 친족 관계, 공식 및 비공식 결사체로 이어지는 장소 기반 네트워크가 강화되고, 이렇게 축적된 네트워크가 지역 정주의향으로 이어진다. 국내 연구에서도 윤우석(2017)은 거주 기간이 짧을수록 지역 애착이 낮아지며 사회적 유대 및 이웃 관계가 지역 애착에 유의미한 정(+)적 관련성을 보임을 실증하였다.

즉, 지역 소속감은 정주의향의 사회심리적 결정 요인으로 폭넓게 보고되어 왔다. 거주지에 대한 인지적 소속감이 강할수록, 정서적 애착이 깊을수록, 그리고 거주지가 자아 정체성의 일부로 통합될수록 개인은 그 지역을 장기적으로 떠나지 않으려는 의향을 가질 것으로 예상할 수 있다. 다만 소속감은 정주의향을 설명하는 경로 가운데 하나로, 유일한 통로는 아니다. 다음 절에서 살펴보듯 거주 지속은 정서적 유대를 거치지 않고도 발생할 수 있으며, 이 점은 본 연구가 상정하는 매개 경로의 성립 조건을 비판적으로 검토할 필요성을 제기한다.

4. 정서적 애착을 경유하지 않는 거주 지속

앞서 살펴본 체계 모형과 사회적 자본 논의는 생활권의 정합성이 지역 소속감을 거쳐 정주의향으로 이어지는 경로를 뒷받침하지만, 그 경로가 언제나 성립한다고 단정하기는 어렵다.

정주의향을 다룬 연구는 폭넓게 축적되어 왔으나, 인구 이동을 설명하는 전통적 틀은 흔히 머무름이 이동이 일어나지 않은 잔여적 상태로 간주하여, 이동 요인을 밝히는 데 비해 머무름의 동기 구조를 독립적으로 실증하는 데에는 상대적으로 관심이 적었다(Clark & Lisowski, 2017). 최근의 거주 비이동성 연구는 머무름이 단일한 동기가 아니라 자발적 선택에서 구조적 제약에 이르는 연속선 위에 놓여 있음을 강조한다(Schewel, 2020). Schewel(2020)은 이동의 열망과 능력을 구분하여, 머무름이 떠나고자 하는 열망이 충족된 결과일 수도, 떠날 능력이 제약된 결과일 수도 있음을 보였다. 즉 머무름은 단순히 이동하지 않은 상태가 아니라 그 자체로 분석되어야 할 능동적 결정이며, 정서적 애착은 그 여러 동기 가운데 하나에 불과하다.

거주 지속의 동기를 체계적으로 검토한 연구들은 머무름을 설명하는 요인이 다차원적임을 보고한다. Mulder 외(2026)는 여러 국가의 비이동성 측정 도구를 비교한 결과, 거주 지속의 동기가 주택 자체, 주거 환경·근린, 가족 유대(동거 가족 및 비동거 가족), 사회적 환경(친구·공동체), 일자리, 재정·경제적 고려, 교육의 일곱 범주로 수렴한다고 정리하였다. 이 가운데 정서적 애착이나 공동체 소속감과 직접 관련되는 것은 일부에 지나지 않으며, 주택 비용, 가족과의 물리적 근접성, 직장 위치, 교육 여건과 같은 도구적·구조적 조건이 거주 지속을 설명하는 비중이 결코 작지 않다. 실제로 Clark과 Lisowski(2017)는 전망이론(prospect theory)의 부존효과(endowment effect)와 위험회피 성향에 근거하여, 주택과 같이 빈번히 거래되지 않는 재화에 형성되는 사용가치가 현 거주지를 유지하려는 경향을 강화한다는 점을 실증하였다. 즉 거주 지속은 지역에 대한 애정이 아니라 이주에 수반되는 손실과 위험을 회피하려는 판단에 의해서도 강화될 수 있다. 국내 맥락에서도 거주 지속은 정서적 요인만으로 설명되지 않는다. 주거 비용 부담, 전월세 시장의 조건, 주택 점유 형태의 변화는 가구의 이동과 정착을 강하게 제약하는 요인으로 폭넓게 보고되어 왔으며, 일자리와 거주지의 공간적 관계 역시 거주 결정과 생활 양식에 직접적으로 작용한다. 또한 맞벌이 가구의 증가와 돌봄 수요의 확대 속에서, 자녀 양육을 지원하는 부모(조부모) 거주지와 근접성은 거주지 선택과 지속의 실질적 조건으로 기능한다. 이처럼 개인이 특정 지역에 계속 머무르는 데에는 그 지역에 대한 애정이나 소속감과는 무관하게, 저렴한 주거비, 직장 접근성, 돌봄 지원망과의 거리, 이사에 수반되는 비용과 번거로움 같은 현실적 편익과 제약이 폭넓게 작용한다.

이러한 논의는 본 연구의 분석틀에 중요한 함의를 갖는다. 생활권이 거주 행정구역 안에서 완결된다는 것은 일상 활동이 거주지 인근에서 해결됨을 의미하며, 이는 정서적 애착이 형성되었는지와 무관하게 이동 부담의 감소, 생활·행정 서비스 접근의 용이성, 일상 동선의 효율성과 같은 도구적 편익을 제공한다. 따라서 생활권-행정경계의 일치는 지역 소속감을 매개로 정주의향과 관련되는 경로($a \times b$)뿐 아니라, 소속감을 경유하지 않는 직접적 경로(c')를 통해

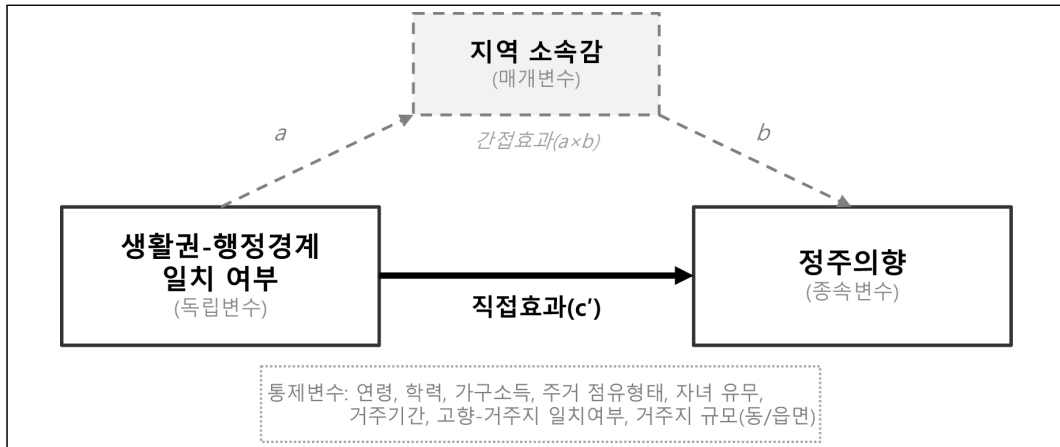
서도 정주의향과 관련될 수 있다. 즉, 생활권이 행정경계와 일치한다고 해서 반드시 지역에 대한 애착이 형성되는 것은 아니며, 그럼에도 거주 지속은 강화될 수 있다. 본 연구는 이러한 가능성을 명시적으로 열어 두고, 매개 경로의 성립 여부 자체를 실증적으로 검토하고자 한다. 요컨대 정합성이 도구적 편익을 통해 정주의향과 직접 관련될 수 있다는 점에서 가설 1이, 정합성이 소속감과 관련되고(가설 3) 소속감이 정주의향과 관련된다면(가설 2) 소속감이 두 변수의 관계를 매개할 것이라는 점에서 가설 4가 도출된다.

III. 연구설계

1. 연구모형

본 연구는 생활권-행정경계 일치 여부를 독립변수로, 지역 소속감을 매개변수로, 정주의향을 종속변수로 설정하고, 생활권-행정경계 일치가 정주의향에 미치는 직접효과와 지역 소속감을 경유하는 간접효과를 함께 추정하는 매개모형을 분석틀로 채택한다. 본 연구의 일차적 관심은 생활권-행정경계 일치가 정주의향에 미치는 효과 자체에 있으며, 소속감을 경유하는 경로는 그 효과가 작동하는 하나의 잠재적 기제로서 검토된다. 개인의 일상 활동공간이 행정구역과 일치할 경우 지역과의 접촉 기회가 많아지고, 이를 통해 지역 소속감 및 정주의향과 관련될 가능성이 있다는 이론적 경로를 검토한다. 따라서 본 연구의 매개모형은 소속감을 경유하는 간접효과와 이를 경유하지 않는 직접효과를 동시에 추정하여, 두 경로의 상대적 기여를 구분하는 데 목적을 둔다. 연령, 학력, 가구소득, 주거 점유형태, 자녀 유무, 거주기간, 고향-거주지 일치여부, 거주지 규모(동/읍면)는 매개변수와 종속변수에 동시 투입하는 통제변수로 설정한다.

〈그림 1〉 연구 모형



주 1: 실선 화살표는 직접효과 경로(c')를, 점선 화살표는 지역 소속감을 경유하는 보조 경로 a(독립→매개)와 b(매개→종속)를 나타냄.

주 2: 간접효과(a×b)는 부트스트래핑을 통해 검증함.

주 3: 통제변수는 매개변수 및 종속변수에 투입함.

위의 연구모형에 근거하여 다음과 같이 연구가설을 설정하였다.

가설 1. 생활권-행정경계가 일치할 경우, 그렇지 않은 경우에 비해 정주의향이 높을 것이다.

가설 2. 지역 소속감이 높을수록 정주의향이 높을 것이다.

가설 3. 생활권-행정경계가 일치할 경우, 그렇지 않은 경우에 비해 지역 소속감이 높을 것이다.

가설 4. 지역 소속감은 생활권-행정경계 일치 여부와 정주의향 간의 관계를 매개할 것이다.

2. 자료수집 및 표본 설계

본 연구는 전국 성인을 대상으로 실시한 설문조사 자료를 활용하였다. 조사는 한국리서치의 온라인 패널(마스터샘플)을 기반으로 수행되었으며, 지역, 성별, 연령을 기준으로 모집단 비율에 따라 비례할당추출하였다. 최종 표본크기는 1,000명이며, 95% 신뢰수준에서 표본오차는 $\pm 3.1\%$ p이다. 자료 수집은 웹조사 방식으로 휴대전화 문자와 이메일을 통해 설문 URL을 발송하여 진행되었으며, 조사기간은 2025년 11월 21일부터 11월 24일까지이다.

〈표 1〉 조사 개요

구분	내용
모집단	전국17개 시도 거주 만18세 이상 성인남녀
표집틀	한국리서치 마스터샘플(약97만명, 2025년11월 기준)
표집방법	지역×성별×연령비례할당추출
표본크기	1,000명
표본오차	$\pm 3.1\%p$ (95% 신뢰수준, 무작위추출가정)
조사방법	웹조사(모바일 및 이메일 URL발송)
가중치	주민등록인구 기준지역, 성, 연령별 셀가중
조사 기간	2025년11월21일~ 11월24일
조사 기관	한국리서치

3. 변수의 조작적 정의

1) 독립변수: 생활권-행정경계 일치 여부

독립변수인 생활권-행정경계 일치 여부는 응답자의 주된 일상생활 활동 권역이 현재 거주하는 기초지자체(시군구) 경계 안에 있는지 여부로 측정하였다. 기초지자체를 일치 판단의 준거로 삼은 것은, 일상의 반복적 사회적 접촉이 기초지자체 단위 내에서 일치한 상태로 이뤄질 경우 더 밀도 높게 일어나기 때문이다. 즉 거주 시군구 안에서 이루어지는 활동은 거주지를 기반으로 한 반복적 접촉이 누적되는 일상 생활권 내의 활동으로 볼 수 있는 반면, 거주 시군구를 벗어난 활동은 거주 지역의 일상적 접촉 범위를 실질적으로 이탈한 것으로 해석할 수 있다.

구체적으로 일상적 활동이 현재 거주하는 읍면동 내 또는 거주 시군구 내 다른 읍면동에서 주로 이루어지는 경우를 생활권과 행정경계가 ‘일치’하는 것으로 정의한다. 반면 일상 활동이 거주 시군구 밖에서 주로 이루어지는 경우 ‘불일치’로 정의한다. 측정은 이분형 더미변수로, 일치하는 경우 1, 불일치하는 경우 0으로 코딩하였으며, 온라인·비대면 활동 및 기타 응답자는 분석에서 제외하였다. 일반 응답자가 ‘행정경계’를 추상적 개념으로 직접 이해하기는 어렵다는 점을 고려하여, 본 연구는 응답 선택지에 행정 단위(읍면동, 시군구, 시도)와 함께 ‘예: 강남구 논현동 거주, 강남구 압구정동 활동’과 같은 구체적 예시를 동시에 제시하였다. 이는 응답자가 자신의 일상 활동을 행정 단위에 직접 대입하여 응답할 수 있도록 돕는 장치이며, Coulton et al.(2001)의 자기정의 동네(self-defined neighborhood) 접근의 변형이다.

〈그림 2〉 생활권-행정경계 일치 여부 질문

Q. 귀하의 일상생활(직장/학교 통근, 쇼핑, 병원/약국 이용, 여가 활동 등)은 주로 어느 지역에서 이루어집니까? 다음 중 귀하의 주된 활동 권역을 하나만 골라주십시오.

1. 현재 거주하는 읍/면/동 안 (예: 논현동 거주, 논현동 활동)
2. 현재 거주하는 시/군/구 내 다른 동/읍/면 (예: 강남구 논현동 거주, 강남구 압구정동 활동)
3. 현재 거주하는 시/군/구 밖이지만, 같은 시/도 안 (예: 서울 강남구 거주, 서울 서초구 활동)
4. 현재 거주하는 시/도를 벗어난 다른 시/도 (예: 서울 강남구 거주, 경기 성남시 활동)
5. 특별히 정해진 곳이 없거나, 주로 온라인/비대면으로 활동
6. 기타(거주지, 활동지 구체적으로 작성)()

〈표 2〉 독립변수 코딩 기준

일상생활주된 활동 권역	구분	코딩
현재 거주하는 읍면동 안	일치	1
현재 거주하는 시군구 내 다른 읍면동		
현재 거주하는 시군구 밖, 같은 시도 안	불일치	0
현재 거주하는 시도를 벗어난 다른 시도		
특별히 정해진 곳 없음/온라인·기타	제외	-

2) 매개변수: 지역 소속감

지역 소속감은 개인이 거주 지역과 맺는 정서적·인지적 유대감을 포괄하는 개념으로, 인지적 소속감, 정서적 애착, 지역 정체성의 세 차원으로 구성하였다. 인지적 소속감은 특정 집단의 구성원으로서 자신을 인식하는 정도를 의미하며, 기초지자체 및 동네(읍면동) 두 수준에서 측정하였다. 광역지자체(시도) 수준을 제외한 것은, 본 연구가 생활권-행정경계 일치 여부를 기초지자체(시군구) 경계를 준거로 측정하므로, 인지적 소속감 역시 그 준거 수준인 기초지자체와 그 하위 단위인 동네에 한정하여 일상생활의 반복적 접촉이 누적되는 공간 범위와 대응시키기 위함이다.

정서적 애착은 거주 지역에 대해 갖는 감정적 유대감으로, 지역에 대한 애착(애정) 여부로 측정하였다. 지역 정체성은 거주 지역이 자신을 설명하는 중요한 부분이라고 인식하는 정도로, 장소가 개인의 자기 개념에 통합된 수준을 반영한다. 세 차원(4개 문항)은 4점 리커트 척도로 측정되었으며, 산술 평균 값으로 단일 합성변수를 생성하였다.

〈표 3〉 지역 소속감 측정 문항 구성

차원	문항 내용	척도
인지적 소속감	귀하는 다음 각 집단의 구성원으로서 얼마나 소속감을 느끼십니까? _ 기초지자체(시군구)	4점 척도
	귀하는 다음 각 집단의 구성원으로서 얼마나 소속감을 느끼십니까? _ 동네(읍면동)	4점 척도
지역 애착(애정)	귀하는 현재 거주하고 계신 지역에 애착(애정)을 갖고 계십니까?	4점 척도
지역 정체성	귀하는 현재 거주하는 지역이 '나'라는 사람을 설명하는 데 중요한 부분이라고 생각하십니까?	4점 척도

3) 종속변수: 정주의향

종속변수인 정주의향은 현재 거주하는 지역에서 앞으로도 10년 이상 계속 거주하고자 하는 의사로 정의하며, 향후 거주 지속 희망 여부를 직접적으로 묻는 단일 문항으로 측정하였다. 이는 정주의향이 단순한 현재 만족도가 아니라 미래 지향적 거주 지속 의도를 반영하는 개념이라는 점에서, 구체적인 시간적 준거(10년 이상)를 포함한 문항이 개념 측정에 부합한다고 판단하였다.

4) 통제변수

본 연구에서는 응답자의 인구사회학적 특성과 거주 특성을 통제변수로 투입하였다. 연령, 학력, 가구소득은 정주의향과 관련될 수 있는 사회인구학적·구조적 요인으로 고려하였다. 특히 연령은 거주기간과 관련성이 높고, 정주의향에 대한 응답 경향이 연령에 따라 달라질 수 있으므로 통제변수에 포함하였다. 주거 점유형태는 주택 소유 여부에 따라 이주에 수반되는 비용과 제약이 달라질 수 있다는 점을 고려하여 자가 여부로 통제하였다. 연령은 만 나이를 그대로 사용하였고, 학력은 최종학력(중졸 이하~대학원 졸업)을 대학 재학 이상 여부로, 주거 점유형태는 자가·전세·월세·무상 응답을 자가 여부로 각각 이분화하였다. 가구소득은 월평균 가구소득 11개 구간에 순서값을 부여한 순서형 변수로 투입하였다.

거주기간은 현재 지역에 거주한 기간으로 측정하였다. 설문에서는 '1년 미만', '1년 이상~5년 미만', '5년 이상~10년 미만', '10년 이상~20년 미만', '20년 이상~30년 미만', '30년 이상~50년 미만', '50년 이상'의 7개 구간으로 조사하였다. 거주기간은 지역 내 경험의 축적 및 정주의향과 모두 관련될 수 있으므로 통제변수로 포함하였다. 기본 분석에서는 분석의 간명성과 거주기간의 순서성을 고려하여 각 구간에 1~7의 순서값을 부여한 단일 변수로 투입하였다. 다만 이 방식은 실제 구간 간 시간적 간격이 동일하지 않음에도 각 구간을 동일한 간격으로 처리하고, 거주기간이 한 단계 증가할 때 효과가 일정하다고 가정할 수 있다.

고향-거주지 일치 여부는 현재 거주지와 고향이 동일한지 여부로 측정하였다. 고향과 현재 거주지가 일치하는 경우 장기적인 지역 경험이나 정서적 연고가 지역 소속감 및 정주의향과 관련될 수 있으므로, 생활권 일치 여부의 효과와 출신지 관련성이 혼재할 가능성을 고려하여 통제하였다.

거주지 규모는 응답자가 동 지역에 거주하는지, 읍면 지역에 거주하는지를 구분하여 측정하였다. 읍면 지역 거주자는 생활 인프라의 차이로 인해 통근·쇼핑·의료 등 일상적 활동을 행정 경계 밖에서 수행할 가능성이 상대적으로 높을 수 있다. 따라서 거주지 규모를 통제하지 않을 경우 생활권-행정경계 일치 여부의 관련성이 거주환경의 차이를 일부 반영할 가능성이 있다.

자녀 유무는 자녀 양육 및 교육 여건에 따라 정주의향이 달라질 수 있다는 점을 고려하여 통제변수로 포함하였다. 자녀가 있는 가구와 그렇지 않은 가구는 현재 거주지를 선택하고 평가하는 조건이 다를 수 있으므로, 이를 통제하지 않을 경우 생활권-행정경계 일치 여부와 가구 특성의 관련성이 혼재할 수 있다. 모든 통제변수는 매개변수와 종속변수에 동시 투입하였다.

〈표 4〉 변수 구성

구분	변수명	측정 내용	척도	처리
독립변수	생활권-행정경계 일치 여부	주된 일상활동 권역이 거주 시군구 경계 안에 있는지 여부	이분형 더미	일치=1, 불일치=0
매개변수	지역 소속감	인지적 소속감 (기초지자체, 동네(읍면동))	각4점 척도	평균
		지역 애착(애정)	4점 척도	
		지역 정체성	4점 척도	
종속변수	정주의향	현재 거주 지역에서 10년 이상 거주 희망 여부	4점 척도	
통제변수	연령	만 나이	연속	
	학력	최종 학력 (중졸 이하~대학원 졸업, 6구간)	명목 척도	대재 이상=1, 고졸 이하=0
	가구소득	월평균 가구소득 (100만원 미만~2천만원 이상, 11구간)	명목 (순서)	
	주거 점유형태	주택 점유형태 (자가, 전세, 월세, 무상, 4개 항목)	명목	자가=1, 그 외=0
	자녀 유무	자녀가 있는지 여부	이분형 더미	있음=1, 없음=0
	거주기간	현재 지역 거주 기간 (1년 미만~50년 이상, 7구간)	명목 척도	
	고향-거주지 일치여부	현재 거주지와 고향의 일치 여부	이분형 더미	일치=1, 불일치=0
	거주지 규모 (동/읍면)	거주 지역의 행정 단위 (동 또는 읍면)	이분형 더미	동=1, 읍면=0

4. 분석 방법

본 연구의 기본 분석은 IBM SPSS Statistics 24.0으로, 강건표준오차와 부트스트래핑 및 추가 분석은 Python(statsmodels)으로 수행하였다. 매개모형의 설정은 PROCESS model 4의 구조를 따랐다. 첫째, 기술통계 및 차이검정 단계로 모든 변수의 평균, 표준편차, 빈도분포를 산출한 후, 일치 집단과 불일치 집단 간 매개변수와 종속변수의 평균 차이를 독립표본 t-test로, 범주형 통제변수의 분포 차이를 카이제곱 검정으로 비교하였다. 둘째, 매개효과 검증을 위해 다음 세 회귀식을 추정하였다. 식 (1)은 독립변수가 종속변수에 미치는 총효과(c)를, 식 (2)는 독립변수가 매개변수에 미치는 효과(a)를, 식 (3)은 매개변수가 종속변수에 미치는 효과(b)와 매개변수를 통제한 후 독립변수의 직접효과(c')를 각각 추정한다.

$$\text{식 (1)} \quad Y = \alpha_1 + cX + \gamma_1 Z + \varepsilon_1$$

$$\text{식 (2)} \quad M = \alpha_2 + aX + \gamma_2 Z + \varepsilon_2$$

$$\text{식 (3)} \quad Y = \alpha_3 + c'X + bM + \gamma_3 Z + \varepsilon_3$$

여기서 X는 생활권-행정경계 일치 여부(이진), M은 지역 소속감(연속), Y는 정주의향, Z는 통제변수 벡터이다. 회귀분석은 셀가중치를 적용한 가중최소제곱(WLS)으로 SPSS의 선형 회귀분석 메뉴를 통해 수행하였으며, 통상적 표준오차 외에 이분산에 강건한 표준오차(Heteroskedasticity-Robust Standard Errors, HC3)로 유의성 판정이 달라지지 않는지를 함께 확인하였다. 본 조사는 지역·성·연령별 할당을 적용한 온라인 패널 조사로, 복합표본설계에 필요한 층화·집락 및 1차 추출단위(PSU) 정보가 제공되지 않았다. 따라서 복합표본설계용 분산추정은 적용하지 않고, 모집단 구성비를 반영하기 위한 셀가중치를 적용한 WLS를 기본 분석으로 사용하였다. 다만 가중치 적용에 따른 표준오차 추정의 민감성을 점검하기 위해 HC3 강건표준오차를 적용한 결과를 함께 비교하였으며, 주요 계수의 유의성 판정은 동일하였다.

다중공선성은 변수 간 상관계수와 분산팽창인자(VIF(5)로 점검하였다. 셋째, 간접효과의 유의성은 5,000회 사례 재추출 부트스트래핑으로 검증하였다. 각 재추출 표본에서 셀가중치를 적용한 회귀식을 재추정하여 간접효과(a×b)의 표집분포를 구성하고 편향수정 95% 신뢰구간을 산출하였다. 신뢰구간이 0을 포함하지 않는다면 간접효과가 유의한 것으로 판단하였다. 넷째, 분석 결과의 안정성 확인을 위해 거주기간의 코딩 방식 변경, 지역 정체성 문항 제외, 세 차원의 병렬 다중매개 분석, 불일치의 공간적 거리별 분석을 추가로 실시하였다. 이들 분석은 사전 가설에 포함되지 않은 탐색적 분석으로 수행하였다.

5. 측정 도구의 신뢰도 및 타당도

본 연구의 핵심 측정 도구인 지역 소속감 척도에 대해 다음과 같은 신뢰도와 타당도 검증을 수행하였다. 신뢰도는 SPSS의 신뢰도 분석 메뉴를 통해 Cronbach's α 계수를 산출하였다. 일반적으로 $\alpha \geq .70$ 을 기준으로 척도의 내적 일관성이 양호한 것으로 판단한다. 이와 함께 항목-전체 상관계수(item-total correlation)와 항목 제거 시 α (Cronbach's α if item deleted)를 검토하여 척도 구성의 적절성을 점검하였다.

구성타당도는 SPSS의 요인분석 메뉴를 통한 탐색적 요인분석(EFA)으로 검증하였다. 주성분분석 방식을 적용하여, 지역 소속감의 세 차원(인지적 소속감·정서적 애착·지역 정체성)을 측정하는 문항들이 단일 구성개념으로 수렴하는지를 확인하였다. 요인 적재량은 .50 이상을 기준으로 하며, Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 값과 Bartlett의 구형성 검정을 통해 요인분석의 적합성을 사전 점검하였다. 아울러 독립·매개·종속변수가 모두 동일 응답자의 자기보고로 측정되었으므로, 분석에 투입된 모든 변수를 대상으로 한 비회전 주성분분석(Harman의 단일 요인 검정)으로 공통방법편의를 사전 점검하였다(Podsakoff et al., 2003).

IV. 분석결과

1. 기술통계

분석에는 가장 최근의 인구통계 정보를 반영할 수 있도록 지역, 성, 연령 기준 셀가중치(WT)를 적용하였으며, 일상생활 주된 활동 권역에 대해 특별히 정해진 곳 없음/온라인·기타로 응답한 43표본을 제외하여 최종 분석 표본은 957명이다. 평균 연령은 49.8세로, 표본의 73.4%는 일상 활동이 거주 기초지자체(시군구) 경계 안에서 이루어지는 일치 집단, 26.6%는 거주 시군구를 벗어나는 불일치 집단으로 분류되었다. 주요 연속형 변수의 가중 기술통계는 <표 5>와 같다.

종속변수인 정주의향의 평균은 2.767(SD=0.722)로 4점 척도의 중간값을 상회하여, 응답자들이 대체로 현 거주지에 계속 머무르려는 의향을 지니고 있음을 보여준다. 매개변수인 지역 소속감의 평균은 2.665(SD=0.566)로 역시 중간값을 웃돌았다. 이를 구성하는 세 차원 네 문항을 비교하면, 인지적 소속감(기초지자체 2.784, 동네 2.756)과 지역 애착(2.697)이 상대적으로 높은 반면, 지역 정체성(2.424)이 가장 낮게 나타났다. 이는 응답자들이 거주 지역을 일상생활의 단위로 인식하고 정서적 친밀감을 느끼는 정도에 비해, 그 지역을 자기 자신을 설

명하는 정체성의 일부로 받아들이는 정도는 다소 약함을 시사한다.

〈표 5〉 연속형 변수의 기술통계

변수	응답 수	Mean	SD	Min	Max
지역 소속감(매개)	957	2.665	0.566	1	4
인지적 소속감(기초지자체)	957	2.784	0.776	1	4
인지적 소속감(동네(읍면동))	957	2.756	0.794	1	4
지역 애착(매정)	957	2.697	0.661	1	4
지역 정체성	957	2.424	0.691	1	4
정주의향(종속)	957	2.767	0.722	1	4
연령(통제)	957	49.84	16.78	18	93
가구소득(통제)	957	5.21	2.48	1	11

대학 재학 이상 학력자는 59.8%, 자가 거주자는 66.2%, 자녀가 있는 응답자는 60.0%였으며 거주기간 30년 이상 장기 거주자가 전체의 44.2%(30~50년 28.5%+50년 이상 15.7%)를 차지하여 표본의 상당수가 현 거주지에 오래 정착한 응답자임을 알 수 있다. 고향과 거주지가 일치하는 응답자는 절반에 약간 못 미치는 48.6%, 동 지역 거주자가 86.0%로 대다수를 차지하였다.

〈표 6〉 범주형 변수의 빈도 분포

	변수	응답 수(n)	비율(%)
생활권-행정경계 일치여부(독립)	일치	700	73.4
	불일치	257	26.6
학력(통제)	고졸 이하	382	40.2
	대재 이상	575	59.8
주거 점유형태(통제)	자가	631	66.2
	그 외	326	33.8
자녀 유무	있음	556	60.0
	없음	401	40.0
거주기간 (통제)	1년 미만	15	1.7
	1년 이상~5년 미만	72	7.2
	5년 이상~10년 미만	101	10.3
	10년 이상~20년 미만	165	17.1
	20년 이상~30년 미만	189	19.4
	30년 이상~50년 미만	276	28.5
	50년 이상	139	15.7
고향-거주지 일치여부(통제)	일치	469	48.6
	불일치	488	51.4
거주지 규모(통제)	동	822	86.0
	읍면	135	14.0

주요 변수 간 상관계수와 분산팽창인자(VIF)는 <표 7>과 같다. 거주기간과 고향-거주지 일치 여부($r=.32$), 자녀 유무와 연령($r=.68$)의 상관인자가 상대적으로 높았으나 VIF의 최대값은 2.49 (연령)로 다중공선성의 우려는 없었다.

<표 7> 주요 변수간 상관계수(가중) 및 VIF

변수명	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	VIF
1. 생활권-행정경계 일치 여부	1											1.026
2. 지역소속감	.06	1										1.051
3. 정주의향	.10	.55	1									—
4. 연령	.04	.09	.15	1								2.489
5. 학력	-.11	-.02	.01	-.26	1							1.129
6. 가구소득	-.09	.02	.01	-.17	.21	1						1.227
7. 주거 점유형태	.03	.11	.10	.16	-.00	.17	1					1.148
8. 자녀 유무	.02	.06	.12	.68	-.11	.12	.24	1				2.117
9. 거주기간	.09	.17	.16	.36	-.16	-.08	.23	.25	1			1.516
10. 고향 일치	.06	.13	.07	-.26	.07	-.02	.05	-.23	.32	1		1.396
11. 거주지 규모	.01	-.02	-.01	-.02	.03	-.00	-.07	-.01	.05	.01	1	1.012

주: 셀 가중치 적용 Pearson 상관(이분변수는 점이연 상관). VIF는 식(3) 기준. N=957.

2. 측정 도구의 신뢰도 및 타당도 검증

매개변수인 지역 소속감 척도의 내적 일관성을 검토한 결과 Cronbach's $\alpha = .778$ 로 일반적인 기준인 .70을 상회하여 양호한 수준의 신뢰도를 확보하였다. 각 문항의 수정된 항목-전체 상관은 .389~.703으로 나타나 전반적으로 수용 가능한 수준이었다. 다만 '지역 정체성' 문항은 수정된 항목-전체 상관이 가장 낮고, 해당 문항 제거 시 α 가 .810으로 상승하여 다른 문항들과의 일관성이 상대적으로 낮은 것으로 확인되었다. 그럼에도 이론적 중요성을 고려하여 4개 문항의 평균값을 지역소속감 변수로 활용하였다.

〈표 8〉 지역 소속감 척도의 신뢰도 분석

변수	수정된 항목-전체 상관	항목 제거 시 α
인지적 소속감(기초지자체)	0.703	0.650
인지적 소속감(동네(읍면동))	0.693	0.655
지역 애착(애정)	0.550	0.736
지역 정체성	0.389	0.810

주: 전체 Cronbach's α = .778 (4문항). N=957.

구성타당도는 지역 소속감 4개 문항에 대한 탐색적 요인분석(주성분분석)으로 검증하였다. 그 결과 KMO 표본 적합도는 .687로 기준치(.60)를 상회하였고, Bartlett의 구형성 검정도 유의하게 나타나($\chi^2=1399.4$, $df=6$, $p<.001$) 요인분석에 적합함을 확인하였다. 주성분분석 결과 고유값이 1.0 이상인 요인은 단 1개만 추출되었으며(고유값 2.418), 전체 분산의 60.4%를 설명하였다. 각 문항의 요인 적재량은 .594~.870으로 모두 기준치(.50) 이상으로 나타났다. 네 문항이 '지역 소속감'이라는 단일 요인으로 수렴함을 보여주며, 네 문항의 평균을 단일 합성변수로 사용하는 것이 타당함을 보여주는 바이다.

〈표 9〉 지역 소속감 척도의 탐색적 요인분석

변수	요인 적재량
인지적 소속감(기초지자체)	0.870
인지적 소속감(동네(읍면동))	0.867
지역 애착(애정)	0.746
지역 정체성	0.594
고유값	2.418
설명분산	60.4

주: 주성분분석. KMO=.687, Bartlett $\chi^2=1399.4(df=6, p<.001)$. N=957.

Harman의 단일요인 검정에서는 고유값이 1보다 큰 요인이 5개 추출되었고 제1요인의 설명 분산은 21.6%로 50%에 미치지 않아, 단일 방법 요인이 결과를 지배할 가능성은 낮은 것으로 판단하였다.

3. 직접효과 및 매개효과 분석

생활권-행정경계 일치 여부(독립변수)가 지역 소속감(매개변수)을 거쳐 정주의향(종속변수)에 이르는 경로를 검증하기 위해, 먼저 일치 집단과 불일치 집단 간 평균 차이를 가중 독립표본 t-검정으로 비교하고, 이어 가중최소제곱(WLS) 회귀분석과 부트스트래핑을 통해 매개효과를 추정하였다. 집단 간 차이검정 결과, 일치 집단은 불일치 집단에 비해 정주의향이 유의하게 높았다($t=2.94$, $p<.01$). 반면 지역 소속감은 일치 집단이 소폭 높았으나 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다($t=1.87$, $p=0.061$).

〈표 10〉 집단 간 차이검정

변수	일치집단 M(SD)	불일치집단 M(SD)	t	d
지역 소속감(매개)	2.685(0.573)	2.610(0.542)	1.87	0.134
정주의향(종속)	2.809(0.712)	2.652(0.736)	2.94**	0.219

주: * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$. 일치 $n=700$, 불일치 $n=257$.

1) 총효과 및 경로계수 추정

매개효과 검증을 위한 회귀분석 결과는 〈표 11〉과 같다. 모든 식에 연령, 학력, 가구소득, 주거 점유형태, 자녀 유무, 거주기간, 고향-거주지 일치여부, 거주지 규모를 통제변수로 투입하였다. 분석 결과, 생활권-행정경계 일치 여부는 정주의향과 유의한 정(+)의 관련을 보였다($B=.141$, $\beta=.086$, $p<.01$). 그러나 생활권-행정경계 일치 여부와 지역 소속감의 관련은 유의하지 않았다($B=.055$, n.s.). 한편 지역 소속감은 정주의향과 유의한 정(+)의 관련을 보였으며($B=.678$, $\beta=.532$, $p<.001$), 지역 소속감을 투입한 모형에서도 생활권-행정경계 일치 여부와 정주의향 간의 관련은 유의하게 유지되었다($B=.103$, $p<.05$). 따라서 지역 소속감은 정주의향을 설명하는 중요한 변수로 확인되었으나, 생활권-행정경계 일치 여부와 정주의향 간 관계에서 지역 소속감의 매개효과는 명확하게 확인되지 않았다. 통제변수 중에서는 연령과 고향-거주지 일치 여부가 정주의향 또는 지역 소속감과 유의한 정(+)의 관련을 보였고, 거주기간은 지역 소속감과 유의한 관련을 보였다. 다만 생활권 일치의 고유 효과크기는 작았다($f^2=.008$, .006; Cohen, 1988). 이분산에 강건한(HC3) 표준오차로 재추정한 결과 유의성 판정은 동일하였다(생활권 일치: 식(1) $p=.008$, 식(3) $p=.023$).

〈표 11〉 매개효과 검증을 위한 위계적 회귀분석 (WLS)

변수	식(1) 정주의향 B(SE)	식(2) 지역 소속감 B(SE)	식(3) 정주의향 B(SE)
생활권-행정경계 일치여부(독립, X)	0.141(0.052)**	0.055(0.041)	0.103(0.044)*
지역 소속감(매개, M)	—	—	0.678(0.035)***
연령(통제, Z ₁)	0.006(0.002)**	0.003(0.002)*	0.004(0.002)*
학력(통제, Z ₂)	0.093(0.049)	0.010(0.039)	0.086(0.042)*
가구소득(통제, Z ₃)	0.007(0.010)	0.010(0.008)	0.000(0.009)
주거 점유형태(통제, Z ₄)	0.071(0.051)	0.078(0.040)	0.018(0.044)
자녀 유무(통제, Z ₅)	0.036(0.068)	-0.027(0.053)	0.055(0.057)
거주기간(통제, Z ₆)	0.034(0.018)	0.035(0.014)*	0.010(0.015)
고향-거주지 일치여부(통제, Z ₇)	0.115(0.053)*	0.125(0.042)**	0.031(0.045)
거주지 규모(통제, Z ₈)	-0.019(0.066)	-0.040(0.052)	0.008(0.056)
R ²	0.055	0.049	0.324
β (X)	0.086	0.043	0.063
f ² (X 고유)	0.008	0.002	0.006

주 1: *p<.05, **p<.01, ***p<.001. N=957. 절편 생략.

주 2: 생활권 일치=1, 불일치=0.

주 3: f² 는X를 제외했을 때의 R² 감소분에 기초한 효과 크기.

2) 간접효과의 유의성 검증(부트스트래핑)

간접효과($a \times b = 0.038$)의 통계적 유의성을 부트스트래핑(5,000회 사례 재추출, 가중 회귀 재추정)으로 검증한 결과는 〈표 12〉와 같다. 95% 신뢰구간이 [-0.015, 0.090]으로 0을 포함하여, 지역 소속감의 매개효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 12〉 부트스트래핑 간접효과 검증 (5,000회)

경로	효과($a \times b$)	BootSE	95%CI
X→M→Y 간접효과	0.038	0.027	[-0.015, 0.090]

3) 추가 탐색적 분석

추가 분석의 구체적인 결과는 다음과 같다. 첫째, 기본 분석에서 거주기간을 7개 구간의 순서형 변수로 투입한 데 따른 등간격 및 선형성 가정의 영향을 점검하기 위해, 거주기간을 더미변수와 구간 중앙값을 활용한 연속변수로 각각 재코딩하여 재추정하였다. 더미변수 모형에서는 10년 미만 거주자를 기준집단으로 설정하였다. 그 결과 생활권-행정경계 일치 여부의 계수는 더미변수 모형에서 식(1) $B=.143$, 식(3) $B=.104$ 로 나타났고, 구간 중앙값 모형에서는 식(1) $B=.142$, 식(3) $B=.103$ 으로 나타났으며, 모두 통계적으로 유의하였다($p<.05$). 지역 소속감의 정주의향 관련 계수 역시 $B=.679$ 로 유의하였다. 따라서 생활권-행정경계 일치 여부와 지역 소속감에 관한 주요 결과는 거주기간의 코딩 방식에 따라 크게 달라지지 않았다. 둘째, 지역 정체성 문항의 요인 적재량(.594)이 낮았으므로 이 문항을 제외한 3문항 평균($\alpha=.810$)으로 재추정하였다. 생활권 일치와 소속감의 α 경로는 $B=.084$ ($p=.069$), 소속감 통제 후 직접 효과는 $B=.092$ ($p<.05$), 간접효과는 .049(BC 95% CI [-.003, .101])으로, 간접효과가 유의하지 않고 직접 효과가 유지된다는 결과의 방향은 같았으나 간접효과의 신뢰구간 하한이 0에 근접하였다. 세 차원(인지적 소속감, 애착, 정체성)을 각각 매개변수로 투입한 병렬 다중매개 모형(Hayes, 2018)에서도 어느 차원의 간접효과도 유의하지 않았다(인지 .004 [-.001, .015]; 애착 .053 [-.005, .114]; 정체성 -.003 [-.016, .006]). 정주의향과 유의한 관련을 보인 차원은 애착($b=.643$, $p<.001$)이었으나 생활권 일치가 애착과 유의하게 관련되지는 않았다($\alpha=.082$, n.s.). 따라서 매개효과가 확인되지 않은 것은 척도 구성 방식 때문이라기보다 생활권 일치가 소속감의 어느 차원과도 뚜렷하게 관련되지 않았기 때문으로 판단되나, 효과의 크기가 작아 유의성 판정이 척도 구성에 민감하다는 점은 유의할 필요가 있다. 셋째, 독립변수 문항의 응답 범주를 이용하여 불일치 집단을 거주 시도 내 근거리 불일치($n=148$)와 시도 경계를 벗어난 원거리 불일치($n=109$)로 나누고, 일치 집단을 기준으로 두 더미를 투입하였다(〈표 13〉). 원거리 불일치 집단은 일치 집단보다 정주의향이 유의하게 낮았고($B=-.190$, $p<.05$), 근거리 불일치 집단은 같은 방향이나 유의하지 않았다($B=-.105$, n.s.). 그러나 두 계수의 차이는 유의하지 않았고(Wald $F=.88$, $p=.35$), 하위집단 표본이 작아 검정력이 낮았다(관측 효과크기 기준 근거리 .34, 두 집단 차이 .30). 이 결과는 불일치의 효과가 거리에 따라 다를 수 있다는 가능성을 제기하는 탐색적 결과로 이해해야 한다.

〈표 13〉 불일치의 공간적 거리별 분석

변수	식(1) 정주의향	식(2) 지역 소속감	식(3) 정주의향
근거리 불일치(n=148)	-0.105(0.064)	-0.051(0.051)	-0.070(0.055)
원거리 불일치(n=109)	-0.190(0.074)*	-0.061(0.058)	-0.149(0.063)*
지역 소속감(M)	-	-	0.678(0.035)***
근거리=원거리Wald F(p)	0.875(0.3498)	0.018(0.892)	1.04(0.3081)
R ²	0.056	0.049	0.325

주: *p<.05, ***p<.001. 기준집단은 일치 집단(n=700). 통제변수8개 투입(생략). N=957.

4. 가설 검정 결과

이상의 결과를 종합하면, 첫째, 생활권-행정경계 일치 여부는 정주의향과 유의한 정(+)의 관련을 보였다. 이는 생활권과 행정구역의 일치 여부가 지역 소속감을 통제한 이후에도 정주의향과 유의한 관련을 보였음을 의미한다. 따라서 가설 1은 지지되었다. 둘째, 지역 소속감은 정주의향에 유의한 정(+)의 관련을 보였다. 이에 가설 2는 지지되었다. 셋째, 생활권-행정경계 일치 여부와 지역 소속감의 관련은 통제변수를 투입한 회귀분석에서 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 가설 3은 기각되었다. 넷째, 지역 소속감이 생활권-행정경계 일치 여부와 정주의향 간 관계를 매개하는지 검토한 결과, 매개효과가 성립하기 위한 전제인 독립변수→매개변수 경로가 유의하지 않았고, 부트스트래핑으로 추정된 간접효과의 신뢰구간 역시 0을 포함하여 가설 4는 기각되었다. 이처럼 독립변수의 직접효과는 유의하지만 매개를 경유하는 간접효과는 유의하지 않은 결과는 매개변수가 독립변수와 종속변수 간 관계를 설명하지 못하는 직접효과 중심의 비매개(direct-only nonmediation) 유형에 해당한다(Zhao, Lynch, & Chen, 2010). 이는 생활권과 행정구역의 일치가 지역 소속감을 형성함으로써 정주의향을 높인다기보다 주민의 생활 편의성, 행정서비스 접근성, 지역 이용 경험 등 다른 경로를 통해 정주의향과 관련될 가능성을 열어 둔다. 가설 3과 4가 기각된 이유는 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 하나는 도구적 경로가 정서적 경로보다 우세할 가능성이다. 다만 본 연구는 도구적 편익 자체를 측정하지 않았으므로 이는 해석상의 가능성이다. 다른 하나는 연구모형 설계에서 비롯된 가능성이다. 체계 모형이 상정하는 바는 접촉 기회→관계의 누적→소속감인데, 본 연구는 생활권 일치가 접촉 기회의 대리변수에 그치고 관계의 누적을 직접 측정하지 못했기 때문에, 소속감과 관련이 약하게 나타났을 가능성도 있다. 거주기간이 소속감과 유의한 관련을 보인 결과는 이러한 해석과도 부합한다. 따라서 매개효과의 기각을 곧바로 정서적 경로가

작동하지 않는다는 결론으로 옮기기보다, 본 모형이 그 중간 기제를 포착하지 못했을 가능성을 함께 열어 둘 필요가 있다.

반면, 통제변수 중 거주기간은 지역 소속감에 유의한 정(+)의 관련을 보였다. 이는 지역 소속감이 생활권과 행정경계의 일치 여부보다는 해당 지역에서 축적된 거주 경험과 시간적 연속성과 더 밀접하게 관련될 가능성을 시사한다. 실제로 거주기간은 체계모형을 실증한 선행 연구에서 인구 규모나 밀도와 같은 변수보다 지역 소속감을 더 강하게 설명하는 핵심 요인으로 보고되어 왔으며(Goudy, 1990), 본 연구의 결과 역시 이러한 흐름과 부합한다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 생활권과 행정경계의 일치 여부와 정주의향 간의 관계를 검토하고, 그 과정에서 지역 소속감의 매개효과가 나타나는지를 분석하였다. 분석 결과, 생활권과 행정경계의 일치 여부는 정주의향과 유의한 정적 관련을 보였으나, 지역 소속감을 통한 간접효과는 확인되지 않았다. 이는 생활권과 행정경계의 일치와 정주의향 간의 관련이 지역 소속감만으로 설명되지 않으며, 소속감을 경유하지 않는 별도의 관련 경로가 존재할 가능성을 시사한다. 그 기제로는 주민의 일상 활동공간이 거주 행정구역 안에서 완결될 때 발생할 수 있는 생활서비스·행정서비스 접근, 이동 부담 감소 등의 도구적 편익을 생각해 볼 수 있으나, 본 연구는 이러한 편익을 직접 측정하지 않았으므로 이는 해석상의 가능성에 머문다. 한편 거주기간이 지역 소속감과 유의한 정적 관련을 보였다는 점은, 소속감의 형성이 단순한 공간적 조건보다 시간적으로 누적된 거주 경험과 더 밀접하게 관련될 가능성을 보여준다. 이러한 점에서 생활권과 행정경계의 일치는 정주의향과 독립적으로 관련될 수 있지만, 지역 소속감을 형성하는 충분조건은 아닐 가능성이 있다.

본 연구의 의의는 지역의 평균적 특성이나 정주환경뿐 아니라, 개인의 일상 활동공간과 행정구역 간의 관계를 정주의향의 설명요인으로 고려했다는 데 있다. 특히 생활권-행정경계 일치 여부가 지역 소속감을 통해서가 아니라 정주의향과 독립적으로 관련될 가능성을 제시했다는 점에서 기존 연구와 차별성이 있다.

정책적 함의를 논의하기에 앞서 본 연구가 말할 수 있는 범위를 분명히 해 둘 필요가 있다. 본 연구는 개인의 생활권과 현행 시군구 경계의 정합성을 횡단 자료로 살펴본 것으로 행정구역 개편 전후의 변화를 관찰한 것이 아니며, 생활권 정합성의 효과크기는 작고 모형의 설명력도 제한적이다. 따라서 이하의 함의는 개편의 효과를 예측하는 근거가 아니라 개편 논의가 전

제하는 가정에 대한 조심스러운 시사점으로 읽힐 필요가 있다. 지역의 정주 기반을 강화하기 위해서는 주민의 애착이나 소속감을 높이는 공동체 중심 접근만으로는 충분하지 않을 수 있다. 주민이 실제로 생활하는 공간이 행정구역 안에서 자연스럽게 연결되고 완결될 수 있도록 생활 인프라, 공공서비스, 교통 및 편의시설의 공간적 배치를 함께 고려할 필요가 있다. 특히 인구감소와 지역 간 생활권 중첩이 심화되는 상황에서는 행정구역 단위에 고정된 정책 설계에서 벗어나, 실제 생활권을 기준으로 한 지자체 간 연계와 협력을 검토할 여지가 있다.

이러한 함의는 최근의 초광역 행정통합 논의에 대해서도 시사점을 갖는다. 광주연구원의 이동통신 자료 분석에 따르면, 2025년 광주·전남 간 일평균 상호 방문자 수는 약 28만 명으로 나타났으며, 2020~2025년 평균으로 화순·담양·장성 방문객 중 광주 거주자의 비중은 절반을 넘었으며, 나주에서도 49.0%에 달해 두 지역이 사실상 하나의 생활권으로 기능하고 있다(광주연구원, 2026). 본 연구 결과는 행정구역 재편 논의에 대해 양면적 시사점을 제공한다. 생활권-행정경계 일치와 정주의향 간 관련은 행정서비스와 정책 단위를 실제 생활권에 맞추는 접근이 검토될 필요성을 보여준다. 다만 효과크기가 작고 횡단자료에 기초한 결과이므로, 이를 행정통합의 효과로 확대 해석할 수는 없다. 또한 생활권 일치와 지역 소속감 간에 유의한 관련이 확인되지 않았다는 점은 행정구역 통합만으로 지역 소속감과 정체성의 통합까지 보장하기 어렵다는 점을 시사한다. 따라서 통합특별시와 같은 광역 행정통합이 생활 편의와 정주여건의 개선을 목표로 하더라도 기존 지역 간 이해관계와 정체성 차이에서 비롯될 수 있는 갈등을 관리하고, 주민참여와 권역 간 교류, 교육·문화사업 등을 통해 공동의 지역 정체성을 형성하는 정책을 병행할 필요가 있으며(하동현, 2026; 문연희 외, 2026), 다만 이 시사점은 개인 수준의 횡단 자료에서 도출된 것이므로, 통합 전후를 비교하는 후속 연구를 통해 확인될 필요가 있다.

아울러 본 연구의 결과는 생활인구 정책에 대해서도 시사점을 갖는다. 주소지와 주된 활동 지역이 다른 생활인구는 생활권-행정경계 불일치의 대표적 집단으로 볼 수 있는데, 불일치 집단의 정주의향이 상대적으로 낮게 나타난 점을 고려하면, 생활인구 정책의 성과를 단기간의 주민등록 이전이나 정주인구 증가만으로 평가하거나 이들을 곧바로 정주인구로 전환하려는 접근은 한계가 있을 수 있다. 주목할 점은 지역 소속감이 정주의향에 미치는 효과가 생활권 일치 여부와 무관하게 유지된다는 것이다. 생활권-행정경계 불일치 집단($n=257$)만을 대상으로 동일한 통제변수를 투입하여 추정한 결과, 지역 소속감과 정주의향 간의 관련은 유의하게 유지되었다($B=.727$, $p<.001$, 95% CI [.581, .873]). 또한 전체 표본에서 생활권 일치 여부와 지역 소속감의 상호작용항은 유의하지 않아($B=-.055$, n.s.), 소속감의 효과가 일치 여부에 따라 달라지지 않음을 확인하였다. 이는 생활권이 행정경계와 불일치하는 사람들에게도 지역과의 접점을 통해 소속감이 형성된다면 정주의향으로 이어질 수 있음을 의미한다. 따라서 황

이경·김남철(2023)이 고향사랑기부제를 지역에 대한 관심과 관계인구의 확대에 연결할 필요성을 제시한 점을 고려하면, 고향사랑기부와 재능기부, 지역 공동체 활동 참여 등 활동지역과의 접점과 관계를 지속적으로 축적할 수 있도록 지원하는 정책은 지역 소속감과 향후 정주의향을 강화하는 데 기여할 수 있는 대안적 경로로 해석할 수 있다.

다만, 본 연구는 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 생활권과 행정경계의 일치 여부를 응답자의 자기보고에 기초한 단일 문항으로 측정하였기 때문에 실제 활동공간의 범위, 빈도, 강도와 같은 세부적인 차이를 충분히 반영하지 못하였다. 종속변수 역시 10년 이상 거주 희망이라는 단일 문항으로 측정하여 현재 만족, 미래 지향, 이주 저항 등 정주의향의 다차원성을 포착하지 못하였고, 두 변수 모두 신뢰도를 추정할 수 없어 측정오차가 결과를 어느 방향으로 편향시켰는지 가늠하기 어렵다. 특히 고령층에서는 이 문항이 기대여명과 결부되어 응답 경향이 달라질 수 있다.

IV.3의 탐색적 분석에서 원거리 불일치와 근거리 불일치의 계수가 다르게 나타난 점은 이분변수 측정이 불일치의 이질성을 평균화했을 가능성을 시사한다. 둘째, 횡단 자료를 활용하였으므로 생활권 일치, 지역 소속감, 정주의향 간의 인과적 선후관계를 엄밀하게 검증하는 데 한계가 있다. 특히 정주의향이 높은 사람일수록 일상 활동을 거주지 중심으로 조직할 가능성도 이론적으로 배제하기 어렵다. 또한 거주기간의 계수가 유의하게 나타났지만, 시간이 지나면서 소속감이 형성되는 과정을 직접적으로 분석하지는 못하였다. 셋째, 주거비, 주거 만족도, 직장 위치, 지원하는 부모 거주지와와의 근접성 등 주거적·가족적 요인을 충분히 통제하지 못하였다는 점도 한계로 남는다. 거주 비이동성 연구가 지적하듯 이러한 도구적·구조적 조건은 정서적 애착과 무관하게 거주 지속을 설명하는 핵심 요인이므로(Mulder 외, 2026), 이를 모형에 포함하지 못한 점은 생활권 정합성의 직접효과가 정확히 어떤 경로로 작동하는지를 규명하는 데 제약이 된다. 넷째, 독립변수가 정주의향과 지역 소속감을 설명하는 정도가 크지 않았고(각 $R^2=.055$, $R^2=.049$), 매개변수인 지역 소속감과 종속변수인 정주의향은 모두 현 거주지에 대한 긍정적 지향을 공유하는 개념적 인접성을 지닌다. 따라서 자기보고식 동일 응답자 자료에서 두 변수의 높은 관련성은 부분적으로 공통방법편의(common method bias)와 개념적 중첩을 반영할 수 있으므로, 소속감과 정주의향을 측정 시점이나 방식 면에서 분리하여 측정하는 후속 설계가 요청된다. 다만 본 연구의 핵심 결론은 소속감 경로의 계수 크기가 아니라 생활권 정합성이 소속감을 경유하지 않고 정주의향에 작용한다는 경로 구조에 근거하므로, 이러한 측정상의 한계가 매개 부재라는 결론 자체를 뒤집지는 않을 것으로 본다.

향후 연구에서는 객관적 이동 자료나 생활권 데이터를 활용하여 개인의 활동공간을 보다 정교하게 측정할 필요가 있다. 또한 종단 자료를 활용한다면 거주 경험의 누적 효과와 생활권-행정경계 일치의 효과를 구분하여 분석할 수 있을 것이다. 이를 통해 생활권의 공간적 정합

성과 정주의향 간의 관련이 어떤 경로를 통해 나타나는지 보다 명확히 확인할 수 있을 것으로 기대된다.

【참고문헌】

- 곽현근. (2003). 동네관련 사회자본의 영향요인에 관한 연구. 『한국사회와 행정연구』, 14(3): 259-285.
- 광주연구원. (2026). 광주·전남 방문객 추이로 본'광주·전남 간 생활권'. 『광주Think Net』, 8: 74-77.
- 김화연·이대웅. (2022). 지역균형발전을 위한 청년세대의 지방 정주의사 영향요인 연구: 청년정책과 생활 인프라를 중심으로. 『한국지방자치학회보』, 34(2): 261-288.
- 문연희·황성웅·김연수·김동준·신미영·박용우·김남희·전민수. (2026). 전남광주통합특별시의 미래상과 발전전략. 『광주 Think Net』, 8: 32-45.
- 미래지향적 행정체제개편 자문위원회. (2025). 『지방행정체제개편 권고안』. 세종: 행정안전부.
- 박대근. (2022). 생활권, 생활권계획[용어풀이284]. 『국토』, 487: 60-61.
- 박병훈·정의철. (2022). 이웃에 대한 신뢰가 주거이동과 생활권 선택 의향에 미치는 영향에 관한 연구- 서울시 거주 가구를 중심으로-. 『서울도시연구』, 23(1): 1-25.
- 양덕순·강영순. (2008). 지역공동체의식이 주민참여에 미치는 영향 분석: 제주특별자치도를 중심으로. 『한국지방자치학회보』, 20(1): 75-93.
- 엄영호·엄광호. (2017). 지역에 대한 애착이 주민 행복에 미치는 영향: 서울시 사례를 중심으로. 『지방행정연구』, 31(2): 145-170.
- 오병록. (2012). 생활권 이론과 생활권계획 실태 분석 연구. 『서울도시연구』, 13(4): 1-20.
- 윤소연·민보경. (2024). 지역생활권 유형에 관한 실증분석 연구·통행목적별 특성을 중심으로. 『도시행정학보』, 37(4): 83-108.
- 윤우석. (2017). 지역애착의 영향요인 파악을 위한 다수준 검증. 『한국경찰학회보』, 19(3): 107-152.
- 윤정윤. (2025). 김해시 청년·중장년층의 이주의향에 관한 연구: 생활인프라와 사회통합 인식을 중심으로. 『지방정부연구』, 29(2): 123-146.
- 이지은·이경은. (2020). 주거환경만족도와 지역주민의 정주의도: 연령집단 간 비교를 중심으로. 『지방정부연구』, 24(2): 57-86.
- 최민정·백일순. (2023). 영토적 틈에 걸린 지방소멸: 행정구역 중심의 인구정책에 대한 비판적 검토. 『국토지리학회지』, 57(2): 141-163.
- 하동현. (2026). 전남광주통합특별시의 출범과 자기완결형 지방정부. 『광주Think Net』, 8: 6-21.
- 하정원·김예진·이수기. (2024). 서울시COVID-19 전·후 기능적 생활권 변화 및 통행거리 영향 요인 분석: 생활이동 빅데이터와Community Detection을 활용하여. 『국토계획』, 59(2):

73-92.

- 황광선. (2013). 주택점유형태에 따른 주거환경과 주거만족 연구. 「서울도시연구」, 14(1): 57-72.
- 황이경·김남철. (2023). 고향사랑기부제 도입에 따른 주요 쟁점과 개선과제. 「공법연구」, 51(3): 643-675.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.)*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Clark, W. A. V., & Lisowski, W. (2017). Prospect theory and the decision to move or stay. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 114(36): E7432-E7440.
- Coulton, C. J., Korbin, J., Chan, T., & Su, M. (2001). Mapping residents' perceptions of neighborhood boundaries: A methodological note. *American Journal of Community Psychology*, 29(2): 371-383.
- Coulton, C. J., Jennings, M. Z., & Chan, T. (2013). How big is my neighborhood? Individual and contextual effects on perceptions of neighborhood scale. *American Journal of Community Psychology*, 51(1-2): 140-150.
- Goudy, W. J. (1990). Community attachment in a rural region. *Rural Sociology*, 55(2): 178-198.
- Hasanzadeh, K., Purkarthofer, E., Kajosaari, A., & Kytta, M. (2025). Redefining neighborhood boundaries using activity spaces: Bringing together soft spaces and spatial analysis to further the discussion on planning in functional spaces. *Journal of Planning Education and Research*, 45(1).
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach (2nd ed.)*. New York: The Guilford Press.
- Kan, K. (2007). Residential mobility and social capital. *Journal of Urban Economics*, 61(3): 436-457.
- Kasarda, J. D., & Janowitz, M. (1974). Community attachment in mass society. *American Sociological Review*, 39(3): 328-339.
- Mulder, C. H., Gillespie, B. J., Haartsen, T., Jansma, E. T., Steigner, K. J., & Thomassen, J. A. K. (2026). Self-reported motives for immobility or constraints to moving: A review and assessment of ten survey measures. *Population, Space and Place*, 32: e70240.
- Perchoux, C., Chaix, B., Brondeel, R., & Kestens, Y. (2016). Residential buffer, perceived neighborhood, and individual activity space: New refinements in the

- definition of exposure areas — The RECORD Cohort Study. *Health & Place*, 40: 116-122.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5): 879-903.
- Scannell, L., & Gifford, R. (2010). Defining place attachment: A tripartite organizing framework. *Journal of Environmental Psychology*, 30(1): 1-10.
- Schewel, K. (2020). Understanding immobility: Moving beyond the mobility bias in migration studies. *International Migration Review*, 54(2): 328-355.
- Tajfel, H., & Turner, J. C. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin & S. Worchel (Eds.), *The social psychology of intergroup relations* (pp. 33-47). Monterey, CA: Brooks/Cole.
- Zhao, X., Lynch, J. G., Jr., & Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis. *Journal of Consumer Research*, 37(2): 197-206.

황 지 은: 한국리서치 여론부문 수석연구원으로 재직하고 있다. 성균관대학교 국정전문대학원 행정학과 석사과정을 수료하였다. 주요 연구 관심 분야는 공공여론 분석, 정책평가, 조사방법론 및 정책수용성 등이다.

하 동 현: 전북대학교 행정학과 교수이자 공공갈등과 지역혁신연구소 소장이다. 고려대학교에서 행정학 학사 및 석사학위를, 일본 게이오대학교 정책·미디어연구과에서 박사학위를 받았다. 주요 연구 관심 분야는 지방자치, 공공갈등 및 갈등관리, 정책형성, 질적 연구방법 등이다.