



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

석사학위논문

# 국내 저출산 결정 요인에 대한 분석

-지역별 자료를 중심으로-



HANSUNG  
UNIVERSITY

2024년

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

지급결제·신금융전공

이 승 진



석사학위논문  
지도교수 김상봉

# 국내 저출산 결정 요인에 대한 분석

-지역별 자료를 중심으로-

Analysis of Low Fertility in Korea  
-Focused on Regional Data-



HANSUNG  
UNIVERSITY

2024년 6월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

지급결제·신금융전공

이 승 진

석사학위논문  
지도교수 김상봉

# 국내 저출산 결정 요인에 대한 분석

-지역별 자료를 중심으로-

Analysis of Low Fertility in Korea

-Focused on Regional Data-

위 논문을 경제학 석사학위 논문으로 제출함

2024년 6월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

지급결제·신금융전공

이 승 진

이승진의 경제학 석사학위 논문을 인준함

2024년 6월 일



HANSONG  
UNIVERSITY

심사위원장 김정렬 (인)

심사위원 여효성 (인)

심사위원 김상봉 (인)

# 국 문 초 록

## 국내 저출산 결정 요인에 대한 분석 -지역별 자료를 중심으로-

한 성 대 학 교 대 학 원  
경 제 학 과  
지 급 결 제 · 신 금 융 전 공  
이 승 진

현재 국내 저출산 문제는 매우 심각한 상황에 있다. 2018년 이후 합계 출산율은 1.0명 이하로 내려왔으며, 2021년 기준 OECD 회원국 중 가장 낮다. 출산율 감소는 생산가능인구 및 노동생산성 감소와 사회복지 비용 증가 등 사회 전반적인 문제를 초래한다. 따라서 본 논문에서는 저출산에 영향을 미치는 요인을 다각적으로 살펴보고, 국내 저출산 문제 해결 방법을 모색하고자 한다.

본 논문은 2013년부터 2022년까지 16개 광역자치단체의 연간 패널자료를 활용했다. 출산율에 영향을 줄 수 있는 경제 변수로 청년실업률, 아파트전세 가격지수, 맞벌이 가구 비율, 경력단절여성 비율을 사용하였고, 정책 변수로 보육예산 비율, 보육시설 수를 사용하였다. 분석 방법으로는 시스템 GMM(Generalized Method of Moments) 모형을 사용하였다. 또한 전체 지역뿐만 아니라 출산율 상위 지역과 하위 지역을 구분하여 분석함으로써 지역별 다른 시사점을 도출하고자 했다.

먼저 전체 지역 분석 결과, 청년실업률, 아파트전세가격지수, 맞벌이 가구

비율은 합계출산율과 부(-)의 관계가 있었으며, 보육시설 수와 보육예산 비율은 합계출산율과 정(+)의 관계가 있었다. 하지만 경력단절여성 비율은 유의하지 않았다.

다음으로 출산율 순위별 분석 결과, 출산율 상위 지역에서는 청년실업률, 아파트전세가격지수가 합계출산율과 부(-)의 관계가 있었으며, 보육시설 수와 보육예산 비율은 합계출산율과 정(+)의 관계가 있었다. 반면 출산율 하위 지역에서는 오직 청년실업률만 합계출산율과 부(-)의 관계가 있었다.

이상의 분석으로 도출된 시사점은 다음과 같다. 첫째 청년실업률을 낮춰 청년이 사회에 빠르게 정착할 수 있게 돕는 제도적 뒷받침이 필요하다. 그렇게 함으로써 청년이 이른 시기에 자산을 형성할 수 있게 돕고, 혼인 및 출산 연령을 앞당길 수 있다. 둘째, 신혼부부나 영유아 보육 가구를 위한 현실적인 주택공급 정책이 필요하다. 특히 행복주택의 대표적인 문제점으로 지적되는 지나치게 좁은 평수, 크게 저렴하지 않은 보증금 등은 빠르게 개선될 필요가 있다. 셋째, 일과 가정의 양립을 돕는 정책 도입 및 환경개선이 필요하다. 특히 출산 휴가/휴직 제도 및 유연근무제를 자유롭게 쓸 수 있는 환경이 마련되어야 한다. 넷째, 출산 가정을 위한 직접적인 예산 집행이 필요하다. 지난 15년간 200조 원의 예산이 집행되었음에도 합계출산율은 전혀 높아지지 않았다. 하지만 보육예산을 늘리는 것이 출산율 개선에 효과가 있다고 분석됐기 때문에 보육예산 집행에 있어 양육자에 대한 직접 지원을 늘리고, 이에 대한 효과를 분석하여 대안을 제시하는 과정이 필요하다. 다섯째, 부모의 양육 부담을 줄여 줄 수 있는 국공립 보육시설의 확대와 질적 향상이 필요하다. 하지만 부모 대다수는 직접 아이 보육하길 원하기 때문에 단지 보육시설 수를 늘리는 것에 그치지 말고 부모가 자녀를 직접 돌볼 수 있도록 출산 휴가 연장, 근무시간 단축, 유연근무제 등 연계할 수 있는 정책이 함께 추진되어야 한다. 마지막으로 출산율 상위 지역에서는 출산율 증진을 위해 아파트전세가격지수, 청년실업률, 보육시설 수, 보육예산 비율에 관한 문제를 먼저 개선할 필요가 있고, 출산율 하위 지역에서는 청년실업률 문제를 우선 해결해야 한다.

**【주요어】** 저출산, 합계출산율, 동적패널분석, 시스템 GMM



# 목 차

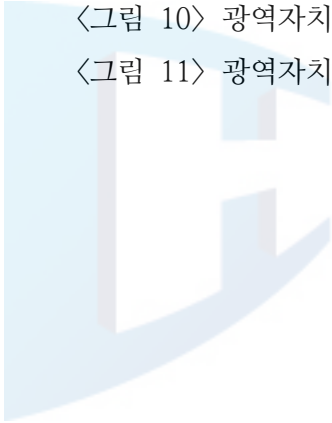
제 1 장 서 론 .....	1
제 2 장 출산 관련 국내 현황 및 선행연구 .....	3
제 1 절 출산 관련 국내 현황 .....	3
1) 국내 출산 추이 .....	3
2) 혼인 건수 .....	6
3) 여성 초혼 연령 및 모(母)의 출산 연령 .....	8
4) 광역자치단체별 출산 현황 .....	11
제 2 절 저출산 관련 선행연구 검토 .....	15
제 3 장 연구의 방법 및 범위 .....	20
제 1 절 연구의 방법 .....	20
제 2 절 연구의 범위 .....	22
제 4 장 실증분석 결과 .....	27
제 1 절 기초통계량 및 상관관계 .....	27
제 2 절 시스템 GMM 모형 분석 결과 .....	30
1) 전체 지역 분석 결과 .....	30
2) 출산율 순위에 따른 분석 결과 .....	34
제 5 장 결 론 .....	37
참 고 문 헌 .....	41
부       록 .....	46
ABSTRACT .....	47

## 표 목 차

〈표 1〉 전국 연도별 출생순위별 비율 .....	5
〈표 2〉 변수 설명 및 출처 .....	26
〈표 3〉 광역자치단체별 합계출산율 .....	28
〈표 4〉 설명변수 기초통계량 .....	28
〈표 5〉 변수 간 상관관계 .....	29
〈표 6〉 변수 간 상관관계(Lag 변수) .....	30
〈표 7〉 경제 변수를 사용한 분석 결과 .....	32
〈표 8〉 정책 변수를 사용한 분석 결과 .....	32
〈표 9〉 모든 변수를 사용한 분석 결과 .....	33
〈표 10〉 연구가설 검정 결과 .....	34
〈표 11〉 출산율 상위 지역 분석 결과 .....	35
〈표 12〉 출산율 하위 지역 분석 결과 .....	36

## 그림 목 차

〈그림 1〉 전국 연도별 출생아 수 및 합계출산율 .....	4
〈그림 2〉 전국 연도별 출생순위별 출생아 수 및 합계출산율 .....	6
〈그림 3〉 전국 연도별 혼인 건수 및 조혼인율 .....	7
〈그림 4〉 전국 연령대별 혼인 건수 .....	8
〈그림 5〉 전국 여성 평균 초혼 연령 .....	9
〈그림 6〉 전국 모의 평균 출산 연령 및 출생순위별 평균 출산 연령 .....	10
〈그림 7〉 전국 모의 연령대별 출생아 비중 .....	11
〈그림 8〉 광역자치단체별 합계출산율 .....	12
〈그림 9〉 광역자치단체별 전년 대비 혼인 건수 증감률 .....	13
〈그림 10〉 광역자치단체별 여성 평균 초혼 연령 및 평균 출산 연령 .....	14
〈그림 11〉 광역자치단체별 모의 연령대별 출생아 비중 .....	15



HANSUNG  
UNIVERSITY

## 부 록 목 차

〈부록 1〉 경력단절여성 비율 대신 조혼인율 사용(〈표 7〉 수정) .....	46
〈부록 2〉 경력단절여성 비율 대신 조혼인율 사용(〈표 9〉 수정) .....	46



# 제 1 장 서 론

현재 국내 저출산 문제는 매우 심각한 상황에 부닥쳐있다. 전국 기준 합계 출산율은 1970년 4.53명에서 지속적으로 감소해 1984년 2.0명 이하로 줄어들었고, 2018년 1.0명 이하로 감소했다(통계청, 2024). 2022년 합계출산율은 0.778명으로 집계되었다(통계청, 2024). 이는 2021년 OECD 평균 합계출산율 1.58명에 비해서도 한참 낮은 수치이며, OECD 회원국 중 가장 낮은 수치이다<sup>1)</sup>. 합계출산율이 1.0명 이하인 국가가 한국밖에 없다는 사실도 매우 심각하다고 볼 수 있다.

국가 경제 차원에서 출산율 감소는 생산가능인구 감소로 인한 세수 감소와 노동생산성 감소 그리고 노인 인구 비중 증가로 인한 사회복지 비용 증가 등 사회 전반적인 문제를 불러일으킨다. 또한 유진성(2023)은 생산가능인구의 감소가 미래 투자를 감소시켜 경제개발 속도를 낮춘다고 보았다. 다른 요인이 일정할 때, 생산가능인구가 1% 감소하면 GDP는 약 0.59% 감소하고, 피부양인구가 1% 증가하면 GDP는 약 0.17% 감소한다고 밝혔다. 이를 바탕으로 인구구조 변화에 따른 GDP 변화를 추정하면 2050년 GDP는 2022년 대비 28.38% 감소할 전망이며, 이를 연평균 증감률로 전환하면 GDP는 연평균 약 1.18%씩 감소할 것으로 내다보았다(유진성, 2023).

저출산의 이유를 한가지 만으로 설명할 수 없다. 출산은 결혼 전(前) 단계, 결혼 단계, 임신, 출산, 육아, 돌봄 등 일생에 걸친 생애 주기의 일부이기 때문이다. 지방자치단체는 출산 및 육아 지원을 위해 사업 분야를 결혼, 임신, 출산, 육아, 가족 5단계로 구분하고, 지원 방식을 현금, 상품권, 현물, 바우처, 서비스, 인프라 구축, 교육 등으로 세분화하고 있다(보건복지부, 2022). 이처럼 출산 및 육아 지원을 위한 다양한 사업 분야와 지원 방식이 존재한다는 사실은 출산율 감소의 원인을 단일 요인으로 귀결시킬 수 없음을 보여준다.

그래도 저출산의 가장 큰 요인으로는 경제적 요인이 꼽힌다. 이동한 외(2022)는 혼인 건수 감소의 가장 큰 이유가 내 집 마련 등 결혼 비용 증가

1) OECD, Family Indicators.

(55%)라고 밝혔다<sup>2)</sup>. 국내 전체 출생아 중 96.04%가 혼인 관계에서 출산<sup>3)</sup>하는 현실에서 혼인 건수 감소는 출산을 하락으로 이어질 수 있다. 또한 저출산의 요인으로 정책적 요인을 무시할 수 없다. 이윤경 외(2020)는 향후 출생아 수 감소 완화를 위해 청년들의 결혼 기피 및 지연의 원인 해소(37.1%), 일·가정양립이 가능한 근로환경 및 문화 조성(25.6%), 출산 및 양육 비용 절감(17.7%), 육아 시설 확충 및 좋은 육아 서비스 제공(14.3%) 등이 필요하다고 밝혔다. 저출산의 원인을 밝힘에 있어 경제적 요인뿐만 아니라 정책적 요인도 상당히 중요하다고 할 수 있다.

선행연구에서 다루고 있는 저출산 원인 역시 크게 경제적 요인과 정책적 요인으로 나누어진다. 경제적 요인은 ‘비용과 효용’ 및 개인의 합리적 의사결정에 영향을 줄 수 있는 요인으로 주택가격, 소득, 고용률 등이 있고, 정책적 요인은 국가 주도의 정책과 인프라에 중점을 둔 요인으로 보육예산 비중, 보육시설 수, 의무교육 기간 등이 있다. 따라서 본 논문에서는 경제적 요인과 정책적 요인을 모두 고려하여 저출산 결정요인을 살펴보고자 한다. 특히 선행연구에서 다루지 않았던 경력단절여성 수와 맞벌이 가구 비율을 사용하여 실증 분석하고, 저출산 문제 해결을 위한 국가 정책 및 인프라 차원에서의 해결책을 모색하고자 한다. 그럴 뿐만 아니라 출산을 상위 지역과 하위 지역을 구분하여 분석함으로써 지역별로 차별화된 시사점을 도출하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서 출산 관련 국내 현황을 살펴보고 저출산 관련 선행연구를 검토한다. 3장에서 실증 연구 방법과 연구의 범위 및 사용한 변수에 관해 설명한다. 4장에서 실증분석 결과를 제시한다. 5장에서 결론을 정리하고 저출산 해결을 위한 제언으로 마무리한다.

---

2) 복수 응답을 모두 포함한 수치이다.

3) 통계청, 인구동향조사.

## 제 2 장 출산 관련 국내 현황 및 선행연구

### 제 1 절 출산 관련 국내 현황

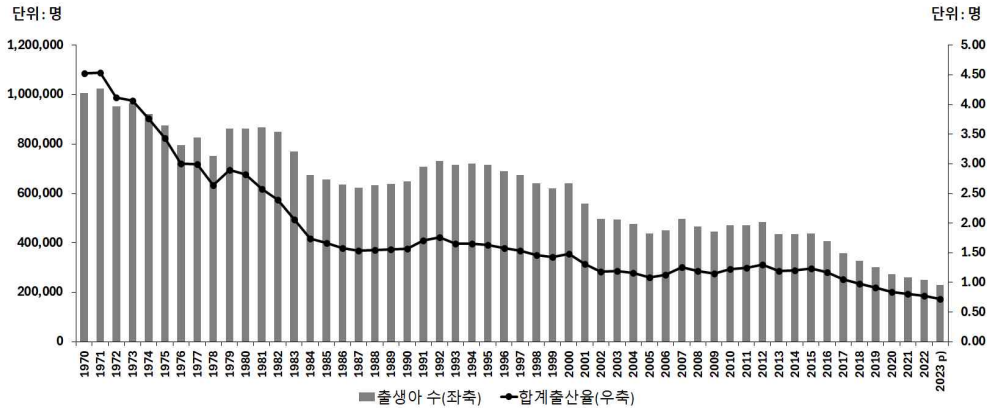
#### 1) 국내 출산 추이

1970년대 초 100만 명대의 출생아 수는 당시 실시했던 인구억제정책의 영향으로 1970년대 후반에 80만 명대로 감소하였다. 합계출산율은 1971년 4.54명에서 1979년 2.90명으로 하락하였다. 그러나 1996년 인구억제정책을 폐지했음에도 출생아 수와 합계출산율은 지속적으로 감소하였다. 특히 1997년 외환위기를 기점으로 결혼을 연기 혹은 포기하거나 원래 희망하던 자녀의 수를 줄이려는 경향이 심화함에 따라 1998년 합계출산율이 처음으로 1.5명보다 낮은 1.46명을 기록하였다(감사원, 2021). 이후 2002년 합계출산율이 1.18명까지 하락하여 초저출산 국가<sup>4)</sup>가 되었고, 출생아 수도 최초로 50만 명 미만으로 하락하였다. 2005년 합계출산율이 1.09명까지 하락하였지만 이후 소폭 상승하여 2012년 1.30명을 기록했다. 하지만 합계출산율과 출생아 수는 이후 지속적으로 감소하여 2017년 출생아 수는 35.8만 명으로 40만 명 미만으로 떨어졌고, 2018년 합계출산율은 0.997을 기록하여 관련 통계 작성 이후 처음으로 그리고 OECD 회원국 최초로 1.0명 밑으로 떨어졌다. 2020년 출생아 수는 27.2만 명으로 30만 명 이하로 떨어졌다. 2023년<sup>5)</sup> 합계출산율은 2022년 대비 0.06명, 2021년 대비 0.09명 하락한 0.72명이며, 출생아 수는 2022년 대비 약 1.9만 명, 2021년 대비 약 3만 명 하락한 23만 명으로 집계되었다. <그림 1>은 전국 연도별 출생아 수 및 합계출산율을 보여 준다.

4) OECD 기준에 따라 합계출산율이 2.1명 이하이면 저출산, 1.3명 이하이면 초저출산으로 구분한다.

5) 2023년 통계는 잠정 통계이다.

〈그림 1〉 전국 연도별 출생아 수 및 합계출산율



자료: 통계청, kosis

다음으로 전국 출생순위별 출생을 살펴보면, 관련 통계가 작성되기 시작한 2000년 첫째 아이는 30만 명, 둘째 아이는 26.9만 명, 셋째 아이 이상은 6.7만 명으로 첫째 아이 비중이 47.09%, 둘째 아이 비중이 42.12%, 셋째 아이 비중이 10.46%를 차지하였다. 2004년 첫째 아이 비중이 50.68%를 기록해 처음으로 50%를 넘겼고, 이후 2007년 53.14%까지 증가하였다. 2008년부터 출생아 중 둘째 아이와 셋째 아이의 비중이 증가하면서 2011년 첫째 아이 비중이 50.84%까지 감소하였다. 해당 기간 간 첫째 아이는 24.2만 명에서 23.9만 명으로 감소했지만, 둘째 아이는 17.6만 명에서 17.9만 명으로 셋째 이상 아이는 4.4만 명에서 5.2만 명으로 증가하였다. 같은 기간 합계출산율도 1.19명에서 1.24명으로 증가한 것을 보았을 때, 합계출산율 증가를 위해서 둘째와 셋째 이상 아이의 비중을 늘리는 것이 중요한 것으로 판단된다. 하지만 이후 둘째와 셋째 이상 아이의 비중이 계속해서 감소하여 2022년 첫째 아이 비중은 2021년 대비 약 2.51%p, 2020년 대비 약 3.38%p 증가한 58.17%를 기록하였다. 이런 추세는 단지 첫째 아이 수 증가에 따른 것으로 볼 수 없다. 2012년 이후 전체 출생아 수가 계속 줄어들었고, 첫째 아이의 감소 비중보다 둘째와 셋째 이상 아이의 감소 비중이 더 커 발생한 상대적으로 수치라고 볼 수 있다. 실제로 첫째 아이는 2012년 24.9만 명에서 2022년 14.5만 명으로 41.77% 감소한 것에 비해 둘째 아이는 2012년 18.4만 명에서 2022년 8.4만



명으로 54.38% 감소하였고, 셋째 아이 이상은 2012년 5.1만 명에서 2022년 2.0만 명으로 60.03% 감소하였다. 따라서 현재 저출산 문제 해결을 위해 첫째 아이 출산 장려 정책뿐만 아니라 둘째와 셋째 이상 아이를 낳을 수 있도록 지원하는 정책도 필요하다. <표 1>은 전국 연도별 출생순위별 비율을 보여주고, <그림 2>는 전국 연도별 출생순위별 출생아 수 및 합계출산율을 보여준다.

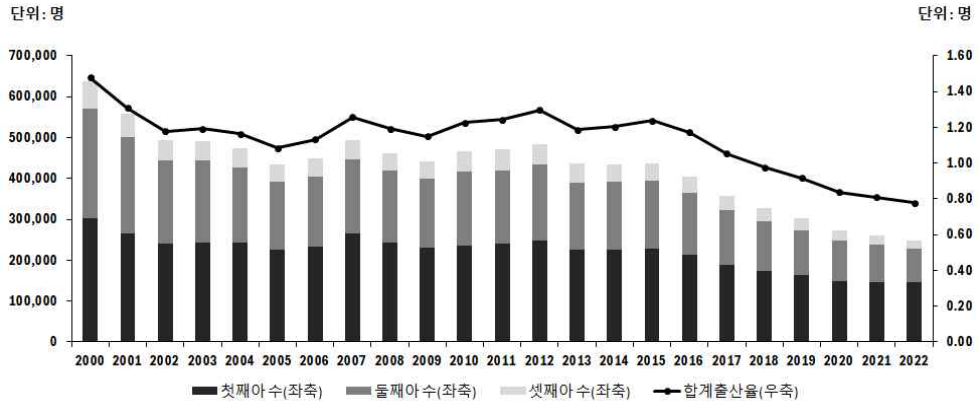
<표 1> 전국 연도별 출생순위별 비율

단위: %

연도	첫째 아이 비율	둘째 아이 비율	셋째 아이 비율	미상
2000	47.09	42.12	10.46	0.33
2001	47.50	42.02	10.07	0.41
2002	48.38	40.82	9.94	0.86
2003	49.10	40.46	9.46	0.98
2004	50.68	38.89	9.58	0.84
2005	51.31	38.27	9.58	0.85
2006	51.61	38.11	9.44	0.84
2007	53.14	36.82	9.34	0.69
2008	51.96	37.78	9.51	0.74
2009	51.76	38.22	9.40	0.61
2010	50.08	38.66	10.61	0.65
2011	50.84	37.98	10.96	0.23
2012	51.37	37.97	10.44	0.22
2013	51.51	37.96	10.36	0.17
2014	51.76	37.97	10.04	0.23
2015	52.15	37.89	9.68	0.28
2016	52.41	37.60	9.76	0.23
2017	52.51	37.41	9.77	0.31
2018	52.88	37.60	9.42	0.10
2019	53.64	36.86	9.45	0.05
2020	54.79	35.92	9.24	0.04
2021	55.66	35.51	8.79	0.03
2022	58.17	33.68	8.11	0.03

자료: 통계청, kosis

〈그림 2〉 전국 연도별 출생순위별 출생아 수 및 합계출산율



자료: 통계청, kosis

## 2) 혼인 건수

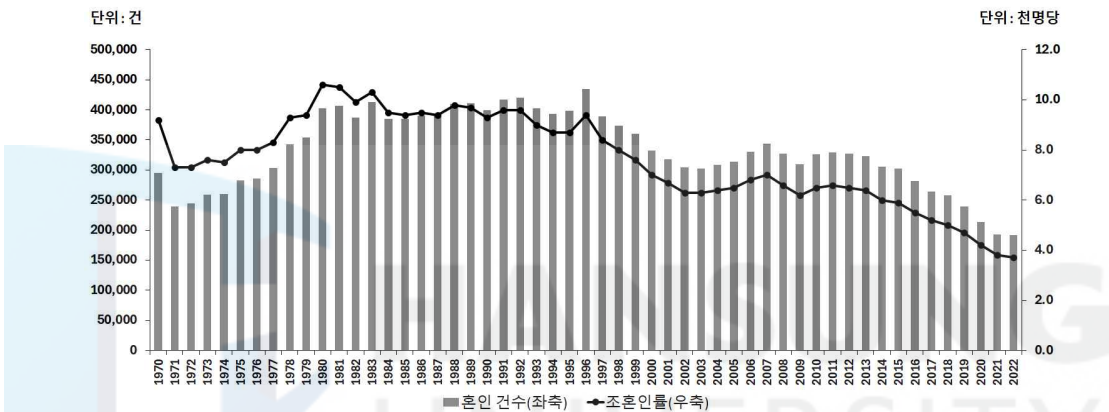
우리나라 혼인 건수는 1971년 23.9만 건에서 1980년 처음 40만 건을 돌파했다. 이후 증가와 감소를 반복하면서 1995년까지 약 15년 동안 매년 평균 40만 건의 혼인 건수를 기록했다. 1996년 최고치인 43.5만 건을 기록하지만, 1997년 IMF 외환위기를 겪으면서 2003년 30만 건까지 감소했다. 혼인 건수 감소 원인은 IMF 외환위기 이후 증가하는 청년실업률과 고용 불안정성에서 찾을 수 있다. IMF 외환위기 발생 이후, 정부가 실시한 파견노동제나 정리해고제 등과 같은 노동시장의 유연화 정책은 저임금 비정규직 노동자와 영세자영업자를 증가시키고 고용상태를 불안정하게 하였다(이삼식 외, 2016). 외환위기 전후로 청년(20-29세)의 노동시장 참여를 살펴보면, 1997년 청년의 경제활동참가율<sup>6)</sup>은 67.5%였지만 1999년 64.0%로 3.5%p 감소하였고, 청년실업률은 1997년 5.3%에서 1998년 11.4%로 6.1%p 증가하였다. 결과적으로 국가 경제가 혼인에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 볼 수 있다. 2003년 이후 하락하던 경제성장률이 회복하면서<sup>7)</sup> 2007년 혼인 건수도 34.3만 건까지 회복하였으나, 2008년 금융위기를 겪으면서 혼인 건수는 다시 감소 추세로 돌아

6) 통계청, 경제활동인구조사. 구직기간 1주 기준.

7) 3.1%(03년) 5.2%(04년) 4.3%(05년) 5.3%(06년) 5.8%(07년), 한국은행, ECOS.

섰다. 이후 잠시 회복하는 듯 보였으나 2022년까지 계속 내림세에 있다. 2016년 혼인 건수는 28.1만 건으로 처음 30만 건 밑으로 떨어졌고, 2021년 19.3만 건으로 처음 20만 건 밑으로 떨어졌다. 2022년 혼인 건수는 19.2만 건을 기록해 역대 최저치를 경신했다. 조혼인율<sup>8)</sup>도 전체 혼인 건수와 비슷한 추이로 감소함을 비추어볼 때, 혼인 건수 감소가 단지 청년인구 감소로 인해 발생했다고 보기 어렵다.

〈그림 3〉 전국 연도별 혼인 건수 및 조혼인율



자료: 통계청, kosis

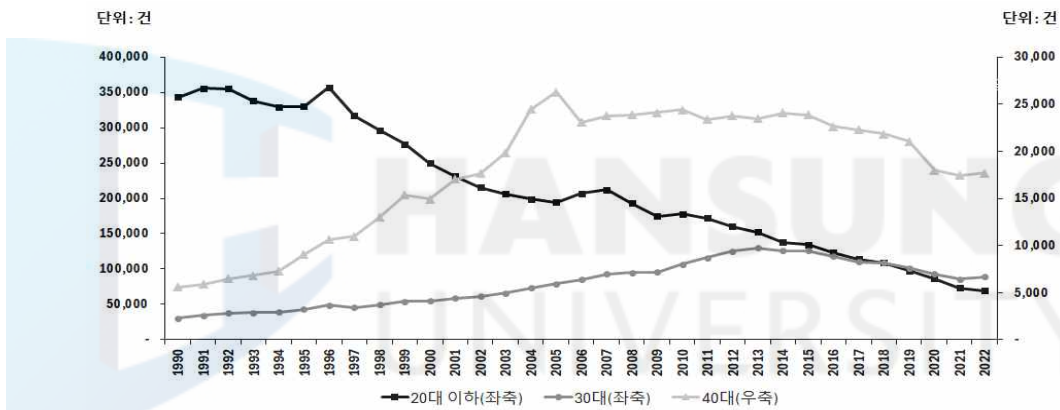
다음 〈그림 4〉는 전국 연령대별 혼인 건수를 나타내고 있다. 20대 이하 혼인 건수는 1996년 35.7만 건으로 최고점을 기록한 후 1997년 IMF 금융위기 이후 급락한다. 20대 이하 혼인 건수는 2005년 19.4만 건까지 감소했지만, 경기가 회복하면서 2007년 21.1만 건으로 증가한다. 하지만 2008년 금융위기로 인해 경기가 또다시 불황에 접어들면서 2022년까지 내림세에 있다. 20대 이하 혼인 건수는 2020년 처음 8.6만 건을 기록하면서 10만 건 밑으로 떨어졌고, 2022년에는 2021년 대비 4.5천 건 감소한 6.9만 건으로 나타난다. 그에 반해 30대 혼인 건수는 2013년까지 꾸준한 오름세를 보였다. 2010년 30대 혼인 건수는 10.7만 건으로 처음 10만 건을 돌파했다. 2014년 이후 감소세로 들어섰지만, 감소 폭은 20대 이하 혼인 건수에 비해 작음을 확인할

8) 인구 천 명당 혼인 건수.

수 있다. 30대 혼인 건수는 2019년 10.2만 건으로 20대 이하 혼인 건수를 역전하였고, 20대 이하와 30대 혼인 건수 차이는 점점 벌어지고 있다.

종합해 보면 현재 우리나라 혼인 건수는 꾸준히 감소하고 있으며, 특히 경제 위기가 왔을 때 급격히 떨어지는 경향을 보였다. 전체 혼인 건수 감소는 조혼인율의 추이로 비추어보았을 때 청년인구 감소가 원인이 되었다고 보기 어렵다. 또한 혼인 건수 감소의 대부분은 20대 이하 혼인 건수 감소가 차지하고 있다. 따라서 20대가 결혼하지 못하는 사회·경제적 이유가 있을 것으로 생각된다.

〈그림 4〉 전국 연령대별 혼인 건수



자료: 통계청, kosis

주: 아내 연령을 기준으로 작성하였다.

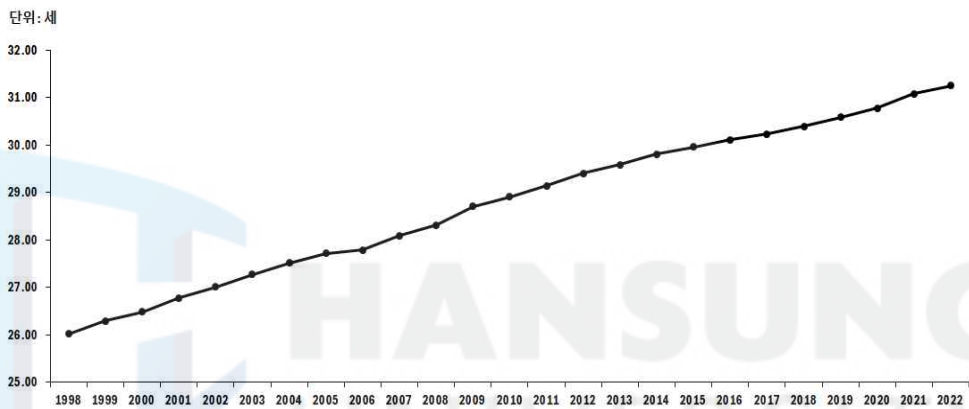
### 3) 여성 초혼 연령 및 모(母)의 출산 연령

전국 여성 평균 초혼 연령은 1998년 26.02세에서 꾸준히 상승하는 모습을 보인다. 2005년과 2006년 사이의 0.07세 상승을 제외하곤 매년 약 0.22세 만큼 상승하고 있으며, 2016년 처음 30세를 넘어섰다. 2022년 여성 평균 초혼 연령은 2021년 대비 0.18세 증가한 31.26세이다. 2020년 OECD 여성 평균 초혼 연령<sup>9)</sup>은 30.7세로 2020년 우리나라 여성 평균 초혼 연령인 30.78세와 큰 차이가 없다. 지속적인 여성 평균 초혼 연령 상승의 원인은 가족에 대

9) OECD, Family Indicators.

한 전통적인 태도가 상당 부분 약화하여 결혼을 형식이나 규범보다는 자신의 선택으로 여기는 경향이 확산하고, 이에 따라 만혼화가 심화하였기 때문이다(감사원, 2021). 산업화 진전에 따른 혼인 관념의 변화가 불러온 초혼 연령의 꾸준한 상승은 여성의 출산 기회를 줄어든게 할 가능성이 있다(박경훈, 2017). 특히 혼외 출산 비중이 대단히 낮은 우리나라에서는 그 가능성이 더욱 클 것으로 예상된다.

〈그림 5〉 전국 여성 평균 초혼 연령

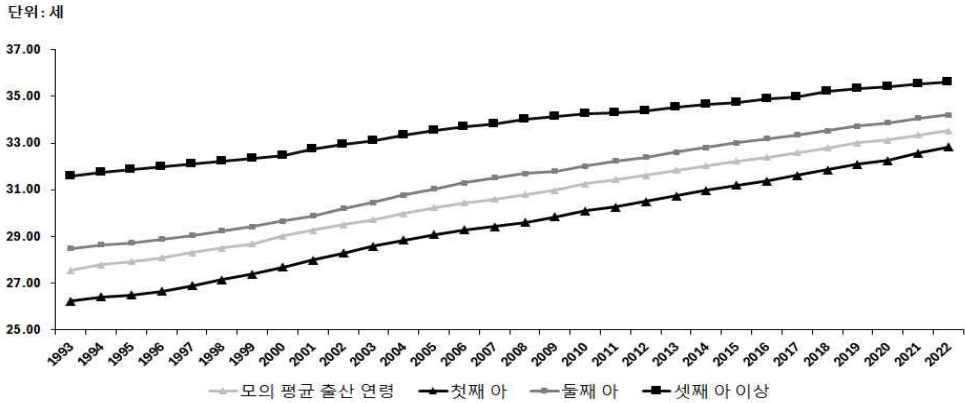


자료: 통계청, kosis

다음으로 전국 모(母)의 출산 연령을 살펴보았다. 1993년 모의 평균 출산 연령은 27.55세, 첫째 아이 평균 출산 연령은 26.23세, 둘째 아이 평균 출산 연령은 28.49세, 셋째 아이 평균 출산 연령은 31.59세였다. 초혼 연령 상승에 따라 모의 평균 출산 연령 역시 한차례 감소도 없이 상승했다. 평균 출산 연령은 평균 초혼 연령보다 10여 년 이른 2005년에 처음 30대에 들어섰다. 2022년 모의 평균 출산 연령은 33.53세, 첫째 아이 평균 출산 연령은 32.84세, 둘째 아이 평균 출산 연령은 34.22세, 셋째 아이 평균 출산 연령은 35.62세이다. 2021년 OECD 모의 평균 출산 연령은 30.9세<sup>10)</sup>로 2021년 우리나라 모의 평균 출산 연령인 33.36세보다 2.46세 낮다. 평균 출산 연령의 꾸준한 상승은 평균 초혼 연령 상승과 밀접한 관련이 있을 것으로 판단된다.

10) OECD, Family Indicators.

〈그림 6〉 전국 모의 평균 출산 연령 및 출생순위별 평균 출산 연령



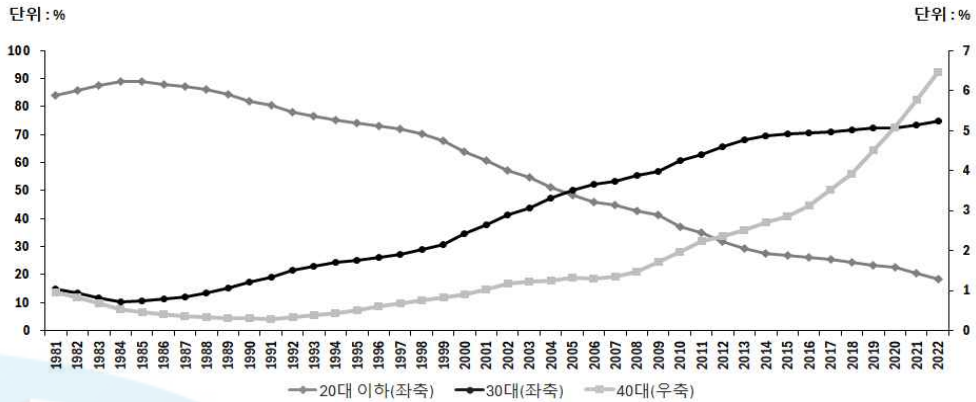
자료: 통계청, kosis

다음 〈그림 7〉은 전국 모의 연령대별 출생아 비중을 보여준다. 20대 이하 모의 출산 비중은 1984년 89.05%로 정점을 찍은 후 매년 감소하고 있다. 반면 30대 모의 출산 비중은 1984년 10.32%로 저점을 찍은 후 매년 증가하고 있다. 2005년 20대 이하 모의 출산 비중은 48.30%, 30대 모의 출산 비중은 50.06%로 30대 모의 출산 비중이 20대 이하 모의 출산 비중을 역전했다. 이후 그 차이는 점점 벌어지고 있다. 2022년 30대 모의 출산 비중은 75.00%, 20대 이하 모의 출산 비중은 18.50%로 약 56.5%p 차이가 난다. 또 눈여겨 볼 만한 점은 40대 모의 출산 비중이 점차 증가하고 있다는 점이다. 2000년까지 0%대에 머물러 있던 40대 모의 출산 비중은 2001년 1.03%로 1%를 넘어섰고, 2011년에 2.24%로 2%를 넘어섰다. 2016년 3.13%로 3%를 넘어섰고, 2019년에는 4%를 2020년에는 5%를 넘어섰다. 2022년 40대 모의 출산 비중은 6.4%로 점점 가파르게 증가하고 있다.

종합해 보면 사회적 규범과 개인적 가치관의 변화로 인해 여성 평균 초혼 연령은 꾸준히 상승하고 있다. 이에 따라 모의 평균 출산 연령도 한 한차례 감소 없이 꾸준히 상승하고 있다. 현재 대부분의 출산은 30대가 차지하고 있으며 20대 이하의 비중은 점차 감소하고 있다. 그럴 뿐만 아니라 40대 출산 비중도 증가하고 있다. 산모가 35세가 넘으면 합병증이 증가해 고위험 임신에 속한다(박중신, 2020). 따라서 정부는 여성 평균 초혼 연령과 여성 평균

출산 연령을 낮춤으로써 산모가 더 안전한 출산 기회를 얻을 수 있게 할 필요가 있다.

〈그림 7〉 전국 모의 연령대별 출생아 비중



자료: 통계청, kosis

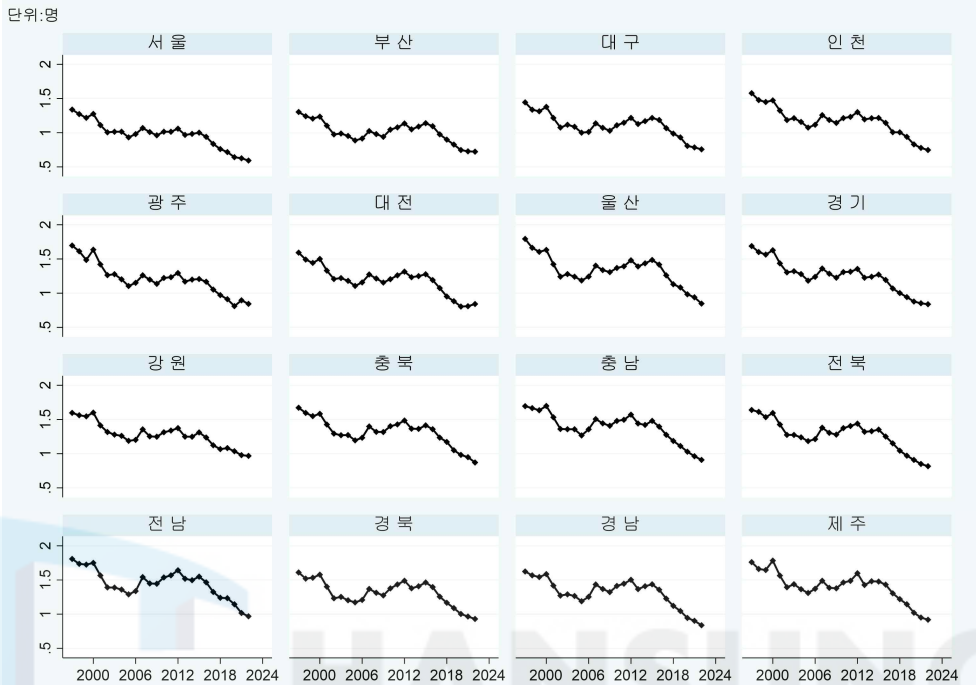
주: 출생순위를 구분하지 않은 총계를 기준으로 작성되었다.

#### 4) 광역자치단체별 출산 현황<sup>11)</sup>

1997~2022년 광역지자체별 합계출산율은 다음 〈그림 8〉과 같다. 2022년 기준 서울, 부산, 대구, 인천의 합계출산율은 각 0.59명, 0.72명, 0.76명, 0.75명을 기록하여 2022년 전국 평균 0.78명보다 낮았다. 상대적으로 강원, 충남, 전남, 경북, 제주의 합계출산율이 각 0.97명, 0.91명, 0.97명, 0.93명, 0.92명을 기록해 높은 합계출산율을 보였다. 그러나 2021년 전남에서 1.02명을 기록한 것을 끝으로 어떤 광역자치단체에서도 1.0명을 넘지 못하고 있다. 광주와 대전에서 잠깐 상승한 것을 제외하면 최근 5개년 동안 모든 광역자치단체에서 합계출산율이 감소하고 있다. 광역자치단체별 절대적인 합계출산율이나 그 증감 폭은 다소 차이가 있더라도 변화 패턴은 대부분의 광역자치단체에서 대체로 비슷한 양상을 띤다. 2007년 이후 대부분의 광역자치단체 합계출산율은 상승과 하락을 반복하며 일정한 수준으로 유지되다가 2015년을 기점으로 하락하는 패턴을 보여준다.

11) 관측치 부족으로 세종특별자치시는 제외하였다.

〈그림 8〉 광역자치단체별 합계출산율

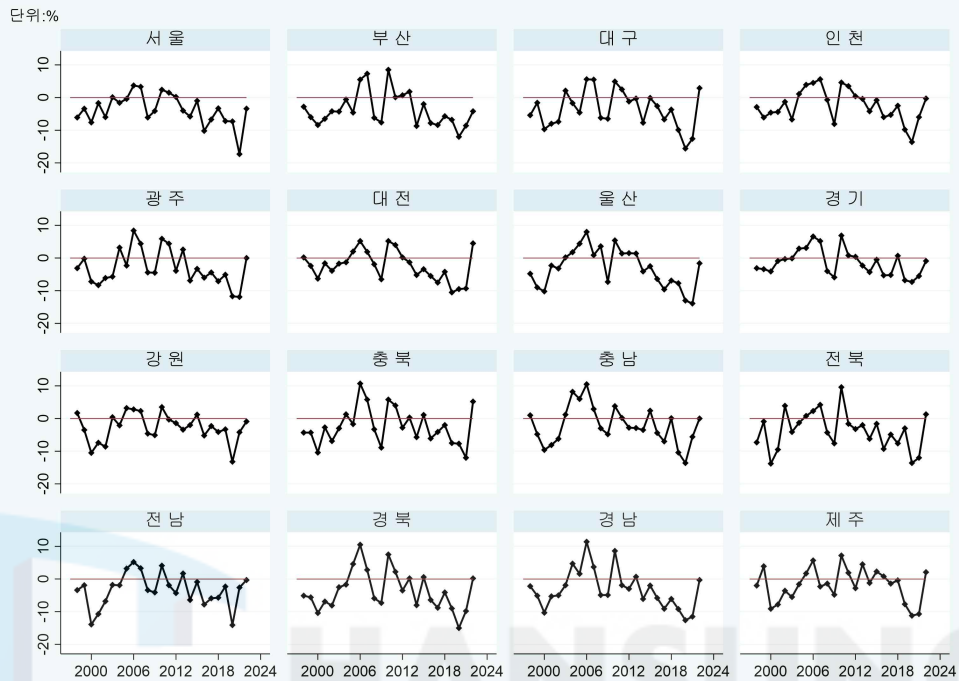


자료: 통계청, kosis

1997~2022년 광역자치단체별 전년 대비 혼인 건수 증감률은 다음 〈그림 9〉와 같다. 2022년을 제외한 4개년 동안 혼인 건수는 매년 감소했다. 이는 코로나바이러스감염증-19(이후 코로나19)의 영향으로 보인다. 코로나19가 만연하면서 혼인이 매우 임박한 경우를 제외하고는 혼인을 연기하거나 포기한 경우가 많았기 때문이다(이태열, 2021). 2022년 혼인 건수 증감률이 회복하는 것처럼 보이나, 여전히 대다수의 광역자치단체에서 전년 대비 혼인 건수 증감률이 기준선보다 낮아 완전한 회복세라고 보기는 어렵다. 광역자치단체별 전년 대비 혼인 건수 증감률도 광역자치단체별 합계출산율과 마찬가지로 대부분 지역에서 비슷한 패턴을 보였다. 예를 들어, 2008년 모든 광역자치단체에서 일제히 전년 대비 혼인 건수가 급격히 감소하였고, 이 여파는 2009년까지 지속되었다. 2010년 감소세를 회복하는 듯 보였으나, 강원, 전남, 제주, 충남 등을 제외한 광역자치단체에서는 회복하는 모습을 보이지 못했다. 특히 서울의 경우 2013년부터 2022년까지 기준선을 넘지 못하고 있다.



〈그림 9〉 광역자치단체별 전년 대비 혼인 건수 증감률

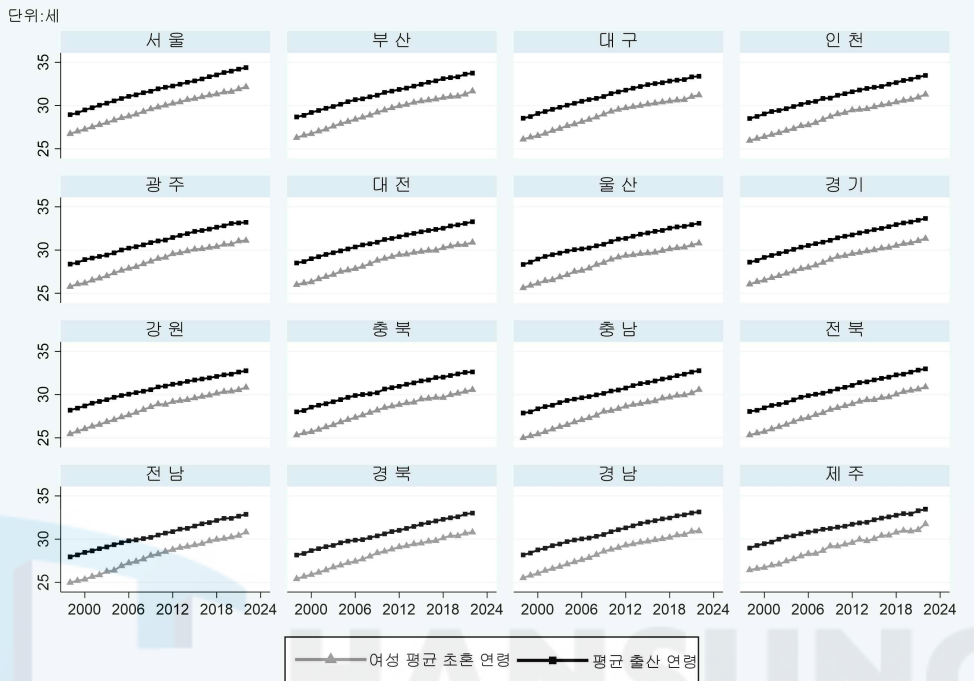


자료: 통계청, kosis

주: 기준선 아래는 전년 대비 감소, 기준선 위는 전년 대비 증가이다.

1997~2022년 광역자치단체별 여성 평균 초혼 연령 및 모의 평균 출산 연령은 다음 〈그림 10〉과 같다. 모든 광역자치단체에서 여성 평균 초혼 연령과 평균 출산 연령은 계속해서 증가하고 있다. 2022년 기준 서울, 경기, 제주의 여성 평균 초혼 연령은 각 32.15세, 31.33세, 31.76세로 나타나 전국 평균 31.26세를 넘었다. 울산의 여성 평균 초혼 연령이 30.79세로 가장 적은 것으로 나타났다. 2015년 경기와 제주의 여성 평균 초혼 연령이 30대에 들어섰고, 2021년 충남의 여성 평균 초혼 연령이 30.18세가 되면서 모든 광역자치단체의 여성 평균 초혼 연령이 30세를 넘겼다. 2022년 기준 서울, 부산, 경기의 모의 평균 출산 연령은 각 34.39세, 33.75세, 33.66세를 기록해 전국 평균 33.53세를 넘었다. 강원도의 모의 평균 출산 연령이 32.75세로 가장 낮았다. 평균 출산 연령은 2002년 제주에서 처음으로 30대에 들어섰고, 2009년 모든 광역자치단체의 평균 출산 연령이 30대를 넘었다.

〈그림 10〉 광역자치단체별 여성 평균 초혼 연령 및 평균 출산 연령

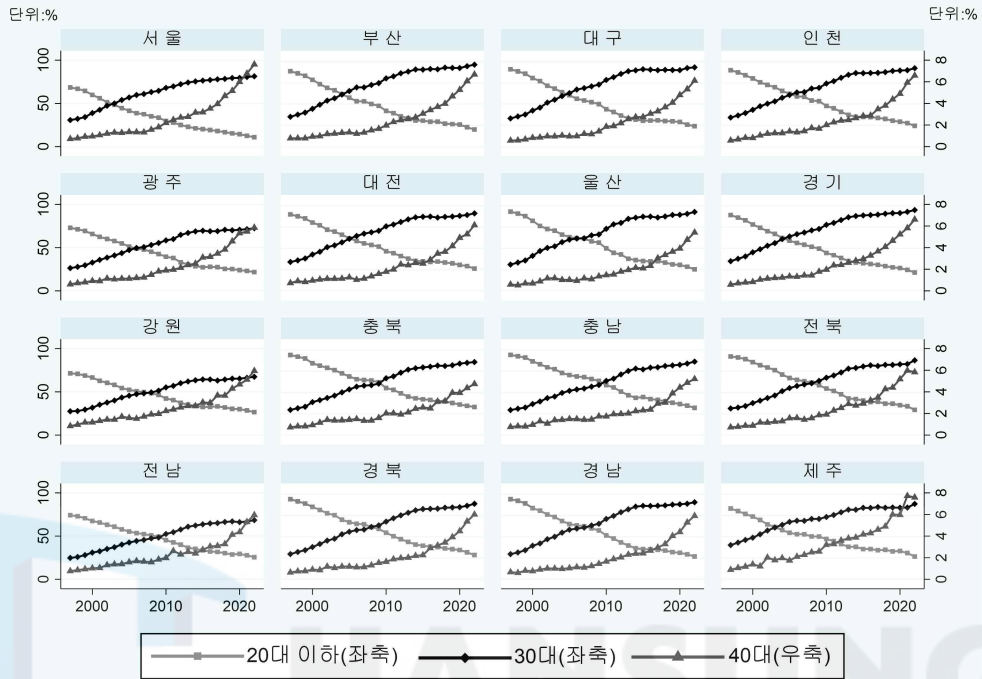


자료: 통계청, kosis

주: 평균 출산 연령은 출생순위를 구분하지 않은 총계로 작성되었다.

1997~2022년 광역자치단체별 모의 연령대별 출생아 비중은 다음 〈그림 11〉과 같다. 전국 산모 비율과 마찬가지로 모든 광역자치단체에서 20대 이하 산모 비중은 줄어들고, 30대와 40대 산모 비중은 증가하고 있다. 이는 앞서 살펴본 여성 평균 초혼 연령 및 평균 출산 연령 상승과 밀접한 연관이 있을 것으로 생각된다. 2022년 기준 유일하게 서울의 30대 산모 비중이 80%를 넘었다. 또한 서울의 40대 산모 비중도 7.6%로 광역자치단체 중 가장 높다. 상대적으로 출산율이 낮은 서울, 부산, 경기의 2022년 기준 20대 이하 산모 비중은 각 10.87%, 16.15%, 17.29%로 전국 20대 이하 산모 비중인 18.50%보다 낮지만, 상대적으로 출산율이 높은 강원과 충북의 2022년 기준 20대 이하 산모 비중은 각 26.57%, 26.48%로 전국 20대 이하 산모 비중보다 높았다.

〈그림 11〉 광역자치단체별 모의 연령대별 출생아 비중



자료: 통계청, kosis

주: 출생순위를 적용하지 않은 총계를 기준으로 작성되었다.

## 제 2 절 저출산 관련 선행연구 검토

선행연구에서 밝혀진 저출산 원인은 크게 경제적 요인과 정책적 요인으로 나누어 볼 수 있다. 먼저 경제적 요인으로 주택가격, 교육비, 임금, 소득, 고용률 등이 있다. 김정호(2009)는 1980년부터 2005년까지의 자료를 분석한 결과, 임금으로 표현되는 여성의 노동시장에서의 기회비용 상승이 자녀에 대한 수요를 감소시킨다고 주장했다. 따라서 출산을 제고와 여성의 고용 증진이 동시에 추구될 수 있도록 포괄적인 가족 친화 정책을 고려할 필요가 있다고 주장했다.

한지연(2014)은 자녀 한 명을 양육하는 취업모의 사례를 중심으로 질적 인터뷰를 통해 둘째 아이 출산에 영향을 주는 요인을 연구하였다. 둘째 아이 출산에 영향을 끼칠 수 있는 요인으로 초혼 연령 상승과 그에 따른 사교육에

대한 부담, 경력 단절 등 일과 가정 양립의 어려움, 보육 기관에 대한 신뢰성과 시기의 문제, 교육 수준이 높아짐에 따른 자녀에 대한 가치관 변화, 양육비와 주거비에 대한 경제적 부담 등을 꼽았다. 따라서 한지연(2014)은 첫째 아이 양육에서 위와 같은 문제를 겪은 취업모가 여러 어려움을 다시 경험해야 한다는 부담감과 일방적인 희생만 강요하는 사회 분위기 때문에 둘째를 낳는 건 현실적으로 어렵다고 결론 내렸다.

김현숙, 정진화(2019)는 OECD 회원국의 패널자료를 이용한 GMM기법을 활용하여 합계출산율 결정 요인을 분석하였고, 경제 여건과 노동 시장에서의 성별 격차는 일관되게 유의한 효과를 나타낸다고 밝혔다. 경제 여건이 좋을수록 출산율이 높았으며, 성별 경제활동참가율 및 임금 격차가 클수록 출산율이 낮아졌다. 또한 혼인율이 높을수록 출산율이 높았다. 이러한 분석 결과를 토대로 현금 급여의 확대보다는 노동시장에서의 성별 격차 해소가 출산율을 높일 수 있는 효과적인 방안이라고 주장했다.

이재희, 박진백(2020)은 비정규직 고용률과 여성 고용률이 출산율에 미치는 효과를 동태적 패널모형을 통해 분석하였다. 분석 결과, 임시직 고용률이 높을수록 출산율이 하락하는 반면, 여성 고용률이 개선될수록 출산율이 높아지는 경향을 보였다. 또한 경제성장률이 높을수록 출산율이 높아지지만, 주택임대료 증가는 출산율을 낮추는 것으로 분석했다.

이애선(2021)은 여성의 노동 참여가 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 여성 고용률이 1%p 상승하면 다음 해에 합계출산율이 0.7명 상승하고, 3년 동안 0.7~1.1명 상승한다고 분석하였다. 이는 고용률 증가가 출산율 증가로 이어지는 장기적 효과가 크다고 볼 수 있다. 또한 임금이 높은 기혼여성일수록 두 번째 자녀 출산이 늦어진다고 밝혔다. 이는 여성 임금 상승이 출산에 대한 기회비용을 증가시켜 출산 의지를 떨어뜨리는 것으로 예상할 수 있다.

김도균(2021)은 지역별 패널자료를 이용해 지역별 출산율 변동의 차이를 분석했다. 분석 결과, 부동산 시장 변수는 수도권과 비수도권 지역에서 서로 다른 효과를 보이는 것으로 나타났다. 수도권 지역에서는 높은 집값이 출산에 부정적 영향을 미쳤지만, 비수도권 지역의 부동산 가격은 출산에 긍정적 영향

을 미쳤다. 수도권 아파트 가격 상승은 가처분소득을 낮춰 출산율에 부정적 영향을 끼치고, 비수도권 아파트 가격 상승은 미래의 소득을 상승시켜 출산율에 긍정적 영향을 끼친다고 주장했다.

유진성(2022)은 종사자 특성에 따른 결혼 및 출산율 차이를 비교 분석하였다. 분석 결과, 정규직의 결혼 확률은 연 5.06%로 비정규직 결혼 확률 연 3.06%의 약 1.65배인 것으로 나타났다. 대기업 종사자의 결혼 확률은 연 6.05%로 중소기업 종사자 결혼 확률 연 4.23%의 약 1.43배로 나타났다. 출산확률을 비교했을 때, 정규직의 출산 확률은 연 4.07%로 비정규직 출산 확률 연 2.15%의 약 1.89배에 달하는 것으로 분석했으며, 대기업 종사자의 출산 확률은 연 4.37%로 중소기업 종사자 출산 확률 연 3.18%의 약 1.37배인 것으로 분석했다. 따라서 향후 정규직 고용 보호를 완화하고 임금 체계 개편 등을 통해 정규직과 비정규직, 대기업과 중소기업의 이중구조를 해소할 수 있도록 노동 개혁을 단행할 필요가 있다고 주장했다.

박진백, 권건우(2023)는 주택가격과 사교육비가 합계출산율에 미치는 영향을 분석했다. 주택 매매가격과 전세가격 상승은 출산율을 낮추는 요인으로 분석하였으며, 사교육비 역시 출산율을 낮추는 요인으로 분석했다. 또한 출생순위별로 분석한 결과, 첫째 자녀 출산율에는 초등학교 사교육비가 큰 영향을 미쳤지만, 둘째와 셋째 자녀 출산율의 경우 고등학교 사교육비가 큰 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

김지현, 최숙희(2023)는 주택가격이 출산율에 미치는 영향을 패널 고정효과를 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 시도별 소득대비주택가격비율이 출산율에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 지역총소득(GRNI), 여성의 초혼 연령, 사교육비도 출산율에 부정적 영향을 끼치는 것으로 분석하였다. 이를 바탕으로 청년층과 신혼부부들에게 주택 구입이 가능하도록 지원할 필요가 있다고 주장했다.

김정란(2023)은 아파트 매매가격, 아파트 전세가격, 자가점유율 자료를 활용하여 합계출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 아파트 매매가격이 상승하면 합계출산율은 감소하나 매매가격이 합계출산율에 미치는 영향은 매매가격 상승률이 높을수록 감소하는 것으로 나타났다. 자

가점유율과 출산율이 양의 상관관계가 있는 것으로 비추어볼 때, 자가 가구의 자산가치 상승으로 인한 자산효과에서 그 이유를 찾을 수 있다고 보았다.

문영만(2023)은 비정규직 여성과 가구주의 고용불안정성이 자녀 출산에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 상용직 여성 노동자의 출산율이 임시일용직보다 2.8배 높았으며, 대기업 여성 노동자가 중소기업보다 1.4배 높았다. 또한 상용직 가구주의 출산율이 임시일용직보다 높았다. 따라서 출산율을 높이고 지속 가능한 사회를 만들기 위해서는 비정규직 여성 노동자와 가구주의 고용안전성과 소득 안정성을 높일 필요가 있다고 주장했다.

다음으로 저출산에 영향을 주는 정책적 요인으로 보육예산 비중, 보육시설 수, 의무교육 기간, 정부의 공교육 지출, 양성평등 등이 있다. 민연경, 이명석(2013)은 OECD 회원국을 대상으로 저출산 정책과 양성평등문화가 출산율에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석 결과, 보육재정지원, 모성출산휴가급여, 남성 대비 여성 소득 비율, 여성 취업률, 성평등 가치관, 행정·관리직 여성 비율은 출산율과 정(+)의 관계, 모성출산 휴가기간, 전문직 여성 비율, 실업률은 부(-)의 관계가 나타났다. 따라서 출산율을 높이기 위해서 정부는 보육 재정 확대를 통해 자녀 돌봄의 책임을 적극적으로 분담하는 것이 필요하며, 실질적인 일가정 양립이 가능하도록 보다 적극적인 정책이 필요하다고 보았다.

은석(2015)은 OECD 패널 데이터를 활용하여 출산율 고양에 효과적인 정책 수단이 무엇인지 검증하였다. 분석 결과, 첫째, 의무교육 기간, 정부의 공교육지출 비중 등 정부의 교육 책임성이 클수록 출산율이 높아지는 것으로 나타났다. 둘째, 영유아보육은 출산율 고양에 효과적이라고 밝혔다.

한정희(2015)는 출산율 상승이 성공적으로 이루어진 스웨덴이나 프랑스의 경우 양성 평등한 사회환경과 부모의 일가정 양립이 가능하게 하는 보육시설과 휴가제도 그리고 양육비용의 부담을 덜어주기 위한 각종 수당제도가 잘 정착한 것으로 확인했다. 출산장려정책이 성공한 국가를 보면 30여 년 전부터 국가가 적극적으로 개입해 왔다. 출산과 양육의 긍정적인 제고를 위해서는 공적, 사적으로 남녀 모두 참여하는 양성평등적인 사회문화를 조성하는 것이 중요하며, 이를 위해 정부는 일가정 양립 정책에 있어 적극적으로 개입하고 사회적 인식 개선을 위한 교육을 강화해야 한다고 주장했다.

송헌재, 우석진(2015)은 보육예산이 초혼 연령, 합계출산율, 출생아 수, 여성의 경제활동 참가율에 어떤 영향을 주었는지 추정하였다. 분석 결과, 정부의 보육지원정책 확대가 기혼여성의 출산율을 높이는 것으로 나타났다. 보육지원정책의 출산율 제고 효과 크기가 작다는 점에서 예산을 보다 효율적으로 활용할 수 있는 방안을 고민할 필요가 있다고 밝혔다.

최은희, 조택희(2016)는 합계출산율에 영향을 끼칠 수 있는 보육시설 수, 육아휴직급여 등의 자료를 이용해 패널분석을 실시하였다. 분석 결과, 육아휴직급여는 합계출산율에 정(+)-적인 영향을, 보육시설 수는 부(-)적인 영향을 미쳤다. 보육시설 수가 부정적 영향을 끼친 것에 대해 최은희, 조택희(2016)는 믿고 맡길 수 있는 국공립 보육시설이 민간 보육시설에 비해 유의미하게 증가하지 않았기 때문이라고 설명했다.



## 제 3 장 연구의 방법 및 범위

### 제 1 절 연구의 방법

본 논문은 합계출산율에 영향을 미칠 수 있는 변수를 분석하여 저출산 결정 요인 파악하는 데 목적이 있다. 합계출산율이란 가임 여성 1명이 평생동안 평균 및 몇 명의 자녀를 낳는가를 나타내며, 출산력 수준 비교를 위해 대표적으로 활용되는 지표이다<sup>12)</sup>. 좀 더 구체적으로 합계출산율은 연령별(1세) 출산율의 총합으로 계산된다<sup>13)</sup>. 따라서 합계출산율은 시점 간 단절되지 않고 연속적인 변수이며, 자기상관성(Autocorrelation)이 매우 높은 변수이다(김현숙, 정진화, 2019; 이재희, 박진백, 2020; 박진백, 2023). 또한 은석(2015)은 특정 시점의 출산율은 사회를 구성하는 각종 제도 수준에서 측정된 설명변수와 내생성을 보이기 때문에 시차종속변수를 설명변수로 포함하여 관측 불가능한 효과를 통제하고 변수 간의 내생성을 고려해야 한다고 보았다. 따라서 본 논문에서는 종속변수의 과거값을 설명변수로 포함하는 동적 패널 모형(Dynamic Panel Model) 중 시스템 GMM(Generalized Method of Moments) 모형을 채택하였다.

동적 패널 모형에서 설명변수에 종속변수의 과거값이 포함될 경우, 종속변수의 시차 변수값과 오차항 간의 상관관계로 인해 추정값이 편의(bias)를 갖게 된다(전승훈, 2014). 따라서 종속변수의 시차 변수가 설명변수에 포함된 동적 패널 모형에서 설명변수의 내생성을 통제하고 일치추정량을 얻기 위한 방법으로 Arellano and Bond(1991)는 종속변수의 과거 시차 변수를 도구 변수로 사용하는 차분 GMM 추정량을 제시하였다(전승훈, 2014). 1차 차분 모형<sup>14)</sup>에서 설명변수와 오차항이 상관관계를 가지기 때문에 발생한 불일치추정

12) 통계청, 통계설명자료서비스(2024).

13)  $SUM = \{15세 \sim 49세(1세별) \text{ 모의 연령별 출생아 수} / 15세 \sim 49세(1세별) \text{ 여자 연령별 주민등록 연앙인구}\}$ , 통계청, 누리집개선의견.

14)  $\Delta y_{it} = \gamma \Delta y_{it-1} + \beta_1 x_{it} + \Delta e_{it}$



량을 해결하기 위해 차분되지 않은 원래 수준의 설명변수를 도구 변수로 사용하는 것이다. 즉, 1차 차분식에 설명변수로 사용되는 종속변수의 수준변수의 t-2 과거 값부터 마지막 과거 값까지를 도구 변수로 사용하는 것이다(은석, 2015).

그러나 Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)는 종속변수의 수준변수가 도구 변수로서 적절치 않을 수 있음을 확인했고, 차분되지 않은 원래 수준의 종속변수를 도구 변수로 쓸 뿐만 아니라 차분변수의 과거 값을 추가적인 도구 변수로 사용해야 한다고 보았으며, 이러한 추정 방식을 시스템 GMM이라고 부른다(민인식, 최필선, 2022a). 추가적인 도구 변수를 사용하였기 때문에 일반적으로 시스템 GMM이 차분 GMM보다 더 효율적인 추정량으로 알려져 있다(민인식, 최필선, 2022a). 시스템 GMM의 핵심은 도구 변수의 활용에 있기 때문에 추정값의 신뢰성은 도구 변수를 얼마나 적절하게 채택하여 활용하였느냐에 달려 있고, 이에 대한 두 단계 검정이 필요하다(은석, 2015).

첫째, 동적 패널 모형에서는 도구 변수의 수가 내생적 설명변수의 수보다 많은 과대식별 추정이 되는데, 이러한 과대식별이 적절한지 검정할 필요가 있다(민인식, 최필선, 2022b). 이 검정에는 주로 Sargan 검정과 Hansen 검정이 활용되는데, Sargan 검정은 오차항이 i.i.d(independent and identically distributed)일 때만 유효한 검정이고, Hansen 검정은 이분산이 존재할 때도 유효한 검정 방법이다(민인식, 최필선, 2022b). 따라서 본 논문에서는 Hansen 검정을 이용해 과대식별의 적절성을 확인할 것이다.

둘째, 잔차 차분 값인  $\Delta e_{it}$ 의 자기상관을 검정할 필요가 있다. 1차 차분 모형에서  $\Delta e_{it}$ 는 1계 자기상관이 존재한다<sup>15)</sup>. 하지만 만약 2계 자기상관이 존재한다면 도구 변수  $y_{it-2}$ 가 적절한 도구 변수가 될 수 없다. 다시 말해서  $cov(\Delta e_{it}, \Delta e_{it-2}) \neq 0$ 이면,  $cov(y_{it-2}, \Delta e_{it}) \neq 0$ 이기 때문에  $y_{it-2}$ 가 적절한 도구 변수가 될 수 없다(민인식, 최필선, 2022b). 따라서 오차항이 1계 자기상관은 존재하지만 2계 자기상관은 존재하지 않아야 한다. 이럴 때만 도구 변수로

15)  $cov(\Delta e_{it}, \Delta e_{it-1}) = cov(e_{it} - e_{it-1}, e_{it-1} - e_{it-2}) = -\sigma_e^2$

$y_{it-2}$ 를 사용하는 것이 적절하다(민인식, 최필선, 2022b).

위와 같은 이론적 내용을 바탕으로 본 논문에서 이용한 시스템 GMM 모형의 기본식은 다음 식 1과 같다. 임신에서 출산까지 필요한 기간 및 설명변수의 영향이 종속변수에 전파되는 시간을 고려하여 모든 설명변수 시간을  $t-1$ 로 설정했다.

$$TFR_{it} = \beta_0 + \beta_1 TFR_{it-1} + \beta_2 YUE_{it-1} + \beta_3 APT_{it-1} + \beta_4 WCP_{it-1} + \beta_5 CBW_{it-1} + \beta_6 BUG_{it-1} + \beta_7 CCF_{it-1} + \beta_8 PIR_{it-1} + u_i + e_{it} \quad (1)$$

주: TFR: 합계출산율, YUE: 청년실업률, APT: 아파트전세가격지수, WCP: 맞벌이 가구 비율, CBW: 경력단절여성 비율, BUG: 보육예산 비율, CCF: 유아 천 명당 보육시설 수, PIR: 1인당 개인소득 증감률

## 제 2 절 연구의 범위

분석 지역은 아직 시계열자료가 충분하지 않은 세종을 제외한 16개 광역자치단체<sup>16)</sup>로 선정했으며, 분석 기간은 광역자치단체별 경력단절여성 수가 집계되기 시작한 2013년부터 2022년까지 10년으로 설정했다. 설명변수에 대한 자세한 설명은 다음과 같다.

먼저 청년실업률을 사용했다. 청년실업률은 15세부터 29세 사이의 실업률을 나타낸다. 청년 시기 높은 실업률은 취업 시기를 늦추고, 늦어진 취업 시기가 혼인 전 자산형성 과정을 늦춰 출산율을 낮추는 요인이 될 수 있다. 출산율에 영향을 주는 변수로 여성과 남성의 고용률 및 실업률을 사용한 선행연구가 다수 있다(김현숙, 정진화, 2019; 최선미, 2021; 이애선, 2021; 이재희, 박진백, 2020; 최은희, 조택희, 2016; 송헌재, 우석진, 2015; 민연경, 이명석, 2013). 하지만 평균적으로 출산은 33세에 이루어지기 때문에 전체 연령을 대상으로 하는 고용지표는 바람직하지 않다고 판단된다. 또한 여성 고용지표의 경우 여성 고용률이 증가하면 출산율이 증가한다는 연구(이재희, 박진백, 2020)와 여성 고용률 및 임금이 상승하면 출산율이 감소한다는 연구(박진

16) 서울, 부산, 울산, 대구, 인천, 광주, 대전, 경기, 강원, 충북, 충남, 전남, 전북, 경북, 경남, 제주

백, 2021; 최선미, 2021; 이애선, 2021)가 함께 존재한다. 따라서 특정 성별의 고용지표가 아닌 청년층으로 범위를 제한하는 것이 출산율 분석에 있어 합리적이라 생각된다. 청년실업률은 통계청 경제활동인구조사 자료를 활용했으며 다음과 같은 가설이 도출되었다.

가설 1: 청년실업률이 증가할수록 합계출산율은 낮아질 것이다.

다음으로 아파트전세가격지수를 사용했다. 여러 선행연구에서 부동산 가격을 출산율에 영향을 미치는 변수로 선택했고, 부동산 가격이 높을수록 출산율이 낮아진다고 보았다(최선미, 2021; 김민영, 황진영, 2016; 김지현, 최숙희, 2023; 김도균, 2021; 김정란, 2023). 설문에 따르면 결혼 및 출산을 미루는 이유 중 가장 많은 이유가 경제적 이유이며, 그중에서도 특히 부동산 가격이 큰 비중을 차지한다(이동한 외, 2022; 이동한 외, 2023). 국토교통부(2023)에 따르면 신혼부부 가구의 52.9%는 임차에 거주하고 있으며, 대부분 아파트(73.3%)에 거주하고 있는 것으로 나타났다. 그리고 연찬모(2021)에 따르면 자가가 아닌 전세를 선택한 이유에 대해 63.6%가 자금 부족이라고 답했다. 이런 설문조사 결과로 미루어 보아, 대부분의 신혼 가구는 아파트에 거주하고 있는 것으로 보이고, 자금 부족으로 매매보단 전세를 선택하고 있다. 따라서 전세가격 상승 특히 아파트 전세가격 상승이 결혼과 출산에 많은 영향을 미칠 수 있다. 또한 비수도권 아파트 매매가격은 아파트 전세가격과 달리 자산 증식의 성격을 가지고 있어 출산율에 긍정적 영향을 끼친다는 연구<sup>17)</sup>가 존재하기 때문에 본 논문에서는 부동산 가격을 아파트전세가격지수로 조작화하였다. 아파트전세가격지수는 한국부동산원의 유형별 전세가격지수 데이터를 사용하였다. 아파트 전세가격지수는 2021년 6월을 기준 100으로 매월 발표되기 때문에 1년간의 지수를 평균 내어 사용하였으며, 다음과 같은 가설이 도출되었다.

가설 2: 아파트전세가격지수가 증가할수록 합계출산율은 낮아질 것이다.

---

17) 김도균, 2021.

다음으로 맞벌이 가구 비율을 사용했다. 2022년 맞벌이 가구 비율은 46.1%로 역대 가장 높은 비율을 기록했다(통계청, 2024). 기혼 가구가 맞벌이하는 이유 대부분은 경제적 상황 때문이다(정상희, 2022; 이운진, 2011). 대부분의 맞벌이가 경제적 이유에서 발생하기 때문에 출산으로 인한 휴직에서 발생하는 임금 감소와 육아로 인한 추가적인 지출을 고려해 봤을 때, 맞벌이를 포기하면서 출산을 선택하기 쉽지 않을 것으로 판단된다. 심지어 맞벌이 부모의 자녀 양육에서는 돌봄 사각지대가 존재하며, 특히 2020년 코로나19의 영향으로 맞벌이 부모들은 자녀 돌봄에 있어 극단적이 어려움에 직면했다(조인숙 외, 2020). 또한 자녀 연령이 어릴수록 맞벌이 가구에서 여성이 경력단절을 경험할 확률이 높고, 여성의 가사 시간이 더 긴 것으로 나타났다(조인숙 외, 2020). 경제적 어려움으로 인한 출산 기회비용 상승과 현재 맞벌이 부모가 겪는 자녀 양육에 대한 어려움은 해당 세대와 다음 세대의 출산 의지를 낮출 수 있다. 따라서 맞벌이 가구 수가 증가할수록 출산율이 낮아질 것으로 예상할 수 있고, 다음과 같은 가설이 도출되었다.

가설 3: 맞벌이 가구 비율이 증가할수록 합계출산율은 낮아질 것이다.

다음으로 경력단절여성 비율을 사용했다. 경력단절여성이란 15-54세의 기혼여성 중 현재 비취업인 여성으로, 결혼 임신 및 출산, 육아, 자녀교육(초등학교), 가족돌봄 때문에 직장을 그만둔 여성을 의미한다(통계청, 2024). 직접적으로 경력단절여성을 설명변수로 사용하여 출산율과의 관계를 파악하고 그 의미를 해석한 선행연구는 찾을 수 없었다. 하지만 경력단절여성 수가 출산율과 무관하다고 볼 순 없다. 2008년 「경력단절여성등의 경제활동 촉진법」이 제정된 후 약 15여 년이 지난 현재에도 임신, 출산, 육아 등으로 인한 경력단절은 계속 진행되고 있고, 경력단절 이후 재취업을 하더라도 기존의 경력에 비해 하향 취업을 하며 임금 패널티를 감수해야 하는 문제가 발생하며, 재단절이 빈번하게 발생하고 있다(여성가족부, 2023). 이러한 사회적 현상은 다음 세대의 혼인 및 출산 기피 원인이 될 수 있다. 따라서 경력단절여성 수가 증가하면 출산율이 감소할 것이라 예상할 수 있다. 경력단절여성 수는 기혼여성

중 경력단절을 겪은 여성 수이기 때문에 ‘경력단절여성 수/15-54세 기혼여성 수’로 표준화하여 사용하였으며, 다음과 같은 가설이 도출되었다.

가설 4: 경력단절여성 비율이 증가할수록 합계출산율은 낮아질 것이다.

다음으로 보육·가족 및 여성 예산(이후 보육예산) 비율을 사용했다. 보육 예산은 아동·보육 관련 업무, 여성복지, 남녀차별금지, 여성인력 양성, 보육 인프라 구축, 보육시설 운용 등 보육·가족 지원 및 여성 복지 증진을 위해 사용되는 예산이다<sup>18)</sup>. 출산·보육 예산 비중 증대가 출산을 상승에 긍정적인 영향을 준다는 다수의 선행연구가 존재한다(민연경, 이명석, 2013; 최선미, 2021; 은석, 2015; 송현재, 우석진, 2015). 출산과 관련된 재정 지원 정책은 아이 양육에 필요한 금전적 부담을 낮추고, 여성 경제활동의 기회비용을 낮추는 효과가 있다(원숙연, 최윤희, 2018). 출산을 상승이 성공적이고 안정적으로 이루어진 스웨덴이나 프랑스의 경우 양성 평등한 사회환경과 부모의 일가정 양립이 가능하게 하는 보육시설, 휴가제도 그리고 양육 비용의 부담을 덜어주기 위한 각종 수당이 잘 발달한 것으로 나타났다(한정희, 2015). 따라서 광역자치단체의 사회복지 예산 중 보육예산 비중이 증가할수록 출산율이 높아질 것으로 예상할 수 있다. 보육예산 비율은 세출결산 기준으로 사회복지 예산 중 보육예산이 차지하는 비율로 표준화했으며, 본청 예산으로 계산하였다. 보육예산 비중 관련 가설은 다음과 같다.

가설 5: 보육예산 비중이 증가할수록 합계출산율은 높아질 것이다.

다음으로 유아 천 명당 보육시설 수(이하 보육시설 수)를 사용했다. 유아 교육법<sup>19)</sup> 제2조에 따르면 유치원이란 만 3세부터 초등학교 취학 전까지의 어린이의 교육을 위해 법에 따라 설립·운영되는 학교를 말한다. 또한 영유아보육법<sup>20)</sup> 제2조에 따르면 어린이집은 보호자의 위탁을 받아 7세 이하의 취학

18) 행정안전부 「지방자치단체 예산편성 운영기준」, 2024.

19) 국가법령정보센터, 2024.

전 아동을 보육하는 시설로 정의하고 있다. 유아 보육시설 이용에 대한 지원은 여성 노동시장 진출과 출산을 모두 촉진할 수 있는 제도로 여겨져 이미 우리나라뿐만 아니라 여러 나라에서 시행되고 있다(류명지, 문춘걸, 2011). 따라서 보육시설 수 증가는 출산율에 긍정적인 영향을 끼칠 수 있다. 보육시설을 어린이집과 유치원으로 정의하고, 보육시설 수는 ‘(어린이집 수+유치원 수)/0-5세 주민등록인구\*1000’으로 계산하였다. 보육시설 수와 관련한 가설은 다음과 같다.

가설 6: 보육시설 수가 증가할수록 합계출산율은 높아질 것이다.

마지막으로 선행연구 검토를 통해 1인당 개인소득 증감률을 통제 변수로 선정했으며, <표 2>는 변수 설명과 자료출처를 정리한 것이다.

<표 2> 변수 설명 및 출처

구분	변수	내용	출처
종속변수	TFR	합계출산율	통계청, 인구동향조사
경제 변수	YUE	청년실업률=15-29세 실업률	통계청, 경제활동인구조사
	APT	아파트전세가격지수 (기준월: 2021.06 =100)	한국부동산원, 전국주택가격동향조사
	WCP	맞벌이 가구 비율=맞벌이 가구/유배우 가구	통계청, 지역별고용조사
	CBW	경력단절여성 비율= 경력단절여성 수/15-54세 기혼여성 수	통계청, 지역별고용조사
정책 변수	BUG	보육예산 비율=보육예산/사회복지예산	지방재정365, 분야별 세출결산
	CCF	보육시설 수= (어린이집 수+유치원 수)/0-5세 주민등록인구*1000	유치원 수: e-지방지표, 교육 어린이집 수: e-지방지표, 가족
통제 변수	PIR	1인당 개인소득 증감률	통계청, 지역소득

20) 국가법령정보센터, 2024.

## 제 4 장 실증분석 결과

### 제 1 절 기초통계량 및 상관관계

〈표 3〉은 광역자치단체별 합계출산율의 기초통계량이다. 합계출산율 평균은 전남, 제주, 충남 순으로 높았으며 각 1.296명, 1.238명, 1.220명이다. 반면 서울과 부산의 합계출산율은 각 0.807명, 0.927명으로 1.0명보다 낮았다. 수도권인 서울, 경기, 인천의 합계출산율은 비수도권과 비교하여 낮은 편에 속했다. 합계출산율의 최댓값은 평균이 가장 높은 전남에서 1.549명으로 가장 높았으며, 최솟값은 평균이 가장 낮은 서울에서 0.593명으로 가장 낮았다. 합계출산율의 범위는 울산, 경남, 전남 순으로 컸으며 각 0.638명, 0.599명, 0.580명으로 나왔다. 〈그림 8〉에서 볼 수 있듯 대전, 광주를 제외하곤 10년 동안 합계출산율이 계속 하락했기 때문에 해당 지역은 10년 전보다 합계출산율이 가장 크게 떨어진 지역으로 볼 수 있다. 범위가 큰 지역의 합계출산율 평균은 상대적으로 높은 편에 속했는데, 합계출산율 평균이 낮았던 서울, 부산, 대구, 경기의 범위는 각 0.408명, 0.416명, 0.459명, 0.433명으로 오히려 나뉘는 폭이 작은 것으로 나타났다.

다음으로 〈표 4〉는 설명변수의 기초통계량이다. 지역 전체를 대상으로 한 합계출산율은 1.099명이고 최솟값은 0.593명, 최댓값은 1.549명이다. 1인당 개인소득 증감률의 평균은 4.364%로 지난 10년 동안 개인소득이 증가했다고 볼 수 있다. 청년실업률의 평균은 8.441%이고 최솟값은 4.400%, 최댓값은 12.600%이다. 아파트전세가격지수의 평균은 93.257이며 최댓값과 최솟값의 큰 차이는 2020년 전후로 있었던 부동산 가격 급등이 영향을 준 것으로 보인다. 맞벌이 가구 비율과 경력단절여성 비율 평균은 각 47.538%, 0.191%이다. 보육예산 비율의 평균은 23.526%이고 최솟값은 10.830%, 최댓값은 43.330%이다. 보육시설 수의 평균은 20.416이고 최솟값은 14.298, 최댓값은 28.399이다.

〈표 3〉 광역자치단체별 합계출산율

단위: 명

	관측치 수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
서울	10	0.807	0.160	0.593	1.001
부산	10	0.927	0.164	0.723	1.139
대구	10	1.003	0.176	0.757	1.216
인천	10	1.007	0.181	0.747	1.216
광주	10	1.023	0.155	0.811	1.207
대전	10	1.030	0.195	0.805	1.277
울산	10	1.200	0.231	0.848	1.486
경기	10	1.052	0.171	0.839	1.272
강원	10	1.130	0.123	0.968	1.311
충북	10	1.176	0.200	0.871	1.414
충남	10	1.220	0.212	0.909	1.480
전북	10	1.099	0.208	0.817	1.352
전남	10	1.296	0.210	0.969	1.549
경북	10	1.206	0.202	0.930	1.464
경남	10	1.165	0.225	0.838	1.437
제주	10	1.238	0.220	0.919	1.481

〈표 4〉 설명변수 기초통계량

변수	설명	관측치 수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
TFR	합계출산율(명)	160	1.099	0.221	0.593	1.549
YUE	청년실업률(%)	160	8.441	1.765	4.400	12.600
APT	아파트전세가격지수	160	93.257	9.019	65.983	110.242
WCP	맞벌이 가구 비율(%)	160	47.538	6.634	36.600	63.500
CBW	경력단절여성 비율(%)	160	0.191	0.037	0.087	0.358
BUG	보육예산 비율(%)	160	23.526	6.477	10.830	43.330
CCF	보육시설 수	160	20.416	3.060	14.298	28.399
PIR	1인당 개인소득 증감률(%)	160	4.364	1.708	-1.400	8.800



〈표 5〉는 변수 간의 상관관계를 보여준다. 상관계수가 모두 0.6 미만이므로 다중공선성을 의심할 만한 변수는 없는 것으로 보인다. 합계출산율과 보육예산 비율의 상관계수는 선행연구 결과를 지지했지만, 합계출산율과 맞벌이 가구 비율의 상관계수는 선행연구 결과와 반대되는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 변수 간 상관관계

	TFR	PIR	YUE	APT	WCP	CBW	BUG	CCF
TFR	1							
PIR	0.000	1						
YUE	0.033	-0.217*	1					
APT	-0.106	0.052	-0.346*	1				
WCP	0.355*	0.139	-0.380*	0.407*	1			
CBW	-0.146	-0.125	0.177*	-0.258*	-0.416*	1		
BUG	0.477*	-0.103	-0.019	-0.434*	-0.147	0.356*	1	
CCF	-0.105	0.239*	-0.322*	0.422*	0.545*	-0.196*	-0.327*	1

주: \*은 5% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

다음으로 〈표 6〉은 합계출산율과 Lag(1)을 적용한 나머지 변수 간의 상관관계를 보여준다. 변수 간의 상관계수는 모두 0.6 미만이므로 다중공선성을 의심할 만한 변수는 없는 것으로 나타났다. 합계출산율과 가장 상관관계가 높은 변수는 〈표 5〉와 마찬가지로 보육예산 비율이다. 이는 보육예산이 증가하면 합계출산율이 증가한다는 선행연구(민연경, 이명석, 2013; 최선미, 2021; 은석, 2015; 송헌재, 우석진, 2015)를 지지하는 결과이다. 그리고 합계출산율과 전년도 청년실업률이 음의 상관관계가 있는 것으로 비추어 볼 때 고용이 출산율에 영향을 준다는 선행연구(김현숙, 정진화, 2019; 이재희, 박진백, 2020; 이애선, 2021; 문영만, 2023) 결과를 지지한다고 볼 수 있다. 하지만

합계출산율과 전년도 경력단절여성 비율, 합계출산율과 전년도 맞벌이 가구 비율의 상관계수는 선행연구 결과와 반대되는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 변수 간 상관관계(Lag 변수)

	TFR	L. PIR	L. YUE	L. APT	L. WCP	L. CBW	L. BUG	L. CCF
TFR	1							
L. PIR	0.234*	1						
L. YUE	-0.180*	-0.065	1					
L. APT	-0.021	-0.120	-0.238*	1				
L. WCP	0.356*	0.137	-0.401*	0.433*	1			
L. CBW	0.317*	0.014	0.262*	-0.303*	-0.528*	1		
L. BUG	0.460*	0.001	-0.111	-0.397*	-0.158	0.439*	1	
L. CCF	-0.032	0.122	-0.251*	0.368*	0.557*	-0.312*	-0.292*	1

주1: L 은 lag(1)을 의미한다.

주2: \*은 5% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

## 제 2 절 시스템 GMM 모형 분석 결과

### 1) 전체 지역 분석 결과

경제 변수와 정책 변수를 구분하여 분석하고자 도구 변수와 통제 변수 및 경제 변수(청년실업률, 아파트전세가격지수, 맞벌이 가구 비율, 경력단절여성 비율)를 포함한 모델 1, 도구 변수와 통제 변수 및 정책 변수(보육예산 비율, 보육시설 수)를 포함한 모델 2, 마지막으로 모든 변수를 포함한 모델 3으로 나누어 분석하였다. 모든 모델에서 Hansen test의 가설을 기각할 수 없기 때문에 과대식별 제약조건이 적절하며, 도구 변수가 타당하다고 볼 있다. 또한

AR1 test는 기각되고, AR2 test는 기각되지 않아 종속변수의 과거값을 도구 변수로 사용되는 것이 적절하다고 판단된다.

〈표 7〉은 경제 변수를 사용한 모델 1 결과이다. 분석 결과, 전년도 합계 출산율은 당해년도 합계출산율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 합계 출산율이 시점 간 단절되지 않고 연속적인 변수이며, 자기상관성이 매우 높은 변수임을 확인했다. 전년도 청년실업률과 전년도 아파트전세가격지수가 당해년도 합계출산율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석됐다. 따라서 모델 1의 결과는 청년실업률이 상승하면 합계출산율이 감소한다는 가설 1과 아파트전세가격지수가 상승하면 합계출산율이 감소한다는 가설 2를 지지한다. 전년도 경력단절여성 비율은 당해년도 합계출산율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 〈표 6〉에서 보았던 것과 같은 결과이며, 선행연구에서 밝혀진 내용과는 상반된 결과이다. 이러한 결과는 경력단절여성 수의 추세와 관련된 것으로 보인다. 분석기간 동안 경력단절여성 수는 전체 혼인 건수가 감소함에 따라 함께 감소하는 추세에 있다. 왜냐하면 경력단절여성은 15-54세 기혼여성 중에서만 집계되기 때문이다. 또한 경력단절여성 비율(CBW)은 ‘경력단절여성 수/15-54세 기혼여성 수’로 표준화한 변수인데, 경력단절여성 수 감소 비율이 15-54세 기혼여성 수 감소 비율보다 커 경력단절여성 비율 역시 감소 추세에 있다. 결론적으로 합계출산율이 하락하고 있는 상황에서 경력단절여성 비율(CBW) 역시 감소 추세여서 양(+)의 관계가 나타난 것으로 볼 수 있다. 그래서 모델 1에서 경력단절여성 비율 대신 조혼인율을 변수로 넣었을 때<sup>21)</sup>, 전년도 조혼인율은 당해년도 합계출산율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다<sup>22)</sup>. 마지막으로 통제 변수인 전년도 1인당 개인소득 증감률은 당해년도 합계출산율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었고 전년도 맞벌이 가구 비율은 그 유의성이 확인되지 않았다.

다음으로 〈표 8〉은 정책 변수를 사용한 모델 2 결과이다. 모델 1의 결과와 마찬가지로 전년도 합계출산율이 당해년도 합계출산율에 가장 큰 영향을 미치는 변수로 나타났다. 통제 변수인 전년도 1인당 개인소득 증감률 역시 당

21) 조혼인율로 교체함으로써 혼인 건수 감소가 출산율에 미친 영향을 볼 수 있다.

22) 경제 변수를 사용한 분석 결과에서 경력단절여성 비율 대신 조혼인율을 이용한 분석 결과는 부록에 첨부하였다.

해년도 합계출산율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전년도 보육예산 비율과 전년도 보육시설 수는 당해년도 합계출산율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이런 분석 결과는 보육예산 비율이 증가할수록 합계출산율이 증가한다는 가설 5와 보육시설 수가 증가할수록 합계출산율이 증가한다는 가설 6을 지지한다.

〈표 7〉 경제 변수를 사용한 분석 결과

구분	변수명	계수	표준오차
도구 변수	L.TFR	0.889***	0.031
경제 변수	L.YUE	-0.022***	0.003
	L.APT	-0.005***	0.001
	L.WCP	-0.002	0.002
	L.CBW	0.822***	0.218
통제 변수	L.PIR	0.006***	0.002
상수	상수	0.663***	0.133
Hansen Test(p-value)		1.000	
AR1 Test(p-value)		0.001	
AR2 Test(p-value)		0.375	

주1: Hansen test의 귀무가설은 '도구 변수가 타당하다.'이다.

주2: AR1 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 1계 자기상관이 없다.'이고, AR2 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 2계 자기상관이 없다.'이다.

주3: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 8〉 정책 변수를 사용한 분석 결과

구분	변수명	계수	표준오차
도구 변수	L.TFR	0.840***	0.051
정책 변수	L.BUG	0.015***	0.003
	L.CCF	0.022***	0.004
통제 변수	L.PIR	0.014***	0.003
상수	상수	-0.731	0.119
Hansen Test(p-value)		1.000	
AR1 Test(p-value)		0.007	
AR2 Test(p-value)		0.174	

주1: Hansen test의 귀무가설은 '도구 변수가 타당하다.'이다.

주2: AR1 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 1계 자기상관이 없다.'이고, AR2 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 2계 자기상관이 없다.'이다.

주3: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

마지막으로 <표 9>는 모든 변수 사용한 모델 3 결과이다. 모델 1과 모델 2의 결과와 마찬가지로 전년도 합계출산율이 당해년도 합계출산율에 가장 큰 영향을 미치는 변수로 나타났다. 전년도 1인당 개인소득 증감률 역시 당해년도 합계출산율에 양(+)의 영향이 있는 것으로 나타났다. 모델 1과 달리 전년도 맞벌이 가구 비율이 유의수준 10%에서 당해년도 합계출산율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 전년도 경력단절여성 비율이 유의미하지 않게 변했다. 나머지 변수들에 대해서는 계수 값이 미세하게 변동하긴 했지만, 그 방향성에는 변화가 없었다. 모델 1에 정책 변수를 추가함에 따라 경제 변수만으로는 설명하지 못했던 부분을 정책 변수가 채워줌으로써 맞벌이 가구 비율과 경력단절여성 비율의 유의성이 달라진 것으로 판단된다. 전년도 맞벌이 가구 비율이 유의한 변수가 됨이 따라 맞벌이 가구 비율이 증가하면 합계출산율이 감소한다는 가설 3을 지지하게 되었다. <표 10>은 이상의 분석 결과에서 채택된 가설을 보여준다.

<표 9> 모든 변수를 사용한 분석 결과<sup>23)</sup>

구분	변수명	계수	표준오차
도구 변수	L.TFR	0.917***	0.053
통제 변수	L.PIR	0.008***	0.002
경제 변수	L.YUE	-0.017***	0.004
	L.APT	-0.004***	0.001
	L.WCP	-0.006*	0.004
	L.CBW	0.454	0.277
정책 변수	L.BUG	0.007***	0.002
	L.CCF	0.021***	0.008
상수	상수	0.107	0.175
Hansen Test(p-value)		1.000	
AR1 Test(p-value)		0.002	
AR2 Test(p-value)		0.717	

주1: Hansen test의 귀무가설은 '도구 변수가 타당하다.'이다.

주2: AR1 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 1계 자기상관이 없다.'이고, AR2 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 2계 자기상관이 없다.'이다.

주3: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

23) 모든 변수를 사용한 분석 결과에서 경력단절여성 비율 대신 조혼인율을 이용한 분석 결과는 부록에 첨부하였다.

〈표 10〉 연구가설 검정 결과

가설	결과
가설 1. 청년실업률이 증가할수록 합계출산율은 낮아질 것이다.	채택
가설 2. 아파트전세가격지수가 증가할수록 합계출산율은 낮아질 것이다.	채택
가설 3. 맞벌이 가구 비율이 증가할수록 합계출산율은 낮아질 것이다.	채택
가설 4. 경력단절여성 비율이 증가할수록 합계출산율은 낮아질 것이다.	기각
가설 5. 보육예산 비중이 증가할수록 합계출산율은 높아질 것이다.	채택
가설 6. 보육시설 수가 증가할수록 합계출산율은 높아질 것이다.	채택

## 2) 출산율 순위에 따른 분석 결과

2013년부터 2022년까지의 합계출산율 평균을 기준으로 출산율 상위 8개 지역<sup>24)</sup>(모델 4)과 하위 8개 지역<sup>25)</sup>(모델 5)을 구분하여 분석하였다. 출산율 상위 지역과 하위 지역을 구분함으로써 지역별로 필요한 정책의 우선순위 결정해 정책의 효율성을 증대시킬 수 있을 것으로 기대된다. 그러나 설명변수 중 경력단절여성 비율 사용은 앞서 살펴보았듯 전체 혼인 건수가 감소함에 따라 경력단절여성 수가 감소하는 추세에 있고, 경력단절여성 수 비율 감소 폭이 15-54세 기혼여성 수 비율 감소 폭보다 더 크기 때문에 발생하는 해석의 문제가 있었다. 따라서 출산율 순위에 따른 분석에서는 해당 변수를 대신하여 조혼인율을 사용해 분석했다. 〈표 11〉과 〈표 12〉는 각 모델 4와 모델 5의 분석 결과이다.

분석 결과, 모델 4와 모델 5에서 모두 Hansen test의 가설을 기각할 수 없기 때문에 과대식별 제약조건이 적절하며, 도구 변수가 타당하다고 볼 있다. 또한 AR1 test는 기각되고, AR2 test는 기각되지 않아 종속변수의 과거 값을 도구 변수로 사용되는 것이 적절하다고 판단된다.

다음으로 출산율 상위 지역 분석 결과, 추정계수의 유의성은 전체 지역 분석 결과와 크게 다르지 않았다. 다만 전체 지역 결과와 다르게 전년도 맞벌이 가구 비율과 전년도 조혼인율은 유의하지 않았다. 반면에 전년도 청년실업률,

24) 강원, 경남, 경북, 울산, 전남, 제주, 충남, 충북

25) 경기, 광주, 대구, 대전, 인천, 서울, 부산, 전북

전년도 아파트전세가격지수, 전년도 보육예산 비율, 전년도 보육시설 수는 여전히 유의한 변수로 나타났다. 전년도 청년실업률과 전년도 아파트전세가격지수는 당해년도 합계출산율에 음(-)의 영향을 미쳤으며, 전년도 보육예산 비율과 전년도 보육시설 수는 당해년도 합계출산율에 양(+)의 영향을 미쳤다. 이를 종합해 보면, 출산율 상위 지역에서는 출산율 증진을 위해 부동산 가격 안정화 정책, 보육시설 수 증가 정책에 우선순위를 두어야 하며, 추가로 청년실업률 감소 정책 및 보육예산 증액 정책이 수반되어야 한다.

〈표 11〉 출산율 상위 지역 분석 결과

구분	변수명	계수	표준오차
도구 변수	L.TFR	0.878***	0.108
통제 변수	L.PIR	0.008***	0.003
경제 변수	L.YUE	-0.008*	0.004
	L.APT	-0.004***	0.001
	L.WCP	-0.003	0.004
정책 변수	L.CMR	0.512	0.032
	L.BUG	0.006*	0.003
상수	L.CCF	0.027***	0.006
	상수	-0.328**	0.116
Hansen Test(p-value)		1.000	
AR1 Test(p-value)		0.027	
AR2 Test(p-value)		0.152	

주1: Hansen test의 귀무가설은 '도구 변수가 타당하다.'이다.

주2: AR1 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 1계 자기상관이 없다.'이고, AR2 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 2계 자기상관이 없다.'이다.

주3: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

다음으로 출산율 하위 지역 분석 결과, 전년도 합계출산율은 유의미하게 나타났다. 하지만 전체 지역과 출산율 상위 지역의 분석 결과와 다르게 어떠한 정책 변수도 전혀 유의하지 않았으며, 경제 변수 중 전년도 청년실업률만 유의미한 변수로 나타났다. 전년도 청년실업률은 당해년도 합계출산율에 음(-)의 영향을 미쳤으며, 전년도 합계출산율은 양(+)의 영향을 미쳤다. 따라서 출산율 하위 지역에서는 출산율 증진을 위해 무엇보다 청년실업률 문제가 먼저 해결되어야 한다.

〈표 12〉 출산을 하위 지역 분석 결과

구분	변수명	계수	표준오차
도구 변수	L.TFR	0.587***	0.122
통제 변수	L.PIR	0.002	0.002
경제 변수	L.YUE	-0.019***	0.006
	L.APT	-0.002	0.002
	L.WCP	-0.007	0.005
	L.CMR	0.052	0.047
정책 변수	L.BUG	0.002	0.003
	L.CCF	-0.010	0.008
상수	상수	0.897*	0.475
Hansen Test(p-value)		1.000	
AR1 Test(p-value)		0.014	
AR2 Test(p-value)		0.651	

주1: Hansen test의 귀무가설은 '도구 변수가 타당하다.'이다.

주2: AR1 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 1계 자기상관이 없다.'이고, AR2 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 2계 자기상관이 없다.'이다.

주3: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

HANSUNG  
UNIVERSITY



## 제 5 장 결 론

2013년부터 2022년까지 16개 광역자치단체의 연간 패널자료 이용해 합계 출산율에 영향을 미치는 변수가 무엇인지 분석하였다. 16개 광역자치단체를 모두 포함하는 모델뿐만 아니라 출산율 순위에 따라 출산율 상위 지역과 하위 지역을 구분하여 분석을 진행했다. 먼저 전체 지역 분석 결과, 합계출산율에 영향을 미치는 경제 변수로 청년실업률, 아파트전세가격지수, 맞벌이 가구 비율이 있었으며, 정책 변수로 보육시설 수와 보육예산 비율이 있었다. 하지만 경력단절여성 비율은 유의미하지 않은 변수로 나타났다. 청년실업률, 아파트전세가격지수, 맞벌이 가구 비율은 합계출산율과 부(-)의 관계가 있었으며, 보육시설 수와 보육예산 비율은 합계출산율과 정(+)의 관계가 있었다. 다음으로 출산율 상위 지역 분석 결과, 합계출산율에 영향을 주는 변수로 청년실업률, 아파트전세가격지수, 보육예산 비율, 보육시설 수가 있었다. 청년실업률과 아파트전세가격지수는 합계출산율과 부(-)의 관계가 있었으며, 보육시설 수와 보육예산 비율은 합계출산율과 정(+)의 관계가 있었다. 마지막으로 출산율 하위 지역 분석 결과, 청년실업률만 합계출산율과 부(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이를 바탕으로 도출된 시사점은 다음과 같다.

첫째, 청년실업률이 출산율과 부(-)의 관계가 있는 것으로 볼 때, 실업률을 낮춰 청년이 사회에 빠르게 정착할 수 있게 돕는 제도적 뒷받침이 필요하다. 그렇게 함으로써 청년이 이른 시기에 자산을 형성할 수 있도록 돕고, 혼인 및 출산 연령을 앞당길 수 있다. 하지만 단지 실업률 관리에 그치지 않고 청년 고용의 질을 높이는 방안을 함께 고민해야 한다. 청년 고용의 질은 계속해서 나빠지고 있다. 근로 계약 기간이 1년 이상인 청년층 상용근로자는 전년 대비 감소했지만, 계약 기간 1개월 이상~1년 미만인 청년 임시직과 계약 기간 1개월 미만인 청년 이용직은 오히려 증가했다(박종오, 안태호, 2023). 또한 통계청 청년층 부가조사에 따르면 대졸자 평균 취업 소요 기간은 2020년 7.2개월에서 2023년 8.2개월로 지난 4년 동안 계속해서 증가했다. 이는 청년이 원하는 근로조건을 가진 직장이 점차 줄어들고 경쟁이 심해져 더 많은 취

업 준비가 필요하게 되었다고 볼 수 있다. 또한 통계청 청년층 부가조사에 따르면 20-34세의 이직 경험도 증가하는 추세이며, 일자리를 그만둔 이유로 ‘근로 여건 불만족(보수, 근로시간)’을 가장 많이 선택했다. 결론적으로 어렵게 직장을 구했지만, 근로 여건이 맞지 않아 퇴사하는 다시 취업 준비하는 청년이 많아지는 추세가 혼인을 및 출산을 낮추는 원인이 될 수 있다. 따라서 정부 당국은 출산을 제고를 위해 청년 실업, 청년 고용 문제를 섬세하게 다가가 갈 필요가 있다.

둘째, 아파트전세가격지수가 출산율과 부(-)의 관계가 있는 것으로 볼 때, 신혼부부나 영유아 보육 가구를 위한 현실적인 주택공급 정책이 필요하다. 2024년 3월 기준 서울시 평균 아파트 매매가격은 8억 2천만 원이고 평균 전세가격은 4억 3천만 원이다(한국부동산원, 2024). 2022년 기준 30대 평균 임금이 361만 원<sup>26)</sup>임을 고려했을 때, 이제 사회에 진출한 청년이나 신혼부부에게는 너무나 큰 금액이다. 그래서 정부는 청년이나 신혼부부의 주거 안정을 위해 행복주택을 공급하고 있다. 하지만 청년이나 신혼부부를 위한 행복주택은 일반 아파트에 비해 지나치게 좁은 평수, 크게 저렴하지 않은 보증금 및 임대료로 인해 행복주택의 목적을 전혀 달성하지 못하고 있다(고득관, 2021). 또한 지방에 있는 행복주택은 그 지리적 위치로 인해 수도권보다 공실이 더 많이 발생하고 있다(신수민, 2023). 따라서 수요 없는 공급을 위해 세금과 인력을 낭비하지 말고 행복주택의 목적을 효과적으로 달성할 수 있도록 공급의 질적 향상을 꾀할 필요가 있다.

셋째, 맞벌이 가구 비율이 출산율과 부(-)의 관계가 있는 것으로 볼 때, 일과 가정의 양립을 돕는 정책 도입 및 환경개선이 필요하다. 맞벌이 가구 수는 그 통계를 작성하기 시작한 2011년 이후부터 지금까지 증가추세에 있다(통계청, 2024). 맞벌이 이유의 대다수는 경제적 이유이다. 따라서 맞벌이 가구의 증가는 출산 및 육아를 위해 일을 그만둘 수 없는 가구의 증가로 이어질 수 있다. 결국 출산율 증진을 위해서 더는 맞벌이 가구의 희생만 강요해서는 안 되고, 현실적으로 일과 가정이 양립할 수 있는 제도가 마련되어야 한다. 현재 여성 중심적인 일과 가정 양립 정책을 남성에게 확대, 출산 휴가/휴

---

26) 통계청, 2024.

직 제도와 유연근무제도 확대 및 자유롭게 쓸 수 있도록 환경개선, 자녀 돌봄을 위한 단축 근로제 확대 등이 필요하다(조인숙 외, 2020). 맞벌이 부모가 겪는 육아의 어려움은 단지 해당 세대에서만 겪고 끝나는 게 아니라 다음 세대 출산율에 연쇄적인 악영향을 끼칠 수 있다. 따라서 현재 세대가 겪고 있는 문제를 빠르게 해결할 수 있게 강력한 정책을 마련해야 한다.

넷째, 보육예산 비율이 출산율과 정(+)의 관계가 있는 것으로 볼 때, 직접적인 보육예산을 늘리는 것이 필요하다. 15년간 200조 원의 저출산 예산이 집행되었음에도 합계출산율이 계속해서 감소하고 있다는 비판이 있다(최선미, 2021). 그런데도 실증분석에서 보육예산을 늘리는 것이 출산율 증진에 효과가 있음을 확인했다. 따라서 보육예산의 집행에 있어 양육자가 직접적으로 느낄 수 있는 지원을 늘리고, 이에 대한 효과를 분석하여 대안을 제시하는 과정이 필요하다. 그뿐만 아니라 광역자치단체의 여건에 맞춘 예산 집행이 필요하다. 상대적으로 고령층이 많은 지역에서는 출산율 제고를 위해 청년이 지역에 자리 잡을 수 있도록 하는 예산 집행이 필요할 것이며, 반대로 청년층이 많은 지역에서는 해당 주민들의 보육 수요를 고려한 예산 편성이 필요하다(최선미, 2021). 결론적으로 정책 수혜자가 직접적으로 체감할 수 있도록 하는 예산 증가와 집행이 필요하며, 가장 중요한 것은 정권마다 달라지지 않게 정책과 예산의 일관성을 유지하는 것이 필요하다.

다섯째, 보육시설 비중과 출산율이 정(+)의 관계가 있는 것으로 볼 때, 부모의 양육 부담을 줄여 줄 수 있는 국공립 보육시설 수가 늘어날 필요가 있다. 설문에 따르면 많은 수의 부모는 어린아이를 보육시설에 맡기기보다 직접 보육하는 것을 더 선호했다(한지연, 2014; 조인숙 외 2020). 하지만 현대사회로 넘어오면서 그러기 쉽지 않아 대신 아이를 맡아줄 수 있는 보육시설을 이용한다. 그래서 최선미(2021)는 어린이집과 초등학교 입학 사이의 공백이 생기지 않도록 시설 수의 확충뿐만 아니라 정원 확대, 유치원 교사 확충 등이 필요하다고 주장했고, 최은희, 조택희(2016)는 민간 보육시설 확대보다 국공립 보육시설의 질적 향상이 출산율 상승에 더 효과가 있을 것이라 주장했다. 따라서 부모가 믿고 맡길 수 있도록 보육시설의 양적, 질적 향상을 정부가 주도적으로 추진할 필요가 있다. 이때 보육시설을 늘리는 것으로 마무리할 게

아니라 부모가 직접 자녀를 돌볼 수 있도록 출산 휴가 연장, 근무시간 단축, 유연근무제 등 연계할 수 있는 정책이 함께 추진되어야 할 것이다.

마지막으로 출산율 순위에 따른 출산율 상위 지역과 하위 지역 분석 결과, 출산율 상위 지역에서는 출산율 개선을 위해 아파트전세가격 안정화 정책, 현실적인 주택공급 정책, 보육시설 수 증가 정책이 필요하며, 추가로 청년실업률을 낮추고 보육예산 비율을 늘릴 필요가 있다. 출산율 하위 지역에서는 출산율 개선을 위해 가장 우선 청년실업률 문제를 해결해야 한다.

본 논문은 전체 지역, 출산율 상위 지역, 출산율 하위 지역을 대상으로 합계출산율에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수를 실증 분석하였다. 특히 선행연구에서 다루지 않았던 경력단절여성과 맞벌이 가구를 설명변수로 사용한 것이 본 논문의 차별점이라 할 수 있다. 비록 경력단절여성 비율이 유의미한 변수로 선정되지는 않았지만, 선행연구에서 밝혔듯 경력단절여성 문제가 출산율에 미치는 영향을 무시할 수 없다. 현재 발표된 자료만으로 경력단절여성수와 출산율 간의 상관관계를 증명할 수 없다는 사실을 밝힌 것도 이 논문의 기여라고 볼 수 있다. 하지만 경력단절여성의 집계가 2013년부터 진행됨에 따라 작은 표본 수로 진행되었다는 점에서 한계점을 지닌다. 기간 부족으로 인해 광역자치단체별 분석도 미비한 점도 본 논문의 한계점이라 할 수 있다. 따라서 향후 연구에서 기간을 늘려 분석할 필요가 있으며, 관측치 부족으로 제외되었던 세종특별자치시도 함께 고려할 필요가 있다. 또한 선행연구에서 밝혀진 교육비, 비정규직 여부, 기타 사회문화적 요인을 추가하여 출산율에 어떠한 영향을 미치는지 분석할 필요가 있다.

# 참 고 문 헌

## 1. 국내문헌

- 감사원. (2021). 『감사보고서 -저출산·고령화 대책 성과분석-』. 서울: 감사원.
- 고득관. (2021.11.25.). 『“내집 마련 넘사벽이라도데도”...빈 집 넘치는 행복주택』. 서울: 매일경제.
- 구성미. (2018). “맞벌이부부의 출산의지 상승에 관한 연구”. 건국대학교 행정대학원 석사학위논문.
- 국토교통부. (2023.12.22). 「2022년도 주거실태조사」 결과발표. 보도자료.
- 김도균. (2021). 지역별 출산율 변동에 관한 연구: 패널데이터 분석. 『한국컴퓨터정보학회논문지』, 26(5), 77-86.
- 김민서. (2015). “맞벌이 부부의 육아휴직 사용에 따른 출산 의향”. 중앙대학교 대학원 석사학위논문.
- 김민영, 황진영. (2016). 주택가격과 출산의 시기와 수준: 우리나라 16개 시도의 실증분석. 『보건사회연구』, 36(1), 118-142.
- 김성주, 윤태선. (2017). 『지방자치단체 사회복지예산 분류체계의 개선방안』. 서울: 한국지방행정연구원.
- 김영재, 이민환. (2011). 패널 공적분을 이용한 한국 주택가격 결정요인 분석. 『한국경제연구』, 29(4), 141-169.
- 김정란. (2023). “주택가격이 출산율에 미치는 영향 분석 우리나라 16개 광역 시도 패널분석”. 건국대학교 대학원 석사학위논문.
- 김정호. (2009). 여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석. 『KDI journal of Economic Policy』, 31(1), 105-137.
- 김지현, 최숙희. (2023). 지역의 소득수준과 주택가격이 출산율에 미치는 영향. 『대한부동산학회지』, 41(1), 141-160.
- 김현숙, 정진화. (2019). OECD 국가들의 출산율 결정요인: 가족친화정책과 노동시장에서의 성별 격차에 대한 분석. 『여성경제연구』, 16(1),

27-50.

- 류명지, 문춘걸. (2011). 보육시설 수탁률과 여성 고용률이 출생률에 미치는 영향: 광역시·도 단위의 패널자료 분석. 『경제연구』, 32(1), 67-92.
- 문영만. (2023). 비정규직 여성과 가구주의 고용불안정성이 자녀 출산에 미치는 영향 - 사업체 규모와 지역을 중심으로 -. 『지역개발연구』, 55(3), 21-44.
- 민연경, 이명석.(2013). 저출산 정책과 양성평등문화의 출산율 재고 효과: OECD 18개 회원국을 대상으로. 『재정정책논집』, 23(2), 103-132.
- 민인식, 최필선. (2022a). 『STATA 패널 데이터 분석』. 경기: 지필미디어.  
\_\_\_\_\_. (2022b). 『STATA 고급 패널데이터 분석』. 경기: 지필미디어.
- 박경훈. (2017). 『고령화의 원인과 특징』. 서울: 한국은행.
- 박종오, 안태호. (2023.05.03.). 『역대 최저 청년실업률의 비밀...오토바이 팔고 식당 알바로』. 서울: 한겨레.
- 박중신. (2020.09.24.). 『고령산모? 걱정하지 마세요』. 서울: 서울대학교병원 병원신문.
- 박진백. (2021). 주택가격과 사교육비가 합계출산율에 미치는 영향과 기여율 추정에 관한 연구. 『사회보장연구』, 37(4), 65-92.
- 박진백, 권건우. (2023). 『저출산 원인 진단과 부동산정책 방향 연구』. 세종: 국토연구원.
- 박진백, 권건우. (2024). 『저출산 원인 진단과 부동산 정책방향』. 세종: 국토연구원.
- 보건복지부. (2022). 『2022년 지방자치단체 출산지원정책 사례집』. 세종: 보건복지부.
- 보건복지부. (2023). 『2023년 지방자치단체 출산지원정책 사례집』. 세종: 보건복지부.
- 송헌재, 우석진. (2015). 보육지원정책이 출산율과 여성 노동시장 참여율에 미친 거시적 성과 실증분석. 『재정정책논집』, 17(1), 3-36.
- 신수민. (2023.02.12.). 『‘별따기’행복주택 5채 중 1채 빈집, 수급 미스매치 심

- 해』. 서울: 중앙일보.
- 여성가족부. (2023). 『2022년도 경력단절여성 등의 경제활동 실태조사 보고서』. 서울: 여성가족부 경력단절여성지원과.
- 연찬모. (2021.01.27.). 『예비신혼부부 10명중 9명 “4억미만 전세 선호”』. 서울: 뉴데일리.
- 원숙연, 최윤희. (2018). 우리나라 광역자치단체 출산율의 영향요인 - 자녀에 대한 비용관련 요인을 중심으로-. 『한국정책학회보』, 27(3), 231-267.
- 유진성. (2022). 종사자 특성에 따른 혼인을 및 출산율 비교분석. 『KERI Insight』, 22(12), 1-36.
- 유진성. (2023). 『인구절벽 대응책 마련해야』. 서울: 한국경제연구원.
- 은석. (2015). 교육 및 사회정책의 출산율 고양효과에 대한 비교 연구: System-GMM을 활용한 26개국 18년간의 패널 자료 분석 결과를 중심으로. 『보건사회연구』, 35(2), 5-31.
- 이동한, 정한울, 이소연. (2022). 『결혼, 반드시 해야 할까? - 결혼에 대한 인식』. 서울: 한국리서치.
- 이동한, 정한울, 이소연. (2023). 『[2023 결혼인식조사]결혼, 반드시 해야 할까? - 결혼 의향, 그리고 혼인 감소에 대한 인식』. 서울: 한국리서치.
- 이삼식, 임지영, 최인선, 최효진, 이지혜, 송민영, 기재량. (2016). 『한국 인구 정책 50년: 출산억제에서 출산장려로』. 서울: 보건복지부, 한국보건사회연구원.
- 이애선. (2021). “여성의 노동시장 참여와 출산에 관한 연구”. 성신여자대학교 대학원 박사학위논문.
- 이윤경, 변수정, 김은정, 진화영, 주보혜, 남궁은하, 김주현, 정윤경. (2020). 『저출산·고령사회 대응 국민 인식 및 가치관 심층조사』. 세종: 한국보건사회연구원.
- 이윤진. (2011). 『맞벌이 가구의 육아실태 및 육아지원요구』. 서울: 육아정책연구소.

- 이재희, 박진백. (2020). 비정규직 고용률과 여성 고용률이 출산율에 미치는 효과: OECD 국가를 중심으로. 『The Journal of the Convergence on Culture Technology』, 6(2), 15-23.
- 이종하, 황진영. (2018). 광역자치단체의 출산지원예산이 출산율에 미치는 영향. 『보건사회연구』, 38(3), 555-579.
- 이태열. (2021). 『코로나19 이후 출산 및 혼인의 추이 변화』. 서울: 보험연구원.
- 전승훈. (2014). 복지지출 국제 비교 및 경제적 효과 분석. 『한국경제의 분석』, 20(1), 165-219.
- 정상희. (2022.01.06.). 『MZ세대 기혼남녀, 10명 중 6명 맞벌이...경제적 이유 가장 커』. 서울: 파이낸셜뉴스.
- 조인숙, 김나영, 장미나, 박은영. (2020). 『맞벌이 가구의 일·가정 양립을 위한 육아지원 방안 연구』. 서울: 육아정책연구소.
- 최상준, 이명석. (2013). 지방자치단체 저출산 정책의 효과:광역자치단체 출산·양육 사업을 중심으로. 『정책분석평가학회보』, 23(1), 93-114.
- 최선미. (2021). 광역자치단체 출산율의 영향요인 분석: 경제적 요인과 정책적 요인을 중심으로. 『국정관리연구』, 16(4), 65-100.
- 최은희, 조택희. (2016). 패널분석을 이용한 합계출산율에 영향을 미치는 요인 분석. 『한국콘텐츠학회논문지』, 16(8), 59-70.
- 한정희. (2015). “일·가정양립 출산장려정책이 출산의도에 미치는 영향 연구”. 건국대학교 행정대학원 석사학위논문.
- 한지연. (2014). “둘째 자녀 출산의지에 영향을 주는 요인에 관한 연구 -자녀 한명을 양육하는 취업모 사례를 중심으로-”. 서울시립대학교 대학원 석사학위논문.
- 통계청, 『국가통계포털』, 각 연도.
- 한국부동산원, 『부동산통계정보시스템』, 각 연도.
- 한국은행, 『경제통계시스템』, 각 연도.
- OECD, 『Family Indicators』, 각 연도.



## 2. 국외문헌

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Allerano, M. & O. Bover. (1995). Another Look at The Instrumental Variable Estimation of Error-components Models, *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.

Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel-data Models. *Journal of Econometrics*, 87(1), pp.115-143.



## 부 록

〈부록 1〉 경력단절여성 비율 대신 조혼인율 사용(〈표 7〉 수정)

구분	변수명	계수	표준오차
도구 변수	L.TFR	0.737***	0.070
경제 변수	L.YUE	-0.019***	0.003
	L.APT	-0.003**	0.001
	L.WCP	-0.001	0.003
	L.CMR	0.057***	0.018
통제 변수	L.PIR	0.008***	0.002
상수	상수	0.398***	0.213
Hansen Test(p-value)		1.000	
AR1 Test(p-value)		0.001	
AR2 Test(p-value)		0.407	

주1: Hansen test의 귀무가설은 '도구 변수가 타당하다'이다.

주2: AR1 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 1계 자기상관이 없다'이고, AR2 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 2계 자기상관이 없다'이다.

주3: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

주4: CMR(Crude Marriage Rate)는 조혼인율을 의미한다.

〈부록 2〉 경력단절여성 비율 대신 조혼인율 사용(〈표 9〉 수정)

구분	변수명	계수	표준오차
도구 변수	L.TFR	0.816***	0.078
통제 변수	L.PIR	0.008***	0.002
경제 변수	L.YUE	-0.013***	0.004
	L.APT	-0.002**	0.001
	L.WCP	-0.007*	0.004
	L.CMR	0.050**	0.021
정책 변수	L.BUG	0.005*	0.003
	L.CCF	0.027***	0.008
상수	상수	-0.134	0.201
Hansen Test(p-value)		1.000	
AR1 Test(p-value)		0.002	
AR2 Test(p-value)		0.717	

주1: Hansen test의 귀무가설은 '도구 변수가 타당하다'이다.

주2: AR1 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 1계 자기상관이 없다'이고, AR2 test의 귀무가설은 '잔차 차분의 2계 자기상관이 없다'이다.

주3: \*은 10%, \*\*은 5%, \*\*\*은 1% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

# ABSTRACT

## Analysis of Low Fertility in Korea –Focused on Regional Data–

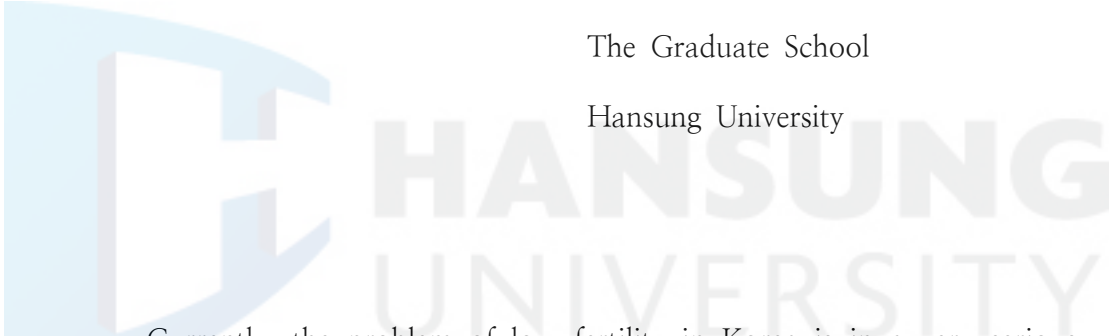
Lee, Seung-Jin

Major in Payment&Settlement·New  
Finance

Dept. of Economics

The Graduate School

Hansung University



Currently, the problem of low fertility in Korea is in a very serious situation. Since 2018, the total fertility rate has fallen below 1.0, and as of 2021, it is the lowest among OECD countries. The decrease in the fertility rate leads to overall social problems such as a decrease in the working-age population, labor productivity, and an increase in social welfare costs. Therefore, in this paper, the factors affecting the low fertility are examined from various perspectives, and solutions to the problem of low fertility in Korea are sought.

This paper used annual panel data from 16 metropolitan governments from 2013 to 2022. As variables that affect the fertility rate, the youth unemployment rate, the apartment jeonse price index, the working couple ratio, and the career breaks women ratio were used as economic

variables and the childcare budget ratio and the number of childcare facilities were used as policy variables. As an analysis method, the system GMM(Generalized Method of Moments) model was used. In addition, it was intended to derive different implications for each region by analyzing not only the entire region, but also the upper and lower regions of the fertility rate.

As a result of the entire regional analysis, the youth unemployment rate, the apartment jeonse price index, and the working couple ratio had a negative(-) relationship with the total fertility rate, and the number of childcare facilities and the childcare budget ratio had a positive(+) relationship with the total fertility rate. However, the career breaks women ratio was not significant.

Next, as a result of the analysis by ranking the fertility rate, in the upper regions of the fertility rate, the youth unemployment rate and the apartment jeonse price index had a negative(-) relationship with the total fertility rate and the number of childcare facilities and the childcare budget ratio had a positive(+) relationship with the total fertility rate. On the other hand, in the lower regions of the fertility rate, only the youth unemployment rate had a negative(-) relationship with the total fertility rate.

The implications derived from the above analysis are as follows. First, there is a need for institutional support that helps young people settle into society quickly by lowering the youth unemployment rate. By doing so, it is possible to help young people form assets early and lower the age of marriage and childbirth. Second, a realistic house supply policy is needed for newlyweds or childcare households. In particular, the overly narrow acreage and inexpensive deposit, which are pointed out as the representative problems of government provision housing, need to be improved quickly. Third, it is necessary to introduce policies and improve

the environment to help balance work and family. In particular, there should be an environment in which the maternity leave system and the flexible work system can be used freely. Fourth, it is necessary to execute the direct budget for families with childbirth and childcare. Even though a budget of 200 trillion won has been executed over the past 15 years, the total fertility rate has not increased at all. However, since it was analyzed that increasing the childcare budget is effective in improving the fertility rate, it is necessary to increase direct support for them. Fifth, it is necessary to expand and improve the quality of national childcare facilities that can reduce the burden of parents. However, since the large number of parents want to take care of their children themselves, policies such as extending maternity leave, reducing working hours, and flexible work should be promoted together. Finally, in order to improve the fertility in the upper regions of the fertility rate, it is necessary to improve the problem of the apartment jeonse price index, youth unemployment rate, the number of childcare facilities, and the childcare budget ratio, and in the lower regions of the fertility rate, the youth unemployment rate problem should be solved first.

**【Keywords】** Low Fertility, Total Fertility Rate, Dynamic Panel Model, System GMM