

# 초저출산 원인 및 정책 효과 분석: OECD 국가 분석을 중심으로

성원\* · 유인경\*\* · 정종우\*\*\*

본 연구는 최근 20년(2002-2021년) 중 OECD 주요 국가들의 합계출산율 변동요인을 비교 분석하고, 이를 바탕으로 우리나라의 초저출산 현상에 대한 주요 시사점을 논의한다. 35개 OECD 회원국들을 대상으로 한 회귀분석 결과는 경제적 요인, 사회·문화적 요인, 정책·제도 요인 모두 합계출산율의 변화에 영향을 미치고 있음을 보여준다. 특히 2012-2021년 중 우리나라의 합계출산율 하락 현상은 여성고용률 상승과 도시 인구 집중에 가장 크게 영향을 받은 것으로 나타났다. 회귀분석 결과에 따르면, 가족 관련 예산지원 확대, 육아휴직 이용률 제고, 청년 고용확대 등 정책적인 노력은 합계출산율 상승과 유의한 관련이 있었다. 한편, 정책적인 노력과 함께 장기적으로 지역 균형개발을 통한 수도권 집중 완화, 다양한 가족 가치관 형성, 양성평등 완화 등 사회·문화·경제 전반의 구조적 문제가 개선될 경우에도 합계출산율 반등에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

JEL Classification: J12, J13, J16, R12

핵심 주제어: 저출산, 인구구조, 사회적 규범 변화, 도시인구집중

\* 제1저자, 한국은행 경제연구원 미시제도연구실 부연구위원  
(E-mail: sungwon31@bok.or.kr, Tel: 02-759-5485)

\*\* 한국은행 경제연구원 미시제도연구실 부연구위원  
(E-mail: inkyung0718@bok.or.kr, Tel: 02-759-5343)

\*\*\* 교신저자, 한국은행 경제연구원 미시제도연구실 부연구위원  
(E-mail: jchung@bok.or.kr, Tel: 02-759-5415)

본 논문은 BOK 이슈노트(제2023-32호) “OECD 국가별 패널 자료를 통한 우리나라 저출산 원인 및 정책 효과 분석”을 수정·보완한 것이다. 논고 작성에 유익한 논평을 주신 두 분의 익명 심사위원께 감사의 뜻을 표한다. 본고의 내용은 한국은행의 공식 견해가 아니라 집필자 개인의 견해라는 점을 밝힌다.

논문 투고일: 2024.8.2, 논문 수정일: 2024.9.11, 게재 확정일: 2024.9.30

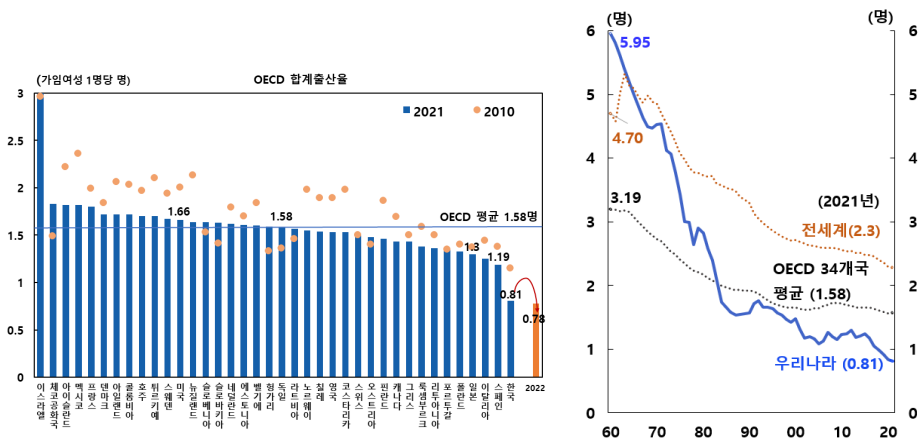
# I. 머리말

2000년대 이후 장기적으로 진행된 우리나라의 초저출산 현상은 2010년대 중반 이후로 더욱 가속화되었다. 우리나라는 2002년 초저출산국(합계출산율 1.3명 미만)이 된 이래 합계출산율이 감소세를 보이며 2018년 1 미만(0.98명)대로 진입하였다. 이후로도 합계출산율은 매해 역대 최저치를 경신하였는데, 가장 최근인 2024년 1분기 잠정 합계출산율은 0.76명으로 동 분기 기준 처음으로 0.7명대를 기록하였다.

최근 우리나라의 저출산 추세는 다른 OECD 회원국과 비교해도 이례적이다. OECD 평균 합계출산율은 1991년 1.93명에서 2021년 1.60명으로 감소하는 추세를 보였다. 시기별로 나누어보면, 90년대 초부터 2000년 이전까지 우리나라를 비롯한 OECD 국가 대부분은 출산율의 완만한 감소 추세를 경험하였다. 그러나 2000년대 이후부터 현재까지 OECD 합계출산율 평균은 현재까지 크게 변화하지 않았지만, 우리나라의 합계출산율은 매해 역대 최저치를 경신하였으며 2022년 기준 0.78명으로 38개 OECD 국가 중 최하위를 기록하였다(Figure 1 참고).

이러한 배경하에 OECD 여타 국가들과 우리나라를 비교하는 분석을 통해 한국의 저출산 현상을 이해하려는 시도가 지속되어 왔다. 선행연구는 주로 합계출산율에 영향을 미치는 것으로 예상하는 개별 요인에 주목하여 OECD 국가별 비

〈Figure 1〉 Comparison of Total Fertility Rates and Trends in OECD Countries



Source: OECD, World Bank

교 분석을 진행하였다. 한편, 보고는 주요 요인들을 종합적으로 분석함으로써 각 요인 간 중요도를 비교한다는 점에서 선행연구와 차별된다. 이처럼 합계출산율 관련 요인의 영향력을 비교하는 작업은 정책 논의의 우선순위를 찾는 데 도움이 될 수 있다. 구체적으로 보고는 선행연구를 바탕으로 저출산의 주요 요인을 크게 경제적 요인, 사회·문화적 요인, 제도·정책적 요인으로 분류한 뒤 OECD 국가 간 비교작업을 통해 어떤 요인이 우리나라의 출산율 하락과 주로 연관되었는지 확인하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 가족 관련 정부지출, 육아휴직의 실이용기간, 청년층 고용률, 혼외출산 비중, 주택가격과 도시인구집중도는 OECD 국가의 출산율 변동과 유의미한 관계를 보였다. 최근 10년간(2012-2021년) 우리나라의 출산율 급감 현상은 여성고용률 상승과 도시 인구 집중과 관련이 깊은 것으로 나타났다. 또한, 동 기간 가족 관련 정부지출의 확대는 출산율의 추가 하락을 완화했을 가능성이 있다. 마지막으로 분석 결과를 토대로 우리나라의 주요 저출산 요인들을 OECD 평균수준으로 개선할 경우 출산율이 증가할 가능성이 있음을 확인하였다.

보고는 다음의 순서로 구성되었다. II장에서는 기존 연구들에서 논의된 출산 결정요인과 합계출산율 간의 관계를 살펴본다. III장은 본 연구에서 사용하고 있는 합계출산율 변동요인과 분석 모형을, IV장은 분석에 사용되는 자료를 소개한다. V장은 출산 결정요인과 출산율의 관계와 국가별 출산율 변동요인 기여도, 정책 시나리오에 따른 합계출산율 제고 가능성을 제시한다. 마지막으로 VI장에서는 연구요약 및 결론을 제시한다.

## II. 선행연구 고찰

본 장에서는 출산율에 영향을 줄 수 있는 요인을 크게 경제적 요인, 사회문화적 요인, 제도 및 정책 요인으로 나누어 관련된 국내외 선행연구를 살펴본다. 이후 우리나라와 해외 연구 간 연구목적 상의 차이를 비교하고자 한다.

### 1. 경제적 요인

출산에 영향을 줄 수 있는 대표적 비용으로 자녀 양육비용과 주택가격이 있

다.1) 최윤희·원숙연(2020)은 자녀 양육비에서 상당 부분을 차지하는 교육비 지출과 출산을 간의 음의 관계를 관측하였다. 주택가격은 자녀 양육에 수반되는 직접적인 비용은 아니지만, 양육비용과 대체 혹은 경합 관계에 있어 출산율에 영향을 주는 것으로 알려져 있다(Mulder and Billari, 2006; 강동익·송경호, 2021; 임보영 외 2018). 구체적으로 박진백·이재희(2016)는 가계교육비지출과 소득 대비 주택가격 간의 부정적인 관계를 보여 주거비용 증가가 양육지출 부담을 높이는 경로로 출산을 제약할 가능성을 제기한다. 최윤희·원숙연(2020)과 강동익·송경호(2021)의 연구도 주택매매가격과 전세가격의 상승이 혼인과 출산 모두에 부정적 영향을 미친다는 점을 보였다.

청년들의 노동소득과 관련하여 노동시장 구조와 고용 안전성 또한 출산 선택에 상당한 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 청년들의 높은 실업률 또는 불안정한 고용 상황은 가계소득을 줄여 출산 결정에 부정적인 영향을 미칠 수 있기 때문이다(Adsera, 2004; 이재희·박진백, 2020). 특히 임시직 고용률 상승이 출산에 미치는 부정적인 효과는 저출산 국가에서 더 유의한 것으로 나타났다(이재희·박진백, 2020).

## 2. 사회문화적 요인

여성의 노동시장 참여는 전체 고용률과 별개로 여성의 사회적 위치와 사회 전반적 문화와 관련이 깊은 변수이다. 최근 고소득 국가들에서 여성 노동 참여율과 출산율 간의 양의 상관관계가 나타나고 있는데(Adsera, 2004; Ahn and Mira, 2002; 최윤희·원숙연, 2020), 선행연구는 이러한 관계가 보육서비스 시장의 발달, 가족 친화적 제도의 도입과 확대, 성 역할에 관한 사회적 규범의 약화, 노동시장의 유연화 등 다양한 사회문화적 요인들과 밀접하게 관련되어 있음을 제시하였다(Luci-Greulich and Thevenon, 2014; Doepke et al., 2023). 여성의 일-가정의 양립이 가능한 노동시장 환경(Da Rocha et al. 2006; 최숙희·김정우 2006)과 가정 내 가사노동과 자녀 양육의 균등한 분배(전승봉 2020; 홍성희 2021) 등 사회문화적 조건에 따라 여성의 노동시장 참여와 출산율 간의 관계는 달라질 수 있다.

사회적 규범(social norm) 또한 출산율에 영향을 미칠 수 있다. 사회적 규범을

1) 본 연구에서는 자녀 출산과 양육과정에서 발생하는 직접비용에 한하여 경제적 요인에 포함하였으며, 출산과 양육의 기회비용은 사회문화적 요인에서 다룬다.

따르지 않을 때 마주하게 되는 사회의 시선은 경제주체에게 비용으로 작용하기 때문에 사회적 규범을 따르려는 유인이 존재한다. 그러므로 결혼과 출산 문화, 자녀 양육에서의 성 역할 고정관념에 따라 출산 결정에 영향을 줄 수 있다(Myong et al., 2021; 김현숙·정진화, 2019). 예를 들어, 유교문화를 공유하는 동아시아 국가에서는 혼외출산에 따른 사회적 낙인으로 인해 미혼 여성의 출산 기피 현상이 나타났다(Myong et al., 2021). 또한, 가정 내 남성의 가사노동시간이 증가할수록 출산 의향이 증가하는 것으로 나타났으며, 국가 간 비교에서도 가사분담시간의 비율과 출산율이 양의 관계를 보였다(박수미, 2008; 전승봉, 2020).

최근에는 도시화 및 인구밀도와 출산율 간 관계가 주목을 받고 있다. 도시화는 노동 분업의 확대, 규모의 경제, 인적 자본 축적 등으로 경제적 이익을 발생시키며 임금의 상승을 가져온다. 하지만, 한정된 자원하에서 인구밀도의 증가는 경쟁을 심화시키고, 주택 비용을 포함한 생계비의 증가를 가져오며, 스트레스와 불안감을 증가시켜 출산율에 부정적인 영향을 줄 수 있다(Lutz et al., 2006; Sato and Yamamoto, 2005; Sato, 2007). 이와 비슷하게, Kondo (2019)는 부부가 인구밀집도가 높은 도시에 거주할 경우 높은 임금, 높은 양육비용 등이 출산의 기회비용을 높여 출산 시기를 늦추는 것으로 설명한다. 고우림 외(2020)는 실증분석을 통해 시도 내 인구당 주거 면적, 상업 면적, 공업 면적이 출산율에 유의한 영향을 준다는 사실을 밝혔다.

### 3. 제도·정책적 요인

주요 선진국은 지속적인 출산율 감소에 대응하기 위해 다양한 가족 정책(family policy)을 시행해왔다. 가족 정책에는 여러 종류가 존재하지만, 본 장에서는 경제적 지원과 육아휴직 제도에 집중하여 출산율과의 관계를 살펴본다. 여러 국가에서는 경제적 요인이 출산 결정에서 중요한 요인임을 고려하여 출산 장려금, 가족 양육수당, 아동 수당, 육아휴직 수당 등을 지급하여 자녀 양육으로 인한 가구의 재정적 부담을 줄여주고자 하였다. 또한, 여성의 일과 가정의 균형을 유지할 수 있도록 모성휴가와 육아휴직의 기간 및 조건을 확장해왔다. 일부 연구에서는 가족 정책이 출산율에 긍정적인 영향을 미친다고 나타났지만, 다른 연구에서는 유의미한 관계가 발견되지 않아 가족 정책이 출산율에 미치는 효과에 대한 논의는 여전히 진행 중이다(Castles, 2003; Gauthier, 2007; Wesolowski and Ferrarini, 2018; 한승주·최충 2019).

출산율 결정요인 관련 연구는 그 목적에 있어 해외 연구와 국내 연구가 차이를 보인다. 대부분의 해외 선행연구는 1980년 이전까지 나타난 인구구조 변화(demographic transition)를 설명하기 위해 국가 간 비교 연구를 진행하였다. 최근에는 OECD 국가 간 비교를 통해 새로운 출산 요인을 분석함으로써, 전통적으로 나타났던 소득 및 여성의 노동시장 참여와 출산율 관계 변화를 설명하고자 시도하였다(Adsera, 2004; Castles, 2003; Doepke et al., 2023).

반면 국내 연구는 이례적인 저출산 문제의 해결책을 모색하기 위해 국가 간 비교 분석을 수행하는 경우가 다수를 차지한다. 이들 연구의 특징은 출산율에 영향을 미칠 수 있는 특정 요인에 초점을 맞추어 출산율과의 관계를 분석하였다는 점이다(김현숙·정진화, 2019; 이재희·박진백, 2020; 최윤희·원숙연, 2020; 한승주·최충, 2019).<sup>2)</sup> 이처럼 특정 요인에 집중하는 연구는 분석의 엄밀성을 확보한다는 측면에서 장점이 있으나, 다양한 요인들과 출산율의 종합적인 관계 및 요인 간의 상대적 중요성을 파악하는 데는 한계가 존재한다. 이에 저출산 문제에 대한 시사점을 도출하기 위해서는 과거 선행연구로부터 강건성을 인정받은 주요 요인들을 종합적으로 고려하는 작업이 도움이 될 수 있다.

### Ⅲ. 분석 모형

OECD 35개국의 본 연구는 저출산 주요 요인을 종합적으로 비교 분석하기 위하여 다음의 패널 고정효과 모형(fixed effects, FE)을 기본 모형으로 삼아 논의를 진행한다.<sup>3)</sup>

$$TFR_{i,t} = \alpha + X_{i,t-2}\Gamma + \theta_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

종속변수  $TFR_{i,t}$ 는 조사연도  $t$ 시점에서 국가  $i$ 의 합계출산율을 의미하며,  $X_{i,t-2}$ 는 국가  $i$ 의  $t-2$  시점에서의 설명변수 벡터를 의미한다. 앞서 살펴본 선행 연구에 기반하여 출산율 변동요인을 ①경제적 요인, ②사회·문화적 요인, ③제도·정책적 요인으로 분류하였다.

2) 관심 요인 외에 전통적으로 출산율에 영향을 미치는 것으로 여겨졌던 요소들은 분석에서 통제변수로 활용되었다.

3) Hausman 검정 결과, 확률효과(Random Effects, RE) 모형의 추정량은 일치추정량이 아니므로 고정 효과 모형을 선택한다.

한편 설명변수들이 종속변수에 동시에 영향을 미칠 수 있으며 설명변수 간 상관관계가 높을 경우, 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생하여 각 변수의 순 효과를 추정하기 어려울 수 있다. 이에 상관관계가 높은 변수를 탐지하기 위해 분산팽창계수(VIF)를 측정하여 VIF가 5보다 크면 다중공선성이 높다고 간주했으며,  $VIF < 5$ 가 되도록 설명변수를 구성하였다.<sup>4)</sup> 또한, 패널 시계열의 정상성(stationarity)에 관한 단위근 검정(unit root test)을 실시하였다. 시계열 모형이 적합하다면 잔차항은 서로 독립이고 동일한 분포를 따르며, 정상 시계열은 이러한 백색잡음과정(white noise)으로부터 생성된다. 잔차항에 대한 Fisher type 단위근 검정 결과, 고정효과 모형의 잔차항 시계열은 정상적인 것으로 나타나 변수 간 공적분(cointegration) 관계가 있다.<sup>5)</sup>

위와 같은 과정을 거쳐 선정된 설명변수는 다음과 같다. 첫째, 경제적 요인은 부모의 결혼·출산·양육 결정에 영향을 미치는 경제적 상황과 비용, 그리고 거시경제 여건을 들 수 있다. 이에 청년층의 경제적 상황, 비용, 거시경제 변화의 대리변수로서 청년층 고용률, 주택가격, GDP 성장률을 사용하였다(Adsera, 2004; 박진백·이재희, 2016; 이재희·박진백, 2020). 둘째, 사회·문화적 요인으로는 인구 밀집에 따른 경쟁 심화, 여성의 경제활동 참여도, 결혼·출산에 대한 문화를 고려한다. 각 요인의 대리변수로 도시인구집중도(경쟁 심화), 남성 대비 여성 고용률(여성 경제활동 참여도), 혼외 출산율(결혼·출산 문화)을 선정하였다(Mishra and Smyth, 2010; 홍성희, 2021; 류아현·김교성, 2022). 셋째, 제도·정책적 요인으로 가족 관련 정부지출과 육아휴직 실이용기간(법적가능기간×실이용률)을 살펴본다(김현숙·정진화, 2019; 한승주·최충, 2019; 최윤희·원숙연, 2020). 각 설명변수가 출산 결정에 영향을 주는 시차를 1년으로 가정하고 임신 기간을 고려하여 설명변수와 종속변수 간의 시차를 2년으로 한다.<sup>6)</sup> 또한, 각 설명변수는 표준화하여 추정 계수의 크기를 통해 각 요인의 중요도를 직접 비교한다.<sup>7)</sup>  $\theta_i$ 와  $\tau_t$ 는 각각 각 국가의 시간

4) 본고의 기본 모형이 되는 식 (1)에서  $VIF=1.45$ 이다.

5) 분석 모형에 포함된 시계열 변수들이 비정상(non-stationary) 시계열인 경우, 변수들을 차분하여 정상 시계열로 전환한 후 회귀분석하는 방법이 있으나, 시계열을 차분하면 시계열 자료가 지닌 변수들 사이에 존재하는 장기적 관계에 대한 중요한 정보가 유실되는 문제가 발생한다. 따라서 시계열 변수 간의 장기적 관계를 분석하기 위해서는 변수들을 차분하여 분석하는 것보다 변수 간의 공적분 관계를 검정하는 것이 적절한 분석방법이 될 수 있다. 결과의 강건성을 검증하기 위해서 V.2장에서 변수를 차분하여 분석한 결과를 보고한다.

6) V.2장에서 시차를 1년으로 가정하여 분석 결과의 강건성을 검증한다.

7) 원자료 변수를  $x_{it}$  라고 할 때 실제 분석에 사용되는 설명변수  $X_{it} = \frac{x_{it} - \mu}{\sigma}$  이다( $\mu$ ,  $\sigma$ 는 각각  $x_{it}$ 의 평균, 표준편차).

불변한 특성들을 통제하기 위한 국가별 고정효과 항과 시점별로 국가들이 겪은 공통된 영향을 통제하기 위한 연도별 고정효과 항을 의미한다.  $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항이다.

본고의 분석모형은 국가 고정효과를 통해 국가별 시간불변(time-invariant) 요인을 통제하고, 연도별 출산을 대비 과거 시점의 설명변수 벡터를 구성함으로써 출산을 결정요인과 출산율 간 인과관계를 파악하고자 하였다. 그러나 모형의 특성상 출산율 변동요인 추정과정에서 내생성 문제를 완전히 해결했다고 보기에 한계가 있다. 이에 본 분석의 결과는 인과관계보다는 상관관계로 해석하는 것이 타당할 것이다. 다만 주어진 기초모형 상에서의 내생성을 최대한 통제하고 결과의 강건성을 검증하기 위한 노력을 V.2장에서 진행하도록 한다.

## IV. 분석 자료 및 기초통계량

본 분석에 사용된 변수를 구성하는 기초 자료로 우리나라를 포함한 OECD 35개국의 2000-2021년 연도별 자료를 활용했다.<sup>8)</sup> OECD와 World Bank 자료에서 각 변수를 국가별로 추출하여 패널데이터를 구축하였다.

Table 2는 분석에 사용된 변수들의 기초통계량을 나타내며 Figure 2는 한국과 OECD 회원국 설명변수들의 변화 추세를 비교한다. 먼저 경제적 요인으로 OECD Statistics로부터 얻은 청년층 고용률, 주택가격, GDP 성장률을 각각 살펴본다. 우리나라의 청년층 고용률은 OECD 평균보다 낮는데 그 이유로 높은 비경제활동인구 비중이 지적된다. 여기에는 주로 높은 대학진학률과 군 복무에 따른 취업 지연, 질 좋은 일자리를 얻기 위한 시간 투자 등의 다양한 원인이 존재한다(통계청, 2014). Figure 2에 따르면 우리나라의 청년층 고용률은 2019년 기준 여타 OECD 평균보다 약 8.6%p 낮지만 2010년대 이후 점차 상승하는 경향을 보인다. 한편, 2000년대 이후 우리나라의 주택가격은 꾸준한 상승을 보이면서 합계출산율과 상반된 추세를 보인다.

둘째, 사회·문화적 요인으로 인구 밀집에 따른 경쟁 심화, 여성의 경제활동 참여도, 결혼·출산에 대한 문화를 고려하여 도시인구집중도, 남성 대비 여성 고용률, 혼외 출산율을 살펴본다(Figure 2 참고). 도시인구집중도와 남성 대비 여성의 고용률은 World Bank 자료, 혼외출산비중은 OECD 자료를 사용하였다. 우리나라의

8) OECD 총 38개국 중 평균치에서 크게 벗어난 이스라엘, 자료 수집에 제약이 있는 코스타리카와 콜롬비아를 제외하였다.



도시인구집중도(=전국 인구밀도×도시 거주 인구 비중<sup>9)</sup>)는 OECD 최상위 수준을 보인다. 전국 인구밀도는 제곱킬로미터당 530명으로 여타 OECD 회원국들의 평균치(123명)에 비해 4배 이상 높고, 도시 인구 비중 역시 81%로 높기 때문이다.<sup>10)</sup> 또 다른 변수인 남성 대비 여성의 고용률은 우리나라의 경우 2000년 이후 지속적으로 상승하는 추세가 확인된다. 마지막으로, 우리나라의 혼외출산 비중은 3% 미만으로 OECD 회원국 중 최하위 수준을 보인다. 반면, 비혼 동거문화가 보편화된 유럽 회원국들을 중심으로 우리나라를 제외한 여타 OECD 회원국들의 혼외출산율은 2019년 기준 41.8%에 이른다(프랑스 61%, 아이슬란드 69.4%, 2019년 기준).

〈Table 2〉 Summary Statistics

Variables	Observations	Mean	Std. Dev.	Max	Min
Total fertility rates (births per 15-49 aged women)	625	1.631	0.266	2.420	0.810
Youth employment (%)	625	64.841	7.961	81.640	43.580
Housing price (2015=100)	625	93.391	24.999	170.168	33.596
GDP growth (%)	625	1.606	2.925	23.223	-13.888
Population density (people per $km^2$ )	625	135.102	135.573	530.377	2.477
Urban population ratio (%)	625	77.199	10.969	98.041	51.983
Urban density (population density × urban population ratio)	625	107.083	118.286	473.293	2.086
Female employment rate (%)	625	0.836	0.113	1.067	0.374
Share of birth out of wedlock (%)	625	37.277	17.321	75.080	1.200
Public spending on family benefits (%)	625	2.070	0.951	4.060	0.102
parental leave weeks (weeks)	625	60.120	53.975	183.700	0.000
parental leave usage rate (%)	625	0.830	0.698	3.645	0.100
Actual utilization of parental leave (weeks)	625	63.709	81.462	377.147	0.000

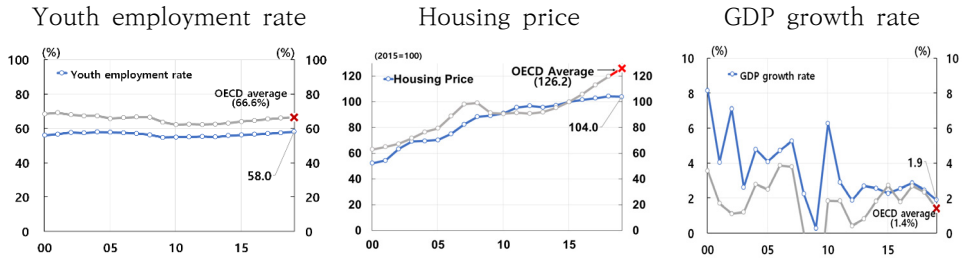
Note: We include 35 countries out of the 38 OECD member countries. Costa Rica and Colombia are excluded from the sample due to data restriction and Israel due to large deviation from the mean.

9) 도시 인구 비중은 전체 인구 100명당 도시로 정의된 지역에 거주하는 사람의 수로 계산된다.

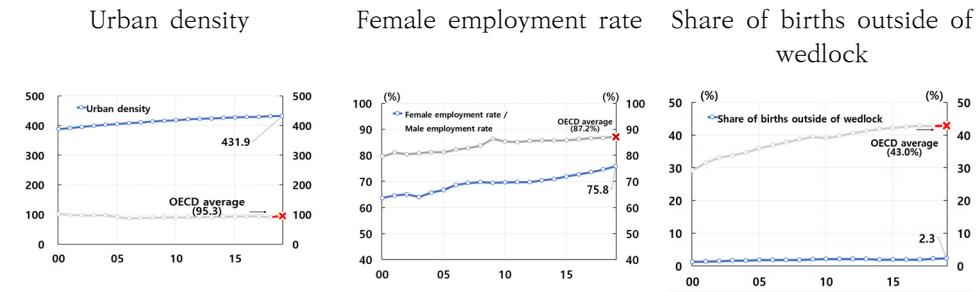
10) 우리나라의 도시인구집중 현상이 주로 수도권에서 나타난다는 점(2021년 기준 수도권 인구 비율은 50.4%)을 고려하면 실질적인 인구집중도는 더욱 높을 것으로 추측된다.

(Figure 2) Fertility Factors in South Korea and OECD Averages  
(34 countries excluding South Korea, 2000–2019)

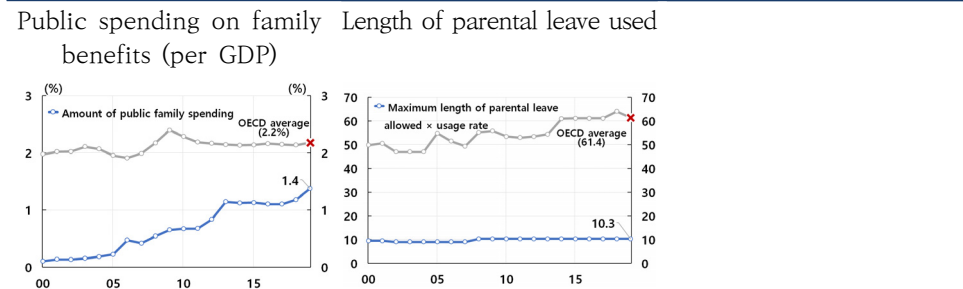
**Economic factors**



**Sociocultural factors**



**Policy and institutional factors**



Note: The blue and gray lines indicate the trends of each TFR determinant in Korea and the OECD average, respectively. Youth employment rate is calculated by the number of employed aged 15–39 over total population aged 15–39. Housing price covers the sales of newly-built and existing dwellings, following the recommendations from the RPPI (Residential Property Prices Indices) manual. Urban population density = population density (number of persons per km<sup>2</sup>) × share of urban residents. Female employment rate reflects the gender gap of employment rates by female employment rate among people aged 25–54/male employment rate among people aged 25–54. Share of births outside of marriage is calculated by the number of births outside of marriage over total births Based on whether the mother is married at the time of the child’s birth. Public spending on family benefits include both cash and in-kind benefits, such as family and child allowances, parental leave pays, public spending on childcare and education, etc. Length of parental leave used = The maximum statutory length of parental leave × the usage rate per birth. The maximum statutory length of parental leave in South Korea is 52 weeks (as of 2019, average in the 34 OECD countries: 69 weeks) and the usage rate per birth is 19.8% (average in the 34 OECD countries: 88.4%).

Source: OECD statistics, Word Bank, OECD Family DB

셋째, 제도·정책적 요인으로 OECD Family Database에서 얻은 가족 관련 정부 지출과 여성 육아휴직 실이용기간(여성의 육아휴직기간×여성의 출산휴직이용률<sup>11)</sup>)을 살펴본다(Figure 2 참조). 우리나라의 가족 관련 정부지출 수준은 2000년 0.1%에서 2019년 약 1.4%까지 상승하였으나 우리나라를 제외한 OECD 평균(2.2%)에 아직 미치지 못한다. 우리나라의 2019년 기준 여성 육아휴직 법정 가능 기간은 52주로 우리나라를 제외한 OECD 평균인 69주에 비해 낮은 수준인 데다가, 여성 출산 휴직 이용률의 중간값이 19.8%에 불과해(우리나라를 제외한 OECD 국가는 88.4%) 다른 국가들에 비해 정책 실효성이 낮은 편이다.

## V. 실증분석 결과

### 1. 기초분석 결과

Table 3은 식 (1)을 추정한 결과를 보인다. 추정 결과에 따르면 청년층 고용률, 가족 관련 정부지출 비중, 육아휴직 실이용기간, 혼외출산 비중의 증가, 그리고 주택가격과 도시인구집중도의 하락은 출산율과 유의미한 양의 관계가 있는 것으로 추정되었다. 이는 앞서 살펴본 출산 관련 이론 및 선행연구와 대체로 일치하는 결과이다. 다만, 여성고용률/남성고용률 및 GDP 성장률 변화와 출산율 변동 간의 관계는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

경제적 요인 관련 변수를 먼저 살펴보면, 청년층 고용률의 상승, 주택가격의 하락은 출산율과 유의한 양의 상관관계를 갖는 것으로 추정되었다. 이는 청년들의 노동시장 참여가 늦을수록 결혼·출산 시점은 미뤄지게 되므로 청년층의 안정적인 고용상황이 출산율을 높인다고 설명하는 선행연구와 일치하는 결과이다(Adsera, 2004; 이재희·박진백, 2020). 또한, 주택가격의 상승은 결혼비용뿐만 아니라 다른 재화 및 서비스 소비에도 영향을 미치게 되므로 결과적으로 출산·육아비용에 대한 부담을 높일 수 있다는 선행연구의 주장에 부합한다(박진백·이재희, 2016; 최윤희·원숙연, 2020; 강동익·송경호, 2021).

11) 육아휴직의 법정 가능 기간은 직업 보호를 받을 수 있는 모계 육아 휴직 기간을 기준으로 하였으며, 모계 휴직 이용률을 사용했다. 여성 출산휴직이용률 자료는 결측치가 많기 때문에 샘플 기간 동안의 중간값을 이용한다. 본 분석에서 여성 육아휴직이용률은 시간 불변하지만 샘플 기간 각 국가의 육아휴직이용률이 크게 변하지 않았기 때문에 국가 간 수준 차이를 반영할 수 있다. 그러나 여성의 육아휴직이용률이 크게 변한 국가들도 있기 때문에 가용한 자료들로 V.2장에서 본 분석의 강건성을 검증한다.

다음으로 사회·문화적 요인 중에서는 도시인구집중도의 하락, 혼외출산 비중의 증가가 출산을 상승과 유의하게 연관된 것으로 추정되었다. 위 결과는 도시 내 인구 밀집도가 높을수록 양육, 교육, 일자리, 주거 등의 경쟁이 과열되어 출산의 기회비용을 높여 출산시기를 늦추거나 출산 결정에 부정적 영향을 미칠 수 있다는 선행연구의 결과와 일치한다(Sato and Yamamoto, 2005; Kondo, 2019; 고우림 외, 2020).

〈Table 3〉 Baseline Results

Dependent Variable = TFR	(1) Baseline	(2) Economic Factors	(3) Social & Cultural Factors	(4) Policy & Institutional Factors
Youth employment	0.113*** (0.014)	0.114*** (0.013)		
Housing price	-0.042*** (0.007)	-0.045*** (0.007)		
GDP growth	0.009 (0.006)	0.004 (0.006)		
Urban density	-0.228*** (0.064)		-0.147** (0.069)	
Female employment rate	-0.023 (0.018)		-0.020 (0.019)	
Share of birth out of wedlock	0.104*** (0.024)		0.053** (0.025)	
Public spending on family benefits	0.058*** (0.014)			0.054** (0.022)
Actual utilization of parental leave	0.051** (0.026)			0.054*** (0.014)
Constant	1.536*** (0.034)	1.510*** (0.023)	1.592*** (0.024)	1.632*** (0.023)
Number of observations	625	625	625	625
$R^2$	0.383	0.335	0.242	0.286

Note: This table presents results of estimation using FE model in equation (1) with TFR as the dependent variable. All regressions include country fixed effects and year fixed effects. Numbers in parentheses denote standard errors and superscripts \*\*\*, \*\*, and \* represent significance within 1%, 5%, and 10%, respectively.

우리나라는 전통적으로 혼외출산에 대한 인식이 부정적인 가운데 Myong et al.(2021)은 유교 문화를 공유하는 동아시아 국가들의 경우 결혼과 출산이 매우 밀접한 관계를 가지고 있기에, 혼외출산에 따른 사회적 낙인은 미혼 여성의 출산 기피에 영향을 미친다고 설명한다. 반면, 같은 시기 OECD 유럽 회원국들의 경우 비혼 동거문화가 보편화 되었으며 혼인 외 출생아에 차별 없는 지원을 제공하여 혼외 출생아 비중이 매우 높다. 다음으로 남성고용률 대비 여성고용률 변수는 출산율 변동과 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다. 이는 여성의 소득개선 효과와 출산의 기회비용 효과가 상쇄되었을 가능성이 있다.

셋째, 제도·정책적 요인 중 가족 관련 정부지출과 육아휴직 실이용기간은 출산율과 양의 상관관계가 있는 것으로 추정되었다. 육아휴직 실이용기간과 합계출산율 간 양의 관계는, 출산율 제고를 위해 육아휴직 제도를 정비함에 있어 법정 휴직 기간의 단순연장뿐 아니라 유급 휴직 기간, 급여 보전 비율, 직장 내 문화 개선 등 실효성을 높이는 과정이 보다 효과적일 수 있음을 시사한다.

여러 출산율 변동요인 중 도시인구집중도의 추정 계수의 절대값의 크기가 0.228로 가장 크며 이는 OECD 국가들의 출산율 감소 추세에 도시인구집중도 증가가 크게 기여했을 가능성을 보인다. 다음으로 청년층 고용률과 비혼 출산율의 추정 계수 절대값이 각각 0.113과 0.104로 크게 나타났다. 이는 제도·정책적인 단기적인 변동요인 외에도 고용구조, 도시 과밀화, 가족에 대한 가치관 등 사회·경제·문화 전반의 구조적인 문제가 출산율 변동과 상당한 관계가 있음을 보여준다.

## 2. 강건성 검증

기초분석의 강건성을 검증하기 위하여 여덟 가지 분석을 시행하였다.

첫째, 식 (1)에서 제시된 설명변수와 합계출산율 간 시차를 2년에서 1년으로 대체하여 회귀분석을 실시하였다. 분석 결과가 정리된 Table 4의 (1)열은 시차의 변경 이후에도 계수의 유의성과 상대적 크기 측면에서 Table 3의 (1)열 결과와 일관됨을 보여준다.

둘째, 주요 변수를 차분하여 얻은 정상 시계열 변수를 이용하여 분석을 재시행하였다. 이는 본 모형을 통해 도출한 Table 3의 결과에서 변수들 간의 공적분 관계를 검정하였으나, 여전히 시계열 변수들이 비정상(non-stationary) 시계열인 가능성이 있기 때문이다. 분석은 다음과 같은 순서로 시행하였다. 먼저, 간단

하게 각 변수들을 일차차분(First difference)하여 비정상 계열을 정상 계열로 변환한다. 이 모형에서는 합계출산율의 일차차분 값이 독립변수들의 일차차분값에 대해 회귀분석된다. 이 경우 기본 모형은 다음과 같이 변경된다.

$$\Delta TFR_{i,t} = \alpha + \Delta X_{i,t-2}\Gamma + \theta_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

셋째, 분석변수 간 장기적인 관계(long-term relationship)를 관찰하기 위해 오류 수정 모형(Error Correction Model, ECM)을 채택한다. 이 모형에서는 합계출산율의 일차차분 값이 독립변수들의 일차차분값과 오류 수정항( $ECT_{i,t-1}$ )에 대해 회귀된다(Pesaran, 2015). 이 모형에서 독립변수의 일차차분값과 종속변수가 공적분되고 오류항이 정상적이므로 다음과 같은 오류 수정 회귀 모델을 사용할 수 있다.

$$\Delta TFR_{i,t} = \alpha + \rho ECT_{i,t-1} + \Delta X_{i,t-2}\Gamma + \theta_i + \tau_t + \epsilon_{i,t}, \quad (3)$$

$$\text{where } ECT_{i,t-1} = TFR_{i,t-1} - \widehat{TFR}_{i,t-1}$$

Table 4의 (2)열은 변수들을 차분하여 정상 시계열로 전환한 후 회귀분석한 결과를 보여주며 (3)열은 오류 수정항을 포함한 결과를 보여준다. (3)열의 오류 수정항( $ECT_{i,t-1}$ )의 추정계수는 -0.104로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 Table 4의 (2)열에서 추정된 설명변수와 합계출산율 간의 상관관계의 크기가 오류 수정항( $ECT_{i,t-1}$ )에 의해서 -0.104만큼 수정되는 것으로 해석할 수 있다. 분석 결과, 추정계수 부호와 유의성 측면에서 Table 3의 결과와 일관된 결과를 얻었으며 설명변수와 합계출산율 간의 상관관계가 강건함을 나타낸다.

넷째, two-step system GMM 추정방법을 이용하였다. 각국의 출산율 패널자료는 장시간에 걸쳐 변화하였기 때문에 이전 시점의 값이 현재 시점의 값에 영향을 미칠 수 있으므로, 오차항에 이분산성(heteroscedasticity)과 자기상관(autocorrelation) 문제가 존재할 수 있다. 따라서 종속변수의 시차변수를 설명변수로 포함하지 않는 단순 OLS 추정으로는 비효율적인 추정량이 도출될 가능성이 있다(d'Addio and d'Ercole, 2006; 은석, 2015).

본 절은 “Small-T, Large-N” 데이터에서 발생할 수 있는 도구변수의 과도식별 제약문제(over-identifying restriction)에 적합한 two-step system GMM 방법으로 동적 관계를 모형화하여 내재된 편향을 수정한다(Arellano and Bover,

1995; Blundell and Bond, 1998).<sup>12)</sup> 동태적 패널 모형은 다음과 같다.

$$TFR_{i,t} = \rho TFR_{i,t-1} + X_{i,t-2}\Gamma + \theta_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

분석 결과, 동적 패널 모형을 이용한 two-step system GMM 접근이 타당함을 알 수 있다. 먼저, 종속변수의 시차변수인  $TFR_{i,t-1}$ 의 추정계수는 0.287로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 또한, 1차 차분된 오차항의 2계 자기상관이 존재하지 않는다는 계열 상관성 검정(serial correlation test)과 도구변수가 적절하게 선택되었는가를 판단하는 Hansen 검정 결과, 각각의 유의확률(p-value)은 0.580과 0.203으로 모두 귀무가설을 기각하지 못함으로써 two-step system GMM 추정을 사용하여 얻은 결과의 타당성을 뒷받침할 수 있다. Table 4의 (4)열은 계수의 유의성과 상대적 크기 측면에서 Table 3의 (1)열의 기존 기초 분석과 일관된 분석 결과를 보인다.

다섯째, 합계출산율 간의 관계가 높은 것으로 나타난 도시인구집중도 변수를 교체하였다. 기초분석에서 도시인구집중도는 “전국 인구밀도×도시 인구 비중”으로 계산되었는데 이는 다음과 같은 한계를 가진다. 첫째, 국가마다 도시를 정의하는 기준이 다르므로 도시인구비중의 직접적인 국가 간 비교가 어려울 수 있다. 도시인구비중 변수의 원자료인 United Nations World Urbanization Prospects는 각 국가들의 행정기관 또는 중앙은행의 자료를 기초로 하여 도시인구 비중을 조사하고 있다. 예를 들어, 우리나라의 경우 같은 상위 행정구역(시·군·구) 내에서도 하위 행정구역(읍·면·동)에 따라 도시와 비도시가 나뉜다. 둘째, 도시인구집중도는 전국 인구밀도로 계산되므로 평균화하기 때문에, 특정 지역의 인구집중도를 반영하지 못할 수 있다. 특히, 우리나라의 경우 도시인구집중도는 수도권 과밀화를 과소평가할 가능성이 있다. 셋째, 전국 인구밀도는 쉽게 바뀌지 않기 때문에 도시인구비중에 따라서 값이 크게 달라질 수 있는데, 이는 출산율 변화에 대한 인구과밀화의 영향을 적절히 반영하지 못할 가능성이 있다. 이에 대한 대안으로써, Table 3에 사용된 도시인구집중도 변수 대신 연도 및 국가별로 인구 100만 이상의 대도시 지역의 집중도를 뜻하는 대도시인구밀도 변수를 사용하였다. 대도시인구밀도( $Milliondensity_{i,t}$ )는 2020년 기준 100만 명이 거

12) Arellano-Bover 추정량은 1단계 추정과 2단계 추정으로 구분되는데, 2단계 추정이 점근적으로 더 효율적인 것으로 평가받고 있다. GMM 추정량을 사용하는 동적패널모형 중 도구변수의 숫자가 내생적 설명변수의 수보다 많은 과도식별 모형인 Arellano-Bover 추정량 방식이 효율적인 분석 결과를 도출한다.

주하는 도시  $1km^2$ 당 해당 도시에서 거주하는 인구(즉,  $Milliondensity_{i,t} = \frac{\sum_{m=1}^k 100만 도시 인구수_m (명)}{\sum_{m=1}^k 100만 도시 면적_m (km^2)}$ ,  $k$ =국가  $i$ 의 인구 100만명 이상 도시의 수)로 측

정한다<sup>13)</sup>. 대도시인구밀도 변수의 장점은 다음과 같다.

첫째, ‘인구 100만명’이라는 대도시 기준을 일관되게 모든 국가에 적용하여 국가 간 비교가 보다 용이하다. 둘째, 특정 지역의 인구집중도를 반영하기 때문에 출산결정에 혼잡비경제(congestion diseconomies)가 미치는 영향을 분석할 수 있다. Table 5의 (1)열에 결과가 정리되어 있는데, 계수의 유의성과 상대적 크기 측면에서 기초분석 결과와 일관된 경향을 보인다.

여섯 번째로써, 출산휴직 이용률의 시계열 원자료를 이용하였다. 실육아휴직 기간을 계산할 때 여성 출산휴직이용률 자료는 결측치가 많은 문제로 인해 기초분석에서는 샘플 기간 동안의 중간값을 이용하였다. 그러나 분석기간 중 여성의 출산휴직이용률이 크게 변한 국가들도 있다는 점은 기초분석에 대한 강건성 검증의 필요성을 제기한다. Table 5의 (2)열은 가용한 출산휴직이용률의 시계열 원자료들을 이용하여 분석한 결과를 보인다. 관측치 수는 625에서 232로 감소하였으나 청년 고용률, 도시인구집중도, 혼외 출산율, 가족관련 정부지출, 실육아휴직기간과 합계출산율 간의 상관관계의 유의성과 추정계수의 크기 면에서 기초분석 결과를 따르는 강건한 결과가 도출되었다.

일곱 번째, 인접한 지역에 따라서 문화와 경제수준 등이 비슷하여 고유의 출산율 추세가 있을 가능성이 있다. 특히, 우리나라를 포함한 유교 문화권을 공유하고 있는 동아시아 국가들(홍콩 중국, 대만 등)의 경우 공통적으로 최근 20년간 합계출산율이 급감하였다. 따라서 식 (1)의 연도별 고정효과항인  $\tau_t$ 를 개별 대륙의 효과(c)와 연도별 효과를 모두 고려한  $\xi_{c,t}$ 로 교체하여 기초분석 결과의 강건성을 검증하였다. Table 5의 (3)열의 결과는 지역별로 특수한 출산율 추세를 고려하여도 추정계수 부호와 유의성 측면에서 Table 3의 결과와 일관된 결과를 도출할 수 있으며 설명변수와 합계출산율 간의 상관관계가 강건함을 나타낸다.

13) World Urbanization Prospects 2018의 Urban Agglomerations 자료 중 Cities over 300K 자료에서 2020년 인구 100만이 넘는 도시들을 선택했다. World Urbanization Prospects는 5년마다 인구 수를 보고하기 때문에 선형보간법(linear interpolation)을 이용하여 연간 자료를 구축했다. 각 도시의 면적은 google의 wikipedia를 참고했다.



〈Table 4〉 Robustness Checks (I)

Dependent Variable = TFR	(1) t-1	(2) First Difference	(3) Error Correction Model	(4) Two-step System GMM
ECT			-0.104*** (0.031)	
$TFR_{t-1}$				0.287*** (0.103)
Youth employment	0.095*** (0.013)	0.042*** (0.014)	0.043*** (0.014)	0.083*** (0.021)
Housing price	-0.024*** (0.007)	-0.012* (0.011)	-0.011* (0.012)	-0.030*** (0.010)
GDP growth	0.007 (0.005)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)	0.006 (0.006)
Urban density	-0.182** (0.059)	-0.887*** (0.267)	-0.619** (0.291)	-0.153* (0.069)
Female employment rate	-0.033** (0.017)	-0.013 (0.019)	-0.023 (0.021)	-0.028 (0.026)
Share of birth out of wedlock	0.077*** (0.022)	0.043*** (0.013)	0.039** (0.015)	0.139*** (0.036)
Public spending on family benefits	0.069*** (0.012)	0.012 (0.010)	0.018 (0.010)	0.051** (0.021)
Actual utilization of parental leave	0.104*** (0.024)	-0.005 (0.010)	0.004 (0.012)	0.004 (0.029)
Constant	1.560*** (0.023)	-0.005 (0.020)	-0.006 (0.020)	1.076*** (0.173)
AR(2) (p-value)				0.580
Hansen test (p-value)				0.230
Number of observations	642	589	589	589
$R^2$	0.407	0.197	0.218	

Note: This table presents results of estimation using FE model in equation (1) with TFR as the dependent variable. All regressions include country fixed effects and year fixed effects. Column (4) reports the p-value of the serial correlation test and the Hansen test. Numbers in parentheses denote standard errors and superscripts \*\*\*, \*\*, and \* represent significance within 1%, 5%, and 10%, respectively.

〈Table 5〉 Robustness Checks (II)

Dependent Variable = TFR	(1) Alternative Urban density	(2) Alternative parental leave usage	(3) Region × year fixed effect	(4) Female education
Youth employment	0.112*** (0.014)	0.093*** (0.025)	0.090*** (0.015)	0.105*** (0.015)
Housing price	-0.042*** (0.007)	0.014 (0.014)	-0.046*** (0.007)	-0.040*** (0.009)
GDP growth	0.010* (0.006)	-0.011 (0.011)	0.009 (0.005)	0.008 (0.006)
Urban density	-0.327*** (0.089)	-0.333* (0.135)	-0.176*** (0.063)	-0.282*** (0.067)
Female employment rate	-0.020 (0.018)	0.011 (0.037)	-0.026 (0.017)	-0.029 (0.019)
Share of birth out of wedlock	0.094*** (0.024)	0.254*** (0.064)	0.099*** (0.026)	0.111*** (0.027)
Public spending on family benefits	0.063*** (0.014)	0.047* (0.026)	0.043*** (0.013)	0.043*** (0.015)
Actual utilization of parental leave	0.067** (0.026)	0.037** (0.024)	0.031 (0.025)	0.046* (0.026)
Female education				-0.060*** (0.009)
Constant	1.578*** (0.025)	1.852*** (0.054)	1.581*** (0.018)	1.500*** (0.027)
Number of observations	625	232	625	566
$R^2$	0.384	0.490	0.386	0.407

Note: This table presents results of estimation using FE model in equation (1) with TFR as the dependent variable. All regressions include country fixed effects and year fixed effects except column (7). Column (7) includes region×year fixed effect instead of year fixed effect. Numbers in parentheses denote standard errors and superscripts \*\*\*, \*\*, and \* represent significance within 1%, 5%, and 10%, respectively.

마지막으로, 여성의 학력 수준의 효과를 통제하여 기초분석 결과의 강건성을 검증한다. 여성의 학력 수준이 높아질수록 여성의 노동공급 증가와 사회적 지위가 상승하게 되며 이로 인해 여성의 결혼, 출산, 육아의 기회비용이 증가한다 (Adsera, 2004; Myong et al., 2021). 따라서 식 (1)의 설명변수 벡터( $X_{i,t-2}$ )

에 여성의 학력수준을 추가한다. 자료는 WorldBank WDI의 여성들의 중등학교 입학(secondary school enrollment)비율 자료를 사용하였다. Table 5의 (4)열의 결과는 여성의 학력수준을 통제하여도 추정계수 부호와 유의성 측면에서 Table 3의 결과와 일관된 결과를 도출할 수 있음을 보여준다.

### 3. 국가별 출산율 변동폭 기여도 분석

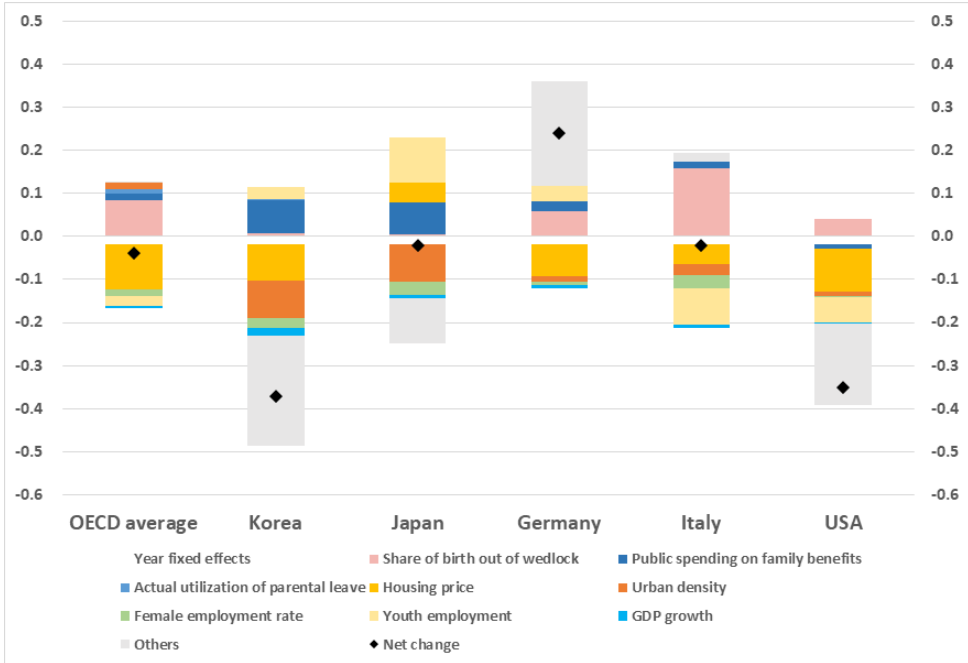
Table 3의 추정결과를 바탕으로 본고의 분석 기간(2002-2021년) 동안 주요 국가의 출산율 변동폭에 대한 각 요인의 기여도를 시산하였다. Table 3의 회귀분석과 Table 4, 5의 강건성 검증 분석이 합계출산율과 관련된 주요 변동요인들을 설명한다면, 본 기여도 분석은 국가별로 합계출산율과 관계가 깊은 것으로 여겨지는 주요 요인과 출산율 변동 간 연관도를 개별적으로 파악한다는 특징이 있다.

기여도 분석 결과가 정리된 Figure 3에 따르면, 지난 20여 년 동안 주택가격(-)과 혼외출산 비중의 변화(+)가 OECD 국가의 합계출산율의 상승폭과 관련된 중요한 요인인 것으로 나타났다. 이 외에도 도시인구집중도, 가족 관련 정부지출 등의 요인들 역시 합계출산율의 증감과 상당한 연관성이 있다는 점이 확인된다. 한편, 개별 연도에 모든 국가가 겪은 출산율 변화 요인의 평균을 나타내는 연도 효과는 기여도가 크지 않았다. 이는 OECD 회원국들 전체적으로 출산율 등락을 초래할만한 사건(예를 들어, 세계 전쟁, 자연 재해, 금융 위기 등)이 발생하지 않은 것으로 해석할 수 있다.

출산율 변동요인의 기여도는 문화 및 대륙권에 따라 차이를 보였다. 일본의 경우 우리나라와 마찬가지로 가족 관련 정부지출을 확대했으며 도시인구집중도가 높고(한국 431.9, 일본 318.6, 2019년 기준), 혼외 출산율(양국 모두 2.3%, 2019년 기준)이 낮다는 공통점을 갖는다. 그러나 일본은 한국과 달리 분석 기간(2002-2021년) 동안 부동산 가격이 136.5에서 108.6으로 감소하였으며 청년 고용률이 63.7에서 71로 크게 증가하였다. 이러한 요인들은 일본이 지난 20년간 1.3 수준의 출산율을 유지할 수 있었던 것과 관계된 것으로 해석된다. 독일, 이탈리아 등 주요 유럽국가의 경우 혼외출산 비중의 증가가 출산율 하락세의 둔화에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 미국의 경우, 출산율 감소의 배경에 주택가격 상승과 청년층 고용률 하락이 주요한 변동요인으로 작용한 것으로 추측된다.

우리나라의 경우, 수도권 인구증가로 인한 도시인구집중도 상승과 주택가격 상승이 저출산 심화와 연관이 깊은 것으로 생각된다. 우리나라의 도시인구집중도

<Figure 3> Relative Importance of Covariates (by country, 2002–2021)



변동에는 수도권(서울, 경기, 인천 지역) 집중 현상의 기여가 크다. 우리나라에서 20-30대 청년 인구 비율이 가장 높은 지역은 서울과 경기이며 ‘11년-’21년 중 20대 청년층의 수도권 유입 규모가 크게 증가하였다(민보경, 2022). 한편, 수도권 아파트 실질 매매가격은 10년(2013년-2022년) 간 1.81배 증가하여 동 기간 여타 5개 광역시 아파트 실질 매매가격 증가폭(1.43배)을 상회한다.<sup>14)</sup> 한편, 기타요인은 자료의 제약으로 인해 모형이 설명하지 못하는 요인들을 의미하는데 우리나라의 기타요인이 가장 크게 나타난다. 이는 본고의 모형이 다양한 요인을 고려하였음에도 우리나라의 저출산 현상을 충분히 설명하지 못한다는 한계점을 반영한다.

#### 4. 시기별 비교 분석(2002-2011 vs 2012-2021)

Doepke et al. (2023)은 자녀의 양과 질 간의 교환관계(quantity-quality trade off)로 대표되는 전통적인 출산 이론으로는 최근의 선진국의 출산율 결정

14) OECD DB는 전국 단위의 주택 가격 정보만을 제공한다. 국민은행 주택가격 동향 조사 자료를 통해 우리나라 수도권과 5대 광역시의 아파트 실질 매매가격을 시산했다.

요인을 설명하기 어렵다는 진단을 내린다. 특히, 여성의 사회경제적 지위의 향상, 돌봄서비스 시장의 발달, 가정 친화적 정책의 도입과 사회규범의 변화 등을 근거로 합계출산율 결정요인에 관한 논의가 2000년대 이후 "새로운 시대(New era)"에 접어들었음을 주장한다.

합계출산율 변동요인은 최근까지도 꾸준히 변화하고 있다. 양성평등 문화와 가족에 대한 가치관 변화로 인해 유럽을 중심으로 혼외출산비중이 지속적으로 증가하였다(Figure 2 참고). 또한, 과거에는 도시화가 노동 분업의 확대, 규모의 경제, 인적 자본 축적 등으로 얻는 경제적 이익을 통해 출산율에 도움이 되는 것으로 분석되었다. 그러나 최근 선진국을 중심으로 과도한 도시화는 인구밀도를 증가시킴으로써 경쟁압력, 주거비, 불안감을 높여 출산율에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 의견이 제기된다(Sato and Yamamoto, 2005; Lutz et al., 2006).

앞서 살펴본 내용을 바탕으로 본 절은 주요 분석 자료의 샘플 기간인 2002-2021 기간을 전기와 후기로 나누어 두 시기 간의 합계출산율 변동요인의 영향력 차이를 살펴보았다. 결과에 따르면, 2000년대(Table 6 (1)열)에는 주로 주택 가격, 청년고용률, 정부의 가족지원 정책이 출산율의 변화와 유의한 관계가 있는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 2000년대에는 주로 청년들의 경제적 상황의 변화가 OECD 회원국들의 합계출산율과 관련되었음을 시사한다. 이후 2010년대(Table 6 (2)열)에 들어서면 청년고용률과 정부의 가족지원 정책의 연관성이 더욱 높아지는 한편, 도시인구집중도, 여성고용률, 혼외출산율이 새롭게 주요 출산율 관련 요인으로 나타난다. 이는 2000년대 들어서면서 주요 선진국들을 중심으로 발생한 사회·문화·경제 전반의 구조적인 변화가 OECD 회원국들의 합계출산율 변화에 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다. 특히, 우리나라의 경우 2010년대 중반 이후 출산율 감소가 가파르게 진행되었다는 점에서 이러한 구조적인 변화에 주목할 필요성이 제기된다.

Figure 4는 샘플 기간을 전기(2002-2011)와 후기(2012-2021)로 나누어 우리나라의 출산율 변동요인 각각의 기여도를 계산한 결과를 보여준다.

(Figure 4) Relative Importance of Covariates (by period, 2002–2011 VS. 2012–2021)



2012-2021년 우리나라의 합계출산율 감소(1.30 → 0.81명)에는 여성 고용률과 도시인구집중도 변화의 기여도가 높은 것으로 나타났다. 2000년대 이후 여성에 대한 성 역할 기대와 사회적 규범, 교육수준의 변화는 여성의 노동공급에 큰 영향을 주었으며(전승봉, 2020; 홍성희, 2021; Myong et al., 2021), 청년층이 양질의 일자리를 얻고자 수도권으로 대거 유입하면서 발생한 혼잡비경제(congestion diseconomies)가 합계출산율의 감소와 연관된 것으로 해석된다(정민수 외, 2023). 또한, Table 6의 (2)열의 결과는 혼외출산비중의 증가가 출산율을 크게 제고하는 것으로 나타났으나, 우리나라의 혼외출산비중은 동기간 동안 거의 변화하지 않아 타 국가와 달리 혼외출산이 출산율 감소 추세를 막는 데에 영향을 미치지 않는 것으로 생각된다. 또 하나 주목할 점은 2010년대 이후 기여도 분석에서 기타요인의 비중이 크게 나타난 것이다. 이는 기존의 선행연구로부터 확인된 합계출산율 결정요인으로 최근의 저출산 현상을 설명하기 어렵게

〈Table 6〉 Subsample Analysis

Dependent Variable = TFR	(1) 2002-2011	(2) 2012-2021
Youth employment	0.041** (0.017)	0.089*** (0.026)
Housing price	0.023** (0.009)	-0.005 (0.009)
GDP growth	0.007 (0.006)	0.012* (0.007)
Urban density	0.001 (0.082)	-0.280* (0.168)
Female employment rate	-0.023 (0.029)	-0.115*** (0.042)
Share of birth out of wedlock	0.076 (0.029)	0.226*** (0.051)
Public spending on family benefits	0.036** (0.017)	0.077*** (0.017)
Actual utilization of parental leave	-0.105 (0.097)	-0.002 (0.034)
Constant	1.574*** (0.014)	1.684*** (0.018)
Number of observations	276	349
$R^2$	0.571	0.360

Note: This table presents results of estimation using FE model in equation (1) with TFR as the dependent variable. All regressions include country fixed effects and year fixed effects. Numbers in parentheses denote standard errors and superscripts \*\*\*, \*\*, and \* represent significance within 1%, 5%, and 10%, respectively.

되었음을 뜻하며, 이에 새로운 변동요인을 탐구해야 할 필요성을 시사한다. 예를 들어 2010년대 중반 이후 우리나라의 출산율 급감 현상의 이면에는 가족과 출산에 대한 가치관 변화, 노동 행태의 변화, 젠더 갈등 등 측정하기 어려운 변화가 크게 작용했을 가능성이 있다.

## 5. 정책 시나리오 분석

앞서 살펴본 Table 3의 추정결과를 활용하여, 과거 우리나라의 출산율 변동요인이 OECD 34개국 평균수준에 도달하는 경우, 합계출산율 제고 가능성을 살펴

보았다. 구체적으로 회귀분석 결과를 바탕으로 다른 변수들이 통제된 상태에서의 각 변수의 부분효과(partial effect)를 살펴보았다. 그러나 이는 각 요인의 변화가 다른 요인에 미치는 영향을 고려한 일반균형 효과가 아니라는 점에서 실제 효과와 차이가 있을 수 있음을 유의해야 한다. 그럼에도 불구하고 해당 분석이 가지는 이점은 다음과 같다. 첫째, 본 분석은 과거 정책적 노력 등을 통해 출산율 변동요인의 변화가 있었을 경우 출산율 하락을 얼마나 막을 수 있었는지 가늠해 볼 수 있다. 둘째, 출산율에 영향을 미치는 요인이 매우 다양한 가운데, 요인별 심화 연구 및 정책적 대응을 위한 준비과정에서 본 분석의 직관적인 결과가 기초 자료로 활용될 수 있다.

Table 7의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.<sup>15)</sup> 첫째, 우리나라의 GDP 대비 가족 관련 정부지출 규모(1.4%)가 OECD 평균수준(2.2%)이었다면 출산율은 현재보다 0.055명 상승한 수준이었을 것으로 파악된다. 둘째, 육아휴직 제도의 재정비 등을 통해 육아휴직 실이용기간이 OECD 평균수준이었을 경우 우리나라의 출산율은 약 0.096명 높은 수준이었을 것으로 추정된다. 셋째, 청년층 고용률(58.0%)이 OECD 평균수준(66.6%)까지 높아진다면 우리나라의 출산율은 현재보다 약 0.12명 높았을 것이다. 다만 OECD 평균 수준의 고용률을 달성하기 위해서는 약 78만 명의 청년이 추가로 취업해야 하므로 현실적인 어려움이 있다.<sup>16)</sup> 또한, 커리어 지속여부와 출산 간 상충관계(trade-off)를 고려 시 균형상황에서의 출산율 제고 수준은 더 낮을 수 있음을 감안해야 한다. 넷째, 우리나라의 도시인구집중도(431.9)가 OECD 평균 수준(95.3)으로 낮았다면 출산율이 현재보다 평균 0.41명 높은 수준이었을 것으로 추정되었다. 국토 면적이나 인구를 인위적으로 조정할 수 없겠으나, 인구가 특정 도시와 지역에 집중되는 현상은 정책적 노력을 통해 일정 부분 완화 가능하며, 분석 결과는 이러한 노력이 합계출산율 제고에 긍정적일 가능성을 보여준다.<sup>17)</sup> 다섯째, 혼외 출산 비중(2.3%)이 OECD 평균 수준(43.0%)이었을 경우, 합계출산율이 0.16명 높은 수준이었을 것으로 예측된다. 이미 많은 유럽국가에서 혼외 출산 비중의 증가로 합계출산율이 상승하였으며, 이들 사례가 추정결과에 반영된 것으로 보인다. 한편, 통계청의 19-34세 청년의 혼외 출산 동의 비중을 살펴보면, 2012년 29.8%, 2022년 39.6%

15) 이후 제시되는 모든 분석 결과는 다른 변수들이 일정하게 유지된 상태를 가정한다.

16) 2019년 기준 5월 기준 우리나라의 청년층 인구는 약 907만명(통계청 경제활동인구조사)으로 조사되었다.

17) 김종태(2021)는 수도권과 비수도권의 인구 격차의 변화 추세가 계속 유지된다면 2020년 51대 49정도에 서 2100년에는 62.7대 37.3으로 심화될 것이라고 추산한다.



으로 혼외 출산에 대한 우리나라 청년들의 인식도 변화하고 있다. 우리나라의 혼외 출생 비중이 조금씩 상승 중이다(21년 2.9%→22년 3.9%). 2019년 우리나라의 주택가격(OECD DB 기준 104)이 2015년 수준(100)으로 안정화된다면 출산율이 실제 대비 0.002명 상승한 수준인 것으로 추정된다. 2015년 이후 2019년까지 우리나라의 주택가격 상승폭은 OECD DB 자료 기준으로는 여타 OECD 회원국에 비해 상대적으로 낮았다.<sup>18)</sup>

〈Table 7〉 Counterfactual Analysis

Counterfactual Analysis	Fertility Rate Change (Compared to 2021, ΔTFR)
① South Korea's <b>public spending on family benefits</b> (1.4%) increases to the average level in the 34 OECD countries (2.2%)	0.055
② The <b>length of parental leave used</b> in South Korea (Maximum statutory length of 52 weeks × usage rate of 19.8% = 10.3 weeks) increases to the average level in the 34 OECD countries (69.4 weeks × 88.4%=61.4 weeks)	0.096
③ South Korea's <b>youth employment rate</b> (15-39, 58.0%) rises to the average level in the 34 OECD countries (66.6%)	0.119
④ South Korea's <b>urban population density</b> (population density 530.4 × urban population rate 81.4%= 431.9) falls to the average level in the 34 OECD countries (122.6×77.7%= 95.3)	0.414
⑤ The <b>share of births outside of marriage</b> in South Korea (2.3%) rises to the average level in the 34 OECD countries (43%).	0.159
⑥ The <b>housing price</b> in South Korea (104) falls to the 2015 level (100).	0.002
①+②+③+⑥ (Excluding ④ and ⑤, which are difficult to change in a short period)	0.272

Note: 1) Numbers in parentheses denote the figures of Korea and OECD average. OECD average includes 34 countries

2) 34 OECD countries excluding Korea are included in calculating the average level of OECD countries.

3) Changes in TFR are calculated as estimated coefficients × (standardized OECD average value - Korean value)

18) 우리나라의 주택가격 자료를 OECD DB 상의 주택가격 대신 국민은행 수도권 아파트 매매가격지수를 이용하여 회귀식을 재추정하고 시나리오 분석을 실시하면(2019년 102.6 → 2015년 100으로 감소) 출산율이 약 0.001명 높은 수준일 것으로 추정된다.

## VI. 결론

우리나라의 저출산 현상은 새로운 인구구조에 대한 적응과 동시에 가파른 저출산 추세를 극복해야 하는 노력을 요구하고 있다. 이를 위한 정책적 논의에 앞서 과거 사례를 바탕으로 출산율 변동요인과 그 연관 정도를 종합적으로 평가하는 작업이 필요할 것이다.

OECD 35개 회원국을 대상으로 2002년부터 2021년까지 20년간 출산율 변동에 미친 주요 요인을 실증분석한 결과, GDP 대비 가족 관련 정부지출 비중, 육아휴직 실이용기간, 청년층 고용률, 혼외 출산 비중의 증가, 그리고 주택가격과 도시인구집중도의 하락은 출산율과 유의한 양의 상관관계가 있는 것으로 추정되었다. 국가별 출산율 변동 폭 기여도 분석 결과는 도시인구집중도와 주택가격의 상승이 지난 20년간 우리나라의 출산율 하락과 연관될 가능성을 시사한다.

반면 분석 결과에 비추어 볼 때, 가족 관련 정부지출 확대와 육아휴직 이용률 제고가 출산율을 높이는 데 긍정적인 역할을 할 가능성이 있음을 시사한다. 가족 관련 정부지출은 가족(육아)수당, 육아휴직급여, 보육서비스 지원 등 출산 및 양육 비용의 부담을 직접 낮출 수 있는 항목으로 구성되어 있다. 본고의 시나리오 분석을 통해 정부지출 확대가 출산율 상승과 연관이 깊다는 점이 확인된 만큼, 향후 관련 정책이 출산율에 미치는 영향에 관한 더욱 심도 깊은 연구가 요구된다.

주요 유럽국가의 출산율 하락 추세가 완화·반전된 배경으로 혼외출산 비중의 증가가 지목되는 가운데, 우리 사회에서도 법적 결혼을 하지 않더라도 자녀를 가질 수 있다고 생각하는 청년층 비중이 증가하고 있다(황인도 외, 2023). 이러한 변화는 국민의 행정 편의뿐만 아니라 출산율 제고의 측면에서도 기존 법률혼 가정 중심의 지원체계를 아이 중심의 유연한 제도적 지원으로 전환하는 것을 고려할 필요성이 있음을 시사한다.

본고의 분석 결과는 육아휴직 제도 시행에 있어 휴직 법정 가능 기간의 단순 연장은 출산율 제고에 제한적일 수 있음을 시사한다. 근로자가 육아휴직 제도를 적극적으로 이용할 수 있도록 유급 급여 기간과 급여액을 늘리는 노력이 병행되었을 때 출산율 제고에 더욱 효과적일 가능성이 높다.

본 분석 결과는 저출산 현상 연구에 있어 지역 균형 발전, 질 좋은 청년 일자리의 장기적인 영향력에 관하여 보다 면밀한 검토가 필요함을 보여준다. 추후 후속연구를 통해 해당 요인들과 출산율 간 명확한 인과성이 확인된다면 보다 적극

적인 정책적 시사점을 도출할 수 있을 것이다. 가령, 수도권 집중 완화와 지역 균형 발전을 이루기 위해 지방 인력과 자원의 유출을 막는 방안에 대한 논의가 확대될 것이다.<sup>19)</sup> 또한, 교육체계 개편 등을 통해 시장 수요에 알맞은 인적자본의 확충 등 노동 공급 측면의 개선 또한 논의될 것이다. 과거부터 우리나라 노동시장의 고질적인 문제로 지적되었던 노동시장의 이중구조 문제 완화 역시 출산율 제고의 관점에서 정책적 개입의 필요성이 더욱 높아질 수 있다(황인도 외, 2023).

본 연구는 기존의 국가 비교 연구와 분석적 측면과 정책적 시사점 측면에서 차별점을 갖지만 한계점도 존재한다. 우선 본고는 합계출산율의 감소에 영향을 미친 요인들에 대한 회귀분석 결과를 바탕으로 각 요인의 OECD 평균수준으로의 회귀가 출산율 제고에 도움이 될 수 있다고 제안하였다. 그러나 정책적 개입을 통한 요인 회귀를 통해 이전에 관측된 합계출산율 감소 수준과 동일한 규모의 출산율 제고 효과를 기대할 수 있는지는 더 많은 논의가 필요하다.

또한, 기여도 분석 결과에 따르면 2002-2021년 중 우리나라 합계출산율의 하락을 설명함에 있어 기타요인이 상당 부분을 차지한다는 점이 확인되었다. 이는 국제 비교를 통해 확인할 수 있는 요인 이외에도 다른 요인들의 역할이 크다는 점을 보여준다. 특별히 시기별 기여도 분석 결과는 2010년대 중반 이후 합계출산율의 가파른 감소세의 배경에 결혼과 가정에 대한 가치관 등 측정하기 어려운 변화나 노동 행태 변화 등과 같이 모형에 포함되지 않은 요인의 영향력이 최근 들어 더욱 크게 작용했을 가능성을 제시한다. 우리나라의 저출산 현상이 단기간에 해결하기 어려운 문제인 만큼 앞으로도 밝혀지지 않은 저출산 변동요인에 관한 후속연구가 필요하다.

19) 보다 자세한 논의는 정민수 외(2023)를 참고하기 바란다.

## 〈참고문헌〉

- 강동익·송경호(2021), “주택가격변동이 혼인율과 출산율에 미치는 영향과 정책적 함의”, 한국조세재정연구원 연구보고서 제 21권-14호.
- 고우림·조영태·차영재·장대익(2020), “한국 합계출산율의 결정 요인으로서의 인구밀도”, 사회과학 담론과 정책, 제 13권-2호, 129-153.
- 김종태(2021), “지방자치단체 및 수도권권 비수도권, 권역별 인구분포 비중에 대한 추론”, 한국데이터정보과학회지, 제 32권-2호, 375-390.
- 김현숙·정진화(2019), “OECD 국가들의 출산율 결정요인: 가족친화정책과 노동시장에서의 성별 격차에 대한 분석”, 여성경제연구, 제 16권-1호, 27-50.
- 류아현·김교성(2022), “젠더평등과 출산율의 관계에 대한 실증: OECD 국가 간 비교를 중심으로”, 여성연구, 제 112권-1호, 5-34.
- 민보경(2022), “청년은 어느 지역에 살고, 어디로 이동하는가?”, 국회미래연구원, 국가미래전략 Insight, 제 58호.
- 박수미(2008), “둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성”, 한국인구학, 제 31권-1호, 59-77.
- 박진백·이재희(2016), “경기변동에 따른 주택가격변동이 출산율에 미치는 영향”, 육아정책연구, 제10권-3호 51-69.
- 은석(2015), “교육 및 사회정책의 출산율 고양효과에 대한 비교 연구: System-GMM 을 활용한 26개국 18년간의 패널 자료 분석 결과를 중심으로”, 한국보건사회연구원, 제 35권-2호, 5-31.
- 이재희·박진백(2020), “비정규직 고용률과 여성 고용률이 출산율에 미치는 효과: OECD 국가를 중심으로”, The Journal of the Convergence on Culture Technology (JCCT), 제 6권-2호, 15-23.
- 임보영·강정구·마강래(2018), “지역의 주택가격이 결혼과 자녀 출산에 미치는 영향”, 국토계획, 제 53권-1호, 137-151.
- 전승봉(2020), “직무간장, 삶의 만족도, 그리고 가사노동 분배가 OECD 국가들의 출산율에 미치는 영향”, 한국콘텐츠학회논문지, 제 20권-8호, 251-261.
- 정민수·김의정·이현서·홍성주·이동렬(2023), “지역간 인구이동과 지역경제”, BOK 이슈노트 제 2023-29호.
- 최윤희·원숙연(2020), “자녀비용이 출산율에 미치는 영향: OECD 국가를 대상으로”, 한국정책학회보, 제 29권-3호, 103-133.
- 최숙희·김정우(2006) “저출산 대책, 무엇이 핵심인가”, CEO Information, 제 557호.
- 통계청, 한국의 사회동향 2014, 2014.
- 한승주·최충(2019), “아동수당과 합계출산율: OECD 국가를 중심으로”, 한국경제포럼, 제 12권-1호, 27-55.
- 홍성희(2021), “여성의 경제활동참가율이 출산율에 미치는 영향: OECD 국가를 대상으로”, 가족자원경영과 정책, 제 25권-2호, 41-52.

- 황인도·남윤미·성원·심세리·염지인·이병주·이하림·정종우·조태형·최영준·황설용·손민규 (2023), “초저출산 및 초고령사회: 극단적 인구구조의 원인, 영향, 대책”, 2023년 11월 경제전망보고서 III. 중장기 심층연구, 한국은행.
- Adsera, A. (2004). “Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions,” *Journal of Population Economics*, 17, 17-43.
- Ahn, N., & Mira, P. (2002). “A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries,” *Journal of Population Economics*, 15(4), 667-682.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models,” *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models,” *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Castles, F. G. (2003). “The world turned upside down: below replacement fertility, changing preferences and family-friendly public policy in 21 OECD countries,” *Journal of European Social Policy*, 13(3), 209-227.
- D’Addio, A. C., & d’Ercole, M. M. (2006). “Policies, institutions and fertility rates: A panel data analysis for OECD countries,” *OECD Economic Studies*, 2005(2), 7-45.
- Da Rocha, J. M., & Fuster, L. (2006). “Why are fertility rates and female employment ratios positively correlated across OECD countries?” *International Economic Review*, 47(4), 1187-1222.
- Doepke, M., Hannusch, A., Kindermann, F., & Tertilt, M. (2023). “The economics of fertility: A new era,” In 『Handbook of the Economics of the Family』 (Vol. 1, No. 1, pp. 151-254). North-Holland.
- Gauthier, A. H. (2007). “The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature,” *Population Research and Policy Review*, 26, 323-346.
- Kondo, K. (2019). “Does agglomeration discourage fertility? Evidence from the Japanese general social survey 2000-2010,” *Journal of Economic Geography*, 19(3), 677-704.
- Luci-Greulich, A., & Thévenon, O. (2014). “Does economic advancement ‘cause’ a re-increase in fertility? An empirical analysis for OECD countries (1960-2007),” *European Journal of Population*, 30(2), 187-221.
- Lutz, W., Testa, M. R., & Penn, D. J. (2006). “Population density is a key factor in declining human fertility,” *Population and Environment*, 28, 69-81.
- Mishra, V., & Smyth, R. (2010). “Female labor force participation and total fertility rates in the OECD: New evidence from panel cointegration and

- Granger causality testing,” *Journal of Economics and Business*, 62(1), 48-64.
- Mulder, C. H., & Billari, F. C. (2006). “Home-ownership regimes and lowest-low fertility. In International workshop: Home ownership in Europe: policy and research issues,” Delft, The Netherlands, November 23-24, 2006. Delft University of Technology, OTB Research Institute for the Built Environment.
- Myong, S., Park, J., & Yi, J. (2021). “Social norms and fertility,” *Journal of the European Economic Association*, 19(5), 2429-2466.
- Pesaran, M. H. (2015). “Time series and panel data econometrics,” Oxford University Press.
- Sato, Y. (2007). “Economic geography, fertility and migration,” *Journal of Urban Economics*, 61(2), 372-387.
- Sato, Y., & Yamamoto, K. (2005). “Population concentration, urbanization, and demographic transition,” *Journal of Urban Economics*, 58(1), 45-61.
- Wesolowski, K., & Ferrarini, T. (2018). “Family policies and fertility: Examining the link between family policy institutions and fertility rates in 33 countries 1995-2011,” *International Journal of Sociology and Social Policy*, 38(11/12), 1057-1070.

# Causes and Policy Implications for Ultra-Low Birth Rates: Evidence from OECD Countries

Won Sung<sup>\*</sup>, Inkyung Yoo<sup>\*\*</sup>, Jongwoo Chung<sup>\*\*\*</sup>

We analyze the determinants of the total fertility rate changes in 35 OECD countries over the past 20 years(2002-2021). Based on this, we further discuss key implications for the ultra-low fertility rate phenomenon in Korea. The results show that economic factors, social/cultural factors, and policy/institutional factors significantly affect the change in the total fertility rate. Policy initiatives like expanding family-related public spending, promoting parental leave utilization, and enhancing youth employment opportunities are closely related to the rise in the total fertility rate. Meanwhile, addressing structural challenges such as decentralization, embracing diverse family structures, and promoting gender equality is anticipated to affect the total fertility rate's recovery positively. Using the baseline results, we find that the increase in female employment rate and urban population concentration most significantly decreased the total fertility rate in Korea over the past 10 years(2012-2021).

JEL Classification Number: J12, J13, J16, R12

Keywords: Low fertility rate, Population structure, Social norm, Urban concentration

---

\* First Author, Economist, Economic Research Institute, Bank of Korea  
(E-mail: sungwon31@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-5485)

\*\* Economist, Economic Research Institute, Bank of Korea  
(E-mail: inkyung0718@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-5343)

\*\*\* Corresponding Author, Economic Research Institute, Bank of Korea  
(E-mail: jchung@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-5415)