

연구보고서 2023-21

청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

함선유
이원진·하은솔



사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



한국보건사회연구원
KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



■ 연구진

연구책임자	함선유	한국보건사회연구원 부연구위원
공동연구진	이원진	한국보건사회연구원 부연구위원
	하은솔	한국보건사회연구원 전문연구원

연구보고서 2023-21

청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

발행일 2023년 12월
발행인 이태수
발행처 한국보건사회연구원
주소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전화 대표전화: 044)287-8000
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>
등록 1999년 4월 27일(제2015-000007호)
인쇄처 고려씨엔피

© 한국보건사회연구원 2023
ISBN 978-89-6827-975-1 [93330]
<https://doi.org/10.23060/kihasa.a.2023.21>

발|간|사

정부의 다양한 대응에도 우리나라의 출산율은 지속적으로 감소하여 2024년 합계출산율은 0.68명으로 줄어들 것으로 예측되고 있다. 이처럼 낮은 출산율의 배경에는 청년층의 독립, 노동시장 진입, 혼인, 출산과 같은 성인기 이행의 변화가 있다. 우리나라 청년층의 성인기 이행은 지난 수십 년간 상당한 지연이 관측되었으며, 혼인이나 출산을 하지 않고 1인 가구로 사는 비율이 급격하게 늘어났다. 그러나 그동안 청년층의 급격한 가구구조의 변화를 소득분배 측면에서 주목한 연구는 드물었다. 가족구조의 변화가 소득분배에 주요한 영향을 미치는 요인이라는 점에서 청년층의 가족형성 변화와 소득분배의 구조에 대한 심층적인 연구가 필요한 상황이다.

이에 본 연구는 최근 우리나라에서 관측되고 있는 청년기 가족형성의 변화가 소득계층과 관련 없는 보편적 변화였는지, 아니면 소득계층에 따른 불평등한 변화였는지를 살펴보았다. 더불어 이 같은 변화가 청년층의 소득분배에 미치는 영향은 어떠한지를 살펴보았다. 청년층의 가족형성의 변화는 앞으로도 지속될 것으로 예측될 뿐만 아니라, 청년기의 분배 구조가 이후 생애 전반에 걸쳐 누적적인 영향을 미칠 수 있다는 점에서 본 연구의 결과는 가족과 소득형성에 관한 중요한 기초자료를 제공할 것으로 보인다.

이 연구는 함선유 부연구위원이 책임을 맡고 이원진 부연구위원, 하은솔 전문연구원이 참여하였다. 이 연구의 자문위원으로 귀중한 자문의견을 주신 충남대학교 강지영 교수와 본원의 최선영 박사에게 깊은 감사의 뜻을 전한다. 그 외에도 연구 전반에서 귀중한 의견을 주신 여러 자문위원의 자문의견 덕분에 연구를 완성할 수 있었다. 보고서를 살펴봐 주신

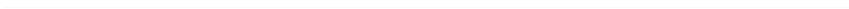
세 분의 익명 평가자께도 감사드립니다.

마지막으로 본 연구에 수록된 모든 내용은 연구자 개인의 의견이며, 한국보건사회연구원의 공식 의견이 아님을 밝힙니다.

2023년 12월

한국보건사회연구원 원장

이 태 수





Abstract	1
요 약	3
제1장 서론	7
제1절 연구의 배경 및 목적	9
제2절 선행연구 검토	11
제3절 연구의 내용	24
제2장 청장년층의 성인기 이행 동향	27
제1절 분석개요	29
제2절 고용 동향	34
제3절 분가 형태 동향	52
제4절 혼인과 출산 동향	63
제5절 여성의 고용과 혼인, 출산	73
제6절 소결	80
제3장 청장년기 가족형성 이행 요인 분석	83
제1절 분석개요	85
제2절 청장년의 결혼이행 영향 요인	92
제3절 청장년의 출산이행 영향 요인	114
제4절 소결	132

제4장 청장년기 가족형성 이후 고용과 소득 분석	135
제1절 분석개요	137
제2절 가족형성과 고용, 소득 동향	143
제3절 혼인이행 전후 고용과 소득	150
제4절 자녀출산 이후 고용과 소득	160
제5절 소결	170
제5장 청장년기 가구 특성과 소득분배 변화	173
제1절 분석 개요	175
제2절 분석 방법	176
제3절 배우자의 소득분배 효과	182
제4절 자녀의 소득분배 효과	195
제5절 부모의 소득분배 효과	204
제6절 소결	213
제6장 결론	219
제1절 연구결과 요약과 시사점	221
제2절 연구의 한계와 후속연구 제언	230
참고문헌	233
부록	239

표 목차



〈표 2-1〉 분석대상 사례 수: 인구주택총조사	31
〈표 2-2〉 분석대상 사례 수: 경제활동인구조사	32
〈표 2-3〉 분석대상 사례 수: 지역별 고용조사	33
〈표 2-4〉 2000~2020년 25~44세 남녀의 고용률	34
〈표 2-5〉 2000~2020년 남녀의 연령별 고용률	35
〈표 2-6〉 2000~2020년 25~44세 남녀의 교육수준별 고용률	37
〈표 2-7〉 2000~2020년 25~44세 남녀의 혼인상태별 고용률	39
〈표 2-8〉 2000~2020년 혼인과 출산여부별 고용률	41
〈표 2-9〉 2014~2021년 25~44세 남녀의 혼인상태와 자녀유무별 고용률	42
〈표 2-10〉 2000~2020년 25~44세 남녀 취업자의 종사상 지위	44
〈표 2-11〉 2000~2020년 25~44세 남녀 취업자의 직업	46
〈표 2-12〉 2014~2021년 25~44세 남녀 임금근로자의 평균임금	47
〈표 2-13〉 2014~2021년 연령별 임금근로자의 평균임금	48
〈표 2-14〉 2014~2021년 25~44세 혼인상태별 임금근로자의 평균임금	50
〈표 2-15〉 2014~2021년 25~44세 혼인상태와 자녀유무별 임금근로자의 평균임금	50
〈표 2-16〉 성별 분가 형태 동향	53
〈표 2-17〉 연령과 학력별 1인 가구에 속한 비율	53
〈표 2-18〉 연령과 학력별 미분가 비율	54
〈표 2-19〉 40~44세 집단별 1인 가구 비율	55
〈표 2-20〉 40~44세 집단별 미분가 비율	55
〈표 2-21〉 분가 유형에 대한 다항로짓 분석, 남성	57
〈표 2-22〉 분가 유형에 대한 다항로짓 분석, 취업 남성	58
〈표 2-23〉 분가 유형에 대한 다항로짓 분석, 여성	60
〈표 2-24〉 분가 유형에 대한 다항로짓 분석, 취업 여성	61
〈표 2-25〉 성·연령별 혼인을 경험한 비율	64
〈표 2-26〉 취업여부별 혼인을 경험한 비율	64
〈표 2-27〉 40~44세 학력별 혼인을 경험한 비율	65

〈표 2-28〉 결혼 경험 유무에 대한 회귀분석 분석, 남성	66
〈표 2-29〉 결혼 경험 유무에 대한 회귀분석, 취업 남성	67
〈표 2-30〉 결혼 경험 유무에 대한 회귀분석 분석, 여성	68
〈표 2-31〉 결혼 경험 유무에 대한 회귀분석, 취업 여성	69
〈표 2-32〉 출산을 경험한 여성의 비율	70
〈표 2-33〉 40~44세 학력별 출산을 경험한 여성의 비율	71
〈표 2-34〉 출산 경험 유무에 대한 회귀분석 분석, 여성	72
〈표 2-35〉 출산 경험 유무에 대한 회귀분석 분석, 취업 여성	72
〈표 2-36〉 2000~2020년 25~44세 여성의 교육수준별 비중	75
〈표 2-37〉 2000~2020년 25~44세 여성의 혼인과 출산여부별 비중	75
〈표 3-1〉 분석 데이터 요약	88
〈표 3-2〉 혼인 분석(2절) 변수 설명	89
〈표 3-3〉 출산 분석(3절) 변수 설명	91
〈표 3-4〉 성별에 따른 주요 변수 특성(청년 개인 특성)	92
〈표 3-5〉 성별에 따른 주요 변수 특성(청년이 속한 가구 특성)	94
〈표 3-6〉 코호트에 따른 주요 변수 특성(청년 개인 특성)	95
〈표 3-7〉 코호트에 따른 주요 변수 특성(청년이 속한 가구 특성)	96
〈표 3-8〉 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형	99
〈표 3-9〉 코호트별 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형	100
〈표 3-10〉 성별 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형	103
〈표 3-11〉 여성 코호트별 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형	107
〈표 3-12〉 여성 코호트별 개인취업소득과 상용직여부의 결혼이행 영향 모형	109
〈표 3-13〉 남성 코호트별 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형	112
〈표 3-14〉 남성 코호트별 개인취업소득과 상용직여부의 결혼이행 영향 모형	113
〈표 3-15〉 분석대상의 주요 변수 특성	115
〈표 3-16〉 분석대상의 주요 변수 특성: 코호트별	116
〈표 3-17〉 출산 이행 요인 분석: 전체	120



〈표 3-18〉 출산 이행 요인 분석: 코호트별 상호작용모형	120
〈표 3-19〉 출산 이행 요인 분석: 성별 상호작용모형	122
〈표 3-20〉 여성의 출산 이행 요인 분석	125
〈표 3-21〉 여성의 출산 이행 요인 분석	127
〈표 3-22〉 남성의 출산 이행 요인 분석	129
〈표 3-23〉 남성의 출산 이행 요인 분석	131
〈표 4-1〉 분석대상 사례 수와 관측기간	139
〈표 4-2〉 분석대상 사례의 연령별 관측 수	140
〈표 4-3〉 분석 변수의 조작적 정의	142
〈표 4-4〉 분석대상 사례의 기초통계	144
〈표 4-5〉 혼인 및 자녀유무별 비중	147
〈표 4-6〉 혼인 및 자녀유무별 고용률	150
〈표 4-7〉 혼인 및 자녀유무별 취업자의 평균취업소득	150
〈표 4-8〉 청장년 남성의 고용에 혼인이행이 미치는 영향	151
〈표 4-9〉 청장년 여성의 고용에 혼인이행이 미치는 영향	153
〈표 4-10〉 청장년 남성의 취업소득에 혼인이행이 미치는 영향	156
〈표 4-11〉 청장년 여성의 취업소득에 혼인이행이 미치는 영향	158
〈표 4-12〉 청장년층 취업자의 취업소득에 혼인이행이 미치는 영향: 코호트별 분석	160
〈표 4-13〉 청장년 남성의 고용에 자녀가 미치는 영향	161
〈표 4-14〉 청장년 여성의 고용에 자녀가 미치는 영향	163
〈표 4-15〉 청장년 남성 취업자의 취업소득에 자녀가 미치는 영향	165
〈표 4-16〉 청장년 여성 취업자의 취업소득에 자녀가 미치는 영향	167
〈표 4-17〉 청장년층 취업자의 취업소득 자녀가 미치는 영향: 코호트별 분석	169
〈표 5-1〉 분석 데이터	176
〈표 5-2〉 25~44세 표본 사례 수	177
〈표 5-3〉 소득 정의	179
〈표 5-4〉 가상 소득 사례	179



〈부표 3-1〉 성별 혼인이행에 교육수준이 미치는 영향의 코호트별 차이	239
〈부표 3-2〉 성별 출산이행에 교육수준이 미치는 영향의 코호트별 차이	240
〈부표 5-1〉 25~44세 소득 분포 요약: 중위값의 빈곤선 대비 비율	242
〈부표 5-2〉 25~44세 소득 분포 요약: 지니계수	244
〈부표 5-3〉 25~44세 소득 분포 요약: 빈곤율	246

그림 목차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS

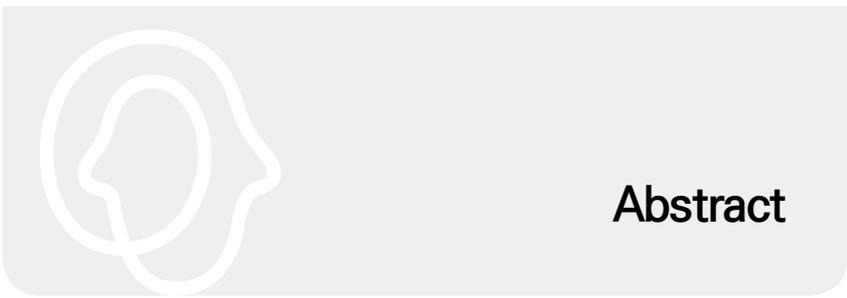


[그림 1-1] 본 연구의 전개도	25
[그림 2-1] 25~44세 남녀의 고용률	35
[그림 2-2] 남녀의 연령별 고용률	36
[그림 2-3] 25~44세 남녀의 교육수준별 고용률	38
[그림 2-4] 25~44세 남녀의 혼인상태별 고용률	40
[그림 2-5] 남녀의 혼인과 출산여부별 고용률	41
[그림 2-6] 25~44세 남녀의 혼인상태와 자녀유무별 고용률	43
[그림 2-7] 2000~2020년 25~44세 남녀 취업자의 종사상 지위	45
[그림 2-8] 25~44세 남녀 임금근로자의 평균임금	49
[그림 2-9] 25~44세 남녀 임금근로자의 평균임금	51
[그림 2-10] 여성의 고용률 변화 분해	77
[그림 2-11] 여성의 고용률 변화 분해(2000→2010)	79
[그림 2-12] 여성의 고용률 변화 분해(2010→2020)	79
[그림 3-1] 코호트별 혼인 이행 생명표	97
[그림 3-2] 남성의 코호트별 혼인 이행 생명표	97
[그림 3-3] 여성의 코호트별 혼인 이행 생명표	98
[그림 3-4] 코호트와 개인취업소득의 상호작용	101
[그림 3-5] 코호트와 개인취업소득의 상호작용	102
[그림 3-6] 개인취업소득이 혼인이행에 미치는 영향의 성별 차이	104
[그림 3-7] 아버지의 교육수준이 혼인이행에 미치는 영향의 성별 차이	105
[그림 3-8] 가구의 취업소득이 혼인이행에 미치는 영향의 성별 차이	105
[그림 3-9] 여성의 코호트와 개인취업소득의 상호작용	108
[그림 3-10] 코호트별 혼인이행에 개인근로소득이 미치는 영향(여성)	110
[그림 3-11] 남성의 코호트별 출산이행 생명표	117
[그림 3-12] 여성의 코호트별 출산이행 생명표	118
[그림 3-13] 코호트별 출산이행 생명표	118
[그림 3-14] 개인의 취업소득에 따른 성별 출산이행 확률	123

[그림 3-15] 가구의 총취업소득에 따른 성별 출산이행 확률	123
[그림 3-16] 상용직 여부 따른 성별 출산이행 확률	124
[그림 3-17] 상용직 여부 따른 출산이행 확률(남성)	132
[그림 4-1] 청장년 남성과 여성의 연령별 기혼자 비율	145
[그림 4-2] 청장년 남성과 여성의 연령별 유자녀 비율	146
[그림 4-3] 청장년 남성과 여성의 연령별 고용률	148
[그림 4-4] 청장년 남성과 여성 취업자의 연령별 평균 취업소득	149
[그림 4-5] 청장년 남성의 코호트별 혼인 전후 고용률 예측치	152
[그림 4-6] 청장년 여성의 코호트별 혼인 전후 고용률 예측치	155
[그림 4-7] 청장년 취업 남성의 코호트별 혼인 전후 로그 취업소득 예측치	157
[그림 4-8] 청장년 취업 여성의 코호트별 혼인 전후 로그 취업소득 예측치	159
[그림 4-9] 청장년 남성의 코호트별 자녀출산 전후 고용률 예측치	162
[그림 4-10] 청장년 여성의 코호트별 자녀출산 전후 고용률 예측치	164
[그림 4-11] 청장년 취업 남성의 코호트별 자녀출산 전후 로그 취업소득 예측치	166
[그림 4-12] 청장년 취업여성의 코호트별 자녀출산 전후 로그 취업소득 예측치	168
[그림 5-1] 25~44세의 성별 및 결혼상태 분포	177
[그림 5-2] 빈곤선	178
[그림 5-3] 분석 모델	180
[그림 5-4] 25~44세의 개인취업소득 구간 분포	183
[그림 5-5] 25~44세의 유배우 비율	184
[그림 5-6] 25~44세의 개인취업소득 구간별 유배우 비율	185
[그림 5-7] 25~44세의 본인 및 배우자 취업 비율	186
[그림 5-8] 25~44세의 개인취업소득 구간별 취업 배우자 존재 비율	187
[그림 5-9] 25~44세 맞벌이 집단의 배우자 취업소득	189
[그림 5-10] 25~44세의 개인취업소득과 균등화 본인·배우자 취업소득	190
[그림 5-11] 25~44세의 배우자 소득분배 효과: 중위값의 빈곤선 대비 비율	192
[그림 5-12] 25~44세의 배우자 소득분배 효과: 지니계수	193



[그림 5-13] 25~44세의 배우자 소득분배 효과: 빈곤율	194
[그림 5-14] 25~44세의 동거 자녀 수 분포	196
[그림 5-15] 25~44세의 균등화 본인·배우자 취업소득 구간별 동거 자녀 수 평균	197
[그림 5-16] 25~44세의 균등화 본인·배우자 취업소득과 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득	199
[그림 5-17] 25~44세의 자녀 소득분배 효과: 중위값의 빈곤선 대비 비율	201
[그림 5-18] 25~44세의 자녀 소득분배 효과: 지니계수	202
[그림 5-19] 25~44세의 자녀 소득분배 효과: 빈곤율	203
[그림 5-20] 25~44세의 부모 동거 분포	206
[그림 5-21] 25~44세의 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 구간별 동거 부모 수 평균	207
[그림 5-22] 25~44세의 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득과 균등화 본인·배우자· 자녀·부모 취업소득	208
[그림 5-23] 25~44세의 부모 소득분배 효과: 중위값의 빈곤선 대비 비율	210
[그림 5-24] 25~44세의 부모 소득분배 효과: 지니계수	211
[그림 5-25] 25~44세의 부모 소득분배 효과: 빈곤율	212
[그림 5-26] 25~44세 소득 분포 요약: 중위값의 빈곤선 대비 비율	216
[그림 5-27] 25~44세 소득 분포 요약: 지니계수	217
[그림 5-28] 25~44세 소득 분포 요약: 빈곤율	218
[부도 3-1] 출산이행에 교육수준이 미치는 영향의 코호트별 차이: 여성	241



Abstract

Family Formation and Income Distribution Among South Korean Young Adults: Exploring Inequality

Project Head: Ham, Sunyu

This study investigates the impact of evolving family formation patterns, such as residential independence, marriage, and childbirth on income distribution among South Korean youth. In general, family formation is known to be a factor that reduces income inequality among individuals, but if only the top earners form families, the distributional function of the family is bound to be weakened. In this study, we examine which groups have experienced changes in the transition to adulthood, including marriage and childbearing, over the past two decades (Chapter 2), whether the impact of individual socioeconomic characteristics on marriage and childbearing has changed in recent years (Chapter 3), whether earnings after marriage and childbearing have changed in recent years (Chapter 4), and the impact of these changes on income distribution (Chapter 5).

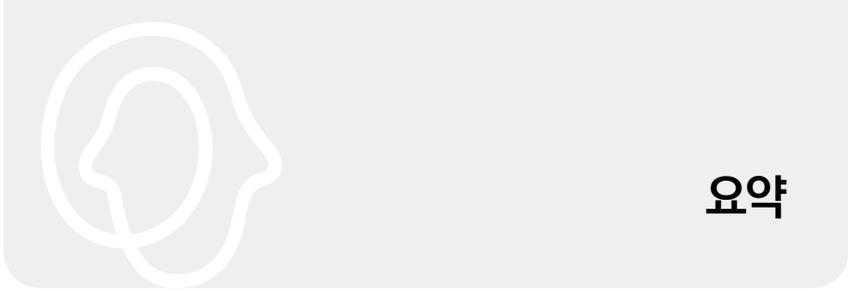
Results reveal that the traditional life course of transitioning to adulthood - residential independence, marriage, and childbearing - is no longer a universal. In 2000, only 3.47% of women aged 40-44 had never been married, compared to 19.43% in

2 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

2020, and in 2000, 5.23% of women aged 40-44 had never given birth, compared to 21.0% in 2020. This decline in the transition to adulthood was largely concentrated among the less educated individuals. Panel data analysis underscores the growing importance of socioeconomic conditions in family formation. Income was a significant determinant of marriage, and this trend was stronger in the more recent cohorts.

This increased importance of personal income for marriage and childbearing has significantly reduced the income distributional benefits of marriage, especially among low-income women. Since 2011, the proportion of married women has declined, especially among low-income women, and even when they do marry, their spouses have lower incomes, leading to more homogamous marriages among low-income women. This has reduced the poverty-reducing effect of marriage, which has been replaced by living with parents. Parental cohabitation plays a major role in poverty alleviation for low-income youth.

Key words : Young adults, Marriage, Childbearing, Income distribution, Family policy



1. 연구의 배경 및 목적

본 연구는 최근 우리나라에서 관측되는 청년층의 동거, 혼인, 출산 등의 가족형성의 급격한 변화가 소득분배에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하고자 하였다. 일반적으로 가족의 형성은 개인의 소득불평등을 완화시키는 요인으로 알려져 있으나, 만약 상위소득자에 한하여 가족이 형성된다면, 가족의 분배기능은 약화될 수밖에 없다. 이에 본 연구에서는 지난 20년간 혼인과 출산을 비롯한 성인기 이행의 변화가 주로 어떠한 집단에 집중되었는지(제2장), 개인의 사회경제적 특성이 혼인과 출산에 미치는 영향이 최근 달라졌는지와(제3장), 혼인과 출산 이후 소득이 최근 달라졌는지를 확인하고(제4장), 이러한 변화가 소득분배에 미치는 영향(제5장)을 살펴보고자 하였다.

2. 주요 연구결과

25~44세 청장년층의 독립과 혼인, 출산을 살펴본 2장에서는 독립, 혼인, 출산과 같은 성인기 이행이 더 이상 보편적인 생애과정이 아니라는 점을 확인하였다. 40~44세에 혼인을 경험하지 않은 비율은 2000년 당시 3.47%에 불과하였으나 2020년 그 비율은 19.43%로 늘어났으며, 출산 역시 2000년에는 40~44세 여성 중 출산을 경험한 적 없는 여성의 비중이 5.23%였던 반면, 2020년 21.0%로 늘어났다. 이러한 성인기 이행의 감소는 주로 저학력층에 집중되었다. 2000년 당시 고졸 이하의 미분가 비율은 4.19%로 대학원 졸업자의 3.23%와 큰 차이를 나타내지 않았으나, 2020년 고졸 이하의 미분가 비율은 13.55%를 기록하여, 대학원

4 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

졸업자의 6.87%에 비하여 2배 이상으로 늘어났다. 분가뿐만 아니라 혼인과 출산 역시 학력별 차이가 커졌다.

패널자료를 활용하여 혼인과 출산의 이행 결정 요인을 확인한 3장의 분석에서도 사회경제적 조건이 점차 중요해짐을 확인하였다. 개인의 취업소득은 결혼에 유의한 영향을 미치는 요인이었으며, 최근 코호트에서 그러한 경향은 더 커졌다. 결혼한 부부를 대상으로 실시한 분석에서도 모든 집단의 출산 이행에 공고한 영향을 미쳤던 요인은 부부 거주지가 자기인지 여부였다.

한편 고용과 혼인, 출산의 이행에 있어서 남성과 여성의 이질성이 상당하나, 최근 여성 역시 남성과 유사한 방향으로 이행의 영향 요인이 수렴되는 양상을 확인할 수 있었다. 과거 여성은 교육수준이 낮은 집단에서 더 빨리 성인기 이행을 경험하는 양상을 나타냈으나, 지난 20년간 저학력 여성의 고용과 혼인, 출산은 모두 감소하였다. 특히 고학력 여성의 고용이 개선되면서 여성의 교육투자가 혼인이 아닌 노동시장지위로 회수되는 방향 전환이 있었다. 이러한 여성의 고용 변화는 역설적으로 혼인과 출산으로 여성이 감내해야 하는 기회비용의 증가를 의미한다. 즉, 여성은 이제 남편의 소득이 아닌 여성 자신의 소득 증가가 출산을 지연시키는 요인이 되었으며, 가족형성 이후 고용과 취업소득의 패널티는 최근 코호트에서 증가하였다.

이처럼 혼인과 출산에 있어서 개인소득의 중요성이 커지면서 혼인을 통한 소득분배 개선 효과는 저소득층을 중심으로 현저하게 줄어들었다. 2011년 이후 저소득층 여성을 중심으로 유배우 비율이 줄어들었으며, 결혼을 하더라도 배우자의 소득이 낮아져, 저소득층의 동질혼 양상이 커졌다. 이에 따라 혼인에 따른 빈곤 개선 효과가 줄어들었는데, 이러한 혼인의 기능을 대체하는 것은 부모와의 동거였다. 저소득 청년의 빈곤 완화에 부모와의 동거는 주요한 역할을 하고 있다.

3. 결론 및 시사점

사회경제적 조건에 따라 성인기의 생애과업의 경로가 계층화된다는 점은 향후 다양한 사회문제로 이어지게 될 가능성이 있다. 청년층의 소득분배에 있어서 가족의 역할이 불평등을 심화시키는 방향으로 변화할 수 있으며, 원가구인 부모 세대의 자녀 부양이 길어지게 될 가능성이 있다. 장기적으로는 저출생 상황이 좀처럼 개선되지 못하는 맥락에서 사회적 부양비의 증가나 돌봄의 문제 등에 있어서 계층적인 이해관계의 차이와 갈등이 생겨날 가능성이 있다. 이러한 사회격차의 해소를 위해서는 청년기에 사회경제적 여건에 따른 이행의 격차를 줄일 수 있는 장기적이며, 근본적인 정책적 노력이 필요하다.

최근 여성의 성인기 이행 과정은 남성과 유사하게 졸업 이후 고용지위를 우선적으로 획득한 뒤 혼인과 출산을 결정한다. 여성의 고용지위가 이후 이행에 있어 중요해지는 상황임에도 여전히 높은 수준의 혼인과 출산 패널티를 경험한다. 혼인과 출산의 기회비용이 역설적으로 더 높아진 것이다. 여성이 혼인과 출산을 하더라도 노동시장에서 이탈하지 않고, 본인의 노동시장 내 지위를 유지할 수 있도록 하는 노동시장 내 사회적, 정책적 기반 없이는 혼인과 출산을 기피하는 양상이 더욱 심각해질 가능성이 있다.

주요 용어: 청년, 혼인, 출산, 소득분배, 가족정책

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제 1 장

서론

제1절 연구의 배경 및 목적

제2절 선행연구 검토

제3절 연구의 내용

제 1 장 서론

제1절 연구의 배경 및 목적

한 사회의 소득불평등 수준은 가구의 구조에 따라 달라질 수 있다. 개인소득이 높은 이들과 낮은 이들이 결혼을 하여 하나의 가구를 이루게 된다면 개인소득불평등에 비하여 가구소득의 불평등은 완화될 여지가 있다¹⁾. 즉, 분가와 혼인, 출산 같은 인구구조의 변화는 개인의 소득불평등이 변화하지 않더라도 가구의 소득불평등 정도를 변화시킬 수 있는 것이다. 최근 인구구조 변화와 소득분배 구조에 대한 이원진 외(2021)의 연구는 노인의 비율 증가와 노인세대의 자녀와의 비동거(1인 가구와 노인 부부가구의 증가)가 소득불평등 정도를 심화시키는 방향으로 기여하였음을 확인하였다.

이처럼 가구구조의 변화가 소득불평등도에 핵심적인 변수임에도 2000년대 이후 우리나라 청년층에서 관측되는 급격한 가족형성의 변화가 소득분배 구조에 어떠한 영향을 주는지에 관한 연구는 미진한 상황이다. 지난 20여년간 25~44세 청장년층의 1인 가구 비율은 3.2배 늘어났다(2000년 5.58% → 2020년 17.97%, <표 2-16> 참고). 초혼 연령은 지속적으로 상승하여 2000년에 비하여 2022년 4세 이상 높아졌으며(남성

1) 물론 이러한 논의는 가족의 부양과 돌봄을 전제로 개인의 소득을 공유한다는 가정을 기반으로 한다. 대부분의 사회보장제도는 개인의 소득이 아닌 가구를 기준으로 수급자격과 급여단위를 설정하고 있다. 그러나 이러한 사회보장제도가 변화하는 가족의 양상을 포용하지 못하며, 여성을 가족지위에서 파생된 보호를 받는 대상으로 상정하여 개별 수급권을 인정받지 못하는 현실에 대한 비판도 있다(송효진 외, 2021).

29.28세→33.72세, 여성 26.49세→31.26세, 통계청, 2022a), 합계출산율은 절반 가까이 줄어들었다(2000년 1.480 → 2020년 0.778, 통계청 2022b).

이 같은 가족형성의 지연 또는 감소는 모든 계층에 보편적으로 일어나는 것은 아니었다. 선행연구들은 소득 불안정성에 따라서 청년의 결혼과 출산의 경로가 달라진다는 점을 지적하고 있다(노법래, 양경은, 2020). 출산 역시 2000년대 중반까지도 중간 소득계층을 중심으로 출생아수가 고르게 분포하였으나, 2010년 중반에는 소득 상위 20~40%의 비율이 전체 출생의 33.8%를 차지하는 등 고소득층의 출산 비율이 커지는 양상이다. 이는 결혼과 출산의 이행이 보편적이었던 과거와 달리 고소득층을 중심으로 선택적으로 일어나고 있을 가능성을 보여준다.

이처럼 우리나라에서 나타나는 선택적인 성인기 이행은 소득불평등에 어떠한 역할을 하였을까? 동일한 소득을 버는 사람끼리 결혼을 하였더라도 모든 사람들이 보편적으로 결혼을 할 경우 개인소득에 비하여 가구소득불평등이 더 심화되지는 않는다. 그러나 고소득층에 한해 동일한 소득을 버는 이들끼리 혼인을 하게 된다면, 개인소득 불평등에 비하여 가구소득 불평등은 심화하게 된다. 반면, 출산 역시 계층적으로 이뤄진다면, 고소득층에서만 소득이 없는 가구원이 추가되므로 개인소득의 불평등에 비하여 가구소득불평등이 개선될 여지도 있다.

가족형성의 변화 양상이 남녀가 다르다는 점, 최근 20여 년간 여성의 노동시장 참여가 가파르게 증가하였다는 점 역시 본 연구에서 주목하는 변화다. 지금까지 계층적 이행에 관한 논의는 남성 청년의 계층적 지위가 공고하거나 강화되는 양상을 잘 설명하지만, 여성 청년의 경우 이러한 논의가 설명하지 못하는 양상이 존재하였다(오지혜, 임정재, 2016; 최필선, 민인식, 2015). 20~30대 여성의 노동참여가 꾸준히 증가하고 있으며,

청장년층 부부세대의 맞벌이가 증가하는 추세 속에서 여성의 경제적 조건은 혼인 결정에 달리 영향을 미쳤을 가능성도 있다.

이에 본 연구에서는 우리나라에서 청년기 가족형성이 어떠한 방식으로 변화하였으며, 어떻게 청장년층의 소득불평등에 영향을 미쳤는지를 살펴보고자 한다. 개인이나 부모의 소득에 따라 결혼과 출산 등의 이행이 계층적임을 살펴본 연구는 다수가 있으나(유홍준, 현성민, 2010; 오지혜, 임정재, 2016; 노법래, 양경은, 2020; 윤자영, 2016), 가족형성이 가구 소득의 불평등 구조에 미치는 영향과 개인소득에 미치는 영향에 대한 연구는 제한적이었다. 또한 가구구조의 변화에 초점을 맞춘 연구들은 주로 노인 가구에 초점을 맞추고 있다는 점에서 한계가 있다. 맞벌이 비율이나 동질혼이 소득불평등에 미치는 영향을 살펴본 선행연구들(김영미, 신광영, 2008; Shin & Kong, 2015) 역시 연구 대상을 이미 결혼한 부부의 소득 불평등을 살펴보고 있다는 점에서 전체 청장년층의 소득불평등 구조의 변화 양상을 확인하기는 어렵다.

이에 본 연구에서는 2000년대 이후 청장년층(25~45세)을 대상으로 성별, 코호트별로 혼인, 출산 등의 이행 양상과 소득불평등 구조를 심층적으로 연구해보고자 한다.

제2절 선행연구 검토

1. 청년기 가족형성의 계층화

지난 20년 사이 미혼 인구 비율은 급격하게 늘어났다. 우리나라에서 혼인 외 출산이 드물다는 점에서 혼인율의 감소는 곧 출산의 감소로도 이어진다. 이 같은 혼인과 출산의 감소는 우리나라에서만 관측되는 변화는

아니다(물론 우리나라 정도로 급격한 변화가 관측되는 나라는 많지 않다). 제2차 인구변천이론은 1960년대 중반부터 서구에서 본격화된 인구변동을 설명하는 개념으로 가족생활과 자녀에 대한 전통적인 가치가 바뀌면서 출산율이 급격하게 감소하고 있다는 점을 설명하고 있다.

그러나 Raymo, Park, Xie, & Yeung(2015)은 제2차 인구변천이론에서 강조하는 바와 같은 혼인과 출산에 대한 의향 변동이 동아시아 국가에서 크게 관측되지 않는다는 점을 지적하였다. 이들은 동아시아의 경우 언젠가 결혼을 하겠다는 생각과 자녀를 갖겠다는 생각이 있다는 점에서 이상향의 변화로 낮은 혼인율과 출산율을 설명하기 어렵다고 보았다. 대신 사회경제적으로 빠른 변화와 가족에 대한 기대와 의무의 제한적인 변화 사이의 긴장을 낮은 혼인과 출산의 주요한 원인으로 보았다. 이러한 긴장 속에서 고소득층 여성의 경우 결혼의 비용이 높아졌으며, 남성의 경우 가족의 역할에 충실할 수 있는 역량이 현저히 줄어들면서 결혼 시장에서의 미스매치를 심화시켰다는 것이다.

이러한 이들의 논의는 우리나라의 최근 혼인과 출산 의향 및 행태에 있어서도 일정한 설명을 제공한다. 최선영(2020)은 한국에서 개인보다 가족을 우선시하는 가족주의가 강하고, 사회적 의무에 대처하는 데 있어서도 가족 간의 의무에 의존하는 것이 일반적이라는 점에서 가족은 여전히 현실적인 재생산 기능과 필요를 실현하는 수단으로 규정되고 있다. 그러나 1990년 후반 경제위기 이후 고용 불안정성의 확대와 양극화 토대 속에서 내부노동시장으로의 진입은 치열해졌으며, 외부노동시장에 놓인 이들의 고용조건은 악화되게 된다. 결혼에 대한 인식, 또는 의무와 사회경제적 현실 사이의 괴리가 확대된 것이다(p.183). 이는 앞선 Raymo와 저자들(2015)의 논의와 유사한 양상이다.

다만 최선영(2020)은 우리나라에서도 결혼과 출산에 대한 지향이 남성

과 여성이 상이하다는 점을 주목하고 있다. 남성의 경우 결혼과 출산에 대한 의향이 여전히 높게 나타나지만, 여성의 경우 경제적 자원이 확보될 경우 결혼을 하지 않아도 괜찮다는 가치관의 변화 역시 관측된다(p.184). 따라서 2차 인구변천이론에서 논의하고 있는 가치관의 변화가 여성의 측면에서는 일정한 설명을 제공하는 것이다. 저자는 미혼기가 확산됨에 따라 남녀 모두 학교 졸업 이후 취업을 한다는 성인기 규범이 형성되었으며, 고용을 통하여 미혼기 동안 교육, 연애, 소비, 대중문화 등이 확장되면서 새로운 담론이 확산될 수 있는 생애과정적 요소가 형성되었다고 보았다(p.186). 물론 1990년대 후반 경제위기 이후 결혼지연의 추세가 단기간에 급증하였다는 점은 사실이나, 경제위기가 어느 정도 회복된 이후에도 결혼지연의 추세가 계속되었다는 점은 단지 경제적 요소만으로 혼인의 지연 또는 미이행을 설명할 수 없다는 점을 시사한다(p.191).

물론 실증적으로 혼인의 지연 또는 감소를 설명하기 위한 여러 연구들은 주로 사회경제적 요인들을 주목하고 있다. 노동시장 내 지위가 높거나, 사회경제적 자원을 갖춘 이들의 결혼 이행은 원활하나, 그렇지 못한 이들은 미혼 상태에 머무르는 사회경제적 지위에 따른 결혼 이행의 차이가 발생한다는 것이다(최선영, 이지혜, 윤태영, 2022, p.10). 청년패널 자료를 활용하여 혼인 결정을 생존분석으로 살펴본 강준과 고선(2019)의 연구는 2007년 당시 18세 이상이었던 미혼 청년을 대상으로 2017년까지 추적조사된 패널자료를 활용하여 혼인 이행까지 경과시간을 계산하였다. 그 결과 높은 급여수준과 교육수준, 직업 안정성이 결혼을 촉진하는 반면, 불안정한 종사상 지위와 실업은 결혼을 지연시킨다는 점을 확인하였다.

한편 노동패널 17개년도의 자료를 활용하여 생존분석과 이산시간분석을 실시한 오지혜와 임정재(2016)의 연구에서 남성의 경우 본인의 학력

과 취업여부가 결혼 이행에 정적인 영향을 미쳤던 반면, 여성은 고졸 이하 집단에 비하여 대졸자 학력자의 결혼 이행이 더 중요하게 나타나지 않았으며, 전문대졸업자의 경우 고졸에 비하여 이행확률이 더 줄어드는 결과가 나타났다. 청년패널 1~7차 자료로 이산시간 해저드 모형을 적용한 최필선과 민인식(2015)의 연구 역시 남성의 경우 임금이 높을수록 결혼 이행 해저드가 유의하게 높아지지만, 여성의 결혼사건에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다는 점을 확인하고 있다. 이 같은 결과들은 사회경제적 지위가 높을수록 결혼으로 이행하는 양상이 남성에게는 적용되나, 여성에게는 유의미하게 적용되지 않는다는 점을 보여준다.

남성과 여성 모두 공통적으로 빈곤층의 생애사건 미이행이 증가하는 결과도 있다. 노법래와 양경은(2020)은 복지패널 1차부터 13차 자료를 활용하여 25~39세에 이르는 청년집단의 생애사건의 이행 및 비이행 궤적을 분석하였다. 이때 이행 상태는 미취업-미혼, 미취업-결혼, 미취업-결혼-유자녀, 취업-미혼, 취업-결혼-무자녀, 취업-결혼-유자녀의 6가지로 나누어 6개 상태의 진입 연령과 이탈 연령에 대한 정보를 확인하였다. 그 결과, 성별과 소득수준에 따라 이행궤적이 상이하다는 점을 확인하였다. 남성과 여성 모두 빈곤집단의 경우 미취업과 미혼, 즉, 어떠한 성인지 이행도 하지 못한 비율이 39세 시점까지도 높게 나타났다. 여성의 경우 남성과 달리 30세 이후 미취업-결혼-자녀의 이행 비율이 높아졌으며, 소득이 높은 집단에서 취업-미혼이 높은 연령까지도 유지되는 양상을 나타냈다. 남성의 경우 빈곤집단을 제외하고는 취업-미혼인 비중이 연령이 증가함에 따라 줄어들고, 취업-결혼-자녀의 비중이 가파르게 증가하였다. 이러한 결과는 취업과 결혼으로의 이행이 줄어드는 양상이 주로 빈곤층을 중심으로 나타나고 있음을 보여준다.

유홍준과 현성민(2010)은 만 20세에서 44세 남녀를 대상으로 1995년

과 2000년, 2005년 인구총조사 자료를 활용하여 성별로 경제적 자원이 결혼여부에 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과 시간이 흐름에 따라 남성의 경우 학력이 미치는 영향이 강화되었으며, 남성 취업자의 경우 직업적 위세에 따른 결혼 확률이 달라지는 경향성 역시 강화되었다. 반면 여성의 경우 저학력자일수록 혼인할 확률이 높아지는 부적 상관성이 최근 코호트로 올수록 줄어드는 양상을 나타낸다. 물론 2005년까지도 초등학교 졸업자에 비하여 대학교나 대학원 졸업자의 혼인 비율이 더 낮게 나타난다. 또한 미취업에 비하여 취업자의 결혼 비율 역시 더 낮게 나타났다. 취업 여성을 대상으로 한 직업의 영향 역시 남성과 반대로 단순노무직에 있을 경우에 비하여 다른 직종에 있을 경우 결혼 비율이 더 낮게 나타났다.

이 같은 선행연구를 종합해보면, 최근 우리나라에서 관측되는 결혼과 출산의 지연은 사회경제적 계층별로 보편적인 지연이라고 보기 어려워 보인다. 1990년대 후반 경제 위기 이후 불안정한 노동시장 조건에 있는 청년의 가족형성의 이행이 지연 또는 감소하였다. 여러 실증연구들 역시 사회경제적 지위가 낮은 집단에서 혼인 이행이 지연되고 있으며, 특히 빈곤층인 경우 취업과 결혼이라는 성인기 이행을 전혀 이루지 못하는 비중이 높았다. 다만, 이러한 결과가 남성과 여성에게 상이하게 적용되고 있다는 점을 주목할 필요가 있다. 남성의 경우 경제적 지위가 혼인 이행에 미치는 영향이 일관적이며 시간이 흐름에 따라 커지는 추세를 나타내지만, 여성의 경우 경제적 지위와 혼인 이행이 남성과는 반대로 나타나거나 유의한 영향이 나타나지 않는다는 결과가 지배적이다. 또한 결혼과 출산에 대한 의향에 있어서도 남성은 여전히 결혼과 출산에 대한 선호를 갖고 있는 반면에, 여성은 결혼과 출산에 대한 의향이 낮다는 점에서 남성과 여성의 이행 기제가 다를 수 있어 보인다. 여성의 경우 미혼이며 취업 상태인 기간이 장기화됨에 따라 전통적인 가족의 기대로부터 탈피한 새로운 생애

과정에 대한 구상이 생겨났을 가능성도 있어 보인다.

이에 본 연구에서는 청년의 계층적 이행에 주목하되, 남성과 여성의 이질적인 경향성을 파악해 보고자 한다. 특히 선행연구들에서 결혼 이행에 영향을 미치는 요인들에 대한 분석이 특정 시점에 머물러 있거나 시기별 변화를 검토하더라도 최근의 변화를 포착하지 못하고 있다는 점에서 본 연구에서는 최근의 가족 이행의 변화를 포괄하여 혼인 이행의 결정 요인이 변화하고 있는지를 살펴보고자 한다.

2. 가구구조와 소득분배

소득불평등 수준의 변화는 소득원천의 불평등에 따라 달라질 뿐만 아니라 가구구성원들 사이에서 소득이 합쳐지고 나누어지는 방식에도 영향을 받는다(Breen & Andersen, 2012). 개인의 취업소득분포는 결혼, 출산, 아동양육, 노인부양 등의 다양한 가구구성에 따라 가구 내 개인취업소득을 결합하여 균등화한 가구취업소득분포가 결정된다. 개인의 취업소득이 없거나 적은 아동, 비경제활동 배우자, 노인은 취업자와 동거하면서 가구취업소득을 확보할 수 있다는 점에서 가구의 구성은 대체로 개인취업소득분포에 비하여 가구취업소득을 평등하게 만드는 역할을 한다(이원진, 김현경, 함선유, 하은솔, 2021, p.49).

가구구조의 변화는 다양한 변화를 일으킬 수 있으나 소득분배와 관련한 해외의 선행연구들은 한부모 가구의 증가, 맞벌이의 증가, 동질혼의 증가와 같은 세 가지 인구구조 변화에 초점을 맞추고 있다. 한부모 가구, 특히 모자가구의 증가는 가구 간 소득 불평등을 증가시키는 요인으로 알려져 있으며, 맞벌이의 증가는 대체로 가구의 소득을 평준화시키는 요인으로 알려져 있다. 반면 동질혼에 관한 연구들은 부부의 소득상관성 증가

가 소득불평등을 악화시킨다는 연구가 있고, 반대로 소득불평등에 별다른 영향을 미치지 못하였다는 연구가 혼재한다(Breen & Andersen, 2012, p.869).

1990년대 중반 이후 우리나라의 소득분포를 연구한 이원진 외(2021)의 연구는 분석대상기간인 1996년부터 2019년 사이 인구와 가구구조의 변화가 전반적인 불평등을 악화시키는 방향의 역할을 하고 있음을 확인하였다. 특히 이 기간 가구취업소득의 중간소득층과 저소득층의 격차가 지속적으로 확대된 변화의 상당부분은 인구와 가구유형의 변화로 설명되었다. 특히 청장년 유배우 가구주 가구의 감소나 노인 가구주 가구의 증가, 노인과 성인 자녀의 동거 감소와 같은 가구구조의 변화가 발생하지 않았을 경우 이 시기 중간소득층과 저소득층의 격차는 2010년 이후로 발생하지 않았을 것으로 추정되었다(이원진 외, 2021; pp.95~96).

우리나라에서 한부모 가구의 확대가 소득분포에 미치는 영향은 제한적이지만, 해외의 연구에서 한부모 가구의 증가는 소득불평등을 지속적으로 악화시키는 방향으로 기여하는 것으로 알려져 있다. 1959년부터 1989년 사이 미국의 인구동향(Current Population Survey, CPS) 자료를 분석한 Karoly & Burtless(1995)의 연구에서 싱글인 여성 가구주 가구의 증가는 모든 시기 동안 불평등을 증가시키는 방향으로 기여하였다. 특히 여성 가구주의 수가 급증한 1970년대의 경우 1960년대와 1980년대에 비하여 그 효과가 크게 나타났다.

한편 혼인과 관련한 소득불평등 연구는 대부분 부부의 소득 상관관계의 증가 또는 소득적 동질혼이 소득불평등에 미친 영향에 초점을 맞추고 있다. Karoly & Burtless(1995)의 연구는 1979년 이후 여성의 소득이 불평등 확대에 기여를 하였는데 이는 고소득 가구를 중심으로 여성의 소득 증가가 이루어졌기 때문이라고 설명하였다. 반면 Cancian & Reed

(1998) 역시 CPS의 1968년부터 1995년 자료를 분석한 결과, 가구 소득 불평등 심화에 있어서 여성의 역할은 제한적인 것으로 파악하였다. 남편과 아내의 소득 상관성은 시간이 흐름에 따라 증가하였으나, 이러한 상관성 증가가 가구소득 불평등에 미치는 영향은 제한적이었다. 필자들은 고소득 남성의 아내가 소득이 늘어나는 방식으로 변화한 것은 맞지만, 동시에 여성 내의 소득 불평등이 완화되었다는 점에서 이의 영향이 제한적이었다는 결론을 내리고 있다.

보다 최근 연구들을 살펴보면, Almås, Kotsadam, Moen, & Røed(2023)는 남편의 임금이 통상적으로 아내의 임금보다 높은 현상이 결혼 당시에 매칭 패턴, 즉, 승혼(hypergamy) 때문인지 아니면 결혼 이후의 분업 과정에서 일어나는지를 확인하고자 노르웨이의 행정데이터를 활용하였다. 이 연구는 부부의 임금 결정이 동시적이라는 점에서 승혼과 이의 경제적 결과를 식별하는 데 제약을 갖는다고 보았다. 이에 남성과 여성의 임금을 각각 순위로 변환하고, 동시성의 식별문제를 해결하기 위한 방법으로 부모의 소득순위를 도구변수로 활용하였다. 그 결과, 남성은 소득 순위가 높아짐에 따라 파트너가 있을 확률이 높아지지만, 여성의 경우 그 상승폭은 상대적으로 낮았다. 이러한 결과는 결혼의 단계에서 승혼의 선택이 이뤄지기 때문에 이후 시장과 가사노동으로의 분업이 이뤄지게 된다는 점을 의미한다. 이 결과는 또한 낮은 소득분위에 있는 남성의 경우 파트너가 없는 상태로 지내게 될 확률이 매우 높다는 점을 시사한다. 다만, 노르웨이의 경우 1952년생부터 1975년생 코호트의 시간적 추세를 확인한 결과 승혼의 추세가 감소하거나 늘어나는 양상을 보이지는 않았다.

Eika, Mogstad, & Zafar(2019)는 교육적 동질혼이 가구소득에 미치는 영향을 살펴보았다. 교육적 동질혼과 가구소득분배에 미치는 영향을

측정하는 데에는 몇 가지 한계점이 존재한다. 첫 번째로 교육적 동질혼이 강화되는 양상이 여성과 남성의 교육 수준이 증가하는 것에 기인하는지, 아니면 교육적 선택혼의 증가에 따른 것인지를 구분하는 것이 어렵다. 두 번째로 교육의 투자회수율이 지난 수십 년간 상당히 증가함에 따라 교육적 동질혼의 패턴이 변화하지 않았음에도 교육적 동질혼이 가구소득에 미치는 영향은 강해졌을 가능성이 있다. 필자들은 미국의 CPS와 덴마크, 노르웨이의 행정자료, 독일의 사회경제패널(The German Socio-Economic Panel) 그리고 영국의 노동력조사를 토대로 소득을 분해하였다. 분석 대상은 한 명이라도 26~60세인 부부를 대상으로 하였으며, 분석 변수는 크게 4가지로, 교육적 동질혼 수준, 교육수준, 교육투자회수율(대학 프리미엄), 부부의 합산 소득이다. 교육적 동질혼 수준은 부부가 동일한 학력에 속한 비율을 남성과 여성이 각각 해당 학력에 속할 비율의 곱으로 나눈 값이다. 분석 결과, 교육적 동질혼은 시간에 따라 다소 증가하는 양상을 나타내지만 미국의 경우 1940년에서 1980년 사이 그 비율이 증가하다가 1980년 이후로는 정체된 양상을 나타내고 있다. 다만 학력별로 추세가 달랐는데, 고소득층의 경우 교육적 동질혼 정도가 낮아지는 추세인 반면, 저소득층의 경우 교육적 동질혼 정도가 높아지는 추세로 나타났다. 교육적 동질혼이 부부의 소득분배에 미친 영향을 살펴보면, 횡단면적으로 부부가 무작위로 결혼하였을 때보다 지니계수가 5% 가량 높았다. 다만, 시간의 흐름에 따른 영향력이 더 커지는 추세를 나타내지는 않았다. 반면 교육투자 회수율은 꾸준히 증가하고 있으며, 이것이 소득불평등에 미치는 영향은 강화되는 추세를 나타냈다. 이러한 결과는 여타 국가의 연구에서도 동일한 패턴으로 나타났다.

Gonalons-Pons, Schwartz, & Musick(2021) 역시 부부간의 소득 동질성 강화가 동질혼에 따른 것으로 설명되지만 이의 실증적 증거는 미

약했다는 점을 지적하면서, 부부의 소득 상관성 강화는 부부의 결혼 전 소득 상관성, 즉, 동질적 결혼이 아닌 부모가 된 뒤 여성의 노동시장 참여와 관련이 있다고 보았다. 미국 CPS 1968~2015년 자료와 센서스 데이터 1960~1980년 자료, 소득과 프로그램 참여 조사(Survey of Income and Program Participation, SIPP) 1984~2014년 자료를 분석한 저자들은 1960년부터 2015년 사이 신혼부부의 소득 상관계수와 자녀를 낳기 전 부부 소득의 상관계수, 자녀를 낳고 난 이후 부부 소득의 상관계수의 추세를 확인하였다. 그 결과 결혼 전이나 출산 전 부부소득의 상관계수는 1968년부터 1990년 사이 점차 증가하였으나, 그 이후 분석 기간동안 큰 변화가 없었던 반면에 자녀를 낳은 뒤 부부 소득의 상관계수는 시간이 흐름에 따라 지속적으로 증가하였다. 이는 동질혼과 같은 결혼 패턴의 변화는 부부의 소득 상관관계의 증가를 설명하는 데에 1990년까지만 유효하였으며, 1990년 이후 부부 소득 상관관계의 증가는 상당 부분출산 후 부부소득의 상관관계 상승에 기인하였다. 또한 이러한 부부소득상관관계는 여성의 노동참여가 대부분을 설명하였다. 즉, 여성의 모성 고용패널티 감소는 부부소득의 상관성의 상승을 설명하는 요인인 것이다.

우리나라에서는 기혼여성의 경제활동참여는 주로 저소득층에서 가구주의 낮은 소득을 보완하기 위하여 발생한다는 점에서 여성의 경제활동 증가는 가구소득 불평등을 개선하는 것으로 알려져 있다(구인회, 2019, p.32). 물론 이러한 효과 역시 미미한 수준으로 파악되었는데, Ku, Lee, Lee & Han (2018)은 1996년과 2011년 사이 소득분배 변화 연구에서 소득불평등 악화를 주도하는 것은 남성의 소득이었으며, 여성의 경제활동 참여 증가는 미미한 수준에서 소득불평등을 개선한다고 결론 내렸다.

반면, 김영미와 신광영(2008)은 1998년과 2005년 한국노동패널자료를 토대로 남편의 소득에 따른 아내의 소득 수준을 살펴보았는데, 남편의

소득이 높은 집단에서 아내의 소득이 높아지는 경향성이 있음을 확인하였다. 이에 따라 기혼 여성의 노동참여가 가구소득의 불평등을 완화하는 효과가 점차 줄어들고 있다. 이원진 외(2021)의 연구 역시 유사한 결론을 내리고 있다. 남편과 아내 취업소득의 부적 상관관계가 약화되고 있다는 점은 부부 취업소득의 불평등을 강화시켰으나, 아내의 노동시장 참여 증가는 아내의 취업소득의 불평등을 감소시키는 방식으로 기여하므로 둘을 종합하여 아내의 취업소득 변화의 순효과는 미미하게 나타났다.

그러나 이처럼 부부의 소득동질성을 주목하는 연구들은 부부를 분석단위로 삼고 있다는 점에서 미혼율이 높아지고, 계층적 가족형성이 일어나고 있는 추세를 반영하지 못한다. Choi, Chung & Breen(2020)의 연구는 가족 소득의 세대간 전이(intergenerational transmission)는 크게 두 가지 경로로 일어난다고 보았다. 하나는 자녀의 노동시장 위치를 통한 경로이며, 다른 하나는 자녀의 결혼 유형에 따른 것으로 보았다. 부모는 자녀의 교육수준이나 임금에 직접적인 영향을 미치기도 하지만, 결혼 상태와 동질적 결혼을 통하여 자녀 배우자의 소득수준(즉, 자녀부부의 소득)에도 영향을 미칠 수 있다. 특히 필자들은 결혼의 역할이 단지 동질혼을 통해서만 영향을 미치지 않고, 결혼 유무에도 영향을 미친다는 점을 고려할 필요가 있다고 보았다. 기존의 동질혼 연구들은 결혼을 하지 않은 집단을 누락한다는 점에서 결혼의 계층적 속성에 대한 이해를 완벽히 할 수 없다는 지적이다.

연구진들은 부모가 자녀세대의 가구소득에 미치는 영향을 파악하기 위하여 미국의 Panel Study of Income Dynamics(PSID)의 1968년부터 2015년 자료를 활용하여 부모의 소득이 자녀의 소득에 미치는 영향을 의미하는 세대간 탄력성(IGE: Intergenerational elasticity)을 분해하였다. 분석결과, 아들의 경우 가구소득과 개인소득의 IGE 모두가 연령이 높

아질수록, 최근 코호트에서 더 작아져 부모의 영향력이 줄어들고 있음을 확인하였다. 그러나 딸은 연령에 따라 다른 패턴을 보여주었는데, 연령이 증가할수록 딸 커플의 소득과 부모소득의 IGE는 높아지는 반면, 딸 개인 소득과 부모소득의 IGE는 줄어드는 양상을 나타냈다. 이는 딸의 경우 세대간 소득이전에 있어서 결혼의 역할이 더욱 중요해졌음을 의미한다. 여성의 경우 부모 소득이 혼인상태에 미치는 영향이 커지고, 동시에 연령이 높아질수록 부부소득과 부모소득간의 상관성이 강해진다는 점에서 동질혼의 경향이 나타난다. 즉, 부모의 경제적 자원이 생애 초기 그들 자신의 소득에 긍정적인 영향을 미치다가 이후 배우자의 소득에 영향을 미친다. 이는 여성의 경제적 자원이 혼인 시 동질혼에 영향을 미치는 방식으로 세대 간 이전이 나타나는 것이다. 이러한 결과는 남성에 비하여 여성의 혼인 결정과 혼인 패턴에 있어서 경제적 배경이 더 중요해지고 있다는 점을 시사한다.

청년기 가구구조에 관한 김수정(2020)의 연구 역시 소득불평등에 있어서 혼인 이행 자체가 중요한 변수라는 점을 확인하고 있다. 김수정(2020)은 룩셈부르크 소득연구(Luxembourg Income Study, LIS) 자료를 활용하여 20~34세 청년의 빈곤율을 비교분석하고자 청년층의 빈곤 요인에 대한 로짓 분석을 실시하였다. 우리나라는 기혼 청년이 혼자 사는 청년이나 부모와 동거하는 청년보다 빈곤 위험이 낮게 나타났다. 필자는 이러한 현상은 결혼이 사회경제적 배경에 의한 자기선택(self-selection)적 지위이며, 나아가 계급적 현상이 되고 있다는 점을 시사한다고 보았다. 특히 우리나라 청년의 상대적으로 낮은 빈곤율은 부모와 함께 동거함에 따른 결과로 독립과 자율적 삶의 기반 구축이라는 청년기의 생애 과제를 지연시킨 결과이며, 부모와 동거하는 것에 비하여 혼인을 통한 독립을 하였을 때 빈곤 위험이 더 낮아지는 결과는 결혼의 계층적 이행이 공고화되었음

을 의미한다.

종합해보면 소득 또는 교육 수준이 유사한 이들이 결혼하는 동질혼의 경향은 통상 개인소득에 비하여 가구소득의 소득불평등도를 줄이는 가족의 분배 역할을 약화시키는 기제로 보인다. 그러나 실증적으로 동질혼의 증가가 전체 소득분포에 미치는 영향은 미미한 것으로 보이는데, 이는 기혼 여성의 소득 증가 자체가 여성 내의 소득 불평등을 완화시키는 역할을 하면서 동질혼의 부적 효과가 상쇄되기 때문으로 보인다. 그러나 청년층의 계층적 이행은 동질혼과는 다른 영향을 미칠 가능성이 있다. 부모의 배경이 혼인 여부에 영향을 미치며, 결혼을 통해 분가한 청년의 경우 빈곤율이 현저히 낮다는 점은 가족 형성이 계층화의 기제로 작동할 여지가 있음을 보여준다. 즉, 우리나라 청장년층에서 일어나고 있는 가족형성의 지연과 맞벌이의 증가와 같은 변화가 청장년층 가구소득의 분포에도 상당한 영향을 주었을 가능성을 시사한다.

그동안 국내 선행연구에서 밝혀진 인구와 가족 변화는 주로 노인 단독 인구나 노인인구의 1인 가구 증가와 같은 부분이었다. 소득이 없는 1인 가구의 증가는 소득불평등을 악화시키지만, 청년 1인 가구의 증가는 근로빈곤층의 가능성과 경제적 여력이 있는 이들의 미혼기 분가의 가능성을 모두 내포한다. 또한 선행연구에서 부부의 소득상관성 증가가 소득불평등에 미치는 영향은 제한적이지만, 출산 이후 여성의 고용 변화 자체는 중요한 의미를 지니는 것으로 보인다. 즉, 맞벌이의 증가 역시 50대의 경력 단절 이후의 저임금 노동시장으로의 재진입이 지니는 의미와 경력단절 없는 노동시장참여의 지속은 다른 의미를 지닐 여지가 있다. 따라서 본 연구에서는 최근 급변하고 있는 청년층의 가족구조 변화에 초점을 두고 소득분배에 미친 영향을 파악해 보고자 한다.

제3절 연구의 내용

본 연구는 청년기 가족형성의 변화가 소득불평등에 미치는 영향을 파악하고자 다음과 같은 순서로 연구를 수행하였다. 우선 2장에서는 2000년부터 2020년 인구센서스 자료를 활용하여 청년기 독립과 혼인, 출산, 경제활동의 동향을 파악하였다. 학력과 취업 등 인구사회적 특성에 따라 독립과 혼인, 출산의 동향이 이질적인지를 검토하였으며, 최근 가파르게 증가한 여성의 고용률이 혼인 및 출산의 이행 감소로 설명되는지를 살펴 보았다.

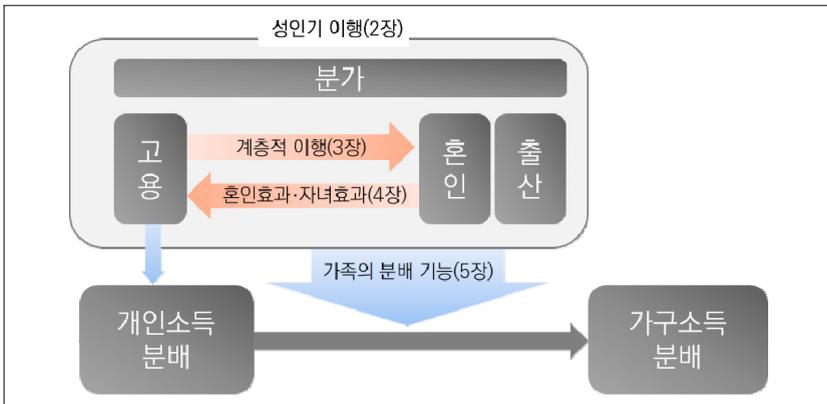
3장에서는 한국노동패널자료의 1~24차 자료를 활용하여 혼인과 출산에 영향을 미치는 요인이 코호트와 성별에 따라 다른지를 검토하였다. 가능한 최근 코호트가 포함되면서도 지연된 이행의 양상을 보다 면밀히 관찰하기 위하여 25~39세가 관측되는 1973년생부터 1985년생을 분석대상으로 하였다. 이산시간 사건사 분석을 활용하여 결혼으로의 이행과 출산으로의 이행에 개인소득이 미치는 영향이 코호트별(1973~1977년생, 1978~1981년생, 1982~1985년생) 상이한지를 살펴보았다.

4장에서는 한국노동패널 1~24차 자료를 활용하여 청장년기 혼인과 출산 전후의 고용과 소득 변화를 살펴보았다. 앞선 3장과 마찬가지로 25~39세가 관측되는 1973년생부터 1985년생을 분석대상으로 하였으며, 패널고정효과모형을 적용하여 혼인 이행과 출산 이행이 미치는 영향을 살펴보려고 하였다. 이를 통하여 혼인과 출산에 따른 패널티와 프리미엄의 양상이 최근 코호트에서 변화하였는지를 살펴보았다. 또한 소득 효과의 경우 소득 분포에 따라 다른 영향이 나타나는지를 확인하였다.

마지막으로 5장에서는 가계금융복지조사의 2011~2021년 자료를 활용하여 청장년기 가구 특성의 변화가 소득분포 변화에 미친 영향을 확인

하였다. 이 장에서는 ① 개인취업소득과 ② 균등화 부부취업소득, ③ 균등화 부부와 자녀의 취업소득, ④ 균등화 부부와 자녀, 부모의 취업소득, ⑤ 균등화 가구취업소득, ⑥ 균등화 가구시장소득, ⑦ 균등화 가구가처분소득으로 소득을 나누어 혼인여부와 자녀출산여부, 부모와의 동거여부가 청장년의 소득분포에 미치는 영향을 구분하여 각각의 기여분을 살펴보았다. 이 같은 연구의 전개를 그림으로 나타내면 아래 [그림 1-1]과 같다.

[그림 1-1] 본 연구의 전개도



자료: 필자 작성.

한편, 분석 시 한국노동패널을 활용한 3장과 4장을 제외하고는 25~44세를 분석 대상 연령으로 정하였다. 통상 청년기란 우리나라의 청년기본법상 19~34세를 특정하거나 서울 등 지자체의 경우 19~39세까지를 청년기로 본다. 그러나 우리나라는 혼인과 출산의 지연이 심화되는 상황에서 40대 첫 혼인이나 첫 출산 이행의 비중 역시 늘어나는 상황이다. 청년기의 정의가 단순한 연령 정의에 국한하지 않고 성인기로의 이행이라는 과정적인 특성을 지닌다는 점에서 본 연구에서는 지연된 성인기 이행이 관측되는 44세까지를 분석 대상으로 포괄하였음을 밝힌다.



제2장

청장년층의 성인기 이행 동향

제1절 분석개요

제2절 고용 동향

제3절 분가 형태 동향

제4절 혼인과 출산 동향

제5절 여성의 고용과 혼인, 출산

제6절 소결

제 2 장 청장년층의 성인기 이행 동향

제1절 분석개요

1. 분석 목적

본 장에서는 청장년층의 고용, 독립과 혼인, 출산과 같은 성인기 이행의 동향을 살펴보고자 한다. 청년기는 학업을 마치고 노동시장에 진입하며, 부모로부터 독립 해 자신의 가족을 꾸려나가는 시기다. 이 시기에는 취업과 독립, 혼인, 출산과 같은 복합적이고 다양한 생애 과업이 이루어진다. 앞서 선행연구에서 살펴보았듯이 성인기 이행이 과거에는 20대 초반의 초기청년에 집중되었던 것과 달리 최근 이행의 지연이 지속적으로 이뤄지고 있다. 또한 과거에는 이러한 성인기 이행이 대체로 누구나 거쳐가는 보편적이었던 경험이었던 점과 달리 최근에는 사회경제적 지위에 따라 원활한 이행과, 지연 이행, 미이행의 추세가 관측되는 것으로 알려져 있다. 이에 본 장에서는 2000년 이후 가장 최근 시점까지의 성인기 이행의 양상과 관련 요인을 횡단적으로 살펴보고자 한다²⁾.

통상 청년의 취업은 독립과 혼인, 출산의 선행조건이 되는 것으로 알려

2) 본 연구에서 주목하는 2000년 이후 시점은 IMF 경제 위기 이후 청년층의 성인기 이행 양상이 상당히 변화하였다는 특성이 있다. 선행연구에 따르면 1960년대생까지 압축된 연령 구간에서 교육 종료와 노동시장 진입, 결혼·출산이 이뤄지는 생애과정의 표준화가 이뤄졌으며, 1970년대생 또는 1975년생부터 이전과 다른 이행 패턴을 보이는 탈표준화 양상을 나타낸다(이상직, 2020). 이들 1970년생의 탈표준화 양상이 본격적으로 관측되기 시작하는 시점이 2000년부터다.

져 있다. 그러나 여성 청년의 취업은 혼인과 출산 이후 경력단절을 고려할 때 선형적 관계를 나타내지는 않는다. 즉, 취업과 혼인, 출산의 순차적 관계는 남성 청년에게는 설명력이 있으나, 여성은 보다 복잡한 양상을 나타낸다. 예를 들어 오유진과 김교성(2019)의 연구에서 고졸 남성과 여성은 모두 졸업 이후 괜찮지 않은 일자리로 진입하지만, 남성 청년이 그 일 자리를 지속하는 것과 달리 여성은 미취업상태와 가사, 양육의 형태로 이어지는 보다 복잡한 이행궤적을 나타내고 있었다. 대졸자의 경우도 여성은 괜찮은 일자리로 진입은 하지만, 일자리 지속 후 가사 양육의 유형으로 이행하는 양상을 나타낸다. 여성의 노동시장 이행궤적을 연구한 김이선과 박경숙(2019)의 연구에서도 가장 주된 유형은 자녀양육기 노동시장을 이탈하는 M자 형이었다.

이러한 연구 결과들은 여성 청년의 고용이 결혼과 출산에 미치는 영향, 그리고 결혼과 출산이 고용에 미치는 영향이 혼재되어 있음을 보여준다. 따라서 여성 청년의 고용 동향은 결혼과 출산을 전후로 한 고용의 양상을 살펴봐야 한다. 따라서 2절에서는 25~44세 청장년 남녀의 전반적인 고용 동향을 살펴보고, 3절과 4절에서는 분가 및 혼인, 출산 동향을, 5절에서는 청장년 여성을 중심으로 고용과 혼인, 출산의 관계의 변화를 살펴 보도록 하겠다.

2. 분석 대상과 자료

본 절에서는 2000년부터 2020년 사이 경제활동인구조사 원자료와 인구총조사 2% 마이크로데이터 원자료, 그리고 2014년부터 2021년 지역별고용조사 원자료를 활용하였다. 경제활동인구조사는 우리나라 고용통계를 생산하는 자료로 전반적인 고용 동향 확인을 위하여 이 자료를 활용

하였다. 그러나 이 자료는 취업자의 임금에 관한 정보 및 자녀 출산에 대한 정보가 없다. 이 때문에 임금근로자의 임금에 관한 정보의 확인을 위하여 지역별고용조사를 활용했으며, 출산여부와 고용 분석 시에는 인구주택총조사 자료를 이용하였다.

분석대상은 20년 사이의 이행 동향을 포괄적으로 확인하기 위하여 25~44세를 청장년 연령층으로 정하였다. 2000년 당시 초혼연령에 비하여 2020년 초혼연령이 급격하게 상승하였기 때문에 이보다 좁은 연령대의 경우 이행 양상을 충분히 관측하기 어렵다고 보아 이 같은 연령범위를 설정하였다.

분석 대상 사례 수는 인구총조사의 경우 2000년 31만 사례에서 2020년 24만 사례 정도이며, 총 분석 사례 수는 139만 6,185사례다. 경제활동인구조사의 경우 매년 25~44세 응답자의 수가 18만 5천 사례에서 35만 7천 사례 정도 확인되며, 2000년부터 2020년까지 21년 사이 전체 사례 수는 591만 8,701사례이다. 지역별 고용조사의 경우 2014~2021년 사이 매년 10만 명 정도의 사례가 포함되었으며, 전체 사례 수는 77만 9,126사례이다. 모든 분석은 인구 대표성을 지니도록 가중치를 적용하였다.

〈표 2-1〉 분석대상 사례 수: 인구주택총조사

(단위: 명)

	전체	남자	여자	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세
전체	1,396,185	700,244	695,941	316,919	338,738	364,880	375,648
2000	317,393	157,989	159,404	76,926	79,267	82,128	79,072
2005	294,736	146,606	148,130	65,111	75,158	76,756	77,711
2010	287,858	143,810	144,048	64,053	68,373	76,988	78,444
2015	254,816	128,566	126,250	51,783	62,653	66,103	74,277
2020	241,382	123,273	118,109	59,046	53,287	62,905	66,144

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

32 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

〈표 2-2〉 분석대상 사례 수: 경제활동인구조사

(단위: 명)

	전체	남자	여자	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세
전체	5,918,701	2,876,795	3,041,906	1,206,313	1,387,928	1,598,425	1,726,035
2000	357,446	177,041	180,405	87,012	83,507	93,999	92,928
2001	344,325	171,022	173,303	80,119	81,115	89,518	93,573
2002	328,803	162,377	166,426	71,983	79,780	83,694	93,346
2003	378,237	183,828	194,409	77,460	96,488	96,552	107,737
2004	357,688	173,399	184,289	71,581	91,221	92,213	102,673
2005	345,649	167,075	178,574	70,055	86,405	91,417	97,772
2006	336,069	162,597	173,472	69,634	80,605	90,993	94,837
2007	317,747	154,023	163,724	65,912	72,561	89,484	89,790
2008	301,312	146,992	154,320	64,012	66,562	85,286	85,452
2009	301,694	145,785	155,909	63,479	66,123	85,821	86,271
2010	289,929	139,431	150,498	58,808	65,008	81,310	84,803
2011	276,417	132,330	144,087	53,080	63,974	76,333	83,030
2012	262,469	125,698	136,771	47,331	62,623	70,736	81,779
2013	252,924	121,611	131,313	42,910	61,919	67,587	80,508
2014	238,517	114,822	123,695	41,380	58,687	62,734	75,716
2015	224,318	108,325	115,993	41,898	53,165	59,090	70,165
2016	213,294	103,368	109,926	40,323	49,732	57,981	65,258
2017	211,418	102,461	108,957	39,281	46,646	60,303	65,188
2018	203,858	99,207	104,651	40,158	43,509	58,968	61,223
2019	191,520	93,464	98,056	39,736	39,751	54,594	57,439
2020	185,067	91,939	93,128	40,161	38,547	49,812	56,547

자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사. 필자 분석.

〈표 2-3〉 분석대상 사례 수: 지역별 고용조사

(단위: 명)

	전체	남자	여자	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세
전체	779,126	384,431	394,695	150,148	168,495	213,416	247,067
2014	110,936	54,239	56,697	18,749	26,729	29,278	36,180
2015	105,029	51,520	53,509	18,419	24,208	28,361	34,041
2016	98,941	48,711	50,230	18,056	21,888	27,495	31,502
2017	102,267	50,276	51,991	19,357	21,919	29,380	31,611
2018	95,899	47,171	48,728	18,814	19,886	27,739	29,460
2019	88,901	43,904	44,997	18,236	18,077	25,132	27,456
2020	83,400	41,578	41,822	17,717	16,682	22,287	26,714
2021	93,753	47,032	46,721	20,800	19,106	23,744	30,103

자료: 통계청. (각 연도). 지역별고용조사. 필자 분석.

3. 분석 방법

본 장의 주요 분석 내용은 청장년층의 고용 동향과 부모로부터의 분가 여부와 분가 형태(1인 가구, 부부가구), 그리고 생애 혼인 경험과 생애 출산 경험, 고용 여부이다. 모든 이행 동향은 성별, 연령별, 교육수준별로 시기에 따라 어떻게 달라졌는지를 중심으로 살펴보았다. 우선 집단별 기술통계를 검토하였으며, 이행에 영향을 미치는 집단별 요인을 확인하고자 다항로짓분석(3절)과 회귀분석(2절, 4절), 재가중 분석(5절)을 실시하였다.

제2절 고용 동향

1. 고용률

우선 25~44세 청장년층의 지난 20년간 고용동향을 살펴보자. 통상 청장년기의 가장 첫 번째 성인기 이행은 노동시장의 진입이라 할 수 있다. 고용 동향을 살펴보면, 지난 20년 동안 남성과 여성이 매우 상이한 방식으로 변화했음을 확인할 수 있다. 우선 남성의 경우 2000년 당시 고용률이 88.18%였으나 여성의 고용률은 55.08%에 불과하여 남성과 여성의 차이가 33.10%p에 이르렀다. 2000년 이후 남성 청장년층의 경우 고용률이 소폭이나마 꾸준히 줄어드는 양상을 나타내고 있다. 반면, 여성의 고용률은 점진적으로 상승한다. 2008~2009년 금융위기 당시와 2020년 코로나19 이후를 제외하고 여성 청장년층의 고용률은 계속해서 상승하였다(그림 2-1). 이 같은 현상으로 2019년 당시 여성의 고용률은 64.3%로 높아졌으며, 남성과 여성의 고용률 격차는 2020년 20.07%p로 줄어들었다.

〈표 2-4〉 2000~2020년 25~44세 남녀의 고용률

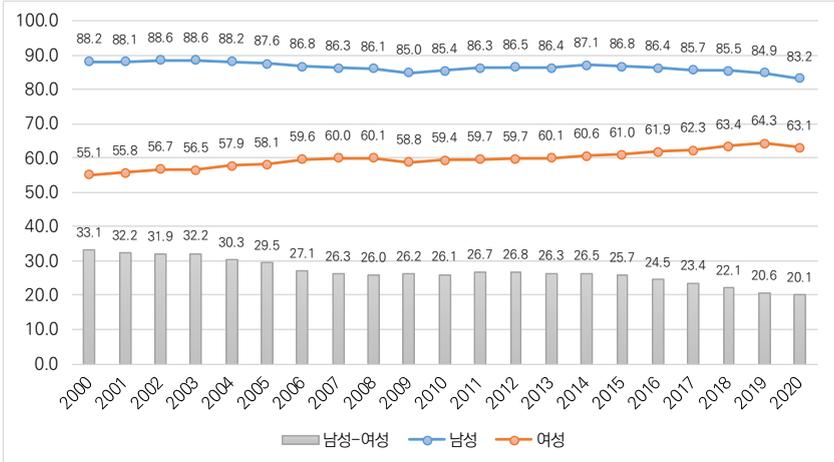
(단위: %, %p)

	전체	남성	여성	남성-여성
2000	71.88	88.18	55.08	33.10
2005	73.13	87.61	58.12	29.49
2010	72.70	85.44	59.38	26.06
2015	74.25	86.75	61.00	25.75
2020	73.56	83.17	63.10	20.07
2010-2000	0.82	-2.74	4.30	-7.04
2020-2010	0.86	-2.27	3.71	-5.98

자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

[그림 2-1] 25~44세 남녀의 고용률

(단위: %, %p)



자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

<표 2-5> 2000~2020년 남녀의 연령별 고용률

(단위: %, %p)

	남성				여성			
	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세
2000	73.01	89.51	91.09	90.10	45.96	38.42	45.58	49.54
2005	66.02	86.39	90.06	89.90	56.70	42.84	46.11	50.74
2010	70.16	86.38	88.58	89.07	67.93	56.28	55.42	61.99
2015	67.78	87.78	91.00	91.09	68.25	58.54	56.06	61.13
2020	70.61	87.02	91.27	91.94	73.14	69.42	64.00	65.73
2010-2000	-2.85	-3.13	-2.50	-1.03	21.97	17.86	9.83	12.45
2020-2010	0.45	0.64	2.69	2.87	5.21	13.14	8.58	3.74

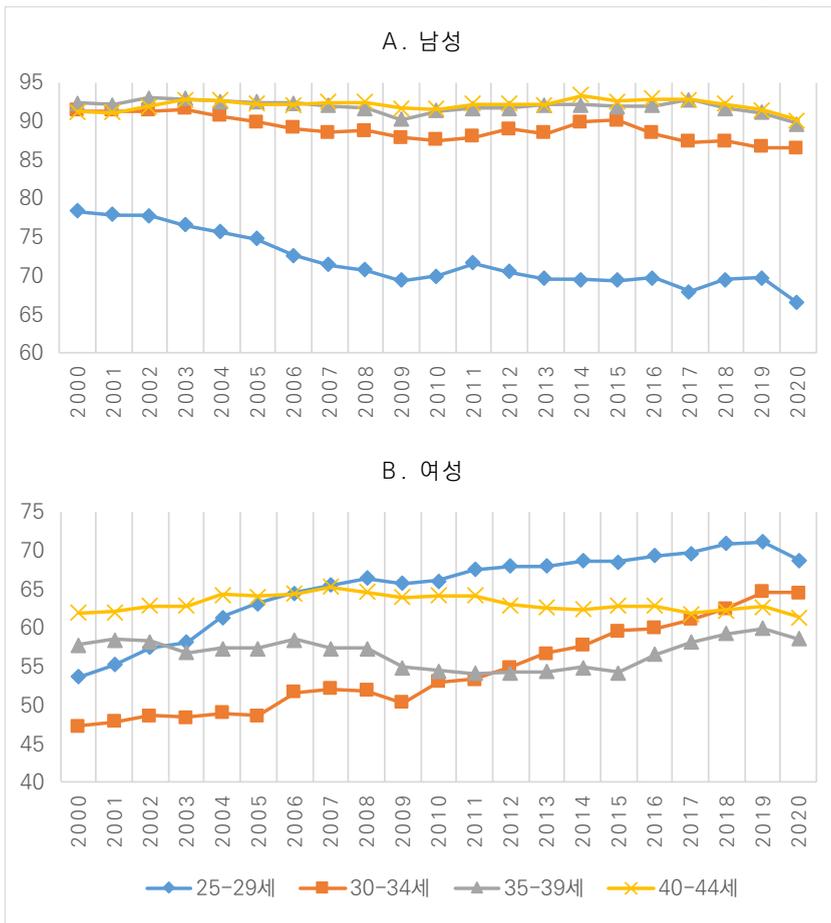
자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

남성과 여성 청년의 하위집단별 고용률 변화는 더 극적이다. 남성의 경우 25~29세 고용률은 70% 내외로 낮은 반면, 30세 이상 고용률은 85%

를 넘어선 높은 고용률이 유지되는 양상이다. 지난 20년 사이 이러한 양상은 더욱 강화되어, 25~29세 고용률은 지속적으로 하락한 반면, 30세 이상 고용률은 소폭 감소하거나 유지되는 양상을 나타냈다.

[그림 2-2] 남녀의 연령별 고용률

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

반면, 여성의 고용률은 2000년 당시 40~44세, 35~39세, 25~29세, 30~34세 순으로 기록되었다. 이는 25세부터 34세 여성의 경우 결혼과 출산, 자녀 양육 등으로 노동시장을 이탈하였다가 35세 이후 노동시장에 복귀하는 M자 양상의 결과로 보인다. 그러나 지난 20년 사이 이러한 고용률의 순위가 뒤바뀐다. 2000년과 2010년 사이 모든 연령층의 여성 고용률이 높아지지만, 그 중에서 특히 25~29세 여성의 고용률은 무려 21.97%p가 증가하였다. 2010년부터 2020년까지는 30대 여성의 고용률 증가폭이 상당히 컸다. 이 같은 고용률 상승의 결과로, 2007년에 이르러 25~29세 여성의 고용률은 40~44세 고용률을 넘어섰으며, 30~34세 여성의 고용률 역시 2012년 35~39세 고용률을 넘고, 2018년에 40~44세 고용률을 넘어섰다. 이 같은 고용률 역전의 결과로 2020년 현재 여성의 고용률은 25~29세, 30~34세, 40~44세, 35~39세 순으로 높고, 여성 내의 연령별 고용률 차이는 줄어들었다.

〈표 2-6〉 2000~2020년 25~44세 남녀의 교육수준별 고용률

(단위: %, %p)

	남성					여성				
	중졸 이하	고졸	초대졸	대졸	대학원 졸	중졸 이하	고졸	초대졸	대졸	대학원 졸
2000	85.05	87.87	89.15	89.36	93.97	66.34	50.67	54.43	55.37	68.71
2005	80.82	85.92	88.63	90.16	95.46	65.27	55.44	59.78	58.95	74.84
2010	74.86	81.71	89.30	87.88	96.24	57.69	56.88	59.99	61.36	74.65
2015	68.22	82.59	90.96	88.56	94.94	51.48	57.72	61.84	63.10	69.99
2020	69.51	77.79	86.28	85.66	93.24	47.62	56.26	64.69	66.02	73.56
2010-2000	-10.18	-6.16	0.14	-1.49	2.27	-8.65	6.22	5.56	5.99	5.94
2020-2010	-5.35	-3.91	-3.02	-2.22	-3.00	-10.07	-0.63	4.70	4.66	-1.08

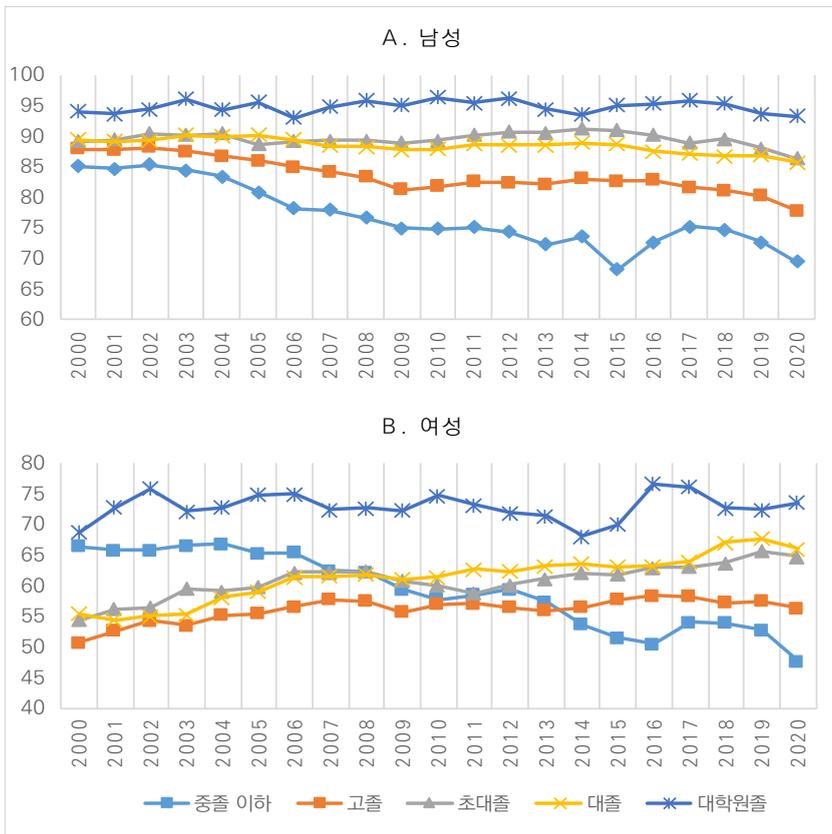
자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

38 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

교육수준별 고용률 동향 역시 남녀의 추세가 다르다. 남성의 경우 교육 수준이 높을수록 고용률이 높은 양상은 지난 20년간 유지되지만, 교육수준에 따른 고용률 격차가 상당히 커졌다. 2000년 당시 증줄이하더라도 고용률이 85%를 넘어섰던 반면, 지난 20년간 저학력자의 고용률은 더 큰 폭으로 떨어지면서 저학력자와 고학력자간 고용률의 격차는 24%p까지 벌어지게 되었다.

[그림 2-3] 25~44세 남녀의 교육수준별 고용률

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

여성은 교육수준에 따른 고용률 양상이 복잡하다. 2000년 당시 고용률이 가장 높았던 집단은 대학원졸이었으며, 다음으로는 중졸이하였다. 대졸자, 초대졸자, 고졸자 모두 이들에 비하여 고용률이 한참 낮게 나타난다. 이 같은 교육수준별 고용률 순위는 2010년대 이르러 그 순서가 바뀌게 된다. 남성과 마찬가지로 중졸이하 저학력자의 고용률은 큰 폭으로 하락하였으며, 고졸, 초대졸, 대졸자의 고용률은 꾸준히 상승한다. 특히 초대졸자와 대졸자의 고용률 상승폭이 컸다. 2020년 현재 여성의 고용률은 남성과 마찬가지로 학력 수준이 높을수록 고용률이 높아지는 양상을 나타내고 있다. 여성의 교육투자가 혼인으로 이어지는 과거와 달리 지난 20년 사이 여성도 남성과 마찬가지로 교육투자가 노동시장 이행으로 이어지는 것으로 보인다.

〈표 2-7〉 2000~2020년 25~44세 남녀의 혼인상태별 고용률

(단위: %, %p)

	남성			여성		
	미혼	기혼	사별·이혼	미혼	기혼	사별·이혼
2000	75.42	93.86	78.24	76.81	50.53	76.10
2005	74.53	94.77	79.83	78.08	52.04	78.59
2010	71.64	94.75	82.54	77.44	52.50	77.41
2015	74.80	96.07	85.93	78.40	53.07	76.66
2020	72.74	95.60	81.26	74.21	55.76	71.53
2010-2000	-3.78	0.89	4.30	0.63	1.97	1.31
2020-2010	1.10	0.85	-1.28	-3.23	3.26	-5.88

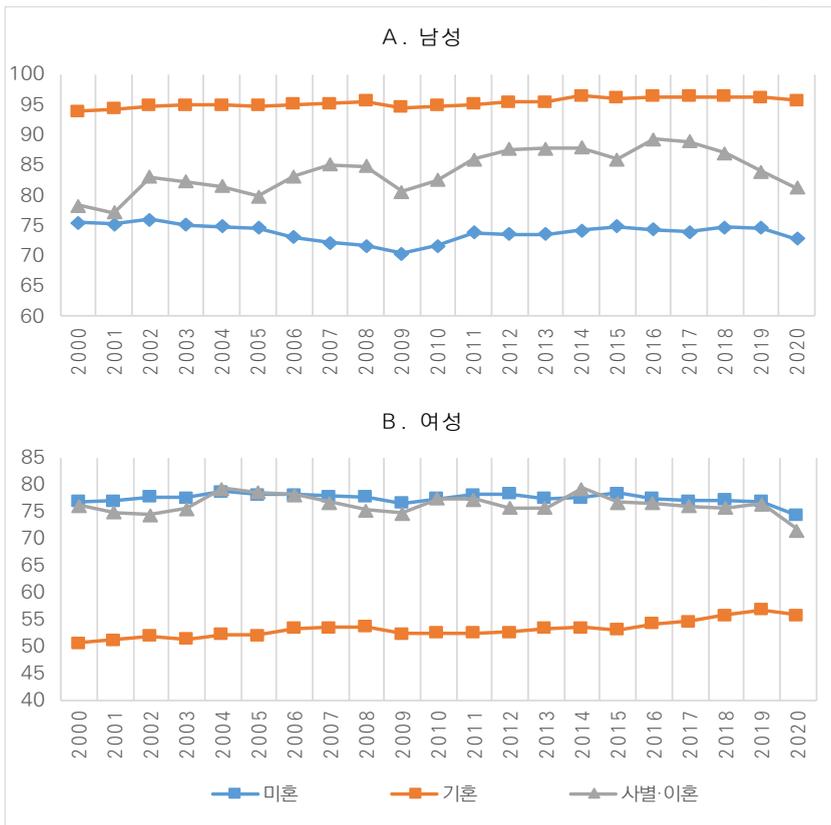
자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

다만 여성의 고용은 혼인과 출산으로 인하여 여전히 제약이 있다는 점을 확인할 수 있다. 25~44세 남녀 미혼자의 고용률은 2000년 당시부터 이미 여성이 더 높게 나타난다. 이러한 양상은 2020년까지도 이어져, 미혼 여성 74.21%, 미혼 남성 72.74%의 고용률을 나타낸다. 그러나 기혼

자의 경우 남성은 상당히 높은 고용률을 나타내는 반면, 여성 기혼자의 고용률은 매우 낮게 나타난다. 즉, 혼인을 전후로 남녀의 고용률 격차가 벌어지는 양상이 지속되고 있음을 확인할 수 있다.

[그림 2-4] 25~44세 남녀의 혼인상태별 고용률

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

다만, 인구주택총조사 결과를 토대로 자녀유무에 따른 고용률 변화를 살펴보면, 여성의 경우 기혼자의 고용률 상승이 큰 폭으로 확인된다. 특히 2000년부터 2010년 사이 기혼 무자녀와 기혼 유자녀 모두 고용률이 각각 15.50%p, 12.92%p가 증가한 반면, 2010년부터 2020년 사이에는 기혼 무자녀 여성의 고용률 증가세가 큰 폭으로 이어진다. 이에 따라 기혼 무자녀인 경우 미혼자와 유사한 수준으로 고용률이 증가했다.

〈표 2-8〉 2000~2020년 혼인과 출산여부별 고용률

(단위: %, %p)

	남성		여성		
	미혼	기혼	미혼	기혼 무자녀	기혼 유자녀
2000	68.00	92.89	68.15	46.62	40.53
2005	66.46	93.20	69.47	52.61	42.49
2010	73.10	92.09	76.63	62.12	53.45
2015	73.40	95.30	76.28	64.33	52.16
2020	76.24	95.74	77.70	72.11	59.43
2010-2000	5.10	-0.80	8.48	15.50	12.92
2020-2010	3.14	3.66	1.07	9.99	5.98

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

[그림 2-5] 남녀의 혼인과 출산여부별 고용률

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

42 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

지역별고용조사를 통하여 2014년 이후 자녀의 영향까지 함께 살펴보면, 이 자료에서도 배우자가 있는 25~44세 여성의 고용률이 상승하는 양상을 관측할 수 있다. 남성은 배우자와 자녀가 모두 있는 경우 고용률이 가장 높게 나타났으며, 다음으로 배우자는 있으나 자녀가 없는 남성, 배우자가 없으나 자녀가 있는 남성, 배우자와 자녀가 모두 없는 남성 순으로 고용률이 높았다. 여성은 배우자가 없는 경우 고용률이 높았으며, 배우자가 있더라도 자녀가 없는 경우 고용률이 높았다. 배우자가 있으나 자녀가 없는 여성의 고용률은 4개 집단 중 가장 큰 폭으로 고용률이 증가하였으며, 배우자가 없는 여성과의 고용률 격차가 줄어드는 양상을 나타낸다. 한편 배우자 및 자녀가 있는 여성의 경우 2014년부터 2019년까지는 고용률이 꾸준히 증가하였으나, 코로나19 유행이 시작된 2020년 고용률이 하락하여, 2021년까지도 하락세를 나타낸다.

〈표 2-9〉 2014~2021년 25~44세 남녀의 혼인상태와 자녀유무별 고용률 (단위: %, %p)

	남성				여성			
	유배우 무자녀	유배우 유자녀	무배우 무자녀	무배우 유자녀	유배우 무자녀	유배우 유자녀	무배우 무자녀	무배우 유자녀
2014	93.82	97.20	75.63	90.28	61.98	50.76	77.70	79.10
2015	94.32	96.87	75.65	92.09	62.70	51.94	77.15	80.27
2016	93.46	97.04	74.94	92.05	63.72	51.77	77.10	77.63
2017	93.88	97.37	74.62	92.24	63.59	52.40	77.88	80.47
2018	93.46	96.82	74.45	89.72	64.33	54.27	77.56	76.23
2019	93.53	96.79	75.09	87.31	66.26	55.20	77.79	78.04
2020	91.90	95.77	72.62	86.28	65.15	53.40	73.26	74.55
2021	93.33	96.81	74.51	91.20	66.19	53.45	76.38	72.42
2021-2014	-0.50	-0.39	-1.13	0.92	4.20	2.69	-1.32	-6.68

자료: 통계청. (각 연도). 지역별고용조사 원자료. 필자 분석.

[그림 2-6] 25~44세 남녀의 혼인상태와 자녀유무별 고용률

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 지역별고용조사 원자료. 필자 분석.

2. 일자리 특성

다음으로 지난 20년 사이 25~44세 청장년층의 일자리 특성을 살펴보고자 한다. 고용 상태에 이르는 것 이외에도 직업이나, 종사상 지위, 임금과 같은 일자리 특성은 이후 가족형성 이행에 영향을 미칠 수 있으며, 여성의 경우 일자리의 특성 확인을 통하여 가족형성 이후 일자리의 유지나 경력 단절 여부를 가늠할 수 있다.

먼저 종사상 지위의 변화를 살펴보면, 25~44세 남녀 모두 상용근로자의 비중이 큰 폭으로 증가하는 양상이다. 청장년 남성의 경우 지난 20년 동안 임시근로자와 자영업자의 비중이 줄어든다. 2000년부터 2010년 사이에는 주로 고용원이 없는 자영업자의 비중이 줄어들고, 2010년부터 2020년 사이에는 임시근로자의 비중이 줄어들었다. 상용근로자는 2000년부터 2010년 14.16%p, 2010년부터 2020년 10.34%p 늘어났다.

청장년 여성의 경우 종사상 지위의 변화가 더욱 큰 폭으로 확인된다.

44 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

2000년 당시 25~44세 여성 취업자 중 무급가족종사자의 비중은 17.57%를 차지할 정도로 큰 비중을 나타냈다. 이는 여성이 취업을 하더라도 상당수는 가족의 일을 돕는 수준의 일을 했음을 시사한다. 상용직 근로자의 비중은 고작 22.31%에 불과하였으며, 임시근로자는 30.41%로 상용직 근로자에 비하여 더 큰 비중을 차지하였다. 그러나 20년 사이 취업자의 종사상 지위는 극적으로 변화하였다. 2020년 25~44세 여성 취업자 중 무급가족종사자는 2.99%로 8분의 1가량으로 줄어들었으며, 상용근로자는 68.46%로 높아졌다. 이는 여성의 경우 취업자의 비중이 높아졌을 뿐만 아니라 취업자 중에서도 가족의 사업을 돕는 무급종사자의 비중이 줄어들고 소득활동을 하는 임금근로자의 비중이 높아졌음을 보여준다. 즉, 전반적인 소득 분포 내에서 여성의 역할이 강화되었을 가능성이 있다.

〈표 2-10〉 2000~2020년 25~44세 남녀 취업자의 종사상 지위

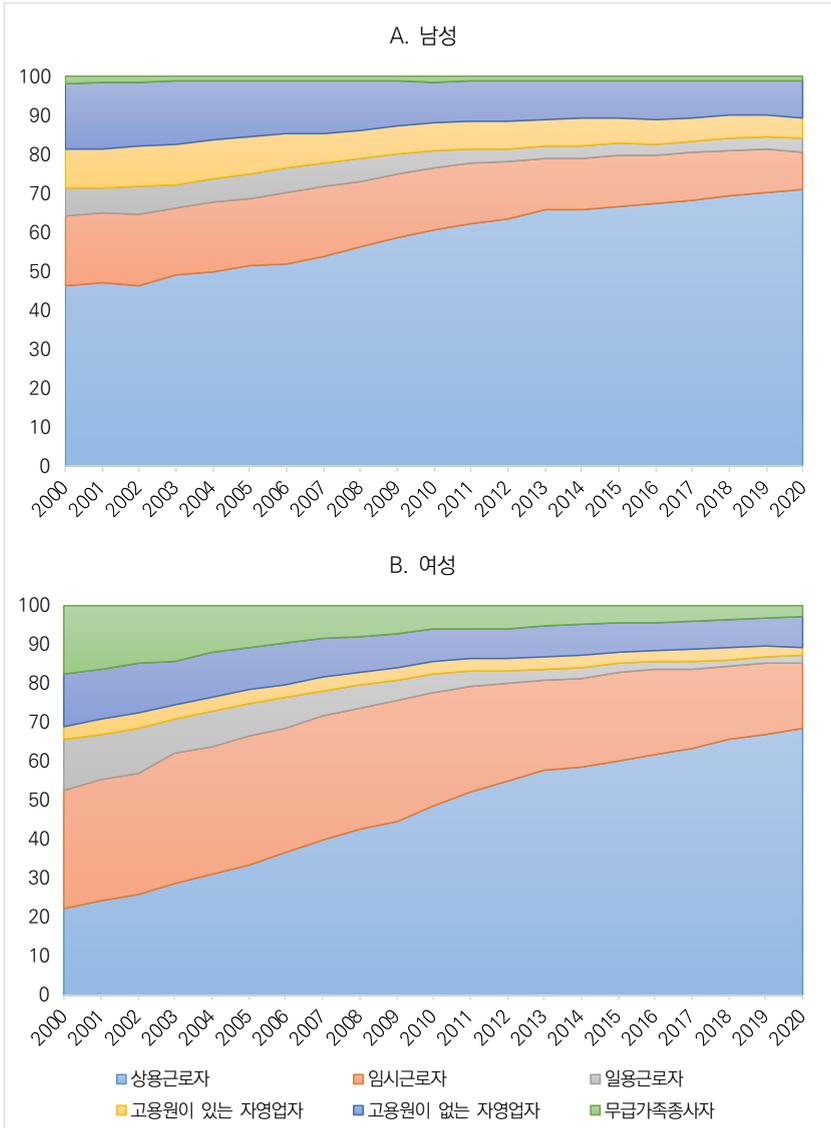
(단위: %, %p)

		상용 근로자	임시 근로자	일용 근로자	고용원이 있는 자영업자	고용원이 없는 자영업자	무급가족 종사자
남성	2000	46.38	17.84	7.20	9.86	16.99	1.71
	2005	51.38	17.40	6.33	9.50	14.22	1.16
	2010	60.54	16.01	4.41	7.12	10.61	1.30
	2015	66.82	12.93	3.11	6.63	9.43	1.07
	2020	70.88	9.89	3.27	5.13	9.79	1.04
	2010-2000	14.16	-1.83	-2.79	-2.74	-6.38	-0.41
	2020-2010	10.34	-6.12	-1.14	-1.99	-0.82	-0.26
여성	2000	22.31	30.41	12.80	3.53	13.39	17.57
	2005	33.62	32.65	8.53	3.68	10.76	10.77
	2010	48.38	29.29	4.72	3.20	8.32	6.10
	2015	59.99	22.68	2.46	2.64	7.76	4.47
	2020	68.46	16.88	1.73	2.24	7.71	2.99
	2010-2000	26.07	-1.12	-8.08	-0.33	-5.07	-11.47
	2020-2010	20.08	-12.41	-2.99	-0.96	-0.61	-3.11

자료: 통계청, 〈각 연도〉. 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

[그림 2-7] 2000~2020년 25~44세 남녀 취업자의 종사상 지위

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

46 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

〈표 2-11〉 2000~2020년 25~44세 남녀 취업자의 직업

(단위: %, %p)

		관리자	전문가 및 관련 종사자	사무 종사자	서비스 종사자	판매 종사자	농림어 업숙련 종사자	기능원 및 관련 기능 종사자	장치, 기계조 작 및 조립 종사자	단순 노무 종사자
남 성	2000*	2.45	22.23	13.23	6.7	10.07	3.4	19.08	17.08	5.77
	2005*	2.74	24.81	16.48	6.4	8.73	1.89	16.54	16.46	5.94
	2005†	2.94	19.44	18.15	6.23	12.15	1.88	16.04	16.94	6.24
	2010†	2.26	24.44	19.16	6.15	10.38	1.50	13.86	15.06	7.20
	2015†	1.12	24.72	21.55	6.21	10.65	1.17	12.38	15.53	6.67
	2015‡	1.12	24.67	21.61	6.21	10.65	1.17	12.38	15.53	6.65
	2020‡	0.78	25.60	19.49	7.56	10.37	1.53	11.86	14.7	8.12
	'05-'00	0.29	2.58	3.25	-0.3	-1.34	-1.51	-2.54	-0.62	0.17
	'15-'05	-1.82	5.28	3.40	-0.02	-1.50	-0.71	-3.66	-1.41	0.43
	'20-'15	-0.34	0.93	-2.12	1.35	-0.28	0.36	-0.52	-0.83	1.47
여 성	2000*	0.16	17.94	15.28	21.63	19.25	3.95	8.14	4.07	9.59
	2005*	0.52	23.58	23.37	19.18	15.32	1.7	3.92	3.88	8.51
	2005†	0.56	22.84	22.42	17.03	17.11	1.7	3.73	4.07	10.54
	2010†	0.42	30.77	27.99	12.23	14.67	0.79	2.07	3.19	7.87
	2015†	0.20	35.10	30.21	10.28	11.96	0.56	1.47	3.46	6.75
	2015‡	0.20	34.76	30.19	10.69	12	0.56	1.47	3.46	6.67
	2020‡	0.37	36.30	32.68	10.39	10.21	0.55	1.24	2.38	5.88
	'05-'00	0.36	5.64	8.09	-2.45	-3.93	-2.25	-4.22	-0.19	-1.08
	'15-'05	-0.36	12.26	7.79	-6.75	-5.15	-1.14	-2.26	-0.61	-3.79
	'20-'15	0.17	1.54	2.49	-0.3	-1.79	-0.01	-0.23	-1.08	-0.79

주: *는 5차 표준직업분류, †는 6차 표준직업분류, ‡는 7차 표준직업분류를 따른다.
자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. 필자 분석.

직업분포를 살펴보면, 남성의 경우 가장 큰 비율을 차지하는 집단이 전문가 및 관련종사자로 2020년 현재 25.60%이며, 다음으로 사무종사자가 19.49%를 차지하고 있다. 그 외에도 장치, 기계조작 및 조립종사자가 14.70%, 기능원 및 관련 기능종사자가 11.86%를 차지하고 있다. 지난 20년 동안 기능원 및 관련 기능종사자, 장치, 기계조작 및 조립종사자의

비중은 다소 줄어들었으며, 전문가 및 관련종사자와 단순노무종사자의 비중은 다소 늘어나는 양상을 나타낸다.

여성의 경우 2020년 현재 전문가 및 관련종사자의 비중이 36.30%, 사무종사자가 32.68%로 두 가지 직종의 비율이 압도적인 비중을 차지한다. 이는 최근 20년간 일어난 급격한 변화로, 2000년 당시 전문가 및 관련종사자에 해당하는 비율은 17.94%, 사무종사자는 15.28%에 불과하였는데 두 직종이 차지하는 비율이 2배 이상 늘어나게 된다. 2000년 당시 25~44세 여성 청장년층에서 가장 큰 비중을 차지하던 직업은 서비스 종사자와 판매 종사자였다. 그러나 20년 사이 그 비중은 꾸준히 감소한다. 즉, 여성과 남성의 직업적 분리가 청장년층 내에서 줄어드는 양상이다. 또한 여성 단순노무직의 경우 2000년 당시 9.59%를 차지하였으나, 2020년에 이르러 그 비중은 5.88%로 줄어들어, 남성 청년과는 대비되는 추세를 그린다.

〈표 2-12〉 2014~2021년 25~44세 남녀 임금근로자의 평균임금

(단위: 만원/월)

	전체	남성	여성	여성/남성
2014	239.47	273.68	188.61	0.69
2015	243.79	278.43	193.03	0.69
2016	253.14	287.34	203.77	0.71
2017	260.39	294.28	211.81	0.72
2018	270.67	304.08	223.54	0.74
2019	280.16	313.60	233.76	0.75
2020	280.47	311.46	237.41	0.76
2021	291.87	321.98	250.95	0.78
2021-2014	52.41	48.30	62.33	0.09

자료: 통계청. (각 연도). 지역별고용조사 원자료. 필자 분석.

이처럼 청장년 여성의 종사상 지위와 직업적 변화는 임금 수준의 변화로도 이어진다. 2014년 당시 25~44세 청장년 여성의 임금은 남성 임금의 69%에 불과하였다. 관측기간이 짧지만 2021년에 그 비율은 78%로 높아지게 된다. 2021년 현재 여성 임금근로자의 월평균 임금은 250만 9,500원으로 남성의 321만 9,800원에 비하여 여전히 낮은 수준이나, 그 격차가 점차 줄어드는 추세에 있다.

〈표 2-13〉 2014~2021년 연령별 임금근로자의 평균임금

(단위: 만원/월)

	남성				여성			
	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세
2014	200.85	254.96	297.26	320.26	184.02	201.80	193.07	176.60
2015	203.43	260.34	299.78	328.67	186.70	205.39	198.53	183.60
2016	209.52	268.88	311.12	338.71	191.64	213.00	213.40	198.89
2017	217.98	276.64	317.34	345.55	198.64	220.95	220.08	209.34
2018	225.90	285.68	328.19	360.64	207.82	229.90	230.71	228.29
2019	235.05	292.98	340.11	373.97	216.71	240.68	242.05	238.77
2020	234.92	289.07	339.04	369.53	217.80	244.26	247.48	243.79
2021	245.11	300.31	347.98	379.78	230.27	256.29	264.90	257.84
2021-2014	44.26	45.36	50.73	59.52	46.25	54.49	71.84	81.24

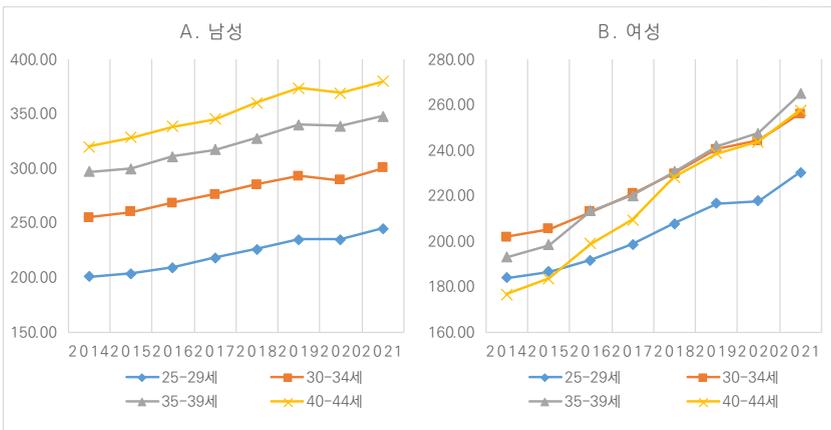
자료: 통계청. (각 연도). 지역별고용조사 원자료. 필자 분석.

청장년 여성 중에서도 30세부터 44세 여성과 기혼 여성의 임금 수준 향상이 두드러진다. 25~29세 남성과 여성의 임금은 2014년부터 2021년 사이 각각 44만원과 46만원이 상승하여, 남녀의 임금 격차는 유지되는 양상을 나타낸다. 그러나 40~44세 여성의 경우 같은 기간 평균임금이 81만원이 상승하였으며, 35~39세 여성은 71만원, 30~34세 여성은 54만원이 상승하여, 같은 연령대 남성의 임금 상승폭에 비하여 더 큰 폭으로 임금이 상승하였다. 이 같은 임금 변화로 2014년 당시 여성의 평균임

금은 30~34세, 35~39세, 25~29세, 40~44세 순으로 나타났으나 2021년 그 순위가 35~39세, 40~44세, 30~34세, 25~29세 순으로 변화하게 되었다.

[그림 2-8] 25~44세 남녀 임금근로자의 평균임금

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 지역별고용조사 원자료. 필자 분석.

혼인 유무에 따른 임금 수준 역시 유사한 양상이다. 미혼 남성과 여성의 임금은 2014~2021년 사이 각각 55.08만원과 51.91만원이 상승하여 남녀 임금 격차가 유지되었던 반면, 기혼 여성의 임금은 71.58만원이 상승하여 기혼 남성의 상승분인 67.25만원에 비하여 다소 큰 상승폭을 그렸다. 기혼 여성 중에서도 자녀가 있는 여성의 경우 2014~2021년 사이 월 평균 임금이 71.84만원 상승하여 가장 큰 폭의 상승을 나타냈다. 물론, 이들 여성의 임금은 2021년 현재 258.39만원 정도로 기혼, 유자녀 남성에 비하여 한참 적은 수준이지만, 여성 내에서의 순위가 변화하였다는 점에서 큰 의미가 있다.

50 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

〈표 2-14〉 2014~2021년 25~44세 혼인상태별 임금근로자의 평균임금

(단위: 만원/월)

	남성			여성		
	미혼	기혼	사별·이혼	미혼	기혼	사별·이혼
2014	213.91	313.82	231.29	192.11	189.86	149.18
2015	218.64	320.99	244.14	196.01	194.53	156.11
2016	226.42	333.30	246.25	202.49	207.48	172.89
2017	236.00	341.42	257.35	210.30	215.88	176.32
2018	245.36	354.29	266.05	219.07	229.67	185.38
2019	255.50	367.76	287.53	228.79	240.90	194.25
2020	256.38	367.43	295.28	231.41	245.82	202.79
2021	268.99	381.07	298.50	244.01	261.45	211.07
2021-2014	55.08	67.25	67.21	51.91	71.58	61.90

자료: 통계청. (각 연도). 지역별고용조사 원자료. 필자 분석.

〈표 2-15〉 2014~2021년 25~44세 혼인상태와 자녀유무별 임금근로자의 평균임금

(단위: 만원/월)

	남성				여성			
	유배우 무자녀	유배우 유자녀	무배우 무자녀	무배우 유자녀	유배우 무자녀	유배우 유자녀	무배우 무자녀	무배우 유자녀
2014	273.26	324.95	214.37	234.97	202.25	186.55	190.65	146.85
2015	278.38	333.25	219.08	260.88	206.39	191.33	194.68	151.38
2016	288.00	346.30	226.75	259.23	218.46	204.43	201.66	168.26
2017	306.22	351.92	236.37	266.30	223.79	213.62	209.33	172.94
2018	316.86	365.20	245.87	264.63	235.05	228.24	218.21	181.97
2019	324.08	381.44	256.19	290.81	250.86	238.11	228.02	189.45
2020	323.46	381.69	257.17	301.99	252.14	243.91	231.00	194.23
2021	339.12	395.45	269.78	298.20	270.95	258.39	243.64	200.70
2021- 2014	65.86	70.50	55.42	63.23	68.70	71.84	52.99	53.85

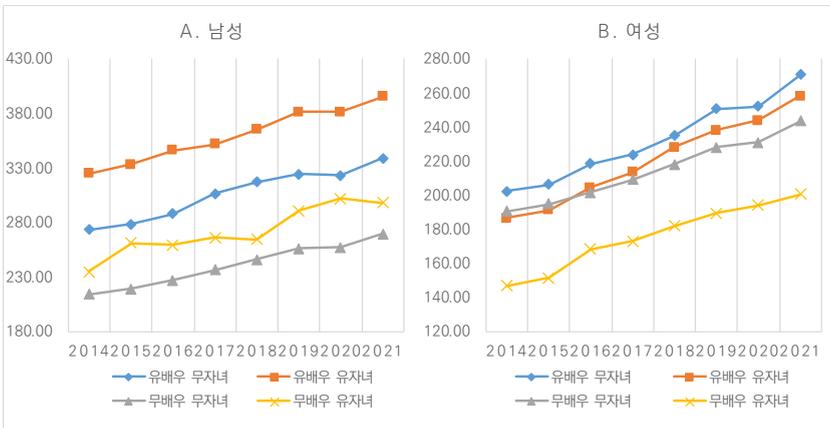
자료: 통계청. (각 연도). 지역별고용조사 원자료. 필자 분석.

모성패널티란 통상 동일한 조건을 갖추더라도 자녀가 있는 여성의 임금 수준이 자녀가 없는 여성에 비하여 낮은 현상을 일컫는다. 이러한 모

성패네티는 남녀 임금격차에도 상당한 기여를 하는 것으로 알려져 있다. 즉, 2014년의 경우 자녀가 있는 유배우 유자녀 여성의 임금은 무배우 무자녀 여성의 임금에 비하여 낮으며, 유배우 무자녀의 임금에 비해서도 낮게 나타난다. 그러나 이러한 양상은 2015년에 이르러 역전된다. 즉, 배우자와 자녀가 있는 여성의 임금 수준이 배우자가 없고 자녀도 없는 여성의 평균 임금 수준에 비하여 높게 나타나는 것이다. 이는 최근 들어 우리나라에서 자녀가 있는 여성의 노동시장 활동이 변화하였음을 보여준다³⁾. 물론 이러한 평균 수준에서의 임금은 개인의 인적 속성을 고려하지 않았으며, 남성과 비교할 경우 여전히 상당한 임금 불이익이 있다는 점도 고려되어야 한다.

[그림 2-9] 25~44세 남녀 임금근로자의 평균임금

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 지역별고용조사 원자료. 필자 분석.

3) 다만 여기서 관측되는 유배우 유자녀의 소득 상승은 횡단 수준에서 유배우 유자녀와 무배우 무자녀의 임금 수준이 높아졌다는 의미로, 만약 소득이 높은 여성이 혼인과 자녀 출산의 결정을 하는 경향이 있다면, 개별 여성의 차원에서 어머니가 된 이후에 임금이 줄어드는 양상이 해소되지 않았을 수 있다. 이에 대해서는 추후 4장의 혼인과 출산 이후 취업소득에 관한 패널분석에서 보다 구체적으로 다루도록 하겠다.

제3절 분가 형태 동향

1. 청장년층 분가 형태 동향

다음으로 청장년층의 분가 동향을 살펴보았다. 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 청년의 비율은 시간이 흐름에 따라 증가하는 추세에 있다. 가구원인 청년의 비율은 2000년 당시 18.52%에서 2020년 28.95%로 10.43%p 가량 증가하였다. 1인 가구에 속한 비율 역시 2000년 5.58%에서 2020년 17.97%로 증가한다. 그러나 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자인 다인가구에 속한 경우는 그 사이 22.82%p가 줄어들었다. 연도 별로 보면 다인가구로의 분가는 2000년부터 2010년 사이 14.02%p가 줄어들었으며, 2010년부터 2020년까지는 8.80%p가 줄어들어 2000년대 감소폭이 더 컸다. 미분가 가구의 비율 변화 역시 2000년부터 2010년 사이 증가폭이 더 크게 나타났다. 한편, 1인 가구로의 분가는 2000년부터 2010년 사이 4.85%p, 2010년부터 2020년까지 7.54%p 늘어나 2010년 이후 증가폭이 더 크게 나타났다. 이 같은 거주 형태 동향은 남성과 여성 간에 큰 차이가 없다. 이는 청년기 혼인의 감소로 인하여 부모와 함께 거주하거나 혼자 거주하는 비율이 증가하고 있음을 의미한다.

사회경제적 특성별로 분가의 양상을 살펴보면 1인 가구에 속한 비율은 25~34세 청년층에서 큰 폭으로 늘어났다. 이는 혼인의 지연에 따라 25~34세 청년층의 혼인율이 낮아진 결과로 보인다. 학력별로는 큰 차이가 없었는데, 대졸자의 경우 20년 사이 13.40%p가 늘어나 다소 큰 증가폭을 나타내기는 하였다.

〈표 2-16〉 성별 분가 형태 동향

(단위: %, %p)

	전체			남성			여성		
	분가		미 분가	분가		미 분가	분가		미 분가
	1인 가구	다인 가구		1인 가구	다인 가구		1인 가구	다인 가구	
2000	5.58	75.90	18.52	6.87	70.33	22.80	4.29	81.48	14.23
2005	7.86	69.01	23.13	9.86	62.55	27.59	5.86	75.44	18.70
2010	10.43	61.88	27.69	12.96	55.29	31.75	7.91	68.44	23.65
2015	12.49	59.69	27.81	15.64	52.89	31.47	9.28	66.63	24.09
2020	17.97	53.08	28.95	21.69	46.49	31.82	14.08	59.97	25.96
2010-2000	4.85	-14.02	9.17	6.09	-15.04	8.95	3.62	-13.04	9.42
2020-2010	7.54	-8.80	1.26	8.73	-8.80	0.07	6.17	-8.47	2.31

주: 미분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 가구원인 경우를 의미한다. 분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자인 경우를 의미한다.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

〈표 2-17〉 연령과 학력별 1인 가구에 속한 비율

(단위: %, %p)

	연령별				학력별			
	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세	고졸 이하	초대졸	대졸	대학원졸
2000	8.30	5.76	4.25	4.06	5.56	5.85	5.33	6.56
2005	11.26	8.71	6.35	5.56	7.93	-	7.68	8.88
2010	14.21	11.66	8.94	7.66	10.34	10.07	10.76	10.95
2015	17.37	13.90	10.70	9.45	13.19	11.58	12.54	12.43
2020	24.38	20.95	14.94	12.69	18.41	16.07	18.73	19.04
2010-2000	5.91	5.90	4.69	3.60	4.78	4.22	5.43	4.39
2020-2010	10.17	9.29	6.00	5.03	8.07	6.00	7.97	8.09

주: 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

미분가 비율 역시 낮은 연령층에서 늘어나는 양상을 나타낸다. 학력별로는 고졸이하와 대졸의 미분가 비율이 높아졌음을 확인할 수 있다. 고졸이하의 경우 15.12%에서 26.45%로 그 비율이 높아졌다. 미분가 비율은 주로 2000년부터 2010년 사이 큰 폭으로 증가하였으며, 2010년부터 2020년 사이에는 그 비율이 유지되거나 다소 감소하는 양상을 나타냈다. 다만, 고졸이하 학력자의 경우 2000년부터 2020년까지 비교적 꾸준히 그 비율이 줄어들고 있다.

〈표 2-18〉 연령과 학력별 미분가 비율

(단위: %, %p)

	연령별				학력별			
	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세	고졸이하	초대졸	대졸	대학원졸
2000	46.61	16.53	7.25	4.12	15.12	29.46	22.07	16.06
2005	56.57	23.78	10.89	5.70	20.31	-	27.08	18.32
2010	60.27	30.71	16.17	9.24	22.30	34.34	31.04	20.45
2015	61.24	30.88	17.11	11.10	22.84	31.09	30.88	20.23
2020	59.12	32.23	16.61	10.99	26.45	31.24	30.65	17.06
'10-'00	13.66	14.18	8.92	5.12	7.18	4.88	8.97	4.39
'20-'10	-1.15	1.52	0.44	1.75	4.15	-3.10	-0.39	-3.39

주: 1) 미분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 가구원인 경우를 의미한다. 분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자인 경우를 의미한다.
 2) 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

다만 이러한 학력별 차이는 학업의 이행을 마치지 못한 연령층이 포함되어 있기 때문에 아래 〈표 2-19〉와 〈표 2-20〉에서는 40~44세 연령층에 한하여 집단별 1인 가구와 미분가 비율을 살펴보았다. 대졸자에 비하여 고졸이하, 미취업 남성에서 1인 가구에 속한 비율과 미분가 비율이 크게 늘어난다는 점을 확인할 수 있다. 여타 집단의 경우 미분가 비율이 2000년과 2010년 사이 늘어났던 반면, 미취업 남성의 경우 2010년 이

후에도 미분가 비율이 12.28%p 가량 추가로 늘어났다. 이는 지난 20년 사이 저학력자와 미취업 남성의 혼인 가능성과 분가의 가능성이 급격하게 줄어들었음을 시사한다.

〈표 2-19〉 40~44세 집단별 1인 가구 비율

(단위: %, %p)

	학력별				미취업		취업	
	고졸 이하	초대졸	대졸	대학원졸	남성	여성	남성	여성
2000	4.30	3.32	3.11	3.87	9.17	2.69	3.69	5.09
2005	6.22	-	4.15	5.81	15.35	3.05	5.66	5.86
2010	8.48	6.96	6.15	7.85	14.71	3.94	9.03	6.79
2015	10.85	8.47	8.25	8.45	19.64	3.82	11.36	8.70
2020	15.40	11.26	11.33	12.04	24.23	5.32	15.66	10.91
'10-'00	4.18	3.64	3.04	3.98	5.54	1.25	5.34	1.70
'20-'10	6.92	4.30	5.18	4.19	9.52	1.38	6.63	4.12

주: 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

〈표 2-20〉 40~44세 집단별 미분가 비율

(단위: %, %p)

	학력별				미취업		취업	
	고졸 이하	초대졸	대졸	대학원졸	남성	여성	남성	여성
2000	4.19	3.75	4.08	3.23	15.12	3.31	3.72	3.44
2005	6.14	-	5.01	3.67	23.24	4.09	5.31	4.42
2010	9.86	9.05	8.45	6.57	27.8	6.68	9.73	6.9
2015	12.25	10.94	10.33	7.49	40.31	7.09	11.27	9.15
2020	13.55	10.16	10.08	6.87	40.08	8.55	10.66	9.13
'10-'00	5.67	5.30	4.37	3.34	12.68	3.37	6.01	3.46
'20-'10	3.69	1.11	1.63	0.30	12.28	1.87	0.93	2.23

주: 1) 미분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 가구원인 경우를 의미한다.
2) 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

2. 청장년층 분가 형태 영향 요인 분석

이와 같은 분가 동향에 개인의 학력과 취업 등이 미치는 영향을 확인하기 위하여 유흥준과 현성민(2010)의 연구를 참조하여 연도별 다항로짓을 실시하였다. <표 2-21>에 수록한 결과를 살펴보면, 청장년층 남성의 경우 다인가구로 분가하는 가능성에 비하여 1인가구로 분가하거나 미분가하는 확률이 저학력자, 미취업자에서 일관되게 높게 나타났다. 계수의 크기도 시기에 따라 큰 변동이 없었다. 다만 학력이 높을수록 고졸이하에 비하여 대학원 졸업자의 미분가 확률이 1인 가구 분가비율에 비하여 더 낮게 나타났다. 이는 대학원 졸업자일 경우 기본적으로 다인가구로 분가하는 확률이 높지만, 그렇지 않을 경우 미분가보다는 1인가구로 분가하는 가능성이 높다는 뜻이다. 이는 시간이 흐름에 따라 혼인이 감소하는 추세이며, 저학력자와 미취업자가 그 영향을 가장 크게 받는다는 점이 시기에 따라 일관된 양상임을 의미한다.

<표 2-22>에 수록한 남성 취업자에 한정된 결과를 살펴보면, 단순노무직의 경우 다인가구로의 분가 가능성은 여타 직업군에 비하여 일관되게 낮게 나타난다. 다만 농림어업종사자의 경우 1인 가구로의 분가 가능성은 낮은 반면 미분가 가능성은 높아지는데, 통상 영농 분야에 종사하는 청년이 부모로부터 가업을 물려받는 양상을 나타내는 데 따른 결과로 보인다. 전문가, 관리자 직종의 경우 시간이 흐름에 따라 단순노무직에 비하여 1인가구 분가나 미분가의 확률이 더 큰 폭으로 줄어드는 것으로 나타난다. 이는 단순노무직에 비하여 전문가와 관리자의 경우 다인가구로 분가할 가능성이 높아지는 것으로 보인다.

〈표 2-21〉 분가 유형에 대한 다항로짓 분석, 남성

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
1인 분가(기준: 다인 분가)					
25~ 29세 (기준)					
30~34세	-1.047*** (0.027)	-1.018*** (0.026)	-0.996*** (0.025)	-1.181*** (0.026)	-1.106*** (0.025)
35~39세	-1.706*** (0.029)	-1.673*** (0.027)	-1.645*** (0.025)	-1.781*** (0.027)	-1.911*** (0.025)
40~44세	-1.996*** (0.032)	-2.044*** (0.028)	-1.986*** (0.026)	-2.100*** (0.027)	-2.209*** (0.025)
고졸이하 (기준)					
초대졸	-0.237*** (0.030)	-	-0.233*** (0.022)	-0.329*** (0.023)	-0.249*** (0.022)
대졸	-0.339*** (0.026)	-0.314*** (0.019)	-0.281*** (0.020)	-0.383*** (0.020)	-0.211*** (0.019)
대학원졸	-0.181** (0.060)	-0.344*** (0.047)	-0.376*** (0.040)	-0.499*** (0.037)	-0.351*** (0.035)
취업	-1.123*** (0.028)	-1.207*** (0.025)	-0.747*** (0.024)	-1.165*** (0.027)	-0.952*** (0.028)
상수	-0.021 (0.031)	0.653*** (0.029)	0.681*** (0.030)	1.564*** (0.034)	1.790*** (0.034)
미분가(기준: 다인 분가)					
25~ 29세 (기준)					
30~34세	-1.605*** (0.017)	-1.484*** (0.019)	-1.391*** (0.019)	-1.551*** (0.022)	-1.502*** (0.024)
35~39세	-2.710*** (0.021)	-2.585*** (0.021)	-2.357*** (0.020)	-2.467*** (0.023)	-2.623*** (0.024)
40~44세	-3.472*** (0.027)	-3.439*** (0.025)	-3.074*** (0.023)	-3.017*** (0.024)	-3.158*** (0.025)
고졸이하 (기준)					
초대졸	-0.008 (0.020)	-	-0.120*** (0.018)	-0.187*** (0.020)	-0.166*** (0.021)
대졸	-0.155*** (0.018)	-0.202*** (0.015)	-0.265*** (0.016)	-0.293*** (0.018)	-0.242*** (0.019)
대학원졸	-0.402*** (0.048)	-0.706*** (0.042)	-0.787*** (0.037)	-0.779*** (0.036)	-0.992*** (0.042)
취업	-1.799*** (0.019)	-1.844*** (0.020)	-1.316*** (0.019)	-1.784*** (0.023)	-1.815*** (0.025)
상수	2.038*** (0.022)	2.556*** (0.023)	2.409*** (0.024)	3.079*** (0.029)	3.256*** (0.031)
N	157989	146606	143810	128566	123273

주: 1) 미분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 가구원인 경우를 의미한다. 분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자인 경우를 의미한다.

2) 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

58 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

〈표 2-22〉 분가 유형에 대한 다항로지 분석, 취업 남성

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
1인 분가(기준: 다인 분가)					
25~ 29세 (기준)					
30~34세	-1.060*** (0.029)	-1.019*** (0.028)	-0.951*** (0.027)	-1.201*** (0.029)	-1.134*** (0.027)
35~39세	-1.761*** (0.033)	-1.695*** (0.030)	-1.614*** (0.028)	-1.816*** (0.030)	-1.956*** (0.027)
40~44세	-2.018*** (0.035)	-2.083*** (0.032)	-2.000*** (0.029)	-2.136*** (0.030)	-2.274*** (0.027)
고졸이하(기준)					
초대졸	-0.206*** (0.036)		-0.228*** (0.026)	-0.354*** (0.026)	-0.285*** (0.024)
대졸	-0.172*** (0.033)	-0.244*** (0.024)	-0.256*** (0.025)	-0.365*** (0.024)	-0.218*** (0.023)
대학원졸	-0.029 (0.069)	-0.247*** (0.053)	-0.359*** (0.046)	-0.473*** (0.043)	-0.373*** (0.040)
단순노무(기준)					
전문직/관리자	-0.772*** (0.049)	-0.398*** (0.043)	-0.531*** (0.042)	-0.354*** (0.041)	-0.272*** (0.040)
사무직	-0.886*** (0.052)	-0.525*** (0.044)	-0.686*** (0.042)	-0.477*** (0.042)	-0.337*** (0.040)
판매/서비스	-0.750*** (0.050)	-0.451*** (0.044)	-0.559*** (0.042)	-0.364*** (0.041)	-0.315*** (0.040)
농림어업종사자	-0.919*** (0.089)	-0.609*** (0.089)	-0.288*** (0.081)	-0.641*** (0.117)	-0.511*** (0.099)
가능원 및 관련기능 종사자	-0.464*** (0.048)	-0.255*** (0.043)	-0.552*** (0.043)	-0.343*** (0.042)	-0.306*** (0.043)
장치기계 조작 및 조립종사자	-0.666*** (0.049)	-0.357*** (0.044)	-0.590*** (0.041)	-0.418*** (0.041)	-0.275*** (0.041)
상수	-0.496*** (0.044)	-0.202*** (0.041)	0.459*** (0.041)	0.806*** (0.043)	1.191*** (0.042)
미분가(기준: 다인 분가)					
25~ 29세 (기준)					
30~34세	-1.640*** (0.019)	-1.505*** (0.020)	-1.396*** (0.021)	-1.622*** (0.024)	-1.558*** (0.026)
35~39세	-2.796*** (0.025)	-2.670*** (0.024)	-2.383*** (0.022)	-2.565*** (0.026)	-2.705*** (0.026)
40~44세	-3.566*** (0.032)	-3.547*** (0.029)	-3.167*** (0.026)	-3.134*** (0.027)	-3.272*** (0.028)
고졸이하(기준)					
초대졸	0.145*** (0.024)		-0.005 (0.021)	-0.088*** (0.022)	-0.086*** (0.024)

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
대졸	0.074** (0.023)	-0.037* (0.018)	-0.107*** (0.021)	-0.176*** (0.022)	-0.121*** (0.023)
대학원졸	-0.038 (0.055)	-0.432*** (0.048)	-0.559*** (0.043)	-0.564*** (0.043)	-0.699*** (0.048)
단순노무(기준) 전문직/관리자	-0.893*** (0.038)	-0.606*** (0.035)	-0.911*** (0.035)	-0.846*** (0.036)	-1.001*** (0.039)
사무직	-0.826*** (0.039)	-0.567*** (0.036)	-0.897*** (0.035)	-0.765*** (0.036)	-0.682*** (0.038)
판매/서비스	-0.654*** (0.038)	-0.354*** (0.036)	-0.570*** (0.034)	-0.548*** (0.035)	-0.501*** (0.038)
농림어업종사자	0.769*** (0.047)	1.131*** (0.049)	0.749*** (0.054)	0.455*** (0.072)	0.333*** (0.075)
기능원 및 관련기능 종사자	-0.710*** (0.038)	-0.363*** (0.036)	-0.773*** (0.036)	-0.683*** (0.037)	-0.625*** (0.041)
장치기계 조작 및 조립종사자	-0.703*** (0.038)	-0.387*** (0.036)	-0.823*** (0.035)	-0.767*** (0.036)	-0.692*** (0.039)
상수	0.854*** (0.034)	1.044*** (0.033)	1.760*** (0.034)	1.968*** (0.037)	2.094*** (0.040)
N	135058	122757	119444	107845	103242

주: 1) 미분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 가구원인 경우를 의미한다. 분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자인 경우를 의미한다.

2) 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

〈표 2-23〉의 청장년 여성의 결과를 살펴보면, 여성은 학력에 따른 분가 유형의 결과가 다소 다르게 나타난다. 2000년 당시 고졸 이하 학력의 경우 1인 가구 분가와 미분가 가능성이 모두 낮게 나타난다. 이는 학력이 낮을수록 혼인을 더 빨리, 빈번히 선택하는 경향에 따른 것으로 보인다. 그러나 2010년 이후 1인 가구로의 분가 확률은 고졸에 비하여 초대졸자가 더 낮아졌으며, 2015년부터는 고졸자와 대졸자와의 차이가 관측되지 않는다. 미분가 가능성은 고졸이 일관되게 더 낮게 나타난다. 이러한 결과는 여성의 경우 혼인상태의 변화와 더불어 1인 가구로 분가하는 패턴에 변화가 있었음을 시사한다.

60 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

〈표 2-23〉 분가 유형에 대한 다항로짓 분석, 여성

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
1인 분가(기준: 다인 분가)					
25~ 29세(기준)					
30~34세	-0.837*** (0.034)	-0.952*** (0.030)	-1.045*** (0.028)	-1.164*** (0.029)	-1.328*** (0.026)
35~39세	-1.102*** (0.035)	-1.426*** (0.033)	-1.524*** (0.029)	-1.694*** (0.030)	-1.967*** (0.026)
40~44세	-1.041*** (0.035)	-1.536*** (0.034)	-1.797*** (0.030)	-1.937*** (0.030)	-2.257*** (0.027)
고졸이하(기준)					
초대졸	0.125** (0.039)		-0.191*** (0.028)	-0.308*** (0.029)	-0.308*** (0.027)
대졸	0.145*** (0.034)	-0.004 (0.024)	0.079** (0.025)	-0.038 (0.025)	0.043 (0.023)
대학원졸	0.649*** (0.084)	0.443*** (0.061)	0.246*** (0.049)	0.128** (0.044)	0.224*** (0.038)
취업	1.336*** (0.028)	1.287*** (0.025)	1.133*** (0.024)	1.259*** (0.025)	1.121*** (0.023)
상수	-3.010*** (0.030)	-2.311*** (0.030)	-1.748*** (0.030)	-1.430*** (0.032)	-0.752*** (0.030)
미분가(기준: 다인 분가)					
25~ 29세(기준)					
30~34세	-1.508*** (0.020)	-1.596*** (0.018)	-1.469*** (0.018)	-1.559*** (0.020)	-1.650*** (0.021)
35~39세	-2.348*** (0.025)	-2.508*** (0.023)	-2.351*** (0.020)	-2.374*** (0.022)	-2.606*** (0.023)
40~44세	-2.790*** (0.031)	-3.166*** (0.029)	-3.022*** (0.024)	-2.973*** (0.024)	-3.137*** (0.025)
고졸이하(기준)					
초대졸	0.609*** (0.022)	-	0.220*** (0.019)	0.163*** (0.021)	0.139*** (0.023)
대졸	0.634*** (0.020)	0.325*** (0.016)	0.395*** (0.018)	0.362*** (0.019)	0.346*** (0.021)
대학원졸	0.873*** (0.058)	0.545*** (0.044)	0.420*** (0.036)	0.346*** (0.035)	0.191*** (0.037)
취업	0.905*** (0.016)	0.815*** (0.016)	0.749*** (0.015)	0.778*** (0.016)	0.407*** (0.017)
상수	-1.171*** (0.016)	-0.474*** (0.017)	-0.174*** (0.019)	-0.026 (0.022)	0.469*** (0.024)
N	159404	148130	144048	126250	118109

주: 1) 미분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 가구원인 경우를 의미한다. 분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자인 경우를 의미한다.

2) 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.

자료: 통계청, 〈각 연도〉. 인구총조사 2% 원자료, 필자 분석.

〈표 2-24〉에 수록한 취업 여성에 한정된 결과를 살펴보면, 남성과 반대로 단순노무직인 경우 다인가구로 분가할 가능성이 가장 높게 나타난다. 이는 여성의 경우 노동시장 내에 더 취약한 위치에 있을수록 혼인의 확률이 높거나, 혼인을 한 이후 노동시장 내 취약한 위치로 이동하였을 가능성이 있음을 보여준다. 다만 2020년에 이르러 단순노무직에 비하여 전문직, 관리직일 경우 미분가 가능성이 유의하게 줄어드는 방식으로 계수의 방향이 전환된다. 또한 단순노무직과 여타 직업과의 차이가 관측되지 않는다. 이는 여성의 경우 미분가 양상이 최근 남성과 유사한 방향으로 직업적 위세가 높을수록 분가, 특히 다인가구로의 분가가능성이 높아졌음을 시사한다.

〈표 2-24〉 분가 유형에 대한 다항로짓 분석, 취업 여성

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
1인 분가(기준: 다인 분가)					
25~29세(기준)					
30~34세	-0.933*** (0.042)	-0.935*** (0.036)	-1.008*** (0.032)	-1.112*** (0.033)	-1.243*** (0.029)
35~39세	-1.336*** (0.044)	-1.598*** (0.040)	-1.574*** (0.034)	-1.685*** (0.035)	-1.921*** (0.030)
40~44세	-1.332*** (0.045)	-1.791*** (0.042)	-1.969*** (0.036)	-2.010*** (0.035)	-2.283*** (0.031)
고졸이하(기준)					
초대졸	0.047 (0.050)		-0.088** (0.034)	-0.163*** (0.035)	-0.266*** (0.032)
대졸	0.007 (0.048)	0.109** (0.034)	0.184*** (0.032)	0.157*** (0.032)	0.068* (0.029)
대학원졸	0.389*** (0.099)	0.433*** (0.074)	0.334*** (0.058)	0.293*** (0.052)	0.172*** (0.045)
단순노무(기준)					
전문직/관리자	0.701*** (0.092)	0.147 (0.079)	0.557*** (0.062)	0.322*** (0.072)	0.380*** (0.057)
사무직	0.461*** (0.091)	-0.047 (0.078)	0.472*** (0.061)	0.285*** (0.072)	0.275*** (0.057)
판매/서비스	0.609*** (0.085)	0.382*** (0.075)	0.913*** (0.059)	0.697*** (0.071)	0.242*** (0.058)
농림어업종사자	-1.687*** (0.205)	-2.250*** (0.251)	-0.785*** (0.190)	-2.198*** (0.470)	-0.468* (0.193)

62 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
기능원 및 관련기능 종사자	0.092 (0.109)	-0.039 (0.102)	0.158 (0.101)	0.235* (0.105)	0.026 (0.088)
장치기계 조작 및 조립종사자	0.034 (0.113)	-0.093 (0.094)	0.578*** (0.076)	0.445*** (0.085)	0.306*** (0.073)
상수	-1.949*** (0.087)	-1.091*** (0.077)	-1.211*** (0.061)	-0.677*** (0.073)	0.035 (0.059)
미분가(기준: 다인 분가)					
25~29세(기준)					
30~34세	-1.646*** (0.028)	-1.599*** (0.025)	-1.442*** (0.023)	-1.502*** (0.025)	-1.557*** (0.025)
35~39세	-2.633*** (0.035)	-2.708*** (0.031)	-2.416*** (0.026)	-2.425*** (0.028)	-2.546*** (0.027)
40~44세	-3.187*** (0.044)	-3.481*** (0.040)	-3.237*** (0.031)	-3.111*** (0.031)	-3.191*** (0.030)
고졸이하(기준)					
초대졸	0.520*** (0.033)		0.300*** (0.025)	0.290*** (0.028)	0.275*** (0.030)
대졸	0.453*** (0.032)	0.372*** (0.025)	0.390*** (0.025)	0.443*** (0.027)	0.429*** (0.028)
대학원졸	0.541*** (0.076)	0.417*** (0.059)	0.344*** (0.046)	0.409*** (0.044)	0.259*** (0.046)
단순노무(기준)					
전문직/관리자	0.619*** (0.076)	0.192** (0.066)	0.608*** (0.048)	0.171** (0.056)	-0.137** (0.049)
사무직	0.703*** (0.074)	0.237*** (0.066)	0.664*** (0.047)	0.305*** (0.056)	-0.023 (0.049)
판매/서비스	0.262*** (0.073)	0.138* (0.065)	0.671*** (0.047)	0.361*** (0.056)	0.027 (0.049)
농림어업종사자	0.732*** (0.089)	0.391*** (0.089)	0.930*** (0.084)	0.415** (0.127)	0.089 (0.136)
기능원 및 관련기능 종사자	0.173 (0.090)	-0.075 (0.089)	0.324*** (0.076)	0.136 (0.084)	-0.111 (0.075)
장치기계 조작 및 조립종사자	0.150 (0.092)	-0.233** (0.081)	0.181** (0.065)	-0.203** (0.074)	-0.211** (0.067)
상수	-0.558*** (0.072)	0.233*** (0.065)	0.012 (0.047)	0.468*** (0.057)	0.824*** (0.051)
N	71604	72717	87239	76898	80265

주: 1) 미분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 가구원인 경우를 의미한다. 분가는 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자인 경우를 의미한다.

2) 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

제4절 혼인과 출산 동향

1. 청장년층 혼인 동향

청년층의 혼인을 경험한 비율을 살펴보면, 모든 연령층과 성별에 일관되게 혼인비율이 낮아지는 양상을 확인할 수 있다. 2000년 당시 40~44세의 생애 미혼인 비율이 3.4%에 불과하였으나, 20년 사이 그 비율이 15.96%p가 증가하여 19% 이상이 40세 이후에도 생애 미혼인 상태로 남아 있다. 25~34세 청년의 경우 혼인을 경험한 비율은 더 낮아져서 25~29세 청년의 경우 2000년 당시 45.77%가 혼인을 경험하였는데, 2020년에는 12.96%만 혼인을 경험하여 3분의 1미만으로 줄어들었다.

취업여부별 혼인 경험 비율을 살펴보면 남성과 여성, 미취업 여부와 관계없이 전반적으로 혼인 경험 비율은 줄어든다. 다만 남성과 여성 모두 취업자의 혼인 비율이 더 큰 폭으로 줄어드는 것으로 나타나는데, 남성 취업자는 2000년부터 2020년 사이 26.05%p가, 여성은 22.88%p가 줄어들었다. 다만 성별에 관계없이 미취업자와 취업자를 구분하여 살펴보면 미취업자의 혼인비율이 26.93%p 줄어들어 취업자의 26.67%p에 비하여 더 큰 폭으로 줄어든 것으로 나타난다. 이는 이 시기 미취업자와 취업자의 남녀 구성 변화에 따른 결과로 보인다.

64 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

〈표 2-25〉 성·연령별 혼인을 경험한 비율

(단위: %, %p)

	전체	남자	여자	25~29세	30~34세	35~39세	40~44세
2000	79.24	72.63	85.86	45.77	81.40	92.77	96.53
2005	71.88	64.42	79.31	30.25	70.45	87.43	93.92
2010	65.29	57.82	72.73	23.37	60.54	80.21	89.71
2015	62.25	54.79	69.86	19.50	56.99	76.01	84.71
2020	53.78	46.64	61.25	12.96	46.05	70.69	80.57
2010-2000	-13.95	-14.81	-13.13	-22.40	-20.86	-12.56	-6.82
2020-2010	-11.51	-11.18	-11.48	-10.41	-14.49	-9.52	-9.14

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

〈표 2-26〉 취업여부별 혼인을 경험한 비율

(단위: %, %p)

	전체		남성		여성	
	미취업	취업	미취업	취업	미취업	취업
2000	80.79	78.43	37.09	78.38	91.84	78.52
2005	73.00	71.31	26.86	71.75	87.65	70.57
2010	68.23	64.16	28.73	63.33	83.97	65.31
2015	64.24	61.52	17.63	61.14	81.84	62.07
2020	53.86	53.76	13.54	52.33	73.10	55.64
2010-2000	-12.57	-14.27	-8.36	-15.06	-7.87	-13.21
2020-2010	-14.37	-10.40	-15.19	-11.00	-10.87	-9.67

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

25~39세의 경우 학업을 마치지 않은 이들을 포함할 수 있다는 점에서 40~44세만을 대상으로 학력별 혼인 경험을 살펴보았다. 그 결과 학력에 따른 혼인 경험 비율 감소가 집단에 따라 상당히 이질적이라는 점을 확인할 수 있다. 2000년만 하더라도 학력에 관계없이 모든 남녀가 95%이상의 혼인 경험 비율을 나타냈다(대학원졸 여성 제외). 이는 혼인의 경험이 상당히 보편적이었음을 시사한다. 그러나 2020년에 이르러 고졸이하 남성의 경우 40~44세 혼인 경험 비율이 무려 29.30%p가 줄어들었다. 초

대졸자 역시 23.26%p가 줄었다. 반면 대졸자나 대학원 졸업자의 경우 상대적으로 감소폭이 작게 나타났다.

〈표 2-27〉 40~44세 학력별 혼인을 경험한 비율

(단위: %, %p)

	남성				여성			
	고졸이하	초대졸	대졸	대학원졸	고졸이하	초대졸	대졸	대학원졸
2000	94.32	97.67	98.13	98.58	98.08	95.50	94.28	87.48
2005	88.03	-	95.69	97.09	97.25	-	94.71	87.05
2010	80.70	87.73	90.47	93.63	95.46	92.96	91.52	84.28
2015	72.51	80.38	84.46	91.69	91.91	89.80	87.87	83.94
2020	65.02	74.41	80.26	89.36	86.90	87.95	85.70	80.10
2010-2000	-13.62	-9.94	-7.67	-4.95	-2.63	-2.54	-2.76	-3.20
2020-2010	-15.68	-13.32	-10.21	-4.27	-8.56	-5.01	-5.82	-4.19

주: 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

여성의 경우 남성만큼 학력별 양상이 뚜렷하지는 않다. 전반적으로 40~44세 미혼자 비율이 큰 폭으로 늘어나지 않았는데, 역시 고졸이하의 혼인 경험 비율은 초대졸 이상에 비하여 상대적으로 더 크게 감소하였다. 이러한 변화로 2000년 당시 여성의 혼인 경험은 학력이 낮을수록 더 높게 나타났던 양상에서 2020년 학력별 차이가 줄어들거나 역전되는 양상을 나타내고 있다. 2020년 학력별로 40~44세 여성 중 혼인 경험 비율이 가장 높은 집단은 초대졸자였으며, 다음은 고졸이하, 대졸, 대학원졸 순으로 나타났다.

이는 남성의 경우 보편적 혼인에서 학력별 계층적 이행의 양상이 강화되는 반면, 여성의 경우 고학력자일수록 미혼의 비율이 높아지다가 최근에는 학력별 차이가 줄어드는 양상을 보인다.

2. 청장년층 혼인 영향 요인

혼인 경험에 대한 회귀분석 결과 역시 앞서 살펴본 추세를 확인시켜준다. 남성의 경우 고졸이하에 비하여 대졸과 대학원 졸업자의 결혼 경험이 유의하게 높았으며, 이 계수는 시간의 흐름에 따라 커지는 양상을 나타낸다. 취업자의 혼인 경험 확률을 살펴보면 단순노무직의 혼인확률이 가장 낮게 나타나며 이는 시기에 따라 큰 변동을 나타내지 않는 일관적 추세다. 다만, 농림어업 종사자의 경우 과거 단순노무직에 비하여 혼인확률이 높지 않거나 낮은 양상에서 최근 단순노무직에 비하여 혼인 확률이 높은 양상을 나타내고 있다.

〈표 2-28〉 결혼 경험 유무에 대한 회귀분석 분석, 남성

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
25~29세(기준)					
30~34세	0.381*** (0.003)	0.347*** (0.003)	0.312*** (0.003)	0.298*** (0.004)	0.240*** (0.004)
35~39세	0.545*** (0.003)	0.567*** (0.003)	0.541*** (0.003)	0.509*** (0.004)	0.505*** (0.003)
40~44세	0.607*** (0.003)	0.663*** (0.003)	0.667*** (0.003)	0.618*** (0.004)	0.619*** (0.003)
고졸이하(기준)					
초대졸	0.004 (0.003)	-	0.027*** (0.003)	0.051*** (0.003)	0.048*** (0.003)
대졸	0.025*** (0.002)	0.035*** (0.002)	0.045*** (0.003)	0.066*** (0.003)	0.060*** (0.003)
대학원졸	0.042*** (0.005)	0.089*** (0.005)	0.116*** (0.005)	0.145*** (0.005)	0.149*** (0.006)
취업	0.274*** (0.003)	0.278*** (0.003)	0.212*** (0.003)	0.276*** (0.003)	0.224*** (0.003)
상수	0.095*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.026*** (0.003)	-0.117*** (0.004)	-0.121*** (0.004)
N	157989	146606	143810	128566	123273

주: 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

〈표 2-29〉 결혼 경험 유무에 대한 회귀분석, 취업 남성

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
25~29세(기준)					
30~34세	0.388*** (0.003)	0.383*** (0.003)	0.336*** (0.004)	0.352*** (0.004)	0.285*** (0.004)
35~39세	0.543*** (0.003)	0.599*** (0.003)	0.567*** (0.004)	0.568*** (0.004)	0.559*** (0.004)
40~44세	0.593*** (0.003)	0.684*** (0.003)	0.691*** (0.004)	0.675*** (0.004)	0.674*** (0.004)
고졸이하(기준)					
초대졸	-0.004 (0.003)	-	0.015*** (0.003)	0.039*** (0.004)	0.039*** (0.004)
대졸	0.002 (0.003)	0.020*** (0.003)	0.031*** (0.003)	0.054*** (0.004)	0.047*** (0.004)
대학원졸	0.014** (0.005)	0.063*** (0.005)	0.092*** (0.006)	0.121*** (0.006)	0.126*** (0.006)
단순노무(기준)					
전문직/관리자	0.113*** (0.005)	0.076*** (0.005)	0.113*** (0.006)	0.114*** (0.006)	0.113*** (0.006)
사무직	0.116*** (0.005)	0.082*** (0.005)	0.130*** (0.006)	0.123*** (0.006)	0.097*** (0.006)
판매/서비스	0.102*** (0.005)	0.063*** (0.005)	0.085*** (0.006)	0.094*** (0.006)	0.076*** (0.006)
농림어업종사자	0.011 (0.006)	-0.053*** (0.007)	-0.016 (0.009)	0.043** (0.013)	0.050*** (0.013)
기능원 및 관련기능 종사자	0.078*** (0.005)	0.048*** (0.005)	0.105*** (0.006)	0.104*** (0.006)	0.090*** (0.007)
장치기계 조작 및 조립종사자	0.094*** (0.005)	0.053*** (0.005)	0.113*** (0.006)	0.116*** (0.006)	0.090*** (0.006)
상수	0.285*** (0.004)	0.187*** (0.005)	0.071*** (0.006)	0.014* (0.006)	-0.021*** (0.006)
N	135058	122757	119444	107845	103242

주: 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

여성의 경우 고졸에 비하여 학력이 높아질수록 혼인 확률은 낮아지는 양상을 나타낸다. 다만 이러한 계수의 크기가 시간이 흐름에 따라 줄어드는 방향으로 변화한다. 특히 대학원졸업자의 경우 2000년 당시 고졸이하에 비하여 혼인 확률이 15.1% 낮았으나, 2020년에 이르러 6.5%로 그 계

수의 크기가 줄어들었다. 취업여부 역시 남성과는 반대로 미취업자의 혼인 비율이 높게 나타난다. 이는 미취업자의 혼인 확률이 높아지는 가능성과 혼인 이후 미취업으로 전환하는 가능성을 포함하는 결과로 보인다. 취업 여성의 혼인 확률에 대한 결과도 마찬가지로 단순노무직일 경우 혼인 확률이 높게 나타난다. 이는 앞서 언급하였듯, 결혼한 여성과 결혼하지 않은 여성의 차이를 나타내기 때문에 직업적으로 더 낮은 위치에 있는 여성이 결혼할 확률이 높을 가능성과, 결혼한 여성이 주변부 일자리로 이동하였을 가능성 모두를 포함하는 결과다. 따라서 여성의 취업과 직업의 영향을 보다 면밀히 살펴보기 위해서는 종단자료 분석을 통하여 결혼 결정에 이르는 요인을 나누어 살펴볼 필요가 있다.

〈표 2-30〉 결혼 경험 유무에 대한 회귀분석 분석, 여성

(단위: %)

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
25~29세(기준)					
30~34세	0.272*** (0.002)	0.371*** (0.003)	0.373*** (0.003)	0.373*** (0.003)	0.375*** (0.003)
35~39세	0.331*** (0.002)	0.478*** (0.003)	0.522*** (0.003)	0.526*** (0.003)	0.580*** (0.003)
40~44세	0.343*** (0.002)	0.514*** (0.003)	0.588*** (0.003)	0.596*** (0.003)	0.660*** (0.003)
고졸이하(기준)					
초대졸	-0.099*** (0.002)	-	-0.046*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.017*** (0.003)
대졸	-0.105*** (0.002)	-0.069*** (0.002)	-0.091*** (0.002)	-0.068*** (0.003)	-0.063*** (0.003)
대학원졸	-0.151*** (0.007)	-0.119*** (0.006)	-0.103*** (0.005)	-0.075*** (0.005)	-0.065*** (0.005)
취업	-0.129*** (0.002)	-0.139*** (0.002)	-0.150*** (0.002)	-0.162*** (0.002)	-0.129*** (0.003)
상수	0.712*** (0.002)	0.540*** (0.002)	0.472*** (0.003)	0.429*** (0.003)	0.318*** (0.004)
N	159404	148130	144048	126250	118109

주: 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
 자료: 통계청, (각 연도), 인구총조사 2% 원자료, 필자 분석.

〈표 2-31〉 결혼 경험 유무에 대한 회귀분석, 취업 여성

(단위: %)

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
25~29세(기준)					
30~34세	0.386*** (0.004)	0.411*** (0.004)	0.371*** (0.004)	0.353*** (0.004)	0.341*** (0.004)
35~39세	0.482*** (0.004)	0.593*** (0.004)	0.581*** (0.004)	0.559*** (0.004)	0.576*** (0.004)
40~44세	0.494*** (0.004)	0.636*** (0.004)	0.667*** (0.004)	0.656*** (0.004)	0.680*** (0.004)
고졸이하(기준)					
초대졸	-0.084*** (0.004)		-0.054*** (0.004)	-0.041*** (0.004)	-0.028*** (0.004)
대졸	-0.072*** (0.004)	-0.072*** (0.003)	-0.087*** (0.004)	-0.082*** (0.004)	-0.066*** (0.004)
대학원졸	-0.099*** (0.010)	-0.095*** (0.008)	-0.095*** (0.007)	-0.088*** (0.007)	-0.065*** (0.007)
단순노무(기준)					
전문직/관리자	-0.094*** (0.007)	-0.060*** (0.007)	-0.104*** (0.006)	-0.063*** (0.008)	-0.032*** (0.008)
사무직	-0.100*** (0.006)	-0.053*** (0.007)	-0.108*** (0.006)	-0.081*** (0.008)	-0.035*** (0.008)
판매/서비스	-0.023*** (0.006)	-0.040*** (0.007)	-0.109*** (0.005)	-0.090*** (0.008)	-0.025** (0.008)
농림어업종사자	0.015 (0.007)	0.040*** (0.009)	0.004 (0.011)	0.072*** (0.019)	0.073*** (0.021)
기능원 및 관련기능 종사자	-0.022** (0.007)	-0.023* (0.009)	-0.053*** (0.009)	-0.040*** (0.012)	-0.004 (0.012)
장치기계 조작 및 조립종사자	-0.011 (0.008)	-0.012 (0.008)	-0.069*** (0.008)	-0.032** (0.010)	0.002 (0.010)
상수	0.519*** (0.006)	0.373*** (0.007)	0.380*** (0.006)	0.326*** (0.008)	0.223*** (0.008)
N	71604	72717	87239	76898	80265

주: 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

3. 청장년층 여성의 출산 동향

마지막으로 출산을 경험한 여성의 비율을 살펴보았다. 인구총조사에서는 여성에 한하여 출산 경험을 묻고 있기 때문에 여성의 결과만을 확인할

수 있다. 전반적인 결과는 여성의 혼인경험과 유사한 양상이다. 연령이 낮을수록 출산의 경험은 감소하며, 특히 25~29세 여성의 경우 2000년 당시 45.73%가 출산을 경험하였는데, 2020년에 이르러 그 비율은 9.59%로 무려 36.14%p 줄어들었다. 30~34세 여성의 감소폭은 더 컸다. 2000년 당시 83.64%가 출산을 경험하여 대부분이 이 시기에 출산을 경험하였으나 2020년 39.29%의 여성만이 출산을 경험하여 더 이상 30대 초반의 출산이 보편적 경험이 아니게 되었음을 보여준다.

〈표 2-32〉 출산을 경험한 여성의 비율

(단위: %, %p)

	전체	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세
2000	39.51	45.73	83.64	92.57	94.77
2005	35.91	27.01	72.10	88.42	93.40
2010	33.83	23.61	63.43	83.99	91.70
2015	29.77	15.94	51.55	75.14	84.57
2020	24.70	9.59	39.29	67.30	79.00
2010- 2000	-5.68	-22.12	-20.20	-8.58	-3.07
2020- 2010	-9.13	-14.02	-24.15	-16.69	-12.70

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

학력별 양상을 살펴보면, 특히 고졸이하 계층의 출산경험 비율이 큰 폭으로 줄어들었다. 이는 혼인 경험비율과 마찬가지로 학력이 높을수록 출산 경험 비율이 낮아지는 양상이 시간이 흐름에 따라 완화되는 경향을 나타낸다. 초대졸자와 대학원졸업자의 경우 상대적으로 출산 경험 비율이 소폭 낮아졌다. 이처럼 고졸이하 학력 여성의 출산경험 감소폭이 큰 탓에 대학원 졸업자와 고졸이하 졸업 여성의 40~44세 출산율 격차는 2020년 10.97%p에서 2020년 5.91%p로 줄어든다. 한편 혼인을 경험한 비율은 2000년부터 2020년까지 상대적으로 고르게 분포된 반면, 출산 경험은

주로 2010년 이후 급격하게 감소한다는 점을 확인할 수 있다.

특히 40~44세 학력별 출산 경험 비율은 2000년 대비 2010년의 경우 대략 2%p 내외의 변화가 있었던 반면, 2010년부터 2020년 사이에는 10%p 내외의 변화가 관측된다. 이는 혼인과 별도로 출산율 자체가 감소하는 경향이 있음을 의미한다.

〈표 2-33〉 40~44세 학력별 출산을 경험한 여성의 비율

(단위: %, %p)

	고졸이하	초대졸	대졸	대학원졸	대학원졸- 고졸이하
2000	95.34	92.78	91.39	84.37	-10.97
2005	94.11	-	92.05	81.87	-12.24
2010	93.00	91.22	89.44	82.05	-10.95
2015	86.22	85.41	82.64	76.33	-9.90
2020	78.61	81.94	78.46	72.70	-5.91
2010-2000	-2.35	-1.56	-1.95	-2.32	
2020-2010	-14.39	-9.27	-10.98	-9.35	

주: 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

4. 청장년층 여성의 출산 영향 요인

회귀분석의 결과는 앞서 살펴본 경향을 대체로 반영하고 있다. 고졸 이하 여성의 출산 경험 확률이 유의하게 높게 나타나지만, 2020년에 이르러 초대졸자와의 차이는 관측되지 않았고, 고졸과 대졸, 대학원졸업자 사이의 격차를 나타내는 계수의 크기 역시 지속적으로 감소하였다. 취업 여성의 경우도 단순노무직이 여타 직종에 비하여 출산 확률이 높게 나타났으나, 이러한 계수의 크기가 시간이 흐름에 따라 줄어드는 양상을 나타낸다.

72 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

〈표 2-34〉 출산 경험 유무에 대한 회귀분석 분석, 여성

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
25~29세(기준)					
30~34세	0.358*** (0.002)	0.421*** (0.003)	0.375*** (0.003)	0.335*** (0.003)	0.292*** (0.004)
35~39세	0.445*** (0.002)	0.578*** (0.003)	0.568*** (0.003)	0.562*** (0.003)	0.560*** (0.003)
40~44세	0.459*** (0.003)	0.626*** (0.003)	0.646*** (0.003)	0.657*** (0.003)	0.676*** (0.003)
고졸이하(기준)					
초대졸	-0.114*** (0.003)	-	-0.041*** (0.003)	-0.017*** (0.003)	-0.003 (0.003)
대졸	-0.125*** (0.002)	-0.080*** (0.002)	-0.092*** (0.002)	-0.072*** (0.003)	-0.055*** (0.003)
대학원졸	-0.205*** (0.008)	-0.160*** (0.006)	-0.112*** (0.005)	-0.106*** (0.005)	-0.069*** (0.005)
취업	-0.134*** (0.002)	-0.146*** (0.002)	-0.152*** (0.002)	-0.175*** (0.002)	-0.149*** (0.003)
상수	0.573*** (0.002)	0.404*** (0.003)	0.393*** (0.003)	0.324*** (0.004)	0.236*** (0.004)
N	159404	148130	144048	126250	118109

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

〈표 2-35〉 출산 경험 유무에 대한 회귀분석 분석, 취업 여성

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
25~29세(기준)					
30~34세	0.466*** (0.004)	0.437*** (0.004)	0.357*** (0.004)	0.296*** (0.004)	0.246*** (0.004)
35~39세	0.599*** (0.004)	0.682*** (0.004)	0.617*** (0.004)	0.586*** (0.004)	0.549*** (0.004)
40~44세	0.614*** (0.004)	0.740*** (0.004)	0.719*** (0.004)	0.715*** (0.004)	0.697*** (0.004)
고졸이하(기준)					
초대졸	-0.093*** (0.004)		-0.054*** (0.004)	-0.042*** (0.004)	-0.019*** (0.004)
대졸	-0.090*** (0.004)	-0.084*** (0.003)	-0.095*** (0.004)	-0.095*** (0.004)	-0.063*** (0.004)
대학원졸	-0.147*** (0.010)	-0.141*** (0.008)	-0.108*** (0.007)	-0.132*** (0.007)	-0.076*** (0.007)
단순노무(기준)					
전문직/관리자	-0.100*** (0.007)	-0.066*** (0.007)	-0.105*** (0.006)	-0.068*** (0.008)	-0.053*** (0.007)

	(1) 2000년	(2) 2005년	(3) 2010년	(4) 2015년	(5) 2020년
사무직	-0.110*** (0.006)	-0.068*** (0.007)	-0.112*** (0.006)	-0.082*** (0.008)	-0.055*** (0.007)
판매/서비스	-0.020*** (0.006)	-0.041*** (0.007)	-0.114*** (0.005)	-0.093*** (0.008)	-0.045*** (0.007)
농림어업종사자	0.024** (0.008)	0.034*** (0.009)	0.004 (0.011)	0.065*** (0.019)	0.059** (0.021)
기능원 및 관련기능 종사자	-0.019* (0.008)	-0.024** (0.009)	-0.064*** (0.009)	-0.052*** (0.012)	-0.021 (0.011)
장치기계 조작 및 조립종사자	-0.007 (0.008)	-0.019* (0.008)	-0.075*** (0.008)	-0.045*** (0.010)	-0.016 (0.010)
상수	0.375*** (0.006)	0.248*** (0.007)	0.313*** (0.006)	0.225*** (0.008)	0.149*** (0.008)
N	71604	72717	87239	76898	80265

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

이러한 결과는 혼인과 출산이 저학력 여성과 낮은 지위에 있는 여성에게 집중되었던 경향이 2020년에 이르러 완화되었음을 보여준다. 그러나 남성과 같이 계층에 따라 이행하는 양상이 공고화되었다고 보기도 어렵다. 다만, 본 절의 분석은 앞서 언급한 바와 같이 혼인과 출산을 경험한 여성과 그렇지 않은 여성의 차이를 나타내므로, 여성의 직업적 지위나 취업 여부의 결과는 혼인에 따른 것인지, 아니면 혼인의 조건인지를 확인하기는 어렵다.

제5절 여성의 고용과 혼인, 출산

앞서 살펴본 고용과 혼인, 출산 동향은 여성의 이행 양상을 알아보기에는 충분치 않다. 여성의 취업 여부나 직업적 지위의 변화가 혼인과 출산을 한 여성의 변화에 기인하는지 아니면 혼인과 출산 자체가 줄어들어 따

른 것인지를 가늠하기 어렵기 때문이다. 이에 5절에서는 2000년 이후 여성 고용의 변화를 교육수준의 변화와 혼인, 출산의 변화가 얼마나 설명하는지를 확인해 보고자 한다. 이를 위하여 재가중 방법을 사용하였는데, 2010년도 여성의 교육수준, 혼인율, 출산율이 2000년과 동일하도록 재가중을 통하여 분포를 조정하였을 때 2010년의 고용률이 어떻게 변화하는지 살펴봄으로써 교육수준, 혼인, 출산의 변화가 고용률 변화에 기여하는 부분을 확인하는 방법이다.

우선 여성의 고용률 증가의 배경으로는 전반적인 교육수준의 향상이 있다. 앞서 여성의 경우 저학력자의 고용률이 낮아지는 추세와 동시에 대학졸업자의 고용률이 차츰 높아지는 점이 확인되었다. 그런데 이 기간 동안 동시에 청장년층의 대학 졸업자의 비중도 급격하게 증가하였다. 아래 <표 2-36>에서 나타나듯 2000년부터 2020년 사이 청장년 여성 중 고졸자의 비중은 70.34%에서 24.23%로 급격하게 하락하였다. 대신 초대졸자의 비중은 대략 14.23%p가, 대졸자의 비중은 27.11%p 증가하였다. 이 같은 여성의 교육수준의 향상은 전반적인 고용 변화에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

교육수준의 변화 외에도 앞서 살펴본 바와 같이 2000년부터 2020년 사이 혼인과 출산은 급격하게 감소하였다. 흥미로운 점은 2000년부터 2010년 사이에는 기혼 유자녀의 감소가 곧 미혼자의 증가로 대부분 연결되었으나, 2010년부터는 그 양상이 달라진다는 것이다. 2000년과 2020년 사이 기혼 무자녀인 비율이 점차 증가하여, 기혼 유자녀의 비율 감소가 모두 미혼자의 증가와 기혼 무자녀의 증가 모두에 기인한다는 점을 확인할 수 있다. 즉, 2010년 이전까지 혼인을 한 경우 대부분 출산을 하였으며, 혼인의 감소가 출산의 감소를 대부분 설명하였다면, 2010년 이후로는 혼인과 출산이 점차 분리되는 양상이며, 혼인을 하더라도 자녀가 없는 여성의 비중이 증가하고 있다. 지난 20년 사이 유배우자와 자녀가 있

는 여성의 고용률이 점차 증가하기는 하였으나, 여전히 이들의 고용률이 낮다는 점에서 유배우 비율과 출산 경험의 하락은 곧 여성 전체의 고용률 증가에 기여하였을 가능성이 있다.

〈표 2-36〉 2000~2020년 25~44세 여성의 교육수준별 비중

(단위: %, %p)

	고졸이하	초대졸	대졸	대학원졸
2000	70.34	12.04	16.28	1.35
2005	57.43	0.00	40.06	2.51
2010	44.36	22.87	28.91	3.86
2015	32.12	25.06	37.29	5.53
2020	24.23	26.27	43.39	6.12
2010-2000	-25.98	10.83	12.63	2.51
2020-2010	-20.13	3.40	14.48	2.26

주: 2005년 조사의 경우 초대졸자가 대졸자로 분류되었다.
자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

〈표 2-37〉 2000~2020년 25~44세 여성의 혼인과 출산여부별 비중

(단위: %, %p)

	미혼	기혼 무자녀	기혼 유자녀
2000	14.14	6.79	79.07
2005	20.69	7.67	71.64
2010	27.18	5.30	67.44
2015	30.14	9.74	60.11
2020	38.75	10.72	50.53
2010-2000	13.06	-1.49	-11.58
2020-2010	11.55	5.42	-16.96

자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

이에 아래에서는 청장년층 여성의 연령과 교육수준, 혼인경험, 출산경험의 비중을 과거로 재가중한 결과를 수록하였다. 우선 [그림 2-10]의 2000년에서 2010년 사이 변화를 살펴보자. 이 시기 인구총조사에서 여성의 고용률은 15.37%p 상승하였다. 청장년 여성의 연령분포를 2000년과 동일하게 통제하더라도 이러한 고용률 변화는 큰 차이 없이 유지되었

다. 다음으로 연령별 교육수준의 분포를 2000년과 동일하게 재가중할 경우 고용률 증가는 13.53%p에 그친다. 이는 이 시기 고용률 증가의 12% 가량(2.00%p)이 여성의 교육수준 향상으로 설명된다는 뜻이다. 다음으로 연령별 교육수준별 혼인 비율을 2000년 수준으로 재가중 한 결과는 D의 값으로 혼인 경험까지 통제할 경우 고용률 변화는 10.25%p로 줄어든다. 즉 이 시기 혼인율의 감소가 전체 고용률 증가의 21.4%(3.28%p)를 설명한다. 마지막으로 연령별, 교육수준별, 혼인여부별 출산 경험 비율을 2000년 수준으로 재가중 할 경우 고용률은 10.15%로 출산 여부가 고용률 변화를 설명하는 비율은 0.6%(0.1%p)에 불과하였다.

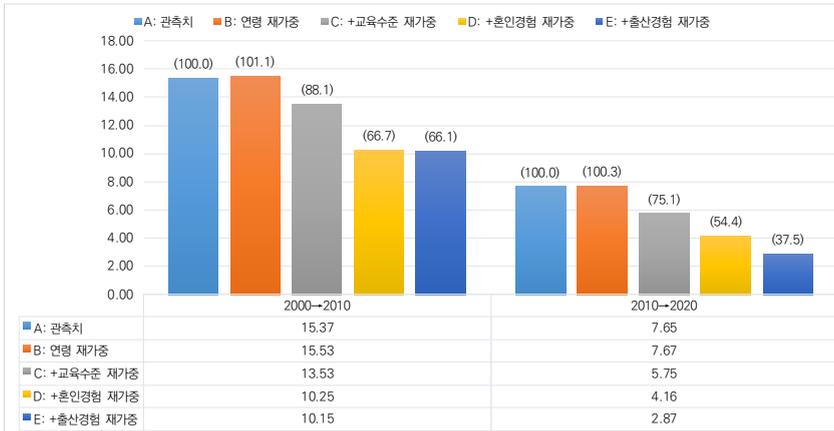
이러한 결과는 2000년부터 2010년 사이 청장년 여성의 고용률 상승을 교육수준의 향상과 혼인 경험의 감소가 일정한 부분을 설명하기는 하지만, 여전히 10%p 이상(전체 변화분의 66.1%)는 이러한 요인으로 설명되지 않는 고용률 상승이었음을 의미한다. 즉, 앞서 2절에서 살펴보았듯, 2000년부터 2010년 사이 여성의 고용은 모든 학력계층과 배우자 유무와 관계없이 높아졌으며, 특히 통상 고용률이 낮았던 대졸자와 유배우자의 고용률 역시 꾸준히 상승하였다. 즉, 이 시기 고용률의 상승은 교육수준 변화나 배우자와 자녀 유무에 따른 변화 보다도 전반적인 여성 고용 개선에 기인하는 것으로 보인다.

한편 2010년부터 2020년 사이 변화를 살펴보면, 이 시기 인구총조사에서 여성의 고용률은 7.65%p 증가하였으며, 연령분포를 2010년으로 고정하더라도 그 비율은 대체로 유지되었다. 연령별 학력 분포를 2010년 시점으로 고정할 경우 고용률 변화는 5.75%p로 줄어들어 전체 변화분의 25.2%가량(1.92%p)이 설명되었다. 다음으로 연령별 교육수준별 혼인율을 재가중 할 경우 고용률 변화는 4.16%p로 줄어들어 전체 변화분의 20.7%가량(1.59%p)이 혼인율 감소로 설명되었다. 마지막으로 연령별, 교육수준별, 혼인여부별 출산율을 2010년으로 재가중 할 경우 고용률 변

화는 2.87%p에 그쳤다. 이는 전체 변화분의 16.9%(1.29%p)가 출산의 감소로 설명됨을 의미한다. 이러한 결과는 2000년부터 2010년 사이의 변화와는 대조적이다. 2000년부터 2010년 사이 출산경험을 추가적으로 재가중하더라도 고용률 변화는 거의 관측되지 않았는데, 2010년부터 2020년 사이에는 혼인경험을 통제한 상태에서 출산 경험이 고용률 변화를 설명하였다. 앞서 <표 2-37>에서 보듯 2010년 이후 청장년 여성 중에서 기혼 무자녀의 비중이 점차 높아짐에 따른 결과로 보인다. 즉, 혼인과 출산이 분리되는 양상이 이 결과에도 반영되는 것이다. 혼인과 출산이 설명하는 고용률 변화는 2.88%p로 2000년부터 2010년 사이의 3.28%p에 비하여 절대적인 크기는 작았지만, 전체 변화분에서 차지하는 상대적인 비중은 높게 나타났다.

[그림 2-10] 여성의 고용률 변화 분해

(단위: %, %p)



주: A는 분석 기간 동안의 실제 고용률 관측치이며, B는 연령분포를 과거 시점과 동일하게 재가중하여 산출한 고용률, C는 연령별 교육수준의 분포를, D는 연령별 교육수준별 혼인경험의 분포를, E는 연령별, 교육수준별, 혼인경험별 출산경험의 분포를 과거 시점과 동일하게 재가중한 결과이다.

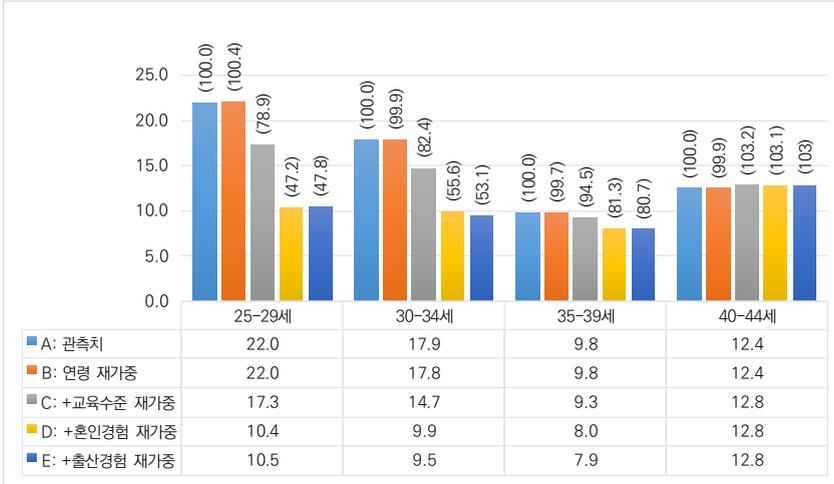
자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

다음으로 연령별 결과를 살펴보면, 2000년부터 2010년 사이 변화의 폭이 가장 컸던 집단은 25~34세 여성이었으며, 교육수준과 혼인, 출산의 영향력이 컸던 이들도 25~34세 여성이었다. 이들은 전체 고용률 변화의 20%가량이 교육수준 변화로, 나머지 25% 가량이 혼인경험으로 설명되었다. 앞서 전체 결과와 마찬가지로 출산 경험은 추가적인 설명력이 거의 없었다. 35세 이상 여성의 경우 이 시기 고용률 변화가 35~39세 9.8%p, 40~44세 12.4%p로 작지 않았으나 이들의 고용률 변화는 교육수준과 혼인경험, 출산 경험으로 설명되지 않았다. 즉, 이들의 고용률 상승은 개인의 객관적인 요건의 변화 보다는 산업적인 변화와 같은 전반적인 여성 고용의 상승 맥락에서 이해할 수 있음을 의미한다.

2010년부터 2020년 사이의 변화를 살펴보면, 25~29세 여성의 고용률 변화는 5.2%p로 작은 편이었으나, 이러한 변화의 대부분이 교육수준의 상승과 혼인경험과 출산경험의 감소로 설명되었다. 이를 통제할 경우 설명되지 않는 고용률 변화는 0.4%p에 불과하였다. 30~34세 여성 역시 교육수준의 변화와 혼인, 출산의 변화가 전체 고용률 변화의 절반 이상을 설명하였다. 30~34세 여성의 경우 이 시기 고용률은 13.1%p 증가하였는데, 이 중 교육수준이 2.0%p를, 혼인 경험이 2.7%p를, 출산 경험이 2.7%p를 설명하였다. 이러한 결과는 2000년부터 2010년 사이 동일한 연령대에서 출산 여부가 0.4%p만을 설명하였던 결과와 대조된다. 즉 25~34세 여성의 경우 2000년부터 2010년 사이 주로 혼인 경험의 감소가, 2010년부터 2020년까지는 혼인경험의 감소뿐만 아니라 유배우 출산율의 하락이 고용 상승에 기여하였음을 의미한다.

[그림 2-11] 여성의 고용률 변화 분해(2000→2010)

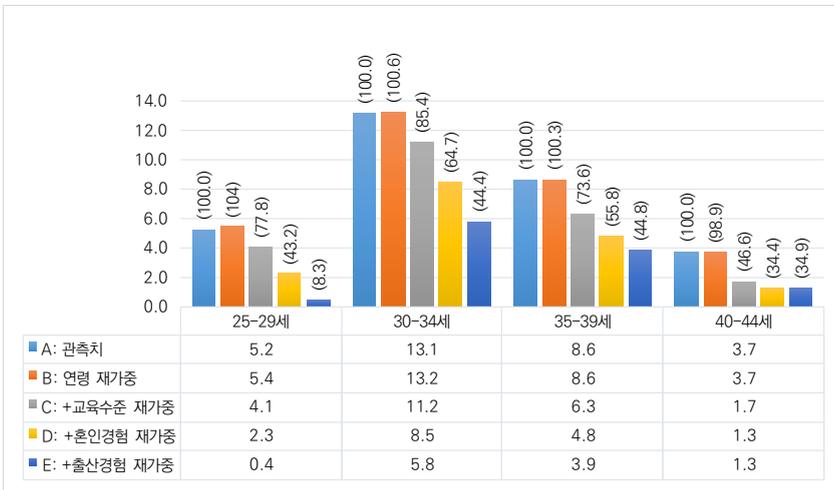
(단위: %, %p)



주: [그림 2-10]의 주와 동일하다.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

[그림 2-12] 여성의 고용률 변화 분해(2010→2020)

(단위: %, %p)



주: [그림 2-10]의 주와 동일하다.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. 필자 분석.

제6절 소결

본 장에서는 2000년부터 2020년 사이 25~44세 청장년층의 고용과 분가, 혼인, 출산의 동향을 살펴보았다. 우선 고용동향에서 지난 20년 사이 청장년 여성의 고용은 꾸준히 상승하였으며, 남성의 경우 학력별 고용률 차이가 커지는 양상이 나타났다. 3절에서는 동거 형태를 살펴보았는데, 부모로부터 분가하지 않는 미분가 비율과 1인 가구 비율이 상승하였음을 확인할 수 있었다. 여성의 경우 과거에는 저학력자의 다인 가구 분가의 가능성이 높았으나, 최근 들어 학력이 높을수록 다인 가구로 분가하는 양상으로 변화하였다. 남성의 경우 학력이 높을수록 미분가 가능성은 낮아지며, 1인가구나 다인가구로의 분가할 가능성은 높아졌다. 혼인과 출산 역시 유사한데, 남성의 혼인은 교육수준별 계층화가 뚜렷해지는 방향으로, 여성의 혼인과 출산은 저학력자의 이행이 더 큰 폭으로 줄어드는 방식으로 변화하고 있다. 즉, 남성의 이행은 인적자본이 높은 집단과 낮은 집단 간의 격차가 커지는 방식인 반면, 여성의 이행은 인적자본과 관계가 없다가 인적자본과 관계가 높아지는 방식으로 변화한 것이다. 남녀 모두 선택적 이행이 강화되었다고 할 수 있다.

본 장의 5절에서는 여성의 성인기 이행이 고용, 혼인, 출산으로 순차적이기 보다 혼인과 출산이 고용에 미치는 영향이 더 크게 관측된다는 점에서 고용변화에 혼인과 출산이 미치는 영향을 추가적으로 살펴보았다. 최근 여성의 고용률은 전반적으로 상승하는 추세이며, 그 중에서도 배우자와 자녀가 있는 여성의 고용률과 임금 상승이 관측되고 있다. 동시에 여성의 고용을 낮추는 요인이라 할 수 있는 혼인과 출산이 급격하게 감소하였는데, 분석 결과 특히 25~34세 여성 고용률 증가에서 혼인과 출산 감소가 2000년부터 2010년 사이 고용률 증가의 5~7%p, 2010년에서

2020년 사이 4~5%p를 기여하였다. 이러한 결과는 청장년층의 성인기 이행과 소득 분배에 있어서 여성의 변화가 상당하다는 점을 의미한다. 특히, 2000년부터 2010년 사이 여성의 출산 감소는 혼인의 감소로 대부분 설명되는 반면, 2010년부터 2020년 사이 여성의 출산 감소가 혼인 감소만으로 설명되지 않고, 배우자가 있는 여성의 출산 감소가 관측되고 있다. 즉, 자녀가 없는 맞벌이의 증가로 소득분배의 측면에서 불평등을 강화시킬 가능성이 있다.

물론 이 같은 횡단면 변화는 성인기 이행의 계층적 양상을 정확하게 보여주기 어려울 수 있다. 특히 여성의 경우 횡단면 분석을 통하여 계층적 이행의 양상을 확인하기 어렵다. 남성이 혼인과 출산 이전에 진입한 노동시장 지위를 유지하는 것과 달리 여성은 혼인과 출산 이후 노동시장 이탈이 일어난다. 따라서 혼인한 사람과 혼인하지 않은 사람을 횡단적으로 비교하는 방식은 여성의 노동과 임금 수준이 혼인과 출산에 영향을 미치는 방식으로 변화하였는지, 또는 혼인과 출산 이후 여성의 노동과 소득의 패널티가 줄어들었는지를 확인하기 어렵다. 따라서 본 연구의 3장과 4장에서는 종단자료를 활용하여 계층적 이행이 최근 코호트에서 강화되었는지, 이행 이후 고용과 소득이 변화하였는지를 확인해보고자 한다.



제3장

청장년기 가족형성 이행 요인 분석

제1절 분석개요

제2절 청장년의 결혼이행 영향 요인

제3절 청장년의 출산이행 영향 요인

제4절 소결

제 3 장 청장년기 가족형성 이행 요인 분석

제1절 분석개요

1. 분석 개요

본 장에서는 청장년의 결혼과 출산 이행에 미치는 영향 요인을 살펴보았다. 최근 연구들에서 혼인과 출산의 이행이 계층적인 양상을 보인다는 점을 지적하고 있다. 앞서 2장에서도 남성의 경우 학력이 높을수록 미분가 가능성은 낮았으며 혼인의 확률 역시 높아졌다. 여성의 경우 저학력자의 이행이 점차 줄어들면서 남성과 유사하게 인적자본의 수준이 높을수록 가족형성 이행이 일어난다는 점을 확인할 수 있었다. 다만 이러한 결과는 소득의 영향을 직접적으로 확인할 수 없으며, 이행을 마친 이들과 마치지 않은 이들 사이의 횡단면 자료의 결과이므로, 실제 개인의 소득 수준이 이행에 영향을 미치는 요인을 확인하기 위해서는 종단자료 분석을 필요로 한다. 이에 본 장에서는 개인을 반복하여 추적조사하는 패널자료를 활용하여 최근 출생 코호트에서 개인과 가구의 소득이 결혼과 출산 이행에 영향을 미치는 양상이 심화되고 있는지를 확인해보았다.

본 장에서 활용한 분석자료는 한국노동패널 1~24차 개인데이터 및 가구데이터이다. 분석 표본은 혼인이행과 출산이행의 대상이 다소 상이하 다. 우선 2절에서 다루는 혼인이행 관련 분석의 경우 25세 이후부터 혼인에 이르기까지를 추적하였으며, 분석에 포함된 모든 변수들의 결측이 없는 경우로 제한하여 총 3,034명이 되었다. 이 중 남성은 1,737명, 여성은

1,297명으로 구성되어 있다. 개인별로 관찰 기간이 다르게 포함되었으며 총 분석 사례수는 12,838개이다. 3절에서 다루고 있는 출산이행의 경우 혼인한 이들을 대상으로 하여 25세부터 39세 사이 혼인이 관측된 이후 첫 출산까지를 추적하였다. 분석에 포함된 모든 변수들의 결측이 없는 상태로 제한하여 총 2,102명이 분석에 포함되었으며, 이중 남성은 999명, 여성은 1,103명이고, 총 분석 사례수는 4,520개이다.

2. 분석자료 구축 과정

본 연구는 한국노동패널 1~24차 자료를 활용하였다. 한국노동패널은 비농촌지역에 거주하는 가구와 가구원을 대표하는 표본을 대상으로 매년 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적하는 종단면 조사로, 가구와 개인의 장기간에 걸친 변화와 상태 간 이동과정을 보여주는 데 적합한 자료이다. 본 연구는 코호트에 따라 결혼 이행의 양상이 어떻게 달라졌는지 파악하기 위해서 국내 패널 중 가장 긴 웨이브가 구축된 패널 조사인 한국노동패널 데이터를 활용하는 것이 적합하다고 판단하였다.

분석대상은 25~39세 청장년을 대상으로 하였으며, 1973~1985년생을 포함하였다. 출생 코호트를 구성할 때 장기간의 코호트를 분석에 포함하는 경우, 코호트마다 관측되는 연령대가 상이하여 분석에 편차가 발생할 수 있기 때문에 코호트마다 비슷한 연령대가 고루 포함될 수 있도록 관찰기간을 짧게 잡았다.

본 연구는 결혼과 출산으로의 이행 여부와 이행까지 걸리는 기간을 고려하여 분석할 수 있는 사건사 분석을 활용하기 때문에 관찰 시작 시점과 초혼 또는 출산이 일어난 시점이 중요하다. 우선 2절의 혼인분석의 경우 관찰 시작 시점은 25세 시점이고⁴⁾ 초혼이 발생하면 관찰을 종료하였다.

한국노동패널 데이터는 매해 혼인상태뿐만 아니라, 결혼 상태 변화와 변화시점을 조사하고 있기 때문에 1~24차 동안 결혼을 한 사례의 경우 초혼 시기를 확인할 수 있었다. 3절의 출산분석의 경우 관찰 시작시점은 혼인시점이고, 자녀를 출산하면 관찰을 종료하였다. 관찰 기간은 25~39세 사이였으며, 25세 이전에 혼인을 하였더라도 25세 시점에 자녀가 없는 경우 분석에 포함하였다. 한국노동패널에서는 자녀를 출산했는지를 매해 묻지 않고 있기 때문에 가구 구성원의 관계를 토대로 자녀 출산 여부를 판별하였다. 다만 부부가 가구주와 가구주의 배우자가 아닌 경우 가구 내 아동이 이들의 자녀인지를 확인할 수 없으므로 본 분석에서는 정확한 출산 여부를 확인하기 위하여 가구주와 가구주의 배우자에 한정하여 분석을 실시하였다. 두 절에서 모두 중간에 패널 이탈이 없는 완전한 주기, 즉 첫 번째 주기(spell)만 분석에 포함하였다.

분석자료의 구축은 다음과 같은 절차로 이루어졌다. 먼저, 관찰 시작 전에 결혼이나 출산을 한 사례는 분석에서 모두 제외하였다. 사건사 분석에서는 관찰 시작 이전에 결혼을 하였는지 알 수 없어 좌측 절단(left-censoring) 문제가 발생하기도 하는데, 본 분석에서는 초혼시기를 비교적 정확하게 알 수 있어 관찰 시작 전에 결혼을 한 사례는 분석에 포함하지 않았다. 출산 역시 혼인 이후 시점의 출산을 관측하고 있기 때문에 혼인 이전의 출산을 하였을 경우 분석 대상에서 제외되었다⁵⁾.

다음으로 1998년(1차년도) 전에 결혼한 것으로 확인되는 사례들도 분석에서 제외하였다. 이는 매해 관측되는 취업소득⁶⁾ 변수의 영향을 확인

4) 다만, 사례에 따라 뒤늦게 패널에 합류하거나 25세 시점에 조사참여에 응하지 않는 등의 결측이 발생할 경우 뒤늦은 진입 사례가 있을 수 있다.

5) 출산의 경우 초혼이 관측 이전에 발생하더라도 관측 시작 시점에 자녀를 출산하지 않았다면 분석에 포함하였다.

6) 한국노동패널에서는 근로(일)의 대가로 벌어들인 수입을 근로소득이라고 정의하고, 직장 또는 일자리에서 받은 임금이나 봉급, 자영업 소득 등을 모두 포함하고 있다. 그러나 가

하기 위한 연구의 목적상, 전년도(t-1) 취업소득이 그 다음 해(t) 결혼 이행에 미치는 영향을 보기 위해서이다. 최종적으로 주요 변수의 결측치가 없는 사례들만 분석대상에 포함하여 2절에서는 12,838개의 사례를, 3절에서는 4,520개의 사례를 분석대상으로 확정하였다.

분석 데이터의 Person-Year 형태로 구축되었으며, 구축 결과는 다음과 같다.

〈표 3-1〉 분석 데이터 요약

구분		개인 수(n)	개인-년도 사례수(N)	평균 관측 기간(\bar{T})
2절 (혼인)	전체	3,034	12,838	4.23
	코호트1 (1973~1977년생)	1,109	4,730	4.27
	코호트2 (1978~1981년생)	1,016	4,319	4.25
	코호트3 (1982~1985년생)	909	3,789	4.17
3절 (출산)	전체	2,102	4,520	2.15
	코호트1 (1973~1977년생)	832	1,618	1.94
	코호트2 (1978~1981년생)	686	1,508	2.20
	코호트3 (1982~1985년생)	584	1,394	2.39

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

3. 분석 방법

가. 이산시간 사건사 분석

이산시간 사건사 분석(Discrete time event history analysis)은 비연속시간 사건사 분석이라고도 하며, 연간 단위로 측정된 이산시간 자료

계급응복지조사 등의 자료에서는 근로소득과 사업소득이 분리되어 있으며, 국세청의 소득 기준 역시 둘이 구분되어 있다. 따라서 본 연구에서는 근로소득과 사업소득을 포함하는 소득을 취업소득으로 명명하였다.

를 분석할 때 주로 쓰인다. 이산시간 사건사 분석은 관찰 시작 시점부터 사건이 발생한 시점까지의 관찰 기간을 로지스틱 모형에 추가하여 분석하는 것으로, 결혼이행까지 걸린 기간을 고려해 결혼 이행이라는 위험확률에 영향을 미치는 요인들을 추정할 수 있다.

나. 주요 변수 설명

본 분석에서 활용한 변수는 혼인 이행과 출산 이행이 다소 상이하다. 우선 2절 혼인 이행에 활용한 변수는 <표 3-2>와 같다. 개인의 소득이나 상용직 여부가 미치는 영향을 중심으로 살펴보았다. 다만, 선행연구에서는 본인의 경제적 지위 이외에도 부모의 경제적 지위가 혼인 이행에 미치는 영향이 크다는 점을 지적하고 있다. 이에 본 연구에서는 아버지의 교육수준과 본인을 제외한 가구의 소득원이 미치는 영향을 살펴보았다. 다만, 한국노동패널 조사자료의 특성상 동거중인 부모의 소득 정보만을 확인할 수 있기 때문에, 본인이 해당 가구의 가구주인지 여부와 가구원수 등의 가구 구성을 통제하였다.

<표 3-2> 혼인 분석(2절) 변수 설명

구분		변수설명	시점	
종속변수(결혼이행)		결혼 이행, 미혼=0 초혼(이행)=1	t	
독립 변수	개인 특성	연령(세)	만 연령 t	
		코호트	코호트1=1973~1977년생 코호트2=1978~1981년생 코호트3=1982~1985년생	-1)
		성별(여성비율)	남성=0 여성=1	-
		교육 수준	청년 본인의 최종 교육년수 초졸이하(중학교 중퇴 포함)=6 중학교 졸업(고등학교 중퇴 포함)=9 고등학교 졸업(전문/4년제 대학 중퇴 포함)=12	-

90 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

구분		변수설명	시점
가구 특성		전문대학 졸업=14 4년제 대학 졸업=16 대학원 이상=18	
	서울거주 여부	서울 거주=1, 그 외=0	t-1
	개인취업소득(만원)	연간 총 취업소득(실질) (미취업자는 소득 없음)	t-1
	상용직 여부	상용직=1, 그 외=0	t-1
	아버지 교육수준	아버지의 최종 교육년수 무학=0 초졸이하(중학교 중퇴 포함)=6 중학교 졸업(고등학교 중퇴 포함)=9 고등학교 졸업(전문/4년제 대학 중퇴 포함)=12 전문대학 졸업=14 4년제 대학 졸업=16 대학원 이상=18	-
	가구총취업소득(만원)	청년이 속한 가구의 연간 총 취업소득에서 청년의 소득을 제한 총 취업소득(실질) (가구원 중 일하는 자 없는 경우 소득 없음)	t-1
	가구총금융자산(만원)	청년이 속한 가구의 연간 총 금융자산(실질) (예적금, 주식채권, 저축성 및 보장성 보험, 아직 타지 않은 계, 다른 사람에게 빌려준 돈 등)	t-1
	자가 여부	청년이 속한 가구의 입주 형태가 자가인지 여부 자가=1, 그 외(전월세 및 기타)=0	t-1
	청년가구주 여부	청년 본인이 가구주=1, 가구주 아님=0	t-1
	가구원수	청년이 속한 가구의 총 가구원 수	t-1

주: 1) 결혼 이행은 t년도를 관측하며, 독립변수는 t-1년도를 관측하였음. 모두 시간에 따라 변하는 변수(time-varying variable)이나, 코호트, 성별, 교육수준, 아버지의 교육수준만 시불변(time-invariant) 변수에 해당함.

2) 소득과 자산은 소비자물가지수(2020=100)를 반영한 소득/자산으로 환산하였음.

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (2022). 1-24차년도 통합코드북(가구, 개인, 직업력, 오픈코드북).

3절 출산이행과 관련한 요인 분석에서 사용한 변수는 아래 <표 3-3>과 같다. 여기서 시점을 나타내는 변수는 혼인 후 경과 시점이다. 혼인에 진입하는 연령이 상이하므로 혼인 당시 연령을 통제하였다. 앞서 2절과 동일하게 개인취업소득과 상용직 여부가 미치는 영향을 살펴보았으며, 가구요인의 경우 본인의 소득을 제외한 가구의 총 취업소득을 고려하였다. 여기서는 가구주와 가구주의 배우자에 한정하여 분석을 실시하고 있기

때문에 부부의 부모에 관한 정보는 고려하지 않았다. 따라서 가구총소득에서 본인의 소득을 뺀 가구소득 역시 배우자의 소득일 가능성이 높다. 또한 자가 여부와 서울 거주 여부 역시 지난 해 상태일 경우 혼인 이전인 원가구의 상태가 반영될 수 있으므로 t시점의 상태를 변수로 포함하였다. 가구소득의 경우 조사 당해를 기준으로 지난해 소득을 묻고 있어 이러한 문제가 발생하지 않는다.

〈표 3-3〉 출산 분석(3절) 변수 설명

구분		변수설명	시점	
종속변수(출산이행)		출산 이행, 미출산=0 출산(이행)=1	t	
독립 변수	개인 특성	혼인 당시 연령	혼인 당시 만 연령	-
		연령(세)	만 연령	t
		코호트	코호트1=1973~1977년생 코호트2=1978~1981년생 코호트3=1982~1985년생	- ¹⁾
		성별(여성비율)	남성=0 여성=1	-
		교육 수준	청년 본인의 최종 교육년수 초졸이하(중학교 중퇴 포함)=6 중학교 졸업(고등학교 중퇴 포함)=9 고등학교 졸업(전문/4년제 대학 중퇴 포함)=12 전문대학 졸업=14 4년제 대학 졸업=16 대학원 이상=18	-
		서울거주 여부	서울 거주=1, 그 외=0	t
		개인취업소득(만원)	연간 총 취업소득(실질) (미취업자는 소득 없음)	t-1
		상용직 여부	상용직=1, 그 외=0	t-1
	가구 특성	가구총취업소득(만원)	청년이 속한 가구의 연간 총 취업소득에서 청년의 소득을 제한 총 취업소득(실질) (가구원 중 일하는 자 없는 경우 소득 없음)	t-1
		자가 여부	청년이 속한 가구의 입주 형태가 자가인지 여부 자가=1, 그 외(전월세 및 기타)=0	t

주: 1) 결혼 이행은 t년도를 관측하며, 독립변수는 t-1년도를 관측하였음. 모두 시간에 따라 변하는 변수(time-varying variable)이나, 혼인 당시 연령, 코호트, 성별, 교육수준, 아버지의 교육수준만 시불변(time-invariant) 변수에 해당함.

2) 소득은 소비자물가지수(2020=100)를 반영한 소득/자산으로 환산하였음.

제2절 청장년의 결혼이행 영향 요인

1. 기술통계

분석대상의 주요 특성은 <표 3-4>~<표 3-7>에 기술하였다. 먼저, <표 3-4>와 <표 3-5>에서는 성별에 따른 주요 변수의 분포를 개인과 가구로 구분하여 살펴보았다. 분석대상은 여성 39%, 남성 61%로 남성의 비율이 더 높았다. 분석대상의 평균 연령은 29.19세이고, 여성 평균은 전체 평균에 약간 못 미치는 28.63세, 남성의 경우 평균을 약간 상회하는 29.53세로 나타났다. 교육년수는 전체 평균 14.33년(14=전문대학 졸업)으로 확인됐다. 분석대상의 최종 학력 수준은 평균적으로 대학 이상이며, 여성의 교육수준이 약간 더 높게 나타났다. 분석대상 중 서울 거주 비율은 24%이고, 여성의 서울 거주 비율이 남성에 비하여 다소 높았다. 다음으로 분석대상의 사회경제적 지위를 살펴보면 전년도 취업소득은 연간 평균 1,552만원이었다. 이 중 여성은 1,478만원, 남성은 1,598만원으로 남성이 여성보다 소득이 약 120만원 높은 것으로 나타났다. 상용직 여부의 경우 전체 표본 중 48%가 상용직 일자리에 종사하는 것으로 확인됐고, 여성과 남성 각각 45%, 52%가 상용직에 해당하였다.

<표 3-4> 성별에 따른 주요 변수 특성(청년 개인 특성)

구분		평균	표준편차	최소값	최대값
전체	성별(여성비율)	0.39	0.49	0	1
	연령	29.19	3.76	25	39
	교육수준	14.33	2.21	6	18
	서울 거주여부	0.24	0.43	0	1
	개인취업소득(만원)	1,552	1,445	0	19,885
	상용직 여부	0.48	0.50	0	1

구분		평균	표준편차	최소값	최대값
남성	연령	29.53	3.83	25	39
	교육수준	14.18	2.30	6	18
	서울 거주여부	0.23	0.42	0	1
	개인취업소득(만원)	1,598	1,562	0	19,885
	상용직 여부	0.45	0.50	0	1
여성	연령	28.63	3.57	25	39
	교육수준	14.57	2.03	6	18
	서울 거주여부	0.26	0.44	0	1
	개인취업소득(만원)	1,478	1,226	0	18,792
	상용직 여부	0.52	0.50	0	1

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 가구특성을 살펴보면, 아버지의 교육수준은 전체 평균 10.29년(9=중학교 졸업)으로 확인됐고, 여성의 아버지 교육수준이 약간 더 높게 나타났다. 다음으로 가구의 총 취업소득을 살펴보면 연간 평균 4,374만원이며, 여성 청년이 속한 가구의 경우 4,682만원, 남성 가구의 경우 4,184만원으로 여성 청년이 속한 가구가 498만원 가량 더 많았다. 다음으로 자산을 살펴보았는데, 가구의 총 금융자산은 평균 2,316만원이었고, 여성 가구가 2,376만원, 남성 가구가 2,279만원으로 여성 가구의 금융자산이 97만원 가량 더 많았다. 가구의 입주형태가 자가인 경우는 56%로, 여성 가구는 58%, 남성 가구는 55%로 나타났다. 청년 가구주 비율은 17%였고, 여성과 남성은 각각 13%, 19%였다. 마지막으로 평균 가구원수는 3.37명으로 나타났다.

〈표 3-5〉 성별에 따른 주요 변수 특성(청년이 속한 가구 특성)

구분		평균	표준편차	최소값	최대값
전체	아버지 교육수준	10.29	3.55	0	18
	가구총취업소득(만원)	4,374	3,239	0	71,820
	가구총금융자산(만원)	2,316	7,386	0	342,902
	자가여부	0.56	0.50	0	1
	청년가구주 여부	0.17	0.37	0	1
	가구원수	3.37	1.42	1	10
남성	아버지 교육수준	10.06	3.56	0	18
	가구총취업소득(만원)	4,184	3,094	0	71,820
	가구총금융자산(만원)	2,279	8,179	0	342,902
	자가여부	0.55	0.50	0	1
	청년가구주 여부	0.19	0.39	0	1
	가구원수	3.20	1.41	1	10
여성	아버지 교육수준	10.65	3.50	0	18
	가구총취업소득(만원)	4,682	3,439	0	41,084
	가구총금융자산(만원)	2,376	5,907	0	204,991
	자가여부	0.58	0.49	0	1
	청년가구주 여부	0.13	0.33	0	1
	가구원수	3.64	1.41	1	10

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

코호트1은 1973~1977년생, 코호트2는 1978~1981년생, 코호트3은 1982~1985년생으로 구성되어 있다. 코호트1의 평균 연령은 29.15세이고, 코호트2는 29.95세, 코호트3은 20.49세로 평균 연령의 차이가 크지 않았다. 표준편차 또한 3.72~3.88세로 코호트별로 비슷한 연령 분포를 보였다. 다음으로 교육수준은 코호트별로 차이가 크지 않았고, 서울 거주 비율은 코호트별로 21~26%로 나타났다. 연간 총 취업소득은 코호트별로 각각 1,406만원, 1,539만원, 1,753만원이며, 코호트1에 비해 코호트2와 코호트3이 약 133~347만원 더 높게 나타났다. 상용직 비율은 코호트별로 47~50%로 유사하였다.

〈표 3-6〉 코호트에 따른 주요 변수 특성(청년 개인 특성)

	구분	평균	표준편차	최소값	최대값
코호트 1	성별(여성비율)	0.36	0.48	0	1
	연령	29.15	3.72	25	39
	교육수준	14.29	2.30	6	18
	서울 거주여부	0.25	0.43	0	1
	개인취업소득(만원)	1,406	1,377	0	19,885
	상용직 여부	0.47	0.50	0	1
코호트 2	성별(여성비율)	0.42	0.49	0	1
	연령	28.95	3.66	25	39
	교육수준	14.28	2.21	6	18
	서울 거주여부	0.26	0.44	0	1
	개인취업소득(만원)	1,539	1,438	0	15,142
	상용직 여부	0.46	0.50	0	1
코호트 3	성별(여성비율)	0.38	0.48	0	1
	연령	29.49	3.88	25	39
	교육수준	14.46	2.07	6	18
	서울 거주여부	0.21	0.41	0	1
	개인취업소득(만원)	1,753	1,512	0	18,792
	상용직 여부	0.50	0.50	0	1

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

마지막으로 코호트별 가구 특성을 살펴보았다. 아버지의 교육년수는 코호트1의 경우 9.68년(9=중학교 졸업)으로 나타났고, 최근 코호트로 올수록 점차 증가했다. 가구 총 취업소득과 가구 총 금융자산 모두 최근 코호트로 올수록 증가세를 보였다. 가구 총 취업소득은 3,948만원에서 4,767만원으로, 가구 총 금융자산은 2,262만원에서 2,436만원으로 증가하였다. 청년이 속한 가구의 자가 비율은 53~58%로 나타났다. 청년이 가구주인 비율은 14%에서 23%로 증가하였으며, 가구원수는 3.61명에서 2.99명으로 감소세로 확인됐다.

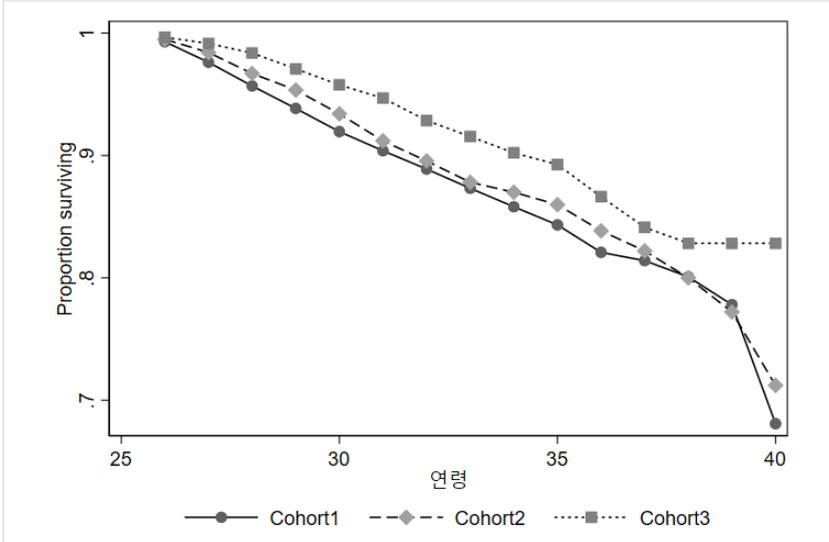
〈표 3-7〉 코호트에 따른 주요 변수 특성(청년이 속한 가구 특성)

	구분	평균	표준편차	최소값	최대값
코호트 1	아버지 교육수준	9.68	3.84	0	18
	가구총취업소득(만원)	3,948	2,904	0	41,084
	가구총금융자산(만원)	2,262	7,450	0	213,805
	자가여부	0.58	0.49	0	1
	청년가구주 여부	0.14	0.34	0	1
	가구원수	3.61	1.49	1	10
코호트 2	아버지 교육수준	10.49	3.34	0	18
	가구총취업소득(만원)	4,506	3,253	0	38,004
	가구총금융자산(만원)	2,275	8,244	0	342,902
	자가여부	0.58	0.49	0	1
	청년가구주 여부	0.15	0.35	0	1
	가구원수	3.43	1.36	1	9
코호트 3	아버지 교육수준	10.83	3.27	0	18
	가구총취업소득(만원)	4,767	3,552	0	71,820
	가구총금융자산(만원)	2,436	6,137	0	204,991
	자가여부	0.53	0.50	0	1
	청년가구주 여부	0.23	0.42	0	1
	가구원수	2.99	1.33	1	10

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

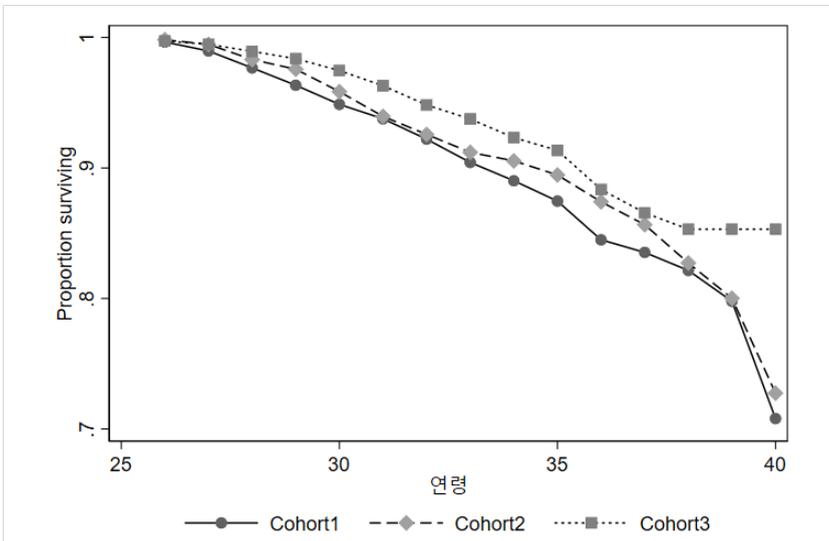
[그림 3-1]의 코호트별 혼인 이행 생명표를 살펴보면 최근 코호트로 올수록 혼인 이행이 줄어드는 것을 확인할 수 있다. 특히 코호트3의 경우 코호트 1과 코호트2에 비하여 연령이 증가함에 따라 혼인으로 이행하는 비율이 낮았다. 코호트1과 코호트2의 경우 30대 후반에 이르러 혼인이행이 급격하게 증가하는 양상과 달리 코호트3의 경우 30대 후반과 40세에 이르러도 혼인 이행이 급격하게 늘어나는 양상이 확인되지 않는다. [그림 3-2]의 남성 혼인 이행 생명표와 [그림 3-3]의 여성 혼인 이행 생명표 역시 전체 생명표의 양상과 유사한 패턴을 나타낸다. 다만, 남성과 달리 여성은 25~35세 사이 코호트간 차이가 두드러진다.

[그림 3-1] 코호트별 혼인 이행 생명표



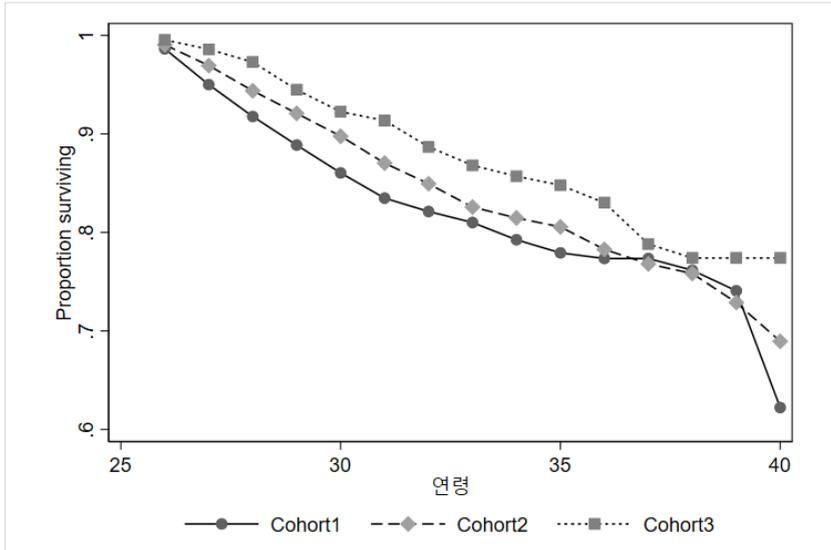
자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 3-2] 남성의 코호트별 혼인 이행 생명표



자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 3-3] 여성의 코호트별 혼인 이행 생명표



자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

2. 로지스틱 회귀분석 결과

우선 <표 3-8>에서는 개인취업소득이 결혼에 미치는 영향을 살펴보았다. 먼저 여성은 남성에 비해 결혼으로 이행할 확률이 1% 수준에서 통계적으로 유의미하게 높게 나타났다. 다음으로 연령과 연령제곱항을 함께 추가하였을 때, 연령과 연령제곱항 모두 1% 수준에서 각각 양(+)의 방향과 음(-)의 방향으로 유의미한 것으로 확인되었다. 이는 연령이 증가할수록 결혼으로 이행할 확률이 증가하지만, 최대 구간에 도달한 이후에는 결혼으로 이행할 확률이 감소하는 비선형 함수 관계를 띠는 것을 의미한다. 교육수준의 경우 결혼으로 이행할 확률에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 서울에 거주하는 청년은 서울 외 지역 청년에 비해 결혼으로 이행할 확률이 통계적으로 유의미한 수준에서 낮은 것으로 나타났다.

($p < 0.001$).

출생 코호트의 경우 코호트1에 비해 코호트2와 코호트3에서 결혼으로 이행할 확률이 낮게 나타났는데, 이는 앞서 [그림 3-1]에서 확인하듯 혼인의 만혼화나 비혼이 증가하는 추세로 설명할 수 있다. 다음으로 개인취업소득의 경우 개인의 연소득이 증가할수록 결혼으로 이행할 확률이 높아졌다($p < 0.001$). 결혼에 있어 청년 본인의 경제적 자원이 중요한 역할을 하는 것이다. (2)열에서는 본인의 소득 이외에도 상용직 여부 변수를 추가하였는데, 상용직일 경우 혼인 이행 확률이 높았으며, 상용직 여부를 통제하더라도 소득이 높을수록 결혼으로 이행할 확률이 높게 나타났다.

다음으로 가구 특성 요인도 함께 살펴본 결과, 아버지의 교육수준은 통계적으로 유의미한 결과가 도출되지 않았다. 한편, 가구의 총 취업소득은 결혼으로 이행할 확률을 유의미하게 낮추는 결과를 보였으며, 반대로 가구의 금융자산이나 자가 소유 여부는 결혼으로 이행할 확률을 유의미하게 높이는 것으로 나타났다.

〈표 3-8〉 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형

변수	(1)		(2)		
	coef	se	coef	se	
성별 (기준:남성)	0.614***	(8.13)	0.606***	(8.00)	
연령	1.100***	(6.30)	1.073***	(6.14)	
연령제곱	-1.840***	(-6.49)	-1.789***	(-6.30)	
교육수준	0.0252	(1.39)	0.0240	(1.32)	
서울거주 여부(t-1)	-0.325***	(-3.55)	-0.326***	(-3.55)	
코호트 (기준: 코호트1)	코호트2	-0.281***	(-3.29)	-0.273**	(-3.20)
	코호트3	-0.595***	(-6.21)	-0.585***	(-6.09)
ln개인취업소득(t-1)	0.0882***	(7.02)	0.0355+	(1.89)	
상용직 여부(t-1)			0.475***	(3.88)	
아버지 교육수준	-0.00154	(-0.14)	0.00114	(0.10)	
ln가구총취업소득(t-1)	-0.0494***	(-3.80)	-0.0510***	(-3.91)	

변수	(1)		(2)	
	coef	se	coef	se
ln가구총금융자산(t-1)	0.0354**	(3.20)	0.0325**	(2.93)
자가여부(t-1)	0.188*	(1.96)	0.184+	(1.92)
청년가구주 여부(t-1)	0.590***	(4.17)	0.581***	(4.10)
가구원수(t-1)	-0.0389	(-0.94)	-0.0413	(-0.99)
상수항	-19.68***	(-7.38)	-19.30***	(-7.23)
Obs	12838			

주: * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

혼인 이행에 있어서 개인의 소득과 상용직 여부가 미치는 유의한 영향이 최근 코호트에서 더 강화되는지 확인하기 위해 <표 3-9>에서는 개인 취업소득과 코호트 간의 상호작용항을 추가하였다. 그 결과 코호트1에 비해 코호트3에서 개인취업소득이 증가할수록 결혼으로 이행할 확률도 증가하는 것으로 나타났다(p<0.01). 이를 그래프로 표현한 [그림 3-4]에서도 가장 최근 코호트인 코호트3에서 개인취업소득의 증가에 따라 결혼 이행 확률이 증가하는 기울기가 다소 증가하는 것을 확인할 수 있었다.

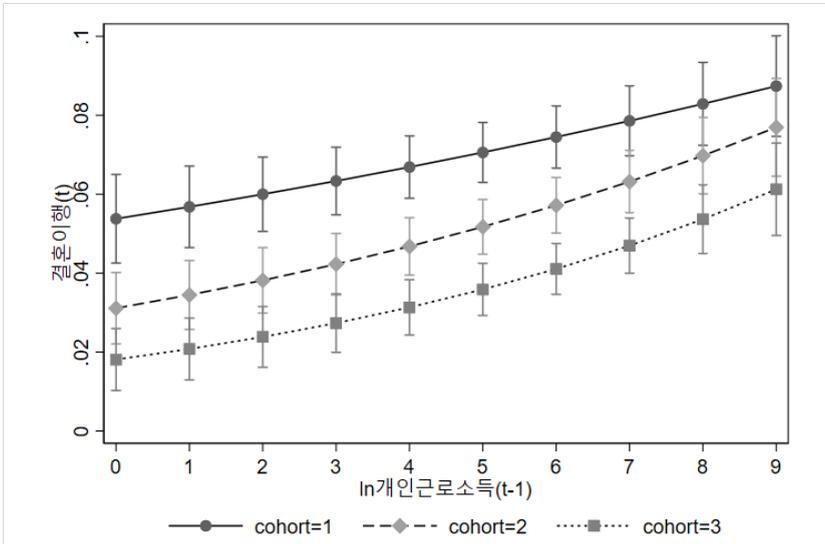
<표 3-9> 코호트별 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형

변수	(1)		(2)		
	coef	se	coef	se	
성별 (기준:남성)	0.618***	(8.16)	0.610***	(8.04)	
연령	1.083***	(6.20)	1.054***	(6.03)	
연령제곱	-1.811***	(-6.38)	-1.756***	(-6.18)	
교육수준	0.0249	(1.37)	0.0239	(1.31)	
서울거주 여부(t-1)	-0.319***	(-3.48)	-0.319***	(-3.47)	
코호트 (기준: 코호트1)	코호트2	-0.571**	(-3.03)	-0.572**	(-3.03)
	코호트3	-1.125***	(-4.48)	-1.123***	(-4.48)
ln개인취업소득(t-1)	0.0580***	(3.39)	-0.0118	(-0.40)	
상용직 여부(t-1)			0.616**	(3.01)	

변수	(1)		(2)	
	coef	se	coef	se
코호트2×ln개인취업소득	0.0480+	(1.76)	0.0568	(1.31)
코호트3×ln개인취업소득	0.0824*	(2.37)	0.128**	(2.66)
코호트2×상용직 여부(t-1)			-0.0622	(-0.21)
코호트3×상용직 여부(t-1)			-0.402	(-1.35)
아버지 교육수준	-0.00145	(-0.13)	0.00163	(0.14)
ln가구총취업소득(t-1)	-0.0488***	(-3.75)	-0.0501***	(-3.84)
ln가구총금융자산(t-1)	0.0351**	(3.16)	0.0320**	(2.87)
자가여부(t-1)	0.190*	(1.99)	0.187+	(1.94)
청년가구주 여부(t-1)	0.577***	(4.08)	0.571***	(4.03)
가구원수(t-1)	-0.0417	(-1.01)	-0.0452	(-1.09)
상수항	-19.24***	(-7.20)	-18.85***	(-7.05)
Obs	12838			

주: * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

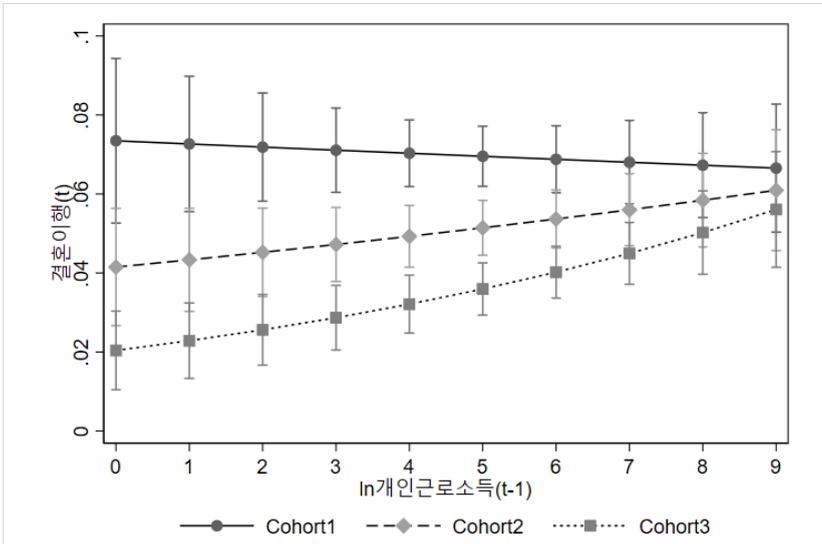
[그림 3-4] 코호트와 개인취업소득의 상호작용



주: <표 3-9>의 (1)열의 결과를 나타낸 그래프이다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

한편 상용직 여부의 경우 코호트와의 상호작용항은 유의하지 않아, 상용직 여부가 코호트별로 다른 영향을 미치는 것은 아님을 확인할 수 있었다. 다만, 상용직 여부를 통제할 경우 코호트1의 경우 개인근로소득의 증가는 혼인 이행에 유의한 영향을 미치지 않는다. 반면, 코호트2와 코호트3의 경우 개인근로소득의 증가가 혼인이행에 영향을 미치며, 이는 특히 저소득층의 혼인 이행 확률 하락으로 확인된다. 즉, 고소득층의 경우 상용직 여부를 통제할 경우 상위임금층에서 코호트별 혼인이행 확률의 차이는 없으나, 저소득층의 경우 혼인이행 확률이 최근 코호트에서 큰 폭으로 줄어들었다([그림 3-5] 참고).

[그림 3-5] 코호트와 개인취업소득의 상호작용



주: <표 3-9>의 (2)열의 결과를 나타낸 그래프이다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

혼인 이행에 있어서 개인소득과 가구의 경제적 수준이 미치는 영향이 성별로 차이가 있는지를 확인하기 위하여 <표 3-10>에서는 성별 교차항의 결과를 살펴보았다. 그 결과 개인 근로소득의 경우 남성은 소득이 높아짐에 따라 혼인 이행 확률이 높아지는 반면, 여성은 소득에 따라 혼인 이행 확률이 거의 변화하지 않거나 오히려 줄어드는 양상을 나타냈다(그림 3-6) 참고).

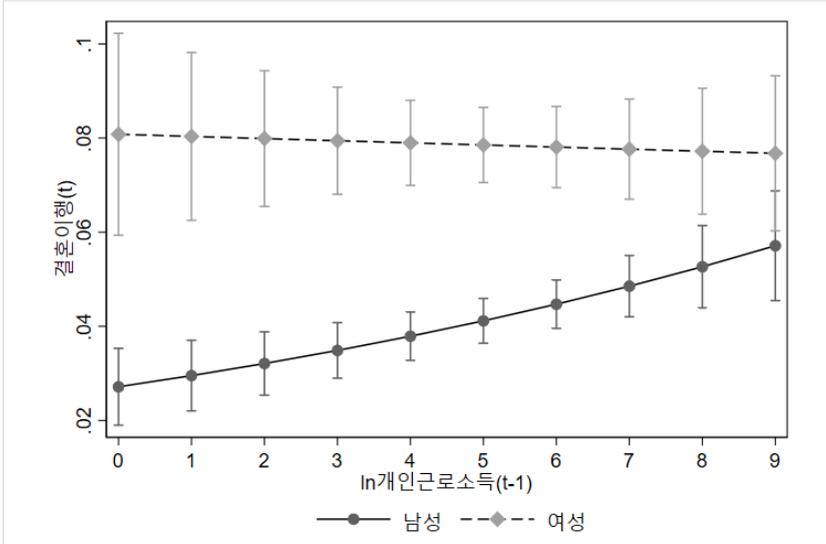
<표 3-10> 성별 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형

변수	(1)		(2)		
	coef	se	coef	se	
성별 (기준:남성)	2.425***	(7.68)	2.395***	(7.57)	
연령	1.075***	(6.13)	1.048***	(5.97)	
연령제곱	-1.805***	(-6.34)	-1.754***	(-6.15)	
교육수준	0.0278	(1.53)	0.0268	(1.46)	
서울거주 여부(t-1)	-0.304***	(-3.32)	-0.304***	(-3.31)	
코호트 (기준: 코호트1)	코호트2	-0.286***	(-3.36)	-0.278**	(-3.25)
	코호트3	-0.614***	(-6.39)	-0.603***	(-6.26)
ln개인취업소득(t-1)	0.134***	(7.16)	0.0860**	(3.24)	
상용직 여부(t-1)			0.438**	(2.60)	
아버지 교육수준	0.0382*	(2.43)	0.0397*	(2.51)	
ln가구총취업소득(t-1)	-0.0319+	(-1.88)	-0.0331+	(-1.94)	
ln가구총금융자산(t-1)	0.0534***	(3.36)	0.0500**	(3.13)	
성별×ln개인취업소득	-0.0860***	(-3.43)	-0.0929*	(-2.48)	
성별×상용직 여부(t-1)			0.0529	(0.21)	
성별×아버지 교육수준	-0.0833***	(-3.93)	-0.0812***	(-3.81)	
성별×ln가구총취업소득(t-1)	-0.0385+	(-1.71)	-0.0393+	(-1.74)	
성별×ln가구총금융자산(t-1)	-0.0371+	(-1.71)	-0.0354	(-1.63)	
자가여부(t-1)	0.192*	(2.00)	0.187+	(1.95)	
청년가구주 여부(t-1)	0.577***	(4.06)	0.570***	(4.01)	
가구원수(t-1)	-0.0427	(-1.02)	-0.0440	(-1.05)	
상수항	-20.15***	(-7.53)	-19.77***	(-7.37)	
Obs	12838				

주: * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

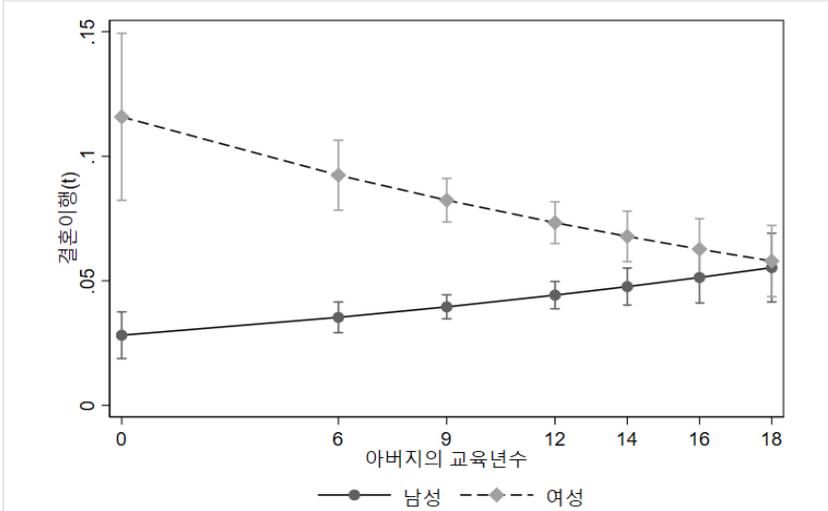
[그림 3-6] 개인취업소득이 혼인이행에 미치는 영향의 성별 차이



주: <표 3-10>의 (2)열의 결과를 나타낸 그래프이다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

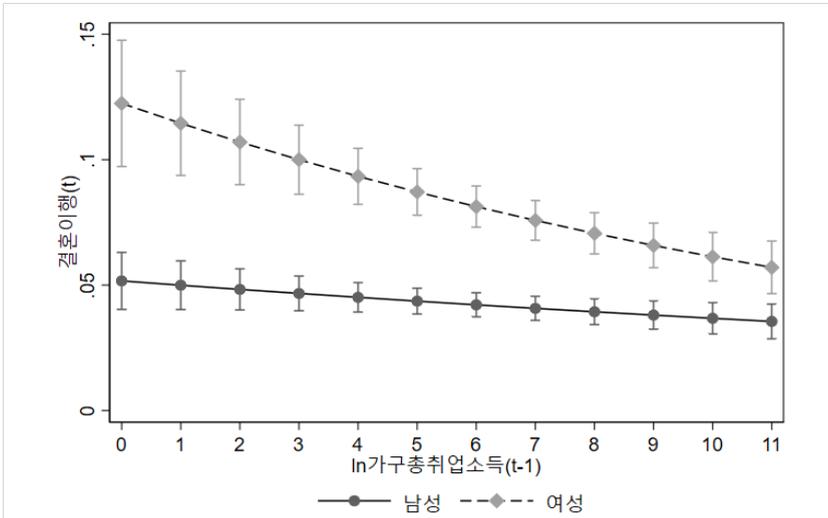
가구의 상황 역시 여성과 남성의 혼인 이행에 각기 다른 영향을 미쳤다. 여성은 아버지의 교육수준이 증가할수록 결혼으로 이행할 확률이 낮아졌고, 반대로 남성은 아버지의 교육수준이 증가할수록 결혼으로 이행할 확률은 높아지는 것으로 확인됐다([그림 3-7] 참고). 남성의 경우 본인의 소득을 제외한 가구의 소득에 따라 혼인 이행 확률이 거의 변화하지 않거나 그 기울기가 낮았던 반면, 여성의 경우 가구의 소득 수준이 높을수록 혼인 이행의 확률은 줄어들었다([그림 3-8] 참고). 이는 남성의 경우 개인의 경제적 여력과 가구의 경제적 여력이 높을 때 혼인 이행의 가능성이 높아지는 반면, 여성의 경우 개인의 경제력과 원가구의 경제적 여력이 높을 때 혼인 이행의 가능성이 줄어든다는 점을 의미한다. 이러한 결과를 토대로 아래에서는 남성과 여성을 각각 분석하였다.

[그림 3-7] 아버지의 교육수준이 혼인이행에 미치는 영향의 성별 차이



주: <표 3-10>의 (2)열의 결과를 나타낸 그래프이다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 3-8] 가구의 취업소득이 혼인이행에 미치는 영향의 성별 차이



주: <표 3-10>의 (2)열의 결과를 나타낸 그래프이다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

가. 여성 분석

여성을 대상으로만 분석을 실시한 결과, 전체를 대상으로 했을 때와 동일하게 연령이 높을수록 결혼으로 이행할 확률이 증가하다가, 특정 구간 도달 후 확률이 감소하는 비선형 관계를 보이는 것으로 확인됐다. 교육수준의 경우 학력이 높을수록 결혼 이행 확률이 낮아지나 통계적으로 유의미한 수준까지 낮추는 것은 아닌 것으로 확인됐다. 여성의 경우 전통적으로 저학력자의 혼인율이 높았고, 최근에 와서야 고학력자의 혼인율도 높아지는 U자형 추세가 되었다는 점을 고려했을 때 이러한 결과가 도출되었다고 이해해볼 수 있다. 실제 최근 코호트만을 분석한 (5)열에서는 여성의 교육수준이 미치는 영향의 계수가 양의 방향으로 전환되었다. 다만, 혼인 이행에 유의미한 영향을 미치지 못하는 못하였다.

코호트의 경우는 코호트1에 비해 코호트2와 코호트3의 결혼 이행 확률이 통계적으로 유의미한 수준에서 낮게 나타났다. 다음으로 개인취업소득의 영향력을 살펴본 결과, 전체를 대상으로 분석했을 때와 동일하게 총 취업소득이 증가할수록 결혼으로 이행할 확률이 증가하는 것으로 확인됐다. 코호트와 개인취업소득의 상호작용항을 추가하여 분석한 모형에서도 전체를 대상으로 분석했을 때와 유사하게 가장 최근 코호트인 코호트3에서 소득이 증가할수록 결혼 이행 확률이 가파르게 증가하는 것을 확인할 수 있었다(그림 3-9). 이는 최근 여성의 경제적 지위 역시 결혼 이행에서 중요하다는 것을 의미한다. 특히 여성 중에서도 저소득 여성의 혼인 이행 확률이 현저히 줄어들었음을 확인할 수 있다.

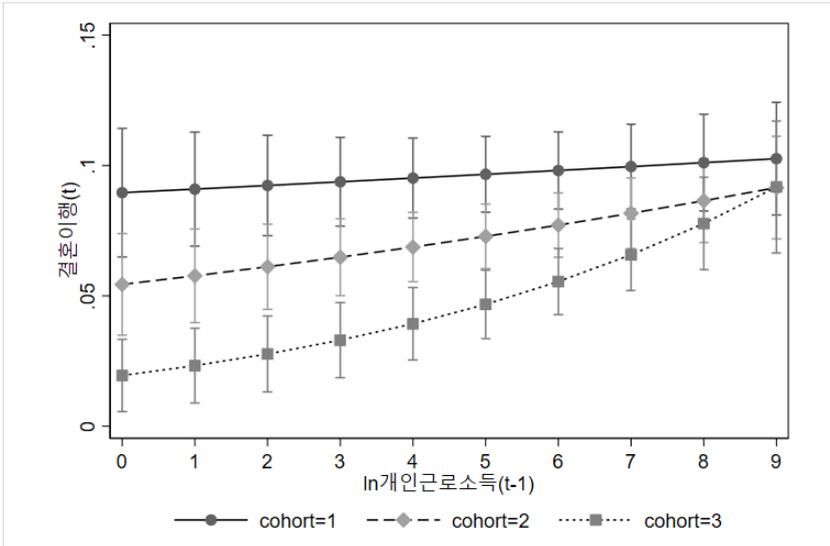
〈표 3-11〉 여성 코호트별 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		전체	상호작용	코호트1	코호트2	코호트3
연령		1.466*** (5.27)	1.424*** (5.13)	1.266** (2.63)	1.277** (2.94)	2.270*** (3.62)
연령제곱		-2.496*** (-5.39)	-2.421*** (-5.24)	-2.288** (-2.82)	-2.121** (-2.95)	-3.695*** (-3.59)
교육수준		-0.0147 (-0.55)	-0.0111 (-0.41)	-0.0335 (-0.85)	-0.00510 (-0.11)	0.0590 (0.89)
서울거주 여부(t-1)		-0.296* (-2.33)	-0.283* (-2.22)	-0.131 (-0.69)	-0.399+ (-1.80)	-0.265 (-0.92)
코호트 (기준: 코호트1)	코호트2	-0.283* (-2.39)	-0.537* (-2.20)			
	코호트3	-0.555*** (-3.97)	-1.601*** (-3.99)			
ln개인취업소득 (t-1)		0.0586*** (3.45)	0.0167 (0.70)	0.0195 (0.80)	0.0708* (2.42)	0.155** (3.05)
코호트2×ln개인취업 소득(t-1)			0.0456 (1.24)			
코호트3×ln개인취업 소득(t-1)			0.164** (2.93)			
아버지 교육수준		-0.0416** (-2.61)	-0.0407* (-2.56)	-0.0293 (-1.30)	-0.0549+ (-1.90)	-0.0614 (-1.52)
ln가구총취업소득(t-1)		-0.107*** (-5.89)	-0.108*** (-5.89)	-0.0531+ (-1.78)	-0.193*** (-6.96)	-0.00326 (-0.07)
ln가구총금융자산(t-1)		0.0228 (1.49)	0.0219 (1.43)	0.0261 (1.10)	0.00782 (0.31)	0.0420 (1.10)
자가여부(t-1)		0.154 (1.20)	0.145 (1.12)	0.0776 (0.41)	0.0828 (0.37)	0.763* (2.20)
청년가구주 여부(t-1)		0.184 (0.87)	0.157 (0.74)	-0.0721 (-0.22)	0.148 (0.38)	1.240* (2.41)
가구원수(t-1)		0.00651 (0.12)	0.00425 (0.08)	-0.138+ (-1.79)	0.216* (2.18)	-0.0368 (-0.25)
상수항		-22.56*** (-5.42)	-21.76*** (-5.23)	-17.99* (-2.54)	-20.68** (-3.15)	-39.06*** (-4.10)
N		4949	4949	1684	1844	1421

주: * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01.

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 3-9] 여성의 코호트와 개인취업소득의 상호작용



주: <표 3-11>의 (2)열의 결과를 나타낸 그래프이다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 청년 본인 외 가구의 특성에 대해 살펴본 결과 아버지의 교육 수준은 전체를 대상으로 분석했을 때와 다르게 결혼으로 이행할 확률에 10% 유의수준에서 부(-)적인 영향을 미치는 것으로 확인됐다. 또한 가구의 총 취업소득이 높을수록 결혼 이행 확률이 낮아졌다. 한편 가구 금융 자산은 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 앞서 언급하였듯이 여성의 경우 원가구의 경제적 수준이 양호할수록 혼인을 지연하거나 미이행하는 양상이 있음을 의미한다. 자가 여부와 가구주 여부 등은 여성의 혼인 이행에서 유의한 영향 요인은 아니었다.

〈표 3-12〉 여성 코호트별 개인취업소득과 상용직여부의 결혼이행 영향 모형

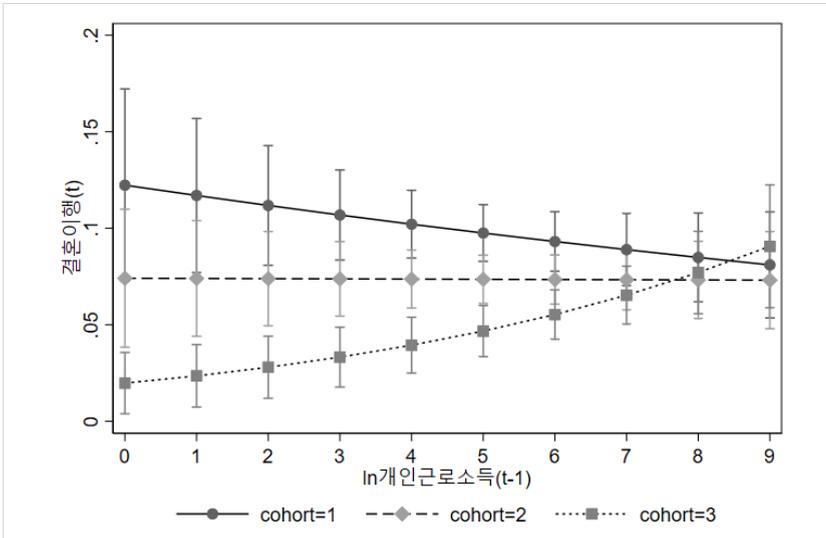
		(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령		1.458*** (5.24)	1.416*** (5.10)	1.260** (2.63)	1.232** (2.82)	2.271*** (3.63)
연령제곱		-2.476*** (-5.35)	-2.403*** (-5.20)	-2.268** (-2.80)	-2.040** (-2.83)	-3.698*** (-3.59)
교육수준		-0.0115 (-0.42)	-0.00738 (-0.27)	-0.0265 (-0.66)	-0.0102 (-0.21)	0.0590 (0.89)
서울거주 여부(t-1)		-0.300* (-2.35)	-0.285* (-2.23)	-0.143 (-0.75)	-0.382+ (-1.72)	-0.262 (-0.91)
코호트 (기준: 코호트1)	코호트2	-0.282* (-2.38)	-0.537* (-2.20)			
	코호트3	-0.548*** (-3.91)	-1.605*** (-4.00)			
ln개인취업소득 (t-1)		0.0123 (0.46)	-0.0509 (-1.18)	-0.0384 (-0.88)	0.00372 (0.08)	0.160** (2.58)
상용직 여부(t-1)		0.406* (2.28)	0.584+ (1.92)	0.496 (1.64)	0.589+ (1.87)	-0.0506 (-0.16)
코호트2×ln개인취업 소득(t-1)			0.0493 (0.78)			
코호트3×ln개인취업 소득(t-1)			0.228** (3.04)			
코호트2×상용직 여부(t-1)			-0.0293 (-0.07)			
코호트3×상용직 여부(t-1)			-0.554 (-1.28)			
아버지 교육수준		-0.0394* (-2.46)	-0.0382* (-2.39)	-0.0267 (-1.18)	-0.0518+ (-1.79)	-0.0616 (-1.52)
ln가구총취업소득(t-1)		-0.108*** (-5.93)	-0.107*** (-5.86)	-0.0527+ (-1.76)	-0.193*** (-6.97)	-0.00242 (-0.05)
ln가구총금융자산(t-1)		0.0213 (1.38)	0.0201 (1.30)	0.0243 (1.02)	0.00494 (0.20)	0.0421 (1.10)
자가여부(t-1)		0.154 (1.19)	0.148 (1.14)	0.0834 (0.44)	0.0749 (0.34)	0.765* (2.20)
청년가구주 여부(t-1)		0.195 (0.92)	0.176 (0.82)	-0.0760 (-0.24)	0.236 (0.61)	1.245* (2.42)
가구원수(t-1)		0.00547 (0.10)	0.00177 (0.03)	-0.146+ (-1.88)	0.231* (2.30)	-0.0373 (-0.25)
상수항		-22.55*** (-5.42)	-21.78*** (-5.23)	-18.07* (-2.56)	-20.05** (-3.04)	-39.08*** (-4.10)
N		4949	4949	1684	1844	1421

주: * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01.

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 <표 3-12>에서는 개인취업소득에 더하여 상용직 여부를 모형에 추가하였다. 그 결과, 개인취업소득 계수의 유의도는 사라지고, 상용직은 혼인 이행에 유의한 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 다만 코호트와 상용직의 상호작용항은 유의하지 않았다. 그러나 상용직 여부와 상용직과 코호트의 상호작용항을 추가한 모형에서도 개인취업소득과 코호트의 상호작용항은 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 상용직을 통제할 경우 여성의 취업소득은 코호트1에서 혼인이행에 유의한 영향요인이 아니었으나, 코호트3의 경우 상용직을 통제하여도 개인의 취업소득이 혼인이행에 유의한 영향을 미친다는 점을 시사한다([그림 3-10] 참고).

[그림 3-10] 코호트별 혼인이행에 개인근로소득이 미치는 영향(여성)



주: <표 3-12>의 (2)열의 결과를 나타낸 그래프이다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

나. 남성 분석

다음으로 남성을 대상으로만 분석하였다. 남성도 연령이 높아질수록 결혼으로 이행할 확률이 높아지다가 다시 낮아지는 것으로 확인됐다. 교육수준의 경우 여성과 달리 교육수준이 증가하면 결혼으로 이행할 확률이 1% 수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 다만 최근 코호트로 올수록 남성의 교육수준이 혼인이행에 미치는 정적인 영향의 크기가 줄어들며, 코호트3만을 대상으로 한 분석(5열)에서 교육수준은 유의하지 않게 나타났다. 서울거주 변수의 경우, 서울에 사는 남성이 서울 비거주 남성에 비해 결혼으로 이행할 확률이 낮게 나타났다.

다음으로 출생 코호트의 경우, 코호트1에 비해 코호트2와 코호트3에서 결혼으로 이행할 확률이 낮은 것으로 나타났다. 개인취업소득은 남성에게서도 결혼 이행에 중요한 요인이었다. 연 취업소득이 증가하면 결혼으로 이행할 확률을 높였다. 그러나 코호트와 취업소득 간의 상호작용항을 추가한 모형에서는 여성을 대상으로 분석한 결과와 달리 상호작용항이 통계적으로 유의미하지 않았다.

다음으로 청년 본인 외 가구의 특성에 대해 살펴본 결과 아버지의 교육수준은 여성을 대상으로 분석했을 때와 다르게 결혼으로 이행할 확률을 통계적으로 유의미한 수준에서 증가시키는 것으로 확인됐다($p < 0.05$). 다음으로 가구의 총 취업소득의 경우 여성을 대상으로 분석했을 때와 달리 가구 총 취업소득이 높을수록 남성 청년의 결혼 이행 확률이 증가하는 경향을 띠었으나 통계적으로 유의미한 수준이 아니었으며, 가구의 금융자산이 많을수록, 자가일 경우 남성 청년의 혼인 이행 가능성은 유의하게 높아졌다. 또한 여성청년과 달리 본인이 가구주인 경우 혼인 이행 가능성이 높아졌다.

〈표 3-13〉 남성 코호트별 개인취업소득의 결혼이행 영향 모형

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		전체	상호작용	코호트1	코호트2	코호트3
연령		0.920*** (3.75)	0.921*** (3.75)	0.626+ (1.72)	0.936* (2.22)	1.745** (3.10)
연령제곱		-1.521*** (-3.89)	-1.523*** (-3.90)	-1.084+ (-1.86)	-1.514* (-2.27)	-2.824** (-3.15)
교육수준		0.0671** (2.68)	0.0670** (2.67)	0.0762* (2.04)	0.0906+ (1.95)	0.0333 (0.63)
서울거주 여부(t-1)		-0.269* (-2.03)	-0.274* (-2.06)	-0.258 (-1.31)	-0.301 (-1.27)	-0.178 (-0.61)
코호트 (기준: 코호트1)	코호트2	-0.297* (-2.39)	-0.719* (-2.34)			
	코호트3	-0.712*** (-5.33)	-0.708* (-2.15)			
ln개인취업소득 (t-1)		0.121*** (6.26)	0.102*** (3.98)	0.117*** (4.29)	0.148*** (3.96)	0.0995* (2.36)
코호트2×ln개인취업 소득(t-1)			0.0651 (1.52)			
코호트3×ln개인취업 소득(t-1)			0.00160 (0.04)			
아버지 교육수준		0.0351* (2.15)	0.0350* (2.15)	0.0472* (2.06)	0.0195 (0.60)	0.0227 (0.67)
ln가구총취업소득(t-1)		0.00379 (0.20)	0.00394 (0.21)	0.0177 (0.62)	-0.0516 (-1.57)	0.0475 (1.22)
ln가구총금융자산(t-1)		0.0459** (2.82)	0.0463** (2.85)	0.0354 (1.52)	0.0799* (2.54)	0.0327 (0.94)
자가여부(t-1)		0.310* (2.14)	0.314* (2.17)	0.0284 (0.14)	0.558+ (1.94)	0.661* (2.29)
청년가구주 여부(t-1)		0.797*** (4.01)	0.800*** (4.02)	0.832** (2.92)	0.977* (2.46)	0.598 (1.47)
가구원수(t-1)		-0.157* (-2.37)	-0.156* (-2.35)	-0.128 (-1.45)	-0.121 (-0.93)	-0.306+ (-1.86)
상수항		-18.49*** (-4.88)	-18.42*** (-4.85)	-13.84* (-2.48)	-19.89** (-3.01)	-31.24*** (-3.58)
N		7889	7889	3046	2475	2368

주: * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 <표 3-14>에서는 상용직 여부를 추가하여 살펴보았다. 남성의 경우도 상용직이면 결혼 이행 확률을 통계적으로 유의미한 수준에서 증가시켰다. 남성과 여성 모두 경제적으로 안정된 직업을 가지면 결혼으로 이행할 확률이 높아지는 결과를 보였다. 코호트와 상용직 여부 간의 상호작용을 추가한 모형에서는 <표 3-14>와 같이 상호작용항이 유의미하지 않았다.

<표 3-14> 남성 코호트별 개인취업소득과 상용직여부의 결혼이행 영향 모형

	(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령	0.880*** (3.58)	0.879*** (3.58)	0.588 (1.61)	0.862* (2.04)	1.718** (3.06)
연령제곱	-1.451*** (-3.71)	-1.448*** (-3.70)	-1.015+ (-1.74)	-1.383* (-2.07)	-2.779** (-3.10)
교육수준	0.0622* (2.46)	0.0613* (2.43)	0.0735* (1.96)	0.0768 (1.63)	0.0306 (0.58)
서울거주 여부(t-1)	-0.267* (-2.00)	-0.271* (-2.04)	-0.262 (-1.33)	-0.293 (-1.23)	-0.165 (-0.56)
코호트 (기준: 코호트1)	코호트2 -0.275* (-2.22)	코호트2 -0.722* (-2.35)			
	코호트3 -0.694*** (-5.18)	코호트3 -0.709* (-2.16)			
ln개인취업소득 (t-1)	0.0729** (2.68)	0.0515 (1.25)	0.0660 (1.56)	0.0813 (1.59)	0.0639 (1.19)
상용직 여부(t-1)	0.438* (2.56)	0.440 (1.56)	0.448 (1.59)	0.604* (1.97)	0.346 (1.11)
코호트2×ln개인취업소 득(t-1)		0.0562 (0.90)			
코호트3×ln개인취업소 득(t-1)		0.0169 (0.26)			
코호트2×상용직 여부(t-1)		0.117 (0.29)			
코호트3×상용직 여부(t-1)		-0.116 (-0.28)			
아버지 교육수준	0.0371* (2.27)	0.0375* (2.29)	0.0489* (2.13)	0.0260 (0.79)	0.0214 (0.63)
ln가구총취업소득(t-1)	0.00166 (0.09)	0.00168 (0.09)	0.0163 (0.57)	-0.0557+ (-1.70)	0.0455 (1.17)
ln가구총금융자산(t-1)	0.0426** (2.61)	0.0429** (2.63)	0.0330 (1.42)	0.0750* (2.36)	0.0297 (0.85)

	(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
자가여부(t-1)	0.294* (2.02)	0.294* (2.02)	0.0101 (0.05)	0.509+ (1.75)	0.679* (2.32)
청년가구주 여부(t-1)	0.778*** (3.91)	0.782*** (3.93)	0.803*** (2.82)	0.970* (2.45)	0.594 (1.45)
가구원수(t-1)	-0.155* (-2.34)	-0.154* (-2.32)	-0.126 (-1.44)	-0.121 (-0.93)	-0.302+ (-1.82)
상수항	-17.86*** (-4.71)	-17.73*** (-4.66)	-13.26* (-2.38)	-18.65** (-2.82)	-30.80*** (-3.54)
N	7889	7889	3046	2475	2368

주: * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01.
자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

제3절 청장년의 출산이행 영향 요인

1. 기술통계

본 절에서는 청장년의 출산이행 요인을 살펴보았다. 우선 분석대상의 주요 통계를 살펴보면, 관측의 시작 시점인 혼인 당시 연령은 29.08세였으며, 남성은 30.23세, 여성은 28.04세로 남성의 연령이 높게 나타났다. 교육년수는 14.38년으로 남성(14.58년)이 여성(14.20년)에 비하여 다소 높게 나타났다. 개인의 평균 취업소득은 2,488만원으로 혼인 이행 분석 대상에 비하여 높게 나타났다. 특히 남성의 경우 연간 취업소득이 3,571만원이었다. 이는 학교 졸업 이후 이행기에 있는 청장년과 달리 혼인한 이들만을 대상으로 하였으므로 개인의 소득 수준이 높게 나타나는 것으로 보인다. 물론 여성의 경우 개인취업소득이 1,495만원으로 혼인 이행 분석 대상과 큰 차이가 나타나지 않았다. 전체 분석 대상의 62%가 상용직이었으며, 남성은 81%, 여성은 44%가 상용직으로 남성과 여성의 차이가 확인되었다.

〈표 3-15〉 분석대상의 주요 변수 특성

(단위: 세, 년, 만원/년, %)

		평균	표준편차	최소값	최대값
전체	성별	0.52	0.50	0	1
	혼인 당시 연령	29.08	3.49	16	39
	교육년수	14.38	2.04	6	18
	개인취업소득(t-1)	2,488	2,022	0	20,840
	상용직 여부(t-1)	0.62	0.49	0	1
	가구총취업소득(t-1)	2,720	2,272	0	46,977
	자가 여부	0.40	0.49	0	1
	서울 거주여부	0.20	0.40	0	1
남성	혼인 경과 년도	4.19	3.28	0	22
	혼인 당시 연령	30.23	3.13	16	38
	교육년수	14.58	2.02	6	18
	개인취업소득(t-1)	3,571	1,749	0	18,792
	상용직 여부(t-1)	0.81	0.39	0	1
	가구총취업소득(t-1)	1,730	2,065	0	46,977
	자가 여부	0.40	0.49	0	1
	서울 거주여부	0.19	0.39	0	1
여성	혼인 경과 년도	3.73	2.87	0	22
	혼인 당시 연령	28.04	3.46	18	39
	교육년수	14.20	2.05	6	18
	개인취업소득(t-1)	1,495	1,724	0	20,840
	상용직 여부(t-1)	0.44	0.50	0	1
	가구총취업소득(t-1)	3,628	2,065	0	22,569
	자가 여부	0.40	0.49	0	1
	서울 거주여부	0.21	0.41	0	1
혼인 경과 년도	4.61	3.57	0	21	

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

본인의 취업소득을 제외한 가구의 총 취업소득은 2,720만원으로 남성은 1,730만원 여성은 3,628만원 이었다. 이는 본인 이외 다른 가구원의 취업소득을 의미하므로 여성은 남편의 취업소득을, 남성은 아내의 취업소득을 의미할 가능성이 높다. 이에 따라 남성은 상대적으로 본인의 소득을 제외한 가구의 총 취업소득이 낮고, 여성은 높은 것으로 보인다. 자가

비율은 40%로 앞선 혼인 분석에 비하여 낮게 나타난다. 이는 부모와 함께 거주하는 혼인 전 청년과 달리 최근 결혼한 이들의 경우 자가 비율이 매우 낮다는 점을 보여준다. 서울 거주 비율은 20%였다. 혼인 경과년도는 전체 4.19년이였다.

〈표 3-16〉 분석대상의 주요 변수 특성: 코호트별

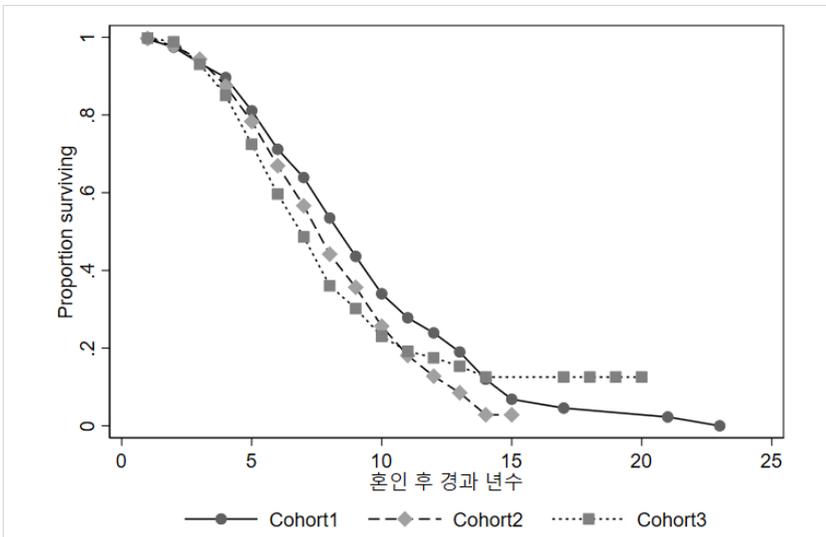
(단위: 세, 년, 만원/년, %)

		평균	표준편차	최소값	최대값
코호트 1	성별	0.51	0.50	0	1
	혼인 당시 연령	28.49	3.57	16	39
	교육년수	14.23	2.12	6	18
	개인취업소득(t-1)	2,231	1,956	0	15,482
	상용직 여부(t-1)	0.58	0.49	0	1
	가구총취업소득(t-1)	2,526	2,225	0	19,606
	자가 여부	0.38	0.48	0	1
	서울 거주여부	0.20	0.40	0	1
	혼인 경과 년도	4.37	3.52	0	22
코호트 2	성별	0.54	0.50	0	1
	혼인 당시 연령	29.12	3.50	18	38
	교육년수	14.38	1.91	9	18
	개인취업소득(t-1)	2,496	1,993	0	20,840
	상용직 여부(t-1)	0.64	0.48	0	1
	가구총취업소득(t-1)	2,714	2,036	0	16,127
	자가 여부	0.40	0.49	0	1
	서울 거주여부	0.21	0.40	0	1
	혼인 경과 년도	4.19	3.26	0	20
코호트 3	성별	0.52	0.50	0	1
	혼인 당시 연령	29.75	3.24	19	37
	교육년수	14.56	2.07	6	18
	개인취업소득(t-1)	2,779	2,090	0	18,792
	상용직 여부(t-1)	0.63	0.48	0	1
	가구총취업소득(t-1)	2,952	2,534	0	46,977
	자가 여부	0.42	0.49	0	1
	서울 거주여부	0.20	0.40	0	1
	혼인 경과 년도	3.98	2.99	0	19

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

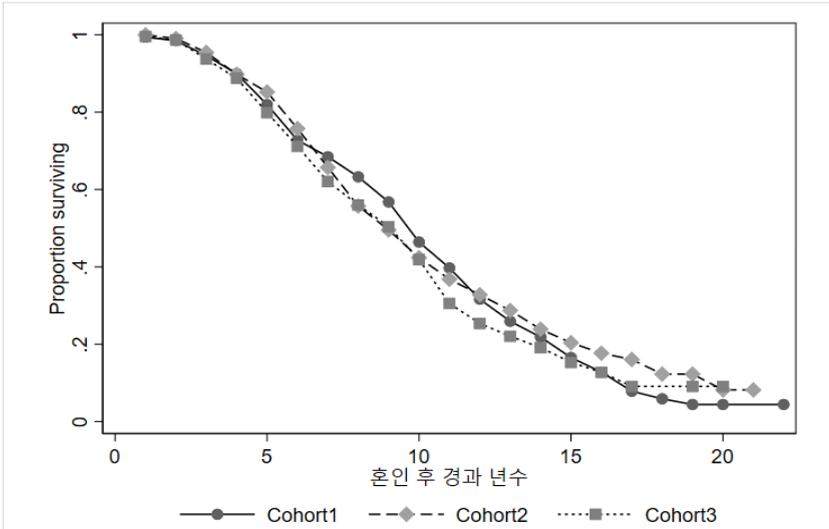
코호트별 분석 대상의 특성을 살펴보면, 혼인 당시 연령은 최근 코호트에서 점차 높아지는 양상을 나타낸다. 코호트1의 혼인 당시 연령은 28.49세, 코호트2는 29.12세, 코호트3은 29.75세이다. 이는 최근 코호트에서 혼인이 지연되고 있는 양상을 잘 보여준다. 역시 최근 코호트에서 평균 교육년수는 다소 길어졌다. 개인의 취업소득은 코호트1은 2,231만원, 코호트2는 2,496만원, 코호트3은 2,799만원으로 꾸준히 상승하는 양상을 나타낸다. 상용직 비율 역시 최근 코호트로 올수록 그 비율이 늘어났다. 가구의 총소득 역시 2,526만원, 2,714만원, 2,779만원으로 상승하였다. 자가 비율 역시 상승하는데, 코호트1은 38%, 코호트2는 40%, 코호트3은 42%였다. 혼인 경과년도는 코호트1이 4.37년, 코호트2가 4.19년, 코호트3이 3.98년으로 코호트별 차이는 크게 관측되지 않았다.

[그림 3-11] 남성의 코호트별 출산이행 생명표



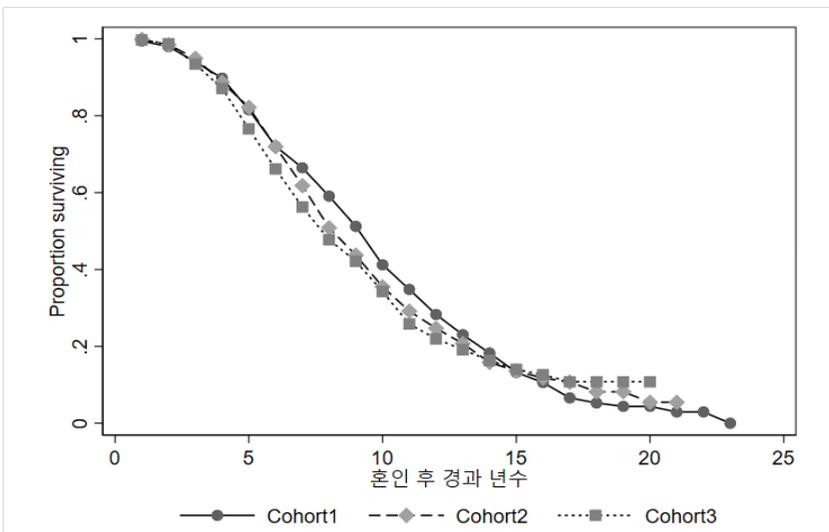
자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 3-12] 여성의 코호트별 출산이행 생명표



자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 3-13] 코호트별 출산이행 생명표



자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

코호트별 출산 이행 생명표를 살펴보면 코호트별로 큰 차이가 관측되지 않는다. [그림 3-11]에서는 혼인 후 5년 이내의 경우 코호트간 차이가 거의 관측되지 않으며 혼인 후 5~10년 사이에는 가장 최근 코호트에서 출산 이행이 더 높게 관측되었다. 다만 혼인 후 10년이 경과할 경우 코호트1과 코호트2와 달리 코호트3은 추가적으로 출산 이행이 관측되지 않는 양상을 나타냈다. [그림 3-12]와 [그림 3-13]에서 성별 출산 이행 생명표를 보면 여성과 남성 모두 코호트간 차이가 거의 관측되지 않음을 확인할 수 있다. 즉, 코호트에 따라 혼인이행의 차이는 크게 관측되지만, 혼인을 이행하고난 뒤 출산 이행에 있어서는 코호트간 차이는 크지 않다는 점을 보여준다.

2. 로지스틱 회귀분석 결과

다음으로 로지스틱 회귀분석을 통하여 출산 이행에 영향을 미치는 요인을 살펴보면, 여성의 출산 이행이 더 낮게 나타났다. 혼인 당시 연령은 유의한 영향 요인이 아니었다. 교육년수가 높을수록 출산 이행의 가능성 역시 유의하게 높아졌다. 코호트별로는 유의한 차이가 관측되지 않았다. 개인취업소득은 상용직 여부의 통제와 관계없이 출산 이행의 가능성을 낮추는 유의한 요인이었으며, 가구 내 본인의 취업소득을 제외한 총취업소득 역시 이행의 가능성을 낮추는 요인이었다. 이는 통상 소득이 높을수록 출산에 이행한다는 결과와는 대치된다. 상용직을 통제한 (2)열의 결과에서 상용직은 유의한 영향을 미치지 못했다.

현재 거주하는 집이 자가이면 출산 이행의 가능성은 유의하게 높아졌으며, 서울 거주 여부는 출산 이행의 유의한 영향요인은 아니었다. 혼인 경과 연도 역시 유의하여, 혼인한 시간이 지남에 따라 출산으로 이행할 가능성이 높아졌다.

〈표 3-17〉 출산 이행 요인 분석: 전체

	(1)		(2)	
	coef	se	coef	se
성별(기준: 남성)	-0.201*	(-2.20)	-0.200*	(-2.19)
혼인 당시 연령	0.0187	(1.49)	0.0188	(1.49)
교육년수	0.0806***	(4.43)	0.0804***	(4.42)
코호트2	0.0210	(0.25)	0.0206	(0.24)
코호트3	0.0649	(0.74)	0.0651	(0.74)
ln개인취업소득(t-1)	-0.102***	(-8.67)	-0.104***	(-6.49)
상용직(t-1)			0.0167	(0.15)
ln가구총취업소득(t-1)	-0.0885***	(-6.24)	-0.0887***	(-6.23)
자가 여부(기준: 자가아님)	0.429***	(5.99)	0.429***	(5.98)
서울 거주(기준: 비서울)	-0.135	(-1.48)	-0.136	(-1.48)
혼인 경과 연도	0.223***	(18.06)	0.224***	(17.98)
절편	-2.250***	(-4.65)	-2.254***	(-4.65)
N	4520		4520	

주: + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

아래 〈표 3-18〉에서는 코호트별로 개인의 소득과 가구소득, 상용직 여부의 출산 이행 영향이 상이한지를 확인해보고자 코호트와의 교차항을 포함하였다. 분석 결과, 코호트와의 교차항은 개인취업소득과 가구소득, 상용직 모두에서 유의하지 않았다.

〈표 3-18〉 출산 이행 요인 분석: 코호트별 상호작용모형

	(1)		(2)	
	coef	se	coef	se
성별(기준: 남성)	-0.197*	(-2.16)	-0.209*	(-2.27)
혼인 당시 연령	0.0191	(1.52)	0.0184	(1.45)
교육년수	0.0806***	(4.42)	0.0802***	(4.40)
코호트2	0.307	(1.00)	0.291	(0.94)
코호트3	0.337	(1.07)	0.362	(1.14)
ln개인취업소득(t-1)	-0.103***	(-5.67)	-0.106***	(-4.09)

	(1)		(2)	
	coef	se	coef	se
상용직(t-1)			0.0222	(0.12)
ln가구총취업소득(t-1)	-0.0599*	(-2.57)	-0.0595*	(-2.55)
코호트2×ln개인취업소득(t-1)	0.00831	(0.33)	0.0403	(1.09)
코호트3×ln개인취업소득(t-1)	-0.00545	(-0.22)	-0.0329	(-0.89)
코호트2×상용직(t-1)			-0.303	(-1.14)
코호트3×상용직(t-1)			0.270	(1.03)
코호트2×ln가구총취업소득(t-1)	-0.0505	(-1.56)	-0.0484	(-1.49)
코호트3×ln가구총취업소득(t-1)	-0.0361	(-1.09)	-0.0392	(-1.18)
자가 여부(기준: 자가아님)	0.431***	(6.00)	0.431***	(5.99)
서울 거주(기준: 비서울)	-0.138	(-1.50)	-0.137	(-1.50)
혼인 경과 연도	0.223***	(18.02)	0.224***	(17.93)
절편	-2.452***	(-4.78)	-2.410***	(-4.68)
N	4520		4520	

주: + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

한편, 이 같은 결과는 출산의 결정에 있어서 남성과 여성의 이질적인 영향요인을 충분히 고려하지 못할 가능성이 있다. 이에 아래에서는 성별로 개인의 소득과 가구소득, 상용직 여부의 영향이 다른지를 교차항을 포함하여 살펴보았다. <표 3-19>를 보면 성별 상호작용항을 포함할 경우 분석 결과가 상당히 달라진다는 점을 확인할 수 있다. 우선 개인의 취업소득은 유의하지 않은 결과를 나타냈으며, 성별과 교차항에서만 유의한 음의 값을 나타냈다. 총가구의 소득 역시 상호작용 모형에서 유의한 음의 방향을 나타냈으나, 성별과 총가구 소득의 교차항은 유의한 양의 방향을 나타냈다. 즉, 여성의 경우 개인의 취업소득이 낮을수록, 가구의 총취업소득은 높을수록 출산할 가능성이 높아진다는 뜻이다. 상용직 여부를 통제 한 (2)열의 결과를 살펴보면, 개인의 취업소득이 10% 수준에서 유의한 양적 영향을 나타내며, 여성이 상용직일 경우 남성에 비하여 출산 이행 확률이 높아졌다.

〈표 3-19〉 출산 이행 요인 분석: 성별 상호작용모형

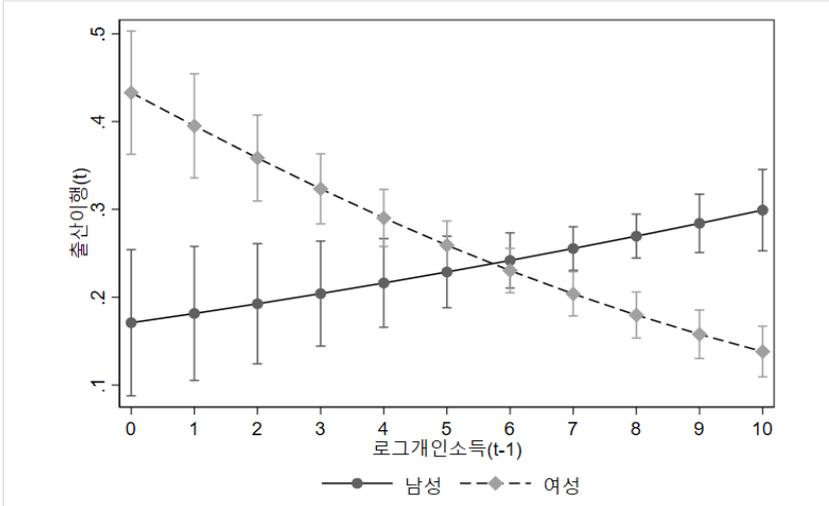
	(1)		(2)	
	coef	se	coef	se
성별(기준: 남성)	0.225	(0.48)	0.251	(0.54)
혼인 당시 연령	0.0123	(0.97)	0.0134	(1.05)
교육년수	0.0752***	(4.11)	0.0785***	(4.27)
코호트2	0.0121	(0.14)	0.0141	(0.16)
코호트3	0.0554	(0.63)	0.0472	(0.54)
ln개인취업소득(t-1)	0.0552	(1.50)	0.0728+	(1.88)
상용직(t-1)			-0.198	(-1.43)
ln가구총취업소득(t-1)	-0.0939***	(-6.08)	-0.0924***	(-5.97)
여성×ln개인취업소득(t-1)	-0.176***	(-4.53)	-0.229***	(-5.14)
여성×상용직(t-1)			0.547*	(2.41)
여성×ln가구총취업소득(t-1)	0.112*	(2.52)	0.106*	(2.38)
자가 여부(기준: 자가아님)	0.424***	(5.89)	0.421***	(5.84)
서울 거주(기준: 비서울)	-0.130	(-1.42)	-0.129	(-1.41)
혼인 경과 연도	0.215***	(17.18)	0.216***	(17.17)
절편	-3.342***	(-6.37)	-3.415***	(-6.50)
N	4520		4520	

주: 괄호 안은 표준오차이며 통계적 유의도는 + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 로 표시하였다.

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

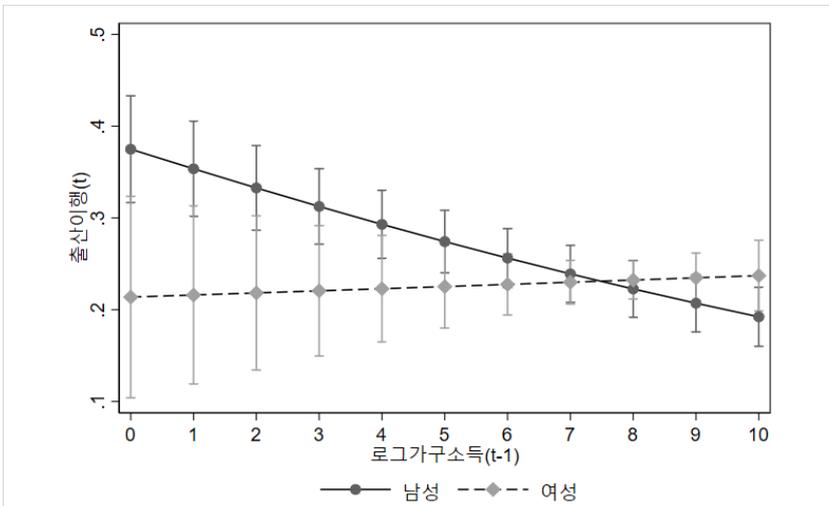
이를 그림으로 나타내면 [그림 3-14]와 [그림 3-15], [그림 3-16]과 같다. 그림에서 보듯 남성의 경우 소득이 높아짐에 따라 출산 이행 확률이 높아지지만, 여성의 경우 소득이 없는 경우 출산이행 확률이 가장 높으며, 소득이 높아질수록 그 확률은 큰 폭으로 줄어들게 된다. 본인의 소득을 제외한 가구의 총취업소득 역시 남성과 여성의 기울기가 반대다. 여성은 본인의 소득을 제외한 가구의 총취업소득의 수준이 높아질수록 출산 이행의 가능성이 높아지며, 남성은 반대의 양상이다. 이는 본인의 소득을 제외한 가구의 총취업소득이 남성의 경우 아내의 취업소득을, 여성의 경우 남편의 취업소득을 의미할 수 있다는 점에서 아내의 소득이 높으면 출산 이행 가능성이 낮아지고, 남편의 소득이 높은 출산 이행의 가능성이 높아지는 일관된 결과로 보여진다.

[그림 3-14] 개인의 취업소득에 따른 성별 출산이행 확률



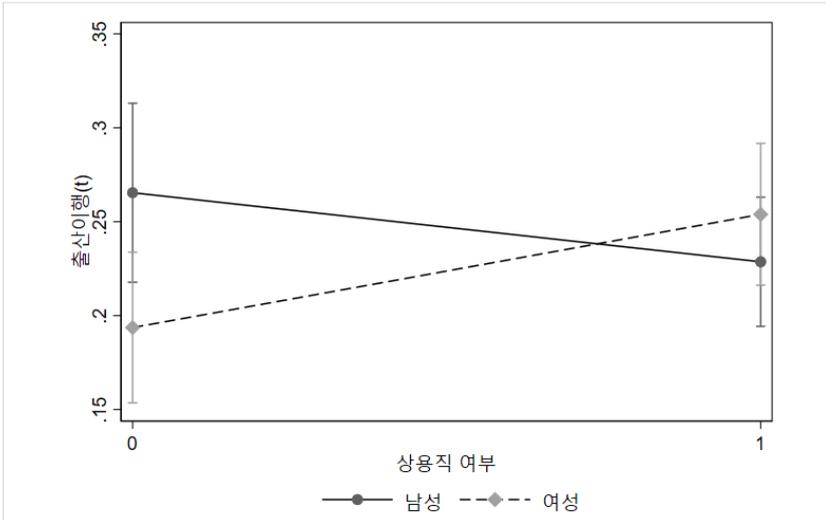
주: 신뢰구간 95%수준의 오차막대를 표시하였다. 표3-17의 (2)열 결과를 나타냈다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 3-15] 가구의 총취업소득에 따른 성별 출산이행 확률



주: 신뢰구간 95%수준의 오차막대를 표시하였다. 표3-17의 (2)열 결과를 나타냈다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 3-15] 상용직 여부 따른 성별 출산이행 확률



주: 신뢰구간 95%수준의 오차막대를 표시하였다. 표3-17의 (1)열 결과를 나타냈다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

상용직 여부 역시 남성과 여성이 반대의 방향을 나타낸다. 남성과 여성 모두 상용직인 경우 출산 이행 확률의 차이는 없지만, 상용직이 아닌 경우 남성은 출산의 가능성이 여성에 비하여 상대적으로 높은 반면, 여성은 출산의 가능성이 낮다. 즉, 여성의 경우 상용직일 때 출산의 확률이 높아지며, 남성은 낮아지는 결과다. 이는 남성의 경우 대부분이 상용직인 상황에서 동일한 소득 수준이라면 자영업 등 여타 종사상의 지위인 경우 출산 가능성이 오히려 높아질 수 있다는 점에서 이해가능한 결과로 보인다.

이처럼 남성과 여성이 본인과 배우자의 소득에 따른 이행의 가능성이 다르다는 점에서 아래에서는 남성과 여성을 각각 나누어 출산 이행 요인을 분석하였다.

가. 여성 분석

우선 여성의 출산이행 요인을 살펴보면, 혼인 당시 연령이 높을수록, 그리고 교육년수가 길수록 출산 이행 가능성이 높았다. 다만, 이러한 교육수준의 영향은 코호트1에서는 관측되지 않았으며, 코호트2와 코호트3에서만 유의미한 영향요인이었다. 이는 앞서 제2장에서 살펴본 바와 같이 최근 코호트에서 여성의 교육수준의 영향이 달라졌음을 보여주는 결과로 보인다⁷⁾.

코호트별로는 유의한 차이가 관측되지 않았으며, 개인 취업소득과 코호트의 상호작용 모델에서도 유의한 결과가 나타나지 않았다. 개인취업소득은 모든 하위집단에서 유의하게 출산 이행을 낮추었으며, 본인의 소득을 제외한 가구의 총취업소득은 출산 이행에 유의한 영향을 미치지 못하였다.

〈표 3-20〉 여성의 출산 이행 요인 분석

	(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
혼인 당시 연령	0.00631 (0.38)	0.00519 (0.31)	-0.0231 (-0.83)	-0.00788 (-0.28)	0.0554+ (1.67)
교육년수	0.0924*** (3.68)	0.0899*** (3.57)	0.0462 (1.15)	0.108* (2.28)	0.123** (2.70)
코호트2	-0.154 (-1.31)	-0.361 (-0.47)			
코호트3	-0.0685 (-0.56)	-1.510 (-1.51)			
ln개인취업소득 (t-1)	-0.121*** (-9.29)	-0.115*** (-5.24)	-0.109*** (-4.87)	-0.112*** (-5.01)	-0.143*** (-6.10)

7) 여성의 교육수준과 코호트의 상호작용항을 추가한 결과를 살펴보면, 최근 코호트에서 출산이행에 교육수준이 미치는 영향이 유의하게 강화되었음을 확인할 수 있다(〈부표 3-2〉과 [부도 3-1]참고)

	(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
ln가구총취업소득 (t-1)	0.0247 (0.59)	-0.0203 (-0.34)	-0.0221 (-0.36)	-0.00056 (-0.01)	0.131 (1.30)
코호트2×ln개인취업 소득(t-1)		0.00447 (0.14)			
코호트3×ln개인취업 소득(t-1)		-0.0242 (-0.77)			
코호트2×ln가구총취 업소득(t-1)		0.0244 (0.26)			
코호트3×ln가구총취 업소득(t-1)		0.191 (1.58)			
자가 여부(기준: 자가아님)	0.479*** (4.85)	0.482*** (4.86)	0.483** (2.87)	0.560** (3.28)	0.428* (2.36)
서울 거주(기준: 비서울)	-0.142 (-1.15)	-0.132 (-1.07)	0.0234 (0.11)	0.0988 (0.46)	-0.539* (-2.34)
혼인 경과 연도	0.178*** (11.42)	0.178*** (11.37)	0.190*** (7.60)	0.174*** (6.61)	0.174*** (5.38)
절편	-2.989*** (-4.82)	-2.592*** (-3.55)	-1.317 (-1.33)	-2.864* (-2.55)	-5.562*** (-4.37)
N	2358	2358	822	808	728

주: 괄호 안은 표준오차이며 통계적 유의도는 + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 로 표시하였다.

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

개인의 취업소득이 미치는 영향은 모든 코호트에서 유의하였지만, 계수의 크기는 최근 코호트로 올수록 더 크게 나타났다. 즉, 여성 개인의 취업소득이 출산에 미치는 부정적 영향이 최근 더 커지고 있음을 시사한다. 반면, 가구소득의 경우 코호트1과 코호트2에서는 양적 방향을 나타내고, 코호트3에서는 정적인 방향을 나타내나 모두 통계적으로 유의하지는 않았다. 이러한 결과는 최근 코호트로 올수록 출산의 결정에 있어서 남편의 소득에 비하여 여성 자신의 소득에 더 큰 영향을 받게 된다는 점을 의미한다. 다만, 이러한 개인소득과 가구소득의 영향은 개별 모형에서 계수의 방향이 다를 뿐 유의하지 않았으며 상호작용모델의 결과인 (2)열에서도 유의하지 않았다.

현재 살고 있는 집이 자가인 경우 여성의 출산 이행 확률은 모든 모델에서 유의하였으며, 서울 거주는 코호트3에서만 출산 이행의 확률을 유의하게 낮추었다.

상용직 여부를 추가로 통제된 <표 3-21>의 결과를 살펴보면, 상용직 여부는 여타 조건을 통제하였을 때 양의 계수를 나타냈으며, 최근 코호트로 올수록 그 계수의 크기가 커지는 양상을 나타냈으며, 코호트3에 한하여 10% 수준에서 유의한 영향요인으로 확인되었다. 그러나 상호작용항 분석에서 통계적으로 유의한 결과를 나타내지는 않았다. 다만 개인취업소득의 부적 효과가 상용직을 통제할 경우 더 커졌으며, 특히 코호트3의 경우 개인취업소득의 부적 효과가 상용직 통제 전 -0.143에서 상용직 통제 후 -0.207로 크게 나타났다.

<표 3-21> 여성의 출산 이행 요인 분석

	(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
혼인 당시 연령	0.00910 (0.54)	0.00762 (0.45)	-0.0211 (-0.75)	-0.00563 (-0.20)	0.0590+ (1.77)
교육년수	0.0942*** (3.75)	0.0927*** (3.66)	0.0494 (1.23)	0.108* (2.27)	0.131** (2.84)
코호트2	-0.159 (-1.35)	-0.348 (-0.45)			
코호트3	-0.0757 (-0.62)	-1.575 (-1.56)			
ln개인취업소득 (t-1)	-0.152*** (-6.76)	-0.144*** (-3.87)	-0.141*** (-3.65)	-0.129*** (-3.40)	-0.207*** (-4.77)
상용직(t-1)	0.309+ (1.74)	0.291 (0.98)	0.325 (1.04)	0.166 (0.56)	0.614+ (1.81)
ln가구총취업소득 (t-1)	0.0207 (0.50)	-0.0241 (-0.41)	-0.0266 (-0.44)	-0.00470 (-0.07)	0.134 (1.33)
코호트2×ln개인취업 소득(t-1)		0.0146 (0.28)			
코호트3×ln개인취업 소득(t-1)		-0.0512 (-0.91)			

	(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
코호트2× 상용직(t-1)		-0.109 (-0.26)			
코호트3× 상용직(t-1)		0.248 (0.55)			
코호트2×ln가구총취업 소득(t-1)		0.0226 (0.24)			
코호트3×ln가구총취업 소득(t-1)		0.199 (1.64)			
자가 여부(기준: 자가아님)	0.472*** (4.77)	0.474*** (4.77)	0.462** (2.73)	0.560** (3.27)	0.420* (2.31)
서울 거주(기준: 비서울)	-0.145 (-1.17)	-0.137 (-1.11)	0.0263 (0.13)	0.0993 (0.47)	-0.564* (-2.45)
혼인 경과 연도	0.182*** (11.52)	0.181*** (11.43)	0.196*** (7.63)	0.175*** (6.63)	0.178*** (5.46)
절편	-3.069*** (-4.92)	-2.678*** (-3.66)	-1.402 (-1.41)	-2.892* (-2.57)	-5.809*** (-4.52)
N	2358	2358	822	808	728

주: 괄호 안은 표준오차이며 통계적 유의도는 $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 로 표시하였다.

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

나. 남성 분석

다음으로 남성의 출산 이행 요인의 결과를 살펴보면, 교육년수가 길수록 출산 이행 확률이 높아졌다. 혼인당시 연령은 유의한 영향 요인으로 나타나지 않았다. 다만 코호트별 분석에서는 코호트3에 한하여 혼인 당시 연령이 유의하게 출산 이행에 영향을 미쳤으며, 교육년수 역시 최근 코호트인 코호트3에서만 유의하게 나타났다. 남성과 여성 모두 교육수준의 정적인 효과가 최근 코호트에서 커지는 공통점이 있다.

개인취업소득은 여성과 달리 양의 계수를 나타냈으나 모든 집단에서 유의하게 관측되지는 않았다. 반대로 본인의 소득을 제외한 가구의 총취

업소득은 유의한 부적 영향을 나타냈다. 현재 거주지가 자가일 경우 출산의 확률은 높아져, 여성과 남성 모두 부부의 거주지의 안정성 확보나 자산의 확보가 출산에 유의한 정적 요인이라는 점을 확인할 수 있었다. 다만, 남성의 코호트별 분석에서는 최근 코호트인 코호트2와 코호트3에서만 유의한 정적인 영향 요인임이 확인되었다.

남성 역시 (2)열에 제시한 바와 같이 개인소득과 가구총취업소득의 코호트와의 교차항은 유의하게 나타나지 않았다.

〈표 3-22〉 남성의 출산 이행 요인 분석

	(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
혼인 당시 연령	0.0231 (1.18)	0.0242 (1.23)	-0.0339 (-1.03)	0.0402 (1.21)	0.0807* (2.08)
교육년수	0.0543* (2.02)	0.0527+ (1.95)	0.0459 (1.02)	0.0138 (0.28)	0.0856+ (1.82)
코호트2	0.195 (1.55)	0.776 (1.03)			
코호트3	0.191 (1.49)	0.153 (0.19)			
개인취업소득	0.0470 (1.26)	0.0518 (0.88)	0.0734 (1.20)	0.00496 (0.08)	0.0689 (0.99)
가구총취업소득	-0.0928*** (-5.85)	-0.0644* (-2.36)	-0.0627* (-2.27)	-0.108*** (-3.88)	-0.111*** (-3.96)
코호트2×개인취업 소득		-0.0431 (-0.50)			
코호트3×개인취업 소득		0.0313 (0.34)			
코호트2×가구총취 업소득		-0.0452 (-1.18)			
코호트3×가구총취 업소득		-0.0405 (-1.04)			
자가 여부(기준: 자가아님)	0.348** (3.29)	0.344** (3.24)	0.140 (0.77)	0.381* (2.04)	0.513** (2.75)

	(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
서울 거주(기준: 비서울)	-0.122 (-0.88)	-0.122 (-0.88)	-0.0998 (-0.42)	-0.210 (-0.89)	-0.112 (-0.44)
혼인 경과 연도	0.280*** (13.39)	0.280*** (13.39)	0.262*** (8.09)	0.331*** (8.68)	0.258*** (6.38)
절편	-3.646*** (-5.07)	-3.841*** (-4.72)	-2.038+ (-1.75)	-3.180* (-2.57)	-5.761*** (-4.03)
N	2162	2162	796	700	666

주: 괄호 안은 표준오차이며 통계적 유의도는 + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 로 표시하였다.

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 상용직 여부를 통제변수로 추가한 결과이다. 상용직은 전체 모형이나 코호트와의 상호작용모형에서 모두 유의한 영향요인은 아니었다. 다만, 코호트별 하위집단 분석에서 보면, 코호트2에 한하여 상용직일 경우 그 외 집단에 비하여 출산 확률이 유의하게 낮게 나타났다. 또한 계수의 방향을 살펴보면 코호트1과 코호트2의 경우 음의 계수로 취업소득이 동일할 때 상용직의 출산 확률이 낮았던 반면, 코호트3의 경우 상용직일 경우 출산 확률이 오히려 높아진다는 양의 계수로 바뀌었다. 물론 코호트1과 코호트3은 통계적으로 유의한 차이는 아니었다. 이처럼 코호트2에 한하여 상용직의 계수가 유의하게 확인되면서 (2)열의 상호작용모형에서도 코호트2와 상용직의 교차항이 유의한 음의 계수를 나타냈다. 이는 [그림 3-17]에서 보듯, 상용직일 경우 코호트간에 출산 이행확률의 차이는 거의 나타나지 않으나, 상용직이 아닐 경우 코호트2에 한하여 출산 이행의 확률이 높다는 결과다. 코호트2의 경우 상용직이 아닌 이들의 분포 등에 대한 추가적인 점검이 필요할 것으로 보이나, 최근 코호트인 코호트3의 경우 코호트2에 비하여 상대적으로 상용직 여부가 출산의 결정에 중요한 요인일 수 있음을 시사한다.

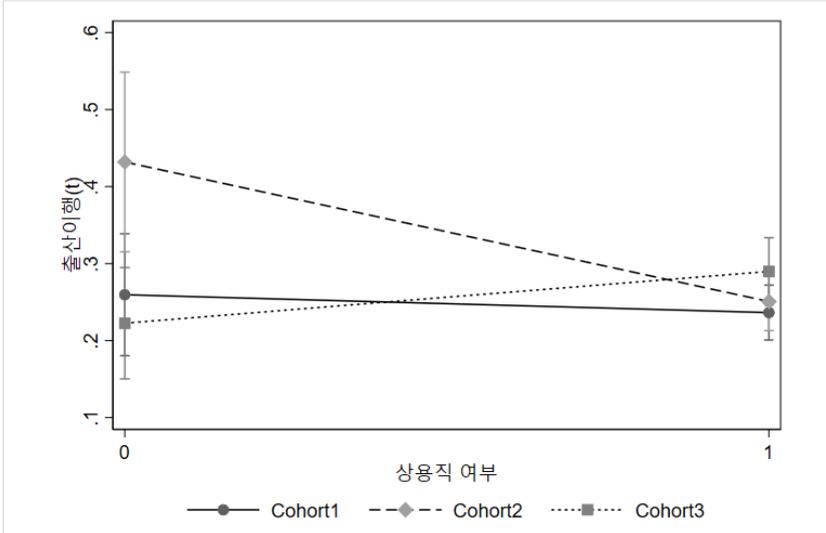
〈표 3-23〉 남성의 출산 이행 요인 분석

	(1) 전체	(2) 상호작용	(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
혼인 당시 연령	0.0220 (1.12)	0.0204 (1.03)	-0.0350 (-1.06)	0.0299 (0.89)	0.0823* (2.12)
교육년수	0.0582* (2.15)	0.0520+ (1.91)	0.0494 (1.08)	0.0232 (0.47)	0.0749 (1.56)
코호트2	0.202 (1.60)	0.776 (1.04)			
코호트3	0.184 (1.43)	0.133 (0.16)			
ln개인취업소득 (t-1)	0.0609 (1.55)	0.0646 (1.02)	0.0875 (1.34)	0.0901 (1.28)	0.0479 (0.65)
상용직(t-1)	-0.152 (-1.06)	-0.125 (-0.52)	-0.146 (-0.61)	-0.837** (-3.00)	0.262 (1.06)
ln가구총취업소득 (t-1)	-0.092*** (-5.79)	-0.0645* (-2.36)	-0.0629* (-2.28)	-0.101*** (-3.61)	-0.114*** (-4.05)
코호트2×ln개인취업 소득(t-1)		0.0274 (0.30)			
코호트3×ln개인취업 소득(t-1)		-0.0104 (-0.11)			
코호트2× 상용직(t-1)		-0.696+ (-1.94)			
코호트3× 상용직(t-1)		0.479 (1.42)			
코호트2×ln가구총취 업소득(t-1)		-0.0380 (-0.99)			
코호트3×ln가구총취 업소득(t-1)		-0.0450 (-1.15)			
자가 여부(기준: 자가아님)	0.352*** (3.32)	0.352*** (3.30)	0.138 (0.76)	0.427* (2.26)	0.502** (2.69)
서울 거주(기준: 비서울)	-0.117 (-0.85)	-0.108 (-0.78)	-0.0941 (-0.40)	-0.170 (-0.72)	-0.111 (-0.44)
혼인 경과 연도	0.278*** (13.25)	0.280*** (13.30)	0.260*** (8.00)	0.330*** (8.58)	0.263*** (6.43)
절편	-3.655*** (-5.09)	-3.727*** (-4.57)	-2.040+ (-1.75)	-3.028* (-2.43)	-5.687*** (-3.97)
N	2162	2162	796	700	666

주: 괄호 안은 표준오차이며 통계적 유의도는 + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001로 표시하였다.

자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 3-17] 상용직 여부 따른 출산이행 확률(남성)



주: 신뢰구간 95%수준의 오차막대를 표시하였다. 표3-17의 (1)열 결과를 나타냈다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

제4절 소결

본 장에서는 개인과 가구의 소득 수준이 혼인과 출산 이행에 미치는 영향을 살펴보았다. 혼인 이행의 분석에서 개인의 취업소득은 남성과 여성 모두 이행 확률을 높이는 유의한 요인이었다. 특히 여성의 경우 최근 코호트로 갈수록 개인의 소득이 미치는 영향이 더 커지는 점을 확인할 수 있었다. 이는 여성의 교육수준과 노동시장 지위가 혼인에 부정적인 영향을 미쳤던 과거와 달리 여성 개인의 소득 역시 혼인에 중요한 요인으로 변모하고 있음을 시사한다.

한편 혼인의 이행에 있어서 원가구의 특성은 여성과 남성이 상이하였

다. 여성은 아버지의 교육수준이 높고, 가구의 소득이 높을수록 혼인할 가능성이 줄어들었다. 이는 여성의 경우 원가구의 소득이 높고 아버지의 교육수준이 높을 때 혼인을 지연하고 학업이나 노동시장 이행에 더 집중할 가능성이 있음을 의미한다. 반면, 남성의 경우 본인의 소득을 통제할 때 아버지의 소득이나 자산 등은 유의한 영향요인이 아니었으며, 아버지의 교육수준만이 혼인 이행에 긍정적인 영향을 미치는 요인으로 확인되었다. 이는 남성의 경우 상대적으로 원가구의 배경보다 본인의 소득 영향이 크다는 점을 보여준다.

출산 이행 역시 남녀의 차이가 두드러진다. 전체적으로 아내의 소득 수준은 출산 이행에 부적인 영향을 보이지만, 남편의 소득 수준은 출산 이행에 유의한 영향 요인이 아닌 것으로 보인다. 이는 여성의 경우 본인 소득은 부적인 영향이나, 본인 소득을 제외한 가구의 총 취업소득은 유의한 요인이 아니라는 점, 남성의 경우 본인의 소득은 유의한 영향을 미치지 않았으나, 본인 소득을 제외한 가구의 총 취업소득은 부적인 영향이라는 점에서 일관된 결과이다. 특히 여성의 경우 최근 코호트에서 본인 소득의 부정적인 영향은 커졌다. 이는 여성의 경우 남편의 소득에 의존하여 출산을 결정하기보다 본인 자신의 소득이 점차 중요한 요인이 되어가고 있음을 의미한다.

교육수준 역시 출산에 정적인 영향을 미치는 요인이었는데, 남성과 여성 모두 교육수준이 출산에 미치는 영향이 최근 코호트에서 커지는 것으로 보인다. 또한 여성의 경우 상호작용항이 유의한 수준은 아니었으나, 최근 코호트에서 교육수준이 높을수록 혼인 이행 확률이 높아지는 양상이 확인되었다⁸⁾. 이러한 결과는 앞서 제2장에서 살펴보듯, 교육수준에

8) 다만 교육수준과 코호트의 상호작용항을 추가한 <부표 3-1>과 <부표 3-2>의 결과를 살펴보면 여성의 출산에 한하여 최근 코호트에서 교육수준이 유의하게 높아지는 것으로 나타난다.

다른 혼인과 출산 이행의 경향성이 높아지고 있다는 점이 이행 요인의 분석에서도 나타났다.

한편, 출산 이행에서 대체로 일관되게 중요한 요인은 거주지의 자가 유무였다. 현 거주지가 자가이면 여성과 남성 모두 출산 가능성이 높아졌으며, 특히 남성은 최근 코호트에서 자가 여부가 출산에 중요한 요인으로 확인되었다. 이는 주거의 안정성이나 자산의 확보가 출산에 중요한 요인이라는 점을 확인시켜주는 결과다.

이처럼 이행요인에 있어서 개인소득의 중요성이 커지는 양상은 가구소득의 불평등을 심화시키는 방향으로 작동하고 있다. 여성의 경우 혼인 이행에 있어서 개인소득이 높을수록 이행확률이 높아지는 방향으로 중요성이 커지고 있으며, 출산에 있어서는 반대로 개인소득이 높을수록 이행확률이 낮아지는 방향으로 중요성이 커지고 있다. 이는 소득수준이 높은 여성의 경우 혼인으로 이행할 가능성은 높아지나, 출산의 가능성은 낮아지는 유배우 무자녀의 상태로 남을 가능성을 시사한다. 즉, 가구구성에 따른 소득불평등의 측면에서 고소득 가구에서 가구원수가 늘지 않는 양상이 나타날 수 있는 것이다.

다만, 전반적으로 여전히 자가 여부와 같은 가구의 자산 상태가 남녀 모두 출산에 결정적인 요인이라는 점에서 최근 여성의 노동시장과 혼인 출산 행태의 변화가 전체 분포에 미치는 영향은 제한적일 수 있다. 물론 이 같은 경향성은 향후 더 커질 수 있다는 점에서 지속적인 관찰이 필요해 보인다.



제4장

청장년기 가족형성 이후 고용과 소득 분석

제1절 분석개요

제2절 가족형성과 고용, 소득 동향

제3절 혼인이행 전후 고용과 소득

제4절 자녀출산 이후 고용과 소득

제5절 소결

제4장 청장년기 가족형성 이후 고용과 소득 분석

제1절 분석개요

1. 분석 목적

본 장에서는 청장년층의 가족형성 이후의 고용과 소득을 분석해보고자 한다. 앞서 2장에서는 횡단 자료를 통하여 2000년 이후 청장년층의 동거, 혼인, 출산과 고용 동향을 살펴보았다. 이 같은 동향 분석은 지난 20년 사이의 청장년층 이행 동향을 살펴보는 데 유용하나, 혼인과 출산, 고용과 소득 사이의 관계 변화를 살펴보기에는 불충분하였다. 횡단 자료로는 이미 혼인과 출산을 한 이들과 그렇지 않은 이들의 고용수준을 비교하기 때문에 혼인과 출산으로 노동시장 참여가 변화하는지, 소득이 변화하는지와 같은 혼인과 출산의 패널티와 프리미엄⁹⁾을 반영할 수 없다. 이에 4장에서는 종단자료를 활용하여 청장년층의 가족형성 이후 고용, 소득의 관계가 최근 들어 변화하였는지 확인해보고자 한다.

본 장에서는 시점에 따른 변화를 살펴보기 위하여 코호트별 이행분석을 실시하였다. 코호트는 앞서 3장과 동일하게 한국노동패널의 조사 기

9) 흔히 혼인과 출산의 노동시장 효과는 고용과 소득, 두 가지 측면에서 논의된다. 혼인 또는 출산에 따라 고용 또는 소득이 증가할 경우 혼인 프리미엄, 부모(모성, 부성) 프리미엄으로, 고용 또는 소득이 감소할 경우 혼인 패널티, 부모(모성, 부성) 패널티로 불린다. 이러한 혼인과 출산의 효과는 횡단면 분석에서 여타 인적자본을 통제하고도 혼인(출산)한 이들이 미혼(무자녀)인 이들과 비교하여 고용 또는 소득 수준이 유의하게 다른지로 추정하며, 본 장의 분석과 같이 패널자료를 활용할 경우 혼인(출산) 전후의 고용 또는 소득 수준의 변화를 토대로 추정한다.

간에 맞추어 25~39세 사이의 연령대가 포함될 수 있도록 3개의 코호트를 설정하였다. 이들 코호트 간에 가족형성 이후 노동시장이행이 달라지는지를 검토하였다. 우선 2절에서는 기술통계분석을 통하여 코호트별 이행 동향을 살펴보았다. 3절에서는 혼인 이행이 고용 참여와 취업소득액에 미치는 영향을 분석하였다. 4절에서는 자녀 출산이 고용 참여와 취업소득액에 미치는 영향을 분석하였다. 남성과 여성 청장년층의 이행패턴이 다르기 때문에 모든 분석은 남성과 여성을 구분하여 실시하였다.

2. 분석 대상과 자료

본 장에서는 가족형성과 노동시장 성과의 관계를 종단적으로 살펴보기 위해 개인을 반복하여 조사하는 패널조사자료를 활용하였다. 우리나라에서 고용과 관련한 가장 긴 시계열의 패널자료로는 한국노동연구원에서 수행하고 있는 한국노동패널조사가 있다. 한국노동패널조사는 1998년부터 조사를 시작하여 현재 24차까지 조사자료를 공표하고 있다. 본 연구에서 필요로 하는 고용과 취업소득에 관한 자료를 확보하고 있으며, 개인의 고용과 소득에 영향을 미치는 연령, 교육수준, 경력년수 등을 산출할 수 있다. 이에 본 연구에서는 한국노동패널 자료를 활용하여 분석을 실시하였다.

한국노동패널자료는 현재 가용한 자료 중 본 연구에 가장 적합한 자료이나, 자녀 출산에 대해서는 신규 조사자에 한하여 조사를 하고 그 이후 출산 여부에 대해서는 조사하지 않고 있다. 이에 본 연구에서는 가구주와의 관계를 토대로 자녀 여부를 판별하였는데, 이로 인하여 불가피하게 자녀 출산과 관련한 분석에서는 가구주와 가구주의 배우자에 한정하여 분석을 실시하였다.

한국노동패널 자료는 가용한 패널자료 중에서 가장 긴 시계열을 제공하고 있음에도 불구하고 코호트별 분석을 하는 데에는 제약이 있다. 가령 혼인과 출산, 고용이 변화하는지를 확인하기 위해서는 한 개인의 25~44세 연령을 추적해야 하는데, 전체 관측기간이 24차에 불과하여, 이에 부합하는 코호트는 매우 제한적이다. 이에 본 연구에서는 25~39세로 분석대상 연령층을 제한하고, 코호트 역시 1973년생부터 1977년생까지, 1978년생부터 1981년생까지, 1982년생부터 1985년생까지로 다소 갖게 나누었다. 이에 따른 분석대상은 각 코호트별로 2,000명 정도로 총 6,604명이 포함되었으며, 평균 7.4회가 관측되어 총 관측 사례 수는 48,909사례였다.

〈표 4-1〉 분석대상 사례 수와 관측기간

(단위: 명, 개, 년)

	개인 수(n)	개인-사례수(N)	평균 관측 기간(\bar{T})
전체	6,604	48,909	7.41
코호트1	2,366	19,370	8.19
코호트2	2,330	16,904	7.25
코호트3	1,908	12,635	6.62

자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

연령별로 보면, 코호트1의 경우 25~39세 연령 모두가 1000사례 내외로 상대적으로 고르게 분포되어 있었으며, 코호트2는 연령이 증가할수록 비율이 높아지며, 코호트3은 34~37세 연령대에 가장 많이 분포되어 있었다. 다만, 각 코호트별 평균 연령은 모두 대략 32.3~32.7세로 동일하였다.

〈표 4-2〉 분석대상 사례의 연령별 관측 수

(단위: 명)

	전체			남성			여성		
	코호트1	코호트2	코호트3	코호트1	코호트2	코호트3	코호트1	코호트2	코호트3
25	1,182	920	722	585	443	384	597	477	338
26	1,136	924	696	580	441	364	556	483	332
27	1,150	901	764	575	421	397	575	480	367
28	1,161	933	742	580	443	390	581	490	352
29	1,175	1,018	720	585	468	377	590	550	343
30	1,256	1,061	720	616	495	373	640	566	347
31	1,276	1,132	759	639	526	391	637	606	368
32	1,316	1,113	778	653	524	393	663	589	385
33	1,333	1,103	923	671	525	471	662	578	452
34	1,357	1,112	1,035	674	524	519	683	588	516
35	1,386	1,129	1,207	693	539	594	693	590	613
36	1,431	1,145	1,361	741	546	690	690	599	671
37	1,409	1,311	1,071	726	623	545	683	688	526
38	1,396	1,470	764	723	715	385	673	755	379
39	1,406	1,632	373	729	781	189	677	851	184

자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

3. 분석 방법

본 장에서는 청장년층의 부모 이행 이후의 고용과 소득 변화를 살펴보기 위하여 패널자료를 활용한 분석을 실시하였다. 이를 식으로 나타내면 아래와 같다.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it} \quad (\text{식1})$$

여기서 y_{it} 는 본 장에서 종속변수인 고용 여부 또는 임금수준이다. 본 연구에서 활용하는 자료는 개인을 반복 측정된 패널자료이므로 개체의

고유하고 관측되지 않은 속성이 오차항에 포함되어 있다.

$$u_{it} = \mu_i + \epsilon_{it} \quad (\text{식2})$$

즉, 오차의 성분이 각 개체의 특성을 의미하는 개별효과 μ_i 와 고유 오차 ϵ_{it} 로 구성되는 것이다. 만약 μ_i 와 X_{it} 가 독립적인 관계가 아니라면 추정 계수인 β 는 편이(bias)가 발생하게 된다. 예를 들어 관측되지 않는 개인의 특성이 혼인과 출산의 결정에 영향을 미친다면 혼인과 출산의 효과의 추정은 편이가 발생하게 되는 것이다. 즉, 횡단면자료에서 혼인한 여성과 혼인하지 않은 여성의 고용률과 임금수준의 차이가 혼인에 따른 것인지, 아니면 본래 노동시장 성과가 낮은 이들이 혼인함에 따른 것인지를 알 수 없게 된다.

따라서 일관된 혼인과 출산의 효과를 추정하기 위하여 본 연구에서는 패널고정효과 모형을 활용하였다. 이 모형은 아래 식3과 같이 개별효과를 통제하기 위하여 패널의 관측치에서 패널별 평균을 차분하는 방식이다. 이를 통하여 전체 오차에서 μ_i 가 삭제된다.

$$y_{it} - \bar{y}_i = \alpha + \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (\text{식3})$$

한편, 임금 분석의 경우 평균 수준에서의 분석 이외에 소득분위별 임금 분석을 실시하였다. 소득분위별 임금분석을 실시한 까닭은 여러 선행연구에서 혼인과 부모됨의 효과가 소득분위에 따라 상이하다는 점을 지적하고 있기 때문이다(함선유, 2020; England, Bearak, Budig, & Hodges, 2016; Killewald & Bearak, 2014). 특히 본 연구에서 관심을 갖고 있는 소득분포의 변화에 있어서 소득 하위 계층과 소득 상위 계층의

변화는 평균수준의 변화와는 별도로 임금 분포에 기여하는 바가 있다. 이에 본 장에서는 무조건부 분위회귀분석을 통하여 소득분위별 차이를 확인하고자 하였다. 무조건부 분위회귀분석은 Firpo, Fortin, and Lemieux(2009)가 제안한 분석방법으로 재중심화 영향함수(Recentered Influence Function, 이하 RIF)를 활용하여 관측된 종속변수를 관심분위로 조정한 후 분석을 실시한다는 점에서 독립변수의 구성에 따라 분위가 달라지는 일반(조건부) 분위회귀분석과 차별점을 지닌다.

분석에 활용한 변수로는 통상적으로 고용과 취업소득에 대한 분석 시 활용되는 연령과 연령제곱항, 개인의 인적자본을 나타내는 교육년수와 경력년수가 포함되었다. 또한 본 연구의 관심변수인 혼인여부와 자녀여부가 분석에 포함되었으며, 세대별 변화를 확인하기 위한 코호트 변수가 활용되었다. 그 외에도 관측년도의 영향을 통제하기 위하여 조사차수가 통제변수로 포함되었다.

〈표 4-3〉 분석 변수의 조작적 정의

변수명	조작적 정의
고용	조사 당시 취업자 = 1, 미취업자 = 0
취업소득	임금근로자의 임금과 비임금근로자의 사업소득에 2020년 기준 소비자물가지수를 적용하여 로그를 취한 값
코호트	코호트1 = 1973년생~1977년생 코호트2 = 1978년생~1981년생 코호트3 = 1982년생~1985년생
연령	조사 당시 연령
교육년수	조사 당시 교육수준을 토대로 변환한 교육년수
경력년수	생애취업이력을 토대로 산출한 경력년수
기혼	혼인상태가 기혼인 경우 = 1, 그 외 = 0
유자녀	가구 내 가구주의 자녀인 가구구성원이 있을 경우 = 1, 없을 경우 = 0

자료: 필자 작성.

한편 우리나라에서 혼인과 출산은 상당히 밀접한 관계를 갖는다. 대부분의 출산이 혼인관계에서 이뤄지며, 앞서 2장에서 살펴보았듯 최근 유배우 무자녀의 비중이 다소 늘어나고는 있으나 여전히 배우자가 있는 이들의 대다수가 곧 자녀를 출산한다. 따라서 혼인의 효과와 출산의 효과를 명확하게 구분하기가 어렵다. 따라서 본 연구에서는 혼인의 효과를 추정하기 위하여 가구 내 아동이 없는 이들을 대상으로 혼인 전후의 고용과 임금 변화를 살펴보았다(3절). 출산 역시 혼인의 효과와 분리된 출산 고유의 영향을 관측하기 위하여 부부에 한정하여 출산 영향을 살펴보았다. 특히 출산분석의 경우 앞서 언급하였듯 조사자료의 한계로 가구주와 가구의 배우자에 한정하여 분석을 실시하였다(4절).

제2절 가족형성과 고용, 소득 동향

이 절에서는 본 분석에 앞서 분석대상의 기초통계를 확인하였다. 분석대상의 평균 연령은 32.45세였으며, 남성이 32.46세, 여성이 32.45세로 큰 차이가 나타나지 않았다(〈표 4-4〉). 코호트별로도 대략 32.3세에서 32.7세 정도로 대체로 동일한 연령대가 분포되었음을 확인할 수 있다. 평균 교육년수는 14.05년으로 전문대졸 수준의 평균 학력을 나타내고 있다. 남성과 여성의 교육수준은 각각 14.06세와 14.04세로 큰 차이가 나타나지 않았으며, 코호트별로는 코호트1은 13.87년, 코호트3은 14.31년으로 최근 코호트로 올수록 교육년수가 길어졌다. 특히 코호트1의 경우 여성에 비하여 남성의 교육수준이 다소 높게 나타났으나, 코호트2와 코호트3의 경우 여성의 교육수준이 남성에 비하여 다소 높게 나타났다. 평균 경력년수는 5.95년이었으며, 남성 6.11년, 여성 5.79년으로 여성에

비하여 남성의 경력년수가 길었다. 코호트별로는 최근 코호트로 올수록 경력 년수가 짧아졌는데, 이는 평균 교육수준의 증가 및 노동시장 진입 시점의 연장 등으로 평균연령이 대체로 동일함에도 분석대상의 경력년수는 짧아지는 것으로 보인다.

〈표 4-4〉 분석대상 사례의 기초통계

(단위: 세, 년, %, 만원(실질)/월)

		전체	남성	여성
연령	전체	32.45	32.46	32.45
	코호트1	32.33	32.38	32.28
	코호트2	32.68	32.71	32.66
	코호트3	32.33	32.27	32.41
교육년수	전체	14.05	14.06	14.04
	코호트1	13.87	13.98	13.75
	코호트2	14.06	14.03	14.09
	코호트3	14.31	14.22	14.40
경력년수	전체	5.95	6.11	5.79
	코호트1	6.17	6.38	5.95
	코호트2	6.03	6.14	5.93
	코호트3	5.51	5.68	5.33
기혼	전체	61.91	52.14	71.52
	코호트1	64.61	54.54	74.85
	코호트2	63.16	53.83	71.57
	코호트3	56.11	46.43	66.26
유자녀	전체	71.16	63.85	77.19
	코호트1	74.52	68.09	79.83
	코호트2	72.48	65.75	77.69
	코호트3	63.94	54.86	72.07
고용률	전체	67.01	83.97	50.34
	코호트1	65.35	83.42	46.96
	코호트2	66.82	83.85	51.47
	코호트3	69.81	84.94	53.96
평균취업소득	전체	259.51	292.18	205.89
	코호트1	251.60	278.61	202.78
	코호트2	262.42	301.76	204.59
	코호트3	267.12	300.60	211.89

주: 유자녀의 경우 가구주와 가구주의 배우자에 한정된 수치이다. 평균취업소득 결과 역시 현재 취업중인 이들에 한정된 평균 임금이다.

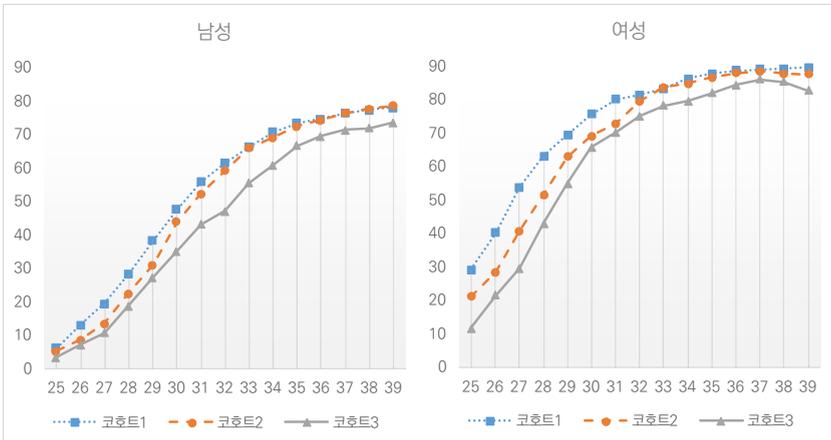
자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

주요 관심 변수인 기혼과 유자녀 비율의 경우 기혼자는 전체 개인-연도 사례의 61.91%가 기혼자였으며, 이 비율은 여성이 71.52%로 남성의 52.14%에 비하여 높게 나타났다(<표 4-4>). 이는 평균 혼인연령이 남성이 더 높다는 점에서 동일한 연령대의 샘플이라 하더라도 여성의 혼인율이 더 높게 나타나는 것으로 보인다. 가구주와 가구주의 배우자인 샘플에 한하여 유자녀 비율을 살펴보면 샘플의 71.16%가 자녀가 있었으며, 남성은 63.85%, 여성은 77.19%가 자녀가 있었다.

연령별 기혼자 비율을 살펴보면, 최근 코호트에서 이행이 지연 또는 미이행되는 양상이 뚜렷하게 관측된다. 코호트1인 남성에 비하여 코호트2인 남성은 20대 후반 이행 지연이 관측되었으나, 30대 중반 이후로는 코호트1과 유사한 수준으로 기혼자 비율이 증가한다. 그러나 코호트3의 경우 30대 이후에도 기혼자 비율이 코호트1과 코호트2를 따라잡지 못하면서 최근 세대에서 남성을 중심으로 혼인 이행이 지연됨을 확인할 수 있다.

[그림 4-1] 청장년 남성과 여성의 연령별 기혼자 비율

(단위: %)



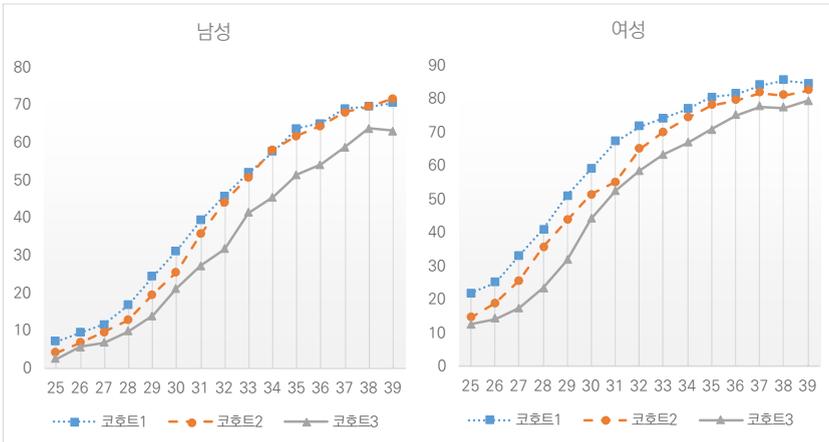
자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 원자료. 필자 분석.

여성 역시 유사한 양상이다. 다만 여성의 경우 코호트1과 코호트2 코호트3의 격차가 주로 30대 초반 전에 두드러진다. 코호트2의 경우 30대 후반에 이르러 코호트1과 동일한 수준으로 기혼자 비율이 높아지지만, 여성 역시 코호트3에서는 30대 후반이 되어도 혼인을 이행한 비율이 이전 세대만큼 높아지지 못하였다. 즉, 70년대 중반과 70년대 후반세대의 경우 혼인의 지연이 있었으나, 최종적으로 39세에 이르러 혼인율은 유사한 수준이 되었다면, 80년대 초반생인 집단은 혼인의 지연뿐만 아니라 미이행의 양상 역시 커지게 되었다.

연령별 유자녀 비율 역시 유사한 추세다. 남성과 여성 모두 코호트2에 서는 코호트1에 비하여 이행의 지연만 있을 뿐이었으나, 코호트3의 경우 39세에 이르러도 자녀가 없는 비중이 늘어나고 있다.

[그림 4-2] 청장년 남성과 여성의 연령별 유자녀 비율

(단위: %)



자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

혼인과 자녀 유무에 따라 4가지 집단의 비율을 살펴보면, 앞서 2장에 서 확인하였듯 최근 코호트에서 미혼 무자녀의 비중은 늘어나고, 기혼 유

자녀의 비중은 줄어든다. 또한 결혼을 하였지만 자녀가 없는 이들의 비중 역시 코호트3에서 높아졌음을 확인할 수 있다. 이에 따라 25~39세의 동일한 연령대임에도 코호트1에 비하여 코호트3은 기혼 유자녀 비율이 남성은 8.42%p(42.77%→34.35%), 여성은 9.71%p(61.89%→52.18%)가 줄어들게 된다.

〈표 4-5〉 혼인 및 자녀유무별 비중

(단위: %)

	남성			여성		
	코호트1	코호트2	코호트3	코호트1	코호트2	코호트3
미혼, 무자녀	44.03	45.60	53.16	23.14	27.14	31.96
기혼, 무자녀	11.77	10.59	12.07	12.97	12.55	14.08
기혼, 유자녀	42.77	43.24	34.35	61.89	59.02	52.18
미혼, 유자녀	1.42	0.57	0.42	2.01	1.28	1.78

자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

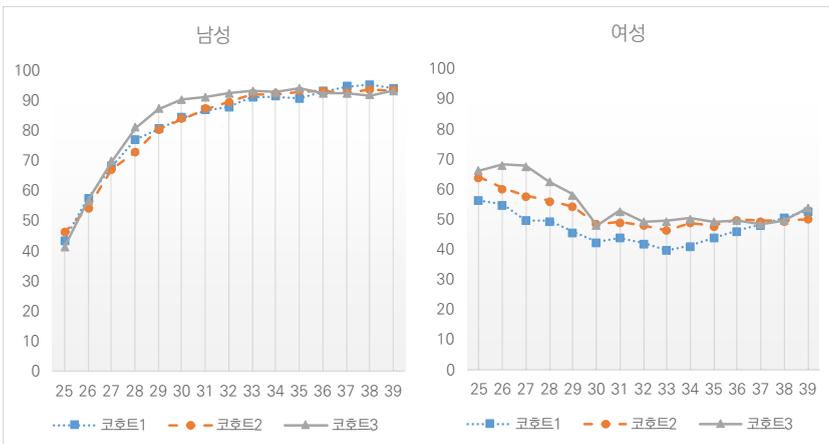
종속변수인 고용률을 살펴보면 67.01%가 취업 중이었으며, 남성은 83.97%가 여성은 50.34%가 취업 중으로 남녀의 차이가 두드러졌다(〈표 4-4〉). 코호트별로는 최근 코호트에서 고용률이 높아졌는데, 이는 남성 보다는 여성의 고용률이 높아짐에 따른 것으로 보인다. 코호트1인 여성의 경우 고용률이 46.96%이었으나 코호트3인 여성은 53.96%의 고용률을 나타냈다. 취업자의 평균취업소득은 평균 259.51만원이었으며, 남성이 292.18만원, 여성이 205.89만원으로 남성의 소득이 높게 나타났다. 코호트별로는 최근 코호트로 올수록 평균임금 수준이 높았다.

연령별 고용동향은 남성의 경우 연령별로 역시 큰 차이가 없었으며, 30대 초반 코호트3의 고용률이 다소 높게 나타났다. 그러나 여성의 경우 연령별 고용의 양상이 코호트별로 상이하였다. 최근 코호트로 올수록 고용률은 높았으나, 이러한 차이가 주로 20대 후반에 집중되었음을 확인할

수 있다. 코호트1에 비하여 코호트2와 코호트3의 고용률은 높아졌으나, 30대 후반에 이르러서는 코호트1이 노동시장에 복귀하는 U자 패턴을 나타내면서 코호트간 고용률 격차가 줄어들게 된다. 이는 여성의 혼인과 출산 이행이 줄어들거나 지연됨에 따른 고용 효과가 주로 20대 후반에 집중되어 있으며, 30대 후반에 이르러서는 코호트1의 경우 경력단절 후 복귀한 여성의 비중이 높아짐을 의미한다.

[그림 4-3] 청장년 남성과 여성의 연령별 고용률

(단위: %)

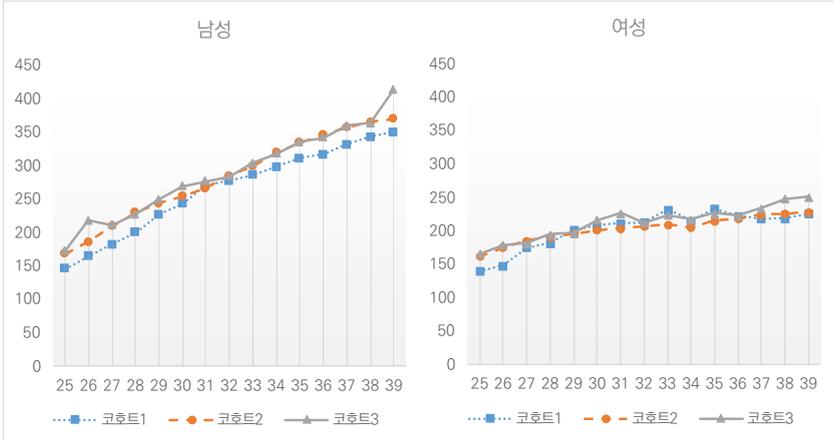


자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

연령별 취업자의 취업소득은 코호트1에 비하여 코호트2와 코호트3의 임금 수준이 남녀 모두 다소 높게 나타났다. 남성의 경우 연령이 증가함에 따라 소득 수준이 꾸준히 올라가는 양상을 나타냈으나, 여성의 경우 20대 중반 임금 수준은 남성과 큰 차이가 나지 않음에도, 연령이 증가함에 따라 소득 수준이 거의 개선되지 않으면서, 남성과의 격차가 커지게 된다. 남성의 평균 임금은 39세에 이르러 400만원에 달하지만 여성의 평균임금은 25~39세 내내 150만원에서 250만원에 분포하게 된다.

[그림 4-4] 청장년 남성과 여성 취업자의 연령별 평균 취업소득

(단위: 만원(실질)/월)



자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 혼인과 자녀 유무에 따른 고용률과 소득을 살펴보면, 남성의 경우 대체로 최근 코호트에서 고용률이 높게 나타나는데, 특히 큰 차이를 나타냈던 집단은 미혼 무자녀 집단이었다. 미혼 무자녀 집단은 코호트1에서는 고용률이 68.11%였으나 코호트3에서 74.70%로 높아졌다. 여성의 경우 반대로 기혼 무자녀인 여성의 고용률 증가가 두드러진다. 기혼 무자녀인 여성의 고용률은 코호트1에서 48.51%였으나, 코호트3에서 60.07%로 상승하였다. 다만, 기혼 유자녀 여성의 경우 고용률 개선이 큰 폭으로 관측되지는 않았다.

임금 수준을 살펴보면, 남성과 여성 모두 기혼, 무자녀인 집단의 임금 수준이 가장 큰 폭으로 개선되었음을 확인할 수 있다. 남성의 경우 기혼 무자녀인 경우 코호트1에 비하여 코호트3에서 취업소득이 47.56만원 증가하였으며, 여성은 32.12만원이 증가하였다. 남성은 기혼, 유자녀 집단 역시 코호트1에 비하여 코호트3에서 33.15만원이 증가하였으나, 여성 기혼, 유자녀 집단은 코호트1에 비하여 코호트3에서 평균 소득 증가가

2.56만원에 그쳤다. 이는 여성의 경우 노동시장 내에서 혼인유무에 따른 노동시장 성과는 큰 폭으로 개선되었으나, 출산에 따른 노동시장 성과는 개선되지 못하거나, 정체되는 양상임을 확인할 수 있다.

〈표 4-6〉 혼인 및 자녀유무별 고용률

(단위: %)

	남성			여성		
	코호트1	코호트2	코호트3	코호트1	코호트2	코호트3
미혼, 무자녀	68.11	68.94	74.70	71.81	72.73	73.59
기혼, 무자녀	93.22	92.93	94.62	48.51	55.38	60.07
기혼, 유자녀	96.72	97.58	97.75	36.39	40.44	39.27

주: 미혼, 유자녀 집단의 경우 사례수가 작아 분석에서 제외하였다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

〈표 4-7〉 혼인 및 자녀유무별 취업자의 평균취업소득

(단위: 만 원(실질)/월)

	남성			여성		
	코호트1	코호트2	코호트3	코호트1	코호트2	코호트3
미혼, 무자녀	213.04	233.73	243.53	177.46	195.95	194.13
기혼, 무자녀	282.21	297.42	329.77	205.54	213.36	237.66
기혼, 유자녀	325.55	353.87	358.70	221.77	209.89	224.33

주: 미혼, 유자녀 집단의 경우 사례수가 작아 분석에서 제외하였다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

제3절 혼인이행 전후 고용과 소득

1. 고용 변화

3절에서는 앞서 2절에서 관측된 혼인 유무별 노동시장 성과가 패널분석을 통해서도 관측되는지, 코호트별 차이가 유의한지를 살펴보고자 고

용과 소득을 종속변수로 회귀분석과 패널분석을 실시하였다. 우선 <표 4-8>에서는 청장년 남성의 고용에 혼인 이행이 미치는 영향을 확인하였다. (1)열의 회귀분석 결과를 살펴보면, 기혼자의 고용률은 연령과 교육년수, 경력년수 등을 통제하더라도 미혼에 비하여 19.4%p 높았는데, (2)열의 패널고정효과 모형으로 혼인 이행 전후의 고용률을 비교하면 7.25%p 가량 높게 나타났다. 이는 기혼자와 미혼자의 비교는 기혼자가 혼인의 가능성이 더 높은 내생성을 고려할 수 없음을 보여준다. 물론 기혼자가 혼인할 확률이 더 높은 내생성을 고려한 패널고정효과 모형에서 혼인의 영향은 줄어들었으나, 여전히 유의한 영향을 미쳤다.

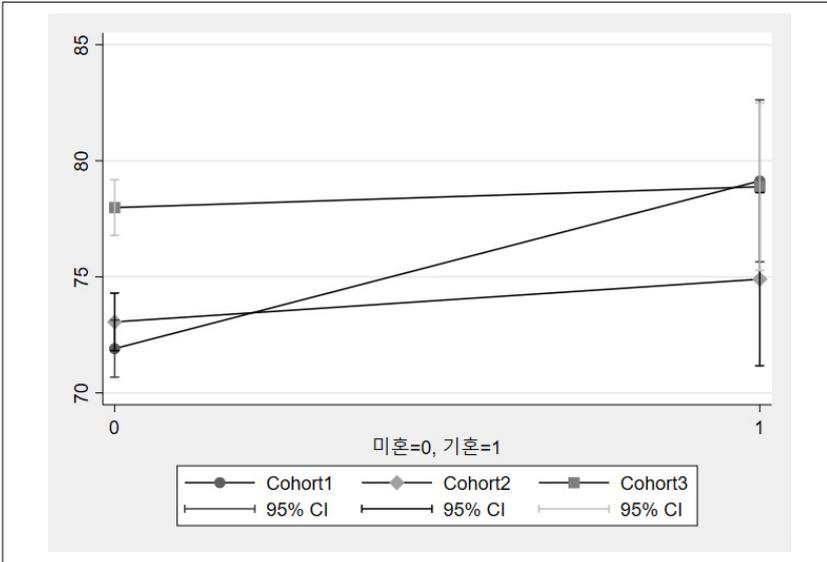
<표 4-8> 청장년 남성의 고용에 혼인이행이 미치는 영향

	(1) 회귀분석	(2) 패널고정	패널고정		
			(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령	0.236*** (17.46)	0.165*** (12.25)	0.144*** (6.57)	0.126*** (5.51)	0.265*** (10.25)
연령제곱/100	-0.381*** (-18.43)	-0.265*** (-12.52)	-0.254*** (-7.34)	-0.187*** (-5.22)	-0.421*** (-10.23)
교육년수	0.0289*** (18.72)	0.1000*** (27.90)	0.102*** (17.51)	0.0904*** (14.90)	0.108*** (15.64)
경력년수	0.0496*** (46.92)	0.0353*** (12.23)	0.0541*** (10.88)	0.0249*** (5.33)	0.0271*** (4.90)
기혼	0.194*** (14.56)	0.0725*** (3.66)	0.0723*** (3.38)	0.0184 (0.82)	0.00900 (0.42)
코호트2	0.0233 (1.59)				
코호트3	0.0615** (2.65)				
기혼 × 코호트2	-0.0271 (-1.37)	-0.0510 (-1.79)			
기혼 × 코호트3	-0.0743*** (-3.66)	-0.0711* (-2.53)			
조사차수	-0.000692 (-0.26)				
절편	-3.512*** (-16.55)	-3.344*** (-16.77)	-2.940*** (-9.05)	-2.726*** (-8.01)	-4.980*** (-13.10)
N	13689	13689	5186	4386	4117

자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 4-4] 청장년 남성의 코호트별 혼인 전후 고용률 예측치

(단위: %)



주: 표 4-8의 (3)~(5)열의 코호트별 분석 결과의 예측치이다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

고용률과 코호트의 교차항을 살펴보면, 코호트3과 기혼자의 교차항은 회귀분석과 고정효과 모두 유의한 음수로 나타난다. 코호트별로 분석을 실시한 (3)~(5)열을 살펴보면, 코호트1에서는 혼인 이행이 고용률을 7.23%p 늘리는 것으로 나타나지만, 코호트2와 코호트3은 계수의 크기가 각각 1.84%, 0.9%로 줄어들고, 유의하지 않은 수준임을 확인할 수 있다.

이처럼 최근 코호트에서 남성의 혼인 프리미엄이 줄어든 까닭은 코호트3의 미혼자의 고용률이 대체로 높아졌기 때문으로 보인다. 회귀분석결과에서 코호트3의 고용률이 코호트1에 비하여 유의하게 높게 나타나는데, 이는 코호트3의 미혼자 고용률이 상대적으로 높다는 점을 의미한다. (3)~(5)열의 혼인여부에 따른 예측치를 그림으로 나타내면 [그림 4-5]와 같다. 이 결과에서 보더라도 코호트2와 코호트3은 혼인 전후에 고용률 변

화가 코호트1만큼 크지 않다. 특히 코호트3의 경우 미혼일 때 고용률이 상대적으로 높아, 기혼 이후 코호트1과 차이가 없으나, 기율기의 차이는 있다는 점을 확인할 수 있다.

〈표 4-9〉 청장년 여성의 고용에 혼인이행이 미치는 영향

	(1) 회귀분석	(2) 패널고정	패널고정		
			(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령	-0.0316 (-1.69)	-0.0308 (-1.70)	-0.0716* (-2.36)	-0.0524 (-1.80)	0.0537 (1.49)
연령제곱/100	0.0208 (0.72)	0.00559 (0.20)	0.0768 (1.61)	0.0338 (0.75)	-0.130* (-2.28)
교육년수	0.0345*** (15.58)	0.0361*** (5.21)	0.00992 (0.89)	0.0456*** (3.71)	0.0602*** (4.68)
경력년수	0.0440*** (33.68)	0.0538*** (14.13)	0.0488*** (7.99)	0.0577*** (9.26)	0.0545*** (7.02)
기혼	-0.184*** (-11.24)	-0.239*** (-9.54)	-0.231*** (-8.77)	-0.254*** (-10.31)	-0.206*** (-7.05)
코호트2	-0.00695 (-0.33)				
코호트3	0.0166 (0.50)				
기혼 × 코호트2	0.0400 (1.74)	-0.0212 (-0.64)			
기혼 × 코호트3	0.0889*** (3.64)	0.0527 (1.47)			
조사차수	0.00208 (0.56)				
절편	0.722* (2.45)	0.815** (2.85)	1.758*** (3.71)	1.045* (2.25)	-0.800 (-1.40)
N	9336	9336	3225	3383	2728

자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 여성의 결과를 살펴보면, 여성은 혼인에 따라 고용률이 줄어드는 혼인 패널티가 관측된다(〈표 4-9〉). 기혼자와 미혼자를 비교하는 회귀분석의 결과는 혼인으로 고용률은 18.4%p 줄어드는 것으로 나타난다.

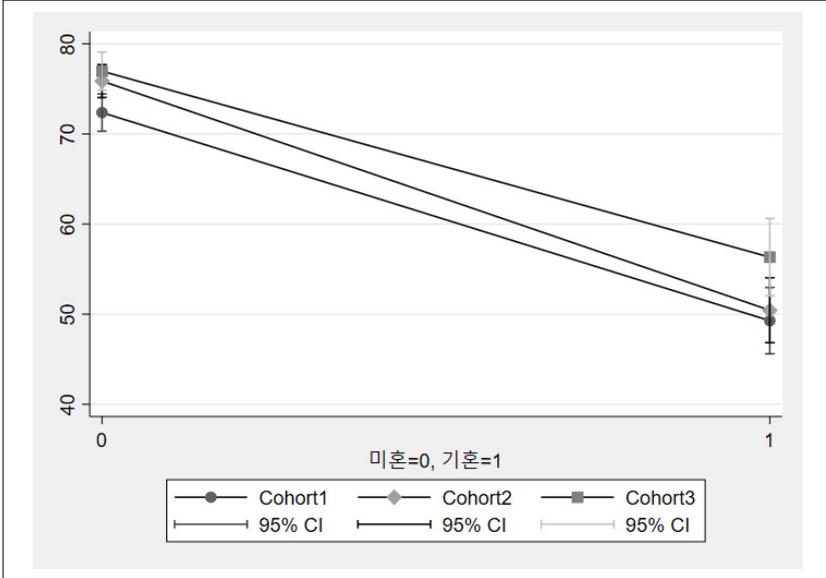
패널고정효과로 개인의 이행을 살펴보면 계수의 크기는 더욱 커지는데, 고용률은 혼인 이후 무려 23.9%p가 줄어든다. 이러한 결과가 아동이 없는 경우에 한정된다는 점을 고려하면, 자녀 출산 전 혼인만으로도 여성의 고용률은 여전히 상당히 크게 줄어든다는 점을 확인할 수 있다.

다만 이러한 추세는 최근 코호트에서 점차 줄어드는 것으로 보인다. 기혼과 코호트별주의 교차항을 살펴보면, 회귀분석에서 코호트3과 기혼의 교차항은 유의한 양의 방향이 나타났다. 패널고정효과모형에서도 계수의 값이 양의 방향이고 계수의 크기도 회귀분석결과와 큰 차이가 나타나지는 않았으나, 통계적으로 유의하지는 않았다. 이는 패널고정효과모형에서 표준오차가 커짐에 따라 통계적으로 유의미하지는 않은 결과가 나온 것으로 보인다.

패널고정효과 모형을 코호트1~3에 각각 적용한 결과를 살펴보면, 혼인에 따른 고용률 변화의 크기는 다소나마 줄어드는 양상을 나타낸다. 코호트1에서 혼인 이행은 23.1%p 고용을 감소시켰으나, 코호트2에서는 25.4%p, 코호트3에서는 20.6%로 각각 기혼의 영향은 줄어든다. 모델(3)~(5)의 추정치를 나타낸 [그림 4-6]의 결과를 살펴보면 코호트별로 미혼인 상황에서 고용률 격차는 크지 않지만, 기혼자의 경우 최근 코호트에서 고용률이 다소 높게 나타남을 확인할 수 있다.

[그림 4-5] 청장년 여성의 코호트별 혼인 전후 고용률 예측치

(단위: %)



주: 표 4-9의 (3)~(5)열의 코호트별 분석 결과의 예측치이다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

2. 취업소득 변화

다음으로 취업자의 취업소득 변화를 살펴보았다. 남성의 경우 역시 혼인 이행에 따라 소득이 10.8% 가량 유의하게 높아짐을 확인할 수 있다. 코호트별 변화를 살펴보면 코호트3과 기혼의 교차항이 패널고정효과 모형에서 음수를 나타내고 있다. 이는 혼인 이후 임금이 유의하게 상승하지만, 코호트3의 경우 이러한 증가폭이 코호트1이나 코호트2에 비하여 상대적으로 낮다는 점을 의미한다. 이러한 결과는 회귀분석의 결과와는 차이가 있는데, 회귀분석 결과에서는 기혼과 코호트의 교차항이 양수로 반대로 나타난다. 다만 통계적으로는 유의한 차이가 아니었다.

〈표 4-10〉 청장년 남성의 취업소득에 혼인이행이 미치는 영향

	(1) 회귀분석	(2) 패널고정	패널고정		
			(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령	0.177*** (10.58)	0.179*** (13.12)	0.234*** (10.13)	0.149*** (6.82)	0.150*** (5.67)
연령제곱/100	-0.259*** (-10.12)	-0.234*** (-11.14)	-0.333*** (-9.40)	-0.184*** (-5.50)	-0.167*** (-4.06)
교육년수	0.0544*** (27.78)	0.0818*** (13.22)	0.0625*** (6.16)	0.0689*** (6.90)	0.126*** (10.23)
경력년수	0.0133*** (10.03)	0.0172*** (4.17)	0.0298*** (4.41)	0.0187** (2.70)	-0.00203 (-0.25)
기혼	0.196*** (13.38)	0.108*** (5.85)	0.102*** (5.04)	0.0802*** (4.19)	0.0691*** (3.41)
코호트2	0.0457* (2.56)				
코호트3	0.00317 (0.11)				
기혼 × 코호트2	-0.0225 (-1.04)	-0.0205 (-0.78)			
기혼 × 코호트3	0.0214 (0.96)	-0.0478 (-1.85)			
조사차수	0.0123*** (3.93)				
절편	1.362*** (5.11)	0.851*** (3.80)	0.259 (0.70)	1.518*** (4.20)	0.620 (1.42)
N	10231	10231	3798	3218	3215

자료: 한국노동연구원. (각 연도) 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

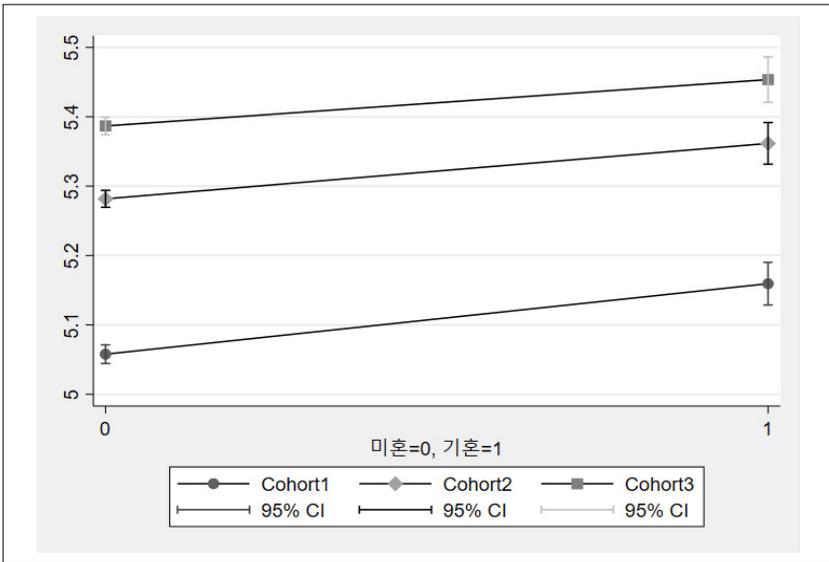
다만, 패널고정효과모형으로 각 코호트의 소득을 추정한 결과를 살펴 보면 혼인 이행에 따른 소득 변화를 나타내는 기혼의 계수 크기가 점차 작아짐을 확인할 수 있다. 이러한 결과의 예측치를 수록한 [그림 4-7]에서는 코호트1의 경우 혼인 전후 슬로프의 기울기가 다소 큰 반면, 이후 코호트에서는 미혼자의 임금 수준이 더 높고 이행에 따른 기울기도 낮아짐을 확인할 수 있다. 종합하면 코호트간 슬로프 크기의 차이는 있지만, 통계적으로 유의하지 않았으며, 시각적으로도 큰 차이는 아니었다.

한편, 〈표 4-10〉의 (3)~(5)열의 결과를 살펴보면 청장년층 남성의 교

육년수의 계수가 최근 계수에서 커짐을 확인할 수 있다. 이는 혼인 이행이나 연령 증가 등의 영향이 최근 코호트에서 다소 줄어드나, 교육수준 개선에 따른 임금변화폭은 커지고 있음을 의미한다.

[그림 4-6] 청장년 취업 남성의 코호트별 혼인 전후 로그 취업소득 예측치

(단위: 로그취업소득)



주: 표 4-10의 (3)~(5)열의 코호트별 분석 결과의 예측치이다.
자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 여성의 취업소득변화를 살펴보면, 혼인에 따른 소득 변화는 유의하게 나타나지 않았다. 우선 회귀분석에서 기혼자는 미혼자에 비하여 취업소득이 4.84%가량 높다. 그러나 패널 고정효과 모형에서 개인의 이행에 따른 영향을 살펴보면, 유의하지 않은 결과로 바뀐다. 이는 취업을 유지하는 여성의 경우 상대적으로 소득이 높은 이들이 혼인으로 이행하는 양상이 있으며, 이에 따라 횡단면 분석은 혼인의 효과를 잘못 추정할 수 있음을 의미한다.

〈표 4-11〉 청장년 여성의 취업소득에 혼인이행이 미치는 영향

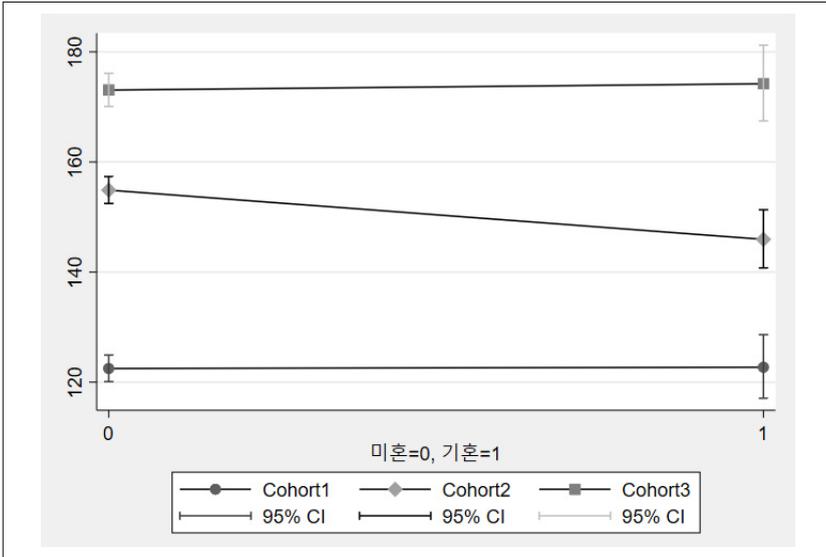
	(1) 회귀분석	(2) 패널고정	패널고정		
			(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령	0.0943*** (4.36)	0.105*** (5.84)	0.178*** (5.45)	0.0684* (2.41)	0.0606 (1.85)
연령제곱/100	-0.145*** (-4.33)	-0.136*** (-4.91)	-0.250*** (-4.91)	-0.0779 (-1.80)	-0.0697 (-1.38)
교육년수	0.0528*** (19.10)	-0.00144 (-0.17)	-0.0171 (-1.08)	0.00222 (0.17)	0.00999 (0.69)
경력년수	0.00393* (2.35)	0.0178*** (3.36)	0.0194* (2.07)	0.0143 (1.65)	0.0221* (2.29)
기혼	0.0484* (2.32)	0.0192 (0.70)	0.00306 (0.10)	-0.0595* (-2.51)	0.00577 (0.22)
코호트2	0.000614 (0.03)				
코호트3	-0.0611 (-1.57)				
기혼 × 코호트2	-0.0251 (-0.88)	-0.0947** (-2.72)			
기혼 × 코호트3	0.0496 (1.67)	-0.0158 (-0.43)			
조사차수	0.0178*** (4.11)				
절편	2.683*** (7.87)	3.196*** (10.75)	2.193*** (4.11)	3.749*** (7.98)	3.778*** (6.81)
N	6335	6335	2088	2312	1935

자료: 한국노동연구원. (각 연도) 한국노동패널 조사 원자료, 필자 분석.

코호트와 기혼의 교차항을 살펴보면, 코호트2와 기혼의 교차항이 유의한 음수로 나타났다. 이는 코호트1에 비하여 혼인 시 소득이 감소하는 양상을 나타냄을 의미한다. 결과를 그림으로 나타낸 아래 [그림 4-8]을 보면 혼인에 따른 취업소득의 변화가 거의 관측되지 않음을 확인할 수 있다.

[그림 4-7] 청장년 취업 여성의 코호트별 혼인 전후 로그 취업소득 예측치

(단위: 로그취업소득)



주: 표 4-11의 (3)~(5)열의 코호트별 분석 결과의 예측치이다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다만 이 같은 평균수준에서의 소득 변화는 소득 분위별로 다른 결과를 누락할 가능성이 있다. 이에 아래 <표 4-12>에서는 무조건부 분위회귀분석을 활용하여 소득 분위별로 혼인이 미치는 영향을 확인하였다. 우선 남성의 결과를 살펴보면, 하위소득자의 경우 혼인 이행에 따른 소득 변화가 유의하지 않게 나타났다. 혼인 이행에 따른 소득 상승은 중위소득 이상 집단에서만 관측되었으며, 소득 상위 25%는 그 크기가 더 커졌다. 소득 상위 25% 중에서도 혼인 이행의 영향은 최근 코호트에서 다소 높아졌다.

여성은 소득분포에 따른 이질성이 더 크게 관측된다. 평균 수준에서 혼인 이행에 따른 소득 변화는 유의하지 않게 관측되었으나, 소득 하위 25%에서는 혼인 이행 이후 소득이 줄어드는 양상이, 소득 상위 25%에서는 혼인 이행 이후 소득이 늘어나는 반대의 양상을 나타내고 있다. 이러

한 결과는 특히 코호트1에서는 관측되지 않으나 코호트2와 코호트3의 최근 코호트에서는 유의하게 나타난다.

〈표 4-12〉 청장년층 취업자의 취업소득에 혼인이행이 미치는 영향: 코호트별 분석

	남성			여성		
	코호트1	코호트2	코호트3	코호트1	코호트2	코호트3
평균	0.102*** (5.04)	0.0802*** (4.19)	0.0691*** (3.41)	0.00306 (0.10)	-0.0595* (-2.51)	0.00577 (0.22)
P25	0.0251 (0.56)	0.0526 (1.43)	0.00378 (0.10)	-0.0294 (-0.46)	-0.118* (-2.25)	-0.108* (-2.32)
P50	0.0933* (2.43)	0.0754 (1.80)	0.0877* (2.22)	0.00396 (0.06)	-0.0232 (-0.55)	-0.0232 (-0.50)
P75	0.146*** (3.35)	0.114** (2.71)	0.163*** (3.95)	0.0630 (0.93)	0.0959 (1.82)	0.122* (2.23)

주: 각 셀은 개별 해당 소득 수준을 종속변수로 연령, 연령제곱/100, 교육년수, 경력년수, 기혼 변수를 넣고 무조건부분위 회귀분석을 실시한 결과로 혼인 계수만 표시하였다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

제4절 자녀출산 이후 고용과 소득

1. 고용 변화

본 절에서는 혼인한 부부를 대상으로 자녀 출산의 이행이 고용과 소득에 미치는 영향을 확인해보고자 한다. 우선 고용에 미치는 영향을 살펴보면, 자녀여부는 남성의 고용에 유의한 영향을 미치지 않았으나 코호트별로 다소 상이하였다. 기혼과 코호트의 상호작용항은 유의하지 않았지만, 패널고정효과모형을 각 코호트별로 적용한 (3)~(5)열의 결과를 살펴보면 코호트3 집단에 한해서만 자녀 출산이 고용에 유의한 정적 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 이는 (3)~(5)열 결과를 그림으로 나타낸 [그림

4-9)에서도 확인할 수 있다. 코호트1과 코호트2의 경우 자녀 출산 전후에 고용의 변화가 없으나 코호트3에 한하여 슬로프가 커지는 것을 확인할 수 있다. 다만, 자녀 유무와 관계없이 모두 고용률이 97% 내외이므로 집단 간에 큰 차이가 나타나지는 않았다.

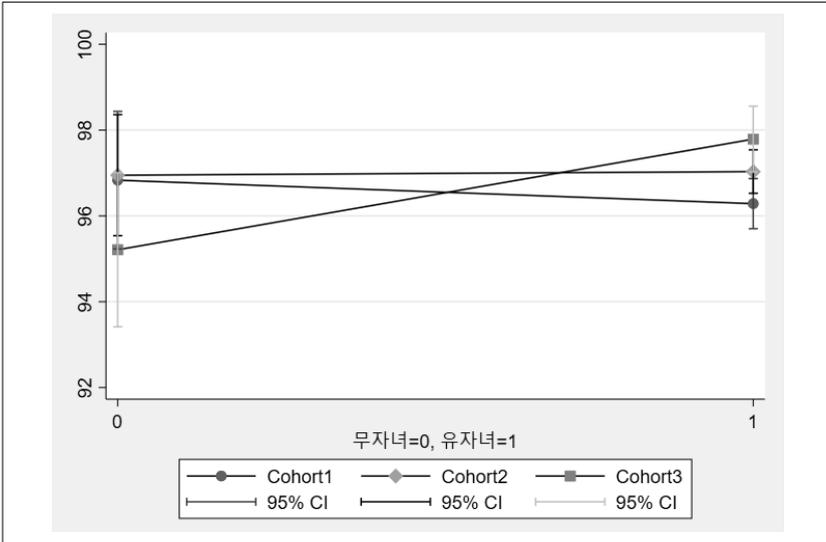
〈표 4-13〉 청장년 남성의 고용에 자녀가 미치는 영향

	(1) 회귀분석	(2) 패널고정	패널고정		
			(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령	0.0194* (2.20)	-0.0111 (-1.22)	-0.0313* (-2.18)	0.0356** (2.59)	-0.0374 (-1.75)
연령제곱/100	-0.0270* (-2.09)	-0.0546*** (-4.22)	-0.0417* (-2.01)	-0.0803*** (-4.16)	-0.0458 (-1.53)
교육년수	0.00617*** (7.44)	0.0136** (3.24)	0.0138* (2.10)	0.0181** (3.11)	-0.00526 (-0.41)
경력년수	0.00426*** (9.80)	0.0539*** (14.90)	0.0674*** (12.19)	0.0230*** (4.06)	0.0725*** (8.26)
유자녀	0.00771 (1.21)	-0.00241 (-0.29)	-0.00547 (-0.57)	0.000842 (0.10)	0.0258* (2.23)
코호트2	0.00230 (0.22)	-			
코호트3	0.0118 (0.87)	-			
유자녀 × 코호트2	0.0132 (1.42)	0.00423 (0.37)			
유자녀 × 코호트3	0.0121 (1.23)	0.0149 (1.15)			
조사차수	-0.00138 (-1.09)	-			
절편	0.510*** (3.46)	1.408*** (8.23)	1.822*** (6.91)	0.276 (1.06)	2.365*** (5.36)
N	12338	12338	5152	4258	2928

자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[그림 4-8] 청장년 남성의 코호트별 자녀출산 전후 고용률 예측치

(단위: %)



주: 표 4-13의 (3)~(5)열의 코호트별 분석 결과의 예측치이다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 여성의 자녀출산 이후 고용이행을 살펴보면, 기혼 여성 중에서 자녀를 출산한 경우와 출산하지 않은 경우 고용률은 연령과 교육년수, 경력년수를 통제하고도 16.7% 가량 낮았다. 패널분석으로 출산 이행의 영향을 살펴보면 고용률은 24.5%가 줄어든다. 여성은 혼인으로 인하여 고용률이 줄어들고, 혼인 이후에 또다시 자녀 출산으로 고용률이 줄어드는 양상을 나타낸다. 또한 회귀분석과 패널분석의 계수 차이는 고용률이 높은 이들이 자녀를 낳는 내생성이 있기 때문에 회귀분석을 통한 결과가 실제 여성의 자녀 효과를 과소추정할 수 있음을 시사한다.

〈표 4-14〉 청장년 여성의 고용에 자녀가 미치는 영향

	(1) 회귀분석	(2) 패널고정	패널고정		
			(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령	-0.0372* (-2.26)	0.0158 (1.21)	-0.0124 (-0.64)	0.0750*** (3.53)	-0.0316 (-1.00)
연령제곱/100	0.0437 (1.79)	-0.0204 (-1.04)	0.0227 (0.77)	-0.106*** (-3.32)	0.0422 (0.88)
교육년수	0.0360*** (20.05)	-0.0304*** (-3.49)	-0.0325*** (-2.80)	-0.0409* (-2.45)	-0.0128 (-0.57)
경력년수	0.0413*** (48.43)	0.0529*** (25.49)	0.0557*** (16.93)	0.0479*** (14.92)	0.0581*** (11.95)
유자녀	-0.167*** (-10.60)	-0.245*** (-15.50)	-0.246*** (-14.34)	-0.277*** (-15.76)	-0.337*** (-15.38)
코호트2	-0.00930 (-0.39)	-			
코호트3	0.0280 (0.88)	-			
유자녀 × 코호트2	0.0105 (0.48)	-0.0233 (-1.08)			
유자녀 × 코호트3	-0.0499* (-2.12)	-0.116*** (-4.78)			
조사차수	0.00684* (2.41)	-			
절편	0.452 (1.67)	0.459 (1.89)	0.858* (2.43)	-0.365 (-0.90)	1.154 (1.90)
N	17177	17177	6930	6225	4022

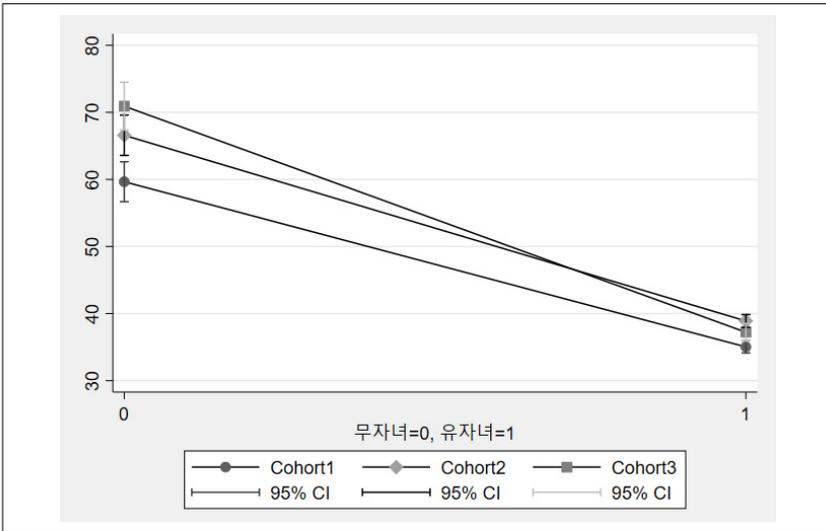
자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

코호트별 분석 결과를 살펴보면, 우선 (2)열에서 유자녀와 코호트의 교차항의 결과를 살펴보면 최근 코호트에서 자녀가 고용에 미치는 부정적 효과가 유의하게 더 커졌음을 확인할 수 있다. (3)~(5)열의 결과를 보더라도 자녀 출산 이행은 코호트1에서 고용률을 24.6% 낮추고 코호트2에서는 27.7%, 코호트3에서는 33.7% 낮추는 것으로 나타난다. 이러한 결과를 그림으로 나타낸 [그림 4-10]을 보면 자녀 출산 이후 여성의 고용률

은 모든 코호트가 동일하지만, 자녀 출산 이전에 여성의 고용률이 최근 코호트로 갈수록 높게 나타난다. 즉, 기혼 무자녀 여성의 고용률이 최근 코호트에서 높아지면서 출산에 따른 부정적 효과는 최근 코호트에서 커지는 것으로 보인다.

[그림 4-9] 청장년 여성의 코호트별 자녀출산 전후 고용률 예측치

(단위: %)



주: 표 4-14의 (3)~(5)열의 코호트별 분석 결과의 예측치이다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

2. 취업소득 변화

다음으로 자녀 출산 이후 취업소득의 변화를 살펴보았다. 기혼인 남성 중에서 자녀가 있는 남성과 없는 남성을 비교한 회귀분석 결과를 보면 자녀가 있는 남성은 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수를 통제하더라도 자녀가 없는 남성에 비하여 소득이 6.28% 높았다. 다만, 이러한 결과는

패널고정효과모형에서는 유의하지 않은 결과를 나타낸다. 이는 소득이 높은 이들이 자녀를 낳는 선택적 출산의 양상이 있으며, 이에 따라 회귀 분석 결과는 실제 자녀의 효과를 과대추정할 수 있음을 의미한다.

〈표 4-15〉 청장년 남성 취업자의 취업소득에 자녀가 미치는 영향

	(1) 회귀분석	(2) 패널고정	패널고정		
			(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령	0.127*** (6.77)	0.142*** (10.17)	0.182*** (8.71)	0.153*** (6.45)	0.0346 (1.06)
연령제곱/100	-0.147*** (-5.36)	-0.181*** (-9.24)	-0.237*** (-7.96)	-0.167*** (-5.20)	-0.0814 (-1.81)
교육년수	0.0471*** (26.89)	0.0131* (1.99)	0.0125 (1.28)	-0.000972 (-0.10)	0.0553** (2.95)
경력년수	0.00383*** (4.17)	0.0265*** (4.17)	0.0269** (3.04)	0.00654 (0.54)	0.0632*** (4.36)
유자녀	0.0628*** (4.66)	0.00839 (0.68)	-0.00377 (-0.27)	-0.00373 (-0.27)	0.0418* (2.42)
코호트2	0.0403 (1.85)	-			
코호트3	0.0680* (2.38)	-			
유자녀 × 코호트2	-0.00136 (-0.07)	-0.0121 (-0.70)			
유자녀 × 코호트3	-0.0350 (-1.68)	0.0118 (0.60)			
조사차수	0.00606* (2.26)	-			
절편	2.246*** (7.15)	2.600*** (9.55)	1.873*** (4.74)	2.459*** (5.22)	4.288*** (6.35)
N	11938	11938	4962	4131	2845

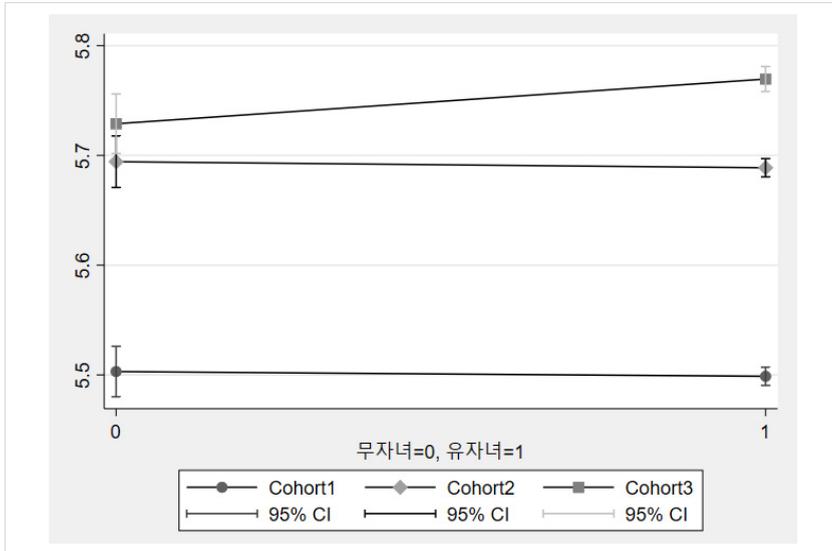
자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

코호트별 결과를 살펴보면, (2)열에서 코호트와 유자녀의 교차항은 유의하지 않았으나, 최근 코호트인 코호트3에서 계수의 방향이 바뀌게 된

다. (3)~(5)열의 결과를 살펴보면, 역시 (5)열의 코호트3에서만 자녀 출산 이후 소득이 4.18% 유의하게 높아지는 결과를 확인할 수 있다. [그림 4-11]에서도 코호트1과 코호트2는 자녀 출산 전후 임금의 변화가 거의 관측되지 않았으나, 코호트3의 경우 자녀 출산 전에 소득이 상대적으로 높을 뿐만 아니라 자녀 출산 이후 소득이 더 높아짐을 확인할 수 있다.

[그림 4-10] 청장년 취업 남성의 코호트별 자녀출산 전후 로그 취업소득 예측치

(단위: 로그취업소득)



주: 표 4-15의 (3)~(5)열의 코호트별 분석 결과의 예측치이다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

다음으로 기혼 여성 취업자의 출산 전후 소득을 확인해보자. (1)열의 회귀분석에서 자녀 유무는 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수를 통제하더라도 유의한 영향을 미치지 못하였다. 그러나 (2)열의 패널고정효과 분석의 결과는 자녀 출산 이후 소득이 8.24% 낮아진다는 결과를 나타내고 있다. 이러한 결과는 통상 소득이 높은 이들이 자녀를 출산하는 경향으로

인하여 회귀분석의 결과는 자녀의 소득 감소 효과를 과소 추정할 수 있음을 의미한다.

〈표 4-16〉 청장년 여성 취업자의 취업소득에 자녀가 미치는 영향

	(1) 회귀분석	(2) 패널고정	패널고정		
			(3) 코호트1	(4) 코호트2	(5) 코호트3
연령	0.0671* (2.06)	-0.00698 (-0.29)	0.0749 (1.82)	-0.0414 (-1.17)	-0.113* (-2.26)
연령제곱/100	-0.113* (-2.34)	-0.00145 (-0.04)	-0.128* (-2.04)	0.0572 (1.07)	0.139 (1.81)
교육년수	0.0827*** (24.65)	-0.0103 (-0.78)	-0.0579** (-3.19)	0.0446 (1.83)	0.158*** (3.82)
경력년수	0.0198*** (11.97)	0.0514*** (10.03)	0.0633*** (7.44)	0.0373*** (4.84)	0.0676*** (5.77)
유자녀	-0.0346 (-1.23)	-0.0824** (-3.02)	-0.125*** (-3.74)	-0.102*** (-3.77)	-0.147*** (-4.34)
코호트2	-0.00546 (-0.13)	-			
코호트3	0.0419 (0.74)	-			
유자녀 × 코호트2	-0.0526 (-1.40)	-0.0539 (-1.55)			
유자녀 × 코호트3	-0.0870* (-2.19)	-0.0819* (-2.06)			
조사차수	0.0110* (2.03)	-			
절편	2.799*** (5.20)	5.324*** (12.44)	4.552*** (6.43)	5.095*** (7.76)	4.838*** (4.73)
N	7123	7123	2672	2687	1764

자료: 한국노동연구원. (각 연도) 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

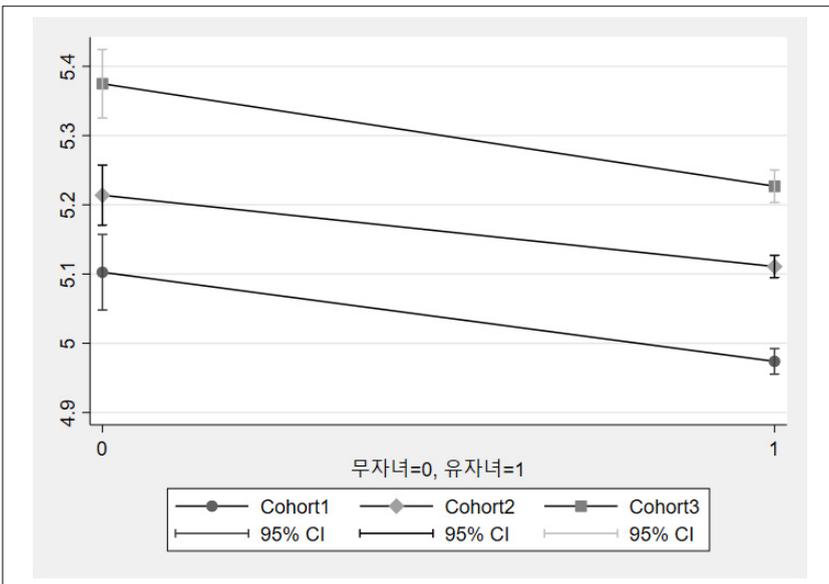
코호트별 결과를 살펴보면 (1)열과 (2)열의 회귀분석과 패널효과 모형 모두에서 유자녀와 코호트3의 교차항의 회귀계수가 8%가 넘는 유의한 음의 값을 나타내고 있다. (3)~(5)열의 결과를 살펴보면 코호트1에서 자

녀 출산 이후 소득은 12.5% 감소하나, 코호트2에서는 10.2%, 코호트3에서는 14.7%가 감소한다. 이는 최근 코호트로 올수록 자녀출산의 이행이 여성의 소득에 미치는 부정적 영향이 커지고 있음을 의미한다. 이는 [그림 4-12]에서도 코호트3의 기울기가 다소 높다는 점으로 확인가능하다.

한편, (3)~(5)열의 결과를 살펴보면, 교육수준이 높아지는 이행이 코호트1에서는 임금을 낮추는 요인이나 코호트3에서는 임금을 높이는 요인임을 확인할 수 있다. 이는 기혼 여성의 교육수준 개선이 과거 코호트에서 오히려 소득을 낮추는 요인이었던 반면, 최근 코호트에서는 소득을 높이는 요인이 되었음을 의미한다.

[그림 4-11] 청장년 취업여성의 코호트별 자녀출산 전후 로그 취업소득 예측치

(단위: 로그취업소득)



주: 표 4-16의 (3)~(5)열의 코호트별 분석 결과의 예측치이다.
 자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

이 같은 평균에서의 자녀 효과는 소득계층별 이질성을 확인할 수 없으므로 아래 <표 4-17>에서는 무조건부 분위회귀분석을 통하여 소득분위별 자녀 효과를 살펴보았다. 우선 남성의 경우 코호트3에서만 자녀 출산 이후 소득이 올라가는 부성 프리미엄이 관측되었으나, 소득집단별, 코호트별로 유의한 프리미엄은 관측되지 않았다. 여성의 경우 모든 코호트에서 유의한 모성 패널티가 관측되었으나, 취업소득의 수준별로 보면, 저소득층에서만 유의한 소득 감소가 확인되었으며, 최근 코호트로 올수록 계수의 크기가 커졌다. 즉, 여성의 평균 수준에서 소득 감소는 주로 저소득층 여성의 모성 패널티가 반영된 부분이며, 중위소득이나 고소득 여성의 경우 자녀 출산에 따른 유의한 모성 패널티를 경험하지 않음을 의미한다.

<표 4-17> 청장년층 취업자의 취업소득 자녀가 미치는 영향: 코호트별 분석

	남성			여성		
	코호트1	코호트2	코호트3	코호트1	코호트2	코호트3
평균	-0.00377 (-0.27)	-0.00373 (-0.27)	0.0418* (2.42)	-0.125*** (-3.74)	-0.102*** (-3.77)	-0.147*** (-4.34)
P25	0.00406 (0.13)	-0.0266 (-0.89)	0.0399 (1.31)	-0.160* (-2.56)	-0.190** (-2.62)	-0.218* (-2.09)
P50	-0.00542 (-0.23)	0.00887 (0.37)	0.0331 (1.21)	-0.126 (-1.75)	-0.0395 (-0.85)	-0.108 (-1.90)
P75	-0.00456 (-0.16)	0.0268 (0.81)	0.0352 (0.87)	0.0213 (0.29)	0.0588 (1.15)	0.00748 (0.09)

주: 각 셀은 개별 해당 소득 수준을 종속변수로 연령, 연령제곱/100, 교육년수, 경력년수, 자녀녀 변수를 넣고 무조건부분위 회귀분석을 실시한 결과로 자녀녀의 계수만 표시하였다.

자료: 한국노동연구원. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

제5절 소결

본 장에서는 패널자료를 활용하여 청장년기 혼인과 출산 이행이 고용과 취업소득에 미치는 영향을 살펴보았다. 혼인과 출산 이행은 남성과 여성의 노동시장 성과에 상이한 방식으로 영향을 미쳤다. 남성은 혼인 이행 이후 고용과 소득이 모두 유의하게 높아졌다. 여성은 혼인 이행 이후 자녀가 없더라도 고용률이 크게 감소하였고 취업을 유지하는 경우 소득 수준의 유의한 변화는 관측되지 않았다. 이 같은 혼인 이행이 취업소득에 미치는 영향은 소득분포에 따라 달랐는데, 남성의 경우 저소득층에서는 혼인 이후 소득 증가가 관측되지 않았으며, 중간 소득계층과 상위소득층에서만 소득 증가가 관측되었다. 여성은 반대로 중간 이상 소득 계층에서는 혼인 이행에 따른 소득 감소가 관측되지 않았으나, 저소득층의 경우 소득 감소가 유의하게 관측되었다. 즉, 혼인 이행의 영향은 각각 고소득층은 소득을 늘리는 방향으로(남성), 저소득층은 소득을 줄이는 방식(여성)으로 기여하는 것이다.

코호트별로 보면 남성의 경우 혼인 이후 고용이 증가하는 양상이 최근 코호트에서는 줄어들었다. 이는 최근 코호트에서 혼인에 진입하기 전부터 이미 높은 고용률을 나타남에 따른 결과로 보인다. 즉, 혼인 이후 코호트간 고용률 차이는 거의 없지만, 혼인 이전 고용률이 최근 코호트에서 높아지면서 혼인에 따른 고용률 상승 효과는 사라지게 되는 것이다. 여성은 최근 코호트로 올수록 혼인 이후 고용률 감소폭이 줄어들었다. 최근 코호트라 할지라도 혼인 이후 자녀가 없는 여성의 고용 감소폭은 상당한 수준이나, 그러한 고용 감소가 다소나마 줄어드는 추세에 있다. 한편 혼인 이후 여성의 소득 변화에 있어서 소득분포별 차이는 최근 코호트에서만 나타났다. 코호트1 집단에서 소득분포별로 유의한 혼인의 영향은 없었던 반면 코호트3 집단에서는 저소득층에서 소득이 줄어드는 효과가,

고소득층에서 소득이 늘어나는 효과가 확인되었다.

다음으로 자녀 출산 이후 고용과 소득의 변화를 살펴보면, 가구주 부부에 속한 남성의 경우 자녀 출산으로 고용이나 소득의 유의한 변화는 관측되지 않았다. 반면 가구주 부부에 속한 여성의 경우 자녀 출산으로 고용률은 그 격차가 24.5%p에 이를 정도로 큰 폭으로 줄어들었으며, 임금 역시 8.24%가 줄어들었다. 이러한 결과는 청장년 여성층은 여전히 결혼과 출산에 걸쳐서 상당한 노동시장 이탈을 경험하고 있음을 보여준다. 특히 코호트별로 자녀 출산에 따른 이행 변화가 거의 없거나 최근 코호트에서만 여성 임금 프리미엄이 일부 관측되었던 남성과 달리 여성은 최근 코호트에서 출산에 따른 패널티의 수준이 더 커지는 점을 확인할 수 있었다. 이는 최근 코호트의 경우 혼인에 따른 고용 패널티는 줄어들지만, 이로 인하여 배우자가 있는 무자녀 여성의 고용률은 상대적으로 높아지면서 자녀 출산 이후 고용 감소폭은 더 커짐에 따른 결과로 보인다. 취업 소득 역시 최근 코호트로 올수록 자녀 출산에 따른 패널티가 더욱 커지는데, 이러한 취업소득 패널티는 주로 저소득층을 중심으로 커지고 있음을 확인할 수 있었다.

이러한 혼인과 자녀 출산에 따른 고용과 취업 소득 변화는 남성의 경우 최근 코호트에서 노동시장 안정 후 결혼에 진입하는 양상이 두드러지는 반면, 여성의 경우 최근 코호트에서 혼인의 고용 패널티는 줄어들었으나, 출산의 고용 패널티는 늘어나고, 임금의 경우 저소득층과 고소득층의 격차가 커지는 방향으로 혼인과 출산의 영향이 변화하고 있음을 시사한다. 이러한 결과는 최근 청장년층의 혼인과 출산 감소에 따라 구성상의 차이로 전반적인 소득분포에 영향을 미칠 뿐만 아니라 혼인과 출산 전후의 고용과 취업소득의 패턴 변화 역시 미미하나마 전반적인 소득 분포에 영향을 미칠 여지가 있음을 보여준다.



제5장

청장년기 가구 특성과 소득분배 변화

제1절 분석 개요

제2절 분석 방법

제3절 배우자의 소득분배 효과

제4절 자녀의 소득분배 효과

제5절 부모의 소득분배 효과

제6절 소결

제 5 장

청장년기 가구 특성과 소득분배 변화

제1절 분석 개요

가구 특성은 소득분배에 매우 중요한 영향을 미친다. 아동, 비경활 배우자, 노인 등 경제활동에 참여하지 않는 가구원이 가구 내에서 경제활동에 참여하는 가구원이 획득한 소득을 공유하여 일정한 수준의 가구소득을 확보할 수 있기 때문이다. 선행연구는 주로 노인-자녀 동거 감소와 같은 노인의 가구 특성 변화가 노인 빈곤을 악화하는 효과에 주목하였지만(박경숙, 김미선, 2016; Ku, Lee, & Lee, 2021; 이원진, 김현경, 함선유, 성재민, 하은솔, 한겨레, 2022, 제5장), 청장년의 가구 특성이 소득분배에 미친 영향에 대한 분석은 충분하지 않았다. 이원진, 김현경, 함선유, 하은솔(2020, 제5장)은 근로연령대 부부의 소득 분포를 분석하여 1990년대 중반 이후 시간에 따른 여성 경제활동 확대가 부부소득 불평등에 그다지 큰 영향을 미치지 못하였다고 보고하였다. 이승호, 이병희, 이원진, 조영민(2022, 제4장)은 2010년대 근로연령인구의 빈곤을 분석하여 시간에 따른 맞벌이 확대와 아동 양육 감소가 근로빈곤을 감소시켰다고 보고하였다. 하지만 이와 같은 소수의 선행연구는 18~64세 근로연령인구를 분석하였기 때문에 청장년의 특수성을 적절하게 반영하지 못하였고, 빈곤과 불평등을 종합한 소득분배 실태를 충분히 살펴보지 못하였다는 점에서 한계를 갖는다.

이 연구는 가계금융복지조사 자료를 활용하여 2010년대 청장년의 가구 특성과 소득분배 변화를 분석한다. 구체적으로, 25~44세 청장년의 결

혼, 맞벌이, 소득동질혼, 출산, 부모와의 동거 등과 같은 가구 특성이 시간에 따라 어떻게 변화하였는지를 살펴보고, 이러한 가구 특성 변화가 중위값, 지니계수, 빈곤율 등 소득분배지표에 미친 영향을 분석한다.

제2절 분석 방법

이 장에서는 <표 5-1>과 같이 2011~2021년(소득연도) 가계금융복지조사 자료를 활용한다. 가계금융복지조사는 국세청, 보건복지부 등의 행정자료로 소득 및 비소비지출을 보완하여 소득 데이터의 정확도를 크게 향상시켰지만, 행정자료 보완 전후의 시계열 단절이 존재한다. 이 장에서는 2011~2016년 조사 데이터 분석 결과와 2016~2021년 행정보완 데이터 분석 결과를 구분하여 보고한다.

<표 5-1> 분석 데이터

구분	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
가계금융복지조사 조사 데이터											
가계금융복지조사 행정보완 데이터											

주: '조사 데이터'는 서베이로 수집한 소득 데이터를, '행정보완 데이터'는 서베이로 수집한 데이터를 국세청, 보건복지부 등의 행정자료로 보완한 소득 데이터를 의미한다. 시점은 소득연도를 보고한다. t년 소득 데이터의 연령, 취업상태, 가구구성 등은 t+1년 3월말을 기준으로 측정되었다. 자료: 필자가 작성하였다.

이 장에서는 25~44세 청장년을 분석하고, 필요에 따라 남성/여성, 유배우 남성/여성, 무배우 남성/여성을 구분하여 분석한다. [그림 5-1]과 같이, 2021년 25~44세의 20%, 25%, 30%, 24%가 각각 무배우 여성, 무배우 남성, 유배우 여성, 유배우 남성이었다. 또한 2011~2021년 시간에 따라 유배우 비율이 뚜렷하게 감소하였다. 표본 사례 수는 <표 5-2>에

보고하였다.

〈표 5-2〉 25~44세 표본 사례 수

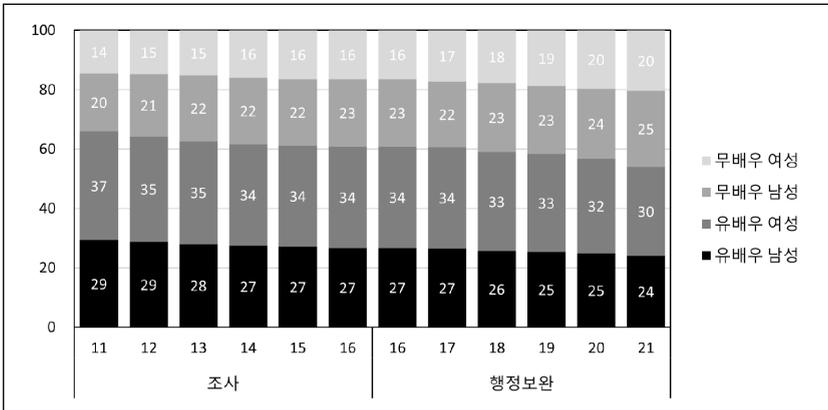
(단위: 명)

구분	조사						행정보완					
	11	12	13	14	15	16	16	17	18	19	20	21
전체	16446	15350	14561	14150	13750	13065	13065	12189	11204	10464	9796	9313
남성	8030	7622	7282	7094	6876	6571	6571	6037	5597	5136	4824	4632
여성	8416	7728	7279	7056	6874	6494	6494	6152	5607	5328	4972	4681
유배우 남성	4819	4459	4133	3926	3752	3515	3515	3242	2861	2580	2273	2077
유배우 여성	6032	5503	5088	4860	4646	4376	4376	4075	3613	3310	2957	2686
무배우 남성	3211	3163	3149	3168	3124	3056	3056	2795	2736	2556	2551	2555
무배우 여성	2384	2225	2191	2196	2228	2118	2118	2077	1994	2018	2015	1995

주: '유배우'는 가구 내 배우자가 존재하는 사례를 의미한다. 배우자가 있다고 응답하였지만 가구 내 배우자가 존재하지 않는 소수의 예외적인 사례는 '무배우'로 분류하였다.¹⁰⁾
 자료: 필자가 작성하였다.

〔그림 5-1〕 25~44세의 성별 및 결혼상태 분포

(단위: %)

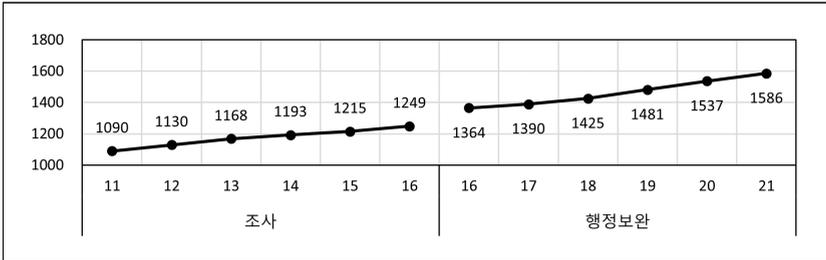


자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

10) 가계금융복지조사는 직장·학업 등의 사유로 따로 사는 배우자와 미혼 자녀를 가구원으로 정의하기 때문에, 배우자가 있지만 가구원으로 조사되지 않은 사례는 매우 드물다. 분석에 따르면, 배우자가 있다고 응답하였지만 가구 내 배우자가 존재하지 않는 사례는 연도별로 25~44세의 0.1~0.2%였다(통계청, 각 연도, 가계금융복지조사 원자료).

[그림 5-2] 빈곤선

(단위: 만 원/년, 2021년 실질)



주: 빈곤선은 연도별 제공근 균등화 가처분소득 개인단위 중위값의 50%이다. 소비자물가지수를 활용하여 2021년 실질소득으로 변환하였다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

이 장의 모든 분석은 개인단위로 실시한다. 가구 내에서 합산한 가구소득 분포를 개인단위로 분석할 때는 가구원 수 제공근 균등화지수를 적용한다. 빈곤선은 연도별 균등화 가처분소득 개인단위 중위값의 50%로 정의하였고, [그림 5-2]와 같이 시간에 따라 꾸준히 증가하였다. 이하의 분석에서는 시간에 따른 전반적인 소득 상승을 통제된 상태에서 개인의 소득을 비교하기 위해 소득 수준을 빈곤선 대비 비율로 표현한다.

다음으로는 분석 모델을 설명한다. 우선 <표 5-3>과 <표 5-4>에는 이 장에서 분석하는 소득의 정의를 제시하였다. 첫째, 가구 내에서 합산하지 않은 개인의 근로·사업소득을 개인취업소득으로 정의한다. 둘째, 가구 내에서 본인과 배우자의 취업소득을 합산하고 본인과 배우자 수의 제공근으로 나눈 값을 균등화 본인·배우자 취업소득으로 정의한다. 예를 들어, 본인과 배우자가 각각 100의 취업소득을 갖는다면 균등화 본인·배우자 취업소득은 141이 된다. 즉, 각각 100의 소득을 가진 맞벌이 부부가 소득을 공유하면 규모의 경제로 인해 소득이 100에서 141로 증가하는 것이다. 반면, 배우자가 없는 사례는 개인취업소득과 균등화 본인·배우자 취업소득이 동일하다.

〈표 5-3〉 소득 정의

구분		정의
소득1	개인취업소득	가구 내에서 합산하지 않은 개인의 근로·사업소득
소득2	균등화 본인·배우자 취업소득	가구 내에서 본인·배우자의 취업소득을 합산한 소득을 본인·배우자 수의 제곱근으로 나눈 값
소득3	균등화 본인·배우자·자녀 취업소득	가구 내에서 본인·배우자·자녀의 취업소득을 합산한 소득을 본인·배우자·자녀 수의 제곱근으로 나눈 값
소득4	균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득	가구 내에서 본인·배우자·자녀·부모의 취업소득을 합산한 소득을 본인·배우자·자녀·부모 수의 제곱근으로 나눈 값
소득5	균등화 가구취업소득	가구 내에서 전체 가구원의 취업소득을 합산한 소득을 전체 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값
소득6	균등화 가구시장소득	가구 내에서 전체 가구원의 취업소득, 재산소득, 사적이전소득을 합산하고 사적이전지출을 차감한 소득을 전체 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값
소득7	균등화 가구가처분소득	가구 내에서 전체 가구원의 시장소득, 공적이전소득을 합산하고 공적이전지출을 차감한 소득을 전체 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값

주: '배우자', '자녀', '부모'는 본인을 기준으로 가구주와의 관계 정보를 활용하여 확인하였다. '부모'는 배우자의 부모를 포함한다.
자료: 필자가 작성하였다.

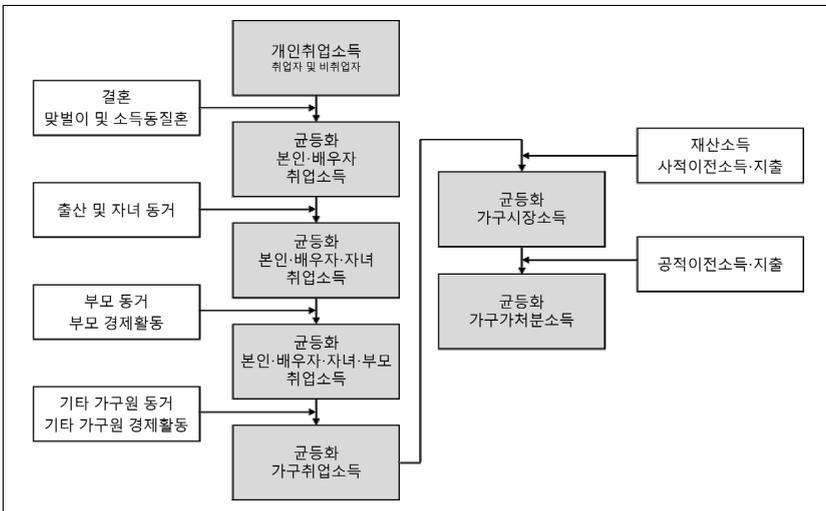
〈표 5-4〉 가상 소득 사례

구분		소득1	소득2	소득3	소득4
		개인 취업소득	균등화 본인·배우자 취업소득	균등화 본인·배우자·자녀 취업소득	균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득
ID1	1인 가구 본인 (소득 100)	100	100	100	100
ID2	2인 가구 본인 (소득 100) 배우자 (소득 100)	100	$\frac{100+100}{\sqrt{2}}$ = 141	$\frac{100+100}{\sqrt{2}}$ = 141	$\frac{100+100}{\sqrt{2}}$ = 141
ID3	3인 가구 본인 (소득 100) 배우자 (소득 100) 자녀 1인 (소득 0)	100	$\frac{100+100}{\sqrt{2}}$ = 141	$\frac{100+100}{\sqrt{3}}$ = 115	$\frac{100+100}{\sqrt{3}}$ = 115
ID4	2인 가구 본인 (소득 100) 부모 1인 (소득 200)	100	100	100	$\frac{100+200}{\sqrt{2}}$ = 212

자료: 필자가 작성하였다.

셋째, 가구 내에서 본인, 배우자, 자녀의 취업소득을 합산하고 본인, 배우자, 자녀 수의 제곱근으로 나눈 값을 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득으로 정의한다. 넷째, 가구 내에서 본인, 배우자, 자녀, 부모의 취업소득을 합산하고 본인, 배우자, 자녀, 부모 수의 제곱근으로 나눈 값을 균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득으로 정의한다. 다섯째, 가구 내에서 전체 가구원의 취업소득을 합산하고 전체 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값을 균등화 가구취업소득으로 정의한다. 마지막으로, 가구취업소득에 재산소득과 사적이전소득을 합산하고 사적이전지출을 차감하여 시장소득으로 정의하고, 시장소득에 공적이전소득을 합산하고 공적이전지출을 차감하여 가처분소득으로 정의한다.

[그림 5-3] 분석 모델



자료: 필자가 작성하였다.

이와 같이 정의한 소득을 활용하여 [그림 5-3]과 같이 분석 모델을 설정한다. 첫째, 취업자와 비취업자를 포함한 전체 청장년의 개인취업소득

분포와 균등화 본인·배우자 취업소득 분포의 차이를 살펴본다. 이때 두 분포의 차이를 결혼, 맞벌이, 소득동질혼 등의 영향을 종합한 배우자의 소득분배 효과로 해석할 수 있다. 일반적으로 고용률과 취업소득 수준이 상대적으로 낮은 여성이 결혼하여 배우자의 취업소득을 공유하면 균등화 소득 수준이 증가하므로, 배우자의 존재가 소득분배를 상당히 개선할 것으로 판단된다.

둘째, 균등화 본인·배우자 취업소득 분포와 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 분포의 차이를 살펴본다. 이때 두 분포의 차이를 출산, 자녀와의 동거 등의 영향을 종합한 자녀의 소득분배 효과로 해석할 수 있다. 즉, 결혼, 맞벌이, 소득동질혼의 결과로 본인·배우자 취업소득 분포가 결정된 상태에서, 출산으로 몇 명의 자녀와 동거하는지에 따라 본인·배우자·자녀 취업소득 분포가 결정되는 것이다. 청장년의 자녀는 대부분 경제활동에 참여하지 않으므로, 자녀의 존재가 지출부담을 증가시켜 균등화 소득 수준을 감소시킨다. 대체로 저소득층에 비해 고소득층의 자녀가 많으므로, 자녀의 존재가 고소득층의 균등화 소득 수준을 더 크게 감소시켜 소득불평등을 완화할 것으로 예측된다.

셋째, 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 분포와 균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득 분포의 차이를 살펴본다. 이때 두 분포의 차이를 부모와의 동거, 동거 부모의 경제활동 등의 영향을 종합한 부모의 소득분배 효과로 해석할 수 있다. 즉, 결혼, 맞벌이, 소득동질혼, 출산의 결과로 본인·배우자·자녀 취업소득 분포가 결정된 상태에서, 부모와 동거하는지, 동거 부모의 소득 수준이 어떠한지에 따라 본인·배우자·자녀·부모 취업소득 분포가 결정되는 것이다. 청장년-부모 동거는 청장년이 부모를 부양하는 사례와 부모가 청장년을 부양하는 사례로 구분할 수 있는데, 후자가 많을수록 부모의 존재가 청장년의 균등화 소득 수준을 증가시킬 것이다.

특히, 저소득 청장년이 동거 부모에게 경제적으로 의존하는 경향이 상대적으로 강하다면, 부모의 존재가 청장년의 소득불평등을 완화할 가능성이 존재한다.

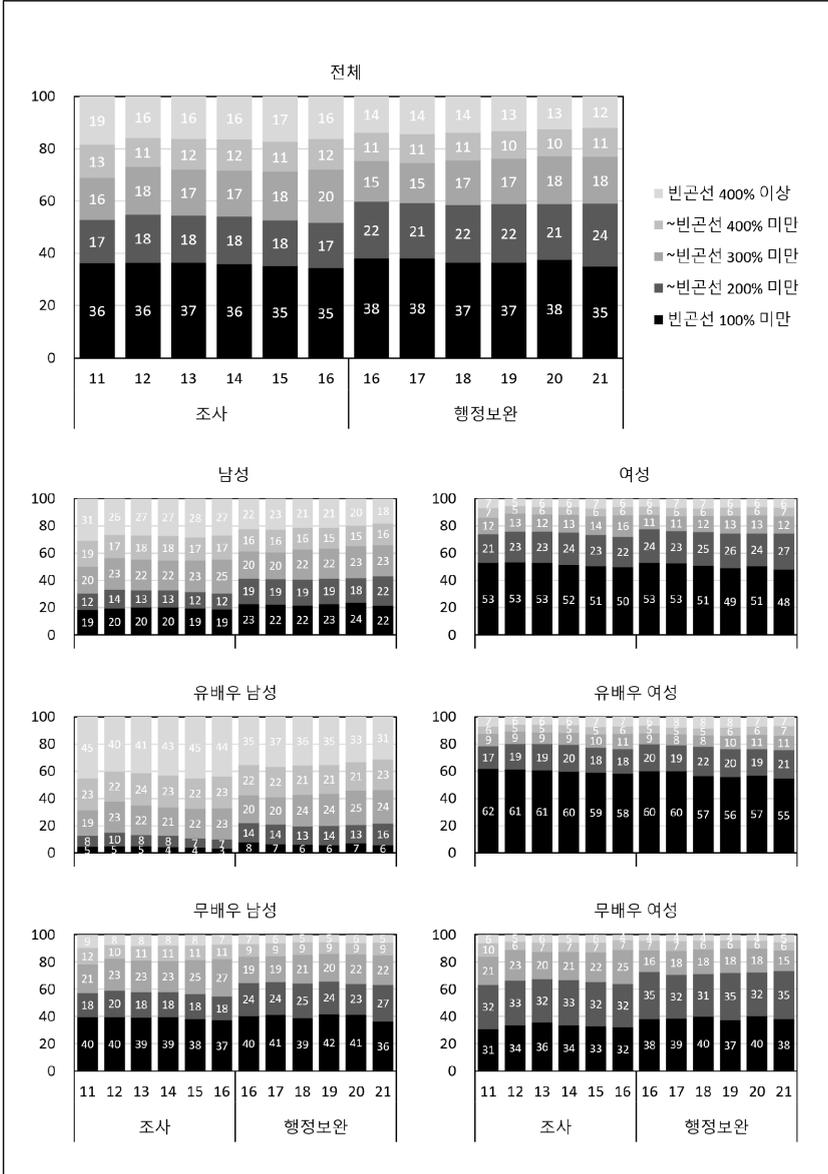
지금까지 논의한 것처럼, 이 장에서는 배우자, 자녀, 부모의 소득분배 효과에 집중하여 청장년의 가구 특성과 소득분배 변화를 분석한다. 하지만 이러한 분석 모델은 가구 특성, 개인소득, 가구소득의 복합적인 상호인과관계를 고려하지 못하였다는 한계를 갖는다. 즉, 이 연구는 ‘개인취업소득→결혼·맞벌이·소득동질혼→출산→부모 동거’의 순차적 인과관계를 가정하였지만, 현실에는 보다 복잡한 상호인과관계가 존재한다. 특히 여성의 경우, 결혼·출산이 개인의 경제활동과 소득에 부정적인 영향을 미치는 결혼·출산 페널티의 가능성이 존재한다. 이를 고려하지 않으면, 여성의 개인취업소득 분포와 균등화 본인·배우자 취업소득 분포의 차이를 배우자의 소득분배 효과로 해석하는 접근이 배우자의 소득분배 효과를 과대추정하게 된다. 소득이 낮거나 없는 여성이 배우자의 소득을 공유하여 균등화 소득 수준이 증가한다고 분석하지만, 실제로는 배우자가 존재하지 않았더라면 해당 여성이 직접 일정한 수준의 소득을 획득하였을 가능성이 존재하기 때문이다. 단, 남성의 경우 분석 모델이 가정한 순차적 인과관계가 대체로 현실에 부합할 것으로 판단된다.

제3절 배우자의 소득분배 효과

제3절에서는 개인취업소득 분포와 균등화 본인·배우자 취업소득 분포의 차이, 즉 배우자의 소득분배 효과를 분석한다. 우선 [그림 5-4]에는 개인취업소득을 빈곤선 대비 비율로 환산한 분포를 보고하였다.

[그림 5-4] 25~44세의 개인취업소득 구간 분포

(단위: %)

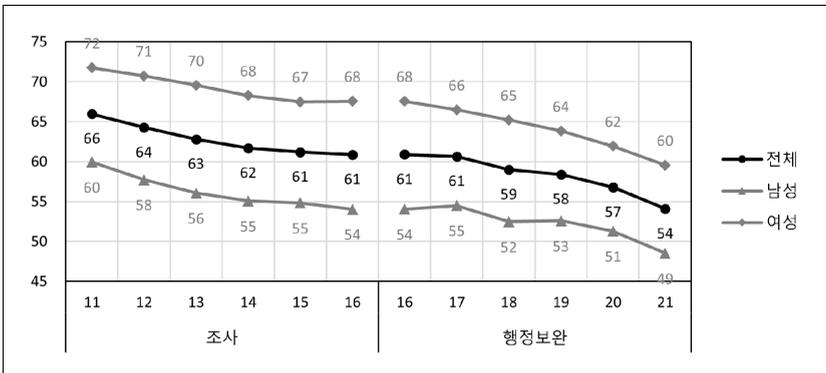


자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

분석 결과를 살펴보면, 대체로 개인취업소득이 빈곤선의 100% 이상 300% 미만인 중간소득층 비율이 시간에 따라 증가하였다. 개인취업소득이 빈곤선의 100% 미만인 무소득층·저소득층 비율은 2011~2016년 36%에서 35%로, 2016~2021년 38%에서 35%로 감소하였다. 집단별로 살펴보면, 전반적으로 남성보다 여성의 개인취업소득 수준이 상당히 낮았다. 그런데 남성은 유배우보다 무배우의 개인취업소득 수준이 낮아 노동시장지위가 높은 남성의 결혼 확률이 상대적으로 높을 가능성을 시사하는 반면, 여성은 무배우보다 유배우의 개인취업소득 수준이 낮아 결혼·출산이 노동시장지위에 부정적인 영향을 미칠 가능성을 시사한다. 단, 여성 고용과 맞벌이 증가에 따라 여성, 특히 유배우 여성의 개인취업소득 빈곤선 100% 미만 비율이 시간에 따라 뚜렷하게 감소하였다. 요컨대, 2010년대 청장년의 개인취업소득 분배가 조금씩 개선되었고, 특히 여성의 개인취업소득 분배가 뚜렷하게 개선된 것으로 판단된다.

[그림 5-5] 25~44세의 유배우 비율

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

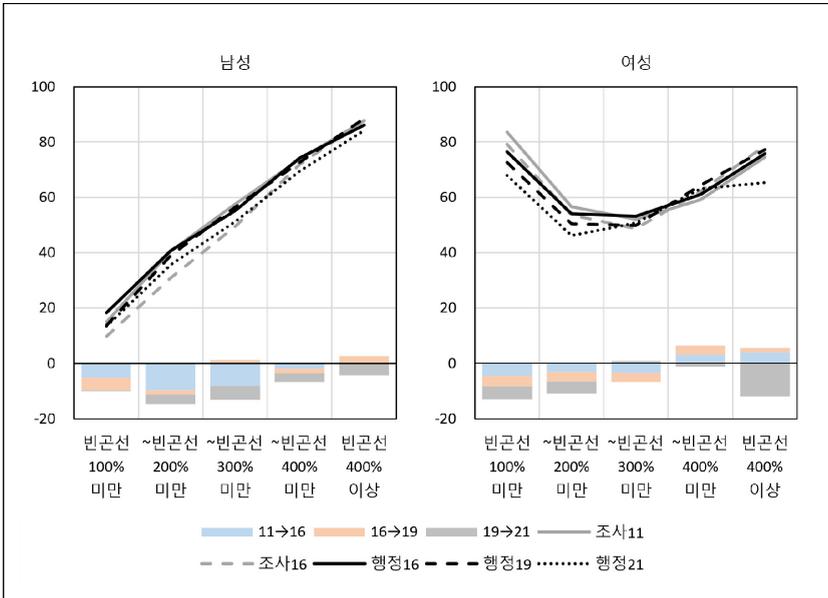
[그림 5-5]를 살펴보면, 청장년의 유배우 비율이 2011년 66%에서

2021년 54%로 급감하였다. 성별로 살펴보면, 남성은 60%에서 49%로, 여성은 72%에서 60%로 감소하였다.

[그림 5-6]에서는 개인취업소득 구간별 유배우 비율을 분석하였다. 우선 개인취업소득과 유배우 비율의 횡단적 관계를 살펴보면(그림의 선), 남성은 소득과 유배우 비율의 정적 관계가 뚜렷하게 나타나 노동시장지위가 결혼 확률을 증가시킬 가능성을 강하게 시사한다. 반면 여성은 중간 소득층의 유배우 비율이 낮은 비선형적 관계가 관찰되었는데, 이는 노동시장지위가 결혼 확률을 증가시키는 효과와 결혼이 노동시장 이탈을 촉진하는 효과가 결합된 결과일 것으로 판단된다.

[그림 5-6] 25~44세의 개인취업소득 구간별 유배우 비율

(단위: %, %p)

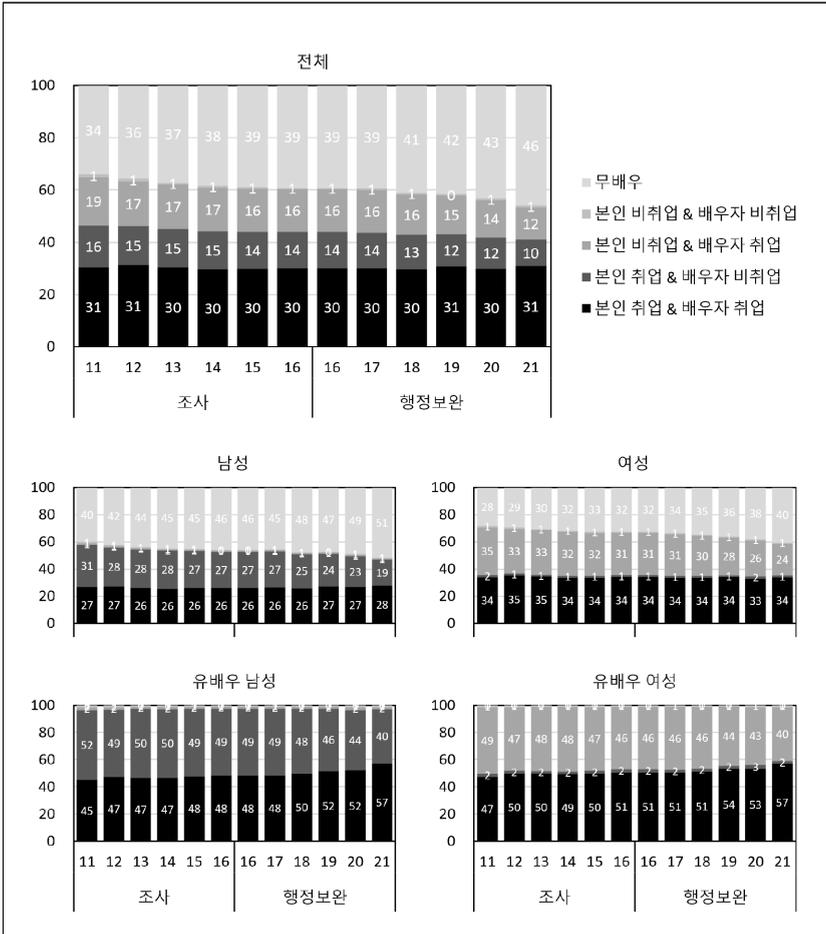


주: '11→16'은 조사 데이터 2016년과 2011년의 차이, '16→19'는 행정보완 데이터 2019년과 2016년의 차이, '19→21'은 행정보완 데이터 2021년과 2019년의 차이를 의미한다.

자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

[그림 5-7] 25~44세의 본인 및 배우자 취업 비율

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

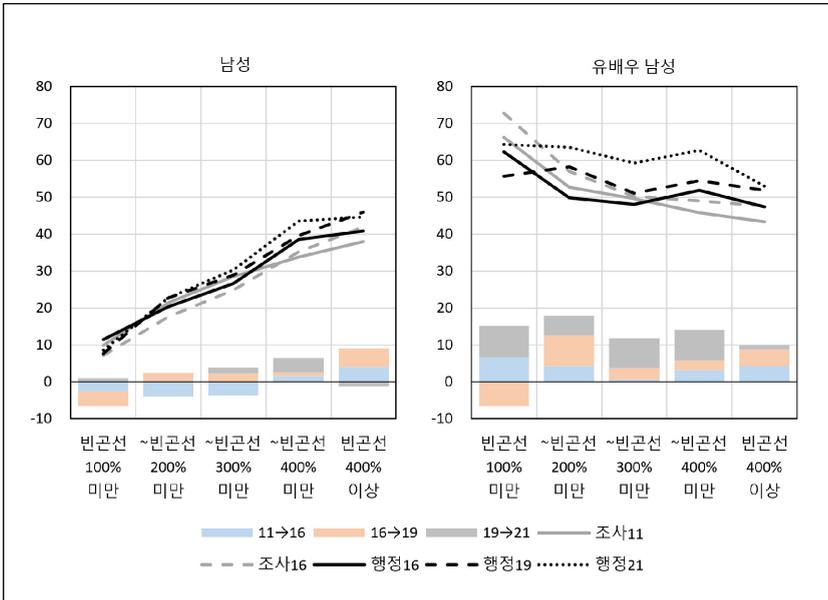
다음으로 개인취업소득 구간별 유배우 비율의 시간에 따른 변화를 살펴보면(그림의 막대), 2019년 이후 시기를 제외하면 남성과 여성 모두 고소득층에 비해 중저소득층의 유배우 비율이 더 크게 감소하였다. 이는 주거·양육 부담 등으로 인해 중저소득층이 결혼을 포기하거나 선택하지 않

는 경향이 시간에 따라 강해지고 있을 가능성을 시사한다. 단, 2019년 이후에는 코로나19로 인해 중고소득층의 유배우 비율 역시 일정하게 감소한 것으로 나타났다.

[그림 5-7]에서는 청장년의 취업상태와 결혼상태를 조합한 분포를 살펴보았다. 2011~2021년 무배우 비율이 34%에서 46%로 급증하였지만, 본인과 배우자가 모두 취업자인 맞벌이 비율은 31%를 유지하였고, 본인과 배우자 중 1명만 취업자인 외벌이 비율이 크게 감소하였다. 즉, 2010년대 유배우 비율 감소는 거의 대부분 외벌이 비율 감소로 설명된다.

[그림 5-8] 25~44세의 개인취업소득 구간별 취업 배우자 존재 비율

(단위: %, %p)



주: 취업 배우자가 존재하는 비율을 의미한다. '11→16'은 조사 데이터 2016년과 2011년의 차이, '16→19'는 행정보완 데이터 2019년과 2016년의 차이, '19→21'은 행정보완 데이터 2021년과 2019년의 차이를 의미한다.

자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

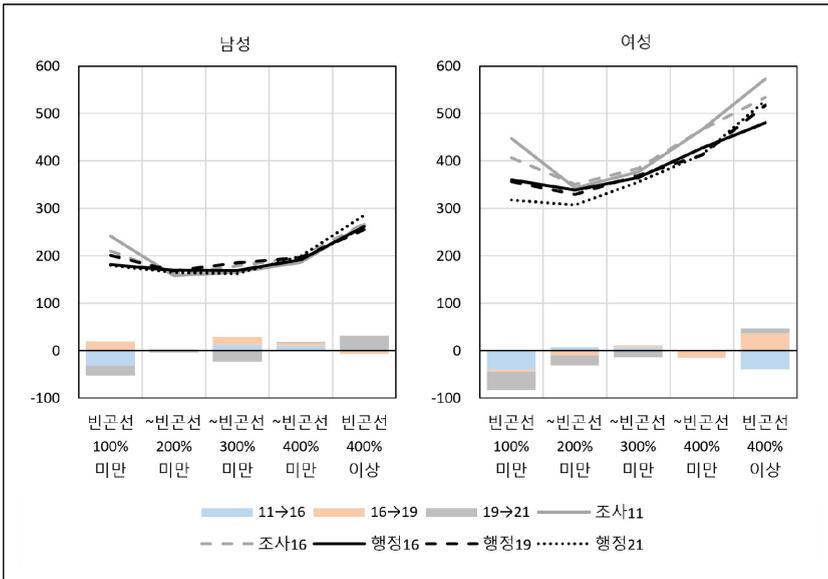
[그림 5-8]에는 남성 청장년을 대상으로 개인취업소득 구간별로 취업 배우자가 존재하는 비율을 분석한 결과를 보고하였다. 우선 유배우 남성과 무배우 남성을 포함한 전체 남성을 살펴보면, 횡단적으로 소득과 취업 배우자 존재 비율의 정적 관계가 뚜렷하였으며, 시간에 따라 중저소득층의 취업 배우자 존재 비율이 감소하였고 중고소득층의 취업 배우자 존재 비율이 증가하였다. 한편, 이와 같이 남성 소득과 취업 배우자 존재 비율의 정적 관계가 관찰된 것은 소득이 많은 남성의 결혼 확률이 높기 때문일 수도 있고, 유배우 남성 중에서도 소득이 많은 남성의 여성 배우자가 취업할 가능성이 높기 때문일 수도 있다. 이를 확인하기 위해 [그림 5-8]의 유배우 남성 분석 결과를 살펴보면, 남성 소득과 취업 배우자 존재 비율의 정적 관계는 완전히 사라졌고, 대체로 시간에 따른 맞벌이 비율의 증가 역시 소득계층별로 고르게 나타났다. [그림 5-6]과 [그림 5-8]을 종합하면, 남성 청장년의 노동시장지위에 따른 결혼 선택의 계층화 현상이 시간에 따라 강해지고 있지만, 유배우 남성 청장년의 노동시장지위에 따른 맞벌이 선택의 계층화 현상은 관찰되지 않았다.

[그림 5-9]에서는 소득동질혼 실태를 살펴보기 위해, 배우자가 존재하고 본인과 배우자가 모두 취업자인 맞벌이 집단을 대상으로 본인 취업소득과 배우자 취업소득의 관계를 분석한 결과를 보고하였다. 그림에서 가로축은 개인취업소득을 빈곤선 대비 비율로 환산하여 구분한 구간을 의미하고, 세로축은 배우자의 취업소득 평균을 빈곤선 대비 비율로 환산한 값을 의미한다. 따라서 우상향 선으로 표현된 분석 결과는 본인 소득과 배우자 소득의 정적 상관관계, 소득동질혼을 시사한다. 그림을 살펴보면, 남성과 여성 모두 대체로 본인 소득이 높을수록 배우자 소득이 높은 소득동질혼 경향이 약하게 관찰되었으나, 이러한 소득동질혼 경향의 시간에 따른 변화는 그다지 일관되게 나타나지 않았다. 단, 여성의 경우 저소득

층의 배우자 취업소득 평균의 빈곤선 대비 비율이 시간에 따라 눈에 띄게 감소하여 소득동질혼 경향이 일정하게 강화된 것으로 판단된다.

[그림 5-9] 25~44세 맞벌이 집단의 배우자 취업소득

(단위: %, %p)

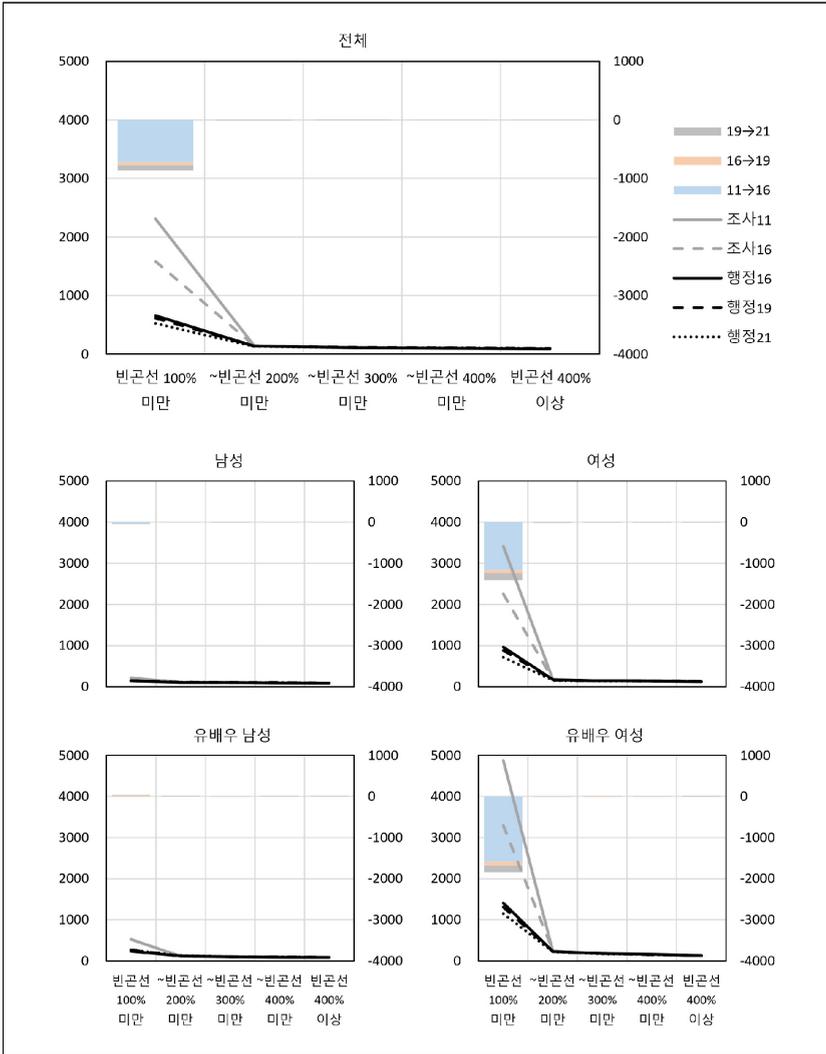


주: 가로축은 개인취업소득 구간을, 세로축은 배우자의 취업소득 평균을 빈곤선으로 나눈 비율을 의미한다. '11→16'은 조사 데이터 2016년과 2011년의 차이, '16→19'는 행정보완 데이터 2019년과 2016년의 차이, '19→21'은 행정보완 데이터 2021년과 2019년의 차이를 의미한다. 배우자가 존재하고 본인과 배우자가 모두 취업자인 사례를 대상으로 분석하였다.
자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

[그림 5-10]에서는 결혼, 맞벌이, 소득동질혼의 영향이 종합적으로 반영된 개인취업소득과 균등화 본인·배우자 취업소득의 관계를 살펴보았다. 그림에서 가로축은 개인취업소득을 빈곤선 대비 비율로 환산하여 구분한 구간을 의미하고, 세로축은 균등화 본인·배우자 취업소득 평균을 개인취업소득 평균으로 나눈 비율을 의미한다.

[그림 5-10] 25~44세의 개인취업소득과 균등화 본인·배우자 취업소득

(단위: %, %p)



주: 가로축은 개인취업소득 구간을, 세로축은 균등화 본인·배우자 취업소득 평균을 개인취업소득 평균으로 나눈 비율을 의미한다. '11→16'은 조사 데이터 2016년과 2011년의 차이, '16→19'는 행정정보 데이터 2019년과 2016년의 차이, '19→21'은 행정정보 데이터 2021년과 2019년의 차이를 의미한다. 차이는 우측이 기준이다.

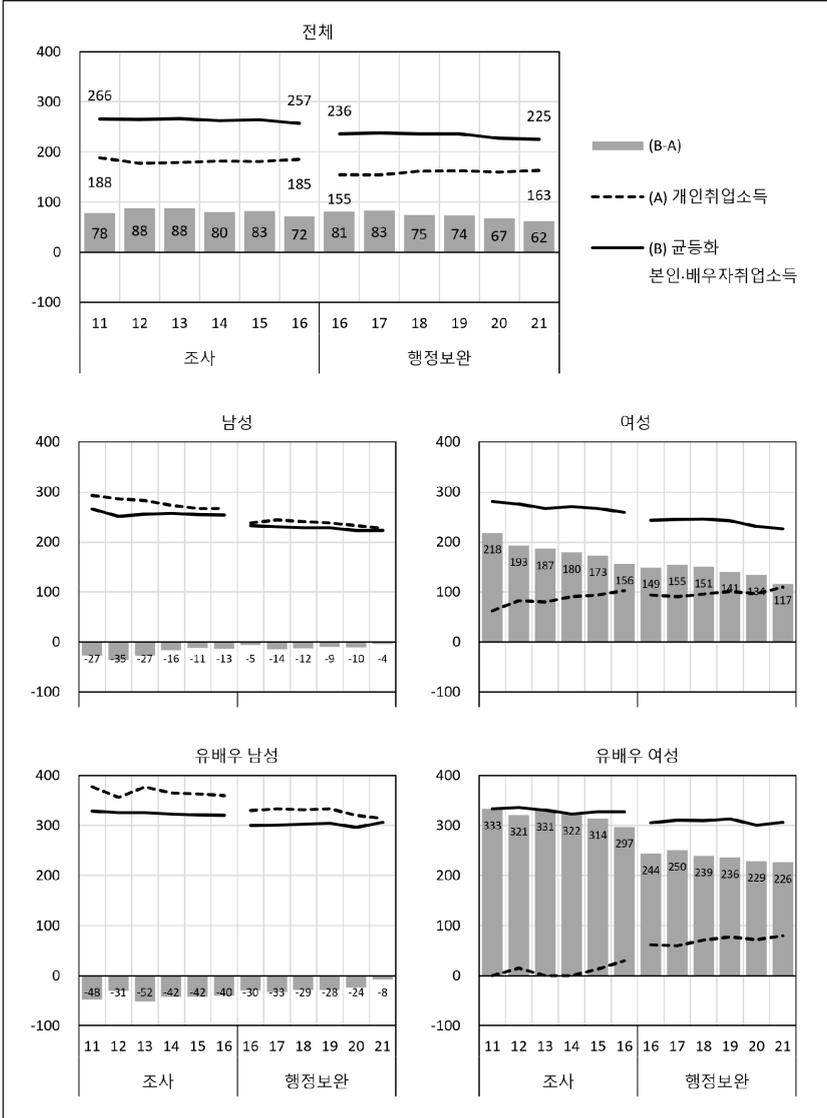
자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

예를 들어, 2011년 전체 청장년 중에서 개인취업소득이 빈곤선의 100% 미만인 집단의 개인취업소득 평균은 빈곤선의 10%였고, 이들의 균등화 본인·배우자 취업소득 평균은 빈곤선의 230%였으므로, 배우자의 존재가 이들의 소득을 약 23배 증가시킨 것으로 해석할 수 있다. 동일한 방식으로 살펴보면, 대체로 개인취업소득이 빈곤선의 100% 이상인 집단은 배우자의 존재가 소득을 증가시키는 효과가 상대적으로 작았다. 즉, 배우자의 존재가 저소득층의 소득을 집중적으로 증가시켰으므로, 배우자의 존재가 횡단적으로 빈곤율 및 지니계수를 상당히 감소시켰을 것으로 예상된다. 그런데 주로 시간에 따른 저소득층의 유배우 비율 감소로 인해 저소득층의 개인취업소득 평균 대비 균등화 본인·배우자 취업소득 평균의 비율이 시간에 따라 감소하였으므로, 배우자의 소득분배 효과가 시간에 따라 감소하였을 것으로 예상된다. 또한 집단별로 살펴보면, 배우자의 소득분배 효과가 남성에게는 거의 나타나지 않고 주로 여성, 특히 유배우 여성에게 크게 나타날 것으로 예상된다.

마지막으로 개인취업소득 분포와 균등화 본인·배우자 취업소득 분포의 차이를 살펴보았다. 우선 [그림 5-11]에는 증윗값을 빈곤선 대비 비율로 환산하여 보고하였다. 그림을 살펴보면, 배우자의 존재가 남성의 소득 수준을 소폭 감소시켰지만 여성의 소득 수준을 크게 증가시켰고, 전체 청장년의 소득 증윗값을 빈곤선의 62~88%p 증가시켰다. 그런데 이와 같은 배우자의 증윗값 증가 효과는 대체로 시간에 따라 감소하였다. 여성 청장년의 배우자 효과는 2011~2016년 218%p에서 156%p로, 2016~2021년 149%p에서 117%p로 급격하게 감소하였다. 이와 같은 여성 청장년의 시간에 따른 배우자 효과 감소는 주로 유배우 비율 감소로([그림 5-6] 참조), 부분적으로 저소득층의 배우자 소득 수준 하락으로([그림 5-9] 참조) 설명할 수 있을 것으로 판단된다.

[그림 5-11] 25~44세의 배우자 소득분배 효과: 중윗값의 빈곤선 대비 비율

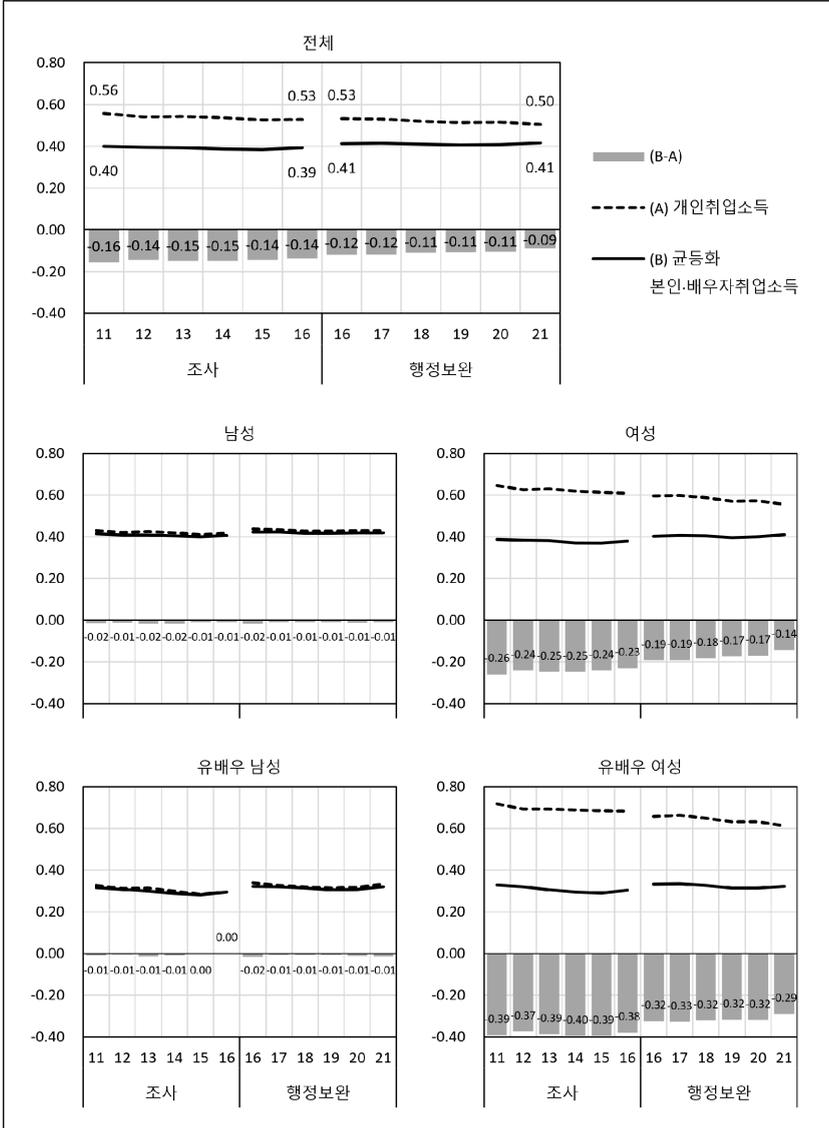
(단위: %, %p)



주: 중윗값을 빈곤선으로 나눈 비율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료; 수치는 <부표 5-1>에 제시하였다.

[그림 5-12] 25~44세의 배우자 소득분배 효과: 지니계수

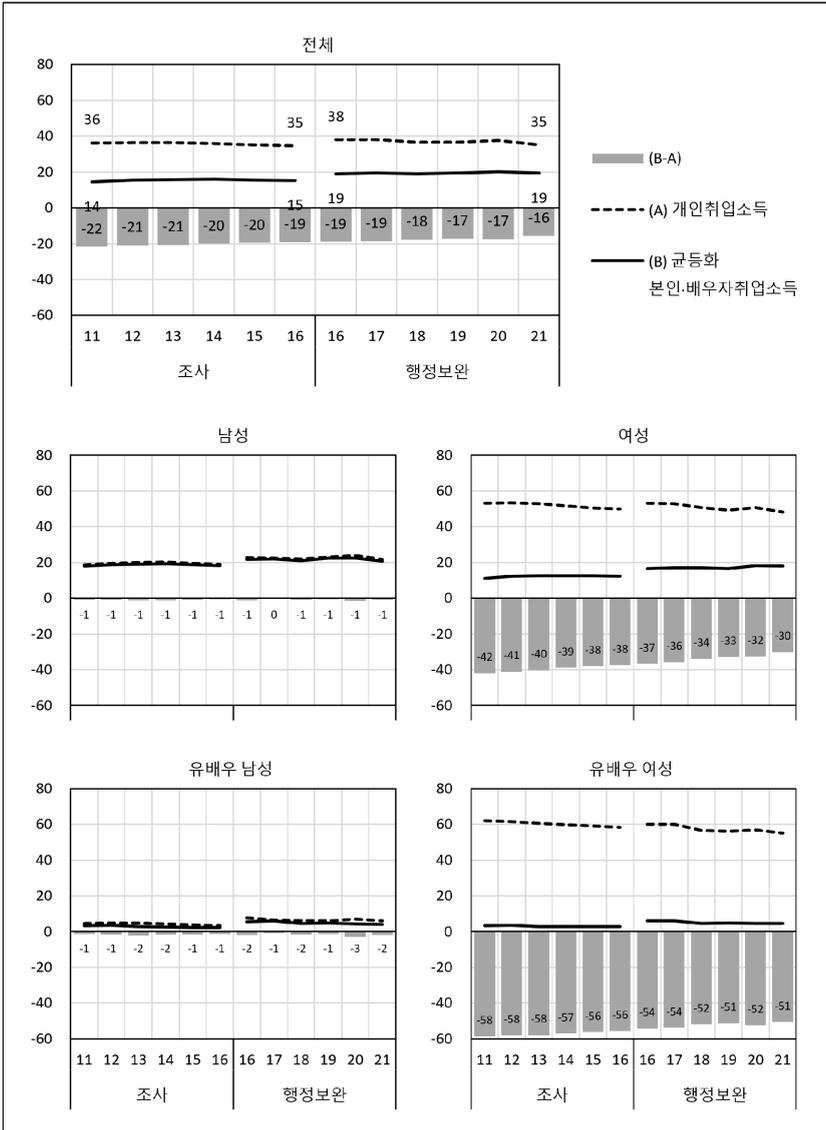
(단위: 포인트)



주: 지니계수를 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청, 〈각 연도〉. 가계금융복지조사 원자료; 수치는 〈부표 5-2〉에 제시하였다.

[그림 5-13] 25~44세의 배우자 소득분배 효과: 빈곤율

(단위: %, %p)



주: 빈곤율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청, 〈각 연도〉. 가계금융복지조사 원자료; 수치는 〈부표 5-3〉에 제시하였다.

[그림 5-12]에는 지니계수를 보고하였다. 그림을 살펴보면, 배우자의 존재가 남성의 소득불평등에는 거의 영향을 미치지 못하였지만, 여성의 소득불평등을 크게 감소시켰고, 전체 청장년의 지니계수를 0.09~0.16포인트 감소시켰다. 그런데 이와 같은 배우자의 불평등 감소 효과는 시간에 따라 뚜렷하게 감소하였다. 여성 청장년의 배우자 효과는 2011~2016년 0.26포인트에서 0.23포인트로, 2016~2021년 0.19포인트에서 0.14포인트로 감소하였다. 앞서 논의한 것처럼, 이와 같은 여성 청장년의 시간에 따른 배우자 효과 감소는 주로 중저소득 여성 청장년의 유배우 비율 감소로, 부분적으로 저소득 여성 청장년의 배우자 소득 수준 하락으로 설명할 수 있다.

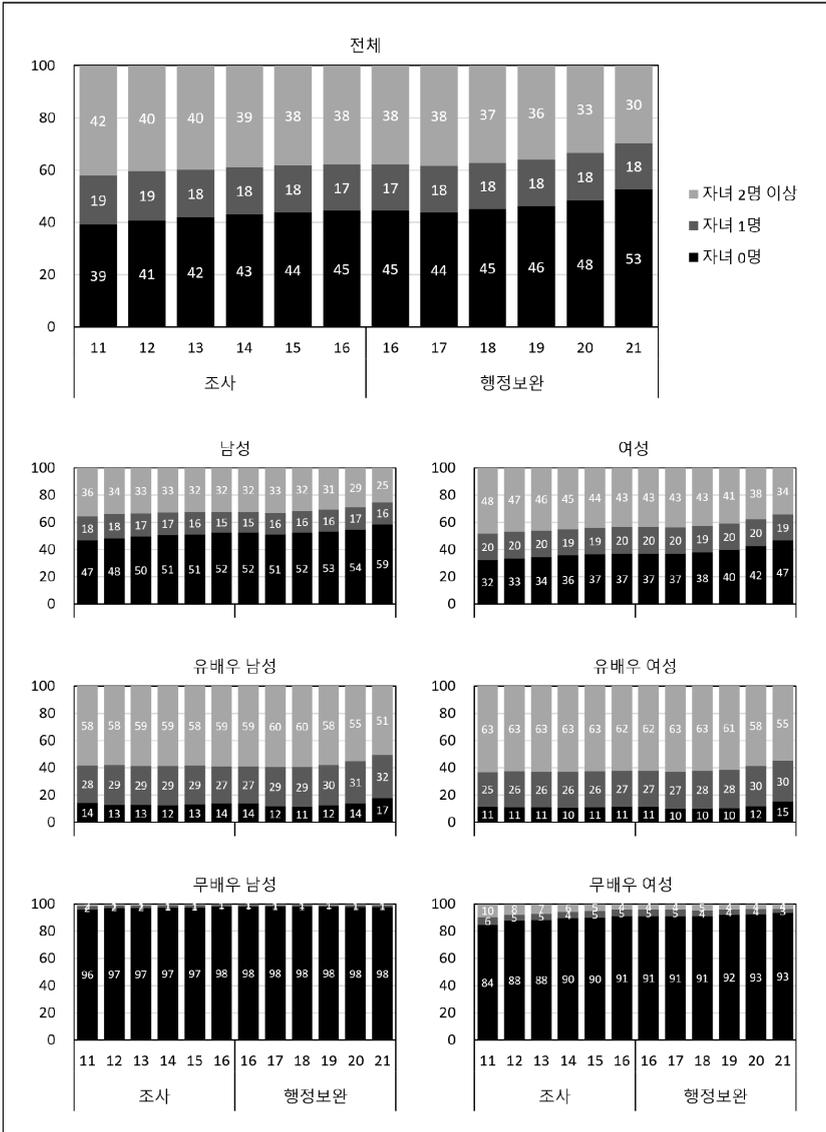
[그림 5-13]에서는 빈곤율을 분석하였다. 그림을 살펴보면, 배우자의 존재가 남성의 빈곤율에는 거의 영향을 미치지 못하였지만, 여성의 빈곤율을 크게 감소시켰고, 전체 청장년의 빈곤율을 16~22%p 감소시켰다. 그런데 이와 같은 배우자의 빈곤율 감소 효과는 시간에 따라 뚜렷하게 감소하였다. 여성 청장년의 배우자 효과는 2011~2016년 42%p에서 38%p로, 2016~2021년 37%p에서 30%p로 감소하였다. 앞서 논의한 것처럼, 이는 주로 중저소득 여성 청장년의 유배우 비율 감소로, 부분적으로 저소득 여성 청장년의 배우자 소득 수준 하락으로 설명할 수 있다.

제4절 자녀의 소득분배 효과

제4절에서는 균등화 본인·배우자 취업소득 분포와 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 분포의 차이, 즉 자녀의 소득분배 효과를 분석한다.

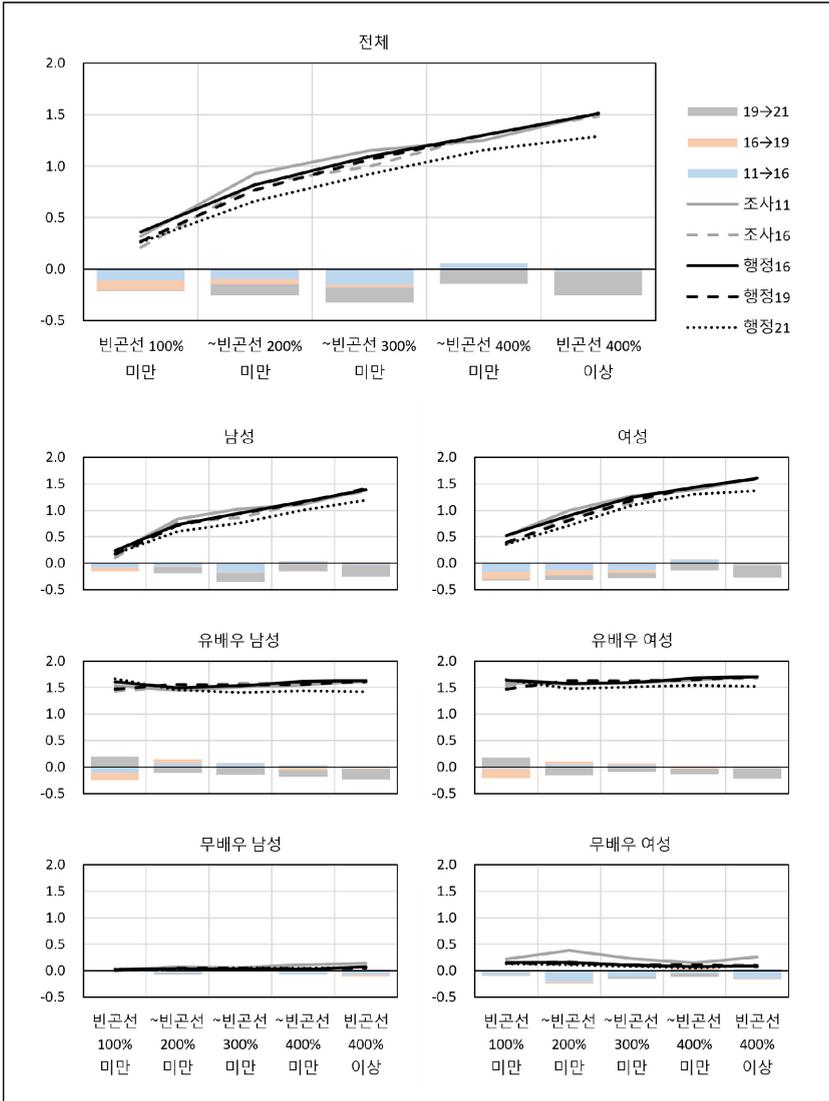
[그림 5-14] 25~44세의 동거 자녀 수 분포

(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

[그림 5-15] 25~44세의 균등화 본인·배우자 취업소득 구간별 동거 자녀 수 평균 (단위: 명)

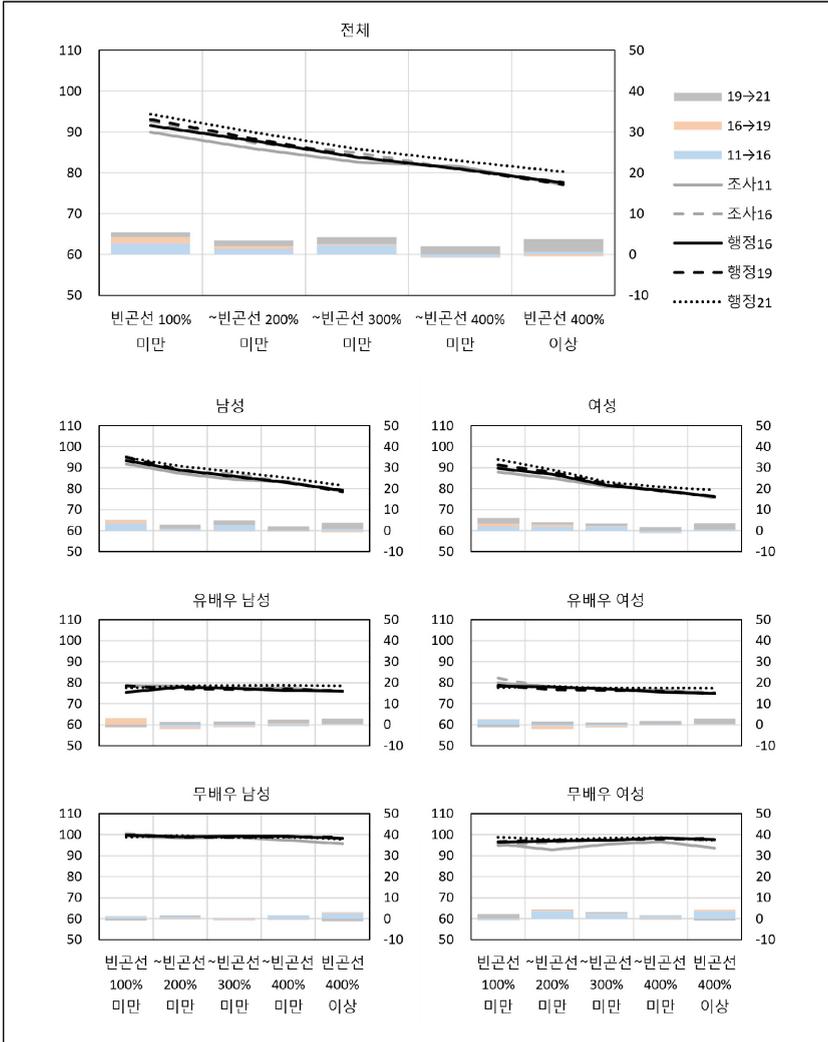


주: '11→16'은 조사 데이터 2016년과 2011년의 차이, '16→19'는 행정보완 데이터 2019년과 2016년의 차이, '19→21'은 행정보완 데이터 2021년과 2019년의 차이를 의미한다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

[그림 5-14]에서 청장년의 동거 자녀 수 분포를 살펴보면, 동거 자녀가 없는 비율이 2011년 39%에서 2021년 53%로 급증하였고, 동거 자녀가 2명 이상인 비율이 2011년 42%에서 2021년 30%로 급감하였다. 이러한 분석 결과는 출산율 하락으로 청장년의 동거 자녀 수가 빠르게 감소하였다는 사실을 분명하게 보여준다. 집단별로 살펴보면, 전체 청장년과 달리 대체로 유배우 청장년의 동거 자녀 수가 그다지 크게 감소하지 않은 것으로 나타났다. 이는 유배우 청장년의 출산율 하락보다 청장년의 유배우 비율 감소가 전체 청장년의 동거 자녀 수 감소에 중요한 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다. 한편, 무배우 청장년에게도 소수의 동거 자녀가 관찰되었다. 무배우 남성의 자녀 동거 비율은 2011년 4%에서 2021년 2%로 감소하였고, 무배우 여성의 자녀 동거 비율은 2011년 16%에서 2021년 7%로 감소하였다.

[그림 5-15]에서는 청장년의 소득과 동거 자녀 수의 관계를 살펴보았다. 그림에서 가로축은 균등화 본인·배우자 취업소득을 빈곤선 대비 비율로 환산하여 구분한 구간을 의미하고, 세로축은 동거 자녀 수 평균을 의미한다. 전체 청장년을 살펴보면, 횡단적으로 소득과 동거 자녀 수의 정적 관계가 뚜렷하게 관찰되었고, 2019년 이후 시기를 제외하면 시간에 따라 중저소득층의 동거 자녀 수가 상대적으로 크게 감소하였으나, 2019년 이후에는 코로나19로 인해 고소득층의 동거 자녀 수 역시 상당히 감소한 것으로 나타났다. 한편, 이와 같이 소득과 동거 자녀 수의 정적 관계가 관찰된 것은 소득이 많은 청장년의 결혼 확률이 높기 때문일 수도 있고, 유배우 청장년 중에서도 소득이 많은 청장년의 출산율이 높기 때문일 수도 있다. 이를 확인하기 위해 유배우 청장년 분석 결과를 살펴보면, 소득과 동거 자녀 수의 정적 관계가 대체로 사라졌고, 시간에 따른 소득계층별 동거 자녀 수 변화 역시 일관된 패턴으로 관찰되지 않았다.

[그림 5-16] 25~44세의 균등화 본인·배우자 취업소득과 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 (단위: %, %p)



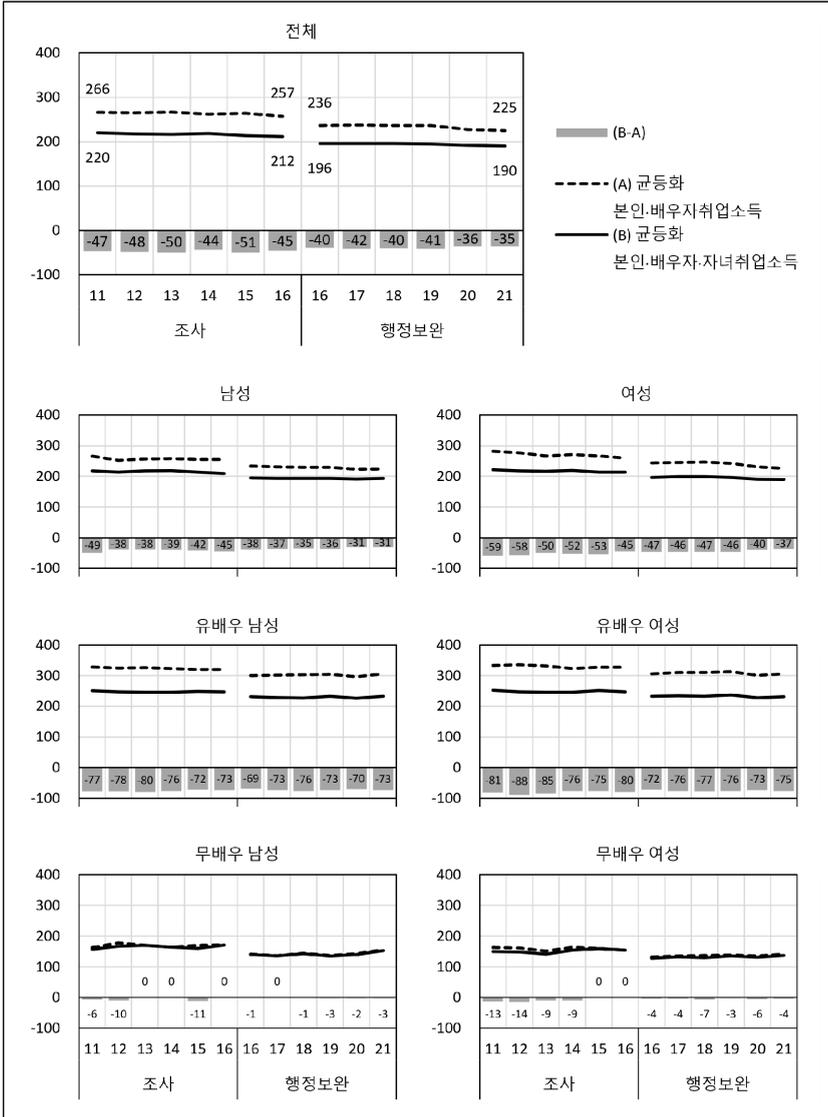
주: 가로축은 균등화 본인·배우자 취업소득 구간을, 세로축은 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 평균을 균등화 본인·배우자 취업소득 평균으로 나눈 비율을 의미한다. '11→16'은 조사 데이터 2016년과 2011년의 차이, '16→19'는 행정보완 데이터 2019년과 2016년의 차이, '19→21'은 행정보완 데이터 2021년과 2019년의 차이를 의미한다. 차이는 우측이 기준이다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

[그림 5-16]에서는 출산, 자녀 동거의 영향이 종합적으로 반영된 균등화 본인·배우자 취업소득과 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득의 관계를 살펴보았다. 그림에서 가로축은 균등화 본인·배우자 취업소득을 빈곤선 대비 비율로 환산하여 구분한 구간을 의미하고, 세로축은 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 평균을 균등화 본인·배우자 취업소득 평균으로 나눈 비율을 의미한다. 전체 청장년을 분석한 결과를 살펴보면, 고소득층의 동거 자녀 수가 상대적으로 많았기 때문에, 소득이 많을수록 자녀의 존재가 소득을 크게 감소시킨 것으로 나타났다. 이는 자녀의 존재가 횡단적으로 소득불평등을 감소시켰을 가능성을 시사한다. 집단별 분석 결과를 살펴보면, 유배우 청장년은 자녀의 소득 감소 효과가 소득계층별로 거의 동일하게 나타났다. 이는, 전체 청장년과 달리, 자녀의 존재가 유배우 청장년의 소득불평등에 별다른 영향을 미치지 못하였을 가능성을 시사한다. 또한, 대체로 시간에 따른 동거 자녀 수 감소로 인해 자녀의 소득 감소 효과가 시간에 따라 감소하였고, 이와 같은 시간에 따른 변화의 소득계층별 차이가 그다지 크지 않았다.

마지막으로 균등화 본인·배우자 취업소득 분포와 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 분포의 차이를 살펴보았다. 우선 [그림 5-17]에는 증윗값을 빈곤선 대비 비율로 환산하여 보고하였다. 그림을 살펴보면, 자녀의 존재가 전체 청장년의 소득 수준을 감소시켰고, 이와 같은 자녀의 증윗값 감소 효과가 대체로 시간에 따라 감소하였다. 남성 청장년의 자녀 효과는 2011~2016년 49%p에서 45%p로, 2016~2021년 38%p에서 31%p로 감소하였고, 여성 청장년의 자녀 효과는 2011~2016년 59%p에서 45%p로, 2016~2021년 47%p에서 37%p로 감소하였다. 이와 같은 청장년의 시간에 따른 자녀 효과 감소는 주로 유배우 비율 감소로 인한 동거 자녀 수 감소로 설명할 수 있다.

[그림 5-17] 25~44세의 자녀 소득분배 효과: 중윗값의 빈곤선 대비 비율

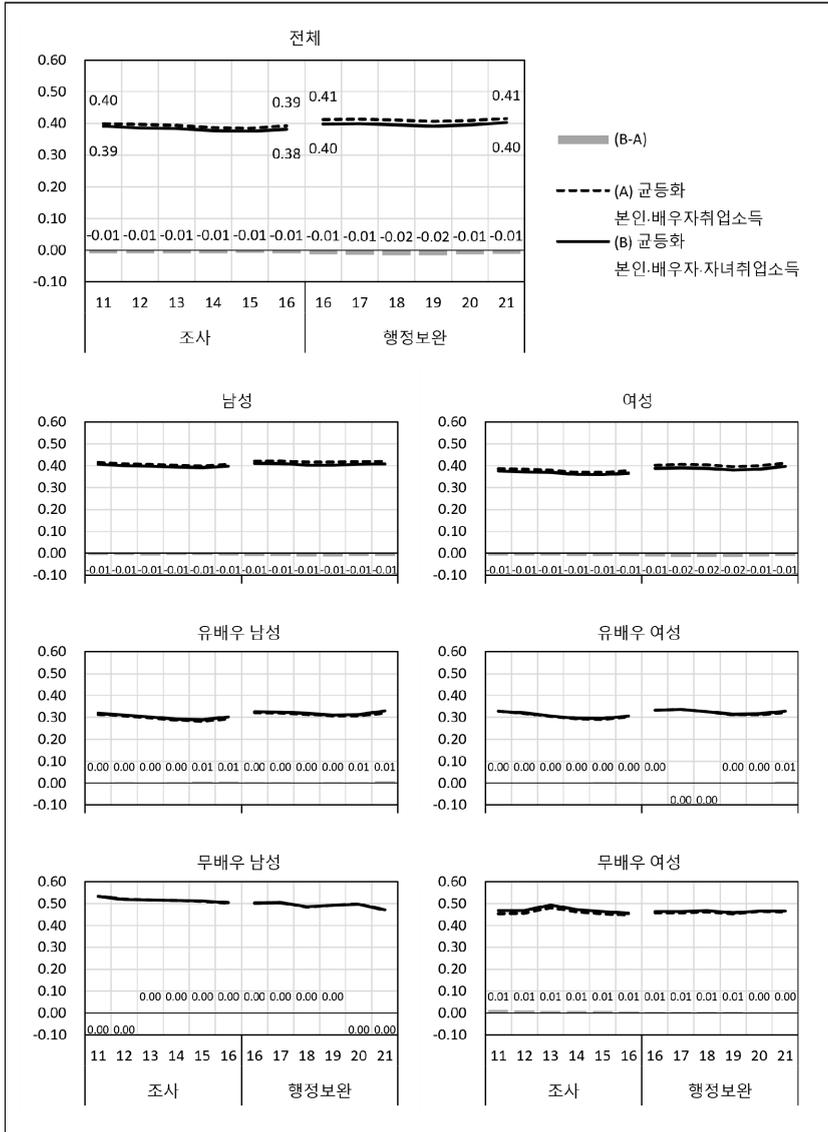
(단위: %, %p)



주: 중윗값을 빈곤선으로 나눈 비율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료; 수치는 <부표 5-1>에 제시하였다.

[그림 5-18] 25~44세의 자녀 소득분배 효과: 지니계수

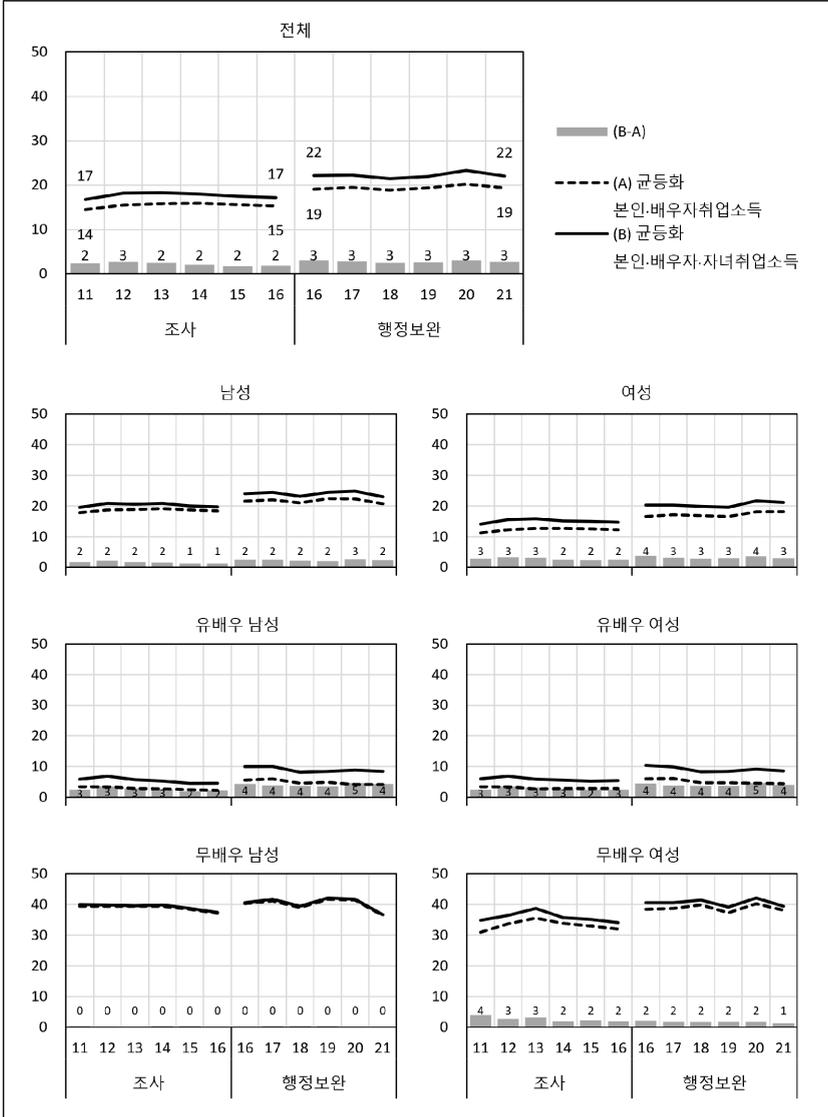
(단위: 포인트)



주: 지니계수를 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청, 〈각 연도〉. 가계금융복지조사 원자료; 수치는 〈부표 5-2〉에 제시하였다.

[그림 5-19] 25~44세의 자녀 소득분배 효과: 빈곤율

(단위: %, %p)



주: 빈곤율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료; 수치는 <부표 5-3>에 제시하였다.

[그림 5-18]에는 지니계수를 보고하였다. 그림을 살펴보면, 자녀의 존재가 전체 청장년의 소득불평등을 감소시켰다는 사실이 확인되었지만, 이와 같은 자녀의 불평등 감소 효과가 그다지 크지는 않았다. 이처럼 자녀의 불평등 감소 효과가 발생한 이유는 자녀의 존재가 상대적으로 소득 수준이 높은 유배우 청장년의 소득을 감소시켰기 때문이므로, 유배우 청장년과 무배우 청장년을 구분하여 집단별로 살펴보면 자녀의 불평등 감소 효과가 거의 관찰되지 않았다.

[그림 5-19]에는 빈곤율을 분석하였다. 그림을 살펴보면, 자녀의 존재가 전체 청장년의 빈곤율을 2~3%p 증가시켰고, 이와 같은 자녀의 빈곤율 증가 효과가 시간에 따라 크게 변화하지 않았다. 집단별로 살펴보면, 대체로 무배우 청장년에 비해 유배우 청장년에게 자녀의 빈곤율 증가 효과가 조금 더 크게 나타났다.

제5절 부모의 소득분배 효과

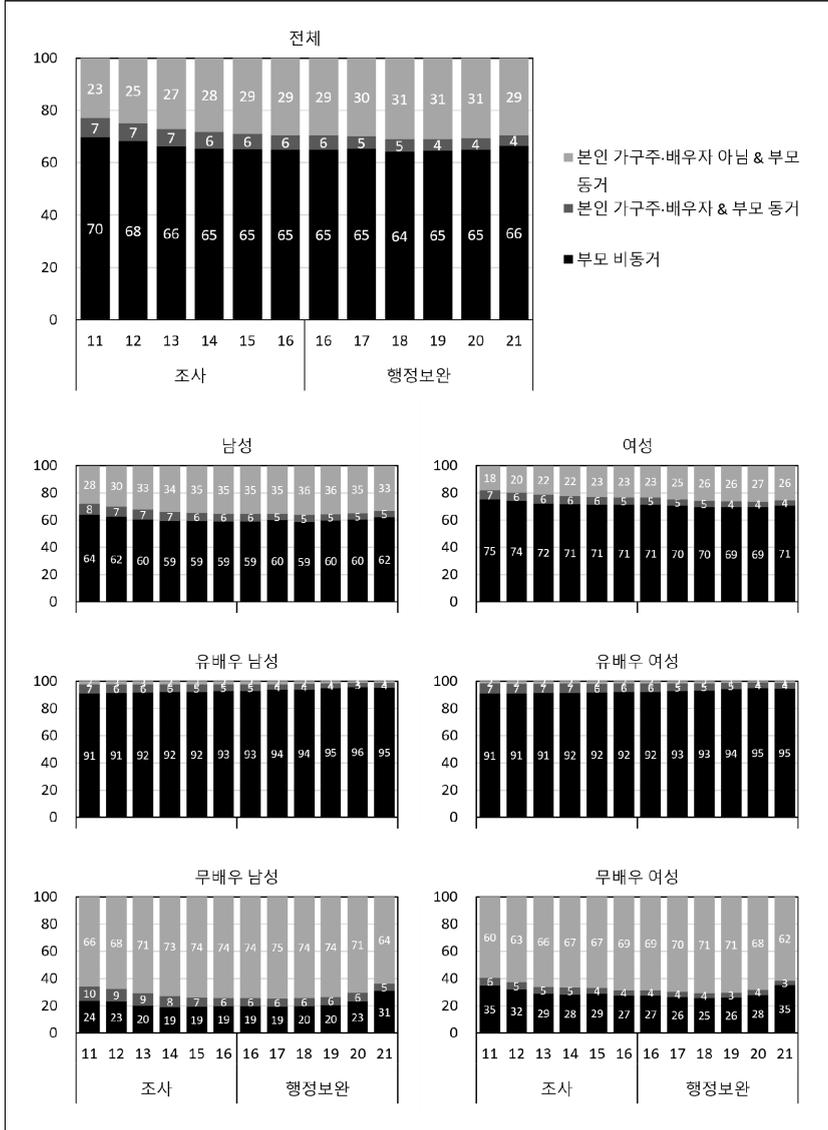
제5절에서는 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 분포와 균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득 분포의 차이, 즉 부모의 소득분배 효과를 분석한다. 우선 [그림 5-20]에서 청장년의 부모 동거 분포를 살펴보면, 부모와 동거하지 않는 비율이 2011년 70%에서 2014년 이후 64~66%로 감소하였다. 청장년-부모 동거는 가구주 또는 가구주의 배우자인 청장년이 부모를 부양하는 사례와 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 청장년이 부모에게 경제적으로 의존하는 사례로 구분할 수 있다. 그림을 살펴보면, 가구주 또는 배우자인 청장년이 부모와 동거하는 비율은 2011년 7%에서 2021년 4%로 감소하였고, 가구주 또는 배우자가 아닌 청장년이 부

모와 동거하는 비율은 2011년 23%에서 2018~2020년 31%로 증가하였다. 이는 대체로 청장년-부모 동거가 청장년이 부모를 부양하기보다는 부모가 청장년을 부양하는 성격이 강하고, 2010년대 중후반까지 부모가 청장년을 부양하는 형태의 청장년-부모 동거 비율이 시간에 따라 완만하게 증가하였다는 사실을 보여준다. 집단별로 살펴보면, 여성보다 남성 청장년의 부모 동거 비율이 조금 높았고, 유배우보다 무배우 청장년의 부모 동거 비율이 훨씬 높았다.

[그림 5-21]에서는 청장년의 소득과 동거 부모 수의 관계를 살펴보았다. 그림에서 가로축은 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득을 빈곤선 대비 비율로 환산하여 구분한 구간을 의미하고, 세로축은 동거 부모 수 평균을 의미한다. 전체 청장년을 살펴보면, 횡단적으로 소득과 동거 부모 수의 부적 관계가 관찰되었고, 특히 빈곤선 100% 미만 저소득층의 동거 부모 수 평균이 상당히 높았다. 이는 청장년-부모 동거를 주로 자립 능력이 부족한 청장년이 동거 부모에게 경제적으로 의존하는 관계로 해석할 수 있다는 사실을 보여준다. 시간에 따른 변화를 살펴보면, 대체로 중저소득층의 동거 부모 수 평균이 상대적으로 크게 증가하여 자립 능력이 부족한 청장년이 동거 부모에게 경제적으로 의존하는 관계가 강화되었을 가능성을 시사한다. 집단별로 살펴보면, 유배우 청장년은 소득과 동거 부모 수의 부적 관계가 거의 관찰되지 않았고, 무배우 청장년은 소득과 동거 부모 수의 부적 관계가 일정하게 관찰되었지만, 전체 청장년보다는 다소 약하게 나타났다. 특히, 무배우 청장년을 살펴보면 빈곤 청장년의 동거 부모 수 평균이 유독 높은 패턴이 대체로 사라졌는데, 이는 빈곤 청장년이 부모와 동거하는 주된 이유가 유배우 비율이 낮기 때문일 가능성을 시사한다. 또한 시간에 따른 변화를 살펴보면, 2019년 이후 중고소득 무배우 청장년의 동거 부모 수 평균이 상당히 감소한 변화가 눈에 띈다.

[그림 5-20] 25~44세의 부모 동거 분포

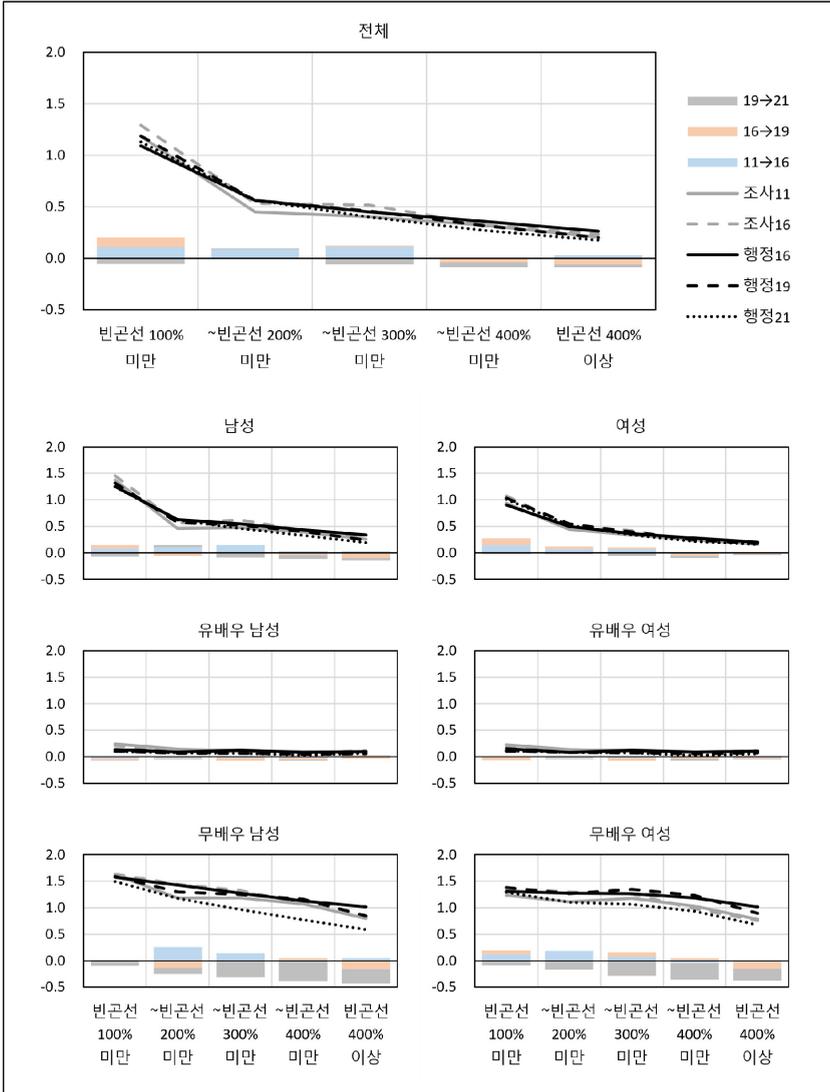
(단위: %)



자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

[그림 5-21] 25~44세의 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 구간별 동거 부모 수 평균

(단위: 명)

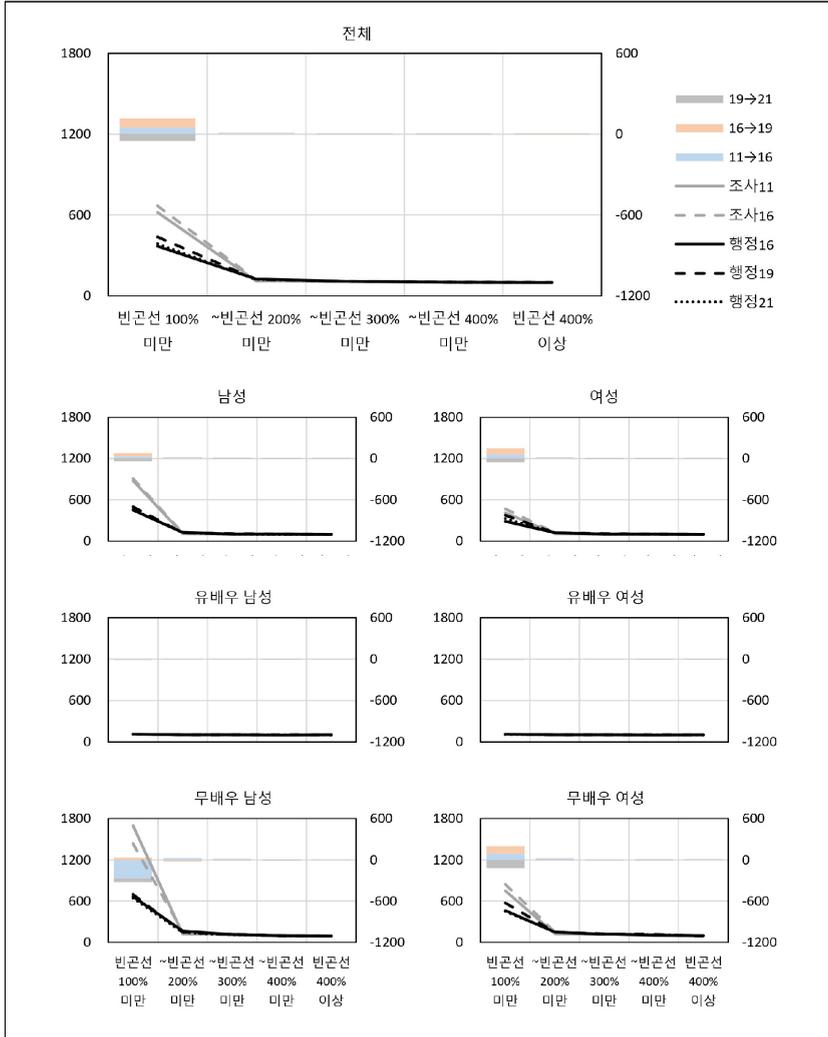


주: '11→16'은 조사 데이터 2016년과 2011년의 차이, '16→19'는 행정보완 데이터 2019년과 2016년의 차이, '19→21'은 행정보완 데이터 2021년과 2019년의 차이를 의미한다.

자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

[그림 5-22] 25-44세의 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득과 균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득

(단위: %, %p)



주: 가로축은 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 구간을, 세로축은 균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업 소득 평균을 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 평균으로 나눈 비율을 의미한다. '11→16'은 조사 데이터 2016년과 2011년의 차이, '16→19'는 행정보완 데이터 2019년과 2016년의 차이, '19→21'은 행정보완 데이터 2021년과 2019년의 차이를 의미한다. 차이는 우측이 기준이다.

자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

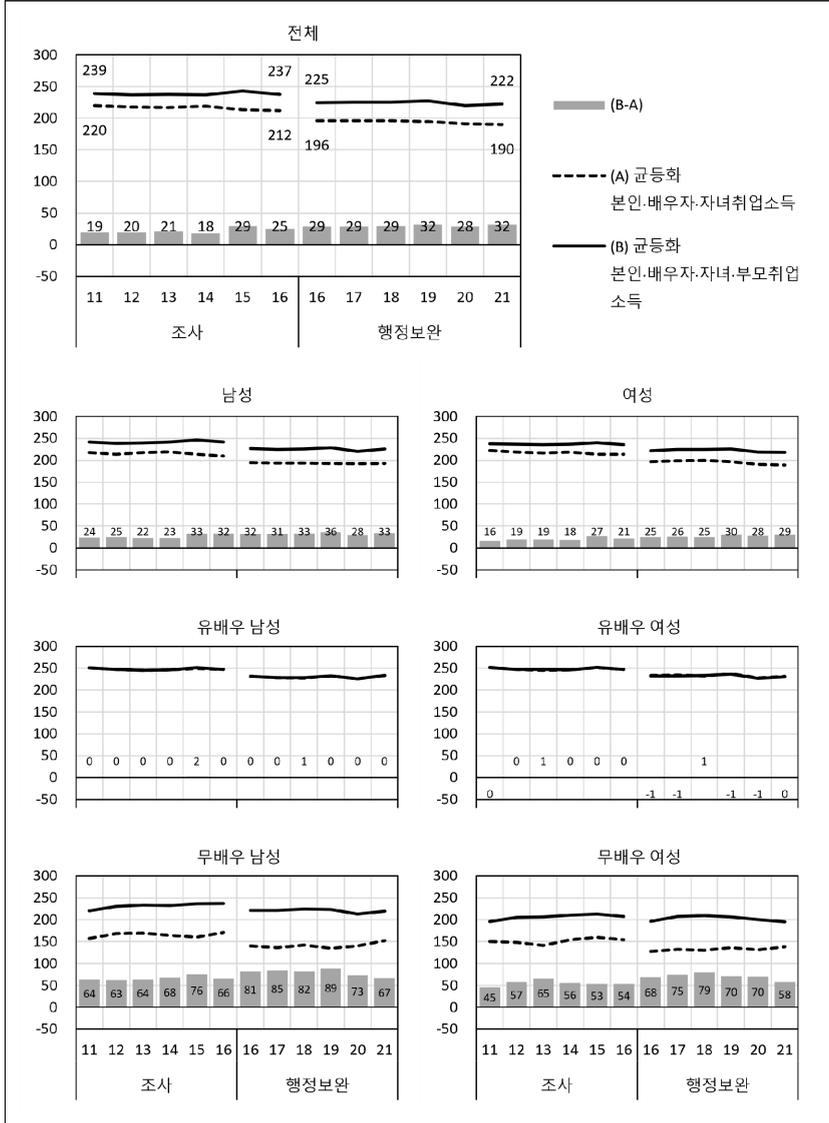
[그림 5-22]에서는 부모 동거, 동거 부모 경제활동의 영향이 종합적으로 반영된 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득과 균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득의 관계를 살펴보았다. 그림에서 가로축은 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득을 빈곤선 대비 비율로 환산하여 구분한 구간을 의미하고, 세로축은 균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득 평균을 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 평균으로 나눈 비율을 의미한다. 전체 청장년을 분석한 결과를 살펴보면, 빈곤 청장년의 동거 부모 수가 상대적으로 많았기 때문에, 부모의 존재가 빈곤 청장년의 소득을 크게 증가시킨 것으로 나타났다. 따라서 부모의 존재가 횡단적으로 빈곤율 및 지니계수를 감소시켰을 것으로 예상된다. 그런데 주로 시간에 따른 빈곤 청장년의 동거 부모 수 증가로 인해 빈곤층의 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 평균 대비 균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득 평균의 비율이 시간에 따라 증가하였으므로, 부모의 소득분배 효과가 시간에 따라 증가하였을 것으로 예상된다. 집단별로 살펴보면, 부모의 소득분배 효과가 유배우 청장년에게는 거의 나타나지 않고 무배우 청장년에게 크게 나타날 것으로 예상된다.

마지막으로 균등화 본인·배우자·자녀 취업소득 분포와 균등화 본인·배우자·자녀·부모 취업소득 분포의 차이를 살펴보았다. [그림 5-23]에서 증릿값의 빈곤선 대비 비율을 살펴보면, 부모의 존재가 전체 청장년의 소득 수준을 증가시켰고, 이와 같은 효과가 대체로 시간에 따라 증가하였다. 남성 청장년의 부모 효과는 2011~2016년 24%p에서 32%p로, 2016~2021년 32%p에서 33%p로 증가하였고, 여성 청장년의 부모 효과는 2011~2016년 16%p에서 21%p로, 2016~2021년 25%p에서 29%p로 증가하였다. 부모 동거 비율이 매우 낮은 유배우 청장년은 부모의 증릿값 증가 효과가 관찰되지 않았다.

210 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

[그림 5-23] 25~44세의 부모 소득분배 효과: 중윗값의 빈곤선 대비 비율

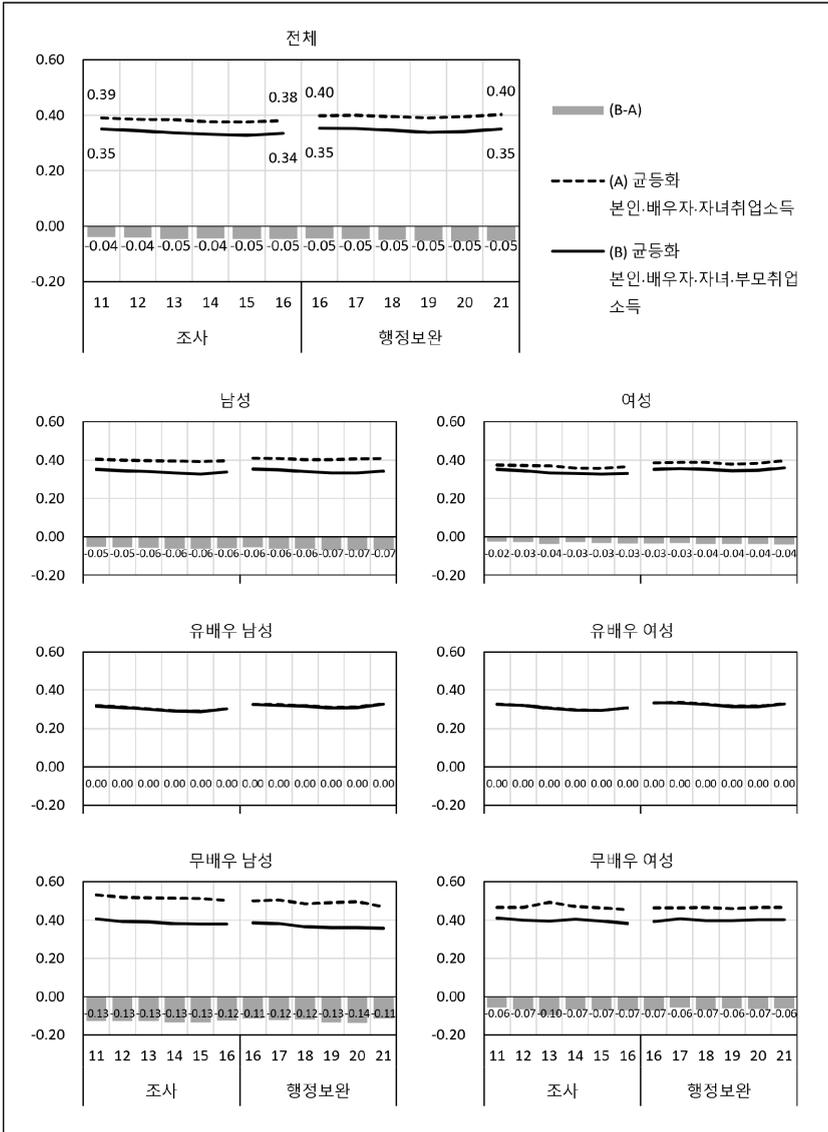
(단위: %, %p)



주: 중윗값을 빈곤선으로 나눈 비율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청, (각 연도), 가계금융복지조사 원자료; 수치는 <부표 5-1>에 제시하였다.

[그림 5-24] 25~44세의 부모 소득분배 효과: 지니계수

(단위: 포인트)

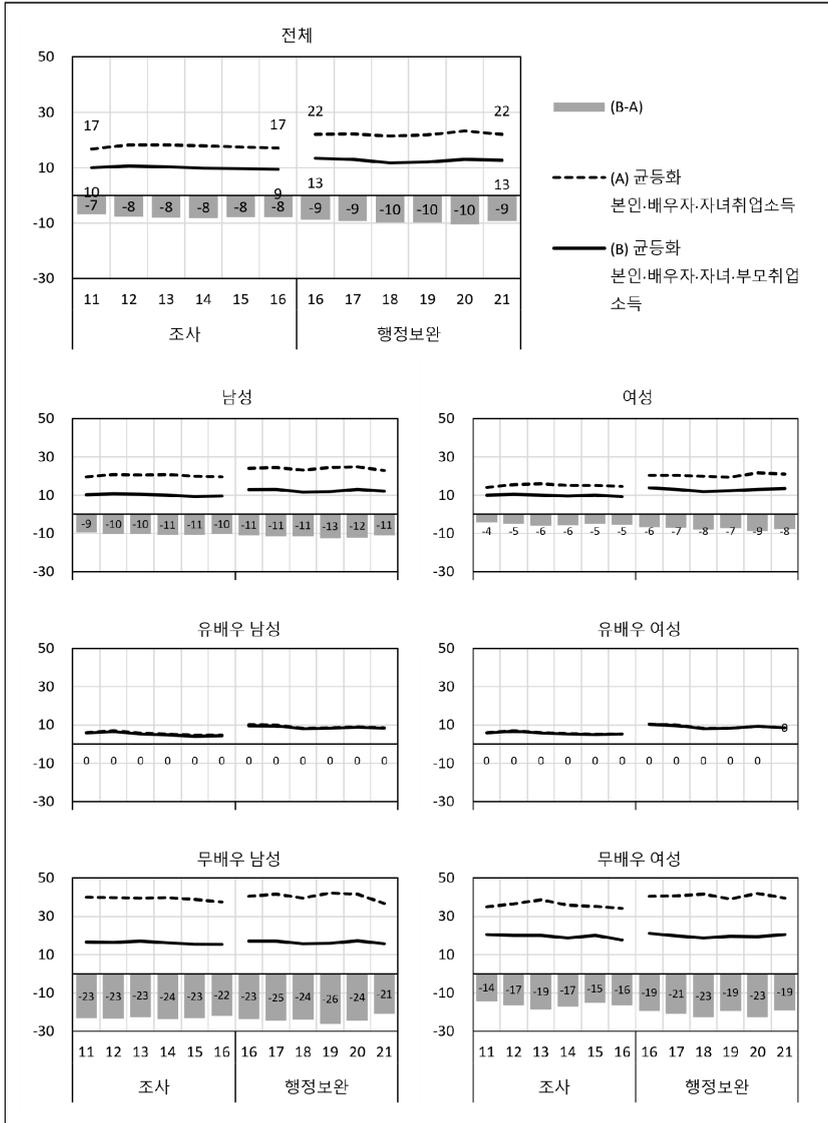


주: 지니계수를 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료; 수치는 <부표 5-2>에 제시하였다.

212 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

[그림 5-25] 25~44세의 부모 소득분배 효과: 빈곤율

(단위: %, %p)



주: 빈곤율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료; 수치는 <부표 5-3>에 제시하였다.

[그림 5-24]에는 지니계수를 보고하였다. 그림을 살펴보면, 부모의 존재가 전체 청장년의 소득불평등을 감소시켰고, 이와 같은 부모의 불평등 감소 효과가 시간에 따라 소폭 증가하였다. 남성 청장년의 부모 효과는 2011~2016년 0.05포인트에서 0.06포인트로, 2016~2021년 0.06포인트에서 0.07포인트로 증가하였고, 여성 청장년의 부모 효과는 2011~2016년 0.02포인트에서 0.03포인트로, 2016~2021년 0.03포인트에서 0.04포인트로 증가하였다. 부모 동거 비율이 매우 낮은 유배우 청장년은 부모의 불평등 감소 효과가 관찰되지 않았다.

[그림 5-25]에는 빈곤율을 보고하였다. 그림을 살펴보면, 부모의 존재가 전체 청장년의 빈곤율을 감소시켰고, 이와 같은 부모의 빈곤율 감소 효과가 시간에 따라 소폭 증가하였다. 남성 청장년의 부모 효과는 2011~2016년 9%p에서 10%p로 증가하였고, 여성 청장년의 부모 효과는 2011~2016년 4%p에서 5%p로, 2016~2021년 6%p에서 8%p로 증가하였다. 부모 동거 비율이 매우 낮은 유배우 청장년은 부모의 빈곤율 감소 효과가 관찰되지 않았다.

제6절 소결

이 장에서는 가계금융복지조사 자료를 활용하여 2010년대 청장년의 가구 특성과 소득분배 변화를 분석하였다. 주요 분석 결과는 [그림 5-26]~[그림 5-28]에 요약하여 제시하였다. 여성의 고용률 증가, 최저임금 인상 등에 따라 2010년대 청장년, 특히 여성 청장년의 개인취업소득 분배가 완만하게 개선되어 왔지만, 주거·양육 부담 등으로 인해 결혼·출산 환경이 악화하고 있고, 이러한 변화에 대응하는 청장년의 가구 구성 행위

의 결과로 다음과 같이 소득분배가 변화하고 있다.

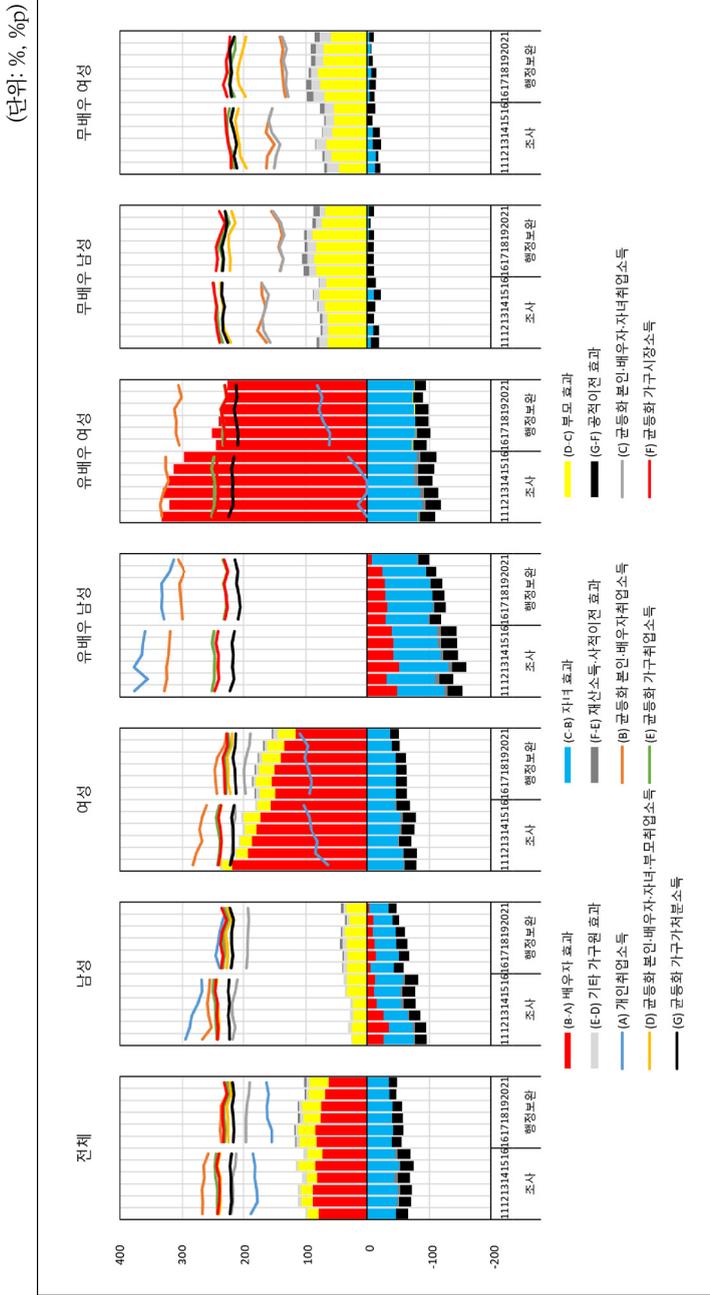
첫째, 결혼이 부부 내 소득 공유로 저소득 여성 청장년의 소득 수준을 향상시키고 전체 청장년과 여성 청장년의 소득분배를 개선하는 역할을 수행한다. 그런데 실증 분석에 따르면 주로 2010년대 중저소득 여성 청장년의 결혼 감소로 인해 이와 같은 배우자의 소득분배 효과가 시간에 따라 빠르게 감소하였다([그림 5-27]과 [그림 5-28]의 배우자 효과 참조). 이론적으로 규모의 경제를 고려할 때 동반자와 동거하면서 소득을 공유하는 선택이 경제적으로 합리적이지만, 결혼에 수반되는 다양한 경제적·비경제적 비용이 중저소득 청장년의 결혼을 어렵게 만들고 있고, 결국 시간에 따라 결혼이 청장년의 소득분배를 개선하는 효과가 감소하는 결과로 이어지고 있다.

둘째, 고소득 청장년의 결혼·출산 확률이 상대적으로 높아 무소득·저소득 동거 자녀의 존재가 고소득 청장년의 소득 수준을 상대적으로 크게 감소시키고, 따라서 출산이 전체 청장년의 소득불평등을 완화하는 역할을 수행한다. 하지만 실증 분석에 따르면 이와 같은 자녀의 소득불평등 완화 효과가 횡단적으로 그다지 크지 않았고, 시간에 따라 크게 변화하지도 않았다([그림 5-27]의 자녀 효과 참조). 청장년 개인의 비출산은 외부의 경제적 제약에 대한 합리적 대응이지만, 비출산으로 인한 소폭의 소득불평등 완화와 빈곤율 감소를 사회적으로 바람직한 성과로 평가하기는 어려울 것으로 판단된다.

셋째, 부모와의 동거는 독립·결혼·출산을 유예한 저소득 무배우 청장년이 지출부담을 경감하는 전략으로 활용된다. 실증 분석에 따르면 2010년대 중저소득 청장년의 부모 동거 비율이 증가하면서 이와 같은 부모의 소득분배 효과가 시간에 따라 완만하게 증가하였다([그림 5-27]과 [그림 5-28]의 부모 효과 참조). 비출산과 마찬가지로 부모와의 동거 역시 외부

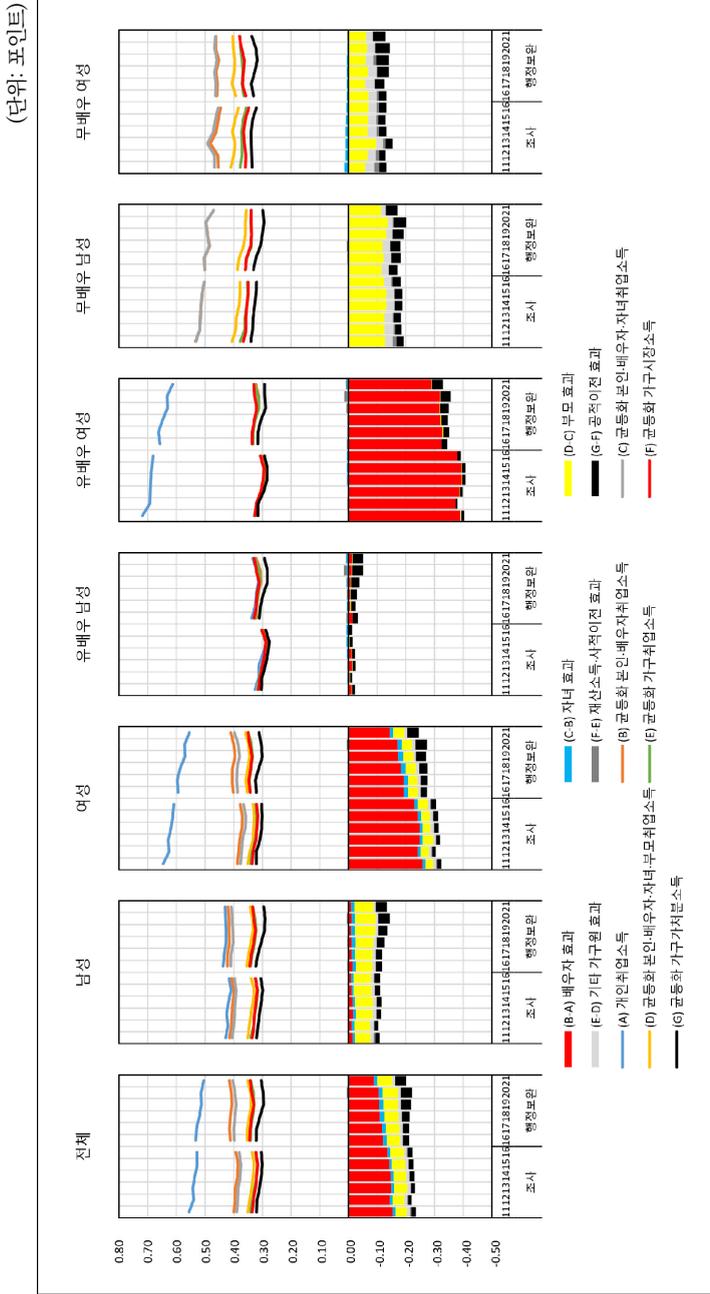
의 경제적 제약에 대응하는 청장년 개인의 합리적인 선택으로 해석할 수 있지만, 개인주의 문화의 확산, 부양규범의 약화와 같은 사회적 변화를 고려하면 청장년-부모 동거를 청장년과 부모가 완전히 자유롭게 선택한 결과로 받아들이기는 어려울 것으로 판단된다.

[그림 5-26] 25~44세 소득 분포 요약: 중위값의 빈곤선 대비 비율



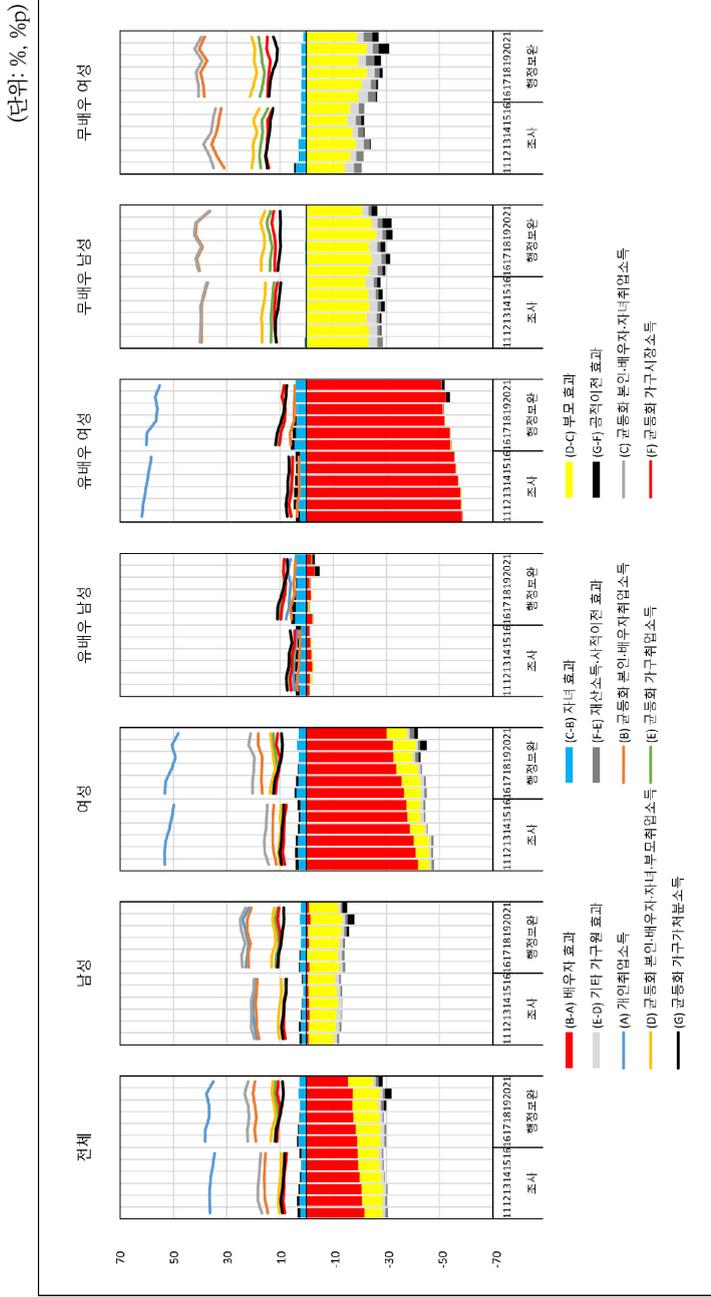
주: 중위값을 빈곤선으로 나눈 비율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청, (각 연도), 가계금융복지조사 원자료; 수치는 <부표 5-1>에 제시하였다.

[그림 5-27] 25~44세 소득 분포 요약: 지니계수



주: 지니계수를 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청, (각 연도), 가계금융복지조사 원자료; 수치는 <부표 5-2>에 제시하였다.

[그림 5-28] 25~44세 소득 분포 요약: 빈곤율



주: 빈곤율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청, (각 연도), 가계금융복지조사 원자료; 수치는 <부표 5-3>에 제시하였다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제6장

결론

제1절 연구결과 요약과 시사점

제2절 연구의 한계와 후속연구 제언

제 6 장 결론

제1절 연구결과 요약과 시사점

본 연구는 최근 우리나라에서 관측되는 청년층의 급격한 혼인, 출산 등의 가족형성 행태의 변화가 소득분배에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하고자 하였다. 지난 20여년간 25~44세 청장년층의 1인 가구 비율은 3.2배가 늘어났으며, 초혼은 4세 이상 높아지고, 합계출산율은 절반 가까이 줄어들었다(제1장 참고). 본 연구에서는 이러한 변화가 모든 소득계층과 성별에서 동등하게 관측되는지를 살펴보고, 가구소득분배에 미치는 영향을 살펴보았다. 아래에서는 이 같은 연구를 통해 확인한 시사점을 정리하였다.

1. 성인기 이행과 사회경제적 특성

청년기는 학업을 마치고 노동시장에 진입하고, 부모로부터 독립해 자신의 가족을 꾸려가는 시기다. 독립, 혼인, 출산과 같은 성인기 이행은 불과 20여년전까지만 해도 누구나 보편적으로 겪는 생애과정이었다. 2000년 당시 40~44세 연령대에서 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 비율은 4.12%에 불과하여, 95%가 넘는 이들이 본인의 가구를 꾸렸다. 그러나 2020년 40~44세 중 본인이 가구주 또는 가구주의 배우자가 아닌 비율은 10.99%로 그 비율이 2배 이상 늘어나게 되었다(표2-18) 참고). 40~44세에 혼인을 경험하지 않은 비율은 2000년 당시 3.47%에

불과하였으나 2020년 그 비율은 19.43%로 늘어났으며(〈표 2-25〉 참고), 출산 역시 2000년에는 40~44세 여성 중 출산을 경험한 적 없는 여성의 비율이 5.23%였던 반면, 2020년 21.0%로 늘어났다(〈표 2-32〉 참고). 지난 20년간 이와 같은 성인기 이행의 지연 또는 미이행의 양상은 전세계적으로도 유례가 없는 급격한 변화였다.

중요한 점은 이러한 성인기 이행의 지연 또는 미이행이 계층화되고 있다는 사실이다. 남성과 여성 모두 저학력자의 이행 지연이 관측되었으며 개인의 소득은 이행에 중요한 요인이 되었다. 40~44세 시기 학력별 미분가 비율을 살펴보면, 고졸이하인 저학력층의 미분가율 증가가 두드러졌다. 2000년 당시 고졸 이하의 미분가 비율은 4.19%로 대학원 졸업자의 3.23%와 큰 차이를 나타내지 않았으나, 20년 사이 고졸 이하의 미분가 비율은 9.36%p가 늘어나 13.55%를 기록하였으며, 대학원졸업자는 그 사이 3.64%p만이 늘어나 6.87%를 기록하였다. 대학원졸업자와 고졸 이하의 격차가 2배 이상으로 늘어나게 된 것이다(〈표 2-20〉 참고). 이러한 학력별 차이는 분가뿐만 아니라 혼인(〈표 2-27〉 참고)과 출산(〈표 2-33〉 참고)에도 동일하게 확인되었다.

패널자료를 활용하여 이산시간분석으로 성인기 이행의 결정 요인을 확인한 제3장의 분석에서도 혼인과 출산에 있어서 사회경제적 조건의 중요성이 확인되었다. 개인의 취업소득은 결혼에 유의한 영향을 미치는 요인이었으며, 최근 코호트에서 그러한 경향이 더 커짐을 확인할 수 있었다(〈표 3-8〉 참고). 결혼한 부부를 대상으로 실시한 분석에서 모든 집단의 출산 이행에 공고한 영향을 미쳤던 변수는 부부 거주지의 입주 형태가 자가인지 여부였다(〈표 3-15〉 참고).

이 같은 분석 결과는 개인과 가구의 소득과 자산이 청년의 성인기 이행에 중요한 영향을 미치고 있다는 선행연구들의 결과와 맥을 같이 한다(노

법래, 양정은, 2020; 유홍준, 현성민, 2010; 최선영, 2022). 다만 본 연구에서 추가적으로 확인한 바는 이러한 계층적 이행의 양상을 장기간의 시계열을 통해 살펴봄으로써 지난 20년 동안 전세계적으로 유례가 없는 매우 가파른 변화가 진행되었다는 점, 이에 따라 아주 짧은 코호트임에도 혼인과 출산 행동의 요인이 유의하게 변화하고 있다는 점이다.

사회경제적 조건에 따라 성인기의 생애과업의 경로가 계층화된다는 점은 향후 다양한 사회문제로 이어지게 될 가능성이 있다. 1차적으로는 본 연구의 제5장에서 확인한 바와 같이 청년층의 소득분배에 있어서 가족의 역할이 변화할 수 있으며, 원가구인 부모 세대의 자녀 부양이 길어지게 될 가능성이 있다. 여러 정책적 지원이 가구를 단위로 대상자를 선정한다는 점에서 개인의 사회경제적 조건의 열악함으로 인하여 부모와 동거 중일 경우 정책적 지원으로부터도 배제되는 구조에 놓일 가능성도 있다. 실제로 청년을 대상으로 하는 전세금 반환보증 지원이나 전월세 지원 프로그램과 같은 주거 제도들은 기혼자는 부부의 소득만을 고려하는 반면, 미혼자는 동거하지 않더라도 부모의 소득을 기준으로 대상자를 선정한다(이원진 외, 2022, p.67). 2021년부터 실시된 국민취업지원제도 역시 청년 미취업자를 지원하기 위하여 구직촉진수당을 청년에 한하여 기준중위 100%까지 지원하도록 하고 있으나, 주민등록상 동거 중인 가구원의 소득을 기준으로 대상자가 선정된다. 이러한 정책 대상의 설정이 본인의 낮은 경제적 여력으로 인하여 분가하지 못하는 청년에게 오히려 불리하다는 점이 지적된 바 있다(이아영 외, 2022, p.38). 청년의 성인기 이행이 사회경제적 조건으로 제한되지 않기 위해서는 이 같은 계층적 미이행 양상이 정책 대상 설정에서도 고려될 필요가 있어 보인다.

더 넓고, 장기적으로는 저출생 상황이 좀처럼 개선되지 못하는 맥락에서 사회적 부양비의 증가나 돌봄의 문제 등에 있어서 계층적인 이해관계

의 차이와 갈등이 생겨날 가능성이 있다. 현재까지 관측되어 온 보편적 이행의 규범 속에서 돌봄의 문제는 주로 젠더와 세대의 문제인 반면에, 계층적 이행의 규범에서는 돌봄의 문제가 계층의 문제로도 확대될 가능성이 있다. 계층적 이행에 따른 사회 불평등의 심화와 갈등 같은 보다 구조적이며 본질적인 문제를 심각하게 고려할 필요가 있다. 이러한 사회적 차의 해소를 위해서는 청년기에 사회경제적 여건에 따른 이행의 격차가 줄어들 수 있는 장기적이며, 근본적인 정책 노력이 필요하다. 가령, 본 연구에서 확인하듯 교육 수준에 따른 고용과 소득의 격차 역시 커지는 양상은 노동시장 내의 불평등도가 커지고 있음을 의미하며 이는 다시 혼인과 출산에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 따라서 청년의 노동시장 내 격차의 완화는 혼인과 출산의 격차 역시 완화시킬 여지가 있다. 또한 주거의 문제는 출산 이행에 공고한 영향 요인으로 나타났으며, 특히 최근 코호트에서 이러한 영향이 크다는 점에서 청년 세대의 주거 문제를 해소할 수 있는 정책 마련 역시 중요한 과제로 보인다.

2. 청년기 여성과 남성의 이행 경로의 이질성과 최근의 수렴 양상

본 연구에서는 청년기 이행에 있어서 여성과 남성이 얼마나 다른지를 다시금 확인할 수 있었다. 선행연구들은 결혼과 출산에 대한 지향(최선영, 2020)부터 개인의 소득 조건(최필선, 민인식, 2015)과 학력과 취업이 혼인과 출산에 미치는 영향(유홍준, 현성민, 2010)까지 남성과 여성이 이질적이라는 점을 강조하였다.

본 연구에서도 청장년 남성은 교육 수준과 취업 여부에 따라 분가(〈표 2-21〉, 〈표 2-22〉) 및 혼인(〈표 2-28〉~〈표 2-29〉) 이행의 격차가 크고, 이러한 격차가 지난 20년 사이 더욱 커지는 방식으로 변화하였다. 종단

자료를 활용한 제3장의 분석에서도 코호트별 혼인 이행 요인의 분석에서도 본인의 소득은 유의한 영향 요인이었으며, 이러한 영향은 최근 코호트 까지도 공고히 유지되었다(〈표 3-11〉).

반면, 청장년 여성의 경우 20년 사이 교육수준이나 본인의 노동시장 내 지위가 미치는 영향이 크게 달라졌다. 2000년까지만 하더라도 여성은 교육 수준이 낮을수록 부모로부터 분가할 가능성(〈표 2-23〉 참고)과 혼인(〈표 2-30〉 참고), 출산(〈표 2-34〉 참고)을 할 가능성이 높았다. 고용률 역시 저학력 계층에서 가장 높게 나타난다(〈표 2-6〉 참고). 그러나 2020년까지 저학력자의 고용률은 낮아지고, 분가와 혼인, 출산 모두 낮아지게 되었다. 이에 따라 학력에 따라 이행의 차이가 확인되지 않는 방식으로 변화하게 된다. 또한 고용률의 경우 학력이 높아질수록 고용률이 높아져 여성의 학력에 대한 투자가 노동시장 내에서 보상을 받는 방식으로 변모하게 된다. 이는 여성이 학력에 대한 투자를 노동시장에서 회수할 뿐만 아니라 동질혼을 통해 보상을 받는다는 과거의 논의와 대조되는 결과다(Blau & Kahn, 2017; Brinton, Lee, Parish, 1995).

종단자료를 활용한 3장의 분석에서도 여성의 개인 소득은 최근 코호트에서 혼인에 더 중요한 요인이 되었으며(〈표 3-9〉참고), 출산의 결정에 있어서도 남편 소득의 영향력은 줄어드는 반면, 개인 소득의 영향력은 커지는 방식으로 변화하였다(〈표 3-18〉 참고). 이 같은 결과는 남성과 여성의 이행의 이질성이 드러나면서도 동시에 여성 역시 개인의 노동시장 내 지위가 중요해지는 방식으로 남성과 여성이 수렴해가고 있음을 보여준다. 이러한 발견은 선행연구와의 차별점을 지닌다.

이처럼 여성의 노동시장 참여가 높고, 혼인과 출산 이행 전후 여성의 노동시장 내 지위가 중요해지는 맥락은 출산에 따른 패널티를 커지게 하는 것을 보인다. 본 연구의 4장에서는 개인을 종단적으로 추적한 자료를

토대로 혼인 전후, 출산 전후의 고용과 임금 변화를 확인하였다. 그 결과 혼인 이후 남성은 고용률과 소득이 증가하는 프리미엄이 관측된 반면(〈표 4-8〉, 〈표 4-10〉 참고), 여성은 고용률이 급감하였다(〈표 4-9〉 참고). 물론 여성의 경우 최근 코호트에서 혼인 이후 고용률 감소의 기울기가 줄어들어 혼인에 대한 패널티는 다소 완화되는 것으로 보인다. 또한 혼인 전후 취업을 유지한 여성의 경우 혼인 이행에 따른 임금 패널티는 최근 코호트에서 관측되지 않았다(〈표 4-11〉 참고). 그러나 여성의 출산의 경우 최근 코호트로 올수록 더 큰 고용 패널티가 확인되었다(〈표 4-13〉참고). 이는 출산 이후 고용률은 코호트별로 비슷하지만, 출산 이전 고용률이 최근 코호트에서 더 높아 출산 이후 고용률이 감소하는 기울기가 더욱 가팔라짐에 따른 결과다(〈그림 4-10〉 참고). 즉, 혼인한 여성의 출산 전 고용률이 높기 때문에 혼인에 따른 고용 패널티가 커지는 것이다. 임금 역시 동일하게 최근 코호트에서 모성 패널티가 더 커졌다(〈표 4-16〉 참고). 이는 [그림 2-9]의 기술통계나 통합회귀분석 결과에서 확인하듯(〈표 4-16〉 1열 참고) 자녀가 있는 여성의 고용과 임금이 높아지는 양상은 모성 패널티가 줄어들어 따른 결과라기보다는 노동시장 내 성과가 높은 이들이 혼인에 이르는 경향이 있기 때문으로 보인다.

이러한 맥락에서 소득 수준이 높아진, 혼인한 여성은 상대적으로 큰 기회비용을 감수하고 출산을 할 것인지를 선택해야 하는 상황에 놓이게 된다. 이는 혼인과 출산이 분리되는 2010년 이후 혼인과 출산의 패턴과도 관련 있다(〈그림 2-10〉 참고). 제2장 제5절의 여성 고용에 대한 분석에서는 2000년부터 2010년 사이 여성의 혼인을 통제하였을 때 출산은 추가적인 설명력이 없었던 반면, 2010년부터 2020년 사이에는 기혼 무자녀의 비중이 높아지면서 혼인을 통제하여도 출산률 하락이 여성의 고용 증가의 16.9%를 설명하는 요인으로 확인되었다. 또한 제3장 제2절에서도

여성의 출산 결정에 있어서 본인 소득이 높을 경우 출산이 줄어드는 양상을 확인할 수 있었다(〈표 3-19〉 참고).

이처럼 최근 코호트에서 여성의 성인기 이행 과정이 남성과 유사하게 졸업 이후 고용지위를 우선적으로 획득한 뒤 혼인과 출산을 결정하며, 고용지위가 이후 이행에 있어 중요해지는 상황임에도 여성은 여전히 높은 수준의 혼인과 출산 패널티를 경험한다. 즉, 혼인과 출산의 기회비용은 최근 코호트에서 더 높아지는 것이다. 특히 상대적으로 임금 패널티가 크지 않은 혼인은 이행하더라도, 고용과 임금 패널티가 모두 큰 출산은 이행하지 않으면서 유배우 무자녀의 비중 역시 향후에도 지속적으로 커지게 될 것으로 보인다. 이러한 방향은 고소득 동질혼에 자녀를 낳지 않는 선택이 결합되면서 소득불평등을 악화시키는 방향으로 기여할 수 있음을 시사한다.

본 연구의 결과는 여성이 혼인과 출산을 하더라도 노동시장에서 이탈하지 않고, 본인의 노동시장 내 지위를 유지할 수 있도록 하는 정책적, 사회적 기반 없이는 혼인과 출산을 기피하는 양상이 더욱 심각해질 수 있음을 시사한다. 정부는 저출산에 대응하기 위하여 저출산·고령사회기본계획을 수립하고 있으며, 2016년부터 실시한 제3차 저출산·고령사회 기본계획에서는 노동시장의 성차별과 독박육아, 여성경력단절과 같은 불평등한 노동, 양육여건이 저출산의 주요 요인이라는 인식 하에서 육아휴직과 육아기 근로시간 단축제도의 확대, 남성 육아참여 확대 등의 정책 방향을 설정하였다. 그러나 이러한 정책적 방향에도 최근 코호트의 여성들, 특히 저소득 여성을 중심으로 출산에 따른 고용과 소득의 모성 패널티가 강화되고 있다. 이는 육아휴직제도 등의 제도적 토대가 마련되더라도 여전히 원직장으로의 복귀율은 개선되지 못하는 상황이라는 점과, 불안정한 일 자리에 있는 저소득 여성의 경우 제도의 실질적인 이용이 제약이 클 수

있다는 점(최선영, 함선유, 권영지, 2023 예정)에서 설명 가능한 결과로 보인다. 2024년부터는 육아휴직제도와 관련하여 부부가 활용하는 경우 소득대체율을 향상하는 등의 정책 변화가 예고되고 있다. 물론 남성의 돌봄 참여를 독려하고, 소득대체율을 향상하고자 하는 정책도 중요하나, 본 연구의 결과를 토대로 볼 때 모든 소득 계층의 여성이 경력단절을 겪지 않고 원활하게 원직장으로 복귀하도록 하는 정책적 지원이 보다 시급해 보인다.

3. 하위소득 집단의 변화와 상위소득 집단의 변화

본 연구에서는 소득집단별로 혼인, 출산 이행 전후의 양상(제4장)과 독립, 혼인, 출산에 따른 개인단위의 소득의 변화(제5장)를 살펴보았다. 그 결과, 상위소득 집단과 하위소득 집단 사이의 이질적인 양상을 확인할 수 있었다. 가령 제4장에서 혼인과 출산에 따른 임금 프리미엄은 남성과 여성 모두 상위소득 계층에서만 확인 되며, 혼인과 출산에 따른 패널티는 주로 하위소득 계층에서만 확인되었다(〈표 4-12〉, 〈표 4-17〉 참고). 특히 여성 취업자 중에서 상위소득집단의 경우 혼인에 따른 프리미엄은 최근 코호트에서만 관측되며, 자녀 출산에 따른 유의한 임금 변화는 관측되지 않았다. 반면, 여성 취업자 중에서도 하위소득집단의 경우 혼인과 출산에 대한 패널티 모두 공고하였으며, 그 수준 역시 최근 코호트에서 커지는 양상을 나타냈다. 남성 역시 소득계층별 차이가 확인되었는데, 남성은 혼인에 따라 하위소득 집단은 유의한 변화가 확인되지 않은 반면에 중위 이상 집단의 경우 유의한 프리미엄을 확인할 수 있었다.

이 같은 소득집단별 성인기 이행 패턴의 최근 변화는 제5장의 분석에서도 관측된다. 여성의 경우 2011년에 비하여 2021년 하위소득 집단의

여성에서 유배우 비율이 줄어들며([그림 5-6] 참고), 혼인을 하더라도 배우자의 취업소득 역시 줄어드는 양상을 나타내고 있다([그림 5-9] 참고). 즉, 제4장에서 확인한 바와 같이 저소득 여성은 혼인 이후 노동시장을 이탈함에 따라 본인의 소득에 따른 유배우 비율이나 남편의 소득 수준이 U자 형태를 나타냈는데, 최근 저소득 여성의 유배우 비율이 줄어들고, 결혼을 하더라도 배우자의 취업소득이 줄어드는 소득하위 집단 내의 동질혼 강화로 혼인을 통한 저소득 여성의 소득개선 효과가 현저하게 줄어들게 된다. 이는 통상 고소득 집단 내의 동질혼 강화와 같은 현상이 혼인을 통한 소득분배 악화에 상당한 기여를 할 것이라는 기대와는 달리, 고소득 집단의 변화보다도 저소득집단의 변화가 혼인의 소득분배 측면에서 더 결정적인 역할을 한다는 점을 시사한다. 이는 Choi, Chung & Breen (2020)의 소득의 세대간 전이가 동질혼 뿐만 아니라 혼인여부를 통해 기여한다는 논의와 결을 같이 한다.

한편, 하위소득 집단의 경우 혼인의 이행 가능성이 줄어들면서 부모와의 동거 가능성은 높아지고 있다. 빈곤선 100% 미만인 집단에서 부모와의 동거비율은 현저히 높아졌다. 소득수준이 높을 경우 혼인을 하지 않더라도 남녀 모두 1인 가구로 분가할 가능성이 높아지고 있다는 점과 저소득층을 중심으로 한 혼인감소 경향과 결합하여 저소득의 부모 동거가 두드러진다. 이 같은 부모 동거는 저소득층의 가구균등화 소득을 높이는 요인으로 기능하였다. 이는 김수정(2020)의 연구에서 청년세대의 상대적으로 낮은 빈곤율은 빈곤한 청년이 부모와 동거를 선택하여 독립과 자율적 삶의 기반 구축이라는 성인기 이행을 지연시킨 결과라는 점과 맥을 같이 한다. 이는 저소득 청년의 문제가 부모와의 동거를 통하여 수면 위로 드러나지 않음에 따라 실제 불평등 수준을 감출 가능성이 있음을 의미한다.

이 같은 양상은 남성과 여성 모두 소득계층에 따라 혼인과 출산이 미치

는 영향이 이질적이다. 특히 본 연구에서는 저소득 계층의 이행 변화가 상대적으로 주요한 변화였다. 저소득층의 성인기 이행 지연은 전체 소득 불평등을 강화하는 방식으로 작동하면서도, 부모와의 동거라는 전략으로 이러한 불평등도가 수면 위로 드러나지 않을 개연성이 있어 보인다. 따라서 향후 청년의 불평등 연구에 있어서 실질적인 불평등도를 가시화할 수 있도록 개인화된 접근이 필요해 보인다.

제2절 연구의 한계와 후속연구 제언

본 연구는 다양한 실증자료 분석을 통하여 25~44세 청장년층의 고용과 혼인, 출산과 같은 성인기 이행 과정이 어떻게 변화하였으며, 이러한 변화가 소득 분배에는 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보고자 하였다. 이를 통하여 앞서 언급한 주요한 시사점을 확인하였으나, 여전히 보다 구체적인 논의와 검증이 필요한 사항들이 있다.

우선 개인의 교육수준과 고용, 소득이 혼인, 출산과 같은 가족형성에 어떠한 영향을 미쳤는지를 확인하고 있으나, 고용의 질에 관한 부분은 상대적으로 부각되지 못하였다는 한계가 있다. 여성의 혼인과 출산에 있어서 소득뿐만 아니라 혼인과 출산 이후에도 고용 지위를 이어갈 수 있는 일자리의 안정성 측면이 더욱 중요할 가능성이 있다. 가령, 공공부문에 종사하는 경우 소득과는 별도로 육아휴직의 가능성이나 유연근무의 관대성 등을 누릴 수 있다. 그럼에도 본 연구에서는 3장에서 상용직 여부만을 일자리의 속성으로 추가하였을 뿐, 일자리의 속성을 충분히 다루지 못하였다. 추후 연구에서는 일자리의 안정성 측면이 혼인이나 출산에 기여하는 바가 검증될 필요가 있다.

본 연구는 청장년 집단 내에서도 여성과 남성, 그리고 소득계층에 따른 이질성을 다루고 있으나, 집단 내 이질성을 충분히 다루었다고 보기는 어렵다. 가령, 본인의 소득이 빈곤선 400%이상인 고소득 여성의 경우 2021년에 이르러 2019년 대비 유배우 비율이 줄어들고(그림 5-6) 참고), 동시에 결혼을 한 여성의 경우 배우자의 취업소득은 더 큰 폭으로 상승하였다(그림 5-9) 참고). 이는 고소득 여성 내에서도 동질적 혼인이 늘어나는 집단과 혼인 이행을 하지 않는 이질적인 집단이 포함되어 있음을 시사한다. 즉, 최근의 청장년 여성의 경우 소득분포에 따른 이질성을 강화할 뿐만 아니라 고소득층 내에서도 이질성이 강화될 수 있음을 시사한다. 그러나 본 연구에서는 이러한 이질성이 있음을 확인할 뿐, 구체적으로 고소득층 여성 내에서 어떠한 변화가 있는지를 충분히 탐색하지는 못하였다.

더불어 저소득층 내에서도 부모와의 동거가 과연 부모가 자녀를 부양하는 것인지, 자녀가 부모를 부양하는 것인지에 대한 논의가 필요해 보인다. 현재 빈곤선 100% 미만의 청년의 경우 부모와의 동거를 통하여 균등화 소득이 평균적으로 개선되고 있기는 하지만 시간의 흐름에 따른 변화는 일관되지 않았다. 또한 빈곤율 감소에 있어서 부모와 동거에 따른 효과가 컸던 무배우 남녀의 경우 공적이전을 통한 빈곤율 감소가 크다는 점에서(그림 5-28) 참고) 부모 역시 은퇴 또는 빈곤 등으로 공적이전으로 가구소득을 확보하는 집단일 가능성이 있다. 이는 빈곤한 청년이 반드시 부모의 부양을 받는 대상이 아닐 수도 있음을 시사한다. 추후 청장년 빈곤층 내에서의 부모와의 관계나 자원 이전에 대한 논의를 구체화할 필요가 있어 보인다.

마지막으로 후속 연구에서는 자녀가 가구소득에 미치는 효과를 보다 면밀히 분석할 필요가 있다. 5장에서 자녀의 소득 효과는 소득이 없는 가

구원 수가 추가된다는 영향에 한하여 논의가 진행되고 있다. 그러나 4장에서 살펴보듯, 자녀의 존재는 여성으로 하여금 상당한 수준의 고용과 소득 패널티를 유발한다. 반면, 남성의 경우 자녀 출산 이후 최근 코호트에서 고용과 소득의 프리미엄이 관측된다. 이러한 제4장의 결과는 자녀의 존재가 단순히 소득이 없는 가구원의 추가에 따른 균등화 소득 감소로 귀결되기 보다는 부부의 분업(노동시장과 돌봄), 노동시장 내 여성의 지위 이동과 같은 보다 복잡한 경로를 거치게 됨을 시사한다. 이러한 복잡성이 제4장에서 일부 확인되기는 하였으나, 제5장의 전체 소득분포의 논의에서 이를 충분히 반영할 수 없었다는 점은 본 연구의 한계다. 추후 연구에서는 자녀가 가구소득에 미치는 효과를 종단적인 형태로 검증하여 자녀 출산의 효과가 전체 가구소득 분포에 미치는 영향을 보다 면밀히 검토할 필요가 있다.



- 강준, 고선. (2019). 한국 청년의 가족배경 및 경제활동과 혼인 결정. *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 21(6), 3007-3015.
- 구인회. (2019). 21세기 한국의 불평등: 급변하는 시장과 가족, 지체된 사회정책. 서울: (주) 사회평론아카데미.
- 김수정. (2020). 비교국가적 관점에서 본 한국 청년 빈곤의 특수성. *한국인구학*, 43(2), 77-101.
- 김영미, 신광영. (2008). 기혼여성 노동시장의 양극화와 가구소득 불평등의 변화. *경제와 사회*, (77), 79-106.
- 김이선, 박경숙. (2019). 한국 여성의 생애: 갈등적 성별화와 계층화. *경제와 사회*, (122), 138-170.
- 노법래, 양경은. (2020). 한국복지패널로 들여다본 청년의 생애사: Multistate Model로 그린 한국 청년의 취업, 결혼, 출산의 경로와 소득 집단별 비교. *사회복지연구*, 51(3), 71-94.
- 박경숙, 김미선. (2016). 노인 가구형태의 변화가 노인 빈곤율 변화에 미친 영향. *한국사회학*, 50(1), 221-253.
- 송효진, 황정미, 김수정, 박광동, 김은지, 김영란 외. (2021). 개인화 시대, 미래 가족 변화에 대응하는 포용적 법제 구축 방안. *경제·인문사회연구회 협동연구총서*.
- 오유진, 김교성. (2019). 성별·학력별 청년 노동시장의 이행 궤적과 유형 비교. *노동정책연구*, 19(3), 1-35.
- 오지혜, 임정재. (2016). 한국 미혼 남녀의 결혼 시기와 결혼 가능성에 관한 연구. *韓國社會學*, 50(5), 203-245.
- 유홍준, 현성민. (2010). 경제적 자원이 미혼 남녀의 결혼 연기에 미치는 영향. *한국인구학*, 33(1), 75-101.
- 윤자영 (2016). 노동과 출산 간의 연계성에 관한 거시-미시 접근. *한국보건사회연구원*.

- 이상직. (2020). 전환기 성인 이행경로의 변화: 1970-1984년 코호트의 교육·노동·가족이력. 서울대학교 대학원, 사회학박사학위논문.
- 이승호, 이병희, 이원진, 조영민. (2022). 근로빈곤의 구조 변화와 정책 대응. 세종: 한국노동연구원.
- 이아영, 김문길, 함선유, 박소은, 임완섭, 고숙자, 최혜진, 정은희, 오다은, 박지혜, 윤성진, 한창근, 문상균. (2022). 청년정책심층평가 연구. 국무조정실·한국보건사회연구원.
- 이원진, 김현경, 함선유, 성재민, 하은솔, 한겨레. (2022). 소득분배 변화와 원인 분석 연구. 서울, 세종: 소득주도성장특별위원회, 한국보건사회연구원.
- 이원진, 김현경, 함선유, 하은솔. (2021). 한국 소득분배 추이와 영향요인. 세종: 한국보건사회연구원.
- 이원진, 김기태, 신영규, 임덕영, 함선유, 남윤재. (2022). 기초생활보장제도 청년 보장기준 개선방안 연구. 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 최선영, 이지혜, 윤탈영. (2022). 가족형성과 사회불평등에 관한 연구. 한국보건사회연구원, 연구보고서 2022-26.
- 최선영. (2020). 한국 여성의 생애과정 재편과 혼인행동의 변화. 서울: 서울대학교 대학원 박사학위 논문.
- 최선영, 함선유, 권영지. (2023 예정). 여성 고용과 출산: 최근 변화와 개선과제. 세종: 한국보건사회연구원.
- 최필선, 민인식. (2015). 청년층의 취업과 임금이 결혼이행에 미치는 영향: 이산시간 헤저드 모형의 응용. 한국인구학, 38(2), 57-83.
- 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 원자료. MDIS 원격접근서비스. doi: 10.23333/P.101004.001.에서 2023.10.07. 인출.
- 통계청. (각 연도). 지역별고용조사. MDIS 원격접근서비스. doi: 10.23333/P.101067.001.에서 2023.04.14. 인출.
- 통계청. (각 연도). 인구총조사 2% 원자료. MDIS 원격접근서비스. doi: 10.23333/P.101001.001.에서 2023.04.14. 인출.
- 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료. MDIS 원격접근서비스. doi: 10.2

- 3333/R.930001.001.에서 2023.06.21. 인출.
- 통계청. (2022a). 「인구동향조사」, 평균 초혼연령(시도/시/군/구), https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=INH_1B83A09&conn_path=I2에서 2023.12.01. 인출.
- 통계청. (2022b). 「인구동향조사」, 합계출산율(시도/시/군/구). https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=INH_1B81A17&conn_path=I2에서 2023.12.01. 인출.
- 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료.
- 한국노동연구원, 고용노동부. (2022). 1-24차년도 통합코드북(가구, 개인, 직업력, 오픈코드북).
- 함선유. (2020). 부자 부모와 가난한 부모: 자녀가 임금에 미치는 영향의 계층 차이. *보건사회연구*, 40(2), 387-415.
- Almås, I., Kotsadam, A., Moen, E. R., & Røed, K. (2023). The economics of hypergamy. *Journal of Human Resources*, 58(1), 260-281.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789-865.
- Brinton, M. C., Lee, Y.-J., & Parish, W. L. (1995). Married women's employment in rapidly industrializing societies: Examples from East Asia. *American journal of sociology*, 100(5), 1099-1130
- Breen, R., & Andersen, S. H. (2012). Educational assortative mating and income inequality in Denmark. *Demography*, 49(3), 867-887.
- Cancian, M., & Reed, D. (1998). Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality. *The Review of Economics and Statistics*, 80(1), 73-79. doi:10.1162/003465398557348
- Choi, S., Chung, I., & Breen, R. (2020). How marriage matters for the intergenerational mobility of family income: Heterogeneity by gender, life course, and birth cohort. *American sociological review*

- w, 85(3), 353-380.
- Eika, L., Mogstad, M., & Zafar, B. (2019). Educational assortative mating and household income inequality. *Journal of Political Economy*, 127(6), 2795-2835.
- England, P., Bearak, J., Budig, M. J., & Hodges, M. J. (2016). Do highly paid, highly skilled women experience the largest motherhood penalty? *American sociological review*, 81(6), 1161-1189. doi:10.1177/0003122416673598
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- Gonalons-Pons, P., Schwartz, C. R., & Musick, K. (2021). Changes in couples' earnings following parenthood and trends in family earnings inequality. *Demography*, 58(3), 1093-1117.
- Karoly, L. A., & Burtless, G. (1995). Demographic Change, Rising Earnings Inequality, and the Distribution of Personal Well-Being, 1959-1989. *Demography*, 32(3), 379-405. doi:10.2307/2061687
- Killewald, A., & Bearak, J. (2014). Is the motherhood penalty larger for low-wage women? A comment on quantile regression. *American sociological review*, 79(2), 350-357. doi:10.1177/0003122414524574
- Ku, Inhoe, Lee, Wonjin, & Lee, Seoyun. (2021). Declining family support, changing income sources, and older people poverty: Lessons from South Korea. *Population and Development Review*, 47(4), 965-996.
- Ku, Lee, Lee & Han. (2018). "The role of family behaviors in determining income distribution: the case of South Korea." *Demography* 55(3): 877-899.
- Raymo, J. M., Park, H., Xie, Y., & Yeung, W.-j. J. (2015). Marriage and family in East Asia: Continuity and change. *Annual review of soc*

iology, 41, 471-492.

Shin, K. Y., & Kong, J. (2015). Women's Work and Family Income Inequality in South Korea. *Development and Society*, 44(1), 55-76.



〈부표 3-1〉 성별 혼인이행에 교육수준이 미치는 영향의 코호트별 차이

	여성		남성		
	Coef	se	Coef	se	
연령	1.415***	(5.09)	0.873***	(3.55)	
연령제곱	-2.401***	(-5.20)	-1.438***	(-3.67)	
교육수준	-0.0155	(-0.40)	0.0718*	(1.99)	
서울거주 여부(t-1)	-0.280*	(-2.19)	-0.269*	(-2.01)	
코호트 (기준:코호트1)	코호트2	-0.333	(-0.39)	-0.720	(-0.81)
	코호트3	-2.657*	(-2.36)	-0.0583	(-0.06)
ln개인취업소득 (t-1)	-0.0494	(-1.13)	0.0528	(1.27)	
상용직 여부(t-1)	0.576+	(1.88)	0.437	(1.54)	
코호트2×교육수준	-0.0144	(-0.25)	0.000085	(0.00)	
코호트3×교육수준	0.0721	(1.00)	-0.0442	(-0.74)	
코호트2×ln개인취업소득(t-1)	0.0488	(0.77)	0.0562	(0.90)	
코호트3×ln개인취업소득(t-1)	0.225**	(2.99)	0.0139	(0.21)	
코호트2×상용직 여부(t-1)	-0.0206	(-0.05)	0.113	(0.28)	
코호트3×상용직 여부(t-1)	-0.536	(-1.23)	-0.102	(-0.24)	
아버지 교육수준	-0.0392*	(-2.43)	0.0374*	(2.28)	
ln가구총취업소득(t-1)	-0.107***	(-5.86)	0.00148	(0.08)	
ln가구총금융자산(t-1)	0.0205	(1.33)	0.0427**	(2.62)	
자가여부(t-1)	0.148	(1.14)	0.297*	(2.04)	
청년가구주 여부(t-1)	0.178	(0.83)	0.788***	(3.95)	
가구원수(t-1)	0.000473	(0.01)	-0.154*	(-2.32)	
상수항	-21.63***	(-5.17)	-17.79***	(-4.67)	
N	4949		7889		

주: * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01.

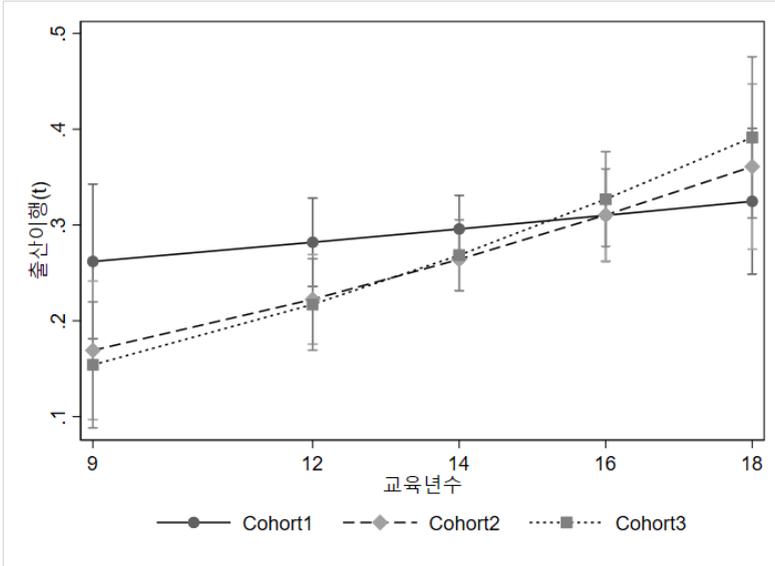
자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

〈부표 3-2〉 성별 출산이행에 교육수준이 미치는 영향의 코호트별 차이

	여성		남성	
	coef	se	coef	se
혼인 당시 연령	0.00742	(0.44)	0.0201	(1.02)
교육년수	0.0354	(0.91)	0.0391	(0.87)
코호트2	-1.364	(-1.26)	1.007	(0.91)
코호트3	-2.899*	(-2.43)	-0.625	(-0.54)
ln개인취업소득(t-1)	-0.137***	(-3.65)	0.0667	(1.05)
상용직(t-1)	0.277	(0.92)	-0.115	(-0.48)
ln가구총취업소득(t-1)	-0.0215	(-0.36)	-0.0632*	(-2.30)
코호트2×교육수준	0.0782	(1.30)	-0.0175	(-0.27)
코호트3×교육수준	0.112+	(1.93)	0.0566	(0.88)
코호트2×ln개인취업소득(t-1)	0.00617	(0.12)	0.0300	(0.32)
코호트3×ln개인취업소득(t-1)	-0.0684	(-1.19)	-0.0130	(-0.13)
코호트2×상용직(t-1)	-0.0978	(-0.23)	-0.694+	(-1.92)
코호트3×상용직(t-1)	0.301	(0.67)	0.418	(1.22)
코호트2×ln가구총취업소득(t-1)	0.0158	(0.17)	-0.0380	(-0.98)
코호트3×ln가구총취업소득(t-1)	0.171	(1.44)	-0.0459	(-1.17)
자가 여부(기준: 자가아님)	0.473***	(4.75)	0.352***	(3.31)
서울 거주(기준: 비서울)	-0.145	(-1.17)	-0.114	(-0.82)
혼인 경과 연도	0.182***	(11.44)	0.280***	(13.27)
절편	-1.916*	(-2.32)	-3.558***	(-3.82)
N	2358		2162	

주: + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

[부도 3-1] 출산이행에 교육수준이 미치는 영향의 코호트별 차이: 여성



주: 부도 3-2의 여성 결과를 나타냈다.
 자료: 한국노동연구원, 고용노동부. (각 연도). 한국노동패널 조사 원자료. 필자 분석.

242 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

〈부표 5-1〉 25~44세 소득 분포 요약: 중윗값의 빈곤선 대비 비율

(단위: %, %p)

구분	조사 데이터						행정보완 데이터					
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2016	2017	2018	2019	2020	2021
전 계	(A) 개인취업소득	188	178	179	182	181	185	155	162	162	160	163
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	266	266	267	263	264	257	236	238	236	227	225
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	220	217	217	219	213	212	196	196	196	195	190
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	239	237	238	237	243	237	225	225	225	227	220
	(E) 균등화 가구취업소득	242	242	242	245	246	244	230	229	231	232	224
	(F) 균등화 가구시장소득	242	239	238	239	244	240	232	232	234	234	226
	(G) 균등화 가구가처분소득	222	220	220	220	222	219	216	215	217	219	215
	(B-A) 배우자 효과	78	88	88	80	83	72	81	83	75	74	67
	(C-B) 자녀 효과	-47	-48	-50	-44	-51	-45	-40	-42	-40	-41	-36
	(D-C) 부모 효과	19	20	21	18	29	25	29	29	29	32	28
	(E-D) 기타 가구원 효과	2	5	4	8	4	7	6	4	6	5	4
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	0	-3	-3	-6	-3	-4	2	2	3	2	4
	(G-F) 공적이전 효과	-20	-19	-19	-19	-22	-20	-16	-17	-17	-15	-11
남 성	(A) 개인취업소득	293	287	283	274	267	267	238	245	241	238	233
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	266	252	256	258	255	254	233	231	229	229	223
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	218	213	218	219	213	210	195	193	193	193	192
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	242	239	240	242	246	242	227	225	226	228	220
	(E) 균등화 가구취업소득	243	245	245	246	249	248	234	231	233	233	225
	(F) 균등화 가구시장소득	242	241	243	242	246	244	235	233	237	235	227
	(G) 균등화 가구가처분소득	223	223	225	222	225	223	220	217	219	219	216
	(B-A) 배우자 효과	-27	-35	-27	-16	-11	-13	-5	-14	-12	-9	-10
	(C-B) 자녀 효과	-49	-38	-38	-39	-42	-45	-38	-37	-35	-36	-31
	(D-C) 부모 효과	24	25	22	23	33	32	32	31	33	36	28
	(E-D) 기타 가구원 효과	2	6	5	4	3	6	7	6	7	4	4
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-2	-4	-2	-4	-3	-4	2	2	4	2	4
	(G-F) 공적이전 효과	-19	-18	-18	-19	-21	-21	-16	-16	-18	-15	-11
연 령	(A) 개인취업소득	63	83	80	91	94	103	94	91	96	102	97
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	281	276	267	271	267	259	243	245	246	242	231
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	222	218	217	219	213	214	197	199	200	196	191
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	238	237	236	237	240	236	221	225	224	226	219
	(E) 균등화 가구취업소득	242	239	238	241	244	239	227	229	229	231	223
	(F) 균등화 가구시장소득	241	237	236	237	240	236	230	231	231	233	226
	(G) 균등화 가구가처분소득	221	216	216	216	219	216	212	213	214	217	213
	(B-A) 배우자 효과	218	193	187	180	173	156	149	155	151	141	134
	(C-B) 자녀 효과	-59	-58	-50	-52	-53	-45	-47	-46	-47	-46	-40
	(D-C) 부모 효과	16	19	19	18	27	21	25	26	25	30	28
	(E-D) 기타 가구원 효과	4	1	2	4	4	3	6	4	4	4	6
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-1	-1	-2	-4	-4	-3	2	2	2	3	2
	(G-F) 공적이전 효과	-19	-21	-20	-20	-21	-21	-18	-17	-17	-16	-12
유 배 우 남 성	(A) 개인취업소득	377	356	377	365	363	360	330	334	332	333	320
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	328	325	325	322	321	320	300	301	303	305	296
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	251	247	245	246	249	247	231	228	227	232	226
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	251	247	245	246	251	247	231	228	228	232	226
	(E) 균등화 가구취업소득	251	247	247	246	251	247	231	228	228	232	226
	(F) 균등화 가구시장소득	246	240	241	240	244	241	230	226	228	231	225
	(G) 균등화 가구가처분소득	222	216	218	217	218	215	209	206	208	211	209
	(B-A) 배우자 효과	-48	-31	-52	-42	-42	-40	-30	-33	-29	-28	-24
	(C-B) 자녀 효과	-77	-78	-80	-76	-72	-73	-69	-73	-76	-73	-70
	(D-C) 부모 효과	0	0	0	0	2	0	0	0	1	0	0
	(E-D) 기타 가구원 효과	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-5	-7	-6	-6	-6	-6	-2	-2	0	-1	0
	(G-F) 공적이전 효과	-24	-24	-23	-24	-26	-26	-21	-20	-21	-20	-16

구분	조사 데이터						행정보완 데이터						
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2016	2017	2018	2019	2020	2021	
유배우여성	(A) 개인취업소득	0	15	0	0	13	30	61	60	71	77	72	80
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	333	335	331	322	327	327	305	310	310	313	301	306
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	252	247	246	246	251	247	233	234	233	237	228	231
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	251	247	247	246	251	247	232	233	233	237	227	230
	(E) 균등화 가구취업소득	252	247	247	246	251	247	232	233	233	236	227	230
	(F) 균등화 가구시장소득	248	241	241	241	245	241	230	230	233	236	227	230
	(G) 균등화 가구가처분소득	224	217	218	217	219	215	210	208	212	215	211	212
	(B-A) 배우자 효과	333	321	331	322	314	297	244	250	239	236	229	226
	(C-B) 자녀 효과	-81	-88	-85	-76	-75	-80	-72	-76	-77	-76	-73	-75
	(D-C) 부모 효과	0	0	1	0	0	0	-1	-1	1	-1	-1	0
	(E-D) 기타 가구원 효과	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-4	-6	-6	-5	-6	-6	-2	-3	0	0	0	-1
	(G-F) 공적이전 효과	-24	-25	-23	-23	-26	-26	-21	-21	-21	-21	-16	-18
무배우남성	(A) 개인취업소득	163	178	170	164	171	171	141	136	144	138	143	155
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	163	178	170	164	171	171	141	136	144	138	143	155
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	157	168	170	164	160	171	140	136	142	135	140	153
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	220	231	233	232	236	237	222	221	224	224	213	220
	(E) 균등화 가구취업소득	234	240	242	242	246	248	235	233	240	233	223	229
	(F) 균등화 가구시장소득	238	242	245	243	247	249	244	242	245	238	230	239
	(G) 균등화 가구가처분소득	225	233	234	230	235	235	234	231	235	230	227	230
	(B-A) 배우자 효과	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	(C-B) 자녀 효과	-6	-10	0	0	-11	0	-1	0	-1	-3	-2	-3
	(D-C) 부모 효과	64	63	64	68	76	66	81	85	82	89	73	67
	(E-D) 기타 가구원 효과	13	9	8	10	10	11	14	12	16	9	9	10
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	4	3	3	1	0	0	9	9	5	5	7	10
	(G-F) 공적이전 효과	-13	-9	-12	-13	-11	-14	-10	-11	-9	-8	-3	-9
무배우여성	(A) 개인취업소득	163	162	151	164	160	154	133	136	138	139	136	141
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	163	162	151	164	160	154	133	136	138	139	136	141
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	151	148	142	155	160	154	128	132	131	136	131	138
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	196	205	207	211	213	208	196	207	210	206	201	196
	(E) 균등화 가구취업소득	215	216	223	226	226	223	214	223	222	219	213	214
	(F) 균등화 가구시장소득	220	220	224	227	229	230	227	232	226	228	223	222
	(G) 균등화 가구가처분소득	211	216	211	215	221	217	219	222	219	221	222	215
	(B-A) 배우자 효과	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	(C-B) 자녀 효과	-13	-14	-9	-9	0	0	-4	-4	-7	-3	-6	-4
	(D-C) 부모 효과	45	57	65	56	53	54	68	75	79	70	70	58
	(E-D) 기타 가구원 효과	19	11	16	16	13	15	18	16	12	13	13	18
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	5	3	1	0	3	7	12	9	4	9	10	8
	(G-F) 공적이전 효과	-9	-4	-13	-11	-9	-13	-7	-10	-7	-6	-1	-7

주: 중윗값을 빈곤선으로 나눈 비율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

244 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

<부표 5-2> 25~44세 소득 분포 요약: 지니계수

(단위: 포인트)

구분	조사 데이터						행정보완 데이터						
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2016	2017	2018	2019	2020	2021	
전 계	(A) 개인취업소득	0.56	0.54	0.54	0.54	0.53	0.53	0.53	0.53	0.52	0.51	0.51	0.50
	(B) 균등화 본인·배우자취업소득	0.40	0.40	0.39	0.39	0.38	0.39	0.41	0.41	0.41	0.41	0.41	0.41
	(C) 균등화 본인·배우자·자녀취업소득	0.39	0.39	0.38	0.38	0.38	0.38	0.40	0.40	0.40	0.39	0.40	0.40
	(D) 균등화 본인·배우자·자녀·부모취업소득	0.35	0.34	0.34	0.33	0.33	0.34	0.35	0.35	0.35	0.34	0.34	0.35
	(E) 균등화 가구취업소득	0.34	0.33	0.33	0.32	0.32	0.32	0.34	0.34	0.33	0.33	0.33	0.34
	(F) 균등화 가구시장소득	0.34	0.33	0.32	0.32	0.32	0.32	0.34	0.34	0.34	0.33	0.34	0.34
	(G) 균등화 가구가처분소득	0.32	0.32	0.31	0.30	0.30	0.30	0.32	0.32	0.31	0.30	0.30	0.30
	(B-A) 배우자 효과	-0.16	-0.14	-0.15	-0.15	-0.14	-0.14	-0.12	-0.12	-0.11	-0.11	-0.11	-0.09
	(C-B) 자녀 효과	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.01	-0.01
	(D-C) 부모 효과	-0.04	-0.04	-0.05	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
	(E-D) 기타 가구원 효과	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
	(F-E) 재산소득·사적이전 효과	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
	(G-F) 공적이전 효과	-0.02	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	-0.04	-0.04
	남 성	(A) 개인취업소득	0.43	0.42	0.42	0.42	0.41	0.42	0.44	0.43	0.43	0.43	0.43
(B) 균등화 본인·배우자취업소득		0.41	0.41	0.41	0.40	0.40	0.41	0.42	0.42	0.42	0.42	0.42	0.42
(C) 균등화 본인·배우자·자녀취업소득		0.41	0.40	0.40	0.39	0.39	0.40	0.41	0.41	0.40	0.40	0.41	0.41
(D) 균등화 본인·배우자·자녀·부모취업소득		0.35	0.35	0.34	0.33	0.33	0.34	0.35	0.35	0.34	0.33	0.33	0.34
(E) 균등화 가구취업소득		0.34	0.33	0.33	0.32	0.32	0.33	0.34	0.34	0.33	0.32	0.33	0.33
(F) 균등화 가구시장소득		0.34	0.33	0.33	0.32	0.32	0.32	0.34	0.34	0.33	0.32	0.33	0.33
(G) 균등화 가구가처분소득		0.32	0.32	0.31	0.30	0.30	0.30	0.32	0.32	0.30	0.29	0.29	0.30
(B-A) 배우자 효과		-0.02	-0.01	-0.02	-0.02	-0.01	-0.01	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
(C-B) 자녀 효과		-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
(D-C) 부모 효과		-0.05	-0.05	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.07	-0.07	-0.07
(E-D) 기타 가구원 효과		-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
(F-E) 재산소득·사적이전 효과		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
(G-F) 공적이전 효과		-0.02	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	-0.04	-0.04
유 배 우 남 성		(A) 개인취업소득	0.65	0.63	0.63	0.62	0.61	0.61	0.59	0.60	0.59	0.57	0.57
	(B) 균등화 본인·배우자취업소득	0.39	0.38	0.38	0.37	0.37	0.38	0.40	0.41	0.40	0.40	0.40	0.41
	(C) 균등화 본인·배우자·자녀취업소득	0.38	0.37	0.37	0.36	0.36	0.37	0.39	0.39	0.39	0.38	0.38	0.40
	(D) 균등화 본인·배우자·자녀·부모취업소득	0.35	0.34	0.33	0.33	0.33	0.33	0.35	0.36	0.35	0.34	0.35	0.36
	(E) 균등화 가구취업소득	0.34	0.34	0.33	0.32	0.32	0.32	0.34	0.35	0.34	0.33	0.34	0.35
	(F) 균등화 가구시장소득	0.34	0.33	0.32	0.32	0.32	0.32	0.34	0.35	0.34	0.34	0.34	0.35
	(G) 균등화 가구가처분소득	0.32	0.32	0.31	0.30	0.30	0.30	0.32	0.32	0.31	0.30	0.30	0.31
	(B-A) 배우자 효과	-0.26	-0.24	-0.25	-0.25	-0.24	-0.23	-0.19	-0.19	-0.18	-0.17	-0.17	-0.14
	(C-B) 자녀 효과	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.01	-0.01
	(D-C) 부모 효과	-0.02	-0.03	-0.04	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04
	(E-D) 기타 가구원 효과	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
	(F-E) 재산소득·사적이전 효과	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
	(G-F) 공적이전 효과	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	-0.04	-0.04

구분	조사 데이터					행정보완 데이터						
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	
유배우여성	(A) 개인취업소득	0.72	0.69	0.69	0.69	0.69	0.68	0.66	0.66	0.65	0.63	0.61
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	0.33	0.32	0.30	0.29	0.29	0.30	0.33	0.34	0.33	0.31	0.31
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	0.33	0.32	0.31	0.30	0.30	0.31	0.33	0.34	0.33	0.32	0.32
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	0.33	0.32	0.31	0.30	0.29	0.31	0.33	0.33	0.33	0.31	0.31
	(E) 균등화 가구취업소득	0.33	0.32	0.31	0.30	0.29	0.31	0.33	0.33	0.33	0.31	0.31
	(F) 균등화 가구시장소득	0.33	0.32	0.31	0.30	0.29	0.31	0.34	0.34	0.33	0.32	0.33
	(G) 균등화 가구가치분소득	0.32	0.32	0.30	0.28	0.28	0.29	0.32	0.32	0.31	0.29	0.29
	(B-A) 배우자 효과	-0.39	-0.37	-0.39	-0.40	-0.39	-0.38	-0.32	-0.33	-0.32	-0.32	-0.32
	(C-B) 자녀 효과	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
	(D-C) 부모 효과	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	(E-D) 기타 가구원 효과	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01
	(G-F) 공적이전 효과	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03	-0.04
무배우남성	(A) 개인취업소득	0.53	0.52	0.52	0.51	0.51	0.50	0.50	0.50	0.48	0.49	0.50
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	0.53	0.52	0.52	0.51	0.51	0.50	0.50	0.50	0.48	0.49	0.50
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	0.53	0.52	0.52	0.51	0.51	0.50	0.50	0.50	0.49	0.49	0.50
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	0.41	0.39	0.39	0.38	0.38	0.38	0.39	0.38	0.36	0.36	0.36
	(E) 균등화 가구취업소득	0.38	0.36	0.36	0.35	0.35	0.35	0.36	0.35	0.34	0.34	0.34
	(F) 균등화 가구시장소득	0.37	0.36	0.36	0.35	0.35	0.35	0.36	0.36	0.34	0.34	0.34
	(G) 균등화 가구가치분소득	0.34	0.33	0.33	0.33	0.32	0.32	0.33	0.32	0.31	0.30	0.29
	(B-A) 배우자 효과	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	(C-B) 자녀 효과	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	(D-C) 부모 효과	-0.13	-0.13	-0.13	-0.13	-0.13	-0.12	-0.11	-0.12	-0.12	-0.13	-0.14
	(E-D) 기타 가구원 효과	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.02	-0.02
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	(G-F) 공적이전 효과	-0.03	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.04	-0.04
무배우여성	(A) 개인취업소득	0.45	0.46	0.48	0.46	0.45	0.45	0.46	0.46	0.46	0.45	0.46
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	0.45	0.46	0.48	0.46	0.45	0.45	0.46	0.46	0.46	0.45	0.46
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	0.47	0.47	0.49	0.47	0.46	0.45	0.46	0.46	0.47	0.46	0.47
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	0.41	0.40	0.40	0.40	0.40	0.38	0.39	0.41	0.40	0.40	0.40
	(E) 균등화 가구취업소득	0.38	0.37	0.37	0.37	0.37	0.36	0.36	0.37	0.37	0.37	0.38
	(F) 균등화 가구시장소득	0.36	0.36	0.36	0.37	0.36	0.35	0.36	0.37	0.37	0.36	0.37
	(G) 균등화 가구가치분소득	0.34	0.34	0.34	0.34	0.33	0.32	0.33	0.34	0.33	0.32	0.34
	(B-A) 배우자 효과	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	(C-B) 자녀 효과	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00
	(D-C) 부모 효과	-0.06	-0.07	-0.10	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07	-0.06	-0.07	-0.06	-0.07
	(E-D) 기타 가구원 효과	-0.03	-0.03	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.02
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00
	(G-F) 공적이전 효과	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.04	-0.04	-0.05

주: 지니계수를 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.

246 청년의 계층적 가족형성과 소득불평등 연구

<부표 5-3> 25~44세 소득 분포 요약: 빈곤율

(단위: %, %p)

구분	조사 데이터						행정보완 데이터							
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2016	2017	2018	2019	2020	2021		
전 계	(A) 개인취업소득	36	36	37	36	35	35	38	38	37	37	38	35	
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	14	16	16	16	16	15	19	19	19	19	20	19	
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	17	18	18	18	17	17	22	22	21	22	23	22	
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	10	11	10	10	10	9	13	13	12	12	13	13	
	(E) 균등화 가구취업소득	9	10	9	9	8	8	12	12	11	11	12	12	
	(F) 균등화 가구시장소득	8	9	8	8	8	7	11	11	10	10	11	11	
	(G) 균등화 가구가치분소득	9	10	9	9	8	8	12	11	10	9	9	9	
	(B-A) 배우자 효과	-22	-21	-21	-20	-20	-19	-19	-19	-18	-17	-17	-16	
	(C-B) 자녀 효과	2	3	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	
	(D-C) 부모 효과	-7	-8	-8	-8	-8	-8	-9	-9	-10	-10	-9	-9	
	(E-D) 기타 가구원 효과	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-1	-1	-1	0	0	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1	
	(G-F) 공적이전 효과	1	1	1	0	0	1	1	0	0	-1	-2	-2	
	남 성	(A) 개인취업소득	19	20	20	20	19	19	23	22	22	23	24	22
		(B) 균등화 본인-배우자취업소득	18	19	19	19	19	18	22	22	21	22	22	21
(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득		20	21	21	21	20	20	24	24	23	24	25	23	
(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득		10	11	10	10	9	10	13	13	12	12	13	12	
(E) 균등화 가구취업소득		9	9	9	9	8	8	11	11	10	11	12	11	
(F) 균등화 가구시장소득		8	9	8	8	8	7	11	10	10	10	11	10	
(G) 균등화 가구가치분소득		9	9	9	8	8	8	11	11	10	9	8	9	
(B-A) 배우자 효과		-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1	-1	
(C-B) 자녀 효과		2	2	2	2	1	1	2	2	2	2	3	2	
(D-C) 부모 효과		-9	-10	-10	-11	-11	-10	-11	-11	-11	-13	-12	-11	
(E-D) 기타 가구원 효과		-1	-1	-2	-1	-1	-2	-2	-2	-1	-1	-1	-1	
(F-E) 재산소득-사적이전 효과		-1	-1	0	0	0	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1	
(G-F) 공적이전 효과		1	1	0	0	0	0	0	0	0	-1	-3	-2	
연 령		(A) 개인취업소득	53	53	53	52	51	50	53	53	51	49	51	48
		(B) 균등화 본인-배우자취업소득	11	12	13	13	13	12	17	17	17	17	18	18
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	14	16	16	15	15	15	20	20	20	20	22	21	
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	10	10	10	10	10	9	14	13	12	12	13	13	
	(E) 균등화 가구취업소득	9	10	9	9	9	8	13	12	11	11	12	12	
	(F) 균등화 가구시장소득	8	9	9	8	8	8	12	11	10	10	11	11	
	(G) 균등화 가구가치분소득	9	10	9	9	9	9	12	12	11	9	9	9	
	(B-A) 배우자 효과	-42	-41	-40	-39	-38	-38	-37	-36	-34	-33	-32	-30	
	(C-B) 자녀 효과	3	3	3	2	2	2	4	3	3	3	4	3	
	(D-C) 부모 효과	-4	-5	-6	-6	-5	-5	-6	-7	-8	-7	-9	-8	
	(E-D) 기타 가구원 효과	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1	-1	0	-1	-1	-2	
	(G-F) 공적이전 효과	1	1	1	1	1	1	1	1	0	-1	-2	-1	
	유 배 우 남 성	(A) 개인취업소득	5	5	5	4	4	3	8	7	6	6	7	6
		(B) 균등화 본인-배우자취업소득	3	3	3	3	2	2	6	6	5	5	4	4
(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득		6	7	6	5	4	5	10	10	8	8	9	8	
(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득		6	6	5	5	4	4	10	10	8	8	9	8	
(E) 균등화 가구취업소득		6	6	5	5	4	4	10	9	8	8	9	8	
(F) 균등화 가구시장소득		6	6	5	5	4	4	10	9	8	8	9	8	
(G) 균등화 가구가치분소득		7	8	7	7	6	6	11	11	9	8	7	7	
(B-A) 배우자 효과		-1	-1	-2	-2	-1	-1	-2	-1	-2	-1	-3	-2	
(C-B) 자녀 효과		3	3	3	3	2	2	4	4	4	4	5	4	
(D-C) 부모 효과		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
(E-D) 기타 가구원 효과		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
(F-E) 재산소득-사적이전 효과		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
(G-F) 공적이전 효과		1	1	1	1	1	2	1	2	1	0	-2	-1	

구분	조사 데이터					행정보완 데이터							
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021		
유배우여성	(A) 개인취업소득	62	61	61	60	59	58	60	60	57	56	57	55
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	3	3	3	3	3	3	6	6	5	5	5	4
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	6	7	6	6	5	5	10	10	8	8	9	9
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	6	7	6	5	5	5	10	10	8	8	9	9
	(E) 균등화 가구취업소득	6	7	6	5	5	5	10	10	8	8	9	9
	(F) 균등화 가구시장소득	6	7	6	6	5	5	10	10	8	8	9	8
	(G) 균등화 가구가처분소득	7	8	7	7	7	7	11	11	9	8	8	7
	(B-A) 배우자 효과	-58	-58	-58	-57	-56	-56	-54	-54	-52	-51	-52	-51
	(C-B) 자녀 효과	3	3	3	3	2	3	4	4	4	4	5	4
	(D-C) 부모 효과	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	(E-D) 기타 가구원 효과	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	(G-F) 공적이전 효과	1	1	1	1	1	2	1	1	1	0	-1	-1
무배우남성	(A) 개인취업소득	40	40	39	39	38	37	40	41	39	42	41	36
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	40	40	39	39	38	37	40	41	39	42	41	36
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	40	40	40	40	39	38	41	42	40	42	42	37
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	17	16	17	16	16	15	17	17	16	16	17	16
	(E) 균등화 가구취업소득	13	13	13	13	13	12	14	13	13	14	15	13
	(F) 균등화 가구시장소득	11	12	12	12	12	11	12	12	12	12	13	12
	(G) 균등화 가구가처분소득	11	12	11	11	10	10	11	10	10	10	10	10
	(B-A) 배우자 효과	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	(C-B) 자녀 효과	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	(D-C) 부모 효과	-23	-23	-23	-24	-23	-22	-23	-25	-24	-26	-24	-21
	(E-D) 기타 가구원 효과	-3	-3	-4	-3	-3	-3	-3	-4	-3	-2	-2	-2
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-2	-1	-1	-1	-1	-1	-2	-2	-1	-2	-2	-1
	(G-F) 공적이전 효과	0	0	-1	-1	-2	-1	-1	-2	-2	-2	-3	-2
무배우여성	(A) 개인취업소득	31	34	36	34	33	32	38	39	40	37	40	38
	(B) 균등화 본인-배우자취업소득	31	34	36	34	33	32	38	39	40	37	40	38
	(C) 균등화 본인-배우자-자녀취업소득	35	36	39	36	35	34	41	41	41	39	42	40
	(D) 균등화 본인-배우자-자녀-부모취업소득	21	20	20	19	20	18	21	20	19	20	19	21
	(E) 균등화 가구취업소득	17	18	17	16	17	14	18	16	16	17	17	18
	(F) 균등화 가구시장소득	14	15	15	14	15	13	15	14	14	14	15	15
	(G) 균등화 가구가처분소득	15	15	15	14	13	13	14	14	13	11	11	12
	(B-A) 배우자 효과	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	(C-B) 자녀 효과	4	3	3	2	2	2	2	2	2	2	2	1
	(D-C) 부모 효과	-14	-17	-19	-17	-15	-16	-19	-21	-23	-19	-23	-19
	(E-D) 기타 가구원 효과	-3	-2	-3	-2	-3	-3	-4	-3	-3	-3	-2	-2
	(F-E) 재산소득-사적이전 효과	-3	-3	-2	-2	-2	-2	-3	-2	-2	-3	-2	-3
	(G-F) 공적이전 효과	1	0	0	0	-1	0	-1	-1	-1	-2	-4	-2

주: 빈곤율을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 통계청. (각 연도). 가계금융복지조사 원자료.