연구보고서 2016-44-08

저출산 대책의 효과성 평가

이상협 · 이철희 · 홍석철

KIHASA 한국보건사회연구원 Korea Institute for Health and Social Affairs

CATCH-UP 경제추격연구소

【책임연구자】
이상협 하와이대학교 교수

【주요 저서】
Demographic Dividend and Population Aging in Asia and the Pacific
The Journal of the Economics of Ageing (special issue), 2016(공저)

Aging, Economic Growth, and Old-Age Security in Asia
Edward Elgar, 2012(공저)

【공동연구진】
이철희 서울대학교 교수
홍석철 서울대학교 교수

연구보고서 2016-44-08

저출산 대책의 효과성 평가

발 행 일	2016년 12월 31일
저 자	이 상 협
발 행 인	김 상 호
발 행 처	한국보건사회연구원
주 소	[30147]세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전 화	대표전화: 044)287-8000
홈페이지	http://www.kihasa.re.kr
등 록	1994년 7월 1일(제8-142호)
인 쇄 처	(사)아름다운사람들복지회
가 격	6,000원

ⓒ 한국보건사회연구원 2016
ISBN 978-89-6827-417-6 93330

제출문

한국보건사회연구원장 귀하

본 보고서를 연구용역 「저출산 대책의 효과성 평가」의 최종보고서로 제출합니다.

2016년 12월

경제추격연구소 소장

이 근

목 차

Abstract ····· 1
요 약 ····· 3

제1장 서 론 ····· 7
제1절 연구 배경 및 목적 ····· 9
제2절 연구 내용 및 방법 ····· 11

제2장 선행 연구 고찰 및 함의 ····· 15
제1절 선행 연구의 구분과 한계 ····· 17
제2절 각국 문헌 ····· 20

제3장 2000~2014년 출산율 변화 요인 분해:
출산장려 정책 평가에 대한 함의 ····· 31
제1절 서론 ····· 33
제2절 자료 ····· 36
제3절 합계출산율 변화의 분해 방법 ····· 39
제4절 전체 여성 합계출산율 변화 요인 분석 결과 ····· 41
제5절 학력별 여성 합계출산율 변화 요인 분석 결과 ····· 56
제6절 유배우 출산율과 무배우 혼인율 간의 상관관계 분석 ····· 71
제7절 유배우 출산율과 무배우 혼인율 상관요인 분석 ····· 87
제8절 소결 ····· 99

제4장 영유아 보육료와 양육수당 지원 정책이 출산율에 미친 영향 … 103

제1절 서론 …… 105

제2절 선행 연구 검토 …… 110

제3절 보육 지원 사업 현황 및 추이 …… 113

제4절 보육료 및 양육수당 혜택지수 추정 및 주요 변수 설명 …… 120

제5절 보육료 지원이 출산율에 미친 영향 분석 …… 130

제6절 양육수당 지원이 출산율에 미친 영향 분석 …… 136

제7절 산모 연령과 출생 순서에 따른 차이 …… 140

제8절 소결 …… 142

제5장 결론 …… 145

제1절 요약 및 결론 …… 147

제2절 정책 함의 …… 150

참고문헌 …… 153

부 록 …… 159

표 목차

〈표 3-1〉 1991~2014년 연령별 유배우 비율과 유배우 출산율 ····· 43
〈표 3-2〉 유배우 여성 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과 분해 ····· 51
〈표 3-3〉 고학력(대학 이상) 여성의 연령별 유배우 비율과 유배우 출산율 ····· 57
〈표 3-4〉 저학력(고등학교 이하) 여성의 연령별 유배우 비율과 유배우 출산율 ····· 58
〈표 3-5〉 유배우 여성 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과 분해: 고학력 ····· 66
〈표 3-6〉 유배우 여성 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과 분해: 저학력 ····· 67
〈표 3-7〉 유배우 출산율과 무배우 혼인율 상관관계 ····· 83
〈표 3-8〉 2004~2010년 시군구별 유배우 출산율 결정 요인 패널고정효과 모형 추정 결과 ····· 91
〈표 3-9〉 2004~2010년 시군구별 무배우 혼인율 결정 요인 패널고정효과 모형 추정 결과 ····· 95
〈표 4-1〉 제3차 저출산·고령화사회기본계획 2017년도 정부 예산(안) ····· 106
〈표 4-2〉 영유아 보육료 및 양육수당 지원 규모 ····· 107
〈표 4-3〉 연도별 보육 지원 사업 현황, 2001~2016년 ····· 114
〈표 4-4〉 만 0~4세 보육료 지원 사업의 변화 ····· 116
〈표 4-5〉 만 5세 보육료 지원 사업의 변화 ····· 117
〈표 4-6〉 보육료 지원 단가 ····· 118
〈표 4-7〉 가정양육수당 지원 변화 ····· 119
〈표 4-8〉 기초통계량 ····· 129
〈표 4-9〉 영유아 보육료 지원이 합계출산율에 미친 영향 추정 ····· 133
〈표 4-10〉 양육수당 지원이 합계출산율에 미친 영향 추정 ····· 137
〈표 4-11〉 산모의 연령별 출산율에 미친 영향 추정 ····· 140
〈표 4-12〉 출생 순서별 출산율에 미친 영향 추정 ····· 141

부표 목차

〈부표 1〉 보육료혜택지수와 양육수당혜택지수, 2001~2015년 ····· 159

그림 목차

[그림 3-1] 2000~2014년 연령별 유배우 여성 비율 ····· 44
[그림 3-2] 2000~2014년 20~49세 유배우 여성 비율 ····· 45
[그림 3-3] 2000~2014년 연령별 유배우 출산율 ····· 46
[그림 3-4] 2000~2014년 유배우 합계출산율 ····· 47
[그림 3-5] 2005~2014년 20~49세 유배우 여성 비율 ····· 49
[그림 3-6] 2005~2014년 유배우 합계출산율 ····· 49
[그림 3-7] 2000~2014년 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 비율이
유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율 ····· 53
[그림 3-8] 2000~2014년 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 출산율이
유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율 ····· 54
[그림 3-9] 2005~2014년 실제 합계출산율 및 2005년 유배우 비율이
유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율 ····· 55
[그림 3-10] 2005~2014년 실제 합계출산율 및 2005년 유배우 출산율이
유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율 ····· 56
[그림 3-11] 2000~2014년 고학력 연령별 유배우 여성 비율 ····· 59
[그림 3-12] 2000~2014년 저학력 연령별 유배우 여성 비율 ····· 60
[그림 3-13] 2000~2014년 고학력 20~49세 유배우 여성 비율 ····· 61
[그림 3-14] 2000~2014년 저학력 20~49세 유배우 여성 비율 ····· 61
[그림 3-15] 2000~2014년 고학력 연령별 유배우 출산율 ····· 63
[그림 3-16] 2000~2014년 저학력 연령별 유배우 출산율 ····· 63
[그림 3-17] 2000~2014년 고학력 유배우 합계출산율 ····· 64

[그림 3-18] 2000~2014년 저학력 유배우 합계출산율 ····· 65
[그림 3-19] 2000~2014년 고학력 여성 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 비율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율 ····· 68
[그림 3-20] 2000~2014년 저학력 여성 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 비율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율 ····· 69
[그림 3-21] 2000~2014년 고학력 여성 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 출산율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율 ····· 70
[그림 3-22] 2000~2014년 저학력 여성 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 출산율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율 ····· 70
[그림 3-23] 연령별 미혼 여성 비율 ····· 72
[그림 3-24] 연령별 이혼 여성 비율 ····· 73
[그림 3-25] 연령별 사별 여성 비율 ····· 74
[그림 3-26] 실제의 20~49세 무배우 여성 비율과 1991년 미혼 여성 비율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 무배우 여성 비율 ····· 75
[그림 3-27] 연령별 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수 ····· 76
[그림 3-28] 20~39세 무배우 여성 1,000명당 혼인율(연도별 연령분포 표준화) ····· 77
[그림 3-29] 연령별 고학력 여성 1,000명당 혼인 건수 ····· 78
[그림 3-30] 20~39세 고학력 무배우 여성 1,000명당 혼인율(연도별 연령분포 표준화) ··· 78
[그림 3-31] 연령별 저학력 여성 1,000명당 혼인 건수 ····· 79
[그림 3-32] 20~39세 저학력 무배우 여성 1,000명당 혼인율(연도별 연령분포 표준화) ··· 79
[그림 3-33] 2000~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 전체 여성 ··· 82
[그림 3-34] 2005~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 전체 여성 ··· 83
[그림 3-35] 2000~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 고학력 여성 ····· 84
[그림 3-36] 2005~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 고학력 여성 ····· 84
[그림 3-37] 2000~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 저학력 여성 ····· 85

[그림 3-38] 2005~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계:
저학력 여성 ····· 85
[그림 4-1] 보육료혜택지수의 추이, 2000~2015년 ····· 123
[그림 4-2] 양육수당혜택지수의 추이, 2010~2015년 ····· 125
[그림 4-3] 보육료 지원과 양육수당 지원의 관련성, 2010~2015년 ····· 126
[그림 4-4] 보육료 지원과 양육수당 지원이 합계출산율과 갖는 상관성 ····· 128

Abstract

Impact Evaluation of Korea's Pro-natal Policies

This study examines the effect of Korean government programs on total fertility rate (TFR) in Korea. There are several innovations in this paper, such as decomposition of fertility, panel fixed-effects model, and simultaneous consideration of child institutional-care subsidy program and child home-care allowance program, which have little been addressed in the previous literature.

The results suggest that TFR over the last decade has stagnated due to rapid decline in the nuptiality rate although the marital fertility has been increased. The results of panel fixed-effects model also imply that marriage decisions of single persons and fertility decisions of married couples are determined by different factors. Contrary to previous studies, the results also show a positive effect of child institutional-care subsidy on TFR. The results are robust even when we consider potential substitution effects. However, the results also suggest that the efficiency of the subsidy program has been decreased.

Based on all these results, we conclude that it is premature to conclude that the government's efforts to promote fertility was a total failure, as widely believed.

요 약

1. 연구의 배경 및 목적

출산 정책의 효과 분석을 다룬 기존의 논문은 모델링 자체에 문제가 있거나, 심각한 내생성 문제를 안고 있거나, 아니면 자료에 한계가 있거나 하는 등의 문제점을 지니고 있음. 본 보고서에서는 정책의 출산율 제고 효과를 직접적으로 측정하기 위하여 정책의 상대적 중요성과 특징 분석을 다양하게 고려한 모형을 각각 구축하여 이들 요소별로 정책의 영향력 평가를 시도하였음. 또 보육시설 접근성 및 질적 수준 등의 평가를 위해 최근 자료를 이용하여 분석하였고, 기존 문헌에서 시도되지 않았던 무배우 여성의 혼인율 변화 추이와 이것이 유배우 비율에 미친 효과 등을 분석하였음. 또한 본 보고서에서는 기존 문헌에서는 다루어지지 않은 영유아 보육료와 양육수당 지원 사업의 효과성을 동시에 고려함으로써 기존 문헌의 한계를 다소나마 극복하고자 함.

2. 주요 연구 결과

시군구별, 연도별 데이터를 분석한 결과는 출산율의 변화를 좌우하는 두 가지 주된 요인인 무배우 여성의 혼인율과 유배우 여성의 혼인율이 음의 상관관계를 갖는다는 것을 보여줌. 그리고 정책적, 사회경제적 특성이 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 매우 상이한 영향을 미친다는 것을 시사함. 시군구별 출산장려금, 아동인구 대비 보육시설 수 등 출산장려 정

책과 관련된 변수는 유배우 출산율에는 유의미하게 긍정적인 영향을 미친 반면 무배우 혼인율과는 음의 상관관계를 보임. 거주 시군구의 복지예산 비율과 인구 대비 지방세액도 유배우 출산율에만 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타남. 전세 가격의 상승은 유배우 출산율은 높이고 무배우 혼인율은 낮추는 요인으로 나타나는데, 이 결과는 유배우 출산율과 무배우 혼인율을 결정하는 요인이 다를 수 있다는 가능성을 제기함. 이상의 분석 결과는 지난 10년 동안의 출산장려 정책이 실패했다는 다수의 견해에 심각한 의문을 제기함. 즉, 유배우 출산율은 크게 증가하여 합계출산율이 증가하거나 적어도 더 떨어지지 않게 하는 데 큰 공헌을 함.

또한 연구는 기존의 연구 결과와 달리 보육료 지원 확대가 출산율 제고에 긍정적인 효과가 있었다는 결과를 제시하고 있음. 대략적으로 2001~2015년 보육료 지원 확대는 같은 기간 합계출산율 변화의 75% 정도를 설명하는 것으로 추정됨. 그리고 2009년 7월에 도입된 양육수당 지원 역시 출산율에 긍정적인 영향을 준 것으로 나타남. 이는 보육료 지원 정책과의 대체성을 고려해도 뚜렷하게 나타남. 보육료 지원이 보편지원으로 확대된 이후 보육료 지원 효과는 크게 줄어든 것으로 나타남. 이는 양육수당으로의 대체 때문은 아니며 보편지원에 따라 보육료 지원에 덜 민감한 계층이 지원 대상에 포함되었기 때문인 것으로 보임. 그리고 두 지원 정책은 30대 산모에게 더욱 유의미했으며, 다자녀 또는 추가 자녀 결정에 더 큰 영향을 준 것으로 보임. 또한 보육료 지원과 양육수당 지원은 첫째 아이보다는 둘째 이상의 자녀 출산에 효과가 있는 것으로 분석됨.

3. 결론 및 시사점

첫째, 초혼 연령을 앞당기는 것을 정책의 주된 목표로 설정한 것은 매

우 적절하다고 판단됨. 우리나라의 합계출산율 저하의 주된 원인이 유배우 여성 비율의 감소였던 만큼 유배우 여성 비율의 감소를 막고 더 나아가 증가세로 전환하기 위한 노력이 지속되어야 함. 둘째, 초혼 연령을 앞당기는 정책이 중요하다는 것이 기존의 유배우 출산율장려 정책을 폐기해도 된다는 것을 의미하지는 않음. 유배우 여성 비율의 하락 추세가 쉽게 반전되지 않는 가운데 유배우 출산율까지 떨어진다면 우리나라의 출산율은 기존에 상상하지 못했던 낮은 수준으로 내려갈 수도 있음. 셋째, 출산장려금이나 보육정책과 같은 명시적인 저출산 대책 외에도 많은 정책이 간접적으로 무배우 인구의 결혼과 유배우 인구의 출산에 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려해야 함. 경제적 여건, 전반적인 사회복지 지출의 규모, 주택 및 전세 가격, 양질의 일자리, 자녀 교육 여건, 일 · 가정 양립 등 출산의 다른 중요한 요인과 관련된 정책이 호의적이지 못한 방향으로 진행된다면 아무리 많은 재원을 출산과 직접적으로 관련되어 있는 것처럼 보이는 정책에 쏟아 붓는다고 해도 그 효과가 크게 상쇄될 가능성이 큼. 넷째, 현재의 두 보육 정책이 출산율 개선에 비교적 긍정적인 효과를 주었다는 결과가 나오기는 했지만 향후 여러 측면에서 보완이 필요하다는 점도 보임. 즉, 보육료 지원에 막대한 예산이 사용되고 있지만 정책 효과가 낮아지는 것은 해결해야 할 숙제라고 사료됨. 이를 위해 보육료 지원 효과가 어떤 계층에서 유의미하게 발생하는지 면밀히 검토하고, 현재의 보육료 지원 방식이 적절한지 재검토해야 할 것으로 판단됨. 마지막으로, 모든 정책의 효과성을 높이기 위해서는 지원액을 늘리는 것뿐 아니라 정책의 효율성을 개선하기 위한 노력이 지속되어야 함.

*주요 용어: 저출산 대책, 효과성 평가

제 1 장 서 론

제1절 연구 배경 및 목적
제2절 연구 내용 및 방법

1 서 론

제1절 연구 배경 및 목적

현재 한국 사회는 전 세계에서 유례 없이 낮은 수준의 저출산 현상이 장기간 지속되고 있다. 우리나라의 합계출산율(TFR: Total Fertility Rate)은 1960년대 이후부터 가파르게 하락하여 1984년 처음으로 대체 증가율 밑으로 떨어진 이후 1990년에는 1.6, 그리고 2005년에는 최저점인 1.08까지 떨어졌으며 이후에도 1.1~1.3의 매우 낮은 수준에 머무르고 있다.

저출산 현상의 장기화에 더해 평균수명 상승으로 인구고령화와 인구감소가 빠르게 진척될 것으로 예측되며, 이러한 인구 변동은 한국 사회 및 경제 전반에 걸쳐 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 즉, 노인 인구의 증가에 따른 노인 부양비 증가에 더해 생산 가능 인구 감소라는 인구학적 변화로 노동력 부족, 생산성 감소, 조세 감소, 사회보장 지출 증가 등 사회경제적 악영향 초래가 우려되고 있다.

이에 따라 정부에서는 2005년 저출산·고령사회기본법을 제정하였으며 2006년부터 본격적으로 저출산·고령사회기본계획을 추진한 바 있다. 2006~2010년 제1차 기본계획을, 그리고 2011~2015년 제2차 기본계획을 추진하였는데, 제1차 기간에 19조 7,000억 원의 예산이 투입되었으며 제2차 기간에는 이 액수가 60조 5,000억 원으로 증가하였다(관계부처 합동, 2015). 이를 통해 육아지원 인프라 및 일·가정 양립 제도적 틀 구축, 임신·출산 인프라 확충 등의 성과를 거둔 것으로 나타나고 있다.

2016년부터는 제3차 기본계획이 추진되고 있는데, 과거에는 유배우 여성의 출산 지원에 초점을 두었다면 3차에서는 만혼 현상의 완화를 위한 정책적 노력도 이루어지고 있다.

하지만 이러한 출산율 제고를 위한 노력에도 불구하고 한국의 출산율은 여전히 세계적으로도 낮은 수준에서 유지되고 있으며, 이러한 이유로 일부에서는 저출산 대책의 효과성에 의문을 제기하고 있는 실정이다. 하지만 낮은 출산율과는 달리 국민의 이상적인 자녀 수는 2명대를 오랫동안 유지하고 있다. 대규모 예산이 투입되고 매년 그 규모가 확대됨에도 불구하고 이렇듯 실제 출산율과 이상적인 출산율의 격차가 점차 커지고 있어 정부 정책의 효과성에 많은 논란이 있어 왔다. 그간의 예산 투입에도 불구하고 출산율은 여전히 낮은 수준에서 유지되어 정책의 효과성이 없다는 주장과 다른 한편으로 최근 출산율이 낮은 수준이기는 하나 더는 추가 하락이 발생하지 않고 있음을 고려할 때 정책적 노력이 반드시 실패한 것이라고는 할 수 없다는 주장이 팽팽히 맞서고 있는 것이다. 특히 후자의 경우 지난 10년간 정부 정책이 없었다면 출산율은 더욱 낮은 수준에 도달하였을 것이라는 논지를 펴고 있다.

사실상 출산율 회복에 성공한 선진국과 비교하여 볼 때 현재 한국의 저출산 대책 예산은 아직은 낮은 수준이며, 무엇보다 다른 정책과 달리 저출산 정책의 경우 그 효과가 장기간에 걸쳐 발생함을 고려할 때 지난 10년간의 노력으로 출산율의 본격적 회복을 기대하기는 어려운 것이 사실이다. 게다가 그간의 정책 시행으로 실제 출산율이 상승하였다 하더라도 이것이 만혼 같은 다른 영향으로 상쇄되었다면, 출산율 제고 정책의 효과성을 논의하기 어려운 측면이 분명히 존재한다. 특히 한국 사회에서는 출산 대부분이 법률혼 내에서 발생하여 결혼과 출산율 간 매우 밀접한 관련이 있음을 상기해 보면 이러한 가능성이 다른 나라에 비해서도 클 수 있

다. 무엇보다 평가 방법 자체가 이제 막 발전해 가는 단계여서 기존의 많지 않은 연구로 결론을 내리기에는 한계가 있다.

이러한 한계에도 불구하고 저출산 대책에 투입되는 예산 규모나 정책의 중요성을 고려할 때 지난 10년간 추진하였던 저출산 대책의 효과성 평가는 반드시 지속적으로 이뤄 가야 하며 이를 토대로 향후 저출산 대책의 추진 방향이 모색될 필요가 있음은 두말할 나위가 없다. 이에 본 연구에서는 최근의 자료 및 발전된 방법론을 이용하여 한국 사회 저출산 대책의 효과를 재평가하고자 한다. 본 연구는 결혼·출산 행태 변화에 따른 저출산 대책의 패러다임 전환 과제의 일부로서 저출산 대책이 결혼·출산에 미치는 미시 및 거시 분석 결과로 활용될 수 있으며 이에 따라 저출산 대책의 패러다임 전환을 위한 방향 마련의 기초 자료로 활용될 것으로 기대된다.

제2절 연구 내용 및 방법

임신과 출산이 자녀를 갖는 것의 비용과 편익을 고려한 부모들의 합리적인 결정의 결과라고 가정한다면 주어진 편익에서 임신·출산 관련 비용을 줄일 때 출산 의사가 높아질 것이다. 따라서 일반적으로 대부분의 저출산 대책은 임신, 출산, 육아에서 발생하는 비용을 절감하는 것을 목적으로 한다. 저출산 대책의 효과 분석이란 이러한 비용 절감이 실제로 출산 증가로 나타났는가를 모형을 설정하여 추정하는 연구의 한 방법이다.

그런데 지난 10년 동안의 출산장려 정책을 올바르게 평가하고 추후 적절한 정책 방향을 설정하기 위해서는 무엇보다 왜 2005년 이후의 출산율이 정체 상태에 있는지를 정확하게 이해할 필요가 있다. 기존의 저출산 대책이 효과적이지 못했다고 평가하는 가장 중요한 근거는 지난 10년 동

안 출산율이 증가하지 않았다는 사실이다. 그렇지만 특정한 출산장려 정책의 효과를 평가하기 위해서는 실제의 합계출산율 변화를 관찰하는 것만으로는 충분하지 않고, 그 정책이 없었을 경우 출산율이 어떻게 변했을지를 추정하는 작업이 필요하다. 즉, 정책의 출산율 제고 효과를 직접적으로 측정하기 위하여 혼인과 출산을 분리하여 모형을 구축하는 작업이 필요하다. 특히 한국 사회에서는 출산의 거의 대부분이 혼인 내에서 이루어지는 관계로 혼인과 출산을 분리하지 않을 경우 정책의 출산율 제고에 미치는 직접적 효과를 정확하게 파악하는 데 한계가 있다. 이러한 문제의식하에 본 논문에서는 일단 정책 평가를 혼인율과 유배우 출산율로 구분하여 연구를 진행함으로써 저출산 정책의 출산율 제고 효과를 측정하고자 한다.

본 보고서에서는 정책의 상대적 중요성과 특징 분석이 다양하게 이루어지는데 연령별 혼인율, 교육수준별 혼인율, 유배우 출산율 모형이 각각 구축되고, 이들 요소별로 정책의 영향력 평가가 시도된다. 특히 지방자치단체(시군구) 단위의 저출산 대책이나 복지재정 투입 정도, 보육시설 접근성 및 질적 수준 등의 평가가 최근 자료를 이용하여 이루어진다. 또한 기존 문헌에서 시도되지 않았던 무배우 여성의 혼인율 변화 추이와 이것이 유배우 비율에 미친 효과가 추가로 분석되었다.

본 보고서의 또 다른 특징은 영유아 보육료와 양육수당 지원 사업의 효과성을 분석한다는 점이다. 영육아 보육료와 양육수당 지원 사업은 예산 규모가 크고 대표적인 저출산 대책으로 간주되지만 두 보육 사업이 그동안 출산율 제고에 어떤 효과가 있었는지에 대한 선행 연구는 충분하지 못한 실정이다. 일반적으로 선행 연구는 보육 실태 조사 같은 미시자료 분석이 주를 이루고 있으며, 대부분 보육 지원 사업이 출산율과 유의미한 연관이 없는 것으로 추정하고 있다.

그러나 기존의 미시자료 분석은 자료 추출 기간이 짧고 변수가 충분하지 못한 탓에 누락변수와 역인과성에 따른 내생성의 문제를 충분히 검토하기 어려웠다고 판단된다. 특히 지역(시도 또는 시군구) 간 보육 지원 사업 정도의 차이가 출산율에 미치는 영향을 검토한 거시 연구는 존재하지만 보육 지원의 양적, 질적 변화를 정확히 측정하였는지에는 의문이 남는다. 무엇보다 기존 연구는 보육료 지원 또는 양육수당 지원 효과를 별개로 검토해 왔으며 두 정책을 한꺼번에 고려한 연구는 존재하지 않는다. 본 보고서는 최근의 데이터를 이용하여 두 정책의 효과를 동시에 고려함으로써 기존 문헌의 한계를 다소나마 극복하고자 한다.

연구 방법의 하나로서 문헌조사를 들 수 있다. 연구의 일환으로 본 보고서에서는 우선 국내외 저출산 대책의 효과성 및 평가 관련 이론 및 선행 연구를 고찰한다. 이후에는 기존 통계자료를 심층적으로 분석하는 연구를 수행한다. 여기서는 정부 정책이 연령별, 교육수준별 혼인율과 유배우 출산율에 미치는 영향을 분석하는데 2000년 이후 225개 지자체 자료로 패널 데이터를 구축하여 정책변수가 출산변수에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 방법으로는 계량경제학의 다양한 기법(예컨대 Fixed-effects analysis, Simultaneous Equation model, Generalized Methods of Moments 등)이 이용되었다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 제2장은 최근의 각국 선행 연구를 살펴보고, 제3장에서는 2000~2014년 출산율 변화 요인을 유배우 출산율과 유배우율로 분해해서 출산장려 정책을 재평가하고자 한다. 제4장에서는 영유아 보육료와 양육수당 지원이 출산 정책에 미친 영향을 살펴본다. 마지막 제5장 결론에서는 본 보고서를 요약하고 마무리한다.

제 2 장 선행 연구 고찰 및 함의

제1절 선행 연구의 구분과 한계
제2절 각국 문헌

2 선행 연구 고찰 및 함의

제1절 선행 연구의 구분과 한계

각국의 출산 정책 효과성에 관한 논문은 다수 존재하고 있으며 계속 증가하는 추세이다. 이는 저출산, 고령화 문제의 심각성을 반영하는 것으로 연구의 축적이라는 측면에서 바람직한 현상이라고 할 수 있다. 하지만 그 논문을 어느 범위까지 어떻게 분류하고 또 어떻게 평가하는가 하는 것은 매우 중요하면서도 어려운 과제이다. 사실 이미 기존의 연구를 잘 정리한 논문도 여럿 존재하므로 그 논문을 중복해서 다시 기술하는 것 자체는 불필요할뿐더러 지면이 허락하지도 않는다.

이러한 점을 고려해서 이 장에서는 몇 개의 최근 연구를 중심으로 그 함의점을 도출하고자 한다. 최근 연구에 초점을 맞추는 이유는 최근 연구가 과거 연구의 한계를 극복하려는 노력을 보이고 있기도 하지만 또 다른 한편 초창기 연구는 이미 다른 연구를 통해서 많이 소개되었기 때문이다. 특히 이삼식, 최효진, 정혜은(2010)은 관련 문헌을 광범위하게 다루고 있는 것으로 보인다. 따라서 여기서는 그들 연구에서 다루어지지 않은 그 이후의 연구를 전체적으로 보충하고, 특히 국가별 사례를 중심으로 좀 더 자세한 문헌 고찰을 시도하고자 한다. 또한 제3장, 제4장에서 다루어지는 별도 주제에 대해서 각 장에서 별도로 문헌고찰을 하고 있기에 여기서는 본 보고서와 전반적으로 밀접하게 연관된 최신 논문을 아주 간략하게 소개하고자 한다.

출산 대책 효과의 문헌 정리를 위해서는 우선 Gauthier(2007)의 연구

를 자세히 들여다 볼 필요가 있다. Gauthier(2007)는 수십 편의 관련 연구를 데이터 성격별로 분류해서 대중의 의견을 조사하는 방법(Public opinion analysis), 시계열 분석(time-series analysis), 횡단면 분석(cross-sectional analyses), 이항 횡단면 분석(bivariate cross-sectional analyses) 등으로 구분하여 소개하고 있는데, 이들 연구 방법론 자체의 문제점을 제기하며 이에 따른 분석 결과를 신뢰하기는 어렵다는 평가를 내리고 있다. 이는 출산정책의 효과를 실증적으로 연구하는 자체에 내재적 한계가 있다는 점에 기인하는데 Gauthier(2007)는 그 한계를 다음과 같이 요약한다. 우선 출산정책을 정확히 측정하여 분석 모델에 반영하는 것이 어렵다. 특히 국가 간 비교연구에서 각 국가의 상이한 출산장려 제도를 적정하게 반영하는 것은 쉬운 작업이 아니다. 또한 출산은 정부 정책과 임금, 노동시장 참가 효과 등이 복합적으로 작용하여 나타나는 결과인데 이를 정확히 모델링하는 데에 한계가 있다. 마지막으로 각 경제주체의 이질성(heterogeneity)이 출산에 각기 다른 영향을 미치고 있는 점을 감안할 때 이를 모델에 반영하는 데 한계가 있다. 즉, Gauthier는 출산정책의 효과 분석 모델링이 어려운 데다 많은 모델은 내생성(endogeneity) 문제를 다룰 수 없고, 아니면 자료에 한계가 있거나 하는 등 많은 실증분석에서 나타나는 기본적 한계를 지니고 있기 때문에 매우 어렵다는 점을 지적하고 있다.

이러한 계량적 문제는 사실 거의 모든 주제의 실증분석에 존재한다. 하지만 이외에도 출산장려 대책이 출산율 증가로 나타나지 않을 여러 특별한 가능성이 존재한다. 즉, 합리적 의사결정 모델에 따르면 출산 선택은 효용 극대화를 추구하는 부모의 합리적 의사 결정의 결과이므로 자녀와 관련된 비용과 혜택의 함수로 정의될 수 있다. 이에 따라 자녀의 양육비용을 줄이거나 부모의 소득을 증가시키는 출산장려 정책은 자녀의 수요

를 증가시킨다(Becker, 1981; Cigno, 1991). 이러한 가정에 따르면 출산장려 정책은 출산율 제고 효과를 지녀야 하는 것으로 간주될 수 있지만 다음과 같은 반론이 가능하다. Gauthier(2007)는 사회학과 경제학의 이론 및 문헌을 이용하여 다음과 같이 이 부분을 정리한다.

첫째, 소득의 증가는 자녀의 수요를 증가시키지만 이것이 반드시 자녀의 수(quantity)를 증가시키는 것을 의미하지는 않는다. 소득의 증가는 경우에 따라서는 자녀 수 대신 자녀에 대한 투자, 즉 자녀의 질(quality)을 제고하는 결과를 가져올 수 있다(Becker & Lewis, 1973). 따라서 양육수당같이 부모의 소득을 증가시키는 정책이 반드시 출산율을 높인다고 결론지을 수는 없다. 예를 들어 양육수당이 둘째 자녀의 추가 출산보다는 첫째 자녀에 대한 투자를 증가(더 나은 보육 환경, 교육 투자 등)시켜 출산율 제고에 큰 도움이 되지 않을 수 있다. 따라서 현금 이전 같은 출산장려 정책의 효과를 미리 예단할 수 없다.

둘째, 부모는 자녀의 양육과 관련된 모든 대안의 비용과 혜택에 대한 완전한 정보를 가지는 것이 불가능하며 이에 따라 부모가 불완전한 정보를 바탕으로 육아와 관련된 정책에 반응한다면 출산장려 정책의 효과는 불분명해질 수 있다(Goldthrope, 2000).

셋째, 출산, 결혼, 이혼 등의 행위는 경제적으로 최적을 추구하는 합리적인 의사 결정에 따른 것이라기보다는 '알맞거나(appropriate) 적당한(adequate)' 수준의 합리성에 근거한 것이므로 이러한 사실이 출산장려 정책과 출산율 간의 관계에 다소의 교란 요인이 될 수 있다(Goldthrope, 2000).

넷째, 최근 연구는 자녀 선호를 결정하는 요인으로 자녀 양육의 비용과 혜택 대신 주변인(peers and neighbor), 관습, 공공성 등을 강조한다(Becker, 1996: Becker & Murphy, 2000). 이에 따르면 부모의 출산

휴가 제도는 갓 태어난 자녀를 돌보는 것이 사회적으로 바람직한 행위로 용인되게 만들어 출산율을 제고하게 된다. 하지만 이러한 부분은 계량화하기 어렵다.

마지막으로 자녀 선호도는 경제 주체마다 다를 수 있으며 심지어 한 가정 내 부부간에도 다를 수 있다(Rasul, 2008). 특히 성 역할 분담에서 차별이 존재하는 국가는 낮은 출산율을 보이는데(McDonald, 2000) 이러한 요인을 충분히 고려하지 않을 경우 출산장려 정책의 효과를 체계적으로 추정하기 어렵게 된다.

그럼에도 불구하고 실증연구는 정책함의라는 측면에서 매우 중요하며, 따라서 앞에서 제기된 문제점은 극복되어야 할 대상이지 그 문제 때문에 실증연구가 불필요하거나 폐기되어야 함을 말하는 것은 물론 아니다. 실제로 Gauthier(2007)의 수많은 연구를 종합해 보면 대부분의 실증분석은 출산장려 정책이 출산에 긍정적인 효과를 갖는 것으로 나타난다. 하지만 그 수치는 기대보다 크지 않거나 또 일부 연구는 출산율에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나며, 또한 일부 연구는 출산장려 정책이 완결된 출산보다는 출산 시기에 영향을 미친다고 본다.

제2절 각국 문헌

계량적 방법을 따른 논문은 크게 현금 이전 정책과 가사와 노동 양립 정책(출산휴가, 보육시설 등)으로 구분할 수 있는데 여기서는 둘을 구분하지 않고 지역, 또는 국가별로 최근의 대표적인 논문을 소개하기로 한다.

1. 유럽 전반

Kalwij(2010)는 European Social Survey(ESS)에서 1965~1984년생의 과거 출산 이력을 활용해 기타 국가별 출산 지원 정책 데이터를 병합했는데, 이 통합된 데이터를 이용하여 가족수당, 출산휴가, 육아보조금 등과 관련한 아동 1인당 정부 예산 등이 합계출산율, tempo-adjusted 출산율 등에 어떤 영향을 미치는가를 살펴본다. ESS는 유럽 20개국을 대상으로 가족, 일, 웰빙 등을 중심으로 공통적인 질문을 하는 자료로, 이를 통해 국가 단위에서의 분석이 가능하다. 연구결과는 가족수당, 출산휴가, 육아보조금 모두 출산율에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 다만 가족수당의 경우 특정 독립변수 포함 여부에 따라 유의미성이 달라지고, 출산휴가는 첫째 출산에만 유의미한 영향을 미치며, 육아보조금은 둘째 이상 출산에만 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이외에도 출산 시기와 최종 출산율로 구분하여 분석하거나 시기별로 나누어 분석하고 있으나 분석 결과는 정책마다 상이하게 나오는데 그 이유에 대한 설명은 논문에서 다루지 않는다.

같은 데이터로 유럽 전반을 다룬 다른 논문으로는 Harknett, Billari, Medalia(2014)를 들 수 있다. 저자들은 2004~2005년 및 2008~2009년 자료를 이용하여 국가 수준의 각종 거시 변수가 향후 3년 내 출산 의도 및 실제 자녀 출산 여부에 어떤 영향을 미치는가를 연구한다. 정책변수는 노동시장, 가족 형태, 제도, 가족 내에서 일의 분담 등 4개 영역으로 나뉘어 있는데, 국내총생산(GDP) 대비 가족지원 예산 비율, 유급 출산휴가 기간, 교육 및 보건 시스템 만족도, 실업률, 근로시간 유연성, 부모와 성인 자녀 간의 금전적 및 육아 지원 정도, 다세대 가정 비중, 맞벌이 가정의 남편 가사 분담 비중 등 15개 변수가 여기에 포함된다. 그 외에 여성의

연령, 배우자 유무, 자녀 수, 자녀 나이, 종교의 독실함 등 개인 수준의 변수 및 다른 거시경제 변수가 독립변수로 들어갔다.

분석 결과 대부분의 정책변수는 둘째 자녀 이상의 출산에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 첫째 자녀에 미친 영향은 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 저자들이 밝히고 있듯이 종속변수는 개인 수준, 가구 수준, 국가 수준이 혼재되어 있는데, 국가 수준에서의 변수들이 다른 국가변수와 연결되어 있는 내생성 문제의 해법은 제시되지 못하고 있고, 이는 이전의 논문이 가졌던 한계이기도 하다.

Luci Greulich와 Thévenon(2013)은 경제협력개발기구(OECD)의 18개 회원국의 1982~2007년 자료를 통해 신생아 1인당 정부 지출, 2세 이하 영유아 1인당 정부 지출, 3세 미만 유아 대상의 보육서비스 지원액, 유급 출산휴가 기간, 3세 미만 유아의 보육 등록률 등 변수가 합계출산율과 tempo-adjusted 출산율에 어떤 영향을 미치는가를 살펴본다. 기타 독립변수는 여성 고용률, 여성의 평균 근로시간, 실업률, 노동시장 보호 정도, 미혼모 출생 비중, 첫째 아이의 출산 나이 등이다. 이 논문의 특징은 내생성, 인과성 등 문제의 완화를 위해 다양한 방법(시차 변수를 이용한 2단계 최소자승법, system GMM, Two-way FE model 등)을 통해 제어하려고 한 점이다. 분석 결과는 각 정책이 출산율에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히 출산 이후 시점에 시행되는 현금 지원 및 보육서비스 정책이 출산 관련 휴가 제도나 출산 당시의 지원 정책보다 더 효과가 있는 것으로 나타나고 있다.

2. 노르웨이

Lappegård(2010)의 최근 연구는 개인 단위에서의 인구 자료를 이용

해서 정부의 다양한 정책이 추가로 출산에 영향을 미쳤는지를 분석한다. 정책변수로는 유급 출산휴가 사용 여부(54주간 임금의 80% 또는 44주간 임금의 100% 지원을 받으며 최대 한도 있음), 정부 지원의 보육시설 이용률, 보육수당 존재 여부(보육시설을 사용하지 않는 1~3세 연령의 자녀 부모에게 지급) 등이 이용되었는데 소득, 교육, 출산휴가, 보육시설 등의 통계 확보를 위해 여러 자료를 병합했다는 특징이 있다. 해당 지역의 fixed-effects를 포함한 해저드 모델을 사용했는데, 분석 결과 각 정책변수는 출산에 긍정적 효과가 있는 것으로 나타났으며 특히 출산휴가는 둘째 아이 출산, 보육수당은 첫째 아이 출산에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 연구에서는 각종 통계 확보를 위해 여러 자료를 사용한 점이 높이 평가되나, 출산휴가 제도와 출산 의사 결정 간의 인과관계가 모호함에 따른 내생성 문제 가능성은 여전히 상존한다.

한편 Duvander et al.(2010)은 스웨덴과 노르웨이 자료를 토대로 사건사를 분석하여 육아휴직과 추가 출산 간의 관계를 분석하였으며, 그 결과 노르웨이와 스웨덴 모두에서 한 자녀 혹은 두 자녀가 있는 가정 내 남성의 육아휴직 사용은 추가 출산의 지속성과 밀접한 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 노르웨이에서 두 자녀가 있는 가족 내 여성의 장기적인 육아휴직 사용은 셋째 자녀 출산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

3. 캐나다

Milligan(2005)은 1991년과 1996년의 캐나다 인구총조사를 이용하여 양육수당이 출산 여부에 미치는 영향을 분석하였다. 기타 독립변수로는 연령, 교육, 배우자 유무, 기존 자녀 수, 이민자 여부, 인종, 가구소득,

주 단위 성장률, 주 단위 이민율, 주정부 교육 지출 등이 이용되었다. 이 논문의 가장 큰 특징은 퀘벡 주와 다른 주의 상이한 제도를 이용하여 Difference-in -Difference(DID) 모델을 이용했다는 데 있다. 즉, 양육수당은 출생 순에 따라 혜택이 상승하는데 퀘벡 주에서는 1980~90년대에 몇 차례 지원액이 인상된 바 있고 이를 통해 DID 분석이 가능하다.

분석 결과는 정책의 출산 제고 효과가 있는 것으로 나타나는데 특히 기존 자녀가 두 명 이상인 경우 추가 출산 가능성이 25% 정도로 크게 증가하는 것으로 나타났다. 이 논문은 퀘벡 주의 특이성을 이용해 DID 기법을 적용했다는 점에서 기존 논문의 문제점을 해결하려고 한 특징이 두드러지나 퀘벡 주의 관찰되지 않은 주요 특성이 출산율을 높이는 요인으로 작용했을 수도 있다는 한계가 있을 수 있다.

캐나다 자료를 쓰고 같은 DID 기법을 적용한 또 다른 최근 논문으로 Ang(2015)을 들 수 있다. 이 논문은 캐나다 총조사와 노동력 조사 자료를 바탕으로 출산휴가와 양육수당이 출산 여부와 여성의 노동시장 참가율에 미친 영향을 분석하는데, 앞의 논문과 같이 양육수당 외에도 출산휴가의 집행권이 2006년 연방에서 주 단위로 이관되면서 퀘벡 주에서 혜택이 높아진 것에 착안해 DID 기법을 쓰고 있다. 분석 결과 출산휴가는 출산과 여성의 노동시장 참가율에 긍정적 영향을 미치고 양육수당의 경우도 미미하지만 출산에 긍정적 영향을 보인 반면 여성의 노동시장 참가율에는 부정적 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이 논문 역시 퀘벡 주의 특이성을 이용해 DID 기법을 적용했다는 점에서 기존 논문의 문제점을 해결하려고 한 점이 두드러지나 퀘벡 주의 관찰 되지 않은 주요 특성이 출산율을 높이는 요인으로 작용했을 수 있다는 한계에서 역시 자유롭지 못하다.

4. 영국

Brewer, Ratcliffe, Smith(2012)는 Family Resource Survey(횡단면) 자료와 Family Expenditure Survey(1995~2004년) 자료를 이용하여 근로가구의 세금 혜택(WFTC: Working Families' Tax Credit)이 출산 여부에 미친 영향을 분석한다. WFTC는 자녀 수에 따라 조세 혜택을 부여하는 지원제도로 1999년에 지원 수준이 상향 조정되었으며 그에 따른 혜택은 저소득층에 주로 집중되고 있다. 앞의 캐나다 경우와 마찬가지로 지원 수준이 상향 조정된 것을 이용하여 정책 시행 전과 시행 후를 비교하는 DID 기법을 쓰고 있다. 분석 결과 정책은 유배우 여성의 출산에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났으나 배우자가 없는 여성에게는 영향이 없는 것으로 나타난다. 하지만 저소득층과 고소득층의 두 그룹이 출산에서 서로 다른 추세를 가진다면 DID 결과가 유효하지 않을 수도 있는데, 이에 따라 논문은 두 그룹이 서로 다른 추세를 갖는지를 테스트했으며 그 결과 유의미하게 다른 추세가 존재하지 않는다는 것을 밝히고 있다.

5. 스페인

González Luna(2013)는 스페인의 국가통계, 가구지출조사, 월별 노동력실태조사 등을 이용하여 출산보조금 제도 시행 여부가 월별 임신자 수 및 월별 낙태자 수, 월별 가구 지출, 여성의 노동공급 등의 종속변수에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석한다. 가구 지출 및 여성노동 공급 등의 분석에 DID가 이용되었으며 정책변수를 다루는 모델에서 regression discontinuity 디자인을 이용한 특징이 있다. 분석 결과 해당 정책이 출산에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나며 낙태를 감소시킨 것으로도 나타

난다. 또한 해당 정책은 소비를 증가시키지 않고 출산 이후 노동 공급을 감소시키는 효과를 보이는 것으로 나타난다. 즉, 이는 노동 공급을 줄이는 것에 따르는 소득 감소를 출생보조금으로 충당하는 것으로 해석되는 결과라고 할 수 있다.

또한 Azmat와 Conzález(2009)의 연구 결과에서는 스페인의 소득세 개혁이 출산율을 약 5% 증가시키며 3세 미만의 자녀가 있는 여성의 취업률을 약 2% 증가시킨 것으로 나타난다.

6. 호주

Drago et al.(2011)은 Household, Income and Labour Dynamics 2001~2006년 자료를 이용하여 아동수당(baby bonus)이 출산 의도에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석한다. 아동수당은 2004년 7월 이후 출생아를 대상으로 1인당 3,000호주달러가 지급되었는데 이 지급은 소득, 고용상태, 출생 순 등에 관계없이 지급되었다. 하지만 2006년 7월에는 이것이 4,000호주달러로 상승하였고, 다시 2008년 7월에는 5,000호주달러로 상승하였으며 2009년부터 고소득층은 혜택에서 배제되었다. 추정 방식으로는 도구변수 프로빗 모델과 연립방정식 모델이 이용되었는데 여기서 저자들은 특히 정책과 출산 의도의 상호작용에 초점을 맞춘다. 즉, 아동수당 수령 여부와 출산 의도가 서로 영향을 미칠 수 있고 출산 의도가 있다고 하더라도 이것이 아동수당 때문이 아닐 수도 있으며, 출산 의도가 실제 출산으로 이어지지 않을 수도 있는 가능성을 열어두고 이를 하나씩 테스트하고 있는 특징이 있다.

분석 결과는 아동수당이 출산 의도에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이 논문은 정책과 출산의 상호작용에 초점을 맞춘 특징이 있

다. 하지만 저자들이 밝히고 있듯이 개인들이 고용이나 저축 등 여타 제반 조건이 갖추어진 후에 출산 의도를 가질 수 있어 시간적으로 개인들이 출산장려금에 즉각 반응하지 않을 수 있다는 지적이 있을 수 있다. 특히 2004년 제도 도입 시 2006년 7월의 장려금 인상 계획도 함께 공시되었으므로 출산 연기 효과가 나타났을 수도 있다.

7. 독일

Neugart와 Ohlsson(2013)은 2004/2005, 2005/2006, 2006/2007년도의 연말 연초 출산자료를 이용하여 출산급여(Parental benefit)가 출생일에 미치는 영향을 연구하고 있다. 즉, 2006년 마지막 주에 출산을 했으면 0의 값이, 2007년 첫 주에 출산을 했으면 종속변수로 1의 값이 주어진다. 이 제도에 따르면 2007년 1월 1일 이후 출생아의 부모가 출산휴가를 갈 경우 지난 1년간 월평균 임금의 67%를 1년간 지급하게 된다(300~1,800유로, 근로 경력이 없는 경우 최소액 지급). 하지만 2007년 1월 1일 이전 제도에 따르면 근로 경력을 불문하고 출산 후 1년간 월 450유로만 지급받게 된다. 따라서 새로운 제도하에서는 근로 경력이 있는 여성이 출산으로 가장 큰 혜택을 받게 되어 있다. 문제는 여성이 출산일을 조정할 수 있는가이다. 약물로 하루 이틀 정도 연기하는 것은 가능하나 개인이 임의로 출산일을 조정하는 약물을 사용할 수 없다는 문제가 있다. 그러나 출산 통계를 보면 실제로 토요일, 일요일이 출생아 수가 적은 것을 알 수 있는데 이에 따라 저자들은 출산일이 어느 정도 조정 가능하고 실제 출산일 조정이 행해지는 것으로 추정하고 있다. 방법론으로는 정책 시행 전후와 근로 여성과 비근로 여성이 비교되는 DID가 이용되었다. 분석 결과 정책 시행으로 실제로 출산일이 2006년 말에서 2007년 초로 연기된 것으로

나타나 정책이 출산일에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난다.

Cygan-Rehm(2016)은 독일의 2001/2002~2006/2007년 통계를 이용해 위의 논문과 마찬가지로 출산급여가 추가 출산 여부에 미치는 영향을 DID 기법을 이용하여 조사하였다. 분석 결과는 출산급여가 추가 출산 시기에 역시 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난다.

Bauerschuster et al.(2013)는 별도로 독일 지역 단위 자료를 활용하여 3세 미만 아이의 공공보육시설 이용률이 합계출산율에 미치는 영향을 분석하였으며 연구 결과는 역시 긍정적 효과가 있는 것으로 나타난다.

8. 이스라엘

Cohen et al.(2013)은 이스라엘 통계청의 1999~2005년 패널 자료를 이용해 자녀보조금 지원액의 현재 가치가 임신 여부에 미치는 영향을 분석하였다. 이스라엘의 자녀보조금은 18세 미만의 자녀를 대상으로 하는 정부 보조금으로 1959년에 도입되었으며 이스라엘을 대표하는 복지 정책 중 하나이다. 2003년 이전에는 셋째 아이 이후부터 보조금 단가가 크게 상승하는 특징이 있었으나 재정개혁의 일환으로 2003년 이후에 태어난 셋째 아이부터는 보조금 수준이 다른 모든 출산 순위 자녀와 동일하게 낮추어졌다. 분석 모델로는 Fixed-effects 방법이 사용되었다. 분석 결과 자녀보조금의 증감은 출산에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 고소득층에는 상대적으로 그 영향이 낮은 것으로 나타났다.

9. 러시아

Slonimczyk와 Yurko(2014)는 Russian Longitudinal Monitoring

Survey의 2000~2011년 자료를 이용해서 출산자본제도(Maternity capital program)가 둘 이상 자녀를 출산하게 하는가를 분석하였다. 출산자본제도는 2007년 1월에 도입해서 2016년까지 한시적으로 시행한 제도로 둘 이상 자녀를 출생할 경우 매년 물가가 연동되는 특정 수준의 펀드를 받을 수 있는 권리를 부여하는 제도이다. 2007~2012년 가구당 평균 수혜액은 약 1만 1,000달러 수준이며 제도 도입 당시 펀드 사용 조건은 출생아가 3세가 된 이후부터 주택 구매, 자녀 교육, 여성부모 연금투자 목적에만 사용할 수 있다. 분석 모델로는 DID가 사용되었으며 분석 결과 해당 정책이 둘째 이상 출산에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타나고 있다.

해당 시기에 여타 출산지원 제도(출산휴가, 출산장려금 등)의 변화가 있었으므로 DID 분석의 한계로 지적될 수 있는 비교그룹들의 추세가 동일한가 하는 문제가 제기된다. 이를 분석하기 위해 저자들은 Dynamic stochastic model 등을 이용하여 추가 분석 자료를 제공하고 있다.

10. 한국

이삼식, 최효진, 정혜은(2010) 이후 국내에서도 저출산 대책의 효과성에 대한 추가 분석이 여러 편 발표되었다. 이 연구에서는 시계열 및 시군구 단위 자료가 사용되었다. 시계열 분석에서는 육아서비스 이용률과 출산율 간에 강한 상관성이 있으나 시군구 간 출산율의 차이를 유의미하게 설명하지는 못하는 것으로 분석되었다. 2010년 이전 논문은 이삼식, 최효진, 정혜은(2010)에서 잘 다루어졌으므로 그 이후에 출간된 논문을 간략히 살펴보면 다음과 같다.

최준욱, 송헌재(2010)는 출산장려금이 가임 여성의 출산 의사 결정에 미치는 영향을 분석하였으며, 그 결과 출산장려금이 출산 계획을 유도하

는 방향으로 작용하고 있는 것으로 나타난다. 정성호(2012)는 2009 전국 결혼 및 출산 동향 조사 자료를 활용하여 정책 인지도 및 경험도가 추가 출산 계획에 미치는 영향을 분석하였으며, 그 결과 경제적 지원 정책과 양성평등문화 조성의 인지도는 출산 계획의 가능성을 높이는 것으로 나타난다. 홍정림(2013)의 연구에서도 보육비 지원이 추가 출산 의향에 긍정적인 영향을 미친 것으로 분석된다. 서민희, 이혜민(2014)은 2009년과 2012년 〈보육실태조사〉를 이용하여 보육료와 교육비 지원 여부가 추가 출산 의사에 긍정적인 영향을 미치지 못한 것으로 추정하였다. 같은 자료를 이용한 홍석철 등(2012)과 김정호, 홍석철(2013)의 연구에서도 보육료 지원 정책이 다자녀 출산 의사에 유의미한 영향이 없는 것으로 추정되고 있다. 가장 최근의 자료로는 시도별 집계 자료를 이용하고 내생적 문제를 최소화하기 위해 GMM 모형을 사용한 우석진, 송헌재, 김태우(2014)의 연구가 있는데 이 논문은 보육 예산의 증가가 출산율을 제고하는 데 효과가 있었지만 그 크기는 작았다고 분석한 바 있다.

이와는 약간 별도로 지자체의 출산 축하금 효과성을 분석한 연구가 있는데(Hong et al., 2015; Lee & Jung, 2015), 이들 논문에서도 출산 축하금이 출산아 수 증가에 유의미한 영향이 있는 것으로 나타나고 있다. 그리고 이철희(2012)는 1991~2010년의 전체 여성 합계출산율과 1991~2005년 교육 수준별 합계출산율 변화의 요인을 분해한 바 있으며, 이철희, 정선영(2015)은 2000~2010년 시군구별 자료를 이용하여 각 시군구의 정책적·사회경제적 특성이 유배우 출산율에 미친 효과를 분석하였다. 한편 양육수당 지원은 2009년에 도입된 정책이라 관련 논문이 거의 없는 실정인데 유일한 논문이라고 할 수 있는 유해미 등(2011)의 연구에서는 전국의 양육수당 수급자를 대상으로 한 설문조사를 통해 양육수당이 추가 출산에 긍정적인 효과가 없다고 분석하고 있다.

제 3 장

2000~2014년 출산율 변화 요인 분해: 출산장려 정책 평가에 대한 함의

제1절 서론

제2절 자료

제3절 합계출산율 변화의 분해 방법

제4절 전체 여성 합계출산율 변화 요인 분석 결과

제5절 학력별 여성 합계출산율 변화 요인 분석 결과

제6절 유배우 출산율과 무배우 혼인율 간의 상관관계 분석

제7절 유배우 출산율과 무배우 혼인율 상관요인 분석

제8절 소결

3 2000~2014년 출산율 변화 요인 분해: 출산장려 정책 평가에 대한 함의

제1절 서론

지난 10년 동안의 출산장려 정책을 올바르게 평가하고 추후의 적절한 정책 방향을 설정하기 위해서는 왜 2005년 이후의 출산율이 정체 상태에 있는지를 정확하게 이해할 필요가 있다. 기존의 저출산 대책이 효과적이지 못했다고 평가하는 가장 중요한 근거는 지난 10년 동안 출산율이 증가하지 않았다는 사실이다. 그렇지만 특정한 출산장려 정책의 효과를 평가하기 위해서는 실제의 합계출산율 변화를 관찰하는 것만으로는 충분하지 않고, 그 정책이 없었을 경우 출산율이 어떻게 변했을지를 추정하는 작업이 필요하다.

또한 특정한 정책의 효과를 정확하게 평가하기 위해서는 그 정책에 영향을 받을 것으로 예상되는 인구집단 혹은 성과지표를 면밀하게 관찰할 필요가 있다. 이와 관련된 몇 가지 중요한 과제를 제시하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라와 같이 대부분의 출산이 혼인한 여성에게서 발생하는 사회에서는 합계출산율이 유배우 여성의 출산율(이하 유배우 출산율)과 함께 여성 인구 가운데 유배우 여성이 차지하는 비율(이하 유배우 여성 비율)에 영향을 받게 된다. 그런데 지난 10년 동안의 저출산 대책은 출산장려금 지급이나 영유아 보육 지원같이 결혼한 부부로 하여금 출산의 유인을 갖도록 하는 데 초점을 맞추었다. 따라서 이 정책의 성공 여부를 판단하기 위해서는 유배우 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화를 분리해서 분석할 필요가 있다.

둘째, 특정한 정책의 영향은 각 정책 대상의 사회경제적, 인구학적 특성에 따라 다르게 나타날 수 있다. 예컨대 출산장려금이나 보육 지원 정책이 유배우 출산율에 미치는 효과는 부모의 연령, 사회경제적 지위, 출산 순 등에 따라 다를 수 있다. 어떤 집단에는 긍정적인 효과를 미치는 정책이 다른 집단에는 부정적인 영향을 가져올 수 있는 개연성도 배제할 수 없다. 따라서 정책의 효과를 분석하는 데 최대한 상이한 인구집단의 이질성을 고려할 필요가 있다.

셋째, 출산장려 정책이 진공 상태에서 시행되는 것이 아니기 때문에 그 효과가 다른 사회경제적 요인이나 정책적 요인에 따라 증폭되거나 상쇄될 수 있다. 많은 연구에서 청년 고용, 주거 비용, 교육 문제 등이 결혼과 출산의 결정에 영향을 미치는 중요한 요인이라는 것을 지적한 바 있다. 저출산 대책의 효과가 있었다 하더라도 다른 사회경제적, 정책적 요인이 이를 압도하여 출산율이 정체했을 개연성도 있다. 따라서 특정한 저출산 대책의 효과를 정확하게 분석하기 위해서는 다른 정책이나 사회경제적 환경의 영향을 최대한 통제할 필요가 있다.

이 연구는 이와 같은 문제의식을 가지고 다음의 작업을 수행한다. 첫째, 2000~2014년 연령별 유배우 여성 비율과 유배우 출산율을 추정하고 각각의 요인이 이 기간 합계출산율 변화에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석한다. 둘째, 2000~2014년 연령별 무배우 여성 혼인율을 추정하고 혼인율의 변화가 유배우 비율 및 유배우 출산율의 변화와 어떻게 상관되어 있는지를 분석한다. 셋째, 시군구별 자료를 이용한 패널고정효과 모형을 추정함으로써 정책적, 경제적, 환경적 요인이 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 미친 영향을 분석한다. 마지막으로 이 세 가지 결과를 결합함으로써 2000년대 중반 이후의 출산율 정체의 원인을 밝히고 이 시기 저출산 대책이 과연 실패했는지에 대한 평가를 내리고자 한다.

이 장의 분석은 다음과 같은 점에서 관련된 주제에 대한 기존의 연구와 차별성을 갖는다. 첫째, 합계출산율의 변화를 유배우 여성 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화로 분해함으로써 출산율 변화의 원인과 2005년 이후 저출산 대책의 효과에 새로운 시사점을 제공하고자 시도했다. 둘째, 이 연구는 유배우 여성 비율을 결정하는 좀 더 세부적인 요인인 연령별 유배우 이혼율, 연령별 유배우 사별 비율, 연령별 무배우 혼인율 등을 추정하여 분석하였다. 특히 유배우 여성 비율 변화의 가장 중요한 결정 요인이라고 할 수 있는 무배우 혼인율의 변화와 결정 요인을 명시적으로 분석하였다. 마지막으로 이 연구는 데이터가 허락하는 한 여성 인구를 최대한 세분화하여 각각의 인구집단을 대상으로 별도의 분석을 수행하였다. 이러한 분석은 출산장려 정책과 제반 사회경제적 요인의 변화가 합계출산율을 결정하는 여러 가지 인구변수에 어떻게 다른 영향을 미쳤는지, 그리고 그러한 영향이 인구집단별로 어떻게 달랐는지를 판단하는 데 유용한 증거를 제시해 줄 수 있을 것으로 기대한다.

이철희(2012)는 1991~2010년의 전체 여성 합계출산율과 1991~2005년 교육 수준별 합계출산율 변화의 요인을 분해한 바 있다. 이 논문의 결과는 1991~2005년의 합계출산율이 하락한 주된 원인은 유배우 여성 비율의 감소였고, 이 기간 유배우 출산율은 다소 증가하여 합계출산율을 증가시킨 요인으로 작용하였다는 것을 보여준다. 이 보고서에서는 2005년 이후 출산장려 정책의 효과를 평가하는 데 적합하도록 분석 기간을 2000~2014년으로 설정하여 유사한 분석을 수행하였다. 1998년 외환위기의 직접적인 충격에서 벗어난 2000년 이후의 15년은 사회경제적인 여건에서 비교적 동질적인 시기이기 때문에 2000년 이후의 기간만을 고려하는 것이 분석의 목적에 적합하다고 판단하였다. 또한 이 보고서에서는 무배우 여성의 혼인율 변화 추이와 이것이 유배우 비율에 미친 효과를 추가적으

로 분석하였다.

이철희, 정선영(2015)은 2000~2010년 시군구별 자료를 이용하여 각 시군구의 정책적, 사회경제적 특성이 유배우 출산율에 미친 효과를 분석하였다. 이 보고서는 이를 다음과 같이 확장, 보완하였다. 기존 연구에서 명시적으로 고려된 바 없는 시군구별 무배우 여성의 혼인율을 추정하여 이 변수가 유배우 혼인율과 어떻게 상관되어 있는지를 분석하였다. 또한 유배우 출산율과 무배우 혼인율의 결정 요인을 중심으로 회귀분석을 수행하고 그 결과를 비교하였다. 그리고 그 결과를 바탕으로 합계출산율 변화를 좌우하는 두 인구변수가 정책적, 사회경제적 요인에 다르게 반응했는지를 결정하였다. 이와 같은 데이터의 확장과 추가 분석에도 불구하고 보고서의 전반적인 완결성을 살리기 위해 선행 연구에서 언급되었던 내용의 일부를 포함하는 것이 불가피했음을 밝혀둔다.

제2절 자료

1. 혼인 상태별 출산율과 혼인율 자료

결혼과 출산에 관련한 적절한 분석을 수행하는 데는 전체 여성이 아닌 혼인 상태에 따라 구분한 여성들의 혼인율과 출산율 자료가 필요하다. 이러한 자료를 구축하기 위해 다음의 두 가지 데이터를 결합하는 작업을 하였다. 첫째, 출산·혼인·이혼 등 인구 변동의 요인이 되는 특정한 사건을 경험한 개인 혹은 가구를 모집단으로 하는 인구동태조사를 이용하여 출산율과 혼인율의 분자에 해당하는 여성의 특성별 출산아 수와 혼인 건수를 계산하였다. 둘째, 전 국민을 모집단으로 하는 인구자료(추계인구, 인

구총조사, 주민등록 자료 등)를 이용하여 출산율과 혼인율의 분모에 해당하는 인구 특성별 여성 인구를 추계하였다.

그리고 출산율과 혼인율의 분자와 분모는 공통 여성 인구의 사회경제적 특성 및 지역을 매개로 하여 연결하였다. 예컨대 2005년 25~29세 대졸 유배우 여성의 출산율은 2005년 인구동태조사 원시자료에서 계산한 25~29세의 대졸 유배우 여성에게서 태어난 출산아 수를 같은 연도 통계청 추계인구 및 주민등록 인구에서 계산한 동일한 인구 특성을 지닌 여성의 연앙인구(mid-year population)로 나누어 계산하였다. 마찬가지로 2005년 25~29세 대졸 무배우 여성의 혼인율은 2005년 인구동태조사 원시자료에서 계산한 25~29세 대졸 무배우 여성의 혼인 건수를 같은 연도 통계청 추계인구 및 주민등록 인구에서 계산한 동일한 인구 특성을 지닌 여성의 연앙인구로 나누어 계산하였다.

분모로 이용된 인구자료의 출처는 분석 대상이 되는 변수와 인구 특성에 따라 상이하다. 성별, 연령별, 혼인상태별 전국 자료의 경우 통계청에서 제공하는 추계인구 집계 자료를 이용하였다. 성별, 연령별, 혼인 상태별, 교육 수준별 전국 자료의 경우 통계청에서 추계인구를 제공하지 않기 때문에 2000년부터 2010년까지의 인구주택총조사 원시자료 2% 표본을 이용하여 각 총조사 연도의 성별, 연령별, 혼인 상태별 인구의 교육 수준별 분포를 계산한 다음 이것을 추계인구에서 얻은 성별, 연령별, 혼인 상태별 인구에 적용하여 계산하였다. 총조사 연도가 아닌 연도의 모수는 선형보간(linear interpolation) 기법을 이용하여 추정하였다. 얼마 전에 조사가 끝난 2015년 총조사의 원시자료는 당분간 제공되지 않기 때문에 2010년 이후에는 이 기법을 적용할 수 없다. 따라서 교육 수준별 분석은 2000~2010년으로 제한되었다.

시군구별 자료의 경우 추계인구가 제공되지 않기 때문에 주민등록인구

통계 자료를 이용하였다. 주민등록인구통계의 경우에도 성별, 연령별 인구에 대해 교육 수준과 혼인 상태를 동시에 구분한 인구수를 제공하지 않는다. 따라서 전국 자료의 경우와 마찬가지로 총조사 원시자료에서 계산한 교육 수준 분포를 적용하여 총조사 연도의 해당 인구수를 계산하고 선형보간법을 이용하여 나머지 연도의 해당 인구수를 계산하였다. 시군구별로 연령별, 혼인 상태별 인구를 계산하기 위해서는 시군구 코드를 제공하는 마이크로 총조사 자료가 필요하다. 2015년은 아직 이러한 데이터를 얻을 수 없기 때문에 시군구 단위 분석도 2010년까지의 기간으로 제한할 수밖에 없었다.

인구동태자료의 학력 분류는 무학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 대학 이상 등으로 구분되어 있으며 재학, 중퇴, 졸업의 구분은 제시되어 있지 않다. 이 연구에서는 학력을 대학교육 미만(저학력)과 대학교육 이상(고학력) 등 두 범주로 나누었다. 원칙적으로 대학 재학생이나 중퇴자는 고등학교 졸업으로 분류되어야 하지만 이철희(2012)의 상세한 분석 결과에 따르면 대학 재학생이나 중퇴자가 자신의 학력을 '고등학교'보다는 '대학'으로 보고하는 것으로 보인다. 따라서 '대학 이상'은 2년제 및 4년제 대학 재학생, 중퇴자, 졸업생 모두를 포함하는 범주로 볼 수 있다.

2. 시군구별 유배우 출산율 및 무배우 혼인율 상관요인 변수

출산율과 혼인율에 영향을 미칠 수 있는 지역별 특성을 보여주는 요인으로 보육 여건, 주거 비용, 지역의 경제 여건, 출산장려 정책 등을 고려하였다. 실제로 분석에 이용된 변수는 시군구별로 가용한 데이터에 따라 크게 제약될 수밖에 없었다. 보육 여건을 나타내는 자료로는 영유아(0~4세) 1,000명당 전체 보육시설 수와 국공립 보육시설 수를 이용하였다. 전

체 보육시설 수는 2003~2008년은 각 시도통계연보를, 2009년 이후는 보건복지부의 보육통계를 활용하였다. 국공립 보육시설 수 자료는 2009년까지는 보육통계를, 2010년부터는 어린이집정보공개포털[1] 자료를 활용하였다. 주거 비용을 나타내는 변수로는 한국감정원의 전국주택가격동향조사에서 공표하는 주택 매매가격 종합지수와 주택 전세가격 종합지수를 활용하였다. 다음으로 지역의 경제 여건을 분석 모형에 고려하기 위해 지방세 자료를 이용하였는데, 이 자료는 행정자치부에서 매년 제공하는 시군구별 지방세 통계를 이용하였다. 출산장려 정책을 대리하는 변수로는 지자체별 사회복지 예산 자료와 출산장려금 자료를 활용하였다. 사회복지 예산은 행정자치부의 재방재정연감에서 자료를 구하였으며, 출산장려금의 경우 보건복지부의 자료를 활용하였다.[2]

제3절 합계출산율 변화의 분해 방법

연령별 합계출산율의 변화를 유배우 여성 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화로 분해하는 기법은 이철희(2012)에 설명되어 있다.[3] 논문의 완결성을 위해 이를 다시 소개하면 다음과 같다. 합계출산율은 가임기(15~49세) 여성의 연령별 1인당 출산아 수를 가임기 연령 전체로 합산하여 계산되는데, 연령별 1인당 출산아 수는 유배우 여성 출산아 수와 무배우 여성 출산아 수의 가중평균으로 나타낼 수 있다. 따라서 특정 연도(t)의 합계출산율은 다음과 같이 표현될 수 있다.

---

1) http://info.childcare.go.kr/info/oais/openapi/OpenApiInfoSl.jsp
2) 각 변수의 출처와 데이터가 제공된 기간은 〈부표〉에 보고되어 있다.
3) 이 절의 내용은 기본적으로 이철희(2012) 4절에 기초하고 있으며 다만 유배우 여성 비율 변화의 효과를 예로 든 것을 이 연구의 초점이 유배우 출산율 변화의 효과로 대체하였다.

$$(1)\quad TFR_t = \sum_{a=15}^{49}[(\frac{M_t^a}{P_t^a})(\frac{B_{M,t}^a}{M_t^a}) + (1-\frac{M_t^a}{P_t^a})(\frac{B_{N,t}^a}{P_t^a - M_t^a})] = \sum_{a=15}^{49}(m_t^a f_{m,t}^a + (1-m_t^a)f_{n,t}^a)$$

여기에서 각 부호와 첨자의 의미는 다음과 같다. t: 연도, a: 연령, TFR: 합계출산율, P: 여성 인구, M: 유배우 여성 인구, BM: 유배우 여성 출산아 수, BN: 무배우 여성 출산아 수, m: 유배우 여성 인구 비율, fm: 유배우 출산율, fn: 무배우 출산율

위의 식은 합계출산율의 변화가 각 연령의 유배우 여성 인구 비율(m), 각 연령 유배우 출산율(fm), 각 연령 무배우 출산율(fn)의 변화에 따라 결정된다는 것을 보여준다. 따라서 기초적인 분석의 출발점은 이 각각의 요인이 합계출산율의 변화를 얼마나 설명하는지를 밝히는 것이다.

합계출산율 변화의 분해는 특정한 요인이 기준 시점으로부터 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율 변화와 실제의 합계출산율 변화를 비교함으로써 수행할 수 있다. 예컨대 전체 가임 연령의 유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과를 다음과 같이 분석할 수 있다. 편의상 기준 시점을 t=0로, 비교 시점을 t=T라고 하자. T기의 실제 합계출산율은 다음과 같이 계산된다.

$$(2)\quad TFR_T = \sum_{a=15}^{49}(m_T^a f_{m,T}^a + (1-m_T^a)f_{n,T}^a)$$

그리고 기준 시점(t=0)의 유배우 출산율($f_{m,0}^a$)이 T기까지 변화하지 않고 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$(3)\quad TFR_T(f) = \sum_{a=15}^{49}(m_T^a f_{m,0}^a + (1-m_T^a)f_{n,T}^a)$$

유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 기여한 몫은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$(4)\quad \triangle TFR(f) = TFR_T - TFR_T(f)$$

그리고 유배우 출산율 변화가 합계출산율 변화의 몇 퍼센트를 설명하는지는 다음과 같은 수식으로 계산될 수 있다.

$$(5)\quad \triangle TFR(f_0)/\triangle TFR = [TFR_T - TFR_T(f_0)] \times 100/[TFR_T - TFR_0]$$

이와 같은 분해는 전체 가임 연령 여성의 유배우 출산율뿐만 아니라 특정 연령 유배우 출산율 변화에도 같은 방법으로 수행할 수 있다. 예컨대 25~29세 여성 유배우 출산율 변화가 가져온 효과를 분석하기 위해서는 기준 시점(t=0) 25~29세 인구 유배우 출산율($f_{m,0}^{25-29}$)이 T기까지 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율[$TFR_T(f_{m,0}^{25-29})$]을 계산하고, 이 계산 결과를 이용하여 해당 연령 유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과의 크기[$\triangle TFR_T(f_{m,0}^{25-29})$, $\triangle TFR_T(f_{m,0}^{25-29})/\triangle TFR$ 등]를 계산하면 된다. 이러한 방법은 유배우 여성 비율 변화가 합계출산율 변화에 기여한 정도를 분석하는 데도 동일하게 적용된다.

제4절 전체 여성 합계출산율 변화 요인 분석 결과

1. 합계출산율 분해 요인의 변화

앞 절에서 소개한 분해식이 보여주는 것처럼 특정 시점의 합계출산율을 결정하는 주된 요인은 연령별 유배우 여성의 비율, 연령별 유배우 출산율, 연령별 무배우 출산율 등이다. 그런데 우리나라는 혼외 출산을 어

렵게 만드는 사회·문화적 여건으로 말미암아 무배우 출산율이 매우 낮은 수준에 머물러 있다. 따라서 근래의 합계출산율 변화 요인을 분석하기 위해서는 연령별 유배우 여성 비율과 연령별 유배우 출산율의 변화 효과를 보는 것이 더욱 중요할 것으로 판단된다.

선행 연구(이철희, 2012)는 전체 여성으로는 1991~2009년 데이터, 교육 수준별로는 1991~2005년 데이터를 이용하여 합계출산율의 변화 요인을 분해한 바 있다. 이 절의 나머지 부분에서는 최근의 데이터(전체 여성은 2010년부터 2014년, 학력별로는 2006년부터 2010년까지의 데이터)를 추가하고, 분석 기간을 2000년 이후로 재설정하여 선행 연구의 분석을 다시 수행한 결과를 보고하고자 한다. 특히 정부의 출산장려 정책이 본격적으로 수행되었던 2005년 이후의 기간과 그 이전 기간 간의 차이를 분석하는 데 초점을 맞출 것이다.

〈표 3-1〉의 (1)열은 1991년 이후 연령별 유배우 여성 비율을 제시하고 있으며 [그림 3-1]은 2000년 이후의 변화를 시각적으로 보여준다. 예컨대 M2024는 20~24세 여성의 유배우 비율을 나타낸다. 그림에 나타난 결과는 모든 가임 연령에서 유배우 여성 비율이 감소하는 추세를 보여준다. 2000년대 초까지 이미 매우 낮은 수준으로 떨어진 25세 미만 여성의 유배우 비율은 2005년 이후 정체하고 있는 반면 20대 후반과 30대 초반 여성의 유배우 비율은 근래 14년 동안에도 꾸준히 감소하였다. 2000년에는 거의 90%에 가까웠던 30대 후반 여성들의 유배우 비율도 지속적으로 감소하여 2014년에는 75%까지로 떨어졌다.

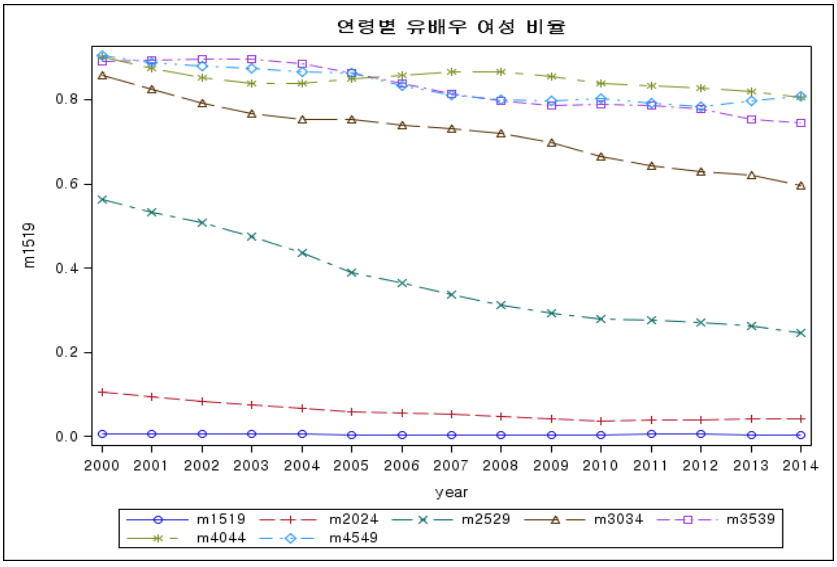
〈표 3-1〉 1991~2014년 연령별 유배우 비율과 유배우 출산율

연도	(1) 연령별 유배우 비율						
	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~44세	45~49세
1991	0.006	0.186	0.781	0.934	0.993	0.940	0.892
1992	0.006	0.177	0.767	0.911	0.979	0.953	0.911
1993	0.007	0.169	0.750	0.898	0.968	0.965	0.912
1994	0.007	0.163	0.725	0.897	0.959	0.967	0.901
1995	0.008	0.160	0.694	0.905	0.958	0.947	0.887
1996	0.007	0.150	0.661	0.901	0.925	0.936	0.900
1997	0.007	0.142	0.628	0.898	0.899	0.929	0.913
1998	0.007	0.132	0.598	0.897	0.880	0.923	0.921
1999	0.007	0.120	0.577	0.884	0.878	0.909	0.926
2000	0.007	0.105	0.563	0.858	0.890	0.903	0.905
2001	0.006	0.094	0.534	0.824	0.894	0.874	0.889
2002	0.006	0.083	0.507	0.792	0.897	0.852	0.879
2003	0.005	0.074	0.475	0.768	0.897	0.838	0.875
2004	0.005	0.065	0.437	0.754	0.885	0.839	0.866
2005	0.004	0.058	0.390	0.752	0.864	0.851	0.863
2006	0.004	0.055	0.365	0.741	0.839	0.858	0.833
2007	0.004	0.052	0.338	0.731	0.815	0.865	0.812
2008	0.004	0.048	0.312	0.720	0.796	0.865	0.799
2009	0.003	0.043	0.292	0.699	0.787	0.855	0.796
2010	0.003	0.036	0.278	0.665	0.790	0.838	0.803
2011	0.005	0.039	0.276	0.643	0.786	0.834	0.791
2012	0.005	0.040	0.269	0.628	0.776	0.828	0.784
2013	0.004	0.039	0.251	0.610	0.751	0.819	0.798
2014	0.003	0.041	0.245	0.596	0.745	0.805	0.807

연도	(2) 연령별 유배우 출산율						
	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~44세	45~49세
1991	0.444	0.371	0.237	0.074	0.013	0.002	0.000
1992	0.448	0.378	0.244	0.083	0.015	0.002	0.000
1993	0.387	0.350	0.248	0.084	0.017	0.002	0.000
1994	0.335	0.327	0.260	0.088	0.018	0.003	0.000
1995	0.293	0.315	0.267	0.089	0.019	0.003	0.000
1996	0.295	0.312	0.267	0.089	0.020	0.003	0.000
1997	0.402	0.388	0.271	0.080	0.018	0.002	0.000
1998	0.421	0.386	0.278	0.087	0.019	0.003	0.000
1999	0.358	0.365	0.263	0.087	0.017	0.003	0.000
2000	0.330	0.377	0.272	0.104	0.019	0.003	0.000
2001	0.300	0.339	0.246	0.100	0.019	0.003	0.000
2002	0.282	0.315	0.222	0.100	0.018	0.003	0.000
2003	0.248	0.311	0.237	0.107	0.019	0.003	0.000
2004	0.278	0.302	0.239	0.114	0.021	0.003	0.000

연도	(2) 연령별 유배우 출산율						
	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~44세	45~49세
2005	0.317	0.291	0.239	0.111	0.022	0.003	0.000
2006	0.351	0.302	0.250	0.123	0.026	0.003	0.000
2007	0.431	0.353	0.287	0.139	0.032	0.003	0.000
2008	0.336	0.350	0.276	0.141	0.034	0.003	0.000
2009	0.318	0.356	0.273	0.143	0.035	0.004	0.000
2010	0.306	0.418	0.278	0.169	0.041	0.005	0.000
2011	0.221	0.393	0.273	0.178	0.045	0.005	0.000
2012	0.169	0.373	0.272	0.194	0.050	0.006	0.000
2013	0.205	0.334	0.247	0.183	0.052	0.006	0.000
2014	0.258	0.304	0.244	0.190	0.057	0.006	0.000

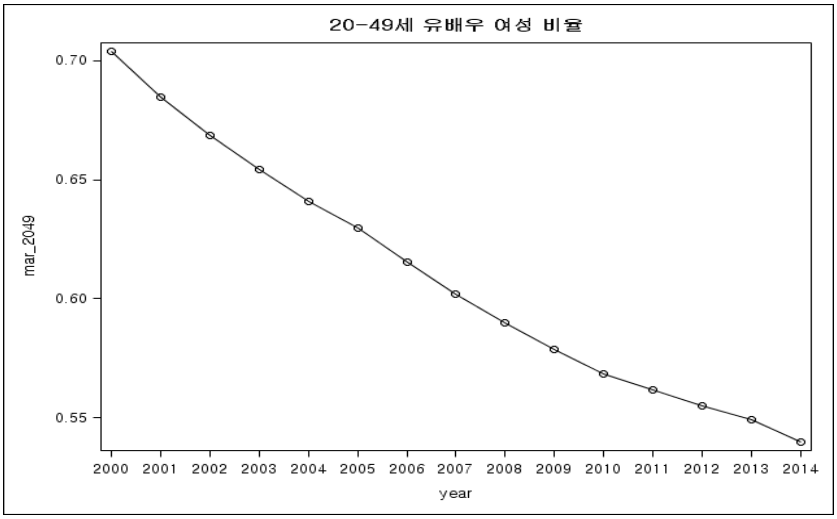
[그림 3-1] 2000~2014년 연령별 유배우 여성 비율



[그림 3-2]는 전체 가임 연령 여성의 유배우 비율을 종합적으로 나타내기 위하여 계산한 '유배우 비율 지표'를 보여준다. 이는 연령별 유배우 비율을 모두 더한 뒤 연령집단의 수로 나누어 계산한 것이다. 예컨대 20~49세 여성 유배우 비율의 지표(그림에는 mar_2049로 표시되어 있

음)는 해당 연령 각 5세 구간의 유배우 비율을 모두 더한 뒤 연령집단의 수인 6으로 나누어 얻을 수 있다. 한 개인으로서 이 지표는 20세 이후 49세까지 유배우 상태로 남아 있을 것으로 기대되는 기간의 비율을 보여준다. 그림에 나타난 결과는 매우 급격한 유배우 여성 비율의 감소를 보여준다. 2000년의 20세 여성은 49세까지 70% 이상의 기간을 혼인 상태에서 보낼 것으로 기대할 수 있었으나 2014년에는 그 비율이 54%로 감소하였다. 유배우 비율 감소는 2000~2014년 매우 안정적인 추세를 보여준다.

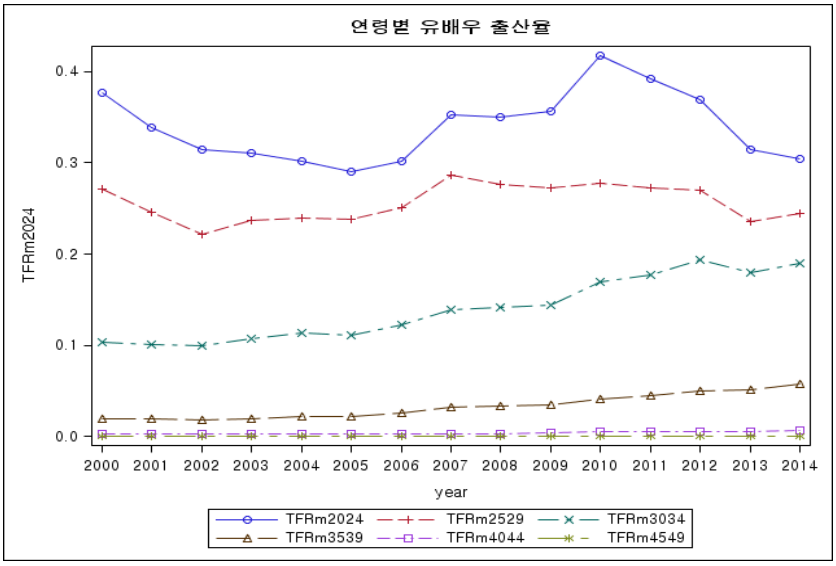
[그림 3-2] 2000~2014년 20~49세 유배우 여성 비율



[그림 3-3]은 연령별 유배우 출산율의 변화를 보여준다. 예컨대 TFRM2529는 25~29세 유배우 여성의 출산율을 나타낸다. 20대 유배우 여성들의 출산율은 상당한 정도의 단기적인 변동성을 보이지만 전반적으로 유배우 출산율의 하락 추세를 발견하기는 어렵다. 오히려 30대 초반

이후 유배우 여성의 출산율은 장기적으로 상승하는 추세를 보여준다. 단기적으로는 연령별 유배우 출산율의 추이가 차이를 보인다. 20대 후반 여성의 유배우 출산율은 2002년부터 2007년까지 증가세를 보이다가 이후 완만하게 감소하는 추세를 보인다. 반면 30대 여성의 유배우 출산율은 2000년 이후 꾸준하게 증가하는 추이를 나타낸다.

[그림 3-3] 2000~2014년 연령별 유배우 출산율

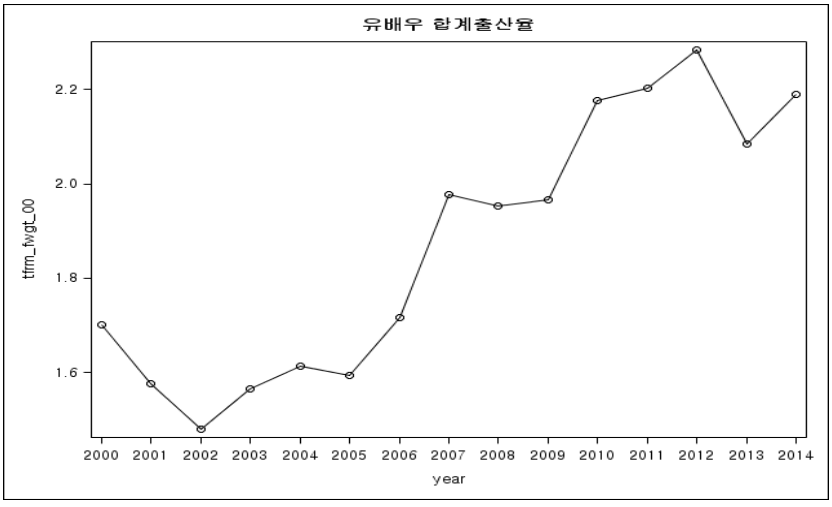


[그림 3-4]는 2000년의 혼인 상태가 변화하지 않았을 경우, 궁극적으로 혼인한 여성이 가질 것으로 기대되는 자녀의 수를 보여준다. 이를 이하에서는 유배우 합계출산율(Marital Total Fertility Rate: MTFR)이라고 부르기로 한다. 이는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$(6)\quad MTFR_t = \theta^{15}\sum_{a=15}^{49}\left(\frac{B_t^a}{M_t^a}\right) + \theta^{16}\sum_{16}^{49}\left(\frac{B_t^a}{M_t^a}\right) + \cdots\cdots + \theta^{48}\sum_{a=48}^{49}\left(\frac{B_t^a}{P_t^a}\right) + \theta^{49}\left(\frac{B_t^{49}}{P_t^{49}}\right)$$

이 식에서 θ^a는 궁극적으로 혼인하는 여성들 가운데 a세에 결혼하는 여성의 비율을 나타낸다. 따라서 이를 가임 연령 전체에 대해 합하면 1이 된다($\sum_{a=15}^{49} \theta^a = 1$). 여기서 이 비율은 2000년의 연령별 유배우 여성 비율을 이용하여 계산하였고, 이 비율이 2014년까지 변화하지 않았다고 가정하였다. 그리고 이 고정된 연령별 혼인 확률(hazard rate of marriage)과 각 연도의 유배우 출산율을 식 (6)에 적용하여 이 지표를 계산하였다. 실제의 계산에서는 5세 단위의 혼인 확률과 유배우 출산율이 이용되었다.

[그림 3-4] 2000~2014년 유배우 합계출산율



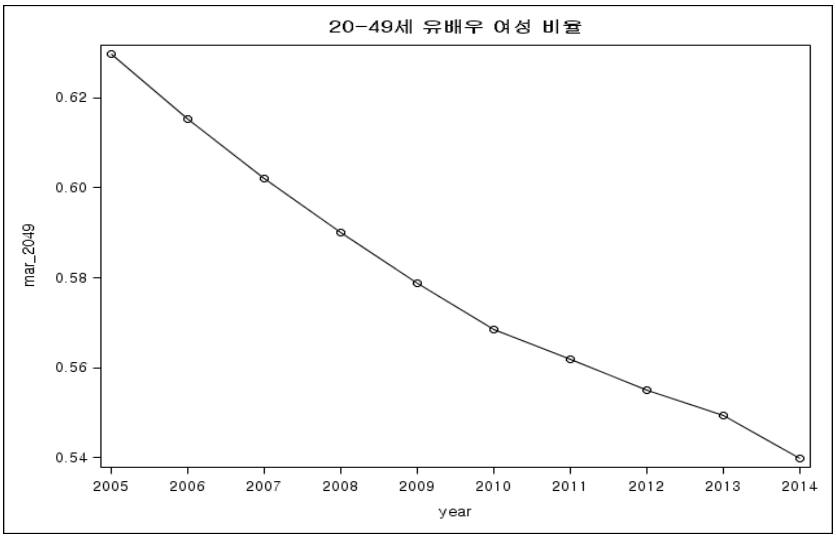
[그림 3-4]에 제시된 계산의 결과는 2000~2014년 유배우 합계출산율이 증가했다는 것을 보여준다. 이러한 추세는 세 기간으로 나누어 살펴볼 수 있다. 2000~2005년에는 유배우 합계출산율이 약간 하락하였다. 이는 2000~2002년의 감소와 이후 3년 동안의 약한 회복세를 반영한 것이

다. 2005~2012년에는 유배우 출산율이 약 1.7에서 2.3으로 크게 증가하였다. 이는 2005~2007년의 매우 빠른 증가, 2007~2009년의 정체, 2009~2012년의 증가를 반영한 추세이다. 2012~2013년에는 유배우 출산율이 크게 감소했으며 2013~2014년에는 약한 반등이 나타났다.

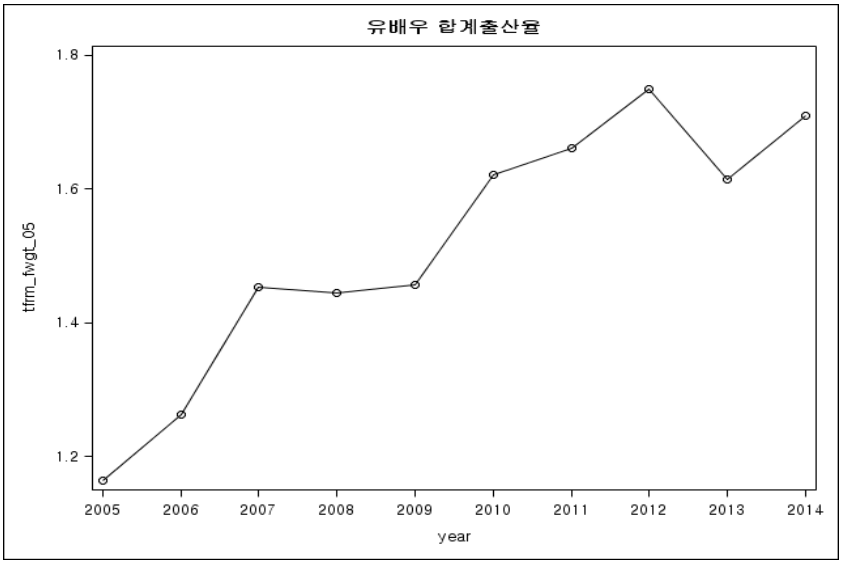
[그림 3-5]와 [그림 3-6]은 출산장려 정책이 본격적으로 시행된 2005년 이후의 변화를 자세히 살펴보기 위해 2005~2014년의 유배우 여성 비율과 유배우 합계출산율의 변화를 비교한 결과를 보여준다. 2005년 이후 유배우 합계출산율 추계에서는 2000년이 아닌 2005년의 연령별 혼인 확률(hazard rate of marriage)을 적용하였다. 2000~2005년 특정 연령까지 결혼하는 여성들의 비율이 감소했을 것이므로 이러한 기준연도 변화는 유배우 합계출산율을 낮추게 될 것이다. 그리고 혼인연령이 늦어졌을 것이기 때문에 기준연도의 변화는 상대적으로 젊은 유배우 여성의 출산율 변화 효과를 감소시킬 것이다.

2005년 이후의 결과는 2000년 이후 전체 기간의 결과를 확인해 준다. 20~49세 유배우 여성 비율은 2005년 이후에도 지속적으로 감소하였는데 2010년 이후 감소세가 다소 약화되다가 2013년 이후 다시 가파르게 증가되는 양상을 보여준다. 2005년의 연령별 혼인 확률을 적용할 경우 유배우 합계출산율의 수준은 크게 감소하지만 시간에 따른 변화 추세는 그대로 유지된다. 즉, 유배우 합계출산율은 2005~2007년 빠르게 증가하였고, 2007~2009년 정체했으며, 2009~2012년 다시 증가하였다. 2012~2013년 유배우 합계출산율이 급격하게 감소한 것도 거의 유사하게 나타난다. 다만 2005년의 결혼 확률을 적용할 경우 2013~2014년 유배우 합계출산율의 반등이 상대적으로 더 큰 것으로 추정된다. 이는 2013년 이후 유배우 출산율의 반등이 주로 30대 여성들에게서 나타났기 때문으로 풀이된다.

〔그림 3-5〕 2005~2014년 20~49세 유배우 여성 비율



〔그림 3-6〕 2005~2014년 유배우 합계출산율



2. 합계출산율 변화 요인 분해 결과

이 장의 제2절에서 소개한 이철희(2012)의 방법을 적용하여 전체 여성들의 합계출산율 변화 요인을 분해하였고 그 결과가 〈표 3-2〉에 제시되어 있다. 여기에서 '△TFR 기여'는 각 요인의 변화가 초래한 합계출산율 변화분을 의미한다. 유배우 여성 비율 변화의 기여를 계산하는 방법은 〈식 4〉에 제시되어 있다. 이 지표가 양수라는 것은 해당 요인의 변화가 합계출산율을 증가시키는 역할을 했다는 것을 의미한다. '기여도(%)'는 각 요인이 해당 기간 합계출산율 변화의 몇 퍼센트를 설명하는지를 보여준다. 합계출산율이 감소한 기간에 있어서 기여도가 음수라는 것은 해당 요인의 변화가 합계출산율을 증가시키는 역할을 했음을 의미한다.

합계출산율이 장기적으로 감소했던 1991~2005년의 결과는 이철희(2012)에 보고된 바 있다. 그 결과를 다시 요약하면 다음과 같다. 2005년 이전의 15년 동안 합계출산율 감소는 전적으로 유배우 비율의 변화로 설명된다. 특히 이 가운데 25~29세 여성의 유배우 비율 감소는 합계출산율 감소의 75%를 설명하는 것으로 나타났다. 20~24세 및 30~34세 유배우 비율 감소는 각각 합계출산율 감소의 30%와 16%를 설명하는 것으로 추정된다. 반면 유배우 출산율의 기여도는 음수로 나타난다. 이는 유배우 출산율의 변화가 유배우 비율 변화가 초래한 합계출산율 감소를 상당 정도 상쇄하는 역할을 했다는 것을 의미한다. 특히 30대 유배우 여성의 출산율 증가는 합계출산율의 감소폭을 상당히 줄이는 역할을 했던 것으로 추정된다.

〈표 3-2〉에 제시된 2000~2005년의 결과는 1991~2005년에 대한 결과와 약간의 차이를 보인다. 유배우 비율의 감소가 합계출산율 감소의 주된 요인이었다는 것은 장기간의 결과와 유사하다. 즉, 전체 유배우 비율

감소는 합계출산율 감소의 약 5분의 4를 설명하며, 특히 20대 후반 여성의 유배우 비율 감소는 합계출산율 감소의 거의 절반을 설명하는 것으로 추정되었다. 다른 한편 이 기간은 유배우 출산율도 하락하여 합계출산율을 낮추는 역할을 하였다. 이는 유배우 출산율이 증가했던 이전 10년과는 상이한 결과이다. 이를 좀 더 자세히 들여다보면 20대의 유배우 출산율이 상당히 감소하여 합계출산율 감소의 20%를 초래한 반면 30대의 유배우 출산율은 증가하여 합계출산율 감소의 약 9%를 상쇄한 것으로 나타난다.

〈표 3-2〉 유배우 여성 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과 분해

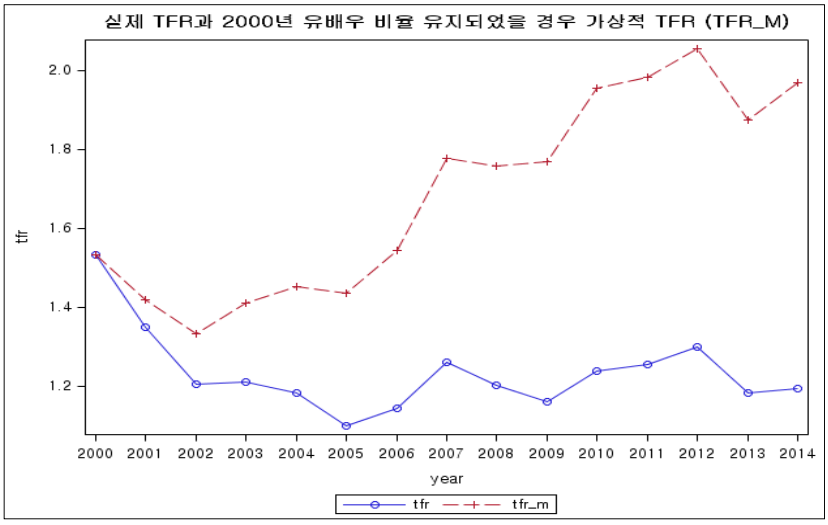
	2000~2005		2005~2012		2012~2014	
	△TFR 기여	기여도 (%)	△TFR 기여	기여도 (%)	△TFR 기여	기여도 (%)
전체 유배우 비율	-0.33656	77.70	-0.33466	-165.59	-0.07416	69.83
15~19세 유배우 비율	-0.00453	1.05	-0.00111	-0.55	-0.00260	2.44
20~24세 유배우 비율	-0.06757	15.60	-0.03952	-16.80	0.00026	-0.24
25~29세 유배우 비율	-0.20572	47.38	-0.16328	-80.791	-0.03146	29.62
30~34세 유배우 비율	-0.05650	13.04	-0.11820	-58.49	-0.03130	29.47
35~39세 유배우 비율	-0.00233	0.54	-0.01988	-9.84	-0.00852	8.02
40~44세 유배우 비율	-0.00036	0.08	-0.00045	0.22	-0.00055	0.51
45~49세 유배우 비율	-0.00002	0.00	-0.00005	-0.03	0.00001	-0.01
전체 유배우 출산율	-0.05006	11.56	0.43783	216.64	-0.02502	23.56
15~19세 유배우 출산율	-0.00025	0.06	-0.00386	-1.91	0.00157	-1.48
20~24세 유배우 출산율	-0.02512	5.80	0.01636	8.09	-0.01310	12.34
25~29세 유배우 출산율	-0.06409	14.80	0.04488	22.21	-0.03160	29.76
30~34세 유배우 출산율	0.02665	-6.15	0.26132	129.30	-0.01132	10.66
35~39세 유배우 출산율	0.01296	-2.99	0.10611	52.50	0.02791	-26.28
40~44세 유배우 출산율	-0.00009	0.02	0.01292	6.39	0.00173	-1.63
45~49세 유배우 출산율	-0.00013	0.03	0.00007	0.03	-0.00020	1.89
전체 무배우 출산율	-0.00312	0.72	0.00642	3.17	-0.00572	5.39

이 연구가 초점을 맞추고 있는 2005부터 2012년까지는 합계출산율이 증가세를 보였다. 출산율이 증가했던 기간을 살펴보기 위해 2013년과 2014년을 제외하고 2005~2012년의 출산율 변화 요인을 분해하는 작업을 하였다. 이 기간에도 유배우 여성의 비율은 큰 폭으로 감소하여 합계출산율을 거의 0.33 정도 낮추는 역할을 했다. 그러나 같은 기간 유배우 출산율이 더욱 큰 폭으로 증가하여 유배우 비율 감소의 효과를 압도하였다. 유배우 출산율 증가는 합계출산율을 약 0.44 높이는 결과를 가져왔는데 이는 이 기간 실제 합계출산율 증가의 두 배가 넘는 규모이다. 그 이전 기간과 마찬가지로 20대 후반 여성 유배우 비율의 감소가 합계출산율을 낮추는 방향으로 작용한 가장 중요한 요인이었으며, 30대 초반 유배우 여성의 출산율 증가는 합계출산율을 높이는 방향으로 작용한 가장 중요한 요인이었다.

〈표 3-2〉의 마지막 열은 합계출산율이 감소했던 2012~2014년의 분석 결과를 보고한다. 이 기간의 결과는 질적으로는 2000~2005년의 결과와 유사하다. 즉, 합계출산율 감소의 70%는 전체 유배우 비율 감소에 따라, 다른 24%는 전체 유배우 출산율 감소에 따라 설명되는 것으로 추정된다. 다만 연령별 결과는 이전과는 약간 다른 양상을 보인다. 2012년 이후가 되면 30대 초의 유배우 비율 감소의 효과가 20대 중반 유배우 비율 감소의 효과와 같아지는 것으로 나타난다. 그리고 30대 초반의 유배우 출산율 감소가 합계출산율 감소의 11%를 설명하는 것으로 추정되었다. 2000~2005년에 20대 후반 여성에게서 나타났던 현상이 30대 초반 여성들로 전이되고 있음을 시사한다. 또 다른 주목할 만한 현상은 30대 후반 여성의 유배우 출산율이 크게 증가하여 합계출산율 감소를 약 26%나 상쇄한 요인으로 작용했다는 것이다. 이는 2000년대 초 30대 초반 여성들에게서 나타났던 변화가 30대 후반 여성으로 전이되는 현상을 보여준다.

[그림 3-7]은 실제의 합계출산율(TFR)과 1991년의 연령별 유배우 여성 비율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율(TFR_M)을 비교함으로써 위에서 수행한 분석의 결과를 시각적으로 보여준다. 널리 알려져 있듯이 2000년 1.5를 상회하던 합계출산율은 2005년까지 1.1 아래로 크게 감소하였다. 그리고 그 이후 1.1과 1.3 사이를 오가며 정체하였다. 그런데 만약 2000년의 연령별 유배우 비율이 변화하지 않았다면 2000년부터 2005년까지 합계출산율이 감소하지 않고 2005년부터 2012년 사이에는 크게 증가했을 것으로 추정된다. 2000년 유배우 비율이 변화하지 않았을 경우 2012년의 가상적인 합계출산율 추정치는 거의 2.3에 달하여 실제 합계출산율보다 1명이나 더 높다.

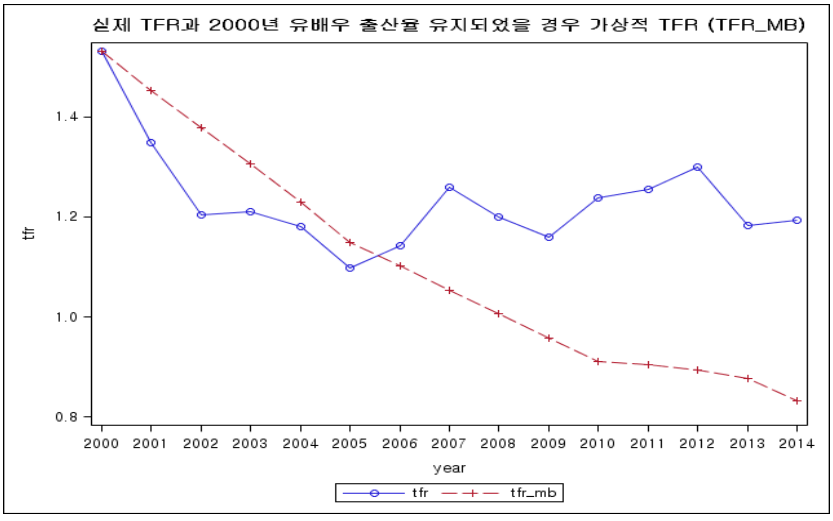
[그림 3-7] 2000~2014년 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 비율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율



[그림 3-8]은 실제의 합계출산율(TFR)과 2005년의 연령별 유배우 출산율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율(TFR_MB)을 비교

한 결과를 보여준다. 2000~2005년에는 가상적인 합계출산율이 실제 합계출산율보다 약간 높은 수준에서 감소하는 추세를 보인다. 이는 2005년 이전까지 유배우 출산율의 변화가 합계출산율의 감소를 초래했던 요인이었다는 것을 보여준다. 2006년부터는 실제출산율이 정체하는 가운데 가상적인 합계출산율은 이전과 유사한 추세로 감소하는 것으로 나타난다. 그 결과 가상적인 합계출산율은 점차 실제 합계출산율보다 낮아진다. 이는 2005년 이후 유배우 출산율의 증가가 없었다면 합계출산율이 실제보다 더 크게 떨어졌을 것이라는 것을 보여준다. 만약 2000년의 유배우 출산율이 이후 변화하지 않았다면 2014년의 합계출산율은 0.8 수준까지 감소했을 것으로 추정된다.

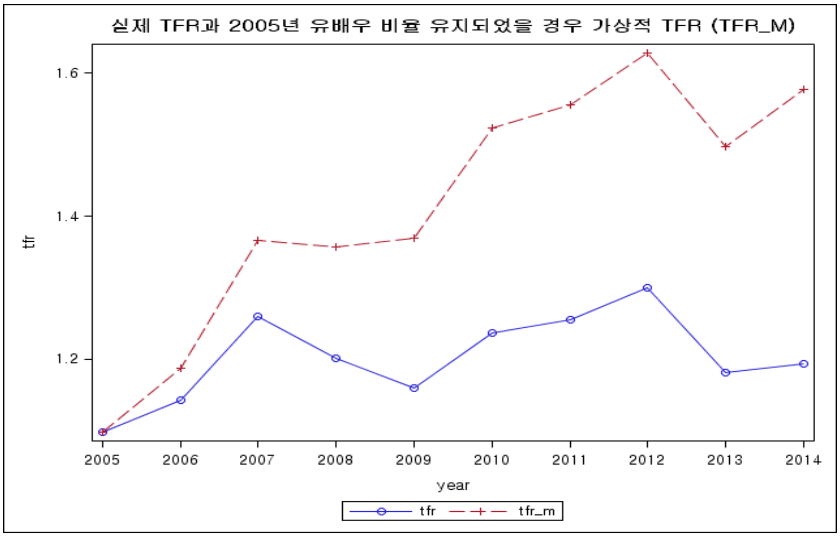
[그림 3-8] 2000~2014년 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 출산율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율



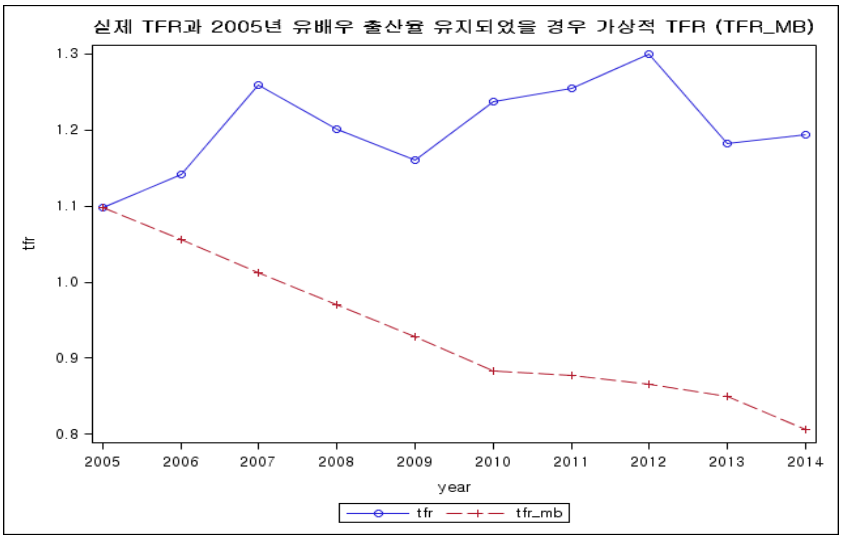
2005년 이후의 출산율 변화를 좀 더 세밀하게 분석하기 위해 2005년을 기준 시점으로 하는 분석을 수행하였다. 즉, 2000년이 아닌 2005년의

연령별 유배우 비율과 유배우 출산율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율을 추정하여 그 결과를 [그림 3-9]와 [그림 3-10]에 제시하였다. 2005년의 유배우 비율이 유지되었을 경우 2012년까지 합계출산율은 1.6 이상으로 증가했을 것으로 추정된다. [그림 3-9]의 가상적인 합계출산율이 [그림 3-7]이 제시한 추정치보다 낮은 것은 2000년보다 낮은 2005년의 연령별 유배우 비율이 적용되어 유배우 출산율 증가의 효과가 감소했기 때문이다. 그럼에도 불구하고 유배우 비율의 감소가 없었을 경우 합계출산율이 훨씬 더 높아졌을 것이라는 질적인 결론에는 변화가 없다. [그림 3-10]의 결과는 [그림 3-8]과 마찬가지로 2005년 이후 유배우 출산율이 증가하지 않았을 경우 합계출산율이 0.8 수준까지 떨어졌으리라는 결과를 제시해 준다. 이렇듯 유사한 결과가 나타난 것은 2000년과 2005년의 유배우 출산율이 크게 다르지 않기 때문이다.

[그림 3-9] 2005~2014년 실제 합계출산율 및 2005년 유배우 비율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율



〔그림 3-10〕 2005~2014년 실제 합계출산율 및 2005년 유배우 출산율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율



제5절 학력별 여성 합계출산율 변화 요인 분석 결과

1. 학력별 합계출산율 분해 요인의 변화

여기에서는 제4절에서 수행한 분석을 고학력(대학 중퇴 이상) 및 저학력(고졸 이하) 여성을 대상으로 각각 수행함으로써 학력별로 합계출산율 변화 요인이 어떻게 달랐는지를 살펴본다. 앞에서 설명했듯이 이 분석을 수행하기 위해서는 연령별, 학력별, 혼인 상태별 인구수가 필요한데 이는 현재로서는 인구주택총조사 원시자료를 이용하여 계산해야만 한다. 그런데 아직 2015년 총조사의 원시자료가 공개되지 않았기 때문에 학력별 분석은 불가피하게 2000~2010년으로 제한되었다.

〈표 3-3〉 고학력(대학 이상) 여성의 연령별 유배우 비율과 유배우 출산율

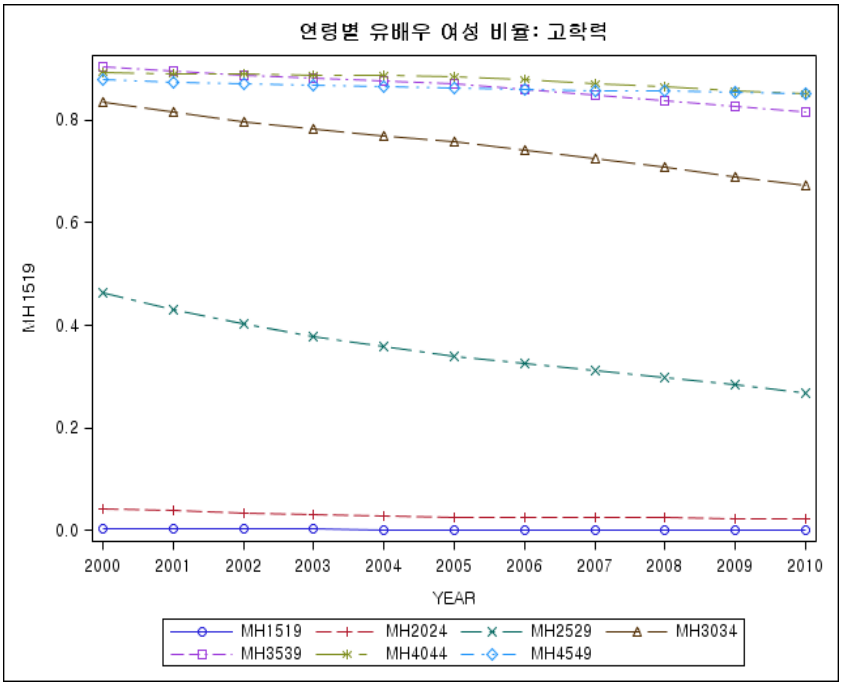
연도	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~44세	45~49세
(1) 연령별 유배우 비율							
1991	0.001	0.060	0.610	0.888	0.910	0.922	0.905
1992	0.001	0.059	0.599	0.890	0.911	0.917	0.903
1993	0.001	0.058	0.591	0.890	0.911	0.913	0.901
1994	0.001	0.057	0.583	0.891	0.911	0.909	0.899
1995	0.002	0.056	0.577	0.892	0.912	0.906	0.898
1996	0.002	0.052	0.548	0.877	0.910	0.903	0.893
1997	0.002	0.049	0.522	0.864	0.908	0.900	0.889
1998	0.002	0.046	0.501	0.853	0.907	0.898	0.885
1999	0.002	0.043	0.482	0.844	0.905	0.896	0.882
2000	0.002	0.041	0.465	0.835	0.905	0.894	0.879
2001	0.002	0.038	0.431	0.815	0.896	0.892	0.875
2002	0.002	0.035	0.403	0.798	0.888	0.890	0.871
2003	0.002	0.032	0.379	0.783	0.882	0.888	0.868
2004	0.002	0.029	0.358	0.770	0.876	0.887	0.865
2005	0.002	0.026	0.339	0.758	0.871	0.886	0.863
2006	0.002	0.026	0.325	0.741	0.860	0.879	0.860
2007	0.002	0.025	0.311	0.724	0.849	0.872	0.858
2008	0.001	0.024	0.297	0.707	0.838	0.865	0.856
2009	0.001	0.024	0.283	0.691	0.827	0.858	0.854
2010	0.001	0.023	0.269	0.674	0.816	0.851	0.852
(2) 연령별 유배우 출산율							
1991	0.315	0.324	0.316	0.129	0.025	0.003	0.000
1992	0.248	0.313	0.313	0.131	0.028	0.004	0.000
1993	0.132	0.268	0.296	0.125	0.028	0.004	0.000
1994	0.107	0.233	0.289	0.129	0.031	0.004	0.000
1995	0.087	0.206	0.276	0.123	0.030	0.005	0.000
1996	0.065	0.198	0.269	0.124	0.030	0.005	0.000
1997	0.132	0.298	0.279	0.106	0.024	0.004	0.000
1998	0.132	0.307	0.287	0.117	0.025	0.004	0.000
1999	0.127	0.317	0.271	0.112	0.023	0.004	0.000
2000	0.111	0.334	0.281	0.131	0.026	0.004	0.000
2001	0.112	0.322	0.258	0.123	0.025	0.004	0.000
2002	0.146	0.297	0.242	0.119	0.023	0.004	0.000
2003	0.141	0.305	0.263	0.126	0.025	0.004	0.000
2004	0.131	0.282	0.265	0.133	0.028	0.004	0.000
2005	0.174	0.266	0.245	0.130	0.029	0.004	0.000
2006	0.171	0.267	0.255	0.144	0.033	0.004	0.000
2007	0.186	0.295	0.277	0.162	0.039	0.004	0.000
2008	0.176	0.265	0.260	0.164	0.041	0.005	0.000
2009	0.226	0.244	0.252	0.163	0.041	0.005	0.000
2010	0.193	0.260	0.255	0.182	0.049	0.006	0.000

〈표 3-4〉 저학력(고등학교 이하) 여성의 연령별 유배우 비율과 유배우 출산율

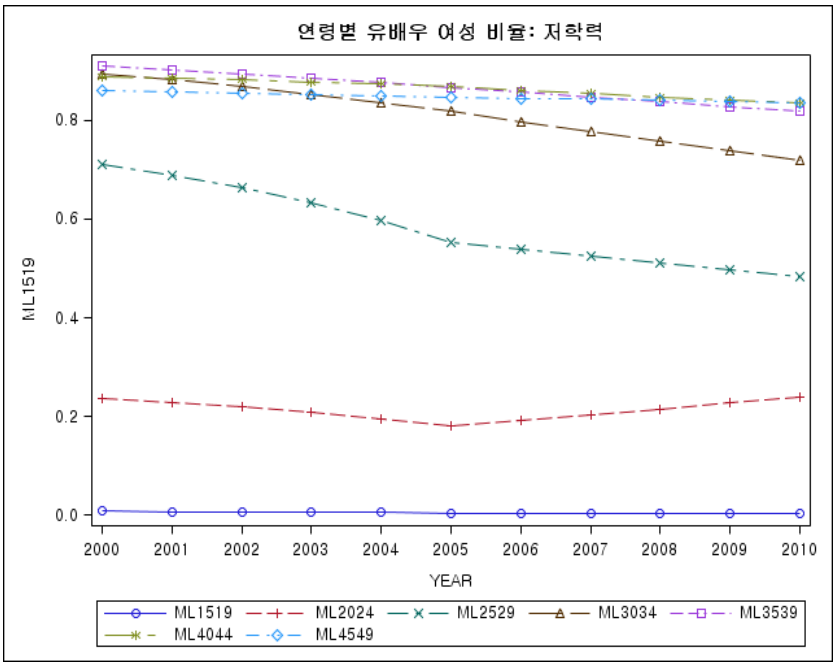
연도	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~44세	45~49세
(1) 연령별 유배우 비율							
1991	0.007	0.259	0.813	0.932	0.926	0.903	0.862
1992	0.007	0.261	0.804	0.931	0.926	0.902	0.861
1993	0.008	0.263	0.794	0.930	0.925	0.901	0.860
1994	0.009	0.265	0.784	0.929	0.925	0.900	0.859
1995	0.010	0.268	0.773	0.927	0.925	0.899	0.858
1996	0.009	0.263	0.762	0.922	0.922	0.897	0.858
1997	0.009	0.259	0.751	0.915	0.920	0.895	0.859
1998	0.009	0.253	0.738	0.909	0.917	0.893	0.859
1999	0.008	0.246	0.725	0.902	0.914	0.891	0.859
2000	0.008	0.237	0.710	0.894	0.911	0.889	0.859
2001	0.007	0.229	0.689	0.882	0.903	0.885	0.857
2002	0.006	0.220	0.664	0.869	0.895	0.882	0.855
2003	0.006	0.209	0.634	0.854	0.887	0.877	0.852
2004	0.005	0.196	0.598	0.837	0.877	0.873	0.850
2005	0.004	0.181	0.553	0.818	0.867	0.868	0.847
2006	0.004	0.192	0.539	0.798	0.857	0.862	0.845
2007	0.004	0.204	0.525	0.778	0.848	0.855	0.843
2008	0.004	0.216	0.511	0.758	0.838	0.848	0.840
2009	0.004	0.227	0.497	0.739	0.828	0.841	0.838
2010	0.004	0.239	0.483	0.719	0.818	0.834	0.835
(2) 연령별 유배우 출산율							
1991	0.415	0.356	0.224	0.065	0.012	0.002	0.000
1992	0.415	0.351	0.233	0.071	0.015	0.002	0.000
1993	0.358	0.318	0.240	0.071	0.016	0.002	0.000
1994	0.308	0.294	0.251	0.074	0.017	0.003	0.000
1995	0.263	0.286	0.255	0.076	0.018	0.003	0.000
1996	0.270	0.291	0.252	0.076	0.018	0.003	0.000
1997	0.370	0.365	0.246	0.069	0.016	0.002	0.000
1998	0.394	0.371	0.246	0.076	0.016	0.003	0.000
1999	0.347	0.348	0.232	0.076	0.015	0.002	0.000
2000	0.342	0.349	0.242	0.087	0.017	0.003	0.000
2001	0.321	0.301	0.218	0.082	0.016	0.002	0.000
2002	0.312	0.272	0.196	0.078	0.016	0.002	0.000
2003	0.282	0.259	0.206	0.082	0.016	0.002	0.000
2004	0.319	0.257	0.202	0.085	0.018	0.002	0.000
2005	0.350	0.259	0.204	0.083	0.018	0.002	0.000
2006	0.388	0.255	0.203	0.090	0.020	0.002	0.000
2007	0.480	0.286	0.232	0.104	0.024	0.003	0.000
2008	0.363	0.270	0.215	0.103	0.025	0.003	0.000
2009	0.331	0.254	0.211	0.105	0.025	0.003	0.000
2010	0.317	0.261	0.219	0.126	0.030	0.004	0.000

〈표 3-3〉과 〈표 3-4〉는 1991년 이후 고학력 및 저학력 여성의 유배우 비율 변화를 보고하고 [그림 3-11]과 [그림 3-12]는 2000년 이후의 추세를 시각적으로 보여준다. 그림에서 예컨대 MH2529와 ML2529는 각각 25~29세 고학력 및 저학력의 유배우 비율을 나타낸다. 학력을 구분하는 경우 연령별 유배우 비율의 감소는 전체 여성의 경우보다 더 완만하게 나타난다.

[그림 3-11] 2000~2014년 고학력 연령별 유배우 여성 비율

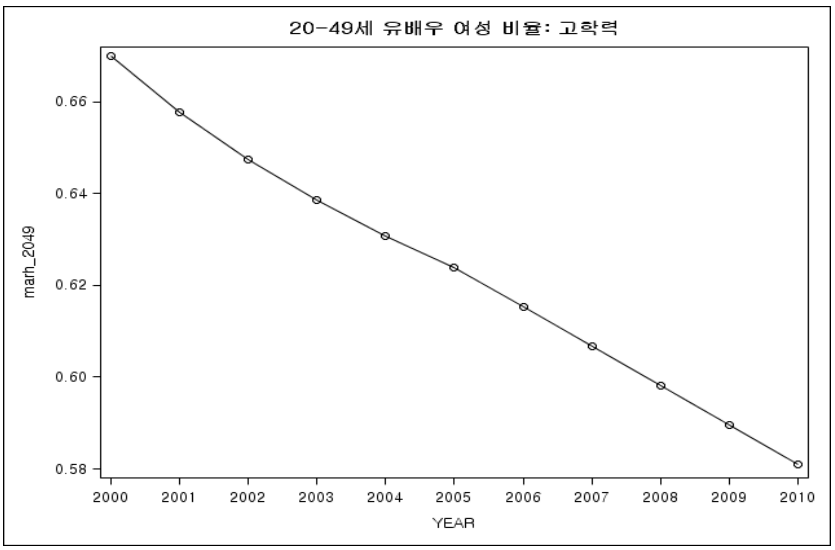


〔그림 3-12〕 2000~2014년 저학력 연령별 유배우 여성 비율

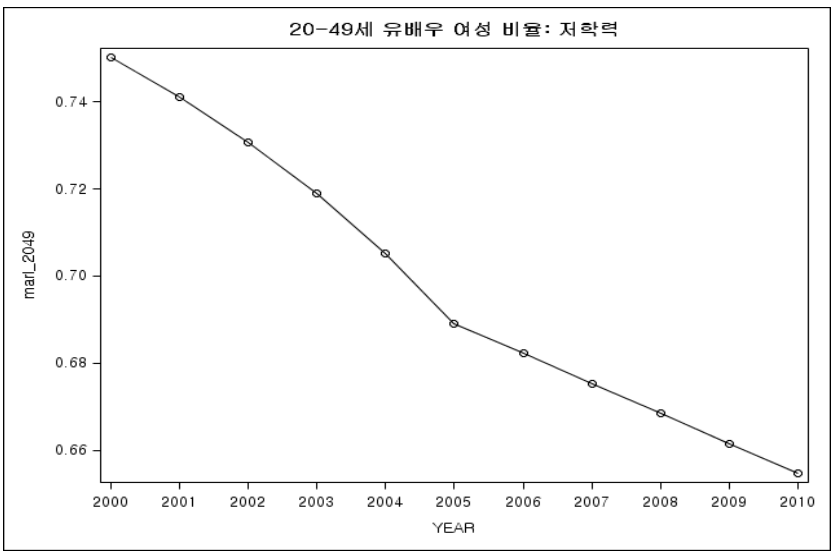


이러한 경향은 20~49세 여성의 유배우 비율 지표를 학력별로 보여주는 [그림 3-13]과 [그림 3-14]에서 좀 더 뚜렷하게 나타난다. 전체 여성의 경우 20~49세 유배우 비율 지표는 2000년 70.4%에서 2010년 56.9%로 약 14%포인트 감소하였다. 그러나 이를 학력별로 나누어 볼 경우 같은 기간 고학력 여성의 유배우 비율 지표는 67.0%에서 58.1%로 9%포인트 하락했으며, 저학력 여성의 유배우 비율은 75.0%에서 65.5%로 10% 포인트 하락하였다.

[그림 3-13] 2000~2014년 고학력 20~49세 유배우 여성 비율



[그림 3-14] 2000~2014년 저학력 20~49세 유배우 여성 비율

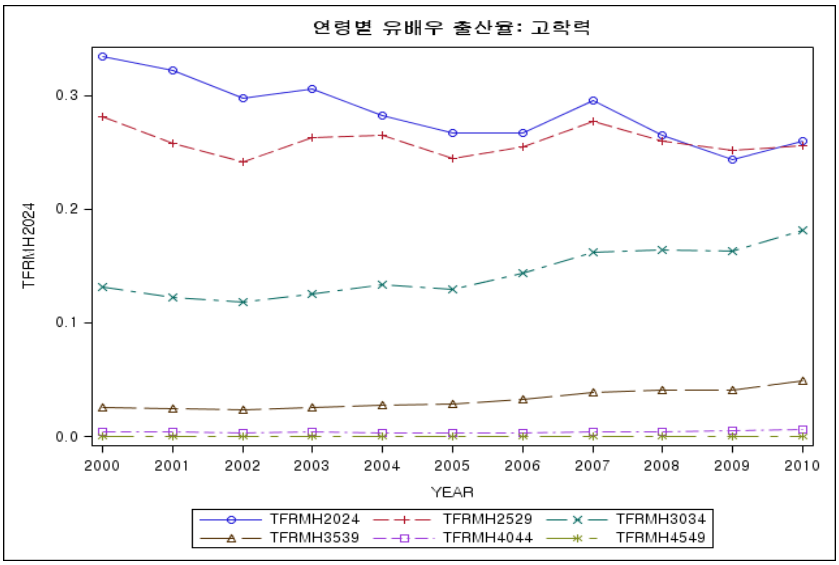


전체 여성의 유배우 비율 하락이 더 크게 나타나는 것은 고학력자 비율의 장기적인 증가가 유배우 비율을 낮춘 효과가 반영되어 있기 때문이다. 고학력 여성은 저학력 여성보다 더 늦은 나이에 결혼하기 때문에 여성의 교육 수준 증가는 유배우 비율 감소의 주된 요인이라고 할 수 있다. 그런데 학력별 분석 결과는 이와 같은 여성 교육 수준 변화의 효과가 제거되어 있기 때문에 유배우 비율 감소가 더 완만하게 나타나는 것이다. 그림에 나타난 결과는 학력 변화의 효과를 제거하는 경우에도 유배우 비율의 감소가 고학력자와 저학력자 모두에게 뚜렷하게 나타나고 있음을 보여준다.

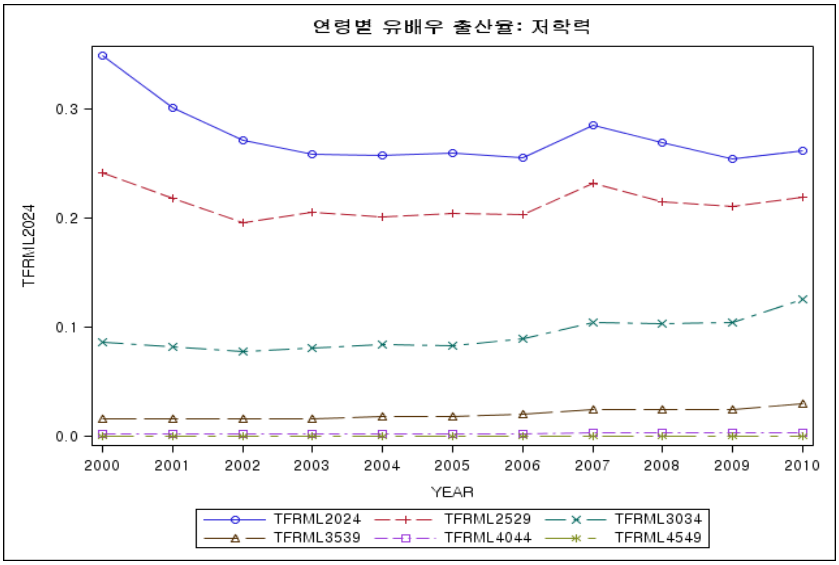
학력별로 유배우 비율의 변화를 비교하면 두 가지 주된 차이가 발견된다. 첫째, 저학력 여성보다 고학력 여성의 유배우 비율 감소가 더욱 두드러지게 나타난다. 앞서 살펴보았듯이 고학력 여성의 유배우 비율이 14% 포인트 감소한 반면 저학력 여성의 유배우 비율 감소는 10% 포인트에 그쳤다. 그 결과 두 그룹의 유배우 비율 격차는 4% 포인트 미만에서 약 8% 포인트로 두 배나 벌어졌다. 둘째, 고학력 여성의 유배우 비율이 비교적 연속적으로 감소한 반면 저학력 여성들의 유배우 비율 감소 추세는 2005년 이후 눈에 띄게 완화되었다.

다음으로 학력별 유배우 출산율을 살펴보자. [그림 3-15]와 [그림 3-16]은 각각 고학력 및 저학력 여성의 2000년 이후 연령별 유배우 출산율이 어떻게 변화했는지를 보여준다. 예컨대 TFRMH2529와 TFRML2529는 각각 25~29세 고학력 및 저학력 유배우 여성의 출산율을 나타낸다. 연령별에 따른 차이가 발견되기는 하지만 전체적으로 볼 때 전체 여성의 경우와 마찬가지로 유배우 출산율의 급격한 하락은 관찰되지 않는다. 30대 고학력 여성과 저학력 여성의 유배우 출산율은 2000년 이후 증가하는 추세를 보여준다. 고학력과 저학력 모두 30대 초반 여성들의 유배우 출산율은 2005년 이후 특히 빠르게 증가하였다.

〔그림 3-15〕 2000~2014년 고학력 연령별 유배우 출산율

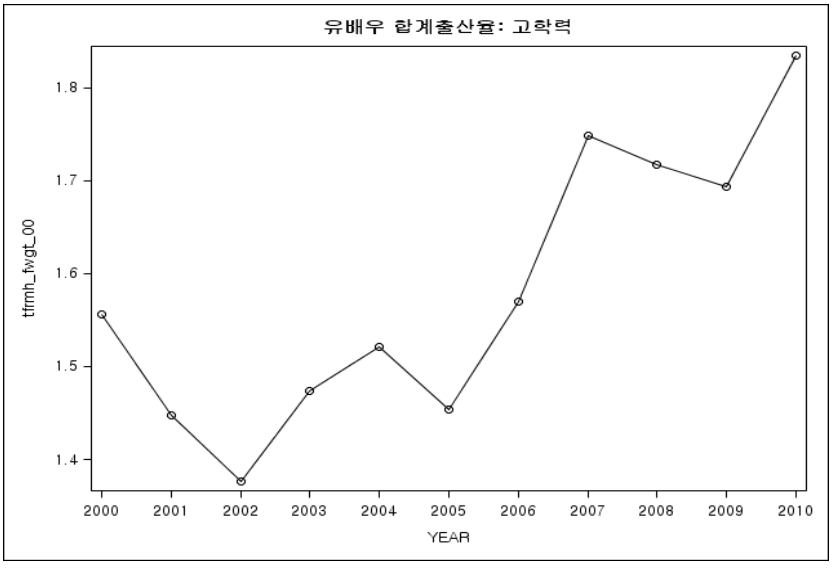


〔그림 3-16〕 2000~2014년 저학력 연령별 유배우 출산율

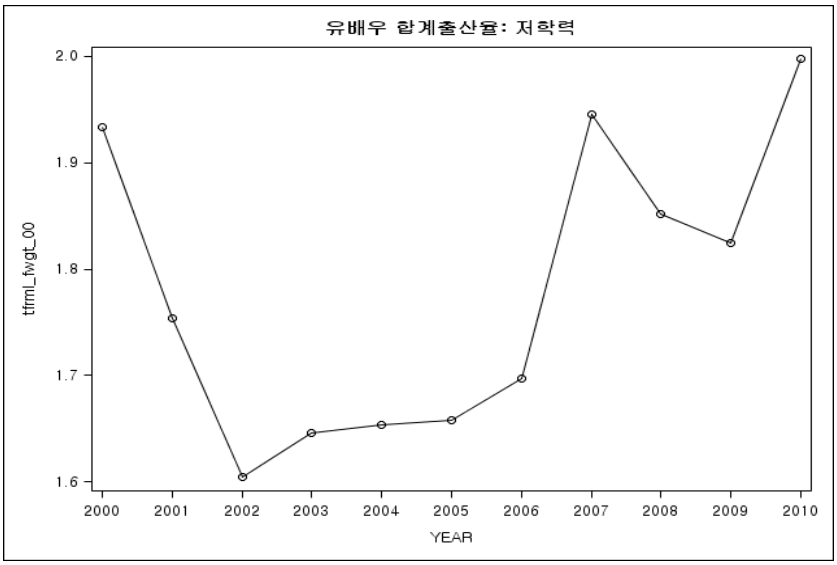


[그림 3-17]과 [그림 3-18]은 〈식 6〉을 이용하여 계산한 유배우 기대합계출산율 지표의 변화 추이를 보여준다. 고학력 여성의 유배우 출산율은 전체 여성의 유배우 합계출산율과 매우 유사한 시간적 변화 패턴을 보인다. 즉, 2000년부터 2002년까지 하락하다가 2002년 이후 장기적으로 상승하는 추세를 나타낸다. 이러한 상승세는 2004~2005년과 2007~2009년의 단기적인 하락으로 중단되었다. 특히 2005~2007년에는 매우 가파른 상승세가 관찰된다. 2000년 당시 상대적으로 높았던 저학력 여성의 유배우 출산율은 2002년까지 크게 감소하였고 이후부터 2006년까지는 정체 양상을 보인다. 2006~2007년의 저학력 유배우 출산율은 급등하여 2000년 수준을 회복하였지만 고학력 여성들의 경우와 마찬가지로 2007년부터 2009년까지 감소를 경험하였다. 이 그룹의 유배우 출산율은 2009년과 2010년 사이 다시 크게 증가하였다.

[그림 3-17] 2000~2014년 고학력 유배우 합계출산율



〔그림 3-18〕 2000~2014년 저학력 유배우 합계출산율



이철희(2012)의 결과에 따르면 2000년 이전까지 고학력과 저학력 여성의 유배우 출산율 추이는 매우 상이하게 나타났다. 반면 2000년 이후에는 두 그룹의 유배우 출산율 추이에 상당한 공통점이 발견된다는 점이 주목된다. 즉, 2000~2002년의 급감, 2006~2007년의 급증, 2007~2009년 감소 현상이 공통적으로 발견된다. 2000년 이후에도 교육 수준별로 유배우 출산율 변화에는 어느 정도 차이가 나타난다. 예컨대 경제적인 변화(외환위기의 파장, 2008년 세계 금융위기 등)에 따라 초래되었을 가능성이 있는 2000~2002년 및 2007~2008년의 유배우 출산율 저하는 저학력 여성에게서 더 두드러지게 관찰된다. 고학력 여성의 경우 2005년부터 유배우 출산율이 빠르게 증가한 반면 저학력 여성의 경우 2006년 이후 급등하는 양상을 보이는 것도 다른 점이다.

2. 학력별 합계출산율 변화 요인 분해 결과

〈표 3-5〉와 〈표 3-6〉은 제2절에 설명된 방법에 따라 2000~2005년 및 2005~2010년의 고학력 및 저학력 여성 합계출산율 감소 요인을 분해한 결과를 보여준다. 2000~2005년의 분석 결과는 전체 여성을 대상으로 한 결과와 마찬가지로 학력별 유배우 비율의 감소가 이 기간 합계출산율 감소의 더 중요한 요인이었음을 보여준다. 유배우 비율의 변화는 해당 기간 합계출산율 변화의 52%(저학력자)에서 71%(저학력자)가량을 설명하는 것으로 나타난다. 반면 유배우 출산율의 변화는 합계출산율 감소의 20%(고학력자)에서 38%(저학력자) 정도를 설명하는 것으로 추정되었다. 전체 여성을 대상으로 한 분석에 비해 유배우 비율 변화의 기여도가 감소하고 유배우 출산율 변화의 기여도가 증가한 것은 앞에서 지적했듯이 고학력자 비율 변화의 효과가 제거되었기 때문이다.

〈표 3-5〉 유배우 여성 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과 분해: 고학력

	2000~2005		2005~2010	
	△TFR 기여	기여도(%)	△TFR 기여	기여도(%)
전체 유배우 비율	-0.22794	70.86	-0.18244	-135.46
15~19세 유배우 비율	-0.00058	0.18	-0.00033	-0.25
20~24세 유배우 비율	-0.02016	6.27	-0.00390	-2.89
25~29세 유배우 비율	-0.15321	46.63	-0.08932	-66.32
30~34세 유배우 비율	-0.04954	15.40	-0.07550	-56.06
35~39세 유배우 비율	-0.00432	1.34	-0.01254	-9.31
40~44세 유배우 비율	-0.00009	0.03	-0.00081	-0.60
45~49세 유배우 비율	-0.00001	0.00	-0.00001	-0.01
전체 유배우 출산율	-0.06496	20.19	0.28248	209.73
15~19세 유배우 출산율	0.00053	-0.17	0.00013	0.10
20~24세 유배우 출산율	-0.00888	2.76	-0.00079	-0.59
25~29세 유배우 출산율	-0.06178	19.20	0.01446	10.74
30~34세 유배우 출산율	-0.00446	1.39	0.17398	129.18
35~39세 유배우 출산율	0.01307	-4.06	0.08472	62.91
40~44세 유배우 출산율	-0.00337	1.05	0.01016	7.54
45~49세 유배우 출산율	-0.00006	0.02	-0.00015	-0.11
전체 무배우 출산율	-0.00147	0.46	0.00373	2.77

〈표 3-6〉 유배우 여성 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과 분해: 저학력

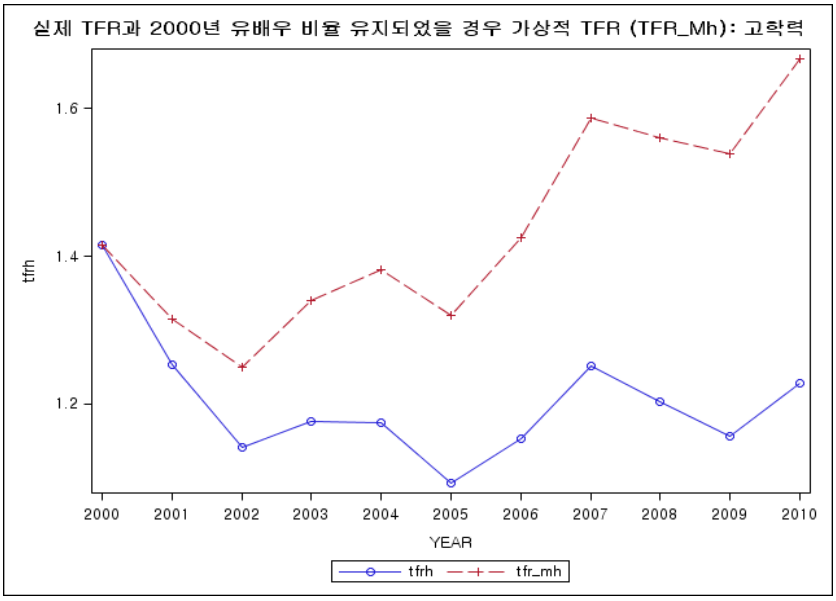
	2000~2005		2005~2010	
	△TFR 기여	기여도(%)	△TFR 기여	기여도(%)
전체 유배우 비율	-0.26890	51.86	-0.06533	-28.54
15~19세 유배우 비율	-0.00635	1.22	-0.00070	-0.30
20~24세 유배우 비율	-0.07315	14.11	0.07541	32.94
25~29세 유배우 비율	-0.15726	30.33	-0.07583	-33.13
30~34세 유배우 비율	-0.02921	5.63	-0.05825	-25.45
35~39세 유배우 비율	-0.00284	5.48	-0.00564	-2.46
40~44세 유배우 비율	-0.00010	0.02	-0.00034	-0.15
45~49세 유배우 비율	-0.00001	0.00	-0.00001	-0.00
전체 유배우 출산율	-0.19557	37.72	0.24892	108.74
15~19세 유배우 출산율	0.00017	-0.03	-0.00062	-0.27
20~24세 유배우 출산율	-0.08116	15.65	0.00243	1.06
25~29세 유배우 출산율	-0.10401	20.06	0.03737	16.32
30~34세 유배우 출산율	-0.01649	3.18	0.15605	68.17
35~39세 유배우 출산율	0.00700	-1.34	0.04696	20.515
40~44세 유배우 출산율	-0.00090	0.17	0.00673	2.94
45~49세 유배우 출산율	-0.00018	0.04	-0.00001	-0.00
전체 무배우 출산율	0.00195	-0.38	0.01729	7.55

2005~2010년의 결과는 그 이전 기간의 결과와는 매우 다르다. 고학력 여성과 저학력 여성 모두에서 유배우 출산율 증가의 효과가 유배우 비율 하락의 효과를 압도함으로써 합계출산율이 약간 증가하는 결과를 가져왔다. 고학력 여성의 경우를 보면 유배우 비율이 큰 폭으로 감소했지만 유배우 출산율 증가 규모는 이보다 더 컸다. 반면 저학력 여성의 경우 유배우 비율 감소의 효과는 비교적 작았고, 유배우 출산율 증가의 효과는 고학력 여성과 유사한 정도였다.

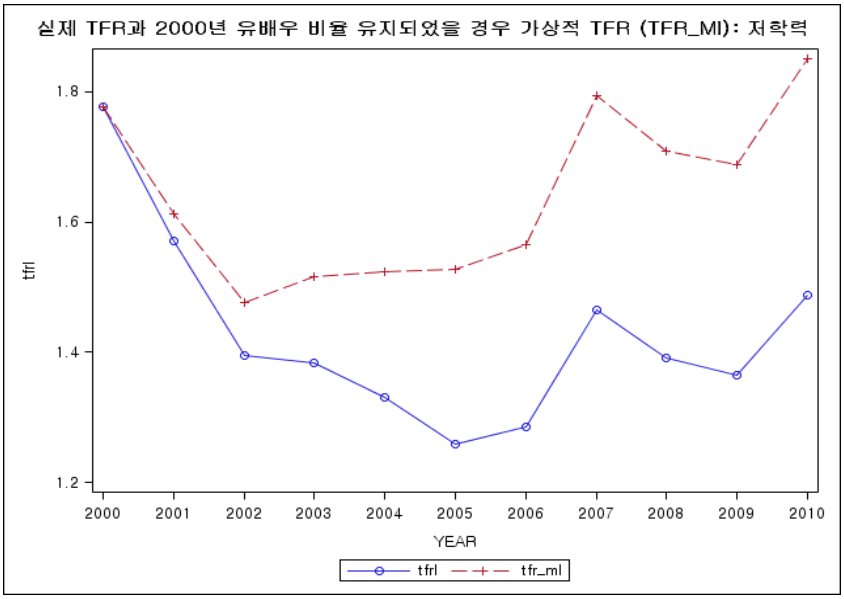
[그림 3-19]와 [그림 3-20]은 각각 고학력 여성과 저학력 여성의 실제 합계출산율(TFRH, TFRL)과 2000년의 연령별 유배우 여성 비율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율(TFR_MH, TFR_ML)을 보여준다. 그림이 보여주는 결과는 위에서 수행한 분해 결과를 시각적으로 확인해준다. 고학력 여성과 저학력 여성 모두 2000년 이후 연령별 유배우 비

율이 변화하지 않았다면 2010년의 합계출산율은 2000년 수준보다 높았을 것으로 추정된다. 두 학력 집단 모두 2000~2005년에 실제 합계출산율과 가상 합계출산율의 격차가 더 크게 벌어진 것이 관찰되는데, 이는 이 기간 유배우 비율 감소가 출산율 감소의 더 중요한 요인으로 작용하였음을 보여준다. 반면 2005~2010년에는 실제 합계출산율과 가상 합계출산율 간 차이가 벌어지는 추세가 그 이전보다 완화되었다. 이 현상은 특히 저학력 여성의 경우 뚜렷하게 나타난다. 이는 2005년 이후 유배우 비율이 감소하여 합계출산율이 낮아지는 효과가 줄어들었음을 보여준다.

[그림 3-19] 2000~2014년 고학력 여성 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 비율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율

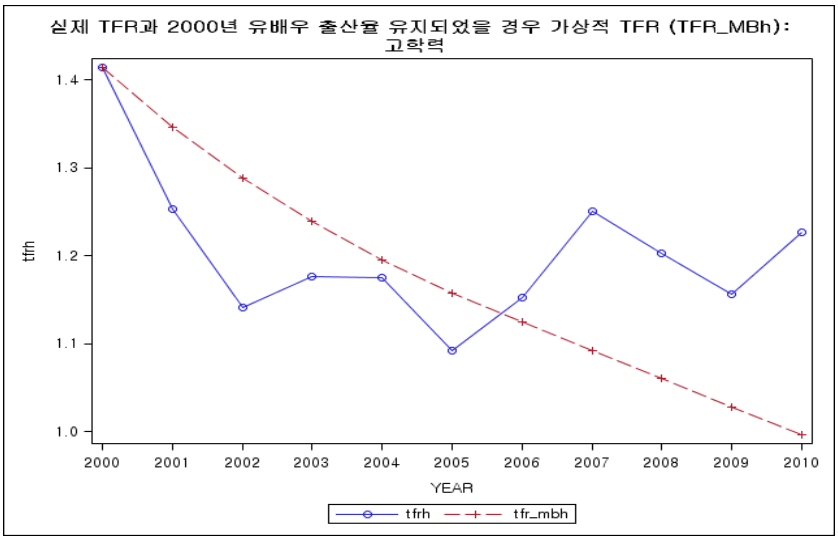


[그림 3-20] 2000~2014년 저학력 여성 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 비율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율

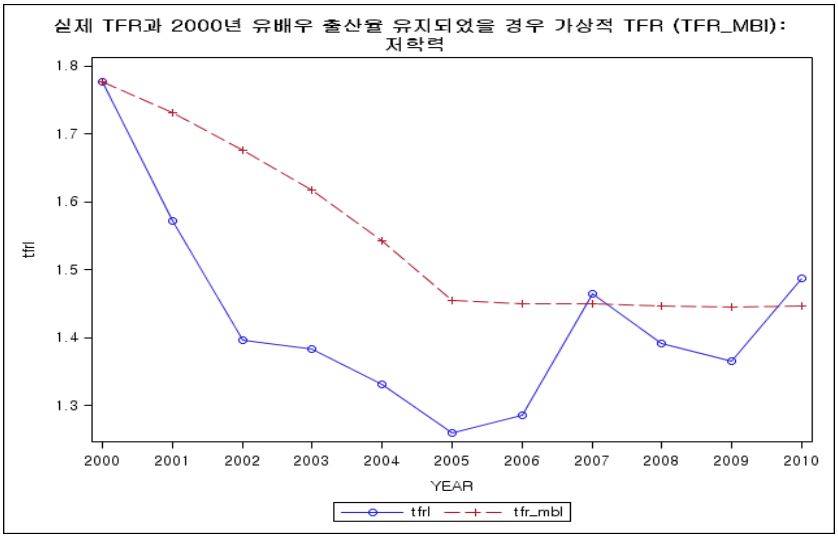


[그림 3-21]과 [그림 3-22]는 각각 고학력 여성과 저학력 여성의 실제 합계출산율(TFRH, TFRL)과 2000년의 연령별 유배우 출산율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율(TFR_MBH, TFR_MBL)을 비교한 결과를 보여준다. 고학력 여성의 경우 2006년까지 가상적인 합계출산율이 실제 합계출산율보다 약간 높게 나타난다. 이는 2005년까지 유배우 출산율의 감소가 미약하게나마 합계출산율을 감소시키는 요인으로 작용했다는 것을 알려준다. 반면 2006년 이후부터는 유배우 출산율의 증가가 합계출산율을 크게 높이는 요인으로 작용했음을 확인할 수 있다.

〔그림 3-21〕 2000~2014년 고학력 여성 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 출산율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율



〔그림 3-22〕 2000~2014년 저학력 여성 실제 합계출산율 및 2000년 유배우 출산율이 유지되었을 경우의 가상적인 합계출산율



저학력 여성의 경우에도 2006년까지 가상적인 합계출산율이 실제 합계출산율보다 더 높으며 그 격차가 고학력 여성의 경우보다 더 큰 것으로 나타난다. 즉, 2006년 이전, 유배우 출산율의 저하가 합계출산율을 낮추는 경향은 고학력 여성보다 저학력 여성에게서 더 강하게 나타났다. 반면 2006년 이후에는 저학력 여성들의 가상적 합계출산율과 실제 합계출산율의 격차가 크지 않은 것을 볼 수 있다. 이는 저학력 여성들의 경우 2006년 이후 유배우 출산율 증가가 합계출산율 증가에 미친 효과가 고학력 여성들의 경우보다 작았다는 것을 보여준다.

학력별 차이를 요약하면 다음과 같다. 2000~2005년에는 유배우 비율의 감소가 고학력 여성에게서 더 빠르게 나타난 반면 유배우 출산율 감소는 저학력 여성에게서 더 두드러지게 나타났다. 2005년 이후 고학력 여성의 유배우 출산율 증가는 저학력 여성보다 훨씬 크게 증가하였다. 그러나 이 기간 고학력 여성들의 유배우 비율은 이전보다 더욱 빠르게 감소한 반면 저학력 여성들의 유배우 비율 감소 현상은 다소 완화되었다. 이 두 가지 요인의 상이한 작용으로 고학력과 저학력 여성 모두 2005~2010년에 약간의 합계출산율 증가를 기록하였다.

제6절 유배우 출산율과 무배우 혼인율 간의 상관관계 분석

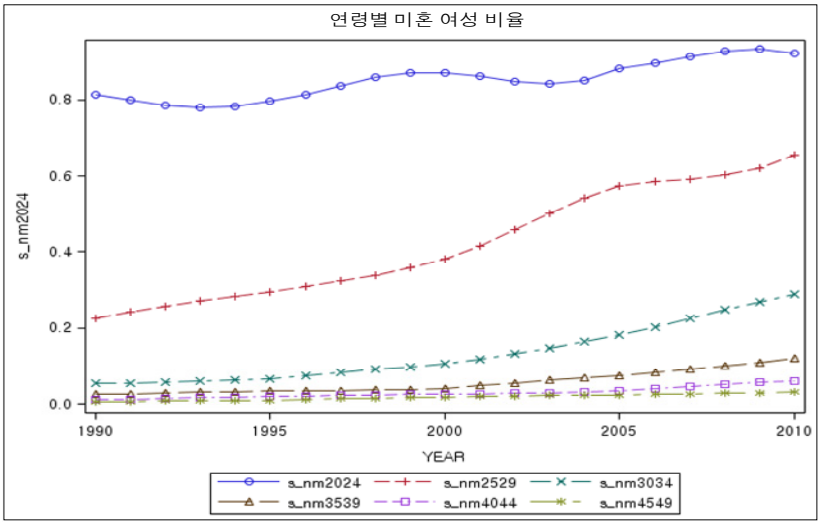
1. 무배우 혼인율 변화와 유배우 여성 비율

앞 절의 결과와 이철희(2012)의 연구 결과는 장기적인 합계출산율 감소의 주된 요인이 유배우 여성 비율의 감소였다는 것을 보여준다. 유배우 여성 비율의 변화는 여성의 혼인율과 이혼율, 그리고 사별로 독신이 되는

여성의 비율 등으로 결정된다. 그렇다면 유배우 여성의 비율을 감소시킨 주된 요인은 무엇일까? 이를 위해 인구총조사의 원시자료를 이용하여 미혼(never married) 무배우 여성(S_NM), 사별 무배우 여성(S_WI), 이혼 무배우 여성(S_DI) 등 무배우 여성 인구를 구성하는 세 집단의 비율이 어떻게 변화해 왔는지 살펴보았다. 이러한 분석은 이철희(2012)가 과거 기간을 대상으로는 수행한 바가 없기 때문에 자료가 가용한 1990년 이후 20년간의 결과를 보고한다.

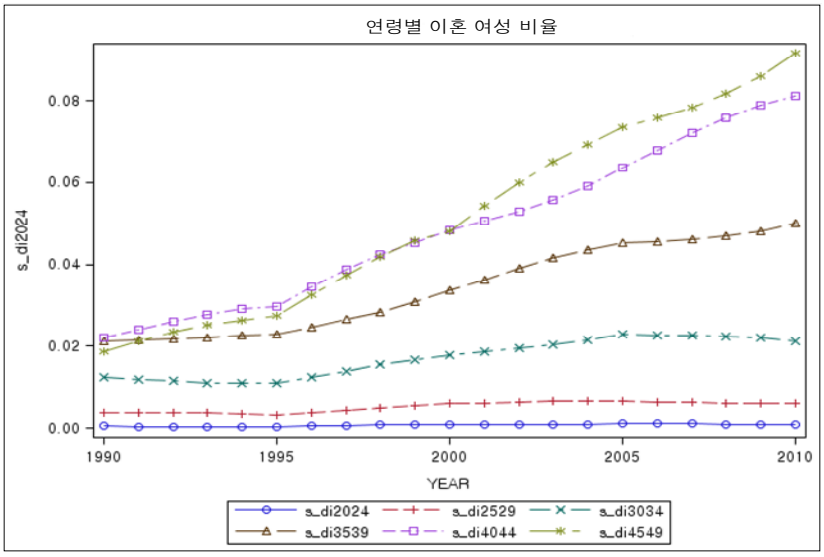
[그림 3-23]이 보여주듯이 미혼 여성의 비율은 1990년 이후 대부분 연령에서 증가 추세를 보여준다. 특히 1990년에는 20대 후반 여성 다섯 명 가운데 한 사람만이 미혼자였으나 2010년경에는 세 명 중 두 명이 미혼 상태로 남아 있다. 30대 초반 여성의 경우 미혼자 비율은 1990년 8%에서 2010년 31%로 크게 증가하였다. 30대 후반까지 미혼인 여성의 비율도 최근 20%를 육박한다.

[그림 3-23] 연령별 미혼 여성 비율



[그림 3-24]가 보여주듯이 이혼으로 배우자 없이 사는 여성의 비율은 1990년 이후 크게 증가하였다. 이러한 경향은 특히 중년 여성에게서 두드러지게 나타난다. 40대 후반 여성 가운데 이혼 무배우 여성의 비율은 2%에 미치지 못했지만 2010년에는 9% 이상으로 증가하였다. 40대 초반 여성의 경우 이 비율은 같은 기간 2.2%에서 8.1%로 증가하였다. 30대 여성 가운데 이혼 무배우 여성의 비율도 1990년 이후 20년간 두 배가량 증가하였다. 이러한 변화는 이혼 증가에 기인한 것으로 파악된다.

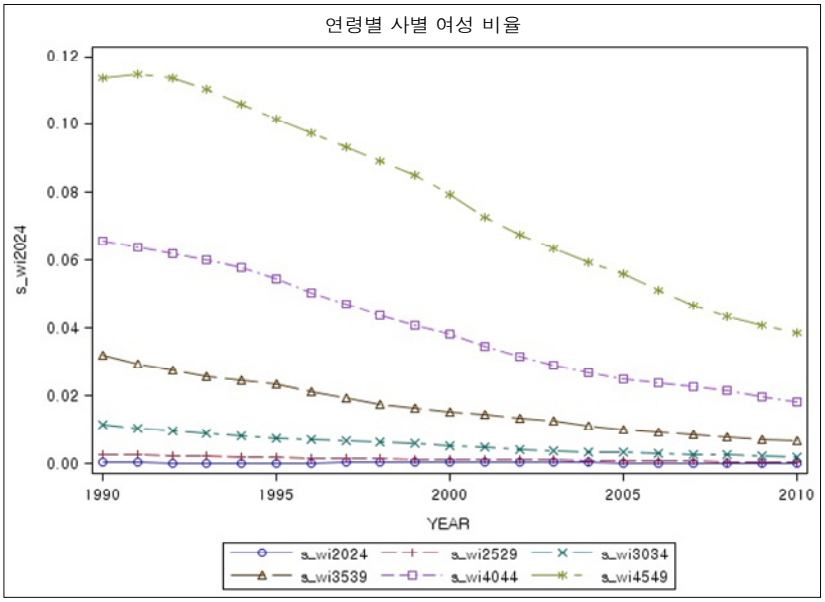
[그림 3-24] 연령별 이혼 여성 비율



[그림 3-25]는 주로 30대 후반 이후 여성을 중심으로 사별로 배우자 없이 사는 여성의 비율이 크게 감소했음을 보여준다. 45~49세 여성의 경우 1990년 사별 무배우자의 비율이 11%에 달했지만 2010년까지는 4% 미만으로 빠르게 감소했다. 40대 초반 여성의 경우에도 같은 기간 사별 무배우 여성 인구의 비율이 6.5%에서 1.8%로 크게 감소하였다. 이러한

변화는 남성의 조기 사망률이 장기적으로 감소한 데 따른 것으로 보인다.

[그림 3-25] 연령별 사별 여성 비율

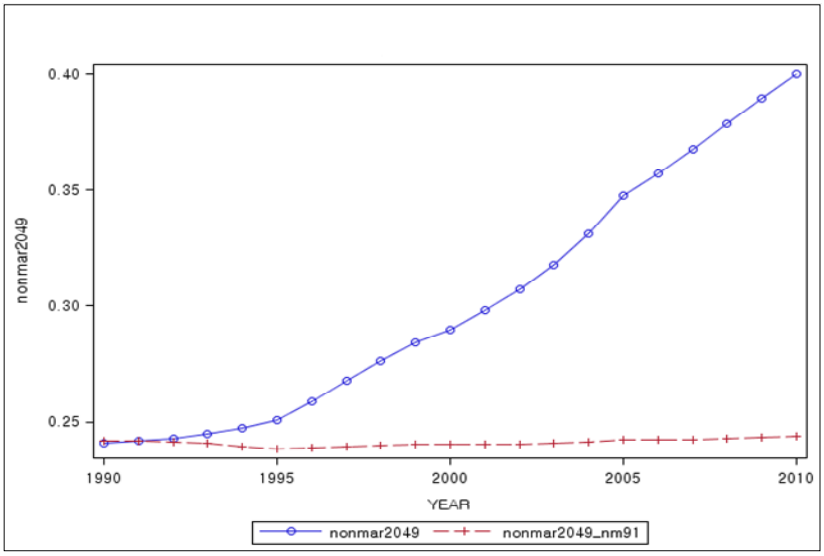


그러면 미혼, 사별, 이혼 여성의 증가는 각각 무배우 여성 비율의 증가에 어떠한 영향을 미쳤을까? 결론부터 말하면 무배우 여성 비율의 감소는 거의 100% 미혼 여성 비율의 감소로 설명되며 이혼 여성 비율의 증가와 사별 여성 비율의 증가 효과는 서로 상쇄되었던 것으로 볼 수 있다. 합계출산율 감소 요인 분해 방법과 유사한 방법을 이용하여 각 요인이 유배우 인구 비율 감소에 기여한 정도를 계산해 보면 1991년부터 2009년까지 미혼 인구 비율 증가의 기여도는 99.0%, 사별 인구 비율 감소의 기여도는 -16.9%, 이혼 인구 비율 증가의 기여도는 17.9%가 된다.

[그림 3-26]은 이것을 보여주기 위해 실제의 무배우 여성 비율 지표(nonmar2049)와 1990년의 연령별 미혼 무배우 여성 비율이 변화하지

않았을 경우의 가상적인 무배우 여성 비율 지표(nonmar2049_nm91)를 비교한 결과를 보여준다. 여기에서 무배우 여성 비율 지표는 20세부터 49세까지 각 5세 단위 연령 그룹의 무배우 비율을 더한 다음 이것을 연령 그룹의 수(6개)로 나눈 것이다. [그림 3-26]이 보여주듯이 1990년 이후 미혼 무배우 여성의 비율이 변화하지 않았다면 전체 무배우 인구 비율도 거의 변화하지 않았을 것이다.

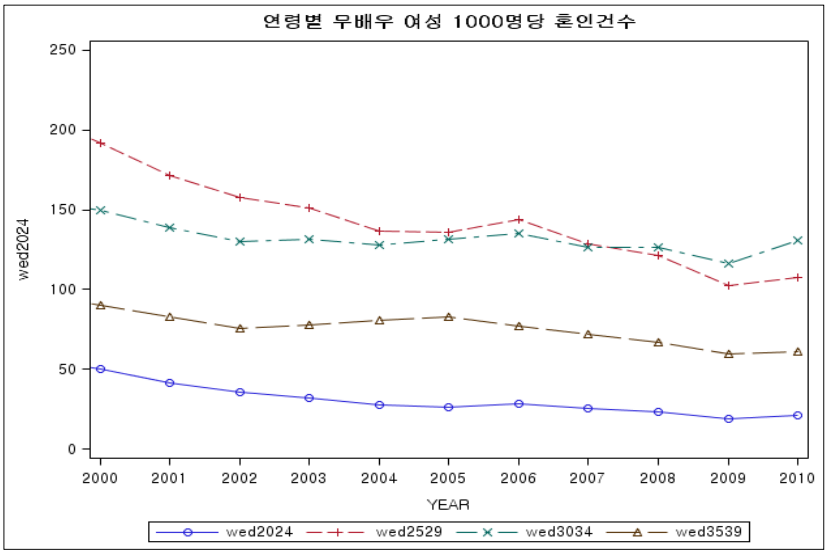
[그림 3-26] 실제의 20~49세 무배우 여성 비율과 1991년 미혼 여성 비율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 무배우 여성 비율



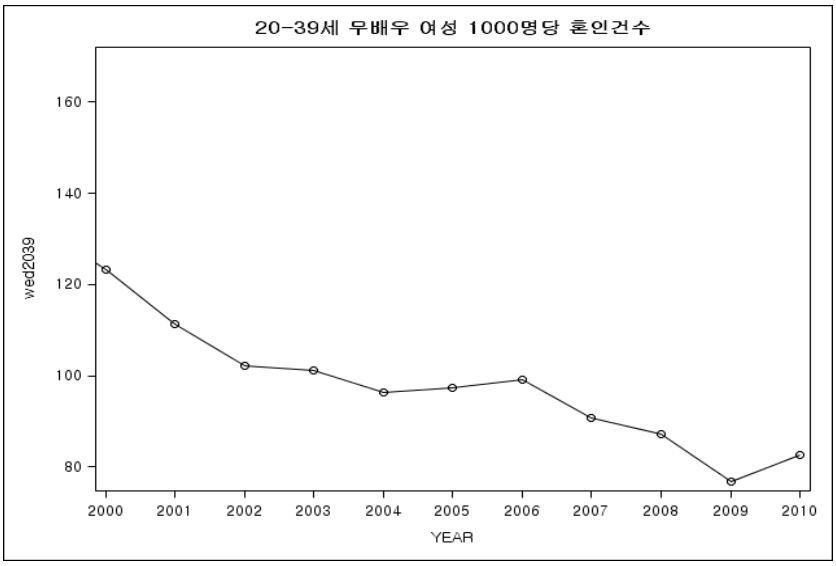
각 연령에서 미혼 무배우 여성이 증가하는 이유는 무배우 인구의 혼인율이 감소하기 때문이다. [그림 3-27]은 2000년 이후 무배우 여성의 연령별 혼인율 변화를 보여준다. 결과는 연령별 혼인율이 2000년대를 통해 감소하였음을 보여준다. 특히 20대 후반 무배우 여성의 혼인율이 큰 폭으로 하락한 것이 관찰되고 2000년대 중반부터는 30대의 무배우 혼인율이

하락하였다. 혼인율 하락을 종합적으로 살펴보기 위해 [그림 3-28]에 20~39세 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수 변화를 제시하였다. 연령 구성의 변화를 통제하기 위해 2005년 연령별 무배우 여성 인구의 규모를 가중치로 표준화한 혼인율을 계산하여 보고하였다. 결과는 2000년대를 통해 무배우 혼인율이 약 3분의 1 감소했으며, 특히 2000~2002년과 2006~2009년에 큰 폭의 하락 현상이 나타났다는 것을 보여준다.

[그림 3-27] 연령별 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수

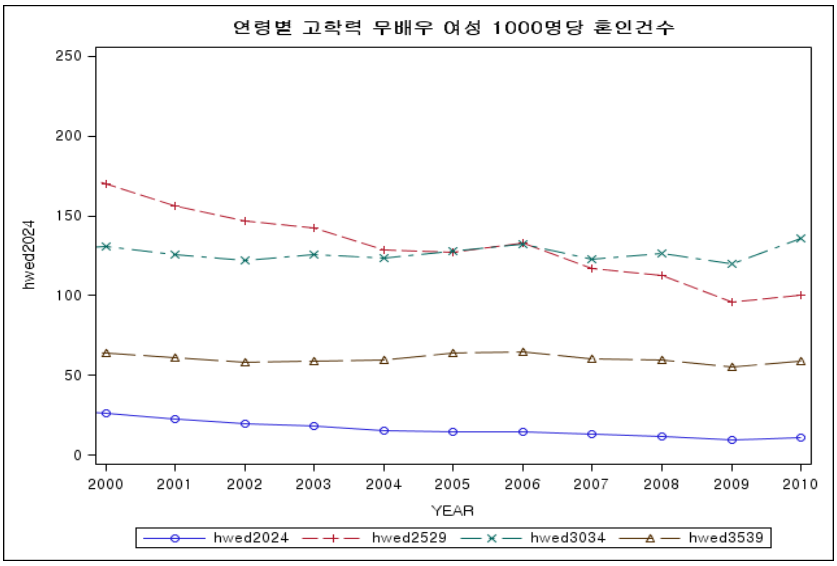


[그림 3-28] 20~39세 무배우 여성 1,000명당 혼인율(연도별 연령분포 표준화)

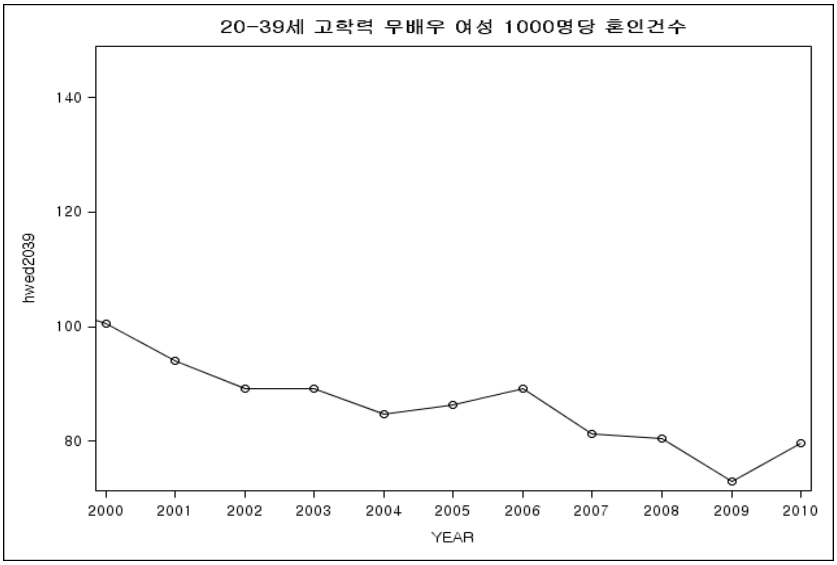


[그림 3-29]에서 [그림 3-32]까지의 그래프는 무배우 여성 혼인율을 학력별로 보여준다. 결과에 따르면 무배우 여성의 혼인율 저하 현상은 학력을 나누어서 보더라도 유사하게 나타난다. 시간적인 감소 추이도 대체로 유사하다. 즉, 고학력 여성과 저학력 여성 모두 2000~2002년과 2006~2009년에 큰 폭의 혼인율 감소를 경험하였다. 그리고 2000년대 무배우 혼인율 감소 정도는 고학력 여성보다 저학력 여성에게서 좀 더 큰 것으로 관찰된다. 이는 [그림 3-13]과 [그림 3-14]에서 제시한 학력별 유배우 비율 감소 양상과는 다른 결과이다. 이러한 차이가 발생한 이유는 고학력 여성의 기저 무배우 비율이 더 높기 때문에 무배우 혼인율 감소가 유배우 비율에 미치는 효과가 더 크다는 데서 찾을 수 있다.

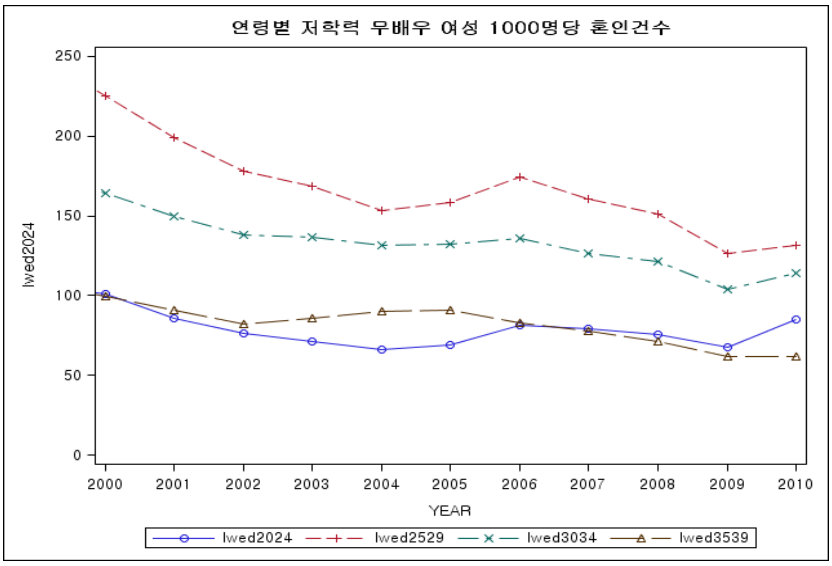
〔그림 3-29〕 연령별 고학력 여성 1,000명당 혼인 건수



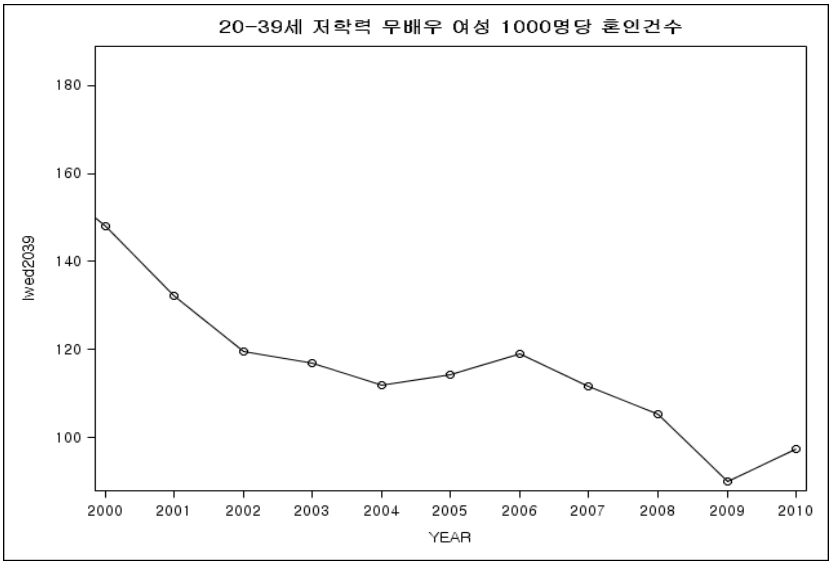
〔그림 3-30〕 20~39세 고학력 무배우 여성 1,000명당 혼인율(연도별 연령분포 표준화)



〔그림 3-31〕 연령별 저학력 여성 1,000명당 혼인 건수



〔그림 3-32〕 20~39세 저학력 무배우 여성 1,000명당 혼인율(연도별 연령분포 표준화)



요컨대 유배우 여성의 비율이 감소한 가장 주된 원인은 미혼 여성이 증가했기 때문이다. 이혼 여성 비율의 증가도 유배우 여성 비율 감소에 상당한 기여를 하였으나 사별 여성의 감소가 이를 전적으로 상쇄하였다. 20대 무배우 여성의 가파른 혼인율 감소는 미혼 무배우 여성 비율을 높인 주된 원인으로 파악된다. 이러한 무배우 혼인율의 저하 현상은 1990년대에도 진행되고 있었으며 이 장이 초점을 맞추고 있는 2000년 이후에도 지속되고 있다.

2. 유배우 출산율과 무배우 혼인율의 관계

앞에서 수행한 분석 결과에 따르면 합계출산율의 두 가지 주된 결정 요인이라고 할 수 있는 유배우 여성 비율과 유배우 출산율이 같은 방향으로 변화하지 않는다는 것을 보여준다. 이철희(2012)는 1991~2005년 시군구별 자료를 이용하여 유배우 여성 비율과 유배우 출산율 사이에 유의미한 음의 관계를 발견했다. 앞에서 보여준 결과는 무배우 혼인율의 감소가 유배우 비율 감소의 주된 요인이었음을 보였다. 이렇게 볼 때 출산장려 정책의 중요한 축을 이루고 있는 무배우 인구의 결혼과 유배우 인구의 출산은 서로 다른 방향으로 움직일 가능성이 있다.

혼인 변화와 출산 변화 간의 관계를 분석하는 것은 다음과 같은 점에서 의미가 있다. 첫째, 출산은 결혼의 중요한 목적 가운데 하나이고 결혼의 가치를 결정하는 요인 가운데 하나이다. 따라서 출산의 확률이 낮아지게 되면 결혼의 유인이 감소할 가능성이 있다. 또한 청년층의 경제적 어려움과 같이 혼인과 출산 모두에 영향을 미치는 요인이 있을 수 있다. 이 경우 출산을 가로막는 사회경제적 요인들은 혼인율 및 유배우 비율을 감소시키는 요인으로 작용할 수 있다.

둘째, 이것은 저출산 문제를 해결하는 정책적인 방안을 결정하는 데 중요한 함의를 갖는다. 출산장려금, 보육지원, 일과 가정생활 양립을 위한 근로조건 개선 등 현재까지 추진된 많은 저출산 대책은 유배우 여성들의 출산을 장려하는 성격의 정책이었다. 만약 출산의 장애 요인이 혼인을 가로막는 주된 요인이라면 유배우 출산율을 높이는 정책은 유배우 비율을 높이는 효과도 함께 가져올 수 있을 것이다. 그러나 유배우 비율을 감소시킨 요인이 출산율의 결정 요인과 무관하다면 현재의 저출산 정책만으로는 유배우 비율을 제고하기 어렵다고 할 수 있다.

이러한 문제의식을 가지고 이 절의 나머지 부분에서는 2000년부터 2010년까지의 시군구별 자료를 이용하여 유배우 출산율과 무배우 혼인율 간의 관계를 분석하였다. 무배우 혼인율은 선행연구(이철희, 2012)에서 이용한 유배우 여성 비율에 비해 사회경제적 요인이나 정책적인 요인에 대응한 개인의 행동 변화를 좀 더 직접적으로 보여주는 변수이기 때문에 위에서 제기한 이슈에 접근하는 데 더 적절한 변수라고 할 수 있다.

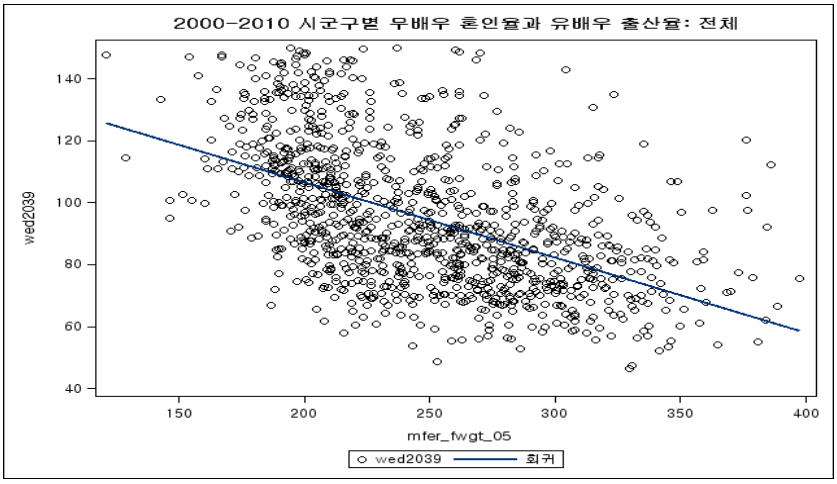
이 분석의 출발점은 출산과 혼인의 결정 요인을 정확하게 알기는 어렵지만 이들에 영향을 미치는 환경은 시간과 지역에 따라 상이하리라는 가정이다. 즉, 시군구마다 노동시장, 주택시장, 혼인시장, 양육, 교육 등의 환경이 다르고, 이는 또한 시간에 따라 변화한다. 만약 출산의 긍정적인 환경이 혼인에도 긍정적이라면 연도 및 시군구별 유배우 비율의 변이와 유배우 출산율의 변이가 유사한 패턴을 보일 것이다. 유배우 출산율과 무배우 혼인율이 이러한 변수와 어떻게 상관되어 있는지는 다음 절에서 분석할 것이다.

연도별, 시군구별 무배우 혼인율을 나타내는 변수로는 20~24세, 25~29세, 30~34세 등 3개 연령그룹 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수를 2005년의 연령분포를 이용하여 표준화한 지표를 이용하였다. 연도별,

시군구별 유배우 출산율을 나타내는 변수로는 〈식 6〉에 설명되어 있는 유배우 기대합계출산율 지표(tfrm_fwgt)에 1,000을 곱하여 얻은 유배우 여성 1,000명의 기대 출산아 수를 이용하였다.[4)]

[그림 3-33]은 2000~2010년 각 시군구의 무배우 혼인율 지표와 유배우 출산율 지표 간의 관계를 보여준다. 직선은 회귀선을 나타낸다. 결과는 유배우 비율의 지표와 유배우 출산율의 지표가 음의 관계를 보인다는 것을 알려준다. 〈표 3-7〉은 각 무배우 혼인율과 유배우 출산율 지표 간의 상관계수와 무배우 혼인율 지표를 유배우 출산율 지표에 회귀한 분석 결과를 보여준다. 전체 여성을 대상으로 한 분석 결과를 보면 두 변수 간의 피어슨 상관계수는 -0.44954이고 통계적으로 유의미하다. 이러한 음의 관계는 무배우 혼인율을 유배우 출산율에 회귀한 결과(OLS 회귀계수)에서도 유의미하게 나타난다(표 3-7 참조).

[그림 3-33] 2000~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 전체 여성



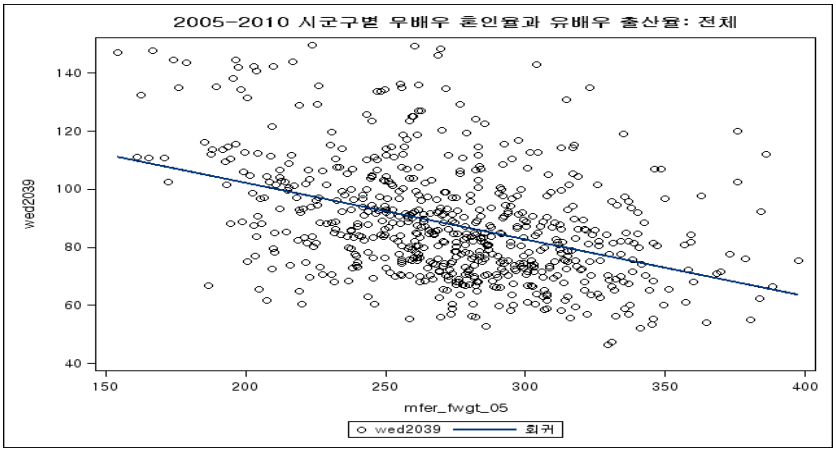
4) 유배우 출산율 지표가 400이 넘거나 무배우 혼인율 지표가 150이 넘는 표본은 분석에서 제외되었다.

〈표 3-7〉 유배우 출산율과 무배우 혼인율 상관관계

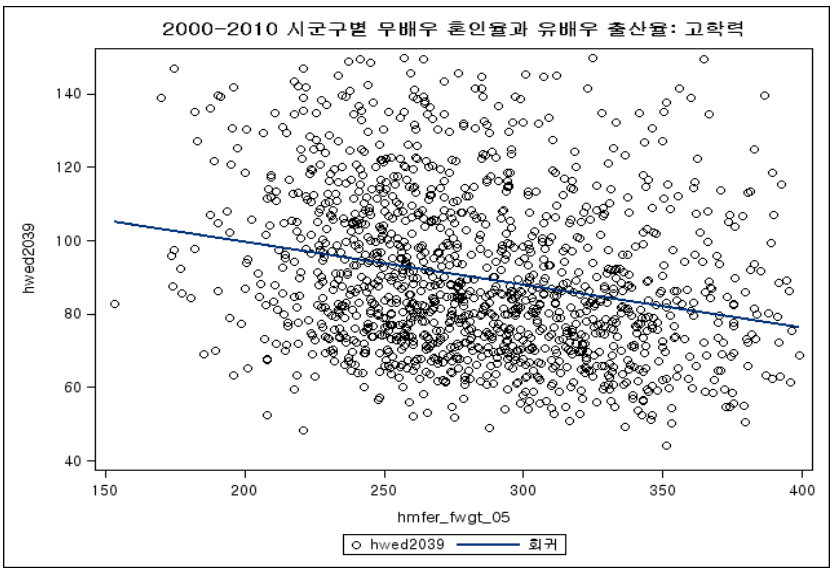
	전체		고학력		저학력	
	계수	P-값	계수	P-값	계수	P-값
2000~2010년						
피어슨 상관계수	-0.44954	〈.0001	-0.24711	〈.0001	-0.31800	〈.0001
OLS 회귀계수	-0.42955	〈.0001	-0.11688	〈.0001	-0.38585	〈.0001
2005~2010년						
피어슨 상관계수	-0.48161	〈.0001	-0.20602	〈.0001	-0.28777	〈.0001
OLS 회귀계수	-0.24442	〈.0001	-0.09802	〈.0001	-0.23329	〈.0001

[그림 3-34]는 출산장려 정책이 본격적으로 시행된 2005~2010년의 데이터만으로 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간의 관계를 살펴본 결과를 제시하고 있다. 그리고 [그림 3-35]부터 [그림 3-38]까지의 그래프는 학력별로 2000~2010년 및 2005~2010년의 분석을 수행한 결과를 보여준다. 학력과 기간에 따라 상관계수 및 회귀계수의 크기가 다르기는 하지만 모두 유의미한 음의 관계를 보여준다는 점에서는 동일하다. 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간의 음의 상관관계는 고학력 여성보다 저학력 여성에게서 더 강하게 나타났다.

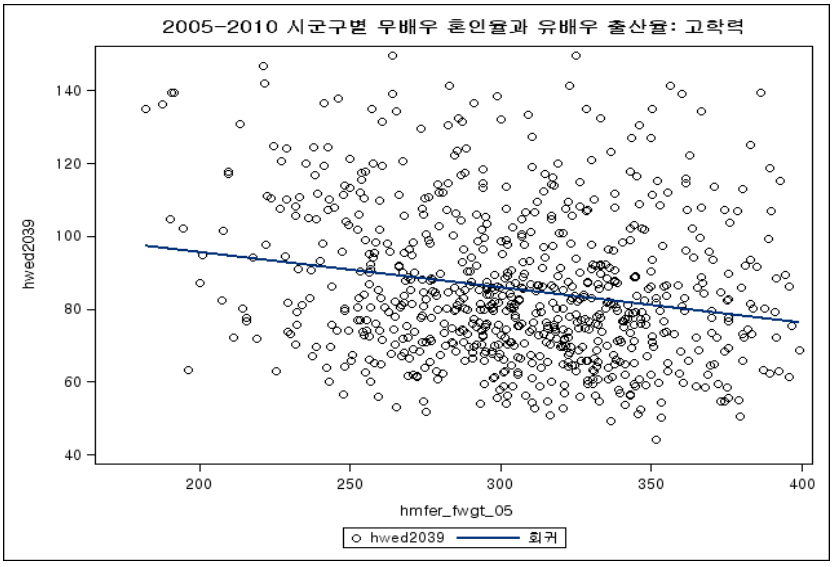
[그림 3-34] 2005~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 전체 여성



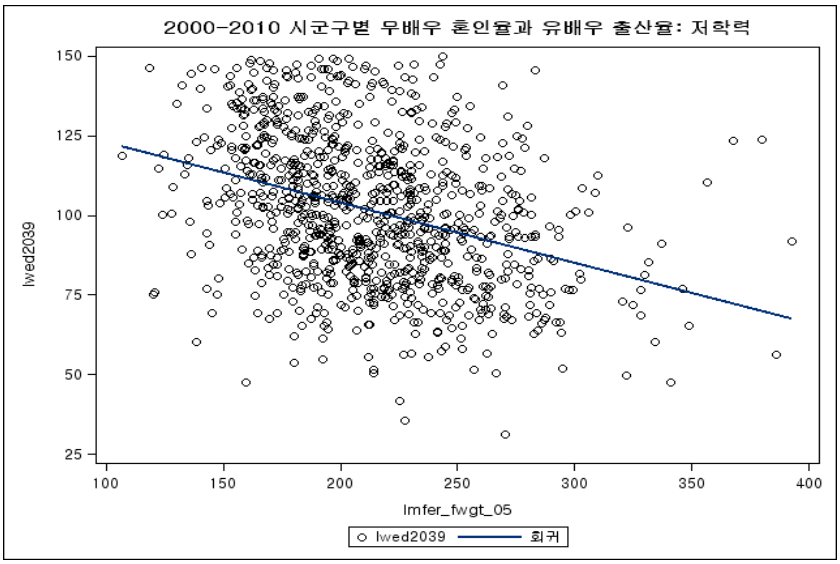
[그림 3-35] 2000~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 고학력 여성



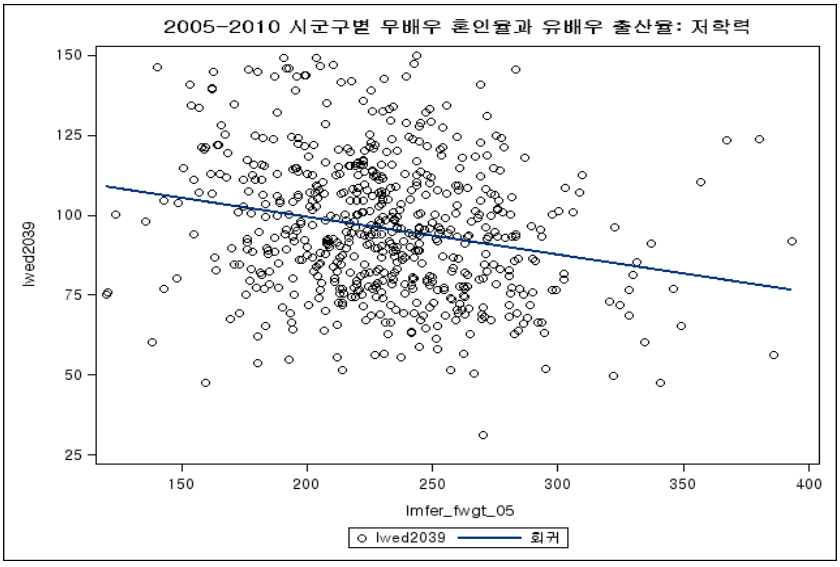
[그림 3-36] 2005~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 고학력 여성



[그림 3-37] 2000~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 저학력 여성



[그림 3-38] 2005~2010년 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간 관계: 저학력 여성



이상의 결과를 요약하면 연도별, 시군구별 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간에 강한 음의 관계가 나타난다는 것이다. 이 결과는 유배우 여성 비율과 유배우 출산율 간에 약한 음의 관계를 발견한 이철희(2012)의 결과와 대체로 부합된다. 왜 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간에 음의 관계가 나타나는지는 현재의 분석 결과만 가지고는 알 수 없다. 다만 한 가지 가능한 설명으로 출산 선호도가 높거나 혹은 다자녀를 양육할 수 있는 능력이 높은 사람들이 선택적으로 결혼을 하는 경우를 생각해 볼 수 있다. 이 경우 혼인율 내지 유배우 비율이 낮은 시기 혹은 지역의 유배우 인구는 출산의 선호·능력이 상대적으로 더 높은 집단일 가능성이 있다. 이 때문에 무배우 혼인율이 낮은 연도·시군구의 유배우 출산율이 더 높게 나타났을 수 있다.

그 원인이 확실한 것은 아니지만 이 분석의 결과에서 알 수 있는 것은 무배우 혼인율이나 유배우 비율의 변이를 유배우 출산율 변이를 통해 설명하는 것이 어렵다는 사실이다. 즉, 우리나라 합계출산율을 감소시킨 주된 요인이었던 혼인율의 감소와 유배우 여성 비율의 감소는 출산의 결정과 관련이 적은 요인으로 초래되었을 가능성이 높다. 그리고 유배우 출산율을 높인 정책이나 사회경제적인 변화가 반드시 혼인율을 높이는 효과를 내지 못했을 수 있다.

한 가지 강조할 점은 이상의 분석을 통해 나타난 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간의 음의 관계가 인과관계를 보여주지는 않는다는 것이다. 즉 이 결과는 유배우 출산율을 증가시킨 요인이 무배우 혼인율을 감소시켰다는 것을 의미하지는 않는다. 위에서도 언급했듯이 출산은 혼인의 중요한 목적이고, 출산에 유리한 환경은 혼인의 유인을 높이는 역할을 했을 가능성이 높다. 그러나 혼인은 출산을 결정하는 요인 외의 다른 요인에서도 영향을 받을 수 있다. 또 이들 요인의 시간적, 지역적 변이는 출산을

결정하는 요인의 변이와 다른 패턴을 보일 수 있다.

제7절 유배우 출산율과 무배우 혼인율 상관요인 분석

1. 문제의 제기

이 절에서는 앞의 절에서 소개한 시군구별 데이터를 이용하여 유배우 출산율 결정 요인에 대한 회귀분석을 수행한다. 이 분석을 수행하는 목적은 다음과 같다. 첫째, 앞 절의 분석 결과는 각 연도 · 시군구 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간에 음의 상관관계가 있음을 보여준다. 이 절의 분석에서는 여기에서 더 나아가 출산이나 혼인에 영향을 미친 것으로 예상되는 각 지역의 특성이 무배우 혼인율과 유배우 출산율에 어떤 영향을 미치는지를 살펴봄으로써 합계출산율을 결정하는 두 가지 변수가 특정한 사회경제적 요인이나 정책에 다른 방향으로 반응할 수도 있다는 가설을 검증한다.

둘째, 지역별 데이터를 이용한 기존의 출산율 결정 요인 분석은 주로 조출생률(crude birth rate) 혹은 가임기 여성 인구 대비 출산아 수 등을 종속변수로 이용하였다. 그런데 이 변수들은 유배우 비율과 유배우 출산율 등 두 가지 상이한 요인에 따라 결정되기 때문에 이들을 이용한 결과를 가지고 출산의 결정 요인과 그 영향의 경로를 정확하게 밝히기 어렵다. 예컨대 유배우 비율이 낮은 지역은 유배우 출산율이 높다고 하더라도 합계출산율이 낮게 나타날 것이다. 따라서 어떤 요인이 유배우 출산율에 강한 영향을 미치더라도 합계출산율에 미치는 영향은 유의미하지 않게 추정될 수 있다. 여기에서는 유배우 출산율을 회귀분석에 도입함으로써

기존 연구에서 지닌 문제점을 보완하고자 한다.

셋째, 앞의 결과들은 2005년 이후 우리나라의 유배우 출산율이 빠르게 증가했다는 것을 보여준다. 그런데 이 기간은 결혼한 부부의 출산에 초점을 맞춘 정부의 출산장려 정책이 시행되었던 시기이다. 이는 최근의 비판과는 달리 2000년대 중반 이후의 출산장려 정책이 유배우 출산율을 높이는 데 긍정적인 역할을 했을 수 있다는 가능성을 제기한다. 여기에서는 출산장려 정책과 관련된 변수가 유배우 출산율에 미친 영향을 살펴봄으로써 이 가설을 평가하는 데 참고하고자 한다.

2. 분석 모형과 변수

여기에서는 2004~2010년의 시군구별 데이터를 이용하여 아래의 식과 같은 유배우 출산율의 패널고정효과 모형을 추정한다.

$$(7)\quad F_{i,t} = \alpha + \beta M_{i,t} + \gamma Y_{i,t} + \delta X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

이 식에서 i와 t는 각각 시군구와 연도를 나타내는 첨자이며, F는 유배우 출산율, M은 출산에 영향을 줄 수 있는 정책적인 요인, Y는 경제적인 여건에 관한 변수, X는 출산에 영향을 줄 수 있는 환경적인 변수, μ는 관찰할 수 없는 시군구별 고정적 특성을 나타내는 오차항, ϵ는 고전적인 선형회귀 모형의 통상적인 오차항을 나타낸다.

유배우 출산율의 종합적인 지표로는 2005년 연령별 혼인 확률을 적용하여 계산한 유배우 합계출산율에 1,000을 곱하여 얻은 유배우 여성 1,000명당 기대 출산아 수를 이용하였다. 그리고 연령별 유배우 출산율의 지표로는 25~29세, 30~34세, 35~39세 등 세 연령층 유배우 여성 1,000명당 출산아 수를 이용하였다. 20대 후반과 30대 초반 여성의 출산은 전체 출산의 대부분을 차지하기 때문에 이 두 연령층의 출산율 결정

요인을 파악하는 것이 중요하다고 판단하였다. 그리고 만혼과 출산의 지연으로 30대 후반의 출산율이 점차 증가하는 추세를 반영하여 이 연령층의 출산율 결정 요인을 따로 분석하였다. 그리고 전체 연령 및 세 연령층의 유배우 출산율을 전체 여성과 함께 고학력 여성 및 저학력 여성을 추정하여 분석에 이용하였다. 그 결과 회귀분석은 모두 12개 집단(전체, 고학력, 저학력, 3개 연령층×2개 학력집단)을 대상으로 수행되었다.

$$(8) \quad W_{i,t} = \alpha + \beta M_{i,t} + \gamma Y_{i,t} + \delta X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

식 (8)과 같이 동일한 회귀식을 이용하여 무배우 혼인율의 결정 요인을 분석하였다. 종속변수인 연도별, 시군구별 무배우 혼인율 지표는 20~39세 무배우 여성의 연령별(5세별) 1,000명당 혼인건수를 2007년의 연령분포를 가중치로 표준화한 변수를 이용하였다. 유배우 출산율의 경우와 마찬가지로 회귀분석은 모두 12가지 표본(전체, 고학력, 저학력, 3개 연령층×2개 학력집단) 각각을 대상으로 수행하였다.

출산에 영향을 미치는 정책적인 요인에 관한 변수로는 시군구별로 자료가 가용한 출산장려금(1,000원), 아동 1,000명 당 보육시설 수, 복지예산 비율 등을 이용하였다. 각 지자체별 출산장려금은 출생 순별로 제시되어 있다. 분석 기간의 중간에 위치한 2007년 출산아 가운데 각 출생 순별 출산아가 차지하는 비율을 가중치로 하여 출산장려금의 가중평균을 계산하였고 이를 분석에 이용하였다. 각 시군구의 경제적 여건을 반영하는 변수로는 주민 1인당 지방세 납부액(1,000원)을 이용하였다. 각 시군구의 일인당 소득 혹은 임금을 구하기 어려운 여건에서 1인당 지방세 납부액은 이러한 목적의 연구에서 널리 이용되는 변수이다. 마지막으로 각 시군구의 주택시장 여건을 보여주는 변수로서 주택가격지수와 전세가격지수

를 이용하였다. 이 변수는 시군구별로 주택 가격 및 전세 가격 변동이 어떻게 달랐는지를 보여준다.

설명변수로 고려한 변수 가운데 주택 및 전세가격지수는 일부 시군구에서만 얻을 수 있다. 이 변수를 포함하는 경우 표본 수가 크게 감소하는 사정을 고려하여 회귀모형을 두 가지로 설정하여 각각을 분석에 이용하였다. 첫째, 모형 1은 주택 및 전세가격지수를 제외하고 출산장려금, 보육시설 수, 복지예산 비율, 1인당 지방세액 등을 포함함으로써 더 많은 시군구 표본이 분석에 포함될 수 있도록 하였다. 둘째, 모형 2는 모형 1에 포함된 4개 변수에 주택 및 전세가격지수를 추가하였다.

분석 기간은 다음과 같은 이유 때문에 2004~2010년의 7년으로 설정하였다. 첫째, 시군구별 유배우 출산율은 2015년 인구주택총조사가 제공되기 전까지는 2010년까지만 추정할 수 있다. 따라서 2011년 이후 기간은 분석에 포함될 수 없었다. 둘째, 시군구별 보육시설 수와 주택 및 전세가격지수는 2004년 이후 기간에서만 얻을 수 있다. 셋째, 2005년부터 2012년까지 유배우 출산율이 증가세를 보였기 때문에 이 기간의 분석은 2000년대 중반 이후의 출산장려 정책 효과를 살펴보는 데 적합하다고 판단된다.

3. 회귀분석 결과

시군구별 유배우 출산율 결정 요인을 패널고정효과 모형으로 추정한 결과는 〈표 3-8〉에 제시되어 있다. 패널 A와 B는 각각 모형 1과 모형 2를 이용한 추정 결과를 보고한다. 전체 유배우 여성을 대상으로 모형 1을 추정한 결과(1열)는 출산장려금, 보육시설 수, 복지예산 등 정책과 관련된 변수가 유배우 출산율에 유의미한 정의 효과를 갖는다는 것을 보여준

다. 인구 1인당 지방세액도 유배우 출산율을 유의미하게 높이는 요인으로 드러났다. 추정된 계수의 크기를 살펴보면 출산장려금 1,000원이 증가할 때 유배우 여성 1,000명당 기대 출산아 수가 64명 높아지는 것으로 나타난다. 영유아 1,000명당 보육시설 수 1곳 증가는 유배우 1,000명당 기대 출산아 수를 4.3명 증가시키는 효과를 갖는다. 복지지출에 이용되는 예산 1%포인트 증가는 유배우 1,000명당 기대 출산아 수 3.6명 증가를 가져오는 것으로 추정된다.

〈표 3-8〉 2004~2010년 시군구별 유배우 출산율 결정 요인 패널고정효과 모형 추정 결과

A. 모형 1

변수	(1)전체		(2)고학력		(3)저학력	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	63.853	<.0001	5.029	0.7969	53.474	0.0009
보육시설 수(천 명당)	4.330	<.0001	4.373	<.0001	3.462	<.0001
복지예산 비율(%)	3.609	<.0001	3.150	<.0001	2.710	<.0001
1인 지방세액(천 원)	10.242	0.0238	4.529	0.4407	4.530	0.3455
n/T	177/7		156/7		156/7	
고정효과 F-test	7.08	<.0001	10.00	<.0001	5.90	<.0001
m-value	245.41	<.0001	1102.53	<.0001	95.94	<.0001
변수	(1)20~24세		(2)25~29세		(3)30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	272.518	0.0056	36.228	0.0208	41.779	<.0001
보육시설 수(천 명당)	16.045	0.0010	5.010	<.0001	2.172	<.0001
복지예산 비율(%)	7.881	0.0006	0.839	0.0220	2.357	<.0001
1인 지방세액(천 원)	-2.363	0.9360	5.677	0.2273	5.641	0.0135
n/T	156/7		156/7		156/7	
고정효과 F-test	3.03	<.0001	5.96	<.0001	7.91	<.0001
m-value	295.34	<.0001	922.72	<.0001	298.52	<.0001
변수	(1)고학력 20~24세		(2)고학력 25~29세		(3)고학력 30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	-20.493	0.9458	-78.080	0.0022	38.982	0.0003
보육시설 수(천 명당)	12.800	0.3929	2.307	0.0679	2.641	<.0001
복지예산 비율(%)	-0.749	0.9153	1.413	0.0176	1.802	<.0001
1인 지방세액(천 원)	-43.255	0.6332	5.097	0.5044	4.838	0.1345
n/T	156/7		156/7		156/7	
고정효과 F-test	5.10	<.0001	7.62	<.0001	8.97	<.0001
m-value	199.26	<.0001	1697.87	<.0001	478.88	<.0001

변수	(1)저학력 20~24세		(2)저학력 25~29세		(3)저학력 30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	334.348	0.0020	45.099	0.0299	25.289	0.0002
보육시설 수(천 명당)	14.781	0.0060	6.252	<.0001	0.8535	0.0109
복지예산 비율(%)	8.529	0.0008	0.411	0.3962	2.023	<.0001
1인 지방세액(천 원)	5.082	0.8755	-2.432	0.6962	3.476	0.0861
n/T	156/7		156/7		156/7	
고정효과 F-test	2.89	<.0001	5.50	<.0001	6.85	<.0001
m-value	274.63	<.0001	234.96	<.0001	186.17	<.0001

B. 모형 2

변수	(1)전체		(2)고학력		(3)저학력	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	100.154	<.0001	93.380	<.0001	121.044	<.0001
보육시설 수(천 명당)	2.422	0.0054	2.241	0.0133	2.086	0.0472
복지예산 비율(%)	2.465	<.0001	2.003	<.0001	1.672	0.0003
1인 지방세액(천 원)	20.270	0.0037	16.302	0.0233	8.704	0.2967
주택가격지수	-0.258	0.3434	-0.225	0.4360	-0.259	0.4349
전세가격지수	2.334	<.0001	2.246	<.0001	2.126	0.0005
n/T	95/7		94/7		94/7	
고정효과 F-test	7.57	<.0001	7.02	<.0001	6.63	<.0001
m-value	88.59	<.0001	98.70	<.0001	96.12	<.0001
변수	(1)20~24세		(2)25~29세		(3)30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	609.140	0.0003	77.212	0.0010	33.874	0.0001
보육시설 수(천 명당)	19.311	0.0049	4.175	<.0001	0.932	0.0104
복지예산 비율(%)	4.685	0.1178	0.027	0.9480	1.847	<.0001
1인 지방세액(천 원)	13.580	0.8026	13.354	0.0811	8.299	0.0041
주택가격지수	-7.840	0.0003	-0.570	0.0610	-0.061	0.5922
전세가격지수	11.676	0.0032	1.857	0.0009	1.392	<.0001
n/T	94/7		94/7		97/7	
고정효과 F-test	2.86	<.0001	5.85	<.0001	11.68	<.0001
m-value	217.54	<.0001	76.90	<.0001	538.32	<.0001
변수	(1)고학력 20~24세		(2)고학력 25~29세		(3)고학력 30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	961.068	0.0018	74.331	0.0074	26.348	0.0158
보육시설 수(천 명당)	3.054	0.8080	3.152	0.0059	1.0252	0.0225
복지예산 비율(%)	-5.139	0.3506	-0.279	0.5755	1.6199	<.0001
1인 지방세액(천 원)	21.139	0.8325	9.645	0.2870	10.620	0.0030
주택가격지수	-6.945	0.0809	-0.292	0.4176	-0.0371	0.7929
전세가격지수	18.461	0.0113	1.118	0.0892	1.046	<.0001
n/T	94/7		94/7		94/7	
고정효과 F-test	4.32	<.0001	7.74	<.0001	5.84	<.0001
m-value	162.07	<.0001	209.57	<.0001	173.92	<.0001

변수	(1)저학력 20~24세		(2)저학력 25~29세		(3)저학력 30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	759.767	〈.0001	117.852	0.0007	28.036	0.0022
보육시설 수(천 명당)	21.039	0.0065	5.309	0.0002	0.123	0.7423
복지예산 비율(%)	6.498	0.0542	-0.365	0.5554	1.416	〈.0001
1인 지방세액(천 원)	47.726	0.4353	-6.493	0.5633	3.271	0.2717
주택가격지수	-5.856	0.0164	-0.234	0.5995	-0.175	0.1390
전세가격지수	4.920	0.2680	1.502	0.0660	1.557	〈.0001
n/T	94/7		94/7		94/7	
고정효과 F-test	2.87	〈.0001	5.89	〈.0001	9.79	〈.0001
m-value	186.07	〈.0001	127.60	〈.0001	649.83	〈.0001

교육 수준별 결과(2열과 3열)를 보면 출산장려금이 저학력 유배우 여성의 출산율만을 유의미하게 높인다는 것을 알 수 있다. 고학력 유배우 여성 출산율에 미치는 효과는 규모가 매우 작고 통계적으로 유의미하지 않다. 보육시설 수와 복지예산 비율은 학력을 불문하고 유배우 여성 출산율에 유의미한 긍정적 효과를 미치는 것으로 추정된다. 학력을 나누게 되면 1인당 지방세액의 효과는 통계적 유의성을 상실한다.

연령별 결과(3~6열)는 출산장려금, 보육시설 수, 복지예산 비율 등이 20대 초반의 유배우 여성의 출산율에 가장 강한 영향을 미친다는 것을 보여준다. 이 세 변수는 25세 이상 유배우 여성 출산율에도 유의미한 영향을 미치지만 그 계수의 크기는 상대적으로 매우 작다. 1인당 지방세액은 30대 초반 유배우 여성의 출산율에만 유의미한 정의 효과를 보인다.

연령별 · 학력별 결과(7~12열)는 출산장려금, 보육시설 수, 복지예산 비율 등이 유배우 출산율을 높이는 효과가 저학력 · 저연령 유배우 여성에게서 가장 강하게 나타났다는 것을 보여준다. 이 세 변수는 연령을 구분하는 경우에도 저학력 여성의 유배우 출산율에는 대체로 유의미한 양의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 고학력 여성의 경우에는 이 세 변수가 30대 초반의 유배우 출산율에 가장 강한 효과를 보였다.

〈표 3-8〉의 패널 B는 주택가격지수와 전세가격지수를 설명변수로 추가하여 수행한 회귀분석 결과를 보고해 준다. 여러 시군구에서 이 변수가 누락되었기 때문에 표본 수는 앞선 회귀분석 표본 수의 절반으로 줄어든다. 표본의 변화와 추가 변수의 통제에도 불구하고 출산장려금, 보육시설 수, 복지예산 비율, 1인당 지방세액 등 위의 회귀분석에 포함되었던 변수가 유배우 출산율에 미치는 효과는 대체로 큰 변화 없이 유지되었다. 일부 추정계수가 통계적인 유의미성을 상실하기는 하지만 대부분의 경우 유배우 출산율에 미친 정의 효과는 달라지지 않는다. 출산장려금, 보육시설 수, 복지예산 비율 등이 유배우 출산율에 미치는 정의 효과가 고학력 여성보다 저학력 여성에게서, 그리고 20대 후반 이후 여성보다 20대 초반 여성에게서 더 강하게 나타나는 것도 변함이 없다.

주택가격지수는 전체 여성 및 학력별 여성의 유배우 출산율에서는 유의미하지 않은 음의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 그러나 주택 가격의 상승은 20대 유배우 여성의 출산율을 유의미하게 낮추는 것으로 추정되었다. 특히 이 효과는 20대 초반 유배우 여성에게 강하게 나타난다. 추정계수의 크기는 주택가격지수가 1포인트 높아질 때 유배우 여성 1,000명당 기대 출산아 수는 7.8명 낮아진다는 것을 보여준다. 이 결과는 주택 가격의 상승이 젊은 부부의 출산율을 낮추는 요인일 수 있다는 것을 시사한다.

주택가격지수의 결과와는 대조적으로 전세가격지수가 올라가면 유배우 출산율이 증가하는 현상이 발견된다. 이 효과는 전체 여성 및 학력별 연령별 표본 모두에 통계적으로 유의미하다. 왜 전세 가격 상승의 효과가 주택 가격 상승의 효과와 반대로 나타나는지는 확실하지 않다. 한 가지 가능한 가설은 이 결과가 역 인과관계(reverse causality)를 반영할 수 있다는 것이다. 즉, 출산 가능성이 높은 신혼부부 혹은 젊은 부부가 많이 유입되는 지역에서 전세 가격이 높아지기 때문에 나타나는 현상일 수 있다.

〈표 3-9〉는 동일한 회귀식을 이용하여 각 시군구의 특성이 무배우 혼인율에 미친 영향을 분석한 결과를 보여준다. 패널 A는 주택 및 전세가격지수를 제외하고 수행한 회귀분석 결과를 보고한다. 전체 여성의 결과(1열)는 유배우 혼인율의 회귀분석 결과와 극명하게 대조된다. 즉, 출산장려금과 보육시설 수가 유의미한 음의 효과를 미치는 것으로 나타난다. 1인당 지방세액도 무배우 혼인율과 음의 관계를 보인다. 복지예산 비율의 계수는 양수이지만 통계적으로 유의미하지 않다. 이러한 결과는 고학력 여성과 저학력 여성(2~3열), 그리고 세 연령층 여성(4~6열) 모두에게서 대체로 유사하게 나타난다. 두드러지게 나타나는 차이는 출산장려금이 무배우 혼인율에 미치는 음의 효과가 학력이 높을수록, 그리고 연령이 높을수록 더 강하게 나타난다는 것이다. 학력별 · 연령별 결과도 질적으로 유사한 함의를 제공해 준다. 출산장려금이 무배우 혼인율에 미치는 음의 효과는 30대 초반 고학력 여성에게서 가장 뚜렷하게 드러난다. 반면 20대 초반 저학력 여성의 경우 출산장려금 효과가 통계적으로 유의미하지 않고, 보육시설 수는 통계적으로 유의미한 양의 효과를 나타낸다.

〈표 3-9〉 2004~2010년 시군구별 무배우 혼인율 결정 요인 패널고정효과 모형 추정 결과

A. 모형 1

변수	(1)전체		(2)고학력		(3)저학력	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	-55.466	〈.0001	-76.819	〈.0001	-37.469	0.0003
보육시설 수(천 명당)	-3.137	〈.0001	-2.996	0.0001	-2.003	0.0001
복지예산 비율(%)	0.159	0.5710	0.058	0.8747	-0.258	0.2870
1인 지방세액(천 원)	-6.303	0.0907	-6.368	0.1768	-5.962	0.0560
n/T	177/7		156/7		156/7	
고정효과 F-test	7.29	〈.0001	3.56	〈.0001	6.39	〈.0001
m-value	79.45	〈.0001	101.43	〈.0001	261.14	〈.0001

변수	(1)20~24세		(2)25~29세		(3)30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	-1.993	0.3834	-40.916	<.0001	-134.084	<.0001
보육시설 수(천 명당)	-0.903	<.0001	-4.088	<.0001	-2.277	<.0001
복지예산 비율(%)	-0.343	<.0001	-0.691	0.0035	0.907	0.0248
1인 지방세액(천 원)	-1.600	0.0202	-4.412	0.1459	-3.998	0.4407
n/T	156/7		156/7		156/7	
고정효과 F-test	10.66	<.0001	9.31	<.0001	5.80	<.0001
m-value	571.11	<.0001	1218.81	<.0001	97.25	<.0001
변수	(1)고학력 20~24세		(2)고학력 25~29세		(3)고학력 30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	0.070	0.9662	-57.219	<.0001	-146.265	0.0004
보육시설 수(천 명당)	-0.572	<.0001	3.878	<.0001	-3.906	0.0557
복지예산 비율(%)	-0.206	<.0001	-0.673	0.0131	1.047	0.2750
1인 지방세액(천 원)	-0.997	0.0453	-5.592	0.1084	-10.632	0.3888
n/T	156/7		156/7		156/7	
고정효과 F-test	7.71	<.0001	7.95	<.0001	4.12	<.0001
m-value	386.48	<.0001	1333.38	<.0001	122.44	<.0001
변수	(1)저학력 20~24세		(2)저학력 25~29세		(3)저학력 30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	-1.742	0.9113	-32.471	0.1139	-121.509	<.0001
보육시설 수(천 명당)	2.309	0.0031	-4.168	<.0001	-3.574	0.0006
복지예산 비율(%)	0.3077	0.4000	-0.868	0.0708	0.291	0.5513
1인 지방세액(천 원)	-1.931	0.6812	-6.498	0.2922	-9.766	0.1208
n/T	156/7		156/7		156/7	
고정효과 F-test	4.76	<.0001	6.91	<.0001	5.37	<.0001
m-value	588.97	<.0001	136.96	<.0001	187.90	<.0001

B. 모형 2

변수	(1)전체		(2)고학력		(3)저학력	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	-27.905	<.0001	-39.544	<.0001	-31.086	0.0025
보육시설 수(천 명당)	-1.199	<.0001	-1.140	0.0010	-0.073	0.8614
복지예산 비율(%)	-0.042	0.6996	0.0342	0.8203	-0.289	0.1165
1인 지방세액(천 원)	2.191	0.2681	2.839	0.2993	0.974	0.7707
주택가격지수	0.062	0.4289	0.092	0.3963	-0.178	0.1819
전세가격지수	-0.463	0.0012	-0.463	0.0199	-0.236	0.3303
n/T	95/7		94/7		94/7	
고정효과 F-test	14.58	<.0001	9.60	<.0001	8.57	<.0001
m-value	321.93	<.0001	420.98	<.0001	390.70	<.0001

변수	(1)20~24세		(2)25~29세		(3)30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	-4.223	0.1086	-37.067	〈.0001	-57.181	〈.0001
보육시설 수(천 명당)	-0.463	〈.0001	-2.120	〈.0001	-1.037	0.0556
복지예산 비율(%)	-0.244	〈.0001	-0.460	0.0048	0.498	0.0357
1인 지방세액(천 원)	-0.450	0.6006	2.968	0.3132	5.484	0.2023
주택가격지수	-0.047	0.1659	-0.272	0.0206	0.257	0.1326
전세가격지수	-0.186	0.0031	-0.417	0.0514	-0.558	0.0739
n/T	94/7		94/7		94/7	
고정효과 F-test	15.71	〈.0001	17.75	〈.0001	8.04	〈.0001
m-value	825.31	〈.0001	500.75	〈.0001	229.23	〈.0001
변수	(1)고학력 20~24세		(2)고학력 25~29세		(3)고학력 30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	-3.622	0.0403	-42.526	〈.0001	-66.625	0.0004
보육시설 수(천 명당)	-0.203	0.0054	-2.232	〈.0001	-1.092	0.1537
복지예산 비율(%)	-0.180	〈.0001	-0.418	0.0164	0.620	0.0647
1인 지방세액(천 원)	-5.410	0.3486	3.233	0.3045	3.723	0.540
주택가격지수	-0.008	0.7294	-0.362	0.0040	0.266	0.271
전세가격지수	-0.102	0.0051	-0.220	0.3343	-0.642	0.146
n/T	94/7		94/7		94/7	
고정효과 F-test	10.64	〈.0001	16.73	〈.0001	6.43	〈.0001
m-value	602.20	〈.0001	400.85	〈.0001	546.26	〈.0001
변수	(1)저학력 20~24세		(2)저학력 25~29세		(3)저학력 30~34세	
	추정계수	P 값	추정계수	P 값	추정계수	P 값
출산장려금(천 원)	20.885	0.2900	-46.583	0.0087	-71.840	0.0001
보육시설 수(천 명당)	3.168	0.0001	-0.717	0.3249	-1.133	0.1348
복지예산 비율(%)	0.020	0.9554	-0.821	0.0104	-0.057	0.8631
1인 지방세액(천 원)	-0.222	0.9726	-0.475	0.9346	0.576	0.9237
주택가격지수	-1.376	〈.0001	-0.025	0.9134	0.368	0.1240
전세가격지수	1.671	0.0004	-0.639	0.1288	-0.889	0.0422
n/T	94/7		94/7		94/7	
고정효과 F-test	5.81	〈.0001	9.79	〈.0001	5.18	〈.0001
m-value	495.93	〈.0001	229.90	〈.0001	173.24	〈.0001

〈표 3-9〉의 패널 B는 주택가격지수와 전세가격지수를 설명변수로 추가하여 수행한 회귀분석 결과를 보고해 준다. 유배우 출산율의 분석 결과와 마찬가지로 표본이 크게 감소하고 변수가 추가되어도 출산장려금과 보육시설 수가 무배우 혼인율과 전반적으로 음의 관계를 보이는 결과는

크게 달라지지 않는다. 모형 1의 결과보다는 덜 뚜렷하지만 출산장려금이 무배우 혼인율에 미치는 음의 효과가 저학력 여성보다 고학력 여성에게서, 그리고 젊은 여성보다 나이 든 여성에게서 더 강하게 나타나는 것도 동일하다.

주택가격지수는 전체 20~39세 무배우 여성의 혼인율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 추정계수의 부호는 학력과 연령에 따라 상이하게 나타난다. 20대 후반 고학력 무배우 여성과 20대 초반 저학력 무배우 여성의 경우에는 주택 가격의 상승이 혼인율을 유의미하게 낮추는 것으로 추정되었다. 반면 30대 초반 무배우 여성의 경우에는 통계적인 유의미성이 떨어지기는 하지만 주택 가격의 상승이 혼인율의 증가를 가져오는 것으로 나타났다.

전세가격지수는 무배우 여성의 혼인율을 유의미하게 낮추는 요인으로 드러났다. 전세가격지수가 무배우 혼인율을 낮추는 효과는 저학력 여성보다 고학력 여성에게서 더 강하게 나타났으며, 세 연령층 모두에서 유의미하게 추정되었다. 저학력 여성의 경우 전세가격지수가 20대 초반 무배우 혼인율에는 유의미한 양의 효과를 미친 반면 30대 초반 무배우 혼인율에는 유의미한 음의 효과를 미치는 것으로 추정되었다.

이상의 결과는 시군구별 특성의 인과적 효과를 보여주는 것이 아닐 수 있으며 추정된 계수도 정확하다고 주장하기 어렵다. 그럼에도 불구하고 분석에서 고려된 변수가 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 매우 다른 효과를 미친다는 것은 분명해 보인다. 출산장려 정책과 관련된 변수는 유배우 출산율을 높이는 효과를 보였지만 무배우 출산율에는 유의미한 음의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 주택가격지수와 전세가격지수의 효과도 무배우 혼인율과 유배우 출산율 간에 극명한 대조를 보인다. 주택가격지수는 유배우 출산율을 유의미하게 낮추지만 무배우 혼인율에는 별다른

영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면 전세가격지수는 무배우 혼인율을 유의미하게 낮추는 반면 유배우 출산율에서는 일부 연령·학력 집단에서만 엇갈리는 방향의 영향을 미쳤다.

제8절 소결

이 보고서의 결과는 정부의 출산장려 정책이 본격적으로 시행된 2005년 이후 우리나라의 유배우 출산율이 매우 가파르게 증가했다는 것을 보여준다. 이 기간 유배우 출산율 증가는 고학력 여성과 저학력 여성 모두에게서 관찰된다. 이와 같은 유배우 출산율의 증가는 장기적인 유배우 여성 비율의 빠른 감소에 상당 부분 상쇄되었다. 그 결과로 2005년 이후 합계출산율은 소폭 증가하는 데 그쳤다. 만약 2005년부터 2012년까지 유배우 여성 비율이 낮아지지 않았다면 2012년의 합계출산율은 2005년보다 0.44 높은 1.52까지 높아졌을 것으로 추정된다.

시군구별, 연도별 데이터를 분석한 결과는 출산율의 변화를 좌우하는 두 가지 주된 요인인 무배우 여성의 혼인율과 유배우 여성의 혼인율이 음의 상관관계를 갖는다는 것을 보여준다. 그리고 시군구별 데이터를 이용한 패널고정효과 모형 분석 결과는 정책적·사회경제적 특성이 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 매우 상이한 영향을 미친다는 것을 시사한다. 시군구별 출산장려금, 아동 인구 대비 보육시설 수 등 출산장려 정책과 관련된 변수는 유배우 출산율에는 유의미하게 긍정적인 영향을 미친 반면 무배우 혼인율과는 음의 상관관계를 보였다. 거주 시군구의 복지예산 비율과 인구 대비 지방세액도 유배우 출산율에만 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시군구별 주택가격지수가 그 지역의 유배우 출산율

과 무배우 혼인율에 미친 영향은 연령 및 교육 수준에 따라 상이하다. 전세 가격의 상승은 유배우 출산율은 높이고 무배우 혼인율은 낮추는 요인으로 나타났다. 이 결과가 출산장려 정책 및 사회경제적 변수가 출산율과 혼인율에 미친 인과적 효과를 정확하게 추정한 것이라고 주장하기는 어렵다. 그러나 적어도 유배우 출산율과 무배우 혼인율을 결정하는 요인이 다를 수 있다는 가능성을 제기하는 데는 모자람이 없는 것으로 판단된다.

이상의 결과는 지난 10년 동안의 출산장려 정책이 실패했다는 다수의 견해에 심각한 의문을 제기한다. 기존 대책이 초점을 맞추었던 유배우 출산율은 크게 증가하여 합계출산율이 증가하거나 적어도 더 떨어지지 않게 하는 데 큰 공헌을 하였다. 만약 2005년 이후 유배우 출산율이 전혀 증가하지 않았다면 유배우 여성 비율의 급격한 하락 때문에 2012년의 합계출산율은 2005년보다 0.33 더 낮은 0.75까지 떨어졌을 것으로 추정된다.

물론 2005년 이후의 유배우 출산율 증가가 저출산 대책 덕분에 나타났다는 직접적인 증거는 없다. 중앙정부의 대책은 대부분 전국적으로 실시되었기 때문에 시군구별 회귀분석을 통하여 그 효과를 확인하기 어렵다. 그럼에도 불구하고 이 연구에서 수행한 회귀분석 결과는 출산장려 정책의 효과가 긍정적이었을 가능성을 보여준다. 대부분의 시군구는 2005년 이후 출산장려금을 도입하기 시작했고, 영유아 천 명당 보육시설 수도 2000년대를 통해 빠르게 증가했다. 이 연구의 분석에는 주로 지방정부의 정책이 반영되어 있지만 이 시기 출산장려를 위한 지자체의 노력은 저출산 문제에 기울인 중앙정부의 관심 및 대응과 무관하지는 않았을 것으로 사료된다.

이 연구의 결과는 향후 저출산 대책의 방향 설정에 다음과 같은 시사점을 제공해 준다. 첫째, 초혼 연령을 앞당기는 것을 정책의 주된 목표로 설정한 것은 (정책의 수단이 적절한지는 논외로 하더라도) 매우 적절하다고

판단된다. 1991년 이후 우리나라의 합계출산율 저하의 주된 원인은 유배우 여성 비율의 감소였다. 유배우 여성 비율이 계속 감소할 경우 유배우 출산율이 합계출산율 혹은 출산아 수에 미치는 영향을 감소시킬 것이다. 따라서 유배우 여성 비율의 감소를 막고 더 나아가 증가세로 전환시키기 위한 노력은 장기적으로 출산율을 제고하는 데 매우 중요한 과제라고 할 수 있다.

둘째, 초혼 연령을 앞당기는 정책이 중요하다는 것이 기존의 유배우 출산율 장려정책을 폐기해도 된다는 것을 의미하지는 않는다. 유배우 출산율의 증가는 그동안 급격한 유배우 여성 비율의 감소에도 불구하고 합계출산율을 낮은 수준으로나마 유지해 온 버팀목이었음을 기억할 필요가 있다. 유배우 출산율은 2005년부터 2012년까지는 증가세를 보였으나 2012년과 2013년 급격하게 하락하였다. 2013년부터 2014년까지 약간의 반등이 있기는 했지만 현재로서는 장기적인 추세를 예단하기 어렵다. 그럼에도 불구하고 유배우 여성 비율 하락의 추세가 쉽게 반전되지 않는 가운데 유배우 출산율까지 떨어진다면 우리나라의 출산율은 기존에 상상하지 못했던 낮은 수준으로 내려갈 수도 있다는 사실은 확실하다. 만약 기존의 출산장려 정책을 폐기하고 그 재원으로 결혼을 장려하는 정책을 시행한다면 담장의 밑장을 빼어서 위로 올리는 하책이 될 수도 있다.

셋째, 출산장려금이나 보육정책과 같은 명시적인 저출산 대책 외에도 많은 정책이 간접적으로 무배우 인구의 결혼과 유배우 인구의 출산에 영향을 미칠 수 있다는 점을 간과하지 말아야 한다. 이 연구에서 수행한 회귀분석이 정확한 인과적 효과를 추정했다고 보기는 어렵지만 그 결과는 경제적 여건, 전반적인 사회복지 지출의 규모, 주택 및 전세 가격 등이 무배우 혼인율과 유배우 출산율의 중요한 결정 요인이라는 점을 강하게 시사한다. 데이터의 한계로 이 연구에서 고려하지 못했지만 양질의 일자리

부족, 자녀 교육의 어려움, 일 · 가정 양립 문제 등도 저출산의 매우 중요한 요인일 가능성이 높다. 이러한 정책이 저출산 해소에 호의적이지 못한 방향으로 진행된다면 아무리 많은 재원을 출산과 직접적으로 관련되어 있는 것처럼 보이는 정책에 쏟아붓는다고 해도 그 효과가 크게 상쇄될 가능성이 크다.

제 4 장

영유아 보육료와 양육수당 지원 정책이 출산율에 미친 영향

제1절 서론
제2절 선행 연구 검토
제3절 보육 지원 사업 현황 및 추이
제4절 보육료 및 양육수당 혜택지수 추정 및 주요 변수 설명
제5절 보육료 지원이 출산율에 미친 영향 분석
제6절 양육수당 지원이 출산율에 미친 영향 분석
제7절 산모 연령과 출생 순서에 따른 차이
제8절 소결

4 영유아 보육료와 양육수당 지원 정책이 출산율에 미친 영향

제1절 서론

한국은 합계출산율이 1983년 이후 인구대체 수준인 2.1 이하로 하락한 후 30여 년간 저출산 현상이 지속되어 왔다. 저출산 문제는 인구고령화와 맞물려 생산가능 인구 감소, 소비와 투자 감소 등 다양한 사회경제적 문제를 초래할 수 있다는 것이 일반적인 우려이다. 정부는 출산율 회복을 위해 2006년부터 저출산·고령사회기본계획을 수립하고, 다양한 대응 정책을 시행하였다. 그러나 저출산 대책에 적잖은 예산이 투입되었지만 출산율이 좀처럼 회복되지 못하고 있는 것이 현실이다.

〈표 4-1〉에서 제시된 2016년 9월 보건복지부 보도 자료에 따르면 저출산 대책에 편성된 2016년 정부 예산은 약 21조 원에 달한다. 가장 큰 비중을 차지하는 항목은 육아 및 보육과 관련한 '맞춤형 돌봄 확대 및 교육 개혁' 항목으로 약 16조 원의 예산이 편성되었고 저출산 대책 전체 예산의 74%를 차지한다. 그 외 저출산 대책 예산 항목으로 '청년 일자리, 주거 대책 강화', '난임 등 출생에 대한 사회적 책임 강화', '일·가정 양립 사각지대 해소' 등을 포함하며 모두 결혼, 임신, 출산, 육아의 비용 절감 취지를 담고 있다.

특히 저출산 대책 세부 사업 중에서 예산 규모가 큰 사업은 「영유아보육법」에 따라 시행되고 있는 영유아 보육료 지원 정책과 양육수당 지원 정책이다. 두 사업 모두 〈표 4-1〉의 '맞춤형 돌봄 확대, 교육 개혁' 항목에 포함된다. 영유아 보육료 지원은 만 0~2세 영유아가 어린이집을 이용

하는 경우 보육료(즉, 어린이집 비용)를 지원하는 정책이다.[5] 지원 방법은 읍면동 주민센터나 복지로 홈페이지에서 보육료 지원 신청을 하고 아이행복카드를 발급받아 결제하면 보육료가 지원된다. 영유아 보육료 지원 사업은 1992년 저소득층 아동을 대상으로 하는 보육료 지원 사업으로 시작하여 1999년부터는 농어촌 지역 저소득층 아동 무상 지원이 도입되었고 2002년부터 전국으로 확대된 대표적인 보육 사업이다. 양육수당 지원 정책은 어린이집을 이용하지 않는 아동에게는 양육수당을 지원함으로써 자녀 양육의 부담을 낮추고 어린이집을 이용하는 영유아에게 지급되는 영유아 보육료와의 형평성을 고려하여 2009년 7월에 도입되었다.

〈표 4-1〉 제3차 저출산·고령화사회기본계획 2017년도 정부 예산(안)

(단위: 억 원)

사업별	2016년	2017년	증감률
저출산 대책(합계)	214,547	224,560	4.7
청년 일자리, 주거 대책 강화	36,375	50,141	37.8
난임 등 출생에 대한 사회적 책임 강화	11,764	13,087	11.2
맞춤형 돌봄 확대, 교육 개혁	158,833	152,506	-4.0
일가정 양립 사각지대 해소	7,575	8,825	16.5

자료: 보건복지부, "저출산 극복을 위한 2017년 정부 예산안 편성", 보도자료 2016년 9월 6일.

제3절에서 좀 더 상세히 논의하겠지만 두 사업의 주요 특징은 시행 초기에는 아동의 연령과 가구의 경제적 여건을 고려하여 차등지원하였지만

5) 제3절에서 좀 더 상세히 논의하듯이, 영유아 보육료 지원은 만 3~5세 유아에게도 지원되는 사업이다. 그러나 2012~2013년에 '유아교육'과 '보육과정'을 통합한 '만 3~5세 누리과정'이 도입되기 전까지, 만 3~5세 유아는 유치원(유아교육과정) 또는 어린이집(보육과정)을 선택적으로 이용하였다. 이때 어린이집을 이용하면 '영유아 보육료 지원'을 받았으며, 유치원을 이용하면 '유아학비 지원'을 받았다. 두 사업의 목적과 지원 방식 및 규모는 동일하지만, 관할 부처와 재원이 달랐다. 특히 각 사업의 지원 현황에 대한 집계 자료가 상이하여, 2000년대 초반부터 일관된 기준으로 두 사업을 비교 검토하는 것이 쉽지 않다. 반면 만 0~2세 영유아는 어린이집만을 이용하면서 영유아 보육료 지원 대상이었다. 이런 이유로 본 연구에서는 만 0~2세 영유아 보육료 지원의 효과 추정에 초점을 맞추고자 한다.

점차 보편지원으로 확대되었다는 점이다. 영유아 보육료 지원은 2012년부터 만 0~2세 영유아에게 가구 소득과 무관하게 지원이 이루어지고 있으며, 양육수당 역시 2013년부터 만 5세 이하 영유아에게 소득 수준과 무관하게 지원되고 있다. 따라서 두 사업의 지원 규모는 2000년대를 걸쳐 꾸준히 증가해 왔고 보편지원으로 확대된 2012~2013년 이후 큰 폭으로 증가했을 것으로 예상된다.

실제로 현재 두 사업에 투입되는 정부 지출은 저출산 대책 예산에서 매우 큰 비중을 차지한다. 〈표 4-2〉에서 제시된 것처럼 2016년 두 사업의 국비 지원 규모는 4조 3,258억 원(보육료 지원 3조 1,066억 원, 육아수당 지원 1조 2,192억 원)이다. 이는 2016년 저출산 대책 예산의 20.2%를 차지한다. 그러나 두 사업은 「영유아보육법」 제4조에 따라 지방재정이 사업비 일부로 투입되고 있다. 보육료 지원 사업의 지방비는 1조 5,370억 원, 양육수당 지원의 지방비 투입은 6,365억 원 규모이다. 모두 더하면 보육료 및 양육수당 지원에 투입되는 국비와 지방비 총액은 6조 4,993억 원에 달한다.

〈표 4-2〉 영유아 보육료 및 양육수당 지원 규모

재원별	영유아 보육료 지원(억 원)	양육수당 지원 (억 원)	합계 (억 원)	2016년 저출산 대책예산 대비 비중(%)
국비	31,066	12,192	43,258	20.2
지방비	15,370	6,365	21,735	
합계	46,436	18,557	64,993	

자료: 국회예산정책처, 재정통계.

영유아 보육료와 양육수당 지원 사업의 예산 규모가 크고 대표적인 저출산 대책으로 간주되지만 두 보육사업이 그동안 출산율 제고에 어떤 효과가 있었는지에 관한 선행 연구는 충분하지 못한 실정이다. 일반적으로

선행 연구는 보육실태 조사와 같은 미시자료 분석이 주를 이루고 있으며, 대부분 보육 지원 사업이 출산율과 유의미한 연관이 없는 것으로 추정하고 있다.

그러나 기존의 미시자료 분석은 자료의 기간이 짧고 변수가 충분하지 못한 탓에 누락변수와 역인과성에 따른 내생성의 문제를 충분히 검토하기 어려웠다고 판단된다. 지역(시도 또는 시군구) 간 보육지원 사업 정도의 차이가 출산율에 미치는 영향을 검토한 거시 연구도 존재하지만 보육지원의 양적, 질적 변화를 정확히 측정하였는지에는 의문이 남는다. 또한 기존 연구는 보육료 지원 또는 양육수당 지원의 효과를 별개로 검토해 왔고, 두 정책을 한꺼번에 고려한 연구는 존재하지 않는다(제2절에서는 선행연구를 더욱 심도 있게 검토한다).

본 연구는 선행 연구가 지닌 이 같은 한계점을 충분히 고려하여 보육료 지원과 양육수당 지원 정책이 출산율에 미치는 영향을 정량적으로 추정하는 것을 목적으로 한다. 우선 본 연구는 연간·광역시도 단위에서 구축한 2001~2015년 광역시도 패널 자료를 활용한다. 광역시도 패널 자료 분석의 장점은 보육지원 사업 초기 가구소득에 따른 차등지원부터 최근 소득과 무관한 보편지원까지 보육료 및 양육수당 지원의 대상과 규모가 확대되는 편차(variation)를 활용할 수 있다는 점이다. 또한 시도 및 연도 고정효과 분석 모형을 적용하여, 측정 불가한 지역 특성과 연도별 특성(즉, 해당 지역과 연도의 출산 결정 요인과 관련한 집합적인 특성)을 통제함으로써 내생성 문제를 부분적으로 해결할 수 있다는 이점도 지닌다. 더 나아가 본 연구는 각 변수의 1차 차분 후 과거 모든 시차변수를 도구변수로 사용하는 First-Difference GMM 모형도 적용하여 분석결과의 신뢰성을 높이고자 하였다.

한편 지역 패널 자료를 활용한 선행 연구에서는 지역 간 보육료 지원

사업 혜택 정도 차이를 해당 지역의 보육료 예산 또는 보육서비스 이용률 등으로 측정하였다(이삼식, 최효진, 정혜은, 2010; 우석진, 송헌재, 김태우, 2014). 그러나 시도별 보육료 총 예산을 보육 지원의 지표로 사용하는 경우 만 3~5세 일부 유아에게 지출되는 유아학비 지원이 누락되어 실제 보육 지원 규모를 왜곡할 수 있다. 보육서비스 이용률을 지표로 사용하는 경우 보육료 전액 지원과 부분 지원을 구분할 수 없어 보육료 지원 사업의 질적 측면을 반영하지 못하는 문제가 발생한다. 이 같은 문제를 해결하기 위해 본 연구는 가구소득 분위에 따라 달리 책정된 보육료 지원 단가 대비 지원율을 가중치로 사용하여 시도별로 연간 보육료 혜택 영유아 비율을 추계하였다. 또한 기존 연구에서는 거의 다루지 않았던 양육수당 지원 정책도 시도별, 연도별로 양육수당 혜택을 받은 영유아 비율을 추계하여 분석에 활용하였다. 따라서 본 연구는 보육료 지원과 양육수당 지원 정책의 효과를 함께 검토한 연구라는 측면에서도 기존 연구와 차별성을 지닌다.

본 연구는 기존 연구와는 달리 보육료 지원의 확대가 출산율 제고에 긍정적인 효과가 있었다는 결과를 제시하고 있다. 대략 2001~2015년 보육료 지원의 확대는 같은 기간 합계출산율 변화의 75% 정도를 설명하는 것으로 추정된다. 그러나 2012~2013년 이후 보편지원으로 전환되면서 출산율과의 긍정적인 연관성이 크게 낮아진 것으로 분석되었다. 2009년 7월에 도입된 양유수당 지원 역시 출산율에 긍정적인 영향을 준 것으로 나타났다. 이는 보육료 지원 정책과의 대체성을 고려해도 뚜렷하게 추정되었다. 그리고 두 지원 정책은 30대 산모들에게 더욱 유의미하게 나타났으며, 다자녀 또는 추가 자녀 결정에 더 큰 영향을 준 것으로 보인다.

본 보고서는 다음의 순서로 구성된다. 제2절에서는 국내외 선행 연구의 장단점을 검토하고 선행 연구와의 차별성을 논의한다. 제3절에서는

우리나라 보육 지원 사업의 현황과 추이를 상세히 살펴본다. 제4절에서는 정량 분석의 핵심 변수라고 할 수 있는 보육료 지원 및 양육수당 지원 혜택 지수를 추정하고 합계출산율과의 상관성을 검토한다. 제5절에서는 시도고정효과 모형과 GMM 모형을 활용하여 보육료 지원이 출산율에 미친 영향을 분석하며, 제6절에서는 양육수당 지원으로 분석을 확대한다. 제7절은 산모 연령별 출산율과 출생 순서별 출산율에 미친 영향을 추가로 분석한다. 마지막으로 결론에서는 주요 결과의 의미를 조명하며, 향후 정책 효과성을 높이기 위한 정책적 시사점을 논의한다.

제2절 선행 연구 검토

보육 및 양육비 지원의 효과성과 관련한 해외 연구는 주로 이 같은 정책이 적극적으로 시행되어 온 유럽 국가를 대상으로 진행되어 왔다. 이들 연구는 일반적으로 보육지원 정책이 추가 자녀 또는 다자녀 출산에 긍정적인 효과가 있었다는 결론을 제시하고 있다. 노르웨이 보육·교육비 지원 정책을 연구한 Lappegård(2010)는 한 자녀와 두 자녀를 가진 가구를 대상으로 보육·교육 지원에 따른 추가 자녀 출산에 미친 영향을 분석하였다. 연구 결과에 따르면 보육·교육 지원 도입 후 셋째 자녀 출산이 증가하였다고 분석하였다. 핀란드 가족보육수당의 효과를 분석한 Vikat(2004)의 연구에서도 가족보육수당이 셋째 자녀 출산에 긍정적인 영향을 주는 반면, 둘째 자녀 출산에는 유의미한 효과가 없었다고 분석하였다.

반면 양육수당과 같이 양육자에게 직접 현금으로 지원하는 정책도 출산율을 높이는 데 긍정적인 효과가 있었다는 연구가 적잖이 존재한다. Gauthier와 Hatzius(1997)는 1970~1996년 OECD 22개국 자료를 이

용한 시계열 분석에서 각국의 가족수당이 합계출산율에 작지만 긍정적인 효과 있었다고 추정하였다. 캐나다를 대상으로 한 연구인 Brouillette et al.(1993), Zhang et al.(1994), Milligan(2005) 등의 연구에서도 현금 지원, 가족수당, 아동수당 등이 출산율 증가에 유의미한 영향을 미쳤다고 분석하였다. 특히 일부 연구는 양육수당 등의 지원이 세제 지원보다 출산율에 더 긍정적인 영향이 있다고 보았다(McDonald, 2002; Micklewright, 2002).

그러나 Parr와 Guest(2010) 등 일부 해외 연구에서는 이 같은 지원 정책의 뚜렷한 효과를 찾지 못했는데, 일반적으로 미시자료를 이용할 때 정책 효과가 불분명하게 추정되었다. 이는 미시자료를 이용할 경우 누락변수와 역인과성 등을 제대로 통제하지 못해 내생성 문제를 보정하는 것이 쉽지 않을 수 있다는 점을 시사한다.

해외 연구와는 달리 보육료 지원의 효과성과 관련한 국내 연구는 대부분 보육료 지원이 출산율에 유의미한 영향을 미치지 못했다고 평가해 왔다. 이삼식, 최효진, 정혜은(2010)의 연구는 시군구 단위의 자료를 이용하였으며, 시계열 분석에서는 육아서비스 이용률과 출산율 간에 강한 상관성이 있으나 시군구 간 출산율의 차이를 유의미하게 설명하지 못하는 것으로 분석하였다. 서민희, 이혜민(2014)은 2009년과 2012년 〈보육실태조사〉를 이용하여 보육료와 교육비 지원 여부가 추가 출산 의사에 긍정적인 영향을 미치지 못한 것으로 추정하였다. 마찬가지로 〈보육실태조사〉를 이용한 홍석철 등(2012)과 김정호, 홍석철(2013)의 연구에서도 보육료 지원 정책이 다자녀 출산 의사에 유의미한 영향이 없는 것으로 추정되었다. 국내 연구에서 뚜렷한 결과가 추정되지 못한 것은 해외 연구에서와 마찬가지로 미시자료를 이용하면서 내생성 문제를 제대로 통제하지 못했기 때문일 가능성이 높다.

반면 거시자료를 이용한 몇 가지 연구에서는 보육료 지원의 긍정적인 효과를 찾아볼 수 있다. 홍석철 등(2012)과 김정호, 홍석철(2013)의 연구에서는 연도별, 시도별 분석에서 2001~2010년 보육료 지원의 확대가 출산율과 양의 상관성이 있다고 분석하였다. 좀 더 최근에는 시도별 집계자료를 이용하고 내생성 문제를 최소화하기 위해 GMM 모형을 사용한 우석진, 송헌재, 김태우(2014)의 연구에서는 보육 예산의 증가가 출산율을 제고하는 데 효과가 있었지만 그 크기는 작았다고 분석한 바 있다.

한편 양육수당 지원은 2009년에 도입된 정책이라 정책 효과 관련 연구가 거의 없는 실정이다. 유해미 등(2011)의 연구에서는 전국의 양육수당 수급자를 대상으로 한 설문조사를 통해 양육수당이 추가 출산에 긍정적인 효과가 없다고 분석하였다.

국내 선행 연구는 다양한 자료와 분석 방법을 활용하여 분석 결과의 신뢰성을 확보하고자 하였으나 몇 가지 고려할 점이 존재한다. 우선 〈보육실태조사〉와 같은 미시자료를 활용한 연구에서는 누락변수의 문제가 적지 않다고 판단된다. 출산 결정은 설문조사 항목에 포함된 사회경제적 변수의 영향을 받지만 자녀 선호도, 출산 인식, 개인적인 가치관 등 설문조사로 측정하기 어려운 요인의 영향을 받기 마련이다. 따라서 미시자료 분석에서 이런 변수를 충분히 통제하지 않고, 또한 이런 변수가 보육지원 정책 등과 상관성을 갖는다면 보육 정책이 출산율에 미치는 영향을 제대로 추정하기 어렵다. 또한 다수의 미시자료 연구에서는 보육지원 정책의 수혜 여부가 출산 의사에 미치는 영향을 분석한다. 그러나 출산 의사와 출산 여부는 상관성이 높겠지만 반드시 일치하는 것은 아니다. 보육지원 정책이 출산 의사와 유의미한 상관성이 없는 경우에도 출산 여부에 영향을 줄 수 있는 개연성을 배제할 수는 없다.

거시자료 분석은 위와 같은 문제를 해결할 수 있는 대안적인 방법이다.

보통 거시분석은 행정집계자료를 활용하며 시도 또는 시군구 단위에서 측정된 보육 지원 사업의 정도가 해당 지역의 출산율에 미치는 영향을 추정한다. 지역 단위의 집계자료는 지역 내 개인의 출산 결정을 집합적으로 측정한 것이기 때문에 측정하기 어려운 특성(즉, 누락변수)도 집합적 특성으로 변환하여 통제할 수 있다. 물론 거시자료에서도 이 같은 특성을 개별적, 정량적으로 통제하기 어려운 것은 마찬가지이다. 하지만 거시자료가 패널자료 형태로 존재한다면 고정효과 모형을 활용하여 누락변수 문제를 간접적으로 통제할 수 있다.

제3절 보육 지원 사업 현황 및 추이

1980년대 들어 여성 취업률이 증가하고 취업모의 탁아 요구가 크게 늘어났다. 또한 도시 저소득층 영유아와 농어촌 지역 영유아의 방치가 사회문제로 대두되었다. 이와 같은 보육 수요에 대처하고 영유아 발달과 맞벌이 가정의 사회적 지원을 위하여 1991년 1월 「영유아보육법」이 제정, 공포되었다. 영유아보육법은 우리나라 보육 정책이 체계적으로 발전할 수 있게 된 출발점이라 할 수 있다. 기존의 '탁아'와 '보호'라는 개념에서 전인적 발달을 위한 '교육'을 포함해 보호와 교육이 통합된 '보육'라는 개념이 사용되기 시작하였다. 또한 노동부, 내무부, 문교부 등으로 분산되어 있던 보육 업무가 보건복지부로 일원화된 시점이기도 하다.

이후 보육시설 수가 크게 늘어나게 되었으나 과도하게 민간 부문에 의존하게 되면서 보육의 질 저하, 지역 불균형, 보육서비스의 다양성 부족 문제점 등이 지적되었다. 이런 문제를 해결하기 위해 1991년 이후 「영유아보육법」은 20여 차례 개정되어 오늘에 이르고 있다.

영유아보육법 제정 이후 다양한 보육 사업이 시행되었다. 그중에서 1992년 저소득층 영유아 3만 4,000명에게 보육료를 지원하면서 시작된 보육료 지원 사업은 지난 20여 년간 지원 방식의 다양화, 지원 대상 확대, 지원 규모 확대를 통해 대표적인 보육 사업으로 발돋움하였다.

우선 〈표 4-3〉에서 제시된 만 0~5세 영유아를 대상으로 하는 보육료 지원 사업의 변천을 살펴보자. 2000년대 초반까지 보육 지원 사업은 만 0~5세 영유아가 어린이집을 이용하는 경우 보육료를 지원하는 영유아 보육료 지원, 취학 아동의 방과 후 보육료를 지원하는 시간 연장 방과 후 보육료 지원, 그리고 장애아 무상 보육료 지원 등이 시행되었다. 2005년에는 두 자녀 보육료 지원이 도입되었고 2010년 전후에 맞벌이가구 보육료 지원, 다문화가구 보육료 지원 등이 도입되면서 보육서비스의 다양한 사회적 수요를 충족하는 방향으로 발전하였다. 한편 2009년부터는 어린이집을 이용하지 않는 유아에게는 양육수당을 지원함으로써 부모의 자녀 양육 부담을 낮추고 어린이집을 이용하는 유아에게 지급되는 영유아 보육료와의 형평성을 개선하고자 하였다.

〈표 4-3〉 연도별 보육 지원 사업 현황, 2001~2016년

연도	영유아 보육료	시간 연장 방과후 보육료	장애아 무상 보육료	두 자녀 보육료 지원	맞벌이 가구 보육료	다문화 가구 보육료	가정 양육 수당	농어촌 양육 수당	장애 아동 양육 수당
2001	o	o	o						
2002	o	o	o						
2003	o	o	o						
2004	o	o	o						
2005	o	o	o	o					
2006	o	o	o	o					
2007	o	o	o	o					
2008	o	o	o	o					
2009	o	o	o	o			o		
2010	o	o	o	o	o		o		

연도	영유아 보육료	시간 연장 방과후 보육료	장애아 무상 보육료	두 자녀 보육료 지원	맞벌이 가구 보육료	다문화 가구 보육료	가정 양육 수당	농어촌 양육 수당	장애 아동 양육 수당
2011	o	o	o		o	o	o		
2012	o	o	o		o	o	o	o	o
2013	o	o	o		o	o	o	o	o
2014	o	o	o		o	o	o	o	o
2015	o	o	o		o	o	o	o	o
2016	o	o	o		o	o	o	o	o

자료: 각 연도 보육 사업 안내.

〈표 4-4〉는 영유아 보육료 지원 사업 중 만 0~4세 영유아 지원 대상과 지원 규모를 제시하고 있다. 2003년까지는 법정 저소득층과 가구소득을 기준으로 정한 기타 저소득층 가구의 보육료를 지원하였다. 법정 저소득층의 경우에는 보건복지부가 공시한 연령별 보육료 단가 기준의 100%를 지원하였고, 기타 저소득층의 경우에는 기준 단가의 40%를 지원하였다. 이후 2004년부터 2011년까지는 보육료 지원 대상이 저소득층에서 중산층으로 확대되고 기준 단가 대비 지원율도 높아지게 되었다. 지원 대상을 선정하는 가구소득 기준도 점차 높아져 2011년에 이르면 가구소득 하위 70% 가구의 모든 영유아가 기준 단가 100%의 지원을 받게 된다. 그리고 2012~2013년은 보육료 지원이 차등지원에서 가구소득과 무관하게 지원하는 보편지원으로 바뀌는 획기적인 전환점을 맞게 되었다.

만 5세 아동의 보육료 지원 사업의 추이는 〈표 4-5〉에서 제시하고 있다. 만 5세의 경우 시행 초기부터 보육료 지원 단가 기준 100%를 지원하였으며, 다만 지원 대상 가구의 소득 기준이 점차 확대되었다는 특징을 지닌다. 2000년에는 법정 저소득층과 가구소득 기준으로 구분한 기타저소득층에 지원되었지만 점차 대상 가구가 확대되면서 2012년부터는 가구소득과 무관하게 모든 만 5세 아동에게 보육료 지원이 시행되고 있다.

〈표 4-4〉 만 0~4세 보육료 지원 사업의 변화

연도	지원계층	지원율(%)	가구계층 구분 기준	소득 인정액 (만 원, 4인가구 기준)
1999	1	100	법정	-
	2	40	도시근로자 가구평균소득 50%	102
2000	1	100	법정	-
	2	40	도시근로자 가구평균소득 46.7%	105
2001	1	100	법정	-
	2	40	특정한 기준 없음	105
2002	1	100	법정	-
	2	40	특정한 기준 없음	110
2003	1	100	법정	-
	2	40	특정한 기준 없음	125
2004	1	100	법정	-
	2	60	최저생계비 120%	127
	3	40	최저생계비 150%	159
2005	1	100	법정	-
	2	80	최저생계비 120%	136
	3	60	도시근로자 가구평균소득 50%	170
	4	30	도시근로자 가구평균소득 60%	204
2006	1	100	법정	-
	2	100	최저생계비 120%	140
	3	70	도시근로자 가구평균소득 50%	176
	4	40	도시근로자 가구평균소득 70%	247
2007	1	100	법정	-
	2	100	최저생계비 120%	144
	3	80	도시근로자 가구평균소득 50%	184
	4	50	도시근로자 가구평균소득 70%	258
	5	20	도시근로자 가구평균소득 100%	369
2008	1	100	법정	-
	2	100	최저생계비 120%	151
	3	80	도시근로자 가구평균소득 50%	199
	4	60	도시근로자 가구평균소득 70%	278
	5	30	도시근로자 가구평균소득 100%	398
2009-10	1	100	법정	-
	2	100	영유아가구 소득 하위 50%	258
	3	60	영유아가구 소득 하위 60%	339
	4	30	영유아가구 소득 하위 70%	436
2011	1	100	영유아가구 소득 하위 70%	480
2012	1(0~2세 지원)	100	전체	-
	2(3~4세 지원)	100	영유아가구 소득 하위 70%	524
2013~16	모든 계층	100	소득 수준 무관	-

자료: 각 연도 보육 사업 안내.

〈표 4-5〉 만 5세 보육료 지원 사업의 변화

연도	지원 계층	가구 계층 구분 기준	소득 인정액 (만 원, 4인가구 기준)
2000	1	법정	만 0~4세 보육료지원 가구계층구분과 동일
	2	기타저소득층	
2001	1	법정	만 0~4세 보육료지원 가구계층구분과 동일
	2	기타저소득층	
2002	1	법정	만 0~4세 보육료지원 가구계층구분과 동일
	2	기타저소득층: 농어촌	
	3	기타저소득층: 국고보조시설	
	4	기타저소득층: 민간보육시설	
2003	1	법정	만 0~4세 보육료지원 가구계층구분과 동일
	2	기타저소득층: 농어촌	
	3	기타저소득층: 국고보조시설	
	4	기타저소득층: 민간보육시설	
2004	1	법정	만 0~4세 보육료지원 가구계층구분과 동일
	2	기타저소득층: 농어촌	
	3	기타저소득층: 국고보조시설	
	4	기타저소득층: 민간보육시설	
2005	1	도시근로자 가구평균소득 80%	272
2006	1	도시: 도시근로자 가구평균소득 90%	318
	2	농어촌: 도시근로자 가구평균소득 100%	353
2007	1	도시근로자 가구평균소득 100%	369
2008	1	도시근로자 가구평균소득 100%	398
2009	1	영유아가구 소득 하위 70%	436
2010	1	영유아가구 소득 하위 70%	436
2011	1	영유아가구 소득 하위 70%	480
2012~16	1	전체	-

자료: 각 연도 보육 사업 안내.

위 논의에서 영유아 보육료 지원율 결정의 기준이 되는 보육료 지원 단가는 정부가 나이별로 영유아를 보육하는 데 소요되는 비용인 '표준보육비'를 산정하고 표준보육비와 물가상승률을 고려하여 매년 정한 지원 단가를 의미한다. 〈표 4-6〉의 보육료 지원 표준단가의 추이를 보면 2006년까지는 만 0~1세, 2세, 3세 이상으로 지원 단가가 구분되었다가 점차 나이별로 다른 단가가 적용된 것이 특징이다.

〈표 4-6〉 보육료 지원 단가

연도	0세	1세	2세	3세	4세	5세
1999	213,000	213,000	176,000	109,000	109,000	109,000
2000	219,000	219,000	181,000	112,000	112,000	112,000
2001	225,000	225,000	186,000	115,000	115,000	115,000
2002	232,000	232,000	192,000	119,000	119,000	119,000
2003	243,000	243,000	201,000	125,000	125,000	125,000
2004	257,000	257,000	212,000	131,000	131,000	131,000
2005	299,000	299,000	247,000	153,000	153,000	153,000
2006	350,000	308,000	254,000	158,000	158,000	158,000
2007	361,000	317,000	262,000	180,000	162,000	162,000
2008	372,000	327,000	270,000	185,000	167,000	167,000
2009	383,000	337,000	278,000	191,000	172,000	172,000
2010	383,000	337,000	278,000	191,000	172,000	172,000
2011	394,000	347,000	286,000	197,000	177,000	177,000
2012	394,000	347,000	286,000	197,000	177,000	200,000
2013	394,000	347,000	286,000	220,000	220,000	220,000
2014	394,000	347,000	286,000	222,000	222,000	222,000
2015	406,000	357,000	295,000	222,000	222,000	222,000
2016	418,000	368,000	304,000	222,000	222,000	222,000

자료: 각 연도 보육 사업 안내, 종일반 기준.

2009년 7월에 도입된 양육수당 지원도 짧은 기간 내에 지원 대상과 지원액이 확대된 것이 특징이다. 〈표 4-7〉의 양육수당 지원의 변천 과정을 보면 2009년 도입 원년에는 차상위저소득층 가구의 만 0~1세 영아가 어린이집을 이용하지 않을 경우 월 10만 원을 지원하였지만 2011년에는 대상 연령이 만 2세까지 확대되었고 지급액도 0세 기준 월 20만 원으로 증가하였다. 그리고 2013년부터는 만 5세까지로 대상 연령이 확대되었을 뿐만 아니라 가구소득과 무관하게 지급하는 보편지원 정책이 도입되었다.

한편 2012~2013년 만 3~5세 누리과정이 도입되기 전까지 '영유아 보육료 지원' 사업은 만 0~5세 영유아가 보건복지부 소관 어린이집을 이용할 때 국고와 지방비로 구성된 재원으로 지원하는 사업이었다. 비슷한 유형의 정부 사업인 '유아학비 지원' 사업은 만 3~5세 유아가 교육과학기술부가 관리하는 유치원을 이용할 때 지방교육재정교부금의 지원을 받는

사업이었다. 비록 두 사업의 재원과 지원 대상이 상이하지만 만 3~5세 연령에서 1인당 지원 규모는 〈표 4-6〉에서 제시된 기준에 따라 동일하게 적용되었다. 만 3~5세 유아가 '시설'을 이용한다는 것은 같지만 '보육'과 '교육'이라는 구분에 따라 지원방식과 정책 차이가 발생해 왔다.

〈표 4-7〉 가정양육수당 지원 변화

연도	지원 연령	지원 대상	지원액
2009년 7월 시행~2010년	만 0~1세	차상위저소득층 (최저생계비의 120% 이하)	월 10만 원
2011년	만 0~2세	차상위저소득층 월가구소득(4인 기준) 173만 원 이하	만 0세: 월 20만 원 만 1세: 월 15만 원 만 2세: 월 10만 원
2012년	만 0~2세	차상위저소득층: 월가구소득(4인 기준) 180만 원 이하	만 0세: 월 20만 원 만 1세: 월 15만 원 만 2세: 월 10만 원
2013~2015년	만 5세 이하	소득 수준 무관 전 계층 아동	만 0세: 월 20만 원 만 1세: 월 15만 원 만 2세: 월 10만 원 만 3세~취학 전: 월 10만 원

자료: 각 연도 보육 사업 안내.

정부는 영유아 교육과 보육의 책임을 강화하고 유치원과 어린이집으로 나뉘어 발생하는 비효율을 줄이기 위해 2012년 3월부터 유아교육과 보육과정을 통합한 '5세 누리과정'을 도입하였고, 2013년에는 만 3~4세에게도 누리과정을 도입하였다. 현재 만 3~5세 누리과정은 지방교육재정교부금으로 지원이 이루어지고 있다.

따라서 그동안 영유아 보육료 지원 사업은 만 0~5세를 대상으로 하였지만, 현재는 실질적으로 만 0~2세 대상의 지원이라고 보는 것이 타당하다. 누리과정이 도입되기 전까지 만 3~5세 대상의 지원은 관할 부처가 복지부와 교육부로 나뉘었고, 부처별로 수집한 행정집계자료의 형식과 내용도 상이하다. 따라서 만 3~5세 대상의 지원 효과를 본 연구에서 다루는

것은 여러 측면에서 한계가 있다고 판단된다. 이런 이유로 본 연구는 만 0~2세 대상의 보육료 지원 정책의 효과를 검토하는 데 초점을 맞춘다.

제4절 보육료 및 양육수당 혜택지수 추정 및 주요 변수 설명

앞 절에서 논의한 바와 같이 본 연구에서는 만 0~2세 영아 대상의 보육료와 양육수당 지원이 출산율에 미친 영향을 분석한다. 사업의 지원 정도와 출산율은 연도별, 광역시도별로 측정하며 분석 기간은 2001~2015년이다.

우선 시도별로 보육료 지원 사업 규모의 차이를 엄밀하게 측정하기 위해서는 연도별로 가구소득에 따른 보육료 지원 단가 대비 지원율 변화를 반영할 필요가 있다. 이를 반영하기 위해 만약 한 영유아가 해당 연도에 보육료 지원 단가 대비 100%의 보육료 지원을 받았다면 1의 값을 부여하고, 만약 보육료 지원을 받지 않았다면 0의 값을 부여한다. 그리고 가구소득에 따라 차등지원하는 경우 해당 영유아는 보육료 지원 단가 대비 지원율을 가중치로 사용하여 0에서 1 사이의 값을 부여한다. 따라서 시도 j의 t연도에서 보육료 지원율을 고려한 보육료 혜택 영유아의 총 수(CB_{ajt})는 보육료지원계층(k)별 보육료 지원 단가 대비 지원율(B_{ajt}^{k})을 고려하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(1)\quad CB_{ajt} = \sum_{k=1}^{n} \left(C_{ajt}^{k} \times B_{ajt}^{k} \right)$$

a: 연령(만 0, 1, 2세), j: 광역시도, k: 보육료지원계층(법정저소득층 등)

이를 연도·시도·연령별 영유아 인구수(C_{ajt})로 나누면 연도별, 광역시도별 해당 연령대 영유아 인구 대비 보육료 지원 정도를 보여주는 '보육

료지원혜택지수(SI_{ajt})'를 추정할 수 있다.[6)]

$$(2)\quad SI_{ajt} = \frac{CB_{ajt}}{C_{ajt}}$$

이때 연도별, 광역시도별, 연령별, 보육료지원계층별 보육료 혜택을 받은 영유아 수와 지원 단가 대비 지원율은 각 연도의 「보육사업안내」에서 구득하였으며 연도별, 광역시도별, 연령별 총 영유아 인구는 통계청의 '주민등록연앙인구' 자료를 활용하였다.

[그림 4-1]은 위 방식으로 추정한 보육료혜택지수의 2000~2015년 추이를 보여준다. 전국 평균 추이를 보면 2010년까지 모든 연령대의 보육료 혜택지수가 꾸준히 증가하다가 2011년에서 2012년 사이 급격히 증가하게 된다. 〈표 4-4〉의 보육료 지원 사업 연도별 현황에 따르면 2010년에는 법정 저소득층과 소득 하위 50% 가구에는 100% 지원하고, 소득 하위 60%와 70% 가구는 각각 지원 단가 대비 60%, 30% 수준의 지원을 하였다. 그리고 2011년에는 소득 기준을 확대하여 영유아 가구 소득 하위 70% 이하 모든 가구에 100% 지원을 하였고 2012년에는 소득과 무관하게 모든 가구로 지원 대상을 확대하면서 보편지원이 시행되었다.

2012년 이후 보육료혜택지수는 큰 변동을 보이지 않는 것은 또 다른 특징이다. 이와 관련해서는 세 가지 설명이 가능해 보인다. 첫째, 보육료 지원은 영유아가 어린이집을 이용해야만 지원을 받게 된다. 보편지원으로 확대되면서 2010년에서 2012년으로 보육료 지원 혜택이 연령대별로 두 배가량 증가하였지만 보편지원이라고해서 모든 만 0~2세 영유아 가정이 어린이집을 이용하지 않는다는 점을 의미할 수 있다. 둘째, 보육료의

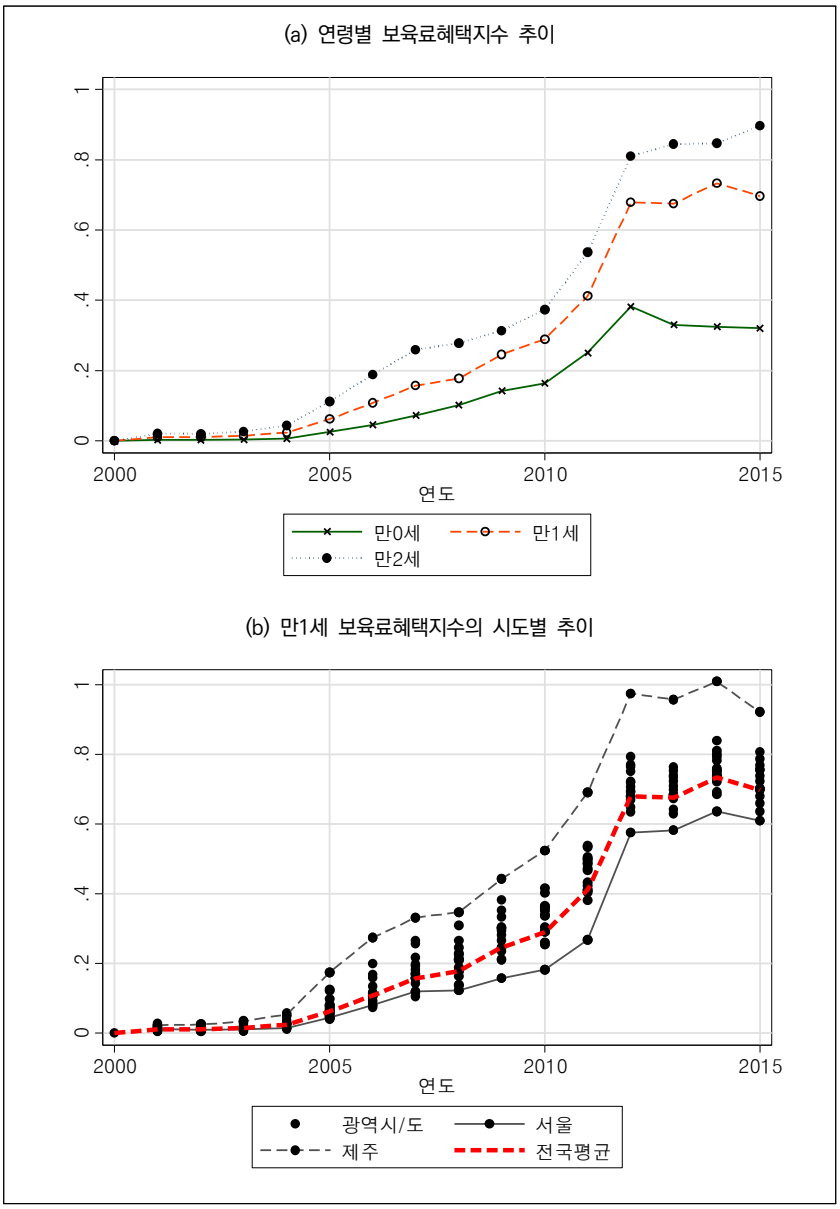
6) 이 같은 추계방식은 홍석철 등(2012)에서 처음 활용하였다.

지원 확대에도 불구하고 어린이집이 정원이 증가하지 않은 결과일 수도 있다. 셋째, 2009년에 도입된 양육수당은 2013년에 보편지원으로 확대되었다. 이에 따라 직접 양육을 선호하는 부모들이 어린이집 이용을 줄이면서 나타난 결과일 수도 있다. 특히 만 0세의 경우 2012년에 보육료혜택지수가 0.38이었으나 2015년까지 0.32로 하락했다는 것은 보육료 지원에서 양육수당 지원으로 이동했을 개연성을 보여준다.

연령대별로 보육료혜택지수의 차이도 관측된다. 2005년 이전에는 그 차이가 작았으나 점차 증가하였고, 2012년 이후 만 0세는 0.3, 만 1세는 0.7, 그리고 만 2세는 0.9 수준을 유지하고 있다. 보육료혜택지수가 높다는 것은 그만큼 어린이집 이용률이 높다는 것을 의미한다. 따라서 보편지원이 도입된 2012년 이후 만 2세의 90% 정도는 어린이집을 이용한 경험이 있다는 것을 예상할 수 있다.

[그림 4-1]의 하단 그래프는 광역시도별 만 1세의 보육료혜택지수 추이를 보여준다. 보육료혜택지수가 연도별로 큰 변화가 있었지만 광역시도 간의 편차도 적지 않음을 확인할 수 있다. 흥미로운 사실은 서울은 줄곧 보육료혜택지수가 가장 낮았으며 제주는 가장 높았다. 2015년 기준 서울의 보육료혜택지수는 0.61로 제주 0.92의 66% 수준에 불과하다. 이처럼 지역 간 편차가 장기간 유지된다는 것은 부모의 영유아 어린이집 이용 선호도, 어린이집 수급 현황 등의 지역 간 차이가 큰 변화 없이 지속되었음을 의미한다. 이는 회귀분석에서 광역시도 고정효과 모형을 적용하여 이 같은 지역 간 차이를 통제할 필요가 있다는 점을 시사한다.

〔그림 4-1〕 보육료혜택지수의 추이, 2000~2015년



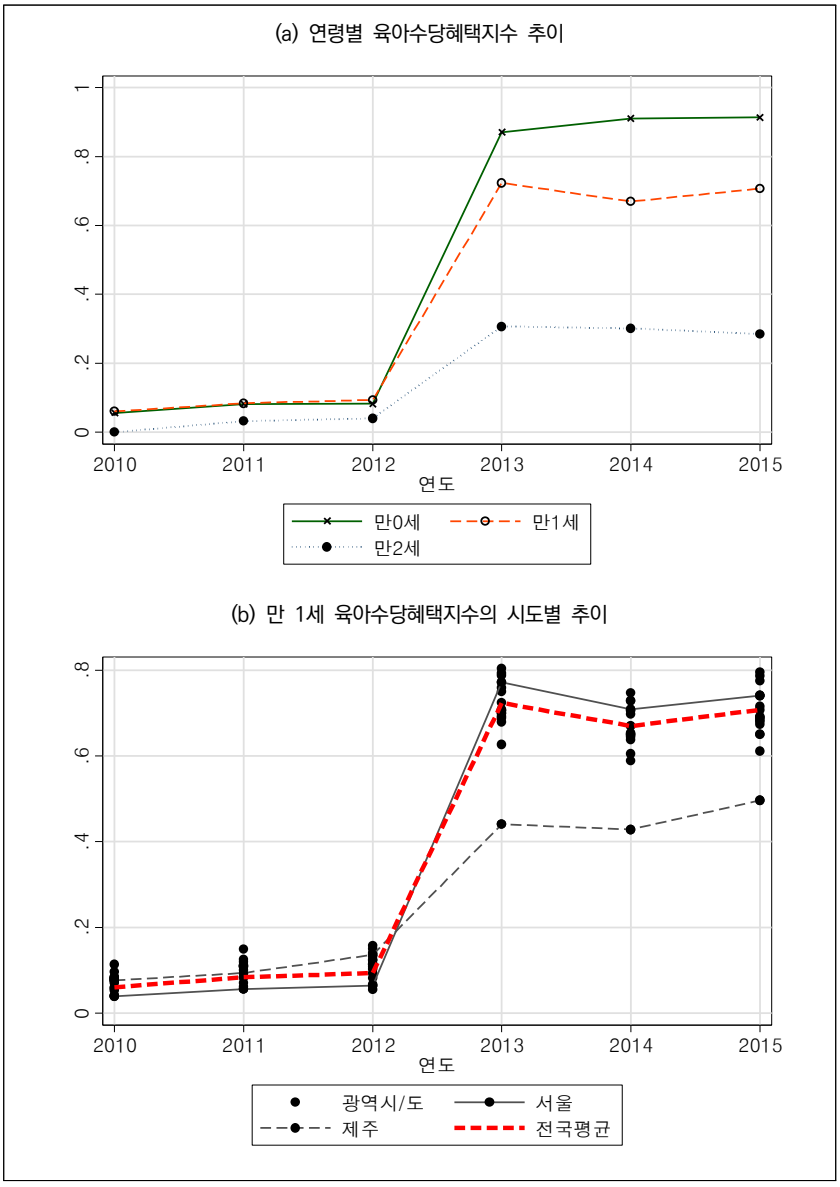
주: 보육료혜택지수의 산출 방식은 제3절 참조.

양육수당 지원은 비교적 짧은 기간 내에 도입되어 보편지원이 이루어졌다. 그리고 보육료 지원과는 달리 지원 단가 대비 지원율을 달리하여 차등지원을 한 경험이 없다. 비록 지원액이 2011년 증가했지만 지원율에 차등을 두지는 않았다. 또한 보편지원이 시행되기 전까지 차상위저소득층 이하에 지원을 하고 있어 지원계층 구분도 단순하다. 따라서 아래 식과 같이 연령별로 양육수당(parenting payment) 혜택을 받은 영유아수(CP_{ajt})를 해당 연령 총 인구수(C_{ajt})로 나누어 양육수당혜택지수(PI_{ajt})를 추정하고자 한다.

$$(3)\quad PI_{ajt} = \frac{CP_{ajt}}{C_{ajt}},\ a\text{: 연령(만 0, 1, 2세)},\ j\text{: 광역시도}$$

[그림 4-2] 상단의 연령별 육아수당혜택지수의 추이를 보면 2013년 보편지원의 영향으로 크게 증가한 것이 관측된다. 2012년까지 약 10%의 영유아가 양육수당 지원을 받았지만 2013년 이후 만 0세의 경우 약 90%가 양육수당 지원을 받았던 것으로 나타났다. 만 1세의 혜택률도 70% 수준으로 증가했고, 만 2세의 경우 30% 수준으로 상승하였다. 부모들이 신생아일수록 직접 양육을 더 선호한다는 점도 알 수 있다. [그림 4-2] 하단의 시도별 추이를 보면 육아수당 지원의 지역 간 편차가 작지 않다는 것을 알 수 있다. 흥미로운 점은 서울은 보육료지원혜택지수가 계속해서 최하위 수준이었지만 양육수당혜택지수는 매우 높았다는 것이다. 반대로 제주는 보육료혜택지수는 높았지만 양육수당혜택지수는 가장 낮았다. 두 보육 지원이 서로 대체적이라는 점을 시사한다.

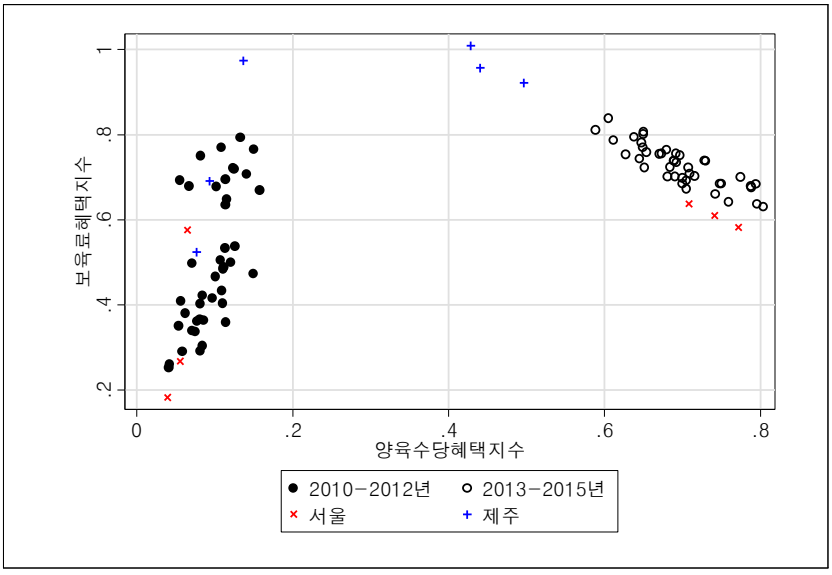
[그림 4-2] 양육수당혜택지수의 추이, 2010~2015년



주: 양육수당혜택지수의 산출 방식은 제3절 참조. 양육수당은 2009년 7월에 도입되었으나 구체적인 집계자료는 2010년부터 존재함.

[그림 4-3]은 만 1세가 대상인 광역시도별 두 혜택지수의 2010년 이후 산포도를 보여준다. 만 1세 대상 양육수당의 보편지원이 시작된 2013년을 전후로 나누어 보면 2013년 이후 양육수당혜택지수가 증가하면서 보육료 지원 혜택이 줄어든 것처럼 보인다. 그러나 광역시도별로 좀 더 자세히 들여다보면 두 지원 간의 대체성이 산포도가 보여주는 것보다 작다는 것을 알 수 있다. 예를 들어 2013~2015년 서울(× 표시)의 양육수당 혜택은 다소 늘었지만 보육료 혜택은 큰 변화가 없다.

[그림 4-3] 보육료 지원과 양육수당 지원의 관련성, 2010~2015년



주: 보육료혜택지수와 양육수당혜택지수는 만 1세 대상의 추정치를 사용함.

마찬가지로 [그림 4-1]과 [그림 4-2]를 비교해 보면, 2012~2013년 이후 두 혜택지수 모두 연령대별로 비슷한 수준을 유지하고 있다. 서울과 제주의 경우에도 2012~2013년 이후 비슷한 추이를 보인다. 따라서 보육과 양육 간의 부모 선호도 그리고 지역의 보육시설 현황에 따라 어느

정도 균형에 도달했다고 판단된다. 한편 보육료혜택지수와 양육수당혜택지수를 더하면 1을 훌쩍 넘는 연령대와 광역시도도 보인다. 이는 부모들이 동일 연도에 아이를 한동안 직접 양육했다가 이후 어린이집을 보내는 등의 이유로 두 보육지원 통계에 중복으로 집계되었기 때문인 것으로 판단된다. 그렇다고 중복 수혜를 의미하는 것은 아니다. 어쩌면 최근 자료의 경우 두 혜택지수 합계가 클수록 어린이집 이용과 양육 간 선택 변화가 더욱 빈번했다는 것을 의미한다.

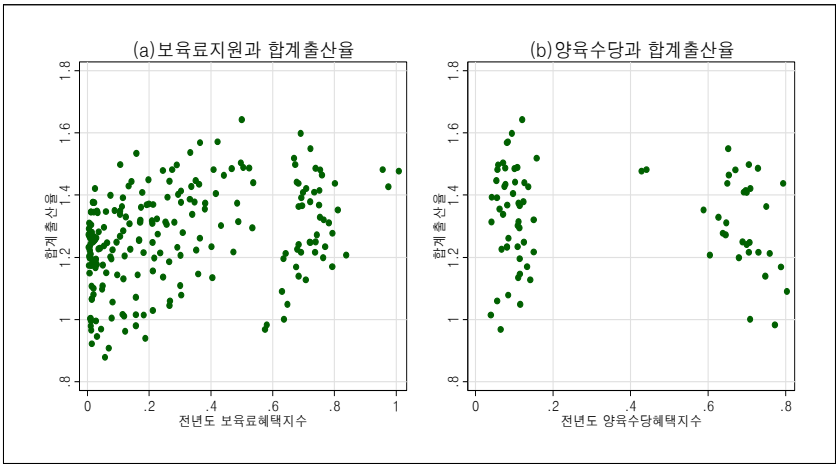
그렇다면 두 보육사업의 확대는 출산율의 변화와 어떤 관계를 가질까? 다음 절의 회귀분석에 앞서 [그림 4-4]에서는 광역시도별 혜택지수와 합계출산율 간의 산포도를 통해 상관성을 보여주고 있다. 임신과 출산 간의 시차를 고려하여 전년도 혜택지수와 올해 합계출산율 간의 관계를 살펴보았다. 그림에서는 만 1세 대상 보육료혜택지수와 육아수당혜택지수를 사용하였다. 연간 자료이므로 2세는 3~5세와 중복될 수 있고 0세의 경우 어린이집 이용 가능성이 비교적 낮기 때문에 만 1세를 대상으로 추정한 혜택지수가 보육사업 규모와 혜택을 잘 반영한다고 판단하였다. 물론 연령별 혜택지수 간 상관성이 높기 때문에 다른 연령대의 지수를 사용해도 결과에 큰 차이는 발견되지 않았다.

우선 보육료 지원과 합계출산율은 비교적 뚜렷한 양의 상관성이 관측된다. 2012년 보편지원이 시행된 이후 보육료혜택지수에 큰 상승이 관측되며 2011년까지 자료에서 양의 상관성이 더욱 강하게 보인다. 반면 2012년 이후에는 보육료혜택지수가 1에 가까웠던 제주를 제외하면 보육료혜택지수와 합계출산율 간의 양의 상관성이 뚜렷하게 관측되지는 않는다.

전년도 양육수당혜택지수와 올해 합계출산율의 관계는 2013년 전후로 나뉘지만 두 기간 모두 양육수당혜택지수와 합계출산율 간에 뚜렷한 상

관성이 나타나지는 않는다. 오히려 2013년 이후에는 약한 음의 상관성이 보인다. 그러나 이 같은 상관성은 결합자료(pooled data)에서 관측되는 현상일 수 있으며 회귀분석에서 지역 고정효과를 적용하여 지역 내 혜택지수 변화가 합계출산율과 갖는 관련성을 분석할 필요가 있다.

[그림 4-4] 보육료 지원과 양육수당 지원이 합계출산율과 갖는 상관성



주: 그림 (a)는 합계출산율 기준 2001~2015년의 자료이며, 그림 (b)는 2011~2015년 자료임. 보육료혜택지수와 양육수당혜택지수는 만 1세 대상의 추정치를 사용함.

위에서 논의한 연도별, 광역시도별 보육료혜택지수와 양육수당혜택지수는 다음 절의 회귀분석에서 핵심 설명변수로 사용할 예정이다. 연도별, 광역시도별 혜택지수 추정치는 부록의 〈부표 1〉에 수록하였다.

회귀분석에서는 출산과 관련한 다양한 지표를 종속변수로 활용한다. 합계출산율, 산모연령별 출산율, 출생 순서별 출산율 등이다. 합계출산율과 산모연령별 출산율은 국가통계포털에서 구득하였다. 출생 순서별 출산율은 국가통계포털에서 구득한 출생 순서별 출산아 수를 15~49세 여성 인구(가임 여성 인구로 가정)로 나누어 계산하였다.

한편 보육료 및 육아수당혜택지수 외에도 출산에 영향을 줄 수 있는 여러 지역 변수를 통제하였다. 우선 보육시설의 양적, 질적 지표의 영향을 살펴보기 위해 광역시도별 만 0~2세 영유아 1인당 어린이집 정원, 그리고 정원을 기준으로 계산된 민간 어린이집 비율을 활용한다. 시군구 단위 지자체의 대표적인 저출산 대책인 출상장려금 정책의 영향을 통제하기 위해 광역시도 내 시군구의 첫째 아이 평균 출산장려금을 추계하여 설명변수로 사용한다. 또한 혼인율과 20~30대 여성 경제활동 참가율을 통제하여 여성 일·가정 양립 지표의 영향을 살펴보고자 한다. 또한 지역 경제를 대표하는 지표로 1인당 지역 내 총생산과 재정자립도를 통제한다. 위에서 설명한 종속변수와 설명변수의 기초통계량은 〈표 4-8〉에서 제시하였다.

〈표 4-8〉 기초통계량

변수	2001~2015년				2010~2015년	
	평균	표준편차	최솟값	최댓값	평균	표준편차
만 1세 보육료혜택지수	0.28	0.27	0.00	1.01	0.58	0.18
만 1세 양육수당혜택지수					0.38	0.32
합계출산율	1.25	0.18	0.88	1.76	1.26	0.17
산모연령별 출산율						
15~19세	0.02	0.01	0.01	0.05	0.02	0.01
20~29세	1.19	0.41	0.45	2.29	0.90	0.26
30~39세	1.25	0.27	0.83	1.91	1.56	0.11
40~49세	0.04	0.01	0.02	0.09	0.05	0.01
출생 순서별 출산율						
첫째 아이	18.22	1.94	12.89	24.70	17.96	1.19
둘째 아이	14.28	2.72	9.24	23.39	13.43	1.56
셋째 아이	3.66	1.27	1.85	10.36	3.70	1.15
산모 연령 및 출산 결과						
산모 연령	30.61	1.09	28.34	32.85	31.73	0.56
다태아 비율	0.012	0.003	0.007	0.020	0.015	0.002
성비(남/여)	1.073	0.024	1.019	1.184	1.057	0.013
출생 체중	3.235	0.025	3.180	3.290	3.209	0.013
저체중아 비중	0.047	0.007	0.036	0.063	0.054	0.004
조산 비중	0.053	0.010	0.033	0.079	0.064	0.005

변수	2001~2015년				2010~2015년	
	평균	표준편차	최솟값	최댓값	평균	표준편차
설명변수						
영유아 1인당 어린이집 정원	0.97	0.51	0.13	10.60	1.24	0.19
정원 기준 민간 어린이집 비율	0.76	0.10	0.38	0.90	0.80	0.08
첫째 아이 평균 출산장려금(백만 원)	0.24	0.48	0.00	2.00	0.49	0.64
혼인율	15.22	1.79	10.80	19.50	14.33	1.42
20~30대 여성 경제활동참가율	0.55	0.04	0.42	0.67	0.56	0.05
1인당 지역 내 총생산(백만 원)	21.35	7.92	8.95	63.40	27.68	8.11
재정자립도	0.63	0.23	0.16	0.96	0.60	0.21

주: 2001~2015년 자료는 제4절에서, 2010~2015년 자료는 제5절에서 사용함.

제5절 보육료 지원이 출산율에 미친 영향 분석

1. 고정효과 모형

이번 절에서는 보육료 지원 사업이 광역시도의 합계출산율에 미친 영향을 정량적으로 분석한다. 우선 시도고정효과 모형을 다음과 같이 사용한다.

$$(4)\quad TFR_{jt} = \alpha + \beta SI_{jt-1} + \gamma TFR_{jt-1} + X_{jt-1}H + \delta_t + \delta_j + \varepsilon_{jt}$$

위 추정식에서 TFR_{jt}는 t연도 j광역시도의 합계출산율을 의미한다. 합계출산율의 주요 결정 요인으로 전년도$(t-1)$의 보육료혜택지수(SI_{jt-1})를 통제하였다. 임신과 출산 간에 9개월의 시차가 존재한다는 점을 감안하여 전년도 설명변수를 통제한다. 자료 수집 기간은 2001~2015년이지만 시차를 고려할 때 보육료혜택지수 기준 분석 기간은 2001~2014년이며 합계출산율 기준 분석 기간은 2002~2015년이다. 그리고 세종특별자치시는 2012년부터 자료가 존재하고 신생아 수도 많지 않아 분석에서 제외하였다. 결과적으로 16개 광역시도의 14년에 걸친 224개 표본을 분석

에 사용하였다.

보육료혜택지수는 만 0, 1, 2세를 대상으로 각각 추정하였지만 만 1세의 보육료혜택지수를 활용한다. 만 0세의 경우 신생아가 많이 포함되어 있어 실제로 어린이집 이용 빈도가 낮고, 만 2세 자료 일부는 3세와 중복되어 측정 오류가 발생할 수 있기 때문이다.

그런데 전년도의 보육료혜택지수를 올해 출산율의 결정 요인으로 설정하는 것이 타당한 것인가는 논의할 필요가 있다. 첫째, 추정식에서는 전년도 혜택지수를 통제하였으므로 거주 지역의 보육료 지원 정도가 임신 결정에 영향을 준다고 가정한다. 출산 후 자녀가 보육료 지원을 받기까지는 임신 결정 후 적어도 1년은 소요된다. 전년도 보육료 지원의 혜택을 임신 결정 시점에 누릴 수 있는 것은 아니다. 따라서 보육료 지원은 직접적인 요인으로서의 영향보다는 미래에 발생할 것으로 예상되는 보육의 비용이 얼마나 절감될 수 있는지의 차원에서 임신 결정에 영향을 줄 것이다. 둘째, 보육료혜택지수는 해당 지역의 보육시설 수급 현황을 간접적으로 반영한다. 보육료 지원은 어린이집에 다녀야만 지급되는 정책이므로 보육료혜택지수가 높다는 것은 그 지역에 충분한 보육시설이 있어 다수의 영유아가 이용할 수 있다는 점을 시사한다. 자료에서 보육료혜택지수와 만 0~2세 영유아 1인당 어린이집 수의 상관계수가 0.84라는 것은 이를 잘 뒷받침한다. 셋째, 보육료혜택지수는 지역 내 부모들의 보육시설 이용 선호도 또는 필요성과도 밀접하게 관련이 있다. 예를 들어 가임 여성들의 경제활동 참여가 높다면 자녀를 어린이집에 보낼 확률이 높아질 것이다. 이를 뒷받침하듯 자료에서 보육료혜택지수와 여성 경제활동 참여율의 상관계수가 0.22로 측정된다. 요약하자면 보육료혜택지수는 출산율의 결정 요인으로서 보육 비용 절감 기대, 보육시설의 수급 현황, 보육시설 이용의 및 필요성 등 지역 내 여러 특성을 반영하며, 추정 결과 역시

이 같은 맥락에서 이해할 필요가 있다.

한편 합계출산율 변수는 여러 경로를 통해 자기상관성(autocorrelation)을 지닐 수 있다. 이를 확인하기 위해 추정식에서는 전년도의 합계출산율(TFR_{jt-1})을 통제한다. 자기상관성을 고려할 때 보통 다기간에 걸친 시차변수(lagged variable)를 사용하지만 분석 기간이 길지 않고 다기간 통제의 편익이 크지 않아 전년도 변수만을 통제하였다.

X_{jt-1}는 전년도 기준 출산율과 관련이 있을 지역 특성을 대표하는 설명변수이다. 〈표 4-8〉에서 제시된 것과 같이 영유아 1인당 어린이집 정원, 정원 기준 민간 어린이집 비율, 광역시도 내 시군구의 첫째 아이 평균 출산장려금, 혼인율, 20~30대 여성 경제활동 참가율, 1인당 지역 내 총생산, 재정자립도를 포함한다.

또한 시간에 따른 출산율의 차이(예: 밀레니엄 베이비붐)와 본 연구에서 살펴보지 못하는 특정 연도의 저출산 정책의 영향을 간접적으로 통제하기 위해 연도 더미(δ_t)를 추가하였다. 마지막으로 δ_j는 광역시도 고정효과를 나타낸다. 광역시도 고정효과는 시간에 따라 크게 변하지 않는 출산과 관련된 지역적 특성(예: 남아 선호, 인구 특성, 도시화 등)을 통제하는 역할을 한다. 따라서 누락변수(omitted variable)의 존재로 발생하는 내생성 문제를 부분적으로 완화할 수 있다. 또한 광역시도 고정효과 사용의 의미는 광역시도 내에서 보육료혜택지수의 한계효과를 추정하는 것이므로 좀 더 엄격한 분석 방법이라 할 수 있다.

식 (4)에 기초한 회귀분석의 결과는 〈표 4-9〉의 모형 (1)~(4)에서 제시하고 있다. 모형에 따라 다소 차이가 있지만 전반적으로 전년도 보육료혜택지수가 증가할 때 시도의 합계출산율이 유의미하게 증가하는 것으로 추정되었다. 이 같은 결과는 합계출산율의 자기상관성을 통제하고 시간과 광역시도 고정효과를 고려해도 유의미하게 나타난다.

〈표 4-9〉 영유아 보육료 지원이 합계출산율에 미친 영향 추정

종속변수: t연도의 시도별 합계출산율

$t-1$연도의 설명변수	추가 통제변수 없음	전년도 합계출산율 및 연도 더미 통제	시도고정효과 모형		First-Difference GMM 모형
			추가설명변수 미통제	설명변수 통제	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
보육료혜택지수	0.1693**	0.0941***	0.1318**	0.1900**	0.2034***
	(0.0589)	(0.0306)	(0.0511)	(0.0651)	(0.0707)
합계출산율(전년도)		0.9833***	0.8795***	0.6999***	0.6150***
		(0.0076)	(0.0708)	(0.0688)	(0.0640)
영유아 1인당 어린이집 정원				-0.0027***	-0.0008
				(0.0009)	(0.0011)
정원 기준 민간 어린이집 비율				-0.0632*	-0.0702**
				(0.0324)	(0.0333)
첫째 아이 평균 출산장려금				0.0018	0.0053
				(0.0076)	(0.0098)
혼인율				0.0313***	0.0328***
				(0.0052)	(0.0072)
20~30대 여성 경제활동 참가율				-0.0557	-0.0504
				(0.0710)	(0.0558)
1인당 지역 내 총생산				0.0007	0.0017
				(0.0006)	(0.0014)
재정자립도				-0.0624	-0.1027*
				(0.0548)	(0.0559)
상수항	1.1721***	-0.0248	0.0632	-0.0093	
	(0.0600)	(0.0171)	(0.0865)	(0.0948)	
표본 수	208	224	224	224	208
Adjusted R-squared	0.073	0.987	0.988	0.992	
1차 자기상관 검정(p-value)					0.001
2차 자기상관 검정(p-value)					0.031
Sargan 검정(p-value)					0.000

주: 모형 (1)~(4)는 추정식 (4)에 따라 단계적으로 설명변수를 추가한 결과임. 모형 (5) 추정식 (5)에 따라 First-Difference GMM 추정 방법을 적용한 결과임. 연도와 시도 더미변수의 추정계수는 지면 부족으로 생략하였음. 각 모형의 회귀분석은 연도별, 광역시도별 신생아 수를 가중치로 사용함. 추정 결과에서 괄호 안의 값은 추정계수의 표준오차를 의미함. 모형 (1)~(4)에서는 표준오차를 시도 단위에서 cluster하였으며, 모형 (5)는 강건표준오차임. *, **, ***은 각각 회귀계수가 10%, 5%, 1% 유의미 수준에서 통계적으로 유의미함을 뜻함.

모든 설명변수를 통제한 모형 (4)의 추정계수를 이용하여 보육료 지원 효과의 크기를 가늠해 보자. 합계출산율이 가장 낮았던 2005년 이후

2015년까지 만 1세 보육료혜택지수는 0.06에서 0.70으로 0.64만큼 증가하였다. 모형 (4)에서 추정한 한계효과 추정계수를 적용하면 2005~2015년 보육료혜택지수의 증가분은 합계출산율을 약 0.122만큼 증가시킨 것으로 계산된다(0.122 ≈ 0.1900 × 0.64). 실제로 이 기간 합계출산율은 1.076에서 1.239로 0.163만큼 증가하였다. 따라서 이 기간 보육료지원 확대는 합계출산율 증가의 75%를 설명한다고 할 수 있다.

기타 설명변수도 합계출산율과 밀접한 관련이 있는 것으로 보인다. 우선 전년도 합계출산율이 매우 유의미한 양의 계수를 갖는 것은 합계출산율의 자기상관성이 매우 크다는 것을 의미한다. 이는 시도고정효과 모형이 통제하지 못하는 지역적 특성이 존재하여 지속적으로 출산율에 영향을 줄 수 있음을 시사한다. 영유아 1인당 어린이집 정원은 유의미한 음의 계수가 추정되었다. 이는 보육시설의 양적 증가가 반드시 출산율을 높이지는 않을 수 있다는 교훈을 준다. 정원 기준 민간 어린이집 비율 역시 유의미한 음의 계수가 추정되었으며, 이는 국공립 어린이집의 질적 수준이 높고 부모들이 선호한다는 것을 간접적으로 보여주는 결과이다. 출산장려금은 양의 계수가 추정되었으나 통계적으로 유의미하지 않았다. 혼인율의 경우, 전년도 혼인율이 높을수록 합계출산율이 유의미하게 높아지는 것으로 추정되었다. 그 밖의 경제지표에서는 뚜렷한 결과가 관측되지 않았다.

2. First-Difference GMM 모형

시도고정효과 모형이 측정 불가능한 지역 특성을 통제할 수 있다는 장점을 가지지만 내생성 문제는 여전히 존재한다. 보통 합계출산율이 낮은 지역이 출산율 제고를 위해 보육료 지원을 더욱 장려할 것으로 생각되며,

이 경우 앞 추정 결과는 보육료 지원 정책의 효과를 과대 추정할 것이다. 이 같은 문제를 고려하여 보육료혜택지수와 합계출산율의 관계에서 시차를 조정하였다. 하지만 두 변수 간의 내생적 관계가 완전히 제거되었다고 보기는 어렵다. 시점이 다르더라도 이전의 여러 시기에 걸쳐 두 변수가 서로 영향을 주고받을 수 있기 때문이다.

동태적 패널 분석에서 위 문제를 보정하기 위해 Arellano와 Bond (1991)가 제시한 'First-Difference GMM(동태적 패널 1차 차분 일반화 적률법)' 분석 기법이 종종 활용된다. 이 방법은 아래 식 (5)와 같이 모든 변수를 차분(first difference)한 뒤에 활용 가능한 각 변수의 모든 시차 변수를 도구변수(instrumental variable)로 활용하는 GMM 기법이다. 또한 차분하는 과정에서 관측 불가능한 고정효과를 제거할 수 있어 누락변수 문제도 해결할 수 있다.

$$(5)\ \Delta TFR_{jt} = \alpha + \beta \Delta SI_{jt-1} + \gamma \Delta TFR_{jt-1} + \Delta X_{jt-1} H + \delta_t + \Delta \varepsilon_{jt}$$

본 연구에서는 ΔSI_{jt-1}과 ΔTFR_{jt-1}을 내생변수로 간주하였으며, 이에 대한 도구변수로는 모든 차분변수(ΔSI_{jt-1}, ΔTFR_{jt-1}, ΔX_{jt-1})의 시차변수를 활용하였다. 시차변수를 도구변수로 활용할 때 도구변수의 유효성을 확보하기 위해서는 오차항에 시계열적 자기상관성이 존재하지 않아야 한다. Arellano와 Bond(1991)의 1차 및 2차 자기상관 검정과 Sargan 검정을 통해 모형의 타당성과 도구변수의 적정성을 검토한다.

위 모형의 추정 결과는 앞선 〈표 4-9〉의 모형 (5)에서 제시하고 있다. 예상과 달리 GMM 모형의 추정 결과는 시도고정효과 모형의 결과와 매우 유사하게 추정되었다. 비록 변수의 차분을 활용하는 과정에서 2002년 자료가 분석에서 누락되었지만 모형 (4)와 (5)에서 보육료혜택지수의 계

수는 거의 동일하게 추정되었다. 또한 오차항의 1차 및 2차 자기상관 검정은 모두 기각되었으며 Sargan의 과도식별제약(over identification restriction) 검정도 기각되었다. 이는 위 GMM 모형이 통계적으로 유효하다는 것을 의미한다.

제6절 양육수당 지원이 출산율에 미친 영향 분석

다음으로 2009년 7월에 도입된 양육수당 지원 정책이 출산율에 미친 영향을 살펴보자. 추정모형은 앞 절의 추정식 (4)와 (5)에서 제시한 시도고정효과 모형과 First-Difference GMM 모형을 동일하게 사용하며, 다만 주요 설명변수로 보육료혜택지수 대신 만 1세 양육수당혜택지수를 사용한다. 보육료지원혜택지수와 마찬가지로 양육수당혜택지수는 출산 후 예상되는 금전적 지원에 따른 육아 비용 절감의 정도를 반영하지만 부모의 직접 양육 선호 및 필요성, 지역의 보육시설 수급 현황에 따른 결과가 포괄적으로 반영된 지표로 간주할 필요가 있다.

양육수당은 2009년에 도입되었지만 양육수당 관련 자료는 2010년부터 존재한다. 이에 따라 양육수당혜택지수도 2010년부터 추정하였다. 따라서 분석 기간은 양육수당혜택지수 기준 2010~2014년이며 출산율 기준으로 2011~ 2015년이다. 앞 절과 마찬가지로 세종특별자치시는 분석에서 제외하였다.

추정 결과를 보여주는 〈표 4-10〉의 모형 (1)~(4)는 추정식 (4)를 근거로 분석한 결과이다. 모형 (4)의 시도고정효과 모형의 결과는 양육수당혜택지수가 증가할수록 합계출산율이 유의미하게 증가하는 추정 결과를 보여준다. 2010년에서 2015년 사이 만 1세 양육수당혜택지수는 0.06에서

0.7로 0.64만큼 증가하였다. 추정계수인 0.1354를 곱하면 같은 기간 합계출산율을 0.087 정도 증가시켰다고 해석할 수 있다. 그럼에도 불구하고 같은 기간 합계출산율은 지속적으로 증가하지 않았으며 1.2를 전후로 변동하였다. 이는 2010년 이후 양육수당 지원 도입이 출산율을 높이는 방향으로 작용하였지만 출산율에 부정적인 요인의 영향도 크게 작용하여 나타난 결과로 해석할 수 있다.

〈표 4-10〉 양육수당 지원이 합계출산율에 미친 영향 추정

종속변수: t연도의 시도별 합계출산율

$t-1$연도의 설명변수	추가 통제변수 없음	전년도 합계출산율 및 연도 더미 통제	시도고정효과 모형		First-Difference GMM 모형
			추가설명변수 미통제	설명변수 통제	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: 양육수당혜택지수					
양육수당혜택지수	-0.0516***	0.0987	0.0441	0.1354***	0.0944**
	(0.0115)	(0.0622)	(0.0390)	(0.0390)	(0.0453)
합계출산율(전년도)		1.0046***	0.5843***	0.3248**	0.1540
		(0.0102)	(0.1361)	(0.1353)	(0.1298)
영유아 1인당 어린이집 정원				-0.1745*	-0.1912*
				(0.0961)	(0.0997)
정원 기준 민간 어린이집 비율				0.3219	0.6595***
				(0.2136)	(0.2518)
첫째 아이 평균 출산장려금				-0.0191	-0.0227
				(0.0251)	(0.0169)
혼인율				0.0333***	0.0279***
				(0.0093)	(0.0061)
20~30대 여성 경제활동 참가율				-0.0961	-0.0104
				(0.1196)	(0.1230)
1인당 지역 내 총생산				0.0039	0.0042*
				(0.0025)	(0.0023)
재정자립도				-0.0310	-0.1361
				(0.1393)	(0.1244)
상수항	1.2758***	-0.1278***	0.4509**	0.4807	
	(0.0589)	(0.0113)	(0.1895)	(0.4068)	
표본 수	80	80	80	80	64
Adjusted R-squared	0.009	0.990	0.995	0.997	

$t-1$연도의 설명변수	추가 통제변수 없음	전년도 합계출산율 및 연도 더미 통제	시도고정효과 모형		First-Difference GMM 모형
			추가설명변수 미통제	설명변수 통제	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel B: 양육수당혜택지수와 보육료혜택지수 함께 통제					
양육수당혜택지수	-0.1658**	0.0912	0.0555	0.1398***	0.1353***
	(0.0752)	(0.0535)	(0.0431)	(0.0388)	(0.0301)
보육료혜택지수	0.2828	0.0816**	-0.0501	0.1517	0.1461*
	(0.2098)	(0.0334)	(0.1054)	(0.0982)	(0.0764)
표본 수	80	80	80	80	64
Adjusted R-squared	0.069	0.991	0.995	0.997	
Panel C: 보육료지원혜택지수					
보육료혜택지수	0.1112	0.0860*	-0.0234	0.1379	0.1901**
	(0.1377)	(0.0404)	(0.0996)	(0.1079)	(0.0806)
표본 수	80	80	80	80	64
Adjusted R-squared	0.016	0.990	0.995	0.996	

주: 각 회귀분석은 2010~2015년 자료를 이용함. 각 분석모형은 〈표 4-9〉의 분석모형과 동일함. Panel B와 C에서는 보고한 변수 외에도 모든 설명변수를 통제하였으나, 지면 제약으로 생략함. *, **, ***은 각각 회귀계수가 10%, 5%, 1% 유의미 수준에서 통계적으로 유의미함을 뜻함.

모형 (5)는 GMM 분석의 결과이다. 양육수당혜택지수의 추정계수가 통계적으로는 유의미하지만 다소 작게 추정되었다. 그러나 분석 기간이 짧아 표본이 64개로 적다는 문제가 있다. 실제로 GMM 모형의 타당성을 검정하는 과정에서 2차 자기상관 검정을 기각하지 못하고 과도식별제약 조건도 충족시키지 못하였다. 따라서 모형 (5) 결과의 신뢰성은 높지 않다고 판단된다. 그 외 설명변수의 영향은 〈표 4-9〉의 결과와 유사하였다.

한편 2012~2013년은 양육수당 지원이 보편적으로 확대되었을 뿐만 아니라 보육료 지원도 보편적 확대를 경험하였다. 두 지원 사업은 대체성이 존재하며, 양육수당의 도입과 확대에 따라 보육료 지원 혜택을 선택한 비율이 줄어들었을 가능성을 제3절의 [그림 4-3]에서 논의하였다. 하지만 [그림 4-3]에서 관측한 음의 상관성과는 달리 시도를 정하여 추이를 살펴보면 대체성이 크지 않다는 점을 지적하였다. 그리고 실제로 두 사업의 혜택 규모는 2013년 이후 각각 균형점에 도달한 것으로 제안하였다.

Panel B는 두 사업의 대체 가능성을 고려하여, Panel A의 추정식에 보육료혜택지수를 함께 추가하여 분석하였다. 그리고 Panel C에서는 동일한 기간(2010~2015년)의 보육료혜택지수만을 고려했을 때의 결과를 보여준다. Panel B와 Panel C에서는 추정식 (4)와 (5)를 따라 여러 변수를 통제하였지만, 주요 설명변수인 혜택지수의 결과만을 제시하였다.

Panel B와 C의 결과에서는 두 가지 특징적인 결과를 파악할 수 있다. 첫째, 육아수당혜택지수가 출산율에 미친 긍정적인 영향은 보육료혜택지수를 추가해도 달라지지 않는다는 점이다. 다시 말해 두 지원 사업 간에 실질적인 상관성이 크지 않다는 것을 시사한다. 둘째, 2010년 이후 자료만을 가지고 분석할 때 보육료혜택지수가 출산율에 미치는 한계효과가 앞 절의 결과보다 작게 추정되었고 통계 유의성이 낮아졌다는 점도 주목할 필요가 있다.

2010년 이후 보육 지원 효과가 작아진 것에는 몇 가지 해석이 가능하다. 우선 2012년부터 보편지원으로 전환되면서 보육료 지원 정책의 효율성이 낮아졌을 개연성이 높다. 보육료 지원은 임신, 출산, 육아의 경제적 부담이 높은 가구에서 더욱 잘 작동할 것이다. 차등지원의 경우 보육료 지원의 영향을 많이 받을 계층에 지원이 집중되지만 가구소득과 무관하게 지원이 이루어지면서 비교적 영향을 덜 받을 계층이 추가되었을 것으로 보인다. 그 결과 보육료 지원의 한계효과는 낮게 추정되었을 것으로 보인다. 또한 보육료 지원의 영향을 받았을 계층 일부가 양육수당 혜택으로 전환했다면 보육료 지원의 효과는 더욱 낮아졌을 것이다. 다른 설명으로는 2012년 이후 시도별로 보육료혜택지수가 비슷한 수준으로 유지되어 정책 효과가 뚜렷하게 관측되지 않았을 가능성이다. 그러나 각 가설의 평가는 가구 단위 미시자료 분석에 기초할 필요가 있으며, 본 연구의 집계자료 분석에서는 한계가 있다는 점을 밝혀 둔다.

제7절 산모 연령과 출생 순서에 따른 차이

이번 절에서는 보육료혜택지수 및 양육수당혜택지수와 산모의 연령별 출산율 및 출생 순서별 출산율의 연관성을 분석한다. 앞 두 절에서 보육료혜택지수의 분석에서는 시도고정효과 모형과 First-Difference GMM 모형 간에 큰 차이가 없었고 양육수당혜택지수의 경우 GMM 모형의 신뢰성이 높지 않았다. 이런 점을 반영하여 이번 절의 분석은 시도고정효과 모형만을 사용한다.

〈표 4-11〉은 산모의 연령별 출산율에 미친 영향을 분석한다. 출산율은 산모 10만 명당 출산아 수로 설정하였으며 산모의 연령대는 15~19세, 20~29세, 30~39세, 40~49세로 구분하였다. Panel A에서는 2002~2015년 자료를 이용하여 보육료혜택지수의 한계효과를 추정하며 Panel B에서는 2010~2015년 자료를 이용하여 두 혜택지수의 효과를 함께 추정한다.

〈표 4-11〉 산모의 연령별 출산율에 미친 영향 추정

종속변수: t연도의 연령대별 산모 10만 명당 출산아 수

$t-1$연도의 설명변수	15~19세 (1)	20~29세 (2)	30~39세 (3)	40~49세 (4)
Panel A: 분석기간 – 출산율 기준, 2002~2015년				
보육료혜택지수	-0.0019	0.0176	0.2594***	-0.0142
	(0.0064)	(0.0596)	(0.0525)	(0.0108)
Panel B: 분석 기간 2010~2015년				
보육료혜택지수	-0.0028	0.3723	-0.0573	0.0033
	(0.0162)	(0.2439)	(0.1223)	(0.0149)
양육수당혜택지수	-0.0018	0.1249	0.1238**	0.0293***
	(0.0069)	(0.1009)	(0.0567)	(0.0091)

주: 식 (4)를 추정한 〈표 4-9〉와 〈표 4-10〉 모형 (4)의 시도고정효과 모형을 사용함. 연도더미를 포함한 모든 설명변수와 종속변수의 전년도 값을 통제함. 주요 설명변수만을 보고함. 괄호 안의 값은 시도 단위에서 cluster한 추정계수의 표준오차임. *, **, ***은 각각 회귀계수가 10%, 5%, 1% 유의미 수준에서 통계적으로 유의미함을 뜻함.

추정 결과에 따르면 보육료혜택지수는 30대 산모의 출산율에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다. 그러나 Panel B의 결과를 보면 이 같은 긍정적인 효과는 2010년 이전에 발생한 것으로 보인다. 반면 양육수당혜택지수는 2010년 이후 30~40대 산모의 출산율에 유의미한 영향을 줄 것으로 추정되었다. 전반적으로 보육 정책의 효과는 30대에서 유의미하게 관측된다. 30대 산모의 경우 자녀의 보육과 양육에 더욱 크게 관심을 가지며 정부 정책에도 민감하다는 것을 시사한다. 최근 들어 보육료 지원 정책의 효과가 반감한 것은 앞서 논의한 것처럼 이 사업의 효율성이 낮아졌기 때문인 것으로 보이며, 이에 따른 대응책 마련이 필요해 보인다.

다음으로 〈표 4-12〉에서는 출생 순서별 출산율에 미친 효과를 분석한다. 출생 순서별 출산율은 연도·시도별 20~39세 여성 인구 천 명당 출생 순서별 신생아 수로 계산하였다. 20~39세가 주요 출산 연령이라는 가정을 근거로 하며 출생 순서는 첫째, 둘째, 셋째 아이로 구분하여 분석하였다. 앞 분석과 마찬가지로 시도고정효과 모형을 사용하며 분석 기간을 둘로 나누어 두 보육사업 혜택지수의 한계효과를 추정한다.

〈표 4-12〉 출생 순서별 출산율에 미친 영향 추정

종속변수: t연도의 출생 순서별 신생아 수 ÷ 20~39세 여성 인구 × 1000

$t-1$연도의 설명변수	첫째 아이 (1)	둘째 아이 (2)	셋째 아이 (3)
Panel A: 분석 기간 – 출산율 기준, 2002~2015년			
보육료혜택지수	0.0274	1.1262	1.1401**
	(0.3784)	(0.6917)	(0.4264)
Panel B: 분석 기간 – 출산율 기준, 2011~2015년			
보육료혜택지수	-4.6108***	2.6597	1.0074
	(1.4759)	(1.7091)	(0.8063)
양육수당혜택지수	3.2758	1.6429**	1.1897**
	(1.9644)	(0.6866)	(0.4253)

주: 식 (4)를 추정한 〈표 4-9〉와 〈표 4-10〉 모형 (4)의 시도고정효과 모형을 사용함. 연도더미를 포함한 모든 설명변수와 종속변수의 전년도 값을 통제함. 주요 설명변수만을 보고함. 괄호 안의 값은 시도 단위에서 cluster한 추정계수의 표준오차임. *, **, ***은 각각 회귀계수가 10%, 5%, 1% 유의미 수준에서 통계적으로 유의미함을 뜻함.

〈표 4-12〉의 분석 결과에 따르면 보육료혜택지수는 2002~2015년 분석에서 셋째 아이의 출산율을 유의미하게 높이는 것으로 추정된다. 둘째 아이도 양의 계수로 추정되었지만 통계 유의성이 높지 않았다. 2010년 이후 분석을 제한하면 이 같은 보육료 지원에서 양의 효과는 사라지는 것으로 관측된다. 그 대신 양육수당혜택지수가 둘째 아이와 셋째 아이의 출산율은 유의미하게 높이는 것으로 추정되었다.

두 사업 모두 둘째 아이 또는 셋째 아이 출산율에서 유의미한 결과가 관측된 것은 주목할 필요가 있다. 이는 두 보육정책이 이미 자녀를 둔 부모의 추가 자녀 결정에 영향을 줄 수 있다는 것을 의미한다. 일반적으로 결혼 후 최소한의 자녀를 갖는다고 가정하면 실질적으로 출산율을 높이기 위해서는 다자녀 출산을 권장해야 한다. 이런 측면에서 보육료와 양육수당 지원 정책은 다자녀 출산에 긍정적인 영향을 줄 가능성이 높다.

정책 효과의 크기를 좀 더 현실적으로 가늠하기 위해 어떤 두 지역 간에 양육수당혜택지수가 1 표준편차인 0.32만큼 차이가 난다고 가정해 보자. 〈표 4-12〉의 추정계수는 양육수당혜택지수의 차이에 따른 두 지역의 둘째 아이 출산율 차이는 0.53, 셋째 아이 출산율 격차는 0.38로 예측한다. 〈표 4-8〉의 기초통계량에 따르면 2010~2015년 둘째 아이 출산율 평균은 13.43, 셋째 아이 출산율 평균은 3.7이다. 따라서 1 표준편차 격차의 양육수당혜택지수는 둘째 아이 평균 출산율의 4.3%, 셋째 아이 평균 출산율의 10.3%를 설명한다고 할 수 있다.

제8절 소결

영유아 보육료 지원과 양육수당 지원 사업은 저출산 대책 관련 정부 예산의 20%에 이르는 우리나라의 대표적인 보육 사업이다. 2012~2013년 이후 보편지원으로 확대되면서 대상과 지원 규모가 크게 확대되었다. 막대한 지원에도 불구하고 출산율 개선에 도움이 되지 않았다는 우려가 있었지만, 사실 두 보육 사업이 출산율과 갖는 관련성의 포괄적인 연구가 부족한 실정이다.

본 연구는 두 보육 사업의 혜택 정도를 좀 더 엄밀히 측정하기 위해 보육료혜택지수와 양육수당혜택지수를 추정하여 분석에 활용하였다. 또한 누락변수과 역인과성에 따른 내생성 문제를 최대한 완화하기 위해서 연도별, 광역시도별 패널 자료를 구축하여 시도고정효과 모형과 First-Difference GMM 모형을 분석에 활용하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 보육료 지원과 양육수당 지원 확대는 출산율 개선에 긍정적인 영향을 주는 것으로 추정되었다. 2000년대 이후 보육료 지원 정책의 확대는 출산율 개선의 75%를 설명하는 것으로 추계되었다. 또한 2009년 도입된 양유수당 지원 정책과 출산율에 유의미한 양의 효과를 준 것으로 추정되지만 여러 출산율 저하 요인의 영향으로 뚜렷하게 관측되지는 못했다고 생각된다. 둘째, 보육료 지원이 보편지원으로 확대된 이후 보육료 지원 효과가 크게 줄어든 것으로 나타났다. 이는 양육수당으로의 대체 때문은 아니며 보편지원에 따라 보육료 지원에 덜 민감한 계층이 지원 대상에 포함되었기 때문인 것으로 보인다. 셋째, 보육료 지원과 양육수당 지원은 첫째 아이보다는 둘째 이상의 자녀 출산에 효과가 있는 것으로 분석되었다. 이는 정책의 특성상 기존 자녀가 있어 정책 혜택을 받은 계층이 추가 자녀를 가질 가

능성이 높다고 해석된다.

본 연구의 결과는 두 보육 정책이 출산율 개선에 비교적 긍정적인 효과를 주었다는 결과를 제시하고 있지만 향후 여러 측면에서 보완이 필요하다는 점도 시사한다. 무엇보다 각 정책의 효과성을 높이기 위해서는 정책의 효율성을 개선하기 위한 노력이 필요하다. 보육료 지원에 막대한 예산이 사용되고 있지만 정책 효과가 낮아지는 것은 해결해야 할 숙제라고 생각된다. 이를 개선하기 위해서는 보육료 지원의 효과가 어떤 계층에서 유의미하게 발생하는지 면밀히 검토하고, 현재의 보육료 지원 방식이 적절한지 재검토해야 할 것으로 판단된다.

제 5 장 결론

제1절 요약 및 결론
제2절 정책 함의

5 결론

제1절 요약 및 결론

출산 정책의 효과 분석을 다룬 기존의 논문은 모델링 자체에 문제가 있거나, 모델에 내생성 문제를 안고 있거나, 아니면 자료에 한계가 있거나 하는 문제점을 지니고 있다. 특히 기존의 미시자료 분석은 자료의 추출 기간이 짧고 변수가 충분하지 못한 탓에 누락변수와 역인과성에 따른 내생성 문제를 충분히 검토하기 어려웠다고 판단된다. 그리고 많은 기존의 논문은 출산장려 정책의 효과를 평가하기 위해서는 실제의 합계출산율 변화를 관찰하는 것만으로는 충분하지 않고, 그 정책이 없었을 경우 출산율이 어떻게 변했을지를 추정하는 작업이 필요하다는 점을 간과하고 있다.

본 보고서에서는 이러한 문제점을 보완하기 위해 최근 자료를 이용하여 몇 가지 새로운 연구를 시도해 보았다. 즉, 정책의 출산율 제고 효과를 직접적으로 측정하기 위하여 정책의 상대적 중요성과 특징 분석을 다양하게 고려한 모형을 각각 구축하여 요소별로 정책의 영향력 평가를 시도하였으며, 보육시설 접근성 및 질적 수준 등의 평가를 최근 자료를 이용하여 분석하였고 기존 문헌에서 시도되지 않았던 무배우 여성의 혼인율 변화 추이와 이것이 유배우 비율에 미친 효과 등을 분석하였다. 또한 본 보고서에서는 영유아 보육료와 양육수당 지원 사업의 효과성을 분석하였다. 영육아 보육료와 양육수당 지원 사업은 예산 규모가 크고 대표적인 저출산 대책으로 간주되지만 두 보육 사업이 그동안 출산율 제고에 어떤 효과가 있었는지를 함께 고려한 연구는 존재하지 않는다. 본 보고서는 최

근 데이터를 이용하여 두 정책의 효과를 동시에 고려함으로써 기존 문헌의 한계를 다소나마 극복하고자 하였다.

좀 더 구체적으로 제3장에서는 2000~2014년 연령별 유배우 여성 비율과 유배우 출산율을 추정하고 각각의 요인이 이 기간의 합계출산율 변화에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 또한 시군구별 자료를 이용한 패널고정효과 모형을 추정함으로써 정책적, 경제적, 환경적 요인이 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 미친 영향을 분석하였다.

시군구별, 연도별 데이터를 분석한 결과는 출산율의 변화를 좌우하는 두 가지 주된 요인인 무배우 여성의 혼인율과 유배우 여성의 혼인율이 음의 상관관계에 있다는 것을 보여준다. 그리고 정책적·사회경제적 특성이 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 매우 상이한 영향을 미친다는 것을 시사한다. 시군구별 출산장려금, 아동인구 대비 보육시설 수 등 출산장려 정책과 관련된 변수는 유배우 출산율에는 유의미하게 긍정적인 영향을 미친 반면 무배우 혼인율과는 음의 상관관계를 보였다. 거주 시군구의 복지예산 비율과 인구 대비 지방세액도 유배우 출산율에만 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시군구별 주택가격지수가 그 지역의 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 미친 영향은 연령 및 교육 수준에 따라 상이하다. 전세 가격의 상승은 유배우 출산율은 높이고 무배우 혼인율은 낮추는 요인으로 나타났다. 이 결과는 유배우 출산율과 무배우 혼인율을 결정하는 요인이 다를 수 있다는 가능성을 제기한다. 이상의 분석 결과는 지난 10년 동안의 출산장려 정책이 실패했다는 다수의 견해에 심각한 의문을 제기한다. 기존 대책이 초점을 맞추었던 유배우 출산율은 크게 증가하여 합계출산율이 증가하거나 적어도 더 떨어지지 않게 하는 데 큰 공헌을 하였다. 만약 2005년 이후 유배우 출산율이 전혀 증가하지 않았다면 유배우 여성 비율의 급격한 하락 때문에 2012년의 합계출산율은 2005년보다

0.33 더 낮은 0.75까지 떨어졌을 것으로 추정된다.

제4장에서는 정부 예산의 20%에 이르는 영유아 보육료 지원과 양육수당 지원 사업의 효과를 다루었다. 막대한 지원에도 불구하고 출산율 개선에 도움이 되지 않았다는 우려가 있었지만, 사실 두 보육 사업이 출산율과 갖는 관련성의 포괄적인 연구는 매우 부족한 실정이다. 본 보고서에서는 두 보육 사업의 혜택 정도를 좀 더 엄밀히 측정하기 위해 보육료혜택지수와 양육수당혜택지수를 추정하여 분석에 활용하였다. 또한 누락변수과 역인과성에 따른 내생성 문제를 최대한 완화하기 위해서 연도별, 광역시도별 패널 자료를 구축하여 시도고정효과 모형과 First-Difference GMM 모형을 분석에 활용하였다.

본 연구는 기존의 연구 결과와 달리 보육료 지원 확대가 출산율 제고에 긍정적인 효과가 있었다는 결과를 제시하고 있다. 대략적으로 2001~2015년의 보육료 지원 확대는 같은 기간 합계출산율 변화의 75% 정도를 설명하는 것으로 추정된다. 추정 결과는 회귀분석 모형 간에 유사하게 관측되었다. 그리고 2009년 7월에 도입된 양육수당 지원 역시 출산율에 긍정적인 영향을 준 것으로 나타났다. 이는 보육료 지원 정책과의 대체성을 고려해도 뚜렷하게 추정되었다. 보육료 지원이 보편지원으로 확대된 이후 보육료 지원 효과는 크게 줄어든 것으로 나타났다. 이는 양육수당으로의 대체 때문은 아니며 보편지원에 따라 보육료 지원에 덜 민감한 계층이 지원 대상에 포함되었기 때문인 것으로 보인다. 그리고 두 지원 정책은 30대 산모에게 더욱 유의미했으며 다자녀 또는 추가 자녀 결정에 더 큰 영향을 준 것으로 보인다. 또한 보육료 지원과 양육수당 지원은 첫째 아이보다는 둘째 이상의 자녀 출산에 효과가 있는 것으로 분석되었다. 이는 기존에 자녀가 있어 정책 혜택을 받은 계층이 추가 자녀를 가질 가능성이 높다고 해석된다.

제2절 정책 함의

이 보고서의 결과는 향후 저출산 대책의 방향에 다음과 같은 시사점을 제공해 준다. 첫째, 초혼 연령을 앞당기는 것을 정책의 주된 목표로 설정한 것은 매우 적절하다고 판단된다. 우리나라의 합계출산율 저하의 주된 원인이 유배우 여성 비율의 감소였던 만큼 유배우 여성 비율의 감소를 막고 더 나아가 증가세로 전환시키기 위한 노력은 장기적으로 출산율을 제고하는 데 매우 중요한 과제라고 할 수 있다. 둘째, 초혼 연령을 앞당기는 정책이 중요하다는 것이 기존의 유배우 출산율 장려 정책을 폐기해도 된다는 것을 의미하지는 않는다. 유배우 출산율의 증가는 그동안 급격한 유배우 여성 비율의 감소에도 불구하고 합계출산율을 낮은 수준으로나마 유지시켜 온 버팀목이었다. 유배우 여성 비율의 하락 추세가 쉽게 반전되지 않는 가운데 유배우 출산율까지 떨어진다면 우리나라의 출산율은 기존에 상상하지 못했던 낮은 수준으로 내려갈 수도 있다. 셋째, 출산장려금이나 보육 정책과 같은 명시적인 저출산 대책 외에도 많은 정책이 간접적으로 무배우 인구의 결혼과 유배우 인구의 출산에 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려해야 한다. 경제적 여건, 전반적인 사회복지 지출 규모, 주택 및 전세 가격, 양질의 일자리, 자녀 교육 여건, 일 · 가정 양립 등 출산의 다른 중요한 요인과 관련된 정책이 호의적이지 못한 방향으로 진행된다면 아무리 많은 재원을 출산과 직접적으로 관련되어 있는 것처럼 보이는 정책에 쏟아 붓는다고 해도 그 효과가 크게 상쇄될 가능성이 크다. 넷째, 연구는 두 보육 정책이 출산율 개선에 비교적 긍정적인 효과를 주었다는 결과를 제시하고 있지만, 향후 여러 측면에서 보완이 필요하다는 점도 시사한다. 보육료 지원에 막대한 예산이 사용되고 있지만 정책 효과가 낮아지는 것은 해결해야 할 숙제라고 생각된다. 이를 위해 보육료 지원 효과

가 어떤 계층에서 유의미하게 발생하는지 면밀히 검토하고 현재의 보육료 지원 방식이 적절한지 재검토해야 할 것으로 판단된다. 마지막으로, 모든 정책의 효과성을 높이기 위해서는 지원액을 늘리는 것뿐 아니라 정책의 효율성을 개선하기 위한 노력이 지속되어야 한다.

참고문헌

관계부처 합동. (2010). **저출산·고령사회기본계획 시안**. 관계부처합동.

관계부처 합동. (2015). **제3차 저출산·고령사회기본계획**. 관계부처 합동

김정호, 홍석철. (2013). 보육료 지원의 여성 노동공급 및 출산효과 분석. 현진권. (편). **보육정책의 논쟁과 추진과제: 제3장**. 한국경제연구원.

보건사회연구원. (2006). **저출산 원인 및 종합대책 연구**. 보건사회연구원.

서민희, 이혜민. (2014). **영유아 교육·보육 재정 증가 추이와 효과: 2004-2014**. 육아정책연구소.

우석진, 송헌재, 김태우. (2014). **보육지원정책의 효과분석: 거시적 성과 실증분석 및 질 제고방안 도출을 중심으로**. 국회예산정책처.

유해미, 서문희, 한유미, 김문정. (2011). **영아 양육비용 지원정책의 효과와 개선방안: 양육수당을 중심으로**. 육아정책연구소.

이삼식, 최효진, 정혜은. (2010). **저출산정책 효과성 평가 연구**. 한국보건사회연구원.

이철희. (2012). 한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과. **한국인구학, 35(1)**.

이철희, 정선영. (2015). **한국의 출산율 변화와 결정요인 분석: 유배우 출산율 변화**. 한국은행 미출간 보고서.

정성호. (2012). 저출산 정책의 효과성에 관한 연구. **한국인구학, 35(1)**. 한국인구학회.

최준욱, 송헌재. (2010). **저출산 대응 재정 정책수단의 효과 및 영향 분석**. 한국조세연구원.

홍석철 등. (2012). **2011년도 재정사업 심층평가 보고서-저출산 대응 사업군 심층평가: 결혼·출산·육아 지원사업 중심으로**. 한국개발연구원.

홍정림. (2013). 보육비 지원 정책의 효과성 분석. **한국인구학, 36(4)**. 한국인구학회.

Ang. X.L. (2015). The Effects of Cash Transfer Fertility Incentives and Parental Leave Benefits on Fertility and Labor Supply: Evidence from Two Natural Experiments. *Journal of Family and Economic Issues, 36(2)*, pp.263-288.

Arellano, M., and S. Bond. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies 58.(2)*, pp.277-297.

Azmat, G. and L. González. (2009). Targeting fertility and female participation through the income tax. *IZA Discussion Paper*.

Baizan. P. (2009). Regional Child Care Availability and Fertility Decisions in Spain. *Demographic Research. 21(27)*, pp.803-842.

Bauernschuster et al. (2013). Does the Expansion of Public Child Care Increase Birth Rates_Evidence from a Low Fertility Country. *Ifo working papers, no 158*. Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich.

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

Becker, G.S. (1996). *Accounting for tastes*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

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

Becker, G.S., and K.M. Murphy. (2000). *Social economics: Market behavior in a social environment*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Brewer, M., A. Ratcliffe, S. Smith. (2012). Does welfare reform affect fertility? Evidence from the UK. *Journal of Population Economics, 25(1)*, pp.245-266.

Brouillette et al. (1993). The effects of financial factors on fertility behavior in Quebec. *Canadian Public Policy, 19(3)*, pp.260-278.

Cohen, A. R. Dehejia, and D. Romanov. (2013). Financial incentives and fertility. *The Review of Economics and Statistics, 95(1)*, pp.1-20.

Cigno, A. (1991). *Economics of the family*. Oxford, England: Clarendon Press.

Cygan-Rehm, K. (2016). Parental leave benefit and differential fertility responses: evidence from a German reform. *Journal of Population Economics, 29(1)*, pp.73-103.

Drago, R., K. Sawyer, K. Shreffler, D. Warren, and M. Wooden. (2011). Did Australia's Baby Bonus Increase Fertility Intentions and Births? *Population Research and Policy Review, 30(3)*, pp.381-397.

Duvander, A.Z., T. Lappegård, and G. Andersson. (2010). Family policy and fertility: fathers' and mothers' use of parental leave and continued childbearing in Norway and Sweden. *Journal of European Social Policy, 20(1)*, pp.45-57.

Gauthier, A. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review, 26(3)*, pp.323-346.

Gauthier, A. H. and J. Hatzius. (1997). Family benefits and fertility: An economic analysis. *Population Studies, 51*, pp.295-306.

Goldthorpe, J. (2000). *On sociology; Numbers, narratives, and the integration of research and theory*. Oxford, England: Oxford University Press.

González Luna, L. (2013). The effect of a universal child benefit on conceptions, abortions, and early maternal labor supply. *American Economic Journal: a journal of the American Economic*

Association, 3, pp.160-188.

Harknett, K., F. Billari, and C. Medalia. (2014). Do Family Support Environments Influence Fertility? Evidence from 20 European Countries. *European Journal of Population, 30(1)*, pp.1-33.

Hong, S., Y. Kim, J. Lim, and M. Yeo. (2015). Pro-natalist Cash Grants and Fertility: A Panel Analysis. *Working Paper under review*.

Kalwij, A. (2010). The Impact of Family Policy Expenditure on Fertility in Western Europe. *Demography, 47(2)*, pp.503-519.

Lappegård, T. (2010). Family policies and fertility in Norway. *European Journal of Population 26*, pp.99-116.

Lee, C. (2012). A Decomposition of Decline in Total Fertility Rate in Korea: Effects of Changes in Marriage and Marital Fertility. *Korean Population Studies, 35*, pp.117-144.

Lee, C., and S. Jung. (2015). Determinants of Changes in Fertility in Korea: Analyzing Marital Fertility Rates. *Paper presented at BOK seminar*.

Luci Greulich, A. and O. Thévenon. (2013). The impact of family policies on fertility trends in developed countries. *European Journal of Population.*

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

Milligan, K. (2005). Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility. *Review of Economics and Statistics, 87(3),* pp.539-555.

Neugart, M., and H. Ohlsson. (2013). Economic incentives and the timing of births: evidence from the German parental benefit reform of 2007. *Journal of Population Economics, 26(1)*, pp.87-108.

Parr, N., and R. Guest. (2011). The contribution of increases in family

benefits to Australia's early 21st-century fertility increase: An empirical analysis. *Demographic Research, 25(6)*, pp.215-244.

Rasul, I. (2008). Household bargaining over fertility: Theory and evidence from Malaysia. *Journal of Development Economics, 86,* pp.215-241.

Slonimczyk, F., and A. Yurko. (2014). Assessing the impact of the maternity capital policy in Russia. *Labour Economics, 30*, pp.265-281.

Vikat, A. (2004). Women's labor force attachment and childbearing in Finland. *Demographic Research, Special collection 3*.

Zhang et al. (1994). The effect of tax-transfer policies on fertility in Canada. *Journal of Human Resources, 29(1)*, pp.181-201.

부 록

〈부표 1〉 보육료혜택지수와 양육수당혜택지수, 2001~2015년

연도	광역시도	보육료혜택지수			양육수당혜택지수		
		만 0세	만 1세	만 2세	만 0세	만 1세	만 2세
2015	서울	0.2676	0.6096	0.7975	0.9166	0.7411	0.3372
2015	부산	0.2181	0.6365	0.8802	0.9402	0.7955	0.3420
2015	대구	0.2482	0.7007	0.9436	0.9303	0.7744	0.3009
2015	인천	0.2822	0.6599	0.8843	0.9098	0.7421	0.3224
2015	광주	0.4271	0.8067	0.9808	0.8772	0.6503	0.2449
2015	대전	0.3703	0.7693	0.9258	0.8963	0.6492	0.2313
2015	울산	0.2311	0.6790	0.9352	0.9488	0.7877	0.2990
2015	세종	0.3720	0.8646	0.9860	1.1408	0.8017	0.3017
2015	경기	0.3613	0.7013	0.8940	0.9106	0.6903	0.2855
2015	강원	0.3461	0.7562	0.9536	0.9119	0.6732	0.2369
2015	충북	0.2811	0.7030	0.9324	0.9204	0.7154	0.2817
2015	충남	0.3224	0.7382	0.9300	0.9154	0.6890	0.2596
2015	전북	0.4414	0.7868	0.9510	0.8829	0.6112	0.2238
2015	전남	0.3019	0.7018	0.8839	0.9095	0.6804	0.2479
2015	경북	0.3317	0.7237	0.9363	0.9244	0.6842	0.2422
2015	경남	0.3580	0.7554	0.9597	0.9105	0.6918	0.2376
2015	제주	0.5316	0.9220	1.0055	0.8875	0.4964	0.1409
2014	서울	0.2646	0.6370	0.7515	0.9209	0.7083	0.3696
2014	부산	0.2189	0.6843	0.8364	0.9450	0.7474	0.3579
2014	대구	0.2590	0.7377	0.8866	0.9248	0.7297	0.3182
2014	인천	0.2834	0.6917	0.8375	0.9068	0.7052	0.3389
2014	광주	0.4325	0.8384	0.9025	0.8954	0.6050	0.2724
2014	대전	0.3704	0.7942	0.8838	0.8971	0.6382	0.2539
2014	울산	0.2379	0.7387	0.8838	0.9220	0.7282	0.2886
2014	세종	0.4251	0.8623	0.9258	1.0678	0.7384	0.3030
2014	경기	0.3710	0.7436	0.8452	0.9070	0.6450	0.2987
2014	강원	0.3472	0.7815	0.8955	0.8961	0.6472	0.2645
2014	충북	0.2749	0.7517	0.8771	0.9215	0.6968	0.2837
2014	충남	0.3232	0.7544	0.8828	0.9007	0.6701	0.2816
2014	전북	0.4375	0.8111	0.9063	0.8848	0.5882	0.2372
2014	전남	0.3119	0.7227	0.8436	0.8914	0.6515	0.2657
2014	경북	0.3383	0.7592	0.8823	0.8988	0.6534	0.2529
2014	경남	0.3609	0.8015	0.9038	0.9157	0.6495	0.2441
2014	제주	0.5741	1.0086	0.9464	0.8869	0.4285	0.1160

연도	광역시도	보육료혜택지수			양육수당혜택지수		
		만 0세	만 1세	만 2세	만 0세	만 1세	만 2세
2013	서울	0.2631	0.5817	0.7522	0.8772	0.7717	0.3699
2013	부산	0.2381	0.6302	0.8410	0.8932	0.8034	0.3599
2013	대구	0.2582	0.6762	0.8933	0.8833	0.7879	0.3291
2013	인천	0.2902	0.6422	0.8287	0.8875	0.7590	0.3497
2013	광주	0.4298	0.7643	0.9128	0.8408	0.6794	0.2705
2013	대전	0.3760	0.7389	0.8850	0.8726	0.6887	0.2734
2013	울산	0.2503	0.6832	0.8897	0.9007	0.7939	0.2985
2013	세종	0.3789	0.7676	0.9426	0.8853	0.7034	0.2518
2013	경기	0.3782	0.6842	0.8401	0.8529	0.6998	0.3053
2013	강원	0.3402	0.7229	0.8829	0.8619	0.7071	0.2660
2013	충북	0.2801	0.6845	0.8745	0.8842	0.7499	0.3071
2013	충남	0.3303	0.7086	0.8678	0.8906	0.7090	0.2783
2013	전북	0.4450	0.7539	0.8930	0.8558	0.6267	0.2416
2013	전남	0.3028	0.6729	0.8353	0.8879	0.7051	0.2636
2013	경북	0.3480	0.6983	0.8870	0.8683	0.6998	0.2579
2013	경남	0.3734	0.7348	0.9012	0.8652	0.6922	0.2543
2013	제주	0.5945	0.9570	0.9574	0.8554	0.4407	0.1122
2012	서울	0.2875	0.5754	0.7118	0.0510	0.0647	0.0287
2012	부산	0.2814	0.6484	0.7970	0.0972	0.1152	0.0523
2012	대구	0.3444	0.7070	0.8681	0.1225	0.1411	0.0580
2012	인천	0.3334	0.6351	0.7960	0.0934	0.1138	0.0560
2012	광주	0.5116	0.7931	0.8746	0.1396	0.1329	0.0567
2012	대전	0.4469	0.7697	0.8742	0.1079	0.1085	0.0387
2012	울산	0.2871	0.6929	0.8658	0.0398	0.0552	0.0218
2012	세종	0.5442	0.8491	0.8879	0.0562	0.0797	0.0304
2012	경기	0.4403	0.6797	0.8010	0.0598	0.0671	0.0312
2012	강원	0.3812	0.7199	0.8588	0.1128	0.1247	0.0500
2012	충북	0.3059	0.6951	0.8467	0.0930	0.1139	0.0494
2012	충남	0.3572	0.6784	0.8364	0.0841	0.1022	0.0483
2012	전북	0.5064	0.7654	0.8558	0.1413	0.1502	0.0601
2012	전남	0.3299	0.6699	0.8061	0.1288	0.1573	0.0650
2012	경북	0.4317	0.7223	0.8704	0.1104	0.1234	0.0535
2012	경남	0.4618	0.7504	0.8752	0.0714	0.0818	0.0309
2012	제주	0.6111	0.9744	0.9419	0.2118	0.1366	0.0256

연도	광역시도	보육료혜택지수			양육수당혜택지수		
		만 0세	만 1세	만 2세	만 0세	만 1세	만 2세
2011	서울	0.1556	0.2672	0.3577	0.0524	0.0558	0.0220
2011	부산	0.2016	0.4044	0.5882	0.1023	0.1104	0.0466
2011	대구	0.2408	0.4730	0.6600	0.1320	0.1497	0.0614
2011	인천	0.2386	0.4333	0.5826	0.0979	0.1089	0.0480
2011	광주	0.3846	0.5338	0.6329	0.1179	0.1130	0.0299
2011	대전	0.3104	0.4891	0.6042	0.1137	0.1112	0.0387
2011	울산	0.1937	0.4090	0.5393	0.0489	0.0565	0.0192
2011	경기	0.2650	0.3809	0.4856	0.0598	0.0622	0.0254
2011	강원	0.2561	0.4852	0.6547	0.1147	0.1108	0.0405
2011	충북	0.2258	0.4673	0.6286	0.0773	0.1007	0.0389
2011	충남	0.2249	0.4218	0.5683	0.0745	0.0841	0.0307
2011	전북	0.3745	0.5376	0.6638	0.1460	0.1259	0.0459
2011	전남	0.2742	0.5000	0.6378	0.1122	0.1205	0.0441
2011	경북	0.3091	0.5050	0.6483	0.1095	0.1075	0.0384
2011	경남	0.3267	0.4971	0.6443	0.0710	0.0708	0.0243
2011	제주	0.4554	0.6908	0.7079	0.1727	0.0937	0.0200
2010	서울	0.0996	0.1826	0.2410	0.0304	0.0394	0.0000
2010	부산	0.1388	0.3042	0.4281	0.0808	0.0843	0.0000
2010	대구	0.1711	0.3593	0.4989	0.0983	0.1143	0.0000
2010	인천	0.1518	0.2914	0.3964	0.0702	0.0811	0.0000
2010	광주	0.2820	0.4025	0.4865	0.0802	0.0814	0.0000
2010	대전	0.2042	0.3641	0.4341	0.0906	0.0853	0.0000
2010	울산	0.1163	0.2601	0.3503	0.0356	0.0420	0.0000
2010	경기	0.1668	0.2533	0.3206	0.0402	0.0411	0.0000
2010	강원	0.1568	0.3394	0.4542	0.0596	0.0707	0.0000
2010	충북	0.1490	0.3371	0.4403	0.0650	0.0751	0.0000
2010	충남	0.1450	0.2899	0.3819	0.0552	0.0582	0.0000
2010	전북	0.2706	0.4157	0.5047	0.1043	0.0969	0.0000
2010	전남	0.1956	0.3655	0.4786	0.0795	0.0807	0.0000
2010	경북	0.2044	0.3619	0.4747	0.0683	0.0774	0.0000
2010	경남	0.2067	0.3504	0.4394	0.0501	0.0535	0.0000
2010	제주	0.3306	0.5238	0.5535	0.1130	0.0769	0.0000

연도	광역시도	보육료혜택지수			양육수당혜택지수		
		만 0세	만 1세	만 2세	만 0세	만 1세	만 2세
2009	서울	0.0908	0.1573	0.2069			
2009	부산	0.1385	0.2660	0.3667			
2009	대구	0.1549	0.3008	0.4170			
2009	인천	0.1296	0.2356	0.3130			
2009	광주	0.2431	0.3522	0.4083			
2009	대전	0.1758	0.3021	0.3720			
2009	울산	0.0932	0.2126	0.2871			
2009	경기	0.1390	0.2105	0.2573			
2009	강원	0.1155	0.2823	0.3816			
2009	충북	0.1348	0.2939	0.3829			
2009	충남	0.1202	0.2447	0.3279			
2009	전북	0.2523	0.3817	0.4411			
2009	전남	0.1849	0.3338	0.4084			
2009	경북	0.1620	0.3039	0.4111			
2009	경남	0.1764	0.3035	0.3744			
2009	제주	0.2794	0.4425	0.4626			
2008	서울	0.0717	0.1227	0.1817			
2008	부산	0.1007	0.1881	0.3259			
2008	대구	0.1045	0.2123	0.3762			
2008	인천	0.0905	0.1628	0.2639			
2008	광주	0.1602	0.2457	0.3677			
2008	대전	0.1229	0.2122	0.3251			
2008	울산	0.0627	0.1367	0.2362			
2008	경기	0.0932	0.1393	0.2044			
2008	강원	0.0910	0.2111	0.3620			
2008	충북	0.0955	0.2091	0.3581			
2008	충남	0.0806	0.1777	0.2897			
2008	전북	0.2091	0.3087	0.4385			
2008	전남	0.1432	0.2655	0.4082			
2008	경북	0.1197	0.2283	0.3851			
2008	경남	0.1335	0.2256	0.3555			
2008	제주	0.1684	0.3472	0.4364			

연도	광역시도	보육료혜택지수			양육수당혜택지수		
		만 0세	만 1세	만 2세	만 0세	만 1세	만 2세
2007	서울	0.0661	0.1194	0.1803			
2007	부산	0.0677	0.1573	0.2871			
2007	대구	0.0642	0.1572	0.3137			
2007	인천	0.1073	0.2653	0.4838			
2007	광주	0.1052	0.2170	0.3400			
2007	대전	0.0806	0.1815	0.2860			
2007	울산	0.0384	0.1060	0.1979			
2007	경기	0.0619	0.1160	0.1782			
2007	강원	0.0613	0.1671	0.3034			
2007	충북	0.0669	0.1719	0.3249			
2007	충남	0.0523	0.1438	0.2540			
2007	전북	0.1303	0.2564	0.3711			
2007	전남	0.0996	0.1983	0.3083			
2007	경북	0.0660	0.1707	0.3165			
2007	경남	0.0800	0.1925	0.3269			
2007	제주	0.1404	0.3318	0.4254			
2006	서울	0.0404	0.0813	0.1282			
2006	부산	0.0470	0.1141	0.2206			
2006	대구	0.0433	0.1167	0.2386			
2006	인천	0.0411	0.0945	0.1650			
2006	광주	0.0860	0.1675	0.2766			
2006	대전	0.0363	0.1056	0.2017			
2006	울산	0.0258	0.0748	0.1557			
2006	경기	0.0387	0.0889	0.1495			
2006	강원	0.0354	0.1060	0.2109			
2006	충북	0.0520	0.1151	0.2274			
2006	충남	0.0353	0.1063	0.1863			
2006	전북	0.0901	0.1989	0.3107			
2006	전남	0.0777	0.1590	0.2869			
2006	경북	0.0414	0.1128	0.2331			
2006	경남	0.0527	0.1342	0.2265			
2006	제주	0.0924	0.2743	0.3398			

연도	광역시도	보육료혜택지수			양육수당혜택지수		
		만 0세	만 1세	만 2세	만 0세	만 1세	만 2세
2005	서울	0.0206	0.0449	0.0729			
2005	부산	0.0305	0.0698	0.1388			
2005	대구	0.0298	0.0792	0.1534			
2005	인천	0.0222	0.0494	0.0939			
2005	광주	0.0645	0.0972	0.1682			
2005	대전	0.0269	0.0612	0.1093			
2005	울산	0.0216	0.0538	0.0938			
2005	경기	0.0169	0.0408	0.0747			
2005	강원	0.0207	0.0784	0.1396			
2005	충북	0.0318	0.0820	0.1505			
2005	충남	0.0240	0.0604	0.1252			
2005	전북	0.0588	0.1213	0.1949			
2005	전남	0.0397	0.1244	0.1913			
2005	경북	0.0224	0.0748	0.1510			
2005	경남	0.0303	0.0638	0.1329			
2005	제주	0.0572	0.1743	0.2145			
2004	서울	0.0076	0.0150	0.0255			
2004	부산	0.0112	0.0575	0.1144			
2004	대구	0.0089	0.0274	0.0518			
2004	인천	0.0050	0.0151	0.0288			
2004	광주	0.0097	0.0486	0.0687			
2004	대전	0.0067	0.0200	0.0393			
2004	울산	0.0050	0.0157	0.0221			
2004	경기	0.0044	0.0127	0.0231			
2004	강원	0.0045	0.0303	0.0509			
2004	충북	0.0070	0.0269	0.0555			
2004	충남	0.0053	0.0259	0.0488			
2004	전북	0.0053	0.0495	0.0779			
2004	전남	0.0113	0.0374	0.0770			
2004	경북	0.0052	0.0265	0.0557			
2004	경남	0.0070	0.0242	0.0476			
2004	제주	0.0168	0.0542	0.0848			

연도	광역시도	보육료혜택지수			양육수당혜택지수		
		만 0세	만 1세	만 2세	만 0세	만 1세	만 2세
2003	서울	0.0052	0.0108	0.0168			
2003	부산	0.0057	0.0312	0.0491			
2003	대구	0.0053	0.0198	0.0300			
2003	인천	0.0028	0.0073	0.0134			
2003	광주	0.0084	0.0277	0.0420			
2003	대전	0.0033	0.0133	0.0205			
2003	울산	0.0019	0.0067	0.0124			
2003	경기	0.0014	0.0067	0.0111			
2003	강원	0.0022	0.0184	0.0321			
2003	충북	0.0034	0.0156	0.0345			
2003	충남	0.0044	0.0206	0.0371			
2003	전북	0.0037	0.0360	0.0810			
2003	전남	0.0040	0.0309	0.0506			
2003	경북	0.0025	0.0153	0.0321			
2003	경남	0.0036	0.0138	0.0287			
2003	제주	0.0074	0.0337	0.0585			
2002	서울	0.0045	0.0099	0.0152			
2002	부산	0.0035	0.0117	0.0231			
2002	대구	0.0024	0.0137	0.0222			
2002	인천	0.0017	0.0059	0.0103			
2002	광주	0.0060	0.0207	0.0320			
2002	대전	0.0023	0.0104	0.0187			
2002	울산	0.0011	0.0046	0.0097			
2002	경기	0.0018	0.0062	0.0123			
2002	강원	0.0004	0.0111	0.0304			
2002	충북	0.0013	0.0142	0.0317			
2002	충남	0.0017	0.0124	0.0245			
2002	전북	0.0024	0.0258	0.0432			
2002	전남	0.0034	0.0183	0.0398			
2002	경북	0.0013	0.0105	0.0245			
2002	경남	0.0018	0.0098	0.0203			
2002	제주	0.0028	0.0250	0.0422			

연도	광역시도	보육료혜택지수			양육수당혜택지수		
		만 0세	만 1세	만 2세	만 0세	만 1세	만 2세
2001	서울	0.0074	0.0118	0.0172			
2001	부산	0.0011	0.0132	0.0215			
2001	대구	0.0020	0.0150	0.0256			
2001	인천	0.0010	0.0057	0.0093			
2001	광주	0.0041	0.0230	0.0375			
2001	대전	0.0020	0.0081	0.0180			
2001	울산	0.0026	0.0042	0.0089			
2001	경기	0.0005	0.0055	0.0093			
2001	강원	0.0012	0.0128	0.0346			
2001	충북	0.0012	0.0152	0.0342			
2001	충남	0.0029	0.0120	0.0333			
2001	전북	0.0024	0.0281	0.0452			
2001	전남	0.0024	0.0180	0.0384			
2001	경북	0.0006	0.0082	0.0233			
2001	경남	0.0012	0.0091	0.0193			
2001	제주	0.0034	0.0225	0.0383			

간행물회원제 안내

▶ 회원에 대한 특전

- 본 연구원이 발행하는 판매용 보고서는 물론 「보건복지포럼」, 「보건사회연구」도 무료로 받아보실 수 있으며 일반 서점에서 구입할 수 없는 비매용 간행물은 실비로 제공합니다.
- 가입기간 중 회비가 인상되는 경우라도 추가 부담이 없습니다.

▶ 회원종류

- 전체간행물회원 : 120,000원
- 보건분야 간행물회원 : 75,000원
- 사회분야 간행물회원 : 75,000원
- 정기간행물회원 : 35,000원

▶ 가입방법

- 홈페이지(www.kihasa.re.kr) - 발간자료 - 간행물구독안내

▶ 문의처

- (30147) 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 사회정책동 1~5F
  간행물 담당자 (Tel: 044-287-8157)

KIHASA 도서 판매처

- 한국경제서적(총판) 737-7498
- 교보문고(광화문점) 1544-1900
- 영풍문고(종로점) 399-5600
- 서울문고(종로점) 2198-2307
- Yes24 http://www.yes24.com
- 알라딘 http://www.aladdin.co.kr