



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

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

[Disclaimer](#)

박 기 성 교수 지도
박사학위 청구논문

여성의 노동시장 참여와
출산에 관한 연구

**Empirical Studies on Female Labor Force
Participation and Fertility**

2021

성신여자대학교 대학원
경 제 학 과
이 애 선

여성의 노동시장 참여와
출산에 관한 연구

박 기 성 교수 지도

이 논문을 경제학 박사학위 논문으로 제출함

2021년 4월

성신여자대학교 대학원

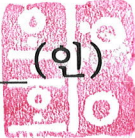
경 제 학 과


이 애 선


인 준 서


이애선의 경제학 박사학위 논문으로 인준함


2021년 6월

심사위원장 오호영 (인) 

심사위원 김용성 (인) 

심사위원 민인식 (인) 

심사위원 김정호 (인) 

심사위원 박기성 (인) 

성신여자대학교 대학원

< 논문 개요 >

여성의 노동시장 참여와 출산에 관한 연구

본 논문은 여성의 학력수준 향상과 노동시장 참여 증가에 따라 급격히 감소하는 출생아 수와 출산율의 변화를 이해하기 위해 관련된 세 가지 연구 주제를 다루고 있다.

첫 번째 주제로 최근 출생아 수 감소의 배경을 이해하기 위해 2000~2019년 기간 동안의 출산 단계 이행경로 변화를 살펴보았다. 이를 위해 출산으로 이행하는 단계를 생애 순서에 따라 가임여성인구 변화, 혼인 이행, 첫 번째 자녀 출산 이행, 두 번째 자녀 이상 출산 이행으로 단순화하였으며, 각 단계별 출산이행에 대한 요인분해 유도식을 도출하였다. 또한 분석을 위해 국가통계로 발표되는 「인구동향조사」와 「주민등록연앙인구」를 활용하였으며, 2000~2019년 기간 동안 출산 이행 경로의 크기 변화를 측정하고 기간에 따른 이행 변화를 비교·분석하였다.

출산 이행경로의 기여도를 분석한 결과에 따르면, 2000~2019년 기간 동안 출생아 수 감소는 첫 번째 출산 이행, 혼인 이행, 두 번째 출산 이행, 가임여성인구 변화의 순으로 영향을 받은 것으로 확인되었다. 기간별 특성을 비교한 결과 2000~2005년 기간 동안 출생아 수 감소에 혼인 및 첫 번째 자녀 출산으로의 이행 기여가 상대적으로 두드러졌다면, 2016~2019년 기간에도 여전히 혼인 및 첫 번째 자녀 출산으로의 이행의 감소가 출생아 수 감소를 주도하

고 있으며, 이와 더불어 과거와는 다르게 가임여성인구의 감소도 출생아 수 감소에 큰 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었다. 이는 과거 출산율 감소의 영향으로 가임여성인구는 지속적으로 감소할 것이며, 혼인과 첫 번째 자녀 출산 이행이 증가하지 않는다면 향후 출생아 수 감소 현상이 지속될 것임을 시사한다.

두 번째 주제는 노동시장의 여건을 반영하는 실업률과 고용률의 변화가 코호트 출산율(cohort fertility)에 어느 정도 영향을 미쳤는지 살펴보고, 통계청의 인구동향조사 마이크로데이터(MDIS)와 경제활동인구조사의 집계자료(aggregate data)를 이용하여 2000~2019년 기간 동안 여성의 실업률과 고용률이 코호트 출산율에 미치는 장단기 효과를 추정하였다.

실증분석 결과 여성의 연령별 실업률은 코호트 출산율에 장단기적으로 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었으며, 고용률은 코호트 출산율을 단기적으로 높이는 효과가 있는 것으로 나타났다. 특히 고용률이 1%p 상승하면 해당 출생 코호트에 속한 여성 1,000명당 출생아 수가 다음 해에 0.7명이 늘어나고, 3년 동안에는 0.7~1.1명 늘어나는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 고용률 증가가 출산율 상승으로 이어지는 단기효과보다 장기적으로 유인하는 출산율 증가가 더 클 수 있음을 의미한다. 따라서 긍정적 고용상황에 대한 인식이 여성의 노동시장 참여에 대한 기대를 높이고, 여성 개인의 인적자본 향상과 소득 증가를 예상시켜 지연된 출산을 장기시점(3년 가정) 내에서 회복할 수 있는 만회 효과(catch up effect)가 존재하고 있음을 시사한다.

마지막으로 세 번째 주제는 첫 번째 자녀를 출산한 기혼여성의 임금이 두 번째 자녀 출산지연에 미치는 영향을 분석하였다. 여성가족패널(KLoWF) 1~7차 데이터를 사용하여 만 19세 이상~44세 이하의 여성 중 첫 번째 자녀를 2006년 이후 출산한 경우를 대상으로 표본을 구축하였다. 분석방법으로 준모수적(semi-parametric) 접근법인 Cox 비례해저드모형(Cox proportional hazard model)을 이용하여 생존분석(survival analysis)을 실시하였다.

분석결과 임금이 높은 기혼여성일수록 두 번째 자녀 출산 사건이 늦게 발생하는 것으로 분석되었다. 또한 첫 번째 자녀 출산 이후 임금수준이 높은 여성의 경우 두 번째 자녀 출산사건에 대한 발생확률이 임금 수준이 낮은 여성에 비해 더 작은 것으로 나타났다. 이는 여성의 임금 상승이 두 번째 자녀 출산에 대한 기회비용을 증가시켜 두 번째 자녀 출산에 대한 발생확률을 낮춘다는 것을 예상할 수 있다. 시간의 흐름에 따른 여성의 임금효과 영향 변화를 살펴 보기 위해 연도효과(year effect)를 추가한 결과 최근 시점에서 임금이 높은 기혼여성이 두 번째 자녀를 출산할 확률이 더 낮아지는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 여성의 자녀 출산에 대한 기회비용이 과거보다 더 커지고 있으며, 향후 두 번째 자녀 출산 지연현상이 더 심화될 수 있음을 시사한다.

주제어: 출산(fertility), 이행률(transition ratio), 요인분해(decomposition), 코호트 출산율(cohort fertility), 고용률(employment to population ratio), 출산 간격(birth interval), 두 번째 출산(second birth), 여성 임금(female wage)

목 차

제 I 장 출생아 수 감소에 대한 출산 이행경로 분석	1
제1절 논의 배경	1
제2절 선행연구 검토	4
제3절 출산 이행경로 분석	10
1. 분해 방법	12
2. 분석자료	17
3. 출산 이행 단계별 변수 추이	26
4. 출산 이행 요인별 분석 결과	32
제4절 결 론	40
제 II 장 여성 고용의 출산에 대한 효과	45
제1절 논의 배경	45
제2절 선행연구 검토	50
제3절 주요 변수와 기초 통계분석	55
1. 코호트 출산율 추이	55
2. 여성의 실업률과 고용률 추이	63
제4절 모형설정 및 실증분석 결과	66
1. 모형설정	66
2. 실증분석 결과	69
3. 시뮬레이션	75
제5절 결 론	77

제Ⅲ장 기혼여성의 임금이 두 번째 자녀 출산 지연에 미치는 영향	81
제1절 서 론	81
제2절 출산 이행의 주요 특징	86
제3절 선행연구 검토	94
제4절 분석대상 및 모형설정	99
1. 분석자료 구축	99
2. 분석모형 설정	104
제5절 실증분석 결과	110
1. 기초통계량	110
2. 실증분석 결과	113
제6절 요약 및 결론	124
참고문헌	134
Abstract	142

표 목 차

〈표 1-1〉 가임여성인구(15~49세)의 변화	18
〈표 1-2〉 혼인 중 자녀 출산 비중 비교	20
〈표 1-3〉 순위별 출생아 수 변화	23
〈표 1-4〉 모의 연령별 출산율 비교	25
〈표 1-5〉 출산 이행 단계별 변수 추이	26
〈표 1-6〉 출산 이행 단계의 변화 추이	30
〈표 1-7〉 출산 이행 요인별 연평균 기여분 : 전체	33
〈표 1-8〉 출산 이행 요인별 연평균 기여분 : 2000~2005년	37
〈표 1-9〉 출산 이행 요인별 연평균 기여분 : 2016~2019년	38
〈표 1-10〉 연도별 장래인구추계와 실제 출생아 수 비교	43
〈표 2-1〉 1975년생 코호트의 출산결과	59
〈표 2-2〉 여성의 출생 코호트별 표본 수 (2000~2019)	70
〈표 2-3〉 단기효과 추정	71
〈표 2-4〉 장기효과 추정	73
〈표 2-5〉 장기효과 추정치	74
〈표 2-6〉 장단기의 시뮬레이션 추정식	75
〈표 2-7〉 출생아 수 증가 시뮬레이션	76
〈표 3-1〉 출산 순위별 출생아 수	83
〈표 3-2〉 출산 순위별 모의 평균 출산연령	87
〈표 3-3〉 기혼여성 연령별 출생아 수	89

<표 3-4> 기혼여성의 기대 자녀 수	91
<표 3-5> 기혼여성의 경제활동상태별 평균 출산 자녀 수	92
<표 3-6> 출생 순위별 성비 변화 추이	93
<표 3-7> 변수의 정의	103
<표 3-8> 종속변수 빈도표	110
<표 3-9> 출산 간격 빈도표	111
<표 3-10> 설명변수 기초통계량	112
<표 3-11> 모형 1의 분석결과	114
<표 3-12> 모형 2의 분석결과	115
<표 3-13> 모형 3의 분석결과	119
<표 3-14> 여성 임금률의 유의성 검정	120
<표 3-15> 모형 적합성 비교 (Goodness of fit)	121
<표 3-16> 임금 크기의 변화	123

그 립 목 차

[그림 1-1] 출생아 수와 합계출산율 추이	2
[그림 1-2] 출산 이행경로 도식	11
[그림 1-3] 주출산연령층의 출산율 변화 추이	19
[그림 1-4] 혼인 수와 초혼연령의 변화 추이	21
[그림 1-5] 여성의 연령대별 조혼인건수 추이	22
[그림 1-6] 출산 이행 단계별 변수 추이	27
[그림 1-7] 출산 이행단계 지표 변화 추이	31
[그림 1-8] 출산 이행 요인별 기여분 변화 추이	35
[그림 1-9] 출산 이행 요인별 연평균 기여분 : 기간 비교	39
[그림 2-1] 여학생의 대학진학률 추이	45
[그림 2-2] 여성의 연령대별 경제활동 참가율 추이	46
[그림 2-3] 연령별 출산율 변화	47
[그림 2-4] 합계출산율의 측정 방법	57
[그림 2-5] 1975년생과 1982년생의 코호트 출산율 비교	60
[그림 2-6] 시·도별 코호트 출산율 비교	62
[그림 2-7] 20대와 30대 여성의 실업률 추이 비교	63
[그림 2-8] 20대와 30대 여성의 고용률 추이 비교	64
[그림 2-9] 서울특별시와 충청남도의 30대 여성 고용률 추이 비교	65

[그림 3-1] OECD 회원국의 합계출산율과 여성의 노동시장참가율 비교 (2019년)	81
[그림 3-2] 출산 순위별 출생아 수 추이	86
[그림 3-3] 여성의 연령별 출산율 추이	88
[그림 3-4] 여성의 두 번째 자녀 출산에 대한 Kaplan-Meier 생존확률	106
[그림 3-5] 기혼여성의 노동시장 참여여부에 따른 두 번째 출산 생존확률	107
[그림 3-6] 기혼여성의 임금에 따른 두 번째 출산 Cox 헤저드 추정	117

제 I 장 출생아 수 감소에 대한 출산 이행경로 분석

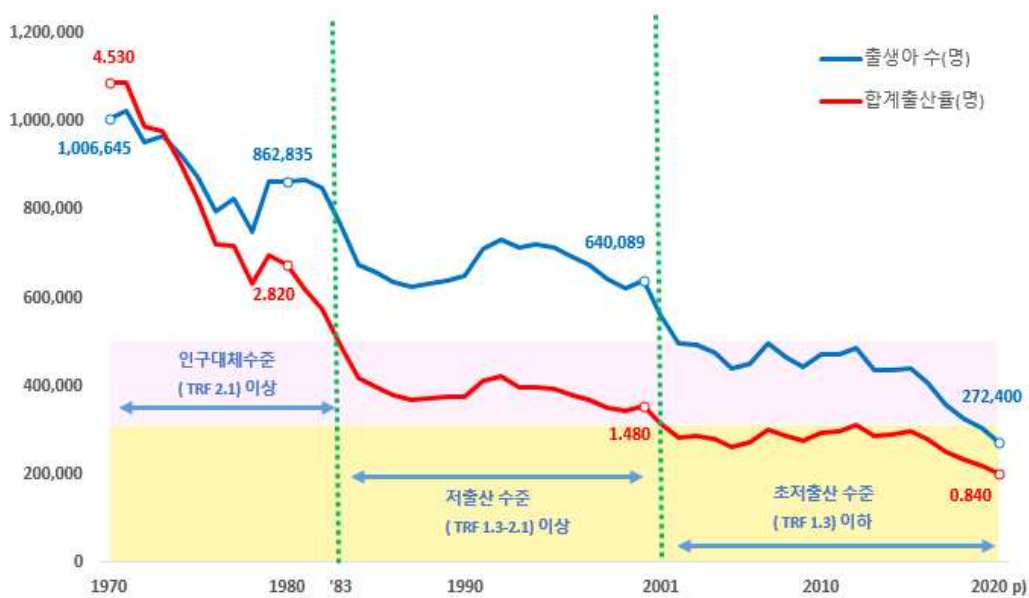
제1절 논의 배경

출생 통계¹⁾에 따르면 2020년 출생아 수는 27.2만 명, 합계출산율(Total Fertility Rate, TFR²⁾)은 0.84명으로 관련 통계 작성 이래 최저 집계치로 발표되었다. 과거 1970년대 우리 사회는 약 100만 명대의 출생아 수를 기록하였으나, 당시 ‘가족계획 정책(인구증가억제대책³⁾)’ 추진에 따라 1980~1990년대에는 60~70만 명대로 출생아 수가 감소하였다. 그러나 인구정책에 대한 정책방향이 변경된 이후에도 출생아 수는 지속적으로 감소하였으며, 급기야 지난 2020년에는 20만 명대에 진입하며 단기간에 급격한 출산변동을 경험하고 있다. 합계출산율 또한 1970년대에 4.5명에서 인구증가억제 정책이 추진 중인 1983년에 인구대체수준⁴⁾ 미만의 2.1명의 출산율로 집계되었다. 그 이후 외환위기를 거치며 2001년에는 초저출산⁵⁾ 수준인 1.3명대에 진입하였으며, 2018년에 1.0명 미만으로 집계되며 현재 0.84명으로 기록되고 있다 ([그림 1-1] 참조).

-
- 1) 통계청, “2020년 인구동향조사 출생·사망통계 잠정 결과” 보도자료, 2020.2.24.
 - 2) 합계출산율이란 가임기(15~49세) 여성이 낳을 것으로 기대되는 자녀 수로 출산력 수준을 비교하기 위해 대표적으로 활용되는 지표이며, 연령별 출산율(ASFR)의 합으로 계산된다(통계청, 2006).
 - 3) 1961~1995년까지 정책이 지속되었으며, 1996년 공식 폐지되었다(대한민국정부, 2006).
 - 4) TFR 2.1명 이하
 - 5) 합계출산율이 1.3 이하일 경우 초저출산율로 정의한다(대한민국정부, 2020).

급격한 출산율의 감소는 출산에 대한 통계가 본격화된 1970년에 비해 1/4 수준의 출산력으로 줄어들었으며, 유소년층 인구의 급격한 감소로 이어지고 있다. 현재 관찰되는 출생아 수 감소는 고령화와 함께 인구의 연령구조를 변화시켜 우리사회 전반에 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 특히 지금의 공적연금, 국민건강보험 등의 사회보장제도와 학령인구에 대한 교육기관, 병역제도 등 각종 사회제도는 출생아 수가 60만 명 이상이었던 1970~1980년대에 설계된 것이기 때문에 현재의 인구구조와 제도적 괴리가 발생할 수 있다(최경수 외 2004).

[그림 1-1] 출생아 수와 합계출산율 추이



자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

정부는 지속해서 감소하는 출산력에 적극적으로 대응하기 위해 국가 정책의 제로 저출산 대응 방향을 설정하고, 출산을 장려하기 위해 2005년 범정부 차원의 「저출산·고령사회기본법」을 제정하였다. 또한 대통령이 위원장이며 관계

부처 장관과 민간 전문가를 위원으로 구성한 ‘대통령직속 저출산·고령사회위원회’를 발족하고, 동 위원회를 통해 「저출산·고령사회 기본계획」을 5년 단위로 수립하여 출산율 감소를 포함한 인구변화에 대응하기 시작하였다.⁶⁾

이후 인구감소를 비롯한 사회시스템 변화에 대한 시책을 마련하기 위해 다양한 재정사업이 추진되고 있으며, 이와 관련된 다수의 관련 연구들이 수행되었다. 특히 단시간 내 걸쳐 이뤄진 출산력 감소에 대한 원인을 규명하고 정책환경 개선을 뒷받침하고자 하는 개인 단위의 경험적 미시분석이 다양하게 진행되고 있다. 우리 사회가 짧은 기간 동안 급격한 출산율 감소를 경험하고 있으므로, 개인의 선택에 영향을 줄 수 있는 원인을 찾고 효과를 측정하는 것은 중요한 의미를 가질 수 있다. 그러나 출산은 집단적 특성(collective property)이 있으므로 개인 선택에 대한 단편적인 미시분석뿐만 아니라 총량적 수준(aggregate level)의 변동을 이해하고 출산력 변화를 설명할 수 있는 분석 또한 필요하다(Ryder, 1980; McNown et al, 2003). 따라서 우리사회의 급격한 출산율 감소 현상을 이해하기 위해서는 출산총량의 이행과정 변화에 대한 검토가 필요하다.

본 장에서는 우리 사회의 출산력에 대한 양적 측면(quantum of fertility)을 설명하는 출생아 수를 통해 출산에 이르는 단계의 변화를 살펴보고자 한다. 출산에 이르는 단계는 생애주기(life cycle approach)에 따라 가임여성이 혼인을 통해 독립 가구 형성하고 자녀 출산에 이르는 과정으로 단순화할 수 있으며, 순차적(sequential)으로 발생한다는 특징을 가지고 있다. 이에 본 장에서는 출산 이행과정을 가임여성의 혼인과 첫째 자녀 출산 그리고 둘째 이상 자녀 출산으로 단순화하고, 각 단계별로 이행변화의 크기를 도출하여 출생아

6) 국회도서관, “저출산 극복 한눈에 보기” Fact Book Vol.64, 2017.12.

수 감소가 어떤 과정에 의해 영향을 받고 있는지에 대해 제시하고자 한다. 또한 통계청에서 국가통계로 승인·발표하는 「인구동향조사」, 「주민등록인구현황」의 2000년부터 최근 발표된 2019년까지의 연령별 자료를 활용하며, 출산 이행과정의 요인 분해식을 유도하고 출산 이행과정의 변화를 제시한다. 본 장의 구성은 다음과 같다. 제2절에서 출산력 변화를 분석한 선행연구를 살펴보고 출산력 변화를 분해할 수 있는 지표와 방법론에 대해 검토한다. 그리고 제3절에서는 출생아 수 변화를 측정할 수 있는 이행경로 분해식을 유도하고 분석자료에 대한 설명을 제시한다. 이를 바탕으로 최근 20년간 출산 이행경로의 단계별 양적 변화의 크기를 측정하여 출생아 수 감소의 경로를 설명하고, 분석 결과를 바탕으로 생애주기에 기반한 저출산 대응 정책을 위한 정보를 제공하고자 한다.

제2절 선행연구 검토

출산을 감소에 대한 사회적 논의는 2001년 초저출산율이 기록되는 과정 속에서 매우 풍부하고 다양하게 이루어졌다. 특히 다수의 연구가 출산율 감소의 원인을 규명하기 위해 사회·경제 환경변화의 영향을 측정하는 미시적 형태로 논의되어 왔다. 또한 과거 출산에 대한 정책목표의 성과지표 중 하나로 합계출산율(TFR)이 제시⁷⁾되었기 때문에 출산력에 관한 다수의 연구가 합계출산율을 중심으로 논의되어 온 것으로 보인다. 반면 출산의 양적(quantum of fertility) 변화에 관한 연구나 이행경로와 관련된 연구는 상대적으로 미흡한

7) 대통령직속 저출산·고령사회위원회, 보도자료, 2018.7.5.

편이다. 다수의 문헌에서 논의하고 있는 출산 변화의 외부 요인에 대한 측정도 중요하지만, 출산은 기본적으로 생애주기를 따르는 순차적인 특징을 지니고 있으므로 인구변화에 기반을 둔 출산 이행과정을 살펴보는 것도 필요하다. 특히 최근 심화되고 있는 저출산 기조를 주도하는 출산 이행경로를 파악하고, 이에 대한 원인을 살펴보는 논의과정은 반드시 선행되어야 하는 부분이다. 본 절에서는 출산지표 감소 및 출산에 대한 이행경로 분해와 관련된 기존의 연구를 검토하여 출산의 이행경로를 구체화하고, 출생아 수 변화를 이해할 수 있는 적절한 요인 분해 방법을 도출하고자 한다.

출산은 사회경제적 상황과 인구학적 요인의 영향을 받을 수 있다. 특히 개인의 노동시장 참여, 소득 등에 영향을 미칠 수 있는 경기 등 거시적 경제상황과 출산양육을 이행하기 위한 노동시장 환경 등은 청년층의 혼인과 출산 결정에 영향을 미칠 수 있다. 이와 관련하여 다수의 문헌에서 노동시장 혹은 경제상황 등 거시적 경기지표를 통해 합계출산율의 변동을 설명하고 있다 (Retherford et al., 2001; Sobotka et al., 2011; Currie and Schwardt, 2014). 특히 Sobotka et al. (2011)에서는 1980~2008년의 OECD, Council of Europe, Eurostat 자료를 통해 GDP가 하락하는 국가에서는 출산율도 감소할 가능성이 높은 반면, GDP가 상승하는 국가에서는 출산율이 낮아질 가능성이 작게 나타남을 제시하였다. 또한 실업률 등 고용지표 등의 변화가 합계출산율에 미치는 영향은 시차(time lag)가 발생할 수 있음을 밝히고 있다. 그러나 우리나라에서 관찰되는 것과 같이 1970년대부터 급격히 출생아 수가 감소하며 인구구조가 변화하는 상황에서는 가임여성인구의 수, 연령대별 인구, 성비 등 인구학적 구조와 특성이 출산 변화에 직접적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 본 연구에서는 인구학적 요인을 반영하여 출산율 변화를 논의한

기존 문헌을 먼저 살펴보고자 한다. 관련된 선행연구에서는 합계출산율 변화를 기준으로 여성인구와 혼인에 따른 유배우자율을 바탕으로 연구들이 수행되고 있다.

초저출산 현상의 원인을 규명하기 위해 인구학적 출산 이행 분해를 실시한 이삼식·이지혜(2014)의 연구에서는 1992~1997년에는 유배우율과 유배우출산율의 부정적인 영향과 만혼화가 합계출산율이 감소하는 데 기여하고 있음을 밝히고 있다. 반면 2005~2013년에는 유배우출산율이 출산율 증가에 기여하였으나 그 크기가 미약하여 초저출산율이 지속되고 출산연기가 일정 수준 발생하고 있어 향후 초저출산으로부터의 탈피가 어렵다는 것을 제시하였다.

최근 합계출산율이 일시적으로 반등한 2006~2007년 두 해에 대해 이삼식 외(2008)의 연구에서는 통계청의 「인구동태조사」를 활용하여 인구학적 요인 분석을 실시하였다. 해당 기간 동안 가임여성인구가 줄어들었음에도 불구하고 30대 초반과 20대 후반의 출산율이 증가하여 출생아 수가 증가에 기여하고 있음을 제시하며, 연령별 출산율의 변화에 주목하고 있다.

김승권(2004)은 1959~1999년의 「인구총조사」 자료를 활용하여 매 10년 간격의 출산력 변화를 분석하였다. 합계출산율 변화를 결혼연령연장과 유배우출산율 저하에 따른 부분으로 분해할 때, 1980년대까지는 유배우출산율 하락으로 인한 합계출산율 감소를 주도했으나, 1990년대에 들어 유배우출산율은 상승하고, 결혼연령연장의 기여율이 매우 높아진 것으로 제시하였다. 이는 출산율 감소는 기혼층이 아닌 미혼자의 결혼연장 또는 독신생활의 증대로 출산율 감소가 이루어졌음을 밝히고 있다.

출산율 저하 원인과 향후 추이를 예측한 이철희(2012) 연구에서는 통계청 「인구동태자료」와 추계인구, 「인구센서스」 2% 표본 및 주민등록자료를 이용

하여 1991~2008년, 2005~2009년의 두 기간을 대상으로 합계출산율을 분해하였다. 이때 합계출산율의 변화를 결정하는 중요한 요인은 유배우 비율(NR: Nuptiality Rate)과 유배우 출산율(MFR: Marital Fertility Rate)로 제시하고 있다. 분석 결과 연구기간 동안 합계출산율 변화는 전적으로 유배우 비율(NR)의 감소에 따라 설명되며, 유배우 출산율은 오히려 증가하여 출산율 하락을 상당 정도 상쇄한 것으로 설명하였다. 특히 1991년 이후 합계출산율 하락은 유배우 여성(특히 20대 후반 여성)의 비율 감소가 상당히 영향을 미치고 있으므로, 유배우 출산율(MFR) 제고에 초점을 맞춘 현재의 출산장려정책만으로는 장기적으로 합계출산율(TFR)을 높이는 데 한계가 있음을 강조하였다. 1991년 이후는 유배우출산율 증가(특히 30대 유배우 여성)가 출산율 하락을 상당히 상쇄한 것으로 설명하고 있다. 이는 최근 우리 사회의 합계출산율이 하락하는 큰 이유 중 하나로 미혼율의 증가를 제시하며 혼인 이행의 변화가 합계출산율의 변화를 주도하고 있음을 보여주고 있다. 연장선상의 연구인 이철희(2018)는 통계청의 「인구동태조사」 원시자료와 「인구주택센서스」 원시자료 표본을 이용하여 2000~2016년 기간에 대해 합계출산율 변화요인의 분해를 수행하였다. 이 연구에서는 분석 기간을 합계출산율의 변동에 따라 세 기간으로 구분하여 유배우 비율과 유배우 출산율의 변화가 합계출산율에 미친 영향의 변화분을 분해하였다. 이 기간 중 정부의 저출산 대응정책이 시작된 2005~2012년까지는 유배우 출산율이 증가하였으나, 그 효과가 유배우 비율의 감소에 의해 상쇄되어 전체 합계출산율이 소폭 증가하는 데 그쳤다는 분석결과를 제시하며, 혼인율의 변화가 최근 출산율에 큰 영향을 주고 있음을 다시 한 번 뒷받침하였다.

우해봉·이지혜(2019)에서는 생애주기 관점에서 혼인과 출산(초산)으로 이

행하는 과정을 2015년 「인구총조사」 표본조사 자료(20% 표본)를 통해 혼인-출산의 생애 변동을 주도하는 것은 혼인력(nuptiality)임을 밝히고 있다. 그러나 최근의 인구변동에 혼인과 출산의 연계 패턴에 상당한 변화가 관찰되고 있음을 강조하며, 혼인 이후 출산으로 이행하지 않는 비율이 향후에 더 증가할 수 있음을 시사하고 있다.

출생아 수 변화에 대한 연구를 실시한 홍성효(2016)는 1990년과 2010년의 통계청 「인구총조사」 2% 표본자료를 이용하여 Oaxaca(1973)의 분해기법을 적용하여 두 시점 간의 출생아 수 변화를 분해하였다. 두 시점 간 출생아 수 변화를 인적 구성의 변화에 의한 것과 자녀출산 선호의 변화라는 두 가지로 설명하고 있는데, 출생아 수 감소는 상당 부분 출산에 대한 선호에 기인하는 것으로 설명하고 있다. 특히 기혼여성의 경제활동참여 여부와 육아분담의 변화 등에 따른 출산에 선호 변화가 큰 영향을 미쳤으며, 출산율 제고를 위해 여성의 육아로 인한 경력단절을 완화시킬 수 있는 제도개선의 필요성을 강조하고 있다.

이때 두 변수 이상의 요인으로 구성된 비율의 차이를 분해할 경우 상호작용 효과에 대한 해석의 견해가 다를 수 있는데, Gupta(1993)는 상호작용효과를 순요인효과에 균등하게 나누는 방법을 제시하였다. 이러한 연구방법론을 이용한 민인식·유혜림(2020)은 통계청 자료를 이용하여 2000~2018년 기간의 출산량과 출산지연효과가 출생아 수에 미치는 기여도를 분해하였다. 특히 출생아 수 변화에 대해 연령그룹별 가중평균 여성인구(weighted-mean generation), 출산량 효과(quantum effect), 출산지연 효과(tempo effect)로 나누어 분해하였다. 연구결과 연령그룹별 가중평균 여성인구와 출산량 효과가 출생아 수 감소의 주요 요인이었으며, 향후 정책방향 마련시 출산량을 증가시

킬 방안을 수립해야 함을 제안하고 있다.

최근의 출생아 수 변화의 특성을 논의한 이철희(2019)에서는 2000~2017년 출생아 수 변화를 연령별 여성인구의 변화와 연령별 유배우 여성 비율, 연령별 유배우 출산율의 변화, 연령별 무배우 출산율의 변화로 분해하여 각각의 요인이 출생아 수 변화에 기여한 효과를 측정하였다. 유배우 여성 비율의 감소가 출생아 수 감소에 가장 큰 요인이었으며, 가임기 여성인구의 감소도 출생아 수 감소에 영향을 미쳤음을 제시하였다. 그리고 출생아 수 변화의 차이가 있는 시기를 구분하여 출생아 수 변화를 분해하였는데, 2005~2012년 기간 동안 출생아 수가 증가한 것은 유배우 출산율의 증가 효과가 다른 요인을 압도하면서 나타난 결과로 해석하였다. 반면 출생아 수가 감소한 2000~2005년과 2012~2017년의 두 기간에서는 가임여성인구, 여성 유배우 비율, 유배우 출산율 등의 요인이 모두 감소하여 출생아 수가 감소한 것으로 분석하였다. 특히 2015~2017년 기간에는 유배우 출산율이 감소하여 출생아 수 감소를 야기한 것으로 제시하고 있으며, 향후 유배우 출산율이 추세에 따라 감소할 경우 출생아 수는 예상보다 더 줄어들 것으로 예측하고 있다.

앞선 연구에서 활용한 「인구주택센서스」에는 자료 공표 주기에 따라 최근의 출생아 수 감소 변화를 논의하는 데는 자료의 한계가 존재한다. 이에 대해 통계청 집계자료를 활용할 수 있는데, 이를 활용하여 출생아 수 감소에 대한 추세를 분석한 이태열(2020)은 출산 이행단계를 가임기 여성, 결혼인구, 첫째 자녀 출산, 둘째 자녀 이상(다자녀) 출산으로 정의하고 각 요인별 변화를 추정하여 출산율 감소가 어떤 요인에 따라 주도되는지 분석을 실시하였다. 출산에 대한 이행지표 제시를 통해 2000년 이후 가임여성인구 감소와 다자녀 출산 기피가 출생아 수 감소의 주원인이며, 최근에는 결혼 기피가 급격한 출생

아 수 감소를 주도한 것으로 밝히고 있다. 이태열(2020)의 연구는 생애이행 주기에 따라 출산의 경로를 단순화하여 출산 행태의 변화를 직관적으로 설명할 수 있다는 장점이 있다.

여러 기존문헌을 살펴본 결과 출산지표의 분해는 각 연구마다의 특징을 가지고 있지만, 대다수가 생애주기의 혼인과 출산의 순서와 무관하지 않다. 특히 이태열(2020)의 경우 생애주기 순서에 따라 출산 이행경로를 단순화하여 출생아 수 감소를 직관적으로 설명할 수 있다는 특징을 가지고 있다.

본 연구는 선행연구를 바탕으로 출산이행경로를 직관적으로 설명할 수 있는 생애주기 기반의 출산 이행경로를 설정하고, 이행경로의 분해식을 유도한다. 또한 최근 급감하는 출생아 수를 분석에 반영하기 위해 통계청에서 발표하는 「인구동향자료」와 「주민등록인구현황」 집계자료를 이용하여 2000~2019년 기간 동안의 출생아 수 감소의 변화를 설명한다는 점에서 선행연구와의 차이가 존재한다. 이를 통해 출생아 수 변화에 대한 각 이행경로별 기여도를 측정하여 출생아 수 감소를 주도한 경로에 대한 제시하고자 한다.

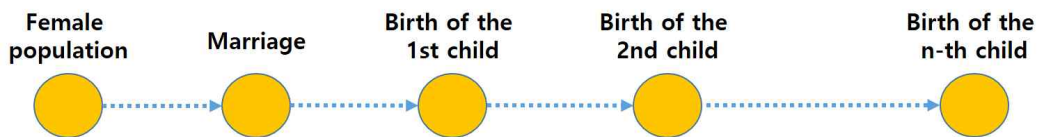
제3절 출산 이행경로 분석

본 연구는 2000년부터 2019년 기간 동안 출산에 이르는 생애 이행경로의 변화를 측정하여 출생아 수 변화에 대한 단계별 영향을 살펴보고자 한다. 생애주기에 따라 출산 이행경로를 좁혀 가는 과정은 인구 변화로 인해 출생아 수 감소를 주도하는 경로를 직관적으로 설명할 수 있다는 장점이 있다.

다음 [그림 1-2]는 본 연구에서 제시하는 출산 이행경로를 설명하고 있다. 출산 이행경로는 여성의 생애주기와 출산의 특징을 반영하여 설정하였다. 출

산에 대한 생물학적 가임 시기가 정해져 있기 때문에 가임여성의 연령 (15~49세)으로부터 이행단계를 시작하였으며, 혼인을 통해 출산하는 특징을 반영하기 위해 가임여성의 혼인⁸⁾을 이행지표로 설정하였다. 또한 출산의 특성을 반영하기 위해 출산 순위별 지표를 추가하였다. 다만, 최근 우리 사회의 출산율이 1.0명 이하로 측정되었기 때문에, 출산 순위에 대해서는 첫째 자녀와 둘째 이상의 자녀로 구분하였다. 따라서 출산 이행경로는 가임여성인구, 혼인 이행, 첫 번째 출산, 두 번째 이상의 출산 이행의 순서로 단순화한다. 본 연구에서 제시하는 출산 이행경로는 생애주기 특성상 어느 한 단계에서 이행 (transition)이 진행되지 않으면, 다음 단계로 이행되지 못하는 순차적 (sequential) 특징이 있다.

[그림 1-2] 출산 이행경로 도식



본 절에서는 출산 이행경로를 구조화하고 출산 이행경로에 대한 요인분해 유도식을 도출하여 이행경로를 대표할 수 있는 분석자료를 살펴보기로 한다. 또한 분석자료를 통해 각 단계별 인구변화 특징을 정리하고, 각 단계별 이행률(transition ratio)을 측정한다. 이를 통해 출생아 수 변화에 대한 각 이행 경로별 기여도를 측정하여 출생아 수 감소를 주도한 경로의 특징을 제시하고자 한다.

8) 우리 사회는 2019년 약 98%의 출산이 혼인 기간 동안에 이루어질 정도로 혼인 가구 내에서 출산하는 비율이 매우 높다는 특징을 가지고 있다.

1. 분해 방법

특정 시점 t 에서의 출생아 수(TB_t)는 생애주기 순서에 따라 다음 식 (1)과 같이 정의된다.

$$TB_t = pop_t \times \frac{mar_t}{pop_t} \times \left[\frac{first_t + second_t}{mar_t} \right] \quad \text{식 (1)}$$

where, TB_t : t 시점에서 관찰되는 출생아 수
 pop_t : t 시점에서 관찰되는 가임여성 인구 수
 mar_t : t 시점에서 관찰되는 혼인여성 인구 수
 $first_t$: t 시점에서 관찰되는 첫째 자녀 출생아 수
 $second_t$: t 시점에서 관찰되는 둘째 자녀 이상 출생아 수

식 (1)의 혼인 여성의 첫째와 둘째 이상의 자녀 출산에서 대한 합은 아래와 같이 식 (2)로 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \left[\frac{first_t + second_t}{mar_t} \right] &= \left[\frac{first_t + first_t \times \frac{second_t}{first_t}}{mar_t} \right] \\ &= \left[\frac{first_t \times \left(1 + \frac{second_t}{first_t} \right)}{mar_t} \right] \\ &= \frac{first_t}{mar_t} \times \left[1 + \frac{second_t}{first_t} \right] \quad \text{식 (2)} \end{aligned}$$

매 t 시점의 출생아 수(TB_t)는 식 (1)과 식 (2)를 활용하여 식 (3)에서 제시하는 4개 항의 곱으로 표현할 수 있다.

$$TB_t = pop_t \times \frac{mar_t}{pop_t} \times \frac{first_t}{mar_t} \times \left[1 + \frac{second_t}{first_t} \right] \quad \text{식 (3)}$$

각각의 출생 이행지표가 출생아 수 변화를 얼마나 설명하는지 분석하기 위해 단계별 기여분을 계산해야 한다. 이때 가임여성인구의 변화는 혼인여성 인구변화에 인구효과를 통해 영향을 미칠 수 있다. 따라서 각 요인들의 순효과를 분해하기 위한 각 요인의 표준화가 필요하다. 본 연구에서는 살펴보고자 하는 요인 이외의 다른 조건은 동일하게 처리하고 각 지표별 변화분을 산출한다.

출생아 수 변화분을 동학(dynamics)으로 표현할 때, 출생아 수의 변화율($\dot{T}B_t$)은 전년도 출생아 수 대비 증감률로 식(3)과 같이 표현할 수 있다. 이는 가임여성의 생애 출산 단계에 대한 각 항별 변화율의 합⁹⁾으로 다음 식 (4)와 같이 계산할 수 있다.

9) 두 변수 x 와 y 의 곱(product)으로 구성된 변수의 증가율은

$$\hat{xy} \equiv \frac{x_{t+1}y_{t+1} - x_t y_t}{x_t y_t} \rightarrow 1 + \hat{xy} = \frac{x_{t+1}y_{t+1}}{x_t y_t} \quad \text{임을 알 수 있다.}$$

마지막 식의 양변에 \log 을 취하면 다음과 같이 보일 수 있다.

$$\ln(\hat{xy} + 1) = \ln\left(\frac{x_{t+1}y_{t+1}}{x_t y_t}\right) = \ln\left(\frac{x_{t+1}}{x_t}\right) + \ln\left(\frac{y_{t+1}}{y_t}\right) = \ln(1 + \hat{x}) + \ln(1 + \hat{y})$$

이때 \hat{xy} 가 매우 작은 값이면 $\log(1 + \hat{xy}) \approx \hat{xy}$ 근사할 수 있다. 또한 $\log(1 + \hat{x}) \approx \hat{x}$ 이고 $\log(1 + \hat{y}) \approx \hat{y}$ 로 근사할 수 있어서 $\hat{xy} \approx \hat{x} + \hat{y}$ 로 근사치를 갖는다.

$$TB_t = \frac{TB_t - TB_{t-1}}{TB_{t-1}} = \dot{a}_t + \dot{b}_t + \dot{c}_t + \dot{d}_t \quad \text{식 (4)}$$

where, \dot{a}_t : 가임여성 인구 변화율

\dot{b}_t : 가임여성 인구 대비 혼인여성 인구 변화율

\dot{c}_t : 혼인인구 대비 첫째 자녀 출산비의 변화율

\dot{d}_t : 첫째아 출산 대비 둘째 자녀 (이상) 출산비의 변화율

이때 t 시점의 출생아 수 변화($\Delta TB_t = TB_t - TB_{t-1}$)는 다음 식 (5)와 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta TB_t = TB_{t-1} \times (\dot{a}_t + \dot{b}_t + \dot{c}_t + \dot{d}_t) \quad \text{식 (5)}$$

1) 가임여성인구(15~49세) 변화 기여분

가임여성인구의 변화는 전년도 여성인구와 비교하여 인구 변화율을 측정할 수 있으며, 다음 식 (7)과 같다.

$$\Delta TB_{t,1} = TB_{t-1} \times \dot{a}_t = TB_{t-1} \times \frac{pop_t - pop_{t-1}}{pop_t} \quad \text{식 (7)}$$

2) 혼인 이행 변화 기여분

혼인 이행 변화는 식 (5)의 가임여성 인구 대비 혼인여성 인구 변화율(\dot{b}_t)을 이용하여 혼인이행 변화가 전체 출생아 수에 미치는 기여분($TB_{t-1} \times \dot{b}_t$)을 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta TB_{t,2} &= TB_{t-1} \times \dot{b}_t \\ &= TB_{t-1} \times \frac{mar_t/pop_t - mar_{t-1}/pop_{t-1}}{mar_{t-1}/pop_{t-1}} \quad (\text{식 8})\end{aligned}$$

3) 첫째 자녀 출산 변화 기여분

식 (5)의 세 번째 항인 $TB_{t-1} \times \dot{c}_t$ 를 이용하여 첫째 자녀 출산 변화의 기여가 전체 출생아 수에 미치는 기여분을 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta TB_{t,3} &= TB_{t-1} \times \dot{c}_t \\ &= TB_{t-1} \times \frac{first_t/mar_t - first_{t-1}/mar_{t-1}}{first_{t-1}/mar_{t-1}} \quad (\text{식 9})\end{aligned}$$

4) 둘째 이상 자녀 출산 기여분

식 (5)의 네 번째 항인 $TB_{t-1} \times \dot{d}_t$ 를 이용하여 둘째 이상 자녀 출산 변화의 기여가 전체 출생아 수에 미치는 기여분을 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta TB_{t,4} &= TB_{t-1} \times \dot{d}_t \\ &= TB_{t-1} \times \frac{(1 + second_t/first_t) - (1 + second_{t-1}/first_{t-1})}{1 + second_{t-1}/first_{t-1}} \quad (\text{식 10})\end{aligned}$$

식 (7) ~ 식 (10)의 분해식에 따라 각 단계별 기여분은 식 (11)과 같이 정의할 수 있다. 이때 식 (11)의 4개 항의 합은 t 시점과 $t-1$ 시점 간 출생아 수 차이로 이해할 수 있다.

· 가임여성인구 변화 기여분	$TB_{t-1} \times \dot{a}_t$ 식 (11)
· 혼인 이행 변화 기여분	$TB_{t-1} \times \dot{b}_t$
· 첫째 자녀 출산 이행 변화 기여분	$TB_{t-1} \times \dot{c}_t$
· 둘째 자녀 이상 출산 이행 변화 기여분	$TB_{t-1} \times \dot{d}_t$

가임여성(15~49세)은 연령대별 출산율(ASFR: Age-Specific Fertility Rate)이 다를 것을 예상할 수 있으므로, 5세 연령구간¹⁰⁾에 따라 각각 출산 이행 단계별 기여도를 구해 전체 연령의 단계별 이행 기여도를 산출한다.

a) 가임여성인구 변화 기여분	$\sum_{j=1}^7 [TB_{t-1}^j \times \dot{a}_t^j]$ where, $j = 1, 2, \dots, 7$ (7개 연령 그룹)	식 (12)
b) 혼인 이행 변화 기여분	$\sum_{j=1}^7 [TB_{t-1}^j \times \dot{b}_t^j]$	
c) 첫째 자녀 출산 이행 변화 기여분	$\sum_{j=1}^7 [TB_{t-1}^j \times \dot{c}_t^j]$	
d) 둘째 자녀 이상 출산 변화 기여분	$\sum_{j=1}^7 [TB_{t-1}^j \times \dot{d}_t^j]$	

10) 5세 연령구간은 15~19세, 20~24세, 25~29세, 30~34세, 35~39세, 40~44세, 45~49세로 제시한다.

2. 분석자료

본 연구에서 출산에 이르는 각 이행과정에 대한 크기와 변화량을 측정하여 출생아 수 변화를 설명하고자 한다. 따라서 생애주기에 따른 가족확대의 이행 경로를 측정할 수 있는 가임여성인구, 혼인과 출생순위별 출산에 대한 정보가 필요하다. 본 연구에서는 행정자료를 기반으로 통계청에서 작성·공표하는 「인구동향조사」와 「주민등록인구현황」을 활용하여 데이터를 구축한다.¹¹⁾

우리나라 출산, 사망, 혼인, 이혼에 대한 양적 정보를 제공하는 「인구동향조사」는 「가족관계의 등록 등에 관한 법률」 및 「통계법」에 따라 수집된 행정자료를 바탕으로 통계청 국가통계포털을 통해 제공¹²⁾되고 있다. 월별로 집계되는 출생아 수는 1970년부터 2020년까지 제공되며, 그 밖의 세부 자료는 2019년까지 제공되고 있어 출산에 대한 추이를 파악하는데 활용할 수 있다.

출산의 당사자인 여성인구는 「주민등록법」에 의해 수집된 「주민등록연앙인구」를 활용할 수 있다. 국가통계포털에서는 행정안전부에서 집계하는 주민등록인구를 연앙(年央)개념으로 재작성하여 각 연령별 주민등록 연앙인구(mid-year population)에 대한 정보를 제공하고 있다. 1993년부터 2020년 기간 동안 성별과 연령별에 대한 주민등록연앙인구에 대한 자료가 제공된다.

본 연구에서는 통계청 국가통계(National Statistics)로 제공되는 집계데이터(aggregate data)를 활용하여 각 단계별 이행지표를 구성하고 지표별 분해를 통해 출생아 수 감소에 미친 영향과 이행변화를 살펴보고, 분석기간은 초저출산이 본격화되기 시작한 2000년부터 연령별 출산순위 출생아 수에 대한 데이터가 공개된 2019년까지로 제시한다.

11) 통계청에서 제공하는 「인구총조사」의 경우 2015년까지만 공개되었기 때문에 최근 더욱더 급감하고 있는 출생아 수 변화를 측정하는 데는 한계가 있어 활용하지 않는다.

12) 통계청, 「인구동향조사 통계정보보고서」, 2020.12.

가. 가임여성인구(15~49세)의 변화

가임여성인구는 통계청에서 주민등록인구를 기초로 작성된 「주민등록연앙인구」 5세별 연령자료를 활용한다. <표 1-1>은 가임여성(15~49세) 인구의 증감현황을 제시하고 있다. 2000년 1,372만으로 집계된 가임여성(15~49세) 인구는 2003년부터 매년 감소하기 시작하여 2019년에는 1,209만으로 2000년 대비 약 88% 정도의 규모를 보이고 있다.

그러나 출산은 여성 생애에 고르게 발생하기보다는, 생물학적 가임기 내에서 일정 연령대에 집중해서 이뤄지는 특징이 있다. 따라서 출산이 집중적으로 이뤄지는 연령대의 인구규모는 출산에 있어 매우 중요한 요인이다. 가임여성인구 전체의 규모와 5세별 여성인구의 변화를 보여주는 <표 1-1>을 통해 알 수 있듯이, 출산이 집중적으로 이뤄지는 20대와 30대 여성인구는 모두 감소하고 있다.

<표 1-1> 가임여성인구(15~49세)의 변화

(단위: 명, %)

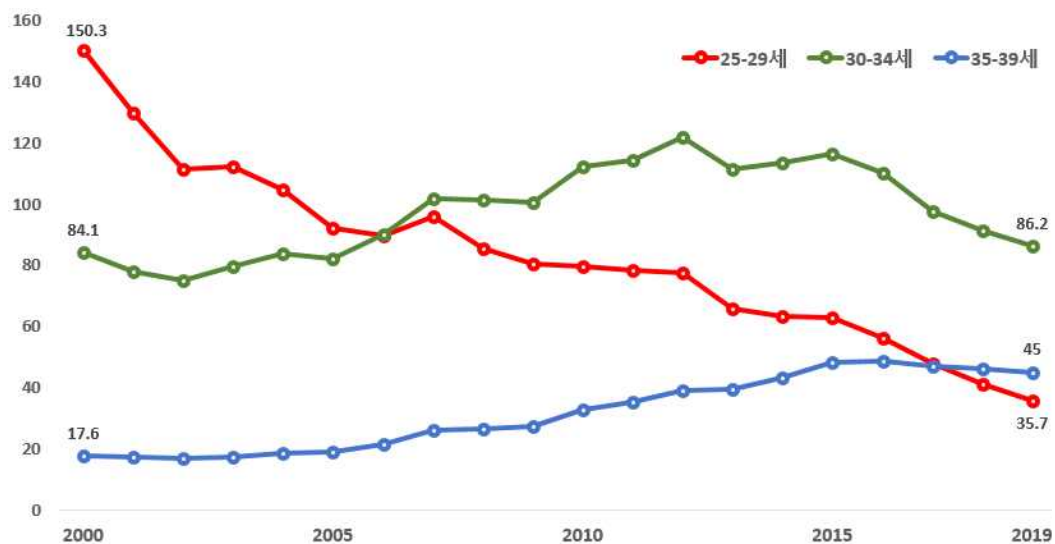
연령별	2000 (A)	2010	2015	2019 (B)	증 감	
					(B-A)	증감률
가임여성인구 (15~49세)	13,716,064	13,346,797	12,796,169	12,088,187	-1,627,878	-11.9
15~19세	1,853,270	1,648,470	1,564,661	1,306,357	-546,913	-29.5
20~24세	1,914,205	1,489,000	1,647,071	1,594,617	-319,588	-16.7
25~29세	2,193,367	1,847,775	1,499,816	1,619,563	-573,805	-26.2
30~34세	2,192,942	1,908,572	1,853,636	1,523,573	-669,369	-30.5
35~39세	2,145,929	2,171,434	1,906,997	1,941,960	-203,969	-9.5
40~44세	1,989,941	2,165,754	2,165,573	1,897,420	-92,521	-4.6
45~49세	1,426,412	2,115,794	2,158,416	2,204,698	778,287	54.6

자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

특히 25~29세의 경우 2000년 대비 25%가 감소하였으며, 30~34세의 경우 31%가 감소하여 출생아 수 감소에 여성인구 감소가 일정 부분 기인하고 있음을 유추할 수 있다. 장래 주출산연령대가 될 15~19세의 여성인구는 현재의 주출산연령대보다 더 큰 폭으로 감소하고 있어 장래에도 출생아 수 감소는 지속될 것으로 예상된다.

가임여성의 인구 규모는 이미 정해져 있기 때문에 사실상 현재의 사회·경제적 변화나 정부의 정책 효과의 영향을 받지 않는다. 이 주출산연령대 여성인구의 감소는 과거와 동일한 출산율을 보이더라도, 인구효과로 인해 출생아 수가 감소할 것임을 의미한다. 게다가 [그림 1-3]에서와 같이 최근 25~29세의 출산율은 2000년 150명에서 2019년 35.7명으로 큰 폭의 감소가 관찰되었으며, 30~34세 또한 84명에서 86명으로 집계되고 있다. 가임여성인구가 감소가 진행되고 있는 상황에서 주출산연령층의 합계출산율 또한 감소됨이 관찰되고 있어 현실적으로 출생아 수 감소가 지속될 것으로 예상된다.

[그림 1-3] 주출산연령층의 출산율 변화 추이



자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

나. 혼인 이행의 변화

혼인 이행은 가임여성이 혼인으로 전환되는 비율로 측정할 수 있다. 이 과정에서 배우자가 있는 여성의 인구는 현재 인구센서스를 통해 확인할 수 있으나, 5년단위로 제공되고 있어 최근의 변화를 측정하는데 한계가 존재한다. 따라서 본 연구에서는 혼인한 여성인구 변화에 초점을 맞추기 위해 혼인건수를 대리 변수로 활용하며, 통계청에서 제공하는 「인구동향조사」의 연도별 혼인 발생 데이터를 이용한다. 각 나라마다 혼인과 출산 과정에 대한 문화적 차이가 존재할 수 있다. 특히 우리나라는 출산 이전에 혼인을 거치며 배우자와 함께 출산을 이행하는 비율이 매우 높은 나라이다. 이를 통해 많은 여성이 혼인을 통해 배우자와 함께 가정을 이루고 출산을 경험하며 가족이 형성되는 순차적(sequential) 형태를 이루고 있음을 알 수 있다. <표 1-2>에 따르면, 2019년 우리나라 출생아 중 법적 혼인가구 내에서 태어난 비율은 약 98%로 최근 20년 내 출생아의 약 97~98%가 법률혼 내에서 태어날 정도로 혼인은 출산과정에서 빼놓을 수 없는 과정 중 하나이다. 따라서 혼인을 통해 출산하는 보편적 문화 속에서 혼인의 이행은 출산이 발생하기 전 매우 중요한 과정이라고 볼 수 있다(김태현, 2005; 김두섭 외 2007).

<표 1-2> 혼인 중 자녀 출산 비중 비교

(단위: 명, %)

구 분	2000	2005	2010	2015	2019
총계	640,089 (100)	438,707 (100)	470,171 (100)	438,420 (100)	302,676 (100)
혼인 중의 자	630,733 (98.5)	427,939 (97.5)	458,546 (97.5)	429,992 (98.1)	295,548 (97.6)
혼인 외의 자	7,614 (1.2)	7,848 (1.8)	9,636 (2.0)	8,152 (1.9)	6,974 (2.3)
미 상	1,742 (0.3)	2,920 (0.7)	1,989 (0.4)	276 (0.1)	154 (0.1)

자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

[그림 1-4]는 혼인 수와 초혼연령 변화 추이를 제시하고 있다. 2000년 이후 연간 혼인 수는 30만 건대 범위에서 등락을 거듭하였다. 그러나 2016년부터는 20만 건대로 진입한 이후 매년 감소 추세이다. 특히 219년의 혼인 건수는 239,159건으로 2000년 332,090건에 비해 약 72% 수준으로 감소하였다. 여성의 초혼연령도 2000년 26.5세였으나, 매년 0.1~0.3세씩 증가하여 2019년 30.6세로 조사되었다. 앞에서의 가임여성인구와 마찬가지로 혼인의 규모 감소 또한 출산을 이행하는 양적 규모에 영향을 미칠 수 있다. 우리나라는 혼인 외 출산 비중이 매우 낮은 특성이 있기 때문에, 초혼 연령이 출산시기에 영향을 미칠 수 있음을 예상할 수 있다(김태현, 2005; 김두섭 외, 2007).

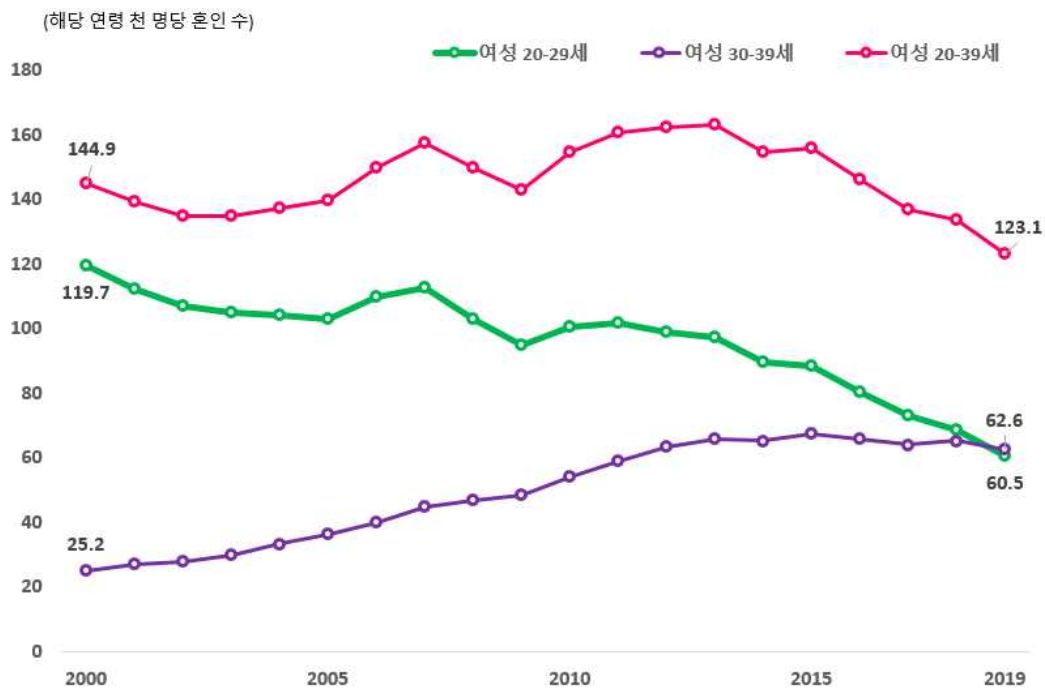
[그림 1-4] 혼인 수와 초혼연령의 변화 추이



자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

[그림 1-5]는 2000년~2019년 기간 동안 여성의 연령대에 따른 조혼인율 (인구 천 명당 혼인 수) 추이를 보여 주고 있다. 20대의 여성의 조혼인율은 감소 추세를 보이는 반면, 30대의 조혼인율은 지속해서 증가하고 있다. 특히 2000년 초반에 20대와 30대의 조혼인율 격차가 4.8배에 달했으나, 2019년부터는 역전된 현상이 관찰되기 시작하였다.

[그림 1-5] 여성의 연령대별 조혼인건수 추이



주: 2020년은 추정치임.

자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

앞에서 살펴본 바와 같이 우리 사회는 혼인 가구 내 출산이 이뤄지는 배경을 가지고 있기 때문에 혼인과 출산이 순차적(sequential)으로 이루어진다는 것을 알 수 있다.

다. 출산량의 변화

혼인 후 출산이행에 대한 지표는 앞선 자료들과 마찬가지로 통계청에서 제공하는 「인구동향조사」의 출산 순위별 출생아 수 정보를 활용한다. 모의 5세 별 연령에 따른 출산 순위별 출생아 수 통계는 1990년부터 제공되기 시작하여 최근 2019년까지 발표되었다. 따라서 본 연구에서는 최근 2019년까지의 자료를 활용하여 분석에 반영한다. <표 1-3>은 출산 순위별 출생아 수 변화를 제시하고 있다. 2000년에 약 64만 명이었던 출생아 수는 2019년에 약 30만 명 수준으로 감소하였으며, 첫째 자녀의 경우 2000년에 비해 약 56%의 규모로 약 17만 명 정도의 출생아 수로 집계되었다.

<표 1-3> 순위별 출생아 수 변화

(단위: 명, %)

구 분	2000 (A)	2010	2015	2019 (B)	증 감	
					(B-A)	증감률
총 계	640,089	470,171	438,420	302,676	-337,413	-52.71
첫째아	301,424	235,473	228,637	168,477	-132,947	-44.11
둘째아	269,587	181,763	166,119	108,391	-161,196	-59.79
셋째아 이상	66,969	49,900	42,443	25,654	-41,315	-61.69
미 상	2,109	3,035	1,221	154	-	-

자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

둘째 자녀와 셋째 자녀 이상의 출산인 경우 첫째 자녀의 감소보다 더 큰 폭으로 감소하고 있으며, 2000년에 비하여 둘째 자녀의 경우 약 40% 수준,

셋째 자녀 이상의 출산인 경우 38%의 규모로 집계되었다. 출산 순위가 높아 질수록 감소 폭이 커지고 있는 것은 다자녀 출산이 과거에 비해 정도가 약해진 것으로 예측할 수 있다.

통계청에서는 첫째 자녀, 둘째 자녀, 셋째 자녀, 넷째 자녀 이상 등으로 출산 순위를 세분화하여 제시하고 있으나, 2000년 이후 합계출산율이 1.5 미만 이었고 최근 출산율이 1미만으로 집계됨에 따라 본 연구에서는 출생아 수를 첫째 자녀와 둘째 자녀 이상으로 출산순위를 구분하여 분석에 반영한다.

앞에서 여성의 혼인 시기가 점차 늦춰지는 것을 살펴보았다. 혼인과 출산은 순차적으로 이뤄지고 있어 혼인 시기의 지연은 모의 출산 연령에 영향을 줄 수 있다. <표 1-4>는 연도별 모의 연령별 출산율을 비교하여 제시하였다. 앞서 여성의 혼인 연령이 높아진 것처럼 초산 연령 또한 2000년 이후 매년 0.2~0.3세씩 높아지고 있다. 또한 과거 주출산 연령대로 관찰되었던 20대의 출산율이 점차 감소하고, 2006년 이후 30대로 주출산 연령대가 이동하고 있다. 가임여성의 주출산 연령대가 상향 이동한 것은 여성의 학력수준 향상에 따른 노동시장 참여의 증가로 인해 혼인 연령이 상승함에 따라 출산연령이 늦춰진 것에 기인할 수 있다. 이 또한 물리적으로 가임기간이 정해져 있는 여성의 특성상 초산과 출산시기가 지연됨에 따라 전체적인 가임기간이 단축되어 출생아 수 감소에 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 따라서 여성의 혼인 연령이 높아지는 것은 여성의 출산연령과 시기에도 영향을 미칠 수 있음을 짐작할 수 있다.

<표 1-4> 모의 연령별 출산율 비교

(단위: 명, 세)

구 분	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	TFR	모의 첫째 자녀 출산 연령
2000	2.6	39.2	150.3	84.1	17.6	2.7	0.2	1.480	27.7
2001	2.4	31.7	129.8	78.1	17.3	2.6	0.2	1.309	28.0
2002	2.7	26.8	111.4	75.0	16.9	2.5	0.2	1.178	28.3
2003	2.5	23.9	112.2	79.7	17.4	2.6	0.2	1.191	28.6
2004	2.4	20.8	105.0	83.7	18.6	2.6	0.2	1.164	28.8
2005	2.2	18.0	92.1	82.1	19.0	2.5	0.2	1.085	29.1
2006	2.2	17.8	89.9	90.0	21.5	2.7	0.2	1.132	29.3
2007	2.3	19.7	95.9	102.0	25.9	3.1	0.2	1.259	29.4
2008	1.7	18.2	85.6	101.5	26.5	3.2	0.2	1.192	29.6
2009	1.7	16.5	80.4	100.8	27.3	3.4	0.2	1.149	29.9
2010	1.8	16.5	79.7	112.4	32.6	4.1	0.2	1.226	30.1
2011	1.8	16.4	78.4	114.4	35.4	4.6	0.2	1.244	30.3
2012	1.8	16.0	77.4	121.9	39.0	4.9	0.2	1.297	30.5
2013	1.7	14.0	65.9	111.4	39.5	4.8	0.1	1.187	30.7
2014	1.6	13.1	63.4	113.8	43.2	5.2	0.1	1.205	31.0
2015	1.4	12.5	63.1	116.7	48.3	5.6	0.2	1.239	31.2
2016	1.3	11.5	56.4	110.1	48.7	5.9	0.2	1.172	31.4
2017	1.0	9.6	47.9	97.7	47.2	6.0	0.2	1.052	31.6
2018	0.9	8.2	41.0	91.4	46.1	6.4	0.2	0.977	31.9
2019	0.8	7.1	35.7	86.2	45.0	7.0	0.2	0.918	32.2

자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

3. 출산 이행 단계별 변수 추이

분석기간인 2000~2019년 기간 동안 출산 이행경로 변화를 살펴볼 수 있는 각 이행 단계별 변수 추이는 다음 <표 1-5>와 같다.

<표 1-5> 출산 이행 단계별 변수 추이

(단위: 명, 건)

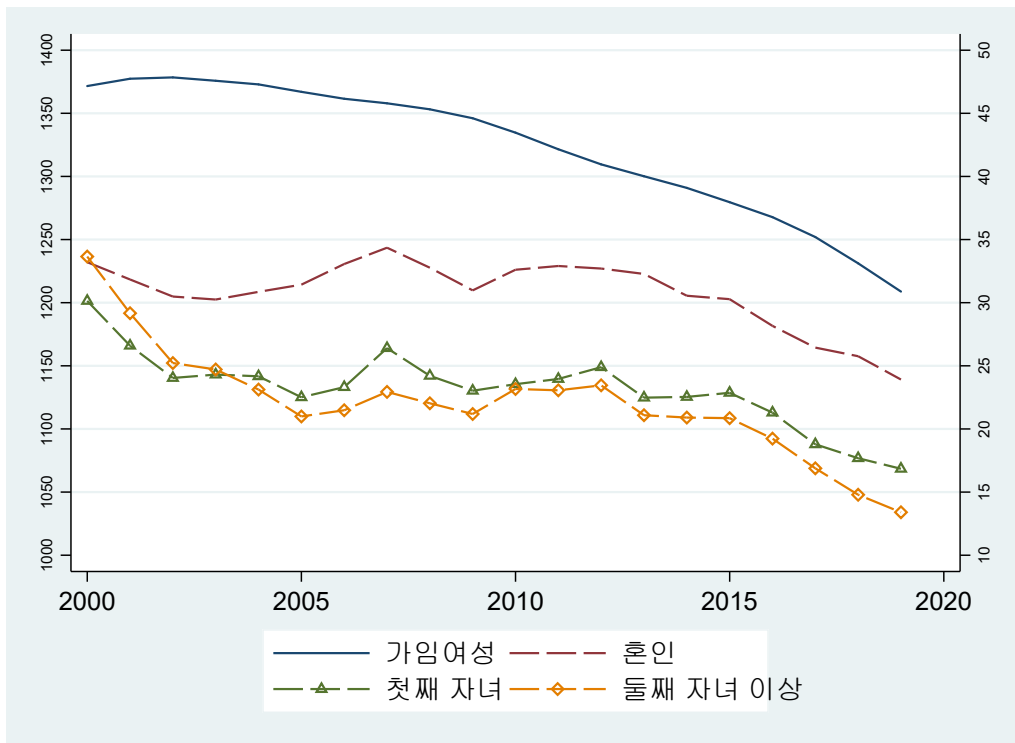
구 분	가임여성인구 (15~49)	혼인 수	출생아 수		
			전체	첫째 자녀	둘째 자녀 이상
2000	13,716,064	332,090	637,980	301,424	336,556
2001	13,774,011	318,407	557,616	265,952	291,664
2002	13,784,519	304,877	492,634	240,410	252,224
2003	13,757,777	302,503	490,204	243,079	247,125
2004	13,729,138	308,598	472,936	241,710	231,226
2005	13,670,214	314,304	434,996	225,090	209,906
2006	13,615,293	330,634	447,976	233,161	214,815
2007	13,579,299	343,559	493,377	264,024	229,353
2008	13,531,767	327,715	462,436	242,097	220,339
2009	13,460,877	309,759	442,136	230,275	211,861
2010	13,346,797	326,104	467,136	235,473	231,663
2011	13,215,175	329,087	470,202	239,596	230,606
2012	13,095,781	327,073	483,504	248,933	234,571
2013	13,001,757	322,807	435,702	224,807	210,895
2014	12,909,337	305,507	434,436	225,393	209,043
2015	12,796,169	302,828	437,199	228,637	208,562
2016	12,677,816	281,635	405,297	212,932	192,365
2017	12,520,068	264,455	356,671	187,854	168,817
2018	12,311,964	257,622	324,760	176,850	147,910
2019	12,088,187	239,159	302,522	168,477	134,045

주: 출생순위 미상은 분석에서 제외함.

자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

출산 이행에 대한 주요 변수는 생애주기 순서에 따라 가임여성인구, 혼인 수, 첫째 출생아 수, 둘째 자녀 이상 출생아 수로 제시하였다. 앞에서 각각의 변수에 대해 2000년부터 2019년 기간의 주요 특징과 추이를 살펴보았다. 전반적으로 등락을 거듭하였으나, 2015년부터 모든 변수가 감소하는 경향이 심화되고 있음을 관찰할 수 있다([그림 1-6] 참조).

[그림 1-6] 출산 이행 단계별 변수 추이



각 변수별 특징을 살펴보면, 15~49세 가임여성인구는 2003년 이후 지속적으로 감소하고 있다. 혼인 수는 2015년까지 약 30만 건을 유지하였으나, 2012년부터 지속적으로 감소하기 시작하여 2016년부터 20만 명대로 진입하

였다. 혼인 수는 가임여성인구의 감소에 따른 인구효과가 반영되므로, 가임여성인구 대비 혼인 수 비중의 변화를 살피는 것이 필요하다. 이는 <표 1-6>을 통해 제시하고 있으며, 2016년 이후 가임여성이 혼인을 이행하는 비율 또한 감소한 것을 확인할 수 있다. 첫째 자녀 출산 건수는 혼인과 비슷한 추세를 보이며 2015년 이후 지속적으로 감소하고 있다. 둘째 자녀도 첫째 자녀 출산과 유사한 추세를 보이는데, 즉 혼인, 첫째 자녀 출산과 마찬가지로 2015년 이후 빠른 속도로 감소하고 있으며, 감소폭은 첫째 자녀보다 크게 나타나고 있음을 알 수 있다.

<표 1-6>과 [그림 1-7]은 각 변수를 기초로 출산 이행 지표 변화 추이를 제시하고 있다. 가임여성인구 증감률의 경우 2001~2002년 2개 연도를 제외하고는 매년 감소하고 있으며, 특히 2017년부터는 매년 12~18%씩 큰 폭으로 감소하고 있어 같은 합계출산율이 관찰되더라도 여성의 인구효과로 인해 출생아 수가 감소할 수 있음을 의미한다.

가임여성의 혼인 이행률은 2000~2015년 기간 동안 일정하게 등락을 거듭하고 있으나, 2014년도부터는 혼인 이행률이 꾸준히 감소하고 있다. 혼인 이행률의 감소는 앞의 [그림 1-4]를 통해 살펴본 초혼연령의 상승과도 이어 살펴볼 수 있다. 최근 관찰된 혼인 이행률의 감소는 초혼 연령의 상승과 더불어 혼인 시기가 지연되고 있음을 유추할 수 있다. 이는 청년층의 혼인 이행이 과거와는 다른 추세로 이어지고 있는 것을 확인할 수 있는 부분이다. 가임여성의 혼인 시기 지연은 초산 시기 지연과 더불어 난임 등 출산의 어려움을 초래할 수 있다. 또한 혼인과 초산 시기 지연에 따라 가임 기간 내 자녀 수가 감소할 개연성도 존재한다.

첫째 자녀 출산으로의 이행 추세는 혼인 수로부터 첫째 자녀 출산 수로 이

행하는 정도를 통해 측정할 수 있다. 혼인을 통해 첫 번째 출산으로의 이행 추세는 소폭 등락을 거듭하며 이행률이 일정하게 유지되고 있다. 이는 아직까지는 혼인을 통해 첫째 자녀를 출산하게 되면서 가구 형성이 일정 비율 이뤄지고 있음을 알 수 있는 부분이다. 다만, 최근 들어 이행률이 감소하는 경향이 발견되고 있어 혼인과 더불어 첫째 자녀 출산의 이행에도 변화가 감지된다. 반면, 첫 번째 출산으로부터 두 번째 이상의 출산 이행에 대해서는 2008~2010년 3개년을 제외하고 매년 이행률이 감소하고 있어 첫째 자녀 출산 이후 둘째 자녀 이상의 출산의 규모가 축소되고 있음을 알 수 있다. 최근 첫 번째 자녀 출산 이후 후속 출산이 감소하고 있는 것은 출산에 대한 개인의 가치관의 변화 혹은 출산 이행에 어려움이 발생하고 있음을 예상할 수 있다.

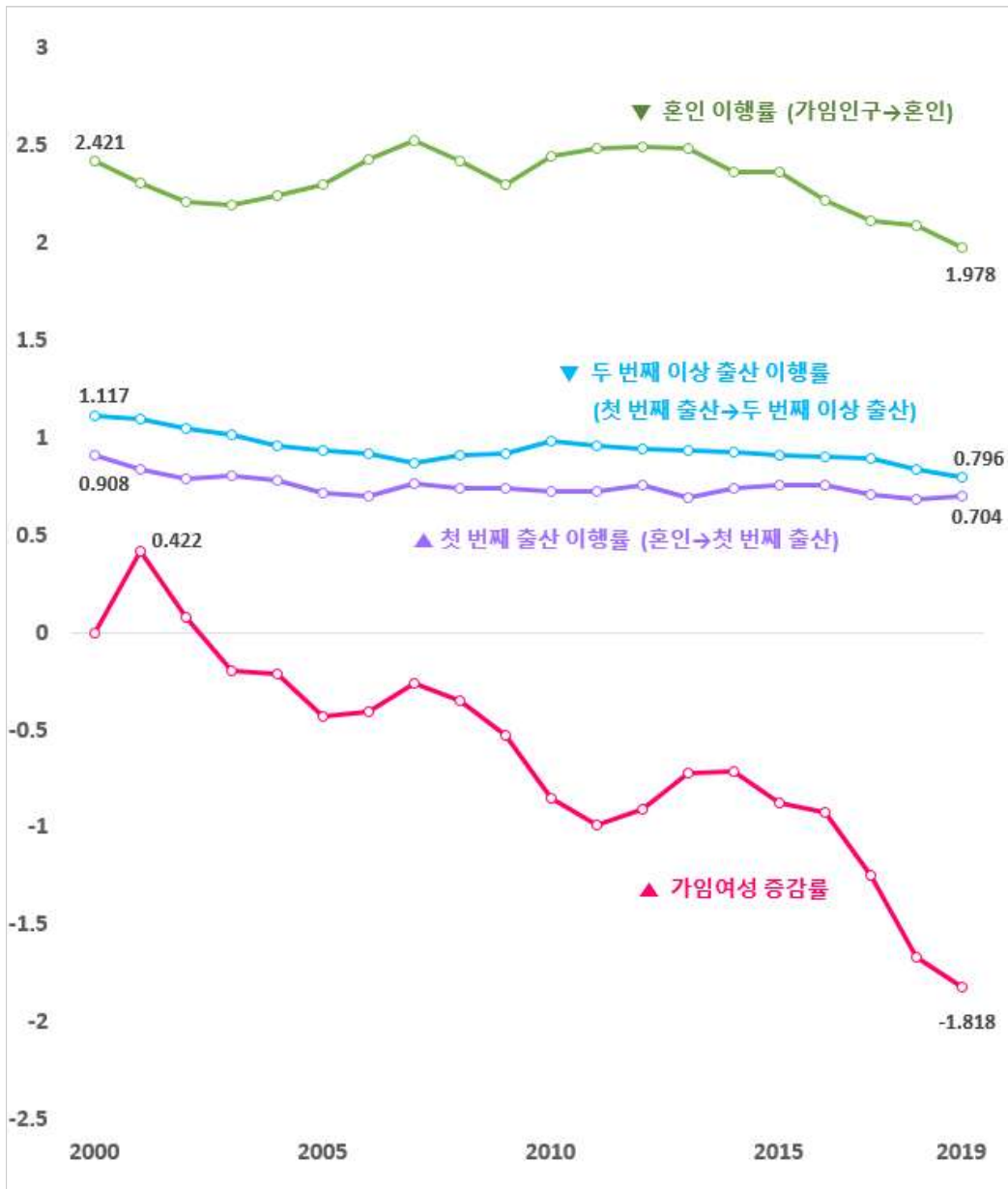
<표 1-6> 출산 이행 단계의 변화 추이

(단위: %, 배수)

구 분	가임인구 증감률	혼인 이행률 (가임인구 → 혼인)	첫째 자녀 출산 이행률 (혼인 → 첫 번째 출산)	둘째 자녀 이상 출산 이행률 (첫째 → 두 번째 이상 출산)
2000	.	2.421	0.908	1.117
2001	0.422	2.312	0.835	1.097
2002	0.076	2.212	0.789	1.049
2003	-0.194	2.199	0.804	1.017
2004	-0.208	2.248	0.783	0.957
2005	-0.429	2.299	0.716	0.933
2006	-0.402	2.428	0.705	0.921
2007	-0.264	2.530	0.768	0.869
2008	-0.350	2.422	0.739	0.910
2009	-0.524	2.301	0.743	0.920
2010	-0.847	2.443	0.722	0.984
2011	-0.986	2.490	0.728	0.962
2012	-0.903	2.498	0.761	0.942
2013	-0.718	2.483	0.696	0.938
2014	-0.711	2.367	0.738	0.927
2015	-0.877	2.367	0.755	0.912
2016	-0.925	2.221	0.756	0.903
2017	-1.244	2.112	0.710	0.899
2018	-1.662	2.092	0.686	0.836
2019	-1.818	1.978	0.704	0.796

- 주: 1) 혼인 이행률은 가임여성 대비 혼인 수
 2) 첫 번째 출산 이행률은 혼인 수 대비 첫 번째 출산 수
 3) 두 번째 이상 출산 이행률은 첫째 자녀 출산 수 대비 둘째 자녀 이상 출산 수
 4) 가임여성 대비 혼인인구는 규모보정을 위해 여성인구를 100으로 나누어 보정함.

[그림 1-7] 출산 이행단계 지표 변화 추이



4. 출산 이행 요인별 분석 결과

본 연구에서는 생애주기에 따라 출산 이행을 가임인구, 혼인, 첫 번째 출산, 두 번째 이상 출산의 순서로 제시하였다. 각각의 이행 단계별로 출생아 수 감소에 미친 순효과를 측정하여 시기별로 출생아 수 감소를 주도한 요인과 특징에 대해 살펴보았다. 분석에서 제시하는 각 요인별 기여분은 출산 이행변화가 초래한 출생아 수 변화분을 의미하며, 지표 해석에서 기여분이 음수라는 것은 해당요인의 변화가 출생아 수 감소에 기여한 정도를 뜻한다. 분석기간은 초저출산율에 진입한 2001년의 전년도인 2000년부터 최근 「인구동향조사」의 연령별 자료가 제공되는 2019년까지로 하였다.

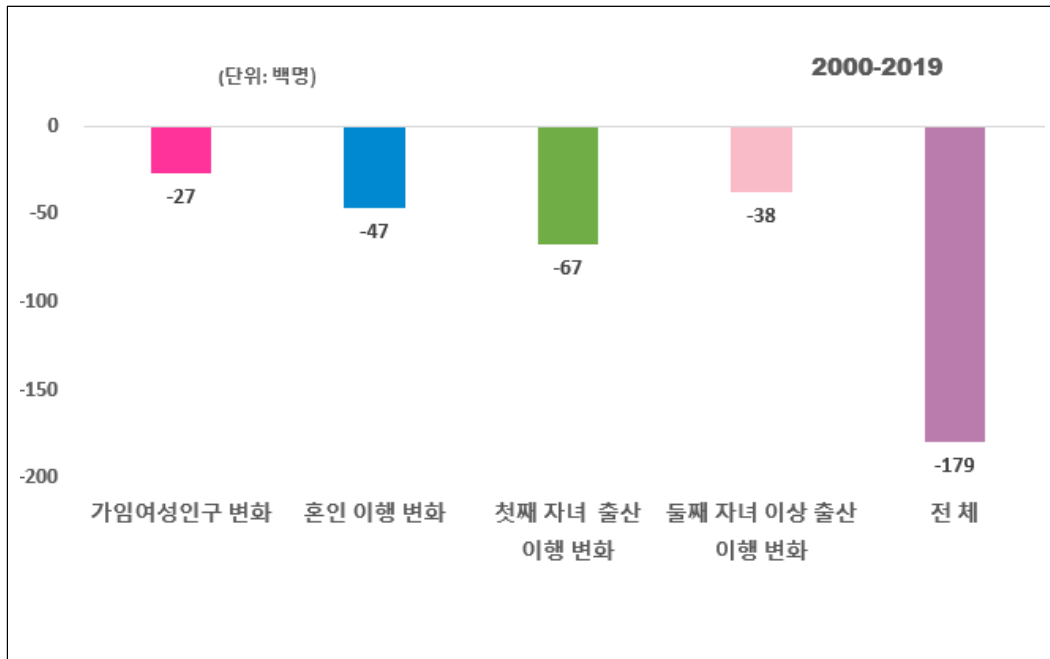
분석 결과는 분석기간 내에는 각 변수별 등락 이동이 모두 포함되어 있어 기간에 따른 출산 이행변화를 이해하는 데 한계가 존재할 수 있다. 또한 출생아 수 변동 폭이 큰 기간이 다수 존재하므로 분석기간 설정에 따라 출생아 수 감소를 주도하는 요인이 다를 수 있다. 따라서 전체 분석기간 중 출생아 수가 지속적으로 감소하는 2기의 기간을 구분하여 출산 이행변화를 비교하고, 각 기간별 출생아 수 감소 이행경로의 특징을 살펴보고자 한다.

<표 1-7>은 전체 분석기간인 2000~2019년 기간 동안 출산 이행경로 요인별 연평균 기여분을 보여준다. 전체 분석기간 동안 출생아 수 감소는 연평균 1만 8,000여 명이 이뤄졌으며, 이 중 첫째 자녀 출산 이행, 혼인 이행, 둘째 자녀 이상 출산 이행, 가임여성인구 변화의 순서로 출생아 수 감소에 영향을 미친 것으로 설명할 수 있다. 그러나 이 변화는 분석기간 동안 전체의 연평균 기여분을 의미하므로, 출생아 수 변화의 시기별 특징을 설명하는 데는 한계가 존재한다. 따라서 [그림 1-8]을 통해 각 연도별 출산이행 요인별 기여분 변화를 제시하고 각각의 요인별 특징을 살펴보기로 한다.

<표 1-7> 출산 이행 요인별 연평균 기여분 : 전체

(단위: 백 명)

구 분	전체 기간 (2000~2019)
가임여성인구 변화 요인	-27 (15.2%)
혼인 이행 요인 (가임인구 → 혼인)	-47 (25.9%)
첫째 자녀 출산 이행 요인 (혼인 → 첫째 자녀 출산)	-67 (37.6%)
둘째 자녀 이상 출산 이행 요인 (첫째 → 둘째 자녀 이상 출산)	-38 (21.2%)
합 계	-179 (100%)



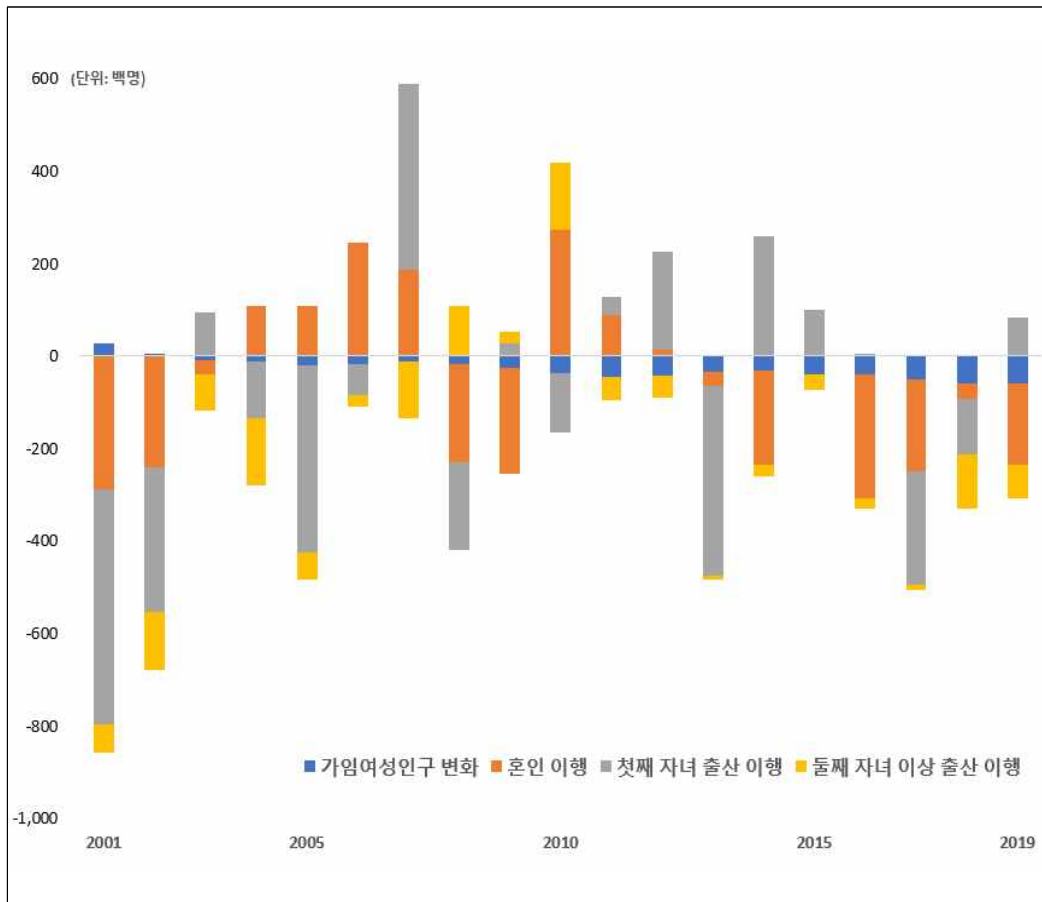
가임여성인구 변화의 경우 2001~2002년을 제외하고 분석기간 내 출생아 수 감소에 기여하고 있다. 특히 가임여성인구의 경우 2003년 이후 출생아 수 감소에 기여하는 비중이 2010년 이후 커지고 있으며, 2017년 이후 출생아 수 감소에 기여하는 정도가 두드러지고 있다. 이는 향후 가임여성인구 변화로 인해 출생아 수 감소가 지속될 수 있음을 의미한다.

가임여성인구로부터 혼인 이행의 경우 2010년에는 일부 출생아 수 감소를 상쇄하는 역할을 했으나, 2013년부터는 출생아 수 감소에 영향을 미치지 시작하고 감소의 기여도 상당히 커지고 있음이 관찰되고 있다. 이를 통해 청년층이 혼인으로 이행하는 과정에서 어려움이 발생했거나, 청년층의 혼인 이행에 대한 변화가 생겼음을 유추할 수 있다. 또한 혼인 이행의 감소는 순차적으로 첫 번째 자녀 출산에 영향을 미칠 수 있으므로, 향후 첫째 자녀 출산 이행 감소와 출생아 수 감소도 예상할 수 있다.

혼인에서 첫째 자녀 출산으로 이행하는 경우 상당한 기간에서 출생아 수 감소에 영향을 미치고 있으나, 출생아 수가 소폭 상승했던 일부 기간에 동안 첫째 자녀 출산 이행의 증가가 상당 부분 기여하는 것으로 분석되었다. 또한 첫 번째 출산 이행의 양(+)의 기여는 혼인 이행이 양(+)적으로 기여한 이후 발생하는 특징을 보이고 있는데, 2004~2007년 기간 동안 관찰되는 혼인 이행의 양(+)의 효과 이후 2007년, 2009년 첫째 자녀 출산 이행의 양(+)의 효과로 이어지고 있으나, 2010년 이후 관찰되는 혼인 이행의 양(+)의 효과와 첫째아 출산 이행의 효과는 2011, 2012, 2014년도로 이어지면서, 그 효과가 순연되고 있다. 이를 통해 최근 들어 혼인 이후 첫째 자녀 출산까지의 간격이 길어지고 있음을 유추할 수 있으며, 이에 따른 후속 출산에 대한 영향을 관찰할 필요가 있다.

마지막으로 첫째 자녀 출산에서 두 번째 이상의 후속 출산 이행의 경우를 살펴보기로 한다. 둘째 자녀 이상의 출산으로 이행하는 경우 2008~2010년¹³⁾을 제외하고 모두 출생아 수 감소에 영향을 미치고 있다. 이는 우리 사회에서 첫째 자녀 출산 이후 후속 출산이 유연하게 이뤄지지 않고 있으며, 저출산 기조에 상당히 영향을 미치고 있음을 유추할 수 있다.

[그림 1-8] 출산 이행 요인별 기여분 변화 추이



13) '2007년 황금돼지띠', '2010년 백호랑이띠', '2012년 흑룡띠'구간에서는 당시 십이지(十二支)의 영향이 출생아 수 증가에 일부 영향을 미친 것으로 보인다.

출산 기간 변화에 따라 출산 이행경로에 차이가 발생할 수 있다. 따라서 출생아 수 감소가 지속되었던 2000~2005년과 2016~2019년 두 기간의 출산 이행 경로 비교를 통해 출생아 수 감소의 원인을 비교해 보고자 한다.

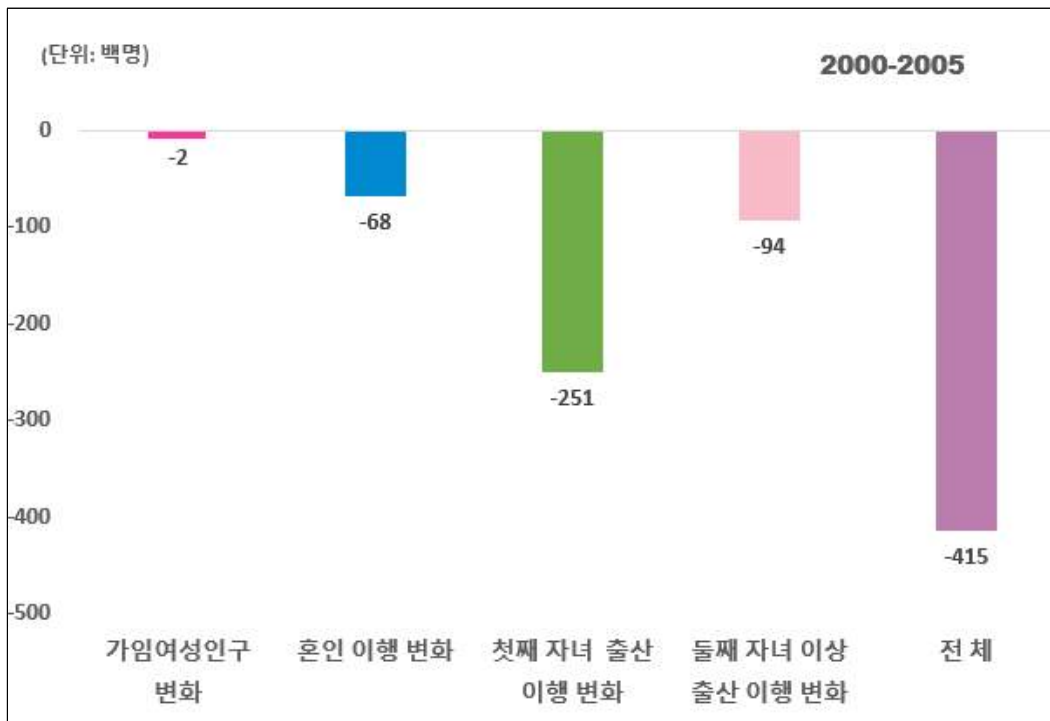
<표 1-8>은 2000~2005년 동안의 출산이행 요인별 연평균 기여분을 나타내고 있다. 동 기간에 출생아 수는 연평균 4만 1,500명이 감소하였으며, 이 중 출생아 수 감소를 주도한 요인은 혼인에서 첫 번째 출산 이행의 감소가 가장 큰 영향을 미치고 있으며, 두 번째 이상의 출산 이행과 혼인 이행의 변화가 영향을 미친 것으로 분석되었다. 가임여성인구의 증감은 2000~2002년까지의 양(+)적 기여가 동 기간 내 출생아 수 감소의 영향을 다소 상쇄한 것으로 분석되어 출생아 수 감소에 큰 영향을 미치지 않은 것으로 관찰되었다.

<표 1-9>는 2016년부터 2019년까지 출산 이행 경로의 연평균 기여분을 제시하고 있다. 2016~2019년의 출산 이행 요인별 특징은 2000~2005년 기간의 출산이행 특징과는 다른 점이 관찰된다. 2016~2019년의 분석기간 동안 출생아 수 감소에 가장 큰 영향을 미친 요인은 혼인이행의 변화와 첫째 자녀 출산 이행 감소, 둘째 자녀 이상의 출산 이행 감소와 가임여성인구의 감소 순서로 분석되었다. 이는 2000~2005년과는 다르게 가임여성인구의 감소도 출생아 수 감소에 기여하는 것으로 과거부터 발생한 출생아 수 감소가 현재 가임여성인구에 영향을 미치는 것임을 알 수 있다. 또한 가임여성인구는 상당한 기간 동안 감소 추세가 이어질 것이므로 향후 출생아 수 변화에 가임여성인구 감소로 인한 영향이 당분간 지속될 것을 예상할 수 있다.

<표 1-8> 출산 이행 요인별 연평균 기여분 : 2000~2005년

(단위: 백 명)

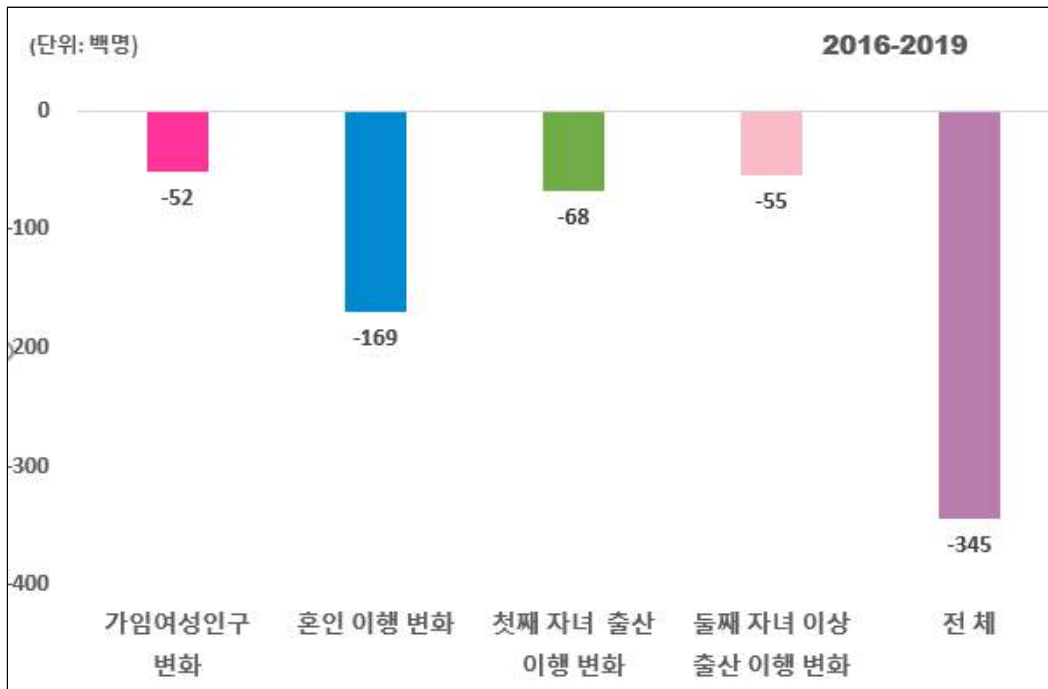
구 분	2000~2005년
가임여성인구 변화 요인	-2 (0.4%)
혼인 이행 요인 (가임인구 → 혼인)	-68 (16.4%)
첫째 자녀 출산 이행 요인 (혼인 → 첫째 자녀 출산)	-251 (60.5%)
둘째 자녀 이상 출산 이행 요인 (첫째 → 둘째 자녀 이상 출산)	-94 (22.6%)
합 계	-415 (100%)



<표 1-9> 출산 이행 요인별 연평균 기여분 : 2016~2019년

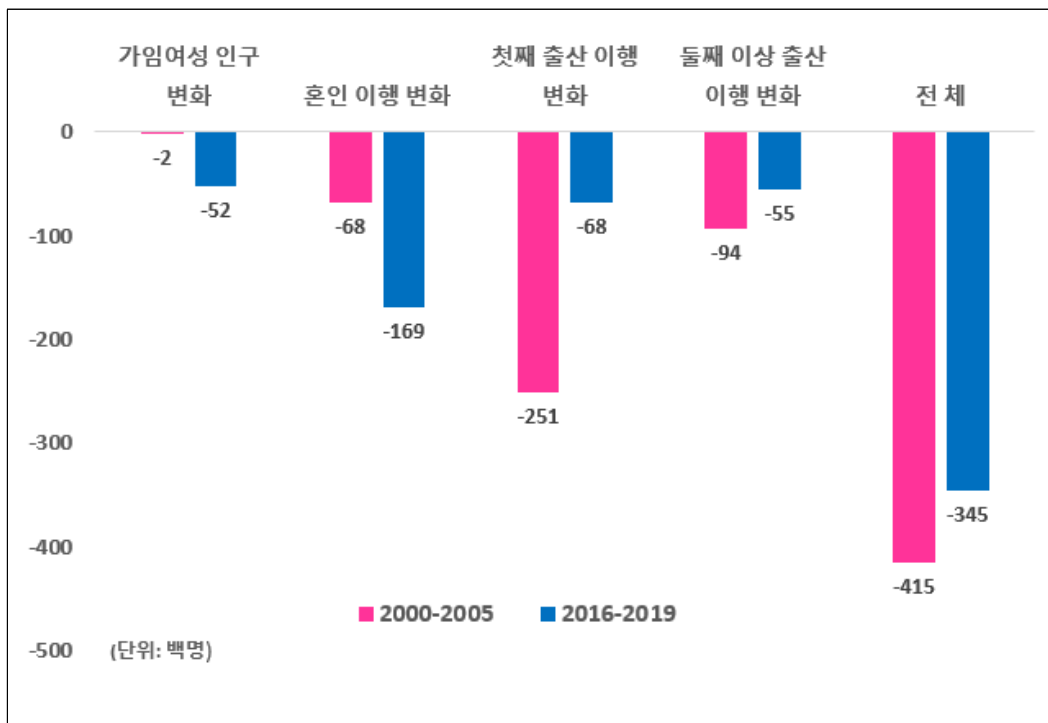
(단위: 백 명)

구 분	2016~2019년
가임여성인구 변화 요인	-52 (15.2%)
혼인 이행 요인 (가임인구 → 혼인)	-169 (49.1%)
첫째 자녀 출산 이행 요인 (혼인 → 첫째 자녀 출산)	-68 (19.8%)
둘째 자녀 이상 출산 이행 요인 (첫째 → 둘째 자녀 이상 출산)	-55 (15.9%)
합 계	-345 (100%)



다음 [그림 1-10]을 통해 두 기간의 출산 이행 요인의 기여분을 비교하여 제시하였다. 두 기간을 비교하면, 출산 이행경로의 변화가 뚜렷하게 관찰된다. 2000년 초반의 출생아 수 감소에 혼인 및 첫째 자녀 출산 이행의 감소가 두드러졌다면, 최근 출생아 수 감소는 혼인과 첫째 자녀 출산으로의 이행의 감소가 영향을 미치고 있으며, 과거와는 다르게 가임여성인구의 감소도 출생아 수 감소에 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 또한 앞에서 논의한 데로 출산은 순차적 특징을 가지고 있다. 2000년 초반에는 이행단계 순서상 상대적으로 다음 단계인 자녀 출산에서 출생아 수 감소의 주도가 이루어졌다면, 최근에는 이행 단계 앞부분부터 출생아 수 감소에 큰 기여를 하고 있음을 알 수 있다. 이는 향후 출생아 수 감소 현상이 지속될 것을 시사한다.

[그림 1-9] 출산 이행 요인별 연평균 기여분 : 기간 비교



제4절 결 론

본 연구에서는 우리 사회의 급격한 출생아 수 감소 현상을 이해하기 위해 출산 총량으로의 이행과정에 대해 논의하고, 출생아 수 감소를 주도하는 생애주기 이행경로의 변화를 살펴보았다. 통계청에서 제공하는 「인구동향조사」와 「주민등록인구」 정보를 바탕으로 2000~2019년 기간의 출생아 수 변화에 대한 이행경로를 양적 변화를 통해 비교한다. 출산의 이행경로는 생애주기의 특성을 반영하여 가임여성인구, 혼인 수, 첫째 자녀 출산, 둘째 이상의 자녀 출산으로 순차적인 이행경로를 명시적으로 구조화하였다. 구조화된 출산 이행경로를 바탕으로 가임여성인구, 혼인, 첫 번째 출산, 두 번째 출산으로 이행되는 각 단계별 이행률을 계산하고 각 요인별 표준화를 통해 출생아 수 변화를 설명하고자 하였다. 이를 위해 출산의 이행요인 분해를 위한 분해식을 유도하여 이행경로의 양적 변화와 출생아 수 감소 요인 분해를 도출하였다.

2000~2019년 기간 동안 출생아 수 감소를 요인 분해한 결과, 첫째 자녀 출산 이행, 혼인 이행, 둘째 자녀 이상 출산 이행, 가임여성인구 변화의 순서로 출생아 수 감소에 영향을 미친 것으로 분석되었다. 2000~2019년 기간에 대한 요인분해 결과는 최근 20년간 출생아 수 감소의 장기 추세를 살펴보기 위해 도출되었으나, 각 기간별 이행 특성을 논의하는 데는 한계가 존재할 수 있다. 따라서 전체 분석 기간 중 출생아 수가 지속 감소하는 2000~2005년과 2016~2019년의 두 기간의 출산 이행 경로를 비교하여 출생아 수 감소의 이행경로 영향의 차이점을 살펴보았다.

2000~2005년 기간 동안의 출생아 수 감소를 주도한 요인은 혼인에서 첫째 자녀로의 출산 이행의 감소가 가장 큰 영향을 미치고 있으며, 둘째 자녀

이상의 후속출산 이행과 혼인 이행의 변화가 영향을 미친 것으로 분석되었다. 반면, 가임여성인구의 증감은 2000~2002년까지의 양(+)적 기여가 동 기간 내 출생아 수 감소의 영향을 다소 상쇄한 것으로 분석되어 출생아 수 감소에 큰 영향을 미치지 않은 것으로 관찰되었다.

최근 2016~2019년의 출산 이행 요인별 특징을 살펴본 결과 2000~2005년 기간의 출산이행 특징과는 다른 특징이 발견되었다. 2016~2019년 기간 동안의 경우 출생아 수 감소에 가장 큰 영향을 미친 요인으로는 혼인이행의 변화와 둘째 자녀 이상의 출산 이행 감소, 가임여성인구의 감소, 첫째 자녀 출산 이행의 감소 순으로 분석되었다. 두 기간을 비교하면, 출산 이행경로의 변화가 관찰되고 있다. 2000년 초반의 출생아 수 감소는 혼인과 첫째 자녀 출산 이행 감소에 영향을 받았다면, 최근 출생아 수 감소에는 혼인 이행과 첫째 자녀 출산 이행의 감소가 여전히 영향을 미치고 있으며, 이와 더불어 앞의 시점과는 다르게 가임여성인구의 감소도 출생아 수 감소에 크게 기여하고 있음을 알 수 있다.

분석결과를 바탕으로 향후 출생아 수 변화를 예상할 수 있다. 먼저 출산의 당사자인 가임여성인구는 1970년대부터 꾸준히 감소하고 있다. 이로 인해 향후 주출산 연령대(25~35세) 여성인구가 감소될 것이므로 인구효과로 인한 출생아 수 감소는 어느 정도 예견할 수 있다. 또한 우리나라는 출산 이전에 혼인이 선행되는 경향이 두드러지는 사회문화적 배경을 가지고 있는데, 최근 청년층의 혼인과 첫째 자녀 출산 이행률이 감소되고 있어 향후 혼인과 출산 시기를 순연적으로 지연시킬 수 있다. 혼인과 초산 시기의 지연은 연령별 출산율을 변화시켜 당초의 예측보다 더 낮은 출산율과 출생아 수를 유발할 수 있으며, 초산 시기가 지연됨에 따라 여성의 가임기 내 총출생아 수가 감소할

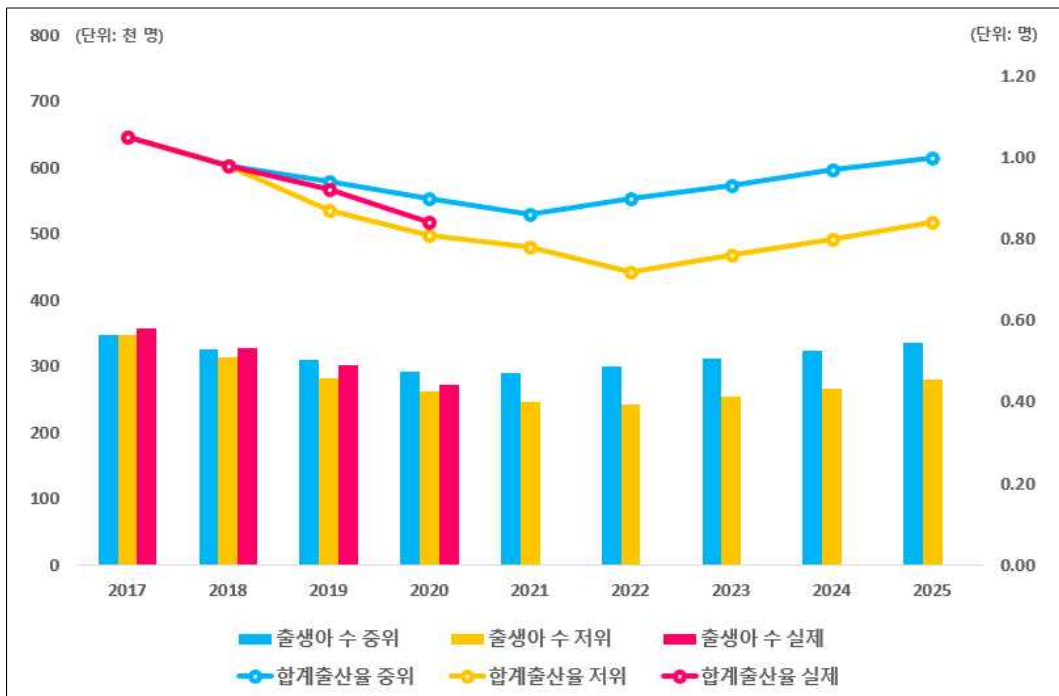
개연성이 높아질 수 있다. 또한 여성의 출산시기 지연에 따라 난임, 고령 산모, 고위험 임신부 등이 늘어날 수 있다.

정부는 출산지표가 과거와는 달라지고 있다는 점에 대응하고자 5년 주기로 작성되어 공표하고 있는 장래인구추계를 수정하여 특별추계자료를 발표하였다. 당시 2017년 기준인구를 바탕으로 인구변동요인을 가감하고 혼인율과 혼인 대비 출산비율 추세를 반영하여 출산추계를 제시하였다. 공표된 연도별 장래 출생아 수 예측 추계와 실제 출생아 수를 비교하면 다음 <표 1-10>과 같다. 2019년 3월 통계청에서 장래인구특별추계를 발표할 당시 우리나라 출생아 수와 합계출산율 중위 시나리오에 약간 밑도는 예측치가 제시되었으나, 2020년에는 저위 시나리오에 가까워졌으며, 감소 폭도 저위 시나리오보다 더 급격하게 나타나고 있다. 통계청의 장래추계에 따르면 합계출산율 중위 시나리오는 2021년에, 저위 시나리오는 2022년에 저점을 찍고 출산율이 반등하는 것으로 예측되고 있으나, 지금의 출산율 추세대로라면 비관적 시나리오의 저점과 반등의 시기 또한 예측과는 다르게 나타날 수 있을 것으로 보인다. 분석결과에 따르면, 최근 출생아 수 변화에는 혼인과 첫째 자녀 출산의 이행, 둘째 자녀 이상의 출산 이행 감소가 주요하게 기인하고 있으며, 가임여성인구 감소 또한 그 영향을 미치고 있다. 이는 생애주기 순서 중 앞부분부터 그 출생아 수 감소에 기여하고 있기 때문에 정부에서 장래 인구추계에서 제시한 예측치보다 더 비관적인 시나리오가 지속될 수 있을 것이다. 정부는 지속되는 출생아 수 감소에 대응하기 위해 지속하여 국가 의제로 저출산 대응방향을 설정하고, 15년간 225조 원이 넘는 재정을 투입한 것으로 알려져 있다. 그러나 200조 원이 넘는 재정사업이 추진되는 동안에도 꾸준히 출생아 수는 감소하였으며, 그 추세는 여전히 지속되고 앞으로도 당부간은 이어질 것으로 보인다.

<표 1-10> 연도별 장래인구추계와 실제 출생아 수 비교

(단위: 천 명, 인구 1천 명당, 가입여성인구 1명당)

구 분	출생아 수				합계출산율			
	고위	중위	저위	실제	고위	중위	저위	실제
2017	348	348	348	358	1.05	1.05	1.05	1.05
2018	340	325	314	327	0.98	0.98	0.98	0.98
2019	349	309	282	303	1.03	0.94	0.87	0.92
2020	357	292	263	272	1.06	0.90	0.81	0.84
2021	366	290	246		1.09	0.86	0.78	
2022	377	300	243		1.12	0.90	0.72	
2023	388	312	255		1.16	0.93	0.76	
2024	399	324	267		1.19	0.97	0.80	
2025	409	335	280		1.23	1.00	0.84	



자료: 통계청, 국가통계포털, 2021.4.11.

물론 청년층의 가구 독립과 출산 과정이 재정투입과 비례적인 성과를 보이는 것은 아닐 수 있다. 그렇지만 그간 출산을 제고를 위한 재정사업들의 성과 목표와 효과에 대해서는 전반적인 성과평가를 통해 모니터링이 이뤄져야 할 것으로 보인다. 또한 출산의 생애주기 이행경로의 변화를 살펴 최근 청년층의 혼인 이행 감소와 첫째 자녀 출산 이후 둘째 자녀 출산이 이뤄지지 않은 점에 주목할 필요가 있다.

청년층의 혼인 이행 감소는 청년층의 독립가구 형성에 대한 어려움을 예상할 수 있으며, 혼인이행 과정에 장애가 발생할 경우 이후 출산지원정책은 사실상 한계가 생길 수밖에 없다. 또한 첫째 자녀 출산 이후 후속출산이 이뤄지지 않는 것은 여성이 출산과 양육 또는 일·가정 양립에 어려움을 겪고 있음을 짐작할 수 있는 부분이다. 첫째 출산 이후 후속출산으로의 이행은 혼인과 초산 시기의 지연, 저출산 기조의 확대 등 다양하게 영향을 받아 이뤄지는 복합적인 문제이다. 그러나 출산시기가 과거보다 지연됨에 따라 가족 형성을 이어가고 싶어도 난임, 고위험 임신 등이 늘어나 추가 출산에 대한 욕구가 실현되지 못할 수 있다. 이에 대해서는 더 적극적인 재정지원에 대한 검토가 필요할 것으로 보인다.

본 장의 연구는 출생아 수를 통해 각 출산의 이행단계별 변화에 대한 기여를 분석하여 저출산 기조를 생애주기에 따라 직관적으로 설명하고 정보를 제공하고자 수행되었다. 그러나 각 이행 단계별 변화에 영향을 미치는 원인에 대해서는 연구 범위의 한계로 분석하지는 못하였으며, 분석 자료의 한계로 혼인여성 인구에 대한 대리지표로 혼인 수를 적용하였다. 추후 분석자료의 확보를 통해 출산 이행경로에 대한 면밀한 분석과 출산 이행경로에 영향을 미치는 원인 분석이 지속적으로 이어질 수 있게 되기를 기대한다.

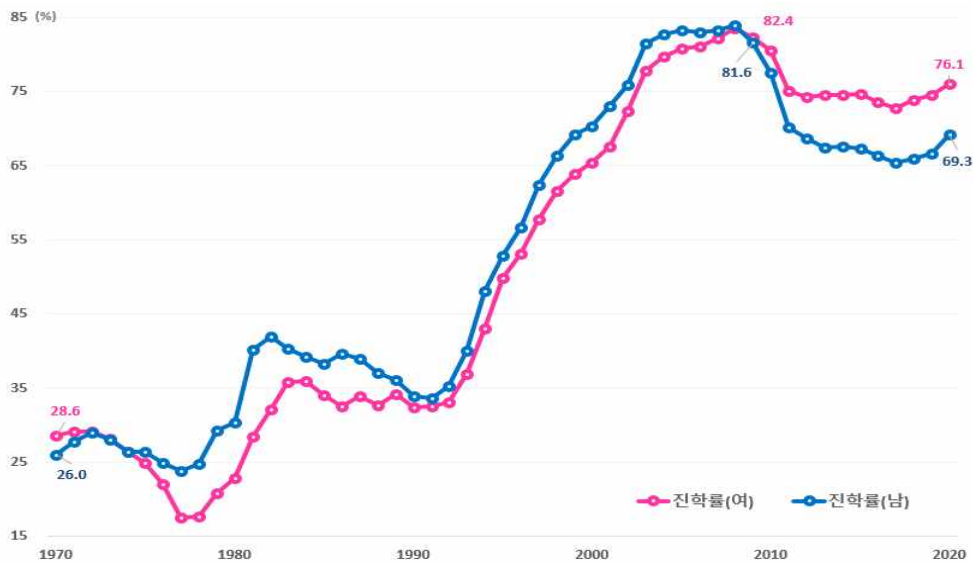
제 II 장

여성 고용의 출산에 대한 효과

제1절 논의 배경

우리나라는 경제개발 속에서 여성의 학력 수준 향상되었으며, 노동시장 참여의 기회 또한 점점 확대되었다. 특히 여학생의 대학진학률은 [그림 2-1]에서와 같이 1970년대 28.6%에 불과하였으나, 2020년에 76.1%에 도달하였다. 특히 2009년 여학생의 대학진학률(82.4%)이 남학생(81.6%)을 역전한 이후, 그 격차가 점차 커지는 모습이 관찰되고 있다.

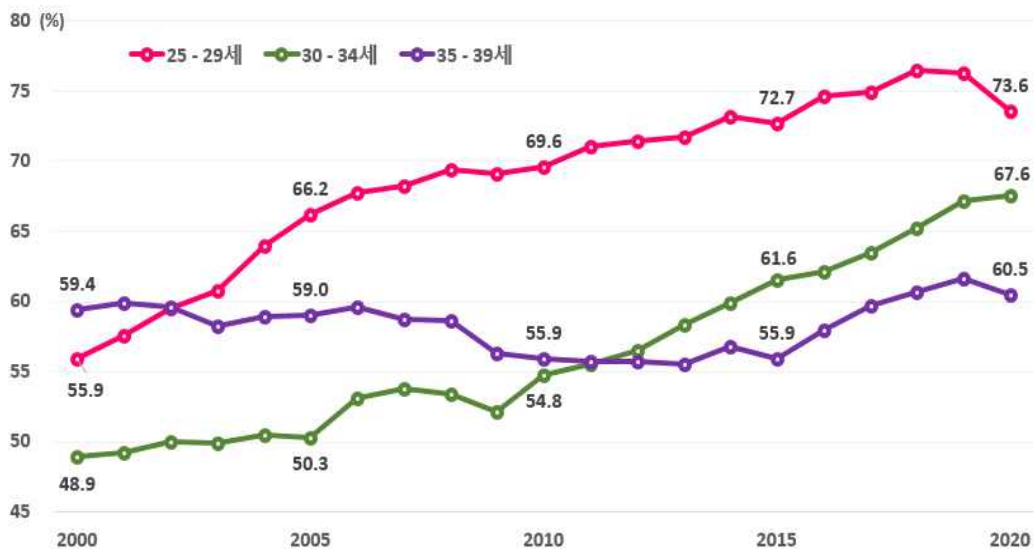
[그림 2-1] 여학생의 대학진학률 추이



자료: 한국교육개발원, 교육통계서비스, 2021.2.27.

여성의 학력수준 증가는 노동시장 참여의 기회 확대와 더 나은 일자리로의 탐색 등을 가능하게 함으로써 여성의 경제활동참가를 견인하고 있다. 특히 대학 졸업을 통해 노동시장에 진입하는 25~29세 경제활동참가율은 2000년 55.9%에서 2020년에는 76.6%까지 꾸준히 상승하고 있으며, 30~34세 여성의 경제활동참가율 또한 2020년 67.6%까지 증가하였다([그림 2-2] 참조). 여성의 학력수준과 경제활동참여의 증가는 인적자본 수준을 향상시키고, 이로 인해 사회와 가정 내 역할 변화를 야기할 수 있다. 이러한 변화는 최근 한국 여성정책연구원에서 실시한 설문조사를 통해 확인할 수 있다(김은지 외, 2019). 조사 결과에 따르면, 여성의 삶에 대한 중요는 일(36.2%), 개인생활(29.5%), 파트너십(21.7%), 자녀(12.6%) 순으로 응답되었으며, 이러한 경향은 연령대가 낮을수록 그리고 학력이 높을수록 분명하였고, 동년배 남성보다 더 노동 중심적인 인식이 관찰되는 것으로 응답되었다. 이를 통해 여성 삶의 우선순위와 역할에 대한 기대가 노동과 개인의 일상 중심으로 변화되고 있는 것을 짐작할 수 있다(김은지 외, 2019).

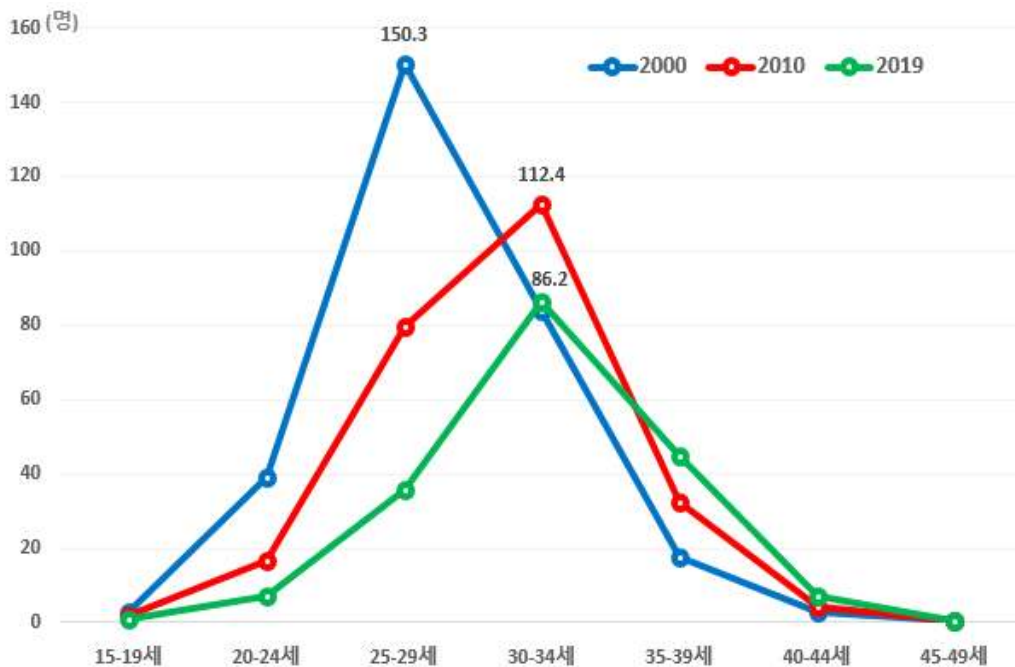
[그림 2-2] 여성의 연령대별 경제활동 참가율 추이



자료: 통계청, 국가통계포털 경제활동인구조사, 2021.2.27.

또한 사회적 역할에 대한 기대 변화는 여성의 출산과 자녀 양육에 대한 행동을 변화시키고 있는데, 이는 다음 [그림 2-3]의 여성의 연령별 출산율을 통해 살펴볼 수 있다. 과거 2000년대의 주출산연령대는 25~29세였으나, 2010년대에는 30~34세 중심으로 연령대가 상향 이동하고 있다. 또한 2000년대 출산율에 비해 최근 시점으로 이동할수록 출산량은 크게 감소되고 있는데, 이는 과거에 비해 출산 시기가 지연되고 주출산연령 시기의 출산량의 변화도 축소되고 있는 것이다. 이러한 특징은 여성의 노동시장 참여에 따라 출산시기가 지연되고 있으며, 일·가정 양립을 위한 전략적 선택이 이뤄지고 있음을 예상할 수 있는 부분이다.

[그림 2-3] 연령별 출산율 변화



자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

특히 여성이 노동시장에서 가지는 기회는 혼인과 출산 이행에 중요한 영향을 미칠 수 있으며, 고용의 불안정성은 출산율 감소의 결정적 요인으로 논의되고 있다(은기수, 2002; 대한민국정부, 2020). 이는 경제적 불확실성(economic uncertainty)이 출산 결정에 영향을 미칠 수 있으며, 불안정한 경제상황을 고려하여 더 나은 시기까지 혼인과 출산을 지연시킬 수 있다는 것을 의미한다(Hondroyiannis, 2010). 특히 청년층의 비자발적인 결혼 연기 사유로 경제적 부담감, 낮은 소득, 고용 불안 및 실업 등이 제시되고 있다(최효미 외, 2016; 김승권, 2004). 특히 경기 위축과 노동시장 유입의 어려움은 청년의 평생소득이 감소시킬 수 있으며, 이 효과는 지속되는 것으로 알려져 있다(Genda et al., 2010; Oreopoulos et al., 2012; Schaller, 2016). 또한 실업률이 높은 상황에서는 학업기간을 연장하거나 구직활동을 미루게 되어 혼인과 출산이 지연될 것을 예상할 수 있다. 물론 반대로 높아진 실업률에 따라 여성이 일을 가질 확률이 줄어들거나, 임금이 낮아질 것을 예상하여 노동시장 참여 자체를 포기하고 기회비용의 감소로 출산율의 증가로 이어질 수도 있을 것이다(Gauthier and Hatzius, 1997; Anna and Marco, 2005; Adsera, 2011).

또한 교육이나 노동시장에서 남성과 여성에게 동등한 기회가 제공되었지만, 혼인과 출산으로 인해 노동시장 참여에 장애가 발생한다면, 전략적으로 여성은 자녀의 수를 제한하여 대응할 수도 있을 것이다(Hondroyiannis 2010).

이때 여성들이 노동시장 변화에 대응하여 더 나은 시기로 출산을 연기(postponement)하더라도 향후 출산이 지속된다면, 생애 내 출산시기만 변동이 있을 뿐 생애 자녀 수에는 변화가 없을 것이다. 그러나 지연된 출산(tempo effect)이 회복되지 못한다면, 장기적으로 자녀 수는 감소(quantum

effect)하게 될 것이다. 특히 우리 사회는 최근 코로나19 팬데믹으로 청년층의 고용률이 낮아지고, 실업률이 높아지고 있다. 따라서 여성들이 경기 혹은 노동시장 상황에 맞춰 출산 시기에 전략적으로 대응할 수 있다. 만약 여성들이 노동시장과 경기상황에 대응하여 출산 시기를 더 나은 시점으로 단순히 연기(postponement)하고 향후 출산을 지속한다면, 생애 기간 중 출산의 시기에만 변동이 있을 뿐, 총자녀 수에는 변동이 없을 것이다. 그러나 지연된 출산(tempo effect)이 회복되지 못한다면, 장기적으로 자녀 수는 감소(quantum effect)하게 될 것이다. 이는 노동시장의 여건에 따라 대응한 출산 시기는 즉각적으로(instantaneous) 영향을 받을 수도 있지만, 장기적으로 그 회복 정도에 대한 차이가 존재할 수 있음을 의미한다.

본 장에서는 경험적 접근 방식을 바탕으로 노동시장이 여건을 반영하는 여성의 실업률과 고용률을 바탕으로 코호트 출산율 변화에 미치는 단기와 장기의 효과를 살펴보고자 한다. 분석을 위해 2000~2019년 시점에 대해 통계청에서 제공하는 인구동향조사의 마이크로데이터(MDIS) 출생데이터와 경제활동인구조사의 집계자료(aggregate data)를 활용한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 여성의 노동시장 참여와 혼인, 출산과 관련된 선행연구를 검토한다. 제3절에서는 분석에 사용하는 코호트 출산율과 실업률 및 고용률 데이터를 설명하고 데이터 구조화 과정을 제시한다. 제4절에서는 여성의 실업률과 고용률이 코호트 출산율에 미치는 단기효과와 장기효과 추정을 위한 회귀모형 설정을 설명하고 실증분석 결과를 제시한다. 마지막 제5절에서는 연구의 결과를 요약하고 분석 결과로부터 얻을 수 있는 함의를 도출한다.

제2절 선행연구 검토

본 절에서는 노동시장의 여건과 경기를 반영하는 실업률과 고용률의 변화가 출산율에 미친 영향을 논의하기 위해 기존 논의되었던 문헌을 검토한다. 이를 통해 전통적으로 제기되어 온 출산 이행 구조를 이해하고, 최근의 경제상황과 출산의 영향에 대한 연결고리 모색하여 방법론을 도출하고자 한다.

그간 신고전주의 경제학에서는 소비자모형을 통해 가구 형성과 자녀 수요에 대한 이론적 모형을 구축해왔다(Becker 1960; Becker and Lewis, 1973; Willis, 1973). 이때 자녀는 소비재이며, 부부는 자녀를 양육하는 과정에서 효용을 얻는 것을 가정하고 있다. 이는 소득과 자녀에 대한 수요는 양의 관계가 존재하는 것을 의미하나, 예산 제약이 존재하는 경우 부모가 자녀를 갖는 것을 효용함수 내에서 자녀의 질(Quality)과 양(Quantity)의 관계 사이에서 결정하는 것으로 설명한다(Becker and Lewis, 1973; Willis, 1973). 가계경제학의 모형에서는 자녀를 양육하는 데는 비용과 시간이 많이 소요되는 것을 가정하고 있다. 따라서 자녀를 양육하는 데 직접적인 양육비용뿐만 아니라, 자녀를 양육하기 위해 포기해야 하는 노동시장의 소득 감소와 경력 상실, 인적자본의 손실 등 간접비용도 발생하고 있다는 것을 설명하고 있다(Mincer, 1963; Miller 2011). 따라서 임금이 상승하고 실질소득이 증가하면 소득효과(income effect)에 의해 자녀의 수요가 증가할 수 있으나, 자녀양육에 따라 발생할 수 있는 기회비용도 높아지기 때문에 수요가 줄어드는 대체효과(substitution effect)도 발생할 수 있음을 가정한다. 이때 대체효과가 소득효과보다 더 크다면, 임금이 상승하더라도 자녀로 인한 기회비용이 증가하여 수요가 줄어들 수 있는 것으로 이해할 수 있다. 또한 자녀를 추가적으로 출산함

으로 인해 얻을 수 있는 효용의 크기보다 현재 자녀의 질을 높임으로써 얻을 수 있는 가계 효용이 더 크다면, 소득이 증가해도 지금의 자녀에 대한 투자를 늘리고 추가 자녀에 대한 수요는 줄어들 수 있다. 이때 자녀 양육에 대한 가정이 다를 경우 남성과 여성의 대응이 달라질 수 있다. 그간 전통적 양육모형에서는 자녀 출산과 양육에는 여성의 시간이 주요한 요소로 제기되었으며 (Butz and Ward, 1979), 부정적 경제상황은 남성의 임금 감소를 유발하여 출산에 음(-)의 영향을 미칠 수 있으나, 주양육자인 여성의 경우 소득효과와 대체효과의 크기에 따라 다른 결과가 발생할 수 있음이 논의되었다. 즉 여성의 경우에는 부정적 경제상황이 임금의 감소로 인한 출산율 저하를 초래할 수도 있지만, 상대적으로 줄어든 기회비용으로 인하여 출산율을 증가시키는 대체효과도 발생할 수 있을 것이다. 이러한 논의 배경하에 출산율과 실업률(혹은 고용률)에 대한 실증분석 결과는 여러 사회·문화 배경의 차이 아래 혼재되어 논의되고 있다.

고용률 및 소득 증가의 영향에 대해 Black et al.(2013)은 1970년대 석탄 붐으로 인해 석탄채굴지역의 고용이 활성화되어 소득이 증가하였으며, 코호트 완결 출산율이 약 3% 증가하였음을 제시하고 있다. Karaman et al.(2018)은 1976~2008년 기간 동안 OECD 회원국에서 남녀의 실업률 증가는 출산율에 부정적 영향이 발생함을 제시하고 있다.

출산은 생애 과정 중 균등하게 발생하기보다는 특정 연령에 집중되어 있으며, 노동시장 환경의 변화는 성별에 따라 차이가 존재할 수 있다. 이에 대해 Schaller(2016)는 미국의 주별 자료를 활용하여 남성 노동시장 개선은 출산에 긍정적 영향을 미칠 수 있지만, 여성의 경우에는 출산율에 부정적 효과를 유발할 수 있음을 제시하였다. 특히 경기의 어려움은 미혼 여성과 학력 수준

이 낮은 집단에서 더 영향을 받을 수 있음을 밝히고 있다. 본 논의를 이어간 Aksoy(2016)은 출산은 연령대별 경험이 다르게 영향을 미칠 수 있음에 착안하여 1995~2011년 기간 동안 영국의 연령별 출산율을 통해 지역의 실업률이 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 여성 실업률이 1% 증가하는 경우 25~34세의 출산율이 1.29% 증가하였으나, 남성 실업률의 경우 16~24세, 25~34세의 출산율 감소하는 것으로 제시하고 있다. 이는 여성의 실업과 출산은 양(+), 남성은 음(-)의 관계를 도출한 것으로 지역과 연령의 특성을 반영한 결과로 해석할 수 있다.

노동시장의 변화는 연령별 출산율에 영향을 미치는 것으로 선행연구들은 논의하고 있다. 또한 경기상황에 따라 연령별 출산율에 차이가 발생할 수 있고, 사회경제적 배경에 따라 출산율의 반응이 달라질 수 있음을 제시하고 있다. 만약 여성들이 노동시장과 경기 상황에 전략적으로 대응하여 출산 시기를 더 나은 시점으로 연기(postponement)하고 향후 출산을 지속한다면, 출산시기의 변동만 있을 뿐 생애 자녀 수에는 변동이 없을 것이다. 그러나 전략적으로 지연된 출산(tempo effect)이 회복되지 못한다면, 장기적으로 자녀수는 감소(quantum effect)하게 될 수 있다.

Bongaart and Feeney(1998)는 합계출산율은 모의 출산 연령을 의미하는 출산 시점(tempo)과 출생아 수를 의미하는 출산량(quantum)에 의해 결정된다고 제시하였다. 여기서 양이 줄어들거나 출산시기가 뒤로 이동하게 되면 합계출산율(TFR)은 크게 떨어질 수 있다. 합계출산율은 가상적인 상황을 전제로 하고 있으나, 현재의 연령별 출산력이 유지될 것이라는 가정하에서 빠르게 한 사회의 출산율을 예측할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 만약 여성들이 자녀 출산의 시기를 연기(postponement)하거나, 연령별 출산율에 양적

(quantum) 변화가 발생한다면, 기간 합계출산율은 여성들이 출산을 마치고 나서 측정할 수 있는 완결 출산율과는 차이가 발생할 수 있다(Bongaart and Feeney 2000; Sobotka, 2017). 따라서 출산력이 급격하게 변화하거나, 장기적으로 출산율을 측정할 때는, 선행연구에서 활용하던 합계출산율을 통해 추적할 경우 현 상황에 대한 왜곡이 발생할 수 있다. 따라서 특정 출생연도에 출생한 여성의 코호트 출산율을 통한 논의가 필요하다는 것을 알 수 있다 (Bongaart and Feeney 2000; Black et al. 2013; Currie and Schwardt, 2014).

이러한 논의를 바탕으로 Currie and Schwardt(2014)는 1975~2009년 기간 동안 미국 50개 주의 1,190만의 Vital Statistics natality data를 분석하여 실업이 출산율에 미치는 단기 및 장기효과를 분석하였다. 표본에는 1961~1970년생 여성이 포함되어 있으며, 40세까지의 출산율을 관찰하였다. 분석결과 연간실업률이 1%p 증가하면 20~24세 단기 임신율(conception rate) 1.2건 감소하나, 40세 누적출산율의 경우 여성 1,000명당 14건까지 임신율이 감소하는 것으로 분석되었다. 이는 20~24세 여성의 경우 실업이 임신에 미치는 초기 부정적인 영향이 시간이 지난 후 다시 회복되지 못한다는 것을 의미한다. 특히 20대 초반에 높은 실업률을 경험한 여성의 경우 자녀 없는 비율이 8.9%나 증가하며, 장기 출산율 감소의 부정적 영향을 주도하고 있음을 제시하였다. 이는 감소된 출산율은 단순히 경기상태가 더 나은 시기로 출산을 연기(tempo effect)하거나, 완결 출산율에 대한 장기적 영향으로 총 출생자녀수의 변화(quantum effect)로 귀결될 수 있음을 의미한다. 또한 청년기의 거시 경제적 상황의 변화가 개별 여성의 가정형성에 큰 영향을 미치고 있음을 살펴볼 수 있다.

우리 사회는 아주 짧은 기간 동안 인구구조가 변할 만큼 낮은 수준으로 출산력이 급감하고 있다. 이에 대해 많은 연구들이 여성의 교육수준 향상과 노동시장 참여에 따른 출산율 변동을 설명하고 있다. 이는 과거보다 여성들도 노동시장 환경 변화에 예민하게 대응할 수 있음을 예상할 수 있다. 이에 대해 이삼식 외(2008)의 연구에서는 1995~2006년 기간 동안의 분기별 혼인율과 고용률, 그리고 실업률의 노동시장 지표를 활용하여 남녀 모두 본인의 실업률이 높았을 때 출산이 감소하고, 미래의 경제적 불확실성이 높을 때 출산이 감소한다는 것 출생코호트(cohort) 효과를 통해 측정하였다. 또한 이삼식 외(2015)은 설문조사를 통해 혼인을 하지 못하는 이유에 대해 소득이 적어서, 집이 마련되지 않아서, 결혼 생활의 비용에 대한 부담이 커서 등의 순으로 경제적 어려움을 제시하고 있다. 이는 이전 세대와 비교하여 소득의 규모나 직업 측면에서 불안정성이 혼인 이행을 지연시키는 원인 중 하나로 짐작할 수 있다.

또한 거시 경제적 여건의 효과를 분석한 김두섭 외(2007)은 우리나라가 외환위기를 거치면서 소득하위계층의 출산수준이 급격히 낮아졌음을 보여주었으며, 이상호·이상헌(2011)의 연구에서는 고용 불안정성 증가는 청년의 결혼시장 참여를 제약함으로써 초혼연령을 상승시키고 있음을 언급하고 있다.

박경훈(2017)은 1960~2015년 기간 동안 35개 OECD 회원국을 대상으로 출산율 결정에 대해 실증 분석한 결과 노동시장을 반영하는 실업률의 경우 출산율에 음(-)의 효과가 발견되고 있으며, 여성의 경제활동참가율과 출산율은 양(+)의 관계가 있는 것으로 제시하고 있다. 이는 정책적으로 일과 양육을 병행할 수 있는 사회문화적 환경과 연관이 있을 것으로 논의되고 있다.

이상의 선행연구 검토를 통해 고용상황과 경기 등이 출산에 미치는 영향은 성별과 연령, 사회문화적 환경에 따라 달라진다는 것을 알 수 있으며, 불안정

한 고용환경의 변화가 출산율에 미치는 영향은 시기에 따라 크기가 달라질 수 있음을 확인하였다. 본 연구에서는 급격히 감소하는 우리 사회의 출산율의 변화를 이해하고, 최근 코로나19로 인해 감소하는 고용률과 출산율의 영향을 측정하기 위해 Currie and Schwardt(2014)에서 제시한 방법론을 참고하여 출산의 지연과 회복에 대해 장단기 효과를 측정하여 출산율 감소에 대한 사회적 배경에 대한 이해를 높이고자 한다.

제3절 주요 변수와 기초 통계분석

본 연구에서는 여성의 실업률과 고용률이 코호트 출산율에 미치는 장단기 효과를 추정해 보기로 한다. 따라서 여성의 출산 정보와 지역별 실업률과 고용률에 대한 정보가 필요하며, 해당 자료는 통계청의 「인구동향조사」 마이크로데이터(MDIS)와 「경제활동인구조사」에서 확인할 수 있다. 특히 「인구동향조사」 마이크로데이터의 경우 출생데이터 내 모의 연령변수를 포함하고 있어 모의 출생 연도(birth year)를 통해 출산 코호트¹⁴⁾ 시계열 자료를 생성할 수 있다. 각 자료의 병합(merge)을 위해 2000~2019년 시점에서 관찰된 표본을 활용하여 데이터를 구축한다.

1. 코호트 출산율 추이

한 사회의 출산력 수준을 나타내는 지표에는 여러 가지가 있다. 대표적으로 출산규모를 살펴볼 수 있는 합계출산율(TFR: Total Fertility Rate)이 활용

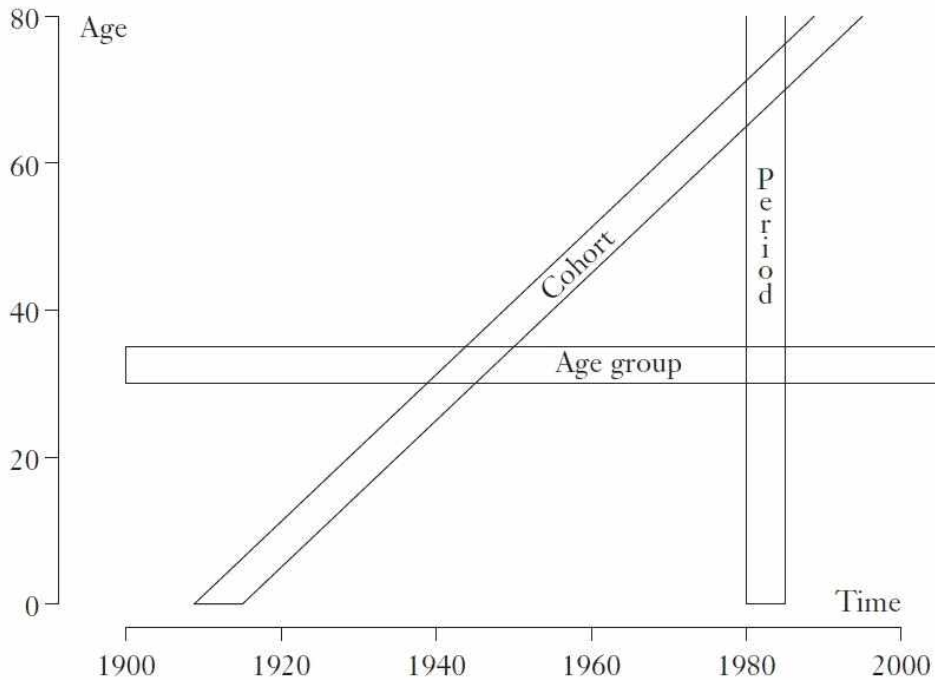
14) 코호트(cohort)는 특정 시기에 동일한 경험을 공유한 집단을 의미하며, 출산 코호트는 같은 연도에 태어난 집단을 의미한다.

되고 있으며, 이는 [그림 2-4]에서와 같이 측정 방법에 따라 그 의미와 결과에 차이가 존재할 수 있다.

먼저 특정 시점을 중심으로 연령(age, Y축)을 따라 수직으로 연령별 출산율(age-specific fertility rate, ASFR)을 합하여 ‘시점’을 중심으로 출산율을 측정할 수 있다. 이는 특정 시점(t)에서 측정된 가임기간 내 가상 코호트 여성 1명이 평생 낳을 것으로 예상되는 자녀 수로 가상의 상황을 전제한 ‘기간 합계출산율(period TFR, 이하 PTFR)’을 의미한다. 현재 우리나라에서 인구동향과 관련하여 발표되는 합계출산율은 기간 합계출산율 산출 방식으로 적용하고 있다(통계청, 2006). 이는 가상의 상황을 전제로 하고 있으나, 현재의 연령별 출산력이 유지될 것이라는 가정하에서 빠르게 한 사회의 출산율을 예측할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 만약 여성들이 자녀 출산의 시기를 연기(postponement)하거나, 연령별 출산율에 양적(quantum) 변화가 발생한다면, 기간 합계출산율은 여성들이 출산을 마치고 나서 측정할 수 있는 완결 출산율과는 차이가 발생할 수 있다(Bongaart and Feeney, 2000; Sobotka, 2017).

또 다른 방법으로는 코호트율로서 특정 시기에 태어난 여성의 연령별 출산율을 대각선으로 합하는 방법으로 출산율을 측정할 수 있으며, 이는 코호트 합계출산율(cohort TFR)을 뜻한다. 이는 같은 연도(cohort)에 태어난 여성들의 누적출산율(Cumulative Cohort fertility Rate)을 의미하며 세대효과를 반영해주는 특징이 있다. 또한 실제 여성들이 출산을 모두 마친 시기에는 코호트 출산율을 누적하여 완결출산율(CFR: Completed Fertility Rate)로 측정할 수 있다.

[그림 2-4] 합계출산율의 측정 방법



자료: Wachter, Kenneth W. 『Essential Demographic Methods』, Harvard University Press, 2014.

앞서 제시한 합계출산율은 기본적으로 연령별 출산율을 통해 한 사회의 출산수준을 나타내고 있으나, 측정 방식과 기준에 따라 그 의미와 결과에는 차이가 존재한다. 특히 그 사회의 출산력에 대한 양적 수준(quantum)과 속도(tempo)가 장기적으로 변하지 않는다면, 코호트율과 기간율에는 차이가 나지 않을 것이다. 그러나 최근 우리 사회에서 관찰되는 것처럼, 사회경제 변화로 혼인과 출산시기가 지연(tempo effect)되고 일정 기간 동안 출생아 수가 급감하는 것이 관찰된다면, 기간 합계출산율은 코호트 합계출산율과 일치하지 않는다(Bongaart and Feeney, 2000). 이에 대해 Sobotka(2017)은 기간

합계출산율(PTFR)에서 발생할 수 있는 출산 지연(tempo)과 출산량(quantum) 차이로 인해 실제 출산율과 차이가 발생할 수 있음을 언급하였다. 이때 코호트 출산율(cohort fertility)은 출산 수준에 대한 왜곡 없이 측정값 제공할 수 있다고 설명하고 있다.

따라서 본 연구에서는 고용률과 실업률에 따른 출산력 변화를 살펴보기 위해 코호트 출산율(cohort fertility)의 변화를 통해 측정하고자 한다. 이때 코호트별 연간 출산율(CR: Cohort-specific annual fertility Rate)은 Currie and Schwandt(2014)의 정의에 따라 식 (1)로 제시한다.

$$CR_{c,t} = \frac{birth_{c,t}}{pop_{c,t}} \times 1000 \quad \text{식 (1)}$$

식 (1)의 $birth_{c,t}$ 는 출생 코호트가 c 에 속한 여성들이 t 년도에 출산한 출생아 수이고, $pop_{c,t}$ 는 해당 코호트에 속한 여성들의 인구수로 정의한다. $CR_{c,t}$ 는 해당 코호트 여성 1,000명당 출생아 수로 정의한다. 이때 $CR_{1975, 2000}$ 인 여성은 1975년에 출생한 여성의 25세 시점(2000년)에 관찰된 출산율로 이해할 수 있다. 또한 출생 코호트 c 에 속한 여성의 t 시점까지 누적출산율(CCR: Cumulative Cohort fertility Rate) $CCR_{c,t}$ 를 식 (2)와 같이 정의한다(Ryder, 1980).

$$CCR_{c,t} = \sum_{k=1}^t CR_{c,k} \quad \text{(식 2)}$$

본 연구에서는 최근 출산력 변화를 살펴보기 위해 모의 연령 코호트(*c*)를 1975~1997년생까지 고려하였다. 다만, 데이터의 한계로 1975년생 코호트의 20~21세의 출산 정보와 1976년생 코호트의 20세의 정보가 확보되지 못하였다. 실제 1975년생 코호트 출산 결과를 살펴보면, 20세 이후 출산이 전체 코호트 출산의 99%를 차지하고 있다. 본 연구에서는 가장 유사한 형태의 출산력을 보일 수 있는 다음 연도 출생자인 1977년생 코호트의 20세와 21세 시점의 출산결과를 외삽(extrapolation)하여 추가하였다.¹⁵⁾ 1975년생 코호트의 20~44세까지 출생아 수(nbirth), 코호트 출산율(CR), 누적코호트 출산율(CCR)에 대해 구축된 데이터의 일부는 다음 <표 2-1>과 같다.

<표 2-1> 1975년생 코호트의 출산결과

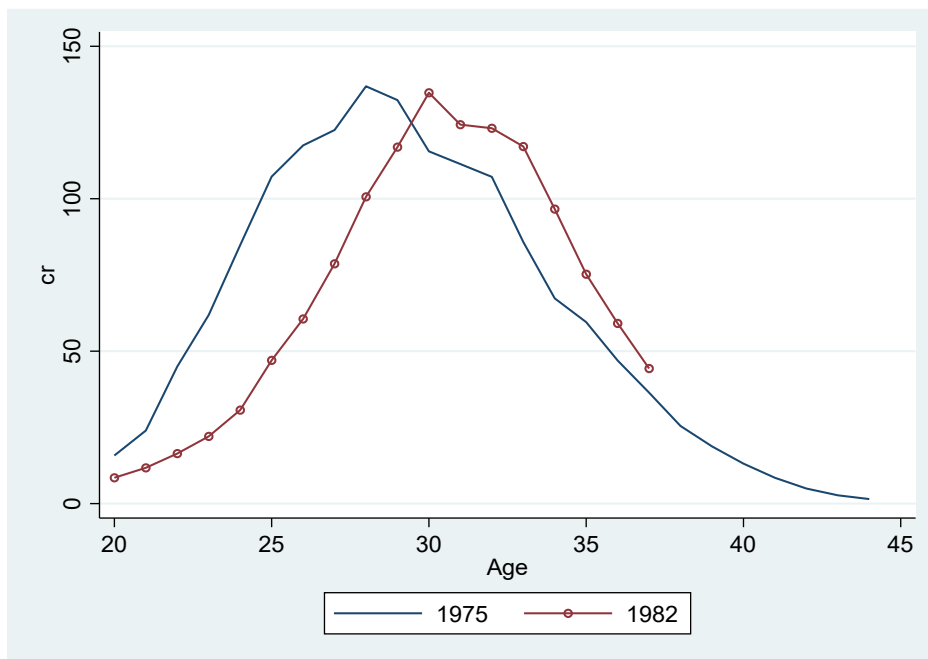
cohort	year	age	nbirth	cr	ccr
1975	1995	20	6433	15.78	15.78
1975	1996	21	9761	23.96	39.75
1975	1997	22	18313	44.99	84.74
1975	1998	23	25185	61.87	146.62
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
1975	2013	38	10261	25.46	1503.48
1975	2014	39	7565	18.77	1522.26
1975	2015	40	5285	13.12	1535.38
1975	2016	41	3416	8.48	1543.87
1975	2017	42	1996	4.96	1548.83
1975	2018	43	1073	2.73	1551.57
1975	2019	44	587	1.49	1553.07

15) 1977년생 코호트의 20세 시점에서 CR=15이면 1975년생 코호트의 20세 시점에서 CR=15라고 가정하고 해당 시점의 출생아 수를 추정하여 외삽(extrapolation)하여 추가하였다.

<표 2-1>를 살펴보면, 1975년생 코호트는 22세 시점(1997년)에서 1,000명당 44명을 출산하였다. 22세 시점까지 인구 1,000명당 누적출산은 84.74명이다. 본 연구에서 이용 가능한 데이터는 2019년까지이고, 그 시점에서 1975년생은 44세이다. 그 시점에서 1975년생의 코호트 출산율은 1,000명당 1.49명이고, 누적출산율은 1,553.07명이다. 만약 1975년생이 44세 이후에 더 이상 출산하지 않는다면, 1975년생 코호트의 완결출산율은 1,000명당 1,553.07명으로 해석할 수 있다. 이와 같은 방식으로 1976~1997년생 코호트의 각 연령에서 출산율 변수를 생성할 수 있다.

다음의 [그림 2-5]는 1975년생 코호트의 출산율과 1982년생 코호트의 출산율을 비교한다. 1975년생 코호트의 경우 최대 출산율은 28세 시점이고, 136.87명이다. 1982년생 코호트의 경우 최대 출산율은 30세 시점이고, 134.76명이다. 두 코호트를 통해 출산시기가 지연된 것을 확인할 수 있다.

[그림 2-5] 1975년생과 1982년생의 코호트 출산율 비교



다음으로 두 코호트의 출산시점을 34세 시점까지 한정하였을 때 누적출산율은 1975년생 코호트는 1,335명이고 1982년생은 1,100명으로 235명이나 차이가 발생하며, 출산 시점의 지연뿐만 아니라 출산량에서도 변화가 발생하고 있다. [그림 2-5]의 누적출산율을 통해 확인할 수 있는 출산 시기의 지연과 출산량의 차이는 25~29세 시점에서의 출산율 차이에 기인하고 있음을 알 수 있다.

본 연구에서는 전국레벨(national level) 출산율 데이터뿐만 아니라 시도별(province-level) 출산율 데이터 역시 코호트별로 구축하였다. t 시점의 코호트 출산율을 17개 시도별로 다음과 같이 정의한다. $CR_{s,c,t}$ 는 t 년에 s 시도에 거주하는 birth year= c 코호트에 속한 여성 1,000명당 출산율로 정의한다. $birth_{s,c,t}$ 는 위 조건에 해당하는 여성의 출생아 수이고, $pop_{s,c,t}$ 는 같은 조건을 만족하는 여성의 인구수이다.

$$CR_{s,c,t} = \frac{birth_{s,c,t}}{pop_{s,c,t}} \times 1000 \quad \text{식 (3)}$$

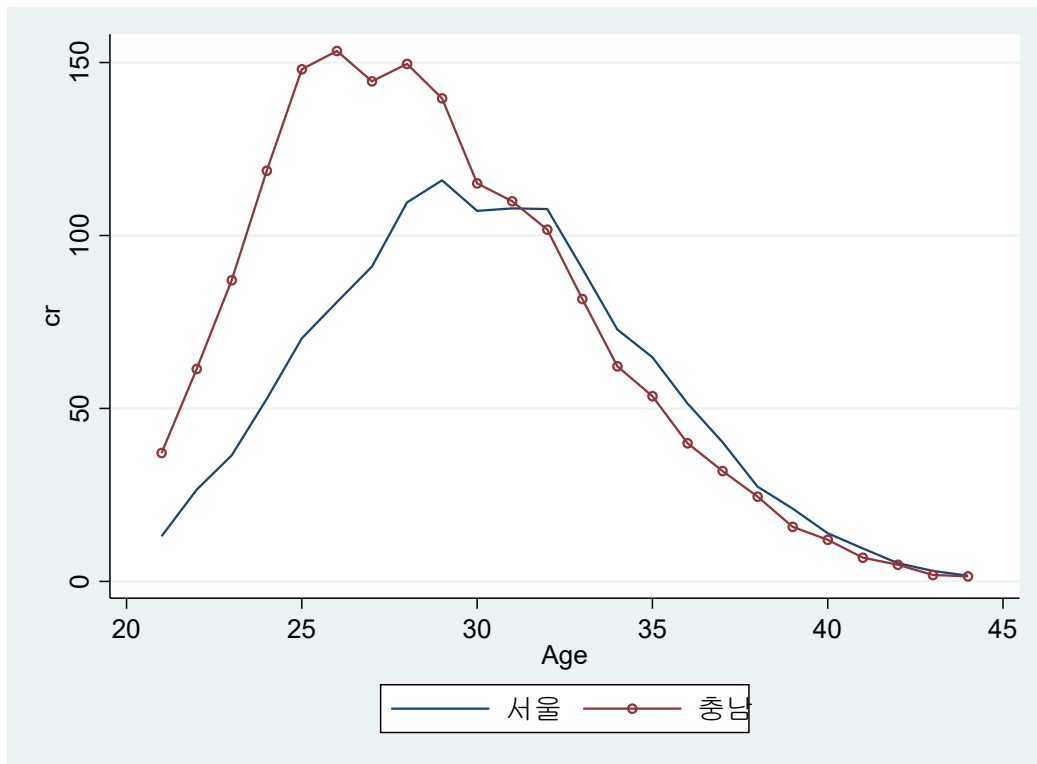
s 시도의 누적출산율 $CCR_{s,c,t}$ 는 식 (4)와 같이 $CR_{s,c,t}$ 의 누적 합으로 계산할 수 있다.

$$CCR_{s,c,t} = \sum_{k=1}^t CR_{s,c,k} \quad \text{식 (4)}$$

[그림 2-6]에서는 서울특별시의 1975년생 코호트의 21~44세 출산율과 충청남도의 1975년생 코호트의 21~44세 출산율을 비교하여 나타낸 것이다.

충청남도의 경우 26세 시점에서 최대 출산율을 기록한 반면, 같은 1976년생 이지만 서울 거주 여성의 최대 출산율 시점은 29세로 3년이나 늦어진다. 서울의 29세 출산율은 115명이지만 충남의 26세 출산율은 153명으로 큰 차이를 보인다. 그러나 30세 이후의 출산율은 두 시도에서 거의 차이가 없다는 것을 알 수 있다. 1975년생 코호트의 44세까지 누적출산율을 비교하면 충남은 1,703명이지만 서울은 1,320명에 불과하다. 이러한 누적출산율의 차이는 [그림 2-6]에서 확인할 수 있듯이 25~29세 출산율 격차에 크게 기인한다.

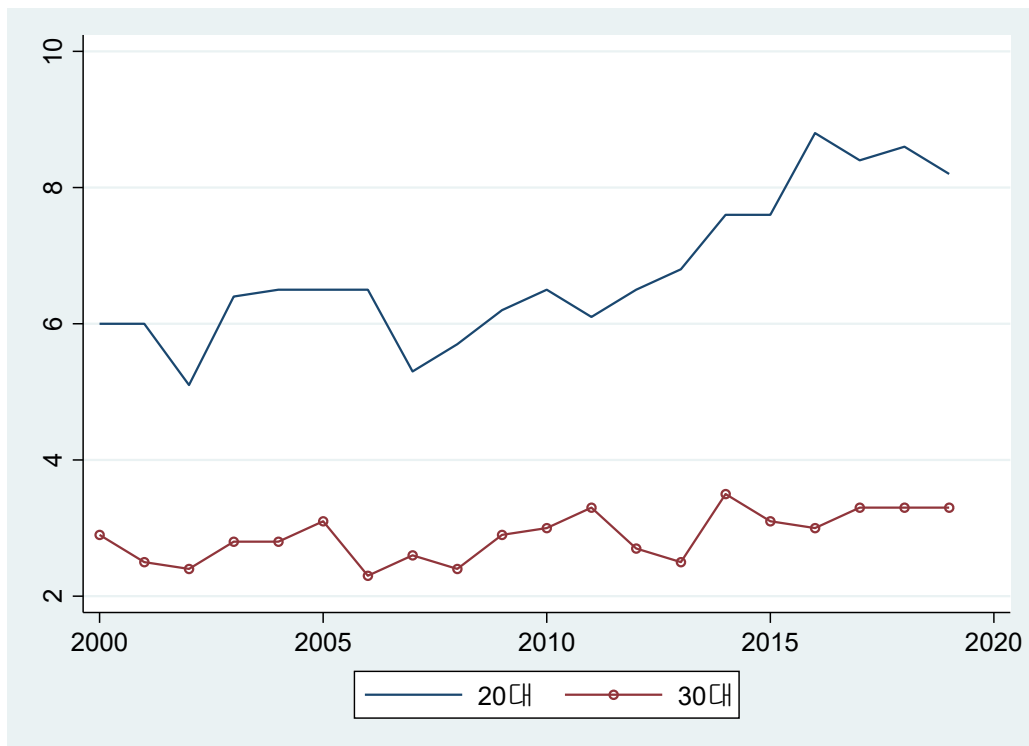
[그림 2-6] 시·도별 코호트 출산율 비교



2. 여성의 실업률과 고용률 추이

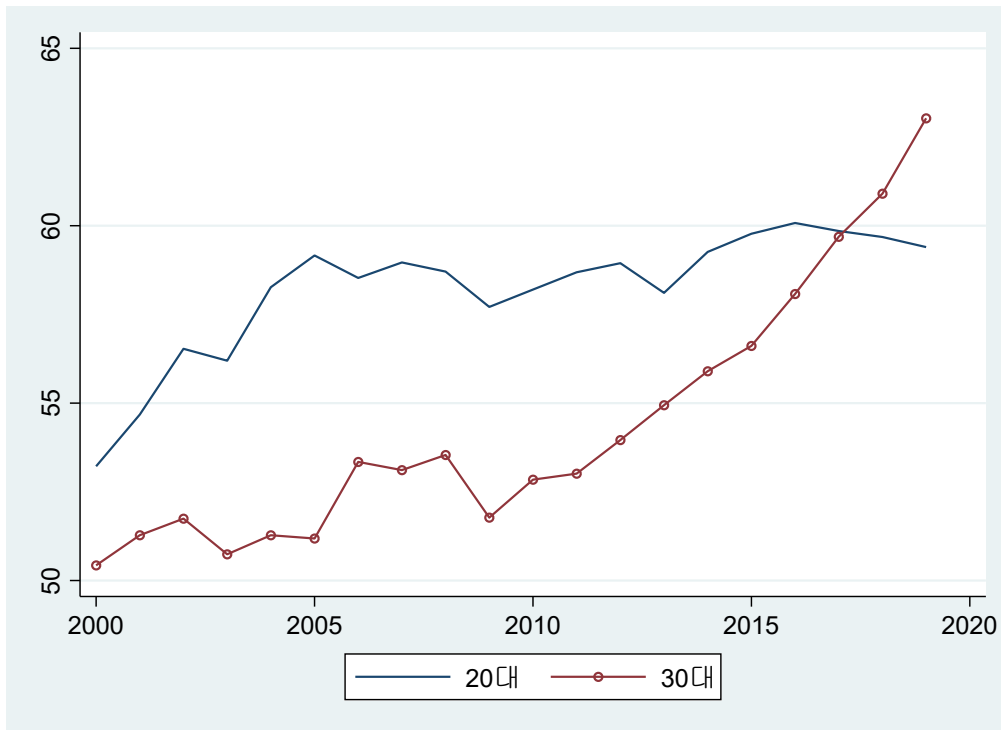
실증분석을 위해서는 출산율 데이터에 매칭되는 실업률과 고용률 데이터를 찾아 병합(merge)해야 한다. 분석을 위해 t 연도의 성별·연령대별 고용률과 실업률의 시계열 자료가 필요하며, 통계청 국가통계포털에서 제공하는 데이터를 활용하였다. 본 연구에서는 통계청에서 제공하는 고용률과 실업률의 연령대별 자료를 최대한 활용하기 위해 분석의 연령 코호트를 15~19세, 20~29세, 30~39세, 40~49세로 구분하였으며, 분석기간은 자료제공에 맞춰 2000~2019년으로 제시한다. 다음의 [그림 2-7]은 2000~2019년의 20대(20~29세)와 30대(30~39세) 연령그룹의 실업률을 비교해 나타낸 것이다.

[그림 2-7] 20대와 30대 여성의 실업률 추이 비교



20대의 실업률이 30대보다 평균적으로 3%p 정도 더 높다. 또한 2010년 이후 30대의 실업률은 큰 변화가 없지만 20대의 실업률은 최근까지 꾸준히 증가하는 추세를 보이고 있다. [그림 2-8]에서는 같은 기간 20대와 30대의 고용률을 시계열 그래프로 보여준다. 그림에서 30대는 20대에 비해 비경제활동 인구(특히 전업주부)가 많기 때문에 고용률은 더 낮다는 것을 확인할 수 있다. 그러나 2010년 이후 30대 고용률은 꾸준히 증가하는 추세임을 알 수 있다.

[그림 2-8] 20대와 30대 여성의 고용률 추이 비교



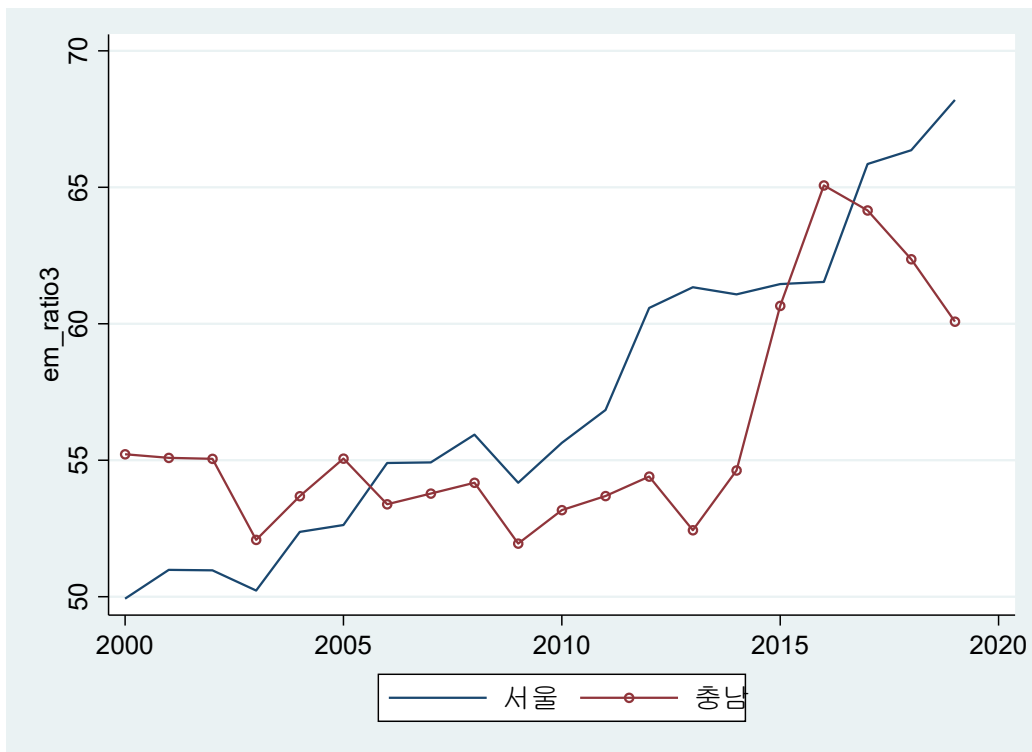
앞에서 시도별 출산율 데이터를 구축한 것과 같이 시도별 실업률과 고용률 변수를 구축해야 한다. 그러나 국가통계포털에서는 각 시도별 여성의 연령대 별 실업률이 제공되지 않아 시도별 분석에서는 이용 가능한 시도-성별-연령

별 취업자 수를 활용하여 시도별 고용률을 산출하여 분석에 반영하였다. t 연도에 특정 시도 s 에 속한 연령그룹 A 의 고용률($emratio_{s,A,t}$)은 다음 식 (6)과 같이 정의한다.

$$emratio_{s,A,t} = \frac{emnum_{s,A,t}}{pop_{s,A,t}} \times 100 \quad \text{식 (6)}$$

다음 [그림 2-9]에서는 서울과 충남의 30대 여성의 고용률을 비교한다. 2006년 이후에는 서울의 30대 고용률이 충남에 비해 더 높은 수준을 꾸준히 유지하고 있음을 알 수 있다.

[그림 2-9] 서울특별시와 충청남도의 30대 여성 고용률 추이 비교



제4절 모형설정 및 실증분석 결과

1. 모형설정

여성의 실업률과 고용률이 코호트 출산율에 미치는 단기효과를 추정하기 위해서는 식 (7)과 같은 회귀모형식을 설정한다. 아래 식에서 $CR_{c,t}$ 는 출생년도 c 코호트 여성들의 t 연도 출산율이다. $UNEM_{A,t-1}$ 변수는 $(t-1)$ 연도 c 출생코호트 여성들이 속한 연령그룹(A)의 실업률로 정의한다. t 연도 실업률을 사용하지 않고 전년도인 $(t-1)$ 실업률을 독립변수로 사용한 이유는 t 연도 출산은 $(t-1)$ 연도 의사결정에 의해 이루어지기 때문이다(Currie and Schwandt, 2014). 출산은 집단적 성격(collective property)을 가지고 있기 때문에(Ryder, 1980; McNowan et al, 2003) 출생코호트 더미변수($Cohort_c$)를 반영하였으며, 더미변수는 1975~1979년생, 1980~1989년생, 그리고 1990년생 이후로 구성하였다. 출산시점 당시 여성의 나이 역시 출산율에 영향을 미칠 수 있다. $AGE_{c,t}$ 더미변수는 10대, 20대, 30대, 40대 더미변수로 생성한다. 출산율에 영향을 미치는 $(t-1)$ 연도 실업률 이외에 다른 요인이 있을 수 있다. 시간 흐름에 따른 출산율 변화를 고려하기 위해 $trend$ 변수를 통제변수에 포함하며 2000~2019년을 연속적 추세 변수로 생성한다. 비선형 관계(nonlinear relationship)를 고려하여 $trend^2$ 변수도 포함한다.

$$CR_{c,t} = \alpha + \beta UNEM_{A,t-1} + \gamma X_{c,t} + e_{c,t}$$

where, 식 (7)

$$\gamma X_{c,t} = \gamma_1 Cohort_c + \gamma_2 AGE_{c,t} + \gamma_3 trend_t + \gamma_4 trend_t^2$$

식 (7)에서 실업률이 출산율에 미치는 단기효과는 추정계수 $\hat{\beta}$ 로 판단할 수 있다. 실업률이 출산율에 부정적인 영향을 미친다면 $\hat{\beta} < 0$ 이라고 예상할 수 있다. $\hat{\beta} < 0$ 이면 t 연도 실업률이 높아질수록 해당 연도의 출산결정을 추후로 미루는 경향(postponement)으로 인해 출산율이 감소한다고 해석할 수 있다. 식 (7)에서 실업률($UNEM_{t-1}$) 대신 고용률($EMRATIO_{t-1}$)을 사용하는 경우 추정계수 $\hat{\beta} > 0$ 으로 예상한다. 즉 다른 변수를 통제한 후 현재 시점의 고용률 상승은 현재 시점의 출산율 상승을 유인한다.

실업률이 출산율에 미치는 장기효과 추정모형은 식 (8)에서 제시한다. $(t-1)$ 시점의 실업률 상승이 t 시점 출산율에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 그러나 만약 단순히 더 나은 경제시기로 출산을 연기하고, 이때 감소된 출산율을 만회(catch-up)한다면 미래시점 출산율은 오히려 증가할 수도 있다 (Currie and Schwandt, 2014). 즉 장기효과는 단기효과보다 작을 수 있다. 심지어 출산 만회 효과(catch-up effect)가 매우 크다면 $(t-1)$ 시점의 실업률이 장기적으로는 코호트 출산율과 무관할 수 있다.

$$CR_{c,t} = \alpha + \beta_1 UNEM_{A,t-1} + \beta_2 UNEM_{A,t-2} + \beta_3 UNEM_{A,t-3} + \gamma X_{c,t} + e_{c,t} \quad \text{식 (8)}$$

where,

$$\gamma X_{c,t} = \gamma_1 Cohort_c + \gamma_2 AGE_{c,t} + \gamma_3 trend_t + \gamma_4 trend_t^2$$

장기 분석에 대해 실업률 변수는 출생 코호트 c 에 속한 여성이 전년도에 경험한 실업률 $UNEM_{A,t-1}$ 과 2년 전에 경험한 실업률($UNEM_{A,t-2}$), 그리고 3년 전에 경험한 실업률($UNEM_{A,t-3}$)을 통해 측정한다. 다만, t 시점에서 31

세인 여성에 대해 $UNEM_{A=30,t-1}$ 는 $(t-1)$ 년도에 관찰된 30대 실업률이고, $UNEM_{A=20,t-2}$ 변수는 $(t-2)$ 년도에는 29세이기 때문에 $(t-1)$ 년도의 20대 실업률 값을 가져온다. $UNEM_{A=20,t-3}$ 변수는 2년 전에도 여전히 20대이기 때문에 $(t-3)$ 년도의 20대 실업률 값을 사용한다.

장기효과는 다음의 식 (9)의 추정결과를 이용하여 t 시점의 실업률이 $(t+1) \sim (t+3)$ 시점의 출산율에 미치는 크기를 1차 편미분 결과로 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial CR_{c,t+1}}{\partial UNEM_t} = \beta_1 \quad \frac{\partial CR_{c,t+2}}{\partial UNEM_t} = \beta_2 \quad \frac{\partial CR_{c,t+3}}{\partial UNEM_t} = \beta_3 \quad (\text{식 9})$$

따라서 실업률이 출산율에 미치는 장기효과는 $\hat{\beta}_{LR} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3$ 으로 추정할 수 있다. $\hat{\beta}_{LR} < 0$ 으로 추정된다면 과거 시점의 부정적 경기상황(높은 실업률)이 지속적으로 현재 시점 출산율에 음(-)의 영향을 미칠 것이다. 이는 과거 시점에서 지연된 출산이 미래시점에서 충분히 만회(catch-up)되지 못한다고 해석할 수 있다.

실증분석에서는 여성의 실업률 변수 대신 고용률($EMRATIO$) 변수를 사용하여 고용률이 출산율에 미치는 장단기 효과를 추정하여 비교한다. 또한 전국 레벨 변수를 사용한 모형뿐만 아니라 시도 레벨에서 구축한 출산율, 실업률, 고용률 변수를 이용하여 추정 결과를 제시한다.

2. 실증분석 결과

본 소절에서는 실업률(또는 고용률)이 출산율에 미치는 장단기 효과 추정 결과를 제시한다. 식 (7)과 식 (8)의 선형회귀모형을 최소자승법(OLS: Ordinal Least Squares) 추정치를 제시한다. 또한 전국 레벨과 시도 레벨로 구축한 데이터 세트에서 추정한 결과를 각각 제시한다. 먼저 <표 2-2>는 전국 레벨과 시도 레벨 모형에서 사용된 전체 표본 수와 코호트별 표본 수를 제시한다. 출산율 데이터는 1997년부터 존재하지만 이에 매칭되는 실업률 데이터는 2000년부터 얻을 수 있으므로 2000~2019년 시점에서 관찰된 표본을 분석에 활용한다. 분석에 활용된 자료는 멀티레벨 데이터 구조로 구축되었다. 전국레벨 데이터의 경우 two-level 데이터이며, 상위레벨은 가임여성의 코호트이며, 23개 코호트(1975~1997년생)로 식별된다. 하위레벨의 경우 각 코호트의 연령(또는 시점)을 포함하고 있으며, 코호트마다 하위레벨의 수가 다를 수 있다. 예를 들어 1975년생 코호트는 25~44세(20개 시점) 정보를 가지고 있으며, 1997년생 코호트는 15~22세(8개 시점)만을 포함한다. 하위레벨이 시점이기 때문에 two-level 데이터는 패널데이터 구조이며, 각 상위그룹의 시점 개수가 서로 다르므로 불균형(unbalanced) 패널데이터에 해당한다.

시도레벨 데이터는 three-level 데이터로 구축되었으며, 최상위 레벨은 시도(17개), 중간레벨은 코호트, 그리고 하위레벨은 연령(년도)에 해당한다. 그러나 본 연구에서는 three-level 구조 모형으로 분석하는 대신 최상위 레벨 시도는 고정효과(더미변수)로 처리하고, 전국레벨과 마찬가지로 two-level 데이터로 간주한다. Two-level 데이터 구조는 앞서 언급하였듯이 전형적인 불균형 패널데이터로 이해할 수 있으며, 고정효과 모형 또는 확률효과 모형으로 간주하고 추정할 수 있다. 분석에서 사용된 표본의 수는 다음 <표 2-2>와

같다. 전국레벨 모형에서는 출생 코호트별 최소 8개~최대 20개까지 분석에 포함되며, 표본 크기는 382개이다. 시도레벨에서는 해당연도에 따라 17개 시도 데이터를 얻을 수 있으며, 출생 코호트별 최소 146개에서 최대 328개 표본이 포함되어 총 표본 크기는 6,376개이다.

<표 2-2> 여성의 출생 코호트별 표본 수 (2000~2019)

birth cohort (c)	전국 레벨	시도 레벨
1975년	20	328
1976년	20	328
1977년	20	328
1978년	20	328
1979년	20	328
1980년	20	328
1981년	20	328
1982년	20	328
1983년	20	328
1984년	20	328
1985년	20	323
1986년	19	313
1987년	18	298
1988년	17	283
1989년	16	272
1990년	15	260
1991년	14	239
1992년	13	222
1993년	12	201
1994년	11	196
1995년	10	179
1996년	9	164
1997년	8	146
합계	382	6,376

식 (7)의 단기효과 추정결과를 <표 2-3>과 같다. 전국레벨 데이터의 경우에는 독립변수로 실업률과 고용률을 사용한 모형 분석 결과를 모두 제시한다.

<표 2-3> 단기효과 추정

구 분	전국 레벨		시도 레벨
	실업률 변수	고용률 변수	고용률 변수
$UNEM_{t-1}$	-1.294 (1.152)		
$EMRATIO_{t-1}$		0.740 *** (0.158)	0.682 *** (0.043)
<i>trend</i>	3.168 * (1.684)	3.553 ** (1.534)	3.989 *** (0.427)
$trend^2$	-0.143 ** (0.068)	-0.192 *** (0.063)	-0.195 *** (0.018)
<i>Cohort1980</i>	-13.210 ** (5.280)	-11.200 ** (5.014)	-11.351 *** (1.397)
<i>Cohort1990</i>	-38.711 *** (8.788)	-29.929 *** (8.636)	-36.106 *** (2.408)
<i>AGE20</i>	29.927 *** (6.648)	5.306 (8.164)	12.586 *** (2.204)
<i>AGE30</i>	53.944 *** (11.148)	37.006 *** (10.058)	35.920 *** (2.791)
<i>AGE40</i>	-26.240 (16.170)	-41.819 *** (14.838)	-47.847 *** (4.125)
17개 시도 더미			(포함됨)
상수항	29.490 * (16.373)	4.759 (9.066)	-12.408 (3.080)***
R^2	0.506	0.533	0.500
N	359	359	5,761

주: 1) () 안의 값은 추정치의 표준오차(standard error)

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

3) 시도레벨 모형에서는 17개 시도 더미가 포함되었으며, 지면 제약상 추정계수는 제시하지 않음. 그러나 시도더미 변수는 1% 유의수준에서 0과 유의하게 다름.

4) 17개 시도 더미는 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 세종, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주

전국레벨 데이터를 사용한 모형에서 실업률 변수는 0과 유의하게 다르지 않다. 즉 $(t-1)$ 시점 실업률은 t 시점의 출산율과 통계적으로 무관하다. 따라서 실업률 증가는 단기적으로 출산율 감소와 통계적으로 유의한 인과관계는 없는 것으로 판단할 수 있다. 그러나 여성 고용률의 단기효과는 통계적으로 0과 유의하게 다르다. 고용률 1%p 증가는 특정 출생 코호트에 속한 여성 1,000명당 출생아 수를 0.74명 증가시킨다. 가임여성(15~49세)의 고용률 증가는 평균적으로 모든 가임여성 연령 그룹의 출산율 증가로 이어질 수 있다.

통제변수의 추정계수를 살펴보면, 출생 코호트 더미변수는 모두 음(-)의 추정치이다. 즉 1970년생 코호트에 비해 1980년생과 1990년 코호트의 출산율이 낮다. 연령 더미변수는 30대 연령인 경우 출산율이 가장 높다는 것을 확인할 수 있다. 시도레벨 데이터를 이용하더라도 고용률 변수의 추정계수는 거의 차이가 없다. 고용률 1%p 증가는 출생아 수를 0.68명 증가로 이어진다.

<표 2-4>에서는 장기효과를 추정하는 <식 8> 회귀모형 추정결과를 제시한다. 전국레벨에서는 실업률과 고용률을 각각 독립변수로 사용한 결과이며, 시도레벨에서는 고용률이 독립변수인 추정결과를 제시한다. 먼저 전국레벨 데이터를 사용한 모형에서 실업률과 고용률 변수는 $(t-3)$ 기 값에서 통계적으로 0과 유의하게 다르다. 또한 실업률은 음(-)의 효과로 추정되고 고용률은 양(+)의 효과로 추정된다. 이는 앞에서의 예상과 일치하는 결과이다. 시도레벨 데이터를 이용한 모형의 추정결과 역시 전국레벨과 거의 유사하다. 고용률 상승은 장기적으로도 출산율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

<표 2-4> 장기효과 추정

구 분	전국 레벨		시도 레벨
	실업률	고용률	고용률
$UNEM_{t-1}$	0.842 (1.675)		
$UNEM_{t-2}$	0.570 (1.654)		
$UNEM_{t-3}$	-3.022 ** (1.327)		
$EMRATIO_{t-1}$		0.052 (0.198)	-0.009 (0.043)
$EMRATIO_{t-2}$		0.111 (0.193)	0.070 (0.044)
$EMRATIO_{t-3}$		0.938 *** (0.150)	0.635 *** (0.035)
<i>trend</i>	0.615 (2.473)	1.093 (2.043)	5.894 (0.346)
<i>trend</i> ²	-0.078 (0.093)	-0.154 * (0.079)	-0.285 (0.015)
<i>Cohort</i> 1980	-3.332 (6.213)	2.524 (5.104)	-2.891 ** (1.364)
<i>Cohort</i> 1990	-27.193 *** (10.482)	-1.503 (9.068)	-22.997 *** (2.320)
<i>AGE</i> 20	31.146 *** (8.147)	5.344 (8.952)	37.416 *** (1.863)
<i>AGE</i> 30	61.694 *** (12.677)	40.490 *** (10.476)	60.021 *** (2.587)
<i>AGE</i> 40	-13.146 (17.830)	-23.841 (14.890)	-12.254 *** (3.955)
시도더미			(포함됨)
상수항	42.546 * (22.442)	1.616 (12.886)	-47.773 *** (3.104)
R^2	0.481	0.595	0.555
N	313	313	5,518

주: 1) () 안의 값은 추정치의 표준오차(standard error)

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

3) 시도레벨 모형에서는 17개 시도 더미가 포함되었으며, 지면 제약상 추정계수는 제시하지 않음. 그러나 시도더미 변수는 1% 유의수준에서 0과 유의하게 다름.

4) 17개 시도 더미는 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 세종, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주

식 (9)에서 정의하였듯이 현재 시점에서 실업률(또는 고용률) 변화가 미래 시점 출산율에 미치는 장기효과(총효과)는 <표 2-5>에 정리하였다. 실업률이 출산율에 미치는 장기효과는 통계적으로 유의하지 않으나, 고용률의 장기효과는 전국레벨과 시도레벨에서 모두 1% 유의수준에서 유의하다. 단기효과 추정 결과 유사하게 여성 실업률보다는 여성 고용률이 출산율을 유인하는 효과가 더 유의하다고 예상할 수 있다. 고용률 1%p 증가는 장기적으로 출산율을 0.7~1.1명 증가를 유인한다. <표 2-3>의 단기효과와 <표 2-4>의 장기효과를 비교하는 것은 의미가 있다. 고용률 변수를 기준으로 살펴보면 장기효과는 단기효과에 비해 1.03~1.49배 정도 더 크게 추정된다. 즉, 고용률 증가가 출산율 상승로 이어지는 단기효과보다 장기적으로 유인하는 출산율 증가가 더 클 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 긍정적 고용상황에 대한 인식이 여성의 노동시장 참여에 대한 기대를 높이고, 여성 개인의 인적자본 향상과 소득 증가를 예상하게 되어 생애주기 이행 시기를 당길 수 있는 것으로 예상된다. 즉, 긍정적 고용상황은 지연된 출산율 장기시점(3년) 내에서 회복할 수 있는 만회 효과(catch up effect)가 존재하고 있음을 시사한다.

<표 2-5> 장기효과 추정치

구 분	전국 레벨		시도 레벨
	실업률	고용률	고용률
$\hat{\beta}_{LR}$	-1.609* (1.486)	1.101*** (0.162)	0.696 *** (0.0.349)

- 주: 1) () 값은 추정치의 표준오차(standard error)임.
 2) 장기효과의 표준오차는 delta method에 의해 계산함.
 3) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

3. 시뮬레이션

본 절에서는 단기효과와 장기효과 추정치를 이용하여 고용률 증가로 인한 2019년 이후 시점의 출생아 수 증가분에 대한 시뮬레이션 결과를 제시한다. 앞선 추정결과에서 통계적으로 유의한 고용률에 대한 시나리오 결과만 제시한다. 전국레벨과 시도레벨에서 추정된 장단기 효과에서 차이가 있어서 두 가지 추정치를 이용한 시뮬레이션 결과를 모두 제시한다. 실증분석에 사용된 표본은 출생 코호트별로 관측되고 있으며, 1975~1997년생 코호트를 포함하고 있다. 다른 변수를 통제하였을 때 해당 출생코호트 여성의 고용률을 1%p 높이는 정책이 실행되면 해당 코호트에 속한 여성의 출산율이 1,000명당 1.1명(장기효과) 증가한다. 이러한 장기효과 추정치는 본 실증분석에 사용된 1975~1997년생 코호트에 모두 적용된다고 해석할 수 있다. 따라서 장기효과와 단기효과 추정치를 이용하여 출생아 수 증가분을 계산하는 시뮬레이션 계산식을 <표 2-6>에 정리하였다.

<표 2-6> 장단기의 시뮬레이션 추정식

구분	출생아 수 증가분
단기효과	$\hat{\beta}_{SR} \times \frac{(pop_{1975 \sim 1997, t=2020})}{1000}$
장기효과	$\hat{\beta}_{LR} \times \frac{(avg\ pop_{1975 \sim 1997, t=2020 \sim 2022})}{1000}$

<표 2-7>에서 $\hat{\beta}_{SR}$ 는 고용률 변수가 출산율에 미치는 단기효과 추정치이고 $\hat{\beta}_{LR}$ 는 장기효과 추정치이다. $pop_{1975 \sim 1997, t=2020}$ 은 2020년 1975~1997년생 코호트의 인구수이다.

$avgpop_{1975 \sim 1997, t=2020 \sim 2022}$ 은 1975~1997년생 코호트의 3년(2020~2022년)간 평균 인구이다. 통계청 국가통계포털의 장래 인구추계를 통해 2020년도 23살(1997년생)~45살(1975년생) 연령에 해당하는 인구수를 구할 수 있으며, 2021년과 2022년 역시 같은 방식으로 장래 인구를 구할 수 있다. 고용률에 대한 시뮬레이션 시나리오로 2020년 23살(1997년생 코호트)~45세(1975년생 코호트) 여성의 고용률을 1%p씩 높아지는 상황을 가정한다. 2020년 여성 고용률이 1% 높아질 경우, 2022년(단기) 그리고 2022~2024년(장기)동안 추가적으로 발생하는 출생아 수에 대한 시뮬레이션 결과는 <표 2-7>에 제시하였다.

<표 2-7> 출생아 수 증가 시뮬레이션

구 분	단기		장기	
	$\hat{\beta}_{SR}$ 전국	$\hat{\beta}_{SR}$ 시도	$\hat{\beta}_{LR}$ 전국	$\hat{\beta}_{LR}$ 시도
고용률 1%p 증가	5,973명	5,497명	8,893명	5,918명

2019년 출생아 수 302,676명을 기준으로 여성 고용률 1%p 증가는 단기적으로 출생아 수를 1.82~1.97% 증가시키며, 장기적으로는 1.96~2.97% 정도 출생아 수를 증가시키는 것으로 예측할 수 있다. 고용률이 1%p 증가하는 시나리오에서 출생아 수 증가분은 단기적으로 5,497~5,973명에서 장기적으로는 5,918~8,893명이다. 그러나 위 시뮬레이션에서는 1975~1997년생 코호트에 대해서만 한정하여 출생아 수 증가분을 계산하였다. 1997년생 이후 출생 코호트 역시 고용률 증가로 인해 출산율이 높아질 것으로 예상된다. 그 밖의 출생 코호트에 의한 출산율 증가 효과는 위 시뮬레이션에서 포함하지 않았

다. 따라서 <표 2-7>의 결과는 보수적으로 계산된 출생아 수 증가분으로 볼 수 있다. 혼인과 출산은 경제적인 상황에 따라서만 결정되는 것이 아니라, 다른 다양한 변수들의 작용에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 또한 경기의 위축이나 침체 시 영향을 받은 다른 변수들이 경기 부양과 동시에 회복되는 것은 아니기 때문에 경기의 회복이 반드시 출산률의 증가로 이어지지 않을 개연성이 존재한다는 점을 해석상 유의해야 한다.

제5절 결론

출생 통계에 따르면 2020년 출생아 수는 27.2만 명, 합계출산율(TFR)은 0.84명으로 출생 통계 작성 이래 최저 집계치로 발표되었다. 우리나라의 급격한 출산율 감소는 여성의 학력수준 증가와 노동시장 참여의 기회 확대로 여성의 사회적 역할 기대의 변화가 주된 요인으로 논의되고 있다(은기수 외, 2002; 대한민국정부, 2020). 특히 여성이 노동시장에서 가지는 기회는 혼인과 출산이행에 중요한 영향을 미칠 수 있으며, 노동시장의 불안정성은 출산율 감소에 결정적인 요인으로 논의되고 있다. 이는 경제적 불확실성(economic uncertainty)이 여성의 혼인과 출산 결정에 영향을 미칠 수 있으며, 경기 위축과 노동시장에서의 불안정성은 청년의 평생소득을 감소시키고, 이 효과는 지속될 수 있는 것으로 알려져 있다(Genda et al., 2010; Oreopoulos et al., 2012; Schaller, 2013).

여성은 경기침체에 대응하여 더 나은 시기로 출산을 연기(postponement)하여 전략적으로 출산시기를 조절할 수도 있을 것이다. 향후 연기된 출산이 회복된다면, 생애 출산시기의 변동만 있을 뿐 생애 총 자녀 수에는 변화가 없을 것이다. 그러나 지연된 출산(tempo effect)이 회복되지 못한다면, 장기적

으로 자녀 수는 감소(quantum effect)하여 출산율 감소로 이어지게 될 것이다. 특히 코로나19 팬데믹 이전부터 논의되어 온 청년 고용부진 문제¹⁶⁾는 점점 더 심각해지고 있으며, 급기야 2021년 1월에는 청년체감실업률이 역대 최고치인 27.2%로 집계되어 청년층의 노동시장 불안정이 심각해지고 있음을 알 수 있다. 이와 40대를 제외한 전 연령층에서 출산율이 동반 감소하는 모습이 관찰되고 있다. 이는 청년층의 노동시장에서의 어려움과 사회적 혼란 속에서 전략적 출산 지연이 발생하는 것으로 예상할 수 있는데, 이 지연이 장기적으로 회복될 수 있을지에 대한 관심이 필요하다.

본 장에서는 급격히 감소하는 우리 사회의 출산력 변화를 이해하기 위해 노동시장의 변동을 대표하는 고용률과 실업률을 통해 출산율 변화에 대한 단기와 장기효과를 추정하여 출산율 감소 현상에 대한 이해를 높이고자 한다.

분석을 위해 2000~2019년에 대해 통계청에서 제공하는 인구동향조사 마이크로데이터를 통해 출생아와 여성(모)의 정보를 수집하였으며, 경제활동인구조사를 통해 고용률과 실업률의 연령별 집계자료(aggregate data)를 구축하였다. 이때 지역별 특성을 반영하기 위해 전국레벨에서의 분석과 시도 레벨에서의 분석을 구분하여 분석을 수행하였다. 또한 연령별 출산율과 출산시점이 관찰되는 점을 반영하기 위해 코호트 출산율(cohort fertility)을 통해 출산력 변화를 살펴보았다.

주요 분석결과는 다음과 같다. 여성의 실업률 증가는 통계적으로 유의하지 않으나 출산율 감소로 이어지는 것으로 분석되었다. 이는 실업률 지표의 특성에 기인한 것으로 경기 상황에 따라 실업자의 구성이 다를 수 있으며, 실업상태로 오래 지속되지 않기 때문에 실업률에 의한 뚜렷한 효과가 예측되기 어

16) 대통령직속 일자리위원회, 「청년일자리 대책 보고대회」 보도자료, 2018.3.15.

렵다는 점이 반영된 것으로 보인다. 그러나 고용률의 경우 양(+)¹⁾의 소득효과와 고용에 따른 대체효과가 동시에 발생할 수 있으며, 분석 결과 1%p의 고용률 증가는 특정 출생 코호트에 속한 여성 1,000명당 출생아 수를 0.7명 증가시키는 것으로 분석되었다. 또한 출생 코호트가 늦어질수록 출산율이 낮고, 연령 더미변수의 경우 30대 연령이 출산율이 가장 높은 것으로 나타났다. 단기적 변화를 3년간 관찰한 장기효과 분석에 따르면, 1%p 고용률 증가는 장기적으로 출산율을 0.7~1.1명 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 단기와 비교하여 1.03~1.49배 정도의 차이를 보이는 것으로 단기의 연간 효과를 3년 누적했을 경우보다 작은 크기로 분석되었다. 긍정적 고용상황에 대한 인식이 여성의 노동시장 참여에 대한 기대를 높이고, 여성 개인의 인적자본 향상과 소득 증가를 예상시켜 지연된 출산을 장기시점(3년 가정) 내에서 회복할 수 있는 만회 효과(catch up effect)가 존재하고 있음을 시사한다. 또한 고용률 변화에 대해 시뮬레이션 분석을 수행하기 위해 2020년부터 여성 고용률이 1%p씩 높아질 경우를 가정하고 2022년(단기), 2022~2024년(장기) 동안 추가적으로 발생할 수 있는 출생아 수를 도출하였다. 2019년 출생아 수 302,676명을 기준으로 여성 고용률 1%p 증가는 단기적으로 출생아 수를 1.82~1.97% 증가를 유인하며, 장기적으로는 1.96~2.97% 정도의 출생아 수 증가시키는 것으로 예측하였다. 시나리오에 따른 출생아 수는 단기적으로 5,497~5,973명의 증가가 예상되며, 장기적으로 5,918~8,893명이 증가하는 것으로 예측할 수 있다.

혼인과 출산은 경제적인 상황에 따라서만 결정되는 것이 아니며, 다른 사회문화적 환경에 따라 변화할 수 있다. 또한 불안정한 경기가 회복되더라도 다른 상황들이 모두 함께 변화하는 것이 아니기 때문에 경기의 회복이 반드시

출산을 증가로 이어지지 않을 개연성도 존재한다. 그러나 본 연구는 아직까지 부족한 국내 경제지표와의 출산 동향과의 관계를 노동시장을 대표하는 지표인 고용률과 실업률을 통해 코호트 출산율로 그 영향을 분석했다는 점에서 의의가 있다. 다만, 경기상황은 출산 당사자인 여성의 학력, 주변 여건에 대해 다르게 영향을 받을 수 있으나, 이에 대한 구체적인 사항은 분석범위에 포함시키지 못하였다. 본 연구를 바탕으로 여성 고유의 특성을 반영한 면밀한 분석이 이어져 정책 환경에 대응할 수 있는 자료가 보완되기를 기대한다.

제Ⅲ장 기혼여성의 임금이 두 번째 자녀 출산 지연에 미치는 영향

제1절 서론

전 세계적으로 경제성장과 더불어 여성들의 학력수준이 향상되고 경제활동 참가가 늘어남에 따라 많은 나라에서 출산율 감소가 관찰되고 있다. 우리나라의 경우 OECD 회원국 중 가장 낮은 합계출산율이 관찰되고 있으며, 여성의 경제활동참가율 또한 낮게 나타나고 있다.

[그림 3-1] OECD 회원국의 합계출산율과 여성의 노동시장참가율 비교 (2019년)



자료: 1) OECD Statistics (<https://stats.oecd.org/>), 2021.3.13.
2) OECD, OECD Social and Welfare Statistics, 2021.3.13.

낮은 출산율은 높은 성평등에 기초한 개인 중심의 문화와 가족 중심 사회제도의 불평등 사이에서 나타나는 결과일 수 있으며(McDonald, 2006), 우리 사회의 경우 출산 당사자인 여성들의 경제활동에 대한 욕구와 이를 뒷받침하지 못하는 경제사회제도 사이에서 발생하는 괴리에 기인할 수 있다는 점이 제시되고 있다(최경수, 2008).

정부는 지속해서 감소하는 출산력에 적극적으로 대응하기 위해 국가 정책의 제로 저출산 대응 방향을 설정하고, 출산을 장려하기 위해 2005년 범정부 차원의 「저출산·고령사회 기본법」을 제정하였다. 또한 대통령이 위원장이며, 관계부처 장관과 민간 전문가로 위원을 구성한 ‘대통령 직속 저출산·고령사회 위원회’를 발족하고, 동 위원회를 통해 「저출산·고령사회 기본계획」을 5년 단위마다 수립하여 출산율 감소를 포함한 인구변화에 본격 대응¹⁷⁾하고 있다. 범정부대책을 통해 출산과 양육에 대한 사회적 인프라를 마련하고 출산과 양육에 대한 비용을 재정으로 부담함으로써 가계의 출산·양육과 관련한 직접적 비용을 절감하고, 육아휴직 등 고용효과의 추진 등을 통해 출산양육의 기회비용을 간접적으로 지원하는 정책 추진하면서 약 15년간 225조의 예산을 지출한 것으로 알려져 있다. 일반적으로 국가정책을 통해 여성의 일과 삶의 역할 갈등을 완화시키는 국가에서 상대적으로 높은 출산율이 나타날 수 있음이 제시되고 있으나(Brewster and Rindfuss, 2000; Ma Li, 2013), 우리 사회의 경우 정부 대응과는 달리 출산율 감소가 지속되고 있으며, 그 감소 속도 또한 정부 예상보다 더 빠르게 진행되고 있어 현재의 정부 대응만으로는 한계가 있음을 짐작할 수 있다.

선행연구에서 최근 우리 사회 출산율 감소의 원인 중 하나로 미혼을 비롯한 자녀계획이 없는 가구 증가와 두 번째 자녀 이상의 자녀 수 감소로 제시되고

17) 국회도서관, “저출산 극복 한눈에 보기” Fact Book Vol.64, 2017.12.

있다(신운정, 2008; 김경수 외, 2018; 이철희, 2018; 이태열, 2020). 이는 자녀를 낳지 않는 가구와 자녀를 더 이상 낳지 않는 가구로 분리하여 출산율 감소에 대한 원인을 생각해볼 수 있으며, 특히 첫 번째 자녀를 출산하고 두 번째 자녀 이상의 자녀를 출산하지 않는 가구의 경우 가구 내 변화에 주목할 필요가 있다. 실제 2019년 출생아 수는 2000년 출생아 대비 52.7%가 감소하였으며, 두 번째 자녀와 세 번째 자녀가 각각 약 60%, 62%의 큰 폭으로 감소하고 있다.

<표 3-1> 출산 순위별 출생아 수

(단위: 천 명, %)

구 분	2000	2005	2010	2015	2019		
						증감	증감률
전 체	640	439	470	438	303	-337	-52.7
첫 번째 자녀	301	225	235	229	168	-133	-44.1
두 번째 자녀	270	168	182	166	108	-161	-59.8
세 번째 자녀 이상	67	42	50	42	26	-41	-61.7

주: 1) 미상 제외

2) 증감률은 2000년 대비임.

자료: 통계청, 국가통계포털(kosis.kr), 2021.3.1.

신고전주의 경제학에서 논의되고 있는 자녀 수요의 이론적 모형에 따르면, 부부는 자녀를 양육하는 과정에서 효용을 얻으며, 예산 제약이 존재하는 경우 부모가 자녀를 갖는 것을 효용함수 내에서 자녀의 질(quality)과 양(quantity)의 관계 사이에서 결정하는 것으로 설명한다(Becker and Lewis, 1973; Willis, 1973). 이때 자녀를 추가적으로 출산함으로써 인해 얻을 수

있는 효용의 크기보다 현재 자녀의 질을 높임으로써 얻을 수 있는 가계 효용이 더 크다면, 소득이 증가해도 지금의 자녀에 대한 투자를 늘리고 추가 자녀에 대한 수요는 줄어들 수 있을 것이다. 그러나 시간집약적인 출산과 육아를 직면한 여성의 경우, 임금으로 인해 얻을 수 있는 소득효과(income effect)와 자녀 출산을 통해 발생하는 임금손실과 인적자본의 감가상각 등 기회비용으로 인한 대체효과(substitution effect)의 크기에 따라 자녀 수요에 대한 결정이 다를 수 있다.

우리 사회는 경제성장과 더불어 여성의 학력수준이 증가하여 여학생의 대학 진학률은 이미 남학생보다 높은 수준이며, 대학 졸업 이후 경제활동참가를 시작하는 25~29세의 경제활동참가율은 73.6%(2020년 기준)를 기록하고 있다. 이로 인해 여성의 사회적 책임 증가와 임금 수준 향상, 그리고 가구 내 소득 비중이 높아지고 있으며(Kreyenfeld, 2010), 동시에 자녀 출산에 대한 기회비용 또한 높아져(Willis, 1973; 김정호, 2009) 낮은 출산율로 이어질 수 있다. 우리나라는 혼인 내 자녀 출산 비중이 매우 높다는 특징을 가지고 있으며, 혼인 이후 첫 번째 자녀 출산으로 이어지는 가구가 다수에 해당한다. 이는 첫 번째 자녀 출산은 출산 시기(tempo)에 영향을 받을 수 있으며, 두 번째 자녀부터 이뤄지는 후속출산의 경우 시기와 양적 측면이 동시에 고려되어야 한다는 것을 의미한다. 단순히 자녀 출산에 대한 시기(tempo)만 조정이 이뤄진다면, 생애 출산 시기의 변화만 있을 뿐 완결출산이 이뤄졌을 때 자녀 수에는 변동이 없을 것이다. 그러나 두 번째 자녀 이상의 출산이 지연이 지속되어 완결출산에 영향을 미칠 경우 생애 자녀수는 양적(quantum) 측면에서 감소하게 될 것이다. 특히 생애 처음 자녀를 출산하는 여성과 배우자는 자녀양육 환경과 노동시장 대응 변화에 직면하게 된다. 이때 주양육자인 여성이 직면하게 되는 상황에 따라 인적자본과 생애주기에 바탕을 둔 장기적 관점에 대한

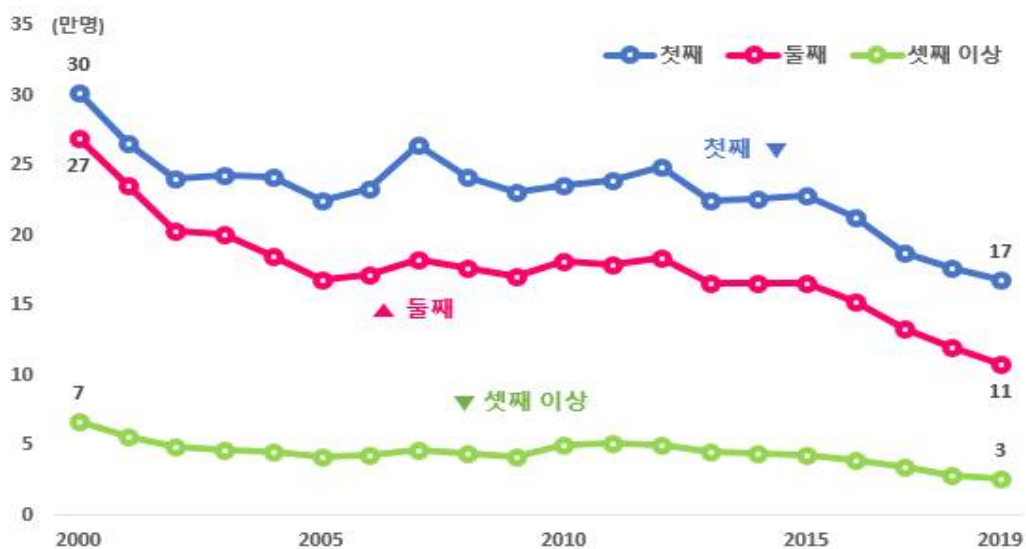
계획이 수립되며, 자녀 출산을 통한 가족을 확대 여부와 출산 종결을 결정할 수 있다. 이때 여성임금에 대해 소득효과가 있다면, 여성의 첫 번째 자녀 출산 이후의 간격이 당겨질 수 있으나, 기회비용으로 인한 대체효과가 더 크다면 여성의 출산 간격은 늘어나 결국은 종결로 마무리될 수도 있을 것이다.

본 장에서는 첫 출산을 경험한 기혼여성을 대상으로 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산시점에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 분석을 위해 여성 개인의 특성과 가구형성의 정보가 포함되어 있는 여성가족패널(KLoWF) 1~7차 데이터를 사용하여 만19세 이상~44세 이하의 기혼여성 중 첫 번째 자녀를 2006년 이후 출산한 경우를 대상으로, 준모수적(semi-parametric) 접근법인 Cox 비례해저드모형(Cox proportional hazard model)을 활용하여 생존 분석(survival analysis)을 실시하였다. 또한 시간의 흐름에 따라 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산에 미치는 영향의 정도에 차이가 발생할 수 있기 때문에 조사시점부터 최근까지 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산 시점에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 이때 시기(year)와 임금변수의 상호작용항(interaction term)을 포함한 해저드 모형을 추정하여 여성 임금효과에 대한 영향 변화를 살펴보았다. 본 장의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 최근 우리 사회의 출산이행의 주요 특징을 살펴보고 제3절에서 그간 논의된 출산결정에 대한 이론적 논의를 검토한다. 그리고 제4절에서는 분석자료와 모형을 설명하며, 제5절에서는 실증분석 결과를 도출하며, 제6절에서는 결과 요약 및 함의를 제시하기로 한다. 그간 출산 결정에 대한 연구는 오랜 기간에 걸쳐 상당히 많이 이루어졌다. 본 연구는 기존의 연구 성과들을 바탕으로 기존 연구를 보완하며 최근 자료를 통해 출산 이행의 변화를 이해하고 함의를 제공하고 자 한다.

제2절 출산 이행의 주요 특징

「2020년 출생·사망통계 잠정결과」에 따르면 2020년 합계출산율은 0.84명, 출생아 수는 27만 2,400명으로 공식통계가 집계된 1960년 이후 최저치를 기록하고 있다. 2019년까지 집계되어 발표된 출산 순위별 출생아 수를 살펴보면, 전체 출생아 30만 명 중 첫 번째 출산 순위로 태어난 자녀는 전체의 약 55%를 차지한 1만 7,000명이며, 두 번째 자녀는 약 1만 1,000명, 세 번째 이상의 자녀는 약 3만 명 정도로 집계되었다. 이는 초저출산에 진입할 무렵인 2000년과 비교하여 2019년의 전체 출생아 수는 약 53% 감소한 규모이며, 두 번째 자녀와 세 번째 이상의 자녀가 각각 60%, 62% 감소한 것으로 집계되었다. 최근 출산 순위별 출생아 수 추이를 보면 두 번째 자녀 이상의 다자녀 출산이 큰 폭으로 감소하였음을 알 수 있다.

[그림 3-2] 출산 순위별 출생아 수 추이



주: 미상 제외

자료: 통계청, 「인구동향조사」, 2021.3.1.

<표 3-2>에 나타나 있듯이, 자녀 출산 순위별 모의 평균 출산연령은 2019년 기준 평균 33.0세로 2000년과 비교하여 4세 상승하였다. 첫째 자녀 출산 시 모의 평균 연령은 32.2세로, 2000년보다 4.5세 상승하였으며, 이는 여성의 초혼 연령 상승으로 매년 0.2~0.3세 증가하는 추세를 보이고 있다. 두 번째 자녀 출산 시 여성의 평균연령은 2019년 33.8세를 기록하고 있으며, 2000년에 비해 4.1세 상승하여 첫 번째 자녀 출산 시 여성의 연령 상승과 비슷한 증가를 보이고 있다. 또한 2000년에 세 번째 자녀 이상 출산 시 여성의 평균 연령은 32.5세였으나, 2019년에는 평균 32.2세에 첫째 자녀를 출산하는 것으로 조사되고 있어 여성의 평균 출산 시기가 과거에 비해 많이 지연된 것을 확인할 수 있다. 이는 가임기 내 출산시기의 지연이 만회(catch up)되지 않는다면 출산량이 줄어들 수 있음을 예상할 수 있는 부분이다.

반면, 세 번째 이상 자녀 출산 시 여성의 평균 연령은 35.4세로 2000년과 비교하여 2.9세의 차이를 보이며 다른 출산 순위 상승폭보다 둔화된 증가를 보이고 있다. 이는 첫 번째 자녀 출산의 경우 여성의 혼인시기 등으로 출산연령이 높아질 수 있으나, 세 번째 출산부터는 출산 연령 증가폭이 줄어들며 일정 연령 범위에서 출산이 이뤄지고 있음을 유추할 수 있다.

<표 3-2> 출산 순위별 모의 평균 출산연령

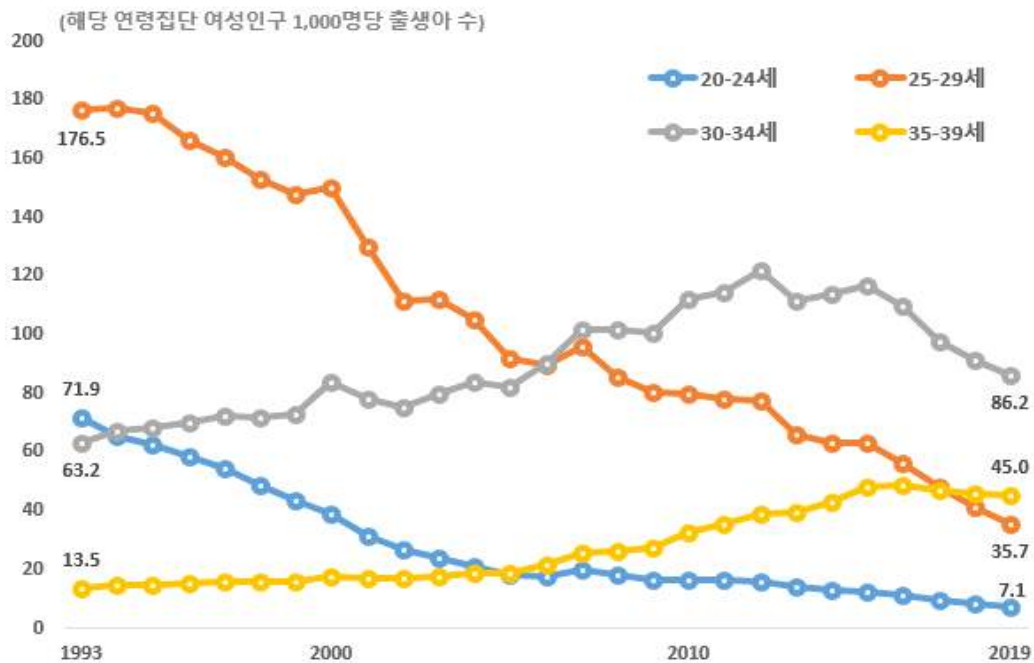
(단위: 세)

구 분	모의 평균 출산연령			
	전체	첫 번째 자녀	두 번째 자녀	세 번째 자녀 이상
2000	29.0	27.7	29.7	32.5
2005	30.2	29.1	31.0	33.6
2010	31.3	30.1	32.0	34.3
2015	32.2	31.2	33.0	34.7
2016	32.4	31.4	33.2	34.9
2017	32.6	31.6	33.4	35.0
2018	32.8	31.9	33.6	35.3
2019	33.0	32.2	33.8	35.4

자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

자녀의 출산연령이 과거에 비해 높아진 만큼, 여성의 연령별 출산율도 변화하고 있다. [그림 3-3]의 여성의 연령별 출산율 추이에서 살펴볼 수 있듯이, 과거 2000년대 중반까지 주출산연령대는 25~29세였으나, 이후 30~34세 중심으로 주출산연령대가 상향 이동하고 있음을 알 수 있다. 또한 여학생의 대학 진학률 증가로 인해 학령기가 늘어남에 따라 20~24세의 출산율은 지속 낮아진 반면, 35~39세의 출산율은 꾸준히 증가하여 과거 주출산연령대인 25~29세 출산율을 추월하고 있다. 이러한 특징은 여성의 학력수준 향상과 노동시장 참여 증가에 따라 출산 시기를 지연시킬 뿐만 아니라, 여성의 생물학적 가임기 내 출산시기의 지연은 전체적인 가임 기간을 지연시킴으로써 출산 시기와 자녀 수에 영향을 미칠 수 있음을 예상할 수 있다.

[그림 3-3] 여성의 연령별 출산율 추이



자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.2.7.

<표 3-3> 기혼여성 연령별 출생아 수

(단위: 명, %)

구 분	기혼여성 (15세 이상)	출생아 수						평 균 출생아 수
		없음	1명	2명	3명	4명	5명이상	
1990년	11,755,932 (100.0)	677,759 (5.8)	1,777,050 (15.1)	3,560,011 (30.3)	2,063,818 (17.6)	1,324,271 (11.3)	2,353,023 (20.0)	2.97
15~49세	7,877,617 (100.0)	608,768 (7.7)	1,591,804 (20.2)	3,249,386 (41.2)	1,495,423 (19.0)	588,085 (7.5)	344,151 (4.4)	2.13
15~29세	2,131,074	465,043	930,056	672,037	58,251	4,877	810	1.16
30~39세	3,468,471	111,743	534,178	1,983,869	654,296	142,253	42,132	2.09
40~49세	2,278,072	31,982	127,570	593,480	782,876	440,955	301,209	3.11
50~59세	1,869,371	24,032	78,410	162,919	340,692	442,941	820,377	4.29
60세 이상	2,008,944	44,959	106,836	147,706	227,703	293,245	1,188,495	5.00
2000년	13,760,791 (100.0)	783,392 (5.7)	2,134,188 (15.5)	5,709,309 (41.5)	2,268,444 (16.5)	1,205,398 (8.8)	1,651,046 (12.0)	2.54
15~49세	8,583,233 (100.0)	676,686 (7.9)	1,793,643 (20.9)	4,828,929 (56.3)	1,064,238 (12.4)	170,486 (2.0)	43,281 (0.5)	1.81
15~29세	1,445,186	396,228	612,835	399,613	31,920	1,690	299	1.05
30~39세	3,792,396	194,571	746,715	2,443,359	372,046	28,965	4,743	1.82
40~49세	3,345,651	85,887	434,093	1,985,957	660,272	139,831	38,239	2.14
50~59세	2,153,398	41,081	156,646	600,050	717,663	395,674	241,330	2.97
60세 이상	3,023,641	65,623	183,898	280,326	486,537	639,237	1,366,431	4.29
2010년	15,226,822 (100.0)	607,138 (4.0)	2,719,021 (17.9)	6,972,218 (45.8)	2,518,299 (16.5)	1,131,972 (7.4)	1,278,174 (8.4)	2.38
15~49세	7,673,016 (100.0)	484,652 (6.3)	2,009,079 (26.2)	4,298,853 (56.0)	784,144 (10.2)	89,301 (1.2)	6,987 (0.1)	1.74
15~29세	634,304	172,701	324,086	122,208	14,262	955	92	0.97
30~39세	3,124,788	221,037	1,022,076	1,607,407	253,043	18,769	2,456	1.63
40~49세	3,913,924	90,914	662,917	2,569,238	516,839	69,577	4,439	1.96
50~59세	3,248,364	58,876	439,986	1,888,985	656,655	154,392	49,470	2.18
60세 이상	4,305,442	63,610	269,956	784,380	1,077,500	888,279	1,221,717	3.66
2015년	15,929,044 (100.0)	1,044,288 (6.6)	2,939,787 (18.5)	7,477,163 (46.9)	2,512,825 (15.8)	989,822 (6.2)	965,159 (6.1)	2.19
15~49세	6,920,291 (100.0)	777,838 (11.2)	1,819,817 (26.3)	3,585,410 (51.8)	669,917 (9.7)	58,246 (0.8)	9,063 (0.1)	1.63
15~29세	438,807	178,359	175,493	75,550	8,691	632	82	0.81
30~39세	2,639,717	406,296	868,197	1,141,062	204,793	16,989	2,380	1.46
40~49세	3,841,767	193,183	776,127	2,368,798	456,433	40,625	6,601	1.84
50~59세	3,873,409	124,582	659,984	2,474,698	519,846	76,770	17,529	1.95
60세 이상	5,135,344	141,868	459,986	1,417,055	1,323,062	854,806	938,567	3.13

주: 1) 1990, 2000, 2010년 10% 표본

2) 2015년 20% 표본

자료: 통계청, 국가통계포털 인구총조사, 2021.2.7.

<표 3-3>은 인구총조사를 통해 집계된 기혼여성의 연령별 출생아 수를 제시하고 있다. 기혼여성이 출산한 출생아 수 정보를 통해 최근 우리 사회의 출산규모 변화를 확인할 수 있다. 우선 15세 이상 기혼여성이 출산한 평균 출생아 수는 1990년에 2.97명에서 매년 감소하여 2015년에는 2.19명으로 조사되었다. 이 가운데 배우자가 있는 15~49세의 가임여성이 출산한 평균 출생아 수는 1990년에 2.13명에서 2015년에는 1.63명으로 집계되었으며, 이 중 주출산연령대이자 완결출산에 가까운 30~39세의 경우 1990년에 2.09명에서 2015년에는 1.46명으로 집계되는 등 최근 주출산연령에 다가올수록 더 적은 규모의 출산량이 관찰되고 있다. 이는 1990년부터 전 연령에서 출생아 수의 감소가 이뤄지고 있는 특징을 보이며, 최근 시점으로 올수록 평균 출산한 자녀의 수가 적어지고 있음을 확인할 수 있다.

또한 출산한 자녀가 없는 여성의 비율이 증가하고 있다. 1990년 출생아 수가 없는 15~49세 기혼여성은 약 61만 명으로 전체의 7.7%를 차지하고 있었으나, 그 비율은 점점 늘어 2015년에는 전체의 11.2%가 자녀가 없는 기혼여성으로 집계되고 있다. 특히 주출산연령대인 30~39세의 무자녀 비율이 증가하고 있으며, 최근으로 올수록 젊은 청년층의 혼인 이후 가구 형성의 과정이 과거와는 다른 양상을 보이고 있는 점이 관찰되고 있다.

기혼여성의 기대 자녀 수는 다음 <표 3-4>를 통해 살펴볼 수 있다. 2015년 15~49세 기혼여성 692만 명이 출산한 평균 출생아 수는 1.63명으로 집계되었으며, 이 중 자녀를 추가로 출산할 계획을 가진 여성은 약 102만 명으로 전체의 약 15%를 차지하고 있다. 또한 해당 여성들이 향후 평균적으로 계획한 추가 자녀 수(0.2명)를 현재 평균 자녀 수(1.63명)와 합할 경우 약 1.83명의 자녀를 기대하고 있음을 알 수 있다. 이는 10년 전인 2005년과 비교하여 평균 자녀 수가 1.1명 감소하였으나, 향후 추가로 출산할 자녀 수는

약 0.03명 증가한 것으로 응답되고 있다. 특히 추가로 자녀 출산 계획이 없는 비중이 2005년 87.1%에서 2015년 약 85.2%로 감소하였으며, 향후 자녀 출산을 계획하는 여성이 2005년에 12.9%에서 2015년에는 14.8%로 증가하고 있다. 이는 현재 기혼여성의 자녀 수는 감소하고 있지만, 실제 여성들 가운데 출산을 종료하기보다는 출산을 지연하고 있는 비율이 증가하고 있음을 유추할 수 있는 부분이다.

<표 3-4> 기혼여성의 기대 자녀 수

(단위 : 천 명, 명, %)

구 분	가 입 기혼여성 (15~49세)	추가 계획자녀 수				평균 추가계획 자녀 수	평 균 출생아 수	기 대 자녀 수
		없음	1명	2명	3명이상			
2005년	8,279 (100.0)	7,209 (87.1)	759 (9.2)	284 (3.4)	28 (0.3)	0.17	1.74	1.91
2010년	7,673 (100.0)	6,458 (84.2)	833 (10.9)	327 (4.3)	55 (0.7)	0.22	1.74	1.96
2015년	6,920 (100.0)	5,897 (85.2)	726 (10.5)	261 (3.8)	35 (0.5)	0.20	1.63	1.83

주: 1) 2005, 2010년 10% 표본

2) 2015년 20% 표본

3) 기대 자녀 수는 평균 출생아 수와 평균 추가 계획 자녀 수를 합한 수치임.

자료: 통계청, 국가통계포털 인구총조사, 2021.2.7.

여성의 학력수준 향상에 따라 20~30대 여성의 경제활동참가율¹⁸⁾은 60%를 넘어서고 있다. 여성의 자녀 출산과 양육은 경제활동참가에 영향을 미칠 수 있다. <표 3-5>는 기혼여성의 경제활동상태별 평균 출산 자녀 수를 제시하고 있다. 해당 지표는 자녀 출산과 노동시장 참여 시점이 일치하지 않으며, 기혼여성 전체를 대상으로 일정 시점의 추세라는 점에서 해석에 한계가 있을 수 있으나, 우리 사회의 여성의 노동시장 참여와 자녀 수의 추세를 살펴볼 수

18) 2020년 여성의 경제활동참가율은 20대 61.8%, 30대 63.8%이다.

있다는 점에서 의미가 있다. 2000년 전체 기혼여성의 자녀 수는 2.5명이었으며, 이 가운데 취업한 여성은 평균 2.5명의 자녀를 출산하였고, 취업하지 않은 여성의 경우 2.6명으로 조사되었으며, 두 그룹 간 자녀 출산의 차이는 0.1명으로 집계되었다. 그러나 이 차이는 최근 시점으로 올수록 점차 커졌다. 2015년을 기준으로 전체 기혼여성의 평균 자녀 수는 2.2명으로 2000년에 비해 자녀 수가 0.3명 줄어들었으며, 경제활동에 참가하는 여성의 경우 1.9명의 자녀를 출산한 것으로 집계되었고, 노동시장에 참여하지 않는 여성과의 자녀 수가 격차가 더 커지고 있는 것으로 조사되고 있다. 이는 여성의 경제활동참가율이 증가하는 상황에서 취업여성의 비중이 늘어나고 있으며, 여성의 취업에 따라 출산의 기회비용 증가 등이 반영되어 자녀 수의 차이가 발생하고 있음을 알 수 있다. 향후 이 차이를 줄이지 못한다면 출생아 수 감소에 상당한 영향을 미칠 수 있음을 예상할 수 있다.

<표 3-5> 기혼여성의 경제활동상태별 평균 출산 자녀 수

(단위: 명)

구 분	평균 출생아 수			
	2000	2005	2010	2015
계	2.5	2.4	2.4	2.2
취업(A)	2.5	2.3	2.1	1.9
비취업(B)	2.6	2.5	2.6	2.4
차이(B-A)	-0.1	-0.2	-0.5	-0.5

- 주: 1) 15세 이상 기혼여성인구 대상
 2) 1990년, 2000년, 2010년 10% 표본
 3) 2015년 20% 표본

자료: 통계청, 국가통계포털 인구총조사, 2021.2.7.

<표 3-6>은 출생 순위별 성비의 변화를 비교하여 제시한다. 출생 여아 100명당 남아 수를 의미하는 출생성비는 2000년 110.1명에서 점차 감소하여 2019년 105.5명 수준으로 집계되었으며, 최근까지 첫 번째 출산과 두 번

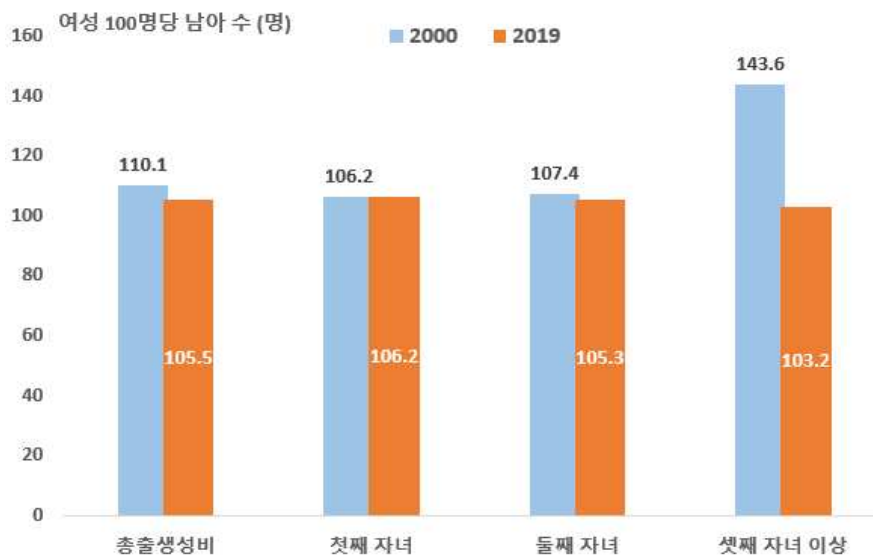
째 출산의 경우에도 105~107명으로 정상 범위내에서의 성비(103~107명)가 관찰되고 있다. 세 번째 이상 출산의 경우도 2000년 143.6명을 기록할 만큼 성비 불균형이 심각하였으나, 최근 2019년의 경우 103.2명을 기록하면서 출생 성비가 정상범위(103~107명)에 진입하였다.

이러한 현상은 향상된 여성의 교육 수준 향상이 소득으로 이어져 자녀에게 재정적으로 의존할 필요를 낮추며, 성평등에 대한 인식으로 아들에 대한 선호가 낮아지는 것으로 볼 수 있다(Kim, 2016). 따라서 우리 사회도 여성의 학력향상과 경제활동참가 증가로 최근 남아선호 경향이 낮아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

<표 3-6> 출생 순위별 성비 변화 추이

(단위: 명)

항목	2000	2005	2010	2015	2019
전체 출생성비	110.1	107.8	106.9	105.3	105.5
첫째 자녀	106.2	104.8	106.4	106.0	106.2
둘째 자녀	107.4	106.6	105.8	104.5	105.3
셋째 자녀 이상	143.6	128.3	110.9	105.5	103.2



주: 출생성비는 여아 100명당 남아 수를 의미함.
 자료: 통계청, 국가통계포털 인구동향조사, 2021.3.1.

제3절 선행연구 검토

본 장에서는 여성의 임금이 두 번째 출산 지연 기간에 미치는 영향에 대한 이해를 높이기 위해 출산 결정에 대한 선행연구를 검토해 보기로 한다. 기존 연구들의 성과를 바탕으로 최근 기혼여성의 임금과 출산 지연에 대한 논의를 구체화하고자 한다.

많은 연구에서 가계 내 자녀 출산 결정에 대한 이론적 논의는 소비자 이론에 기초하여 이루어져 왔다(Becker 1960; Becker and Tomes, 1976; Willis, 1973). 이때 자녀는 소비재이고, 부부는 자녀를 양육하는 과정에서 효용을 얻는 것을 가정하며, 극대화 관점에서 자녀 출산이 결정될 수 있음을 제시하고 있다. 가계 소득은 자녀에 대한 수요를 높일 수 있으나, 예산 제약이 존재하는 경우 부모는 효용함수 내에서 자녀의 양(quantity)과 질(quality) 사이에서 결정하는 것으로 설명한다(Becker and Lewis, 1973; Willis, 1973). 이 경우 자녀를 양육하는 데는 비용과 시간이 많이 소요되는 것을 가정하고 있다. 따라서 자녀를 양육하는 데는 직접적인 양육비용뿐만 아니라, 자녀를 양육하기 위해 포기해야 하는 노동시장의 소득 감소와 경력 상실, 인적 자본의 손실(Mincer, 1963; Mincer and Polachek, 1974; Miller 2011) 등 간접비용도 발생하고 있다는 점이 제시되고 있다. 따라서 임금이 상승하고 실질소득이 증가하면 소득효과(income effect)로 인해 자녀의 수요가 증가할 수 있으나, 출산과 자녀양육에 따라 발생할 수 있는 기회비용도 증가할 수 있기 때문에 자녀에 대한 수요가 줄어드는 대체효과(substitution effect)도 발생할 수 있음을 가정한다. 이때 대체효과가 소득효과보다 더 크다면, 임금이 상승하더라도 자녀로 인한 기회비용이 증가하여 수요가 줄어들 수 있는 것으

로 이해할 수 있다. 또한 자녀를 추가적으로 출산함으로써 인해 얻을 수 있는 효용의 크기보다 현재 자녀의 질을 높임으로써 얻을 수 있는 가계 효용이 더 크다면, 소득이 증가해도 지금의 자녀에 대한 투자를 늘리고, 추가 자녀에 대한 수요는 줄어들 수 있다. 출산 결정에 대한 논의는 자녀 양육에 대한 가정에 따라 남성과 여성의 대응이 달라질 수 있는데, 전통적 양육모형에서는 자녀 출산과 양육에 여성의 시간이 주요한 요소로 제시되고 있다(Butz and Ward, 1979). 따라서 여성의 경우 시간 집약적인(time-intensive) 특성을 가진 자녀의 출산과 양육 과정에서 포기될 수 있는 노동시장에서의 손실, 그리고 경력의 감가상각 등의 기회비용이 되어 자녀 수요에 대한 음(-)의 대체 효과를 발생시킬 수도 있으며, 임금으로 가족의 예산을 늘릴 수도 있으므로 자녀 출산에 대한 양(+)의 소득효과도 가질 수 있을 것이다. 따라서 여성의 출산에 대한 비용은 시장에서의 임금과 축적된 인적자본의 양에 따라 개인마다 다르게 나타날 수 있다(Schultz, 1981). 이에 반해 남성의 소득은 가계의 예산 확대에 기여하여 소득효과만 있는 것으로 가정하고 있다.

이론적 논의를 바탕으로 Heckman and Walker(1990, 1991)는 1981 Swedish Fertility Survey의 1936~1955년생 출산자료를 활용하여 남성의 소득, 여성의 임금수준, 도시거주 여부, 화이트칼라 더미의 출산 시기에 대해 준모수적(semi-parametric function) 방법을 적용하여 출산 간격을 실증 분석하였다. 여성의 임금 상승에 대한 시뮬레이션 분석 결과, 여성임금의 12% 상승은 첫 번째 출산 시기를 5개월, 두 번째 출산 간격을 3개월, 세 번째 출산 간격을 1개월 지연하는 것을 발견하였다. 이를 통해 여성의 임금은 출산 간격을 증가시키고, 출산율이 저하되는 효과가 있음을 제시하고 있다. 이와 유사한 국내 연구로는 김현숙 외(2006), 김정호(2009), 민희철(2008) 등의

연구가 있다. 특히 김정호(2009)는 출산율 감소에 가장 주요한 원인 중 하나로 여성의 임금수준을 제시하였으며, 1980년대 이후 출산율에 미치는 영향을 기간모형을 이용하여 실증분석하였다. 이때 여성의 임금이 10% 증가할 경우, 두 번째 출산확률이 1.6~2.7% 감소하며, 1980~2005년 기간 동안 두 번째 출산확률 감소의 약 17%를 설명하고 있음을 제시하고 있다. 이는 우리 사회의 여성 임금 상승이 출산율을 낮추고, 특히 둘째 자녀 출산에 상당히 부정적인 결과를 제시하였다는 점에서 의미가 있으며, 아울러 출산에 대한 노동시장에서의 기회비용을 줄이는 정책을 고려할 필요가 있음을 제시하고 있다.

또한 여성의 노동시장의 성과에 영향을 미칠 수 있는 학력의 경우, 학력 수준의 향상은 노동시장 참여에 대한 기회를 늘리고, 더 나은 일자리로의 연결될 수 있을 것이다. 노동시장 참여 확대에 대한 과정은 여성이 사회적 책임을 경험하고 높은 소득으로 이어질 수 있어 출산에 대한 기회비용의 증가로 이어져 출산율이 감소될 수 있음이 제기되고 있다(Duvander and Andersson, 2006; Cygan-Rehm and Maeder, 2013; Kim, 2016; 최경수 외, 2003; 김현숙 외, 2006; 조병구 외, 2007; 류기철·박영화, 2009). 그런데 최근 여성의 노동시장 참여와 출산율 간에 양(+)의 관계로 변화하고 있다는 실증연구가 논의되고 있다(Ahn and Mira, 2002; Adsera, 2011). 이는 노동시장 환경에 따라 여성의 출산율과 노동시장 참여율이 긍정적인 관계가 될 수 있으며(Adsera, 2011), 1980년대 중반을 기점으로 OECD 회원국가들에서 여성의 임금의 소득효과(income effect)가 커졌으며, 시장에서 보육서비스가 가능해져 노동시장의 참여와 출산율 간에 양(+)의 관계가 발생하는 것으로 설명하고 있다(Ahn and Mira, 2002).

또한 학력 수준의 향상은 학업기간을 연장시켜 혼인 연령과 첫 번째 자녀

출산 시기를 지연시킬 수 있기 때문에 여성의 물리적 가임기 내 출산 기간을 줄일 수 있다. 이때 출산시기 지연에 따른 만회효과(catch up effect)가 존재하지 않는다면, 출산율은 회복되기 어려울 것으로 알려져 있다(Cygan-Rehm and Maeder, 2013). 특히 고학력 여성은 교육 수준이 낮은 여성보다 더 경쟁하는 삶에 노출될 수 있기 때문에, 계획한 자녀 수보다 적은 수의 자녀를 출산할 개연성이 존재한다. 그러나 최근 일부 연구에서는 여성의 높은 교육 수준은 소득 수준을 향상시켜 자녀 수요에 양(+)의 효과가 발생할 수 있고, 또한 정부의 일·가정 지원 정책으로 출산과 일의 결합이 가능해지고 있다는 점에 대해 논의되고 있으며(Testa, 2014), 여성의 교육수준과 두 번째 출산으로의 전환에 긍정적인 영향을 미치고 있는 실증연구가 제시되고 있다(Gerster et al., 2007; Bartus et al., 2013; 김선숙·백학영, 2014). 또한 부모가 고등교육을 받을수록 자녀와 함께하는 시간이 늘어나고 있음이 제시되고 있다(Guryan et al., 2008).

최근 출산에 대한 여성의 기회비용은 자녀 유무에 따른 임금격차로 이어지는 모성불이익(mother penalty), 자녀 불이익(child penalty) 등으로 제시되고 있다. 노동시장에서 자녀출산에 따라 발생할 수 있는 모성불이익(motherhood wage penalty)은 노동시장의 구조, 보육시장, 유급 육아휴직과 같은 일·가정 지원제도 등에 따라 다를 수 있을 것이다(Cukrowska-Torzewska and Matysiak, 2020). 특히 노동시장에 참여하고 있는 여성의 경우에는 출산으로 인한 모성패널티를 최소화하기 위한 선택을 할 수 있으며, 이는 출산 시기를 조정하거나 출산을 중단하는 등의 전략적인 대응으로 나타날 수 있다. 특히 첫 번째 출산을 경험한 여성의 경우 노동시장과 양육환경을 직접 경험하고, 이를 토대로 두 번째 출산 이행에 대한 구체적인 결정을 고민

하게 될 것이다. 첫 번째 출산의 경우 대다수가 자연스럽게 혼인을 통해 가구를 형성하는 과정에서 발생하고 있지만, 두 번째 출산부터는 출산여부에 대한 의사결정에 따라 이뤄질 수 있을 것이다. 이는 자녀 출산 순위에 따라 출산을 결정하는 다양한 배경과 요인이 다를 수 있음을 의미한다(박수미, 2008; 민현주, 2011; 정은희 외, 2012). 여성의 경제활동 증가와 더불어 두 번째 이상의 출산에 대한 다수의 연구가 이뤄지고 있다. 특히 두 번째 출산의 경우 여성이 참여하는 노동시장의 환경(민현주, 2011), 가사와 양육 분담(정은희·최유석, 2013), 출산지원정책(유계숙, 2009; 김일옥 외, 2011) 등 여성이 출산으로 인해 경험하게 되는 환경에 대한 영향에 논의가 집중적으로 이뤄지고 있다.

우리 사회는 출산율 감소가 오랫동안 관찰되고 있으며, 정책의 성과목표로 출산율 제고가 제시되었을 만큼 사회적 논의가 진행되어 왔다. 특히 2001년에 초저출산율에 진입하고 2006년에 「저출산·고령사회기본법」이 제정된 이후 출산을 지원하기 위한 다양한 재정사업들이 추진되었으며, 출산율 감소의 원인을 규명하기 위해 사회·경제 환경변화의 영향을 측정하는 연구도 상당히 이루어져 왔다. 본 장에서는 기존의 논의 결과를 바탕으로 최근의 출산율 변화를 이해하기 위해 분석자료를 추가하고 여성의 임금이 두 번째 출산에 미치는 영향과 해저드 크기의 변화를 분석함으로써 급감하는 우리 사회의 출산력을 이해하기 위한 자료를 제공하고자 한다.

제4절 분석대상 및 모형설정

본 절에서는 첫 번째 자녀 출산 이후 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산 시점에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 또한, 시간의 흐름에 따라 변화할 수 있는 임금이 두 번째 자녀 출산 사건(event)에 미친 크기의 변화를 측정하여 최근 감소하는 출산율에 대한 함의를 찾고자 한다. 분석을 위해 첫 번째 자녀를 출산한 경험이 있는 기혼여성을 대상으로 표본을 구축하며, 두 번째 출산 사건이 발생하기까지의 시간을 측정하고 여성의 임금이 두 번째 출산 발생까지에 미치는 영향을 추정해 보기로 한다. 따라서 첫 번째 출산 상태(state)에서 두 번째 출산 사건이 발생(occurrence)하기까지의 기간에 대한 조건부 해저드(conditional hazard)를 추정할 수 있는 생존분석(survival analysis)을 적용한다. 본 절에서는 분석자료와 모형설정에 대해 제시한다.

1. 분석자료 구축

출산은 각 개인 및 가구의 경제주체들이 생애주기별 변화를 포함한 다양한 사회·문화적 요인에 기초한 합리적 의사결정 과정에 따라 발생한다. 따라서 출산이라는 의사결정의 결과에 대한 특성을 분석하기 위해서는 관련 경제주체들의 행동 과정에 대한 정보가 필요하다. 본 연구에서는 여성의 임금이 두 번째 출산시점에 미치는 영향을 분석하기 위한 충분한 사례 수를 확보하고 있으며, 남성과 여성의 특성을 고려하여 문항이 구성된 한국여성정책연구원(Korean Women's Development Institute, KWDI)에서 조사·제공하는 여성가족패널(Korean Longitudinal Survey of Women & Families, 이하 KLoWF)을

사용한다. 여성가족패널은 여성의 생애 전반에 대해 추적할 수 있도록 종단면(longitudinal) 형태의 조사로 한국여성정책연구원(Korean Women's Development Institute, 이하 KWDI)에서 기획·조사 및 구축되었으며, 연구 등을 목적으로 누리집¹⁹⁾을 통해 일반에게 공개되고 있다. 여성가족패널은 2006년 기획되었으며, 2007년 만19세 이상 ~ 만 64세 이하 여성이 1명 이상 있는 9,068가구의 여성 9,997명을 대상으로 1차 웨이브 조사가 시작되었다. 이후 2008년 2차 웨이브 조사가 연속되었으며, 2010년 실시된 3차 웨이브 조사부터 2년 단위로 실시되어 2012년, 2014년, 2016년, 2018년에 4차, 5차, 6차, 7차 조사가 시행·공개되었다. 최근 제공되는 7차 웨이브 조사까지 약 6,031가구를 조사 완료하여 71.9% 원표본 유지율을 보이고 있다.²⁰⁾ 여성가족패널에서 제공하는 종단면 조사(longitudinal survey) 자료는 출산과 노동시장 참여와 같은 시간 가변적인(time-varying) 정보를 파악할 수 있으며, 종단구조의 특징을 활용하여 생존분석(survival analysis)을 위한 데이터를 구축할 수 있다.

본 연구에서는 분석을 위해 여성가족패널 1~7차 웨이브를 패널로 구축하였으며, 패널데이터를 통해 첫 번째 출산 이후 두 번째 출산이 발생하기까지 출산간격의 기간(duration of birth interval)을 측정한다. 특히 매 조사 시점(t)에서 두 번째 출산 사건의 발생 여부를 통해 여성의 임금이 두 번째 출산 발생까지의 영향을 측정한다. 조사 대상은 조사시점에서 가임기 연령에 해당하는 만 19세 이상~44세 이하 여성의 여성 중 첫 번째 자녀를 2006년 이후 출산한 여성을 대상으로 한다. 해당 여성의 두 번째 출산여부를 통해 당시의 출산연도를 계산하였으며, 첫 번째와 두 번째 자녀의 출산연도가 같은 여성

19) <http://klowf.kwdi.re.kr/>

20) 주재선 외, 『2020년 여성가족패널조사』, 2020 연구보고서-2, 2020.12.

(쌍둥이 출산)은 분석에서 제외하였다. 이러한 표본선택 과정을 거쳐 분석대상에 포함된 여성 표본은 모두 913명이다.

생존모형은 분석기간(window) 내 발생사건에 대한 각 변수별 영향을 측정하기 때문에 관찰기간 내에 부분적 정보만 확보가 가능한 중도절단된 정보(censored information)의 문제가 포함될 수 있다. 본 연구에서는 저출산·고령사회기본법이 제정된 시점(2006년)과 여성가족패널조사 1차 웨이브 조사시점(2007년)을 고려하여, 2006년 이후 첫 번째 자녀를 출산한 여성을 대상으로 표본을 구축하여 좌측절단(left-censored)에 대한 논의를 포함하지 않는다. 그러나 7차 조사가 시행된 2018년까지 두 번째 자녀를 출산하지 못한 여성의 경우 우측절단(right-censored)된 것으로 볼 수 있다. 예를 들어 6차 조사 시점까지 첫 번째 자녀를 출산하였지만 2018년 7차 조사시점까지 두 번째 자녀를 출산하지 않았거나, 더 이상 출산에 대한 정보가 관찰되지 않는 경우 우측절단(right-censored)에 해당된다. 분석자료의 관찰기간 내에서 첫 번째 자녀 출산 이후의 관찰기간 내 생존시간의 분포를 살펴보면 최소 1년부터 최대 12년까지 다양하게 분포되어 있다.

위의 가정에 따라 여성 i 의 출산간격의 기간(duration of birth interval)을 다음 식 (1)과 같이 정의한다. 식 (1)에서 $survey\ year_{i,T}$ 는 여성 i 의 마지막 조사시점으로 정의한다.

$$\begin{aligned}
 & \cdot \text{두 번째 자녀 출산 여성} : duration_i = second\ year_i - first\ year_i \\
 & \cdot \text{두 번째 자녀 미출산 여성} : duration_i = survey\ year_{i,T} - first\ year_i
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

설명변수로 사용된 변수는 선행연구의 검토를 통해 노동시장의 특성과 여성 개인과 가구의 특성 및 출산 경험에 대한 특성으로 구분할 수 있다.

노동시장의 특성을 반영한 여성 임금의 경우 노동시장에서 취업한 여성에 대해서만 임금이 분석자료 내 관찰되며, 노동시장에 참여하지 않는 여성에 대해서는 임금수준을 알 수 없다. 따라서 기혼여성의 임금이 두 번째 자녀 출산에 미치는 영향을 추정하기 위해서는 비경제활동에 속하는 여성을 포함하여 시간당 임금을 추정할 필요가 있다. 본 연구에서는 여성가족패널 1~7차의 모든 18세 여성을 활용하여 Heckman 표본선택모형을 통해 임금을 추정하였으며, 분석대상 기혼여성의 임금률로 대입하여 활용하였다. 임금률 추정에 대한 주요 내용과 결과는 부록으로 제시하였다.

여성 개인의 특성을 반영하는 변수로는 여성의 교육수준을 반영하였으며, 대학진학률이 높은 점을 고려하여 학력수준을 ‘고졸이하 학력’과 ‘전문대졸 이상의 학력’으로 구분하였다. 또한 여성이 속한 가구의 특성은 배우자의 학력, 거주지, 가구 소득을 포함하였다. 첫 번째 자녀를 출산한 경험이 있는 기혼여성을 대상으로 분석하기 때문에 출산 경험에 대한 통제변수를 추가하였으며, 남아선호를 유추할 수 있는 첫 번째 자녀의 성별과, 첫 번째 자녀 출산 당시 여성과 배우자의 나이를 포함하였다. 또한 첫 번째 자녀 출산과 양육의 과정에서 외부화가 발생할 수 있으므로 조부모의 양육 도움을 포함하였으며, 0과 1의 값을 갖는 더미변수로 구성하였다. 분석에 반영한 변수의 정의 및 속성은 다음 <표 3-7>에서 제시한다.

<표 3-7> 변수의 정의

범 주	변수 이름	변수 정의	속 성
종속변수	<i>duration</i>	· 첫 번째 자녀 출산 이후 두 번째 출산까지 지연된 기간 (단위: 년)	
독립변수 (노동시장)	<i>wage</i>	· 관찰 시점에서 여성의 추정임금	time varying
통제변수 (여성 특성)	<i>edu</i>	· 여성(모)의 교육수준 (고졸이하 = 1 / 전문대졸 이상 = 2)	time invariant
통제변수 (가구 특성)	<i>edu dad</i>	· 배우자(부)의 교육수준 (고졸이하 = 1 / 전문대졸 이상 = 2)	time invariant
	<i>metro</i>	· 거주지 (광역시 이상 = 1 / 그 외 = 0)	time varying
	<i>lhincome</i>	· 가구소득 (여성 소득 제외)	time varying
통제변수 (출산 특성)	<i>first gender</i>	· 첫 번째 자녀의 성별 (남아 = 1 / 여아 = 2)	time invariant
	<i>first age</i>	· 첫 번째 자녀 출산 당시 여성(모)의 나이	time invariant
	<i>first age dad</i>	· 첫 번째 자녀 출산 당시 배우자(부)의 나이	time invariant
통제변수 (양육환경)	<i>living P</i>	· 조부모의 양육 도움 여부	time varying

2. 분석모형 설정

본 연구에서는 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산에 미치는 영향을 살펴보기 위해 임금에 따른 두 번째 출산 시점의 해저드를 추정한다. 이때 종속변수인 첫 번째 출산 이후 기간변수(duration)는 0보다 크고 정규분포와는 다른 분포를 보일 가능성이 크다. 또한 마지막 조사시점까지 두 번째 자녀를 출산하지 않은 여성의 경우 관찰기간 이후의 출산여부를 확인할 수 없으므로 자료의 우측절단(right-censoring)이 발생하며, 두 번째 자녀의 출산이라는 사건은 반복적으로 관찰될 수 없으므로 횡단면 생존분석 모형에 기초한다. 연속시간 해저드 모형(continuous-time hazard model)의 사건 발생확률에 기초하여 다음 식 (2)의 생존함수(survival function)를 정의한다.

$$S(t) = \Pr(T > t) = \int_x^\infty f(t)dt \quad \text{식 (2)}$$
$$\text{where, } f(t) = -\frac{dS(t)}{dt}$$

또한 연속시간 생존분석에서 생존함수와 연관 지어 해저드 함수를 다음 식 (3)과 같이 정의할 수 있다.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq X < t + \Delta t \mid T \geq t]}{\Delta t} \quad \text{식 (3)}$$

이때 해저드 함수 $h(t)$ 는 다음 식 (4)에서와 같이 $S(t)$ 와 $f(t)$ 의 비율로 쓸 수 있다.

$$h(t) = \frac{S(t)}{f(t)} \quad \text{식 (4)}$$

개인 i 의 해저드 함수 $h_i(t)$ 가 기준해저드 함수 $h_0(t)$ 의 비례로 표현되는 모형을 비례적 해저드 모형(proportional hazard model)이라고 부른다.

$$h_i(t) = \exp(\beta x_i) h_0(t) \quad \text{식 (5)}$$

식 (5)의 양변에 로그를 취하면

$$\log \frac{h_i(t)}{h_0(t)} = \beta x_i \quad \text{식 (6)}$$

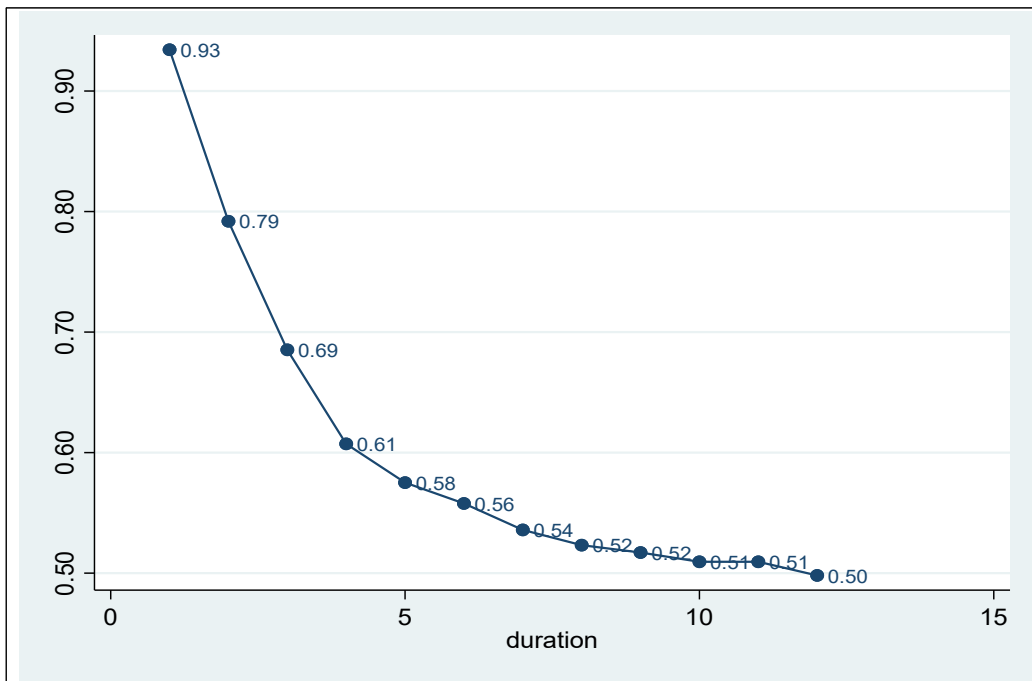
식 (6)은 로그 해저드 비율은 설명변수 x 의 선형함수로 표현되는 것을 알 수 있다. 기준 해저드 함수인 $h_0(t)$ 에 대해 구체적인 함수 형태를 지정하지 않는 준모수적 가정(semiparametric function)을 적용한 Cox 모형(Cox regression model)이 된다. 식 (6)에서 $\beta > 0$ 이면, x_i 가 증가할 때 해저드 비율(hazard ratio)인 $\frac{h_i(t)}{h_0(t)}$ 가 증가한다. 즉 x_i 가 증가하면 t 시점에서 사건발생 강도(intensity)가 높아진다고 해석한다.

[그림 3-4]는 분석대상에 포함된 여성의 첫 번째 출산 이후 기간변수(duration) 값과 두 번째 출산 여부 변수를 이용하여 Kaplan-Meier 생존확률(survival probability)을 비모수적으로 계산한 결과를 보여주고 있다. d_j 는 $t_j \leq \tau < t_{j+1}$ 에서 사건이 발생한 횟수이며 $n_j = (N_j - m_j)/2$ 로 정의한다. N_j 는 위 구간에서 사건이 발생하지 않은 여성의 수이고, m_j 는 해당 구간에서 우측절단된(right-censored) 여성의 수를 의미한다.

$$S_j = \prod_{k=1}^j \frac{n_k - d_k}{n_k} \quad \text{식 (7)}$$

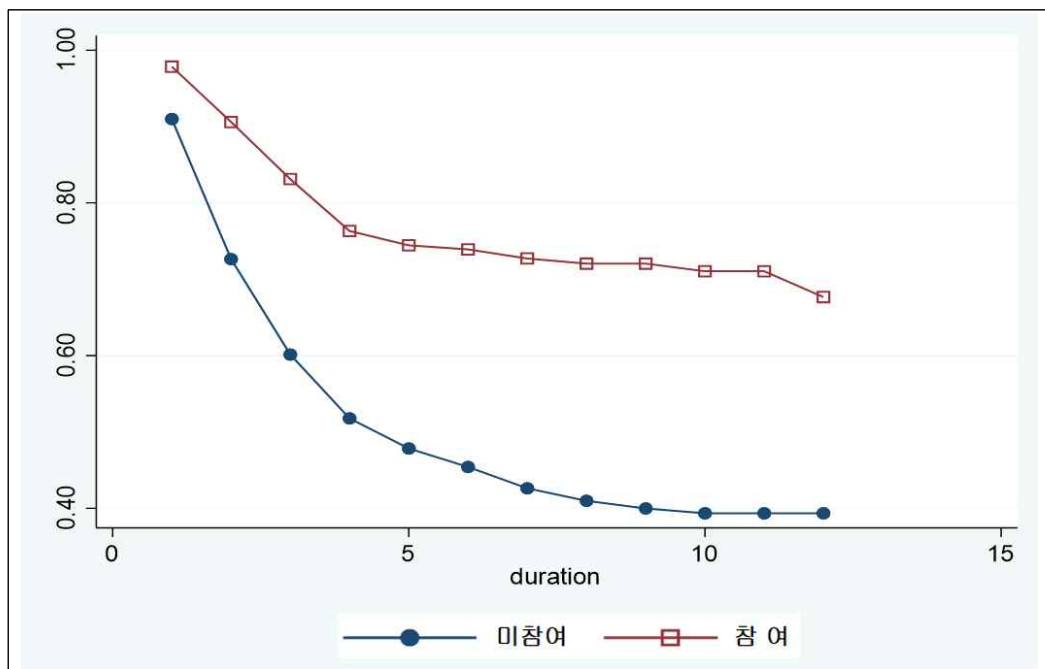
이때 첫 번째 출산 이후 duration=1에서 생존확률은 0.93이다. 이는 두 번째 자녀 출산사건이 첫째 출산 후 1년 후에 발생할 확률을 의미한다. 첫 번째 자녀 출산 이후 5년(duration=5)까지는 생존확률이 급격히 하락한다. 그러나 첫 번째 자녀 출산 이후 6년 차(duration=6)부터는 매우 완만하게 생존확률이 감소하는 추세가 관찰된다. 이를 통해 첫째 출산 이후 6년이 지나면 두 번째 자녀 출산사건이 거의 발생하지 않는 것으로 관찰된다.

[그림 3-4] 여성의 두 번째 자녀 출산에 대한 Kaplan-Meier 생존확률



[그림 3-5]에서는 여성의 노동시장 참여여부에 따른 생존확률(survival probability)을 제시한다. 그림을 통해 알 수 있듯이 노동시장에 참여하는 기혼여성의 생존확률이 훨씬 높다. 즉 노동시장에 참여하는 기혼여성은 두 번째 자녀 출산에 대한 지연기간이 길어질수록 두 번째 자녀 출산 가능성이 작아진다. 특히 노동시장에 참여하는 기혼여성의 경우 $duration = 5$ 이후부터는 생존확률이 80%로 거의 일정하게 유지되는 것으로 분석되어, 첫 번째 출산 이후 5년 이상이 되면 더는 두 번째 자녀 출산이 발생하지 않는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 노동시장에 참여하지 않는 경우는 $duration = 10$ 까지 생존확률이 꾸준히 감소한다. 이는 노동시장에 참여하지 않는 기혼여성의 경우 첫 번째 자녀 출산 이후 10년까지는 두 번째 자녀 출산이 이어지는 것으로 볼 수 있다.

[그림 3-5] 기혼여성의 노동시장 참여여부에 따른 두 번째 출산 생존확률



Lawelss(2003)의 우도비(likelihood ratio) 검정을 이용하면, 첫 번째 출산 이후 노동시장 참여에 따른 두 번째 출산의 생존확률 그래프가 통계적으로 차이가 있는지 가설검정을 할 수 있다. 가설검정 결과 검정통계량=72.73이고 p-value=0.000이므로, 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하고 있으며, 이를 통해 생존함수 그래프는 통계적으로 차이가 있다고 결론을 내릴 수 있다.

본 연구에서 첫 번째 출산 이후 경과시간 및 여성의 임금이 두 번째 출산 확률에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 이는 연속시간 해저드 모형에서 기혼여성 i 가 $(t-1)$ 시점($duration_{t-1}$)까지는 두 번째 자녀 출산이 발생하지 않지만 $t(duration_t)$ 시점에서 두 번째 자녀 출산사건이 발생하는 해저드의 상대적 비율로 식 (8)과 같이 정의할 수 있다.

$$\log\left(\frac{h_i(t)}{h_0(t)}\right) = \beta wage_{it} + \gamma X_{it} + \delta Z_i \quad \text{식 (8)}$$

위 식 (8)에서 $wage_{it}$ 는 t 시점에서 계산한 기혼여성의 임금변수로서 본 회귀모형에서 독립변수에 해당한다. $\hat{\beta} < 0$ 이면 여성 임금이 높아질수록 두 번째 자녀 출산 해저드가 낮아진다고 해석할 수 있다. X_{it} 는 시간가변 설명변수이다. <표 3-7>에서 가구소득과 거주지역, 부모동거 여부 변수로 매 조사시점에서 그 값이 달라질 수 있다. Z_i 는 조사시점과 무관하게 여성에게 고정된 변수이다. <표 3-7>에서 첫째 출산시점 여성 나이와 이미 출산한 첫째 아이 성별변수, 여성의 교육수준 및 남편변수를 포함한다.

본 장에서는 첫 번째 자녀 출산 이후 여성의 임금과 두 번째 자녀 출산의 관계를 분석하는 것이 주요한 분석내용 중 하나이다. 일반적인 Cox모형에서 설명변수를 시간불변이라고 가정한다. 그러나 여성 임금은 시간가변적인 특성

을 가지고 있기 때문에 확장된 Cox모형을 추가로 추정한다. 확장된 Cox모형에서 시간가변 변수를 포함하면 다음과 같이 시간변수(x_p)와 상호작용항(interaction term)을 포함한다.

$$h_i(t, X(t)) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p + \delta_p x_p f(t)) \quad \text{식 (9)}$$

식 (9)에서 시간함수인 $f(t)$ 는 $f(t) = t$ 또는 $f(t) = \log(t)$ 로 가정한다. 시간가변 변수인 x_p 변수가 해저드에 미치는 총효과는 β_p 와 δ_p 의 합으로 정의된다. 따라서 아래와 같은 β_p 와 δ_p 의 선형결합에 대한 유의성 검정을 실시한다.

$$H_0 : \beta_p + \delta_p = 0 \quad \text{식 (10)}$$

식 (10)의 귀무가설을 기각하면 여성의 노동시장 변수인 임금은 두 번째 자녀 출산 사건 발생에 유의한 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

제5절 실증분석 결과

1. 기초통계량

본 절에서는 분석에 사용된 표본 수와 각 변수의 기초통계량을 정리하여 제시한다. <표 3-8>에서는 종속변수인 두 번째 자녀 출산여부에 대한 빈도표를 제시한다. 전체 표본은 913명이고 두 번째 자녀 출산으로 기록된 $y=1$ 인 관측치가 354명인 38.7%이다. 2007~2018년 사이에 두 번째 자녀 출산으로 기록된 여성은 38.7%인 354명이며, 559명(61.2%)은 마지막 조사 시점까지 두 번째 자녀 출산이 이루어지지 않은 우측절단(right-censored)된 여성에 속한다.

<표 3-8> 종속변수 빈도표

종속변수	응답자 기준	
	빈도 (명)	비중 (%)
0 (미출산)	559	61.23
1 (출산)	354	38.77
합 계	913	100.00

<표 3-9>에서는 첫 번째 자녀 출산 이후 두 번째 자녀 출산 여부에 따라 측정된 출산간격에 대한 기간변수(duration) 빈도표를 제시한다. 첫째 출산 이후 1년 차에 두 번째 자녀를 출산한 여성은 60명이다. 85명은 우측절단(right censored) 여성이다. 2년 차에 출산한 여성은 117명으로 가장 많다. 첫 번째 출산 이후 3년차(duration=3)에서 출산한 여성 역시 78명으로 그

비중이 높다. 첫 번째 자녀 출산 이후 12년차(duration=12)인 여성 중 1명이 두 번째 자녀를 출산하였다. 즉 첫째 자녀와 둘째 자녀의 나이 차가 12살이라는 것을 알 수 있다. <표 3-9>의 출산 간격 빈도표를 통해 두 번째 자녀 출산은 첫 번째 자녀 출산 이후 2~4년에 가장 많이 발생함을 관찰할 수 있다. 이는 자녀 출산이 일정 터울 안에서 발생하며, 그 이후 기간에 대해서는 출산 빈도가 급격하게 낮아짐을 알 수 있다.

<표 3-9> 출산 간격 빈도표

기 간 (duration)	0 (미출산)	1 (출산)	합 계
1	85	60	145
2	72	117	189
3	53	78	131
4	38	51	89
5	41	19	60
6	36	9	45
7	32	10	42
8	36	5	41
9	34	2	36
10	30	2	32
11	58	0	58
12	44	1	45
Total	559	354	913

<표 3-10>에서는 설명변수들의 기초통계량을 제시한다. 출산 지연기간(duration) 변수의 평균은 4.7년이고, 최솟값은 1년 최댓값은 12년이다. 첫

번째 출산시점 여성의 나이는 평균 30.3세이고, 최소 나이는 19세, 최대 나이는 45세이다. 가구소득변수는 로그를 취한 값을 실증분석 모형에서 사용하고 있다. 따라서 $\log(hincome)$ 변수의 기초통계량을 제시하면 평균 7.9이다. 여성의 교육수준은 대학진학률이 높아진 점을 고려하여 고졸 이하 또는 전문대졸 이상으로 구분하였으며, 고졸 이하의 비율은 29.4%를 차지한다. 첫째 아이 성별은 여자아이가 48.7%로 남자(51.2%)보다 약간 낮은 비율로 나타난다. 시부모 또는 친정부모와 동거한 경우는 13.2%인 121명 여성 표본에서 나타난다. 서울특별시 및 광역시 거주 여성의 비율은 47.5%로 비광역시 거주 여성 비율과 거의 차이가 없다.

<표 3-10> 설명변수 기초통계량

변수명	변수정의	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
duration	첫 번째 자녀 출산 이후 기간	913	4.69	3.44	1	12
first_age	첫째 출산 당시 여성의 나이	913	30.3	4.12	19	45
first_age_dad	첫째 출산 당시 배우자의 나이	873	33.0	4.53	19	65
lhincome	로그 가구 소득	900	7.92	1.39	0	10.12
edu	여성의 학력	1 (고졸이하) = 259 (29.4%) 2 (전문대졸 이상) = 621 (70.5%)				
edu_dad	배우자의 학력	1 (고졸이하) = 213 (24.4%) 2 (전문대졸 이상) = 660 (75.6%)				
first_gender	첫 번째 자녀의 성별	1 (남자) = 468 (51.2%) 2 (여자) = 445 (48.7%)				
living_p	시부모 및 친정부모 동거	0 (비동거) = 792 (86.7%) 1 (동 거) = 121 (13.2%)				
metro	거주 지역	0 (비광역시 거주) = 434 (47.5%) 1 (서울특별시 및 광역시 거주) = 479 (52.4%)				

2. 실증분석 결과

본 연구에서는 첫 번째 자녀 출산 이후 여성의 임금이 두 번째 출산 전환 확률과 어떤 관계를 가지고 있는지 실증분석을 실시하였다. 실증분석은 기저 위험함수(baseline hazard function)를 측정하고, 여성의 임금이 대한 다양한 가정을 통해 두 번째 자녀 출산에 대한 여성임금 효과를 살펴보았다.

가. 모형 1 : Baseline Model

모형 1에서는 다른 통제변수를 포함하지 않고 기저위험(baseline hazard)과 여성 임금이 따른 영향을 분석한다. 이는 벤치마크(benchmark) 모형으로 여성의 추정된 임금이 두 번째 자녀 출산사건에 어떤 영향을 미치는지를 살펴 보며, 다른 모형과 추정결과를 비교하기 위해 분석하고자 한다.

이때 Cox 회귀모형은 다음 식 (11)과 같으며, 두 번째 자녀 출산에 대한 해저드 비율은 임금변수의 선형함수이므로, 임금변수는 시간불변(time-invariant)으로 가정한다.

$$\log\left(\frac{h_i(t)}{h_0(t)}\right) = \beta wage_i \quad (\text{식 11})$$

모형 1의 추정결과에 따르면, 임금변수(wage)는 두 번째 출산 해저드에 음의 영향을 미친다. 즉, 첫 번째 출산 이후의 기간이 길어질수록 두 번째 출산으로의 전환 확률이 낮아지며, 임금이 높은 여성일수록 출산 사건으로 전환 확률이 낮아지는 것으로 볼 수 있다.

<표 3-11> 모형 1의 분석결과

구 분	(1) Cox	
	Hazard ratio	Coefficient
여성의 임금 (lwage_rate)	0.343	-1.071*** (0.121)
<i>log L</i>	2,151.891	
<i>N</i>	345	

주: 1) () 안의 값은 추정치의 표준오차(standard error)임.

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

나. 모형 2 : Time-invariant wage rate 가정

모형 2에서는 통제변수를 포함하여 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산사건에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 모형 추정 결과는 다음 <표 3-12> 에서 제시한다. Cox 회귀모형은 식 (12)와 같이 출산사건에 영향을 미칠 수 있는 가구소득과 같은 통제변수를 포함하며, 여성임금, 가구소득, 거주지역, 부모동거 여부 변수는 모두 시간불변이라고 가정한다.

$$\log\left(\frac{h_i(t)}{h_0(t)}\right) = \beta wage_i + \delta Z_i \quad (\text{식 } 12)$$

Z_i 변수는 첫째아의 성별, 첫째 출산시점 여성과 배우자 나이, 여성과 배우자의 교육수준, 조부모 동거여부, 거주지역 그리고 여성의 소득을 제외한 가구소득을 포함한다.

<표 3-12> 모형 2의 분석결과

구 분	(2) Cox	
	Hazard ratio	Coefficient
여성의 임금 (lwage_rate)	0.220	-1.516 *** (0.195)
여성의 나이 (first_age)	0.979	-0.021 (0.019)
배우자의 나이 (first_age_dad)	0.957	-0.044 *** (0.015)
첫째 아이의 성별 (ref: 여아)	1.068	0.066 (0.110)
여성의 학력 (edu - 전문대졸 이상) (ref: 고졸이하)	2.231	0.803 *** (0.237)
배우자의 학력 (edu_dad - 전문대졸 이상) (ref: 고졸 이하)	1.005	0.004 (0.187)
조부모 도움 (living_p)	1.136	0.128 (0.163)
거주 지역 (metro)	1.044	0.043 (0.111)
가구 소득 (lhincome)	1.019	0.019 (0.061)
$\log L$	-2,122.529	
N	860	

주: 1) () 안의 값은 추정치의 표준오차(standard error)임.

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

여성의 임금(lwage_rate) 변수의 위험비(hazard ratio)가 1보다 작고 유의하기 때문에 임금이 높은 여성일수록 두 번째 자녀 출산 가능성이 낮아진다는 결과를 얻었다. 통제변수를 포함하더라도 벤치마크 모형과 같은 결과이다. 다만 위험비(hazard ratio)가 벤치마크 모형보다 작은 값이기 때문에 통제변수를 포함한 모형에서 임금이 높을수록 두 번째 자녀 출산 가능성이 더 낮아진다고 판단할 수 있다. 이는 여성의 임금의 상승이 자녀양육에 따라 발생할 수 있는 기회비용도 높아지기 때문에 자녀에 대한 수요가 줄어드는 대체효과(substitution effect)가 발생하고 있음을 시사한다. 이는 여성의 임금과 출산과의 관계를 분석한 김정호(2009), 민희철(2008) 등의 기존 연구와도 일치하는 결과이다.

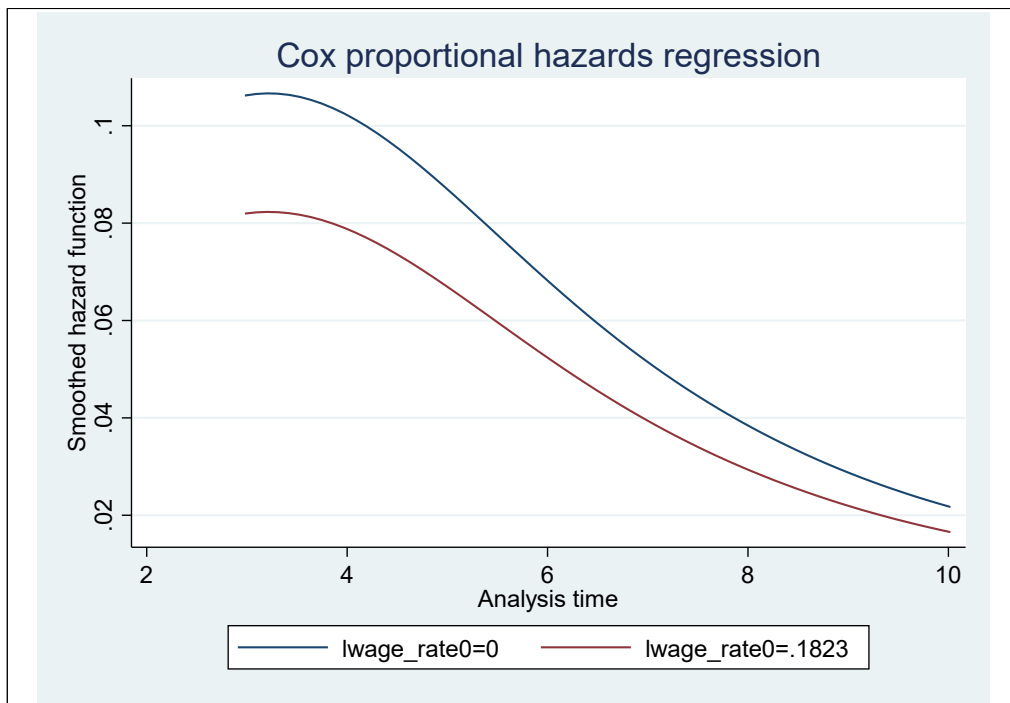
소득효과를 살펴볼 수 있는 가구소득 변수는 양(+)으로 추정되었으며, 이는 가구소득이 높을수록 두 번째 자녀 출산 사건 발생가능성이 높아지는 것으로 볼 수 있다. 다만 추정계수는 유의하지 않은 것으로 분석되어 두 번째 자녀 출산의 경우 소득효과는 유의하지 않다는 것을 확인할 수 있다.

임금을 통제할 경우 여성의 교육수준이 전문대졸 이상인 여성의 경우 고졸 이하 학력 여성에 비해 두 번째 자녀 출산 발생 확률이 유의하게 더 높은 것으로 분석되었다. 본 분석의 대상인 첫 번째 자녀를 출산한 여성은 출산과 육아가 시간 집약적(time-intensive)임을 경험하게 된다(Becker, 1965). 이때 임금을 통제한 상황에서 더 높은 교육수준을 가진 여성은 자녀에 대한 인적자본의 투자를 늘리고(Testa, 2014), 어린 자녀에 대한 양육 시간을 증가(Guryan et al., 2008)하게 될 것이다. 이 과정에서 더 높은 교육 수준을 가진 여성은 자녀에 대한 효용 가치가 높아져 두 번째 자녀 출산에 대한 확률이 커진 것으로 해석할 수 있다.

[그림 3-6]에서는 여성의 임금에 따른 두 번째 자녀 출산 해저드 함수를 예측한 결과를 보여주고 있다. 다른 통제변수는 평균에서 고정했을 해저드 함수를 그린 결과이다. 예측된 해저드 함수 형태는 식 (5)를 이용한다.

여성의 임금수준이 $\log(\text{wage})=0$ 이면 시간당 임금은 1만 원이고 $\log(\text{wage})=0.18$ 로 시간당 임금은 1.2만 원으로 고정한다. 임금 수준에 따른 해저드 함수 추정결과를 해석하면 다음과 같다. 첫째, 첫 번째 출산 이후 시간이 경과할수록 두 번째 출산 사건발생 확률이 낮아진다. 둘째, 같은 시점에서 임금이 높은 여성의 두 번째 출산 사건발생 확률이 임금이 낮은 여성보다 더 작다는 것 알 수 있다. 임금 수준에 따른 사건발생 가능성은 첫 번째 자녀 출산 이후 4년 시점까지 그 차이가 계속 증가하고, 그 이후 시점에서는 그 차이가 줄어든다는 것을 알 수 있다.

[그림 3-6] 기혼여성의 임금에 따른 두 번째 출산 Cox 해저드 추정



다. 모형 3 : Time-varying wage rate 가정

모형 3에서는 임금변수를 시간 가변적이라고 가정한 확장된 Cox모형 (Extended Cox proportional hazard model)을 추정한다(Kleinbaum and Klein, 2012). 식 (9)에서 확장된 Cox모형의 일반적인 형태를 이미 언급하였다. 식 (12)에서는 시간변수에 해당하는 duration 변수와 wage 변수의 상호작용항(interaction term)을 포함한다.

$$\log\left(\frac{h_i(t)}{h_0(t)}\right) = \beta wage_i + \delta Z_i + \gamma(wage \times f(t)) \quad (\text{식 } 13)$$

식 (12)에서 t 의 함수 형태는 $f(t) = t$ 와 $f(t) = \log(t)$ 로 가정한다. $\log(t)$ 로 가정하는 경우에는 $f(t) = t$ 에 비해 시간에 따른 임금상승이 상대적으로 완만하다.

시간당 임금 변수(lwage)가 시간가변적이라고 가정한 확장된 Cox 모형 추정결과를 해석하면 다음과 같다. 첫째, 임금변수(lwage)의 위험비(hazard ratio)는 1보다 작기 때문에 임금이 높을수록 두 번째 자녀 출산사건 확률이 낮아진다고 해석할 수 있다. 둘째, 시간변수와 상호작용항(interaction term)의 위험비(hazard ratio) 역시 1보다 작은 값이다. 즉 첫째아 출산 이후 시간이 지날수록 여성 임금이 두 번째 자녀 출산에 미치는 부정적인 효과는 더 커진다는 것을 알 수 있다. 셋째, 시간 변수를 선형 시간모형으로 가정하든 로그 시간모형을 가정하든 결과에는 차이가 거의 없다는 것을 확인할 수 있다. 로그 시간모형에서 임금변화는 시간이 지남에 따라 성장속도가 줄어드는 것으로 가정한다. 넷째, 소득변수는 이전 모형 추정결과 유사하게 양(+)의 추정치이기는 하지만 통계적으로 유의하지 않다. 다섯째, 임금을 통제하면 여성의 교육

수준이 전문대졸 이상인 여성의 경우 고졸 이하 학력 여성에 비해 두 번째 자녀 출산 발생 확률이 유의하게 더 높다는 것을 알 수 있다.

<표 3-13> 모형 3의 분석결과

구 분	(3-1) Extended-Cox ($f(t) = t$)		(3-2) Extended-Cox ($f(t) = \log(t)$)	
	Hazard ratio	coefficient	Hazard ratio	coefficient
여성의 임금 (lwage rate)	0.324	-1.127 ***	0.277	-1.284 ***
여성의 나이 (first_age)	0.982	-0.019	0.980	-0.020
부의 나이 (first_age_dad)	0.959	-0.042 ***	0.960	-0.041 ***
첫째 아이의 성별 (ref: 여아)	1.068	0.066	1.072	0.069
여성의 학력 (edu - 전문대졸 이상) (ref: 고졸이하)	2.679	0.985 ***	2.570	0.944 ***
배우자의 학력 (edu_dad - 전문대졸 이상) (ref: 고졸 이하)	1.003	0.003	0.982	-0.018
조부모 도움 (1.living_p)	1.152	0.142	1.141	0.132
거주 지역 (1.metro)	1.070	0.067	1.065	0.063
가구 소득 (lhincome)	1.020	0.020	1.020	0.020
여성의 임금 $\times t$	0.787	-0.240 ***		
여성의 임금 $\times \log(t)$			0.612	-0.491 **
$\log L$	-2,119.205		-2,120.133	
N	860		860	

주: 1) () 안의 값은 추정치의 표준오차(standard error)임.

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

위 모형에서 임금변수는 시간불변적 요인과 시간가변적 요인을 모두 포함하기 때문에 임금 변수가 두 번째 출산 해저드에 유의한 영향이 있는 총효과(total effect)에 대한 가설검정을 실행할 필요가 있다. 이를 위해 다음과 같이 귀무가설을 설정하고 우도비 검정(Likelihood-Ratio Test: LR test)을 실행한다.

$$H_0: \beta + \gamma = 0$$

모형 3-1에서 총효과 추정치는 -1.367이고 통계적으로 0과 유의하게 다르다. 모형 3-2에서도 -1.774이고, 역시 0과 유의하게 다르다고 판단한다. 따라서 여성의 임금수준은 시간가변적으로 가정하더라도 두 번째 출산 해저드에 유의하게 영향을 미친다.

<표 3-14> 여성 임금률의 유의성 검정

구 분	(3-1) Extended-Cox ($f(t) = t$)	(3-2) Extended-Cox ($f(t) = \log(t)$)
$(\widehat{\beta + \gamma})$	-1.367 *** (0.210)	-1.774 *** (0.223)

주: 1) () 안의 값은 추정치의 표준오차(standard error)임.

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

앞서 추정된 4개 모형 적합도를 AIC와 BIC를 통해 비교한다. 확장된 Cox 모형의 경우 모형 2에 비해 추정해야 할 모수가 1개 더 많으므로 단순히 로그우도함수 값을 비교하여 모형 적합도를 판단하기 어렵다. AIC와 BIC 계산

에서는 추정해야 할 모수가 많을수록 패널티를 주기 때문에 모수의 수가 다른 모형 간 비교에서 적절하다. <표 3-15>의 결과에 따르면 AIC는 모형 3-1 (시간가변 임금모형1)에서 가장 작다는 것을 알 수 있다. 반면 BIC 기준에 따르면 모형 3-1과 모형 2에서 거의 차이가 없다.

<표 3-15> 모형 적합성 비교 (Goodness of fit)

Model fit	Cox (1)	Cox (2)	Extended Cox (3-1)	Extended Cox (3-2)
<i>N</i>	867	860	860	860
- AIC	4,305.79	4,263.06	4,258.41	4,260.27
- BIC	4,310.55	4,305.87	4,305.98	4,307.84

주: 1) AIC=Akaike information criterion
2) BIC=Bayesian information criterion

라. 시간의 흐름을 고려한 임금 변수 효과 추정

시간의 흐름에 따라 여성의 임금이 두 번째 출산에 미치는 영향의 정도에 차이가 발생할 수 있다. 조사시점부터 최근까지 여성의 임금이 두 번째 출산 시점에 미치는 영향의 변화를 알아보하고자 연도효과(year effect)와 임금변수의 상호작용항(interaction term)을 포함한 헤저드 모형을 추정한다. 이는 최근 시점에서 임금이 두 번째 출산에 미치는 부정적 영향이 커졌는지 아니면 완화되었는지를 추정할 수 있는 모형으로 설명할 수 있다. 만약 최근 시점에서 여성 임금이 두 번째 출산에 더 부정적인 영향을 미친다면 연도효과와 임금변수에 대한 상호작용항($lwage \times trend$) 변수의 추정계수는 음(-)으로 얻어질 것으

로 예상할 수 있다.

<표 3-16>에서는 연도효과(year effect)와 임금변수의 상호작용항(interaction term)을 포함한 헤저드 모형을 추정한 결과를 제시한다. 연도효과에 포함할 추세에 대한 변수(trend)는 시점(year)을 의미하며 2007~2018년도 분석기간에 순차적으로 정수값을 부여하였다. 이는 최근 연도로 올수록 임금이 두 번째 출산에 미치는 부정적 영향이 커졌는지 아니면 완화되었는지를 추정할 수 있는 모형에 해당한다. 최근 시점에서 여성 임금이 두 번째 출산에 더 부정적인 영향을 미친다면 ($lwage \times trend$) 변수 추정계수는 음(-)으로 얻어질 것으로 예상할 수 있다.

<표 3-16>의 추정 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 연도효과와 임금변수에 대한 상호작용항(여성 임금 \times trend)의 추정계수는 음(-)으로 유의하다. 기혼여성의 연령과 같은 다른 조건을 통제하더라도 최근 시점으로 올수록 임금이 높은 여성이 두 번째 자녀 출산을 더 꺼린다고 해석할 수 있다. 둘째, trend=0 일 때 임금수준이 두 번째 자녀 출산 헤저드에 미치는 영향은 여전히 음(-)의 효과로 추정된다. 2007년 이후 꾸준히 여성임금 수준은 두 번째 자녀 출산에 부정적인 영향을 미친 것임을 알 수 있다. 셋째, 최근 연도로 올수록 여성의 노동시장 참여가 늘어나고 그에 따라 사회적 책임이 확대되고 있는 상황을 고려하면 기혼여성의 두 번째 자녀 출산 지연 현상은 더 심화될 것으로 예상된다. 이는 향후 출산율 제고를 위한 정책을 고려한다면, 여성 임금의 출산 대체효과를 상쇄할만한 지원이 필요할 수 있다는 시사점을 얻을 수 있다.

<표 3-16> 임금 크기의 변화

구 분	(4) Cox	
	Hazard ratio	Coefficient
여성의 임금 (lwage_rate)	0.378	-0.974 *** (0.294)
여성의 임금 × trend	0.834	-0.181 *** (0.060)
모의 나이 (first_age)	0.990	-0.010 (0.020)
부의 나이 (first_age_dad)	0.945	-0.023 *** (0.016)
첫째 아이의 성별 (ref: 여아)	1.067	0.065 (0.110)
모의 학력 (edu - 전문대졸 이상) (ref: 고졸이하)	2.293	0.830 *** (0.234)
부의 학력 (edu_dad - 전문대졸 이상) (ref: 고졸 이하)	1.169	0.156 (0.196)
조부모 도움 (living_p)	1.015	0.014 (0.174)
거주 지역 (metro)	1.080	0.077 (0.112)
가구 소득 (lhincome)	1.004	0.004 (0.061)
<i>log L</i>	-2,117.756	
<i>N</i>	860	

주: 1) () 값은 추정치의 표준오차(standard error)

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미

제6절 요약 및 결론

우리나라는 OECD 회원국 가운데 가장 낮은 합계출산율이 관찰되고 있다. 여러 국가에서 경제성장과 더불어 여성의 경제활동참가율이 증가함에 따라 출산율이 감소하는 추세가 관찰되었지만, 우리나라는 상대적으로 낮은 경제활동참가율과 급격한 출산율 감소가 동시에 관찰되는 특징이 있다. 정부는 출산율 감소로 인한 인구변화에 대응하기 위해 2005년 「저출산·고령사회기본법」을 제정하고 15년간 225조 원의 재정사업을 추진하고 있으나 출산율의 최저점은 매년 새롭게 기록되고 있다. 그동안 정부는 출산에 대한 양육비용을 절감시키고 노동시장 환경을 개선하기 위해 재정사업을 추진하고 있다. 특히 여성의 경제활동참가는 가계소득을 증가시키는 동시에 출산에 대한 기회비용을 늘릴 수 있는 두 가지 측면이 동시에 발생할 수 있으며, 여성 개인마다 출산과 양육에 대한 비용이 다를 수 있을 것이다. 그동안의 출산율 감소가 지속된 것은 정부가 추진해온 저출산 대책과 재정사업만으로는 개별 여성들의 출산과 양육에 대한 직간접비용의 증가를 상쇄하기에 한계가 있었음을 짐작할 수 있는 부분이다.

또한 여성이 생애 처음 자녀를 출산하고 양육하는 과정은 개인에 따라 큰 차이를 보일 수 있다. 따라서 무자녀에서 첫 번째 출산으로의 이행과 첫 번째 출산에서 후속출산으로의 이행은 출산과 자녀양육이라는 경험 여부와 출산으로 인해 개인이 직면한 경제적 환경이 다를 수 있기 때문에 구분할 필요가 있다(박수미, 2008; 정은희 외, 2012). 본 연구에서는 출산을 경험한 여성을 대상으로 여성의 임금이 출산에 미치는 영향을 추정하였다.

본 장에서는 첫 번째 자녀를 출산한 기혼여성을 대상으로 여성의 임금이 두

번째 자녀 출산시점에 미치는 영향을 분석하였다. 분석을 위해 여성 개인의 특성과 가구형성의 정보가 포함되어 있는 여성가족패널(KLoWF) 1~7차 데이터를 사용하여 만 19~44세 이하의 기혼여성 중 첫 번째 자녀를 2006년 이후 출산한 경우를 대상으로 하며, 준모수적(semi-parametric) 접근법인 Cox 비례해저드모형(Cox proportional hazard model)을 활용하여 생존분석(survival analysis)을 실시하였다. 또한 시간의 흐름에 따라 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산에 미치는 영향의 정도에 차이가 발생할 수 있기 때문에 조사 시점부터 최근까지 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산에 미치는 영향의 변화를 살펴보았다. 설명변수로는 노동시장 특성과 개인 및 가구의 특성, 그리고 출산 경험에 따른 변수를 분석에 포함하였다. 노동시장의 특성을 반영한 여성의 임금을 노동시장에서 참여하는 여성뿐만 아니라 비경제활동에 속하는 여성을 모두 포함하기 위해 Heckman 표본선택모형을 통해 임금을 추정하여 분석에 반영하였다. 여성 개인의 특성을 반영하는 변수로는 여성의 교육수준을 반영하였으며, 대학진학률이 높다는 점을 고려하여 교육수준을 고졸이하 학력과 전문대졸 이상의 학력으로 구분하였다. 여성이 속한 가구의 특성으로 배우자의 학력, 거주지, 가구소득을 포함하였고, 출산 경험에 대해서는 첫 번째 출산 당시의 여성과 배우자의 나이를 반영하였으며, 양육에 대한 조부모 도움과 첫 번째 자녀의 성별을 포함하였다. 분석 대상 기혼여성은 총 913명이며, 분석기간 내 두 번째 자녀를 출산한 여성은 354명(38.7%)이며, 마지막 조사시점까지 두 번째 자녀 출산이 이루어지지 않은 559명(61.2%)은 우측절단(right-censored)된 경우에 해당한다. 분석대상의 출산 간격 빈도를 살펴본 결과, 두 번째 자녀 출산은 첫 번째 자녀 출산 이후 2~4년 안에 가장 많이 발생하고 있음이 관찰되었다. 이는 자녀 출산이 일정 터울 안에서 발생하며,

6년 이후에는 출산 빈도가 급격히 낮아지고 있어 첫 번째 자녀 출산 이후 2~4년 이내 두 번째 출산에 대한 결정이 중요하다는 것을 유추할 수 있다.

통제변수를 포함하여 시간불변인 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산사건에 미치는 영향을 분석한 결과 여성의 임금이 높을수록 두 번째 자녀 출산 가능성이 낮아지는 결과를 얻었으며, 임금 변수를 시간 가변적으로 가정한 경우에도 같은 결과가 도출되었다. 이는 여성의 임금 상승이 자녀양육에 따라 발생할 수 있는 기회비용도 높기 때문에 둘째 자녀에 대한 수요가 줄어드는 대체효과(substitution effect)가 발생하고 있음을 시사한다.

여성의 임금을 통제할 경우 여성의 교육수준은 전문대졸 이상인 여성의 경우 고졸 이하의 학력을 가진 여성에 비해 두 번째 자녀 출산 발생확률이 유의하게 더 높은 것으로 분석되었다. 이는 같은 임금을 가진 여성 중 상대적으로 더 높은 교육수준을 가질 경우 자녀에 대한 인적자본 투자를 늘릴 뿐만 아니라 자녀의 효용가치가 높아져 두 번째 자녀에 대한 출산 확률이 커진 것으로 해석할 수 있다. 가구소득의 경우 양(+)의 추정치를 얻었으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되어 두 번째 자녀 출산에 있어 소득효과는 유의하지 않다는 것을 확인할 수 있었다.

또한 시간의 흐름에 따라 여성의 임금이 두 번째 자녀 출산에 미치는 영향의 변화를 알아보려고 연도효과(year effect)를 추가하여 분석하였다. 여성의 임금과 연도효과에 대한 상호작용항의 추정계수는 음(-)의 추정치로 유의하게 분석되었으며, 이는 기혼여성의 연령과 같은 다른 조건을 통제하더라도 최근 시점에서 임금이 높은 여성의 두 번째 출산확률이 낮아지고 있다는 것을 의미한다. 또한 2007년 이후 꾸준히 여성의 임금 수준은 두 번째 자녀 출산에 부정적인 영향을 미친 것으로 분석되었다. 여성의 노동시장 참여가 지속적

으로 증가되고, 이에 따라 사회적 책임이 증가하는 상황을 고려하면, 이러한 결과는 향후 기혼여성의 두 번째 자녀 출산 지연현상은 더욱 심화될 것이라는 점을 예상할 수 있을 것이다.

출산을 제고를 위한 여러 논의 가운데 본 장에서 분석한 결과를 통해 몇 가지 시사점을 얻을 수 있다. 우선 출산은 생애 균등하게 이뤄지는 것이 아니라, 출산이 집중적으로 이뤄지는 연령대가 존재한다. 여성의 초산 시기가 매년 지연되고 있지만, 이는 주출산 연령대 내 출산 가능 시기를 줄이는 효과를 발생시킬 수 있으므로 여성의 출산 시기는 특히나 중요한 요소이다. 이 중 자녀를 출산한 경험이 있는 여성은 현재 자녀와의 터울을 고려할 수 있으므로 추가적인 제약이 존재한다. 따라서 출산 경험이 있는 가구 내에서 추가적인 출산을 희망한다면, 현재의 자녀를 출산한 지 2~4년 이내 현실적인 제약 때문에 출산을 미루지 않도록 출산지원 정책의 역할이 필요할 것으로 보인다. 특히 노동시장에 참여하고 있는 여성의 경우 출산이 2~4년 경과한 시점은 직장 복귀 시점과 관련이 있음에 주목할 필요가 있다. 출산 이후 육아휴직에 대한 참여가 증가하고 있지만, 직장 복귀와 현재 자녀의 양육에 어려움이 발생한다면 여성은 노동시장 환경에 대응하기 위해 전략적으로 희망하는 출산을 지연시킬 개연성이 존재한다. 따라서 첫 번째 자녀가 이뤄지고 나서 여성이 두 번째 출산 결정을 미루게 되는 배경에 대한 적극적 검토가 필요할 것으로 보인다.

또한 최근 시점으로 올수록 여성의 임금이 두 번째 출산확률을 낮추는 것으로 분석되었다. 그동안 정부는 출산을 제고를 위해 노동시장에서의 기회비용을 낮추고 일·가정 양립을 지원하기 위한 재정사업을 지속적으로 추진해왔다. 그러나 다양하게 재정사업이 추진되었음에도 불구하고 출산율이 지속적으로 감소한 것은 현재의 재정사업으로는 기혼여성이 느끼는 출산의 기회비용을

상쇄하는 데는 한계가 존재하고 있음을 예상할 수 있다. 따라서 그동안 출산율 감소를 완화하기 위해 추진되어온 다수의 재정사업이 실제 여성의 출산과 양육에 대한 기회비용을 낮추고 있는지에 대한 성과평가와 제도 보완에 대한 검토가 필요할 것으로 보인다.

본 연구는 여성의 임금과 출산 간격을 분석한 선행연구를 바탕으로 최근의 여성의 임금이 두 번째 출산 간격에 미치는 영향을 분석하였다. 여성의 출산과 가구 형성에 대한 최근 자료를 활용하였으며, 연도효과를 추가하여 여성 임금의 출산에 대한 직간접 효과의 변화를 살펴보았다는 점에서 의미가 있다. 추후 여성의 출산에 대한 기회비용을 세분화하고, 출산을 경험한 여성이 후속 출산을 미루게 되는 원인에 대한 다각적인 검토가 지속되기를 기대한다.

【부록】 Heckman 모형을 이용한 시간당 임금 추정

1. Heckman 모형

여성의 임금은 노동시장에서 취업한 여성에 대해서만 임금이 관찰된다. 노동시장에 참여하지 않는 여성에 대해서는 임금수준을 알 수 없다. 따라서 기혼여성의 임금(자녀 양육의 기회비용)이 두 번째 자녀 출산에 미치는 영향을 추정하기 위해서는 비경제활동에 속하는 여성에 대해서는 시간당 임금을 추정할 필요가 있다. 비경제활동 여성의 임금 추정을 위해 Heckman 표본선택모형을 활용한다. Heckman 모형의 회귀방정식은 다음과 같이 회귀방정식과 선택방정식으로 구성된다(Heckman, 1976).

$$y_{2i} = \beta x_i + u_i \quad : \quad \text{회귀방정식} \quad \text{식 (1)}$$

$$y_{1i}^* = \alpha z_i + v_i \quad : \quad \text{선택방정식} \quad \text{식 (2)}$$

$$\text{where,} \quad y_{1i} = 1 \text{ if } y_{1i}^* > 0 \text{ and } y_{1i} = 0 \text{ if } y_{1i}^* \leq 0$$

회귀방정식 종속변수 y_{2i} 는 항상 관찰되는 것은 아니고 $y_{1i} = 1$ 일 때만 관찰된다. y_{2i} 가 기혼여성의 임금이라고 하면 $y_{1i} = 1$ 은 노동시장에 참여한다는 개념과 매칭된다. 식 (1)과 식 (2)의 오차항은 다음과 같이 가정한다.

$$u_i \sim N(0, \sigma^2) \text{ and } v_i \sim N(0, 1)$$

$$\text{corr}(u_i, v_i) = \rho$$

회귀방정식 오차항은 정규분포를 따르고 선택방정식 오차항은 표준정규분포를 따른다. 따라서 선택방정식은 프로빗 모형(probit model)로 추정할 수 있다. 식 (1)과 식 (2) 오차항은 서로 독립이 아니며 상관관계를 가진다고 가정한다. 즉 선택방정식에서 취업할 확률과 회귀방정식에서 임금은 서로 상관관계가 있다고 가정한다. 만약 $corr(u_i, v_i) = 0$ 으로 가정하면 Heckman 모형은 Cragg's Two-part 모형과 같아진다(민인식·최필선, 2019). 오차항의 상관관계로 인해서 $E(y_2 | x)$ 와 $E(y_2 | x, \alpha z_i + v_i > 0)$ 은 서로 동일하지 않다. 노동시장 참여를 고려하지 않고 임금이 관찰된 표본에서 임금 기댓값과 노동시장에 참여한 사람만 임금이 관찰된다는 사실을 고려하여 계산한 임금 기댓값은 서로 다르다고 해석할 수 있다.

Heckman(1979)에서는 오차항의 정규분포를 이용하여 최우추정량(MLE)을 얻을 수도 있지만 2단계 추정량(two-step estimator) 방법도 제시한다. 먼저 선택방정식은 프로빗 모형으로 추정하여 노동시장 참여 확률을 정의한다.

$$\Pr(y_{1i} = 1 | z_i) = \Phi(\alpha z_i) \quad \text{식 (3)}$$

식 (3)에서 $\Phi()$ 는 표준정규분포의 누적분포함수(Cumulative Distribution Function, CDF)이다. 위 식을 이용하여 다음과 같이 Inverse Mills Ratio(IMR)을 정의한다. 식 (4)에서 $\phi()$ 는 표준정규분포의 확률밀도함수(Probability Density Function, PDF)이다.

$$IMR = \frac{\phi(\hat{\alpha} z_i)}{\Phi(\hat{\alpha} z_i)} \quad \text{식 (4)}$$

식 (1)의 회귀방정식의 기댓값은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$E(y_{2i} | x_i, y_{1i} = 1) = \beta x_i + E(u_i | \alpha z_i + v_i > 0) \quad \text{식 (5)}$$

식 (5)에서 u_i 와 v_i 가 이변량 정규분포를 따르기 때문에 $E(u_i | \alpha z_i + v_i > 0)$ 은 다음과 같이 계산된다.

$$E(u_i | \alpha z_i + v_i > 0) = \rho \sigma IMR_i \quad \text{식 (6)}$$

식 (1)의 회귀방정식을 two-step 추정하고자 하면 IMR 변수를 추가적인 x 변수로 설정하여 OLS 추정량이 일치추정량이 된다(민인식·최필선, 2019).

2. 분석 자료

여성의 임금을 Heckman 모형으로 추정하기 위해서는 먼저 여성가족패널 1차~7차 데이터에서 모든 여성 18세 이상 모든 여성을 분석 대상으로 포함한다. 기혼여부와 자녀여부와 무관하게 모든 여성을 대상으로 노동시장 참여여부와 참여시 임금을 추정한다. Heckman 모형으로 얻은 추정치를 본 연구의 분석대상인 여성에 대입하여 그들의 임금을 추정한다.

다음 <부표 1>에서는 회귀방정식과 선택방정식에 포함된 종속변수와 설명변수를 정의하고 기초통계량을 제시한다.

전체 표본 수 57,085명 중에서 노동시장에 참여한 여성의 수는 22,688명(39%)이고 노동시장에 참여하지 않은 여성의 수는 34,397명(60%)이다. 회귀방정식에서는 노동시장에 참여한 22,688명을 이용하여 추정하고 선택방정식에서는 전체 표본 수인 34,397명을 이용하여 추정한다.

<부표 1> 종속변수와 설명변수

변수명	회귀방정식			선택방정식		
	정의	평균	표준 편차	정의	평균	표준 편차
pincome	노동시장에 참여한 여성의 시간당 임금률	1.00	0.85			
LFP				노동시장 참여여부	0.39	0.48
page	여성의 나이	44.6	12.0	여성의 나이	45.95	13.2
page2	여성의 나이제곱	2,139	1094	여성의 나이제곱	2,228	1,232
metro	여성의 거주지역 (광역시, 기타시도)	0.47	0.49	여성의 거주지역 (광역시, 기타시도)	0.46	0.49
edu	여성의 교육수준	2.20	0.77	여성의 교육수준	2.08	0.79
married				결혼여부	1.97	0.49
kid06				6세 이하 자녀 수	0.2	0.53
other income (로그변환)				남편 소득 및 기타소득	7.24	2.27

3. 실증분석 결과

본 연구의 Heckman 실증분석 모형은 다음 식 (7), (8)과 같이 설정한다.

$$\text{회귀방정식: } wage_i = \beta_0 + \beta_1 age_i + \beta_2 age_i^2 + \beta_3 edu_i + \beta_4 metro_i + u_i \quad \text{식 (7)}$$

$$\begin{aligned} \text{선택방정식: } LFP_i^* &= \alpha_0 + \alpha_1 age_i + \alpha_2 age_i^2 + \alpha_3 edu_i + \alpha_4 married_i \\ &+ \alpha_5 kid_i + \alpha_6 \log(other\ income_i) + \alpha_7 metro_i + v_i \end{aligned} \quad \text{식 (8)}$$

Heckman 모형의 추정결과는 다음 <부표 2>와 같다.

<부표 2> Heckman 모형 추정결과

구 분	회귀방정식	선택방정식
	Coefficient	Coefficient
여성의 교육 수준 (edu 2 - 고졸) (ref: 중졸이하)	0.258*** (0.018)	0.260*** (0.018)
여성의 교육 수준 (edu 3 - 전문대졸 이상) (ref: 중졸이하)	0.758*** (0.020)	0.523*** (0.020)
여성의 나이 (page)	0.043*** (0.003)	0.162*** (0.004)
여성의 나이 제곱 (c.page#c.page)	0.000*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
결혼여부 (married 2 - 배우자 있음) (ref: 미혼)		-0.579*** (0.031)
결혼여부 (married 3 - 사별, 이혼, 별거 등 배우자 없음) (ref: 미혼)		-0.256*** (0.037)
6세 이하 자녀 수 (kid06)		-0.247*** (0.013)
남편 소득 및 기타소득 (lother_income)		-0.168*** (0.003)
도심거주 여부 (metro)	0.045*** (0.011)	-0.032*** (0.012)
_cons	-0.331*** (0.075)	-2.169*** (0.085)

참 고 문 헌

- 김경수·허가형·김윤수·김상미. (2018). 『우리나라 저출산의 원인과 경제적 영향』, 경제현안분석 94호, 국회예산정책처(NABO).
- 김두섭·차승은·송유진·천희란·김정석. (2007). 『저출산 및 인구고령화 대응 연구: 저출산 사회의 결혼·자녀양육과 가족생활 연구』, 경제·인문사회연구회 협동연구총서 07-18-02, 협동연구 2007-02-2, 한국보건사회연구원.
- 김선숙·백학영. (2014). 「가구의 경제적 수준이 출산행위에 미치는 영향」, 『한국사회정책』, 21(3), 129-157.
- 김승권. (2004). 「최근 한국사회의 출산율 변화 원인과 향후 전망」, 『한국인구학』, 27(2), 한국인구학회, 1-34.
- 김일옥·왕희정·정구철·최소영. (2011). 「출산장려 정책과 근로시간이 기혼여성의 둘째아 출산의도에 미치는 영향」, 『한국인구학』, 34(3), 139-155.
- 김은지·송효진·배호중·선보영·최진희·황정미. (2019). 『저출산 대응정책 패러다임 전환 연구(I): 청년층의 젠더화된 생애전망과 정책정합도 분석』, 한국여성정책연구원.
- 김정호. (2009). 「여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석」, 『한국개발연구』, 31(1), 105-138. 한국개발연구원(KDI).
- 김태헌. (2005). 「가치관 변화와 저출산」, 보건복지포럼, 2005(4), 16-24.
- 김현숙·류덕현·민희철. (2006). 『장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석』, 2006-12, 한국조세연구원.
- 류기철·박영화. (2009). 「한국여성의 출산율 변화와 출산간격 영향요인」, 『한국인구학』, 32(1), 1-23.
- 민인식·최필선. (2019). 『STATA 고급 패널데이터 분석』, 2판.

- 민인식·유혜림. (2020). 「출산량과 출산지연 효과가 출생아 수에 미치는 기여도 분해 : Das Gupta 분해를 중심으로」, 『통계연구』, 25(2).
- 민현주. (2011). 「여성의 경력단절 기간별 생애사건 효과분석」, 『한국인구학』, 34(1), 53-72.
- 민희철. (2008). 「임금 및 소득이 출산간격에 미치는 효과의 분석」, 『재정학연구』, 56, 41~61.
- 박경훈. (2017). 「고령화의 원인과 특징」, 『한국은행 조사통계월보』, 한국은행, 71(6), 16-70.
- 박수미. (2008). 「둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성」, 『한국인구학』, 31(1), 59-77.
- 신윤정. (2008). 「보육·교육비 부담이 출산 의향에 미치는 영향 분석」, 『보건사회연구』, 28(2), 103-134.
- 이삼식·박종서·이소영·오미애·최효진·송민영. (2015). 『2015년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사』, 연구보고서 2015-31, 한국보건사회연구원.
- 이삼식·이지혜. (2014). 『초저출산현상 지속의 원인과 정책과제』, 연구보고서 2014-22-1-1, 한국보건사회연구원.
- 이삼식·유계숙·박종서·이성용·조영태·장보현. (2008). 『최근의 출산율 증가원인 분석 및 중기 출산율 예측』, 정책보고서 2008-52, 한국보건사회연구원.
- 이상호·이상현. (2011). 「저출산·인구고령화의 원인에 관한 연구: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로」, 17(3), 『경제분석』, 한국은행 경제연구원.
- 이철희. (2012). 「한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과」, 『한국인구학』, 35(3), 117~144.
- 이철희. (2018). 「한국의 출산장려정책은 실패했는가?: 2000년~2016년 출산율 변화 요인 분해」, 『경제학연구』, 66(3), 5~42.
- 이철희. (2019). 「출생아 수 변화요인 분석과 장래전망」, 『한국경제의 분석』, 25(1), 37~77.

- 이태열. (2020). 「결혼, 출산, 다자녀 기피 현상이 출생아 수 감소에 미치는 영향」, KIRI 고령화리뷰 Quarterly(35), 11-18.
- 우해봉·이지혜. (2019). 『한국의 혼인과 출산 생애 분석과 정책 과제』, 연구보고서 2019-21, 한국보건사회연구원.
- 유계숙. (2009). 「저출산 정책의 효과에 관한 연구: 2007년 출산을 중심으로」, 『한국가족관계학회지』, 14(1), 169-189.
- 은기수·박수미. (2002). 「여성취업이행 경로의 생애과정 시퀀스(sequence) 분석」, 『한국인구학』, 25(2), 107-138.
- 정은희·최슬기·김미선·박은경·정은영. (2012). 『둘째자녀 출산제약 요인분석과 정책방안』, 연구보고서 2012-47-10, 한국보건사회연구원.
- 정은희·최유석. (2013). 「기혼여성의 둘째자녀 출산계획 및 출산과 관련된 요인」, 『보건사회연구』, 33(1), 5-34.
- 조병구·조윤영·김정호. (2007). 『출산지원정책의 타당성 및 지원효과 분석』, 연구보고서 2007-02, 한국개발연구원(KDI).
- 주재선·이동선·송치선·박건표·이진숙·박송이·임연규·양준영·손창균. (2020). 『2020년 여성가족패널조사』, 2020 연구보고서-2, 한국여성정책연구원.
- 최경수. (2008). 『출산율 하락의 경제적 요인에 대한 실증적 분석』, 연구시리즈 2008-14, 한국개발연구원(KDI).
- 최경수·고영선·권순만·김용하·문형표·박창균·이승길·이중기·임경목·임영재·전영준·조준모·최용석·한진희. (2004). 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제 (II)』, 연구보고서 2004-11, 한국개발연구원(KDI).
- 최경수·홍기석·한진희·임경목·문형표·박창균·신인석·안중범·김용하·이철희. (2003). 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제 (I)』, 연구보고서 2004-11, 한국개발연구원(KDI).
- 최효미·유해미·김지현·김태우. (2016). 『청년층의 비혼에 대한 인식과 저출산 대응 방안』, 연구보고서 2016-19, 육아정책연구소.

- 홍성효. (2016). 「출산결정요인 변화에 의한 실증분석: 선호와 인적 구성의 변화」, 『아시아여성연구』, 55(2), 7~28.
- 국회도서관, 『저출산 극복 한눈에 보기』, Fact Book Vol. 64, 2017.12.
- 대통령직속 일자리위원회, 「청년일자리 대책 보고대회」, 보도자료, 2018.3.15.
- 대통령직속 저출산고령사회위원회, 「아이낳고 키우는 2040세대 부담은 낮추고 삶의 질은 높인다」, 보도자료, 2018.7.5.
- 대한민국정부, 『제1차 저출산·고령사회기본계획(2006-2010)』, 2006.
- 대한민국정부, 『제4차 저출산·고령사회 기본계획(2021-2025)』, 2020.
- 통계청, 「2020년 인구동향조사 출생·사망통계 잠정 결과」, 보도자료, 2020.2.24.
- 통계청, 『인구대백과』, 2006.
- 통계청, 『인구동향조사 통계정보보고서』, 2020.12.
- 법제처 국가법령정보센터 (<https://www.law.go.kr/>, 최종접속일: 2021.6.5.)
- 통계청 국가통계포털 (<https://kosis.kr/>, 최종접속일: 2021.6.5.)
- 한국교육개발원, 교육통계서비스 (<https://kess.kedi.re.kr/>, 최종접속일: 2021.3.10.)
- 한국여성정책연구원, 여성가족패널(<https://klowf.kwdi.re.kr/>, 최종접속일: 2021.1.5.)
- OECD, OECD Statistics (<https://stats.oecd.org/>, 최종접속일: 2021.3.13.)
- OECD, OECD Social and Welfare Statistics (<https://stats.oecd.org/>, 최종접속일: 2021.3.13.)
- Adsera, A. (2011). Where are the babies? Labor market conditions and fertility in Europe. *European Journal of Population*, 27(1), 1-32.
- Ahn, N., & Mira, P. (2002). A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries. *Journal of population Economics*, 15(4), 667-682.

- Aksoy, C. (2016). The Effects of Unemployment on Fertility: Evidence from England. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 16(2), 1123-1146.
- Anna Christina, and Marco Mira d'Ercole. (2005), "Trends and Determinants of Fertility Rates: The Role of Policies", OECD Social, *Employment and Migration Working Papers*, No. 27, OECD Publishing, Paris
- Bartus, T., Murinkó, L., Szalma, I., & Szél, B. (2013). The effect of education on second births in Hungary: A test of the time-squeeze, self-selection, and partner-effect hypotheses. *Demographic research*, 28, 1-32.
- Bongaarts, J., & Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and development review*, 271-291.
- Bongaarts, J., & Feeney, G. (2000). On the quantum and tempo of fertility: Reply. *Population and development review*, 26(3), 560-564.
- Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In *Demographic and economic change in developed countries* (pp. 209-240). Columbia University Press.
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The economic journal*, 75(299), 493-517.
- Becker, G. S., & Lewis, H. G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of political Economy*, 81(2, Part 2), S279-S288.
- Becker, G. S., & Tomes, N. (1976). Child endowments and the quantity and quality of children. *Journal of political Economy*, 84(4, Part 2), S143-S162.
- Black, D. A., Kolesnikova, N., Sanders, S. G., & Taylor, L. J. (2013). Are children "normal"? *The review of economics and statistics*, 95(1), 21-33.
- Brewster, K. L., & Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and women's employment in industrialized nations. *Annual review of sociology*, 26(1), 271-296.
- Butz, W. P., & Ward, M. P. (1979). The emergence of countercyclical US fertility. *The American economic review*, 69(3), 318-328.

- Cukrowska-Torzewska, E., & Matysiak, A. (2020). The motherhood wage penalty: A meta-analysis. *Social science research*, 88, 102416.
- Currie, J., & Schwandt, H. (2014). Short-and long-term effects of unemployment on fertility. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(41), 14734-14739.
- Cygan-Rehm, K., & Maeder, M. (2013). The effect of education on fertility: Evidence from a compulsory schooling reform. *Labour Economics*, 25, 35-48.
- Duvander, A. Z., & Andersson, G. (2006). Gender equality and fertility in Sweden: A study on the impact of the father's uptake of parental leave on continued childbearing. *Marriage & Family Review*, 39(1-2), 121-142.
- Gauthier, A. H., & Hatzius, J. (1997). Family benefits and fertility: An econometric analysis. *Population studies*, 51(3), 295-306.
- Genda, Y., Kondo, A., & Ohta, S. (2010). Long-term effects of a recession at labor market entry in Japan and the United States. *Journal of Human resources*, 45(1), 157-196.
- Gerster, M., Keiding, N., Knudsen, L. B., & Strandberg-Larsen, K. (2007). Education and second birth rates in Denmark 1981-1994. *Demographic research*, 17, 181-210.
- Gupta, P. D. (1993). *Standardization and decomposition of rates: a user's manual* (No. 186). US Department of Commerce, Economics and Statistics Administration, Bureau of the Census.
- Guryan, J., Hurst, E., & Kearney, M. (2008). Parental education and parental time with children. *Journal of Economic perspectives*, 22(3), 23-46.
- Heckman, J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *In Annals of economic and social measurement*, volume 5, number 4 (pp. 475-492). NBER.

- Heckman, J. J., & Walker, J. R. (1990). The relationship between wages and income and the timing and spacing of births: Evidence from Swedish longitudinal data. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1411-1441.
- Heckman, J. J., & Walker, J. R. (1991). Economic models of fertility dynamics: a study of Swedish fertility. *Research in population economics*, 7, 3-91.
- Hondroyiannis, G. (2010). Fertility determinants and economic uncertainty: An assessment using European panel data. *Journal of Family and Economic Issues*, 31(1), 33-50.
- Karaman Örsal, D. D., & Goldstein, J. R. (2018). The changing relationship between unemployment and total fertility. *Population studies*, 72(1), 109-121.
- Kim, J. (2016). Female education and its impact on fertility. IZA World of Labor 2016: 228 doi: 10.15185/izawol.228.
- Kreyenfeld, M. (2010). Uncertainties in female employment careers and the postponement of parenthood in Germany. *European sociological review*, 26(3), 351-366.
- Lawless, J. F. (2003). Event history analysis and longitudinal surveys. *Analysis of Survey data*, 221-243.
- Ma, Li. (2013). Employment and motherhood entry in South Korea, 1978-2006. *Population*, 68(3), 419-446.
- McDonald, P. (2006). Low fertility and the state: The efficacy of policy. *Population and development review*, 485-510.
- McNown, R., & Rajbhandary, S. (2003). Time Series Analysis of Fertility and Female Labor Market Behavior. *Journal of Population Economics*, 16(3), 501-523.
- Miller, A. (2011). The effects of motherhood timing on career path. *Journal of Population Economics*, 24(3), 1071-1100.
- Mincer, J. (1963). Market prices, opportunity costs, and income effects. *Measurement in economics*, 67-82.
- Mincer, J., & Polachek, S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. *Journal of political Economy*, 82(2, Part 2), S76-S108.

- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, 693-709.
- Oreopoulos, P., Von Wachter, T., & Heisz, A. (2012). The short-and long-term career effects of graduating in a recession. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(1), 1-29.
- Retherford, R. D., Ogawa, N., & Matsukura, R. (2001). Late marriage and less marriage in Japan. *Population and development review*, 27(1), 65-102.
- Ryder NB (1980) Where Do Babies Come From? In: Blalock HM (ed) *Sociological Theory and Research: A Critical Appraisal*. Free Press, New York, 189-202.
- Schaller, J. (2013). For richer, if not for poorer? Marriage and divorce over the business cycle. *Journal of Population Economics*, 26(3), 1007-1033.
- Schaller, J. (2016). Booms, busts, and fertility testing the becker model using gender-specific labor demand. *Journal of Human Resources*, 51(1), 1-29.
- Schultz, T. P. (1994). Human capital, family planning, and their effects on population growth. *The American Economic Review*, 84(2), 255-260.
- Sobotka, T. (2017). Childlessness in Europe: Reconstructing long-term trends among women born in 1900-1972. In *Childlessness in Europe: Contexts, causes, and consequences* (pp. 17-53). Springer, Cham.
- Sobotka, T., Skirbekk, V., & Philipov, D. (2011). Economic recession and fertility in the developed world. *Population and development review*, 37(2), 267-306.
- Testa, M. R. (2014). On the positive correlation between education and fertility intentions in Europe: Individual-and country-level evidence. *Advances in life course research*, 21, 28-42.
- Wachter, K. W. (2014). *Essential demographic methods*. Harvard University Press.
- Willis, R. J. (1973). A new approach to the economic theory of fertility behavior. *Journal of political Economy*, 81(2, Part 2), S14-S64.

<ABSTRACT>

Empirical Studies on Female Labor Force Participation and Fertility

Lee, Ae Seon
Department of Economics
Graduate School of
Sungshin University

In this study, three research questions were examined to understand the rapid decrease in the number of births and change in fertility rates corresponding to women's increasing educational attainment and participation in the labor market.

The subject of the first question is the effect of changes in the phases of the parity transition on the decline in the total number of births from 2000 to 2019 was examined. The phases of the parity transition were simplified based on the life cycle and included changes in the population of fertile women, marriage, first childbirth, and second childbirth; a factor analysis of each phase was performed. Published national statistics from the "Population Trend Survey" and "Resident Registration Central Population" were used in the analysis, and the magnitude of the changes in the phases of the parity transition in 2000-2019 was measured and then compared and analyzed by period.

An analysis of the effect of changes in the phases of the parity transition showed that the decline in the number of births was most affected by childbirth, followed by marriage, second childbirth, and changes in the population of fertile women. Comparison of the characteristics by period showed that the decline in the number of births in 2000-2005 was affected by marriage and first childbirth, whereas the decrease in marriage and first childbirth were the most important factors affecting the decline in the number of births in 2016-2019. The decrease in the population of fertile women also significantly affected the decline in the number of births in 2016-2019, unlike in 2000-2005. These findings suggest that the number of births will continue to decline in the future.

The second research question examined the extent to which the changes in unemployment and employment rates reflecting labor market conditions and the economy have affected cohort fertility. The long-and short-term effects of women's unemployment and employment rates on cohort fertility from 2000 to 2019 were empirically analyzed using Statistics Korea's Microdata Integrated Service (MDIS) National Trend Survey and aggregate data from the Economic Activity Survey. In addition, the delay and recovery of fertility rates were examined by investigating the impact of economic instability, such as economic volatility and the economic situation, on cohort fertility.

An empirical analysis showed that there was no significant long-or short-term causality between women's unemployment rate by age and cohort fertility and that employment rates were positively correlated to cohort fertility rates in the short

term. In particular, the analysis revealed that a unit increase in employment rate is correlated with an increase of the number of births by 0.7 per 1,000 women in ages and results in a 0.7 ~ 1.1 increase in the long run. This indicated that an increase of employment rate leads to growth in fertility rate and it is more related to the long-term effect.

Thus, this indicates that a positive approach to employment may increase women's employment rate, and delayed births can be recovered in the long-term (3 years estimated) by boosting women's educational attainment and therefore leading to the expectation of the increase in women's income.

The third question's subject is the analysis of the effect of a married woman's wage on her choice to delay having a second child. A sample was built using the first to seventh data of the Korean Longitudinal Survey of Women and Families (KLoWF), based on cases of women aged 19 to 44 who gave birth to their first child since 2006. The survival analysis was conducted using the Cox proportional hazard model, which uses a semi-parametric approach.

The result of the analysis demonstrates that a married woman with a higher wage waited longer to have a second child. Moreover, a woman with a higher wage is less like to deliver a second child after the first child, than a woman with a lower wage. It may be ascertained that a woman with a higher wage is less like to deliver a second child, because a rise in the wage of a woman also increases the opportunity cost of giving birth to a second child. The year effect was also analyzed to explore changes in the wage effect of women, on the birth

of a second child, and it is inferred that the likelihood of a married woman with a higher wage, to deliver a second child, decreased further in more decreased further as time passed. The result implies that the opportunity cost of childbirth of a woman is higher now than in the past, the delay before the second childbirth may get even longer.

Key words: fertility, transition ratio, decomposition, employment to population ratio, cohort fertility, birth interval, second birth, female wage