creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-동일조건변경허락 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



동일조건변경허락. 귀하가 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공했을 경우에는, 이 저작물과 동일한 이용허락조건하에서만 배포할 수 있습니다.

- 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

도시화가 출산에 미치는 영향에 관한 연구

– 인적개발, 성평등, 소득불평등의 매개효과를 중심으로 –

HANSUNG UNIVERSITY

2026년

한 성 대 학 교 대 학 원

행 정 학 과

정 책 학 전 공

김 기 록

HANSUNG
UNIVERSITY

박 사 학 위 논 문
지도교수 최천근

도시화가 출산에 미치는 영향에 관한 연구

– 인적개발, 성평등, 소득불평등의 매개효과를 중심으로 –

An Empirical Study on the Impact of Urbanization on Fertility: Focusing on the Mediating Roles of Human Development, Gender Equality, and Income Inequality

HANSUNG UNIVERSITY

2026년 6월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

행 정 학 과

정 책 학 전 공

김 기 록

박 사 학 위 논 문
지도교수 최천근

도시화가 출산에 미치는 영향에 관한 연구

– 인적개발, 성평등, 소득불평등의 매개효과를 중심으로 –

An Empirical Study on the Impact of Urbanization on Fertility: Focusing on the Mediating Roles of Human Development, Gender Equality, and Income Inequality

위 논문을 정책학 박사학위 논문으로 제출함

2026년 6월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

행 정 학 과

정 책 학 전 공

김 기 록

김기록의 정책학 박사학위 논문을 인준함

2026년 6월 일

심사위원장 정 진 택 (인)

심 사 위 원 박 형 준 (인)

심 사 위 원 하 현 상 (인)

심 사 위 원 윤 경 준 (인)

심 사 위 원 최 천 근 (인)

HANSUNG UNIVERSITY

국 문 초 록

도시화가 출산에 미치는 영향에 관한 연구
– 인적개발, 성평등, 소득불평등의 매개효과를 중심으로 –

한 성 대 학 교 대 학 원
행 정 학 과
정 책 학 전 공
김 기 록

본 연구는 도시화가 출산에 미치는 영향을 분석하고, 그 과정에서 인적개발 수준, 성불평등 수준, 소득불평등 수준이 매개변수로서 어떠한 역할을 하는지를 실증적으로 규명하는 것을 목적으로 한다. 기존의 연구들에서는 도시화와 출산 간에 음(−)의 관계가 있는 것으로 다수 확인된 바 있으나, 도시화가 어떠한 구조적 경로를 통해 출산에 영향을 미치는지에 대해서는 충분한 실증적 규명이 이루어지지 못하였다. 이에 본 연구는 r/K 선택 이론, 성평등화 출산이론, Easterlin의 출산이론 등 관련 이론을 토대로 다중매개 분석틀을 설계하고 정량분석을 실시하였다.

분석을 위해 전 세계 105개국을 대상으로 1990년부터 2023년까지 34년 간의 패널데이터를 구축하였으며, 결측치 문제를 보완하기 위해 Amelia 알고리즘을 활용한 다중대치를 적용하였다. 주 분석방법으로는 국가 간 구조적 수준 차이와 국가 내 시간변화를 동시에 활용하여 변수 간 장기적·구조적 관계를 추정하는 pooled OLS 패널회귀분석을 사용하였고, 분석 결과의 강건성을 검증하기 위해 동일한 인과구조를 가정한 다중매개 구조방정식모형을 강건성 확인 및 보조분석으로 활용하였다. 아울러 국가·

연도의 이원 고정효과 패널회귀분석 결과도 부록으로 제시하여 고정효과 적용 여부에 따른 분석결과를 비교할 수 있도록 하였다.

주 분석인 'Amelia 다중대치 적용 후 pooled OLS 패널회귀'에서는 핵심 독립변수인 도시화율이 인적개발지수(HDI)에 양(+)의 유의미한 영향을, 성불평등지수에 음(−)의 유의미한 영향을 각각 미치는 것으로 나타났으나, 가처분소득 기준 지니계수에 대해서는 음(−)의 방향이나 경계적으로 유의하지 않았다. 도시화율과 세 매개변수를 출산율에 통합적으로 투입한 방정식에서, 도시화율의 직접효과는 양(+)의 방향이었으나 통계적으로 유의하지 않았으며, 매개변수 중에서는 인적개발지수만이 출산율에 음(−)의 강한 유의성을 보였다. 이는 도시화의 출산율 저하 효과가 도시화 자체의 직접적 영향보다는 인적개발 수준 향상을 통한 간접효과를 통해 주로 작동함을 의미한다. 경로별 간접효과 분석에서는 인적개발지수를 통한 간접경로(도시화→인적개발→출산)만이 음(−)의 방향으로 0.1% 유의수준에서 강하게 유의하였고, 성불평등지수 및 가처분소득 지니계수를 통한 간접경로는 유의하지 않았다. 세 매개경로를 합산한 총 간접효과는 음(−)의 방향으로 0.1% 유의수준에서 유의하였으며, 도시화율의 출산율에 대한 총효과 역시 음(−)의 방향으로 5% 유의수준에서 통계적 유의성이 확인되었다. 이는 세 경쟁가설 중 '도시화 → 인적개발 수준 향상 → 출산 저하'를 핵심 내용으로 하는 CH1(생태학 기반 삶의 환경 가설)의 매개경로가 주 분석에서 가장 강한 설명력을 갖는 경로임을 실증적으로 지지하는 결과이다. 한편 통제변수인 생산연령인구비율과 남성의 실업률은 모두 출산율에 음(−)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

강건성 확인 및 보조분석으로 실시한 'Amelia 다중대치 적용 후 다중매개 구조방정식모형'에서는, '도시화 → 매개변수'의 a경로의 추정결과가 주 분석인 pooled OLS와 방향성 및 유의성이 다수 일치하였다. 도시화율의 직접효과는 양(+)의 방향으로 유의하게 나타나, pooled OLS와 방향은 일치하였으나 군집표준오차 미적용에 따른 표준오차 과소추정으로 인해 유의성 수준에는 차이가 있었다. 인적개발지수를 통한 간접경로의 음(−)의 유의성, 성불평등 및 소득불평등 경로의 비유의성, 총간접효과 및 총효과

의 음(−)의 유의성 등 핵심 결과가 주 분석과 일관되게 재확인되어, 주 분석 결과의 강건성이 지지되었다.

본 연구는 도시화와 출산율 간의 관계를 다중매개 관점에서 분석하고, 국가 간 구조적 수준 차이를 포함한 장기적·횡단면적 경로 분석(pooled OLS)과 동시방정식 체계 기반의 강건성 확인(구조방정식모형) 및 동일국가 내 시간변화를 중심으로 한 분석(이원 고정효과 패널회귀)의 결과를 체계적으로 비교함으로써, 분석방법론의 선택이 연구결과의 해석에 미치는 영향을 명시적으로 제시하였다는 점에서 학술적 의의를 갖는다. 또한 세 경쟁가설 중 인적개발 경로(CH1)가 도시화와 출산과의 구조적 관계를 설명하는 가장 강건한 매개경로임을 실증적으로 규명하였다는 점에서도 이론적 기여를 갖는다. 이러한 결과는 저출산 문제에 대응하기 위한 정책 설계에 있어 단기적 정책수단의 한계를 인식하고, 인적개발 수준 상향에 대응한 장기적·구조적 정책 접근의 필요성을 시사한다.

HANSUNG UNIVERSITY

【주요어】 출산율, 도시화율, 인적개발지수(HDI), 성불평등지수(GII), 가처분소득 지니계수, 생산연령인구, 남성의 실업률, pooled OLS 패널회귀, 다중매개 구조방정식모델(SEM), 이원 고정효과(FE) 패널회귀, 매개효과, Amelia 다중대치, 결측치

목 차

Ⅰ. 서 론 ····· 1

1.1. 연구의 필요성 ····· 1
1.2. 연구의 목적 ····· 3
1.3. 연구 범위 및 방법 ····· 6
1.3.1. 연구 범위 ····· 6
1.3.2. 연구 방법 ····· 7

Ⅱ. 이론적 고찰 ····· 10

2.1. 출산율 관련 주요 이론 ····· 10
2.1.1. Becker의 출산이론 ····· 10
2.1.2. Easterlin의 출산이론 ····· 14
2.1.3. 제2차 인구전환 이론 ····· 16
2.1.4. Tempo Effect 이론 ····· 18
2.1.5. 성평등화 출산이론 ····· 19
2.1.6. r/K 선택 이론 ····· 21
2.1.7. 종합적 검토 및 본 연구에의 활용 ····· 21
2.2. 출산율 관련 국내·외 선행연구 ····· 23
2.2.1. 국외의 실증연구 ····· 23
2.2.2. 국내의 실증연구 ····· 26
2.3. 분석대상 관련 선행연구 ····· 30
2.3.1. 도시화와 출산과의 관계에 대한 연구 ····· 31
2.3.2. 인적개발과 도시화, 출산과의 관계에 대한 연구 ····· 35
2.3.3. 성평등과 도시화, 출산과의 관계에 대한 연구 ····· 40
2.3.4. 경제적 불평등과 도시화, 출산과의 관계에 대한 연구 ····· 44
2.4. 소결 ····· 48

Ⅲ. 연구설계 및 분석방법 ····· 49

3.1. 연구모형 ····· 49
3.2. 연구가설 ····· 55

3.3. 분석대상 및 분석방법 ····· 61
3.4. 정량분석 방법 : pooled OLS 패널회귀분석 ····· 63
3.5. 변수측정 ····· 68

Ⅳ. 연구 결과 ····· 80

4.1. 연구 모형 ····· 80
4.2. 표본의 특성 ····· 84
4.3. 분석 결과 ····· 87
4.3.1. Amelia 다중대치를 통한 원데이터의 결측셀 보완 ····· 87
4.3.2. pooled OLS 패널회귀 분석 결과 : 주 분석 ····· 88
4.3.3. 강건성 확인 : 다중매개 구조방정식모형 적용 결과 ····· 98
4.4. 가설검증 ····· 106
4.4.1. H0 검증 : 도시화가 출산에 미치는 영향 ····· 106
4.4.2. CH1 검증 : 삶의 환경 가설 ····· 107
4.4.3. CH2 검증 : 젠더 가설 ····· 108
4.4.4. CH3 검증 : 소득분배구조 가설 ····· 109
4.4.5. 경쟁가설 종합 검증 결과 : CH1 채택 ····· 110

Ⅴ. 결론 및 논의 ····· 113

5.1. 연구결과 요약 ····· 113
5.2. 연구결과의 함의 ····· 117
5.3. 연구의 한계 및 후속 연구방향 ····· 120

참 고 문 헌 ····· 125

부 록 ····· 152

1. 이원고정효과 패널회귀 분석 결과 ····· 152
2. Amelia 다중대치 실행 코드 ····· 165

ABSTRACT ····· 166

표 목차

[표 2-1] 국내 선행연구에서의 출산 영향요인 및 관련 정부시책 …… 30
[표 3-1] 인적개발지수 등급 구분 …… 73
[표 4-1] 변수별 결측셀의 수 및 완전 관측 비율 …… 84
[표 4-2] 표본의 지역별 국가 수 …… 85
[표 4-3] 기술통계표 …… 86
[표 4-4] 도시화율이 인적개발지수에 미치는 영향 …… 89
[표 4-5] 도시화율이 성불평등지수에 미치는 영향 …… 90
[표 4-6] 도시화율이 가처분소득 지니계수에 미치는 영향 …… 92
[표 4-7] 도시화율과 매개변수가 각각 합계출산율에 미치는 영향 …… 94
[표 4-8] Amelia 적용 후 pooled OLS 패널회귀결과 …… 95
[표 4-9] Amelia 적용 pooled OLS에서 도시화의 간접·직접·총효과 …… 97
[표 4-10] Amelia 다중대치 후 구조방정식모형 추정 결과 …… 102
[표 4-11] 도시화의 간접효과 및 총효과(구조방정식모형) …… 103
[표 4-12] 분석방법별 계수 및 유의성 결과 비교 …… 105
[표 4-13] 연구모형의 가설 검증 결과 …… 112
[표 부록-1] Amelia 적용 이원고정효과 패널회귀분석 결과표 …… 153
[표 부록-2] 도시화율의 출산율에 대한 간접효과 및 총효과(Amelia+FE) … 155
[표 부록-3] 원데이터 적용 이원고정 패널회귀분석 결과표 …… 157
[표 부록-4] 원데이터 적용 이원고정 패널회귀의 간접·직접·총효과 … 160
[표 부록-5] 4가지 분석방법별 계수 및 유의성 결과 비교표 …… 163

그림 목차

[그림 1-1] 연구 절차 흐름도 ····· 9
[그림 2-1] 한국 여성의 초혼연령 변화 ····· 13
[그림 2-2] 초혼연령과 자녀출산과의 관계 ····· 14
[그림 2-3] 2000년 이후 한국의 합계출산율 변화 ····· 16
[그림 2-4] OECD회원국별 여성의 평균 초산 연령 ····· 18
[그림 2-5] 국가별 도시화율과 출산율과의 관계 ····· 34
[그림 3-1] 연구분석틀 : 경쟁가설 구조 ····· 52
[그림 3-2] 인적개발지수의 차원과 지표 ····· 72
[그림 3-3] 성불평등지수의 차원과 지표 ····· 74
[그림 3-4] 로렌츠 곡선과 불평등 면적(A) ····· 75
[그림 4-1] 주요 변수 평균의 연도별 변화 추이 ····· 87
[그림 4-2] 경쟁가설 검증 경로도 ····· 111

HANSUNG UNIVERSITY

제 1 장 서 론

1.1. 연구의 필요성

출산율은 단순한 인구통계적 수치가 아니라, 한 사회가 어떠한 가치관과 구조적 제도 속에서 그 사회 스스로를 재생산하고 있는지를 보여주는 가장 근본적인 지표이다. 또한 한 생명의 탄생은 인류 실존의 가장 근본적인 조건으로서 인류가 역사를 이어가게 하는 새로운 시작의 연속인 것이다(공병혜, 2017). 한 사회에서 새로운 생명이 탄생한다는 것은 개개인의 출산에 대한 선택을 넘어, 노동시장, 교육체계, 성별 분업 구조, 불평등의 양상, 미래에 대한 집단적 의식이 종합적으로 작동한 결과이다. 따라서 출산율의 변화는 단순한 인구의 증감이 아니라, 사회 전체의 발전경로와 구조적 지속가능성을 가늠할 수 있는 문명적 신호라고 볼 수 있다.

이러한 관점에서 볼 때, 한국 사회가 경험하고 있는 극단적인 초저출산 현상은 단순한 인구문제를 넘어 사회구조 전반의 균열을 양산할 수 있는 심각한 현상이다. 한국의 합계출산율[1]은 1970년 4.53명에서 1983년 2.6명으로 급속히 하락하며 '저출산' 국면에 접어들기 시작하였고, 2002년에는 1.18명으로 '초저출산' 국가로 진입한 이후 지속적으로 하락세를 보였다. 급기야 2023년에는 0.72명으로 세계에서 가장 낮은 수준의 출산율을 기록하며 세계 유례없는 초저출산 상태가 고착화되었다.[2] 이는 OECD 회

1) 합계출산율(合計出産率, 영어: total fertility rate, TFR)은 가임(可妊) 여성(15~49세) 1명이 평생 동안 낳을 것으로 예상되는 평균 출생아 수를 나타낸 지표로, 연령별 출산율(年齡別出産率, ASFR)의 총합이며, 출산력 수준을 나타내는 대표적 지표로 사용된다.

2) 최근에는 국내의 합계출산율이 약간 반등하는 추세(2023년 0.72명, 2024년 0.75명, 2025년 0.80명, 2026년 1분기 0.95명)를 보이고 있으나, 여전히 1.00명에도 못미치고 인구대체 수준인 2.1명에도 한참 거리가 있는 수준으로 초저출산 양상에서 벗어났다고 판단하기에는 아직 이르다.

원국 평균 1.5명(OECD, 2022)과도 비교해 보면 극히 저조한 수치로 매우 대조적이며 1960년대 이후 OECD 회원국 전반의 출산율 하락 추세 속에서도 한국의 하락세는 가장 가파르다는 점이 더욱 경각심을 갖게 한다.

합계출산율은 가임여성(15-49세) 1명이 평생동안 낳을 것으로 기대되는 평균 출생아 수를 의미하며, 연령별 출산율의 총합으로 산출되는 대표적인 출산력 지표이다. 일반적으로 한 사회가 인구 규모를 장기적으로 유지하기 위해서는 합계출산율이 최소 2.1명[3] 이상, 즉 인구대체수준을 충족해야 한다. 이는 질병과 사고 등 불가피한 사망구조를 고려하여 한 세대가 다음 세대를 동일한 규모로 재생산하기 위한 최소한의 조건을 의미한다.

그러나 현재 한국의 출산율 수준은 이 인구대체수준과 비교할 때 단순한 감소가 아니라, 사회적 재생산 자체가 급격히 위축되고 있음을 시사한다. 예컨대 합계출산율이 0.8명 수준으로 지속될 경우, 한 세대가 다음세대로 이어지는 과정에서 인구규모는 기하급수적으로 축소되며, 불과 한두 세대 만에 사회의 연령구조와 경제·복지 체계 전반에 심각한 부담을 초래할 수 있다. 이는 단기적인 인구감소 문제가 아니라, 장기적으로 국가의 존속가능성과 사회 시스템의 지속가능성 자체를 위협하는 구조적 문제인 것이다.

이러한 위기 상황 속에서 한국 정부는 2006년 이후 저출산 대응을 위해 막대한 재정을 투입해 왔다. 저출산 대응 예산은 2006년 2.1조원에서 2023년에는 48.2조 원으로 대폭 증가하였으며, 2025년까지의 누적 예산은 약 434조 원에 이른다. 그럼에도 출산율 반등은 나타나지 않았으며, 오히려 하락세가 가속화되었다. 이에 대해 해외언론에서도 한국의 저출산 정책이 실질적인 성과를 거두지 못하고 있다는 점에 의문을 제기한 바 있다(Guardian, 2024.2.28.).

---

3) 남자와 여자 총 2명이 결혼, 동거 등 결합을 통해 합계출산율이 최소 2.1명 이상이 되어야 현재의 인구를 유지할 수 있다는 의미한다.

이러한 결과는 지금까지의 저출산 정책이 주로 개인과 가계 단위의 현금성 지원에 집중되어 왔으며, 출산 결정에 영향을 미치는 구조적·거시적 주요 요인에 대한 분석과 대응이 충분히 이루어지지 못했기 때문으로 생각된다. 다시 말해, 출산율 하락을 개인의 선택 문제로 치부하기보다는, 사회구조에 있어 어떠한 경로가 출산에 주된 영향을 미치는지를 규명할 필요성이 제기된다.

1.2. 연구의 목적

한국은 세계적으로 유례를 찾기 어려운 초저출산 현상에 직면하면서, 인구구조의 미래 또한 급격하고 비가역적인 방향으로 재편되고 있다. 통계청 장래인구 추계에 따르면, 2070년 총 인구는 약 3,766만 명으로 감소하여 2020년 5,184만 명 대비 약 27% 축소될 것으로 전망되며, 65세 이상 고령인구 비중은 46.4%에 달할 것으로 예측된다. 반면, 국가의 경제활동과 재정 기반을 지탱하는 15-64세 생산연령인구 비중은 2020년 전체 인구의 72.1%에서 2070년 46.1%로 급감할 것으로 나타나, 불과 반세기 만에 한국은 세계 최고 수준의 초고령사회로 진입할 것이 예측되고 있다(통계청, 2021.12.9.).

이러한 인구구조 변화는 단순한 인구 감소에 그치지 않고, 국가의 성장잠재력과 재정의 지속가능성 전반에 중대한 구조적 위협으로 작용할 것이라는 우려가 제기되고 있다. 이미 병역자원 부족, 학령인구 감소에 따른 교육기관 폐교, 지방 소멸 등 극(極) 초저출산에 기인한 문제가 현실적으로 나타나고 있으며, 향후 그 파급효과는 더욱 심화될 것으로 예상된다. 단기적으로는 학령인구 및 병역자원의 급감과 지역소멸의 가속화가 불가피하며, 중기적으로는 생산연령인구 감소와 고령화가 동시적으로 진행됨으로써 노동공급 급감과 성장잠재력 약화가 뚜렷해질 가능성이 크다. 장

기적으로는 노년부양비의 급격한 상승으로 복지재정의 안정성이 흔들리고, 나아가 그 부담이 미래세대에 집중될 우려가 크다(양재진, 2023).

이러한 한국의 상황은 국제사회에서도 심각하게 우려하고 있다. 선진국을 포함한 다수 OECD 회원국들이 완만한 출산율 하락을 경험하고 있음에도 불구하고, 합계출산율이 1명 미만으로 하락한 국가는 한국이 사실상 유일하며, 그 하락 속도 또한 예외적으로 가팔랐다. 이에 대해 해외의 저명한 학자들은 수년 전부터 한국의 인구소멸 가능성을 경고(중부일보, 2023.5.18.)해 왔고, 최근 OECD는 「한국의 태어나지 않는 미래(Korea's Unborn Future: Understanding Low-Fertility Trends)」를 통해 "향후 60년 동안 한국의 인구가 절반 수준으로 감소하고, 노인 부양 비율은 약 5배 증가할 것이라고 전망하며 초저출산의 구조적 파장을 강력히 경고"하였다(OECD, 2025).

이러한 문제인식과 함께, 한국을 비롯해 세계적으로 확산되고 있는 저출산 현상은 단순한 개인의 출산 선택 문제를 넘어, 사회·경제·제도 전반에 걸친 구조적 요인의 산물로 이해될 필요가 있다. 또한, 저출산 현상에 대한 담론에 있어 근본적인 인식의 전환도 필요하다. 그간의 연구들은 출산율 낮추거나 반등시킬 수 있는 요인이 무엇인가라는 미시적 차원의 연구들이 대다수를 이루었다. 하지만 여러 연구결과와 대규모의 국가재정 투입에도 출산율 반등은 미미하거나 일시적인 효과로만 나타났다. 그런데, 저출산에 대하여 위기의식을 가지고 이루어졌던 수많은 연구들의 근본 배경에는 저출산 자체보다는 저출산에 따른 생산연령인구의 감소에 따른 사회·경제구조적 지속가능성에 대한 위기의식이 내재하고 있다. 즉, 근본적인 위기상황은 저출산 자체가 아니라 사회·경제적으로 구조적 지속가능성 여부에 있는 것이고, 저출산 현상이 불가역적인 현상이라면 그 경로에 대한 학문적 탐구와 저출산을 전제로 한 미래의 지속가능한 발전 방안을 모색하는 것이 보다 생산적인 연구로 생각된다. 예를 들어, AI·로보틱스의

급속한 발전은 교육·의료·소득 등 삶의 여건 전반에 영향을 미칠 것인데, 저출산 및 생산연령인구의 감소에도 불구하고 AI·로보틱스 등 미래산업을 선점하고 이를 노동력 보완 등 지속가능한 국가발전의 원동력으로 삼아 사회·경제구조의 재개편에 성공한다면 저출산에 따른 구조적 위기를 해소할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구에서 저출산의 주요 경로를 거시적·구조적 차원에서 규명하고, 인구구조 변화 속에서도 국가의 지속가능한 발전을 담보할 수 있는 실효성 있는 정책 방향을 모색하고자 한다.

본 연구는 이러한 문제의식에 기초하여, 도시화라는 거시적 구조변화가 어떠한 경로를 통해 출산에 주된 영향을 미치는지를 정량적으로 규명하고자 한다. 구체적으로 도시화율이 국민의 삶의 환경 수준을 반영하는 인적개발지수(HDI, Human Development Index), 성평등 수준을 나타내는 성불평등지수(GII, Gender Inequality Index), 그리고 소득불평등 수준을 측정하는 가처분소득 기준 지니계수를 매개로 하여 합계출산율에 미치는 직접효과와 간접효과를 분석한다. 이를 위해 본 연구는 다국가 패널자료를 활용하여 정량분석함으로써, 도시화와 출산과의 관계를 구조적·거시적 차원에서 인과적 경로를 검증하고자 한다. 이 과정을 통해, 출산과 관련된 어떠한 변수가 주요 요인으로 작용하고 있으며, 이러한 경로를 통해 한국을 포함한 전 세계의 저출산 현상이 불가피한 흐름일 경우에 국가발전의 지속가능성을 확보하기 위한 정책적 시사점을 제시하는 것을 연구의 목적으로 한다. 또한, 본 연구는 전 세계 105개국의 34년 간의 장기 패널데이터를 활용하여 도시화와 출산 간의 구조적 경로를 거시적 수준에서 실증하고, 세 가지 경쟁가설을 동시에 설정하여 다중매개 분석틀로 검증함으로써 기존 연구에서 개별적으로 논의되던 경로들을 통합적으로 비교하였으며, pooled OLS, 다중매개 구조방정식모형(SEM, Structural Equation Model) 등 복수의 분석방법을 선택하고 비교분석하여 결과해석에 미치는 영향을 제시함으로써 학술적 기여를 갖고자 한다.

1.3. 연구범위 및 방법

1.3.1. 연구범위

저출산 자체가 후진국을 제외하고는 세계적인 추세로 거스를 수 없는 대세임은 분명하나 한국의 세계 유례없는 극도로 저조한 출산율은 OECD 회원국 평균과 비교해 보아도 지나치게 낮아 그 문제의 심각성은 국제기구 및 해외언론과 세계의 석학들도 심각하게 경고하고 있는 상황이지만, 반면 국내 정책 대응은 주로 단기적 또는 개인 단위의 현금 지원에 집중되어 왔으며 거시적·구조적 요인에 대한 분석과 정책 설계는 상대적으로 미흡하였다. 제 2 장 이론적 고찰에서 상세히 살펴보지만, 그간의 많은 선행연구는 개인단위에서 출산율 또는 출산의지에 영향을 미치는 연구들에 집중된 경향이 있었고, 이는 저출산과 관련된 문제가 단지 개개인의 성향의 문제로 인식되게 하는 효과를 가져온 것이 아닌가 싶다. 게다가 연구대상도 주로 여성을 대상으로 하는 경우가 많기에, 출산이라는 행위 자체가 여성 혼자만이 아닌 남녀가 함께 사랑으로 잉태하는 고귀한 행위임에도, 특정 성별에게만 은연중에 책임을 지우는 잘못된 인식을 가져오는 면도 있을 것이다.

본 연구에서는 가치중립적으로 분석단위를 국가로 하고, 공신력 있는 기관들에서 수집한 정량자료를 패널데이터로 구성하여 분석하여 그간 미시적 차원에서 접근한 저출산 관련 연구에서 놓친 부분이 없는지 거시적 차원에서 탐색해 나가고자 한다. 대상국가는 OECD 회원국을 포함한 전 세계 국가 중 데이터 확보가 가능한 국가를 대상으로 한다. 데이터의 가용성 여부에 따라 제외된 국가가 필연적으로 발생할 수밖에 없다는 점도 감안한다.

1.3.2. 연구 방법

본 연구는 문헌연구와 실증연구를 병행하여 실시한다. 즉 도시화가 합계출산율에 미치는 영향을 다중매개 구조를 통해 실증적으로 규명하기 위해, 문헌 검토, 패널데이터 구축, 다중대치, pooled OLS 패널회귀분석, 구조방정식모형 분석의 순서로 연구를 진행한다.

우선 도시화가 출산율에 영향을 미치는 구조적 경로에 관한 이론과 선행연구를 검토하여 매개변수를 선정하고 경쟁가설을 설정한다. 구체적으로, 삶의 환경 차원에서 인적개발지수를, 젠더 차원에서 성불평등지수를, 소득분배구조 차원에서 가처분소득 기준 지니계수를 매개변수로 선정하고, 각각을 r/K 선택 이론, 성평등화 출산 이론, Easterlin의 출산이론과 연결한 세 가지 경쟁가설(CH1·CH2·CH3)을 구성한다.

실증분석을 위해 세계은행(World Bank), UNDP 등 공신력 있는 국제기구의 공개 자료를 활용하여 105개국, 1990년부터 2023년까지 34년간의 '국가(ISO3) × 연도(Year)' 구조의 균형 패널데이터를 구축한다. 종속변수는 합계출산율, 핵심 독립변수는 도시화율, 매개변수는 인적개발지수·성불평등지수·가처분소득 지니계수, 통제변수는 생산연령인구비율과 남성의 실업률로 구성한다. 그리고 구축된 패널데이터를 대상으로 R 프로그램으로 분석을 실시한다.

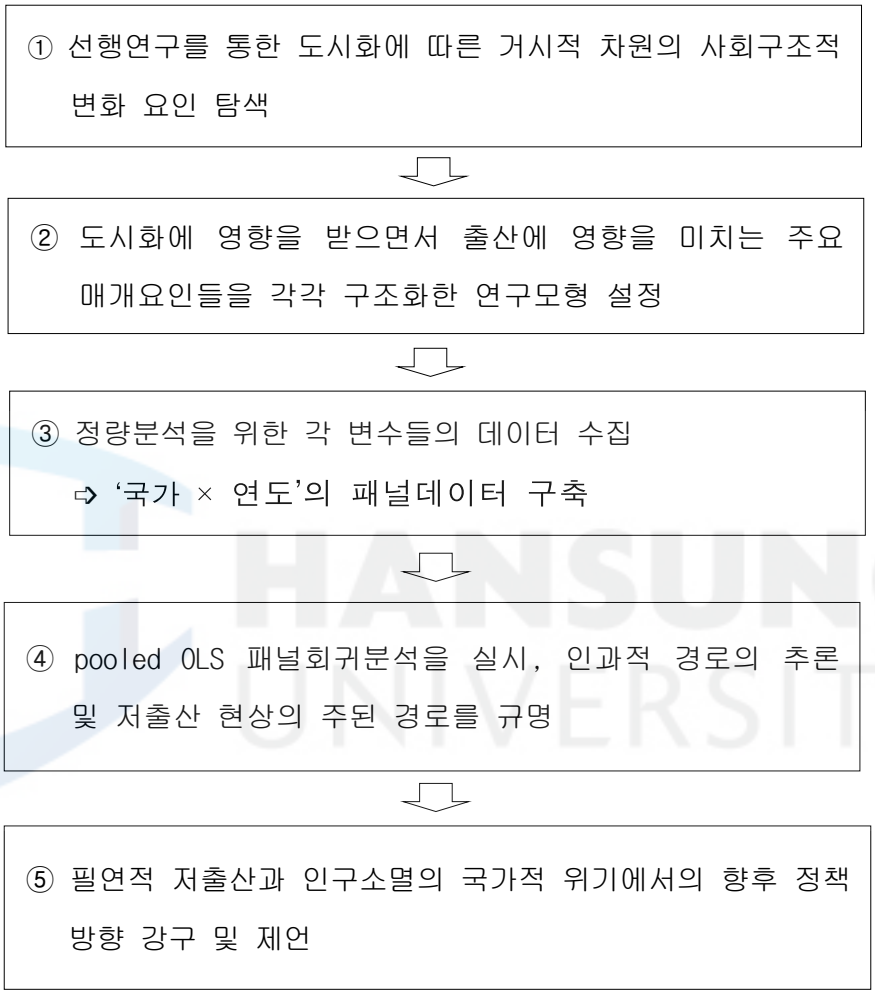
국가 간 자료의 수집에 있어 필연적으로 발생하는 결측치에 대해서는 Amelia 알고리즘을 활용한 다중대치를 활용하여 자료를 보강한다. 결측셀이 있는 관측치를 단순히 삭제할 경우 편향이 발생할 수 있으므로, Gary King et al.(2001)의 Amelia 알고리즘을 활용하여 100개의 다중대치 패널데이터셋을 생성한 후 Rubin의 규칙에 따라 추정치를 통합하는 방식으로 결측치 문제를 처리한다. 이 방법은 단순 삭제나 평균 대체 방식에 비해 추정치의 편향을 최소화하고 효율성을 확보하는 데 유리하다.

본 연구는 국가 간 구조적 수준 차이와 국가 내 시간변화를 동시에 활용하여 도시화와 출산율 간의 장기적·구조적 관계를 추정하는 것을 목적으로 하므로, 이원 고정효과 패널회귀분석 대신 pooled OLS 패널회귀분석을 주 분석으로 채택한다. 분석은 두 단계로 구성된다. 1단계에서는 도시화율이 세 가지 매개변수 각각에 미치는 영향을 추정하고, 2단계에서는 도시화율과 세 매개변수를 합계출산율에 동시에 투입하여 도시화율의 직접효과와 각 매개변수의 출산율에의 영향을 추정한다. 이후 Delta method를 활용하여 각 매개경로의 간접효과, 총간접효과, 총효과를 산출하고 통계적 유의성을 검증함으로써 세 가지 경쟁가설을 실증적으로 비교 검증한다.

이와 함께 다중매개 구조방정식모형을 통한 강건성 확인을 위한 보조분석을 실시한다. 주 분석인 pooled OLS의 결과가 특정 분석방법의 가정에 의존하지 않는 안정적인 결론인지를 확인하기 위해, 동일한 인과구조를 가정한 다중매개 구조방정식모형을 보조분석으로 실시한다. 구조방정식모형은 변수 간 인과경로를 동시방정식 체계로 추정하여 각 경로의 계수와 간접효과를 모형 내에서 직접 산출한다는 방법론적 특성을 가진다. 두 분석방법 간 계수의 방향성과 유의성이 일치하는 경우 주 분석 결과의 강건성이 지지된 것으로 판단한다.

마지막으로, 경쟁가설 검증 결과를 토대로 세계적 저출산 현상의 핵심 구조적 경로를 규명하고, 이로부터 도출되는 이론적 함의와 정책적 시사점을 제시한다. 다만 본 연구가 국가 수준의 거시 패널 분석임을 고려하여, 분석 결과를 특정 국가의 개인 수준 정책 효과로 직접 적용하는 것은 생태학적 오류의 위험이 있음을 전제로, 거시적 구조 패턴이 제시하는 장기적·구조적 정책 방향을 중심으로 논의한다.

[그림 1-1] 연구 절차 흐름도



제 2 장 이론적 고찰

2.1. 출산율 관련 주요 이론

출산율과 관련된 이론들은 시대에 따라 주요 관점과 특징이 구별된다. 1960년대에는 경제학적으로 접근한 Becker(1960)의 출산이론과 출산율 변화는 경제적 요인을 기본으로 하면서도 사회적, 심리적 요인도 함께 고려해야 한다는 Easterlin의 출산이론(1966)이 대표적이었다. 이후 1987년에는 현대사회의 개인중심 생활방식으로의 변화와 출산율과의 관계를 조명한 Van de Kaa와 Lesthaeghe(1987)의 제2차 인구전환 이론이 등장하였다. 한편, Bongaarts와 Feeney(1998)는 실제 출산의향의 변화라기보다는 출산시기의 변화로 인한 착시효과인 Tempo Effect의 구분을 강조하기도 하였다. 2000년대에 들어서는 여성에 대한 권익신장과 함께 출산율과 관련하여서도 성평등 관점에서 많은 연구들이 등장하기 시작하였는데, McDonald(2000)의 성평등화 출산 이론이 대표적이다. 최근까지도 성평등 접근방식으로 많은 연구가 진행되고 있다. 이 절에서는 우선 각 시대별 출산율 이론의 주요 개념과 한국의 시대적 변화에 따라 각 이론을 적용해 본다.

2.1.1. Becker의 출산이론

제2차 세계대전의 종전 후 미국, 서구 유럽, 일본 등 선진국을 중심으로 경제적으로 눈부신 발전을 이루어졌고, 경제학에 있어서도 많은 연구

와 학문적 발전이 진행되었다. 이러한 합리주의 경제학적 접근 방식은 1960년대 및 1970년대의 사회과학 전반으로 확산되었고, 전후 베이비 붐 현상과 함께 출산율과 관련해서도 경제학적인 접근이 시도되었다. Gary Becker(1960)의 연구가 대표적이며 전반적인 출산행태를 설명하는 기초 틀로 자리 잡았다. Becker는 출산을 경제적 측면에서 가정의 의사결정과정 중 하나로 보았다. 즉, 자녀를 '재화'로 간주하면서 부모가 자녀의 수를 결정하는 데 있어 부모는 자녀의 수를 최적화하기 위해 경제적 분석을 통해 결정을 내린다고 가정하는 경제적 합리성을 통해 경제적인 선택을 한다는 것이다. 출산을 단순히 생물학적 또는 사회적 현상으로 보는 것이 아니라 합리적인 선택을 통해 나타나는 결과로 본 것이다. 구체적으로 보면, 부모에게 있어 식비, 교육비 등 자녀를 양육하는데 드는 비용을 직접비용으로, 자녀양육으로 인해 포기해야 하는 소득활동 등을 기회비용으로, 자녀가 주는 심리적 만족감과 자신들의 노후 부양과 같은 추후 기대되는 자식들에 의한 경제적 지원 등을 혜택으로 보았다. 소득 증가의 효과에 대하여 두 가지 상반된 예측을 하였는데, 부모의 소득이 증가하면 가처분 소득이 증가하므로 더 많은 자녀를 가질 여유가 생김에 따라 출산율이 증가하는 소득효과를 기대할 수 있으면서도, 반면에 소득 증가가 부모의 단위시간에 대한 금전적 가치를 높임에 따라 자녀 양육에 소비되는 시간 대신 다른 경제활동을 선택함으로써 출산율이 감소할 수 있다고 보았다. 또한, 자녀의 수(量)와 자녀 한 명당 투자하는 자원(質) 간에도 교환관계가 성립될 수 있으므로, 이러한 교환관계에 따라 소득이 증가하더라도 부모는 자녀의 수를 줄이는 대신 한 명당 더 많은 자원을 투자하려는 경향도 있다고 하였다.

Becker의 출산이론은 현재 시점으로부터 반세기가 훌쩍 지난 60여 년 전에 발표된 고전적인 이론이지만, 6·25 사변 이후 현재까지의 한국의 경제발전과 시대적 변화상에 따른 출산율의 변화에 대하여 상당 부문을 여전히 잘 설명할 수 있는 유용한 이론이다.

6·25 전쟁 직후 한국은 대부분의 산업구조가 농업 중심의 최빈국으로

대부분의 가정에서 여성은 가정주부에 불과한 무급 가사노동(양육활동도 포함한다.)의 공급자로 여성에게 있어 단위 시간의 금전적 노동가치는 자녀출산에 대한 기회비용에 있어서 상대적으로 낮게 인식되었다. 한편, 후진적 재래식 노동집약형 농업구조에서는 자녀의 수가 노동생산성에 일정부분 기여하기 때문에 가정에 있어 다출산은 가계의 생산력 증대에 있어 긍정적 효과가 더 커서 각 가정은 다출산을 선호하게 된다. 즉, 후진적 농업 중심의 사회였던 당시의 한국사회에서는 Becker와 Lewis(1974)가 언급한 자녀 1명을 추가로 갖는데 소비되는 그림자 가격(shadow price of children / 직접비용에 더하여 시간의 기회비용도 포함된다.)이 낮고 교육·보건과 같은 질에 대한 한계효용의 기대가 높지 않았던 시기이기에 높은 출산율을 보였다.

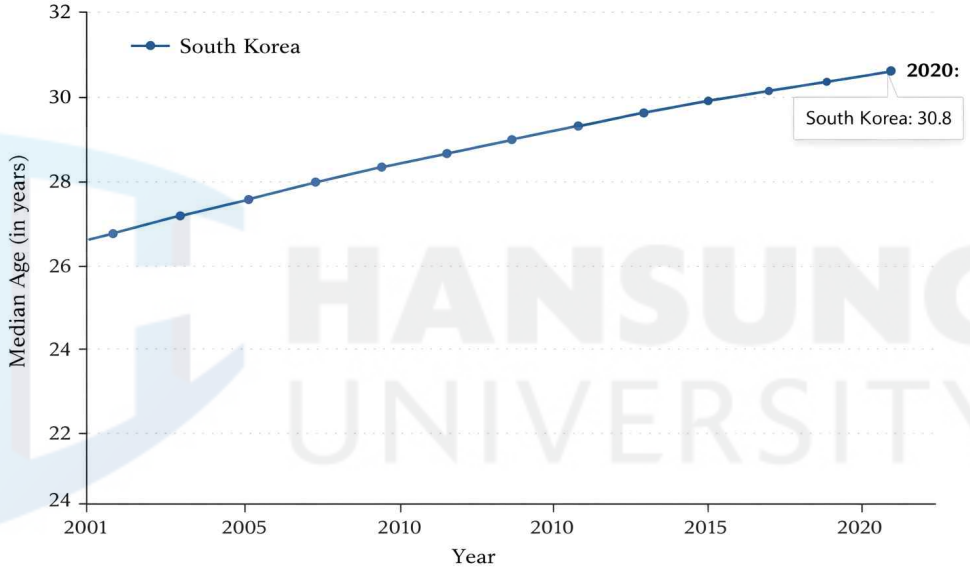
1960년대 들어서는 피임의 보급과 같은 국가 주도의 가족계획이 본격화되었다. 동시에 산업화와 도시화가 빠르게 진전되면서 자녀가 농가에 있어 노동에 기여하던 의미가 완화되었고, 특히 도시에 있어서 주거비, 양육, 자녀교육에 대한 지출이 빠르게 상승하였으며, 이는 자녀 양육 등에 필요한 현금지출에 더하여 시간의 기회비용이 포함된 자녀 1명당 그림자 가격을 높이게 되었다. 이와 더불어 여성의 교육수준과 시장경제적 노동가치가 동반 상승하였다. 자녀 양육에 따른 기회비용적 시간적 가치가 더욱 높아졌고, 한국사회에서 여전히 높은 자녀에 대한 교육열이 이 시기에서도 이미 시작되어 각 가정의 가족계획에 있어 자녀의 수라는 양에서 자녀에 대한 교육투자 등 질로의 전환이 가속화되기 시작하였다.

1980년대 이후에는 대학졸업자 등 고등교육을 받은 여성이 급격히 증가하였고 이에 따른 여성들의 노동시장 참여와 같은 사회진출과 전문직에의 진입이 확산되었다. 여성의 경제활동 참여가 증대되면서 출산 및 보육을 위한 경력단절의 리스크는 여성 및 가계에 있어 자녀출산을 통해 얻는 한계효용인 자녀 1명당 한계시간비용을 낮추고, 경제활동을 통한 추가 가계소득 증대, 경력인정 등과 출산과 보육에 따라 포기해야 할 기회비용의 가치가 높아지면서 한국의 출산율 또한 인구대체수준[4]을 하회하는 저출산이 정착

4) 남자와 여자 총 2명이 결혼, 동거 등 결합을 통해 합계출산율이 최소 2.1명 이상이 되어야 현재의 인구를 유지할 수 있다는 의미이다.

하게 되었다.[5] 이와 함께 주택가격의 급격한 상승과 자녀 사교육비와 같은 지출이 가계부담을 더욱 가중시키고 있어 출산과 양육에 따른 그림자 가격은 꾸준히 상승하여 출산을 포기하는 선택을 하는 가정이 늘어나게 되었다. 이와 함께 남녀불문 초혼연령도 30대를 넘어서고 독신비중도 꾸준히 증가하여 초저출산의 하방압력은 더욱 커지고 있으며, 한국은 합계출산율 0.7명대라는 세계에서 유례를 찾아볼 수 없는 초저출산 국가로 접어들었다.

[그림 2-1] 한국 여성의 초혼연령 변화



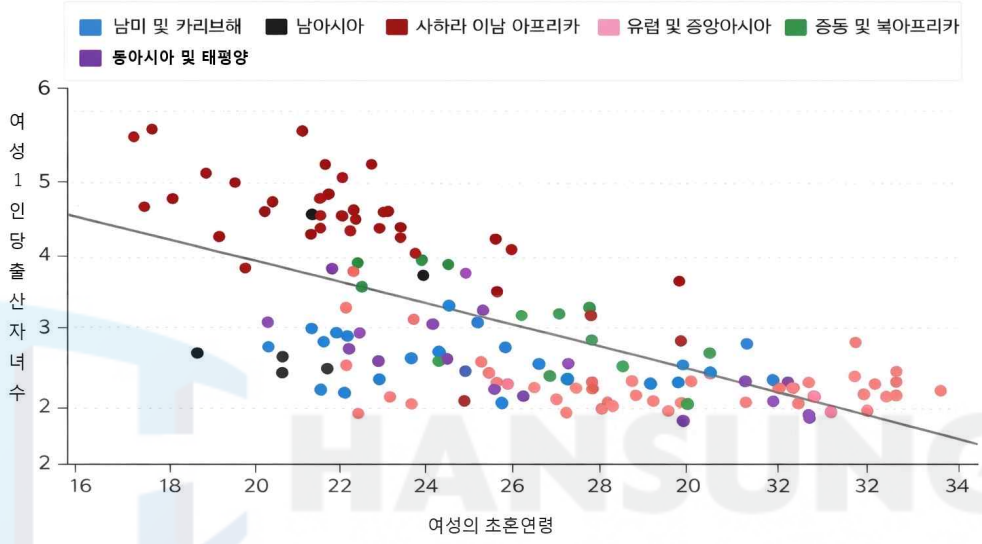
출처 : Our World in Data(https://ourworldindata.org/grapher/age-at-marriage-women?country=~KOR, 2026.1.17.접속)

요컨대, Becker의 출산이론에서 소득이 증가하더라도 '자녀를 갖는 데에 따른 그림자 가격'이 높아질수록 가계는 자녀 수를 늘리기보다는 자녀 한 명당 투자하는 질을 높이는 쪽을 선택할 가능성이 높아진다는 원리가 한국의 출산율 변화 과정에도 적용되어, 전후(戰後) 고도성장과 도시화, 가족계획의 보급, 여성의 고등교육 및 경제활동 참여 증가에 따라 소득이 크게 늘

5) 1970년 4.53명이던 합계출산율은 1983년 2.6명으로 하락하여 저출산 현상이 시작되었고, 2002년에는 1.18명으로 하락하여 이후 현재까지 초저출산 현상이 이어지다가 2022년에는 0.78명으로 2013년 이래 OECD 회원국 중 가장 낮은 합계출산율을 보이고 있으며, 회원국 중 유일하게 합계출산율이 1.0명 미만인 상황이다.(OECD 회원국 전체의 평균 합계출산율은 2020년 기준 1.59명)

었음에도 출산은 늘지 않고 오히려 적게 낳고 더 집중적으로 소수의 자녀에게 질적으로 투자하거나, 아예 비혼 또는 무자녀를 선택하는 비율이 높아지게 된 것을 설명할 수 있다.

[그림 2-2] 초혼연령과 자녀출산과의 관계



출처 : World Bank Blog(https://blogs.worldbank.org/en/opendata/love-marriage-and-development-4-observations, 2026.1.17.접속)

주 : '여성 1인당 출산자녀수(Births per woman)'는 한 여성이 가임 기간 동안 생존한다고 가정할 때 출산하게 될 자녀 수를 의미한다.

2.1.2. Easterlin의 출산 이론

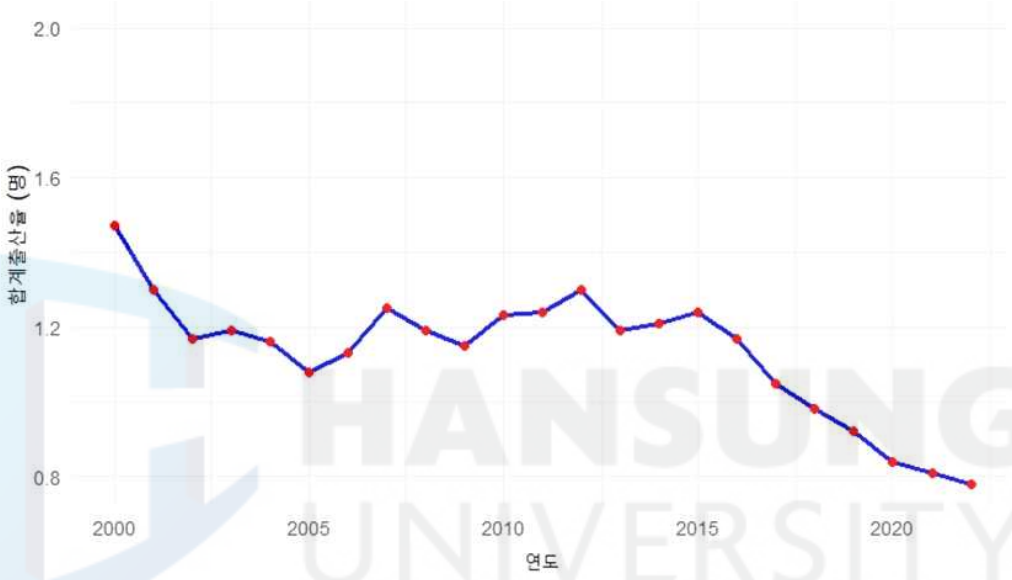
Easterlin(1966)은 출산율의 변화를 경제적 요인에 더불어 가치관, 가족구조, 사회규범 등 사회적, 심리적 요인이 자녀출산의 결정에 있어 중요한 역할을 한다고 주장하였다. 그는 부부가 자녀의 출산에 있어, '상대적 풍요', 즉 부부의 물질적 열망과 그들의 자원을 비교하여 상대적으로 그들의 가지고 있는 자원이 물질적 열망보다 크면 자녀를 더 출산하고자 하는 반면, 물질적 열망에 비해 그들의 자원이 부족하면 출산을 주저한다고 하였다. 특히 자신의 경제적 상태를 부모세대와 비교하여 평가하는 소득 수준인 '상대적 소득'을 강조하여 사람들이 자신의 경제적 상황과 이전 세대를 비교함으로

써 출산을 결정한다고 가설을 세웠다. 사람들이 부모세대보다 경제적으로 더 나은 상태라고 느끼면 더 많은 자녀를 가지려는 경향이 있는 반면, 부모세대보다 나쁘다고 느끼면 자녀 수를 줄이려 한다고 주장하였다. 그의 연구결과에 따르면 출산율이 높은 세대에서 자란 사람들은 노동시장 진입 시 높은 경쟁으로 인해 상대적 소득이 낮아질 가능성이 높아지며, 이에 따라 자녀출산 또한 낮아지는 경향이 있고, 반면에 출산율이 낮은 세대에서 자란 사람들은 상대적으로 더 낮은 경쟁을 겪게 됨에 따라 상대적 소득이 더 높아질 수 있고 출산율 또한 높아지는 경향이 있다고 하였다. 이와 함께, 사람들은 자신의 미래에 경제적 안정성에 대한 긍정적인 전망이 예상되는 경우 높은 출산율로 이어질 수 있는 반면, 부정적인 전망이 예상되는 경우 낮은 출산율로 이어질 수 있다고 하였다.

Easterlin의 출산이론을 한국의 시대적 변화에 따른 출산율 변화 사례에 대입해 보면, 1960년대의 젊은 세대는 전쟁 직후의 황폐화된 국토에서 삶의 터전을 복구해 나가기 시작하였던 부모세대보다 자신들의 소득전망이 빠르게 나아져 상대적 소득이 부모세대보다 높았다. 피임에 대한 접근성도 낮았고, 전근대적인 사회분위기도 여전히 많이 남아서 남녀불문 혼인시기도 빨라 고출산으로 이어졌다. 1970년대와 1980년대에 들어서자, 고학력자가 늘어나고 50-60년대 베이비 붐 세대가 사회진출 또는 경제활동에 진입하기 시작하였고 급격한 인구증가와 도시로의 집중으로 경쟁이 심해지기 시작하였다. 집값 상승, 자녀 교육비용 증대, 농업에서 산업화로 급격한 산업구조의 변화를 겪으면서, 이와 함께 국가에서의 산아제한 장려 정책, 피임 보급으로 국가적 차원에서 저출산으로 급격히 전환되었는데, 70-80년대는 고도의 경제성장기로 여전히 젊은 세대의 부모세대 대비 소득전망이 높은데도 출산율이 급격히 저하된 현상은 Easterlin의 출산이론으로 설명하기에는 한계가 있다. 1990년대 후반에 들어서는 한국사회가 외환위기를 겪으면서 청년층 일자리의 안정성이 떨어졌고, 2000년대 들어서는 수도권을 중심으로 나날이 급격히 높아지는 주거비용과 고도성장기를 함께 하였던 부모세대가 만든 높은 생활기준이 젊은 세대의 기본값으로 자리 잡아 상대적 소득이 만

성적으로 낮은 상태를 유지하게 되었으며, 이는 지속적인 출산율 하락 및 세계적으로 유례없는 초저출산 국가에 이르게 되었는데, Easterlin의 출산이론이 이러한 현상을 모두 설명할 수는 없지만 일정 부문 납득되는 수준으로 이해될 수 있다.

[그림 2-3] 2000년 이후 한국의 합계출산율 변화



출처 : UN Data Portal Population Division(2026.1.17.접속)

주 : '합계출산율(Total Fertility Rate, TFR)'이란 가임여성(15~49세) 1명이 평생 동안 낳을 것으로 기대되는 평균 출생아 수를 의미하며, 연령별 출산율(Age-Specific Fertility Rate, ASFR)의 총합으로 산출된다.

2.1.3. Lesthaeghe와 Van de Kaa의 제2차 인구전환 이론

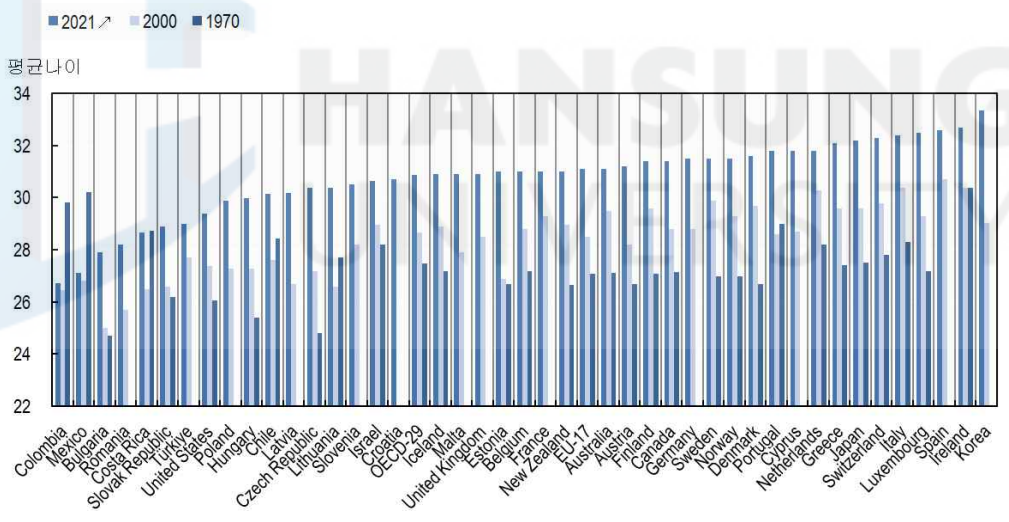
1979년 리오타르(Jean-François Lyotard)의 저서 「탈근대의 조건(The Postmodern Condition)」에서 철학적 어휘로서 탈근대화, 즉 포스트모더니즘이 등장하였고, 한 가지 정답을 찾기보다는 맥락을 중시하는 포스트모더니즘의 차원에서의 연구들이 1980-90년대 사회과학의 학계 전반에 걸쳐 확산되었다. 1986년에 등장한 Lesthaeghe와 Van de Kaa(1986)의 제2차 인구전환 이론(Second Demographic Transition, SDT)은 당시 이러한 사회

과학 전반에 확산되었던 포스트모더니즘 연구 경향과 일정 부분 접점을 가지고 있다. 이 이론에 따르면 가족구조 및 출산율 또한 현대사회에서 나타나는 가치관과 생활방식의 변화에 따라 나타나는 결과로서, 개인주의적 생활방식과 정체성의 추구, 자아실현, 종래의 종교적 또는 전통적 규범에의 복종보다 우선시되는 개인주의적 가치관의 확산에 의해 혼인율 감소, 불안정한 이성 관계, 저출산의 결과로 이어진다고 주장하였다. 즉, 사람들이 개인주의적 생활방식과 자아실현을 더 중시하게 되었고, 결혼, 출산, 자녀양육에 있어서도 개인의 자유와 자아추구를 우선시하게 되니 혼인의 감소와 저출산으로 이어지게 되었다고 보았다. 급격한 변화와 경쟁 그리고 물질이 우선시 되는 현대사회에서 이성 간의 관계에 있어서도 과거 전통적 사회에서보다 더 불안정해지고 이혼율도 증가하고 있는데, 이는 사람들이 서로 장기적으로 구속하는 관계보다는 각자의 행복과 만족을 보다 더 선호하게 변화되었다는 점에서 그 원인을 찾아볼 수 있다. 게다가 탈근대사회로 접어 들어 출산과 자녀양육에 대한 경제적, 시간적 부담이 커지게 되었고, 이 또한 출산을 기피하거나 자녀의 수를 결정하는데 극히 제한적인 수만 선택하게 되었고, 앞서 언급한 개인의 행복, 삶의 질, 자아실현을 우선시하는 가치관의 확산과 맞물려 저출산 현상을 더욱 가속화한다고 보았다. 이러한 현대사회에서의 가족구조와 개개인의 가치관의 변화로 출산율은 떨어질 수밖에 없고 필연적으로 인구감소로 이어질 수밖에 없다는 결론에 도달한다.

제2차 인구전환 이론은 주로 유럽국가들을 대상으로 연구가 되었지만, 한국사회의 변화상에 대입하여도 상당 부분 한국의 저출산 현상을 설명할 수 있다. 남녀 불문 고등교육이 일반화되고 여성의 경제활동 참여가 세대를 거듭날수록 높아지고 개개인의 자기실현 가치를 중시하는 현상이 확산됨과 동시에 급격히 높아지는 주거비 부담과도 맞물려서 초혼 연령이 상승하였고, 초산 연령이 평균 33세로 의학적으로 노산이라고 보는 35세에 근접한 나이에 출산하게 되었다. OECD국가들과 대비해 보아도 약 33세인 한국의 평균 초산 연령은 OECD 평균 29.5세보다 훨씬 상회하고 OECD 국가들 중 가장 높은 나이를 보이고 있다. 즉, 0.7명대의 극(極) 초저출산 국가로 한국은 아이

를 거의 낳지 않으려 하고 낳더라도 첫아이가 노산에 들어가는 나이에 낳고 있다. 한편 혼인 외 출산이 혼인 내 출산보다도 비율이 더 높은 등 전통적인 가족관계에서 벗어난 동거, 사실혼과 같이 새로운 가족구조가 일반화된 유럽 국가와 달리, 한국은 혼인 외 출산의 비중이 5~6%에 불과하여 여전히 출산에 있어서만큼은 혼인제도의 규범적 구속력에서 못 벗어나고 있다. 결혼 자체가 출산의 거의 유일한 관문으로 남아 있는 상황에서 지연된 혼인 또는 비혼 선택은 곧 출산의 지연과 감소로 직결된다. 유럽은 동거 또는 혼인 외 출산이 혼인의 대체경로로 자리잡아 출산율에 있어서도 어느 정도 양적 방어 효과를 보이고 있지만, 한국은 여전히 획일적이고 전통적인 혼인에 의한 가족구조에 머물고 있어 세계 유례없는 초저출산 현상이 고착화되고 있다.

[그림 2-4] OECD회원국별 여성의 평균 초산 연령(1970년, 2000년, 2021년 이후)



출처 : OECD Family Database(https://www.oecd.org/en/data/datasets/oecd-family-database.html, 2026.1.17. 접속)

주 : 2021년 이후 데이터는 2021년 또는 그 이후 수집가능한 최신 가용데이터를 의미한다.

2.1.4. Bongaarts와 Feeney의 Tempo Effect 이론

출산율 연구에 있어 중요한 개념으로 템포 효과(Tempo Effect; Bongaarts & Feeney, 1998)가 있다. 특정시기의 출산율 변화가 출산연령

의 변화에 의해 왜곡되어 일시적으로 부풀려지거나 꺼지는 착시를 일으킬 수 있다는 것이다. 합계출산율의 경우 특정연도에 태어난 출생아 수를 기반으로 만든 기간 지표인데, 교육·취업·주거 준비 등을 이유로 가정 또는 남녀 파트너가 출산을 몇 년 뒤로 미루면 당해 연도에는 출산이 적어 합계출산율이 낮아진다. 하지만 이는 '평생 최종적으로 계획한 자녀의 수'를 줄이려는 것이 아니라 단지 시점을 미룬 것일 수 있다. 한마디로 템포 효과는 '몇 명을 낳느냐'라는 출산 '총량'의 변화가 아니라 '언제 낳느냐'라는 출산 '시기'가 바뀌어 생기는 통계적 왜곡을 의미한다.

한국에서는 1990년대 이후 초혼·초산의 연령 상승이 뚜렷하였고, 지금까지도 그 추세가 강하게 이어지고 있다. 템포 효과로 해석되려면 어느 시점에 이러한 출산의 지연세가 멈추고, 사람들이 미뤘던 출산을 한꺼번에 실현하는 시점이 나타나야 하는데 한국의 출산율이 지속적으로 하락되는 현상은 20년 이상 지속되었고 2018년부터는 합계출산율이 1명 미만으로 세계 유례없는 초저출산 현상을 장기간 보이고 있기에 출산지연 현상 또한 단발성 충격이 아니라 상시적인 압력으로 작동하고 있어 지연이 멈추거나 되돌아설 때 나타나야 할 만회출산이 거의 보이지 않는다. 한국의 극(極) 초저출산 현상에는 '언제 낳느냐'의 템포뿐만아니라 '몇 명 낳느냐'의 하향이 겹쳐 있는 양상을 보이고 있다. 앞서 언급한 바와 같이 평균 33세라는 한국 여성의 초산 평균 연령이 35세의 생리학적인 노산연령에 매우 근접해 있다는 점에서 만회출산을 기대하기 어렵고, 합계출산율이 0.7명대에 불과하다는 것은 비혼 또는 딩크 등 출산자체를 기피하는 사람들도 상당하다는 것으로 해석될 수 있으므로 인구학적으로 장기적인 급격한 인구구조 변화가 우려된다.

2.1.5. McDonald의 성평등화 출산 이론

2000년대 들어서는 성평등의 관점에서 출산율 연구가 진행되기 시작하였고 현재까지도 많은 연구들이 진행되고 있다. 성평등화 출산 이론은 주로 선진국에서 출산율이 낮아지는 현상을 설명하기 위해 제안된 이론이다.

McDonald(2000)는 성평등을 크게 두 가지 영역으로 나누었다. 교육, 고용, 법·제도에서의 성평등을 의미하는 '개인/공적영역에서의 성평등'과 가사노동, 육아의 실제 분담을 의미하는 '가정/사적영역에서의 성평등'의 두 영역으로, 문제는 두 영역이 엇박자로 발전할 때 생긴다. 학교, 직장, 법제도와 같은 바깥 사회는 평등해졌더라도 집 안에서의 역할은 여전히 가부장적인 전통적 규범에서 벗어나지 못한 상태이면 여성에게 '일과 돌봄'의 이중부담이 집중되고 결과적으로 출산을 기피하는 것이 합리적인 선택이 된다. 반대로 두 영역이 함께 평등해지면, 경력과 돌봄의 양립비용이 낮아지게 되어 둘째 이상의 출산으로 전환된다고 보았다. 남성의 돌봄 참여가 확대될수록 혼인·출산의 회복 여지가 크다는 프레임 하에서 실제로 아버지의 육아 참여와 부모휴가 사용이 다자녀로의 전환 확률과 연결된다는 북유럽에서의 실증적 연구도 축적되어 있다(Goldscheider et. al., 2015; Esping-Andersen & Billari, 2015).

한국은 McDonald(2000)가 언급한 '개인/공적영역에서의 성평등'은 크게 개선되어 오히려 젊은 남성들은 역차별을 받고 있다고 주장할 정도이지만, '가정/사적영역에서의 성평등'은 여전히 성별 차이가 OECD 평균보다 큰 편이며 전통적인 성역할의 인식도 완전히 해소되지 않은 상황이다. 따라서 경력과 자녀돌봄의 양립비용이 여성에게 여전히 편중되어 있는 편이다. 한편 가정 내의 성평등을 남성이 집안일 등 가사분담을 하는 것으로 초점을 잡을 수 있지만, 단순한 가사분담은 출산율 향상에 그리 영향을 미치지 않는 점을 주의할 필요가 있다.

가정 내에서의 성평등의 초점은 자녀를 직접 보살피는 육아시간의 평등에 초점을 맞춰야 한다. 국내 연구에서도 유치원과 같은 외부 보육시설이 많은 지역에서 출산율이 상대적으로 높다는 연구(최선미, 2021)가 있었는 바, 여성이 직접 아이를 보살피는 육아시간을 줄일 수 있는 방향으로 여건과 환경이 조성되고 정부정책과 시책도 이를 지원하고 정착될 수 있는 방향으로 운용되어야 할 것이다.

2.1.6. r/K 선택 이론

'r/K 선택 이론(r/K selection theory)' 자체는 인간만을 대상으로 하는 이론이 아닌 생태학적 관점에서 생물의 번식과 관련된 이론이지만, 앞에서 언급한 그간의 출산율 관련 이론들과는 또 다른 관점에서 출산율에의 접근이 가능하기에 본 연구에서 이론적 배경 중 하나로 채용하고자 한다. r/K 선택이론은 생태학에서 발전한 번식전략 이론으로, '개체가 처한 환경 조건'에 따라 '자손의 수'를 극대화하는 전략(r-selected organisms)과 '자손의 질'에 집중 투자하는 전략(K-selected organisms) 중 하나를 선택한다는 이론이다. 이 이론은 Robert MacArthur와 Edward O. Wilson이 제시한 The Theory of Island Biogeography(1967)에서 이론적 토대를 마련하였고, 이후 Eric R. Pianka(1970)에 의해 r/K 선택 개념이 보다 명확하게 정립되었다.

구체적으로 살펴보면, r-선택 생물들은 불안정한 환경에서 많은 자손을 낳으면서 대신 자손에 대한 돌봄 또는 투자가 적은 것이 특징이며, K-선택 생물들은 안정된 환경에서 적은 수의 자손을 남기는 대신에 자손에 대한 돌봄 또는 투자가 크다는 것이 특징이다. 간단히 말해, 환경이 불안정하여 생존 확률이 낮으면 자손을 많이 낳는 것이, 환경이 안정적으로 생존 확률이 높으면 적게 낳는 것이 최선의 전략이라는 것이다.

이를 인간의 출산행태와 접목해 보면, 교육수준의 향상, 보건환경 개선에 따른 수명 연장, 소득의 증가 등으로 개개인의 삶의 환경이 향상되어 안정적 환경이 조성되면 자손의 번식, 즉 출산과 양육에 있어서 양보다 질을 선택할 것으로 추론할 수 있다.

2.1.7. 종합적 검토 및 본 연구에의 활용

앞서 살펴본 출산율 관련 주요 이론들은 각각 강조하는 핵심요인과 분석 수준에서 차이가 있으나, 이 이론들을 종합적으로 검토하여 본 연구의 분석 틀을 설계하고자 한다.

Becker(1960)의 출산이론은 자녀를 경제적 의사결정의 산물로 보고, 소득 증가에 따른 자녀의 '수'와 자녀에의 투자의 '질' 간의 상충관계를 강조한다. 이 관점은 도시화에 따른 소득 증가와 교육비·주거비 상승이 자녀 수를 줄이고 자녀 1인당 투자를 높이는 방향으로 작용한다는 논리와 직결되며, 본 연구에서 인적개발지수가 출산율에 미치는 경로를 설명하는 미시적 토대를 제공하기도 한다.

Easterlin(1966)의 출산이론은 부부의 물질적 열망과 실제 보유하고 있는 자원 간의 격차, 즉 상대적 소득이 출산의 결정에 핵심적인 역할을 한다고 본다. 이는 소득분배 구조, 특히 가처분소득 기준 지니계수가 출산율에 영향을 미칠 수 있다는 본 연구의 CH3(소득분배구조 가설)의 이론적 근거로 활용된다.

Lesthaghe와 Van de Kaa(1986)의 연구로부터 출발한 제2차 인구전환이론은 개인주의 가치관의 확산, 자아실현 욕구의 증대, 전통적 가족 규범의 약화가 혼인율 감소와 출산율 저하로 이어진다고 설명하는데, 이 이론은 도시화가 단순한 경제적 변화에 그치지 않고 가치관과 생활양식의 구조적 전환을 수반한다는 점에서, 도시화가 출산율에 미치는 영향의 사회·문화적 배경을 이해하는데 기여한다.

McDonald(2000)의 성평등화 출산이론은 공적 영역에서의 성평등이 진전되더라도 가정 내 성별 역할 분담의 불평등이 지속될 경우 여성의 이중부담이 출산 기피로 이어진다고 주장한다. 이는 성불평등지수(GII)를 매개변수로 설정한 본 연구의 CH2(젠더 가설)의 이론적 토대를 구성한다.

마지막으로 r/K 선택 이론(MacArthur & Wilson, 1967; Pianka, 1970)은 생물이 처한 환경의 안정성에 따라 자손의 수를 극대화하는 전략(r-전략)과 자손의 질에 집중 투자하는 전략(K-전략) 중 하나를 선택한다고 설명한다. 이를 인간 사회에 적용하면, 도시화를 통해 교육·보건·경제적 생활수준이 향상될수록 개인은 자녀를 많이 낳기보다 소수의 자녀에게 집중 투자하는 K-전략으로 이행하며, 이 과정이 합계출산율의 구조적 저하로 귀결될 수 있다. 이는 본 연구에서 교육·보건·경제적 생활 수준의 3가지 차원의 지표로 구성된 인적개발지수를 핵심 매개변수로 설정한 CH1(생태학 기반

삶의 환경 가설)의 이론적 기반을 이룬다.

이상의 이론들을 종합 검토해 볼 때, 출산율 변화는 경제적 합리성, 상대적 소득과 심리적 기대, 사회·문화적 가치관의 전환, 젠더 구조의 불균형, 그리고 삶의 환경 수준에 따른 번식 전략의 전환이라는 다층적 요인들의 복합적 산물임을 알 수 있다. 본 연구는 이 중 삶의 환경, 성평등, 소득분배구조라는 세 가지 이론적 관점을 각각 CH1·CH2·CH3의 경쟁가설로 구조화하여, 도시화가 어떠한 경로를 통해 출산율에 주된 영향을 미치는지를 실증적으로 검증하고자 한다. 이를 통해 단일 이론에 의존하지 않고 복수의 경쟁적 이론들의 경로를 정량 데이터에 근거하여 비교함으로써, 세계적 저출산 현상에 대한 보다 균형 잡힌 실증적 이해를 도모하고자 한다.

2.2. 출산율 관련 국내·외 선행연구

2.2.1. 국외의 실증연구

2.2.1.1. 거시적 수준에서의 연구결과

호경기·불황과 같은 경제상황이 출산율에 영향을 미친다는 것이 기존의 많은 연구들에서 실증되었는데, 불황으로 인한 저출산은 1930년대 대공황으로 인한 저출산과 현대사회에서의 경기침체에서의 저출산은 그 양상이 다른 면이 있다. 1930년대 미국의 대공황 시기에서 나타난 저출산 현상은 출산을 연기한 것이 아니라 전반적으로 최종적인 출산율 저하의 원인이 된 반면(Jones & Tertilt, 2008), 현대사회에서의 경기침체에서의 저출산은 주로 상황이 나아질 때까지 출산을 연기하는 것에 기인한다(Adsera, 2010; Kohler et.al., 2002; Sobotka et.al., 2011).

Myrskula et al.(2009)에 따르면 GDP와 합계출산율과는 아무런 상관관계가 없고 인적개발지수의 국가별 순위가 상당히 관계가 있다고 하였다. 인적개발지수는 국가 간 인적개발의 수준을 비교하기 위해 UN개발계획(UNDP)

에서 개발한 지표로 기대수명, 교육수준, 국민소득을 종합적으로 고려하여 국가의 전반적인 발전수준을 평가하는 지표이다. 인적개발지수가 중하위 수준이면 저출산 경향이고 높은 점수이면 상대적으로 고출산과 관계가 있는 것으로 나타났다.

아이의 양육에 있어 대부분의 여성이 일을 하고 아이를 맡기는데 있어 보육시설과 같은 외부시설을 일반적으로 신뢰하는 사회에서는 출산과 긍정적인 관계가 있는 것으로 나타났지만, 신뢰수준에 따른 영향은 그 신뢰가 어느 영역에 개입되어 있는지에 따라 다르게 나타났다. 다수의 남유럽국가들에서의 사례들처럼 신뢰가 가족관계와 지역커뮤니티로 제한된 사회에서는 그 효과는 매우 부정적으로, 특히 가족주의[6]가 만연한 사회에서는 출산에 있어 부정적으로 나타났다(Livi-Bacci, 2001). 아동양육시설에 대한 신뢰가 높은 국가들에서는 여성의 고학력이 출산율을 높이는 반면, 저신뢰 국가들에서는 그 반대로 나타났다(Aassve, 2012).

복지정책과 출산율과의 관계에 대한 실증연구는 구체적인 시책에 따라 달리 나타나는데, 아동수당과 같은 몇몇 정책들은 그 효과가 전혀 없는 것으로 나타난 반면 육아휴직과 보육제공과 같은 가정-일 조화정책들은 보다 강한 효과가 있는 것으로 나타났다(Gautier & Hatzins, 2007).

2.2.1.2. 미시적 수준에서의 연구결과

개인행태의 미시적 수준에서의 실증연구들은 크게 4가지 흐름이 있다. 첫번째 연구 흐름은 가계 수입과의 관계를 연구하는 흐름이고, 두번째 연구 흐름은 직장생활, 실업, 고용불안과 같은 불안정성과의 관계를 연구하는 흐름이며, 세 번째 연구 흐름은 파트너 형태 변화와 같은 가족 인구통계학적 상관관계를 중점으로 한 흐름이고, 최근의 흐름은 성평등주의의 역할에 초점이 모아지는 경향이다.

가계수입과 관련, 전통적으로 출산율 연구는 '남성에 대한 여성의 경제

6) 가족주의(Familialism)는 가족의 중요성을 강조하고 가족이 사회의 기본단위로서 핵심적인 역할을 한다고 여기는 신념체계나 가치관을 의미하는 것으로, 가족주의가 강한 문화에서는 가족 구성원 간의 의무와 책임이 매우 중요하게 여겨진다.

적 의존성'을 전제로 남성의 학력과 수입이 출산결정에 어떠한 영향을 미치는지(Hotz, 1997)를 주로 분석하였지만 최근 연구들에서는 남성의 특성은 상대적으로 관계가 없는 것으로 나타났고, 직업여성이 일반화되면서 여성의 수입, 학력, 노동공급이 주요 연구대상이 되었다(Sleebos, 2003; Stier, 2001). 여성의 고용불안 및 실업리스크, 모성 역할과 일과의 조화의 어려움이 저출산 현상에 대한 연구에서 매우 강조되었다(Adsera, 2004; Kohler et al., 2002; Kreyenfeld, 2010). 많은 부모들은 아이를 양육하는 것이 매우 시간을 소비하는 것임을 알게 되었고, 특히 고소득 부모에게는 이것이 임금 기회비용으로 여겨지게 되었다(Mincer, 1963; Wilis, 1973). 여성학력의 영향 또한 소득의 영향과 매우 비슷하게 나타났는데, 고학력 여성일수록 아이를 적게 낳았고 매우 고수준의 학력을 가진 여성들에게서 무자녀 현상이 가장 두드러졌다(Schultz, 1986).

불안정성과 관련, 고소득 여성일수록 일단 그들의 일이 자리를 잡으면 일과 안정적 수입을 향유하려는 경향이 있지만, 덴마크 여성의 경우 임금의 손해가 수반되더라도 모성역할을 시작할 때 안정성을 최대화하려고 하였다(Datta Gupta & Smith, 2002). 그리고 보육, 교육과 같은 유연한 분야에 학력이 있는 여성들은 아이를 좀 더 빨리 갖으려는 경향이 있었다(Martin-Garcia & Baizan, 2006). 최근에는 저학력 여성들의 출산은 떨어지고 반대로 지위가 높은 여성들 사이에서는 출산이 증가하고 있는데, 저학력 여성들에의 출산이 하락하는 것은 저숙련 남성들이 실업과 임금하락의 위험성이 높아져서 저학력 여성들에의 혼인시장이 악화되었기 때문이다(McLanahan, 2004). 고학력 여성들에게서 출산율이 보다 높게 나타나는 것은 외부보육시설에 자녀의 양육을 맡길 수 있는 신뢰가 전제조건으로 작용했을 수 있다고 보았다(Aassve, 2012).

가족 인구통계학적 상관관계의 측면에서 살펴보면, 가족행태와 관련 두 가지 큰 변화가 있었다. 하나는 동거와 같은 비전통적 방식이 증가하였고, 다른 하나는 부부관계의 불안정성과 이혼 리스크의 증가이다. 동거의 증가와 함께 혼인율은 꾸준히 감소하였다. 부부관계[7]로의 지연과 동거형태의

7) 여기의 부부관계란 전통적인 혼인에 의한 부부관계로 한정하는 개념이 아니라 동거 등 다양한 형태의 부부 또는 파트너관계를 의미한다.

증가는 출산율에 부정적인 영향을 끼치기도 하지만, 스칸디나비아 국가들에서의 고학력 여성들은 여전히 둘 이상의 자녀를 출산하는 경향을 볼 때 주로 고학력자들에게서 발생하는 부부관계로의 지연이 있어도 추후 부부관계로 진전이 있게 되면 출산의 지연이 있을 뿐 궁극적으로 저출산의 결과로 이어지는 것은 아니었다. 동거에 대한 개념은 나라에 따라 다른데, 유럽에서 출산율이 양호하게 나타나는 프랑스와 스칸디나비아 국가들에서는 동거가 결혼과 기능적으로 동등한 지위를 가지지만, 다른 국가들에서는 추후 혼인으로 이어질지 말지를 결정하는 시험대의 성격을 갖는다는 중요한 차이가 있다. 보통 동거가 혼인에 비하여 출산율이 낮게 나타나지만(Brien, 1999; Baizan, 2003, 2004; Heaton, 1999), 동거가 제도화된 국가들에서는 출산 자체는 혼인 또는 동거 여부와 관계가 없는 것으로 나타났다(Toulemond & Testa, 2005).

McDonald(2000)의 성평등화 출산 이론을 기치로 최근 연구경향은 변화된 성별 관계와 출산율과의 관계를 중심으로 연구되고 있는데, McDonald의 주장의 핵심은 여성의 새로운 경제적 역할에 대하여 성별 간 관계의 재조정에 실패하면, 즉 전통적인 성별 행태가 지속되면 저출산으로 이어진다는 것이다. 우선 공공정책은 역할조정을 허용하는 가족 친화적인 정책과 시책들을 증진할 필요가 있고, 이와 함께 커플 간에 평등이 수반되지 않으면 효과적이지 않다(Esping-Andersen & Billari, 2012; Neyer, Lappegard & Vignoli, 2011). 매우 전통적인 가족규범이 만연한 곳에서는 여성들이 혼인을 기피하는 경향이 현저하고 이는 출산율에 부정적으로 영향을 미쳤다. 가정에 있어 남성의 역할과 관련하여 보육을 분담하는 것이 집안일을 하는 것보다 출산에 더 효과적인 것으로 나타났다(Neyer et al., 2011).

2.2.2. 국내의 실증연구

국내의 실증연구에 대한 문헌연구는 출산율에 정(+)/부(-)의 영향을 끼치는 요인들을 중심으로 선행연구들의 결과를 살펴보았다. 이를 [표 2-1]에 요약 정리하면서 현행 중앙정부의 출산지원정책을 대입해 보았는데, 출

산휴가/육아휴직, 양육수당, 돌봄지원 등 상대적으로 접근 방법이 쉬운 시책들 외에는 국내 선행연구의 결과가 정부의 출산지원정책에 적극적으로 반영되고 있지 않고 있다.

2.2.2.1. 양(+)의 관계에 있는 영향요인

이철희(2023)의 연구에서는 지역 일자리의 질이 무배우 여성의 혼인율과 여성 유배우 비율 등 결혼확률과 관련된 지표와 합계출산율에 유의하게 긍정적인 영향을 미쳤음이 나타났다. 양재진(2023)의 연구에서는 출산·육아휴직급여 지출액과 아동·가족수당 관련 공공지출이 많을수록 출산율이 높아지는 것으로 나타났다. 또한 같은 연구에서 노동시간의 유연성을 나타내는 여성의 파트타임 고용비율, 법정혼 외 아동 출산 비율, 이민자 비율이 높을수록 출산율이 높은 것으로 나타났다. 김석주(2022)는 서울시에 거주하는 맞벌이 부부가구의 추가 출산의향에 미치는 요인들을 탐색하였는데, 첫째 자녀를 출산하면서 출산전후휴가, 육아휴직, 육아기 근로시간 단축 등 모성보호제도을 경험하거나, 난임부부지원, 산모·신생아 건강지원, 출생축하용품 지원, 아이돌봄서비스 등 출산지원제도과 같은 정책적 지원의 기대가 있거나, 아동돌봄정책에 대한 만족도와 지원의 충분성이 높을수록 추가 출산의향이 높은 것으로 나타났다. 김지형(2022)의 연구에서는 조부모의 동거 여부에 있어 첫째 자녀의 출산에는 음(−)의 영향을, 둘째 자녀는 영향이 없으나, 셋째 이상의 자녀를 출산할 때는 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 최선미(2021)의 연구에서는 남성 고용률이 높을수록, 유치원아 1명당 유치원 수가 많을수록 출산율이 높아지는 것으로 나타났다.

한편, 양재진(2023)은 OECD에 속한 24개 주요국의 출산율에 대한 영향변수를 분석하여 정책조합을 연구하였는데, 법정혼 내 출산이 다수인 우리나라의 상황에서는 '높은 가족수당지출와 높은 육아휴직지출 그리고 높은 공보육 취원율'의 조합과 '높은 가족수당지출과 높은 이민자비율 그리고 높은 공보육 취원율'의 조합을 출산율을 높일 수 있는 대표적인 조합으로 제시하였다.

2.2.2.2. 음(−)의 관계에 있는 영향요인

인구학적으로 볼 때 1990년대 이후로 우리나라 출산율이 장기적으로 감소하고 있는 가장 중요한 요인으로 이철희(2012, 2018)는 초혼연령과 비혼의 증가에 따른 유배우자 비율의 감소를 꼽았다. 동거가 보편화되어 있는 서구권과 달리 우리나라는 출산율에 있어서 유배우자 비율이 여전히 절대적인 상황으로 유배우자 인구의 비율이 감소하면 출산율 저하에 미치는 영향도 크다 할 것이다. 더욱이 2012년 이후부터는 유배우자 출산율 역시 빠르게 감소하면서 우리나라의 출산율 저하가 가속되고 있다.

사회경제적인 측면에서 저출산의 가장 주된 요인으로 높은 집값과 주거비용이 거론된다. Dettling & Kearney(2014), Aksoy(2016)의 연구에서는 미국의 주택가격이 상승하면 주택미보유자의 출산율을 감소하였다는 연구결과가 있었는데, 이는 국내연구에서도 아파트·주택매매 가격이 상승할 때 전세거주자는 자가보유자에 비해 출산확률이 감소하였고(서미숙, 2013), 주택가격의 상승뿐만 아니라 주택임차가격의 증가 또한 주택임차인의 출산확률을 뚜렷하게 감소시켰다(Han & Lee, 2022)는 연구결과도 있다. 양재진(2023)은 유급휴직기간이 길수록 출산율이 떨어지는 것[8]으로 나타났다고 하였는데, 이는 출산한 자녀 1인당 육아휴직 기간이 긴 것은 다음 자녀 출산을 미루게 되는 효과도 낳은 것으로 추정되었다. 김지형(2022)의 연구에서는 엄마의 나이가 1살 많아질수록 첫 아이를 출산할 확률이 0.7% 낮아지는 것으로 나타났다.[9] 반면, 아빠의 나이는 둘째 자녀 및 다자녀의 경우 아빠의 나이가 많을수록 출산 확률이 낮아지지만 첫 아이의 출산에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 엄마의 노동시간[10]이 늘어나는 것은 첫 아이의 출산에 음(−)의 영향을 미치고, 둘째 출산에는 영향이 없으나 다자녀를 출산하는데는 다시 음(−)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.[11] 최선미

8) 한국은 유급육아휴직 기간이 남녀 각각 12개월씩 총 100주가 넘어 상대적으로 유급휴직기간이 긴 국가군에 포함되었다(양재진, 2023).

9) 엄마의 나이는 둘째 자녀를 출산할 때까지는 주요한 영향을 미치지만 셋째 자녀 이후부터는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다(김지형, 2022).

10) 엄마의 주당 노동시간이 10시간 늘어날 때에 첫 아이 출산확률은 0.7%p 감소, 셋째 이상의 자녀 출산 확률은 0.3%p 감소하는 것으로 나타났다(김지형, 2022).

(2021)의 연구에서는 여성고용률이 높을수록, 출산율이 낮아지는 것으로 나타났다.

2.2.2.3. 문화·가치관 측면 연구

전은화(2014)는 합리적 행동이론과 가치관에 기초한 기혼맞벌이여성의 출산의도를 연구[12]하였는데, 주변인다자녀선호의식과 본인자녀가치관 모두 출산의도와 양(+)의 방향으로 유의미한 관계가 있는 것으로 나타났고, 연령이 많을수록 본인자녀가치관이 높고 이것이 출산예정자녀수가 많도록 영향을 미치는 반면, 결혼연령이 높을수록 출산예정자녀수가 적은 것으로 나타났다.

오삼권·권영주(2018)는 지방자치단체별 출산율 영향요인에 경제적 요인과 정책적 요인을 비롯하여 탈물질주의적 가치이론[13]에 입각한 사회·문화적 요인도 포함하여 연구하였는바, 사회·문화적 요인[14]이 지방자치단체별 출산력에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났고 조혼인율[15]과 여자 초혼 연

---

11) 아빠의 나이가 많을수록 둘째 자녀 및 다자녀의 경우 출산확률이 낮아지는데 반해 첫 아이의 출산에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다(김지형, 2022).

12) 합리적 행동이론(theory of reasoned action, Ajzen & Fishbein)은 어떤 행동을 할 것인지 하지 않을 것인지 결정하기 전에 자신의 행동이 어떤 결과를 가져올 것인지를 합리적으로 판단한 후에 결정한다는 이론이고, 합리적 행동모형에 따르면 인간행동은 행동의도에 따라 달라지며 행동의도는 그 행동에 대한 자신의 태도(가치관)와 주위의 중요한 사람들이 그 행위를 어떻게 여길 것인지에 대한 주관적 규범에 의해 영향을 받는다고 보고 있다. 이를 출산에 치환하면 출산의도는 출산에 대해 개인이 갖고 있는 가치관과 주위의 중요한 주변인들이 출산에 대해 어떻게 여길 것인가에 대한 주관적 가치판단에 의해 영향을 받는다는 것을 의미한다(전은화, 2014).

13) 탈물질주의적 가치이론(post-material values theory)은 서구 산업주의 물결과 함께 경제적, 신체적 안전에 몰두하는 물질주의적 가치에서 벗어나 점차 자기표현과 자율성을 중시하는 탈물질주의적 가치를 수용하기 시작하였다는 것을 강조(Inglehart, 1977)하는 것으로, 저출산 현상은 개인의 자율성과 자기표현을 중요시하고 기성권위를 거부하는 탈물질주의적 가치의 확산에 의한 결과라는 것으로 이어진다(Van de Kaa, 2001).

14) 해당 연구에서는 사회·문화적 요인의 독립변수로 조혼인율, 다문화 혼인 비율, 여자 초혼연령, 지방의회 내 여성의원 비율, 유아 천 명 당 보육시설 수로 설정하였다.

15) 조혼인율(Crude marraiage rate)은 특정 1년간 신고된 총 혼인건수를 해당 연도의 연앙인구(출생률과 사망률을 산출할 때 보통 그 해의 중간인 7월 1일을 기준으로 하는데, 이때의 인구를 연앙인구라고 함.)로 나눈 수치를 1,000분비로 나타낸 것을 말한다. (조혼인율 = 특정1년간의 총 혼인건수 / 당해연도의 연앙인구 × 1,000)

령은 합계출산율과 조출생률[16]에 모두 큰 영향을 미치고 있는 것으로 개인의 가치관 변화로 결혼을 늦게 하거나 하지 않는 사람들이 증가하면서 출산율이 감소하고 있는 것으로 해석하였다.

[표 2-1] 국내 선행연구에서의 출산 영향요인 및 관련 정부시책

구 분	영 향 요 인		관련 정부시책
양(+)의 관계	사회경제적 요인	● 지역일자리의 질 ● 남성의 고용률 ● 여성의 파트타임 고용비율 ● 출산/육아휴직급여, 아동(가족)수당 공공지출 ● 유치원아 1인당 유치원 수	- - - 휴직/휴가/수당 지급 돌봄지원사업 中
	인구통계적 요인	● 이민자 비율 ● 법정혼 外 출산 비율	- -
	문화가치관 요인	● 조부모의 동거(셋째자녀 이상에 영향) ● 주변인/본인의 다자녀 선호 의식	부모급여 -
음(-)의 관계	사회경제적 요인	● 높은 주거비용 ● 유급휴직기간의 기간(길수록 출산율 감소) ● 엄마의 나이가 많을수록 첫아이 0.7%↓) ● 아빠의 나이(둘째 이상에 영향) ● 엄마의 노동시간(첫째, 셋째 이상에 영향) ● 여성의 고용률(높을수록 출산율 감소)	- 출산휴가, 육아휴직 등 - - - 공무원 여성채용비율↑
	인구통계적 요인	● 초혼연령과 비혼의 증가	-
	문화가치관 요인	● 조부모의 동거(첫째자녀 출산에 영향) ● 개인의 가치관의 변화	- -

(연구자 재정리)

2.3. 분석대상 관련 선행연구

도시화는 단순히 도시 거주 인구 비중의 증가를 의미하는 것이 아니라,

16) 조출생률(粗出生率, Crude birth rate, CBR)은 인구 1000명당 태어난 출생아수(出生兒數)를 나타낸 것으로, 가임기 여성 1명이 평생 낳을 것으로 예상하는 평균 자녀수(平均子女數)를 나타낸 합계출산율과는 엄연히 다르다. 즉, 출산율은 가임기 여성 인구를 토대로 나온 수치이고, 출생률은 남녀노소(男女老少)를 모두 포함한 전체 인구 대비 출생아 수를 의미한다.

인구의 공간적 집중에 수반되는 산업구조의 전환, 교육·보건 인프라의 확충, 성별 역할규범의 변화, 소득분배구조의 재편 등 복합적인 사회·경제적 변화 과정이 동반되는 현상으로서 이러한 변화들이 매개하여 출산에 어떠한 영향을 미치는지 살펴볼 수 있는 핵심 독립변수로 볼 수 있다.

도시지역에서는 교육기관, 의료시설에 대한 접근성이 향상되고, 산업화에 따른 1인당 소득이 증가하며, 기대수명도 연장되는 경향이 있다. 즉, 기대수명·교육수준·경제적 생활수준을 구성요소로 하는 인적개발지수를 직접적으로 향상시킬 수 있다. 그리고 인적개발지수가 높아진다는 것은 개인의 삶의 환경이 개선된다는 것을 의미하는 것으로 r/K 선택이론에 따르면 삶의 환경이 안정될수록 적은 수의 자손에 보다 집중 투자하게 되므로 출산도 저하될 수 있다.

또한 도시화는 여성의 고등교육 기회를 확대하고 노동시장에의 참여를 촉진하여 공적 영역에서의 성평등 수준을 높이지만, McDonald(2000)가 지적하였듯이 공적 영역에서의 성평등이 개선되더라도 가정 내 양육부담이 변함없이 여성에게만 집중될 경우 여성에게 이중부담이 되어 출산의 기피로 이어질 수 있다.

마지막으로, 도시로의 인구의 집적은 고숙련 노동자에게 더 많은 소득이 귀속되는 기술 편향적 성장을 유발할 수 있으며, 이는 소득불평등의 심화로 이어질 수 있다. 소득불평등이 높아질수록, Easterlin(1966)이 언급하였듯이 부부의 물질적 열망과 그들이 보유하고 있는 자원과의 관계인 '상대적 소득'의 간격이 높아지면 저소득층에서는 주거비·교육비 부담이 가중되어 출산 결정이 억제될 수도 있다.

2.3.1. 도시화와 출산과의 관계에 대한 연구

도시화와 출산과의 관계에 대한 연구는 비교적 이른 시기부터 여러 연구가 진행되어 왔다. A. J. Jaffe(1942)는 유럽, 아시아, 라틴아메리카, 남아프리카의 토착 흑인, 팔레스타인의 무슬림, 미국의 흑인 외 비백인집단을 대상으로 도시지역 거주자와 농촌지역 거주자의 출산율을 비교연구하였는

데, 농촌의 출산율이 도시의 출산율보다 높았다. 또한 그는 이러한 현상이 유럽과 미국에서는 18세기부터 꾸준히 관찰되어 전혀 새로운 현상이 아니라고 하였다. 이러한 차이가 발생하는 이유로 현대식 피임기술 등장 이전부터 있었던 가족제한 관행[17] 및 현대식 피임기술 활용의 용이성, 가족계획에 대한 인식의 차이, 높은 생활비와 교육비, 개인주의 및 자아실현 욕구의 증가, 표준 생계수준과 실제 생활수준 간의 간극 등 도시생활과 농촌생활의 차이에 기인한다고 보았다. 다시 말하면, 도시환경은 가족주의적 가치와 자녀 수에 대한 기대를 약화시키며, 도시의 높은 주거비 및 육아비용은 자녀의 수를 줄이는 선택을 하는 경제적 동기를 강화시킨다고 하였는데, 80여 년이 지난 현재의 한국사회의 저출산 현상에도 여전히 상당부문 설명이 된다.

Carl Mosk(1980)는 1880년부터 1930년까지의 스웨덴과 1920년부터 1960년까지의 일본의 시계열 자료를 분석한 결과 출산율 전환기 동안 도시지역의 출산율이 농촌지역보다 낮아지는 경향을 발견하였다. 도시와 농촌 간 출산율의 차이가 지속적으로 나타나는 경우에는 혼인율 차이의 정도가 유지될 때로 나타났는데, 이는 혼인율의 차이가 결국 출산율의 차이에 지속적으로 영향을 미치는 것으로 판단하였다.

도시화가 출산에 직접적인 영향을 미치는가에 대하여 직접적인 영향을 미치지 않는다는 회의적 시각도 있었지만, George Martine 등(2013)은 도시화가 단지 주변 요인을 매개로 간접적으로 영향을 미치는 것이 아니라 여성의 교육 수준, 고용구조, 가족정책, 가치관 변화 등 복합적 요인들이 재조합된 결과이며 이로 인해 출산율이 하락한다고 주장하면서 도시화가 출산율 감소에 미치는 직접적이고 구조적인 영향을 재조명하였다. 그는 도시화가 '구조적 전환'의 핵심축으로 작용하며, 이러한 전환이 직접적으로 출산행동을 변화시키는 주요 구조적 요인임을 실증자료와 함께 이론으로 제시하였다.

Dimbuene(2014)는 도시 지역의 출산율이 농촌 지역보다 낮다는 것이 단순히 연관성만 있는 것인지, 나아가 인과적인 관계인지에 대하여 의문을

17) 현대식 피임기술 등장 이전의 가족제한 관행으로 낙태, 성적금기, 법적 제한, 결혼 연기, 영아 살해, 적절한 피임 등 다양한 가족제한 관행을 언급하였다.

가지고, 70개국[18]에 대한 1990년부터 2011년까지의 DHS(Demographic and Health Survey) 자료를 가지고 내생적 처치를 고려한 포아송 회귀분석과 매칭기법을 사용하여 분석하였는데, 전반적으로 도시화는 출산율에 통계적으로 유의미한 음(−)의 효과를 미치는 것으로 나타나는 등 도시화와 출산율 간의 인과관계가 존재함을 확인하였다. 다만, 시간이 지남에 따라 도시화의 출산율 감소에의 효과는 변화되었는데, 45.5%는 도시화의 출산율 감소 효과가 강화된 반면 44.6%는 출산율 감소 효과가 약화되었으며. 9.9%는 변화가 없는 것으로 나타났다. 이는 전반적으로 도시화가 출산율 저하에 영향을 미치지만, 시간의 흐름에 따라 그 강도가 일정하게 유지되기보다는 강해지거나 약해지는 변동성을 가진다는 것을 의미한다.

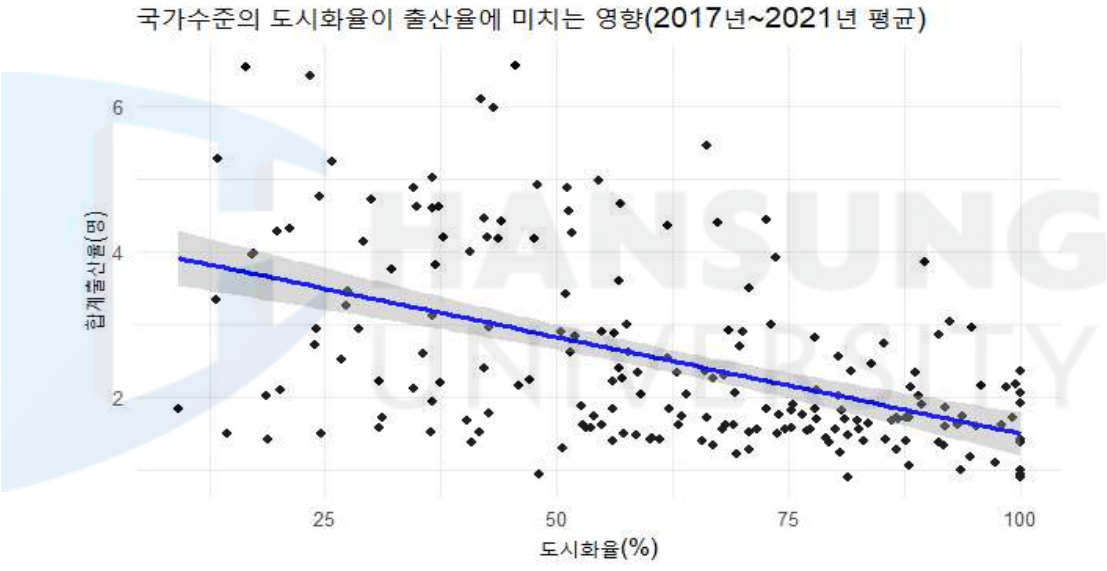
2000년대를 지나서는 도시화에 따른 출산율 감소 현상은 개발도상국에서도 공통적으로 나타나고 있다. Michael J. White 등(2008)은 가나의 중앙 해안 지역을 대상으로 한 Event−History 분석을 통해, 도시 거주 경험 자체가 출산 행동 변화에 중요한 설명력을 갖는다는 점을 실증하였다. 특히 도시에 지속적으로 거주하는 여성과 농촌에서 도시로 이주한 여성을 불문하고 도시 거주 여성의 저출산 현상은 연령, 코호트, 교육 수준, 사회경제적 지위, 고용 상태, 결혼 상태 등을 통제한 후에도 유지됨에 따라 도시 환경이 출산행태에 구조적으로 영향을 준다는 실증적 근거를 제공하였다. Mathias Lerch(2018)는 60개 개발도상국을 대상으로 출산력이 완성된 여성[19]의 코호트 자료를 기반으로 분석한 결과 도시와 농촌의 출산율 하락의 경로가 서로 다르다는 것을 발견하였다. 도시지역에서는 출산율 하락 현상이 농촌지역보다 더 일찍 시작되었으며 속도 또한 더 빨랐다는 것을 발견하였는데 이는 도시화가 출산력 감소에 선도적 역할을 한다는 것을 의미하였

18) 사하라 이남 아프리카 36개국, 북아프리카·서아시아·유럽 11개국, 남미 및 카리브해 지역 11개국, 남아시아 및 동남아시아 9개국, 중앙아시아 3개국

19) 완성출산율(Complete Fertility Rate, CFR) : 한 세대의 여성들이 생애 동안 낳은 평균 자녀수를 의미하는 것으로, 일반적으로 45세까지의 여성들을 기준으로 하며, 이 연령까지 출산을 마친 여성들이 실제로 낳은 자녀수를 평균하여 산출한다. 합계출산율(TFR)은 현재의 출산 패턴을 기반하는 반면 CFR은 과거의 출산 데이터를 기반으로 하고, TFR은 특정 연도의 출산율을 사용하여 미래의 출산을 추정하는 반면 CFR은 실제로 출산을 완료한 여성들의 데이터를 사용한다는 점에서 차이점이 있다. CFR은 장기적 출산 경향을 이해하는 데 유용하고, TFR은 현재 출산 상황과 그 변화 추이를 파악하는데 유용하다.

다. 여기에 더불어 농촌지역 또한 점차 도시적 특성을 내포하여 가면서 농촌지역에도 도시적 생활양식이 확산되고 이러한 도시적 생활양식의 확산이 농촌지역의 출산율 변화의 결정적 매개임을 시사하였는바, 이는 Cleland & Wilson(1987)이 주장한 도시에서 시작된 새로운 가치와 행동이 농촌으로 확산된다는 '사회적 확산 학파'와 Hägerstrand(1952)와 Klüsener 등(2017)의 정착지 계층을 따라 기존의 통신 및 교통망을 통해 외딴 농촌지역으로 확산된다는 '공간 확산 이론'과 그 맥락을 같이 한다.

[그림 2-5] 국가별 도시화율과 출산율과의 관계



본 연구자가 국가수준에서 횡단면 분석 후 그 결과를 산점도 및 회귀직선(도시화→출산율) 그래프로 표시하였다. 도시화율과 합계출산율의 원데이터는 UN의 자료를 출처로 하는 통계청 국가통계포털 KOSIS에서 확보하여 데이터를 전처리한 후 분석하였다. 분석기간은 도시화율과 출산율 모두 2017년부터 2021년까지 5년간의 평균을 적용하였다. 표본(국가 또는 속령)의 수는 총 195개이며, 도시화율을 독립변수로 하고 합계출산율을 종속변수로 하는 회귀분석 결과, F=64.52(p<.000)으로 회귀모형이 통계적으로 유의미하게 나타났고, 회귀모형의 설명력은 25.05%(수정된 R제곱은 24.67%)로 나타났는데, 단순회귀모델이라는 점을 감안할 때 상당히 의미있는 수치로 볼 수 있다. 회귀계수의 유의성 검증 결과 도시화율(B=-0.026546, p<.000)이 부(-)적으로 유의하게 나타났다. 즉, 도시화율이 높을수록 합계출산율이 낮아지는 것으로, 국가수준에서의 도시화율이 합계출산율에 부(-)의 영향을 미치는 것이 검증되었다.

(연구자 정리)

한편, Darrell Bricker와 John Ibbitson은 저서 「텅빈지구(Empty Planet: The Shock of Global Population Decline, 2019)」에서 출산율 하락의 주요 원인으로 도시화, 여성의 교육 수준 상승, 친족이 끼치는 영향력의 감소, 종교의 영향력 감소, 부의 증대, 개인주의 및 삶의 질 중시, 남성중심의 문화, 결혼지참금, 극도로 높은 소득 불평등, 페미니즘의 활성화, 비혼주의 청년층의 증가를 들면서 도시화와 여성의 권한 강화를 전 세계적인 현상으로서 저출산 현상의 주요 요인으로 강조하였다. 저출산의 요인으로 많은 연구들에서 언급된 여성의 교육 수준 상승 및 권익 강화, 높은 생활비, 주거비 상승, 직장과 가정의 병행 어려움, 개인주의적 가치관 확산 등은 거시적으로 볼 때 도시화에 따른 필연적인 결과물로 볼 수 있다.

도시화와 출산율 간의 관계를 연구한 선행연구들을 종합해 보면, 도시화는 여성의 사회적 역할 변화, 자녀 양육 비용의 상승, 교육 수준의 향상, 전통적 가족규범의 약화, 생애 계획의 다양화 등 다양한 요인을 통해 합계출산율 하락에 영향을 미치는 것으로 보인다. 또한 그 영향은 단일한 경로라기보다는 다양한 경제·사회적 구조 및 문화적 요소와의 복합적인 상호작용 속에서 나타나는 결과로 해석된다.

2.3.2. 인적개발과 도시화, 출산과의 관계에 대한 연구

인적개발지수는 단순한 경제성장률 또는 소득수준만으로 설명할 수 없는 각 국가의 전반적인 삶의 환경과 해당 국민들의 잠재력의 실현 정도를 평가하기 위해 만들어진 지표로, 1990년에 파키스탄의 경제학자 Mahbub ul Haq와 노벨경제학상 수상자 Amartya Sen의 이론을 바탕으로 '유엔개발계획(UNDP)'에서 처음 도입한 국가별 지표이다. 인적개발지수는 기대수명, 교육수준, 경제적 생활수준의 세 가지 핵심 차원으로 종합하여 계산된다.

2.3.2.1. 도시화가 인적개발에 미치는 영향에 관한 연구

인적개발지수는 기대수명, 평균교육년수와 기대교육년수로 측정된 교육수준, 1인당 GNI로 측정된 경제적 생활수준의 세 가지 차원의 기하평균으로 산출되는 종합지표로서, 도시화율이 인적개발지수에 미치는 영향은 본질적으로 이 세 가지 차원에 각각 전달되는 경로의 합이다. 따라서 도시화율이 인적개발지수에 미치는 영향에 대해서는 선행연구 또한 기대수명, 교육수준, 1인당 GNI 각각에 대한 영향과 관련된 연구와 함께 인적개발지수 자체에 대한 영향과 관련된 연구를 아래와 같이 함께 살펴본다.

Vlahov와 Galea(2002)는 도시화(urbanization)와 도시성(urbanicity)의 개념을 구분하였는데, 도시화는 도시의 규모, 인구밀도와 같이 인구구성이 변화하는 과정으로 정의하였고, 도시성은 특정시점에 도시지역에 거주함으로써 경험하는 환경적 영향을 의미한다. 일반적으로 도시화율을 산출할 때 한 국가의 총 인구 중에서 도시에 거주하는 비율로 계산하는데 여기서 쓰이는 개념은 '도시화'로 볼 수 있고, 이러한 거주지역의 변화에 따른 인구구성이 인적개발지수에 영향을 미치는 과정 또는 환경을 '도시성'으로 볼 수 있을 것이다. Zhang et al.(2023)은 2000년부터 2018년까지 175개 국가의 연간 패널데이터를 기반으로 도시화가 공중보건에 어떻게 영향을 끼치는지에 대하여 연구하였다. 도시화는 공중보건에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 특히 도시화가 공중보건에 미치는 영향은 생활 수준을 매개로 작용하며 생활 수준이 높은 국가일수록 도시화의 효과가 감소하는 경향이 있다고 하였다. 한편 Montgomery & Hewett(2005)은 저소득 국가 85개국의 인구보건조사(DHS)의 도시 표본을 분석한 결과, 여성과 아동의 건강이 개별 가구와 동네이웃의 생활수준에 영향을 받는 것으로 나타났고, 특히 출산 시 의료인의 조력 여부와 관련성이 두드러지게 나타났다.

Maarseveen(2021)은 어린시절에 도시환경에 노출된 경험이 아동과 청

년의 교육성취에 영향을 미치는지 조사를 한 결과, 다양한 국가에서 도시와 농촌 간 교육 성과의 격차가 컸고, 도시에서 성장한 아동과 농촌에서 성장한 아동 사이에는 보다 고수준의 누적된 인적자본을 향유할 수 있는 교육과정에 있어 상당한 차이가 있는 것을 발견하였다. 즉, 도시적 환경에서 성장한 아동은 더 높은 인적자본의 축적을 가능하게 하는 교육과정을 향유할 가능성이 높다는 것이다.[20] 이는 도시지역에서 성장한 아동은 농촌지역에서 성장한 아동보다 일관되게 더 많은 교육투자를 받기 때문이다. 그는 또한 아프리카의 14개 국가들에서도 어린 시절을 도시에서 보낸 경험은 아동의 교육 성취를 유의하게 높인다는 것을 발견하였다.

도시화가 경제적 성장에 미치는 영향과 관련하여서는 생산적 성장의 극대화 측면에서 최적의 도시 집중 수준이 존재하며, 이 최적 수준은 국가의 개발 수준과 규모에 따라 달라지고 과도하거나 부족한 집중화는 생산적 성장 측면에서 매우 큰 비용을 초래할 수 있어, 결과적으로 도시화 자체가 생산적 성장에 강한 영향을 미치지 않는다는 주장(Henderson, 2003)과 도시편향적 정책과 같이 생산성에는 직접적인 영향을 미치지 않더라도 도시화가 진행된다는 주장(Jedwab & Vollrath, 2015), 그리고 도시화 수준이 높을수록 지역의 1인당 GDP가 증가한다는 주장(Phokharel et al., 2021)도 있어 도시화 자체만으로 경제성장에 영향을 미친다고 단언하기는 어렵다.

하지만 기대수명, 교육수준, 경제적 생활수준의 3가지 차원을 종합 산출한 국민들의 삶의 환경으로서 인적개발지수에 대해서는 도시화가 전반적으로 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과가 다수 보고되고 있다. Tripathi(2021)은 1990년부터 2017년까지 187개국의 패널데이터로 도시화가 국가수준에서 인적개발지수에 미치는 영향을 분석하였는데, 100만명 이상 대도시에 거주하는 인구 비율은 인적개발지수에 긍정적인 영향을 미치지만, 한 국가의 최대 도시에 거주하는 인구비율은 인적개발지수에

20) 네덜란드의 경우 대학 진학률은 지역의 인구밀도 log 1단위 증가에 따라 1.4% 상승하였다.

부정적인 영향을 미치는 것으로 분석되어 도시에 거주하는 인구가 적정비율일 경우에는 긍정적 영향을 미치지만, 메가시티와 같이 인구비율이 과도한 경우에는 오히려 인적개발지수에 부정적 결과를 보였다고 주장하였다. 한편, 1990년부터 2019년까지의 33개 아프리카 국가들을 대상으로 한 연구에서는 도시화가 인적자본으로서의 교육수준과 기대수명 등을 개선하여 인적개발지수에 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과도 있다(Nguea, 2023). 한편 Sheth(2023)는 미국 내 7만 개 이상의 지역사회를 분석한 결과, 대도시일수록 평균적으로 인적개발지수가 높지만 지역사회 간 경제적 불평등의 지표인 지니계수도 더 커지는 부작용도 있기도 하고, 지역사회 인적개발재수가 증가할수록 다양한 사회적 부정적 효과가 동시에 감소하는 경향도 있다고 하였다.

2.3.2.2. 인적개발이 출산에 미치는 영향 관련 연구

본 연구는 도시화가 출산에 거시적으로 어떤 영향을 미치는지, 도시화 자체의 영향만으로 출산에 영향을 미치는 것인지 또는 보다 구체적인 요인들이 매개하여 출산에 영향을 미치는지에 대한 연구이다. 앞에서 도시화가 인적개발지수와 기대수명, 교육수준, 경제적 생활수준의 그 구성요소들 각각에 대하여 일정 부문 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이번에는 인적개발지수와 그 구성요소들이 출산율에의 영향에 대한 선행연구를 살펴본다.

Myrskylä 등(2009)은 현재 전 세계 인구의 절반 이상이 인구대체수준인 합계출산율 2.1명 이하의 출산율을 보이는 지역에 거주하고 있고, 고도로 발전된 국가들에서는 저출산의 추세를 사실상 돌이킬 수 없는 상황이라고 하였다. 그는 출산율과 인적개발지수의 관계에 있어 횡단 및 종단 분석을 실시하였는데 중·저 수준의 인적개발지수에서는 인적개발지수가 상승할수록 출산율이 감소하지만, 고도로 발전된 국가들에서는 인적개발지수의 증

가가 逆 J자 형태로 출산율 감소 추세를 반전시킬 수 있다는 결과를 도출하였다.

인적개발지수의 세 가지 주요 구성요소들과 출산율과의 관계에 대한 선행연구를 보다 구체적으로 들어가 보면, Herzer et al.(2010)의 연구에서는 1900년부터 1999년까지 100년 간의 패널데이터를 분석하여 출산율의 변화가 사망률 변화에 대한 반응인지를 확인하였다. 사망률 감소는 출산율 감소를 유도하며, 1인당 소득 증가 역시 출산율 감소에 기여하고 있지만, 사망률 감소만으로는 인구 증가율의 장기적 감소를 설명하기에는 부족하다고 하면서 출산율 변화는 경제발전의 원인이자 결과로 작용하여 소득과 출산율 간의 상호작용은 '인구-경제발전'의 선순환 구조를 형성한다고 주장하는 점에서 Galor(2005)의 '통합성장이론'에서 출산율의 변화가 경제발전의 원인이자 결과라고 한 것과도 맥락을 같이한다.

교육수준 특히 여성의 교육수준과 출산율과 관련된 선행연구는 많이 다루어져 왔고 여성의 학력이 높을수록 출산율이 떨어지는 현상이 일반적으로 나타났다. 예를 들어, Schultz(1986)의 연구에서는 고학력 여성일수록 아이를 적게 낳았고, 고수준의 학력을 가진 여성들에게 무자녀 현상이 가장 두드러지게 나타났다. 그런데 근래에 들어서는 저학력 여성들의 출산은 떨어지고 반대로 지위가 높은 여성들 사이에서는 출산이 높아지는 현상이 나타나기도 하는데, 저숙련 남성들이 실업과 임금하락의 위험이 높아져서 저학력 여성들에게 혼인시장이 악화되었기 때문으로 보기도 하고(McLanahan, 2004), 고학력 여성들에게서 출산율이 보다 높게 나타나는 것은 외부보육시설에 자신의 자녀를 맡길 수 있는 여건이 보다 낫기 때문으로 보았다(Aassve, 2012).

경제·사회 발전과 출산율 감소 간의 부정적 상관관계는 사회과학 분야에서 가장 확고하게 확립되고 일반적으로 받아들여지는 경험적 규칙 중 하나가 되었다(Myrskylä et al. 2009). Herzer et al.(2010)도 20세기 100년간

의 패널데이터를 분석한 결과 1인당 소득 증가가 출산율 감소에 기여한다고 한 바 있다. 한편 Luci-Greulich와 Thévenon(2014)는 1960년부터 2007년까지 OECD 국가들을 대상으로 경제발전 및 그 구성요소가 출산율에 미치는 영향을 분석하였는바, 1인당 GDP와 출산율 간에는 강한 음(-)의 상관관계를 보이던 것이 일정 수준 이상의 경제발전이 된 이후에는 출산율과의 관계가 오히려 양(+)의 방향으로 전환되는 逆 J자 형태를 띄는 경향을 보이기도 한다고 하였다.

이상으로 도시화가 인적개발지수에 미치는 영향과 인적개발지수 및 그 세 가지 구성요소들이 출산율에 미치는 영향에 대한 선행연구들을 살펴보았다. 이를 종합하여 보면 도시화는 기대수명, 교육수준과 관련하여서는 긍정적 영향을 끼치는 한편 경제적 발전에의 영향은 아직 명확하지 않지만, 이 세가지 요소가 기하평균으로 결합된 인적개발지수는 도시화로부터 긍정적인 영향을 받는다는 최근 연구들에서 보고되고 있다. 반면에 사망률의 감소 즉 기대수명의 증가는 출산율에 음(-)의 영향을 미치며, 교육수준 특히 여성의 고등교육 수준 또한 출산율에 음(-)의 영향을 미치는 것이 일반적이고 경제발전과 출산과의 부정적 상관관계는 사회과학에서 확고히 자리 잡은 만큼, 이들 세 가지 차원을 기하평균하여 산출한 인적개발지수는 출산율에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 짐작할 수 있다. 따라서 도시화율이 높아질수록 인적개발지수가 증가하는 경향이 보이지만, 출산율은 오히려 감소한다는 인과 경로를 예측할 수 있다.

2.3.3. 성평등과 도시화, 출산과의 관계에 대한 연구

도시화가 성평등에 미치는 영향에 대한 선행연구들은 전반적으로 긍정적이 관계가 있다는 입장이나, 성평등이 출산율에 미치는 영향과 관련하여서

는 제도·정책적 환경 또는 공적영역과 사적영역에서의 성평등 상황에 따라 달라진다는 것이 주된 입장이다. 예를 들어, 선진국에 있어서 공적영역에서의 성평등과 사적영역에서의 성평등 모두가 이루어지는 경우 저출산 추세에서 반등하는 효과를 보였다.

2.3.3.1. 도시화가 성평등에 미치는 영향에 관한 연구

도시화는 근대화, 산업화와 함께 발전되어 왔다. 여권신장(女權伸張)의 성평등 또한 근대화, 산업화와 함께 발전되어 왔다. 그렇다면 도시화가 성별 간 평등이 확대되는데, 여성의 권익이 확립되어 가는데 영향을 미치지는 않았는지 선행연구를 통해 확인해 본다.

Çınar(2018)는 도시화가 여성의 권한부여에 있어 정치, 경제, 교육 등 다양한 영역에 영향을 미치는데, 특히 교육분야에서 가장 큰 영향이 나타난다고 하였다. 특정 수준 이상의 도시화가 이루어진 이후에는 국가의 민주주의 수준이나 경제적 풍요로움과 같은 정치·경제적 요인들이 여성의 권한부여의 격차를 결정짓는 주요 변수로 작용한다고 하였다. 또한 그는 Ugur-Cinar와의 연구(2018)에서 터키 81개 州 중 43개 주에 거주하는 고학력 도시여성 334명을 대상으로 한 설문조사 결과 도시화와 여성의 권한부여 간에는 긍정적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 최근에는 Dhamija 등(2025)이 위성 기반 야간 조명 강도를 도시화의 지표로 활용하여 도시화가 인도 여성의 권한 부여에 미치는 단기적 영향을 분석하였는데, 도시화는 이동성 향상과는 관련이 있지만 노동시장 참여, 정보 접근, 재정적 자율성, 가정 내 의사결정권, 성별 인식과는 유의미한 관계가 없는 것으로 나타났고 오히려 인도에서는 도시화가 여성의 친밀한 관계 내 폭력 위험을 증가시키는 경향을 보임에 따라 적어도 인도에서는 단기적으로는 도시화가 인도 여성의 경제적 권한 부여에 크게 도움이 되지 않

을 수 있음을 보여 주었다. 반면, 도시화는 남성의 노동시장 참여 증가와는 긍정적으로 연관되어 있어 도시화의 효과가 성별에 따라 다르게 나타났다. 이러한 결과는 도시화가 여성에게 미치는 영향이 단순히 기회 확대에 그치지 않고, 구조적 불평등과 위험 요인을 함께 고려한다는 점을 시사한다.

McDonald(2000)의 성평등화 출산 이론에서는 성평등은 '개인/공적영역에서의 성평등'과 '가정/사적영역에서의 성평등'으로 구분한 바 있다. de Bruin & Liu(2020)은 가사노동, 육아의 실제 분담을 의미하는 '가정/사적영역에서의 성평등'의 관점에서 중국의 급속한 도시화가 가사노동의 성별 불균형이 어떻게 변화하고 있는지에 대하여 도시 거주자, 농촌으로부터 도시로의 이주자, 농촌 거주자로 구성된 부부 단위의 남녀 간 시간 배분의 차이를 분석하였다. "남성은 바깥일을, 여성은 집안일을 맡는다.(男主外, 女主內)"는 중국의 전통적인 성역할 규범과 오랜 가부장적 문화는 여전히 농촌 지역에서의 시간 배분 패턴을 그대로 유지하고 있었다. 하지만 도시 거주자와 농촌에서 도시로의 이주자 가정에서는 남성들이 아이돌봄에 더 적극적으로 참여함으로써, 전통적 성역할 규범이 점차 약화되고 있는 것으로 나타났다. 하지만 도시거주 여성, 특히 어린 자녀를 둔 여성들은 유급노동과 같은 소득활동 시간은 줄지 않으면서 무급노동인 양육 및 가사활동의 시간이 크게 증가하는 '이중 노동'의 부담을 겪고 있다. 이때 교육 수준이 높을수록 이중 노동의 부담이 완화되고, 가정 내 성별 시간 격차도 줄어드는 경향이 있는 것으로 나타나, '도시화-교육-소득'의 연결고리는 가정 내 성평등 즉 Becker(1974)가 정의한 '가정/사적영역에서의 성평등'을 개선하는 핵심요인으로 결론지었다.

이와 같이 선행연구들에 따르면 도시화는 여성의 교육, 정보에 대한 접근, 유급 고용의 기회, 이동성 등 '공적 영역'에서의 성평등을 촉진하는 경향은 있으나, 가정 내 육아, 가사분담과 같은 '사적 영역'은 도시화만으로

변화되는 것이 아니라 정책, 공공안전과 같은 사회적 제도·문화와 상호작용하면서 변화되는 것으로 해석된다.

2.3.3.2. 성평등이 출산에 미치는 영향에 관한 연구

McDonald(2000)의 '성평등화 출산 이론'과 Goldscheider 등(2015)의 '제2차 인구전환이론'에 따르면 교육·고용·권한부여 등 공적 영역의 성평등이 진전되어도 가사·양육 등 가정 내 사적 영역의 평등에 진전이 없을 때 출산이 크게 감소하고, 두 영역이 함께 평등을 이룰 때 저출산이 완화하거나 반등할 수 있다. 성평등 수준과 출산율과의 관계는 선진국 내 출산율 격차를 설명하는 주요요인으로 합계출산율 2.1명의 인구대체수준 이하의 출산율은 젊은 성인 인구의 구조에서 여성의 상대적 부족을 초래한다. 이는 여성의 협상력 증가를 통해 성역할 규범의 변화를 촉진하고 결국 성평등이 향상되면서 출산율이 안정되거나 반등하는 경향을 보이기도 한다(Kohler 2015)[21]. 한편, 미국의 부부를 대상으로 한 연구에서는 성평등 수준과 출산율 간에는 U자형 관계가 나타났는데, 이는 가장 현대적인 가사 분담 방식과 가장 전통적·가부장적인 방식 모두가 출산율과 긍정적으로 연관되어 있기 때문이었다(Torr & Short, 2004).

전통적 성역할에서 완전한 성평등까지 이어지는 규범적 이데올로기의 스펙트럼에서 중간 형태의 이데올로기로 '친노동 보수주의'와 '유연한 평등주의'가 있다. 친노동 보수주의는 여성이 노동시장에 참여하되 가정 내 주된 역할 즉 양육과 가사를 담당하는 것을 유지해야 한다는 관점을 말하고, 유연한 평등주의는 여성이 일과 가정의 균형을 스스로 선택할 수 있다는 관점을 말한다. 친노동 보수주의의 대표적인 나라는 일본, 한국, 남유럽 및 동유럽 일부 국가들이 있으며, 이들 국가 모두 매우 낮은 출산율을

21) 그는 또한 성평등 수준이 높은 일부 선진국에서 관찰된 출산율 반등한 반면, 한국의 초저출산 현상은 가정 내 성평등 수준이 낮은 것과 연결되어 있다고 주장한다.

보이고 있다. 반면 유연한 평등주의가 널리 퍼진 국가로 핀란드, 네덜란드, 뉴질랜드, 영국, 미국 등이 대표적인 국가들로 여성이 사회적으로 수용 가능한 방식으로 출산 의도를 실현할 수 있는 선택지가 다양하게 허용되기 때문에 출산율이 상대적으로 더 높은 경향을 보인다(Mary & Lee, 2016).

2.3.4. 경제적 불평등과 도시화, 출산과의 관계에 대한 연구

2.3.4.1. 도시화가 경제적 불평등에 미치는 영향에 관한 연구

근로자 1인당 생산성과 대도시 인구 규모 간에는 강한 상관관계가 있고, 이러한 상관관계는 고숙련 인력이 많은 도시에서 특히 강하게 나타난다. 도시 밀도에 의한 근접성을 통해 지식이 확산되면, 이는 근로자의 숙련도를 높이거나 기업가의 생산성을 향상시키는 효과를 낳으며, 나아가 대도시는 숙련된 인력을 더 많이 유인하여 도시지역에서 인적 자본이 더 빠르게 축적된다(Glaeser & Resseger, 2010). 도시화는 시민들의 삶에 있어 공간적 집적을 통해 생산성과 소득 수준을 끌어 올릴 수 있지만, 동시에 기술·전문성의 편향적 집중과 집적에 따른 이익이 상대적으로 고숙련층에 더 많이 귀속됨에 따라 도시 내부의 소득격차, 즉 경제적 불평등을 더 심화시킬 수 있다(glaeser et al., 2009). 도시 규모와 임금불평등 간에는 강하게 단조적인 관계가 형성되기도 하였는데, 1979년부터 2007년까지의 미국 대도시에서의 임금 불평등의 증가 속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 이는 도시 규모가 단순히 인구나 경제력의 지표를 넘어서, 임금 구조와 불평등의 심화에 직접적인 영향을 미친다는 것을 의미한다(Baum-Snow & Pavan, 2013). 도시화가 진행되면 소득 불평등은 처음에는 증가하고 이후 감소하는 경향을 보인다는 '쿠즈네츠의 역 U자 가설'이 알려져 있지만, 도시 규모가 커질수록 불

평등은 감소하고 이후 다시 증가하는 경향을 보이는 도시의 평균 규모와 불평등 사이에는 U자형 관계가 존재한다는 입장도 있다(Castells-Quintana, 2018). OECD 11개국의 150개 이상의 기능적 도시지역을 대상으로 한 연구(Castells-Quintana et al., 2020)에서 도시 규모와 도시 수준의 소득 불평등 간의 관계를 분석한 결과, 도시 규모가 두 배로 증가할 때 지니계수는 약 1%포인트 상승하는 경향이 있었다. 도시 규모와 불평등 간의 양(+)의 상관관계는 1인당 소득이 약 2만 달러 이상, 인구가 150만 명 이상인 도시들과 같이 주로 부유한 국가의 대도시에서 유의하게 나타났다는 점에서 상대적으로 부유한 국가에서의 소득 불평등은 도시 성장과 함께 증가한다고 볼 수 있다. UN-Habitat의 「World Cities Report 2022」에서는 같은 도시화라도 주거·교통·보건·교육 인프라 및 포용적 계획이 갖춰지면 불평등을 완화시킬 수 있으며, 만약 그렇지 못하면 격차가 심화되는 것으로 귀결된다고 한 바, 이는 도시화의 질적 차이가 소득의 분배결과를 좌우한다고 볼 수 있다.

도시화가 경제적 불평등에 미치는 영향과 관련된 연구는 도시와 농촌을 비교한 연구들이 다수 존재하지만, 그 결론에 있어서는 상반되는 결과를 보이기도 하였다. 1인당 GDP가 약 3,000달러를 넘어서면, 도시화는 도시와 농촌 간의 격차를 줄이는데 기여한다. 이는 소득분배 문제에 직면한 개발도상국에 있어 도시화를 실현 가능하고 효과적인 전략으로 활용할 수 있다(Wan et al., 2022)고 하면서도, 중국을 대상으로 한정하여 연구한 결과에서는 도시화가 도시와 농촌 간의 소득 격차를 유발하는 인과적 유인으로, 중국의 전체 성(省) 중 1/3에서 도시화 수준이 도시와 농촌 간 소득 격차에 유의미한 영향을 미치지만 반대로 소득격차는 도시화에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타난 바 있다(Su et al., 2015). 오히려 '농업구조'가 장기적으로 소득 불평등을 초래하는지의 연구(Oyvat, 2016)에서는 토지 불평등이 클수록 도시와 농촌 모두에 소득 기준 지니계수가 상승함을 발견하였다. 이

는 토지 불평등 수준이 도시화 수준과 도시 및 전체 소득 불평등을 결정하는데 중요한 영향을 미친다는 것으로 '과도한 도시화'는 소득 불평등을 심화시킨다고 해석된다.

2.3.4.2. 경제적 불평등이 출산에 미치는 영향에 관한 연구

Shenk et al.(2016)은 불평등 수준과 지위 경쟁이 부모의 자녀에 대한 최적 투자 결정에 어떠한 영향을 미치는지 연구한 결과 인구 전환 사회와 유사한 조건에서는 부모가 자녀에 대한 최적 투자 결정과 사회적 지위에 더 많은 투자를 하게 되며, 이는 출산율의 현저한 감소로 이어진다고 하였다. 특히 높은 불평등과 강한 지위 경쟁이 존재할 때 이러한 경향이 두드러지는데, 체면을 중요시하고 사회적으로 남녀노소 불문하고 경쟁이 극도로 치열한 한국에서 극(極) 초저출산 현상을 보이는 원인으로도 해석이 가능하다. 주택비용은 자녀 양육 비용 중 가장 큰 비중을 차지하며 이는 출산 결정에 중요한 영향을 미치는데(Henman, 2007; Lino, 2014), 호주의 종단 데이터 연구결과에서는 주택 소유자의 주택 자산이 10만 호주 달러 증가할 경우 자녀 출산확률이 18% 증가하는 반면, 자녀가 있는 민간 임차인은 지역 주택 가격이 상승할수록 출산 의향이 감소한다는 점에서 경제적 불평등이 출산의향에도 영향을 미치는 것을 알 수 있다(Atalay et al., 2021). 중국의 저출산 현상의 주요 원인도 호주와 유사하게 나타나고 있다. 중국은 1970년대 후반부터 '한 자녀 정책'을 시행하여 2012년에는 합계출산율이 1.2명까지 하락하였다. 이에 2014년 1월에 '한 자녀 정책'을 폐기하고 '두 자녀 정책'을 도입했으나 출산율 반등은 예상보다 미미한 상태로 주택 가격 상승이 식비·교육비 등 자녀 양육에 필요한 다른 비용에도 영향을 미쳐, 자녀 출산 결정에 재정적 부담을 가중시키고 있으며 결국 높은 주택 가격 상승은 둘째 자녀 출산 의향을 직접적으로 감소시키고 있는 상황이다(Meng et al.,

2023). EU 국가들에 대한 연구에서는 주택 소유율을 기준으로 임대료의 상승에 따른 출산율의 양(+) 또는 음(−)의 효과가 달리 나타났는데, 주택 소유율이 41% 미만일 경우 임대료의 상승은 출산율 감소를 유발하는 반면, 주택 소유율이 41% 이상일 경우 임대료의 상승은 출산율의 증가와 연관되어 있음이 나타났다(Friedel & Hagist, 2024). EU 국가들에서의 이러한 결과는 무주택 임차인이 다수인 국가에서 임대료 상승은 곧 가계의 가처분소득을 하락을 의미하고, 유주택자, 특히 다주택자에 있어서 임대료 소득은 불로소득 및 가처분소득의 증가를 의미하므로 이 또한 경제적 불평등과 깊은 관계가 있는 것으로 경제적 불평등이 출산율에 영향을 미친다는 간접적인 증거이기도 하다. 최근의 OECD의 보고서 「Society at a Glance 2024: OECD Social Indicators」에서 자녀를 낳는 이유가 경제적 이익 때문은 아니지만, 소득·양육비·주거비·보육비 등은 출산 시기와 자녀의 수에 영향을 미치며 자녀 양육비용의 증가는 출산율 감소에 기여한다고 밝힌바, 간접적으로 경제적 불평등이 출산에도 영향을 미친다고 볼 수 있을 것이다.

한편 소득 불평등이 출산율 격차에 미치는 영향과 경제성장과의 관계를 실증적으로 보다 구체적으로 분석한 연구(de la Croix & Doepke, 2003)가 있어 눈길을 끈다: 출산율과 교육투자는 서로 상호 의존적으로 고소득 가구는 자녀 수는 적어도 교육 투자 수준은 높은 반면 저소득 가구는 자녀 수는 많지만 교육투자 수준은 낮은데, 소득 불평등이 증가할수록 고소득층과 저소득층 간의 출산율 격차는 커지게 된다. 결과적으로 교육 수준이 낮은 자녀가 전체 인적 자본에서 더 큰 비중을 차지하게 되고 이러한 매커니즘은 평균 교육 수준을 저하시킴으로써 장기적으로는 경제성장률을 저하시킨다는 것을 이 연구가 실증적으로 입증하였다. 글로벌 사우스(Global South)[22] 국가들에서는 소득 불평등의 수준이 매우 높고 구조적인데 사회

22) 글로벌 사우스(Global South) : 식민주의, 경제 종속, 지정학적 열위의 역사적 맥락을 공유하는 국가들로 남미, 카르브해, 사하라 이남 아프리카 및 북아프리카, 아시아의 저·중소득 국가들, 구소련 국가들이 이에 해당된다.

전체의 복지에 미치는 부정적 영향을 심화시키고, 이러한 소득 불평등은 첫 출산 연령의 분산 증가와 양(+)의 상관관계를 보인다. 첫 출산 연령의 분산이 증가된다는 것은 첫 출산에 있어 양극화가 뚜렷한 양상을 보이는 것으로서 사회경제적으로 불이익을 받는 집단에서는 조기 출산을 보이고 그 출산 연령 또한 더 균질화 되어 있지만 규모가 작아진다. 반면, 규모가 커지고 출산 연령은 더 다양한 집단의 특징인 중상류층 여성으로 이러한 양극화는 출산율 2.5명 이하인 저출산 국가에서, 특히 도시지역에서 더욱 심화된 양상을 보이고 있다(Torres et al., 2022).

2.4. 소결

기존 선행연구를 종합적으로 살펴보면, 국내의 선행연구 상당수는 개인 또는 가구 단위의 미시분석에 집중하여 거시적 구조적 변화가 출산에 미치는 경로를 충분히 규명하지 못한 면이 있으며, 도시화와 출산의 관계를 다룬 국외의 연구들도 인적개발·성평등·소득불평등 중 하나의 경로에 집중하는 경향이 있어 복수의 경쟁적 경로를 동시에 비교한 연구는 드물다. 본 연구는 전 세계 105개국 34년간의 장기 패널데이터를 활용하여 국가 수준에서 거시적으로 분석하였고, 인적개발 경로, 성평등 경로, 소득불평등 경로의 세 가지 경쟁가설을 동시에 설정하여 어느 경로가 세계적인 저출산 현상을 보다 설득력 있게 설명할 수 있도록 다중매개 분석틀을 마련하였다. 또한 분석결과의 객관성을 확보하기 위하여 정량분석을 실시하였고, pooled OLS, 다중매개 구조방정식모형 등 복수의 분석방법을 통한 비교분석으로 방법론적으로도 투명성을 확보하고 저출산 현상이 불가역적인 현상임을 정량적으로 설명함으로써 출산과 관련된 이론적·정책적 함의를 도출함에 있어 새로운 인식의 전환을 제시한다는 점에서 선행연구와의 차별성을 지닌다.

제 3 장 연구설계 및 분석방법

3.1. 연구모형

3.1.1. 연구분석틀

본 연구는 세계적인 현상으로 나타나고 있는 저출산 현상에 대한 거시적 차원에서의 주된 경로를 탐색함으로써 이러한 현상이 거스를 수 없는 흐름이라는 점을 규명하고, 이를 전제로, 특히 국가소멸의 위기를 수없이 경고받고 있는 한국의 미래세대를 위해 향후 정책방향을 제언하기 위한 것이다. 이에 따라 연구문제는 다음과 같다.

"세계적인 저출산 흐름을 유발하는 주된 인과적 경로는 무엇인가?"

본 연구는 이를 실증하기 위하여, r/K 선택 이론, 성평등화 출산 이론, Easterlin의 출산이론 등 매개변수들의 인과적 경로와 관련된 이론들을 토대로 [그림 3-1]과 같이 연구분석틀을 설계하였다.

생태학의 'r/K 선택 이론'에서 생물들은 각 개체가 처한 환경 조건에 따라 자손의 수를 극대화하는 전략을 취할지 자손의 질에 집중하여 투자하는 전략을 취할지를 결정한다고 하였다. 불안정한 환경에서는 많은 자손을 낳으면서 대신 자손에 대한 돌봄 또는 투자는 적고, 안정된 환경에서는 적은 수의 자손을 남기는 대신 자손에 대한 돌봄과 투자가 커지는 선택을 한다는 것이다. 인적개발지수는 기대수명, 기대학업년수와 평균학업년수, 1인당 GNI를 지표로 건강·보건 차원, 교육환경 차원, 경제적 생활수준 차원으로 구성되어 각 국가별 수준을 비교 평가한다. 이러한 인적개발

지수의 각 차원들을 종합하여 살펴보면, 인적개발지수는 한 국가에 소속된 국민들의 삶의 환경을 반영하는 지표라고 볼 수 있다. 즉, 인적개발지수가 높으면 해당 국가에 거주하는 국민들이 처한 환경은 상대적으로 안정적 환경이라고 볼 수 있으며, 인적개발지수가 낮으면 해당 국가에 거주하는 국민들이 처한 환경은 상대적으로 불안정한 환경이라고 볼 수 있고, 이러한 환경의 차이가 출산에 영향을 미칠 수 있다.

성평등화 출산 이론(McDonald, 2000)에서는 교육, 고용, 법제도와 같은 제도적 성평등인 '개인/공적영역에서의 성평등'과 가사노동, 실제 육아분담을 의미하는 '가정/사적영역에서의 성평등' 간의 조화가 매우 중요하며, 공적영역에서 성평등이 이루어져도 사적영역에서 불평등할 때 출산을 기피한다고 하였다. 성불평등지수는 보건 차원의 지표로 출산산모의 사망률과 청소년 출산율을, 권한부여 차원의 지표로 여/남의 중등이상 교육비율과 여/남의 국회의원 비율, 노동시장 차원의 지표로 여/남의 경제활동참여율을 기하평균한 복합지수로 주로 공적영역에서의 성평등 지표로 구성되어 있다. 성평등화 출산 이론은 주로 인구대체수준 미만인 선진국을 대상으로 한 연구임에 대비하여, 본 연구는 전 세계 각 지역의 골고루 분포되어 있는 105개국을 대상으로 한 연구임에 따라 공적영역에서의 성평등 지표로 구성된 성불평등지수가 도시화와 출산과의 관계에 있어 성평등 경로의 경쟁가설 검증에 적용될 지표로 적합하다고 판단된다. 또한 성불평등지수는 성평등 관련 연구들에 있어 국가 간 비교 지표로 가장 공신력 있는 지수이기도 하다.

Easterlin(1966)의 출산이론에서 자녀의 출산을 선택함에 있어 '상대적 소득'을 강조하면서 심리적 요인이 자녀 출산의 결정에 있어 중요한 역할을 한다고 하였다. 여기서 심리적 요인은 소득분배 구조 측면에서 상대적 박탈감으로 볼 수 있을 것이다. 총소득의 분배 방식에 있어 불평등을 나타내는 대표적인 지표가 가처분소득 기준 지니계수이다. 따라서 도시화와 출산과의 관계에 있어 소득분배 구조 경로의 경쟁가설 검증에 적용될 지표로 적합하고 가장 객관적인 수치의 지표로도 볼 수 있다.

이상 도시화율이 출산율에 영향을 미치는 인과적 경로로 인적개발지수

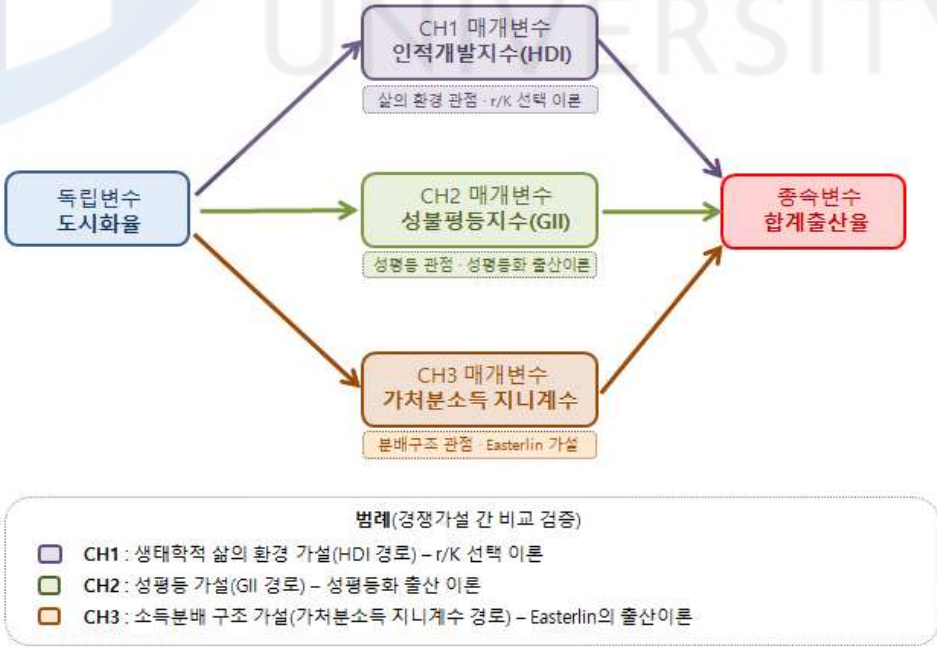
경로, 성불평등지수 경로, 가처분소득 지니계수 경로를 산정하였다. 도시화율은 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수에 각각 영향을 미치고, 이러한 요인들이 다시 출산율에 영향을 미치는 경로를 가진다고 추측할 수 있다. 예를 들어, 도시화는 국민들의 교육·보건·경제적 수준을 향상시켜 인적개발수준을 높이고(Zhang et al., 2023; Montgomery & Hewett, 2005; Maarseveen, 2021; Phokharel et al., 2021; Tripathi, 2021, Ngea, 2023; Sheth, 2023), 인적개발수준 또는 교육·보건·경제적 수준 각각의 출산율에 영향을 미치는 것이 확인되었다(Myrskylä et al., 2009; Herzer et al., 2010; Shultz, 1986; McLanhan, 2012; Aassve et al., 2009; Herzer et al., 2010; Luci-Greulich & Thévenon, 2014). 또한 도시화는 여성의 권한부여 등 공적영역에서의 성평등을 향상시키며(Çınar, 2018; Çınar& Ugur-Cinar, 2018), 성평등 수준 또한 출산에 긍정적 영향을 미친다(Kohler 2015; Torr & Short, 2004; Mary & Lee, 2016). 마지막으로 도시화는 소득 불평등을 심화시킨다는 것이 다수의 의견이고(Glaeser et al., 2009; Baum-Snow & Pavan, 2013; Castells-Quintana, 2018; 2020; Oybat, 2016), 경제적 불평등은 출산율의 저하를 유발한다는 것이 공통된 입장이다(Shenk et al., 2016; Henman, 2007; Lino, 2014; Atalay et al., 2021; Meng et al., 2023; Friedel & Hagist, 2024; de la Croix & Doepke, 2003; Torres et al., 2022). 본 연구에서는 이와 같은 경로를 pooled OLS 패널회귀분석을 통해 도시화와 출산과의 관계에 있어 위 세 가지 경로 각각이 유의한 설명을 할 수 있는지, 그리고 주된 경로가 무엇인지 확인하기 위해 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 기준 지니계수를 매개로 한 각 경로의 경쟁가설을 검증하고자 한다.

본 연구는 이론적 인과구조를 제시하는 '연구분석틀'과 이를 정량적으로 추정하기 위한 '통계적 모형'을 구분하였다. 연구분석틀은 도시화가 출산율에 영향을 미치는 개념적 경로를 제시하는 데 목적이 있으며, 통계적 모형은 이러한 개념적 관계를 확률적 자료 생성 과정으로 수식화하여 모수를 추정한

다. 또한 통계적 모형을 '체계적 구성요소'와 '확률적 구성요소'로 구분하여 제시한다.

본 연구의 연구분석틀은 도시화가 합계출산율에 미치는 영향을 단일 경로가 아닌 다중매개 구조를 통해 설명하는 개념적 인과모형에 기반한다. 구체적으로, 본 연구는 국가별 도시화 수준이 각 국가의 인적개발, 성평등, 그리고 소득불평등 구조를 변화시키며, 이러한 구조적 변화가 다시 출산에 영향을 미친다는 관점을 채택하였다. 즉, 도시화는 출산에 직접적인 영향을 미치는 동시에, 인적개발, 성불평등, 소득불평등이라는 세 가지 핵심 구조적 요인을 매개로 하여 간접적인 영향을 미친다고 가정하였다. 이러한 개념적 관계를 도식화한 연구분석틀은 [그림 3-1]과 같다. 이러한 연구분석틀은 개념 간 인과적 경로 관계에 초점을 맞추며, 변수의 구체적 측정지표, 정량적 계수, 통제변수의 포함 여부 등은 통계적 모형에서 별도로 다룬다.

[그림 3-1] 연구분석틀 : 경쟁가설 구조



3.1.2. 통계적 모형

본 연구의 모든 추정식은 다음과 같은 확률적 모형을 기본으로 한다.

$$Y_{it} = E(Y_{it}|X_{it}) + \quad \epsilon_{it}$$

여기서, Y_{it}는 국가 i, 연도 t에서 관측된 종속변수, $E(Y_{it}|X_{it})$는 설명변수에 의해 체계적으로 설명되는 부분, ϵ_{it}는 관측되지 않은 요인, 측정오차, 우연적 충격 등을 포함하는 확률적 오차항을 의미한다.

체계적 구성요소는 다음과 같이 선형 형태로 설정된다.

$$E(Y_{it}|X_{it}) = X_{it}\beta$$

$X_{it}\beta$는 주요 설명변수와 통제변수들의 선형 결합을 의미한다.

확률적 구성요소 ϵ_{it}는 체계적 구성요소로는 설명되지 않는 잔차로 정의되며, 다음과 같은 성질을 갖는 것으로 가정한다.

$$E(\epsilon_{it}|X_{it}) = 0$$

이는 통제된 조건하에서 오차항의 기댓값이 0임을 의미하며, 본 연구의 추정은 이 가정하에서 이루어진다. 실증분석에서는 국가단위로 군집화된 로버스트 표준오차를 사용하며, 국가 내부의 시계열 상관과 이분산성을 반영한다.

도시화가 각 매개변수에 미치는 영향은 다음과 같은 매개방정식으로 설정

된다.

$$M_{kit} = \alpha_k Urban_{it} + Z_{it}\gamma + \epsilon_{kit}$$

여기서, M_{kit}는 매개변수 k(인적개발 수준, 성불평등 수준, 소득불평등 수준)를, $Urban_{it}$는 도시화 수준, $Z_{it}\gamma$는 국가 i의 시점 t에서 관측되는 통제변수와 그 계수의 선형결합을, ϵ_{kit}는 해당 매개변수 방정식의 확률적 오차항을 의미한다.

합계출산율 방정식은 다음과 같이 설정된다.

$$TFR_{it} = c' Urban_{it} + \sum_k b_k M_{kit} + Z_{it}\delta + \epsilon_{it}$$

이 식은 도시화의 직접효과와 매개변수를 통한 간접효과를 동시에 추정하는 구조를 갖는다.

본 연구의 핵심 관심정량은 아래와 같이 정의되고, 이를 통해 도시화가 출산율에 미치는 구조적 영향의 크기와 경로를 정량적으로 평가한다 :

직접효과(Direct Effect) : c'

개별 간접효과(Indirect Effect) : $ind_k = a_k \times b_k$

총간접효과(Total Indirect Effect) : $\sum_k ind_k$

총효과(Total Effect) : $c' + \sum_k ind_k$

각 경로의 간접효과는 계수의 곱 방법으로 산출하고, 간접효과의 표준오차

는 Delta method에 기반한 정규근사로 산출한다. 각 Amelia 다중대치 데이터셋(100개)에서 산출된 간접효과는 Rubin(1987)의 규칙에 따라 통합한다. 이 방법은 Sobel test와 동일한 논리에 기반하며, 부트스트래핑이 일반적으로 더 정확하나 다중대치 패널데이터에서의 적용상 제약으로 인해 Delta method를 채택한 것으로 매개효과 계산 방식으로 적합하다고 판단된다.

3.2. 연구가설

도시화가 출산 저하로 이어지는 주된 인과경로에 관하여 본 연구에서는 학문적으로 서로 다른 이론적 관점을 경쟁가설로 채용하여 검증하고자 한다. 즉, 단일한 매개경로의 존재를 전제하는 대신 세 가지 상이한 이론적 관점에 기반한 경쟁가설을 설정하고, 실증분석을 통해 어느 경로가 세계적인 저출산 현상을 더 강하게 설명하는지를 검증하고자 한다. 이러한 경쟁가설 방식은 하나의 이론적 틀만을 전제할 때 발생할 수 있는 설명력의 과잉적 단순화를 방지하고, 복수의 이론이 경합하는 현상에 대해 보다 엄밀하고 균형이 잡힌 실증적 판단을 가능하게 한다는 점에서 방법론적인 의의가 있다.

선행연구 결과와 연구모형을 기초로 본 연구에서 검증하고자 하는 경쟁가설을 다음과 같이 설정하였다. 우선, 세 가지 경쟁가설에 앞서 도시화율 자체가 합계출산율에 직접적인 영향을 미치는가를 검증하기 위한 기저가설(H0)을 설정한다.

유럽, 아시아, 남미, 팔레스타인의 무슬림, 백인과 흑인 이외의 미국인을 대상으로 한 연구에서 농촌거주자의 출산율이 도시거주자보다 높은 것이 18세기부터 꾸준히 관찰된 바 있고(Jaffe, 1942), 스웨덴과 일본을 대상으로 한 시계열 분석에서도 출산율 전환기에 도시지역의 출산율이 농촌

보다 낮아지는 경향이 있었다(Mosk, 1980). 또한 가나의 도시거주여성을 대상으로 한 연구에서도 도시환경이 출산행태에 구조적으로 음(−)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(White et al., 2008). 1990년부터 2011년까지 70개국의 시계열 자료의 분석 결과 도시화는 출산율에 유의미한 음(−)의 영향을 미쳤으며(Dimbuene, 2014), 60개 개발도상국을 대상으로 한 분석에서도 도시지역의 출산율 하락 현상이 농촌보다 먼저 시작되었고 속도도 더 빨랐으며, 농촌도 도시적 생활양식이 확산되면서 출산율에 변화가 왔다는 점에서 도시화는 출산율에 직접적 영향을 미친다고 볼 수 있다(Lerch, 2018).

기저가설(H0). 국가의 도시화율이 높을수록 합계출산율은 감소할 것이다.

다음으로, 도시화가 어떠한 이론적 경로를 통해 출산의 저하로 이어지는가에 대하여 세 가지 경쟁가설을 제시한다.

인적개발지수는 국민들의 잠재력의 실현 정도를 평가하기 위해 기대수명으로 측정한 보건수준, 평균교육년수 및 기대교육년수로 측정한 교육수준, 1인당 GNI로 측정한 경제적 생활수준의 각 지표들을 종합하여 만들어진 지표이다. '도시화율에서 출발하여 인적개발지수를 거쳐 출산율로 이어지는 경로'와 관련된 선행연구들을 살펴보면, 175개국을 대상으로 한 연구에서 도시화는 공중보건에 긍정적 영향을 미치는 것이 확인되었고(Zhang et al., 2023), 85개국 대상으로 한 연구에서는 여성과 아동의 건강이 가구, 이웃, 의료인의 조력에 영향을 받는다고 하면서 도시적 환경이 공중보건에 긍정적 영향을 미치는 것이 확인되었다(Montgomery & Hewett, 2005). 어린 시절 도시환경에 노출된 경험이 있을 경우가 농촌에서 자란 경우보다 더 높은 교육적·인적 자본을 축적한다는 것이 입증되어 교육수준에 있어서도 도시화가 긍정적 영향을 미친다(Maarseveen, 2021). 또한 경제적 측면에서도 도시화 수준이 높을수록 1인당 GDP가 증가(Phokharel, 2021)하는 등 인적개발지수를 구성하는 각 차원에 도시화가 긍정적 영향을 미치는 것이다. 또한 도시화율이 인적개발지수의 자체

에도 양(+)의 효과를 미치는데, 187개국을 대상으로 1990년부터 2017년까지의 데이터를 분석한 결과, 100만 명 이상 대도시 거주 인구비율은 인적개발지수에 양(+)의 영향을 미쳤으며(Tripathi, 2021), 1990년부터 2019년까지의 아프리카 33개국을 대상으로 한 연구에서도 도시화가 교육수준과 기대수명을 개선하는 등 인적개발지수에 긍정적 효과가 있었으며, 미국의 7만 개 지역사회를 대상으로 한 연구에서도 대도시일수록 인적개발지수가 증가하는 것이 확인된 바 있다(Sheth, 2023).

인적개발지수가 출산율에 미치는 영향에 대한 선행연구들도 살펴보면, 경제발전과 출산과의 관계는 부정적 상관관계가 있으며 1인당 소득 증가가 출산율 감소에 기여하고(Myrskylä et al., 2009; Herzer et al., 2010), 공중보건의 지표로서 사망률 감소와 경제발전의 지표로서 1인당 소득 증가는 출산율 감소에 기여한다는 것을 20세기의 100년간 패널데이터로 입증된 바 있다(Herzer, 2010). 또한 고학력 여성일수록 아이를 적게 낳고, 매우 고학력 여성들에게서는 무자녀 현상이 가장 두드러지게 나타났으며(Shultz, 1986), 인적개발지수가 중위권 이하 국가들에서는 인적개발지수가 높아질수록 출산율이 감소하였다(Myrskylä et al., 2009).

그리고, 생태학에서의 'r/K 선택 이론'을 경쟁가설 1(CH1)의 근거이론으로 차용하고자 한다. 경쟁가설 1의 핵심은 도시화가 인적개발 수준을 매개로 하여 출산에 영향을 미친다는 것이다. 도시화는 교육 수준의 향상, 의료 및 보건의 접근성 개선, 소득의 증가를 동반하며, 이는 곧 인적개발 수준의 전반적 상승으로 이어진다. 이러한 변화는 개인과 가정이 직면하는 생활환경을 보다 안정적이고 예측가능한 구조로 전환시키며, 결과적으로 생존 자체보다 삶의 질과 성취에 대한 투자가 더욱 중요해지는 조건을 형성한다. 이러한 환경적 변화는 r/K 선택 이론의 관점에서 볼 때, 개개인이 r-전략에서 K-전략으로 이동하도록 유도하는 요인으로 작용한다. 즉 고수준의 인적개발지수는 단순한 국가의 발전 수준을 나타내는 지표가 아니라, 저출산·고투자 전략이 합리적으로 선택되는 환경적 조건이 될 수 있음을 의미한다. 즉 인적개발지수는 번식(출산) 전략의 전환을 매개하는 핵심 매커니즘 변수로 기능하는 것으로 볼 수 있다.

이와 같이, r/K 선택이론과 선행연구들의 결과에 따라 도시화율의 인적개발지수를 매개로 한 출산율에 미치는 영향에 대하여 다음과 같이 경쟁가설을 설정하여 검증하고자 한다.

CH 1. 도시화율이 높을수록 출산율이 저하되며, 이 관계는 주로 인적개발지수에 의해 매개될 것이다.
CH 1-1. 도시화율이 높을수록 인적개발지수는 상승할 것이다.
CH 1-2. 인적개발지수가 높을수록 합계출산율은 낮아질 것이다.

'도시화율에서 출발하여 성불평등 지수를 거쳐 출산율로 이어지는' 경로와 관계된 선행연구들을 살펴보면, 도시화가 정치·경제·교육 등 여성의 권한부여에 있어 다양한 영역에 긍정적 영향을 주는데, 특히 교육분야에 가장 큰 영향이 미쳤다(Çınar, 2018). 터키의 43개 州의 고학력 도시 여성 334명을 대상으로 한 설문조사에서도 도시화는 여성의 권한부여에 긍정적 상관관계가 있음이 밝혀졌다(Çınar & Ugur-Cinar, 2018). 중국에서도 도시거주 남성이 아이 돌봄에 더 적극적으로 나타났다. 다만 도시거주 여성은 여전히 소득을 위한 활동시간은 그대로이면서 양육을 위한 가사활동시간이 크게 증가하는 '이중 노동'의 부담을 겪고 있다(De Bruin & Liu, 2020).

한편 인구대체수준 이하의 출산율은 여성의 협상력을 증진시켜 성역할 규범의 변화를 촉진하고 결국 성평등이 향상되면서 출산율이 안정되거나 반등하는 경향이 있다(Kohler, 2015). 미국에서는 부부 간 성평등과 출산 간에는 'U자형 관계'가 형성되었는데 이는 가장 가부장적인 방식과 가장 현대적인 가사분담 방식 모두가 출산과 긍정적으로 관련되어 있기 때문이었다(Torr & Short, 2004). 하지만 핀란드, 네덜란드, 미국, 영국 등 유연한 평등주의가 널리 퍼진 국가는 출산율이 더 높은 경향이 있고, 한국, 일본, 남부 유럽, 동부 유럽의 일부 국가 등 친노동 보수주의의 대표적인 국가들은 모두 매우 낮은 출산율을 보이고 있는 만큼(Mary & Lee, 2016) 국가수준에서 볼 때 성평등 수준이 높아질수록 출산율이 적정수준을 유지

하거나 상승된다고 추정이 가능하다.

하지만, U자형 반등이 일어나는 국가는 인구대체수준 2.1명 미만인 선진국의 북유럽 등 일부 국가에서 나타나는 사항이고, 전 세계적으로 봤을 때 산업화 등 국가가 발전하고 남녀 간 성평등이 향상될수록 출산이 저하된다는 것은 부지의 사실이다. McDonald(2000)의 성평등화 출산 이론에서도 '개인/공적영역에서의 성평등'과 '가정/사적영역에서의 성평등'이 엇박자가 날 때, 즉 공적영역에서의 성평등이 향상되어도 가정 내와 같은 사적영역에서의 성평등이 이루어지지 않으면 결과적으로 출산을 기피한다고 하였고, 여전히 다수의 국가에서 이러한 엇박자가 일반적인 만큼, 도시화율의 성불평등지수를 매개로 한 출산율에 미치는 영향에 대하여 다음과 같이 경쟁가설을 설정하여 검증하고자 한다.

CH 2. 도시화율이 높을수록 출산율이 저하되며, 이 관계는 주로 성불평등지수에 의해 매개될 것이다.
CH 2-1. 도시화율이 높을수록 성불평등지수는 하락할 것이다.
CH 2-2. 성불평등지수가 낮을수록 합계출산율은 낮아질 것이다.

'도시화율에서 출발하여 가처분소득 지니계수를 거쳐 출산율로 이어지는' 경로와 관계된 선행연구들을 살펴보면, 도시화는 기술 전문성의 편향적 집중과 집적을 야기하여 상대적으로 고숙련층에게 더 많이 부(富)가 귀속됨에 따라 도시 내부의 소득 격차, 즉 경제적 불평등을 더 심화할 수 있다(glaeser et al., 2009). 1인당 국민소득이 약 2만 달러 이상, 인구가 150만 명 이상인 도시들에서는 도시 규모가 두 배로 증가할 때 지니계수는 약 1%포인트 상승하는 양(+)의 상관관계가 밝혀지기도 하였다(Castells-Quintana et al., 2020). 뿐만아니라 토지불평등 수준이 클수록 도시와 농촌 모두에게 소득 지니계수가 상승하였고 과도한 도시화는 소득불평등을 심화시킨다(Oyvat, 2016). 1979년부터 2007년까지의 미국 대도시들의 임금 불평등의 증가 속도가 더 빠르게 나타나, 도시 규모가 임금구조와 불평등의 심화에 직접적인 영향을 끼친다는 것이 실증적으로 입증되

었다(Baum-Snow & Pavan, 2013)

한편, 경제적 불평등이 저출산에 미치는 영향에 대한 선행연구들의 입장은 일관된다. 불평등 수준과 지위경쟁이 자녀에 대한 최적 투자 결정으로 출산의 현저한 감소를 야기하였고(Shenk et al., 2016), 자녀의 양육비용 상승은 출산율 감소에 기여하였는데 이는 경제적 불평등이 출산에 간접적 영향을 미친다고 하였다(OECD, 2024), 소득불평등이 증가할수록 고소득층과 저소득층 간의 출산 격차가 더 커지고(de la Croix & Doepke, 2003), 합계출산율이 2.5명 이하인 저출산 국가에서는 소득불평등은 첫 출산 연령의 양극화가 뚜렷한 양상을 보인다(Torres et al., 2022)는 점에서 그 문제점은 더 크다고 할 수 있다. 특히 주택가격의 상승이 자산소득의 양극화로 인한 출산의 양극화를 유발하는 주요 요인이다. 호주의 주택소유자의 주택 자산이 10만 호주 달러 증가 시 자녀출산 확률이 18% 증가하지만 자녀가 있는 민간 임차인의 출산의향은 감소하고(Atalay et al., 2021), 중국의 주택가격 상승이 식비, 교육비에도 영향을 미쳐, 둘째 자녀 출산의향을 직접적으로 감소시켰으며(Meng et al., 2023), 주택 소유율이 41% 미만일 경우 임대료 상승은 출산율 감소를 유발하는 반면 주택 소유율이 41% 이상일 경우 임대료 상승은 출산율의 증가를 유도한다(Friedel & Hagist, 2024)는 점에서 주택비용은 양육비용 중 가장 큰 비중을 차지하고 출산결정에 중요한 영향을 끼치고 있다(Henman, 2007; Lino, 2014).

Easterlin(1966)의 출산이론에 따르면 출산 결정에 있어 '상대적 소득'의 중요성이 강조된 바 있으며, 위와 같은 선행연구결과에 따라 도시화율의 가처분소득 지니계수를 매개로 한 출산율에 미치는 영향에 대하여 다음과 같이 경쟁가설을 설정하여 검증하고자 한다.

CH 3. 도시화율이 높을수록 출산율이 저하되며, 이 관계는 주로 가처분소득 지니계수에 의해 매개될 것이다.

CH 3-1. 도시화율이 높을수록 가처분소득 기준 지니계수는 높아질 것이다.

CH 3-2. 가처분소득 기준 지니계수가 높아질수록 합계출산율은 낮아질 것이다.

세 가지 경쟁가설(CH1, CH2, CH3)은 모두 '도시화율 → [매개변수] → 출산율'이라는 방향성을 공유하지만, 그 매개 경로와 이론적 근거가 서로 다르다. 본 연구는 실증분석을 통해 어느 경쟁가설이 더 강한 설명력을 갖는지를 검증하며, 그 결과에 따라 세계적 저출산 현상에 대한 이론적 해석과 정책적 함의를 도출하고자 한다.

3.3. 분석대상 및 분석방법

3.3.1. 분석대상

본 연구는 세계적인 저출산 현상에 대하여 거시적 차원에서 도시화가 인적개발(인적개발지수), 성평등(성불평등지수), 소득불평등(가처분소득 지니계수)의 매개변수들 중 어느 변수가 출산율에 주된 영향을 미치는지 인과적 경로관계를 구조적으로 검증함으로써 불가피한 저출산 흐름을 규명하고 이를 전제로 한국의 미래세대의 지속가능한 발전을 위한 정책적 함의를 제시하는 것을 연구목적으로 한다.

사회과학 연구, 특히 정량분석에 있어서는 가장 먼저 분석단위의 설정과 통일화가 가장 중요한데, 본 연구의 분석단위는 거시적 관점에서 접근하고자 하는 만큼 기본 분석단위를 국가로 한다. 다만, 국가단위로 표본의 수집은 표본 수에 한계가 있는 만큼 [총 105개 국가 × 34년 간(1990년-2023년)]의 국외의 권위있는 기관의 웹사이트 및 보고서를 통해 데이터를 수집한 후 패널데이터로 데이터 프레임화하여 분석함으로써 분석의 신뢰성을 확보하고자 한다. 종속변수는 합계출산율로, 독립변수는 도시화율로, 다중 매개변수로 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수의 3개 차원으로 구성한 후, pooled OLS 패널회귀를 적용하여 정량분석한다.

3.3.2. 분석방법

자료수집은 국외의 권위있는 기관의 공개된 자료들을 조합한 2차 자료로 활용한다. 본 연구에서는 독립변수로 도시화율, 종속변수로 합계출산율, 다중매개 변수로 삶의 환경 부문에는 인적개발지수를, 젠더 부문에는 성불평등지수를, 그리고 소득분배구조 부문에는 가처분소득 지니계수를 대표 매개변수로 선택하여 분석한다. 이와 함께, 다중매개 구조방정식모형 분석을 추가로 실시하여 분석결과의 강건성을 확인한다.

자료의 수집은 다음 출처를 통해 수집한다.

합계출산율 : UN Data Portal Population Division[23)]
도시화율 : World Bank Group Urban Population(% of total popultation) [24)]
인적개발지수(HDI) : UNDP「Human Development Reports」[25)]
성불평등지수(GII) : UNDP「Human Development Reports」[26)]
가처분소득 지니계수 : UN data「A World of Information」[27)]
생산연령인구비율 : World Bank「World Development Indicators(WDI)」[28)]
남성의 실업률 : World Bank「World Development Indicators(WDI)」[29)]

수집된 자료의 통계적 분석은 R 통계프로그램을 이용하여 분석한다. 주분석은 원데이터의 결측치(셀)에 Amelia 다중대치를 적용한 후 pooled OLS

23) https://population.un.org/dataportal/data/indicators/19/locations/

24) https://data.worldbank.org/indicator/SP.URB.TOTL.IN.ZS?utm_source=chatgpt.com

25) https://hdr.undp.org/data-center/human-development-index#/indicies/HDI

26) https://hdr.undp.org/data-center/thematic-composite-indices/gender-inequality-index?utm_source=chatgpt.com#/indicies/GII

27) https://data.un.org/Data.aspx?d=WDI&f=Indicator_Code%3ASI.POV.GINI

28) https://databank.worldbank.org/source/gender-statistics/Series/SP.POP.1564.TO.ZS

29) https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators/Series/SL.UEM.TOTL.MA.ZS

패널회귀 분석 방법으로 하되, 동일한 다중대치 패널데이터셋에 대한 다중매개 구조방정식모형 분석을 강건성 확인 및 보조분석으로 활용하여 분석결과의 신뢰성과 타당성을 제고하고자 한다.

3.4. 정량분석 방법 : pooled OLS 패널회귀분석

보통 내생성 통제를 통한 변수 간 인과관계를 추정하는데는 고정효과(Fixed Effects, FE) 패널회귀분석이 강점을 지니나, 국가 간 평균 수준 차이를 제거하므로 도시화율·인적개발지수·성불평등지수·지니계수·출산율처럼 수십 년에 걸쳐 서서히 변하는 구조적 지표에서는 국가 내 순변동량이 극히 작아 추정이 불안정해질 수 있으며, 이러한 추정의 불안정성은 국제기구에서의 연구에서도 흔히 나타난다. 본 연구의 핵심 관심사는 도시화 수준이 높은 나라일수록 출산이 낮은 구조적 경향, 즉 국가 간 장기적 구조적 수준차이를 규명하는 데 있다. pooled OLS는 이러한 장기적·횡단면적 정보를 최대한 활용할 수 있다는, 즉 동일국가 내 시간에 따른 변화와 함께 국가 간 수준차이를 모두 포함하여 분석에 활용한다는 점에서 본 연구의 목적에 더 적합한 연구방법으로 판단하였다.

3.4.1. pooled OLS 패널회귀의 기본개념

본 연구는 국가와 연도를 축으로 하는 패널데이터를 사용하는데, 관측치는 국가($i = 1,...,N$)와 연도($t = 1,...,T$)의 조합 (i,t)에 대해 종속변수인 합계출산율, 독립변수인 도시화율, 매개변수들로 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 기준 지니계수, 그리고 인구구조, 경제상황의 구조적 변수로써 생산연령인구비율과 남성의 실업률의 2가지 통제변수가 반복적으로 관측된 구조이다. 이러한 패널데이터에서 pooled OLS 패널회귀란, 국가(i)와 연도(t)의 고정효과를 별도로 제거하지 않고 모든 국가의 모든 연도 관측치를 하나의 데이터셋으로 통합하여 단일한 회귀방정식으로 추

정하는 방법이다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$y_{it} = \beta X_{it} + \delta Z_{it} + \epsilon_{it}$$

여기서, y_{it}는 종속변수, X_{it}는 독립변수, Z_{it}는 통제변수, β와 δ는 추정하고자 하는 계수, ϵ_{it}는 오차항을 의미한다. 이원 고정효과 패널회귀에서는 국가 고정효과와 연도 고정효과를 별도로 추정하여 이를 제거하는 이른바 '내부변환'을 적용함으로써, '동일 국가 내 시간변화'만을 이용하여 계수를 식별하는 반면, pooled OLS는 이러한 고정효과를 별도로 부과하지 않는다. 즉, pooled OLS 패널회귀는 국가 간 구조적 수준 차이와 국가 내 시간변화를 동시에 활용하여 계수를 추정한다는 점이 가장 핵심적인 차이이다. 이 때문에 pooled OLS에서 추정되는 계수 β는 도시화율이 높은 국가가 그렇지 않은 국가에 비해 합계출산율이 평균적으로 어느 정도 다른가로 해석되는 국가 간 비교와 동일 국가 안에서 시간변화에 따라 도시화율이 변할 때 합계출산율이 어떻게 바뀌는가의 두 가지 정보를 함께 반영한 가중평균 추정치로 해석된다. 이는 장기적·구조적 수준에서 도시화와 출산율 간의 관계를 파악하는데 적합한 방법론이다.

3.4.2. pooled OLS 패널회귀분석의 장점과 한계

3.4.2.1. pooled OLS 패널회귀분석의 장점

첫째, pooled OLS의 가장 두드러진 장점은 분석에 투입되는 정보량이 최대화된다는 점이다. 이원 고정효과 패널회귀는 국가 간 평균 수준 차이와 연도별 공통 경향을 모두 제거한 이후의 순수한 '국가 내 시간변화'만을 이용하여 계수를 추정한다. 이는 인과적 추론에는 강점이 있으나, 출산율·도시화율·인적개발지수·성불평등지수·가처분소득 지니계수 등 본 연구의 핵심 변수들처럼 장기간에 걸쳐 서서히 변화하는 지표에서는 국가 내 순 변동이 극히 작아 분석에 활용가능한 유효 정보량이 크게 줄어드는 문

제가 발생한다.

반면, Pooled OLS는 국가 내 시간변화뿐만 아니라 국가 간 구조적 수준 차이까지 함께 분석에 활용함으로써 전체 변동 정보를 최대한 활용한다. 예를 들어, "도시화율이 30%인 저개발국과 80%인 선진국 간의 인적개발지수 및 출산율 수준 차이"라는 정보도 회귀 추정에 반영되기 때문에, 서서히 변화하는 지표들 사이의 관계를 보다 안정적이고 효율적인 추정치로 포착하는 데 적합하다.

둘째, 세계적 저출산 현상은 수십 년에 걸쳐 사회구조적 변수들이 장기적으로 복합적으로 영향을 미치며 형성된 현상이다. 이러한 구조적·장기적 관계를 파악하는 데는 국가 내 단기 변동만을 포착하는 고정효과 모형보다, 국가 간 구조적 수준 차이까지 포함하는 pooled OLS가 연구 목적과 더 잘 부합한다. pooled OLS에서 유의하게 나타나는 경로는 "도시화 수준이 높은 나라일수록 인적개발지수가 높고, 인적개발지수가 높은 나라일수록 출산율이 낮다"는 식의 장기적·구조적 패턴을 반영하며, 이는 경쟁가설 CH1(생태학적 삶의 환경 가설)의 이론적 예측을 검증하는 데 적절한 증거를 제공한다.

셋째, 고정효과 패널회귀에서는 문화·종교·지리·역사적 제도 등과 같은 국가 고유의 시간불변 특성이 고정효과 항에 완전히 흡수되어 그 계수를 별도로 추정하는 것이 불가능하다. 반면 pooled OLS는 이러한 시간불변 국가 특성도 관측가능한 변수로 모형에 포함시켜 분석할 수 있으며, 대륙 더미, 소득 수준 더미 등 국가 간 차이를 설명하는 구조적 변수의 효과도 직접 추정할 수 있다는 장점이 있다.

넷째, pooled OLS는 고정효과를 적용하지 않는다는 점에서 다중매개 구조방정식모형(SEM, Structural Equation Model)과 데이터 활용 방식이 유사하다. 두 방법 모두 국가 간 구조적 차이를 포함한 전체 변동을 분석에 활용한다는 공통점을 가지므로, pooled OLS와 구조방정식모형의 분석 결과를 상호 비교함으로써 분석결과의 강건성을 효과적으로 검증할 수 있다. 본 연구에서는 pooled OLS를 주 분석으로, 구조방정식모형을 강건성 확인 보조분석으로 활용하며, 두 결과가 일관될 경우 "국가 간 구조적 수

준 차이를 반영한 장기적 경로"로서의 해석 신뢰성이 한층 높아진다.

다섯째, 본 연구에서는 pooled OLS 추정 이전에 Amelia 알고리즘을 통한 100회 다중대치를 적용하여 결측치를 보정하고, 각 대치셋에 대해 pooled OLS를 추정한 후 Rubin(1987)의 규칙으로 결과를 통합한다. 또한 국가 수준으로 군집화된 클러스터-로버스트 표준오차를 적용하여 동일 국가 내 관측치 간의 자기상관과 이분산성 문제를 완화한다. 이를 통해 pooled OLS가 가지는 패널 구조에서의 통계적 취약점을 실질적으로 보완하고 있다.

3.4.2.2. pooled OLS 패널회귀분석의 한계

첫째, pooled OLS의 가장 근본적인 한계는 관측되지 않는 국가 수준의 이질성을 통제하지 못할 경우 추정치가 편향될 수 있다는 점이다. 예를 들어, 도시화율이 높은 국가는 동시에 오랜 민주주의 역사, 강한 여성 권리 문화, 높은 교육투자 전통 등 관측이 어려운 국가 고유의 특성을 지니는 경우가 많다. 이러한 특성들이 도시화율과 출산율 모두에 영향을 미친다면, pooled OLS에서 추정된 계수는 도시화 자체의 순수한 효과가 아니라 이러한 국가 고유 특성의 효과까지 혼입된 추정치가 된다. 이는 '누락변수 편의'의 일종으로, 이원 고정효과 패널회귀가 이를 제거할 수 있는 것과 대비되는 중요한 한계이다. 이를 완화하기 위해 본 연구에서는 생산연령 인구비율과 남성의 실업률을 통제변수로 포함하여 추정치의 편향을 최소화하고자 하였다.

둘째, pooled OLS로 추정된 계수는 국가 간 수준 차이와 시간변화를 동시에 반영하기 때문에, 도시화율이 높은 나라의 출산율이 낮다는 상관관계적 패턴을 효과적으로 포착하지만, 이것이 곧 도시화가 출산율을 낮춘다는 인과관계의 직접적 증거가 되지는 않는다. 특히, 출산 저하가 도시화를 촉진하는 경우, 경제발전이 도시화와 출산 모두에 동시적으로 영향을 미치는 경우와 같이 역(逆) 인과관계나 제3의 공통 원인의 존재 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 pooled OLS의 분석결과는 장기적·구조적 수

준에서의 연관성과 경로 방향성을 확인하는 증거로 해석되어야 하며, 단기적 정책 효과의 인과적 추정으로 과잉해석하지 않도록 유의할 필요가 있다.

셋째, 동일 국가의 관측치는 시간적으로 서로 높은 상관관계를 가지는 경향이 있다. 또한 국가 규모, 경제발전 수준, 데이터 수집 품질 등의 차이로 인해 국가마다 오차항의 분산이 다를 수 있다. pooled OLS를 단순 적용할 경우 이러한 패널 구조의 특성이 표준오차 추정을 왜곡하여 유의성 검정 결과를 신뢰할 수 없게 만들 수 있다. 본 연구에서는 이를 국가 수준으로 군집화한 클러스터-로버스트 표준오차의 적용과 통제변수의 추가적 투입을 통해 완화하였으나, 이는 완전한 해결이 아닌 현실적 수준에서의 보정임을 명시해 둔다.

넷째, 본 연구는 세 가지 경쟁가설의 매개경로를 pooled OLS로 비교검증한다. 그러나 pooled OLS에서 특정 매개경로가 유의하게 나타난다고 하여 그것이 해당 경쟁가설이 '옳다'는 결론은 아니며, 해당 경로의 변수들 간 장기적·구조적 연관성이 데이터에서 관찰된다는 의미임을 유념해야 한다. 경쟁가설의 최종 채택은 pooled OLS와 구조방정식모형 분석결과의 일관성, 경로계수의 실질적 크기, 그리고 이론적 타당성을 종합적으로 고려하여 판단해야 할 것이다.

3.4.3. 본 연구에서의 분석방법 및 결과 해석 방향

앞서 살펴본 pooled OLS 패널회귀의 장점과 한계를 반영하여, 본 연구에서는 군집-로버스트 표준오차가 적용된 'Amelia 다중대치 적용 후 pooled OLS 패널회귀'를 주 분석으로 설정한다. 주 분석으로 pooled OLS를 선택한 근거는 다음과 같다: 첫째, 본 연구의 핵심 관심사는 '도시화 수준이 높은 나라의 구조적 특성이 어떻게 출산 저하로 이어지는가'라는 장기적·횡단면적 구조 경로이며, 이는 국가 내 단기 변동보다 국가 간 수준 차이까지 활용하는 pooled OLS의 분석 특성과 부합한다. 둘째, 본 연구의 주요 변수들이 장기간에 걸쳐 완만하게 변화하는 구조 지표들이므

로, 이원 고정효과 적용 시 국가 내 유효 변동량이 극히 작아 계수 추정이 불안정해지는 문제를 피할 수 있다. 셋째, 경쟁가설 비교 검증을 위한 구조적 인과경로 분석에서 세 매개경로 간의 상대적 설명력을 비교하기 위해서는 전체 변동을 활용하는 pooled OLS가 보다 안정적인 비교 기반을 제공한다.

아울러, 본 연구에서는 분석결과의 강건성과 구조적 경로의 타당성을 다각적으로 검증하기 위해 보조분석으로 'Amelia 다중대치 적용 후 다중매개 구조방정식모형'을 활용한다. 또한, 이원 고정효과 패널회귀를 적용한 분석 결과는 별도로 부록에 제시하여 pooled OLS 추정치와의 비교 검토가 가능하도록 한다.

이로써 pooled OLS가 갖는 '장기 구조적 경로 포착'의 장점을 적극 활용하되, 인과 추론의 한계를 구조방정식모형 및 고정효과 분석 결과(부록 참조)와의 비교를 통해 보완함으로써 분석결과의 신뢰성과 타당성을 제고하고자 한다.

3.5. 변수측정

3.5.1. 종속변수 : 합계출산율

합계출산율이란 한 국가의 여성들이 15세 이상 49세 이하의 가임 기간 동안 아이를 몇 명이나 낳을 것인가를 나타내는 수치로서, 가임기 여성들에 대하여 일반적으로 5년 단위의 각 연령그룹의 출산율(ASFR)을 합산하여 계산한다. 해당 연도의 연령별 평균적 출산 데이터를 이용하여 산출되는 수치로서 예측치에 해당되는데, 이렇게 예측치를 사용하는 이유는, 가임기가 끝난 연령대 여성들의 평균 자녀 수는 완결출산율[30]로 이미 가임기가 끝난 여성들만 조사하기 때문에 수십 년 전의 결과가 이제야 반영되므로 현재 상황의 분석지표로 사용하기에는 그 수치의 유용성이 떨어지

30) 코호트 완결출산(Completed Cohort Fertility, CCF/CFS)라고도 한다.

기 때문이다. 모든 가임 연령대의 연령별 출산율을 합산하여 계산되지만, 이 지표는 한 여성이 가임기간 동안 모두 생존해 있다는 것을 가정한다는 점을 유념할 필요가 있다[31]. 합계출산율의 계산식은 아래와 같다.

$$\text{합계출산율}(TFR) = \sum_{\alpha=15}^{49} ASFR_{\alpha} \times k$$

k는 15세 이상 49세 이하의 가임기 여성 중 연령 그룹 간격의 너비로 일반적으로 5년을 사용한다. $ASFR_{\alpha}$는 연령그룹 α에 속하는 여성들의 연령별 출산율로 합계출산율은 이 $ASFR_{\alpha}$의 총합으로 산출된다.

3.5.2. 독립변수 : 도시화율

3.5.2.1. 도시화의 정의

도시화의 사전적 의미는 낙후된 지역이 발전되거나 개발되는 것 또는 도시의 문화 형태가 녹지 또는 농촌과 같은 도시 이외의 지역으로 발전·확대되거나 그렇게 만드는 것을 의미한다. 구체적으로는 서비스업이나 유통 기능의 증대, 공공시설의 증가, 토지의 집약적 이용과 같은 현상을 들 수 있으며, 인구밀도의 증가나 시가지화뿐만 아니라 생활행태나 사회상황의 변화도 포함된다.[32] 즉, 도시화는 단순히 '도시에 사는 사람의 비중이 늘어나는 현상'만을 의미하는 것이 아니라, 이와 함께 한 국가 내에서 인구의 도시지역으로의 집중, 국토·토지 이용에 있어서의 도시적 확장, 산업과 고용 구조의 서비스·지식정보 부문 중심으로의 전환, 전통적·재래적 문화·의식구조에서 벗어난 생활양식과 규범의 변화가 함께 진행되는 인구·공

31) 출처 : UNdata의 Total fertility rate definition .
https://data.un.org/Glossary.aspx?q=Total+fertility+rate+%28live+births+per+woman%29&utm_source=chatgpt.com

32) 표준 국어사전의 정의와 나무위키의 정의를 조합하여 정의하였다.
https://ko.dict.naver.com/#/entry/koko/6a71888f2a804176a2abfd3fc0f1ae14
https://namu.wiki/w/%EB%8F%84%EC%8B%9C%ED%99%94

간·경제·사회문화적 변화 과정을 뜻하는 것이다. UN DESA(United Nations Department of Economic and Social Affairs)의 전문가 회의 보고서 「Concepts, definitions and data sources for the study of urbanization: the 2030 Agenda」(Moreno, 2017)에서는 도시화에 대하여 단일한 국제적 정의가 없고 국가마다 기준이 다르다[33]고 하면서 도시 또는 도시화에 대한 국제적인 일반적 정의를 정하는데 한계가 있음을 적시하면서도 도시화 수준을 '도시 인구 비중'으로 표현하면서, 국가별 통계청이 정의한 도시의 기준에 따라 도시 인구를 산정한다.

3.5.2.2. 도시화율의 개념 및 산정 방법

앞서 언급한 바와 같이 '도시'에 대한 정의 또는 지정 기준은 국가마다 매우 다양하기 때문에 비교하기가 쉽지 않고, 각 국가의 통계청에서는 세계적인 공통된 기준 없이 각 국가마다 고유의 방식[34]으로 도시를 정의하고 있어 일관된 방식으로 값을 집계하는데 어려움이 있다(Moreno, 2017). 그래도 일반적으로 전체 인구 중 '도시지역'에 거주하는 인구의 비율(%)을 의미하고, UN[35], World Bank 등에서도 동일한 방식으로 도시화율을 산정하며 계산식은 아래와 같다.

$$\text{도시화율}_t = \frac{\text{도시거주 인구수}(Urban population_{it})}{\text{총 인구수}(Total population_{it})} \times 100(\%)$$

여기서도 t는 특정연도를, i는 어느 한 국가를 의미한다.

33) 예를 들어 덴마크, 아이슬란드는 주민이 200명 이상이면, 네덜란드와 나이지리아는 2만명 이상이면, 말리는 3만명 이상이면, 일본은 5만명 이상이면 市 즉 도시로 간주한다.

34) 49개국은 인구 규모와 밀도만을 기준으로 도시를 정의하지만, 기타 전세계 국가중 2/3는 행정적 기준(administrative definition)을 사용하여 도시지역을 분류하고 있으며, 대부분은 행정적 기준에 인구규모, 인구밀도, 경제 활동, 도시 기능 등의 요소를 추가하여 도시를 정의하고 있다.

35) UN 인구과(UN Population Division)에 의해 각국의 통계청이 정의한 도시 지역에 거주하는 사람들의 자료가 수집되고 보정된다.
https://databank.worldbank.org/metadataglossary/world-development-indicators/series/SP.URB.TOTL.IN.ZS?utm_source=chatgpt.com

3.5.3. 매개변수

3.5.3.1. 매개효과와 다중매개

매개효과란 독립변수 X가 종속변수 Y에 직접 영향을 미치기도 하지만, 중간에 위치한 매개변수 M을 통해 간접적으로도 영향을 미치는 구조를 말한다. 다중매개란 하나의 독립변수가 둘 이상의 매개변수를 동시에 거쳐 종속변수에 영향을 미치는 구조이다. 본 연구에서는 도시화율이 인적개발지수·성불평등지수·가처분소득 지니계수라는 세 가지 매개변수를 각각 또는 동시에 경유하여 합계출산율에 영향을 미치는 다중매개 구조를 상정한다.

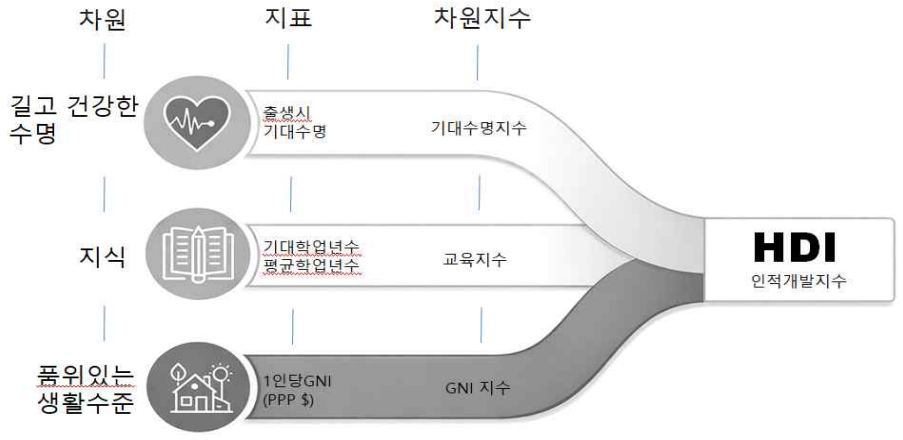
pooled OLS 기반 다중매개 분석에서는 국가-연도의 이원 고정효과를 제거한 이후의 변동이 아닌, 국가 간 수준 차이와 시간변화 모두를 포함한 전체 변동을 활용하여 각 경로의 계수를 추정한다. 이는 '도시화율이 높은 나라의 구조적 특성이 어떻게 출산율의 수준 차이를 만들어 내는가'라는 장기적·횡단면적 인과경로를 포착하는데 이점이 있다. 각 경로별 간접효과는 a경로(도시화→매개변수)와 b경로(매개변수→출산)의 계수의 곱으로 산출하며, delta method를 활용한 표준오차 근사를 통해 통계적 유의성을 판단한다.

본 연구에서는 인적개발, 성평등, 소득불평등을 경쟁가설 매개변수로 선정하였는데, 이들 세 가지 매개변수는 r/K 선택 이론, McDonald(2000)의 성평등화 출산이론, Easterlin(1966)의 출산이론과 각각 이론적으로 정합하고, 선행연구들에서 도시화가 인적개발, 성평등, 소득불평등에 각각 영향을 미친다는 연구들과 인적개발, 성평등, 소득불평등이 각각 출산에 영향을 미친다는 연구들이 다수 존재하며, 이 세 가지 매개변수의 지표로서 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수는 모두 UN 산하 국제기관에서 표준화된 방법으로 산출됨에 따라 그 신뢰성을 담보할 수 있다는 점과 105개국에 걸친 일관된 비교가 가능하다는 점에서 본 연구의 세 가지 매개변수로 선정하였다.

3.5.3.2. 매개변수 1 : 인적개발지수

인적개발지수(HDI, Human Development Index)는 UNDP(United Nations Development Programme)의 Human Development Report에서 사용하는 국가별 수준을 측정하는 지표로서 인적 개발의 핵심차원에서의 평균 성취도를 요약한 지표이다. 인적개발지수에는 세 가지 차원의 기하평균을 통해 종합 지수로 집계되는데 건강 차원, 교육 차원, 경제적 생활수준 차원으로 구성된다. 건강차원은 출생 시 기대수명으로 평가되고, 교육 차원은 25세 이상 성인의 평균 교육 기간과 취학아동 연령의 기대 교육 기간으로 측정되며, 생활수준 차원은 1인당 GNI로 평가된다. 인적개발지수는 국가 정책 선택을 비판적으로 검토하는 도구로 활용될 수 있다는 장점이 있다. 예를 들어, 동일한 1인당 GNI 수준을 가진 두 국가가 왜 서로 다른 인적 개발 결과를 보이는가를 평가할 수 있어 정부 정책의 우선순위에 대한 논의를 촉진할 수 있다. 하지만 인적개발지수는 불평등, 빈곤, 공공안전, 권한부여 등은 반영하지 않으므로 인적 개발의 일부만을 단순화하여 포착하는 지표라는 한계가 있다.

[그림 3-2] 인적개발지수의 차원과 지표



출처 : UNDP(https://hdr.undp.org/data-center/human-development-index?utm_source=chatgpt.com#/indicies/HDI, 2026.1.17.접속)

인적개발지수는 0부터 1사이의 값을 갖게 되는데, 인적개발지수의 등급은 [표 3-1]과 같다.

[표 3-1] 인적개발지수 등급 구분

등 급	매우 높음	높음	중간	낮음
HDI 지수	0.800 이상	0.700∽0.799	0.550∽0.699	0.550 미만

3.5.3.3. 매개변수 2 : 성불평등지수

성평등이란 여성과 남성, 소녀와 소년이 동등한 권리, 책임, 기회를 갖는 것을 말하는 것으로, 여성과 남성이 동일해진다는 뜻이 아니라 성별에 따라 권리와 기회가 달라지지 않아야 한다는 것을 의미한다. 여기서 성(性)은 보다 넓은 사회문화적 맥락의 일부로서 부여된 책임, 수행하는 활동, 자원에 대한 접근 및 통제, 의사결정의 기회에 있어 계급, 인종, 빈곤 여부, 민족, 연령 등도 고려사항이 된다[36].

성불평등지수(GII, Gender Inequality Index)는 여성과 남성 간의 성취 격차로 인해 발생하는 인적 개발의 손실을 보여주는 지표로서 성별에 따른 불이익을 생식보건, 권한부여. 노동시장 참여의 세 가지 차원을 반영한다. 여성의 생식보건 차원의 지표는 출산 시 산모 사망률(MMR, Maternal Mortality ratio)[37]과 청소년 출산율(ABR, Adolescent birth rate)[38]로 산출되고, 권한부여의 차원은 여/남의 중등교육 이상의 교육 비율과 여/남의 국회의원 비율로 산출되며, 노동시장 참여 차원의 지표는 여/남의 노동

36) 출처 : UN WOMEN. https://www.un.org/womenwatch/osagi/conceptsandefinitions.htm

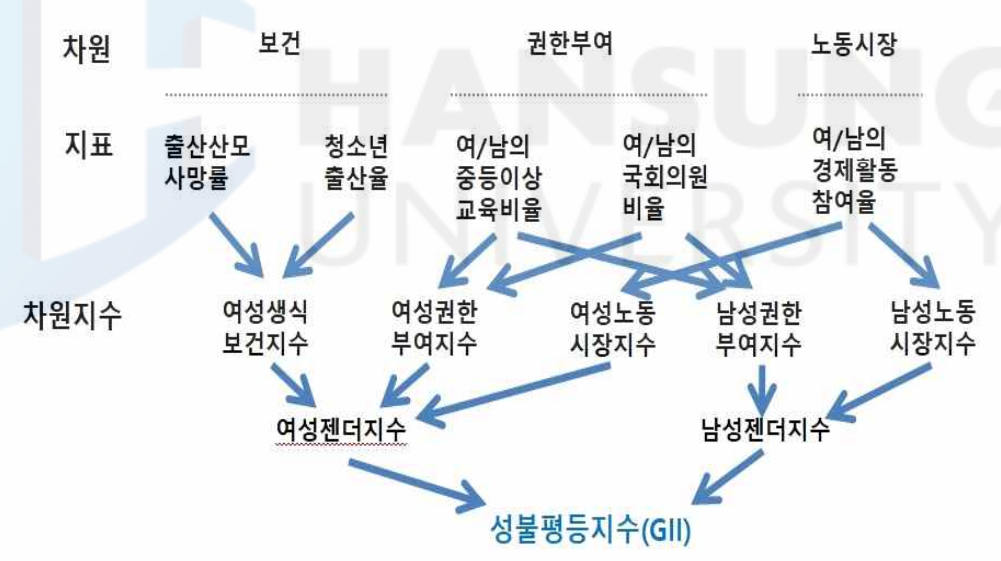
37) 산모사망률(MMR)은 특정 기간 동안 10만 건의 출생아당 발생한 산모의 사망자 수를 나타내는 지표이다. 임신, 출산, 또는 출산 후 42일 이내에 발생한 산모의 사망 빈도를 측정하는데, 이로써 한 번의 임신 또는 출산에서 산모가 사망할 위험을 나타내며 보건 시스템의 질, 의료 접근성, 사회적 불평등 등을 반영할 수 있다.

38) 청소년출산율(ABR)은 15∽19세의 여성 1,000명 당 연간 출생아 수를 나타내는 지표로서, 성교육, 피임 접근성, 여성 권한 강화 정책 정책의 효과와 같이 청소년의 성·재생산(reproduction) 건강 상태, 교육 기회, 사회적 환경 등을 간접적으로 보여주는 지표이다.

참여율로 산출된다. 성불평등지수는 ① 이들 세 가지 차원의 지표들을 집계하여 기하평균 한 후 ② 여성과 남성 각각에 대해 계산된 평균을 '성별 간 조화 평균'으로 통합하여 최종적으로 국가별 지표로서 산출된다.

성불평등지수는 0에서 1 사이의 값을 가지는데 성불평등지수인 만큼 값이 작을수록 평등에 가깝다(0 = 완전 평등, 1 = 최대 불평등을 의미). 따라서 지수가 높을수록 평등한 '성평등' 방향으로 해석하고자 한다면 (1 - 성불평등지수)로 변환하여 사용하기도 한다. 본 연구에서는 성불평등 수준으로 성불평등지수를 사용한다.

[그림 3-3] 성불평등지수의 차원과 지표



출처 : UN WOMEN(https://hdr.undp.org/data-center/thematic-composite-indices/gender-inequality-index#/indicies/GII)

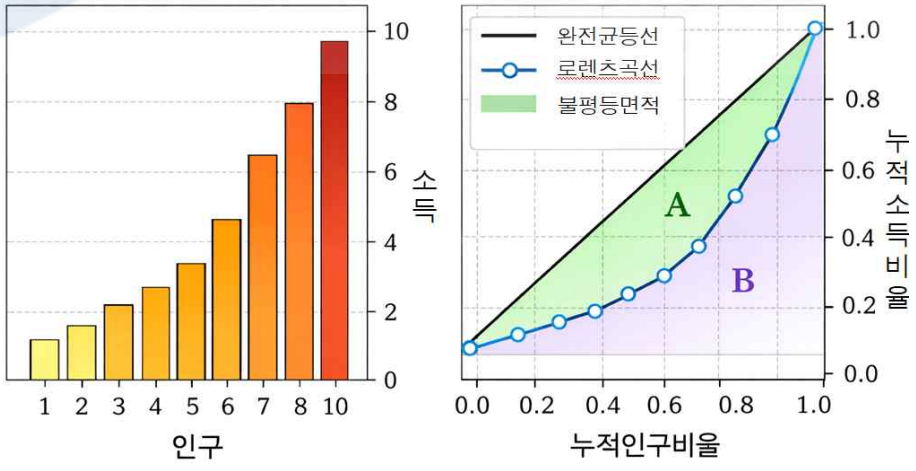
3.5.3.4. 매개변수 3 : 가처분소득 지니계수

경제적 불평등은 사람들이 받는 총 '소득'의 분배방식에 있어 불평등인 소득 불평등, 사람들이 소유한 총 '자산'의 분배방식에 있어 불평등인 자

산 불평등, 사람들이 지출한 총 '소비'의 분배방식에 있어 불평등인 소비 불평등 이들 세 가지 개념을 포괄하는 상위개념[39]으로 한 사회의 구성원들 사이에 소득이나 소비, 자산이 얼마나 불균등하게 분포되어 있는지를 의미한다. 경제적 불평등을 나타내는 지표로 지니계수가 있다. 본 연구에서는 세계적으로 폭넓게 사용되고 있는 지니계수를 각 국가별 경제적 불평등 수준을 나타내는 지표로 채택하면서, 그 중 가처분소득 지니계수를 매개변수 중 하나로 적용한다.

지니계수는 모두가 같은 소득을 의미하는 '완전평등선'과 특정 소득계층 이하의 국민들이 전체 소득에서 차지하는 누적 비중을 연결한 곡선인 '로렌츠 곡선' 사이 면적의 비율로, 0에 가까울수록 경제적으로 완전 평등에 가깝고 1에 가까울수록 극단적 불평등에 가깝다. 기관에 따라서는 0에서부터 100 사이의 수치로 계수를 표시하기도 하고, OECD에서는 지니계수를 소득분포가 완전평등에서 얼마나 벗어났는지를 나타내는 표준지표라고 설명하고 있다(Keely, 2015).

[그림 3-4] 로렌츠 곡선과 불평등 면적(A)



39) 출처 : Wikipedia. https://en.wikipedia.org/wiki/Economic_inequality

3.5.4. 통제변수

3.5.4.1. 통제변수 1 : 생산연령인구비율

본 연구에서는 국가별 인구구조의 차이를 통제하기 위하여 생산연령인구비율을 통제변수로 포함한다. 생산연령인구비율은 통상 '15세 이상 64세 이하 인구가 전체 인구에서 차지하는 비중'을 의미하며, 경제활동에 참여할 잠재력을 가진 인구 집단으로 간주된다. 이 비율이 높을수록 일반적으로 부양해야 할 유소년 및 고령 인구에 비해 노동가능 인구가 상대적으로 많은 '인구 보너스' 단계에 가까운 것으로 해석된다. 반대로 생산연령인구비율이 낮고 유소년 또는 고령층 비율이 높으면, 부양부담이 큰 인구구조를 의미한다. 생산연령인구비율의 계산식은 다음과 같다.

$$\text{생산가능인구비율}_{it} = \frac{15-64\text{세 인구}_{it}}{\text{전체 인구}_{it}} \times 100(\%)$$

$15-64\text{세 인구}_{it}$는 국가 i, 연도 t에서 15세 이상 64세 이하 인구의 총수를, 전체 인구_{it}는 해당 국가 및 연도에서의 총 인구를 의미한다.

Lesthaghe와 Van de Kaa(1986)에 의해 제시된 '제2차 인구전환 이론'은 고전적 인구변천 이론이 예측하지 못했던 1960년대 중반 이후부터의 서구에서 본격화된 새로운 인구변동을 설명하는 대안적 이론으로 사회·구조적 변화, 문화적 변화, 기술적 변화 등에 주목하면서 혼인 및 출산에 대한 가치관 변화를 강조하고 저출산·고령화로 대표되는 최근의 인구현상에 대한 설명을 시도하는 이론이다. 1960년대 중반 이후 서구에서 본격화된 출산율의 대체수준 이하로의 하락, 혼인·가족 형성 행태의 변화, 개인주의 가치관의 확산 등을 저출산의 주요 원인으로 설명하는데, 제2차 인구전환에서는 고등교육의 확산, 서비스 경제와 복지국가의 성장, 피임 기술의 보편화 등 구조적·문화적·기술적 변화가 복합적으로 작용하여 출산율을 인구

대체수준 이하로 끌어내린다고 본다는 점에서 이는 근대화·도시화와 불가분하게 연결되어 있다. 이러한 인구전환 과정은 생산연령인구비율의 변화와 긴밀하게 맞물린다. 도시화가 진전된 국가일수록 인구전환이 상당히 진행되어 생산연령인구비율이 일시적으로 높아지는 인구 보너스 단계를 경험하거나, 반대로 출산율 저하와 고령화가 동시에 진행되면서 생산연령인구비율이 감소하는 양상을 보인다.

이처럼 도시화 수준이 높은 국가는 특정 인구전환단계에 놓여 있다는 사실 자체가 출산율에 독립적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 생산연령인구비율을 통제하지 않으면, 도시화 및 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수 등 각 매개변수가 출산율에 미치는 효과의 일부가 사실상 인구전환 단계의 차이에서 비롯된 효과와 혼재될 수 있다. 이를 방지하기 위해 생산연령인구비율을 통제함으로써 같은 인구전환단계에 있는 국가들 사이에서 도시화 및 매개변수들의 차이가 출산율에 미치는 영향에 보다 명확하게 초점을 맞출 수 있다.

한편, 생산연령인구비율은 매개변수들과도 상호 연관된다. 생산연령인구의 비중에 따라 교육·보건·고용정책의 구조와 성평등 정책의 집행 여건이 달라질 수 있으며, 이는 인적개발지수 및 성불평등지수 지표에 영향을 줄 수 있다. 생산연령인구비율을 통제하지 않을 경우, 매개변수들의 추정효과 일부가 인구구조의 차이에 기인한 것임에도 도시화 또는 매개변수 자체의 효과로 귀속될 위험이 있다.

또한 생산연령인구비율의 상승 또는 하락과 같이 국가 내에서 시간의 흐름에 따라 변화하는 인구구조 요인은 여전히 중요한 설명변인으로 남게 되는데, 이를 시간변화 통제변수로 포함함으로써 도시화와 각 매개변수가 출산율에 미치는 순효과를 보다 안정적으로 추정할 수 있다.

이상의 이유에서 생산연령인구비율은 인구전환 단계로 인한 교란 효과를 차단하고, 매개변수 추정의 타당성을 높이며, 국가 내 시간변화를 반영하는 통제변수로서 본 연구의 통제변수로 포함하였다.

3.5.4.2. 통제변수 2 : 남성의 실업률

본 연구에서는 각 국가의 노동시장 및 거시경제 상황을 통제하기 위하여 남성의 실업률을 통제변수로 포함한다. 남성의 실업률은 통상 1년의 일정 기간 동안 경제활동인구에 속한 남성 가운데, 일할 의사와 능력이 있음에도 조사 시점에 일자리를 갖지 못한 남성의 비율을 의미한다. 취업자·실업자 등 노동시장에 참여하는 남성 집단 중에서 '현재 실직 상태이지만 적극적으로 구직 중인 남성'이 차지하는 비중을 나타내는 지표이며, 남성이 가장으로서 생계부양에 여전히 강하게 작동하는 다수의 국가에서 가계의 소득 안정성과 미래에 대한 기대, 결혼·출산 결정에 직접적인 영향을 미치는 중요한 사회경제적 변수로 판단되어 통제변수로 포함하였다. 남성의 실업률의 계산식은 다음과 같다.

$$\text{남성의 실업률}_{it} = \frac{\text{남성 실업자}_{it}}{\text{남성 경제활동인구}_{it}} \times 100(\%)$$

남성실업자_{it}는 국가 i, 연도 t에서 '일할 능력과 의사가 있으나 특정 기간 동안 일자리가 없고, 적극적으로 구직 활동을 하고 있는 남성'의 인구를 의미하고, 남성경제활동인구_{it}는 특정 기간 동안 취업 중인 남성과 실업 남성을 합한 인구로 보통 15세 이상 또는 15-64세의 생산가능연령대에 한정한다.

남성의 실업률은 남성이 주요 생계 부양자 역할을 하는 다수의 국가에서 남성의 실업은 혼인시기를 지연시키고 출산 결정을 억제하는 요인으로 작용하며, Easterlin(1966)의 상대적 소득 이론에서 강조한 경제적 불안정성을 측정하는 주요 변수이다. 도시화가 진전될수록 농업과 같은 1차산업에서 제조업·서비스업으로의 산업구조 전환이 일어나고, 이에 따라 남성의 직종·고용형태가 변화된다. 이 과정에서 도시에서 비정규직 또는 불안정 고용이 확대되어 남성의 실업률이 높아질 수도 있고, 반대로 도시에서의

고용 창출이 증대되어 실업률이 낮아질 수도 있다. 따라서 남성의 실업률을 통제하지 않을 경우 도시화로 인한 고용시장에의 충격과 도시화 그 자체의 구조적 효과가 출산율에 대한 영향에서 분리되지 못할 수 있다. 또한 남성의 실업률과 매개변수인 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수와의 상호작용 측면에서 살펴보더라도, 인적개발 수준이 높고 복지 등 사회보장 제도가 잘 정비된 국가에서는 실업의 부정적 영향이 실업급여, 사회보장 등 가계에 대한 완충 장치에 의해 일부 흡수될 수 있지만, 그렇지 않은 국가 및 사회에서는 실업이 곧바로 극심한 경제적·심리적 부담으로 이어지게 된다. 한편 성불평등과 전통적 성역할 규범이 강한 사회에서는 남성의 실업이 혼인과 출산에 직접적으로 미치는 영향이 더욱 클 수 있다. 소득불평등 역시 실업과 결합하여 특정 계층에서의 출산을 기피하는 현상을 고착화시킬 수 있다. 남성의 실업률을 통제하지 않을 경우 도시화와 매개변수들이 출산율에 미치는 효과가 사실상 국가별·시기별 남성의 실업 수준의 차이를 반영하는 부분과 뒤섞일 수 있고, 이에 따라 매개경로 추정에 편향을 유발할 수 있다. 요컨대, 남성의 실업률은 남성의 경제활동인구 중 실업자의 비율을 나타내는 핵심 노동시장 지표이며, 출산행태, 혼인시장, 가계 소득의 안정성과 직접적으로 연결되는 변수이고, 도시화율 및 매개변수인 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수와 구조적으로 얽혀 있는 잠재적 교란 요인일 수 있기에, 이를 통제함으로써 분석모형의 설명력 및 추정의 안정성을 높이고 간접효과를 보다 인과적으로 신뢰성 있게 설명할 수 있기에 남성의 실업률을 통제변수로 포함한다.

제 4 장 연구 결과

4.1. 연구모형

본 연구에서는 pooled OLS 패널회귀모형 3개(식 (1), (2), (3))과 출산율 통합 회귀모형(식 (4))를 주 분석으로 사용하여 '도시화가 인적개발, 성불평등, 소득불평등 경로를 통해 출산에 어떠한 구조로 연결되는지'를 정량적으로 분석하고자 한다. pooled OLS 패널회귀는 국가 간 구조적 수준 차이와 국가 내 시간변화를 동시에 활용하여 변수 간 장기적·구조적 관계를 추정하는 방법으로, 본 연구의 분석대상인 도시화율·인적개발지수·성불평등지수·가처분소득 지니계수와 같이 장기간에 걸쳐 서서히 변화하는 구조지표들간의 경로를 포착하는데 적합하다. 이원 고정효과 패널회귀 분석 결과는 별도의 부록으로 제시하는 바, 고정효과 적용 여부에 따른 분석결과 비교도 참조토록 하였다.

4.1.1 매개변수 방정식

도시화율이 매개변수 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수에 미치는 영향에 대한 방정식은 식 (1), (2), (3)과 같다.

$$HDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Urban_{it} + \gamma' C_{it} + \epsilon_{it}^{(H)} \qquad \text{식 (1)}$$

식 (1)에서 종속변수 HDI_{it}는 국가 i의 연도 t에서 관측된 인적개발지수이며, $Urban_{it}$는 동일 시점의 도시화율을 의미한다. 계수 α_1은 도시화율이 인적개발지수에 미치는 한계효과로, 통제변수 C_{it}를 통제한 상태에서 도시화율이 1단위 즉 1% 증가할 때 인적개발지수가 평균적으로 얼마나

변화하는지를 나타낸다. 통제변수 C_{it}에는 생산연령인구비율과 남성의 실업률과 같이 인적개발지수에 영향을 미치는 경제·사회·인구 등 구조적 요인들이 포함되며 이를 통제함으로써 도시화의 순수한 영향을 보다 명확하게 식별할 수 있다. $\epsilon_{it}^{(H)}$는 모형이 설명하지 못하는 우연적 교란을 의미한다.

이원 고정효과 패널회귀와 달리, pooled OLS는 국가 고유의 시간불변 특성과 연도별 공통 충격을 별도로 제거하지 않는다. 이는 "국가 간 수준 차이"가 포함된 전체 변동을 분석에 활용한다는 의미로, "도시화율이 높은 나라일수록 인적개발지수가 구조적으로 높은가"라는 장기적·횡단면적 경로 파악에 초점을 맞춘다. 이에 따라 식 (1)은 도시화율과 인적개발지수 간의 국가 간 구조적 수준 차이와 시간에 다른 변화를 동시에 반영한 평균적 연관성을 추정하며, 누락변수의 편의를 최소화하기 위해 국가 수준으로 군집화된 로버스트 표준오차를 적용한다.

$$GII_{it} = \delta_0 + \delta_1 Urban_{it} + \theta' C_{it} + \epsilon_{it}^{(G)} \qquad \text{식 (2)}$$

식 (2)는 도시화율이 성불평등지수에 미치는 영향을 분석하는 pooled OLS 패널모형으로, 종속변수 GII_{it}는 국가 i의 연도 t에서 측정된 성불평등지수이며, 계수 δ_1은 도시화율의 변화가 성불평등 수준에 미치는 평균적 영향을 나타낸다. 도시화율은 여성의 경제·교육 참여 확대와 관련된 구조적 변화를 동반할 수 있으므로 성불평등지수를 설명하는 핵심 독립변수로 설정하였다. 통제변수 C_{it}에는 인구구조의 지표로서 생산가능인구비율, 경제·사회상황의 지표로서 남성의 실업률과 같이 성불평등에 영향을 줄 수 있는 요인들이 포함된다.

식 (2)에서 pooled OLS를 적용하는 것은, "도시화율이 높은 나라일수록 성불평등이 낮은가(성평등이 높은가)"라는 국가 간 구조적 수준 차이를 포함한 장기적 연관성을 파악하기 위함이다. 이는 CH2(젠더 가설)의 매개경로인 '도시화 → 성불평등 완화 → 출산 저하'를 실증적으로 검증하는 핵심 방정식으로, 국가 내 단기 변동만을 포착하는 이원 고정효과 모형

에서 성불평등지수가 서서히 변화하는 구조지표임으로 인해 발생하는 추정의 불안정성을 완화할 수 있다는 장점이 있다.

$$GINI_{it} = \eta_0 + \eta_1 Urban_{it} + \varkappa' C_{it} + \epsilon_{it}^{(g)} \qquad \text{식 (3)}$$

식 (3)은 도시화율이 가처분소득 기준 지니계수에 미치는 영향을 분석하는 pooled OLS 패널모형으로, 종속변수 $GINI_{it}$는 국가 i의 연도 t에서 측정된 가처분소득 지니계수이다. 도시화의 확산은 노동시장 구조 변화, 산업구조의 고도화, 소득격차 확대 또는 완화 등 다양한 경로를 통해 소득불평등에 영향을 미칠 수 있으므로 계수 η_1은 이러한 관계의 평균적 효과를 나타내는 핵심 계수이다. 통제변수 C_{it}는 인구구조의 지표로서 생산연령인구비율과 경제 및 사회상황의 지표로서 남성의 실업률과 같이 소득불평등에 영향을 주는 요인을 포함하여 도시화율과 가처분소득 지니계수 간 관계에서 잠재적 누락변수 편의를 줄이는 역할을 한다.

pooled OLS를 식 (3)에 적용하는 것은, 소득불평등이 도시화 수준에 따라 국가 간에 구조적으로 어떻게 다른지를 파악하는 동시에, 동일 국가 내에서 도시화가 진행될 때 소득불평등이 어떻게 변화하는지의 두 가지 정보를 함께 활용하기 위함이다. CH3(분배구조 가설)의 매개경로인 '도시화 → 소득불평등의 심화 → 출산 저하' 경로를 검증하는 방정식으로서, 전체변동을 활용함으로써 추정의 안정성을 확보한다.

4.1.2. 출산율 방정식

도시화율과 인적개발·성평등·소득불평등의 매개요인(인적개발지수, 성불평등, 가처분소득 지니계수)이 합계출산율에 미치는 직접효과와 간접효과를 통합적으로 분석하기 위해, 식 (4)와 같이 pooled OLS 패널회귀모형을 설정하였다.

$$TFR_{it} = \beta_0 + \beta_1 Urban_{it} + \beta_2 HDI_{it} + \beta_3 GII_{it} + \beta_4 GINI_{it} + \lambda' C_{it} + \epsilon_{it}^{(T)} \qquad \text{식 (4)}$$

종속변수 TFR_{it}은 국가 i의 연도 t에서 측정된 합계출산율이며, 핵심 설명변수에는 도시화율과 세 가지 인적개발·성평등·소득불평등 등 사회경제적 매개변수(인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수)가 동시에 포함된다. 계수 β_1은 도시화율이 출산율에 미치는 직접효과를, β_2, β_3, β_4는 각각 인적개발지수, 성불평등지수 그리고 가처분소득 지니계수의 변화가 출산율에 미치는 영향(b경로)을 나타낸다. 이는 '도시화 → 인적개발·성평등·소득불평등의 사회경제적 조건(인적개발지수·성평등지수·가처분소득 지니계수) → 출산'으로 이어지는 세 가지 경쟁적 매개경로의 존재와 상대적 크기를 실증적으로 확인하기 위한 것이다. 통제변수 C_{it}는 생산연령인구비율, 남성의 실업률 등 출산율에 영향을 줄 수 있는 주요 사회경제적 요인을 포함하여 설명변수와 출산율 간의 관계에서 누락변수의 편의를 최소화한다. 표준오차는 국가 수준으로 군집화된 클러스터-로버스트 표준오차를 적용하여 패널 구조에서 발생하는 자기상관 및 이분산성 문제를 완화한다.

식 (4)에서 pooled OLS를 적용함으로써, "도시화 수준이 높은 나라일수록 인적개발지수·성불평등지수·가처분소득 지니계수의 수준이 어떻게 달라지며, 이러한 구조적 차이가 출산율의 수준 차이를 어떻게 설명하는가"라는 장기적·횡단면적 경로 구조를 파악한다. 이는 세 경쟁가설(CH1 : 삶의 환경 가설, CH2 : 젠더 가설, CH3 : 소득분배구조 가설)의 매개경로 중 어느 경로가 출산율의 국가 간 구조적 차이를 더 강하게 설명하는지를 비교 검증하는 핵심 방정식이다.

식 (1), (2), (3)의 a경로 계수와 식 (4)의 b경로 계수를 곱하여 각 매개경로의 간접효과를 산출하며, 직접효과와 총간접효과를 합산하여 도시화율이 합계출산율에 미치는 총효과를 최종적으로 도출한다. 간접효과와 표준오차와 통계적 유의성은 delta method에 기반한 정규근사를 통해 산출한다.

4.2. 표본의 특성

4.2.1. 표본 개요

본 연구에서는 패널회귀분석을 위하여 '국가-연도'의 분석단위를 사용한다. 표본은 1990년부터 2023년까지 총 34년간에 걸쳐 105개 국가의 패널자료로 되어 있고, 총 3,570개의 관측치로 구성되어 있다. 패널 구조는 각 연도별 관측치 수가 동일하여 균형 패널임이 확인되었지만, 일부 결측셀도 존재하여 후술하는 Gary King et. al.(2001)의 Amelia 알고리즘을 통한 다중대치로 결측셀을 보완한 후 분석한다.

[표 4-1] 변수별 결측치의 수 및 완전 관측 비율

변수	N	결측셀 수	결측률(%)	완결률(%)
합계출산율	3,570	0	0	100
도시화율	3,570	0	0	100
인적개발지수	3,570	33	0.9	99.1
성불평등지수	3,570	249	7	93
가처분소득 지니계수	3,570	225	6.3	93.7
생산연령인구비율	3,570	0	0	100
남성의 실업률	3,570	105	2.9	97.1

주: 본 표는 분석에 사용된 주요 변수들의 결측치 수 및 완전 관측 비율을 제시한다. 완결률은 전체 관측치 대비 해당 변수의 비결측 관측치 비율(%)로 계산되었으며, 모든 변수는 93% 이상의 높은 완결률을 보여 분석에 적합한 자료 품질을 확인할 수 있다.

지역별로는 아프리카 21개국, 아메리카 20개국, 아시아 28개국, 유럽 32개국, 오세아니아 4개국이 포함되어 있으며, 세부 하위지역 기준으로는 북유럽, 서유럽, 라틴아메리카, 동아시아, 동유럽 등 총 16개 하위지역을 포괄하고 있다. 요컨대, 표본은 지역 간 이질성을 반영하면서도 장기간의 시계열 변화를 추적할 수 있다는 점에서 특성을 지니고 있다.

[표 4-2] 표본의 지역별 국가 수

총 국가 수	지역(대륙)	국가 수	하위 지역	국가 수
105	America	20	Northern America	2
			Latin America	18
	Asia	28	Southern-eastern Asia	7
			Southern Asia	6
			Western Asia	7
			Eastern Asia	4
			Central Asia	4
	Europe	32	Northern Europe	10
			Eastern Europe	7
			Southern Europe	8
			Western Europe	7
	Africa	21	Northern Africa	3
			Sub-Saharan Africa	18
	Oceania	4	Australia and New Zealand	2
			Melanesia	1
			Polynesia	1

4.2.2. 기술통계 분석

[표 4-1]에서 본 바와 같이, 변수별 결측치와 관련하여 합계출산율, 도시화율, 생산연령인구비율에서는 결측셀이 존재하지 않았고, 인적개발지수의 결측치 비율은 0.9%에 불과하여 자료손실이 매우 제한적이었으며, 성불평등지수의 결측치 비율은 7%, 가처분 소득 지니계수의 결측치 비율은 6.3%, 남성의 실업률의 결측치 비율은 2.9%로 상대적으로 결측치의 비율이 높았지만 전체적으로 주요 변수의 결측치 비율은 10%를 넘지 않고 모든 변수들이 93% 이상의 높은 완결률을 보여 분석에 적합한 자료 품질임을 확인할 수 있다.

[표 4-3]은 주요 변수의 기술통계량으로, 34년의 분석기간 동안 105개 국가의 합계출산율 평균은 2.65명(표준편차 1.41명)이며, 최소 0.72명에서 최대 7.84명까지 분포를 보여 국가 간 편차가 상당히 높은 양상을 보였다. 독립변수인 도시화율의 평균은 58.03%(표준편차 22.32%)로, 최소 5.42%, 최대 100%로 나타나 도시화율 역시 국가별로 매우 상이하였

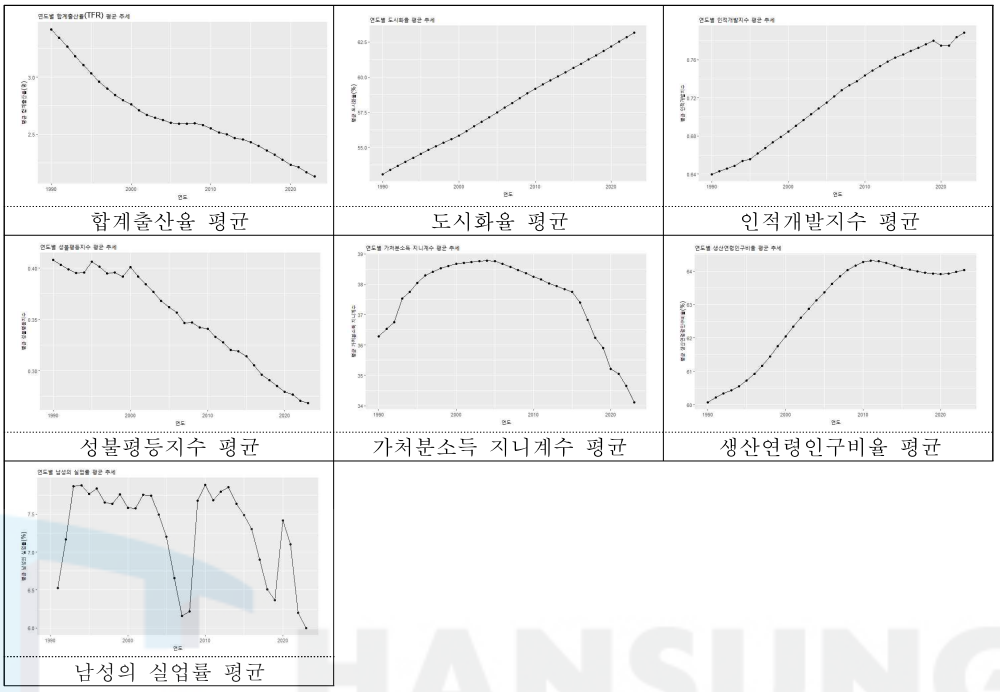
다. 매개변수인 인적개발지수는 평균 0.72(표준편차 0.16)로 전반적으로 중상위 수준의 인적개발 수준을 보였으며, 성불평등지수는 평균 0.35(표준편차 0.19)로, 일부 국가는 0.81에 달하는 높은 성불평등을 보이는 반면, 최솟값은 0.003으로 성평등 수준이 매우 높은 국가들도 함께 포함되어 있다. 가처분소득 기준 지니계수의 평균은 37.69(표준편차 8.65)으로 나타났다. 통제변수인 생산연령인구비율의 평균은 62.85%(표준편차 5.14%), 남성 실업률의 평균은 7.28%(표준편차 0.26%)로 나타났다.

[표 4-3] 기술통계표

변수	N	평균	표준편차	최소값	1사분위수	중앙값	3사분위수	최대값
합계출산율	3,570	2.65	1.41	0.72	1.61	2.12	3.30	7.84
도시화율	3,570	58.03	22.32	5.42	42.69	59.38	75.58	100.00
인적개발지수(HDI)	3,537	0.72	0.16	0.22	0.62	0.73	0.85	0.97
성불평등지수(GII)	3,321	0.35	0.19	0.003	0.18	0.36	0.5	0.81
가처분소득 지니계수	3,345	37.69	8.65	16.9	31.2	37.1	43.6	65.20
생산연령인구비율	3,570	62.85	6.02	45.78	58.89	64.66	67.15	78.82
남성의 실업률	3,465	7.28	5.14	0.26	3.71	5.79	9.42	36.97

[그림 4-1]은 분석기간 동안의 주요 변수들의 평균(105개국)에 대하여 분석기간 34년간의 연도별 추세를 나타낸다. 합계출산율과 성불평등지수는 꾸준하게 감소하고 있는 점과 대비하여 도시화율, 인적개발지수은 꾸준하게 상승하고 있다. 가처분소득 지니계수는 2000년대 초반을 정점으로 꾸준히 오르다가 지속적으로 떨어지고 최근에는 급격히 떨어지는 곡선을 보이고 있으며, 생산연령인구비율은 2010년까지 꾸준히 증가하다가 그 이후 서서히 감소하다가 최근 소폭 반등하였다. 남성의 실업률은 다른 변수들과 달리 변동의 폭이 매우 큰데, 이는 실업률 자체가 경기(景氣) 즉 경제상황과 밀접하게 관련되어 있기 때문에 나타나는 현상으로 보인다.

[그림 4-1] 주요 변수 평균의 연도별 변화 추이



4.3. 분석 결과

4.3.1. Amelia 다중대치를 통한 원데이터의 결측셀 보완

[표 4-1]에서 살펴보았듯이, 원데이터에는 총 612개의 결측셀(전체 24,990개 셀에서 총 결측셀의 비율은 2.45%에 해당)을 갖고 있는데, 일반적으로는 정량분석시 해당 결측셀이 있는 관측치(행)를 모두 삭제하고 분석하지만 이는 오히려 편향을 불러올 수 있기 때문에, 본 연구에서는 Gary King et. al.(2001)의 Amelia 다중대치 알고리즘을 통해 100개의 다중대치한 패널 데이터셋을 생성한 후 이를 이용하여 패널 회귀분석을 실시하였다.

4.3.2. pooled OLS 패널회귀 분석 결과 : 주 분석

4.3.2.1. 분석방법 개요

Amelia 알고리즘으로 다중대치한 100개의 각 패널 데이터셋별로 국가와 연도에 대한 pooled OLS 패널 회귀모형을 추정한 후 Rubin의 규칙에 따라 결과를 통합하였다. 앞서 살펴본 바와 같이, 모형은 합계출산율을 종속변수로, 도시화율을 독립변수로 설정하고, 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수를 매개변수로 포함하였다. 또한, 생산연령인구비율, 남성의 실업률을 통제변수로 투입하였다. 우선, 도시화율이 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수에 미치는 영향을 각각 추정하여 도시화가 인적개발, 성평등, 소득불평등에 미치는 1단계 효과를 확인하고, 이후 출산율을 종속변수로 하고 도시화율, 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분 지니계수 및 상기 언급한 통제변수들을 포함한 패널회귀모형을 추정함으로써 도시화의 직접효과와 간접효과의 구조를 살펴본다.

4.3.2.2. 도시화가 매개변수들에의 영향 분석 결과

종속변수는 인적개발지수로, 독립변수는 도시화율로 하고 추가로 생산연령인구비율, 남성의 실업률을 통제변수로 투입한 후, Amelia 다중대치를 통해 생성된 100개의 패널데이터에 대하여 pooled OLS 패널회귀모형의 추정 결과는 [표 4-4]와 같다.

설명변수인 도시화율의 계수는 0.0036(표준오차 0.0004)로 추정되었으며, 통계적으로 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 나타냈다($p<.001$). 이는 국가 간 구조적 수준 차이와 시간변화를 동시에 반영하는 pooled OLS 분석에서 도시화율이 높은 국가일수록 인적개발 수준이 구조적으로 높다는 것을 의미한다. 즉, 도시화의 진전이 보건·교육·소득 수준의 전반적 향상을 동반하는 장기적·구조적 경향이 데이터에서 강하게 확인된다. 이는 경쟁가설 CH1(생태학 기반 삶의 환경 가설)의 첫 번째 경로, 즉 '도시화

율 상승 → 인적개발지수 향상'에 대한 실증적 지지 근거가 된다.

통제변수를 살펴보면, 생산연령인구비율의 계수는 0.0127(표준오차 0.0012)로 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였다(p<.001). 이는 생산연령인구 비중이 높은 국가일수록 교육·보건·소득 수준을 반영하는 인적개발 수준이 높다는 것으로, 안정적인 노동력 공급 구조가 인적개발에 긍정적 영향을 미친다는 것을 나타낸다. 남성의 실업률의 계수는 -0.0017(표준오차 0.0008)로 5% 유의수준에서 유의한 음(−)의 효과를 보였다(p<.05). 이는 남성의 실업률이 높은 국가일수록 인적개발 수준이 낮아지는 경향, 즉 고용환경의 불안정이 삶의 환경의 구조적 취약성과 연관됨을 반영한다.

인적개발지수에 대한 pooled OLS 분석결과를 종합하면, 도시화율 자체가 인적개발지수에 강하게 유의한 양(+)의 영향을 미친다는 점이 명확하게 확인되었다. 이는 국가 내 단기 시간변화만을 포착하는 이원 고정효과 분석에서의 도시화율의 계수가 경계적으로 유의하지 않았던 것(p<.10)과 대비되는 결과로서, '국가 간 구조적 수준 차이'가 포함될 때 도시화율과 인적개발 수준 사이의 장기적·구조적 연관성이 뚜렷하게 드러남을 보여준다.

[표 4-4] 도시화율이 인적개발지수에 미치는 영향

변수	계수	S.E.
도시화율	**0.036*** **	0.004
생산연령인구비율	**0.127*** **	0.012
남성의 실업률	**-0.017***	0.008
수정된 R^2	0.788	
F-statistic	4422.48	
N	3570	

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주 : 1. 도시화율은 원자료 기준 1%p 증가 단위로 측정되었으나, 계수의 해석 가능성과 표의 가독성을 제고하기 위하여 본 표에서는 10%p 증가 기준으로 환산된 계수를 제시하였다. 이에 따라 계수 및 표준오차는 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

2. 표준오차는 국가(ISO3) 단위로 군집화(cluster-robust)하였으며, t값과 p값은 Rubin 결합 자유도를 고려한 양측검정 기준이다.

3. 수정된 R2 및 F통계량은 각 Amelia 대치자료에서 산출된 값을 평균하여 제시하였다.

종속변수는 성불평등지수로, 주요 설명변수는 도시화율로 하고 추가로 생산연령인구비율, 남성의 실업률을 통제변수로 투입한 후, Amelia 다중대치를 통해 생성된 100개의 패널데이터셋에 pooled OLS 패널회귀모형을 추정한 결과는 [표 4-5]와 같다.

설명변수인 도시화율의 계수는 -0.0034(표준오차 0.0006)로 추정되었으며, 0.1% 유의수준에서 강한 음(-)의 통계적 유의성을 나타냈다(p<.001). 이는 국가 간 구조적 수준 차이를 포함하는 pooled OLS 분석에서 도시화율이 높은 국가일수록 성불평등지수가 낮아지는, 즉 성평등 수준이 구조적으로 높아지는 경향이 뚜렷하게 확인됨을 의미한다. 도시화가 진전된 사회에서는 여성의 교육 및 경제 참여 기회가 확대되고 공적영역에서의 성평등 제도가 발전하는 경향이 있으며, 이러한 구조적 변화가 성불평등의 완화로 이어지는 것으로 해석된다. 이는 국가 내 단기 시간변화만을 포착하는 이원 고정효과 분석에서 도시화율이 성불평등지수에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 결과와 대비되는데, '국가 간 구조적 차이'가 포함될 때 도시화와 성평등 간의 장기적 연관성이 통계적으로 강하게 드러난다고 해석할 수 있다. 이는 경쟁가설 CH2(젠더 가설)의 첫 번째 경로, 즉 '도시화율 상승 → 성불평등지수 하락'에 대한 실증적 지지 근거가 된다.

[표 4-5] 도시화율이 성불평등지수에 미치는 영향

변수	계수	S.E.
도시화율	**-0.034*** **	0.006
생산연령인구비율	**-0.16*** **	0.018
남성의 실업률	0.008	0.015
수정된 R^2	0.614	
F-statistic	1892.43	
N	3570	

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주 : 1. 도시화율은 원자료 기준 1%p 증가 단위로 측정되었으나, 계수의 해석 가능성과 표의 가독성을 제고하기 위하여 본 표에서는 10%p 증가 기준으로 환산된 계수를 제시하였다. 이에 따라 계수 및 표준오차는 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

2. 표준오차는 국가(ISO3) 단위로 군집화(cluster-robust)하였으며, t값과 p값은 Rubin 결합 자유도를 고려한 양측검정 기준이다.

3. 수정된 R2 및 F통계량은 각 Amelia 대치자료에서 산출된 값을 평균하여 제시하였다.

통제변수를 살펴보면, 생산연령인구비율의 계수는 -0.016(표준오차 0.0018)으로 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보였다(p<.001). 이는 생산연령인구 비중이 높은 나라일수록 성불평등이 낮은(성평등이 높은) 구조적 경향이 있음을 나타낸다. 반면 남성의 실업률은 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

종속변수를 가처분소득 기준 지니계수로, 주요 설명변수는 도시화율로 하고 추가로 생산연령인구비율, 남성의 실업률을 통제변수로 투입한 후, Amelia 다중대치를 통해 생성된 100개의 패널데이터셋에 대하여 pooled OLS 패널회귀모형을 추정한 결과는 [표 4-6]과 같다.

도시화율의 계수는 -0.0669(표준오차 0.0364)로 음(−)의 방향이지만 통계적으로는 경계적으로 유의하지 않았다(p<.10). 이는 도시화율이 높은 국가일수록 가처분소득 지니계수가 낮아지는 경향, 즉 소득불평등이 다소 완화되는 방향이 관찰되지만 그 통계적 신뢰성은 제한적임을 의미한다. 이는 도시화가 소득격차를 심화시킨다는 일부 선행연구(Glaeser et al., 2009; Castells-Quintana et al., 2020)와는 다른 결과로, 도시화와 소득불평등 간의 관계가 단순하지 않음을 시사한다. 경쟁가설 CH3(소득분배 구조 가설)의 첫 번째 경로, 즉 '도시화율 상승 → 소득불평등 심화'는 본 분석에서 지지되지 않으며, 오히려 방향이 반대로 나타났다는 점에서 주의가 필요하다.

통제변수를 살펴보면, 생산연령인구비율의 계수는 -0.5563(표준오차 0.1225)으로 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보였다(p<.001). 이는 생산연령인구의 비중이 높은 나라일수록 소득불평등이 낮아지는 경향이 있음을 의미하며, 안정적인 노동력 공급 구조가 계층 간 소득격차 완화에 기여하는 구조적 요인을 반영한다. 남성의 실업률의 계수는 0.3517(표준오차 0.1853)로 경계적 유의수준에서 양(+)의 방향을 보였다(p<.10). 이는 남성의 실업률이 높은 국가일수록 소득불평등이 높아지는 경향이 있음을 나타내는 것으로, 가계의 주소득원인 남성의 실업이 계층 간 소득격차 확대로 이어지는 구조를 반영하는 것으로 해석된다.

[표 4-6] 도시화율이 가처분소득 지니계수에 미치는 영향

변수	계수	S.E.
도시화율	-0.669†	0.364
생산연령인구비율	**-5.563*** **	1.225
남성의 실업률	3.517†	1.853
수정된 R^2	0.268	
F-statistic	435.71	
N	3570	

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주 : 1. 도시화율은 원자료 기준 1%p 증가 단위로 측정되었으나, 계수의 해석 가능성과 표의 가독성을 제고하기 위하여 본 표에서는 10%p 증가 기준으로 환산된 계수를 제시하였다. 이에 따라 계수 및 표준오차는 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

2. 표준오차는 국가(ISO3) 단위로 군집화(cluster-robust)하였으며, t값과 p값은 Rubin 결합 자유도를 고려한 양측검정 기준이다.

3. 수정된 R2 및 F통계량은 각 Amelia 대치자료에서 산출된 값을 평균하여 제시하였다.

4.3.2.3. 도시화와 매개변수들의 출산에 미치는 영향 분석 결과

도시화율과 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수의 세 가지 매개변수가 합계출산율에 미치는 영향을 통합적으로 분석하기 위하여, Amelia 알고리즘으로 생성된 100개의 다중대치 데이터셋에 대해 pooled OLS 패널회귀모형을 추정한 후 Rubin의 규칙으로 통합하였다. 모형에는 생산연령인구비율, 남성의 실업률도 통제변수로 함께 포함하여 출산율의 변화에 대하여 인구구조적·경제적 요인을 최대한 통제하였으며, 그 분석 결과는 [표 4-7]과 같다.

도시화율의 직접효과를 살펴보면, 도시화율의 계수는 0.0026(표준오차 0.0024)으로 양(+)의 방향이지만 통계적으로 유의하지 않았다(p=.276). 이는 국가 간 구조적 수준 차이와 시간변화를 동시에 반영하는 pooled OLS 분석에서, 세 매개변수(인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수)의 효과를 통제하고 나면 도시화율 자체가 출산율에 독립적으로 미치는 직접효과는 통계적으로 유의하지 않음을 의미한다. 이는 도시화의 출산율 저하 효과가 도시화 자체에 의한 것이 아니라, 도시화가 만들어 내

는 인적개발 수준의 구조적 변화를 경유한 간접효과를 통해 주로 작동하고 있음을 시사하는 중요한 결과이다.

매개변수들의 출산율에 미치는 영향을 살펴보면, 인적개발지수의 계수는 -3.2108(표준오차 0.7721)로 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보였다(p<.001). 이는 국가 간 구조적 비교 수준에서 인적개발지수가 높은 국가일수록 합계출산율이 현저하게 낮아지는 경향을 나타내는 것으로, 경쟁가설 CH1(생태학 기반 삶의 환경 가설)의 두 번째 경로인 '인적개발지수 향상 → 합계출산율 저하'에 대한 강한 실증적 지지 근거가 된다. 인적개발지수는 기대수명, 교육수준, 경제적 생활수준을 종합한 지표로서, 이 지표가 높을수록 개인이 자녀 수보다 개인의 자아실현 또는 자녀 1인당 질적 투자를 우선시한다는 점에서 안정된 환경에서 적은 수의 자손을 남기는 대신에 자손에 대한 돌봄 또는 투자가 크다는 'r/K 선택 이론'의 예측과 일치하는 결과이다.

성불평등지수의 계수는 0.2106(표준오차 0.4041)으로 양(+)의 방향이지만 통계적으로 유의하지 않았다(p=.602). 이는 국가 간 비교에서 성불평등지수 자체가 다른 조건을 통제한 상태에서 출산율에 독립적으로 유의한 영향을 미친다는 증거가 발견되지 않았음을 의미한다.

가처분소득 지니계수의 계수는 -0.001(표준오차 0.0052)로 추정되었으며 통계적으로 유의하지 않았다(p=.846). 이는 국가 간 구조적 비교 수준에서나 시간변화 측면에서나 소득불평등이 출산율에 직접적이고 독립적인 영향을 미친다는 증거가 발견되지 않았음을 의미한다. a경로(도시화 → 소득불평등)에서도 유의미한 결과를 얻지 못하였는바, 경쟁가설 CH3(소득분배구조 가설)의 매개경로가 지지되지 않음을 보여주는 결과이다.

통제변수의 효과를 살펴보면, 생산연령인구비율의 계수는 -0.81495(표준오차 0.0091)이며, 0.1% 유의수준에서 강하게 유의한 음(−)의 효과를 보였다(p<.001). 생산연령인구비율이 증가할수록 출산율이 감소하는 경향은 노동시장의 경쟁 심화, 청년층의 경제적 부담 증가, 주거·교육비 상승 등이 출산의 지연 또는 무자녀 선택으로 이어지는 구조적 요인을 반영하는 것으로 해석된다. 이는 부록에 첨부된 이원 고정효과 분석 결과와 방향

및 유의성이 완전히 일치하는 가장 일관된 결과이다. 남성의 실업률 계수는 -0.0164(표준오차 0.0057)로 1% 유의수준에서 음(−)의 유의한 효과를 보였다(p<.01). 이는 국가 간 비교 수준에서 남성의 실업률이 높은 국가일수록 출산율이 낮아지는 경향이 있음을 나타내며, 남성의 경제적 불안정이 결혼과 출산 결정을 억제하는 구조적 요인으로 작용함을 보여준다.

[표 4-7] 도시화율과 매개변수가 각각 합계출산율에 미치는 영향

변수	계수	S.E.
도시화율	0.026	0.024
인적개발지수	**-32.108*****	7.721
성불평등지수	2.106	4.041
가처분소득 지니계수	-0.01	0.052
생산연령인구비율	**-1.495*****	0.091
남성의 실업률	**-0.164****	0.057
수정된 R^2	0.895	
N	3570	

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주 : 1. 도시화율은 원자료 기준 1%p 증가 단위로 측정되었으나, 계수의 해석 가능성과 표의 가독성을 제고하기 위하여 본 표에서는 10%p 증가 기준으로 환산된 계수를 제시하였다. 이에 따라 계수 및 표준오차는 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

2. 표준오차는 국가(ISO3) 단위로 군집화(cluster-robust)하였으며, t값과 p값은 Rubin 결합 자유도를 고려한 양측검정 기준이다.

3. 수정된 R^2은 각 Amelia 대치자료에서 산출된 값을 평균하여 제시하였다.

주 분석의 종합적 해석 결과는 다음과 같다.

첫째, 도시화율의 합계출산율에 대한 직접효과는 통계적으로 유의하지 않아, 도시화는 매개경로를 통한 간접효과를 경유하여 출산에 영향을 미치는 구조로 작동하고 있다.

둘째, 세 가지 매개변수 중 인적개발지수만이 합계출산율에 강한 음(−)의 유의성을 보여(p<.001), 도시화가 인적개발 수준을 높이고 그 결과 출산율이 저하되는 CH1(생태학 기반 삶의 환경 가설)의 구조적 경로가 주 분석에서 가장 강하게 지지된다.

셋째, 성불평등지수와 가처분소득 지니계수는 출산율에 직접적으로 유의한 영향을 미치지 않았다.

넷째, 생산연령인구비율과 남성의 실업률은 모두 출산율을 유의하게 감소시키는 등 통제변수로 확인되어, 인구구조적·경제적 요인이 출산율의 구조적 수준에도 강하게 연관되어 있음이 재확인되었다.

[표 4-8] Amelia 적용 후 pooled OLS 패널회귀결과

Panel A. 매개변수 방정식

변수	인적개발지수		성불평등지수		가처분소득 지니계수	
	계수(β)	SE	계수(β)	SE	계수(β)	SE
(절편)	**-0.277*** **	0.064	**1.541*** **	0.092	**74.291*** **	6.626
도시화율	**0.036*** **	0.004	**-0.034*** **	0.006	-0.669†	0.364
생산연령인구비율	**0.127*** **	0.012	**-0.16*** **	0.018	-5.563	1.225
남성의 실업률	**-0.017***	0.008	0.008	0.015	3.517†	1.853
수정된 R^2	0.788		0.614		0.268	
N	3570		3570		3570	

Panel B. TFR 방정식

독립변수	계수(β)	SE
(절편)	**14.289*** **	0.775
도시화율	0.026	0.024
인적개발지수	**-32.108*** **	7.721
성불평등지수	2.106	4.041
가처분소득 지니계수	-0.01	0.052
생산연령인구비율	**-1.495*** **	0.091
남성의 실업률	**-0.164** **	0.057
수정된 R^2	0.895	
N	3570	

유의수준: † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

주 : 1. 본 표는 Amelia 다중대치(100개 데이터셋) 이후 고정효과를 적용하지 않은 pooled OLS 패널회귀 결과를 Rubin의 규칙으로 통합한 값이다. 모든 계수는 비표준화 추정치이며, 표준오차는 국가(ISO3) 단위로 군집화하였다. t값과 p값은 Rubin 결합 자유도를 고려한 양측검정 기준이다.

2. 계수의 해석 가능성과 표의 가독성을 제고하기 위하여 본 표에서는 10%p 증가 기준으로 환산된 계수를 제시하였다. 이에 따라 계수 및 표준오차는 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

3. 표본은 국가×연도 패널이며, 표준오차는 국가단위로 군집화(cluster-robust)하였다.

4. 수정된 R2은 각 Amelia 대치자료에서 산출된 값을 평균하여 제시하였다.

4.3.2.4. 경로별 간접효과와 총효과 분석 결과

도시화율이 인적개발지수를 거쳐 합계출산율에 영향을 미치는 경로(도시화 → 인적개발 → 출산)의 추정치는 -0.0115로 음(−)의 방향이며, 0.1% 유의수준에서 강한 통계적 유의성을 보였다(p<.001). 이는 도시화율이 10%p 높아질 때 인적개발지수 향상을 통해 합계출산율이 약 0.115명 감소하는 간접효과가 있음을 의미한다. 도시화가 진전될수록 인적개발 수준이 높아지고, 인적개발 수준이 높아질수록 출산율이 낮아진다는 경쟁가설 CH1(삶의 환경 가설)의 핵심 매개경로가 통계적으로 강하게 지지되는 결과이다.

도시화율이 성불평등지수를 거쳐 합계출산율에 영향을 미치는 경로(도시화 → 성평등 → 출산)의 추정치는 -0.0007로 음(−)의 방향이지만 유의하지 않았다(p=.604). 도시화율이 성불평등지수를 낮추는 a경로는 강하게 유의하였지만, 성불평등지수가 출산율에 미치는 b경로가 단독으로는 유의하지 않아 간접효과의 통계적 유의성이 제한되었다. 이는 성평등 경로가 CH1의 인적개발 경로에 비해 설명력이 제한적임을 의미한다.

도시화율이 가처분소득 지니계수를 거쳐 합계출산율에 영향을 미치는 경로(도시화 → 소득불평등 → 출산)의 추정치는 0.0001로 양(+)의 방향이고 계수의 절대값이 사실상 0에 가까우며 통계적으로도 유의하지 않았다(p=.846). 이는 소득불평등 경로를 통한 도시화의 출산율에의 간접효과가 존재한다는 통계적 증거가 전혀 발견되지 않았음을 의미하며, CH3(소득분배구조 가설)의 매개경로는 기각된다.

총간접효과의 추정치는 -0.0122로 음(−)의 방향이며, 0.1% 유의수준에서 강한 통계적 유의성을 보였다(p<.001). 이는 세 매개경로를 합산한 전체 간접효과가 통계적으로 유의하게 음(−)의 방향임을 의미하며, 도시화가 진행될수록 세 매개변수를 통합한 구조적 경로를 거쳐 출산율이 낮아지는 총체적 효과가 존재함을 나타낸다. 직접효과는 0.0026으로 통계적으로 유의하지 않았으며, 이는 도시화율의 출산율에 대한 효과가 도시화

자체의 직접적 영향보다는 인적개발지수를 중심으로 한 매개경로를 통해 주로 작동한다는 것을 의미한다. 총효과의 추정치는 -0.0096으로 음(−)의 방향이며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다(p<.05). 이는 인적개발지수를 중심으로 한 간접효과가 도시화의 출산율에 대한 총체적 효과의 주요 원인으로 작용하고 있음을 보여준다.

종합하면, “도시화율이 높은 나라일수록 총체적으로 합계출산율이 낮아지는 효과(총효과 -0.0096, p<.05)가 존재하며, 이 효과는 도시화 자체의 직접효과가 아닌 인적개발지수를 통한 간접효과(−0.0115, p<.001)가 주된 원인으로 작동한다.”고 해석된다. 이는 세 경쟁가설 중 CH1(생태학 기반 삶의 환경 가설)이 주 분석에서 가장 강한 설명력을 갖는 경로임을 실증적으로 지지한다.

[표 4-9] Amelia 적용 pooled OLS에서 도시화의 간접 · 직접 · 총효과

Panel A. 경로별 간접효과				
경로	간접효과 추정치	S‘E’	t-value	p-value
도시화→인적개발→출산	**-0.115*** **	0.03	-3.845	.000
도시화→성불평등→출산	-0.007	0.014	-0.519	.604
도시화→소득불평등→출산	0.001	0.004	0.194	.846

Panel B. 총간접효과 및 직접·총효과				
효과유형	추정치	S.E.	t-value	p-value
총간접효과	**-0.122*** **	0.033	-3.664	.000
직접효과	0.026	0.024	1.089	.276
총효과(직접효과+총간접효과)	**-0.096***	0.041	-2.332	.02

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주: 1. N=3,750, 수정된 R^2=0.895

2. 간접효과는 각 경로별 a-path(도시화 → 매개변수)와 b-path(매개변수 → 출산율)의 곱으로 계산하였다. 표준오차, t값 및 p값은 delta method에 기반한 정규근사를 통해 산출하였다.

3. 총간접효과와 총효과의 분산은 각 간접경로가 상호 독립이라는 가정하에 보수적으로 근사하였다.

4. 모든 계수는 비표준화 추정치이며, 표준오차는 국가(ISO3) 단위로 군집화하였다.

5, 계수 및 표준오차는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

4.3.3. 강건성 확인 : 다중매개 구조방정식모형 적용 결과

주 분석인 pooled OLS 패널회귀 결과의 강건성을 검증하기 위하여, 동일한 인과구조를 가정한 다중매개 구조방정식모형으로 추가 분석을 실시하였다. 종속변수는 합계출산율이며, 핵심 독립변수는 도시화율이다. 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수를 도시화율과 출산율 사이의 병렬 매개변수로 설정한 점도 주 분석인 pooled OLS 패널회귀와 동일하다. 또한 생산연령인구비율과 남성의 실업률을 공변량으로 통제하였다. 분석대상 데이터는 Amelia 알고리즘을 통해 생성한 100개의 다중대치 패널데이터셋으로 주 분석인 pooled OLS 패널회귀에서 사용한 패널데이터셋과 동일하다. 각 대치자료에 대해 동일한 구조방정식모형을 적용한 후 mitml-lavaan 연동을 통해 Rubin(1987)의 규칙에 따라 추정치를 풀링하였다.

구조방정식모형은 pooled OLS와 마찬가지로 국가 및 연도 고정효과를 별도로 적용하지 않아 국가 간 구조적 수준 차이와 시간변화를 함께 반영하는 분석 방식이라는 점에서 두 방법의 분석 관점은 동일하다. 다만, 구조방정식모형은 변수 간 인과경로를 동시 방정식 체계로 추정하여 각 경로의 계수와 간접효과를 직접 모형 내에서 산출한다는 방법론적 특성을 가지며, 군집표준오차를 명시적으로 적용하지 않는다는 점에서 pooled OLS와 차이가 있다. 이 때문에 두 분석 간 계수의 방향성과 유의성이 대체로 일치하더라도, 특히 군집 내 상관이 강한 변수에서는 표준오차 추정 방식의 차이로 인해 유의성 수준에 다소 차이가 나타날 수 있다. 구조방정식모형에서 군집표준오차가 적용되지 않으면 집단 내 상관이 보정되지 않아 표준오차가 상대적으로 작게 추정되는 경향이 있으므로, pooled OLS 대비 유의성이 더 높게 나타나는 경우에 대해서는 해석에 주의가 필요하다.

4.3.3.1. 도시화가 매개변수에 미치는 영향 : a경로

먼저 도시화율이 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수의 세 매개변수에 미치는 효과를 살펴보면, 도시화율은 인적개발지수에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta \approx 0.004$, $p<0.001$). 이는 주 분석인 pooled OLS에서 도시화율이 인적개발지수에 0.1% 유의수준에서 강한 양(+)의 유의성을 보인 결과($\beta \approx 0.0036$, $p<0.001$)와 방향성과 유의성 모두 완전히 일치한다. 즉, 국가 간 구조적 수준 차이와 시간변화를 동시에 반영하는 두 분석 방법 모두에서 도시화율이 높을수록 인적개발 수준이 높아진다는 점이 강하게 지지되어, CH1(생태학적 삶의 환경 가설)의 a경로에 대한 주 분석 결과의 강건성이 확인된다. 통제변수와 관련하여 생산연령인구비율($\beta \approx 0.013$, $p<0.001$)과 남성의 실업률($\beta \approx -0.002$, $p<0.001$) 모두 강한 유의성을 보였으며, 이는 주 분석에서 각각 양(+), 음(−)의 방향으로 통계적 유의성을 보인 것과 방향 및 유의성이 일치한다. 따라서 생산연령인구비율이 높아질수록 인적개발지수가 높아지고, 남성의 실업률이 높아질수록 인적개발지수가 낮아진다는 결과의 강건성이 양 분석방법 모두에서 확고하게 유지된다.

도시화율이 성불평등지수에 미치는 효과는 음(−)의 방향으로 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였다($\beta \approx -0.003$, $p<0.001$). 이는 주(main) 분석인 pooled OLS에서 도시화율이 성불평등지수에 음(−)의 방향을 강한 유의성을 보인 결과($\beta \approx -0.0034$, $p<0.001$)와 방향성과 유의성이 완전히 일치한다. 이에 따라 CH2(성평등 가설)의 a경로, 즉 도시화가 높은 나라일수록 성불평등 수준이 낮다(성평등 수준이 높다)는 구조적 경향에 대한 주 분석 결과의 강건성이 구조방정식모형 분석에서 재확인된다. 통제변수 중에서는 생산연령인구비율($\beta \approx -0.016$, $p<0.001$)이 음(−)의 방향으로 강한 유의성을 보인 반면, 남성의 실업률은 유의한 결과가 나타나지 않았다. 이는 pooled OLS의 주 분석에서 생산연령인구비율이 음(−)의 방향으로 강한 유의성을 보인 결과와 일치하며, 생산연령인구 비중이 높은 국가일수록 성평등 수준이 높다는 구조적 경향의 강건성이 확인된다.

소득불평등을 나타내는 가처분소득 기준 지니계수의 경우, 도시화율의 계수는 -0.067로 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보였다 ($p<.001$). 이는 주 분석인 pooled OLS에서 도시화율이 가처분소득 지니계수에 음(−)의 방향이지만 경계적 유의수준에 그쳤던 것($\beta \approx -0.0669$, $p<0.10$)과 방향성은 동일하나 유의성 수준에서 차이를 보인다. 이 차이는 SEM이 군집표준오차를 적용하지 않아 표준오차가 상대적으로 작게 추정되는 데에서 기인하는 것으로 해석된다. 즉, "도시화가 진전될수록 소득불평등이 완화되는 구조적 경향"이 존재한다는 방향성은 두 분석 모두에서 일치하지만, 그 통계적 신뢰도의 강도는 표준오차 추정 방식에 따라 달라지므로 해석 시 이 점을 유의할 필요가 있다. 통제변수들이 소득불평등에 미치는 영향과 관련하여, 생산연령인구비율($\beta \approx -0.556$, $p<0.001$)과 남성의 실업률($\beta \approx 0.352$, $p<0.001$)이 각각 음(−)과 양(+)의 방향으로 강한 유의성을 보였는데, 이는 pooled OLS의 주 분석에서 양 변수 모두 방향성에서 구조방정식모형의 결과와 동일하였지만, pooled OLS의 결과 중 남성의 실업률만 경계적으로 유의하지 않았다는 점에서 차이가 있다. 구조방정식모형에서 유의성이 더 강하게 나타난 것은 앞서 언급한 표준오차 추정 방식의 차이에 기인하는 것으로 판단된다.

4.3.3.2. 출산율 방정식 : 직접효과 및 매개변수의 b경로

합계출산율을 종속변수로 하는 방정식(식 (4))에서, 도시화율의 직접효과는 양(+)의 방향으로 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였다($\beta \approx 0.003$, $p<.001$). 이는 주 분석인 pooled OLS에서 도시화율의 직접효과가 동일한 양(+)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았던 결과($\beta \approx 0.0026$, $p=.276$)와 방향성은 일치하나 유의성 측면에서 차이를 보인다. 이 차이 역시 군집표준오차 적용 여부에 따른 것으로, pooled OLS에서는 국가 단위 군집 내 상관을 보수적으로 보정하여 표준오차가 크게 추정된 반면, 구조방정식모형에서는 이를 반영하지 않아 상대적으로 작은 표준오차로 인해 유의성이 높게 나타난 것으로 해석된다. 핵심적인 방향성의 관

점에서 두 분석 모두 도시화율의 직접효과가 양(+)의 방향임을 일관되게 보여주며, 이는 세 매개변수를 통제한 상태에서 도시화 자체의 직접적 출산 감소 효과는 제한적임을 시사한다는 점에서 주 분석 결과의 강건성이 지지된다.

세 매개변수 중 인적개발지수만이 합계출산율에 음(−)의 방향으로 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였다($\beta \approx -3.211$, $p<.001$). 이는 주 분석인 pooled OLS에서 인적개발지수가 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보인 결과($\beta \approx -3.2108$, $p<.001$)와 방향성과 유의성이 완전히 일치한다. 이는 CH1(생태학 기반 삶의 환경 가설)의 b경로, 즉 "인적개발지수가 높은 나라일수록 합계출산율이 낮다"는 구조적 경향이 pooled OLS와 SEM이라는 두 가지 상이한 방법론에서 모두 강력하게 지지되어 주 분석 결과의 강건성이 확고하게 확인되는 가장 핵심적인 결과이다.

성불평등지수의 계수는 약 0.211($p<.10$)로 양(+)의 방향에서 경계적으로 유의하지 않았다. 이는 주 분석인 pooled OLS에서 성불평등지수가 양(+)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았던 것($\beta \approx 0.2106$, $p=.602$)과 방향성은 일치하며, 구조방정식모형에서 경계적 수준의 유의성이 나타난 것은 군집표준오차의 미적용에 따른 표준오차 과소추정의 영향이 일부 반영된 것으로 해석된다. 가처분소득 지니계수는 음(−)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았으며($\beta \approx -0.001$, $p=.432$), 이는 pooled OLS 주 분석의 결과($\beta \approx -0.001$, $p=.846$)와 방향 및 유의성이 일치한다. 이에 따라 CH3(소득분배구조 가설)의 b경로가 지지되지 않는다는 결론에 대한 강건성이 유지된다.

통제변수 중에서는 생산연령인구비율($\beta \approx -0.15$, $p<0.001$)과 남성의 실업률($\beta \approx -0.016$, $p<.001$) 모두 음(−)의 방향으로 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였다. 이는 주 분석인 pooled OLS에서 두 변수 모두 음(−)의 방향으로 각각 $p<.001$, $p<.01$ 수준에서 유의한 결과를 보인 것과 방향성 및 유의성이 일치하며, 생산연령인구 비중이 높아질수록, 그리고 남성의 실업률이 낮을수록 출산율이 낮아진다는 구조적 경향에 대한 강건

성이 두 분석 모두에서 확고하게 유지된다.

[표 4-10] Amelia 다중대치 후 구조방정식모형 추정 결과

Panel A. 매개변수 방정식(인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수)

종속변수	독립변수	경로기호	β	SE	t값	p값
인적개발지수	도시화율	a1	**0.04*** **	0.00	50.000	.000
	생산연령인구비율		**0.13*** **	0.00	50.536	.000
	남성의 실업률		**-0.02*** **	0.00	-8.237	.000
성불평등지수	도시화율	a2	**-0.03*** **	0.00	-29.021	.000
	생산연령인구비율		**-0.16*** **	0.00	-40.165	.000
	남성의 실업률		0.01	0.00	2.121	.034
가처분소득 지니계수	도시화율	a3	**-0.67*** **	0.07	-9.778	.000
	생산연령인구비율		**-5.56*** **	0.25	-22.066	.000
	남성의 실업률		**3.52*** **	0.35	10.049	.000

Panel B. TFR 방정식

종속변수	독립변수	경로기호	β	SE	t값	p값
합계출산율	도시화율	c‘	**0.03*** **	0.01	4.588	.000
	인적개발지수	b1	**-32.11*** **	1.88	-17.096	.000
	성불평등지수	b2	2.11†	1.11	1.894	.058
	가처분소득 지니계수	b3	-0.01	0.01	-0.786	.432
	생산연령인구비율		**-1.50*** **	0.02	-62.700	.000
	남성의 실업률		**-0.16*** **	0.02	-10.554	.000

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주: 1. N=3,570

2. 본 표는 Amelia 다중대치(100개 데이터셋)를 적용한 후 다중매개 구조방정식모형(SEM)을 추정하고, Rubin의 규칙에 따라 결합한 결과를 제시한다. 모든 계수는 비표준화 추정치이며, 간접효과는 각 매개경로의 a-path와 b-path의 곱으로 계산하였다. t값과 p값은 Rubin 결합 자유도를 고려한 양측검정 기준이다. 신뢰구간은 표준오차를 통해 충분히 유추 가능하므로 제시하지 않았다.

3. 계수 및 표준오차는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

4.3.3.3. 간접효과 및 총효과

도시화율이 인적개발지수를 거쳐 합계출산율에 영향을 미치는 간접효과는 음(−)의 방향으로 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였다($\beta \approx -0.012$, $p<.001$). 이는 주 분석인 pooled OLS에서 동일 경로의 간접효과가 -0.0115로 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보인 결과와 방향성과 유의성이 완전히 일치하였다. 이로써 CH1(생태학 기준 삶의 환경 가설)의 핵심 매개경로인 ‘도시화 → 삶의 환경 향상 → 출산 저하’는 pooled OLS와 구조방정식모형이라는 두 가지 독립적인 분석방법 모두에

서 강한 통계적 지지를 받으며, 주 분석 결과의 강건성이 확고하게 입증된다.

도시화율이 성불평등지수를 경유하여 합계출산율에 미치는 간접효과는 음(−)의 방향으로 경계적으로 유의하지 않았다($\beta \approx -0.001$, $p<.10$). 이는 주 분석인 pooled OLS에서 성불평등 경로의 간접효과가 같은 음(−)의 방향이지만 통계적으로 유의하지 않았던 결과($\beta \approx -0.0007$, $p=.604$)와 유사함을 보인다. 두 분석 모두 성불평등 경로(CH2)의 간점효과가 인적개발 경로(CH1)에 비해 설명력이 제한적이라는 결론을 공유한다.

가처분소득 지니계수를 경유하는 간접효과는 음(−)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았다(($\beta \approx -0.000$, $p=.432$). 이는 pooled OLS 주 분석에서 동일 경로가 통계적으로 유의하지 않은 결과($\beta \approx 0.0001$, $p=.846$)와 방향 및 유의성이 일치하며, CH3(소득분배구조 가설)의 매개경로가 기각된다는 결론에 대한 강건성이 확인된다.

[표 4-11] 도시화의 간접효과 및 총효과(구조방정식모형)

효과유형	경로정의	β	SE	t값	p값
인적개발 매개경로	도시화→인적개발→출산	**-0.12*** **	0.01	-15.447	.000
성불평등 매개경로	도시화→성불평등→출산	-0.01†	0.00	-1.891	.059
소득불평등 매개경로	도시화→소득불평등→출산	-0.00	0.00	0.786	.432
총 간접효과	도시화→(인적개발,성불평등,지니계수)→출산	**-0.12*** **	0.01	-21.322	.000
총효과	도시화→출산(직접효과 + 모든 간접효과)	**-0.10*** **	0.01	-18.743	.000

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주: 1. N=3,570

2. 본 표는 Amelia 다중대치(100개 데이터셋)를 적용한 후 다중매개 구조방정식모형(SEM)을 추정하고, Rubin의 규칙에 따라 결합한 결과를 제시한다. 모든 계수는 비표준화 추정치이며, 간접효과는 각 매개경로의 a-path와 b-path의 곱으로 계산하였다. t값과 p값은 Rubin 결합 자유도를 고려한 양측검정 기준이다. 신뢰구간은 표준오차를 통해 충분히 유추 가능하므로 제시하지 않았다.

2. 계수 및 표준오차는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정결과의 해석에는 변함이 없다.

총간접효과는 -0.012로 음(−)의 방향이며, 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였다($p<.001$). 이는 주 분석인 pooled OLS에서 총간접효과가 -0.0122로 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보인 결과와 크기,

방향, 유의성 모두 거의 동일하다. 도시화율의 합계출산율에 대한 총효과 역시 -0.01로 음(−)의 방향이며 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였다(p<.001). pooled OLS 주 분석에서 총효과가 -0.0096으로 5% 유의수준에서 유의하였던 것과 방향성이 일치하며, 구조방정식모형에서 유의성이 더 강하게 나타난 것은 앞서 설명한 표준오차 추정 방식의 차이에 기인하는 것으로 판단된다.

4.3.3.4. 보조분석 종합

보조분석인 구조방정식모형의 결과를 주 분석인 pooled OLS와 종합적으로 비교하면, 핵심 결론에 대한 강건성이 전반적으로 강하게 유지된다. 양 분석방법 모두에서 '도시화율 상승 → 인적개발지수 상승(a경로)'이 강한 양(+)의 유의성으로 지지되고, '인적개발지수 상승 → 출산율 저하(b경로)'가 강한 음(−)의 유의성으로 지지되며, 이에 따른 인적개발지수 매개경로의 간접효과가 모두 0.1% 유의수준에서 강하게 유의한 결과를 보인다. 이로써 CH1(삶의 환경 가설)이 채택된다는 주 분석의 결론은 보조분석인 구조방정식모형에 의해 강건하게 지지된다.

가처분소득 지니계수를 경유하는 CH3(소득분배구조 가설)의 간접경로가 두 분석 모두에서 유의하지 않아 기각된다는 결론 역시 강건하게 유지된다. 도시화율의 직접효과에 대해서는 pooled OLS에서 비유의한 반면, 구조방정식모형에서는 유의하여 유의성 수준에 차이가 있으나, 방향성은 두 분석 모두 양(+)으로 일치하며 유의성의 차이는 표준오차 추정 방식의 차이에 기인하는 것으로 판단되므로 방향성의 일관성을 중심으로 해석하는 것이 타당하다. 전반적으로, pooled OLS와 구조방정식모형의 결과는 분석방법론이 상이함에도 불구하고 핵심 경로계수의 방향과 크기에서 높은 일관성을 보여주며, 이는 본 연구의 주 분석 결과가 특정 분석방법의 가정에 의존하지 않는 안정적인 결론임을 뒷받침한다.

[표 4-12] 분석방법별 계수 및 유의성 결과 비교

Panel A. 매개변수 방정식(HDI, GII, GINI)

종속변수	독립변수	Amelia+OLS (N=3,570)	Amelia+SEM (N=3,570)
인적개발지수 (HDI)	도시화율	**0.036*** **	**0.04*** **
	생산연령인구비율	**0.127*** **	**0.13*** **
	남성의 실업률	**-0.017***	**-0.02*** **
성불평등지수 (GII)	도시화율	**-0.034*** **	**-0.03*** **
	생산연령인구비율	**-0.16*** **	**-0.16*** **
	남성의 실업률	0.008	0.01
가처분소득 지니계수 (GINI)	도시화율	-0.669†	**-0.67*** **
	생산연령인구비율	**-5.563*** **	**-5.56*** **
	남성의 실업률	3.517†	**3.52*** **

Panel B. TFR 방정식

종속변수	독립변수	Amelia+OLS (N=3,570)	Amelia+SEM (N=3,570)
합계출산율	도시화율	0.026	**0.03*** **
	인적개발지수	**-32.108*** **	**-32.11*** **
	성불평등지수	2.106	2.11†
	가처분소득 지니계수	-0.01	-0.01
	생산연령인구비율	**-1.495*** **	**-1.50*** **
	남성의 실업률	**-0.164** **	**-0.16*** **

Panel C. 도시화의 간접효과 및 총효과

효과유형	경로정의	Amelia+OLS (N=3,570)	Amelia+SEM (N=3,570)
HDI 경로	도시화→인적개발→출산	**-0.115*** **	**-0.12*** **
GII 경로	도시화→성불평등→출산	-0.007	-0.01†
GINI 경로	도시화→소득불평등→출산	0.001	-0.00
총간접효과	도시화→(인적개발,성불평등, 소득불평등)→출산	**-0.122*** **	**-0.12*** **
직접효과	도시화→출산	0.026	**0.03*** **
총효과	직접효과+모든 간접효과	**-0.096***	**-0.10*** **

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주: 1. 계수는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

2. 주 분석(Amelia+OLS)은 결측치를 Amelia 알고리즘으로 100회 다중대치한 후 Pooled OLS 패널 회귀를 적용하고 Rubin의 규칙으로 통합한 결과이며, 표준오차는 국가 단위로 군집화(cluster-robust)하였다.

3. 보조분석(Amelia+SEM)은 동일한 다중대치 데이터셋에 대해 다중매개 구조방정식모형을 추정하고 Rubin의 규칙으로 결합한 결과이며, 군집표준오차는 적용되지 않았다. 이로 인해 동일한 방향의 계수에 대해 SEM의 유의성이 상대적으로 높게 나타나는 경우가 있으므로 해석 시 유의할 필요가 있다.

4. 두 분석방법 모두 국가 및 연도 고정효과를 적용하지 않아 국가 간 구조적 수준 차이와 시간변화를 동시에 반영한다.

5. ()안은 각 분석방법별 실제 회귀분석에 사용된 국가-연도 관측치 수이며, Amelia 다중대치를 적용한 두 분석 모두 모든 방정식에서 동일한 표본수(N=3,570)를 사용하였다.

4.4. 가설검증

앞선 주 분석인 Amelia 다중대치 적용 후 pooled OLS 분석과 보조분석인 Amelia 다중대치 적용 후 구조방정식모형 분석의 결과에 따라 각 경쟁가설에 대한 검증결과를 제시한다. 검증결과의 지지 또는 기각의 판단에 있어서는 주 분석인 pooled OLS 분석 결과를 우선적 기준으로 삼되, 보조 분석인 구조방정식모형 분석 결과를 함께 참조하여 분석결과의 신뢰성과 타당성을 제고하였다. 두 분석방법은 모두 국가 간 구조적 수준 차이와 시간변화를 함께 반영하는 방법론으로, 결과의 일치 여부를 통해 주 분석 결론의 강건성을 확인한다. 경쟁가설 간 상대적 설명력의 비교는 유의성의 강도, 두 분석방법 간 결과의 일관성, 경로계수의 실질적 크기를 종합적으로 고려하여 판단한다.

4.4.1. H0 검증 : 도시화가 출산에 미치는 영향

기저가설(H0)은 “국가의 도시화율이 높을수록 합계출산율은 감소할 것이다.”로 설정하였다. 주 분석인 pooled OLS에서 도시화율의 직접효과 계수는 0.0026으로 양(+)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았다(p=0.276). 보조분석인 구조방정식모형에서는 동일하게 양(+)의 방향(계수≈0.003)이면서 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였는데, 이는 pooled OLS는 군집표준오차를 적용하지만 구조방정식모형은 적용하지 않는 두 분석 간 표준오차 추정 방식의 차이에서 비롯된 유의성 수준이 차이로 해석된다. 방향성의 측면에서 두 분석 모두 도시화율의 직접효과가 양(+)으로 일치하고 있지만, 기저가설과는 정반대의 방향이므로 기저가설 H0는 기각된다. 이러한 결과는 도시화의 출산율 저하 효과가 도시화 자체에 의한 직접효과보다는 이후 검증되는 경쟁 가설의 매개경로, 특히 인적개발지수를 통한 간접경로를 통해 주로 작동함을 시사한다.

4.4.2. CH1 검증 : 삶의 환경 가설(인적개발 경로)

4.4.2.1 CH1-1 : 도시화가 인적개발에 미치는 영향(a경로)

CH1-1은 “도시화율이 높을수록 인적개발지수는 상승할 것이다.”로 설정하였다. 주 분석인 pooled OLS에서 도시화율의 계수는 0.0036으로 0.1% 유의수준에서 강한 양(+)의 유의성을 보였다(p<.001). 보조분석인 구조방정식모형에서도 동일하게 양(+)의 방향으로 강한 유의성을 보였으며(계수≈0.004, p<.001), 두 분석의 계수 크기와 유의성이 거의 일치한다. 이는 국가 간 구조적 비교 수준에서 도시화율이 높은 국가일수록 인적개발 수준이 구조적으로 높다는 점이 두 분석방법 모두에서 강하게 확인됨을 의미한다. 따라서 CH1-1을 지지한다.

4.4.2.2 CH1-2 : 인적개발이 출산에 미치는 영향(b경로)

CH1-2는 “인적개발지수가 높을수록 출산율은 낮아질 것이다.”라고 설정하였다. 주 분석인 pooled OLS에서 인적개발지수의 계수는 -3.2108로 0.1% 유의수준에서 강한 음(-)의 유의성을 보였다(p<.001). 보조분석인 SEM에서도 동일하게 음(-)의 방향으로 강한 유의성을 보였으며(계수≈-3.211, p<.001), 계수의 크기와 방향이 두 분석 모두에서 완전히 일치한다. 이는 국가 간 구조적 비교 수준에서 인적개발지수가 높은 나라일수록 합계출산율이 현저하게 낮아지는 구조적 경향이 강하고 일관되게 지지되는 결과로, CH1-2를 지지한다.

4.4.2.3 CH1 종합 : ‘도시화→인적개발→출산’의 매개효과

CH1의 핵심 가설인 “도시화율이 높을수록 출산율이 저하되며, 이 관계는 주로 인적개발지수에 의해 매개될 것이다.”의 간접효과를 살펴보면, 주 분석인 pooled OLS에서 간접효과 추정치는 -0.0115로 0.1% 유의수준에

서 강한 음(−)의 유의성을 보였다(p<.001). 보조분석인 구조방정식모형에서도 간접효과가 -0.012로 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보여(p<.001), 두 분석의 추정치 크기와 유의성이 거의 완전히 일치한다. CH1−1과 CH1−2가 모두 채택되고, 두 분석방법에서 모두 간접효과가 강하게 유의하게 나타남에 따라, CH1(생태학 기반 삶의 환경 가설)을 지지한다. 이는 세 경쟁가설 중 가장 강한 분석방법 간 일관성과 경로계수의 크기를 보이는 결과로, CH1이 세계적인 저출산 현상을 설명하는 핵심적 구조적 경로임을 실증적으로 지지한다.

4.4.3. CH2 검증 : 젠더 가설(성평등 경로)

4.4.3.1 CH2−1 : 도시화가 성평등에 미치는 영향(a경로)

CH2−1은 “도시화율이 높을수록 성불평등지수는 하락할 것이다.”로 설정하였다. 주 분석인 pooled OLS에서 도시화율의 계수는 -0.0034로 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보였다(p<.001). 보조분석인 구조방정식모형에서도 동일하게 음(−)의 방향으로 강한 유의성을 보여(계수 ≈−0.003, p<.001), 두 분석 모두에서 방향성과 유의성이 일치한다. 이는 국가 간 구조적 비교에서 도시화율이 높은 국가일수록 성평등 수준이 구조적으로 높다는 점이 강하게 지지됨을 의미한다. 따라서 CH2−1을 지지한다.

4.4.3.2 CH2−2 : 성평등이 출산에 미치는 영향(b경로)

CH2−2는 “성불평등지수가 낮을수록(성평등이 높을수록) 출산율은 낮아질 것이다.”고 설정하였다. 주 분석인 pooled OLS에서 성불평등지수의 계수는 0.2106으로 양(+)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았다(p=.602). 보조 분석인 구조방정식모형엔서는 동일하게 양(+)의 방향이면서 경계적 수준의 유의성을 보였다(계수≈0.211, p<.10). 두 분석 모두

양(+)의 방향으로 일치하지만, 주 분석에서 유의성이 확보되지 않아 CH2-2를 기각한다.

4.4.3.3 CH2 종합 : '도시화→성평등→출산'의 매개효과

CH2의 핵심가설인 "도시화율이 높을수록 출산율이 저하되며, 이 관계는 주로 성불평등지수에 의해 매개될 것이다."의 간접효과를 살펴보면, 주 분석인 pooled OLS에서 간접효과 추정치는 -0.0007로 음(-)의 방향이었고 통계적으로 유의하지 않았다(p=.604). 보조분석인 구조방정식모형에서는 동일하게 음(-)의 방향이면서 경계적으로 유의하지 않았다(계수≈-0.001, p<.10). CH2-1은 채택되었으나 CH2-2의 b경로가 주 분석에서 유의하지 않았고, 간접효과에 있어서도 주 분석인 pooled OLS에서나 보조분석인 구조방정식모형에서나 모두 음(-)의 방향이더라도 통계적으로 유의하지 않았고 경로계수의 실질적 크기가 CH1(생태학 기반 삶의 환경 가설)에 비해 현저하게 작다. 따라서 CH2(젠더 가설)을 기각한다.

4.4.4. CH3 검증 : 소득분배구조 가설(소득불평등 경로)

4.4.4.1 CH3-1 : 도시화가 소득불평등에 미치는 영향(a경로)

CH3-1은 "도시화율이 높을수록 가처분소득 지니계수는 높아질 것이다."로 설정하였다. 그러나 주 분석인 pooled OLS에서 도시화율의 계수는 -0.0669로 가설의 예측과 반대인 음(-)의 방향이었으며, 경계적 수준으로 유의하였다(p<.10). 보조분석인 구조방정식모형에서는 동일하게 음(-)의 방향이면서 강한 유의성을 보였으나(계수≈-0.067, p<.001), 이 또한 방향이 가설의 예측과 정반대라는 점에서 가설이 지지되지 않는다. 두 분석 모두에서 도시화율이 소득불평등을 심화시킨다는 증거가 발견되지 않았으며, 오히려 소득불평등을 완화하는 방향으로 나타났다. 따라서 CH3-1을 기각한다.

4.4.4.2 CH3-2 : 소득불평등이 출산에 미치는 영향(b경로)

CH3-2는 "가처분소득 지니계수가 높을수록 출산율은 낮아질 것이다." 이다. 주 분석인 pooled OLS에서 가처분소득 지니계수의 계수는 -0.001로 음의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았다(p=.846). 보조분석인 SEM에서도 동일하게 음(-)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았다(계수≈-0.001, p=.432). 주 분석과 보조 분석 모두에서 일관되게 유의성이 확인되지 않음에 따라 CH3-2를 기각한다.

4.4.4.3 CH3 종합 : '도시화→소득불평등→출산'의 매개효과

CH3의 핵심 가설인 "도시화율이 높을수록 출산율이 저하되며, 이 관계는 주로 가처분소득 지니계수에 의해 매개될 것이다."의 간접효과를 살펴보면, 주 분석인 pooled OLS에서 간접효과 추정치는 0.0001로 사실상 0에 가까우며 통계적으로도 유의하지 않았다(p=.846). 보조분석인 구조방정식모형에서도 동일하게 유의하지 않은 결과가 나타났다(p=.432). CH3-1과 CH3-2 모두 기각되고, 간접효과 역시 두 분석방법 모두에서 일관되게 유의하지 않으므로, CH3(소득분배구조 가설)를 기각한다. 도시화가 소득불평등을 매개로 하여 출산율을 저하시킨다는 증거는 국가 간 구조적 수준 차이의 관점에서 분석방법에 관계없이 발견되지 않았다.

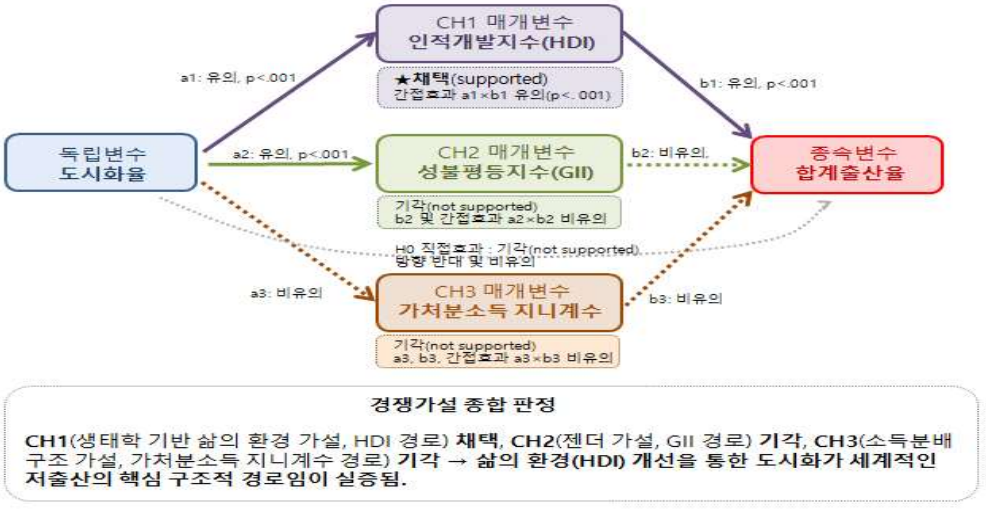
4.4.5. 경쟁가설 종합 검증 결과 : CH1 채택

세 경쟁가설과 기저가설에 대한 검증결과를 종합하면 다음과 같다:

기저가설(H0)에서의 도시화율의 직접효과는 보조분석인 구조방정식모형에서는 유의하였어도 주 분석인 pooled OLS에서 유의하지 않았고 두 분석 모두 양(+)의 방향으로 음(-)의 방향으로 설정한 가설의 방향과 반대임에 따라 기각되었다. 이는 도시화의 출산율 저하 효과가 직접효과보다 매개경로를 통해 주로 작동함을 시사한다. 경쟁가설 중 CH1(삶의 환경

가설, 인적개발 경로)이 통계적으로 지지되었다. a경로(도시화율 상승 → 인적개발지수 향상)와 b경로(인적개발지수 향상 → 출산율 저하) 모두 주 분석과 보조 분석에서 강한 유의성(p<.001)으로 지지되었고, 간접효과가 두 분석 방법 모두에서 0.1% 유의수준으로 강하게 확인되었다. 이는 세 경쟁가설 중 가장 강한 분석방법 간 일관성과 경로계수의 실질적 크기를 보인다. CH2(젠더 가설, 성평등 경로)는 기각되었다. a경로는 강하게 지지되었으나, b경로가 주 분석에서 유의하지 않았고 간접효과도 CH1의 10분의 1 수준에 불과하며 주 분석과 보조분석에서 모두 통계적으로 유의하지 않았다. CH3(소득분배구조 가설, 소득불평등 경로)는 기각되었다. CH3-1의 방향이 가설의 예측과 반대로 나타났고 CH3-2와 간접효과 모두 두 분석방법에서 일관되게 유의하지 않아 지지 근거가 전혀 발견되지 않았다. 결론적으로 도시화를 통한 삶의 환경 개선(인적개발지수의 향상)이 세계적 저출산 현상을 설명하는 핵심 구조적 경로임이 실증적으로 지지되었고, 이는 r/K 선택 이론의 거시적 예측과 가장 가까운 결과이다. 하지만 r/K 선택 이론이 유일한 설명틀임을 단정하기 보다는 삶의 환경 수준이 출산 선택의 전환과 강하게 연관될 수 있음을 시사하는 것으로 해석하는 것이 적절하다.

[그림 4-2] 경쟁가설 검증 경로도



[표 4-13] 연구모형의 가설 검증 결과

가설	내용	주요 결과 요약	검증 결과
H0	국가의 도시화율이 높을수록 출산율은 감소할 것이다.	보조분석 SEM에서는 양(+)의 방향으로 유의하였고, 주 분석 pooled OLS에서도 양(+) 방향이지만 비유의하였는데, 가설의 방향(-)과 반대이므로 기각	기각
CH1	도시화율이 높을수록 출산율이 저하되며, 이 관계는 주로 인적개발지수에 의해 매개될 것이다.	'도시화율→HDI' 및 'HDI→출산율' 경로 모두 지지되고, 간접효과도 주 분석과 보조 분석 모두에서 음(-)의 방향으로 강한 유의(p<.001)	지지
CH1-1	도시화율이 높을수록 인적개발지수는 상승할 것이다.	주 분석 pooled OLS와 보조 분석 SEM 모두 양(+)의 방향으로 강한 유의(p<.001)	지지
CH1-2	인적개발지수가 높을수록 출산율은 낮아질 것이다.	주 분석 pooled OLS와 보조 분석 SEM 모두 음(-)의 방향으로 강한 유의(p<.001)	지지
CH2	도시화율이 높을수록 출산율이 저하되며, 이 관계는 주로 성불평등지수에 의해 매개될 것이다.	도시화율→GII'경로는 지지되지만, 'GII→출산율' 경로는 기각되었고, 간접효과도 주 분석과 보조분석 모두에서 비유의	기각
CH2-1	도시화율이 높을수록 성불평등지수는 하락할 것이다.	주 분석 pooled OLS와 보조 분석 SEM 모두 음(-)의 방향으로 강한 유의(p<.001)	지지
CH2-2	성불평등지수가 낮을수록 합계출산율은 낮아질 것이다.	주 분석 pooled OLS와 보조분석 SEM에서 모두 양(+)의 방향이었지만 통계적으로 비유의	기각
CH3	도시화율이 높을수록 출산율이 저하되며, 이 관계는 주로 가처분소득 지니계수에 의해 매개될 것이다.	'도시화→GINI' 및 'GNII→출산율' 모두 기각되고, 간접효과도 모두 비유의	기각
CH3-1	도시화율이 높을수록 가처분소득 지니계수는 높아질 것이다.	주 분석 pooled OLS에서는 음(-)의 방향으로 비유의하였고 보조 분석 SEM에서는 음(-)의 방향으로 유의하였지만 계수의 방향이 모두 가설(+)과 반대	기각
CH3-2	가처분소득 지니계수가 높을수록 출산율은 낮아질 것이다.	주 분석 및 보조분석 모두에서 통계적으로 비유의	기각
경쟁가설 종합검증	CH1(삶의 환경 가설) 채택	세 가지 경쟁가설 중 가장 강하게 분석방법 간 일관성을 보이면서 실질적인 경로계수의 크기를 보임.	CH1 채택

제 5장 결론 및 논의

5.1. 연구결과 요약

본 연구는 1990년 이후 2023년까지 34년간 각 대륙에 골고루 분포되어 있는 105개 국가를 대상으로, 도시화율이 합계출산율에 미치는 영향을 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 기준 지니계수의 다중매개 경로를 통해 분석하였다. 이를 위하여 World Bank, UNDP 등 권위 있는 국제기구의 통계자료를 활용하여 '국가-연도'의 패널데이터를 구축하고, 국가 간 비교 분석 자료에 흔히 발생하는 결측치 문제는 Gary King et. al.(2001)의 Amelia 알고리즘을 활용한 다중대치로 처리하였다. 주 분석으로는 Amelia 다중대치 후 pooled OLS 패널회귀모델를 적용하였으며, 강건성 확인을 위한 보조분석으로 다중매개 구조방정식모형을 함께 사용하였다.

연구모형의 종속변수는 합계출산율, 핵심 독립변수는 도시화율로 하였고, 매개변수로 인적개발지수·성불평등지수·가처분소득 지니계수를, 통제변수로는 생산연령인구비율과 남성의 실업률을 투입하였다. 본 연구는 단일 이론의 경로를 전제하는 대신, 세계적 저출산 현상을 설명하는 세 가지 경쟁가설을 설정하고 실증분석을 통해 어느 경로가 더 강한 설명력을 갖는지를 검증하는 경쟁가설 구조로 분석을 설계하였다. 이는 특정 이론에 의존하지 않고 데이터에 근거하여 가장 설명력 있는 경로를 선별한다는 점에서 방법론적 의의가 있다.

주 분석인 pooled OLS와 보조분석인 구조방정식모형의 결과를 종합한 연구결과는 다음과 같다.

도시화율이 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수의 세 매개변수에 미치는 영향과 관련하여, 주 분석 pooled OLS에서 도시화율은 인적개발지수에 0.1% 유의수준에서 강한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며(계수 0.0036, p<.001), 성불평등지수에도 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(계수 -0.0034, p<.001). 이는 국가 간 구조적 비교 수준에서 도시화율이 높은 나라일수록 인적개발 수준이 높고 성평등 수준이 높다는 장기적·구조적 경향이 강하게 지지됨을 의미한다. 반면, 가처분소득 지니계수에 대해서는 음(−)의 방향이지만 경계적 유의수준에 그쳐(p<.10) 도시화가 소득불평등을 심화시킨다는 일부 선행연구(Glaeser et al., 2009; Castells-Quintana et al., 2020)와는 방향이 정반대인 결과가 나타났다. 보조분석인 구조방정식모형에서도 세 매개변수 모두 동일한 방향으로 강한 유의성을 보여 주 분석 결과의 강건성이 확인된다.

매개변수들이 합계출산율에 미치는 영향과 관련하여, 주 분석 pooled OLS에서 인적개발지수만이 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보였으며(계수 -3.2108, p<.001), 성불평등지수와 가처분소득 지니계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 삶의 환경이 향상될수록 자녀 수보다 자녀의 수를 줄이는 대신 질적 투자를 우선시하는 r/K 선택 이론의 예측과도 부합한다. 보조 분석인 구조방정식모형에서도 인적개발지수가 동일한 방향과 크기로 강한 유의성을 보여(계수 -3.211, p<.001) 이 결과의 강건성이 확고하게 유지된다.

도시화율이 합계출산율에 미치는 직접효과 및 각 매개경로의 간접효과와 관련하여, 주 분석 pooled OLS에서 도시화율의 직접효과는 양(+)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았다(계수 0.0026, p=.276). 이는 세 매개변수를 통제하고 나면 도시화 자체가 출산율에 독립적으로 미치는 직접적인 감소 효과는 확인되지 않았음을 의미하며, 도시화의 출산율 저

하 효과가 매개경로를 통해 주로 작동함을 시사한다. 경로별 간접효과를 살펴보면, '도시화→인적개발→출산' 경로의 간접효과는 -0.0115로 0.1% 유의수준에서 강하게 유의하였고(p<.001), '도시화→성평등→출산' 경로의 간접효과는 -0.0007로 음(−)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았으며(p=.604), '도시화→소득불평등→출산' 경로는 통계적으로 유의하지 않았다(p=.846). 총간접효과는 -0.0122로 0.1% 유의수준에서 강한 유의성을 보였고(p<.001), 총효과는 -0.0096으로 5% 유의수준에서 유의하였다(p<.05). 이로써 도시화율의 출산율 저하 효과는 세 가지 경로 중 거의 전적으로 인적개발지수를 통한 간접경로에 의해 작동함이 확인된다. 보조분석인 구조방정식모형에서도 인적개발 경로의 간접효과(계수 -0.012, p<.001)와 총간접효과(계수 -0.012, p<.001), 총효과(계수 -0.01, p<.001)가 주 분석 결과와 크기·방향·유의성 면에서 거의 일치하여 주 분석 결론의 강건성이 확고하게 입증된다.

경쟁가설의 종합 검증 결과, 세 경쟁가설 중 CH1(삶의 환경 가설, 인적개발 경로)이 채택되었다. CH1의 a경로(도시화율 상승 → 인적개발지수 상승)와 b경로(인적개발지수 상승 → 출산율 저하) 모두 주 분석과 보조분석에서 0.1% 유의수준으로 강하게 지지되었고, 간접효과도 두 분석방법 모두 일관되게 강한 유의성을 보였다. CH2(젠더 가설, 성평등 경로)는 a경로가 강하게 지지되었으나 b경로가 주 분석과 보조분석 모두 유의하지 않았고 경로계수의 실질적 크기가 CH1에 비해 현저히 작고 비유의하여 기각되었다. CH3(소득분배구조 가설, 소득불평등 경로)는 a경로의 방향이 가설과 반대로 나타났고 b경로와 간접효과 모두 두 분석방법에서 일관되게 유의하지 않아 기각되었다.

통제변수 중 생산연령인구비율이 주 분석 pooled OLS와 보조분석 구조방정식모형 모두에서 출산율에 강한 음(−)의 유의성(p<.001)을 보였다. 이는 국가 간 구조적 수준 차이의 관점에서 생산연령인구 비중이 높은 국가일수록 출산율이 낮다는 구조적 경향이 일관되게 입증된 것으로, 세

계적 저출산 현상에 대한 인구구조학적 차원의 강한 근거를 제시한다. 남성의 실업률도 주 분석과 보조분석 모두에서 음(−)의 방향으로 1% 유의수준에서 유의하게 나타나($p<.001$), 남성의 고용 불안정이 결혼 및 출산 결정을 억제하는 구조적 요인으로 국가 간 비교수준에서 작동함이 확인되었다.

요약하면, 본 연구는 도시화·인적개발·성평등·소득불평등의 복합적 상호작용 속에서 출산이 결정된다는 점을 경쟁가설 구조로 검증하였다. 주 분석으로 pooled OLS 패널회귀를, 보조 분석으로 다중매개 구조방정식모형을 적용하여 정량분석을 실시한 결과 세 경쟁가설 중 'CH1 : 삶의 환경 가설(인적개발 경로)'이 가장 강한 설명력을 가짐을 실증적으로 확인하였다. 도시화를 통한 삶의 환경 개선(인적개발지수 향상)이 세계적 저출산 현상의 구조적 경로로 작동하고 있다는 결론은 국가 간 구조적 비교 수준의 분석인 pooled OLS와 구조방정식모형 두 가지 독립적인 방법론에서 공통적으로 지지된다는 점에서 설명력의 신뢰성이 높다.

한편, 본 연구의 분석결과는 정책적 개입 방향에 대한 해석 시 주의가 필요하다. 인적개발지수가 출산율에 강한 음(−)의 영향을 미친다는 결과는, 인적개발지수를 의도적으로 낮춤으로써 출산율을 높일 수 있다는 것을 의미하지 않는다. 인적개발지수는 기대수명·교육수준·경제적 생활수준을 반영하는 지표로서, 그 하락은 사회적 후퇴를 의미한다. 본 연구 결과의 함의는 '도시화를 통한 삶의 환경 개선은 구조적으로 출산율 저하를 동반하는 경향이 있으며, 이는 단기적 출산장려 정책만으로는 역전되기 어려운 불가역적 구조임을 인식하고, 저출산을 전제로 한 사회·경제 시스템의 장기적 재설계가 필요하다'는데 있다.

5.2. 연구결과의 함의

5.2.1. 이론적 함의

본 연구는 세계적 저출산 현상을 설명하는데 세 가지 경쟁이론을 실증적으로 비교 검증한 결과, CH1(삶의 환경 가설)이 채택되어 'r/K 선택 이론'의 설명력이 국가 수준의 거시 패널데이터에서 강하게 지지됨을 확인하였다. 이는 도시화로 인해 개인의 삶의 환경(인적개발지수)이 나아질수록 자녀의 양보다 질에 투자하는 전략으로 전환되면서 출산이 구조적으로 저하되는 경향이 105개국의 장기 패널데이터에서 명확하게 관찰된다는 것을 의미한다. 세계적 저출산은 단순한 정책 실패나 경제적 불안의 산물이 아닐 수 있으며, 삶의 환경 개선이라는 구조적 흐름 속에서 불가피하게 동반되는 생태학적·진화론적 현상일 수 있다는 이론적 함의를 제공한다.

CH2(젠더 가설)의 a경로(도시화 → 성평등 향상)는 강하게 지지되었으나 b경로(성평등 향상 → 출산 저하)는 주 분석에서 유의성을 확보하지 못하였다. 이는 성평등화 출산 이론에서 주장하는 성평등과 출산의 긍정적 관계(Kohler, 2015) 또는 U자형 관계(Torr & Short, 2004)가 인구대체수준 미만의 선진국에서는 성립할 수 있으나, 전 세계 105개국을 대상으로 한 국가 간 구조적 비교에서는 성불평등이 높을수록 출산율이 높은 음(−)의 관계가 관찰됨을 시사한다. 이는 저개발국에서 여전히 여성의 사회참여가 제한적이고 다자녀 출산을 조장하는 구조적 요인이 강하게 작동하기 때문으로 해석되며, 기존 성평등화 출산이론의 적용 범위와 한계를 재검토할 필요성을 제기한다.

CH3(소득분배구조 가설)의 기각은 소득불평등 지표(가처분소득 지니계수)가 국가 수준의 거시적 관점에서 합계출산율의 구조적 결정요인으로 독립적으로 작용하지 않는다는 실증 결과를 보여준다. 나아가 도시화율과 소득불평등 간의 관계도 가설과 반대되는 음(−)의 방향으로 나타났는데,

이는 도시화가 소득격차를 심화시킨다는 다수의 선행연구(Glaeser et al., 2009; Baum-Snow & Pavan, 2013; Castells-Quintana et al., 2020)와 상이한 결과로, 장기적 국가 간 구조적 비교 수준에서는 오히려 도시화가 소득불평등을 완화하는 방향으로 작용할 수 있음을 시사한다. 이 부분은 비선형 분석이나 소득 수준별 하위집단 분석을 통한 추가 검증이 필요한 연구 과제로 남는다.

방법론적으로 본 연구는 pooled OLS 패널회귀와 다중매개 구조방정식 모형을 결합하여, 국가 간 구조적 수준 차이와 시간변화를 동시에 반영하는 장기적·횡단면적 경로 분석을 실시하였다는 점에서 학문적 기여가 있다. pooled OLS는 국가 단위 군집표준오차를 통해 패널 구조의 자기상관과 이분산을 보수적으로 보정하고, 구조방정식모형은 변수 간 인과경로를 동시 방정식 체계로 정교하게 추정한다는 각각의 방법론적 강점을 가진다. 두 분석방법에서 핵심 결과가 일관되게 지지됨으로써, 특정 분석방법의 가정에 의존하지 않는 안정적인 결론임이 확인된다.

본 연구는 국가 간 구조적 비교 수준에서 '도시화 → 삶의 환경(인적개발지수) 개선 → 출산 저하'라는 경로가 통계적으로 유의하게 확인됨으로써, 세계적 저출산 현상이 장기적·구조적 요인에 의해서도 주도된다는 점을 실증적으로 뒷받침한다. 이는 저출산 연구에서 단기적·국가 내 변동에 초점을 맞춘 연구와 함께, 장기적·국가 간 구조 비교를 통해 거시적 인과경로를 탐색하는 연구가 병행되어야 함을 시사한다.

5.2.2. 정책적 함의

CH1(삶의 환경 가설)의 실증적 채택은 미래 AI 시대의 출산율 정책에 대해서도 중요한 함의를 제공한다. AI·로봇 기술의 보편화로 청년 세대의 취업률, 소득, 교육, 의료 등 삶의 여건이 전반적으로 향상된다면, ‘r/K 선택 이론’의 관점에서 출산율은 추가적으로 저하될 가능성이 높다. 반대로,

AI로 인한 일자리 대체와 소득 불안정이 청년 세대의 삶의 여건을 악화시킨다면, 생존 위기 상황에서 출산율이 일시적으로 반등하는 역설적 현상이 나타날 수도 있다. 지난 40여 년간의 기술변화와 고용 영향에 대한 실증분석에서 기술의 노동대체 효과는 노동 창출과 재배치를 통한 보상 메커니즘으로 상당 부분 상쇄된다는 결과(Hötte et al., 2023)를 고려하면, AI와 로보틱스의 발전이 '노동보완'의 방향으로 전개될 경우 삶의 여건 개선을 통해 구조적인 저출산 경향이 심화 또는 지속될 가능성에 대한 정책적 대비가 필요하다. 이러한 관점에서 AI 시대의 출산율 정책은 단순한 출산 장려를 넘어, 청년 세대의 삶의 환경 자체가 어떻게 바뀔 것인지 그리고 변화된 삶의 환경에서 어떠한 대응이 적절한가라는 구조적 질문에서 출발해야 할 것이다.

또한 CH1(삶의 환경 가설)의 채택 결과는 저출산이 단순한 정책 실패가 아니라 도시화를 통한 삶의 환경 개선(인적개발지수 향상)이라는 구조적 흐름에서 비롯된 불가피한 현상임을 시사한다. 인적개발지수가 높아질수록 출산율이 낮아지는 구조적 경향은 국가 간 수준에서 매우 강하고 일관되게 나타났으며, 이는 단기적인 현금 지급 중심의 출산장려 정책만으로는 이 구조적 흐름을 역전시키기 어렵다는 것을 의미한다. 한국 정부가 2006년 이후 2025년까지 약 434조 원에 달하는 누적 예산을 투입하였음에도 의미있는 출산율 반등이 뚜렷하게 나타나지 않는 것은 이 구조적 흐름과 무관하지 않다. 즉, 삶의 환경 개선에 수반되는 출산율 하락이 단기적 현금 지원이나 보조금 정책만으로 역전되기 어려운 불가역적 흐름임을 시사한다. 따라서 저출산 현실을 직시하고 이를 전제로 한 중장기적 인구구조 대응 전략을 수립하는 것이 현실적이며, 단편적 예산 투입 방식에서 벗어나 출산 가능 연령층을 중심으로 한 주거 안정, 육아휴직의 실질화, 국가·사회의 공동 양육 분담 등 구조 개혁 중심의 선별적 정책으로 전환할 필요가 있다.

요컨대, 저출산 시대의 국가 운영은 출산율 자체의 반등보다는 감소하

는 인구 속에서도 사회·경제시스템이 지속가능하도록 선제적으로 재설계하는 것을 목표로 해야 한다는 것이 본 연구 결과의 정책적 함의이다. 즉, 저출산이 구조적·불가역적인 경향임을 전제하고, 이러한 환경에서 국가의 지속가능성을 확보하는 방향으로 정책 패러다임의 전환이 필요함을 시사한다. 노동력 측면에서는 AI·로보틱스를 노동 대체가 아닌 노동 보완의 방향으로 육성하여 감소하는 생산연령인구의 생산성을 향상시키는 전략이 요구된다. 이와 함께 세계 최고 수준의 치안·생활인프라를 바탕으로 외국인 고숙련 인력의 정착을 지원하고 결혼이주 등 이민 수용 정책을 중장기적으로 확대하는 방안도 검토될 필요가 있다. 재정·복지 측면에서는, 급격한 고령화에 따른 노년부양비 상승에 대비하여 세대 간 재정 지속가능성을 확보하는 복지의 재설계가 필요하다. 생산연령인구 감소에도 조세기반을 유지할 수 있는 구조로 전환하고 실효성 있는 정책 및 시책에 국가재원이 투입될 수 있도록 하여야 할 것이다. 한편, 저출산 시대일수록 도시화 중 수도권 도시로의 인구집중은 더욱 가속화될 것이 자명하고 이에 따라 지방소멸로 이어지고 있기에, 이에 대한 대응 전략으로 지방의 거점 도시를 중심으로 한 생활 인프라 집약화 전략과 같은 대안을 추진할 필요도 있을 것이다.

5.3. 연구의 한계 및 후속 연구방향

5.3.1. 연구의 한계

첫째, 자료 구성 및 측정지표의 한계가 있다. 본 연구는 105개국의 34년간 패널데이터를 구축하였으나, 일부 국가에서 변수별 결측치가 발생하였다. 이를 Amelia 알고리즘 기반 다중대치로 보완하였으나, 다중대치는 '결측이 조건부 무작위'라는 가정에 기반하므로 특정 국가군에서 체계적인 결측 패턴이 존재할 경우 추정 편의가 남을 수 있다. 또한 인적개발지수, 성불평등지수와 같은 복합지표는 구성 차원의 가중치 및 측정 방식에 따

라 값이 달라질 수 있으며, 이를 단일 연속변수로 처리하는 과정에서 각 하위 차원의 미세한 차이가 충분히 반영되지 못할 수 있다.

둘째, 본 연구의 분석모형은 선형 관계를 가정하고 있다는 한계가 있다. Pooled OLS 패널회귀와 구조방정식모형 모두 '도시화–매개변수–출산율' 사이의 관계를 선형함수로 규정하며, 비선형성·문턱효과·시간지연효과는 명시적으로 고려하지 못하였다. 예컨대, 인적개발지수가 중하위 수준에서는 출산율을 낮추지만 매우 높은 수준에서는 보육·복지 체계 정착으로 출산율이 반등하는 '역 J자형 관계'(Myrskylä et al., 2009)가 존재할 가능성이 있으나, 이를 본 연구의 선형 모형에서는 충분히 포착하지 못하였다.

셋째, 주 분석으로 채택한 pooled OLS는 관측되지 않는 국가 수준의 이질성을 통제하지 못할 경우 추정치가 편향될 수 있다는 근본적 한계를 가진다. 도시화율이 높은 국가는 동시에 오랜 민주주의 역사, 높은 교육투자 전통, 젠더 갈등 등 관측이 어려운 국가 고유의 특성을 지니는 경우가 많다. 이러한 특성들이 도시화율과 출산율 모두에 영향을 미친다면, 추정된 계수는 도시화 자체의 순수 효과가 아니라 국가 고유 특성의 효과까지 혼입된 결과일 수 있으며, 이원 고정효과 패널회귀가 이를 제거할 수 있다는 점에서 강건성 검토의 한계가 존재한다.

넷째, 본 연구의 매개효과 분석은 '매개경로 외부의 교란요인이 충분히 통제되었다'는 강한 가정에 의존한다. 패널 자료에서는 가족정책 확대, 경제위기, 전쟁, 팬데믹 등 시간에 따라 변화하는 정책·제도적 충격이 인적개발지수·성불평등지수·지니계수·출산율에 동시적으로 영향을 미칠 수 있으므로, 이를 완전히 분리하여 순수한 매개효과로 해석하기 어려운 측면이 있다. 특히 구조방정식모형의 보조분석에서 군집표준오차가 적용되지 않아 집단 내 상관이 보정되지 않은 상태에서 표준오차가 과소 추정될 가능성이 있으며, 이로 인해 일부 계수의 통계적 유의성이 과대 평가될 수 있다는 점에서 해석 시 주의가 필요하다.

다섯째, 통제변수로 포함한 생산연령인구비율과 남성의 실업률은 거시 수준의 핵심요인을 반영하였으나, 가족정책 지출 규모, 보육·교육비, 주거

비, 비정규직 비중 등 노동시장 구조, 성별 돌봄 시간 배분 등 보다 미시적이고 정책·제도에 밀접한 변수들을 충분히 포착하지 못하였다. 이로 인해 도시화와 매개변수 간의 추정 효과 일부가 이러한 누락 변수의 영향을 부분적으로 반영하고 있을 가능성을 배제할 수 없다.

여섯째, 종교는 출산에 관한 규범과 가치관을 형성하는 핵심적인 사회문화적 변수임에도 본 연구는 종교적 요인을 통제변수로 포함하지 못하였다는 한계가 있다. 예를 들어 가톨릭이나 이슬람 문화권 국가들은 종교적 교리에 기반한 높은 출산율을 보이는 경향이 있으며, 이는 도시화 수준이나 인적개발 수준 또는 성평등 수준 등에 독립적으로 출산율을 높이는 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 반면 종교적 영향력이 약한 세속화된 국가들에서는 개인주의적 가치관이 출산 억제에 더 큰 영향을 끼칠 수 있다. 이와 같이 종교적 요인은 잠재적 교란변수로 작용할 수 있음에도 불구하고, 종교를 국가 수준에서 단일한 지표로 측정하는 데 따르는 자료의 가용성 한계로 인해 본 연구에서는 통제변수로 포함하지 못하였다. 후속 연구에서는 국가별 특정 종교 인구 비율이나 세속화 지수 등을 통제변수로 포함함으로써 이 한계를 보완할 필요가 있다.

5.3.2. 후속 연구방향

이론적으로는 도시화·인적개발·성평등·소득불평등·출산 간의 관계를 '국가 간 장기 구조 비교'와 '국가 내 단기·중기 동태 변화'로 명확히 구분하는 다층적 분석틀이 필요하다. 향후 연구에서는 국가 수준 패널자료와 출산·혼인·노동이력 조사와 같은 개인·가구 수준의 미시자료를 결합한 다층모형을 활용함으로써, 도시화가 개인의 실제 출산행태와 가치관에 어떻게 상이하게 작용하는지를 보다 정밀하게 분석할 필요가 있다. 특히 경쟁가설 CH1이 채택된 결과를 바탕으로, ‘r/K 선택 이론’의 예측처럼 삶의 환경이 개선될 때 자녀의 질적 투자로의 전환이 실제로 어떻게 이루어지는지를 미시적으로 검증하는 연구가 의미 있는 후속 과제가 될 것이다.

방법론적으로는 pooled OLS와 구조방정식모형을 넘어 교차지연 패널

모형, 동태 패널모형, 도구변수를 활용한 준실험적 접근 등을 통해 인과추론을 보완할 필요가 있다. 예를 들어, 도시 인프라 투자, 특정 가족정책의 도입·확대, 산업구조 변화 등 외생적 충격을 활용한 차분-차분 분석은 도시화와 인적개발·성평등·소득불평등·출산율 간 인과관계를 보다 설득력 있게 검증하는 데 기여할 수 있다.

변수 측면에서는 인적개발지수, 성불평등지수와 같은 종합지표 외에도, 교육·보건·소득의 각 하위 지표, 성별 임금격차·돌봄시간, 복지·보육·주거정책 지출, 노동시장 제도 지수 등을 추가하여 '구체적으로 어떠한 경로를 통해 도시화와 인적개발·성평등·소득불평등이 실제 출산에 영향을 미치는지'를 세분화하는 후속 연구가 필요하다. CH1이 채택된 결과를 심화하기 위해, 인적개발지수를 구성하는 세 가지 하위 차원인 기대수명, 교육수준, 1인당 GNI 각각이 출산율에 미치는 독립적 경로를 분해하는 연구는 이론적·정책적으로 모두 의의가 있을 것이다.

본 연구는 105개국을 하나의 분석틀에 포함하였으나, 고소득·중소득·저소득 국가의 소득 수준 유형, 보편주의·표적주의의 가족정책 유형, 종교 또는 문화권별로 하위집단을 구분하여 CH1·CH2·CH3의 경로 효과가 어떻게 달라지는지를 비교하는 공간적 이질성 분석도 필요하다. 특히 CH1에서 도시화와 인적개발지수가 출산율에 미치는 구조적 효과가 저개발국과 선진국에서 상이하게 나타날 가능성, 그리고 합계출산율 2.1명의 인구대체수준 이상인 국가군과 이하인 국가군에서의 차이를 비교하는 연구는 정책적으로도 중요한 함의를 제공할 것이다.

한편 시간적 비선형성과 전환점을 고려한 분석이 필요하다. 도시화율, 인적개발지수, 성불평등지수, 지니계수가 특정 수준을 넘어서면 출산율과의 관계가 강화되거나 방향이 역전되는지 여부를 확인하기 위해, 제곱항·상호작용항·구간별 회귀 등을 도입한 비선형 모형을 적용해 볼 수 있다. 특히 '인적개발지수와 출산율 간 역 J자형 관계' 가설, 즉 인적개발지수가 중위 수준 이하에서는 출산율을 낮추지만 높은 수준에서는 보육·복지 체계의 정착으로 출산율이 다시 상승하는 현상(Myrskylä et al., 2009)을 본 연구의 105개국 데이터를 활용하여 비선형 모형으로 정밀하게 검증하

는 것은 이론적으로 의미 있는 후속 과제로 보인다.

마지막으로, 본 연구는 정량 분석에 집중하였으나, 후속 연구에서는 질적 사례 분석을 병행함으로써 정량분석에서 포착하기 어려운 제도·정책·문화의 차이를 보완할 필요가 있다. 유사한 도시화 수준과 인적개발지수를 가진 국가들 사이에서도 출산행태가 상이하게 나타나는 이유는 가족규범, 성역할 기대, 교육·주거·일자리의 질, 정책 집행의 실질적 행태 등 복합적 요소에 의해 결정될 수 있다. 정량분석에서 도출된 '경쟁가설 CH1 채택'이라는 거시적 패턴을 특정 국가군의 심층 사례연구와 접목하면, '도시화–삶의 환경–출산'의 구조적 연결에 대한 보다 풍부하고 심층적인 이해를 제공할 수 있을 것이다.

HANSUNG UNIVERSITY

참 고 문 헌

1.국내문헌

강종구. (2023). 인구고령화가 산업구조에 미치는 영향 : 국가패널자료를 사용한 분석. 『산업연구(JIET)』, 7(2), 1-29.

공병혜. (2017). 탄생철학과 아렌트의 시작의 의미. 『철학탐구』, 46, 95 - 127.

국회미래연구원. (2021). 『저출생·고령사회 정책 평가』.

국회연구조정협의회. (2023). 『초저출산 장기지속 시대의 인구위기 대응 방향』.

국회예산처. (2023. 11. 8). 『중·장기 재정현안 분석 : 인구위기 대응전략』.보도참고자료.

국회예산정책처. (2023). 『초저출산 탈피 해외사례 검토 및 국내 적용방안 연구』. 부산경제연구소.

국회예산정책처. (2021.12.29.). 『인구구조 변화가 경제성장에 미치는 영향 분석 : OECD국을 중심으로』. 나보브리핑 제116호.

국회예산정책처. (2021.12.30.). 『인구구조 변화를 반영한 이전지출 확대의 세대간 영향 분석』. 경제현안분석 제105호.

국회예산정책처. (2023.11.). 『중·장기 재정현안 분석 인구위기 대응전략』.

국회예산정책처. (2023.1.). 『주요국 해외 인력유입의 사례 및 사회·경제적 효과』.

국회예산정책처. (2020.8.). 『한국경제의 구조변화와 대응전략』.

김동현. (2020). “기초지방자치단체의 도시환경 요인이 출산율에 미치는 영향 : 도시환경 요인의 공간적 전이효과를 고려하여”. 성균관대학교 국정전문대학원 박사학위논문

김상윤. (2021). “미혼남녀의 결혼의향에 영향을 미치는 요인 : 대구광역

시 30~44세 미혼남녀를 중심으로". 영남대학교 대학원 박사학위 논문

김서연. (2020). "육아지원정책 비교 연구 : 스웨덴, 영국, 프랑스, 한국을 중심으로". 고신대학교 일반대학원 박사학위논문

김석주. (2022). 서울시 맞벌이 부부가구의 추가 출산의향에 미치는 영향 -출산장려정책의 경험과 기대를 중심으로-. 『한국가족사회복지학회』

김수정. (2019). 저출산·고령화 시대 한국의 인구 정책에 관한 비판적 고찰. 『한국도시지리학회지』, 22(2), 143-158.

김승권. (2004). 최근 한국사회의 출산율 변화원인과 향후 전망. 『한국인구학』, 27(2), 1-34.

김준일. (2021). 장기거주자의 출산율과 출산장려금 : 국민건강보험빅데이터를 이용한 연구. 『한국자료분석학회』

김지형. (2022). 유자녀 부부와 무자녀 부부 사이의 출산에 영향을 미치는 요인의 차이. 『한국국제경제학회』

대한민국 정책브리핑 『장래인구추계 : 2020~2070년』 (2021.12.9.) https://www.korea.kr/briefing/policyBriefingView.do?newsId=156485374

류동. (2022). "OECD 국가의 일·가정양립정책이 출산율에 미치는 영향 : 퍼지셋 이념형과 결합요인 분석을 중심으로". 서울시립대학교 사회복지대학원 박사학위논문

민성희, 차은혜. (2018). 저출산·고령화시대의 국토공간구조 변화와 대응과제. 『국토연구원』.

박상태. (1999). 인구쟁점에 대한 가치관의 변화. 『한국인구학』, 22(2), 5-45.

배광일, 김경신. (2012). 가족가치관 및 출산정책이 희망자녀수 출산에 미치는 영향. 『사회복지연구』, 43(3), 239-266.

서미숙. (2013). 주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구. 『여성경제연구』. 10.1 : 63-79.

신준모. (2023). 대학생의 주거인식이 결혼과 출산 계획에 미치는 영향에 관한 연구. 『국제차세대융합기술학회』

양재진. (2023). 한국의 초저출산 극복을 위한 정책조합 연구. 『한국정책학회』

오민지. (2021). “여성의 결혼과 출산에 관한 연구 : 패러다임 변화에 따른 통합모형의 검토”. 서울대학교 대학원 박사학위논문

오삼권·권영주. (2018). 지방자치단체별 출산율 영향요인 연구: 사회·문화적, 경제적, 정책적 요인을 중심으로. 『한국정책학회보』, 27(4):1-34.

오상호. (2019). “지역 및 주택시장 특성이 인구 증감에 미치는 영향 분석”. 영산대학교 박사학위논문

오수진. (2023). “출산 의향에 대한 정치적 요인 분석 : 한국-일본 교차사례 분석”. 한국외국어대학교 대학원 박사학위논문

오현경. (2023). 한국의 가족 가치관에 영향을 미치는 요인. 『인문사회21』

윤미례·김태일. (2016). 출산 여성의 노동시장 참여 상황, 유형과 영향 요인 기혼맞벌이여성의 출산의도에 관한 연구분석. 『정책분석평가학회보』, 26(2):153-185

이삼식. (2006). 가치관의 변화가 결혼 및 출산 행태에 미치는 영향. 『보건사회연구』 26.2 : 95-140.

이애선. (2021). “여성의 노동시장 참여와 출산에 관한 연구”. 영남대학교 대학원 박사학위논문

이철희. (2012). 한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과, 『한국인구학』 제35권 제3호, 117~144.

-. (2018). 한국의 출산장려정책은 실패했는가? 2000년~2016년 출산율 변화요인 분해, 『경제학연구』 제166권 제3호, 1~38.

-. (2019). 출생아 수 변화 분석과 장래전망, 『한국경제의 분석패널』 제25권 제1호, 2019, 37~91.

-. (2023). 장래 인구변화가 노동투입에 미치는 영향, 『노동경제논집』

제45권 제2호, 2022, 37~68. , 출생아 수 감소의 인구학적 요인 분해, 『경제논집』 제61권 제2호, 3~12.

-. (2023). 1992년~2021년 한국 출생아 수 변화 요인 분해: 여성인구, 결혼, 자녀수별 유배우 출산율 변화의 효과. 『한국인구학회』

-. (2023). 일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 영향: 지역 제조업 고용비율의 효과. 『한국경제연구학회』

임굉건. (2023). 빅데이터 분석을 통한 COVID-19 대유행이 합계출산율에 미치는 영향 분석: OECD 국가 간 비교를 중심으로. 『한국융합기술연구학회』

장매. (2023). "출산 의지에 미치는 영향 요인에 관한 연구 : 정책 지원 효과의 타당성 입증을 중심으로". 배재대학교 일반대학원 박사학위논문

장인수. (2022). 출산지원금이 지역 출산력에 미치는 영향. 『통계청』

전은화. (2014). 기혼맞벌이여성의 출산의도에 관한 연구. 『한국비교정부학보』 18.3 : 325-350.

조하현, 임성훈, 임형우. (2019). 인구구조변화가 경제성장에 미치는 효과 : VARX 모형을 이용한 한국(1987~2017년) 사례 분석. 『한국경제연구』, 37(4), 113-142.

중부일보. 『한국 인구 소멸 위기 경고한 英 인구학자』(2023.5.18. 게재) https://prt.joongboo.com/news/articleView.html?idxno=363592837

진미정, 한준, 노신애. (2019). 20-30대 청년세대의 결혼·출산 가치관의 잠재유형과 한국사회 인식 및 개인적 미래 전망의 관련성. 『가족과 문화』 31.1 : 166-188.

최선미. (2021). 광역자치단체 출산율의 영향요인 분석: 경제적 요인과 정책적 요인을 중심으로. 『국정관리연구』 16.4 : 65-100.

탁아림. (2023). 지방자치단체 재정지출의 출산율 제고 효과 분석: 광역도시·군을 중심으로. 『한국경제통상학회』

최윤희. (2020). "자녀비용이 출산율에 미치는 영향 : 젠더정책레짐을 중

심으로". 이화여자대학교 대학원 박사학위논문

2. 국외문헌

Aksoy, Cevat Giray, (2016). Short-Term Effects of House Prices on Birth Rates. *EBRD*, Working Paper No. 192, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2846173 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2846173

Aassve, A., F. Billari and l. Pessin (2012): Trust and family dynamics, *Dondena Centre for research on Family dynamics Working paper*, 55.

—, F. Billari and Z. Speder (2006): Societal transition, policy changes and family formation: evidence from Hungary, *European Journal of Population*, 22(2), 127-152.

—, a. Goisis and M. Sironi (2012): Happiness and childbearing across Europe, *Social Indicators Research*, 108: 65-86.

Adsera, A. (2004): Changing fertility rates in developed countries. the impact of labor market institutions, *Journal of Population Economics*, 17, 17-43.

— (2006): An economic analysis of the gap between desired and actual fertility: the case of Spain, *Review of Economics of the Household*, 4(1), 75-95.

— (2011): Where are the babies? labor market conditions and fertility in Europe, *European Journal of Population*, 21(1), 1-32.

Anderson T, Kohler HP. Low Fertility, Socioeconomic Development, and Gender Equity. *Popul Dev Rev*. (2015) Sep;41(3):381-407. doi: 10.1111/j.1728-4457.2015.00065.x.

PMID: 26526031; PMCID: PMC4623596.

Angela Luci-Greulich & Olivier Thévenon, (2014). Does Economic Advancement 'Cause' a Re-increase in Fertility? An Empirical Analysis for OECD Countries (1960-2007), *European Journal of Population, Springer;European Association for Population Studies*, vol. 30(2), pages 187-221, May.

Appleton, S., & Song, L. (2008). Life satisfaction in urban China: Components and determinants. *World Development*, 36, 2325-2340. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.04.009

Atalay, K., Li, A., & Whelan, S. (2021). Housing wealth, fertility intentions and fertility. *Journal of Housing Economics*, 54, 101787. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2021.101787

Baizán, P. (2009): Regional child care availability and fertility decisions in Spain, *Demographic Research*, 21, 803-842.

— (2005): The impact of labour market status on second and higher-order births. a comparative study of denmark, italy, Spain and United kingdom, *Universitat pompeu Fabra*: demosoc Working paper, 11.

—, A. Aassve and F. Billari (2004): The interrelationship between cohabitation, marriage and first births in Germany and sweden, *Population and Environment*, 25, 531-561. reFerenceS 189

—, A. Aassve and F. Billari (2003): Cohabitation, marriage and first birth: family formation events in Spain, *European Journal of Population*, 19, 147-169.

Balbo N, Mills M. (2011). The effects of social capital and social pressure on the intention to have a second or third child in France, Germany, and Bulgaria, 2004-05. *Popul Stud (Camb)*. 2011 Nov;65(3):335-51. doi: 10.1080/00324728.2011.579148.

PMID: 21660861.

Baum-Snow, N., & Pavan, R. (2013). INEQUALITY AND CITY SIZE. *The Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1535-1548. http://www.jstor.org/stable/43554846

Becker, G. S.(1960). An Economic Analysis of Fertility. *NBER* Chapters, in: Demographic and Economic Change in Developed Countries, pp. 209-240, National Bureau of Economic Research, Inc.

-. & H. Gregg Lewis(1974). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy* Vol. 81, No. 2, Part 2: New Economic Approaches to Fertility (Mar. - Apr., 1973), pp. S279-S288. The University of Chicago Press

Braverman-Bronstein, A., Ortigoza, A. F., Vidaña-Pérez, D., Barrientos-Gutiérrez, T., Baldovino-Chiquillo, L., Bilal, U., Friche, A. A. L., Diez-Canseco, F., Maslowsky, J., Vives, A., & Diez Roux, A. V. (2023). Gender inequality, women's empowerment, and adolescent birth rates in 363 Latin American cities. *Social Science & Medicine*, 317, 115566. https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2022.115566

Bernini, C., & Tampieri, A. (2022). The mediating role of urbanization on the composition of happiness. *Papers in Regional Science*, 101(3), pp. 639-657. https://doi.org/10.1111/pirs.12671

Brereton, F., Bullock, C., Clinch, J. P., & Scott, M. (2011). Rural change and individual well-being: The case of Ireland and rural quality of life. *European Urban and Regional Studies*, 18, 203-227. https://doi.org/10.1177/0969776411399346

Brien, M., L. Lillard and L. Waite (1999): Interrelated family-building

behaviors: cohabitation, marriage, and non-marital conception. *Demography*, 36, 535-551.

Carmichael G,, Whittaker A.(2007) Choice and circumstance: Qualitative insight into contemporary childlessness in Australia. *European Journal of Population*. 23(2): 111-143.

Castells-Quintana, David. (2018). Beyond Kuznets: Inequality and the Size and Distribution of Cities, *Journal of Regional Science*, 58(3), 564-580. https://doi.org/10.1111/jors.12368

-. & Vicente Royuela & Paolo Veneri, 2020. Inequality and city size: An analysis for OECD functional urban areas, *Papers in Regional Science*, Wiley Blackwell, vol. 99(4), pages 1045-1064, August.

Causa, O., N. Woloszko and D. Leite (2019), Housing, wealth accumulation and wealth distribution: Evidence and stylized facts, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1588, OECD Publishing, Paris, https://doi.org/10.1787/86954c10-en.

Cleland, J. and C. Wilson (1987) Demand theories of the fertility transition: an iconoclastic view. *Population Studies*, 41(1):5-30.

Çınar, K. (2018). Women and the city: female empowerment in the world, 1960-2014. *Turkish Studies*, 20(2), 177-199. https://doi.org/10.1080/14683849.2018.1531712

-. & Ugur-Cinar M.(2018) What the City Has to Offer: Urbanization and Women's Empowerment in Turkey. *Politics & Gender*. 2018;14(2):235-263. doi:10.1017/S1743923X18000028

Darrell Bricker, and John Ibbitson. (2019) Empty Planet: The Shock of Global Population Decline. *New York*: Crown,

Datta Gupta, N., and N. Smith (2002): Children and career

interruptions. the family gap in denmark, *Economica*, 69, 609−629.

Daun Kim and Kim, Chong Sup. (2023). An Empirical Study on the Relationship between Happiness and Fertility: A Country−level Analysis. *Korean Social Science Journal*, 50(2), 171−185.

de Bruin, A., & Liu, N. (2020). The urbanization-household gender inequality nexus: Evidence from time allocation in China. *China Economic Review*, 60, 101301. DOI: 10.1016/j.chieco.2019.05.001.

de la Croix, D., & Doepke, M. (2003). Inequality and growth: Why differential fertility matters. *American Economic Review*, 93(4), 1091-1113. https://doi.org/10.1257/000282803769206214

Dettling, Lisa J. & Kearney, Melissa S., (2014). House prices and birth rates: The impact of the real estate market on the decision to have a baby. *Journal of Public Economics*, Elsevier, vol. 110(C), pages 82−100.

Dhamija, G., Roychowdhury, P., & Shankar, B. (2025). Does urbanization empower women? Evidence from India. *Journal of Population Economics*, 38(1). https://doi.org/10.1007/s00148−025−01085−4

Easterlin, R. A. (1976). The Conflict between Aspirations and Resources. *Population and Development Review*, 2(3/4), 417-425. https://doi.org/10.2307/1971619

Edward L. Glaeser, Matt Resseger, Kristina Tobio, (2009). Inequality In Cities. *Journal of Regional Science*, Wiley Blackwell, vol. 49(4), pages 617−646, October.

−. & Matthew G. Resseger, (2010). The Complementarity Between Cities And Skills. *Journal of Regional Science*, Wiley

Blackwell, vol. 50(1), pages 221-244, February.

Esping-Andersen, G., & Billari, F. C. (2015). Re-theorizing Family Demographics. *Population and Development Review*, 41(1), 1-31. http://www.jstor.org/stable/24639394

Frances Goldscheider, Eva Bernhardt, Trude Lappegård(2015). The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior. *Population and Development Review* Volume 41, Issue 2 pp. 207-239

Friedel, L., & Hagist, C. (2024). No room, no baby boom - the impact of housing markets on fertility. *SSRN*. https://doi.org/10.2139/ssrn.5208139 SSRN Chicago

Galor, Oded, (2005). From Stagnation to Growth: Unified Growth Theory. *Handbook of Economic Growth*, in: Philippe Aghion & Steven Durlauf (ed.), Handbook of Economic Growth, edition 1, volume 1, chapter 4, pages 171-293, Elsevier.

Gauthier, A.H. (2011). Comparative family policy database, version 3. *Netherlands interdisciplinary demographic institute and Max planck institute for demographic research* (distributors). retrieved from: www.demogr.mpg.de.

— (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature, *Population Research and Policy Review*, 26, 323-346.

— and J. Hatzius (1997). Family benefits and fertility: an econometric analysis, *Population Studies*, 51, 295-306.

Gerdtham, U., & Johannesson, M. (2001). The relationship between happiness, health, and socio-economic factors: Results based on Swedish microdata. *The Journal of Socio-Economics*, 30, 553-557. https://doi.org/10.1016/S1053-5357(01)00118-4

Glaeser, Edward L., Matt Resseger, and Kristina Tobio. (2009)

Inequality in Cities. *Journal of Regional Science* 49.4: 617-646.

Goldscheider, Frances; Bernhardt, Eva; Lappegård, Trude. (2015). The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior. *Population and Development Review*, 41(2), 207-239. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2015.00045.x

Gøsta Esping-Andersen(2013). Why fertility Matters. theory and empirical research. The Fertility Gap in Europe: Singularities of the Spanish Case. *Social Studies Collection No. 36*, 23-44, Welfare Projects "la Caixa" Foundation

Greenfield, P. M. (2009). Linking social change and developmental change: Shifting pathways of human development. *Developmental Psychology*, 45(2), 401-418. https://doi.org/10.1037/a0014726

-. (2013) The changing psychology of culture from 1800 through 2000. *Psychol Sci*. 2013 Sep;24(9):1722-31. doi: 10.1177/0956797613479387. Epub 2013 Aug 7. PMID: 23925305.

-. (2016) Greenfield PM. Social change, cultural evolution, and human development. *Curr Opin Psychol*. 2016 Apr;8:84-92. doi: 10.1016/j.copsyc.2015.10.012. Epub 2015 Oct 22. PMID: 29506809.

Hägerstrand, Torston. (1952). The Propagation of Innovation Waves. *Lund Studies Serie B Human Geography* 4: 23.

Han, J. and Y. Lee (2022): The Effects of House Prices and Rents on Birth Rates: Evidence from Korea.

Hayo, B., & Seifert, W. (2003). Subjective economic well-being in Eastern Europe. *Journal of Economic Psychology*, 24, 329-

348. https://doi.org/10.1016/S0167-4870(02)00173-3

-. (2007). Happiness in transition: An empirical study on Eastern Europe. *Economic Systems*, 31, 204-221. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2006.08.003

Heaton, T., C. Jacobson and K. Holland (1999): Persistence and change in decisions to remain childless, *Journal of Marriage and Family*, 61: 531-539.

Heidi Preis, Selen Tovim, Pnina Mor, Sorina Grisaru-Granovsky, Arnon Samuel and Yael Benyamin(2020). BMC Pregnancy and Childbirth 20, No. 228

Henderson, V. (2003). The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question. *Journal of Economic Growth*, 8(1), 47-71. http://www.jstor.org/stable/40215937

Henman, P. (2007). Updated costs of children using Australian budget standards. In P. Henman, R. Percival, A. Harding & M. Gray (Eds.), Costs of Children: Research Commissioned by the Ministerial Taskforce on Child Support (Occasional Paper No. 18, pp. 1-53). Canberra: *Department of Families*, Community Services and Indigenous Affairs.

Herzer, Dierk & Strulik, Holger & Vollmer, Sebastian, (2010). The Long-run Determinants of Fertility: One Century of Demographic Change 1900-1999. *Hannover Economic Papers (HEP)* dp-456, Leibniz Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät.

Hotz, J., J. klerman and R. willis. (1997). The economics of fertility in developed countries, in M. Rosenzweig and o. stark (eds.): *Handbook of population and family economics*, vol. 1a, amsterdam: Elsevier, 276-347.

— and R. miller. (1988). An empirical analysis of life cycle fertility

and female labour supply. *Econometrica*, 56, 91-118.

Hötte, Kerstin & Somers, Melline & Theodorakopoulos, Angelos. (2023). Technology and jobs: A systematic literature review. *Technological Forecasting and Social Change*. Volume 194. ISSN 0040-1625. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2023.122750.

Inglehart, R., C. Haerpfer, A. Moreno, C. Welzel, K. Kizilova, J. Diez-Medrano, M. Lagos, P. Norris, E. Ponarin & B. Puranen (eds.). (2022). World Values Survey: All Rounds - Country-Pooled Data file. *Madrid, Spain & Vienna, Austria: JD Systems Institute & WVSA Secretariat. Dataset Version 3.0.0.* doi:10.14281/18241.17

Jaffe, A. J. (1942). Urbanization and Fertility. *American Journal of Sociology*, 48(1), 48-60. http://www.jstor.org/stable/2769969

Jedwab, R., & Vollrath, D. (2015). Urbanization without growth in historical perspective. *Explorations in Economic History*, 58, 1-21. https://doi.org/10.1016/j.eeh.2015.09.002

John Bongaarts & Griffith Feeney(1998). On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review*, Volume 24, Issue 2, 271-291

Jones, l., and m. Tertilt (2008): An economic history of fertility in the United states, 1826-1960, in p. Rupert (ed.): *Frontiers of family economics*, Bingley: Emerald, 165-230.

Kalyuzhnova, Y., & Kambhampati, U. (2008). The determinants of individual happiness in Kazakhstan. *Economic Systems*, 32, 285-299. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2008.02.001

Keeley, B. (2015). Income Inequality: The Gap between Rich and Poor. *OECD Publishing*. https://doi.org/10.1787/9789264246010-en

King, G., Honaker, J., Joseph, A., & Scheve, K. (2001). Analyzing Incomplete Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation. *American Political Science Review*, 95(1), 49-69. doi:10.1017/S0003055401000235

Klüsener, Sebastian, Francesco Scalone, and Martin Dribe. (2017). Exploring the Role of Communication in Shaping Fertility Transition Pattern in Space and Time. *In Agent-Based Modelling in Popluation Studies*, edited by A. Grow and J.Van Bavel, 369-403. Springer International Publishing Switzerland.

Knight, J., & Gunatilaka, R. (2010). The rural-urban divide in China: Income but not happiness?. *Journal of Development Studies*, 46, 506-534. https://doi.org/10.1080/00220380903012763

Kohler, H.P., and J.A. Ortega (2002): Tempo-adjusted period parity progression measures, fertility postponement and completed cohort fertility, *Demographic Research*, 6(6), 91-144.

—, J. Behrman and A. Skytte (2005): Partner + children = happiness? the effects of partnership and fertility on well-being, *Population and Development Review*, 31, 407-445.

—, F.C. Billari and J.A. Ortega (2002): the emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s, *Population and Development Review*, 28(4), 641-680.

Kreyenfeld, M. (2010): Uncertainties in female employment careers and the postponement of parenthood in Germany, *European Sociological Review*, 26, 351-366.

— (2004): Fertility decisions in the FRG and GDR: an analysis with data from the German Fertility and Family survey, *Demographic Research*, 3(11), 276-318.

— (2002): Time-squeeze, partner effect or self-selection? an

investigation into the positive effect of women's education on second birth risks in West Germany. *Demographic Research*, 7(2), 15-48.

Laurent Toulemon and Maria Rita Testa(2015). Population & Societies. No.415

Lelkes, O. (2006). Tasting freedom: Happiness, religion and economic transition. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 59, 173-194. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2004.03.016

Lerch, M. (2019). Fertility Decline in Urban and Rural Areas of Developing Countries. *Population and Development Review*, 45(2), 301-320. http://www.jstor.org/stable/45174497

Lesthaeghe, R. and Van de Kaa, D. J. (1986). Twee Demografische Transities? (Two Demographic transitions?). Pp. 9-24 in: D. J. van de Kaa and R. Lesthaeghe (eds.), Bevolking: Groei en Krimp (Population: Growth and Decline), Deventer, Van Loghum Slaterus.

-. (2010). The unfolding story of the second demographic transition. *Population and Development Review*, 36(2), 211-251. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2010.00328.x

Lino, M. (2014). Expenditures on Children by Families, 2013 (Miscellaneous Publication No. 1528-2013). *U.S. Department of Agriculture, Center for Nutrition Policy and Promotion*. https://doi.org/10.22004/ag.econ.327256

Livi-Bacci, M. (2001): Too few children and too much family, *Daedalus*, 130(3), 139-156.

Luca, D., Terrero-Davila, J., Stein, J., & Lee, N. (2023). Progressive cities: Urban-rural polarisation of social values and economic development around the world. *Urban Studies*, 60(12), 2329-2350. https://doi.org/10.1177/00420980221148388

(Original work published 2023)

Lyotard, J.-F. (1984). The postmodern condition: A report on knowledge (G. Bennington & B. Massumi, Trans.). *University of Minnesota Press*. (Original work published 1979)

Martine, G., Alves, J. and Cavenaghi, S. (2013). Urbanization and fertility decline: Cashing in on Structural Change. Available at https://www.iied.org/10653iied

Martin-Garcia, T. (2010): The impact of occupational sex-composition on women's fertility in Spain, *European Societies*, 12(1), 113-133.

— (2009): The effect of education on women's propensity to be childless in Spain: does the field of education matter?, Carlo alberto Working papers, 114.

— and P. Baizán (2006): The impact of the type of education and of educational enrolment on first births, *European Sociological Review*, 22(3), 259-276.

— and T. Castro-Martín (2013): Do women working in the public sector have it easier to become mothers in Spain?, *Population Review*, 52(1), 149-171.

— (2008): The ideal and de facto timetable for transition to adulthood in Europe: a comparative view from the Ess, poster *presented at the European population Conference*, Barcelona, 9-12 July.

McArthur, R. H., & Wilson, E. O. (1967). The Theory of Island Biogeography (REV-Revised). *Princeton University Press*. http://www.jstor.org/stable/j.ctt19cc1t2

McDonald, P. (2000), Gender Equity in Theories of Fertility Transition. *Population and Development Review*, 26: 427-439. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2000.00427.x

McLanahan S,, Adams J.(1987) Parenthood and psychological well-being. *Annual Review of Sociology*. 13: 237-257.

-. (2004): Diverging destinies: how children are faring under the second demographic transition, *Demography*, 41(4), 607-627.

Maria Iacovou, Lara Patrício Tavares(2011). Yearning, Learning, and Conceding: Reasons Men and Women Change Their Childbearing Intentions. *Population and Development Review*, Volume 37, Issue 1, p. 89-123

Maket, Isaiah; Szakálné Kanó, Izabella; Vas, Zsófia (2023). Urban Agglomeration and Income Inequality: Is Kuznets Hypothesis Valid for Sub-Saharan Africa?. *Social Indicators Research*, 170(3), 933-953. doi:10.1007/s11205-023-03222-6.

Mark Montgomery & Paul Hewett, (2005). Urban poverty and health in developing countries: Household and neighborhood Effects, *Demography*, Springer; Population Association of America (PAA), vol. 42(3), pages 397-425, August.

Mary C. Brinton & Dong-Ju Lee (2016). Gender-Role Ideology, Labor Market Institutions, and Post-industrial Fertility. *Population and Development Review*, 42(3), 405-433. doi:10.1111/padr.161.

Mencarini L, Vignoli D, Zeydanli T, Kim J (2018) Life satisfaction favors reproduction. The universal positive effect of life satisfaction on childbearing in contemporary low fertility countries. *PLOS ONE* 13(12): e0206202. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0206202

Meng, Lina & Peng, Lu & Zhou, Yinggang, (2023). Do housing booms reduce fertility intentions? Evidence from the new two-child policy in China. *Regional Science and Urban Economics*, Elsevier, vol. 101(C).

Mincer, J. (1963): Market prices, opportunity costs and income effects, in C.F. Christ (ed.): Measurement in economics, stanford: *Stanford University press*, 67-82.

Montgomery, M. R., & Hewett, P. C. (2005). Urban Poverty and Health in Developing Countries: Household and Neighborhood Effects. *Demography*, 42(3), 397-425. http://www.jstor.org/stable/4147355

Moreno, E. L. (2017, September 7-8). Concepts, definitions and data sources for the study of urbanization: the 2030 Agenda for Sustainable Development. Paper presented at the Expert Group Meeting on Sustainable Cities, *Human Mobility and International Migration, United Nations DESA*, New York.

Mosk, C. (1980). Rural-Urban Fertility Differences and the Fertility Transition. *Population Studies*, 34(1), 77-90. https://doi.org/10.2307/2173696

Myrskylä M, Kohler(2009) HP, Billari FC. Advances in development reverse fertility declines. *Nature*. 2009 Aug 6;460(7256):741-3. doi: 10.1038/nature08230. PMID: 19661915.

Myrskyla M, Margolis R. (2014) Happiness: Before and after the kids. Demography. 51(5): 1843-1866. https://doi.org/10.1007/s13524-014-0321-x PMID: 25143019

Nathaniel Baum-Snow & Ronni Pavan, (2013). Inequality and City Size. *The Review of Economics and Statistics, MIT Press*, vol. 95(5), pages 1535-1548, December.

Neyer, G., and G. Andersson (2008): Consequences of family policies on childbearing behavior: effects or artifacts?, *Population and Development Review*, 34(4), 699-724.

—, T. Lappegård and D. Vignoli (2011): Gender equality and

fertility: which equality matters?, *Stockholm Research Report* on Demography, 9.

Notestein, F. W. (1983). Frank Notestein on Population Growth and Economic Development. *Population and Development Review*, 9(2), 345-360. https://doi.org/10.2307/1973057

Oyvat, C. (2016). Agrarian structures, urbanization, and inequality. *World Development*, 83, 207-230. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.01.019

Peiró, A. (2006). Happiness, satisfaction and socio-economic conditions: Some international evidence. *The Journal of Socio-Economics*, 35, 348-365. https://doi.org/10.1016/j.socec.2005.11.042

Peter McDonald(2000). Gender Equity in Theories of Fertility Transition. *Population and Development Review*, Vol. 26, No. 3 (Sep., 2000), pp. 427-439

Pianka, E. R. (1970). On r- and K-Selection. *The American Naturalist*, 104(940), 592-597. http://www.jstor.org/stable/2459020

Pokharel, R., Bertolini, L., te Brömmelstroet, M., & Acharya, S. R. (2021). Spatio-temporal evolution of cities and regional economic development in Nepal: Does transport infrastructure matter?. *Journal of Transport Geography*, 90, 102904. DOI: 10.1016/j.jtrangeo.2020.102904.

Pudrovska T.(2008) Psychological implications of motherhood and fatherhood in midlife: Evidencefrom sibling models. *Journal of Marriage and Family*. 70(1): 168-181.

Ramu G. (1984) Family background and perceived marital happiness:A comparison of voluntary childless couples and parents. *Canadian Journal of Sociology*. 9 (1): 47-67. PMID: 12313686

Raoul van Maarseveen, (2021) The urban-rural education gap: do cities indeed make us smarter?, *Journal of Economic Geography*, Volume 21, Issue 5, September 2021, Pages 683-714, https://doi.org/10.1093/jeg/lbaa033

– (2021). Urbanization and educational attainment: Evidence from Africa (*SSRN Working Paper*). https://doi.org/10.2139/ssrn.3836097

Rehdanz, K., & Maddison, D. (2005). Climate and happiness. *Ecological Economics*, 52, 111-125. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.06.015

Requena, F. (2016). Rural-urban living and level of economic development as factors in subjective well-being. *Social Indicators Research*, 128, 693-708. https://doi.org/10.1007/s11205-015-1051-1

Richard A. Easterlin(1966). Relative Economic Status and the American Fertility Swing. in Eleanor B. Sheldon, ed., Family Economic Behavior: Problems and Prospects , Philadelphia: J.B. Lippincott for Institute of Life Insurance

Rilby L, Jansson S, Lindblom B, Mårtensson LB. (2012). A qualitative study of women's feelings about future childbirth: dread and delight. *J Midwifery Womens Health*. Mar-Apr;57(2):120-5. doi: 10.1111/j.1542-2011.2011.00113.x. Epub 2012 Jan 11. PMID: 22432482.

Rodriguez-Pose, A., & Maslauskaite, K. (2012). Can policy make us happier? Individual characteristics, socio-economic factors and life satisfaction in Central and Eastern Europe. *Cambridge Journal of Regions*, Economy and Society, 5, 77-96. https://doi.org/10.1093/cjres/rsr038

Runciman, W. G. (1974). Relative Deprivation and Social Justice

(ZA0680; Version 1.0.0) [Data set]. GESIS, Cologne. https://doi.org/10.4232/1.0680

Sabyasachi Tripathi, (2021). How does urbanization affect the human development index? A cross-country analysis. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, Springer, vol. 5(3), pages 1053-1080, October.

Schultz, T. (1986): The value and allocation of time in high-income countries: implications for fertility, *Population and Development Review*, 12, 87-108.

Shenk MK, Kaplan HS, Hooper PL. (2016). Status competition, inequality, and fertility: implications for the demographic transition. *Philos Trans R Soc Lond B Biol Sci*. 2016 Apr 19;371(1692):20150150. doi: 10.1098/rstb.2015.0150. PMID: 27022077; PMCID: PMC4822430.

Sheth, S.K.(2023), Bettencourt, L.M.A. Measuring health and human development in cities and neighborhoods in the United States. npj Urban Sustain 3, 7 . https://doi.org/10.1038/s42949-023-00088-y

Sleebos, J. (2003). Low fertility rates in OECD countries: facts and policy responses, *OECD labour Market and social policy occasional papers*, 15, paris: OECD.

Sobotka, T. (2010): Shifting parenthood to advanced reproductive ages: trends, causes and consequences, in J.C. tremmel (ed.): A young generation under pressure?, Berlin: springer, 129-154.

— (2004a): Is lowest-low fertility explained by the postponement of childbearing?, *Population and Development Review*, 30(2), 195-220.

— (2004b): Postponement of childbearing and low fertility in Europe,

amsterdam: Netherlands. *University press*.

—, M.A. Hansen, T.K. Jensen, A.T. Pedersen, W. Lutz and N.E. Skakkebæk (2008): the contribution of assisted reproduction to completed fertility: an analysis of danish data. *Population and Development Review*, 34(1), 79-101.

—, V. Skirbekk and D. Philipov (2011): Economic recession and fertility in the developed countries. *Population and Development Review*, 37, 267-306.

—, K. Zeman, R. Lesthaeghe and T. Frejka (2011): Postponement and recuperation in cohort fertility: new analytical and projection methods and their application, *Vienna Institute of Demography of the Austrian Academy of Sciences*, European demographic research papers, 2.

Solt, Frederick. (2020). Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database. *Social Science Quarterly* doi 10.1111/ssqu.12795

Soresen, J. F. L. (2014). Rural-urban differences in life satisfaction: Evidence from the European Union. *Regional Studies*, 48, 1451-1466. https://doi.org/10.1080/00343404.2012.753142

Stéphane Mbiankeu Nguea, 2023. Improving human development through urbanization, demographic dividend and biomass energy consumption. *Sustainable Development*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 31(4), pages 2517-2535, August.

Stier, H., and N. Lewin-Epstein. (2003). Time to work: a comparative analysis of preferences for working hours, *Work and Occupations*, 30(3), 302-326.

—, N. Lewin-Epstein and M. Braun (2001): Welfare regimes, family supportive policies, and women's employment along the life course, *American Journal of Sociology*, 106(6), 1731-1760.

Su, C.-W., Liu, T.-Y., Chang, H.-L., & Jiang, X.-Z. (2015). Is urbanization narrowing the urban-rural income gap? A cross-regional study of China. *Habitat International*, 48, 79-86. https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2015.03.002

Surkyn, J., & Lesthaeghe, R. (2004). Value orientations and the Second Demographic Transition (SDT) in Northern, Western and Southern Europe: An update. *Demographic Research*, S3(3), 45-86. https://doi.org/10.4054/DemRes.2004.S3.3

Tanturri ML,, Mencarini L.(2008) Childless or childfree? Paths to voluntary childlessness in Italy. *Population and Development Review*. 34(1):51-77

Teresa Castro-Martín & Teresa Martín-García(2013). The fertility gap in Spain: late parenthood, few children and unfulfilled reproductive desires. *The Fertility Gap in Europe*: Singularities of the Spanish Case, Social Studies Collection No. 36, 45-81, Welfare Projects "la Caixa" Foundation

Testa, M. R., & Stephany, F. (2017). The educational gradient of fertility intentions: a meta-analysis of European studies. *Vienna Yearbook of Population Research*, 15, 293-330. https://www.jstor.org/stable/26506109

Torr, B. M., & Short, S. E. (2004). Second births and the second shift: A research note on gender equity and fertility. *Population and Development Review*, 30(1), 109-130. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2004.00005.x

Torres, A. F. C, Batyra, E., & Myrskylä, M. (2022). Income inequality and increasing dispersion of the transition to first birth in the Global South. *Population and Development Review*, 48(1), 189-215. https://doi.org/10.1111/padr.12451

Toulemon, L., A. Pailhé and C. Rossier (2008): France: high and

stable fertility, *Demographic Research*, 19(16): 503-556.

— and M. Testa (2005): Fertlity intentions and actual fertility, *Population and Societies*, 415, 4.

Van De Kaa DJ.(1987) Europe's second demographic transition. *Popul Bull*. ;42(1):1-59. PMID: 12268395.

Vlahov, D., Galea, S. (2002). Urbanization, urbanicity, and health. J Urban Health. 79 (Suppl 1), S1-S12 https://doi.org/10.1093/jurban/79.suppl_1.S1

Wan, Guanghua; Zhang, Xiaoling; Zhao, Mengxue. (2022). Urbanization can help reduce income inequality. *NPJ Urban Sustainability*, 2(1), Article 1. https://doi.org/10.1038/s42949-021-00040-y

White M. J, Muhidin S, Andrzejewski C, Tagoe E, Knight R, Reed H. (2008) Urbanization and fertility: an event-history analysis of coastal Ghana. *Demography*. 45(4):803-16. doi: 10.1353/dem.0.0035. PMID: 19110898; PMCID: PMC2834382.

Willis, R. (1973): A new approach to the theory of fertility behavior, *Journal of Political Economy*, 81, 14-64.

Wilson, T. D., & Gilbert, D. T. (2005). Affective Forecasting: Knowing What to Want. *Current Directions in Psychological Science*, 14(3), 131-134. https://doi.org/10.1111/j.0963-7214.2005.00355.x (Original work published 2005)

Zacharie Tsala Dimbuene & Blaise Luamba Maketama (2014). Urbanization and fertility in developing world: Is the relationship causal or a mere association?

Zaidi B, Morgan SP. (2017) THE SECOND DEMOGRAPHIC TRANSITION THEORY: A Review and Appraisal. *Annu Rev Sociol*. 2017 Jul;43:473-492. doi: 10.1146/annurev-soc-060116-053442. Epub 2017 May 19.

PMID: 28798523; PMCID: PMC5548437.

Zhang Z, Zhao M, Zhang Y, Feng Y. (2023). How does urbanization affect public health? New evidence from 175 countries worldwide. *Front Public Health*. 10:1096964. doi: 10.3389/fpubh.2022.1096964. PMID: 36684862; PMCID: PMC9852986.

Human Development Reports. Inequality-adjusted Human Development Index (IHDI) Archived July 12, 2019, at the Wayback Machine. *United Nations Development Programme*. Retrieved: March 3, 2019.

OECD. (2022.5). SF2.1. Fertility rates. *OECD Family Database*. 1.

OECD Economics Department working papers. Korea's unborn future: lessons from OECD experience No. 1824

OECD (2024), Society at a Glance 2024: OECD Social Indicators, *OECD Publishing*, Paris, https://doi.org/10.1787/918d8db3-en.

OECD. (2025). SIGI 2023 methodology: A statistical instrument to assess deeply rooted gender-based discrimination in social institutions. *OECD Publishing*. doi:10.1787/775aca3a-en.

OECD. (2020). How's Life? 2020: Measuring Well-being. *OECD Publishing*. https://doi.org/10.1787/9870c393-en

OECD. (2013). OECD framework for statistics on the distribution of household income, consumption and wealth. *OECD Publishing*. https://doi.org/10.1787/9789264194830-en

United Nations Development Programme. (2024). Human Development Report 2023/2024: Technical notes. *UNDP*. https://hdr.undp.org/sites/default/files/2023-24_HDR/hdr2023-24_technical_notes.pdf

UN-Habitat (United Nations Human Settlements Programme). (2022).

World Cities Report 2022: Envisaging the Future of Cities. Nairobi: *UN-Habitat*. Print ISBN: 978-92-1-132894-3, PDF ISBN: 978-92-1-002859-2, 422pp.

The Guardian「South Korea's fertility rate sinks to record low despite $270bn in incentives」(2024. 2. 28) https://www.theguardian.com/world/2024/feb/28/south-korea-fertility-rate-2023-fall-record-low-incentives?utm_source=chatgpt.com

World Values Survey Association. (2024). World Values Survey Wave 7 (2017-2022): Variables Report (Version 6.0). *WVS Database*.

3. 분석방법 관련 문헌

Bellemare, Marc F., and Daniel L. Millimet. (2025). Retrospectives: Yair Mundlak and the Fixed Effects Estimator. *Journal of Economic Perspectives* 39 (2): 261-74.

Gary King, James Honaker, Anne Joseph, and Kenneth Scheve. (2001). Analyzing Incomplete Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation. *American Political Science Review*, 95, Pp. 49-69.

Nerlove, M., & Balestra, P. (1966). Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas. *Econometrica*, 34(3), 585-612. https://www.jstor.org/stable/1909771

Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02

Rubin, D. B. (1987). Multiple imputation for nonresponse in surveys. *John Wiley & Sons*. https://doi.org/10.1002/9780470316696

UNECE (2024), A Guide to Data Integration for Official Statistics. https://unece.org/sites/default/files/2024-07/HLG-MOS%20Guide%20to%20Data%20Integration%20for%20Official%20Statistics.pdf

HANSUNG UNIVERSITY

부 록

1. 이원 고정효과(FE, Fixed Effect) 패널회귀 분석 결과

본 부록은 주 분석인 pooled OLS 패널회귀의 보완적 참조자료로서, 이원 고정효과 패널회귀분석 결과를 제시한다. 제시되는 두 가지 분석으로, 첫 번째는 Amelia 다중대치 적용 후 이원 고정효과 패널회귀, 즉 원(raw) 데이터의 결측치를 Amelia 알고리즘으로 100회 다중대치한 후 국가·연도 이원 고정효과 패널회귀를 적용한 다음 Rubin의 규칙으로 통합한 결과이다. 두 번째 분석은 원데이터 적용 이원 고정효과 패널회귀로 결측치를 별도로 대치하지 않은 원데이터에 리스트-와이즈(list-wise) 방식으로 결측관측치를 처리한 후 이원 고정효과 패널회귀를 적용한 결과이다.

이원 고정효과 모형은 국가 고정효과와 연도 고정효과를 동시에 제거하여 '동일 국가 내 시간변화'만을 이용하여 계수를 추정한다는 점에서, 국가 간 구조적 수준 차이와 시간변화를 동시에 반영하는 주 분석인 pooled OLS와는 분석 관점이 상이하다. 이로 인해 두 분석방법 간 결과의 차이가 나타나는 경우, 이는 분석방법의 우열의 문제가 아니라 '국가 내 단기 시간변화'와 '국가 간 장기 구조 비교'라는 서로 다른 관점의 차이에서 비롯된 것으로 해석하여야 한다.

1-1. Amelia 다중대치 후 이원 고정효과 패널회귀 분석 결과

[표 부록-1] Amelia 적용 이원고정효과 패널회귀분석 결과표

종속변수 / 독립변수	HDI 모형 인적개발지수	GII 모형 성불평등지수	GINI 모형 가처분소득 지니계수	TFR 매개모형 합계출산율
도시화율	0.012† (0.006)	0.006 (0.007)	-0.294 (0.481)	**-0.123*** (0.062)
생산연령인구비율	**0.016*** (0.008)	-0.017† (0.009)	**-2.91***** (0.506)	**-0.998***** (0.079)
남성의 실업률	**-0.01*** (0.004)	-0.005 (0.005)	**0.884*** (0.349)	0.013 (0.048)
인적개발지수				4.87 (12.137)
성불평등지수				**9.676*** (4.497)
가처분소득 지니계수				0.118 (0.088)
Fixed-Effects				
국가 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수 within R^2	3,570 0.079	3,570 0.012	3,570 0.13	3,570 0.445
Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001				

주 : 1. 본 표는 원(raw)데이터에 Amelia 다중대치를 적용한 이후 국가-연도 이원 고정효과 패널회귀분석 결과를 제시한다. 모든 모형에는 국가(ISO3) 및 연도(Year) 고정효과가 포함되었으며, 표준오차는 국가 수준으로 군집화(clustered)하여 산출하였다. HDI 모형, GII 모형, GINI 모형은 각각 도시화율이 인적개발, 성불평등, 소득불평등에 미치는 영향을 추정한 매개모형이며, TFR 매개모형은 모든 매개변수를 포함한 완전 매개모형이다, 계수는 비표준화 추정치이며, 유의수준은 양측검정을 기준으로 한다.
2, 계수 및 표준오차는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.
3. ()안은 국가(ISO3) 수준으로 군집화한 표준오차이다.

종속변수를 인적개발지수로, 독립변수를 도시화율로 하고, 생산연령인구비율과 남성의 실업률을 통제변수로 투입한 후 Amelia 다중대치 데이터셋 100개에 대해 국가·연도 이원 고정효과 패널회귀모형을 추정한 결과, 설명변수인 도시화율의 계수는 0.0012(표준오차 0.0006)로 추정되었으나 통계적으로 경계적 범위에서 유의하지 않았다(p<.10). 이는 동일 국가 내

에서 연도별로 도시화율이 변화하더라도 다른 요인들을 통제한 상태에서 인적개발 수준이 뚜렷하게 변화한다고 보기 어렵다는 것을 의미한다. 즉, 국가·연도 고정효과와 통제변수들을 고려하면 도시화율 자체는 인적개발지수의 국가 내 시간변화를 직접적으로 설명하지 않는다. 통제변수 인 생산연령인구비율은 양(+)의 방향으로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였으며(계수 0.0016, p<.05), 남성의 실업률은 음(−)의 방향으로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다(−0.001, p<.05).

종속변수를 성불평등지수로 한 분석결과, 설명변수인 도시화율의 계수는 0.0006(표준오차 0.0007)으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 동일 국가 내에서 도시화 수준이 변화하더라도 다른 요인들을 통제한 조건에서 도시화가 성불평등의 개선 또는 악화에 직접적인 영향을 준다는 증거가 발견되지 않았음을 의미한다. 생산연령인구비율(계수 -0.0017)과 남성의 실업률(계수 -0.0005) 모두 음(−)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 한 국가 내 시간변화 측면에서는 도시화율, 생산연령인구비율, 남성의 실업률 모두 성불평등지수에 영향을 미친다는 근거가 확인되지 않았다.

종속변수를 가처분소득 기준 지니계수로 한 분석결과, 도시화율의 계수는 -0.0294(표준오차 0.0481)로 음(−)의 방향이었지만 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 동일 국가 내에서 도시화율이 증가하더라도 가처분소득 기준 지니계수에 영향을 미친다는 증거가 확인되지 않음을 의미한다. 반면 통제변수인 생산연령인구비율은 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 유의성을 보였으며(계수 -0.291, p<.001), 남성의 실업률은 5% 유의수준에서 양(+)의 유의성을 보였다(계수 0.0884, p<.05). 이는 국가 내 시간변화의 측면에서 생산연령인구 비중이 높아질수록 소득불평등이 완화되고, 남성의 실업률이 높아질수록 소득불평등이 심화되는 경향을 나타낸다.

도시화율과 세 매개변수(인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수)가 합계출산율에 미치는 영향과 관련, 도시화율의 직접효과는 -0.0123(표준오차 0.0062)으로 음(−)의 방향이며 5% 유의수준에서 통계

적으로 유의하였다(p<.05). 이는 국가 내 시간변화의 측면에서 도시화가 진행될수록 출산율이 직접적으로 낮아진다는 증거가 확인됨을 의미한다. 매개변수들의 영향을 살펴보면, 인적개발지수(계수 0.487)와 가처분소득 지니계수(계수 0.0118)는 통계적으로 유의하지 않았다. 성불평등지수는 양(+)의 방향으로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였는데(계수 0.9676, p<.05), 이는 국가 내 시간변화의 측면에서 성불평등이 높아질수록 출산율이 높아지는(성평등이 높아질수록 출산율이 낮아지는) 경향을 나타낸다. 통제변수 중 생산연령인구비율은 0.1% 유의수준에서 강한 음(−)의 효과를 보였으며(계수 -0.0998, p<.001), 남성의 실업률은 통계적으로 유의하지 않았다.

[표 부록-2] 도시화율의 출산율에 대한 간접효과 및 총효과(Amelia + FE)

Panel A. 경로별 간접효과				
경로	간접효과 추정치	S'E'	t-value	p-value
도시화→인적개발→출산	0.006	0.015	0.393	.694
도시화→성불평등→출산	0.005	0.007	0.765	.444
도시화→소득불평등→출산	-0.003	0.006	-0.555	.579

주: 1. 간접효과는 각 경로별 a-path(도시화 → 매개변수)와 b-path(매개변수 → 출산율)의 곱으로 계산하였다. 표준오차, t값 및 p값은 delta method에 기반한 정규근사를 통해 산출하였다. 총간접효과와 총효과의 분산은 각 효과가 독립이라는 가정하에 보수적으로 근사하였다. 모든 회귀식은 국가(ISO3) 및 연도(Year) 고정효과를 포함하고, Amelia 알고리즘으로 100회 다중대치된 자료에 기초하여 Rubin의 규칙(MIcombine)을 적용하였다.
2, 계수 및 표준오차는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

Panel B. 총간접효과 및 직접·총효과				
효과유형	추정치	S.E.	t-value	p-value
총간접효과	0.008	0.018	0.439	.660
직접효과	**-0.123***	0.062	-2.003	.045
총효과(직접효과+총간접효과)	-0.115†	0.064	-1.805	.071

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주: 1. 총간접효과는 각 매개경로의 간접효과를 합산하여 계산하였다. 총간접효과와 총효과의 표준오차, t값 및 p값은 각 경로가 상호 독립이라는 가정하에 delta method를 적용하여 보수적으로 산출하였다. 모든 회귀식에는 국가 및 연도 고정효과가 포함되었으며, 표준오차는 국가 단위로 군집화하였다.
2, 계수 및 표준오차는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

Amelia 다중대치 적용 후 이원 고정효과 패널회귀에서의 경로별 간접효과와 총효과는 [표 부록-2]와 같다.

세 매개경로(인적개발, 성불평등, 소득불평등)를 통한 간접효과는 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 인적개발 경로의 간접효과 추정치는 0.0006으로 사실상 0에 가까우며(p=.694), 성불평등 경로는 0.0005(p=.444), 소득불평등 경로는 -0.0003(p=.579)으로 모두 유의성이 확인되지 않았다. 이는 '국가 내 시간변화'의 측면에서는 도시화율이 세 매개변수를 경유하여 출산율에 간접적으로 영향을 미친다는 구조적 경로가 확인되지 않음을 의미한다. 총간접효과 추정치는 0.0008로 역시 통계적으로 유의하지 않았다(p=.660). 도시화율의 직접효과(−0.0123, p<.05)만이 유의하며, 이원 고정효과 모형에서는 도시화율의 출산율에 대한 효과가 거의 전적으로 직접효과를 통해 설명된다. 총효과는 -0.0115로 경계적(p<.10) 수준에서 유의하지 않았다.

HANSUNG UNIVERSITY

1-2. 원데이터 적용 고정효과 패널회귀분석 결과

원데이터 대상 이원 고정효과 패널회귀분석은 Amelia 알고리즘에 의한 다중대치 없이 결측 관측치를 리스트와이즈 방식으로 제외하고 분석을 실시한 것으로, 이원고정 패널회귀에 있어 결측치 처리 방식의 차이에 따라 어떠한 차이가 있는지 검토하기 위한 목적으로 제시한다.

[표 부록-3] 원데이터 적용 이원고정 패널회귀분석 결과표

종속변수 / 독립변수	HDI 모형 인적개발지수	GII 모형 성불평등지수	GINI 모형 가처분소득 지니계수	TFR 기초모형 합계출산율	TFR 매개모형 합계출산율
도시화율	0.011† (0.006)	0.014† (0.008)	-0.21 (0.563)	-0.115† (0.064)	-0.111† (0.059)
생산연령인구비율	0.016† (0.008)	**-0.02*** (0.01)	**-3.127***** (0.568)	**-1.017***** (0.081)	**-0.968***** (0.084)
남성의 실업률	**-0.009*** (0.004)	-0.009 (0.006)	0.718† (0.38)	-0.014 (0.049)	-0.022 (0.051)
인적개발지수					5.625 (10.965)
성불평등지수					9.474† (4.86)
가처분소득 지니계수					0.073 (0.075)
Fixed-Effects					
국가 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	3,437	3,250	3,257	3,465	3,066
within R^2	0.0745	0.0249	0.1417	0.4232	0.5425
Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001					

주 : 1. 본 표는 원(raw)데이터를 이용한 국가 - 연도 이원 고정효과 패널회귀분석 결과를 제시한다. 모든 모형에는 국가(ISO3) 및 연도(Year) 고정효과가 포함되었으며, 표준오차는 국가 수준으로 군집화(clustered)하여 산출하였다. HDI 모형, GII 모형, GINI 모형은 각각 도시화율이 인적개발, 성불평등, 소득불평등에 미치는 영향을 추정한 매개모형이며, TFR 기초모형은 매개변수를 포함하지 않은 기초모형, TFR 매개모형은 모든 매개변수를 포함한 완전 매개모형이다, 계수는 비표준화 추정치이며, 유의수준은 양측검정을 기준으로 한다.
2, 계수 및 표준오차는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.
3. ()안은 국가(ISO3) 수준으로 군집화한 표준오차이다.

Amelia 다중대치를 적용하기 전의 원데이터에서 변수별 결측비율은 출산율과 도시화율, 생산가능인구비율은 0%, 인적개발지수 0.9%, 성불평등지수 7%, 가처분소득 지니계수 6.3%, 남성의 실업률 2.9% 수준이며, 전체 데이터의 셀 기준 결측률은 약 2.45%로 비교적 낮은 편이다. 이러한 낮은

결측률에서도 단순 리스트-와이즈 삭제는 표본 손실과 편의를 초래할 수 있다.

도시화율이 인적개발지수에 미치는 영향(도시화 → 인적개발)을 살펴보면, Amelia 다중대치의 결과의 경우 도시화율의 계수는 약 0.0012 수준으로 추정되었지만 경계적으로 유의하지 않았고, 원데이터 대상 이원고정 패널회귀에서도 양(+)의 계수를 가졌지만 경계적으로 유의하지 않았다($\beta \approx 0.0011$, $p<0.10$). Amelia 다중대치 대상 이원고정 패널회귀분석에서는 생산연령인구비율은 인적개발지수에 대해 유의한 양(+)의 효과를 보였는데, 원데이터에 대한 이원고정 패널회귀분석 결과에서는 생산연령인구비율($\beta \approx 0.0016$, $p<.10$)은 인적개발지수에 대해 동일한 양(+)의 방향이었어도 경계적으로 유의하지 않았다. 또한 Amelia 적용 후 이원 고정 패널회귀분석에서 남성의 실업률은 인적개발지수에 대해 유의한 음(-)의 효과를 보였는데, 원데이터에 대한 이원고정 패널회귀분석에서도 음(-)의 방향으로 유의한 효과($\beta \approx 0.0009$, 표준오차 0.0004, $p<.05$)를 동일하게 보였다. 두 분석 모두에서 "도시화 자체는 인적개발 수준의 국가 내 시간 변화를 경계적이지만 유의하게 설명하지 못한다."는 결론이 완전히 일치하였다. 계수의 부호와 유의성 패턴이 동일한바, 따라서 "도시화율 → HDI 경로가 직접적이고 강한 매개경로가 아니다."라는 해석이 결측셀 처리 여부와 상관없이 강건하게 성립한다.

도시화율이 성불평등지수에 미치는 영향(도시화 → 성불평등)을 살펴보면, Amelia 다중대치 후 이원 고정효과 패널회귀의 경우 도시화율의 계수는 0.0006 수준으로 양(+)의 방향이나 통계적으로 유의하지 않았으며, 통제변수인 생산연령인구비율 및 남성의 실업률 모두 통계적으로 유의하지 않았다[40]. 원데이터 대상 이원고정 패널회귀의 경우에서는 도시화율의 계수는 0.0014(표준오차 0.0008)로 양(+)의 방향이지만 경계적으로 유의하지 않았고($p<.10$), 통제변수인 생산연령인구비율($\beta \approx -0.002$, $p<.05$)은 통계적 유의성을 보인 반면, 남성의 실업률($\beta \approx -0.0009$, $p \approx .131$)은 통계적으로 유의하지 않았다는 점에서 다소 차이점을 보였다. 하지만, 두

40) 다만, 생산연령인구비율이 성불평등지수에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았지만 경계적이었다($p<.10$)

분석 모두 도시화율이 성불평등지수에 미치는 영향이 유의하지 않았음에 따라, “도시화 자체는 동일 국가 내에서 성불평등 수준의 단기 변동을 유의하게 설명하지 못한다.”는 점에서 같은 결과를 보여 강건성이 유지된다.

도시화율이 가처분소득 지니계수에 미치는 영향(도시화 → 소득불평등)를 살펴보면, Amelia 다중대치 후 이원 고정 패널회귀의 경우 도시화율의 계수는 -0.0294(표준오차 0.0481)로 음(−)의 방향이나 통계적으로 유의하지 않았고, 원데이터 대상 이원 고정 패널회귀분석 결과 또한 계수 -0.021(표준오차 0.0563)이지만 통계적으로 유의하지 않아($p \approx .723$) 두 분석 모두에서 동일한 결과를 얻었다. 통제변수 중 생산연령인구비율은 Amelia 적용 후 이원 고정 패널회귀분석에서 음(−)의 강력한 유의성을 보였고($\beta \approx -0.291$, $p<.001$) 원데이터 대상 이원고정 패널회귀분석에서도 동일하게 음(−)의 방향을 강한 유의성을 보였다($\beta \approx -0.3127$, 표준오차 0.0568, $p<.001$). 또한 나머지 통제변수 남성의 실업률의 경우, Amelia 적용 후 이원 고정 패널회귀분석에서 움(−)의 방향이지만 통계적으로 유의하지 않았는데, 원데이터 대상 이원 고정 패널회귀분석에서는 반대로 양(+)의 방향이지만 이 역시 통계적으로 유의하지 않았다($\beta \approx 0.0718$, 표준오차 0.0049, $p \approx .062$). 두 분석 모두에서 “도시화율이 높아질수록 가처분소득 기준 지니계수가 낮아지는 방향, 즉 소득불평등이 완화되는 경향”이라는 방향성은 동일하지만 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다는 점에서 강건성이 유지된다.

다음으로 도시화율과 매개변수들이 출산율에 미치는 영향과 관련하여 합계출산율을 종속변수로 하는 출산율 방정식(식 (4))에 대해 Amelia 다중대치 후 이원 고정 패널회귀분석 결과와 원데이터 대상 이원 고정 패널회귀분석 결과와 비교한다. 도시화율의 직접효과(도시화 → 출산)에 있어서는, Amelia 다중대치 후 이원 고정 패널회귀분석의 경우 도시화율 계수는 -0.0123(표준오차 0.0062)로 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하였는데($p<.05$), 원데이터의 경우에는 계수는 -0.0111(표준오차 0.0059)로 동일한 음(−)의 방향이었지만 경계적으로 유의하지 않았다($p<.10$).

매개변수들이 출산율에 미치는 영향(인적개발, 성불평등, 소득불평등 → 출산)에 있어서는, 인적개발지수와 가처분소득 지니계수는 두 분석 모두에서 통계적으로 유의하지 않았지만, 성불평등지수는 Amelia 다중대치 후 이원 고정 패널회귀분석에서는 양(+)의 방향으로 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 보인 반면($\beta \approx 0.9676$, 표준오차 0.0079, $p<.05$) 원데이터 대상 분석에서는 같은 양(+)의 방향이더라도 경계적으로 유의하지 않았다($\beta \approx 0.9474$, 표준오차 0.0486, $p<.10$)는 점에서 차이를 보였다.

통제변수로 투입된 생산연령인구비율은 두 분석방법에서 모두 합계출산율에 음(−)의 방향으로 강력한 유의성을 보인 반면, 남성의 실업률은 두 분석방법에서 모두 통계적 유의성을 발견할 수 없었다.

[표 부록-4] 원데이터 적용 이원고정 패널회귀의 간접 · 직접 · 총효과

Panel A. 경로별 간접효과				
경로	간접효과 추정치	S'E'	t-value	p-value
도시화→인적개발→출산	0.006	0.013	0.492	0.623
도시화→성불평등→출산	0.013	0.01	1.302	0.193
도시화→소득불평등→출산	-0.002	0.004	-0.345	0.730

Panel B. 총간접효과 및 직접·총효과				
효과유형	추정치	S.E.	t-value	p-value
총간접효과	0.018	0.017	1.054	0.292
직접효과	-0.111†	0.061	-1.891	0.059
총효과(직접효과+총간접효과)	-0.094	0.061	-1.532	0.126

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주: 1. 간접효과는 각 경로별 a-path(도시화 → 매개변수)와 b-path(매개변수 → 출산율)의 곱으로 계산하였다. 표준오차, t값 및 p값은 delta method에 기반한 정규근사를 통해 산출하였다.
2. 총간접효과와 총효과의 분산은 각 간접경로가 상호 독립이라는 가정하에 보수적으로 근사하였다.
3. 모든 회귀식에는 국가(ISO3) 및 연도(Year) 고정효과가 포함되었으며, 표준오차는 국가 수준으로 군집화하였다.
4, 계수 및 표준오차는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.

도시화율이 출산율에 미치는 영향에 대한 간접효과와 총효과에 대한

분석결과는 [표 부록-4]와 같다. 도시화율이 인적개발지수를 거쳐 출산율에 미치는 간접효과는 음(-)의 방향이지만 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 Amelia 알고리즘 적용 이원고정 패널회귀분석의 결과와도 동일하다. 도시화율이 성불평등지수를 경유하여 출산율에 미치는 간접효과 역시 정(+)의 방향이지만 통계적으로 유의하지 않았고, Amelia 알고리즘 적용 이원고정 패널회귀분석에서도 이러한 결과는 동일하였다. 소득불평등을 경유하는 간접효과 또한 음(-)의 방향으로 유의하게 나타나지 않았는데, 이 또한 Amelia 알고리즘 적용 이원고정 패널회귀분석에서도 동일하게 나타난 결과이다. 계수의 크기도 매우 작으므로 매개경로를 모두 합한 총간접효과의 추정치는 0.0018로 통계적으로도 유의하지 않았는데, 이는 Amelia 알고리즘 적용 이원고정 패널회귀분석에서도 동일하게 나타났던 결과이다. 따라서 "도시화율의 출산율 효과는 인적개발지수, 성불평등지수, 가처분소득 지니계수의 세 가지 매개변수를 통해 전달되는 부분이 통계적으로나 실질적으로나 거의 없다."고 보는 것이 타당하고 강건성도 유지된다.

도시화율의 출산율에의 직접효과는 -0.0111 수준으로 경계적(유의수준 5% 수준에서는 비유의, 유의수준 10% 수준에서는 유의)으로 유의하지 않았는데, Amelia 알고리즘 적용 이원고정 패널회귀분석에서는 계수 -0.0123에 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다는 점에서 차이가 있다. 비록 두 분석방법 사이에 이러한 차이가 있어도 원데이터 분석결과가 유의성 판단에 있어 경계적 위치에 있는 만큼 "도시화가 진행될수록 출산이 낮아진다."는 Amelia 알고리즘 적용 이원고정 패널회귀분석의 강건성이 유지된다고 볼 수 있다.

총효과의 추정치는 -0.0094로 통계적으로 유의하지 않았는데, Amelia 알고리즘 적용 이원고정 패널회귀분석에서도 경계적으로 유의하지 않은 결과를 얻은 바 있다.

결측치 처리 방식에 대한 결과의 강건성 관점에서 종합적으로 살펴보면, Amelia 다중대치 후 이원 고정효과 패널회귀에서 도시화율이 합계출

산율에 음(−)의 방향으로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났고 성불평등지수 또한 합계출산율에 양(+)의 방향으로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났는데, 원(raw)데이터 대상 고정효과 패널회귀 분석에서는 경계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다는 점에서 차이가 있으나, 유의성 판단의 기준을 보다 느슨하게 해석할 여지도 있는 만큼 Amelia 알고리즘 적용 이원고정 패널회귀분석 결과의 강건성이 유지된다고 해석할 수 있다. 리스트-와이즈 방식으로 결측치를 제외하여 분석을 실시한 원데이터 대상 이원 고정효과 패널회귀 분석에서는 경계적으로 유의하지 않은 결과들이 다수 나타난 반면, 결측치에 대한 Amelia 알고리즘 적용 다중대치 후 이원 고정효과 패널회귀분석에서는 이를 보다 명확하게 유의성 여부가 확인된 만큼 결측치에 대한 다중대치 여부에 따른 분석결과의 편의 발생 여부가 확인이 가능하였다는 점에서 강건성 확인에 더불어 결측치에 대한 다중대치의 효과도 확인할 수 있었다.

HANSUNG UNIVERSITY

1-3. 분석방법별 계수 및 유의성 결과 종합 비교

본문의 두 가지 분석방법(Amelia 다중대치 후 pooled OLS 적용, Amelia 다중대치 후 구조방정식모형 적용)과 부록의 두 가지 분석방법(Amelia 다중대치 후 이원 고정효과 패널회귀 적용, 원데이터 대상 이원 고정효과 패널회귀 적용)의 추정 결과를 종합적으로 비교한 표는 [표 부록-5]와 같다. Amelia 다중대치 후 pooled OLS 적용한 주 분석과 Amelia 다중대치 후 구조방정식모형 적용한 보조분석의 결과는 본문에 상세히 제시되어 있으며, 본 표는 이원 고정효과 분석결과를 함께 비교함으로써 국가 간 구조 비교 vs. 국가 내 시간 변화의 분석 관점에 따른 결과의 차이를 종합적으로 파악할 수 있도록 한다.

[표 부록-5] 4가지 분석방법별 계수 및 유의성 결과 비교표

Panel A. 매개변수 방적식(HDI, GII, gini_disp)

종속변수	독립변수	Amelia+FE (N=3,570)	원데이터+FE (HDI:3,437/GII: 3,250/Gini:3,257)	Amelia+OLS (N=3,570)	Amelia+SEM (N=3,570)
인적개발 지수 (HDI)	도시화율	0.012†	0.011†	**0.036*** **	**0.04*** **
	생산연령인구비율	**0.016***	0.016†	**0.127*** **	**0.13*** **
	남성의 실업률	**-0.01***	**-0.009***	**-0.017***	**-0.02*** **
성불평등 지수 (GII)	도시화율	0.006	0.014†	**-0.034*** **	**-0.03*** **
	생산연령인구비율	-0.017†	**-0.02***	**-0.16*** **	**-0.16*** **
	남성의 실업률	-0.005	-0.009	0.008	0.01
가처분소득 지니계수 (Gini)	도시화율	-0.294	-0.21	-0.669†	**-0.67*** **
	생산연령인구비율	**-2.91*** **	**-3.127*** **	**-5.563*** **	**-5.56*** **
	남성의 실업률	**-0.884***	0.718†	3.517†	**3.52*** **

Panel B. TFR 방정식

종속변수	독립변수	Amelia+FE (N=3,570)	원데이터+FE (N=3,066)	Amelia+OLS (N=3,570)	Amelia+SEM (N=3,570)
합계출산율	도시화율	**-0.123***	-0.111†	0.026	**0.03*** **
	인적개발지수	4.87	5.625	**-32.108*** **	**-32.11*** **
	성불평등지수	**9.676***	9.474†	2.106	2.11†
	가처분소득 지니계수	0.118	0.073	-0.01	-0.01
	생산연령인구비율	**-0.998*** **	**-0.968*** **	**-1.495*** **	**-1.50*** **
	남성의 실업률	0.013	0.022	**-0.164** **	**-0.16*** **

Panel C. 도시화의 간접효과 및 총효과

효과유형	경로정의	Amelia+FE (N=3,570)	원데이터+FE (N=3,066)	Amelia+OLS (N=3,570)	Amelia+SEM (N=3,570)
HDI 경로	도시화→인적개발→출산	0.006	0.006	**-0.115*** **	**-0.12*** **
GII 경로	도시화→성불평등→출산	0.005	0.013	-0.007	-0.01†
Gini 경로	도시화→소득불평등→출산	-0.003	-0.002	0.001	-0.00
총간접효과	도시화→(인적개발,성불평등, 소득불평등)→출산	0.008	0.018	**-0.122*** **	**-0.12*** **
직접효과	도시화→출산	**-0.123***	-0.111†	0.026	**0.03*** **
총효과	직접효과+모든 간접효과	-0.115†	-0.061	**-0.096***	**-0.10*** **

Signif. codes: † p<0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

주: 1. 계수는 가독성을 위해 원추정치의 10배로 재표현되었으며, 통계적 유의성 및 추정 결과의 해석에는 변함이 없다.
2. 표본수(N)는 각 분석방법별로 실제 회귀분석에 사용된 국가-연도 관측치 수를 의미한다. 원데이터 기반 고정효과 패널회귀의 경우, 변수별 결측치 차이로 인해 방정식별 표본수가 상이하다. 반면, Amelia 다중대치(100회)를 적용한 분석(Amelia+FE, Amelia+OLS, Amelia+SEM)에서는 모든 방정식에서 동일한 표본수를 사용하였다.

HANSUNG UNIVERSITY

2. Amelia 다중대치 실행 코드

```
library(Amelia)
library(dplyr)
df <- read.csv("TFR_Urb_HGN_gwpu_clean_20per.csv")

# ---- ts/cs 필수 변수 변환 ----
df$Year <- as.numeric(df$Year)
df$ISO3 <- as.factor(df$ISO3)

# ---- imputation에서 제외할 문자형 변수들 ----
drop_vars <- c("Country", "ISO2", "Region", "Sub_region")

# ---- Amelia용 분석 데이터셋 준비 ----
df_imp <- df %>% select(-all_of(drop_vars))

# ---- 완전 NA column 제거 ----
df_imp <- df_imp %>% select(where(~ !all(is.na(.x))))

# ---- Amelia 실행 ----
amelia_out <- amelia(
  df_imp,
  m = 100,
  ts = "Year",
  cs = "ISO3",
  polytime = 1,
  intercs = TRUE,
  empri = 0.01 * nrow(df_imp)
)
summary(amelia_out)
```

ABSTRACT

An Empirical Study on the Impact of Urbanization on Fertility: Focusing on the Mediating Roles of Human Development, Gender Equality, and Income Inequality

Kim, Kirock

Major in Policy Science

Dept. of Public Administration

The Graduate School

Hansung University

This study aims to empirically examine the effects of urbanization on fertility and to investigate the mediating roles of human development, gender inequality, and income inequality in this relationship. While a substantial body of prior research has confirmed a negative association between urbanization and fertility, the structural pathways through which urbanization influences fertility have not been sufficiently elucidated. Drawing on relevant theoretical frameworks—including r/K selection theory, the gender equity theory of fertility, and Easterlin's hypothesis—this study constructs a multiple mediation analytical framework and conducts quantitative analysis.

For the analysis, a panel dataset covering 105 countries worldwide over a 34-year period from 1990 to 2023 was assembled. To address missing data, multiple imputation using the Amelia algorithm was applied. The primary analytical method employed was pooled OLS panel regression, which simultaneously utilizes between-country structural variation and within-country temporal variation to estimate long-term structural relationships among

variables. To verify the robustness of the findings, a multiple mediation structural equation model (SEM) assuming the same causal structure was employed as a robustness check and supplementary analysis. Additionally, two-way (country- and year-) fixed effects (FE) panel regression results are presented in an appendix to facilitate comparison according to whether fixed effects are applied.

In the main analysis—pooled OLS panel regression following Amelia multiple imputation—the key independent variable, the urbanization rate, was found to exert a statistically significant positive (+) effect on the Human Development Index (HDI) and a statistically significant negative (−) effect on the Gender Inequality Index (GII), while its effect on the disposable income Gini coefficient was negative (−) in direction but did not reach statistical significance, remaining only at a marginal level. In the integrated equation incorporating the urbanization rate and all three mediating variables as predictors of the fertility rate, the direct effect of the urbanization rate was positive (+) in direction but statistically non-significant, while among the mediating variables, only the HDI showed a strong and statistically significant negative (−) effect on the fertility rate. This indicates that the fertility-reducing effect of urbanization operates primarily through the indirect pathway of improving human development levels rather than through the direct influence of urbanization itself. In the pathway-specific indirect effects analysis, only the indirect pathway via the HDI (urbanization → human development → fertility) was strongly significant in the negative (−) direction at the 0.1% significance level, while the indirect pathways via the GII and the disposable income Gini coefficient were not statistically significant. The total indirect effect, aggregating all three mediation pathways, was significant in the negative (−) direction at the 0.1% significance level, and the total effect of the urbanization rate on the fertility rate was likewise confirmed to be significant in the negative (−) direction at the 5% significance level. These results provide empirical support for the conclusion that, among the three competing hypotheses, the mediation pathway of CH1 (the ecological living environment hypothesis)—positing that urbanization raises human development levels, which in turn reduces fertility—possesses the strongest explanatory power in the main analysis. Among the control variables, both the working-age population ratio and the male unemployment rate were found to exert statistically significant negative (−) effects on the fertility rate.

In the robustness check and supplementary analysis—a multiple mediation SEM following Amelia multiple imputation—the estimated results for the a-paths (urbanization → mediating variables) were largely consistent with those of the main pooled OLS analysis in terms of both direction and statistical significance. The direct effect of the urbanization rate was significant in the positive (+) direction, which is consistent in direction with the pooled OLS results, though differences in significance levels were observed due to the underestimation of standard errors attributable to the non-application of cluster-robust standard errors in the SEM. The key findings—including the significant negative (−) indirect pathway via the HDI, the non-significant pathways via gender inequality and income inequality, and the significant negative (−) total indirect effect and total effect—were consistently reconfirmed, thereby supporting the robustness of the main analysis results.

This study holds academic significance in that it analyzes the relationship between urbanization and fertility from a multiple mediation perspective, and explicitly demonstrates how the choice of analytical methodology affects the interpretation of research findings by systematically comparing results from long-term cross-sectional pathway analysis incorporating between-country structural variation (pooled OLS), simultaneous equation system-based robustness verification (SEM), and within-country temporal variation-focused analysis (FE). The study also contributes theoretically by empirically establishing that, among the three competing hypotheses, the human development pathway (CH1) constitutes the most robust mediating pathway explaining the structural relationship between urbanization and fertility. These findings suggest that, in designing policies to address the problem of low fertility, it is necessary to recognize the limitations of short-term policy instruments and to pursue long-term structural policy approaches responsive to the enhancement of human development levels.

[Keywords] Total fertility rate, urbanization rate, Human Development Index (HDI), Gender Inequality Index (GII), disposable income Gini coefficient, working-age population, male unemployment rate, pooled OLS panel regression, multiple mediation structural equation model (SEM), two-way fixed effects (FE) panel regression, mediation effect, Amelia multiple imputation, missing data