creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

도시계획학박사 학위논문

행정경계의 지역 발전 영향 연구

- 연속적 지역 현상에 대한 단절적 영향 검증 -

The effect of administrative boundaries on urban and regional development: Estimating discontinuous influences on continuous regional phenomena

2023년 2월

서울대학교 환경대학원

환경계획학과

정진도

행정경계의 지역 발전 영향 연구

- 연속적 지역 현상에 대한 단절적 영향 검증 -

지도교수 김 태 형

이 논문을 도시계획학 박사학위논문으로 제출함
2022년 12월

서울대학교 환경대학원
환경계획학과
정 진 도

정진도의 박사 학위논문을 인준함
2023년 1월

위 원 장 _____ (인)

부위원장 _____ (인)

위 원 _____ (인)

위 원 _____ (인)

위 원 _____ (인)

국문초록

행정경계는 지역의 효율적인 관리 및 개발을 위한 개념적인 경계지만, 실질적인 힘을 가진 현상으로서 지역 간 단절을 유발하는 효과, 즉 경계효과를 가질 수 있다는 지적이 이어지고 있다. 이러한 단절 영향은 지역 발전 수준의 격차를 지속시켜 지역 간 불균형의 원인이 될 수 있다. 인구 및 사회구조 변화에 따라 광역경제권, 스마트 축소와 같은 경계 조정이 도시 및 지역 문제의 해결을 위한 아젠다로 부상하고 있는 상황에서 경계가 지역 발전에 끼치는 영향을 정확히 이해하는 일은 점차 중요해질 것으로 판단하였다. 본 연구는 행정경계로 인한 단절적 영향이 어떠한 기전 하에 발생하는지 이론적으로 검토하고 경험적으로 검증하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 확산효과, 파편화효과, 위계효과를 포함한 경계효과의 메커니즘을 가정하였으며, 이들 메커니즘의 검증을 위한 6개의 기본 시나리오와 모형의 강건성을 분석하기 위한 4개의 추가 시나리오를 구성하였다. 각 시나리오는 10년 간의 전국 시군구 데이터 및 공간더빈패널모형을 이용하여 검증하였다. 검증 결과, 분석대상기간 전체에 거쳐 전역적인 경계효과가 실제 발생하는 것을 확인하였으며, 본 연구에서 가정한 확산효과, 파편화효과, 위계효과가 실제로 작동할 가능성을 확인하였다. 이는 도시 및 지역이론에서 지역 간 연속적일 것으로 기대하는 지역 발전에 행정경계로 인한 단절이 발생할 수 있다는 점을 시사하며, 이를 극복하기 위한 경계조정 대안을 검토할 필요가 있다는 것을 의미한다.

주요어 : 행정경계, 지역 현상, 지역 발전, 경계효과, 확산효과, 파편화효과, 위계효과

학 번 : 2019-38523

목 차

제 1 장 서론 ····· 1

제 1 절 연구의 배경 및 목적 ····· 1

제 2 절 연구의 범위 및 방법 ····· 4

제 2 장 관련 이론 및 선행연구 고찰 ····· 7

제 1 절 경계효과 ····· 8

제 2 절 공간적 현상으로서의 행정경계 ····· 9

제 3 절 지역 단절 유발요인으로서의 행정경계 ····· 14

제 4 절 계획 도구로서의 행정경계 ····· 27

제 3 장 연구 방법 및 데이터 ····· 36

제 1 절 분석 개요 ····· 37

제 2 절 분석 모형 구성 ····· 49

제 3 절 분석 데이터 ····· 67

제 4 장 기초 분석 결과 ····· 72

제 1 절 지역 발전 기초 현황 분석 ····· 73

제 2 절 지역 발전 공간 분포 특성 분석 ····· 78

제 3 절 분석 모형 기초 분석 ····· 85

제 5 장 모형 분석 결과 ····· 91

제 1 절 기본 모형 분석 결과 ····· 92
제 2 절 확산효과 검증 결과 ····· 94
제 3 절 파편화효과 검증 결과 ····· 98
제 4 절 위계효과 검증 결과 ····· 103
제 5 절 분석 결과 종합 ····· 108

제 6 장 토의 및 결론 ····· 115

제 1 절 연구 요약 및 결론 ····· 115
제 2 절 경계 조정 대안 검토 ····· 120
제 3 절 향후 연구과제 제안 ····· 124

참고문헌 ····· 131

부록 ····· 152

Abstract ····· 162

감사의 글 ····· 164

표 목 차

[표 2-1] 부문별 지역 간 단절 유발 요인 ····· 24
[표 2-2] 행정경계 조정 수단별 의미 ····· 35
[표 3-1] 현상 단절 효과 모형 구성 방향 ····· 48
[표 3-2] 검증 모형 구성을 위한 통제 변수 설정 ····· 55
[표 3-3] 경계효과 메커니즘 작용 가정(시군구 및 시도 경계) ·· 56
[표 3-4] 경계효과 메커니즘 작용 가정(시도 경계) ····· 56
[표 3-5] 경계효과 검증을 위한 기본 시나리오 ····· 57
[표 3-6] 기본 시나리오 공간가중치 부여방식 ····· 58
[표 3-7] 연구 투입 변수 ····· 68
[표 3-8] 투입 변수 연도별 기초통계 ····· 70
[표 3-9] 투입 변수 지역별 기초통계 ····· 71
[표 4-1] 1인당 GRDP 지역별 통계 ····· 74
[표 4-2] 1인당 GRDP 전역 Moran's I 분석 결과 ····· 79
[표 4-3] 공간가중치 행렬 비교 ····· 88
[표 4-4] 공간가중치 행렬 사후확률 비교 ····· 88
[표 4-5] 공간계량경제모형 사후확률 비교 ····· 90
[표 5-1] 패널분석 결과 ····· 92
[표 5-2] 확산효과 검증 결과 ····· 95
[표 5-3] 확산효과 모형 사후확률 비교 ····· 95
[표 5-4] 시나리오 1 모형 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 97
[표 5-5] 파편화효과 검증 결과 ····· 99
[표 5-6] 파편화효과 모형 사후확률 비교 ····· 99
[표 5-7] 시나리오 2-1 모형 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 101
[표 5-8] 시나리오 2-2 모형 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 101
[표 5-9] 위계효과 검증 결과 ····· 104
[표 5-10] 위계효과 모형 사후확률 비교 ····· 105
[표 5-11] 시나리오 3-1 모형 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 106

[표 5-12] 시나리오 3-2 모형 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 107
[표 5-13] 전체 기본 시나리오 분석 결과 ····· 110
[표 5-14] 전체 추가 시나리오 분석 결과 ····· 111
[표 5-15] 전체 시나리오 사후확률 비교 ····· 112
[표 5-16] 기본 시나리오 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 113
[표 5-17] 추가 시나리오 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 114
[표 부록-1] 추가 시나리오 공간가중치 부여방식 ····· 153
[표 부록-2] 파편화효과 강건성 검토 결과 ····· 154
[표 부록-3] 전체 파편화효과 시나리오 사후확률 비교 ····· 155
[표 부록-4] 시나리오 2-3 모형 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 156
[표 부록-5] 시나리오 2-4 모형 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 156
[표 부록-6] 위계효과 강건성 검토 결과 ····· 158
[표 부록-7] 전체 위계효과 시나리오 사후확률 비교 ····· 159
[표 부록-8] 시나리오 3-3 모형 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 159
[표 부록-9] 시나리오 3-4 모형 직접효과, 간접효과, 총효과 ····· 160
[표 부록-10] 분석대상기간별 모형 적합도 검토 결과 ····· 161
[표 부록-11] 분석대상기간별 모형 사후확률 비교 ····· 161

그 림 목 차

[그림 2-1] 경계효과의 세 가지 메커니즘 ····· 14
[그림 3-1] 채택한 인접행렬의 인접지역 지정 예시 및 결과 ····· 60
[그림 3-2] 통상적인 룩 접촉행렬과 공유경계접근법 비교 ····· 61
[그림 4-1] 1인당 GRDP의 공간 분포 ····· 75
[그림 4-2] 1인당 GRDP 변화율 및 인구 변화율 ····· 76
[그림 4-3] 2010년 및 2019년 Local Moran's I 분포 ····· 81
[그림 4-4] 2010년 및 2019년 Local Moran's I 클러스터 ····· 82
[그림 4-5] 2010년 및 2019년 Getis-Ord Gi 분포 ····· 84

제1장 서론

제1절 연구의 배경 및 목적

행정경계, 기능경계, 자연적 경계와 같은 지역 내의 다양한 경계는 공간 현상을 묶는 단위가 된다. 따라서 경계는 공간 현상을 다루는 도시 및 지역 계획 분야의 필연적인 연구 대상이 된다. 반면, 현재까지 도시 및 지역 연구들은 주로 경계를 독립적인 연구 대상이라기보다는 분석의 단위로 이용하는 데 그쳐 왔으며 경계 그 자체의 영향에 관한 연구는 상대적으로 드물게 이루어져 왔다. 한편, 일부 연구들은 지역 발전과 같은 공간 현상이 경계에 의해 단절되는 현상에 주목하고 있다. 이들 연구는 파편화된 권력 구조(Weiher, 1991; Savitch and Adhikari, 2017), 지역 서비스 공급(Durst et al., 2021; Scott, 2019), 지역 이미지(Hoekveld, 2014; Lamont and Molnár, 2002)와 같은 요소들이 경계를 기준으로 한 단절 현상, 즉 경계효과를 발생시킬 수 있으며 이로 인한 단절적 영향이 지역 간 발전 수준에 단절을 가져올 수 있으며 결과적으로 지역 불균형을 심화시킬 수 있다고 지적한다.

다양한 경계 중 특히 행정경계는 지역 권력 구조와 관련이 높아 단절적 영향이 두드러지게 나타날 수 있다. 행정경계는 공간 기반 정책(place-based policies)(Shenoy, 2018), 서비스 공급(Leon-Moreta and Totaro, 2022), 지역조세제도(Bastern et al., 2017), 경제적 통합(He et al., 2022)과 같은 전통적인 지역 요소뿐 아니라 지역 데이터 시스템(Kitchin and Moore-Cherry, 2021), 지역 명성(Otero et al., 2021; Tran et al., 2020)과 같은 지역 요소와도 연관을 맺고 있으며 지역 간 단

절 현상을 가져올 수 있다는 것이 경험적으로 증명되어 왔다. 이러한 경계 주변부에서의 단절 현상은 지역 간 단절적 격차를 발생시키고 확산효과를 저해하여 지역의 경로종속성(path dependence)(Martin and Sunley, 2006)을 강화함으로써 지역 발전을 단절할 수 있다. 도시가 성숙하고 각국의 인구 및 사회 구조가 변화함에 따라 지역 발전 수준의 불균형은 점차 공고해질 수 있을 것으로 예상되므로 경계효과를 이해해야 할 필요성도 더욱더 높아질 것으로 판단된다. 근래 지역 발전의 불균형 완화와 효율적인 도시 및 지역 관리를 위한 대안으로써 검토되는 도시지역권(city-regions), 스마트 축소(smart shrinkage), 다층적 거버넌스(multi-level governance)와 같은 아젠다 또한 대부분 행정경계 조정 논의를 중요하게 다루고 있다. 행정경계의 영향을 일부 다루고 있거나 행정경계 그 자체를 직접 연구 대상으로 한 선행연구들을 검토한 결과 행정경계에 의한 경계효과를 이해하기 위해서는 다음과 같은 연구가 필요할 것으로 판단하였다.

첫째, 행정경계의 단절적 영향을 분석적으로 검토하여 종합하는 연구가 필요하다. 다층적 행정경계의 내외부에는 다양한 차원의 요인들이 작용하여 경계 내외부 간 지역 발전 수준에 단절적 영향을 끼칠 수 있음에도 불구하고(He et al., 2022; Jacobs and Van assche, 2014), 메커니즘에 대한 이론화가 부족하여 경계의 효과를 다루는 대부분의 연구는 경계효과를 통칭하여 단일한 하나의 현상으로서 간주하고 있다(e.g., Capello et al., 2017; Gibbons, 2013). 경계효과를 심층적으로 이해하고 불균형 영향을 이해하기 위해서는 이들 경계효과의 메커니즘을 살펴보고 경계가 발생시키는 다양한 단절적 영향을 분리하여 살펴볼 필요가 있다. 특히 이러한 메커니즘을 검토하는 것은 경계효과의 크기 또는 방향이 도시 발달 단계에 따라 점차 변화하는 동적인 변화를 이해하는 데 필요하다.

둘째, 경계효과의 메커니즘을 고려한 가운데 경계의 지역 발전 단절 영향을 경험적으로 검증할 필요가 있다. 경계효과의 검증을 위한 선행연구는 사례연구방법론을 이용한 연구들(e.g., Kitchin and Moore-Cherry, 2021)과 계량적 방법을 이용한 경험 연구로 나눌 수 있다. 경험적 검증의 경우, Black(1999)의 학군 경계의 영향에 관한 연구 이후 주로 준실험방법의 하나인 회귀불연속(regression discontinuity approach)를 이용하여 경계의 단절적 영향을 검증하는 연구가 수행되었다(e.g., Bischoff, 2008; Shenoy, 2018). 때로는 일반적인 회귀분석을 이용하되 경계로부터의 거리를 독립변수로 넣어 경계 인접지역의 특성을 살펴본 사례도 종종 발견된다(e.g., Kim and Hipp, 2018). 이외에도 중력모형(gravity model)이나(e.g., Díaz-Lanchas et al., 2021; Persyn and Torfs, 2016) 네트워크 분석(network analysis)(He et al., 2022; Sohn et al., 2020)과 같은 방법론을 이용하여 경계효과를 검증한 사례도 존재한다. 이들 연구는 결과로서의 경계의 단절적 영향, 특히 지역 정책 등으로 명확한 단절의 원인이 발생하였을 때의 단절적 영향을 측정하는 데 그치고 있어 행정경계의 영향을 직접 다루는 사례는 드물다. 또한, 경계효과는 다양한 계층과 차원의 요소들이 결합하여 발생하는 효과일 수 있는 만큼 경계를 전후로 나타나는 다양한 현상 및 다양한 위계의 행정경계를 분리해서 검증할 필요가 있다.

본 연구는 행정경계가 연속적인 공간 현상인 지역 발전에 단절을 가져오는 실체를 가진 힘을 가진 현상이라는 전제하에 경계효과의 메커니즘을 검토하고, 이를 토대로 행정경계의 지역 발전 단절 효과를 검증할 목적으로 연구를 구성하였다. 논문은 행정경계가 지역 간 발전 수준의 단절에 끼치는 영향에 관한 전반적인 이론 및 선행연구 검토, 지역 발전 현황에 대한 기초 분석, 지역 발전 단절 현상에 대한 통계적 검증, 검증 결과에 따른 정책적, 계획적 시사점으로 구성하였다.

제2절 연구의 범위 및 방법

행정경계의 지역 발전 단절 효과를 검증하기 위한 연구 대상지역으로 대한민국 전역을 선택하였다. 전국을 대상으로 한 분석과 수도권 등 일부 지역을 대상으로 한 분석 등 대안을 폭넓게 검토하였으나, 다양한 계층의 행정경계를 모형에 반영하기 위해서는 전국 시군구를 분석 대상지역으로 하는 것이 적합할 것으로 판단하였다. 또한, 경계로 인한 단절적 효과가 지역 간 여건 격차에 의한 것인지, 경계의 단절적 영향에 의한 것인지를 파악하기 위해서는 모든 지역을 대상으로 분석을 진행하는 것이 더 일반화 가능성이 큰 결과를 도출하는데 적합할 것이라고 판단하였다.

본 연구는 경계효과의 영향에 대한 검증뿐 아니라 경계효과의 동적인 변화 가능성도 살펴보았으므로 분석대상기간을 시군구 단위의 데이터 취득이 가능한 최장기간인 2010~2019년의 10년간으로 설정하여 경계효과의 변화 가능성을 살피고 일반화 가능성을 확보하고자 하였다. 경계효과는 도시 발달 단계 및 도시 중심지 간 상호작용의 진화에 따른 동적인 변화를 보일 수 있다(Wang et al., 2018). 따라서 현재까지 수행된 상당수의 경계효과 연구와 같이 단년도를 대상으로만 분석할 경우, 경계효과의 단편적인 측면만을 나타낼 수 있으며 일반화 가능한 결과를 추정하는데 제약이 있을 것으로 판단하였다. 또한, 분석대상기간 전체를 대상으로 한 분석에 이어, 분석대상기간을 전반기와 후반기로 나누어 각각 분석함으로써 경계효과의 각 메커니즘이 분석대상기간 전체에 거쳐 고르게 발생하는지를 살펴보고자 하였다.

검증 대상은 경계효과에 의한 지역 발전 수준의 단절로 설정하였다. 선행연구를 검토해볼 때 경계로 인해 단절이 발생할 수 있을 것으로 예상되는 현상은 매우 다양하다. 본 연구는 그 중에서 지역의 다양한 현상이 결합한

결과로서 나타나는 지역 발전 수준이 경계효과의 단절적 영향을 가장 단적으로 드러낼 수 있을 것이라고 판단하였다. 경계효과의 단절적 영향은 지역 여건에 따라 각기 다른 수준과 범위에서 각기 달리 나타날 수 있으나 지역 발전 수준은 이러한 여건들이 종합적으로 작용한 결과로서 이해할 수 있기 때문이다. 선행연구들도 단절적 영향을 파악하기 위한 분석 대상으로서 주로 1인당 지역총생산, 토지이용 현황, 지가, 주택가격과 같이 지역의 발전 수준을 종합적으로 반영할 것으로 기대되는 지표를 선정하여 분석한 사례가 많았다.

지역 발전 수준의 단절을 검증하기 위해 패널데이터를 이용한 공간계량경제모형(spatial econometrics model)을 채택하였다. 경계 내외부에서는 공간적 인접성에 따른 상호 영향 관계가 발생할 수 있으며 이를 통제하지 않을 경우, 단절적 영향을 추정할 때 편의가 발생할 수 있기 때문이다. 따라서 공간패널분석을 이용하여 지역 간 공간적 자기상관을 통제하고, 지역 발전과 관련한 다양한 예측변수를 통해 지역 여건 격차를 통제한 가운데 지역 경계 특성 및 경계효과의 메커니즘에 따라 공간가중치를 달리 부여한 복수의 공간가중치행렬 시나리오를 비교함으로써 경계효과에 따른 지역 발전 수준의 단절을 검증하고자 하였다. 지역 발전 수준을 나타내는 지표로는 1인당 지역총생산을 이용하였다. 1인당 지역총생산은 다양한 지역 활동의 총체로서 지역 경제 수준을 드러내는 지표로 널리 이용되어 왔다(Capello et al., 2018; Glaeser, 2000).

본 연구는 간헐적으로 현상의 발생 여부에 초점을 맞추어 검증이 이루어지던 경계의 단절적 영향을 체계적으로 이론화한다는 점에서 경계효과 및 지역 발전을 다루는 일련의 연구 영역에 학술적으로 기여할 수 있을 것으로 판단한다. 또한, 경계효과를 단절적 영향, 공간적 확산, 경계의 위계를 고려하여 다층적으로 살펴본다는 점에서 경계효과에 대한 이해를 증진하고 방법

론적인 확장을 가져올 수 있을 것으로 기대한다. 마지막으로 경계효과에 따른 단절 영향을 동적인 차원에서 살펴보고 불균형의 완화를 위한 정책 및 계획적 시사점을 최근의 도시 및 지역 아젠다와 연계하여 제시한다는 점에서 도시 및 지역정책 및 계획 측면에서 기여할 수 있을 것으로 판단한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 경계효과의 메커니즘, 경계효과의 지역 현상 및 지역 간 상호작용 영향, 지역 간 격차 해소 대안으로서의 경계 조정 수단과 같은 이론적 배경 및 선행연구를 폭넓게 검토하였다. 제3장에서는 경계효과가 지역 현상 및 지역 간 상호작용에 끼치는 영향을 검증하기 위한 연구 방법 및 데이터를 제시하였다. 제4장에서는 지역 발전 수준의 공간적 편중 및 경계 영향에 관한 기초분석 결과를 제시하였다. 제5장에서는 실제 공간에서 경계효과에 따른 지역 현상의 공간적 단절이 발생하는지 경계 메커니즘 모형별로 검증한 결과를 제시하였다. 마지막으로 제6장에서는 분석 결과와 연계하여 경계 조정 대안을 검토하며 연구의 결론을 제시하고 경계효과의 영향과 관련하여 추가 연구가 필요한 영역을 제시하였다.

제2장 관련 이론 및 선행연구 고찰

제2장에서는 연구 배경에서 살펴본 문제 인식을 기초로 경계효과와 관련한 다양한 분야의 문헌을 종합적으로 검토하여 행정경계의 효과를 분석적으로 검토하고, 이들의 지역 발전 영향을 살펴보며, 경계효과와 관련한 도시 정책적 시사점을 제시하였다.

경계효과를 이론적으로 다루는 선행연구들(e.g., Bennet, 1997; Jacobs and Van Assche, 2014; Kolossov, 2005; Lamont & Molnár, 2002; Petrović et al., 2020)의 경우 체계적인 문헌 검토 및 종합보다는 경계효과의 특정한 측면에 집중한 이론적이고 관념적인 접근방식을 취하고 있어 경계효과와 관련한 다양한 선행연구를 검토하고 이론과 결과를 정리하는 연구는 제한적인 상황이다. 따라서 본 연구는 관련 이론 및 선행연구 고찰 부분에서 경계효과와 관련된 이론 및 선행연구들을 폭넓게 검토하여 경계효과의 원인과 결과, 대안에 관한 사항을 정리하였다.

제1절에서는 경계효과에 관한 연구들을 전반적으로 살펴보았다. 제2절에서는 행정경계의 효과에 관한 다양한 가능성을 포함한 이론을 살펴보고 경계효과의 메커니즘(단절효과, 확산효과, 위계효과)을 제시하였다. 제3절에서는 실질적인 영향 요인으로서의 행정경계와 지역 불균형의 관계에 관한 선행연구들을 검토하여 경계의 불균형 영향을 정치적, 사회경제적, 인식적 관점에서 살펴보았다. 제4절에서는 실질적인 힘을 가진 현상으로서의 경계효과를 현재 활발하게 논의되고 있는 지역권, 광역경제권, 스마트 축소, 다수준 거버넌스와 같은 도시 아젠다와 연계하여 이용할 수 있는 방안을 행정경계 조정 수단(경계 합병, 경계 분할, 대안적 경계 조정)과 관련하여 살펴보았다.

제1절 경계효과

지역 발전은 도시 및 지역 계획과 지리학 분야의 전통적인 연구주제로 다양한 요인이 개입하는 복잡한 현상이다(Glaeser, 2000; Wei, 1999). 지역 발전의 근원 및 영향을 이해하기 위한 연구에서 경계는 독자적인 정체성과 실체를 가진 현상이라기보다는 공간 현상을 묶는 일종의 포장지 개념, 즉 분석단위(unit of analysis)로 주로 이용되었다(Bennet, 1997). 아울러, 경계 내 현상은 등질적 조건(homogenous conditions)를 갖는 현상으로 간주되어 분석단위 간 격차를 대상으로 연구가 수행되어 왔다(He at al., 2016)

자연지리적 경계를 제외한 지역 경계는 사회적으로 합의되거나, 또는 역사적으로 형성된 비가시적인 가상의 개념이다(Bennet, 1997). 하지만, 특히 행정경계는 지역 정부 및 지역 거버넌스를 구분 짓는 경계가 될 수 있다(Ma, 2005). 또한, 지역 인구, 정책, 재정, 경제, 서비스, 이미지와 같은 다양한 현상들을 경계 밖과 단절하는 요인으로서 경계 간 분화 현상(differentiation)을 발생시킬 수 있어 경계 그 자체로서 지역 불균형의 원인이 될 수 있다(Hoekveld, 2014; Scott, 2019). 다만 지역 경계의 지역 불균형 영향에 대한 그간의 문제 제기(e.g., Bennet, 1997; Black, 1999; He et al., 2018; Jacobs and Van Assche, 2014; McMillen, 2010; Petrović et al., 2022)에도 불구하고 일반적으로 행정경계는 단순히 분석단위로로 간주되는 경우가 많으며 실질적 영향력을 가진 공간 현상으로서의 경계효과[1)]에 대한 검토는 제한적이다(Zhang et al., 2017).

---

1) 경계를 다루는 연구들은 일반적으로 경계에 의한 공간적 효과를 경계효과(boundary effect), 국경 효과(border effect), 또는 장벽 효과(barrier effect)와 같이 명칭하고 있다(e.g., Capello et al., 2017; He et al., 2022; Jacobs and Van Assche, 2014; Ma, 2005; Rietveld, 1993; Shenoy, 2018). 본 연구는 경계효과라는 용어를 채택하였다.

제2절 공간적 현상으로서의 행정경계

경계의 사전적 정의는 어떠한 것의 한계나 가장자리를 표시하고 그것을 다른 사물이나 장소와 구분하는 실제 또는 상상의 구분선[2]이다(Lea and Bradbery, 2020). 지역 경계는 지형학적, 물리적 경계(physiographic boundary)일 수도 있고 정치적, 제도적으로 규정된 행정경계일 수도 있으며, 기능적 경계(Bennet, 1997; Huang, 2022; Rodríguez-Pose, 2008)나 인식적 경계(Jacobs and Van Assche, 2014; Park and Rogers, 2015)일 수도 있다. 이들 모두는 사전적 정의 그대로 한계나 가장자리를 표시하거나 다른 사물이나 장소와 구분하는 기능을 수행한다. 다만 후술할 경계효과의 특성을 고려할 때, 경계는 선이라는 개념에서 나아가 각 경계의 주변부를 전이지역(gradual or transitional zone)으로 만들 수 있고 이들 지역을 포함한 보다 넓은 개념으로 해석할 여지도 있다(Leung, 1987; Scott and Sohn, 2018).

행정경계는 지방 권력 배분을 제도화한 비중첩 경계(non-overlapping boundaries)로서 정책, 계획을 구현하는 단위이자 다양한 지역 현상의 경계로서 경계효과를 야기할 수 있다(Ma, 2005; McMillen, 2010; Petrović et al., 2020). 다만, 그 자체로서 연구의 대상이라기보다는 주로 사전에 결정된 분석 단위(ready-made units of analysis)으로 간주되어 경계 내에서 발생하는 현상을 동질화 하는데 그쳐 왔다(Barros and Feitosa, 2018; Bennet, 1997; Petrović et al., 2022). 이 과정에서 공간단위 수정가능성 문제(modifiable areal unit problem; MAUP)(Openshaw, 1984; Griffith, 1992)가 제기되었으나 경계효과보다는 하위 수준 개체들의 특성을

---

2) a real or imagined line that marks the limits or edges of something and separates it from other things or places; a dividing line

반영하지 못하거나 특정 현상의 공간적 배열(spatial arrangement)를 반영하지 못하는 집계자료(aggregate data)의 특성 문제에 중점을 두고 있다(Nelson and Brewer, 2017). 공간분석이론(spatial analysis)와 공간계량경제학(spatial econometrics)에서도 경계에 의한 단절 효과를 인식하고는 있으나 원인 탐색보다는 분석에 있어서의 일종의 장애요소, 즉 경계 문제(boundary problem)(Leung, 1987)로 간주하여 오지정 문제(misspecification)의 해결에 집중하는 소극적인 해법을 제시하는데 그치고 있다.

행정경계를 직접 다루는 연구는 주로 경계의 양 극단, 즉 국경단위(national borders)(e.g., Capello et al., 2018; Jacobs and Van Assche, 2014; Kolossov, 2005; McCallum, 1995) 또는 근린단위(neighborhoods)(e.g., Hwang, 2016; Martí et al., 2021; Park and Rogers, 2015; Pratt et al., 2020)의 양 극단을 중심으로 이루어져 왔다. 국경은 국경 내외부에 정치적, 경제적, 사회적, 문화적 차이 또는 충돌에서 기인한 비대칭적 관계를 형성한다. 지역 경계(local and regional boundary)는 일반적으로 경계 간 이질성이 매우 큰 국경보다는 (우크라이나 동부의 돈바스 등의 분쟁지역과 같은 예외를 제외하고는) 경계 내외 간 단절 효과가 작게 나타나며 보다 다양한 상호작용이 발생할 수 있다(He et al., 2022). 또한, 경계효과는 경계의 행정적 위계에 따라 상이한 작용을 보일 수 있으며(Bischoff, 2008; Wang and Yeh, 2020), 지역 경계와 같은 상대적으로 높은 위계의 경계에서는 근린 단위와 같은 낮은 위계보다 더욱 다양한 요인들의 단절적 격차가 발생할 수 있다(Ma, 2005). 따라서 경계 내외의 공간적 맥락 효과(spatial context effects)(Petrović et al., 2022)를 고려한 가운데 지역 발전에 도시 경계 그 자체가 끼치는 영향을 포착하기 위해서는 경계효과의 다양한 메커니즘을 다수준 및 다차원에서 검토할 필요가 있다.

경계효과는 경계 주변의 다양한 현상이 복합적으로 작용하는 복잡한 메커니즘일 수 있다(Capello et al., 2017; He et al., 2022; Jacobs and Assche, 2014). 행정경계 주변에서는 지리적 근접성에 의한 연속적인 현상(e.g., 외부 경제, 지식 확산)과 경계 간 단절적 차이로 인한 불연속적인 현상(e.g., 지역 기반 정책, 지역 서비스 공급, 주거의 공간적 분리)이 동시에 나타날 수 있다. 본 연구는 이들의 작용을 파편화효과, 확산효과, 위계효과로 나누어 살펴본다.

첫째, 파편화효과는 경계의 존재로 인해 발생한 경계 간 이질성으로 인한 경계 내외부 간 단절 발생 효과를 의미한다. 파편화는 지역권력체계가 지리적 공간 내에서 분리된 단위로 존재하기 때문에 발생하며 규모의 경제 및 범위의 경제(economies of scale and scope), 지역 간 또는 계층 간 경쟁(inter-area and inter-tier competition), 공공 서비스의 수요에 영향을 끼침으로써 효과를 발휘한다(Boyne, 1992). 티부(Tiebout)의 공공선택이론(public-choice model)(Tiebout, 1956)은 공공재 시장 구조에 의한 지역 간 파편화 현상을 전제로 하고 있다. 또한 Danielson(1976)은 재산세, 지역 서비스, 주택 공급과 같은 지역 요소들이 지역 간 배제적 장벽(exclusionary barrier)로 작용할 수 있다고 지적하였다. 즉, 행정경계를 기준으로 하여 단절적으로 구분되는 지역 자치권, 공공 서비스와 같은 다양한 현상들은 경계 주변부에서 경계 내외부 간 단절적 격차를 발생시킬 수 있다. 단절적 격차는 공간적 장벽으로 작용할 수 있으며 경계 내부의 지역과 외부의 지역을 이질성을 강화시킬 수 있다(Savitch and Adhikari, 2017). 행정단위의 파편화는 독립적 자치권을 가진 행정구역의 확산과 더불어 증가하고 있다(Bischoff, 2008; Morgan and Mareschal, 1999). 아울러, 점차 활발해지고 있는 도시 간 경쟁(urban competition)(Scott, 2019)과 같은 지역 간 정책 및 인구 유치 경쟁은 경계 간 불균형을 심화시켜 파편화효과를 더

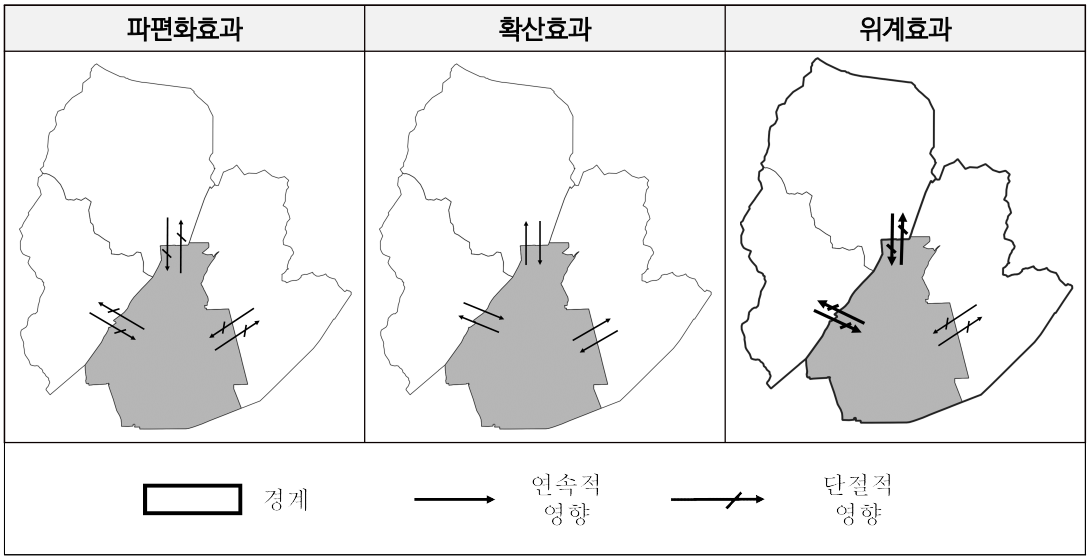
욱 더 강화시킬 수 있다. 파편화효과는 네덜란드 로테르담의 제2차 세계대전 폭격지역 경계(World War II bombing boundary)와 같이 극단적인 사례에서도, 미국 대도시권의 학군(Bischoff, 2008)과 같이 상대적으로 일상적인 사례의 경우에서도 발견할 수 있다.

둘째, 확산효과는 토블러의 지리학 제1법칙(Tobler's first law of geography)(Tobler, 1970), 즉 경계의 내부와 외부 간 지리적 인접성에 의한 상호 연관을 의미한다. 공간 확산효과(spatial spillover effect), 공간적 상호연관(spatial correlation), 공간적 자기상관(spatial autocorrelation), 이웃 간 효과(among-neighborhoods effect)로 알려져 있으며 중력모형과 같은 개념으로 구체화되기도 한다(Griffith, 1992; Sen and Smith, 1995; Topa, 2001; Zangger, 2019). 외부 경제, 지역 간 연계 및 상호종속성, 행정경계를 초월한 기능경계 또한 확산효과와 연관을 맺고 있다(Martin and Sunley, 2006; Petrović et al., 2020). 확산효과는 인접한 지역이 인구 구성, 제도 등에서 유사한 특성을 가질 경우 더욱 강화될 수 있으며(Topa, 2001; Capello et al., 2017), 인접지역 간 현상의 연속성을 가져와 경계 주변부를 전이지역으로 만들어 파편화효과의 단절적 영향을 상쇄하는 작용을 할 수 있다. 확산효과가 경계효과의 메커니즘 중에 가장 빈번하게 연구되긴 하지만, 여전히 공간적 측면을 감안한 지역 간 확산효과에 대한 연구(spillover effects between adjacent area)는 일반적인 경제적 확산효과에 대한 연구에 비해 훨씬 적은 관심을 받고 있는 상황이다(Petrović et al., 2020).

셋째, 위계효과는 다층적 행정경계의 중첩에 따른 경계효과의 강화 또는 약화를 의미한다. 다시 말하면, 해당 경계가 어떠한 위계의 행정경계인지, 경계의 다층적 중첩 사항이 어떠한지에 따라 파편화효과가 강해질 수도, 약해

질 수도 있다 (또는 확산효과가 약해질 수도, 강해질 수도 있다). 즉, 더 높은 위계의 행정경계는 더 큰 단절을 초래할 수 있다(Li et al., 2015; Ma, 2005; Wolff et al., 2018). 이러한 격차는 인접하는 행정구역의 위계 차이가 크면 클수록 더 증가할 수 있다(Zeng et al., 2018). 더 높은 위계를 가진 경계의 내외부는 높은 위계의 경계효과와 낮은 위계의 경계효과가 모두 작용하므로 경계의 위계를 기준으로 변화하는 다층적 요인이 동시에 작동하여 일반적으로 경계 간 단절이 더 크게 발생할 수 있다(Wang and Yeh, 2020). 예컨대 Jia et al.(2021)은 중국 충칭지역에서 위계가 높은 성급 경계(provincial level boundaries)가 위계가 낮은 지급 경계(prefectural level boundaries)보다 더 큰 공간적 단절 효과를 유발하고 있다는 것을 밝혔다. Markusen and Schrock(2006) 또한 50곳의 미국 메트로폴리탄을 대상으로 도시 위계에 따른 기능 분화가 발생하는 것을 확인하였다. 따라서 위계효과는 유사한 특성을 가진 지역 간에 도시 양상이 다르게 나타나는 공간 맥락(spatial context)의 문제(Hoekveld, 2014) 또는 다양한 공간 계층의 효과가 지역에 동시에 작동하는 다층적 맥락 효과(multiscale contextual effects)(Petrović et al., 2022)와 연관지어 살펴볼 수도 있다.

그간 경계효과에 관한 학술적 관심은 이론적으로나(e.g., Bennet, 1997; Firmino Costa da Silva et al., 2016; Petrović et al., 2020), 경험적으로나(e.g., Galster and Santiago, 2017; Martí et al., 2021, Zangger, 2019) 확산효과에 집중되어 왔다. 반면, 경계 내외부에 단절적 영향을 가져올 수 있는 파편화효과에 관한 연구는 상대적으로 드물게 이루어졌다. 특히 다층적 파편화효과와 확산효과를 전제로 하고 있는 위계효과에 관한 논의는 더욱 드물게 이루어졌다. [그림 2-1]과 같이 경계효과가 상기한 파편화효과, 확산효과, 위계효과의 결합으로 구성된다는 입장에서 보자면 현재의 경계효과에 관한 논의를 확장할 필요가 있다.



[그림 2-1] 경계효과의 세 가지 메커니즘

제3절 지역 단절 유발요인으로서의 행정경계

행정경계에 의한 경계효과는 지역 간 단절을 촉발하는 일종의 촉매가 될 수 있다(Bennet, 1997; Hamilton et al., 2004; He et al., 2018). 사실, 행정경계는 비물리적이고 비가시적인 개념으로서 지역을 물리적으로 단절하는 효과는 없다. 물론 행정경계는 도로나 하천, 산맥과 같은 물리적 경계를 추종하는 경향이 있으나 이는 행정경계에 의한 단절 효과는 아니다. 아울러 행정경계와 각종 기능적 경계가 일치하는 것은 사실상 불가능하다(Bennett, 1997; Lamont and Molnár, 2002). 따라서 행정경계가 곧 단절을 의미한다고 볼 수는 없으나, 행정경계에서는 앞서 살펴본 경계효과가 작용하여 단절을 야기할 수 있다. 근린단위에서는 사회적 동질화(social homogenization)과 경계 방어(boundary defense), 지역단위에서는 지역 간 경쟁(interurban competition), 광역단위에서는 세계 또는 국가 수준의 경제구조 재편(economic restructuring)와 관련을 맺고 있으며 다양한 스

케일에 거쳐 지역 불균형의 원인이 될 수 있다(Coppola, 2019). 나아가, 이는 경계를 기준으로 한 어메니티 간 격차를 발생시키고 경계를 기초로 한 지역별 이미지(지역에 대한 생각, 지역 명성, 지역에 대한 선입견, 지역 낙인)를 부여하는 근거가 되어 공간적 분화 현상을 야기할 수 있다(Hoekveld, 2014; Scott and Sohn, 2019).

McMillen(2010)은 경계를 기준으로 변경되는 지역지구제(zoning)나 학군으로 인해 단절적 변화가 발생할 가능성을 제시했으며 공간 데이터를 분석할 때 이러한 효과를 고려할 필요가 있다고 지적하였다. Jacobs and Van Assche(2014)는 경계효과를 공간적 경계(spatial boundaries), 사회적 경계(social boundaries), 개념적 경계(conceptual boundaries)가 개입하는 현상으로 이해하고 이를 통합한 경험적 경계(empirical boundary) 개념을 제시했다. He et al.(2022)도 경계효과는 행정, 정책, 경제, 문화 전반에 걸쳐 발생하여 지역 경제의 통합을 저해할 수 있다고 지적했다. 또한 행정경계는 노동력, 산업, 국내 간 거래, 기타 사회 및 경제 요소의 경계 간 이동에 상당한 영향을 끼칠 수 있다(Wang et al., 2018). 다시 말하면, 경계효과는 실질적 영향력을 가진 공간 현상으로서 크게는 국경부터 작게는 근린 경계까지 다양한 스케일에 거쳐 영향을 끼칠 수 있다. 특히, 앞서 살펴본 경계효과의 메커니즘 중 파편화효과와 위계효과는 경계 간 단절을 발생시켜 단절적 격차의 발생 요인이 될 수 있다(Hamilton et al., 2004; Tang et al., 2022; Wei, 1999). 본 연구는 행정경계를 전후하여 발생할 수 있는 단절(discontinuities)와 그 원인을 정치적, 사회경제적, 인식적 측면으로 나누어 검토하였다.

1. 정치적 단절 요인

정치적 단절, 즉 공간적으로 파편화된 권력구조는 행정경계에 의한 단절의 중요한 원인이 될 수 있다(Weiher, 1991). 많은 경우 지역 정책은 행정경계에 따라 구획되는 지방 관할권을 대상으로 행사되며(Savitch and Adhikari, 2017), 경쟁적 지역 구도는 행정 구역 간 지역 서비스, 지방 재정 여건을 극적으로 변화시킬 수 있기 때문이다(Durst et al., 2021). 정치적 단절은 지역 간 단절적 격차를 발생시킨다는 점에서는 파편화효과와, 중첩적인 다층 행정 관할권의 영향을 받는다는 점에서는 위계효과와 밀접한 연관을 맺고 있다.

공간 기반 정책은 경계 내외부 간 격차, 즉 파편화효과를 발생시키는 요인이 될 수 있다. 공간 기반 정책은 많은 경우 행정경계를 기준으로 시행되기 때문이다(Durst et al., 2021). Shenoy(2018)는 인도의 주 경계를 기준으로 하여 시행된 공간 기반 정책, 즉 보다 관대한 투자 보조금, 법인세와 소비세의 면제와 같은 정책에 따라 야간 조명 강도의 공간적 단절이 발생한다는 것을 경험적으로 검증했다. Zhang et al.(2017)도 행정경계 단위로 이루어지는 우선 개발 정책(preferential development policies)에 따른 경제 발전 효과가 경계를 기준으로 단절되는 것을 확인하였다. Koster et al.(2012)는 네덜란드에서 계획 제한 경계가 경계 주변부에서 단위 크기 당 주택가격, 주택크기와 같은 주택 특성에 단절적 영향을 끼치는 것을 확인하였다. 도시성장경계(urban growth boundary)(Ding et al., 1999; Huang et al., 2019)와 같은 토지이용규제는 파편화효과를 발생시킬 수 있다. Grout et al.(2011)은 오레곤 포틀랜드의 도시성장경계가 경계 내외부의 자산 가치 간에 단절을 발생시킨다는 것을 경험적으로 증명했다. Gennaio et al.(2009) 또한 스위스의 도시성장경계가 경계 내외부 간의 건축물 밀도와

개발지역 면적에 유의미한 격차를 발생시킨다는 것을 경험적으로 입증했다. 다층적 행정단위별 정책 조합(Joo and Seo, 2018) 또는 정치적 위계(Jia et al., 2021)는 위계효과와 관련을 맺고 있다. Joo and Seo(2018)은 사례연구를 통해 다층적 행정 위계에 따른 정책 조합이 지역 쇠퇴에 상이한 영향을 가져올 가능성을 보여주었다. Jia et al.(2021)는 높은 정치적 행정 위계가 낮은 행정 위계에 비해 지역의 경제 발전을 촉진한다는 것을 밝혀냈다.

지역 서비스는 공간적으로 분리 가능한 서비스(spatially divisible services)와 공간적 분리가 불가능한 서비스(spatially indivisible services)로 나눌 수 있다(Boyne, 1992). 교통, 전력, 보건, 공원, 상수도, 하수도와 같은 공간적 분리가 불가능한 서비스는 행정경계를 넘어서는 외부효과, 즉 확산효과를 발생시킨다[3]. 반면 서비스의 제공 범위가 경계를 기준으로 이루어지는 학교나 경찰과 같은 공간적 분리가 불가능한 서비스는 경계 내에서만 외부효과를 발생시켜(Scott, 2019), 파편화효과 및 위계효과와 관련을 맺고 있다. 특히 활발해지고 있는 지역 간 경쟁은 지역별로 차별화된 서비스를 제공하는 유인이 되어(Clelland, 2020; Coppola, 2019), 공공 서비스와와 지역 어메니티의 불균형을 강화할 수 있다. Leon-Moreta and Totaro(2022)는 미국의 도시지역권 지역 경계 내에서 제공되는 상하수 서비스의 공급 수준이 지역의 사회 및 경제 조건과 긴밀한 연관을 맺고 있음을 밝혀냈다. Hwang(2016)은 행정경계를 기준으로 구성된 공간적으로 분리 가능한 서비스인 학군이나 경찰권 경계가 지역 주민의 지역 인식에 영향을 끼칠 수 있다고 밝혔다. Black(1999)은 학군별 교육 품질에 따라 학군 내외의 주택가

3) 다만 공간적으로 분리가 불가능한 서비스의 경우도 지역 주체 간 협력(inter-municipal cooperation) 여부에 따라 이용 가능성이 달라진다는 견해도 있다(Bel and Warner, 2015). 협력이 원활하지 않을 경우 타 지역 공공서비스의 이용을 제약하는 다양한 장벽이 생겨날 수 있기 때문이다.

격 간에 단절적 격차가 발생하는 것을 경험적으로 증명하였다. 전통적인 공공 서비스가 아닌 데이터 서비스도 예외는 아니다. Kitchin and Moore-Cherry(2021)은 보스톤을 대상으로 한 경험 연구를 통해 파편화된 지방행정단위를 경계로 구축된 도시정보시스템(urban data ecosystem)이 규모의 경제를 줄이고, 지역 간 데이터 비호환을 야기함으로써 데이터 활용을 저해하고 있다는 결론을 내렸다.

2. 사회경제적 단절 요인

지방 재정 여건도 경계를 기준으로 변화하므로 파편화효과 및 위계효과, 달리 말하면 재정연방주의(fiscal federalism)(Gordon, 1983) 또는 세수의 불균형(revenue disparities)(Leon-Moreta and Totaro, 2022)을 야기할 수 있다. 먼저 행정경계를 기준으로 각 행정구역의 재산세율 및 소득세율이 상이할 수 있으며 이는 지역 재정은 물론 거주 및 산업 입지 매력도에도 영향을 끼칠 수 있다(Bastern et al., 2017; Tiebout, 1956). Bastern et al.(2017)은 스위스를 대상으로 한 경험연구를 통해 세율이 높은 지역과 세율이 낮은 경계를 기준으로 건축물, 기술, 소득의 단절적 격차가 발생한다는 사실을 밝혀냈다. 중앙정부 또는 지방정부의 재정 재할당(fiscal allocation) 또한 행정 단위를 기준으로 이루어지며, 행정경계 내외부 간 격차를 야기할 수 있다(Tang et al., 2022). 지방 재정의 불균형이 지속될 경우 취약지역에 재정 불건전성이나 부채를 야기할 수 있으며, 재정 악화가 지역 불균형을 강화하는 악순환으로 이어질 가능성이 있다(Rodríguez-Pose, 2008).

사회경제적 요인은 정치적 요인에 비해 행정경계와 상이한 기능경계를 갖는 경우가 많다(Bennet, 1997; Catney, 2018). 특히 행정경계가 기능경계에 못 미치는(under-bounded) 경우에는 확산효과에 따른 문제뿐 아니라

대표성의 문제, 책무성의 문제, 환경 영향, 기능적 책임, 참여 제한의 문제가 발생할 수 있다(Bennet, 1997). 실제로 확산효과에 관한 논의들은 대부분 사회적 상호작용이나 경제적 외부효과를 원인으로 간주하여 확산효과에 따른 사회적, 경제적 결과에 중점을 두고 있다(Petrović et al., 2020; Topa, 2001). 하지만 일부 요소들은 사회문화적 장벽이 될 수 있다(Capello et al., 2018). 이들 요소들은 파편화효과와 위계효과를 발생시켜 사회경제적 단절을 가져올 수 있으며 결과적으로 사회문화적 분리 현상(sociocultural segregation)이 발생할 수도 있다.

최저빈곤선(poverty threshold)와 최저임금과 같은 행정구역별 경제 기준들은 배제적 장벽(Danielson, 1976; Madden, 2003)를 형성시켜 지역 간 격차를 발생시키는 요인이 될 수 있다. Dube and Lindner(2021)은 도시 수준의 최저임금 차이가 경계 주변 기업들의 지리적 재배치(geographic reallocation), 다시 말하면 최저임금이 높은 경계 인근의 기업이 최저임금이 낮은 경계 건너편으로 이전하는 현상을 일으켜 경계 내외부의 지역 간 격차를 발생시킬 가능성을 제시하였다. 행정경계가 사회경제적 단절을 형성할 경우 행정경계는 경제적 통합, 특히 수평적 통합에 부정적인 영향을 끼칠 수 있다(He et al., 2022; Tang et al., 2022). 제도 및 문화와 같은 이유로 행정구역 단위로 발생하는 현지화된 행정 방식(typical localized management)과 다층의 행정 위계 하에서 하도급화된 행정 방식(subcontracting management)는 행정경계를 지역 통합의 장애요소로 만들 수 있다(Tang et al., 2022).

MAUP를 고려할 때 공간적 분리 현상(segregation)을 관측하기 위해서는 행정경계보다 보다 유연한 분석 단위(flexible boundaries)를 이용해야 한다는 입장이 있기는 하나(Catney, 2018), 행정경계만 고려한 연구에서도 경

계는 인종과 계층의 공간적 배치와 분리에 인과적 영향을 끼칠 가능성이 제기된다(Morgan and Mareschal, 1999). 행정 단위는 지역의 전반적인 여건을 직관적으로 판단하는 근거가 되어 주거지 결정(locational decisions)에 강력한 영향을 끼칠 수 있기 때문이다(Weiher, 1991). Morgan and Mareschal(1999)는 97개의 미국 대도시통계지구(metropolitan statistical areas; MSAs)에서의 지역 파편화 현상이 경계로 인한 제약(boundary constraints)에 따른 부작용, 다시 말하면 백인과 흑인 간 접촉 기회 차단을 가져와 공간적 인종 분리 현상(racial segregation)을 야기할 수 있으며 고밀지역에서 더 큰 공간적 분리 현상을 유발한다는 것을 경험적으로 검증했다. Bischoff(2008) 또한 학군의 분할이 학군 간에 인종의 공간적 분리를 증가시킬 수 있음을 경험적으로 밝혀냈다. 지방 권력의 파편화는 세수 확보를 위한 지역 간 경쟁을 야기한다. 이는 지방 권력이 고소득층과 상업 중심의 지역 개발에 집중하도록 하며 저소득 및 소수 계층을 위한 배려를 줄이도록 한다. 따라서 지방 권력의 파편화는 인종적, 계층적 분리 현상을 심화시킬 수 있다(Bischoff, 2008). Barros and Feitosa(2018)는 경계를 기준으로 인종 거주의 불균형과 인종별 군집화를 포함한 인종의 공간적 분리가 발생하는 것을 확인하였다. 다만, 분리 효과는 측정하고자 하는 경계의 설정 단위에 따라 상이하게 나타났으며 측정하는 현상에 대한 지리적 대역폭 및 대상 지역(상파울루 및 런던)에 따라 상이한 크기를 보였다. 이는 경계효과를 구성하는 파편화효과, 확산효과, 위계효과가 실제로 동시에 작용할 수 있다는 점과 지역 특성에 따라 경계효과의 효과가 상이하게 나타날 수 있다는 점을 시사한다.

3. 인식적 단절 요인

행정경계에 의한 불균형 논의는 주로 자치권의 파편화와 경제적 통합과 관련해서 이루어져 왔으나 일부 연구는 인식적 단절의 발생 가능성을 지적하고 있다(e.g., Park and Rogers, 2015; Sisson, 2021). 인식적 단절은 주민들이 개념적, 제도적 경계인 행정경계를 실질적, 물리적인 경계로 간주하기 때문에 발생할 수 있다(Aalbers, 2014; Jacobs and Van Assche, 2014). 인식적 단절보다 비가시적이고 간접적인 특성을 가지므로(Scott and Sohn, 2019) 정치적 단절이나 사회경제적 단절보다 더 다루기 어려운 이슈가 될 수 있다. 지역별로 부여된 지역명에 연계된 이미지와 같이 지역의 인식 형성에 관여하는 주관적 요인들과 지역 통계와 같이 지역의 인식 형성에 관여하는 객관적 요인들을 인식적 단절의 형성 근거로서 고려할 수 있다(Lamont and Molnár, 2002, Sisson, 2021).

많은 경우 행정경계는 지역명 부여의 단위가 되며 상징적 자산(symbolic capital)으로 작용하여 지역의 주관적인 사회적, 집합적인 정체성(social and collective identities)를 형성하는데 영향을 끼칠 수 있다(Lamont and Molnár, 2002; Light and Young, 2014). 이렇게 지역에 관한 이미지가 형성될 경우 지역에 대한 악평이 지역 쇠퇴로 이어지는 자기충족적 예언(self-fulfilling prophecy)으로 작용하거나(Jacobs, 1961), 기업 또는 개인의 지역 선택에 영향을 끼칠 수 있다(Otero, 2021). 이러한 지역 이미지는 행정경계 내외부 간의 격차로 이어질 수 있다(Hoekveld, 2014). Jahiu and Cinnamon(2021)은 캐나다의 토론토를 대상으로 언론의 지리적 기술방식(geographical descriptor)이 다양한 행정 단위에서 지역별 범죄 인식에 영향을 끼칠 가능성을 제시하였다. Kim and Hipp(2018) 또한 남부캘리포니아를 대상으로 경찰권의 경계에서의 범죄 행위는 적발될 가능성이 낮을

것이라는 범죄자의 선입견에 의해 행정경계가 고속도로, 공원, 강에 의한 물리적 경계와 마찬가지로 범죄 발생에 단절적 영향을 끼치는 것을 발견하였다. Tran et al.(2020)은 다수의 미국 도시의 거주민들이 거주지역의 평판에 대해 스스로 평가한 근린에 관한 명성 인식(perceived neighborhood reputation)이 주민의 심리적 고통 수준(psychological distress)에 영향을 끼칠 수 있음을 경험적으로 검증하였다. Besbris et al.(2015)은 지역 내에 발생한 낙인효과를 지역 주민의 응답에 따라 상대적 이익지역(advantaged neighborhood) 또는 상대적 불이익지역(disadvantaged neighborhood)로 분류하여 상대적 불이익지역에 속한 개인들은 타인과의 경제적 거래에 있어 실제로 불이익이 발생할 수 있다는 사실을 밝혀냈다. 또한 지역 방언은 상호 신뢰와 연관되어 있기 때문에 경계를 기준으로 문화적 단절 현상을 초래할 수 있다(He et al., 2022). 지역에 관한 이러한 주관적 인식들은 지역에 착근하여 악순환을 야기하는 지역 낙인(territorial stgima)(Wacquant, 2014)으로 이어질 수도 있다.

상대적으로 객관적인 인식 형성 근거에 따른 인식적 단절도 검토해볼 수 있다. 행정 지역 내 여건의 평균치를 발표하는 통계데이터들은 경계 내의 이질적인 하위지역들을 개념적으로 동질화, 즉 하나의 공간 단위(areal unit)로 간주하는 효과를 가져올 수 있다(Bennet, 1997; Sisson, 2021). 따라서 경계를 기준으로 발표되는 각종 통계수치는 지역에 관한 상대적 우열 이미지를 형성시킬뿐 아니라 중앙정부 및 지방정부가 해당지역을 차등적으로 지원하는 근거가 될 수 있고(Sisson, 2021), 결과적으로 경계 간 지역 불균형을 유발할 가능성도 있다(He et al., 2018). 지역 미디어에 의한 지역 주민 인식의 단절에 따른 불균형 효과도 고려할 수 있다. Keele and Titiunik(2015)은 경계를 기준으로 미디어 시장이 상이하기 때문에 달리 제공되는 지역 미디어가 경계 내외부 간 주택가격에 단절적 영향을 끼치고 있음을 확인하였다.

[표 2-1] 부문별 지역 간 단절 유발 요인

분류		요인	설명
정치적 단절 요인	**지역 정책**	공간 기반 정책	행정경계를 기준으로 이루어지는 정책 및 계획(Shenoy, 2018)
		도시성장경계	도시 성장을 경계 내로 제한하는 토지이용정책 (Gennaioet al., 2009; Grout et al., 2011; Huang et al., 2019)
		정치적 위계	해당 경계의 정책적 위계(Jia et al., 2021)
		다층 행정구역의 정책 조합	다양한 정책적 위계의 중첩 따른 정책 조합의 변화(Jooand Seo, 2018)
	지역 서비스	공공서비스 공급	공간적으로 분리가능한 서비스의 공간 범위(Leon-Moretaand Totaro, 2022)
		학군	학교의 공간적 배정 기준(Bischoff, 2008)
		관할지역	경찰권 등의 공간적 경계(Hwang, 2016)
		정보시스템	행정 단위별로 각기 운영되는 지역정보체계(Kitchinand Moore-Cherry, 2021)
	지방 재정	지역조세제도	행정 단위별 소득세 및 재산세(Basternet al., 2017)
		재정불건전성 또는 부채	행정 단위별 지역 재정 상황(Rodríguez-Pose, 2008)
		재정 재할당	중앙정부 또는 상위행정 단위에 의한 지방재정 보조 현황(Bennet, 1997; Tang et al., 2022)
사회경제적 단절 요인	**지역 경제 통합**	경제적 통합	지역 간 경제 통합을 저해하는 경계의 영향 효과(He et al., 2022)
		최저빈곤선	행정 단위별 복지 제공 기준이 되는 최저빈곤선(Madden, 2003)
		최저임금	행정 단위별 최저 임금 기준(Dube and Lindner, 2021)
	사회 문화적 공간 분리 현상	공간 분리 현상	경계와 관련된 주거 분리 또는 인종 분리 (Barros and Feitosa, 2018; Bischoff, 2008; Morgan and Mareschal, 1999)
인식적 단절 요인	**주관적 인식 요인**	지역 이미지	지역명에 관련된 이미지(Hoekveld, 2014; Kim and Hipp, 2018)
		지역 명성	지역명을 기준으로 부여된 지역의 평판 수준(Otero et al., 2021; Tran et al., 2020)
		지역 낙인	지역에 관한 부정적인 낙인효과(Jahiuand Cinnamon; Wacquant, 2014)
		지역 방언	지역로 이용하는 사투리(He et al., 2022)
	객관적 인식 요인	센서스트랙 또는 통계구	통계 데이터의 분석 및 제공 단위(He et al., 2018)
		지역 미디어	해당지역 내에서만 제공되는 신문과 같은 미디어(Keeleand Titiunik, 2015)

4. 경계에 의한 단절 영향

경계효과를 발생시키는 다양한 단절 요인은 지역 간 현상의 단절을 가져올 수 있다. 경계를 전후하여 발생하는 불균형, 특히 파편화효과와 위계효과에 의해 단절적으로 발생하는 지역 불균형은 다른 불균형 요인과는 다른 독자적인 양상을 가질 수 있다. 예를 들어, 행정경계에서 단절이 발생할 경우, 행정경계에 인접한 내부에서 인접한 외부로 가구 및 기업의 유출이 발생할 가능성이 있다. 단절적 격차로 이전의 이익은 크지만 이전비용은 낮고 문화적 맥락은 유사할 가능성이 높기 때문이다(Dube and Linder, 2021). 이러한 이유로 경계효과에 따른 단절은 지역의 주변부가 전이지역이 되는 것을 억제하는 기능을 할 수 있다(Bastern et al., 2017). 이는 경계 주변의 단절적 격차를 강화시켜 경계효과를 점차 강하게 만들 수 있다. 또한 연속적 지역 현상을 단절시킴으로써 점차 큰 지역 간 불균형을 야기하는 결과를 가져올 수도 있다.

한편, 경계를 기준으로 나타나는 경제적 단절 현상은 경계 인근의 지역들의 발전을 더디게 하는 영향으로 작용할 가능성도 있다(Jia et al., 2021; Zhang et al., 2017). 이는 행정경계가 경계 간 확산효과를 저해하여 지역 간 격차가 시간이 지날수록 점차 심화될 가능성을 시사한다. 또한 Martin and Sunley(2006)가 제시한 지역적 경로 종속성의 원인 중 지역 자산 및 인프라의 매몰비용(sunk costs of local assets and infrastructures), 지역에 특화된 제도(region-specific institutions), 사회 구조(social forms), 문화적 전통(cultural traditions)은 행정경계와 밀접한 연관을 맺고 있어 이로 인해 발생한 경계효과는 점차 강화될 수 있다.

경계효과로 인한 지역 간 단절은 지역 간 격차를 넘어 지역 간에 발생 가능한 물자 및 인원의 이동, 경제 통합과 같은 다양한 교류를 단절하는 요인

이 될 수 있다(Capello et al., 2017; Díaz-Lanchas et al., 2021; McCallum, 1995). 아울러 경계효과는 인구의 이동에 관여하여 인구의 공간적 분포를 결정하는 요인이 될 수 있다(Zhang et al., 2020). 특히 교류의 단절은 Martin and Sunley(2006)이 제시한 지역 간 상호연계 및 상호종속성(interregional linkages and interdependencies)와 관련하여 중요성을 갖는다. 지역 간 상호 연계 및 종속성은 지역 간 공진화(co-evolve)를 이끌어낼 수 있으나 경계효과에 의해 경계 간 교류 단절이 발생할 경우 지역 간 격차가 공고해질 수 있다. 경계의 지역 간 상호작용 단절 효과는 다양한 원인에 기인한 것일 수 있으나 아직 확립된 이론은 없다. 다만 다수의 연구에서는 경계에 의해 발생하는 경계 내 지역 간 유사성과 경계 안팎의 지역 간 이질성이 지역 간 협력을 어렵게 만드는 요인으로 작용할 수 있다고 지적한다(Capello et al., 2018; Falck et al., 2012; He et al., 2022). 또한 이질적인 지역 특성은 사회적 상호작용을 억제하는 영향을 끼친다는 연구도 발견된다(Galster, 2012; Hipp and Perrin, 2009; Petrović et al., 2018). 이러한 지역 간 이질성은 경제적 이질성, 제도적 이질성, 문화적 이질성과 같은 다양한 이질성을 포함한다.

Wolf(2020)는 중력모형을 이용하여 미국의 주(state) 경계가 사회경제적 교류를 저해하는 요인이 될 수 있음을 밝혔다. Capello et al.(2017)도 유럽연합을 대상으로 한 경험연구에서 경계가 다양한 사회, 경제, 문화 현상의 단절을 야기할 수 있다고 지적했다. He et al.(2022)도 행정경계 등 다양한 경계에서 발생하는 경계효과가 단위 지역 간 상호작용이 경계로 인해 저해받는 단절된 현실(fragmented reality)을 야기할 수 있다고 지적한다. Sohn et al.(2020)는 네트워크 분석을 이용하여 경계가 정책적 교류를 단절시키는 영향을 끼치고 있음을 밝혀냈다. Chen and Patridge(2013)은 지역의 고용률 변화에 해당지역 및 인근지역의 도시 위계가 밀접한 영향을 끼치고 있음

을 밝혀냈다. Guo et al.(2022)는 고속철도 네트워크를 중심으로 한 도시 확산 모형에서 경계효과가 지역 간 상호작용을 저해하는 요인이 될 수 있음을 밝혔다.

이러한 교류 단절 효과는 도시 발달 단계에 따라 유동적으로 발생할 수 있다. Wang et al.(2018)은 중심지와 주변부의 경계 간 발생하는 경계효과가 도시 발달 과정에 따라 비가시단계(invisibility stage), 분화단계(differentiation stage), 교류단계(channelization stage), 형해화단계(evaporation stage)의 네 단계에 거쳐 변화할 가능성을 제시했다. 이는 각각 극단적 단절, 중심지로의 단방향 교류, 양방향 교류, 경계효과의 형해화를 의미한다. 이 연구는 도시 팽창 중인 지역을 대상으로 하고 있기는 하지만, 특정 도시 발달 단계에서는 행정경계가 도시 팽창을 저해하는 요소로 작용할 수 있음을 시사한다. Poncet(2006)도 경계가 끼치는 인구 이동의 제약이 시간의 흐름에 따라 점차 완화되어 순수한 경제적 선택에 따른 이동이 증가하고 있다는 것을 경험적으로 검증하였다. 다만 이들 연구는 도시 팽창기의 지역을 대상으로 진행되었으므로, 정체 상태 또는 쇠퇴 상태의 지역에서는 이와 다른 경계효과의 변화가 나타날 가능성도 있다.

살펴본 바와 같이 경계효과는 정치적, 사회경제적, 인식적 요인들과 복합적인 연관을 맺고 있으며, 그 결과로서 근린단위(e.g., Bayer and McMillan, 2012; Kim and Hipp, 2018), 지역단위(e.g., Bastern et al., 2017; Leon-Moreta and Totaro, 2022), 광역단위(e.g., Capello et al., 2018; He et al., 2022) 주체들 간의 상호작용을 거쳐 상이한 크기와 양상을 가진 다차원적 단절 현상을 야기할 수 있다(Capello et al., 2017; Ma, 2005; Tong et al., 2021). 이러한 단절은 공간적으로 연속된 현상에서도 나타날 수 있고, 지역 간 교류에 있어서도 나타날 수 있다. 지역의 정적인

공간 현상과 동적인 상호작용 모두에 단절 효과를 야기할 수 있는 것이다. 더불어 어떠한 요소들은 더 작은 공간단위에서 주로 작용하고 어떠한 요소들은 더 큰 공간단위에서 작용할 수 있으며, 어떠한 요소들은 다양한 공간단위에서 동시에 작용하지만 그 크기는 공간단위별로 상이하게 나타날 수도 있다(Petrović et al., 2022; Fowler, 2018). 또한 동적인 프로세스로서 다른 공간 현상과는 다른 독자적인 특성을 갖기 때문에 경계효과에 의한 불균형 완화를 위한 도시 정책 방향을 검토할 필요가 있다. 일부 이론 연구들은 경계효과의 도시 정책적 완화 수단으로서 행정경계의 재편의 가능성을 다루고 있다(e.g., Jacobs and Van Assche, 2014; Ma, 2005).

제4절 계획 도구로서의 행정경계

행정경계가 실질적인 불균형 유발 효과를 가지고 있다면, 행정경계 조정은 불균형 완화를 위한 일종의 계획 도구로서 기능할 수 있다(Edwards, 2011; Fleischmann, 1986; He et al., 2018). 경계의 존재는 지역에 있어 일종의 준실험적 상황이 될 수 있다(Cappello et al., 2018). Morgan and Mareschal(1999)는 지방 분권화가 끼치는 영향을 분석하여 지방 분권화에 따른 정치적 경계의 증가가 지역 간 불균형을 증가시켰다고 밝히고 경계에 대한 재고가 필요하다고 밝혔다. 경계 합병, 분할과 같은 행정경계 조정은 전통적으로 도시 및 지역 정책, 계획 수단으로서 이용되어 왔다(Durst et al., 2021; Edwards, 2011; He et al., 2018). 역사적으로 행정경계의 조정은 점진적으로 진행되거나, 특정한 사건에 의해 급격하게 변경되어 왔다(Bennet, 1997). 특히 정책적, 계획적 목표를 가지고 진행되는 급격한 변경은 경계 내외부의 이질성을 완화하거나, 반대로 의도적으로 강화하는 기능을 할 수 있다. 나아가 행정경계 조정은 수평적 행정 구조(horizontal

inter-jurisdictional interaction)와 수직적 거버넌스(vertical multi-scalar governance)에 모두 영향을 끼칠 수 있다(Tang et al., 2022). 최근 주목받고 있는 도시 및 지역 아젠다, 즉 도시지역권, 광역경제권, 메가시티와 같은 불균형한 지역 간 통합(Harrison and Gu, 2021; Huang, 2022), 적정규모 도시(right-sizing), 스마트 축소(Coppola, 2019; Hummel, 2016), 다층적 거버넌스(Maggetti and Trein, 2019; Tang et al., 2022)는 행정경계와 기능경계의 불일치 현상(mismatch)를 다루고 있으므로 지역 경계의 영향에 대한 충분한 논의가 필요하다(Huang, 2022; Silverman, 2020). 행정경계의 재편 수단으로서는 합병, 병합, 승급, 재구획, 재분류 및 이를 포괄하는 재편을 검토해볼 수 있다(Bennet, 1997; He et al., 2018; Wang and Ye, 2020).

1. 계획 수단으로서의 행정경계의 확장

행정경계의 확장은 가장 보편적인 경계 조정의 형태로서 행정경계의 확장 또는 통합을 통해 구현한다(Smith and Afonso, 2016; Durst et al., 2021). 행정경계의 확장은 주로 개발 지역의 확보, 통합 개발, 지역 간 갈등 확보를 목적으로 진행되었다(He et al., 2018; Scott, 2019). 경계 합병은 새로운 행정구역의 출현을 일정 수준 억제하기 때문에 재정 불균형과 스프롤을 포함해 성장 중인 도시지역에서 파편화된 지방 권력으로 인해 야기되는 정치적, 재정적, 사회적 문제에 대한 해결책으로서 검토할 수 있다(Edwards, 2011). 인근지역을 합병함으로써 도시는 새로운 주민과 기업을 확보하고 도시 세금 기반을 확장할 수 있다. 이러한 확장은 더 많은 세수를 확보할 수 있으며, 공공 서비스 비용 지출을 보다 많은 수의, 그리고 보다 부유한 계층과 공유하게 된다(Wang and Gorina, 2018). 반면, 모든 경계 조정 대안

중 가장 일반적인 경계 합병에 관한 학술적 관심은 행정경계의 분할에 비해 상당히 떨어진 상황이다(Durst et al., 2021). 최근에는 상대적으로 좁은 지역의 경계 합병보다는 도시지역권 및 광역경제권 논의와 연계하여 시(city)와 군(county) 간 통합 등 보다 넓은 단위에서의 지역 통합에 대한 관심이 높아지고 있다(Harrison and Gu, 2021; Scott, 2019). 행정경계의 확장은 다음과 같은 측면에서 고려할 만하다.

첫째, 기능경계와 행정경계 간의 불일치(Rodríguez-Pose, 2008), 특히 행정경계가 과소 경계된 경우(under-bounded)에 있어서의 해결 수단으로서 검토해볼 수 있다. 이러한 불일치는 파편화효과와 위계효과에 따른 격차를 발생시킬 수 있다. 도시지역권은 도시 중심지와 도시 중심지와의 결합, 준도시지역과 비도시지역을 기능적으로 묶고자 하는 공간 아젠다로서 점차 개발정책 집행의 적정 단위로서 간주되고 있다(Rodríguez-pose, 2008). 경계가 단절 현상을 야기하거나, 전이지역이 될 경우 도시지역권의 취지를 저해하기 때문에 행정경계 개편이 필요할 수 있으며, 그렇지 않더라도 통합적 지역 운용을 위해서는 행정경계에서 발생하는 경계효과를 충분히 고려할 필요가 있다. 반면, 도시지역권과 관련한 다양한 논의에도 불구하고 구현하고자 하는 기능경계를 측정하는 기술적 문제에 대한 해답은 아직 마련되지 않은 상황이다(Copus et al., 2022; Waite and Bristow, 2018).

둘째, 지역 간 단절을 야기함으로써 규모의 경제 형성을 저해하는 요소들(Kitchin and Moore-Cherry, 2021)을 억제하기 위한 수단으로서 고려할 수 있다. Boyne(1992)는 지방정부의 수평적 파편화가 규모의 경제를 저해할 수 있다고 지적하였다. He et al.(2022)도 단절된 경계는 지역 경제 통합이라는 비전과 계속해서 상충을 일으키고 있다고 지적하고 있다. 경계 합병은 지방정부 서비스의 단위 비용을 감소시키고 생산 효율성을 향상시키며

지방 정부 간 재정 불균형을 줄임으로써 규모의 경제를 향상시킬 수 있다고 간주된다(Edwards and Xiao, 2009). 다만 경계 합병은 일반적으로 도시의 재정 건전성을 향상시킬 것으로 여겨지지만, Smith and Afonso(2016)은 노스캐롤라이나를 대상으로 한 경험연구를 통해 지역 간 병합 활동은 지역의 재정 여건 악화와 관련을 맺고 있다는 점을 밝혀냈다. 이는 병합된 지역을 대상으로 대개는 합병 대상 지역 중 가장 높은 수준의 공공 서비스의 합병 지역 간 추가 공급이 필요하기 때문일 수 있다. 반면 Leon-Morta and Totaro(2022)는 공공 서비스의 제공범위와 동일하게 경계를 행정 조정할 경우 공공 서비스 제공의 효율성이 향상될 수 있다고 주장하였다. 한편, Edwards and Xiao(2009)는 고밀 지역을 대상으로 한 지역 합병은 도시의 재정을 향상시키지만, 저밀 지역은 일관되지 않은 결과가 나올 수 있음을 경험적으로 확인하였다. 즉 경계 합병의 효과는 합병하는 지역의 특성, 서비스 특성, 지역 간 격차에 따라 상이하게 나타날 소지가 있다.

셋째, 보다 활발한 지역 간 협력의 수단(Nunn and Rosentraub, 1997)으로서 고려해볼 수 있다. Savitch and Adhikari(2017)은 대도시 통합의 대척점에 있는 지방 정부 간 경쟁이 파편화된 지역주의(fragmented regionalism)로 이어질 수 있다는 사실을 경험적으로 검증했다. 행정의 편의를 위해 구획된 자치권이 지역 간 경쟁 또는 단절을 유발시켜 지역 통합을 저해하는 사례는 빈번하게 관측된다(e.g., Bischoff, 2008; Kitchin and Moore-Cherry, 2021; Savitch and Adhikari, 2017). 이 경우 경계 합병은 지역 간 협력을 물리적, 제도적으로 실현시킨 형태로서 상향, 하향, 또는 수평적 권한의 위임(Maggetti and Trein, 2019)을 동시에 구현할 수 있는 지역 간 협력 촉진 수단이 될 수 있다.

2. 계획 수단으로서의 행정경계의 축소

반대로 기존 행정경계를 축소하는 방안도 검토해볼 수 있다. 경계 분할은 행정경계를 축소하는 주요 수단이다. 경계 분할은 주로 폭발적인 도시 성장기에 지역 자치권 확보와 원활한 관리를 목적으로 고밀의 중심지를 중심으로 진행되었으나 지방권력의 파편화에 따른 불균형을 야기한 측면도 있다(Morgan and Mareschal, 1999). 경계 분할은 지역 인구가 감소하고 도시가 쇠퇴하는 상황에서 다음과 같은 기능을 할 수 있을 것으로 기대된다.

첫째, 기능경계와 행정경계의 불일치, 특히 행정경계가 과잉 경계된 경우(over-bounded)의 해결 수단으로서 검토해볼 수 있다. 과잉 행정경계는 과잉 재정 지출을 발생시킬 수 있다. 적정 규모 도시(right-sizing), 스마트 축소(smart decline or smart shrinkage)는 인구 밀도가 감소하고 1인당 서비스 비용이 증가하는 지역에서 도시의 효율적인 관리에 적합한 공간적으로 적정한 도시 규모를 찾는 것을 목적으로 한다(Coppola, 2019). 이때 적정 규모의 결정을 위해서는 지역 선별과 이익이 되는 지역을 대상으로 한 경계 재구획이 수반되므로 지역 경계에 대한 논의를 수반할 필요가 있다(Hollander and Németh, 2011). 이는 특히 최근 활발히 논의되고 있는 축소 도시(urban shrinkage) 논의와 관련하여 주목할 만하다. 축소 도시에서는 도시의 경계를 다시 획정함으로써 도시의 기능적, 인구학적, 제도적 변화를 촉진할 수 있다(Silverman, 2020). 도시 축소 현상으로 인해 기능적 경계가 축소될 경우 행정경계 외곽에 빈집과 유휴 인프라를 발생시켜 지역 정부에 지속적인 관리 비용을 발생시킬 수 있으므로(Hasse et al., 2014) 행정경계의 조정을 검토할 필요가 있다.

둘째, 의도적인 장벽(barrier)로서 압축 성장(compact development)의 구현 수단으로 검토해볼 수 있다(Daniels, 2001). 행정경계를 설정하여 파편

화효과를 발생시켜 의도적인 단절 현상을 유도함으로써 무분별한 도시 확산을 억제하는 것이다. 유사한 사례로서 도시성장경계를 검토할 수 있다. 도시성장경계는 행정경계와 다양한 측면에서 유사성을 갖는다(Wang et al., 2018). 도시성장경계는 스프롤 현상을 방지하고 압축성장을 구현하는 스마트 성장(smart growth)의 수단으로서 널리 이용되고 되고 있으며 개발지역의 확산을 막고 고밀화를 유도하는 효과를 가진다는 것이 경험적으로 검증된 바 있다(Gennaio et al., 2009; Grout et al., 2011). 이처럼 행정경계도 지역 간 의도적인 단절을 유도하기 위한 일종의 집중전략(focus strategy)로서의 정책 수단, 즉 레드라이닝(redlining)으로서 검토할 수 있다(Aalbers, 2014). 지정 이후 즉각적인 효과를 발휘하는 도시성장경계와 달리 행정경계 조정은 단절 현상의 발현까지 일정 시간이 소요될 수 있다는 점에서 보다 충격이 적은 도시 정책 수단이 될 수 있다.

3. 대안적인 경계 조정 방안

경계효과에 따른 지역 불균형의 완화를 위하여 경계의 확장, 축소가 아닌 대안적인 경계 조정을 검토할 수도 있다. 특히 위계효과와 관련하여 행정경계의 승급 또는 재분류, 즉 행정경계의 위계를 상향, 하향하거나 새롭게 묶는 방안을 검토할 수 있다. 또는 경계효과의 다양한 메커니즘을 전반적으로 고려하여 경계의 의미를 재고하는 방안을 고려할 수 있다.

첫째, 행정구역의 지위 향상을 의미하는 경계 승급은 대체로 인구 증가와 재정 향상을 가져올 수 있다(Wang and Yeh, 2020). 또한 높은 행정 위계를 가진 지역은 다른 경제, 인구학적 요소들을 통제한 가운데 더 빠른 도시성장을 보이는 것을 확인할 수 있다(Li et al., 2015). 위계가 높은 행정구역은 자원의 배분이나 지역 정책에 있어 높은 우선권을 가질 수 있기 때문이

다(Jia et al., 2021). 이러한 논의는 다층적 거버넌스와 연관지어 고려해볼 수 있다. 다층적 거버넌스는 각기 다른 수준의 충돌을 조정하여 이해관계를 내재화하고 지역 간 조정비용을 최소화하는 수단이 될 수 있다(Jeffery and Peterson, 2020). 다층적 거버넌스는 다양한 방식에 의한 거버넌스 조합 및 조정을 통해 행정 단위로부터 유연한 문제 해결 능력을 확보하는 것을 목적으로 하고 있다. 다층적 거버넌스는 경계 승급 또는 재분류를 거쳐 다층적 경계의 수와 범위 조정, 즉 경계의 위계를 단순화함으로써 보다 효율적으로 달성할 수 있다. 다만 도입의 근거와 방식을 제시하기 위해 지역적 권력(territorial polity)이 작동하는 지역 경계에 대한 논의가 필요하다(Crespy et al., 2007; Magetti and Trein, 2019).

둘째, 비중첩적 경계에서 벗어난 새로운 경계 체계를 구상해볼 수도 있다. 특히 행정경계효과가 복잡하게 작용하는 다층적 경계에서는 이러한 접근이 유용할 수 있다. Gale(1976)의 퍼지 집합으로서의 지역(a region as a fuzzy subset) 개념, 그리고 이를 행정경계의 한 형태로서 정립한 퍼지 경계(fuzzy boundaries)(Allmendinger and Haughton, 2009) 또는 스케일 유연성(scale flexibility)(Hooghe and Marks, 2003)은 행정경계의 대안으로서 검토해 볼만하다. Hooghe and Marks(2003)은 다층적 거버넌스로서 1종 거버넌스(지리적으로 구획된 권력구조) 및 2종 거버넌스(지리적으로 중첩 가능하고 수와 범위에 제약이 없는 권력구조)를 제시한다. 1종 거버넌스는 파편화효과와 위계효과를 감소시킬 수 있다는 점에서 경계 내외부의 단절 완화에 기여할 수 있다. 또한 기능경계와 행정경계 간 불일치를 완화할 수 있으며, 다양한 서비스 공급체계를 행정체계 내에서 수용할 수 있을 것으로 기대된다. 다만 이러한 경계 시스템에서는 약한 민주적 책임성(democratic accountability)과 약한 의사 결정의 투명성(decision-making transparency)을 야기할 우려가 있다(Maggetti and Trein, 2018).

[표 2-2] 행정경계 조정 수단별 의미

분류		내용	관련 사례
경계 합병	**행정경계가 과소 경계된 경우 기능경계와 행정경계 간 불일치 해소**	경계가 단절 현상을 야기하거나, 전이지역이 될 경우 통합적 지역 운용을 위해서는 행정경계에서 발생하는 경계효과를 흡수할 수 있는 방안을 고려할 필요가 있음	도시지역권 (Rodríguez-pose, 2008) 파편화된 지역주의 (Savitch and Adhikari, 2017)
	지역 간 단절을 야기하여 규모의 경제 형성을 저해하는 요소들을 억제	경계 합병은 지방정부 서비스의 단위 비용을 감소시키고 생산 효율성을 향상시키며 지방 정부 간 재정 불균형을 줄임으로써 규모의 경제를 향상시킬 수 있다고 간주됨	지역 경제 통합 (Rimmer, 1994) 초광역지역권 (Florida, 2008)
	보다 활발한 지역 간 협력의 수단	지역 간 협력을 물리적, 제도적으로 실현시킨 형태로서 상향, 하향, 또는 수직적 권한의 위임을 동시에 구현할 수 있는 지역 간 협력 촉진 수단이 될 수 있음	메가시티 (Harrison and Gu, 2021) 수직적-수평적 권한 위임 (Maggetti and Trein, 2019)
경계 분할	**행정경계가 과잉 경계된 경우 기능경계와 행정경계 간 불일치 해소**	쇠퇴 지역 또는 과잉 경계된 지역의 기능적, 인구학적, 제도적 변화를 촉진하며 지역 재원 절감을 목적으로 도시의 경계 축소가 필요할 수 있음	적정 규모 도시 (Coppola,2019) 스마트 축소 (Hollander and Németh, 2011)
	의도적인 장벽으로서 압축 성장의 구현	도시성장경계와 유사한 사례로서 행정경계 축소로 파편화효과를 발생시켜 의도적인 단절 현상을 유도함으로써 무분별한 도시 확산을 억제하는 방안을 검토할 수 있음	도시성장경계 (Gennaio et al., 2009) 레드라이닝 (Aalbers, 2014)
기타 경계 조정 대안	**행정구역의 지위 향상 (경계 승급)**	다층적 행정경계를 대상으로 경계 승급 또는 재분류를 거쳐 다층적 경계의 수와 범위를 조정하여 위계를 단순화함으로써 효율적인 지방 행정을 도모할 수 있음	다층적 거버넌스 (Crespyet al.,2007) 지역 간 조정비용 최소화 (Jeferry and Peterson, 2020)
	비중첩경계에서 벗어난 새로운 경계 체계	다양한 기능경계와 행정경계의 불일치를 완화할 수 있으며, 다양한 서비스 공급체계를 행정 시스템 내에서 수용할 수 있는 대안적 경계 조정 방안	퍼지 집합으로서의 지역 (Gale, 1976) 스케일 유연성-2종 거버넌스 (Hooghe and Marks, 2003)

4. 행정경계 조정의 이해집단

행정경계의 조정은 필연적으로 수혜집단과 피해집단을 형성하여 이해관계의 충돌을 야기할 수 있다. 경계 조정은 반드시 이해관계자 간 충돌 문제에 주의를 기울여야 한다(Fleischmann, 1986). Bennet(1997)은 경계와 관련하여 복지 부담 및 혜택(welfare burdens and benefits), 참여 및 정치적 대표성(participation and political representation) 문제를 지적한다. 경계 조정은 기존의 복지 부담에 변화를 가져올 수 있으며 특히 상대적으로 풍족한 계층은 자신이 더 많이 기여한 재정을 경계 조정에 따라 그렇지 못한 계층과 공유하게 될 경우 경계 조정에 반발할 수 있어 역사적으로 많은 지역에서 토지 소유자, 거주민, 지역 공무원과 같은 이해집단에 의해 경계 조정이 좌초되어 왔다(Durst et al., 2021). 아울러 지역 경계 조정은 선거구 획정에도 영향을 끼칠 수 있고 이는 전통적인 게리멘더링(gerrymandering)과 관련된 정치적 분쟁이 경계 조정에 개입할 수 있음을 시사한다(Durst et al., 2021). 행정경계 조정의 준거기준이 되는 기능적 공간(functional space)는 관점과 기준에 따라 상이할 수 있고 행정경계 조정은 단일한 정답을 갖지 않는다는 점(non-unique solution)(Bennet, 1997)도 경계 조정의 난관이 될 수 있다. 특히, 전통적인 단핵 도시(traditional core city)에 다핵 도시(polycentric city)는 보다 다양한 요인이 작용함으로써 경계 조정의 효과가 더욱 복잡하게 나타날 수 있다(Lee and Shin, 2012). 아울러 상대적으로 경직된 위계적 행정체계를 갖는 유럽 및 동아시아 국가들과 연방제를 운영하는 미국과 같은 국가들은 각기 다른 경계효과와 조정효과를 가질 수 있으므로(Béland et al., 2018) 예측은 더욱 어려울 수 있다.

제3장 연구 방법 및 데이터

제2장에서 살펴본 바와 같이, 행정경계는 경계 내외부의 지역 간 지역 발전을 단절시키는 효과를 가질 수 있다. 이러한 영향은 시간의 흐름에 따라 점차 축적되어 지역 간 단절을 심화시킬 수도 있고, 도시 성장에 따라 지역 간 상호작용이 증가할 경우 약해질 가능성도 있다. 다만, 그 영향 및 변화에 관한 이론적, 경험적 연구는 충분히 축적되지 않은 상황이다(Sohn et al., 2020, Wang et al., 2018). 따라서 본 연구는 경계효과의 지역 발전 단절 영향 및 시간에 따른 변화 가능성을 살펴보기 위해 시군구 단위에서 시도 경계에 의한 지역 간 지역 발전의 단절이 실제로 발생하는지를 경계효과의 메커니즘을 고려한 가운데 시공간 패널데이터를 이용하여 검증하였다.

지역 현상의 공간적 단절을 검증하기 위해 공간계량경제모형을 이용한 패널분석을 수행하였다. 공간계량경제모형을 이용한 패널분석은 개체 효과(individual effect), 시간 효과(time effect) 및 지역 간 상호 연관을 통제한 가운데 시공간 패널데이터를 분석할 수 있다(Lee and Yu, 2010). 따라서 경계효과의 메커니즘, 즉 확산효과, 파편화효과, 위계효과가 작용하는 행정경계의 단절적 영향을 검증할 수 있는 분석 방법으로서 적합하다고 판단하였다. 특히, 본 연구는 경계 특성을 공간가중치행렬(spatial weight matrix)에 반영한 시나리오를 이용하여 경계효과의 세 가지 메커니즘인 확산효과, 파편화효과, 위계효과가 해당지역 및 주변지역의 지역 현상에 끼칠 수 있는 단절적 영향을 검증하였다.

제1절에서는 분석 대상을 개괄적으로 설명하고 분석 방법을 검토하였다. 제2절에서는 지역 간 현상 단절을 검증하기 위한 공간계량경제기법 기반의 연구모형을 구성하였다. 제3절에서는 연구에 이용하는 데이터를 기술하였다.

제1절 분석 개요

1. 분석 대상

본 연구는 행정경계에 따른 지역 발전의 단절을 분석 대상으로 하였다. 제2장에서 살펴본 것과 같이 행정경계에 의한 단절적 영향은 다양한 공간 현상을 단절시킬 수 있으며 지역 발전 수준은 지역의 다양한 현상들을 아우르는 대표적인 공간 현상이 될 수 있다. 분석대상지역은 대한민국 전역의 시군구 중 내륙지역과 물리적으로 분리된 도서지역을 제외한 215개 시군구로 하였다. 대한민국의 행정구역은 특별시와 광역시, 도, 즉 시도 단위를 포함하는 광역자치단체와, 시군구를 포함하는 기초자치단체로 구성되어 있다. 읍, 면, 동 단위는 시군구 예하의 행정구역으로서 자치단체로서의 지위는 가지고 있지 않으므로 지역 간 정책적, 사회경제적, 인식적 단절에 인한 읍면동 경계 간 이질성은 상대적으로 작을 것으로 판단하였다. 따라서 본 연구는 시군구 단위를 지역 현상의 단절을 검증하기 위한 분석 단위로 설정하였다.

제2장에서 경계효과가 시간의 흐름에 따라 변화할 가능성을 포착하였으며, 분석대상지역인 대한민국은 같은 기간 인구 성장이 정체되고 상대적으로 경쟁력이 약한 지방 인구가 감소하는 양상을 보여 경계효과가 변화할 가능성이 있다. 현재 경계효과를 다루는 대부분의 연구들은 정적인 양상을 다루고 있으며, 경계효과의 동적인 변화를 다루고 있는 일부 연구들도 대부분 도시 성장기를 대상으로 하므로(e.g., Poncet, 2006; Wang et al., 2018), 도시 성장이 정체되고 인구가 감소하는 상황에서의 경계효과에 관한 논의는 충분치 않다. 따라서 단년도로 검증을 진행할 경우 결과의 일반화에 어려움이 있을 것으로 판단하여 다년도를 대상으로 검증을 진행하였다. 분석대상기간은 2010년부터 2019년까지의 10년 간으로 설정하여 일반화 가능성 및 변화

가능성을 함께 검토하고자 하였다. 가능한 한 최장기간을 분석대상으로 고려하였으나 시군구 단위의 일부 데이터는 2010년부터, 시군구 단위의 1인당 GRDP나 지방세 수입과 같은 일부 데이터는 2019년까지만 구축되어 있으므로 이를 포괄하는 10년을 연구 대상 기간으로 하였다. Wang et al.(2018)의 연구에서 5년 단위 분석단위에서 경계효과가 변화하는 것을 포착하였으므로 10년의 분석대상기간은 변화를 검토하기에 충분할 것으로 판단하였다.

2. 분석 방법 선택

먼저 경계효과의 단절적 영향을 검증하기 위한 분석 방법을 검토하였다. 제2장에서 살펴본 바와 같이, 선행연구는 공간적 단절 효과를 분석하기 위한 연구방법으로 주로 회귀불연속설계를 이용하였다(e.g., Black, 1999; Gibbons et al., 2013; Grout et al., 2011; Jia at al., 2021; Keele and Titiunik, 2015; Shenoy, 2018). 회귀불연속설계는 경계를 일종의 처치로 간주하여 이로 인한 단절 효과를 미시적인 차원에서 검증할 수 있다는 강점이 있지만, 특정 지역의 단일 경계만을 다루는데 적합하다는 한계를 갖는다. 지역 간 현상을 단절하는 경계효과는 경계에 인접한 지역에만 작용한다고 판단하기 어려우며, 행정경계를 기준으로 분할되는 공간 상에서 전반적으로 발생한다고 판단할 수 있으므로 회귀불연속설계를 이용하기에 제약이 있다. 특히 통상적인 회귀불연속설계 모형처럼 경계 주변만 연구 대상으로 할 경우 제2장에서 살펴본 것과 같이 경계 주변에서 기업 및 가구가 여건이 유리한 경계 너머로 이전하는 효과(Dube and Lindner, 2021)를 차단하는 데 어려움이 있다. 또한 도시성장경계와 같이 매우 큰 공간적 단절을 야기할 수 있는 공간 효과를 분석하는 경우가 아니라면 단절 효과가 실제 행정경계의 단절적 영향에 의한 것인지 내생적 선택 오류(endogenous selection

bias)에 의한 것인지 판별하기 어렵다. 아울러, 공간회귀불연속설계를 이용하는 연구들은 공간을 다루고 있음에도 불구하고 표본의 제약으로 인해 일반적으로 공간적 상호작용, 본 연구에서 고려한 경계 간 확산효과를 고려하지 않는다(e.g., Black, 1999; Gibbons et al., 2013; Jia et al., 2021).

최소제곱법(OLS; ordinary least square model)(e.g., Capello et al., 2018; Patridge et al., 2009), 최대우도법(maximum likelihood model)(e.g., Díaz-Lanchas et al., 2021), 위계선형모형(HLM; hierarchical linear modeling)(e.g., Lee and Yoon, 2019; Tong et al., 2021)과 같은 회귀분석 기반의 모형을 이용하여 경계효과를 검증한 사례도 있다. 이러한 모형에서는 주로 경계와의 거리를 연속변수로 이용하거나 경계 인접 여부를 더미변수화하여 모형을 구성한다. 다만 회귀분석을 이용하여 구성할 경우, 단절적 영향의 유무는 확인할 수 있으나 경계효과의 메커니즘을 고려하기는 어렵다. 지역 간 발생하는 확산효과를 고려할 수 없으며, 완벽한 모형을 구축하는 것은 현실적으로 어렵기 때문에 경계 더미변수에 포착된 값이 지역 간 여건 격차에 의한 것인지, 경계효과에 의한 것인지 파악하기 어렵다. 특히 단일 경계가 아닌 다수의 경계를 대상으로 하는 위계효과의 경우 더욱 검증이 어려워진다. 예컨대, Capello et al.(2018)은 다양한 경계의 효과를 검증하기 위해 경계별로 각각의 OLS 모형을 별도로 구성하여 분석하였다.

회귀모형의 공간적 확장 형태로서 공간계량경제모형을 활용한 사례도 있다(e.g., Bailey et al., 2016; Ertur and Koch, 2007; Jiang et al., 2017; Zeng et al., 2018). 이들 연구에서는 인접지역의 공간적 상호작용을 통제하기 위한 공간가중치행렬에 경계효과를 반영하여 모형을 구성하거나(e.g., Bailey et al., 2016); Zeng et al., 2018), 별도의 매개변수를 이용

하여 경계의 영향을 검증한다(e.g., Ertur and Koch, 2007). 공간가중치행렬은 해당지역 주변의 지역 특성을 모형에 반영할 수 있기 때문에 확산효과를 통제한 가운데 지역 간 공간 현상의 단절을 검증할 수 있다. 경계효과를 다루고 있는 선행연구에서는 경계특성을 공간가중치행렬에 추가로 반영하여 경계효과를 검증하였다. 본 연구는 경계효과의 메커니즘을 고려한 가운데 경계에 의한 지역 간 현상 단절을 검증하는데 적합한 방법이라고 판단하여 공간계량경제모형을 이용하였다.

지역 간 상호작용에 경계가 끼치는 영향을 확인하기 위하여 중력모형 기반 모형(e.g., Persyn and Torfs, 2016; Yin et al., 2017)이나 네트워크 모형(e.g., He et al., 2022; Sohn et al., 2020)에 기반을 둔 경험연구 사례도 발견된다. 이들 연구는 노드와 링크 개념을 이용하여 지역 간 상호작용에 대한 경계의 영향을 검증한다. 중력모형과 네트워크 모형은 네트워크 구조로 발생하는 도시의 다양한 상호작용 현상을 검증할 수 있다(Broekel et al., 2014). 특히 네트워크 모형은 일반적인 통계분석기법과는 달리 사회현상에 자연스럽게 발생할 수 있는 개체 간 양방향 교류 및 상호의존성을 허용한다(Ward et al., 2011). 다만 네트워크 현상은 모든 지역과 지역 간의 관계를 대상으로 하므로 상호작용을 다루기에는 적합하지만, 공간 상에서 연속적으로 발생할 것으로 기대되는 현상을 분석하기에는 적합하지 않다.

본 연구는 제2장에서 정의한 경계효과의 메커니즘과 연관지어 경계의 지역 현상 단절 영향을 다루므로 경계가 발생시키는 확산적 영향과 단절적 영향을 모두 다룰 수 있는 공간계량경제모형을 이용하여 지역 현상의 단절을 검증하였다. 공간계량경제모형은 특히 연속적인 공간 하에서 발생하는 확산효과를 통제할 수 있으므로, 본 연구에서 가정하는 경계효과의 메커니즘인 확산효과와 파편화효과, 위계효과를 분리하여 측정할 수 있다.

3. 분석 모형 선택

Anselin(2010)은 공간 상에서 발생하는 현상을 공간 종속성(spatial dependence)과 공간 이질성(spatial heterogeneity)으로 분류한다. 경계효과를 다루는 본 연구는 공간 이질성을 지역 간 여건 차이에 의한 이질성과 경계효과에 따른 단절적 영향에 따른 이질성으로 나누어 살펴본다. 지역 간 공간적 인접에 의해 발생하는 공간 종속성은 공간계량경제기법(spatial econometrics)을 이용하여 통제할 수 있으나, 공간 이질성은 이질성의 구조적 원인을 파악해야 하므로 상대적으로 모형화가 어렵다(Ertur and Koch, 2007). 경계효과의 영향 중 공간 종속성은 본 연구에서 정의한 확산효과와 연관을 맺고 있으며, 공간 이질성은 파편화효과 및 위계효과와 연관을 맺고 있다. 본 연구는 확산효과, 파편화효과, 위계효과로 구성된 경계효과의 메커니즘을 가정하였으므로 공간 종속성을 고려한 가운데, 경계효과에 따른 공간 이질성을 검증하기 위하여 공간계량경제모형을 분석방법으로 고려하였다.

공간 종속성이 어디에서 기인하는지에 대한 이론적 가정에 따라 종속변수에 있다고 가정하는 공간자기회귀모형(SAR; spatial autoregressive model), 오차항에 있다고 가정하는 공간오차모형(SEM; spatial error model), 종속변수뿐 아니라 독립변수 간 공간의존성도 함께 고려하는 공간더빈모형(spatial Durbin model), 독립변수와 오차항 간 공간의존성을 고려하는 공간더빈오차(spatial Durbin error model)이 널리 이용된다(Anselin, 2010; Elhorst, 2010). 공간계량경제모형의 선택은 공간 현상을 모형화하여 검증하는데 있어 중요한 이슈로서 더 나은 모형 선택을 위한 다양한 통계적 방법이 개발되어 공간계량경제모형은 있으나, 기술적 방법에만 의존하기보다는 먼저 공간 종속성의 발생 기전에 대한 이론적 검토가 선행되어야 한다(Etur and Koch, 2007; McMillen, 2010)

경계효과는 주로 경계로 인해 발생하는 단절적 영향을 확인하는데 중점을 두어 연구되어 왔으므로 경계와 관련한 공간 종속성에 대한 이론화는 충분치 않다. 다만, 탐색적 관점에서 볼 때, 공간 종속성은 종속변수와 독립변수 모두에서 발생할 수 있다고 가정할 수 있다. 따라서 본 연구는 공간계량경제모형 중 공간더빈모형을 이용하여 모형을 구성하였다. 공간더빈모형은 공간오차모형과 공간자기회귀모형을 포괄하는 모형으로서 이론화가 충분하지 않은 현상을 모형화하기에 적합하다(LeSage and Pace, 2009). 다시 말하면 지역 간 공간 종속성의 작용이 불분명한 현상을 다루기 위한 접근방식인 일반적 접근부터 구체화(general-to-specific)(Mur and Angulo, 2009)를 위한 연구방법으로서 공간더빈모형은 적합성을 갖는다(Burridge, 2011). 공간더빈모형은 실제 공간 종속성이 공간자기회귀모형을 따르는 경우나 공간오차모형을 따르는 경우, 또는 다른 공간계량모형을 따르는 경우 모두에서 편향되지 않은 계수 추정치를 도출할 수 있으며, 잠재적인 공간 파급 효과의 크기에 제약을 두지 않는다(Elhorst, 2010). 본 연구에서 도출하고자 하는 행정경계의 공간 종속성 억제 효과는 이론화가 충분치 않고, 탐색적 연구가 필요하기 때문에 공간더빈모형이 모형 구성에 적합한 방법이라고 판단하였다. 즉, LeSage and Pace(2009)의 가정과 같이 한 지역의 발전 수준은 인근지역의 발전 수준 뿐 아니라 인근지역의 제반 여건에 폭넓게 영향을 받는다고 가정하였다. 공간더빈모형의 기본형을 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$Y = \rho WY + \alpha \iota_N + X\beta + WX\theta + \varepsilon$$

수식에서 Y는 N×1의 종속변수벡터, X는 N×K의 독립변수벡터가 되며, ιN은 N×1 상수 벡터, ε는 오차항이 된다. W는 공간가중치행렬이 되며, ρ

는 종속변수의 자기상관계수, θ은 독립변수의 자기상관계수가 된다. 더빈모형은 이처럼 공간가중치행렬을 종속변수(ρWY)와 독립변수(WXθ)에 모두 이용함으로써 인접지역의 종속변수와 독립변수가 끼치는 영향을 둘 다 검증한다. 이 경우, ρWY는 A 지역의 종속변수와 B 지역의 종속변수 간 내생적 상호작용이 되며, WXθ는 B 지역의 종속변수에 외생적 영향을 끼치는 A 지역의 독립변수가 된다.

아울러 본 연구는 매우 다양한 요인이 작용하는 지역 간 격차 발생 원인을 통제한 가운데 경계의 단절적 영향을 보다 정교하게 추정하고 시기에 관계 없이 경계효과의 메커니즘이 보편적으로 작동하는지 확인하기 위해 패널데이터를 이용한 공간더빈모형, 즉 공간더빈패널모형을 채택하였다. 공간더빈패널모형을 이용할 경우 공간 및 시간의 차이에 따라 발생하는 고정효과 또는 확률효과를 통제한 가운데 경계효과의 변화를 추정할 수 있기 때문이다. 이 모형에서는 μ가 공간적 고정효과 또는 확률효과가 되고 αt는 시간적 고정효과 또는 확률효과가 된다.

$$Y_t = \rho WY_t + \alpha_t \iota_N + X_t\beta + WX_t\theta + \mu_t$$

일반적인 회귀분석은 계수가 곧 직접효과를 의미하지만 공간더빈모형은 계수의 효과를 직접효과와 간접효과로 변환하여 추정할 필요가 있다. 본 연구는 LeSage and Pace(2009)의 요약 추정치를 이용하여 직접효과와 간접효과 및 총효과를 검토하였다. 직접효과는 한 지역의 독립변수 변화가 해당 지역의 종속변수에 끼치는 영향을 나타내며, 간접효과는 한 지역의 독립변수 변화가 인근지역의 종속변수에 끼치는 영향, 즉 확산적 효과를 나타낸다.

4. 분석 모형 구성 방향

제2장에서 살펴본 것처럼 행정경계는 단절적 격차를 발생시켜 공간 상에 부자연스러운 격차, 다시 말하면 일종의 공간 이질성을 발생시킬 가능성이 있다. 따라서 본 연구는 지역 발전 수준을 연구 대상으로 하여 지리적 인접으로 인한 공간 종속성과 지역 여건의 격차로 인한 공간 이질성을 통제한 가운데 행정경계에 의한 단절로 인해 발생하는 공간 이질성을 공간패널모형을 이용하여 검증할 수 있는 방법을 검토하였다.

먼저 공간 종속성을 살펴보면, 대부분의 도시 및 지역 이론은 공간 상에서의 연속적인 성장을 기본 가정으로 하고 있다. 고전적인 단핵이론, 다핵이론, 중력모형, 중심지-주변부이론, 경제지리학과 같은 이론들은 물리적 거리를 결정적인 요인으로 하여 공간적 인접성에 의한 공간 현상의 연속적 확산을 가정하고 있다(Baldwin and Forslid, 2000; Krugman, 1998; Sen and Smith, 1995). 제2장에서 살펴본 바와 같이 토블러의 지리학 제1법칙(Tobler, 1970)이나 공간분석이론, 공간통계학, 공간계량경제이론도 공간적 자기상관에 기초를 둔 공간 현상의 연속성을 기본 가정으로 하고 있다(Anselin, 2010; Griffith, 1992).

상당수의 도시 정책 및 계획 또한 도시의 연속적인 성장을 근간으로 하고 있다. 도시성장경계는 도시의 연속적인 성장을 기본 가정으로 하고 있으며(Ding et al., 1999), 제2장에서 살펴본 도시지역권, 스마트 축소와 같은 도시 아젠다도 도시가 공간 상에서 연속적으로 성장하거나 쇠퇴한다는 개념 하에서 출발한다(Coppola, 2019; Scott, 2019). 따라서 공간적 이질성을 야기하는 다른 요인의 개입이 없다면 도시의 성장은 공간 상에서 연속적으로 이루어질 가능성이 높으며, 지역 간에는 공간적 의존성이 발생할 가능성이 높다. 따라서 지역경제는 자연스러운 상태에서는 인근지역의 영향을 받으며

공간 상 연속성을 보일 것이라고 판단하는 것이 합리적이다(Firmino Costa da Silva et al., 2016). 이들의 영향은 공간계량경제모형의 공간가중치행렬을 이용하여 모형에 반영하였다.

공간 이질성의 경우, 여건 격차로 인한 이질성은 지역 발전 수준과 관련된 통제변수와 패널모형의 개체 고정효과 또는 개체 확률효과를 이용하여 모형에 반영하였다. 경계효과로 인한 이질성은 공간가중치행렬의 조정을 통해서 모형에 반영하였다. 먼저 지역별로 상이한 여건은 공간 이질성을 발생시킬 수 있으므로, 통제변수를 이용하여 경계효과를 제외한 공간 이질성을 모형에 포함하였다. 지역 발전 수준을 나타내는 변수로서 1인당 GRDP을 상정하였으며, 지역 발전 수준에 공간적 이질성을 발생시킬 수 있는 변수들은 1인당 GRDP와의 관계를 고려하여 1인당 GRDP의 크기를 근사하게 예측할 수 있는 변수들로 선정하였다. 다양한 요인들이 지역의 경제 성장과 관련을 맺고 있으나, 본 연구는 선행연구(Glaeser et al., 1995; Firmino Costa da Silva et al., 2017; Hasse et al., 2014, Zeng et al., 2018)를 고려하여 인구 및 사회, 경제, 계획 및 인프라, 재정 및 정책 부문에서 지역 경제에 영향을 끼칠 수 있는 지역 요인을 검토하였다.

본 연구는 행정경계에 의한 단절적 격차, 즉 공간 이질성 발생을 검증하는 것을 목적으로 하므로, 경계효과에 의한 공간 이질성을 모형에 반영할 수 있는 방법을 검토하였다. 공간계량경제모형을 이용한 일부 연구에서는 분석 대상지역 전역에 동일하게 부여하는 공간가중치행렬로 통제하기 어려운 공간 이질성을 모형에 반영하기 위한 방안을 모색하고 있다(Anselin, 2010). 다시 말하면 공간 종속성의 크기 및 영향은 지역에 따라 다르게 발생할 수 있고, 이를 일괄적으로 모형에 적용할 경우 모형에 편의가 발생할 수 있으므로 이를 극복하기 위한 방법에 관한 검토가 있었다. GWR(geographically

weighted regression)은 공간 이질성을 모형화하기 위한 대표적인 사례이나 전역적인 관점에서 이질성을 다룬다는 점에서 본 연구에서 다루고자 하는 경계효과를 다루기에는 적합하지 않다(Keele and Titiunik, 2015). 따라서 경계와 관련되어 참조할 수 있는 선행 연구를 검토하였다.

Ertur and Koch(2007)은 이질성에 관여할 수 있는 요소를 매개변수(parameter)로서 모형에 투입하여 공간적 이질성을 공간모형에 통합하고자 하였다. 구체적으로는, 공간 종속성에 매개변수를 부여하고 이를 지역 단위에서 각각 분석함으로써 지역 간 공간 이질성을 검증하고자 하였다. Pijnenburg and Kholodilin(2014)는 기업 자본의 공간 확산을 분석하기 위한 56개의 각기 다른 가정을 가진 공간가중치행렬을 설정하고 이들을 이용하여 분석한 결과를 비교하는 방식으로 현상에 적합한 공간가중치행렬을 탐색하였다. Bailey et al.(2016)은 공간 의존성의 공간적 편중을 다루기 위한 방법으로 양의 공간 의존성효과와 음의 공간 의존성효과를 각각 고려하여 공간가중치행렬을 구성하는 새로운 방법을 고안하여 미국 주택가격의 편차를 경험적으로 검증하였다. Capasso et al.(2021)는 공간적 비대칭성(spatial asymmetries)의 모형 반영을 위해 각기 다른 공간 시차(spatial lag)를 고려한 공간가중치행렬을 구성한 후 비교하여 선별하였다. Jiang et al.(2017)의 연구에서는 공간가중치행렬을 구성할 때, 동일한 경계를 공유하는 인접지역은 경계를 공유하지 않는 인접지역에 비해 공간적으로 더 근접한 것으로 가정하여 행렬을 구성하였다. 즉, 경계 내에 위치한 인접지역이 큰 영향을 끼칠 것이라고 가정하고 경계 내에 위치한 인접지역에 대해서만 공간가중치를 부여하였다. 지역 간 효과가 상대적으로 낮을 것이라고 기대되는 경계 바깥 쪽에 위치한 인접지역에 대해서는 공간가중치를 부여하지 않았다. Zeng et al.(2018)은 인접한 두 지역이 어떠한 행정경계에 포함되어 있는지, 즉 지역 간 인접관계의 차이를 기준으로 공간가중치행렬 시나리오를 제시하여

지역 소득에 대한 경계효과를 검증하였다. 해당지역이 도시, 부도심, 도, 군과 같은 어떤 위계의 행정구역에 해당하는지와 인접지역이 어떤 위계의 행정구역에 해당하는지를 조합하여 15개의 인접 시나리오를 제시하고, 사례가 있는 6개 시나리오별로 각각 공간가중치행렬을 구성하여 검증하였다. 다만, 이 연구에서는 해당 사례에 해당할 경우에만 공간가중치를 부여하여 해당 인접사항에 대해서만 지역 간 효과를 검증하였다.

본 연구는 이러한 선행연구를 기초로 하여 공간더빈패널모형의 공간가중치행렬 W에 경계 특성에 따른 조건을 부여하는 방식을 고안하였다. 이들 공간가중치행렬을 경계효과의 메커니즘에 따라 반영한 다수의 시나리오를 설정하여 검증을 진행하였다. 시도 경계에 접해있는 인접지역에 대해서는 시도 경계에 접해있지 않은 인접지역과 다른 공간가중치를 부여하여 시도 경계에 인접한 지역 고유의 경계효과를 고려하고자 하였다. 즉, 경계효과에 의해 경계를 접한 지역에서는 공간 종속성이 동일 경계 내에 위치한 지역 간의 통상적인 공간 종속성에 비해 상대적으로 감소할 것이라고 가정하였다. 경계효과의 메커니즘 중 확산효과가 경계에 의해 발생하는 파편화효과 및 위계효과에 의해 상쇄될 것이라고 가정한 것이다. 다만, 파편화효과와 위계효과의 상대적인 크기를 단정적으로 정의하기 어려우므로, 다양한 크기의 공간 종속성 감소 효과를 검증하였다. 경계에 접한 두 지역 간에는 공간 종속성이 일정 수준 상쇄된다고 가정하고, 감소하는 크기를 각기 달리하여 복수의 경계효과 크기에 따른 모형 적합성을 비교하였다.

본 연구는 경계의 위계적 영향, 즉 위계효과도 연구 대상으로 하므로 경계 위계에 따른 영향 또한 모형에 반영하였다. 제2장에서 살펴본 것과 같이 경계는 위계별로 각기 다른 크기의 경계효과를 가질 수 있다. 최근 진행된 경계와 관련한 연구에서도 기존 이론으로 설명하기 어려운 공간적 맥락 효과

를 설명하기 위한 방안으로서 다층적 경계 영향에 대한 학술적 관심이 증가하고 있다(e.g., Jia et al., 2021; Tong et al., 2021; Wang and Yeh, 2020). 높은 위계를 가진 경계는 낮은 위계를 가진 경계와 상이한 지역 간 단절효과를 가질 수 있다. 예컨대, 시도 경계는 시군구 경계에 비해 더 많은 정치적, 사회경제적, 인식적 단절을 야기할 가능성이 있고, 시도 경계 중에서도 더 많은 차별적 특성을 갖는 특별시나 광역시 경계는 도 경계에 비해 많은 단절을 야기할 가능성이 있다. 다만, 현재까지 위계효과의 작용 방향에 대한 경험 연구는 매우 제한적이므로 위계효과의 방향은 불분명하다. 반대로 인원, 재화, 서비스가 밀집한 특별시나 광역시는 주변지역과 더 많은 상호작용을 이끌어내고 주변지역에 더 많은 영향력을 행사함으로써(Zeng et al., 2018) 위계효과가 상대적으로 감소할 가능성도 배제할 수 없다. 본 연구는 이러한 가능성, 즉 위계효과의 방향성에 대한 검증 또한 모형에 포함하여 위계효과를 작용 방향을 함께 검증하고자 하였다.

살펴본 것처럼 본 연구는 경계 주변에서 발생하는 공간 종속성, 여건 격차 및 경계효과로 인한 공간 이질성을 포함하여 모형을 구성하였다. 본 연구의 모형 구성 방향은 [표 3-1]과 같다.

[표 3-1] 현상 단절 효과 모형 구성 방향

분석대상		관련된 경계효과 메커니즘	모형 반영
공간 종속성	**지리적 인접에 따른 종속성**	확산효과	- 공간계량경제모형의 공간가중치행렬 W를 이용하여 모형에 포함
공간 이질성	**여건 격차로 인한 이질성**	-	- 요인별 예측변수를 구성하여 지역 간 여건 격차를 통제 - 패널모형의 개체 고정효과 또는 확률효과를 이용하여 추가로 통제
	경계효과로 인한 이질성	파편화효과, 위계효과	- 공간계량경제모형의 공간가중치행렬을 경계 인접 여부에 따라 경계효과 메커니즘의 시나리오별로 설정하여 모형에 포함

제2절 현상 단절 효과 분석 모형 구성

1. 지역 발전 수준

본 연구는 공간더빈패널모형 및 시나리오를 이용하여 지역 발전의 공간적 단절을 검증하며, 이를 분석하기 위한 분석 모형을 구성하였다. 먼저, 행정경계에 의한 지역 발전의 공간적 단절을 검증하기 위해 지역 발전 수준을 나타낼 수 있는 결과변수를 검토하였다. 본 연구는 1인당 지역총생산(GRDP; gross regional domestic product)을 결과변수로 이용하였다. 지역 발전 수준을 나타낼 수 있는 지표는 연구의 관점에 따라 다양하게 정의되고 있으나 대표적으로 지역소득, 인구, 토지피복이 주로 이용된다(Duranton and Puga, 2013; Schwarz, 2010). 본 연구는 이 중 지역소득을 나타낼 수 있는 1인당 GRDP를 결과변수로서 고려하였다.

1인당 GRDP는 지역의 경제 성장 또는 지역 소득 수준을 나타낼 수 있는 보편적인 지표(Glaeser, 2000)로서 경계효과에 따른 지역 현상의 단절을 검증하기 위한 연구에서도 널리 이용되고 있다. 경계효과를 상대적으로 좁은 단위에서 다루는 연구들은 주로 주택가격이나 토지가격을 이용하여 경계효과를 검증하는 경우가 많으며(e.g., Basten et al., 2017; Black, 1999; Chen et al., 2019; Gibbons et al., 2013; Koster et al., 2012; Lee and Yoon, 2019), 상대적으로 넓은 단위에서 다루는 연구들은 지역총생산을 이용하여 경계효과를 검증하는 사례가 많다(e.g., Capello et al., 2018; Ertur and Koch, 2007; He et al., 2018; Zhang et al., 2017). 1인당 GRDP는 지역 발전의 질적, 양적 수준을 동시에 반영하는 지표이며, 특히 본 연구와 같이 지역을 분석단위로 한 연구에서 지역의 발전 수준을 나타내는 지표로서 적합하다.

Ertur and Koch(2007)은 경계효과로 인한 지역 간 이질성을 다루기 위해 이질성을 나타낼 수 있는 변수로서 1인당 GRDP를 이용하였다. Capello et al.(2018)은 유럽 국경의 경계효과를 검증하기 위해 지역 경제 수준을 대리할 수 있는 변수로서 1인당 GRDP의 변화율을 이용하였다. He et al.(2018)도 행정경계 변화에 따른 지역 불균형 변화를 측정하기 위한 지표로서 1인당 GRDP를 이용하였다. Zhang et al.(2017)의 연구에서도 도 경계가 지역 불균형에 끼치는 영향을 검증하기 위해 1인당 GRDP를 이용하였다.따라서 본 연구에서도 1인당 GRDP를 지역 발전 수준을 측정할 수 있는 지표로서 이용하였다.

2. 여건 격차로 인한 공간 이질성 구성

제1절에서 살펴본 바와 같이 인구 및 사회, 경제, 계획 및 인프라, 재정 및 정책 부문을 고려하여 여건 격차로 인한 공간 이질성을 구성하는 예측변수를 검토하였다. 예측변수로서 먼저 거주인구밀도를 고려하였다. 지역에 거주하는 인구와 지역에 고용된 인구가 모두 지역 생산에 관여하므로(Glaeser, 2000), 당초 거주인구와 고용인구를 모두 고려하는 방안을 검토하였으나 변수 간 다중공선성이 발생하여 거주인구밀도만 투입하였다. 지역인구는 생산자로서, 그리고 소비자로서 지역경제에 가장 큰 영향을 미치는 요인이 되어 지역 경제를 형성한다(Glaeser, 1998). 지역 인구는 이론적으로나 경험적으로나 경제 성장의 필수적인 요소로 간주된다(Ellison and Glaeser, 1999; Henderson et al., 2012). 지역 인구는 GRDP에 선형적 영향을 끼칠뿐 아니라, 규모의 경제와 집적 경제를 형성함으로써 GRDP에 지수적 영향을 끼칠 여지도 있다(Moomaw and Shatter, 1996). 경계는 지역 간 재정 여건이나 서비스 공급 수준에 영향을 끼쳐 Tiebout(1956)의 공공선택이론을 현

실화시키고 지역 간 인구의 재배치를 초래할 수 있으며(Edwards and Xiao, 2009), 이는 다시 지역의 경제적 발전 수준에 영향을 끼칠 수 있다.

다만, 고용인구는 다핵도시(polycentric city)의 특성을 대표하기에 보다 적합한 지표이며(McMillen and McDonald, 1997), 지역 내에서의 서비스 접근과 집적 경제에 영향을 끼칠 수 있다(Patridge et al., 2009). 또한 지역 소득은 상대적으로 이동성이 낮고 직접적으로 생산 활동에 관여하는 고용밀도에 민감하게 반응할 수 있기 때문에(Glaeser et al., 1995), 고용인구밀도 대신 지역의 고용특성을 반영할 수 있는 고용중심도를 추가로 투입하였다. 고용중심도를 나타내는 변수로서 거주인구 대비 고용인구 비율(job/housing balance)을 이용하였다. 많은 도시지역권에서 고용중심지와 거주중심지가 상이하게 나타나기 때문에 두 인구 규모의 상대적 비율로서 해당지역의 경제적 특성, 특히 자급적 특성을 나타낼 수 있도록 하였다. 거주인구 대비 고용인구가 높으면 상대적으로 고용이 집중된 고용중심지로서 CBD의 특성을 가지고 있다고 판단할 수 있으며, 반대로 거주인구 대비 고용인구가 낮으면 배후의 주거지로서의 지역 특성을 가지고 있다고 판단할 수 있다(Blumenberg and King, 2021). 거주인구 대비 고용인구 비율은 지역 특성 및 통근 특성을 나타내는 지표로서 다수의 선행연구에서도 지역 분석을 위해 고려하고 있다(e.g., Giuliano and Small, 1991; Jun, 2020).

산업구조 또한 지역총생산에 영향을 끼칠 수 있으므로 고려하였다. 산업구조를 나타내기 위해 지역의 3차 산업 대비 2차 산업 비율을 이용하였다. 해당 지표는 각 지역이 서비스 중심지에 가까운지 생산 중심지에 가까운지를 나타낼 수 있다. 3차 산업은 2차 산업에 비해 지역에 착근된 생산 기반과의 연계가 비교적 적은 산업군으로서 시장 지향적인(market-oriented) 입지를 가지고 있기 때문에(Hall, 2009), 이들의 비율을 이용하면 지역 중심적인 입

지와 시장 지향적인 입지를 고려한 지역 산업 구조를 나타낼 수 있다. 또한 3차 산업은 2차 산업에 비해 비교적 인근지역과의 경제적 연계(economic links)가 약한 산업군으로서 지역 간 격차와 연관을 맺고 있다(Dewar and Epstein, 2007). 아울러 일부 연구(Yao et al., 2022; Baba and Asami, 2022)에서는 이들의 상대적 비중이 도시경제의 효율성에 영향을 끼칠 수 있다는 주장이 제기되므로 이를 모형에 반영하였다.

다음으로는 기업의 특성을 나타내는 지표로서 기업 당 평균 근로자수를 고려하였다. 이는 기업의 규모를 대표할 수 있다. Shaffer(2002)는 미국 700개 이상의 도시를 대상으로 한 경험연구에서 기업 당 평균 근로자수가 커지면 커질수록 지역 경제 성장률이 감소하는 경향을 보인다고 밝히며, 이는 지역 발전이 활발한 지역에서 새로운 기업이 탄생하고, 소규모의 서비스 기업들이 많이 창업하기 때문일 것으로 추측한다. 반면 규모가 큰 기업은 R&D나, 판로 개척 등의 기업 활동에서 우위를 점할 수 있고, 기업 내 분업화가 활발하기 때문에 보다 생산성이 높을 것으로 예상하는 입장도 있어(Raspe and Oort, 2011), 기업 규모의 지역 발전 효과는 논쟁이 있는 영역이다. 기업의 크기와 지역 경제 발전에 대한 합의된 결론은 없으나 많은 연구에서 지역 경제 발전에 영향을 끼치는 변수로서 기업의 크기를 고려하고 있다(Maté-Sánchez-Val et al., 2017). 본 연구에서도 예측변수로서 투입하였다.

지역 성장에 영향을 미치는 중요한 지표로서 인적 자본을 고려하였다. Duranton and Puga(2013)는 수십년 간의 도시 발전 사례를 검토하여 인적 자본과 집적 경제가 중요한 도시 성장 요인이었음을 밝혔다. 아울러 산업 수요 등에 의해 유사한 학업 경험을 보유한 인구가 특정 지역에 편중하는 현상이 발생할 수 있어(Berry and Glaeser, 2005), 지역 고유의 문화를 형

성할 가능성도 제기된다(Martin and Sunley, 2006). 인적 자본은 경제 성장과 강력한 연관을 맺고 있다는 것이 경험적으로 꾸준히 증명되어 왔으며, 주로 취학연수, 고졸자비율, 대졸자비율을 이용하여 측정한다(Glaeser, 2000). 우리나라의 경우에는 세대 간 교육 기회에 극단적인 차이가 있었으므로 고졸자비율이나 대졸자비율보다는 평균 취학연수를 직접 이용하는 것이 지역의 인구 구성에 구애받지 않는 전반적인 인적 자본 수준을 측정할 수 있는 지표라고 판단하여 채택하였다.

또한 1인당 재정 지출을 고려하였다. 1인당 재정 지출은 지역별 지출(local expenditures)로서 티부의 공공선택이론 가설의 핵심을 구성하며 지역의 전반적인 공공 서비스 공급 수준을 나타내는 변수로서 널리 이용되고 있다(Edwards and Xiao, 2009; Leon-Moreta and Totaro, 2022). 경계는 각 지역의 지출 함수(expenditure function)에 관여하며 지출 수준은 다시 지역에 영향을 끼칠 수 있다(Bennet, 1997). 또한 지역 지출은 파편화된 지역구조를 공고하게 만드는데 기여할 수 있다(Savitch and Adhikari, 2017). 1인당 재정 지출 변수로서 복지, 개발과 같은 특정 목적의 지출을 이용하는 방안을 검토하였으나, 이는 지역 특성 및 인구 구조의 영향을 많이 받으므로(Baba and Asami, 2022; Glaeser, 1998; Siano and D'Uva, 2017) 1인당 지출 총액을 이용하였다.

재정 수입을 나타내는 변수로는 1인당 지방세를 이용하였다. 지방세는 지방소득세, 지방소비세, 지방교육세, 취득세, 재산세, 주민세 등을 포함하며 지역 내에서 발생하는 다양한 경제활동의 규모를 종합적으로 반영한다. 지역별 세율은 인구와 경제활동의 배치에 영향을 끼칠 수 있으며, 지역의 정책적 지향을 일부 반영한다(Basten et al., 2017). 분석대상지역의 경우에도 재산세, 주민세, 지방교육세 등의 세율을 지방 특성에 따라 조례로서 조정할 수

있으므로, 지역의 정책 특성을 일부 반영할 수 있다. 앞서 살펴본 재정 지출과 재정 수입은 이론적으로 양의 상관관계를 맺을 수 있다(Ashworth et al., 2005). 다만, 지방 간 격차를 재분배하는 지방 교부금 제도가 있고 대한민국의 경우 지방재정 재분배 비율이 높으며, 재정 지출은 해당지역을 대상으로 하는 반면, 재정 수입은 해당지역의 거주인구와 고용인구 모두를 대상으로 하므로 재정 수입과 재정 지출은 차이를 갖는다. 실제 분석 결과에서도 두 변수 간의 상관관계가 매우 낮은 것으로 나타났다[4].

지대 특성을 나타내는 변수로는 각 시군구 필지의 공시지가 평균값을 이용하였다. 지대는 지역 발전 및 생산 활동을 설명하기 위한 전통적인 영향요인으로(Cappozza and Helsley, 1989), 지역의 접근성, 인접성, 환경 특성, 법·제도 요인, 규제, 개발 정책이 복합적으로 작용한 결과로서 지역에 대한 선호도를 폭넓게 반영한다(Glumac et al., 2019). 아울러 지대는 해당지역의 생산성과 어메니티에 대한 가구와 기업의 반응을 폭넓게 반영하며 임대료와 밀접한 관련을 맺고 있어 기업 및 가계의 경제활동에 직접적인 영향을 끼칠 수 있다(Patridge et al., 2009).

본 연구는 앞서 살펴본 것과 같이 1인당 GRDP를 지역 발전 수준을 나타내는 결과변수로 설정하였으며, 인구밀도, 고용중심도, 산업구조, 기업특성, 인적자본, 재정지출, 재정수입, 지대특성을 1인당 GRDP와 연관을 맺고 있는 예측변수로서 이용하였다. 이들 변수는 제2장에서 살펴본 정치적, 사회경제적, 인식적 단절 요인이 결합된 결과로서 지역 발전 수준에 영향을 끼칠 수 있다. 본 연구에 이용하는 변수들을 정리하면 [표 3-2]와 같다.

---

4) 재정 지출 변수와 재정 지출 변수의 Pearson 상관계수는 -0.051로 나타났으며, 로그 변환한 두 변수의 Pearson 상관계수도 0.014로 변수 간 상관관계를 거의 갖지 않는 것으로 나타났다.

[표 3-2] 검증 모형 구성을 위한 통제 변수 설정

변수	내용	측정 산식
인구밀도	지역의 물리적 집적 특성을 통제하는 변수	당해연도 거주인구/지역면적
고용중심도	지역의 고용중심지, 거주중심지 여부를 통제하는 변수	고용인구/거주인구
산업구조	지역의 산업별 비중을 통제하는 변수	2차산업 종사자수/3차산업 종사자수
기업특성	지역의 기업 규모를 통제하는 변수	당해연도 고용인구/기업수
인적자본	지역의 전반적인 교육 수준을 통제하는 변수	거주인구의 평균 교육년수
재정지출	지역의 공공서비스 수준을 통제하는 변수	당해연도 재정지출/거주인구
재정수입	지역의 전반적 소득 수준 및 재정정책을 통제하는 변수	당해연도 지방세수입/거주인구
지대특성	지역의 물리적 희소성 및 토지정책을 통제하는 변수	당해연도 공시지가 평균

3. 경계효과로 인한 공간 이질성 구성

본 연구에서 상정하는 다양한 경계효과 메커니즘을 검증하기 위하여 경계별 메커니즘이 경계 특성에 따라 작용하는 상황에 대한 가정을 포함한 다수의 시나리오를 구성하였다. 경계별로 경계효과의 메커니즘이 작용하는 과정에 대해 가정한 결과를 표로 정리하면 [표 3-3] 및 [표 3-4]와 같다. [표 3-3]은 읍면동 단위를 분석단위로 했을 때 시군구 경계와 시도 경계에서 발생할 수 있는 경계효과의 메커니즘을 나타낸다. [표 3-4]는 시군구 단위를 분석단위로 했을 때, 시도 경계에서 발생할 수 있는 경계효과의 메커니즘을 나타낸다. 본 연구는 시군구를 분석단위로 하였으므로 시도 경계의 효과를 다루는 [표 3-4]의 메커니즘 작용 가정을 이용하여 분석을 진행하였다. 시군구를 분석단위로 하여 시도 경계의 경계효과를 살펴볼 경우, 시군구 단위에서 발생하는 파편화효과 및 위계효과는 시군구 경계에서 발생하는 확산효과에 흡수되는 것으로 간주할 수 있다. 따라서 본 연구는 시군구 경계에서의 경계효과를 별도로 다루지 않았다.

[표 3-3] 경계효과 메커니즘 작용 가정(시군구 및 시도 경계)

지역 구분		확산효과 (A)	파편화효과 (B)	위계효과 (C)	공간 종속성 (A-(B+C))
인접지역 간		+			큼
시군구 경계 내외		+	-		작음
시도 경계 내외	도 경계 내외	+	-	- 또는 0	위계효과에 따라 상이
	특별시 및 광역시 경계 내외	+	-	- 또는 0	위계효과에 따라 상이

[표 3-4] 경계효과 메커니즘 작용 가정(시도 경계)

지역 구분		확산효과 (A)	파편화효과 (B)	위계효과 (C)	공간 종속성 (A-(B+C))
시군구 경계 내외		+			큼
시도 경계 내외	도 경계 내외	+	-	- 또는 0	작음
	특별시 및 광역시 경계 내외	+	-	- 또는 0	위계효과에 따라 상이

다음으로 이러한 메커니즘 작용 가정을 검증하기 위해 이들 메커니즘을 순차적으로 부여한 다수의 시나리오를 도입하여 공간가중치행렬에 각기 다른 가중치를 부여한 모형을 설정하였다. 동일 시도 내 지역 간, 시도 경계를 통과하는 지역 간, 도 단위의 지역이 다른 도 단위의 지역 경계와 접하는 경우, 시 단위의 지역이 다른 도 단위의 지역 경계와 접하는 경우와 같이 다양한 경계 관계에 관한 공간가중치행렬을 별도로 설정하고 모형을 구성하여 각각 분석하였다. 분석 결과 나타난 각 모형의 모형 적합도를 비교함으로써 경계효과를 잘 반영할 수 있는 시나리오를 채택하는 방식으로 경계효과를 검증하였다. 먼저, 공간 종속성을 고려하지 않은 시나리오 0과 확산효과를 고려한 시나리오 1을 비교하였다. 다음으로는 파편화효과를 감안하지 않은 시나리오 1과 확산효과에 더하여 파편화효과를 고려한 시나리오 2-1, 2-2를 비교하였다. 시나리오 2-1, 2-2는 파편화효과의 강, 약에 따라 공간가중치를 달리 부여하였다. 또한 파편화효과를 고려한 시나리오 2-1, 2-2와 파편화효과에 더하여 위계효과까지 고려한 시나리오 3-1, 3-2를 비교하였다.

[표 3-5] 경계효과 검증을 위한 기본 시나리오

연번	시나리오		내용	모형 적용
0	기본 시나리오		지역 간 공간 종속성을 고려하지 않는 시나리오	공간가중치행렬 미반영
1	확산 효과	확산효과 검증	지역 간 공간 종속성이 고르게 작용한다고 가정 (확산효과를 가정)	시군구 경계에서, 확산효과 +100%
2-1	파편화 효과	파편화효과 검증 (약한 효과)	시도 경계를 넘어서는 지역 간 현상의 경우 공간 이질성이 약하게 작용한다고 가정 (약한 파편화효과를 가정)	시군구 경계에서, 확산효과 : +100% 시도 경계를 접할 때, 파편화효과 : -50%
2-2		파편화효과 검증 (강한 효과)	시도 경계를 넘어서는 지역 간 현상에는 공간 이질성이 강하게 작용한다고 가정 (강한 파편화효과를 가정)	시군구 경계에서, 확산효과 : +100% 시도 경계를 접할 때, 파편화효과 : -100%
3-1	위계 효과	위계효과 검증 (정방향 위계)	더 높은 위계의 경계에서 공간 이질성이 더 강하게 작용한다고 가정 (파편화효과+위계효과를 가정)	시군구 경계에서, 확산효과 : +100% 시도 경계를 접할 때, 파편화효과 : -50% 특별시 및 광역시 경계를 접할 때, 위계효과 : -50%
3-2		위계효과 검증 (역방향 위계)	더 낮은 위계의 경계에서 공간 이질성이 더 강하게 작용한다고 가정 (파편화효과+위계효과를 가정)	시군구 경계에서, 확산효과 : +100% 시도 경계를 접할 때, 파편화효과 : -50% 도 경계를 접할 때, 위계효과 : -50%

공간 종속성을 감안하지 않은 기본 모형(시나리오 0)은 공간가중치행렬을 고려하지 않았다. 확산효과만을 고려한 시나리오 1 모형은 지역 간 공간종속성에 100%의 가중치를 부여하였으며, 이 확산효과의 크기 100%를 기준으로 다른 시나리오의 가중치를 설정하였다. 파편화효과 검증의 경우에는 시도 경계에서 파편화효과가 발생한다고 가정하여 시도 경계를 접한 두 지역 간에 50% 또는 0%의 공간가중치를 부여하였다. 50%를 부여한 시나리오(시나리오 2-1)에서는 파편화효과가 확산효과의 절반 크기로 작용한다고 가정하였다. 이 시나리오에서는 확산효과가 100%가 되고, 파편화효과가 -50%가 되

어 합은 50%가 된다. 0%를 부여한 시나리오(시나리오 2-2)에서는 파편화효과와 확산효과와 동등한 크기로 작용한다고 가정하였다. 이 시나리오에서는 확산효과가 100%, 파편화효과가 -100%로 합이 0%가 된다.

위계효과 검증의 경우에는 앞서 살펴본 것과 마찬가지로 위계효과의 방향에 관한 상반된 가능성을 모두 검토하기 위하여 2개의 시나리오를 구성하였다.먼저, 시나리오 3-1은 시나리오 2-1을 기초로 특별시 또는 광역시 경계에서 도 경계보다 큰 단절적 영향, 즉 위계효과가 발생한다고 가정하여 0%의 공간가중치를 부여하였다. 다시 말하면, 특별시 또는 광역시 경계에서는 확산효과 100%, 파편화효과 -50%, 위계효과 -50%가 발생하여 파편화효과와 위계효과의 합이 확산효과를 상쇄한다고 가정하였다. 다음으로 시나리오 3-2은 시나리오 2-1을 기초로 도 경계에서 특별시 또는 광역시 경계에 비해 작은 파편화효과가 발생한다고 가정하여 특별시 또는 광역시가 아닌 도 경계에 0%의 공간가중치를 부여하였다. 즉, 다시 도 경계에서는 확산효과 100%, 파편화효과 -50%, 위계효과 -50%가 발생하여 파편화효과와 위계효과의 합이 확산효과를 상쇄한다고 가정하였다. 이러한 가중치 부여방식을 종합한 결과는 [표 3-6]과 같다.

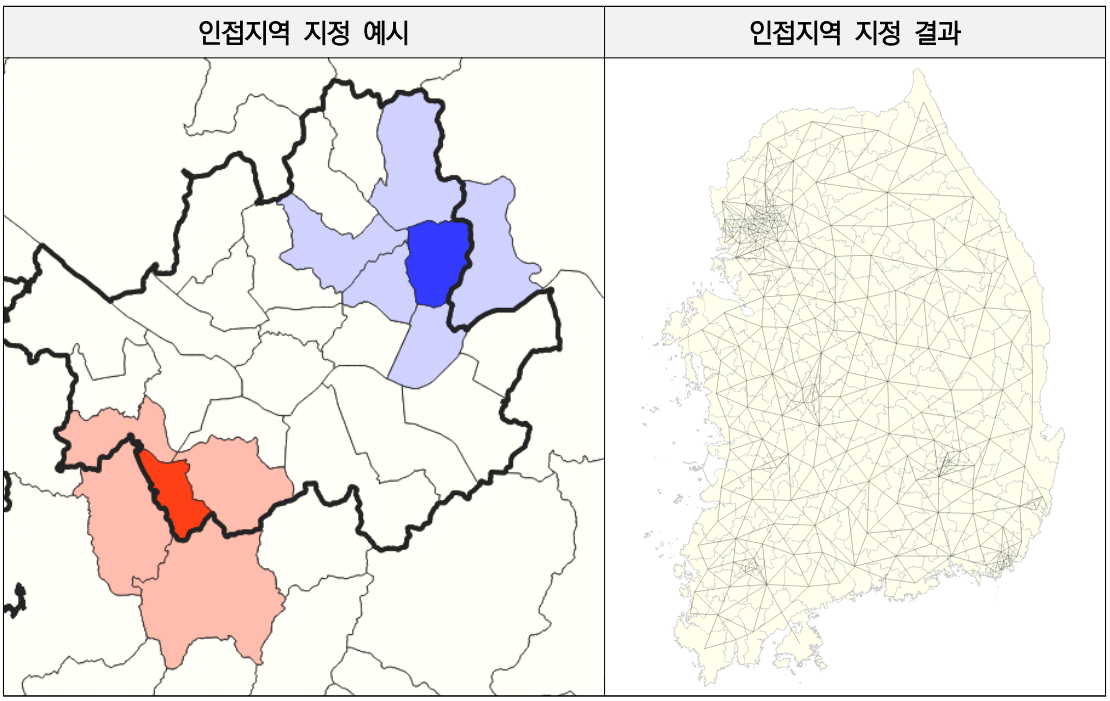
[표 3-6] 기본 시나리오 공간가중치 부여방식

연번	시나리오	가중치 부여값		
		시도 경계 내	시도 경계 간	특별시-광역시 경계
0	기본 모형	0%	0%	0%
1	공간종속성 검증	100%	100%	100%
2-1	파편화효과 검증 (약한 효과)	100%	50%	50%
2-2	파편화효과 검증 (강한 효과)	100%	0%	0%
3-1	위계효과 검증 (정방향 위계)	100%	50%	0%
3-2	위계효과 검증 (역방향 위계)	100%	0%	50%

경계효과 메커니즘별 가정에 따른 6가지 시나리오는 확산효과, 파편화효과, 위계효과의 결합에 따라 100%, 50%, 0%의 세 가지 가중치를 이용하여 각각의 가정을 시나리오에 반영하였다. 다만, 현재까지의 경계효과 연구들은 경계효과의 실재 여부에 집중하고 있으며 국가 특성에 따라, 지역 특성에 따라, 또는 운영하는 행정체계에 따라 경계효과가 상이할 수 있기 때문에 경계효과의 실제 규모에 관한 이론적, 경험적 근거는 충분하지 못한 상황이다. 모형의 강건성을 확인하고, 실제 영향 규모를 파악하기 위해서는 연구에서 임의로 가정한 시나리오별 가중치가 적합한지, 다른 가중치에서도 분석 결과가 일관성 있게 나타나는지 확인할 필요가 있다. 아울러 본 연구는 10년 간을 분석대상기간으로 하였으므로 분석 결과에 따라 나타나는 효과가 분석대상기간 전체에 거쳐 일관되게 나타나는지를 확인할 필요가 있다. 따라서 분석 결과가 일관성 있게 나타나는지 확인하기 위하여 데이터를 전반기와 후반기로 나누어 각각 분석을 시행하였다. 해당 분석 결과는 부록에 추가하였다.

공간계량경제모형을 이용할 경우, 해당지역과 인근지역과의 공간 종속성 형성 관계를 나타내는 공간가중치행렬의 설정을 위한 인접행렬을 정의한다. 이 때, 어떤 지역을 공간 종속성이 영향을 미치는 인접지역으로 선택할지는 결정이 어려운 난제가 된다(Bailey et al., 2016; Elhost, 2010; Firmino Costa da Silva et al., 2016). 인접행렬은 공간 종속성이 작용하는 인접지역에 대한 가정에 따라 이론적으로 구성하거나 다수의 공간가중치행렬에 대한 비교를 거쳐 경험적으로 구성한다(Pijnenburg and Kholodilin, 2014). 본 연구에 이용할 수 있는 인접행렬로서는 일정 개수의 인접지역수를 고려하는 K-근접 행렬(K-nearest matrix), 지리적으로 인접한 지역을 고려하는 접촉행렬(contiguity matrix), 일정 반경 내 지역을 고려하는 반경행렬(great-circle distance matrix)를 검토할 수 있다. 본 연구는 지역 간 경계 통과 여부를 통해 경계효과를 다루기 때문에 이론적으로 접촉행렬이 가장

적합한 인접행렬이라고 판단하였다. 접촉행렬 중에서는 경계를 직접 접하는 지역을 반영하는 룩(rook) 접촉행렬을 이용하여 인접지역을 정의하였다[5]. 이를 그림으로 표현하면 [그림 3-1]과 같다. 예를 들며, 빨간색 지역에 인접한 지역은 연한 빨간색으로 표시한 지역이 되며, 파란색 지역에 인접한 지역은 연한 파란색으로 표시한 지역이 된다.

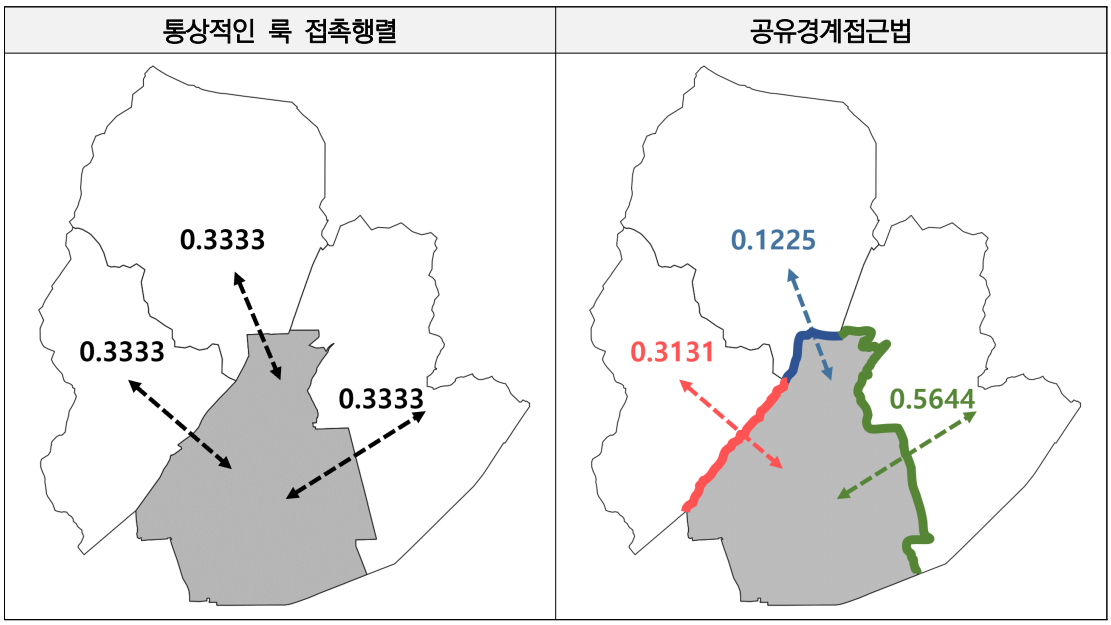


[그림 3-1] 채택한 인접행렬의 인접지역 지정 예시 및 결과

룩 접촉행렬은 일반적으로 경계를 접하고 있는 모든 지역에 같은 가중치

5) 경계 또는 꼭지점이 직접 접하는 경우를 인접지역으로 정의하는 퀸(queen) 접촉행렬도 고려하였으나, 비격자 구조를 가진 우리나라의 시군구 경계 특성 상 퀸 접촉행렬과 룩 접촉행렬 간 1개의 시군구가 차이를 보일뿐 거의 차이는 없다. 다만 본 연구는 개념적으로 경계 내외의 상호작용을 다루기 때문에 직접 경계를 접하는 룩 접촉행렬이 경계효과를 다루기에 더 적합하다고 판단하였다.

를 반영한다. 예를 들어, 해당지역이 3개의 지역에 경계를 접하고 있으면 각 지역에 동등하게 1/3의 가중치를, 5개의 지역에 경계를 접하고 있으면 각 지역에 동등하게 1/5의 가중치를 부여한다. 다만, 현실적으로 인접한 모든 지역이 동등한 공간적 상호작용을 한다고 판단하기는 어렵다. 본 연구는 경계의 인접 여부에 따라 발생하는 경계효과를 대상으로 한다. 경계효과가 실제로 발생할 경우, 특정 지역과 상대적으로 긴 경계를 공유하고 있는 지역이 상대적으로 짧은 경계를 공유하고 있는 지역보다 특정 지역과 더 많은 상호작용을 할 수 있다고 가정하는 것이 합리적이다. 따라서 본 연구는 접촉행렬 중 경계의 특성을 고려하여 지역 간 공간 종속성을 측정하기 위해 고안된 shared boundary approach (Wong, 1993) 을 이용하여 공간가중치행렬을 설정하였다. 이 접근법에서는 [그림 3-2]와 같이 해당지역에 더 많은 경계를 접하는 지역에 보다 높은 공간가중치를 부여한다.



[그림 3-2] 통상적인 룩 접촉행렬과 공유경계접근법 비교

공유경계접근법은 행렬 구성이나 해석이 일반적인 공간가중치행렬에 비해

복잡하기 때문에 공간회귀모형을 이용한 경험연구에서 접촉행렬이나 반경행렬을 이용한 공간가중치행렬에 비해 널리 이용되지는 않는다. 다만, 경계의 효과를 다루는 본 연구의 목적에 적합하다고 판단하여 이를 이용하여 경계간 상호작용을 보다 정밀하게 측정하고자 하였다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$w_{ij} = \frac{d_{ij}}{\sum_{j} d_{ij}}$$

d_{ij}는 i지역에 접하는 j지역의 경계 길이가 된다. 즉 A지역의 경계에 접하는 각 지역들이 A지역의 총 경계 중 접하는 경계의 상대적 비율이 어떠한가에 따라 공간가중치를 차등적으로 부여한다.

본 연구는 먼저 인접지역에 동일한 가중치를 부여한 통상적인 룩 접촉행렬을 이용한 가중치행렬과 경계특성을 고려하여 공유경계접근법에 따라 상이한 가중치를 부여한 가중치행렬로 각각의 모형을 구성하였다. 다음으로 두 접근법으로 각각 구성한 모형의 결과를 비교하였다. 경계를 전후하여 지역간 상호작용과 경계효과가 실제로 발생할 경우, 공유하는 경계면의 길이를 모형에 반영하는 공유경계접근법을 이용한 모형이 동일한 가중치를 부여한 모형에 비해 더 현상을 근사하게 추정할 것이라고 판단하였다. 공유경계접근법을 이용한 모형이 동일 가중치를 이용한 모형에 비해 더 적합할 경우, 경계효과의 실재를 지지하는 결론을 강화할 수 있을 것으로 판단하였다.

4. 모형 검증 방법

공간패널모형은 보편적으로 GMM(generalized method of moments)를 이용하거나 QML(quasi-maximum likelihood)을 이용하여 추정한다 (Anselin, 2010; Elhorst, 2010). 본 연구는 공간더빈패널모형을 분석하기 위한 방법으로서 Yu et al.(2008)의 QML 방법을 이용하여 모형을 추정하였다. 해당 모형은 고정효과를 대상으로 하는 공간패널모형에 이용할 수 있으며, 특히 본 연구의 패널데이터와 같이 개체수가 시점보다 많은 패널모형에서 발생할 수 있는 편의를 억제할 수 있도록 고안한 추정방법이다.

본 연구는 경계효과의 메커니즘을 순차적으로 각 시나리오에 적용했다. 따라서 경계효과의 메커니즘이 실제로 작동하는지 검토하기 위해서는 시나리오별 모형의 적합성을 비교하여 지역 발전 수준의 분포 및 단절을 보다 잘 반영하는 모형을 선별할 필요가 있다. 모형의 비교를 위해서는 로그 가능도를 최대화(maximize log-likelihood)하는 AIC(Akaike information Criterion)와 BIC(Bayesian Information Criterion)가 널리 이용된다. AIC와 BIC는 로그 가능도(log-likelihood)를 이용하여 모형의 적합성을 평가하기 위한 기준으로, 공간계량경제모형에서도 모형 비교를 위해 이용된다 (Burridge, 2011; Mur and Angulo, 2009). Capasso et al.(2021)는 공간적 비대칭성을 극복하기 위한 대안으로서 복수의 공간가중치행렬을 구성하여 AIC를 비교하여 적합한 공간가중치를 선별하였다. Persyn and Torfs(2016)은 중력모형을 이용하여 구성한 모형 간 AIC와 BIC를 비교하는 방식으로 통근통행에 경계가 끼치는 영향을 검증하였다. He et al.(2022)도 다양한 경계가 지역 경제 통합에 끼치는 영향을 다수의 모형으로 구성하여 AIC와 BIC를 비교하여 적합한 모형을 선별하였다. 공간더빈패널모형을 채택한 연구에서도 모형 비교를 위해 AIC 및 BIC를 이용한 사례가 발견된다 (e.g., Catania and Billé, 2017; Cheung et al., 2020; Kim et al., 2021).

다만, AIC와 BIC가 커질수록 모형이 적합한 것으로 간주되지만 지수만으

로는 어느 정도의 차이를 기준으로 어떤 모형이 더 적합한지 비교하기가 어렵다. 객관적 비교를 위해 이용되는 방법인 가능도비 검정(likelihood ratio test)는 비교 대상인 두 모형이 포함 관계인 네스티드 모형(nested model)일 것을 전제로 한다(Burnham and Anderson, 2004). 본 연구의 시나리오들은 동일한 예측변수들을 이용하고 있어 매개변수들은 동일하나 각기 다른 가중치행렬을 적용하기 때문에 서로 간에 포함 관계가 성립한다고 볼 수는 없다. 따라서 각 시나리오별 공간 가중치행렬을 비교하는 방법으로서 가능도비 검정을 이용하기는 어렵다(Mur and Angulo, 2009; Pijnenburg and Kholodilin, 2014). 아울러 공간계량모형의 설정에 자주 이용되는 라그랑지 승수법(Lagrange multiplier statistics) 또한 전통적인 선형회귀분석과 공간계량경제분석을 비교하기 위한 방법으로서 다수의 공간계량경제모형을 비교하는 목적으로 이용하기에는 적합하지 않다(Burridge, 2011).

따라서 본 연구는 각 시나리오의 적합도를 비교하기 위한 방법으로 통상적으로 이용하는 가능도비 검정이나 라그랑지 승수법 대신 LeSage(LeSage and Parent, 2007; LeSage, 2014)가 고안한 베이지안 사후확률법(Bayesian posterior probability) 기반의 공간계량경제모형 비교 방법을 이용하였다. 이 방법은 관측 전 현재의 정보를 기초로 하여 정하는 사전확률(prior probability)을 이용하여 로그-마지널 가능도(log-marginal likelihood) 및 공간가중치행렬에 근거한 모형별 사후확률(posterior probability)을 도출한다. 이때의 사후확률은 결과로부터 원인에 대한 기댓값을 나타내는 역방향 확률(inverse probability)가 된다. LeSage(2014)의 공간계량경제모형 비교 방법에서는 마지널 분포를 다음과 같이 도출하며 이를 이용하여 로그-마지널 가능도와 사후확률을 계산한다. 베이지안 사후확률법에서의 사후확률 $p(\rho|y)$는 다음과 같이 계산한다.

$$p(\rho|y) = \frac{1}{p(y)} p(\rho) \Gamma(a)(2\pi)^{-a} \frac{|P|}{|Z'Z|^{1/2}} (e'e)^{-a}$$

$$p(\rho)\text{은 } \rho\text{의 사전 확률} = 1/D$$

$$D = 1/\omega_{\max} - 1/\omega_{\min},\ \omega_{\max} \text{ 및 } \omega_{\min}\text{은 공간가중치 행렬 } W\text{의 최대, 최소 고유치}$$

$$a = (NT - 2k)/2$$

$$|P| = |I_N - \lambda W|$$

$$Z = XWX$$

$$e = |Z'Z|^{-1} Z'y$$

베이지안 사후확률 도출 후, 도출된 확률이 높을수록 현상을 잘 설명할 수 있는 모형이라고 볼 수 있다. 베이지안 접근법을 이용한 공간계량경제모형 비교 방법은 모형과 모형을 직접 비교할 수 있다는 점에서 특정 매개변수 θ의 추정치를 기반으로 한 모형의 성능을 다른 모형과 비교하는 가능도 비 검정이나 라그랑지 승수법(Lagrange multiplier statistics)과 차이를 보인다(Firmino Costa da Silva et al., 2016). 로그-마지널 가능도는 매개변수의 영향을 제외하고 측정하기 때문이다. 앞서 살펴본 바와 같이 통상적인 로그 가능도(log-likelihood)와 같이 매개변수의 추정치를 기반으로 한 모형 비교 방법을 이용할 경우, 동일한 매개변수를 이용한 가중치행렬을 비교하는 데 한계가 있다.

베이지안 사후확률법은 특히 동일한 변수를 이용하여 분석할 경우, 사전 확률의 정확도에서 자유롭게 모형의 적합성을 측정할 수 있다(LeSage,

2014). 공간 상에서 복잡하게 전개되는 경계효과의 사전확률을 예측하는 것은 현실적으로 제약이 있으므로 베이지안 접근법은 공간 종속성 및 이질성의 작용이 불분명한 현상을 다루기 위한 접근방식인 일반적 접근부터 구체화 방법을 채택한 본 연구에 적합할 것으로 판단하였다(see Burridge, 2011; LeSage, 2009; Mur and Angulo, 2009). 기존 연구 중 본 연구와 같이 동일한 변수를 이용하여 다양한 공간가중치행렬의 적합성을 검토하는 탐색적인 연구(e.g., Pijnenburg and Kholodilin, 2014; Rios et al., 2017; Zhang et al., 2019)에서는 베이지안 사후확률법을 이용하여 가장 적합한 공간가중치행렬을 선택한다. 따라서 본 연구에서도 로그 가능도에 기반을 둔 AIC와 BIC를 보완하여 경계로 인한 지역 발전 수준의 단절을 잘 나타낼 수 있는 모형을 비교하고 선택하기 위한 수단으로서 베이지안 사후확률법을 이용하였다.

제3절 현상 단절 효과 분석 데이터

1. 현상 단절 효과 검증 데이터

경계에 의해 단절되는 공간 현상으로서 지역총생산을 상정하였으므로 결과변수로서 1인당 GRDP 데이터를 이용하였다. 1인당 GRDP는 각 시도 지방자치단체가 생산한 2010년~2019년 시군구별 지역내총생산 데이터를 가공하여 구축하였으며, 물가 상승 및 재화별 가격 변동에 따른 영향을 통제하기 위하여 통계청이 제공하는 2015년의 기준년가격(연쇄가격)으로 변환한 실질 GRDP를 산출하여 이용하였다.

예측변수의 경우, 인구밀도는 행정안전부 주민등록인구현황의 해당년도 거주인구와 전년도 거주인구의 차를 전년도 거주인구로 나누어 산출하였다. 고용중심도는 행정안전부 주민등록인구현황 및 고용노동부의 사업체노동력조사 데이터를 이용하여 해당지역의 거주인구 대비 고용인구를 산출하였다. 산업구조는 고용노동부의 사업체노동력조사 데이터를 이용하여 2차 산업 종사자 대비 3차 산업 종사자를 산출하였다. 산업구조의 경우에는 고용노동부의 사업체노동력조사 데이터를 이용하여 각 지역, 각 연도의 기업 당 근로자수를 산정하였다. 인적자본은 통계청의 인구총조사 데이터의 교육수준별 시군구 인구를 이용하였다. 연속형 변수로 이용하기 위해 4년제 대학교 졸업자수, 고등학교 졸업자수와 같이 학력별로 범주형 통계로 제공되는 교육수준을 교육연수로 환산해서 이용하였다. 재정 지출은 행정안전부의 지방재정365가 제공하는 시군구별 재정지출액을 거주인구로 나누어 산출하였다. 재정 수입은 행정안전부의 지방재정365가 제공하는 매년도 시군구별 지방세 수입을 거주인구로 나누어 산출하였다. 예측변수로 1인당 실질 GRDP를 이용하였으므로 재정 수입과 재정 지출 또한 모두 2015년을 기준으로 물가인상률을 고

려하여 표준화하였다. 지대는 한국부동산원의 개별공시지가 및 전국지가변동률조사를 이용하여 필지 면적을 고려하여 연도별로 평균치를 산출하였으며, 2015년을 기준으로 물가인상률을 고려하여 표준화하여 이용하였다.

분석 대상 기간 중 시군구 행정단위가 일부 변경되어[6] 패널분석 시 분석단위의 불일치 문제가 발생할 수 있으므로, 최종 분석년도인 2019년의 시군구 단위를 기준으로 데이터를 구축하였다. 제주도, 울릉도와 같은 도서지역의 경우 연속적인 공간 현상이 나타날 것으로 기대하기 어려우므로 제외하였다. 지역 간 현상 단절을 검증하기 위하여 투입한 변수는 [표 3-7]과 같다.

[표 3-7] 연구 투입 변수

부문	변수명	산식	출처
결과변수	1인당 GRDP	해당년도 실질 지역총생산/ 해당년도 거주인구	각 지자체 지역내총생산조사
예측변수	인구밀도	해당년도 거주인구/ 해당년도 지역면적	행정안전부 주민등록인구현황
	고용중심도	해당년도 고용인구/ 해당년도 거주인구	고용노동부 사업체노동력조사 가공
	산업구조	해당년도 3차산업 종사자수/ 해당년도 2차산업 종사자수	행정안전부 주민등록인구현황 및 고용노동부 사업체노동력조사 가공
	기업특성	해당년도 사업체 종사자수/ 해당년도 사업체수	고용노동부 사업체노동력조사 가공
	인적자본	해당년도 거주인구 평균 교육년수	통계청 인구총조사 가공
	재정지출	해당년도 지방재정지출액/ 해당년도 거주인구	행정안전부 지방재정365 및 행정안전부 주민등록인구현황 가공
	재정수입	해당년도 지방세 수입/ 해당년도 거주인구	행정안전부 지방재정365 및 행정안전부 주민등록인구현황 가공
	지대특성	해당년도 해당지역 공시지가 면적 비례 평균가격	한국부동산원 개별공시지가 및 전국지가변동률조사 가공

6) 세종특별자치시 출범, 창원시, 마산시, 진해시 통합, 청주시 청원군 통합 등의 행정구역 조정이 있었다. 시군구를 기준으로 볼 때, 경계 분할은 없었고 경계 합병만 있었으므로 합병 전 대상지역의 값들을 지역 인구 또는 면적을 고려하여 합산하여 합병 후 지역의 데이터를 구축하였다.

공간가중치행렬은 앞서 살펴본 것과 같이, 통상적인 룩 접촉행렬 및 공유경계접근법을 이용하여 각각 구성하였다. 연구에 투입한 215개 시군구의 공간데이터를 이용하여 215×215 공간가중치행렬을 시나리오별로 총 20개 구성하였다. 먼저, 통상적인 룩 접촉행렬 및 공유경계접근법을 이용하여 각각의 기본 가중치행렬을 정의한 후, 기본 시나리오 및 추가 시나리오에 따라 가중치행렬을 조정하였다. 이후 가중치행렬의 열별 합을 1로 표준화하는 통상적인 조정 절차(Ermagun and Levinson, 2018), 즉 열 표준화(row standardization)를 거쳐 분석을 수행하였다.

2. 현상 단절 효과 검증 데이터 기초통계

연구에 투입한 변수들의 연도별 기초통계를 살펴본 결과는 [표 3-8]과 같다. 실질 GRDP를 이용했음에도 1인당 GRDP가 매년 점차 증가하는 것을 확인할 수 있다. 평균치 뿐 아니라 표준편차도 유사한 규모로 점차 증가하므로 지역 간 지역 발전 수준의 편차가 좁혀지지 못하는 것으로 판단된다. 인구밀도는 점차 감소하는 경향을 보이며 서울의 인구 감소에 따른 것으로 판단된다. 고용중심도는 점차 증가하여 점차 고용중심지가 집중되고 있는 것으로 판단할 수 있다. 산업 특성의 경우 2차 산업의 비중이 3차 산업에 비해 점차 감소하는 것을 확인할 수 있다. 기업특성의 경우, 연도에 따라 편차는 있으나 대체로 유지되는 것을 확인할 수 있다. 평균 교육연수를 의미하는 인적자본은 점차 증가하고 있다. 재정지출과 재정수입은 모두 증가하는 모습을 보이고 있으며, 특히 재정지출이 큰 폭으로 변화하여 표준편차도 점차 증가하는 것을 확인할 수 있다. 지대 또한 완만한 증가세를 보이고 있으며, 지역 간 편차도 점차 증가하고 있는 것을 확인할 수 있다.

[표 3-8] 투입 변수 연도별 기초통계

지역		1인당 GRDP (백만원/인)	인구밀도 (천명/km^2)	고용중심도 (%)	산업특성 (%)	기업특성 (명/개)	인적자본 (년)	재정지출 (백만원/인)	재정수입 (백만원/인)	지대특성 (백만원/$1m^2$)
전 기간	평균	32.561	4.248	31.542	50.550	8.991	12.653	4.246	1.097	0.723
	(표준편차)	(30.301)	(6.547)	(21.426)	(44.494)	(3.824)	(0.849)	(3.386)	(0.988)	(1.301)
2010년	평균	29.096	4.313	27.619	50.911	9.122	12.326	3.114	0.928	0.688
	(표준편차)	(28.317)	(6.712)	(20.081)	(47.131)	(2.170)	(0.936)	(2.399)	(0.844)	(1.223)
2011년	평균	29.849	4.306	28.571	52.186	9.025	12.404	3.256	0.939	0.683
	(표준편차)	(28.501)	(6.684)	(20.695)	(47.923)	(2.109)	(0.907)	(2.497)	(0.843)	(1.215)
2012년	평균	30.354	4.287	29.154	51.808	9.100	12.483	3.579	0.961	0.681
	(표준편차)	(28.576)	(6.633)	(20.363)	(47.254)	(4.130)	(0.878)	(2.788)	(0.936)	(1.206)
2013년	평균	30.992	4.274	30.181	52.341	9.051	12.562	3.777	0.939	0.681
	(표준편차)	(28.887)	(6.597)	(20.572)	(47.955)	(4.312)	(0.851)	(2.902)	(0.849)	(1.209)
2014년	평균	31.921	4.262	31.182	51.574	8.819	12.640	3.844	1.004	0.696
	(표준편차)	(29.379)	(6.576)	(21.530)	(46.555)	(4.16)	(0.825)	(2.875)	(0.846)	(1.244)
2015년	평균	33.239	4.249	32.262	50.776	8.951	12.719	4.096	1.146	0.711
	(표준편차)	(30.841)	(6.538)	(22.688)	(44.096)	(3.893)	(0.800)	(3.000)	(1.011)	(1.274)
2016년	평균	33.866	4.226	32.991	50.044	8.988	12.771	4.395	1.220	0.723
	(표준편차)	(31.843)	(6.491)	(22.040)	(42.404)	(3.921)	(0.783)	(3.202)	(1.029)	(1.298)
2017년	평균	34.567	4.203	33.728	49.543	9.021	12.823	4.941	1.259	0.748
	(표준편차)	(30.918)	(6.444)	(21.761)	(41.782)	(4.263)	(0.767)	(3.681)	(1.061)	(1.345)
2018년	평균	35.393	4.185	34.949	48.402	9.240	12.875	5.291	1.270	0.791
	(표준편차)	(32.024)	(6.407)	(21.900)	(39.721)	(4.350)	(0.752)	(3.941)	(1.103)	(1.435)
2019년	평균	36.331	4.168	34.781	47.918	8.598	12.927	6.166	1.302	0.826
	(표준편차)	(32.416)	(6.379)	(21.041)	(38.62)	(4.026)	(0.738)	(4.630)	(1.174)	(1.510)

[표 3-9]의 투입 변수 지역별 기초통계에서는 지역별로 결과변수 및 예측변수의 편차가 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 1인당 GRDP는 지역별로 최대 1인당 2,500만원 정도의 격차를 보이는 것을 확인할 수 있으며, 인구밀도, 고용중심도, 산업특성, 기업특성, 재정지출, 재정수입, 지대특성도 지역에 따라 큰 편차를 보이고 있는 것을 확인할 수 있다. 각 예측변수들의 크기는 지역에 따라 특별한 경향성을 보이지 않으며 변수별로 상이하게 나타났다. 본 연구에서 이용한 예측변수들이 지역적 특성을 충분히 반영하고 있는 것으로 판단할 수 있다.

[표 3-9] 투입 변수 지역별 기초통계

지역		1인당 GRDP (백만원/인)	인구밀도 (천명/km^2)	고용중심도 (%)	산업특성 (%)	기업특성 (명/개)	인적자본 (년)	재정지출 (백만원/인)	재정수입 (백만원/인)	지대특성 (백만원/$1m^2$)
전국	평균	32.561	4.248	31.542	50.550	8.991	12.653	4.246	1.097	0.723
	(표준편차)	(30.301)	(6.547)	(21.426)	(44.494)	(3.824)	(0.849)	(3.386)	(0.988)	(1.301)
서울	평균	48.265	17.914	48.537	15.313	9.337	13.705	1.207	1.620	3.685
	(표준편차)	(73.983)	(4.889)	(49.528)	(7.479)	(1.844)	(0.498)	(0.468)	(1.896)	(1.719)
부산	평균	31.553	9.763	40.112	38.456	8.394	13.106	1.573	1.030	1.060
	(표준편차)	(28.141)	(5.478)	(28.753)	(50.444)	(1.537)	(0.306)	(0.742)	(0.847)	(0.523)
대구	평균	23.477	6.895	33.294	44.076	7.817	13.127	1.544	0.915	0.959
	(표준편차)	(14.095)	(4.025)	(20.629)	(43.911)	(0.926)	(0.394)	(0.756)	(0.547)	(0.501)
인천	평균	24.961	10.311	25.733	54.630	8.474	12.896	1.299	0.878	0.943
	(표준편차)	(10.659)	(4.728)	(6.538)	(27.992)	(0.701)	(0.290)	(0.747)	(0.308)	(0.265)
광주	평균	23.718	3.544	33.189	32.968	8.281	13.350	1.442	0.778	0.404
	(표준편차)	(7.237)	(1.679)	(10.919)	(21.817)	(0.737)	(0.208)	(0.556)	(0.252)	(0.158)
대전	평균	23.301	3.179	30.535	26.273	8.945	13.450	1.302	0.669	0.546
	(표준편차)	(9.065)	(1.327)	(6.760)	(21.918)	(1.167)	(0.559)	(0.397)	(0.222)	(0.096)
울산	평균	58.506	3.515	35.335	117.084	12.689	12.872	1.551	1.106	0.596
	(표준편차)	(25.590)	(2.343)	(10.309)	(77.562)	(4.683)	(0.217)	(0.855)	(0.406)	(0.302)
세종	평균	38.913	0.436	35.528	52.477	13.110	13.565	3.714	1.852	0.130
	(표준편차)	(8.861)	(0.188)	(5.630)	(20.597)	(1.786)	(0.548)	(0.771)	(0.464)	(0.024)
경기	평균	30.191	3.480	29.674	58.455	8.510	13.056	2.559	1.482	0.601
	(표준편차)	(16.560)	(4.153)	(8.935)	(41.801)	(2.022)	(0.535)	(1.649)	(1.249)	(0.534)
강원	평균	29.593	0.155	26.799	29.497	7.926	12.502	6.901	0.898	0.064
	(표준편차)	(7.166)	(0.206)	(5.191)	(10.562)	(1.142)	(0.36)	(3.212)	(0.273)	(0.056)
충북	평균	34.663	0.264	32.387	83.224	10.277	12.348	5.874	1.268	0.050
	(표준편차)	(17.447)	(0.335)	(10.666)	(56.679)	(4.515)	(0.456)	(2.750)	(1.347)	(0.036)
충남	평균	41.865	0.280	27.993	64.941	8.974	12.479	5.101	1.015	0.060
	(표준편차)	(20.174)	(0.252)	(7.262)	(40.224)	(1.871)	(0.584)	(2.207)	(0.353)	(0.041)
전북	평균	24.682	0.394	25.172	42.361	8.400	11.770	7.469	0.703	0.052
	(표준편차)	(6.365)	(0.801)	(5.954)	(22.621)	(1.644)	(0.844)	(3.744)	(0.209)	(0.079)
전남	평균	27.909	0.379	26.278	48.531	8.694	11.728	6.971	0.853	0.035
	(표준편차)	(12.131)	(1.061)	(8.060)	(40.078)	(2.094)	(0.695)	(2.706)	(0.324)	(0.049)
경북	평균	28.878	0.161	26.282	66.145	8.399	12.122	6.722	0.875	0.060
	(표준편차)	(13.552)	(0.186)	(7.124)	(46.123)	(1.419)	(0.571)	(3.311)	(0.314)	(0.047)
경남	평균	28.699	0.422	27.136	72.342	11.751	11.906	5.990	1.072	0.086
	(표준편차)	(8.969)	(0.599)	(6.983)	(46.652)	(11.603)	(0.866)	(3.148)	(0.763)	(0.086)

제4장 기초 분석 결과

제3장에서 제시한 데이터 및 모형을 이용하여 분석을 진행하기 전에 결과변수인 지역 발전 수준에 대한 기초 분석을 진행하였다. 먼저 제1절에서는 본 연구에서 지역 발전 수준을 나타내기 위해 이용한 1인당 GRDP가 어떻게 나타나고 있는지를 기초 통계와 지도화를 통해 살펴보았다. 다음으로는 불균형 수준이 심화되고 있는지를 파악하기 위해 1인당 GRDP의 지역 간 수렴, 발산 여부를 살펴보았다.

제2절에서는 1인당 GRDP의 공간적 분포를 전역 차원에서 살펴볼 수 있는 지표와 지역 차원에서 살펴볼 수 있는 지표를 이용하여 살펴보았다. 전역적인 1인당 GRDP의 분포 현황을 살펴보기 위한 검정을 진행하였으며,1인당 GRDP의 지역적 집적 수준을 검토하였다. 또한, 1인당 GRDP를 종속변수로 하는 상당수의 선행 연구에서 모형의 적합성을 높이기 위해 로그-선형 모형을 이용하므로, 결과변수의 결정을 위해 1인당 GRDP를 직접 이용한 모형과 로그화하여 이용한 모형을 비교하였다.

제3절에서는 분석 모형의 적절성을 검토하기 위해 다중공선성, 패널분석의 타당성, 고정효과의 선택, 단위근 여부를 검토하였다. 이후에는 모형에 이용하는 공간가중치행렬을 선택하기 위해 통상적인 룩 접촉행렬과 공유경계접근법을 이용한 가중치행렬이 공간 현상을 얼마나 잘 나타내는지 살펴보았다. 각각의 가중치행렬을 이용한 확산효과 모형, 파편화효과 모형, 위계효과 모형의 모형 적합성을 비교하였으며, 베이지안 사후확률을 비교하였다. 마지막으로는 본 연구에서 이론을 검토하여 고려한 공간더빈패널모형이 적절한 공간계량모형인지를 다양한 공간계량경제모형 대안과 비교하여 검토하였다.

제1절 지역 발전 기초 현황 분석

먼저 시군구별 지역 발전 수준의 기초 현황을 살펴보았다. 시도별로 1인당 GRDP의 평균 및 시군구 간 표준편차는 [표 4-1]과 같다. 분석대상기간 동안 전국적으로는 감소하는 해 없이 연평균 2.5%의 성장세를 보이며 10년간 총 24.8% 성장한 것을 확인할 수 있다. 본 연구는 실질 성장률을 이용하였으므로 물가 인상 요인이나 재화별 가격 변동의 차이를 배제한 상황에서도 각 지역의 실질 소득이 지속해서 증가하는 것을 확인할 수 있다. 즉, 전국적인 지역 발전이 지속적으로 이루어지고 있는 것을 확인할 수 있다.

지역으로 보면 서울, 울산, 충남의 1인당 GRDP가 두드러지게 높은 것을 확인할 수 있으며, 대구, 인천, 광주, 대전, 전북, 전남, 경북, 경남의 1인당 GRDP가 상대적으로 낮은 것을 확인할 수 있다. 분석대상기간 동안의 1인당 GRDP 성장세는 경남, 대전, 대구에서 두드러지게 나타나며, 같은 기간 많은 인구가 유입된 부산 및 세종은 상대적으로 성장세가 낮은 것을 확인할 수 있다. 이는 본 연구에서 지역 발전의 지표로서 인구로 지역 총생산을 표준화하는 1인당 GRDP를 사용하였기 때문인 것으로 판단된다.

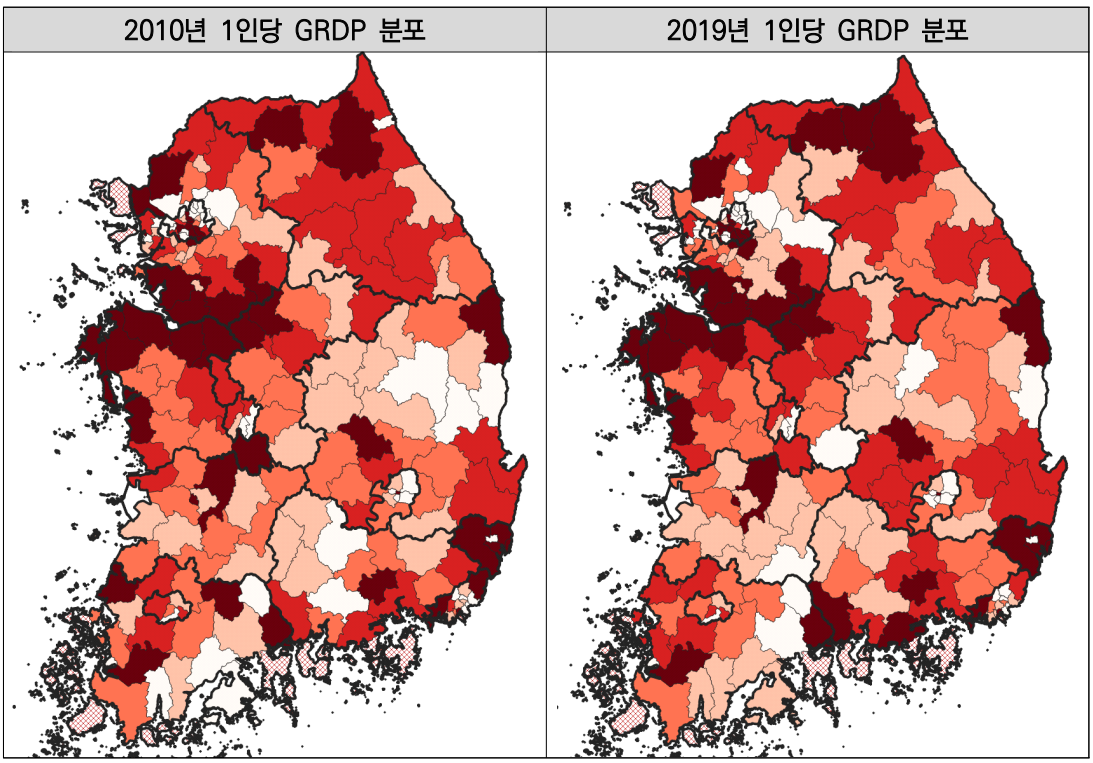
분석대상기간 동안 지역 간 표준편차는 크게 변화하지 않는 양상을 보였다. 다만, 중구-종로구, 강남구-서초구, 영등포구와 같은 다수의 CBD를 보유한 서울의 표준편차는 평균치를 상회하는 극단적인 값을 보이고 있으며, 지속해서 증가하는 것을 확인할 수 있다. 전반적으로 1인당 GRDP의 성장률이 높은 지역에서 편차가 크게 나타나는 것을 확인할 수 있어, 주로 빠르게 성장하는 지역에서 지역 발전 수준의 편중이 증가한다고 추론할 수 있다.

[표 4-1] 1인당 GRDP 지역별 통계

(단위 : 백만원)

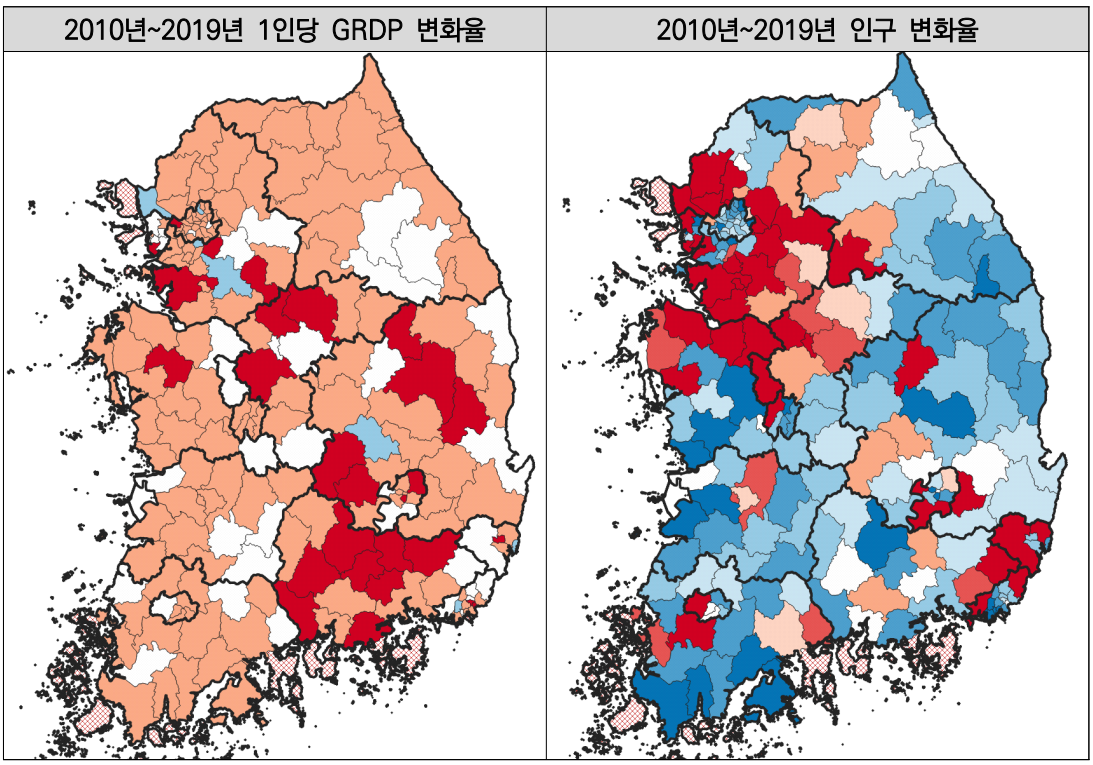
지역		2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년	2019년	10년 평균	연평균 성장률 (CAGR)
전국	평균	29.10	29.85	30.35	30.99	31.92	33.24	33.87	34.57	35.39	36.33	32.56	2.50
	(표준편차)	(28.32)	(28.50)	(28.58)	(28.89)	(29.38)	(30.84)	(31.84)	(30.92)	(32.02)	(32.42)	(30.30)	
서울	평균	43.05	44.14	45.00	46.02	46.75	48.70	50.63	51.02	52.95	54.39	48.26	2.63
	(표준편차)	(68.92)	(68.33)	(67.88)	(69.51)	(71.10)	(76.16)	(79.62)	(76.30)	(79.15)	(80.38)	(73.98)	
부산	평균	30.00	30.49	31.68	31.72	32.01	32.08	31.62	31.46	31.82	32.63	31.55	0.94
	(표준편차)	(27.49)	(29.29)	(32.37)	(31.90)	(30.50)	(29.48)	(26.04)	(23.66)	(23.97)	(24.96)	(28.14)	
대구	평균	19.90	21.19	21.53	21.87	22.72	25.08	24.91	25.25	25.86	26.45	23.48	3.21
	(표준편차)	(12.10)	(13.11)	(13.33)	(12.27)	(13.12)	(15.24)	(15.19)	(14.81)	(14.88)	(14.73)	(14.10)	
인천	평균	23.10	24.04	23.51	22.86	23.53	25.25	25.50	27.05	27.22	27.54	24.96	1.97
	(표준편차)	(9.00)	(11.75)	(10.34)	(9.17)	(9.52)	(10.13)	(10.03)	(11.39)	(11.78)	(11.58)	(10.66)	
광주	평균	21.10	21.20	21.67	22.28	23.33	23.74	24.76	25.28	26.70	27.12	23.72	2.83
	(표준편차)	(6.39)	(6.10)	(6.14)	(6.19)	(6.38)	(6.74)	(7.43)	(7.75)	(8.20)	(7.57)	(7.24)	
대전	평균	20.27	20.78	20.77	20.33	21.38	24.60	25.53	25.82	26.10	27.43	23.30	3.42
	(표준편차)	(7.54)	(7.70)	(7.20)	(7.13)	(7.88)	(9.89)	(9.95)	(9.70)	(9.19)	(9.65)	(9.07)	
울산	평균	56.02	58.89	58.99	58.84	57.93	58.98	59.51	59.33	57.81	58.77	58.51	0.53
	(표준편차)	(25.70)	(28.08)	(27.17)	(28.43)	(24.66)	(24.37)	(24.13)	(24.98)	(24.55)	(23.09)	(25.59)	
세종	평균	31.17	36.36	29.00	55.23	54.36	43.20	39.43	35.68	32.67	32.03	38.91	0.30
	(표준편차)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	
경기	평균	27.00	27.42	27.86	28.21	29.29	30.26	30.96	32.48	34.17	34.25	30.19	2.68
	(표준편차)	(14.74)	(14.61)	(14.26)	(12.61)	(14.61)	(15.53)	(16.17)	(18.06)	(20.88)	(20.11)	(16.56)	
강원	평균	26.69	27.05	27.64	28.13	29.03	29.33	30.19	31.45	32.37	34.04	29.59	2.74
	(표준편차)	(6.52)	(6.69)	(6.94)	(6.81)	(6.61)	(6.25)	(6.37)	(6.61)	(7.22)	(7.76)	(7.17)	
충북	평균	30.13	31.06	31.04	31.81	33.56	35.66	37.02	38.41	38.67	39.26	34.66	2.98
	(표준편차)	(13.43)	(13.95)	(13.64)	(14.94)	(15.02)	(18.31)	(20.25)	(20.04)	(19.50)	(19.83)	(17.45)	
충남	평균	37.72	39.17	39.40	40.52	41.90	42.54	42.75	44.22	44.59	45.85	41.86	2.19
	(표준편차)	(19.38)	(20.45)	(20.67)	(18.92)	(20.03)	(18.79)	(19.43)	(20.64)	(20.47)	(21.25)	(20.17)	
전북	평균	22.45	22.84	23.28	24.50	24.72	25.07	24.88	25.53	26.21	27.33	24.68	2.21
	(표준편차)	(5.27)	(5.54)	(5.34)	(5.62)	(5.86)	(7.11)	(6.67)	(6.69)	(6.76)	(6.79)	(6.36)	
전남	평균	25.77	25.69	25.97	26.62	27.72	28.11	28.93	28.98	29.99	31.29	27.91	2.18
	(표준편차)	(12.92)	(12.39)	(12.02)	(11.30)	(12.36)	(11.91)	(12.01)	(11.37)	(11.84)	(11.74)	(12.13)	
경북	평균	25.31	25.74	26.72	26.57	27.50	30.71	31.18	31.52	31.42	32.10	28.88	2.67
	(표준편차)	(14.17)	(13.74)	(14.07)	(14.19)	(14.42)	(13.44)	(13.35)	(12.35)	(11.86)	(11.00)	(13.55)	
경남	평균	22.71	24.22	25.20	26.26	28.12	30.77	31.19	31.58	32.75	34.18	28.70	4.65
	(표준편차)	(6.23)	(6.52)	(7.26)	(6.61)	(7.84)	(8.37)	(8.28)	(9.02)	(9.63)	(10.61)	(8.97)	

다음으로는 지역 발전 수준이 분석지역 전역에 거쳐 어떻게 분포하고 있는지를 살펴보았다. 먼저 1인당 GRDP의 공간 분포를 살펴보았다. 1인당 GRDP를 5개 분위로 나누어 지도에 분포를 표시하였다. 색상이 진할수록 1인당 GRDP가 높은 분위에 위치한 지역이라는 것을 의미한다. 분석 기간 최초년도인 2010년과 최종년도인 2019년의 1인당 GRDP 분포를 [그림 4-1]과 같이 살펴본 결과, 1인당 GRDP의 분포에 뚜렷한 지역적 편중이 발생하고 있으며, 분석 기간 동안 전역에 거쳐 분포가 변화하고 있는 것을 확인할 수 있다. 서울의 CBD 지역과 경기 남부 및 충북, 충남 북부에 1인당 GRDP가 높은 지역이 밀집해 있는 것을 확인할 수 있으며, 경남 남부에도 1인당 GRDP가 높은 지역이 점차 증가하고 있는 것을 확인할 수 있다.



[그림 4-1] 1인당 GRDP의 공간 분포

[그림 4-2]의 2010년~2019년 1인당 GRDP 변화율을 보면 변화 추세가 두드러진다. 1인당 GRDP는 전국에 거쳐 대체로 증가하였으며 특히 수도권 남부, 충북, 경북, 경남을 중심으로 두드러지게 증가한 것을 확인할 수 있다. 다만, 1인당 GRDP는 다양한 여건들이 개입하고 각 지역은 이러한 여건의 영향을 받으므로 1인당 GRDP의 분포에서나 변화율에서나 경계효과의 존재 여부를 확인하기는 어렵다. 산업 기반은 비유동적인 특성을 가져 인구가 급감 또는 급증하는 지역에서는 1인당 GRDP가 단기간에 급변할 가능성이 있으므로 인구변화율도 함께 살펴보았다. 인구변화율의 경우에는 뚜렷한 인구의 수도권 집중 현상과 서울시 인구의 역유출이 나타나는 것이 확인되었으나, 1인당 GRDP 변화율과 뚜렷한 관계는 발견되지 않았다. 상관관계 분석에서도 유의미한 관계는 확인되지 않았다(Pearson 상관계수 0.037). 다만 앞서 살펴본 바와 같이, 세종과 부산지역에서는 뚜렷한 관계가 관측되었다.



[그림 4-2] 1인당 GRDP 변화율 및 인구 변화율

다음으로는 지역별로 나타나는 1인당 GRDP의 지역 간 불균형이 점차 강화되는지, 약화되는지를 확인하였다. 다시 말하면, 각 지역의 1인당 GRDP가 수렴하는지 발산하는지 여부를 확인하기 위하여 2010년과 2019년을 대상으로 β수렴(β convergence)과 σ수렴(σ convergence) 값을 산정하였다. β수렴은 상대적으로 소득 수준이 낮은 지역이 더 빨리 성장하여 소득 수준이 높아지는 지역에 수렴하는 효과(catch-up effect)가 있는지를 확인하기 위한 지표이며, σ수렴은 지역 간 소득 수준의 분산이 점차 감소하는지, 즉 지역 간 1인당 GRDP 격차가 점차 감소하는지를 확인하기 위한 지표이다 (Fuceri, 2005; Sala-i-Martin, 1996).

β수렴 값 산정 결과, 2010년과 2019년 간 1인당 GRDP의 β수렴이 발생하지 않는 것을 확인하였다. β수렴 값이 -0.010(p값 0.000)으로 나타났으므로 1인당 GRDP가 낮은 지역이 높은 지역을 추격한다고 보기 어려우며, 지역 간 격차가 지속적으로 발생하고 있는 것으로 판단할 수 있다. σ수렴 검토 결과, 2010년(표준편차 0.541) 대비 2019년(표준편차 0.521)의 분산이 일부 감소하였으나 통계적으로 유의미한 차이를 보이지는 않았다. σ수렴 값은 1.039(p값 0.547)로 나타나 1인당 GRDP의 지역 간 분산이 감소하고 있다고 보기 어려웠다. 따라서 1인당 GRDP의 지역 간 분산 수준은 수렴 없이 대체로 유지되고 있다고 판단할 수 있다. 이는 1인당 GRDP의 하위그룹과 상위그룹 간 격차가 계속해서 유지되는 결과로 볼 수 있다. β수렴 값과 σ수렴 값을 종합하여 살펴볼 때, 1인당 GRDP의 지역 간 불균형은 완화되고 있지 않으며, 지속해서 유지되고 있는 것으로 볼 수 있다. 앞서 살펴본 바와 같이, 동일 시도 내의 시군구 간 분산의 크기도 계속해서 유지되는 것을 확인할 수 있으므로, 1인당 GRDP는 전역적 차원에서나 지역적 차원에서나 불균형한 분석대상기간 초기의 분포를 유지하고 있는 것으로 판단된다.

제2절 지역 발전 공간 분포 특성 분석

1. 전역 공간 분포 특성 분석

1인당 GRDP에 공간 종속성이 발생하는지 살펴보기 위하여, 각 년도 1인당 GRDP에 대한 Moran's I 값을 산출하였다. Moran's I의 산정을 위해 이용하는 공간가중치로는 인접지역에 동일한 가중치를 부여한 공간가중치행렬과 공유경계접근법을 이용하여 인접하는 경계 길이의 비율로 가중치를 부여한 공간가중치행렬을 각각 이용하였다. 각 가중치행렬을 이용한 결과를 비교하면 [표 4-2]와 같다. 분석 결과, 두 가중치행렬을 이용한 분석 모두에서 공간 종속성이 발생하지 않는다는 영가설을 기각하는 유의미한 크기의 공간 종속성이 발생하는 것을 확인하였다. 분석 대상 기간 전체에 거쳐 유의미한 공간 종속성이 확인되었으며, 그 크기가 대체로 점차 증가하고 있는 것을 확인하였다. 두 가중치행렬을 비교했을 때는 공유경계접근법을 이용한 가중치행렬의 Moran's I 값이 더 높게 나타나, 공유경계접근법이 1인당 GRDP 간 발생하는 공간 종속성을 보다 잘 반영한다고 판단할 수 있다. 이는 공간 종속성이 각 지역에 접한 인접지역의 경계 크기에 비례하여 작용할 수 있음을 시사한다.

1인당 GDP 또는 소득을 종속변수로 이용한 많은 연구에서는 종속변수와 독립변수가 비선형관계라고 가정하고 모형의 적합성을 확보하기 위해 종속변수를 로그화하여 로그-선형 모형을 만들어 분석한다(e.g., Behrens et al., 2012; Ertur and Koch, 2007; Jia et al., 2021). 본 연구는 1인당 GRDP를 직접 이용하는 경우와 로그화하여 이용하는 경우, 공간 종속성이 차이가 발생하는지를 추가로 비교하였다. 1인당 GRDP를 직접 이용한 경우보다는 로그화하여 이용한 경우, 공간 종속성이 더 크게 나타났다.

[표 4-2] 1인당 GRDP 전역 Moran's I 분석 결과

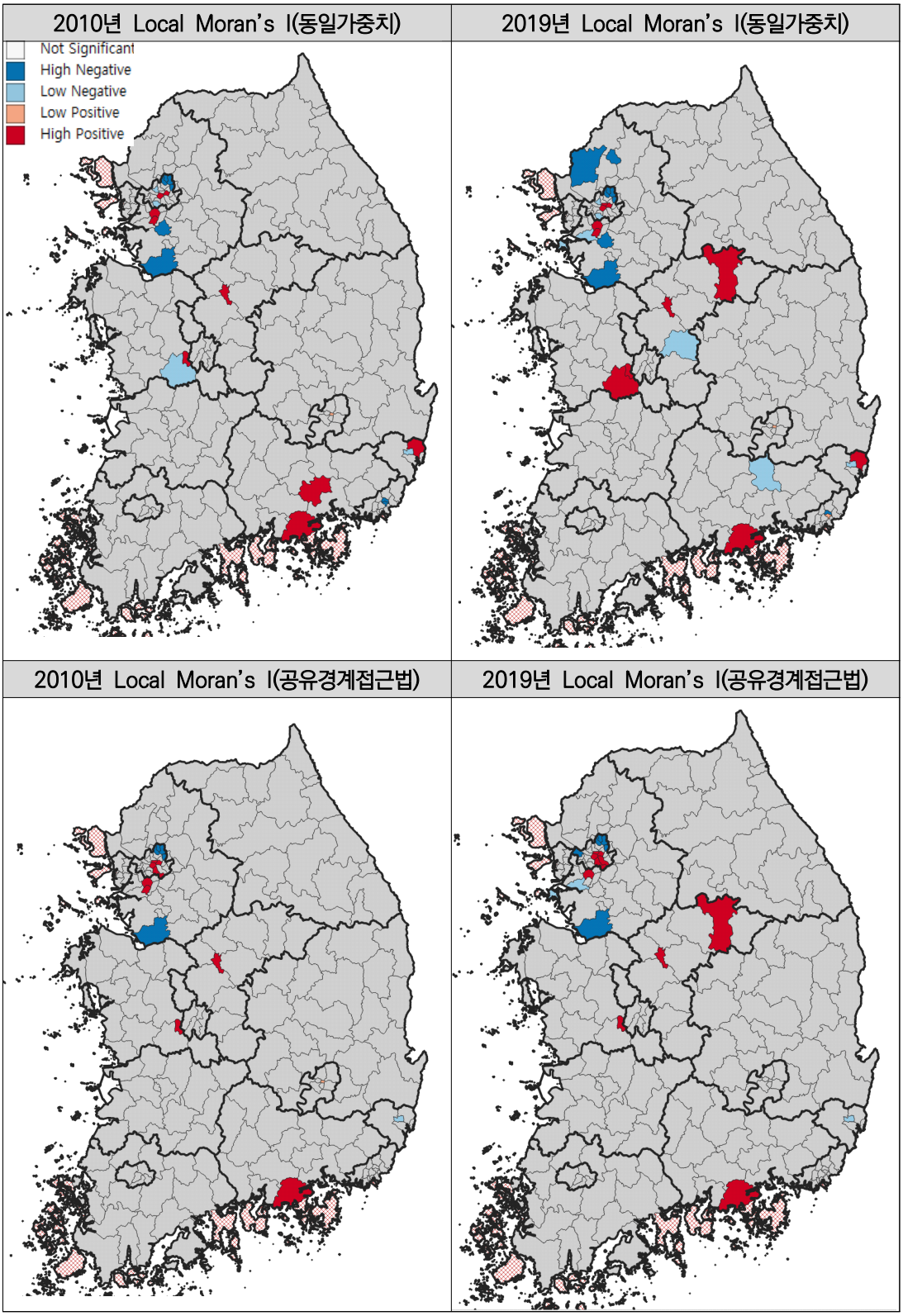
	1인당 GRDP		ln 1인당 GRDP	
	인접지역 동일 가중치 부여	인접지역 경계길이 비율로 가중치 부여	인접지역 동일 가중치 부여	인접지역 경계길이 비율로 가중치 부여
	Moran 지수 (z값)	Moran 지수 (z값)	Moran 지수 (z값)	Moran 지수 (z값)
2010년	0.093 (2.808)	0.167 (4.407)	0.147 (3.566)	0.237 (5.071)
2011년	0.102 (2.988)	0.177 (4.551)	0.153 (3.720)	0.243 (5.198)
2012년	0.104 (3.010)	0.179 (4.531)	0.157 (3.811)	0.246 (5.269)
2013년	0.110 (3.181)	0.184 (4.671)	0.170 (4.117)	0.258 (5.512)
2014년	0.110 (3.181)	0.186 (4.714)	0.164 (3.978)	0.253 (5.399)
2015년	0.105 (3.096)	0.180 (4.674)	0.166 (4.010)	0.253 (5.410)
2016년	0.106 (3.209)	0.182 (4.816)	0.166 (4.011)	0.254 (5.442)
2017년	0.115 (3.353)	0.195 (5.002)	0.170 (4.101)	0.256 (5.470)
2018년	0.113 (3.325)	0.193 (4.990)	0.167 (4.047)	0.256 (5.474)
2019년	0.114 (3.325)	0.195 (4.995)	0.168 (4.065)	0.254 (5.442)

전역을 대상으로 하여 Getis-Ord general G 검정을 추가로 진행하였다. Getis-Ord general G는 전역의 공간적 군집성을 나타내는 지수로 데이터가 군집되어 있지 않다는 영가설을 검정한다. 종속변수를 1인당 GRDP로 설정한 모형에서, 동일한 가중치를 이용한 경우 2010년 0.00471(p값 0.017), 2019년 0.00470(p값 0.019)의 값을 보였다. 공유경계접근법을 이용한 경우에는 2010년 0.00473(p값 0.002), 2019년 0.00472(p값 0.004)로 나타났다. 동일한 가중치를 이용한 경우에는 신뢰구간 95% 범위에서 유의한 결과를 보였으며, 공유경계접근법을 이용한 경우에는 신뢰구간 99% 범위에서 유의한 결과를 보였다. 종속변수를 1인당 ln GRDP로 설정한 모형에서는, 동일한 가중치를 이용한 경우 2010년 0.00517(p값 0.003), 2019년 0.00518(p값 0.000)의 값을 보였다. 공유경계접근법을 이용한 경우에는

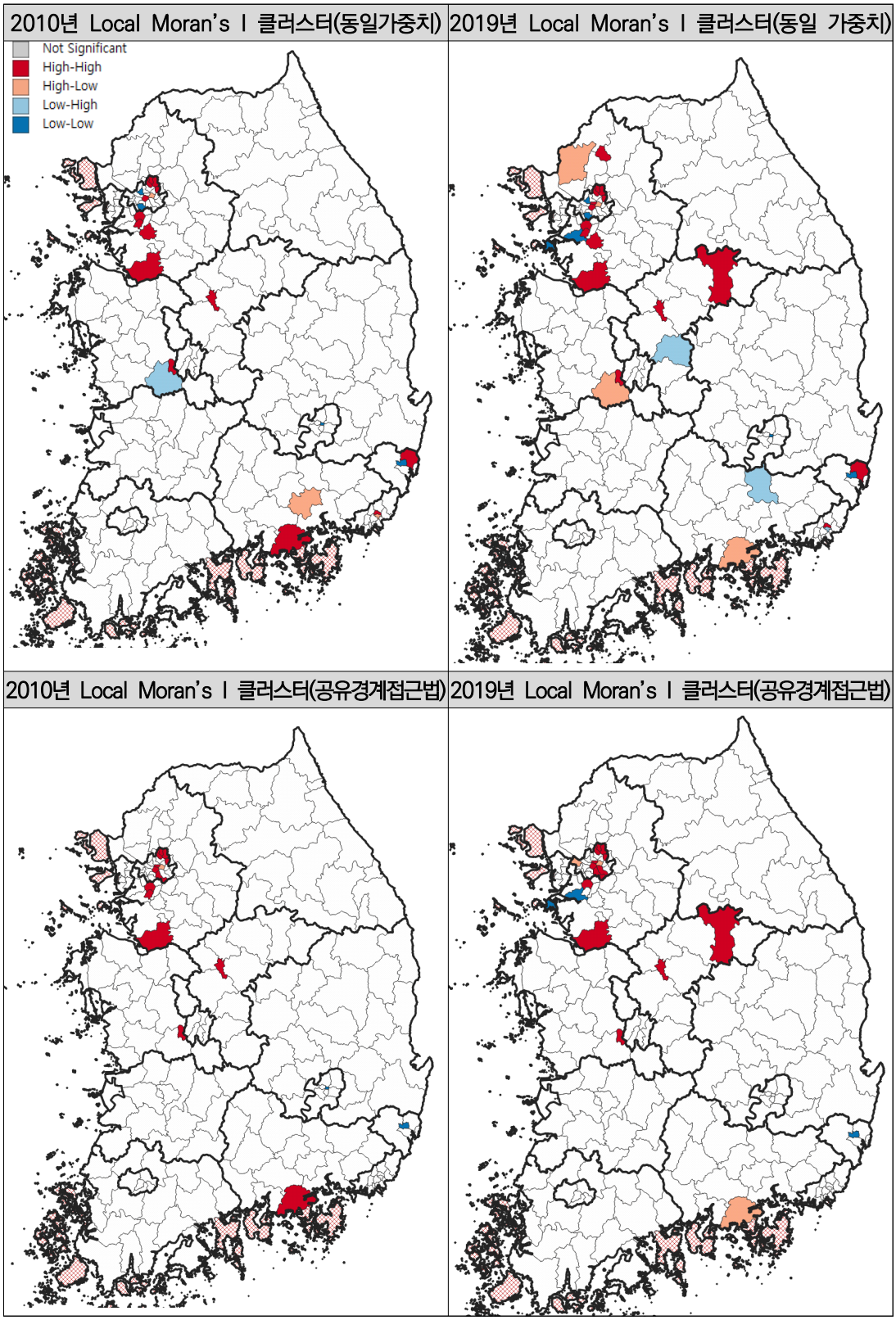
2010년 0.00546(p값 0.000), 2019년 0.00544(p값 0.000)로 나타났다. 동일한 가중치를 이용한 경우와 공유경계접근법을 이용한 경우 모두에서 신뢰구간 99% 범위에서 유의한 결과를 보였다. Getis-ord general G는 양의 공간 종속성만을 대상으로 하므로, 분석대상지역의 1인당 GRDP에는 높은 수준의 군집이 발생하는 것으로 판단할 수 있다.

2. 지역 공간 분포 특성 분석

1인당 GRDP의 지역 공간 분포 특성을 분석하기 위해 먼저 Local Moran's I 값 및 클러스터 종류(cluster/outlier type)를 산출하였다. Local Moran's I는 각 지역 인근에 유사한 값이 분포하고 있는지를 살펴보는 지수로서 국지적인 차원에서의 공간 종속성을 확인할 수 있으며, 클러스터 종류는 이러한 분포가 어떠한 군집특성을 나타내는지를 해당 지역과 주변 지역의 특성을 통해 네 가지(높음-높음, 높음-낮음, 낮음-높음, 낮음-낮음)으로 보여준다. Local Moran's I 분포를 나타내면 [그림 4-3]과 같으며, 클러스터의 종류를 나타내면 [그림 4-4]와 같다. 두 경우 모두 유의한 p값(0.05 이하)를 보이는 지역이 적은 것을 확인할 수 있다. 또한 동일한 가중치를 이용한 모형에서도, 공유경계접근법을 이용한 모형에서도 특정한 패턴을 확인하기는 어려웠다. 1인당 GRDP는 공간적 연속성을 지닌 다른 변수에 비해 매우 다양한 여건들이 개입하기 때문에 1인당 GRDP의 크기만으로 산출한 결과는 이러한 여건을 반영할 수 없고 지역 간 매우 큰 이질성이 발생하여 유의한 공간적 군집을 포착하기 어려운 것으로 판단하였다. 유의도를 고려하지 않은 Local Moran's I 분포에서는 경계를 기준으로 지역이 분화되는 양상이 뚜렷하게 나타났으나 해당 결과를 이용하는 것은 제약이 있으므로 제반 여건을 통제한 가운데 분석을 진행하는 것이 타당함을 확인하였다.



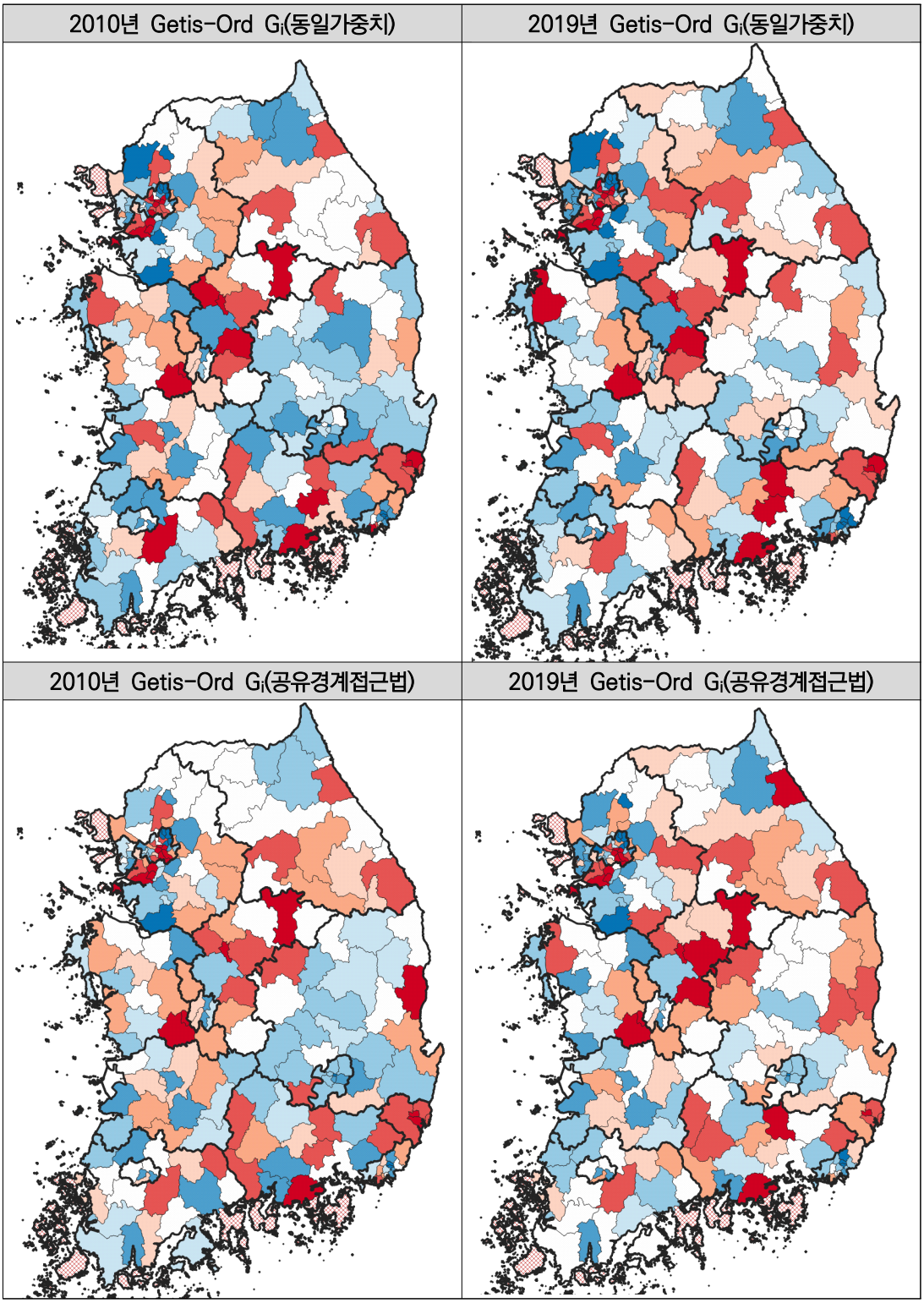
[그림 4-3] Local Moran's I 분포



[그림 4-4] Local Moran's I 클러스터

2010년 및 2019년의 Getis-Ord G_i를 지도에 표시한 결과는 [그림 4-5]와 같다. Getis-Ord Gi는 1인당 GRDP가 상대적으로 높은 지역이 밀집한 핫스팟(hot spot)과 상대적으로 낮은 지역인 콜드스팟(cold spot)을 식별할 수 있는 공간통계기법이다(Getis and Ord, 1992). 분석 결과, 서울 남부, 경기 일부, 충청북도, 경상남도 등 일부 지역에서 핫스팟이, 서울북부 경상북도, 호남 일부에서 콜드스팟이 나타나는 것을 확인할 수 있으나 행정경계와 관련하여 두드러지는 경향성은 확인할 수 없었다. 다만, 동일 가중치를 이용한 Getis-Ord G_i 분석 결과에 비해 공유경계접근법을 이용한 Getis-Ord G_i 분석에서는 시도 경계를 기준으로 핫스팟과 콜드스팟의 이질적 배치가 다소 증가하는 것을 확인할 수 있다.

전역 및 지역 공간 분포 분석 결과를 종합한 결과는 다음과 같다. 먼저, 전역적인 차원에서 분석대상지역의 1인당 GRDP는 제2장 및 제3장에서 살펴본 바와 같이 보편적인 도시이론이 가정하는 사항과 마찬가지로 상당한 수준의 지역 간 확산효과가 발생하고 있는 것을 확인할 수 있다. 다시 말하면, 1인당 GRDP는 공간 상에서 연속적으로 확산하는 현상이라고 판단할 수 있다. 다만 국지적인 차원에서는 1인당 GRDP에 공간적 인접성 외에도 지역 고유의 다양한 특성들이 반영되기 때문에 1인당 GRDP만을 고려하여 지역 공간 분포를 분석할 경우, 공간 종속성 및 이질성을 포착하는데 제약이 있었고 뚜렷한 지역적 분포 특성을 확인하기 어려웠다. 각 지역이 역사적으로 축적해온 다양한 이질적 특성을 반영할 수 없기 때문이다. 특히 본 연구에서 가정하는 파편화효과나 위계효과의 경우에는 각 지역의 여건이 상이한 가운데 인접지역과의 공간 종속성의 영향 또한 받기 때문에 공간통계기법으로는 뚜렷한 효과를 관측하는데 더욱더 큰 한계가 있다고 판단하였으며, 다양한 예측변수와 지역 간 공간 종속성을 통제한 가운데 모형을 통해 검증할 필요가 있다고 판단하였다.



[그림 4-5] Getis-Ord G_i 분포

제3절 분석 모형 기초 분석

1. 기초 모형 검토

경계로 인한 지역 현상의 단절적 영향을 검증하기 위한 모형을 검토하였다. 먼저 모형의 유효성을 검토하기 위하여 풀링한 데이터를 이용하여 고정효과 및 확률효과를 고려하지 않은 풀링모형(pooling model)에 대해 최소제곱법 회귀분석(OLS; ordinary least square regression)을 진행하였다. 풀링모형 분석 결과, 기본 모형은 1인당 GRDP를 비교적 잘 추정하고 있는 것으로 판단하였다. 풀링모형에서 가장 높은 VIF값은 4.15(인구밀도변수)로 측정되었다. VIF가 10 이상일 경우 다중공선성 문제를 고려해야 한다는 경험칙(O'Brien, 2007)을 충족하였으므로 다중공선성은 크게 문제가 되지 않을 것으로 판단하였다.

다음으로는 패널분석의 타당성 검증을 위한 분석을 수행하였다. 먼저 Honda(1985)의 라그랑지 승수법을 이용하여 분석한 풀링모형에 관찰되지 않은 효과(unobserved effect), 즉 개체효과 및 시간효과가 발생하는지를 확인하였다. 확인 결과, 개체효과와 시간효과 모두에서 관찰되지 않은 효과가 발생하는 것을 확인하였다(값 : 69.37, p값 : 0.00). 따라서 개체효과와 시간효과를 모두 고려한 패널모형(two-way panel model)을 사용할 필요성이 있음을 확인하였다.

따라서 개체효과 및 시간효과를 모형에 반영하여 고정효과 모형 및 랜덤효과 모형에 대한 분석을 수행하였다. 고정효과 모형의 F검정 값은 고정효과 모형이 풀링모형보다 적합하다는 결과를 보였다(F값 484.11, p값 0.00). 확률효과 모형의 브르슈-패건 라그랑지 승수 검정(Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test) 결과, 확률효과 모형이 풀링모형보다 적합하

다는 결과를 보였다(chibar2(01) 1,426.9 p값 0.00). 두 모형 모두 풀링모형에 비해 적합한 것으로 나타났으므로 고정효과 모형 및 랜덤효과 모형 중 적합한 모형을 판별하기 위해 하우스만 검정(Hausman test)(Hausman, 1978)를 시행하였다. 분석 결과, 고정효과 분석이 적합한 것으로 나타났으므로(χ^2 129.79, p값 0.00), 확률효과보다는 고정효과를 이용하여 패널모형을 구성하는 것이 적합할 것으로 판단하였다.

패널데이터의 이용 가능 여부를 검토하기 위하여 ADF 단위근 검정을 시행하였다. 검정 결과, 시계열 데이터는 안정적인(stationary) 상태를 보이므로(ADF값 -9.89, p값 0.01) 시계열 데이터를 이용할 수 있다고 판단하였다. 일반적인 패널분석 모형은 등분산성(homoskedasticity)을 가진다는 것과 공간적 종속성이 없을 것을 가정한다. 다만, 공간 종속성이 존재할 경우 이분산성이 공간적 자기상관에 영향을 받을 수 있어 검정 통계량이 일반적인 법칙에 따라 분포되지 않기 때문에 경우 브르슈-패건 검정, 화이트 검정과 같은 통상적인 이분산성 검정은 유효하지 않다(Floch and Le Saout, 2018). 일반적으로 공간 효과를 다루는 연구에서는 이분산성을 고려할 경우에는 공간 종속성을 고려하지 않고, 공간 종속성을 고려할 경우에는 이분산성을 고려하지 않는다(Baltagi et al., 2009).

2. 공간 모형 검토

앞서 살펴본 바와 같이, 지역 현상에 대한 전역 Moran's I 확인 결과, 분석 대상 연도별로 로그화한 1인당 GRDP에 대해 인접지역에 동일 가중치를 설정한 경우에는 0.147~0.170의 값이, 공유하는 경계 길이에 따라 가중치를 설정한 경우에는 0.237~0.258의 값이 도출되어 두 경우 모두 영가설(공간 종속성이 발생하지 않음)을 기각하는 수준의 양의 공간적 자기상관이 발

생하는 것을 확인할 수 있었다. 이는 공간 종속성에 의한 편의를 억제하기 위해서는 공간계량경제모형을 이용할 필요가 있음을 의미한다. 아울러 연구에 투입한 모든 예측변수[7]에서도 양의 공간적 자기상관이 발생하는 것을 확인하였으므로 경계의 지역 간 현상 단절 검증 모형에 공간더빈패널모형을 검토할 필요가 있다고 판단하였다. 매년도 예측변수를 포함한 최소제곱법 모형의 잔차를 대상으로 Moran's I를 확인한 결과에서도 영가설을 기각하는 양의 공간적 자기상관을 확인하였으므로 공간계량경제모형을 이용할 필요성을 재차 확인하였다.

본 연구의 데이터는 개체수가 시계열수보다 훨씬 많은 데이터로서 브르슈패건 라그랑지 승수 검정을 이용하기 어려우므로 Pesaran's CD 검정을 이용하여 공간 종속성을 검토하였다(Baltagi, 2008). 검토 결과, 고정효과 패널모형에서 횡단면 의존성(cross-sectional dependence), 즉 본 연구에서의 공간 종속성이 있음을 확인하였다(CD값 12.644, p값 0.00). 따라서 공간계량경제모형을 이용할 필요가 있음을 확인하였다. 패널데이터를 이용한 공간더빈모형을 대상으로 공간 모형을 위한 하우스만 검정을 시행한 결과 고정효과 분석이 적합한 것으로 나타났다(χ^2 8,731.9, p값 0.00). 따라서 공간더빈모형의 경우에도 고정효과 모형을 이용하여 분석을 수행하였다.

연구 모형에 이용할 공간가중치행렬을 선택하기 위하여 인접지역에 동일한 가중치를 부여한 가중치행렬(통상적인 룩 접촉행렬)과 경계특성을 고려하여 인접하는 경계 길이에 비례하여 가중치를 부여한 가중치행렬(공유경계접근법)의 모형 특성을 비교하였다. 비교 결과는 [표 4-3]과 같으며, 사후확률 비교 결과는 [표 4-4]와 같다.

---

7) 예측변수로 투입한 인구밀도, 고용중심도, 산업구조, 기업특성, 인적자본, 재정지출, 재정수입, 지대특성 모두에서 양의 공간적 자기상관이 발견되었다.

[표 4-3] 공간가중치 행렬 비교

	동일 가중치 이용 (통상적인 룩 접촉행렬)			인접한 경계 길이에 따라 가중치 부여 (공유경계접근법)		
	AIC	BIC	ρ	AIC	BIC	ρ
확산효과 모형 (시나리오 1)	-5,761	-5,665	0.2244	-5,775	-5,678	0.2430
파편화효과 모형 (시나리오 2-1)	-5,776	-5,679	0.2331	-5,792	-5,695	0.2521
위계효과 모형 (시나리오 3-1)	-5,791	-5,694	0.2459	-5,806	-5,710	0.2541

[표 4-4] 공간가중치 행렬 사후확률 비교

	동일 가중치 이용 (통상적인 룩 접촉행렬)		인접한 경계 길이에 따라 가중치 부여 (공유경계접근법)	
	로그-마지널	사후확률	로그-마지널	사후확률
확산효과 모형 (시나리오 1)	1,506.79	0.000	1,820.20	1.000
파편화효과 모형 (시나리오 2-1)	1,513.61	0.000	1,827.22	1.000
위계효과 모형 (시나리오 3-1)	1,518.90	0.000	1,831.81	1.000

비교 결과, 앞서 Moran's I 통계치를 이용하여 살펴본 바와 같이, 공유경계접근법을 이용한 모형이 지역 간 동일한 가중치를 부여한 모형에 비해 확산효과, 파편화효과, 위계효과 모두에서 AIC와 BIC값이 개선되는 것을 확인할 수 있었다. 공간자기회귀계수(spatial autoregressive coefficient)인 ρ도 공유경계접근법을 이용한 모든 모형에서 통상적인 룩 접촉행렬을 이용한 모형보다 증가하였으므로 공유경계접근법을 이용한 모형이 지역 간 공간 종속성을 보다 잘 반영하고 있는 것을 확인하였다. 베이지안 사후확률을 비교한 결과에서도 공유경계접근법을 이용한 모형의 적합성이 훨씬 높은 것을 확인할 수 있었다. 이는 각 지역 간의 관계가 단순한 분석단위와 분석단위 간, 또는 인접지역과 인접지역 간 관계가 아니라, 인접하는 경계의 길이에 따라

실제로 지역 간 경계를 전후하여 영향을 주고 받는 관계일 수 있음을 시사한다. 따라서 본 연구는 통상적인 룩 접촉행렬 대신 공유경계접근법을 이용하여 인접하는 경계의 길이에 비례하여 공간가중치를 설정한 공간가중치행렬로 모형을 구성하고 분석을 진행하였다.

3. 공간계량경제분석방법 검토

본 연구의 분석방법으로서 공유경계접근법을 이용한 공간더빈패널분석을 검토하였으나, 해당 공간계량경제방법이 본 연구의 모형 및 데이터를 잘 반영할 수 있는지 판단하기 위해 제3장에서 살펴본 LeSage의 베이지안 사후확률법(LeSage and Parent, 2007; LeSage, 2014)을 이용하여 공간가중치 행렬과 분석기법의 적합성을 재차 검토하였다. 먼저, 공간가중치 행렬로 동일 가중치를 이용한 통상적인 룩 접촉행렬과 인접한 경계 길이에 따라 가중치를 부여한 공유경계접근법을 이용한 양방향 고정효과 패널모형을 각각 설정하여 제3장에서 검토한 공간자기회귀모형(SAR), 공간오차모형(SEM), 공간더빈모형(SDM), 공간더빈오차모형(SDEM) 및 준거기준으로서 최소제곱법(OLS)의 베이지안 사후확률을 비교하였다. 비교를 위한 모형으로 확산효과 모형(시나리오 1), 파편화효과 모형(시나리오 2-1), 위계효과 모형(시나리오 3-1)을 이용하였다.

[표 4-5]와 같이 비교한 결과, 공간더빈모형이 베이지안 확률론의 관점에서 가장 적합할 가능성이 높은 모형으로 나타났다. 이는 확산효과 모형, 파편화효과 모형, 위계효과 모형 모두에서 동일한 양상을 보였다. 공간계량경제 모형(SAR, SEM, SDM, SDEM)이 OLS 모형에 비해 적합하게 나타난 것은 공간 상호작용이 발생하여 공간계량경제모형을 이용하는 것이 타당하다는

것을 나타낸다(see Anselin, 2010). SDM 모형과 SDEM 모형이 SAR과 SEM 모형에 비해 적합하게 나타난 것은 결과변수 뿐 아니라 예측변수에도 공간 상호작용이 발생할 수 있음을 나타낸다(see LeSage, 2014). SDM 모형이 SDEM 모형보다 적합하게 나타난 것은 광역적 모형 구성(global specification)이 지역적 모형 구성(local specification)에 비해 적합하다는 것을 의미한다(see LeSage, 2014). 이러한 비교 결과는 제3장에서 살펴본 이론적 논의와 일치하는 것으로 공간더빈패널분석이 본 연구에 가장 적합한 분석방법이라고 판단하여 분석에 이용하였다.

[표 4-5] 공간계량경제모형 사후확률 비교

모형		로그-마지널	사후확률
확산효과 모형 (시나리오 1)	OLS	1,790.96	0.000
	SAR	1,805,47	0.000
	SEM	1,816.12	0.012
	SDM	1,820.20	0.684
	SDEM	1,819.39	0.304
파편화효과 모형 (시나리오 2-1)	OLS	1,790.96	0.000
	SAR	1,809.38	0.000
	SEM	1,821.49	0.002
	SDM	1,827.22	0.824
	SDEM	1,825.66	0.172
위계효과 모형 (시나리오 3-1)	OLS	1,790.96	0.000
	SAR	1,814.46	0.000
	SEM	1,826.22	0.003
	SDM	1,831.81	0.862
	SDEM	1,829.95	0.134

제5장 모형 분석 결과

제5장에서는 제3장의 연구모형 및 데이터를 이용하여 제2장에서 검토한 경계효과를 검증하기 위한 분석을 진행하였다. 분석 모형은 제4장에서 검토한 기초 분석 결과에 따라 공유경계접근법에 기반을 둔 공간가중치행렬을 시간과 개체의 고정효과를 이용한 공간더빈패널모형을 이용하여 분석하였다.

먼저 제1절에서는 행정경계에 따른 지역 발전 수준의 단절 영향을 분석하였다. 공간 종속성을 반영하지 않은 기본 모형(시나리오 0), 확산효과를 반영한 모형(시나리오 1), 파편화효과를 반영한 모형(시나리오 2-1, 2-2), 위계효과를 반영한 모형(시나리오 3-1, 3-2)의 순으로 분석하였다. 분석 결과는 모형의 적합성 및 베이지안 사후확률에 따라 비교하여 더 적합한 모형을 탐색하는 방식으로 진행하였다. 더 높은 적합성을 보이는 시나리오가 경계효과의 메커니즘을 보다 잘 반영할 것이라고 가정하였다. 각 모형의 계수는 직접효과, 간접효과, 총효과로 변환하여 1인당 GRDP와의 관계를 해석하였다.

추가로 경계효과의 메커니즘별 크기를 임의로 가정한 모형의 강건성을 확인하기 위해, 파편화효과를 반영한 모형과 위계효과를 반영한 모형의 공간가중치행렬을 일부 조정하여 각 경계효과 메커니즘이 계속 유지되는지를 확인하였다. 또한 분석기간을 전반기와 후반기로 나누어 경계효과의 메커니즘이 일관되게 작용하는지를 검토하였다. 해당 내용은 [부록]에 수록하였다.

제2절에서는 제1절의 경계효과 메커니즘 검증 결과 및 부록의 강건성 분석 결과를 종합하였다. 6개의 기본 시나리오 및 4개의 추가 시나리오를 반영한 모형을 분석한 결론을 종합하고, 분석 결과 새롭게 알게된 사실들을 정리하였다. 마지막으로는 각 메커니즘별, 기본 시나리오별, 전체 시나리오별 사후확률을 산출하여 이를 비교하였다.

제1절 기본 모형 분석 결과

경계의 특성을 반영한 공간계량경제모형의 분석에 앞서, 분석대상기간 전체 데이터를 풀링하여 풀링모형을 이용하여 분석하였으며, 풀링모형을 확장하여 개체 고정효과 및 시간 고정효과를 각각 고려한 패널모형을 분석하였다. 마지막으로는 개체 및 시간 고정효과를 모두 고려한 패널모형을 분석하였다. 이는 인접지역 간 공간 종속성, 즉 공간적 확산효과를 고려하지 않은 시나리오 0 모형(기본 모형)을 의미한다. 분석 결과는 [표 5-1]과 같다.

[표 5-1] 패널분석 결과

변수	풀링모형	고정효과(개체)	고정효과(시간)	시나리오 0 모형 (양방향 고정효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	0.7209* (2.52)	3.9689*** (6.79)	0.9770*** (5.60)	4.1459*** (7.02)
고용중심도	0.0187 (1.51)	0.4096*** (12.86)	0.7725*** (36.30)	0.4557*** (13.51)
산업구조	0.0174*** (41.05)	0.0345 (1.41)	0.1971*** (13.97)	0.0042 (0.16)
기업특성	0.0763*** (5.67)	0.2792** (3.23)	0.3553* (2.43)	0.3002*** (3.48)
인적자본	-0.0159 (-1.38)	0.2264 (1.85)	1.0114*** (7.31)	0.5575*** (3.68)
재정지출	-0.0294 (-0.85)	0.1044*** (7.84)	0.2088*** (14.56)	0.1442*** (6.60)
재정수입	-4.0323*** (-17.59)	0.1276*** (9.04)	0.1978*** (13.83)	0.1378*** (8.88)
지대특성	0.2584*** (13.68)	-0.5959*** (-15.52)	-0.1964*** (-10.65)	-0.6027*** (-15.49)
절편	1.5086*** (8.84)	3.4049 (19.35)	2.6717 (13.40)	3.0080*** (14.20)
	N=2,150 Adjusted R^2=0.7961	n=215 N=2,150	t=10 N=2,150	n=215 t=10 N=2,150

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

고정효과모형의 절편은 고정효과 모형의 총절편(overall intercept)를 의미하며 이후의 모형에서도 동일함

풀링모형과 개체 고정효과를 반영한 패널모형, 시간 고정효과를 반영한 패널모형, 개체 고정효과와 시간 고정효과를 반영한 패널모형의 결과변수와 예측변수 간 상관관계는 유의도에 차이는 있으나 대체로 유사한 영향 관계를 보이는 것을 확인하였다. 거주인구의 집적 수준을 나타내는 인구밀도, 거주인구 대비 상대적 고용인구의 집중도를 나타내는 고용중심도, 인적자본의 질적 수준을 나타내는 인적자본, 공공 서비스 수준을 나타내는 재정지출, 지역 소득수준을 나타낼 수 있는 재정수입은 1인당 GRDP의 양의 상관관계를 맺고 있어 제3장에서 검토한 이론적인 예측과 동일한 상관관계를 보이고 있었다. 산업구조, 기업특성 또한 1인당 GRDP와 긍정적인 관계를 가지고 있었다. 지역의 평균 지가는 1인당 GRDP와 음의 상관관계를 맺고 있었다.

Glaeser의 이론(Glaeser, 1998; Glaeser, 2000)과 같이 인구밀도는 1인당 GRDP와 양의 상관관계를 맺고 있었다. 이론적인 예측과 같이 고용중심도 또한 양의 상관관계를 가지고 있었으며 모형 내에서 고용중심지와 배후 주거지로서의 각 지역의 특징을 포착하는 변수(Blumenberg and King, 2021)로서의 기능을 잘 수행하고 있는 것으로 판단된다. 기업 규모도 1인당 GRDP와 긍정적인 관계를 맺고 있었다. 기업 규모와 지역 발전 수준에 관한 이론은 다양하지만, 본 연구는 Raspe and Oort(2011)의 해석과 같이 기업 규모가 크면 클수록 분업화가 진행되고 생산 및 판매 활동이 활성화되며 지역 발전으로 이어지는 것으로 판단할 수 있다. Duranton and Puga(2013)의 경험연구 결과와 같이, 주민들의 높은 교육 수준은 높은 1인당 GRDP와 연관을 맺고 있었다. 높은 1인당 지역재정 지출은 공공선택이론 가설과 같이 1인당 GRDP와 긍정적인 관련을 맺고 있었다. 높은 1인당 재정수입 또한 경제 발전 수준과 양의 상관관계를 가지고 있었다. 해당지역의 지방세 규모는 지역의 경제 활동을 종합적으로 나타낼 수 있다는 점에서 적절한 결과라고 판단할 수 있다. 높은 평균 지가는 1인당 GRDP와 부정적인 관계를 맺고

있었다. 지가로 인한 임대료 부담이 해당지역의 산업군을 제약함으로써 생산활동과 부정적인 관계를 맺고 있는 것으로 판단하였다.

다만, 앞서 제4장에서 살펴본 바와 같이 본 연구에서 구성한 패널데이터의 결과변수 및 예측변수 모두에서 공간 종속성이 확인되었으므로 이를 고려하지 않은 패널분석의 결과를 그대로 해석하기는 어렵다. 공간 종속성을 고려하지 않은 모형에서는 계수 추정치 및 변수 간 관계에 편의가 발생할 수 있으므로 그대로 해석하기 어렵다. 따라서 공간 종속성을 고려하여 공간가중치행렬을 반영한 시나리오 1 모형을 분석하여 시나리오 0의 패널모형과 비교하였다.

제2절 확산효과 검증 결과

확산효과의 검증을 위하여 개체 고정효과와 시간 고정효과를 반영하였으며 공간가중치를 부여하지 않은 기본 모형(시나리오 0)과 확산효과를 가정한 공간더빈패널모형(시나리오 1)을 비교하였다. 시나리오 1 모형은 시나리오 0 모형을 확장하여 지역 간 발생할 수 있는 공간 종속성을 다루기 위해 공유경계접근법에 의한 공간가중치를 부여하였다. 공간더빈패널모형은 앞서 구성한 패널분석모형에 공간가중치행렬 W를 기초로 하여 결과변수의 공간적 상호작용을 다루기 위한 공간시차변수 ρWYt 및 예측변수의 공간적 상호작용을 다루기 위한 공간더빈변수 WXtθ를 추가하여 구성하였다. 시나리오 1 모형은 확산효과의 유무를 확인하는 것을 목적으로 하므로 접촉한 모든 지역이 경계의 길이에만 비례하는 영향을 받는 공간가중치를 가지고 있다고 가정하였다. 즉, 경계의 특성에 따른 파편화효과나 위계효과는 고려하지 않았다. 분석 결과는 [표 5-2]와 같다.

[표 5-2] 확산효과 검증 결과

변수	시나리오 0 모형 (기본 모형)	시나리오 1 모형 (확산효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.1459*** (7.02)	4.5969*** (7.16)
고용중심도	0.4557*** (13.51)	0.4800*** (14.05)
산업구조	0.0042 (0.16)	-0.0138 (-0.53)
기업특성	0.3002*** (3.48)	0.2950*** (3.46)
인적자본	0.5575*** (3.68)	0.3600* (2.13)
재정지출	0.1442*** (6.60)	0.1578*** (7.00)
재정수입	0.1378*** (8.88)	0.1318*** (8.56)
지대특성	-0.6027*** (-15.49)	-0.6077*** (-15.83)
W*인구밀도	-	-1.4890 (-1.70)
W*고용중심도	-	-0.2462*** (-4.20)
W*산업구조	-	0.1856*** (4.06)
W*기업특성	-	-0.1612 (-1.25)
W*인적자본	-	-0.2845 (-1.13)
W*재정지출	-	-0.0975** (-2.58)
W*재정수입	-	-0.0020 (-0.08)
W*지대특성	-	0.2474** (3.12)
rho	-	0.2270*** (8.07)
	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood=2,880.37 AIC=-5,742.75 BIC=-5,691.69	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood=2,925.87 AIC=-5,817.74 BIC=-5,721,30

* p 〈 0.05, ** p 〈 0.01, *** p 〈 0.001

[표 5-3] 확산효과 모형 사후확률 비교

	로그-마지널	사후확률
시나리오 0 (기본 모형)	1,790.96	0.000
시나리오 1 (확산효과 모형)	1,820.04	1.000

분석 결과, 양방향 패널분석에서 유의하게 나타난 결과변수들은 공간더빈 패널분석 결과에서도 대체로 동일한 관계를 나타내고 있는 것을 확인하였다. 시나리오 1 모형은 시나리오 0 모형에 비해 공간시차변수(ρWY_t) 및 더빈변수($WX_t\theta$) 총 9개가 더 추가되었음에도 AIC와 BIC가 더 적합하게 나타나는 것을 확인하였다. 아울러, ρ값이 유의하게 나타났으므로 ρWY_t가 의미를 가져 결과변수에서도 공간적 종속성이 발생하는 것을 확인할 수 있었다. 각 모형의 베이지안 사후확률을 도출한 결과에서도 시나리오 1 모형이 시나리오 0 모형에 비해 적합한 것을 확인할 수 있었다. 이는 지역 간 지역 발전 수준에 공간적 종속성이 작용하는 확산효과가 발생한다는 가정을 지지하는 결과라고 볼 수 있다. 즉, 한 지역의 지역 발전 수준은 경계를 넘어 경계 밖의 인접지역으로 확산될 가능성을 가지고 있다. 지역 발전에 대한 경계효과를 이해하기 위해서는 이러한 확산효과를 이해할 필요가 있다는 것을 의미한다. 아울러, $WX_t\theta$를 구성하는 예측변수 중 고용중심도, 산업구조, 재정지출, 지대특성이 유의하게 나타났으므로, 인근지역 예측변수들의 영향 또한 해당지역의 지역 발전에 일부 영향을 끼칠 가능성을 확인하였다. 특히 산업구조의 경우에는 시나리오 0 모형에서는 유의하지 않은 값을 보였으나, 더빈변수에서는 유의한 결과를 나타냈다. 이는 해당지역의 산업구조는 지역 발전 수준에 크게 영향을 끼치지 않으나, 인접지역의 3차 산업에 비해 2차 산업이 많을 경우 해당지역의 1인당 GRDP가 높은 경향을 보일 수 있음을 의미한다.

다만, 제3장에서 검토한 바와 같이 공간더빈패널분석의 결과를 바로 해석할 경우 편의를 발생시킬 수 있다. 이는 분석 결과로 나타난 계수와 유의도가 실제 현상을 정확히 반영하지 못할 가능성을 의미한다. 공간더빈패널분석의 결과는 LeSage and Pace(2009)의 요약추정치를 이용하여 직접효과와 간접효과를 추정하여 살펴볼 필요가 있다. 요약추정치를 추정하여 직접효과, 간접효과 및 이들이 결합한 총효과를 산출한 결과는 [표 5-4]와 같다.

[표 5-4] 시나리오 1 모형 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 1 모형 직접효과	시나리오 1 모형 간접효과	시나리오 1 모형 총효과
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.6349*** (7.54)	-0.4021 (-0.38)	4.2328*** (3.75)
고용중심도	0.4706*** (14.30)	-0.1738* (-2.20)	0.2968*** (3.43)
산업구조	-0.0012 (-0.04)	0.2237*** (3.50)	0.2225** (3.00)
기업특성	0.2853** (3.25)	-0.1050 (-0.67)	0.1804 (0.96)
인적자본	0.3640* (2.30)	-0.2755 (-0.98)	0.0885 (0.30)
재정지출	0.1553*** (6.96)	-0.0769 (-1.88)	0.0784 (1.72)
재정수입	0.1341*** (9.79)	0.0341 (1.06)	0.1681*** (4.76)
지대특성	-0.6018*** (-16.20)	0.1266 (1.40)	-0.4753*** (-4.65)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

직접효과의 경우, 해당지역의 인구밀도가 높을수록, 고용중심도가 높을수록, 기업의 평균 고용인원이 클수록, 인적자본이 높을수록, 1인당 재정 지출과 지방세 납부액이 높을수록, 평균 공시지가가 낮을수록 해당지역의 1인당 GRDP가 증가하는 경향을 보였다. 시나리오 1 모형의 직접효과에서의 결과변수와 예측변수 간 상관관계는 산업구조를 제외하고는 시나리오 0 모형과 동일하게 나타난 것을 확인할 수 있었다. 간접효과의 경우에는, 인근지역의 고용중심도와 해당지역의 1인당 GRDP와 음의 상관관계를, 산업구조는 양의 상관관계를 가지고 있었다. 인접지역의 고용중심도가 높을 경우, 해당지역에서 인접지역으로의 통근이 이루어질 가능성이 높고, 이럴 경우 1인당 GRDP가 인접지역으로 계상되기 때문에 해당지역의 지역 경제 수준에 상대적으로 부정적인 영향을 끼치는 것으로 판단된다. 산업구조의 경우 기본 모형인 시나리오 0 모형에서는 유의하게 나오지 않은 반면, 시나리오 1 모형에서는

간접효과에서 유의한 관계를 보이고 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 해당지역의 산업별 비중이 어떠한지보다는 인접지역이 어떠한 산업별 비중을 가지고 있는지가 해당지역의 지역 발전 수준에 영향을 끼치는 것으로 판단할 수 있다. 다시 말하면, 현재 구축한 모형에서는 2차 산업과 3차 산업은 입지한 지역에서 두드러진 생산 유발 효과의 차이를 보이지 않는 것으로 판단할 수 있다. 이는 본 연구에서 이용한 3차 산업 비중은 고부가가치를 가진 지식산업과 서비스산업을 모두 포함하고 있기 때문으로 판단한다. 다만, 인접지역에 인접 산업군의 생산 유발 및 산업 연계 효과가 높은 2차 산업의 비중이 높은 경우, 3차 산업에 비해 그 경제적 효과가 해당지역까지 확산될 가능성이 높은 것으로 해석할 수 있다. 이는 Dewar and Epstein(2007)의 이론과 동일한 것으로 2차 산업은 3차 산업에 비해 인근 지역 및 인근 산업군과의 경제적 연계가 강한 산업군으로서의 특성을 가지고 있기 때문에 주변 지역 발전 수준에도 긍정적인 관계를 맺고 있는 것으로 판단할 수 있다.

제3절 파편화효과 검증 결과

파편화효과를 검토하기 위해 시나리오 2-1 모형 및 시나리오 2-2 모형에 대한 분석을 진행하였다. 시나리오 2-1은 약한 파편화효과를 가정하여 시도 경계를 접한 지역 간에는 통상의 공간적 상호작용이 절반으로 감소한다고 가정하였다. 즉, 시도 경계에서 발생하는 파편화효과가 확산효과의 절반 크기라고 가정하였다. 시나리오 2-2는 강한 파편화효과를 가정하였다. 시도 경계에서는 확산효과와 동등한 크기의 파편화효과가 발생하여 지역 간 공간적 상호작용을 상쇄한다고 가정하였다. 각 시나리오의 분석 결과는 [표 5-5]와 같이 시도 경계에 관계 없이 통상적인 공간적 상호작용, 즉 확산효과만이 발생한다고 가정한 시나리오 1 모형의 분석 결과와 비교하였다.

[표 5-5] 파편화효과 검증 결과

변수	시나리오 1 모형 (확산효과)	시나리오 2-1 모형 (파편화효과-약한 효과)	시나리오 2-1 모형 (파편화효과-강한 효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.5969*** (7.16)	4.4262*** (6.94)	4.2597*** (6.65)
고용중심도	0.4800*** (14.05)	0.4810*** (14.11)	0.4777*** (13.99)
산업구조	-0.0138 (-0.53)	0.2796*** (3.30)	0.2518** (2.96)
기업특성	0.2950*** (3.46)	-0.0142 (-0.55)	-0.0122 (-0.48)
인적자본	0.3600* (2.13)	0.3473* (2.05)	-0.1813 (-1.11)
재정지출	0.1578*** (7.00)	0.1648*** (7.24)	0.1160*** (5.12)
재정수입	0.1318*** (8.56)	0.1317*** (8.6)	0.1334*** (8.71)
지대특성	-0.6077*** (-15.83)	-0.6046*** (-15.87)	-0.6211*** (-16.23)
W*인구밀도	-1.4890 (-1.70)	-1.2350 (-1.48)	-0.1245 (-0.14)
W*고용중심도	-0.2462*** (-4.20)	-0.2609*** (-4.44)	-0.2005** (-3.20)
W*산업구조	0.1856*** (4.06)	-0.0551 (-0.40)	0.1826 (0.92)
W*기업특성	-0.1612 (-1.25)	0.1986*** (4.35)	0.1772*** (3.40)
W*인적자본	-0.2845 (-1.13)	-0.2456 (-0.98)	0.9005*** (3.63)
W*재정지출	-0.0975** (-2.58)	-0.1177** (-3.13)	0.0646* (2.22)
W*재정수입	-0.0020 (-0.08)	-0.0015 (-0.06)	0.0135 (0.47)
W*지대특성	0.2474** (3.12)	0.2231** (2.99)	0.2539** (3.04)
rho	0.2270*** (8.07)	0.2332*** (8.53)	0.2425*** (7.90)
	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood=2,925.87 AIC=-5,817.74 BIC=-5,721.30	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood=2,934.04 AIC=-5,834.08 BIC=-5,737.30	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood=2,931.07 AIC=-5,828.14 BIC=-5,731.70

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

[표 5-6] 파편화효과 모형 사후확률 비교

		로그-마지널	사후확률
시나리오 1 모형 (확산효과)		1,820.04	0.000
파편화효과 모형	시나리오 2-1 모형 (약한 파편화효과)	1,827.22	0.850
	시나리오 2-2 모형 (강한 파편화효과)	1,825,48	0.149

파편화효과 분석 결과, 확산효과만 가정한 시나리오 1과 확산효과 및 파편화효과를 고려한 시나리오 2-1과 2-2 간 결과변수-예측변수 간 관계는 대부분 동일하게 유지되고 있는 것으로 나타났다. 결과변수의 공간적 파급효과를 나타내는 ρ 또한 유의한 양의 값을 보이므로 결과변수와 일부 예측변수가 공간적 파급효과를 가지고 있는 것을 확인할 수 있다. 모형의 적합도의 경우, 파편화효과를 가정한 시나리오 2-1 및 2-2가 시나리오 1에 비해 개선된 AIC와 BIC를 가지고 있는 것을 확인할 수 있다. 아울러 베이지안 사후확률 비교 결과 확산효과에 더해 파편화효과를 가정한 두 개의 시나리오가 확산효과만 가정한 시나리오에 비해 높은 적합성을 보이는 것을 확인할 수 있었다. 이는 확산효과에 파편화효과를 더해서 살펴본 모형이 보다 지역 현상을 잘 설명한다는 것을 의미하며, 공간 상에서 파편화효과가 작용하고 있음을 시사한다.

시나리오 2-1 모형과 시나리오 2-2 모형 모두 확산효과만 가정한 시나리오 1 모형에 비해 적합한 것으로 나타났다. 두 모형 중에서는 확산효과의 절반 수준의 파편화효과를 가정한 시나리오 2-1 모형이 확산효과와 동등한 수준의 파편화효과를 가정한 시나리오 2-2 모형에 비해 보다 적합한 것으로 나타났다. 이러한 결과를 종합해 볼 때, 시도 경계에서 발생하는 파편화효과의 크기는 지역 간 이루어지는 확산효과보다 상대적으로 작은 수준일 것으로 판단하였다. 확산효과와 파편화효과를 모두 고려할 경우, 지역 간 양의 공간 종속성은 여전히 존재하되 시도 경계를 접하지 않은 지역에 비해 다소 약한 수준으로 나타난다는 것을 의미한다. 공간 종속성만을 고려할 경우, 이러한 이질적인 차이는 발견하기 쉽지 않다. 즉, 확산효과라는 공간 종속성과 파편화효과라는 공간 이질성을 모두 포함하는 경계효과의 메커니즘을 고려하지 않는다면 파편화효과는 포착하기 어려울 수 있다.

[표 5-7] 시나리오 2-1 모형 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 2-1 모형 직접효과	시나리오 2-1 모형 간접효과	시나리오 2-1 모형 총효과
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.4766*** (7.33)	-0.1085 (-0.11)	4.3681*** (3.97)
고용중심도	0.4701*** (14.31)	-0.1888* (-2.37)	0.2813** (3.23)
산업구조	0.0002 (0.01)	0.2405*** (3.77)	0.2408** (3.24)
기업특성	0.2760** (3.17)	0.0259 (0.15)	0.3019 (1.54)
인적자본	0.3526* (2.23)	-0.2290 (-0.83)	0.1236 (0.43)
재정지출	0.1609*** (7.16)	-0.0992* (-2.44)	0.0617 (1.37)
재정수입	0.1342*** (9.84)	0.0359 (1.13)	0.1701*** (4.87)
지대특성	-0.5999*** (-16.21)	0.0938 (1.10)	-0.5062*** (-5.14)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

[표 5-8] 시나리오 2-2 모형 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 2-2 모형 직접효과	시나리오 2-2 모형 간접효과	시나리오 2-2 모형 총효과
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.3654*** (7.11)	0.9447 (1.20)	5.3101*** (5.89)
고용중심도	0.4719*** (14.36)	-0.0798 (-1.31)	0.3921*** (5.65)
산업구조	-0.0015 (-0.06)	0.1573** (2.97)	0.1558* (2.45)
기업특성	0.2594** (2.99)	0.2379 (1.34)	0.4973* (2.54)
인적자본	-0.1258 (-0.82)	0.7635*** (3.37)	0.6377* (2.51)
재정지출	0.1213*** (5.41)	0.0859*** (3.31)	0.2072*** (6.13)
재정수입	0.1363*** (10.05)	0.0421 (1.68)	0.1785*** (6.22)
지대특성	-0.6166*** (-16.67)	0.0876 (1.24)	-0.5290*** (-6.26)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

[표 5-7] 및 [표 5-8]과 같이 시나리오 2-1 모형과 시나리오 2-2 모형의 직접효과 및 간접효과를 검토하였다. 직접효과는 시나리오 1 모형과 차이를 보이지 않았다. 간접효과의 경우, 고용중심도와 인적자본의 경우는 시나리오 1 모형과 동일하게 유의한 결과를 보였으며, 재정지출의 경우에는 추가로 유의한 결과가 도출되었다. 시나리오 2-1 모형에서 인접지역의 재정지출은 해당지역의 1인당 GRDP와 부정적인 관계를 맺고 있는 것을 확인하였다. 패널 모형 분석 결과에서 살펴본 바와 같이 재정 지출에 따른 외부효과, 즉 지역의 공공서비스는 해당지역에 귀속되는 경우가 많아, 인접지역과의 경쟁을 야기한다는 점에서 부정적인 영향을 끼칠 수 있을 것이라고 판단하였다. 제2장에서 살펴본 바와 같이, 지역복지제도, 학교, 경찰과 같이 공간적으로 분리 가능한 서비스의 경우 경계 내부에서만 외부효과를 발생시키기 때문이다 (Scott, 2019). 따라서 해당지역과 인접지역과의 상대적 경쟁적 관계를 고려해볼 때, 인접지역의 높은 고용 수준과 높은 재정 지출 수준은 해당지역의 경쟁력을 상대적으로 낮추는 영향을 가진다고 해석할 수 있다. 반면, 시도 경계에 의한 완전한 단절을 가정한 시나리오 2-2 모형에서는 재정지출이 1인당 GRDP와 양의 상관관계를 보였다. 시나리오 2-2 모형에서는 시도 경계 간 공간 종속성을 0으로 가정하여 시도 경계 내 지역 간의 공간 종속성만을 고려한다. 이 경우에는 인접지역의 재정지출이 해당지역의 1인당 GRDP에 긍정적인 영향을 보였으므로, 재정지출의 효과는 시도 경계를 넘어설 때 큰 폭으로 감소하는 것으로 추론할 수 있다. 상대적으로 더 높은 위계의 경계, 즉 더 이질적인 경계에서 더 많은 서비스 단절이 일어난다고 판단할 수 있다.

직접효과와 간접효과를 합산한 총 효과의 경우, 시나리오 2-1 모형에서는 인구밀도, 고용중심도, 산업구조, 재정수입이 해당지역의 1인당 GRDP와 양의 상관관계를 맺고 있었고, 지대특성은 음의 상관관계를 맺고 있었다. 재

정지출, 기업특성, 인적자본은 총 효과에 있어서는 1인당 GRDP와 유의미한 관계를 맺고 있지 않았다. 반면, 시도경계로 인한 완전한 단절효과를 가정한 시나리오 2-2 모형에서는 모든 예측변수들이 기본 모형과 동일한 방향의 유의한 결과를 보이고 있었다. 시나리오 2-2 모형에서는 상대적으로 단절 효과가 클 것으로 기대되는 시도경계를 관통하는 지역 간 상호작용에 0의 가중치를 부여하여 시도경계의 단절적 영향을 모형에서 제외함으로써 공간적 상호작용을 충분히 반영하지 못해 풀링모형과 비슷한 결과가 도출된 것이라고 판단하였다.

제4절 위계효과 검증 결과

시나리오 2-1 모형 및 시나리오 2-2 모형을 기초로 하여 위계효과를 공간가중치행렬에 추가한 시나리오 3-1 모형 및 3-2 모형을 분석하였다. 먼저 시나리오 3-1은 시도 경계 중 특별시 또는 광역시 경계가 더 많은 단절 발생 요인으로 인해 시도경계에서의 파편화효과에 더하여 통상적인 도 경계에 비해 더 큰 단절적 영향, 즉 위계효과를 가져올 것이라고 가정하였다. 따라서 도 경계에서는 시나리오 2-1과 같이 통상적 공간적 상호작용이 절반으로 감소할 것이라고 가정하고, 특별시 또는 광역시 경계에서는 통상적 공간적 상호작용이 파편화효과와 위계효과에 의해 완전히 상쇄될 것이라고 가정하였다. 시나리오 3-2의 경우에는 특별시 또는 광역시 경계가 활발한 지역 간 상호작용으로 인해 도 경계에 비해 위계효과가 약화할 것이라고 가정하여 특별시 또는 광역시 경계에서는 통상적 공간적 상호작용이 절반으로 감소하고 도 경계에서는 완전히 상쇄될 것이라고 가정하였다. 분석 결과를 시나리오 2-1 모형 및 시나리오 2-2 모형의 파편화효과 검증 결과와 비교한 결과는 [표 5-9]와 같다.

[표 5-9] 위계효과 검증 결과

변수	시나리오 2-1 모형 (파편화효과-약한 효과)	시나리오 2-2 모형 (파편화효과-강한 효과)	시나리오 3-1 모형 (위계효과 검증-정방향 효과)	시나리오 3-2 모형 (위계효과 검증-역방향 효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.4262*** (6.94)	4.2597*** (6.65)	4.3416*** (6.86)	4.1052*** (6.51)
고용중심도	0.4810*** (14.11)	0.4777*** (13.99)	0.4745*** (13.97)	0.4857*** (14.30)
산업구조	0.2796*** (3.30)	0.2518** (2.96)	0.2797*** (3.32)	0.2479*** (2.91)
기업특성	-0.0142 (-0.55)	-0.0122 (-0.48)	-0.0164 (-0.64)	-0.0171 (-0.66)
인적자본	0.3473* (2.05)	-0.1813 (-1.11)	0.3015 (1.81)	0.3384 (1.98)
재정지출	0.1648*** (7.24)	0.1160*** (5.12)	0.1665*** (7.37)	0.1717*** (7.45)
재정수입	0.1317*** (8.6)	0.1334*** (8.71)	0.1319*** (8.64)	0.1328*** (8.66)
지대특성	-0.6046*** (-15.87)	-0.6211*** (-16.23)	-0.6063*** (-15.99)	-0.6036*** (-15.90)
W*인구밀도	-1.2350 (-1.48)	-0.1245 (-0.14)	-1.2305 (-1.53)	-0.7115 (-0.92)
W*고용중심도	-0.2609*** (-4.44)	-0.2005** (-3.20)	-0.2257*** (-4.00)	-0.2762*** (-4.88)
W*산업구조	-0.0551 (-0.40)	0.1826 (0.92)	-0.0246 (-0.19)	0.1177 (0.73)
W*기업특성	0.1986*** (4.35)	0.1772*** (3.40)	0.1868*** (4.27)	0.1915*** (4.33)
W*인적자본	-0.2456 (-0.98)	0.9005*** (3.63)	-0.1588 (-0.69)	-0.1375 (-0.57)
W*재정지출	-0.1177** (-3.13)	0.0646* (2.22)	-0.1238*** (-3.47)	-0.1269*** (-3.56)
W*재정수입	-0.0015 (-0.06)	0.0135 (0.47)	-0.0022 (-0.09)	0.0071 (0.29)
W*지대특성	0.2231** (2.99)	0.2539** (3.04)	0.2354** (3.19)	0.1764** (2.72)
rho	0.2332*** (8.53)	0.2425*** (7.90)	0.2387*** (9.35)	0.2040*** (7.95)
	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,934.04 AIC=-5,834.08 BIC=-5,737.30	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,931.07 AIC=-5,828.14 BIC=-5,731.70	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,939.77 AIC=-5,845.54 BIC=-5,749.10	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,930.73 AIC=-5,827.46 BIC=-5,731.01

* p 〈 0.05, ** p 〈 0.01, *** p 〈 0.001

[표 5-10] 위계효과 모형 사후확률 비교

		로그-마지널	사후확률
파편화효과 모형	시나리오 2-1 모형 (약한 파편화효과)	1,827.22	0.010
	시나리오 2-2 모형 (강한 파편화효과)	1,825,48	0.001
위계효과 모형	시나리오 3-1 모형 (정방향 위계효과)	1,831.81	0.985
	시나리오 3-2 모형 (역방향 위계효과)	1,825.74	0.002

분석 결과, 예측변수와 결과변수들 간의 관계가 대체로 유지되는 가운데 시나리오 3-1 모형이 시나리오 2-1 모형 및 시나리오 2-2 모형에 비해 모형의 AIC와 BIC가 모두 개선된 것을 확인할 수 있었다. 다만, 역방향 위계효과를 가정한 시나리오 3-2 모형은 시나리오 2-1 및 2-2 모형에 비해 적합도가 낮게 나타났다. 베이지안 사후확률에서도 정방향 위계효과를 추가로 고려한 모형이 확산효과와 파편화효과만 고려한 시나리오 2-1 및 2-2 모형에 비해 높은 적합도를 보이는 것을 확인할 수 있었다. 이는 특별시 및 광역시와 같은 높은 위계의 시도경계가 더 많은 지역 간 단절을 유발할 수 있다는 위계효과의 가정을 충족하는 결과로 볼 수 있다. 역방향 위계효과의 경우에는 시나리오 2-1 모형보다 낮은 적합도를 보이므로 도 경계가 특별시나 광역시보다 더 많은 단절을 유발한다는 가정은 상대적으로 비현실적인 가정인 것으로 판단할 수 있다. 종합하면, 위계효과에 의한 경계 간 단절적 영향이 존재하지만, 위계가 낮은 경계가 아닌 위계가 높은 경계에서 위계효과가 추가되어 단절적 영향의 크기에 차이가 발생할 수 있다는 점을 시사한다. 구체적으로는, 보다 행정위계가 높은 특별시 또는 광역시 단위의 경계는 도 단위의 경계에 비해 더 큰 위계효과를 가지고 있는 것으로 판단되며, 결과적으로 이러한 위계효과가 파편화효과와 결합하여 특별시 또는 광역시 경계에서 보다 큰 공간적 단절이 발생할 수 있음을 보여준다.

위계효과에 관한 검증 결과는 더 높은 위계의 행정경계가 더 큰 지역 간 단절을 초래할 수 있다는, 즉 정방향 위계효과를 지지하는 선행연구(Li et al., 2015; Ma, 2005; Wolff et al., 2018)의 결과와 일치하게 나타났다. 이는 Wang and Yeh(2020)의 주장과 같이 더 높은 위계에서 더 많은 다층적 요인이 복합적으로 작용하는 결과로 볼 수 있다. 또는 도 경계는 대부분 다른 도 경계와 접하고 있고 특별시나 광역시 경계 또한 도 경계와 접하고 있기 때문에, Zeng et al.(2018)의 발견과 같이 특별시와 광역시 경계에서 인접하는 경계와의 위계 차이가 크기 때문일 수도 있다. 또는 두 기전이 모두 작용하기 때문에 발생하는 결과로도 볼 수 있다. 역방향 위계효과를 가정한 모형보다 정방향 위계효과를 가정한 모형이 적합하게 나타나는 것은 대도시 경계에서의 단절효과가 대도시 주변부에서 발생할 것으로 기대되는 빈번한 인접지역과의 상호작용보다 강력하기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

[표 5-11] 시나리오 3-1 모형 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 3-1 모형 직접효과	시나리오 3-1 모형 간접효과	시나리오 3-1 모형 총효과
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.3912*** (7.24)	-0.1028 (-0.11)	4.2884*** (3.98)
고용중심도	0.4648*** (14.17)	-0.1392* (-2.16)	0.3215*** (3.79)
산업구조	-0.0010 (-0.04)	0.2250*** (3.69)	0.2240** (3.12)
기업특성	0.2786** (3.20)	0.0651 (0.41)	0.3436 (1.82)
인적자본	0.3102* (1.99)	-0.1306 (-0.51)	0.1796 (0.66)
재정지출	0.1615*** (7.23)	-0.1052** (-2.74)	0.0563 (1.29)
재정수입	0.1346*** (9.89)	0.0359 (1.19)	0.1706*** (5.04)
지대특성	-0.6003*** (-16.24)	0.1045 (1.23)	-0.4958*** (-5.02)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

[표 5-12] 시나리오 3-2 모형 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 3-2 모형 직접효과	시나리오 3-2 모형 간접효과	시나리오 3-2 모형 총효과
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.1748*** (6.90)	0.2789 (0.30)	4.4538*** (4.37)
고용중심도	0.4730*** (14.46)	-0.2148** (-2.90)	0.2582** (3.16)
산업구조	-0.0031 (-0.12)	0.2224*** (3.76)	0.2193** (3.15)
기업특성	0.2543** (2.93)	0.2181 (1.15)	0.4724* (2.30)
인적자본	0.3499* (2.20)	-0.1064 (-0.42)	0.2435 (0.92)
재정지출	0.1670*** (7.37)	-0.1101** (-2.99)	0.0569 (1.39)
재정수입	0.1356*** (9.98)	0.0404 (1.38)	0.1761*** (5.40)
지대특성	-0.6007*** (-16.27)	0.05700 (0.80)	-0.5437*** (-6.35)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

위계효과를 가정한 시나리오 3-1 모형 및 3-2 모형의 직접효과, 간접효과, 총효과를 추정한 결과는 [표 5-11] 및 [표 5-12]와 같다. 직접효과의 경우 시나리오 3-1 및 3-2 모형이 모두 시나리오 1 모형 및 시나리오 2-1 모형과 동일한 결과변수-예측변수 간 관계를 보이는 것을 확인하였다. 간접효과의 경우, 시나리오 3-1 모형과 3-2 모두에서 시나리오 2-1과 같이 인접지역의 고용중심도와 재정지출은 해당지역의 1인당 GRDP와 부정적인 관계를, 인접지역의 2차 산업 비중은 해당지역의 1인당 GRDP와 긍정적인 관계를 맺고 있었다. 직접효과와 간접효과를 합산한 총 효과의 경우에도 마찬가지로, 확산효과만 고려한 시나리오 1 모형 및 파편화효과를 추가로 고려한 시나리오 2-1 모형과 결과변수-예측변수 간 관계가 동일하게 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

제3절 분석 결과 종합

경계효과로 인한 지역 발전 단절 효과 검증을 위해 [표 5-23]과 같이 6개의 시나리오를 이용하여 공간더빈패널모형을 분석한 결과, 경계효과가 하나의 공간 현상으로서 실제로 지역의 성장에 실질적인 영향을 끼칠 수 있음을 확인하였다. 인근지역의 1인당 GRDP는 해당지역의 1인당 GRDP에 긍정적인 영향을 끼치는 것을 확인하였고 공간 종속성을 반영한 모형이 반영하지 않은 모형보다 더 적합하였으므로 시군구 및 시도 경계 내외에서는 경계효과의 메커니즘 중 하나인 확산효과가 발생하고 있는 것을 확인하였다. 아울러, 이러한 확산효과는 시도 경계에 의한 파편화효과에 의해 상쇄될 수 있음을 확인하였다. 또한 경계의 위계에 따라 위계효과가 발생하여 파편화효과에 더하여 확산효과를 더 큰 폭으로 상쇄할 수 있음을 확인하였다. 이는 본 연구에서 가정한 경계효과의 메커니즘을 지지하는 결과로서, 경계는 확산효과, 파편화효과, 위계효과에 관여하며 지역 간에 단절적 영향을 끼치고 있는 것을 확인할 수 있었다. 특히 본 연구는 다년도의 데이터를 이용한 패널모형에서 이와 같은 결과를 확인하였으므로, 분석기간의 범위 내에서는 경계효과의 메커니즘이 일반적으로 유효한 것으로 판단하였다.

모형의 적합도 및 베이지안 사후확률을 이용하여 각 시나리오별 모형을 비교한 결과, 먼저 경계 길이를 반영한 가중치 행렬이 적합한 것을 확인하였다. 시나리오의 경우에는 정방향 위계효과 모형, 약한 파편화효과 모형, 강한 파편화효과 모형, 확산효과 모형, 공간 종속성 미반영 모형 순으로 모형이 적합한 것으로 나타나 제2장에서 검토한 경계효과의 메커니즘에 관한 가정을 충족하였다. 아울러, 모형의 강건성을 확인하기 위해 [표 5-24]와 같이 경계효과의 메커니즘별 효과의 크기를 달리 부여한 추가 시나리오에서도 경계효과의 메커니즘에 관한 가정이 여전히 유지되고 있는 것을 확인하였다.

기본 시나리오와 추가 시나리오를 비교한 결과, 시도 경계 간 확산효과에 비해 파편화효과는 대략 50~75% 사이의 크기를 가지고 있는 것으로 판단할 수 있었으며, 위계효과는 확산효과 대비 25~50% 사이의 크기를 가지고 있는 것으로 판단할 수 있었다. 결과적으로 특별시 및 광역시 경계는 공간 종속성으로 인한 확산효과를 상당 부분 상쇄하는 것으로 볼 수 있었다. 다만, 본 연구는 시군구 경계가 형성할 수 있는 파편화효과와 위계효과는 고려하지 않았으므로, 경계효과의 규모를 추정하기 위해서는 다층의 경계가 발생시키는 효과를 모두 고려할 필요가 있을 것으로 판단한다.

결과변수인 1인당 GRDP의 경우, 모든 모형에서 지역 간 긍정적인 상호작용이 발생하는 것을 확인할 수 있었다. 여러 지역 여건들이 결합하여 발생한 1인당 GRDP의 전체적인 공간적 확산효과가 경계로 인해 발생하는 파편화효과와 위계효과를 상회하는 것으로 해석할 수 있다. 예측변수의 경우에는 변수마다 지역 간 영향에 차이가 있었다. 먼저 산업구조를 제외한 대부분의 예측변수는 직접효과로서 해당지역의 1인당 GRDP에 영향을 끼치고 있었다. 산업구조의 경우, 2차 산업과 3차 산업의 비중은 지역 생산 유발 효과에 큰 차이를 보이지 않는 것으로 판단하였다. 간접효과의 경우, 2차 산업 중심의 산업 구조는 해당지역을 넘어 인접지역의 1인당 GRDP에도 긍정적인 효과를 끼칠 수 있음을 확인하였다. 고용중심도나 재정지출과 같이 인접지역의 경쟁력을 상대적으로 약화시킬 수 있는 여건의 경우에는 인접지역의 1인당 GRDP에 부정적인 영향을 끼쳤다. 이는 경계효과의 메커니즘이 지역 여건에 따라 달리 발생할 가능성을 시사한다. 분석 결과와 같이, 경계로 인한 단절적 영향의 발생 여부나 크기는 지역 여건의 분포 특성에 따라 상이하게 나타날 수 있을 것으로 판단하였으며, 경계효과를 이용한 계획 시에는 이러한 여건별 경계효과의 작용을 충분히 고려할 필요가 있다고 판단하였다.

[표 5-13] 전체 기본 시나리오 분석 결과

변수	시나리오 0 (기본 모형)	시나리오 1 (확산효과)	시나리오 2-1 (파편화효과-약한 효과)	시나리오 2-2 (파편화효과-강한 효과)	시나리오 3-1 (위계효과-정방향 효과)	시나리오 3-2 (위계효과-역방향 효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.1459*** (7.02)	4.5969*** (7.16)	4.4262*** (6.94)	4.2597*** (6.65)	4.3416*** (6.86)	4.1052*** (6.51)
고용중심도	0.4557*** (13.51)	0.4800*** (14.05)	0.4810*** (14.11)	0.4777*** (13.99)	0.4745*** (13.97)	0.4857*** (14.30)
산업구조	0.0042 (0.16)	-0.0138 (-0.53)	0.2796*** (3.30)	0.2518** (2.96)	0.2797*** (3.32)	0.2479*** (2.91)
기업특성	0.3002*** (3.48)	0.2950*** (3.46)	-0.0142 (-0.55)	-0.0122 (-0.48)	-0.0164 (-0.64)	-0.0171 (-0.66)
인적자본	0.5575*** (3.68)	0.3600* (2.13)	0.3473* (2.05)	-0.1813 (-1.11)	0.3015 (1.81)	0.3384 (1.98)
재정지출	0.1442*** (6.60)	0.1578*** (7.00)	0.1648*** (7.24)	0.1160*** (5.12)	0.1665*** (7.37)	0.1717*** (7.45)
재정수입	0.1378*** (8.88)	0.1318*** (8.56)	0.1317*** (8.6)	0.1334*** (8.71)	0.1319*** (8.64)	0.1328*** (8.66)
지대특성	-0.6027*** (-15.49)	-0.6077*** (-15.83)	-0.6046*** (-15.87)	-0.6211*** (-16.23)	-0.6063*** (-15.99)	-0.6036*** (-15.90)
W*인구밀도		-1.4890 (-1.70)	-1.2350 (-1.48)	-0.1245 (-0.14)	-1.2305 (-1.53)	-0.7115 (-0.92)
W*고용중심도		-0.2462*** (-4.20)	-0.2609*** (-4.44)	-0.2005** (-3.20)	-0.2257*** (-4.00)	-0.2762*** (-4.88)
W*산업구조		0.1856*** (4.06)	-0.0551 (-0.40)	0.1826 (0.92)	-0.0246 (-0.19)	0.1177 (0.73)
W*기업특성		-0.1612 (-1.25)	0.1986*** (4.35)	0.1772*** (3.40)	0.1868*** (4.27)	0.1915*** (4.33)
W*인적자본		-0.2845 (-1.13)	-0.2456 (-0.98)	0.9005*** (3.63)	-0.1588 (-0.69)	-0.1375 (-0.57)
W*재정지출		-0.0975** (-2.58)	-0.1177** (-3.13)	0.0646* (2.22)	-0.1238*** (-3.47)	-0.1269*** (-3.56)
W*재정수입		-0.0020 (-0.08)	-0.0015 (-0.06)	0.0135 (0.47)	-0.0022 (-0.09)	0.0071 (0.29)
W*지대특성		0.2474** (3.12)	0.2231** (2.99)	0.2539** (3.04)	0.2354** (3.19)	0.1764** (2.72)
절편	3.0080*** (14.20)	2.5757*** (7.57)	2.5089*** (7.54)	2.1348*** (7.32)	2.4847*** (7.85)	2.4687*** (7.70)
rho		0.2270*** (8.07)	0.2332*** (8.53)	0.2425*** (7.90)	0.2387*** (9.35)	0.2040*** (7.95)
	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,880.37 AIC=-5,742.75 BIC=-5,691.69	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,925.87 AIC=-5,817.74 BIC=-5,721,30	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,934.04 AIC=-5,834.08 BIC=-5,737.30	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,931.07 AIC=-5,828.14 BIC=-5,731.70	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,939.77 AIC=-5,845.54 BIC=-5,749.10	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,930.73 AIC=-5,827.46 BIC=-5,731.01

* p 〈 0.05, ** p 〈 0.01, *** p 〈 0.001

[표 5-14] 전체 추가 시나리오 분석 결과

변수	시나리오 2-3 (파편화효과- 더 약한 효과)	시나리오 2-4 (파편화효과- 덜 강한 효과)	시나리오 3-3 (위계효과 검증- 약한 정방향 효과)	시나리오 3-4 (위계효과 검증- 약한 역방향 효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.5268*** (7.07)	4.2708*** (6.75)	4.3967*** (6.92)	4.2998*** (6.77)
고용중심도	0.4810*** (14.09)	0.4804*** (14.12)	0.4790*** (14.08)	0.4828*** (14.17)
산업구조	0.2893*** (3.41)	0.2645** (3.13)	0.2805*** (3.32)	0.2638*** (3.12)
기업특성	-0.0144 (-0.56)	-0.0154 (-0.60)	-0.0156 (-0.61)	-0.0141 (-0.55)
인적자본	0.3605* (2.13)	0.3357* (1.98)	0.3375 (2.00)	0.3464 (2.04)
재정지출	0.1611*** (7.12)	0.1702*** (7.45)	0.1657*** (7.30)	0.1693*** (7.40)
재정수입	0.1315*** (8.56)	0.1321*** (8.64)	0.1315*** (8.6)	0.1322*** (8.63)
지대특성	-0.6062*** (-15.85)	-0.6034*** (-15.92)	-0.605*** (-15.92)	-0.6034*** (-15.87)
W*인구밀도	-1.4103 (-1.65)	-1.0478 (-1.31)	-1.2682 (-1.54)	-1.0278 (-1.26)
W*고용중심도	-0.2552*** (-4.34)	-0.2657*** (-4.6)	-0.2507*** (-4.32)	-0.2750*** (-4.70)
W*산업구조	-0.1213 (-0.92)	0.0223 (0.15)	-0.0508 (-0.38)	0.0229 (0.15)
W*기업특성	0.1923*** (4.20)	0.1999*** (4.44)	0.1963*** (4.36)	0.2011*** (4.43)
W*인적자본	-0.2821 (-1.12)	-0.2014 (-0.83)	-0.2284 (-0.94)	-0.2206 (-0.89)
W*재정지출	-0.1075** (-2.84)	-0.1316*** (-3.58)	-0.1209*** (-3.27)	-0.1283*** (-3.44)
W*재정수입	-0.0028 (-0.11)	-0.0008 (-0.03)	-0.0028 (-0.11)	0.0004 (0.02)
W*지대특성	0.2405** (3.11)	0.2067** (2.93)	0.2293** (3.08)	0.2033** (2.87)
절편	2.5280*** (7.49)	2.5089*** (7.54)	2.4849*** (7.59)	2.4840*** (7.55)
rho	0.2381*** (8.58)	0.2334*** (8.89)	0.2422*** (9.08)	0.2277*** (8.49)
	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,929.53 AIC=-5,825.07 BIC=-5,728,62	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,933.98 AIC=-5,833.96 BIC=-5,737.51	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,937.09 AIC=-5,840.18 BIC=-5,743.74	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,932.81 AIC=-5,831.62 BIC=-5,735.18

* p 〈 0.05, ** p 〈 0.01, *** p 〈 0.001

[표 5-15] 전체 시나리오 사후확률 비교

		로그-마지널	메커니즘별 사후확률				시나리오별 사후확률	
			확산 효과	파편화 효과	위계 효과	메커니즘 간 비교	기본 시나리오	전체 시나리오
시나리오 0 모형 (기본 모형)		1,790.96	0.000	-	-	0.000	0.000	0.000
시나리오 1 모형 (확산효과)		1,820.04	1.000	0.000	-	1.000	0.000	0.000
파편화효과 시나리오	시나리오 2-1 모형 (약한 파편화효과)	1,827.22	-	0.850	0.010	0.637	0.010	0.009
	시나리오 2-2 모형 (강한 파편화효과)	1,825,48	-	0.149	0.001	0.111	0.001	0.001
	시나리오 2-3 모형 (더 약한 파편화효과)	1,823.18	-	-	-	0.011	-	0.000
	시나리오 2-4 모형 (덜 강한 파편화효과)	1,826.24	-	-	-	0.239	-	0.003
위계효과 시나리오	시나리오 3-1 모형 (정방향 위계효과)	1,831.81	-	-	0.985	0.903	0.985	0.891
	시나리오 3-2 모형 (역방향 위계효과)	1,825.74	-	-	0.002	0.002	0.002	0.002
	시나리오 3-3 모형 (약한 정방향 위계효과)	1,829.49	-	-	-	0.088	-	0.087
	시나리오 3-4 모형 (약한 역방향 위계효과)	1,826.64	-	-	-	0.005	-	0.005

[표 5-16] 기본 시나리오 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 0 (기본 모형)	시나리오 1 (확산효과)	시나리오 2-1 (파편화효과-약한 효과)	시나리오 2-2 (파편화효과-강한 효과)	시나리오 3-1 (위계효과-정방향 효과)	시나리오 3-2 (위계효과-역방향 효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도(직접효과)	4.1459*** (7.02)	4.6349*** (7.54)	4.4766*** (7.33)	4.3654*** (7.11)	4.3912*** (7.24)	4.1748*** (6.90)
고용중심도(직접효과)	0.4557*** (13.51)	0.4706*** (14.30)	0.4701*** (14.31)	0.4719*** (14.36)	0.4648*** (14.17)	0.4730*** (14.46)
산업구조(직접효과)	0.0042 (0.16)	-0.0012 (-0.04)	0.0002 (0.01)	-0.0015 (-0.06)	-0.0010 (-0.04)	-0.0031 (-0.12)
기업특성(직접효과)	0.3002*** (3.48)	0.2853** (3.25)	0.2760** (3.17)	0.2594** (2.99)	0.2786** (3.20)	0.2543** (2.93)
인적자본(직접효과)	0.5575*** (3.68)	0.3640* (2.30)	0.3526* (2.23)	-0.1258 (-0.82)	0.3102* (1.99)	0.3499* (2.20)
재정지출(직접효과)	0.1442*** (6.60)	0.1553*** (6.96)	0.1609*** (7.16)	0.1213*** (5.41)	0.1615*** (7.23)	0.1670*** (7.37)
재정수입(직접효과)	0.1378*** (8.88)	0.1341*** (9.79)	0.1342*** (9.84)	0.1363*** (10.05)	0.1346*** (9.89)	0.1356*** (9.98)
지대특성(직접효과)	-0.6027*** (-15.49)	-0.6018*** (-16.20)	-0.5999*** (-16.21)	-0.6166*** (-16.67)	-0.6003*** (-16.24)	-0.6007*** (-16.27)
인구밀도(간접효과)	-	-0.4021 (-0.38)	-0.1085 (-0.11)	0.9447 (1.20)	-0.1028 (-0.11)	0.2789 (0.30)
고용중심도(간접효과)	-	-0.1738* (-2.20)	-0.1888* (-2.37)	-0.0798 (-1.31)	-0.1392* (-2.16)	-0.2148** (-2.90)
산업구조(간접효과)	-	0.2237*** (3.50)	0.2405*** (3.77)	0.1573** (2.97)	0.2250*** (3.69)	0.2224*** (3.76)
기업특성(간접효과)	-	-0.1050 (-0.67)	0.0259 (0.15)	0.2379 (1.34)	0.0651 (0.41)	0.2181 (1.15)
인적자본(간접효과)	-	-0.2755 (-0.98)	-0.2290 (-0.83)	0.7635*** (3.37)	-0.1306 (-0.51)	-0.1064 (-0.42)
재정지출(간접효과)	-	-0.0769 (-1.88)	-0.0992* (-2.44)	0.0859*** (3.31)	-0.1052** (-2.74)	-0.1101** (-2.99)
재정수입(간접효과)	-	0.0341 (1.06)	0.0359 (1.13)	0.0421 (1.68)	0.0359 (1.19)	0.0404 (1.38)
지대특성(간접효과)	-	0.1266 (1.40)	0.0938 (1.10)	0.0876 (1.24)	0.1045 (1.23)	0.05700 (0.80)
인구밀도(총효과)	-	4.2328*** (3.75)	4.3681*** (3.97)	5.3101*** (5.89)	4.2884*** (3.98)	4.4538*** (4.37)
고용중심도(총효과)	-	0.2968*** (3.43)	0.2813** (3.23)	0.3921*** (5.65)	0.3215*** (3.79)	0.2582** (3.16)
산업구조(총효과)	-	0.2225** (3.00)	0.2408** (3.24)	0.1558* (2.45)	0.2240** (3.12)	0.2193** (3.15)
기업특성(총효과)	-	0.1804 (0.96)	0.3019 (1.54)	0.4973* (2.54)	0.3436 (1.82)	0.4724* (2.30)
인적자본(총효과)	-	0.0885 (0.30)	0.1236 (0.43)	0.6377* (2.51)	0.1796 (0.66)	0.2435 (0.92)
재정지출(총효과)	-	0.0784 (1.72)	0.0617 (1.37)	0.2072*** (6.13)	0.0563 (1.29)	0.0569 (1.39)
재정수입(총효과)	-	0.1681*** (4.76)	0.1701*** (4.87)	0.1785*** (6.22)	0.1706*** (5.04)	0.1761*** (5.40)
지대특성(총효과)	-	-0.4753*** (-4.65)	-0.5062*** (-5.14)	-0.5290*** (-6.26)	-0.4958*** (-5.02)	-0.5437*** (-6.35)

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

[표 5-17] 추가 시나리오 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 2-3 (파편화효과- 더 약한 효과)	시나리오 2-4 (파편화효과- 덜 강한 효과)	시나리오 3-3 (위계효과- 약한 정방향 효과)	시나리오 3-4 (위계효과- 약한 역방향 효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도(직접효과)	4.5700*** (7.46)	4.3303*** (7.14)	4.4464*** (7.31)	4.3595*** (7.16)
고용중심도(직접효과)	0.4707*** (14.31)	0.4684*** (14.28)	0.4683*** (14.26)	0.4707*** (14.34)
산업구조(직접효과)	-0.0006 (-0.02)	0.0001 (0.00)	-0.0004 (-0.02)	0.0006 (0.02)
기업특성(직접효과)	0.2819** (3.22)	0.2660** (3.07)	0.2775** (3.19)	0.2649** (3.05)
인적자본(직접효과)	0.3640* (2.30)	0.3428* (2.17)	0.3429* (2.18)	0.3531* (2.23)
재정지출(직접효과)	0.1579*** (7.05)	0.1650*** (7.33)	0.1613*** (7.19)	0.1647*** (7.30)
재정수입(직접효과)	0.1340*** (9.79)	0.1348*** (9.91)	0.1342*** (9.85)	0.1348*** (9.90)
지대특성(직접효과)	-0.6008*** (-16.19)	-0.5993*** (-16.23)	-0.5998*** (-16.21)	-0.5996*** (-16.22)
인구밀도(간접효과)	-0.2676 (-0.26)	0.0745 (0.08)	-0.1119 (-0.11)	0.0793 (0.08)
고용중심도(간접효과)	-0.1802* (-2.24)	-0.1938* (-2.48)	-0.1726* (-2.18)	-0.2071** (-2.63)
산업구조(간접효과)	0.2344*** (3.63)	0.2408*** (3.86)	0.2391*** (3.77)	0.2416*** (3.85)
기업특성(간접효과)	-0.0531 (-0.32)	0.1185 (0.67)	0.0346 (0.21)	0.1172 (0.64)
인적자본(간접효과)	-0.2704 (-0.96)	-0.1764 (-0.66)	-0.2078 (-0.76)	-0.1993 (-0.74)
재정지출(간접효과)	-0.0872* (-2.11)	-0.1144** (-2.91)	-0.1019* (-2.54)	-0.1112** (-2.80)
재정수입(간접효과)	0.0352 (1.09)	0.0367 (1.19)	0.0359 (1.14)	0.0371 (1.20)
지대특성(간접효과)	0.1117 (1.25)	0.0738 (0.92)	0.0954 (1.11)	0.0735 (0.91)
인구밀도(총효과)	4.3023*** (3.81)	4.4047*** (4.11)	4.3345*** (3.94)	4.4388*** (4.12)
고용중심도(총효과)	0.2905*** (3.31)	0.2747** (3.19)	0.2957*** (3.39)	0.2636** (3.05)
산업구조(총효과)	0.2338** (3.11)	0.2409*** (3.30)	0.2386** (3.22)	0.2423*** (3.31)
기업특성(총효과)	0.2288 (1.18)	0.3846 (1.91)	0.3121 (1.60)	0.3821 (1.87)
인적자본(총효과)	0.0936 (0.32)	0.1664 (0.60)	0.1352 (0.48)	0.1537 (0.55)
재정지출(총효과)	0.0707 (1.54)	0.0506 (1.16)	0.0594 (1.32)	0.0535 (1.22)
재정수입(총효과)	0.1692*** (4.76)	0.1715*** (5.01)	0.1700*** (4.87)	0.1720*** (5.00)
지대특성(총효과)	-0.4891*** (-4.80)	-0.5255*** (-5.56)	-0.5045*** (-5.07)	-0.5261*** (-5.59)

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

제6장 토의 및 결론

제1절 연구 요약 및 결론

본 연구는 행정경계로 인한 경계효과를 규정하고, 경계효과로 인해 지역간 발전 수준에 실제 단절이 발생하는지를 검증하는 것을 목적으로 하였다. 그 수단으로서 공간계량경제모형을 이용하여 경계효과의 메커니즘을 포함한 다양한 가정들을 다양한 공간가중치행렬을 통해 순차적으로 반영한 시나리오를 통해 살펴보았다. 검증 결과, 행정경계로 인한 지역 발전의 단절이 실제로 발생하고 있는 것으로 판단할 수 있었다.

먼저, 경계효과를 전혀 고려하지 않은 모형보다 인접한 경계를 가진 지역간 확산효과를 고려한 모형이 더 적합한 것으로 나타났다. 다음으로, 확산효과에 추가로 파편화효과를 고려한 모형에서 적합도가 보다 개선되었다. 마지막으로는, 확산효과, 파편화효과에 더하여 위계효과를 추가로 고려한 모형에서 모형의 적합도가 가장 개선되는 결과를 얻었다. 이러한 결과는 로그 가능도와 베이지안 사후확률법을 이용해 각각 비교했을 때에도 일관되게 도출되었다. 이는 확산효과, 파편화효과, 위계효과로 구성한 경계효과의 메커니즘이 실제로 작용하는 가운데 행정경계로 인한 경계효과가 발생하고 있음을 시사한다. 이는 단순히 경계효과를 단절적 영향으로서 인식하는 대신 경계로부터 발생할 수 있는 확산효과, 파편화효과, 위계효과를 인식하고 이 모두를 경계의 효과로서 고려할 때 실질적인 공간현상으로서의 경계효과를 온전히 이해할 수 있음을 의미한다. 아울러, 이러한 결과는 공간 상에서 복잡하게 전개되는 공간적 맥락 효과(Petrović et al., 2022)를 이해하는데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다.

경제학 분야에서 낙수효과(trickle down effect)에 대한 의문이 제기되고 있는 것과는 달리, 사실상 대부분의 모든 도시 및 지역 이론은 지역의 발전 수준이 지역 간에 공간적으로 연속해서 발생할 것이라는 전제를 기초로 하고 있다(Firmino Costa da Silva et al., 2016). 즉, 특정지역이 발전할 경우, 이러한 발전 수준은 인접지역으로 파급될 것이라고 기대할 수 있다. 본 연구는 행정경계가 파편화효과와 위계효과를 발생시켜 이러한 공간적 파급효과, 본 연구에서 가정한 확산효과를 저해할 수 있는 요인이 될 수 있다는 점을 밝혀냈다는 점에서 의의를 갖는다. 본 연구의 모형을 통해 파편화효과와 위계효과의 크기를 정확히 산정할 수는 없다. 다만, 다양한 공간가중치행렬을 시험한 분석 결과를 고려해볼 때, 시나리오와 행정 위계에 따라 파편화효과와 위계효과의 합이 확산효과와 동등하여 지역 간 공간적 확산효과를 대부분 상쇄할 가능성도 배제할 수 없다. 이럴 경우 지역 간 발전 수준의 파급은 상당 수준 저해될 수 있다. 특히 본 연구는 특별시 및 광역시 경계가 더 많은 단절을 유발할 가능성을 밝혀냈다. 다만 이러한 관점은 매우 논쟁적인 영역이므로(Zeng et al., 2018) 대도시 위주의 개발을 통한 지역 발전의 확산효과가 당초 기대하던 수준으로 이루어지고 있는지에 대한 추가 검증이 필요할 것으로 판단한다. 본 연구는 이처럼 공간 종속성에 비해 학술적으로 다루기 훨씬 어려운 공간 이질성(Anselin, 2010)으로서의 행정경계의 영향을 밝혔다는 점에서 공간 현상을 다루는 연구 영역에 학술적으로 기여할 수 있을 것으로 기대한다. 다층의 행정경계는 기존의 이론으로 포착하기 어려운 공간 이질성을 발생시키는 하나의 원인이 될 수 있을 것으로 판단한다.

아울러, 본 연구는 인접하는 지역과 공유하는 경계의 길이에 따라 공간가중치를 차등적으로 적용하는 Wong(1993)의 공유경계접근법을 이용한 모형을 일반적인 룩 접촉행렬을 이용한 모형과 비교하였다. 비교 결과, 경계 길이를 고려하여 가중치를 부여할 경우 각 지역에 동일한 가중치를 부여하는

경우보다 Moran's I를 통해서 살펴본 공간 종속성이 큰 폭으로 증가하는 것을 확인하였다. 아울러, 본 연구에서 상정한 모든 경계효과 시나리오에서 공유경계접근법을 이용한 경우 모형의 적합성이 개선되는 것을 확인하였다. 이는 경계효과로 인한 단절이 단순히 인접한 분석단위와 분석단위 간 지리적 인접에 의한 유사성으로 인해 이루어지는 것이 아니라 인접하는 행정경계의 길이, 즉 얼마나 많은 경계를 공유하고 있는지에 따라 지역 간에 상이한 크기의 상호작용을 실제로 주고 받으며 지역 발전 수준에 단절을 가져올 가능성이 있음을 시사한다. 당초 Wong(1993)의 공유경계접근법도 단순한 분석단위 간 인접성으로 포착할 수 없는 지역 간 경계에서 실제 발생하는 상호작용을 상정하여 고안되었다. 다시 말하면, 경계 내외부에서 발생하는 단절적 영향이 단순히 분석단위 간 이질성에 의한 것이 아니라, 경계로 인한 단절적 효과일 수 있음을 시사한다.

본 연구는 10년 간 전국 시군구를 대상으로 하는 시공간 패널데이터를 사용한 패널 분석에서 이러한 효과를 확인하였다. 공간더빈패널모형을 채택하여 광역적 공간 확산 상황(global spatial spillovers)(LeSage, 2014)을 가정하였으므로 본 연구의 결과는 분석대상지역 전역에 거쳐 일반화 가능한 현상이라고 볼 수 있다. 또한 분석대상기간을 전반기와 후반기로 나누어 분석한 결과에서도 이러한 경계효과의 메커니즘이 동일하게 작용하는 것을 재차 확인하였다. 따라서 분석대상기간 내에 분석대상지역에서는 경계효과가 일반적으로 작용하고 있는 것으로 판단할 수 있다. 단, 경계효과의 동적인 변화, 즉 시간에 따라 경계효과의 크기나 방향, 각 메커니즘의 작용이 변화하는 양상은 분석기간 내에서는 포착하기 어려웠다. 선행연구로서 검토한 Wang et al.(2018)의 연구는 정주지역과 도시 인프라가 지속적으로 확장하는 폭발적인 도시 성장기를 대상으로 한 반면, 본 연구는 인구 정체기를 대상으로 하였으므로 경계효과에 특별한 변화를 발견하기는 더욱 어려울 것으

로 판단한다. 인구 정체를 넘어 인구가 감소하고 정주지역이 축소되는 상황에서는 경계효과의 변화가 도시 성장기와는 다른 양상을 보일 수 있으므로(Coppola, 2019) 지역 변화 양상에 따라 이를 추적하여 검증하기 위한 추가 연구가 필요할 것으로 판단한다.

다만 본 연구는 제2장에서 가능성으로서 제시한 다양한 단절 유발 요인들을 경험적으로 규명하는데는 한계가 있었다. 앞서 제시한 정치적, 사회경제적, 인식적 요인들은 경계 내외에서 작용하여 행정경계로 인한 단절 효과를 발생시킬 수 있으며, 제5장에서 살펴본 단절적 영향도 이러한 요인들이 결합하여 발생한 것으로 볼 수 있다. 본 연구는 이들 요인들이 결합된 형태로서 행정경계 내외에서 실제로 지역 발전 현상의 단절을 유발하는 경계효과를 가진다는 것을 밝혀냈다. 다만, 본 연구는 이론적으로 다양한 단절 가능성을 검토하였으나 단절에 직접적인 영향을 끼치는 요인을 경험적으로 특정하는데는 제약이 있었다. 제2장에서 살펴본 것과 같이 각 현상의 단절은 다층 행정경계와 기능경계가 복잡하게 작용하는 현상일 수 있다(Capello et al., 2017; Jacobs and Assche, 2014). 단절을 억제하고, 단절로 인한 불균형을 억제하기 위해서는 경계효과 메커니즘의 이론화와 더불어 어떠한 정치적, 사회경제적, 인식적 단절 요인이 어떠한 위계의 경계에서 어떻게 작용하는지 체계적인 규명이 필요할 것으로 판단한다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 선행연구들과 차별점을 가지며 학술적, 정책적 의의를 가질 것으로 기대한다. 첫째, 막연하게 추정되던 경계의 단절적 영향에 관한 메커니즘을 가정하고 이를 모형화하여 경험적으로 검증하였다. 아울러, 행정경계를 전후하여 단절을 발생시킬 수 있는 정치적, 사회경제적, 인식적 요인들을 선행연구 검토를 거쳐 식별하고 경계에서 발생할 수 있는 다층적, 다차원적 단절 효과를 탐색하였다. 본 연구는 단순한 단절 영향으로

인식되던 경계효과를 다차원, 다수준 단절 요인들이 다양한 메커니즘과 결합하여 발생하는 현상으로 인식하고 연구할 수 있는 기초를 마련했다는데서 의미를 가질 수 있을 것으로 판단한다.

둘째, 회귀불연속설계, 더미변수를 이용한 회귀분석과 같이 경계효과 연구에서 일반적으로 이용되던 방법론을 확장하여 경계효과 연구에서 이용되지 않던 새로운 접근방식을 이용하여 경계효과를 검증하였다. 특히 공간적 확장이 어려운 회귀불연속설계나 회귀분석 기반의 모형 대신 공간계량경제모형을 이용하여 단일 경계가 아닌 보다 넓은 범위에서 공간 종속성과 이질성을 고려한 가운데 전역에 거쳐 나타나는 경계효과를 검증하였다는 점에서 기존의 연구들과 차별성을 갖는다. 또한 행정경계의 다양한 특성을 반영한 다수의 공간가중치행렬을 이용하여 경계효과를 검증함으로써 경계효과 연구의 방법론적인 확장을 모색하였다. 본 연구의 결과는 전역적인 공간가중치행렬을 이용하여 경계효과의 전역적 영향을 고려함으로써 일반적 공간 현상으로서의 경계효과를 확인했다는 점에서 학술적으로 기여할 수 있을 것으로 판단한다.

셋째, 일반적으로 단년도 단일경계를 대상으로 수행되던 경계효과를 전국을 대상으로 다년 간의 다층경계에 대해 검증하여 일반화 가능한 결과를 얻었다. 현재까지의 경계효과 연구들은 대부분 단년도를 대상으로 시행하여 결과를 일반화하기 어려웠으나, 본 연구는 다년도의 데이터를 이용하여 비교적 장기간에 거쳐 경계효과가 작용하고 있는 것을 확인하였다. 본 연구는 경계효과의 동적인 변화는 포착하지 못하였으나 충분한 데이터가 확보될 경우, 이러한 방법을 이용하여 경계효과의 동적인 변화를 밝혀낼 수 있을 것으로 판단한다. 특히 지역 성장기를 지나 정체-감소 상태에 놓인 대한민국의 경우, 국가 특성에 따른 경계효과를 이해하기 위한 사례로서 학술적 가치를 가질 것이라고 판단한다.

제2절 경계 조정 대안 검토

제4장에서 살펴본 결과, 분석대상기간 중 지역 발전 수준의 지역 간 불균형이 계속해서 발생하고 있었으며 개선되는 양상은 확인하기 어려웠다. 제5장에서 살펴본 바와 같이 이러한 불균형에는 행정경계로 인한 경계효과, 즉 파편화효과와 위계효과가 개입할 소지가 있다. 제4장 및 제5장에서 살펴본 분석 결과와 연관지어 살펴볼 때, 행정경계로 인해 발생하는 다양한 단절요인들이 작용하는 경계효과는 지역 간 발전 수준의 불균형에 일정 수준 기여하고 있는 것으로 볼 수 있다. 따라서 제2장에서 살펴본 경계 합병과 분할, 대안적인 경계 조정 방안은 필요에 따라 모두 지역 발전 불균형의 개선 대안이라는 측면에서 의미를 가질 수 있을 것으로 판단한다.

경계 합병은 경계효과에 의한 지역 발전 단절 영향을 경감하기 위한 계획 도구로서 유용하게 활용할 수 있을 것으로 판단한다. 대한민국의 행정체계는 서울-경기도, 부산-경상남도와 같이 특별시 또는 광역시와 같은 대도시를 인근의 도가 둘러싸고 있는 형태로 구성되어 도시지역권 개념과 유사한 구조를 보이고 있다(Jun, 2020; Lee and Shin, 2012). 이러한 구조에서는 특별시 또는 광역시의 발전에 따른 도 지역의 확산적 발전을 기대할 수 있으나(Zeng et al., 2018), 분석 결과에서는 특별시 또는 광역시의 행정경계가 오히려 강한 단절적 영향을 끼치고 있는 것으로 나타났다. 특별시 또는 광역시가 가진 더 강력한 정책적, 계획적 위상으로 인해 제2장에서 살펴본 다양한 단절 요인이 더 활발하게 작용한 결과로 판단된다. 이는 도시지역권 중심부의 지역 발전이 주변부로 파급되는 것을 저해하는 결과를 초래할 수 있고 기대하는 확산적 발전이 예상보다 미미하게 나타날 수 있다는 점을 시사한다. 대안으로서 지역 간 단절을 야기하여 규모의 경제 형성을 저해하는 요인들을 억제하는 초광역지역권(Florida, 2008)이나 보다 활발한 지역 간 협력

의 수단(Harrison and Gu, 2021)으로서의 경계 합병을 고려해볼 수 있다. 초광역지역권 또는 지역 간 협력의 수단으로서의 경계 합병은 경계를 기준으로 지역 간에 발생하는 다양한 단절 요인을 억제할 수 있기 때문이다. 특히 분석지역인 대한민국의 경우, 비도시지역의 인구 감소가 두드러지므로 본 연구에서 예측변수로 이용한 인구밀도는 물론 재정 격차에 따른 지역 발전의 격차가 점차 심화될 것으로 예상된다. 따라서 지역 간 격차 억제를 위한 계획적 대안으로서 경계 합병을 검토할만하다. 다만, 본 연구에서 살펴보았듯 지역 발전에는 지역 간 공간 종속성과 경계로 인한 공간 이질성 뿐만 아니라 여건 격차로 인한 공간 이질성 또한 기능한다. 지역별 여건 격차에 충분한 고려 없이 경계 합병을 진행할 경우, 지역 간 중력적 영향으로 인해 상대적으로 지역 경쟁력이 낮은 지역에서 높은 지역으로 인구가 급격히 흡수되는 빨대효과(straw effect)가 발생할 가능성도 배제할 수 없다. 경계 합병 시에는 이러한 부작용의 영향을 사전에 평가하고, 이를 억제할 수 있는 정책 대안을 모색할 필요가 있다.

경계 분할의 경우에는, 인구 감소에 대응한 경계 분할을 선택적인 지역을 대상으로 검토할 수 있을 것으로 판단한다. 이는 특히 대한민국의 전역적인 인구 감소 상황과 관련하여 고려할만하다. 2021년부터 순감 추세로 돌아선 인구변화율이 개선되지 않을 경우, 인구 유치 경쟁으로 지역 간 공공서비스 경쟁이 더욱 치열해질 수 있을 것으로 예상된다. 또한 유휴인프라와 지역 면적 당 인구 감소로 1인당 공공서비스 비용이 계속해서 증가할 것으로 예상되어 지방재정 건전성에 따라 지역 간 재정 여력의 격차가 커질 수 있다(Hasse et al., 2014). 이럴 경우, 지역 간 격차가 보다 심화되고 행정경계를 기준으로 더 큰 단절이 발생할 가능성이 있다(Savitch and Adhikari, 2017). 특히, 수도권 및 지방 대도시권을 제외하면 대부분의 비도시지역의 인구가 큰 폭으로 감소하고 있으므로, 이러한 격차는 지속적으로 심화할 것

으로 예상된다. 인구 급감 지역에서는 앞서 살펴본 경계 합병이 오히려 양쪽 지역에 부담을 주는 결과를 가져올 수도 있다. 다만, 기능경계에 맞춰 행정경계를 점차 축소시키는 방안은 기능경계가 매우 다양하게 정의된다는 점에서 실현이 어렵다. 대안으로서 일종의 적정 규모 도시(Coppola,2019) 또는 스마트 축소(Hollander and Németh, 2011)의 개념을 도입하여 의도적으로 재정 지원 및 각종 인센티브를 집중하는 지역 경계를 설정하고, 경계효과에 의한 의도적인 단절을 유도하여 주민들의 거주를 점진적으로 일부 지역에 집중시키는 방안을 검토할 수 있다. 일종의 컴팩트 도시 개념으로 이렇게 인구가 집중될 경우 지역의 전반적인 공공서비스 비용이 저감될 수 있을 것으로 판단한다. 이는 제2장에서 살펴본, 경계 분할의 수단 중 도시성장경계(Gennaio et al., 2009) 또는 레드라이닝(Aalbers, 2014)의 수단을 이용하여 구체화할 수 있다.

기타 경계 조정 대안의 경우에는 대안 중 경계의 승급을 고려하기는 어려울 것으로 판단하였다. 주로 급격한 행정체계 개편이 이루어지고 있는 중국을 대상으로 한 경험 연구에서 경계 승급이 지역 발전을 촉진하는 효과가 있다는 검증 결과가 발견된다(e.g., He et al., 2018; Wang and Yeh, 2020). 다만 이는 개별 지역의 지역 발전 수준만을 대상으로 할 경우에는 유효한 결론일 수 있으나 전역적인 발전 상황을 고려하지는 않은 결론일 수 있다. 경계 승급을 시행한 지역의 발전이 인접지역의 발전을 보장하지는 않기 때문이다. 해당 연구들에서도 경계 승급에 따른 지역 발전 효과는 행정위계의 상승으로 인한 더 많은 재정 지원 및 혜택에서 비롯된 것이라고 판단하고 있다. 아울러 특정지역이 경계 승급으로 인해 발전하더라도 제5장에서 살펴본 결과와 같이 인접지역으로의 파급효과는 생각보다 제한적일 수 있다. 따라서, 본 연구는 경계의 승급은 지역 간 균형을 고려한 발전이라는 측면에서는 적합하지 않은 것으로 판단하였다. 상대적으로 높은 위계의 경계가

가진 더 많은 권한과 더 많은 지원은 역설적으로 인접지역과의 더 많은 격차를 수반할 수 있으며(Zeng et al., 2016), 실제 분석 결과에서도 더 높은 위계의 경계는 본 연구에서 가정한 위계효과, 즉 파편화효과에 더해 더 많은 단절효과가 나타나는 것을 확인하였다. 다시 말하면, 보다 다양한 단절 요인이 개입하는 높은 위계의 경계는 더 많은 단절을 유발할 수 있으므로 행정경계의 승급은 전역적인 차원에서 지역 불균형의 완화 대안이 되기는 어렵다고 판단하였다.

경계의 승급 대신 2종 거버넌스(Hooghe and Marks, 2003)와 같이 비중첩경계에서 벗어난 새로운 경계 체계를 검토해볼 수 있다. 중첩 경계는 단일 행정경계로 인해 발생하는 다양한 지역 단절 요인을 완화할 수 있다는 점에서 지역 발전의 단절 억제를 위한 경계 조정 대안으로서 검토할만하다. 제2장에서 살펴본 것처럼 다수준 행정경계는 각기 다른 단절 요인에 관여하여 각기 다른 지역 간 단절을 야기할 수 있으며(Markusen and Schrock, 2006), 제5장의 분석 결과와 같이 각 지역 발전요인들은 각기 다른 영향 범위를 가질 수 있다(Hooghe and Marks, 2003). 특히 수도권과 같이 인구와 고용이 밀집한 지역에서는 각기 다른 수많은 도시 요인들이 밀집한 가운데 상호작용하고 있으나 각 급 행정경계는 단일 경계로서 일괄적으로 부여되기 때문에 각 기능경계의 영향 범위와의 괴리가 발생할 가능성이 높다(Rodríguez-Pose, 2008). 각종 요인들의 영향범위로 인해 생성되는 기능경계와 행정경계의 일치를 위해서는 기능에 따라 중첩을 허용하는 보다 유연한 구조의 다층적인 구조의 행정경계를 검토할 필요가 있다. 특히 중첩경계는 앞서 경계 합병의 부작용으로 언급하였던 빨대효과의 억제를 위한 방안으로 검토할만하다. 특히, 분석 결과 인접지역의 간접효과가 두드러지게 나타난 고용중심도, 산업구조, 재정지출과 관련한 중첩적 다층경계를 고려할 만하다. 예컨대, 제5장에서 살펴본 바와 같이 지역 내 여건과 지역 간 여건의 영향이

상이하게 나타나는 재정수입과 재정지출의 경계를 행정경계와 별도로 설정한다든지, 산업단지 경계의 설정에 있어 행정경계 대신 주력산업군의 공간적 파급 범위를 검토한다든지, 지역적으로 분리된 고용인구와 거주인구가 형성하는 기능경계를 중첩적으로 반영하는 방안을 검토해볼 수 있을 것으로 판단한다.

경계의 조정을 위한 권한에 관한 고민도 필요하다. 제2장에서 살펴본 것처럼 경계 조정은 반드시 상대적 이익집단과 손해집단을 창출하기 때문에 합병하는 지역 간 이해관계의 충돌로 인해 분쟁을 야기할 소지가 높다(Durst et al., 2021). 특히 지역 간 경계 조정 과정은 다양한 지역의 지방 권력 구조를 동시에 조정해야 하기 때문에 제2장에서 살펴본 바와 같이 중앙정부에 의해 추진되는 사례가 많다. 이 경우, 추진과정에서 많은 부침을 겪었던 위례신도시의 사례와 같이 합병대상 자치단체 간 분쟁이 두드러질 수 있다. 폭발적인 지역 확장기가 저물고 전국적인 인구 감소로 지역 재정 문제가 증가하며 지방 소멸 가능성까지 제기되는 상황에서 이러한 갈등은 더욱더 강화될 가능성이 높다(Aalbers, 2014; Hasse et al., 2014). 특히 상대적으로 지역 발전 수준이 높은 지역에서는 Bennet(1997)의 지적과 같이 해당지역의 수입 및 세원을 상대적으로 낮은 지역과 공유해야 하는 경계 합병에 부정적으로 반응할 가능성이 크다. 이럴 경우 지역 간 불균형은 더욱 커질 수 있다. 경계 조정은 전역적 효율성을 고려해야 하지만 원활한 추진을 위해서는 동시에 조정 대상 지역 간의 최소한의 형평성을 함께 검토할 필요가 있다. 2023년 7월부터 경계를 통합하는 대구광역시-경북 군위권의 사례와 같이 자치단체 간 합의에 따른 경계 합병을 제도화하는 방안을 경계 조정의 대안으로서 검토할 만하다.

제3절 향후 연구과제 제안

살펴본 바와 같이 행정경계는 비물리적이고 비가시적인 개념이지만 정치적, 사회경제적, 인식적 요인에 의한 단절 현상을 야기함으로써 그 자체로서 실질적인 힘을 가진 지역 불균형 유발 요인이 될 수 있다. 본 연구는 실체를 가진 공간 현상으로서의 경계효과의 메커니즘을 제시하고, 경계효과로 인한 지역 발전의 단절 가능성을 탐색하였다. 또한, 이를 공간계량모형으로 분석하여 지역 발전에 행정경계가 끼치는 영향에 관해 경험적으로 검증하였다. 마지막으로는 앞선 논의 및 분석 결과를 현재 논의 중인 도시 및 지역 아젠다의 관점에서 검토하였다. 다만 본 연구는 수많은 지역 현상 중 지역 발전 현상에 국한하여 검증하였다는 한계를 가지며 경계효과는 그간의 연구에도 불구하고 여전히 많은 이론적, 경험적 애매모호함과 불확실성을 가지고 있다. 행정경계에 따른 지역 간 단절 영향을 파악하고 이론 및 경험 연구의 지평을 확장하기 위해 다음과 같은 연구가 추가로 필요할 것으로 판단한다.

첫째, 경계효과의 동적인 변화에 대한 보다 깊은 이해가 필요하다. 일부 선행연구(Poncet, 2006; Wang et al., 2018)의 지적과 같이, 경계효과는 다른 도시 현상과 마찬가지로 도시 발달 단계에 따라 증가할 수도, 감소할 수도 있다. 국가 전체에서 발생하는 경계효과는 국가 특성 및 각 도시의 도시성장단계에 따라 상이하게 나타나는 경계효과의 메커니즘이 종합적으로 작용하는 결과이므로 전역적인 경계효과를 살펴보기 위해서는 다양한 상황에 따라 변화하는 경계효과의 동적인 변화를 이해할 필요가 있다. 전역적인 경계효과 및 그 변화를 살펴보는 일은 경계를 중심으로 한 도시 및 지역 정책 및 계획을 위한 판단 근거가 될 수 있다. 다만, 현재까지의 연구들은 경계효과의 실재 여부를 검증하는데 초점을 맞추고 있어 경계효과의 변화 가능성에 대한 이론적, 경험적 규명은 여전히 매우 제한적인 상황이다. 국가 및 지역

맥락에 따라 다양하게 나타나는 경계효과의 불균형 영향을 이해하기 위해서는 도시 발달 단계에 따라 상이하게 나타날 수 있는 경계효과 및 그 메커니즘의 영향 변화를 이론화하고 검증할 필요가 있다.

본 연구는 이론적으로 경계효과의 동적인 변화 가능성을 일부 확인하였다. 다만 패널데이터를 이용한 경험적 검증 과정에서 시간의 변화에 따라 경계효과 변화를 특별히 포착하지는 못하였으며, 경계효과의 동적인 변화를 검증하는 것은 본 연구의 목적이 아니었다. 다양한 국가를 대상으로 한 경계효과 연구는 있었으나(e.g., Capello et al., 2018), 이들 연구는 대부분 단년도를 분석대상연도로 하여 동적인 변화를 포착하는데는 한계가 있었다. 상대적으로 장기간의 경계효과를 다룬 연구도 있었으나(e.g., Morgan and Mareschal, 1999), 경계효과의 동적인 변화를 밝히지는 못했다. Wang et al. (2018)의 연구는 20년 간의 도시 확장 사례를 검토하여 경계의 동적인 변화 가능성을 검토하였으나, 오로지 경계만을 모형에 반영함으로써 지역 발전에 따라 변화할 수 있는 지역 고유의 이질성, 지역들의 여건은 모형에 반영하지 못했다. 이는 경계와 무관하게 지역 상황에 따라 재편될 수 있는 요소라는 점에서 해당 연구의 경계의 영향 연구는 불완전하다고 판단할 수 있다. 경계효과의 동적인 변화를 이해하는 일은 경계의 조정 대안을 검토하고, 시행하기 위해 필수적이므로 경계 주변에서 발생할 수 있는 공간 종속성과 이질성을 모두 고려한 가운데 경계효과의 변화 가능성에 중점을 둔 경험연구가 추가로 필요하다. 경계효과의 동적인 변화 가능성을 검토하기 위해서는 경계의 조정사례를 포함한 충분히 긴 기간을 대상으로 하여 공간 이질성과 공간 종속성을 고려하여 분석할 필요가 있을 것으로 판단한다.

다만, 경계효과의 변화를 밝히는 것은 상대적으로 장기간을 연구 대상으로 하므로 일반적인 경험연구를 이용할 경우, 변수의 통제에 어려움이 있을

것으로 판단한다. 아울러 국가 간 도시 발전 수준 및 지역적 확장 수준의 편차가 크므로 일반화 가능한 결과를 도출하기 위해서는 다양한 지역별 여건에 대한 종합적인 검토가 필요할 것으로 판단한다. 본 연구에서도 이를 극복하기 위해서는 경계 조정 사례를 포함한 장기간에 거쳐 경계가 발생시키는 단절적 영향을 추적적으로 검토하는 사례연구가 필요할 것으로 판단된다. 다양한 국가 및 지역의 경계 영향을 일반적으로 밝히기 위한 국가 간 비교 연구 또는 메타분석 연구가 적합할 것으로 판단된다.

둘째, 경계효과에 따른 지역 간 상호작용의 단절 영향을 검토할 필요가 있다. 공간 현상은 구성적 맥락(compositional context), 관계적 맥락(relational context), 체계적 맥락(systemic context)이 복합적으로 작용하는 현상으로서 이러한 맥락을 고루 고려할 필요가 있다(Radil, 2019). 구성적 맥락은 개별 공간 구성요소들의 특성, 즉 각 지역의 특성을 의미한다. 관계적 맥락은 지역 간 사회적 상호작용을 의미한다. 체계적 맥락은 전역적인 공간 특성을 의미한다. 경계에 의한 현상의 단절 영향을 살펴보기 위해서는 이러한 맥락들을 충분히 고려할 필요가 있다. 아울러 Dewar and Epstein(2007)은 지역을 정의하는 프레임워크로서 지점 간의 상호작용(graph or map of nodes and linkages), 공간적 연속 현상(spatial gradient), 경계화된 공간(bounded territory)을 제시한다. 이들은 각각 지점과의 연결, 현상의 공간적 변동, 공간적 확장에 대한 정의를 의미한다. 본 연구에서는 이 중 구성적 맥락과 공간적 연속 현상으로서의 지역 현상 단절에 중점을 두어 경계효과를 검증하였다. 다만, 경계효과와 관련된 다양한 지역 영향을 이해하기 위해서는 체계적 맥락 하에서의 관계적 맥락, 또한 경계가 지점 간 상호작용에 끼치는 영향에도 중점을 두어 살펴볼 필요가 있다.

특히 본 연구에서 경계의 길이가 지역 간 단절에 영향을 끼칠 수 있는 것

을 확인하였으므로, 실제 공간적 개체로서의 경계를 기준으로 발생할 수 있는 상호작용의 단절효과를 검토할 필요가 있다. Behrens et al.(2012)는 국경이 발생시키는 경계효과가 지역 간 교역에 영향을 끼칠 수 있다는 점을 밝혀냈다. Pyrsyn and Torfs(2016)은 경계가 지역의 통근통행에 영향을 끼칠 수 있다는 점을 검증했다. 이 외에도 경계의 존재는 정책 교류(Sohn et al., 2020), 지역 간 연결성(Phillips et al., 2019), 기업 활동(He et al., 2022)과 같은 다양한 지역 간 상호작용에 영향을 끼칠 수 있다는 연구들이 있다. 이들 연구들은 경계효과를 연구주제로 다루지는 않았으나 경계가 일정 수준의 교류 단절 효과가 있다는 것을 밝혀냈다. 추가 연구를 통해 경계로 인한 지역 간 상호작용의 단절을 이해할 경우, 경계효과의 원인 및 경과 탐색에 기여할 수 있을 것으로 판단한다.

지역 간 상호작용에 경계가 끼치는 영향을 확인하기 위하여 그간 중력모형에 기반을 둔 모형(e.g., Persyn and Torfs, 2016; Yin et al., 2017)이나 소셜네트워크모형(e.g., He et al., 2022; Sohn et al., 2020)에 기반을 둔 경험연구 사례가 주로 진행되었다. 이들 연구는 경계효과를 연구의 주제로 직접적으로 다룬 것은 아니지만 노드와 링크 개념을 이용하여 지역 간 상호작용에 대한 경계의 영향을 다루고 있다. 중력모형과 소셜네트워크모형은 네트워크 구조로 발생하는 도시의 다양한 상호작용 현상을 검증할 수 있다(Broekel et al., 2014). 특히 지수랜덤그래프모형과 같은 소셜네트워크모형은 일반적인 통계분석기법과는 달리 사회현상에 자연스럽게 발생할 수 있는 개체 간 양방향 교류 및 상호의존성을 허용한다는 점에서(Ward et al., 2011), 현실적인 가정 하에 경계의 지역 간 상호작용 단절 현상을 검증하기에 적합한 분석 방법이라고 판단한다. 이들 개념을 이용한 지역 간 상호작용 단절 영향에 관한 연구를 검토할 수 있을 것으로 판단한다.

셋째, 도시지역권, 스마트 축소, 다층적 거버넌스 등 도시 및 지역 아젠다의 행정경계 조정에 따른 효과를 검토할 필요가 있다. 본 연구에서 살펴본 도시 및 지역 아젠다들은 실현 과정에서 필연적으로 행정경계의 조정을 수반하나, 이러한 조정이 단기, 장기에 거쳐 지역에 어떠한 불균형 영향을 끼칠 것인지에 관한 논의는 아직 충분하지 않다. 아울러 아젠다 구현을 위해 어떠한 조정 수단으로 어떻게 구현할 것인가에 관한 논의는 아직까지 단순화된 선언적 아젠다에 그치고 있다(Huang, 2022; Silverman, 2020). 또한 이 과정에서 불거질 수 있는 이해 충돌 문제에 관한 논의도 불충분한 상황이다.

다차원적 요인이 개입하는 경계효과는 정책 및 계획 형성과정에서 예측하거나 의도하지 않은 불균형을 야기할 수 있다. 이들 불균형 영향은 경계 간 단절을 야기하여 보다 큰 지역 간 불균형으로 이어질 수 있다는 점에서 완화의 필요성이 높다. 경계효과에 대한 충분한 이해, 동적인 프로세스에 관한 연구, 아젠다와의 접목 방안을 기초로 경계효과가 야기할 수 있는 불균형 영향을 완화하기 위한 방안을 모색할 필요가 있다. 본 연구에서 이를 이론적으로 검토하고, 경험 분석 결과에 따라 경계 조정의 대안을 제시하였으나, 계획적인 활용을 위해서는 보다 실증적으로 도시 아젠다에 따른 경계효과의 변화를 살펴볼 필요가 있다. 다만, 현재까지는 본 연구에서 다루고 있는 도시 아젠다를 현실에 접목한 사례가 충분하지 않으므로 대안적 연구 방법을 검토할 필요가 있다.

현재까지 경계 조정에 따른 영향을 다루고 있는 연구들은 주로 경계가 조정된 지역을 대상으로 한 사례연구(e.g., Chien, 2013; Mukhija and Mason, 2013)나 과거의 경계 조정 효과를 경험적으로 검증한 연구(e.g., Edwards, 2011; Smith and Afonso, 2016; Wang and Gorina, 2018)에 한정되어 있었다. 이들 방법은 경계 조정의 영향을 검증하는 의미를 가지

고 있으나, 이용 가능한 데이터가 제한적이기 때문에 경계 조정의 장기 효과를 밝히기는 어렵다(Wang and Yeh, 2020). 우리나라의 경우도 간헐적으로 경계 합병 또는 분할이 이루어져 왔으나 빈도가 높지 않아 경험적으로 일반화 가능한 결과를 도출하는 일은 쉽지 않다. 경계 조정은 일반적으로 급격한 지역 성장기에 이루어졌기 때문에 시대적 요인이나 환경 변화와 같은 다른 변화 요인을 통제하는데 제약이 있다. 또한 경계 조정은 일반적으로 장기간 축적된 조정 수요에 의한 것이기 때문에 분석 결과를 온전히 경계 조정의 효과로 간주하는 데는 한계가 있다.

대안적인 방법으로서 경계 조정 시나리오별 시뮬레이션을 검토할 수 있다. 시뮬레이션은 가장 일반적이고 빈도가 잦은 경계 조정 사례인 경계 합병(Smith and Afonso, 2016) 외에도 경계 분할, 승급과 같이 상대적으로 드물게 이루어지는 경계 조정 대안의 효과 또한 살펴볼 수 있다는 강점을 가진다. 주로 중국을 중심으로 도시성장경계가 토지이용에 끼치는 효과를 시뮬레이션 방법론을 이용하여 예측한 일련의 연구가 수행되고 있다(e.g., Li et al., 2017; Liang et al., 2018; Liu et al., 2022). 지역을 셀(cell) 또는 객체(agent) 단위로 구조화하여 그래디언트 부스팅(gradient boosting), 랜덤 포레스트(random forest)와 같은 기계학습 방법을 이용하여 다층의 경계가 발생시키는 효과를 학습한 후, 셀룰러 오토마타(cellular automata)나 행위자 기반 모형(agent-based model)과 같이 사전에 학습된 규칙에 따라 개체들의 변화를 시뮬레이션할 수 있는 모형을 이용하여 도시 및 지역 아젠다에 따라 변경된 경계 시나리오별 시뮬레이션을 수행하면 각각의 시나리오가 지역 현상에 장기적으로 어떠한 영향을 끼치는지 예측할 수 있을 것으로 판단한다. 특히 시뮬레이션 방법은 경계효과의 동적인 축적 과정을 모형에 반영할 수 있다는 점에서 시공간 상에서 복잡하게 전개되는 경계효과와 이에 따른 지역 발전의 영향을 다루기에 적합할 것으로 판단한다.

참 고 문 헌

Aalbers, M. B. (2014). Do maps make geography? Part 1: Redlining, planned shrinkage, and the places of decline. ACME: An International Journal for Critical Geographies, 13(4), 525-556.

Allmendinger, P., & Haughton, G. (2009). Soft spaces, fuzzy boundaries, and metagovernance: the new spatial planning in the Thames Gateway. Environment and Planning A: Economy and Space, 41(3), 617-633.

Anselin, L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. Papers in Regional Science, 89(1), 3-25.

Baba, H., & Asami, Y. (2022). Cost-efficient factors in local public spending: Detecting relationships between local environments, population size and urban area category. Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science, 49(1), 241-258.

Bailey, N., Holly, S., & Pesaran, M. H. (2016). A two-stage approach to spatio-temporal analysis with strong and weak cross-sectional dependence. Journal of Applied Econometrics, 31(1), 249-280.

Baldwin, R. E., & Forslid, R. (2000). The core–periphery model and endogenous growth: Stabilizing and destabilizing integration. Economica, 67(267), 307-324.

Baltagi, B. H. (2008). Econometric analysis of panel data (Vol. 4). Springer.

Barros, J., & Feitosa, F. F. (2018). Uneven geographies: Exploring the sensitivity of spatial indices of residential segregation. Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science, 45(6), 1073-1089.

Basten, C., von Ehrlich, M., & Lassmann, A. (2017). Income taxes, sorting and the costs of housing: Evidence from municipal boundaries in Switzerland. The Economic Journal, 127(601), 653-687.

Bayer, P., & McMillan, R. (2012). Tiebout sorting and neighborhood stratification. Journal of Public Economics, 96(11-12), 1129-1143.

Behrens, K., Ertur, C., & Koch, W. (2012). 'Dual'gravity: Using spatial econometrics to control for multilateral resistance. Journal of Applied Econometrics, 27(5), 773-794.

Bel, G., & Warner, M. E. (2015). Inter-Municipal Cooperation and Costs: Expectations and Evidence. Public Administration, 93(1), 52-67.

Bennett, R. J. (1997). Administrative Systems and Economic Spaces. Regional Studies, 31(3), 323-336.

Bischoff, K. (2008). School district fragmentation and racial residential segregation: How do boundaries matter? Urban Affairs Review, 44(2), 182-217.

Black, S. E. (1999). Do better schools matter? Parental valuation of elementary education. The Quarterly Journal of Economics, 114(2), 577-599.

Blumenberg, E., & King, H. (2021). Jobs–housing balance re-re-visited. Journal of the American Planning Association, 87(4), 484-496.

Broekel, T., Balland, P.-A., Burger, M., & van Oort, F. (2014). Modeling knowledge networks in economic geography: a discussion of four methods. The Annals of Regional Science, 53(2), 423-452.

Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2004). Multimodel Inference: Understanding AIC and BIC in Model Selection. Sociological Methods & Research, 33(2), 261-304.

Burridge, P. (2011). A research agenda on general-to-specific spatial model search. Investigaciones Regionales= Journal of Regional Research(21), 71-90.

Capasso, S., D'Uva, M., Fiorelli, C., & Napolitano, O. (2021). Spatial asymmetries in monetary policy effectiveness in Italian regions. Spatial Economic Analysis, 16(1), 27-46.

Capozza, D. R., & Helsley, R. W. (1989). The fundamentals of land prices and urban growth. Journal of Urban Economics, 26(3), 295-306.

Catania, L., & Billé, A. G. (2017). Dynamic spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances.

Journal of Applied Econometrics, 32(6), 1178-1196.

Catney, G. (2018). The complex geographies of ethnic residential segregation: Using spatial and local measures to explore scale-dependency and spatial relationships. Transactions of the Institute of British Geographers, 43(1), 137-152.

Chen, A., & Partridge, M. D. (2013). When are Cities Engines of Growth in China? Spread and Backwash Effects across the Urban Hierarchy. Regional Studies, 47(8), 1313-1331.

Chen, Y., Shi, S., & Tang, Y. (2019). Valuing the urban hukou in China: Evidence from a regression discontinuity design for housing prices. Journal of Development Economics, 141, 102381.

Coppola, A. (2019). Projects of becoming in a right-sizing shrinking City. Urban Geography, 40(2), 237-256.

Copus, A., Kahila, P., & Fritsch, M. (2022). City region thinking, a zombie idea in regional and rural development? Scotland and Finland compared. Journal of Rural Studies, 89, 348-356.

Crespy, C., Heraud, J.-A., & Perry, B. (2007). Multi-level governance, regions and science in France: between competition and equality. Regional Studies, 41(8), 1069-1084.

Daniels, T. (2001). Smart growth: A new American approach to regional planning. Planning Practice and Research, 16(3-4), 271-279.

Danielson, M. N. (1976). The politics of exclusion. New York: Columbia University Press.

Dewar, M., & Epstein, D. (2007). Planning for “megaregions” in the United States. Journal of Planning Literature, 22(2), 108-124.

Díaz-Lanchas, J., Zofío, J. L., & Llano, C. (2021). A trade hierarchy of cities based on transport cost thresholds. Regional Studies, 1-18. https://doi.org/10.1080/00343404.2021.1967922

Ding, C., Knaap, G. J., & Hopkins, L. D. (1999). Managing urban growth with urban growth boundaries: A theoretical analysis. Journal of Urban Economics, 46(1), 53-68.

Dube, A., & Lindner, A. (2021). City Limits: What Do Local-Area Minimum Wages Do? Journal of Economic Perspectives, 35(1), 27-50. https://doi.org/10.1257/jep.35.1.27

Durst, N. J., Cai, M., Tillison-Love, J., Huang, H., & Henry, W. (2021). The gerrymandering of cities and the politics of racial exclusion: Evidence from a spatial typology of municipal boundary changes. Journal of Urban Affairs, 1-22.

Edwards, M. M. (2011). Municipal annexation: Does state policy matter? Land Use Policy, 28(1), 325-333.

Edwards, M. M., & Xiao, Y. (2009). Annexation, local government spending, and the complicating role of density. Urban Affairs Review, 45(2), 147-165.

Ermagun, A., & Levinson, D. (2018). An introduction to the network weight matrix. Geographical Analysis, 50(1), 76-96.

Ertur, C., & Koch, W. (2007). Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. Journal of Applied Econometrics, 22(6), 1033-1062.

Firmino Costa da Silva, D., Elhorst, J. P., & Silveira Neto, R. d. M. (2016). Urban and rural population growth in a spatial panel of municipalities. Regional Studies, 51(6), 894-908.

Fleischmann, A. (1986). The goals and strategies of local boundary changes: Government organization or private gain? Journal of Urban Affairs, 8(4), 63-76.

Florida, R. (2010). Who's your city?: How the creative economy is making where to live the most important decision of your life. Vintage Canada.

Fowler, C. S. (2018). Key assumptions in multiscale segregation measures: How zoning and strength of spatial association condition outcomes. Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science, 45(6), 1055-1072.

Furceri, D. (2005). β and σ-convergence: A mathematical relation of causality. Economics Letters, 89(2), 212-215.

Gennaio, M.-P., Hersperger, A. M., & Bürgi, M. (2009). Containing urban sprawl—Evaluating effectiveness of urban growth boundaries set by the Swiss Land Use Plan. Land Use Policy, 26(2), 224-232.

Gibbons, S., Machin, S., & Silva, O. (2013). Valuing school quality using boundary discontinuities. Journal of Urban Economics, 75, 15-28.

Glaeser, E. L. (1998). Are cities dying? Journal of Economic Perspectives, 12(2), 139-160.

Glaeser, E. L. (2000). Urban and regional growth. The Handbook of Economic Geography, 83-98.

Glaeser, E. L., Scheinkman, J., & Shleifer, A. (1995). Economic growth in a cross-section of cities. Journal of Monetary Economics, 36(1), 117-143.

Glumac, B., Herrera-Gomez, M., & Licheron, J. (2019). A hedonic urban land price index. Land Use Policy, 81, 802-812.

Gordon, R. H. (1983). An optimal taxation approach to fiscal federalism. The Quarterly Journal of Economics, 98(4), 567-586.

Griffith, D. A. (1992). What is spatial autocorrelation? Reflections on the past 25 years of spatial statistics. L'Espace géographique, 265-280.

Grout, C. A., Jaeger, W. K., & Plantinga, A. J. (2011). Land-use regulations and property values in Portland, Oregon: A regression discontinuity design approach. Regional Science and Urban Economics, 41(2), 98-107.

Guo, Y., Cao, L., Song, Y., Wang, Y., & Li, Y. (2022).

Understanding the formation of City-HSR network: A case study of Yangtze River Delta, China. Transport Policy, 116, 315-326.

Haase, A., Rink, D., Grossmann, K., Bernt, M., & Mykhnenko, V. (2014). Conceptualizing Urban Shrinkage. Environment and Planning A: Economy and Space, 46(7), 1519-1534.

Hamilton, D. K., Miller, D. Y., & Paytas, J. (2004). Exploring the Horizontal and Vertical Dimensions of the Governing of Metropolitan Regions. Urban Affairs Review, 40(2), 147-182.

Harrison, J., & Gu, H. (2019). Planning megaregional futures: spatial imaginaries and megaregion formation in China. Regional Studies, 55(1), 77-89.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1251-1271.

He, D., Zhang, Z., Han, M., Kang, Y., & Gao, P. (2022). Multi-dimensional boundary effects and regional economic integration: Evidence from the Yangtze River Economic Belt. International Regional Science Review, 45(4), 472-498.

He, S., Chung, C. K. L., Bayrak, M. M., & Wang, W. (2018). Administrative Boundary Changes and Regional Inequality in Provincial China. Applied Spatial Analysis and Policy, 11(1), 103-120.

Henderson, J. V., Storeygard, A., & Weil, D. N. (2012). Measuring Economic Growth from Outer Space. American Economic

Review, 102(2), 994-1028.

Hipp, J. R., & Perrin, A. J. (2009). The simultaneous effect of social distance and physical distance on the formation of neighborhood ties. City & Community, 8(1), 5-25.

Hoekveld, J. J. (2014). Understanding spatial differentiation in urban decline levels. European Planning Studies, 22(2), 362-382.

Hollander, J. B., & Németh, J. (2011). The bounds of smart decline: a foundational theory for planning shrinking cities. Housing Policy Debate, 21(3), 349-367.

Hooghe, L., & Marks, G. (2003). Unraveling the central state, but how? Types of multi-level governance. American Political Science Review, 97(2), 233-243.

Huang, W.-J. (2022). Repositioning the rural in city-regionalism through a locally based functional analysis. Regional Studies, 56(5), 770-781.

Hummel, D. (2016). Right-Sizing Cities in the United States: Defining Its Strategies. Journal of Urban Affairs, 37(4), 397-409.

Hwang, J. (2016). The social construction of a gentrifying neighborhood: Reifying and redefining identity and boundaries in inequality. Urban Affairs Review, 52(1), 98-128.

Jacobs, J., & Van Assche, K. (2014). Understanding Empirical

Boundaries: A Systems-Theoretical Avenue in Border Studies. Geopolitics, 19(1), 182-205.

Jahiu, L., & Cinnamon, J. (2021). Media coverage and territorial stigmatization: an analysis of crime news articles and crime statistics in Toronto. GeoJournal. https://doi.org/10.1007/s10708-021-10511-5

Jeffery, C., & Peterson, J. (2020). 'Breakthrough' political science: Multi-level governance – Reconceptualising Europe's modernised polity. The British Journal of Politics and International Relations, 22(4), 753-766.

Jia, J., Liang, X., & Ma, G. (2021). Political hierarchy and regional economic development: Evidence from a spatial discontinuity in China. Journal of Public Economics, 194. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104352

Joo, Y.-M., & Seo, B. (2018). Dual policy to fight urban shrinkage: Daegu, South Korea. Cities, 73, 128-137.

Jun, M.-J. (2020). The effects of polycentric evolution on commute times in a polycentric compact city: A case of the Seoul Metropolitan Area. Cities, 98. https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102587

Keele, L. J., & Titiunik, R. (2015). Geographic boundaries as regression discontinuities. Political Analysis, 23(1), 127-155.

Kim, Y.-A., & Hipp, J. R. (2018). Physical boundaries and city boundaries: consequences for crime patterns on street segments? Crime & Delinquency, 64(2), 227-254.

Kim, Y. R., Williams, A. M., Park, S., & Chen, J. L. (2021). Spatial spillovers of agglomeration economies and productivity in the tourism industry: The case of the UK. Tourism Management, 82, 104201.

Kitchin, R., & Moore-Cherry, N. (2021). Fragmented governance, the urban data ecosystem and smart city-regions: the case of Metropolitan Boston. Regional Studies, 55(12), 1913-1923.

Kolossov, V. (2005). Border Studies: Changing Perspectives and Theoretical Approaches. Geopolitics, 10(4), 606-632.

Koster, H. R., van Ommeren, J., & Rietveld, P. (2012). Bombs, boundaries and buildings: a regression-discontinuity approach to measure costs of housing supply restrictions. Regional Science and Urban Economics, 42(4), 631-641.

Krugman, P. (1998). What's new about the new economic geography? Oxford Review of Economic Policy, 14(2), 7-17.

Lamont, M., & Molnár, V. (2002). The study of boundaries in the social sciences. Annual Review of Sociology, 167-195.

Lee, L.-f., & Yu, J. (2010). A SPATIAL DYNAMIC PANEL DATA MODEL WITH BOTH TIME AND INDIVIDUAL FIXED EFFECTS. Econometric Theory, 26(2), 564-597.

Lee, S., & Yoon, H. (2019). Effects of greenbelt cancellation on land value: The case of Wirye New Town, South Korea. Urban Forestry & Urban Greening, 41, 55-66.

Lee, Y.-S., & Shin, H. (2011). Negotiating the Polycentric City-region: Developmental State Politics of New Town Development in the Seoul Capital Region. Urban Studies, 49(6), 1333-1355.

Leon-Moreta, A., & Totaro, V. (2022). Interlocal interactions, municipal boundaries and water and wastewater expenditure in city-regions. Urban Studies. https://doi.org/10.1177/00420980211068970

LeSage, J. P. (2014). Spatial econometric panel data model specification: A Bayesian approach. Spatial Statistics, 9, 122-145.

Leung, Y. (1987). On the Imprecision of Boundaries. Geographical Analysis, 19(2), 27.

Li, H., Wei, Y. D., Liao, F. H., & Huang, Z. (2015). Administrative hierarchy and urban land expansion in transitional China. Applied Geography, 56, 177-186.

Li, X., Chen, Y., Liu, X., Xu, X., & Chen, G. (2017). Experiences and issues of using cellular automata for assisting urban and regional planning in China. International Journal of Geographical Information Science, 31(8), 1606-1629.

Liang, X., Liu, X., Li, X., Chen, Y., Tian, H., & Yao, Y. (2018). Delineating multi-scenario urban growth boundaries with a CA-based FLUS model and morphological method. Landscape and Urban Planning, 177, 47-63.

Light, D., & Young, C. (2015). Toponymy as Commodity: Exploring

the Economic Dimensions of Urban Place Names. International Journal of Urban and Regional Research, 39(3), 435-450.

Liu, X., Wei, M., Li, Z., & Zeng, J. (2022). Multi-scenario simulation of urban growth boundaries with an ESP-FLUS model: A case study of the Min Delta region, China. Ecological Indicators, 135. https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2022.108538

Ma, L. J. C. (2005). Urban administrative restructuring, changing scale relations and local economic development in China. Political Geography, 24(4), 477-497.

Madden, J. F. (2003). The changing spatial concentration of income and poverty among suburbs of large US metropolitan areas. Urban Studies, 40(3), 481-503.

Maggetti, M., & Trein, P. (2019). Multilevel governance and problem-solving: Towards a dynamic theory of multilevel policy-making? Public Administration, 97(2), 355-369.

Markusen, A., & Schrock, G. (2006). The Distinctive City: Divergent Patterns in Growth, Hierarchy and Specialisation. Urban Studies, 43(8), 1301-1323.

Martin, R., & Sunley, P. (2006). Path dependence and regional economic evolution. Journal of Economic Geography, 6(4), 395-437.

Maté-Sánchez-Val, M., López-Hernandez, F., & Mur-Lacambra, J. (2017). How do neighboring peer companies influence SMEs' financial behavior? Economic Modelling, 63, 104-114.

McCallum, J. (1995). National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns. The American Economic Review, 85(3), 615-623.

McMillen, D. P. (2010). Issues in spatial data analysis. Journal of Regional Science, 50(1), 119-141.

Morgan, D. R., & Mareschal, P. (1999). Central-city/suburban inequality and metropolitan political fragmentation. Urban Affairs Review, 34(4), 578-595.

Mukhija, V., & Mason, D. R. (2013). Reluctant Cities, Colonias and Municipal Underbounding in the US: Can Cities Be Convinced to Annex Poor Enclaves? Urban Studies, 50(14), 2959-2975.

Mur, J., & Angulo, A. (2009). Model selection strategies in a spatial setting: Some additional results. Regional Science and Urban Economics, 39(2), 200-213.

Nelson, J. K., & Brewer, C. A. (2017). Evaluating data stability in aggregation structures across spatial scales: revisiting the modifiable areal unit problem. Cartography and Geographic Information Science, 44(1), 35-50.

Nunn, S., & Rosentraub, M. S. (1997). Dimensions of Interjurisdictional Cooperation. Journal of the American Planning Association, 63(2), 205-219.

O'Brien, R. M. (2007). A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. Quality & Quantity, 41(5), 673-690.

Openshaw, S. (1984). Ecological fallacies and the analysis of areal census data. Environment and Planning A: Economy and Space, 16(1), 17-31.

Park, Y., & Rogers, G. O. (2015). Neighborhood Planning Theory, Guidelines, and Research. Journal of Planning Literature, 30(1), 18-36.

Persyn, D., & Torfs, W. (2016). A gravity equation for commuting with an application to estimating regional border effects in Belgium. Journal of Economic Geography, 16(1), 155-175.

Petrović, A., Manley, D., & van Ham, M. (2020). Freedom from the tyranny of neighbourhood: Rethinking sociospatial context effects. Progress in Human Geography, 44(6), 1103-1123.

Petrović, A., van Ham, M., & Manley, D. (2018). Multiscale Measures of Population: Within- and between-City Variation in Exposure to the Sociospatial Context. Annals of the American Association of Geographers, 108(4), 1057-1074.

Petrović, A., van Ham, M., & Manley, D. (2022). Where Do Neighborhood Effects End? Moving to Multiscale Spatial Contextual Effects. Annals of the American Association of Geographers, 112(2), 581-601.

Phillips, N. E., Levy, B. L., Sampson, R. J., Small, M. L., & Wang, R. Q. (2019). The Social Integration of American Cities: Network Measures of Connectedness Based on Everyday Mobility Across Neighborhoods. Sociological Methods &

Research, 50(3), 1110-1149.

Pijnenburg, K., & Kholodilin, K. A. (2014). Do regions with entrepreneurial neighbours perform better? A spatial econometric approach for German regions. Regional Studies, 48(5), 866-882.

Pratt, M., King, M., Burash, J., & Tompsett, C. J. (2020). What Differences Do They See? Using Mixed Methods to Capture Adolescent Perceptions of Neighborhood Contexts. American Journal of Community Psychology, 65(3-4), 320-331.

Radil, S. M. (2019). A network approach to the production of geographic context using exponential random graph models. International Journal of Geographical Information Science, 33(6), 1270-1288.

Raspe, O., & van Oort, F. G. (2011). Firm heterogeneity, productivity and spatially bounded knowledge externalities. Socio-Economic Planning Sciences, 45(1), 38-47.

Rimmer, P. J. (1994). Regional economic integration in Pacific Asia. Environment and Planning A: Economy and Space, 26(11), 1731-1759.

Rios, V., Pascual, P., & Cabases, F. (2017). What drives local government spending in Spain? A dynamic spatial panel approach. Spatial Economic Analysis, 12(2-3), 230-250.

Rodríguez-Pose, A. (2008). The Rise of the “City-region” Concept and its Development Policy Implications. European Planning

Studies, 16(8), 1025-1046.

Sala-i-Martin, X. X. (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. The Economic Journal, 106(437), 1019-1036.

Savitch, H. V., & Adhikari, S. (2017). Fragmented Regionalism. Urban Affairs Review, 53(2), 381-402.

Schwarz, N. (2010). Urban form revisited—Selecting indicators for characterising European cities. Landscape and Urban Planning, 96(1), 29-47.

Scott, A. J. (2019). City-regions reconsidered. Environment and Planning A: Economy and Space, 51(3), 554-580.

Scott, J. W., & Sohn, C. (2018). Place-making and the bordering of urban space: Interpreting the emergence of new neighbourhoods in Berlin and Budapest. European Urban and Regional Studies, 26(3), 297-313.

Sen, A., & Smith, T. E. (1995). Gravity Models: An Overview. In A. Sen & T. E. Smith (Eds.), Gravity Models of Spatial Interaction Behavior (pp. 49-152). Springer Berlin Heidelberg.

Shenoy, A. (2018). Regional development through place-based policies: Evidence from a spatial discontinuity. Journal of Development Economics, 130, 173-189.

Silverman, R. M. (2020). Rethinking shrinking cities: Peripheral dual cities have arrived. Journal of Urban Affairs, 42(3),

294-311.

Sisson, A. (2021). DENIGRATING BY NUMBERS: Quantification, Statistics and Territorial Stigma. International Journal of Urban and Regional Research, 45(3), 407-422.

Smith, R. M., & Afonso, W. B. (2016). Fiscal Impact of Annexation Methodology on Municipal Finances in North Carolina. Growth and Change, 47(4), 664-681.

Sohn, C., Christopoulos, D., & Koskinen, J. (2020). Borders Moderating Distance: A Social Network Analysis of Spatial Effects on Policy Interaction. Geographical Analysis, 52(3), 428-451.

Tang, M., Luo, X., & Ying, W. (2022). Multi-level governance in the uneven integration of the city regions: Evidence of the Shanghai City Region, China. Habitat International, 121.

Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. Journal of Political Economy, 64(5), 416-424.

Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. Economic Geography, 46(sup1), 234-240.

Tong, Y., Liu, W., Li, C., Zhang, J., & Ma, Z. (2021). Understanding patterns and multilevel influencing factors of small town shrinkage in Northeast China. Sustainable Cities and Society, 68. https://doi.org/10.1016/j.scs.2021.102811

Tran, E., Blankenship, K., Whittaker, S., Rosenberg, A.,

Schlesinger, P., Kershaw, T., & Keene, D. (2020). My neighborhood has a good reputation: Associations between spatial stigma and health. Health Place, 64, 102392. https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2020.102392

Wacquant, L., Slater, T., & Pereira, V. B. (2014). Territorial Stigmatization in Action. Environment and Planning A: Economy and Space, 46(6), 1270-1280.

Waite, D., & Bristow, G. (2018). Spaces of city-regionalism: Conceptualising pluralism in policymaking. Environment and Planning C: Politics and Space, 37(4), 689-706.

Wang, C., Liu, H., Zhang, M., & Wei, Z. (2018). The border effect on urban land expansion in China: The case of Beijing-Tianjin-Hebei region. Land Use Policy, 78, 287-294.

Wang, J., & Gorina, E. (2018). Fiscal effects of municipal annexation: Evidence from a large national sample of urban municipalities. Growth and Change, 49(4), 612-635.

Wang, J., & Yeh, A. G. O. (2020). Administrative restructuring and urban development in China: Effects of urban administrative level upgrading. Urban Studies, 57(6), 1201-1223.

Ward, M. D., Stovel, K., & Sacks, A. (2011). Network Analysis and Political Science. Annual Review of Political Science, 14(1), 245-264.

Wei, Y. D. (1999). Regional inequality in China. Progress in Human Geography, 23(1), 49-59.

Weiher, G. R. (1991). Fractured Metropolis, The: Political Fragmentation and Metropolitan Segregation. Suny Press.

Wolf, H. C. (2000). Intranational home bias in trade. Review of Economics and Statistics, 82(4), 555-563.

Wolff, M., Haase, D., & Haase, A. (2018). Compact or spread? A quantitative spatial model of urban areas in Europe since 1990. PLoS One, 13(2), e0192326. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0192326

Wong, D. W. (1993). Spatial indices of segregation. Urban Studies, 30(3), 559-572.

Yao, Y., Pan, H., Cui, X., & Wang, Z. (2022). Do compact cities have higher efficiencies of agglomeration economies? A dynamic panel model with compactness indicators. Land Use Policy, 115, 106005.

Yin, J., Soliman, A., Yin, D., & Wang, S. (2017). Depicting urban boundaries from a mobility network of spatial interactions: a case study of Great Britain with geo-located Twitter data. International Journal of Geographical Information Science, 31(7), 1293-1313.

Yu, J., De Jong, R., & Lee, L.-f. (2008). Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and T are large. Journal of Econometrics, 146(1), 118-134.

Zangger, C. (2019). Making a place for space: Using spatial econometrics to model neighborhood effects. Journal of Urban

Affairs, 41(8), 1055-1080.

Zeng, C., Song, Y., He, Q., & Liu, Y. (2018). Urban–rural income change: Influences of landscape pattern and administrative spatial spillover effect. Applied Geography, 97, 248-262.

Zeng, C., Zhang, A., & Xu, S. (2016). Urbanization and administrative restructuring: A case study on the Wuhan urban agglomeration. Habitat International, 55, 46-57.

Zhang, K., Xu, D., & Li, S. (2019). The impact of environmental regulation on environmental pollution in China: an empirical study based on the synergistic effect of industrial agglomeration. Environmental Science and Pollution Research, 26(25), 25775-25788.

Zhang, W., Chong, Z., Li, X., & Nie, G. (2020). Spatial patterns and determinant factors of population flow networks in China: Analysis on Tencent Location Big Data. Cities, 99. https://doi.org/10.1016/j.cities.2020.102640

Zhang, X., Li, C., Li, W., Song, J., & Yang, C. (2017). Do Administrative Boundaries Matter for Uneven Economic Development? A Case Study of China's Provincial Border Counties. Growth and Change, 48(4), 883-908.

부 록

앞서 제5장에서는 경계효과의 메커니즘별로 구성한 여섯 가지 시나리오별로 모형을 분석하여, 본 연구에서 가정한 확산효과, 파편화효과, 위계효과를 포함하는 경계효과의 메커니즘이 실제로 작동하는 것을 확인하였다. 다만, 본 연구는 이들 효과의 크기를 임의로 가정하였으므로, 다른 가중치를 부여한 모형에서도 이러한 가정이 유지되는지를 살펴볼 필요가 있다. 따라서 파편화효과 모형 및 위계효과 모형의 강건성을 확인하고, 각 효과의 실제 영향 규모를 잠정적으로 추정하기 위해 각 시나리오별 가중치에 일부 변경을 준 추가 시나리오를 검토하였다. 덧붙여, 경계효과가 본 연구의 분석대상기간인 2010년~2019년 사이에 일반적으로 작용하는지 검토하기 위하여 분석대상기간을 전반기 5년과 후반기 5년의 두 기간으로 나누어 살펴보았다. 두 기간 모두에서 경계효과의 메커니즘이 유효하게 나타날 경우 경계효과는 분석대상기간 내에서는 일관성 있게 작용하는 것으로 볼 수 있으며, 특정 기간에만 유효하게 나타날 경우는 시기별로 경계효과가 변화할 수도 있음을 의미한다.

시나리오 2-3과 시나리오 2-4는 시도 경계에서의 경계효과를 각각 50%와 0%로 부여한 시나리오 2-1 및 2-2를 확장하여, 각 가중치 사이에 25%와 75%의 가중치(각각 파편화효과가 -75%, -25%라고 가정)를 부여하여 모형의 강건성을 검토하고, 파편화효과의 상대적인 크기를 검토하고자 하였다. 3-3 시나리오와 3-4 시나리오는 특별시-광역시 경계에서의 위계효과의 크기를 -50%에서 -25%라고 변경하여 기본 시나리오보다 작은 위계효과를 가정하였다. 이를 기초로 정방향 위계와 역방향 위계를 가정할 경우, 위계효과의 크기가 어떻게 나타나는지를 살펴보고 정방향 위계효과와 역방향 위계효과 각각에 대한 분석 결과가 일관성 있게 유지되는지를 살피고자 하였다.

[표 부록-1] 추가 시나리오 공간가중치 부여방식

분류	연번	시나리오	가중치 부여값		
			시도 경계 내	시도 경계 간	특별사·광역시 경계
기본 시나리오	0	기본 모형	0%	0%	0%
	1	공간종속성 검증	100%	100%	100%
	2-1	파편화효과 검증 (약한 효과)	100%	50%	50%
	2-2	파편화효과 검증 (강한 효과)	100%	0%	0%
	3-1	위계효과 검증 (정방향 위계)	100%	50%	0%
	3-2	위계효과 검증 (역방향 위계)	100%	0%	50%
추가 시나리오	2-3	파편화효과 검증 (더 약한 효과)	100%	25%	25%
	2-4	파편화효과 검증 (덜 강한 효과)	100%	75%	75%
	3-3	위계효과 검증 (약한 정방향 위계)	100%	50%	25%
	3-4	위계효과 검증 (약한 역방향 위계)	100%	25%	50%

1. 파편화효과 강건성 검토 결과

먼저 기본 시나리오 분석을 통해 검증한 파편화효과의 강건성을 검토하였다. 확산효과와 파편화효과가 결합한 시도 경계 간 가중치를 50%와 0%로 가정한 기본 시나리오에 더하여 시도 경계 간 가중치를 75%와 25%로 가정한 두 개의 추가 시나리오를 검증하였다. 시도 경계 간 가중치를 75%로 가정한 모형은 파편화효과의 크기를 -25%로 가정한 것이다. 시도 경계 간 가중치를 25%로 가정한 모형은 파편화효과의 크기를 -75%로 가정하였다. 이를 기본 시나리오에서 가정한 -50%의 파편화효과와 비교하여, 모형의 가정이 유지되는지와 파편화효과의 잠재적인 크기가 어떻게 나타나는지 살펴보고자 하였다.

[표 5-2] 파편화효과 강건성 검토 결과

변수	시나리오 2-1 모형 (파편화효과-약한 효과)	시나리오 2-2 모형 (파편화효과-강한 효과)	시나리오 2-3 모형 (파편화효과-더 약한 효과)	시나리오 2-4 모형 (파편화효과-덜 강한 효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.4262*** (6.94)	4.2597*** (6.65)	4.5268*** (7.07)	4.2708*** (6.75)
고용중심도	0.4810*** (14.11)	0.4777*** (13.99)	0.4810*** (14.09)	0.4804*** (14.12)
산업구조	0.2796*** (3.30)	0.2518** (2.96)	0.2893*** (3.41)	0.2645** (3.13)
기업특성	-0.0142 (-0.55)	-0.0122 (-0.48)	-0.0144 (-0.56)	-0.0154 (-0.60)
인적자본	0.3473* (2.05)	-0.1813 (-1.11)	0.3605* (2.13)	0.3357* (1.98)
재정지출	0.1648*** (7.24)	0.1160*** (5.12)	0.1611*** (7.12)	0.1702*** (7.45)
재정수입	0.1317*** (8.6)	0.1334*** (8.71)	0.1315*** (8.56)	0.1321*** (8.64)
지대특성	-0.6046*** (-15.87)	-0.6211*** (-16.23)	-0.6062*** (-15.85)	-0.6034*** (-15.92)
W*인구밀도	-1.2350 (-1.48)	-0.1245 (-0.14)	-1.4103 (-1.65)	-1.0478 (-1.31)
W*고용중심도	-0.2609*** (-4.44)	-0.2005** (-3.20)	-0.2552*** (-4.34)	-0.2657*** (-4.6)
W*산업구조	-0.0551 (-0.40)	0.1826 (0.92)	-0.1213 (-0.92)	0.0223 (0.15)
W*기업특성	0.1986*** (4.35)	0.1772*** (3.40)	0.1923*** (4.20)	0.1999*** (4.44)
W*인적자본	-0.2456 (-0.98)	0.9005*** (3.63)	-0.2821 (-1.12)	-0.2014 (-0.83)
W*재정지출	-0.1177** (-3.13)	0.0646* (2.22)	-0.1075** (-2.84)	-0.1316*** (-3.58)
W*재정수입	-0.0015 (-0.06)	0.0135 (0.47)	-0.0028 (-0.11)	-0.0008 (-0.03)
W*지대특성	0.2231** (2.99)	0.2539** (3.04)	0.2405** (3.11)	0.2067** (2.93)
rho	0.2332*** (8.53)	0.2425*** (7.90)	0.2381*** (8.58)	0.2334*** (8.89)
	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,934.04 AIC=-5,834.08 BIC=-5,737.30	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,931.07 AIC=-5,828.14 BIC=-5,731.70	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,929.53 AIC=-5,825.07 BIC=-5,728,62	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,933.98 AIC=-5,833.96 BIC=-5,737.51

* p 〈 0.05, ** p 〈 0.01, *** p 〈 0.001

[표 5-3] 전체 파편화효과 시나리오 사후확률 비교

		로그-마지널	사후확률
파편화효과 모형	시나리오 2-1 모형 (약한 파편화효과)	1,827.22	0.637
	시나리오 2-2 모형 (강한 파편화효과)	1,825,48	0.111
	시나리오 2-3 모형 (더 약한 파편화효과)	1,823.18	0.011
	시나리오 2-4 모형 (덜 강한 파편화효과)	1,826.24	0.239

시도 경계로 인해 발생하는 확산효과와 파편화효과의 합을 기본 시나리오에서 상정한 100%, 50% 외에 그 중간에 위치하고 있는 75%, 25%를 가정하여 분석한 결과, 변수들 간의 상관관계는 모든 모형에서 대체로 유사한 방향을 보이는 것을 확인할 수 있다. 또한 확산효과와 파편화효과의 합을 25%, 50%, 75%, 100%로 가정한 모든 모형이 확산효과만 고려한 모형에 비해 적합한 것으로 나타났으므로 확산효과 외에 시도경계로 인한 파편화효과가 존재하는 것을 확인할 수 있다. 이는 제1절에서 검증한 파편화효과의 존재를 지지하는 결과로, 시도 경계로 인한 추가 단절효과가 실제로 발생하고 있음을 시사한다. 모형의 적합성은 파편화효과와 확산효과의 합을 50%로 가정한 모형에서 가장 적합하게 나타나고, 75%로 나타낸 모형에서 그 다음으로 적합하게 나타났다. 따라서 시도 경계로 인한 파편화효과의 크기는 대략 확산효과의 절반 또는 그보다 조금 높은 수준인 것으로 판단할 수 있다.

시나리오 2-3 및 2-4의 직접효과, 간접효과, 총효과는 시나리오 2-1과 동일한 양상을 보이는 것을 확인할 수 있다. 즉, 공간가중치행렬의 조정에도 불구하고 파편화효과를 포함한 모형의 강건성을 유지하고 있는 것으로 판단할 수 있다.

[표 5-4] 시나리오 2-3 모형 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 2-3 모형 직접효과	시나리오 2-3 모형 간접효과	시나리오 2-3 모형 총효과
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.5700*** (7.46)	-0.2676 (-0.26)	4.3023*** (3.81)
고용중심도	0.4707*** (14.31)	-0.1802* (-2.24)	0.2905*** (3.31)
산업구조	-0.0006 (-0.02)	0.2344*** (3.63)	0.2338** (3.11)
기업특성	0.2819** (3.22)	-0.0531 (-0.32)	0.2288 (1.18)
인적자본	0.3640* (2.30)	-0.2704 (-0.96)	0.0936 (0.32)
재정지출	0.1579*** (7.05)	-0.0872* (-2.11)	0.0707 (1.54)
재정수입	0.1340*** (9.79)	0.0352 (1.09)	0.1692*** (4.76)
지대특성	-0.6008*** (-16.19)	0.1117 (1.25)	-0.4891*** (-4.80)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

[표 5-5] 시나리오 2-4 모형 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 2-4 모형 직접효과	시나리오 2-4 모형 간접효과	시나리오 2-4 모형 총효과
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.3303*** (7.14)	0.0745 (0.08)	4.4047*** (4.11)
고용중심도	0.4684*** (14.28)	-0.1938* (-2.48)	0.2747** (3.19)
산업구조	0.0001 (0.00)	0.2408*** (3.86)	0.2409*** (3.30)
기업특성	0.2660** (3.07)	0.1185 (0.67)	0.3846 (1.91)
인적자본	0.3428* (2.17)	-0.1764 (-0.66)	0.1664 (0.60)
재정지출	0.1650*** (7.33)	-0.1144** (-2.91)	0.0506 (1.16)
재정수입	0.1348*** (9.91)	0.0367 (1.19)	0.1715*** (5.01)
지대특성	-0.5993*** (-16.23)	0.0738 (0.92)	-0.5255*** (-5.56)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

2. 위계효과 강건성 검토 결과

다음으로 기본 시나리오 분석을 통해 검증한 위계효과의 강건성을 [표 5-17] 및 [표 5-18]과 같이 검토하였다. 위계효과가 파편화효과와 동등한 크기를 가지고 있다고 가정한 기본 시나리오를 확장하여 파편화효과 대비 절반의 크기라고 가정한 추가 시나리오를 검증하였다. 기본 시나리오 분석에서는 정방향 위계가 역방향 위계보다 적합하다고 나왔으므로 검증을 위해 역방향 위계에 대해서도 같은 가정을 적용하여 추가 시나리오를 구성하였다.

시나리오 3-1 및 시나리오 3-2에서는 위계효과의 크기를 파편화효과와 동등하다고 가정하였으나, 시나리오 3-3 및 시나리오 3-4에서는 파편화효과의 절반 수준으로 가정하여 위계효과가 더 작게 나타날 가능성을 검토하였다. 분석 결과, 모형의 변수 간 관계는 모든 모형에서 대체로 유지되는 가운데 위계효과의 크기를 파편화효과와 동등하게 가정한 시나리오 3-1 모형이 위계효과의 크기를 파편화효과의 절반으로 가정한 시나리오 3-3 모형보다 적합한 것으로 나타났다. 따라서 위계효과의 크기는 확산효과의 절반을 상회하는 수준에서 발생할 것으로 판단할 수 있다.

반대 방향의 절반 크기의 위계효과를 가정한 모형인 시나리오 3-4 모형은 시나리오 3-2 모형보다는 적합하지만, 3-1 모형보다는 적합하지 않은 결과를 보였다. 또한 정방향 위계 모형의 경우 위계효과를 파편화효과의 절반 크기로 설정한 경우와 동등한 크기로 가정한 경우 모두 확산효과와 파편화효과를 가정한 모형에 비해 높은 적합도를 보였다. 역방향 위계 모형의 경우에는 위계효과를 파편화효과의 절반 크기로 가정한 경우와 동등한 크기로 가정한 경우 모두 정방향 위계 모형에 비해 낮은 적합도를 보였다. 이는 더 높은 위계의 경계가 더 많은 위계효과를 발생시킨다는 본 연구의 가정을 지지하는 동시에, 위계효과의 크기가 파편화효과의 절반 이상일 수 있음을 시사한다.

[표 부록-6] 위계효과 강건성 검토 결과

변수	시나리오 3-1 모형 (위계효과 검증-정방향 효과)	시나리오 3-2 모형 (위계효과 검증-역방향 효과)	시나리오 3-3 모형 (위계효과 검증-약한 정방향 효과)	시나리오 3-4 모형 (위계효과 검증-약한 역방향 효과)
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.3416*** (6.86)	4.1052*** (6.51)	4.3967*** (6.92)	4.2998*** (6.77)
고용중심도	0.4745*** (13.97)	0.4857*** (14.30)	0.4790*** (14.08)	0.4828*** (14.17)
산업구조	0.2797*** (3.32)	0.2479*** (2.91)	0.2805*** (3.32)	0.2638*** (3.12)
기업특성	-0.0164 (-0.64)	-0.0171 (-0.66)	-0.0156 (-0.61)	-0.0141 (-0.55)
인적자본	0.3015 (1.81)	0.3384 (1.98)	0.3375 (2.00)	0.3464 (2.04)
재정지출	0.1665*** (7.37)	0.1717*** (7.45)	0.1657*** (7.30)	0.1693*** (7.40)
재정수입	0.1319*** (8.64)	0.1328*** (8.66)	0.1315*** (8.6)	0.1322*** (8.63)
지대특성	-0.6063*** (-15.99)	-0.6036*** (-15.90)	-0.605*** (-15.92)	-0.6034*** (-15.87)
W*인구밀도	-1.2305 (-1.53)	-0.7115 (-0.92)	-1.2682 (-1.54)	-1.0278 (-1.26)
W*고용중심도	-0.2257*** (-4.00)	-0.2762*** (-4.88)	-0.2507*** (-4.32)	-0.2750*** (-4.70)
W*산업구조	-0.0246 (-0.19)	0.1177 (0.73)	-0.0508 (-0.38)	0.0229 (0.15)
W*기업특성	0.1868*** (4.27)	0.1915*** (4.33)	0.1963*** (4.36)	0.2011*** (4.43)
W*인적자본	-0.1588 (-0.69)	-0.1375 (-0.57)	-0.2284 (-0.94)	-0.2206 (-0.89)
W*재정지출	-0.1238*** (-3.47)	-0.1269*** (-3.56)	-0.1209*** (-3.27)	-0.1283*** (-3.44)
W*재정수입	-0.0022 (-0.09)	0.0071 (0.29)	-0.0028 (-0.11)	0.0004 (0.02)
W*지대특성	0.2354** (3.19)	0.1764** (2.72)	0.2293** (3.08)	0.2033** (2.87)
rho	0.2387*** (9.35)	0.2040*** (7.95)	0.2422*** (9.08)	0.2277*** (8.49)
	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,939.77 AIC=-5,845.54 BIC=-5,749.10	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,930.73 AIC=-5,827.46 BIC=-5,731.01	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,937.09 AIC=-5,840.18 BIC=-5,743.74	n=215 t=10 N=2,150 Log-likelihood= 2,932.81 AIC=-5,831.62 BIC=-5,735.18

* p 〈 0.05, ** p 〈 0.01, *** p 〈 0.001

[표 부록-7] 전체 위계효과 시나리오 사후확률 비교

		로그-마지널	사후확률
위계효과 모형	시나리오 3-1 모형 (정방향 위계효과)	1,831.81	0.903
	시나리오 3-2 모형 (역방향 위계효과)	1,825.74	0.002
	시나리오 3-3 모형 (약한 정방향 위계효과)	1,829.49	0.088
	시나리오 3-4 모형 (약한 역방향 위계효과)	1,826.64	0.005

시나리오 3-3 및 3-4 모형의 직접효과, 간접효과, 총효과 또한 시나리오 3-1 모형과 동일한 관계를 가지는 것을 확인할 수 있다. 즉, 공간가중치행렬의 조정에도 불구하고 위계효과를 반영한 모형의 강건성이 유지되고 있는 것으로 판단할 수 있다. 시나리오 3-4 모형의 효과들은 가장 부적합하게 도출된 가정을 담고 있었던 3-2 모형보다는 3-1 모형과 유사한 결과를 보였다.

[표 부록-8] 시나리오 3-3 모형 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 3-3 모형 직접효과	시나리오 3-3 모형 간접효과	시나리오 3-3 모형 총효과
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.4464*** (7.31)	-0.1119 (-0.11)	4.3345*** (3.94)
고용중심도	0.4683*** (14.26)	-0.1726* (-2.18)	0.2957*** (3.39)
산업구조	-0.0004 (-0.02)	0.2391*** (3.77)	0.2386** (3.22)
기업특성	0.2775** (3.19)	0.0346 (0.21)	0.3121 (1.60)
인적자본	0.3429* (2.18)	-0.2078 (-0.76)	0.1352 (0.48)
재정지출	0.1613*** (7.19)	-0.1019* (-2.54)	0.0594 (1.32)
재정수입	0.1342*** (9.85)	0.0359 (1.14)	0.1700*** (4.87)
지대특성	-0.5998*** (-16.21)	0.0954 (1.11)	-0.5045*** (-5.07)

* p 〈 0.05, ** p 〈 0.01, *** p 〈 0.001

[표 부록-9] 시나리오 3-4 모형 직접효과, 간접효과, 총효과

변수	시나리오 3-4 모형 직접효과	시나리오 3-4 모형 간접효과	시나리오 3-4 모형 총효과
	계수 (z값)	계수 (z값)	계수 (z값)
인구밀도	4.3595*** (7.16)	0.0793 (0.08)	4.4388*** (4.12)
고용중심도	0.4707*** (14.34)	-0.2071** (-2.63)	0.2636** (3.05)
산업구조	0.0006 (0.02)	0.2416*** (3.85)	0.2423*** (3.31)
기업특성	0.2649** (3.05)	0.1172 (0.64)	0.3821 (1.87)
인적자본	0.3531* (2.23)	-0.1993 (-0.74)	0.1537 (0.55)
재정지출	0.1647*** (7.30)	-0.1112** (-2.80)	0.0535 (1.22)
재정수입	0.1348*** (9.90)	0.0371 (1.20)	0.1720*** (5.00)
지대특성	-0.5996*** (-16.22)	0.0735 (0.91)	-0.5261*** (-5.59)

* p 〈 0.05, ** p 〈 0.01, *** p 〈 0.001

3. 분석대상기간 경계효과의 일관성 검토 결과

앞서 검증한 경계효과의 메커니즘이 분석대상기간 중 분석대상지역에 일관되게 작용하는지를 살펴보기 위해 패널데이터를 분석대상기간 전반기의 5년(2010년~2014년)와 후반기의 5년(2015년~2019년)으로 분할하여(n=215, t=5, N=1,075) 각각 분석하였다. 분석은 각 경계효과 메커니즘 반영 모형 분석을 거쳐 가장 적합한 것으로 판단한 확산효과 모형(시나리오 1), 파편화효과 모형(시나리오 2-1), 위계효과모형(시나리오 3-1)을 대상으로 하였다. 분석 결과, 확산효과, 파편화효과, 위계효과로 구성된 메커니즘이 전반기와 후반기 모두에서 본 연구의 가정을 충족하며 유효한 것을 확인할 수 있었다. 경계효과의 메커니즘을 순차적으로 추가할 경우 AIC와 BIC가 점차 개선되는 것을 확인하였으며, 베이지안 사후확률 또한 경계효과의 메커니즘을 순차적으로 더 많이 포함한 모형에서 높게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 결과변수와 예측변수의 관계를 나타내는 각 모형의 직접효과, 간접효과, 총효

과 또한 분석대상기간 전체를 대상으로 한 분석과 동일한 관계를 가지고 있어 분석대상기간 내에서는 변수들 간의 관계가 동일하게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 종합해볼 때, 본 연구에서 가정한 경계효과는 분석대상기간 중 일관되게 유지되는 것을 확인할 수 있었다. 다만, 경계효과의 메커니즘이 특별히 변화하는 양상은 발견하기 어려웠으므로 경계효과의 동적인 변화를 본 연구의 모형 및 데이터를 이용하여 포착하는데는 한계가 있었다.

[표 부록-10] 분석대상기간별 모형 적합도 검토 결과

	전반기(2010-2014)			후반기(2015-2019)		
	AIC	BIC	ρ	AIC	BIC	ρ
시나리오 0 모형 (기본 모형)	-3,537	-3,440	-	-4,074	-3,978	-
시나리오 1 모형 (확산효과 모형)	-3,589	-3,493	0.2141	-4,133	-4,036	0.2301
시나리오 2-1 모형 (파편화효과 모형)	-3,594	-3,498	0.2300	-4,135	-4,039	0.2718
시나리오 3-1 모형 (정방향 위계효과 모형)	-3,597	-3,501	0.2637	-4,138	-4,042	0.3004

[표 부록-11] 분석대상기간별 모형 사후확률 비교

	전반기(2010-2014)		후반기(2015-2019)	
	로그-마지널	사후확률	로그-마지널	사후확률
시나리오 0 모형 (기본 모형)	805.65	0.001	998.32	0.000
시나리오 1 모형 (확산효과 모형)	809.12	0.049	1,001.88	0.028
시나리오 2-1 모형 (파편화효과 모형)	810.55	0.206	1,003.85	0.203
시나리오 3-1 모형 (정방향 위계효과 모형)	811.83	0.742	1,005.18	0.767

Abstract

The effect of administrative boundaries on urban and regional development: Estimating discontinuous influences on continuous regional phenomena

Jindo Jeong

Department of Environmental Planning

Graduate School of Environmental Studies

Seoul National University

Administrative boundaries are conceptual boundaries for the efficient management and development of regions. Still, as a phenomenon with actual power, it has been pointed out that they can have the effect of causing a disconnection between regions (i.e., the boundary effect). The impact of this disconnection can cause regional imbalances by perpetuating disparities in regional development levels. In a situation

where boundary adjustments such as broad economic zones and smart shrinkage are emerging as agendas for solving urban and regional problems according to changes in population and social structure, it is judged that it will become increasingly important to understand the effect of boundaries on regional development accurately. This study aims to theoretically and empirically verify under what mechanisms the discontinuous effect due to administrative boundaries occurs. To this end, the boundary effect mechanisms, including spillover, fragmentation, and hierarchy, were assumed. This study constructed six basic scenarios containing the action of these mechanisms and four additional scenarios to analyze the robustness of the model. Each scenario was verified using the spatial Durbin panel model for ten years of national metropolitan, county, and district data. As a result of the verification, it was confirmed that the boundary effect occurred throughout the entire period to be analyzed. This study confirmed the possibility that the spillover effect, fragmentation effect, and hierarchy effect assumed in this study worked. It suggests that administrative boundaries can cause a disconnection in regional development, which is expected to occur continuously in the theory of cities and regions. It is necessary to review alternatives for boundary adjustment to overcome this.

Keywords : administrative boundary, boundary effect, regional phenomena, regional development, spillover effect, fragmentation effect, hierarchy effect

Student Number : 2019-38523

감사의 글

먼 길을 돌아 이제 겨우 학문의 초입에 서있습니다. 부끄러운 기록이지만, 한 편의 학위 논문을 내놓을 수 있게 되었습니다. 여전히 아무 것도 모른다는 사실을 비로소 알게 될 때까지 오랜 시간이 지났습니다. 때로는 두렵고, 때로는 막막하고, 때로는 부끄럽지만 초심으로 늘 배우고 또 배워나가겠습니다.

먼저 어렵게 쌓아 올린 모든 경험과 지식을 아낌없이 공유해주신 지도교수 김태형 교수님께 감사드립니다. 더딘 진척에도 인내심을 가지고 지켜봐 주시고 항상 제자들을 위해 헌신하시는 점 진심으로 감사드립니다. 가르침을 잊지 않고 교수님을 닮은 진정한 학자가 될 수 있도록 항상 매진하겠습니다.

IPL 구성원들께도 감사드립니다. 연구실 선후배 동료들의 아낌없는 가르침과 지적과 격려에 지난한 박사과정을 무사히 마칠 수 있었다고 생각합니다. 언제든 어디서든 계신 곳에서 많은 성과를 이루시길 기대합니다.

부족한 논문을 따끔하게 지적해주시고, 때로는 격려해주시고, 논문의 진척과 향상을 위한 귀중한 아이디어를 아낌없이 제공해주신 논문 심사위원 교수님들께 감사드립니다. 김갑성 교수님, 김홍석 교수님, 윤희연 교수님, 김부열 교수님의 지적과 조언이 부족한 논문을 완성하는데 큰 도움이 되었습니다.

항상 부족한 제 편이 되어주시는 아버지, 어머니, 동생 진비 내외와 이모님, 지영이에게도 늘 감사드립니다. 가족이자 친구이자 반려자로서, 언제나 부족한 가장을 지지해주고 지원해준 지혜와 미립이에게 감사드립니다. 표현이 서툴러서 마음을 많이 전하지도 못했습니다. 늘 미안하고 고마운 마음입니다.

이 곳에 채 남기지 못한 모든 분들께도 감사 인사를 드립니다. 모두의 안녕과 행복을 바랍니다. 보답하는 자세로 늘 노력하고 또 노력하겠습니다.