

정책자료 2018-10-1

저출산·고령사회 대응 국제비교 공동연구



(1) 저출산, 노동시장 그리고 가족

- 관련요인, 결과 및 정책 시사점

인구정책연구실

【연구진】

Berkay Özcan London School of Economics
Marco Tosi London School of Economics and Collegio Carlo Alberto
Karel Neels University of Antwerp
Jonas Wood University of Antwerp
Naomi Biegel University of Antwerp
Pau Baizán ICREA and Universitat Pompeu Fabra
Christian Schmitt German Institute for Economic Research
Sang-Hyop Lee University of Hawai'i at Manoa
Angela Greulich Centre d'Economie de la Sorbonne
Minja Kim CHOE Research Program East-West Center

【편집】

이소영 한국보건사회연구원 연구위원

정책자료 2018-10-1

저출산·고령사회 대응 국제비교 공동연구

(1) 저출산, 노동시장 그리고 가족
- 관련요인, 결과 및 정책 시사점

발행일 2018년 12월
저자 인구정책연구실
발행인 조흥식
발행처 한국보건사회연구원
주소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전화 대표전화: 044)287-8000
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>
등록 1994년 7월 1일 (제8-142호)
인쇄처 (주)에이치에이엔컴퍼니

목 차

요 약	1
제1장 유럽의 남성육아휴직 및 출산의향	5
/ Berkay Özcan	
제1절 서론	7
제2절 분석 자료	9
제3절 분석 방법	11
제4절 분석 결과	12
부록: 유럽국가의 남성육아휴직 개혁 상세 정보	18
참고문헌	22
제2장 (비)공식 돌봄 이용의 사회경제적 격차 및 돌봄 전략이	
돌째 출산에 미치는 영향	23
/ Karel Neels	
제1절 서론	25
제2절 분석 자료 및 방법	32
제3절 결론 및 시사점	47
참고문헌	50
제3장 공식 보육 이용 가능성이 출산 시기와 수준에 미치는 영향의	
사회경제적 차이: 스페인 1994-2015년	55
/ Pau Baizán	
제1절 서론	57
제2절 분석 자료 및 방법	64
제3절 분석 결과	66
제4절 결론 및 시사점	68

참고문헌 70

제4장 출산 결정에 있어서 개인 성격의 역할 고용 - 출산 관계의 성별 차이 81

/ Christian Schmitt

제1절 서론 83
제2절 선행 연구 84
제3절 개념적 고려 사항과 가설 87
제4절 분석 자료 및 방법 89
제5절 분석 결과 94
제6절 결론 및 시사점 97
참고문헌 109

제5장 저출산 고령화가 한국 경제에 미치는 영향 115

/ Sang-Hyop Lee

제1절 서론 117
제2절 경제적 생애주기와 국민이전계정(NTA) 118
제3절 경제성장, 부양 및 지원비 120
제4절 고용 및 인구변화 130
제5절 저축과 재정안정성 132
제6절 결론 및 시사점 135
참고문헌 137

제6장 여성의 고용 상태가 출산 행동에 미치는 영향

- 유럽 지역 종합 분석 141

/ Angela Greulich

제1절 서론 143

제2절 분석 자료 및 방법	145
제3절 분석 결과	150
제4절 결론 및 시사점	160
참고문헌	162
부록	164

제7장 한국과 일본의 초저출산 현상과 여성의 노동시장 참여:

유사점과 차이점	167
-----------------------	------------

/ Minja Choe

제1절 서론	169
제2절 기간합계출산율	173
제3절 출산 연령과 출산력별 출산	175
제4절 여성의 노동시장 참여와 가정에서의 젠더 관계	179
제5절 1990년대 중반 이후 인구정책	183
제6절 결론 및 시사점	186
참고문헌	189

표 목차

제1장

〈표 1〉 출산의향과 기타 통제변수의 무조건부 이중차분	12
〈표 2〉 출산의향과 기타 통제변수의 무조건부 이중차분	13
〈표 3〉 3년 내 첫째 출산의향에 대한 선형확률 회귀모형 클러스터 표준오차, 가중결과	14
〈표 4〉 3년 내 둘째 이상 출산의향에 대한 선형확률 회귀모형 클러스터 표준오차, 가중결과	14
〈표 5〉 3년 내 자녀 계획이 있는 출산의향에 대한 선형확률 회귀모형 로버스트 표준오차, 가중결과	16
〈표 6〉 3년 내 둘째 이상 출산의향에 대한 선형확률 회귀모형 로버스트 표준오차, 가중결과	17

제2장

〈표 1〉 교육 수준별 (비)공식 돌봄(보육) 이용 기율기, 초산 연령, 이주 배경, 지역의 보육 범위, 고용 기회 및 조모의 노동 상태 통제, 벨기에 2001년	41
〈표 2〉 2001년 돌봄 방식별 2001-2005년 둘째 출산의 후기진입 이산시간 위험모형, 1999-2000년 첫째를 출산한 15-49세 여성	44

제3장

〈표 1〉 첫째 출산의 사건사 분석 결과, 승산비	75
〈표 2〉 둘째 출산의 사건사 분석 결과, 승산비	76
〈표 3〉 보육등록률별 출산진도비 추정치, 첫째와 둘째 출산 각각에 대한 모형 2와 6의 추정치	77

제4장

〈표 1〉 첫째 출산 결정 성격	101
〈표 2a〉 성격이 남성의 첫째 출산 결정에 미치는 영향에 대한 콕스 위험 추정	102
〈표 2b〉 성격이 여성의 첫째 출산 결정에 미치는 영향에 대한 콕스 위험 추정	104
〈표 A-1〉 표본	108

제6장

〈표 1〉 15-44세 유배우자 여성의 첫째 출산 확률 추정치, EU-SILC LT 2004-2012년, 27개 유럽국가(로버스트 표준오차를 사용한 로지스틱 회귀분석)	151
〈표 A〉 첫째 출산 위험이 있는 15-44세 유배우자 여성에 대한 기술 통계	164
〈표 B〉 둘째 출산 위험이 있는 15-44세 유배우자 여성에 대한 기술 통계	164

〈표 C〉 15세 유배우자에 대한 기술 통계 164

제7장

〈표 1〉 육아를 포함한 남녀의 주당 평균 가사노동시간 및 남성의 가사노동시간 비중:
한국 1987-2009년, 일본 1976-2016년 182

그림 목차

제1장

[그림 1] 국가별 2004/2005년과 2010/2011년 정책 변화 및 남성육아휴직 강도	10
[그림 2] 2004/2005-2010/2011년 국가별 출산의향 변화(무자녀 남성). 국가와 기간효과 간 상호작용을 사용한 선형확률모형 추정치(통제변수는 본문 참조)	19
[그림 3] 2004/2005-2010/2011년 국가별 출산의향 변화(유자녀 남성). 국가와 기간효과 간 상호작용을 사용한 선형확률모형 추정치(통제변수는 본문 참조)	19

제2장

[그림 1] 공식 보육 및 유치원 참여율 0-2세, EU28 및 OECD 주요국, 1995-2016년	31
[그림 2] 2001년 인구조사와 2001-2005년 국가등록부의 자료 연계	32
[그림 3] 교육 수준별 첫째 출산 후 공식 및 비공식 돌봄 제도 이용률 차이, 15-49세 여성, 2001년 ...	39
[그림 4] 교육 수준별 공식 보육 및 비공식 돌봄 서비스 이용률	39
[그림 5] 여성의 교육 수준별 2001년 보육 전략이 2001-2005년 둘째 출산 위험에 미치는 차별적 영향(승산비)	46

제3장

[그림 1] 24-54세여성의 노동시장 참여율. 스페인 지역 1990-2018년	77
[그림 2] 지역별 0-2세 영유아의 비공식 돌봄 이용률: 스페인 1993-2017 (Ministerio de Educación 2018)	78
[그림 3] 보육등록률별 연간 첫째 출산 확률 추정치	79
[그림 4] 보육등록률별 연간 둘째 출산 확률 추정치	79
[그림 5] 교육수준 및 보육등록률별 연간 첫째 출산 확률 추정치	80
[그림 6] 교육수준 및 보육 등록률별 연간 둘째 출산 확률 추정치	80

제4장

[그림 1] 남성과 여성의 첫째 출산 결정의 위험 1960-1988년 코호트	105
[그림 2a] 배우자와 출산선호도가 다른/같은 남성의 출산에 대한 친화성의 예상 위험	106
[그림 2b] 배우자와 출산선호도가 다른/같은 여성의 출산에 대한 친화성의 예상 위험	106
[그림 3a] 배우자와 출산선호도가 다른/같은 남성의 출산에 대한 개방성의 예상 위험	107
[그림 3b] 배우자와 출산선호도가 다른/같은 여성의 출산에 대한 개방성의 예상 위험	107

제5장

[그림 1] 한국의 부양비(%), 1960-2065년	121
[그림 2] 1인당 노동 소득과 소비 및 생애주기적자, 한국, 2014년, 30-49세 평균 노동소득 비율 대비	122
[그림 3] 지원비(%), 기존 방식 대 NTA 기반, 한국, 1960-2065년	125
[그림 4] 한국의 인구배당, 1960-2065년	126
[그림 5] 출산과 기대수명이 한국 경제생애주기에 미치는 영향	128
[그림 6] 출산 시나리오별 지원비에 대한 경제적 영향	129
[그림 7] 한국노동시장의 고령근로자 비중	130
[그림 8] 고용률과 실질 GDP 성장률	131
[그림 9] 1985년 수준에서 연령구조 상수를 유지한 고용률과 실제 고용률	132
[그림 10] 연령별 1인당 정부 이전 유입 대 유출	134
[그림 11] 한국의 재정지원비	134

제6장

[그림 1] 주요 유럽 국가의 합계출산율 변화	143
[그림 2] EU-SILC의 순환 패널	146
[그림 3] 데이터 설정	147
[그림 4] 첫째 출산 확률 추정치(표 1, 모형 3)	152
[그림 5] 첫째 출산 확률 추정치(상호작용항을 사용한 회귀분석 결과)	153
[그림 6] 첫째 출산 확률 추정치(지역별 회귀분석 결과)	154
[그림 7] 둘째 출산 확률 추정치	155
[그림 8] 둘째 출산 확률 추정치(상호작용항을 사용한 회귀분석 결과)	156
[그림 9] 둘째 출산 확률 추정치(지역별 회귀분석 결과)	156
[그림 10] 둘째 출산 확률 추정치	158
[그림 11] 셋째 출산 확률 추정치(상호작용항을 사용한 회귀분석 결과)	158
[그림 12] 셋째 출산 확률 추정치(지역별 회귀분석 결과)	159
[그림 A] 유럽 한 자녀 여성의 고용률과 둘째 출산 확률 간 양의 상관관계	165
[그림 B] 유럽 공식 보육 이용률(0-2세)과 둘째 출산 확률 간 양의 상관관계	165

제7장

[그림 1] Percentage Never-Married by Age, 1950-2015	172
---	-----

[그림 2] Period Total Fertility Rates(PTFR) and Cohort Total Fertility Rates(CTFR)	174
[그림 3] Age-specific fertility rates(births per 1,000 women)	175
[그림 4a] Period Parity Progression Rations(per 1,000) from Women's Own Birth to First Childbirth(B-1) and from First Birth to Second Birth(1-2): Japan 1950-2005 and Korea 1960-2005	178
[그림 4b] Period Parity Progression Rations(per 1,000) from Second to Third Birth(2-3) and Third to Fourth Birth(3-4): Japan 1950-2005 and Korea 1960-2005	178
[그림 5] Female Labor Force Participation Rates by Age, 1970-2015	180
[그림 6] Age-specific labor force participation rates of women in four countries, 2015	181

노동시장 제도와 고용 상황은 출산에 어떤 영향을 미치는가? 유급휴가, 보육서비스 및 현금지원과 같은 가족정책으로 출산 동향이 어떻게 변화했는가? 정부 개입이 출산율 제고와 일·가정 양립에 얼마나 기여했는가? 본 연구는 이러한 질문에 답해보고자 한다. 특히 대응 정책을 토대로 노동시장 안정, 고용의 질, 직업의 수준, 노동시장 상황 등과 출산의 연관성을 분석하였다.

1. 최근 노동과 노동 환경이 출산 결정에 미치는 영향에 관한 연구가 증가하였다. 한국, 일본 등 일부 동아시아 국가에서 여성의 노동시장 참여 또는 긴 노동시간이 출산에 부정적 영향을 미친다는 연구 결과들이 있다. 그러나 출산율이 높은 유럽 국가 중에는 여성 고용률이 높은 경우가 많다. 이들 국가는 일반적으로 여성의 고용과 출산을 지원하는 가족친화정책을 시행하고 있다. 이러한 이유로 일가정 양립 정책을 국가 의제로 삼고 있는 나라가 늘고 있다.
2. 노동시장, 정부 정책의 효과 및 출산력의 연관성을 조사한 연구는 일부 있지만 실제 영향을 체계적으로 정리한 자료는 아직 부족한 편이다. 본 연구에서는 이 문제를 더욱 면밀히 조사하고 노동시장 제도와 정부 사업으로 인한 출산율 변화 정도를 측정하고 있다. 이와 관련하여 각 국의 전문가가 자국의 사례를 검토하고 외국 사례와 비교할 예정이다. 그리고 비교결과는 초저출산 정책을 수립하는 정책결정자와 학계에 중요한 참고자료로 활용될 것으로 기대된다.

1. 유럽의 남성육아휴직 및 출산의향

지난 20년간 많은 나라에서 유급 남성육아휴직 정책을 도입하거나 휴가 기간을 확대해왔다. 이들 정책이 여성의 노동시장 참여와 자녀의 성과 등에 미치는 영향을 분석한 연구는 많지만, 출산에 미치는 영향에 대한 연구는 소수에 불과하고 상반된 증거가 혼재되어 있다. 본 연구는 “남성 출산휴가 할당제도”와 같은 남성유급휴가제도가 유럽의 출산의향 변화에 미친 영향을 조사했다. 이들 정책이 i) 무자녀 남성과 ii) 유자녀 남

성(및 여성)의 출산의향에 미친 영향을 평가하기 위해 유럽사회조사(European Social Survey)의 2개 웨이브(wave)을 활용해 17개국의 국가 간 차이와 시간 경과에 따른 변화를 분석했다. 분석 결과 남성육아휴직 정책 변화는 인구통계학적 변수를 통제한 후에도 (국가 간 차이는 있지만) 출산의향에 주로 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

2. (비)공식 돌봄 이용의 사회경제적 격차 및 돌봄 전략이 둘째 출산에 미치는 영향¹⁾

OECD 국가에서 나타나는 출산율과 여성고용 간 양의 상관관계는 일가정양립 정책이 부모의 역할과 노동자의 역할 간 갈등을 줄이는데 중요한 역할을 했음을 시사하지만 실증적 연구에 따르면 돌봄(보육)이 출산에 미치는 긍정적 영향은 제한적이다. 그러나 문헌 자료를 검토한 결과 (비)공식 돌봄 이용과 효과의 집단적 이질성을 고려하지 않은 연구가 많은 것으로 나타났다. 본 연구는 OECD 국가 중 공식 돌봄(보육) 서비스 이용 가능성이 가장 높은 동시에 돌봄(보육) 이용의 사회경제적 기울기가 가장 큰 벨기에를 사례로 돌봄(보육) 이용과 영향의 집단적 이질성을 살펴보았다.

2001년 벨기에 인구조사 및 2001-2005년 국가등록부(National Register)의 개인 단위 종단자료를 사용했다. 2001년 인구조사에서 교육 수준별 공식 보육(유치원, 보육모)과 비공식 돌봄(가족 또는 가구원) 서비스 이용 격차를 분석하고 양육 후 노동시장 진입에 대한 이산시간 위험모형을 사용해 2001-2005년 돌봄 전략이 둘째 출산 위험도(second birth hazards)에 미친 영향을 교육 수준별로 분석했다.

분석 결과: 예상대로 공식 보육 이용률은 고학력 여성이 67%, 중간학력 여성이 29.4%, 저학력 여성이 17.5%로 나타났다. 중간학력 여성은 비공식 돌봄 서비스를 주로 사용하는 반면, 저학력 여성은 공식과 비공식 돌봄 서비스를 모두 사용하지 않는 비중이 가장 높았다. 가족 형성의 경제적 이론이 제안한대로 보육 이용의 교육별 기울기는 여성의 고용 기회와 밀접하게 관련되어 있지만 접근성 한계로 인해 저학력 여성이 비경제활동 함정에 빠질 수 있다. 보육(돌봄)이 둘째 출생 위험도에 미친 영향을 분석한 결과 공식 보육 서비스에 대한 접근성은 둘째 출산 위험도에 중간 수준의 긍정적 영

1) 한국보건사회연구원 및 동서센터(East-West Center)가 2018년 11월 8-9일 하와이 호놀룰루에서 개최한 '저출산, 노동시장 및 가족: 요인, 결과 및 정책 시사점'에 대한 KIHASA/EWC 국제컨퍼런스 준비용 논문.

향을 미치지 않지만 이러한 영향을 교육 수준에 따라 상당한 차이를 보였다. 공식 보육 서비스에 대한 접근성은 특히 고학력 여성의 둘째 출산 위험에 영향을 미치지 않지만, 보육이 유아교육과 여성 고용에 미치는 긍정적 영향 또한 고려해야 한다.

3. 공식 보육 이용 가능성이 출산 시기와 수준에 미치는 영향의 사회경제적 차이: 스페인 1994-2015년

본 논문은 1994-2015년 스페인의 공식 보육 확대가 출산에 미치는 영향을 평가했다. 출산력은 2016년, 2012년, 2008년 소득 및 생활수준에 관한 유럽연합 통계자료(EUSILC: European Union Statistics on Income and Living Conditions)의 스페인 표본과 보육 등록률, 여성의 노동시장참여 및 실업률에 대한 지역 자료를 참조했다. 사건사 분석 결과 보육 이용 가능성이 첫째 및 둘째 출산 시기와 출산진도비에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 보육의 영향은 여성의 교육 수준이 높을수록 높게 나타났다.

4. 출산결정에 있어서 개인성격의 역할: 고용-출산 관계의 성별 차이

본 연구는 개인의 성격특성이 남성과 여성의 부모기로의 전이에 미치는 영향을 조사했다. 성격으로 출산 행동의 상당부분을 설명할 수 있다면, 사회 또는 노동시장 정책이 미치는 영향은 상대적으로 크게 줄 수 있다. 본 연구는 이와 관련하여 출산행동에 직접 영향을 미치는 성격 특성과 고용안정성 또는 경력에 영향을 미쳐 출산 결정을 앞당기거나 지연시키는 간접적 방식으로 작동하는 성격 특성을 조사했다.

독일사회경제패널연구(SOEP: German Socio Economic Panel Study)의 자료를 사용하고 사건사 접근법을 적용했다. 연구결과 매우 성실하고 다소외향적인 남성이 부모가 될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 이러한 효과는 안정적 고용으로 가정의 주소득원으로서의 자질을 높이고 결혼 가능성을 높여줌으로써 실현된다. 여성의 경우 광범위한 친화성(agreeableness)과 불안정성(neuroticism)이 부모기로의 전이를 촉진하는 것으로 나타났다. 새로운 경험에 대한 개방성(openness)은 남성과 여성모두에서 부모기로의 전이에 악영향을 미친다. 분석 결과 전반적으로 일부성격 특성이 주

로 고용 상태에 영향을 미침으로써 출산에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 출산 행동에 특히 많은 영향을 미치는 복지 정책의 중요성을 시사한다.

5. 여성의 고용 상태가 출산 행동에 미치는 영향

본 연구는 소득 및 생활수준에 대한 유럽연합 통계의 종단자료(2003-2013)를 사용해 유배우자 여성의 고용 상태가 출산 확률에 미치는 영향을 조사했다. 여기서는 출산 진도를 첫째, 둘째 및 셋째 자녀로 구분하고 가족 정책과 노동시장제도에 따라 유럽 복지국가체제를 네 가지로 분류했다. 추정 모형은 교육, 연령 또는 배우자의 고용 상태와 같은 개인과 가구의 몇 가지 특성을 통제한다. 기존 연구는 특정 출생순위 또는 국가에 집중하거나 배우자 특성을 고려하지 않았던 반면 본 연구는 현대 유럽의 개별 및 상황 별 노동시장 환경 간 연계성을 종합적으로 분석했다.

*주요용어: 저출산, 출산, 남성육아휴직, 노동시장, 여성고용, 일-생활 균형, 가족정책

제 1 장

유럽의 남성육아휴직 및 출산의향

제1절 서론

제2절 분석 자료

제3절 분석 방법

제4절 분석 결과

부록: 유럽국가의 남성육아휴직 개혁 상세 정보

참고문헌

1

유럽의 남성육아휴직 및 출산의향

제1절 서론

지난10년간 많은 경제 선진국의 출산율이 감소세를 이어왔다. 특히 한국, 일본, 서/중앙/동유럽은 1.3명 이하의 초저출산율을 기록했다(Mulder and Billari, 2010). 이러한 패턴과 더불어 이상자녀수와 실제자녀수 격차가 커짐에 따라 정책 및 기타 구조적 요소가 개인의 육구 실현을 저해하는 것으로 간주되어 가족정책을 통해 개입하고 격차를 해소하기 위한 복지국가의 역할이 강조되고 있다(Esping-Andersen, 2009).

기존 연구에 따르면 관대한 가족정책은 출산율 제고에 도움이 된다(Gauthier, 2007 literature review; also Luci-Greulich and Thévenon, 2013). 그러나 "관대한" 가족정책의 구성요소에는 큰 차이가 있다. 정부는 조기 돌봄(보육) 지원, 다양한 기간의 출산휴가 및 대체율은 물론 다양한 기간과 유형의 남성육아휴직 등을 조합해 시행하고 있다(Thevenon 2011). 최근에는 가족정책의 "관용성"보다 "양성평등주의"에 대한 관심이 높아지면서(Esping Andersen and Billari, 2015), 많은 유럽 국가가 양성평등한 가족제도를 실현하기 위해 다양한 남성육아휴직 정책을 도입(또는 확대)했다.

많은 남성육아휴직 정책이 여성의 일가정 양립, 가정의 양성평등 실현을 추구하지만 여성의 경력에 따라 전체 양육비에 악영향을 미침으로써 결국 출산율을 높인다고 가정하는 경우가 많다.

그러나 단일 국가의 정책의 개혁에 대한 평가 결과에 따르면 남성육아휴직 정책(미사용 시 소멸되는 남성 출산휴가 할당제의 형태 포함)은 출산에 아무런 영향을 미치지 않거나 심지어 악영향을 미친다. 예를 들어 Cools et al.(2007)는 이중차분법을 사용해 노르웨이에서 남성육아휴직 개혁이 출산율과 결혼 안정성에 아무런 영향을 미치지 않았음을 확인했다. 마찬가지로 Kotsadam and Finseraas(2001)는 노르웨이의 남성 출산휴가 할당제도 시행이 출산율에 아무런 영향을 미치지 않았으나 개혁 직후 출

(저자) Berkay Ozcan, London School of Economics

Marco Tosi, London School of Economics and Collegio Carlo Alberto

생한 막내 자녀의 경우 가사노동의 양성평등성이 제고되었다고 밝혔다. 스웨덴에서도 남성육아휴직은 출산율에 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. Eckberg, Eriksson, and Friebel(2013)은 1995년 남성육아휴직(1개월) 도입 후 남성의 휴가 사용이 증가했지만 출산 행동과 남성의 육아참여에는 변화가 없었다고 보고했다. Farré and González(2018)는 스페인에서 남성육아휴직 시행이 이후 6년 동안 출산 가능성에 악영향을 미쳤음을 확인했다. 단, 독일은 2007년 육아휴직 개혁을 통해 유급 “남성육아휴직” 2개월과 출산전 소득 기반 출산장려금을 도입한 후, 이들 제도가 남성의 육아 참여(Bunning, 2015), 나아가 고소득 중년 여성의 출산 행동에 긍정적 영향을 미친 것으로 조사됐다(Raute, 2015). 이러한 연구 결과는 남성육아휴직 정책이 출산뿐 아니라 여성의 일과 가사노동, 자녀의 성과에도 긍정적인 영향을 미침을 시사한다. 이는 육아휴직제도에 관해 많은 연구 결과와도 일치한다(Lalive and Zweimüller, 2010; Piketty 2005).

기존 연구와 달리, 본 연구는 유럽국가의 출산의향 변화와 이들 정책의 연관성을 조사했다. 출산의향은 거시적 조건을 반영할 뿐 아니라 정책에도 반응하므로 출산결정의 중요한 단계로 간주된다. 출산의향에 초점을 맞춘 연구를 살펴보면 단일 국가 연구에서 다양한 남성육아휴직 정책이 출산 결과에 영향을 미치지 않은 것으로 나타난 이유를 이해하는데 도움이 될 수 있다. 출산의향이 남성육아휴직정책에는 긍정적으로 반응하고 출산결과에는 그렇지 않은 경우, 단일 국가 연구에서 분석한 특정 정책이 출산의향 변화를 유도할 정도로 효과적이지 않거나 관대하지 않음을 시사한다. 이들 정책이 일반적으로 출산의향에 영향을 미치지 않거나 악영향을 미치는 것으로 나타났다면 “양성평등주의”가 가족정책의 중요한 기능인지 물어야 한다.

이 질문에 답하기 위해 본 연구는 시간 경과에 따라 유럽 지역의 남성육아휴직 정책 변화를 조사했다.²⁾ 이러한 분석전략은 정책 시행 전후 출산의향의 맥락적 차이를 설명하는데 도움이 된다. 남성육아휴직 정책은 남성의 행동변화를 우선적으로 추구하기 때문에 본 연구도 남성의 출산 의향에 초점을 맞췄지만 여성의 출산의향도 분석했다. 분

2) 이전 연구 중 동일한 데이터셋을 사용해 출산의향과 가족정책의 국가 간 차이를 분석한 연구는 Billingsley and Ferrarini, (2014) 한 건만 확인됐다. 그러나 이들의 연구는 남성육아휴직 정책에 명시적으로 초점을 맞추지 않고 국가 이질성을 설명하기 위해 전통적 및 양성평등한 가족제도를 구별해 광범위한 가족정책 세트를 구성했다. 둘째, 이들의 연구는 국가 간 차이만 활용하고 시간 경과에 따른 변화는 분석하지 않았다. 또한 이번 연구와 달리 여성에만 초점을 맞추었다.

석 결과 남성육아휴직 정책 변화는 인구통계학적 변수를 통제한 후에도 (국가 간 차이는 있지만) 출산의향에 주로 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 자세한 결과는 다음과 같다.

제2절 분석 자료

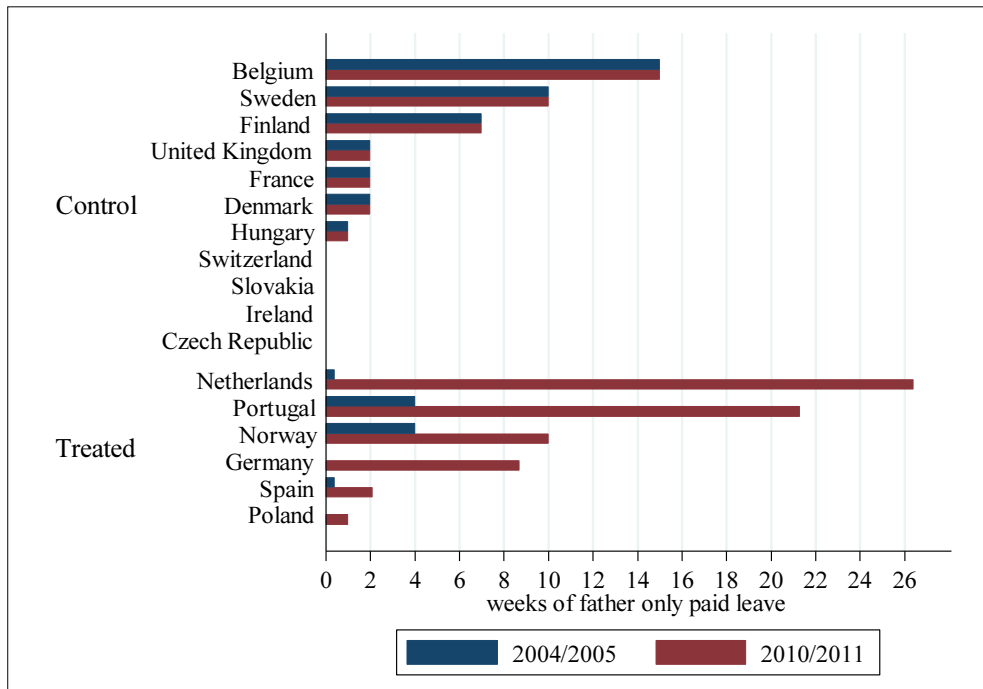
본 연구는 남성육아휴직 정책 도입 후 출산의향 변화를 분석하기 위해 유럽사회조사(European Social Survey)의 2개 웨이브(wave)를 사용했다. 설문조사는 23개국 15세 이상 인구를 대상으로 2년마다 실시됐다. 본 연구는 2004/2005년(2 라운드)과 2010/2011년(5라운드)의 출산의향을 수집해 개혁을 시행한 국가와 시행하지 않은 국가의 개혁 전후 출산의향 수준 변화를 비교했다. 2개 웨이브(wave)를 모두 사용할 수 있는 국가로 표본을 제한했기 때문에 불가리아, 터키 및 러시아연방은 연구 대상에서 제외됐다. OECD(OECD 가족데이터베이스)에서 남성육아휴직 정책의 강도(주단위로 남성에게 부여된 유급휴가 기간 측정) 정보를 제공하지 않은 슬로베니아, 우크라이나, 에스토니아도 대상에서 제외됐다. 또한 연령이 높을수록 출산의향의 정보누락 비중이 높기 때문에(46-50세 남성의 경우 91.9%) 18-45세로 대상을 제한했다. 결과적으로 스웨덴, 핀란드, 덴마크, 노르웨이, 영국, 아일랜드, 프랑스, 벨기에, 네덜란드, 독일, 스위스, 폴란드, 슬로바키아, 체코, 헝가리, 포르투갈, 스페인 등 17개국에 거주하는 18-45세 남성이 최종 표본으로 선정됐다.

종속 변수는 향후 수년 내에 자녀를 갖고자 하는 개인의 바람을 나타내고 “향후 3년 내에 자녀를 가질 계획이 있는가?”라는 질문에서 파생됐다. 답변은 “그렇다(아마도 그렇다/확실히 그렇다)”와 아니다(아마도 아니다/확실히 아니다) 등 4개 항목으로 구성됐다. 이는 출산의향에 대한 이전 연구와 일치한다. 질문에 응답하지 않은 9.1%는 제외시켰다.

독립 변수는 관찰기간(2004-2011)에 남성육아휴직 정책이 변경된 국가와 그렇지 않은 국가를 구분했다. 네덜란드(2009년 정책 개혁), 포르투갈(2009년 정책 개혁), 노르웨이(2010년 정책 개혁), 독일(2007년 정책 개혁), 스페인(2007년 정책 개혁), 폴란드(2010년 정책 개혁)를 처치군으로, 나머지를 대조군으로 설정했다. 그림 1은 국가별

정책 변화의 실질적 차이를 보여준다. 정책 시행 후 네덜란드 유자녀 남성의 유급 휴가 기간은 0.4주에서 26.4주로, 포르투갈의 남성육아휴직 기간은 5배 늘어났으며 독일은 정책 변경 후 유자녀 남성의 유급휴가 기간이 0주에서 0.84주로 늘었다. 스페인과 폴란드는 상대적으로 정책 변화 강도가 낮아 스페인의 경우 남성육아휴직 기간이 0.4주에서 2.1주로, 폴란드는 0주에서 1주로 확대됐다. 정책 변화가 없었던 국가(대조군)의 남성육아휴직 강도는 15주(벨기에)부터 0주(스위스, 슬로바키아, 아일랜드, 체코)까지 다양했다. 이러한 국가 간 이질성을 고려해 다음 회귀모형에서는 기준연도(2004/2005)의 기존 육아휴직강도(남성의 주단위 유급휴직 기간)를 통제변수로 사용했다.

[그림 1] 국가별 2004/2005년과 2010/2011년 정책 변화 및 남성육아휴직 강도



출처: OECD 가족데이터베이스.

본 연구는 국가 설정 및 출산의향과 관련 있다고 알려진 여러 가지 통제변수를 사용했다. 현지인과 외국에서 출생한 이를 구분하기 위해 더미변수를 생성했다. 응답자의 교육 수준은 고등교육(ISCED = 5 또는 6), 중등교육(ISCED = 2, 3 또는 4), 초등교육(ISCED = 0 또는 1) 등 3개 더미변수로 측정했다. 결혼 또는 동거 중인 응답자는 유배

우자로 정의하고 나머지는 무배우자로 분류했다. 또한 면접 당시 이혼 또는 별거 중인 이들을 표시하는 더미변수도 생성했다. 기타 두 변수는 개인의 노동시장 지위와 실업/비경제활동 상태를 표시한다.

출산의향은 현재 자녀수에 따라 크게 달라지기 때문에 무자녀 남성과 유자녀(1명 이상) 남성을 구분했다. 2004/2005년 설문조사에서는 함께 사는 자녀와 그렇지 않은 자녀에 대한 상세 정보를 수집했고 2차 웨이브(wave)(2010/2011)에서는 응답자가 함께 사는 다른 가구원과의 관계 및 함께 사는 자녀가 있었는지 여부 등 두 가지 질문을 통해서 변수를 도출했다. 첫 번째 자녀를 출산하기 전에 이혼한 경우 잘못 식별할 수도 있지만 자녀와 함께 거주해본 적이 없는 응답자를 무자녀로 정의했다.

제3절 분석 방법

처리전(2004/2005)과 처리 후(2010/2011) 실험군과 대조군의 평균 출산의향을 비교하는 이중차분법을 사용해 실증 분석을 실시하여 남성육아휴직 정책을 개혁한 국가(실험군)와 개혁하지 않은 국가(대조군) 간 초기 출산의향 차이가 정책 시행 후 변화했는지 확인했다.

분석과정은 다음과 같은 세 단계로 구성되어 있다. 첫째, 가능한 중첩변수를 통제하지 않고 무조건부 이중차분을 확인한다. 둘째, 실험군과 기간효과(“정책 변경 후”) 간 상호작용으로 이중차분 추정량을 확인하는 경우 회귀분석에 통제변수를 추가한다. 향후 3년 내에 출산을 계획할 가능성에 대해 (국가에 관해) 클러스터-로버스트 표준오차(cluster-robust standard errors)를 적용한 선형확률 회귀모형을 사용했다. 셋째, 각 처리국가의 더미를 포함해 실험군의 국가 간 이질성을 조사한다. 이를 통해 실험군의 단일 국가와 대조군의 평균 출산의향을 비교해 국가별 정책 변화가 출산의향 변화의 연관성을 확인했다. 국가 고정효과와 클러스터 옵션을 동시에 추가하면 표준오차가 편향되기 때문에 이번 분석에서는 이분산성 로버스트 표준오차(heteroskedasticity robust standard errors)를 사용했다. 국가별 기존 남성육아휴직 차이(주 단위로 측정)는 마지막 모형에서 설명한다. 모든 회귀모형은 표본 가중치를 사용해 추정하고 유자녀 및 무자녀 남성을 구별했다.

제4절 분석 결과

1. 미조정 이중차분(crude Difference-In-Difference)

표 1과 2는 무자녀와 유자녀 남성의 무조건부 이중차분 결과를 나타낸다. 실험군과 대조군 무자녀 남성의 평균 출산의향 차이는 정책 시행 전(0.7%P)과 후(-1.9%P) 모두 유의미하지 않고 0에 가까웠으며(표 1 참조)처리전보다 후 기간에 2.6%P 높게 나타났다. 또한 교육, 결혼 및 고용 상태와 관련하여 실험군과 대조군 간 구성 차이를 확인했다. 저학력 남성 비율은 2004/2005년과 2010/2011년 모두 대조군보다 실험군에서 각각 3.9%P와 2.8%P 높게 나타났다. 유배우 남성 비율의 차이는 시간 경과에 따라 4.5%P 증가했고, 관찰기간 2에 대조군보다 실험군에서 2.5%P 높게 나타났다. 실업과 비경제활동 차이는 시간 경과에 따라 각각 5.1%P와 7.3%P 증가하면서 커졌다.

〈표 1〉 출산의향과 기타 통제변수의 무조건부 이중차분

	무자녀 남성						
	전(2004/2005)			후(2010/2011)			이중차분
	대조군	실험군	차이	대조군	실험군	차이	
출산의향	0.294	0.287	0.007	0.272	0.291	-0.019	0.026
통제변수:							
연령	27.64	27.64	0.00	27.61	28.10	-0.49*	0.499
외국 출생	0.061	0.079	-0.018*	0.102	0.104	-0.002	-0.016
교육:							
고등교육	0.253	0.229	0.024	0.267	0.258	0.009	0.015
중등교육	0.724	0.709	0.015	0.700	0.681	0.019	-0.004
초등교육 이하	0.023	0.062	-0.039**	0.032	0.060	-0.028**	-0.011
유배우	0.275	0.256	0.020	0.228	0.252	-0.025*	0.045*
이혼	0.020	0.012	0.008*	0.019	0.019	0.000	0.008
실업	0.097	0.105	-0.008	0.155	0.112	0.043**	-0.051**
비경제활동	0.237	0.270	-0.034*	0.280	0.240	0.039**	-0.073**
남성육아휴직 강도	3.999	1.489	2.510**	3.203	10.386	-7.182**	9.499**

** p<0.01, * p<0.05

유자녀 남성은 무자녀 남성과 마찬가지로 두 그룹 간 출산의향 차이가 미미했다. 자녀 계획이 있는 이들의 비율은 실험군보다 대조군에서 약간 높게 나타났으나 2004/2005

년과 2010/2011년 모두 차이는 유의미하지 않았다. 이중차분 추정치는 0에 가까워 남성육아휴직 정책 시행 후 실험군과 대조군 무자녀 남성의 출산의향이 변하지 않았음을 알 수 있다. 두 그룹 간 구성 차이는 실험군 남성이 대조군보다 교육 수준이 낮을 가능성이 높고 비경제활동 상태일 가능성이 낮음을 나타낸다. 이들 차이는 정책 시행 전과 후 모두 유의미하게 나타났고 시간이 지나도 유의성은 변하지 않았다. 반면 동거 상태와 실업 차이는 개혁 후 각각 4%p와 3.8%p 감소했다.

〈표 2〉 출산의향과 기타 통제변수의 무조건부 이중차분

	유자녀 남성						
	전(2004/2005)			후(2010/2011)			이중차분
	대조군	실험군	차이	대조군	실험군	차이	
출산의향	0.209	0.193	0.016	0.226	0.203	0.023	-0.007
통제변수:							
연령	37.05	37.17	-0.12	36.91	37.16	-0.25	0.13
국외 출생	0.082	0.093	-0.010	0.126	0.105	0.020*	-0.030*
교육:							
고등교육	0.275	0.278	-0.003	0.311	0.318	-0.007	0.004
중등교육	0.682	0.611	0.071**	0.656	0.602	0.054**	0.017
초등교육 이하	0.042	0.110	-0.068**	0.033	0.079	-0.046**	0.022
유배우	0.834	0.919	-0.084**	0.838	0.882	-0.044**	-0.040*
이혼	0.073	0.061	0.012	0.091	0.080	0.011	0.001
실업	0.053	0.081	-0.028*	0.096	0.086	0.010	-0.038**
비경제활동	0.054	0.038	0.016*	0.072	0.036	0.034**	-0.018
남성육아휴직 강도	3.67	1.35	2.32**	3.36	10.16	-6.80**	9.31**

** p<0.01, * p<0.05

2. 조정 이중차분(adjusted Difference-In-Difference)

표 3과 4는 구성 요소에 따라 수정된 이중차분 추정치를 나타낸다. 기준연도에는 실험군과 대조군 무자녀 남성의 출산의향이 차이가 없었다(표 3의 모형 1 참조). 상호작용항은 처리 후 기간에도 이러한 연관성이 변하지 않았음을 보여준다. 모형 2에 기타 통제변수를 추가한 후에도 결과는 크게 달라지지 않고, 실험군과 대조군의 차이 변화가 유의미하지 않았고 0에 가깝게 나타났다.

표 4는 자녀가 1명 이상인 유자녀 남성의 결과를 보여준다. 무자녀 남성과 마찬가지로

14 저출산, 노동시장 그리고 가족 -관련요인, 결과 및 정책 시사점

실험군과 대조군의 출산의향 차이는 유의미한 수준이 아니었고 이는 처리 후 기간에도 변하지 않았다.

<표 3> 3년 내 첫째 출산의향에 대한 선형확률 회귀모형 클러스터 표준오차, 가중결과

무자녀 남성	모형 1		모형 2	
	계수	표준오차	계수	표준오차
정책변경 후(2010/2011)	-0.01	(0.02)	0.01	(0.02)
실험군	-0.00	(0.03)	0.01	(0.03)
실험군* 정책변경 후	0.02	(0.03)	0.00	(0.03)
연령	0.16**	(0.01)	0.11**	(0.01)
연령^2	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)
외국 출생			0.02	(0.02)
교육(기준: 중등교육 이하)				
중등교육			-0.00	(0.02)
고등교육			0.00	(0.02)
유배우			0.35**	(0.02)
이혼			-0.03	(0.05)
실업			-0.06**	(0.01)
비경제활동			-0.10**	(0.02)
상수	-2.15**	(0.14)	-1.35**	(0.12)
클러스터 수	17		17	
관측 수	6,528		6,528	
결정계수	0.14		0.26	

** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

<표 4> 3년 내 둘째 이상 출산의향에 대한 선형확률 회귀모형 클러스터 표준오차, 가중결과

유자녀 남성	모형 1		모형 2	
	계수	표준오차	계수	표준오차
정책변경 후(2010/2011)	0.01	(0.02)	-0.00	(0.02)
실험군	-0.02	(0.02)	-0.03	(0.02)
실험군* 정책변경 후	0.01	(0.03)	0.01	(0.03)
연령	0.07**	(0.01)	0.04**	(0.01)
연령^2	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)
외국 출생			0.09**	(0.03)
교육(기준: 중등교육 이하)				
중등교육			-0.03+	(0.02)
고등교육			0.05**	(0.02)
유배우			0.13**	(0.03)

유자녀 남성	모형 1		모형 2	
	계수	표준오차	계수	표준오차
이혼			0.07*	(0.02)
실업			-0.00	(0.02)
비경제활동			-0.03	(0.03)
상수	-0.44+	(0.23)	-0.09	(0.21)
클러스터 수	17		17	
관측 수	6,125		6,125	
결정계수	0.12		0.15	

*** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

3. 국가간 차이

표 5와 6에서는 각 국가별로 처리 효과를 나누었다. 기준연도(2004/2005) 무자녀 남성의 출산의향 경우(표 5), 독일은 대조군보다 낮게, 폴란드는 높게 나타났다. 상호작용항은 대조군으로 분류된 국가보다 독일에서 첫째 출산의향이 높음을 보여준다. 출산의향이 가진 응답자 비율 증가는 독일의 남성육아휴직 개혁이 출산의향에 긍정적 영향을 미쳤음을 시사한다. 이러한 상호작용은 유의성을 유지하고 기준선에서 남성육아휴직 강도와 중첩요인을 추가한 경우 0.10(모형 3)에서 0.07(모형 4와 5)로 바뀌었다. 또한 모형 3에 따르면 처리 전부터 후 기간까지 대조군 국가보다 스페인의 첫째 출산의향이 더욱 큰 폭으로 감소했다. 그러나 모형 4와 5에 통제변수를 추가하자 정책 변화의 이러한 부정적 영향은 더 이상 유의미하지 않았다.

표 6은 남성육아휴직 개혁이 유자녀 남성의 출산의향에 미치는 영향에 대한 연구 결과를 보여준다. 2004/2005년 독일과 폴란드의 출산의향은 대조군 국가보다 낮았던 반면 스페인에서는 긍정적 연관성을 보였다. 스페인 남성의 출산의향은 기준연도에는 다른 나라보다 높았으나 정책 시행 후 낮아졌다. 모형 4와 5에서 여러 구성요소 수를 통제된 후에도 이러한 부정적 상호작용은 유의성을 유지했다.

16 저출산, 노동시장 그리고 가족 -관련요인, 결과 및 정책 시사점

〈표 5〉 3년 내 자녀 계획이 있는 출산의향에 대한 선형확률 회귀모형 로버스트 표준오차, 가중결과

무자녀 남성	모형 3		모형 4		모형 5	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
정책변경 후(2010/2011)	-0.01	(0.01)	0.01	(0.01)	0.01	(0.01)
실험군(기준: 대조군)						
독일	-0.06*	(0.03)	-0.04+	(0.02)	-0.00	(0.02)
네덜란드	-0.04	(0.03)	-0.06*	(0.03)	-0.02	(0.03)
노르웨이	0.02	(0.03)	0.00	(0.03)	0.04	(0.03)
폴란드	0.09**	(0.03)	0.12**	(0.03)	0.16**	(0.03)
포르투갈	-0.01	(0.04)	0.02	(0.03)	0.06+	(0.03)
스페인	0.02	(0.03)	0.02	(0.03)	0.06*	(0.03)
실험군* 정책변경 후						
독일* 정책변경 후	0.10**	(0.04)	0.07*	(0.04)	0.07*	(0.04)
네덜란드* 정책변경 후	0.07	(0.05)	0.04	(0.04)	0.04	(0.04)
노르웨이* 정책변경 후	-0.01	(0.05)	-0.03	(0.04)	-0.04	(0.04)
폴란드* 정책변경 후	-0.01	(0.05)	-0.05	(0.05)	-0.06	(0.05)
포르투갈* 정책변경 후	0.04	(0.06)	0.02	(0.05)	0.02	(0.05)
스페인* 정책변경 후	-0.08*	(0.04)	-0.05	(0.04)	-0.05	(0.04)
연령	0.16**	(0.01)	0.11**	(0.01)	0.11**	(0.01)
연령 ²	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)
외국 출생			0.03	(0.02)	0.03+	(0.02)
교육(기준: 중등교육 이하)						
중등교육			-0.00	(0.03)	-0.00	(0.03)
고등교육			0.01	(0.03)	0.01	(0.03)
유배우			0.35**	(0.01)	0.35**	(0.01)
이혼			-0.02	(0.05)	-0.02	(0.05)
실업			-0.06**	(0.02)	-0.06**	(0.02)
비경제활동			-0.10**	(0.01)	-0.10**	(0.01)
기준선의 남성육아휴직(기준: 0)						
1주					0.13**	(0.03)
2주					0.06**	(0.02)
7주					0.00	(0.02)
10주					0.08**	(0.02)
15주					0.07**	(0.02)
상수	-2.16**	(0.07)	-1.35**	(0.09)	-1.38**	(0.09)
관측 수	6,528		6,528		6,528	
결정계수	0.14		0.26		0.26	

** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

〈표 6〉 3년 내 둘째 이상 출산의향에 대한 선형확률 회귀모형 로버스트 표준오차, 가중결과

유자녀 남성	모형 3		모형 4		모형 5	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
정책변경 후(2010/2011)	0.01	(0.01)	-0.00	(0.01)	0.00	(0.01)
실험군(기준: 대조군)						
독일	-0.04+	(0.02)	-0.06**	(0.02)	-0.04	(0.03)
네덜란드	-0.01	(0.03)	-0.03	(0.03)	-0.01	(0.03)
노르웨이	-0.03	(0.03)	-0.05+	(0.02)	-0.02	(0.03)
폴란드	-0.06*	(0.03)	-0.06*	(0.03)	-0.03	(0.03)
포르투갈	-0.01	(0.03)	-0.01	(0.03)	0.01	(0.03)
스페인	0.07*	(0.03)	0.05	(0.03)	0.08*	(0.04)
실험군* 정책변경 후						
독일* 정책변경 후	0.03	(0.04)	0.05	(0.04)	0.05	(0.04)
네덜란드* 정책변경 후	0.03	(0.05)	0.04	(0.05)	0.04	(0.05)
노르웨이* 정책변경 후	0.01	(0.04)	0.01	(0.04)	0.01	(0.04)
폴란드* 정책변경 후	0.03	(0.04)	0.03	(0.04)	0.03	(0.04)
포르투갈* 정책변경 후	0.02	(0.05)	0.02	(0.05)	0.02	(0.05)
스페인* 정책변경 후	-0.11*	(0.04)	-0.10*	(0.04)	-0.10*	(0.04)
연령	0.06**	(0.01)	0.04**	(0.01)	0.04**	(0.01)
연령 ²	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)
외국 출생			0.09**	(0.02)	0.09**	(0.02)
교육(기준: 중등교육 이하)						
중등교육			-0.02	(0.02)	-0.01	(0.02)
고등교육			0.07**	(0.02)	0.07**	(0.02)
유배우			0.13**	(0.02)	0.13**	(0.02)
이혼			0.07**	(0.02)	0.07**	(0.02)
실업			0.00	(0.02)	0.01	(0.02)
비경제활동			-0.02	(0.02)	-0.02	(0.02)
기준선의 남성육아휴직(기준: 0)						
1주					0.03	(0.03)
2주					0.05**	(0.02)
7주					0.03	(0.02)
10주					0.11**	(0.02)
15주					-0.01	(0.02)
상수	-0.43**	(0.16)	-0.10	(0.16)	-0.10	(0.16)
관측 수	6,125		6,125		6,125	
결정계수	0.12		0.15		0.15	

** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

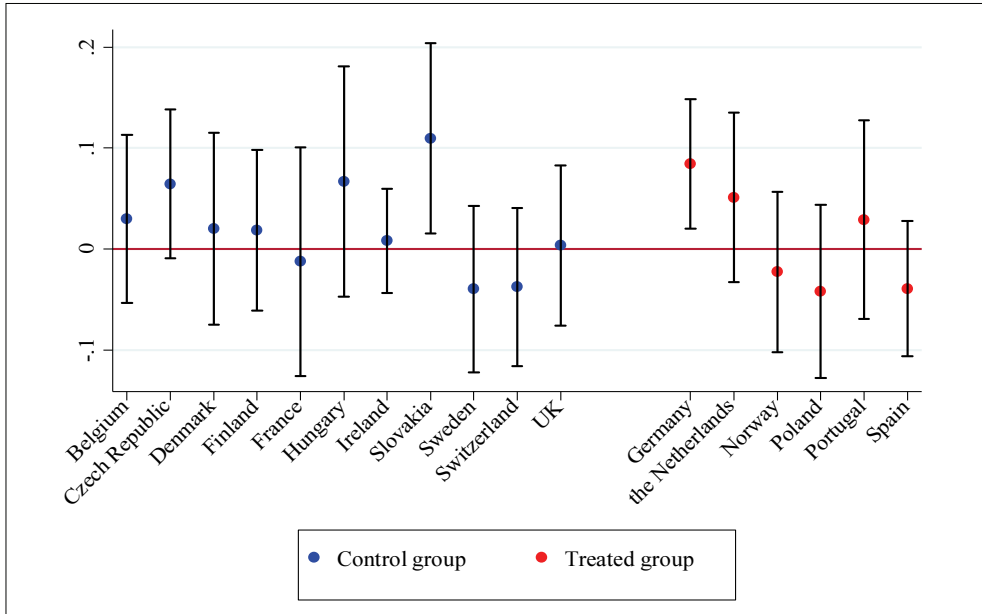
부록: 유럽국가의 남성육아휴직 개혁 상세 정보

독일: 2007년 개혁 전까지 육아휴직 기간은 36개월이었다. 이중 처음 24개월 동안에는 자산조사결과를 통해 급료가 지급됐다. 남성의 육아휴직 사용률은 매우 낮았지만, 시간제로 일하는 추가 옵션을 사용해 여성과 동시에 또는 교대로 휴가를 사용할 수 있었다. 독일 정부는 2007년 부모수당(Elterngeld) 개혁을 통해 출산 후 12개월까지 이전 12개월 동안 받던 평균 임금소득의 67%까지 지급받을 수 있는 유급 육아휴직제도를 도입했다. 양부모가 최소 2개월의 급여(남성육아휴직 2개월)를 청구할 경우 2개월이 추가된 총 14개월의 육아휴직을 양부모가 자유롭게 나눠서 사용할 수 있다. 따라서 유급 휴직 기간의 2개월은 남성에게 할당되었다. 유자녀 남성의 육아휴직 사용률은 2006년 3.5%에서 2008년 21%로 증가했다(Bunning, 2015).

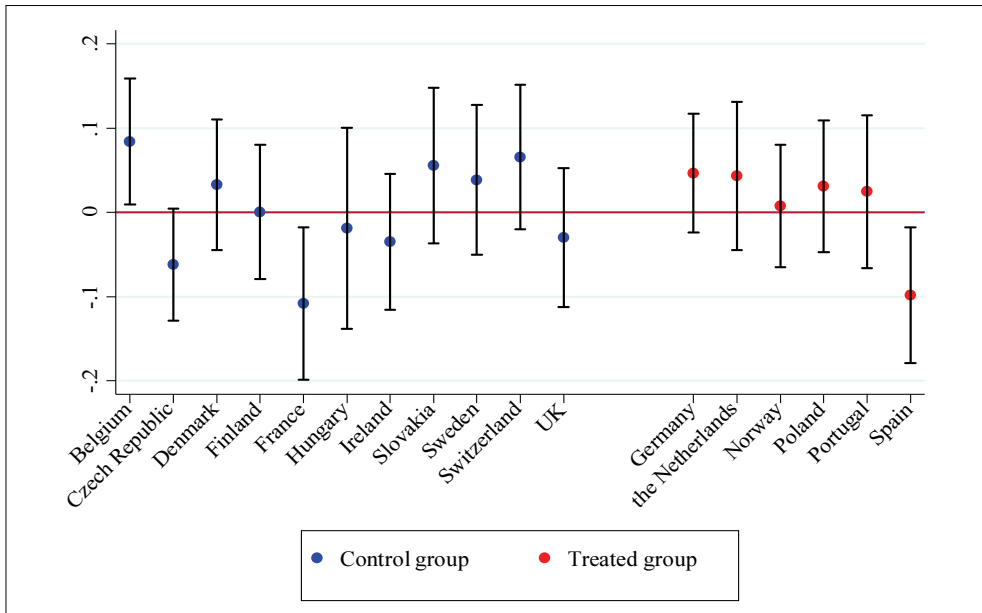
노르웨이: 1950년대부터 유급 육아휴직 기간을 꾸준히 확대해 1956년 12주에서 2013년 49주로 늘어났다. 부모는 휴직 기간을 공유할 수 있으나 남성의 육아휴직 사용률은 매우 낮은 편이다. 지난 10개월 중 6개월 동안 최소 50% 이상 일한 경우 남녀 모두 육아휴직을 완전히 보상 받았다. 여성이 이들 요건을 충족하지 못한 경우 남성의 보상이 감소했다. 1993년 정부는 남성 출산휴가제도를 도입하고 남성에게 4주간의 유급휴가를 보장했다. 남성 출산휴가제도는 2006년 6주에서 2009년 10주로 확대됐고 본 연구는 마지막으로 확대된 기간을 바탕으로 정책 시행 후 출산 의향 변화를 분석했다.

스페인: 2007년까지 육아휴직은 전액유급 의무휴직 6주와 양부모가 공유할 수 있는 전액유급 추가휴직 10주로 구성됐다. 2007년 남성 출산휴가제도(13일 전액유급)를 도입했다.

[그림 2] 2004/2005-2010/2011년 국가별 출산의향 변화(무자녀 남성). 국가와 기간효과 간 상호작용을 사용한 선형확률모형 추정치(통제변수는 본문 참조)



[그림 3] 2004/2005-2010/2011년 국가별 출산의향 변화(유자녀 남성). 국가와 기간효과 간 상호작용을 사용한 선형확률모형 추정치(통제변수는 본문 참조)



20 저출산, 노동시장 그리고 가족 -관련요인, 결과 및 정책 시사점

18-45세 무자녀 여성	모형 1		모형 2		모형 3	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
정책변경 후(2010/2011)	-0.00	(0.02)	0.01	(0.01)	0.01	(0.01)
실험군(기준: 대조군)						
독일	-0.06*	(0.03)	-0.06+	(0.03)	-0.03	(0.03)
네덜란드	-0.08*	(0.03)	-0.10**	(0.03)	-0.07*	(0.03)
노르웨이	0.04	(0.04)	0.03	(0.04)	0.06	(0.04)
폴란드	0.12**	(0.04)	0.14**	(0.04)	0.17**	(0.04)
포르투갈	-0.10**	(0.04)	-0.04	(0.03)	-0.01	(0.03)
스페인	-0.07*	(0.03)	-0.04	(0.03)	-0.01	(0.03)
실험군* 정책변경 후						
독일* 정책변경 후	0.09*	(0.04)	0.08*	(0.04)	0.09*	(0.04)
네덜란드* 정책변경 후	0.14**	(0.05)	0.10*	(0.05)	0.10*	(0.05)
노르웨이* 정책변경 후	-0.02	(0.06)	-0.03	(0.06)	-0.03	(0.06)
폴란드* 정책변경 후	-0.06	(0.06)	-0.09	(0.05)	-0.08	(0.05)
포르투갈* 정책변경 후	0.03	(0.06)	0.02	(0.05)	0.02	(0.05)
스페인* 정책변경 후	-0.04	(0.04)	-0.04	(0.04)	-0.04	(0.04)
연령	0.22**	(0.01)	0.16**	(0.01)	0.16**	(0.01)
연령^2	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)
외국 출생			0.06**	(0.02)	0.06**	(0.02)
교육(기준: 중등교육 이하)						
중등교육			0.07+	(0.04)	0.07+	(0.04)
고등교육			0.12**	(0.04)	0.12**	(0.04)
유배우			0.28**	(0.01)	0.27**	(0.01)
이혼			-0.03	(0.04)	-0.04	(0.04)
실업			0.01	(0.02)	0.01	(0.02)
비경제활동			-0.09**	(0.02)	-0.09**	(0.02)
기준선의 남성육아휴직(기준: 0)						
1주					0.10**	(0.03)
2주					0.06**	(0.02)
7주					0.03	(0.02)
10주					0.03	(0.03)
15주					0.03	(0.03)
상수	-2.84**	(0.08)	-2.01**	(0.11)	-2.03**	(0.11)
관측 수	5,547		5,547		5,547	
결정계수	0.20		0.27		0.27	

** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

18-45세 유자녀 여성	모형 1		모형 2		모형 3	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
정책변경 후(2010/2011)	0.03**	(0.01)	0.02+	(0.01)	0.02*	(0.01)
실험군(기준: 대조군)						
독일	-0.05**	(0.02)	-0.05**	(0.02)	-0.04*	(0.02)
네덜란드	0.02	(0.02)	0.01	(0.02)	0.03	(0.02)
노르웨이	0.06**	(0.02)	0.04+	(0.02)	0.06*	(0.02)
폴란드	-0.07**	(0.02)	-0.08**	(0.02)	-0.06**	(0.02)
포르투갈	-0.03	(0.02)	-0.04	(0.03)	-0.02	(0.03)
스페인	0.07*	(0.03)	0.05+	(0.03)	0.07*	(0.03)
실험군* 정책변경 후						
독일* 정책변경 후	-0.02	(0.02)	-0.01	(0.02)	-0.01	(0.02)
네덜란드* 정책변경 후	-0.03	(0.03)	-0.02	(0.03)	-0.02	(0.03)
노르웨이* 정책변경 후	-0.08*	(0.04)	-0.08*	(0.03)	-0.08*	(0.03)
폴란드* 정책변경 후	0.04	(0.03)	0.04	(0.03)	0.04	(0.03)
포르투갈* 정책변경 후	0.02	(0.04)	0.04	(0.04)	0.04	(0.04)
스페인* 정책변경 후	-0.10**	(0.04)	-0.10**	(0.04)	-0.10**	(0.04)
연령	0.01+	(0.01)	-0.00	(0.01)	-0.00	(0.01)
연령^2	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)	-0.00**	(0.00)
외국 출생			0.01	(0.01)	0.01	(0.01)
교육(기준: 중등교육 이하)						
중등교육			-0.01	(0.02)	-0.01	(0.02)
고등교육			0.07**	(0.02)	0.07**	(0.02)
유배우			0.11**	(0.01)	0.11**	(0.01)
이혼			0.04**	(0.01)	0.04**	(0.01)
실업			0.00	(0.01)	0.00	(0.01)
비경제활동			-0.00	(0.01)	-0.00	(0.01)
기준선의 남성육아휴직(기준: 0)						
1주					-0.02	(0.02)
2주					0.03*	(0.01)
7주					0.07**	(0.02)
10주					0.05*	(0.02)
15주					-0.01	(0.02)
상수	0.42**	(0.14)	0.62**	(0.13)	0.61**	(0.13)
관측 수	8,533		8,533		8,533	
결정계수	0.16		0.18		0.18	

** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

참고문헌

- Billingsley, S. and Ferrarini, T. (2014), family policy and fertility intentions in 21 European countries, *Journal of Marriage and Family*, 76, 428-445.
- Bunning M. (2015), What Happens after the 'Daddy Months'? Fathers' Involvement in Paid Work, Childcare, and Housework after Taking Parental Leave in Germany, *European Sociological Review*, 31, No. 6, 738-748
- Cools, S., Fiva, J.H. and Kirkeboen, L.J. (2015), Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents. *Scandinavian Journal of Economics* 117(3), 801-828.
- Ekberg, J., Eriksson, R. and Friebel, G. (2012), Parental leave — A policy evaluation of the Swedish “Daddy-Month” reform. *Journal of Public Economics* 97: 131-43.
- Farré and González (2018), Does Paternity Leave Reduce Fertility? *Barcelona GSE Working Paper Series*
- Gauthier, A. (2007), The impact of family policies on fertility in industrialized countries: A review of the literature. *Population Research and Policy Review*, 26, 323-346.
- Kluge J. and Tamm M. (2012), Parental leave regulations, mothers' labor force attachment and fathers' childcare involvement. *Journal of Population Economics* 26(3): 983-1005.
- Kotsadam and Finseraas (2011), The state intervenes in the battle of the sexes: Causal effects of paternity leave
- Lalive, R., & Zweimuller, J. (2009). How does parental leave affect fertility and return to work? Evidence from two natural experiments. *Quarterly Journal of Economics*, 124, 1363-1402.
- Luci-Greulich, A., & Thévenon, O. (2013). The impact of family policies on fertility trends in developed countries. *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, 29(4), 387-416.
- Mulder and Billari (2010) Homeownership Regimes and Low Fertility, *Housing Studies*.
- Raute, A. (2015), “Can Financial Incentives Reduce the Baby Gap? Evidence from a Reform in Maternity Leave Benefits.” Unpublished paper.
- Rege, M., & Solli, I. F. (2013). The impact of paternity leave on fathers' future earnings. *Demography*, 50(6), 2255-2277.

제 2 장

(비)공식 돌봄 이용의
사회경제적 격차 및 돌봄 전략이
둘째 출산에 미치는 영향

제1절 서론

제2절 분석 자료 및 방법

제3절 결론 및 시사점

참고문헌

2

(비)공식 돌봄 이용의 << 사회경제적 격차 및 돌봄 전략이 둘째 출산에 미치는 영향

제1절 서론

1. 가족 정책 이용과 효과의 집단 이질성: 기본 메커니즘

OECD 국가에서 나타나는 출산과 여성고용 간 양의 상관관계는 보육과 육아휴직제도에 초점을 맞춘 가족 정책이 '부모의 역할과 노동자의 역할' 간 갈등을 줄이는데 중요한 역할을 했음을 보여준다(Ahn & Mira, 2002). 그러나 실증적 문헌 자료에 따르면 가족 정책이 출산에 미치는 긍정적 영향은 제한적이었으나 개인과 가구 수준의 가족 정책 적절성과 이용은 물론 이들 정책 이용과 영향의 집단 이질성을 고려하지 않은 경우가 많았다(Gauthier, 2007; Mills, Rindfuss, McDonald, Velde, & Force, 2011; Neyer & Andersson, 2008b). 본 논문은 벨기에의 종단 마이크로데이터를 사용해 공식 및 비공식 돌봄 이용의 교육 수준별 기울기와 교육 수준별로 보육이 이후 출산에 미치는 영향을 살펴보았다. 벨기에는 OECD 국가 중 공식 보육 이용가능성이 가장 높은 동시에 공식 보육 서비스 이용의 사회경제적 기울기가 가장 뚜렷해 이들 쟁점을 검토하는데 적합하다(Ghysels & Van Lancker, 2009; OECD, 2018; Storms, 1995).

가. 공식 보육

선행 연구에 따르면 공식 보육 이용율은 i) 이용가능성(Del Boca, Locatelli, & Vuri, 2005), ii) 비용(De Ruijter, Van Der Lippe, & Raub, 2003; Ermisch, 1989; Gabrielli & Dalla Zuanna, 2010) and iii) 문화 규범(De Ruijter, 2004; Jappens & Van Bavel, 2012; Raz-Yurovich, 2012)에 따라 달라진다. 이용가능성은 보육 서비스의 근접성(Del Boca et al., 2005)뿐 아니라 보육 센터의 유연성(예: 개방시간)

(저자) Karel Neels, Jonas Wood, Naomi Biegel, Centre for Population, Family & Health, University of Antwerp. Antwerp, Belgium.

도 공식 보육 서비스 이용에 영향을 미침을 시사한다(Hank & Kreyenfeld, 2003; Kreyenfeld & Hank, 2000). 보육을 외부에 위탁하려면 재원이 필요하므로, 예산 특히 공식 보육과 유치원에 대한 보조금 지원은 공식 보육 이용 결정에 영향을 미칠 수 있다(Raz-Yurovich, 2014). 이러한 점에서 경제 이론에 따르면 비경제활동 또는 실업과 관련된 포기 소득의 간접비(즉 기회비용)와 공식 보육의 직접비는 상충 관계에 있다. 따라서 공식 보육비가 증가하면 직접비가 기회비용에 근접하거나 심지어 기회비용보다 커질 수 있기 때문에 여성의 노동시장 진출을 어렵게 한다. 이러한 맥락을 고려하면 사회규범 또한 공식 보육 이용을 저해하는 요소가 될 수 있다. 부모가 아닌 타인이 영유아기 자녀를 돌보는 대리 돌봄서비스(non-parental care)의 활용은 민간 및 공공 보육 이용을 늘리기 위한 필수 전제조건으로 간주되는 경우가 많다(De Ruijter, 2004; Raz-Yurovich, 2012).

일과가정을 양립해야 하는 부부 및 특히 여성이 당면한 어려움은 여성의 노동시장 진출뿐 아니라 출산 결정에도 영향을 미칠 수 있다(Rindfuss, Guilkey, Morgan, Kravdal, & Guzzo, 2007). 지금까지 관련 연구는 보육 이용가능성의 영향(Baizán, 2009; Del Boca, 2002; Rindfuss, Guilkey, Morgan, & Kravdal, 2010), 보육 정책 개혁(Bauernschuster, Hener, & Rainer, 2015) 및 보육비(Mörk, Sjögren, & Svaleryd, 2013)에 집중해왔다. 대부분 연구는 보편적 및 저렴한 보육이 출산 시기 및 완결 출산에 긍정적 영향을 미치기 때문에 접근 가능한 보육을 효과적인 출산장려 정책으로 제시했다. 이들 연구는 일반적으로 출산 정책에 대한 종합 자료와 출산에 대한 개인 자료를 조합해 사용했지만 출산에 미치는 영향 분석 시 개인의 공식 보육 이용 또는 집단 이질성을 고려하지 하지 않은 한계가 있다(Neyer & Andersson, 2008b).

나. 비공식 돌봄

일부 국가는 가족 서비스를 강력한 복지국가제도로 대체함으로써 비공식 제도를 이용을 줄인 반면, 저렴한 대리 돌봄 서비스를 제공하는 정부 또는 시장의 역량이 의심스러운 나라도 많다(Jappens & Van Bavel, 2012; Thomese & Liefbroer, 2013). 저렴한 공식 보육이 부족하면 지인이나 친척의 도움에 의지하게 된다(Gray, 2005; Hank & Buber, 2009; Igel & Szydlik, 2011; Koslowski, 2009; Lewis, Campbell,

& Huerta, 2008). 최근 연구에 따르면 공보육이 보편화된 국가는 비공식 돌봄을 공식 보육의 보완 수단으로 사용하는 경우가 많다(Igel & Szydluk, 2011). 하지만 공식 보육 서비스가 부족한 국가는 보다 강력하고 정기적 형식의 비공식 돌봄에 의존하는 경향이 있다(Hank & Buber, 2009). 이는 보육 서비스 부족이 부모의 노동시장 참여를 저해할 수 있음을 시사한다. 또한 일부 연구는 비공식 돌봄 이용의 변화를 설명하는 문화적 요소의 역할을 강조했다. 보수적이고 가족 지향적인 국가 및 지역일수록 비공식 지원을 주요 돌봄 수단으로 이용하는 비중이 높다(Jappens & Van Bavel, 2012; Lewis et al., 2008).

비공식 돌봄이 출산에 미치는 영향에 대한 연구는 상대적으로 적다. Sear and Coall (2011)에 따르면 조부모가 돌봄에 참여하지 않는 국가는 출산율이 높게, 조부모가 돌봄에 참여하는 국가는 출산율이 낮게 나타났다. 이러한 결과는 조부모의 돌봄이 공식 보육 시설 부족을 상쇄하지 못함을 의미한다(Sear & Coall, 2011). Thomese and Liefbroer (2013)는 최근 연구에서 조부모의 돌봄 참여가 둘째 이상 출산에 영향을 미친다고 보고했다. MacInnes and Perez Diaz(2009)와 마찬가지로 Thomese and Liefbroer (2013)는 조부모가 출산 전략의 수단이 되고 있다고 보았다. 기대수명이 늘어나 조부모가 증가함에 따라, 조부모의 육아 참여가 여성의 일가정 양립에 도움이 되고 있다.

다. 사회경제적 격차

집단 이질성에 많은 관심을 기울이지 않은 실증적 문헌 자료와 달리, 가족 형성의 경제적 이론은 공식보육 및 유치원 교육과 같은 가족 정책 이용에서 상당한 사회경제적 격차를 암시한다(Becker, 1981). 가족을 형성하기 전에 사회경제적 지위를 확고히 다진 여성(고학력 여성이 많음)은 가족 형성 비용에 더욱 적절히 대처할 수 있지만(소득 효과) 자녀 출산 시 노동시장을 이탈하는 경향이 있는 사회에서는 출산과 관련하여 높은 기회 비용에 당면할 수 있다(기회 비용). 특히 소득 잠재력이 높은 여성의 경우, 보육 이용가능성은 가족 형성의 기회 비용을 낮춰 기회비용이 출산에 미치는 부정적 영향을 줄이고 소득 효과에 집중하는 중요한 수단이 될 수 있다(Liefbroer & Corijn, 1999; Van Dijk & Siegers, 1996). 여성의 교육 수준이 높을수록(맞벌이 부부가 많

음) 소득이 높아 공식 보육 서비스를 충분히 이용할 있고, 가족 형성과 노동시장 참여 양립에 대한 경제적 유인을 고려하면, 직장 여성에 더욱 유리할 수 있다(Neels & Theunynck, 2012). 중간학력 여성은 특히 양육비가 높은 경우, 가족 형성으로 인한 노동시장 이탈과 관련된 기회비용은 낮을 수 있지만, 노동시장 완전 또는 일부 이탈은 가계 소득에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 결과적으로 이들 여성은 공식 보육보다는 비공식 돌봄 제도를 이용하면서 노동시장에 계속 남아 있을 가능성이 높다. 또한 중간학력 여성은 보육 이용 가능성으로 가족 형성 기회비용이 낮아지지만, 고학력 여성보다 소득 효과가 뚜렷하지 않아 후속 출산의 출산진도비가 낮아진다고 가정했다. 저학력 여성과 노동시장 전망이 열악한 여성(예: 이민 여성)의 경우, 저소득 일자리에 종사하는 여성의 가족 형성 관련 기회비용이 낮고 심지어 기회비용이 없거나 사회보장혜택에 의지해야 할 수 있다고 가정했다. 이들 여성들이 가정의 주요 소득원인 경우, 공식 보육보다 비공식 돌봄 제도에 의존할 가능성이 높다. 주소득원이 아닌 여성과 가족 형성 전에 노동시장에 참여하지 않았던 여성은 공식/비공식 돌봄 제도에 의존하지 않고 돌봄에 전념할 가능성이 높다(Van Dijk & Siegers, 1996). 저학력 여성은 안정적인 일자리를 유지하기 어렵고 결혼이 불확실성을 줄이는 인생궤도가 될 수 있기 때문에 전통적인 가족 형성 규범을 강조할 수 있고 이들의 열악한 노동시장 전망은 출산을 유도하는 강력한 자극제가 될 수 있다(Friedman, Hechter, & Kanazawa, 1994).

비표준 가치를 가정하는 이론적 틀과 합리적 선택의 틀에 따르면 공식 및 비공식 돌봄 제도가 가족 형성에 미치는 영향에 사회경제적 격차가 존재하지만 보육이 가족형성에 미친 영향을 분석한 연구는 적절성과 개인 이용은 물론 가족 정책 이용과 효과의 집단 이질성을 고려하지 않은 경우가 많다(Gauthier, 2007; Neyer & Andersson, 2008a). 실증적 문헌 자료의 이러한 격차를 고려해 본 논문은 2001-2006년 국가등록부에 연결된 2001년 벨기에 인구조사의 종단 마이크로데이터를 사용해 i) (비)공식 돌봄(보육) 이용의 사회경제적 격차 및 ii) 다양한 돌봄 전략이 이후 출산진도비에 미치는 영향 등을 분석했다.

2. 벨기에의 공식 보육 이용 비교

벨기에 영유아(0-2세)의 공식보육 참여율은 2004년 39.5%에서 2014년 54.7%로 크게 증가해 자료를 사용할 수 있는 OECD 국가 중 가장 높은 수준을 보였다(OECD, 2018). 서유럽에서는 프랑스, 룩셈부르크, 네덜란드가 유사한 참여율을 보이지만(그림 1d), 네덜란드는 주당 평균 공식 보육 및 유치원 이용 시간이 이들 나라의 절반 수준이었다(2004년 기준 벨기에 29.5시간, 프랑스 32.3시간, 룩셈부르크 32.7시간, 네덜란드는 17.6시간) (OECD, 2018). 스웨덴, 노르웨이, 아일랜드도 이와 유사한 수준이지만 덴마크보다는 현저히 낮은 편이다. 북유럽 국가 중에서는 핀란드와 발틱국가의 참여율이 특히 낮게 나타났다(그림 1a). 중동부유럽 또한 슬로베니아를 제외하고 유사한 수준이었다(그림 1b). 서유럽 지역은 참여율이 높은 포르투갈, 몰타(그림 1c)와 낮은 이탈리아, 그리스, 사이프러스 간 차이가 상당히 크게 나타났다. 북서 유럽 국가와 달리, 2014년 미국, 호주, 한국, 일본 0-2세 유아의 공식 보육 참여율은 40%에 미치지 못했다. 단, 뉴질랜드는 41.9%로 예외였다(그림 1f). 그러나 국가 간 참여율 차이에는 주당 평균 공식 보육 이용 시간 차이가 드러나지 않는다. 실제로 주당 평균 공식 보육 이용시간은 17시간(네덜란드, 영국)부터 35시간 이상(덴마크, 아이슬란드, 포르투갈, 슬로베니아 및 라트비아)까지 다양했다(OECD, 2018). 국가 간 이용률 차이는 평균 보육 시간과 양의 상관관계($r=.886$)에 있으므로, 국가 간 FTE 참여율 차이가 조(粗) 참여율보다 더욱 명확하게 나타났다.

벨기에는 0-2세 영유아의 높은 종일제 참여율에도 불구하고 공식 보육과 유치원 등록의 사회경제적 기울기가 분명하다(OECD, 2018). 고등교육을 받은 여성과 그렇지 못한 여성을 비교해 교육 수준별 등록률 차이를 분석한 결과 북유럽의 평균 차이는 2.8%p였던 것에 반해서 유럽(독일 제외)은 21.5%로 나타났다. 다른 서유럽 국가와 마찬가지로 0-2세 벨기에 영유아의 등록률은 고등교육을 받은 여성의 경우 65.4%인 것에 반해 그렇지 못한 여성은 43.6%에 불과했다(21.7% 차이). 서유럽과 중동부유럽은 등록률이 전반적으로 낮음에도 교육 수준별 등록률 차이가 적었다(두 지역 모두 평균 차이는 9.2%p)(ibidem).³⁾ 균등화 가치분소득(3분위군 중 가장 높은 3분위와 가장 낮은

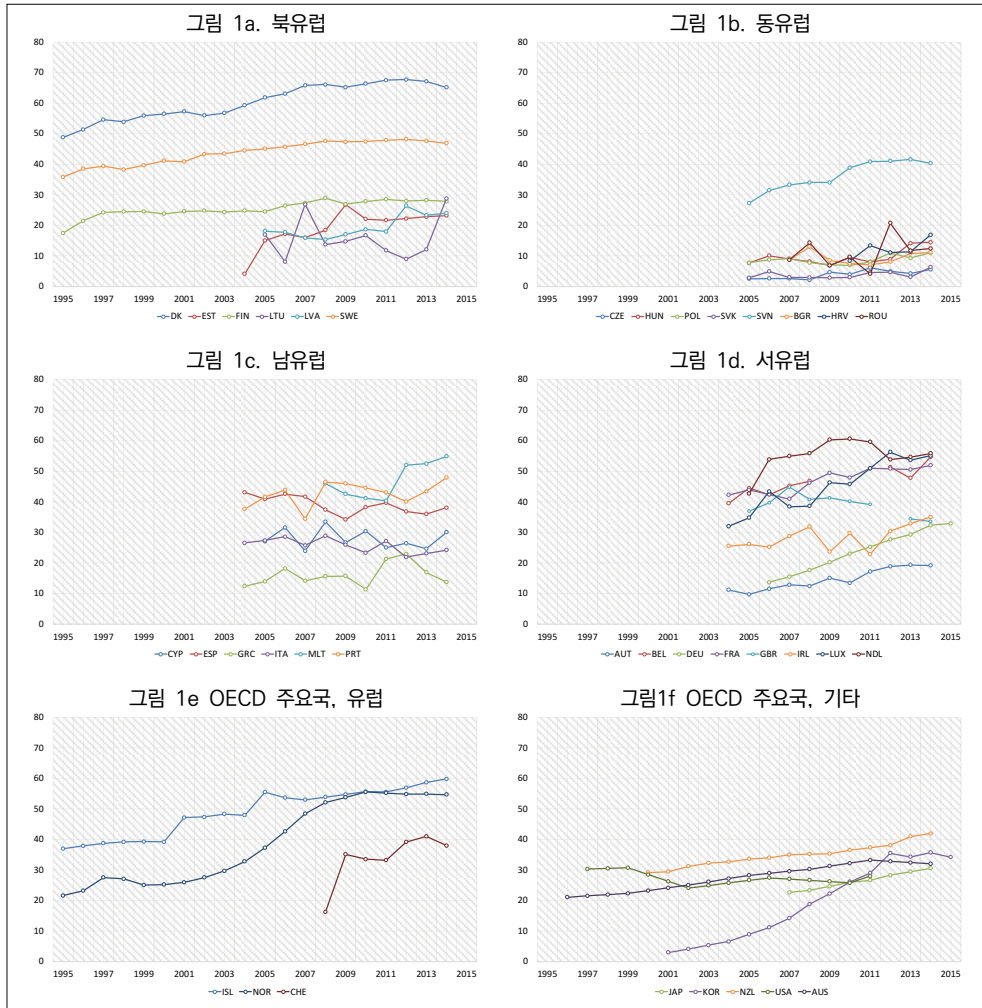
3) 중동부유럽의 경우 여성의 교육 수준별 차이는 체코, 크로아티아, 폴란드, 슬로바키아 공화국, 슬로베니아 및 헝가리 데이터에 기반한다. OECD 가족데이터베이스에서 불가리아와 루마니아 여성의 교육 수준별 등

가정의 보육 등록 대비)을 고려하면 유사한 사회경제적 격차가 나타난다. 즉, 북유럽의 평균 차이는 5.2%P인데 반해 서유럽, 남유럽, 중동부유럽은 각각 33.2%P, 13.8%P 및 13.1%P이다(OECD, 2018).⁴⁾ 벨기에는 가계소득에 따라 공식 보육비의 상당 부분을 지원하고 있지만 차별적 노동시장 기회와 차별적 수요뿐 아니라 공급 부족과 고용이 안정된 가정에 유리한 자격 조건으로 인한 불공평한 보육 접근성으로 공식 보육과 유치원 등록률의 사회경제적 격차가 발생해 결과적으로 저소득 가정이 비경제활동 함정에 빠질 수 있다(Ghysels & Van Lancker, 2009; MAS, 2007; Storms, 1995).

목록 차이 데이터를 수집할 수 없었다.

4) EUROVOC 지역(중앙과 동유럽: 체코, 헝가리, 크로아티아, 폴란드, 슬로바키아, 슬로베니아, 서유럽: 오스트리아, 벨기에, 프랑스, 영국, 아일랜드, 룩셈부르크, 네덜란드, 남유럽: 이탈리아, 스페인, 그리스, 키프로스, 몰타, 포르투갈)의 경우 균등화 가처분소득 3분위별 0-2세의 평균 참여율 차이는 OECD 가족데이터베이스(2018년 10월 15일 접속) 데이터를 사용해 산출했다. 데이터베이스 접시 당시 리투아니아, 독일, 불가리아 및 루마니아 데이터는 확인할 수 없었다.

[그림 1] 공식 보육 및 유치원 참여율 0-2세, EU28 및 OECD 주요국, 1995-2016년



범례: EU28 국가는 EUROVOC 지역으로 그룹화했고 ISO Alpha-3 코드를 사용해 라벨을 붙였다. 북유럽: 덴마크(DNK), 에스토니아(EST), 핀란드(FIN), 리투아니아(LTU), 라트비아(LVA), 스웨덴(SWE). 중동부유럽: 불가리아(BGR), 체코(CZE), 헝가리(HUN), 크로아티아(HRV), 폴란드(POL), 루마니아(ROU), 슬로바키아공화국(SVK), 슬로베니아(SVN). 서유럽: 키프로스(CYP), 스페인(ESP), 그리스(GRC), 이탈리아(ITA), 몰타(MLT), 포르투갈(PRT). 서유럽: 오스트리아(AUT), 벨기에(BEL), 독일(DEU), 프랑스(FRA), 영국(GBR), 아일랜드(IRL), 룩셈부르크(LUX), 네덜란드(NLD). OECD 주요국의 경우, 유럽 국가 간 구별했다.

유럽: 아이슬란드(ISL), 노르웨이(NOR), 스위스(CHE)

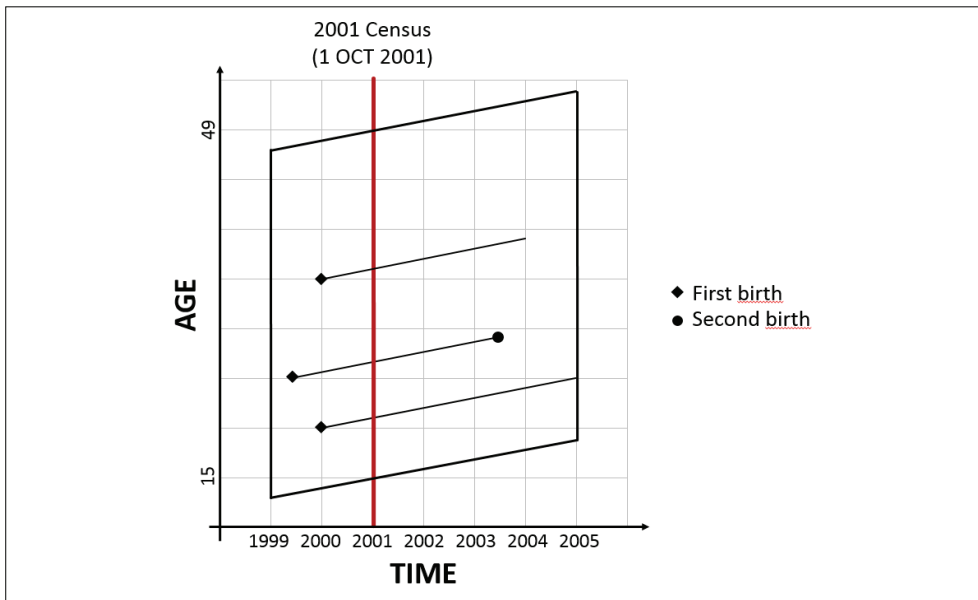
비 유럽: 한국(KOR), 일본(JAP), 뉴질랜드(NZL), 미국(USA), 호주(AUS). 출처: OECD 가족 데이터베이스(표 PF3_2 참조, 2018년 10월 15일 접속).

제2절 분석 자료 및 방법

1. 인구조사 및 등록부 자료

2001-2005년 국가등록부의 가구구성 변화에 관한 자료와 연계된 2001년 인구조사 자료를 사용해 분석했다(Deboosere, Stoop, & Willaert, 2003). 인구조사는 2001년 10월 1일 기준 14세 이상 여성의 최초 동거 및 결혼 날짜는 물론 각 정상출산 연도에 대한 자료를 제공한다. 또한 1996년 1월 1일부터 2001년 9월 30일 사이에 출생한 자녀(resident child)를 둔 가정의 경우, 2001년 인구조사는 i) 유치원, ii) 보육 시설, iii) 가정보육모(돌볼 수 있는 영유아 수), iv) 가구원, 또는 v) 가족 또는 지인 등이 돌보는 자녀 수에 대한 정보를 제공한다.

[그림 2] 2001년 인구조사와 2001-2005년 국가등록부의 자료 연계



2001년 10월 1일 인구조사에 기록된 교육 수준, 출산이력 및 공식 및 비공식 교육 보육 제도 이용에 관한 마이크로 데이터를 사용해 분석했다. 나중에 이들 인구조사와 2001-2005년 국가등록부 자료를 연계해 관찰 기간 동안 둘째를 출산한 가구와 여성

을 확인할 수 있었다. 2001년 인구조사의 보육 자료는 횡단면 자료이고 1996년 1월 1일부터 2001년 9월 30일 사이에 태어난 자녀로 국한되어 있기 때문에(Deboosere et al., 2003), 1999-2000년 첫째를 출산한 15-49세 여성으로 분석 범위가 제한됐다. 즉, (비)공식 돌봄(보육) 이용 정보는 인구조사 당시 9개월-33개월(2년 9개월) 아동을 대상으로 한다(그림 1). 여성은 출산 후 3개월 동안 출산휴가를, 이후 3개월 동안 육아 휴가를 사용할 수 있기 때문에 9개월을 하한연령으로 간주했다. 또한 영유아는 일반적으로 2½-3세 사이에 유치원에 등록하기 때문에(일반적으로 3세에 등록) 33개월(2년 9개월)을 상한연령으로 설정했다.

일반적으로 외조부모는 가장 중요한 비공식 돌봄자이므로 (비)공식 돌봄(보육) 이용 분석 시 2001년 인구조사에 기록된 외조부모의 고용 상태는 물론 친/외조부모의 자가 진단 건강상태와 일상활동 범위를 고려했다. 1991년 3월 1일 기준 부모와 함께 거주하는 여성의 부분집합의 경우 1991년 인구조사에서 부모를 확인했고 친/외조부모의 고용 상태, 자가진단 건강상태 및 일상활동 범위에 대한 정보는 2001년 인구조사를 사용해 업데이트했다. 마찬가지로 공식 보육 이용가능성을 통제하기 위해 2001-2005년 보육 상태를 모니터링한 다양한 지역 정부 서비스를 통해 지자체 차원의 보육 서비스에 대한 상황자료를 수집했다. (비)공식 돌봄(보육)제도 이용과 2001-2005년 후속 출산에 미치는 영향에 대한 분석은 2001년 10월 1일 기준 일반가구에 거주하는 15-50세 여성으로 제한됐다.

2. 모형

i) 공식 및 비공식 돌봄 제도 이용과 ii) 2001년 인구조사에 기록된 첫째 보육이 2001년 1월 1일부터 2005년 12월 31일까지의 둘째 출산 위험에 미치는 영향을 분석했다.

가. 고용 확률

가족 형성의 경제이론에 따르면 (비)공식 돌봄(보육) 이용은 외부에 돌봄을 위탁하고 벌어들인 소득과 다양한 가용 돌봄 서비스 비용을 비교한 비용편익 결과에 따라 달라

진다. 특히 부모 모두 소득 잠재력이 높은 가정의 경우 이는 위탁 보육을 유도하는 강력한 유인을 생성한다. 반대로 가구원 중 한 명 이상의 취업이 제한된 경우 보육에 대한 수요가 줄어들 것으로 예상된다. 경제이론은 주로 고용 기회에 따라 (비)공식 고용 이용이 결정된다고 보지만, 검토 기간 벨기에에 대한 연구에서는 보육 이용 가능성 제한 및 고용이 안정된 가정에 유리한 자격 기준 등이 공식 보육에 대한 저소득가정의 접근성을 저해해 저소득가구가 비경제활동 함정에 빠질 수 있다고 보고했다. 따라서 이들 가구에서는 공식 보육에 대한 접근성(부족)이 고용 상태를 결정한다. 2001년 인구조사 당시 고용 상태와 (비)공식 돌봄(보육)에 대한 접근성이 상호 내생적이었기 때문에 로짓모형은 (비)고용 보육에 대한 접근성에 관계 없이 여성의 고용 확률을 추정했다. 아이를 출산한 경험이 없는 무산부의 고용 상태는 보육 접근성에 영향을 받지 않으므로, 이들의 i) 연령(18세를 중심으로, 이차 설정), ii) 교육 수준(18개 범주), iii) 지역 노동시장 노출도(589개 벨기에 지자체), iv) 출신국적그룹(서유럽, 기타 EU 국가, 터키/모로코 및 기타 유럽국가 출신 여성 대 현지인), v) 세대(1세대, 2세대, 3세대/현지인), vi) 붕괴된 LIPRO 가구 위치(부모와 동거, 미혼(부모), 기혼(부모), 동거(부모), 집단가구원, 기타), vii) 국적 그룹과 세대 간 양방향 상호작용, viii) 교육, 국적 그룹 및 세대 간 양방향 및 삼방향 상호 작용, ix) 국적 그룹, 세대와 붕괴된 LIPRO- 위치 간의 양방향 및 삼방향 상호 작용)의 함수로 2001년 10월 1일 미경산부의 i) 고용 $[\hat{p}(work)_i]$ 및 ii) 전일(≥ 38 시간/주) 고용 $[\hat{p}(ftwork)_i]$ 확률을 추정했다.

여기서 A_i 는 연령, A_i^2 는 연령의 제곱, E_i 는 교육 수준을 반영한 더미변수, M_i 는 거주 지자체를 반영한 더미변수, N_i 는 출신국적그룹을 반영한 더미변수, G_i 는 세대를 반영한 더미변수, L_i 는 붕괴된 LIPRO 유형을 반영한 더미변수를 나타내고 곱 항은 양방향 및 삼방향 상호작용을 나타낸다. 무자녀여성의 예측 확률과 관찰된 고용 위치 간 영차 상관관계는 고용 및 전일 고용에 대해 각각 $r = .728$ [F(1,824180)>99999, $p < .001$] 및 $r = .544$ [F(1,824028)>99999, $p < .001$]이다. 앞서 설명한 이들의 특징을 감안해 2001년 10월 1일 기준 다른 프로파일은 모두 동일한 유자녀 여성에게 이후 무산부의 고용 및 전일 고용 확률을 할당했다.

$$\hat{p}(\text{work})_i = \frac{\left[e^{\hat{\alpha}} \cdot e^{\hat{\beta}A_i + \hat{\beta}A_i^2} \cdot e^{\sum \hat{\beta}E_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}M_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}N_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}G_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}L_i} \right]}{1 + \left[e^{\hat{\alpha}} \cdot e^{\hat{\beta}A_i + \hat{\beta}A_i^2} \cdot e^{\sum \hat{\beta}E_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}M_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}N_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}G_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}L_i} \right]} \quad (1a)$$

$$\hat{p}(\text{ftwork})_i = \frac{\left[e^{\hat{\alpha}} \cdot e^{\hat{\beta}A_i + \hat{\beta}A_i^2} \cdot e^{\sum \hat{\beta}E_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}M_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}N_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}G_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}L_i} \right]}{1 + \left[e^{\hat{\alpha}} \cdot e^{\hat{\beta}A_i + \hat{\beta}A_i^2} \cdot e^{\sum \hat{\beta}E_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}M_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}N_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}G_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta}L_i} \right]} \quad (1b)$$

나. 공식 및 비공식 돌봄 서비스 이용

2001년 교육 수준별 보육 서비스 이용 차이에 대한 분석에서는 i) 가구원이 제공하는 보육 이외 공식 또는 비공식 돌봄을 주요 돌봄 수단으로 전혀 이용하지 않는 여성, ii) 가족 또는 지인이 제공하는 비공식 돌봄을 주요 돌봄 수단으로 이용하는 여성, iii) 주로 하나 이상의 공식 보육 서비스(보육시설 또는 가정보육모)를 이용하는 여성, iv) 공식 보육과 가족 또는 지인이 제공하는 돌봄을 조합해 주요 돌봄(보육) 수단으로 이용하는 여성을 구분해 다항로짓모형을 추정했다.⁵⁾ 첫 번째 모형은 i) 공식 보육, ii) 비공식 돌봄 및 iii) 공식 및 비공식 돌봄 조합 iv) 가구원이 제공하는 보육을 이용할 확률(준거)을 비교하는 세 가지 다항로짓모형 방정식을 사용해 초등교육 이하, 하위중등교육, 상위중등교육, 단기고등교육, 장기고등교육 등 교육 수준별 차이를 추정했다(모형 A). 이후 모형은 여성의 초산연령(이차)과 첫째 자녀 연령(모형 B), 여성의 이주 상태 및 출신 국적(모형 C), 0-3세 아동 수 대비 공식 보육 시설 수를 반영하는 2001년 지자체 차원의 보육 범위(모형 D), 및 고용(방정식 1a) 및 전일 고용(방정식 1b) 확률 추정치(Model E)를 통제했다. 2001년 인구조사에서 어머니를 확인할 수 있는 여성의 부분집합의 경우, 모형 E를 다시 추정하고 조모(고용 대 실업), 조모의 자가진단 건강상태,(좋음 또는 매우 좋음 대 기타), 및 조모의 장애상태(장애 대 비장애)를 추가로 통제했다.

여기서 $E5_i$ 는 2001년 여성의 교육수준을 반영한 더미변수, AM_i 는 여성의 초산연령,

5) 일반적으로 2½세 이상 벨기에 영유아는 유치원에 등록하므로 이보다 어린 영아의 공식 교육(어린이집 또는 가정보육) 및 비공식 돌봄(가구원, 가족, 지인) 이용에만 초점을 맞췄다.

AM_i^2 는 출산 연령의 제곱, N_i 는 여성의 출신국가그룹을 반영한 더미변수, CCC_i 는 지자체 차원의 보육 범위, $\hat{p}(work)_i$ 는 고용 확률 추정치(방정식 1a), $\hat{p}(ftwork)_i$ 는 전일 고용 확률 추정치(방정식 1b), GW_i 는 조모의 고용 상태, GH_i 는 조모의 자가진단 건강상태, GD_i 는 조모의 자가진단 장애 상태를 나타낸다.

$$\begin{cases} \left[\frac{P(formal)}{P(none/hh)} \right] = e^{\hat{\alpha} + \sum \hat{\beta} ES_i} \cdot e^{\hat{\beta} AM_i + \hat{\beta} AM_i^2 + \sum \hat{\beta} AC_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta} N_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta} CCC_i} \\ \quad \cdot e^{\hat{\beta} \hat{p}(work)_i + \hat{\beta} \hat{p}(ftwork)_i} \cdot e^{\hat{\beta} GW_i + \hat{\beta} GH_i + \hat{\beta} GD_i} \\ \left[\frac{P(informal)}{P(none/hh)} \right] = e^{\hat{\alpha} + \sum \hat{\beta} ES_i} \cdot e^{\hat{\beta} AM_i + \hat{\beta} AM_i^2 + \sum \hat{\beta} AC_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta} N_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta} CCC_i} \\ \quad \cdot e^{\hat{\beta} \hat{p}(work)_i + \hat{\beta} \hat{p}(ftwork)_i} \cdot e^{\hat{\beta} GW_i + \hat{\beta} GH_i + \hat{\beta} GD_i} \\ \left[\frac{P(in\&formal)}{P(none/hh)} \right] = e^{\hat{\alpha} + \sum \hat{\beta} ES_i} \cdot e^{\hat{\beta} AM_i + \hat{\beta} AM_i^2 + \sum \hat{\beta} AC_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta} N_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta} CCC_i} \\ \quad \cdot e^{\hat{\beta} \hat{p}(work)_i + \hat{\beta} \hat{p}(ftwork)_i} \cdot e^{\hat{\beta} GW_i + \hat{\beta} GH_i + \hat{\beta} GD_i} \end{cases} \quad (2)$$

다. (비)공식 돌봄(보육)이 둘째 출산 위험에 미치는 영향

마지막으로 (비)공식 돌봄(보육) 이용이 둘째 출산에 미치는 영향은 후기진입 이산시간 위험모형을 사용해 평가했다. 2002년부터 2005년까지 모든 여성의 둘째 출산 여부와 출산 시기를 추적했지만, 2001년 10월 1일 관찰 기간 시작 시 첫째 출산 이후 기간이 달랐다. 2001년 인구조사에 기록된 특징을 공변량으로 사용했기 때문에 여성은 2001년 10월 1일 기준 첫째 자녀 연령에 해당하는 기간의 위험함수 추정치만 입력하고 이후 사건이 발생하거나 검열할 때까지 추적했다(Singer & Willett, 2003). 7개 모형(모형 H-N, 표 2)을 추정해 2001년 보육 서비스가 둘째 출산 위험에 미치는 영향을 검토했다. 첫째, 모형 H는 첫째 자녀 연령 및 여성의 초산연령, 교육 수준, 이민 상태 및 출산 국적 그룹 등 기타 둘째 출산 위험의 결정요인을 통제해 2001년 출산 전략이 2001년 둘째 출산 위험에 미치는 영향을 추정했다(Kulu et al., 2017; Neels, 2006; Neels & De Wachter, 2010; Neels, Murphy, Ni Bhrolchain, & Beaujouan, 2017). 후속 모형은 2001년 지자체 차원의 보육 범위(모형 I) 및 (비)공식 돌봄(보육) 이용에 중요한 영향을 미치는 것으로 확인된 여성의 고용 확률(모형 J-K)을 추가적으로 통제했다. 2001년 인구조사에서 어머니를 확인할 수 있는 여성의 부분집합의 경우, 모형 M-N을 사용해 2001년 인구조사에 기록된 조모의 고용 상태, 자가진단 건강상태

및 장애상태를 포함한 비공식 돌봄 공급을 추가적으로 통제했다.

여기서 $C4_i$ 는 2001년 보육 제도를 반영한 더미변수, AM_i 는 여성의 초산연령, AM_i^2 는 출산 연령의 제곱, AC_i 는 첫째 자녀의 연령을 반영한 더미변수, $E5_i$ 는 여성의 교육 수준을 반영한 더미변수, N_i 는 여성의 출신국적그룹을 반영한 더미변수, CCC_i 는 지자체 차원의 보육 범위, $\hat{p}(work)_i$ 는 고용 확률 추정치(방정식 1a), $\hat{p}(ftwork)_i$ 는 전일 고용 확률 추정치(방정식 1b), GW_i 는 조모의 고용 상태, GH_i 는 조모의 자가진단 건강 상태, GD_i 는 조모의 자가진단 장애상태를 나타낸다. 모형 L과 N은 여성의 교육 수준별로 보육 제도가 둘째 출산 위험에 미치는 차등적 효과를 추정하기 위해 보육 서비스와 교육 간 상호작용을 추가했다(그림 5).

$$\left[\frac{P(BIRTH2 = 1)}{1 - P(BIRTH2 = 1)} \right] = e^{\hat{\alpha} + \sum \hat{\beta} C4_i + \hat{\beta} AM_i + \hat{\beta} AM_i^2 + \sum \hat{\beta} AC_i + \sum \hat{\beta} E5_i + \sum \hat{\beta} N_i} \cdot e^{\sum \hat{\beta} CCC_i} \cdot e^{\hat{\beta} \hat{p}(work)_i + \hat{\beta} \hat{p}(ftwork)_i} \cdot e^{\hat{\beta} GW_i + \hat{\beta} GH_i + \hat{\beta} GD_i} \quad (3)$$

3. 분석 결과

교육 수준별 공식 보육 이용에 대한 기술 결과, 보육 이용에 대한 다변량 결과, 2001-2005년 보육 이용이 둘째 출산 위험에 미치는 영향의 집단 이질성을 각각 제시하였다.

가. 교육 수준별 (비)공식 돌봄(보육) 이용: 기술 결과

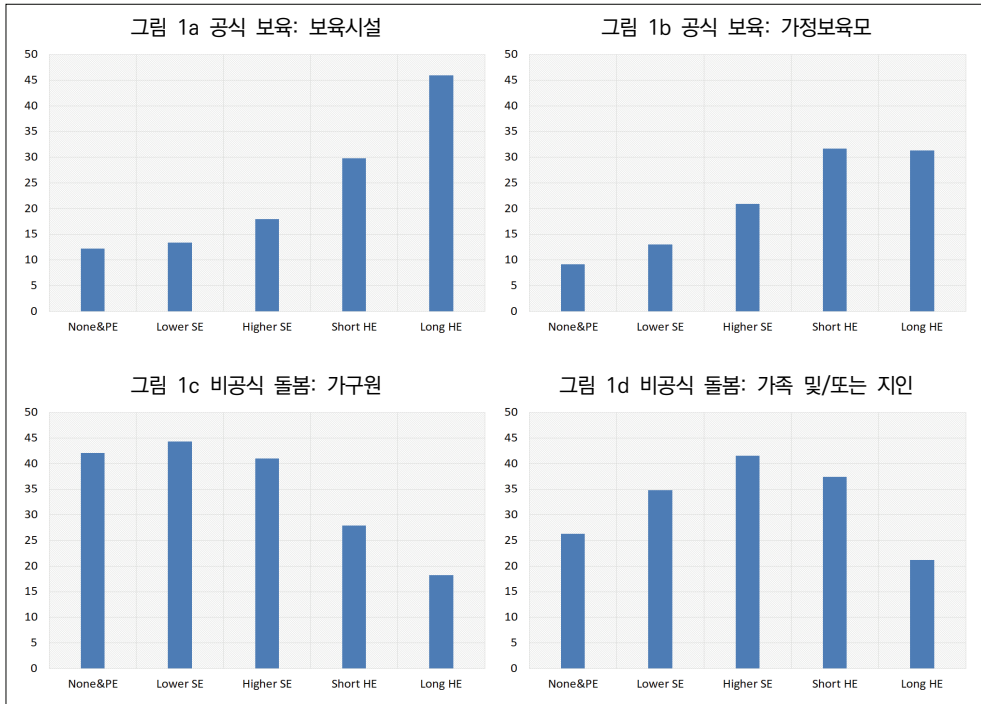
그림 1은 2001년 10월 1일 기준 첫째 자녀 연령이 9개월-33개월(2년 9개월)인 여성의 교육 수준별 공식 및 비공식 돌봄 서비스 이용을 보여준다. 첫째 자녀의 연령을 통제하면, 교육 수준별 보육시설 이용은 강한 양의 기울기를 보였다. 즉, 이러한 종류의 공식 보육 서비스 이용률은 초등교육 이하 여성이 12%인 것에 반해 장기고등교육 여성은 46.0%로 나타났다. 가정보육모 이용률 또한 장기고등교육 여성은 31.3%인 것에 반해 초등교육 이하 여성은 9.2%에 불과했다. 그러나 비공식 돌봄의 교육 수준별 기울기는 반대로 나타났다. 장기고등교육 여성의 18.2%와 단기고등교육 여성의 27.9%가 가구원을 주요 돌봄 수단으로 이용하는 반면, 상대적으로 교육 수준의 낮은 여성은

40%가 넘는 높은 이용률을 보였다.

마지막으로 가족과 지인의 도움을 받는 경우는 상위중등교육 여성 그룹에서 가장 높았고, 교육수준이 낮은 초등교육 이하 및 하위중등교육 여성은 각각 26.3%와 34.8%, 교육수준이 높은 단기고등교육 및 장기고등교육 여성은 각각 37.4%와 21.2%로 상대적으로 낮게 나타났다.

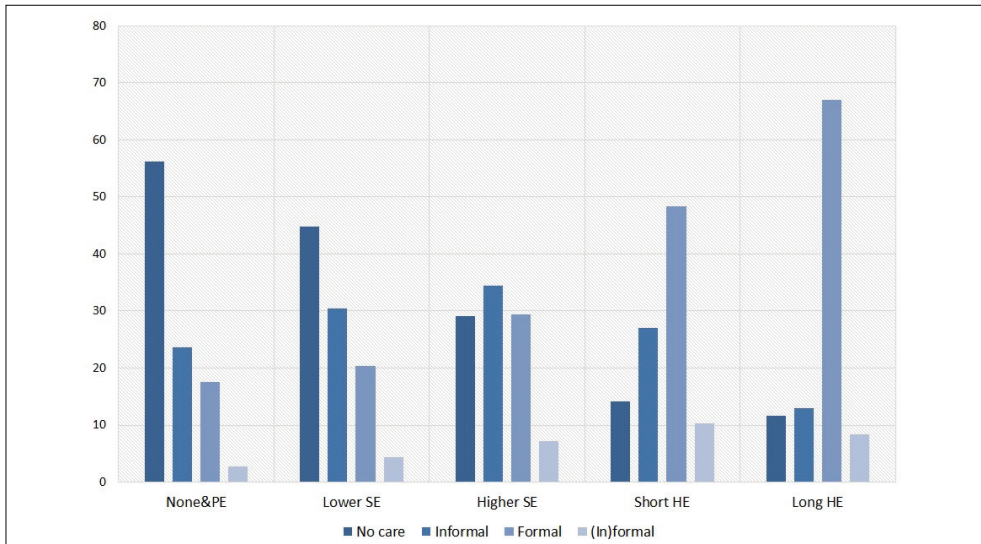
특정(비)공식 돌봄(보육) 서비스를 이용하지 않는 여성은 다른 돌봄 수단을 사용할 수 있기 때문에 특정 공식 또는 비공식 돌봄 서비스 이용을 별도로 고려할 경우 여러 가지 해석이 가능하다. 그림 2의 단순 유형은 i) 가구원이 제공하는 보육이 이외 공식 또는 비공식 돌봄을 주요 보육을 전혀 이용하지 않는 여성, ii) 가족 또는 지인이 제공하는 비공식 돌봄을 주요 돌봄 수단으로 이용하는 여성, iii) 주로 하나 이상의 공식 보육 서비스(보육시설 또는 가정보육모)를 이용하는 여성, iv) 공식 보육과 가족 또는 지인이 제공하는 보육을 조합하여 주요 돌봄 수단으로 이용하는 여성을 구분해 다양한 보육 전략에 다양한 보육 서비스 이용을 조합하는 방법을 보여준다. 보육 전략 이용은 교육 수준별 기울기가 뚜렷했다. 가구원이 제공하는 보육은 초등교육 이하 여성(56.2%)과 하위중등교육 여성(44.8%)의 주요 돌봄 수단이다. 상위고등교육 여성(29.1%)도 가구원의 보육을 주요 돌봄 수단으로 이용하지만 가족원의 보육만 이용하는 단기 또는 장기고등교육 여성은 각각 14.2%와 11.7%에 불과하다. 가족과 지인을 주요 돌봄 수단으로 이용하는 비율은 교육 수준별로 U자형 패턴을 보였다. 즉 상위중등교육 여성이 34.4%로 가장 높았고, 이보다 교육 수준이 낮은 초등교육 이하 및 하위중등교육 여성은 각각 23.7%와 30.5%, 교육 수준이 높은 단기 및 장기 고등교육 여성은 각각 27.9%와 12.9%를 기록했다. 가구원 및 기타 가족구성원이 제공하는 비공식 돌봄의 기울기와 달리, 교육 수준별 공식 보육 서비스 이용은 뚜렷한 양의 기울기를 보였다. 특히 단기고등교육(48.8%)과 장기고등교육(67.0%) 여성의 이용률이 높았다. 공식 보육 서비스를 주요 돌봄 수단으로 사용하는 상위중등교육(29.4%), 하위중등교육(20.4%) 및 초등교육 이하(17.5%) 여성의 비율은 상대적으로 훨씬 낮게 나타났다. 마지막으로 공식과 비공식 돌봄을 조합해 주요 돌봄 수단으로 이용하는 비율은 중등교육 이하 여성에서 5% 이하, 상위중등교육 또는 고등교육 여성에서 약 10%로 모든 교육 수준에서 보편적이지 않았다.

[그림 3] 교육 수준별 첫째 출산 후 공식 및 비공식 돌봄 제도 이용률 차이, 15-49세 여성, 2001년



출처: 벨기에 인구조사 2001 & 국가기록부 2001-2005년, 저자 산출.

[그림 4] 교육 수준별 공식 보육 및 비공식 돌봄 서비스 이용률



출처: 벨기에 인구조사 2001, 저자 산출.

나. 교육 수준별 (비)공식 돌봄(보육) 이용: 다변량 결과

다항로짓모형의 매개변수 추정치는 표 1에서 확인할 수 있다. 기술 결과와 마찬가지로 가구원이 제공하는 보육보다 공식 보육 서비스를 주요 돌봄 수단으로 이용하는 여성의 교육 수준별 기울기를 반영하는 승산비는 초등교육 여성 대비 단기 및 장기 고등교육 여성이 각각 11.0과 18.4로 나타났다(패널 A의 모형A). 하위 및 상위중등교육 여성의 경우 차이가 더욱 제한적이었다(각 승산비 1.47 및 3.25). 여성의 출산 연령 및 첫째 자녀 연령($1.55 \leq e(b) \leq 12.99$, 모형 B), 여성의 이주 상태와 출신국적그룹($1.12 \leq e(b) \leq 8.50$, 모형 C)을 통제하면 차이가 줄어 교육 수준별 기울기가 그룹의 사회인구학적 특성과 다소 관련되어 있음을 시사했다. 그러나 지자체 차원의 보육 범위를 추가로 통제하면 교육 수준별 기울기가 더 이상 완화되지 않아($1.16 \leq e(b) \leq 8.55$, 모형 D), 지역 공급에 대한 노출 차이가 교육 수준별 기울기의 주요 원인이 아님을 나타냈다. 반면 동일한 특성을 가진 무자녀 여성의 고용 및 전일제 고용 확률 추정치를 통제하면(방정식 1a 및 1b) 교육 기울기가 크게 감소해($1.00 \leq e(b) \leq 3.66$, 모형 E), 고용이 안정된 가구에 유리한 자격 기준이 벨기에 교육 기울기 형성에 중요한 요소임을 보여주었다. 2001년 인구조사에서 어머니를 확인할 수 있는 여성의 경우, 조모의 특징을 추가적으로 고려했다. 조모의 고용, 건강 및 장애 상태가 모두 (비)공식 돌봄(보육) 이용에 중요한 영향을 미치지만, 이들 요소를 통제해도 교육 수준별 공식 보육 이용의 기울기가 눈에 띄게 약화되지 않았다(모형 G의 $1.01 \leq e(b) \leq 4.43$ 대 이들 여성에 대해 모형E를 복제한 모형 F의 $0.99 \leq e(b) \leq 4.76$).

〈표 1〉 교육 수준별 (비)공식 돌봄(보육) 이용 기율기, 초산 연령, 이주 배경, 지역의 보육 범위, 고용 기회 및 조모의 노동 상태 통제, 벨기에 2001년

(단위: %)

패널 A 공식 보육 대 없음/가족														
	모형 A		모형 B		모형 C		모형 D		모형 E		모형 F		모형 G	
	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.
초등이하	-		-		-		-		-		-		-	
하위중등	1.47	***	1.55	***	1.12		1.16	*	1.00		.99		1.01	
상위중등	3.25	***	3.05	***	2.02	***	2.01	***	1.35	***	1.37	**	1.36	**
단기고등	10.95	***	8.49	***	5.31	***	5.34	***	2.44	***	2.74	***	2.61	***
장기고등	18.40	***	12.99	***	8.50	***	8.55	***	3.66	***	4.76	***	4.43	***
패널 B 비공식 돌봄 대 없음/가족														
	모형 A		모형 B		모형 C		모형 D		모형 E		모형 F		모형 G	
	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.
초등이하	-		-		-		-		-		-		-	
하위중등	1.62	***	1.61	***	1.10		1.21	**	.985		1.00		.99	
상위중등	2.80	***	2.55	***	1.74	***	1.78	***	1.11		1.14		1.12	
단기고등	4.53	***	3.85	***	2.57	***	2.57	***	1.13		1.24	*	1.23	*
장기고등	2.61	***	2.26	***	3.62	***	1.60	***	.68	***	.84		.83	
패널 C 공식/비공식 돌봄 조합 대 없음/가족														
	모형 A		모형 B		모형 C		모형 D		모형 E		모형 F		모형 G	
	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.	e(b)	Sig.
초등이하	-		-		-		-		-		-		-	
하위중등	2.05	***	2.09	***	1.36	*	1.41	*	1.15		1.18		1.18	
상위중등	5.24	***	4.71	***	2.76	***	2.74	***	1.60	**	1.77	**	1.73	**
단기고등	15.37	***	12.12	***	6.63	***	6.66	***	2.40	***	2.77	***	2.64	***
장기고등	15.08	***	11.62	***	6.76	***	6.78	***	2.28	***	2.90	***	2.73	***
N	72,598		72,598		72,598		72,598		72,598		52,704		52,704	

모형 범례: 모형 A: 총 교육 수준별 차이, 모형 B: 여성의 초산연령(이차) 및 첫째 자녀 연령 추가 통제, 모형 C: 이주 상태 및 출신국적그룹 추가 통제, 모형 D: 지자체 차원의 보육 범위 추가 통제, 모형 E: 고용 확률 추가 통제 (방정식 1a 및 1b), 모형 F: 모형 E와 유사하지만 2001년 인구조사에서 확인할 수 있는 유자녀 여성으로 국한됨, 모형 G: 모형 F에 2001년 인구조사에 기록된 조모의 노동 상태, 자가진단 건강상태 및 장애 상태 추가 통제.

유의수준: * p < .050, ** p < .010, *** p < .001.

출처: 2001년 벨기에 인구조사 & 국가등록부 2001-2005년, 저자 산출.

가구원 이외의 비공식 돌봄을주요 돌봄 수단으로 활용 시 교육수준별 기율기를 나타내는 승산비는 기술 결과에서 나타난 역 U자형 패턴을 반영한다(1.62 ≤ e(b) ≤ 4.53, 패널 B의 모형 A). 여성의 출산 연령 및 첫째 자녀 연령(1.61 ≤ e(b) ≤ 3.85,

모형 B) 및 특히 여성의 이주 상태와 출신국적그룹($1.10 \leq e(b) \leq 3.62$, 모형 C)을 통제하면 비공식 돌봄 활용의 교육수준별 기울기가 다소 약화된다. 반면 지자체 차원의 공식 보육 공급차이를 통제하면 장기 고등교육 및 초등교육 여성 간 차이는 줄지만 비공식 돌봄의 교육수준별 기울기에는 유의미한 영향이 나타나지 않았다($1.21 \leq e(b) \leq 2.57$, 모형 D). 공식 보육과 마찬가지로 고용 및 전일 고용 확률 추정치는 비공식 돌봄 이용에 유의미한 영향을 미쳤고, 이 경우 주로 비공식 돌봄 이용의 교육수준별 기울기를 설명했다(모형 E). 2001년 인구조사에서 어머니를 확인할 수 있는 여성의 경우, 조모의 노동 상태 및 자가진단 건강상태와 비공식 돌봄 이용 간 유의미한 관계가 나타나지만, 이들 특성을 통제해도 비공식 돌봄 이용의 교육수준별 기울기가 크게 변하지 않아($1.21 \leq e(b) \leq 2.57$, 모형 D) 조모의 비공식 돌봄 공급 차이보다 여성의 사회인구학적 및 고용 기회가 비공식 돌봄 이용의 교육수준별 기울기와 밀접하게 관련되어 있음을 시사한다.

공식 보육 이용에 대한 교육수준별 기울기와 마찬가지로, 공식과 비공식 돌봄을 조합해 주요 돌봄 수단으로 사용하는 경우 교육수준별 기울기는 양의 값을 보였다($2.05 \leq e(b) \leq 15.08$, 패널 C의 모형 A). 여성의 출산연령과 막내자녀 연령(모형 B)과 특히 여성의 이주 상태 및 출신국적그룹(모형 C)을 통제하면 교육수준별 기울기가 절반으로 줄었다. 지자체 차원의 보육 범위는 비공식 돌봄 이용 조합에 유의미한 긍정적인 영향(표시 안됨)을 미치지만 교육수준별 기울기에는 큰 변화가 없어(모형 D), 이 또한 지역별 보육 이용가능성 차이에 대한 노출 차이가 교육 기울기의 주원인이 아님을 시사한다. 그러나 고용 및 전일제 고용의 차이의 확률을 통제했을 때 교육수준별 기울기는 크게 약화됐다(모형 E). 마지막으로 2001년 인구조사에서 어머니를 확인할 수 있는 여성의 경우, 조모의 노동 상태와 자가진단 건강상태는 (비)공식 돌봄(보육) 이용 조합에 유의미한 영향을 미치지만(표시 안됨), 이들 요소를 통제해도 교육수준별 기울기에는 거의 아무런 영향을 미치지 않아(모형G의 $1.18 \leq e(b) \leq 2.73$ 대 모형 F의 $1.18 \leq e(b) \leq 2.90$), 가족과 친족에 제공하는 비공식 돌봄의 차등적 공급은 교육수준별 기울기에 매우 제한된 영향을 미침을 시사한다.

다. 돌봄(보육) 방식이 둘째 출산 위험에 미치는 영향

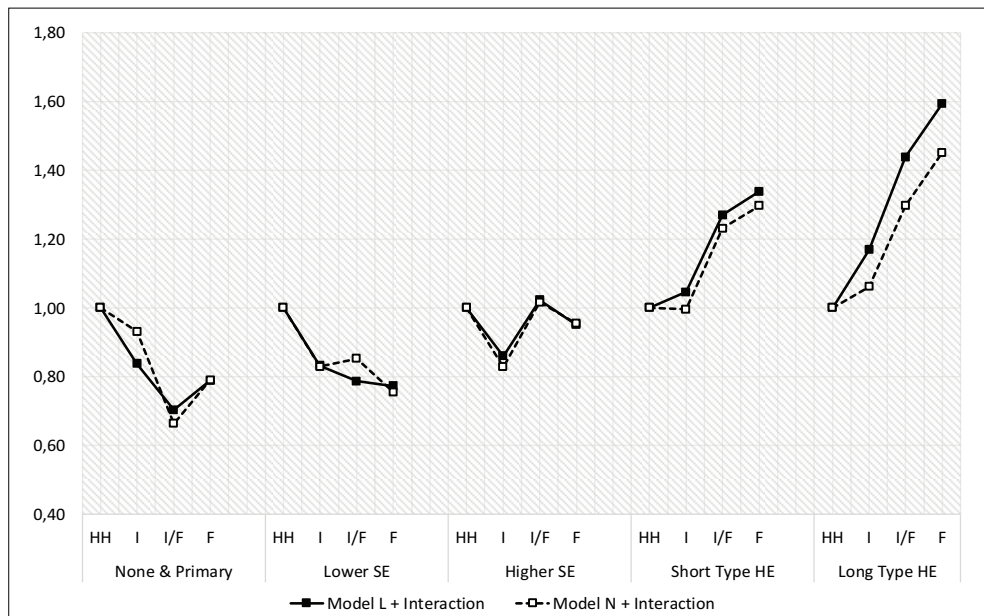
첫번째 이산시간 위험모형은 자녀 연령, 여성의 출산연령, 교육 수준은 물론 여성의 국적그룹을 통제하고 다양한 (비)공식 돌봄(보육) 방식이 첫째 출산 후 1-6년 동안 둘째 출산 위험에 미치는 영향을 평가한다(모형 H, 표 2). 예상대로 둘째 출산 위험은 첫째 출산 후 2-4년 동안 가장 높았고, 초산연령이 높아질수록 낮게 나타났다. 또한 고등 교육 여성의 둘째 출산 위험이 상대적으로 높게 나타나, 교육수준별로 둘째 출산이 양의 기울기를 보였던 벨기에의 사례와 일관된 결과를 보였다(Neels, 2006). 초산연령(이차 설정), 여성의 연령, 국적그룹 및 교육수준 통제 시, 2001년 인구조사에서 보육 시설에 다니는 첫째 자녀를 둔 여성은 가구원의 비공식 돌봄 방식을 주로 이용하는 여성보다 둘째 출산 위험이 12% 높게 나타났다(모형 H, 표 2). 또한 공식 및 비공식 돌봄 조합을 주요 돌봄 수단으로 이용하는 여성의 둘째 출산 위험은 가구원의 비공식 돌봄 방식에만 의존하는 여성보다 8% 높았다. 반면, 가족 및 지인의 비공식 돌봄을 주로 이용하는 여성은 가구원의 비공식 돌봄 방식에 주로 의지하는 여성보다 둘째 출산 위험이 9% 낮게 나타났다.

	모형 H		모형 I		모형 J		모형 K		모형 L		모형 M		모형 N	
	Exp(b)	Sig.	Exp(b)	Sig.	Exp(b)	Sig.	Exp(b)	Sig.	Exp(b)	Sig.	Exp(b)	Sig.	Exp(b)	Sig.
공변량														
남유럽	.81	****	.84	****	.83	****	.84	****	.83	****	.82	****	.82	****
기타유럽	.88	****	.90	****	.87	****	.89	****	.87	****	.91	****	.92	****
터키 및 모로코	1.58	****	1.62	****	1.51	****	1.60	****	1.51	****	1.39	****	1.39	****
기타	.83	****	.84	****	.78	****	.83	****	.78	****	.94	****	.94	****
보육 적용 범위			1.01	****	1.01	****	1.01	****	1.01	****	1.01	****	1.01	****
$\hat{\rho}$ (work)					.78	****			.70	****	.74	**	.76	**
$\hat{\rho}$ (ftwork)							.92	*	1.18	*	.93	*	.90	*
조모 특성														
노동													.97	
건강													1.07	**
일상생활 장애													.91	***
상수	.002	****	.002	****	.001	****	.002	****	.001	****	.002	****	.002	****
N명-년	265439		265439		265439		265439		265439		182907		182907	
이탈도, -2LL	209443.14		209408.30		209361.61		209365.61		209344.59		154225.11		154171.29	
매개변수(excl. cte)	18		19		20		20		21		21		24	

유의수준: * p < .050, ** p < .010, **** p < .001.
출처: 2001년 인구조사 & 국가등록부 2001-2005년, 저자 산출.

후속 모형에서는 (비)공식 돌봄(보육) 이용에 영향을 미치는 것으로 나타난 요인을 통제했다(표 1). 개인 (또는 가족) 차원의 이용을 통제했을 때 지자체 수준의 돌봄(보육) 범위는 둘째 출산 위험에 유의미한 영향을 미쳤지만, (비)공식 돌봄(보육) 이용이 둘째 출산 위험에 미친 영향은 완화되지 않았다(모형 I, 표 2). 마찬가지로 고용 및 전일제 고용 확률은 공식 대 비공식 돌봄 방식 이용 여성을 구별하는 중요한 예측 변수로 보였으나, 이들 변수를 통제하더라도 돌봄 방식이 둘째 출산 위험에 미치는 영향은 크게 변하지 않았다(모형 J-L, 표 2). 마지막으로 2001년 인구조사에서 부모를 확인할 수 있는 여성의 부분집합의 경우, 모형 N은 조모의 노동 상태, 자가진단 건강상태 및 장애상태를 추가로 통제한다. 이들 요인은 각기 둘째 출산 위험에 영향을 미치지만, 이로 인해 2001년 기록된 돌봄 전략이 이후 관찰된 둘째 출산 위험에 미치는 영향이 실질적으로 바뀌지는 않았다(모형 M과 N의 $.88 \leq e(b) \leq 1.10$, 표 2).

[그림 5] 여성의 교육 수준별 2001년 보육 전략이 2001-2005년 둘째 출산 위험에 미치는 차별적 영향 (승산비)



출처: 2001년 인구조사 & 국가등록부 2001-2005년, 저자 산출.

교육수준별로 2001년 관찰된 돌봄 방식이 둘째 출산 위험에 미친 영향을 평가하기 위해 모형 L과 N에 돌봄 전략과 여성의 교육수준 간 상호작용을 추가했고, 두 경우 모

두 모형 적합도가 상당히 개선됐다(그림 5). 모형 H-I에서 공식 보육 서비스에 대한 접근성이 둘째 출산 위험에 미치는 완만한 영향에는 여성의 교육수준에 따른 실질적 변화가 숨어 있는 것으로 나타났다. 즉, 가족 형성의 경제이론에 제시된 대로 하위 중등 교육 여성들까지는 유의미한 영향이 나타나지 않은 반면(일부 부정적 영향 확인), 고등 교육 여성들 사이에서는 긍정적 효과가 뚜렷이 확인됐다. 비공식 돌봄에 대한 접근성은 이들 여성의 둘째 출산 위험에 미미한 수준의 긍정적 영향을 미친데 반해, 공식 및 비공식 돌봄 조합, 특히 공식 보육에 대한 접근성은 가구원의 비공식 돌봄을 주로 이용하는 경우에 비해, 단기고등교육 여성의 경우 25.6%에서 32.5%, 장기고등교육 여성의 경우 31.8%에서 49.1%까지 둘째 출산 위험이 높아졌다. 결과적으로 공식 보육 접근성의 교육수준별 기울기는 양의 값을 보인 2001-2005년 교육수준별 둘째 출산 위험 기울기에 유의미하게 기여한 것으로 보인다.

제3절 결론 및 시사점

가족형성에 대한 경제이론은 소득수준과 그룹별 기회 비용을 반영해 공식 및 비공식 돌봄 이용에 대한 사회경제적 차이가 크다고 제안했지만, 가족 정책의 영향에 대한 실증적 문헌 자료는 개인적 차원의 가족 정책 이용과 적절성은 물론 이들정책 이용과 영향의 집단 이질성을 고려하지 않았다(Gauthier, 2007; Neyer & Andersson, 2008b). 2001 인구조사와 2001-2005년 국가등록부의 개인 단위 종단 자료를 사용해, 2001년 벨기에의 교육수준별 공식보육(유치원, 보육시설 보육모) 및 비공식돌봄(가족 또는 가구원) 방식 이용 차이를 기록하고 2002-2005년 둘째 출산 위험에 미치는 영향을 분석했다. 벨기에는 OECD 국가 중 공식 보육 이용 가능성이 가장 높은 동시에 공식 보육 서비스 이용의 사회경제적 기울기가 가장 뚜렷해 이들 문제를 살펴보는데 적합하다(Ghysels & Van Lancker, 2009; OECD, 2018; Storms, 1995).

가족 형성의 경제 이론과 마찬가지로, 중등학력 여성 및 특히 저학력 여성보다 고학력 여성의 공식 보육 서비스 이용 가능성이 훨씬 높게 나타났다. 반면 중등교육 여성은 비공식 돌봄 제도 이용 가능성이 가장 높고, 초등교육 여성은 공식 또는 비공식 돌봄 서비스 모두 이용하지 않은 경우가 많아, 이들 여성이 자녀를 외부에 맡기지 않고 직접

양육함을 시사했다. 벨기에는 가계소득과 연계해 공식 보육비의 상당 부분을 지원하고 있기 때문에 주로 차별적 노동시장 기회로 인해 공식 보육 및 유치원 등록의 사회경제적 격차가 발생하고 따라서 차별적 수요뿐 아니라 공급 부족과 고용이 안정된 가정에 유리한 자격 기준으로 인해 보육 접근성이 불공평해져 저소득 가정이 비경제활동 함정에 빠질 수 있다(Ghysels & Van Lancker, 2009; MAS, 2007; Storms, 1995). 분석 결과 공식 및 비공식 돌봄 이용의 교육수준별 기울기는 여성의 사회인구학적 특성과 고용 및 전일제 고용 확률로 대부분 설명할 수 있었다. 그러나 여전히 유의미한 교육수준별 격차가 남아 있어 이번 분석에서 관찰하지 못했지만 고용 또는 앞서 언급한 기타 요인에 영향을 미치는 특성이 있을 수 있다. 노동시장 기회가 (비)공식 돌봄(보육) 이용에 미치는 강력한 영향은 벨기에의 보육 접근성은 물론 육아휴직 접근성이 검토 기간 강력히 상품화되어 노동시장에서 안정적 고용을 기대하기 어려운 여성이 비경제활동 함정에 빠질 수 있음을 시사한다(Ghysels & Van Lancker, 2009; Kil, Neels, Wood, & De Valk, 2017). 현재 노동시장 지위에 관계없이 유연하게 보육 서비스를 이용할 수 있는 보편적 접근성은 일과 육아를 양립하기 어려운 여성에 확실히 도움이 될 수 있다(Kil, Wood, & Neels, 2017; Wall & Jose, 2004).

다양한 돌봄 방식이 둘째 출산 위험에 미친 영향을 분석한 결과 공식 및 비공식 돌봄이 결합된 보육, 특히 공식 보육이 중심이 되는 돌봄 방식의 경우 이후 둘째 출산 위험이 완만히 상승하는 것으로 나타났다. 또한 결합형 및 공식 보육 서비스가 둘째 출산 위험에 미친 영향은 보육 이용의 직접적 결정 요인에 대한 강력한 통제를 입증해 선택으로 인해 연관성이 나타난 것이 아님을 시사한다. 그러나 공식 보육 (부분) 접근성의 전반적인 영향에는 여성의 교육수준별 강력한 차별적 효과가 숨어 있다. 저학력 여성(상위중등교육 이하)의 경우 공식 및 비공식 돌봄 조합에 대한 접근성의 보육 효과는 무시할 수준이지만 고등교육 여성의 경우 특히 주요 돌봄 수단으로 공식 보육에 대한 접근성은 둘째 출산 위험 상승에 영향을 미친다. 이들 그룹의 결과 가족 형성의 경제이론과 마찬가지로 공식 보육 서비스를 (부분) 이용하는 여성들 사이에서 교육수준과 둘째 출산 위험이 강한 양의 상관관계를 보여, 보육 접근성이 기회비용을 줄이는데 필수 요소임을 시사한다. 공식 검증이 필요하지만, 분석 결과 2000년대 초 공식 보육 증가가 검토 기간 관찰된 교육수준과 둘째 출산 위험의 양의 상관관계에 기여했을 것으로 보인다. 반면 저학력 여성 그룹에서 둘째 출산 위험에 미치는 영향이 나타나지 않은

결과는 주의해서 해석해야 한다. 이들 그룹의 경우 검토 기간 공식 보육에 대한 접근성이 가족 형성에 미치는 영향이 낮게 나타났지만, 공식 보육이 본 연구에서 고려하지 않은 저소득 가구의 노동시장 접근성 및 조기유아교육 지원 등에 긍정적 영향을 미쳤을 가능성이 높다(Ghysels & Van Lancker, 2009; Kluesener, Neels, & Kreyenfeld, 2013).

참고문헌

- Baizán, P. (2009). Regional child care availability and fertility decisions in Spain. *Demographic Research*, 21(27), 803-842.
- Bauernschuster, S., Hener, T., & Rainer, H. (2015). Children of a (Policy) revolution: the introduction of universal child care and its effect on fertility. *Journal of the European Economic Association*.
- Becker, G. (1981). *A Treatise on the Family*. London: Harvard University Press.
- De Ruijter, E. (2004). Trends in the outsourcing of domestic work and childcare in the Netherlands - Compositional or behavioral change? *Acta Sociologica*, 47(3), 219-234.
- De Ruijter, E., Van Der Lippe, T., & Raub, W. (2003). Trust problems in household outsourcing. *Rationality and Society*, 15(4), 473-507.
- Deboosere, P., Stoop, R., & Willaert, D. (2003). *Codeboek Volkstelling 1-3-1991 (update)*. Retrieved from Brussel:
- Del Boca, D. (2002). The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy. *Journal of Population Economics*, 15(3), 549-573.
- Del Boca, D., Locatelli, M., & Vuri, D. (2005). Child-care choices by working mothers: The case of Italy. *Review of Economics of the Household*, 3(4), 453-477.
- Ermisch, J. F. (1989). Purchased child care, optimal family size and mother's employment Theory and econometric analysis. *Journal of Population Economics*, 2(2), 79-102.
- Friedman, D., Hechter, M., & Kanazawa, S. (1994). A theory of the value of children. *Demography*, 31(3), 375-401.
- Gabrielli, G., & Dalla Zuanna, G. (2010). *Formal and Informal Childcare in Italy and its Regions*.
- Gauthier, A. H. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review*, 26, 323-346.
- Ghysels, J., & Van Lancker, W. (2009). *Het Mattheüseffect onder de loep: over het ongelijke gebruik van kinderopvang in Vlaanderen*. Retrieved from Antwerpen:
- Gray, A. (2005). The changing availability of grandparents as carers and its

- implications for childcare policy in the UK. *Journal of Social Policy*, 34(04), 557-577.
- Hank, K., & Buber, I. (2009). Grandparents caring for their grandchildren findings from the 2004 survey of health, ageing, and retirement in Europe. *Journal of Family Issues*, 30(1), 53-73.
- Hank, K., & Kreyenfeld, M. (2003). A Multilevel Analysis of Child Care and Women's Fertility Decisions in Western Germany. *Journal of Marriage and Family*, 65(3), 584-596.
- Igel, C., & Szydlik, M. (2011). Grandchild care and welfare state arrangements in Europe. *Journal of European Social Policy*, 21(3), 210-224.
- Jappens, M., & Van Bavel, J. (2012). Regional family norms and child care by grandparents in Europe. *Demographic Research*, 27(4), 85.
- Kil, T., Neels, K., Wood, J., & De Valk, H. (2017). Employment after parenthood : women of migrant origin and natives compared. *European Journal of Population*. doi:DOI 10.1007/s10680-017-9431-7
- Kil, T., Wood, J., & Neels, K. (2017). Parental leave uptake among migrant and native mothers: Can precarious employment trajectories account for the difference? *Ethnicities*. doi:DOI: 10.1177/1468796817715292
- Kluesener, S., Neels, K., & Kreyenfeld, M. (2013). Family Policies and the Western European Fertility Divide: Insights from a Natural Experiment in Belgium. *Population and Development Review*, 39(4), 587-610.
- Koslowski, A. S. (2009). Grandparents and the care of their grandchildren. In *Fertility, living arrangements, care and mobility* (pp. 171-190): Springer.
- Kreyenfeld, M., & Hank, K. (2000). Does the availability of child care influence the employment of mothers? Findings from western Germany. *Population Research and Policy Review*, 19(4), 317-337.
- Kulu, H., Hannemann, T., Pailhe, A., Neels, K., Krapf, S., Gonzalez-Ferrer, A., & Andersson, G. (2017). Fertility by Birth Order among the Descendants of Immigrants in Selected European Countries. *Population and Development Review*, 43(1), 31-60.
- Lewis, J., Campbell, M., & Huerta, C. (2008). Patterns of paid and unpaid work in Western Europe: gender, commodification, preferences and the implications

- for policy. *Journal of European Social Policy*, 18(1), 21-37.
- Liefbroer, A. C., & Corijn, M. (1999). Who, What, Where, and When? Specifying the Impact of Educational Attainment and Labour Force Participation on Family Formation. *European Journal of Population*, 15, 45-75.
- MacInnes, J., & Pérez Díaz, J. (2009). The reproductive revolution. *The Sociological Review*, 57(2), 262-284.
- MAS. (2007). *Analyse van het zoekproces van ouders naar een voorschoolse kinderopvangplaats*. Retrieved from Leuven:
- Mills, M., Rindfuss, R. R., McDonald, P., Velde, E. T., & Force, E. R. S. T. (2011). Why do people postpone parenthood? Reasons and social policy incentives. *Human Reproduction Update*, 17(6), 848-860. doi:10.1093/humupd/dmr026
- Mörk, E., Sjögren, A., & Svaleryd, H. (2013). Childcare costs and the demand for children—evidence from a nationwide reform. *Journal of Population Economics*, 26(1), 33-65.
- Neels, K. (2006). *Reproductive strategies in Belgian fertility: 1930-1990*. (Vol. 38). Brussels and The Hague: NIDI-CBGS Publications.
- Neels, K., & De Wachter, D. (2010). Postponement and recuperation of Belgian fertility: how are they related to rising female educational attainment? *Vienna Yearbook of Population Research*, Vol. 8, 77-106.
- Neels, K., Murphy, M., Ni Bhrolchain, M., & Beaujouan, E. (2017). Rising Educational Participation and the Trend to Later Childbearing. *Population and Development Review*, 43(4), 667-693.
- Neels, K., & Theunynck, Z. (2012). Gezinsvorming en vrouwelijke arbeidsparticipatie: de opleidingsgradiënt van voltijds werk en attitudes ten aanzien van gezin en werk in 10 Europese landen. *Tijdschrift voor Sociologie*, 33(3-4), 428-461.
- Neyer, G., & Andersson, G. (2008a). Consequences of Family Policies on Childbearing Behavior: Effects of Artifacts? *Population and Development Review*, 34(4), 699-724.
- Neyer, G., & Andersson, G. (2008b). Consequences of Family Policies on Childbearing Behavior: Effects or Artifacts? *population and Development Review*, 34(4), 699-724.
- OECD. (2018). OECD Family Database. Retrieved from

<http://www.oecd.org/els/family/database.htm>

- Raz-Yurovich, L. (2012). *Normative and allocation role strain: Role incompatibility, outsourcing, and the transition to a second birth in Eastern and Western Germany*. MPIDR Working Paper. Max Planck Institute for Demographic Research. Rostock.
- Raz-Yurovich, L. (2014). A Transaction Cost Approach to Outsourcing by Households. *Population and Development Review*, 40(2), 293-309.
- Rindfuss, R. R., Guilkey, D., Morgan, P., & Kravdal, O. (2010). Child-Care Availability and Fertility in Norway. *Population and Development Review*, 36(4), 725-748.
- Rindfuss, R. R., Guilkey, D., Morgan, S. P., Kravdal, O., & Guzzo, K. B. (2007). Child care availability and first-birth timing in Norway. *Demography*, 44(2), 345-372.
- Sear, R., & Coall, D. (2011). How much does family matter? Cooperative breeding and the demographic transition. *Population and Development Review*, 37(s1), 81-112.
- Singer, J., & Willett, J. (2003). *Applied longitudinal data analysis. Modeling change and event occurrence*. Oxford: Oxford University Press.
- Storms, B. (1995). *Het Matteüs-effect in de kinderopvang*. Retrieved from Antwerp:
- Thomese, F., & Liefbroer, A. C. (2013). Child care and child births: The role of grandparents in the Netherlands. *Journal of Marriage and Family*, 75(2), 403-421.
- Van Dijk, L., & Siegers, J. J. (1996). The division of child care among mothers, fathers, and nonparental care providers in Dutch two-parent families. *Journal of Marriage and the Family*, 1018-1028.
- Wall, K., & Jose, S. J. (2004). Managing Work and Care: A Difficult Challenge for Migrant Families. *Social Policy & Administration*, 38(6), 591-621.

제 3 장

공식 보육 이용 가능성이 출산 시기와
수준에 미치는 영향의 사회경제적 차이:
스페인 1994-2015년

제1절 서론

제2절 분석 자료 및 방법

제3절 분석 결과

제4절 결론 및 시사점

참고문헌

3

공식 보육 이용 가능성이 출산 시기와 수준에 미치는 영향의 사회경제적 차이: 스페인 1994-2015년

제1절 서론

대부분 사회과학자는 “맥락이 중요하다”고 주장한다(Mayer 2001). 그러나 사회 수준의 변수와 개인의 인구학적 행동 간 연관성은 경험적으로 증명하기 어려운 경우가 많다. 특히 “돌봄(보육)과 출산 가설”의 경우 더욱 그러하다. 돌봄(보육) 이용 가능성이 출산에 미치는 긍정적 영향은 명확한 논거에 기반하지만, 대부분 연구에서는 영향이 확인되지 않았거나 미약한 것으로 나타났고(Andersson, Duvander, and Hank 2004; Del Boca 2002; Hank and Kreyenfeld 2003; Lappegård 2010), 상당한 긍정적 효과를 확인한 연구는 소수에 불과하다(Baizan 2009; Bauernschuster, Hener, and Rainer 2016; Rindfuss et al. 2010, 2007). 물론 이러한 연구 결과 차이는 돌봄(보육) 서비스가 영향을 미치는 사회 간 실제 차이뿐 아니라 연구 설계와도 관련되어 있을 수 있다. 예를 들어 Andersson et al. (2004)와 Lappegård (2010)는 스웨덴과 노르웨이를 각각 몇 년 동안 연구했다. 이 기간 공급이 상대적으로 높았고 이용 가능성이 다소 증가했다. 반면 Rindfuss et al (2007)는 보다 장기간 노르웨이를 집중 연구했고 연구 기간 돌봄(보육) 이용 가능성이 상당히 증가했다. 일관된 결과를 확인하기 위해, 돌봄(보육) 이용 가능성은 부모의 일과 양육 병행 그리고 가능한 경우 양성평등에도 영향을 미쳐야 한다(McDonald 2000). 최근 몇몇 국가의 정책 변화는 그 영향을 더욱 정확히 확인할 수 있는 중요한 기회이다. Rindfuss et al (2007)은 주로 방법론적 문제 특히, 돌봄(보육)의 이용이 출산에 있어서 내생성의 가능성이 높은 점을 일관된 결과가 부족한 원인으로 지적했다. 또한 충분히 오랜 기간 동안 개인의 출산력과 지역의 돌봄(보육) 서비스 이용가능성이 일치해야 하기 때문에 이 문제를 적절히 연구하는데 필요한 자료의 조건이 상당히 까다롭다. 일관된 결과 부족의 또 다른 원인은 정책에 대한 집단의 이질적 반응에서 찾을 수 있다(Gauthier 2007). 앞서 언급

했듯이 교육 수준이 높을수록 돌봄(보육)서비스가 출산에 미치는 긍정적이 영향이 크다고 예측하는 이론적 근거는 확고하다. 그러나 이 문제를 분석한 연구는 소수에 불과하다(Baizan, Arpino, and Delclos 2016; Van Bavel and Rozanska-Putek 2010).

본 연구의 목적은 돌봄(보육) 이용가능성이 출산에 미치는 영향에 대한 새로운 경험적 증거를 제시하는 것이다. 따라서 첫 번째 목표는 1994-2015년 스페인에서 시행된 공식 보육 확대가⁶⁾ 첫째와 둘째 출산 시기와 진도비에 미치는 영향을 평가하는 것이다. 스페인의 TFR은 1998년 1.15명으로 최저수준을 기록했고 2007년 1.4명으로 회복했다가 이후다시 다소 감소해 분석 기간 출산 수준이 매우 낮은 것으로 나타났다. 이 기간 출산 또한 상당 부분 연기됐다. 본 연구는 종적(출생 코호트) 관점을 채택해 가능한 중첩요인을 통제된 상태에서 돌봄(보육) 증가의 실질적 의미와 효과 크기를 경험적으로 평가했다. 연구의 두 번째 목표는 공식 보육이 첫째 및 둘째 출산에 대해 미치는 영향이 교육수준별로 다른지 검증하는 것이다.

여기서는 스페인의 공식 보육이 상당히 확대됐고 19개 지역에서 각각 다른 시기와 정도로 진행되었음을 활용했다. 1990년대 말, 거의 모든 3-5세 아동이 유치원에 등록했기 때문에 3세 이하 영유아에 집중했다. 1993년 0-2세 영유아의 보육센터 등록률은 4%에 불과했지만 2017년 36%로 증가했다. 지방정부가 도입한 정책의 상이성으로 인해 지역별로 3세 미만 영유아의 교육과 보육서비스 이용가능성의 차이가 컸다. 경험적 분석은 소득 및 생활수준에 관한 유럽연합 통계자료, 직접 수집한 회귀 출산력 및 기타 개인 수준의 정보와 보육 등록률, 여성의 노동시장 참여율 및 실업률 등 지역 수준의 정보를 조합해 사용했다. 이론 부분에서는 보육 이용가능성이 출산에 미치는 영향, 특히 여성의 노동시장 참여 증가, 경제 상황의 영향을 확인하기 위해서 몇몇 거시적 과정의 영향을 구분해야 하는 이유를 설명했다. 결과적으로 보육 이용가능성은 출산 속도와 양에 상당한 영향을 미치고 첫째와 둘째 출산에 유사한 수준의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 보육 확대는 여성의 교육수준에 따라 차별적 영향을 미쳤다.

6) 연구 기간은 기본적으로 데이터 가용성에 따라 결정했다.

1. 스페인 상황: 가족 정책 및 지역 다양성

여성의 노동시장 참여는 1980년대부터 2018년까지 꾸준히 증가했다. 실제로 25-54세 가임기 여성의 참여율은 1986년 38%에서 2018년 86%로 거의 일반화되었다고 할 수 있다. 그림 1에서 볼 수 있듯이 지역차가 중요하다. 많은 문헌 자료에서 제도적 지원이 여성의 노동시장 참여에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다(Del Boca, Pasqua, and Pronzato 2007; Esping-Andersen 1999). 또한 보육 제공 이외에 출산 휴가, 남성육아휴직 및 가족 수당/세금우대조치 등과 같은 주요 가족 정책을 포함한 제도적 장치는 노동시장 참여와 출산의 병행을 방해하는 요인을 제거하는데 중요하고 따라서 출산장려의 효과를 가지고 있다(McDonald 2000; Rindfuss, Guzzo, and Morgan 2003). 스페인은 공식 보육만 지역차가 크다는 점을 고려해야 한다. 이후 보육 제도의 주요 특징과 연구 기간 스페인의 기존 가족 정책에서 이들 보육 제도의 역할에 관해 간단히 살펴본다.

스페인은 1989년부터 16주 이상 근무한 여성에게 상한액을 초과하지 않는 범위에서 기존 임금의 100%가 지급되는 출산휴가를 보장하고 있다. 또한 1980년에는 최대 3년 이하의 육아휴직제도를 도입했다. 그러나 육아휴직은 급여가 지급되지 않아 이용 가능 여성의 3%, 남성의 0.1%가 이용하여 이용률이 매우 저조하다(Lapuerta, Baizan, and González 2011). 육아휴직은 사회보장연금에 기여한 이들로 자격을 제한하기 위해 지난 7년 동안 180일 이상 일하거나 전체 근무 경력 기간이 360일 이상인 이들 신청할 수 있도록 했다(Ministerio de Empleo y Seguridad Social 2014). 그 결과 실직여성 및 지하경제 종사여성 등 충분한 자격을 갖추지 못한 일부 여성은 육아휴직 제도의 혜택을 받지 못하고 있다. 기간제근로여성은 공공부문 근로자일지라도 출산휴가를 사용할 경우 근로계약을 갱신하지 못할 위험이 있기 때문에 출산을 회피할 수 있다. 또한 기존 소득수준에 따라 급여수준이 결정되므로 안정적인 고소득 일자리를 얻을 때까지 출산을 연기할 유인을 생성할 수 있다. 2007년 스페인은 남성육아휴직 기간을 기존 2일에서 2주로 연장했다. 남성육아휴직은 전액유급휴가로 여성의 출산휴가와 동시에 또는 직후 이용할 수 있다. 도입 후 약 80%를 이용률을 유지하고 있다.

지난 수십 년간 스페인정부는 가족 수당과 세금우대조치에 상당히 적은 수준의 공공자금을 투입해왔기 때문에 출산 또는 여성 고용 저해의 관점에서 영향력이 상당히 적

음을 시사한다(Azmat and González 2010; González 2011). 예를 들어 1999년 정부는 유아녀 가구를 위해 세금공제 정책을 일부 도입했고, 2003년 3세 이하 자녀의 연간 세금공제규모를 300유로(US\$344)에서 1,200유로 (US\$1,374)로 확대했다. 또한 3세 이하 자녀를 둔 여성을 위해 연간 1,200유로(US\$1,374)의 세액공제 정책을 도입했다. 2007년 스페인정부는 출산 시 2500유로(US\$2,863)를 지급하는 출산보너스를 도입했으나 2011년 중단했다.

전체적으로 자녀돌봄제도 확대를 촉진하는 정책은 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 통해 직접 또는 간접적으로 스페인의 출산율에 영향을 미칠 가능성이 가장 높다고 할 수 있다. 스페인은 1990년대 말까지 거의 모든 3-5세 영유아가 유치원에 등록했고 2017-2018년까지 3세 이하 영유아의 36%가 보육센터에 등록했다. 그러나 여성의 노동시장 참여로 스페인의 공식보육제도가 확대되었지만 여기에는 상당한 시차가 존재한다. 또한 그리고 이번 연구에 결정적으로 지방정부가 도입한 정책의 상이성으로 인해지역별로 3세 미만 영유아의 교육과 보육서비스 이용가능성의 차이가 컸다(그림 2). 즉, 바스크와 나바라 지역의 적용 범위가 53%로 가장 높았고 세우타와 카나리아 제도는 각각 13%와 17%로 가장 낮았다. 2008년 교육부가 Educa3를 시행한 후 전국적으로 교육 시설이 빠르게 확대됐다. Educa3 프로그램으로 일부 낙후 지역(안달루시아, 카스틸라 라만차)은 시설 수가 증가했으나 그렇지 못한 지역(카나리아 제도, 엑스트레마두라)도 있다. 교육부에 따르면 안달루시아 지역의 3세 이하 영유아의 등록률은 2007년 6%에서 2008년 24%로 증가했다(Ministerio de Educación 2018).

스페인 교육부는 연령별로 자세한 등록률 자료를 제공한다. 교육부 자료에 따르면 2014년 0세 이하 영아의 10%, 1세 영아의 33%, 2세 영아의 52%, 3세 영아 96%가 교육센터에 등록했고 이들 영유아의 약 2분의 1은 공공보육시설에 등록했다. 공공보육시설의 보육료는 아동 당 200-350유로(230-400달러)/월(점심포함)로 평균 임금 대비 적당한 편이다. 일반적으로 공공보육시설은 저소득층, 편부모 가정에 보다 저렴한 가격으로 우선적으로 등록 기회를 제공한다. 민간보육시설은 지역 정책에 따라 보조금을 지원받기도 하지만 가격폭이 훨씬 넓은 편이다. 3세 이상 유아는 법적으로 무료로 취학 전 교육을 받을 수 있다.

이들자료는 모두 수요가 완전히 충족되지는 않았고 공공보육시설은 아직도 대기자가 많지만 공식교육의 이용가능성이 크게 증가했음을 시사한다.⁷⁾ 공식보육은 증가하

는 맞벌이 부부의 일가정 양립의 중요한 수단이 되었다. 특히 1990년대 중반부터 공공 보육의 이용가능성이 높아져 여성의 노동시장 참여를 촉진했다(Baizan and González 2007). 여성의 노동시장 참여 증가는 보육이 확대되지 않았다면 출산율이 상당히 낮아질 수 있었음을 시사한다.

그러나 3세 이하 보육은 아직도 격차가 크다. 여성과 남성의 출산휴가 기간이 매우 짧기 때문에 1세 이하 영아의 경우 특히 격차가 심각하다. 저학력 유자녀 여성은 교육 수준이 높은 여성보다 공식 보육시설 등록률이 상대적으로 낮을 수 있다(Van Lancker and Ghysels 2016; León 2015). 보육 센터는 일반적으로 전일보육 서비스(점심시간 포함 1일 8시간)를 제공하지만⁸⁾, 공공 보육 부문은 특히 시간표가 유연하지 못해 부모의 근무 시간에 적절하지 않을 수 있다.

2. 출산에 미치는 상황적 영향

출산에 영향을 미칠 수 있는 기회 구조의 중요한 특징 중 하나는 취학 전 자녀의 공식 보육 이용가능성이다. 가격, 품질, 수용성과 같은 기타 공식보육 차원도 영향을 미칠 수 있다(Andersson et al. 2004). 스페인 사례는 다른 차원에 대한 자료 부족 등 여러 가지 이유로 이용가능성에 초점을 맞추었다. 첫째, 지역과 시기에 따라 보육 보조금 수준이 상당한 차이를 보였다. 연구 기간 동안 정부가 제정한 표준에 따라 보육 품질이 높아졌다(González 2004; León 2015). 공식 보육에 대한 수용성도 확대된 것으로 보였다(Chung and Meuleman 2017). 공공보육센터의 긴 대기자 명단에서 알 수 있듯이 보육은 수요가 공급을 계속 앞서고 있다. 이를 고려하면 보육 이용가능성은 출산 결정에 가장 중요한 영향을 미친다.

보육 이용가능성은 오랫동안 출산과 여성의 노동시장 참여에 긍정적 영향을 미치는 것으로 간주되었다. 보육 서비스를 이용할 수 있으면 어머니와 노동자의 역할을 더욱 효과적으로 양립할 수 있다(McDonald 2000b; Presser and Baldwin 1980; Rindfuss and Brewster 1996). 보육 서비스를 이용할 수 있으면 고용 중단 또는 감소 및 관련된

7) 경제위기, 물가상승, 여성의 고용감소 등으로 인해 지난 몇 년간 많은 도시에서 대기자가 줄었다.

8) 일반적으로 수업시간은 아침 8:30 또는 9:00 부터 오후 5:00까지다(점심 시간 휴식). 대부분 학교는 수업 시간 이외 점심(유치원 83%, 초등학교 73%, 2013년 기준)과 보육서비스를 제공한다(Ministerio de Educación 2015).

인적자본축적 손실을 최소화하여 출산의 기회비용을 줄일 수 있다⁹⁾(Gustafsson 2001; Huinink and Kohli 2014; Hotz et al. 1997). 그 결과 보육의 이용가능성은 출산 확률을 높이고 출산연령을 앞당기는데 기여할 수 있다.

보육과 출산 수준의 연관성에 대한 논거는 간단 명료하지만, 특정 지역의 보육 배치를 무작위과정으로 간주할 수는 없음을 인식해야 한다(Rindfuss et al. 2007). 보육 배치와 지역 수준 출산의 내생적 관계에 가장 크게 기여한 요소는 여성의 노동시장 참여일 것이다. 여성의 노동시장 참여 증가는 국가 및 지역마다 발전 속도와 특징(예: 노동시간, 유연성, 경력단절)이 다른 후기 산업 사회의 구조적 상황과 관련이 있다. 그리고 이 과정은 일-가정 갈등을 야기해 보육 서비스에 대한 수요를 높이고 출산 수준을 낮추는 근본 원인이다. 적용된 경험적 전략과 이론 구성 모두에서 노동시장 참여 과정, 보육 서비스 개발 및 출산 간 가능한 연관성을 고려해야 한다. 동시에 특정 지역의 보육 수요가 높다고 보육 이용가능성 수준도 자동으로 높아지지 않는다는 점을 고려해야 한다. 이러한 연관성은 각 사회에서 보육 및 노동시장 제도가 조직된 방법에 따라 달라진다. 예를 들어 보육 공급과 노동시장을 강력히 규제하는 스페인의 경우, 공공 보조금, 직접 공공 공급 및 민간 시장 규제에 대한 정책이 보육 서비스 확대를 이끌었다.

위의 사항을 고려하면 출산진도비 확률과 조기 출산 모두의 관점에서 보육 이용가능성이 출산에 긍정적 영향을 미친다고 기대할 수 있다(가설 1). 이러한 영향은 일부 차이가 있을 수 있지만, 대체로 모든 출생순위에 적용된다. 첫째 출산 결정은 이후 출산 결정과 비교해 인적자본축적, 경력개발 또는 가족형성 등의 영향이 크고 보육 이용가능성의 영향은 적을 수 있다. 예를 들어, 아직 학생이거나 노동시장 지위가 불안정한 경우, 규범적 이유 또는 가정을 형성할 자원 부족을 이유로 출산을 고려하지도 못할 수 있다(Blossfeld and Huinink 1991). 양육에 필요한 시간은 실제로 부모가 된 후에야 알 수 있으므로 보육 이용가능성은 둘째 출산부터 더욱 많은 영향을 미칠 수 있다(Rindfuss et al. 2010). 동시에 첫째 출산은 전업 주부가 되든 일과 가정을 양립하든 일과 가정의 갈등을 해결하는 특정 방안을 찾을 수 있으므로 보육 이용가능성의 중요성이 낮아질 수 있다. 또한 첫째 출산이 가족을 형성하는데 더욱 중요하게 작용하고 둘째 출산은 더욱 “선택적”일 수 있다. 이는 첫째 이후 출산 결정은 상황적 제약과 기회에

9) 여성의 노동시장 참여가 거의 보편적인 상황에서 전체 가구소득에서 여성의 소득이 차지하는 비중이 여성의 절대 소득(잠재)보다 더욱 중요할 수 있다.

더욱 쉽게 영향을 받을 수 있음을 의미한다. 셋째아 이상은 출산율이 낮고 매우 가족지향적이고 보육 이용가능성이 영향을 적게 받는 부모가 많이 선택한다. 따라서 전체적으로 보육 이용가능성이 각 출산력에 영향을 미치는 정도는 경험적 문제이다.

또한 앞에서 설명했듯이 보육 확대로 노동시장 참여가 출산에 미치는 악영향을 완화된다고 예상할 수 있다. 이러한 주장은 일과 가정을 양립할 수 있는 제도적 장치를 시행하고 노동시장 참여가 가능한 경제선진국의 출산율이 상대적으로 높다는 관찰 결과에 기반한다. 따라서 지역 수준의 보육 이용가능성과 여성의 노동시장 참여율 간 상호작용은 개인의 출산력에 긍정적 영향을 미친다(가설 2).

또한 사회집단에 따라 상황 변수의 영향이 다르다고 가정하는 것이 맞다(Baizan, Arpino, and Delclòs 2016). 특히 보육 이용가능성은 고학력 여성의 가족 형성에 더욱 긍정적 영향을 미친다(가설 3). 이들 여성 또는 배우자의 소득 수준과 직업 계층이 높을 가능성이 많다고 가정하면 저학력 여성보다 타인 보육 비용이 상대적으로 낮아진다(Ermisch 1989; Shalev 2008). 스페인의 경우 몇 가지 규정을 통해 이러한 메커니즘이 일부 상쇄되었지만 제한적이다. 자산 조사 결과에 기반한 보조금은 공립학교에만 적용되고 대부분의 경우 매우 빈곤한 가정에만 자격이 주어진다. 연구 기간 동안 보육에 대한 세액공제와 아동수당은 없거나 매우 적었다(Azmat and González 2010; González 2011). 또한 이들 조세조치는 사회경제적 측면에서 역진적인 경향이 있다. 보육료에 대한 직장 여성들의 경제적 부담은 학력이 낮을수록 크기 때문에, 일하는 동안 영유아 자녀를 가족 구성원(특히 할머니)에게 맡기는 경우가 많다(Fernández-Cordón and Tobío Soler 2005). 저학력 여성의 공식 보육 이용을 저해하는 두 번째 메커니즘은 실업자와 임시직 종사자 비율이 높다는 것이다. 일반적으로 공식 보육 서비스를 이용하려면 장기 계획과 헌신이 필요하지만 고용 불안과 잦은 소득 변화는 이를 어렵게 만든다. 특히 스페인은 공식보육이 학교제도에 속해 있어 여러 행정적 절차를 거쳐야 하므로 이러한 특징이 더욱 강하다(예: 대기자가 많아 매우 일찍 입학 신청을 해야 하고 출생 직후 신청하는 것이 일반적이다). 또한 노동력과 가치에 대한 설문조사에서도 교육수준이 높을수록 노동시장 참여율이 높고, 업무지향적이고, 교육에 더욱 폭넓게 투자하는 것으로 나타났다(Bernardi and Garrido 2008; Hook 2015). 노동시장 이탈은 저학력 여성에 편중되어 있고 공식보육 이용가능성의 영향을 훨씬 적게 받는다. 교육수준이 높고 부유한 가구일수록 공식 보육 이용률이 높다(Van Lancker and

Ghysels 2016; León 2015). 이는 이들 가구가 비공식 돌봄보다 공식 보육을 신뢰하고 자녀 교육에 도움이 된다고 생각하기 때문으로 여겨진다. 여성의 교육수준은 조모의 높은 고용 수준과 관련되어 있어 보인다(조모가 일을 하는 경우 자녀를 돌볼 수 없다).

마지막으로 보육 이용가능성이 가족 형성에 미치는 영향을 분석할 때는 보육 확대의 영향을 저해할 수 있는 기타 동시 상황적 과정의 영향을 고려해야 한다. 앞서 설명한 여성의 노동시장 참여 확대 절차 이외에 스페인은 되풀이되는 경제 위기의 영향을 많이 받고 있다. 지난 수십 년간 스페인은 잦은 경제 혼동으로 인해 청년들의 교육기간이 길어지고 실업률이 높아졌으며 경기 불황기 또는 불화의 여파로 안정적 일자리를 찾기가 어려워졌다. 이러한 상황이 가족 형성에 악영향을 미친 것으로 나타났다(Adserà 2004; Baizan 2007; González and Jurado-Guerrero 2006).

제2절 분석 자료 및 방법

1. 분석 자료

본 분석은 2016년, 2012년 및 2008년 소득 및 생활수준에 관한 유럽연합 통계자료(EUSILC: European Union Statistics on Income and Living Conditions)의 스페인 횡단면 표본에서 추출한 개인 수준의 자료를 사용했다(EUROSTAT 2015). 설문 조사는 각 개인에 대해 4개 웨이브(wave)를 포함하므로, 자료 연도를 선택해 통합 분석 표본에서 개인 자료가 반복되지 않도록 할 수 있다. 이러한 접근법의 중요한 장점 중 하나는 출산력에 왼쪽 중도절단이 없다는 것이다. 또한 유의미한 결과를 충분히 얻을 수 있을 정도로 표본이 크고 안정적이다. EUSILC는 동거 중인 각 자녀의 생년월일 정보를 제공한다. 따라서 엄마와 함께 거주하지 않거나 사망한 아들은 데이터에 포함되지 않는다. 자녀의 독립으로 분석이 편향되지 않도록 설문조사 시점 기준 15-40세 여성을 대상으로 했다. 문헌 자료에 따르면 출산력에 유의미한 편향을 주지 않고 40대 초 여성까지 모형에 추가할 수 있는 것으로 입증됐고(Klesment et al. 2014; Nitsche et al. 2018), 실제로 공식 인구동태등록 자료의 양/속도와 일관된 출산력 결과를 얻었다. 스페인에서 출생하지 않은 자녀는 포함되지 않도록 외국 태생 여성은 제외시켰다.

표본은 1994-2015년 첫째 출산을 분석할 여성 12,787명, 둘째 출산을 분석할 여성 4,245명으로 구성되어 있다(설문 연도는 분석에 포함되지 않음). EUSILC는 설문조사 시점의 교육 수준 정보를 제공하기 때문에 이를 사용해 교육제도의 개인 진도를 재구성할 수 있다. 마지막으로 거주 이력이 아닌 설문조사 당시 거주 지역을 기록한다. 그러나 스페인은 지역간 이동률은 매우 낮아 편향 가능성을 최소화한다.

0-2세 영유아의 등록률 자료는 교육부에서 수집했다(Ministerio de Educación 2018). 교육부 자료는 각 지역별로 보육센터와 유치원에 공식 등록한 0-2세 영유아의 비율을 알려준다. 따라서 엄격한 의미에서 이는 보육 이용가능성에 대한 자료는 아니지만, 기존 수요의 관점에서 보육 공급이 항상 부족했던 상황을 고려하면 근사치로 볼 수 있다. 또한, 나바라의 경우, 2014년부터 등록률 자료가 업데이트되지 않아 2014년과 2015년 등록률을 추정해야 했다. 카나리아 제도는 자료 누락으로 인해 2004년-2010년 자료가 보강됐다. Rindfuss et al. (2010)에 따라 아동 등록률은 수정까지 평균 대기 기간 5달, 임신 기간 9달 및 연중 평균 출산을 고려해 2년의 시차를 두었다. 그러나 1년 시차를 두었을 때와 결과는 실질적으로 다르지 않았다.

24-54세 여성의 실업률과 노동시장 참여율은 노동력 설문조사에 기반해 국가통계청이 제공한 자료를 사용했다(Instituto Nacional de Estadística 2018).

2. 분석 방법

이산시간 사건사분석(discrete-time event-history analyses)을 사용해 연간 첫째 또는 둘째 출산 확률과 관련된 요인을 모델링했다. 잠재 반응 모형으로 볼 수 있는 로지스틱 설정을 사용했다(Rabe-Hesketh and Skrondal 2012). 관찰된 이분적 행동 y_{ij} (개인 i 가 j 기간에 자녀가 있는지 여부)은 관찰되지 않았거나 잠재되어 있지만 자녀를 가진 성향을 나타내는 연속 반응 y_{it}^* 에 기반한다. 잠재반응이 0보다 크면 관찰된 반응은 1과 0이다. 잠재반응 y_{ij}^* 에 대해 선형회귀모형을 지정한다.

$$Y_{ij}^* = \beta_0 + \beta_1' X_{ij} + \beta_2' X_{ij} + u_{ij}$$

여기서 X_{ij} 는 공변량 벡터, β_0 는 기저위험함수(15세 이후 또는 초산 이후 기간), β_1

는 지역 변수에 대한 계수 추정치, β_2 개인 수준 공변량에 대한 모형의 계수 추정치를 나타내고 무작위항 u_{it} 는 로지스틱 분포를 따른다고 추정한다. Rindfuss et al. (2007)에 따라 보육 시설의 내생적 배치를 통제하기 위해 지역 수준의 고정 효과를 추가했다. 고정 효과 모형의 추정치는 누락된 공변량과 증첩될 수 없고 따라서 무작위 절편 모형에 기반한 추정치보다 모형 설정 오류에 덜 민감하다. 모형은 시간 경과에 따른 지역 변수 변화로 식별한다. 또한 지역의 임의 효과 모형을 산출해(Barber et al. 2000) 고정 효과와 실질적으로 유사한 결과를 제공한다. 그러나 무작위 절편 모형은 지역별 절편이 공변량과 무관하다고 가정한다(Rabe-Hesketh and Skrondal 2012).

제3절 분석 결과

첫째와 둘째 출산에 대한 모형 결과는 표 1과 2에서 각각 확인할 수 있다. 본 연구는 앞서 설명한 이유로 고정 효과 모형을 선호하지만 모형 3과 7은 고정 효과 모형 2와 7과 동일한 임의 효과 모형의 결과가 도출됐다. 나머지 모형도 두 방법을 사용해 산출했고 유사한 결과가 도출되었다.

모형과 1과 5는 첫째와 둘째 출산 각각에 대해 지역과 보육 등록률 더미만 지역변수로 추가했다. 이 마지막 변수는 거의 유의미하지 않거나(첫째) 전혀 유의미하지 않았다(둘째). 그러나 모형에 여성의 고용률을 추가하면 95% 이상에서 유의미한 결과를 갖는다. 보육 등록률이 1% 변화하면 첫째 출산 승산비가 1.013, 둘째 출산의 승산비가 1.015 변화한다. 몇몇 모형 설정에 로버스트한(robust) 이러한 긍정적 결과는 여성의 노동시장 참여가 보육 발전과 출산의 내생적 관계를 설명하는 핵심 요소임을 시사한다. 실업률을 추가하면 다른 결과도 약간 바뀌지만 보육과 관련된 가능한 상쇄 효과를 구분하는데 도움이 된다. 여성 고용률과 실업률 변수는 모두 항상 유의미한 수준은 아니지만 출산에 악영향을 미친다.

앞서 제시한 첫 번째 가설은 사건사 모형의 결과에는 혼합되어 있는 보육 시기와 확률 효과를 구분했다(Bernardi 2001). 연령과 보육 등록(첫째 출생¹⁰) 간 상호작용항 및

10) 또한 연령과 교육 간 상호작용항은 첫째 출산 모형에 매우 유의미한 계수로 추가되었다. 첫째 출산 연기에 대한 문헌 자료에서 쉽게 볼 수 있듯이 학력이 높은 여성일수록 첫째 출산을 연기할 가능성이 높았다(예:

첫째 자녀의 연령과 보육 등록(둘째 출생) 간 상호작용항 도입은 확률 추정과 모형의 유의성 향상 측면 모두에서 유의미한 것으로 나타났다. 예상대로 보육 이용가능성이 높을수록 둘째 출산 시기가 많이는 아니지만(보육 이용가능성 0%와 등록률 60%와 비교해 약 1년) 확실히 빨라졌다(그림 4). 반면 20대 후반 전에 첫째를 출산한 경우 보육 이용가능성이 큰 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 그러나 30대 이상에서는 상당히 유의미한 수준의 긍정적 영향을 미쳤다(그림 3). 예상과 달리 보육 이용가능성으로 첫째 출산 시기가 빨라지지는 않았지만, 가임기 후반에 첫째를 출산할 확률은 크게 증가했다. 이러한 결과는 청소년과 청년이 교육 및 고용 경력에 투자하는 기간에는 보육 이용가능성의 영향력이 낮다는 개념과 일치한다. 그러나 노동시장에서 이미 자리를 잡은 여성의 일과 양육 병행에는 많은 영향을 미친다.

보육 이용가능성이 높아지면 출산진도비가 향상되는지 조사하기 위해 모형으로 추정된 확률에서 각 출생순위의 생존 함수를 산출했다. 산출 결과 실제 보육 이용가능성이 출생한 자녀 수에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났다(표 3). 보육 등록률이 0%에서 60%로 증가하면 첫째 출산진도비가 0.64에서 0.83으로 증가하는 것으로 추정됐다. 즉, 절대차이는 0.19명이었다. 둘째 출생은 등록률이 동일하게 증가할 경우 출산진도비가 0.68에서 0.95로 급증했다(즉, 절대차이 0.27명). 등록 수준별 출산진도비의 상대적 차이는 첫째와 둘째 출산에서 유사하게 나타나(각각 1.3과 1.4), 보육 이용가능성이 두 출생 순서에 미치는 영향이 유사함을 시사했다.

앞에서 제시한 두 번째 가설은 보육 이용가능성 확대가 여성의 노동시장 참여로 인한 부정적 영향을 완화한다고 제안한다. 보육 이용가능성과 여성의 노동시장 참여 간 상호작용항을 도입하자 첫째 출산의 경우 예상대로 승산(odd)이 양의 값을 보였다(1.001, $p < 0.01$; 이 모형에는 표시 안됨). 그러나 둘째 출산의 결과는 유의미하지 않았다.

마지막으로 앞서 제시된 많은 주장은 여성의 교육 수준이 높을수록 보육 이용가능성의 영향이 크다는 가설 3을 지지한다. 모형 4와 8의 결과(표 1과 2)에서 이는 뚜렷이 드러난다. 그러나 이는 첫째와 둘째 출산에서 다른 방식으로 나타난다(그림 4와 5). 보육 이용가능성이 0%에서 60%로 증가하면 고등교육 여성의 연간 첫째 출산 확률 추정치가 0.02에서 0.03으로 높아지지만 다른 교육수준에서는 변화가 나타나지 않았다.

첫째 출산의 속도와 양에 관한 이전 연구 결과를 고려하면, 이 상호작용의 결과는 보육 이용가능성이 고학력 여성의 30대 초산 확률은 상당히 높였지만 다른 교육 수준 여성에는 영향을 미치지 않았음을 시사한다. 반면 보육 확대는 중간학력과 고학력 여성 그룹 모두에서 둘째 자녀 위험을 매우 뚜렷이 높였다.

제4절 결론 및 시사점

보육 이용가능성은 경제 선진국에서 노동자의 역할과 부모의 역할 간 갈등을 줄이는 중요한 제도적 변수로 간주되어왔다. 그러나 출산율 향상과 관련하여 이론적으로 예상된 보육 이용가능성의 역할은 몇몇 연구에서만 확인됐고 영향이 없다고 결론짓거나 결론을 확정하지 못한 연구도 여럿 있었다. 본 연구에서는 보육 이용가능성이 출산 속도와 양에 많은 영향을 미치고 첫째와 둘째 출산에 유사한 수준의 영향을 미침을 보여주는 새로운 증거를 제시했다. 연구 결과 보육 등록률이 0%에서 60%로 증가하면 40세 여성의 무자녀율이 36%에서 17%로 감소할 수 있는 것으로 나타났다. 한 자녀에서 두 자녀로 진행하는 여성의 비율은 보육 적용범위 0%에서 0.68%, 적용범위 60%에서 0.95%로 추정됐다. 0%에서 60%로의 보육 이용가능성 증가는 연구 기간에 실제로 스페인에서 관찰된 범위에서 벗어나지만, 효과가 상당하고 타당한 범위에 해당함을 잘 보여주었다. 실제로 연구 기간 이처럼 증가했다면 스페인은 초저출산국가에서 탈출할 수 있었을 것이다. 여기서 확인된 영향은 Rindfuss et al(2010)의 노르웨이 연구 보고서와 유사한 수준으로 나타났다. 노르웨이는 양성평등과 소득 수준이 높고 경제적으로 더욱 안정되어 있을 뿐 아니라 일가정 양립 정책을 강력하고 일관적으로 시행해왔다는 점에서 흥미로운 결과이다. 이는 보육 정책이 북유럽 국가보다 출산에 불리한 환경에서 상당히 효과적일 수 있음을 시사한다. 연구 결과는 예상과 달리 출산 시기에는 보육 이용가능성이 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나 공식 보육 확대가 고학력 여성의 가족 형성에 더욱 긍정적인 영향을 미친다는 가설은 강력히 지지했다.

방법론적 관점에서 이번 연구는 이전 연구와 달리 임의 효과와 고정 효과 모형을 적용해 실질적으로 동일한 결과를 얻었다는 점에 유의미하다. 이 결과는 몇 가지 요소로 설명될 수 있다. 한편으로 이번 연구는 분석한 기간이 비교적 길고(21년), 보육 이용가

능성이 평소보다 많이 증가했고, 증가의 지역과 시간 변동성이 상당했으며 다른 한편으로 모형에서 관심 효과를 교란할 수 있는 일부 거시적 과정을 통제했다. 특히 스페인 상황에서 여성의 노동시장 참여율 증가와 경제 상황이 더욱 밀접하게 관련되어 있다고 간주됐다. 실제로 이들 병렬 과정은 보육 이용가능성이 상당히 증가했음에도 스페인의 출산 수준은 여전히 낮은 역설을 설명할 수 있다.

대부분 의도한 연구 목적에 적합한 데이터(EUSILC)를 사용했지만, 개인의 이주 내역은 확인할 수 없었다. 이로 인해 이주자가 보육 이용가능성이 높은 지역을 조직적으로 선택할 경우 보육 이용가능성의 영향이 다사 과대평가될 수 있다. 기록된 지역 간 이동 수준이 낮은 점을 고려하면 이러한 편향이 추정치에 큰 영향을 미칠 가능성은 낮았다.

마지막으로 연구 결과의 과학적 및 정책 시사점을 살펴봐야 한다. 연구 결과는 출산에서 일과 양육의 양립 강화의 중요성과 그로 인한 출산의 기회 비용 감소를 강조하는 사회적 및 경제적 이론을 뒷받침했다. 특히 여성의 교육 수준이 높을수록 보육 이용가능성의 긍정적 영향이 높은 새로운 결과를 확인했다. 실제로 이번 연구 결과 중등교육 이하 여성층에서는 공식 보육 확대가 유의미한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 다른 상황 또는 기간에 확인된 교육 수준별 대조적 또는 심지어 반대되는 결과는 유의미하지 않은 영향으로 이어질 수 있다. 또한 이러한 결과는 교육 수준과 보육 이용가능성의 관련성 증가를 포함해 저학력 여성보다 고학력 여성의 경우 가족 외의 돌봄의 상대적 비용이 더욱 낮다는 주장을 뒷받침했다. 앞서 언급했듯이 이러한 결과는 초저출산에 영향을 미치는 여러 제도와 정책을 시행하고 젠더관계가 급변하는 사회에 적용된다. 이러한 맥락에서 공식 보육의 이용가능성 확대는 양성평등을 향상하기 위한 촉진제 또는 심지어 전제 조건으로 볼 수 있다. 근로자의 역할과 어머니의 역할 간 갈등 완화는 가정과 간접적으로 노동시장에서 더욱 평등한 역할과 관계를 구현하고 출산율 향상을 이끌 수 있다.

참고문헌

- Adserà, Alicia. 2004. "Changing Fertility Rates in Developed Countries. The Impact of Labor Market Institutions." *Journal of Population Economics* 17(1):17-43. Retrieved August 10, 2016 (<http://link.springer.com/10.1007/s00148-003-0166-x>).
- Andersson, Gunnar, Ann-Zofie Duvander, and Karsten Hank. 2004. "Do Child-Care Characteristics Influence Continued Child Bearing in Sweden? An Investigation of the Quantity, Quality, and Price Dimension." *Journal of European Social Policy* 14(4):407-18. Retrieved September 26, 2018 (<http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/0958928704046881>).
- Azmat, Ghazala and Libertad González. 2010. "Targeting Fertility and Female Participation through the Income Tax." *Labour Economics* 17(3):487-502. Retrieved (<http://dx.doi.org/10.1016/j.labeco.2009.09.006>).
- Baizan, Pau. 2009. "Regional Child Care Availability and Fertility Decisions in Spain." *Demographic Research* 21:803-42.
- Baizan, Pau. 2007. "The Impact of Labour Market Status on Second and Higher-Order Births." Pp. 93-128 in *Family formation and family dilemmas in contemporary Europe*, edited by G. Esping-Andersen. Bilbao: Fundación BBVA.
- Baizan, Pau, Bruno Arpino, and Carlos Eric Delclos. 2016. "The Effect of Gender Policies on Fertility: The Moderating Role of Education and Normative Context." *European Journal of Population* 32(1):1-30.
- Barber, J. S., S. A. Murphy, W. G. Axinn, and J. J. Maples. 2000. "Discrete Time Multilevel Survival Analysis." *Sociological Methodology*.
- Bauernschuster, Stefan, Timo Hener, and Helmut Rainer. 2016. "CHILDREN OF A (POLICY) REVOLUTION: THE INTRODUCTION OF UNIVERSAL CHILD CARE AND ITS EFFECT ON FERTILITY." *Journal of the European Economic Association* 14(4):975-1005.
- Van Bavel, Jan and Joanna Rozanska-Putek. 2010. "Second Birth Rates across Europe: Interactions between Women's Level of Education and Child Care Enrolment." *Vienna Yearbook of Population Research* 8:107-38.
- Bernardi, F. and L. Garrido. 2008. "Is There a New Service Proletariat? Post-Industrial Employment Growth and Social Inequality in Spain." *European Sociological*

- Review* 24(3):299-313. Retrieved (<http://esr.oxfordjournals.org/cgi/doi/10.1093/esr/jcn003>).
- Bernardi, Fabrizio. 2001. "Is It a Timing or a Probability Effect? Four Simulations and an Application of Transition Rate Models to the Analysis of Unemployment Exit." *Quality and Quantity* 35(3):231-52.
- Blossfeld, Hans-Peter and Johannes Huinink. 1991. "Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation." *American Journal of Sociology*.
- Del Boca, Daniela. 2002. "The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy." *Journal of Population Economics* 15(3):549-73. Retrieved August 10, 2016 (<http://link.springer.com/10.1007/s001480100089>).
- Del Boca, Daniela, S. Pasqua, and C. Pronzato. 2007. "The Impact of Institutions on Motherhood and Work."
- Chung, Heejung and Bart Meuleman. 2017. "European Parents' Attitudes towards Public Childcare Provision: The Role of Current Provisions, Interests and Ideologies." *European Societies*.
- Educación, Ministerio de. 2018. "Estadística de Las Enseñanzas No Universitarias. Tasa Neta de Escolaridad 0-2 Años, Por Sexo, Comunidad Autónoma y Curso Académico." Retrieved September 17, 2018 (<http://www.mecd.gob.es/servicios-al-ciudadano-mecd/estadisticas/educacion/no-universitaria/alumnado/matriculado.html>).
- Ermisch, John F. 1989. "Purchased Child Care, Optimal Family Size and Mother's Employment Theory and Econometric Analysis." *Journal of Population Economics* 2(2):79-102.
- Esping-Andersen, Gosta. 1999. *Social Foundations of Postindustrial Economies*. Oxford University Press. Retrieved March 10, 2017 (<http://www.oxfordscholarship.com/view/10.1093/0198742002.001.0001/acprof-9780198742005>).
- Estadística, Instituto Nacional de. 2018. "IneBase Labour Market." Retrieved September 18, 2018 (https://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/categoria.htm?c=Estadistica_P&cid=1254735976595).
- EUROSTAT. 2015. *METHODOLOGICAL GUIDELINES AND DESCRIPTION OF EU-SILC*

- TARGET VARIABLES 2015 Operation (Version November 2014)*. European Commission, EUROSTAT: Luxembourg.
- Fernández-Cordón, Juan Antonio and Constanza Tobío Soler. 2005. *Conciliar Las Responsabilidades Familiares y Laborales: Políticas y Prácticas Sociales*. Madrid.
- Gauthier, Anne H. 2007. "The Impact of Family Policies on Fertility in Industrialized Countries: A Review of the Literature." *Population Research and Policy Review* 26(3):323-46. Retrieved August 10, 2016 (<http://link.springer.com/10.1007/s11113-007-9033-x>).
- González, Libertad. 2011. "The Effects of a Universal Child Benefit." *Econstar* (September).
- González, María-José and Teresa Jurado-Guerrero. 2006. "Remaining Childless in Affluent Economies: A Comparison of France, West Germany, Italy and Spain, 1994-2001." *European Journal of Population*.
- González, María José. 2004. "Supply Factors in the Development of Early Childcare in Spain." (September):25-27.
- Gustafsson, Siv. 2001. "Optimal Age at Motherhood. Theoretical and Empirical Considerations on Postponement of Maternity in Europe." *Journal of Population Economics* 14(2):225-47.
- Hank, K. and M. Kreyenfeld. 2003. "A Multilevel Analysis of Child Care and Women's Fertility Decisions in Western Germany." *Journal of Marriage and Family* 65(August):584-96.
- Hook, Jennifer L. 2015. "Incorporating 'Class' into Work-family Arrangements: Insights from and for Three Worlds." *Journal of European Social Policy* 25(1): 14-31. Retrieved (<http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/0958928714556968>).
- Huinink, Johannes and Martin Kohli. 2014. "A Life-Course Approach to Fertility." *DEMOGRAPHIC RESEARCH VOLUME* 30(45):1293-1326. Retrieved September 13, 2017 (<http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol30/45/>).
- Joseph Hotz, V., Jacob Alex Klerman, and Robert J. Willis. 1997. "Chapter 7 The Economics of Fertility in Developed Countries." *Handbook of Population and Family Economics*.
- Klesment, Martin, Allan Puur, Leen Rahn, and Luule Sakkeus. 2014. "Varying Association between Education and Second Births in Europe: Comparative

- Analysis Based on the EU-SILC Data.” *Demographic Research* 31(1):813-60.
- Van Lancker, Wim and Joris Ghysels. 2016. “Explaining Patterns of Inequality in Childcare Service Use across 31 Developed Economies: A Welfare State Perspective.” *International Journal of Comparative Sociology* 57(5):310-37. Retrieved June 11, 2018 (<http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/0020715216674252>).
- Lappegård, Trude. 2010. “Family Policies and Fertility in Norway.” *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie* 26(1):99-116.
- Lapuerta, Irene, Pau Baizan, and María José González. 2011. “Individual and Institutional Constraints: An Analysis of Parental Leave Use and Duration in Spain.” *Population Research and Policy Review* 30(2):185-210.
- León, Margarita. 2015. *Empleo y Maternidad : Obstáculos y Desafíos a La Conciliación de La Vida Laboral y Familiar*. Bellaterra: Universitat Autònoma de Barcelona.
- Martin-Garcia, T. and Baizan P. 2006. “The Impact of the Type of Education and of Educational Enrolment on First Births.” *European Sociological Review* 22(3): 259-75.
- Mayer, Karl Ulrich. 2001. “The Paradox of Global Social Change and National Path Dependencies: Life Course Patterns in Advanced Societies.” Pp. 89-110 in *Inclusions and Exclusions in European Societies*, edited by A. E. Woodward and M. Kohli. London: Routledge.
- McDonald, Peter. 2000a. “Gender Equity, Social Institutions and the Future of Fertility.” *Journal of Population Research* 17(1):1-16.
- Ministerio de Educación, Cultura y Deporte. 2015. “Estadísticas de Educación.” Retrieved February 14, 2015 (<http://www.educacion.gob.es/educabase>).
- Nitsche, Natalie, Anna Matysiak, Jan Van Bavel, and Daniele Vignoli. 2018. “Partners’ Educational Pairings and Fertility Across Europe.” *Demography* 55(4):1195-1232. Retrieved July 16, 2018 (<http://link.springer.com/10.1007/s13524-018-0681-8>).
- Presser, H. B. and W. Baldwin. 1980. “Child Care as a Constraint on Employment: Prevalence, Correlates, and Bearing on the Work and Fertility Nexus.” *AJS: American Journal of Sociology*.
- Rabe-Hesketh, Sophia and Anders Skrondal. 2012. *Multilevel and Longitudinal*

Modeling Using Stata. Third Edit. edited by Stata Press. Stata Press. Retrieved December 11, 2015 (<http://www.stata.com/bookstore/multilevel-longitudinal-modeling-stata/>).

Rindfuss, Ronald R. and Karin L. Brewster. 1996. "Childrearing and Fertility." *Population and Development Review* 22(1996):258-89. Retrieved August 9, 2017 (<http://www.jstor.org/stable/pdf/2808014.pdf?refreqid=excelsior%3A850accc4756612a1237361429ae6549b>).

Rindfuss, Ronald R., David K. Guilkey, S. Philip Morgan, Øystein. Kravdal, and Karen Benjamin. Guzzo. 2007. "Child Care Availability and First-Birth Timing in Norway." *Demography* 44(2):345-72. Retrieved September 19, 2018 (<http://link.springer.com/10.1353/dem.2007.0017>).

Rindfuss, Ronald R., David K. Guilkey, S. Philip Morgan, and Østein Kravdal. 2010. "Child-Care Availability and Fertility in Norway." *Population and Development Review* 36(4):725-48.

Rindfuss, Ronald R., Karen Benjamin Guzzo, and S. Phillip Morgan. 2003. "The Changing Institutional Context of Low Fertility." *Population Research and Policy Review* 22(5):411-38.

Shalev, Michael. 2008. "Class Divisions among Women." *Politics & Society* 36(3): 421-44.

〈표 1〉 첫째 출산의 사건사 분석 결과. 승산비

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
	고정	고정	임의	고정
연령	1.675***	1.674***	1.735***	1.704***
연령의 제곱	0.993***	0.994***	0.993***	0.993***
출생 코호트 (기준: <1970년)	1	1	1	1
출생 코호트 1970-74년	1.250**	1.278**	1.166*	1.274**
출생 코호트 1975-79년	1.123	1.184	1.167	1.169
출생 코호트 1980-84년	0.982	1.082	1.119	1.068
출생 코호트 1985-89년	1.088	1.260	1.170	1.262
출생 코호트=1990년	1.039	1.273	1.147	1.409
교육 (기준: 하위중등)	1	1	1	1
상위중등	0.681***	0.680***	0.644***	0.654***
고등	0.524***	0.525***	0.504***	0.387***
누락	0.148***	0.147***	0.171***	0.0369***
교육기관 미등록(ref.)	1	1	1	1
교육기관 등록	0.104***	0.104***	0.144***	0.105***
지역 (기준: 갈리시아)	1	1		1
아스투리아스	0.971	0.952		0.932
칸타브리아	1.221	1.189		1.175
바스크	0.833	0.748**		0.706**
나바라	0.896	0.922		0.938
라리오자	1.362**	1.350*		1.362**
아라곤	0.949	0.903		0.904
마드리드	0.840	0.804**		0.779**
카스틸라 이 레온	0.971	0.966		0.960
카스틸라 라만차	1.463***	1.405**		1.378**
엑스프레아두라	1.623***	1.682***		1.607***
카탈루냐	0.967	0.910		0.938
발렌시아	1.295**	1.310***		1.291**
발레아레스 제도	0.994	1.052		1.011
안달루시아	1.497***	1.528***		1.490***
무르시아	1.457***	1.404**		1.398**
세우타	2.802***	2.661***		2.586***
멜리야	2.365***	2.174***		2.189***
카나리 제도	1.401**	1.480***		1.411**
보육 등록	1.007*	1.013***	1.010***	0.997
실업률		0.992**	1.000	0.992*
여성의 활동률		0.991	0.978***	0.993
상호작용 교육*보육				
하위중등* 보육				1
상위중등* 보육				1.006
고등* 보육				1.024***
누락* 보육				1.110*
관측 수	125575	125575	125575	125575

유의성: '*'=10%; '**'=5%; '***'=1%

〈표 2〉 둘째 출산의 사건사 분석 결과. 승산비

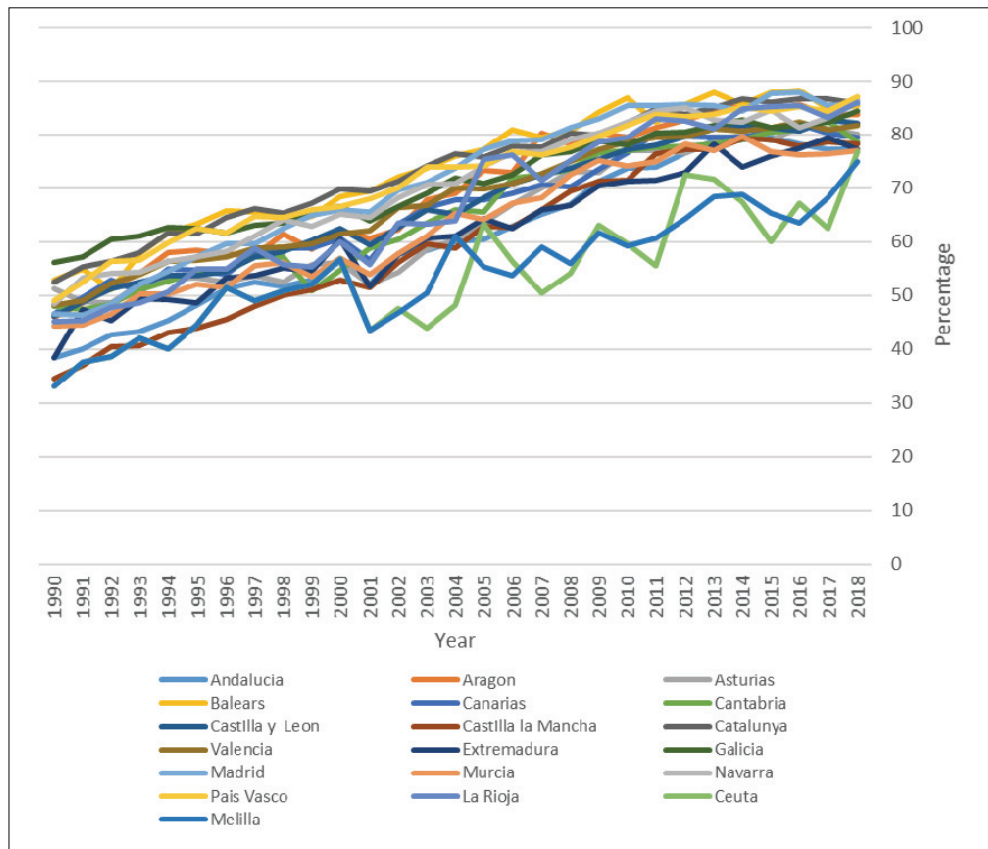
	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
	Fixed	Fixed	Random	Fixed
첫째 자녀 연령	2.715***	2.731***	2.626***	2.728***
첫째 자녀 연령의 제곱	0.911***	0.911***	0.913***	0.911***
여성의 초산연령	1.013	1.016*	1.015**	1.016*
교육기관 미등록(기준)	1	1	1	1
교육기관 등록	0.540	0.549	0.372	0.576
교육(기준: 하위중등)	1	1	1	1
상위중등	1.009	1.010	0.982	0.888
고등	1.395***	1.404***	1.328***	1.251**
누락	1.199	1.384	1.036	5.270**
지역(기준: 갈리시아)	1	1		1
아스투리아스	0.729	0.751		0.757
칸타브리아	1.246	1.234		1.231
바스크	1.827***	1.243		1.240
나바라	1.451*	1.750**		1.741**
라리오자	1.414	1.523*		1.520*
아라곤	1.451*	1.295		1.262
마드리드	1.610***	1.370**		1.359*
카스틸라 이 레온	1.115	1.178		1.176
카스틸라 라만차	1.631***	1.636***		1.624***
엑스프레아두라	1.269	1.485**		1.478**
카탈루냐	1.559***	1.277		1.266
발렌시아	0.995	1.059		1.055
발레아레스 제도	1.908***	2.198***		2.164***
안달루시아	1.372**	1.512***		1.504***
무르시아	1.447**	1.373*		1.382**
세우타	1.653*	1.547		1.546
멜리아	2.248***	2.037***		2.081***
카나리 제도	0.787	0.967		0.948
보육 등록	0.997	1.015**	1.009**	1.008
실업률		0.982***	0.987***	0.984**
여성의 활동률		0.984***	0.986***	0.984***
상호작용 교육*보육				
하위중등* 보육				1
상위중등* 보육				1.010
고등* 보육				1.009
누락* 보육				0.795
관측 수	15799	15799	15799	15799

유의성: *'=10%; **'=5%; ***'=1%

〈표 3〉 보육등록률별 출산진도비 추정치. 첫째와 둘째 출산 각각에 대한 모형 2와 6의 추정치

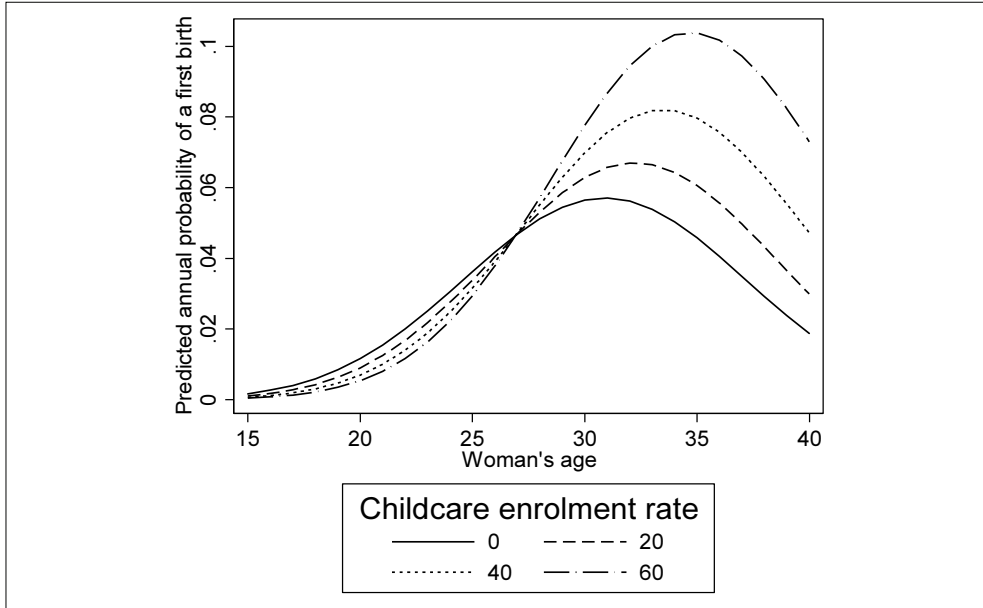
보육등록률	40세의 출산진도비: 0-1	첫째 출산 10년 후 출산진도비: 1-2
0	0.64	0.68
20	0.71	0.80
40	0.77	0.89
60	0.83	0.95
절대차이 0-60	0.19	0.27
상대차이 0-60	1.30	1.40

[그림 1] 24-54세여성의 노동시장 참여율. 스페인 지역 1990-2018년



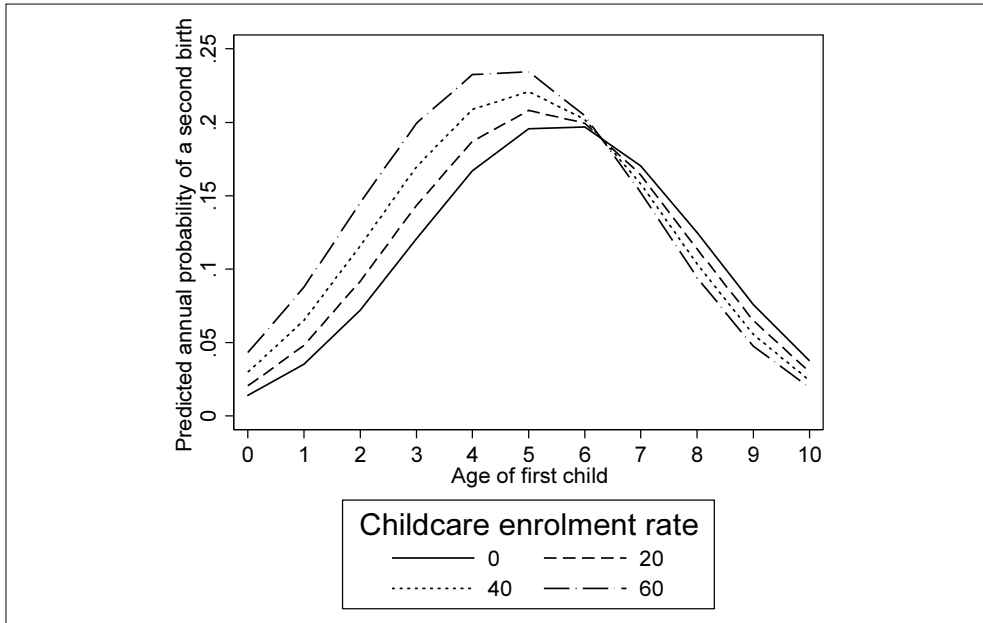
자료: 노동력 설문조사 데이터(Instituto Nacional de Estadística 2018).

[그림 3] 보육등록률별 연간 첫째 출산 확률 추정치



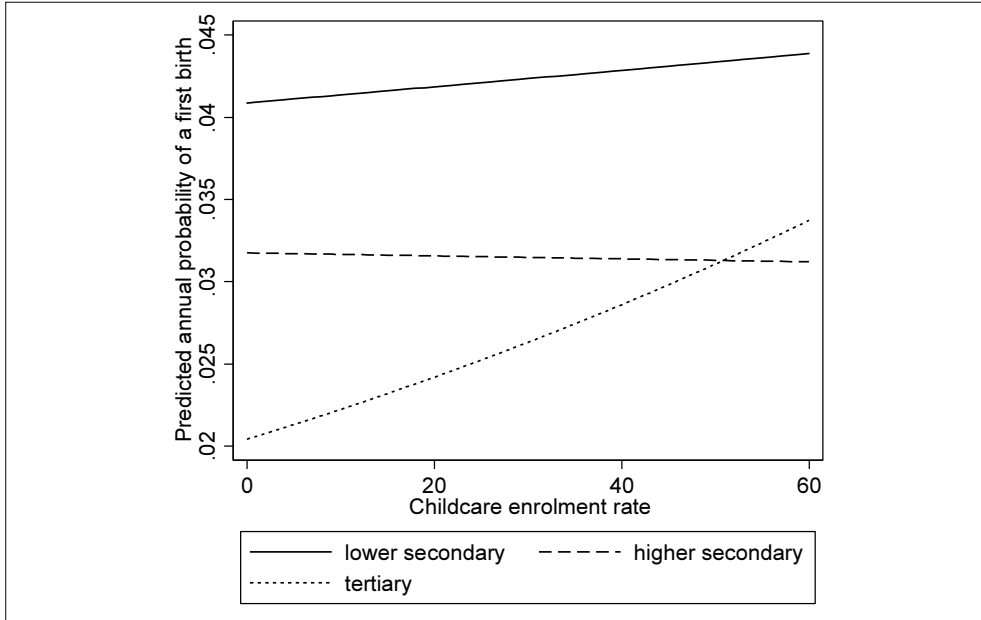
주: 모형 2와 같은 통제 적용. 여성의 연령과 보육등록률 간 및 연령과 교육수준 간 상호작용항 포함.

[그림 4] 보육등록률별 연간 둘째 출산 확률 추정치



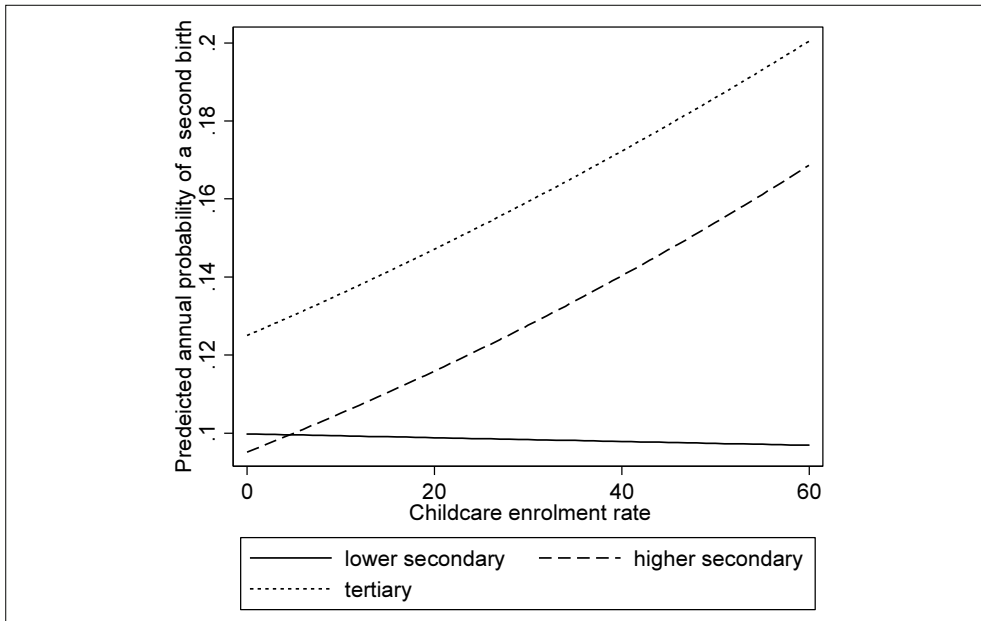
주: 모형 6과 같은 통제 적용. 첫째 출산 후 기간과 보육등록률 간 상호작용항 포함.

[그림 5] 교육수준 및 보육등록률별 연간 첫째 출산 확률 추정치



주: 모형 4와 같은 통제 적용. 교육수준 및 보육 등록률 간 및 연령과 교육수준 간 상호작용항 포함.

[그림 6] 교육수준 및 보육 등록률별 연간 둘째 출산 확률 추정치



주: 모형 8과 같은 통제 적용.

제 4 장

출산 결정에 있어서
개인 성격의 역할 고용
- 출산 관계의 성별 차이

제1절 서론

제2절 선행 연구

제3절 개념적 고려 사항과 가설

제4절 분석 자료 및 방법

제5절 분석 결과

제6절 결론 및 시사점

참고문헌

4

출산 결정에 있어서 << 개인 성격의 역할 고용 - 출산 관계의 성별 차이

제1절 서론

출산 결정은 거시적(예: 복지국가정책, 노동시장 및 경제발전, 예: Brewster and Rindfuss 2000, Castles 2003, Gauthier 2007, Kalwij 2010, McDonald 2006, Neyer and Andersson 2008, Sobotka, Skirbekk and Philipov 2011), 중간적(예: 지역 특성, Bost et al. 2002) 및 미시적 차원에서 다양한 영향을 받아 형성되는 복잡한 과정이다. 미시적 수준에서 출산은 교육, 고용 수준 및 소득과 같은 사회경제적 요소의 영향을 받는다(예: Aassve et al. 2006, Basu 2002, Kreyenfeld 2010, Mills et al. 2011, Schmitt 2012a, Singley and Hynes 2005, Vitali, Aassve and Lappegård 2015). 자녀와 가정에 대한 인식, 부모의 역할에 대한 개념 등과 같은 주관적 척도 또한 출산 결정에 영향을 미치는 중요한 결정요인이다(예: Duvander, Lappegård and Andersson 2010, Günther and Harttgen 2016, Lampic et al. 2006, Morgan and Rackin 2010, Toulemon and Testa 2005).

지금까지 출산 행동 분석에서 성격과 같은 심리적 개념은 많은 관심을 받지 못했다. 출산이 매우 개인적 결정이라는 점에서는 이는 다소 의외라 할 수 있다. 또한 출산 결정이 점차 개인화되어가고 있으며 사회적 기대의 영향이 줄어들어감에 따라(예: Lesthaeghe 2010) 성격 특성이 출산 촉진 또는 연기 가능성 변화에 영향을 미치는 중요한 역할을 한다고 가정할 수 있다. 그러나 이러한 가정 하에서는 사회적 또는 노동시장 정책을 통해 출산 결정에 영향을 미치는 수단이 제한될 수 있다. 이번 연구에서는 성격 특성이 부모기로의 전이에 미치는 영향과 출산-고용 관계와의 연관성을 심층 분석한다.

성격은 다양한 방법으로 생식결과에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 배우자를 찾을 기회와 동반자관계의 안정성, 그리고 성관계와 피임 실천 등을 고려할 수 있다. 더욱이 성격은 출산 행동에 직접 영향을 미치거나 고용 안정성 또는 경력에 영향을 미쳐 출산

결정을 앞당기거나 지연시키는 간접적 방식으로 작동할 수 있다. 또한 출산에 영향을 미치는 다양한 개인 수준의 결정요인과 마찬가지로 성격 특성도 남성과 여성의 출산 결정에 다르게 영향을 미칠 수 있다.

본 연구는 장기 패널연구인 독일사회경제패널(SOEP: German Socio-Economic Panel)의 연구 자료를 사용해 성격이 개인의 출산 결정에 미치는 영향을 분석했다. 성격 특성은 일반적으로 SOEP와 같은 유명 패널연구와 심리지향적설문조사를 통해 수집된 5가지 성격 특성(Costa and McCrae 1988)으로 평가한다. 본 연구는 기존 문헌 자료를 바탕으로 다음을 수행했다. 첫째 양쪽 부모의 출산 선택을 분석 및 비교했다. 이전 연구 중에는 성별을 구분한 연구는 있었지만, 배우자의 특성까지 통제한 연구는 찾지 못했다. 둘째, SOEP는 특히 장기간 운영되었기 때문에 개인의 전체 고용 이력과 함께 전체 가임기를 확인할 수 있었다. 셋째, 자료를 통해 광범위한 통제변수를 통제할 수 있었다. 본 연구는 출산과 고용에 영향을 미치는 성격을 구분해 이들 간의 상호 관계를 형성한다는 점에서 지금까지의 심리학 연구와 구분된다. 넷째, 본 연구는 출산 행동에 직접 영향을 미치는 성격 특성과 고용 안정성 또는 경력에 영향을 미쳐 출산 결정을 앞당기거나 지연시키는 간접적 방식으로 작동하는 성격 특성을 최초로 구분했다. 다섯째, 본 연구는 독일의 대표적인 자료를 사용해 이 주제를 심층 분석했다.

제2절 선행 연구

성격이 출산에 미치는 영향에 관한 질문은 주로 심리학 문헌에서 찾을 수 있다. 이들 문헌은 다양한 성격 특성, 그룹 및 출산 양상(예: 무자녀, 자녀 수, 출생 시기, 계획적 또는 무계획적)을 분석한다. 본 연구는 대규모 표본을 사용하고 5가지 성격 특성 요소에 기반한 연구를 중심으로 기존 문헌 자료를 요약했다.¹¹⁾

Avison and Furnham (2015)의 영국 인구 문제 연구는 남녀 780명을 대상으로 실시된 온라인 설문조사를 토대로 자발적 무자녀율에 초점을 맞춰 성격과 출산 동기부여

11) 대부분 연구는 서구 산업국과 관련되어 있다. Alvergne et al. (2010)는 예외적으로 세네갈 지역에 집중했다. 연구는 여성들의 신경성이 자녀 수와 양의 관계를 갖고 있으며 남성들의 외향성도 마찬가지로 영향을 미친다.

간 관계를 검토했다. 자발적 무자녀 응답자는 유자녀 또는 출산을 원하는 응답자와 비교해 친화성과 외양성이 현저히 낮게 나타났다. 무자녀 응답자의 출산 의향 수준은 친화성과 양의 상관관계를 보였고 이상자녀수의 경우도 마찬가지였다. 자체 선정한 표본을 토대로 성격과 관념적 측면의 연관성에 집중해 분석하고 사회경제적 변수와 인구통계적 변수의 역할을 구분하지 않았다.

심리학 분야는 Jokela(2011)와 coauthors(2012)의 연구에 주목할 수 있다. 두 연구는 15,000명 이상이 참여한 미국중년연구(Midlife Development in the United States Study)와 위스콘신종단연구(Wisconsin Longitudinal Study)를 분석했다. 전자는 전국을 대상으로 전화 표본을, 후자는 위스콘신 고등학교 졸업생을 대상으로 우편 설문조사를 실시했다. Jokela et al.(2011)는 초혼 및 초산 연령, 출산진도 및 최종 자녀 수 등 네 가지에 초점을 맞추고 광범위한 사회경제적 변수를 고려하지 않고 이들을 추정했다. 연구 결과 외향적이고, 경험에 대해 개방적이고, 신경증적이지 않은 성격의 남녀 모두 자녀 수가 많고, 친화적이고 성실한 성격은 여성의 경우에만 자녀가 많은 것으로 나타났다. 전반적으로 성격은 남성보다 여성의 출산 결정에 많은 영향을 미치는 것으로 확인됐다.

이어서 Jokela(2012)는 이산시간 생존분석을 사용해 출산 코호트별로 개인의 성격 특성과 출산의 연관성이 차이를 보이는지 조사했다. 연구 결과 남성과 여성 모두 경험에 대한 개방적일수록, 그리고 여성의 경우 성실한 성격일수록 생애출산력이 낮게 나타났다. 또한 코호트가 어릴수록 이들의 연관성은 높았다. 전체적으로 외향적이고 신경증적이지 않은 성격, 여성은 친화적 성격의 연령별 출산 확률이 높게 나타났고 코호트 간 체계적 차이는 없었다.

Berg et al. (2013)는 성격 특성이 계획/무계획 임신과 총 자녀수에 미치는 영향을 조사했다. 이를 위해 5가지 성격특성 모형(Five Factor Model)을 사용해 1958년 영국 출생 코호트 연구의 참가자 중 성인기 남녀 8,336명을 분석했다. 분석 결과 외향적 남성과 외향적이고 친화적이고 성실하고 개방적이지 않은 여성의 자녀 수가 높게 나타났다. 또한 계획 임신에 다른 방식으로 영향을 미쳤다. 연구는 콕스(Cox) 기반 사건사 접근법을 사용해 성격과 임신의 연관성을 조사했다. 그러나 자료의 회귀적 특성으로 인해 시기별, 직업의 상황 정보가 아닌 일반 정보를 통제하는 한계가 있었다.

Skirbekk and Blekesaune (2014)는 1927-1969년 출생한 노르웨이 남녀 7,000

여명에 대한 자료를 사용해 자녀를 한 명 이상 출산할 확률과 자녀 수에 있어서 성격 특성의 관계를 조사했다. 연구 결과 성격이 남성과 여성 출산에 다른 방식으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 여성의 경우 성실성이, 남성의 경우 개방성이 출산과 음의 상관관계를 보였다. 외향성은 남녀 모두에서 출산력과 양의 상관관계를 가졌다.

경제 분야에서도 성격 특성이 출산에 미치는 영향을 분석했다. Tavares(2010)는 여성 6,500여명을 대상으로 실시된 영국가구패널조사(British Household Panel Survey) 자료를 사용했다. 연구는 모성기 시기에 초점을 맞춰 성격 특성이 교육수준별 출산 시점 차이에 영향을 미쳤는지 여부와 영향을 미친 방식을 조사했다. 연구 결과 성격에 따라 고학력 여성의 출산 결정이 다르게 나타났다. 즉, 새로운 경험에 개방적인 여성일수록 출산을 연기할 가능성이 높았다. 저학력 여성 그룹에서는 이러한 경향이 훨씬 적게 나타났다.

Pinquant, Stotzka and Silbereisen (2008)는 5개 독일 마을에서 추출한 독일인 표본을 바탕으로 성격 특성과 출산 결정 간 연관성을 분석하고 신경증적이고 비친화적일수록 출산에 대해 양가적 감정을 가진다는 것을 확인했다. 그 외에 10대모와 같은 특정 부모 그룹(예: Harville, Madkour and Xie 2015) 또는 신경성의 영향과 같은 특정 성격 특성(예: Reis, Dörnte and von der Lippe 2011)에 초점을 맞추거나 5가지 성격 특성 이외의 성격 특성에 초점을 맞춘 연구도 있다. Jokela et al. (Jokela et al. 2009)는 핀란드 자료에 기초하여 사교성, 정서성 및 활동성이 출산에 미치는 영향을 분석했다.¹²⁾ Plotnick(1992)는 자아존중감 그리고 이보다는 약하지만 통제 소재가 결혼 전 출산가능성에 영향을 미침을 확인했고, Schmitt (2012c)는 SOEP 자료를 사용해 고위험회피성과 최고 위험친화성이 부모기로의 전이에 부정적 영향을 미친다고 확인했다. 후자의 경우 남녀간의 차이는 확인되지 않았다. 그러나 위험태도는 거시적 차원의 경제위기와 상호 작용해 경제적 불확실성이 클수록 가족형성 시기가 늦어졌다.

앞서 언급했듯이 5가지 성격 특성 요소에 기반한 연구는 모두 성격과 출산 행동이 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다. 그러나 표본의 한계로 인해 주요 메커니즘 그리고 특히 노동시장 측면에서 성격이출산결정에 영향을 미치는 방식과 관련된 메커니즘은 확인하지 못했다. 본 연구는 이에 관해 심층 분석한다.

12) 핀란드 표본에 기반한 한 연구는 성인기질과 생애출산 간 상관관계를 분석하고 일부 연관성에 대한 증거를 확인했다.

제3절 개념적 고려 사항과 가설

1. 전반적 구조

본 연구는 출산이 합리적 의사결정 과정의 결과라는 개념에 기반한다. 그러나 계획하지 않은 임신이 출산으로 이어지는 경우도 있다. 불임 및 가임력 저하에 대한 유럽의 연구자료에 따르면 전체 임신의 약 14%가 무계획 임신이다(de La Rochebrochard and Thonneau 2002). 그렇지만 무계획 임신으로 인한 부모기로의 전이의 경우에도 임신을 완료해 출산할지를 숙고한다. 따라서 본 연구는 의사결정 결과에 대한 평가가 효용성 극대화를 기반으로 하는 선호를 지향하는 합리적 의사결정의 틀을 적용하는 것이 가능하다고 본다. 본 연구는 Lindenberg(1990)가 제시한 선택의 틀을 따랐다. 이는 사회적 맥락에서 합리적 의사결정의 관점을 포함하기 때문에 부부에 기반한 출산 선택 과정을 모델링하는데 적합하다. 또한 심리사회적 요인이 의사결정 과정에서 부부의 상호 소통 방식에 영향을 미친다는 사회 상호작용 개념이 내재되어 있다(Rilling and Sanfey 2011).

본 연구의 목적은 첫째 출산과 관련하여 성격 특성이 출산 결정에 미치는 영향을 심층 분석하고 이해를 높이는 것이다. 이를 위해 특정 성격 유형 또는 성격의 단면이 출산 결정에 직접 영향을 미치는 경우와 특정 성격 특성이 출산의 전제조건 그리고 특히 안정적 노동시장 지위 확립에 도움이 되거나 저해하는 경우를 구분해 출산과 성격의 관계에 대한 기존 연구 범위를 확장하고자 한다. 이러한 의미에서 본 연구는 고용상태, 소득, 교육수준과 같은 객관적 제약 조건 및 자원 지표와 개인의 성격 지표를 구분했다. 핵심 쟁점은 성격이 직접적 영향과 간접적 영향을 모두 미칠 수 있느냐는 것이다. 직접적 영향은 특정 성격 특성을 가진 개인의 출산 선호도가 높거나 낮은 경우, 간접적 영향은 특정 성격이 고용 결정, 안정적 동반자관계 등에 영향을 미쳐 재정 및 기타 자원 습득을 촉진하는 경우를 예로 들 수 있다.

부모기로의 전이는 일생에서 가장 중요한 변화이기 때문에 본 분석에서는 첫째 자녀 출산 결정만 고려한다. 부모기로의 전이는 결과주의와 비가역성으로 인해 광범위한 의사 결정을 거쳤을 가능성이 높은 반면(Hobcraft 2004), 첫째 이후 출산은 일반적으로 터울 조정에 가깝기 때문에 주로 첫째 출산 시기에 따라 크게 달라진다.

2. 가설: 성격 특성과 부모기로의 전이

McCrae and Costa Jr (1997, 1999)가 개발한 5가지 성격 특성 요소는(Big Five) 가장 체계적으로 정리되고 널리 사용되는 성격 심리학 모형이다(Caspi, Roberts and Shiner 2005). 본 연구는 5가지 성격 분류를 바탕으로 5가지 성격 특성이 특정 방식으로 출산 결정에 영향을 미친다고 가정한다. 그리고 이들 특성이 출산 결정에 영향을 미치는 방식, 특히 이들이 남성과 여성의 선택에 영향을 미치는 방식이 다르다고 가정한다. 5가지 성격 요소는 친화성, 성실성, 외향성, 신경성(불안정성) 및 경험에 대한 개방성으로 구성되어 있다.

- 친화성 점수가 높으면 이타적이고 관대하고 사려 깊고 타인에게 친절하다. 친화적 사람은 배우자와 타인에게 이타적인 경향이 있다. 일반적으로 대부분의 사람은 자녀를 원하고 친화적 배우자는 출산 선호도가 상대적으로 낮더라도 자신에게 중요한 사람의 요구에 자신을 희생할 수 있기 때문에 친화성을 높이면 부모가 될 확률이 높아진다. 이러한 이타심 효과 외에도 친화성은 일반적으로 갈등을 줄여 더욱 조화롭고 안정적인 관계를 형성함으로써 출산율을 높일 수 있다.
- 성실성은 사람들이 문제를 해결하는 방식에서 살펴볼 수 있다 -. 성실한 사람은 철저하고 조직적이고 근면하고 야심이 크다. 이들은 한편으로 가족 형성 계획 실현에 집중해 부모기로의 전이 가능성이 높을 수 있지만, 다른 한편으로 근면하고 사회적 성공에 대한 야심이 클 경우, 일과 양육을 양립할 수 없어 부모기로의 전이를 연기하거나 포기할 수 있다. 이러한 양가성은 성실성이 사회적 성공과도 관련되어 있어 성실한 사람은 경제적안정을 통해 부모기의 규범적 전제조건을 충족할 가능성이 높아질 수 있다고 해석할 수 있다. 전체적으로 실증적 연구는 여성과 남성에게 서로 다른 결과를 보여준다. 대부분 연구에서 성실성은 자녀가 적은 여성들의 출산 결정과 실질적으로 관련 있어 보인다(예: Berg et al. 2013, Jokela et al. 2010 & 2011, Skirbekk and Blekesaune 2014).¹³⁾ 이는 경력지향적 여성 또는 더욱 일반적으로 직장에서 그리고 부모로서 스스로에게 지나치게 높은 목

13) 그러나 Dijkstra and Barelds (2009)와 같은 일부 연구는 여성의 성실성과 자녀 수 간 양의 상관관계를 보고했다.

표를 설정해 이 두 가지 역할을 양립하기 어렵기 때문일 수 있다.

- 외향성 특성은 다른 사람과 어울리는 방식을 설명한다. 외향성적인 사람은 말하기를 좋아하고 사교적이다. 따라서 사회적 관계망이 크고 자녀를 함께 양육할 배우자를 찾을 가능성이 높다고 가정할 수 있다. 또한 이들은 사람들과 함께 있는 것을 좋아하므로 자녀가 있는 가정에 대한 선호도가 높을 수 있다. 이는 외향적일수록 부모가 될 확률이 높다는 가설로 이어진다. 그러나 일부 연구에 따르면 이는 성별로 차이를 보이며(예: Berg et al. 2013 and Avison and Furnham 2015) 본 연구는 이에 관해 더욱 자세히 조사한다.
- 신경성은 개인이 긍정적 정서와 부정적 정서를 경험한 정도, 즉 정서적 안전성을 가리킨다. 신경성 점수가 높으면 스트레스에 능숙하게 대처하지 못해 걱정이 많고 쉽게 좌절하거나 불안해할 수 있다. 이러한 관점에서 신경증적일수록 오랜 헌신이 필요한 자녀 양육을 아예 회피하거나 미래 자녀들이 이혼에 노출될 가능성을 크게 우려하는 결정적 양가성을 보일 수 있다. 이는 부모기로의 전이 시기를 늦추는 것은 물론 자녀를 적게 낳는 결과로 이어질 수 있다. 이러한 경우 신경성은 부모기로의 전이와 음의 상관관계를 예상할 수 있다.
- 경험에 대한 개방성은 변화와 새로움을 추구하는 정도와 풍부한 상상력으로 새로운 아이디어를 자주 제시하는지 여부를 나타낸다. 개방적 여성과 남성이 가족을 형성하고 자녀를 양육하는 새로운 삶에도 개방적인 경우 긍정적 관계를 기대할 수 있다. 그러나 개방적 성격일수록 관심사가 다양하고 자녀가 있는 가정을 원하지 않아 부정적 관계를 보일 수도 있다. Tavares(2010)는 경험에 대한 개방성이 높을 경우 출산 비용이 높아질 수 있다고 주장했다.

제4절 분석 자료 및 방법

1. 자료 및 표본 선정

본 연구는 1984년부터 독일 전역의 약 13,000개 가구를 대상으로 매년 실시되고 있는 독일사회경제패널연구(SOEP: German Socio-Economic Panel Study)의 자

료를 사용했다(Wagner et al. 2007). SOEP에는 고용기록, 건강, 교육, 선호도는 물론 관계, 출산력 그리고 성격 특성까지 포함되어 있어 출산에 영향을 미치는 다양한 객관적 및 주관적 요인 평가에 유용하다. SOEP는 또한 노동/활동 상태, 특히 본 연구의 주요 변수인 출산 시기와 관련하여 월별 자료를 사용할 수 있다.

본 연구는 1991-2015년 웨이브(wave)와 핵심표본 A-F(독일, 외국인, 동독인, 이주민,¹⁴ 및 1999년과 2001년 확대) 자료에 기초하여 배우자와 함께 거주하는 이들의 출산 결정을 검토했다. 표본과 검토 대상 코호트의 유사성 간 균형을 맞춰 1960-1988년 코호트를 선정했다. 그리고 독일에서 첫 출산이 주로 이뤄지는 17-45세에 초점을 맞췄다. 설문조사에 최소 3번 이상 연속적으로 참여할 수 있는 반균형 패널(semi-balanced panel)을 토대로(분석 모집단의 대부분은 10년 이상 연속 참여 중), 남성 표본 2,909명과 여성 표본 2917명을 선정했다. 이중 1991-2013년 남성 980명이 부모가 되었고 여성 1,298명이 첫째 출산을 결정했다.

2. 주요 변수 측정

가. 종속 변수: 첫 출산 시기

응답자의 생애에서 첫출산 결정은 중요한 종속변수이다. 본 연구는 앞서 언급했듯이 사건사 방법을 적용해 시간의존적 과정을 모형화했다. SOEP의 상세한 남녀 출산력 정보를 바탕으로 10개월을 소급해 출산 결정 시기를 산출했다¹⁵ (Schmitt 2012a 참조). 이러한 경우 관찰된 출생에서 긍정적 출산 결정만 추론할 수 있으므로 예를 긍정적 출산 결정이지만 유산된 경우 고려할 수 없다. 이를 통해 출산하지 못한 첫째 출산 결정에 대해 편향이 발생할 수 있고 표준 오차가 다소 과장될 수 있다.

14) 표본의 눈덩이 모집된 집단 제외

15) 여기서 중요한 점은 출산을 결정하기 전 (결정 시점 이후가 아닌) 개인의 상태를 나타내는 공분산 행렬을 고려한다는 것이다. Schmitt (2012a)는 9-12개월을 소급해 민감도 테스트를 실시했고 유사한 결과를 도출했다. 이 절차는 약 70 %의 커플이 1-3주기 내에 임신할 수 있다는 의학적 증거에도 부합한다(예: Gnoth et al. 2003 참조).

나. 독립 변수: 성격 특성

앞서 언급했듯이 본 연구는 다른 많은 연구와 마찬가지로 5가지 성격 특성 요소를 사용했다. 2005년과 2009년 웨이브(wave)에 15개 항목으로 구성된 SOEP 척도를 적용했다. 이는 다소 축소된 버전이지만 강력하고 신뢰할 수 있는 방식으로 5가지 성격 특성요소를 정확하게 반영할 수 있다(Gerlitz and Schupp 2005, Lang et al. 2011, Weinhardt and Richter 2015 참조). 본 연구는 요인 점수 분석(직교회전 사용, 요청 시 결과 확인 가능)을 사용해 15개 항목을 검증하고 친화성, 성실성, 외향성, 신경성, 개방성을 나타내는 5개 잠재변수를 도출했다. 편향되지 않은 실제 요인 점수를 추정하기 위해 각 잠재변수에 대해 회전된 요인점수의 바틀렛 변환을 사용해 표준화했다(Skrondal and Laake 2001, DiStefano, Zhu and Mindrila 2009).

본 연구는 두 시점의 성격 특성을 평가했다. 이러한 경우 시간 경과에 따라 성격 특성이 변하면 결과가 편향될 수 있기 때문에¹⁶⁾ 관련 연구 문헌을 참조해 이 문제를 간단히 살펴보았다. 첫째, 성격 특성은 특정 사건에 관계 없이 성인기 동안 변할 수 있고, 둘째 별거 또는 출산과 같은 중요한 사건으로 인해 변할 수도 있다. 첫 번째 쟁점, 즉 안정성 문제의 경우, 성격 특성 연구는 일반적으로 유전 형질과 유년기의 영향으로 성인의 성격 특성이 대부분 결정되어 있다고 가정한다. 그러나 이러한 관점은 지나치게 근시안적일 수 있고 성격 특성은 실제로 시간이 흐름에 따라 변화할 수 있기 때문에 문제가 제기될 수 있다(예: Helson, Jones and Kwan 2002). Boyce, Wood and Powdthavee (2013)는 시간 경과에 따라 성격 특성이 변화할 수 있다는 실증적 연구를 제공하지만 동시에 "이러한 변화가 유의미한지 또는 단순히 일관되지 않은 응답으로 인한 오류인지 항상 분명한 것은 아니다"(p.289)라고 덧붙였다. 이와는 반대로 많은 일반적으로 성인이 되기 전에 성숙 단계를 거치므로 성격 특성은 생애주기 전체에 걸쳐 상당히 안정성을 유지한다고 주장한 실증적 문헌 자료도 있다(Jones and Meredith 1996, Robins et al. 2001 & Caspi, 2003, Donnellan, Conger and Burzette 2007, Sutin et al. 2009).

두 번째 쟁점은 특정 생활사건으로 인한 변화와 관련되어 있다. 경험적 문헌 자료는

16) 성격 특성에 대한 SOEP 데이터는 2005년과 2009년 수집했다. 개인의 가임기 전체에 걸쳐 성격 특성에 대한 데이터를 할당했다.

성격 특성이 안정적이라는 가정을 지지하지만, 중요한 생활사건, 특히 부모기로의 전이 자체로 인해 성격이 변화할 경우 출산 결정에 대한 인과 추론에 결함이 있을 수 있다. 이러한 특정 역전 연관성을 조사한 많은 심리학 연구는 부모기로의 전이로 인해 애착, 여성성, 자아존중감, 사교성, 정서성, 활동성 등 특정 성격 차원이 단기간에 변화할 수 있다고 보았다(예: Feldman and Aschenbrenner 1983, Hawkins and Belsky 1989, Jokela et al. 2009). 그러나 관찰 기간이 짧아 이들 변화가 영구적인지 또는 일시적인지는 확인하지 못했다. 최근 생활사건이 5가지 성격 특성 요소로 측정된 성격 차원에 미치는 영향을 구체적으로 조사하는 연구가 증가했다. Cobb-Clark and Schurer (2012)는 호주패널연구를 토대로 4년 동안 배우자 또는 자녀의 죽음과 같은 불행한 가정사가 5가지 성격 특성의 영구적 변화를 남기지는 않는다고 제안했다. Specht, Egloff and Schmukle (2011)는 SOEP 자료를 사용해 4년 동안 생활사건이 성격 특성에 미치는 영향을 분석한 결과 성격이 실업과 출산과 같은 성역할에 대한 고정관념이 강한 사건에 미치는 영향을 발견하지 못했다고 밝혔다(Specht et al. 2011: 879). 성격에 다소 영향을 미친 전이도 몇 가지 있었다. 예를 들어 첫 취업은 성실성에, 배우자의 죽음과 은퇴는 친화성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. Tavares and Aassve(2013)는 부모기 또는 이혼이 신경성을 변화시킬 수 있는 단기적 심리고통에 유의미한 영향을 주지 않았다고 확인했다. 그러나 유자녀 부부가 이별한 경우 고통에 다소 영향을 미쳤다고 덧붙였다. 전반적으로 현재 문헌자료는 부모기로의 전이가 5가지 성격 특성 요소에 확고한 또는 지속적인 영향을 미친다고 보지 않는다. 본 연구는 이러한 기존 연구 결과를 토대로, 성격과 출산의 관계를 조사한 이전 문헌자료와 마찬가지로(2장 참조) 안정성 가정으로 인한 편향이 인한 편향이 발생하지 않거나 무시할 수준이라고 간주한다.

다. 통제 변수

본 연구에 사용된 자료의 장점 중 하나는 광범위한 통제변수 집합을 통제할 수 있다는 것이다. 모형의 첫 번째 그룹(표 1)은 성격 특성이 출산에 미치는 직접적 영향으로 제한했다. 모형 그룹 1(남녀를 별도로 추정)은 이주배경에 대한 시간 상수 정보와 표본이 동독 또는 서독에서 사회화되었는지 여부를 고려해 GDR 및 FRG 정치체제로 인한

가정생활의 서로 다른 문화적 각인(Trappe, Pollmann-Schult and Schmitt 2015)은 물론 관찰 기간 동안 이원적 지표를 포함했다. 시간상수 공변량 집합은 앞으로 살펴보는 모든 모형에 적용됐다. 이는 매우 기본적인 접근법이지만 성격 특성으로 자료 범위를 제한하고 일부 후향적 정보로 보완해 출산과 성격의 관계를 분석한 이전 연구와 상당히 일치한다.

표 3a(남성)와 표 3b(여성)의 모형(I-IV)은 시간에 따라 변화하는 경제적, 사회적 및 부부 상태에 대한 광범위한 통제 변수를 통합하여 이러한 관점을 확장했다. **모형 I**은 노동시장 지위, 정착도, 경제적 옵션을 통제하기 위해 교육 수준과 고용 상태를 추가했다. 교육 수준은 종합중등학교(“하우프트슐레(직업계 중등학교) 졸업증명”), O급 학위(“레알슐레(실업계 중등학교) 졸업증명”), A급 학위(“아비투어(대입시험)”) 및 인문교육 범위의 최고 교육 학위로 구분했다. 고용 상태 지표는 전일제, 시간제 및 비정규직은 물론 실업상태와 재학 중 등을 포함한 응답자의 현재 직업 상태를 통제했다. 성격 특성으로 노동시장 성과가 결정될 수 있기 때문에 이 지표는 특히 관련성이 높다(예: Fletcher 2013, Uysal and Pohlmeier 2011 참조). 따라서 노동시장 정착도가 높은 경우 여성의 기회비용 증가 또는 감소 또는 남성의 가장 자질 강화를 통해 부모기로의 전이에 간접적으로 영향을 미친다. **모형 II**는 가정의 경제적 안정과 직접 관련된 실업과 월소득에 초점을 맞춰 노동시장 성과를 더욱 세분화했다. **모형 III**는 협상력 분포 지표로도 사용되는 배우자의 상대소득 형태로 부부의 분업에 대한 기본 상황을 제시했다(Brodmann, Esping-Andersen and Güell 2007). 또한 지속적인 관계가 출산과 같은 주요 결정에 호의적일 수 있기 때문에 현재 관계의 지속 기간을 통제해 매우 비대칭적인 소득 분포를 상쇄했다. **모형 IV**는 출산 선호도와 부부가 자녀 출산에 동의하는지 여부를 통제했다(Berg et al. 2013 참조). 출산 결정을 조사할 때는 이 부분을 통제하는 것이 중요하지만 기존 출산 행동 연구에서는 많이 무시되어 왔다. 더욱이 이는 성격 특성, 특히 개념적 틀에 설명했듯이 친화성과 관련되어 있을 수 있다. 모든 통제 변수에 대한 설명은 부록의 표 A-1을 참조한다.

3. 사건사 분석 설계

실증적 모형은 무자녀 남녀의 첫출산 결정에 대한 사건사 분석에 기반한다. 위험노출기간(Time at risk)은 17세부터 시작한다고 간주했다(193개월). 영국이나 미국과 달리 독일은 십대 임신이 드문 편이다. 연령 및 코호트 선정 기준에 따르면 가장 연령이 높은 코호트는 관찰을 시작한 1991년 약 30세로 추정된다. 왼쪽 절단으로 인해 위험에 노출된 모집단의 편향성을 최소화하기 위해, 25세 이상 위험집합에 진입한 이들은 분석에서 제외시켰다.¹⁷⁾ 첫출산 결정의 기준 위험률은 약 29세(여성)~31세(남성)에 최고치에 도달하고 대략 정규 분포를 따른다(그림 1 참조). 다음 설정에 따라 유연한 반모수적 콕스 비례 위험 모형을 적용해 이 분포를 확인했다¹⁸⁾ (Efron method for ties, Box-Steffensmeier and Jones 2004).

$$h_j(t) = h_0(t) \exp(x_j \beta_j + x_{b1} \beta_{b1} + x_{b2} \beta_{b2} + x_{b3} \beta_{b3} + x_{b4} \beta_{b4} + x_{b5} \beta_{b5} + x_k \beta_k(t)) \quad (1)$$

여기서 $x_j \beta_j$ 는 공변량의 시불변 집합을, $x_k \beta_k$ 는 시변 공변량을, $x_{b1} \beta_{b1}$ 는 다음과 같은 5가지 성격 특성을 가리킨다.

$$l = 1, 2, \dots, 5 \in (\text{성실성, 개방성, 외향성, 친화성, 신경성}) \quad (2)$$

제5절 분석 결과

5가지 성격요인검사에 요약된 성격특성의 영향을 언뜻 보면 성격이 첫째 출산 선택에 광범위한 영향을 미미치는 것으로 보인다(표 1). 첫 번째 모형집합은 실질적으로 성

17) 25세 이전에는 초산 위험률이 낮기 때문에 위험에 노출된 모집단에 대한 편향을 최소화해야 한다. 21세부터 관찰한 응답자 표본으로 민감도 검사를 실시했다(독일에서 21세 이전 출산율이 매우 낮다). 결과는 여기 제시된 결과와 크게 다르지 않으나 전체 사례 번호가 적다.

18) 이산사건에 연속 모형을 적용했지만 생애 한번 일어나는 사건의 월간 추정은, 본질적으로 분리되어 있지만 대략적으로 연속적이라 할 수 있다. 이는 한 달보다 짧은 시기에 변할 가능성이 낮은 공변량 집합에도 적용된다.

격 특성의 무조건적 영향에 집중했다. 즉 관찰연도의 연도별 더미, 이주 내역은 물론 개인이 성장한 독일 지역의 동서 구별을 제외한 어떠한 통제 변수도 포함시키지 않는다. 핵심은 이 초기 조사를 통해 성격이 출산에 미치는 “순(raw)” 영향을 먼저 조사하는 것이다. 본 연구의 목표는 성격 특성의 직접 영향(즉, 광범위한 중첩요인을 통제한 후 남은 영향)과 간접 영향(즉, 성격이 경력 투자와 같은 특정 영역의 행동에 영향을 미쳐 결과적으로 출산 행동에 영향을 미치는 경우)을 구분하는 것이다. 후자의 경우, 실증적 모형에 관련 통제 변수를 도입해 성격 특성의 유의미한 영향을 상쇄시켰다. 이 접근법을 통해 앞서 소개한 과거 연구보다 성격이 출산에 미치는 영향의 조사 범위를 확대했다. 기존 연구는 다른 요인을 전혀 통제할 수 없거나 실질적으로 횡단적 또는 회기적인 시간상수 정보에 의존했다.

표 1은 출산선택과 성격 간 관계의 성별 유사성과 차이점을 제시한다. 남성은 성실성과 외향성이 자녀를 가질 가능성을 높이는 반면, 여성은 친화성, 외향성 및 신경성이 부모기로의 전이를 촉진했다. 여성의 경우 성실성은 유의미한 영향을 미치지 않았다. 남성과 여성 모두에게 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 성격 특성은 경험에 대한 개방성뿐이었다. 개방성은 남녀 모두 부모기로의 전이에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 외향성과 첫출산 결정의 연관성은 각각 5%와 10% 수준에서 통계적으로 유의미했다. 실제로 남녀 모두 외향적일수록 부모기로 전환할 가능성이 높았다. 전체적으로 이들 순영향(raw effects)은 일부 예외는 있지만 본 연구의 가설 대부분과 다른 연구 결과를 확인해주었다. 즉, 이번 연구는 여성의 경우 신경성이 부모기로의 전이에 미치는 긍정적 영향을 확인한 반면 이전 연구는 대체로 남녀 모두에서 부정적 상관관계를 포착했다.

본 연구에서는 다른 주요 요인을 통제하자 다소 다른 결과가 나타났다(남성의 경우 표 2a, 여성의 경우 표 2b의 모형 I-IV). 친화성은 성별에 따라 이질적 영향을 보였다. 여성의 경우 노동시장과 고용 관련 요소(예: 개인소득과 노동시간, 교육 수준, 가사분업, 부부간 상대적 우위는 물론 결혼 관련 요소(예: 관계 유형 또는 결혼기간)를 통제한 후에도 초기 모형(표 1)에 나타났던 뚜렷한 영향이 확실히 유지됐다(표 2b). 그러나 출산 선호도에 대한 부부의 의견차이는 여성들 사이에서 친화성의 긍정적 영향을 상쇄하는 요인이 되었다. 남성의 경우 친화성은 부모기로의 전이에 유의미한 영향을 미치지 않았다. 실질적으로 여성의 출산 행동에 긍정적으로 작용하지만 남성에는 그렇지 않은

교육, 경제적 지위 및 부부 상황을 통제해도 초기 상황은 변하지 않는다.

성실성에서도 뚜렷한 성별 차이가 나타났다. 실업 이력, 개인 소득 및 고용 상태를 통제하면, 남성은 긍정적 상관관계가 약화됐고 여성은 성실성이 출산 결정에 악영향을 미쳤다. 또한 개인의 (순)소득과 실업기간을 통제하자 남성은 성실성과의 긍정적 상관관계가 사라졌고(표 2a) 여성은 부정적 관계가 더욱 커졌다(표 2b). 상대적 소득 상태, 관계 기간, 출산 선호도에 대한 부부의 의견차이를 추가 통제할 경우, (원래 유의미하지 않은) 상관관계가 유의미해졌다. 이는 통제된 요소의 잠재 억제효과와 관련될 수 있다.

또한 이번 연구에서 추가 요인을 통제하자 처음부터 통계적으로 약했던 외향성의 영향이 더 이상 유의미하지 않게 되었다. 이는 남녀 모두에 적용된다. 광범위한 테스트를 거친 결과, 이는 이번엔 조사한 특정 요소 때문이 아니라 추가 통제 변수를 도입한 모형의 자유도가 높아져 표준 오차가 팽창했기 때문으로 추정됐다.

배우자의 상대적 소득 수준, 관계 기간, 특히 부부의 출산선호도를 고려하자 남성들 사이에서 나타났던 첫째 출산과 개방성 간 부정적 상관관계가 더 이상 통계적으로 유의미하지 않았다. 그러나 여성의 경우는 달랐다. 기타 여러 요인을 통제한 후에도 개방적인 여성일수록 위험 비율이 낮게 나타났다(표 2a & 2b, 모형 IV).

신경성은 이전 연구와 마찬가지로 남성의 첫째 출산에 미치는 영향을 확인하지 못했다. 여성의 경우, 교육 수준, 활동 상태 및 고용 상태를 통제한 후에도 신경이 출산에 미치는 긍정적 영향이 강하게 유지됐다(표 2a). 그러나 실업과 개인소득을 통제하자 통계적 유의성이 사라졌고, 추가 결정 요인을 고려해도 이는 마찬가지였다(모델 III 및 IV).

이러한 성격의 영향을 제외하고 첫째 출산 결정에 가장 결정적 영향을 미친 것은 노동시장 상황이었다. 미래 가족을 지원하기 힘들 정도로 노동시장 상황이 어려우면 성별의 차이 없이 남성과 여성 모두 출산을 대규모로 연기하는 것으로 나타났다. 이는 저소득층, 시간제 근로자 또는 대규모 실업 상태의 남녀 모두에게 적용됐다. 특히 한계 고용 상태에서 부모기로의 전이에 미치는 부정적 영향이 두드러졌다.

제6절 결론 및 시사점

1. 시사점

이번 연구를 통해 성격 특성이 남성과 여성의 첫째 출산 결정에 유의미한 영향을 미친다는 증거가 확인됐다고 결론지을 수도 있다. 그러나 여러 가지 요인을 통제하자 성격 특성과 첫출산 결정 간 연관성에 대한 최초 원시분석에서 확인된 영향이 더 이상 유효하지 않은 경우가 많았다. 이는 성격은 주로 간접적 방식, 특히 관계와 고용 상황을 통해 출산에 영향을 미친다고 추정할 수 있다. 기존 연구는 대부분 자료의 한계로 인해 관련 요소를 통제하지 못했기 때문에 이러한 관점이 드러나지 않았다. 본 연구는 이 뒤에 숨어 있는 메커니즘에 대해 논의한다.

친화성은 부부의 출산 선호도를 통제하지 못했던 다른 연구(예: Jokela et al. 2011)와 마찬가지로 간접적 방식으로 출산에 긍정적 영향을 미친다고 결론지을 수 있다. 출산 선호도를 통제하면 친화성은 유의성이 사라지므로 이 특성은 출산 선호도와 관련되어 있다. 이는 친화적 여성이 출산에 관해 일반적으로 더욱 긍정적으로 인식하고 있을 뿐 아니라(예: Pinquart et al. 2008), 부부의 인생목표를 조화롭게 조정하는 능력이 높음을 시사할 수 있다. 반면 남성의 경우 친화성이 출산에 미치는 유의미한 영향을 확인하지 못했다. Bouchard (2005)는 친화력이 높은 남성들 사이에서 조기 그리고 특히 무계획 출산을 야기하는 위험한 성적 행동이 덜 보편적이라고 지적했다. 친화력이 배우자를 찾는 데 유리하게 작용하고, 친화적 남성이 일찍 결혼하는 경향이 있더라도, Jokela et al. (2011)가 보고했듯이 이번 연구 표본에서도 남성의 친화성과 높은 출산의 상관관계는 확인하지 못했다. 친화성과 출산 선호도의 연관성을 그래프로 설명한 그림 2a는 출산 목표에 대해 의견 차이가 있는 경우 높은 친화성 점수가 거의 아무런 영향을 미치지 못함을 강조했다. 그러나 출산 선호도에 대한 부부의 의견이 일치하면, 남성의 첫출산 결정에 다소 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 친화성이 실제로 배려, 보살핌, 친절은 물론 출산에 대한 더욱 긍정적 견해를 통해 출산에 직접 영향을 행사함을 시사한다.

성실성은 남성들 사이에서 간접적 연관성을 보였다. 이번 연구에서 성실성은 남성의 직업적 지위획득과 소득 수준을 높여 결과적으로 가장의 자질을 강화할 수 있는 것으

로 나타났다. 가족 형성의 이러한 전제조건이 충족되면 부모가 될 가능성이 높아진다(예: Schmitt 2012b). 추가적인 분석에 따르면 매우 성실한 남성은 실업 또는 한계고용 상태가 되거나 다른 형태로 고용이 단절 또는 불확실해질 가능성이 현저히 낮다.

반면 여성들 사이에서 성실성은 다소 부정적 영향을 보였다. 실업 기록과 여성의 소득 기여를 통제 변수로 추가하자 이러한 영향이 사라졌다(모형 2). 성실한 여성은 더욱 조직적이고 신뢰할 수 있어 여성의 가족 형성과 상충되는 고용 기회와 고소득에 도움이 될 수 있다. 본 연구에서는 자세한 실증적 조사를 통해 활동 상태, 배우자와의 상대적 소득 수준을 통제할 경우 성실성은 여성들의 부모기로의 전이에 유의미한 수준의 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 후자는 또한 부부의 시장/가사 노동 분담, 따라서 비시장노동의 비중을 나타낸다. 이들 요인은 경제적 지위와 노동시장 정착도에 대한 시간에 따라 변하는 정보를 고려하지 않는 한, 여성들 사이에서 성실성의 부정적 영향이 드러나지 않을 가능성이 높다는 점에서 중요하다고 할 수 있다. 이들 요인을 통제할 경우 여성들 사이에서 나타나는 성실성의 부정적 영향은 성실한 여성은 노동시장 전망이 더욱 밝아 출산의 기회비용이 높아지기 때문에 가족 형성에 방해가 되고, 성실성이 여성의 상대적 소득 상태와 다소 관련되어 있음을 시사한다.

외향성은 통계적으로 약한 수준의 긍정적 관계를 보였지만 다른 요인을 통제하자 남성과 여성 모두에서 이러한 관계가 사라졌다. 따라서 추가 결정요인을 충분히 통제하지 않은 다른 연구에 보고된 외향성과 출산의 긍정적 관계는 간접적 영향으로 간주될 수 있다. 이들 연구는 시간의 변화를 통제하지 않았기 때문에 시변 요인의 역할이 무시 또는 과소평가되어 외향성과 출산의 긍정적 관계가 과장되었을 가능성이 높다.

이번 조사에서는 신경성이 여성의 부모기로의 전이 가능성을 높일 수 있는 것으로 나타났다. 남성의 경우 통계적으로 유의미한 영향을 확인하지 못했다. 여성들 사이에서 출산과 신경성의 긍정적 연관성은 신경성이 결정의 양가성으로 인해 일반적으로 출산 연기로 이어질 수 있다는 이번 연구의 당초 가설과 모순된다. 이는 이전 연구 결과와도 모순되어 이 특성에 대한 확고한 결론을 내리지 못했다. Jokela et al. (2011), Jokela (2012), Skirbekk and Blekesaune (2014)는 출산 연기 가설을 뒷받침하는 몇 가지 연구 결과를 제시했으나 반대로 신경성이 높을수록 예상치 못할 임신으로 인해 조기에 출산할 가능성이 높다고 주장한 연구도 있다(예: Pinguart et al. 2008, 또는 Avison and Furnham 2015).

그러나 더욱 자세한 몇 가지 분석을 통해 일부 메커니즘을 설명할 수도 있다. 여성들의 경제적 성과를 보여주는 두 가지 지표 즉, 소득 수준과 실업 이력을 통제하면 관계는 더 이상 유의미하지 않게 된다. 더욱이 별도의 상호작용 효과에 따르면 신경성이 주로 25세 이하의 젊은 여성들 사이에서 긍정적 출산 효과를 발휘한다는 것으로 나타났다(요청 시 결과 이용 가능). 고용 안정성이 낮은 이들 젊은 여성의 경우, 성공적인 노동 시장 참여의 규범적 요구사항을 충족하기 어려운 환경에서 가족 형성은 "피난처" 및 자아존중감을 높이는 대안 및 사회적 승인(Lindenberg 1986)으로 간주될 수 있다. 또한 부부의 출산 선호도가 높고 장기적이고 안정적인 관계(특히 결혼)에 있는 여성의 경우 신경성의 긍정적 출산 영향이 높게 나타났다.¹⁹⁾ 이는 신경성이 안정적 관계와 출산 선호도에 대한 합의로 양가성이 낮아진 상황에서 출산 행동에 상당히 긍정적 영향을 미침을 의미한다. Reis et al. (2011)는 여성의 출산 촉진과 관련하여 결혼 상태와 신경성 간 긍정적 연관성을 확인했다.²⁰⁾ 따라서 고용 환경이 열악하고 가정 형성에 적합한 배경이 형성되었을 경우(예: 안정적 결혼생활 또는 출산선호도에 대한 합의) 신경성이 젊은 여성들의 출산 행동에 확실히 간접적 영향을 미친다고 결론지을 수 있다(similarly Harville et al. 2014 참조).

개방성은 다른 요인을 통제할 경우 여성들 사이에서만 영향이 나타났다. 개방성 점수가 높은 남성은 가족 형성에 대한 관심이 낮은 경향이 있기 때문에 배우자의 출산 선호도를 공유하지 않는 경우 양보를 꺼릴 수 있다. 개방성이 여성의 출산 결정에 미치는 부정적 영향은 부부의 출산 선호도를 통제한 후에도 유효했다. 이는 개방적 성격이 여성의 부모기로의 전이에 미치는 부정적 영향은 출산 선호도와 무관함을 의미한다. 또한 여성에게 가족 형성은 새로운 인생 단계로의 전이라기보다는 돌이킬 수 없는 결정이자 영구적 헌신으로 간주됨을 의미한다. 개방적인 사람은 관심사가 다양해 가정을 시작하기 쉽지 않을 수 있다.²¹⁾ 그러나 출산 선호도는 간접 영향의 숨은 동인 중 하나가 될 수 있으므로 이번 연구에서는 이 관계를 더욱 자세히 살펴보았다. 그림 3a와 3b

19) 이들 결과는 상기 관계의 상호작용 영향을 활용한 별도의 모형 추정에 기반한다. 자세한 결과는 요청 시 제공된다.

20) 그러나 Berg et al. (2013)은 신경성과 관련하여 인식된 스트레스 수준이 높을수록, 무계획적 임신 가능성이 높다고 제시한 반면 Jokela et al. (2011)은 "신경성이 높은 경우 부모기의 우려 사항과 스트레스를 강조하는 경향이 있어 출산에 조심스럽다"고 추정했다(p. 495).

21) 이러한 추론은 개방성 또한 관계 만족도 및 결혼 안정성과 부정적으로 연관되어 있음을 시사하는 이전 연구에 의해 뒷받침된다(White, Hendrick and Hendrick 2004).

는 출산 선호도가 각각 일치 및 불일치하는 관계에서 개방성이 남성과 여성의 출산 결정에 미칠 수 있는 위험을 보여준다. 일반적으로 부부가 자녀 계획을 합의한다는 점을 고려하면 개방성 점수가 매우 높으면 가족을 시작할 가능성이 현저히 낮을 수 있다. 반면, 출산 선호도에 대한 의견 차이가 부모기로의 전이를 저해할 경우, 개방성으로 인한 출산 상쇄 효과는 명확하지 않다. 전반적으로 이번 연구는 경험에 대해 개방적 여성일수록 (계획적) 부모기로의 전이 가능성이 낮게 나타나 Joekla (2012), Avison, and Furnham (2015), Skirbekk and Blekesaune (2014) Berg et al. (2013)의 연구와 일치하는 결과를 보였다.

2. 결론

초기 연구 결과에서는(표 1 참조) 매우 성실하고 다소 외향적인 남성이 부모가 될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 심층 분석 결과 이들은 고용 안정을 통해 가장의 자질을 강화하고(성실성) 배우자 선택 기회를 높이는(외향성) 간접적 방식으로만 영향을 미쳤다. 여성의 경우 광범위한 친화성과 신경성이 부모기로의 전이를 촉진하는 것으로 나타났다. 남성과 여성이 같은 방향성을 보인 성격 특성은 부모기로의 전이와 부정적 연관성을 보인 새로운 경험에 대한 개방성이 유일했다. 몇 가지 공변량을 통제한 후에도 여성은 동일한 방향성이 유지됐지만 남성은 그렇지 않았다. 남성은 일부 시간 의존적 요인을 통제하자 첫째 출산에 미치는 직접 영향이 확인되지 않은 반면, 여성은 다른 결정 요인을 통제하자 성실성 점수가 낮을수록 출산과 관련된 위험률이 높아져 성실성이 유의미해졌다. 이들 두 효과는 직접 효과와 간접 효과를 구분하지 않은 다른 주요 연구 결과와 일치했다. 특히 성실성이 (직접적이 아닌 노동시장 정착도와 성과를 향상하는 간접적 방식으로) 남녀의 출산 행동에 미치는 영향은 출산 행동을 이해하는데 중요한 세 가지 결론을 제시한다. 1) 성격 특성은 간접적 방식을 통해 출산 행동에 광범위한 영향을 미친다. 2) 이러한 관점에서 개인의 노동시장 지위가 중요하고 일반적으로 안정적 지위 획득은 가정 형성의 중요한 전제조건 또는 경력지향적 여성의 가족 형성이 지연되는 원인이다. 3) 이러한 관점에서 출산 행동을 지향한 복지국가 및 사회 정책은 고용 안정성을 높이거나 노동시장의 문제를 완화해 일반적으로 출산 연기를 초래하는 불확실성을 줄임으로써 결정적 영향을 미칠 수 있다.

전체적으로 연구 결과 노동시장과 복지국가 지향성이 출산 행동에 영향을 미치는 방식을 조사하기 위해서는 이들 방식을 조정하는 성격의 역할을 고려하는 것이 중요함을 확인할 수 있었다. 반면, 대부분의 기존 연구와 같이 고용과 부부관계의 다른 측면을 고려하지 않고 성격과 출산의 연관성을 분석하면 성격의 역할이 확대 해석될 수 있다. 따라서 시간과 생애과정 의존성에 고려해 중첩요인을 검토하는 것이 중요하다. 이번 연구는 출산 결정 시 미시적 수준의 성격의 역할과 (노동 시장과 사회 정책 방향의 관점에서) 거시적 수준의 영향 간 연관성을 연구하는 첫 걸음을 제시했다. 그러나 부부관계 및 경력개발과 관련된 성격과 출산 간 관계를 조사하는 일반 기준을 따랐고 특정 행동을 촉진 및 저해하는 독일의 보수적 복지국가 환경을 대상으로 했다. 또한 특정 문화와 정책 설정이 성격과 어떻게 상호작용하는지 조사하지 못했다. 후속 연구에서는 복지국가 비교 자료와 종단 패널 자료를 조합한 더욱 심층적인 분석을 통해 더욱 깊이 있는 통찰력을 제공할 수 있을 것이다.

〈표 1〉 첫째 출산 결정 성격

	남성	여성
친화성	1.030 (0.020)	1.129*** (0.037)
성실성	1.157*** (0.041)	0.981 (0.033)
외향성	1.078* (0.040)	1.052+ (0.030)
신경성	0.993 (0.039)	1.103** (0.038)
개방성	0.826*** (0.034)	0.851*** (0.027)
조사대상 수	2,909	2,918
사건 수	980	1,298
관측 수	309,464	270,458
로그유사가능도	-6790.977	- 8998.425.
월드카이제곱(5)	52.38 ***	73.23***

주: 1. 콕스비례위험 방법을 사용하되, 동점의 경우 에프론 방법을 사용했다.

2. 추정치는 월간 위험을 나타낸다.

3. 생략된 통제변수는 관찰연도, 동서 차이, 이주배경의 시간 더미는 물론 잔여범주 및 누락값의 더미를 포함한다.

4. 괄호 안은 표준오차이다.

5. $p < 0.000$ (***); $p < 0.010$ (**); $p < (0.05)$ (*); $p < 0.1$ (+)

출처: SOEP v33, 1991-2015, 코호트 1960-1988; 자체 추정

〈표 2a〉 성격이 남성의 첫째 출산 결정에 미치는 영향에 대한 콕스 위험 추정

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
성격				
친화성	1.013 (0.033)	1.024 (0.033)	1.030 (0.033)	0.987 (0.033)
성실성	1.090* (0.040)	1.057 (0.039)	1.036 (0.039)	1.024 (0.040)
외향성	1.051 (0.040)	1.041 (0.039)	1.016 (0.037)	0.964 (0.038)
신경성	0.980 (0.040)	0.988 (0.040)	0.971 (0.040)	0.985 (0.043)
개방성	0.889** (0.038)	0.890** (0.038)	0.907* (0.039)	0.950 (0.042)
고학력(기준: O급 학위)				
종합중등학교	1.188* (0.103)	1.265** (0.110)	1.272** (0.113)	1.209* (0.111)
A급 학위(Abitur)	0.523*** (0.097)	0.530*** (0.097)	0.557** (0.104)	0.563** (0.105)
인문교육	0.935 (0.111)	0.845 (0.101)	0.911 (0.108)	0.811t (0.098)
활동 상태(기준: 전일직)				
시간제 고용	0.411*** (0.084)	0.471*** (0.097)	0.516*** (0.106)	0.529*** (0.106)
실업(등록됨)	0.704** (0.094)	1.029 (0.153)	1.137 (0.165)	1.143 (0.165)
재학 중	0.426*** (0.072)	0.518*** (0.086)	0.632** (0.106)	0.626** (0.105)
한계노동	0.260*** (0.080)	0.339*** (0.105)	0.418** (0.129)	0.421** (0.128)
노동시장 성과				
실업 기록(월)		0.904** (0.034)	0.938t (0.037)	0.953 (0.038)
순개인소득 기록(1,000€)		1.343*** (0.115)	1.191** (0.073)	1.191** (0.073)
상대소득(기준: 부인 > 남편 소득)				
남편의 비중 50-60%			0.949 (0.135)	0.976 (0.135)
남편의 비중 > 60 - 75%			1.093 (0.128)	1.051 (0.119)
남편의 비중 > 75%			1.234 (0.159)	1.157 (0.149)
관계 지속 기간(월)			1.003* (0.001)	1.001 (0.001)

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
부부의 출산선호도(기준: 한명 또는 둘 모두 선호도 낮음)				
둘 모두 선호도 높음				5.962*** (0.665)
둘 모두 다소 선호				2.549*** (0.227)
한 명 또는 둘 모두 출산 거부				0.323*** (0.085)
조사대상 수	2,909	2,909	2,909	2,909
사건 수	980	980	980	980
관측 수(n*t)	309,464	309,464	309,464	309,464
로그유사가능도	-6720.647	-6691.965	-6441.679	-6241.958
왈드카이제곱(5)	154.69***	154.37***	620.06***	1003.38***

- 주: 1. 콕스비례위험 방법을 사용하되, 동점의 경우 에프론 방법을 사용했다.
 2. 추정치는 월간 위험을 나타낸다.
 3. 생략된 통제변수는 관찰연도, 동서 차이, 이주배경의 시간 더미는 물론 잔여범주 및 누락값의 더미를 포함한다.
 4. 괄호 안은 표준오차이다.
 5. $p < 0.000$ (***); $p < 0.010$ (**); $p < (0.05^*)$; $p < 0.1(+)$

출처: SOEP v33, 1991-2015, 코호트 1960-1988; 자체 추정

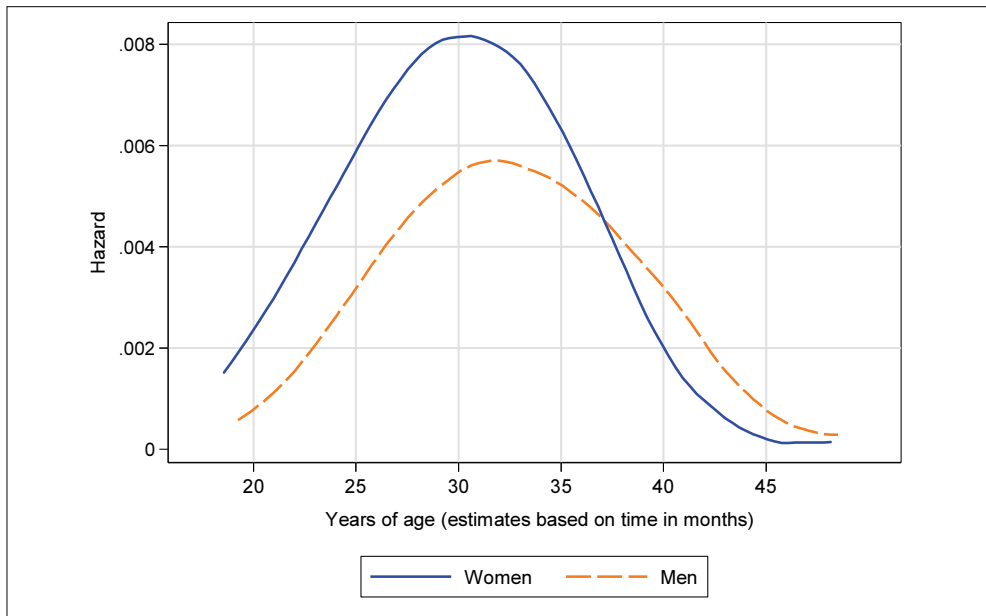
〈표 2b〉 성격이 여성의 첫째 출산 결정에 미치는 영향에 대한 콕스 위험 추정

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
성격				
친화성	1.121*** (0.036)	1.113*** (0.036)	1.094** (0.036)	1.054 (0.037)
성실성	0.943t (0.033)	0.967 (0.035)	0.926* (0.032)	0.929* (0.032)
외향성	1.049 (0.035)	1.050 (0.036)	1.050 (0.035)	1.004 (0.035)
신경성	1.089** (0.038)	1.086 (0.037)	1.047 (0.036)	1.006 (0.036)
개방성	0.906** (0.029)	0.902*** (0.028)	0.919** (0.029)	0.929* (0.030)
고학력(기준: O급 학위)				
종합중등학교	1.179t (0.101)	1.166t (0.100)	1.192* (0.103)	1.219* (0.107)
A급 학위(Abitur)	0.524*** (0.073)	0.484*** (0.069)	0.596*** (0.086)	0.594*** (0.089)
인문교육	0.848t (0.083)	0.822* (0.081)	0.945 (0.093)	0.880 (0.091)
활동 상태(기준: 전일직)				
시간제 고용	0.825t (0.086)	0.826t (0.087)	0.662*** (0.073)	0.721** (0.077)
실업(등록됨)	0.800t (0.100)	0.844 (0.118)	0.835 (0.115)	0.873 (0.121)
재학 중	0.375*** (0.050)	0.325*** (0.045)	0.353*** (0.051)	0.384*** (0.056)
한계노동	0.394 *** (0.075)	0.331 *** (0.067)	0.346 *** (0.069)	0.380 *** (0.077)
노동시장 성과				
실업 기록(월)		0.876*** (0.036)	0.905* (0.039)	0.905* (0.041)
순개인소득 기록(1,000€)		0.899*** (0.0168)	0.872*** (0.017)	0.876*** (0.017)
상대소득(기준: 부인 > 남편 소득)				
남편의 비중 50-60%			1.092 (0.141)	1.079 (0.141)
남편의 비중 > 60 - 75%			1.753*** (0.175)	1.679*** (0.168)
남편의 비중 > 75%			2.604*** (0.303)	2.290*** (0.271)
관계 지속 기간(월)			1.002 (0.001)	1.000 (0.001)

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
부부의 출산선호도(기준: 한명 또는 둘 모두 선호도 낮음)				
둘 모두 선호도 높음				5.189*** (0.525)
둘 모두 다소 선호				2.472*** (0.201)
한 명 또는 둘 모두 출산 거부				0.292*** (0.078)
조사대상 수	2,918	2,918	2,918	2,918
사건 수	1,298	1,298	1,298	1,298
관측 수	270,458	270,458	270,458	270,458
로그유사가능도	-8897.648	-8875.548	-8640.756	-8429.280
왈드카이제곱	230.86***	243.78***	667.89***	1075.99***

주: 1. 콕스비례위험 방법을 사용하되, 동점의 경우 에프론 방법을 사용했다.
 2. 추정치는 월간 위험을 나타낸다.
 3. 생략된 통계변수는 관찰연도, 동서 차이, 이주배경 더미를 포함한다.
 4. 괄호 안은 표준오차이다.
 5. p<0.000(***); p<0.010(**); p<(0.05*); p<0.1(+)
 출처: SOEP v33, 1991-2015, 코호트 1960-1988; 자체 추정

[그림 1] 남성과 여성의 첫째 출산 결정의 위험 1960-1988년 코호트

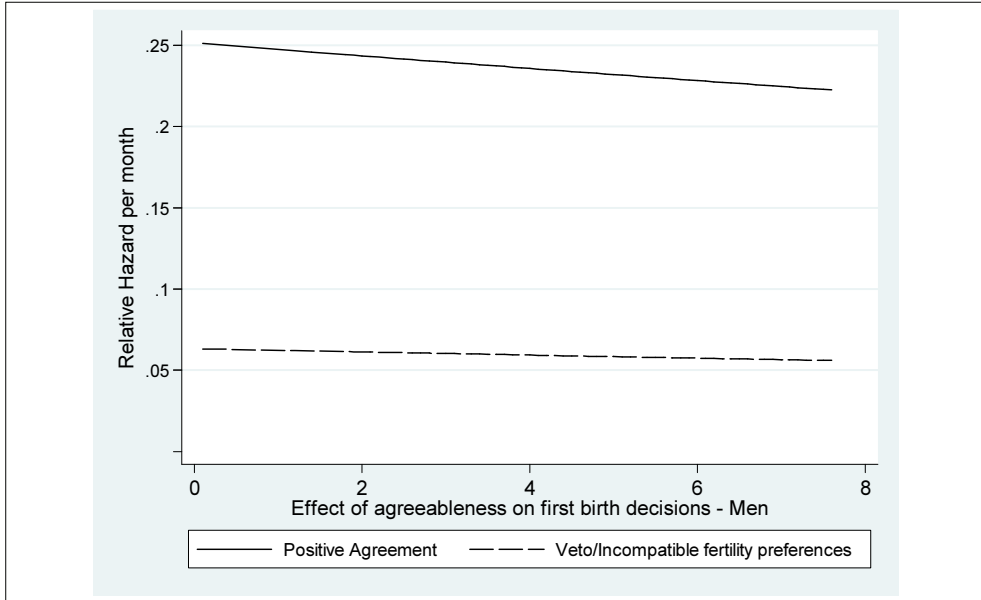


사건 수 = 2,297

사례 수 = 5,846

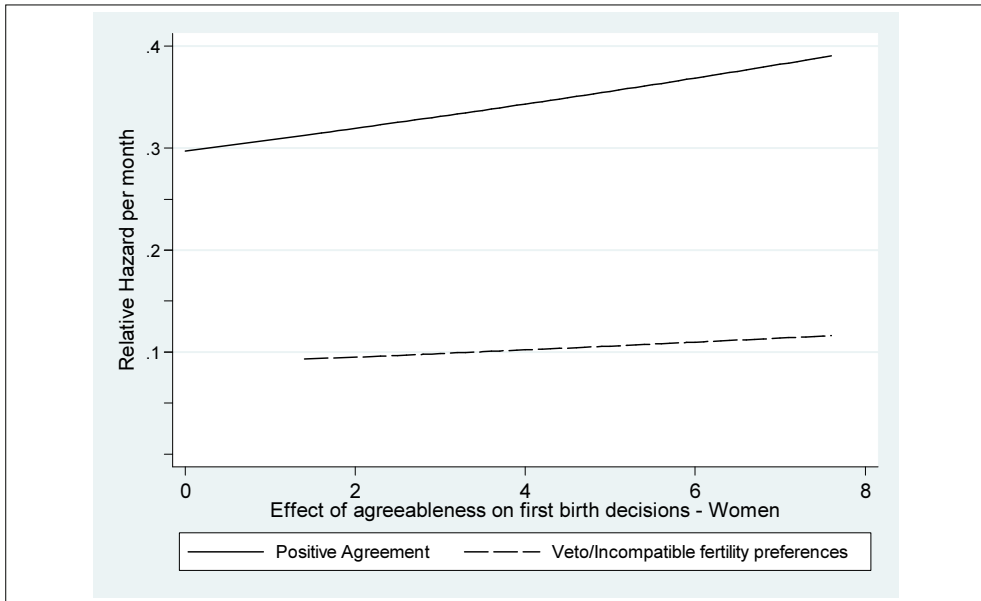
출처: SOEP v33, 1991-2015, 자체 추정.

[그림 2a] 배우자와 출산선호도가 다른/같은 남성의 출산에 대한 친화성의 예상 위험



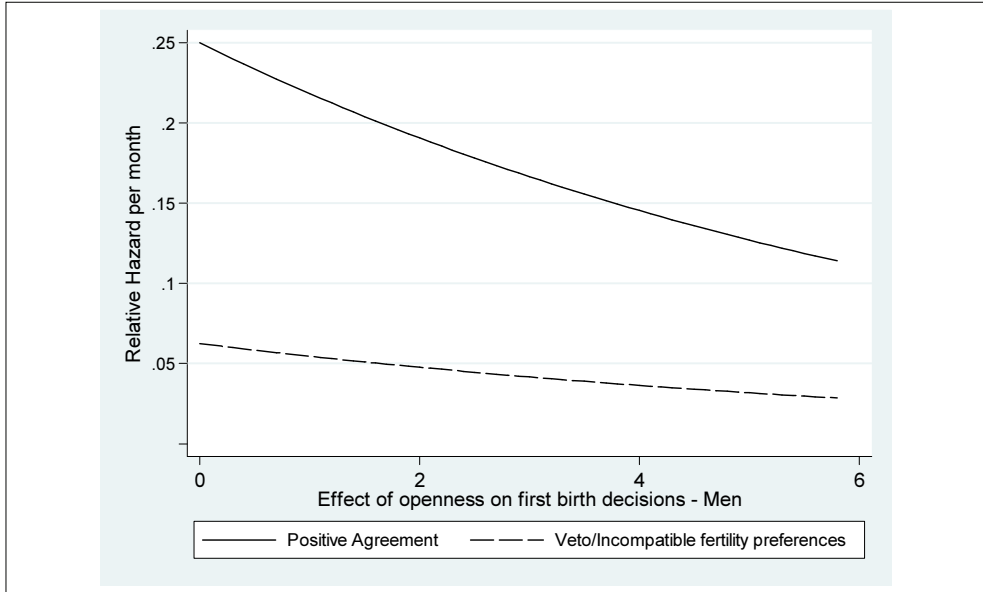
출처: SOEP v33, 자체 추정.

[그림 2b] 배우자와 출산선호도가 다른/같은 여성의 출산에 대한 친화성의 예상 위험



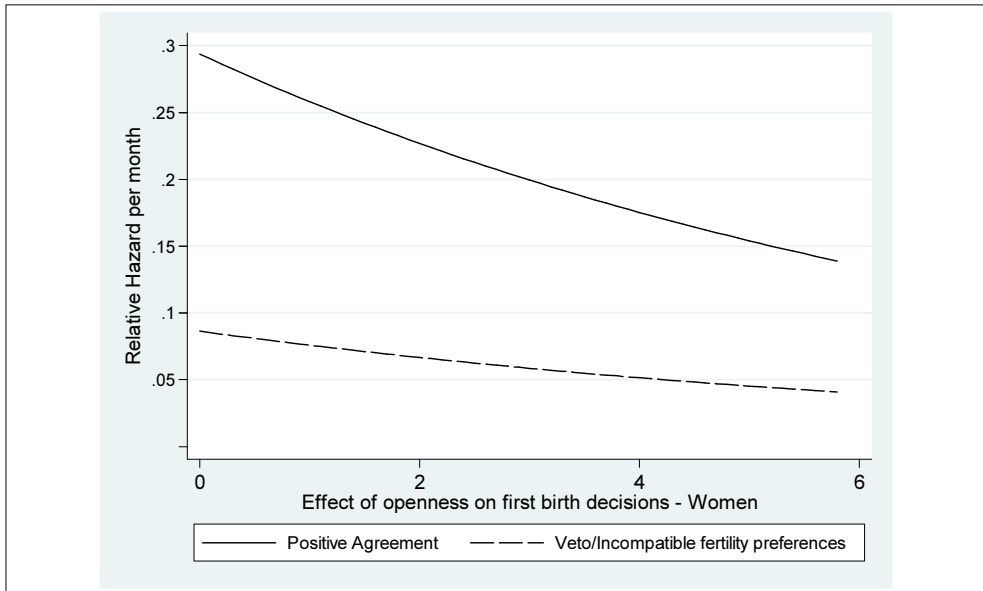
출처: SOEP v33, 자체 추정.

[그림 3a] 배우자와 출산선호도가 다른/같은 남성의 출산에 대한 개방성의 예상 위험



출처: SOEP v33, 2자체 추정.

[그림 3b] 배우자와 출산선호도가 다른/같은 여성의 출산에 대한 개방성의 예상 위험



출처: SOEP v33, 자체 추정.

〈표 A-1〉 표본

백분율/평균값	남성	여성
동유럽에서 성장(바이너리)	29.37	28.84
이주배경(바이너리)	20.73	19.10
1960-1969년 코호트	20.99	13.92
1970-1979년 코호트	39.21	42.89
1980-1988년 코호트	39.69	43.19
최고학력수준(at t_p)		
종합중등학교	25.21	15.47
O급 학위	29.27	32.14
A급 하위	12.75	13.67
비인문 고등교육(생략됨)	11.30	14.07
학사 학위	6.76	7.91
활동상태		
전일제 고용	52.08	47.42
시간제 고용	5.64	9.19
비정규직	7.66	8.27
실업(등록됨)	7.39	5.31
주부/무직(생략됨)	1.24	2.18
연금수급자(생략됨)	0.58	0.51
재학 중	23.82	24.85
등록된 누적 실업 (평균 월 합계)	4.9	3.4
개인 소득(평균 순소득, €)	1,311	1,126
상대소득(공동소득 비중)		
부인소득 > 남편소득	20.89	24.40
남편의 비중: 50 - 60%	12.02	12.87
남편의 비중 > 60 - 75%	24.59	23.57
남편의 비중 > 75%	24.73	16.40
관계 지속 기간(결별 이전까지 평균 지속 기간, 월)	18	19
부부의 출산 선호도		
둘 모두 선호도 높음	12.31	11.18
둘 모두 선호	44.47	45.87
한 명 또는 둘 모두 선호도 낮음	32.02	32.22
한 명 또는 둘 모두 출산 거부	11.20	10.73
인-월	309,464	270,458
사례 수	2,909	2,918
사건 후(관찰된 출생 소급)	980	1,298

주: 설명은 사례 당 반복된 관찰에 기반한다. 100% 차이는 누락된 데이터를 나타낸다.
출처: SOEP v33, 1991-2015, 코호트 1960-1988; 자체 추정

참고문헌

- Aassve, A., S. Burgess, C. Propper, and M. Dickson. 2006. "Employment, family union and childbearing decisions in Great Britain." *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)* 169(4):781-804.
- Avison, M. and A. Furnham. 2015. "Personality and voluntary childlessness." *Journal of Population Research* 32(1):45-67.
- Basu, A.M. 2002. "Why does Education Lead to Lower Fertility? A Critical Review of Some of the Possibilities." *World Development* 30(10):1779-1790.
- Berg, V., A. Rotkirch, H. Väisänen, and M. Jokela. 2013. "Personality is differentially associated with planned and non-planned pregnancies." *Journal of Research in Personality* 47(4):296-305.
- Bost, K.K., M.J. Cox, M.R. Burchinal, and C. Payne. 2002. "Structural and Supportive Changes in Couples' Family and Friendship Networks Across the Transition to Parenthood." *Journal of Marriage and Family* 64(2):517-531.
- Bouchard, G. 2005. "Adult Couples Facing a Planned or an Unplanned Pregnancy: Two Realities." *Journal of Family Issues* 26(5):619-637.
- Box-Steffensmeier, J. and B.S. Jones. 2004. *Event History Modelling. A Guide for Social Scientists*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Boyce, C., A. Wood, and N. Powdthavee. 2013. "Is Personality Fixed? Personality Changes as Much as "Variable" Economic Factors and More Strongly Predicts Changes to Life Satisfaction." *Social Indicators Research* 111(1):287-305.
- Brewster, K.L. and R.R. Rindfuss. 2000. "Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations." *Annual Review of Sociology* 26:271-296.
- Brodmann, S., G. Esping-Andersen, and M. Güell. 2007. "When Fertility is Bargained: Second Births in Denmark and Spain." *European Sociological Review* 23(5):599-613.
- Caspi, A., B.W. Roberts, and R.L. Shiner. 2005. "Personality Development: Stability and Change." *Annual review of psychology* 56(1):453-484.
- Castles, F.G. 2003. "The World Turned Upside Down: Below Replacement Fertility, Changing Preferences and Family-Friendly Public Policy in 21 OECD Countries." *Journal of European Social Policy* 13(3):209-227.

- Cobb-Clark, D.A. and S. Schurer. 2012. "The stability of big-five personality traits." *Economics Letters* 115(1):11-15.
- Costa, P.T. and R.R. McCrae. 1988. "Personality in adulthood: a six-year longitudinal study of self-reports and spouse ratings on the NEO Personality Inventory." *Journal of personality and social psychology* 54(5):853.
- de La Rochebrochard, E. and P. Thonneau. 2002. "Paternal age and maternal age are risk factors for miscarriage: results of a multicentre European study." *Human Reproduction* 17(6):1649-1656.
- Dijkstra, P. and D.P.H. Barelds. 2009. "Women's well-being: The role of individual differences." *Scandinavian Journal of Psychology* 50(4):309-315.
- DiStefano, C., M. Zhu, and D. Mindrila. 2009. "Understanding and using factor scores: Considerations for the applied researcher." *Practical Assessment, Research & Evaluation* 14(20):1-11.
- Donnellan, M.B., R.D. Conger, and R.G. Burzette. 2007. "Personality Development from late adolescence to young adulthood: Differential stability, normative maturity, and evidence for the maturity-stability hypothesis." *Journal of Personality* 75(2).
- Duvander, A.-Z., T. Lappegård, and G. Andersson. 2010. "Family policy and fertility: fathers' and mothers' use of parental leave and continued childbearing in Norway and Sweden." *Journal of European Social Policy* 20(1):45-57.
- Feldman, S.S. and B. Aschenbrenner. 1983. "Impact of parenthood on various aspects of masculinity and femininity: A short-term longitudinal study." *Developmental Psychology* 19(2):278.
- Fletcher, J.M. 2013. "The effects of personality traits on adult labor market outcomes: Evidence from siblings." *Journal of Economic Behavior & Organization* 89:122-135.
- Gauthier, A.H. 2007. "The Impact of Family Policies on Fertility in Industrialized Countries: A Review of the Literature." *Population Research and Policy Review* 26(3):323-346.
- Gerlitz, J.-Y. and J. Schupp. 2005. "Zur Erhebung der Big-Five-basierten persönlichkeitsmerkmale im SOEP." *DIW Research Notes* 4:2005.
- Gnoth, C., D. Godehardt, E. Godehardt, P. Frank-Herrmann, and G. Freundl. 2003.

- “Time to pregnancy: results of the German prospective study and impact on the management of infertility.” *Human Reproduction* 18(9):1959-1966.
- Günther, I. and K. Harttgen. 2016. “Desired Fertility and Number of Children Born Across Time and Space.” *Demography* 53(1):55-83.
- Harville, E.W., A.S. Madkour, and Y. Xie. 2015. “Personality and adolescent pregnancy outcomes.” *Journal of advanced nursing* 71(1):148-159.
- Hawkins, A.J. and J. Belsky. 1989. “The role of father involvement in personality change in men across the transition to parenthood.” *Family Relations*:378-384.
- Helson, R., C. Jones, and V.S. Kwan. 2002. “Personality change over 40 years of adulthood: hierarchical linear modeling analyses of two longitudinal samples.” *Journal of personality and social psychology* 83(3):752.
- Hobcraft, J. 2004. “Method, theory, and substance in understanding choices about becoming a parent: Progress or regress?. Discussion of paper ‘Explanations of the fertility in modern societies: A search for commonalities’ by John Caldwell and Thomas Schindlmayr.” *Population Studies* 58(1):81-84.
- Jokela, M. 2012. “Birth-Cohort Effects in the Association Between Personality and Fertility.” *Psychological Science* 23(8).
- Jokela, M., A. Alvergne, T.V. Pollet, and V. Lummaa. 2011. “Reproductive behavior and personality traits of the Five Factor Model.” *European Journal of Personality* 25(6).
- Jokela, M., M. Kivimäki, M. Elovainio, and L. Keltikangas-Järvinen. 2009. “Personality and having children: A two-way relationship.” *Journal of Personality and Social Psychology* 96(1).
- Jones, C.J. and W. Meredith. 1996. “Patterns of personality change across the life span.” *Psychology and aging* 11(1):57.
- Kalwij, A. 2010. “The impact of family policy expenditure on fertility in western Europe.” *Demography* 47(2):503-519.
- Kreyenfeld, M. 2010. “Uncertainties in Female Employment Careers and the Postponement of Parenthood in Germany.” *European Sociological Review* 26(3):351-366.
- Lampic, C., A.S. Svanberg, P. Karlström, and T. Tydén. 2006. “Fertility awareness, intentions concerning childbearing, and attitudes towards parenthood among

- female and male academics.” *Human Reproduction* 21(2):558-564.
- Lang, F.R., D. John, O. Lüdtke, J. Schupp, and G.G. Wagner. 2011. “Short assessment of the Big Five: robust across survey methods except telephone interviewing.” *Behavior research methods* 43(2):548-567.
- Lesthaeghe, R. 2010. “The unfolding story of the second demographic transition.” *Population and development review* 36(2):211-251.
- Lindenberg, S. 1986. “Individual Economic Ignorance versus Social Production Functions and Precarious Enlightenment.” *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 142:20-26.
- _____. 1990. “Homo Socio-oeconomicus: The Emergence of a General Model of Man in the Social Sciences.” *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 146:727-748.
- McCrae, R.R. and P.T. Costa Jr. 1997. “Personality trait structure as a human universal.” *American psychologist* 52(5):509.
- _____. 1999. “A five-factor theory of personality.” *Handbook of personality: Theory and research* 2:139-153.
- McDonald, P. 2006. “Low Fertility and the State: The Efficacy of Policy.” *Population and Development Review* 32(3):485-510.
- Mills, M., R.R. Rindfuss, P. McDonald, E. te Velde, o.b.o.t.E. Reproduction, and S.T. Force. 2011. “Why do people postpone parenthood? Reasons and social policy incentives.” *Human Reproduction Update* 17(6):848-860.
- Morgan, S.P. and H. Rackin. 2010. “The Correspondence Between Fertility Intentions and Behavior in the United States.” *Population and Development Review* 36(1): 91-118.
- Neyer, G. and G. Andersson. 2008. “Consequences of Family Policies on Childbearing Behavior: Effects or Artifacts?” *Population and Development Review* 34(4): 699-724.
- Pinquart, M., C. Stotzka, and R.K. Silbereisen. 2008. “Personality and ambivalence in decisions about becoming parents.” *Social Behavior and Personality: an international journal* 36(1):87-96.
- Plotnick, R.D. 1992. “The effects of attitudes on teenage premarital pregnancy and its resolution.” *American Sociological Review*:800-811.

- Reis, O., M. Dörnte, and H. von der Lippe. 2011. "Neuroticism, social support, and the timing of first parenthood: A prospective study." *Personality and individual differences* 50(3):381-386.
- Rilling, J.K. and A.G. Sanfey. 2011. "The Neuroscience of Social Decision-Making." *Annual review of psychology* 62(1):23-48.
- Robins, R.W., Fraley, Roberts, and Trzesniewski. 2001. "A longitudinal study of personality change in young adulthood." *Journal of Personality* 69(4).
- Schmitt, C. 2012a. "A Cross-National Perspective on Unemployment and First Births." *European Journal of Population* Forthcoming / Online First.
- _____. 2012b. "Labour market integration, occupational uncertainties, and fertility choices in Germany and the UK." *Demographic Research* 26:253-292.
- _____. 2012c. "Risikoneigung und Fertilität in Ost- und Westdeutschland." *Zeitschrift für Familienforschung - Journal of Family Research - Special Issue. Familie und Partnerschaft in Ost- und Westdeutschland. Ähnlich und doch immer noch anders*(9).
- Singley, S.G. and K. Hynes. 2005. "Transitions to Parenthood: Work-Family Policies, Gender, and the Couple Context." *Gender & Society* 19(3):376-397.
- Skirbekk, V. and M. Blekesaune. 2014. "Personality traits increasingly important for male fertility: Evidence from Norway." *European Journal of Personality* 28(6): 521-529.
- Skrondal, A. and P. Laake. 2001. "Regression among factor scores." *Psychometrika* 66(4):563-575.
- Sobotka, T., V. Skirbekk, and D. Philipov. 2011. "Economic Recession and Fertility in the Developed World." *Population and Development Review* 37(2): 267-306.
- Specht, J., B. Egloff, and S.C. Schmukle. 2011. "Stability and change of personality across the life course: The impact of age and major life events on mean-level and rank-order stability of the Big Five." *Journal of Personality and Social Psychology* 101(4):862-882.
- Sutin, A.R., P.T. Costa, R. Miech, and W.W. Eaton. 2009. "Personality and career success: Concurrent and longitudinal relations." *European Journal of Personality* 23(2):71-84.

- Tavares, L.P. 2010. "Who delays childbearing? The relationship between fertility, education and personality traits." *ISER Working Paper Series*(17).
- Tavares, L.P. and A. Aassve. 2013. "Psychological distress of marital and cohabitation breakups." *Social Science Research* 42(6):1599-1611.
- Toulemon, L. and M.R. Testa. 2005. "Fertility intentions and actual fertility: A complex relationship." *Population & Societies (INED Bulletin)*(415).
- Trappe, H., M. Pollmann-Schult, and C. Schmitt. 2015. "The Rise and Decline of the Male Breadwinner Model: Institutional Underpinnings and Future Expectations." *European Sociological Review* 31(2):230-242.
- Uysal, S.D. and W. Pohlmeier. 2011. "Unemployment duration and personality." *Journal of Economic Psychology* 32(6):980-992.
- Vitali, A., A. Aassve, and T. Lappegård. 2015. "Diffusion of Childbearing Within Cohabitation." *Demography* 52(2):355-377.
- Weinhardt, M. and D. Richter. 2013. "BFI-S: Big Five Inventory-SOEP." in *Psychologische und sozialwissenschaftliche Kurzskaalen: Standardisierte Erhebungsinstrumente für Wissenschaft und Praxis*, edited by C.J. Kemper, M. Zenger, and E. Brähler. Berlin: MvV Medizinisch Wissenschaftliche Verlagsges.
- White, J.K., S.S. Hendrick, and C. Hendrick. 2004. "Big five personality variables and relationship constructs." *Personality and Individual Differences* 37(7): 1519-1530.

제 5 장

저출산 고령화가 한국 경제에 미치는 영향

제1절 서론

제2절 경제적 생애주기와 국민이전계정(NTA)

제3절 경제성장, 부양 및 지원비

제4절 고용 및 인구변화

제5절 저축과 재정안정성

제6절 결론 및 시사점

참고문헌

5

저출산 고령화가 한국 경제에 << 미치는 영향

제1절 서론

한국은 기대수명 급증으로 연령 구조가 급변했다. 한국 통계청에 따르면 한국의 합계출산율(TFR: total fertility rate)은 1970년 4.53명에서 1983년 인구대체수준인 2.06명으로 감소했다. 이후 1980년대 중반부터 1990년대 중반까지 약 1.6명을 유지하다가 2002년-2016년 1.1-1.3명으로 감소했으며 2017년에는 1.05명으로 세계 최저 수준을 기록했다. 한국의 기대수명은 1970년 62.3세(남성 58.7세, 여성 65.8세)에서 1987년 70.1세(남성 65.9세, 여성 65.8세)로 늘어났다. 이후에도 30년 동안 꾸준히 증가세를 보여 2016년에는 82.4세(남성 79.3세, 여성 85.4세)를 기록했다. 이러한 변화로 인해 전체 인구에서 0-14세 아동이 차지하는 비중은 1970년 42.5%에서 2017년 13.1%로 감소한 반면, 15-64세 생산연령인구 비율은 1970년대 54.4%에서 2016년 73.4%로 최고치를 기록했다. 그러나 최근 한국통계청(Statistics Korea 2016)은 이들 생산연령인구 비율이 2060년 50% 이하로 감소할 것으로 전망했다. 노인인구 비율은 1970년 3.1%에서 2017년 13.7%로 증가했고 2040년에는 전체 인구의 3분의 1로 증가할 것으로 전망된다.

최근 한국 사회에서는 인구세(demographic tax) 문제를 비롯해 노인인구 비중 증가로 인해 발생할 수 있는 문제와 그에 따른 대응에 대한 논의가 본격화되고 있다. 생산연령인구가 경제 발전에 미치는 영향을 다룬 문헌 자료도 많아졌다. 본 연구는 성장과 공공재정에 초점을 맞춰 인구변화가 거시경제에 미치는 영향을 살펴본다. 또한 인구고령화가 경제와 공공재정에 미치는 주요 영향 중 먼저 인구의 연령구조에 기반한 경제적 부양비와 소득과 소비에 기반한 경제적 부양비 등 두 가지 경제적 부양비에 관해 살펴본다. 인구에 기반한 부양비는 단순히 인구의 연령구조에 기반한 부양비를 설명하는 반면, 소득과 소비에 기반한 경제적 부양비는 연령별 경제부양비 범위가 잠재

성장을 산출하고 재정안정성을 측정하는데 유용한지 분석한다. 그런 다음 고령화가 노동시장, 재정의존도와 같은 다양한 경제 요소에 미치는 영향에 관해 논의한다.

제2절 경제적 생애주기와 국민이전계정(NTA)

인구의 연령구조는 경제적 생애주기로 인해 경제적으로 중요한 의미를 갖는다. 아동과 노인은 생산보다 소비를 많이 하지만, 생산연령인구는 소비보다 생산을 많이 하고 아동과 노인의 소비를 지원한다. 따라서 피부양인구 비중이 낮고 생산연령인구 비중이 높은 국가는 경제 성장 잠재력이 높다. 이를 일명 인구배당(demographic dividend) 또는 기회의 창(window of opportunity)이라고 한다(Bloom and Canning 2002, Kelly and Schmidt 2001). 마찬가지로 인구고령화의 가장 큰 문제는 노동생산량은 감소하는 반면, 소비수준은 핵심생산인구와 비슷하거나 심지어 높아지기 때문이다. 인구가 고령화되면 노인인구 비중이 증가해 일명 생애주기적자가 증가한다. 국가의 생애주기적자 규모는 연령별 생산과 소비 행동에 따라 달라지지만 인구의 연령구조는 국가 수준의 생애주기 적자 규모를 확인할 때 가장 중요한 요소가 된다.

인구변화의 사회경제적 의미를 추론하기 위해서는 생산과 소비량을 추정하고 연령 관련 재분배체계의 연령별 프로필을 추정해 생애주기적자 격차를 살펴보아야 한다. Mason, Lee et al. (2006)는 이러한 관점에서 국민이전계정 방법론을 개발했다(www.ntaccounts.org 참조). 국민이전계정은 포괄적이고 거시적인 세대간 경제 계정이다. 세대간 경제에 대한 논의는 Samuelson (1958)의 중첩세대모형(overlapping generation model)으로 시작됐다. Lee (1994a, 1994b)는 국민이전계정에 더욱 확고한 이론적 기반을 제공하는 모형을 개발했다. 동시에 Auerbach, Gokhale, and Kotlikoff (1991)는 세대간회계(generational accounting) 모형을 개발해 인구변화가 국가 프로그램의 지속가능성에 미치는 영향을 추정했다. 국민이전계정은 연령층 간 경제적 자원 흐름에 대한 추정치를 제공한다. 이러한 자원 흐름은 경제 형태에 따라 자산 재분배와 이전으로 나뉘고 공공과 민간 부문은 이러한 거래의 중재자로 분류된다. 국민이전계정은 또한 국민소득계정(NIPA: National Accounts and Product Accounts)과도 일관된다.

다년간 국민이전계정을 운영한 경우 세대간 이전 방법의 발전 패턴을 이해하는데 도움이 되고, 이전 또는 사적 이전과 공적 이전의 상호보완적 관계에 중요한 영향을 미치는 세대간이전의 결정요인을 분석할 수 있다. 또한 연령별로 연금, 의료 및 교육이 재분배 되는 방법을 이해함으로써 세대간 형평성에 미치는 영향과 저축과 경제성장이 공공정책에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 국민이전계정은 이러한 중요한 정책적 함의로 인해 초기부터 많은 주목을 받았다. 2018년 기준 버클리대학교(UC Berkeley)와 하와이대학 동서센터를 중심으로 세계 60여 개국에서 연구가 진행되고 있다. 또한 유럽, 아시아, 아프리카, 및 미주 등 각 지역에서 협력 작업이 진행 중이다. 해당 방법론은 Lee, Lee, and Mason (2008) 또는 Mason et al (2006)가 개발했다. 2013년 유엔은 국가 연구팀의 계정 구축을 돕는 지침(www.ntaccounts.org/doc/repository/NTA%20/manual%202013.pdf)을 발표했다.

국민이전계정은 전통적인 측정 방법에 비해 세대간 경제를 분석할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 예를 들어 전통적으로 인구학적 부양은 공적 이전의 지속가능성을 정량화할 때 또는 연령구조의 일반적인 경제활동 기여도를 측정하는 도구로 사용된다. 인구학적 부양비는 피부양자로 분류될 수 있는 상한 및 하한 연령을 임의로 추정해 측정한다. 따라서 15세 이하 및 65세 이상 인구 합계 대비 15-64세 인구 비율이 연령구조의 경제 기여도를 대리한다고 가정한다.

그러나 인구학적 부양비는 소비, 저축, 소득, 고용 또는 교육 수준과 같은 연령별 경제적 특성 차이를 고려하지 않는다. 따라서 다양한 연령층의 실제 경제 활동을 고려하지 않아 심각한 한계를 가지고 있다. 즉, 암묵적으로 15-64세 개인의 경제 행동이 모두 동일하다고 가정한다. 마찬가지로 0-14세와 65세 이상 인구도 동일하게 간주한다. 이처럼 상한 연령과 하한 연령(각각 15세와 65세)을 추상적으로 선정하는 방식은 시간 경과에 따른 경제 활동 변화를 고려하지 않는다. 15세 이하 또는 65세 이상 인구는 생산은 하지 않고 소비만 한다고 가정한다. 그러나 기대수명이 늘어나면서 노동기간이 길어지고 심지어 65세 이후에도 일하는 사람들이 많아졌다. 마찬가지로 노동시장 진입연령도 15세 이후로 크게 높아졌다. 15-64세 연령층의 상당수가 실제 노동시장에 참여하지 않을 수도 있다. 전통적 방식은 또한 모두 동일한 양을 소비하고 동일한 양을 생산한다고 가정한다. 따라서 여성의 노동시장 참여, 생산성 또는 실업 등과 같은 노동시장 변화는 전통 방식에서 아무런 영향을 미치지 않는다. 마찬가지로 의료 개혁 또는

연금 개혁과 같은 정부 정책도 영향을 미칠 수 없다.

국민이전계정에 기반한 경제적 부양비는 경제적 관점에서 다른 연령층에 대한 특정 연령층의 의존도를 측정하는 지표이다. 인구학적 부양비는 한계연령이 고정된 반면, 경제적 부양비는 개인의 경제적 부양 수준 차이에 따라 한계연령이 동적으로 변화한다. 모든 생산연령인구가 실제로 일을 하는 것은 아니다. 마찬가지로 모든 65세 이상 인구가 일을 하지 않는 것도 아니다. 이는 경제적으로 종속된 인구나 독립된 인구를 정량화해 노동시장 활동, 소득, 소비와 같은 연령별 경제 행위는 물론 공적 이전에 대한 이해를 높이는 NTA의 틀에 기반한다. 간단히 말해, NTA는 단순히 인구학적 구조가 아닌 인구의 경제적 특성에 기반하여 의존성을 재정의한다.

그 동안 한국에서는 경제적 부양비에 대한 연구가 거의 이뤄지지 않았다. 실제로 한국에서 두 비율을 비교한 논문은 없다. 한국은 인구배당과 기회의 차이가 이미 달렸으므로 경제적 부양을 이해하고 인구학적 부양과 이를 비교하는 것이 매우 중요하다. 인구학적 부양비와 경제적 부양비 추세는 유사할 수 있지만 매우 상이할 수도 있다. 다음 장에서는 먼저 한국의 추세를 살펴본다.

제3절 경제성장, 부양 및 지원비

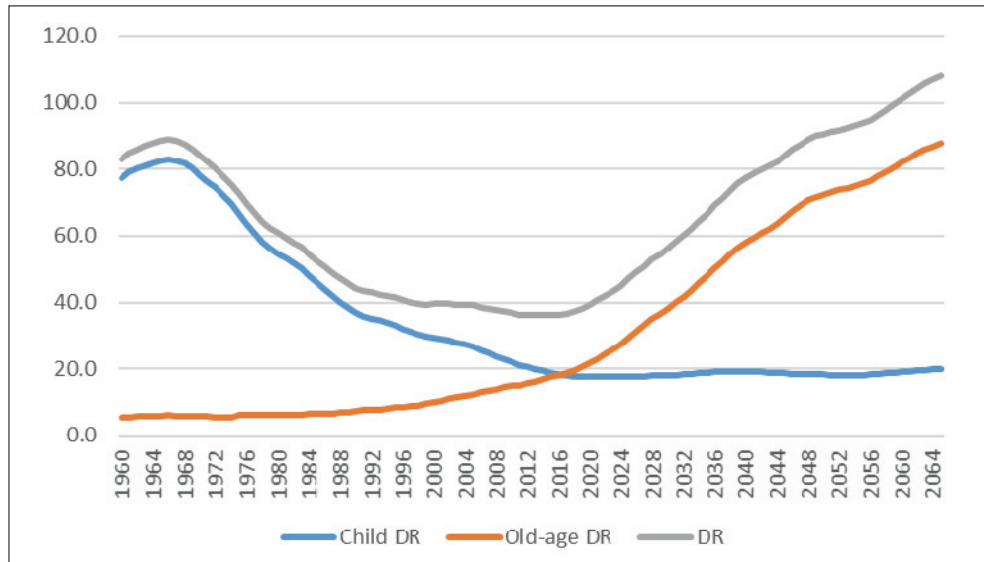
전통적 부양비는 국가의 연령 구조에 기반하여 부양비를 정의하는데 가장 널리 사용된다. 부양비는 0-14세 아동 인구나 65세 이상 인구나 합계 대비 15-64세 인구나 합계 비율로 산출하고, 유년부양비와 노년부양비로 분류하는 경우도 있다. 유년부양비는 15-64세 인구나 대비 15세 이하 인구나 비율, 노년부양비는 15-64세 인구나 대비 65세 이상 인구나 비율을 가리킨다. 이는 국가연령구조를 확인하는 지표로 사용된다.

경제적 관점에서 인구학적비는 15세 이하와 65세 이상 인구가 경제적으로 활동적인 15-64세 생산연령인구에 의존한다고 가정한다. 이는 국가의 연령구조와 부양비를 조사하는 전통 척도이고 추상적으로 선정된 상한/하한 연령에 기반한다.

그림 1은 1960-2065년 한국의 인구학적 부양비를 보여준다. 한국의 부양비는 시간 경과에 따라 차츰 감소해 2011-2016년 최저점을 기록했다. 1965년 88.9에서 1980년 60.8로 감소했다. 그러나 노년부양비는 1960년 5.5에서 2000년 10.1로 증가했고

특히 2000년 이후 급증세를 보였다. 2000년 이전까지만 해도 한국은 상대적으로 경제 성장에 유리한 젊은 연령 구조로 구조를 가지고 있었다. 이러한 전통적 인구학적 부양비 척도에 따르면 한국은 낮은 부양비와 높은 생산가능 인구비로 기회의 창을 이용 해온 것을 알 수 있다.

[그림 1] 한국의 부양비(%), 1960-2065년



주: 모든 수치는 한국통계청(2016) 및/또는 한국 NTA 2014를 사용해 저자가 계산한 결과에 기반한다.

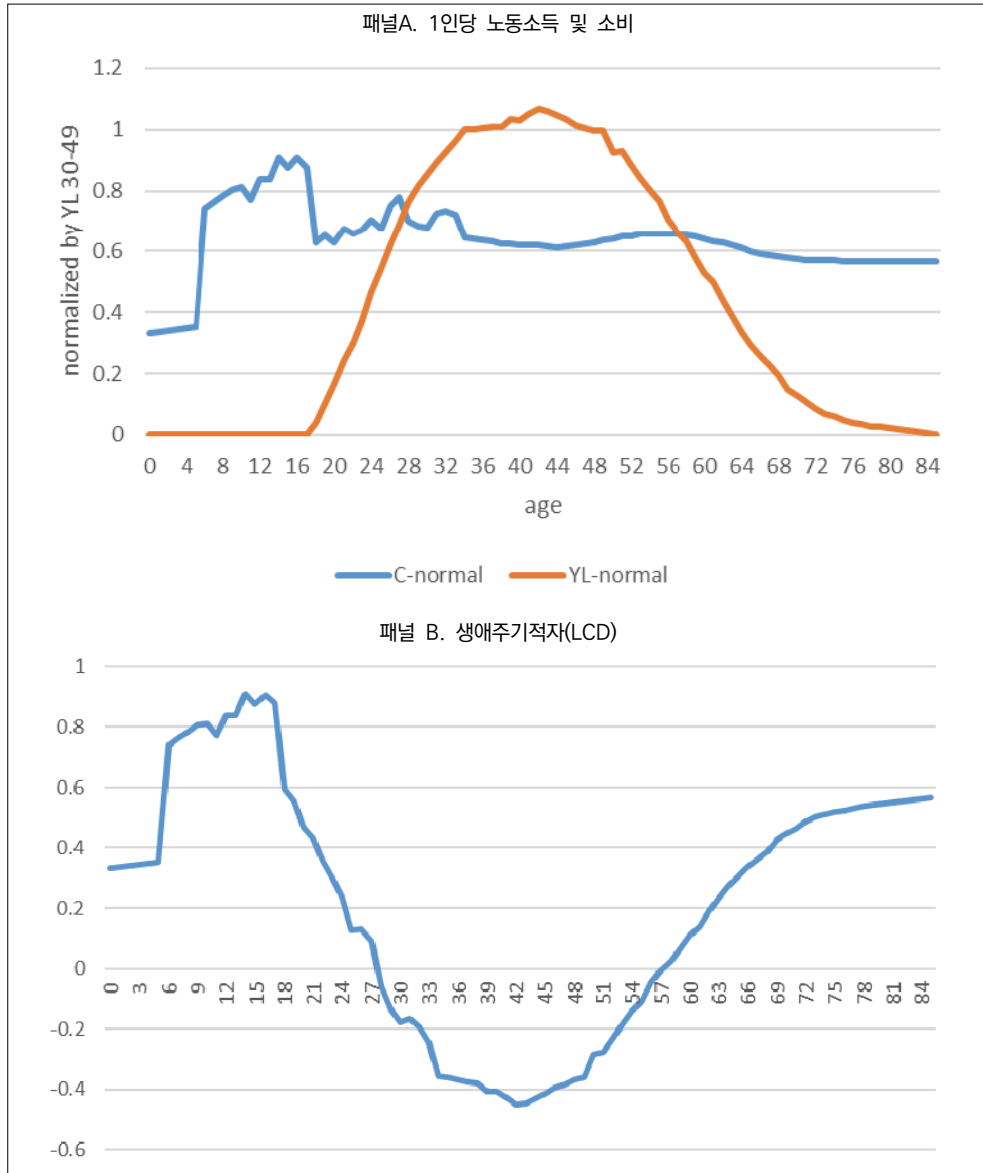
1. NTA 기반 지원비(support ratio)

NTA 체계는 UN (2013), Lee and Mason (2011), Lee, Lee, and Mason(2010)에 자세히 설명되어 있다. NTA는 연령별로 국민계정체계(SNA: System of National Account)을 분류하고 경제활동과 연령을 연결해 노동소득, 소비, 저축, 공적 및 사적 이전 및 연령별 자산 분포를 조사할 수 있다. Hammer, Prskawetz, and Freund (2015)는 NTA를 토대로 유럽 국가의 연령별 평균 경제부양비를 분석했다. 광범위한 패턴은 여러 나라에서 동일하게 나타나지만, 소비와 노동 소득 차이가 양 또는 음이 되는 연령은 국가마다 달랐다.

그림 2는 NTA 체계에 기반한 연령별 노동 소득과 소비 수준을 보여준다. 노동 소득

과 소비 수준 패턴을 유의미한 수준에서 비교하기 위해, 본 연구는 30-49세의 1인당 평균 소득과 관련된 연령 패턴을 살펴보았다.

[그림 2] 1인당 노동 소득과 소비 및 생애주기적자, 한국, 2014년, 30-49세 평균 노동소득 비율 대비



노동 소득은 비교적 이른 나이인 42세에 최고에 이르고 소비는 14-16세에 가장 높게 나타났다. 이들의 소비 수준은 30-49세 인구의 1인당 평균 소득의 약 90%를 차지했다. 한국은 소득 수준과 소비 모두가 비교적 이른 나이에 최고조에 도달하는 매우 특별한 사례를 보여준다. 청소년의 소비가 높은 것은 다른 나라에 비해 높은 사교육비가 주원인으로 지적된다. 한국은 비교적 이른 나이에 1인당 노동소득이 최고에 도달하고 비교적 이른 나이에 직장을 떠나는 경우가 많다. 20세 이하 한국인은 노동을 통해 스스로를 부양하지 못한다. 20대 초반에는 소비의 절반 정도를 직접 부담하고 20대 후반이 되어서야 노동 소득을 통해 본인 소비의 전체를 부담한다. 그리고 평균 약 58세가 되면 노동소득이 소비 수준 아래로 떨어진다. 65세 이상 노인은 소비의 약 10-30%를 노동 소득을 통해 부담한다.

소비 수준 패턴은 30세부터 완화되고 80대 말까지 일정하게 유지된다. 연령별 생애 주기적자(LCD: lifecycle deficit)는 연령별 노동 소득과 소비 수준 간 차이를 통해 확인할 수 있다. 패널 B는 연령별 생애주기적자를 보여준다. 패널 B에서 알 수 있듯이 LCD는 유년과 노년에 양의 값을, 생산연령에는 음의 값을 갖는다. 한국에서 LCD는 28세에 음이 되고 57세에 다시 양의 값으로 바뀐다. 따라서 NTA 체계 하에서 0-27세와 58세 이상 인구는 피부양인에 속한다.

2. 부양비와 지원비의 관계

전통적 부양비는 피부양자 수 대 생산자 수로 표시되고 연령에만 기반해 피부양자와 생산자를 정의한다(즉, 0-14세 및 65세 이상 인구는 피부양자, 나머지 인구는 생산자이다).

NTA 공식에서도 비슷한 척도를 도출할 수 있다. 아래와 같이 NTA 개념을 사용해 부양비를 정의해보자.

$$\begin{aligned} \text{Nta DR} &= \frac{\text{Lifecycle Deficit}}{\text{Effective producers}} \\ &= \frac{\sum_{i=0}^{90+} (C_i - YLi)}{\sum_{i=0}^{90+} YLi} = \frac{\sum_{i=0}^{90+} C_i}{\sum_{i=0}^{90+} YLi} - 1 = \frac{1}{\text{SR}} - 1 \end{aligned}$$

여기서 SR은 노동소득(유효 노동자) 대 소비(유효 소비자) 비율이다.

이 공식에서 (첫 번째) 인구배당은 곧 SR 성장률이므로 성장에 큰 의미가 있다. 이는 1인당 소비 공식으로 나타낼 수 있다. 1인당 소비(C/N):

$$\frac{C}{N} = \frac{(1-s)Y}{L} * \frac{L}{N}$$

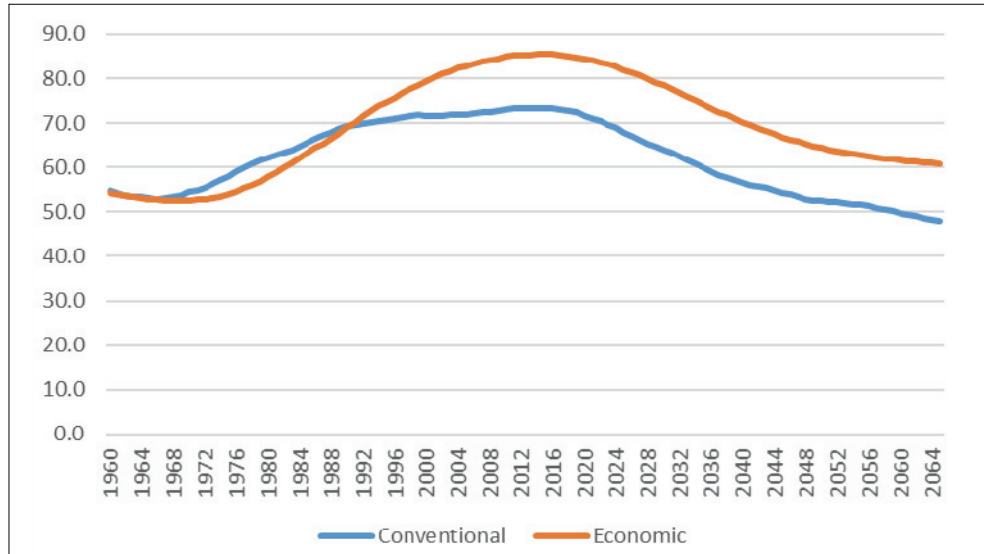
여기서 s는 저축률, L은 유효 노동, N은 유효 소비자, Y는 국민소득을 가리킨다. 위 공식의 성장률은 아래와 같다.

$$gr \left[\frac{C}{N} \right] = gr \left[\frac{(1-s)Y}{L} \right] + gr \left[\frac{L}{N} \right]$$

(L/N)의 성장률은 지원비(SR)이다. 따라서 생활수준과 SR은 일대 일의 관계에 있다. 즉, 노동생산성 또는 부양비를 높여 생활수준을 나타내는 1인당 소비 규모를 늘릴 수 있다. NTA는 지원비를 사용해 인구배당을 쉽게 산출할 수 있으므로 부양비 대신 SR을 사용한다. 인구학적 지원비는 인구학 $SR=1/(1+DR)$ 공식을 사용해 동일한 방식으로 계산할 수 있다.

그림 3은 NAT에 기반한 SR과 시간이 경과해도 소비와 노동소득의 연령프로필이 변하지 않는다고 가정하는 전통 SR을 보여준다. 물론 노동소득과 소비는 시간 경과에 따라 변하기 때문에 이는 매우 강력한 가정이다. 그러나 이는 한국의 인구변화가 경제에 미치는 영향에 대한 통찰력을 제공한다.

[그림 3] 지원비(%), 기존 방식 대 NTA 기반, 한국, 1960-2065년

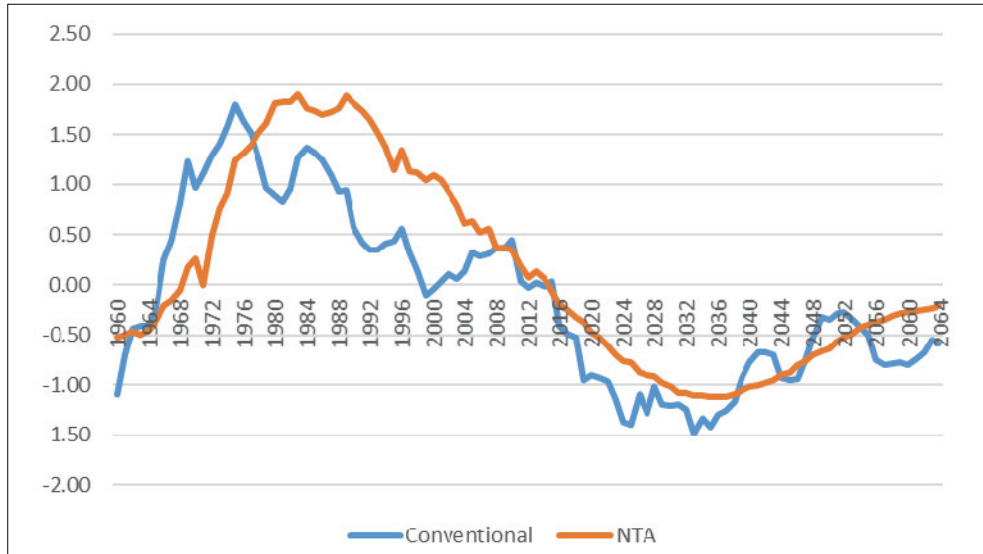


3. 인구학적 및 경제적 부양비 간 불일치

그림 3과 같이 일반적으로 그리고 특히 미래 기간에 NTA에 기반한 지원비 수준이 전통 척도보다 높게 나타났다. 다른 나라에서는 연령이 높아지면 주로 의료비 증가로 인해 소비가 급증하지만 한국은 그렇지 않다. 의료비 증가가 지원비가 미치는 영향은 쉽게 시뮬레이션할 수 있다.

그림 3을 바탕으로 그림 4에 표시된 인구배당을 계산할 수 있다. 두 개념에 기반한 인구배당은 상당히 일치하는 결과를 보였다. 그러나 NTA에 기반한 인구배당은 1970년대 중반과 2000년대 초반 사이에 배당이 훨씬 높았다. 그림 1에서 볼 수 있듯이, 이 기간 아동의 부양비 비중은 매우 빠르게 감소한 반면 노년부양비는 여전히 안정세를 유지했다. 아동의 비용은 그림 2에서 표시된 것처럼 매우 높지 않을 수 있지만, 이 기간 아동 부양비 감소는 인적자본투자 증가를 불러왔을 수 있기 때문에 특히 중요하다. 자녀의 양과 질 사이의 균형은 인구연령구조 변화가 경제 개발에 미치는 영향을 이해 하는데 중요하다(Becker and Barro 1988). 출산율이 감소하면 인적자본에 대한 투자가 증가해 인적자본이 증가한다. 이러한 대체는 동아시아와 동남아시아에서 특히 두드러진다(Ogawa, Mason et al. 2009).

[그림 4] 한국의 인구배당, 1960-2065년



4. 출산율 감소 대 기대수명 증가

그림 4에서 볼 수 있듯이 한국의 인구배당은 최근까지 양의 값을 보였다. 인구고령화는 한국에서 심각한 쟁점이기 때문에 이는 놀라울 수 있지만 출산율이 지나치게 빠르게 감소했기 때문에 나타난 현상일 수 있다. 고소득 국가에서 출산율 저하는 인구고령화의 가장 중요한 원인으로 간주된다(예: Wilmoth 2015). 그러나 Preston and Stokes (2012)는 선진국의 경우 연속 코호트의 생존율 증가가 최근 평균연령 증가의 주요 원인이라고 강조했다. 저소득국가의 경우 생존율 증가와 출산율 감소의 인구고령화 기여도가 비슷할 수 있다. 그러나 Lee and Zhou (2017)와 Murphy (2017)는 추정 방법론에 따라 결과가 바뀔 수 있다면서 Preston and Stokes 접근방식의 한계를 지적했다.

출생률 대 기대수명의 상대적 중요성은 그 자체로도 흥미로운 연구 주제이다. 그러나 더욱 흥미로운 것은 NTA를 사용해 저출산과 기대수명 증가가 경제 변수에 동일한 영향을 미치지 않음을 입증할 수 있다는 것이다.

안정적 인구 모형을 통해 이를 살펴보자(Keyfitz 1985). 대체 인구 통계 시나리오를 사용해 연령층 인구를 검토해보자. t 년 x 세인 사람의 1인당 연령프로필을 $\tilde{r}(x,t)$ 로 지

정한다. 모형은 노동소득, 민간 및 공공 소비 및 기타 항목 각각에 대해 적용할 수 있다. 인구 N , $f(N(x,t))$ 의 총 경제변수, 예를 들어 소비는 다음과 같다.

$$f(N(x,t)) = \frac{\sum \tilde{\tau}(x,t_0) N(x,t)/N(t)}{\sum \tilde{\tau}(x,t_0) N(x,t_0)/N(x)}$$

여기서, $N(x,t) = B(t-x)p(x,t)j(x,t-x)$

$B(t-x)$ 는 $t-x$ 시점에 끝나는 연도의 출생아 수이다.

$p(x,t-x)$ 는 $t-x$ 시점에 끝나는 연도에 출생해 t 시점까지 생존한 출생 코호트 비율이다.

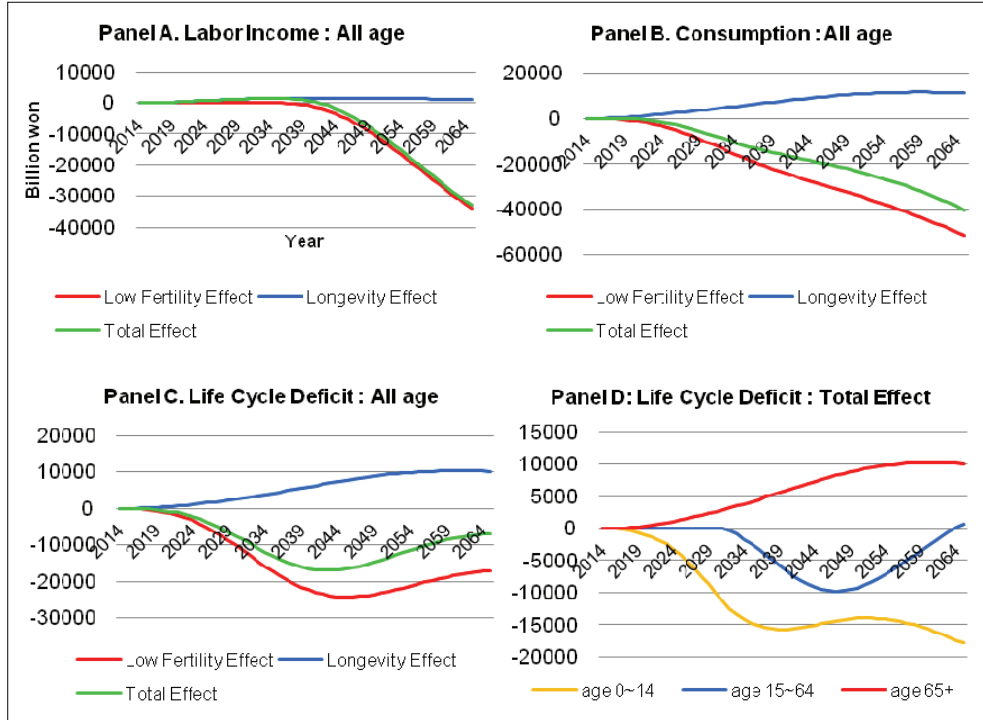
$j(x,t-x)$ 는 $t-x$ 에 끝나는 연도에 태어난 출생코호트가 이주로 인해 t 시점에 크기가 변한 요인이다.

이주율이 고정되어 있다고 가정해보자. 그렇다면 저출산(B^L) 고생존(p^H) 경제와 중간출산(B^M) 중간생존(p^M) 경제 간 차이는 다음과 같다.

$$f(N(B^L, p^H)) - f(N(B^M, p^M)) = [f(N(B^L, p^M)) - f(N(B^M, p^M))] + [f(N(B^M, p^H)) - f(N(B^M, p^M))] + \text{residual}$$

이 분해를 통해 경제 변수 변화 시 출생율과 생존율 변화가 미치는 영향의 중요도를 측정할 수 있다. 본 연구는 출산 시나리오 3개와 사망 시나리오 3개, 고정된 이주 시나리오를 사용해 한국통계청에서 제공한 질문을 검토했다. 출산율과 사망률이 장기간 일정 수준을 유지하는 안정적 인구 상황을 가정했다.

[그림 5] 출산과 기대수명이 한국 경제생애주기에 미치는 영향



추정 결과 2040년부터 출산율 감소로 인해 노동소득이 급감하는 것으로 나타났다. 2015년 출생한 인구는 대부분 2040년 이후에야 노동시장에 진출하기 때문에 출산율 감소는 약 25년 동안 별다른 영향을 미치지 않았다. 그러나 이들이 노동시장에 진입하기 시작하면 노동력이 감소해 노동소득도 줄어든다. 반면 기대수명 증가는 고령인구와 핵심생산인구의 1인당 노동소득 차가 크지 않기 때문에 큰 영향을 미치지 못한다.

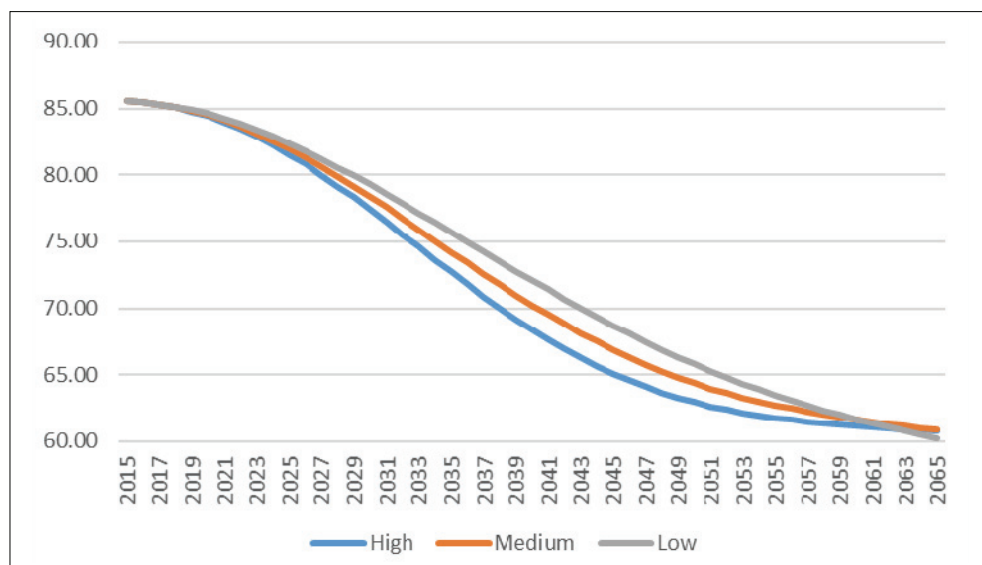
노인의 소비 수준은 기대 수명 증가로 인해 상당히 증가할 것으로 전망된다. 그러나 한국은 청소년보다 노인층의 소비 수준이 높기 때문에 출산율 감소로 청년들의 소비 수준이 훨씬 빠르게 감소한다. 한국 청소년은 다른 선진국보다 교육비 지출이 많아 소비 수준이 높은 편이다. 다른 나라에서는 연령이 높아지면 주로 의료비 증가로 인해 소비가 급증하지만 한국은 그렇지 않다. 전체적으로 2040년대 중반까지 생애주기적자가 지속적으로 감소하다가 2040년대 중반 이후부터 청년 코호트의 노동소득이 소비보다 커짐에 따라 감소세가 점차 약해진다.

연령별 영향을 보면 더욱 뚜렷이 드러난다. 청년층의 생애주기적자는 출산율 감소로

급감하는 반면 노령층의 생애주기적자는 기대수명 증가로 크게 증가한다. 15-64세 생산연령인구의 경우 초기에는 소비 감소로 생애주기적자가 감소하지만 노동소득 감소세가 소비 감소세를 뛰어넘으면서 결국 생애주기적자가 증가한다.

그림 6은 3개 출산 시나리오에 기반한 지원비를 보여준다. 고출산 시나리오는 2062년까지 가장 높은 지원비를 유지하고 저출산 시나리오는 지원비가 가장 낮았다. 이러한 반직관적 결과는 주로 청년층의 높은 소비 수준에 기인한다. 한국은 사교육비로 인해 전체 양육비가 높기 때문에 수십 년간은 자녀가 적을수록 경제 사정이 나아질 수 있다. 즉, 한국은 청소년보다 노인층의 소비 수준이 높기 때문에 저출산으로 청년들의 소비 수준이 훨씬 빠르게 감소한다. 물론 이후에는 노인인구보다 생산연령인구가 빠르게 감소해 저출산의 지원비가 더욱 빠르게 감소한다.

[그림 6] 출산 시나리오별 지원비에 대한 경제적 영향

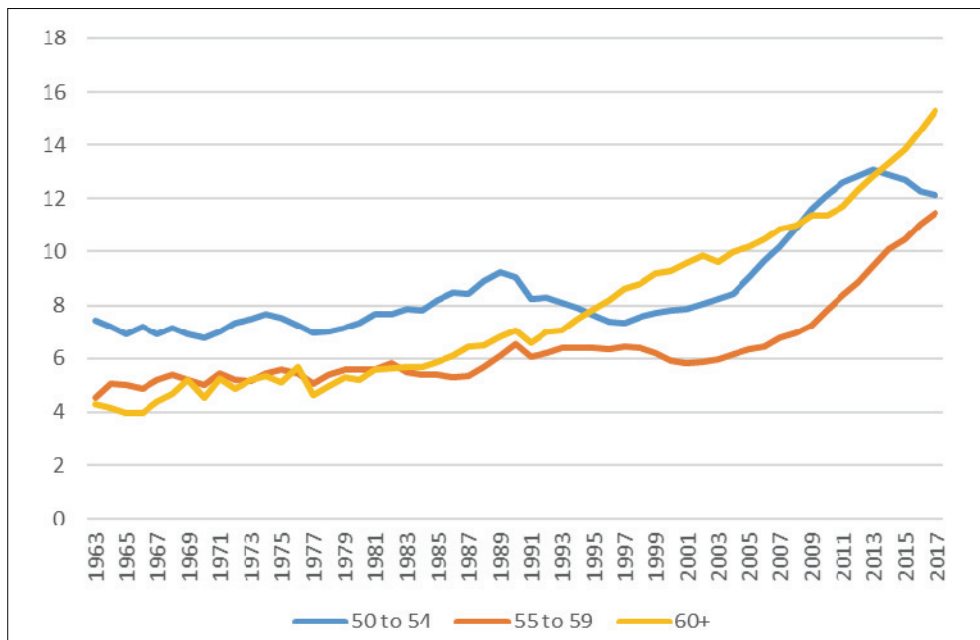


그러나 시나리오 결과는 매우 주의해서 해석해야 한다. 안정적 인구 상황 외에도 본 연구는 연령 프로필이 변하지 않는다고 가정했다. 그러나 다른 나라의 사례에서 알 수 있듯이, 노인층은 의료비 지출 증가로 향후 소비가 늘어날 가능성이 높다.

제4절 고용 및 인구변화

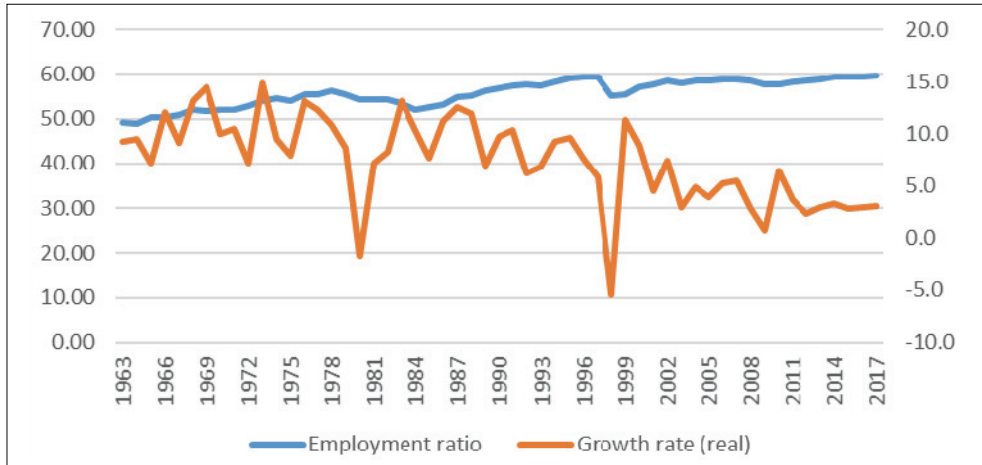
한국의 급격한 인구변화는 노동시장의 고령화를 불러왔다. 전체 노동력 중 30세 미만 청년 노동자가 차지하는 비중은 1970년 3분의 1이었으나 1990년 25%로, 2017년 12%로 감소했다. 그러나 지난 40년간 30-49세 핵심생산인구는 48%에서 53%로 변화의 폭이 상대적으로 적었다. 50세 이상 생산연령인구 비중은 1970년 17%에서 1995년 22%로, 2017년 39%로 급증했다. 그림 7은 50세 이상 생산연령인구의 비중을 보여준다. 가장 주목할만한 점은 1970년 5.3%에 불과했던 60세 이상 노동자 비중이 1990년 6.3%로, 2017년 15.3%로 빠르게 증가했다는 것이다.

[그림 7] 한국노동시장의 고령근로자 비중



한국의 인구변화는 고용에 어떤 영향을 미칠 것인가? 고용률(ER: employment-to-population ratio)은 인구연령구조와 경제성장 모두의 영향을 받는다. 그림 8은 1963-2017년 ER과 GDP 성장률을 보여준다.

[그림 8] 고용률과 실질 GDP 성장률



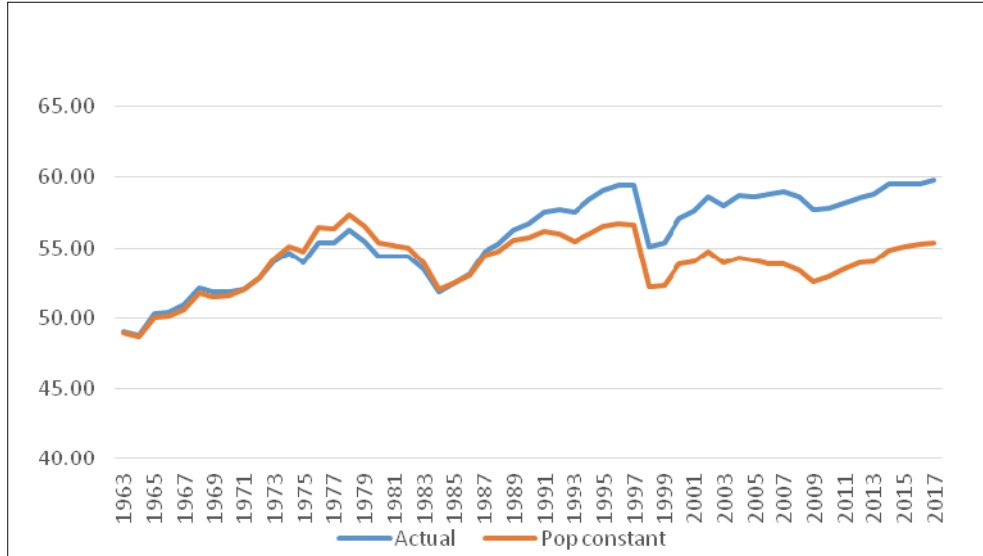
그래프에 따르면 1980년대 중반 이후 GDP 성장률은 꾸준히 감소했으나 ER은 꾸준히 증가했다. ER은 특정 연도에만 GDP 성장률 추세를 따랐을 뿐 일반적으로 따로 움직인 것으로 보인다. 따라서 1980년대 이후 성장률이 꾸준히 감소했음에도 기타 요인들로 인해 노동시장이 약화되었고 ER은 자체 추세에 따라 움직였다. 연령에 따라 크게 달라진 ER을 통해 인구 연령구조 변화가 ER에 영향을 미쳤다고 추정할 수 있다. 일반적으로 청년과 고령근로자의 ER이 핵심생산인구보다 낮게 나타났다.

인구고령화가 고용에 미치는 영향을 대략적으로 확인하기 위해, Lee, Ogawa, and Matsukura (2016)가 일본의 사례에 사용했던 것처럼 매년 각 연령층의 실제 ER과 기준연도의 연령분포를 사용해 각 연도의 ER을 다시 추정했다. 즉, t연도의 연령상수 ER은 ($e_{0,t}$ 로 표시) t연도의 각 연령층 'a'의 ER 가중평균 (e_t^a 로 표시)이다. 여기서 기준연도에 연령층 'a'의 인구비중은 (P_0^a 로 표시) 가중치다. 본 연구는 ER의 전환점으로 보이는 1985년을 기준연도로 정했다.

$$e_{0,t} = \sum_a P_0^a e_t^a$$

그림 9에서는 추정 결과와 실제 ER을 확인할 수 있다.

[그림 9] 1985년 수준에서 연령구조 상수를 유지한 고용률과 실제 고용률



2017년 실제 고용률은 59.8%였지만 계산으로 산출된 연령상수 ER은 55.4%에 불과했다. 즉, 1985-2017년 ER 변화는 1985년 연령분포 상수를 사용한 경우 2.8% 증가한 것으로 추정된 것에 반해 실제 연령분포를 사용한 경우 7.3% 증가한 것으로 나타났다. 따라서 지난 30년간 노동력 고령화와 ER 변화는 거의 관련이 없다고 결론지을 수 있다. 오히려 지난 30년간 인구연령구조 변화는 고용률에 긍정적 영향을 미쳤다. 또한 전일제 대 시간제 근로자 간, 또는 취업 대 자영업 간 대체 등과 같은 다른 조건으로 인해 변화가 발생했을 가능성이 높다. 그러나 더욱 자세히 살펴보면 2008년부터 실제와 인구유지상수 ER 간 격차가 줄어들었다. 이는 인구연령구조가 노동시장에 악영향을 미치는 현상이 비교적 최근에 시작됐고 향후 계속될 수 있음을 시사한다. 이는 그림 2와도 일관돼 한국에서 인구배당이 비교적 최근 끝났음을 나타낸다.

제5절 저축과 재정안정성

NTA 체계는 각 개인과 각 연령층의 소비와 저축이 가처분 소득과 동일하다는 회계 원칙에 기반한다. 생애주기적자는 세 가지 방식으로 해소할 수 있다. 사회는 격차를 해

소할 책임이 있다(사회보장을 통한 공적 이전). 이는 가족(가족을 통한 사적 이전) 또는 개인(저축을 통한 자산축적)이 될 수 있다. 그리고 노동소득과 소비의 격차를 해소하는 방법은 중요한 정책 시사점을 제공한다.

노인인구 비중이 증가하고 생산연령인구 비중이 감소하면 인구배당은 사라질 수 있다. 반면 고령자를 위한 연령간 분포 시스템의 자산 또는 축적이 가족 이전 또는 공적 이전의 대부분을 차지하면, 인구고령화가 고저축률과 경제의 자본축적의 형태로 2차 인구배당을 야기할 수 있다(Mason and Lee 2007).

생애주기 부(lifecycle wealth)는 이러한 가설을 설명하는 중요한 개념이다. 부는 부 이전과 자산 이전으로 나눌 수 있다. 이론상 자산은 직접 관찰할 수 있지만, 이전을 통한 부는 전체 생애에 대해 일정한 이전 흐름을 산출해야 하기 때문에 더욱 복잡한 계산이 필요하다. 한 가지 계산 방법은 부분 또는 일반 균형 모형을 사용하는 것이다. 최근 아시아의 부 이전 추정에 한 모형이 적용됐다(Mason and Lee 2012). 이들 모형은 생애주기를 통해 부를 산출하기 위해 경제가 한 상태에서 다른 상태로 수렴한다고 가정한다. 이러한 안정 상태를 나타내는 저축수준을 황금률이라 한다. 이들 모형은 황금률을 저축률 하에서 인구 증가가 소비에 미치는 영향이 생애주기를 통한 부와 부 간 차이에 비례함을 보여준다. 결과적으로 자산/저축 비율이 높으면 저축율이 높아져 투자를 통해 성장할 수 있고 이는 2차 인구배당으로 이어질 수 있다.

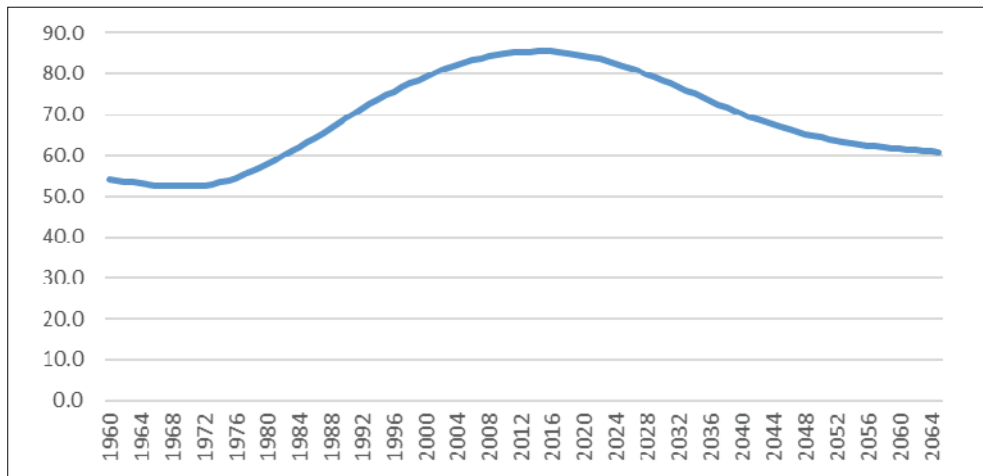
국민이전계정은 또한 기존 공적 이전 시스템 평가에 대한 시사점을 제공한다. 그림 10은 한국의 연령별 1인당 정부 이전 유입(혜택) 대 유출(조세부담)을 보여준다.

[그림 10] 연령별 1인당 정부 이전 유입 대 유출



이는 인구고령화, 즉 청년층은 납세 가능성이 더욱 높고 노인층은 혜택을 받을 가능성이 더욱 높아 발생하는 재정문제를 보여준다. 재정지원비는 유효납세자를 유효 조세수혜자로 나눈 비율이다. 국민이전계정은 인구변화가 재정안정성에 미치는 영향을 추정할 수 있도록 더욱 장기적으로 연령별 조세부담과 혜택을 계산한다. 그림 11은 1960-2065년 한국의 재정지원비를 보여준다.

[그림 11] 한국의 재정지원비



그래프에 따르면 2017년 재정지원비는 80이지만 2065년 60으로 감소한다. 이는 약 50년간 25% 감소를 의미한다. 즉, 암묵적 부채 증가를 방지하려면 조세를 25% 높이든지, 혜택을 25% 줄이든지 또는 둘을 적절히 조정해야 한다. 따라서 인구고령화가 재정안정성에 미치는 영향은 근미래에도 상당히 중요할 수 있다.

제6절 결론 및 시사점

전세계 많은 나라가 인구와 연령 분포의 급격한 변화를 겪고 있다. 출산율과 사망률은 감소하고 기대수명은 꾸준히 높아지고 있다. 특히 출생률 감소와 기대수명 증가로 인해 인구고령화가 더욱 가속화되고 있다.

본 연구는 한국에서 인구변화가 경제성장률과 재정안정성에 미치는 영향을 조사했다. 한국은 핵가족화, 경제성장 지연, 가족이전 감소로 인해 복지 지출에 대한 압박이 더욱 커질 것으로 전망된다. 국민이전계정을 통해 각 복지지출이 각 연령층에 미치는 영향을 확인하기 위해 정책 시뮬레이션을 사용해 효과적인 정책을 수립할 수 있다.

본 연구는 먼저 두 가지 부양비를 산정했다. 하나는 인구연령구조에만 기반하고 다른 하나는 소득과 소비 수준에 기반한다. 인구학적 부양비와 경제적 부양비가 서로 불일치하는 이유 중 하나는 높은 자녀 교육비에서 기인했을 수 있다. 고학력자의 치열한 취업 경쟁은 한국 청년들의 주요 관심사이다. 그러나 노동시장은 인구고령화의 악영향이 비교적 최근 현상임을 보여준다. 한국의 노동시장은 인구고령화보다 다른 조건의 영향을 더욱 많이 받았을 수 있다.

본 연구는 또한 고령화, 출산율 및 기대수명의 두 가지 요인이 한국 경제생애주기에 미친 영향을 분석했다. 분석 결과 저출산율과 기대수명 증가의 영향은 일관되지 않고 방향(부호), 크기, 시기가 매우 다르게 나타났다. 따라서 저출산과 기대수명 증가 모두 인구고령화를 초래하지만 경제적 조치를 위해 저출산과 기대수명 증가의 효과를 구별하는 것이 중요할 수 있다.

인구고령화가 경제에 미치는 가장 큰 영향은 재정안정성일 수 있다. 인구고령화는 근미래에도 재정안정성에 악영향을 미칠 것이 확실하다. 그러나 여기서도 매우 주의해서 결과를 해석해야 한다. 인구연령구조를 예측 또는 경험할 때, 정부의 성장이 문제로

간주되면 국가는 공적 소비와 공적 이전을 조정할 가능성이 높다. 반면 인구통계 또는 성장 상태가 양호한 국가는 궁극적으로 지속 가능하지 않은 관대한 이전 제도를 시행할 수 있다. Lee and Mason(2015)은 아시아에서 복지지출과 경제발전 간 매우 강력한 연계성을 확인했다. 실제로 한국의 복지 지출은 지난 수십 년간 매우 빠르게 증가했다. 따라서 본 논문의 예측에 따르면 향후 상황이 훨씬 악화될 수 있다.

참고문헌

- Auerbach, A.J., J. Gokhale, et al. 1991. *Generational Accounts: A Meaningful Alternative to Deficit Accounting, Tax Policy and the Economy*, D. Bradford. Cambridge, MA., MIT Press for the National Bureau of Economic Research: 55-110.
- Becker, G. S. and R. J. Barro 1988. "A reformulation of the economic theory of fertility." *The Quarterly Journal of Economics*, 103(1): 1-25.
- Bloom, D. E., D. Canning, et al. 2002. *The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change*. Santa Monica, CA, RAND.
- Bloom, D. E. and J. G. Williamson 1998. "Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia." *World Bank Economic Review* 12: 419-455.
- Hammer, Bernhard, Alexia Prskawetz, and Inga Freund. 2015. "Production Activities and Economic Dependency by Age and Gender in Europe: A Cross-Country Comparison." *The Journal of the Economics of Aging* 5. Elsevier:86-97.
- Kelley, A. C. and R. M. Schmidt 2001. "Economic and demographic change: A synthesis of models, findings, and perspectives." *Population Matters: Demographic Change, Economic Growth, and Poverty in the Developing World*. N. Birdsall, A. C. Kelley, and S. Sinding (eds.). New York, Oxford University Press: 67-105.
- Keyfitz, N. 1985, *Applied Mathematical Demography*, 2nd ed. (Springer, Verlag, Berlin)
- Lee, R. 1994a, "The formal demography of population aging, transfers, and the economic life cycle," in L.G. Martin and S.H. Preston (eds.), *Demography of Aging*. Washington, D.C., National Academy Press: 8-49.
- Lee, R. 1994b, "Population, age structure, intergenerational transfers, and wealth: A new approach, with applications to the US. The family and intergenerational relations," *Journal of Human Resources*, vol. 29(4): 1027-1063.
- Lee, R, and A. Mason. 2006. "What Is the Demographic Dividend?" *Finance and Development* 43 (3).
- Lee, R. and A. Mason. 2011, "Theoretical aspects of National Transfer Accounts," in R. Lee and A. Mason(eds) *Population Aging and the Generational Economy: A*

Global Perspective (Cheltenham and Northampton, Edward Elgar).

- Lee, R, S-H Lee, and A. Mason. 2008. "Charting the Economic Life Cycle," *Population and Development Review* 34 (supple.): 208-37.
- Lee, R. and Y. Zhou. 2017 "Does Fertility or Mortality Drive Contemporary Population Aging? The Revisionist View Revisited", *Population and Development Review* 43(2): 285-301. DOI: 10.1111/padr.12062. ID: PADR12062
- Lee, S-H, and A. Mason. 2015. "Are Current Tax and Spending Regimes Sustainable in Developing Asia?" in Park, D. S-H Lee, and M. Lee (eds). *Fiscal Policy, Inequality, and Inclusive Growth in Asia*, Oxon, UK, and New York, NY, USA, Routledge. pp. 202-234.
- Lee, S-H, N. Ogawa, and R. Matsukura, 2016. "Japan's Pension Reform, Labor Market Responses and Savings", *Journal of the Economics of Ageing* 8: 67-75.
- Mason, A. and R. Lee 2007. "Transfers, capital, and consumption over the demographic transition." *Population Aging, Intergenerational Transfers and the Macroeconomy*. R. Clark, N. Ogawa, and A. Mason (eds.). Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA, Edward Elgar: 128-162.
- Mason, A., R. Lee, An-Chi Tung, and Mum-Sim Lai. 2006. "Population Aging and Intergenerational Transfers: Introducing Age into National Accounts." NBER Working Papers.
- Mason, A., R. Lee, and S-H Lee 2010. "Population dynamics: Social Security, markets, and families" *International Social Security Review* 63 (3): 145-75.
- Murphy, M. 2017, "Demographic determinants of population ageing in Europe since 1850" *Population and Development Review* 43(2): 257-283.
- Ogawa, N., A. Mason, A. Chawla, R. Matsukura, and A.-C. Tung 2009. "Declining fertility and the rising cost of children: What can NTA say about low fertility in Japan and other Asian countries?" *Asian Population Studies* 5(3): 289-307.
- Preston, S.H. and A. Strokes. 2012, "Sources of population aging in more and less developed countries", *Population and Development Review*, vol.38(2): 221-236.
- Samuelson, P. 1958. "An exact consumption loan model of interest with or without the social contrivance of money", *Journal of Political Economy* 66: 467-82.
- Statistics Korea, 2016, Population Perspectives 2015-2065. Statistics Korea (in Korean)

- United Nations Population Division. 2013. *National Transfer Accounts Manual: Measuring and Analysing the Generational Economy*. New York, United Nations.
- Wilmoth, J. 2015. *Global Trends in Fertility and Population Ageing*, Briefing for Member States on Policy Responses to Low Fertility, November 2015.
- World Bank. 2017. *World Development Indicators 2017*. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-0163-1>.

제 6 장

여성의 고용 상태가 출산 행동에
미치는 영향
- 유럽 지역 종합 분석

제1절 서론

제2절 분석 자료 및 방법

제3절 분석 결과

제4절 결론 및 시사점

참고문헌

부록

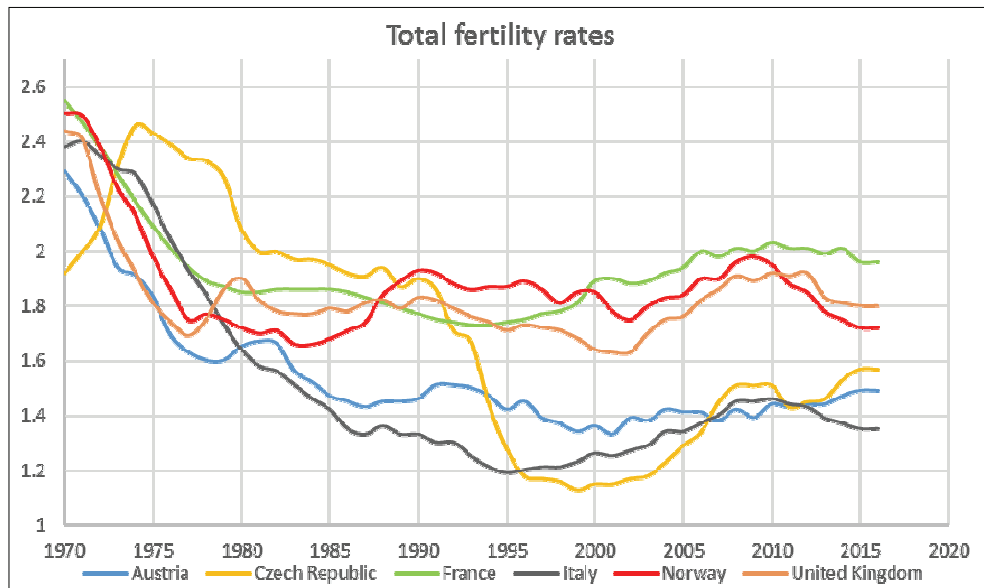
6

여성의 고용 상태가 출산 행동에 << 미치는 영향 - 유럽 지역 종합 분석

제1절 서론

유럽의 출산 수준은 1970-80년대 대부분 감소하다가 이후 몇 가지로 나뉘어 변화했다. 그리고 1990년대 중반 이후부터 양극화되기 시작했다(그림 1 참조). 즉 북유럽, 프랑스, 벨기에, 영국 등은 대체수준으로 출산율이 회복됐고 독일어권, 동유럽 및 지중해 국가 등은 1990년대 이후 대체수준보다 훨씬 낮은 약 1.5명으로 정체되었다.

[그림 1] 주요 유럽 국가의 합계출산율 변화



자료 출처: 세계은행 세계개발지수, 2018.

다음과 같은 두 가지 점을 감안하면 이러한 양극화는 상당히 놀랍다. 첫째 유럽 국가는 가족에 대한 공공지출 수준이 유사하고 모두 높은 편이다(GDP의 2-3, 5%, OECD

(저자) Angela Greulich, Centre d'Economie de la Sorbonne, Université Paris 1 Panthéon Sorbonne

가족데이터베이스, 2015). 둘째, 출산의향은 부부 당 약 2명으로 수렴되고, 유럽 국가 간은 물론 사회경제그룹 간 출산의향 차이는 무시할 수 있는 수준이다(Sobotka and Beaujouan, 2014).

유럽에서 두 자녀 규범이 보편적인 가운데 국가 간 출산 차이가 계속된다는 것은 일부 국가에서 개인의 출산 행동이 더 많은 제약을 받고 있음을 시사한다. 독일어권, 서유럽 및 동유럽 국가의 초저출산율은 제도적 장벽을 의미한다. 개인 및 부부별 장벽 외에도 제도적 장벽은 많은 이들의 출산 의향 실현을 방해한다.

그러나 대체 수준의 출산율을 유지하는 유럽 국가에도 이들 장벽이 존재할 수 있다. 이들 국가 그룹은 지난 수십 년간 소수였거나(최소한 2010년까지) 또는 출산율이 대체 수준보다 훨씬 높은 그룹이 이들의 저출산율을 보완했을 수 있다.

유럽의 대다수 또는 일부 개인 그룹이 출산 의향 실현 불능은 막대한 개인 복지의 손실을 의미한다.

그러나 유럽에서 출산과 관련된 복지 손실은 정치적 의제가 아닌 것 같다. 일반적으로 정책결정자는 종합적 차원에서 미래 노동시장 역학과 공공재정에 중요한 평균 출산 수준에 관심을 갖는다. 그리고 사회과학 전문가는 경제적 불평등에 관심이 많고(교육, 소득, 고용 및 생활수준의 관점), 출산과 관련된 인구학적 행동의 불평등에 대한 관심은 훨씬 낮다. 결과적으로 이러한 불평등을 야기하는 제도적 요소에 대해서는 알려진 바가 거의 없다.

본 논문은 유럽 지역의 출산 행동 불균형에 초점을 맞추고 소득 및 생활수준에 대한 유럽연합 통계자료(2003-2013)의 종단자료를 사용해 유배우자 여성의 고용 상태가 출산 확률에 미치는 영향을 조사했다. 그리고 출산진도를 첫째, 둘째 및 셋째 자녀로 구분하고 가족 정책과 노동시장제도에 따라 유럽 복지국가체제를 네 가지로 분류했다.

종합적 차원에서 선진국의 여성 고용과 출산 간 관계가 역전되었다는 이전 연구 결과를 고려해(Engelhardt and Prskawetz, 2004) 이번 연구는 여성의 고용에 초점을 맞추었다. 이번 연구는 개인적 수준에서 이러한 긍정적 상관관계가 나타나는 환경과 정도를 조사했다. 즉, 비경제활동 또는 실업 여성과 비교해 직장 여성의 출산 확률을 조사했다.

본 연구는 모든 출생순위를 고려하고 개인과 배우자의 서로 다른 특성을 조합하고 주요 유럽 국가를 포괄하는 종합적 접근법을 통해 인구학적 분석 분야의 새로운 방향

을 제시했다. 지금까지 출산과 여성고용의 개별적 연관성에 대한 연구는 특정 출산 순위에만 집중하고 배우자 정보를 배제하거나 일부 국가만 대상으로 했다(Greulich et al. 2017; Rendall et al. 2014; Wood et al. 2015; Schmitt 2012; Adsera 2011; Matysiak and Vignoli, 2013). 이번 연구는 당초 인구학적 분석이 아닌 사회경제 분석용으로 개발된 EU-SILC 데이터베이스를 사용했다.

EU-SILC 데이터베이스는 출산 행동은 직접 관찰할 수 없어 가구원을 병합해 출산 척도를 구성해야 하므로 출산 분석에 적합하지 않아 보일 수 있다. 실제로 이러한 경우 출산 척도가 다소 편향될 위험이 있다. 그러나 이들 편향은 무시할 수 있는 수준이고 여러 사회경제그룹의 출산 척도 간 차별적 편향은 없다(Greulich and Dasré, 2017). 출산 분석 시 EU-SILC를 사용하면 대상 국가 범위가 늘어나고 가구원을 병합할 수 있다. 이를 통해 상황 의존성을 조사하고 여성뿐 아니라 배우자 특성도 관찰할 수 있다. 배우자와 관련된 요인은 출산 선택 모델링에 중요해 보이지만, 성과 세대에 관한 설문 조사(GGS: Gender and Generation Surveys)와 같은 인구학적 유럽데이터베이스에서는 이를 관찰하지 못하는 경우가 많다.

많은 유럽 국가를 비교한 결과 유럽 국가 간 출산 차이가 상당히 큰 것으로 나타났다. 거시적 차원에서 4개 주요 유럽 복지국가체제 간 고용-출산 연계성의 차이가 크다는 것은 출산 불균형이 매우 상황 의존적임을 시사한다. 상황 의존성은 정책 행동을 필요로 한다. 일부 공공제도는 특정 개인 집단의 출산 의향 실현을 저해할 수 있는 반면 일부제도는 사회경제그룹의 출산의향 실현을 촉진해 평균 출산율 향상에 기여한다.

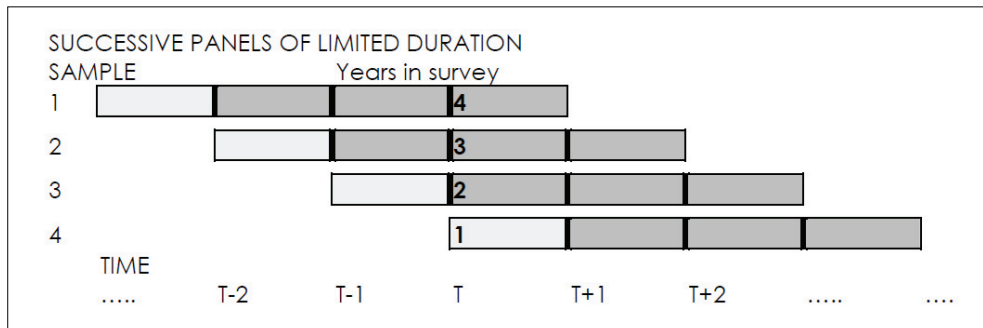
제2절 분석 자료 및 방법

본 연구는 EU-SILC(EU Statistics of Income and Living Conditions)를 활용한 미시계량경제 모형을 사용하여 여성 고용이 출산력별로 계층화된 출산 확률에 미치는 영향을 분석했다. EU-SILC는 EU 통계청에서 제공한 유럽설문조사 자료로 현재 32개 유럽국가가 설문조사에 참여하고 있다. 설문조사는 특히 비교 가능한 소득 및 생활수준 척도에 초점을 맞춘 개인과 가구 특성에 대한 정보를 제공한다. 노동시장 지위 대한 정보는 월단위로 제공된다. 유럽 국가를 5개 지역 클러스터로 분류하면 출산력은 물론

여성과 배우자의 고용 상태별 출산 행동을 충분히 분류할 수 있는 표본 크기를 얻을 수 있다.

미시적 수준에서 고용이 출산에 미치는 영향을 분석할 때 가장 큰 문제는 역인과성이다. 본 연구는 내생성으로 인해 추정결과가 편향될 위험을 낮추기 위해 고용 상태가 EU-SILC 종단 모듈의 출산 확률에 미치는 영향에 대한 분석에 기반했다. 종단 모듈은 4년 순환 패널을 제공한다(그림 3 참조). 조사 기간은 2004-2012년이다.

[그림 2] EU-SILC의 순환 패널



출처: Eurostat (2012)

이를 통해 출산을 생각하기 이전 특정 기간 동안 여성과 배우자의 노동시장 특성을 관찰할 수 있다. 노동시장 참여와 고용 간 시간 차이를 두어 노동시장 지위가 출산의 결정요인이 아닌 결과가 되는 위험을 줄였다.

출산과 배우자 특성 정보는 여성에 대한 정보와 배우자 및 자녀 정보를 병합해 도출했다. 이는 적절한 식별번호로 각 가구원 또한 자녀를 관찰하고 설문조사에서 가구 식별번호, 배우자 식별번호는 물론 부모 식별번호를 제공하기 때문에 가능했다. 출산 척도와 관련하여 EU-SILC의 문제는 가구원이 아닌 자녀는 관찰할 수 없다는 것이고 이로 인해 45세 이상 여성이 출산 분석에 포함되지 않았다. EU-SILC에서 가구는 출산 시 이동하는 경향 때문에 출산이 다소 축소 신고되는 경향이 있다. 그러나 이는 상대적으로 젊은 25세 이하 여성의 첫째 출산에만 해당하고 연령 및 출생 순위와 관계 없이 하향 편향과 관련된 사회경제적 차이는 없다(Greulich and Dasré, 2017).

본 연구는 자료를 설정하기 위해 최대 4년의 관찰 기간 동안 배우자가 있는 15-45세 여성에게 초점을 맞췄다(종단 EULC 모듈은 순환 패널이므로 단기간 동안 개인을

관찰할 수 있다). 따라서 관찰 기간 시작 시 동거하는 부부와 전체 관찰 기간 동안 동거한 부부만 표본에 포함됐다. 남성 배우자만 관찰했다.

출산을 생각하기 이전 노동시장 지위를 관찰하기 위해, 노동시장 지위 정보를 월단위로 수집했다. 필요한 정보를 수집하기 위해, 최소 2개 웨이브(wave) 동안 관찰한 여성에 집중했다. 보다 장기 패널을 사용할 수 있는 국가도 일부 있었지만 모든 개인에 대해 최대 4개 웨이브(wave)를 유지했다. 그리고 보다 장기 패널을 제공하는 경우 국가 간 선택 편향 차이를 방지하기 위해 처음 웨이브(wave) 4개를 유지했다. 또한 극소수지만 연속 추적이 불가능한 경우도 표본에서 제외시켰다.

그림 3은 예를 들어 2011년과 2012년 두 번의 연속 웨이브(wave) 동안 관찰된 여성의 노동시장 지위와 잠재 출산을 관찰한 방법을 설명한다.

[그림 3] 데이터 설정

2010												2011												2012											
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
q1			q2			q3			q4			q1			q2			q3			q4			q1			q2			q3			q4		
						w1												w2																	
lm status												Exposure to birth 1																							

첫째, 웨이브(wave) 1과 2사이의 출산을 나타내는 더미변수를 생성한다. 각 출산력은 특정 출산력의 '출산 위험이 있는' 여성만 포함한 자체 데이터베이스를 가지고 있다. 예를 들어 둘째 출산에 대한 데이터베이스는 관찰 기간 시작 시 한 자녀를 둔 여성만 포함한다. 그런 다음 관찰 첫째 이전 해의 처음 3개월 동안 노동시장 지위를 관찰한다(예: 2010년 1월, 2월, 3월). 이러한 시간 지연은 대다수 국가에서 전년도에 해당하는 참조기간 동안 각 웨이브(wave)의 월별 노동시장 지위 정보를 수집함으로써 가능했다. 출산에 노출된 기간은 물론 관찰된 노동시장 지위와 출산 노출 사이 기간이 개인마다 다를 수 있기 때문에 추정 모형에서는 이들 기간을 통제했다(모든 면접이 동일한 달에 이뤄지는 것은 아니다). 관찰된 활동 상태와 임신 사이의 중복을 피하기 위해 출산 노출 기간을 최소 9개월 최대 8개월로 설정했다.

월단위로 노동시장 지위 정보를 수집할 수 없는 경우 설문조사 당시(첫 번째 웨이브

(wave)) 제공된 정보를 사용했다. 이는 대부분 유럽 국가에서 관찰된 개인의 일부(평균 14%)에 불과하지만 등록국가(주로 북유럽 국가)의 경우 최대 50%에 달한다. 이들 국가의 경우 EU-SILC는 다른 가구원이 아닌 주응답자의 대해서만 월단위로 노동시장 정보를 제공한다. 표본의 주응답자는 여성이 절반 그리고 배우자가 나머지 절반을 차지한다.

3~4개 연속 웨이브(wave) 동안 관찰된 개인은 표본에서 2-3번 검토하게 된다(첫 번째 또는 두 번째 웨이브(wave) 이후 더 이상 특정 출산 순위의 출산 '위험'이 없는 경우 제외). 3개 잠재 '사건'을 허용해 관찰 수를 늘리고 단순한 로짓모형을 적용할 수 있었다. 추정 모형은 인년수(person-years)를 통제했다(최대 3).

국가- 및 연도-고정효과, 결혼 상태, 여성의 연령 및 교육 수준도 통제했다. 교육은 저학력(예비 초등, 초등, 중학교), 중간학력(고등학교 및 중등과정 이후 교육) 및 고학력(대학교) 등 3개 기본 카테고리 나뉘어 관찰했다. 모형은 여성 교육을 통제했을 뿐 아니라 여성의 고용 상태와 교육 수준 간 상호작용항을 실행했다. 이를 통해 교육 수준 별 여성의 고용 상태가 출산에 미치는 영향을 확인할 수 있다.

로짓 분석은 국가 고정 효과를 사용해 국내 변화 즉, 국내 여성의 고용 상태별 출산 확률 차이에 초점을 맞췄다. 따라서 고정효과 모형은 국가 간 차이를 제외한다. 출산력이 높은 출산의 경우, 가정에서 가장 어린 자녀의 연령도 통제했다.

여성은 전일제와 시간제 고용(취업과 자영업), 실업 및 비경제활동으로 고용 상태를 분류했다. 3개월의 관찰 기간 동안 고용 상태가 변하지 않은 여성만 표본에 포함됐다. 노동시장 지위가 바뀐 이들은 유럽 국가 평균 2%로 극소수에 불과했다. 기타 노동시장 지위의 여성(학생, 군인 및 퇴직자) 또한 배제됐다. 첫 번째 모형은 전일제 여성 대 기타 여성(시간제, 비경제활동 및 실업)을 비교했다. 두 번째 모형은 경제활동 여성(전일제, 시간제, 또는 자영업) 대 비경제활동과 실업 상태 여성을 비교했다. 그런 다음 세 번째 모형은 전일제 고용 여성을 준거집단으로 5개 고용 형태를 구분했다.

배우자의 고용 상태는 전일제 고용 배우자와 전일제 고용되지 않은 배우자를 나눠서 통제했다. 표본의 출산력에 관계 없이 대부분(유럽 국가 평균 92%) 배우자가 전일제 고용 상태였기 때문에 여기서는 전일제 고용을 준거집단으로 삼았다.

육아휴직은 비경제활동으로, 출산휴가는 경제활동으로 간주했다.

마지막으로 로짓모형은 이분산성으로 매개변수의 유의성이 과대 추정될 수 있는 위

험을 방지하기 위해 로버스트 표준오차를 사용했다.

부록에 제공된 기술통계는 유럽통계의 가중치를 사용해 국가 표본을 전국을 대표하는 확률 표본으로 간주하고 감소로 인한 균형을 잡았다.

27개 유럽 국가는 물론 4개 지역 그룹의 전체 표본에서 회귀모형을 실행했다. 그룹 별로 회귀모형을 실행하면 추정 방정식에서 국가 고정 효과를 유지할 수 있다.

서/대륙: AT, BE, FR, LU, NL, IE, UK

중동부유럽 : BG, CZ, EE, HU, LT, LV, PL, SI, SK

서유럽: CY, ES, GR, HR, IT, PT

북유럽: DK, FI, IS, NO, SE

EU-SILC는 몰타, 세르비아, 독일, 스위스의 종단자료를 제공하지 않기 때문에 이들 국가는 분석에서 제외됐다. 루마니아는 데이터베이스에 보고된 출산율이 불충분해 제외됐다(Greulich and Dasré, 2017).

복지국가제도의 특성에 따라 지역을 4개 그룹으로 분류해 여성의 고용 형태가 출산 확률에 미치는 상황의존적 영향을 확인했다(Esping-Andersen 1990, 1999; Gauthier 2002; Thévenon 2008, 2011, and 2015; OECD 2011). 표본 크기의 한계로 인해 출산력별로 계층화된 국가별 분석은 실시하지 못했다. 유럽국가를 4개 제도로 분류하려면 단순화 과정이 필요하지만 국가 클러스터별 회귀분석은 공공제도 차원에서 국가 간 중요한 차이에 집중한다.

특히 4개 지역은 가족정책에서 큰 차이를 보인다. 북유럽은 일과 생활의 균형 및 직장에서의 성평등을 강력하게 지원한다. 0-2세 영유아 보육률이 50% 이상으로 높은 편이고, 출산 전 및 비교적 직후 노동시장 참여는 물론 남성육아휴직, 임금 대체를 통해 부모의 휴직 공유를 장려하는 육아휴직제도를 운영하고 있다. 또한 개인과세와 높은 (50% 이상) 혼외출산율은 성별 및 가족 규범이 비교적 관대하고 현대적임을 나타낸다.

오스트리아를 제외한 대부분 서유럽 국가는 북유럽과 마찬가지로 유사녀 맞벌이 부부를 제도적으로 지원하고 있다. 독일과 스위스는 오스트리아와 유사한 가족 정책을 시행하고 있지만, 이들 국가는 종단 EU-SILC 표본에 포함되지 않으므로, 오스트리아, 독일, 스위스를 별도의 독일어권 국가 그룹으로 분류되지 못했다. 영국과 아일랜드는

표본 크기가 작아 별도의 영어권 국가 그룹으로 분류되지 못했다. 이들 국가는 프랑스, 벨기에처럼 영유아에게 보육 서비스를 제공하고 맞벌이를 장려하지만 보육 비용이 훨씬 높고 저소득가정에 재정 이전이 집중되어 있다. 또한 아일랜드는 가족과 성별 규범이 더욱 전통적이다.

서유럽국가는 북유럽과 달리 유자녀 직장 여성에 대한 제도적 지원이 약해 여성들이 출산 후 노동시장으로 복귀하기가 어렵다. 따라서 유자녀 여성의 비경제활동율이 특히 높은 편이다. 또한 공식보육의 초과 수요로 인해 가정 내에서 보육을 해결하는 경우가 많다.

중동부유럽은 소련 붕괴 후 공식보육이 크게 줄었고 아직 회복되지 않았다. 또한 노동시장이 날로 불안정해져 청년들이 일과 가정을 양립하고 자녀 양육에 필요한 재정을 확보하기가 어려운 편이다.

제3절 분석 결과

1. 첫째 출산

그림 1은 15-44세 유배우자 여성의 초산 확률에 대한 회귀 결과이다. 추정치는 27개 유럽국가의 통합자료에 기반한다. 국가-고정효과를 통해 결과를 국내 변화로 해석할 수 있다.

첫 번째 모형(첫 번째 열)은 전일제 고용 여성과 기타 고용 상태의 여성을 비교하고, 두 번째 모형(두 번째 열)은 고용(전일제 및 시간제), 실업 및 비경제활동 상태 여성을 구분했다. 마지막으로 세 번째 모형(세 번째 열)은 전일제 고용, 시간제 고용, 실업 및 비경제활동 4개 카테고리 여성 그룹을 분류했다.

첫 번째 모형 결과 유럽은 평균적으로 전일제 고용 여성이 다른 고용 상태 여성보다 가족을 형성할 확률이 현저히 높게 나타났다. 두 번째 모형에서는 실업 여성이 직장 여성보다 가족을 형성할 확률이 현저히 낮았다. 유럽에서 경제활동여성과 비경제활동 여성의 첫째 출산 차이는 대체로 유의미하지 않았다. 마지막으로 세 번째 모형에서는 전일제 고용직 여성이 시간제 및 실업 상태 여성에 비해 첫째 출산에 유리한 것으로 나타

났다.

3가지 추정 모형은 모두 동일한 통제변수집합을 사용했다. 세 모형 공통적으로 각 유럽 국가에서 노동시장에 성공적으로 진출한 여성이 가족을 형성하는데 유리하다고 나타난 것은 이 결과가 모든 교육 수준에 유효하고, 배우자의 고용 상태 및 결혼 상태와 무관함을 의미한다. 또한 배우자가 전일제 고용 상태인 경우 가족을 형성하는데 유리한 반면, 배우자가 전일제 고용되지 않은 경우 첫째 출산 확률이 현저히 감소했다(표 1 참조). 교육 수준별 첫째 출산은 여성의 연령을 통제할 경우 양의 기울기를 보여, 유럽은 여성의 교육 수준이 높을수록 무자녀 상태를 유지할 확률이 낮음을 시사했다. 마지막으로 결혼은 첫째 출산에 유리하게 나타났다. 이 결과는 '유럽 국가 평균'으로 해석해야 한다.

〈표 1〉 15-44세 유배우자 여성의 첫째 출산 확률 추정치, EU-SILC LT 2004-2012년, 27개 유럽국가 (로버스트 표준오차를 사용한 로지스틱 회귀분석)

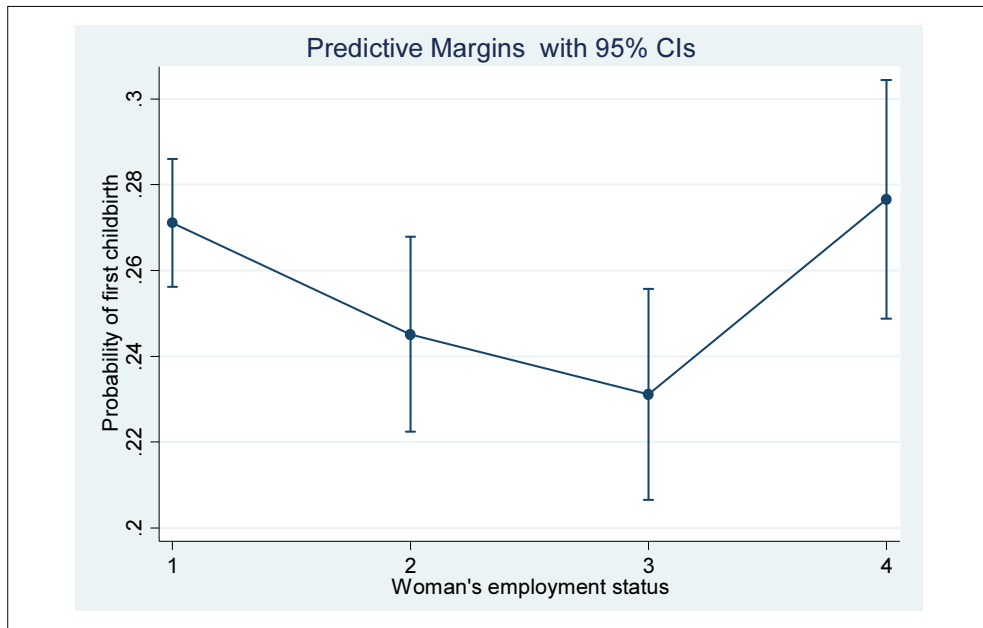
	Probability of first childbirth		
Woman's employment status			
Full-time employed	0.117**	/	Ref.
Part-time employed		/	-0.138*
Ft- or Pt-employed	/	Ref..	/
Unemployed		-0.197**	-0.217**
Inactive		0.0500	0.0283
Partner's Employment Status			
Full-time employed	Ref..	Ref..	Ref..
Not full-time employed	-0.181***	-0.191***	-0.177***
Woman's education			
Low	-0.157**	-0.175**	-0.173**
Middle	Ref..	Ref..	Ref..
High	0.142***	0.149***	0.144***
Woman's age			
15-19	0.925***	0.900***	0.915***
20-24	0.0433	0.0378	0.0437
25-29	Ref..	Ref..	Ref..
30-34	-0.868***	-0.876***	-0.873***
35-39	-0.868***	-0.876***	-0.873***
40-44	-2.759***	-2.769***	-2.766***
Marital status			
Married	Ref..	Ref..	Ref..
Not married	-0.856***	-0.869***	-0.850***
Year-fixed effects	yes	yes	yes
Country-fixed effects	yes	yes	yes
Duration of exposure to birth	yes	yes	yes
Duration lm status - exposure to birth	yes	yes	yes

	Probability of first childbirth		
	yes	yes	yes
Number of person years			
Constant	-2.640***	-2.544***	-2.527***
N	28830	28830	28830
pseudo R ²	0.092	0.092	0.093

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

그림 4는 모형 3으로 추정된 첫째 출산 예측치를 보여준다(95% 신뢰구간). 예측치는 25-29세 중간학력 여성과 전일제 고용 배우자와 결혼한 여성에 대해 산출했다(추정모형 통제용 준거집단).

[그림 4] 첫째 출산 확률 추정치(표 1, 모형 3)

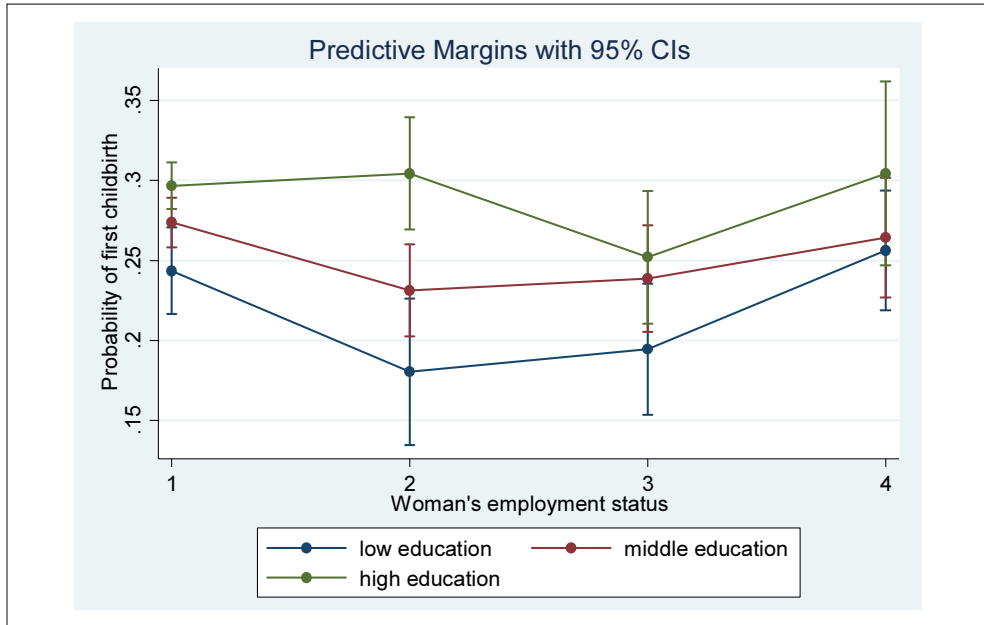


1: 전일제 고용, 2: 시간제 고용, 3: 실업, 4: 비경제활동

그림 4는 실업 여성이 전일제, 시간제 및 비경제활동 여성보다 가족을 형성할 가능성이 낮음을 보여준다. 그림의 신뢰구간이 중복되더라도 전일제 대 시간제/실업 여성을 비교할 경우(모형 3, 표1 참조) 예측치 차이는 유의미하다. 본 연구 표본에서 관찰 기간 동안 첫째를 출산한 확률은 전일제 고용 여성(전일제 고용 배우자와 결혼한 25-29세 중간학력 여성)이 28%로 추정된 반면 실업 여성은 23%에 불과했다.

그림 5는 회귀모형에 기반한 예측치를 보여준다. 회귀모형은 여성의 고용형태와 교육수준 간 상호작용항을 사용했다.

[그림 5] 첫째 출산 확률 추정치(상호작용항을 사용한 회귀분석 결과)



1: 전일제 고용, 2: 시간제 고용, 3: 실업, 4: 비경제활동

유럽에서 고학력 여성은 고용 상태에 관계 없이 첫째 출산 확률이 현저히 높았다. 그러나 고학력 여성 사이에서도 실업 여성보다 전일제 고용 여성의 출산 확률이 높게 나타났다. 중간학력 여성의 경우에는 시간제 고용 및 실업 상태 여성보다 전일제 고용 여성의 첫째 출산 확률이 현저히 높았다. 저학력 여성들도 이는 마찬가지였다.

전일제 고용은 특히, 중간학력과 저학력 여성 계층에서 가족을 형성하는데 유리하게 작용한 것으로 나타났다. 고학력 여성은 일반적으로 경제활동 상태인 경우, 전일제 또는 시간제 고용에 관계 없이 실업 상태 여성에 비해 첫째 출산 확률이 높았다.

그림 6은 현재 각 지역 그룹별로 모형 3(교육과의 상호작용은 없지만 교육을 통제 변수로 사용함)을 사용해 얻은 예측치를 보여준다. 다른 지역에 비해 평균 출산율이 높고 무자녀율이 낮은 북유럽 국가는 일반적으로 첫째 출산 확률이 높지 않으나 경제활동 여성의 첫째 출산 확률이 비경제활동 여성보다 훨씬 높았다.

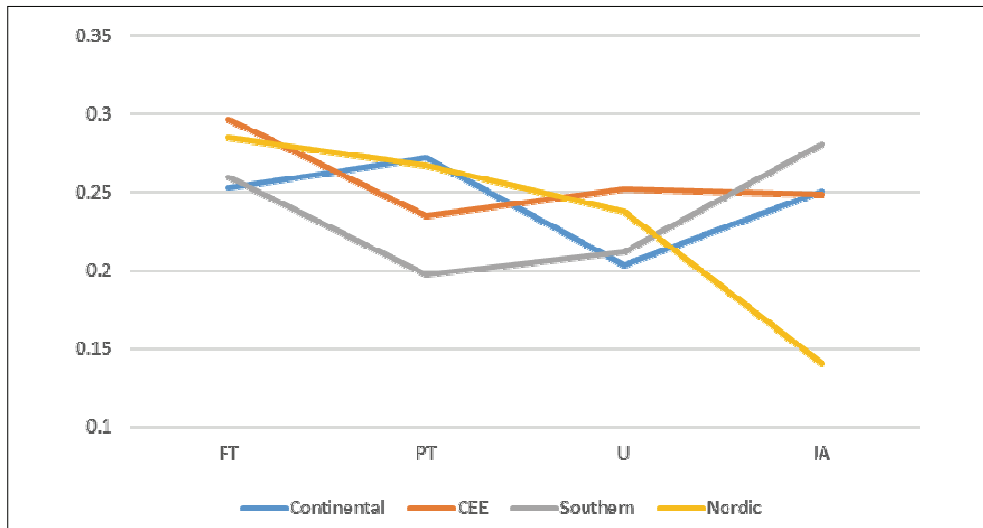
대륙 국가의 첫째 출산 확률은 실업 상태 여성이 전일제 고용 및 시간제 고용 여성보다 현저히 낮은 반면, 전일제와 시간제 고용 여성 사이에는 유의미한 차이가 없었다.

중동부유럽과 남유럽의 첫째 출산 확률은 시간제 및 실업 여성이 전일제 고용 여성보다 현저히 낮게 나타났다.

따라서 중동부유럽과 남유럽 국가에서는 전일제 고용이 가족을 형성하는데 유리하다고 볼 수 있다. 그러나 배우자가 있지만 자녀가 없어 첫째 출산 확률이 높은 여성의 전일제 고용율은 서유럽에서 특히 적었고, 고용율(전일제 및 시간제 포함) 또한 대륙과 북유럽보다 중동부유럽에서 낮게 나타났다.

따라서 여성 전일제 고용은 교육과정을 마친 여성이 노동시장에 진출하기 어려운 이들 유럽 국가에서 특히 가족을 형성하는데 영향을 미치는 것으로 보인다. 노동시장에 성공적으로 진출한 이들은 가족을 형성할 가능성이 높고, 남유럽과 동유럽 무자녀 여성의 높은 실업률은 국내의 첫째 출산율 차이와 이들 국가의 저출산율의 관련성을 설명할 수 있다.

[그림 6] 첫째 출산 확률 추정치(지역별 회귀분석 결과)



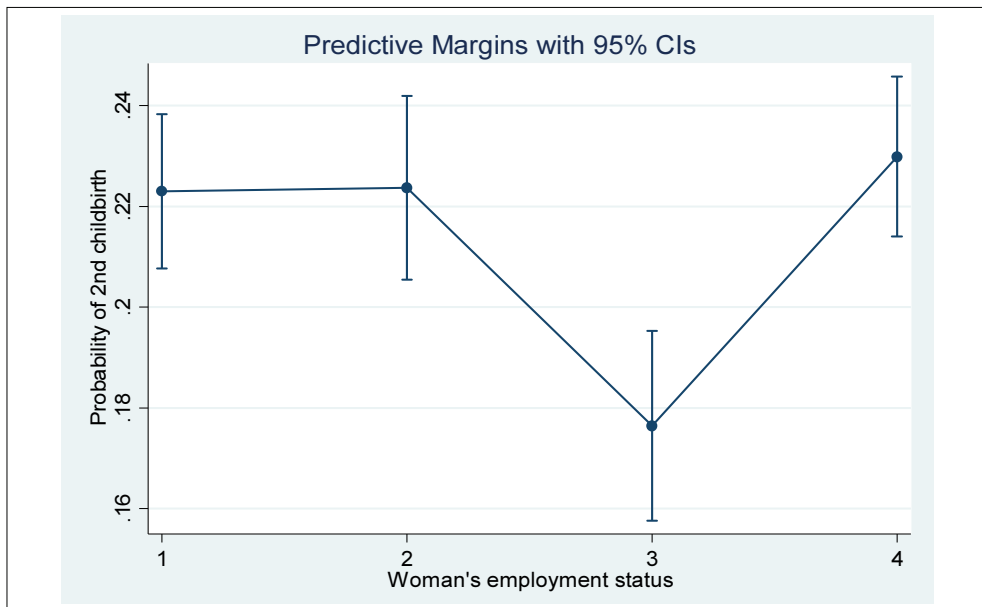
FT: 전일제 고용, PT: 시간제 고용, O: 실업, IA: 비경제활동

2. 둘째 출산

둘째 출산 확률은 첫째 출산과 마찬가지로 3개 모형으로 추정했지만(표 1 참조), 각 모형에 첫째 연령을 통제 변수로 추가했다. 노동시장 지위를 관찰했을 때 첫째를 이미 출산한 15-44세 유배우자 여성을 표본으로 추정했다.

그림 7은 둘째 출산 예측치를 설명하고 유럽에서 실업 여성의 둘째 출산 확률이 전일제 및 시간제 고용 여성보다 현저히 낮음을 보여준다. 예측치는 전일제 고용상태인 배우자와 결혼하고 둘째 출산에 노출된 시점에 2세 연령의 첫째를 두고 있는 25-29세 중간학력 여성을 대상으로 산출했다.

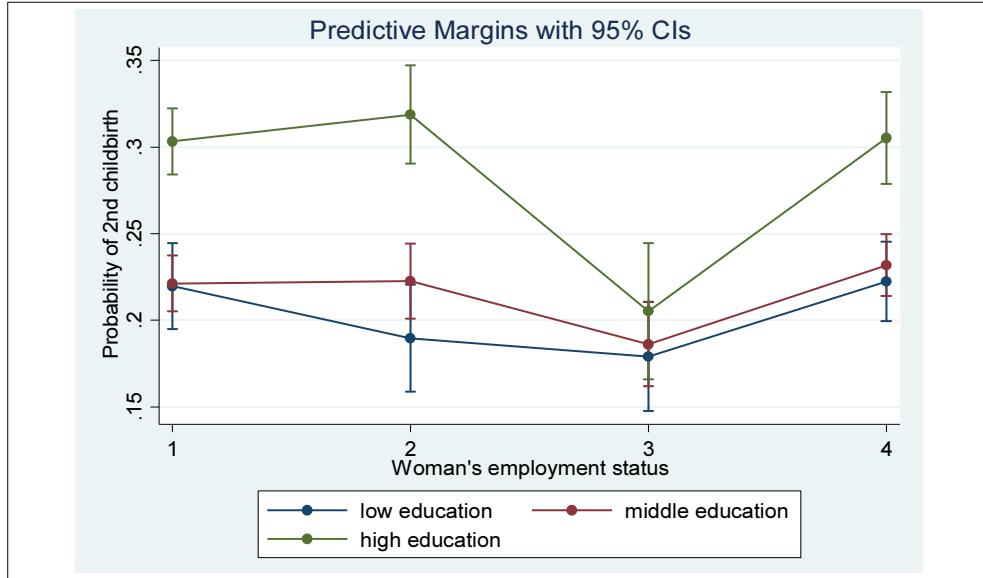
[그림 7] 둘째 출산 확률 추정치



1: 전일제 고용, 2: 시간제 고용, 3: 실업, 4: 비경제활동

여성의 고용 상태와 교육 수준을 상호작용항으로 사용한 모형에서는 (그림 8 참조) 고용 상태에 관계없이 고학력 여성의 둘째 출산 확률이 저학력 여성보다 높게 나타났다. 그러나 무엇보다도 중요한 점은 직장 여성과 실업 여성 간 유의미한 둘째 출산 차이가 있고 고학력 여성들 사이에서 이들 차이가 가장 두드러진다는 것이다(그림 8 참조). 따라서 고용은 특히 고학력 여성들 사이에서 둘째 출산에 유리하게 작용한다.

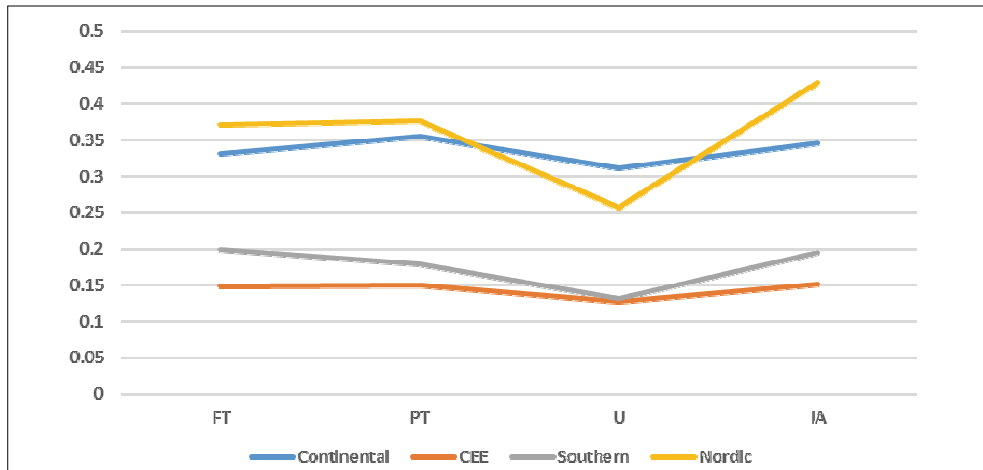
[그림 8] 둘째 출산 확률 추정치(상호작용항을 사용한 회귀분석 결과)



1: 전일제 고용, 2: 시간제 고용, 3: 실업, 4: 비경제활동

그림 9는 지역 차이를 보여준다. 여성의 고용 상태에 관계 없이 일반적으로 대륙과 북유럽에서 둘째 출산 확률이 더욱 높게 나타났다. 대륙 국가에서 여성의 고용 상태별 둘째 출산 차이는 유의미하지 않았지만 북유럽, 중동부유럽 및 남유럽에서는 직장 여성의 둘째 출산 확률이 실업 여성보다 현저히 높게 나타났다.

[그림 9] 둘째 출산 확률 추정치(지역별 회귀분석 결과)



FT: 전일제 고용, PT: 시간제 고용, O: 실업, IA: 비경제활동

부록의 표 B에서 볼 수 있듯이, 남, 중동부 유럽 표본에서는 자녀를 1명 두고 있어 둘째 출산 위험이 있는 유배우자 여성의 고용률이 훨씬 낮게 나타났다. 이는 중동부 유럽 국가는 한자녀 여성의 시간제 고용률이 낮고 남유럽 국가는 한 자녀 여성의 전일제 고용률이 낮기 때문이다. 또한 북유럽과 대륙 국가의 둘째 출산 확률이 전체적으로 훨씬 높게 나타났다(표 B).

부록의 그림 A는 유럽에서 한 자녀 여성의 고용률이 높은 국가가 둘째 출산 확률도 높음을 보여준다. 그림 B는 유럽에서 보육률과 둘째 출산율 간 양의 상관관계를 설명한다. 이는 첫째 출산 후 여성이 노동시장에 성공적으로 복귀하는 경우 가족 확대에 유리할 수 있음을 보여준다. 영유아 보육과 같은 일/생활 양립 정책은 물론 안정적인 노동시장, 가정 생활을 양립할 수 있는 근로조건, 직장에서의 양성평등 장려 규범 및 기타 제도 등은 여성의 노동시장 복귀에 도움이 된다.

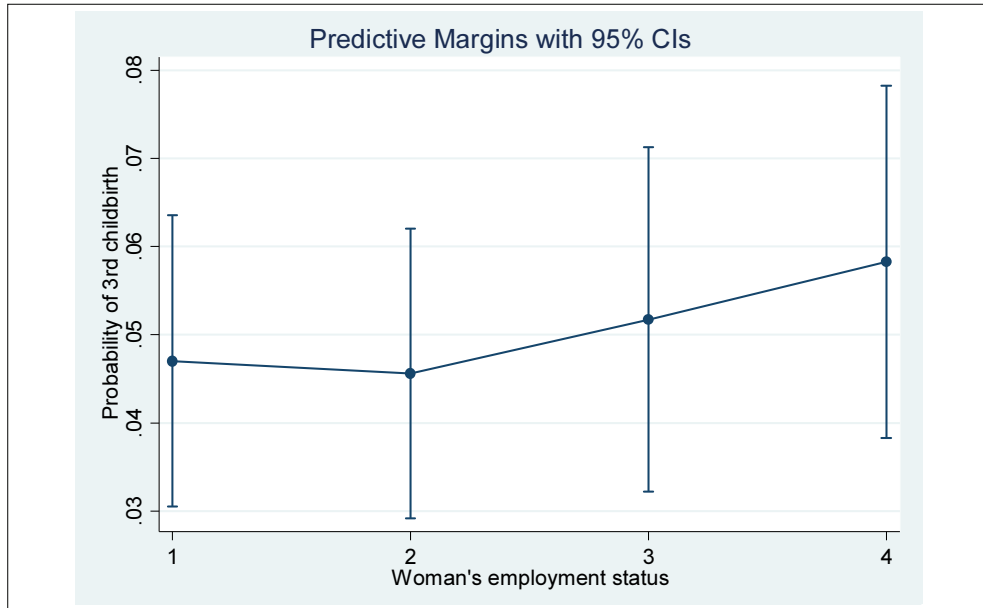
3. 셋째 출산

셋째 출산 확률은 둘째 연령을 통제 변수로 추가했다.

그림 10은 셋째 출산 예측치를 설명하고 유럽에서 직장, 실업 및 비경제활동 여성의 셋째 출산 확률은 유의미한 차이가 없음을 보여준다. 예측치는 전일제 고용 배우자와 결혼하고 셋째 출산에 노출된 시점에 2세 연령의 둘째를 두고 있는 25-29세 중간학력 여성을 대상으로 산출했다.

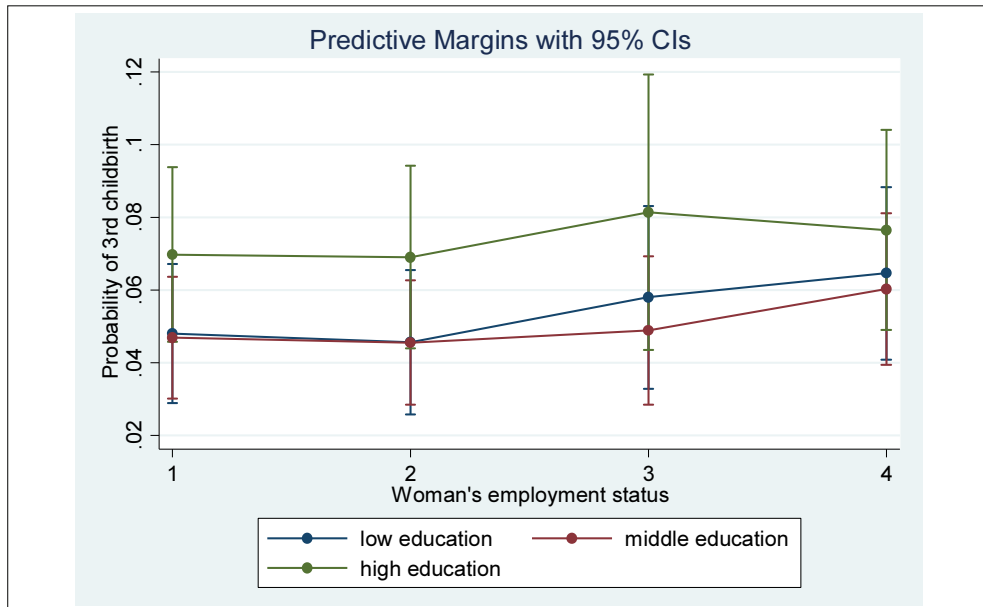
여성의 고용 상태와 교육 수준을 상호작용항으로 사용한 모형에서는(그림 11 참조) 고용 상태에 관계없이 고학력 여성의 셋째 출산 확률이 저학력 여성보다 높게 나타났다. 그러나 각 교육 카테고리의 경우, 여성의 노동시장 지위에 따라 유의미한 차이가 나타나지는 않았다.

[그림 10] 둘째 출산 확률 추정치



1: 전일제 고용, 2: 시간제 고용, 3: 실업, 4: 비경제활동

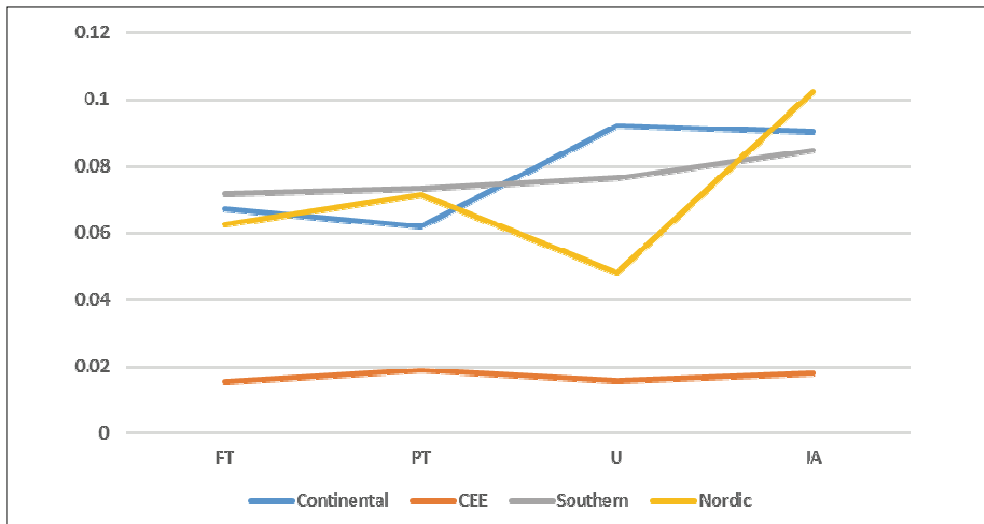
[그림 11] 셋째 출산 확률 추정치(상호작용항을 사용한 회귀분석 결과)



1: 전일제 고용, 2: 시간제 고용, 3: 실업, 4: 비경제활동

그림 12는 지역 차이를 보여준다. 여성의 고용 상태에 관계없이 일반적으로 북, 남 및 대륙 유럽에서 둘째 출산 확률이 더욱 높게 나타났다. 북유럽, 중동부유럽 및 남유럽에서 여성의 고용 형태별 셋째 출산 확률은 유의미한 차이를 보이지 않았다. 그러나 대륙 국가는 실업 및 비경제활동 여성의 셋째 출산 확률이 직장 여성보다 현저히 높게 나타났다.

[그림 12] 셋째 출산 확률 추정치(지역별 회귀분석 결과)



FT: 전일 고용, PT: 시간제 고용, U: 실업, IA: 비경제활동

부록의 표 C에서 볼 수 있듯이, 셋째 출산 확률은 중동부유럽과 남유럽보다 대륙과 북유럽에서 다소 높게 나타났다.

두 자녀 여성의 고용률 또한 대륙과 북유럽에서 현저히 높았다. 남유럽은 두 자녀 여성 2명 중 1명이 노동시장으로 복귀하지 못해 이들 고용률이 특히 낮게 나타났다. 이는 유자녀 여성의 실업률이 높고, 특히 비경제활동률이 매우 높기 때문이다.

유럽에서 셋째 출산은 고용 형태와 유의미한 관계를 보이지 않지만, 두 자녀 여성의 고용률 차이는 유럽 지역별로 유자녀 여성의 일과 가정생활 양립 확률이 크게 다를 수 시사한다. 결과적으로 이는 가족 형성 또는 확대에 영향을 미칠 수 있다.

제4절 결론 및 시사점

본 연구는 여성의 고용이 출산력별로 계층화된 출산 확률에 미치는 영향을 분석함으로써 유럽 국가 내에서 여성 고용과 출산 행동의 개별적 연관성에 대한 종합적 개요를 제공한다. 인구통계 연구에서 이러한 종류의 분석에 EU-SILC 데이터베이스를 사용한 것은 새로운 시도였다. 이를 통해 대상 국가 범위가 늘어나고 배우자 특성을 출산 분석에 추가할 수 있다. 표본 크기가 크면 지역 클러스터별로 회귀 분석을 실시할 수 있다. 연구 결과 여성의 고용 상태가 가족 형성과 확대 확률에 미치는 영향은 지역별로 유의미한 차이를 보였다. 이들 차이는 여성의 고용 상태가 각 유럽 국가의 출산 행동에 미치는 영향에 영향을 미치는 중요한 제도적 요소가 있음을 시사한다.

이번 연구는 유럽 국가에서 여성의 성공적인 노동시장 복귀가 가족 형성과 확대를 촉진한다는 증거를 제시한다.

첫째 출산 확률은 배우자의 노동시장 지위 및 이들의 교육 수준에 관계없이 직장 여성이 실업 상태보다 현저히 높았다. 전일제 고용은 특히 중간학력과 저학력 여성들 사이에서 가족 형성에 도움이 되었지만, 고학력 여성은 전일제 또는 시간제 고용에 관계없이 경제활동 여성의 첫째 출산 확률이 실업 여성보다 대체로 높게 나타났다.

성공적인 노동시장 복귀는 특히 중동부유럽과 남유럽 여성의 첫째 출산에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 이 지역의 무자녀 유배우자 여성의 낮은 고용률과 밀접한 관계가 있다. 이들 유럽 국가에서는 여성의 노동시장 진출이 어려워 여성의 전일제 고용이 가정 형성에 중요한 영향을 미친다고 볼 수 있다.

유럽 특히 중동부유럽, 북, 남 유럽에서 실업 여성의 둘째 출산 확률이 전일제 및 시간제 고용 여성보다 현저히 낮게 나타났다. 또한 첫째 출산 후 성공적인 노동시장 복귀는 특히 고학력 유럽 여성들 사이에서 둘째 출산에 도움이 되었다. 그러나 한 자녀 여성의 고용률은 북유럽과 대륙 유럽보다 중동부유럽과 남유럽에서 현저히 낮았다. 모든 유럽에서 직장 여성의 둘째 출산 확률이 높게 나타났고 중동부유럽과 남유럽에서 유자녀 여성의 고용률이 낮다는 점은 많은 동유럽과 남유럽 국가의 출산율이 대체 수준 이하에서 정체된 이유를 설명하는 중요한 요소가 될 수 있다.

북유럽과 일부 대륙 유럽은 영유아 보육과 같은 일/생활 양립 정책을 통해 유자녀 여성의 노동시장 복귀를 지원하고 있다. 그러나 이들 지역은 노동시장이 안정적이고

가정 생활을 양립하는데 훨씬 유리한 근로 조건(특히 전일제 직장의 표준 근로 시간)을 갖추고 있다. 이는 다른 유럽 지역보다 북유럽과 대륙 유럽 유자녀 직장 여성의 둘째 출산 확률이 높은 이유를 설명할 수 있다.

유럽에서 직장, 실업 및 비경제활동 여성의 셋째 출산 확률은 유의미한 차이를 보이지 않았으나 중동부 유럽이 다른 지역보다 대체로 낮게 나타났다. 동시에 이번 연구에서는 대륙과 북유럽 두 자녀 여성의 고용률이, 특히 유자녀 여성의 경제활동참가율이 낮은 남유럽에 비해 현저히 높은 것을 확인했다. 유자녀 여성의 고용률 차이는 유자녀 여성의 일과 생활 양립 수준이 지역마다 여전히 크게 다르다는 것을 보여준다.

참고문헌

- Adsera, A. (2011): "Labor Market Conditions and Fertility in Europe" *European Journal of Population*, 27 (1), 1-32.
- Engelhardt H., Prskawetz A. (2004): "On the Changing Correlation between Fertility and Female Employment over Space and Time." *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie* Vol. 20, No. 1, pp. 35-62.
- Esping-Andersen, G. (1990): "*The three worlds of welfare capitalism*." Cambridge: Polity Press.
- Esping-Andersen, G. (1999): "*Social foundations of postindustrial economies*." New York: Oxford University Press.
- Gauthier, A.H. (2002): "Family policies in industrialized countries: Is there convergence?" *Population* 57(3): 447-474.
- Greulich A., Dasré A. (2017): "Quality of Periodic Fertility Measures in EU-SILC." *Demographic Research*, Vol. 36, Art. 17, pages 525-556.
- Greulich A., Thévenon O., Guergoat-Larivière M. (2017): "Employment and second childbirths in Europe." *Population* 72 (4), pages 625-648.
- Matysiak A., Vignoli D. (2013): "Diverse Effects of Women's Employment on Fertility: Insights from Italy and Poland." *European Journal of Population* 29: 273-302.
- OECD (2011): "*Doing better for families*." Paris: OECD Publishing.
- Rendall M., DeRose A., Evans A., Gray E., Hanappi D., Kreuter F, Lappegard T., Reeder L., Rønsen M., and Laurent Toulemon (2014): "*Employment Impacts on Partnership and Parenthood Entry in Different Family-Policy Regimes*." European Population Conference.
- Schmitt, Ch. (2012): "Labour market integration, occupational uncertainties and fertility choices in Germany and the UK." *Demographic Research* Vol. 26, Art. 12, pages 253-292.
- Sobotka, T., Beaujouan E. (2014): "Two Is Best? The Persistence of a Two-Child Family Ideal in Europe." *Population and Development Review* 40 (3): 391-419.
- Thévenon, O. (2008): "Family policies in Europe: Available databases and initial comparisons." *Vienna Yearbook of Population Research* 6: 165-177.
- Thevenon O. (2011): "Family Policies in OECD Countries: A comparative Analysis",

Population and Development Review, 37(1): 57-87.

Thévenon O. (2015): “*Decrease in fertility in developed countries: is it a policy issue?*”, In Editors:Matthijs K., Neels K., Timmerman Ch., Haers J., and S Mels (Eds): *Population Change in Europe, the Middle-East and North Africa: Beyond the Demographic Divide.*,pp. 81-115.

Wood J., Vergauwen J., Neels K. (2015): “*Economic Conditions and Variation in First Birth Hazards in 22 European Countries between 1970 and 2005*”, Work in progress.

부록

〈표 A〉 첫째 출산 위험이 있는 15-44세 유배우자 여성에 대한 기술 통계

	Proba. 1 st cb	FT	PT	U	IA	FT+PT	CC Coverage
Continental	0,16	0,74	0,15	0,05	0,05	0,89	0,41
CEE	0,17	0,79	0,04	0,10	0,06	0,83	0,15
Southern	0,16	0,68	0,10	0,11	0,11	0,78	0,29
Nordic	0,16	0,77	0,14	0,06	0,02	0,91	0,45

EU-SILC LT 2004-2012, 27개 유럽국가

〈표 B〉 둘째 출산 위험이 있는 15-44세 유배우자 여성에 대한 기술 통계

	Proba. 2 nd cb	FT	PT	U	IA	FT+PT	CC Coverage
Continental	0,17	0,50	0,29	0,06	0,15	0,80	0,41
CEE	0,09	0,63	0,05	0,10	0,22	0,68	0,15
Southern	0,10	0,45	0,16	0,12	0,27	0,61	0,29
Nordic	0,21	0,64	0,18	0,04	0,14	0,82	0,45

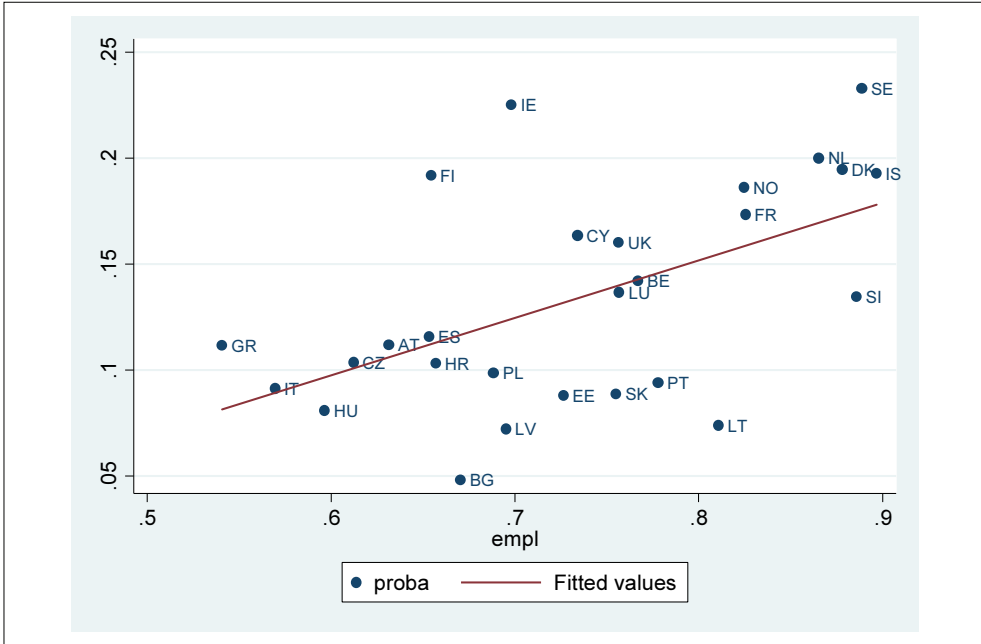
EU-SILC LT 2004-2012, 27개 유럽국가

〈표 C〉 15세 유배우자에 대한 기술 통계

	Proba. 3 rd cb	FT	PT	U	IA	FT+PT	CC Coverage
Continental	0,03	0,39	0,39	0,04	0,19	0,78	0,41
CEE	0,02	0,64	0,05	0,10	0,20	0,69	0,15
Southern	0,02	0,39	0,15	0,11	0,35	0,54	0,29
Nordic	0,04	0,61	0,26	0,03	0,10	0,88	0,45

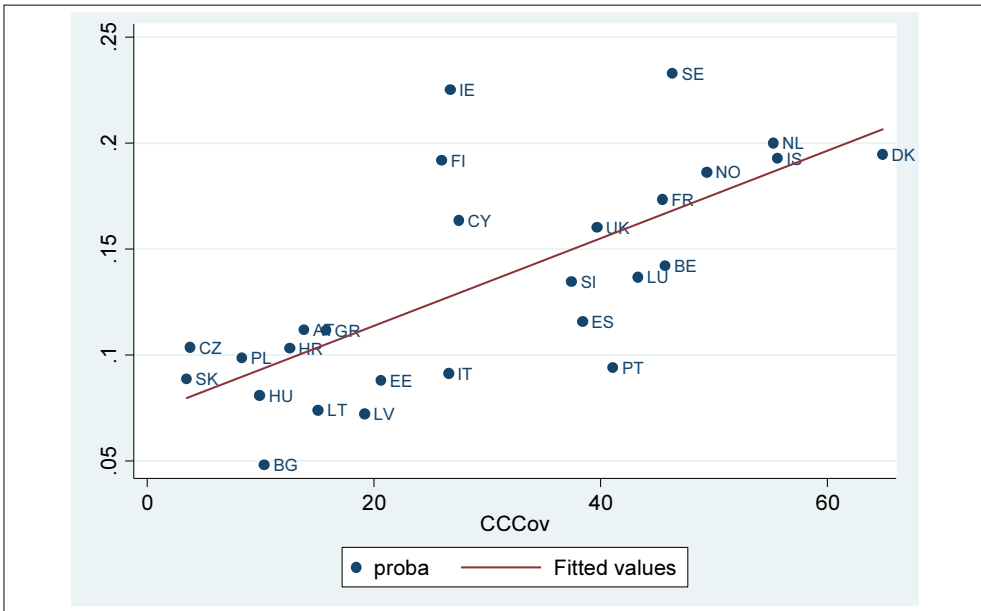
EU-SILC LT 2004-2012, 27개 유럽국가

[그림 A] 유럽 한 자녀 여성의 고용률과 둘째 출산 확률 간 양의 상관관계



EU-SILC LT 2004-2012, 27개 유럽국가

[그림 B] 유럽 공식 보육 이용률(0-2세)과 둘째 출산 확률 간 양의 상관관계



EU-SILC LT 2004-2012, OECD Family Data Base 2010, 27개 유럽국가

제 7 장

한국과 일본의 초저출산 현상과 여성의 노동시장 참여: 유사점과 차이점

제1절 서론

제2절 기간합계출산율

제3절 출산 연령과 출산력별 출산

제4절 여성의 노동시장 참여와 가정에서의 젠더 관계

제5절 1990년대 중반 이후 인구정책

제6절 결론 및 시사점

참고문헌

7

한국과 일본의 초저출산 현상과 << 여성의 노동시장 참여: 유사점과 차이점

제1절 서론

한국과 일본은 출산율이 급격히 감소한 이후 장기간 초저출산 수준을 유지하는 대표적인 저출산 국가이다(Frejka, Jones, and Sardon 2010; United Nations 2017). 다른 경제 선진국과 마찬가지로 한국과 일본도 경제가 발전하고 사회가 변화하는 시기에 출산 감소 현상이 나타났다(Rindfuss and Choe 2015, 2016). 본 논문은 한국과 일본의 경제적 및 사회적 환경 및 인구 정책과 사업 변화의 맥락에서 유사점과 차이점을 중심으로 출산과 출산 구성요소의 변화를 살펴보았다. 먼저 양국의 문화적 배경을 알아보았다.

1. 문화적 배경

한국과 일본 문화는 모두 유교 사상에 뿌리를 두고 있다. 유교 사상에 기반한 사회는 계층과 유동성이라는 두 가지 중요한 특징을 가지고 있다. 사회 질서를 유지하기 위해서는 통치자와 피치자 간, 공동체와 공동체 구성원 간, 세대 간, 성별 간 관계를 명확히 규정하는 원칙 하에 사회가 계층적으로 구조화되어야 한다(Deuchler 1992).

한국과 일본을 포함한 동아시아의 출산율 변화를 이해하기 위해서는 (1) 공동체에 대한 개인의 헌신 (2) 세대 간 상호 의무, (3) 가부장제, (4) 능력주의에 대한 신념 등 이들 문화적 유산의 네 가지 중요한 특징을 이해해야 한다. 동아시아는 사회적으로 내재된 맥락 안에 개인을 놓고 개인보다 공동체의 욕망과 관심을 중요시하는 "공동체"라 할 수 있다. 이러한 전통은 가족과 사회에 대한 개인의 의무를 강조하기 때문에 자신의 이익을 추구할 여유가 거의 없다(Deuchler 1992; Raymo et al. 2015; Tsuya and Bumpass 2004). 그러나 공동체가 궁극적으로 구성원의 복지를 보호할 것이라고 믿

기 때문에 공동체, 특히 가족에 대한 개인의 의무가 개인의 이익을 일방적으로 희생하는 것은 아니다. 따라서 공동체에 대한 개인의 의무는 전생애를 통해 계속되고 상호적이다. 즉, 부모와 집안 어른들은 자녀를 양육할 의무가 있고 자녀는 부모와 어른을 봉양할 의무가 있다.

산업화 이전 동아시아는 계층구조와 집단주의 가치를 바탕으로 현대 역사에서 가장 가부장적 가족과 성역할 제도를 형성했다. 전통가족제도의 최종 목표는 부계 혈통 유지이기 때문에 결혼과 출산은 특히 여성에게 가장 중요한 의무였다. 전통가족제도에서는 또한 성별(남성과 여성)뿐 아니라 세대간(부모와 자녀) 및 출산순위(첫째와 막내) 간에도 복잡한 위계관계가 존재한다(Choe 2006; Lee and Choi 2015; Tsuya and Choe 1991). 이러한 제도 하에서 성역할 분리에 대한 엄격한 규범에 따라 성별 분업이 정의됐고 이는 동아시아 가정에서 성불평등이 계속되는 원인으로 지적된다(Tsuya, Bumpass and Choe 2000; Tsuya et al. 2012).

2. 경제발전과 침체

한국과 일본의 저출산 현상은 급속한 경제 성장기에 나타났다. 1950년대 중반부터 일본의 1인당 실질 GDP는 빠르게 증가해 10-15년마다 4배씩 성장했다(Nakamura 1995; Tsuya and Bumpass 2004; World Bank 1991, 1997). 1978년 일본은 인구 수 세계 7위, 경제 규모 2위의 경제대국으로 성장해 2010년 중국에 빼앗기기 전까지 그 자리를 지켰다. 한국 또한 1960년대 중반부터 급성장하기 시작해 1990년대 중반까지 10-15년마다 실질 GDP가 4배씩 성장했다. 결과적으로 1960년부터 2010년까지 한국의 실질 GDP는 15배 증가해(세계 은행 2017), 세계 최빈곤국가에서 OECD 회원국으로 발전했다. 2015년 기준 한국은 인구 수 세계 27위, 경제 규모 11위를 달성했다(세계 은행 2017).

그러나 한국과 일본 경제는 이처럼 급성장기를 지나 성장 둔화기에 진입했다. 일본 경제는 1990년대 초 자산거품이 붕괴하면서(Cargill, Hutchison and Ito 1997: 91-116) 2010년대까지 연평균 성장률 1% 미만이라는 장기 침체에 빠졌다(Johansson 2005; 세계 은행 2017). 1980년대와 90년대 연평균 7%씩 성장하던 한국 경제도 2000년대 초부터 4%로 성장이 둔화됐다(세계 은행 2017).

한국과 일본의 빠른 경제 성장은 상당한 사회 변화를 불러왔다. 특히 급속한 도시화와 여성들의 교육 확대, 전통적 규범의 성역할 변화 등은 한국과 일본의 출산 변천에 중요한 영향을 미쳤다.

3. 여성의 교육 확대

한국과 일본에서 여성의 교육이 급격히 확대되었고 경험적 증거에 따르면 여성의 교육 확대는 출산 감소와 관련된 중요한 사회경제적 요인이다(Cho, Arnold, and Kwon 1982; Choe and Retherford 2009; Kim 2005; McDonald 2007; Raymo 1998, 2003; Tsuya and Mason 1995; Tsuya 2009b; Yoo 2014).

한국과 일본의 공교육은 경쟁이 치열하고 연령 장벽이 높기 때문에 교육과 다른 활동(예: 취업 또는 가족 형성)을 병행하기 어렵다. 교육 과정의 특정 시점 또는 심지어 노동시장 진입 시 구조화된 일련의 “경쟁”에서 이기지 못하면 사회경제적으로 불이익을 받게 된다(Tsuya and Choe 2004). 결과적으로 10대 후반부터 20대 초반까지 단기간에 고등 교육을 받고 노동시장에 진출하는 경향이 강하다. 따라서 젊은 여성들의 교육 및 노동시장 진출 확대는 결혼 지연과 비혼 증가로 이어져 출산율이 대체 수준 이하로 떨어지는 원인이 됐다.

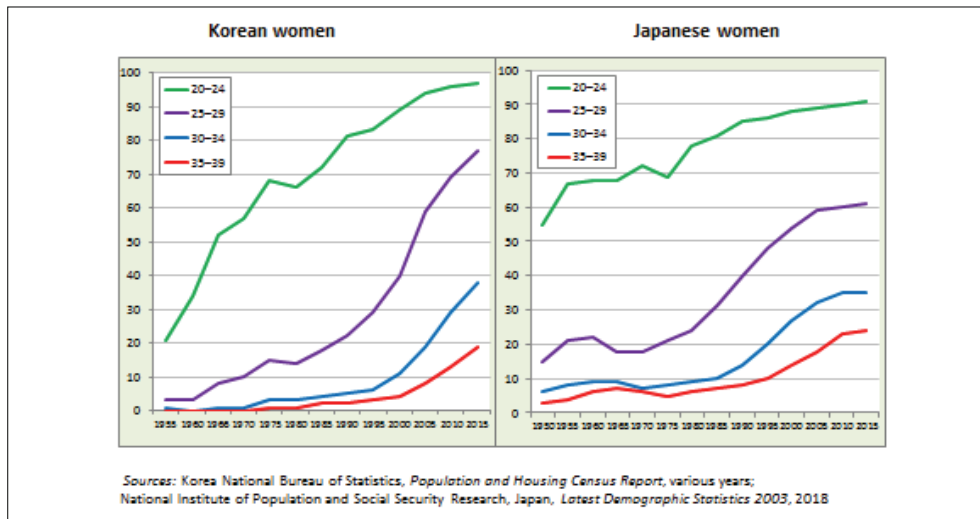
한국의 고등교육은 급격히 확대됐다. 고등학교 졸업 후 고등교육 기관에 진학하는 한국 여성 비율은 1990년대까지 20-30%로 상대적으로 안정세를 유지하다가 1990년 32%에서 1995년 50%로 증가했고 2005년에는 81%를 기록했다. 2005년 이후에는 80%를 조금 넘는 수준을 유지하고 있다. 또한 2000년대 중반까지 고등학교를 졸업하고 고등교육 기관에 진학하는 한국 여성 비율은 남성과 거의 비슷하거나 남성을 능가했다. 지난 30년간 한국 여성의 교육 수준은 놀라운 정도로 높아졌다.

1970-1975년 고등학교를 졸업하고 고등 교육기관에 진학한 일본 여성 비율은 18%에서 33%로 증가했다. 일본 여성의 이러한 교육 확대는 1970년대 중반 일본의 출산율이 대체 수준 이하로 하락하기 직전 나타났기 때문에 출산에 감소에 기여했을 가능성이 높다. 또한 1990년대 중반 여성의 2년제 대학 진학률은 25%로 최고치를 기록한 반면, 4년제 대학 진학률은 계속 증가해 2015년 47%에 도달했다. 2010년대 전체 고등교육 진학률은 56-57%로 남녀가 거의 비슷해졌다.

4. 결혼 연령

한국과 일본에서 여성의 교육 확대는 결혼 행동과 밀접하게 관련되어 있다. 1950-2015년 20-39세 가임기 여성의 비혼율 변화를 살펴보면 다음과 같다. 1960년대 초부터 1980년대 중반까지 20대 한국 여성의 비혼율은 매우 빠르게 증가했다. 20-24세 여성의 비혼율은 1960년 34%에서 1985년 72%로 두 배 이상 증가했고, 25-29세 여성의 비혼율은 1960년 3%에서 1985년 18%로 더욱 큰 증가폭을 기록했다. 이후에도 20대 여성들의 비혼율은 꾸준히 증가했고 30대 여성들 사이에서도 비혼율 급증 신호가 나타나기 시작했다. 2015년 20-24세 여성의 미혼율은 97%, 25-29세의 미혼율은 77%를 기록했다. 1985-2015년 30-34세 및 35-39세 여성의 비혼율도 각각 4%에서 38%, 2%에서 19%로 증가했다.

[그림 1] Percentage Never-Married by Age, 1950-2015



20대와 30대 일본 여성의 비혼율은 비교적 안정세를 유지하다가 1970년대 중반 이후부터 급증하기 시작했다. 20-24세 여성의 비혼율은 1975년 69%에서 2015년 91%로 증가했고, 25-29세 여성의 비혼율은 1975년 18%에서 2015년 61%로 더욱 급상승했다. 30-34세 여성의 미혼율은 8%에서 35%로, 35-39세 여성 미혼율은 5%에서 24%로 증가하면서 30대 여성의 초혼율은 더욱 크게 감소했다. 그러나 2005년 이후

일본 여성의 비혼율 증가세는 크게 둔화됐다. 일본의 비혼 증가율이 한국보다 느린 것은 일본 여성의 고등교육, 특히 4년제 대학교 진학율이 상대적으로 낮기 때문으로 간주된다. 이른 교육 완료는 이른 결혼과 밀접한 관계가 있다.

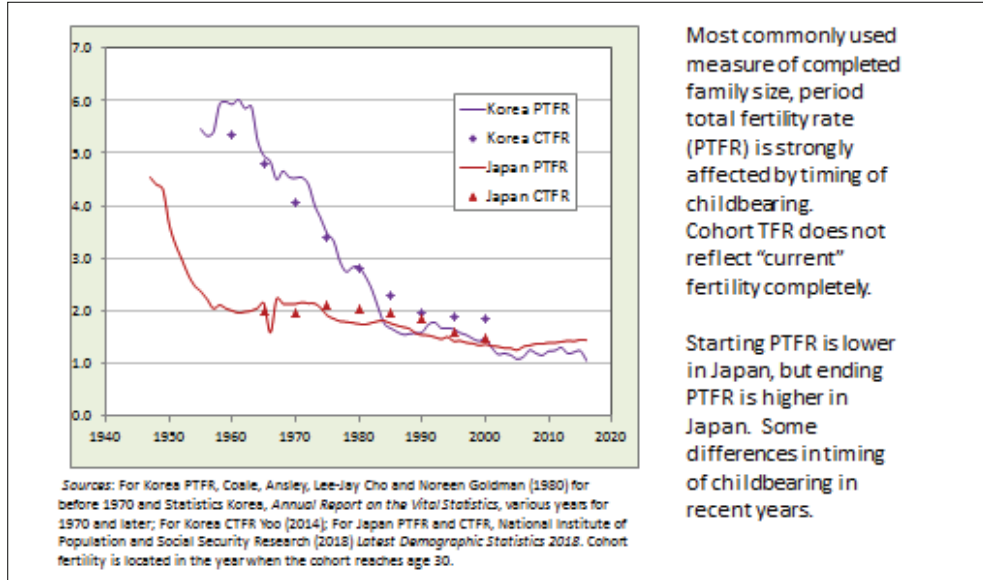
평균초혼연령(SMAM: singulate mean age at marriage)은 해당 연도의 연령별 미혼율을 토대로 결혼 시 평균 연령을 측정한 것이다. 한국과 일본 모두 교육 수준별 SMAM 차이는 여성들 사이에서 교육과 결혼의 관계를 보여준다. 한국 여성의 경우 4년제 대학 졸업 이상의 SMAM은 1990년 27.3세였던 반면, 고등학교 졸업은 25.2세로 2.1년 차이를 보였다. 이 차이는 1990년대 3.0년으로 늘어났다. 2000년 고학력 여성과 고등학교 졸업 여성의 SMAM은 각각 28.5세와 25.5세를 기록했다. 일본 여성의 경우 4년제 대학 졸업 이상의 SMAM은 30.1세, 고등학교 졸업은 27.3세를 기록했다. 즉, 1990-2000년 일본 고학력 여성의 SMAM는 2.0년 증가한 반면 고등학교 졸업 여성은 1.4년 증가했다.

한국과 일본 여성의 결혼 지연은 출산 지연과도 연관되어 있다. 일본의 평균초산연령은 1980년 27.75세에서 2015년 31.20세로 늘어났다(국립사회보장인구문제연구소 2017). 한국은 1981년 24.7세에서 2015년 31.2세로 증가했다(한국 통계청 2017; Yoo and Sobotka 2018).

제2절 기간합계출산율

한국 전쟁 직후 한국의 기간합계출산율(PTFR: period total fertility rate)은 약 6명에 달했었다. 그러나 1962년 한국 정부가 가족계획사업을 출범하자 출산율은 즉시 급감하기 시작했다(Cho, Arnold, and Kwon 1982; Choe and K. Park 2006). 한국의 기간합계출산율(PTFR)은 1963년 5.9명에서 1983년 2.1명으로 20년 동안 3분의 2 가까이 감소했고, 1986년에는 1.6명으로 하락했다. 이후 한국의 PTFR은 약 10년 간 1.6-1.7명으로 안정세를 유지했으나 1990년대 중반부터 다시 감소하기 시작해 2008년에는 1.08명으로 한국 역대는 물론 세계적으로도 최저치를 기록했다(인구 수가 작은 국가/지역 제외). 2000년대 중반 이후 한국PTFR은 1.1-1.3명을 유지하고 있다(한국 통계청 2017).

[그림 2] Period Total Fertility Rates(PTFR) and Cohort Total Fertility Rates(CTFR)



한국 전쟁 후 한국의 출산율 변화는 (1) 1960년대 초부터 1980년대 중반까지 4분의 3 가까이 급감, (2) 1980년대 중반부터 1990년대 중반까지 1.6-1.7명으로 안정세 유지, (3) 1990년대 중반부터 역대 최저수준인 1.3명으로 다시 감소 또는 2000년대 초와 2010년대까지 감소 등 세 단계로 나눠 살펴볼 수 있다.

일본은 2차세계 대전 직후부터 1920년대 말까지 출산율이 급감했다. 일본의 출산율 변화 또한 (1) 전후 1940년대 말부터 1950대 말까지 출산율 급감, (2) 1950년대 말부터 1970년대 중반까지 대체 수준으로 안정세 유지, (3) 1970년대 중반부터 대체 수준 이하로 감소하면서 2000년대 초 역대 최저수준(합계출산율(TFR) 1.3명)으로 감소한 후 2000년대 말까지 완만한 회복세 유지 등 세 단계로 나눌 수 있다. 대체 수준 이하로 떨어지는 하락세는 전후 초기보다 둔화되었지만 그 인구통계학적 및 사회경제학적 결과는 2000년대 말부터 시작된 급격한 인구 감소와 고령화가 더욱 가속화되는 전조로 해석될 수 있기 때문에 훨씬 중요하다(국립사회보장인구문제연구소 2018: 30-31).

인구통계학 전문가는 기간합계출산율이 출산 시기 변화의 영향을 크게 받고 출산 추세에 대한 인식을 호도할 수 있다고 지적했다(Sobotka and Lutz 2011). 본 논문 후반부에 살펴보겠지만, 한국과 일본은 출산 시기가 크게 변화했고 코호트 합계출산율 추

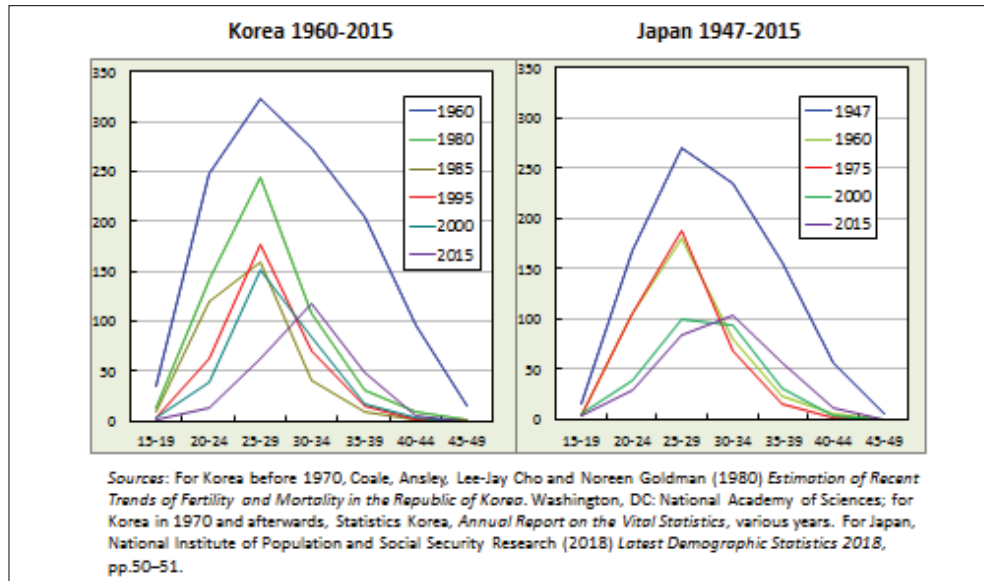
세를 살펴보는 것이 중요하다. 양국 모두 1980년대 중반부터 PTFR보다 코호트 합계 출산율(CTFR: cohort Total Fertility Rates)이 훨씬 높게 나타났다. 한국은 결혼 연령이 늦어지고 출산 터울이 더욱 빨라져 이러한 격차가 더욱 커지고 있다. CTFR의 경우 1970년 코호트(출산력이 완료된 가장 최근 출생 코호트)의 합계 출산 수준은 한국이 1.84명, 일본이 1.47명이었다.

제3절 출산 연령과 출산력별 출산

1. 출산 연령 변화

한국과 일본은 혼외출산율이 약 2%로 매우 낮기 때문에 (한국 통계청 2017; 국립사회보장인구문제연구소 2018: 67; Walther 2006), 결혼 연령 패턴과 연령별 출산율이 밀접하게 관련되어 있다. 그림 3은 한국과 일본의 주요 출산 변천기에 연령별 출산율 변화를 보여준다.

[그림 3] Age-specific fertility rates(births per 1,000 women)



한국의 출산 변천 1단계(1960-1980)에서 30세 이상 여성의 TFR은 6.0명에서 2.8명으로 급감했다. 동기간 30세 이하 여성의 출산율 또한 상당히 감소했다. 이는 장기 출산 패턴에서 젊은 나이에 의도적으로 축소하는 패턴으로의 변화가 있다는 것을 시사한다. 조기 종료의 연령 패턴은 1980-1985년 더욱 두드러졌다. 5년이라는 짧은 기간에 출산율이 1.1명이나 감소해 PTFR이 대체 수준 이하인 1.7명으로 감소했다. 이후 10년간(1985-1995년) 한국PTFR은 1.7명으로 안정화된 반면, 출산 연령 패턴은 크게 변화했다. 즉, 20-24세 여성의 출산율은 크게 감소한 반면, 25-39세 여성의 출산율은 증가했다. 특히 30-34세 여성의 출산율 증가가 두드러졌다. 이는 한국의 가임연령 프로필이 결혼과 출산 지연으로 변화했음을 시사한다. 한국은 출산율이 지속적으로 감소해 “최저수준”인 1.3명 이하로 떨어진 2000년대와 2010년 중반, 30대 여성의 출산율은 증가하고 30세 이하 여성의 출산율은 감소하는 결혼과 출산 지연 패턴이 더욱 두드러졌으며 이는 결혼과 가족 형성 시기의 추가 연기를 나타낸다.

일본 출산 변천 1단계에는 중년 여성의 출산율이 큰 폭으로 감소했다. 전후 출산율 급감기(1947-1960)에는 30세 이상 여성의 출산율이 급감했고 30세 이하 여성의 출산율은 상대적으로 완만하게 감소했다. 이는 고전적 장기 출산 패턴에서 가임 연령이 끝나기 훨씬 전에 의도적으로 출산을 종료하는 패턴으로의 이동을 의미한다. 출산 변천 2단계에는 PTFR이 대체 수준으로 비교적 안정화되고, 출산의 연령 패턴 또한 크게 변하지 않았다. 즉 1960-1975년 PTFR은 1.9-2.0명이었고 연령별 출산율도 거의 비슷했다. 반면 출산 변천 3단계(1975-2015)에는 출산율이 다시 감소해 대체 수준 이하를 유지했다. 30대 여성의 출산율(최근 몇 년간에는 40대 초반 여성까지)은 지속적으로 증가한 반면 20대는 감소했다. 일본은 가임 연령이 끝나기 전에 출산을 의도적으로 종료하는 패턴이 늘어나면서 출산율이 고출산에서 대체 수준으로 감소했고, 이후 결혼과 출산 지연이 증가하면서 대체 수준 이하, 그리고 “최저수준”까지 감소했다.

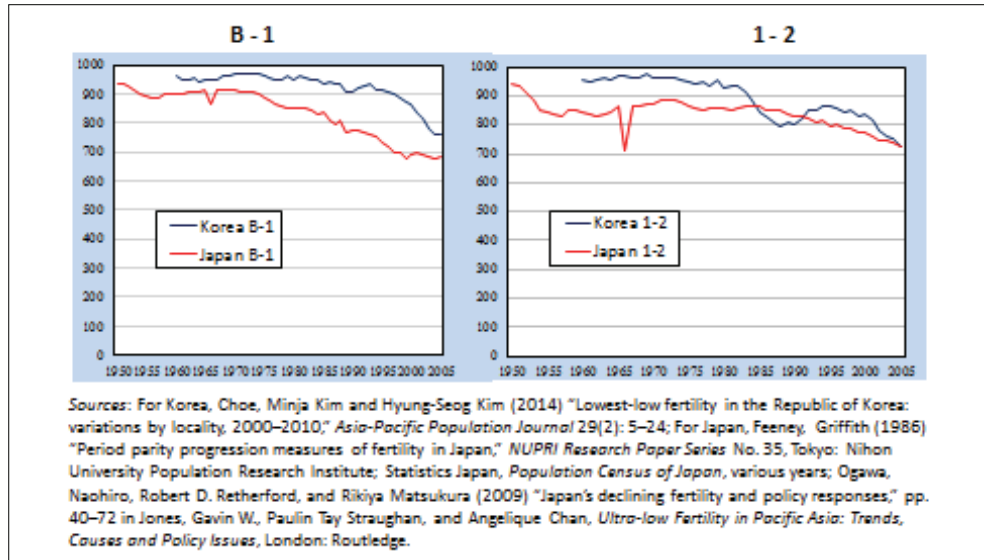
양국은 모든 가임 연령 여성의 출산 제한으로 30대 출산율이 크게 감소하면서 전체 출산율이 대체 수준 이하로 하락했고, 이후에도 결혼과 출산 지연으로 출산율이 지속적으로 감소하면서 “최저 수준”으로 떨어졌다.

2. 출산력별 출산

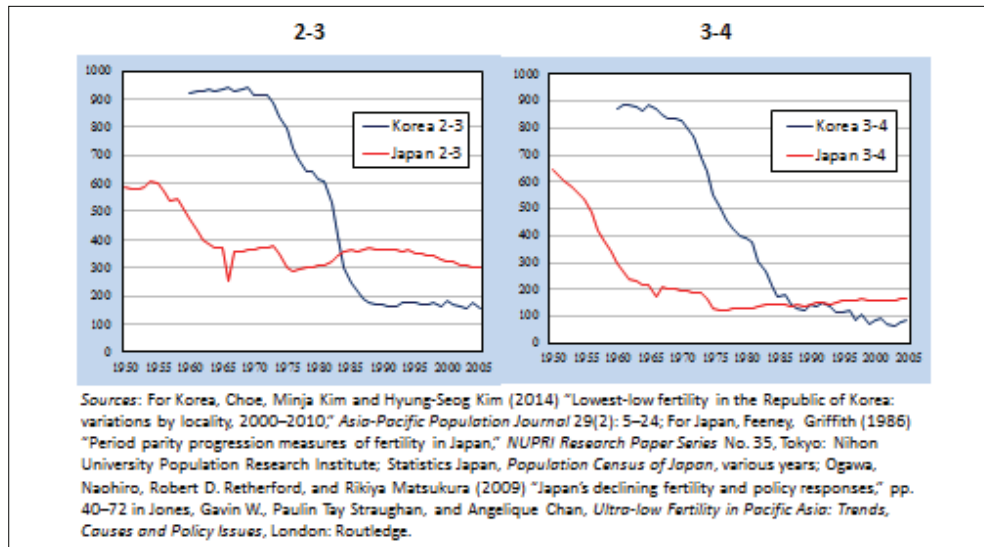
앞서 언급했듯이 일년 동안 관찰된 연령별 출산율을 요약한 PTFR은 출산 시기 변화의 영향을 크게 받고, 출산이 연기된 동안 출산 추세에 대한 인식을 호도할 수 있다. 출산 추세를 살펴보는 또 하나의 방법은 출산력에 기반한 출산율을 사용하는 것이다. 출산진도비는 지정된 기간 최소 자녀를 한 명 이상 출산하는(즉, 궁극적으로 다음 출산력으로 이동) 특정 출산력(지금까지 출산한 자녀 수)의 여성 비율을 가리킨다. 재구성된 출산기록을 바탕으로 일년 동안 다음 출산력으로 진행되는 기간 출산력별 확률에서 기간 생명표를 사용해 각 기간 출산진도비를 산출했다(자세한 측정은 Choe and Retherford 2009; Retherford et al. 2005 참조).

기간 출산진도비(PPPR: period parity progression ratio) 변화는 가족 형성 패턴의 변화를 보여줘 출산 시기에 많은 영향을 받지 않는 기본적인 출산 감소 역학에 대한 중요한 통찰력을 제공한다. 그림 4a와 4b는 한국(1960-2005)과 일본(1950-2005) 여성의 본인 출생에서 첫째 출산으로, 첫째에서 둘째로, 둘째에서 셋째로, 셋째에서 넷째로의 PPPR을 각각 보여준다. 이들 수치에서 여성 자신의 출생은 'B'로, 첫째부터 이후 출산부터는 아라비아 숫자로 표기했다. 따라서 'B-1'은 여성 자신의 출산에서 첫째로, '1-2'는 첫째에서 둘째로, '2-3'은 둘째에서 셋째로, '3-4'은 셋째에서 넷째로의 전이를 표시한다. 그림 4a는 한국과 일본의 'B-1'과 '1-2' 전이를, 그림 4b는 '2-3'과 '3-4' 전이를 보여준다. PPPR은 기간 출산력별 측정의 요약으로 산출되기 때문에 PTFR에 비해 출산 시기 변화에 덜 민감하다.

[그림 4a] Period Parity Progression Ratios(per 1,000) from Women's Own Birth to First Childbirth(B-1) and from First Birth to Second Birth(1-2): Japan 1950-2005 and Korea 1960-2005



[그림 4b] Period Parity Progression Ratios(per 1,000) from Second to Third Birth(2-3) and Third to Fourth Birth(3-4): Japan 1950-2005 and Korea 1960-2005



양국에서 여성 자신의 출생부터 첫째 출산, 첫째 출산부터 둘째 출산까지의 PPR은 1980년까지 거의 변화가 없었으나 이후 꾸준히 감소했다. 첫째에서 둘째 출산으로의 진도비 또한 추정컨대 1982년 출범해 1996년 종료된 “한 자녀” 정책으로 인해 1980년대 초부터 1990년대 초까지 일시적으로 급락했다.(Choe and Park 2006; Choe and Retherford 2009). 1970년대 말 한국에서는 둘째에서 셋째로의 진도비와 셋째에서 넷째로의 진도비가 모두 급감하지만 일본은 1970년까지 완만히 감소하다가 이후 안정세를 유지한다.

요약하면, 가임 기간 동안 대체 수준 이하로 감소한 한국과 일본의 PPR 변화를 검토함으로써 가족 형성 변화 궤도의 차이점과 유사점을 확인했다. 첫째, 첫째 출산진도비 하락의 가장 큰 원인은 결혼 지연과 비혼율 증가였다. 결혼 지연과 비혼은 특히 일본, 그리고 상대적으로 정도는 약하지만 한국에서도 출산율이 최저수준으로 감소하는데 중요한 역할을 했다. 둘째, 둘째 출산진도비 하락 또한 한국과 일본의 출산율이 감소 또는 심지어 “최저수준” 이하로 감소한 원인이 되었다. 한국과 일본의 셋째와 넷째 출산진도비 차이는 두 국가의 가족 크기 구성이 달라지는 결과를 낳았다. 한국은 두 자녀 가정이 보편적인 반면, 일본은 무자녀 및 두 자녀 이상 가정도 어렵지 않게 볼 수 있다.

제4절 여성의 노동시장 참여와 가정에서의 젠더 관계

1. 여성의 노동시장 참여

한국과 일본은 거시적 사회 구조가 급변하면서 다른 선진공업국과 마찬가지로 특히 젊은 여성의 경제적 기회가 늘어났다. 한국과 일본은 경제 발전기에 20대와 30대 초 여성의 노동시장 참여가 크게 증가하고 여성의 교육이 확대됐다.

1970년대와 80년대 한국은 여성의 교육 확대로 15-19세 여성의 노동시장 참여율은 급락했지만 20-24세는 급증했다(그림 5 참조). 25-29세 여성의 노동시장 참여율은 1980년 32%에서 2015년 73%로 두 배 이상 급증했고 30-34세 여성은 2000년대 중반 이후 눈에 띄게 증가했다. 결과적으로 한때 한국 여성의 노동시장 참여에서 두드러졌던 M자형 연령 프로파일은 여전히 나타나지만 약화되고 있다. 지난 수십 년간 크게 높

아진 한국 여성의 교육 수준을 고려하면, 이는 결혼 적령기 여성의 교육 수준이 극적으로 높아짐에 따라 이들의 노동시장 참여율 역시 크게 증가했음을 시사한다.

[그림 5] Female Labor Force Participation Rates by Age, 1970-2015

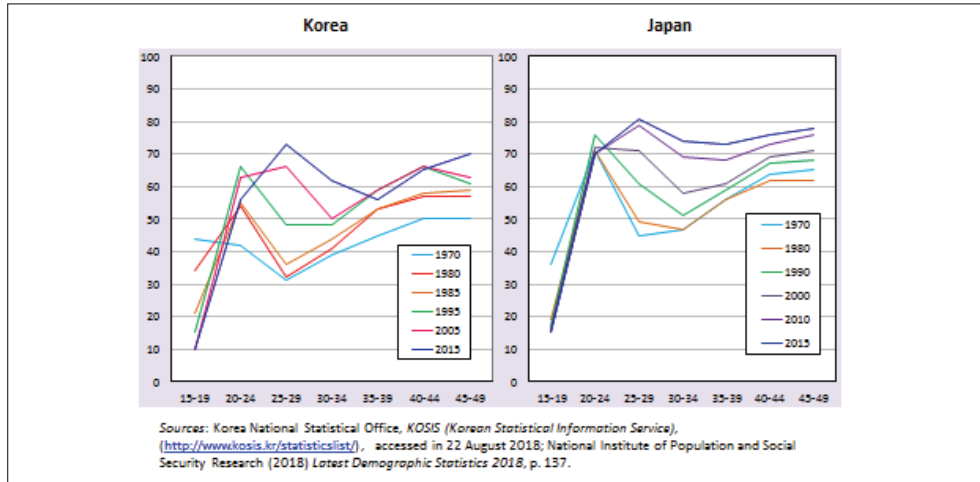
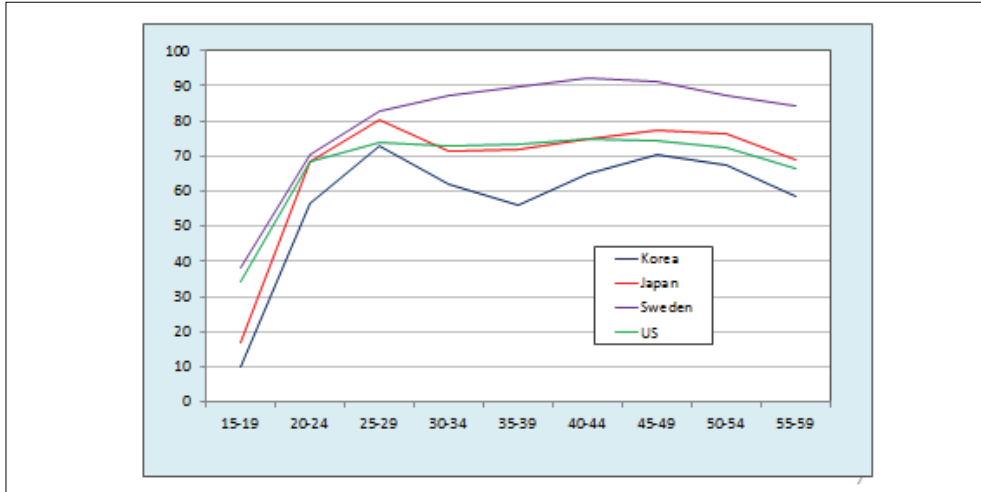


그림 5에서 볼 수 있듯이 1970년대 중반 이후 25-34세 일본 여성의 노동시장 참여율이 급증했다. 특히 1980-2010년에는 25-29세, 1990-2010년에는 30-34세 여성의 노동시장 참여율 증가가 눈에 띄었다. 앞에서 설명했듯이 20대 후반과 30대 초반 일본 여성의 결혼율이 급감한 것을 고려하면 이는 여성의 고용과 결혼 시점이 밀접하게 관련되어 있음을 시사한다. 1975년부터 25-34세 여성만큼 급격하지는 않았지만 중년 가임기 여성의 비율 또한 증가했다. 결과적으로 일본 여성 고용에서 나타났던 M자형 연령패턴은 시간이 지나면서 눈에 띄게 약화되면서 2010년 거의 사라졌다. 이는 전후 일본 여성이 첫째 출산 후 노동시장에서 이탈했다가 막내 자녀가 학교에 진학하면 복귀하는 경향이 강했으나(Brinton, Lee and Parish 1995) 지난 수십 년간 이러한 경향이 크게 약화되었음을 시사한다.

요약하자면, 출산 적령기 여성의 노동시장 참여율이 급증했다. 그러나 여성의 노동시장 참여율 패턴을 서구 산업국에서 관찰된 패턴과 비교할 경우(그림 6), 여성의 노동참여율이 더욱 증가해 “M자형” 패턴이 더욱 약화될 수 있다. 노동시장 참여율 증가와 출산과의 관계는 일가정 양립, 특히 영유아 보육 시설 이용 가능성 및 기장과 가정에서의 젠더 관계 등 다양한 요소에 따라 달라질 수 있다.

[그림 6] Age-specific labor force participation rates of women in four countries, 2015



2. 가정에서의 젠더 관계

한국과 일본 사회는 이렇듯 급변했으나 가정의 변화는 느리고 한계가 있었다. 여성은 가사 노동의 상당 부분을 담당할 뿐 아니라(Tsuya, Bumpass and Choe 2000; Tsuya 외. 2012), 자녀 양육과 교육을 책임진다(Brinton, Lee and Parish 1995; Tsuya and Choe 2004). 서구 사회와 비교해, 동아시아의 공교육제도는 경쟁이 치열하고 입학 규정이 경직되어 있어 자녀 육아가 훨씬 집약적이고 까다로운 경향이 있다. 명문학교에 진학하지 못하면 사회경제적으로 불이익을 당할 수 있기 때문에 부모, 특히 어머니는 자녀 양육에 많은 시간과 에너지를 쏟아야 하는 압박을 크게 받을 수 있고, 이는 이상(실제) 자녀수 감소로 이어질 수 있다(Tsuya and Choe 2004). 또한 경제적 기회 증가와 전통적인 성별 역할에 대한 태도 변화(Bumpass and Choe 2004; Choe et al. 2014)로 인해, 가사와 양육을 책임져야 하는 무거운 의무도 여성의 결혼을 방해할 수 있다(Tsuya 2015; Rindfuss 2004).

2004년 20세 이상 한국 남성의 가사 및 육아 시간은 1주일 평균 약 4시간이었고 가사노동 비중은 15%로 2006년 일본과 같은 수준이었다(표 1). 2014년 한국 남성의 평균 가사노동 시간은 주당 5.5시간으로 증가했고 가사노동시간 비율도 18%로 늘었다. 시간이 지나면서 서서히 증가하긴 했지만 일본 남성의 가사 및 육아 참여 정도는 여전

히 낮고 가사 노동의 성불균형이 상당히 높은 편이다. 15세 이상 일본 남성의 평균 가사 노동시간은 2000년대와 2010년대 초반까지 주당 4-5시간(하루 평균 약 30-40분)에 불과하다. 이들의 가사노동 시간 비중은 1986년 7%에서 2016년 17%로 증가했지만 이는 남성의 가사노동 시간 증가보다는 여성의 가사노동 시간 감소에 따른 결과이다. 영국 남성의 가사노동 시간과 비중의 유사성은 이들 국가에서 여성의 경제적 역할이 급변하고 있지만 전통적인 성역할이 아직도 깊이 뿌리 박혀 있어 유교적인 가족 문화 유산이 가정의 젠더 관계에 큰 영향을 미치고 있음을 시사한다.

〈표 1〉 육아를 포함한 남녀의 주당 평균 가사노동시간 및 남성의 가사노동시간 비중:

한국 1987-2009년, 일본 1976-2016년

국가 및 연도	가사 및 양육 시간		남성의 비중 (%)
	여성	남성	
일본			
1986	24.3	1.3	5
1991	27.1	2.8	9
1996	26.4	3.2	11
2001	26.3	3.9	13
2006	26.1	4.6	15
2011	25.1	4.9	16
2016	24.3	5.1	17
한국			
1987	19.0	2.3	11
1990	17.6	2.1	11
1999	27.8	3.7	12
2004	25.7	4.2	14
2009	25.1	4.8	16
2014	24.3	5.5	18

주 : a- 1999년 이후 데이터는 20세 이상을 기반으로 한다.

2008년을 제외한 c-데이터는 모두 18-64세에 기반한다. 2008년 데이터는 15-74세에 기반한다.

출처: 일본, 유엔(1991) *World's Women 1970-1990: Trends and Statistics*, pp. 101-03; — (1995) *World's Women 1990: Trends and Statistics*, pp. 132-34; Statistics Japan (2007) *Summary Results of the 2006 Survey on Time Use and Leisure Activities*, Tokyo: Statistics Japan, Ministry of Internal Affairs and Communications, pp.16-17; — (2017) *Heisei 28-nen Shakai Seikatsu Kihon Chosa—Seikatsu-jikan ni kansuru Kekka—Kekka no Gaiyo (The 2016 Basic Survey on Social Life—The Results on Time Use—An Overview)*, Tokyo: Ministry of Internal Affairs and Communications, p.2.

한국, 한국통계청 (2005) *Social Indicators in Korea 2005*, 대전, 한국, pp. 531-532; Statistics Korea (2015) *Social Indicators in Korea 2014*, 대전, 한국, p.351; — (2015) *Social Statistics: Time Use Survey* (<http://kostat.go.kr/portal/eng/pressReleases/11/6/index.board>) 2016년 8월 26일 접속.

앞서 살펴봤듯이, 최근 몇 년간 가임기 기혼 여성의 고용률이 급증했다. 동아시아 여성은 가사를 책임질 뿐 아니라 경제적 역할에도 참여하고 있지만 남성의 가사노동

참여율은 크게 변하지 않은 것 같다. 경제적 기회가 증가하고 전통적 성역할에 대한 인식이 빠르게 변화하고 있지만 가정 내 젠더 관계는 여전히 불평등하고 양성평등이 악화되어 여성들의 가정과 경제적 역할 양립이 더욱 어려워지고 있다. 이는 결과적으로 이들 국가의 결혼과 출산율 감소로 이어질 수 있다. 참고적으로 한국과 일본은 남성과 여성 모두의 평균 노동시간이 매우 길다.

젊은 여성의 교육 수준과 재정 자립 수준은 높아졌지만, 경제 발전, 여성의 교육과 노동시장 참여 기회 확대를 포함한 구조적 변화는 특히 가임기 기혼 여성의 가정과 시장 역할 양립을 더욱 어렵게 만들고 있다(Rindfuss 2004; Tsuya, Bumpass and Choe 2000; Tsuya et al. 2012). 전통적인 성별 역할에 대한 인식이 계속되는 가운데 여성의 노동시장 진출이 증가하는 상황을 고려하면, 이들 동아시아 국가에서 가정과 사회적 책임을 양립하는 것은 더욱 어려워질 수 있다. 한국과 일본은 다른 경제 선진국에 비해 여성의 노동시장 참여율과 출산율이 모두 낮은 편이다. 최근 한국과 일본은 여성의 일가정 양립을 지원하는 가족 및 인구 정책을 개발하고 있다.

최근 한국은 여성들의 자녀수와 고용 선호도를 조사하는 전국 설문조사를 실시했다. 조사 결과 15-49세 기혼 여성의 54%가 시간제 고용을, 36%가 전일제 고용을, 10%가 무직 상태를 선호했고 62%가 2명 이상을, 32%가 1명을, 6%가 무자녀를 선호한 것으로 나타났다. 결과적으로 두 자녀 이상과 시간제 고용에 대한 선호도가 37%로 가장 높았다. 20-44세 미혼 여성도 기혼 여성과 유사한 응답 분포를 보여 눈길을 끌었다(Lee et al. 2015, p. 305). 현재 여성의 출산 행동과 고용 형태는 여성들이 선호하는 형태와 상당히 거리가 있다. 실제로 대부분 여성이 전일제로 근무하거나 무직 상태였고, 첫째 출산 이후 출산을 중지한 경우가 많았다.

제5절 1990년대 중반 이후 인구정책

한국과 일본 정부는 출산 동향이 경제활동인구 감소, 급격한 인구 고령화 및 노인 복지에 대한 재정 및 사회적 부담 증가에 미치는 영향을 우려해 출산 감소세를 역전화시키기 위한 정책과 사업을 시행하기 시작했다. 한국은 1차 5개년 저출산고령사회기본계획(2006-2010), 일명 '새로마지 플랜 I', 2차 기본계획, 일명 '새로마지 플랜 II

(2011-2015)', 그리고 2016-2020년 3차 5개년 계획(새로마지 플랜 III)을 수립했다. 이들 계획은 양질의 보육 서비스 제공, 가정 친화적 직장환경을 통한 일과 가정의 양립 촉진, 직장에서의 양성평등과 형평성 증진 및 가족 친화적 사회 조성 등을 목표로 한다(한국 저출산·고령사회위원회 2005, 2010, 2015).

한국 보육 프로그램은 최근 몇 년간 급속도로 확대되었다. 0-5세 영유아를 위한 보육 시설이 1990년 1,919개에서 2000년 19,276개, 2012년 42개로 증가했다. 최근에는 주로 사설보육시설이 늘고 있다. 2012년 국공립시설은 10%에 불과했다. 시설과 부모에 대한 정부 보조금도 증가했다. 보육 시설 증가와 더불어, 특히 영아의 보육시설 이용률 또한 급증했다. 0-2세 영아의 이용률은 2004년 18.3%에서 2012년 62.0%로 증가했으며 3-5세 유아의 보육시설 이용률은 90%에 달한다(Shin et al. 2011).

한국의 가정친화적 직장환경 조성 정책은 1953년 직장 여성에게 무급 출산 휴가 60일을 부여한 근로기준법 제정으로 시작됐다. 실제 정책은 5인 이상 사업장은 유급 출산 휴가를 보장하고 60일의 유급 출산 휴가 외에 영아를 둔 여성에게 무급 육아휴직을 제공하도록 규정한 1987년 남녀고용평등법(Equal Employment Opportunity Act, EEOA)으로 시작됐다. 2001년 일련의 개정 과정을 거쳐 출산휴가, 육아휴직, 가족간호휴가 기간과 혜택이 확대됐고 2012년 최대 90일로 무급 가족간호휴가 기간이 늘어났다. 2016년 기준 한국은 북유럽 국가에 상당하는 수준의 유급 출산휴가를 보장하고 있다(OECD 2017). 급여는 대부분 고용보험기금에서 부담하고 고용주가 일부 지원한다. 모든 직장 여성은 출산휴가를 이용할 자격이 있지만 고용보험기금의 급여를 받으려면 휴가 시작일로부터 180일 전에 보험에 가입해야 한다(Kim 2017). 다시 말해, 대부분 직장 여성이 출산 휴가와 육아 휴직을 사용할 자격이 있지만, 상당수는 제한된 급여만 받을 수 있다. 재정지원 사업(예: 직장에서의 보육 서비스, 보육비 보조, 학비 보조)과 유연근무 관련 사업(예: 근로시간 단축, 탄력근무시간제, 재택근무)도 가족친화적 직장환경조성 정책에 포함되지만 비교적 최근에 도입되어 아직 기업에 널리 보급되지는 않았다.

한국 정부기관과 대기업(300인 이상)은 제도적 압력으로 인해 휴가 프로그램을 도입했지만, 다른 사업은 도입률이 훨씬 낮다. 예를 들어 대기업 중 탄력근무시간제를 도입한 비율은 30%에 미치지 못한다(Beekman 2017). 중소기업은 더욱 느리다. 예를 들어 2005년 300인 이상 사업장 1905곳을 대상으로 실시된 사업체패널조사에 따르면

출산휴가는 81%, 보육서비스는 48%, 탄력근무시간제는 18%의 도입률을 보였다(Baek, Kelly, and Jang 2012).

그러나 한국은 여성 근로자의 가족친화 프로그램 활용률이 낮은 편이다. 예를 들어 여성관리자패널조사(341개 기업의 N=2,362)에 따르면 2012년 직장 여성 중 출산 휴가를 사용한 비율은 10%에 불과했다. 여성들의 결혼 또는 임신 후 퇴사도 이러한 낮은 이용률의 한 가지 원인이다. 직장 여성의 절반 가량이 첫째 출산 시점에 노동시장을 이탈하는 것으로 추정됐다(Lee, Duvander, and Zarit 2016). 요약하면, 정부가 가족친화적 직장환경 조성 정책을 마련하고 정부기관과 대기업이 사업을 시행하고 있지만, 직장 여성의 이용률이 낮은 편이다. 낮은 이용률과 관련된 요소는 개인 및 기업 차원의 특성을 모두 포함한다.

연구에 따르면 이들 정책은 여성의 출산과 근로 행동에 작은 영향을 미쳤다. 초산 시점에 노동시장을 이탈하는 비율이 줄었고, 5세 이하 유아의 보육 프로그램 이용 가능성과 장기 가족휴가 사용은 크지는 않았지만 둘째 출산에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인됐다(Choe and Kim 2014; Park K. 2018; Yoon 2017). 그러나 한국의 기간합계출산율은 결혼과 초산 지연으로 인해 꾸준히 감소하고 있다.

일본 정부는 1990년대 중반부터 오랜 저출산과 급격한 인구 고령화에 대한 우려로, 다양한 가족 정책과 사업을 개발하고 적극적으로 장려하고 있다(Tsuya 2015). 1989년 명확한 이유 없이 TFR이 적말띠의 해²²⁾였던 1966년 1.58명보다 낮은 1.57명 이하로 떨어지자, 일본 정부는 1995 엔젤플랜, 1999 신엔진플랜 등과 같은 사업을 통해 출산 감소세를 멈추고 역전시키기 위해 노력했다(Naikakufu 2005a, 2005b). 이들 초기 사업은 주로 보육 서비스 확대와 일과 가정생활 양립 지원 등을 통한 직접적인 양육 지원 활동으로 구성됐다.

이러한 정책에 불구하고 일본의 출산율은 지속적으로 하락해 1990년대 말 1.4명, 2000년대초 1.3명을 기록했다. 이러한 지속적인 출산율 감소에 맞서 일본 정부는 2002년 저출산대책플러스윈, 2003년 저출산사회대책기본법(Shoshika-shakai Kihon Ho), 2004년 저출산 사회대책 대강(Shoshika-shakai Taisaku Taikou), 2005년

22) 60갑자에 따라 적말띠 해는 60년 마다 돌아오고 적말띠에 해에 태어난 여아는 전통적으로 고집이 세 남편을 찾기 어렵기 때문에 불행하다고 알려져 있다. 1990년 이전 해인 1989년 TFR이 특별한 이유 없이 1966년 적말띠의 해보다 낮았다고 발표되자 일본 사회는 충격에 빠졌고 이를 1.57 쇼크라 명명했다.

자녀양육지원계획(Kodomo-Kosodate Ouen Puran)을 제정했다. 이들 사업과 법은 보육 서비스 확대와 모자건강 증진 등을 포함한 다양한 정책 목표를 구성하고, 남성(여성)의 근무시간 단축을 장려해 일과 가정의 양립을 돕고, 국가 기금을 통해 지자체의 양육 지원을 촉진함으로써 장기 정책 지침을 토대로 단기 목표를 추구했다(Kosei-ro-do-sho 2002, 2004, 2006). 이들 정책 목표와 전략을 적절했지만 2005년 일본 TFR이 1.25명으로 감소해 출산 감소를 저지하기 위한 궁극적 목표를 달성하기에는 부족했다(국립사회보장인구문제연구소2018: 51).

일본 정부는 더 이상의 출산율 하락을 저지하기 위해서는 더욱 효율적인 정책이 시급하다는 판단 하에 2000년대 말부터 2010년까지 2006년 신저출산대책(Atarashii Shoshika-taisaku ni tsuite), 2010년 자녀양육비전(Kodomo-Kosodate Vijon), 2015년 신자녀양육지원제도(Kodomo-Kosodate Shien Shin-seido)를 포함한 후속 정책과 사업을 발표했다. 이들 사업과 정책은 출생부터 청소년기까지 단계별 종합 지원을 통해 부모의 자녀 양육을 지원하는 방식에서 자녀 양육에 대한 사회 전반적인 지원을 촉진하는 방식으로 일본 가족정책의 초점을 전환했다(Naikakufu 2010, 2015). 또한 2010년대 중반 이들 가족 정책은 일명 아베노믹스로 알려진 거시경제 정책과 지방창생이라 불리는 지방재활성화 정책에 통합되어 일반 공공정책의 핵심이 되었다(Naikakufu 2015, 2016). 이들 종합 정책 활동이 출산율 감소를 저지하는 효과가 있었는지, 효과가 있었다면 어느 정도였는지 확실하지 않지만, 2010년대 일본의 출산율은 TFR 1.4명으로 안정세를 유지하고 있다. 그리고 최근 연구에 따르면 육아휴직 정책은 일본의 출산율 증가에 어느 정도 영향을 미친 것으로 나타났다(Lee, Ogawa, and Matsukura 2009).

제6절 결론 및 시사점

한국과 일본은 2차 세계대전 이후 경제 성장으로 생활 수준이 높아지고 교육 기회가 확대됐다. 덕분에 여성의 노동시장 참여율이 증가했으나 가사노동 부담은 빠르게 변화하지 못해 여성에게 부담이 되고 있다. 이들 사회경제적 변화 또는 변화의 부족은 양국의 결혼과 출산 행동에 변화를 불러왔다.

출산율이 대체 수준 이하로 감소하고 “최저” 수준을 유지하는 동안 한국과 일본에서 다양한 가족 형성 패턴이 등장했다. 한국은 여성의 결혼 연령이 점차 늦어지면서 최근 몇 년간 첫째 출산 가능성도 다소 감소하기 시작했다. 둘째 출산진도비 또한 최근 몇 년간 점진적으로 감소했다. 이들 두 요소로 인해 지난 수십 년간 한국의 출산율은 최저 수준으로 하락했다. 한국 여성의 셋째 이상 출산진도비는 국가 출산율이 감소하는 동안 매우 높음에서 대체 수준 이하로 급감했고 여전히 매우 낮은 수준을 유지하고 있다. 따라서 향후 무자녀율 증가로 이어질 수 있는 결혼 감소는 물론 한 자녀 또는 최대 2자녀 가족 일반화는 한국의 출산율이 최저 수준으로 하락한 대표적인 원인으로 지적할 수 있다.

본 논문에서 논의했듯이 한국의 강력한 가족계획사업은 국가의 매우 높았던 출산율을 대체수준 이하로 줄이는데 중요한 역할을 했다. 그러나 출산율이 이처럼 감소해 다년간 유지된 경우 다시 높이기가 매우 어렵다. 출산율 하락을 저지하기 위해 20년 이상 많은 예산을 투자해 광범위한 정책을 펼쳐왔지만, 출산율이 회복될 기미가 보이지 않는다는 점에서 한국의 가족 정책은 큰 실효를 거두지 못하고 있다.

일본은 출산율이 대체 수준 이하로 떨어진 이후 결혼 지연과 비혼 증가로 인해 첫째 자녀의 출산진도비가 꾸준히 감소해왔다. 이는 향후 국가의 실질적인 무자녀율 증가로 이어질 수 있다. 그러나 2010년부터 결혼 지연이 안정화되고 최고점에 도달했을 가능성이 높다. 첫째 자녀의 출산진도비 또한 안정화된 것 같다. 그러나 한국과 대조적으로 셋째 및 넷째 이상 출산진도비는 각각 30-40%와 15%로 상대적으로 안정세를 유지하고 있다. 따라서 초저출산 환경에서 일본의 가족 형성 패턴은 무자녀와 한자녀 가족이 증가하는 동시에 세자녀 이상의 다자녀도 일정수준을 유지하면서 점차 이질화 되어가고 있다.

경제적 세계화와 시장 경제 확장으로 여성의 교육 수준이 높아지고 고용이 크게 증가했다. 그러나 가정에서의 성역할 불평등과 더불어 이러한사회경제적 변화는 저출산 문제를 해결하려는 정부 정책과 제도에 심각한 과제가 되고 있다. 최근 한국과 일본의 가족 정책이 둘째 출산율 상승에 다소 긍정적 영향을 미치고 있다는 신호가 나타났지만 결혼 연령 상승으로(한국의 경우 여전히 상승 중) 기간출산율이 매우 낮은 수준을 유지하고 있다. 최근 한국과 일본의 가족친화적 직장환경 조성 정책은 둘째 출산에 다소 긍정적 영향을 미치고 있다. 그러나 특히 한국의 경우 직장 여성들의 이용률이 낮아

전체적으로 출산에 큰 영향을 미치지 못하고 있다. 한국 여성은 출산과 노동시장 참여 모두 낮은 수준을 유지하고 있다. 한국에서 직장 여성은, 전문직 또는 관리직의 경우에도 결혼 또는 임신으로 노동시장을 이탈하는 경우가 많고, 일을 계속하더라도 가족친화적 제도의 이용률이 낮다. 몇몇 설문조사에서는 정보 부족, 사용을 저해하는 직장환경, 경력에 악영향을 미칠 가능성 등을 가족친화적 직장환경 조성 제도를 사용하지 않는 이유로 지적됐다(Kim 2018; Baek, Kelly, and Jang 2012; Beekman 2017). 따라서 가족친화적 직장조성 제도 시행 시 이들 제도에 대한 인식을 높이고 긍정적 태도를 장려하는 것이 중요하다. 직장 여성은 이들 제도를 인식하고 기업은 여성들의 이들 제도 이용을 장려하는 환경을 조성해야 한다.

결혼 연령 상승은 한국과 일본 모두에서 기간합계출산율이 최저 수준에 머무는 중요한 원인으로 꼽힌다. 따라서 만혼과 비혼에 대한 포괄적 연구가 시급하다.

참고문헌

- Baek, Kyungmin, Erin L. Kelly, and Yong Suk Jang. (2012). "Work-family policies in Korean organizations: Human resources management and institutional explanations," *Asian Business & Management* 11(5): 515-539.
- Beekman, Yorum Choon Ha. 2017. "Work-Family Policies and Wommen's Career Outcomes in South Korean Firms," *Women and Careers* 2017(9): 65-78. Japan Women's University.
- Brinton, Mary C., Yean-Ju Lee, and William L. Parish. 1995. "Married Women's Employment in Rapidly Industrializing Societies: Examples from East Asia," *American Journal of Sociology* 100(5): 1099-1130.
- Bumpass, Larry L. and Minja Kim Choe. 2004. "Attitudes Relating to Marriage and Family Life." Pp. 19-38 in Tsuya, Noriko O. and Larry L. Bumpass (eds.), *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*. Honolulu: University of Hawaii Press.
- Cargill, Thomas F., Michael M. Hutchison, and Takatoshi Ito. 1997. *The Political Economy of Japanese Monetary Policy*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Cho, Lee-Jay, Fred Arnold, and Tai-Hwan Kwon. 1982. *The Determinants of Fertility in the Republic of Korea*. Washington, D.C.: National Academy Press.
- Choe, Minja Kim. 2006. "Modernization, Gender Roles and Marriage Behavior in South Korea," Pp. 291-309 in Chang, Yun-Shik and Steven Hugh Lee (eds.), *Transformations in Twentieth Century Korea*. London: Routledge.
- Choe, Minja Kim, Larry L. Bumpass, Noriko O. Tsuya, and Ronald R. Rindfuss. 2014. "Nontraditional Family-Related Attitudes in Japan: Macro and Micro Determinants," *Population and Development Review* 40(2): 241-271.
- Choe, Minja Kim and Hyung-Seog Kim. 2014. "Lowest-low fertility in the Republic of Korea: variations by locality, 2000-2010." *Asia-Pacific Population Journal* 29(2): 5-24.
- Choe, Minja Kim and Kyung Ae Park. 2006. "Fertility Decline in South Korea: Forty Years of Policy-Behavior Dialogue," *Korea Journal of Population Studies* 29(2): 1-26.
- Choe, Minja Kim and Robert D. Retherford. 2009. "The Contribution of Education

- to South Korea's Fertility Decline to 'Lowest-Low' Level," *Asian Population Studies* 5(3): 267-288.
- Deuchler, Martina. 1992. *The Confucian Transformation of Korea: A Study of Society and Ideology*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Frejka, Tomas, Gavin W. Jones, and Jean-Paul Sardon. 2010. "East Asian Childbearing Patterns and Policy Developments," *Population and Development Review* 36(3): 579-606.
- Johansson, Richard C. B. 2005. "Deflation and Japan Revisited," *Quarterly Journal of Australian Economics* 8(1): 15-29.
- Kim, Doo-Sub. 2005. "Theoretical Explanations of Rapid Fertility Decline in Korea," *Japanese Journal of Population* 3(1): 2-25.
- Kim, Junggho (2018). "Duration of Parental Leave and Women's Employment," *Institute of Labor Economics (IZA) Discussion Paper Series* No. 11381.
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari, and José Antonio Ortega. 2002. "Tempo-adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility," *Demographic Research* 6(6): 91-144.
- Kosei-rodo-sho (Japan Ministry of Health, Labour, and Welfare). 2002. "Shoshika Taisaku Purasu Wan: Shoshika Taisaku no Issou no Jyujitsu ni kansuru Teian (Plus-One Plan: A Proposal to Expand Policies Addressing Low Fertility)," (<http://www/mhlw.go.jp/houdou/2002/09/h0920-1.html>), accessed on 12 May 2017.
- Kosei-rodo-sho. 2004. *Shoshika-shakai Taisaku Taiko (Outline for Policy Responses to Low Fertility)*. Tokyo: Kosei-rodo-sho.
- Kosei-rodo-sho. 2006. *Kodomo-Kosodate Ouen Puran (Plan to Assist Children and Parenting)*. Tokyo: Kosei-rodo-sho.
- Lee, Samsik and Hyojin Choi. 2015. "Lowest-low Fertility and Policy Responses in South Korea," Pp. 107-123 in Rindfuss, Ronald R. and Minja Kim Choe (eds.), *Low and Lower Fertility: Variations across Developed Countries*. Cham, Switzerland: Springer International.
- Lee, Samsik, Jong-Seo Park, So-Yong Lee, Mi-Ae Oh, Hyojin Choi, and Min-Yong Song. 2015. *The 2015 National Survey on Fertility, Family Health, and Welfare in Korea* (in Korean). Seoul: Korea Institute for Health and Social Welfare.

- Lee, Sang-Hyop, Naohiro Ogawa, and Rikiya Matsukura. 2009. "Is Childcare Leave Effective in Raising Fertility in Japan?" *Asian Population Studies* 5(3): 349-369.
- McDonald, Peter. 2007. "Explanations of Low Fertility in East Asia," Pp. 23-39 in Jones, Gavin, Angelique Chan, and Pauline Straughan (eds.), *Ultra-Low Fertility in Pacific Asia: Trends, Causes and Policy Issues*. London: Routledge.
- Naikakufu (Cabinet Office, Government of Japan). 2005a. *Heisei-17-nendo-ban Shoushika-shakai Hakusho (Honpen <HTML Keishiki>) (The 2005 White Paper on Society with Continuing Below-replacement Fertility: Main Section in HTML Format)*, (<http://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2005/17webhonpen/index/html>), accessed on 11 April 2017.
- Naikakufu. 2005b. "Taiki-jido Zero Sakusen ni tuite (On the Strategies to Reduce the Number of Wait-listed Children for Childcare Services to Zero)," (http://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/meeting/promote/se_5/shiryu2_5.pdf), accessed on 11 April 2017.
- Naikakufu. 2010. *Heisei-22-nen-ban Kodomo-Kosodate Hakusho (Honpen <HTML Keishiki>) (The 2010 White Paper on Children and Parenting: Main Section in HTML Format)*, (http://www.8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2010/22webgaiyoh/html/gb1_s1_2html), accessed on 5 June 2017.
- Naikakufu. 2015. *Heisei-27-nendo-ban Shoushika-shakai Taisaku Hakusho Zentai-ban (PDF Keishiki) (The 2015 White Paper on Policy Responses to Low Fertility: Whole Version in PDF Format)*. Tokyo: Naikakufu.
- Naikakufu. 2016. *Heisei-28-nendo-ban Shoushika-shakai Taisaku Hakusho Zentai-ban (PDF Keishiki) (The 2016 White Paper on Policy Responses to Low Fertility: Whole Version in PDF Format)*. Tokyo: Naikakufu.
- Nakamura, Takafusa. 1995. *The Postwar Japanese Economy: Its Development and Structure, 1937-1994*, 2nd Edition. Tokyo: University of Tokyo Press.
- National Institute of Population and Social Security Research. 2017. *Nihon no Shorai-sukei Jinko, Heisei-28(2016)-nen~ 77(2065)-nen (Population Projections for Japan: 2016-2065)*. Tokyo: National Institute of Population and Social Security Research.
- National Institute of Population and Social Security Research. 2018. *Latest Demographic Statistics 2018*. Tokyo: National Institute of Population and

Social Security Research.

OECD – Social Policy Division – Directorate of Employment, Labour and Socail Affairs (2017). OECD Family database. <http://www.oecd.org/els/family/database/htm>. Accessed October 5, 2018.

Park, Ki Tae. 2018. “The Use of Family-Friendly Programs and Its Impact on Fertility Intention in Korea,” Paper presented at The 4thAsian Population Association Conference, 11-14, July 2018, Shanghai, China.

Raymo, James M. 1998. “Later Marriage or Fewer? Changes in the Marriage Behavior of Japanese Women,” *Journal of Marriage and the Family* 60:1023-1034.

Raymo, James M. 2003. “Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women,” *Demography* 40(1): 83-103.

Raymo, James M., Hyunjoon Park, Yu Xie, and Wei-jun Jean Yeung. 2015. “Marriage and Family in East Asia: Continuity and Change,” *Annual Review of Sociology* 41: 471-492.

Republic of Korea Committee on Low Fertility and Population Aging. 2005. *Saeromaji Plan I: Basic Plan for Aging Society and Population, 2006-2010*. Seoul: Ministry of Health and Welfare.

Republic of Korea Committee on Low Fertility and Population Aging. 2010. *Saeromaji Plan II: Second Basic Plan for Aging Society and Population, 2011-2015*. Seoul: Ministry of Health and Welfare.

Republic of Korea Committee on Low Fertility and Population Aging. 2015. *Saeromaji Plan III: Third Basic Plan for Aging Society and Population, 2016-2020*. Seoul: Ministry of Health and Welfare.

Retherford, Robert D., Minja Kim Choe, Jiajian Chen, Li Xirue, and Cui Hongyan. 2005. “How Far Has Fertility in China Really Declines?” *Population and Development Review* 31(1): 57-84.

Rindfuss, Ronald R. 2004. “The Family in Comparative Perspective.” Pp. 134-143 in Tsuya, Noriko O. and Larry L. Bumpass (eds.), *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*. Honolulu: University of Hawaii Press.

Rindfuss, Ronald and Minja Kim Choe. 2015. “Diversity across Low-fertility Countries: An Overview,” Pp. 1-13 in Rindfuss, Ronald R. and Minja Kim Choe (eds.),

- Low and Lower Fertility: Variations across Developed Countries*. Cham, Switzerland: Springer International.
- Rindfuss, Ronald R. and Minja Kim Choe. 2016. "Diverse Paths to Low and Lower Fertility: An Overview," Pp. 1-11 in Rindfuss, Ronald R. and Minja Kim Choe (eds.), *Low Fertility, Institutions, and Their Policies: Variations Across Industrialized Countries*. Cham, Switzerland: Springer International.
- Shin, Yoonjeong, Jae-eon Yoo, Hye-young Kim, and Ja-young Yoon. 2013. *Comparative Study of Family Policy in East Asia. Policy Report 2013-76*. OECD Korea Policy Centre and Kora Institute for Health and Social Affairs.
- Sobotka, T. and Lutz, W. 2011. "Misleading policy messages derived from the period TFR: Should we stop using it?" *Comparative Population Studies* 35(3): 637-664.
- Statistics Korea. 2016. *2015 Birth Statistics (Final)*. Daejeon: Statistics Korea.
- Tsuya, Noriko O. 2009a. "Gender Relations and Family Forms: Japan as an Illustrative Case," Paper presented at the Inter-Asia Roundtable on Gender Relations in the 21st Century Asian Family, Singapore, 17-18 August.
- Tsuya, Noriko. 2009b. "Naze wagakuni-no jinko wa gensho surunoka—Jyosei, shoshika, mikonka (Why does Japan's population decline?: Women, fertility, and marriage)," Pp. 3-52 in Tsuya, Noriko and Yoshio Higuchi (eds.), *Jinko Gensho to Nihon Keizai (Population Decline and Japanese Economy)*. Tokyo: Nihon Keizai Shinbun Shuppansha.
- Tsuya, Noriko O. 2015. "Below-Replacement Fertility in Japan: Patterns, Factors, and Policy Implications," Pp. 87-106 in Rindfuss, Ronald R. and Minja Kim Choe (eds.), *Low and Lower Fertility: Variations across Developed Countries*. Cham, Switzerland: Springer International.
- Tsuya, Noriko O. and Larry L. Bumpass. 2004. "Introduction," Pp. 1-18 in Tsuya, Noriko O. and Larry L. Bumpass (eds.), *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*. Honolulu: University of Hawaii Press.
- Tsuya, Noriko O., Larry L. Bumpass, and Minja Kim Choe. 2000. "Gender, Employment and Housework in Japan, South Korea, and the United States," *Review of Population and Social Policy* 9: 195-220.
- Tsuya, Noriko O., Larry L. Bumpass, Minja Kim Choe, and Ronald R. Rindfuss.

2012. "Employment and Household Tasks of Japanese Couples, 1994-2009," *Demographic Research* 27: 705-718.
- Tsuya, Noriko O. and Minja Kim Choe. 1991. "Changes in Intrafamilial Relationships and the Roles of Women in Japan and Korea," *NUPRI Research Paper Series* No. 58. Tokyo: Nihon University Population Research Institute.
- Tsuya, Noriko O. and Minja Kim Choe. 2004. "Investments in Children's Education, Desired Fertility, and Women's Employment." Pp.76-94 in Tsuya, Noriko O. and Larry L. Bumpass (eds.), *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*. Honolulu: University of Hawaii Press.
- Tsuya, Noriko O. and Karen Oppenheim Mason. 1995. "Changing Gender Roles and Below\ Replacement Fertility in Japan," Pp.139-167 in Mason, Karen Oppenheim and An\ Magritt Jensen (eds.), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. Oxford: Clarendon Press.
- United Nations. 2017. *World Population Prospects: The 2017 Revision, Volume 1: Comprehensive Tables*. New York: Population Division, Department of Economic and Social Affairs, United Nations.
- Walther, Carol S. 2006. "Emerging Patterns of Premarital Conception," Pp. 75-85 in Poston, Dudley L., Jr., Che-Fu Lee, Chiung-Fang Chang, Sherry L. McKibben, and Carol S. Walther (eds.), *Fertility, Family Planning, and Population Policy in China*. London: Routledge.
- World Bank. 1991. *World Tables 1991 Update*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- World Bank. 2017. *World Development Indicators 2017*, (<http://data.worldbank.org/data-catalogue/world-development-indicators>), accessed on 20 March 2018.
- Yoo, Sam Hyun. 2014. "Educational Differentials in Cohort Fertility during the Fertility Transition in South Korea," *Demographic Research* 30: 1463-1494.
- _____ and Tomá Sobotka. 2018. "Ultra0low fertility in South Korea: The role of the tempo effect," *Demographic Research* 38(22): 549-576.
- Yoon, Soo-Yeon. 2017. "The Influence of a Supportive Environment for Families on Women's Fertility Intention and Behavior in South Korea," *Demographic Research* 36: 227-254.