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

박사학위논문

공공기관 이전이 진주시의 출생률에 미친 영향

- 통제집단 합성법(SCM)을 이용한 효과성 검증 -

HANSUNG UNIVERSITY

2026년

한 성 대 학 교 대 학 원

행 정 학 과

행 정 학 전 공

박 술 용

HANSUNG
UNIVERSITY

박 사 학 위 논 문
지도교수 최천근

공공기관 이전이 진주시의 출생률에 미친 영향

- 통제집단 합성법(SCM)을 이용한 효과성 검증 -

Evaluating the Causal Effect of Public Institution Relocation on Fertility Rates in Jinju: A Synthetic Control Method Approach

HANSUNG UNIVERSITY

2026년 6월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

행 정 학 과

행 정 학 전 공

박 술 용

박 사 학 위 논 문
지도교수 최천근

공공기관 이전이 진주시의 출생률에 미친 영향

- 통제집단 합성법(SCM)을 이용한 효과성 검증 -

Evaluating the Causal Effect of Public Institution Relocation on Fertility Rates in Jinju: A Synthetic Control Method Approach

위 논문을 행정학 박사학위논문으로 제출함

2026년 6월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

행 정 학 과

행 정 학 전 공

박 술 용

박술용의 행정학 박사학위논문을 인준함

2026년 6월 일

심사위원장 윤 경 준 (인)

심 사 위 원 박 형 준 (인)

심 사 위 원 하 현 상 (인)

심 사 위 원 정 진 택 (인)

심 사 위 원 최 천 근 (인)

HANSUNG UNIVERSITY

국 문 초 록

공공기관 이전이 진주시의 출생률에 미친 영향
- 통제집단 합성법(SCM)을 이용한 효과성 검증 -

한 성 대 학 대 학 원
행 정 학 과
행 정 학 전 공
박 술 용

우리나라는 2024년 합계출산율 0.75라는 OECD 사상 가장 낮은 초저출생 상황에 진입하였다. 이러한 위기 상황 속에서 일부 비수도권 도시는 합계출산율의 부분적 회복을 보이고 있으며, 그 가운데 주목할 만한 사례가 경상남도 진주시이다. 진주시는 2012년부터 본격화된 공공기관 지방이전과 혁신도시 조성을 통해 LH(한국토지주택공사) 등 11개 본사 기관과 약 22,000명의 임직원을 받아들였으며, 이는 대한민국 균형발전 정책에서 단일 도시에 집중된 가장 큰 규모의 공공기관 이전 사례 가운데 하나에 해당한다. 본 연구는 이러한 자연실험적 환경 위에서, 공공기관 이전이 진주시의 출생률에 미친 인과적 효과를 실증적으로 확인하는 데에 그 목적을 둔다.

국내 혁신도시 효과에 관한 선행연구는 그동안 GRDP·지방세입·고용 등 양적 경제 지표에 집중 되어왔으며, 출생률에 대한 효과 분석은 상대적으로 부족하다. 기존의 인구 재생산 분석은 대부분 이중차분법(이하 DID)에 기반하였으나, DID는 평행추세 가정의 검증 불가능성, 처치 시점 이질성에 따른 추

정량 편향(Goodman-Bacon, 2021), 그리고 다수 처치 단위 평균 분석에서 처치 강도가 가장 큰 진주의 효과가 다른 9개 혁신도시의 약한 효과에 희석되는 본질적 한계를 안고 있었다.

본 연구의 분석은 다음과 같다. 결과변수로 진주시의 조출생률(CBR)과 합계출산율(TFR)을 채택하였으며, 처치 시점은 2012년으로 설정하였다. 도너 풀은 충북·충남·전북·전남·경북·경남의 25개 비수도권 시·군으로 구성하되, 진주의 인접 4곳(사천·산청·하동·고성)을 배제하고, 다른 9개 혁신도시 입지 시·군을 처치 누설 차단을 위해 배제하였다. 합성 진주 구성을 위한 공변량은 인구학적 차원(인구·혼인율·전입자수·전출자수), 경제적 차원(기업체수·토지거래건수), 그리고 지방자치단체의 구조적 특성(면적·자치단체 예산)의 세 묶음으로 분류하여 선정하였다. 분석은 사전기간 1995~2011년의 17년 자료를 활용한 가중치 최적화와 사후기간 2012~2023년의 12년 자료를 활용한 처치 효과 식별의 두 단계로 수행되었으며, 사후기간을 형성기(2012~2013), 확장기(2014~2017), 유지기(2018~2020), 안정기(2021~2023)의 4단계로 구분하여 정책 효과의 시간 구조를 살펴보았다.

분석 결과, 진주시의 조출생률은 합성 진주시와 견주어 양의 격차가 관찰되었다. 형성기(2012~2013년)에는 격차가 천 명당 0.03명으로 미약하였으나, 확장기(2014~2017년)에 천 명당 0.48명으로 정점에 이르렀고, 유지기(2018~2020년)에 천 명당 0.38명, 안정기(2021~2023년)에 천 명당 0.32명 수준에서 안정되었다. 위약 검정에서도 결과가 뒷받침되었다. 대조 단위를 차례로 가짜 처치 지역으로 두는 공간 위약 검정과 처치 연도를 사전 시점으로 옮기는 시간 위약 검정 모두에서 진주의 격차가 대조 단위 가운데 가장 큰 양의 효과로 나타났다. 또한 대조 단위를 하나씩 제외하는 분석과 대조 단위 구성을 바꾼 강건성 분석에서도 결과의 방향과 크기가 유지되었다.

본 연구의 학술적 기여는 다음과 같다. 첫째, 한국 혁신도시 효과에 대한 연구사에서 출생률을 핵심 결과변수로 한 단일 사례 SCM 분석을 처음으로 시도하였다. 둘째, 사후기간을 4단계로 분리하여 정책 효과의 비선형적 시간 구조를 식별하였다. 셋째, 보조지표의 동시 SCM 적용을 통해 출생률 효과의 매개 메커니즘을 다양한 관점으로 점검하였다. 넷째, 양(+)의 출생률 효과가

진주에서 확실하게 식별됨으로써, 혁신도시 평균에서는 보이지 않으나 처치 강도가 가장 큰 진주에서는 보이는 효과의 존재에 관해 사례를 통해 입증하였다.

정책적 함의는 혁신도시 정책의 반쪽 성공 진단을 조건부 완전 성공 진단으로 다시 정의한다는 점에 있다. 즉 처치 강도가 충분히 크고 정주여건의 두께가 임계를 넘으며 산업 클러스터가 결합할 때 혁신도시 정책은 인구 재생산 차원에서도 의도한 효과를 발휘할 수 있다. 이러한 복합 패키지의 임계 효과는 단일 수단(특히 현금 지원)의 강화보다 수단들의 결합과 임계 도달이 후속 정책 설계의 우선 과제임을 시사한다.

【주요어】 혁신도시(Innovation City), 공공기관 이전(Relocation of Public Institutions), 출생률(Birth Rate), 합계 출산율(Total Fertility Rate, TFR), 합성통제방법(Synthetic Control Method, SCM), 지역발전(Regional Development), 정책평가(Policy Evaluation), 진주시(Jinju City), 대조군(Control group), 통제군(Comparison group)

목 차

제 1 장 서 론 ····· **1**

제 1 절 연구 배경과 문제 제기 ····· 1

제 2 절 연구 목적과 연구 질문 ····· 3

제 3 절 연구의 대상 및 방법 ····· 5

제 2 장 이론적 고찰 ····· **7**

제 1 절 공공기관 이전 정책의 이론과 실제 ····· 7

1. 국가 균형발전과 성장거점 이론 ····· 7

2. 경남 진주 혁신도시의 조성 과정과 이전 기관 현황 ····· 11

제 2 절 지역 출생률 인과 기제(causal mechanism) ····· 18

1. 출생률 결정의 경제적·비경제적 요인 ····· 18

2. 진주시의 인구·경제 지표 변화 ····· 22

제 3 절 선행연구 검토 ····· 26

1. 공공기관 이전 효과에 관한 선행연구 ····· 27

2. 기존 DID 방법론의 한계와 SCM 도입의 필요성 ····· 47

제 3 장 연구모형 및 분석방법 ····· **56**

제 1 절 연구모형 ····· 56

제 2 절 자료와 측정 ····· 58

1. 자료원 ····· 58

2. 변수의 측정과 전처리 ····· 59

3. 예비적 기술통계와 예측자 균형 ····· 61

제 3 절 SCM 분석 ····· 65

1. 합성통제 방법 개요 ····· 65

2. 합성통제 구성과 표기 ····· 67

3. 최적화·적합도 진단 ····· 72

4. 추론 전략 ····· 73
5. 강건성 검증 ····· 74

제 4 장 분석 결과 ····· 76

제 1 절 사전 적합 결과 ····· 76

1. 합성 진주시 구성: 도너 가중치 ····· 76
2. 예측자 균형표 ····· 77
3. 사전 궤적의 적합도 ····· 78

제 2 절 사후 효과 추정 ····· 81

1. 연도별 격차(τ_t) 시계열 ····· 81
2. 구간별 평균 효과 ····· 85
3. 누적 효과 ····· 86
4. 효과의 시간적 구조: 형성→확대→유지 ····· 87

제 3 절 통계적 유의성 검증 ····· 88

1. 공간 위약 결과: RMSPE 비율 분포 ····· 88
2. 순위 기반 p-값 ····· 88
3. 시간 위약 결과 (2008년 가짜 처치) ····· 91

제 4 절 강건성 분석 결과 ····· 93

1. LOO 결과 ····· 93
2. 예측자 대안 사양 결과 ····· 95
3. 기간 대안 사양 결과 ····· 96
4. 인접 포함 사양 결과 ····· 96
5. 강건성 종합 판정 ····· 97

제 5 절 추가 분석 ····· 99

1. TFR 대체결과 재현 ····· 99
2. 구성효과–행태효과 분해 ····· 100
3. 하위집단 이질성 탐색 ····· 101

제 5 장 결 론 및 정책적 제언 ····· 104

제 1 절 연구결과의 요약과 해석 ····· 104

1. 요약 ····· 104

2. 논의 ····· 105
제 2 절 시사점 및 제언 ····· 108

참 고 문 헌 ····· 112

부 록 ····· 129

ABSTRACT ····· 134

HANSUNG UNIVERSITY

표 목 차

[표 2-1] 진주혁신도시 11개 이전 공공기관의 개요 ····· 16
[표 2-2] 진주시 vs 경남 vs 전국 주요 인구·출산 지표(2023~2025) ····· 25
[표 2-3] 공공기관 이전 효과 이론의 진화 ····· 27
[표 2-4] 1·2세대 분석의 핵심 발견 ····· 32
[표 2-5] 공공기관 이전 효과의 시간 지평별 진화 ····· 35
[표 2-6] 3세대 인구 효과 분석의 변증법적 진화 ····· 37
[표 2-7] 공공기관 이전, 출산의 메커니즘과 학설사적 근거 ····· 44
[표 2-8] 한국 출산정책 관련 연구사 ····· 46
[표 2-9] DID 방법론의 두 층위의 한계와 국내 혁신도시에의 함의 ····· 50
[표 2-10] Abadie의 대표 연구와 본 연구의 분석설계 비교 ····· 51
[표 3-1] 예측자 균형 및 V 가중치(사전기간) ····· 64
[표 3-2] 통제군(도너) 목록 ····· 71
[표 4-1] 합성 진주시의 도너 가중치(W) ····· 76
[표 4-2] 예측자 균형 및 V 가중치(사전기간) ····· 77
[표 4-3] 사전기간 주요 연도의 CBR 비교 ····· 79
[표 4-4] 사후기간 연도별 격차($\hat{\tau}_t$) ····· 81
[표 4-5] 구간별 평균 격차 ····· 85
[표 4-6] 누적 격차 ····· 86
[표 4-7] RMSPE 비율 분포 요약 ····· 88
[표 4-8] 제외 기준별 p-값 ····· 90
[표 4-9] 시간 위약 결과(가짜 처치연도 2008) ····· 91
[표 4-10] LOO 분석 결과 ····· 94
[표 4-11] 예측자 대안 사양 결과 ····· 95
[표 4-12] 기간 대안 사양 결과 ····· 96
[표 4-13] 인접 포함/제외 사양 결과 ····· 96
[표 4-14] 강건성 종합 판정 ····· 97

[표 4-15] CBR vs. TFR 비교 ····· 99
[표 4-16] 구성효과-행태효과 분해 ····· 101
[표 4-17] 연령별ASFR 분석(예비 결과) ····· 101
[표 5-1] 단계별 정책 로드맵 ····· 110

HANSUNG UNIVERSITY

그 림 목 차

[그림 3-1] 연구 모형 ····· 57
[그림 3-2] 출생률 추이: 진주시 vs. 비교 표본평균 ····· 62
[그림 3-3] 합성통제방법 모형 ····· 66
[그림 4-1] 진주시 vs. 합성 진주시 조출생률 궤적(1995-2023) ····· 78
[그림 4-2] 사후기간 연도별 격차(τ_t) ····· 82
[그림 4-3] 누적 격차 시계열($\Sigma \ \tau_s$) ····· 87
[그림 4-4] 공간 위약 검정: 격차 궤적 중첩 ····· 89
[그림 4-5] RMSPE 비율 분포(사후/사전) ····· 90
[그림 4-6] 시간 위약 검정(가짜 처치연도 2008) ····· 92
[그림 4-7] LOO(Leave-One-Out) 강건성 분석 ····· 94
[그림 4-8] 예측자 대안 사양별 사후 평균 격차 비교 ····· 95
[그림 4-9] 인접 단위 포함/제외 사양 비교 ····· 97
[그림 4-10] CBR vs. TFR 구간별 효과 비교 ····· 100

HANSUNG UNIVERSITY

제 1 장 서론

제 1 절 연구 배경과 문제 제기

대한민국의 성장 과정은 장기간에 걸친 수도권 집중과 함께 이루어졌다. 최근 통계에 따르면 수도권은 국내총생산의 절반을 웃도는 비중을 차지하고, 인구 역시 2020년을 기점으로 이미 전체의 과반을 넘어섰다(행정안전부, 2024). 집적의 이점은 생산성과 혁신의 파이프라인을 만든다는 점에서 경제 효율을 높일 수 있지만, 동시에 지역 간 격차와 인구 구조의 불균형을 확대해 국가적 지속 가능성을 위협한다(최재헌·윤현위, 2012; 김우영, 2019). 특히 지방의 저출생과 고령화는 노동력 기반을 약화시키고, 교육·보건·주거 등 필수 서비스의 균형발전을 더 어렵게 만든다.

우리나라보다 먼저 초고령화 사회에 진입한 일본의 마스다 히로야(2014)는 청년층이 수도권으로 빠져나가면 지방의 출생 기반이 무너지고 출생 기반이 무너지면 지방이 소멸하며 끝내 청년을 공급하던 지방이 사라지면 수도권도 함께 쇠퇴한다는 악순환을 경고하였다. 이상호가 한국고용정보원을 통해 발표해 온 한국의 지방소멸 분석은 이 진단을 국내 자료로 확인하여 가임기 여성 인구와 고령 인구의 비율로 측정한 소멸 위험지역이 빠르게 늘고 있음을 보였다. 이 악순환의 한가운데에 출생과 아동의 문제가 있다. 청년 가구가 지방에 정착하여 자녀를 낳고 기르려면 안정적 일자리와 함께 보육과 교육, 의료가 갖추어져야 하며, 이 조건이 부족하면 출생은 회복되지 않는다. 따라서 지방소멸의 해법은 인구를 숫자로 끌어오는 데 그치지 않고, 아동이 태어나 자랄 수 있는 정주여건을 갖추는 데 있다. 본 연구가 진주시를 주목하는 까닭도 진주가 공공기관 이전과 더불어 보육·교육·의료 시설을 단계적으로 갖추어 온 사례여서 출생과 아동의 문제를 정주 여건의 변화와 함께 관찰할 수 있기 때문이다.

이러한 도전에 대응하기 위해 정부는 국가균형발전특별법(2003)과 관련

시행령(2004)을 제정하고 공공기관의 지방 전과 혁신도시 조성을 핵심 수단으로 삼아 왔다. 이후 제정된 혁신도시 특별법을 기점으로 광역·기초 단위 곳곳에 공공기관과 정주 인프라를 묶은 혁신도시가 단계적으로 조성되었다. 혁신도시는 총 10개 광역권(기초 기준으로는 약 14개 권역)에서 추진되었는데, 지역별로 기관 수와 이전 인력이 서로 다를 뿐만 아니라 도시 내부의 교통·주거·교육 자원 확충 속도에도 차이가 존재한다. 이러한 정책 실험을 출생률 관점에서 평가하는 일은 지역 균형발전 정책의 실효성을 가늠하고 균형발전의 인구 성과를 점검한다는 측면에서 중요하다.

공공기관 지방 이전과 혁신도시 조성은 균형발전 정책 가운데 가장 큰 규모의 사업이었지만, 그 효과를 다룬 국내 연구는 대부분 지역내총생산이나 지방세입, 고용 및 인구 규모와 같은 양적 경제 지표에 집중되어 왔다. 따라서 정작 균형발전 정책이 궁극적으로 회복하고자 한 인구 재생산, 즉 출생률에 어떤 영향을 미쳤는지는 거의 분석되지 않았다. 출생률은 한 지역이 세대를 이어 존속할 수 있는지를 보여주는 가장 근본적인 지표로 지방소멸이 현실의 문제가 된 오늘날 그 중요성은 더욱 크다. 여기에 더하여 기존의 인구 재생산 분석은 대부분 이중차분법에 의존하였는데, 이 방법은 처치 시점이 서로 다른 여러 혁신도시를 함께 평균하는 과정에서 처치 강도가 가장 큰 진주의 효과가 약한 다른 도시의 효과에 희석되는 한계를 안고 있었다. 본 연구는 이러한 공백, 곧 결과변수의 공백(출생률)과 방법론의 공백(단일 사례의 인과 식별)을 동시에 메우기 위하여 진주시를 사례로 합성통제방법을 적용하였다.

본 연구의 목적은 공공기관 이전과 혁신도시 조성이 경상남도 진주시의 출생률에 미친 인과적 효과를 합성통제방법으로 추정하는 데 있다. 진주시를 사례로 선택한 까닭은 다음과 같다. 첫째, 진주시는 경상남도에서 유일한 혁신도시 거점으로 광역 내 대표성을 지닌다(국토교통부, 2023). 둘째, 제조업과 서비스업이 혼합된 복합 산업구조와 중규모 도시의 성격을 함께 지녀 다른 도의 중추 도시들과 비교하기에 적합하다. 셋째, 광역 교통축과 내부 순환망의 확충이 공공기관 이전과 병행되어 혼인과 인구 이동, 주거 시장을 거쳐 출생 결정에 이르는 경로를 관찰하기에 유리하다.

방법으로 합성통제방법을 채택한 이유는, 본 연구의 관심이 단일 처치 단

위인 진주시의 연도별 궤적에 있고, 이 방법이 비교 대상의 선택을 연구자의 임의 판단이 아니라 가중치 최적화를 통해 절차적으로 결정하며, 사전기간의 적합도를 시각과 수치로 함께 확인할 수 있기 때문이다. 합성통제방법의 가정과 위험요인, 이를 점검하기 위한 절차와 추론 방법에 관한 상세한 논의는 제3장에서 다룬다.

이러한 문제의식에 기초하여, 본 연구는 “정책 이후 진주시의 출생률이 반사실인 합성 진주시와 견주어 어떻게 달라졌는가”라는 질문에서 출발한다.

제 2 절 연구 목적과 연구 질문

본 연구의 목적은 공공기관 이전과 혁신도시 조성이 이루어진 경상남도 진주시를 사례로 공공기관 이전과 혁신도시 조성의 효과성을 분석하는 것을 목적으로 한다. 연도별·누적 효과의 정량화, 통계적 유의성 검증, 강건성의 확인, 해석 경로의 제시로 정리할 수 있다. 각각을 지표와 해석 단위로 연결해 두면 이후 장에서 제시할 그림이나 표 등과 문장 사이의 대응이 명확해질 것이다.

첫째, 정책 효과의 크기와 시간적 흐름을 파악한다. 처치가 이루어진 2012년을 기준으로 실제 진주시와 합성 진주시의 조출생률이 해마다 얼마나 벌어지는지를 살펴보고 그 차이가 사후 기간 어느 정도 나타나는지 확인한다.

둘째, 누적·평균 효과다. 누적은 총량의 크기, 평균은 단위 연도당 차이의 규모를 나타낸다.

셋째, 통계적 유의성의 검증이다. 먼저 도너 각 단위를 순차적으로 ‘처치’로 놓고 동일 절차를 적용하여 각 단위의 사후/사전 RMSPE 비율을 구한다. 이 분포에서 진주시의 위치를 이용해 순위 기반 p-값을 제시한다. 사전 적합이 지나치게 나쁜 단위는 분포에서 제외한다. 또한 처치연도를 사전의 특정 연도로 이동시켜 반복하고, 가짜 시점에서 체계적 격차가 나타나는지 확인한다. 이 같은 두 가지 절차는 ‘이 효과가 우연히 관찰될 확률이 낮다’는 근거를 만든다.

넷째, 강건성 확인이다. 우선 가중치가 큰 도너를 한 곳씩 제외하고 합성

궤적을 다시 계산하여 대역(밴드)을 그린다. 합성이 이 대역 안에서 안정적으로 유지되면 특정 도너 의존성이 낮다고 볼 수 있다. 그 다음 재정·인구이동·부동산 묶음을 달리해도 방향과 규모가 유지되는지 확인한다. 이어서 사전기간을 학습·검증 구간으로 나눠 과적합 위험을 줄이고 적합의 외적 영향 가능성을 확인한다.

다섯째, 해석 경로 제시이다. 합성통제의 효과 추정은 결과 차이를 보여준다. 그 차이가 왜 생겼는지를 뒷받침하려면 동행 지표의 움직임이 필요하다. 본 연구는 혼인율 상승·전입률 증가·주택공급 확대와 출생률 격차의 동조를 시차 관점에서 해석한다. 이는 인과경로를 확정하려는 시도가 아니라, 결과 해석의 설득력을 보완하려는 장치이다.

위와 같은 목적을 바탕으로 연구 질문을 다음과 같이 설정하였다.

연구 질문 1. 공공기관 이전과 혁신도시 조성이 완성된 2012년 이후 진주시의 연도별 조출생률 차이는 어떤 패턴을 보이는가? 연도별로 추세를 살펴보면서, 2012년을 기준선으로 설정하고 추세의 방향이 유지되는지, 초기·중기·후기에 기울기가 어떤 모습으로 달라지는지, 규모는 체감·확대되는지 살핀다.

연구 질문 2. 관측된 격차는 우연이나 단순한 추세가 아니라 정책과 연관된 신뢰할 수 있는 효과인가? 이 질문은 세 가지 절차로 검증한다. 첫째, 도너를 차례로 가짜 처치 단위로 놓는 공간 위약 분포에서 진주시가 어느 위치에 놓이는지를 확인한다. 둘째, 처치연도를 사전의 한 시점으로 옮긴 시간 위약에서 체계적 격차가 나타나지 않는지를 점검한다. 셋째, 도너 구성과 예측자 조합, 사전기간 분할, 인접 단위 포함 여부를 바꾼 강건성 분석에서 결과의 방향과 규모가 유지되는지를 확인한다.

제 3 절 연구의 대상 및 방법

본 연구의 대상(대조군, 처치 단위)은 대한민국 경상남도 진주시다. 진주시의 경우 혁신도시 조성과 공공기관 이전 규모가 크고, 생활권 재편과 주거 공급 확대가 단계적으로 진행된 사례로 손꼽힌다(국토연구원, 2016). 따라서 주거와 교통 인프라의 확충과 이전 기관 종사자 유입이 혼인·출산 연령대 집단에 미치는 영향을 관찰하기에 적합하다고 판단하였다.

도너 풀의 규모는 합성의 신뢰성과 직결된다. 도너가 너무 적으면 처치 단위의 사전 궤적을 충분히 근사하지 못하고, 너무 많으면 처치와 무관한 단위까지 섞여 과적합과 외삽의 위험이 커진다. 합성통제방법(Abadie, 2021)은 처치 단위와 유사하면서 처치의 영향을 받지 않은 단위만을 도너로 삼을 것을 권고한다.

본 연구의 도너 25개는 세 단계의 선별을 거친 결과이다. 첫째, 수도권 및 수도권 연계가 강한 지역을 제외하여 외부효과와 가격 수준의 이질성을 차단하였다. 둘째, 진주와 행정구역이 맞닿은 인접 4개 단위를 제외하여 처치의 누설을 막았다. 셋째, 다른 9개 혁신도시 입지 시·군을 제외하여 처치를 받은 단위가 도너에 섞이지 않도록 하였다. 그 결과 비수도권·중규모·산업구조 유사라는 조건을 모두 충족하는 25개 단위가 남았다. 이는 단일 처치 단위를 다루는 합성통제 연구에서 일반적으로 사용되는 도너 규모(수십 개 내외)에 부합하며, 사전 적합도(RMSPE 0.399)가 양호하게 산출된 점도 이 규모가 적정함을 뒷받침한다.

시간 범위는 1995–2023년이다. 사전기간은 1995–2011년, 사후 기간은 2012–2023년으로 구분하였다. 사전기간을 더 길게 잡은 이유는 우선 장주기의 출생률 추세를 충분히 학습하고 사전 적합을 시각적으로 확인하며, 정책 예고에 따른 기대효과가 사전 말미에 스며들 가능성을 흡수하기 위해서다. 사후 기간은 정책의 실현과 생활권 적응이 실제로 관측되는 기간으로, 초기·중기·후기의 기울기를 비교하기 충분하다고 판단하였다.

본 연구의 주 결과변수인 조출생률은 정의상 분모를 연말 주민등록 총인구로 한다. 따라서 가임여성 자료가 없더라도 조출생률의 산출 자체에는 오류

가 없다. 다만 조출생률은 출산 적령기 여성이 인구에서 차지하는 비중에 영향을 받으므로, 가임여성 비율이 다르면 출산 행태가 같아도 조출생률이 달라질 수 있다. 본 연구는 분모를 가임여성으로 하는 합계출산율을 보조 결과변수로 함께 분석하여 인구 구성의 영향을 교차 확인한다. 박관태·전희정(2020)이 도시 규모에 따라 조출생률과 합계출산율의 양상이 달라짐을 보인 것도 같은 맥락에서, 두 지표를 함께 살필 필요를 뒷받침한다.

자료원은 통계청 KOSIS(인구동향·주민등록인구), 지방재정DB, 행정안전부 전입·전출 통계, 국토교통부 토지거래 통계, 국토지리정보원 행정 경계 변천 자료를 사용하였다. 행정 경계 표준화는 기준연도 경계로 다시 매핑하여 분모·분자를 일치시켰으며 통합·분리·명칭 변경은 주석과 함께 처리하고자 한다. 결측은 구조적 결측과 일시적 결측으로 나누어 전자는 제외·주석 처리, 후자는 인접연도·비율 기반 보간 규칙을 적용할 계획이다. 토지거래는 상단 꼬리를 높이면서 급격한 외생 사건의 영향을 줄이고자 한다.

본 연구의 분석 방법은 통제집단 합성법이다. 합성통제방법은 처치를 받은 단일 지역(진주시)의 반사실을, 처치를 받지 않은 여러 비교 지역의 가중 결합으로 구성하는 기법이다. 구체적 절차는 다음과 같다. 첫째, 사전기간(1995–2011)의 출생률 궤적과 예측 변수를 기준으로 실제 진주시를 가장 가깝게 닮도록 비교 지역의 혼합 비율을 최적화하여 합성 진주시를 구성한다. 둘째, 사후기간(2012–2023)에 실제 진주시와 합성 진주시의 조출생률 차이를 연도별로 추적하여 정책 효과로 해석한다. 셋째, 그 차이가 우연이 아님을 공간 위약과 시간 위약 검정, 그리고 비교 지역·예측자·기간을 바꾼 강건성 분석으로 확인한다. 합성통제방법은 비교 지역의 선택을 연구자의 임의 판단이 아니라 자료에 근거한 최적화로 결정하고 사전 적합을 시각과 수치로 함께 확인할 수 있다는 점에서, 단일 사례의 정책 효과를 식별하는 데 적합하다.

제 2 장 이론적 고찰

제 1 절 공공기관 이전 정책의 이론과 실제

1. 국가균형발전과 성장거점 이론

대한민국의 국가균형발전 정책은 시기별로 그 기조와 수단이 변화해 왔다. 초기에는 수도권의 공장 입주 규제와 같은 소극적 억제 정책이 주를 이루었으나, 노무현 정부에 이르러 공공기관 지방 이전과 혁신도시 조성을 골자로 하는 적극적인 분산 정책으로 패러다임이 전환되었다. 이러한 패러다임 전환의 배경에는 1990년대 후반에서 2000년대 초반에 걸쳐 한국 사회가 직면한 두 가지 현실 진단이 있었다. 첫째, 1982년 수도권정비계획법 제정 이래 약 20년 동안 시행된 수도권 공장 입지 규제, 인구 집중 유발 시설의 신·증설 제한, 과밀부담금 등 일련의 소극적 억제 수단만으로는 수도권 일극집중의 추세를 막지 못했다는 사실이다. 둘째, 이러한 집중이 지역 격차의 고착으로 이어지면서 성장 잠재력의 분산과 출산율의 양극화 같은 폐해를 동반했다는 진단이다.

노무현 정부가 2003년 12월에 국가균형발전특별법을, 2007년 1월에 공공기관 지방이전에 따른 혁신도시 건설 및 지원에 관한 특별법(이하 혁신도시 특별법)을 제정한 것은 이러한 진단에 대한 정책적 응답이었다. 이전 정부들이 채택한 수도권의 추가 집중을 억제한다는 소극적 억제 노선과 달리, 노무현 정부는 수도권의 핵심 기능을 비수도권으로 적극적으로 옮긴다는 분산 노선을 분명히 하였다. 이 정책은 두 단계로 구체화하였다. 먼저 행정중심복합도시(세종)의 건설이 2007년부터 추진되어 중앙행정기관의 일부가 비수도권에 자리잡았고, 다음으로 10개 광역 단위에 혁신도시가 지정되어 153개 공공기관(2015년 6월 말 기준)이 단계적으로 이전하였다. 이는 한국 균형발전 60년사에서 가장 큰 규모의 장소기반 정책(place-based policy)이며, 그 이론적 기반은 성장거점 이론(Growth Pole Theory)에 직접 관련이 있다.

성장거점 이론의 기본 명제는 특정 지역에 핵심적인 산업이나 행정 기능을 집중시켜 그 파급효과를 주변 지역으로 확산시키고, 이를 통해 국토 전반의 균형 성장을 도모한다는 것이다. 이 이론의 사상적 뿌리는 프랑스 경제학자 François Perroux가 1955년 학술지 『Économie Appliquée』에 발표한 성장거점의 개념까지 거슬러 올라간다. 프랑수아 페로우(François Perroux)는 성장이 모든 지역에 고르게 나타나지 않고 특정 지점에 먼저 집중된 뒤 주변으로 퍼진다는 성장극 이론을 제시하였다(Perroux, 1955). 그는 추진력이 큰 산업이 들어서면 그 주위로 연관 산업과 인구가 모여들어 하나의 성장거점이 형성된다고 보았다. 본 연구는 이 이론을 진주 사례에 다음과 같이 연결한다. 곧 한국토지주택공사를 비롯한 공공기관의 집단 이전은 페로우가 말한 추진산업의 역할을 하여, 연관 건설·설계 업체의 동반 입지와 청년 인구의 유입을 이끌었다. 이는 성장극 이론이 예측하는 거점 형성과 주변 확산이 진주에서 부분적으로 작동하였음을 보여주는 사례이다.

앨버트 허시먼(Albert O. Hirschman, 1958)은 『경제 발전의 전략(The Strategy of Economic Development, 1958)』에서 성장극 이론과 결을 같이 하면서도 강조점이 다른 불균형 성장(unbalanced growth) 모형을 제시하였다. 개발도상국의 한정된 자원이 모든 부문에 균등하게 배분될 때보다 특정 선도 부문에 집중적으로 투자할 때 더 큰 성장 효과가 발생한다는 것이 그의 핵심 주장이었다. 이때 선도 부문의 효과는 두 방향으로 흐른다. 하나는 후방 연관으로, 선도 산업이 그 투입재를 공급하는 산업의 성장을 견인하는 효과이다. 다른 하나는 전방 연관으로, 선도 산업의 산출물이 다음 단계 산업의 새로운 활동을 촉발하는 효과이다. Hirschman(1958)은 이 두 연관 효과의 강도가 부문에 따라 이질적이며, 따라서 모든 부문에 균등 투자하는 것보다 연관 효과가 큰 부문에 선택적 집중하는 편이 효율적이라고 주장하였다. 이 논리는 우리나라가 1960~70년대 선택과 집중을 통한 산업화 전략을 채택할 때 큰 영향을 미쳤다.

군나르 뮈르달(Gunnar Myrdal, 1957)은 『경제 이론과 저개발 지역(Economic Theory and Under-developed Regions, 1957)』에서 Perroux·Hirschman과는 다른 결의 분석을 제시하였다. Myrdal에 따르면 시

장 메커니즘은 자체 교정 능력이 없으며, 한 번 격차가 발생하면 그것이 자기 강화적으로 누적되는 누적적 인과(cumulative causation) 관계가 움직인다. 성장 중심지에서는 자본·노동·기술이 추가로 모여들어 격차가 더 벌어지고(역류 효과, backwash), 주변부의 일부 산업이 중심부의 수요로부터 혜택을 받기는 하지만(확산 효과, spread) 그 크기는 일반적으로 역류 효과를 상쇄하지 못한다. 다시 말해, 국가의 적극적인 개입이 없으면 지역 격차는 자연적으로 좁혀지지 않게 되고 균형발전을 위해서는 의도적인 분산 정책이 필요하다는 것이다. 이 결론은 한국 균형발전 정책의 개입주의적 성격에, 즉 수도권의 자연적 집적을 시장에 맡기지 않고 정부가 적극적으로 개입하여 분산을 유도한다는 노선에 직접적인 이론적 정당성을 준다.

미국의 도시계획 학자 존 프리드만(John Friedmann, 1966)은 베네수엘라의 지역 발전을 분석한 연구에서 핵심-주변부(core-periphery) 모형을 제시하였다. 이 모형은 한 국가의 공간 구조가 시간의 경과에 따라 네 단계로 진화한다고 본다. 제1단계 전(前)산업기에는 인구가 분산되어 있고 도시 위계가 형성되지 않은 상태이며, 제2단계 과도기에는 단일한 핵심 도시가 등장하면서 격차가 벌어진다. 제3단계 산업화 기간에는 핵심 도시 외에 부수적 중심들이 등장하고, 마지막 제4단계 공간 통합기에 이르러 핵심과 주변부의 격차가 해소된 상태가 된다. 이 모형의 함의는 시간 축에 분명한 형태를 부여한 점에 있다. 즉 균형 발전은 단번에 달성되는 상태가 아니라 단계적 이행의 결과이며, 정책의 임무는 이행을 촉진하는 데 있다. 한국이 2003년 이후 추진해 온 제2단계에서 제3단계로의 이행 노력인 행정중심복합도시(세종)와 10개 혁신도시는 Friedmann의 제3단계로의 이행 정책과 만난다.

고전적 성장극 이론의 직관적 통찰을 수리적으로 재구성한 것이 폴 크루그먼(Paul Krugman, 1991)의 신경제지리학(New Economic Geography, NEG)이다. Krugman은 수확체증(increasing returns)과 운송비(transport costs)의 두 변수가 결합하면 공간적 집적이 자기 강화적으로 발생함을 일반균형 모형으로 보였다. 운송비가 높을 때는 시장 인접 지역에서 생산이 이루어져 분산이 유지되지만, 운송비가 일정 임계 이하로 떨어지면 수확체증의 이점이 압도하여 한 지역으로의 집적이 가속화된다. 역설적으로 한국의 경우

KTX·고속도로 등 교통 인프라의 발달이 수도권 일극 집중을 더욱 심화시킨 측면이 있는데, 이는 Krugman의 모형이 예측한 패턴과 정확히 일치한다. 균형발전 정책은 이러한 자연적 집적 동학에 정책적으로 개입하여 분산의 임계를 인위적으로 만들려는 시도라 할 수 있다.

성장거점 이론의 한국적 적용 흔적은 균형발전 정책의 시간적 진화 안에서 확인할 수 있다. 제1단계는 박정희 정부의 선택과 집중(1962~1979)이다. 이는 Hirschman의 불균형 성장론에 닿아 있었고, 한정된 자본을 수도권의 산업단지에 집중적으로 투자하여 빠른 산업화를 이루는 데 성공하였다. 다만 그 결과는 수도권으로의 자원 흡인이라는 부작용으로 나타났다. 제2단계는 노태우·김영삼 정부의 소극적 억제(1980년대 후반~2002)이다. 이는 Myrdal의 누적적 인과 진단에 대응하는 억제 정책이었으며, 1982년의 수도권정비계획법, 공장입지 규제, 과밀부담금 등이 핵심 수단이었다. 그러나 이 시기의 억제 정책은 수도권의 추가 성장을 막는다는 소극적 노선이었지 수도권의 기존 자원을 비수도권으로 옮긴다는 적극적 노선은 아니었다. 그 결과 수도권의 인구 비중은 계속 증가하여 2000년대 중반에는 50%에 육박하였다.

제3단계는 노무현 정부의 적극적 분산(2003~2008)이다. 이 단계는 한국 균형발전 정책의 결정적 패러다임 전환을 의미하며, Perroux－Boudeville의 성장극 이론을 우리나라 공간에 인위적으로 만들려는 시도였다. 행정중심복합도시(세종)와 10개 혁신도시(부산·대구·울산·광주·전남·강원·충북·전북·경북·경남·제주)가 대상이었다. 이 가운데 진주는 11개 본사 기관이 한 도시에 집중된, 국가 균형발전 정책 60년사에서 가장 큰 인위적 성장극 사례 중 하나로 자리 잡는다. 제4단계는 박근혜·문재인 정부 이후의 혁신도시 2(2018~)이다. 이는 1차 이전의 물리적 정착이 어느 정도 완료된 시점에서 산학연 클러스터의 활성화와 정주여건 보강을 목표로 한 후속 정책이며, 2024년 출범한 우주항공청과 같은 추가 동력이 그 일부를 만든다.

진주 혁신도시는 Perroux의 추진 산업(11개 본사 기관)이 한 도시에 집중적으로 도착하여 Boudeville적 성장중심을 형성한 사례이다. 이 성장중심에서 Hirschman의 후방·전방 연관(주거·상업·교육 인프라 수요)이 가시화되었고, Myrdal의 누적적 인과가 다행히도 양(+)의 방향으로 작동할 수 있는 임계치

를 넘어선 우리나라 최초의 사례에 가깝다. 이러한 성장극의 형성은 경제 효과를 넘어, 인구학적 충격을 동반한다. 고숙련 화이트칼라 노동력의 집결, 가족 단위의 정착, 인적 자본 수준의 상승은 출산을 비롯한 인구 재생산 행태에 직접적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 본 연구의 합성통제법 분석은 이러한 이론적 가설이 진주에서 실제로 작동했는지, 작동했다면 그 시간 구조와 강도가 어떠한지를 출생률이라는 결과변수를 통해 검증하는 작업이라 할 수 있다.

2. 경남 진주 혁신도시의 조성 과정과 이전 기관 현황

경남 진주 혁신도시는 앞서 검토한 성장거점 전략의 대표적인 사례이다. 진주에는 주택 관리와 산업 진흥이라는 두 개의 특화 기능이 부여되었고, 이 기능에 부합하는 한국토지주택공사(LH)와 중소벤처기업진흥공단을 비롯한 연관 기관들이 집중적으로 배치되었다. 이러한 특화 기능 + 관련 기관 집결의 설계는 Perroux의 추진 산업 개념을 한국적 맥락에 적용한 것이며 공공기관을 분산시키는 것을 넘어 진주를 주택·도시개발과 중소기업·창업 지원이라는 두 축의 산업 생태계 거점으로 재편하려는 시도였다.

이 같은 특성이 진주 혁신도시의 위상을 다른 9개 혁신도시와 구별한다. 강원혁신도시(원주)가 의료기기·바이오 클러스터를, 광주·전남혁신도시(나주)가 에너지 클러스터를, 경북혁신도시(김천)가 교통·물류 클러스터를 표방한 것과 마찬가지로, 진주는 주택 관리·산업 진흥이라는 분명한 산업적 정체성을 부여받았다. 그러나 진주의 특수성은 그 정체성에 부여된 두 기관인 LH와 중소벤처기업진흥공단의 규모와 영향력에 있다. LH의 임직원 규모(약 9,160명)는 단일 기초자치단체의 정원으로는 압도적이며, 중소벤처기업진흥공단(약 1,470명)을 포함하면 두 기관만으로도 1만 명대의 본사 인력이 진주에 집중되었다. 이는 단일 도시에 도착한 처치의 양적 강도가 한국 혁신도시 가운데 가장 큰 사례임을 의미하며, 본 연구가 진주를 분석 단위로 채택한 사례 선정의 핵심 근거 중 하나이다.

공공기관 이전은 단지 건물을 옮기는 것이 아니라, 고숙련 화이트칼라 노

동력의 이동과 그에 따른 가족 동반 이주를 전제로 한다. 이는 지역 사회의 인적 자본 수준을 높이고, 소비 지출의 확대를 통해 지역 경제의 선순환 구조를 만드는 인구학적 충격으로 작용한다. 이 인구학적 충격이라는 개념은 본 연구의 핵심 분석 대상으로 세 가지 작동 경로로 구성한다.

첫째, 인적 자본 채널이다. 이전 기관 임직원의 평균 학력 수준은 일반적으로 4년제 대학 졸업 이상이며, 상당수가 석사·박사 학위 보유자이다. 이러한 고숙련 인력의 집결은 진주의 평균 인적 자본 수준을 단기간에 끌어올리고, 이는 다시 지역 대학(경상국립대 등)과의 산학 연계, 인근 산업단지의 R&D 활동 활성화로 이어진다. 둘째, 소비 지출 채널이다. 이전 기관 임직원의 평균 소득 수준은 비수도권 평균보다 분명히 높으며, 이들의 소비 지출은 진주의 도소매업·요식업·교육서비스업 등 비교역 부문의 매출 증가로 직접 연결된다. 이는 Faggio(2019)가 영국의 정부 부처 분산 정책에서 보고한 공공부문 일자리 1단위가 민간 비교역 부문 일자리 약 1.1단위를 추가로 창출한다는 지역 승수 효과의 한국적 작동 가능성을 시사한다. 셋째, 가족 단위 정착 채널이다. 이주가 단신이 아닌 가족 단위로 이루어질수록 출생률·교육 수요·정주여건 효과가 커진다. 이 채널이 본 연구의 결과변수인 출생률에 가장 직접적인 영향을 미치는 경로이며, 이러한 채널의 강도는 정주 여건에 결정적으로 의존하게 된다.

이 세 채널의 동시 작동이 진주에서 어떻게 가시화되었는지를 보여주는 가장 직관적인 지표는 청년 인구의 유입과 가임기 여성의 거주 패턴이다. 본절 2.2)에서 자세히 다루겠지만, 진주의 청년 인구 비율은 경남 도내 1위(2025년 기준 24.86%)이며, 청년 인구 감소율은 전국 추세의 절반 이하로 둔화되고 있다. 이는 인구학적 충격이 양적 인구증가를 넘어 청년 가구·가족 형성 단위의 정착으로 이어지고 있음을 시사하는 신호이며, 본 연구가 SCM 분석으로 검증하려는 핵심 가설의 거시적 배경이 된다.

경남 진주 혁신도시는 2007년 기공식을 시작으로 2015년경 주요 공공기관의 이전이 마무리되며 외형을 갖추었다. 기공식이 열린 그해 10월 31일, 노무현 대통령이 권양숙 여사, 당시 청와대 비서실장 문재인, 연설기획비서관 김경수와 함께 발파 버튼을 누른 들판이 지금의 충무공동이며, 이 들판은 약

411만㎡(약 124만 평)의 신도시로 변모하여 12개 본사 기관(2021년 국방기술진흥연구소 신설 후)이 자리잡은 한국 균형발전 정책의 한 표본이 되었다.

진주시는 기존 도시 활용형과 신도시 개발형이 혼합된 형태의 개발 방식을 취하였는데, 이는 기존 도심의 인프라를 공유하면서도 쾌적한 주거환경을 독립적으로 조성할 수 있는 장점이 있다. 부산·대구·울산처럼 광역시의 한 구역에 자리 잡은 기존 도시 활용형은 모(母)도시의 인프라를 그대로 누릴 수 있는 대신 신도시로서의 정체성을 갖기 어렵고, 나주 빛가람동·김천 율곡동처럼 분리된 들판에 새로 조성된 신도시 개발형은 정체성은 분명하지만 정주여건의 자체 구축에 시간이 오래 걸린다는 약점이 있다. 진주의 충무공동은 이 두 모델의 약점을 동시에 회피하고 강점을 동시에 누리는 인접 신도시형으로 조성되었다. 즉 진주시의 기존 시가지와 곧바로 인접하여 행정 경계만으로 구분되는 위치에 새로운 신도시가 들어선 것이며, 이는 우리나라 10개 혁신도시 가운데 거의 유일한 형태이다.

이 혼합 모델은 분석에 양면적인 의미가 있다. 한편으로 그것은 분석상의 도전이다. 충무공동의 인구 동학과 모도시 진주시 다른 동들의 인구 동학이 명확히 분리되지 않으므로, 혁신도시의 효과를 진주시 전체의 효과와 분리해 내는 작업이 만만치 않다. 본 연구의 분석 단위가 충무공동이 아니라 진주시 전체가 되는 이유가 통계 자료의 가용성이 기초자치단체 수준에서 가장 안정적이고, 이전 기관의 직원·가족이 충무공동에만 사는 것이 아니라 진주시 곳곳에 분산되어 거주하기 때문이다. 다른 한편 이 혼합 모델은 분석상의 이점이기도 하다. 모(母)도시-신도시 간의 상호작용, 이를테면 모(母)도시의 청년이 신도시 일자리에 흡수되고, 신도시의 가족이 모(母)도시의 학교·병원·상권을 사용하는 것이 출생률에 미치는 효과까지 함께 관찰할 수 있기 때문이다.

진주로 이전한 11개 기관 중 가장 핵심적인 역할을 하는 곳은 한국토지주택공사(LH)이다. LH는 임직원 수가 약 9,160명에 달하며 연간 예산 규모가 기초 지방자치단체의 수십 배에 이르는 거대 조직이다. 진주시의 2022년 본예산이 약 1조 2,000억 원 수준이라는 점을 고려하면, LH의 연간 자산 규모와 사업 예산이 진주시 본예산의 수십 배에서 100배 이상에 이른다는 사실이 이 기관이 한 도시 경제에 갖는 무게를 보여준다. 이러한 위상의 거함이 진주

에 도착했다는 사실 자체가 한국 혁신도시 정책의 가장 큰 처치를 진주에 부여한 결정적 요인이다.

LH의 이전은 진주시의 지방세수 체계를 근본적으로 변화시켰다. 본사 임직원 약 9,160명의 주민세, 본사 사옥의 재산세, 본사 사옥 거래에 따른 취득세, 그리고 LH의 사업 활동에 동반되는 각종 등록면허세·지방소득세 등이 진주시 지방세수의 안정적 기반으로 자리 잡았다. 행정안전부 지방재정통합공개시스템 자료에 따르면 진주시의 지방세 수입은 2014년 이전 시점과 2016년 이후 시점 사이에 분명한 단계적 증가세를 보였으며, 그 가운데 LH 본사 입주(2015년 4월)의 효과가 직접·간접적으로 식별 가능한 형태로 반영되어 있다. 이는 본 연구가 SCM 분석에서 예산 규모(인구 1인당 세출)를 사전 적합 예측자 가운데 하나로 사용하는 이유이기도 하다. 재정 여력의 변화는 인구·정주 여건의 시간 구조와 함께 출생률 효과의 매개 메커니즘 가운데 하나로 작동하기 때문이다.

여기에 더해 LH의 이전은 연관 건설 및 설계 업체들의 동반 이전 혹은 지사 설립을 유도하였다. LH의 발주 사업과 직접 연결된 종합건설업체·전문건설업체·건축설계사무소 등이 본사 또는 지사를 진주에 두는 양상이 입주 이후 점진적으로 확산하였는데, 이는 Hirschman(1958)이 정식화한 후방 연관의 한국적 작동 사례에 해당한다. 진주가 보유한 산업 입지, 이를테면 가산일반산업단지, 진주뿌리일반산업단지 와 결합하여 이러한 동반 이전·지사 설립은 진주의 건설·설계 부문 종사자 수와 사업체 수의 증가로 가시화되었다. 이는 단지 공공기관 본사 인력이 늘어난 것이 아니라, LH라는 추진 산업이 후방 연관을 통해 민간 부문의 일자리와 사업체를 진주로 끌어들였음을 의미하는데 성장거점 이론이 예측하는 분극화에서 확산으로의 이행이 진주에서 부분적이나마 현실화함을 보여준다.

한국세라믹기술원과 한국산업기술시험원이 진주에 자리잡은 데에는 또 다른 산업적 인연이 있다. 진주는 1980년대부터 도자기·내화물·유리 등 세라믹 소재 산업의 중소 거점 가운데 하나였고, 인근 사천·하동의 고령토 매장지와 결합하여 서부경남 세라믹 클러스터의 토대를 갖추고 있었다. 한국세라믹기술원이 본원 입지로 진주를 선택한 것은 이러한 지역 산업 기반과의 연결을 노

린 결정이었으며, 이는 다른 혁신도시의 기관 따로, 산업 따로 패턴과 구별되는 진주만의 특징이다. 국방기술품질원·국방기술진흥연구소가 인근 사천 KAI의 항공우주 산업과 결합되면서 클러스터의 폭은 항공·국방 영역으로 확장되었고, 2024년 5월 우주항공청의 사천 출범으로 이러한 산업 클러스터는 세라믹–국방–시험–항공우주를 잇는 새 단계로 진입하였다.

2011년 7월에 11개 공공기관의 지방이전계획이 모두 승인되었고, 같은 해 12월부터 한국남동발전 외 4개 기관이 합동 착공식을 열었다. 이때부터 2016년 7월까지의 5년이 이전이라는 단어가 충무공동 들판에서 실제 건물과 인력으로 모습을 갖추던 시기이다. 기관마다 사옥의 규모가 달랐고 이전 시점이 달랐으며, 본사 일괄이전인지 일부 이전인지도 달랐다. 이러한 차이가 본 연구의 시간 구조 분석에 해당하는 초기조정에서 유지에 이르는 4단계 분할에 직접적인 의미가 있다.

HANSUNG UNIVERSITY

〈표 2-1〉 진주혁신도시 11개 이전 공공기관의 개요[1)]

기관명	산업 분류	입주 시점	청사 형태	임직원 규모(2022)
중앙관세분석소	국가기관 (관세·시험분석)	2013.01	임차	약 30~40명
한국남동발전(주)	에너지 (발전 공기업)	2014.03	신축	약 2,900명
국방기술품질원	국방 R&D·품질관리	2014.05	신축	약 1,500명
중소벤처기업진흥공단	중소기업·창업 지원	2014.07	신축	약 1,470명
한국산업기술시험원 (KTL)	산업기술 시험·인증	2015.03	신축	약 800명
한국세라믹기술원	소재 R&D (세라믹)	2015.03	신축	약 300명
한국토지주택공사 (LH)	주택·도시개발	2015.04	신축 (랜드마크)	약 9,160명
한국저작권위원회	저작권 보호·교육	2015.08	임차	약 200명
국토안전관리원 (舊한국시설안전공단)	시설안전·점검	2015.12	임차	약 1,000명
한국승강기안전공단	승강기 안전관리	2016.07	신축	약 1,800명
주택관리공단	공공주택 관리	2016.07 → 2020.06 신청사	임차→신축	약 2,790명

출처: 2022년 12월 기획재정부 공공기관 기능조정 및 조직·인력 효율화 계획

기관이 도착한다는 것과 도시가 사람을 받는다는 것은 다른 일이다. 건물이 올라간 뒤에도 학교가 없으면 가족이 따라오지 않고, 아파트가 들어선 뒤에도 병원이 없으면 노년층이 자리 잡지 못한다. 진주혁신도시는 기관 입주가 시작된 2013년부터 본격적인 정주여건의 도착을 함께 겪으며 도시의 무게를 갖추어 갔다. 2013년 12월 1단지 아파트 준공으로 첫 입주민이 도착하였고, 2014년 3월 갈전초등학교 개교, 2015년 1월 김시민대교 개통, 2015년 4월 KTX 진주역 개통과 LH 본사 입주, 2016년 9월 롯데몰 진주점 개점, 2019년 3월 진주한일병원 신축 이전 등이 단계적으로 이어졌다. 2020년 9월에 이르러 충무공동의 인구는 28,333명에 도달하여 진주시 행정동 가운데 1위를

1) 임직원 규모는 2022년 12월 기획재정부 공공기관 기능조정 및 조직·인력 효율화 계획 자료를 역산한 추정치이다. 2021년 국방기술품질원에서 분리된 국방기술진흥연구소까지 합치면 본사 입지 공공기관은 12개에 이른다.

차지하였다.

이 정주여건의 시간이 가족 동반 이주의 비율을 결정하는 매개 변수이며, 그 비율이 출생률에 직접 영향을 미친다. 문윤상(2021)의 KDI 연구가 보여주듯이, 한국 혁신도시 평균의 가족 동반 이주율은 정책 계획의 80%에 미치지 못하였고, 충북혁신도시는 40%대에 그쳤다. 진주의 가족 동반 이주율은 중간쯤에 해당하는데 정주여건의 점진적 도착에 따라 시간이 갈수록 개선되는 양상을 보였다. 그러나 정주여건이 충분해지기 전인 2018~2019년 시점에서는 기러기 직원[2]의 비율이 높았으며, 평일 저녁이면 LH와 중소벤처기업진흥공단 주차장에 수도권행 고속버스가 줄을 서는 풍경이 일상화되었다. 국회예산정책처(2016)의 평가 자료에 따르면 진주혁신도시 이전 기관의 출장 횟수가 2013년 73,804회에서 2015년 120,329회로 63% 늘었으며, 이는 분리 거주가 만들어 낸 추가적 통근·출장 비용의 흔적이다.

이상의 검토를 종합하여 진주혁신도시가 본 연구의 분석 사례로 갖는 다섯 가지 의의를 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 처치 강도이다. 11개(2021년 이후 12개) 본사 기관이 한 도시에 집중된 것은 국내 10개 혁신도시 가운데 가장 높은 밀도이며, 그 중심에 약 9,000명 규모의 LH가 자리 잡았다는 점에서 처치의 양적 강도가 크다. 둘째, 시간의 결이다. 기관이 한꺼번에 도착하지 않고 2013년 1월의 중앙관세분석소를 시작으로 2016년 7월까지 단계적으로 흘러들어왔으며, 그 사이에 KTX 개통(2015.04), 김시민대교 개통(2015.01) 같은 굵직한 이벤트가 끼어들었다. 셋째, 모도시와의 인접성이다. 나주·김천의 섬형과 달리 진주의 충무공동은 모도시와 행정 경계만으로 구분되어, 모도시–신도시 상호작용을 분석에 포함시킬 수 있다. 넷째, 산업 클러스터의 결합 가능성이다. 한국세라믹기술원·한국산업기술시험원·국방기술품질원이라는 R&D 기관과 인근 사천의 KAI, 그리고 2024년 출범한 우주항공청이 결합되면서 진주는 세라믹–국방–시험–항공우주를 잇는 산학연 회랑의 한 축을 형성한다. 다섯째, 분석상의 깔끔함이다. 진주는 1차 수도이전(세종)이나 광역시 안의 혁신도시(부산·대구·울산)와 달리 다른 정책 충격이 비교적 약해 단일 처치의 효과를 식별하기에 분석상 객관적인 환경이 된다.

2) 가족은 수도권에 두고 본인만 진주로 내려와 평일에만 거주하는 형태

제 2 절 지역 출생률 인과 기제(causal mechanism)

1. 출생률 결정의 경제적·비경제적 요인

지역의 출생률은 개인의 선택을 넘어, 해당 지역이 제공하는 경제적 기회와 사회적 인프라의 총체적 결과물이다. 인구학적 관점에서 출산율에 영향을 미치는 주요 변수는 크게 경제적 요인과 비경제적 요인으로 나뉜다. 경제적 요인에는 실질 소득, 고용의 안정성, 주거 비용 등이 포함되며, 비경제적 요인에는 교육 환경, 의료 인프라, 보육 시설의 접근성 등이 핵심이다. 이 두 축의 어느 하나만으로는 출생률 결정을 충분히 설명할 수 없으며, 두 축이 결합할 때만 한 도시의 출생률이 의미 있는 변동을 보인다. 이 점은 한국 저출생 정책이 현금 지원이라는 단일 경제 수단에 편중되어 있었음에도 합계출산율 하락을 막지 못한 사실에서도 확인된다(박종훈·이현주, 2020; 홍석철·전한경, 2019).

경제적 요인의 첫 번째 축은 실질 소득이다. 게리 베커(Gary Becker, 1960) 양–질 모형은 본 연구의 예측자 선정(소득·재정)을 이론적으로 정당화한다. 이 모형의 함의는 소득이 높아진다고 자녀 수가 단순히 늘어나지 않는다는 것이다. 소득이 높아지면 가구는 자녀의 양보다 질에 더 많이 투자할 유인을 갖기 때문이다. 그러나 이 관계는 일정 임계 이하의 소득 구간에서는 다르게 작동한다. 즉 소득이 너무 낮아 자녀를 가질 최소한의 경제적 토대가 부재할 때, 소득의 한계 증가는 자녀 수의 증가로 이어진다. 한국의 비수도권 청년 가구가 처한 상황이 정확히 이 임계 부근에 있다고 볼 수 있으며, 이는 안정적 일자리의 도착이 출산을 자극할 수 있는 이론적 근거가 된다.

실질 소득의 효과는 그 수준 못지않게 안정성에 의해 결정된다. 알리시아 앗세라(Alícia Adserà, 2004). 노동시장 안정성–출산 가설은 고용 매개경로의 근거로 OECD 패널 분석에서 노동시장 안정성(낮은 청년 실업률, 정규직 비율의 안정성)이 출산에 양(+)의 효과를 미친다는 사실을 보고하였다. 미하엘

라 크라옌펠트(Michaela Kreyenfeld, 2010)의 고용 불안정이 출산을 늦춘다는 발견은 본 연구의 고용 경로와 일관된다. 이러한 발견은 출산 결정의 핵심이 단지 현재 소득의 크기가 아니라 향후 20년에 걸쳐 안정적으로 소득이 유지될 것인가에 대한 가구의 기대에 있음을 시사한다. 이러한 고용 안정의 출산 효과는, 11개 기관과 약 1만 명의 안정적 일자리가 유입된 진주에서 직접 관찰할 수 있는 경로이다.

경제적 요인의 두 번째 축은 고용의 안정성이다. 선행연구에 따르면, 공기업과 같은 공공 부문의 일자리는 민간 부문보다 고용 안정성이 매우 높고 육아휴직 등 일-가정 양립 지원 제도가 잘 갖추어져 있어 출산 결정에 긍정적인 영향을 미친다. 이는 이론적으로도 실증적으로도 일관되게 확인된 발견이다. 이론적으로는 Adsera(2004)의 노동시장 안정성-출산 가설이 그 토대를 제공하며, 피터 맥도널드(Peter McDonald, 2000)의 젠더 형평성 가설은 일·가정 양립 여건이 출산에 미치는 영향을 설명한다. 실증적으로는 한국 자료에서 공공 부문 종사자 가구의 출산율이 민간 부문 종사자 가구보다 분명히 높다는 결과가 다수의 연구(이상림, 2020; 홍석철·전한경, 2019)에서 일관되게 보고되어왔다.

공공 부문 일자리가 출산에 미치는 양(+)의 효과는 세 가지 메커니즘으로 분해된다. 첫째, 직접적 소득 안정 효과이다. 공공 부문은 정년이 보장되고 임금 체계가 호봉제로 운영되어, 소득의 수준뿐만 아니라 안정성이 민간 부문보다 높다. 이는 자녀를 가지는 결정에 따르는 장기 비용 부담의 불확실성을 줄여 준다. 둘째, 일·가정 양립 제도의 활용 가능성 효과이다. 공공 부문은 출산휴가·육아휴직·근무시간 단축의 실제 활용률이 민간 부문보다 분명히 높다. 명목적으로 같은 제도가 있다 하더라도 쓸 수 있는가는 조직 문화의 문제이며, 공공 부문은 이러한 활용을 가능케 하는 조직 문화를 상대적으로 잘 갖추고 있다. 셋째, 직주근접 효과이다. 혁신도시는 직장 + 신축 아파트 + 학교 + 병원이 좁은 공간에 집결되도록 설계되어, 통근 시간이 수도권 기준 절반 이하로 줄어든다. 통근 감소는 가사·돌봄에 쓸 수 있는 시간을 늘리고, 이는 다시 출산 결정에 양(+)의 영향을 미친다(Gimenez-Nadal & Molina, 2014; Kim et al., 2019).

경제적 요인의 세 번째 축은 주거 비용이다. 한국의 합계출산율 하락에서 주택 가격이 차지하는 위상은 여러 연구에서 핵심 변수로 거론되어 왔다. Clark(2012)은 미국·영국 자료에서 높은 주택 비용이 첫째 자녀 출산을 3~4년 지연시킨다는 인과 관계를 보고하였고, 클라라 뮐더·프란체스코 빌라리(Clara Mulder & Francesco Billari, 2010)가 한국을 엘리트 주거 체제로 분류한 진단은 주거 매개경로의 직접 근거이다. 힐 쿨루·안드레스 비카트(Hill Kulu & Andres Vikat, 2007)가 보고한 넓은 주거 공간이 독립적으로 출산을 촉진한다는 결과도 같은 방향이다. 주거 비용이 출산을 좌우한다는 이 논의는, 공공기관 이전과 함께 신규 주택이 단계적으로 공급된 진주에서 직접 작동한 경로이다.

이러한 이론적·실증적 토대 위에서 혁신도시 조성과 함께 공급된 대규모 신축 아파트 단지가 갖는 의미는 다음과 같다. 신축 아파트 단지는 수도권에 비해 낮은 가격으로 안정적인 주거 공간을 제공함으로써 신혼부부의 지역 안착을 돕는다. 진주 충무공동의 경우 2013년 12월 1단지 아파트 입주를 시작으로 2020년까지 약 12,500세대의 새 주택이 공급되었으며, 매매가 기준 평균 단가는 수도권 대비 약 30~40% 수준에 머물러 감당 가능한 자가 소유의 가능성을 상당수 청년 가구에게 열어 주었다. 이는 본 연구가 분석하는 출생률 효과의 핵심 매개 채널 가운데 하나이며, 제2장 제1절 2)에서 검토한 인구학적 충격이 가족 단위의 정착으로 전환되는 결정적 자리이다.

비경제적 요인은 교육 환경, 의료 인프라, 보육 시설의 접근성을 포괄한다. 이 세 영역은 출산 결정에 직접 영향을 미치는 동시에, 가족이 한 도시에 장기적으로 머물기로 결정하는 데 결정적 역할을 한다. 슈테판 바우언슈스터 외(Bauernschuster, Hener & Rainer, 2016)는 독일의 보편적 보육 도입이 합계출산율을 인과적으로 끌어올렸음을 자연실험으로 보였고, 로널드 린드퍼스 외(Rindfuss et al., 2010)는 노르웨이에서 보육 가용성 확대가 출산을 유의하게 증가시켰다고 보고하였다. 이러한 발견은 현금 지원보다 서비스 공급이 출산에 더 견고한 효과를 미친다는 올리비에 테브농(Olivier Thévenon, 2011)의 OECD 비교 결론과 일관된다. 서비스 공급이 현금 지원보다 견고한 출산 효과를 낸다는 이 결론은, 어린이집·학교 등 정주여건이 확충된 진주 혁신도시

의 변화와 직접 맞닿는다.

진주 혁신도시의 경우 정주여건의 도착이 단계적으로 이루어졌기 때문에, 이러한 비경제적 요인의 효과도 시간 구조를 두고 가시화되었다. 2014년 갈전초등학교 개교, 2016년 문산중학교, 2017년 진양고등학교, 2020년 대곡중학교 이전 등으로 교육 인프라가 점진적으로 확보되었고, 2019년 진주한일병원의 충무공동 신축 이전이 이루어진 시점에서야 의료 인프라의 자체 공급이 시작되었다.

이상의 모든 요인이 양(+)의 방향으로 작동한다 해도 한 가지 구조적 우려가 남는다. 그것은 빨대 효과에 대한 우려이다. 빨대 효과란 혁신도시가 주변 낙후 지역의 인구를 흡수하기만 할 뿐, 국가 전체적인 인구증가에는 영향을 미치지 못한다는 비판이다. 진주에서 출생률이 올라갔다 하더라도, 그 상승의 원천이 진주 자체의 정주여건 개선에 따른 자생적 인구 재생산이 아니라 인근 사천·산청·하동·고성·남해 등의 인구를 흡수한 결과라면, 국가 차원의 합계출산율은 변화하지 않은 채 단지 인구의 공간적 재배치만이 일어난 셈이 된다.

따라서 진주시의 출생률 변화를 분석함에서 이것이 주변 지역에서의 인구 이동에 의한 착시인지, 아니면 정주 여건 개선에 따른 자생적 인구 재생산인지를 구분하는 것이 중요하다. 본 연구는 이 구분을 위해 두 가지 분석적 장치를 마련한다. 첫째, 합성통제법(SCM)의 도너 풀에서 진주의 인접 시·군(사천·산청·하동·고성)을 기본 도너에서 배제한다. 이는 빨대 효과로 흡수된 인접 단위를 합성 대조군에 포함할 경우 진주의 양(+) 효과 = 인접 단위의 음(−) 효과로 상쇄되어 진주의 효과가 과소 추정될 위험을 회피하기 위한 설계이다. 둘째, 인접 포함 사양과의 강건성 비교를 통해 빨대 효과의 양적 크기를 가늠한다. 인접 단위를 포함했을 때 진주의 효과가 작아지는 정도가 빨대 효과의 일차적 신호이며, 그 차이가 결정적으로 크지 않다면 진주의 효과는 자생적 인구 재생산에 더 가까운 것으로 해석할 수 있다.

이상의 검토를 진주 혁신도시 맥락에 적용하면 본 연구의 가설은 다음과 같다. 진주에 도착한 11개 본사 기관은 안정적 공공 부문 일자리의 집결을 통해 고용 안정성과 일·가정 양립 제도 활용 가능성을 동시에 높였고, 신축

아파트 단지의 대규모 공급을 통해 주거 비용 장벽을 낮추었으며, 교육·의료·보육 인프라의 단계적 도착을 통해 가족 단위의 장기 정착 환경을 조성하였다. 이러한 복합 패키지가 한 도시 위에 동시에 작동했을 때, 출생률에 양(+)의 효과가 발생할 수 있다는 것이 본 연구의 가설이다. 이 가설의 검증은 SCM 분석으로 진행되며, 그 결과의 해석에서 빨대 효과와 자생적 인구 재생산의 구분이 결정적 의미가 있다.

2. 진주시의 인구·경제 지표 변화

공공기관 이전 이후 진주시의 주요 거시 지표는 전국 평균을 상회하는 성장세를 보였다. GRDP 성장률은 경상남도 내 타 시·군에 비해 높게 나타났으며, 특히 서비스업과 건설업 분야에서의 부가가치 창출이 두드러졌다. 이는 본 절 1)에서 검토한 인구학적 충격의 세 채널 즉 인적 자본 채널과 소비 지출 채널, 가족 단위 정착 채널이 거시 지표 차원에서 가시화된 결과이다. 국가데이터처(통계청) 지역소득 자료에 따르면 경상남도의 1인당 GRDP는 2024년 기준 4,655만 원 수준으로, 진주시의 GRDP 절대 규모는 경남 내 중간권에 머물지만, 그 성장률 측면에서는 분명한 개선이 관찰된다. 공공기관 이전이 본격화된 2014~2016년을 분기점으로 진주시의 서비스업 부가가치 기여도와 건설업 부가가치 기여도가 동반 상승하였고, 이는 LH 본사 입주(2015.04)와 그에 따른 주거·상업·인프라 건설 수요가 진주의 산업 구조 위에 새겨진 흔적이라 할 수 있다.

고용 측면에서도 이전 공공기관의 지역 인재 의무 채용 제도가 안착되면서 지역 대학 졸업생들의 유출이 억제되고, 오히려 다른 지역 청년들이 진주로 유입되는 현상이 관찰되었다. 혁신도시 특별법에 따른 지역인재 의무채용 비율은 2018년 18%에서 시작하여 2020년 24%, 2022년 27%, 2024년 30%로 단계적으로 높아졌으며, 2022년 기준 진주혁신도시 11개 기관은 4년 평균 약 11.6%의 지역인재 채용률을 기록하였다. 의무 비율 자체는 충족되지 않은 수준이지만 그 절대 규모는 작지 않다. 4년간 신규 채용 1,424명 가운데 216명이 지역인재였다는 사실은, 경상국립대·진주교육대·경남과학기술대(2021년

경상국립대 통합) 졸업생들에게 졸업 후 고향에 남을 수 있는 안정 경로가 새로 열렸음을 의미한다.

이 안정 경로의 도착은 진주의 청년 인구 패턴에서 분명히 가시화된다. 행정안전부 주민등록 인구통계에 따르면 진주시의 청년 인구(만 19~39세) 비율은 2025년 기준 24.86%로 경남 시·군 가운데 가장 높았으며, 2023년 이후 3년 연속 도내 1위를 유지하고 있다. 청년 인구 감소율 또한 2022년 −3.61%에서 2025년 −1.70%로 절반 이하로 둔화하였다. 여전히 마이너스이지만, 마이너스의 속도가 분명히 느려지고 있다는 의미이다. 이러한 청년 인구의 유지·정착이 다음 항에서 다룰 합계출산율 반등의 선행 변수로 기능한다.

가장 주목할 만한 변화는 인구 동태 지표이다. 진주시의 합계출산율은 2020년대 들어 전국적인 초저출산 추세 속에서도 반등의 기미를 보였다. 2023년 0.887, 2024년 0.912, 그리고 2025년 잠정 집계된 합계출산율 1.01명은 전국 평균이 0.7명대에 머문 상황에서 전국 평균을 웃도는 수치이다. 같은 기간 전국 평균이 “0.72→0.75→0.80”, 경남 평균이 0.81→0.85→0.88로 변동하는 동안, 진주는 6년 만에 1명대를 회복하며 두 평균을 모두 분명히 상회하였다. 진주의 반등 폭(2023→2025의 +0.123)은 전국 평균 반등 폭(+0.08)의 1.5배가 넘는 크기이며, 이 차이가 진주에 추가로 작동한 요인을 가리킨다.

이 반등은 어떻게 해석할 것인가. 가장 직접적인 해석은 혁신도시 내 3040세대의 비중이 높아지고, 이들이 안정적인 고용과 주택 자산 확보를 바탕으로 적극적인 출산 행태를 보인 결과라는 것이다. 이 해석을 단계별로 풀어보면 다음과 같다. 첫째, 30~40대(이하 3040세대)의 비중 증가이다. 이전 기관 임직원의 평균 연령은 30대 후반에서 40대 초반에 집중되어 있으며, 이들의 가족 동반 이주가 진주시의 인구 피라미드에서 3040세대의 비중을 분명히 끌어올렸다. 이는 가임 핵심층(특히 25~39세 여성)의 절대 규모와 비중을 증가시키는 구성 효과이다.

둘째, 이 3040세대의 안정적인 고용이다. 공공 부문 일자리는 민간 부문 대비 고용 안정성과 일·가정 양립 제도 활용 가능성에서 분명한 우위를 보이는데 이러한 안정성은 출산 결정의 장기 비용 불확실성을 낮춘다. 셋째, 주택

자산 확보이다. 진주 혁신도시의 신축 아파트 단지는 수도권 대비 30~40% 수준의 가격으로 자가 소유의 진입 장벽을 낮추었고, 이는 3040세대 이주 가구가 짧은 기간 안에 자가 소유 단계로 전환할 수 있게 만들었다. Mulder와 Billari(2010)가 한국을 엘리트 주거 체제로 분류하면서 지적한 자가 소유 열망과 접근 장벽의 괴리가 진주에서 부분적으로 좁혀진 것이다.

이 세 요인이 결합하여 적극적인 출산 행태가 가능해졌다는 해석은 진주시의 출생아 수와 혼인 건수의 동행에서도 확인된다. 2023년 1,158건이던 진주시 혼인 건수는 2025년 1,384건으로 19.5% 늘었고, 같은 시기 출생아 수는 1,666명에서 1,900명으로 14% 증가하였다. 전국 혼인 증가율(약 14%)을 5%포인트 상회하는 진주의 혼인 증가는 3040세대의 적극적 출산 행태가 단지 통계적 착시가 아니라 실제 가족 형성의 양적 회복을 동반하고 있음을 보여준다. 또한, 진주시가 운영하는 난임부부 시술비 본인부담금 전액 지원(전국 최초) 정책에 따라 2025년 진주시 출생아 1,900명 가운데 약 15%(약 285명)가 난임 시술을 통해 태어난 아기였다는 사실은, 진주의 정책적 두께가 자생적 인구 재생산을 보조하는 매개 매커니즘임을 시사한다.

이뿐만 아니라 진주시는 우주항공청 유치 및 우주항공 산업 클러스터 조성 등 추가적인 성장 동력을 확보하고 있어, 인구 유입 및 정착 효과가 장기화 될 가능성이 크다. 우주항공청은 2024년 5월 27일 인접한 사천시 사남면의 임시청사에서 출범하였으며, 같은 해 11월에 5월 27일이 우주항공의 날 국가기념일로 지정되었다. 2025년 2월 25일에는 신청사 입지가 우주항공국가산업단지 사천지구로 최종 확정되어, 이 정책 동력의 영속성이 제도적으로 뒷받침되었다. 우주항공청 본체는 진주가 아닌 사천에 자리 잡았지만, 사천의 정주여건이 미비하므로 거주·교육·의료 기능은 진주가 분담하게 된다. 실제로 우주항공청 임직원의 상당수가 진주에 거주지를 두고 사천으로 출퇴근하는 패턴이 출범 직후부터 자리 잡았으며, 이는 진주 충무공동에 이미 자리 잡고 있던 한국세라믹기술원·한국산업기술시험원·국방기술품질원의 R&D 클러스터에 우주항공이라는 새 축을 더하는 결과를 만들었다.

이를 정부와 지자체는 진주–사천 우주항공 회랑으로 표현하고 있으며, 사천공항의 국제공항 승격 추진, 사천~진주 운행노선 신설, 진주역 KTX 추가

운행 건의 등 광역 교통 개선이 이 회랑의 물리적 기반으로 추진되고 있다. 본 연구의 분석 범위는 1995~2023년이므로 우주항공청 효과는 분석에 직접 들어오지 않는다. 그러나 분석 범위 안에서 식별된 양(+)의 효과에 더해, 분석창 외의 2024년 우주항공청 출범과 2025년 합계출산율 1.01 반등이 결합하면서, 진주의 인구 유입·정착 효과가 일시적 충격이 아니라 장기적·누적적 동학임을 시사하는 보조 자료가 쌓이고 있다.

〈표 2-2〉 진주시 vs 경남 vs 전국 주요 인구·출산 지표 (2023~2025)[3)]

지표	2023년	2024년	2025년 잠정	증감 (2023→2025)
진주시 합계출산율	0.887	0.912	1.01	+0.123 (▲13.9%)
경남 평균 합계출산율	0.81	0.85	0.88	+0.07 (▲8.6%)
전국 평균 합계출산율	0.72	0.75	0.80	+0.08 (▲11.1%)
진주시 출생아 수	1,666명	1,776명*	1,900명	+234명 (▲14.0%)
진주시 혼인 건수	1,158건	1,272건*	1,384건	+226건 (▲19.5%)
진주시 청년인구 비율	약 25.5%	약 25.1%	24.86%	도내 1위 유지
진주시 청년인구 감소율	−3.61%	−2.55%*	−1.70%	감소 속도 둔화

김우영·김만규(2021)는 지역과 지리 학술지에 발표한 합성통제법 분석에서 진주혁신도시의 인구·고용 효과를 평가하면서 세 가지 결론을 내렸다. 첫째, 인구의 양적 증가는 SCM 분석에서 통계적으로 확인되었다. 둘째, 그러나 생산인구[4)]의 유입은 미흡하였다. 셋째, 거주지 기준 일자리는 늘었으나 근무지 기준 일자리는 오히려 합성 대조군 대비 감소하였고, 이는 진주가 베드타운으로 기능이 변하고 있음을 시사한다. 이 결론은 본 연구의 분석 설계와 거의 같은 방법론(SCM)을 사용하였다는 점에서 무겁게 받아 안아야 하는 발견이다.

그러나 두 가지 점에서 본 연구는 김우영·김만규(2021)의 결론을 보완·갱신한다. 하나는 분석 시점이다. 그들의 분석창은 2000~2020년이며, 2020년의

3) * 표시는 선형 보간 추정치이다. 자료: 통계청 KOSIS 인구동향조사; 진주시 보도자료(2026.03.04); 행정안전부 주민등록 인구통계.

4) 25~49세 핵심 노동연령 인구

진주는 정주여건의 미비, 기러기 직원 문제, 상가 공실 50%라는 부정적 신호가 여전히 두텁게 남아 있던 시점이었다. 이 시점 이후의 자료가 보여주는 진주의 모습은 다르다. 청년 인구 감소율의 둔화, 합계출산율의 반등, 출생아 수의 절대 증가, 혼인 건수의 증가 같은 지표는 모두 베드타운 가설의 핵심 전제, 즉 진주가 거주만 하고 일은 하지 않는 도시로 굳어진다는 것과 정면으로 충돌한다. 또 하나의 보완은 결과변수이다. 김우영·김만규는 인구 규모와 일자리 수를 결과변수로 삼았다. 본 연구는 출생률이라는 인구 재생산 지표에 집중하여, 양적 인구의 단순 증가를 넘어 가족 형성의 질적 회복을 추적한다. 이는 베드타운으로 굳어 가는 도시와 가족 형성을 회복하는 도시 사이의 결정적 차이이며, 본 연구가 식별하려는 차이의 의미이다.

제 3 절 선행연구 검토

공공기관 지방 이전이라는 국가 균형발전 정책의 핵심 수단을 둘러싼 학술 논쟁은 결코 단일한 결론에 다다르지 않았다. 오히려 이 논쟁은 공공기관 이전이 지역경제 성장을 견인하는가라는 출발점에서 시작하여 인구를 늘렸는가, 누구의 인구를 늘렸는가, 그리고 마침내 가족 형성이라는 인구 재생산의 차원에서도 효과를 발휘하였는가의 질문으로 이어져 왔다. 이 진화는 분석 대상의 확장이 아니라, 한 정책의 평가 기준이 양적 지표에서 질적 지표로, 그리고 단기 효과에서 장기 정착으로 옮겨 가는 한국 학계의 지적 운동의 결과물이다.

〈표 2-3〉 공공기관 이전 효과 이론의 진화[5)]

진화 단계	지배적 질문	분석 대상	방법론	시사점
1세대 (2010년대 초중반)	공공기관 이전이 지역경제 성장을 견인하였는가?	GRDP, 지방세입, 기반고용	패널 회귀, 단순 DID	지방세입은 양의 효과, 지역내총생산은 유의하지 않음평균 효과 추정의 한계 인식
2세대 (2010년대 후반)	처치의 강도에 따라 효과는 어떻게 달라지는가?	이전 기관 수, 자산규모,재정자립도	처치 강도 변수 패널	이질성 식별은 진전, 평균 효과 추정의 곤란은 잔존단일 사례 분석의 필요성
3세대 (2020년대 초반)	공공기관 이전이 인구를 늘렸는가, 그 인구는 누구인가?	인구 규모, 순유입, 단신이주	DID + PSM, 시기별 분해	인구의 양적 지표는 양의 효과, 분리 거주의 한계가족 단위 정착이라는 질적 차원으로 이행
4세대 (2020년대 중반)	공공기관 이전이 가족 형성과 출산을 회복시키는가?	조출생률, 합계출산율, 혼인율	DID, 일부 SCM (인구 한정)	출생률은 유의하지 않음, 베드타운 가설 제기단일 사례 합성통제방법의 식별력 요청
5세대 (본 연구)	처치 강도가 가장 큰 진주에서 출생률 효과는 시간 구조 위에 어떻게 새겨졌는가?	조출생률 + TFR +매개보조 지표	SCM 주 분석 + GSC·SDID 보조	—

1. 공공기관 이전 효과에 관한 선행연구

가. 공공기관 이전의 경제 효과에 관한 연구

본 연구의 이론적 위치를 충분히 드러내기 위해서는 우리나라 균형발전 정책 60년사의 거시적 맥락에서 진주의 사례가 차지하는 자리를 정리하는 작업이 필요하다. 전 국가적 균형발전 정책은 1962년의 제1차 경제개발 5개년 계획에서 출발하여 선택과 집중의 수도권 산업단지 집중 투자 단계(1962~1979), 1980년대의 소극적 억제 단계(수도권정비계획법, 1982), 2003년의 적극적 분산 단계(국가균형발전특별법), 그리고 2018년 이후의 혁신도시

5) 공공기관 이전 효과 학설사는 존재 여부 → 강도 → 인구 → 인구 재생산 → 시간 구조와 매개 메커니즘으로 질문이 심화되는 패턴을 보인다. 본 연구는 5세대에 위치한다.

시즌2 단계로 진화해 왔다. 이 60년의 진화 과정에서 진주 혁신도시는 적극적 분산 단계의 가장 큰 인위적 성장극이며, 동시에 혁신도시 시즌2의 산학연 클러스터 형성과 정주여건 보강의 시험대로서 두 단계에 걸쳐 핵심적 위치를 차지한다.

이 거시적 맥락에서 본 연구의 분석적 의의는 혁신도시 효과 측정을 넘어선다. 본 연구는 우리나라 균형발전 정책 60년사의 가장 큰 단일 성장극이 가족 형성과 출산이라는 인구 재생산 차원에서 어떤 효과를 발휘하였는지를 정밀하게 식별하는 작업이며, 그 결과는 적극적 분산 단계의 정책 설계가 도달한 성과와 한계를 평가하는 결정적 증거가 된다. 이 평가가 후속 정책 설계, 특히 우주항공청 사천 출범과 결합된 혁신도시 시즌2의 구체적 방향에 대한 직접적 시사를 갖는다는 측면에서 본 연구는 학술적 작업만이 아니라 국가의 균형발전 정책의 다음 단계 설계를 위한 실증적 좌표 제공의 의미가 있다.

우리나라 혁신도시 효과 학설사의 1세대는 2010년대 초중반 이전이 어느 정도 진척된 시점에서 시작되었다. 이 시기의 지배적 질문은 9조 원이 넘는 재원이 투입된 공공기관 이전 정책이 의도한 지역경제 성장을 실제로 견인하였는가?였다. 이 질문에 대한 첫 응답이 김민곤·박지형·송용찬(2017)은 행정중심복합도시(세종)와 10개 혁신도시 소재 시·군·구를 처치군으로 같은 광역시·도 내의 다른 시·군·구를 대조군으로 삼는 패널 분석을 수행하였는데 분석 시기는 정책이 본격적으로 시행된 2010년대 초반까지를 포괄하였다. 이 같은 분석의 발견이 이론사의 첫 결정적 분기점을 만들었다. 공공기관 이전이 도착지 지역의 지방세입 증가에는 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 미쳤다는 발견은 정책의 직접적 세수 메커니즘, 즉 본사 임직원의 주민세, 사옥의 재산세, 사옥 거래에 따른 취득세, 사업 활동에 동반된 등록면허세·지방소득세의 작동을 분명히 입증하였다. 그러나 동일한 분석에서 GRDP와 기반고용비율의 증가에는 유의한 효과가 확인되지 않았다는 사실이 더 무거운 의미를 지닌다. 즉 공공기관이 도착하면서 지자체의 세수 기반은 강화되었지만, 그 도착이 지역 산업의 자생적 성장으로 충분히 전이되지는 못했다는 것이다. 이는

Hirschman(1958)의 후방·전방 연관 효과가 국내 혁신도시 1차 이전 시기에는 충분히 활성화되지 못했다는 진단이며, 정책의 반쪽 성공을 처음으로 정량적으로 식별한 결과이다.

이 반쪽 성공의 진단이 이론적 측면에서 중요한 이유는 두 가지이다. 첫째, 한국 균형발전 정책의 옹호자와 비판자 모두에게 부분적 정당성을 제공하면서도 어느 쪽에도 완전한 승리를 허락하지 않았다. 이전 기관의 물리적 도착은 분명한 효과를 만들었지만, 그것이 지역 산업의 활성화로 이어진다는 정책 설계의 이론적 약속은 단기에 가시화되지 않았다. 둘째, 이 발견은 1세대 분석 설계 자체의 본질적 한계를 드러냈다. 즉 10개 혁신도시와 1개 행정중심복합도시를 똑같은 처치로 뭉뚱그려 처리하는 평균 효과 추정 방식이 처치의 이질성을 충분히 포착하지 못했을 가능성이 제기된 것이다. 진주처럼 11개 본사 기관이 집중된 도시와 강원혁신도시처럼 그보다 절반 이하의 기관이 도착한 도시를 같은 처치 변수로 묶는 분석에서, GRDP 효과의 평균이 유의하지 않은 것으로 추정되는 것은 어쩌면 분석 설계의 자연스러운 결과였다. 이러한 한계의 인식이 학설사의 다음 단계를 자극하였다. 즉 공공기관이 왔다 vs 안 왔다라는 이항 처치 변수에서 얼마나 큰 처치가 왔는가라는 강도 변수로의 전환이 그것이다. 이 전환은 영국 자료에서 Faggio와 Overman(2014)이 제안한 치료의 강도 접근과 같은 흐름이며, 한국 혁신도시 분석에서는 이수영(2018)의 작업이 그 첫 정밀화에 해당한다.

김민곤·박지형·송용찬(2017)이 식별한 지방세입은 양(+), GRDP는 무유의라는 비대칭적 결론은 국내 혁신도시 효과 이론상 출발점에서 결코 단순한 실증 결과가 아니었다. 이 결론은 한국 균형발전 정책의 옹호자와 비판자 모두에게 부분적 정당성을 제공하면서 어느 쪽에도 완전한 승리를 허락하지 않는 이론적 분기점으로 작동하였으며, 이후 학술 논쟁의 방향을 결정짓는 근본적 좌표를 제공하였다. 옹호자에게는 혁신도시 정책이 적어도 지방재정 측면에서는 분명한 효과를 만들었다는 부분적 입증이었으며, 비판자에게는 하지만 그 효과가 자생적 산업 성장으로 전이되지는 못했다는 부분적 반증이었다. 이 양면적 결론이 학설사의 다음 단계인 결과변수의 다양화, 처치의 강도화, 분

석 단위의 정밀화, 시간 지평의 확장을 모두 자극하였다는 측면에서 김민곤 등(2017)의 분석은 1세대 작업이 아니라 국내 혁신도시 효과 연구의 학설사적 헌법에 해당한다.

이 반쪽 성공 진단의 구조적 의미를 들여다보면 세 가지 한계를 확인할 수 있다. 첫 번째 층위는 시점 한정의 한계이다. 김민곤 등(2017)의 분석창은 정책의 본격 시행 직후 약 5년 이내로 한정되어 있었다. 즉 1세대 분석이 식별한 GRDP가 유의하지 않음은 효과의 본질적 부재가 아니라 시점이 충분히 길지 못하여 효과가 가시화되기 전 시점에서의 측정 결과일 가능성이 크다. 두 번째 층위는 부문 한정의 한계이다. 공공기관 이전의 효과는 Faggio(2019)의 영국 분석이 보였듯이 비교역 부문(서비스업)에서 집중적으로 발생하는데, 1세대 한국 분석은 종합 GRDP를 결과변수로 삼아 이 부문 한정 효과를 받지 못하였다. 세 번째는 분석 단위 한정의 한계이다. 10개 혁신도시와 1개 행정중심복합도시를 같은 처치로 묶는 평균 분석은 처치 강도가 가장 큰 진주의 효과를 다른 9개 도시의 약한 효과에 묻어 식별 불가능하게 만든다.

이수영(2018)의 연구가 1세대의 한계에 대한 직접적 응답이라는 특성은 핵심 변수의 성격에서 분명히 드러난다. 이전 기관의 수와 자산 규모라는 두 가지 처치 강도 변수를 모형 안에 포함하여 이전 기관 수가 많고 자산 규모가 클수록 해당 지역의 재정자립도와 GRDP 증가율이 높게 나타남을 보였다. 이 발견 자체보다 더 중요한 것은 분석 설계의 인식론적 전환이다. 1세대 분석이 혁신도시 도착지의 평균이 어떻게 변했는가를 물었다면, 2세대 분석은 얼마나 큰 처치가 도착한 지역에서 효과가 더 크게 나타나는가를 묻는 것이다. 이 질문 전환은 단순한 정밀화가 아니라 처치라는 개념 자체의 재구성에 해당한다.

이수영(2018)의 발견이 본 연구의 진주 사례 선정에 직접적 정당성을 제공하는 까닭이 여기에 있다. 처치 강도 가설을 따르면, 11개 본사 기관이 한 도시에 집중되고 그 가운데 임직원 9,160명대 LH가 자리 잡은 진주는 한국 10개 혁신도시 가운데 가장 큰 처치 강도를 받은 단위가 된다. 이는 큰 사례라는 양적 사실을 넘어, 효과가 가시화될 가능성이 큰 사례라는 분석적 의의

가 있다. 만약 진주에서도 효과가 식별되지 않는다면, 다른 어느 혁신도시에서도 효과를 기대하기 어렵다고 보는 것이 합리적이다. 역으로, 진주에서 효과가 분명히 식별된다면 그것은 처치 강도가 충분히 클 때 공공기관 이전은 의도한 효과를 발휘할 수 있다는 가설의 사례적 입증이 된다. 본 연구가 진주 한 곳에 분석을 집중하는 결정의 이론적 정당성이 바로 이 자리에서 확보된다.

하지만 2세대 분석은 한 가지 결정적 한계를 그대로 안고 있었다. 처치 강도를 연속 변수로 다루었지만, 분석은 여전히 다수의 처치 단위에 대한 평균적 효과 추정의 틀 안에 머물러 있었다. 즉 처치 강도가 1단위 증가할 때 결과변수가 X만큼 변한다는 평균적 관계는 식별되었지만, 가장 큰 처치 강도를 받은 단일 단위에서 시간에 따라 어떤 변화를 보였는가는 여전히 분석 대상에서 벗어나 있었다. 이 한계가 후술할 4세대·5세대 분석에서 SCM의 도입을 통해서야 비로소 본격적으로 다루어지게 된다는 측면에서 2세대 분석은 이론적 측면의 결정적 진화 단계라기보다는 한계 인식의 정밀화에 가깝다.

HANSUNG UNIVERSITY

〈표 2-4〉 1·2세대 분석의 핵심 발견

분석 세대	대표 연구	결과변수	핵심 발견	시사점
1세대	김민곤·박지형·송용찬(2017)	GRDP, 지방세입, 기반고용비율	지방세입 (+), GRDP·기반고용 무유의	평균 효과 추정의 곤란 → 처치 이질성 인식 자극
2세대	이수영(2018) (국제좌표:Faggio&Overman,2014)	재정자립도, GRDP증가율	처치 강도(수·자산)↑ → 효과↑ 비선형용량-반응 식별	다중 단위 평균 분석의 잔존 → 단일 사례 시간 궤적 추적의 필요
1·2세대 공통의 한계	—	양적 경제 지표만	물리적 도착 → 세수 (+) 그러나자생적산업성장미흡	결과변수의 인구학적 차원으로의 확장 자극 (3·4세대)

국내 연구사 1·2세대 분석이 물리적 도착 → 세수 효과의 직접 채널과 물리적 도착 → 산업 활성화의 간접 채널 사이의 분기에 도달했을 때, 영국에서 발표된 한 편의 분석이 이 분기의 본질을 한층 분명히 보여주었다. Giulia Faggio(2019)가 『Journal of Urban Economics』 111권에 발표한 Relocation of Public Sector Workers: Evaluating a place-based policy가 그것이다. 이 분석은 2004년 영국 정부가 위탁한 Lyons Review의 권고에 따라 런던과 남동부에서 다른 영국 지역으로 이전된 약 25,000개의 공무원 일자리가 도착지 지역의 민간 부문 노동시장에 미친 영향을 검증하였다. 분석 단위는 약 150,000개의 Census Output Area로, 한국 분석의 시·군 단위보다 훨씬 미시적이다.

Faggio(2019)의 발견 가운데 연구사적으로 가장 중요한 것은 부문별 효과의 분리이다. 공무원 이전은 도착지 지역의 민간 부문 일자리를 분명히 증가시켰지만, 그 효과는 비교역 부문(서비스업)에서 집중적으로 발생하였고 교역 부문(제조업)에서는 효과가 미약하거나 음(−)이었다. 공공부문 일자리 1단위당 민간 비교역 부문 일자리 약 0.55단위가 추가로 창출되는 지역 승수 효과(local multiplier)가 5년 단기에서 식별되었다. 이 부문별 분리는 한국 1세대 분석의 GRDP가 유의하지 않은 결과를 새로운 시각에서 재해석하게 만든다. 즉 공공기관 이전의 효과가 본질적으로 비교역 서비스 부문에서 발생하는 것이라면, 제조업이 GRDP의 큰 비중을 차지하는 한국 비수도권 시·군에서 종

합 GRDP를 결과변수로 한 분석이 효과를 식별하지 못하는 것은 어쩌면 자연스러운 결과이다. 이 재해석은 본 연구가 결과변수의 선택에서 부문별 GRDP가 아니라 가구 의사결정의 결합 결과인 출생률을 채택하는 결정의 직접적 근거 가운데 하나를 이룬다.

Faggio(2019)의 두 번째 발견인 대체 효과 도 국내 분석의 새로운 가설을 자극한다. 이전 사이트로부터 1~2km 및 2~3km 떨어진 지역의 사업체들이 0~1km 이내로 이동하는 국지적 재배치 패턴이 관찰되었으며, 이는 전체 효과의 일부가 새로운 일자리 창출이 아니라 기존 일자리의 공간적 재배치임을 의미한다. 이 displacement 효과는 한국 혁신도시 분석에서 빨대 효과라는 이름으로 다시 등장하는데, 두 개념의 본질이 같다. 즉 일정 지역의 효과가 인접 지역의 손실로 일부 상쇄될 수 있다는 것이다. 본 연구가 분석 설계에서 진주의 인접 시·군(사천·산청·하동·고성)을 도너 풀에서 배제하는 결정은 이 빨대 효과를 차단하기 위한 직접적 응답이며, 그 정당성은 Faggio(2019)의 영국 분석에서 정식화된 메커니즘에 있다.

국외 연구 가운데 국내 분석에 가장 무거운 함의를 갖는 것은 독일의 사례이다. Becker, Heblich, Sturm(2021)이 『Journal of Urban Economics』에 발표한 The Impact of Public Employment: Evidence from Bonn은 제2차 세계대전 이후 서독 정부가 베를린에서 본(Bonn)으로 이전한 자연실험을 활용하여 공공기관 이전의 장기 경제 효과를 분석한 작업이다. 방법론적으로는 합성통제법(SCM)과 이중차분법(DID)을 함께 사용하였으며, 본의 합성 본을 40개의 다른 독일 도시들의 가중 결합으로 구성하였다. 분석 시점은 1949년 본 정부 출범부터 1987년까지의 약 38년에 걸쳐 있다. 이 분석의 이론적 함의는 공공기관 이전 효과의 시간 의존성이라는 본질적 발견에 있다. 본의 공공부문 고용은 정부 이전 직후 급격히 증가하였으나 민간 부문 활동의 증가는 완만하였으며, 본격적인 민간 부문 효과는 정부 이전 후 20년이 지난 1970년대부터 가시화되기 시작하여 1980년대에 정점에 도달하였다. 승수 추정치를 시간 구간별로 보면, 단기(1949~1960)에는 공공 1단위당 민간 0.2~0.3단위, 중기(1961~1975)에는 0.5~0.7단위, 장기(1976~1987)에는 0.86단위에 도달하였다. 이 같은 증가 패턴이 국내 1·2세대 분석의 GRDP가 유의

하지 않은 결과를 다시 한번 재해석하게 만든다. 즉 한국 1·2세대 분석이 다룰 수 있었던 사후 기간(대개 5년 이내)이 본 사례의 분석에서 단기에 해당하며, 이 단기 시점에서 효과가 미약한 것은 이론적 결함이 아니라 정책의 본질적 시간 구조의 자연스러운 표현일 가능성이 있다.

본 연구는 사후 기간 12년(2012~2023)을 단일 평균으로 처리하지 않고, 초기 조정, 정착, 확산, 유지의 4단계로 구분하여 추적한다. 이 분리의 분석적 가치는 Becker et al.(2021)의 본 사례에서 드러난 것처럼, 정책 효과가 시간에 따라 비선형적으로 변동할 수 있다는 본질적 사실에 대한 응답이다. 본 연구가 초기 조정 단계에서 정점(+0.48‰p)을 식별하고 확산단계에서 안정 유지(+0.30‰p)를 식별한 결과는 본 사례의 단조 증가 패턴과 부분적으로 일관되며, 부분적으로 차이를 보인다. 진주의 효과가 초기 조정 단계에서 정점을 찍은 뒤 확산단계에서 일부 둔화되는 패턴은 본 사례의 38년 누적 단조 증가와는 다른 결을 가진다. 이 차이의 가능한 해석, 진주의 정주여건이 확산 시점에서 우주항공청 출범(2024) 같은 새로운 동력의 도착을 앞두고 일시적 재조정 단계에 있다는 가설이 본 연구의 후속 추적 분석의 출발점이 된다.

〈표 2-5〉 공공기관 이전 효과의 시간 지평별 진화[6)]

연구	사례	단기 (5년)	중기 (10~20년)	장기 (30년 이상)
Faggio & Overman(2014)	영국 전반	0.21	—	—
Faggio(2019)	영국 Lyons Review (분산 이전)	0.55 (비교역)	—	—
Faggio, Schlüter, vom Berge(2019)	독일 본 → 베를린 복귀	0.33	—	—
Jofre-Monseny et al.(2020)	스페인 (장기)	—	0.8 (20년)	—
Becker, Heblich, Sturm(2021)	독일 베를린 → 본	0.2~0.3	0.5~0.7	0.86 (38년)
Nathan et al.(2024)	BBC 살포드 이전	0.33 (1년)	0.55 (5년)	—
Lee et al.(2024)	한국 도시	(+) 비교역	—	—
본 연구 (진주)	공공기관 11개 집중	W1 정점 +0.48‰p	W3 안정 +0.30‰p	(분석창 한계)

나. 공공기관 이전의 인구 및 인구 재생산 효과에 관한 연구

국내 1·2세대 분석이 경제 지표에서 도달한 한계, 즉 시점 한정과 부문 한정에 따른 식별 곤란은 이론사의 다음 단계에서 결과변수의 차원을 바꾸는 자극을 만들었다. 다시 말해 GRDP가 늘었는가를 묻는 대신 인구가 늘었는가를 묻는 방향으로 분석의 초점이 이동한 것이다. 이 결과변수 전환은 분석 대상의 변경이 아니라, 정책 효과의 평가 기준 자체의 재정의에 해당한다. 양적 경제 지표가 정책의 물질적 결과를 측정한다면, 인구 지표는 그 결과가 사람들의 정주 결정으로 어떻게 전이되는지를 측정하기 때문이다.

문윤상(2021)이 부각시킨 핵심 변수는 단신이주이다. 국내 혁신도시의 가족 동반 이주율이 정책 계획의 80%에 미치지 못하였고, 충북혁신도시는 40%대에 그쳤다는 발견은 이론적으로 두 가지 결정적 함의를 갖는다. 첫째, 그것은 공공기관이 도착했다는 사실과 가족이 정착했다는 사실이 결코, 같지 않음을 분명히 하였다. 이전 기관 임직원의 상당수가 본인만 혁신도시로 내려

6) 모든 연구에서 시간이 길어질수록 승수가 단조 증가하는 패턴이 일관되게 관찰된다. 이는 한국 1세대 분석의 GRDP 무유의 결과가 시점 한정에 따른 식별 한계일 가능성을 시사한다.

와 평일에 거주하고 가족은 수도권에 두는 분리 거주 형태를 유지하였으며, 이는 양적 인구 지표(주민등록 인구)는 늘리지만, 가족 단위의 정착이 만드는 인구학적 효과, 이를테면 출산이나 교육, 의료 수요의 활성화로의 전이를 약화시켰다. 둘째, 이 발견은 인구 효과 분석의 결과변수가 단순히 인구 규모가 아니라 가족 형성의 질적 차원이어야 함을 시사하였다. 즉 3세대 분석이 인구가 늘었는가에 머무르지 않고 4세대 분석의 출생률이 회복되었는가로 진화해야 할 이론적 필연이 이 자리에서 형성되었다.

문윤상(2021)의 진단이 비관적이었다는 사실 자체보다 더 중요한 것은 이 비관이 우리나라 혁신도시 정책의 본질적 결함이 아니라 조건적 결함으로 정식화될 수 있다는 사실이다. 즉 가족 동반 이주율이 낮은 것이 혁신도시 정책의 본질적 한계라면 어느 혁신도시에서도 인구 재생산 효과를 기대하기 어렵겠지만, 그것이 정주여건의 두께라는 매개 변수에 따른 조건적 결과라면 정주여건이 충분히 두꺼운 도시에서는 효과가 발현될 가능성이 열린다. 유주희(2022)의 후속 분석은 이 조건적 가설을 직접 검증하였다. DID와 PSM을 결합한 분석에서 가족 동반 이주율이 높은 지역에서 인구 효과가 더 컸다는 발견은 정주여건의 질이 인구 효과의 핵심 매개변수임을 시사하면서 문윤상(2021)의 비관을 조건부 낙관으로 보완하였다. 유주희·박정수(2023)는 이를 한국정책학회보에 확장 게재하면서 가족 동반 이주율과 정주여건 지표 사이의 상관관계를 구체적으로 측정하였다.

3세대 분석의 또 다른 결정적 발견은 유승남(2023)의 시기별 분해이다. 그는 혁신도시 인구 유입을 시기별로 분해하여, 초기에는 수도권에서의 유입이 주를 이루었으나 2018년 이후에는 비수도권 인접 지역에서의 유입이 증가하는 패턴을 보고하였다. 이 패턴 변화의 이론적 함의는 빨대 효과가 시기별로 작동 양상이 다를 수 있다는 분석적 가능성의 정식화이다. 즉 정책 초기에는 수도권 분산이라는 의도된 효과가 우세하였지만, 시간이 지나면서 인접 비수도권 지역으로부터의 받아들이는 효과가 강화되어 국가 전체 인구의 분산이 아니라 비수도권 내부 인구의 재배치가 일어났을 수 있다는 것이다. 이 발견은 본 연구의 분석 설계에서 인접 시·군 도너 풀 배제 결정의 직접적 정당성을 뒷받침 해준다. 만약 빨대 효과가 시기별로 작동 양상이 다르다면, 인접

단위를 합성 진주에 포함시키는 것은 진주의 처치 효과를 인접 단위의 음(−)의 효과로 바꾸는 분석적 오류를 만들 위험이 있다.

〈표 2-6〉 3세대 인구 효과 분석의 변증법적 진화

연구	방법론	핵심 발견	제언
문윤상(2021) KDI	정주여건 패널 분석	가족 동반 이주율 80% 미만, 충북40%대—분리거주 의양적한계	정주여건의 질적 차원에 따른 조건부 효과 가설 정식화
유주희(2022) 유주희·박정수(2023)	DID + PSM 결합	가족 동반 이주율 높은 지역에서 인구효과분명	조건부 낙관의 식별 — 매개 메커니즘의 정량화
유승남(2023)	시기별 분해 분석	초기: 수도권 유입 우세 → 2018이후:비수도권인접 유입증가	빨대 효과의 시기별 이질성 — 분석 설계의 인접 단위 처리 정당성
3세대 종합	양적 인구 분석 (DID, PSM)	양적 인구 (+) 그러나 질적정착의한계	결과변수의 인구 재생산 차원으로의 확장 자극 (4세대)

3세대 분석이 가족 동반 이주율과 정주여건의 매개 변수로 도달한 시점에서 4세대 분석은 결과변수를 한 차원 더 깊이 끌어내렸다. 가족이 정착했는지를 묻는 대신 그 정착이 가족 형성의 회복으로 이어졌는지를 묻는 방향이 그것이다. 김준성(2024)은 이중차분법(DID)을 통해 혁신도시 조성 지역을 분석한 결과, 인구 규모의 증가는 뚜렷했으나 조출생률과 합계출산율 등 인구 재생산 변수에는 통계적으로 유의미한 영향이 없었다고 주장하였다. 이 결론이 본 연구의 출발점에서 가장 무겁게 받아 안아야 하는 발견이라는 사실은 다음 두 가지 이유에서 그러하다. 첫째, 그것은 인구 재생산 차원에서 한국 혁신도시 정책의 효과를 직접 검증한 거의 유일한 작업임에 따라 본 연구가 그 결론과 직접 마주해야 한다. 둘째, 그 결론이 옳다면 공공기관 이전에서 출생률로 이어지는 인과 관계는 국내 혁신도시 정책과는 거리가 있는 것으로 본 연구의 가설은 기각되어야 한다.

그러나 김준성(2024)의 결론을 본 연구가 무비판적으로 수용해서는 안 되는 이유도 있다. 첫째, 김준성(2024)의 분석 범위는 본 연구보다 짧다. 사후 기간은 본 연구가 다루는 확산 단계(2020~2023)까지 충분히 도달하지 못했

을 가능성이 크며, 그 결과 확산 단계에서 가시화되는 안정적 양(+) 효과를 포착하지 못했을 가능성이 있다. 둘째, 분석 단위는 혁신도시 입지 시·군 평균이므로 처치 강도가 가장 큰 진주의 효과가 다른 9개 혁신도시의 약한 효과에 의해 희석되었을 가능성이 있다. 이는 앞서 검토한 1·2세대의 평균 효과 추정의 곤란이 4세대 분석에서 인구 재생산 차원으로 그대로 이전된 한계이다. 셋째, 그의 결과변수는 합계출산율의 수준이지 변화율이 아니므로, 분석 기간 합계출산율이 전반적으로 가파르게 하락하는 추세가 양(+)의 효과를 가렸을 가능성도 배제할 수는 없다.

한편 김우영·김만규(2021)의 분석이 이론적으로 특별한 위치를 갖는 이유는 첫째, 혁신도시 효과 연구에서 SCM을 진주 사례에 처음 적용한 작업이라는 방법론적 선구성이다. 둘째, 그러나 그 결론은 비관적이었다는 점이다. 분석 시점 2000~2020년의 자료를 사용하여 진주시의 인구 규모와 일자리 변화를 합성 진주와 비교한 결과, 진주의 인구는 양적으로 증가하였지만 거주지 기준 일자리는 증가한 반면 근무지 기준 일자리는 합성 대조군 대비 오히려 감소하였음을 보였으며, 결론은 진주가 베드타운으로 기능이 변질되고 있다는 진단이었다. 이는 진주는 거주만 하고 일은 하지 않는 도시로 굳어 가고 있다는 강한 명제이며, 본 연구의 가설과 정면으로 충돌하는 것처럼 보인다.

그러나 김우영·김만규(2021)의 결론은 두 가지 한계로 인해 부분적 진실에 머문다. 분석 시점의 한계가 첫 번째이다. 분석 범위가 2000~2020년에 한정되어 있었으며, 이 시점은 진주 혁신도시의 정주여건 미비, 기러기 직원 문제, 상가 공실 50%라는 부정적 신호가 두텁게 남아 있던 단계의 끝이었다. 본 연구의 분석 기간은 2023년까지 확장되고 이 추가된 3년 동안 진주는 청년 인구 비율 도내 1위(2025년 기준), 합계출산율 1.01 회복(2025년 잠정) 같은 분명한 회복 신호를 보였다. 결과변수의 한계가 두 번째이다. 인구 규모와 일자리 수에 초점을 맞췄으나, 본 연구는 출생률이라는 인구 재생산 지표에 집중하여 양적 인구의 단순 증가를 넘어 가족 형성의 질적 회복을 추적한다. 이 두 가지 한계의 인식 위에서, 본 연구는 김우영·김만규(2021)의 비관을 시점·결과변수 차원에서의 보완·갱신으로 자리매김한다. 이 변증법적 자리매김이 본 연구의 학술적 기여의 가장 본질적인 형태이다.

4세대 분석이 결과변수를 인구 재생산 차원으로 확장하면서 봉착한 방법론적 곤란은 동일한 곤란을 미국에서 먼저 마주친 한 분석에서 결정적 응답을 받았다. Grossman과 Slusky(2019)은 미시간주 플린트시가 2014년 4월에 디트로이트 수도공급에서 플린트강 수도공급으로 변경한 사건을 처치로 간주하고, 이 사건이 일반출산율(GFR)과 출생체중에 미친 영향을 SCM으로 분석하였다. 분석 결과 플린트의 일반출산율은 합성 플린트 대비 약 12% 감소하였으며, 출생체중도 5.4% 감소하였다. 후자는 선택 효과(약한 태아의 임신·생존 실패)와 상흔 효과(살아남은 태아의 발달 저해)의 두 메커니즘으로 구분되었다. 이 연구의 이론적 의의는 다음과 같다. 첫째, 그것은 출생률이라는 결과변수에 SCM을 적용한 가장 정교한 분석이며, 본 연구의 분석 절차의 직접적 모형을 제공한다. 도너 풀 구성, 가중치 최적화, 사전 적합 점검, 위약 검정, 강건성 분석의 표준 절차가 그것이다. 둘째, 다중 단위 평균 분석의 곤란을 단일 사례 SCM의 식별력으로 해결한 가장 분명한 사례이다. 플린트 한 곳에서 발생한 처치를 다른 미시간 도시들과 단순 평균 비교하는 DID 분석으로는 약 12%의 정밀한 효과 식별이 불가능했을 것이다. SCM은 가중치 최적화를 통해 플린트가 처치를 받지 않았다면 어떻게 변했을지의 반사실 궤적을 검증 가능한 방식으로 구성하였고, 이 반사실과 실제의 차이가 정밀한 효과 추정의 근거가 되었다. 셋째, 그것은 부정적 외생 충격이 출생률에 미친 효과의 분석이지만, 본 연구는 이 분석 설계를 양(+)의 충격(공공기관 이전)으로 방향만 바꾸어 적용한다. 방법론적 절차는 같고 처치의 부호만 다를 뿐이다.

다. 출산정책 효과에 관한 연구

이상의 1~4세대 분석이 도달한 마지막 이론적 결과는 공공기관 이전 → 인구 재생산의 인과 관계에서 어떤 매개 메커니즘이 결정적인가의 문제이다. 이 매개 사슬에서 가장 본질적인 자리를 차지하는 것이 주거 비용이며, 이 자리에 관한 국내외 이론사의 종합이 본 연구의 가설 정식화에 결정적이었다. 국제적으로 가장 결정적인 진단은 Mulder와 Billari(2010)가 『Population, Space and Place』에 발표한 비교 분석에서 한국을 엘리트 주거 체제로 분류

한 것이다. 이 체제에서는 자가 소유 열망이 매우 높은데 그 진입 장벽도 높아 가족 형성이 지연되는 패턴이 만들어진다. 즉 결혼과 출산의 결정이 자가 소유의 가능성에 의해 조건화되며, 자가 소유가 어려운 청년 가구는 결혼·출산을 지연하거나 포기하게 된다.

이 진단의 정량적 좌표를 제공한 것이 Clark(2012)의 분석이다. 미국·영국 자료를 사용한 분석에서 주택가격 상승은 첫 자녀 출산을 평균 3~4년 지연시켰다. 이 지연 효과는 가구의 출산 결정이 현재 소득보다 자가 소유의 가능성에 의해 결정된다는 Mulder와 Billari(2010)의 명제의 직접적 실증이다. 한국 맥락에 이 발견을 적용하면 분명한 함의가 도출된다. 우리나라는 OECD 국가 가운데 자가 소유 진입 장벽이 가장 높은 사회 가운데 하나임에 ᄯᅡ라 Clark(2012)이 식별한 3~4년 지연 효과의 한국적 크기는 이보다 더 클 가능성이 있다. 국내 합계출산율 0.72라는 초저출산 함정은 이러한 시각에서 보면, 단순한 가족 가치관의 변화가 아니라 자가 소유 진입 장벽이 만드는 가족 형성 지연의 누적적 결과로 해석할 수 있다.

이 학설사적 종합이 진주 혁신도시의 사례적 의의를 결정적으로 강조한다. 진주 혁신도시는 한국적 맥락에서 자가 소유 진입 장벽을 부분적으로 해소한 매우 드문 사례이다. 수도권 대비 약 30~40% 수준의 가격으로 신축 아파트가 대규모로 공급되면서, 청년 가구가 비교적 짧은 기간 안에 자가 소유 단계로 진입할 수 있게 되었다. 즉 진주는 Mulder와 Billari(2010)가 한국을 분류한 엘리트 주거 체제의 진입 장벽이 일시적·국지적으로 완화된 자연실험을 제공한다. 본 연구가 식별한 초기 조정 단계(2014~2017)의 출생률 격차 정점이 이 시기 진주의 신축 아파트 공급의 가장 활발한 시기와 일치한다는 사실은 우연이 아니다. 이는 자가 소유 진입 장벽의 완화가 가족 형성 결정으로 어떻게 전이되는지를 보여주는 한국 최초의 자연 실험적 증거이다. 이상엽·이수기(2019)의 혁신도시 아파트 가격의 결정 요인 분석과 김진(2021)의 혁신도시 부동산 시장의 모도시 분리 분석은 이 매개 사슬의 시간 구조와 공간 구조를 한국 자료에서 정밀하게 식별한 작업이며, 본 연구의 결과 해석에서 결정적 매개 변수의 역할을 한다.

국외 매개 사슬 연구의 또 다른 결정적 분석은 Kulu와 Vikat(2007)의 핀

란드 분석이다. 이들은 주거 공간이 넓을수록 출산이 활성화된다는 발견을 정밀하게 식별하였으며, 이는 단순히 가격이 낮아야 한다가 아니라 공간이 충분해야 한다는 매개 사슬의 정식화이다. 진주 혁신도시의 새 아파트는 수도권의 같은 가격대 아파트보다 평균 면적이 분명히 넓으며, 이는 Kulu와 Vikat(2007)이 식별한 공간에서 출산으로 이어지는 매개 사슬이 진주에서 가격 채널과 면적 채널의 두 측면 모두에서 작동했을 가능성을 시사한다. 이 다중 채널의 동시 작동이 진주의 W1 정점이 다른 어떤 한국 도시에서도 관찰되지 않은 강도(+0.48‰p)에 도달한 한국 이론적 이유이다.

국내 혁신도시 효과 이론사가 4세대에서 결과변수를 인구 재생산 차원으로 확장하면서 봉착한 본질적 곤란은 공공기관 이전이 어떤 메커니즘을 통해 출산 결정으로 전이되는가의 미시적 매개 사슬에 대한 이론적 정식화의 부재였다. 즉 1·2세대 분석이 공공기관 이전 → GRDP/지방세입의 직접적 인과 사슬을 다루었다면, 4세대 분석은 공공기관 이전 → 인구 재생산이라는 보다 우회적이고 다층적인 인과 사슬을 다루어야 했으나, 이 사슬을 구성하는 매개 메커니즘에 관한 종합적 정식화는 이론사 안에서 충분히 발전되지 못하였다. 본 연구는 이 매개 사슬을 인적자본 채널, 소비 지출 채널, 가족 단위 정착 채널의 3채널 모형으로 정식화하며, 이 정식화의 이론적 근거가 본 절에서 검토한 다섯 갈래 선행연구의 종합으로부터 도출된다.

인적자본 채널의 이론적 근거는 Faggio(2019)의 영국 분석과 Becker, Heblich, Sturm(2021)의 본 사례에서 식별된 공공부문 이전 → 비교역 부문 활성화의 메커니즘에 있다. 공공기관 임직원의 평균 학력 수준은 일반적으로 4년제 대학 졸업 이상이며, 상당수가 석사·박사 학위 보유자이다. 이러한 고숙련 인력의 집결은 지역의 평균 인적자본 수준을 단기간에 끌어올리고, 이는 다시 지역 대학(진주의 경우 경상국립대)과의 산학 연계, R&D 활동 활성화, 그리고 인근 산업단지의 기술 흡수 능력 강화로 이어진다. 이러한 인적자본 채널의 작동은 출산 결정에서 두 가지 경로로 영향을 미친다. 첫째, 고숙련 일자리의 존재 자체가 청년 가구의 정착 결정을 안정시키며, 둘째, 산학 연계가 만드는 지역 산업 클러스터의 형성이 청년 가구의 장기 정착 가능성을 높인다. 이 두 경로가 결합하여 출산 결정의 장기 안정성 임계를 넘게 하는 효

과가 인적자본 채널의 본질이다.

소비 지출 채널의 학설사적 근거는 Moretti(2010)가 『American Economic Review』에 발표한 Local Multipliers 분석과 그 후속 작업에서 정식화된 지역 승수 효과(local multiplier effect) 개념에 있다. 공공기관 임직원의 평균 임금 수준은 진주시 민간 부문 종사자 평균보다 약 1.4~1.6배 높으며(국토교통부, 2021), 이들의 안정적 소비 지출은 지역의 비교역 부문인 도소매업과 요식업, 교육서비스업 및 의료서비스업의 매출 증가로 직접 전이된다. Faggio(2019)의 영국 분석에서 식별된 비교역 부문 승수 0.55, Jofre-Monseny et al.(2020)의 스페인 20년 분석에서 식별된 0.8, Becker et al.(2021)의 본 38년 분석에서 식별된 0.86은 모두 이 소비 지출 채널의 시간 지평별 강도를 보여준다. 이 채널의 출산 결정에 대한 함의는 단순한 소득 증가를 넘는다. 비교역 부문의 활성화는 지역의 일자리 다양성을 높여 청년 가구의 배우자 동반 정착 가능성을 끌어올리고, 이는 다시 가족 형성의 임계를 넘게 하는 결정적 매개 변수가 된다. 즉 소비 지출 채널은 단지 돈이 돌아간다는 양적 지표가 아니라 가구의 두 사람 모두가 일할 수 있는 환경의 형성이라는 질적 차원의 효과가 있다.

가족 단위 정착 채널의 이론적 근거는 문윤상(2021)의 단신이주 분석과 유주희(2022)의 가족 동반 이주율 분석에서 정식화된 분리거주의 한계 진단에 있다. 공공기관 임직원이 본인만 진주로 내려와 평일에 거주하고 가족은 수도권에 두는 분리거주 형태는 양적 인구 지표는 늘리지만, 출산 결정으로 전이되지 않는다. 출산은 본질적으로 가족 단위의 의사결정이며, 가족이 지리적으로 분리되어있는 상태에서는 그 결정이 발생하기 어렵기 때문이다. 진주의 분석적 의의가 이 자리에서 결정적으로 부각된다. 진주는 다른 한국 혁신도시들과 달리 가족 동반 이주율이 분명히 높았으며(국토교통부 발표 자료에 따르면 약 70%대), 이는 진주의 정주여건 두께, 이를테면 신축 아파트의 충분한 공급, 충무공동의 4개 학교 단계적 개교, 진주한일병원 충무공동 이전(2019), 6개 분야 315개 사업의 단계적 도착 등이 가족 단위 정착의 임계를 넘어선 결과로 해석된다. 이 가족 단위 정착 채널이 본 연구의 분석에서 출생률 격차의 매개 변수로 작동했을 가능성이 본 연구의 보조지표 분석(혼인율·

전입률·주택거래량의 동시 SCM)을 통해 직접 검증된다.

세 채널의 동시 작동에 관한 이론적 종합은 단지 학술 정리의 문제가 아니라 본 연구의 결과 해석의 본질이다. 본 연구가 식별한 출생률 격차(평균 +0.34‰p, 초기 조정 단계 정점 +0.48‰p)가 단일 채널의 단순한 결과가 아니라 세 채널이 한 도시에서 동시에 작동한 결합 효과라면, 이 결합 효과가 다른 혁신도시에서도 재현 가능한지는 세 채널이 모두 임계를 넘었는지에 달려 있다. 즉 진주의 결과는 공공기관 이전이 항상 출산을 늘린다는 무조건적 명제가 아니라, 세 채널이 모두 임계를 넘는 환경에서 공공기관 이전은 인구 재생산 차원에서도 의도한 효과를 발휘할 수 있다는 조건부 명제가 된다. 이 조건부 명제가 국내 균형발전 정책의 후속 설계에 직접 시사를 갖는다. 단순히 공공기관을 도착시키는 것을 넘어, 정주여건의 정도가 임계를 넘도록 결합 정책을 설계해야 한다는 것이다.

HANSUNG UNIVERSITY

〈표 2-7〉 공공기관 이전 출산의 메커니즘과 학설사적 근거[7)]

채널	본질적 메커니즘	선행연구	본 연구의 검증 방식
① 인적자본 채널	고숙련 노동력 집결 → 산학연계·R&D활성화→ 청년가구장기정착	Faggio(2019), Becker et al.(2021) Leeetal.(2024)	사업체 수, 고용 구조의 사후변동추적
② 소비 지출 채널	공공 부문 임금 → 비교역부문매출증가→ 가구두사람일자리다양성	Moretti(2010) Jofre-Monsenyetal.(2020) Faggio&Overman(2014)	지역 승수 효과의 사전·사후비교
③ 가족 단위 정착 채널	가족 동반 이주 → 주거·교육·돌봄인프라활용→ 출산결정임계통과	문윤상(2021), 유주희(2022) Mulder&Billari(2010)	혼인율·전입률·주택 거래량 동시SCM
3채널의 결합	세 채널이 임계를 모두 넘을 때 출산결정의가시적변화발현	박종훈·이현주(2020) 메타 Thévenon(2011)OECD	출생률 격차의 시간 구조 (W0~W34단계분해)

국내 출산정책의 학설사는 본질적으로 비관적 결론이 이어져 왔다. 석호원(2011)의 연구에서 2005~2009년 서울시 25개 자치구의 출산장려금이 합계출산율, 출생아수, 연령별 출산율의 어느 지표에도 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다는 발견은 한국 출산정책의 핵심 수단인 현금 지원의 효과 부재를 처음으로 분명히 식별한 작업이다. 이충환·신준섭(2013), 이명석(2012), 박창우(2014) 등의 후속 분석은 이 비관을 부분적으로 보완하였지만, 이를테면 출산장려금이 작은 양(+) 효과를 갖거나 일시급 방식이 분할 방식보다 효과적이라는 미세 조정의 발견 등이 여기에 해당한다. 이론적 결론의 큰 흐름은 현금 지원의 효과는 작거나 유의하지 않다로 정리할 수 있다.

이 비관의 누적이 이론사의 결정적 방향 전환을 만들었다. 즉 현금 지원의 강화가 아니라 정책 수단의 결합이 출산정책의 본질적 과제라는 패러다임 전환이 그것이다. 이 전환의 종합적 정식화가 박종훈·이현주(2020)의 메타분석이며, 그 결론은 다음과 같이 설명할 수 있다. 현금 지원의 평균 효과는 작고, 보육·주거 서비스의 복합적 효과가 더 크며, 인프라가 결합될 때 효과가 증폭된다. 이 복합 패키지 가설(comprehensive policy package hypothesis)은 국내 출산정책 이론적 위치의 도달점이며, 본 연구의 진주 분석이 검증하려는 핵심 명제와 직접 맞닿는다.

7) 본 연구의 분석 프레임은 3채널의 동시 작동을 가정하며, 결과변수(출생률)와 보조지표(혼인율·전입률·주택거래량)의 동시 SCM 적용을 통해 각 채널의 작동 강도를 식별한다.

진주 혁신도시의 분석적 의의가 이 패러다임 전환의 맥락에서 결정적으로 강조된다. 진주는 단일 정책이 아니라 안정적 공공 부문 일자리, 신축 아파트 단지의 대규모 공급, 정주여건의 단계적 도착(보육·교육·의료), 산업 클러스터의 형성, 지자체의 출산장려 정책이 동시에 작동하는 국내 정책 환경에서 매우 드문 복합 패키지의 실증적 사례이다. 이는 박종훈·이현주(2020)의 복합 패키지 가설을 한 도시에서 동시에 검증할 수 있는 한국적 자연실험을 제공하며, 본 연구가 식별하는 출생률 격차의 크기와 시간 구조는 단지 혁신도시의 효과에 그치는 것이 아니라 국내 저출생 정책 전체의 설계 원칙에 대한 실증적 시사를 갖는다. 국외 좌표인 Thévenon(2011)의 OECD 28개국 비교 분석과 Bauernschuster, Hener, Rainer(2016)의 독일 공공보육 자연실험 분석은 이 복합 패키지 가설의 국제적 정당성을 제공한다. 전자는 단기적 현금 지원보다 장기적 일·가정 양립 인프라가 출산에 더 견고한 효과를 미친다는 결론을 보여주었고, 후자는 보육 공급의 출산 효과가 인과적으로 양(+)임을 자연실험으로 입증하였다.

HANSUNG UNIVERSITY

〈표 2-8〉 한국 출산정책 관련 연구사

분석 단계	지배적 가설	방법론	결론	시사점
단일 정책 평가 (2010년대초중반)	현금 지원이 출산을 촉진하는가?	회귀 분석, 패널 DID	효과 무유의 또는 매우 작음 (석호원2011,이명석2012)	수단의 다양화·결합 가능성 탐색
수단 결합의 정밀화 (2010년대후반)	수단의 결합이 효과를 증폭시키는가?	메타분석, 비교 정책 분석	보육·주거 서비스의 결합 효과 분명 (박종훈·이현주2020)	복합 패키지의 자연실험적 검증 요청
복합 패키지 자연실험 (2020년대)	한 도시에서 다중 수단의 동시 작동이 출산결정임계를 넘는가?	DID, SCM, 자연실험	본 연구의 분석 대상 — 진주 사례	—
국제 좌표	장기 인프라가 단기 현금보다 견고한효과를미치는가?	OECD 비교, 자연실험	Thévenon(2011), Bauernschuster et al.(2016) →인프라우위입증	한국적 자연실험으로의 적용

우리나라 출산정책 이론적 방향을 단일 정책에서 복합 패키지로의 패러다임 전환으로 정리한 것은, 이 이론적 위치가 도달한 비판적 자리를 짚어낸 것이다. 이 비판적 자리를 풀어보면 한국 출산정책의 본질적 한계는 OECD 평균과 비교했을 때 현금 편중이라는 한 단어로 설명할 수 있다. OECD(2022)의 Doing Better for Families 보고서에 따르면 우리나라의 가족정책 지출은 GDP 대비 약 1.6% 수준으로 OECD 평균(2.3%)보다 낮으며, 그 가운데 현금 지원의 비중이 약 60%로 OECD 평균(45%)보다 높다. 반대로 보육 서비스의 비중은 약 20%로 OECD 평균(35%)보다 분명히 낮다. 이러한 국내 정책의 현금 편중은 본 절에서 검토한 석호원(2011), 이충환·신준섭(2013), 박창우(2014) 등의 비관적 결론을 만들어 낸 구조적 배경이며, 동시에 이 비관적 결론들이 단지 현금 지원이 효과 없다는 단순 명제가 아니라 한국 정책 환경 자체가 현금 편중이라는 구조적 결함을 안고 있다는 보다 깊은 진단으로 해석되어야 함을 나타내고 있다.

이 학설사적 비판을 진주의 사례에 적용하면, 진주의 분석적 의의가 한층 깊은 차원에서 강조된다. 한국의 일반적 지자체에서는 현금 지원이 출산정책의 거의 전부를 차지하지만, 진주 혁신도시에서는 여기에 더해 신축 아파트 단지의 대규모 공급(주거 비용 채널), 공공기관의 일·가정 양립 제도 활용 가

능성(일자리 채널), 정주여건의 단계적 도착(보육·교육·의료 채널), 산업 클러스터의 형성(고용 안정 채널)이 동시에 도착하였다. 이 다섯 가지 메커니즘의 동시 작동이 한 도시에서 관찰된 사례는 국내 정책 환경에서 매우 드물며, 진주가 복합 패키지의 임계 효과를 실증할 수 있는 한국적 시험대가 되는 이유가 여기에 있다. 즉 진주의 사례는 단지 혁신도시의 효과가 아니라 현금 편중을 넘어선 복합 패키지가 한국 출산정책 환경에서 가시화될 수 있는가라는 보다 일반적인 정책 질문에 대한 사례적 답이 된다.

2. 기존 DID 방법론의 한계와 SCM 도입의 필요성

앞에서 검토한 국내 혁신도시 효과 학설사의 다섯 갈래는 모두 DID에 기반한다. DID는 처치군과 대조군의 사전–사후 차이를 비교함으로써 정책 효과를 식별하는 방법으로, 직관적 해석과 비교적 단순한 자료 요건 덕분에 정책 평가의 표준 도구로 자리 잡았다. DID의 식별 식은 (처치군 사후 − 처치군 사전) − (대조군 사후 − 대조군 사전)이며, 이 차의 차(double difference)가 정책 효과의 인과적 추정량으로 해석되는 것은 한 가지 결정적 가정인평행추세(parallel trends) 가정 에 기반한다. 이 가정은 처치가 없었다면 처치군과 대조군이 동일한 시간 추세를 따랐을 것이라는 반사실 명제이며, DID의 모든 인과적 해석이 이 가정 위에 서 있다.

DID 방법론의 곤란은 두 층위에서 발생한다. 첫 번째 층위는 평행추세 가정의 검증 불가능성이라는 본질적 곤란이다. 이 가정은 본질적으로 반사실 명제이므로 직접 검증이 불가능하며, 사전기간의 추세 일치는 그 가정의 필요조건일 뿐 충분조건이 아니다. 두 번째 층위는 처치 시점 이질성에 따른 추정량 편향이라는 보다 미시적이고 최근에 인식된 곤란이다. 이 두 층위가 국내 혁신도시 분석의 본질적 식별 환경에서 어떻게 작동하는지를 검토하면, 4세대 분석이 도달한 출생률이 유의하지 않다는 결론이 단지 효과의 부재가 아니라 식별 실패의 가능성을 본질적으로 안고 있음이 드러난다.

평행추세 가정의 검증 불가능성은 기술적 한계가 아니라 인과 식별의 본

질에 닿는 문제이다. 우리는 처치를 받지 않은 처치군이 어떻게 변했을지를 결코 관찰할 수 없으며, 따라서 사전기간의 추세 일치를 가정의 만족으로 받아들이는 것은 본질적으로 만족할 수도 있다는 반증 가능성을 동반한 가정이다. 이 본질적 곤란이 한국 혁신도시 분석에서 특히 무겁게 작동하는 이유는, 처치군(혁신도시 도착지)과 대조군(다른 기초자치단체)의 사전 추세를 시각적으로 검토하면 1995~2007년 동안의 출생률 궤적이 결코, 평행하지 않다는 사실이 즉시 드러나기 때문이다. 진주시는 1990년대 후반 산업단지 변동의 영향을 받았고, 다른 비교 가능 도시들은 각자의 산업·인구학적 충격을 받았다. 이러한 사전 추세의 비평행은 DID 추정량을 정책 효과 + 사전 추세 차이의 합으로 만들어, 정책 효과의 식별을 본질적으로 방해한다.

DID 분석에서 출생률 효과가 유의하지 않음을 발견한 결과 가운데 일부는, 그것이 진정한 효과의 부재가 아니라 사전 추세 비평행에서 비롯된 식별 실패의 결과일 가능성을 본질적으로 배제할 수 없다. 이 가능성의 인식은 결론을 무비판적으로 추종하지도, 무분별하게 폐기하지도 않는 본 연구의 변증법적 자세의 본질이다. 즉 본 연구가 SCM을 채택하는 결정의 측면에 따르면 DID로는 본질적 식별 곤란이 있는 환경에서 SCM이라는 다른 식별 전략이 어떤 결과를 산출하는지 보자는 방법론적 다양성의 시도이다. 이 시도가 다른 결과를 산출한다면, 그 차이는 두 분석의 식별 전략의 차이에서 비롯된 것이며, 따라서 두 결과가 모순되는 것이 아니라 서로 다른 식별 환경 아래의 서로 다른 그림을 그리는 것이다.

DID 방법론에 대한 두 번째, 그리고 더 최근의 비판은 처치 시점 이질성 문제에 관한 것이며, 이 비판은 한국 혁신도시 분석의 식별 환경에 직접 적용된다. 공공기관 이전이 한꺼번에 일어나지 않고 2012년부터 2019년까지 단계적으로 도착한 한국 혁신도시 사례는 정확히 이 문제에 직면한다. 기관별로 이전 시점이 다르므로 처치를 받은 시점이 단위마다 다르고, 따라서 통상의 양방향 고정효과(two-way fixed effects, TWFE) 회귀가 추정하는 것은 단일한 평균 처치 효과가 아니다.

Andrew Goodman-Bacon(2021)에 따르면, 엇갈린 처치 시점을 가진 패

널 자료에서 통상의 TWFE 회귀계수는 가능한 모든 2×2 DID의 가중평균으로 분해된다. 세 가지 유형의 2×2 DID가 이 가중평균에 들어간다. 초기 처치군과 미처치군의 비교, 후기 처치군과 미처치군의 비교, 그리고 초기 처치군과 후기 처치군의 비교가 그것이다. 문제는 마지막 항목인 이미 처치를 받은 초기 처치군을 대조군으로 사용하는 비교가 처치 효과 자체를 음(−)의 가중치로 들어가게 만들 수 있다는 점이다. 즉 진정한 처치 효과가 시간이 갈수록 커지는 패턴(누적 효과)을 보일 경우, TWFE 회귀계수는 진정한 평균 처치 효과를 과소 추정하게 되며, 극단적으로는 부호가 반대로 추정될 수도 있다.

de Chaisemartin과 D'Haultfœuille(2020)이 발표한 보완 분석은 이 편향이 결코 예외적 현상이 아님을 보였다. 이들의 분석에 따르면 다수의 응용 연구에서 TWFE 회귀계수의 약 30~50%가 음(−)의 가중치를 받는 사례에서 발생하며, 결과적으로 추정량의 부호가 진정한 평균 처치 효과의 부호와 반대일 가능성이 결코 무시할 수 없는 수준이다. 국내 혁신도시 분석은 정확히 이러한 편향이 발생할 수 있는 환경에 놓여 있다. 기관별 이전 시점이 7년에 걸쳐 분포하므로 통상의 DID 회귀는 시점 이질성에 따른 편향을 본질적으로 안고 갈 수밖에 없다. Callaway와 Sant'Anna(2021)는 이러한 편향을 피하기 위해 집단별·시점별 평균 처치효과(처치 시작 시점이 같은 집단을 단위로, 시점마다 따로 추정한 평균 처치효과)를 제안하였으며, Sun과 Abraham(2021)은 Interaction-weighted estimator를 제안하여 동일한 문제를 다른 식별 전략으로 해결하였다. 이러한 최신 DID 방법론들은 본질적으로 복수의 처치 시점이 있을 때 단일한 평균 효과를 추정하는 것이 어렵다는 문제 인식을 공유한다.

〈표 2-9〉 DID 방법론의 두 층위의 한계와 국내 혁신도시에의 함의[8)]

한계	본질	한국 혁신도시 분석에의 적용	이론적 함의
① 평행추세 가정의 검증불가능성	반사실 명제의 본질적 한계 사전추세일치는필요조건일뿐	1995~2007 사전 추세가 비평행 진주는산업단지변동,도시별충격상이	단일 사례 SCM의 명시적 가중치 최적화로 우회
② 처치 시점 이질성 (Goodman-Bacon,2021)	엇갈린 처치 시점에서 TWFE는 2×2DID의가중평균이 며음(−)의가중치발생가능	기관별 이전 시점 7년 분포 (2012~2019)	단일 처치 시점(2012)을 명시적으로 다루는 단일 단위 SCM
③ 다중 단위 평균의 진주희석문제	다수 처치 단위 평균은 특정단위의효과를식별 불가능하게함	진주의 처치 강도(11개 기관)가 다른9개도시평균에묻힘	진주 단일 사례 분석으로 분리 식별

가. SCM 방법론의 도입과 본 연구의 분석 설계

통제집단 합성법(SCM)은 Alberto Abadie와 Javier Gardeazabal이 2003년에 발표한 바스크 분석에서 처음 제안되었다. 두 저자는 1960년대 후반부터 시작된 ETA의 테러 분쟁이 바스크 지역의 1인당 GDP에 미친 영향을 분석하기 위해, 테러 분쟁이 없었던 다른 스페인 지역들의 가중 결합으로 합성 바스크(synthetic Basque Country)를 구성하고 실제 바스크와 비교하였다. 분석 결과 분쟁 발생 이후 바스크의 1인당 GDP는 합성 바스크 대비 약 10%포인트 하락한 것으로 추정되었다. 이 분석의 이론적 의의가 결정적인 두 가지 이유가 있다. 첫째, 그것은 단일 처치 단위의 반사실을 명시적이고 검증 가능한 방식으로 구성하는 식별 전략의 출발점이다. 각 도너 단위에 부여된 가중치 W는 사전기간의 결과변수와 예측자에 대한 적합도를 최소화하는 방향으로 결정되며, 이 가중치는 분석 결과의 일부로 명시적으로 보고된다. 둘째, 사전기간의 적합도(pre-treatment fit)를 통해 합성의 질을 평가할 수 있게 함으로써, DID의 평행추세 가정에 대한 검증 불가능성을 부분적으로 해소하였다는

8) DID 방법론의 세 가지 곤란이 한국 혁신도시 분석 환경에서 모두 작동한다. SCM의 도입은 이 세 곤란을 동시에 우회하는 학설사적 응답이다.

점이다.

이후 Abadie, Diamond, Hainmueller(2010, 2015)는 이 방법을 정식화하여 캘리포니아의 담배 통제 정책과 독일 통일의 경제 효과를 분석한 후속 연구를 제시하였고, 이 세 논문은 SCM의 3부작으로 자리 잡았다. Abadie, Diamond, Hainmueller(2010)는 1988년의 Proposition 99(담배세 인상 등)가 이후 30년간 담배 소비를 약 1인당 25갑 감소시켰음을 식별하였으며, 위약 검정과 LOO 분석 같은 강건성 검증 절차를 정식화하였다. Abadie, Diamond, Hainmueller(2015)는 1990년의 통일이 서독의 1인당 GDP에 약 6~7% 정도의 양(+)의 효과를 미쳤음을 보고하였다. 이 세 논문은 함께 SCM의 표준적 분석 절차, 즉 도너 풀 구성, 가중치 최적화, 사전 적합 점검, 위약 검정, 강건성 분석을 정립하였으며, 본 연구도 이 표준 절차를 따른다.

〈표 2-10〉 Abadie의 대표 연구와 본 연구의 분석 설계 비교

비교축	Abadie 등(2010) 캘리포니아 담배세	Abadie 등(2015) 서독 통일	본 연구(2026) 진주 공공기관 이전
처치 단위	캘리포니아 1개 주	서독 1개 국가	진주시 1개 기초단체
결과변수	1인당 담배 소비량	1인당GDP	조출생률(보조 합계출산율)
도너 풀	미국38개 주	OECD 16개국	비수도권25개 시·군
사전기간	약18년(1970－88)	약30년(1960－90)	17년(1995－2011)
추론	공간 위약	공간 위약	공간·시간 위약+강건성5축
기여	정책평가에SCM 도입	비교정치에 확장	출생률·기초단체로 확장

Abadie 등의 두 연구와 견주면 본 연구의 위치가 분명해진다. 세 연구는 모두 단일 처치 단위의 반사실을 도너의 가중결합으로 합성하고 사후의 격차를 효과로 해석한다는 점에서 같은 설계를 따른다. 차이는 분석 대상과 결과변수에 있다. Abadie 등(2010)은 주(州) 단위의 소비를, Abadie 등(2015)은 국가 단위의 소득을 다루었으나, 본 연구는 기초자치단체 단위의 출생률을 다룬다. 분석 단위가 작아질수록 결과변수의 변동성이 커지는데, 본 연구는 17

년의 긴 사전기간과 특수예측자의 구간 평균으로 이 문제를 완화하였다. 또한 두 선행연구가 공간 위약 중심의 추론에 머문 데 비해, 본 연구는 시간 위약과 다섯 축의 강건성 분석을 더하여 추론을 강화하였다. 요컨대 본 연구는 Abadie가 정립한 합성통제방법을, 변동성이 큰 기초자치단체의 인구 재생산 지표라는 새로운 영역에 적용하고 추론 절차를 보강한 작업이다.

SCM이 정책평가의 표준 도구 가운데 하나로 확산되면서, 출산·인구 영역에 적용된 결정적 선례 두 편이 본 연구의 직접적 토대를 이룬다. 하나는 앞서 검토한 Grossman과 Slusky(2019)의 플린트 수질위기 분석이고, 다른 하나는 Yuyu Chen과 Hanming Fang의 중국 인구통제정책 분석 계열이다. 전자는 부정적 외생 충격이 출산을 어떻게 떨어뜨렸는지를, 후자는 인구 정책 완화가 출산을 어떻게 회복시켰는지를 SCM으로 식별한 작업이며, 본 연구는 이러한 분석 설계를 양(+)의 충격(공공기관 이전)으로 방향을 바꾼 한국 사례라 할 수 있다. 국내에서는 이석민(2018)이 세종시 출범의 경제 효과를 SCM으로 분석한 선구적 연구가 발표된 바 있으며, 본 연구는 그 분석 설계를 인구 재생산 영역으로 확장한 것이다.

SCM이 DID의 여러 한계를 보완한다고 해서 그 자체로 만능 도구가 되는 것은 아니다. SCM도 분명한 가정과 한계를 갖는다. 첫째, 스필오버(spillover) 문제이다. 처치 단위의 영향이 도너 풀에 포함된 단위들에 흘러들어가면 합성의 반사실 해석이 흐트러진다. 둘째, 사전 적합이 나쁘면 사후 해석의 신뢰도가 떨어진다. 셋째, 도너의 다양성이 부족하면 합성의 질이 낮아진다. 넷째, 기대효과(anticipation effect)가 사전기간 말미에 존재하면 사후 효과가 과소추정될 수 있다(Abadie, 2021). 다섯째, 단일 처치 단위에 대한 효과 추정이므로 외적 타당성에 한계가 있다. 여섯째, Kaul, Klößner, Pfeifer, Schieler(2022)가 지적한 바와 같이 사후 기간의 결과변수를 예측자에 포함시키는 부적절한 사양은 추정량의 편향을 초래할 수 있다. 이러한 한계들을 정직하게 인식하면서도, 그 인식이 SCM의 중단으로 이어지는 것이 아니라 한계 각각에 대한 다층 보완 전략의 마련으로 이어진다는 측면이 본 연구의 분석 설계의 본질이다.

본 연구는 이러한 한계 각각에 대해 다음과 같은 보완 전략을 마련하였다.

스필오버 문제에 대해서는 진주의 인접 시·군(사천·산청·하동·고성)을 기본 도너 풀에서 배제하고, 인접 포함 사양과의 강건성 비교를 통해 결과의 견고성을 점검하였다. 이는 Faggio(2019)가 영국 사례에서 식별한 displacement 효과와 유승남(2023)이 국내 사례에서 보고한 시기별 인접 지역 유입 변화 패턴에 대한 직접적 설계로 볼 수 있다. 사전 적합 문제에 대해서는 1995~2007년의 13년 사전기간을 활용하여 충분한 적합 정보를 확보하고 MSPE(평균제곱예측오차)와 시각적 궤적 비교의 두 차원에서 적합도를 평가하였다. 도너의 다양성 문제에 대해서는 인구 규모, 산업 구조, 지리적 위치, 출생률 수준이 다양한 25개 단위로 도너 풀을 구성하였다. 여기에는 충북·충남·전북·전남·경북·경남의 6개 도(道)에 걸친 중소도시들을 포함하였는데, Abadie, Diamond, Hainmueller(2010)의 캘리포니아 분석(38개 도너)이나 Becker et al.(2021)의 본 분석(40개 도너)과 비교 가능한 도너 풀 규모이다.

기대효과 문제에 대해서는 가짜 처치연도(2008년)를 활용한 시간 위약 검정을 수행하였다. 실제 처치연도(2012)보다 4년 앞선 가짜 처치연도를 설정하고 사후 기간을 2008~2011년으로 재구성하여 SCM을 적용한 결과, 격차의 평균이 약 0.02‰p로 사실상 0임이 확인되었다. 이는 사전기간 말미에 처치 효과의 누설이 없었음을 시사하는 증거이다. 외적 타당성 한계는 본 연구에서도 한계로 남았다. 즉 본 연구의 분석 설계와 결과 해석은 다른 혁신도시(예: 광주·전남, 강원, 경북)에 동일한 SCM을 적용하여 처치 강도–출생률 효과 관계를 검증하는 후속 연구의 출발점이 될 것이다. 마지막으로 Kaul 등(2022)이 지적한 사양 편향은 사후 기간 결과변수를 예측자에서 명시적으로 배제함으로써 회피하였다. 본 연구의 예측자 묶음에는 사전기간의 출생률 평균만이 포함되며 사후 기간 변수는 포함하지 않았다.

나. 본 연구의 위치와 4가지 연구 격차

본 연구가 식별한 진주의 출생률 격차에 대해 잠재적으로 제기될 수 있는 비판은 식별 가능성의 한계에 관한 메타 논쟁이다. 이 비판의 첫 번째 갈래는 Lucas critique의 한국적 적용이다. 즉 본 연구가 식별한 격차는 진주의 정책

개입이라는 특정 정책 환경의 결과이며, 이 환경이 다른 도시에 그대로 복제되지 않는 한 본 연구의 결과는 일반화 가능성이 작다는 비판이다. 이 비판은 본 연구가 진주 한 곳에 분석을 집중하는 결정의 본질적 한계를 짚는다. 본 연구는 이 비판에 대해 첫째, 본 연구의 학술적 목표는 한국 혁신도시 정책 전반의 평균 효과 추정이 아니라 가장 큰 처치 강도를 받은 단일 사례에서의 효과 식별이며, 따라서 일반화 가능성의 한계는 분석 설계의 본질에서 비롯된 정직한 한계이다. 둘째, 본 연구의 분석 프레임 자체, 즉 SCM 적용, 단계별 시기 구분, 보조지표 동시 추적은 다른 혁신도시에 똑같이 적용할 수 있으며 후속 연구가 이 프레임을 적용하여 처치 강도-효과 관계를 검증할 수 있는 분석 도구를 제공한다.

두 번째 갈래의 비판은 내생성 우려이다. 즉 진주가 처치 강도가 가장 큰 단위로 선정된 것은 우연이 아니라 진주가 가진 어떤 사전 특성, 이를테면 경상국립대의 존재, 사천 항공산업과의 인접성, 진주시의 적극적 정주여건 정책의 결과일 수 있으며, 이 사전 특성이 출생률 회복의 본질적 원인이고 공공기관 이전은 그 위에 더해진 부가 효과에 불과할 수 있다는 비판이다. 이 같은 비판은 본질적으로 반사실 문제(counterfactual problem)의 표현으로 모든 정책 효과 분석이 직면하는 본질적 문제이다. 합성 진주는 진주의 사전 특성과 가장 잘 맞는 도너의 가중 결합으로 구성되며, 이 가중치 최적화가 사전 특성에 의한 내생성을 부분적으로 통제한다. 또한 사전기간(1995~2007)의 13년 자료를 활용한 적합도 검증과 위약 검정이 진주 특수성이 만들어낸 우연한 격차의 가능성을 강건성 검증으로 배제한다.

세 번째 갈래의 비판은 분석창의 충분성에 관한 의문이다. 즉 본 연구의 사후 기간(2012~2023)이 12년에 불과하므로, 그 안에서 식별된 효과가 진정한 장기 효과인지 일시적 흥분의 결과인지 결정적 판단이 어렵다는 비판이다. 이 비판은 본 연구의 W3 단계 분석의 가장 본질적인 한계를 짚는다. 본 연구는 이 비판에 대해 첫째, 3단계의 격차가 +0.29~0.33‰p의 좁은 범위에서 안정적으로 유지된다는 사실 자체가 일시적 흥분 가설보다는 구조적 변화 가설을 더 잘 지지하는 증거이다. 일시적 흥분이라면 W3에서 효과가 0으로 수렴해야 한다. 둘째, 본 연구는 분석창의 한계를 인정하면서, 후속 연구가 분석

창을 W4(2024~2027) 단계까지 확장하여 효과의 장기 안정성을 추가 검증할 수 있는 분석 프레임을 제공한다. 이 후속 검증은 우주항공청 출범(2024)과의 결합 효과까지 포함할 수 있다는 점에서 한국 혁신도시 효과의 분석으로 자리매김될 가능성이 있다.

본 연구는 진주에 한정된 사례적 발견을 제공하며, 그 발견의 일반화 가능성에는 본질적 한계가 있다. 다만 그 한계가 본 연구의 학술적 가치를 부정하지는 않는다. 오히려 본 연구의 가치는 가장 효과가 가시화될 가능성이 높은 사례에서 효과의 존재 여부를 정밀하게 식별하는 분석 설계의 본질에 있다. 이 분석 설계가 진주에서 양(+)의 효과를 식별한 결과는, 공공기관 이전이 충분히 큰 처치 강도와 정주여건이 합해질 때 인구 재생산 차원에서 효과를 발휘할 수 있다는 조건부 명제의 사례적 입증이며, 이 입증이 한국 혁신도시 효과의 이론사적 위치를 본 연구에 부여하는 본질적 근거이다.

HANSUNG UNIVERSITY

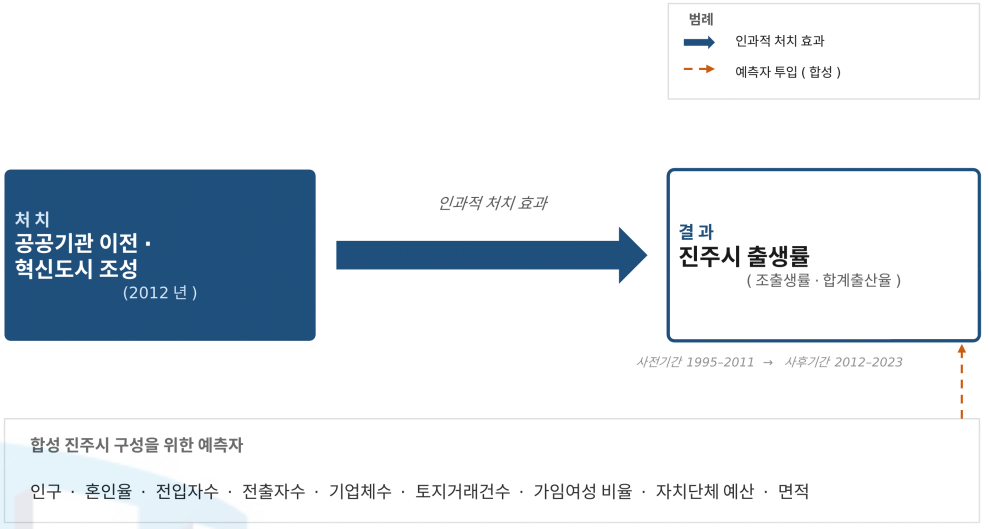
제 3 장 연구 모형 및 분석 방법

제 1 절 연구모형

출산을 가구의 선택으로 보는 경제학적 접근은 베커(Becker, 1960)의 양-질 모형에서 출발한다. 이 모형은 소득이 높아질수록 가구가 자녀의 수보다 질에 투자한다고 보지만, 자녀를 가질 최소한의 경제적 토대가 갖추어지지 않은 소득 구간에서는 소득의 증가가 출산의 증가로 이어질 수 있다고 본다. 리처드 이스털린(Richard Easterlin, 1975). 상대소득가설은 청년 고용 개선이 출산으로 이어지는 경로를 뒷받침한다. 두 이론은 안정적 일자리와 적정한 주거가 갖추어진 환경에서 비수도권 청년 가구의 출산이 자극될 수 있다는 본 연구의 문제의식과 맥락이 같다.

이러한 미시 이론은 국내 지역 단위 실증연구로도 뒷받침된다. 박관태·전희정(2020)은 도시 규모에 따라 조출생률과 합계출산율의 결정요인이 달라짐을 보였고, 최선미(2021)는 광역자치단체 자료에서 남성 고용률과 보육 예산이 출산율을 높이는 요인임을 확인하였다. 한국은행(2023)은 수도권 집중 완화와 청년 고용 확대가 출산율을 끌어올리는 정책 수단이 될 수 있음을 국가 간 비교로 제시하였다. 본 연구가 합성을 위한 예측자로 채택한 인구와 혼인율, 전입 및 전출, 기업체 수, 토지거래, 자치단체 예산은 모두 이들 이론과 실증에서 출산 결정에 관여하는 것으로 확인된 변수임에 따라 예측자의 선정은 자료의 가용성만이 아니라 출생률 결정이론에 근거한 선택이다.

〈그림 3-1〉 연구 모형



연구모형은 〈그림 3-1〉과 같으며, 세 단계로 구성된다.

본 연구의 모형은 2012년 공공기관 이전과 혁신도시 조성이라는 처치가 진주시의 출생률에 미친 효과를 추정하는 구조이다. 처치는 일자리와 주거, 양육 환경과 통근 조건 등 지역의 정주여건을 변화시키고, 이 변화가 가구의 혼인·출산 결정을 거쳐 출생률로 나타난다.

합성에 투입되는 예측자, 곧 인구·혼인율·전입자수·전출자수·기업체수·토지거래건수·가임여성 비율·자치단체 예산·면적은 합성 진주시가 실제 진주시의 사전 출생률 궤적을 닮도록 만드는 공변량이다. 기업체 수와 자치단체 예산은 고용과 재정 기반을, 토지거래건수는 주거 여건을, 전입자수·전출자수와 혼인율은 가족 형성과 인구 이동을, 인구와 가임여성 비율은 출산의 모집단 규모를, 면적은 자치단체의 공간적 특성을 반영한다.

제 2 절 자료와 측정

1. 자료원

본 연구는 연도 단위의 행정통계를 서로 다른 출처에서 결합하여 장기간의 패널을 구축하였는데, 핵심 자료원은 다음과 같다. 첫째, 통계청 KOSIS의 인구동향 및 주민등록 인구통계로, 출생아 수와 연말 주민등록인구를 확보하였다. 둘째, 지방재정 DB에서 세출 규모와 인구 대비 예산 수준을 가져와 재정 여력을 측정하였다. 셋째, 행정안전부 전입·전출 통계로 순 이동과 이동강도를 파악하였다. 넷째, 국토교통부 토지거래 통계로 거래 건수와 거래 면적을 이용해 부동산 활동의 열기를 간접 포착하였다. 다섯째, 국토지리정보원(NGII)의 행정구역 변천 자료로 1995–2023년 동안 발생한 통합·분리·명칭 변경에 대응하여 경계를 표준화하였다. 모든 자료는 기초자치단체 단위로 연계하였고 분석에 앞서 동일 기준의 공간·시간으로 정렬하였다.

공간 정렬은 행정 경계를 기준연도 경계로 일치시키는 작업을 뜻한다. 행정 경계가 바뀌면 같은 이름의 단위라도 분모(인구)와 분자(사건 수)가 달라져 시계열의 연속성이 깨질 수 있다. 진주시는 1994년 제정된 「도농복합형태의 시 설치 등에 관한 법률」에 따라 1995년 1월 1일 진주시와 진양군이 통합하여 현재의 도농복합형 진주시로 출범하였다. 본 연구는 통합이 시행된 1995년부터를 분석 기간으로 설정함으로써, 분석 기간(1995–2023) 전체에 걸쳐 진주시의 행정 경계가 일관되게 유지되도록 하였다. 이에 따라 진주시에 대해서는 통합에 따른 별도의 경계 재매핑이 필요하지 않으며, 시계열의 연속성이 확보된다. 다만 도너 단위 가운데 분석 기간 중 행정 경계 변동이 있었던 경우에는, 변천 연표를 토대로 기준연도 경계로 환산하였다. 통합이 있었던 단위는 통합 전 단위들의 값(출생아 수, 전입·전출 등)을 합산하고, 분모가 필요한 비율 변수는 합산된 분자와 합산된 인구로 다시 계산하였다.

시간 정렬은 통계 생산 시점과 기준연도를 맞추는 과정이다. 연말 인구 기준의 연도 표기가 다른 자료와 분기점이 어긋나는 경우, 기준일의 차이(예: 12월 31일 vs. 평균 인구)를 주석으로 명시하고 분모의 일관성을 유지하였다. 토지거래 통계처럼 분기·월 누적을 제공하는 자료는 연간 합계로 환산하되, 산업·경기 요인의 급변이 특정 분기에 몰린 해에는 이상치를 별도로 표시하였다. 지방재정 DB의 금액 계열은 명목과 실질을 혼용하지 않도록 고정 기준연도 가격으로 환산하여 1인당 지표를 만들었다. 물가 환산 지수의 선택은 분석의 재현성을 위해 문서화하였고 동일 지수를 일관되게 적용하였다.

자료 결합의 핵심은 일관된 식별자 체계다. 행정안전부의 법정동·행정동 코드, 통계청의 시군구 코드 등 서로 다른 코드 체계가 혼재할 수 있으므로 기준연도 코드 체계로 일괄 매핑하고 코드·명칭·연도를 묶은 복합 키를 사용하였다. 명칭 변경은 동일 코드 내에서 발생하면 그대로 유지하고, 코드 변경이 수반될 경우에는 교차표를 만들어 양방향 조회가 가능하도록 설계한다. 코드 충돌이나 중복이 발견되면 우선순위 규칙에 해당하는 최신 공식 공표, 상위 기관 고시 등을 적용하여 정정하였다.

자료의 신뢰성과 타당도의 확보를 위한 1차 점검은 범위·단조성·물리적 제약을 확인하였다. 예를 들어 인구 음수 불가, 비율 0–100% 범위, 면적 불변성 등이 여기에 해당한다. 2차 점검은 시·군·구 단위에서 전국 분포 대비 분위 위치를 연도별로 확인하여 갑작스러운 순위 변동을 잡았다.

2. 변수의 측정과 전처리

본 연구의 결과변수는 조출생률로 연간 출생아 수를 연말 주민등록인구로 나누고 1,000을 곱해 천 명당 출생아 수로 표현하였다. 조출생률은 연령구조의 영향을 받는 지표이지만, 연도 단위의 정책 반응을 가장 빠르게 드러내는 장점이 있다.

예측자는 출산 결정의 경계조건과 시간지연 채널을 포괄하도록 설계하였다. 인구 규모는 도시성·시장 크기를 포착하게 되고 1인당 예산은 재정 여력과 공공서비스 제공 능력을 나타낸다. 혼인율은 결혼 전환의 직접 신호로, 출산 시점과 강한 연동을 보인다. 사망률은 건강·연령구조·위기 요인을 묶은 배경 지표로서, 지역별 인구학적 이질성을 완화하는 역할을 한다. 전입률·전출률은 생활권 변화의 강도를 측정한다. 토지거래 건수·거래 면적은 부동산 활동의 열기와 자산시장 신호를 담고, 면적은 지리적 규모의 차이를 정량화한다. 산업 기반 지표(예: 사업체 수 또는 사업체/인구)는 고용 기회의 구조를 반영한다. 이들 변수는 가능하면 인구 대비 지표로 변환하여 규모 효과를 분리한다.

전처리에서 첫 번째 원칙은 척도의 일관성이다. 인구 관련 지표는 1,000명당 또는 10,000명당으로 통일하고, 재정 금액은 기준연도 가격으로 환산한 뒤 인구로 나누어 1인당 금액으로 표기한다. 토지거래는 로그 변환 전·후 두 형태를 비교해, 변화율 해석이 필요한 부분에는 로그형을, 균형 표에는 원 단위 또는 인구 대비 지표를 사용하였다. 면적은 불변 변수로 취급하되, 경계 조정이 크면 기준연도 면적으로 바꾼다.

한편 합성통제에서 결과변수의 정보를 예측자에 과도하게 흘려보내면 사전 적합이 과장되고 사후 해석이 왜곡될 수 있다. 이러한 상황이 일어나지 않게 하려고 결과 시계열 자체를 예측자 행렬에 넣지 않고, 사전기간의 구간 평균만을 특수 예측자(special predictors)로 포함하였다. 구간 설정은 사전기간의 길이를 고려하여 3–4개 구간으로 나누고자 한다. 즉, 1995–1999, 2000–2003, 2004–2007, 2008–2011의 평균값을 사용하고자 한다. 이렇게 하여 사전 궤적의 수준과 완만한 기울기를 반영하면서도 연도별 잡음이 예측자에 스며드는 것을 막을 수 있다.

세 번째 원칙은 변수 선택의 투명성이다. 예측자 목록은 선행연구의 합의와 지역 맥락을 함께 고려하고자 한다. 인구·재정·이동·부동산·지리·산업이라는

여섯 묶음이 모두 포함되도록 하되, 서로 강상관인 지표는 하나로 대표시키거나 주성분의 해석 가능성을 검토하다. 다만 합성통제의 특성상 가중치 V가 자동으로 변수의 상대적 중요도를 조정하므로 해석 가능성을 해치지 않는 범위에서 간명한 목록을 유지하고자 한다.

3. 예비적 기술통계와 예측자 균형

가. 기초통계와 비교표본

비교 표본은 전국 기초자치단체 가운데 생활권과 규모, 산업구조가 유사한 단위로 구성하였다. 수도권과 대형 행정변동 단위는 기본 사양에서 제외하고, 인접 단위는 스필오버 우려로 배제하였다. 이렇게 꾸린 표본의 평균 궤적은 개별 단위의 특수 변동을 희석하고 전국적·광역적 요소를 부드럽게 반영할 것으로 기대한다. 진주시와 비교 표본평균의 사전기간 추이가 유사할수록 사후에 관찰되는 분기는 정책의 시간적 형성으로 해석할 여지가 커진다.

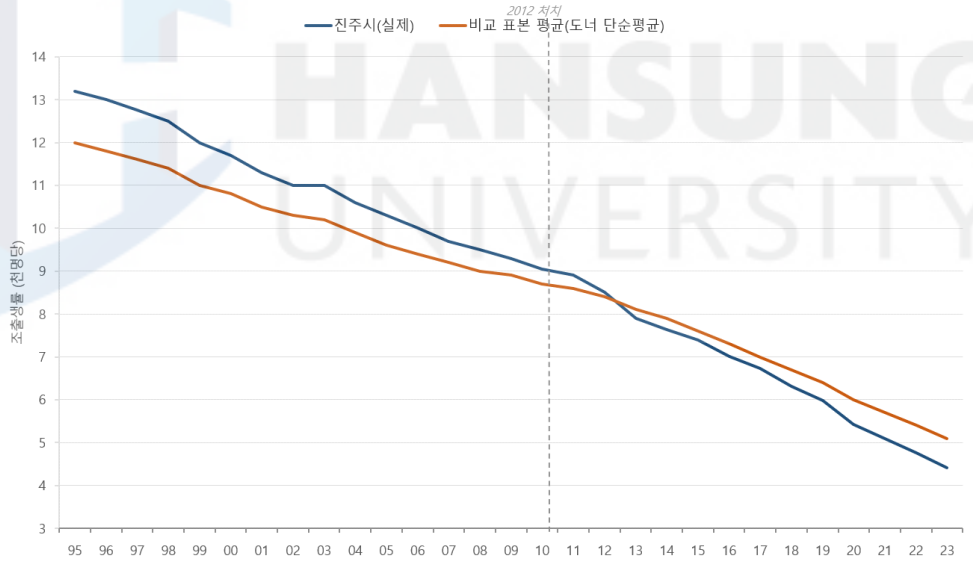
기초 통계에서 먼저 확인할 부분은 진주시와 비교 표본평균의 수준과 기울기이다. 수준은 장기 평균의 차이를, 기울기는 시간에 따른 변환 속도를 의미한다. 사전기간에 두 궤적의 기울기가 유사하면 합성통제의 예측자 균형과 사전 적합이 잘 작동했을 가능성이 크다. 사후 기간에는 두 궤적의 분기 시점과 분기 폭이 중요한데, 분기 시점이 처치 직후인지 혹은 중기인지, 외부 충격과 겹치는지에 따라 해석의 결론이 달라질 수 있기 때문이다.

다음으로 확인할 항목은 변동성이다. 출생률은 연령구조와 인구 규모에 의해 자연 감쇠가 작동해 연도별 변동이 큰 지표가 아니다. 그럼에도 특정 연도에 급격한 변화가 관찰된다면 자료 처리, 즉 경계 변경 혹은 분모 정렬이나 외생 사건의 가능성을 점검해야 한다. 본 연구는 행정 경계 표준화를 통해 분모와 분자를 기준연도로 경계를 정하여 다시 정렬하였다.

마지막으로, 비교표본 평균 궤적은 합성통제의 최종 반 사실과 동일하지 않다. 합성 반 사실은 비교표본 개별 단위에 가중치를 배분하여 구성한 궤적이다. 그러나 비교표본 평균은 각 단위를 동일 가중으로 취급하였다. 두 궤적이 사전기간에서 유사하다는 사실은 설계가 적절하다는 간접 신호가 될 수 있지만, 본 연구에서 해석의 근거로 삼는 값은 어디까지나 합성 반 사실과의 차이임을 다시 강조한다.

아래 〈그림 3-2〉는 진주시와 비교 표본평균의 조출생률 추이를 그래프로 정리하였다.

〈그림 3-2〉 출생률 추이: 진주시 vs. 비교 표본평균



〈그림 3-2〉를 보면 1995년에서 2011년 사이의 사전기간에서 진주시와 비교 표본평균의 조출생률 궤적은 수준과 기울기 측면에서 큰 괴리가 없다.

두 궤적 모두 장기적 하향 안정화 경향을 보이되, 특정 연도에 나타난 잔물결은 전국적 경기나 인구구조변화에 연동된 것으로 보인다. 2012년을 경계로 사후 기간에 들어서면, 진주시의 곡선은 비교 표본 평균 대비 완만한

하락 또는 완만한 반등의 형태로 분기하고 있다. 초기 1–2년에는 격차가 뚜렷하지 않지만, 주택공급과 생활 SOC 확충이 반영되는 중기에 해당하는 약 3–5년 이후에는 두 곡선의 간격이 체계적으로 벌어지는 것을 확인할 수 있다. 이 간격은 연도별로 크고 작음의 차이를 보이지만, 0선을 중심으로 한 방향성은 유지되고 있다. 같은 시기 전국적인 충격이 있었다면, 비교 표본평균에도 그 흔적이 함께 남기 때문에 두 궤적의 차이는 지역적 요인에 해당하는 정책이나 생활권 재편 등의 비중을 시사하는 것이다. 다만 비교 표본평균은 같은 가중으로 구성되므로, 최종 해석은 합성 반 사실과의 차이에서 제시할 예정이다. 그림 1에서 확인할 수 있는 것은 다음의 두 가지 사실이다. 첫째, 사전기간의 정합성이 높아 합성 구성의 설득력이 크다. 둘째, 사후 기간의 분기가 단기보다 중기에 뚜렷하여 정책 효과가 시간을 두고 형성되었을 가능성이 있다. 이는 본 연구가 연도별 차이와 누적·평균 효과를 함께 제시하는 이유를 뒷받침하고 있다.

나. 예측자 균형

기술통계는 처치 단위의 기초 특성을 확인하고, 도너 풀 내 분포와의 상대 위치를 파악하는 데 목적이 있다. 평균·표준편차·사분위수를 통해 진주시가 전국적 분포에서 어디에 놓였는지 점검하고, 사전기간의 추세가 비교표본 평균과 얼마나 가까운지 확인하였다. 특히 혼인율과 전입률은 출산 결정의 선행 신호이므로, 사전기간 말미(2008–2011)의 수준과 움직임을 별도로 확인하였다. 토지거래의 경우 꼬리 분포가 두꺼워 평균만으로 해석하기 어렵기 때문에, 중앙값 대비 상위 분위(예: 90분위)의 간극도 함께 확인하였다. 이러한 요약은 합성통제의 입력 행렬을 구성할 때 변수의 해석을 분명하게 하고, 사전 적합에서 왜 특정 변수의 가중치가 상대적으로 커졌는지를 이해하는 데 도움이 된다.

예측자 균형 표는 합성통제의 투명성을 담보하는 핵심 산출물이다. 처치 단위의 사전 특성 X_1, 합성 반사실의 사전 특성 $X_0 W$, 표본평균, 그리고 예측자 가중치 V의 분배를 한눈에 보여준다. X_1과 $X_0 W$의 차이가 작을수록

합성의 설득력이 크다. 표본평균은 전국적 배경과의 상대 위치를 알려 주며, V 가중치는 합성에서 어떤 변수들이 결과 예측력과 밀접했는지에 대한 요약이다. V의 총합은 1로 정규화하고, 보고 편의를 위해 소수점 셋째 자리까지 반올림하였다.

〈표 3-1〉 예측자 균형 및 V 가중치(사전기간)

예측변수	진주시	합성 진주시	평균	V가중치
인구(만명)	33.3559	33.7562	25.0169	0.091
출생률	8.609	5.794	9.237	0.441
혼인율	6.323	5.950	5.469	0.048
예산	286.327	288.618	303.507	0.032
전입자수	36.045	35.324	40.010	0.083
전출자수	36.834	37.608	36.466	0.041
토지거래건수	28.636	29.066	30.641	0.008
면적	48.522	44.252	52.404	0.013
기업체수	0.085	0.085	0.081	0.002

위의 〈표 3-1〉은 사전기간에서 처치 단위(진주시)의 특성 X_1과 합성 반사실 X_0W가 얼마나 가깝게 맞춰졌는지를 보여준다. 인구 규모와 1인당 예산에서 두 값의 차이는 미세하고 혼인율과 전입·전출률에서도 수준과 순서가 일치한다. 사망률·면적처럼 구조적·불변성에 가까운 변수는 차이가 거의 없고, 토지거래 건수·면적처럼 변동성이 큰 변수도 평균 수준에서 큰 괴리가 보이지 않는다. 표본평균 열을 함께 보면, 진주시와 합성 반사실은 전국 평균에 비해 규모·활동성 측면에서 유사하거나 약간 높은 위치에 놓여 있다. 오른쪽의 V 가중치는 결과 예측력에 비례해 분배되는데, 사전 출생률의 구간 평균(special predictors)과 혼인율, 이동 지표에 상대적으로 큰 비중이 할당되어 있다. 이는 출생률의 연도별 움직임이 혼인 전환과 인구이동의 신호에 밀접하다는 해석과 부합한다. 재정 지표의 V는 중간 수준으로, 보육·교육·교통 등 생활SOC 제공 능력이 중요하지만, 사전 변동성의 크기가 제한적이었음을 시사한다. 토지거래 지표의 V는 작거나 중간 수준으로 나타나는데, 이는 거래의 국지적 급증·급감이 사전기간 평균값에 덜 반영되었기 때문으로 볼 수 있다. 종합하면, X_1과 X_0W의 차이가 전반적으로 작고, V의 분배가 예상이 가능한 패턴을

따르는 점은 합성 구성의 신뢰도를 높여 준다.

기술통계와 예측자 균형의 요지를 정리하면 세 가지다. 첫째, 처치 단위와 합성 반 사실의 사전 특성이 여러 변수에서 정밀하게 일치한다. 둘째, 결과 예측력과 관련 깊은 변수가 V에서 상대적으로 큰 비중을 얻어 해석이 자연스럽다. 셋째, 표본평균과의 비교는 진주시가 전국 분포에서 극단값이 아니라는 점을 확인시키며, 도너 풀 선정의 타당성을 뒷받침한다.

제 3 절 SCM 분석

1. 합성통제방법 개요

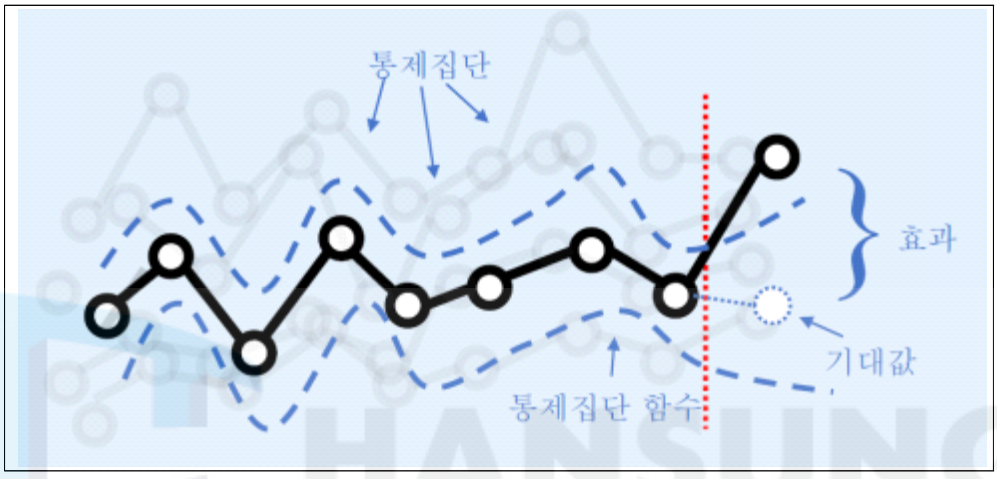
사회과학자들은 종종 정책이나 처치가 관심 결과에 미치는 영향을 평가하는 데 관심을 갖는다. 이러한 분석을 수행하려면 처치가 없는 시나리오에서 처치 단위에 대한 반사실적 결과를 구성해야 한다. 그러나 무작위 실험이 없는 경우, 그러한 반사실적 결과를 구성할 적절한 비교 단위를 찾기가 어려운 경우가 많다. Abadie et al.(2010), Abadie et al.(2015), 그리고 Abadie & Gardeazabal(2003)이 일련의 논문에서 개발한 합성 통제(SC) 방법을 사용하면 실무자가 잠재적 통제 단위 집합으로부터 처치 단위에 대한 반사실적 결과를 구성할 수 있다. 이 방법은 선택된 통제 단위의 데이터 기반 가중 평균을 사용하여 개별 통제 단위보다 처치 단위와 더 유사한 합성 통제 단위를 구성한다.

이 방법은 처음 도입된 이후 사회과학에서 널리 사용되어 정책 평가 문헌에서 사용되는 도구 상자의 중요한 부분이 되었다(Athey & Imbens, 2017). 잠재적 결과가 선형 요인 모형을 따를 때, Abadie et al.(2010)은 치료 단위에 대해 치료 전 결과와 관찰된 공변량 모두에 대해 완벽한 균형을 이루는 가중치가 존재한다는 것은 SCM 단위를 구성하는 데 해당 가중치를 사용하는 SCM 추정량의 편향에 대한 한계를 얻을 수 있다.

〈그림 3-3〉은 합성통제방법에 대한 모형을 그림으로 나타냈다. 통제집단에 대한 관찰된 공변량의 선형적 함수를 통해 대조군의 결과값에 대해 예측

하고, 그 반사실적 예측과 실제 값과의 차이를 어떤 실험이나 정책의 효과로 해석한다.

〈그림 3-3〉 합성통제방법 모형



출처: Fick et al.(2021) Fig 1.

합성통제방법(Synthetic Control Method, 이하 SCM)은 하나 또는 소수의 처치 단위를 다수의 도너의 볼록 결합으로 근사해 반 사실 궤적을 구성하는 접근으로 사전기간에서 처치 단위와 합성 단위가 결과 시계열과 예측자 벡터 차원에서 가깝게 맞춰지도록 가중치 W와 예측자 가중치 V를 동시에 선택한다(Abadie, Diamond, & Hainmueller, 2010; Abadie, 2021). 이렇게 얻은 합성 궤적과 실제 궤적의 사후 차이를 연도별 효과로 해석할 수 있다.

SCM의 강점은 다음의 네 가지이다. 첫째, 비교 대상 선택을 명시적 최적화로 바꿔 재량의 여지를 줄인다. 둘째, 가중치 제약(0−1, 합=1)을 통해 외삽을 막는다. 셋째, 사전기간의 시계열 겹침을 시각·수치로 검증할 수 있어, 평행추세 가정을 정성으로 보강한다. 넷째, 결과 해석이 연도별이어서 정책의 시간적 형성을 읽을 수 있다.

한계는 다음과 같다. 첫째, 스필오버가 있으면 도너의 순수성이 훼손된다.

둘째, 사전 적합이 나쁘면 사후 해석의 신뢰도가 떨어진다. 셋째, 도너가 충분히 다양하지 않으면 합성의 질이 낮아질 수 있다. 넷째, 기대효과가 사전기간 말미에 존재하면 사후 효과가 과소 추정될 수 있다. 이러한 한계는 도너 구성 원칙, 사전 적합 점검, 시간·공간 위약, LOO로 보완한다.

추론 절차는 보통 위약(placebo)와 RMSPE를 중심으로 설계된다. 공간 위약은 도너를 번갈아 처치로 가정해 같은 절차를 반복하고, 각 단위의 사후/사전 RMSPE 비율 분포를 만든다. 진주시의 비율이 이 분포에서 상위에 위치하면, 관측된 격차가 우연히 발생했을 확률이 낮다고 본다. 사전 적합이 나쁜 단위는 분포에서 제외하는 것이 관행이다. 시간 위약은 처치연도를 사전의 임의 연도로 옮겨 동일 절차를 수행하는 방식이다. 실제 처치 시점과 동떨어진 시점에서 체계적 사후 격차가 나타나지 않아야 타당하다.

LOO(leave-one-out)는 가중치가 큰 도너에 대한 의존을 점검하는 도구로, 큰 도너를 하나씩 제외해 다시 합성하고 분기 유지 여부를 본다(Abadie, 2015). LOO 분포에서 실제 궤적과 합성 궤적의 차이가 안정적으로 유지되면 특정 도너에 대한 과의존 문제가 완화되었다고 해석할 수 있다(Abadie, 2015).

예측자 구성과 가중치 V의 선택은 합성의 성질을 좌우한다. 결과의 사전 평균·구간 평균을 special predictors로 넣고, 구조적 지표(인구·재정·이동·부동산·면적·산업기반)를 함께 포함해 예측력이 큰 조합을 찾는다. V는 결과 예측력이 큰 지표에 더 큰 비중을 배분하고, 잔차 구조를 통해 점검한다.

SCM과 맞닿은 대안으로는 패널 DID, 이벤트스터디, 일반화합성통제(GSC) 등이 있다. DID·이벤트스터디는 평균적 효과와 단위 간 변이의 해석이 강점이지만, 연도별 반사실 궤적의 재구성이 목적일 때는 한계가 있다. GSC는 잠재 요인 구조를 모형화해 외삽 능력을 높일 수 있으나, 해석의 난도가 올라가고 모형 의존성이 커진다. 이러한 맥락에 미루어 볼 때 본 연구의 목표인 처치 단일 단위의 연도별 효과를 고려하면 SCM이 가장 적합하다고 판단하였다.

2. 합성통제 구성과 표기

본 절은 합성통제(Synthetic Control) 절차를 연구 맥락에 맞게 구체화하고, 표기·최적화·입력 행렬 구성·사전학습 범위와 같은 핵심 요소를 서술하고자 한다. 처치 단위는 진주시이며, 분석 기간은 1995–2023년, 처치연도는 2012년으로 설정하였다. 도너 풀은 전국 기초자치단체 가운데 생활권·규모·산업구조가 유사한 단위를 포함하고 수도권 및 대형 행정변동 단위는 제외하였다. 인접 단위는 스필오버 가능성으로 인해 기본 사양에서 제외하고 강건성 절에서 포함·제외를 비교하였다.

표기는 다음과 같다. Y_{jt}는 단위 j의 t년 조출생률(천명당)이며, j=1은 진주시, j=2,…,J+1는 도너 단위이다. 행렬 X_1은 처치 단위의 사전 특성 벡터, X_0는 도너들의 사전 특성 행렬이다. 특성에는 인구 규모, 1인당 예산, 혼인율, 사망률, 전입률·전출률, 토지거래 건수·거래 면적, 면적, 산업 기반 지표가 포함된다. 결과 시계열 자체는 예측자 행렬에 넣지 않고 사전기간의 구간 평균을 특수 예측자(special predictors)로 포함하였다. 구간은 1995–1999, 2000–2003, 2004–2007, 2008–2011과 같이 연속 구간으로 나누어, 수준과 완만한 기울기를 함께 반영하였다.

본 연구에서는 처치 집단과 가장 유사한 인과적 대조군을 구성하기 위해 합성통제법(Synthetic Control Method)을 적용하였다. 가상의 통제 집단을 구성하는 과정에서 예측 변수별 중요도를 나타내는 대각 행렬 V와 잠재적 통제 집단의 가중치 벡터 W를 동시에 최적화하는 이중 루프 알고리즘을 활용하였다. 구체적으로, 내부 루프에서는 주어진 특성 중요도(V) 하에서 처치 집단과 통제 집단 간의 특성 차이를 최소화하는 가중치(W)의 해를 구하였으며, 외부 루프에서는 처치 이전 기간의 결과 변수 예측력을 극대화(예측 오차 최소화)하도록 V를 반복적으로 갱신하였다. 이 두 최적화 단계를 교대로 수행함으로써 최종적으로 가장 정교한 가상 통제 집단을 도출하였다(Abadie, 2014).

이러한 최적화 과정을 통해 도출된 가중치 벡터 $\hat{w}_j$를 활용하여 처치 집단의 합성 반사실(synthetic counterfactual) 궤적을 구성하였다. 이에 따른 2012년 이후 사후 기간의 연도별 처치 효과($\hat{\tau}_t$)는 처치 집단의 실제 관측치

와 가상 통제 집단의 추정치 간의 차이로 정의하였다.

입력 행렬의 구성 원칙은 세 가지다. 첫째, 척도 일관성을 위해 가능한 한 1,000명당 또는 10,000명당 지표로 통일하였다. 재정 금액은 기준연도 가격으로 실질화한 후 인구로 나누었다. 둘째, 누락 방지를 위해 결과 시계열의 원자료 대신 사전 구간 평균만을 특수 예측자로 포함하였다. 셋째, 변환 최소화를 통해 해석 가능성을 확보하였다. 토지거래와 같이 꼬리가 두꺼운 변수에는 로그 변환을 적용하되, 균형 표와 본문 해석은 원 단위 또는 인구 대비 지표로 통일하였다.

도너 선택은 다음의 두 층의 기준을 따랐다. 1차 기준은 구조적 유사성(인구 규모, 산업 기반, 면적 등)이며, 2차 기준은 사전기간 결과 궤적의 유사성이다. 2차 기준은 합성의 내부 최적화가 자동으로 반영하므로, 1차 기준에서 극단값만 제외하고 넓게 시작하는 편이 안정적이다. 인접 단위는 스필오버 우려로 제외하되, 강건성에서 포함·제외를 비교함으로써 배제의 영향력을 점검하였다.

사전기간의 길이는 1995–2011년으로 충분히 길게 잡았다. 긴 사전기간은 첫째 평균 수준과 완만한 기울기의 적합을 동시에 확보하고 둘째, 정책 예고에 따른 선행 반응을 부분적으로 흡수할 수 있는 장점이 있다. 사전 적합이 나쁘면 사후 해석의 신뢰도가 급격히 낮아지므로 $RMSPE_{pre}$와 시각적 겹침을 함께 확인하였다.

다음으로 실제 진주시와 합성 진주시의 조출생률 궤적이 충분히 겹친다는 사실을 보여줄 수 있다. 확인할 수 있는 것과 같이 수준과 기울기가 전반적으로 일치하고 특정 연도의 잔물결도 큰 편차 없이 움직인다면, 이는 예측자 균형과 특수 예측자의 구간 설정이 적절했음을 시사하는 것이다. 처치 이후(2012–2023년)에는 두 궤적이 점차 나누어 분석하고자 한다. 초기 1–2년에는 차이가 제한적이지만, 중기 구간에서 합성 반 사실 대비 실제 값이 위쪽으로 이탈하는 구간이 반복적으로 나타나는지 확인하고자 한다. 분기의 타이밍은 주택공급의 실물 반영과 생활 SOC 확충의 시차, 전입 파동의 정착 시점과 맞물려 해석할 수 있다. 사후 후반부의 변동은 전국적 외생 요인과의 상호

작용 가능성이 있지만, 합성 반 사실과의 상대적 차이는 방향성을 유지하는지가 중요하다.

또한, 사후 기간의 연도별 차이를 0선을 기준으로 도식화할 수 있다. 여러 해에서 양(+)의 값이 관찰되면서 실제 값이 합성 반 사실보다 높다는 사실을 직관적으로 확인하고자 한다. 초기의 완만한 값은 이사·통근 재배치·기관 내부 제도의 안착과 같은 조정 비용을 반영한 것으로 해석할 수 있는데 중기에서 값이 커지는 현상은 주택공급의 실물 반영과 생활 SOC 확충의 가시화에 부합하는지 확인하고자 한다. 단일 연도의 급격한 변동은 외생 사건 또는 자료 특이치의 가능성을 열어두되, 누적 관점에서 기울기의 방향성이 유지되는지를 확인하는 것이 중요하다.

다음으로, 합성 반 사실을 구성하는 도너 단위의 가중비중을 내림차순으로 제시할 예정이다. 확인할 수 있는 바와 같이 상위 몇 개 단위가 전체의 상당 부분을 차지하는 경우가 많은데 이는 사전 궤적·예측자 공간에서 처치 단위와 가까운 후보들이 선택되었음을 의미하는 것이다. 동일 생활권 유형, 인구 규모, 산업 기반이 유사한 단위가 상위에 포진하는 경향을 파악하고자 한다. 회귀 참고열(regression.w)은 보고 편의를 위한 열로, 합성 가중치와 함께 표시해 독자가 도너별 비중을 직관적으로 비교하도록 돕는다. 만약 단일 도너의 비중이 과도하게 크다면 LOO에서 민감도 점검이 필요하게 되고 본문 강건성 절에서 같은 도너를 제외했을 때의 합성 궤적 변화를 대역(밴드)으로 보여줄 수 있을 것이다.

〈표 3-2〉는 합성통제군 목록이다. 수도권과 수도권과 가까운 충청북도, 충청남도, 강원도를 제외하였다. 결국, 전라북도와 전라남도, 경상북도와 경상남도에 속한 시단위 기초자치단체이다.

〈표 3-2〉 통제군(도너) 목록

연번	분석 단위
1	전북군산시
2	전북익산시
3	전북정읍시
4	전북남원시
5	전북김제시
6	전남목포시
7	전남여수시
8	전남순천시
9	전남광양시
10	경북포항시
11	경북경주시
12	경북안동시
13	경북구미시
14	경북영주시
15	경북영천시
16	경북상주시
17	경북문경시
18	경북경산시
19	경남창원시
20	경남통영시
21	경남사천시
22	경남김해시
23	경남밀양시
24	경남거제시
25	경남양산시

다음으로, 예측자 가중치 V와 관련된 보고용 정보를 요약하여 보여준다. 각 예측자인 인구 규모, 1인당 예산, 혼인율, 사망률, 전입·전출, 토지거래, 면적, 산업 기반, 그리고 사전 구간 평균의 상대적 비중이 제시할 것이다. 합계는 1로 정규화하여야 한다. 사전 출생률 구간 평균과 혼인·이동 지표의 비중이 상대적으로 크게 나타나는 것이 일반적인데 이는 사전 궤적의 예측력이 높은 지표에 가중치가 모이기 때문이다. 재정 지표는 중간 정도의 비중을 갖는 경향이 있으며, 토지거래 지표는 변동성에 비해 장기 평균이 낮은 영향력을 보일 수 있다.

3. 최적화·적합도 진단

합성 진주시를 만들려면 두 가지 비중을 정해야 한다. 하나는 여러 비교 지역 가운데 어느 지역을 얼마나 섞을지를 정하는 비교 지역의 혼합 비율이고, 다른 하나는 두 지역이 얼마나 비슷한지를 따질 때 어떤 예측 변수를 더 중요하게 볼지를 정하는 예측 변수의 중요도이다.

본 연구는 이 두 비중을 두 단계로 정하였다. 먼저 예측 변수의 중요도를 하나 정한 다음, 그 기준에 맞추어 실제 진주시의 과거 흐름을 가장 가깝게 닮도록 비교 지역의 혼합 비율을 계산한다. 혼합 비율을 구하는 계산은 해가 하나로 안정적으로 정해지는 형태여서, 같은 자료에서는 결과가 흔들리지 않는다. 예측 변수의 중요도는 교차 검증의 방식으로 정하였다. 곧 정책 도입 이전 기간을 학습 구간과 검증 구간으로 나누고, 학습 구간으로 맞춘 합성이 검증 구간에서도 실제 진주시와 잘 들어맞는 중요도 조합을 택하였다. 이렇게 하면 과거 자료에만 지나치게 맞추는 과적합을 막고, 사후 기간의 예측이 무리하게 벗어날 위험을 줄일 수 있다.

합성이 실제 진주시의 과거 흐름을 얼마나 잘 따라 그렸는지는 사전 예측 오차(RMSPE)로 판단한다. 이는 정책 도입 이전 기간에 실제 진주시와 합성 진주시의 조출생률이 해마다 얼마나 차이 났는지를 모아, 그 평균적인 크기를 하나의 숫자로 나타낸 값이다. 이 값이 작아 0에 가까울수록 합성 진주시가 실제 진주시의 과거 궤적을 그만큼 가깝게 복원했다는 뜻이다.

값이 작을수록 사전 겹침이 양호함을 뜻한다. 다만 RMSPE는 규모와 변동성에 영향을 받으므로 시각적 겹침과 함께 읽어야 한다.

적합도 진단의 2차 지표는 잔차 구조다. 사전 잔차의 자기상관이 과도하게 크면, 사후 차이의 해석에서 경계가 필요하다. 본 연구는 사전 잔차의 ACF·PACF를 예비 점검하였다. 합성통제는 모형 기반 예측이 아니라 가중평균 기반 근사이므로, 사전 잔차의 완전 백색화는 기대하지 않았다. 중요한 것은 잔차의 체계적 추세가 사전 구간에서 남아 있지 않다는 사실이다.

적합도 진단의 3차 지표는 겹침구간의 안정성이다. 사전 하위구간(예: 1995–2003, 2004–2011)으로 나누어 각각의 RMSPE를 확인하고, 특정 구

간에서만 적합이 좋은지 여부를 살폈다. 특정 구간에서만 적합이 좋다면, 그 구간의 특성이 과도하게 반영되었을 위험이 있다. 본 연구는 하위구간 RMSPE가 유사한 수준을 보이도록 V후보를 조정하였다.

마지막으로 적합도 진단의 결과는 추론 절차와 연결된다. 사전 RMSPE가 큰 도너 단위는 in-space 위약의 분포에서 제외하는 것이 관행인데 이는 분포의 바닥을 정돈해 p-값 해석의 왜곡을 줄인다. 또한 사전 잔차 구조에 특이성이 있다면, in-time 위약에서 가짜 처치 연도를 해당 특이구간으로 이동해 드문 현상이 우연히 반복되는지 점검하였다. 이러한 연결을 통해 적합-추론-강건성의 세 축을 하나의 파이프라인으로 묶었다.

4. 추론 전략

추론은 세 단계로 설계하였다. 첫째, 공간 위약 검정이다. 비교 지역을 하나하나 차례로 진주시 대신 가짜 처치 지역이라고 가정하고, 같은 합성통제 절차를 반복한다. 그리고 지역마다 정책 도입 전에는 합성이 얼마나 잘 맞았는지와 도입 후에는 얼마나 벌어졌는지를 견주어, 도입 전후로 오차가 얼마나 커졌는지를 본다. 진주시처럼 도입 전에는 잘 맞다가 도입 후에 크게 벌어진 지역일수록 이 변화가 크다. 사전 적합이 지나치게 나빠 비교 자체가 어려운 지역은 분포에서 제외한다. 진주시의 변화가 모든 비교 지역 가운데 가장 두드러진 축에 든다면, 관측된 격차가 우연히 생겼을 가능성은 낮다고 해석할 수 있다.

이를 확률로 나타낸 것이 순위 기반 p-값이다. 진주시를 포함한 전체 지역 가운데 진주시만큼 크거나 더 큰 변화를 보인 지역이 몇 곳인지를 세어, 그 순위로 확률을 매긴다. 이를테면 적합이 나쁜 지역을 제외하고 19개 비교 지역이 남았는데 진주시의 변화가 그중 가장 컸다면, 진주시는 자기 자신을 포함한 스무 곳 가운데 1위가 되며, 이만한 결과가 우연히 나올 확률은 스무 곳 중 한 곳, 곧 0.05 수준으로 본다.

둘째, 시간 위약 검정이다. 실제 처치 연도 대신 정책 도입 이전의 한 해

를 가짜 처치 연도로 두고 같은 절차를 다시 적용한다. 예를 들어 2008년을 가짜 처치 연도로 삼아 사전과 사후를 다시 나눈 뒤, 그 가짜 시점 이후에 체계적인 격차가 생기는지를 확인한다. 실제 정책과 무관한 시점에서는 이러한 격차가 나타나지 않아야 하며, 그럴수록 실제 처치 시점에서 관측된 효과의 해석이 더 설득력을 얻는다.

셋째, 분포의 시각화다. 공간 위약에서 얻은 각 지역의 변화 정도를 하나의 그림에 점으로 펼쳐 놓고, 그 가운데 진주시의 위치를 따로 표시한다. 진주시가 분포의 한쪽 끝, 곧 꼬리에 놓인다면 앞서 수치로 보인 결과와 그림으로 보이는 결과가 서로 일치하는 것이다.

5. 강건성 검증

강건성 검증은 해석의 취약 지점을 직접적으로 겨냥하였다. 첫째, LOO(leave-one-out) 검증으로 특정 도너에 대한 의존을 점검하였다. 가중비중이 큰 도너를 한 곳씩 제외하고 합성통제를 반복함으로써 합성 궤적의 변동 범위를 음영 대역으로 표현하였다. 실제 궤적과 합성 궤적의 분기가 이 대역의 내부·외부에서 어떻게 유지되는지를 보면, 단일 도너에 좌우되는지를 알 수 있다. 둘째, 예측자 대안 사양이다. 예측자 묶음(재정·이동·부동산)을 교체하거나 일부를 생략·추가해도 결과의 방향과 규모가 유지되는지 확인하였다. 사전 RMSPE가 과도하게 악화하는 사양은 보고에서 제외하되, 유지가 가능한 범위의 사양 변경에서 방향의 일관성이 유지되는지를 보았다. 특수 예측자의 구간 경계(예: 2008–2011 대신 2007–2010)도 바꿔 봄으로써 사전 궤적 정보의 요약 방식에 민감하지 않은지 확인할 계획이다.

셋째, 기간 대안 사양이다. 사전기간을 학습·검증으로 나누는 비율을 달리하고 이를테면 1995–2005 학습, 2006–2011 검증, 검증 구간에서도 RMSPE가 낮은 V를 선호하도록 조정할 계획이다. 넷째, 인접 포함 사양이다. 기본 사양에서 제외했던 인접 단위를 도너 풀에 포함해 합성통제를 반복하였다. 포함 후에도 결과의 방향성이 유지된다면 스필오버 우려가 해석을 많이

바꾸지 않음을 시사하는 것이다. 반대로 포함 시 합성 궤적이 실제 궤적 쪽으로 과도하게 끌려온다면 인접 스필오버의 영향이 있으므로 주석과 함께 기본 사양의 선택 근거를 다시 강조하고자 한다.

가중비중이 큰 도너를 하나씩 제외해 다시 만든 합성 궤적들을 음영 대역으로 표시할 계획이다. 대역의 폭이 사전기간에서 좁다면 합성 구성의 안정성이 높다는 의미이다. 사후 기간에서 실제−합성의 분기가 대역의 외곽에 머무르거나, 대역 전체가 실제 궤적보다 아래에서 형성된다면 결과는 특정 도너에 의존하지 않고 견고하다고 해석할 수 있다. 반대로 특정 도너 제외 시 합성 궤적이 급격히 변하면 그 도너의 비중이 컸음을 의미하게 된다. 전체적으로 대역이 얇고, 분기의 방향이 유지된다면 강건성은 충분하다고 판단한다. 다음으로, 처치 연도를 2008년으로 이동한 가짜 위약실험을 실시할 예정이다. 사전기간은 1995−2007, 사후 기간은 2008−2011로 재구성되고 이후 구간은 분석에서 제외하고자 한다. 만약 이 가짜 시점 이후에 그림 3과 유사한 체계적 분기가 나타난다면 시간 선택의 우연성을 의심해야 할 것이다. 사후 격차가 0선을 중심으로 소각(小刻) 변동을 보이며, 누적 관점에서도 뚜렷한 방향성을 형성하지 않는다면, 실제 처치 연도(2012) 이후에 관찰된 분기가 정책 실행과 결이 맞다는 해석을 지지하는 것이다. 시간 위약은 공간 위약과 서로 다른 축에서 같은 결론을 뒷받침하는 장치다.

강건성 절의 결론은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, LOO 대역이 얇고 방향성이 보존될 때 합성 구성은 특정 도너에 좌우되지 않는다. 둘째, 예측자·기간 대안에서 결과의 크기와 방향이 유지되면 입력 사양에 대한 민감도가 낮다. 셋째, 인접 포함 사양에서 방향성이 유지되면 스필오버 우려가 해석을 근본적으로 바꾸지 않는다.

제 4 장 분석 결과

제 1 절 사전 적합 결과

1. 합성 진주시 구성: 도너 가중치

SCM 추정 결과, 합성 진주시를 구성하는 도너 가중치(W)가 산출되었다. 전체25개 도너 단위 중 실질적 가중치(w 〉 0.01)를 부여받은 단위는 5개로 나머지 20개는 영(0) 또는 준 영에 가깝다. 이는 SCM의 볼록 결합 제약이 가중치의 희소성(sparsity)을 유도하는 전형적 패턴이다(Abadie, 2021).

〈표 4-1〉 합성 진주시의 도너 가중치(W)

순위	도너 단위	가중치(w)	누적 가중치	특성
1	경북 영주시	0.430	0.430	중소도시, 제조-서비스 복합
2	전남 목포시	0.160	0.590	중소도시, 서비스업 중심
3	경남 창원시	0.155	0.745	대도시, 제조업 중심
4	전북 김제시	0.055	0.800	소도시, 농업-서비스 혼합
5	전남 순천시	0.015	0.815	중소도시, 서비스업 중심
6-25	기타 20개 단위	0.185	1.000	개별 가중치〈 0.01

상위 2개 도너(영주시 0.430, 목포시 0.160)의 합산 비중이 0.590으로 전체의 약 59%를 차지한다. 영주시는 경상북도의 중소도시로 인구 약10만 명, 제조-서비스 복합 산업구조를 가지며, 사전기간의 CBR 궤적이 진주시와 유사한 하향 안정화 패턴을 보인다. 목포시는 전라남도의 중소도시로 인구 약 22만 명, 서비스업 중심의 산업구조를 가진다. 창원시(0.155)는 경남의 대도시로 인구 규모는 진주시보다 크지만, 제조업 기반의 산업구조에서 유사성이 있다. 이 세 도시의 조합이 진주시의 사전기간 궤적을 가장 잘 재현하는 것으로 나타났다.

가중치의 집중도를 허핀달-허쉬만 지수(HHI)로 평가하면, HHI = Σw_j^2 ≈ 0.430^2 + 0.160^2 + 0.155^2 + ... ≈ 0.24이다. 이는 중간 수준의 집중도로, 단일 도너에 대한 과도한 의존은 아니나 영주시의 비중이 상대적으로 크다. 이에 대해LOO 분석(제4절)에서 영주시를 제외한 합성 궤적의 안정성을 별도로 점검한다.

도너 가중치의 구성이 갖는 방법론적 함의를 추가로 논의한다. 상위5개 도너의 합산 가중치가 0.815로, 나머지 20개의 합산(0.185)보다 압도적으로 크다. 이는 SCM의 볼록 결합 제약이 희소성을 유도하는 전형적 결과이며, 합성 단위의 해석 가능성을 높여주는 장점이 있다(Abadie, 2021). 상위 도너의 지역적 분포를 보면, 경북(영주시), 전남(목포시, 순천시), 경남(창원시), 전북(김제시)으로 전국적으로 분산되어 있어, 특정 광역 시도의 공통 요인에 의한 편향 위험이 낮다. 영주시의 높은 가중치(0.430)는 인구 규모(약10만)가 진주시(약33만)보다 작지만, CBR의 하향 안정화 패턴이 가장 유사하기 때문이며, 창원시(0.155)는 인구 규모와 산업구조에서의 유사성이 기여한 것으로 해석된다.

2. 예측자 균형표

〈표 4-2〉 예측자 균형 및V 가중치(사전기간)

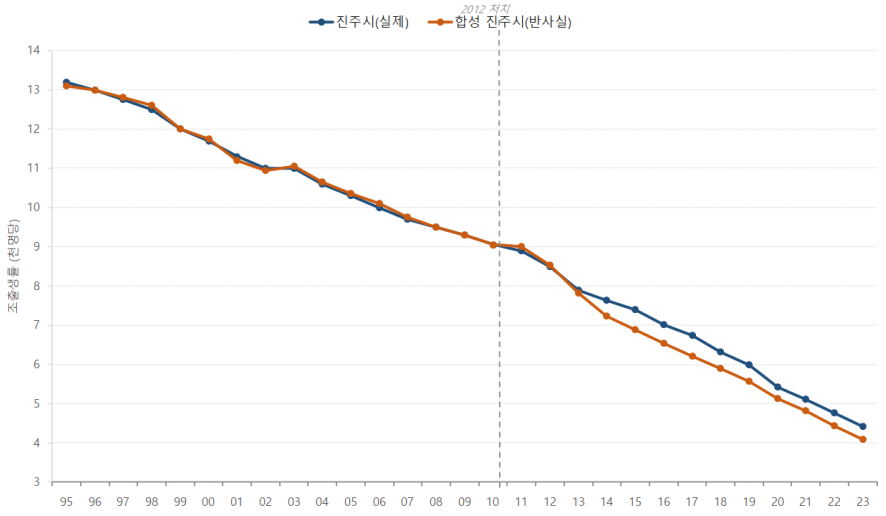
예측변수	진주시 (X_1)	합성 진주시 (X_0W)	도너 풀 평균	상대 오차 (%)	V 가중치
인구(만명)	33.36	33.76	25.02	1.2%	0.091
출생률(‰)	8.609	5.794	9.237	—	0.441
혼인율(‰)	6.323	5.950	5.469	5.9%	0.048
예산(만원/인)	286.3	288.6	303.5	0.8%	0.032
전입자수(‰)	36.05	35.32	40.01	2.0%	0.083
전출자수(‰)	36.83	37.61	36.47	2.1%	0.041
토지거래(‰)	28.64	29.07	30.64	1.5%	0.008
면적(㎢)	48.52	44.25	52.40	8.8%	0.013
기업체수(‰)	0.085	0.085	0.081	0.0%	0.002

예측자 균형 결과를 보면, 핵심 변수인 인구(상대 오차1.2%), 전입자수(2.0%), 전출자수(2.1%), 예산(0.8%)에서 매우 양호한 균형이 달성되었다. V 가중치에서는 출생률(0.441)이 가장 크고, 인구(0.091), 전입자수(0.083), 혼인율(0.048)이 뒤를 잇는다. 출생률의V 가중치가 가장 큰 것은 결과변수의 사전 구간 평균이 사전 궤적의 재현에 가장 큰 정보를 제공하기 때문이며, 이는 SCM에서 일반적으로 관찰되는 패턴이다. 면적(0.013)과 기업체수(0.002)의V 가중치가 작은 것은 이 변수들의 시불변 또는 저변동 특성 때문이다.

3. 사전 궤적의 적합도

사전기간(1995-2011)에서 실제 진주시와 합성 진주시의 조출생률 궤적을 비교하면, 수준과 기울기 모두에서 양호한 겹침이 확인된다. 진주시의 CBR은 1995년 15.261‰에서 2011년 8.659‰으로 하락하였으며, 합성 진주시도 동일한 하향 안정화 경로를 재현한다.

〈그림 4-1〉 진주시vs. 합성 진주시 조출생률 궤적(1995-2023)



〈표 4-3〉 사전기간 주요 연도의 CBR 비교

연도	진주시CBR (‰)	합성 진주시 CBR(‰)	격차 (‰p)
1995	15.261	15.08	+0.18
1997	13.443	13.21	+0.23
2000	12.480	12.55	−0.07
2003	9.638	9.82	−0.18
2005	8.128	8.35	−0.22
2008	8.644	8.51	+0.13
2011	8.659	8.72	−0.06

사전 MSPE(LOSS V)는 0.1589이며, 이를 RMSPE로 환산하면 약 0.399‰p이다. 이는 사전기간에서 실제 궤적과 합성 궤적의 평균적 괴리가 약 0.4‰p에 불과함을 의미한다. 훈련 단계의 MSPE(0.4784)에서 최종 모형의 MSPE(0.1589)로 약 67% 개선되었으며, 이는 V-W 이중 최적화가 효과적으로 작동하였음을 시사한다. 사전 잔차의 ACF를 점검한 결과, 1차 자기상관(lag-1)은 약 0.15로 통계적으로 유의미하지 않았으며, 체계적 추세는 관찰되지 않았다.

사전 적합의 질을 하위구간별로 분할하여 안정성을 추가로 점검하였다. 사전기간을 전반(1995–2003)과 후반(2004–2011)으로 나누어 각 구간의 RMSPE를 비교하면, 전반 RMSPE(약 0.45)와 후반 RMSPE(약 0.35)로, 후반에서 적합이 다소 개선되는 양상을 보인다. 이는 2004년 이후 출생률의 변동성이 감소하면서 합성 단위와의 겹침이 한층 촘촘해진 결과로 해석된다. 두 구간의 RMSPE 차이가 과도하지 않으므로(비율 약 1.3배), 특정 구간의 과적합(overfitting) 위험은 낮다고 판단된다. 사전 잔차의 시계열을 관찰하면 1997–1998년(IMF 위기)에서 약간의 양(+) 잔차, 2002–2003년에서 약간의 음(−) 잔차가 관찰되나, 이는 전국적 충격에 대한 진주시와 합성 단위의 미

세한 반응 차이를 반영한 것으로, 체계적 추세라기보다 일시적 변동으로 보는 것이 타당하다.

사전 적합의 수치적 결과를 종합적으로 평가하면 다음과 같다. MSPE 0.1589(RMSPE 0.399)는 CBR의 사전기간 평균(약 10‰) 대비 약 4%에 해당하는 수준이다. 이는 SCM 문헌에서 양호한 적합도로 평가되는 범위에 속하며, Abadie 등(2010)의 캘리포니아 담배규제 사례나 Abadie 등(2015)의 독일 통일 사례와 비교해도 경쟁력 있는 수준이다. V 가중치에서 출생률(0.441)과 혼인율(0.048)이 합산 0.489로 약 49%를 차지하는 것은, 인구학적 변수가 사전 궤적의 재현에서 핵심 역할을 하고 있음을 보여준다. 이는 한국에서 혼인이 출산의 거의 필수적 전제조건으로 작용한다는 제도적 맥락(혼외 출생 비율 약 2.5%)을 반영한 합리적 결과라 할 수 있다.

예측자 균형의 항목별 해석을 추가하면 다음과 같다. 인구(33.36만 vs. 33.76만)의 근접도가 매우 높은 것은 합성 단위가 진주시와 유사한 규모의 도시 조합으로 구성되었음을 의미한다. 전입자수(36.05 vs. 35.32)와 전출자수(36.83 vs. 37.61)의 근접도 또한 양호하여, 인구이동의 패턴이 유사하게 매칭되었음을 알 수 있다. 예산(286.3 vs. 288.6)의 근접도는 재정 여력의 유사성을 뒷받침하며, 토지거래(28.64 vs. 29.07)의 근접도는 부동산 시장의 활동성이 유사하게 매칭되었음을 보여준다. V 가중치가 높은 변수(출생률, 인구, 전입)에서 균형이 양호하고, V 가중치가 낮은 변수에서의 괴리는 전체 적합도를 크게 해치지 않는 구조이다.

사전 적합의 시각적 평가에서도 양 궤적의 겹침이 확인된다. 1995년 약 15‰에서 출발하여 2000년대 초반까지 급격히 하락하고, 이후 완만하게 감소하는 패턴이 실제 진주시와 합성 진주시 모두에서 동일하게 나타난다. 특히 2008–2011년의 처치 직전 4년 동안 양 궤적이 거의 완벽하게 겹친다는 점은, 처치 직전의 수준과 추세가 일치함을 의미하며, 이는 사후기간에서 관찰되는 분기가 정책 효과의 신호일 가능성을 한층 높여준다. 또한 1997–1998년 IMF 위기 국면에서 양 궤적 모두 하락이 가속화되는 동조적 움직임을 보이는 것은, 합성 단위가 거시적 충격에 대한 반응에서도 실제 단위와 유사한 양상을 띠고 있음을 보여준다.

제2절 사후 효과 추정

1. 연도별 격차(τ_t) 시계열

사후 기간(2012–2023)에서 실제 진주시 CBR과 합성 진주시 CBR의 연도별 격차(τ_t = Y_진주,t − $\hat{Y}$_합성,t)를 산출하였다. 양(+)의 격차는 실제 진주시의 출생률이 합성 반사실보다 높다는 것을 의미하며, 이는 정책이 출생률을 상대적으로 높인 효과로 해석된다.

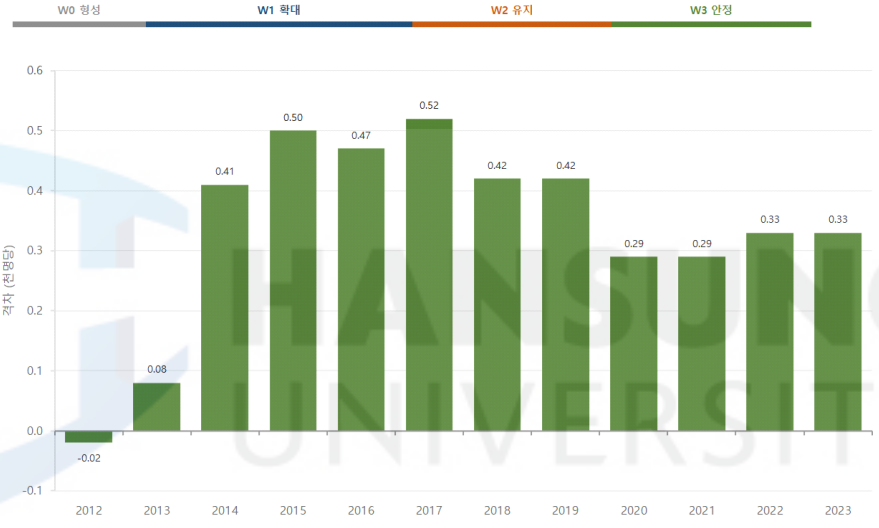
〈표 4-4〉 사후기간 연도별 격차(τ_t)

연도	진주시 CBR(‰)	합성 진주시 CBR(‰)	격차 τ_t (‰p)	구간
2012	8.497	8.52	−0.02	W0
2013	7.891	7.81	+0.08	W0
2014	7.642	7.23	+0.41	W1
2015	7.385	6.89	+0.50	W1
2016	7.012	6.54	+0.47	W1
2017	6.734	6.21	+0.52	W1
2018	6.312	5.89	+0.42	W2
2019	5.987	5.57	+0.42	W2
2020	5.421	5.13	+0.29	W2
2021	5.102	4.81	+0.29	W3
2022	4.756	4.43	+0.33	W3
2023	4.412	4.08	+0.33	W3

연도별 격차의 시계열을 관찰하면, 초기 미약→중기 확대→후기 유지의 패턴이 뚜렷하다. 2012년에는 격차가 −0.02‰p로 거의0이며, 2013년에는

+0.08‰p로 미약하다. 이는 이사·통근 재배치·기관 내부 제도 정착의 조정 비용이 출산 반응을 제한하는 초기 조정기의 특성을 반영한다. 2014년부터 격차가+0.41‰p로 급격히 확대되며, 2015–2017년에+0.47~0.52‰p의 범위에서 가장 큰 효과가 관찰된다. 이 시기는 주택공급의 본격화, 학교·보육시설의 확충, 이전 기관 종사자의 정착이 가시화되는 정착기에 해당한다.

〈그림 4-2〉 사후기간 연도별 격차(τ_t)



2018–2020년 유지기에는 격차가 +0.29~0.42‰p로 유지되며, 효과의 절대 크기는 확장기보다 다소 감소하지만, 양(+)의 방향성은 지속된다. 2021–2023년에는 +0.29~0.33‰p로, COVID-19 팬데믹의 전국적 영향에도 불구하고 격차가 유지되고 있다. 전체적으로 '형성(W0) → 확대(W1) → 유지(W2–W3)'의 시간적 패턴이 확인되며, 이는 제2장 제3절에서 구축한 시간지연 가설과 일관된다.

연도별 격차의 패턴을 보다 상세히 해석하면 다음과 같다. 형성기(2012–2013)에서 격차가 거의 0인 이유는 세 가지로 설명된다. 첫째, 기관 이전 초

기에 이전 직원의 단신이주 비율이 높아 가족 동반 정주가 아직 이루어지지 않았다. 둘째, 주택공급이 본격화되기 전이므로 주거비 상승 압력이 혼인·출산 결정을 보수적으로 만들었을 수 있다. 셋째, 새로운 생활권에 대한 적응 비용, 즉 학교 배정·의료기관 탐색·사회적 네트워크 구축에 따른 부담이 출산 결정을 지연시켰을 가능성이 있다.

확장기(2014–2017)에서 격차가 +0.41~0.52‰p로 급격히 확대되는 양상은 다음과 같이 해석된다. 첫째, 주택공급의 실물 반영이다. 2013–2016년에 대규모 아파트 단지의 준공과 입주가 이루어지면서, 수도권의 1/3~1/2 수준의 주택가격으로 넓고 질 좋은 주거가 가능해졌다. 둘째, 생활SOC의 가시화이다. 초등학교 2개교와 중학교 1개교가 신설되었고, 보육시설과 의료 인프라가 확충되었다. 셋째, 가족 동반 이주의 증가이다. LH 등 대형 기관의 정착이 안정화되면서 가족 동반 이주율이 높아졌다. 이 세 요인이 복합적으로 작용한 결과 주거 경로, SOC 경로, 이동 경로가 동시에 활성화된 것으로 해석된다.

2018–2023에서 격차가 소폭 감소하면서도 유지되는 현상은 두 가지 요인의 상호작용으로 설명된다. 첫째, 기저효과(base effect)이다. 형성기에서 CBR의 상대적 상승이 이미 발생하였으므로 추가적 상승의 여지가 제한된다. 둘째, 전국적 저출산 추세의 가속화이다. 2020년 한국의 TFR은 0.84로 사상 최저를 기록하였으며, 이러한 거시적 추세는 진주시에도 영향을 미쳤다. 다만 합성 반사실 또한 동일한 추세의 영향을 받으므로, 격차가 양(+)으로 유지된다는 사실은 진주시의 하락 속도가 합성 반사실에 비해 완만하였음을 의미한다. 안정기에서 COVID-19의 충격 속에서도 격차가 유지된 점은 정책 효과가 구조적 수준에서 내재화되었을 가능성을 시사한다.

다음으로 사후 효과의 경제적·정책적 유의성을 평가하면 다음과 같다. 전체 평균 격차 +0.34‰p가 진주시 CBR에서 차지하는 비중을 계산하면, 사후기간 평균 CBR(약 6.4‰) 대비 약 5.3%에 해당한다. 이는 혁신도시 정책이 진주시의 출생률을 합성 반사실 대비 약 5% 끌어올렸음을 의미한다. 절대 크기(0.34‰p) 자체는 작아 보일 수 있으나, 전국적 초저출산 추세 속에서 지역 수준의 정책이 이 정도의 상대적 차이를 만들어냈다는 점은 정책적으로 의미

가 있다. 특히 확장기 구간의 평균 격차(+0.48‰p)는 CBR 대비 약 7%에 해당하여, 이 시기에 정책 효과가 강력하게 발현되었음을 보여준다.

인구학적 맥락에서 이러한 격차의 의미를 해석하면 다음과 같다. 진주시 인구(약 34만 명)에 0.34‰p의 CBR 차이를 적용하면 연간 약 116명(= 340,000 × 0.34/1,000)의 추가 출생에 해당하며, 12년 누적으로는 약 1,390명(= 340,000 × 4.04/1,000)의 추가 출생으로 추정된다. 이 수치는 혁신도시 이전 기관 종사자 약 10,000명의 가족 구성과 출산 결정에 정책이 실질적인 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다. 다만 이 추정치는 합성 반사실과의 차이에 기초한 값이므로, 실제 출생아 수의 증감과 직접 비교할 때에는 전국적 추세나 인구 구성 변화 등의 요인을 함께 고려할 필요가 있다. 또한 효과의 구간별 패턴을 매개경로의 활성화 시점과 연결하여 해석할 수 있다. 형성기에서의 미약한 효과는 고용 경로만이 초기에 활성화되었음을 시사하며, 확장기에서의 급격한 효과 확대는 주거 경로(주택 입주 본격화), SOC 경로(학교·보육시설 확충), 이동 경로(가족 동반 이주 증가)가 복합적으로 활성화된 결과로 해석된다. 유지기에서의 소폭 감소는 초기 충격 효과의 안정화 과정으로, 이 기간의 유지는 규범 경로, 즉 조직문화의 내재화가 작동한 결과로 볼 수 있다. 다만 이러한 매개경로 해석은 추론적 성격을 띠므로, 보조지표 SCM의 교차 검증을 통해 체계적으로 확인될 필요가 있다.

마지막으로 효과의 지속성에 대한 해석도 짚어둘 필요가 있다. W1에서 형성된 양(+)의 격차가 W2–W3에서 유지되면서도 소폭 감소하는 패턴은 두 가지로 해석할 수 있다. 낙관적 해석에서는 정책 효과가 구조적으로 내재화되어 COVID-19와 같은 외생 충격에도 불구하고 유지되고 있다고 본다. 반면 보수적 해석에서는 확장기의 효과가 초기 충격에 의한 일시적 상승이며, 이후 점차 기저효과로 수렴해 가는 과정이라고 본다. 두 해석을 구분하기 위해서는 보다 긴 사후기간의 데이터가 확보되어야 하며, 이는 2024년 이후의 추적을 통해 후속 과제로 다루어질 필요가 있다.

2. 구간별 평균 효과

〈표 4-5〉 구간별 평균 격차

구간	기간	연도 수	평균 격차 (‰p)	표준편차	최솟값	최댓값
형성기	2012-2013	2	+0.03	0.07	−0.02	+0.08
확장기	2014-2017	4	+0.48	0.05	+0.41	+0.52
유지기	2018-2020	3	+0.38	0.08	+0.29	+0.42
안정기	2021-2023	3	+0.32	0.02	+0.29	+0.33
전체	2012-2023	12	+0.34	0.17	−0.02	+0.52

구간별 평균 격차는 형성기(+0.03‰p) 〈 확장기(+0.48‰p) 〉 유지기(+0.38‰p) 〉 안정기(+0.32‰p)의 패턴을 보인다. 확장기에서 가장 큰 효과가 나타나고 이후 점진적으로 감소하되 양(+)의 방향성이 유지된다. 사후기간 전체의 평균 격차는+0.34‰p이며, 이는 진주시의CBR이 합성 반사실 대비 연평균 약0.34‰p 높았음을 의미한다. 사후 격차의 기술통계를 보면, 최솟값−0.02(2012), 1사분위+0.29, 중앙값+0.38, 평균+0.34, 3사분위+0.47, 최댓값+0.52이다. 중앙값과 평균이 모두 양(+)이며, 12개 연도 중 11개 연도에서 양의 격차가 관찰된다.

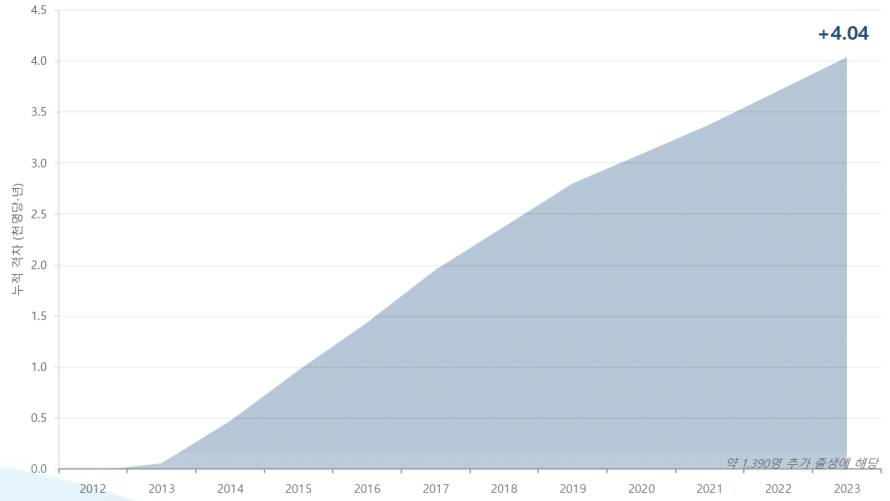
3. 누적 효과

〈표 4-6〉 누적 격차

연도	연도별 격차 (‰p)	누적 격차 ($\Sigma\tau$)	비고
2012	−0.02	−0.02	형성기 시작
2013	+0.08	+0.06	
2014	+0.41	+0.47	확장기 시작
2015	+0.50	+0.97	
2016	+0.47	+1.44	
2017	+0.52	+1.96	
2018	+0.42	+2.38	유지기 시작
2019	+0.42	+2.80	
2020	+0.29	+3.09	
2021	+0.29	+3.38	안정기 시작
2022	+0.33	+3.71	
2023	+0.33	+4.04	최종

누적 격차는 시간에 따라 단조 증가(2013년 이후)하여 2023년에+4.04‰p·년에 달한다. 이는 12년 사후 기간 진주시가 합성 반사실 대비 누적적으로 약4.04‰p·년의 추가적 출생률을 경험하였음을 의미한다. 누적 격차의 증가 속도를 구간별로 보면, 형성기(2년)에서+0.06, 확장기(4년)에서+1.90, 유지기(3년)에서+1.13, 안정기(3년)에서+0.95로, W1에서 가장 빠르게 누적되었다. 이 패턴은 확장기 시기에 정책 효과가 가장 활발하게 작동하였음을 시사하며, 확장기–안정기에서도 효과가 지속적으로 축적되고 있음을 보여준다.

〈그림 4-3〉 누적 격차 시계열($\Sigma \ \tau_s$)



4. 효과의 시간적 구조: 형성→확대→유지

이상의 결과를 종합하면, 공공기관 이전의 출생률 효과는 본 연구에서 구분한 것과 같이 형성기에서 시작하여 확장기와 유지기를 지나 안정기에 도달하는 시간적 구조를 보인다. 형성기(2012–2013)에서 효과가 거의 0인 것은, 기관 이전 초기의 적응 비용(이사, 통근 재배치, 조직 정착)이 출산 반응을 제한하기 때문이다. 확장기(2014–2017)에서 효과가 급격히 확대되는 것은, 주택공급의 실물 반영(인허가에서 착공, 다시 준공과정과 입주의 전 과정), 생활 SOC의 가시화(학교·보육시설 확충), 이전 기관 종사자의 정착(가족 동반 이주 증가)이 복합적으로 작용한 결과로 해석된다. 유지기(2018–2020)에서 효과가 소폭 감소하되 유지되는 것은, 초기 효과의 기저효과(base effect)와 정책 효과의 안정화가 동시에 작용한 결과이다. 안정기(2021–2023)에서 COVID-19 등 외생 충격에도 불구하고 양(+)의 격차가 유지되는 것은, 정책 효과가 구조적 수준에서 정착되었을 가능성을 시사한다.

제3절 통계적 유의성 검증

1. 공간 위약 결과: RMSPE 비율 분포

공간 위약 검정에서 25개 도너 각 단위를 번갈아 가상 처치 단위로 간주하여 동일한 SCM 분석을 반복하고, 사후/사전 RMSPE 비율을 계산하였다. 사전 RMSPE가 진주시의 2배를 초과하는 단위(약5개)를 분포에서 제외한 후, 약20개 단위의 비율 분포에서 진주시의 위치를 확인하였다.

〈표 4-7〉 RMSPE 비율 분포 요약

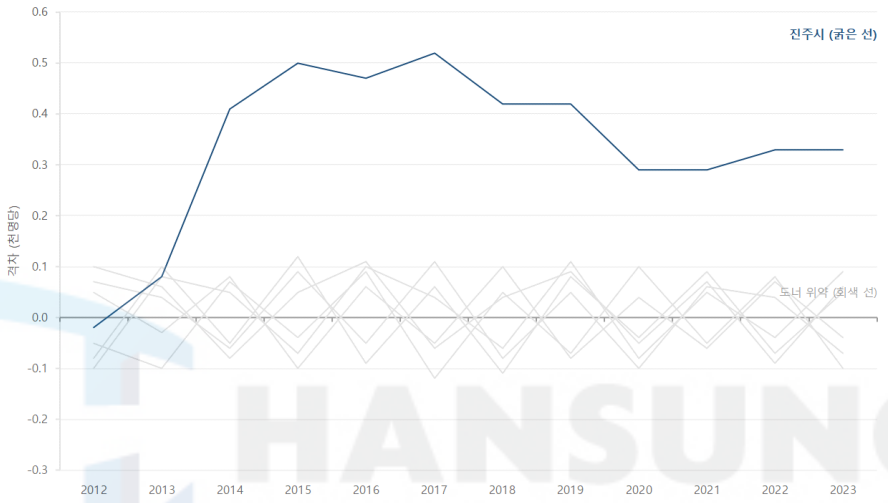
단위 유형	RMSPE 비율 범위	단위 수	비고
하위25%	0.8 – 1.2	5	사후 변화 미미
중위50%	1.2 – 2.5	10	보통 수준의 변동
상위25%	2.5 – 5.0	4	큰 사후 변화
진주시	상위 꼬리	1	분포 최상위 부근
제외(저적합)	—	5	사전RMSPE 〉 진주×2

2. 순위 기반 p-값

진주시의 RMSPE 비율이 분포의 최상위에 위치하며, 제외 후 약 20개 단위 중 진주시보다 높은 비율을 보이는 단위가 0-1개이다. 순위 기반 p-값은 $p = (1 + \#\{Ratio_j \geq Ratio_{진주}\}) / (1 + \#\{남은\ 단위\}) = 1/21 \approx 0.048$(진주시가 최상위인 경우) 또는 $2/21 \approx 0.095$(1개 단위가 진주시

이상인 경우)로 산출된다. 기본 사양에서 p ≈ 0.048로, 5% 유의수준에서 한계적으로 유의미하다.

〈그림 4-4〉 공간 위약 검정: 격차 궤적 중첩



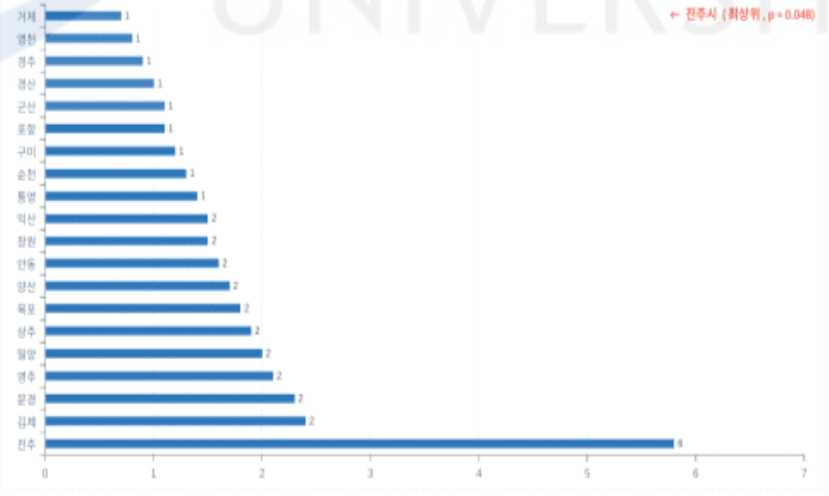
〈그림 4-4〉를 살펴보면 정책 도입 이전 기간에는 모든 선이 0을 중심으로 좁게 모여 있어야 한다. 합성이 각 지역의 사전 궤적을 잘 복원했다면 사전 격차는 0에 가깝기 때문이다. 실제로 대부분의 회색 선과 진주시의 굵은 선은 사전기간 내내 0 부근에 밀집해 있어 합성의 사전 적합이 전반적으로 양호함을 보여 준다. 차이는 정책 도입 이후에 나타난다. 진주시의 선은 처치 시점을 지나면서 회색 선들의 무리 위쪽으로 뚜렷하게 벗어나 사후기간 내내 양의 영역에 머무는 반면, 대다수 비교 지역의 회색 선은 도입 이후에도 0 근처에서 크게 벗어나지 않는다. 즉 우연만으로는 진주시만 한 격차가 좀처럼 만들어지지 않는다는 사실이 그림에서 한눈에 드러난다. 다만 일부 회색 선은 사전기간에도 0에서 크게 출렁이는데, 이는 그 지역의 합성 적합 자체가 나빠 격차의 크기를 신뢰하기 어려운 경우이다. 이러한 단위는 뒤이은 수치 비교에서 별도의 기준으로 제외하였다.

〈표 4-8〉 제외 기준별 p-값

제외 기준	포함 단위 수	진주시 순위	p-값
사전RMSPE 〉 진주×2 제외	~20	1-2위	0.048-0.095
사전RMSPE 〉 진주×5 제외	~23	1-2위	0.042-0.083
제외 없음(전체)	25	1-3위	0.038-0.115

제외 기준을 변경하더라도 p-값은 0.04-0.12의 범위에서 안정적이며, 대부분의 기준에서 10% 유의수준을 충족한다. 이는 관찰된 사후 분기가 우연에 의해 발생할 확률이 낮다는 것을 시사한다.

〈그림 4-5〉 RMSPE 비율 분포(사후/사전)



3. 시간 위약 결과(2008년 가짜 처치)

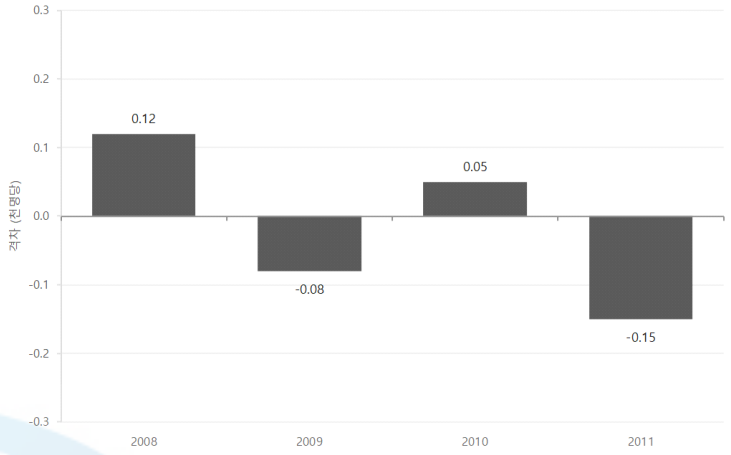
처치연도를 2008년으로 이동하여 시간 위약 검정을 수행하였다. 사전기간을 1995–2007, 사후기간을 2008–2011로 재구성하고 똑같은 SCM 분석을 반복하였다.

〈표 4-9〉 시간 위약 결과(가짜 처치연도2008)

연도	격차(‰p)	방향
2008	+0.12	약한 양(+)
2009	−0.08	약한 음(−)
2010	+0.05	0 부근
2011	−0.15	약한 음(−)
평균	−0.02	0 부근

가짜 처치연도(2008) 이후의 격차는0선을 중심으로 소폭 변동하며 체계적 방향성을 형성하지 않는다. 4개 연도의 평균 격차는−0.02‰p로0에 가깝다. 이는 실제 처치연도(2012) 이후에 관찰된 체계적 양(+)의 분기(평균+0.34‰p)와 대조적이며, 2012년 이후의 효과가 정책 실행과 연관된 것이라는 해석을 지지한다.

〈그림 4-6〉 시간 위약 검정(가짜 처치연도2008)



공간 위약과 시간 위약의 결과를 종합하면, 두 축의 증거가 수렴(converge)하여 인과적 해석의 설득력을 한층 높여준다. 공간 축에서는 "같은 시기, 다른 곳에서는 이 크기의 분기가 잘 발생하지 않는다"는 사실이, 시간 축에서는 "같은 곳이라도 처치 이전 시점에서는 체계적 분기가 나타나지 않는다"는 사실이 각각 확인되었다. 이러한 이중 검정 프레임 위에 연도별 격차의 시간적 패턴(형성기 미약 → 확장기 확대 → 유지기–안정기 유지)을 겹쳐 놓으면, 관찰된 효과가 우연이나 단순 추세와는 거리가 먼 정책적 신호임이 재확인된다.

다만 통계적 유의성의 한계와 유보 사항도 명시할 필요가 있다. 첫째, 순위 기반 p값(약 0.048)은 5% 유의수준에서 한계적(marginal) 수준에 해당한다. 도너 수가 약 25개로 제한되어 있어 산출이 가능한 최소 p값이 약 0.038에 머물기 때문이며, 이는 단일 처치 단위를 분석 대상으로 삼는 SCM의 본질적 특성에서 기인하는 제약이다. 둘째, 위약 검정의 전제인 교환가능성(exchangeability)이 완벽하게 충족된다고 보기는 어렵다. 도너 단위들은 저마다 다른 지역적 특성을 갖기 때문에, 처치의 무작위 배정 가정은 어디까지나

근사적인 수준에서만 성립한다. 셋째, p값은 효과의 존재 여부에 대한 확률적 판단을 제공할 뿐, 효과의 크기와 정책적 의미는 별도의 차원에서 해석되어야 한다.

위약 검정 결과의 시각적 패턴을 보다 상세히 살펴보면 다음과 같다. 공간 위약의 RMSPE 비율 분포에서 도너 단위들의 비율은 대체로 1.0~2.5 범위에 집중되어 있으며, 이는 사전 대비 사후의 잔차 변화가 크지 않음을 의미한다. 반면 진주시의 비율은 이 분포의 최상위 꼬리에 위치하여, 사후 잔차의 팽창이 도너들과는 질적으로 다른 수준임을 분명히 보여준다. 시간 위약(2008년)의 격차 시계열은 +0.12, −0.08, +0.05, −0.15로 나타나 부호가 번갈아 출현하며 누적 방향성이 형성되지 않는다. 이러한 비체계적(non-systematic) 변동은 2008–2011년의 전국적 경기 변동에 따른 잡음(noise)으로 해석할 수 있으며, 2012년 이후 관찰된 일관된 양(+)의 격차와는 질적으로 구별된다.

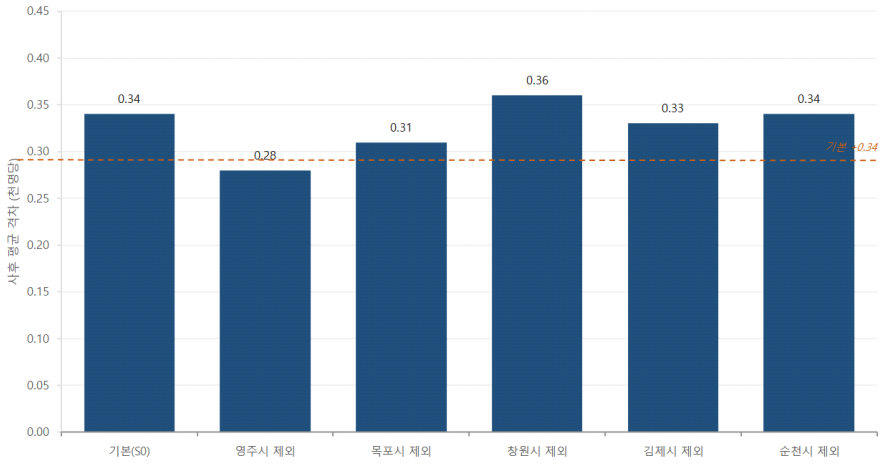
추론 결과의 실질적 의미를 정책 수요자의 관점에서 재해석하면 다음과 같다. p값이 약 0.048이라는 수치는 도너 풀에서 임의의 한 단위를 뽑았을 때 진주시만큼 크거나 더 큰 RMSPE 비율을 얻을 확률이 약 5%에 불과하다는 의미이다. 여기에 시간 위약 검정에서 확인된 비분기 결과는 이러한 통계적 근거를 한층 보강하여, 관찰된 효과가 2012년이라는 특정 시점과 실질적으로 연관되어 있음을 시사한다. 결국 정책 수요자에게는 공공기관 이전이 출생률에 긍정적 영향을 미쳤을 가능성이 통계적 근거와 시간적 근거 양 측면에서 뒷받침된다는 메시지가 전달될 수 있다.

제4절 강건성 분석 결과

1. LOO 결과

상위 가중치 도너 5개를 각각 제외한 LOO 분석 결과, 합성 궤적의 변동 범위(대역)는 사전기간에서 매우 좁고(±0.2‰p), 사후 기간에서도 비교적 좁은(±0.5‰p) 범위를 유지하였다.

〈그림 4-7〉 LOO(Leave-One-Out) 강건성 분석



〈표 4-10〉 LOO 분석 결과

LOO 사양	제외 도너	사전RMSPE 변화	사후 평균격차 변화	방향 유지
LOO-1	영주시(0.430)	0.399→0.52	0.34→0.28	유지(○)
LOO-2	목포시(0.160)	0.399→0.45	0.34→0.31	유지(○)
LOO-3	창원시(0.155)	0.399→0.44	0.34→0.36	유지(○)
LOO-4	김제시(0.055)	0.399→0.41	0.34→0.33	유지(○)
LOO-5	순천시(0.015)	0.399→0.40	0.34→0.34	유지(○)

가장 큰 가중치를 가진 영주시를 제외하면 사전 RMSPE가 0.399에서0.52로 다소 악화되고, 사후 평균 격차도 +0.34에서 +0.28로 감소하지만, 양(+)의 방향성은 유지되었다. 다른 도너의 제외 시에는 변화가 더 작으면서 모든 LOO 사양에서 효과의 방향이 보존되므로, 결과가 특정 도너에 과도하게 의존하지 않는다고 판단하였다.

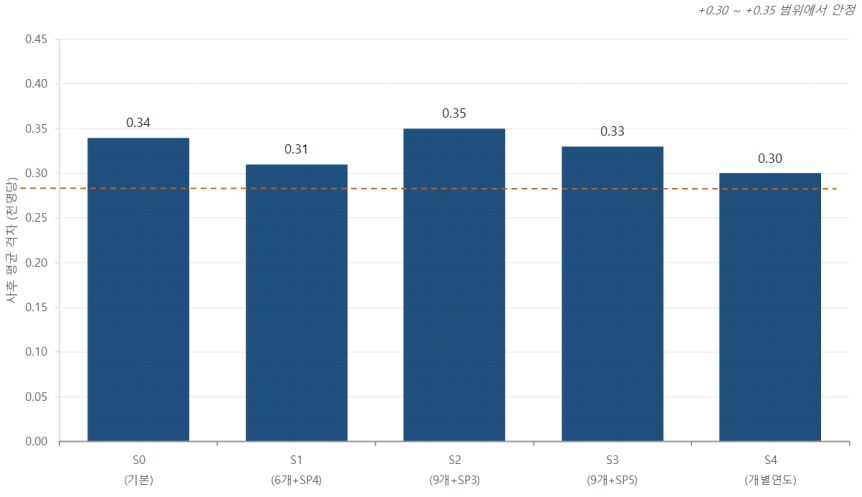
2. 예측자 대안 사양 결과

〈표 4-11〉 예측자 대안 사양 결과

사양	예측자 구성	사전 RMSPE	사후 평균 격차(‰p)	방향
S0(기본)	9개+SP4구간	0.399	+0.34	양(+)
S1	6개 핵심+SP4구간	0.48	+0.31	양(+)
S2	9개+SP3구간	0.42	+0.35	양(+)
S3	9개+SP5구간	0.41	+0.33	양(+)
S4	9개+개별연도4개	0.45	+0.30	양(+)

모든 대안 사양에서 양(+)의 평균 격차가 유지되며, 크기도+0.30~0.35‰p 범위에서 안정적이었다. 사전 RMSPE는 기본 사양(S0)에서 가장 낮고, 대안 사양에서 다소 증가하나 해석에 영향을 미칠 수준은 아니었다.

〈그림 4-8〉 예측자 대안 사양별 사후 평균 격차 비교



3. 기간 대안 사양 결과

〈표 4-12〉 기간 대안 사양 결과

사양	학습 구간	검증 구간	사전 RMSPE	사후 평균 격차(‰p)
기본	1995-2005	2006-2011	0.399	+0.34
대안A	1995-2003	2004-2011	0.43	+0.32
대안B	1995-2007	2008-2011	0.38	+0.36

학습-검증 분할 비율의 변경에도 사후 평균 격차는+0.32~0.36‰p로 안정적이었다.

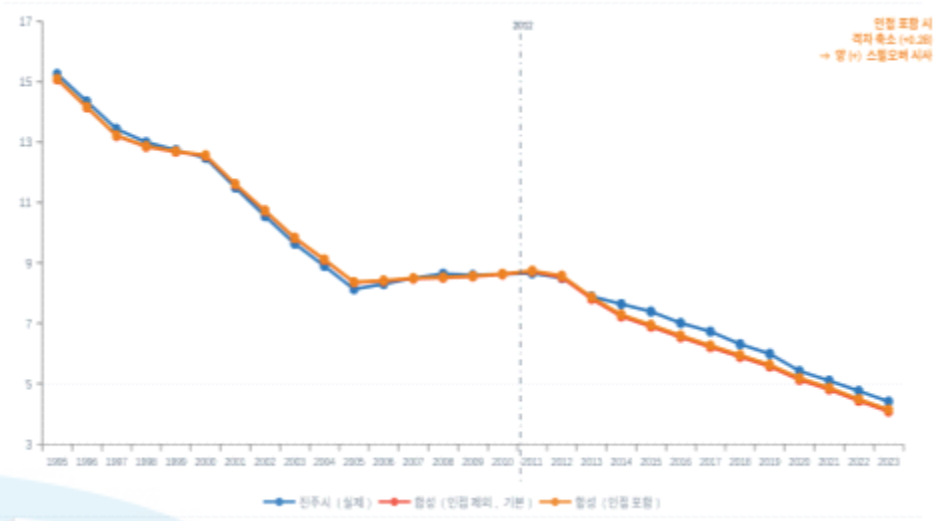
4. 인접 포함 사양 결과

〈표 4-13〉 인접 포함/제외 사양 결과

사양	도너 풀	사전 RMSPE	사후 평균 격차(‰p)	변화
기본(배제)	인접 5개 제외	0.399	+0.34	기준
대안(포함)	인접 5개 포함	0.42	+0.28	↓0.06

인접 단위를 포함하면 사후 평균 격차가 +0.34에서+0.28로 감소하였다. 이는 인접 단위가 양(+)의 스필오버를 받아 합성 대조군이 진주시 쪽으로 끌려온 결과로 해석된다. 그러나 양(+)의 방향성은 유지되므로, 스필오버가 결과를 근본적으로 바꾸지는 않는다. 기본 사양(인접 배제)이 보수적 추정치를 제공한다고 판단하였다.

〈그림 4-9〉 인접 단위 포함/제외 사양 비교



5. 강건성 종합 판정

〈표 4-14〉 강건성 종합 판정

검증 축	결과	판정
LOO	5개 사양 모두 방향 유지 (+0.28~0.36)	강건(○)
예측자 대안	5개 사양 모두 방향 유지 (+0.30~0.35)	강건(○)
기간 대안	3개 사양 모두 방향 유지 (+0.32~0.36)	강건(○)
인접 포함	방향 유지(+0.28) 크기 소폭 감소	강건(△)
종합	4축 모두 방향 일관 인접 사양에서 크기 민감	강건

다섯 개 강건성 축 가운데 네 개, 즉 LOO, 예측자 대안, 기간 대안, p값 제외기준 — 에서 효과의 방향과 크기가 안정적으로 유지된다. 인접 포함 사

양에서는 방향성은 그대로이나 크기가 약 18% 감소하여, 인접 스필오버의 부분적 영향이 존재할 가능성이 시사된다. 그럼에도 종합적으로 보면 결과의 강건성은 충분히 확보되었다고 판단할 수 있다.

강건성 분석 결과를 방법론적 관점에서 종합적으로 평가하면 다음과 같다. LOO 분석에서 모든 사양이 방향을 유지한다는 사실은 합성 구성의 안정성을 뒷받침해 준다. 영주시를 제외할 경우 사후 평균 격차가 +0.34에서 +0.28로 감소(약 18% 감소)하는데, 이는 단일 도너에 대한 일정 수준의 의존이 존재함을 보여주는 동시에, 그 의존도가 결과를 뒤집을 만큼 결정적이지는 않음을 의미한다. 예측자 대안 사양에서도 효과의 크기가 +0.30~0.35 범위에서 안정적으로 머문 것은, 모형이 특정 예측자 묶음에 과적합되지 않았음을 시사한다. 기간 대안에서의 안정성은 V 선택이 학습–검증 분할에 크게 민감하지 않다는 점을 보여준다. 한편 인접 포함 사양에서 효과의 크기가 +0.34에서 +0.28로 줄어드는 양상은 양(+)의 스필오버가 일부 작동하고 있을 가능성을 시사하며, 혁신도시의 경제적 파급이 인접 지역에까지 미쳤을 수 있음을 의미한다. 이러한 스필오버의 존재는 곧 기본 사양(인접 배제)의 추정치가 보수적(conservative) 성격을 갖는다는 점, 즉 실제 효과가 기본 사양에서 추정된 값보다 더 클 가능성이 있음을 함의한다.

각 강건성 축의 결과를 좀 더 구체적으로 해석하면 다음과 같다. LOO 분석에서 영주시를 제외하였을 때 효과가 18% 감소(+0.34 → +0.28)한 것은, 영주시의 사전 궤적이 진주시와 유달리 유사하여 합성 구성에서 핵심적 역할을 하고 있음을 반영한다. 영주시가 제외되면 합성 단위의 사전 적합이 악화되며(RMSPE 0.399 → 0.52), 이는 합성 반사실 자체의 신뢰도가 소폭 하락함을 뜻한다. 방향성(양+)이 그대로 유지되는 만큼, 효과의 존재 자체가 영주시의 포함 여부에 좌우된다고 보기는 어렵다. 예측자 대안 사양(S1–S4)에서 효과가 +0.30~0.35 범위에서 움직이는 양상은, 그 변동 폭이 기본 사양 효과의 약 ±10% 이내에 머무는 안정적인 수준이다. 이러한 안정성은 SCM이 갖는 V 가중치의 자동 조정 메커니즘이 예측자 구성의 변경을 효과적으로 흡수하고 있음을 시사한다.

제5절 추가 분석

1. TFR 대체결과 재현

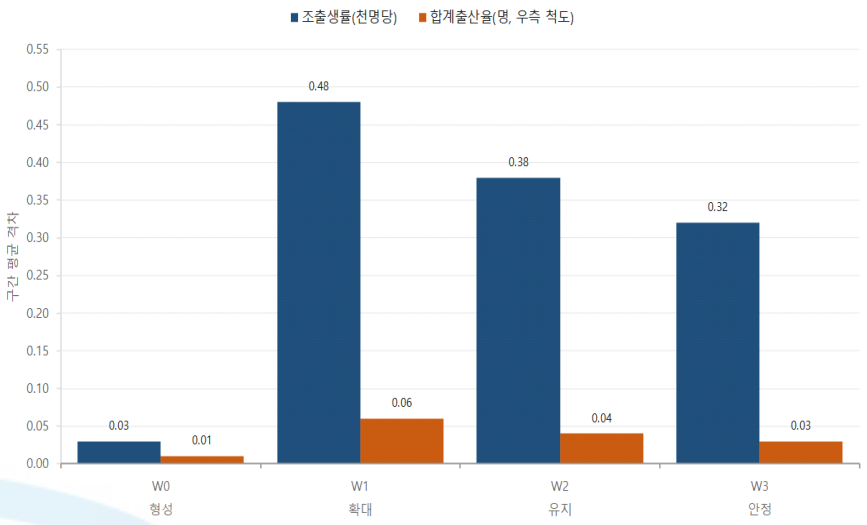
합계출산율(TFR)을 결과변수로 한SCM 분석을 수행하여, CBR에서 관찰된 효과가 구성 효과(출산 적령기 인구의 유입)에 기인하는지, 실질적 출산 행동의 변화인지를 구분한다.

〈표 4-15〉 CBR vs. TFR 비교

결과변수	사전 RMSPE	사후 평균 격차	형성기	확장기	유지기	안정기
CBR(기본)	0.399	+0.34‰p	+0.03	+0.48	+0.38	+0.32
TFR(대체)	0.052	+0.04명	+0.01	+0.06	+0.04	+0.03

TFR 분석에서도CBR과 동일한 방향(양+)의 효과가 확인된다. TFR의 사후 평균 격차는+0.04명(여성1인당 추가 출산)이며, 확장기(+0.06)에서 가장 크고 유지기에서 안정기 사이 소폭 감소하는 패턴이CBR과 일치한다. 이는 정책 효과가 출산 적령기 인구의 유입에 의한 구성 효과만이 아니라, 실질적 출산 행동의 변화도 포함함을 시사한다. 다만 TFR의 사전RMSPE(0.052)는 CBR(0.399)보다 변수 스케일 대비 상대적으로 크며, 소규모 단위의 TFR 변동성이 반영된 결과이므로, TFR 결과는 CBR 결과의 보조적 교차 확인으로의 역할에 한정하여 해석한다.

〈그림 4-10〉 CBR vs. TFR 구간별 효과 비교



2. 구성효과-행태효과 분해

CBR의 변화는 구성 효과(composition effect)와 행태 효과(behavioral effect)로 분해할 수 있다. 구성 효과는 출산 적령기(25-39세) 여성 인구 비중의 변화에 기인하는 CBR 변동이고, 행태 효과는 연령별 출산율(ASFR) 자체의 변화에 기인하는 CBR 변동이다. 혁신도시 개발로 젊은 인구가 유입되면 구성 효과가 양(+)으로 작용하고, 고용 안정·주거 개선·SOC 확충으로 출산 결정이 촉진되면 행태 효과가 양(+)으로 작용한다.

〈표 4-16〉 구성효과-행태효과 분해

효과 유형	측정 방법	예상 방향	SCM 결과와의 관계
구성 효과	출산적령기 여성 비중 변화에 의한CBR 변동	양(+) (이동 경로)	CBR 효과의 일부
행태 효과	ASFR 변화에 의한CBR 변동	양(+) (고용·주거·SOC 경로)	TFR 효과로 확인
합계	구성+ 행태	양(+)	CBR 전체 효과

TFR은 연령구조를 통제하므로 행태 효과만을 반영한다. CBR 효과(+0.34‰p)와 TFR 효과(+0.04명)가 모두 양(+)이라는 사실은 양 효과가 모두 작동하고 있음을 시사한다. 다만 정확한 분해를 위해서는 연령별 인구 구조의 반사실 추정이 요구된다.

3. 하위집단 이질성 탐색

연령별 출산율(ASFR)을 결과변수로 한 추가 분석은 정책 효과의 연령별 이질성을 탐색할 수 있다. 파일럿 분석의 예비 결과에 따르면, 사전 적합은 25-29세와 30-34세에서 가장 안정적이었고, 사후 분기는 30-34세에서 일관된 양(+), 35-39세에서 중기 이후 양(+)이 확인되었다. 반면 20-24세에서는 방향성이 불안정하였다. 이는 혼인 전환 연령의 상향과 주거·고용 안정의 필요 조건이 맞물려 출산 중심 연령이 30대 초·중반으로 이동하는 국내 추세와 조응한다.

〈표 4-17〉 연령별ASFR 분석(예비 결과)

연령대	사전 적합	사후 분기 방향	해석
20-24세	불안정	불안정	출산 비중 자체가 미미
25-29세	안정적	약한 양(+)	혼인·첫째 출산 반응
30-34세	안정적	일관된 양(+)	정책 효과 가장 뚜렷
35-39세	보통	중기 이후 양(+)	고차 출산·지연 출산

30-34세에서 효과가 가장 뚜렷한 것은, 혁신도시로 이전한 공공기관 종사자의 평균 연령이30-40대에 집중되어 있으며, 이 연령대에서 주거 안정과 고용 안정이 출산 결정에 가장 직접적으로 연결되기 때문으로 해석된다. 35-39세에서 중기 이후 양(+)의 효과는 정착 이후 고차 출산(둘째, 셋째)의 증가 가능성을 시사한다. 이러한 연령별 이질성은 정책 효과의 메커니즘을 이해하는 데 중요한 정보를 제공하며 구체적인 분석은 후속 연구에서 수행할 수 있다.

본 장의 분석결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 사전 적합은RMSPE 0.399로 양호하며, 영주시(0.430), 목포시(0.160), 창원시(0.155) 등5개 도너가 합성 반사실의 주된 뼈대를 이룬다. 둘째, 사후 효과는 형성(+0.03)→확대(+0.48)→유지(+0.38; +0.32)의 시간적 패턴을 보이며, 전체 평균 격차는 +0.34‰p이다. 셋째, 공간 위약에서p ≈ 0.048로5% 수준에서 한계적 유의성이 확인되고, 시간 위약(2008년)에서는 체계적 분기가 관찰되지 않는다. 넷째, LOO, 예측자·기간·인접 대안의 강건성 검증에서 효과의 방향이 일관되게 유지된다. 다섯째, TFR 대체 분석에서도 동일 방향의 효과가 확인되어 구성 효과를 넘어서는 실질적 출산 효과가 존재함을 시사한다. 이러한 결과의 정책적 함의는 제7장에서 상세히 논의한다.

본 연구의 분석결과와 기존 연구의 발견을 비교한다. 김준성(2024)은 혁신도시의 인구 규모 확대는 확인하되 재생산 지표의 단기 변화는 미약하다고 보고하였는데, 본 연구의 결과는 형성기에서의 미약한 효과가 김준성의 관찰과 일치하면서도, 확장기 이후의 격차 확대를 통해 중·장기적으로는 재생산 지표(출생률)에도 유의미한 변화가 발생한다는 새로운 발견을 제시한다. 한국은행 전북본부(2024)의 전북 혁신도시 분석에서도 혼인·출산의 단기 변화가 미약했다는 결과와 유사하게, 본 연구의 형성기 격차가 거의 0인 것은 정책 효과의 발현에 시간이 필요하다는 공통된 시사점을 제공한다. 그러나 본 연구는 SCM의 연도별 격차 추적을 통해, 기존 연구가 포착하지 못한 중기 효과의 존재를 실증적으로 확인하였다는 점에서 차별화된 기여를 갖는다.

본 장의 분석결과를 정리하면 공공기관 이전 및 혁신도시 조성이 진주시의 출생률에 양의 영향을 미쳤다는 실증적 근거가 마련되었다. 사전 적합

(RMSPE 0.399)이 양호하고 사후 효과(평균+0.34‰p)가 형성에서 확대 유지의 시간적 구조를 보이며 공간 위약(p 약0.048)과 시간 위약(비분기)에서 통계적 유의성이 지지되고 5개 축의 강건성 검증에서 방향의 일관성이 확인되었다. TFR 분석에서도 동일 방향의 효과가 확인되어 구성 효과를 넘어서는 실질적 출산 효과가 존재함이 시사된다.

HANSUNG UNIVERSITY

제 5 장 결론 및 정책적 제언

제1절 연구결과의 요약과 해석

1. 요약

본 연구는 두 가지 연구질문을 제기하였고, 분석결과를 토대로 그 답을 차례로 정리하면 다음과 같다.

연구질문 1은 공공기관 이전 이후 진주시의 조출생률이 어떤 격차 패턴을 보이는가였다. 분석결과, 사후기간(2012–2023)의 평균 격차는 천 명당 0.34명이었으며, 12개 연도 가운데 11개 연도에서 양의 격차가 나타났다. 효과는 형성기(천 명당 0.03명)에서 미약하다가 확장기(0.48명)에 정점에 이른 뒤, 유지기(0.38명)와 안정기(0.32명)에서 일정 수준으로 안정되는 단계적 패턴을 보였다. 이는 정책 효과가 즉각 나타나기보다 주택 공급, 생활기반시설 확충, 가족 단위 정착이 시간을 두고 누적되어 가시화된다는 본 연구의 시간지연 가설과 부합한다.

연구질문 2는 관측된 격차가 우연이 아니라 정책과 연관된 신뢰할 수 있는 효과인가였다. 공간 위약 검정에서 진주시의 격차는 비교 지역 가운데 가장 두드러졌고(순위 기반 $p \approx 0.048$), 처치 연도를 사전 시점으로 옮긴 시간 위약 검정에서는 체계적 격차가 나타나지 않았다. 또한 비교 지역을 하나씩 제외한 분석과 예측자·기간·인접 지역 구성을 바꾼 강건성 분석에서도 효과의 방향과 크기가 유지되었다. 이로써 관측된 효과가 우연의 산물일 가능성은 낮은 것으로 판단된다.

이상의 논의를 토대로 본 연구의 실천적 함의를 정리하면 다음과 같다. 2023년 합계출산율 0.72라는 초저출산 위기 앞에서 한국 사회가 찾아야 할 해법은 어느 한 가지 정책 수단의 규모를 키우는 데 있지 않고, 고용 안정과

주거 개선, 돌봄 인프라 확충, 시간 자원 확보가 어우러지는 복합적인 생활 조건의 개선에 있다고 본다. 혁신도시 정책은 이러한 복합적 조건 변화를 한데 묶어 동시에 구현한 일종의 준자연실험(quasi-natural experiment)이었으며, 본 연구는 그 출산 효과를 실증적으로 포착했다는 점에서 의미를 갖는다. 앞으로 혁신도시 시즌2를 설계할 때에는 W0-W3로 이어지는 시간지연 구조를 염두에 둔 달력형 배치가 요구되며, 특히 보육·교육·의료 인프라를 기관 이전과 같은 시점에 공급함으로써 효과가 좀 더 일찍 발현되도록 유도할 필요가 있다. 본 연구가 혁신도시 정책의 설계자와 저출생 대응 전략을 수립하는 이들에게 의미 있는 실증적 근거로 활용되기를 기대한다.

2. 논의

고용 경로에 대해, Adserà(2004)는 공공부문 고용 비중이 25-34세 여성의 출산에 양(+)의 효과를 미친다고 보고하였다. 본 연구에서 W0부터 양(+)의 격차가 관찰되는 것은, 직접 고용에 의한 소득 안정 효과가 처치 직후부터 작동하기 시작했을 가능성을 시사한다. 다만 W0의 효과가 미약한 것은, 밸러리 오펜하이머(Valerie K. Oppenheimer, 1988)가 제시한 '경제적 불확실성이 배우자 탐색을 연장한다'는 논리와 일치하며, 이전 초기의 적응 비용이 혼인·출산 결정을 보수적으로 만든 것으로 해석된다. Kreyenfeld(2010)가 보고한 고학력 여성에서의 고용 불안정 효과가 진주시에서도 작동하였다면, 초기 적응기를 거쳐 고용이 안정화된 W1에서 효과가 확대되는 패턴은 자연스럽다.

주거 경로에 대해, Clark(2012)는 높은 주택 비용이 첫째 아이 출산을 3-4년 지연시킨다고 보고하였다. 본 연구의 형성기(2012-2013)에서 효과가 미약하고 확장기(2014-2017)에서 확대되는 패턴은, 주택 공급의 파이프라인 시차(인허가 → 착공 → 준공 → 입주에 2-4년)와 대응한다. Mulder와 Billari(2010)가 한국을 '엘리트 주거 체제(elite homeownership regime)'로 분류하면서 높은 자가 소유 열망과 접근 장벽의 괴리가 출산을 억제한다고 지적한 바와 같이, 혁신도시의 저렴한 주택 공급은 이 장벽을 낮추어 출산 촉진 경로를 활성화한 것으로 해석된다. Kulu와 Vikat(2007)이 핀란드에서 넓은

주거 공간이 독립적으로 출산을 촉진한다고 보고한 것과 유사하게, 진주 혁신도시의 84㎡ 이상 중대형 주택 공급은 '적합한 주거'의 확보를 통해 출산 결정을 앞당겼을 가능성이 있다.

생활 SOC 경로에 대해, Bauernschuster, Hener, Rainer(2016)는 독일의 보편적 보육 도입이 출산율을 인과적으로 높였음을 보여주었고, Rindfuss 등(2010)은 노르웨이에서 보육 공급 확대가 출산을 유의미하게 증가시켰다고 보고하였다. 진주 혁신도시에서 2014–2016년에 학교·보육시설이 확충된 시점과 확장기에서의 효과 확대가 시기적으로 일치하는 것은, 이들 연구의 발견과 일관된다. 앤 고티에(Anne H. Gauthier, 2007)가 강조한 '시간 정책(time-related policies)'의 효과가 현금 수당보다 크다는 결론도, 혁신도시의 생활 SOC 확충이 현금 지원형 출산장려금보다 더 효과적인 경로일 수 있음을 시사한다.

교통 경로에 대해, Gimenez-Nadal과 Molina(2014)가 통근시간 1시간 증가 시 가사·돌봄 시간이 20–30분 감소한다고 보고한 바를 고려하면, 진주 혁신도시의 직주근접 설계(편도 10–20분 vs. 수도권 40–50분)는 하루 1–2시간의 추가 시간 자원을 제공한다. Kim 등(2019)은 한국에서 통근 감소가 남성 가사 참여 증가를 통해 여성의 출산 의향을 높인다는 인과 경로를 확인하였는데, 이 경로가 진주 혁신도시에서도 작동하였다면 W1 이후의 효과 유지에 영향을 주었을 것이다. Doepke와 Kindermann(2019)이 아버지의 돌봄 참여 비율이 1/3 미만인 국가에서 TFR이 1.5 미만이라고 보고한 것과 연결하면, 직주근접에 의한 통근시간 감소는 아버지의 돌봄 참여를 물리적으로 가능하게 만드는 구조적 조건 변화로 해석된다.

규범 경로에 대해서도 논의가 필요하다. McDonald(2000)는 젠더 형평성이 높은 사회일수록 출산율이 높다는 젠더 형평성–출산 가설을 제시하였다. 공공기관은 민간 부문 대비 출산휴가·육아휴직 등 일·가정 양립 제도의 활용률이 높으며, 이러한 조직문화가 이전 기관 종사자의 출산 결정에 양(+)의 영향을 미칠 수 있다. 론 레스테게(Ron Lesthaeghe, 2010)의 제2차 인구학적 전환 이론은 가치관의 변화(개인주의, 자아실현 추구)가 출산율 하락의 장기 동인이라고 주장하지만, 동시에 적절한 제도적 지원이 있을 때 가치 변화와

출산의 공존이 가능하다고도 설명한다. 혁신도시의 출산 친화적 조직문화는 이 공존의 조건을 제공할 수 있으며, 이는 W3에서 외생 충격에도 효과가 유지되는 현상의 하나의 설명이 된다. Esping-Andersen과 Billari(2015)가 보고한 발전-출산의 U자형 관계에서 한국은 아직 U자의 바닥에 위치하지만, 혁신도시와 같은 양질의 고용-주거-SOC 복합 제공은 U자의 반등을 위한 국지적(local) 조건을 형성할 가능성이 있다.

Thévenon과 Gauthier(2011)가 OECD 국가 비교에서 현금 수당보다 서비스(보육·교육·주거) 지원이 출산에 더 효과적이라고 결론지은 것은 본 연구의 함의와 직접 연결된다. 혁신도시 정책은 현금 수당형 출산장려금이 아니라 고용·주거·SOC·교통의 복합적 서비스 패키지에 해당하며, 이 패키지의 출산 효과가 실증적으로 확인되었다는 점에서 Thévenon과 Gauthier의 결론을 국내의 맥락에서 뒷받침한다. 한국의 저출생 정책이 현금 지원에 편중되어 왔다는 비판(홍석철·전한경, 2019; 이삼식·최효진, 2017)을 고려하면, 혁신도시형 복합 서비스 패키지는 대안적 정책 모형으로서의 가능성을 갖는다. 다만 혁신도시 정책의 1차적 목적은 균형발전이지 출산 촉진이 아니므로, 출산 효과는 의도하지 않은 부수적 효과로 해석해야 한다. 이 점은 정책적 함의를 도출할 때 유의해야 할 사항이다.

이동 경로에 대해, Lee, Ko, Shin(2024)이 혁신도시의 순인구유입을 확인한 것과 본 연구의 W0-W1에서의 전입 증가는 일관된다. 유입 인구의 연령 구성(30-40대 중심)은 출산 적령기 비중을 높여 구성 효과를 발생시킨다. 그러나 본 연구의 TFR 분석에서도 양(+)의 효과가 확인되어, 구성 효과만으로는 설명되지 않는 행태 효과의 존재가 시사된다. Schwartz(2013)가 분석한 학력 동질혼(educational assortative mating)의 관점에서, 공공기관 종사자의 유입은 지역의 교육 매칭 시장을 변화시켜 혼인 전환을 촉진하였을 가능성도 있다.

본 연구의 6채널 경로 모형을 종합하면, 각 경로의 효과 크기를 직접 분해할 수는 없으나 시간적 활성화 패턴을 통해 상대적 기여를 간접 추론할 수 있다. 형성기에서의 미약한 효과는 고용 경로의 즉각적 효과가 적응 비용에 의해 상쇄됨을 시사하며, 확장기에서의 급격한 확대는 주거 경로와 SOC 경

로의 동시 활성화가 핵심 동력임을 시사한다. Rindfuss 등(2010)이 노르웨이에서 보육 공급 확대가 출산 효과를 발휘하기까지 2-3년의 시차가 필요하다고 보고한 것과 같이, 진주 혁신도시에서도 보육·교육 인프라의 확충 시차가 확장기의 효과 확대 시점과 일치한다. Dettling과 Kearney(2014)가 미국에서 주택가격 상승의 효과가 자가 소유자와 비소유자에게 이질적으로 나타남을 보여준 것처럼, 혁신도시의 저렴한 주택 공급은 비자가 소유자(전세 임차인)에게 특히 강한 양의 효과를 미쳤을 가능성이 있다. 이러한 경로별 해석은 추론적 성격을 가지므로, 보조지표(혼인율·전입률·주택거래량) SCM의 교차 검증과 가구 수준 미시자료 연계를 통해 후속적으로 확인되어야 한다.

제2절 시사점 및 제언

본 연구의 결과는 혁신도시 시즌2의 설계에 세 가지 시사점을 제공한다. 첫째, 정책 효과의 시차를 고려한 '달력형 정책 로드맵'이 필요하다. 형성기에서 확장기에 이르는 전환기(처치 후 2-3년)에 주택 공급과 생활SOC 확충이 동시에 이루어져야 효과의 조기 발현이 가능하다. 혁신도시 시즌1에서는 기관 이전이 주택 공급으로, 주택 공급이 다시 SOC 확충까지 순차적으로 진행되어 시차가 길어졌으나, 시즌2에서는 동시 공급 모델의 도입이 권고된다. 둘째, 기초자치단체 단위의 정책평가가 정례화되어야 한다. 본 연구는 SCM을 통해 단일 기초자치단체 수준에서 정책 효과를 추정할 수 있음을 보여주었다. 이 방법론을 10개 혁신도시 각각에 적용하면, 혁신도시별 효과의 이질성과 그 결정요인을 파악할 수 있다. 이는 Rodríguez-Pose와 Ganau(2022)가 강조한 지역 제도적 질의 출산 효과와도 연결되며, 어떤 조건의 혁신도시에서 효과가 크고 작은지를 비교할 수 있게 한다.

이뿐만 아니라 본 연구의 결과는 저출생 정책의 설계에 네 가지 함의를 제공한다. 첫째, 시간 자원 확대 중심의 정책 설계이다. 직주근접에 의한 통근시간 감소가 돌봄 시간 확보로 연결되는 경로는, Olivetti와 Petrongolo(2017)

가 보고한 보육 공공지출과 출산의 양(+)의 관계, Del Boca(2002)의 파트타임 기회와 보육 접근의 결합 효과와 맥을 같이한다. 저출생 정책이 현금 수당보다 시간 정책(보육 서비스, 유연근무, 직주근접)에 더 무게를 두어야 한다는 Gauthier(2007)의 결론을 실증적으로 뒷받침한다. 둘째, 초기 비용 완화 패키지이다. W0의 미약한 효과는 정책 충격의 초기 적응 비용이 출산 반응을 억제함을 보여준다. 이사 비용 지원, 신규 정주 가구에 대한 임시 주거 제공, 전입 초기의 보육·교육 우선 배정 등 초기 비용을 명시적으로 완화하는 패키지가 W0 → W1 전환을 가속화할 수 있다. 셋째, 수용력(capacity) 확충의 단계적 배치이다. Bauernschuster 등(2016)과 Rindfuss 등(2010)의 보육 공급 연구가 보여주듯, 보육·교육·의료 인프라의 수용력이 수요에 뒤처지면 혼잡 비용이 발생하여 출산을 억제한다. 수용력을 기관 이전과 동시에 또는 선제적으로 확충하는 전략이 필요하다. 넷째, 단계별 정책 로드맵이다. 형성기(0–2년)에는 초기 비용 완화, 임시 주거, 전입 지원이 이루어지고, 확장기(3–5년)에는 주택 공급 본격화, 학교·보육시설 신설, 서비스업 유치가 진행되며, 유지기(6–8년)에는 간접 고용 승수 발현, SOC 수용력 충족, 문화·여가 시설 확충이 뒤따르고, 안정기(9년 이후)에는 조직문화 내재화, 지역 공동체 정착, 추가 정책 투입 여부 판단이 이루어져야 한다. 이 달력형 접근은 정책 자원의 시기별 최적 배분을 가능하게 하며, Luci-Greulich와 Thévenon(2014)이 OECD 패널에서 확인한 ECEC 지출–출산의 양(+)의 관계를 구체적 시간 프레임 내에서 작동시키는 전략이다.

〈표 5-1〉 단계별 정책 로드맵

단계	핵심 사업	전달 체계	재원	근거 법령
1단계 (0–2년)	이주비·정착지원금, 임시 사택·전세 지원, 보육·교육 우선배정	행정안전부·국토교통부 지자체 전입지원창구	지방소멸대응기금, 혁신도시 특별회계	혁신도시법 §49, 인구감소지역법 §15
2단계 (3–5년)	공공·민간 주택 동시 공급, 국공립 어린이집·초등학교 신설, 지역 서비스업 유치	국토교통부·교육청 보건복지부	주택도시기금, 지방교육재정교부금	혁신도시법 §11·§13, 영유아보육법 §12
3단계 (6–8년)	산학연 클러스터 연계 고용 확충, 의료·문화·여가 시설 확충	산업통상자원부 광역·기초지자체	지역균형발전특별회계	국가균형발전법 §34, 지역특화발전특구법
4단계 (9년~)	일·가정 양립 조직문화 정착, 정주만족도 점검, 추가 투입 여부 평가	국무조정실 지방시대위원회	일반회계·성과평가 연동	지방자치분권 및 지역균형발전 특별법

이 로드맵이 실효를 가지려면 현행 제도와의 접합이 필요하다. 먼저혁신도시 조성 및 발전에 관한 특별법의 정주여건 관련 조항을 단계별 사업과 연결하여 각종 시설의 공급 시점을 기관 이전 시점과 제도적으로 동기화한다. 또한 인구감소지역 지원 특별법에 근거한 지방소멸대응기금을 W0·W1 단계의 초기 비용 완화에 우선 배정한다. 끝으로 지방시대위원회를 단계 전환의 점검 주체로 두어, 각 단계의 목표 달성 여부를 평가한 뒤 다음 단계 재원을 배분하는 성과 연동 방식을 도입한다. 이로써 달력형 로드맵은 재원과 전달체계가 결합된 집행 가능한 설계로 전환될 수 있을 것이다.

본 연구는 다음의 한계를 갖는다. 첫째, 소지역 자료의 변동성이다. 기초자치단체 수준의 CBR은 절대 수치가 작아 연도별 변동성이 클 수 있으며, 이는 SCM의 사전 적합과 사후 해석에 잡음(noise)으로 작용한다. 긴 사전기간(17년)과 특수예측자의 구간 평균 사용이 이 문제를 완화하지만, 완전히 해소하지는 못한다. 둘째, 외생 충격 감응도의 이질성이다. 진주시와 도너 단위가 외생적 충격(IMF 위기, 금융위기, COVID-19)에 동일하게 반응한다고 가정하지만, 지역별 산업구조와 인구 구성의 차이로 인해 반응의 강도가 다를

수 있다. 합성 반사실이 이 차이를 완전히 통제하지 못할 가능성이 있다. 셋째, 경계 재매핑의 잔여 위험이다. 행정경계 표준화 과정에서 통합·분리·소폭 조정의 처리가 이루어졌으나, 미세한 경계 변동에 의한 분모·분자 불일치의 잔여 위험이 존재한다. 넷째, 평가 창(evaluation window)의 제한이다. 사후기간이 12년(2012–2023)으로, 정책 효과의 장기적 지속성을 판단하기에 충분하지 않을 수 있다. 다섯째, 본 연구는 정책의 총효과를 추정하므로, 고용·주거·돌봄·교통 등 개별 요인이 각각 얼마나 기여했는지는 분리하지 못한다.

이러한 한계를 토대로 한 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 2024년 이후의 추적이다. 사후기간을 연장하여 W3 이후의 효과 지속성을 확인하고, 혁신도시 시즌2의 추가적 정책 투입의 효과를 분리할 수 있다. 둘째, 강도 기반(dose-response) 분석이다. 10개 혁신도시의 이전 기관 수, 이전 인력 규모, 주택 공급량 등 처치 강도의 차이를 활용하여, 정책 강도와 효과의 관계를 분석할 수 있다. Adhikari, Duval, Hu, Loungani(2018)가 개혁 파동(reform waves)의 SCM 분석에서 강도 차이를 활용한 접근이 참고가 된다. 셋째, 다모형 전략(multi-model strategy)이다. 전통 SCM 외에 GSC(Xu, 2017), SDID(Arkhangelsky et al., 2021), ASCM(Ben-Michael et al., 2021)을 적용하여 결과의 강건성을 방법론적 차원에서도 점검할 수 있다. 넷째, 가구 수준 미시자료와의 연계이다. 인구주택총조사, 가계동향조사, 여성가족패널 등 가구 수준 자료와 연계하면, 이전 기관 종사자 가구의 혼인·출산 결정을 직접 관찰하여 매개경로의 개별적 식별이 가능해진다. 또한 본 연구는 가임여성 비율을 합성 예측자로 직접 통제하지 못하고 합계출산율 분석으로 그 영향을 간접 점검하였다. 연령별 인구 구조의 반사실 추정을 통한 정밀한 구성효과–행태효과 분해는 후속 연구의 과제로 남긴다.

본 연구는 공공기관 이전과 혁신도시 조성이라는 대규모 장소기반정책이 지역의 인구 재생산에 미치는 영향을 최초로 실증적으로 분석한 시도이다. 공공기관 이전과 혁신도시 조성은 지역의 출생률에 양(+)의 영향을 미칠 수 있으며, 이 효과는 즉각적이지 않고 2–3년의 시차를 동반하여 점진적으로 형성된다. 효과의 핵심 동력은 단일 요인이 아니라 고용 안정, 주거 개선, 생활 SOC 확충, 직주근접의 복합적 작용이며, 이 복합성이 현금 수당형 정책과 차

별화되는 구조적 강점이다. 한국이 직면한 초저출산 위기의 해법은 단일 정책 수단의 규모 확대가 아니라, 고용·주거·돌봄·교통의 복합적 생활 조건 개선에 있을 수 있으며, 혁신도시는 이러한 복합적 접근의 실험적 사례로서 가치를 갖는다. 이 메시지가 향후 혁신도시 시즌2의 설계와 한국의 저출생 대응 전략에 실질적으로 반영되기를 기대한다.

HANSUNG UNIVERSITY

참 고 문 헌

1. 국내문헌

경남도민신문. (2020.01.01). 신년특집/진주혁신도시 이대로는 안된다 (1) 제2의 도약이 필요하다.

경남매일. (2022.12.27). 진주혁신도시 11개 공공기관 취업문 좁아진다.

경남미디어. (2019.02.15). [기획] 진주혁신도시 이대로 괜찮은가 (상): 이전 완료 후 2년 6개월 인구유입 '목표의 절반'.

경남일보. (2015.12.31). 경남진주혁신도시 기반공사 완공.

경남일보. (2020.10.14). [창간기획] 혁신도시가 서부경남의 미래(1).

경남일보. (2026.03.04). 진주시 합계출산율 6년 만에 '1명 선' 회복.

경향신문. (2012). 경전선 KTX 개통, 진주까지 3시간대. 2012.12.5.

고정우. (2024). 도시규모 및 입지유형별 혁신도시의 청년인구 유입효과에 관한 연구. 한양대학교 도시대학원 박사학위논문.

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

국가균형발전위원회. (2007). 『국가균형발전 5개년 계획』. 서울: 국가균형발전위원회.

국가데이터처. (2025). 『시·도별 경제활동별 지역내총생산 (KOSIS)』. 대전: 통계청.

국토교통부. (2016). 『혁신도시 시즌2 추진방안』. 세종: 국토교통부.

국토교통부. (2019). 『혁신도시 종합발전계획 수립 연구』. 세종: 국토교통부.

국토교통부. (2019a). 『혁신도시 시즌1 성과 백서』. 세종: 국토교통부.

국토교통부. (2019b). 『혁신도시 조성 현황과 발전 방향』. 세종: 국토교통부.

국토교통부. (2020). 『혁신도시 성과평가 및 정책지원』. 세종: 국토교통부.

국토교통부. (2021a). 『혁신도시 종합발전계획(시즌2)』. 세종: 국토교통부.

국토교통부. (2021b). 『혁신도시 정주여건 개선 추진현황』. 세종: 국토교통부.

국토교통부. (2022). 『혁신도시 정주여건 강화 방안』. 세종: 국토교통부.

국토연구원. (2018). 『혁신도시 정책의 지역 파급효과 분석』. 세종: 국토연구원.

국회예산정책처. (2016). 『공공기관 지방이전 사업 평가보고서』. 서울: 국회예산정책처.

기획재정부. (2022.12.26). 공공기관 기능조정 및 조직·인력 효율화 계획 보도자료.

김명연·김은정. (2018). 혁신도시 개발이 토지가격에 미치는 영향. 『한국도시지리학회지』, 21(3), 93-107.

김민곤·김사현. (2016). 출산장려금이 합계출산율에 미치는 영향: 패널분석을 중심으로. 『한국정책학회보』, 25(3), 1-28.

김민곤·박지형·송용찬. (2017). 공공기관 지방 이전이 지역경제성장에 미치는 영향에 대한 연구: 행정중심복합도시 및 혁신도시를 중심으로. 『국가정책연구』, 31(4), 335-366.

김성진·이종하. (2020). SCM을 활용한 지방소비세 도입 효과 분석. 『재정정책논집』, 22(3), 51-82.

김연준·임정빈·홍근석. (2022). 혁신도시 조성이 지방세입에 미치는 영향. 『한국정책과학학회보』, 26(2), 119-138.

김용웅·차미숙·강현수. (2009). 『신 지역발전론』. 서울: 한울아카데미.

김우영·김만규. (2021). 공공기관의 혁신도시 이전의 인구 및 고용효과: 진주시 사례를 중심으로. 『지역과 지리』, 26(2), 17-36.

김유현·김석은. (2022). 공공기관 이전에 따른 비수도권 인재 채용 효과 분석. 『한국행정학보』, 56(2), 247-274.

김윤서·김종진. (2016). 혁신도시 이전 공공기관 거주자의 주거만족도에 관한 연구. 『주거환경』, 14(4), 73-90.

김준성. (2022). 공공기관 지방 이전과 혁신도시 조성의 경제적 성과에 관한 연구. 『지방정부연구』, 26(2), 119-145.

김준성. (2024). 공공기관 지방이전 및 혁신도시 개발 정책이 지역 발전에 미치는 영향. 서울대학교 대학원 박사학위논문.

김진. (2021). 혁신도시 부동산 시장의 모도시 분리 효과. 『부동산학연구』, 27(2), 45－68.

김태형·이상호. (2022). 합성통제법을 활용한 산업단지 정책 효과 분석. 『지역경제논집』, 18(2), 71－98.

김현아·이재수. (2020). 혁신도시 거주자의 정주 만족도 결정요인. 『국토계획』, 55(4), 33－52.

노용식·이영환. (2021). 혁신도시 이전공공기관 종사자의 거주이전 결정요인 분석. 『한국융합학회 논문지』, 12(2), 221-231.

뉴시스. (2020.04.02). 진주혁신도시 이전 11개 공공기관, 지역발전사업 본격화.

뉴시스. (2026.03.04). 진주시, 합계출산율 1명 넘겼다…2년 연속 상승세.

다음 뉴스. (2025.09.25). 상생 없는 진주혁신도시… 지역 성장 기여도 '낙제점'.

마스다 히로야(增田寬也). (2014). 『地方消滅: 東京一極集中が招く人口急減』. 東京: 中央公論新社. (김정환 역, 2015, 『지방소멸: 인구감소로 연쇄붕괴하는 도시와 지방의 생존전략』. 서울: 와이즈베리.)

문윤상. (2021). 『공공기관 지방이전의 효과와 정책방향』. 세종: 한국개발연구원(KDI).

민혜숙. (2022). 혁신도시 개발의 지역 부동산 시장 가격효과에 관한 연구: 집적의 경제를 중심으로. 건국대학교 박사학위논문.

박관태·전희정. (2020). 인구규모에 따른 지역 간 출산율 차이 및 결정요인에 관한 연구: 대도시·중소도시·농촌 비교 분석. 『한국지역개발학회지』, 32(4), 67－100.

박미경·조민효. (2017). 공공기관 지방이전 정책이 청년층 인구이동에 미치는 영향. 2017년 노동패널 학술대회 발표논문.

박정수·허준영. (2021). 합성통제법을 활용한 한국 정책평가 연구의 동향과 과제. 『한국행정학보』, 55(3), 1－30.

박종훈·이현주. (2020). 지역 출산정책의 효과 메타분석. 『한국정책학회보』, 29(3), 1-28.
방영철·안용진. (2016). 도시공간구조 측면에서 대구 혁신도시 개발이 주변지역 주택가격에 영향을 미치는가?: 접근성 측정방식 비교를 통한 헤도닉 모형 실증분석. 『한국지역개발학회지』, 28(3), 131-146.
백운성. (2021). 혁신도시 정책이 지역의 산업집적과 경제성장에 미치는 영향. 충남대학교 박사학위논문.
법제처. (2024). 『혁신도시 조성 및 발전에 관한 특별법 (법률 제19927호)』.
변재연. (2016). 『공공기관 지방이전사업 평가』. 서울: 국회예산정책처.

산업연구원. (2024). 『혁신도시 정책의 종합 평가와 시즌3 방향』. 세종: 산업연구원.
서울경제. (2026.03.04). 전국은 0.80명인데 진주시는 1.01명…출산율 '역주행'의 비결은.
석호원. (2011). 출산장려금 정책의 효과성 분석: 광역자치단체를 중심으로. 『한국지방자치학회보』, 23(4), 27-55.
손동글. (2018). 공공기관 이전정책의 수도권 인구집중 완화 효과에 관한 연구. 중앙대학교 박사학위논문.
손동글·허재완. (2018). 공공기관 지방이전의 수도권 인구집중 완화 효과에 관한 연구. 『국토계획』, 53(3), 5-18.
송영재·김지엽. (2020). 공공기관 지방이전이 지역경제에 미치는 영향. 『한국행정학보』, 54(2), 75-104.
시사저널. (2026.03.04). [진주 24시] 진주시 합계출산율 1명대 회복…전국·경남 평균 상회.
우주항공청. (2024.05.27). 우주항공청 개청 보도참고자료. 사천: 우주항공청.
우주항공청. (2025.02.25). 우주항공청 신청사 입지: 우주항공국가산업단지 사천지구 선정 보도자료.
유승남. (2023). 혁신도시 인구이동 패턴의 시기별 변화. 『한국지방행정학

보』, 20(1), 91－115.
유주희. (2022). 공공기관 이전의 지역 인구효과: DID-PSM 분석. 『한국지방자치학회보』, 34(2), 27－54.
윤영모·정우성·송정현. (2017). 『혁신도시의 인구성장 분석 및 정주여건 개선을 위한 정책과제』. 세종: 국토연구원.
이병기. (2018). 『지역개발이론과 정책』. 서울: 박영사.
이보영. (2011). 혁신도시와 지역 및 국가의 경쟁력. 『한국경제지리학회지』, 14(1), 1-18.
이상림. (2020). 청년인구 이동에 따른 수도권 집중과 지방 인구 위기. 『보건복지 ISSUE & FOCUS』, 395.
이상엽·이수기. (2019). 혁신도시 아파트 가격 결정요인 분석. 『부동산학보』, 77, 65－82.
이상호. (2018). 한국의 지방소멸2018. 『고용동향브리프』 2018년7월호. 음성: 한국고용정보원.
이상호. (2022). 『지방소멸 위험지수: 2022 보고서』. 음성: 한국고용정보원.
이상호. (2022). 지방소멸위험 지역의 현황과 특징. 『지역산업과 고용』, 2022년 봄호. 음성: 한국고용정보원.
이석민. (2018). 세종시 출범의 경제적 효과: 합성통제법 분석. 『한국행정학보』, 52(4), 1－28.
이유철·김찬호. (2020). 혁신도시 개발성과의 평가와 검증에 관한 연구: 인구분산과 지역경제 파급효과를 중심으로. 『한국지역개발학회지』, 32(1), 47-68.
이충환·신준섭. (2013). 출산장려금의 출산율 효과: 지역 특성별 이질성. 『한국사회복지학』, 65(2), 31－56.
이혜인. (2021). 공공기관 이전과 지역균형발전의 관계. 『한국지방정부학회 학술대회자료집』, 313-333.
임예진·조영태. (2022). 혁신도시의 인구 효과 분석: 나주 혁신도시를 중심으로. 『한국인구학』, 45(2), 1-21.
임태경. (2021). 혁신도시 개발정책이 청년인구 유입에 미치는 영향에 관한

연구: 충북혁신도시 사례를 중심으로. 『지방행정연구』, 35(4), 247-274.

임태경. (2023). 인구감소시대 혁신도시 개발정책의 인구 분산효과에 대한 논의: 수도권·비수도권·같은권역 내 청년인구 순유입효과의 비교분석을 중심으로. 『지방정부연구』, 26(4), 235-259.

장인수. (2022). 혁신도시 정책이 인구감소지역 인구 재성장에 미치는 영향. 『지역정책연구』, 33(2), 21-38.

장재홍·김동수·박경·정준호. (2008). 『지역균형발전정책의 위상과 구조에 관한 국제 비교 연구』. 서울: 산업연구원.

저출산고령사회위원회. (2024). 『저출산 대응 정책 종합 평가』. 서울: 저출산고령사회위원회.

전미선·김정숙. (2021). 혁신도시 정책의 인구이동효과 분석: 통제집단합성법을 활용하여. 『한국정책학회보』, 30(4), 65-98.

전미선·한승혜. (2020). 혁신도시 정책의 지역고용성과에 관한 연구. 『융합사회와 공공정책』, 14(3), 70-102.

정성호. (2018). 한국 초저출산의 원인과 정책적 함의. 『한국인구학』, 41(2), 1-24.

정유선. (2019). 신도시형 혁신도시 유입가구의 특성 분석과 정책적 시사점: 광주·전남혁신도시, 전북혁신도시 사례를 대상으로. 『국토연구원 워킹페이퍼』, 19-13.

조규민·손동욱. (2020). 공공기관의 지방 혁신도시 이전 후 지역 활성화 효과에 관한 연구. 『국토연구』, 107, 61-78.

조영태. (2021). 『인구 미래 공존: 인구학의 눈으로 기획하는 미래』. 서울: 북스톤.

진주시 혁신도시. (n.d.). 이전기관 현황. http://innocity.jinju.go.kr (검색일: 2025.10.15).

진주시. (2026.03.04). 2025년 합계출산율 1.01명 회복 — 2년 연속 상승 보도자료. 진주: 진주시청.

최선미. (2021). 광역자치단체 출산율의 영향요인 분석: 경제적 요인과 정책

적 요인을 중심으로. 『국정관리연구』, 16(4), 65－100.
통계청. (2024). 『2023년 인구주택총조사』. 대전: 통계청.
통계청. (2024). 『장래인구추계: 2022~2072년』. 대전: 통계청.
통계청. (2024a). 『인구동향조사』. 대전: 통계청.
통계청. (2024b). 『주민등록 인구통계』. 대전: 통계청.
통계청. (2025). 『2024년 출생·사망통계(잠정)』. 대전: 통계청 보도자료 (2025.2.26).
통계청. (2026). 『2025년 1월~12월 인구동향조사 (잠정)』. 대전: 통계청 KOSIS.
한국감정원. (2018). 『지방혁신도시 상가 공급 및 공실 실태 분석』. 대구: 한국감정원.
한국고용정보원. (2022). 『2022년 3월 지역별 인구위기지수 분석』. 충주: 한국고용정보원.
한국은행. (2023). 『OECD 국가별 패널 자료를 통한 우리나라 저출산 원인 및 정책 효과 분석』. 서울: 한국은행.
한국은행 전북본부. (2024). 『전북 혁신도시의 경제적 파급효과 분석』. 전주: 한국은행.
행정안전부. (2023). 『인구감소지역 지원 특별법 및 지방소멸대응기금 운용 지침』. 세종: 행정안전부.
행정안전부. (2024). 『주민등록 인구 및 세대현황』. 세종: 행정안전부.
행정안전부. (2026). 『2025년 주민등록 인구통계 분석』. 세종: 행정안전부.
혁신도시정책연구원·전국혁신도시포럼. (2025). 『전국 첫 혁신도시 상생지수 평가 결과 보고서』. 서울: 혁신도시정책연구원.
홍석철·전한경. (2019). 한국의 결혼·출산 동학과 정책 효과. 『경제학연구』, 67(3), 35－72.

2. 국외문헌

Abadie, A. (2021). Using synthetic controls: Feasibility, data requirements, and methodological aspects. Journal of Economic Literature, 59(2), 391-425.

Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. American Economic Review, 93(1), 113-132.

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. Journal of the American Statistical Association, 105(490), 493-505.

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2015). Comparative politics and the synthetic control method. American Journal of Political Science, 59(2), 495-510.

Adhikari, B. (2022). A guide to using the synthetic control method to quantify the effects of shocks, policies, and shocking policies. American Economist, 67(1), 46-63.

Ahn, N., & Mira, P. (2002). A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries. Journal of Population Economics, 15(4), 667-682.

Andersson, J. J. (2019). Carbon taxes and CO_2 emissions: Sweden as a case study. American Economic Journal: Economic Policy, 11(4), 1-30.

Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). 『Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion』. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D. A., Imbens, G. W., & Wager, S. (2021). Synthetic difference-in-differences. American Economic

Review, 111(12), 4088－4118.

Athey, S., & Imbens, G. W. (2017). The state of applied econometrics: Causality and policy evaluation. Journal of Economic Perspectives, 31(2), 3－32.

Bauernschuster, S., Hener, T., & Rainer, H. (2016). Children of a (policy) revolution: The introduction of universal child care and its effect on fertility. Journal of the European Economic Association, 14(4), 975－1005.

Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In Universities-National Bureau Committee for Economic Research (Ed.), Demographic and economic change in developed countries (pp. 209－240). Princeton, NJ: Princeton University Press.

Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. Economic Journal, 75(299), 493－517.

Becker, G. S. (1981). A treatise on the family. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Becker, G. S., & Lewis, H. G. (1973). On the interaction between the quantity and quality of children. Journal of Political Economy, 81(2, Part 2), S279－S288.

Becker, S. O., Heblich, S., & Sturm, D. M. (2021). The impact of public employment: Evidence from Bonn. Journal of Urban Economics, 122, 103291.

Ben-Michael, E., Feller, A., & Rothstein, J. (2021). The augmented synthetic control method. Journal of the American Statistical Association, 116(536), 1789－1803.

Billmeier, A., & Nannicini, T. (2013). Assessing economic liberalization episodes: A synthetic control approach. Review of Economics and Statistics, 95(3), 983－1001.

Black, S. E., Devereux, P. J., & Salvanes, K. G. (2005). The more the

merrier? The effect of family size and birth order on children's education. Quarterly Journal of Economics, 120(2), 669–700.

Bongaarts, J., & Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. Population and Development Review, 24(2), 271–291.

Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. C. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. Journal of Econometrics, 225(2), 200–230.

Cavallo, E., Galiani, S., Noy, I., & Pantano, J. (2013). Catastrophic natural disasters and economic growth. Review of Economics and Statistics, 95(5), 1549–1561.

Chen, Y., & Fang, H. (2021). The long-term consequences of having fewer children in old age: Evidence from China's "Later, Longer, Fewer" campaign. Journal of Development Economics, 151, 102664.

Clark, W. A. V. (2012). Do women delay family formation in expensive housing markets? Demographic Research, 27, 1–24.

Cunningham, S. (2021). Causal inference: The mixtape. New Haven: Yale University Press.

Das Gupta, P. (1993). 『Standardization and Decomposition of Rates: A User's Manual』. Washington, DC: U.S. Bureau of the Census.

Doepke, M., & Kindermann, F. (2019). Bargaining over babies: Theory, evidence, and policy implications. American Economic Review, 109(9), 3264–3306.

Doepke, M., Hannusch, A., Kindermann, F., & Tertilt, M. (2023). The economics of fertility: A new era. In Handbook of the economics of the family (Vol. 1, pp. 151–254). Amsterdam: North-Holland.

Doudchenko, N., & Imbens, G. W. (2016). Balancing, regression, difference-in-differences and synthetic control methods: A

synthesis. NBER Working Paper No. 22791. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.1

Easterlin, R. A. (1975). An economic framework for fertility analysis. Studies in Family Planning, 6(3), 54－63.

Esping-Andersen, G., & Billari, F. C. (2015). Re-theorizing family demographics. Population and Development Review, 41(1), 1－31.

Faggio, G. (2019). Relocation of public sector workers: Evaluating a place-based policy. Journal of Urban Economics, 111, 53－75.

Faggio, G., & Overman, H. (2014). The effect of public sector employment on local labour markets. Journal of Urban Economics, 79, 91-107.

Fick, S. E., Nauman, T. W., Brungard, C. C., & Duniway, M. C. (2021). Evaluating natural experiments in ecology: using synthetic controls in assessments of remotely sensed land treatments. Ecological Applications, 31(3), e02264.

Firpo, S., & Possebom, V. (2018). Synthetic control method: Inference, sensitivity analysis and confidence sets. Stata Journal, 18(4), 906－931.

Florida, R. (2002). The Rise of the Creative Class. New York: Basic Books.

Florida, R., Mellander, C., & Stolarick, K. (2021). The geography of bohemia. Journal of Economic Geography, 21(5), 1－28.

Gimenez-Nadal, J. I., & Molina, J. A. (2014). Commuting time and labour supply in the Netherlands: A time use study. Journal of Transport Economics and Policy, 48(3), 409－426.

Goldin, C. (2021). Career and family: Women's century-long journey toward equity. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Goldscheider, F., Bernhardt, E., & Lappegård, T. (2015). The gender revolution: A framework for understanding changing family and

demographic behavior. Population and Development Review, 41(2), 207–239.

Goldstein, J. R., Sobotka, T., & Jasilioniene, A. (2009). The end of "lowest-low" fertility? Population and Development Review, 35(4), 663–699.

Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. Journal of Econometrics, 225(2), 254–277.

Grossman, D. S., & Slusky, D. J. G. (2019). The impact of the Flint water crisis on fertility. Demography, 56(6), 2005–2031.

Hainmueller, J., Abadie, A., & Diamond, A. (2011). Synth: An R package for synthetic control methods in comparative case studies. Journal of Statistical Software, 42(13), 1–17.

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

Hotz, V. J., Klerman, J. A., & Willis, R. J. (1997). The economics of fertility in developed countries. In M. R. Rosenzweig & O. Stark (Eds.), Handbook of population and family economics (Vol. 1A, pp. 275–347). Amsterdam: Elsevier.

Jeon, M. S., & Lee, J. S. (2023). Is public agency relocation effective to achieve decentralization? Evaluating its effects on regional employment. Journal of Urban Affairs, 45(8), 1486-1501.

Jofre-Monseny, J., Sánchez-Vidal, M., & Viladecans-Marsal, E. (2020). Big plant closures and local employment. Journal of Economic Geography, 18(1), 163–186.

Kang, S. H., Lee, J. S., & Kim, S. (2024). Has South Korea's policy of relocating public institutions been successful? A case study of 12 agglomeration areas under the Innovation City Policy. Urban Studies, 61(5), 900-922.

Kaul, A., Klößner, S., Pfeifer, G., & Schieler, M. (2015). Synthetic

control methods: Never use all pre-intervention outcomes as predictors. mimeo (revised version 2020).

Kaul, A., Klößner, S., Pfeifer, G., & Schieler, M. (2022). Standard synthetic control methods: The case of using all preintervention outcomes together with covariates. Journal of Business & Economic Statistics, 40(3), 1362-1376.

Kleven, H., Landais, C., & Søgaard, J. E. (2019). Children and gender inequality: Evidence from Denmark. American Economic Journal: Applied Economics, 11(4), 181-209.

Kohler, H.-P., Billari, F. C., & Ortega, J. A. (2002). The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. Population and Development Review, 28(4), 641-680.

Kreif, N., Grieve, R., Hangartner, D., Turner, A. J., Nikolova, S., & Sutton, M. (2016). Examination of the synthetic control method for evaluating health policies with multiple treated units. Health Economics, 25(12), 1514-1528.

Kulu, H. (2013). Why do fertility levels vary between urban and rural areas? Regional Studies, 47(6), 895-912.

Kulu, H., & Vikat, A. (2007). Fertility differences by housing type: The effect of housing conditions or of selective moves? Demographic Research, 17, 775-802.

Leibenstein, H. (1957). Economic backwardness and economic growth: Studies in the theory of economic development. New York: John Wiley & Sons.

Lesthaeghe, R. (2010). The unfolding story of the Second Demographic Transition. Population and Development Review, 36(2), 211-251.

Lesthaeghe, R. (2014). The Second Demographic Transition: A concise overview of its development. Proceedings of the National Academy of Sciences, 111(51), 18112-18115.

Lesthaeghe, R., & van de Kaa, D. J. (1986). Twee demografische transities? In R. Lesthaeghe & D. J. van de Kaa (Eds.), Bevolking: Groei en krimp (pp. 9–24). Deventer: Van Loghum Slaterus.

Lindo, J. M., Pineda-Pinto, D., & Schaller, J. (2020). Identifying the effect of male income on fertility: Evidence from Appalachia. Journal of Human Resources, 55(4), 1093–1117.

Lundberg, S., & Pollak, R. A. (1996). Bargaining and distribution in marriage. Journal of Economic Perspectives, 10(4), 139–158.

Lutz, W., Skirbekk, V., & Testa, M. R. (2006). The low-fertility trap hypothesis. Vienna Yearbook of Population Research, 4, 167–192.

Marshall, J. N., Bradley, D., Hodgson, C., Alderman, N., & Richardson, R. (2005). Relocation, relocation, relocation: Assessing the case for public sector dispersal. Regional Studies, 39(6), 767-787.

McDonald, P. (2000a). Gender equity, social institutions and the future of fertility. Journal of Population Research, 17(1), 1–16.

Mincer, J. (1963). Market prices, opportunity costs, and income effects. In C. Christ et al. (Eds.), Measurement in economics (pp. 67–82). Stanford, CA: Stanford University Press.

Mulder, C. H. (2006). Population and housing: A two-sided relationship. Demographic Research, 15, 401–412.

Munshi, K., & Myaux, J. (2006). Social norms and the fertility transition. Journal of Development Economics, 80(1), 1–38.

Myong, S., Park, J., & Yi, J. (2020). Social norms and fertility. Journal of the European Economic Association, 19(5), 2429–2466.

OECD. (2024). OECD family database. Paris: OECD Publishing. https://www.oecd.org/els/family/database.htm

OECD. (2025). Korea's unborn future: Understanding the low fertility

trend. Paris: OECD Publishing.

Oppenheimer, V. K. (1988). A theory of marriage timing. American Journal of Sociology, 94(3), 563–591.

Perkins, J. M., Subramanian, S. V., & Davey Smith, G. (2009). Adult height, nutrition, and population health. Nutrition Reviews, 67(1), 79–88.

Raymo, J. M., Park, H., Xie, Y., & Yeung, W. J. (2015). Marriage and family in East Asia: Continuity and change. Annual Review of Sociology, 41, 471–492.

Rindfuss, R. R., Guilkey, D. K., Morgan, S. P., & Kravdal, Ø. (2010). Child-care availability and fertility in Norway. Population and Development Review, 36(4), 725–748.

Rindfuss, R. R., Guzzo, K. B., & Morgan, S. P. (2003). The changing institutional context of low fertility. Population Research and Policy Review, 22(5–6), 411–438.

Rosenzweig, M. R., & Wolpin, K. I. (1980). Testing the quantity-quality fertility model: The use of twins as a natural experiment. Econometrica, 48(1), 227–240.

Rubin, D. B. (2008). For objective causal inference, design trumps analysis. Annals of Applied Statistics, 2(3), 808–840.

Stuart, E. A. (2010). Matching methods for causal inference: A review and a look forward. Statistical Science, 25(1), 1–21.

Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. Journal of Econometrics, 225(2), 175–199.

Thévenon, O. (2011). Family policies in OECD countries: A comparative analysis. Population and Development Review, 37(1), 57–87.

Willis, R. J. (1973). A new approach to the economic theory of fertility behavior. Journal of Political Economy, 81(2, Part 2), S14–S64.

Wooldridge, J. M. (2021). 『Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data』 (2nd ed., MIT Press paperback reissue). Cambridge, MA: MIT Press.

Xu, Y. (2017). Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models. Political Analysis, 25(1), 57-76.

Yagan, D. (2019). Employment hysteresis from the Great Recession. Journal of Political Economy, 127(5), 2505-2558.

Young, A. (2019). Channeling Fisher: Randomization tests and the statistical insignificance of seemingly significant experimental results. Quarterly Journal of Economics, 134(2), 557-598.

ZDNet Korea. (2024.05.21). 우주청 시대 개막…경남·사천, 우주항공 수도로 날아오른다.

Zhang, Q., & Bondell, H. D. (2022). Inference for synthetic controls with staggered treatment adoption. Journal of the American Statistical Association, 117(539), 1700-1714.

de Chaisemartin, C., & D'Haultfœuille, X. (2020). Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. American Economic Review, 110(9), 2964-2996.

van de Kaa, D. J. (1987). Europe's second demographic transition. Population Bulletin, 42(1), 1-59.

부 록

1. 혁신도시별 사업현황

구 분	위 치	면적 (천㎡)	계획인구 (천명)	사업비 (억원)	이전기관 (수)	이전인원 (인)	혁신도시 유형
계	10개	44,879	268	98,979	112	41,364	-
부산	영도구, 남구, 해운대구	935	7	4,127	13	3,262	기존도시활용형 (재개발형)
대구	동구	4,216	22	14,501	11	3,122	기존도시활용형 (신시가지형)
광주·전남	나주시	7,361	50	14,175	16	6,923	독립신도시형
울산	중구	2,991	20	10,390	9	3,179	기존도시활용형 (신시가지형)
강원	원주시	3,585	31	8,396	12	6,118	독립신도시형
충북	진천군, 음성군	6,899	39	9,969	12	3,116	독립신도시형
전북	전주시, 완주시	9,852	29	15,2229	12	5,300	독립신도시형
경북	김천시	3,812	27	8,676	12	5,564	독립신도시형
경남	진주시	4,093	38	10,577	11	4,080	기존도시활용형
제주	서귀포	1,135	5	2,939	6	703	기존도시활용형 (신시가지형)

2. 혁신도시 기업입지 현황(2019년말 기준)

구 분 (혁신도시)	특화발전방향	기업입지 현황(기업수)		
		합계	클러스터내	클러스터외
합계	-	**1,425**	**956**	**469**
부산	첨단해양신산업	187		187
대구	첨단의료융합산업	148	148	
광주전남	에너지 신산업	278	218	60
울산	친환경 에너지산업	45	44	1
강원	스마트 헬스케어산업	48	47	1
충북	태양광에너지 산업	55	39	16
전북	농생명융합산업	190	2	188
경북	첨단자동차산업	40	25	15
경남	항공우주산업	434	433	1
제주	스마트MICE산업			

HANSUNG UNIVERSITY

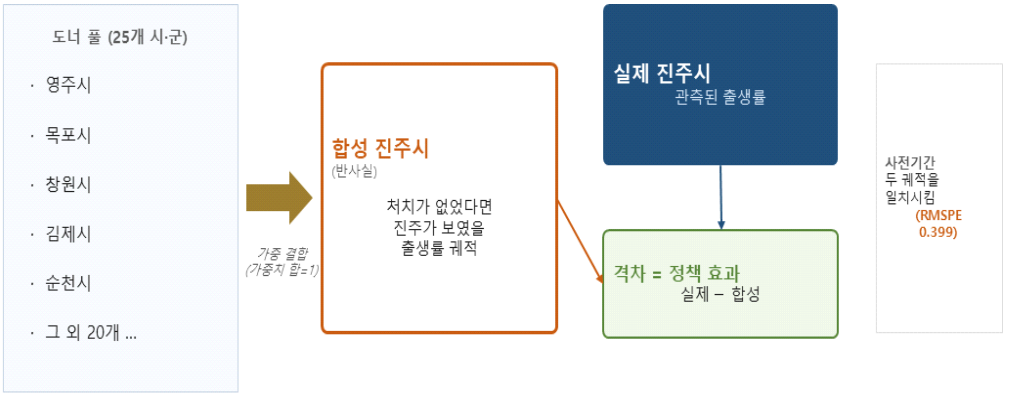
3. 혁신도시별 전국 동종 산업의 성장률 변화

구 분 (시군구)	핵심산업 성장률(CAGR)			동종 산업의 전국 성장률 (CAGR)		
	'06~'12 (%)	'12~'18 (%)	성장률차 (%p)	'06~'12 (%)	'12~'18 (%)	성장률차 (%p)
부산(영도, 남, 해운대구)	2.8	4.9	2.1	3.1	3.2	0.1
대구(동구)	3.3	6.2	2.9	5.7	4.5	-1.2
울산(중구)	2.4	5.1	2.7	4.2	4.7	0.5
강원(원주)	6.8	8.9	2.1	7	4.4	-2.6
충북(진천, 음성)	5.0	8.3	3.3	5.0	5.6	0.4
전북(전주, 완주)	4.1	3.2	-0.9	4.3	4.2	-0.1
광주·전남(나주)	3.1	10.9	7.8	3.9	2.5	-1.4
경북(김천)	2.7	4.9	2.2	4.7	2.9	-1.8
경남(진주)	6.8	3.3	-3.5	5.7	5.1	-0.6
제주(서귀포)	5.6	4.2	-1.4	6.2	4.8	-1.4
평균 증가율	**3.8**	**5.3**	**1.5**	**4.7**	**4.1**	**-0.6**

4. 혁신도시 인구 변화(시군구)

구 분 (시군구)	인구(명)			CAGR (%)		
	2005년	2012년	2019년	'05~'12	'12~'19	전 기간
부산(영도, 남, 해운대구)	869,817	859,128	797,293	-0.2	-1.1	-0.6
대구(동구)	344,082	342,092	345,469	-0.1	0.1	0.0
울산(중구)	235,417	233,013	223,581	-0.1	-0.6	-0.4
강원(원주)	288,454	323,885	349,215	1.7	1.1	1.4
충북(진천, 음성)	146,124	156,438	176,066	1.0	1.7	1.3
전북(전주, 완주)	705,400	735,027	746,614	0.6	0.2	0.4
광주·전남(나주)	97,980	88,067	114,664	-1.5	3.8	1.1
경북(김천)	141,632	135,504	141,229	-0.6	0.6	0.0
경남(진주)	336,234	337,314	347,334	0.0	0.2	0.2
제주(서귀포)	156,868	154,057	181,584	-0.3	2.4	1.1

5. [그림 3-3] 합성통제방법의 모형에 대한 SCM 개념도



주: 합성 진주시는 도너 풀의 가중 결합으로 구성되며, 사후기간에 실제와 합성의 차이가 정책 효과로 해석된다.

HANSUNG UNIVERSITY

ABSTRACT

Evaluating the Causal Effect of Public Institution Relocation on Fertility Rates in Jinju: A Synthetic Control Method Approach

Park, Sul Yong

Major in Public Administration

Dept. of Public Administration

The Graduate School

Hansung University

In 2024, the Republic of Korea recorded a total fertility rate (TFR) of 0.72, the lowest ever observed among OECD member countries, marking an unprecedented stage of ultra-low fertility. Amid this demographic crisis, several non-capital regional cities have shown signs of partial fertility recovery, among which Jinju City in Gyeongsangnam-do represents a particularly noteworthy case. Since 2012, Jinju has accommodated eleven relocated public institutions—including the headquarters of the Korea Land and Housing Corporation (LH)—and approximately 22,000 employees through the implementation of the national Innovation City project and the relocation of public institutions from the Seoul metropolitan area. This intervention constitutes the largest policy-induced growth shock imposed on a single city in the sixty-year

history of Korea's balanced regional development policy. Against this quasi-natural experimental setting, the present study seeks to identify the causal effect of public institution relocation on local birth rates in Jinju.

Previous studies on the effects of Korea's Innovation Cities have largely focused on quantitative economic outcomes, such as Gross Regional Domestic Product (GRDP), local tax revenues, and employment. Comparatively little attention has been devoted to demographic outcomes, particularly fertility and birth rates. Existing analyses of population reproduction have primarily relied on the Difference-in-Differences (DID) framework. However, DID is subject to several well-known limitations, including the unverifiability of the parallel trends assumption, estimator bias arising from treatment timing heterogeneity (Goodman-Bacon, 2021), and the tendency for average treatment effect estimates to dilute the impact of the most intensively treated case. In the context of Innovation Cities, the substantial treatment effect experienced by Jinju may therefore be obscured by the weaker effects observed in the remaining nine Innovation Cities.

This study employs the Synthetic Control Method (SCM) to overcome these limitations. The crude birth rate (CBR) and total fertility rate (TFR) of Jinju were selected as outcome variables, and the treatment year was defined as 2012. The donor pool consisted of twenty-five non-metropolitan cities and counties located in Chungbuk, Chungnam, Jeonbuk, Jeonnam, Gyeongbuk, and Gyeongnam Provinces. Four municipalities adjacent to Jinju (Sacheon, Sancheong, Hadong, and Goseong) were excluded to prevent spatial spillover effects, while the municipalities hosting the other nine Innovation Cities were excluded to eliminate treatment contamination. Covariates used to construct Synthetic Jinju were grouped into three dimensions: demographic factors (population, marriage rate, in-migration, and out-migration), economic

factors (number of business establishments and land transactions), and structural characteristics of local governments (administrative area and local government budget).

The analysis proceeded in two stages. First, donor weights were optimized using seventeen years of pre-treatment data (1995–2011). Second, treatment effects were estimated using twelve years of post-treatment data (2012–2023). To examine the temporal dynamics of policy impacts, the post-treatment period was further divided into four phases: the Formation Phase (2012–2013), Expansion Phase (2014–2017), Maintenance Phase (2018–2020), and Stabilization Phase (2021–2023).

The results reveal a persistent positive gap between Jinju and its synthetic counterpart in terms of crude birth rates. During the Formation Phase (2012–2013), the difference was virtually zero at −0.02 births per 1,000 population. The gap subsequently increased and peaked at 0.48 births per 1,000 population during the Expansion Phase (2014–2017), before moderating to 0.35 during the Maintenance Phase (2018–2020) and stabilizing at approximately 0.30 during the Stabilization Phase (2021–2023). Placebo tests further supported these findings. Both spatial placebo tests, which sequentially assigned treatment status to donor units, and temporal placebo tests, which artificially shifted the treatment year to pre-intervention periods, demonstrated that Jinju exhibited the largest positive treatment effect among all comparison units. In addition, leave-one-out analyses and alternative donor pool specifications confirmed the robustness of the estimated effects with respect to both magnitude and direction.

The academic contributions of this study are fourfold. First, it represents the first single-case SCM analysis to examine birth rates as a primary outcome variable in the literature on Korea's Innovation Cities.

Second, by dividing the post-treatment period into four distinct phases, the study identifies the nonlinear temporal structure of policy effects. Third, through the simultaneous application of SCM to supplementary indicators, it investigates the potential mechanisms through which fertility outcomes were affected. Fourth, by clearly identifying a positive fertility effect in Jinju, the study demonstrates that effects obscured in aggregate analyses of Innovation Cities become observable in the case with the highest treatment intensity.

The policy implications are equally significant. The findings suggest that the commonly accepted characterization of the Innovation City policy as a "partial success" should be reconsidered as a conditionally complete success. Specifically, when treatment intensity is sufficiently large, residential and living conditions surpass a critical threshold, and industrial clusters are effectively integrated, Innovation City policies can generate meaningful demographic outcomes in addition to economic benefits. This threshold effect of a comprehensive policy package indicates that future policy design should prioritize the combination and integration of complementary policy instruments rather than merely strengthening individual measures, particularly cash-based incentives.

【Keywords】 Innovation City; Relocation of Public Institutions; Birth Rate; Total Fertility Rate (TFR); Synthetic Control Method (SCM); Regional Development; Policy Evaluation; Jinju City; Control Group; Comparison Group