

## 지역 합계출산율에 영향을 미치는 요인 분석: 횡단면 의존성을 고려한 모형을 이용하여\*

김소연  
안동대학교 경제학과 시간강사

류수열  
안동대학교 경제학과 교수

### Analysis of Factors Affecting Regional Total Fertility Rate: Using a Model Considering Cross-sectional Dependence

So-Youn Kim<sup>a</sup>, Su-Yeol Ryu<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Department of Economics, Andong National University, South Korea

<sup>b</sup>Department of Economics, Andong National University, South Korea

Received 29 February 2024, Revised 20 March 2024, Accepted 24 March 2024

#### Abstract

**Purpose** - Low fertility rate is a serious problem, and this study analyzes factors affecting total fertility rate using panel data from 16 metropolitan cities and provinces in Korea from 2000 to 2022.

**Design/methodology/approach** - Estimating the SAR model considering the weak cross-sectional dependence that exists in variables related to the regional total fertility rate, and using the DKSE estimation method considering the strong cross-sectional dependence.

**Findings** - Estimation results considering weak and strong cross-sectional dependence were similar, confirming the robustness of the results. Female labor force participation rate has a positive effect on total fertility rate, and employment rate has no effect. However, the interaction term is a negative (-) sign. Crude marriage rate has a positive effect on total fertility rate, and apartment price has a slightly positive effect. Environmental factor has no effect, and policy factor has a negative effect.

**Research implications or Originality** - In order for an increase in the female labor force participation rate to lead to an increase in the total fertility rate, qualitative improvements in female employment must be made. Financial investment policies for childbirth must increase their effectiveness. The problem of low fertility rate requires not only population policy but also social, economic, cultural, environmental, and policy conditions to be considered.

**Keywords:** Driscoll-Kraay Standard Errors, Spatial Autoregressive Model, Total Fertility Rate, Weak and Strong Cross-Sectional Dependence

**JEL Classifications:** C21, C23, J13

\* 이 논문은 국립안동대학교 기본연구지원사업에 의하여 연구되었음.

<sup>a</sup> First Author, E-mail: abcd2id@nate.com

<sup>b</sup> Corresponding Author, E-mail: syryu@anu.ac.kr

© 2024 The Institute of Management and Economy Research. All rights reserved.

## I. 서론

출산율은 인구증감, 인구구조 및 구성에 영향을 미치는 주요 요소이다. UNPD (United Nations Population Division, 2019)는 전 세계 출산율 저하로 인해 세계 인구가 지난 수십 년 동안 감소해 왔으며, 2015년부터 2020년 사이에 여성 1인당 출산율이 2.47명이라는 사상 최저 수준에 도달하였다고 발표하였다. 저출산 및 초저출산, 즉 여성 1인당 2.1명의 대체 수준<sup>1)</sup> 이하의 합계출산율<sup>2)</sup>은 2023년 기준 201개 국가 중 83개 국가에서 전 세계적으로 증가하는 추세이며, UNDESA (2022)의 「World population prospects 2022」에 따르면 2050년까지 전 세계 평균 출산율은 2.1명으로 감소할 것으로 예상된다.

우리나라의 합계출산율은 1970년 4.53에서 급격하게 감소하여 1983년에는 대체수준 이하인 2.06으로 떨어졌다. 2000년대 들어 저출산 현상이 가속화되면서 합계출산율은 2000년 1.48, 2010년 1.23, 2022년 0.78로 계속 낮아지고 있다. 2000년대 진입 이후 홍콩과 마카오를 제외하고 세계적으로 가장 낮은 수준을 유지하고 있으며, OECD 중 유일하게 1.0명을 밑돌아 최하위 수준을 기록하고 있다.

출산율 저하로 인한 인구감소의 영향은 향후 심각한 인구통계학적, 사회·경제적 문제를 야기할 수 있으며, 출산율 감소는 노동력, 경제 생산성 및 인적자본형성에 부정적 영향을 미칠 수 있다(Ashraf et al., 2014). 출산율의 감소는 인구구조에 영향을 미치며, 노인인구의 상대적인 급증으로 인구 고령화로 인한 사회적·경제적 부담이 증가할 수 있다. 노령화된 인구는 사회보호망 및 의료시스템에 대한 수요를 증가시킬 수 있으며, 노인복지와 노후 생활 지원을 위한 지출이 증가하게 된다. 이는 국가 재정 부담을 증가시키는 요인으로 작용한다.

또한 출산율의 감소는 노동 인구의 감소와 경제성장의 저하를 가져올 수 있다. 출산율이 낮아지면 생산적인 인구가 감소하고, 노동시장에서 인력 공급이 부족해질 수 있으며, 이는 기업의 생산활동을 위축시키고, 경제성장을 둔화시키는 요인으로 작용한다.

이러한 출산율은 부모의 경제적 부담, 교육 및 직업 기회의 증가, 변화하는 가족 구조 등 다양한 요인에 영향을 받으며, 여성의 교육 정도, 가정 및 직장에서의 여성의 역할, 출산 및 보육에 대한 정책 등과 연관되어 있다. 출산율 문제는 정부, 사회 및 국제 기구들에게 중요한 과제로 인식되고 이에 대한 다양한 정책 및 사회적 대응이 이루어지고 있으며, 출산율 증진을 위한 방안으로 육아휴직, 교육 지원, 복지 정책, 여성의 경제적 자립을 촉진하는 정책 등이 포함된다.

이처럼 출산율 감소가 일반적인 인구학적 추세이자 국제적 문제가 되면서, 합계출산율에 영향을 미치는 요인에 관한 연구가 늘어나고 있다. 출산율 전환에 관한 전통적 이론에서 출산율 감소의 전제 조건 중 하나가 자녀의 경제적 가치변화와 이에 따른 자녀수요 감소라고 가정한다. Caldwell (1976)은 세대 간부의 흐름 방향이 부모에서 자녀로 이루어지기 때문에 자녀의 교육비, 주거 및 기타 지출이 증가하여 자녀를 갖는 데 비용이 높아져 출산율이 감소한다고 하였고, Easterlin and Crimmins (1985)에 따르면 출산율 감소는 자녀수요와 공급을 통해 설명되는데, 수요는 소득, 물가 등이고 공급은 혼인율, 결혼연령 등이며, 수요와 공급의 격차 증가가 출산율 감소의 핵심이라고 하였다.

이후 UN (2002)에서는 출산율 감소의 원인으로 여성의 공식 노동력 참여를 제시하였고, 여성 노동시장 참가율과 합계출산율 사이의 관계는 인구통계학 및 경제학 연구에서 많은 관심을 받게 되었다. Engelhardt and Prskawetz (2004)는 출산율과 노동공급 변수들 사이에 장기적인 관계가 있을 것으로 예측하고, 출산율과 여성고용 변수 간의 관계를 결정하는 모형을 제시하였다. 또한 경제 및 노동시장의 불확실성은 합계출산율을 저하시킬 수 있다. 여성의 고용률은 노동시장의 안정성 대리하는 변수로 볼 수 있으며,

1) 대체수준 출산율(replacement-level fertility)은 현 세대의 부부가 그들 자신을 대체하기 위하여 가져야 할 자녀수에 대한 인구통계학적 용어임. 모든 아이들이 생식이 가능한 나이까지 살 수 없기 때문에 대체수준 출산율은 2.0보다 약간 높으며, 일반적으로 유아 사망률이 적은 선진국의 경우 대체수준 출산율은 2.1로 여겨짐(네이버 지식백과, 식물학백과 참고).

2) 합계출산율은 가임기간(15세부터 49세까지) 동안 여성 한명이 평생 낳을 것으로 기대되는 평균 출생아 수이며, 출산력을 나타내는 대표적인 지표임(통계청).

또한 여성의 노동시장 참가와 고용의 정도는 가정의 재정적 환경과 관련이 있다.

출산과 양육은 가족의 경제적 부담을 증가시킬 수 있으며, 교육, 건강 관리, 주거 등 자녀의 경제적인 요구에 대한 비용이 증가함에 따라 이러한 부담을 감수하기 어렵게 느낄 수 있다. 양질의 교육환경에 가까워지려는 욕구는 해당 지역의 주택가격을 상승시키고, 이는 가족이 출산을 연기할 수 있음을 의미한다. 또한 최근 저출산이라는 사회문제와 환경문제를 결합한 학제적 연구가 이루어지고 있다.

한편 정부는 합계출산율이 계속 감소함에 따라 다양한 정책적 대응을 실시하였다. 출산율을 높이기 위한 정책은 출산과 보육을 위한 재정적 지원부터 유급 휴가, 보육 서비스, 유연한 근무시간 등 일과 가정생활 조화를 위한 정책 도구가 있다. 전반적으로 가족에 대한 정부지출과 출산율 간에는 긍정적인 상관관계가 있다(Gauthier, 2007). 그러나 Thévenon (2018) 등에 의하면 출산율을 증가시키려는 정책이 목표 달성에 반드시 효과적인 것은 아니며 정책의 결과가 일관되지 않을 수 있다고 하였다.

이 외에도 일부 연구에서는 새로운 아이디어와 행동의 확산이 출산율 감소의 주요 요인이라 지적하였다. Bongaarts and Watkins (1996)의 확산모형에 따르면, 새로운 정보와 행동이 한 집단에 의해 채택되면 다른 집단들에게 확산되는 경향이 있고 이는 사회적 상호작용을 통해 이루어지는데, 사회적 상호작용은 개인 뿐 아니라, 지역, 국가 및 국제 수준에서 이루어지며, 출산율 감소 과정은 정보와 행동의 상호작용에 의해 촉진된다고 하였다. 특히 상호작용을 통한 출산율 변화에 대해 지역 및 국가 차원의 정책 프로그램을 통해 출산 수준에 영향을 미칠 수 있다고 주장하였다. 또한 Guinnane et al. (1994)는 「European Fertility Project」에서 지역 간 출산율의 수준이 유사하다고 보고한 것을 언급하였으며, 김동현·전희정 (2021)은 이를 출산율의 공간적 상호의존성이라고 설명하였다.

이처럼 저출산에 대한 문제는 전 세계적 이슈이며, 우리나라 합계출산율은 세계에서 최하위를 기록하며 그 문제성은 더욱 심각하다. 특히 저출산 문제는 국가적 차원 뿐 아니라 지자체 입장에서 출산율 저하는 인구수의 감소뿐 만 아니라, 지역의 인구수는 지자체의 성장을 견인하는 동력으로서 지역 성장과 밀접한 관계가 있으므로 지역의 존립까지 위협받는 상황이다.

본 연구는 16개 광역시·도의 합계출산율 패널자료를 이용하여 우리나라 출산율에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하고자 한다. 국가의 합계출산율을 활용하는 시계열 분석보다 지역 합계출산율을 이용한 패널분석을 실시함으로써 지역별로 관찰되지 않는 특성을 추정에 반영할 수 있기 때문에 모형설정의 오류를 줄일 수 있다. 합계출산율에 영향을 미치는 요인으로는 선행연구를 참고하여 사회·경제·문화적 요인으로서 여성의 노동참가와 노동시장의 안정성, 아파트매매가격과 조혼인율 및 환경적 요인과 정책적 요인을 포함한다.

특히 합계출산율에 대한 지역 간 상호작용을 고려한 추정방법을 이용하고자 한다. 패널분석 시 지역 간 상호작용에 의해 발생하는 횡단면 의존성(cross-sectional dependence)이 존재하는 경우 이를 고려해야 한다. 횡단면 의존성은 인접한 지역 사이의 약한 횡단면 의존성인 ‘공간의존성(spatial dependence)’과 인접하지 않더라도 전체 지역 사이에 공통으로 영향을 미치는 강한 횡단면 의존성인 ‘공통요인 효과(common factors effect)’로 구분할 수 있다.

본 연구는 지역 합계출산율에 영향을 미치는 요인들에 존재할 수 있는 횡단면 의존성을 통제하는 공간패널회귀모형을 통해 실증분석을 실시하고자 하며, 약한 횡단면 의존성을 통제하는 공간자기회귀모형(spatial autoregressive model: SAR)과 강한 횡단면 의존성을 통제하는 DKSE (Driscoll-Kraay standard errors) 모형을 통해 추정하고 결과의 강건성(robustness)을 확인한다.

## II. 선행연구

출산율과 관련하여 Davis and Blake (1956)는 출산율에 영향을 미치는 사회적, 경제적, 문화적 요인에 대해 최초로 연구를 실시하였고, Bongaarts (1987), Ahlburg and Cassen (1993) 등에 의해 출산율 결정요인에 관한 연구가 발전하였다.

여러 선행연구에서 밝혀진 출산율 감소의 주요 요인은 여성의 문화적 규범 및 역할과 관련이 있는 것으로 나타났다. 여성의 경제활동참여 여부와 여성 노동시장의 불확실성, 남녀 간 불평등과 여성의 교육정도 등은 결혼과 출산에 영향을 미치는 중요한 원인으로 지목된다. Feyrer et al. (2018) 등의 연구에서 집안 내 남성의 노동 분담 비중이 높을수록 출산율이 증가한다는 것을 보여주었고, Bertrand et al. (2016) 등에서 여성의 경제활동참여에 대한 사회적 규범에 따라 혼인율과 출산율이 상이하다는 것을 보여주었다.

저출산의 주된 요인으로 지적되는 사회·경제적 요인 중 하나는 주택가격과 주거비용이다. 미국을 대상으로 한 Dettling and Melissa (2014)는 주택가격이 1만 달러 증가할 때 주택소유자의 출산율은 2.1% 상승하지만 미소유자는 0.4% 감소한다는 결과를 제시하였다.

또한 출산과 보육지원 정책이 출산율에 미치는 효과에 대해 여러 국가를 대상으로 다양한 실증연구들이 존재한다. D'Addio and Marco (2005), Kalwij (2010), González (2013) 등에서 출산 관련 지원금, 출산휴가, 양육 및 보육에 대한 전반적인 공공지출 등 다양한 정책수단의 효과를 추정하였다.

출산율에 영향을 미치는 요인에 대한 국내 연구도 다수 존재한다. 이철희(2018)는 정부의 저출산 정책이 본격적으로 시작된 2005년부터 2012년까지 유배우 출산율이 큰 폭으로 증가하였으나 그 영향은 유배우 비율이 감소하는 것에 의해 상쇄되어 합계출산율은 미미하게 증가하는데 그쳤음을 확인하였다. 또한 홍정립(2013), 홍석철(2016) 등에서 보육비 및 양육수당 지원, 출산장려금 지원 등 출산관련 정책들이 미친 효과에 대한 실증분석이 다양하게 이루어졌다. 주택가격과 관련하여 서미숙(2013)은 아파트매매가격 변화율이 상승할 때 전세 거주자는 자가 보유자에 비해 출산율이 더욱 감소한다고 주장하였다. 황진영(2013)은 74개 국가의 패널자료를 이용하여 여성의 경제활동참가율과 노동시장의 불안정성을 의미하는 실업률 및 이들의 상호교차항이 어떻게 출산율 결정에 영향을 미치는지 일반패널모형을 통해 실증분석하였고, 그 결과 여성의 경제활동참가율과 노동시장 불안정성이 출산율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

최근 우리나라를 대상으로 광역자치단체의 패널자료를 이용하여 출산율에 영향을 미치는 요인들에 대해 분석한 연구들이 다수 이루어지고 있다. 황진영·이종하(2012)는 1998년부터 2009년까지 16개 광역자치체의 패널 데이터를 이용하여 여성의 고용, 출산 및 성장 간의 내생성을 확인하고, 그 영향의 크기를 추정하였다. 패널 분산분해와 동태적 OLS 방법을 통해 분석한 결과, 여성의 고용 변동이 출산율 결정에 미친 음(-)의 영향이 큰 것으로 나타났다. 최은희·조택희(2016)는 출산율 제고를 위한 지자체별 정책을 파악하고자 시도별 합계출산율에 영향을 미치는 요인을 2005년부터 2014년까지 패널 데이터를 이용하여 분석하였으며, 패널고정효과모형으로 추정한 결과, 육아휴직급여는 양(+)의 영향을 미치고 보육시설수와 여성 총근로시간은 합계출산율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 오삼권·권영주(2018)는 지자체별 합계출산율 영향요인을 분석하기 위해 전국 226개 기초자치단체를 대상으로 사회·문화적, 경제적, 정책적 요인이 합계출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 다중회귀분석을 실시한 결과, 사회·문화적 요인이 지자체별 합계출산율에 가장 큰 영향을 미치고, 경제적 요인은 출산력을 설명하지 못하는 것으로 나타났다. 또한 김지현·최숙희(2023)는 지역의 소득수준과 주택가격이 합계출산율에 미치는 영향을 분석하기 위해 2013년부터 2021년까지 광역시·도 패널 데이터를 구축하여 패널고정효과모형을 통해 분석하였다. 그 결과, 시도별 소득대비주택가격비율과 여성의 초혼연령, 지역의 사교육비는 합계출산율에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이상의 연구들은 우리나라 지역의 데이터를 활용하여 패널분석을 실시하였지만, 주로 일반패널모형을 통해 이루어졌으며, 지역 합계출산율의 공간효과를 고려하여 분석하지 않았다는 한계점이 있다. 패널분석을 실시할 때 횡단면 의존성을 무시하게 되면 추정에 편향(bias)이 생길 수 있고 일관되지 못한 추정치를 도출할 수 있다(Chudik, Pesaran and Tosetti, 2011).

한편 Muniz(2009)는 1991년과 2000년 브라질 자료를 사용하여 지자체의 출산율에 공간효과가 있음을 확인하고 OLS 추정법과 지리적 가중회귀(GWR) 추정법을 통해 분석결과를 비교하였다. 그 결과, 공간의 존성을 고려한 추정법이 효율적인 것을 확인하였고, 인근 지자체의 출산율은 지역 출산율을 예측하는 강력한 변수로 작용한다는 것을 확인하였다. 우리나라를 대상으로 한 김동현·전희정(2021)은 지역 출산

율의 공간적 상호의존성을 고려한 공간계량모형을 기반으로 2011년부터 2017년까지 219개 기초지방자치단체의 패널자료를 활용하여 경제적, 사회·문화적, 정책적 측면에서 출산율에 미치는 영향력과 방향성을 분석하였다. 공간시차모형(SLM)을 통해 분석한 결과, 재정자립도, 아파트 전세가격, 여성경제활동 참가율이 높을수록 합계출산율에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났고, 조혼인율이 높을수록 출산율이 증가하는 것으로 나타났으며, 출산장려금이 높을수록 출산율이 증가하는 것으로 나타났다. 이상의 연구는 지역 합계출산율에 공간의존성을 고려하였지만, 시계열을 포함한 패널분석이 아닌 횡단면 분석이거나, 지리적으로 인접한 지자체의 출산율에 영향을 미치는 경우에 한정하여 분석을 하였고, 특정 지역의 설명변수가 인근 지역의 종속변수에 영향을 미치고 다시 특정 지역의 종속변수에 미치는 영향을 포함한 총효과를 고려하지 않았다는 한계점이 있다.

본 연구는 우리나라 지역의 합계출산율에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하되, 횡단면 의존성을 고려하는 추정방법을 활용하며, 특히 약한 횡단면 의존성의 총효과를 결과로 제시하고 강한 횡단면 의존성을 고려한 추정결과와 비교하여 분석결과의 강건성을 확인하도록 한다.

### Ⅲ. 분석자료 및 분석모형

#### 1. 분석자료

우리나라 합계출산율에 영향을 미치는 요인에 대하여 분석하기 위해 본 연구의 공간적 범위는 16개 광역시·도로 설정하고, 시간적 범위는 광역시·도별 변수 자료가 공통으로 공시된 2000년부터 2022년까지로 제한한다.<sup>3)</sup>

종속변수인 합계출산율(total fertility rate)은 통계청 「인구동향조사」에서 수집하였고, 지역별 합계출산율은 공표된 16개 광역시·도의 행정구역별 합계출산율을 활용하였다.

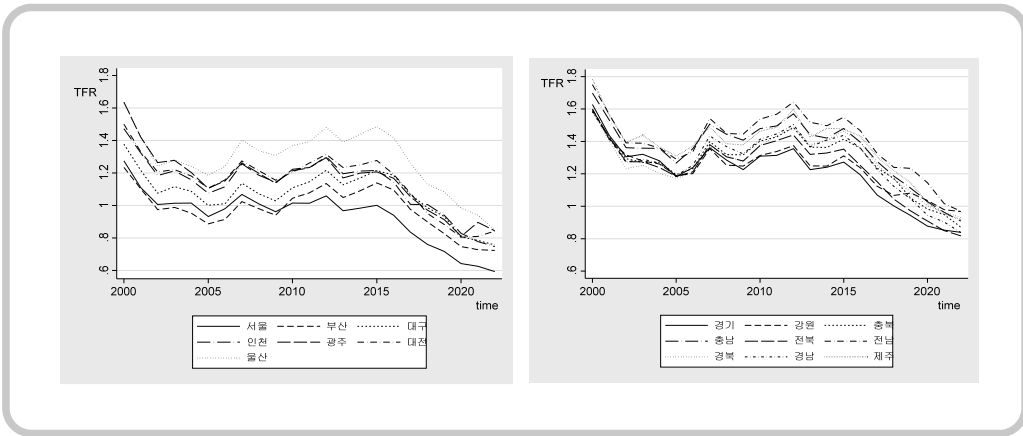
합계출산율은 ‘연령별(15-49세) 출산율의 합÷1,000’으로 계산되며, 연령별 출산율은 1년 간 발생한 모의 연령별(15-49세) 출생아 수를 해당 연령별 여자의 연앙인구로 나누어 1,000분율로 표시한 것이다. 합계출산율이 높을수록 한 여성이 평생 동안 출산하는 자녀수가 많다는 의미이며, 국가 또는 지역별 출산력 수준을 나타내는 공식적인 지표이다.

우리나라 전체 합계출산율은 1970년 4.53에서 1985년 1.66으로 급격히 하락하였고, 이후 1990년 1.57, 2000년 1.48로 서서히 감소하다가, 2018년 이후 1.0 이하로 떨어져 매년 최저 출산율을 갱신하여 2022년에 0.78을 기록하였다.

(Fig. 1)은 지난 23년 동안의 지역별 합계출산율 추세를 보여준다. 우리나라 광역시(좌)와 도(우)의 합계출산율을 살펴보면, 2000년에서 2002년까지 급감하였다가 2007년과 2012년, 2015년에 증가하였으며, 그 이후 대부분 지역에서 최근까지 가파른 속도로 감소추세를 유지하고 있다. 지역별 편차가 존재하지만 전반적으로 지역 합계출산율의 흐름이나 주기가 전 지역이 대체로 유사한 형태로 움직이는 것을 알 수 있다.

3) 패널자료에 세종특별자치시의 데이터를 포함시키지 못하여 시계열상 일관성을 유지하지 못한 것은 본 연구의 한계점임.

Fig. 1. The Regional Total Fertility Rate



광역시의 합계출산율이 도 지역 합계출산율 보다 대체로 낮은 것으로 나타났으며, 2022년 기준 서울이 0.593으로 가장 낮으며, 광역시 중 울산이 0.848로 가장 높게 나타났다. 도 지역 중에 전북이 0.817로 가장 낮으며, 전남이 0.969, 강원이 0.968로 높게 나타났다. 2000년과 2022년의 합계출산율을 비교해보면, 서울의 경우 53.5% 감소하였으며, 인천이 49.3% 감소하는 등 대부분 지역에서 절반 정도로 감소하여 감소 속도는 지난 23년 동안 상당히 빠르게 나타났다고 할 수 있으며, 강원의 경우 39.5% 감소로 상대적으로 느리게 감소하였다. 서울과 부산은 각각 2005년과 2002년에 합계출산율이 1.0명 이하로 떨어졌으며, 그 외 지역에서는 대부분 2018년, 2019년에 1.0명 이하를 나타내고 있다.

지역 합계출산율은 다양한 요소에 의해 영향을 받는다. 설명변수 선정은 여러 선행연구를 분석하여 가장 일반적으로 모형에 사용된 결정요인을 참고하고, 우리나라 지역통계의 수집이 가능한 변수로 설정하였다. 합계출산율에 영향을 미치는 사회·문화적 요인으로 여성의 노동시장 참가, 노동시장 안정성, 결혼에 대한 가치관을 포함하고, 경제적 요인으로 출산 및 육아의 기회비용 또는 자산가치를 나타내는 변수를 포함하며, 정책적 요인으로 출산장려정책을 모형에 포함한다. 또한 최근 출산 및 양육에 영향을 미치는 것으로 주목받고 있는 환경적 요인을 포함한다.

먼저 여성의 노동시장 참가 정도를 나타내는 변수인 여성 경제활동참가율(female labor force participation rate)은 통계청 「경제활동인구조사」에서 수집하였으며, 이는 여성 만 15세 이상 인구 중 경제활동 인구가 차지하는 비율로 정의된다. 16개 광역시·도의 여성 경제활동참가율은 지역별로 상이한 형태의 움직임을 보이며 23년 동안 증감을 반복하는데, 서울, 충남, 전남, 경북은 2003년 이후 50% 이상의 높은 수치를 유지하고 있으며, 광역시 중 부산과 울산은 50% 미만을 유지하고 있다.

일반적으로 노동시장의 안정성 또는 불안정성을 파악하기 위한 통계로 실업률 지표가 주로 활용되나, 실업률은 한계적 경제활동참가자에 의해 상당한 부분 영향을 받아 실제보다 낮게 추계된다는 문제가 있으며, 불황의 장기화로 인해 자발적으로 취업을 포기하는 실망실업자가 증가하는 현상이 발생하고 있으나 실업률 통계에는 이러한 점이 반영되지 않고 있다. 이와 같은 문제를 해결할 수 있는 지표로서 고용률은 '취업자/생산가능인구'로 정의되므로 실업률의 개념상 문제점을 해결할 수 있다는 장점이 있다. OECD는 노동시장상황을 파악하기 위한 지표로 실업률보다는 고용률을 적극 활용하기를 권장하고 있으며, 노동시장의 현황 뿐 아니라 사회안정을 드러내는 핵심적인 지표로 사용하는 경향이 두드러지면서 국가 간 비교지표로도 고용률이 주로 사용되고 있다(김소연 외, 2016). 본 연구에서 여성 고용률(female employment rate)은 노동시장 안정성을 나타내는 대리변수로 사용한다.

다음 사회·문화적 요인으로 결혼관과 가치관의 변화를 나타내는 변수인 조혼인율 지표를 사용한다. 조혼인율(crude marriage rate)은 '1년간 신고된 총 혼인건수/연앙인구'의 1,000분비로 나타낸 것이며,

통계청 「인구동향조사」에서 수집하였다. 조혼인율이 높을수록 결혼과 출산에 대한 긍정적인 인식도가 상대적으로 높고 결혼에 적합한 사회경제적 환경이 마련되어 있다는 것을 간접적으로 의미하므로 합계출산율이 높아질 것으로 예상된다.

경제적 요인을 나타내는 변수로 출산 및 육아의 간접비용인 아파트매매가격지수를 활용한다. 아파트매매가격지수는 한국감정원 「전국주택가격동향조사」에서 수집하였고, 아파트매매가격을 기준시점(2017.11=100)과 조사시점의 가격비를 이용하여 기준시점이 100인 수치로 환산한 값을 의미한다. 주택가격이 증가하면 간접적 지출이 증가하는 것이므로 합계출산율을 감소시킬 수 있으며, 한편 주택가격이 증가할수록 자산가치가 증가하여 상대적으로 경제적 여유가 있어 출산율을 높일 수도 있다.

또한 최근 출산 및 양육에 영향을 미치는 것으로 주목받고 있는 환경적 요인을 모형에 포함한다. 환경오염 현황은 지역별 미세먼지 배출량을 통해 측정하고, 이는 환경부 국가미세먼지정보센터가 제공하는 PM-10 미세먼지 배출량으로 나타낸다. 대기오염에 대한 노출은 출산과 관련하여 조기출산, 저체중 출산, 사산 등의 문제를 야기하며, 출산 이후에도 아이의 호흡기계 질환을 증가시키는 등 출산 전후에 걸쳐 아이에게 영향을 미친다. 이는 자녀에게 지출하는 비용의 증가를 의미하므로 최적 자녀의 수를 결정하는 과정에서 자녀의 수를 줄이려는 유인이 될 수 있다(공경식, 2017).

정책적 요인은 지방자치단체가 합계출산율을 높이기 위해 실시하는 여러 출산장려정책 중에 전체 지역에서 전체 기간 수집 가능한 자료로 보육료 지급현황(Childcare Fee)을 활용한다. 영유아 보육료 지원현황은 여성가족부 「여성가족통계연보」, 보건복지부 「보육통계」를 참고하였고, 저소득 차등 보육료, 두자녀 이상 보육료, 만5세아 무상 보육료, 장애아동 지원, 방과후 및 누리 지원 등을 포함한다.

(Table 1)은 모형에 사용된 변수들의 전반적인 정보를 제공하기 위해 데이터의 기초통계량을 보여준다.

**Table 1.** Summary Statistics of the Dataset

| Variable                              | Unit   | Mean   | Std.Dev. | Min   | Max     |
|---------------------------------------|--------|--------|----------|-------|---------|
| Total Fertility Rate                  | TFR %  | 1.21   | 0.22     | 0.59  | 1.78    |
| Female Labor Force Participation Rate | FLPR % | 51.33  | 4.28     | 41.10 | 66.10   |
| Femal Employment Rate                 | Femp % | 49.81  | 4.32     | 39.40 | 65.00   |
| APT Sales Price Index                 | APT %  | 77.08  | 18.91    | 36.28 | 113.79  |
| Crude Marriage Rate                   | CMR %  | 5.53   | 1.03     | 3.00  | 7.70    |
| Childcare Fee                         | CCF 명  | 57,687 | 69,571.  | 1,173 | 398,665 |
| PM-10                                 | PM ton | 8,015  | 9,556    | 354   | 46,290  |

Note: obs=368, n=16, T=23

(Table 2)는 우리나라 16개 광역시·도의 지역 합계출산율에 대해 일정 기간 측정된 시차 상관계수를 보여준다. 지역 합계출산율은 시계열 상관관계(serial correlations)<sup>4)</sup>가 있는 것으로 나타났으며, 상관관계는 시간이 지날수록 점차 감소하는 경향을 나타낸다. 즉, 주어진 한 시점의 합계출산율은 가까운 과거시점의 출산율에 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 Wooldridge test를 통해 자기상관(autocorrelation)을 확인한 결과,  $F=2,083(p=0.000)$ 으로 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다.

4) 자기상관(autocorrelation)이라고도 하며, 시계열자료(time series data)의 현재 상태가 과거와 미래 상태에 밀접한 연관을 지니어서 서로 다른 기간의 잔차항이 상관관계를 갖고 잔차항 독립성 가정을 위배하는 경우를 뜻함.

**Table 2.** Serial Correlation Coefficient of Regional Total Fertility Rate

| Year | 2000   | 2001   | 2008   | 2015   | 2022  |
|------|--------|--------|--------|--------|-------|
| 2000 | 1.000  |        |        |        |       |
| 2001 | 0.9925 | 1.000  |        |        |       |
| 2008 | 0.9308 | 0.9559 | 1.000  |        |       |
| 2015 | 0.8267 | 0.8545 | 0.9278 | 1.000  |       |
| 2022 | 0.8418 | 0.8541 | 0.8123 | 0.8345 | 1.000 |

## 2. 분석모형

지역 합계출산율에 영향을 미치는 요인에 대하여 분석하기 위해 기본 모형을 다음과 같이 설정한다.

$$TFR_{it} = \alpha + \beta_1 FLPR_{it} + \beta_2 Femp_{it} + \beta_3 (FLPR_{it} \times Femp_{it}) + \beta_4 APT_{it} + \beta_5 CMR_{it} + \beta_6 \ln CCF_{it} + \beta_7 \ln PM_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기서  $i$ 는 지역,  $t$ 는 연도이며,  $\alpha$ 는 상수항,  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ 은 여성 경제활동참가율, 여성 고용률, 여성 경제활동참가율과 여성 고용률의 상호교차항(interaction term), 아파트매매가격지수, 조혼인율, 보육료 지급현황, 미세먼지 배출량 변수의 계수이며,  $\epsilon_{it}$ 는 오차항(i.i.d.)이다. 비율 변수를 제외한 PM과 CCF 변수는 변수별 단위를 맞추기 위해 자연로그로 전환하였다.

여성의 노동시장 참가와 노동시장의 안정성은 각각 합계출산율에 영향을 미칠 뿐 아니라 서로 상호작용을 통해 출산율에 영향을 미칠 수 있다. 즉, 여성의 경제활동참가율과 고용률이 합계출산율에 미치는 영향은 상호 영향을 주고받는 내생성이 성립될 수 있다(황진영, 2013). 노동시장이 안정적일수록 여성의 취업기회가 증가하고, 이는 여성의 노동시장 참가로 이어질 수 있다. 반대로 노동시장이 불안적이라면 여성의 노동시장 참가가 줄어들 수 있다. 따라서 본 연구는 노동시장 참가와 노동시장 안정성 변수 및 두 변수의 상호교차항을 모형에 포함한다.<sup>5)</sup>

한편 출산율에 영향을 미치는 요인에 대해 Bongaarts and Watkins (1996)은 집단 간 상호작용의 영향을 통해 지역 간 출산율 수준이 유사하다고 언급하였는데, 패널분석을 실시할 때 지역 간 상호의존성을 고려하지 않으면 추정에 편의(bias)가 생길 수 있고 일관되지 않은 추정치를 도출하게 된다. 패널 단위 간 상호의존성은 인접지역 간 ‘공간의존성’인 약한 횡단면 의존성(weak cross-sectional dependence)과 전체 지역 간 ‘공통요인 효과’인 강한 횡단면 의존성(strong cross-sectional dependence)으로 구분할 수 있으며, Pesaran and Tosetti (2011)는 횡단면 의존성에 강한 횡단면 의존성과 약한 횡단면 의존성이 있음을 제시하면서 횡단면 단위가 공통요인의 영향을 받는 것을 강한 횡단면 의존성이라 하고, 인접 지역 간 공간의존성을 약한 횡단면 의존성이라 하였다. Ertur and Musoles (2017)는 패널 데이터의 약한 횡단면 의존성은 공간가중치행렬(spatial weight matrix)을 통해 고려하고, 강한 횡단면 의존성은 ‘공통요인 효과’로 설명하였다. Chudik et al. (2011)은 인접 지역의 변수로부터 영향을 받는 ‘공간의존성’을 약한 횡단면 의존성이라 하였고, ‘공통요인 효과’를 전체 지역에 영향을 미치는 강한 횡단면 의존성이라 설명하였다.

종속변수 및 일반패널고정효과모형의 간차에 대해 Pesaran (2004)의 CD test ( $H_0$ : cross-section

5) 설명변수들 간에 다중공선성(multicollinearity) 여부를 확인하고자 VIF (variance inflation factor)를 살펴본 결과, 여성 경제활동참가율과 여성 고용률을 제외함(상호교차항을 통해 통제) 변수들 모두 10보다 작게 나와 문제가 없음을 검증하였음. 설명변수와 종속변수 간 내생성(endogeneity)과 관련하여 황진영(2013)은 여성의 경제활동참가가 출산율 결정에 미치는 영향은 집적적·단기간에 반응을 나타내는 반면, 출산율은 간접적·장기간에 걸쳐 여성 경제활동참가에 영향을 미친다는 점을 참고하여 연구의 분석에서 여성의 경제활동참가 출산율에 미치는 영향에 초점을 두었다고 하였으며, 본 연구에서도 이를 적용함.



independence)를 실시한 결과, 횡단면 독립성 귀무가설을 기각하여 합계출산율 변수와 잔차에 횡단면 의존성이 존재하는 것으로 나타났다. Pesaran (2015)의 CD test (H0: weak cross-section dependence, H1: strong cross-section dependence)에 의하면 합계출산율 변수에 약한 횡단면 의존성 귀무가설이 채택되어 인접지역 간 공간의존성이 존재하는 것으로 나타났으며, Pesaran and Xie (2021)의 CD test (H0: weak cross-section dependence, H1: strong cross-section dependence)에 의하면 합계출산율 변수에 약한 횡단면 의존성이 존재하는 것으로 나타났다. 한편 Fan et al. (2015)과 Juodis and Reese (2021)의 CD test (H0: weak cross-section dependence, H1: strong cross-section dependence)에 의하면 합계출산율 변수에 전체 지역 간 공통요인 효과인 강한 횡단면 의존성이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 잔차에 있어 약한 횡단면 의존성 존재의 귀무가설이 기각되어 강한 횡단면 의존성이 존재하는 것을 확인할 수 있다.

**Table 3.** Cross-section Dependence Test Results

| CD test                 | Variable | Statistic  | p-value |
|-------------------------|----------|------------|---------|
| Pesaran (2004)          | TFR      | 50.20 ***  | 0.000   |
|                         | residual | 52.54 ***  | 0.000   |
| Pesaran (2015)          | TFR      | -0.04      | 0.972   |
|                         | residual | -2.63 ***  | 0.000   |
| Pesaran and Xie (2021)  | TFR      | -1.32      | 0.186   |
|                         | residual | 2.8 ***    | 0.000   |
| Fan et al. (2015)       | TFR      | 549.93 *** | 0.000   |
|                         | residual | 572.87 *** | 0.000   |
| Juodis and Reese (2021) | TFR      | -2.58 **   | 0.010   |
|                         | residual | 4.38 ***   | 0.000   |

Notes: 1. \*\*\*, \*\*, \* denotes the null can be rejected at significant level of 1%, 5%, 10%

식(1)은 지역 합계출산율에 존재할 수 있는 횡단면 의존성을 통제하는 공간패널회귀모형을 통해 실증분석 할 수 있다. CD test 결과에 따라 종속변수에 약한 횡단면 의존성 또는 강한 횡단면 의존성이 존재하는 것을 확인하였고, 잔차에 강한 횡단면 의존성이 존재하는 것을 확인하였다. 따라서 공간자기회귀모형 (spatial autoregressive model: SAR) 모형을 통해 인접 지역 간 공간의존성인 약한 횡단면 의존성을 고려할 수 있고, 강한 횡단면 의존성을 통제하는 DKSE (Driscoll-Kraay standard errors) 모형을 통해 추정하도록 한다.

공간의존성은 공간계량모형(spatial econometrics model)을 통하여 통제할 수 있다. 공간계량모형은 공간가중행렬( $W$ )을 적용하여 공간자기상관을 통제하는 모형이며, SAR 모형은 공간자기회귀 종속변수를 활용하는 추정법이다. 식(2)는 공간자기회귀모형을 적용하여 공간자기회귀 종속변수인 인접 지역의 합계출산율을 설명변수로 포함한다. 공간가중행렬은 인접한 지역 간의 상호의존성을 나타내는 행렬이고 행렬 원소  $w_{rj}$ 는  $r$ 지역과  $j$ 지역 간 의존성 크기를 나타내며, 지역 간 경계선 공유시 1, 비공유시 0을 부여한 후 모든 행 원소 합이 1이 되도록 행 표준화(row-standardization)를 실시하여 도출하였다.

$$\begin{aligned}
 TFR_{it} = & \alpha_i + \beta_0 TFR_{it-1} + \beta_{00} \sum_{i=1}^N w_{ij} TFR_{it} + \beta_1 FLPR_{it} + \beta_2 Femp_{it} \\
 & + \beta_3 (FLPR_{it} \times Femp_{it}) + \beta_4 APT_{it} + \beta_5 CMR_{it} + \beta_6 \ln PM_{it} \\
 & + \beta_7 \ln CCF_{it} + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (2)$$

여기서  $\beta_0$ 는 시차자기회귀계수이며,  $\beta_{00}$ 는 공간자기회귀계수이다. 지역 합계출산율의 시계열 자기상관은 모형에 시차자기회귀변수, 즉 종속변수의 과거값(lagged dependent variable)을 설명변수로 포함함으로써 시차 상관관계를 통제한다. 또한 박종훈 외(2020)는 공간계량모형에서 동태적(dynamic) 패널모형 구축을 통해 설명변수의 내생성 문제를 방지할 수 있다고 하였다.  $\beta \sum_{i=1}^N w_{ij} Y_{it}$ 는 추정값의 공간의존성을 통제하기 위해 선형회귀모형에 추가된 것으로, 공간회귀계수는 공간적 상관성의 크기를 알려주는 지표라 할 수 있다.

한편 LeSage and Pace (2009)는 공간회귀모형에서 종속변수에 대한 설명변수의 효과를 단순 회귀추정치로 구하는 것은 잘못된 결론을 도출한 것이라고 주장하였다. 공간회귀모형에 있어서 설명변수의 효과는 특정 지역의 종속변수에 대한 설명변수의 영향에 추가적으로 피드백 효과, 즉 특정 지역의 설명변수가 다른 지역의 종속변수를 거쳐 원래의 해당 지역 종속변수로 돌아오는 효과를 합하여 직접효과(average direct effect)로 나타내어야 하며, 다른 지역 변수에 미치는 영향인 간접효과(average indirect effect)를 추정하여 총효과(total effect)를 도출할 것을 제시하였다.<sup>6)</sup> 따라서 공간의존성을 고려하여 특정 지역의 합계출산율에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하기 위해서는 해당 지역의 설명변수에 의해서 영향을 받는 추정계수 뿐만 아니라, 특정 지역의 합계출산율이 인근 지역의 출산율에 영향을 미쳤다가 다시 특정 지역에 영향을 받는 효과를 모두 고려해야 한다.

다음으로 패널모형에 지역 간 횡단면 의존성과 자기상관 및 이분산성이 존재하며, 불안정 시계열 간에 공격분 관계가 있는 경우에 일반패널추정법이 아닌 공간패널분석법인 Driscoll and Kraay (1998)의 Driscoll-Kraay standard errors (DKSE) 추정법을 통해 분석할 수 있다. DKSE 추정법은 설명변수와 오차항의 횡단면 평균을 통해 횡단면 의존성을 통제하는 분석방법이며, 모형의 이분산성과 자기회귀(autoregressive: AR) 과정을 통해 자기상관 문제를 해결할 수 있다.<sup>7)</sup>

먼저 식(1)을 식(3)과 같이 간단하게 표현하고, 횡단면 및 시간적 종속성을 통제하기 위해 설명변수  $x_{it}$  및 오차항  $\epsilon_{it}$ 는 식(4)와 같이 그룹별 평균( $\bar{x}_i, \bar{\epsilon}_i$ )와 AR(1) 과정의 공통요인인  $g_t$ 와  $f_t$ 로 구성된다. 여기서  $w_{it}, \nu_{it}, \iota_t, v_t$ 는 독립적이고 동일하게 분포(i.i.d.)한다는 조건을 따른다.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$x_{it} = \bar{x}_i + \theta_i g_t + w_{it}, \quad g_t = \gamma g_{t-1} + \iota_t \quad (4)$$

$$\epsilon_{it} = \bar{\epsilon}_i + \lambda_i f_t + \nu_{it}, \quad f_t = \rho f_{t-1} + v_t$$

#### IV. 실증분석 결과

회귀모형 추정시 불안정적(non-stationary) 시계열 데이터를 이용하면 가성회귀 문제가 생길 수 있다. 따라서 패널 데이터의 안정성을 위해 횡단면 의존성이 존재하는 패널자료의 단위근 검정에 적합한 Pesaran (2007)의 CIPS (cross-sectionally augmented IPS) 검정( $H_0$ : non-stationary)을 실시한다. <Table 4>에 따르면, FLPR, Femp, CMR, lnCCF 변수가 단위근 존재 귀무가설을 기각하여 안정적 시계열임을 알 수 있고, TFR, APT, lnPM 변수는 귀무가설을 기각하지 못해 단위근이 존재하는 불안정적 시계열임을 확인할 수 있다.

6) 직접효과와 간접효과 및 총효과 도출과정은 Elhorst (2010) 참고.

7) Driscoll and Kraay (1998)와 Ditzgen (2019) 참조. Driscoll-Kraay 추정법의 경우 오차항의 이분산성과 자기상관은 Newey-West (1987)의 표준오차 조정방법을 통해 고려됨.

**Table 4.** Panel Unit Root Test Results

| Variable | Statistic  |
|----------|------------|
| TFR      | -1.553     |
| FLPR     | -2.257 **  |
| Femp     | -2.195 *   |
| APT      | -1.731     |
| CMR      | -2.514 *** |
| InCCF    | -2.316 **  |
| InPM     | -2.018     |

Notes: 1. \*\*\*, \*\*, \* denotes the null can be rejected at significant level of 1%, 5%, 10%.  
2. Using the lag selection process by AIC (Akaike information criterion).

불안정적 데이터를 이용하여 회귀모형을 추정하게 되면 가성회귀 문제가 생길 수 있기 때문에 차분을 통해 단위근을 제거하여 안정적인 시계열로 치환하여 분석을 해야하지만, 차분 시 모형의 장기적 특성을 배제하게 된다. 따라서 불안정적 시계열의 선형결합이 장기적으로 안정적 시계열이 되는지, 즉 공적분 관계가 존재하는지 확인해 볼 필요가 있다.

〈Table 5〉의 Kao, Pedroni, Westerlund 공적분 검정( $H_0$ : no cointegration)에 따르면, 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하여 장기적 관계가 존재함을 확인할 수 있다. 장기적으로 일정한 관계가 유지된다고 판단하여, 수준변수를 이용하여 회귀분석을 통해 장기적인 관계를 분석하도록 한다.

**Table 5.** Panel Cointegration Test Results

|            | Test        | Statistic   | p-value |
|------------|-------------|-------------|---------|
| Kao        | DF          | -1.4788 *   | 0.0696  |
|            | Modified DF | -2.6138 *** | 0.0045  |
| Pedroni    | PP          | -1.3510 *   | 0.0883  |
|            | Modified PP | 3.7947 ***  | 0.0001  |
| Westerlund |             | 1.4131 *    | 0.0788  |

Notes: 1. \*\*\*, \*\*, \* denotes the null can be rejected at significant level of 1%, 5%, 10%

또한 지역별 합계출산율에 대한 잔차 이분산성 검정(Breusch-Pagan, Cook-Weisberg test)을 실시한 결과, 검정통계량 44.25로 통계적 유의수준( $p=0.0002$ )에서 동분산 귀무가설이 기각되어 이분산성이 존재하는 것을 확인하였다.

먼저 식(2)의 공간자기회귀모형인 SAR 모형을 Lee and Yu (2010)의 준최우범(quasi-maximum likelihood estimators, QMLE)을 통해 추정한 총효과 결과를 〈Table 6〉에 제시하였다. QMLE 추정법은 동적자기회귀패널모형의 변수가 공적분 관계를 갖는 경우에 의미 있는 추정이 가능하며, 동분산(homoskedasticity)을 조건으로 하지만, 군집된 표준오차(clustered standard errors)를 사용하여 이분산성을 수정할 수 있다(Hoechle et al., 2007).

TFR 변수의 시차자기회귀변수인 L.TFR의 계수값이 1% 유의수준에서 양(+)의 부호로 유의한 것으로 나타나, 지역의 합계출산율은 과거 합계출산율에 영향을 받으며, 과거 합계출산율이 높을수록 현재 합계출산율이 증가하는 것으로 나타났다. 이를 통해 합계출산율에 시차자기상관이 존재한다는 것을 확인할 수 있다.

FLPR 변수는 1% 통계적 유의수준에서 양(+)의 부호로 합계출산율에 영향을 미치지만, Femp 변수는

유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 여성 경제활동참가율과 여성 고용률의 상호교차항인 FLPR×Femp의 추정계수가 유의미한 것으로 나타나 여성 경제활동참가율이 합계출산율에 미치는 영향은 고용률의 영향을 받는 경제활동참가율이 합계출산율에 미치는 효과만큼 상쇄되어 고려되어야 한다. 상호교차항의 추정계수가 음(-)의 부호로 유의미하게 나타나, 고용률이 높은 지역일수록 경제활동참가율이 합계출산율에 미치는 양(+)의 효과는 줄어들 수 있다.

경제적 요인인 APT의 추정계수는 미미하지만 양(+)의 부호로 나타나 아파트매매가격지수가 높아질수록 합계출산율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. CMR의 추정계수는 1% 유의수준에서 합계출산율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 환경적 요인을 나타내는 lnPM 변수의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났고, 정책적 요인인 lnCCF 변수의 추정계수는 5% 유의수준에서 합계출산율에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

**Table 6. SAR Model Estimation Results**

|           | Variable  | Coef.      | p-value |
|-----------|-----------|------------|---------|
| $\beta_0$ | L.TFR     | 0.029 ***  | 0.000   |
| $\beta_1$ | FLPR      | 0.147 ***  | 0.003   |
| $\beta_2$ | Femp      | 0.018      | 0.682   |
| $\beta_3$ | FLPR×Femp | -0.002 *** | 0.007   |
| $\beta_4$ | APT       | 0.007 ***  | 0.000   |
| $\beta_5$ | CMR       | 0.266 ***  | 0.000   |
| $\beta_6$ | lnPM      | 0.010      | 0.530   |
| $\beta_7$ | lnCCF     | -0.044 **  | 0.042   |
|           | $R^2$     | 0.9134     |         |

Notes: 1. \*\*\*, \*\*, \* denotes the null can be rejected at significant level of 1%, 5%, 10%

다음으로 식(3)과 식(4)의 DKSE 추정법을 이용하여 분석한 결과를 <Table 7>과 같이 제시하였다. FLPR 변수의 추정계수는 1% 유의수준에서 합계출산율에 양(+)의 영향을 미치며, 고용률은 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며, 상호교차항의 계수는 음(-)의 부호로 추정되었다. APT의 추정계수는 1% 유의수준에서 양(+)의 부호로 도출되었고, CMR 변수와 lnPM 변수는 각각 양(+)과 음(-)의 부호로 유의한

**Table 7. DKSE Model Estimation Results**

|           | Variable  | Coef.      | p-value |
|-----------|-----------|------------|---------|
| $\beta_1$ | FLPR      | 0.120 ***  | 0.000   |
| $\beta_2$ | Femp      | -0.003     | 0.915   |
| $\beta_3$ | FLPR×Femp | -0.001 *** | 0.002   |
| $\beta_4$ | APT       | 0.003 ***  | 0.001   |
| $\beta_5$ | CMR       | 0.198 ***  | 0.000   |
| $\beta_6$ | lnPM      | 0.002      | 0.869   |
| $\beta_7$ | lnCCF     | -0.045 **  | 0.033   |
|           | $R^2$     | 0.8301     |         |

Notes: 1. \*\*\*, \*\*, \* denotes the null can be rejected at significant level of 1%, 5%, 10%

영향을 미치는 것으로 나타났다. InCCF 변수의 추정계수는 합계출산율에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이상의 결과를 살펴보면, 약한 횡단면 의존성을 고려한 SAR 모형의 추정결과와 강한 횡단면 의존성을 통제한 DKSE 추정법을 이용한 분석결과가 유사한 것으로 나타나 결과의 강건성(robustness)을 확인할 수 있다. 여성 경제활동참가율은 모두 1% 유의수준에서 합계출산율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 여성의 경제활동참가율 증가 및 자녀 양육의 기회비용을 높여 출산율을 감소시키는 효과보다, 가구 소득을 높여 출산율을 증가시키는 효과가 더 큰 것으로 해석할 수 있다.

Brewster and Rindfuss (2000), Ahn and Mira (2002) 등의 연구에 의하면 제도적 변화로 인해 여성이 일과 육아를 보다 성공적으로 결합할 수 있게 되었기 때문에 여성의 노동시장 참가가 출산율에 긍정적인 영향을 미친다는 것이다. 워킹맘에 대한 태도 변화, 보육의 가용성 및 경제성 증가, 시간제 고용 증가, 육아휴직에 대한 인식 등 사회적 반응에 의해 여성의 경제활동참가의 영향이 긍정적이라고 설명할 수 있다.

OECD를 대상으로 연구한 정진화 외(2019)에 의하면 합계출산율과 여성 경제활동참가율의 상관계수가 1980년대 초까지 음(-)의 관계를 보이다가, 2000년대 이후 양(+)의 상관관계가 성립됨을 확인하였다. 이는 일과 가정의 양립이 가능한 사회·문화적 요인이 자녀 보육의 기회비용을 감소시켜 출산율을 높인 것으로 해석할 수 있다.

De Laat and Sevilla-Sanz (2011)는 11개국을 대상으로 한 연구에서 남성의 가사노동 참여도가 높을수록 여성 경제활동참가율이 높고 자녀수가 많다는 결과를 제시하였다. 따라서 우리나라는 여성의 경제활동참가를 위한 지원을 실시하고, 특히 일과 가정의 양립이 가능하도록 노동시장 여건을 개선하는 것이 출산율 제고에 효과적일 수 있다.

여성 노동시장의 안정성을 의미하는 여성 고용률은 두 가지 모형에서 모두 합계출산율에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 경제 및 노동시장의 안정적이면 합계출산율 저하를 지연시킬 수 있을 것으로 예상되지만, 여성의 높은 고용률은 출산에 대한 인센티브를 무효화하여 영향을 미치지 않는 것으로 설명할 수 있다.

여성 경제활동참가율과 여성 고용률의 상호교차항은 경제활동참가율과 고용률의 내생성을 통제하고, 경제활동참가율과 고용률이 상호 연계되어 합계출산율에 미치는 영향을 살펴보기 위해 추가하였다. 경제활동참가율의 유의하게 양(+)의 부호로 나타나고, 고용률은 유의하지 않게 나타났지만, 상호교차항의 추정계수가 유의한 것으로 나와 각 변수들은 상대변수에 의존하여 영향의 크기가 변하기 때문에 이를 고려하여 분석하여야 편의가 발생하지 않으며, 경제활동참가율이 합계출산율에 대해 미치는 영향에 고용률에 영향을 받는 경제활동참가율이 합계출산율에 미치는 효과가 함께 고려된다. 상호교차항의 추정계수는 두 가지 추정방법 모두에서 유의미하게 음(-)의 부호로 나타났으므로, 경제활동참가율이 합계출산율에 미치는 양(+)의 효과는 고용률에 따른 경제활동참가율의 영향만큼 상쇄된다. 다른 조건이 일정할 때 여성의 경제활동참가율이 높은 지역에서 고용률이 합계출산율에 미치는 효과가 음(-)의 영향을 받게 된다. 이는 경제활동참가율이 낮은 지역의 경우 상대적으로 합계출산율이 낮으며, 이러한 지역에서 고용률의 증대는 합계출산율을 증가시키는 긍정적인 영향을 미치게 되며, 반대로 경제활동참가율이 높은 지역은 상대적으로 고용률의 증대는 오히려 합계출산율에 부정적 영향을 미친다고 이해할 수 있다. 따라서 여성의 노동시장 참가가 합계출산율 증가로 귀결되기 위해서는 여성의 고용에 질적 개선이 이루어져, 경제활동참가율이 높고 고용률이 높아질수록 합계출산율이 증가할 수 있도록 해야 한다.

주택가격의 상승은 생활비 증가와 함께 경제적 불평등이 심화되는 상황이며, 이는 집을 구입하기 어려운 상황에서 출산을 연기할 수 있음을 의미한다. 여러 연구에서 주택가격과 출산율 사이에 부정적인 관계가 있음을 밝혔으며, Suzuki (2008), Lee and Choi (2015) 등에서 한국의 값비싼 부동산 임대시장이 결혼을 지연시킬 수 있음을 언급하였다. 그러나 추정결과 두 가지 모형에서 미미한 계수값으로 유의미한 양(+)의 결과를 도출하였다. 대리변수로 해석에 있어 주의해야 하지만 아파트매매가격의 상승이 자산가치의 증가를 의미한다면 자산가치의 증가로 합계출산율의 증가에 긍정적 영향을 미친다고 이해할 수 있다. 긍정적

(2017)의 도구변수모형에서 연립다세대매매가가 증가하면 출산율이 증가하는 것으로 나타났으며, 김지현·최숙희(2023)는 주택매매가격지수가 출산율에 양(+)의 효과를 미치는 것은 집값 상승이 출산에 미치는 영향으로 나타나기까지의 시간적 차이에 의한 것으로 판단하였다.

조혼인율이 합계출산율에 긍정적인 영향을 미친다는 것은 두 가지 모형의 추정결과에서 일관되게 나타나고 있다. 조혼인율이 높을수록 합계출산율이 증가한다는 결과를 통해, 혼인율을 통한 출산율 제고 효과가 있음을 확인할 수 있다. 우리나라는 합계출산율 중 유배우 출산율이 높으며 혼외출산 비율은 전 세계에서 가장 낮은 수준이다. 그러나 우리나라의 혼인율이 감소하는 추세에 있으며, 혼인율의 감소는 합계출산율의 감소를 유발하기 때문에 출산율 증가를 위해서 혼인율을 유지 및 증가하고 출산율을 제고시킬 수 있는 방안이 필요하다.

환경적 요인인 미세먼지 배출량이 합계출산율에 미치는 영향은 SAR 모형과 DKSE 추정법에서 무의미한 것으로 나타났다. 저출산이라는 사회적 문제에 환경문제를 결합한 연구가 많지 않지만, 공경식(2017)에서 합동 OLS 추정 결과로 미세먼지는 출산율에 미치는 효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

정책적 요인으로 제시한 보육료 지급현황의 영향은 SAR 모형과 DKSE 추정법에서 5% 유의수준으로 합계출산율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우리나라를 대상으로 한 연구 중에 Gubhaju and Moriki-Durand (2003)은 한국과 같은 저출산 국가에서 출산율 감소를 둔화시키기 위한 국가의 노력에도 불구하고 정책은 성공하지 못한 것으로 설명하였고, Thévenon (2018), Le et al. (2020)은 한국에서 유급 육아휴직 연장, 보육제도 확대 등 초저출산 문제를 해결하기 위한 일련의 정책이 있었지만, 이러한 제도는 출산 선택에 영향을 주지 못하고, 부모의 요구에 반응하지 않아 행동 변화를 촉진시키는데 효과적이지 않다고 지적하였다. 또한 박아연(2017)에 의하면 한국의 경우, 가족 관련 정부지출이 증가했음에도 불구하고 합계출산율이 감소한 국가에 포함되어 있다. 지금까지의 보육료 지급 등을 포함한 출산율 제고 정책의 내용이나 지원수준으로 우리나라의 출산율 저하를 효과적으로 제어하는 데 한계가 있다는 점에서 출산 및 보육에 대한 정책의 실효성을 높일 수 있는 방안 마련이 필요하다.

이와 관련하여 Boydell et al. (2023)는 출산지원금, 보육서비스와 같은 재정적 인센티브는 여성의 노동시장 참여를 지원하는 정책에 비해 단기적인 영향을 미치며, 전체 자녀 양육비용의 매우 작은 부분만을 충당하기 때문에 출산율에 영향을 미치지 않을 수 있다고 지적하였다. 또한 출산율 감소를 회복하고자 하는 정부의 정책이 목표 달성에 반드시 효과적인 것은 아니며, 일관되지 않는 정책은 오히려 출산율 증가에 반대되는 영향을 미칠 수 있다고 언급하였다. 또한 Castles (2003)는 금전적 지원과 출산율 사이에 상관관계가 없다고 주장하였고, 은석(2015)에 따르면 현금지원 중 가족수당은 유의한 영향이 없는 것으로 나타났으며, 김사현·홍경준(2014)은 금전적 지원이 오히려 출산율을 낮춘다고 하였다.

## V. 요약 및 결론

출산율 저하는 전 세계적 현상이며, 저출산은 인구감소와 고령화, 경제성장 둔화 등 인구통계학적, 사회·경제적 측면에서 심각한 문제를 야기할 것으로 예측되고 있다. 특히 저출산 현상은 우리나라에서 가장 고속으로 나타나고 있으며, 세계적으로 가장 낮은 수준을 유지하고 있다. 지역 측면에서 출산율 저하는 궁극적으로 지역 쇠퇴에 대한 우려까지 야기하게 된다. 이에 우리나라는 저출산 문제를 중요한 국가적 아젠다임을 강조하고, 돌봄과 교육, 유연근무와 육아휴직의 정착, 주거 안정, 양육비 부담의 완화, 난임부부 지원 확대 등의 대책을 추진하고 있다. 이와 관련하여 본 연구는 2000년부터 2022년까지 우리나라 지역 합계출산율에 영향을 미치는 요인에 대한 분석을 실시하였다.

특히 합계출산율에 대한 지역 간 상호작용을 고려한 추정방법을 이용하였으며, 횡단면 의존성 중 인접한 지역 사이의 영향인 공간의존성을 의미하는 약한 횡단면 의존성과 인접하지 않더라도 전체 지역 사이에 공통으로 영향을 미치는 공통요인 효과를 의미하는 강한 횡단면 의존성을 각각 고려한 모형을 통해 추정을 실시하였다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 여러 횡단면 의존성 존재여부 검정을 실시한 결과, 우리나라 지역 합계출산율과 설명변수 및 잔차에 약한 횡단면 의존성과 강한 횡단면 의존성이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 합계출산율은 시차 자기상관이 존재하여 과거 지역 합계출산율의 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 합계출산율에 영향을 미치는 요인에 대해 분석 시 횡단면 의존성과 시차 상관관계를 고려해야 하며, 이를 통하여 추정의 편의를 최소화 할 수 있다.

둘째, 시차 변수와 공간자기회귀변수를 통해 약한 횡단면 의존성을 고려한 SAR 모형의 총효과 결과는 자기회귀 과정을 포함하고 표준오차 조정방법을 통해 강한 횡단면 의존성을 통제하는 DKSE 추정법의 결과와 유사한 것으로 나타나, 결과의 강건성을 확인할 수 있다.

셋째, 여성 경제활동참가율은 합계출산율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나, 여성의 노동시장 참가의 증가는 출산 및 양육의 기회비용을 높여 출산율을 줄이는 효과보다, 가구의 소득을 증가시켜 출산율을 높이는 효과가 더 큰 것으로 해석할 수 있다. 여성의 고용률은 합계출산율에 영향을 미치지 않지만, 경제활동참가율과 고용률의 상호교차항은 유의하게 음(-)의 부호로 추정되었다. 이는 단순하게 여성의 경제활동참가율이 높으면 합계출산율이 증가하는 것이 아니라, 증가한 여성의 노동참가가 출산율 증가로 이어지기 위해서는 여성의 고용에 대한 질적 개선이 이루어져야 하며, 여성의 경력단절에 대한 문제를 완화하고 출산 후에도 노동시장에 쉽게 복귀할 수 있는 제도가 마련되어야 함을 의미한다.

넷째, 아파트매매가격지수의 추정계수는 미미한 값으로 양(+)의 부호로 추정되었다. 아파트매매가격지수를 자산가치의 증가로 이해하는 경우, 합계출산율 증가에 긍정적 영향을 미친다고 할 수 있다.

다섯째, 조혼인율은 합계출산율에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나 혼인율을 증가시키고 출산율을 제고할 수 있는 방안 마련이 필요하다.

여섯째, 환경적 요인은 합계출산율에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났고, 정책적 요인은 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 국가와 지방정부의 출산 및 보육에 대한 재정적 투자에도 불구하고 출산율이 완고하게 낮다는 것을 통해, 금전적 지원 뿐 아니라 여성에 대한 문화적 규범을 기반으로 상호 연결된 요인을 총체적으로 다룰 수 있는 정책을 통해 그 실효성을 높여야 하겠다.

본 연구는 지역 합계출산율에 대해 존재하는 횡단면 의존성을 고려하여 두 가지 모형을 통해 분석하였다. 이는 점에서 기존 출산율 결정요인 연구와 차별화된다. 저출산 문제는 출산에만 초점을 맞춘 인구정책으로는 해결할 수 없는 복잡한 사회·경제적, 문화적, 환경적, 정책적 여건에 의해 발생한다. 분석 결과를 통해 합계출산율에 영향을 미치는 요인들을 고려하여 지역별 특성을 연계한 정책을 발굴하는 방안이 강구되어야 할 것이다.

마지막으로 연구의 한계점은 다음과 같다. 시계열 자료의 한계로 정책적 요인을 대리할 수 있는 육아휴직 현황, 보육시설 현황 등을 포함하지 못하였고, 여성의 상용충근로시간, 임금, 교육정도 등을 모형에 고려하지 못한 것이 못한 것이 본 연구의 한계점이다.

## References

- 공경식 (2017), "미세먼지가 출산율에 미치는 효과", 한국재정학회 학술대회 논문집, 2017(3), 1-29.
- 김동현, 전희정 (2021) "지역출산율의 공간적 상호의존성과 영향요인에 관한 연구: 공간패널분석을 활용하여", *국토계획*, 56(4), 173-193.
- 김사현, 홍경준 (2014) "출산율 및 여성노동참여율에 대한 가족정책의 영향: 정책균형관점에서 본 OECD 21개국 비교연구", *사회복지정책*, 41(2), 213-238.
- 김소연, 최기홍, 류수열 (2016), "관광산업과 고용율의 인과관계 분석", *관광레저연구*, 28(7), 5-18.
- 김지현, 최숙희 (2023), "지역의 소득수준과 주택가격이 출산율에 미치는 영향", *대한부동산학회지*, 41(1), 141-160.
- 박아연 (2017), "OECD 국가 합계출산율 트렌드 분석을 통한 정책적 함의 도출", *보건복지포럼*, 2017(8), 29-41.
- 박종훈, 김찬성, 이성우 (2020), "고통접근도가 인구유입 및 지역 내 총생산에 미치는 영향 분석", *국토연구*, 25-40.

- 서미숙 (2013), “주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구”, *여성경제연구*, 10(1), 63-79.
- 오삼권, 권영주 (2018), “지방자치단체별 출산율 영향요인 연구: 사회·문화적, 경제적, 정책적 요인을 중심으로”, *국가정책연구*, 32(1), 55-81.
- 은석 (2015), “교육 및 사회정책의 출산율 고양효과에 대한 비교 연구: system-GMM을 활용한 26개국 18년간의 패널자료 분석결과를 중심으로”, *보건사회연구*, 35(2), 5-31.
- 이철희 (2018), “한국의 출산장려정책은 실패했는가? 2000년-2016년 출산율 변화요인 분해”, *경제학연구*, 66(3), 5-42.
- 정진화, 김현숙, 임지은 (2019), “OECD 국가들의 합계출산율: Becker 및 Easterlin 가설 검증과 가족정책의 효과와 시사점”, *재정학연구*, 12(4), 1-47.
- 최은희, 조택희 (2016), “패널분석을 이용한 합계출산율에 영향을 미치는 요인분석”, *한국콘텐츠학회논문지*, 16(8), 59-70.
- 홍정림 (2013), “보육비 지원 정책의 효과성 분석”, *한국인구학*, 36(4), 95-118.
- 황진영 (2013), “여성의 경제활동참가, 노동시장의 불안정성 및 합계출산율: 국가 간 실증분석”, *재정정책논집*, 15(1), 81-105.
- 황진영, 이종하 (2012), “한국에서 여성의 고용, 출산 및 성장 간의 상호관련성”, *경제연구*, 30(3), 19-43.
- 네이버, 식물학 백과
- 네이버 지식백과, 통계용어·지표의 이해
- Ahlburg, D. and R. Cassen (1993), *Population and Development*, International handbook of Development Economics, Cheltenham: Edward Elgar, 316-327.
- Ahn, N. and P. Mira (2002), “A Note on the Changing Relationship between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries”, *Journal of Population Economics*, 15, 667-682.
- Ashraf, Q., D. Weil and J. Wilde (2014), “The Effect of Fertility Reduction on Economic Growth”, *Population and Development Review*, 39(1), 97-130.
- Bertrand, M., C. Patricia, O. Claudia and P. Jessica (2016), *Social Norms, Labor Market Opportunities, and the Marriage Gap for Skilled Women*, Working Paper, No. 22015.
- Bongaarts, J. (1987), “The Proximate Determinants of Fertility”, *Technology in Society*, 9(3-4), 243-260.
- Bongaarts, J. and S.C. Watkins (1996), “Social Interactions and Contemporary Fertility Transitions”, *Population and Development Review*, 22(4), 639-682.
- Boydell, V., R. Mori, S. Shahrook and S. Gietel-Basten (2023), “Low Fertility and Fertility Policies in the Asia-Pacific Region”, *Global Health & Medicine*, 5(5), 271-277.
- Brewster, K.L. and R.R. Rindfuss (2000) “Fertility and Women’s Employment in Industrialized Nations”, *Annual Review of Sociology*, 26, 271-296.
- Caldwell, J.C. (1976), “Toward a Restatement of Demographic Transition Theory”, *Population and Development Review*, 2(3/4), 321-366.
- Castles, F. (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.
- Chudik, A., M.H. Pesaran and E. Tosetti (2011), “Weak and Strong Cross-section Dependence and Estimation of Large Panels”, *The Econometrics Journal*, 14(1), 45-90.
- D’Addio, A.C. and M.D. Marco (2005), *Trends and Determinants of Fertility Rates: The Role of Policies*, Working Paper, No. 27, OECD.
- Davis, K. and J. Blake (1956), “Social Structure and Fertility: An Analytic Framework”, *Economic Development and Cultural Change*, 4(3), 211-235.
- De Laat, J. and A. Sevilla-Sanz (2011), “The Fertility and Women’s Labor Force Participation Puzzle in OECD Countries: The Role of Men’s Home Production”, *Feminist Economics*, 7(2), 87-119.
- Detting, L.L. and S.K. Melissa (2014), “House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby”, *Journal of Public Economics*, 110, 82-100.



- Easterlin, R.A. and E.M. Crimmins (1985), *The Fertility Revolution: A Supply-Demand Analysis*, Chicago, University of Chicago Press.
- Elhorst, J.P. (2010), *Spatial Panel Data Models*, in M.M. Fischer and A. Getis(eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis*, 377-407.
- Engelhardt, H. and A. Prskawetz (2004), "On the Changing Correlation between Fertility and Female Employment over Space and Time", *European Journal of Population*, 20, 35-62.
- Feyrer, J., B. Sacerdote and A. Stern, "Will the Stork Return to Europe? Understanding Fertility within Developed Nations", *Journal of Economic Perspectives*, 22(3), 3-22.
- Fan, J., Y. Liao and J. Yao (2015), "Power Enhancement in High-Dimensional Cross-Sectional Tests", *Econometrica*, 83, 1497-1541.
- 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.
- González, L. (2013), "The Effect of a Universal Child Benefit on Conceptions, Abortions, and Early Maternal Labor Supply", *American Economic Journal*, 5(3), 88-160.
- Gubhaju, B. and Y. Moriki-Durand (2003), "Fertility Levels and Trends in the Asian and Pacific Region", *Population and Development*, Selected Issues, 35-87.
- Guinnane, T.W., B.S. Okun and J. Trussell (1994), "What Do We Know about the Timing of Fertility Transitions in Europe?", *Demography*, 31(1), 1-20.
- Hoechle, D. (2007), "Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-sectional Dependence", *The Stata Journal*, 7(3), 281-312.
- Juodis, A. and S. Reese (2022), "The Incidental Parameters Problem in Testing for Remaining Cross-section Correlation", *Journal of Business Economics and Statistics*, 40(3), 1191-1203.
- Kalwij, A. (2010), "The Impact of Family Policy Expenditure on Fertility in Western Europe", *Demography*, 47(2), 503-519.
- Le, H., A. Newman, J. Menzies, C. Zheng and J. Fermelis (2020), "Work-life Balance in Asia: A systematic review", *Human Resource Management Review*, 30(4), 100766.
- Lee, L.F. and J. Yu (2010), "A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects", *Econometric Theory*, 26, 564-597.
- Lee, S. and H. Choi (2015), *Lowest-low Fertility and Policy Responses in South Korea. In: Low and Lower Fertility*, Springer International Publishing, 107-123.
- LeSage, J.P. and K.R. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Muniz, J.O. (2009), "Spatial Dependence and Heterogeneity in Ten Years of Fertility Decline in Brazil", *Population Review*, 48(2), 32-65.
- Pesaran, M.H. (2004), *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, IZA Discussion Paper, No. 1240.
- Pesaran, M.H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test In The Presence Of Cross-section Dependence", *Journal Of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- Pesaran, M.H. (2015), "Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels", *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117.
- Pesaran, M.H. and E. Tosetti (2011), "Large Panels with Common Ffactors and Spatial Correlation", *Journal of Econometrics*, 161(2), 182-202.
- Pesaran, M.H. and Y. Xie (2021), *A Bias-Corrected CD Test for Error Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models with Latent Factors*, Cambridge Working Papers in Economics, 2158.
- Suzuki, T. (2008), "Korea's Strong Familism and Lowest-Low Fertility", *International Journal of Japanese Sociology*, 17(1), 30-41.
- Thévenon, O. (2018), *Tackling Child Poverty in Korea*, OECD Social, Employment and Migration Working Papers. 219.

UN (United Nations) (2002), *Preliminary Version of Papers Presented at the United Nations Expert Group Meeting on Completing the Fertility Transition*, New York, 11-14.

UNDESA (United Nations Department of Economic Social Affairs) (2022), *World Population Prospects 2022: Summary of Results*, New York, United Nations.

UNPD (United Nations Population Division) (2019), *Total fertility by Region, Subregion and Country*, Retrieved from World Population Prospects:  
<https://population.un.org/wpp/Download/Standard/Fertility/>.