

연구 결과보고서

| | | | |
|------|-----------------------|---|---------|
| 성명 | 이휘정 | 구분 | 특정주제연구자 |
| 연구제목 | 한글 | 공간패널모형을 활용한 도시환경이 출산율에 미치는 영향 연구 노후주택 비중을 중심으로 | |
| | 영문 | The Impact of Residential Environments on Fertility Rates: A Spatial Panel Analysis Focusing on Aging Housing | |
| 연구기간 | 2025.3.1 ~ 2025.12.31 | | |
| 색인어 | 한글 | 출산율, 정주환경품질, 도시인구 지속가능성, 공간 더빈 모델(SDM), 공간적 격차 | |
| | 영문 | Fertility, Quality of Residential Environment, Urban Population Sustainability Spatial Drubin Model, Spatial disparity | |

○ 결과보고서 요약

이 연구는 초저출산이라는 국가적 위기상황 속에서 도시의 물리적 환경이 인구 재생산에 미치는 영향을 조명하였다. 한국사회의 인구학적 지속가능성을 위협하는 저출산 문제는 단순히 경제적 지원만으로 해결될 수 없으며, 사람들이 살고 싶어하는 삶의터전으로서 정주환경 마련이 뒷받침되어야 한다. 지금까지 초저출산의 원인에 대한 사회경제적 논의는 풍부하지만, 정주환경이라는 공간적 맥락에 관한 연구는 미비하다.

연구방법은 초저출산 위기에 직면한 한국을 대상으로 2013년부터 2022년까지 전국 229개 전체 행정구역의 지역단위 패널 데이터를 구축하여 정주환경과 출산율의 관계를 탐구하였다. 패널모형과 공간 패널 모형을 적용하여 도시의 물리적 여건중에서 특히 노후주택이 해당지역과 인접지역의 출산에 미치는 직간접적인 공간누출 효과를 분석하였다.

분석 결과 첫째, 지역에서 노후주택의 증가는 해당 지역의 출생률에 유의한 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 지역 간에도 뚜렷한 자기상관성과 군집성이 나타났다. 특히 인접지역의 노후주택이 해당 지역의 출산 여건에 부정적인 파급 효과를 미치는 것으로 밝혀졌다. 둘째, 쾌적한 도시환경의 핵심인 공원이라는 녹지 인프라는 해당지역 및 인접지역의 출산율 제고에 결정적인 공간적 토대로 작용한 것으로 나타났다.

이러한 결과를 통해 정주환경 노후화가 한국에서 가지는 의미를 되돌아보아야 한다. 노후주택이 많은 지역은 단순히 오래된 주거지를 보여주는 것이 아니다. 한국은 지난 30여 년간 급속한 경제성장을 이루었고, 구도심의 주택품질과 주택인프라는 대개 중진국 시절의 기준에 맞춰 공급되었다. 반면, 이미 선진국 단계의 생활양식을 영위하는 오늘날의 젊은 가구들은 높은 삶의 질과 쾌적한 양육환경을 요구하고 있다. 이러한 급격한 시대적 변화가 공간적 미스매치를 야기하였다는 걸 알 수 있다. 따라서 오늘날 도시에서는 단순히 주택공급과 같은 양적인 보수를 넘어, 생활인프라가 조화된 양질의 가족친화적 공간으로 재구성되어야 한다.

※ 첨부: 1. 최종 연구결과물(10권)

이와 같이 연구결과보고서를 제출합니다.

2026년 1월 21일

제출자 : 이 휘 정 **이휘정**

(재)숲과나눔 이사장

제 출 문

재단법인 숲과나눔 이사장 귀하

본 보고서를 “공간패널모형을 활용한 도시환경이 출산율에 미치는 영향 연구”의 최종 연구 결과보고서로 제출합니다.

2026년 1월 21일

이휘정 (특정주제 연구 장학생)

※ 본 보고서의 내용은 연구자의 의견이며, (재)숲과나눔의 공식적인 견해와는 다를 수 있습니다.

결과보고서 초록

| 이름 | 이휘정 | 구분 | 특정주제 연구 장학생 |
|------|-------------------------|--|-------------|
| 연구제목 | 한글 | 공간패널모형을 활용한 도시환경이 출산율에 미치는 영향 연구 | |
| | 영문 | The Impact of Residential Environments on Fertility Rates: A Spatial Panel Analysis Focusing on Aging Housing | |
| 연구기간 | 2025.3.1. ~ 2025.12.31. | | |
| 색인어 | 한글 | 출산율, 정주환경품질, 도시인구 지속가능성, 공간 더빈 모델(SDM), 공간적 격차 | |
| | 영문 | Fertility, Quality of Residential Environment, Urban Population Sustainability Spatial Drubin Model, Spatial disparity | |

이 연구는 초저출산이라는 국가적 위기상황 속에서 도시의 물리적 환경이 인구 재생산에 미치는 영향을 조명하였다. 한국사회의 인구학적 지속가능성을 위협하는 저출산 문제는 단순히 경제적 지원만으로 해결될 수 없으며, 사람들이 살고 싶어하는 삶의터전으로서 정주환경 마련이 뒷받침되어야 한다. 지금까지 초저출산의 원인에 대한 사회경제적 논의는 풍부하지만, 정주환경이라는 공간적 맥락에 관한 연구는 미비하다.

연구방법은 초저출산 위기에 직면한 한국을 대상으로 2013년부터 2022년까지 전국 229개 전체 행정구역의 지역단위 패널 데이터를 구축하여 정주환경과 출산율의 관계를 탐구하였다. 패널모형과 공간 패널 모형을 적용하여 도시의 물리적 여건중에서 특히 노후주택이 해당지역과 인접지역의 출산에 미치는 직간접적인 공간누출 효과를 분석하였다.

분석 결과 첫째, 지역에서 노후주택의 증가는 해당 지역의 출생률에 유의한 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 지역 간에도 뚜렷한 자기상관성과 군집성이 나타났다. 특히 인접지역의 노후주택화 역시 해당 지역의 출산 여건에 부정적인 파급 효과를 미치는 것으로 밝혀졌다. 둘째, 쾌적한 도시환경의 핵심인 공원이란 녹지 인프라는 해당지역 및 인접지역의 출산율 제고에 결정적인 공간적 토대로 작용한 것으로 나타났다.

이러한 결과를 통해 정주환경 노후화가 한국에서 가지는 의미를 되돌아보아야 한다. 노후주택이 많은 지역은 단순히 오래된 주거지를 보여주는 것이 아니다. 한국은 지난 30여 년간 급속한 경제성장을 이루었고, 구도심의 주택품질과 주택인프라는 대개 중진국 시절의 기준에 맞춰 공급되었다. 반면, 이미 선진국 단계의 생활양식을 영위하는 오늘날의 젊은 가구들은 높은 삶의 질과 쾌적한 양육환경을 요구하고 있다. 이러한 급격한 시대적 변화가 공간적 미스매치를 야기하였다는 걸 알 수 있다. 따라서 오늘날 도시에서는 단순히 주택공급과 같은 양적인 보수를 넘어, 생활인프라가 조화된 양질의 가족친화적 공간으로 재구성되어야 한다.

Abstract

This study aims to illuminate the impact of the quality of residential environment on fertility and urban population sustainability amidst the national crisis of ultra-low birth rates. The issue of low fertility, which threatens the demographic sustainability of South Korean society, cannot be resolved solely through economic support; it must be underpinned by a robust settlement environment as a foundation for life that people truly desire to live in. While socio-economic discussions regarding the causes of ultra-low fertility are abundant, research concerning the spatial context and the quality of urban environments remains insufficient.

To explore the relationship between the residential environment and birth rates, this study established a regional panel dataset covering all 229 administrative districts in South Korea from 2013 to 2022. By applying the Spatial Durbin Model, the study analyzed the direct and indirect spatial spillover effects of physical urban conditions—specifically the share of aging housing—on fertility in both target and adjacent regions.

The analysis results revealed, first, that an increase in aging housing within a region significantly negatively impacts the local birth rate, leading to a pronounced spatial disparity and distinct spatial clustering across regions. Notably, the residential aging of adjacent regions was also found to exert negative spillover effects on a district's own fertility environment. Second, green infrastructure such as parks was identified as a decisive spatial foundation for enhancing birth rates in both local and neighboring areas.

These results prompt a reevaluation of what the aging of settlement environments signifies in South Korea. High concentrations of aging housing reflect a spatial disparity rooted in South Korea's rapid economic growth; the housing quality and infrastructure in older urban centers were largely supplied according to the standards of the nation's middle-income era. In contrast, today's young households demand a high quality of residential environment and pleasant childcare settings. It is evident that these rapid epochal shifts have caused a "spatial mismatch" between outdated physical environments and modern living requirements. Therefore, modern cities must move beyond quantitative housing supply toward qualitative restructuring into high-quality, family-friendly spaces to ensure urban population sustainability.

요약문

I. 공간패널모형을 활용한 도시환경이 출산율에 미치는 영향 연구

II. 연구의 배경 및 목적

20세기 이후 동아시아 발전주의 국가는 압축적인 산업화와 급속한 도시화를 경험하며 초저출산이라는 공통의 위기에 직면했다. 오늘날 도시에서 출산율의 급격한 감소는 국제 사회에서 도시 인구 지속가능성을 위협하는 핵심 의제로 부상하였다(UN, 2023; OECD, 2024). 도시의 인구학적 지속가능성은 도시의 단기적인 활력 뿐만 아니라 장기적 존립을 결정하는 근본적 문제이기 때문이다. 특히 한국은 2024년 합계출산율이 0.74명으로 세계 최저 수준을 기록하며, 국가 존폐를 위협당할 만큼 전례 없는 위기를 맞이하였다. 동시에 한국을 포함한 동아시아 발전주의 국가들의 도시화율이 90%에 육박하게 되었다. 인류역사적 관점에서는 도시화와 출산율 간의 음의 상관관계가 명백해 보이지만(Bongaarts, 2002; Kuznets 1974), 이미 '전지구적 도시화'로 인류문명이 접어든 21세기에는 도시의 출산여건에 대한 심도깊은 이해가 요구된다.

도시 인구 재생산을 이해하기 위해서는 정주환경이라는 공간적 맥락에 대한 이해가 중요하다(Dribe et al., 2017; Pezzulo et al., 2021). 그러나 지금까지 출산율 연구는 주로 소득, 직업 교육수준과 같은 사회-경제적 조건이나 여성의 나이, 청년인구 비중과 같은 인구학적 조건에 집중해왔다(Autor et al., 2019; Bongaarts, 2001; Easterlin, 1968). 공간 연구분야에서는 그간 주택 가격이 개인의 생애주기 선택과 가족형성 결정에 직결되는 요소로 간주되었다. 다수의 연구에서 주택가격 상승이 출산 결정에 부정적인 영향을 미친다는 점을 실증적으로 제시하였다 (Florida et al., 2021). 주택가격 상승은 출산 결정에 부담으로 작용할 수 있으며, 주택 구입 시점이 지연될수록 출산 결정 역시 미뤄지는 경향이 나타난다(Vignoli et al., 2007). 실제로 고소득 국가 전반에서 주거비용 증가- 출산율 감소라는 부정적 상관관계가 반복적으로 관찰되었다. 이처럼 일부 공간적 맥락을 반영한 연구마저 주택 가격과 같은 정량적 조건에만 초점을 맞추었을 뿐 집을 둘러싼 주변의 context와 출산율 간의 관련성에 대한 탐색은 부족했다. 이러한 프레임은 공간이 인간의 생애 결정에 미치는 영향을 간과했다는 근본적인 한계가 있었다.

covid-19 팬데믹을 거치며 이러한 연구 공백을 메우는 게 더욱 중요해졌다. 재택근무가 확산되면 도시 거주민이 도시를 빠져나갈 것이라는 오랜 통념과 달리, 실제로는 공원, 상업시설 및 교육시설, 병원 등 도보 거리 내 도시 어메니티가 집중된 정주환경에 대한 선호도가 더욱 높아졌다. 동시에 다수의 연구에서 공원이나 교육시설과 같이 도시 어메니티를 충분히 확보한 정주환경을 갖추었을 때에만 젊은 인구가 유입되는 현상이 확인되었다. 특히 발전주의 국가의 맥락에서는 정부 주도로 신도시를 공급하고 정주환경의 품질을 개선하는 것이 출산 의사에 긍정적 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 하지만 정주환경 품질이 도시의 출산율과 어떤 체계적인 연관성을 갖는지에 대한 연구는 거의 진행되지 않았다. 이 연구는 바로 이 지점에서 출발한다. 즉 기존 연구에서 상대적으로 간과해왔던 정주환경적 여건을 전통적인 사회경제적 여건과 통합적으로 검토함으로써 도시의 출산력과 인구학적 지속가능성에 관한 학술적 논의를 확장하는데 기여하고자 한다.

III. 연구 내용과 범위

본 연구는 2013년부터 2022년까지의 종단형 도시자료를 이용하여 공간 패널회귀 분석을 실시하였으며, 지

역 간 고유 특성과 시간적 변동 요인을 동시에 통제하였다.

패널회귀분석은 시간에 따라 반복 관측된 단위(예: 지역, 개인)에 대한 데이터를 활용하여, 횡단면 자료와 시계열 자료의 특성을 동시에 반영하는 분석 기법이다. 이 분석 모형은 개별 단위 간의 고정된 특성이나 시간에 따른 변화 요인을 통제할 수 있기 때문에, 인과관계 추정에서 더 높은 통계적 정밀도를 확보할 수 있다. 이 연구는 패널 회귀분석을 통해 일차적으로 변수 간 관계성과 통계적 유의성을 검증하고, 변수를 선정하여 이차적으로 공간패널회귀모형을 적용하였다.

이후 공간패널모형(Spatial Panel model)을 적용하여 출산율에 대한 거주지역 및 주변지역의 직간접적인 도시환경의 영향을 분석하고자 하였다. 공간모형(Spatial Models)은 공간가중행렬(Spatial Weight Matrix, **W**)을 사용하여 공간의존성을 통제한다. 공간계량모형은 공간적 자기상관의 유형에 따라 적절한 모형을 선택하여야 한다. 공간계량모형의 종류는 공간종속성을 통제하는 방식에 따라 공간시차모형(Spatial Lag Model, SLM), 공간오차모형(Spatial Error Model, SEM), 공간더빈모형(Spatial Durbin Model, SDM) 등의 모형이 존재한다(Belotti et al. 2017). 그 중 SDM(Spatial Durbin Model)은 종속변수뿐만 아니라 독립변수 역시 공간적으로 상호작용할 수 있다는 가정을 포함하는 모형이다. 즉, SDM은 특정 지역의 독립변수뿐 아니라 인접 지역의 독립변수 또한 해당 지역의 종속변수에 영향을 미칠 수 있음을 반영한다. 따라서 SDM에서는 추정 계수가 해당 지역 내 효과인 직접효과(direct effect)와 이웃 지역을 통한 간접효과(indirect effect)로 나누어 해석된다. 이 연구에서는 도시환경이 출산율에 미치는 직접적인 효과(direct effect)를 확인하고, 인근 지역 도시환경 영향(indirect effect)이 출산율에 미치는 영향을 모두 고려하기 위하여 공간더빈모형(SDM)을 사용하였다.

IV. 연구 결과

2013년부터 2022년까지 한국의 229개 전체 행정구역을 대상으로 공간패널회귀분석(SDM)을 실시하였다. 연구 결과 정주환경 여건은 사회경제, 인구통계적 여건을 함께 고려하더라도 지역의 출생률에 유의한 영향을 미친다는 것을 알 수 있었다. 이에 이 연구는 정주환경의 품질과 사회경제적 여건에 따라 연구 결과를 다음과 같이 해석하였다.

첫째, 인접 지역의 조출생률이 높을수록 해당 지역의 조출생률 또한 높아지는 공간적 군집 효과가 일관되게 확인되었다. 이러한 결과는 출산율이 개별 지역의 내부 조건에 의해 독립적으로 결정되는 것이 아니라, 주변 지역의 출산 여건과 상호 연동된 공간적 맥락 속에서 형성된다는 점을 보여준다.

둘째, 노후주택 비중이 높은 지역일수록 조출생률이 낮아지는 경향이 나타났다. 이는 주택 노후화가 단순한 물리적 현상을 넘어, 출산을 계획하고 실현하는 데 있어 구조적인 제약 요인으로 작용하고 있음을 시사한다. 특히 주택 노후화의 영향은 해당 지역에 국한되지 않고 인접 지역의 출산 여건에도 부정적인 파급 효과를 미치는 것으로 확인되어, 주거환경의 질이 공간적으로 전이되는 특성을 갖고 있음을 보여준다.

셋째, 공원과 같은 녹지 인프라는 조출생률을 높이는 핵심적인 정주환경 요소로 작용하였다. 쾌적한 생활환경과 녹지 접근성이 확보된 지역일수록 출산 친화적 조건이 강화되는 경향이 나타났으며, 이러한 긍정적 효과는 인접 지역에도 확산되는 양상을 보였다. 이는 출산율 제고를 위해 물리적 주거 환경의 질적 개선이 중요함을 의미한다.

넷째, 학교와 상업시설이 고밀도로 집중된 기존 시가지 환경은 조출생률과 부정적인 관계를 보였다. 이는 교육시설이나 상업시설의 존재 자체보다는, 고밀·혼잡한 도시 구조가 실제 출산과 육아에 적합하지 않을 가능성을 시사한다. 다시 말해, 생활 편의시설의 집적이 자동적으로 출산 친화적 환경으로 이어지지 않으며, 정주환

경의 종합적인 질이 보다 중요함을 보여준다.

마지막으로, 기존 연구에서 출산율과 밀접한 관계가 있다고 밝혀진 초산시기나 초혼건수는 도시의 물리적 여건을 통제했을 때에도 통계적으로 유의한 관계가 있는 것으로 밝혀졌다. 또한 분석의 방향성 또한 기존 연구와 일관되게 초혼건수는 출생률과 양의 상관관계를, 여성의 초산시기는 출생률과 음의 상관관계를 보였다. 이처럼지역의 인구통계적, 사회경제적 요인을 함께 고려해도 도시의 정주환경 여건과 출생률의 관계가 일관되게 나타난다는 것은 정주환경 여건의 중요성을 방증한다.

이러한 결과를 통해 정주환경 노후화가 한국에서 가지는 의미를 되돌아보아야 한다. 노후주택이 많은 지역은 단순히 오래된 주거지를 보여주는 것이 아니다. 한국은 지난 30여 년간 급속한 경제성장을 이루었고, 구도심의 주택품질과 주택인프라는 대개 중진국 시절의 기준에 맞춰 공급되었다. 반면, 이미 선진국 단계의 생활양식을 영위하는 오늘날의 젊은 가구들은 높은 삶의 질과 쾌적한 양육환경을 요구하고 있다. 이러한 급격한 시대적 변화가 공간적 미스매치를 야기하였다는 걸 알 수 있다. 따라서 오늘날 도시에서는 단순히 주택공급과 같은 양적인 보수를 넘어, 생활인프라가 조화된 양질의 가족친화적 공간으로 재구성되어야 한다.

V. 연구 결과의 함의

본 연구는 한국의 도시 정주환경이 출산율에 미치는 공간적 영향을 규명하고, 특정 지역의 환경적 특성이 인접 지역에 미치는 공간적 파급 효과를 분석하고자 하였다. 이를 위해 전국 단위의 패널 데이터를 구축하고, 공간적 상호작용을 명확히 포착할 수 있는 공간터빈모델(SDM)을 활용하여 분석을 수행하였다.

공간 패널 모형의 추정 결과에서 도출된 첫 번째 주요 발견은 도시의 물리적 노후화가 해당 지역의 출산율에 직접적으로 부정적인 영향을 미친다는 점이다. 노후주택 비중(old_h)의 직접 효과 계수는 -0.043으로 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 주거 환경의 퇴락이 가구의 출산 결정을 저해하는 실질적인 제약 요인임을 의미한다. 반면, 공원 수(lnparkn)는 0.372의 유의한 양(+)의 직접 효과를 보여, 쾌적한 녹지 환경의 조성이 출산율 제고에 긍정적인 기제로 작용함을 실증하였다. 이러한 결과는 단순히 소득이나 고용 같은 사회경제적 요인뿐만 아니라, 도시의 물리적 정주 여건 자체가 출산율을 결정짓는 독립적이고 핵심적인 변수임을 방증한다.

둘째, 본 연구는 특정 지역의 정주환경이 인접 지역의 출산율에도 유의한 파급 효과를 미친다는 사실을 밝혀냈다. 분석 결과, 노후주택 비중(old_h)의 간접 효과 계수는 -0.122로 매우 높게 나타났으며, 이는 인접 지역의 주거 노후화가 해당 지역의 출산율까지 하락시키는 강력한 부정적 공간 파급 효과를 발생시키고 있음을 시사한다. 또한 상업시설(lnshop) 역시 해당 지역(-0.605)과 인접 지역(-0.198) 모두에서 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 고밀도로 개발된 기존 시가지나 상업적 기능이 강한 환경이 행정 구역 경계를 넘어 광역적으로 출산 여건을 악화시킬 수 있음을 보여준다.

앞서 언급한 결과들을 통해 몇 가지 시사점을 도출할 수 있다. 이론적 관점에서 볼 때, 저출산 문제는 개인의 선택이나 경제적 지원만으로 해결될 수 없으며, 주거지의 물리적 질과 공간적 맥락에 의해 구성된다는 점에 주목해야 한다. 따라서 출산율의 공간적 영향을 분석할 때는 지역 간 파급 효과를 포함하는 공간 계량 모델의 적용이 필수적이다.

정책적 관점에서 볼 때, 첫째, 출산율 제고를 위한 정주환경 개선은 단일 행정구역 단위의 정책을 넘어 광역권 차원의 조율된 도시공간 전략 하에 이루어져야 한다. 주거 노후화의 부정적 전이 효과와 녹지 공간의 긍정적 전이 효과가 실증된 만큼, 인접 지자체 간의 협력을 통한 통합적인 주거 재생 및 기반 시설 공급 전략이 필요하다. 둘째, 구도심 재생 시 단순한 물리적 정비를 넘어 '가족 친화적 공간'으로의 재구조화가 시급하다. 대형상업시설 위주의 고밀 개발보다는 공원과 보육 시설 등 생활 인프라가 조화된 환경을 조성함으로써 주거 쾌적성을 확보해야 한다.

목차 Contents

| | |
|---------------------------|----|
| 제1장. 서론 | 3 |
| 1. 연구배경 | 3 |
| 2. 연구 목적 및 필요성 | 6 |
| 3. 기대효과 | 9 |
| | |
| 제2장. 이론과 쟁점 고찰 | 11 |
| 1. 도시의 출산력 측정 지표 | 11 |
| 2. 선행연구 검토 | 13 |
| 1) 도시단위 출산율 분석의 중요성 | 13 |
| 2) 도시 출산율 결정요인 | 14 |
| 3) 정주환경과 출산결정 | 16 |
| 3. 선행연구 검토 종합 | 18 |
| | |
| 제3장. 연구범위 및 연구방법 | 19 |
| 1. 연구 범위 | 19 |
| 1) 시간적 범위 | 19 |
| 2) 공간적 범위 | 19 |
| 3) 분석자료 | 20 |
| 4) 분석지표 | 22 |

| | |
|-----------------------|----|
| 2. 연구 방법 | 24 |
| 1) 패널회귀분석 | 24 |
| 2) 공간계량분석 | 25 |
| 3) 최종 모형식 | 28 |
| | |
| 제4장. 분석결과 | 29 |
| 1. 기술통계 결과 | 29 |
| 1) 변수 분포 확인 | 29 |
| 2) 공간적 자기상관성 검토 | 33 |
| 3) 다중공선성 검토 | 34 |
| 2. 패널 회귀 분석 결과 | 35 |
| 3. 공간 회귀 분석 결과 | 41 |
| | |
| 제5장. 결론 | 49 |
| 1. 결론 | 49 |
| 2. 연구 의의 및 한계 | 52 |

제1장. 서론

1. 연구배경
 2. 연구목적 및 필요성
 3. 기대효과
-

1. 연구배경

20세기 이후 동아시아 발전주의 국가는 압축적인 산업화와 급속한 도시화를 경험하며 초저출산이라는 공통의 위기에 직면했다. 오늘날 도시에서 출산율의 급격한 감소는 국제 사회에서 도시 인구 지속가능성을 위협하는 핵심 의제로 부상하였다(UN, 2023; OECD, 2024). 도시의 인구학적 지속가능성은 도시의 단기적인 활력뿐만 아니라 장기적 존립을 결정하는 근본적 문제이기 때문이다. 특히 한국은 2024년 합계출산율이 0.74명으로 세계 최저 수준을 기록하며, 국가 존폐를 위협당할 만큼 전례 없는 위기를 맞이하였다. 동시에 한국을 포함한 동아시아 발전주의 국가들의 도시화율이 90%에 육박하게 되었다. 인류역사적 관점에서는 도시화율과 출산율 간의 음의 상관관계가 명백해 보이지만(Bongaarts, 2002; Kuznets 1974), 이미 '전지구적 도시화'로 인류 문명이 접어든 21세기에는 도시의 출산여건에 대한 심도깊은 이해가 요구된다.

도시 인구 재생산을 이해하기 위해서는 정주환경이라는 공간적 맥락에 대한 이해가 중요하다(Dribe et al., 2017; Pezzulo et al., 2021). 그러나 지금까지 출산율 연구는 주로 소득, 직업 교육수준과 같은 사회-경제적 조건이나 여성의 나이, 청년인구 비중과 같은 인구학적 조건에 집중해왔다(Autor et al., 2019; Bongaarts, 2001; Easterlin, 1968). 공간 연구분야에서는 그간 주택 가격이 개인의 생애주기 선택과 가족형성 결정에 직결되는 요소로 간주되었다. 다수의 연구에서 주택가격 상승이 출산 결정에 부정적인 영향을 미친다는 점을 실증적으로 제시하였다 (Florida et al., 2021). 주택가격 상승은 출산 결정에 부담으로 작용할 수 있으며, 주택 구입 시점이 지연될수록 출산 결정 역시 미뤄지는 경향이 나타난다(Vignoli et al., 2007). 실제로 고소득 국가 전반에서

주거비용 증가- 출산율 감소라는 부정적 상관관계가 반복적으로 관찰되었다. 이처럼 일부 공간적 맥락을 반영한 연구마저 주택 가격과 같은 정량적 조건에만 초점을 맞추었을 뿐 집을 둘러싼 주변의 context와 출산율 간의 관련성에 대한 탐색은 부족했다. 이러한 프레임은 공간이 인간의 생애 결정에 미치는 영향을 간과했다는 근본적인 한계가 있었다.

다시 말해, 앞선 논의는 대체로 주택가격이나 소득 대비 주택 구매력 등 정량적인 조건을 중심으로 출산율과의 상관관계를 분석해 왔지만 이러한 접근은 주거라는 삶의 공간이 지니는 복합적 의미를 충분히 포착하기 어렵다는 한계를 내포하고 있다. 특히 같은 가격이라 하더라도, 주거의 유형, 주택의 상태(condition), 집 주변 환경 등 정성적 조건이 개인의 출산 결정에 미치는 영향은 상대적으로 간과되는 경우가 많았다. 뿐 집을 둘러싼 주변의 context와 출산율 간의 관련성에 대한 탐색은 부족했다.

covid-19 팬데믹을 거치며 이러한 연구 공백을 메우는 게 더욱 중요해졌다. 재택근무가 확산되면 도시 거주민이 도시를 빠져나갈 것이라는 오랜 통념과 달리, 실제로는 공원, 상업시설 및 교육시설, 병원 등 도보 거리 내 도시 어메니티가 집중된 정주환경에 대한 선호도가 더욱 높아졌다. 동시에 다수의 연구에서 공원이나 교육시설과 같이 도시 어메니티를 충분히 확보한 정주환경을 갖추었을 때에만 젊은 인구가 유입되는 현상이 확인되었다. 특히 발전주의 국가의 맥락에서는 정부 주도로 신도시를 공급하고 정주환경의 품질을 개선하는 것이 출산 의사에 긍정적 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 하지만 정주환경 품질이 도시의 출산율과 어떤 체계적인 연관성을 갖는지에 대한 연구는 거의 진행되지 않았다. 이 연구는 바로 이 지점에서 출발한다. 즉 기존 연구에서 상대적으로 간과해왔던 정주환경적 여건을 전통적인 사회경제적 여건과 통합적으로 검토함으로써 도시의 출산력과 인구학적 지속가능성에 관한 학술적 논의를 확장하는데 기여하고자 한다.

이 연구는 앞선 문제의식을 바탕으로 정주환경이 출산에 미치는 영향에 관하여 전통적 연구를 동아시아 맥락으로 확장하고자 한다. 기존 연구 대부분은 횡단면 자료 분석에 기초하고 있으나 이 연구는 종단적 자료를 사용한다. 이 연구는 지역의 노후주택 비중이 따른 출산율의 차이를 살펴보고자 한다.

연구 가설은 첫째, 노후주택비중이 높은 도시에 거주하는 경우 출산율이 낮을 것이다. 이유는 한국의 맥락에서 건축된지 30여년 이상이 경과된 노후주택 비중이 높은 도시는 그자체로 구도시를 의미한다. 구도시의 경우 도시의 주택품질이 오늘날 새롭

게 건설된 신도시(동탄, 세종, 광교 등지)에 비해 양호하지 못하거나, 주택공급이 부족하여 출산의사를 가진 젊은 부부들이 거주하기에 접근자체가 어렵다.

둘째, 노후주택비중이 높은 지역은 인접 지역의 출산율에도 긍정적 혹은 부정적인 외부 효과를 발생시킨다. 예를들어 정주환경이 양호하다고 인식되는 신도시의 경우 주변 대규모로 신규 아파트를 공급함으로써 주변지역의 신혼부부의 주거수요를 모두 흡수할 수 있다. 이 경우 인접 지역의 출산율에는 부정적인 외부효과를 야기할 수 있다. 반대로 노후주택비중이 높은 구도시의 경우 출산의사가 있는 젊은 인구는 외부의 신도시 등으로 유출외므로 오히려 인접지역의 출산율과는 긍정적인 외부효과가 존재할 수 있다.

이 연구는 앞선 문제의식을 바탕으로 노후주택 비중을 중심으로 한 도시의 정주환경 지표가 실제로 지역 단위 출산율에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하고자 한다. 주요 목적은 도시의 노후주택비중에 따라 출산율의 차이가 나타나는지, 이러한 물리적 조건 자체가 출산에 영향을 미치는 정도는 어느 정도인지, 마지막으로 한 지역의 주택노후도가 주변 지역의 출산율에도 긍정적 혹은 부정적인 외부효과를 주는지 규명하는 것이다.

이를 통해 도시의 주택노후도라는 주거환경의 질적 격차가 출산율의 공간적 불균형으로 이어지는 구조를 규명하며 나아가 기존의 국제 출산율 연구가 관과해온 동아시아 도시의 특수성에 기초한 이론적 기여를 제안하고자 한다. 이에 동아시아 발전주의 도시의 주택노후도가 출산율에 미치는 영향에 대한 이론적 확장을 제안하고 고밀도 도시국가에서 동네효과에 대하여 적용가능한 새로운 해석을 제시하고자 한다.

□ 연구질문

RQ1. 도시의 노후주택비중은 도시 출산율과 어떤 관계를 갖는가?

RQ2. 도시의 노후주택비중과 출산율의 관계는 인접지역과의 공간적 자기상관성 (spatial dependence)을 통제하였을 때 해당 지역과 주변지역의 출산율에 통계적으로 어떠한 관계를 갖는가?

RQ3. 도시 정주환경 품질과 출산율의 관계는 어떻게 나타나는가?

2. 연구 목적 및 필요성

□ 연구 필요성

지난 수십 년 동안 전 세계 선진국의 출산율은 급격하게 감소해 왔다. 출산율 전환(Fertility Transition)은 역사상 큰 변혁 중 하나로 평가되며, 이는 산업혁명 혹은 신석기혁명과 비슷한 규모로 사회와 개인의 삶에 깊은 영향을 미쳤다(Dribe et al. 2017). 학계에서는 이러한 출산율 전환의 역학을 기술하고 설명하는 것을 주요 과제로 간주해 왔다. 특히 전 세계에서 합계출산율이 가장 낮은 한국의 경우, 1960년대 약 6.0명 대였던 출산율이 2023년 약 0.7명 대로 급락하였고, 출생아 수는 1990년대 약 70만 명에서 현재 약 20만 명대로 감소하였다. 출산율 감소는 단순한 수치적 변화가 아니라 인구감소, 저성장, 지방소멸, 도시쇠퇴와 같은 국가적 위기로 이어지고 있으며 한국 사회의 지속가능성을 심각하게 위협하고 있다.

기존 연구는 국가 수준에서 저출산의 요인을 규명하고 사회경제적 대응 방안을 제시하는 데 초점을 두었다. 한국의 합계출산율 장려 정책도 주로 경제적인 측면에서 양육수당이나 보육수당, 출산장려금 액수를 늘리는 것에 집중하였다. 지난 18년간 누적 185조 원이 넘는 예산 투입에도 불구하고 여전히 출산 여건의 체감할 만한 변화가 없다는 것을 고려하면 새로운 차원의 논의가 필요한 시점이다. 그중에서 공간은 도시민의 삶의 터전으로서 인간의 행동에 중대한 영향을 주고 있다. 실제로 계획학 분야의 다양한 연구 결과에 의하면 공간은 출산을 결정하는 데 중요 요소로 작용하는 것으로 밝혀졌다.

선행연구에 따르면 공간은 출산 및 출생(fertility and childbirth)을 결정하는 데 중대한 역할을 한다. 지역이 갖고 있는 고유한 특성이 합계출산율에 영향을 주며, 지역 개발 격차가 출산율 증감으로 이어지기도 한다((Billari., 2015; Bree, S., & Doignon, Y. 2022, Salvati, L et al., 2020). 이에 국가 간 출산율 차이보다 국가 안에서 출산율 차이가 더 클 수 있다(Campisi et al., 2020). 출산율은 일반적으로 대도시보다는 농촌지역 혹은 소도시에서 더 높게 나타났으며(De Beer & Deerenberg, 2007 ; Hank, 2001 ; Kulu, Vikat, & Andersson, 2007 ; Michielin, 2004), 대도시보다는 교외지역의 출산율이 높았다(Kulu & Boyle, 2009 ;Kulu,Boyle,&Andersson, 2009). 한편 서양에서는 도시의 인종이나 민족 혹은 종

교적인 차이로 인해 지역간 출산율 이질성이 크게 나타나기도 한다 (Puig-Barrachina, V. 2020; MM Yucesahin, EM Ozgur. 2008; Seltzer, N. 2019). 그러나 오늘날 국내의 출산 관련 연구는 이러한 도시 및 지역 영향을 충분히 담아내지 못하고 있다.

이러한 맥락에서 본 연구는 살기 좋은 도시를 조성하는 것이 저출산 문제의 해결 가능성을 모색하는 데 중요한 접근방식이 될 수 있다는 것을 밝히고자 한다. 본 연구는 구체적으로 출산율에 긍정적인 영향을 미치는 핵심적 도시환경 요인이 무엇인지 규명하고, 양질의 도시환경이 출산율 증대에 중요한 영향을 미친다는 가설을 실증적으로 검증하고자 한다. 이 연구는 지역 단위에서 도시환경이라는 공간 요소에 초점을 맞춘다. 특히, 단순히 출산율 자체에 주목하기보다, '살기 좋은 도시환경'이라는 삶의 터전이 출산율에 미치는 영향을 탐구한다는 점에서 기존 연구와 차별성을 지닌다. 이는 단순히 새로운 학문적 기여를 넘어 지금 이곳에서 살아가는 사람들이 평생 살고 싶어 하는 지속가능한 도시를 만드는 데 실질적인 대응방안을 제시할 것이다.

□ 연구 목적

이 연구는 패널 공간계량분석(SDM) 방법을 사용하여 도시의 주택노후도와 출산율의 관계를 실증적으로 규명하는 것을 목적으로 한다. 궁극적으로 구도시라는 정주환경이 출산율과 어떤 관계를 맺으며 앞으로의 도시가 지속가능한 재생산을 위해 가장 고려해야할 요인 혹은 걸림돌이 되어야할 요인 등을 함께 살펴보는 것이다.

□ 연구흐름도

연구의 구성은 아래의 연구 흐름도와 같다(Figure 1). 1장 서론에서는 문제 제기를 통해 연구배경 및 주제 선정이유를 제시하고 연구 필요성과 연구 목적, 및 연구질문을 도출한다. 2장에서는 선행연구 고찰을 통하여 본 연구가 초점을 두고자 하는 주요 연구관점을 제시하고 이 연구가 나아갈 연구원칙과 함께 연구의 독창성 및 기존 연구와의 차별성을 제시한다. 3장 연구 방법론에는 살기 좋은 도시환경을 측정하기 위한 지표를 검토하고 분석자료 및 분석방법론을 제시한다. 분석 절차는 대상지역 10개년의 시계열 자료를 완성한 후, 연구질문에 답하기 위하여 가장 최적의 연구방법론에 대

한 모형식을 제시한다. 4장에서는 연구 결론과 도시계획적 함의, 대응방안을 제안한다. 본 연구결과를 통하여 지속가능한 지역사회를 위한 저출생이라는 난제를 해결할 수 있는 국토계획적 대응방안을 도출하고자 한다.

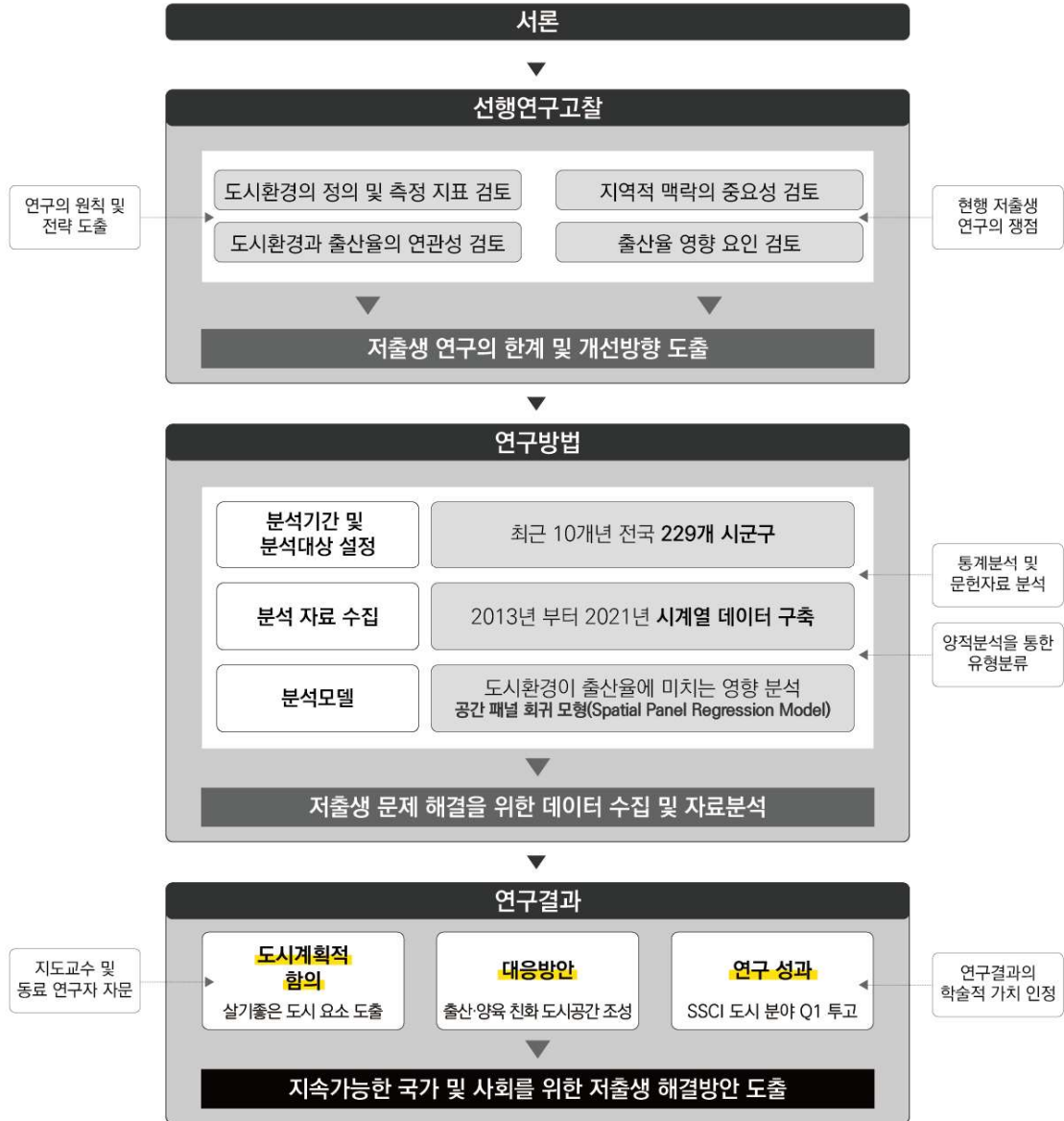


Figure 1-1. Research Flow

3. 기대효과

본 연구의 수행을 통해서 다음과 같은 학술적, 정책적 효과를 기대할 수 있다.

본 연구는 단순한 횡단면 분석이 아닌 10년에 걸친 종단면 분석을 바탕으로 도시환경이 출산율에 미치는 장기적인 영향을 파악하고자 한다. 연구의 결과 단계에서는 궁극적으로는 공간적 자기상관성과 공간가중치를 고려하여 인접 지역과의 상호작용까지 분석을 통하여, 다층적인 연구 결과를 제시하고자 한다는 점에서 기존 연구와의 차별화된 접근을 보여준다. 또한 10년 단위 도시 단위 패널 데이터를 직접 제작하였기 때문에 기존의 데이터셋에 의존하지 않는 새로운 분석 프레임워크를 제시한다는 데 의의가 있다.

기존 출산율 연구는 대부분 국가 단위에서 사회경제적 요인을 중심으로 진행되었으나, 본 연구는 지역 단위에서 도시환경이라는 공간 요소에 초점을 맞춘다. 특히, 단순히 출산율 자체에 주목하기보다, 삶의 터전이 출산율에 미치는 영향을 탐구한다는 점에서 차별성을 지닌다. 일반적인 출산율 연구는 양육수당, 출산장려금, 보육수당 등 재정적인 지원에 초점을 두고 있으며 도시환경과 같은 삶의 질에 대한 고려는 거의 이루어지지 않았다. 도시는 단순한 물리적 공간이 아니라, 인간 생활과 밀접하게 연결된 삶의 터전이다. 따라서, 본 연구는 출산율 연구와 도시환경 연구를 결합하여 다음과 같은 질문을 던진다: 오래된 도시에서 출산에 장해 요인은 무엇인가. 이는 단순히 새로운 학문적 기여를 넘어, 지금 이곳에서 살아가는 사람들이 평생 살고 싶어 하는 지속가능한 도시를 만드는 데 실질적 기여할 것이다.

마지막으로 이 연구의 결과가 결코 기존 도시를 모두 재개발하거나 대규모의 신도시 개발하는 것을 제안하는 것이 아니다. 오히려 연구자는 기존 주민들의 삶의 터전을 보존하고 다양한 계층이 함께 살아가는 사회를 지지한다. 다만 기존에 사회적 약자를 배려하지 않던 기존 도시계획의 문제점을 개선하고 모든 세대가 공존하며 살아갈 수 있는 사회를 만들기 위해서는 살기 좋은 도시를 지향하는 것이 필요하다. 이에 본 연구는 양질의 일자리와 주거환경이 조화롭게 공존할 수 있는 도시환경의 중요성을 강조한다.

제2장. 이론과 쟁점 고찰

1. 도시의 출산력 측정 지표
 2. 선행연구 검토
 3. 선행연구 검토 종합
-

1. 도시의 출산력 측정 지표

출산율이라는 개념은 20세기 중반 이후 인구학의 핵심 지표로 자리 잡았으며, 다양한 방식으로 측정되어 왔다. 가장 단순한 지표는 조출생률(Crude Birth Rate, CBR)로, 일정 시점의 인구 1,000명당 출생아 수를 산정한다. 조출생률은 전후 인구 증가기에 각국의 출산수준을 파악하는 데 활용되었다(UN, 1958):

$$CBR = \left(\frac{\text{Number of live births in a year}}{\text{Midyear population}} \right) \times 1,000 \quad (1)$$

연령별 출산율(ASFR)은 특정 연령대 여성 1,000명당 출생아 수를 측정하는 방식이다(Ní Bhrolcháin, 2001). 가장세밀한 측정 지표로서 일반적으로 15세부터 49세까지 5세 단위로 산출되며, 연령별 출산 패턴을 파악하는 데 핵심 지표로 활용된다:

$$ASFR_a = \left(\frac{\text{Number of live births to women in age group } a}{\text{Number of women in age group } a} \right) \times 1,000 \quad (2)$$

합계출산율(TFR)은 ASFR의 총합이다. 한 여성이 가임기동안 출생할 자녀의 수로 정의된다(McKinnon, 2020). TFR은 20세기 후반부터 지금까지 학계에서 가장 널리 통용되는 지표이며, 국가 단위의 출산 수준을 비교할 때 적합하다(Babara, 1981; McKinnon, 2020):

$$TFR = \sum_{a=15}^{49} ASFR_a \times 5 \quad (3)$$

전통적으로 도시의 출산수준을 TFR로 평가해왔다. TFR은 국가 단위의 출산율을

직관적으로 비교할 수 있다는 장점이 있으나, 도시 단위 출산율을 비교하기에는 적절하지 않을 수 있다. 최신 연구는 합계출산율이 도시 출산 패턴의 구조적 변화를 정확하게 반영하지 못한다고 지적한다(Alpatov et al., 2025; Benza, 2017; Lee, 2023; Vaupel, 1989). 이유는 도시의 출산 주체가 30대 이후로 이동하였기 때문이다. OECD 국가 기준으로 초산 연령은 2000년 28.6세에서 2022년 30.9세로 상승했으며, 초혼 연령은 27.4세에서 31.5세로 증가하였다(OECD, 2021; 2022; 2024). 이러한 경향은 고소득 국가에서 더욱 두드러지므로, 이는 단순히 개인의 선택이 아니라 경제성장과 사회 구조적 변화에 따른 자연스러운 결과로 이해할 수 있다.

같은 맥락에서 Vaupel(1989)은 도시화에 따라 초산 시기가 늦어지면 TFR이 출산력을 과소추정할 수 있다고 지적했으며, Benza(2017)는 도시화된 사회의 출산 패턴을 이해하기 위해, 도시 단위의 출산력 대리변수의 필요성을 주장하기도 했다. Alpatov et al.(2025)은 도시의 출산시기가 점차 늦춰지고 있는데, TFR 중심의 분석은 연령별 지역별 출산 역학 관계를 고려하지 못한다고 경고한다. 종합하자면 실제 도시의 대부분의 출산이 30대 이후에 이루어짐에도 불구하고, TFR처럼 15세부터 평균값을 구하는 방식은 도시의 출산율이 끝없이 감소한다는 함정에 갇히고 만다. 그러나 도시의 출산 주체가 30대로 이동하였다는 것을 감안하면 도시단위의 출산력이 어떻게 변화했는지에 대해 보다 정확하게 파악할 수 있다.

의학계에서도 오늘날 도시의 초산시기 변화를 고려하여 고령 산모(advanced maternal age, AMA)의 정의를 뒤로 늦추어야 한다는 논의가 이루어지고 있다. 전통적으로 AMA는 만35세를 기준으로 삼아왔으나(Morrison, 1975; YE et al., 2024), 오늘날에는 의료기술 발전과 평균수명 증가를 반영하여 만 40세를 기준으로 삼기도 한다(Cunningham & Leveno, 1995; Glick, Kadish, & Rottenstreich, 2021; Hollander & Breen, 1990; Rothstein, 2017). 최근 연구는 만45세 이상을 기준으로 제안하는 논의도 등장하고 있다(Blickstein, 2003; Paulson et al., 2020; Glasser et al., 2011).

일관되게 고도로 도시화된 상황에서는 15세부터 29세 여성의 출산이 사실상 드물다. 도시 맥락에서 초산이 집중되는 30대 이후부터 출산율을 보다 정밀하게 분석할 필요가 있다. 이 연구에서는 3049 여성의 ASFR 출산율 총합을 도시의 출산력을 평가하는 지표로 사용하고자 한다.

2. 선행연구 검토

1) 도시단위 출산율 분석의 중요성

출산율은 도시 단위마다 서로 다르게 나타난다. 도시화가 진행될수록 국가보다 미시적인 수준의 출산율 분석의 중요성이 증대되고 있다. 다수의 연구에서 지역은 출산과 출생을 결정하는 데 중대한 역할을 한다고 밝혔다(Fiori, F. et al., 2014; Salvati, L. 2021; Drive, M. et al., 2017; Florida, R. et al., 2021). Salvati et al (2020)은 2002년부터 2018년 사이 이탈리아의 도시 단위 TFR와 CBR의 시공간적 변화를 분석하였다. 그는 the importance of the geographical levels in analyzing fertility patterns and trends를 강조하였으며 출산율에 지역적, 공간적 이질성이 존재한다는 것을 밝혔다. Flückiger & Ludwig(2017)은 사하라 이남 아프리카의 인구 및 건강 조사 설문 결과를 통해 거주지에 따른 출산수준을 분석하였다. 연구 결과 지역의 산업구조 변화 및 아동교육 투자와 같은 사회경제적 변화는 도시 단위 출산율에 차이를 이끌어낼 수 있다고 밝혔다. Billari (2015)는 지리적인 맥락이 출산율에 영향을 미치며 지역 개발 격차가 출산율 증감으로 이어진다고 밝혔다.

출산율과 출생율은 도시와 직접적인 관련이 있다 (Mucciardi & Bertuccelli, 2013). 도시는 서로 다른 지리적, 사회경제적, 인구통계적 특성을 지니며, 도시의 출산율은 각각의 이질적인 특성이 결합된 결과물이다. 학계에서는 도시 단위 출산율 variation의 원인에 대하여 인구통계적, 사회-경제적 변화를 통해 설명해왔다.

Bongaarts(2001)은 인구학적 틀을 사용하여 선진국(industrialized countries)의 출산율 변화를 분석하였는데, 선진국에서 원하는 자녀 수 보다 실제 TFR이 낮은 현상에 주목하였다. 주된 원인은 초산시기의 지연에 따른 후속 출산 가능성 약화, 혼인의 감소 등 인구학적인 요인이라고 밝혔다. 일부 연구에서는 높은 인구밀도가 도시의 합계출산율 감소와 관련이 있다고 밝혔으며(Lee, 2025; Leet, 1977), 도시의 출산율은 여성의 교육수준 향상과 반비례한다고 주장하였다(Skirbekk, V., & Samir, K. C., 2012, Andersson, G. 2007).

Becker(1960)은 경제적 틀을 사용하여 자녀의 경제적 효용가치와 출산율 간의 관계에 대해 연구하였다. 분석자료는 미국의 인구 및 경제 통계자료를 이용하였다. 그는 교육 및 인적자본 투자비용에 따른 자녀의 양(quantity)과 질(quality)간의 상충관계가 존재한다는 것을 밝혔다. 즉 경제가 성장할수록 자녀의 수는 줄어드는 대신 자

녀에게 더 많은 시간과 비용을 투자하게 된다고 주장했다. Easterlin(1965)은 상대소득이론을 통해 부모는 본인의 이전세대보다 부유해질 수 있는 경제성장 상태에서 자녀의 수를 늘린다고 주장했다. Sato & Yamamoto (2005)는 UN에서 제시한 저개발 국가와 유럽의 인구통계자료를 비교하여 경제성장과 합계출산율과의 관계를 분석하였다. 연구 결과 도시의 경제 성장은 집적의 경제로 유도하여 임금을 상승시키지만 노동시간 및 임금 구조 변화에 따른 혼잡비용(congestion) 증가를 유발하여 결과적으로 출산율 하락을 유도한다. 종합하자면 인구통계학, 사회경제학 요인은 도시단위 출산율의 격차를 설명하는 데 전통적인 프레임워크가 되었다.

2) 도시 출산율 결정요인

도시의 출산율은 다양한 인구학적, 사회경제적, 공간적 여건과 복합적으로 연계되어 있다. 기존 연구에서는 일반적으로 인구통계학적 관점과 사회경제적 관점을 통해 도시의 출산율 감소 현상을 설명해왔다. 인구학적 관점에서 도시의 인구밀도(density)는 도시 출산율과 음의 관계를 가지는 것으로 나타났는데(Lee, 2025), 이는 기존 연구에서 도시의 출산율을 높이기 위해 농촌으로 회귀를 주장하는 흐름으로 이어지기도 하였다(Riederer & Beaujouan, 2023). 또한 도시의 인구구조는 도시마다 상이한 인구 성장 및 축소 경로를 만들어 낸다(Kim et al., 2021). Bongaarts(2001)는 여성의 초산시기의 지연과 혼인의 감소 등 인구학적인 변화가 도시의 출산율 저해한다고 주장했다. 특히 혼인율의 경우 한국에서 전체 출생아 중 95.3%가 혼인 가정에서 출생한다는 것을 감안하면(KOSIS), 출산과 높은 연관성을 가진다는 것을 알 수 있다. 이러한 인구통계학적 요인은 다른 요인들과 상호작용하여 지역별 출산율의 차이를 심화시킨다(Fernandez & Hartt, 2021).

도시 출산율은 사회경제적 여건과도 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다. 전통적으로 교육수준, 소득, 산업구조, 경제성장과 같은 사회경제적 조건들이 도시 출산율 차이를 설명하는 핵심 요인으로 간주되었다. 특히, 여성의 교육수준 향상과 출산율의 반비례 관계는 널리 알려진 사실이다(Skirbekk, V., & Samir, K. C., 2012, Andersson, G. 2007). 경제적 관점에서 Becker(1960)의 classic paper는 경제가 발전할수록 자녀에게 더 많은 시간과 비용을 투자하므로 자녀의 수가 줄어든다고 밝혔다. 이러한 관점은 지난 수십년간 경제성장 과정에 있는 지역들의 출산율 감소를 효과적으로 설명해왔다(Sato & Yamamoto, 2005). 그러나 최근에는 이러한 관계가 항상 선형적이지 않다는 반론도 제기된다. 실제로 it is also true that those countries

that have grown the most in terms of economic prosperity have higher fertility levels (Myrskylä et al., 2009). 같은 맥락에서 도시의 경제적 복잡성 (economic complexity)과 출산율은 양의 상관관계를 지닌다(Innocenti et al., 2021). 이러한 결과는 일정 수준 이상의 경제발전을 이룬 국가에서는 부모의 소득 혹은 교육수준의 증대가 출산을 가능하게 하는 필수조건이 될 수 있음을 시사한다 (Aassve et al, 2024; Zhang & Liu, 2023).

이처럼 인구통계적 사회경제적 여건은 도시출산율을 이해하는데 전통적인 프레임 워크가 되어왔다. 그러나 정주환경 여건과 출산율의 관계에 대해서는 관련 연구는 거의 드물었다(Dribe et al., 2017; Pezzulo et al., 2021). 이러한 접근은 공간이 인간의 생애 결정에 미치는 영향을 간과한다는 근본적인 한계가 있었다. 일부 공간적 맥락을 반영한 연구는 주로 주택 가격 상승과의 부정적 관계에 집중해왔다(Florida et al., 2021; Simon & Tamura, 2009). 그러나Brauner-Otto(2023)가 지적했듯이 주택가격이 저렴하더라도 노후도가 높고 불량 주택이 밀집한 환경에서는 출산 결정에 부정적 영향을 줄 수 있다. 이는 주택가격과 같은 정량적 지표를 넘어 정주환경의 질적 측면과 출산율 간의 관계를 탐색해야 할 필요성을 명확히 보여준다. 그럼에도 집을 둘러싼 주변의context와 출산율 간의 관련성에 대한 탐색은 부족했다.

이러한 연구 공백은covid19 팬데믹을 거치며 더욱 중요해졌다. 기술이 발전할수록 재택근무가 확산되어 도시 거주민이 도시를 빠져나갈 것이라는 오랜 통념과 달리, 실제로는 공원, 상업시설 및 교육시설, 병원 등 도보 거리 내 도시 어메니티가 집중된 정주환경에 대한 선호도가 더욱 높아진 것으로 나타났다(kang et al., 2021; Sharifi & Lee, 2024; Stankowska& Stankowska-Mazur, 2020). 실제로 다수의 연구에서 공원이나 교육시설과 같이 도시 어메니티를 충분히 확보한 정주환경에 젊은 인구가 유입되는 현상이 확인되었다(Kang et al., 2024). 특히 발전주의 국가의 맥락에서는 정부 주도로 신도시를 공급하여 정주환경의 품질 개선하는 것이 출산 의사에 긍정적 영향을 주는 것으로 밝혀졌다(Lee & Kim, 2022). 하지만 정주환경품질이 도시의 출산율과 어떤 체계적인 연관성을 갖는지에 대한 연구는 거의 진행되지 않았다.

정리하자면 주류의 사회과학 담론에서는 인구통계적 사회경제적 여건과 출산율의 관계를 중요시했다. 그런데 도시의 정주환경 여건에는 관심이 부족했다. 이 연구는 바로 이 지점에서 출발한다. 즉 기존 연구에서 상대적으로 간과해왔던 정주환경적 여건을 통합적으로 검토함으로써 무엇이 도시의 서로 다른 인구학적 경로를 만들어내는지 규명하고, 이를 통해 도시의 출산력과 인구학적 지속가능성에 관한 학술적 논의

를 확장하는데 기여하고자 한다.

3) 정주환경과 출산결정

기존의 연구는 주택가격이나 렌트비 혹은 주거형태와 같이 주택의 정량적인 조건과 출산율 상관관계에 대해서 풍부한 근거를 제시해왔다(Clark, 2012; Florida et al., 2021; Simon & Tamura, 2009). 기존 연구에서는 도시에서 주택시장 진입이 어렵고, 주거소유(Homeownership)에 대한 낮은 접근성이 오늘날 유럽을 비롯한 선진국 도시의 저출산 현상과 깊은 연관을 갖는 것으로 밝혀졌다(Mulder & Billari, 2010; Kohler et al., Citation2002). 특히 주택가격의 상승으로 인한 주거비부담은 도시의 저출산 현상을 설명하는 데 가장 보편적인 틀이 되었다(Florida et al., 2021). 일부 연구자는 신혼부부들의 자가 소유비중이 적다는 것을 고려했을 때 rent fee나 전세가격 상승이 출산율 감소로 이어진다고 해석하기도 했다(Han & Lee, 2021). 그런데 앞선 연구들은 도시 출산율에 부정적인 효과를 미치는 영향에 대해서 파헤치는 것에 집중했으며, 도시에서 출산 지지적인 조건(supportive environment)을 탐색하지 못했다. 이러한 맥락에서 높은 출산율을 지지하는 도시개발 환경에 대해서 퍼즐을 풀 필요가 있다.

물론 몇몇 연구들은 연구들은 도시의 고출산 현상을 공간개발 효과로 설명하려는 시도를 해왔다. 먼저 Vobecká & Piguét, 2012는 지역 간 migration data를 사용하여 urban과 suburban areas 지역의 출산율의 관계를 분석했다. 분석결과 suburban areas의 출산율은 여성들의 높은 교육수준을 통제했을 때도 urban 보다 높게 나타났다. 연구자는 이러한 이유를 아이를 낳고 싶은 여성 혹은 가족친화적인 가치관을 가진 여성들이 suburban areas로 이주했을 가능성을 제시했으며, 커리어 지향적인 여성은 도심에 남아있을 것이라 보았다. Kulu & Vikat, 2007은 Fertility differences by housing type에 대해 분석했다. 분석결과 서구의 맥락에서는 singlefamily housing, terraced house, apartment 순으로 출산율이 높은 것으로 나타났다. 연구자는 이러한 이유를 일반적으로 black people apartment living라는 현상때문에 아파트를 가족에게 안전하지 못한 환경으로 인식했을 것이라 주장했다. Hill & Andres, 2007의 연구는 이러한 신도시 개발지역의 고출산 현상이 'Western-style' suburbanisation의 영향을 받았기 때문이라 주장했다. 그는 도심(urban), 신도시(suburban areas), 농촌(rural) 지역간 출산율 차이에 대해 아마도 서구식 교외화를

갖춘 지역이 신혼부부(new resident couples)에게 가족친화적인 환경(family freindly environment)이라고 느끼게 했을 것이라 해석했다.

일부 연구에서는 주택가격의 영향에 대하여 양가적인 입장을 보인다. Brauner-Otto(2023)는 주택가격이 저렴하더라도 주택 노후도가 높고 불량 주택이 밀집되어 있다면 부부의 출산 결정에 부정적인 영향을 줄 수 있다고 밝혔다. 연구 결과 오늘날 도시에서는 주택가격보다는 양질의 주거 인프라가 출산 결정에 더욱 도움을 주는 것으로 나타났다. 비슷한 맥락에서 Tumen(2012)은 동네 품질과 출산율 간의 양의 상관관계를 제시하였고, Vitali & Billari(2017)는 출산 결정이 지역 커뮤니티 효과 및 이웃 네트워크에 크게 의존한다고 보았다. Pezzulo et al. (2021)은 출산율의 공간적 자기상관성(spatial autocorrelation)을 실증하였으며, Dribe et al.(2017)은 당신이 누구인지보다 어디에 사는지가 더 큰 설명력을 갖는다고 주장하였다.

도시환경과 출산율에 대한 논의 중에 동네품질(neighborhood quality)은 출산을 결정하는 데 중대한 역할을 하는 것으로 나타났다. 일반적으로 지역의 출산율은 거주 지역의 공동체 효과(Community effect) 및 동네 효과(Neighborhood effect)와도 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다(Vitali, A., & Billari, F. C., 2017).

한편 도시의 주택노후도와 출산율에 대한 논의는 다음과 같이 정리된다. Brauner-Otto(2023)은 가격이 저렴하더라도 노후된 주택단지보다는 신축 주택 밀집 지역이 더 높은 출산력을 보여준다고 하였다. Florida et al.(2021), Simon & Tamura(2009) 등은 도시 내 물리적 자원의 배분과 품질이 출산 결정에 실질적 영향을 미친다고 밝혔다.

이처럼 기존 문헌들은 이러한 도시공간이라는 맥락에서 출산율을 검토하고 이해하는 것에 대한 중요성을 보여준다. 동시에 사람의 삶은 공간에 의해 바꿀수 있으며 람들의 결정을 바꾸는 것은 적합한 공간의 생산이 뒷받침되지 않으면 불가능하다는 측면에서(르페브르, 2011,115), 공간 속에서 벌어지는 출산 결심에 대한 매커니즘을 이해하고 구조화하는 것이 필요하다.

종합하면 도시의 출산율은 해당 지역의 인구, 사회경제, 공간 조건이 함께 작용한 결과물이다. 그러나 이 세 요소를 동시에 다룬 기존 연구는 거의 드물며, 특히 공간 조건에 대한 탐색은 인구나 사회경제 조건에 비해 상대적으로 소홀히 다루어져왔다. 이 연구는 도시 단위 출산력을 보다 깊이 있게 이해하기 위해 기존의 인구, 사회경제 분석 틀에 주거 인프라를 결합한 통합적 접근을 시도하고자 한다.

3. 선행연구 검토 종합

본 논문은 기존 문헌에 몇 가지 중요한 기여를 한다. 첫째, 도시 차원의 출산력을 명확하게 이해하는 데 새로운 접근법을 제시한다. 이러한 접근 방식은 국가 단위에서 간과해왔던 지역단위의 출산력을 세밀하게 분석해 도시의 출산력 변화의 패턴과 역학을 더욱 정교하게 드러낸다. 둘째, 이 연구는 도시의 출산 여건을 종합적으로 분석하기 위해 도시의 공간적 특성을 고려한다. 이 접근법은 이전에 인구, 사회경제적 접근에서 충분히 탐구되지 않았던 공간과 출산의 관계에 대한 패턴을 효과적으로 드러낸다. 마지막으로 이 연구는 계획가와 정책 입안자들에게 실질적인 의미를 갖는다. 도시의 유형별 출산 여건을 분석한 결과는 향후 도시에서 출산 여건을 개선할 때 유용한 정보를 제공할 수 있다. 이 연구는 이론과 실재를 모두 발전시킴으로써 더 광범위한 학문적 담론에 기여한다.

선행연구 검토 결과 출산력의 감소라는 것이 우리 사회에 다양하고 복합적인 변화가 작용하여 발생한다는 것을 알 수 있다. 본 연구에서는 앞서 살펴본 여러 가지 논의 속에서 '지역'단위의 출산력 변동을 진단하는 것에 집중해보고자 한다. 따라서 한 국가 안에서 크게 차이가 나지 않는 문화적인 배경을 제외하고, 지역별로 편차가 큰 지리적, 인구학적, 사회경제적 요인을 중심으로 출산력에 영향을 주는 것들이 무엇인지 세밀한 분석을 진행하고자 한다.

제3장. 연구범위 및 연구방법

1. 연구범위
 2. 연구방법
-

1. 연구 범위

1) 시간적 범위

본 연구의 분석 시점은 2013년부터 2022년까지 최근 10년이다. 분석기간은 출산율이 가장 빠르게 감소한 시기로서 실제 합계출산율이 2013년 1.2명에서 2023년 0.7명까지 급락하였다. 이처럼 한국의 경우 합계출산율 변화 속도가 매우 빠르다는 특징이 있어 단기 추이만 살펴보더라도 충분한 변동폭을 관찰할 수 있다. 분석 대상은 229개 전체 행정구역을 대상으로 한다.

자료분석을 위해 통계청 및 각 지자체에서 제공하는 데이터를 바탕으로 2013년부터 2022년까지 10년간 5년 팀의 3개 열로 이루어진 도시 단위 시계열(Panel) 데이터를 제작하고자 한다.

2) 공간적 범위

이 연구는 한국의 229개 행정구역 전체를 대상으로 한다. 연구 대상인 한국의 도시화율은 90%에 달한다(KOSIS). 한국은 합계출산율은 0.72명으로 전세계에서 가장 낮으며, 도시간 출산율 차이가 커서 도시 단위 출산율을 분석하는 데 적합한 사례이다(OECD, 2022). 한국은 개발도상국 단계에서는 높은 출산율을 유지하다가 고도의 경제성장을 경험하며 출산율 급락을 경험하였다. 이러한 과정은 경제발전을 앞둔 다른 개발도상국가에게 정책적 대응을 모색하는 데 실용적인 근거를 제공할 것이다. 한국은 '수도권 집중화 현상', '저출산 고령화', '높은 도시화율' 등 다른 선진국 도시들이 직면한 구조적 문제들이 복합적으로 나타나는 환경을 가지고 있다. 이 연구 결과는 비

슷한 문제를 겪고 있는 선진국에 유용한 시사점을 제공할 것이다.

3) 분석자료

본 연구에서 사용할 종속변수인 출산율 측정 지표는 조출생률(Crude birth rate), 합계출산율(Total fertility rate) 및 연령별출산율(Age-specific fertility rate)이다. 종속변수를 세분화한 이유는 합계출산율만으로는 지역의 출산력을 세밀하게 비교하기 어렵기 때문이다. 특히 지난 20년간 여성의 사회진출이 증가함에 따라 혼인 시기가 늦춰지고 있어 출산의 주체가 기존의 20대에서 오늘날 30~40대로 이전되었다. 2023년 기준 한국의 전체 출산 중 30세 이후 연령층이 차지하는 비중은 82% 이상이며, 도시일수록 이러한 현상이 두드러진다. 서울의 경우 전체 출산 중 30세 이상의 출산 비중이 90.9%에 달한다. 따라서 주요 출산 연령대의 출산수준을 반영할 필요가 있다.

예측변수는 도시의 노후주택비중이다. 이외의 독립변수(즉 통제변수)는 선행연구를 바탕으로 출산율에 영향을 주는 공간적 여건 중에서 자료수집이 가능한 것들을 선정하였다. 먼저, 도시환경에 관한 지표로 ‘도시 면적(주거, 상업, 공업지역)’과 ‘녹지 지역 비율’이 포함되었다. 도시의 접근성을 측정하기 위하여 ‘KTX(1=KTX, 0=없음)’와 ‘지하철(1=Subway, 0=없음)’을 변수로 구축하였다. 지역의 편의시설(Amenity)을 측정하기 위해 ‘문화시설’이나 사회간접자본(SOC)을 대표하는 ‘대학의 존재(1=대학, 0=없음)’, ‘고학력 여성인구비율’을 분석지표로 사용하였다. 주거환경의 질을 측정하기 위하여 ‘매매가격지수’나 ‘전세가격지수’, ‘노후주택비중’과 ‘인당 주택공급률’을 포함하였다.

이 밖에 도시 출산력에 인구학적 여건을 측정할 수 있는 ‘가임여성인구비율’, ‘여성의 초혼연령’, ‘초산시기’, ‘조혼인율’, ‘고학력 여성인구비율’ 등의 지표를 사용하였다. 도시의 경제적 활력을 측정하기 위하여 ‘종사자’ 수 및 ‘사업체수’, ‘GRDP’를 이용하였다. 실제 분석에서는 ‘지식기반산업 비율’ 및 ‘제조업의 비율’과 ‘재정자립도’ 등을 추가적으로 고려하고자 한다.

분석지표의 정의 및 측정방식, 데이터 출처는 아래와 같다(Table 1).

Table 1. Definitions of Key variables

| Variables | Definition | Data Sources (2013-2022) |
|--|--|---|
| Dependent variables | | |
| TFR | Total Fertility Rate ($TFR = \sum (ASFR \times \text{Age interval})$) | Number of Vital Events and Trends in Vital Statistics Rates (Statistics Korea) |
| FR20 | Age-Specific Fertility Rate (Number of births to women aged x / Number of women aged x) $\times 1000$, ages 25-29) | Vital Statistics Survey (Statistics Korea) |
| FR30 | Age-Specific Fertility Rate (ages 30-44) | Vital Statistics Survey (Statistics Korea) |
| Question Predictors | | |
| Urban Area | Urban area in each area (Total area of residential, commercial and industrial zoning areas (unit: sq km)) | Urban Planning Status (LX, Statistics of Urban Plan) |
| (Controls) : Urban Infrastructure | | |
| Year | Year dummy variable | |
| Urban | Urban or Rural Designation (SI with population $\geq 50,000$ = Urban, Gun with population $< 50,000$ = Rural) (1 = Urban, 0 = Rural) | Domestic Population Migration Statistics (Statistics Korea) |
| Greenary Ratio | Green area (m ²) in each area per Population (Greenary area/Total Population) | Urban Planning Status (LX) |
| Housing_Supply | Housing units by Year of Construction | Housing Census (Statistics Korea) |
| Housing_Age | Housing Age (2022 - Year Built + 1 (years)) | Transaction data (Molit) |
| Housing_Price | Housing price per m ² for apartments (Transaction price / 84m ² , 10,000KRW) | Transaction data (Molit) |
| External Commute Ratio | Ratio of External Commuting Workers(Workers Commuting Outside (Residential Area / Workers Commuting Inside Residential Area) | Commuters Employed in Other Regions, Regional Employment Survey (Statistics Korea, first half) |
| KTX | Existence of a KTX train station (1= yes, 0= no) | Naver map |
| University | University Existence of a university (1 = yes; 0 = no) | Basic Education Statistics Survey (KESS) |
| Subway | Existence of a KTX train station (1= yes, 0= no) | Naver map |
| (Controls) : Childcare factor | | |
| Public_Childcare | The annual number of Public Childcare Institution | Status of Childcare Facilities by Region, Info of Childcare Open API (Local Government Websites) |
| Incentive | Childbirth Grant for the First Child by Local Governments | Local Government Websites |
| Maternity | Existence of Maternity Hospital (1= yes, 0= no) | Status of Medical Clinics by Department, Health Insurance Statistics (National Health Insurance Service, first quarter) |
| Baby_doctor | Number of Pediatrics Specialists | Status of Medical Specialists by Specialty (National Health Insurance Service, first quarter) |
| Mom_doctor | Number of Maternity Specialists | Status of Medical Specialists by Specialty (National Health Insurance Service, first quarter) |
| (Controls) : Maternal factor | | |
| Population_fe | Regional Female Population Aged 20-44 | Population by Gender and Age, Population Census (Statistics Korea) |
| Maternal_age | Maternal Age at First Birth | Mean Age of Mothers at Childbirth, Vital Statistics Survey (Statistics Korea) |
| Married_age | Mother's age when married | Mean Age at First Marriage, Vital Statistics Survey (Statistics Korea) |
| Marriage_Rate | Crude Marriage Rate ((Number of Marriages in a Year / Total Mid-Year Population) $\times 1000$) | Crude Marriage Rate, Vital Statistics Survey (Statistics Korea) |
| Grade_fe | Highly educated female population (Number of women with education over university level) | Population Census (Statistics Korea) |
| (Controls) : Economic factor | | |
| Emp | Number of entire Workers | Local Government Business Survey Reports (Regional Statistics) |
| Firm | Number of the entire Establishments | Local Government Business Survey Reports (Regional Statistics) |
| Manufacturing_Ratio | Ratio of the manufacturing industry (Number of manufacturing industries/total population) | National Business Survey (Statistics Korea) |
| Income | Regional GRDP | Gross regional domestic product(GRDP) (Statistics Korea) |

*Note: City, county, and district Data spanning 2013 to 2022

4) 분석지표

본 연구에서는 종속변수와 핵심 독립변수를 포함하여 총 24개의 변수를 가지고 2013, 2018, 2022년 총 3년간 도시단위 패널 데이터셋을 구축하였다. 분석에 모든 변수를 사용한 것은 아니며 모델 피팅 과정에서 종속변수와 통계적으로 유의성이 없거나 독립변수간 내생성이 큰 변수는 제거하였다. 그 결과 총 11개의 독립변수가 최종적으로 채택되었다. 아래는 변수를 선정하기 전 예비분석에 사용한 모든 변수의 정의 및 산정방식에 대한 설명이다.

□ 종속변수

- 조출생률 (CBR): 인구 천 명당 출생아 수를 의미하는 조출생률로, 지역 전체의 출산 수준을 반영하는 대표적인 인구 지표이다.

□ 설명변수

- old_h: 시군구 전체 주택 중 준공 후 30년 이상 경과한 주택이 차지하는 비율(%) 지역의 정주환경 노후도를 나타내는 핵심 지표이다. 노후주택비중이 증가하는 지역은 지역의 도시인프라가 노후화되고 있다는 것을 의미한다.
- supplyh: 해당 지역의 일반 주택 건축허가 건수로 신규 주택공급 수준을 반영한다.
- year: 2013년, 2018년, 2022년의 분석 연도를 구분하기 위한 연도 더미 변수이다.
- sudo: 수도권(서울·경기·인천) 여부를 나타내는 더미 변수로, 수도권은 1, 비수도권은 0으로 구분된다.
- supplyapt: 아파트 건축허가 건수로, 지역 내 고밀도 공동주택의 공급 수준을 반영한다.
- urbanzi: 시군구 단위 도시지역 면적으로서 지역별 도시계획현황자료를 바탕으로 주거·상업·공업 용도지역 면적의 총합으로 면적을 합산한 값이다. 도시계획상 변화된 도시 지역의 규모를 나타낸다.
- culture: 지역 내 도서관, 박물관, 공연장, 문화센터, 미술관 등 공공 문화시설의 개수로 정주환경의 문화 인프라 수준을 반영한다.
- park: 해당 지역의 도시공원 수로 생활환경의 쾌적성과 녹지 접근성을 의미한다.
- hospital: 병원, 의원, 종합병원 등 전체 의료기관의 수로 지역 내 의료 인프라의 접근성을 나타낸다.

- edu: 지역 내 초등학교, 중학교, 고등학교의 개수로 아동기 자녀를 둔 가구의 정주 선택에 영향을 미치는 교육 인프라 수준 및 학군을 나타낸다.
- kinder: 지역 내 유치원 개수로 영유아 돌봄 인프라 수준을 반영한다.
- mart: Emart, Homeplus, Lotte Mart, Costco 등 주요 5대 대형마트 수로 생활 편의성과 소비 인프라를 나타낸다.
- department: Lotte, Hyundai, Shinsegae, AK Plaza 등 5대 주요 백화점 수로 고급 소비 인프라의 지역 분포를 나타낸다.
- retail: 5대 대형마트와 5대 백화점 수를 합산한 값으로 지역 내 대형 유통시설 인프라의 밀집도를 나타낸다.
- ktx: 해당 지역에 KTX 정차역이 존재하는지 여부를 나타내는 더미 변수로 광역 교통 접근성과 도시의 위계성을 반영한다. 시계열 자료이므로 해당 연도에 KTX 역이 있으면 1, 없으면 0으로 표기한 더미변수이다.
- density: 시군구 단위의 인구밀도로 지역의 주거 압력이나 고밀도 생활환경 수준을 간접적으로 나타낸다. 지역에 거주하는 인구를 지역의 전체 면적(sq_km)으로 나눈 값이다. 밀도가 증가하는 지역은 도시인프라가 개선되어 거주수요가 증가하고 있다는 것을 의미한다. 밀도가 감소하는 지역은 도시의 인프라가 낙후되어 거주인구가 타지역으로 유출되고 있다는 것을 의미한다.
- knowemp: 정보통신업, 금융업, 전문서비스업 등 지식기반 산업에 종사하는 인구 수로 해당 지역의 산업 구조와 고용의 질을 반영한다.
- manuemp: 제조업에 종사하는 인구 수로 전통 산업 기반이 강한 지역의 경제 특성을 나타낸다.
- grdp: 시군구 단위의 지역내총생산(GRDP)을 지역 인구수로 나누어 1인당 연간 소득을 의미한다.
- largecop: 종업원 수 300인 이상 대기업의 수로 산업집적도 및 대규모 고용 기회와 관련된다. 대기업의 경우 육아휴직이나 출산휴가 등을 사용할 수 있어서 상대적으로 고용환경이 양호한 직업환경으로 해석할 수 있다.
- fer_age: 여성의 초산연령으로서 첫 자녀 출생 시 여성의 나이를 의미한다. 출산 시기 지연 경향과 생애주기 전환 시점을 반영하는 변수이다.
- newlywed: 혼인 후 만 7년 이내 신혼부부의 수로 출산 가능성이 높은 집단의 규모를 나타낸다.
- highedu: 4년제 대학 졸업 이상 학력을 가진 여성인구 수로 여성의 고등 교육 수준과 인적자본 수준을 나타내는 지표이다.

2. 연구 방법

1) 패널회귀분석

본 연구는 2013년부터 2022년까지의 종단형 도시자료를 이용하여 패널회귀모형을 적용하였으며, 지역 간 고유 특성과 시간적 변동 요인을 동시에 통제하였다.

패널회귀분석은 시간에 따라 반복 관측된 단위(예: 지역, 개인)에 대한 데이터를 활용하여, 횡단면 자료와 시계열 자료의 특성을 동시에 반영하는 분석 기법이다. 이 분석 모형은 개별 단위 간의 고정된 특성이나 시간에 따른 변화 요인을 통제할 수 있기 때문에, 인과관계 추정에서 더 높은 통계적 정밀도를 확보할 수 있다.

아래는 본 연구에서 사용된 패널회귀 모형의 수식이다.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + e_{it}$$

- y_{it} : Fertility rate change by time (t) of the region (i)
- X_{it} : explanatory variables
- e_{it} : standard deviation corresponding to the error term

y_{it} 는 종속변수인 Fertility rate의 change by time (t) of the region (i) 이다. X_{it} 는 독립변수(explanatory variables)이다. 마지막으로 e_{it} 는 잔차로서 standard deviation corresponding to the error term이다.

패널회귀모형은 크게 고정효과모형(Fixed Effects Model)과 랜덤효과모형(Random Effects Model)으로 구분된다. 고정효과모형은 관측 단위 내의 이질성을 통제하며, 변수 간 관계가 단위 내에서 어떻게 변화하는지를 추정하는 데 유리하다. 반면 랜덤효과모형은 단위 간 차이를 확률적으로 간주하고, 보다 일반화된 추정을 가능하게 한다. 두 모형 간 선택은 통상적으로 Hausman 검정을 통해 결정된다. 이 연구는 랜덤효과모형으로 분석하였다.

패널회귀분석의 주요 장점은 다음과 같다. 첫째, 단위 고유의 불변 특성을 통제함으로써 내생성 문제를 완화할 수 있다. 둘째, 시간에 따른 변화 효과를 반영함으로써 정책 변화나 외부 충격에 대한 민감한 반응을 추정할 수 있다. 셋째, 표본 수가 증가하여 추정의 효율성과 검정력(power)이 향상된다는 통계적 이점이 있다. 이러한 장점 덕분에 패널회귀모형은 도시 단위의 장기적 출산율 변화를 분석하는 데 적절한 계량

도구로 평가받는다.

본 연구는 공간패널모형을 적용하기 전 공간적 자기상관성을 고려하지 않은 상태에서 일반적인 패널회귀분석을 실시하였다. 해당 방법론을 통해 독립변수와 종속변수간의 통계적 상관관계를 확인하고, 통계적으로 유의한 독립변수를 선택하는 과정을 선행하였다.

모형 추정에 앞서 잔차의 통계적 가정 충족 여부를 점검하였다. 등분산성 및 정규성 검정을 위해 Breusch-Pagan test, White's test, 그리고 Shapiro-Wilk test를 실시한 결과, 모든 검정에서 귀무가설이 기각되었다($p < .05$). 이는 잔차의 이분산성과 비정규성이 존재함을 의미하므로, 추정계수의 신뢰성을 확보하기 위해 robust standard error 추정 방법을 적용하였다.

또한 공간적 자기상관성을 검토하기 위해 Moran's I 검정을 실시한 결과, 조출생률 변화에 대해 Moran's I 값이 0.211로 나타났으며 통계적으로 유의하였다($p < .05$). 이에 따라 관측치 간 공간적 의존성을 고려하지 않는 일반 패널모형은 부적절하다고 판단하였으며, 본 연구에서는 공간 패널 모형(spatial panel model)을 사용하여 분석을 수행하였다.

마지막으로 다중공선성 문제를 점검하기 위해 분산팽창계수(VIF) 검정을 실시하였다. 평균 VIF 값은 4.16으로 전반적으로 허용 가능한 수준이었으나, VIF 값이 9 이상으로 나타난 변수는 추정의 불안정성을 유발할 가능성이 있어 최종 분석에서 제외하였다.

2) 공간계량분석

□ 공간계량모형의 종류

공간모형(Spatial Models)은 공간가중행렬(Spatial Weight Matrix, **W**)을 사용하여 공간의존성을 통제한다. 공간계량모형은 공간적 자기상관의 유형에 따라 적절한 모형을 선택하여야 한다. 공간계량모형의 종류는 공간종속성을 통제하는 방식에 따라 공간시차모형(Spatial Lag Model, SLM), 공간오차모형(Spatial Error Model, SEM), 공간더빈모형(Spatial Durbin Model, SDM) 등의 모델이 존재한다(Belotti et al. 2017).

SEM(Spatial Error Model)은 관측되지 않은 변수들에서 공간 자기상관이 발생하는 경우에 적합하며, 이는 오차항의 공간 종속성을 고려하는 모형이다. 반면, SAR(Spatial Autoregressive Model)은 실질적인 공간적 상호작용이 존재하는 경우에 적합하며, 이웃 지역의 종속변수가 해당 지역의 종속변수에 영향을 미치는 구조를 가정한다. 이 모형에서 핵심 계수인 ρ (공간 자기회귀 계수)는 공간 가중행렬을 기준으로 계산된 인접 지역 종속변수들의 가중 평균값이 해당 지역에 미치는 영향을 나타낸다. 만약 ρ 가 통계적으로 유의하다면, 이웃 지역의 종속변수가 해당 지역의 종속변수와 공간적 상관관계를 가진다고 해석할 수 있다.

SAC(Spatial Autoregressive Combined Model)는 SEM과 SAR의 구조를 모두 반영한 확장형 모형으로, 오차항과 종속변수 모두에서 공간 상호작용을 고려한다. 한편, SDM(Spatial Durbin Model)은 종속변수뿐만 아니라 독립변수 역시 공간적으로 상호작용할 수 있다는 가정을 포함하는 모형이다. 즉, SDM은 특정 지역의 독립변수 뿐 아니라 인접 지역의 독립변수 또한 해당 지역의 종속변수에 영향을 미칠 수 있음을 반영한다. 따라서 SDM에서는 추정 계수가 해당 지역 내 효과인 직접효과(direct effect)와 이웃 지역을 통한 간접효과(indirect effect)로 나누어 해석된다.

| | |
|-------------------------------------|---|
| Spatial Auto-Regressive Model (SAR) | $y_{it} = \rho W y_{it} + X_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$ |
| Spatial Error Model (SEM) | $y_{it} = X_{it} \beta + \mu_i + v_{it} \quad , \quad v_{it} = \lambda W v_{it} + \varepsilon_{it}$ |
| Spatial Autocorrelation Model (SAC) | $y_{it} = \rho W y_{it} + X_{it} \beta + \mu_i + v_{it} \quad , \quad v_{it} = \lambda W v_{it} + \varepsilon_{it}$ |
| Spatial Durbin Model (SDM) | $y_{it} = \rho W y_{it} + X_{it} \beta + W X_{it} \varphi + \mu_i + \varepsilon_{it}$ |

Figure 3-1. 공간계량모형별 수식

□ 공간패널모형(Spatial Durbin Model) 방법론 채택

본 연구는 공간패널모형(Spatial Panel model)을 적용하여 출산율에 대한 거주지역 및 주변지역의 직간접적인 도시환경의 영향을 분석하고자 하였다. 분석방법론을 선택한 이유는 다음과 같다. 출산율은 거주지역과 주변지역의 도시환경에 영향을 받을 수 있다. 예컨대 A라는 지역의 저렴 주거지에 거주하는 사람이 인근에 B라는 인근

지역의 중심업무지구에서 근무할 수 있다. 본 연구에서는 이러한 출산율의 공간적 상호의존성 또는 공간자기상관성(Spatial Autocorrelation)을 고려하고자 하였으므로 공간계량분석을 선택하였다.

최종모형식을 적용하기 전에 공간적 자기상관성을 통제하지 않은 상태에서 모델 비교하였다. 이때 사용된 다층 패널모델은 수식(1)과 같다.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기서 y_{it} = 모든 지역($i=1, \dots, N$)의 t 시점($t=1, \dots, T$)에 대한 종속변수벡터; X_{it} = 설명변수행렬; β = 설명변수의 영향을 추정한 계수; α = 상수항(constant term, independent of i or t); u_i and ϵ_{it} = 잔차벡터를 의미한다.

공간자기상관성을 검증하기 위해 Moran's I 값을 구하고 통계적 유의도를 확인하였다. Moran's I 값은 -1부터 1의 범위를 가지는데, 절대값이 클수록 공간적 자기상관이 높으며 절대값이 0에 가까울수록 공간자기상관이 없는 것을 의미한다. Moran's I를 구하는 방식은 아래 수식(2)와 같다.

$$Moran's I = \frac{n \sum \sum w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{W \sum (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

W : 공간가중행렬; x_i : 공간 i 의 값; \bar{x} : x 의 평균값; n : 개체수

이 연구에서는 도시환경이 출산율에 미치는 직접적인 효과(direct effect)를 확인하고, 인근 지역 도시환경 영향(indirect effect)이 출산율에 미치는 영향을 모두 고려하기 위하여 공간더빈모형(SDM)을 사용하였다. SDM의 수식(3)과 같다.

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta X_{it} + \varphi W X_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

여기서 ρ = 종속변수의 공간자기회귀 매개변수; φ = 설명변수의 공간자기회귀 매개변수; W = 공간가중행렬; $\rho W y_{it}$ = 종속변수 간의 공간적 상호의존성(endogenous Interaction Effect); $\varphi W X_{it}$ = 설명변수가 종속변수에 미치는 공간적 상호의존성(exogenous Interaction Effect); X_{it} = 설명변수행렬; β = 설명변수계수; α = 상수항(constant term, independent of i or t); u_i and ϵ_{it} = 잔차벡터이다.

공간분석에는 Spatial Durbin Model(SDM)을 적용하였다. SDM은 종속변수뿐 아

나라 독립변수의 공간적 지연항(spatial lag)을 동시에 고려하는 확장된 공간회귀모형으로, 인접 지역의 정주환경 특성이 해당 지역의 출산율에 영향을 줄 수 있다는 전제 하에 설정되었다. 종속변수는 시점 t에서 지역 i의 조출생률이며, 공간가중치 행렬 (W)을 통해 인접 지역 간 상호영향을 고려하였다.

모형 적합 과정에서는 일반 회귀모형, SAR, SEM, SDM 간의 AIC, BIC, 로그우도 (log-likelihood) 비교를 통해 최적모형을 결정하였다. 그 결과, 공간지연항을 모두 포함하는 SDM이 가장 높은 설명력을 보였으며, 본 연구의 최종 분석모형으로 채택되었다.

3) 최종 모형식

본 연구는 연도별 중첩된 종단면 자료(longitudinal panel data)를 바탕으로 패널 회귀모형을 우선 적용하였다. 계량 분석에는 랜덤효과모형(Random Effects Model)을 사용하였으며, 종속변수는 조출생률(Crude Birth Rate, CBR), 합계출산율, 연령별출산율(30~49세 합계) 총 세가지를 사용하였다 독립변수는 노후주택비중을 중심으로 도시의 공간, 경제, 사회적 여건을 대변하는 통제 변수로 구성되었다.

$$y_{it} = \rho W y_{it} + X_{it} \beta + \mu_i + v_{it}, \quad v_{it} = \lambda W v_{it} + \varepsilon_{it}$$

- y_{it} : 종속변수(Fertility rate changes by time (t) of the region (i))
- X_{it} : 독립변수(explanatory variables)
- W : 공간가중행렬 (spatial weight matrix)
- ρ : 종속변수의 공간자기회귀 매개변수 (Spatial lag coefficient of y)
- β : 독립변수의 계수(coefficients of explanatory variables)
- μ_i : 개체 고유 효과 (Individual specific effects)
- v_{it} : 공간적으로 자기상관된 오차항 (Spatially autocorrelated error term)
- λ : 공간오차 (error) 의 자기회귀 계수 (Spatial error coefficient)
- ε_{it} : 백색잡음 (white noise) 오차항 (Idiosyncratic error term)

SDM은 SAR 및 SEM 모형을 포괄하는 일반화된 형태로, 설명변수의 공간적 파급효과를 명시적으로 추정할 수 있다는 점에서 본 연구의 분석 목적에 가장 적합한 모형이다.

제4장. 분석결과

1. 기술통계 결과
 2. 패널회귀 분석 결과
 3. 공간회귀 분석 결과
-

1. 기술통계 결과

1) 변수 분포 확인

분석에 사용된 정주환경 관련 독립변수는 총 21개로 구성되었으며, 이 중 최종모형에는 다른 변수와의 상관성을 고려하여 총 13개의 변수만 포함되었다. 전체 변수의 기술통계량과 정의는 아래와 같다(Table 4-3). 분석에 사용된 최종적인 관측값의 개수는 229개 전체 행정구역을 3개년 치 증첩한 총 687개이다.

종속변수는 지역단위 조출생률(cbr)과 합계출산율(TFR), 30~49세 연령별출생률의 총합(3049FR) 등 총 3가지를 사용하여 분석의 정교성을 높이고자 하였다. 최종분석시에는 모델피팅 과정에서 가장 적합하게 나타난 조출생률(CBR)을 종속변수로 채택하였다. 핵심독립변수는 노후주택비중(old_h)이며 이외에 도시의 정주환경의 품질을 나타내는 변수를 함께 분석하였다. 지역의 평균 조출생률은 평 5.19명으로 나타났다. 최솟값은 1.5명에서 최댓값은 13.8명사이에 분포하여 지역간 변동이 큰 것으로 나타났다. 핵심독립변수인 노후주택비중의 경우 평균 27.1%로 노후주택비중이 가장 낮은 지역은 1.4%지만 가장 높은 지역은 70.2%로 분포 범위가 넓어 노후주택비중이 조출생률에 긍정적 혹은 부정적인 영향을 파악하기에 용이할 것으로 판단된다.

분석에 앞서 변수의 단변량 분포를 시각화하였다(Figure4-1). 일부 변수(신규주택 공급대수, 도시개발면적, 도시인구밀도, 리테일 시설개수, 종사자수, 대기업 수, 소득, 문화시설개수, 공원 개수, 병의원 개수, 공교육시설 개수)의 분포가 왜곡되어 로그 변환을 적용하여 정규성을 개선하였다. 이 과정에서 지역간 비교를 위해 모든 독립 변수를 해당지역인구로 나누어, 인구 1,000명당 시설·소득 등으로 정규화하였다.

variable distribution

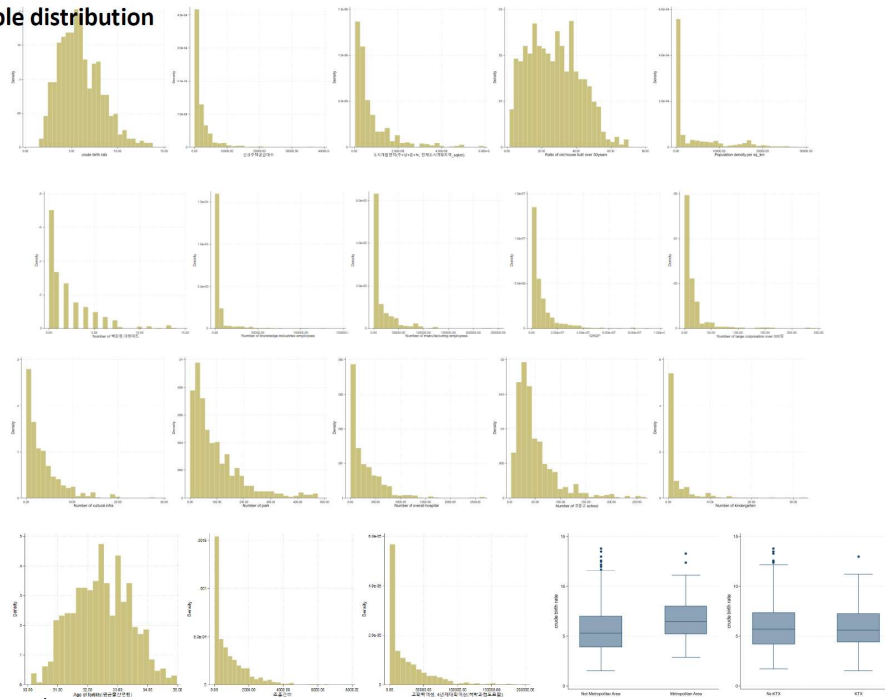


Figure 4-1. Univariate distributions of variables used in the analysis

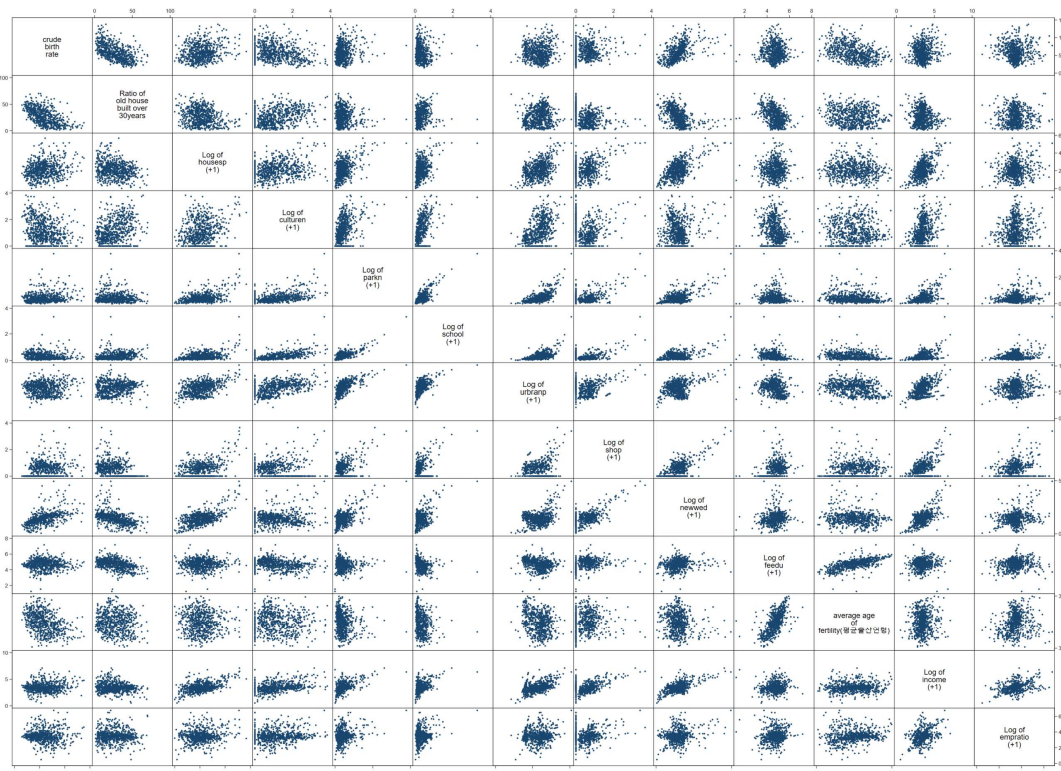


Figure 4-2. Pairwise distributions of variables

종속변수와 독립변수 간의 이변량 분포를 확인하고 이를 시각화하여 종속변수와 독립변수 간의 단순 상관관계를 살펴보았다(Figure 4-2). 독립변수와 종속변수 간의 상관계수를 확인하였다. 그 결과 도시의 정주환경 관련 공간변수인 parkn(인구 1000명당 공원), school(인구 1000명당 초,중,고 학교)와 urbanmp(인구 1,000명당 도시화(주거+상업+녹지+공업)면적)은 독립변수들간의 양의 상관관계가 큰 것으로 부여 최종 분석에 주의가 필요하다. 이외에도 hospital(인구 1,000명당 병원 개수), kindergarden(인구 1,000명당 유치원 개수), culture(인구 1,000명당 문화시설 개수), lc_num(인구 1,000명당 대기업 수), knowemp(인구 1,000명당 지식기반산업 종사자수), manuemp(인구 1,000명당 제조업 종사자수), KTX(지역 KTX 역 유무)와 같은 독립변수들 간에는 서로가 서로를 설명하는 상관관계가 매우 높은 것으로 나타나 최종 분석시에는 이들 중 가장 설명력이 높은 변수 한두개만 남겨두고 제거해도 무방할 것으로 보인다. Old_h(노후주택비중)과 fer_age(초산연령) 변수는 종속변수인 출산율과 뚜렷한 음의 상관관계가 나타나는 것으로 보이며(Figure 4-2), 이외의 변수는 추후 분석을 통해 보다 정밀한 회귀계수를 살펴보아야 한다.

Table 4-1. Pairwise correlation

| Variables | cbr | old_h | lnhousesp | lnculturen | lnparkn | lnschool | lnurbranp | lnshop | lnempratio | lnnewwed | lnfeedu | fer_age | lnincome |
|------------|---------|---------|-----------|------------|---------|----------|-----------|--------|------------|----------|---------|---------|----------|
| cbr | 1.000 | | | | | | | | | | | | |
| old_h | -0.567* | 1.000 | | | | | | | | | | | |
| lnhousesp | 0.209* | -0.245 | 1.000 | | | | | | | | | | |
| lnculturen | -0.243* | 0.265 | 0.222 | 1.000 | | | | | | | | | |
| lnparkn | 0.146* | -0.068 | 0.483* | 0.469* | 1.000 | | | | | | | | |
| lnschool | -0.088* | 0.267 | 0.412* | 0.544* | 0.778* | 1.000 | | | | | | | |
| lnurbranp | 0.056 | 0.115 | 0.442* | 0.466* | 0.663* | 0.620* | 1.000 | | | | | | |
| lnshop | 0.267 | -0.428 | 0.370* | 0.022 | 0.375* | 0.169* | 0.133* | 1.000 | | | | | |
| lnnewwed | 0.553* | -0.482* | 0.611* | 0.090* | 0.578* | 0.398* | 0.327* | 0.661* | 1.000 | | | | |
| lnfeedu | -0.002 | -0.427 | 0.026 | -0.177 | -0.130 | -0.345 | -0.244 | 0.369 | 0.176* | 1.000 | | | |
| fer_age | -0.402* | -0.130* | -0.052 | -0.006 | -0.152* | -0.233 | -0.283 | 0.157* | -0.141* | 0.649 | 1.000 | | |
| lnincome | 0.117* | -0.164* | 0.529* | 0.365* | 0.575* | 0.482* | 0.510* | 0.418* | 0.629* | 0.066 | 0.046 | 1.000 | |
| lnempratio | -0.030 | -0.021 | 0.179 | 0.150 | 0.231 | 0.234 | 0.141 | 0.235 | 0.243 | 0.120 | 0.153 | 0.395 | 1.000 |

* $p < 0.05$

Table 4-2. Descriptive Statistics

| Variable | Definition | Mean | S.D. | Min | Max |
|--------------|--|--------|--------|-------|--------|
| tfr | 합계출산율 (1549연령별출산율합산*5세단위/1000) | 1.079 | .297 | .422 | 2.349 |
| fr3049 | 3049FR (3049연령별출산율합산*5세단위/1000) | .736 | .148 | .345 | 1.494 |
| cbr | 조출생률 (인구1000명당출생아수) | 5.914 | 2.239 | 1.5 | 13.8 |
| old h | 전체주택 중 30년 이상 노후 주택비중 | 27.143 | 14.628 | 1.4 | 70.2 |
| sudo | 수도권여부(1=수도권, 0= 비수도권) | .279 | .449 | 0 | 1 |
| lnnewwed | ln초혼건수 | 1.461 | .595 | .058 | 4.948 |
| lnfeedu | ln고학력 여성인구/15-64세 인구 | 4.697 | .621 | 1.242 | 7.181 |
| lnculturen | ln인구 100,000명당 문화시설 (미술관, 박물관, 도서관, 문화산업단지) | 1.127 | .845 | 0 | 3.834 |
| lnparkn | ln인구 1,000명당 공원 | .44 | .357 | 0 | 3.773 |
| lnschool | ln인구1,000명당 학교 (초등학교, 중학교, 고등학교) | .315 | .263 | .014 | 3.286 |
| lnshop | ln인구1,000명당 5대 대형마트 및 5대 백화점합산 | .489 | .533 | 0 | 3.663 |
| lnhousesp | ln인구1,000명당 연간 신규주택공급 대수 | 2.132 | .899 | 0 | 5.686 |
| lnurbranp | ln인구1인당도시화 (주거+상업+녹지+공업) 면적 | 5.809 | 1.124 | 2.137 | 10.188 |
| lnincome | ln인구1인당 grdp | 3.481 | .847 | .518 | 7.112 |
| lnempratio | ln고용률 (해당지역종사자수/residential pop) | 3.485 | .797 | .495 | 6.75 |
| lnurbanratio | ln도시화율 (도시화면적/도시전체면적) | 4.195 | 2.541 | .118 | 8.608 |

2) 공간적 자기상관성 검토

종속변수인 조출생률(CBR)의 공간적자기상관성(Spatial Autocorrelation)을 진단하기 위해 인접지역과의 Global Moran's I 분석하였다. 분석결과 조출생률은 통계적으로 유의한 공간적 자기상관이 존재하였다. 이는 한국의 도시 단위 출생률이 인접지역과 연관될 가능성이 높다는 것을 의미한다(Table 3).

Table 4-3. Moran's I Test for Spatial Autocorrelation of CBR

| Test | Statistic | p-value | Conclusion |
|----------------|-----------|---------|-------------------------------------|
| Moran's I Test | 0.211 | < .001 | Significant spatial autocorrelation |

*Note. H_0 :spatial randomization.

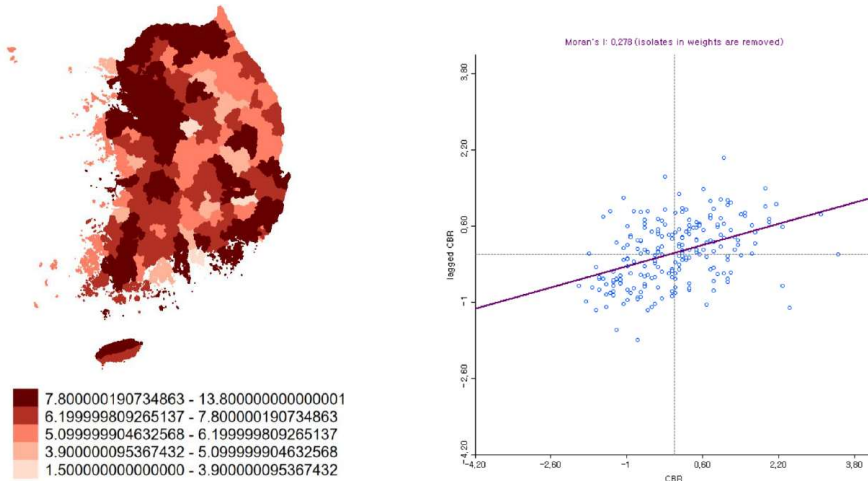


Figure 4-3. Spatial Distribution of CBR in Korea Administrative Tracts.

3) 다중공선성 검토

독립변수 간 내생성 문제를 점검하기 위해 다중공선성을 검토하였다. 보수적인 기준으로 VIF 값이 6이상인 변수는 분석에서 제외하였다. 그 결과 최종분석에는 hospital (인구 1,000명당 병원 개수), kindergarten (인구 1,000명당 유치원 개수)등의 변수를 제거하였다. meanVIF는 2.7로 나머지 변수들 간에는 별다른 다중공선성이 관측되지 않았다. 일련의 과정-다중공선성 검토, 독립변수간 이변량 분포 시각화 검토, 독립변수 간 상관관계 표 검토-을 통해 최종모형에 사용할 변수를 최종적으로 확정하였다(Table 4-4).

Table 4-4. Variance inflation factor

| | VIF | 1/VIF |
|------------|-------|-------|
| lnnewwed | 4.815 | .208 |
| lnschool | 4.220 | .237 |
| lnparkn | 4.143 | .241 |
| lnfeedu | 2.659 | .376 |
| lnincome | 2.574 | .389 |
| fer age | 2.487 | .402 |
| lnurbranp | 2.445 | .409 |
| old h | 2.158 | .463 |
| lnshop | 2.1 | .476 |
| lnhousesp | 1.886 | .53 |
| lnempratio | 1.247 | .802 |
| Mean VIF | 2.701 | . |

2. 패널 회귀 분석 결과

CBR(조출생률)과 노후주택비중 간의 상관관계를 분석하기 위하여 패널 회귀모형을 구성하였다. M1부터 M12까지 독립변수를 순차적으로 추가하였다(Table 4-5, Table 4-6). 이 과정에서 종속변수와 독립변수의 관계가 일관되게 나타나는지와 통계적으로 유의한지 두 가지를 확인하였다.

그 결과 데이터 셋에 있는 총 21개의 독립변수 중 총 11개의 독립변수가 노후주택비중과 이외의 도시정주환경을 나타내는 통제변수로 선택되었다. 최종 분석에 사용된 독립변수는 old_h(노후주택비중), supply_h(인구 1,000명당신규주택공급대수), lnpark(인구 1,000명당 공원 개수), lnschool(인구 1,000명당 초중고 공교육시설개수), lnretail(인구 1,000명당 대형리테일 시설), lnnewwed(인구 1,000명당 초혼건수), lnfee여(학사 이상 고학력 여성인구/지역의 생산가능(15-64세)인구 비중, ln_grdp(1인당 소득), ln_knowemp(지식기반산업종사자수), fer_age(평균초산연령)dl 있다. 이외에 핵심 독립변수인 old_h(노후주택비중)의 상호작용항을 추가하여 조출생률과 도시정주환경 품질간의 관계를 더욱 정교하게 설명하고자 하였다.

결과적으로 M12에 사용된 독립변수가 주택 가격 결정 요인을 더 정교하게 설명하며, 모델적합도(AIC, BIC, R²)가 우수하여 최종 모형으로 선정하였다(Table 4-6).

M12모형의 모형 적합도 패널 회귀모형 분석 결과, 노후주택비중은 조출생률과 일관되게 음의 상관관계를 나타냈다. 즉, 노후주택비중이 높은 지역일수록 출산율이 낮게 나타나는 음의 상관관계가 이는 도시의 물리적 주거환경이 출산 결정과 통계적으로 유의한 상관관계가 있음을 시사한다. 반면, 주택공급량은 조출생률과 유의한 양의 상관관계를 보였으며, 공원 수와 같은 도시 편의시설 변수 역시 출산율과 양의 상관성이 관측되었다. 이러한 결과는 정주환경의 개선 및 도시개발 수준이 출산율 제고에 기여할 수 있음을 의미한다.

Table 4-5. Stepwise model 1-1: Panel random-effect models

| CBR | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 |
|-----------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| old_h | | -0.089*** (0.005) | -0.069*** (0.005) | -0.069*** (0.005) | -0.082*** (0.006) | -0.084*** (0.006) | -0.085*** (0.007) |
| lnhousesp | | | 0.122* (0.048) | 0.088 (0.057) | 0.097 (0.095) | 0.050 (0.097) | 0.058 (0.099) |
| lnparkn | | | | 0.176 (0.155) | 0.931* (0.366) | 0.637 (0.390) | 0.687 (0.402) |
| lnschool | | | | | -0.700 (0.520) | -0.797 (0.520) | -0.800 (0.520) |
| lnurbranp | | | | | | 0.195* (0.092) | 0.189* (0.092) |
| lnshop | | | | | | | -0.084 (0.166) |
| _cons | 5.914*** (0.102) | 8.343*** (0.160) | 9.248*** (0.186) | 9.251*** (0.185) | 7.746*** (0.274) | 6.937*** (0.467) | 7.000*** (0.483) |
| N | 687 | 687 | 687 | 687 | 687 | 687 | 687 |
| r2_b | 0.000 | 0.485 | 0.494 | 0.503 | 0.524 | 0.530 | 0.528 |
| r2_w | 0.000 | 0.273 | 0.811 | 0.810 | 0.242 | 0.248 | 0.250 |
| r2_o | 0.000 | 0.322 | 0.659 | 0.663 | 0.336 | 0.340 | 0.340 |
| rmse | 1.986 | 1.767 | 0.867 | 0.875 | 1.783 | 1.780 | 1.782 |
| sigma_u | 1.036 | 0.528 | 0.981 | 0.947 | 0.407 | 0.398 | 0.394 |
| sigma_e | 1.986 | 1.695 | 0.862 | 0.862 | 1.698 | 1.699 | 1.700 |
| rho | 0.214 | 0.088 | 0.564 | 0.547 | 0.054 | 0.052 | 0.051 |

Standard errors in parentheses
 * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Table 4-6. Stepwise model 1-2: Panel random-effect models

| CBR | M8 | M9 | M10 | M11 | M12 |
|------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| old_h | -0.045*** (0.007) | -0.061*** (0.006) | -0.056*** (0.006) | -0.055*** (0.006) | -0.055*** (0.006) |
| lnhousesp | -0.470*** (0.087) | -0.396*** (0.075) | -0.226** (0.069) | -0.209** (0.068) | -0.209** (0.068) |
| lnparkn | -0.527 (0.397) | -0.399 (0.356) | 0.025 (0.329) | 0.085 (0.324) | 0.069 (0.325) |
| lnschool | -2.635*** (0.506) | -3.246*** (0.453) | -2.544*** (0.416) | -2.471*** (0.410) | -2.422*** (0.414) |
| lnurbranp | 0.121 (0.095) | 0.025 (0.087) | -0.102 (0.080) | 0.050 (0.085) | 0.052 (0.085) |
| lnshop | -1.759*** (0.182) | -0.931*** (0.177) | -0.562*** (0.166) | -0.574*** (0.163) | -0.570*** (0.163) |
| lnnewwed | 3.755*** (0.192) | 3.270*** (0.174) | 2.248*** (0.181) | 2.604*** (0.192) | 2.626*** (0.193) |
| lnfeedu | | -1.615*** (0.112) | -0.355* (0.146) | -0.433** (0.145) | -0.424** (0.145) |
| fer_age | | | -0.966*** (0.079) | -0.797*** (0.085) | -0.790*** (0.086) |
| lnincome | | | | -0.517*** (0.104) | -0.488*** (0.109) |
| lnempratio | | | | | -0.078 (0.088) |
| _cons | 3.864*** (0.524) | 12.735*** (0.766) | 39.312*** (2.279) | 34.507*** (2.444) | 34.333*** (2.452) |
| N | 687 | 687 | 687 | 687 | 687 |
| r2_b | 0.470 | 0.447 | 0.510 | 0.513 | 0.511 |
| r2_w | 0.633 | 0.733 | 0.775 | 0.785 | 0.786 |
| r2_o | 0.496 | 0.571 | 0.644 | 0.652 | 0.651 |
| rmse | 1.287 | 1.091 | 0.971 | 0.951 | 0.952 |
| sigma_u | 0.788 | 0.827 | 0.842 | 0.847 | 0.840 |
| sigma_e | 1.048 | 0.957 | 0.910 | 0.902 | 0.898 |
| rho | 0.361 | 0.428 | 0.461 | 0.469 | 0.467 |

Standard errors in parentheses
 * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

표 4-6은 조출생률과 상관관계를 가지는 도시환경 및 사회경제적, 인구통계적 요인을 분석하기 위해 변수를 단계적으로 투입한 패널 모델의 추정 결과를 요약한 것이다. 본 연구에서는 변수 투입에 따라 모델 M1(종속변수만 존재)부터 모델 M12까지 순차적으로 독립변수를 추가하였다. 모델이 확장됨에 따라 모델의 내적 설명력을 나타내는 Within R2(r_{2_w}) 값이 0.273에서 0.786으로 점진적으로 상승하여 모델의 적합성이 개선됨을 확인하였다. 특히 통제변수가 모두 포함된 M12가 가장 높은 설명력을 보여 가장 적합한 모델로 나타났다.

M12에서 핵심 독립변수인 Old_housing(지역의 전체주택 중 30년 이상노후주택 비중)의 추정계수는 -0.055로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($p < 0.001$). 이는 도시의 주택 노후화가 도시 출산율에 부정적인 제약으로 작용하고 있음을 시사한다.

이외의 도시환경 관련 변수인 lnhouseep(인구 1,000명당 연간 신규주택공급)eh - 0.209로 역시 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 보였다($p < 0.001$). 학교 밀도(lnschool, -2.422)와 상업 시설(lnshop, -0.570) 변수에서도 유의한 음의 계수가 나타났다($p < 0.001$) 이는 인구밀도 당 학교가 많고, 상업시설이 많은 지역이 기존에 개발된 도시지역이기 때문이라는 걸 암시한다. 반면 인당 도시화면적비율(lnurbranp)의 경우 .052로 양의 상관계수를 띄었지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 일련의 결과로 인해 기존에 개발된 구도심과 오늘날 지역의 출산율이 통계적으로 유의한 음의 상관관계가 나타난다는 것을 알 수 있다. 다만 연간 신규주택공급과 출산율이 통계적으로 음의 상관관계가 나타난 것은 단순히 물리적인 주택 공급력의 증가가 곧바로 출산 여건 개선으로 이어지지 않는다는 점을 보여준다. 오히려 주택이 공급되더라도 출산가구를 수용할 수 있는 평면보다는 1,2인 가구에 적합한 소형위주로 구성된다면 도시에서 가족친화적 여건으로 받아들여지지 않을 수 있다.

다음으로 인구 및 사회경제적 여건 분석결과이다. 출산율에 가장 강력한 긍정적인 상관관계를 갖는 요인은신혼부부 수(lnnewwed)로 나타났다. M12 모델 기준 추정계수는 2.626으로 통계적으로 유의하였으며($p < 0.001$), 이는 지역 내 신혼 가구의 유입과 거주 안정성이 조출생률을 결정짓는 핵심 동력임을 실증한다. 인구통계적 특성을 살펴보면, 평균 출산 연령(fer_age)의 계수는 -0.790으로 유의한 음(-)의 상관관계를 보였다($p < 0.001$). 이는 만혼화와 고령 출산 경향이 강한 지역일수록 조출생률이 낮아지는 일반적인 인구학적 현상을 반영한다. 또한, 고학력 여성의 비중(lnfeedu) 역시 -0.424의 음의 계수를 나타내($p < 0.05$), 고학력 여성의 비중이 높은 지역에서 출산 시 기회비용이 더 크게 작용하고 있음을 추측해 볼 수 있다. 경제적 요

인인 소득 수준(lnincome)의 경우 -0.488로 통계적으로 유의한 음의 관계($p < 0.001$)가 확인되었다. 이는 고소득 지역일수록 양육에 따른 기회비용이 높거나, 주거비 등 생활 물가가 높아 출산을 기피하는 현상이 나타날 수 있음을 의미한다. 한편, 고용률(lnempratio)은 -0.078로 나타났으나 통계적 유의성은 확보하지 못했다.

일련의 인구 및 사회경제적 여건 분석 결과는 기존의 출산율 관련 선행연구에서 나타난 방향성과 일관된 결과를 보여주었다. 이는 본 연구의 핵심 독립변수인 도시의 노후주택비중과같은 물리적 여건을 포함하더라도 일관되게 나타났으므로, 본 연구의 강건성이 확보되었음을 의미한다. 나아가 도시의 물리적 환경은 인구, 경제요인을 포함하더라도 출산율에 독립적으로 영향을 미치는 주요 변수임을 방증한다.

Table 4-7은 표 분석의 정교함을 확보하기 위해 종속변수를 조출생률(CBR), 합계출산율(TFR), 30-49세 출산율(FR3049)의 세 가지 지표로 나누어 비교 분석한 결과이다. 분석 결과, 본 연구의 핵심 독립변수인 노후주택 비중(old_h)과 주택 가격(lnhousesp)이 통계적으로 유의한 상관성을 나타내는 지표는 조출생률(CBR)인 것으로 확인되었다.

구체적으로 살펴보면, 노후주택 비중(old_h)은 조출생률(CBR) 모델에서 -0.055의 계수값을 보이며 매우 높은 유의성을 나타냈으나, 합계출산율(TFR)과 30-49세 출산율(FR3049) 모델에서는 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다. 주택 공급(lnhousesp) 역시 조출생률 모델에서만 -0.209의 음(-)의 상관관계가 관찰되었으며, 타 지표에서는 영향력이 미미한 것으로 나타났다.

이러한 결과는 도시의 물리적 노후도와 물리 환경적 요인이 가임 여성 개인의 출산력보다는 해당 지역 전체의 인구 대비 출생 수준을 나타내는 조출생률에 더욱 민감하게 반응하고 있음을 시사한다. 이에 따라 본 연구는 도시 환경적 제약 요인의 영향력을 가장 명확하게 포착하고 설명할 수 있는 조출생률을 최종 분석을 위한 종속변수로 선택하였다.

Table 4-7. Predicting Fertility: Random-effect models

| | CBR | TFR | FR3049 |
|--------------|------------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| old_h | -0.055*** (0.006) | -0.002 (0.001) | -0.001 (0.001) |
| lnhousesp | -0.209** (0.068) | -0.009 (0.010) | -0.007 (0.007) |
| lnparkn | 0.069 (0.325) | -0.078 (0.049) | -0.072* (0.033) |
| lnschool | -2.422*** (0.414) | -0.063 (0.063) | -0.005 (0.042) |
| lnurbranp | 0.052 (0.085) | 0.071*** (0.013) | 0.038*** (0.009) |
| lnshop | -0.570*** (0.163) | -0.084*** (0.025) | -0.053** (0.017) |
| lnnewwed | 2.626*** (0.193) | 0.142*** (0.029) | 0.096*** (0.020) |
| lnfeedu | -0.424** (0.145) | -0.139*** (0.022) | -0.071*** (0.015) |
| fer_age | -0.790*** (0.086) | -0.126*** (0.013) | -0.009 (0.009) |
| lnincome | -0.488*** (0.109) | -0.055*** (0.016) | -0.036** (0.011) |
| lnempratio | -0.078 (0.088) | -0.007 (0.013) | -0.005 (0.009) |
| _cons | 34.333*** (2.452) | 5.569*** (0.371) | 1.247*** (0.250) |
| N | 687 | 687 | 687 |
| r2_b | 0.511 | 0.467 | 0.138 |
| r2_w | 0.786 | 0.674 | 0.325 |
| r2_o | 0.651 | 0.565 | 0.211 |
| rmse | 0.952 | 0.145 | 0.097 |
| sigma_u | 0.840 | 0.129 | 0.087 |
| sigma_e | 0.898 | 0.141 | 0.094 |
| rho | 0.467 | 0.456 | 0.460 |

Standard errors in parentheses, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

3. 공간 회귀 분석 결과

□ 공간패널모형 비교 결과

본 연구에서는 출생률(CBR)에 도시 정주환경이 미치는 영향을 분석하기 위해 OLS, SAR, SEM, SAC, SDM의 5가지 모형을 활용하였다(Table 4-8). 각 모형은 공간적 의존성을 반영한 방식에 따라 차이가 있다. SAR은 Spatial Lag 항을 포함하며, SEM은 Spatial Error 항을 반영한다. SAC는 Spatial lag 및 Spatial Error 항을 결합한 모델이고, SDM은 공간지연항과 독립변수의 공간지연효과를 모두 포함한다.

각 모델의 적합도를 비교한 결과, SDM 모델의 AIC(2114.899)와 BIC(2191.948) 값이 모든 모델 중 가장 낮았으며, 로그 우도 함수(LL) 값은 -1040.449로 가장 높게 나타나 SDM이 본 연구에 가장 적합한 모델임을 확인하였다. 추정후 잔차에 대해 공간적 자기상관성이 남아있는지 Moran's I를 통해 검정한 결과 모든 모형에서 공간적 자기상관성이 아직 남아있는 것으로 나타났으나 SDM 모형의 자기상관계수가 가장 낮았다. 이는 SDM 모형이 타 모형에 비해 변수의 공간적 자기상관을 통제하는 역할을 잘 수행했다고 볼 수있다. 만약공간적 자기상관이 통제되지 않았을 때는 일부 변수들의 추정계수값이 과대추정 혹은 과소추정되는 문제가 발생할 수있다.

pseudo R2, AIC, BIC, MLL 등을 종합적으로 고려하여 최종모델로 선정된 SDM을 해석하면 다음과 같다. 공간패널모형 분석 결과에 따르면, 공간적으로 지연된 조출생률(W·CBR)의 계수는 0.282로 통계적으로 유의하게 나타났다($p < .001$). 이는 인접 지역의 조출생률 수준이 해당 지역의 조출생률과 밀접하게 연관되어 있음을 시사하며, 조출생률이 공간적으로 상호의존적인 패턴을 보임을 의미한다.

SDM 모델에서 핵심 독립변수인 old_h(노후주택 비중)의 추정계수는 -0.036으로 부정적인 상관관계를 보였으며 통계적으로 유의했다($p < 0.001$). 이는 공간적 상호작용을 고려하더라도 도시의 주택 노후화가 출산율에 부정적인 제약으로 작용하고 있음을 시사한다. 이외의 도시환경 관련 변수인 lnparkn(공원 수)은 0.384로 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 보였다($p < 0.001$). 반면 lnschool(학교 밀도, -1.803)과 lnshop(상업시설 밀도, -0.658) 변수에서도 통계적으로 유의한 음의 상관관계가 나타났다($p < .001$), 이는 인구밀도 당 학교와 인구밀도당 대형상업시설이 많은 지역에 기존에 개발된 도시지역이라는 점으로 암시한다.

반면 $\ln\text{housesp}$ (인당 주택공급대수, -0.062)와 $\ln\text{nurbanp}$ (인당도시화율, -0.133)은 부정적인 상관관계가 나타났는데 통계적으로 유의하지 않았다. 일련의 결과로 인해 공간적 효과를 통제한 모델에서도 기존에 개발된 구도심과 지역 출산율 사이에 통계적으로 유의한 음의 상관관계가 존재함을 알 수 있다.

다음으로 인구 및 사회경제적 여건 분석 결과이다. 출산율에 가장 강력한 긍정적인 상관관계를 갖는 요인은 $\ln\text{newwed}$ (신혼부부 수)로 나타났다. SDM 모델 기준 추정계수는 1.871로 통계적으로 유의하였으며($p < 0.001$), 이는 공간적 전이 효과를 포함하더라도 지역 내 신혼 가구의 유입과 거주 안정성이 조출생률을 결정짓는 핵심 동력임을 보여준다. 인구 및 경제적 특성 중 $\ln\text{feedu}$ (-0.097), fer_age (-0.127), $\ln\text{income}$ (-0.090), $\ln\text{empratio}$ (-0.039) 등은 SDM 모델에서 통계적 유의성을 확보하지 못하였다. 이는 공간적 자기상관을 고려할 때, 물리적 환경 요인이나 신혼부부의 비중이 다른 인구, 경제학적 특성보다 출산율의 지역적 차이를 설명하는 데 더 견고한 변수임을 시사한다.

공간적 파급 효과 측면에서 olh_h (노후주택비중)의 공간시차 계수는 -0.105로 음(-)의 값을 가지며 통계적으로 유의하게 나타났다($p < .001$). 이는 인접 지역의 특정 환경적 요소가 해당 지역의 조출생률에 간접적인 부정적 파급 효과를 미칠 수 있음을 의미한다. 일련의 분석 결과는 공간적 상호작용을 포함하더라도 도시의 물리적 여건인 노후주택 비중과 공원 공급 수준이 출산율에 독립적으로 영향을 미치는 주요 변수임을 방증하며, 본 분석 결과의 강건성을 확보해 준다.

Table 4-8. Spatial Panel Model Comparison (random-effect models)

| CBR | OLS | SAR | SEM | SAC | SDM |
|------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------------------|
| old_h | -0.044*** (0.006) | -0.040*** (0.006) | -0.040*** (0.006) | -0.039*** (0.006) | -0.036*** (0.006) |
| lnhousesp | -0.189** (0.068) | -0.144* (0.066) | -0.103 (0.066) | -0.095 (0.065) | -0.062 (0.062) |
| lnparkn | 0.334*** (0.085) | 0.302*** (0.086) | 0.370*** (0.086) | 0.349*** (0.086) | 0.384*** (0.084) |
| lnschool | -2.368*** (0.320) | -2.167*** (0.317) | -2.207*** (0.311) | -2.090*** (0.313) | -1.803*** (0.301) |
| lnurbranp | 0.002 (0.081) | 0.225* (0.095) | -0.031 (0.099) | 0.039 (0.103) | -0.133 (0.101) |
| lnshop | -0.654*** (0.160) | -0.525** (0.164) | -0.634*** (0.162) | -0.596*** (0.161) | -0.658*** (0.156) |
| lnnewwed | 2.582*** (0.189) | 2.118*** (0.215) | 2.268*** (0.211) | 2.069*** (0.221) | 1.871*** (0.214) |
| lnfeedu | -0.495*** (0.144) | -0.534*** (0.143) | -0.425** (0.143) | -0.379** (0.143) | -0.097 (0.143) |
| fer_age | -0.818*** (0.084) | -0.711*** (0.087) | -0.503*** (0.099) | -0.464*** (0.098) | -0.127 (0.099) |
| lnincome | -0.474*** (0.107) | -0.439*** (0.108) | -0.330** (0.109) | -0.290** (0.109) | -0.090 (0.108) |
| lnempratio | 0.010 (0.088) | -0.063 (0.092) | -0.008 (0.088) | -0.029 (0.088) | -0.039 (0.085) |
| _cons | 33.925*** (2.400) | 29.151*** (2.565) | 23.151*** (2.950) | 21.167*** (2.945) | 10.484*** (3.026) |
| Wd | | | | | |
| cbr | | 0.187*** (0.038) | | 0.100 (0.071) | 0.282*** (0.043) |
| e.cbr | | | 0.903*** (0.050) | 1.183*** (0.083) | 1.855*** (0.090) |
| old_h | | | | | -0.105*** (0.019) |
| sigma_u | | | | | |
| _cons | | 0.916*** (0.061) | 0.885*** (0.059) | 0.878*** (0.059) | 0.864*** (0.056) |
| sigma_e | | | | | |
| _cons | | 0.897*** (0.030) | 0.883*** (0.030) | 0.876*** (0.030) | 0.835*** (0.028) |
| N | 687 | 687 | 687 | 687 | 687 |
| pseudo R2 | | 0.670 | 0.655 | 0.645 | 0.653 |
| AIC | . | 2155.723 | 2138.227 | 2128.274 | 2114.899 |
| BIC | . | 2223.708 | 2206.212 | 2200.791 | 2191.948 |
| ll | | -1062.862 | -1054.113 | -1048.137 | -1040.449 |

Standard errors in parentheses
 * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

□ 패널모형, 공간패널모형 비교 결과

표 4-9는 상호작용항을 포함한 비공간 패널 모형과 공간 패널 모형의 추정 결과를 비교하여 요약한 것이다. 각 모형의 적합도를 검토한 결과, 공간 패널 모형인 모형 (4)의 AIC(2113.395) 값이 가장 낮고 로그 우도 함수(LL) 값은 -1038.697로 모든 모형 중 가장 높게 나타나 모형 (4)를 본 연구의 최종 모형으로 선정하였다.

최종 모형 (4)에서 조출생률의 공간적 자기상관을 나타내는 공간 시차 변수(Wd:cbr)의 추정값은 0.288로, 양(+)의 값을 가지며 통계적으로 유의하였다($p < 0.001$). 이는 인접 지역의 조출생률이 높을수록 해당 지역의 조출생률 또한 높아지는 공간적 군집 효과가 상호작용항을 포함한 모형에서도 견고하게 나타나고 있음을 의미한다.

주요 독립변수의 분석 결과, 핵심 변수인 old_h(노후주택 비중)의 추정계수는 -0.021로 나타나 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계를 보였다($p < .05$). 이는 공간적 전이 효과와 변수 간 상호작용을 고려하더라도 주택 노후화가 심화될수록 조출생률이 낮아진다는 점을 시사한다. 또한 lnparkn(공원 수)은 0.341의 계수값으로 유의한 양(+)의 상관관계를 보여, 쾌적한 녹지환경조성이 출산율 제고에 긍정적인 요인임을 실증하였다($p < .001$). 반면 lnschool(학교 밀도, -1.893)과 lnshop(상업시설, -0.616)은 통계적으로 유의한 음의 계수를 나타냈다($p < .001$). 이는 앞선 분석 결과와 마찬가지로 학교와 상업시설이 고밀도로 집중된 기존 시가지 환경이 실제 출산 및 육아 여건에는 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 암시한다. 노후주택 비중과 주택공급량의 상호작용항(old_h*lnhousesp)의 경우, 비공간 모형(2)에서는 -0.008로 유의

하였으나 최종 공간 모형(4)에서는 -0.006으로 통계적 유의성을 확보하지 못하였다. 사회경제적 요인에서는 lnnewwed(신혼부부 수)가 1.910으로 가장 강력한 양의 상관관계를 보였으며, fer_age(평균 출산 연령)는 -0.342로 유의한 음의 상관관계를 나타냈다($p < .01$).

특히 공간적 파급 효과(Wd)에서 old_h의 공간시차 계수가 -0.101로 유의하게 나타난 점에 주목할 필요가 있다($p < .001$). 이는 본 지역의 주택 노후화뿐만 아니라 인접 지역의 주택 노후화 역시 해당 지역의 조출생률을 저해하는 간접적인 부정적 파급 효과(Spatial Spillover Effect)를 발생시키고 있음을 방증한다. 결론적으로 최종 모형 (4)의 결과는 출산율 제고를 위한 도시 재생 정책이 개별 지역 단위를 넘어 인접 지역과의 공간적 연계성을 고려하여 광역적으로 추진되어야 함을 시사한다.

Table 4-9. Final Model Analysis

| CBR | Panel Model | | Spatial Panel Model | |
|-----------------------|---|--|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| old_h | -0.044^{***} (0.006) | -0.030^{**} (0.009) | -0.033^{***} (0.006) | -0.021[*] (0.009) |
| lnhousesp | -0.189 ^{**} (0.068) | 0.007 (0.112) | -0.113 (0.064) | 0.045 (0.106) |
| lnparkn | 0.334 ^{***} (0.085) | 0.337 ^{***} (0.085) | 0.339 ^{***} (0.086) | 0.341^{***} (0.086) |
| lnschool | -2.368 ^{***} (0.320) | -2.315 ^{***} (0.320) | -1.960 ^{***} (0.311) | -1.893^{***} (0.313) |
| lnurbranp | 0.002 (0.081) | -0.003 (0.080) | 0.027 (0.100) | 0.040 (0.099) |
| lnshop | -0.654 ^{***} (0.160) | -0.727 ^{***} (0.163) | -0.556 ^{***} (0.160) | -0.616^{***} (0.162) |
| lnnewwed | 2.582 ^{***} (0.189) | 2.560 ^{***} (0.189) | 1.956 ^{***} (0.219) | 1.910^{***} (0.219) |
| lnfeedu | -0.495 ^{***} (0.144) | -0.480 ^{***} (0.144) | -0.211 (0.146) | -0.210 (0.145) |
| fer_age | -0.818 ^{***} (0.084) | -0.831 ^{***} (0.084) | -0.327 ^{***} (0.099) | -0.342^{***} (0.099) |
| lnincome | -0.474 ^{***} (0.107) | -0.457 ^{***} (0.107) | -0.211 (0.109) | -0.198 (0.109) |
| lnempratio | 0.010 (0.088) | 0.029 (0.088) | -0.052 (0.087) | -0.038 (0.087) |
| c.old_h#c.lnhousesp | | -0.008 [*] (0.004) | | -0.006 (0.003) |
| _cons | 33.925 ^{***} (2.400) | 33.850 ^{***} (2.391) | 16.528 ^{***} (3.013) | 16.505^{***} (3.004) |
| Wd | | | | |
| old_h | | | -0.105 ^{***} (0.019) | -0.101^{***} (0.019) |
| cbr | | | 0.282 ^{***} (0.043) | 0.288^{***} (0.043) |
| e.cbr | | | 1.855 ^{***} (0.090) | 1.852^{***} (0.088) |
| sigma_u | | | | |
| _cons | | | 0.873 ^{***} (0.057) | 0.863^{***} (0.057) |
| sigma_e | | | | |
| _cons | | | 0.866 ^{***} (0.029) | 0.866^{***} (0.029) |
| pseudo R ² | | | 0.653 | 0.656 |
| AIC | . | . | 2114.899 | 2113.395 |
| BIC | . | . | 2191.948 | 2194.977 |
| rmse | 0.949 | 0.950 | | |
| sigma_u | 0.820 | 0.808 | | |
| sigma_e | 0.902 | 0.902 | | |
| rho | 0.453 | 0.445 | | |
| ll | | | -1040.449 | -1038.697 |

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

□ 공간 누출(spillover effect) 효과 추정

SDM 모형은 공간적 자기상관 문제를 보완하고 출생률의 공간적 의존성을 설명하는 데 가장 적합한 모델로 확인되었다. 이는 한국의 행정구역 단위에서 출산이 지역별 특성 및 인근지역에 어떤 영향을 받는지에 대한 분석 결과를 제시하며 특정 지역에서 출생률이 인근 지역까지 확산되는 경향을 반영한다.

조출생률에 영향을 미치는 공간의 효과는 직접효과와 간접효과로 구분할 수 있다. 직접효과가 해당지역 독립변수가 해당지역 종속변수에 미치는 영향이라면, 간접효과는 누출효과(spillover effect)라고도 하며 한 지역의 설명변수가 인근지역 종속변수에 미치는 영향을 나타낸다.

노후주택비중(old_h)의 제공항 효과도 통계적으로 유의하였다. 노후주택비중이 높을수록 조출생률이 낮게 나타나는 음(-)의 상관관계가 있었다(Figure 4(left)). 노후주택비중과 조출생률은 급격한 부정적 관계를 보이다가 약 56%를 기점으로 상관관계가 약해진다. 주택공급으로 인해 예측된 조출생률과의 상관관계는 수도권 및 비수도권 모두에서 유의한 양(+)의 상관관계가 나타났다(Figure 5(right)). 와 신규주택공급대수(supply_h)는 통계적으로 유의한 상호작용 효과가 나타났다.

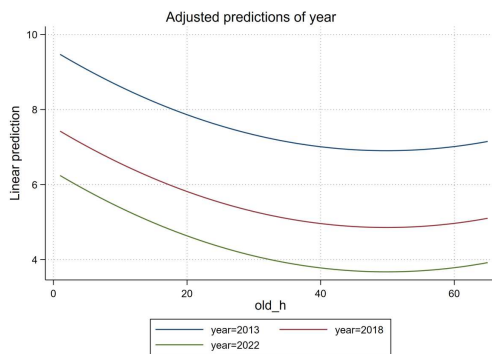


Figure 4-4. Predicted CBR by Year Across Old Housing Ratios

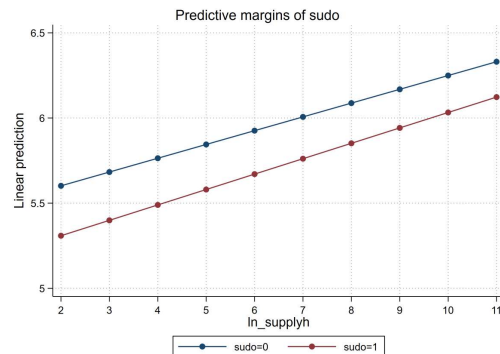


Figure 4-5 Predicted CBR by Housing Supply in Capital vs. Non-Capital Regions

표 4-10은 공간더빈모델(SDM)의 분석 결과를 직접 효과(Direct), 간접 효과(Indirect), 그리고 총 효과(Total)로 분해하여 나타낸 것이다. 이 중 직접 효과는 해당 지역의 독립변수 변화가 해당 지역의 조출생률(CBR)에 미치는 직접적인 영향력을 의미한다. 주요 공간 관련 변수의 직접 효과 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 노후주택 비중(old_h)의 직접 효과 계수는 -0.043으로, 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다($p < 0.001$). 이는 다른 조건이 동일할 때 해당 지역의 주택 노후화가 심화될수록 해당 지역의 조출생률이 감소함을 의미하며, 물리적 주거 환경의 퇴락이 출산 여건에 직접적인 제약 요인으로 작용하고 있음을 보여준다.

둘째, 공원 수(lnparkn)의 직접 효과 계수는 0.372로 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 보였다($p < 0.001$). 이는 지역 내 공원과 같은 녹지 공간의 확충이 해당 지역 거주 가구의 정주 환경 만족도를 높여 출산에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 실증한다.

셋째, 인당 도시화면적비율(lnurbranp)의 직접 효과 계수는 -0.147로 산출되었으나 통계적 유의성을 확보하지 못하였다. 이는 본 연구의 분석 대상 지역들에서 인당 도시화 면적의 차이가 해당 지역의 출산율 변화에 직접적으로 미치는 통계적인 영향력은 미미함을 시사한다.

넷째, 대형상업시설(lnshop)의 직접 효과 계수는 -0.605로 통계적으로 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 분석되었다($p < 0.001$). 이는 상업 시설이 밀집된 고밀도 시가지 환경이 해당 지역의 조출생률을 저해하는 요인임을 의미하며, 주거 기능보다는 상업 기능이 강한 지역의 환경적 특성이 출산 및 양육에는 부정적인 조건이 될 수 있음을 방증한다.

마지막으로 초혼건수와 초산연령을 포함한 두 가지 사회경제적 변수는 정주환경 변수를 통제한 이후 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 물리적 공간환경의 질적 측면이 보다 중요한 변수로 작용함을 뒷받침한다.

공간 누출 효과 분석 결과는 해당 지역의 주택 노후도와 상업적 고밀도 환경은 출산율을 낮추는 요인으로 작용하는 반면, 공원과 같은 쾌적한 환경 요소는 출산율을 높이는 핵심적인 물리적 여건임을 명확히 보여준다.

Table 4-10. Spatial Spillover effect

| | dy/dx | std. | z | P>z | [95% conf. | interval] |
|-----------------|---------------|-------|--------|-------|------------|-----------|
| Direct | | | | | | |
| old_h | -0.043 | 0.006 | -6.830 | 0.000 | -0.055 | -0.031 |
| lnparkn | 0.372 | 0.090 | 4.150 | 0.000 | 0.196 | 0.547 |
| lnurbranp | -0.147 | 0.101 | -1.450 | 0.147 | -0.345 | 0.051 |
| lnshop | -0.605 | 0.166 | -3.640 | 0.000 | -0.931 | -0.279 |
| lnnewwed | 1.368 | 0.203 | 6.730 | 0.000 | 0.970 | 1.766 |
| lnfeedu | 0.007 | 0.148 | 0.040 | 0.965 | -0.283 | 0.296 |
| fer_age | -0.396 | 0.101 | -3.920 | 0.000 | -0.594 | -0.198 |
| lnincome | -0.205 | 0.114 | -1.800 | 0.071 | -0.427 | 0.018 |
| lnempratio | -0.130 | 0.091 | -1.430 | 0.152 | -0.309 | 0.048 |
| Indirect | | | | | | |
| old_h | -0.122 | 0.023 | -5.380 | 0.000 | -0.167 | -0.078 |
| lnparkn | 0.121 | 0.036 | 3.370 | 0.001 | 0.051 | 0.192 |
| lnurbranp | -0.048 | 0.031 | -1.560 | 0.118 | -0.108 | 0.012 |
| lnshop | -0.198 | 0.061 | -3.240 | 0.001 | -0.317 | -0.078 |
| lnnewwed | 0.447 | 0.083 | 5.400 | 0.000 | 0.285 | 0.609 |
| lnfeedu | 0.002 | 0.048 | 0.040 | 0.965 | -0.092 | 0.097 |
| fer_age | -0.129 | 0.033 | -3.910 | 0.000 | -0.194 | -0.065 |
| lnincome | -0.067 | 0.037 | -1.820 | 0.069 | -0.139 | 0.005 |
| lnempratio | -0.043 | 0.031 | -1.360 | 0.174 | -0.104 | 0.019 |
| Total | | | | | | |
| old_h | -0.165 | 0.023 | -7.280 | 0.000 | -0.210 | -0.121 |
| lnparkn | 0.493 | 0.120 | 4.120 | 0.000 | 0.258 | 0.728 |
| lnurbranp | -0.195 | 0.131 | -1.490 | 0.137 | -0.451 | 0.062 |
| lnshop | -0.802 | 0.218 | -3.680 | 0.000 | -1.230 | -0.375 |
| lnnewwed | 1.815 | 0.247 | 7.340 | 0.000 | 1.330 | 2.299 |
| lnfeedu | 0.009 | 0.196 | 0.040 | 0.965 | -0.375 | 0.393 |
| fer_age | -0.525 | 0.127 | -4.130 | 0.000 | -0.775 | -0.276 |
| lnincome | -0.272 | 0.149 | -1.830 | 0.068 | -0.563 | 0.020 |
| lnempratio | -0.173 | 0.122 | -1.420 | 0.155 | -0.411 | 0.065 |

제5장. 결론

1. 결론
 2. 의의 및 한계
-

1. 결론

본 연구는 한국의 도시 정주환경이 출산율에 미치는 공간적 영향을 규명하고, 특정 지역의 환경적 특성이 인접 지역에 미치는 공간적 파급 효과를 분석하고자 하였다. 이를 위해 전국 단위의 패널 데이터를 구축하고, 공간적 상호작용을 명확히 포착할 수 있는 공간더빈모델(SDM)을 활용하여 분석을 수행하였다. 특히 정주환경을 단일 행정 구역 내 속성으로만 파악하지 않고 공간 간 상호작용을 반영한 계량모형을 적용함으로써 출산율이 공간적 맥락 속에서 형성된다는 점에 주목하였다.

패널회귀모형과 더불어 공간패널회귀모형 중 Spatial Durbin Model(SDM)을 적용한 분석 결과, 노후주택비중은 출산율과 유의한 음의 관계를 보인 반면, 신규주택 공급량은 양의 관계를 나타냈다. 또한 인접 지역의 주거환경 지표는 해당 지역 출산율에 통계적으로 유의한 간접효과를 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 출산이라는 현상이 단지 개인의 선택이나 소득 수준만으로 설명되기 어려우며, 정주환경의 질적 조건과 지역 간 공간구조에 의해 구성된다는 점을 뒷받침한다.

최종적으로 채택된 SDM 모형은 $\text{pseudo } R^2 = 0.653$, $\text{AIC} = 2114.899$, $\text{BIC} = 2191.948$ 로 다른 모형에 비해 설명력이 우수하며, 공간적 자기상관계수($\rho = 0.236$, $p < .001$) 또한 통계적으로 유의하였다. 이는 출산율이 인접 지역과 공간적으로 연관되어 있음을 의미한다.

공간 패널 모형의 추정 결과에서 도출된 첫 번째 주요 발견은 도시의 물리적 노후화가 해당 지역의 출산율에 직접적으로 부정적인 영향을 미친다는 점이다. 노후주택 비중(old_h)의 직접 효과 계수는 -0.043으로 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 주거 환경의 퇴락이 가구의 출산 결정을 저해하는 실질적인 제약 요인임을 의미한다. 반면, 공원 수(lnparkn)는 0.372의 유의한 양(+)의 직접 효과를 보여, 쾌적한 녹지 환경의 조성이 출산율 제고에 긍정적인 기제로 작용함을 실증하였다. 이러한 결과는 단순히 소득이나 고용 같은 사회경제적 요인뿐만 아니라, 도시의 물리적 정주 여건 자체가 출산율을 결정짓는 독립적이고 핵심적인 변수임을 방증한다.

둘째, 본 연구는 특정 지역의 정주환경이 인접 지역의 출산율에도 유의한 파급 효과를 미친다는 사실을 밝혀냈다. 분석 결과, 노후주택 비중(old_h)의 간접 효과 계수는 -0.122로 매우 높게 나타났으며, 이는 인접 지역의 주거 노후화가 해당 지역의 출산율까지 하락시키는 강력한 부정적 공간 파급 효과를 발생시키고 있음을 시사한다. 또한 상업시설(lnshop) 역시 해당 지역(-0.605)과 인접 지역(-0.198) 모두에서 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 고밀도로 개발된 기존 시가지나 상업적 기능이 강한 환경이 행정 구역 경계를 넘어 광역적으로 출산 여건을 악화시킬 수 있음을 보여준다.

앞서 언급한 결과들을 통해 몇 가지 시사점을 도출할 수 있다. 이론적 관점에서 볼 때, 저출산 문제는 개인의 선택이나 경제적 지원만으로 해결될 수 없으며, 주거지의 물리적 질과 공간적 맥락에 의해 구성된다는 점에 주목해야 한다. 따라서 출산율의 공간적 영향을 분석할 때는 지역 간 파급 효과를 포함하는 공간 계량 모델의 적용이 필수적이다.

본 연구의 가장 중요한 학문적 기여는 출산율 결정요인을 분석하는 데 있어 '도시 정주환경의 공간구조'를 실증적으로 반영하였다는 점이다. 기존 연구들은 주로 소득, 고용, 교육 등의 사회경제적 요인이나 주택가격 중심의 접근에 머물렀으나, 본 연구는 정주환경의 물리적 지표인 노후주택비중, 신규주택공급, 도시정주환경이 출산율에 어떤 방식으로 영향을 주는지를 실증적으로 규명하였다.

분석 결과는 출산율 제고를 위한 정주환경 개선이 단일 행정구역 단위의 정책으로는 한계가 있음을 시사한다. 신규주택공급은 해당 지역의 출산율을 높이지만, 인접 지역의 출산율을 낮출 수 있으며, 이는 지역 간 인구경쟁과 출산유인책의 편향된 효과를 야기할 수 있다. 또한 노후주택 정비와 관련해서는 단순 철거 및 재개발 중심 접근

이 아닌, 출산친화적 도시공간 조성을 위한 물리적 개입 전략이 필요하다. 공원, 보육 시설, 문화·소매시설 등 생활인프라의 밀집도는 단지 삶의 질 제고만이 아니라, 출산율에 영향을 미치는 핵심 조건임이 확인되었기 때문이다.

따라서 정주환경 개선은 개별 지자체의 개발사업이 아니라 광역권 차원의 조율된 도시공간 전략 하에 이루어져야 한다. 예를 들어, 신도시 개발이 기존 도시의 기능을 대체하거나 인접 지역의 출산 여건을 악화시키는 방식이 아니라, 정비되지 않은 구도심의 주거환경을 동시 개선하는 방식으로 계획되어야 한다.

정책적 관점에서 볼 때, 첫째, 출산율 제고를 위한 정주환경 개선은 단일 행정구역 단위의 정책을 넘어 광역권 차원의 조율된 도시공간 전략 하에 이루어져야 한다. 주거 노후화의 부정적 전이 효과와 녹지 공간의 긍정적 전이 효과가 실증된 만큼, 인접 지자체 간의 협력을 통한 통합적인 주거 재생 및 기반 시설 공급 전략이 필요하다. 둘째, 구도심 재생 시 단순한 물리적 정비를 넘어 '가족 친화적 공간'으로의 재구조화가 시급하다. 대형상업시설 위주의 고밀 개발보다는 공원과 보육 시설 등 생활 인프라가 조화된 환경을 조성함으로써 주거 쾌적성을 확보해야 한다.

이러한 결과를 통해 정주환경 노후화가 한국에서 가지는 의미를 되돌아보아야 한다. 노후주택이 많은 지역은 단순히 오래된 주거지를 보여주는 것이 아니다. 한국은 지난 30여 년간 급속한 경제성장을 이루었고, 구도심의 주택품질과 주택인프라는 대개 중진국 시절의 기준에 맞춰 공급되었다. 반면, 이미 선진국 단계의 생활양식을 영위하는 오늘날의 젊은 가구들은 높은 삶의 질과 쾌적한 양육환경을 요구하고 있다. 이러한 시대적 변화는 공간적 미스매치를 야기하였다는 걸 알 수 있다. 따라서 오늘날 도시에서는 단순히 주택공급과 같은 보수를 넘어, 생활인프라가 조화된 가족친화적 공간으로 재구성 되어야 한다.

2. 연구 의의 및 한계

본 연구는 단순한 횡단면 분석이 아닌 10년에 걸친 종단면 분석을 바탕으로 도시환경이 출산율에 미치는 장기적인 영향을 파악하고자 한다. 연구의 결과 단계에서는 궁극적으로는 공간적 자기상관성과 공간가중치를 고려하여 인접 지역과의 상호작용까지 분석을 통하여, 다층적인 연구 결과를 제시하고자 한다는 점에서 기존 연구와의 차별화된 접근을 보여준다. 또한 10년 단위 도시 단위 패널 데이터를 직접 제작하였기 때문에 기존의 데이터셋에 의존하지 않는 새로운 분석 프레임워크를 제시한다는 데 의의가 있다.

기존 출산율 연구는 대부분 국가 단위에서 사회경제적 요인을 중심으로 진행되었으나, 본 연구는 지역 단위에서 도시환경이라는 공간 요소에 초점을 맞춘다. 특히, 단순히 출산율 자체에 주목하기보다, '살기 좋은 도시환경'이라는 삶의 터전이 출산율에 미치는 영향을 탐구한다는 점에서 차별성을 지닌다. 일반적인 출산율 연구는 양육수당, 출산장려금, 보육수당 등 재정적인 지원에 초점을 두고 있으며 도시환경과 같은 삶의 질에 대한 고려는 거의 이루어지지 않았다. 도시는 단순한 물리적 공간이 아니라, 인간 생활과 밀접하게 연결된 삶의 터전이다. 따라서, 본 연구는 출산율 연구와 도시환경 연구를 결합하여 다음과 같은 질문을 던진다: "살기 좋은 도시환경이 출산율에 미치는 영향은 무엇인가?". 이는 단순히 새로운 학문적 기여를 넘어, 지금 이곳에서 살아가는 사람들이 평생 살고 싶어 하는 지속가능한 도시를 만드는 데 실질적 기여할 것이다.

마지막으로 이 연구의 결과가 결코 기존 도시를 모두 재개발하거나 대규모의 신도시 개발하는 것을 제안하는 것이 아니다. 오히려 연구자는 기존 주민들의 삶의 터전을 보존하고 다양한 계층이 함께 살아가는 사회를 지지한다. 다만 기존에 사회적 약자를 배려하지 않던 도시계획의 문제점을 개선하고 모든 세대가 공존하며 살아갈 수 있는 사회를 만들기 위해서는 살기 좋은 도시를 지향하는 것이 필요하다. 이에 본 연구는 양질의 일자리와 주거환경이 조화롭게 공존할 수 있는 도시환경의 중요성을 강조한다.

예비분석결과를 활용하여 가설을 확인한 결과 H1. 노후주택과 조출생률 간에는 통계적으로 유의한 음의 상관관계가 있는 것으로 나타나 첫 번째 가설을 증명할 수 있었다. H2. 신규주택비중과 조출생률간에는 양의 상관관계가 나타나 두 번째 가설이 성

립한다는 것을 일부 증명하였으나 이외에 정주환경과 조출생률 간의 관계에 대해서는 변수 도입에 대한 이론적 근거를 보완해야지만 두 번째 가설을 완전히 증명할 수 있을 것으로 보인다. H3. 도시정주환경과 주변지역 조출생률과의 관계는 최종모형식에서 직접효과 및 누출효과가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀져 세 번째 가설이 성립되었음을 알 수 있었다.

본 연구에는 몇 가지 한계점이 있다. 첫째, 분석 대상이 한국에 한정되어 있어, 동아시아 개발국가 전반의 도시 토지 및 출산 메커니즘으로 일반화하기에는 제약이 있다. 향후 후속 연구에서는 일본, 대만, 싱가포르 등 유사한 발전 경로를 겪은 국가들과의 비교 연구를 통해 보다 보편적인 도시 출산 이론을 정립할 필요가 있다. 둘째, 조출생률(CBR) 외에 연령별 초산율이나 혼인 상태별 출산율 등 세분화된 지표를 활용한다면, 정주환경이 생애 주기별로 미치는 영향을 더욱 정교하게 포착할 수 있을 것이다. 또한, 정량적 분석에서 나아가 거주자의 주관적 인식과 삶의 궤적을 심층적으로 탐구하는 질적 연구와의 통합이 향후 중요한 과제로 남는다.

참고문헌

- Anderson, T., & Kohler, H. P. (2013). Education fever and the East Asian fertility puzzle: A case study of low fertility in South Korea. *Asian population studies*, 9(2), 196-215.
- Basten, S., Sobotka, T., & Zeman, K. (2014). Future fertility in low fertility countries. *Population Studies*, 68(1), 1-13. <https://doi.org/10.1080/00324728.2013.860230>
- Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In *Demographic and economic change in developed countries* (pp. 209-240). Columbia University Press.
- Benza, M., Weeks, J. R., Stow, D. A., López-Carr, D., & Clarke, K. C. (2017). Fertility and urban context: A case study from Ghana, West Africa, using remotely sensed imagery and GIS. *Population, Space and Place*, 23(8), e2062.
- Bongaarts, J., & Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and development review*, 271-291.
- Brauner-Otto, S. R. (2023). Housing and fertility: A macro-level, multi-country investigation, 1993-2017. *Housing Studies*, 38(4), 569-596.
- Brezzi, M., Dijkstra, L., & Ruiz, V. (2011). OECD extended regional typology: the economic performance of remote rural regions.
- Bürkner, H.-J., & Gruber, M. (2019). Peripherality, demographic shrinkage and post-growth governance: A comparison of regional planning discourses in Eastern Germany and northern Sweden. *European Planning Studies*, 27(1), 35-54. <https://doi.org/10.1080/09654313.2018.1530771>
- Campisi, N., Kulu, H., Mikolaj, J., Klüsener, S., & Myrskylä, M. (2020). Spatial variation in fertility across Europe: Patterns and determinants. *Population, Space and Place*, 26(4), e2308.
- Dribe, M., Juárez, S. P., & Scalone, F. (2017). Is it who you are or where you live? Community effects on net fertility during the demographic transition in Sweden: A multilevel analysis using micro-census data. *Population, Space and Place*, 23(2), e1988. <https://doi.org/10.1002/psp.1988>
- Florida, R. (2005). *Cities and the creative class*.
- Florida, R., Mellander, C., & King, K. (2021). Housing costs, self-employment, and fertility. *Population, Space and Place*, 27(3), e2413. <https://doi.org/10.1002/psp.2413>
- Großmann, K., Bontje, M., Haase, A., & Mykhnenko, V. (2013). Shrinking cities: Notes for the

- further research agenda. *Cities*, 35, 221-225.
- HOLLANDER, D., & BREEN, J. L. (1990). Pregnancy in the older gravida: how old is old?. *Obstetrical & Gynecological Survey*, 45(2), 106-112.
- Hong, N., & Kim, S. (2023). Beyond Desakota: the urbanization process and spatial restructuring in contemporary Vietnam. *Urban Research & Practice*, 16(4), 582-604.
- Innocenti, N., Vignoli, D., & Lazzeretti, L. (2021). Economic complexity and fertility: insights from a low fertility country. *Regional Studies*, 55(8), 1388-1402.
- Kang, B., Won, J. & Kim, E. J. COVID-19 impact on residential preferences in the early-stage outbreak in South Korea. *Int. J. Environ. Res. Public Health*18, 11207: 10.3390/ijerph182111207 (2021).
- Kang, S. H., Lee, J. S. & Kim, S. Has South Korea's policy of relocating public institutions been successful? A case study of 12 agglomeration areas under the Innovation City Policy. *Urban Stud.*61, 900-922; 10.1177/00420980231193567 (2024).
- Kim, S. Reviewing Visions and Design Principles for Urban Core of a New Town in Korea. *J. Urban Des. Inst. Korea Urban Des.*21, 59-73; 10.38195/judik.2020.08.21.4.59 (2020).
- Kim, Y. E., Lee, J. S. & Kim, S. Proposing the classification matrix for growing and shrinking cities: A case study of 228 districts in South Korea. *Habitat Int.*127, 102644; 10.1016/j.habitatint.2022.102644 (2022).
- Kuznets, S. Rural-Urban Differences in Fertility: An International Comparison. *Proc. Am. Philos. Soc.*118, 1-29 (1974).
- Kwon, Y. S. The Transition in the Spatial Structure of Neighborhood Unit in Korean New Town Masterplan - Focused on Changwon-si, Bundang newtown, and Sejong-si in Korea -. *J. Korea Plan. Assoc.*46, 193-210 (2011). [in Korean]
- Lee, H. J. & Kim, K. M. A Study on the Urban Environment Affecting Fertility Intentions of Women in Sejong City. *J. Korean Assoc. Reg. Geogr.*28, 459-473; 10.26863/JKARG.2022.11.28.4.459 (2022).
- Lee, N. Y. & Ahn, J. S. 'General Type of Neighborhood Regeneration' Urban Regeneration Project andPromotion of Resident-Participation: Focusing on Garibong-dong, Guro-gu, Seoul. *J. Korean Urban Geogr. Soc.*20, 63-78; 10.21189/JKUGS.20.3.5 (2017).
- Lee, W. H. A Study on the Comparison between the Plan and Development of A Newtown. (Gyeonggi Research Institute, 2008).
- Lee Chulhee(2023), A Decomposition of Change in the Number of Birth in Korea, 1992~2021: Effects of Changes in Female Population, Marriage, and Marital Fertility by Number of Children, *Korea Journal of Population Studies*, 46(3), 79-110.
- Lutz, W., Skirbekk, V. & Testa, M. R. The low fertility trap hypothesis: Forces that may lead to further postponement and fewer births in Europe. *Vienna Yearb. Popul. Res.*4, 167-192 (2006).
- Merino-Saum, A., Halla, P., Superti, V., Boesch, A., & Binder, C. R. (2020). Indicators for urban sustainability: Key lessons from a systematic analysis of 67 measurement initiatives. *Ecological Indicators*, 119, 106879.
- Mills, M., Rindfuss, R. R., McDonald, P., & te Velde, E. (2011). Why do people postpone

- parenthood? Reasons and social policy incentives. *Human Reproduction Update*, 17(6), 848–860. <https://doi.org/10.1093/humupd/dmr026>
- OECD. (2020). *Regions in industrial transition: Policies for people and places*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264319325-en>
- OECD. (2021). SF3.1: Marriage and divorce rates. OECD Family Database.
- OECD. (2023). SF2.3: Age of mothers at childbirth and age-specific fertility. OECD Family Database.
- OECD. (2024). *Society at a Glance 2024*. OECD Publishing.
- Pallagst, K. (2009). Shrinking cities in the United States of America. The future of shrinking cities: Problems, patterns and strategies of urban transformation in a global context, 81-88.
- Salvati, L. et al. Spatial variability of total fertility rate and crude birth rate in a low-fertility country: Patterns and trends in regional and local scale heterogeneity across Italy, 2002–2018. *Appl. Geogr.* 124, 102321; [10.1016/j.apgeog.2020.102321](https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2020.102321) (2020).
- Simon, C. J., & Tamura, R. (2009). Do higher rents discourage fertility? Evidence from U.S. cities, 1940–2000. *Regional Science and Urban Economics*, 39(1), 33–42. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2008.05.001>
- Statista. (2023). <https://www.statista.com/statistics/612074/fertility-rates-in-european-countries/>. Retrieved from <https://www.statista.com/>
- Tumen, S. (2012). Fertility decisions and endogenous residential sorting. *Regional Science and Urban Economics*, 42(3), 396–411. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2011.11.003>
- United Nations. (1958). *Demographic Yearbook 1958*. United Nations Department of Economic and Social Affairs.
- UN. Sustainable Development Goals. UNDP. (2023).
- van Wijk, D., & Billari, F. C. (2024). Fertility postponement, economic uncertainty, and the increasing income prerequisites of parenthood. *Population and Development Review*
- Vitali, A., & Billari, F. C. (2017). Changing determinants of low fertility and diffusion: A spatial analysis for Italy. *Population, Space and Place*, 23(2), e1987. <https://doi.org/10.1002/psp.1987>
- Ye, X., Baker, P. N., & Tong, C. (2024). The updated understanding of advanced maternal age. *Fundamental Research*, 4(6), 1719–1728.
- Zeng, Y., & Vaupel, J. W. (1989). The impact of urbanization and delayed childbearing on population growth and aging in China. *Population and Development Review*, 15(3), 425–445.
- Zhao, Y., & Zhou, Y. (2020). Regional differences in fertility policy and urban adaptation in China: Evidence from a cross-sectional analysis. *Habitat International*, 100, 102188. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2020.102188>

본 연구보고서의 내용은 연구자의 의견이며,
(재)숲과나눔의 공식적인 견해와는 다를 수 있습니다.