

결혼과 출산의 최근 동향과 영향 요인

: 2024년 가족과 출산조사 심층분석

이지혜

박종서·이소영·장인수·최선영·정희선



사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



한국 보건사회연구원
KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



■ 연구진

연구책임자	이지혜	한국보건사회연구원 부연구위원
공동연구진	박종서	한국보건사회연구원 연구위원
	이소영	한국보건사회연구원 선임연구위원
	장인수	한국보건사회연구원 연구위원
	최선영	한국보건사회연구원 부연구위원
	정희선	한국보건사회연구원 전문연구원

연구보고서 2025-19

결혼과 출산의 최근 동향과 영향 요인

: 2024년 가족과 출산조사 심층분석

발 행 일 2025년 12월
발 행 인 신 영 석
발 행 처 한국보건사회연구원
주 소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전 화 대표전화: 044)287-8000
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>
등 록 1999년 4월 27일(제2015-000007호)
인 쇄 처 (주)에이치에이엔컴퍼니

© 한국보건사회연구원 2025
ISBN 979-11-7252-094-6 [93330]
<https://doi.org/10.23060/kihasa.a.2025.19>

발|간|사

저출산은 우리 사회의 지속가능성과 직결된 중대한 과제로서, 결혼과 출산에 대한 개인의 선택은 경제·사회·문화적 환경 변화 속에서 복합적으로 형성되고 있다. 만혼·비혼의 확산과 가족 형태의 다양화는 결혼과 출산을 단일한 제도나 정책의 효과만으로 설명하기 어려운 현실을 보여주고 있으며, 이에 대한 보다 종합적인 실증 분석이 요구되고 있다.

한국보건사회연구원은 이러한 문제의식에 따라 2021년 「가족과 출산조사」를 전면 개편하고 조사 대상을 혼인 상태와 성별에 관계없이 19~49세 남녀로 확대하고 조사 내용을 수정하였다. 본 보고서는 2024년 가족과 출산조사 자료를 활용하여 결혼과 출산의 최근 동향을 살펴보고, 개인의 가치관과 성평등 인식, 생애 과정에서의 지역 이동, 자녀 양육비와 정부 지원, 일·가정양립 여건 등 주요 영향 요인을 심층적으로 분석하고자 한다. 본 연구가 결혼과 출산을 둘러싼 실증적 이해를 제고하고, 향후 저출산 대응 정책과 가족정책 수립을 위한 기초 자료로 활용되기를 기대한다.

본 연구는 이지혜 부연구위원과 원내 박종서 연구위원, 이소영 선임연구위원, 장인수 연구위원, 최선영 부연구위원과 정희선 전문연구원이 함께 참여한 공동 연구이며 연구 진행 과정에서 귀중한 자문을 해주신 원내 우해봉 연구위원과 고려대학교 김근태 교수에게 감사의 말을 전한다. 마지막으로 보고서의 연구 결과는 한국보건사회연구원의 공식적인 견해가 아님을 밝힌다.

2025년 12월

한국보건사회연구원 원장

신 영 석

목 차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



요약	1
 제1장 서론	 5
제1절 연구의 배경 및 목적	7
제2절 연구의 내용 및 방법	10
 제2장 가치관과 결혼 및 출산	 13
제1절 도입	15
제2절 가치관의 변화와 분절	20
제3절 가치관과 인구 행동의 영향 관계	32
제4절 소결	43
 제3장 가구 성별 분업과 출산	 45
제1절 연구목적과 질문	47
제2절 성평등 태도와 성별 분업 실천	50
제3절 성평등 수준과 출산	60
제4절 소결	72
 제4장 지역 이동과 결혼 및 출산	 75
제1절 지역 이동 관련 논의와 분석 개요	77
제2절 생애주기 사건과 지역 이동	82
제3절 결혼 전까지의 지역 이동과 결혼 및 출산	96
제4절 소결	102



제5장 임신·출산의 보건의료적 경험과 출산 105

제1절 서론 및 이론적 배경	107
제2절 분석 개요	112
제3절 분석 결과	115
제4절 요약 및 시사점	124

제6장 자녀 양육비와 정부 지원에 따른 출산 127

제1절 서론	129
제2절 관련 논의의 검토	132
제3절 기초 분석	142
제4절 심층 분석	161
제5절 소결	169

제7장 일·가정양립제도와 출산 171

제1절 일·가정양립 제도 이용과 출산 관련 논의	173
제2절 일·가정양립제도 이용 기초분석	176
제3절 일·가정양립 제도 이용과 출산 심층분석	190
제4절 소결	197

제8장 결론 201

제1절 연구 결과 요약	203
제2절 시사점 및 가족과 출산 조사 개선 방향	206



참고문헌	211
부록	223
Abstract	227

표 목차

〈표 1-1〉 2000년~2024년 가족과 출산 조사(전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사 등) 명칭과 조사 대상	8
〈표 1-2〉 장별 분석 주제와 분석 대상 및 분석 내용	11
〈표 2-1〉 행복 인식에서 부정적 태도의 정도	21
〈표 2-2〉 결혼에 대한 인식에 동의하는 정도(결혼한 사람이 더 행복)	22
〈표 2-3〉 가족에 대한 인식에 동의하는 정도(자신보다 가족 우선)	23
〈표 2-4〉 결혼 필요성에 동의하는 정도	24
〈표 2-5〉 자녀 필요성의 부정 인식 정도	25
〈표 2-6〉 이상 자녀 수 평균	26
〈표 2-7〉 성역할에 대한 부정 인식(남성 혼자 생계 책임)	27
〈표 2-8〉 우리 사회의 신뢰 정도에 대한 인식	28
〈표 2-9〉 우리 사회의 안전 정도에 대한 인식	29
〈표 2-10〉 사회 전반의 성평등 수준이 여성에게 불평등하다는 인식에 동의하는 정도	30
〈표 2-11〉 10년 후 자신의 미래 예측 가능성에 대한 인식	31
〈표 2-12〉 변수 정의의 내용	33
〈표 2-13〉 미혼자의 결혼 및 출산 의향	34
〈표 2-14〉 미혼자의 가치관과 결혼 및 출산 의향	36
〈표 2-15〉 미혼 남자 결혼 의향 로지스틱 회귀분석 결과	38
〈표 2-16〉 미혼 여자 결혼 의향 로지스틱 회귀분석 결과	39
〈표 2-17〉 미혼 남자 출산 의향 로지스틱 회귀분석 결과	41
〈표 2-18〉 미혼 여자 출산 의향 로지스틱 회귀분석 결과	42
〈표 3-1〉 유배우 여성의 성평등 태도 점수	51
〈표 3-2〉 부부가구의 생계부양유형 분포	54
〈표 3-3〉 생계부양유형별 월평균 가구소득	55
〈표 3-4〉 맞벌이 가구 부부소득에 대한 아내 소득 비율 분포	56
〈표 3-5〉 생계부양유형별 남편과 아내의 주당 근로시간 분포와 평균시간	57
〈표 3-6〉 아내의 가사분담비율 분포	59



〈표 3-7〉 19~39세 무자녀 및 한 자녀 여성의 기초통계	62
〈표 3-8〉 19~39세 유배우 여성의 자녀 유무에 대한 로지스틱 회귀분석	65
〈표 3-9〉 무자녀 여성의 출산 의향 분석 기술통계	66
〈표 3-10〉 무자녀 여성의 출산 의향에 대한 다항로지트분석	71
〈표 4-1〉 주요 생애주기 사건의 지역 이동	80
〈표 4-2〉 성별, 출생코호트별 대학(교) 입학 전 거주지 분포	83
〈표 4-3〉 성별, 출생코호트별 대학(교) 입학 후 거주지 분포	83
〈표 4-4〉 성별, 출생코호트별 대학(교) 입학 전후 이동	85
〈표 4-5〉 성별, 출생코호트별 첫 취업 전 거주지 분포	87
〈표 4-6〉 성별, 출생코호트별 첫 취업 후 거주지 분포	87
〈표 4-7〉 성별, 출생코호트별 첫 취업 전후 이동	89
〈표 4-8〉 성별, 출생코호트별 첫 결혼 전 거주지 분포	90
〈표 4-9〉 성별, 출생코호트별 첫 결혼 후 거주지 분포	91
〈표 4-10〉 성별, 출생코호트별 첫 결혼 전후 이동	93
〈표 4-11〉 성별, 출생코호트별 생애 이동 경로	95
〈표 4-12〉 성별, 출생코호트별 결혼 전까지의 생애 이동 경로별 결혼 경험 비율	97
〈표 4-13〉 미혼 남녀의 지역 이동과 혼인 의향에 대한 로지스틱 회귀분석 결과	99
〈표 4-14〉 여성의 출생코호트별 결혼 전까지의 생애 이동 경로별 평균 출생아 수	100
〈표 4-15〉 기혼 여성의 결혼 전 지역 이동과 출생아 수에 대한 포아송 회귀분석 결과	101
〈표 4-16〉 주요 생애 사건 전후의 지역 분포 변화	103
〈표 5-1〉 최근 3년 출산모(19~49세)의 일반 특성	116
〈표 5-2〉 최근 3년 출산모(19~49세)의 가치관 및 인식 관련 특성	118
〈표 5-3〉 최근 3년 출산모(19~49세)의 임신 및 출산의 보건의료적 특성	120
〈표 5-4〉 추가 출산 의향의 요인에 관한 회귀분석 결과: 모형 1	121
〈표 5-5〉 추가 출산 의향의 요인에 관한 회귀분석 결과: 모형 2	123
〈표 6-1〉 우리나라 초, 중, 고 학생의 사교육 현황(2024년 기준)	132
〈표 6-2〉 학교급별 사교육비 총액 추이(2015~2024년)	134

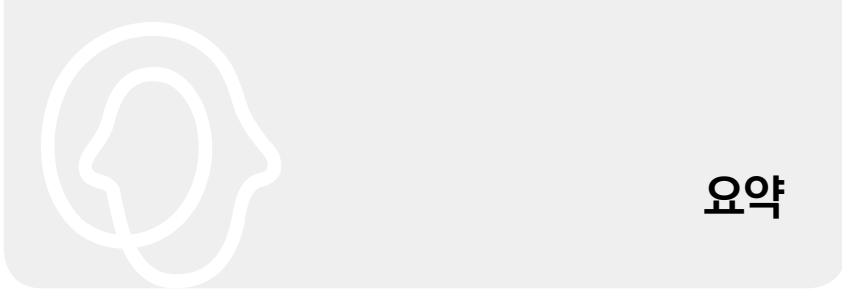
〈표 6-3〉 첫째 자녀가 있는 표본의 자녀 양육비 세부 항목별 주요 특성	156
〈표 6-4〉 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성 추정계수	162
〈표 6-5〉 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비와 정부지원금 간 연관성 추정계수	162
〈표 6-6〉 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성 추정계수: 상호작용항 추가 고려	163
〈표 6-7〉 사교육비를 제외한 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성 추정계수: 상호작용항 추가 고려	164
〈표 6-8〉 분해기법을 적용한 두 집단의 평균 첫째 자녀 양육비 차이 특성과 변인의 기여도	166
〈표 6-9〉 정부 지원금과 첫째 자녀 양육비 간 연관성 추정계수	167
〈표 6-10〉 정부 지원금과 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비 간 연관성 추정계수 ...	167
〈표 6-11〉 정부 지원금과 첫째 자녀 양육비 간 연관성 추정계수: 상호작용항 추가 고려	168
〈표 6-12〉 정부 지원금과 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비 간 연관성 추정계수: 상호작용항 추가 고려	168
〈표 6-13〉 출산 의향과 첫째 자녀 양육비, 정부 지원금 간 연관성	169
〈표 7-1〉 출산 경험이 있는 여성의 자녀 수	177
〈표 7-2〉 출생 순위별 출산전후휴가 및 육아휴직 이용 비율	177
〈표 7-3〉 출산 경험이 있는 여성의 자녀 수와 분석 대상 사례수	178
〈표 7-4〉 어머니(19~49세) 특성별 출산전후휴가 이용 비율	179
〈표 7-5〉 어머니(19~49세) 출산전후휴가 이용(미이용시 출산) 당시 일자리 특성별 출산전후휴가 이용 비율	180
〈표 7-6〉 어머니(19~49세) 특성별 육아휴직 이용 비율	182
〈표 7-7〉 어머니(19~49세) 육아휴직 이용(미이용 시 출산) 당시 일자리 특성별 육아휴직 이용 비율	183
〈표 7-8〉 어머니(19~49세) 특성별 육아휴직 총이용 기간	185
〈표 7-9〉 어머니(19~49세) 일자리 특성별 육아휴직 총이용 기간	186
〈표 7-10〉 어머니(19~49세) 특성별 출산 후 육아휴직 이용 시작 기간 비율	187
〈표 7-11〉 어머니(19~49세) 일자리 특성별 출산 후 육아휴직 이용 시작 기간 비율	188



〈표 7-12〉 어머니(19~49세) 특성별 배우자 출산휴가 이용 비율	189
〈표 7-13〉 어머니(19~49세) 특성별 추가 출산 의향 비율	191
〈표 7-14〉 어머니(19~49세) 현 직장 특성별 추가 출산 의향 비율	193
〈표 7-15〉 어머니(19~49세) 및 배우자 출산(전후)휴가 및 육아휴직 이용 여부 특성별 추가 출산 의향 비율	194
〈표 7-16〉 일·가정양립제도 사용과 추가 출산 의향 회귀분석: 모형1, 모형2	196
〈표 7-17〉 일·가정양립제도 사용과 추가 출산 의향 회귀분석: 모형3, 모형4	197

그림 목차

[그림 4-1] 성별, 출생코호트별 주요 생애주기 사건 경험 비율	81
[그림 4-2] 성별, 출생코호트별 대학(교)입학 전후 거주지 분포 차이	84
[그림 4-3] 성별, 출생코호트별 첫 취업 전후 거주지 분포 차이	88
[그림 4-4] 성별, 출생코호트별 첫 결혼 전후 거주지 분포 차이	92
[그림 6-1] 전체(0~18세), 0~6세, 7~18세 첫째 자녀 연령과 첫째 자녀 양육비 간 연관성	143
[그림 6-2] 전체(0~18세), 0~6세, 7~18세 첫째 자녀 연령과 평균 정부 지원금 규모 간 연관성	145
[그림 6-3] 전체(0~18세), 0~6세, 7~18세 첫째 자녀 양육비 규모와 정부 지원금 규모 간 연관성	147
[그림 6-4] 자녀 양육비 규모와 추가 출산 의향 간 연관성: 둘째 이상 자녀가 있는 경우를 모두 포함	149
[그림 6-5] 자녀 양육비 규모와 추가 출산 의향 간 연관성: 첫째 자녀만 있는 경우	151
[그림 6-6] 정부 지원금 규모와 추가 출산 의향 간 연관성: 둘째 이상 자녀가 있는 경우를 모두 포함	153
[그림 6-7] 정부 지원금 규모와 추가 출산 의향 간 연관성: 첫째 자녀만 있는 경우	154
[그림 6-8] 첫째 자녀 연령과 첫째 자녀 사교육비 제외 양육비 간 연관성	157
[그림 6-9] 사교육비 제외 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성	159
[그림 7-1] 출산(전후)휴가자 규모	174
[그림 7-2] 전체 육아휴직 이용자 추이	174



요약

1. 연구의 배경 및 목적

저출산 현상의 복잡성과 만혼·비혼, 동거와 혼외출산 등 다양한 가족에 대한 실태 파악의 필요성 등이 증가함에 따라 한국보건사회연구원에서는 기혼 여성을 중심으로 3년마다 실시하던 전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사를 2021년 가족과 출산 조사로 개편하여 혼인상태와 성별에 상관없이 19~49세 남녀로 조사 대상을 변경하고 조사 항목을 다양화하였다. 2024년에는 2021년 개편된 조사 대상을 유지하되 조사 문항을 보완하고 신규 문항을 추가하였다. 본 연구에서는 ‘2024년 가족과 출산 조사’ 자료를 활용하되 변경한 문항을 중심으로 혼인 및 출산에 영향을 미치는 요인에 대한 실증분석을 통해 가족과 출산조사의 개선 방향과 정책적 시사점을 도출하고자 하였다.

2. 주요 연구 내용

가치관과 미혼 남녀의 결혼 및 출산 의향을 분석한 결과 결혼의 필요성과 자녀의 필요성에 긍정적일 경우 미혼 남녀 모두 결혼 의향과 출산 의향이 높게 나타났다. 그러나 사회적 가치에서는 남성과 여성 간 결혼 및 출산 의향에 영향을 미치는 가치가 다르게 나타났는데 남성은 신뢰와 미래 전망이 결혼 의향과 출산 의향에, 여성의 경우 안전은 결혼 의향에, 신뢰와 안전은 출산 의향에 영향을 미치고 있었다.

다음으로 부부가구의 성평등 수준과 출산과의 관계를 분석한 결과, 생계부양 부담의 성분리 정도는 완화되었으나 맞벌이 가구라도 부양책임을 공동으로 부담하는 비율은 절반 정도에 불과하였으며 이를 감안하더라도

여성의 가사분담비율은 상당히 높게 나타났다. 그리고 이러한 가사분담 방식과 여성의 성평등 태도는 출산에 영향을 미치는 것으로 나타나 가사의 대부분을 여성이 분담할 경우 출산 의향이 높았고 성평등 태도가 강할수록 출산 의향을 갖지 않을 가능성이 크게 나타났다.

지역 이동과 관련하여서는 대학 진학 전후로는 서울과 지방 광역시 거주가 증가하고 첫 취업 전후로는 서울을 포함한 수도권 거주가 증가하며 첫 결혼 전후로는 서울 외 수도권과 지방 도 지역 거주가 증가한 것으로 나타났다. 생애 이동 경로는 비수도권에서 수도권으로의 이동이 그 반대의 이동에 비해 3~4배 많은 것으로 나타났다. 그리고 결혼 전까지의 생애 이동 경로와 미혼 남녀의 결혼 의향은 미혼 남성에게서만 일부 관련이 있었으며 기혼 여성의 출생아 수는 서울 계속 거주 집단에 비해 대체로 비수도권 지역 거주 경험 시 출생아 수가 많은 것으로 나타났다.

3년 이내 출산한 여성의 임신·출산 경험과 추가 출산 의향에 대해서는 임신을 원했고 계획했고 임신 시기가 적절했던 집단에 비해 임신을 원했고 계획했으나 시기가 부적절했던 경우, 과거 사산이나 유산과 같은 부정적 임신 결과를 경험한 경우 추가 자녀 출산 의향이 낮게 나타났다.

자녀 양육비와 정부 지원금, 그리고 추가 출산 의향에서는 0~6세 영유아 연령대보다 7~18세 연령대에서 정부 지원금과 자녀 양육비 간의 부적(-) 연관성이 더 뚜렷하게 나타났으나 사교육비 제외 시 양육비와 정부 지원금 간 뚜렷한 정적(+) 관계가 나타나 사교육비를 제외하면 정부 지원이 양육비 부담을 어느 정도 보전해 주는 것으로 나타났다. 그리고 첫째 자녀의 양육비가 높을수록 한자녀 여성의 추가 출산 의향은 낮아졌으며 정부 지원금이 많을수록 추가 출산 의향은 증가하는 것으로 나타났다.

유자녀 여성의 본인과 배우자의 일·가정양립제도 이용 실태와 추가 출산 의향 분석에서는 일·가정양립제도 활용은 최근 출산으로 올수록 확대

되었으나 추가 자녀 출산 의향에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

3. 결론 및 시사점

이상의 분석 결과 여러 정책적 시사점과 가족과 출산 조사의 개선 방향에 대한 시사점을 얻을 수 있었다. 우리 사회의 안전이나 신뢰, 미래 전망이 미혼 남녀의 결혼 의향이나 출산 의향에 영향을 미치는 것은 미래 전망의 불투명성이나 신뢰나 안전 인식과 같은 가치체계가 정책의 효과를 제약하는 것은 아닌지 검토할 필요가 있으며, 정책이나 제도의 연속성을 통하여 신뢰를 높이는 것이 필요할 것으로 보인다. 그리고 성평등 수준과 출산의 관계를 분석한 결과, 성평등 실천과 태도가 강할수록 출산에 소극적이라는 결과는 성평등을 지향하는 일생활균형 지원 제도를 통해 성평등과 출산 관계를 정(+)의 관계로 전환될 수 있도록 노력해야 함을 시사한다.

주요 생애 사건과 지역 이동에 대한 분석 결과에서는 도 지역은 대학 진학부터 취업까지 가장 많은 지역 이탈이 일어나는 반면 광역시는 대학 진학 시 청년층의 유입이 일어나지만 취업 시점에서 다시 유출이 일어나 도 지역의 대학에서부터의 이탈을 완화할 수 있는 정책과 비수도권 지역의 일자리에 대한 정책이 우선시되어야 하고, 결혼에서는 주거비가 높은 지역의 신혼부부 주거에 대한 지원이 계속 확대될 필요가 있음을 확인하였다.

다음으로 임신·출산의 보건의료적 경험과 출산 의향 분석 결과 계획 임신이나 부정적 임신 결과 경험 등이 추가 자녀 출산 의향에 영향을 미치는 것으로 나타나 임신 전 단계부터 임신 준비 등 포괄적인 건강관리 서비스 제공으로 생식건강 위험 요인에 대한 조기 발견과 관리를 강화하고

4 결혼과 출산의 최근 동향과 영향 요인: 2024년 가족과 출산조사 심층분석

고위험 임신군에 대한 정책 강화, 유산이나 사산을 경험한 여성에 대한 심리·정신건강 회복 프로그램 제공 등이 필요할 것으로 보인다.

자녀 양육비나 정부 지원과 출산 관련해서는 자녀 연령이 높아질수록 양육비 부담이 심화되지만 정부 지원은 영유아기 위주로 편중되어 있어 현재의 양육지원정책이 실제 자녀 양육 관련 지출 구조를 정확하게 반영하지 못하고 있으며 특히 사교육비의 영향이 크다는 점에서 향후 양육비 지원정책은 보다 구조적이고 체계적인 정책 전환이 요구되고 있다. 마지막으로 일·가정양립제도의 활용이 추가 출산 의향에 영향을 미치지 못하여 저출산 정책으로서 일·가정양립 제도의 출산 효과를 위한 제도 개선 방안에 대한 고민이 필요하다고 판단된다.

다음으로 가족과 출산 조사의 제한점과 향후 개선 방향을 살펴보면, 출산 관련 분석에서 기혼 여성이 중심이 되는 한계가 있었는데, 향후 조사에서는 남성에 대해서도 자녀 수 등의 추가 질문이 필요할 것으로 보이며 부모와 동거하는 미혼 남녀의 근로소득 외 다양한 소득이나 자산, 지출 등에 대해서도 추가로 질문할 필요가 있을 것으로 판단된다. 마지막으로, 가족과 출산 조사는 횡단면 조사이기 때문에 인과관계 분석에 한계가 있으므로 이를 일부 보완할 수 있는 방법이 일자리 이력이나 임신·출산 이력 등 이력에 대한 조사이다. 다만 주거 이력 등에 대해서는 보완될 필요가 있을 것으로 보이나, 가족과 출산 조사의 문항이 많아 조사에 어려움이 있는 상황에서 문항에 대한 추가는 신중히 검토될 필요가 있다. 이력에 대한 부분은 매 조사마다 실시하기보다는 모듈을 통해 2~3회차에 한 번씩 조사하는 방향으로 문항을 조정하는 방안도 고려할 수 있을 것이다.

주요 용어: 가족과 출산조사, 결혼, 출산

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제 1 장

서론

제1절 연구의 배경 및 목적

제2절 연구의 내용 및 방법

제 1 장 서론

제1절 연구의 배경 및 목적

우리나라는 2006년 제1차 저출산고령사회기본계획을 시작으로 지난 20년 동안 저출산 정책을 추진하여 왔음에도 불구하고 초저출산이 지속되고 있다. 제1차와 제2차 저출산고령사회기본계획에서는 각각 보육과 일가정양립 등 출산양육 중심의 미시적인 저출산 정책이 주를 이루었으나 제3차와 제4차 저출산고령사회기본계획에서는 미시적 접근으로는 저출산 현상을 해결할 수 없다고 인식함에 따라 청년일자리, 주거, 만혼·비혼 등 제도나 사회 인식 변화 등 구조적인 접근으로 패러다임을 전환하였으며, 성평등 관점을 추가하였다. 이러한 흐름에 따라 저출산 현상의 복잡성을 실증적으로 분석하고 정책 추진의 근거자료 마련을 위하여 기존에 기혼 여성을 중심으로 이루어지던 전국 출산력 및 가족보건·복지 실태 조사를 2021년 가족과 출산 조사로 개편하였다.

가족과 출산 조사는 한국보건사회연구원에서 실시하고 있는 조사로, 1964년부터 전국가족계획실태조사라는 이름으로 시작되었다(신창우 외, 2012). 이후 전국 출산력 및 가족보건실태조사, 전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사 등 다양한 명칭으로 조사되었으며 2021년 가족과 출산 조사로 변경하였다. 가족과 출산 조사는 혼인, 임신·출산 이력, 산전·후관리, 자녀 양육, 일가정양립, 결혼 및 자녀 관련 가치관 등 출산 관련 영향 요인에 대한 폭넓은 조사 자료이다. 그러나 2000년 이후부터의 조사 대상을 보면 2012년까지는 기혼 여성만을 조사하였고 2015년과 2018년은 기혼 여성을 중심으로 조사하고 미혼 남녀는 별도로 부가적인 성격으

로 조사하였다(〈표 1-1〉 참고). 그러나 저출산 관련 요인의 복잡성과 만혼·비혼, 동거와 혼외출산 등 다양한 가족에 대한 실태 파악의 필요성 등이 증가함에 따라 2021년부터 “가족과 출산 조사”로 조사명을 변경하고 혼인상태와 성별에 상관없이 19~49세 남녀(미혼 포함, 남성 포함)로 조사 대상을 획기적으로 확대하였으며 조사 항목도 이성교제부터 동거 실태, 혼인 의향, 부모로부터의 독립과 부모와의 관계, 혼인, 임신·출산, 자녀 양육, 일·가정양립, 지역 간 이동 등 매우 다양해졌다.

〈표 1-1〉 2000년~2024년 가족과 출산 조사(전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사 등)
명칭과 조사 대상

연도	명칭	가구조사	조사대상
2000	전국 출산력 및 가족보건실태조사	13,388가구	기혼여성(15~64세) 10,715명
2003	전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사	15,758가구	기혼여성(15~59세) 10,078명
2006	전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사	14,497가구	기혼여성(15~59세) 8,774명
2009	전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사	13,883가구	기혼여성(15~64세) 9,807명
2012	전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사	14,970가구	기혼여성(15~64세) 8,179명
2015	전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사	11,009가구	기혼여성(15~49세) 11,009명 미혼남녀(20~44세) 2,383명
2018	전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사	12,207가구	기혼여성(15~49세) 11,207명 미혼남녀(20~44세) 2,462명
2021	가족과 출산 조사	9,999가구	19~49세 남녀 14,149명
2024	가족과 출산 조사	10,387가구	19~49세 남녀 14,372명

출처: 1) 2000~2018년: 박종서 외(2023). 가족과 출산 조사 개편 방안 연구, p.20, 〈표 2-1〉을 토대로 수정

2) 2021년: 박종서 외(2021). 2021년도 가족과 출산 조사 -(구)전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사, p.55, p.57

3) 2024년: 박종서 외(2024). 2024년도 가족과 출산 조사, p.43, p.45.

개편 이후인 2021년과 2024년 가족과 출산 조사를 비교해 보면, 2024년 가족과 출산 조사는 2021년 가족과 출산 조사와 조사 대상이 동일하고 조사 문항도 많은 부분을 동일하게 하여 일관성을 유지하고자 하였으나 일부 문항에 대한 보완과 신규 문항 추가 등이 있었다. 임신·출산 영역에서는 원했던 임신 여부에서 더 나아가 계획 임신 여부까지 추가로 질문하여 출산 의향의 정확성을 높였으며 자녀 양육 영역에서는 기존 양육비 지출에 더해 정부로부터의 지원에 대한 부분을 추가하여 양육비 지출과 정부 지원을 함께 분석할 수 있도록 변경하였다. 일 영역에서는 일·가정양립제도 활용에 대해 조금 더 자세히 질문하였으며 특히 자녀에 대한 육아휴직 부분에서 본인뿐 아니라 배우자의 육아휴직 활용에 대해서도 추가하였다. 주거이동과 독립 영역에서는 생애 주요 단계별로 지역 이동 상황을 새롭게 조사하여 지역 이동과 독립 및 결혼, 출산 등의 다양한 관계를 분석할 수 있도록 하였다. 마지막으로 가치와 인식 영역에서는 기존 가족 가치와 자녀 가치, 성역할 가치에 집중되어 있는 내용을 사회적 가치로 좀 더 확장하여 행복이나 미래 예측, 미래 전망, 사회의 안전이나 신뢰 등의 문항을 추가하였다.

본 연구에서는 2021년 가족과 출산 조사 조사의 변화와 2024년 조사 문항의 변화를 반영하여 기존의 기혼 여성 중심의 분석에서 벗어나 혼인상태(미혼, 기혼)와 성별(남성, 여성)을 보다 다양화하며 2024년 보완·추가된 문항인 계획 임신이나 양육비에서의 정부 지원, 생애 사건에서의 지역 이동, 일·가정양립제도, 다양한 가치관 등을 반영하여 결혼과 출산 관련 심층 분석을 실시하고자 한다. 즉, 2024년 가족과 출산 조사 자료를 활용하여 혼인 및 출산에 영향을 미치는 요인에 대한 실증분석을 실시하며 이를 통해 가족과 출산 조사의 개선 방향과 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

제2절 연구의 내용 및 방법

본 연구에서는 2024년에 시행된 한국보건사회연구원의 가족과 출산조사 원자료를 활용하여 2차 자료 분석을 실시한다. 각 장별로 특정 주제를 가지고 자료 분석에 앞서 관련 선행연구를 검토한 후 기초 분석을 하고 심층 분석을 실시하는 단계로 구성된다. 이러한 과정에서 분석 방법과 분석 결과 등에 대하여 전문가의 의견을 수렴한다.

장별로는 제2장에서는 미혼 남녀와 기혼 남녀 모두를 대상으로 가족 관련 가치와 사회적 가치 등의 특징을 성별, 혼인상태별로 살펴보고 이러한 가치관의 주요 요소가 미혼 남녀의 결혼 의향과 출산 의향에 미치는 영향을 분석한다.

제3장에서는 부부가구의 성평등 수준을 성평등 태도, 생계부양 책임 분담, 가사분담 등 다양한 측면에서 살펴본다. 그리고 부부의 성별 분업 형태와 성역할 태도를 중심으로 성평등 수준과 출산의 관계를 자녀 유무와 무자녀 여성의 출산 의향으로 구분하여 분석한다.

제4장에서는 주요 생애 사건과 지역 이동에 대하여 출생코호트별, 성별로 살펴보고 이것이 결혼 및 출산과 어떤 관련이 있는지를 분석한다. 주요 생애 사건 중 대학(교) 진학과 첫 취업, 첫 결혼을 중심으로 지역 이동이 이루어지는 현황을 분석하고 어린 시절 주된 거주지와 고등학교 진학, 대학(교) 진학, 첫 취업, 첫 분거, 첫 결혼, 첫 출산 전후의 지역 이동을 모두 포함한 생애 지역 이동을 분석한다. 그리고 결혼 전까지의 생애 지역 이동이 미혼 남녀의 결혼 의향, 기혼 여성의 출생아 수와 관련이 있는지를 분석한다.

제5장에서는 최근 3년 이내에 출산한 여성의 임신·출산 관련 보건의료적 경험과 추가 출산 의향에 대하여 분석한다. 구체적으로, 원한 임신이

나 계획한 임신인지, 임신 시기는 어떠했는지와 같은 임신 계획 관련 변수와 난임 경험이나 부정적 임신 결과, 응급 제왕절개 분만 경험, 산전후 수진시기, 모유 수유 등과 같은 임신·출산 전후 보건의료적 경험이 추가 자녀 출산 의향에 영향을 미치는지를 분석한다.

제6장에서는 자녀 양육비와 자녀에 대한 정부 지원금, 추가 출산 의향을 분석한다. 먼저 자녀 연령과 양육비, 정부 지원금 규모의 연관성을 분석하며 자녀 연령대별 집단 간 양육비 및 정부 지원금 차이에 영향을 미치는 요인의 기여도를 탐색한다. 그리고 자녀 양육비 및 정부 지원금과 추가 출산 의향에 대하여 분석한다.

제7장에서는 일·가정양립제도 활용 실태와 출산에 대하여 분석한다. 먼저 개인의 인구학적 특성과 직장 특성에 따른 출산전후휴가와 육아휴직, 배우자 출산휴가 제도 사용 특성을 분석하고 이러한 일·가정양립제도 사용 특성이 출산에 영향을 미치는지를 분석한다. 즉, 한자녀 유배우 여성을 대상으로 첫째 자녀에 대한 일·가정양립제도 활용 특성이 추가 자녀 출산 의향에 영향을 미치는지를 분석한다.

이와 같은 장별 주요 분석 주제와 분석 대상, 분석 내용은 <표 1-2>와 같다.

<표 1-2> 장별 분석 주제와 분석 대상 및 분석 내용

구분	주요 주제	분석 대상	분석 내용
제2장	가치관	미혼 남녀, 기혼 남녀 (전체)	가족 관련 가치, 사회적 가치 수준
		미혼 남녀	가치관과 혼인 의향, 출산 의향
제3장	성평등(부부 성별분업, 성역할 태도)	유배우 1자녀 이하 여성	부부가구의 성평등 수준, 가사분담 방식, 성평등 태도와 자녀 유무
		유배우 무자녀 여성	가사분담 방식, 성평등 태도와 자녀 출산 의향

12 결혼과 출산의 최근 동향과 영향 요인: 2024년 가족과 출산조사 심층분석

구분	주요 주제	분석 대상	분석 내용
제4장	생애 사건과 지역 이동	미혼 남녀, 기혼 남녀 (전체)	주요 생애사건과 지역 이동, 생애 지역 이동
		미혼 남녀	지역 이동과 혼인 의향
		기혼 여성	지역 이동과 출생아 수
제5장	임신·출산의 보건의료적 경험	3년 이내 출산 여성 (미혼, 기혼 모두 포함하나 미혼은 극히 적음)	임신·출산 관련 보건의료적 경험과 추가 출산 의향
제6장	자녀양육비, 정부 지원금	유자녀 여성 (미혼, 기혼 모두 포함하나 미혼은 극히 적음)	자녀 연령별 양육비, 정부 지원금과 추가 출산 의향
제7장	일가정양립 정책	유자녀 여성	본인과 배우자의 일·가정양립제도 활용 실태
		한자녀 유배우 여성	첫째 자녀에 대한 일·가정양립제도 활용과 추가 출산 의향



제2장

가치관과 결혼 및 출산

제1절 도입

제2절 가치관의 변화와 분절

제3절 가치관과 인구 행동의 영향 관계

제4절 소결

제2장 가치관과 결혼 및 출산

제1절 도입

가치관 또는 인식의 차원과 결혼이나 출산과 같은 인구 행동의 관계는 오랫동안 연구의 관심사였다. 특히 출산 행동의 결정에서 전통적으로 경제적 요인의 중요성과 함께 문화적 또는 심리적 차원의 영향 요인에 관심을 갖게 된 것은 자연스러운 일이다.

국내에서 전통적으로 인구 행동과 가치관의 영향 관계는 개인적 차원에서 다루어지곤 한다. 많은 선행 연구들은 특히 개인의 가치관의 변화가 인구 행동의 변화에 영향을 미치고 있는 점을 보고하고 있다(김필숙, 이윤석, 2025; 이삼식, 2007; 이현옥, 2011; 임병인, 서혜림, 2021; 임재연, 2021; 정아름, 2018;).

이런 관점에서 가치관의 변화는 인구 행동을 결정하는 핵심 요인으로 다루어지고 있다. 출산을 하락은 경제적 요인보다 규범·태도·가치관 변화에서 비롯되는 측면이 있으며, 결혼과 자녀의 필요성에 대한 가치관이 약화되고, 부모의 경제적 부담 인식이 강화되면서 출산율이 낮아질 수 있다(김필숙, 이윤석, 2025). 가치관은 성장 경험에도 연관되어 작용할 수도 있다. 청소년기의 가족 환경은 성인기 여성의 출산 의향에 직접적·간접적 영향을 미칠 수 있으며, 결혼·자녀 가치관이 보수적일수록, 성역할 인식은 평등할수록 출산 의향이 높다고 보고된다(정아름, 2018). 특정 시기의 가치관의 변화가 결혼과 출산에 영향을 미칠 수도 있다. 예를 들어 2015~2018년 사이 가치관의 개방화가 결혼·출산 의향 하락에 일정 부분 영향을 미쳤으며, 이는 단순한 경제 요인 이상으로 문화적 전환의 결

과일 수 있다고 보고된 바가 있다(임병인, 서혜림, 2021). 한국 청년세대에서 평등주의 가족 가치가 확산되어 출산에 부정적 효과를 미치고 있다는 점도 보고된 바 있다(임재연, 2021).

물론 이와 같은 가치관이 유일한 영향 요인은 아닐 것이다. 출산 의향에 영향을 미치는 다양한 영향 관계를 밝히면서 가치관의 중요성도 함께 다루어지는 경우도 있다. 서정연과 김한곤(2015)의 연구는 인구학적 요인, 가족 가치관 요인, 돌봄 여건 요인, 정책 요인을 종합적으로 검토하였다. 출산 의향은 단일 요인으로 설명되지 않으며, 현재 자녀 수에 따라 결정 요인이 달라지는데, 무자녀 여성은 “가치·정책 신뢰”, 한 자녀 여성은 “체감 가능한 정책 혜택”, 두 자녀 여성은 “경제력과 가치관”이 중요한 요인으로 작용한다는 것이다.

다른 한편 가치와 인식에 대해 좀 더 맥락적 관점에서 접근할 수도 있다. 맥락적이라는 것은 개인적 차원을 넘어서는 사회적 맥락을 고려하는 것으로, 때에 따라서 제도적 영향까지 고려하는 구조적 접근으로 확대되기도 한다. 이런 측면에서 가치관을 사회적 규범으로 확장하면 개인적 차원을 넘어서게 된다. 조유선 외(2020) 연구는 여성 개인의 성역할 태도와 사회적 규범이 출산 결정에 미치는 영향을 성평등주의 관점에서 분석한 바 있다. OECD 25개국과 대만을 포함하여 비교 분석한 결과, 개인적 차원의 태도와 국가적 차원의 사회규범의 상대적 중요성에서 사회규범의 영향력이 훨씬 크다는 점을 보여주었다.

다음의 사회심리학적 분석 사례는 태도에서 행동 실행까지의 연계를 잘 보여준다. 이명진(2023)의 연구는 경제적 요인 중심의 기존 연구와 달리, 태도·규범·심리적 동기가 출산계획과 임신 행동에 미치는 영향을 규명한 바 있다. 기본적으로 자녀관, 규범, 기대 등이 출산 의향과 계획을 매개로 작용하지만, 첫 출산 전후의 심리적 피로·불안이 출산 기피로 이

어진다는 것이다. 또한 여기서 개인의 태도보다 사회적 압력이 더 큰 결정 요인으로 작용하고 있는 것이 한국적 현실이라고 한다.

특정 국가나 사회에서는 이런 사회적 맥락이 압박으로 작용할 수 있다. 김지성(2025)의 연구는 자녀의 의미가 '기쁨보다 부담', 사랑과 보람의 상징이라기보다 경제적·정서적 부담과 희생의 상징으로 인식되고 있다. 사회·문화적 맥락의 영향으로 출산은 개인의 자율적 선택이 아니라 사회적 기대에 대응하는 행위로 나타나기도 한다.

가치관의 변화를 제도적 맥락에서 접근하는 해외의 연구 사례는 이런 가치의 구조적 성격을 더욱 잘 보여준다. 평등주의적 가족 가치관(egalitarian family values)의 확산이 출산 행동에 미치는 동태적 영향을 살펴본 Feichtinger et al.(2013)의 연구에 따르면 출산은 단순한 개인의 선택이 아니라 사회적 상호작용과 제도적 맥락의 함수라는 것이다. 즉 평등주의적 가족 가치관이 확산되는 초기에는 출산율이 급감하지만, 평등주의자가 충분히 확산되고, 사회적·제도적 지원이 마련되면 출산율이 다시 상승한다고 한다.

이런 문제의식을 더욱 직접적으로 제기하는 연구가 있다. Aassve et al.(2013) 연구는 개인적 차원의 문화적 요소의 중요성을 강조하는 제2차 인구변천 이론을 직접 검증할 것을 표명하면서, 유럽의 현대적 가족·출산 태도는 개인 가치의 변화 때문인가, 아니면 구조적·역사적 요인 때문인가라는 질문을 던진다. 연구 결과, 개인 수준의 설명력은 매우 낮으며, 국가 수준의 설명력이 훨씬 크다는 것이다. 즉 현대적 가족 태도는 '개인화'보다는 사회구조의 산물로서, 복지국가와 신뢰 기반 사회가 전통적 가족의 대체제 역할을 하고, 오랜 정치적 독립과 시민 경험을 가진 '오래된 국가일수록' 신뢰와 사회자본이 높아 그 사회적 맥락의 역사성을 강조한다. 현대적 가족·출산행태는 단순한 가치전환의 결과가 아니라, 경제

발전·복지·신뢰·역사적 제도 경험의 결합된 구조적 결과라는 것이다.

출산 행동의 문화적 관심은 더욱 구조적 설명으로 발전될 수 있다. 문화적 요인을 단순히 개인적 차원의 가치관으로 다루지 않고, 사회적 수준 또는 국가적 수준의 문화적 구조로 확장할 수 있기 때문이다. 아른스테인 오스베(Arnstein Aassve)는 대표적으로 일반화된 가치체계를 구조적 요인으로 다루는 노르웨이 출신 사회학자이며, 그의 연구는 점차 주변으로 확장되고 있다.

사회적 자본이 유럽 여성의 출산 행동(특히 첫째 및 추가 출산 가능성)에 미치는 영향을 검증한 결과, 사회적 자본이 높을수록 출산확률이 높아진다. 특히 북유럽과 동유럽에서 효과가 가장 크고, 남유럽에서 가장 약하게 나타났다(De Rose A, et al., 2023). 노르웨이 사례를 통한 연구에서, 출산은 신뢰에 의해 유지되는 제도적 행위로서, 복지제도에 대한 기본적인 신뢰가 높은 사회일수록 출산은 안정적으로 지속된다는 점이 보고된 바 있다(Arne Lise Ellingsæter, 2015). 이탈리아 사례 연구에서, 경제 불확실성(특히 2008년 금융위기) 시기에 사회적 신뢰(social trust)가 출산 감소를 완화하는 완충 효과가 있었는지 분석한 결과, 금융위기 이후 출산을 감소 폭이 신뢰가 높은 지역에서 더 작았음이 밝혀졌다(Aassve, A. et al., 2021). 중국에서는 사회적 신뢰와 대면 네트워크가 높을수록 출산 의향이 높다는 점이 보고되었다(Jing Zhao et al., 2024). 다만, 스웨덴 사례 분석 결과는 신뢰가 출산의 핵심 요인이지만, 신뢰가 이미 높고 제도적 보장이 충분한 사회에서는 그 영향이 거의 사라진다고 한다(Gortfelder, M., et al., 2024).

일반화된 문화적 가치체계가 작동하는 메커니즘의 핵심은 신뢰이다. Aassve et. al.(2016) 연구에 따르면 고도로 산업화된 국가들에서 출산율이 왜 다르게 변화하는가를 설명하기 위해, 일반화된 신뢰(generalized

trust)와 여성 교육수준의 상승 간의 상호작용이 출산율에 미치는 구조적 영향을 분석하였다. 분석 결과 신뢰가 개인이 돌봄서비스를 가족 외부로 위탁할 수 있게 하는 핵심 요소라고 주장한다(Aassve, A. et al., 2016). 유럽의 최근 출산율 변화(2003-2014)를 문화적 가치체계와 제도적 환경의 상호작용을 통해 설명하면서, 일반화된 도덕성(Generalized Morality)이 경제 및 복지 정책보다 더 근본적인 수준에서 출산 역학을 규정한다고 주장하기도 한다(Aassve, A. et al., 2018, April).

아른스테인 오스베가 주장하는 일반화된 도덕성(Generalised Morality)은 4가지 가치요소로 구성되는데, 타인에 대한 신뢰(trust), 타인에 대한 존중(respect), 복종(obedience), 삶에 대한 통제감(control)이다. 이 문화적 가치체계가 2000~2014년 사이 유럽 지역의 출산율 변화에 어떻게 작용했는지를 분석한 결과, 일반화된 도덕성이 높은 지역에서는 여성 교육 확대의 부정적 효과가 완화되며, 2008 경제위기 이후 출산율이 감소하지만, 낮은 수준의 일반화된 도덕성 지역은 출산 감소 폭이 훨씬 컸다. 저출산 정책이 성과를 내지 못하는 이유 중 하나는 일반화된 도덕성과 같은 문화적 특성의 제약 때문이라는 것이 이들의 주장이다(Aassve, A., et al., 2025).

진미정 외(2019) 연구는 한국 사회에서 가족 가치와 사회적 가치의 연결 고리를 보여주고 있다. 20~30대 청년세대의 결혼·출산 가치관이 사회 인식(공정성·민주성)과 개인의 미래 전망과 어떻게 연결되는지를 실증적으로 분석한 결과, 청년세대의 결혼·출산 가치관은 단순한 개인 선택이 아니라 한국 사회의 공정성·민주화 수준·미래에 대한 신뢰와 긴밀히 연결되어 있다고 주장한다. 한국에서도 개인적 차원을 넘어서는 문화적 가치 체계가 형성되어 있는지, 이 가치체계가 결혼이나 출산과 같은 인구 행동에 영향을 미치고 있는지 검토될 필요가 있다.

이 장에서는 2024년도 가족과 출산 조사 자료를 활용하여 가치 또는 인식의 다양한 측면을 검토한다. 전체 집단을 성별과 혼인상태에 따라 4개 집단을 구분하여 비교하였다. 이 네 개 집단 간의 차이를 중심으로 가치관에서 변화와 분절을 확인하고자 한다.

먼저 국내에서 전통적으로 다루어진 자녀 가치관, 결혼 가치관, 성역할 가치관 등의 가족 관련 가치관의 특징을 분석한다. 그리고 사회적 가치로 신뢰, 안전, 미래 전망에 대한 인식을 분석한다. 연령 또는 출생 코호트를 기준으로 변화를 관찰하고, 학력, 취업, 주관적 계층인식의 집단 간의 차이를 기준으로 분절을 관찰할 것이다.

마지막으로 가치체계를 가족 가치와 사회적 가치로 구분하여 미혼자 집단의 결혼 의향과 출산 의향에 어떤 영향을 미치는지 확인하고자 한다. 가족 가치 변수는 ‘결혼 필요성’, ‘자녀 필요성’, ‘성역할 인식’ 문항을 이용하고, 사회적 가치는 ‘신뢰’, ‘안전’, ‘미래 전망’ 인식을 이용한다.

제2절 가치관의 변화와 분절

1. 행복 인식

행복도 인식에서 기혼자 집단보다 미혼자 집단이 훨씬 더 부정적 인식을 가지고 있었고, 특히 미혼 30대~40대 연령층에서 행복에 대한 부정 인식이 더 높았다. 대체로 미혼과 기혼자 집단 모두 비취업자와 저소득 인식 계층에서 행복에 대한 부정적 태도가 높게 나타났다.

〈표 2-1〉 행복 인식에서 부정적 태도의 정도

(단위: %, 명)

구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N
전체	17.6	4,359	14.1	3,138	3.7	3,086	7.1	3,789
연령								
19~24세	12.9	1,305	10.7	1,208	0.0	9	3.8	21
25~29세	16.0	1,100	15.9	933	1.2	85	4.8	138
30~34세	15.1	810	15.0	467	1.8	312	4.6	477
35~39세	25.5	518	14.5	249	2.2	763	4.7	828
40~49세	27.3	626	20.3	282	4.8	1,918	8.7	2,326
출생년도								
1974~1979	30.3	309	25.1	133	5.0	1,023	9.6	1,294
1980~1984	25.3	374	16.2	169	4.5	976	7.3	1,122
1985~1989	22.6	528	14.2	260	1.9	712	4.8	797
1990~1994	15.2	829	16.4	495	2.0	304	4.6	442
1995~1999	16.2	1,132	14.3	966	.8	65	4.1	117
2000~2005	12.9	1,186	11.1	1,114	0.0	7	4.5	17
학력								
고졸 이하	18.9	2,183	14.7	1,221	5.6	840	11.7	1,174
대졸 이상	16.4	2,175	13.7	1,918	3.0	2,247	5.0	2,615
취업 여부								
취업	16.1	2,786	12.6	1,927	3.4	3,028	7.8	2,140
비취업	20.4	1,573	16.3	1,211	21.5	58	6.2	1,649
계층인식								
저소득층 인식	25.7	1,640	20.7	1,020	6.8	710	14.5	1,064
중산층 인식	15.1	1,388	10.6	1,057	3.8	1,202	5.8	1,370
고소득층 인식	10.4	1,331	11.2	1,061	1.9	1,174	2.6	1,355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

2. 가족가치와 성역할 인식

결혼에 대한 인식에서 ‘결혼한 사람이 결혼하지 않은 사람보다 더 행복하다’는 언술에 대한 긍정적 태도를 나타낸 비율을 확인하였다. 전반적으로 미혼자보다는 기혼자가 더 긍정적 태도를 나타냈고, 여자보다는 남자의 긍정 인식이 더 높았다. 고소득 계층 인식 집단에서 더 긍정적 태도를 나타냈고, 최근 코호트 여성의 긍정 태도가 대체로 높게 나타났다.

〈표 2-2〉 결혼에 대한 인식에 동의하는 정도(결혼한 사람이 더 행복)

(단위: %, 명)

구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	긍정인식	N	긍정인식	N	긍정인식	N	긍정인식	N
전체	46.6	4,359	32.4	3,138	74.0	3,086	60.6	3,789
연령								
19~24세	44.5	1,305	35.6	1,208	79.1	9	77.3	21
25~29세	49.0	1,100	34.5	933	84.0	85	68.1	138
30~34세	53.6	810	26.9	467	74.9	312	65.2	477
35~39세	43.6	518	25.6	249	73.5	763	60.0	828
40~49세	40.6	626	26.8	282	73.6	1,918	59.3	2,326
출생년도								
1974~1979	37.7	309	26.6	133	74.2	1,023	58.6	1,294
1980~1984	47.0	374	25.3	169	71.9	976	60.1	1,122
1985~1989	42.2	528	26.6	260	74.5	712	61.2	797
1990~1994	53.4	829	27.9	495	76.6	304	63.7	442
1995~1999	49.0	1,132	35.2	966	82.6	65	68.6	117
2000~2005	43.9	1,186	35.1	1,114	81.0	7	76.4	17
학력								
고졸 이하	44.5	2,183	33.7	1,221	73.7	840	57.7	1,174
대졸 이상	48.8	2,175	31.6	1,918	74.1	2,247	61.9	2,615
취업여부								
취업	47.1	2,786	32.7	1,927	74.1	3,028	58.4	2,140
비취업	45.9	1,573	31.9	1,211	65.4	58	63.5	1,649
계층인식								
저소득층 인식	46.6	1,640	28.5	1,020	72.3	710	55.4	1,064
중산층 인식	44.6	1,388	32.6	1,057	73.4	1,202	61.0	1,370
고소득층 인식	48.8	1,331	35.9	1,061	75.6	1,174	64.3	1,355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사]를 바탕으로 저자 분석.

가족에 대한 인식으로 ‘자신보다 가족이 우선한다’는 언술에 동의하는 정도에서, 기혼 남성, 기혼 여성, 미혼 남성, 미혼 여성 순으로 긍정비율이 높았다. 특히 미혼 여성이 약 40% 수준으로 가장 낮았지만, 최근 코호트일수록 오히려 긍정 인식이 증가하는 특징을 볼 수 있다. 반면 미혼 남성은 최근 코호트로 올수록 긍정 인식이 감소하는 상반된 특징을 보였다.

〈표 2-3〉 가족에 대한 인식에 동의하는 정도(자신보다 가족 우선)

(단위: %, 명)

구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	긍정인식	N	긍정인식	N	긍정인식	N	긍정인식	N
전체	57.8	4,359	39.6	3,138	74.9	3,086	62.2	3,789
연령								
19~24세	52.4	1,305	41.1	1,208	84.6	9	61.6	21
25~29세	58.8	1,100	38.7	933	69.9	85	64.8	138
30~34세	60.6	810	39.2	467	69.1	312	59.5	477
35~39세	57.8	518	38.7	249	72.4	763	60.9	828
40~49세	63.6	626	37.4	282	77.1	1,918	63.1	2,326
출생년도								
1974~1979	63.4	309	37.4	133	77.5	1,023	63.0	1,294
1980~1984	60.5	374	35.4	169	75.7	976	63.1	1,122
1985~1989	61.9	528	39.2	260	73.7	712	60.7	797
1990~1994	59.2	829	39.9	495	67.2	304	59.8	442
1995~1999	58.6	1,132	39.4	966	72.3	65	65.2	117
2000~2005	51.9	1,186	40.7	1,114	92.5	7	63.1	17
학력								
고졸 이하	55.2	2,183	40.8	1,221	77.7	840	65.8	1,174
대졸 이상	60.4	2,175	38.8	1,918	73.9	2,247	60.6	2,615
취업여부								
취업	58.5	2,786	40.4	1,927	75.0	3,028	60.6	2,140
비취업	56.5	1,573	38.2	1,211	70.0	58	64.4	1,649
계층인식								
저소득층 인식	56.5	1,640	39.4	1,020	71.7	710	60.6	1,064
중산층 인식	58.3	1,388	38.3	1,057	76.7	1,202	61.9	1,370
고소득층 인식	58.9	1,331	41.0	1,061	75.1	1,174	63.8	1,355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

결혼 필요성에 대해 긍정적 태도를 나타낸 비율은 미혼자 집단에서 남녀 모두 저연령층에서 더 높았다. 혼인상태에 따른 차이는 여성보다 남성이 더 크게 벌어졌다. 여성이 결혼에 부정적인 측면은 한국의 문화적 맥락에서 오래된 특징이지만, 미혼 남성이 기혼 남성에 비해 긍정 인식이 크게 낮은 점은 주목할 만한 특징이라고 할 수 있다. 또 한 가지 특징은 미혼 최근 코호트일 경우 긍정 인식이 더 높다는 점이며, 이는 남녀에게 공통적이었다.

〈표 2-4〉 결혼 필요성에 동의하는 정도

(단위: %, 명)								
구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	긍정인식	N	긍정인식	N	긍정인식	N	긍정인식	N
전체	46.1	4,359	31.1	3,138	77.0	3,086	49.9	3,789
연령								
19~24세	48.2	1,305	37.7	1,208	89.8	9	48.9	21
25~29세	52.4	1,100	32.5	933	78.6	85	60.7	138
30~34세	53.5	810	29.1	467	74.2	312	57.9	477
35~39세	38.1	518	18.7	249	81.3	763	51.7	828
40~49세	27.9	626	12.6	282	75.7	1,918	47.0	2,326
출생년도								
1974~1979	26.7	309	9.2	133	77.2	1,023	46.0	1,294
1980~1984	31.2	374	14.4	169	74.6	976	48.1	1,122
1985~1989	40.1	528	22.3	260	80.6	712	53.2	797
1990~1994	52.5	829	28.1	495	76.2	304	56.8	442
1995~1999	53.7	1,132	35.0	966	75.4	65	61.1	117
2000~2005	47.0	1,186	36.4	1,114	87.0	7	55.0	17
학력								
고졸 이하	45.6	2,183	32.6	1,221	72.8	840	45.1	1,174
대졸 이상	46.7	2,175	30.2	1,918	78.6	2,247	52.1	2,615
취업 여부								
취업	47.4	2,786	31.4	1,927	77.3	3,028	48.2	2,140
비취업	44.0	1,573	30.7	1,211	65.3	58	52.1	1,649
계층인식								
저소득층 인식	44.7	1,640	30.1	1,020	71.9	710	41.0	1,064
중산층 인식	43.5	1,388	27.7	1,057	77.6	1,202	51.1	1,370
고소득층 인식	50.6	1,331	35.5	1,061	79.6	1,174	55.7	1,355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

자녀 필요성은 ‘없어도 무관하다’는 부정 인식 비율을 살펴본 결과, 미혼 여성만 부정 인식이 절반을 넘었고, 다음 순으로 미혼 남성, 기혼 여성, 기혼 남성이었다. 전반적으로 기혼자 집단보다는 미혼자 집단의 부정 인식 비율이 더 높았다. 다만 최근 코호트일 경우 상대적으로 부정 인식이 더 낮았다. 다른 한편 성별, 혼인상태와 관계없이 저소득 계층 인식 집단이 상대적으로 부정 인식 비율이 높았다.

〈표 2-5〉 자녀 필요성의 부정 인식 정도

(단위: %, 명)

구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N
전체	34.1	4,359	52.1	3,138	9.3	3,086	19.2	3,789
연령								
19-24세	33.5	1,305	47.5	1,208	0.0	9	21.9	21
25-29세	33.0	1,100	50.4	933	16.5	85	19.5	138
30-34세	26.9	810	53.5	467	9.2	312	19.1	477
35-39세	36.3	518	66.1	249	7.8	763	18.8	828
40-49세	44.8	626	62.6	282	9.7	1,918	19.3	2,326
출생년도								
1974-1979	47.7	309	65.0	133	9.4	1,023	18.9	1,294
1980-1984	42.7	374	63.2	169	9.7	976	19.7	1,122
1985-1989	33.9	528	61.9	260	7.9	712	18.4	797
1990-1994	29.0	829	53.7	495	10.2	304	19.3	442
1995-1999	31.0	1,132	49.9	966	15.0	65	19.9	117
2000-2005	34.5	1,186	47.7	1,114	0.0	7	26.2	17
학력								
고졸이하	35.0	2,183	50.7	1,221	11.1	840	20.3	1,174
대졸이상	33.2	2,175	52.9	1,918	8.7	2,247	18.7	2,615
취업여부								
취업	33.8	2,786	52.4	1,927	9.2	3,028	19.9	2,140
비취업	34.6	1,573	51.5	1,211	17.3	58	18.2	1,649
계층인식								
저소득층 인식	36.5	1,640	53.7	1,020	10.5	710	20.6	1,064
중산층 인식	35.9	1,388	54.1	1,057	9.2	1,202	18.7	1,370
고소득층 인식	29.3	1,331	48.6	1,061	8.8	1,174	18.5	1,355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

이상 자녀 수 평균값을 비교해 본 결과, 기혼 남자가 1.98명으로 가장 높았고, 기혼 여자 1.93명, 미혼 남자 1.74명, 미혼 여자 1.66명 순이었다. 전반적으로 기혼자에 비해서 미혼자 집단의 이상 자녀 수 평균이 크게 낮았다. 미혼 여자의 경우 1970년생보다 1980년생이 크게 낮았고, 1990년 초반 출생 코호트가 1.61명으로 가장 낮았고, 이후 1990년대 후반부터 다시 높아지는 추세를 나타낸다. 미혼 남자는 1980년대 후반 코호트가 상대적으로 가장 낮았다.

〈표 2-6〉 이상 자녀 수 평균

(단위: 명)								
구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	평균	N	평균	N	평균	N	평균	N
전체	1.74	3,471	1.66	2,398	1.98	2,914	1.93	3,529
연령								
19~24세	1.73	1,010	1.68	913	2.00	9	2.08	16
25~29세	1.76	887	1.66	727	1.79	78	1.85	127
30~34세	1.77	682	1.60	372	1.96	294	1.85	447
35~39세	1.68	429	1.66	182	1.96	726	1.90	773
40~49세	1.71	463	1.72	205	2.00	1,807	1.95	2,166
출생년도								
1974~1979	1.73	220	1.83	97	1.99	963	1.95	1,214
1980~1984	1.71	291	1.66	124	2.00	921	1.96	1,036
1985~1989	1.68	438	1.64	191	1.96	678	1.89	744
1990~1994	1.77	690	1.61	395	1.93	283	1.85	416
1995~1999	1.77	915	1.66	747	1.76	63	1.87	107
2000~2005	1.72	917	1.67	843	1.89	7	1.99	13
학력								
고졸 이하	1.73	1,712	1.65	916	1.94	779	1.94	1,083
대졸 이상	1.75	1,759	1.67	1,482	1.99	2,135	1.92	2,446
취업 여부								
취업	1.75	2,283	1.65	1,483	1.98	2,865	1.91	1,991
비취업	1.72	1,188	1.68	915	1.88	49	1.94	1,538
계층인식								
저소득층 인식	1.73	1,278	1.66	771	1.99	662	1.94	981
중산층 인식	1.74	1,114	1.66	801	1.96	1,139	1.92	1,275
고소득층 인식	1.74	1,078	1.66	826	1.99	1,113	1.92	1,273

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

성역할에서 ‘남성 혼자 가족 생계를 책임져야 한다’는 성역할 언론의 부정 인식 비율을 비교해본 결과, 남성보다 여성이 더 동의하지 않는 비율이 뚜렷하게 높았고, 미혼 여성 저연령층이 부정 인식 비율이 가장 높았다. 이런 특징은 경제적 관점에서 생계부양의 책임감보다는 성역할 고정 관념이 성별에 따라 차이가 있음을 함의하는 것으로 해석된다.

〈표 2-7〉 성역할에 대한 부정 인식(남성 혼자 생계 책임)

(단위: %, 명)

구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N
전체	51.6	4,359	69.2	3,138	36.3	3,086	52.7	3,789
연령								
19~24세	58.8	1,305	73.3	1,208	47.8	9	54.7	21
25~29세	54.4	1,100	69.4	933	44.8	85	60.5	138
30~34세	47.4	810	65.1	467	42.5	312	59.4	477
35~39세	44.8	518	68.1	249	38.5	763	55.2	828
40[49세	43.0	626	59.0	282	34.0	1,918	50.0	2,326
출생년도								
1974~1979	45.7	309	59.0	133	32.9	1,023	47.2	1,294
1980~1984	42.0	374	60.4	169	35.7	976	53.2	1,122
1985~1989	44.6	528	69.5	260	38.1	712	56.1	797
1990~1994	48.2	829	64.5	495	41.9	304	59.0	442
1995~1999	54.8	1,132	69.5	966	49.2	65	61.7	117
2000~2005	58.7	1,186	73.6	1,114	60.7	7	53.2	17
학력								
고졸 이하	53.4	2,183	68.8	1,221	32.1	840	44.1	1,174
대졸 이상	49.9	2,175	69.5	1,918	37.8	2,247	56.6	2,615
취업 여부								
취업	49.9	2,786	69.8	1,927	36.2	3,028	56.1	2,140
비취업	54.7	1,573	68.3	1,211	42.6	58	48.2	1,649
계층인식								
저소득층 인식	49.7	1,640	64.8	1,020	36.6	710	46.5	1,064
중산층 인식	51.9	1,388	73.0	1,057	34.4	1,202	54.1	1,370
고소득층 인식	53.8	1,331	69.7	1,061	38.0	1,174	56.1	1,355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

3. 사회적 가치 인식

‘우리 사회의 신뢰 정도’에 대한 인식에서 부정적 태도를 나타낸 비율은 전반적으로 성별과 혼인상태 집단 간 차이가 크지는 않았다. 다만 남자는 기혼자나 미혼자의 차이가 크지 않았는데, 여자는 기혼 여자보다 미혼 여자의 신뢰 인식이 더 부정적인 것으로 나타났다.

〈표 2-8〉 우리 사회의 신뢰 정도에 대한 인식

(단위: %, 명)

구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N
전체	58.5	4,359	61.4	3,138	57.2	3,086	52.4	3,789
연령								
19~24세	57.5	1,305	58.0	1,208	59.5	9	37.2	21
25~29세	60.6	1,100	67.7	933	53.0	85	43.9	138
30~34세	56.6	810	60.8	467	55.4	312	53.4	477
35~39세	58.8	518	56.5	249	57.2	763	52.1	828
40~49세	59.3	626	60.1	282	57.6	1,918	53.0	2,326
출생년도								
1974~1979	63.4	309	54.8	133	60.1	1,023	53.2	1,294
1980~1984	58.9	374	63.8	169	55.2	976	52.6	1,122
1985~1989	56.1	528	57.7	260	56.9	712	51.8	797
1990~1994	57.7	829	62.4	495	55.4	304	53.9	442
1995~1999	60.1	1,132	66.6	966	52.0	65	44.6	117
2000~2005	57.3	1,186	57.7	1,114	56.1	7	29.0	17
학력								
고졸 이하	58.9	2,183	62.7	1,221	61.0	840	57.1	1,174
대졸 이상	58.2	2,175	60.5	1,918	55.7	2,247	50.4	2,615
취업 여부								
취업	58.2	2,786	61.6	1,927	57.2	3,028	53.1	2,140
비취업	59.2	1,573	61.0	1,211	56.1	58	51.5	1,649
계층인식								
저소득층 인식	58.8	1,640	64.5	1,020	54.8	710	54.7	1,064
중산층 인식	57.5	1,388	60.1	1,057	61.0	1,202	53.6	1,370
고소득층 인식	59.4	1,331	59.6	1,061	54.6	1,174	49.5	1,355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

‘우리 사회의 안전 정도’에 대한 인식에서 부정적 태도를 나타낸 비율은 전반적으로 남자보다 여자의 부정 인식이 상대적으로 더 높게 나타났다. 특히 미혼 여자의 경우 최근 코호트가 상대적으로 부정 인식이 훨씬 더 높게 나타난 점이 특징적이다.

〈표 2-9〉 우리 사회의 안전 정도에 대한 인식

(단위: %, 명)

구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N	부정인식	N
전체	30.6	4,359	43.0	3,138	34.4	3,086	37.1	3,789
연령								
19~24세	30.3	1,305	42.2	1,208	50.6	9	38.6	21
25~29세	32.5	1,100	47.3	933	32.6	85	39.8	138
30~34세	28.7	810	42.0	467	36.7	312	38.8	477
35~39세	26.6	518	38.7	249	34.0	763	36.5	828
40~49세	33.6	626	37.6	282	34.2	1,918	36.9	2,326
출생년도								
1974~1979	30.5	309	34.8	133	34.8	1,023	36.2	1,294
1980~1984	36.8	374	40.3	169	33.4	976	37.7	1,122
1985~1989	24.4	528	38.5	260	34.1	712	36.2	797
1990~1994	30.0	829	42.1	495	37.4	304	39.3	442
1995~1999	32.9	1,132	47.2	966	31.9	65	41.0	117
2000~2005	29.7	1,186	42.1	1,114	52.3	7	34.3	17
학력								
고졸 이하	31.3	2,183	45.9	1,221	38.9	840	41.7	1,174
대졸 이상	30.0	2,175	41.1	1,918	32.8	2,247	35.1	2,615
취업 여부								
취업	31.0	2,786	41.8	1,927	34.4	3,028	36.8	2,140
비취업	29.9	1,573	44.9	1,211	36.2	58	37.7	1,649
계층인식								
저소득층 인식	32.0	1,640	43.8	1,020	30.7	710	36.6	1,064
중산층 인식	28.0	1,388	43.1	1,057	34.5	1,202	37.0	1,370
고소득층 인식	31.6	1,331	42.1	1,061	36.6	1,174	37.7	1,355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

성평등 인식에서 성별 격차가 뚜렷하게 나타나며, 특히 여성의 경우 혼
인상태와 무관하게 고연령층의 긍정 인식이 더 높게 나타났다. 남성의 경
우 혼인상태와 무관하게 저연령층의 긍정 인식이 더 낮게 나타났다.

〈표 2-10〉 사회 전반의 성평등 수준이 여성에게 불평등하다는 인식에 동의하는 정도

(단위: %, 명)

구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	긍정인식	N	긍정인식	N	긍정인식	N	긍정인식	N
전체	22.8	4,359	54.2	3,138	34.3	3,086	57.4	3,789
연령								
19~24세	19.9	1,305	50.2	1,208	29.0	9	28.0	21
25~29세	20.9	1,100	53.2	933	27.3	85	41.6	138
30~34세	23.4	810	59.2	467	26.4	312	48.8	477
35~39세	22.2	518	60.9	249	31.4	763	56.2	828
40~49세	31.6	626	60.6	282	37.1	1,918	60.8	2,326
출생년도								
1974~1979	36.0	309	61.8	133	37.9	1,023	61.8	1,294
1980~1984	27.1	374	60.3	169	35.6	976	58.7	1,122
1985~1989	23.0	528	59.6	260	31.3	712	56.7	797
1990~1994	22.2	829	60.6	495	27.9	304	48.8	442
1995~1999	21.3	1,132	51.9	966	21.7	65	39.6	117
2000~2005	19.7	1,186	50.3	1,114	36.9	7	23.7	17
학력								
고졸 이하	20.0	2,183	52.1	1,221	34.3	840	54.5	1,174
대졸 이상	25.5	2,175	55.5	1,918	34.3	2,247	58.7	2,615
취업여부								
취업	23.5	2,786	54.1	1,927	34.2	3,028	58.0	2,140
비취업	21.4	1,573	54.4	1,211	41.5	58	56.7	1,649
계층인식								
저소득층 인식	20.8	1,640	54.9	1,020	36.3	710	57.6	1,064
중산층 인식	23.1	1,388	49.9	1,057	32.6	1,202	59.1	1,370
고소득층 인식	24.9	1,331	57.7	1,061	34.9	1,174	55.5	1,355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터,
2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

10년 후 미래 전망에 예측 불가능하다는 응답 비율을 살펴보면, 남성의 경우 최근 코호트보다는 과거 코호트의 예측 불가능성이 더 높게 나타났다.

계층 인식 집단의 경우 저소득층 인식 집단의 예측 불가능성 인식이 더 높게 나타났다.

〈표 2-11〉 10년 후 자신의 미래 예측 가능성에 대한 인식

(단위: %, 명)

구분	미혼 남자		미혼 여자		기혼 남자		기혼 여자	
	예측불가	N	예측불가	N	예측불가	N	예측불가	N
전체	64.5	4,359	66.8	3,138	60.6	3,086	64.0	3,789
연령								
19~24세	61.2	1305	64.2	1208	64.6	9	58.6	21
25~29세	64.2	1100	68.4	933	68.4	85	61.7	138
30~34세	63.6	810	67.8	467	59.7	312	64.3	477
35~39세	68.9	518	66.2	249	61.4	763	64.3	828
40~49세	69.4	626	71.6	282	60.0	1918	63.9	2326
출생년도								
1974~1979	69.7	309	71.7	133	60.1	1,023	63.6	1,294
1980~1984	68.9	374	69.9	169	59.3	976	64.7	1,122
1985~1989	67.4	528	67.6	260	62.2	712	64.3	797
1990~1994	64.5	829	68.3	495	60.6	304	63.0	442
1995~1999	64.1	1,132	67.7	966	66.7	65	63.7	117
2000~2005	60.9	1,186	64.1	1,114	67.0	7	54.8	17
학력								
고졸 이하	64.5	2183	70.1	1221	66.1	840	68.7	1174
대졸 이상	64.5	2175	64.7	1918	58.5	2247	61.8	2615
취업 여부								
취업	65.0	2786	66.9	1927	60.3	3028	62.2	2140
비취업	63.6	1573	66.6	1211	73.8	58	66.3	1649
계층인식								
저소득층 인식	67.0	1640	71.3	1020	63.7	710	69.1	1064
중산층 인식	64.7	1388	65.5	1057	63.8	1202	64.5	1370
고소득층 인식	61.2	1331	63.7	1061	55.3	1174	59.4	1355

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

제3절 가치관과 인구 행동의 영향 관계

이 절에서는 앞서 살펴본 가치관 중에서 일부 주요한 가치관을 중심으로 인구 행동 의향과의 관계를 분석한다. 가치관은 가족 가치와 사회적 가치를 구분하고, 인구 행동 의향은 결혼 의향과 출산 의향을 중심으로 분석한다.

독립변수로서 가족 가치는 결혼 필요성, 자녀 필요성, 성역할 인식 세 가지 변수를 말하며, 사회적 가치는 신뢰 인식, 안전 인식, 미래 전망 세 가지 변수를 의미한다. 인구 행동 의향으로 결혼 의향과 출산 의향은 종속변수가 된다. 분석에 활용한 각 변수의 범주 재분류 내용은 아래 표와 같다.

분석 표본은 미혼자를 대상으로 하며, 남자와 여자 표본을 구분하여 분석하고 결과를 비교한다. 심층 모형 분석에서 미혼 남자와 미혼 여자 표본을 구분하여 독립 모형으로 분석한다. 기술적 분석에서는 교차표 분석을 중심으로 하며, 심층 모형 분석은 로지스틱 회귀분석을 적용한다.

심층 모형 분석에서, 우선 ①가치관이 결혼 의향과 어떤 영향 관계를 맺고 있는지 분석하기 위하여 결혼 의향을 종속변수로 하고, 인구 사회학적 변수를 통제한 상태에서 가족 가치와 사회적 가치 변수의 영향 관계를 분석하였다. 따라서 독립변수로서 인구 사회학적 변수만 포함한 기본 모형(모형1)과 기본 모형에 가족 가치를 추가한 모형(모형2), 기본 모형에 사회적 가치를 추가한 모형(모형 3)으로 구분하여 분석하였다. 다음으로 ② 가치관이 출산 의향과 어떤 영향 관계를 갖고 있는지 분석하기 위하여 출산 의향을 종속변수로 하고, 모형 구성은 결혼 의향 분석 모형과 같이 구성하여 분석한다.

〈표 2-12〉 변수 정의의 내용

구분		범주 재구성	비고
가족 가치	결혼 필요성	○ 결혼에 대한 생각 ▶긍정: 반드시 해야 한다 또는 하는 편이 좋다 ▶중립: 해도 좋고 하지 않아도 좋다 ▶부정: 하지 않는 게 낫다	독립변수
	자녀 필요성	○ 본인 자녀가 있어야 한다는 생각 ▶긍정: 꼭 있어야 한다 또는 있는 것이 없는 것 보다 나을 것이다 ▶부정: 없어도 무관하다	
	성역할 인식	○ 남자 혼자 가족 생계 책임 ▶현대: 전혀 부동의 또는 별로 부동의 ▶전통: 약간 동의 또는 매우 동의	
사회적 가치	신뢰 인식	○ 우리 사회 신뢰할 수 있는지에 대한 생각 ▶불신: 전혀 신뢰할 수 없음 또는 별로 신뢰할 수 없음 ▶신뢰: 약간 신뢰 또는 매우 신뢰	독립변수
	안전 인식	○ 우리 사회가 안전하다는 생각 ▶불안: 전혀 안전하지 않음 또는 별로 안전하지 않음 ▶안전: 약간 안전 또는 매우 안전	
	미래 전망	○ 10년 후 자신의 미래 예측 가능성 생각 ▶불가: 전혀 예측할 수 없음 또는 별로 예측할 수 없음 ▶가능: 약간 예측 가능 또는 매우 예측 가능	
인구 행동 의향	결혼 의향	○ 앞으로 결혼할 생각 ▶있다: 생각이 있다 ▶없다: 과거에는 있었지만 현재는 없다 또는 과 거에도 없었고 현재도 없다 ▶결측: 생각해 본 적이 없다, 아직 결정하지 못했다	종속변수
	출산 의향	○ 앞으로 자녀 낳을 계획 ▶있다: 낳을 생각이다 ▶없다: 낳지 않을 생각이다	

출처: 저자 작성

1. 기술적 분석

미혼자의 결혼 의향 및 출산 의향에서 긍정적 인식 비율은 성별, 연령에 따른 차이가 비교적 잘 드러난다. 결혼 의향과 출산 의향 모두 여자에 비해 남자가 더 높게 나타났고, 남녀 모두 연령이 증가할수록 결혼 의향과 출산 의향이 감소한다. 학력에 따른 차이는 크지 않고, 남성의 경우 취업 여부의 차이가 드러나며, 계층 인식에 따른 차이는 남녀 모두에게서 고소득층에서 높은 의향을 나타냈다.

〈표 2-13〉 미혼자의 결혼 및 출산 의향

(단위: %, 명)

구분	결혼 의향				출산 의향			
	미혼 남자		미혼 여자		미혼 남자		미혼 여자	
	있다	N	있다	N	있다	N	있다	N
전체	85.5	3,509	80.4	2,293	71.1	4,359	59.1	3,138
연령								
19~24세	93.9	944	91.4	861	78.0	1,305	69.6	1,208
25~29세	90.0	914	86.3	683	76.0	1,100	64.7	933
30~34세	87.8	696	75.9	367	77.4	810	56.9	467
35~39세	83.5	427	63.5	196	68.7	518	37.8	249
40~49세	61.4	527	34.2	185	41.7	626	17.4	282
출생년도								
1970년대	60.7	270	29.8	82	31.5	309	10.1	133
1980년대	76.8	747	56.5	321	64.2	902	34.6	430
1990년대	89.2	1,650	83.4	1,103	76.5	1,961	63.0	1,460
2000년대	94.1	842	91.1	786	77.6	1,186	69.1	1,114
학력								
고졸 이하	86.4	1,685	84.6	863	70.8	2,183	61.8	1,221
대졸 이상	84.7	1,824	77.8	1,430	71.3	2,175	57.4	1,918
취업 여부								
취업	84.8	2,354	79.8	1,462	70.6	2,786	58.7	1,927
비취업	87.1	1,155	81.4	831	72.0	1,573	59.7	1,211
계층인식								
저소득층 인식	78.7	1,325	75.6	740	62.9	1,640	55.0	1,020
중산층 인식	89.0	1,067	80.4	738	73.5	1,388	58.4	1,057
고소득층 인식	90.2	1,117	84.6	814	78.7	1,331	63.6	1,061

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

가치관과 결혼 의향 및 출산 의향의 관계도 교차표에서 잘 드러난다. 먼저 가족 가치 중 결혼 필요성 인식은 남녀 모두에게, 그리고 결혼 의향과 출산 의향 모두에서 매우 강한 관계를 예상할 수 있다. 결혼 필요성 인식이 긍정적일 경우 남녀 모두 결혼 의향이 있는 비율이 97% 수준으로 매우 높게 나타났다. 결혼 필요성 인식과 출산 의향의 관계는 대체로 높게 나타났지만 남녀 간의 차이가 있었다. 즉 결혼 필요성에 긍정적일 경우 남자의 출산 의향은 90% 수준, 여자의 출산 의향은 86% 수준으로 차이를 나타냈다.

가족 가치 중에서 자녀 필요성 인식이 긍정적일 경우도 남녀 모두 한테서 결혼 의향이 있는 비율은 95% 수준이었고, 출산 의향이 있는 비율은 남자 87%, 여자 84% 수준으로 전체적으로 높지만 남녀 간의 차이가 있었다.

가족 가치 중에서 성역할 인식과 결혼 및 출산 의향 관계는 남자와 여자한테서 상반된 경향성을 볼 수 있다. 남자는 성역할 인식이 현대적인 경우보다 전통적일 경우 결혼 의향과 출산 의향이 모두 더 높게 나타났다. 반면 여자는 성역할 인식이 전통적인 경우보다 현대적인 경우 결혼 의향이 더 높았고, 출산 의향에서는 차이를 나타내지 않았다.

다음은 사회적 가치와 결혼 의향 및 출산 의향의 관계를 살펴보았다. 사회적 가치는 신뢰, 안전, 미래 전망 모두 긍정적일 때 결혼 의향과 출산 의향이 높게 나타났다. 이는 일반적으로 예측할 수 있는 자연스러운 결과라고 할 수 있다.

〈표 2-14〉 미혼자의 가치관과 결혼 및 출산 의향

(단위: %, 명)

구분		결혼 의향				출산 의향			
		미혼 남자		미혼 여자		미혼 남자		미혼 여자	
		있다	N	있다	N	있다	N	있다	N
전체		85.5	3,509	80.4	2,293	71.1	4,359	59.1	3,138
가족 가치	결혼 필요성								
	긍정	97.8	1,838	97.9	888	90.3	2,011	86.5	977
	중립	78.2	1,421	79.8	1,156	61.4	1,925	55.6	1,696
	부정	25.3	196	14.6	212	19.0	274	12.1	352
	자녀 필요성								
	긍정	95.3	2,307	95.8	1,114	87.4	2,643	84.1	1,340
	부정	66.2	1,063	65.3	1,102	45.7	1,487	40.9	1,635
	성역할								
	현대	83.7	1,743	81.4	1,574	66.7	2,250	59.1	2,172
	전통	87.3	1,765	78.1	719	75.8	2,108	59.1	966
사회적 가치	신뢰								
	불신	82.9	2,013	78.4	1,362	67.5	2,552	56.1	1,926
	신뢰	89.0	1,496	83.2	930	76.2	1,807	63.8	1,212
	안전								
	불안	82.4	1,038	76.5	939	67.5	1,334	54.6	1,348
	안전	86.8	2,470	83.0	1,354	72.7	3,024	62.4	1,790
	미래전망								
	불가	83.2	2,228	79.0	1,469	68.8	2,811	57.9	2,096
	가능	89.5	1,281	82.8	823	75.3	1,547	61.5	1,042

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

2. 모형 분석

앞서 기술적 차원에서 분석한 내용을 심층 모형으로 통계적 유의성을 한번 더 확인해보기 위하여 로지스틱 회귀분석을 통해 가치관과 결혼 의향 및 출산 의향의 관계를 분석하였다.

미혼자 집단의 결혼 의향에 관한 로지스틱 분석 결과 인구사회학적 변수는 대체로 기술 통계에서 확인하였듯이 연령과 계층 인식과의 영향관계가 통계적으로 유의미하게 확인되었다.

우선 가족 가치에 대한 인식과 관련하여 미혼 남자의 경우 결혼의 필요성과 자녀의 필요성은 결혼 의향과 양의 상관성을 나타내고 있다. 다만 성역할 인식은 결혼 의향에 대한 영향관계가 나타나지 않았다.

사회적 가치 측면에서는 남녀가 상반된 결과가 나타났다. 미혼 남자의 결혼 의향에는 신뢰와 미래 전망 인식이 통계적으로 유의미한 영향관계가 나타난 반면, 안전 인식은 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 즉 사회적 신뢰 인식이 긍정적일 경우, 미래 전망의 예측이 가능한 경우 결혼 의향에 긍정적 방향으로 영향관계를 갖고 있었다.

반면 미혼 여자는 신뢰와 미래 전망이 결혼 의향과 통계적으로 유의미한 영향관계가 나타나지 않은 반면, 안전 인식은 결혼 의향과 통계적으로 유의미한 영향관계를 나타냈다. 즉 우리 사회가 안전한 사회라는 인식에 긍정적일 경우 결혼 의향을 높이는 것으로 나타났다.

〈표 2-15〉 미혼 남자 결혼 의향 로지스틱 회귀분석 결과

		미혼남자					
		모형 1		모형 2		모형 3	
		Exp (B)	유의 확률	Exp (B)	유의 확률	Exp (B)	유의 확률
연령	19~24세	11.227	.000	17.074	.000	11.376	.000
	25~29세	5.774	.000	7.141	.000	6.191	.000
	30~34세	4.502	.000	4.486	.000	4.696	.000
	35~39세	3.271	.000	4.409	.000	3.513	.000
	40~49세						
출생 연도	~1980	1.220	.285	1.562	.057	1.330	.131
	1990~						
학력	고졸이하						
	대졸이상	1.079	.498	1.202	.193	1.059	.614
취업	취업	1.236	.083	1.330	.072	1.230	.094
	비취업						
계층 인식	저소득층						
	중산층	1.771	.000	1.962	.000	1.769	.000
	고소득층	1.805	.000	1.513	.009	1.850	.000
결혼 필요	긍정						
	중립			.155	.000		
	부정			.016	.000		
자녀 필요	긍정			3.814	.000		
	부정						
성 역할	현대			.862	.262		
	전통						
신뢰	불신						
	신뢰					1.627	.000
안전	불안						
	안전					1.078	.521
미래 전망	불가						
	가능					1.458	.001
상수항		.900	.573	1.875	.038	.605	.014

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

〈표 2-16〉 미혼 여자 결혼 의향 로지스틱 회귀분석 결과

		미혼여자					
		모형 1		모형 2		모형 3	
		Exp (B)	유의 확률	Exp (B)	유의 확률	Exp (B)	유의 확률
연령	19~24세	15.986	.000	27.176	.000	15.808	.000
	25~29세	9.399	.000	16.006	.000	10.267	.000
	30~34세	4.525	.000	10.514	.000	4.740	.000
	35~39세	2.382	.002	5.235	.000	2.394	.002
	40~49세						
출생 연도	~1980	.545	.055	.899	.787	.517	.040
	1990~						
학력	고졸 이하						
	대졸 이상	.909	.511	.820	.298	.862	.307
취업	취업	1.782	.000	1.897	.000	1.779	.000
	비취업						
계층 인식	저소득층						
	중산층	1.323	.045	1.147	.471	1.297	.065
	고소득층	1.731	.000	1.105	.606	1.703	.000
결혼 필요	긍정						
	중립			.177	.000		
	부정			.008	.000		
자녀 필요	긍정			5.689	.000		
	부정						
성 역할	현대			.934	.686		
	전통						
신뢰	불신						
	신뢰					1.098	.500
안전	불안						
	안전					1.685	.000
미래 전망	불가						
	가능					1.080	.546
상수항		.373	.000	1.090	.847	.268	.000

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

가치관과 출산 의향의 영향관계를 나타내는 로지스틱 회귀분석 결과에서 인구 사회적 변수의 영향 관계는 앞서 설명한 기술적 분석 결과와 대체로 부합하였다. 즉 미혼 남녀 모두 연령과 계층 인식이 명확하게 출산 의향과 영향관계가 나타났다. 연령이 낮을수록, 그리고 고소득층일수록 출산 의향이 높게 나타났고, 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

가족 가치와 관련하여 결혼 필요성과 자녀 필요성 인식은 남녀 모두한테 출산 의향을 가질 확률을 높였다. 결혼 필요성이 긍정적인 경우, 자녀 필요성이 긍정적인 경우 출산 의향을 가질 확률이 높게 나타났고, 통계적으로 유의하게 나타났다. 다만 성역할 인식은 남자한테서만 출산 의향을 높이는 것으로 나타났다. 남자의 경우 전통적 성역할 인식을 가진 경우 출산 의향을 높여주었다. 반면 여자는 통계적 유의성이 나타나지 않았다.

사회적 가치 측면에서 남녀 모두의 출산 의향에 긍정적 영향 관계를 나타낸 가치는 사회에 대한 신뢰 인식이었다. 우리 사회가 신뢰할 만하다는 긍정적 인식을 가진 경우가 신뢰하지 못하다는 인식을 가진 경우보다 출산 의향을 높일 확률이 높게 나타난 것이다.

안전 인식과 미래 전망 인식은 미혼 남녀에게 상반된 영향관계를 보여주었다. 남자는 미래 전망 인식이 출산 의향에 긍정적 영향관계를 나타내었고 안전 인식은 통계적 유의성이 나타나지 않은 반면, 여자는 안전 인식이 출산 의향에 긍정적 영향관계를 나타내었고, 미래 전망 인식은 통계적 유의성이 나타나지 않았다.

요컨대, 미혼 남자는 사회적 가치 중에서 사회에 대한 신뢰와 미래 전망 인식이 긍정적일 경우 출산 의향을 가질 확률을 높여주었고, 미혼 여자는 사회에 대한 신뢰와 안전 인식이 긍정적일 경우 출산 의향을 가질 확률을 높여주었다.

〈표 2-17〉 미혼 남자 출산 의향 로지스틱 회귀분석 결과

		미혼남자					
		모형 1		모형 2		모형 3	
		Exp (B)	유의 확률	Exp (B)	유의 확률	Exp (B)	유의 확률
연령	19~24세	3.589	.000	4.239	.000	3.654	.000
	25~29세	2.845	.000	2.708	.000	2.973	.000
	30~34세	3.012	.000	2.748	.000	3.085	.000
	35~39세	1.934	.000	1.981	.000	2.015	.000
	40~49세						
출생 연도	~1980	.532	.000	.443	.000	.555	.001
	1990~						
학력	고졸 이하						
	대졸 이상	1.133	.127	1.165	.133	1.124	.156
취업	취업	1.183	.045	1.247	.035	1.171	.061
	비취업						
계층 인식	저소득층						
	중산층	1.392	.000	1.493	.000	1.386	.000
	고소득층	1.811	.000	1.811	.000	1.821	.000
결혼 필요	긍정						
	중립			.348	.000		
	부정			.078	.000		
자녀 필요	긍정			4.582	.000		
	부정						
성 역할	현대			.680	.000		
	전통						
신뢰	불신						
	신뢰					1.556	.000
안전	불안						
	안전					1.029	.728
미래 전망	불가						
	가능					1.195	.022
상수항		.692	.016	.845	.439	.527	.000

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

〈표 2-18〉 미혼 여자 출산 의향 로지스틱 회귀분석 결과

		미혼여자					
		모형 1		모형 2		모형 3	
		Exp (B)	유의 확률	Exp (B)	유의 확률	Exp (B)	유의 확률
연령	19~24세	7.714	.000	9.416	.000	7.607	.000
	25~29세	5.352	.000	6.447	.000	5.583	.000
	30~34세	3.663	.000	4.933	.000	3.695	.000
	35~39세	1.663	.039	2.128	.009	1.624	.050
	40~49세						
출생 연도	~1980	.343	.001	.358	.005	.319	.001
	1990~						
학력	고졸 이하						
	대졸 이상	1.058	.563	1.046	.711	1.025	.801
취업	취업	1.454	.000	1.343	.007	1.452	.000
	비취업						
계층 인식	저소득층						
	중산층	1.113	.263	1.194	.142	1.108	.291
	고소득층	1.387	.001	1.143	.273	1.377	.001
결혼 필요	긍정						
	중립			.387	.000		
	부정			.051	.000		
자녀 필요	긍정			5.451	.000		
	부정						
성 역할	현대			.894	.302		
	전통						
신뢰	불신						
	신뢰					1.223	.031
안전	불안						
	안전					1.404	.000
미래 전망	불가 가능					.985	.863
상수항		.221	.000	.308	.000	.173	.000

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

제4절 소결

여기서는 가족 관련 가치와 사회적 가치의 변화와 특징을 살펴보고, 이러한 가치관의 주요 요소가 결혼 의향 및 출산 의향에 어떠한 영향을 미치는지 확인하였다.

분석 결과, 행복 인식에서 전반적으로 기혼자 집단보다는 미혼자 집단이 불행하다는 인식이 더 높았다. 결혼 필요성에서 전반적으로 기혼자보다는 미혼자가 더 낮게 나타났다. 다만 최근 미혼 남녀 코호트의 결혼 필요성은 상대적으로 더 높게 나타났다. 자녀 필요성에서 기혼자 집단보다 미혼자 집단이 훨씬 부정적으로 나타났다. 특히 미혼 여성이 가장 부정적이었는데, 다만 최근 코호트에서 상대적으로 덜 부정적인 것으로 나타났다. 최근 코호트에서 자녀 필요성에 긍정하는 비율이 다시 높아지는 추세이며, 이런 특성은 남녀 모두에게 공통적으로 나타났다. 다른 한편 성별, 혼인상태와 관계없이 저소득 계층 인식 집단이 상대적으로 자녀 필요성에 대하여 부정 인식 비율이 높았다. 이상 자녀 수와 관련하여, 미혼 여자는 1.66명으로 가장 낮게 나타났다. 전반적으로 기혼자에 비해서 미혼자 집단의 이상 자녀 수 평균이 크게 낮았다. 미혼 여자의 경우 1970년생보다 1980년생이 크게 낮았고, 1990년 초반 출생 코호트가 1.61명으로 가장 낮았고, 이후 1990년대 후반부터 다시 높아지는 추세를 나타낸다. 미혼 남자는 1980년대 후반 코호트가 상대적으로 가장 낮았다.

가치관과 미혼자 집단의 결혼 의향 및 출산 의향과의 영향관계를 분석한 결과 의미 있는 발견이 있었다. 미혼 남녀 모두 결혼 필요성이나 자녀 필요성과 같은 가치에 긍정적일 경우 결혼 의향과 출산 의향 모두 높게 나타나는 것을 알 수 있었다. 이는 결혼은 필요한 것이라거나, 자녀가 필요하다는 인식은 곧 결혼 의향과 출산 의향으로 이어질 수 있음을 알 수 있다.

이번 분석에서 주목한 것은 사회적 차원의 가치가 결혼과 출산 의향에 어떤 영향을 미치는지이다. 우선 결혼 의향에 관한 로지스틱 회귀분석 결과 신뢰, 안전, 미래 전망과 같은 사회적 가치는 미혼 남녀 성별에 따른 차이를 나타냈다. 남자의 경우 사회적 가치 측면에서 안전 인식은 결혼 의향과 영향관계가 나타나지 않은 반면, 신뢰 인식과 미래 전망 인식은 남자에게 결혼 의향과 영향관계가 있었다. 미혼 여자의 경우는 안전 인식만 통계적 유의성이 나타났다. 남녀가 정확히 상반된 가치 연관관계를 나타낸 것이다.

다음으로 출산 의향에 관한 로지스틱 회귀분석 결과, 미혼 남자는 사회적 가치 중에서 사회에 대한 신뢰와 미래 전망 인식이 긍정적인 경우 출산 의향을 가질 확률을 높여주었고, 미혼 여자는 사회에 대한 신뢰와 안전 인식이 긍정적인 경우 출산 의향을 가질 확률을 높여주었다. 출산 의향과 관련하여 사회에 대한 신뢰는 미혼 남녀 모두 중요한 가치가 되고 있는 반면, 남자는 미래 전망이 더 중요했고, 여자는 안전 인식이 출산 의향에 더 중요한 가치라고 해석할 수 있다.

선행 연구에 따르면 유럽사회에서는 사회적 가치 중에서 신뢰가 핵심적 가치체제로 작동하고 있었고, 이 가치체계는 일반화된 도덕성으로 형성되어 경제 및 복지제도보다도 근본적인 수준에서 출산 행동 역학을 규정할 수 있으며(Aassve, A. et al., 2016; 2018, April), 또한 저출산 대책이 성과를 내지 못하는 이유 중 하나는 일반화된 도덕성과 같은 문화적 특성의 제약 때문이라고 한다(Aassve, A. et al., 2025). 한국에서는 사회 신뢰 인식과 미래 전망의 불투명성이나 안전 인식과 같은 가치체계가 정책의 효과를 제약하는지 검토할 필요가 있으며, 무엇보다도 정책이나 제도의 연속성을 통하여 신뢰를 높이는 것이 중요할 것으로 생각된다.



제3장

가구 성별 분업과 출산

제1절 연구목적과 질문

제2절 성평등 태도와 성별 분업 실천

제3절 성평등 수준과 출산

제4절 소결

제3장 가구 성별 분업과 출산

제1절 연구목적과 질문

1. 연구목적

최근 합계출산율의 소폭 상승에도 불구하고 0.8명 이하의 세계 최저 초저출산 상황은 변함이 없다. 2015년부터 2023년까지 지속적인 하락 추세였으며, 2018년 이후로는 1.0명 이하의 극도로 낮은 수준에 머물러 있다.

2015년 이후 합계출산율의 하락 추이에는 이전과 다른 몇 가지 측면이 포함되어 있다. 그중 대표적인 것이 유배우 출산율 하락이다. 특히 무자녀 비율 상승이 이에 기여한 것으로 확인된다(계봉오, 최슬기, 유삼현, 2022; 이철희, 2023; 조성호, 이지나, 김근태, 2021). 그동안 저출산이 지속되는 상황에서도 결혼하면 적어도 한 명의 자녀는 갖는 관행이 지켜졌지만(우해봉, 장인수, 2018), 결혼 이후에도 자녀를 갖지 않는 부부가 증가하고 있는 것이다. 이는 이제 결혼과 출산이 하나의 묶음이라는 관념이 느슨해진 것을 보여준다. 이러한 변화는 출생아 수의 양적인 증감을 넘어, 여성 개인의 생애와 부부가구의 질적인 변화를 보여줄 수 있는 것이기 때문에 상세한 관찰이 필요하다. 그럼에도 불구하고 무자녀 부부의 특성이 무엇인지, 유자녀 부부와 어떤 차이점이 있는지 등은 잘 알려져 있지 못하다. 무엇보다 지금까지 결혼한 부부의 무자녀 상태는 출산 지연으로 인한 경과적인 상태로 간주되거나 생애 무자녀 부부는 예외적일 정도로 드물었기 때문이다.

이 장은 ‘2024년 가족과 출산 조사’에서 다양한 방식으로 측정한 부부의 성별 분업 형태와 성역할 태도를 중심으로 자녀 유무와 출산의향에 영향을 미치는 요인을 분석하고자 한다. 여성의 취업 여부나 고용조건 뿐만 아니라 부부간의 분업 관계에 주목하고자 한다. 이를 위해 성평등을 경험적으로 측정할 수 있는 차원으로 정의하고 이러한 성평등과 출산 행동(자녀 유무) 및 출산 의향의 관계를 분석하고자 한다.

2. 선행연구 검토

가구수준의 가사노동분담과 출산의 관계에 대한 연구는 성평등 수준과 출산력의 관계에 대해 제시된 일련의 이론적 가설에서 벗어나왔다. McDonald(2000)의 가설을 비롯하여, Esping-Anderson and Billari (2015), Goldscheider et. al.(2015) 등은 여성의 경제활동 참여 증가에 따른 전통적 성별 분업의 균열과 증가된 젠더 불공정성이 출산율 하락의 원인이 될 수 있다는 가설을 제기하였다. 이 논의는 거시 또는 중범위 수준의 논의이지만, 일련의 연구들은 이 가설을 미시적 맥락으로 확장하였다. 가구 내 여성과 남성의 가사와 돌봄 분담이 출산 또는 출산 의향에 영향을 미치는지가 그것이다.

Torr & Short (2004)는 McDonald(2000)의 가설을 미시적 가정 영역에서 검증하고자, 부부의 가사분담과 출산 의향의 관계를 분석하였다. 전체 가사일에 대한 여성의 몫이 54% 미만인 ‘현대적’ 커플은 여성이 가사일의 54~84%를 담당하는 중간적 커플보다 둘째 출산으로 이행할 확률이 높았으며, 여성이 가사일의 84% 이상을 수행하는 ‘전통적’ 부부의 둘째 출산으로 이행할 확률은 중간적 커플보다 높게 나타났다. 이 연구는 이를 통해 가구의 성평등 수준과 둘째 출산 이행확률 사이의 가능성은 현

대적이거나 전통적인 양극단의 가능성이 높고, 그 중간에 끼인 부부의 이행확률은 낮은 U자형 패턴임을 확인했다. 이 연구는 부부 간의 가사분담 방식을 적절하다고 인식하거나 불공정하다고 인식하도록 매개하는 ‘젠더 이데올로기’(와 젠더 이데올로기와 가사분담의 상호작용 효과)의 효과도 검증하였으나, 둘째 출산 이행에 대해 통계적으로 유의미한 영향은 없는 것을 확인하였다.

박수미(2008)도 한 명의 자녀가 있는 여성의 둘째 출산 결정요인을 분석하였는데, 실제 출산 이행이 아니라 출산 의향을 종속변수로 연구했다. 그 결과 가족 내 부부의 ‘성형평성’ 요인은 취업한 유배우 여성에게만 효과가 있는 것으로 나타났다. 2005년 전국 결혼 및 출산동향조사를 활용한 이 분석에서, 가족 내 부부의 성형평성 정도는 집안일과 자녀돌봄 각각의 분담 정도에 대한 4점 척도 문항을 통해 측정하였으며, 해당 자료가 제공하는 가사분담 공평성에 대한 문항도 활용하였다.

윤수연(Yoon, 2017)은 여성가족패널에서 한 명의 자녀가 있으며 둘째 자녀를 원하는 여성으로 이루어진 표본을 분석하여, 가구 내 성형평성의 효과를 검증하였다. 여성의 성역할 태도, 남편의 가사노동참여, 여성의 자녀교육에 대한 책임감 등이 둘째 출산 실현에 영향을 미친 것을 확인하였다.

송유진(Song, 2017)은 기혼 여성의 자녀 출산 의향에 부부 간 가사분담이 미치는 영향을 분석하고, 특히 이 관계가 여성의 취업상태에 따라 어떻게 달라지는지에 주목하였다. 2012년 전국 결혼 및 출산조사 데이터를 사용한 분석 결과, 평등한 가사분담은 취업 여성의 둘째 자녀 출산 계획에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 여성의 교육수준, 남편의 직업지위, 가구소득 등은 통계적으로 유의미한 영향이 없었으나, 취업한 여성의 둘째 자녀 계획에 정(+)의 영향을 미친 것은 아들의 필요성에 대

한 동의, 친족으로부터의 가사/돌봄 지원, 그리고 가사분담의 평등함이었다. 반면 비취업 기혼여성의 둘째 출산계획에서 아들 선호는 유의성이 없었고, 친족으로부터의 가사/돌봄 지원은 둘째 출산에 대해 부정적인 영향을 미쳤다. 통계적 유의성은 없었으나 여성의 가사분담률이 높을수록 자녀 출산 의향도 높은 것으로 나타났다.

이처럼 기존 연구들은 주로 둘째 출산 이행 또는 의향을 중심으로 성평등 수준과 태도의 효과를 검증하였고, 대부분 취업한 여성에 대해 제한적으로만 설명력을 갖는 것을 확인했다. 이 장에서는 자녀 유무에 따른 차이 여부와 무자녀 여성의 출산 의향에 대해서도 성평등 실천이나 태도의 영향력이 확인되는지 검증하고자 한다.

제2절 성평등 태도와 성별 분업 실천

1. 유배우 여성의 성평등 태도

2024년 가족과 출산 조사에서 남성과 여성이 가정 내·외에서 어떻게 역할을 분담해야 하는가에 대한 다양한 문항을 포함하여 조사하였다. 여기에서는 결혼하여 배우자가 있는 여성에 초점을 맞추어 응답 결과를 보고하고자 한다. 남성과 여성의 역할에 대한 4개 문항(4점 척도) 점수를 역코딩하고 평균하여 성평등 태도 점수를 구성하였다.¹⁾ 점수가 높을수록

1) 성역할을 나타낸 문항에 대해 동의하는 정도로 측정함. 문항1: 남편이 할 일은 돈을 버는 것이고 아내가 할 일은 가정과 가족을 돌보는 것이다. 문항2: 가정생활을 위해 남성과 여성이 해야 할 일을 구분하는 것이 좋다. 문항3: 남성이라면 혼자 힘으로 가족의 생계를 책임질 수 있어야 한다. 문항4: 가정에서 가족을 돌보는 일은 밖에서 돈을 버는 일보다 보람있는 일이다. 1점: 전혀 동의하지 않는다. 2점: 별로 동의하지 않는다. 3점: 약간 동의한다. 4점: 매우 동의한다.

성평등주의 태도에 가깝다고 해석한다. 19~49세 유배우 여성의 성평등주의 태도 점수는 평균 2.72점으로 조사되었는데, 절대적인 응답 분포와 점수는 성평등적 역할 분담이 바람직하다는 태도가 다수임을 보여주지만, 남녀의 역할 차이를 유연하게 수용하는 태도의 비율도 높은 것으로 드러났다. 연령과 자녀 유무 두 가지 변수와 교차분석을 한 결과, 유배우 여성 내부의 차이는 연령보다는 자녀 유무와 자녀 수에 따른 차이와 관련이 있는 것으로 나타났다.

〈표 3-1〉 유배우 여성의 성평등 태도 점수

(단위: 점)

구분		성평등 태도 점수(평균)
연령집단	19~29세	2.74
	30~34세	2.77
	35~39세	2.76
	40~44세	2.72
	45~49세	2.68
자녀수	자녀 0명	2.86
	자녀 1명	2.71
	자녀 2명 이상	2.70
전체		2.72

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

성평등 태도가 자녀 수(출산 행동)에 중립적이라면, 자녀 유무에 따른 성평등 태도의 차이는 자녀 출산과 양육 과정 등의 경험과 성평등태도와 관련성이 있음을 시사한다. 이는 여성들에게 성평등 태도가 개인의 이념과 가치체계를 반영하는 데 그치는 것이 아니라, 실제 생활에서 타협과 적응 과정에서 변형되기도 한다는 짐작을 가능하게 한다. 실제로 기존 연구에 따르면, 자녀의 임신, 출산, 양육 과정은 남성과 여성의 역할이 얼마

나 같거나 다른지에 대한 기존의 가치관과 태도를 갱신하거나 수정하는 계기가 되었다(허은, 2017). 여기에는 개인적 경험, 문화적 규범, 사회제도적 틀이 복합적인 영향을 미칠 것으로 보인다.

그러나 성평등 태도가 출산 행동에 얼마나 영향을 미치는지도 검토되어야 한다. 성평등과 출산의 관계에 대한 기존의 이론적 가설에 따르면, 이 관계는 U자형 관계로 나타난다. 즉 성평등수준이 상승하는 초기 국면에서는 성평등수준이 높아질수록 출산율은 하락하는 현상이 지속되다가, 일정 수준 이상으로 성평등수준이 증가하면 성평등수준과 출산율이 정(+)의 관계로 전환된다는 것이다. 이러한 가설은 주로 거시적인 수준에서 검토되어 왔으며, 국가간 비교연구를 통해 가설의 타당성이 주장되기도 했다. 이하에서는 미시적인 차원에서 개인/가구의 성평등 수준이 출산 행동에 영향을 미치는가를 검토하고자 한다.

이 장에서는 개인/가구의 성평등 수준을 두 가지 차원으로 구분한다. 먼저 객관적인 부부 간의 역할 분담 실천을 통해 성별 분업의 형태나 양상, 그 안에서 남성과 여성 간의 상대적 부담이나 책임의 차이 등을 파악할 것이다. 이 장에서는 주로 가정 내 가사활동에 대한 여성의 부담 정도에 초점을 맞출 것이다. 다음으로는 개인의 성평등태도를 비롯하여, 현재 가정생활에 대한 주관적 만족 정도를 측정하고 이러한 주관적 차원이 출산 행동 또는 출산 의향에 어떤 영향을 미치는지를 파악하고자 한다.

먼저 2024년 가족과 출산 조사를 통해 ‘부부 가구’의 성별 분업 현황을 살펴본다. 부양책임에 대한 분담 정도를 파악하기 위해, 취업 여부, 주당 근로시간, 부부소득 기여율 등을 파악하고, 재생산 책임을 파악하기 위해 아내의 가사기여율을 살펴본다.

2. 생계부양 책임의 분담

가. 취업여부

남편과 아내 각각의 취업 여부를 기준으로, 아래 <표 3-2>와 같이 부부 부양형태를 구분했다. 남편과 아내가 모두 취업한 맞벌이 가구, 남성은 취업, 여성은 비취업인 남성부양가구, 여성만 취업한 여성부양가구, 부부 모두 비취업 상태에 있는 비취업가구가 그것이다. 이 네 유형 가구의 분포는 절대다수가 맞벌이 또는 남성부양가구에 속한다. 구체적으로, 맞벌이가구가 53.6%, 남성부양가구가 44.7%, 그 외 여성부양가구와 비취업가구는 1.2%와 0.5%로 조사되었다. 이 조사에서 남성이 취업하지 않은 비율은 매우 낮아, 여성부양가구와 비취업가구는 무시할 수 있을 정도의 낮은 비중이다.

여성의 교육수준을 기준으로 부양형태 분포를 보면, 여성의 교육수준이 높을수록 맞벌이가구 비율이 높다. 그러나 초대졸 이상 고등교육의 주요한 목적이 직업활동에 있음을 감안하면, 초대졸과 대졸의 맞벌이 비율이 51.7%와 55.7%에 불과하여 교육받은 여성들의 결혼(출산) 후 취업 지속성이 높다고 보긴 어렵다. 다만, 전체 여성 중 차지하는 비중이 높지는 않지만, 대학원 이상 기혼여성은 맞벌이가구 비율이 67.1%로 높은 편이다. 여성이 고졸 이하일 때 미미하지만 여성부양가구나 비취업부부의 비율이 상대적으로 높았다.

〈표 3-2〉 부부가구의 생계부양유형 분포

(단위: %)

구분	맞벌이가구	남성부양 가구	여성부양 가구	비취업 가구	합계
아내 연령집단					
19~29세	53.4	44.4	1.1	1.1	100.0
30~34세	53.5	45.2	0.7	0.6	100.0
35~39세	52.6	45.6	1.1	0.6	100.0
40~44세	53.0	45.9	0.9	0.2	100.0
45~49세	55.0	42.6	1.8	0.7	100.0
아내 교육수준					
고졸이하	49.0	48.3	1.8	0.9	100.0
초대졸	51.7	46.6	1.2	0.6	100.0
대졸	55.7	43.1	0.9	0.3	100.0
대학원	67.1	32.5	0.4	0.0	100.0
자녀수					
자녀 0명	64.7	33.1	1.1	1.1	100.0
자녀 1명	49.9	48.2	1.6	0.3	100.0
자녀 2명	53.8	44.9	1.0	0.4	100.0
자녀 3명 이상	50.1	48.4	0.6	0.8	100.0
전체	53.6	44.7	1.2	0.5	100.0

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

나. 맞벌이가구 아내의 상대소득

아내연령 19~49세 기준 부부가구의 가구 총소득은 월평균 727만원, 중간값은 659만원이다. 맞벌이가구의 월평균 가구소득이 가장 높았고 남성부양가구는 그보다 낮았지만 여성부양가구보다는 가구소득 수준이 높았다. 비취업가구는 근로/사업 소득 이외의 소득이 존재하지만 가구총소득 수준은 가장 낮았다. 이처럼 부부가 모두 소득활동에 종사하는 맞벌이 가구의 총소득이 가장 높으며, 월평균소득 기준으로 남성부양가구에 비해 201.7만원 더 많은 것으로 측정되었다.

〈표 3-3〉 생계부양유형별 월평균 가구소득

(단위: 만원)

구분	평균	중간값
맞벌이가구	823.7	750
남성부양가구	622.0	550
여성부양가구	489.9	396
비취업가구	363.5	317
전체 부부가구	727.2	659

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

다음에서는 맞벌이가구(무급종사자 제외)만을 대상으로, 부부의 소득구성을 살펴본다(〈표 3-4〉 참조). 아내 소득의 비중이 50%이면 아내 소득과 남편 소득이 같다고 이해하면 된다. 한 사람의 소득이 부부 두 사람의 전체 소득 중 40~60% 미만을 차지한다면, 대체로 가구의 경제적 부양책임을 공유한다고 가정할 수 있다. 맞벌이 가구의 44.4%가 이에 해당한다. 아내 소득이 60% 이상을 차지하는 비율은 3.5%로 매우 낮고, 40% 미만인 비율(남편 소득이 60% 이상인 비율)은 52.1%로 전체의 절반 이상을 차지한다.

아내의 연령과 교육수준에 따른 맞벌이 가구 내 아내 소득 비중의 분포 차이를 살펴보자. 먼저 연령집단별 차이를 보면, 연령이 높을수록 아내 소득이 전체의 40~60% 미만을 차지하는 비율이 낮은 것으로 나타났다. 자녀 출산 등 생애주기 요인이 맞벌이 여부뿐만 아니라 맞벌이 가구 내에서 아내의 소득비중에도 영향을 미침을 보여준다.

교육 수준에 따른 분포 차이를 보면, 교육 수준이 높을수록 남편과 아내의 소득기여가 균등한 비율은 높아지는 패턴을 보였다. 초대졸 이하에서는 남성이 더 많이 기여하는 형태의 맞벌이 비율이 높고, 대졸 이상이면, 남성과 여성이 균등하게 기여하는 형태의 맞벌이 비율이 높다고 할 수 있다.

〈표 3-4〉 맞벌이 가구 부부소득에 대한 아내 소득 비율 분포

(단위:%)

구분	20% 미만	20~40% 미만	40~60% 미만	60% 이상	합계
아내 연령집단					
19~29세	4.8	28.7	64.2	2.3	100.0
30~34세	3.7	32.5	59.6	4.2	100.0
35~39세	6.8	41.4	49.2	2.6	100.0
40~44세	10.4	48.4	38.6	2.6	100.0
45~49세	10.1	48.4	36.5	5.0	100.0
아내 교육수준					
고졸 이하	8.6	50.4	37.7	3.3	100.0
초대졸	11.0	47.4	39.0	2.7	100.0
대졸	7.6	40.7	48.1	3.6	100.0
대학원	5.3	31.7	57.4	5.7	100.0
전체	8.3	43.8	44.4	3.5	100.0

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

다. 아내의 근로시간

다음은 임금노동과 비임금노동을 모두 포함하여, 주당 실제 근로시간을 측정한 결과이다. 주당 평균근로시간은 여성 37.2시간, 남성 44.0시간으로 남성이 더 많은 시간 일하는 것으로 확인된다. 맞벌이가구의 남녀로 제한하여도 큰 차이가 없다(여성 37.1시간, 남성 43.8시간). 주 40시간을 기준으로 주당 근로시간 분포를 살펴보면, 주 40시간 일하는 비율은 남성이 57.8%로 여성(53.7%)보다 높았다. 여성은 40시간 미만으로 일하는 비율이 29.9%로 남성의 3.3%와 비교하여 크게 높은 것으로 확인되었다. 반대로 남성은 주 40시간 초과로 일하는 비율이 38.9%로 여성의 16.4%와 큰 차이가 있었다.

전체적으로 남성이 여성보다 근로시간이 더 길 뿐만 아니라, 맞벌이가구에서도 남성이 여성보다 주당 6.7시간 더 일하는 것으로 조사되었다. 이러한 근로시간 양의 성별 격차는 유배우 여성의 시장노동 참여가 늘어

나고 있음에도 불구하고, 고용과 소득활동에 있어 성별이 여전히 유의미한 영향을 미침을 보여준다.

〈표 3-5〉 생계부양유형별 남편과 아내의 주당 근로시간 분포와 평균시간

(단위:%, 시간)

구분		40시간 미만	40시간	40시간 초과	전체	평균시간
여성	맞벌이가구	30.2	53.8	16.0	100.0	37.1
	여성부양가구	15.1	50.0	34.9	100.0	42.5
	여성 전체	29.9	53.7	16.4	100.0	37.2
남성	맞벌이가구	3.5	59.9	36.5	100.0	43.8
	남성부양가구	3.0	55.2	41.8	100.0	44.3
	남성 전체	3.3	57.8	38.9	100.0	44.0

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.]

라. 아내의 가사분담비율

아내의 가사노동은 부부가 부담하는 전체 가사노동 중 아내가 부담하는 비율을 통해 세 유형으로 구분했다. 자료에서 실제 아내의 부담비율 분포는 50% 이하는 적고 60% 이상에 몰려 있다. 이러한 점을 감안하여 가사분담비율이 50% 이하인 사례를 평등형으로 구분하고, 60% 이상인 사례는 다시 중간형(60~70%)과 분리형(80~100%)으로 구분했다. 부부가구의 44.6%가 분리형에 속하는 것으로 나타났다. 평등형은 16.3%로 가장 비율이 낮았고, 중간형은 39.1%로 분리형보다 근소하게 낮은 비율을 차지하는 것으로 나타났다.

연령이 낮을수록 평등형의 비율이 높고, 초대졸 이하보다 대졸 이상인 평등형 비율이 높았다. 예상할 수 있듯이 아내의 가사시간비율은 생계부양형태(아내의 취업여부)에 따라 차이가 크다. 남편은 취업하지 않고 아내만 취업한 여성부양형은 가사분담 유형 중 평등형 비율이 가장 높았다.

아내는 취업하지 않고 남편만 취업한 남성부양형에서는 분리형(55.7%)이 가장 높았다.

주목할 부분은 맞벌이 형태에서 가사분담의 평등형 비율이 22.1%에 불과하고 중간형 42.1%, 분리형 35.8%로 여성의 가사부담비율이 대체로 높게 나타난 점이다. 맞벌이 유형은 취업여부로만 판단하기 때문에 남편이 모두 일하더라도 어느 한쪽이 더 많은 시간 일하고 더 많은 소득기여를 할 수 있다. 이러한 특성을 감안하여 아내소득기여율을 추가적으로 고려하였다. 그 결과 아내소득기여가 40~60%를 차지하는 경우, 즉 생계부양책임이 동등한 경우에도 평등형은 29.5%에 불과했고, 중간형과 분리형 비율이 높게 나타났다. 아내의 주당근로시간에서도 주당 40시간으로 일하거나 40시간을 초과하는 경우에도 가사의 대부분을 수행하는 여성의 비율이 매우 높았다.

여성의 경제활동은 남성으로 하여금 가사노동에 참여하도록 만드는 유인은 되지만, 실제로 가사책임을 공유하고 부담을 공평하게 분담하는 형태가 되지는 못하는 것으로 보인다. 생계부양의 경우 점차 여성의 기여가 늘어나는 것과 달리, 가사노동은 부부 간의 공평 또는 공정의 패러다임에서 역할이 배분되는 것이 아니라 여전히 젠더 정체성에 따라 역할이 할당되는 영역에 머물러 있다고 해석할 수 있다.²⁾

자녀 수에 따른 차이를 보면, 자녀가 없는 부부가구에서는 평등형의 비율이 35.3%로 높게 나타나, 자녀가 1명(17.0%) 또는 2명 이상(11.2%)일 때와 차이가 컸다. 자녀의 출산이후 부부간 성별분업이 남녀의 역할을 분리하는 전통적 유형으로 전환되는 경향이 있음을 짐작할 수 있다.

2) 부부가구 내에서 가사의 수행이 젠더 정체성을 수행하는 성격을 띠는 경우, 아내의 경제적 기여를 반영하지 못할 수 있으며, 나아가 아내의 경제적 기여가 클 때 이를 젠더 정체성에 대한 위반으로 간주하고 이를 보충하기 위해 가사 수행을 늘릴 수 있다(김수정, 김은지, 2007).

〈표 3-6〉 아내의 가사분담비율 분포

(단위:%)

구분		평등형 (0~50%)	중간형 (60~70%)	분리형 (80~100%)	계
아내 연령	19~29세	36.1	44.1	19.8	100.0
	30~34세	27.7	43.2	29.1	100.0
	35~39세	17.1	44.9	38.0	100.0
	40~44세	13.8	38.8	47.5	100.0
	45~49세	10.8	31.8	57.4	100.0
아내 교육수준	고졸 이하	14.5	35.8	49.7	100.0
	초대졸	13.9	36.9	49.1	100.0
	대졸	18.1	41.8	40.1	100.0
	대학원졸	23.0	39.9	37.2	100.0
부양형태	맞벌이	22.1	42.1	35.8	100.0
	남성부양	8.8	35.5	55.7	100.0
	여성부양	53.0	27.5	19.5	100.0
	비취업	28.1	43.8	28.1	100.0
아내 소득기여	0~20% 미만	9.0	36.0	55.0	100.0
	20~40% 미만	17.5	41.8	40.7	100.0
	40~60% 미만	29.5	44.1	26.4	100.0
	60% 이상	40.3	31.4	28.3	100.0
아내 주당근로시간	40시간 미만 (비취업포함)	15.4	40.0	44.7	100.0
	40시간	25.3	43.8	30.9	100.0
	40시간 초과	28.3	38.6	33.1	100.0
자녀 수	자녀 0명	35.3	42.9	21.8	100.0
	자녀 1명	17.0	39.7	43.2	100.0
	자녀 2명 이상	11.2	37.7	51.0	100.0
계		16.3	39.1	44.6	100.0

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

이상에서 유배우 여성의 성평등 태도와 부부가구의 성별 분업 실천을 살펴보고, 이를 통해 미시적인 성평등 수준을 파악하고자 했다. 맞벌이가구의 비율이 전체 부부가구의 절반 이상을 차지했으나, 맞벌이 가구의 근로시간과 여성의 소득기여 정도를 보면, 여성과 남성이 모두 소득활동에 참여하더라도 부양책임을 공동으로 부담하는 비율은 맞벌이 가구의 절반 정도에 불과한 것으로 나타났다. 맞벌이 가구 내에서 남성은 여성보다 근로시간이 길었고, 여성은 가사를 대부분 부담하고 있었다.

제3절 성평등 수준과 출산

1. 변수

이 절에서는 통계적 분석을 통해 성평등 수준이 출산 행동과 출산 의향에 어떻게 영향을 미치는가를 검증하고자 한다. 먼저 자녀가 있는 여성(1명)과 자녀가 없는 여성을 모두 포함하여 무자녀 여성과 한자녀 여성의 차이를 분석한다. 분석대상은 19~39세 유배우 여성으로 연령과 혼인상태를 한정하였다.³⁾ 다음으로 자녀가 없는 유배우 여성(19~39세)을 대상으로 출산 의향에 대한 분석을 실시하였다. 가족과 출산 조사에서는 응답자에게 (추가) 출산 의향을 질문한 후, 출산 의향이 있는 경우 그 의향이 얼마나 확실한지를 추가적으로 질문한다. 이 두 문항을 활용하여 종속변수는 ‘출산의향없음’, ‘불확실한 출산의향있음’, ‘확실한 출산의향있음’의 3개 범주를 갖는 변수를 구성하였다.

두 분석 모두에 대해 동일한 독립변수를 적용하였다. 논리적으로 출산 행동과 출산의향에 영향을 미치는 요인이 서로 다르지 않기 때문이다. 더욱이 이 장에서는 무자녀 상태를 지속하는 데 영향을 미치는 요인으로서 성평등수준(실천과 태도)의 효과를 검증하기 위한 것이므로 출산 행동(유자녀와 무자녀의 차이 분석)과 출산 의향(출산 의향 여부와 확실 정도)에 대해 동일한 분석모형을 적용하는 것이 타당하다.

인구통계적 변수로 연령, 연령제곱, 결혼경과년수, 교육수준, 가구소득수준, 취업형태 등을 포함하였다. 연령은 평균에 중심화하였다. 성평등수준에 대한 변수로는 취업형태 변수에 비취업을 포함하여 구성하였고, 아

3) 현재 임신 중인 여성은 제외하였고, 초혼인 경우로 한정하였다. 또한 유자녀 여성을 1명의 자녀가 있는 여성으로 정의하고, 2명 이상의 자녀가 있는 여성도 분석에서 제외하였다. 그 외 독립변수에 결측치가 없는 전체 사례수는 1,168명이다.

내가사비율을 범주형 변수로 포함하였다. 여성의 친정어머니 취업 여부 변수를 포함하였다. 선행연구에 따르면, 친정어머니가 자녀돌봄을 지원할 수 있는 가능성은 출산 행동과 의향에 긍정적 영향을 미치는 것으로 확인된다(Song, 2017). 결혼만족도와 가사분담만족도는 각각 매우 만족과 그렇지 않은 경우의 이분범주로 구성하여 분석에 포함하였다. 마지막으로 성평등 태도는 4점 척도로 이루어진 4개 문항의 점수를 역코딩 후 평균한 점수로 구성하여 분석에 포함하였다.

2. 유배우 여성의 자녀유무(무자녀 vs. 한자녀) 분석

가. 기초통계

자녀가 없거나 1명 있는 유배우 여성(19~39세) 1,168명에 대한 기초통계 분석 결과이다. 37.5%는 자녀가 없고, 62.5%는 1명의 자녀가 있다. 자녀가 없는 여성의 평균 연령은 32.0세이고 자녀가 1명 있는 여성의 평균 연령은 34.8세로 2.8세 더 많다. 결혼경과년수는 자녀 0명 여성은 2.8년, 자녀 1명 여성은 6.3년이다. 전체 사례의 결혼경과년수는 5.0년이다. 성역할 태도 점수는 1~4점으로 점수가 높을수록 평등주의 태도에 가깝다. 자녀가 없는 여성은 2.9점, 자녀가 1명 있는 여성은 2.7점으로 자녀가 없는 여성이 좀 더 성평등주의 태도를 갖는 것으로 나타났다.

그 외 교육 수준, 가구소득수준, 자가소유 여부, 취업형태, 어머니 취업 여부, 가사분담비율, 결혼생활만족도, 가사분담만족도 등의 변수는 자녀 유무와 교차하여 비율을 제시하였다.

〈표 3-7〉 19~39세 무자녀 및 한 자녀 여성의 기초통계

(단위: %)

구분		자녀 0명	자녀 1명	전체(사례수)
전체		37.5	62.5	100.0(1,168)
연령(세)	Mean	32.0	34.8	33.7
	SD	4.1	3.4	4.0
결혼경과년수 (년)	Mean	2.8	6.3	5.0
	SD	2.8	3.3	3.6
교육수준	고졸이하	40.3	59.7	100.0
	초대졸	43.4	56.6	100.0
	대졸	34.4	65.7	100.0
	대학원수료이상	41.3	58.7	100.0
가구소득 수준*	80%미만	51.1	48.9	100.0
	80~100%미만	27.0	73.0	100.0
	100~120%미만	39.0	61.0	100.0
	120~140%미만	49.0	51.0	100.0
	140~160%미만	44.9	55.1	100.0
	160%이상	24.0	76.0	100.0
자가소유	비자가	47.5	52.5	100.0
	자가	26.2	73.9	100.0
본인의 취업형태	비취업	25.5	74.5	100.0
	정부/공공기관	37.9	62.1	100.0
	민간 임금	49.0	51.0	100.0
	비임금	45.7	54.3	100.0
본인의 어머니 취업여부	비취업	36.3	63.7	100.0
	취업	38.5	61.5	100.0
가사분담 비율	0~50%	59.3	40.7	100.0
	60~70%	35.5	64.5	100.0
	80~100%	20.9	79.1	100.0
결혼생활 매우만족	불만족/조금만족(1~7점)	28.5	71.5	100.0
	매우만족(8~10점)	40.7	59.3	100.0
가사분담 매우만족	불만족/조금만족(1~3점)	31.6	68.4	100.0
	매우만족(4점)	49.9	50.1	100.0
성역할 태도 (1~4)	평균	2.9	2.7	2.8
	표준편차	0.58	0.54	0.56

주: 가구소득은 2024년 3/4분기 가구당 월평균 소득을 100%로 하여 분석.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

나. 자녀 유무에 대한 로지스틱 회귀분석 결과

19~39세 유배우 여성을 대상으로 자녀 수를 종속변수로 한 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 이 분석에서는 유자녀 여성을 자녀 수가 1명인 여성으로 제한하였다. 자녀 수가 0명에 대해 1명일 오즈를 구한 것이다.

나이가 한 살 많을수록 자녀가 있을 오즈가 4.8% 증가하지만 통계적 유의성은 높지 않다($p < .08$). 연령과 자녀 유무의 비선형관계는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 결혼경과년수는 통계적으로 유의한데, 결혼경과년수가 1년 증가할수록 1명의 자녀를 가질 오즈가 1.41배 증가하는 것으로 나타났다.

교육수준은 자녀 유무에 영향을 미치지 않았다. 반면 가구소득수준은 1명의 자녀를 갖는 데 유의한 관련을 보였으나 소득수준의 증가에 따른 단조로운 증가관계가 아니라 U자형 패턴을 보여준다. 중간소득(100~120%, 120~140%) 가구의 자녀 유무 오즈는 상대적으로 낮은 반면, 최상위소득(160% 이상) 가구에서는 자녀가 있을 오즈가 급격히 높았다(오즈비=9.25, $p < .001$). 자가소유는 자녀가 1명 있을 오즈를 1.53배 증가시키는 것으로 나타났다($p < .02$).

다음의 독립변수들은 해석에 주의해야 한다. 자녀 유무에 영향을 받는 변수들이기 때문이다. 먼저 취업형태를 보면, 취업 중일수록 비취업인 경우에 비해 자녀가 있을 오즈가 낮은 것으로 나타났으며, 정부/공공부문보다, 민간부문 임금근로이거나 비임금근로일 경우 더 낮게 나타났다. 이 결과는 역인과관계로 해석하는 것이 타당할 수 있다. 비취업 상태의 여성이 출산할 오즈가 높다기보다는 출산 이후(또는 직전) 노동시장 이탈(경력단절)로 인해 출산이 여성의 취업상태에 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다.

본인의 친정어머니의 취업 여부는 본인의 자녀 유무에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 친정어머니의 돌봄조력 가능성 그 자체가 자녀 유

무에 유의미한 영향을 미치지 않았다고 해석할 수 있다. 다만, 친정어머니의 취업 여부만으로 친정어머니의 돌봄조력 가능성을 측정했다고 볼 수 없다는 한계가 있다.

다음으로 여성이 분담하는 가사의 비율이 높아질수록 자녀가 있을 오즈가 증가하는 것으로 나타났다. 이 또한 역인과관계를 고려해야 한다. 즉 가사분담비율이 높은 여성이 자녀를 가질 오즈가 증가할 수도 있지만, 자녀 출산 이후 가사분담비율이 증가하여 무자녀 여성과 가사분담비율의 격차가 벌어진 결과일 수 있기 때문이다. 어쨌든 무자녀 여성과 한자녀 여성 사이에 가사분담비율의 체계적 차이가 존재하는 것을 확인할 수 있다.

결혼만족도와 가사분담만족도의 효과를 살펴보면, 결혼만족도/가사분담만족도가 매우 높은 집단이 그렇지 않은 집단보다 자녀가 있을 가능성(오즈)이 낮았다. 그러나 이 두 변수는 통계적 유의도가 낮다. 이와 달리 성평등 태도 점수 증가는 자녀가 1명 있을 오즈를 낮추며, 통계적으로 유의하다($p < .001$).

이상의 결과는 무자녀 여성과 유자녀 여성 사이에 사회경제적 격차가 존재함을 확인해준다. 소득 하위층일수록 무자녀로 남을 가능성이 높고 최상층일 때 무자녀로 남을 가능성은 크게 낮아졌지만 소득 100~140% 구간에서 소득과 자녀 유무의 관계는 크지 않은 것으로 확인되었다.

이러한 소득과 자녀 유무의 관계를 통제한 모형에서도, 성별 분업 실천 및 태도는 무자녀에 대한 한자녀의 오즈에 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 남성과 여성의 역할을 엄격하게 분리하는 젠더 실천(여성의 비취업과 가사전담), 현재의 결혼생활/가사분담에 아주 만족하지 않는 상태, 성평등 태도에서 젠더 분리를 수용하는 태도 등이 자녀가 없는 것에 대해 한 명의 자녀를 가질 오즈를 높이는 것이다.

최근 무자녀 여성의 증가 경향과 관련지어 해석하면, 이상의 분석은 성평등 태도가 강할수록 무자녀 상태를 지속할 개연성이 크다는 사실을 보

여준다. 그러나 무자녀 여성과 자녀 1명 있는 여성 사이의 성평등 태도 차이가 출산 행동에 영향을 준 것인지, 출산 결과로부터 나온 것인지는 분명하지 않다. 이에 다음에서는 무자녀 여성만을 대상으로 출산 의향에 성평등 태도가 영향을 미치는지를 검증한다.

〈표 3-8〉 19~39세 유배우 여성의 자녀 유무에 대한 로지스틱 회귀분석

구분	Odds ratio	Robust SE	p-value
연령(중심화)	1.048	0.028	0.074
연령제곱(중심화)	0.993	0.005	0.162
결혼경과년수	1.412	0.055	0.000
교육수준(고졸이하)			
초대졸	0.852	0.238	0.567
대졸	1.131	0.278	0.618
대학원	0.961	0.378	0.920
가구소득수준(80%미만)			
80~100%미만	3.886	1.233	0.000
100~120%미만	3.413	1.023	0.000
120~140%미만	3.160	1.026	0.000
140~160%미만	3.810	1.448	0.000
160%이상	9.254	3.389	0.000
자가소유(비자가)			
자가	1.531	0.267	0.015
본인의 취업형태(비취업)			
정부/공공부문	0.463	0.164	0.030
민간기업	0.239	0.059	0.000
비임금근로	0.206	0.067	0.000
본인의 어머니 취업여부(비취업)			
취업	1.188	0.208	0.325
가사분담비율(50%이하)			
60~70%	1.694	0.344	0.009
80~100%	2.342	0.597	0.001
결혼만족도(만족이하)			
매우만족	0.708	0.139	0.078
가사분담만족도(만족이하)			
매우만족	0.792	0.150	0.219
성평등태도	0.577	0.088	0.000
상수항	0.974	0.592	0.966

-2 Log Likelihood=583.29946

Number of obs = 1,168, Wald chi2(21) = 253.98, Prob > chi2 = 0.0000

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

3. 무자녀 유배우 여성의 출산 의향 분석

가. 기초통계 분석

현재 자녀가 없으며 분석의 조건을 만족하는 19~39세 유배우 여성 470명을 대상으로 분석을 수행하였다. 분석 대상 여성 중 출산의향이 없는 유배우 여성은 22.8%, 출산의향이 있으나 불확실한 여성은 16.2%, 출산 의향이 있고 확실하다고 응답한 여성은 61.0%로 나타났다. 조사대상 여성의 평균 연령은 31.9세이고, 출산 의향이 없는 여성의 평균 연령은 33.5세로 전체 평균보다 높게 나타났고 표준편차도 크게 나타났다. 결혼 경과년수는 평균 2.8년이며, 출산 의향이 없는 여성의 결혼경과년수 평균 값도 전체 평균보다 1.8년 긴 4.6년으로 나타났다.

〈표 3-9〉의 가장 하단에 있는 성역할 태도 점수는 2.9점이며, 출산 의향이 없는 여성의 점수가 3.1점으로 가장 높았으며, 불확실 의향은 2.8점으로 가장 낮게 나타났다. 그 외 독립변수는 출산의향 3개 범주의 비율로 제시했다.

〈표 3-9〉 무자녀 여성의 출산 의향 분석 기술통계

		(단위: %)			
구분		의향없음	불확실 의향	확실 의향	전체(사례수)
전체		22.8	16.2	61.0	100.0 (470)
연령(세)	Mean	33.5	31.3	31.5	31.9
	SD	4.4	4.2	3.9	4.1
결혼경과 년수(년)	Mean	4.6	2.6	2.2	2.8
	SD	3.5	2.2	2.4	2.8

구분		의향없음	불확실 의향	확실 의향	전체(사례수)
교육수준	고졸이하	25.2	15.9	58.9	100.0
	초대졸	19.1	24.1	56.9	100.0
	대졸	22.4	14.2	63.5	100.0
	대학원수료이상	30.6	8.1	61.3	100.0
가구소득 수준*	80%미만	22.1	24.1	53.9	100.0
	80~100%미만	29.5	12.5	58.0	100.0
	100~120%미만	21.4	22.6	56.0	100.0
	120~140%미만	22.8	11.6	65.7	100.0
	140~160%미만	21.1	9.1	69.8	100.0
	160%이상	22.0	14.8	63.3	100.0
자가소유	비자가	23.0	17.5	59.5	100.0
	자가	22.3	12.9	64.8	100.0
본인의 취업형태	비취업	23.3	19.4	57.3	100.0
	정부/공공기관	20.1	10.3	69.6	100.0
	민간 임금	22.5	16.7	60.8	100.0
	비임금	26.1	7.8	66.1	100.0
본인의 어머니 취업여부	비취업	22.2	11.9	66.0	100.0
	취업	23.2	19.0	57.8	100.0
가사분담 비율	0~50%	22.0	17.6	60.4	100.0
	60~70%	24.8	13.3	61.9	100.0
	80~100%	19.6	20.1	60.3	100.0
결혼생활 매우만족	불만족/조금만족(1~7점)	33.5	15.9	50.6	100.0
	매우만족(8~10점)	20.2	16.2	63.8	100.0
가사분담 매우만족	불만족/조금만족(1~3점)	27.2	17.0	55.9	100.0
	매우만족(4점)	17.5	15.2	67.2	100.0
성역할태도 (1~4)	평균	3.1	2.8	2.9	2.9
	표준편차	0.6	0.5	0.6	0.6

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

나. 다항로지분석 결과

무자녀 유배우 여성의 출산 의향을 종속변수로 한 다항로지분석 결과이다. 출산 의향 변수는 ‘출산 의향 없음’, ‘불확실한 출산 의향’, ‘확실한 출산 의향’의 세 범주로 이루어져 있으며, 분석은 확실한 출산 의향을 기준으로 수행하였다. 계수는 출산 의향이 없거나 불확실할 확률(상대위험비, RRR)로 제시하였다. 1을 기준으로 1보다 크면 사건이 발생할 가능성이 커지고 1보다 작으면 가능성이 작아진다.

먼저 확실한 의향 있음에 대한 의향 없음의 상대위험비를 추정한 결과를 살펴본다. 연령 변수는 평균연령에서 벗어날수록 출산 의향 없음의 상대위험이 증가하는 U자형 관계임을 알 수 있다($P < .03$). 결혼경과년수도 유의미한 것으로 확인되었다. 결혼한 해로부터 1년 경과할 때, 출산 의향 없음의 상대위험이 약 34% 증가하는 것으로 나타났다. 교육수준은 고졸 이하와 대학원 학력의 격차만이 통계적으로 의미가 있었다. 대학원 재학 이상의 여성은 출산 의향 없음의 상대위험이 약 3.2배 높은 것으로 나타났다($p < .04$). 가구소득수준은 통계적으로 유의미하지 않았으며, 자가보유는 출산 의향 없음의 상대위험이 36.5% 낮은 것으로 측정되었으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 여성의 취업 형태도 출산 의향을 갖지 않는 데에 직접 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 출산과 자녀 양육에 직접 영향을 미칠 수 있는 조건을 검증하였다. 본인 어머니의 취업 여부를 보면, 어머니가 취업하지 않은 것에 비해 취업한 상태일 때, 출산 의향 없음의 상대위험비가 약 1.7배 높아지는 것으로 나타났으나 통계적 유의성이 높지는 않다($p < .1$). 여성이 가정 내에서 수행하는 가사일의 비율을 살펴보면, 전체의 절반 이하만 부담하는 것에 비해 전체의 80% 이상을 부담할 때 출산 의향 없음의 상대위험비가

낮아지는 것으로 나타났다. 성평등한 가사분담이 출산 의향 없음의 위험을 낮추는 것이 아니라 오히려 높이는 것이다. 이는 성평등한 부부관계를 지향하고 실천하는 사람들에게 현재의 성평등한 부부관계가 출산으로 인해 부담해야 할 기회비용으로 고려된 결과가 반영된 것일 수 있다.

주관적인 만족이나 태도에 해당하는 결혼만족도와 가사분업만족도, 성평등 태도의 영향을 살펴본다. 결혼만족도는 만족하지 않거나 조금 만족하는 것에 비해 매우 만족할 때 출산 의향 없음의 상대위험비가 감소하는 것으로 나타났으며, 가사분업만족도도 마찬가지로 매우 만족할 때 출산 의향 없음의 상대위험비가 감소하는 것으로 나타났다. 결혼생활 전반과 현재의 부부간 가사분담에 매우 만족하는 것이 확실한 출산 의향을 가질 가능성을 높인다고 해석할 수 있다. 마지막으로 성평등점수(1~4점, 점수가 높을수록 성역할 태도가 평등주의에 가까움)를 보면, 점수가 1점 올라갈수록 출산 의향 없음의 상대위험비가 약 2.6배 커지는 것으로 나타났다.

남성과 여성의 역할 차이를 수용하고 실제 여성이 가사를 더 부담하는 방식으로 실천하며(하거나), 그러한 상황에 만족하는 것이 출산 의향 없음에 비해 확실한 출산 의향을 가질 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 이는 반대로, 남성과 여성의 역할 분리를 수용하지 않을수록, 부부가 가사를 공평하게 부담할수록, 결혼생활과 현재 가사분담에 아주 만족하지는 않을수록 출산 의향이 없을 가능성이 높다는 것을 의미한다. 실천(가사부담)과 태도(성평등 태도) 면에서 성평등 정도가 높을수록 출산 의향이 낮다.

다음으로 확실한 출산 의향에 대해 불확실한 출산의향을 가질 가능성을 추정한 결과를 살펴본다. 여기에서는 연령과 결혼경과년수의 효과가 없는 것으로 나타났다. 연령은 출산 의향에 대해 영향이 있었지만, 확실한 의향과 불확실한 의향의 상대적 가능성에 영향을 미치지 않는다. 통계적으로 유의미한 변수만 살펴보면, 가구소득수준 중 140~160% 미만

일 때 가구소득 80% 미만에 비해 불확실한 출산 의향의 상대비가 약 70% 감소하는 것으로 나타났다($p < .05$). 즉 가구소득 범주의 영향은 가구소득 140~160% 구간에서만 통계적으로 유의미하며, 가구소득이 높을 때 출산 의향이 불확실하기보다는 확실할 가능성이 커짐을 의미한다. 또한 본인 어머니 취업 여부도 불확실한 출산 의향을 갖는 데 영향을 미치는 것으로 확인되었다($p < .05$). 여성의 친정 어머니가 취업 중일 때 불확실한 출산 의향을 가질 상대위험비가 약 1.9배 높아지는 것으로 나타났다.

여성의 출산 의향에 친정 어머니의 취업이 영향을 준다는 분석 결과는 두 가지로 해석할 수 있다. 친정 어머니의 취업은 자녀인 현 무자녀 여성들의 미래 의사결정에서 취업과 가정생활의 병행에 따른 부담을 미리 학습시키는 효과를 낳았다고 해석할 수 있다. 그런 점에서 어머니의 취업은 앞서 살펴본 것처럼 출산 의향 없음과 불확실한 출산 의향 모두의 상대위험비(vs. 확실한 출산의향)를 높이는 데 기여한 것이다. 이와 다른 방향에서, 친정 어머니가 취업 중일 때 미래 출산자녀의 양육에 도움을 얻기 어렵기 때문에, 친정 어머니의 취업이 응답자 여성의 출산의향을 불확실하게 하는 데 영향을 미쳤다고 해석할 수 있다. 기존 연구에서 부모의 돌봄조력은 둘째의 출산 의향에 유의미한 영향을 미치는 것을 확인한 바 있다(Song, 2017). 친정 어머니의 취업은 출산 이후 양육 도움을 제공받기 어려운 상황을 의미하므로, 그로 인한 미래의 출산과 양육 환경에 대한 고려가 출산 의향을 불확실하게 만들거나 출산을 원치 않도록 만드는 데 영향을 미쳤다고 볼 수 있다.

출산 의향의 확실성과 불확실성 사이의 상대위험비에는 주관적인 만족이나 성역할 태도가 영향을 미치지 않으며, 가구소득이나 친정 어머니의 취업과 같은 실질적인 돌봄조력 가능성이 영향을 미친 것으로 나타났다.

〈표 3-10〉 무자녀 여성의 출산 의향에 대한 다항로지분석

구분	출산의향없음 (vs. 확실한 의향있음)			불확실한 출산의향 (vs. 확실한 의향있음)		
	RRR	SE	p-value	RRR	SE	p-value
연령(중심화)	1.041	0.045	0.351	1.008	0.040	0.840
연령제곱(중심화)	1.013	0.006	0.028	1.005	0.008	0.530
결혼경과년수	1.340	0.087	0.000	1.063	0.070	0.353
교육수준(고졸이하)						
초대졸	1.026	0.501	0.959	2.068	0.931	0.106
대졸	1.181	0.463	0.671	1.364	0.547	0.439
대학원	3.201	1.790	0.037	0.887	0.753	0.888
가구소득수준(80%미만)						
80~100%미만	1.202	0.658	0.736	0.472	0.270	0.189
100~120%미만	1.513	0.798	0.432	0.893	0.459	0.826
120~140%미만	1.311	0.717	0.620	0.360	0.225	0.102
140~160%미만	0.931	0.603	0.912	0.294	0.178	0.044
160%이상	0.709	0.476	0.608	0.552	0.317	0.301
자가소유(비자가)						
자가	0.635	0.206	0.162	0.689	0.247	0.299
본인의 취업형태(비취업)						
정부/공공부문	0.666	0.393	0.491	0.810	0.498	0.731
민간기업	0.965	0.436	0.937	1.385	0.598	0.450
비임금근로	1.404	0.827	0.565	0.570	0.380	0.399
본인의 어머니 취업여부(비취업)						
취업	1.655	0.504	0.098	1.908	0.600	0.040
가사분담비율(50%이하)						
60~70%	0.722	0.243	0.333	0.639	0.224	0.202
80~100%	0.393	0.199	0.065	0.840	0.372	0.694
결혼만족도(만족이하)						
매우만족	0.490	0.163	0.032	0.892	0.315	0.747
가사분담만족도(만족이하)						
매우만족	0.401	0.138	0.008	0.696	0.221	0.254
성평등태도(1~4점)	2.618	0.730	0.001	1.010	0.250	0.966
상수항	3.597	4.099	0.261	0.320	0.357	0.308
-2 Log Likelihood=396.65882						
N=470, Wald chi2(42) = 106.15						
Prob>chi2 = 0.0000						

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

제4절 소결

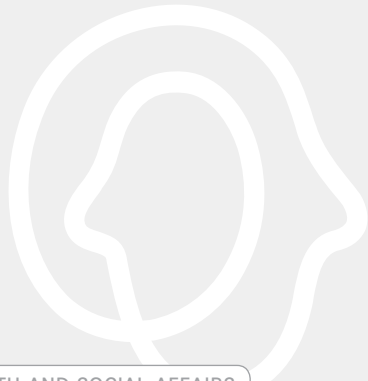
2024년 가족과 출산조사를 통해 19~49세 유배우 여성의 근로시간, 가사분담률, 성역할 태도의 분포를 파악한 결과, 한국의 젊은 부부가구의 성별분업 형태는 어느 한 유형이 지배적이라기보다는 서로 다른 유형의 성별분업 형태가 상황을 분점하고 있는 복합적 상태라고 이해할 수 있다. 전체 부부가구 중에서 남성과 여성이 모두 일하는 맞벌이 가구 비율은 전체의 절반을 조금 넘기는 수준이었으며, 성역할 태도 중에서 평등주의 성역할 태도를 지향하는 비율도 절반 수준이었다. 이는 여전히 남성과 여성의 성역할을 분리하는 것이 바람직하다거나 실제로 성역할을 분리하는 부부가구가 상당한 비중을 차지하고 있음을 보여준다.

남성과 여성이 모두 시장노동에 참여하는 맞벌이 가구라 하더라도 그 내부의 이질성도 크다. 여성의 소득기여가 전체의 40% 미만인 비율, 40~60%인 비율이 큰 차이 없이 일정한 비율을 차지하고 있다. 이러한 복합적 양상 속에서 뚜렷하게 나타난 지배적인 양상은 여성이 가사를 대부분 담당하는 경향이다. 여성의 취업여부나 소득기여분 등에 따라 차이가 있었지만, 여성이 남성보다 가사를 더 많이 분담하는 유형은 그러한 차이로 설명되지 않을 정도로 높은 비율을 차지하고 있었다.

부부가구의 가사분담방식과 여성의 성평등지향은 무자녀 여성의 출산의향에 영향을 미치는 것을 확인했다. 가사분담을 평등하게 하는 것이 출산의향을 낮추었으며, 성평등적 태도가 강할수록 출산의향이 낮아졌다. 유자녀 여성의 추가 출산의향 분석에서는 통상적으로 불평등한 가사분담이 추가출산의향에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되어 왔다. 이 연구는 현재 자녀가 없는 유배우 여성을 대상으로 출산의향을 분석한 결과, 배우자와 가사를 평등하게 분담하거나 성평등주의 태도를 갖는 것이 출

산의향을 오히려 낮추는 것을 확인했다. 이러한 사실은 남성과 여성의 일정한 성역할 분리를 수용하고 실천하는 조건에서 출산이 계획되고 준비되고 있음을 시사한다. 반대로 성평등지향이 강하거나 현재 평등한 부부 관계를 구축한 여성들이 출산의향이 낮은 것은 평등지향과 자녀출산이 양립할 수 없을 것이라는 부정적 기대 때문일 것이다.

한국은 세계적으로 유례없는 초저출산 상황에 있다. 이러한 상황에서 성평등한 태도가 출산의향과 부(-)의 관계에 있다는 이 연구의 결과는 단순한 젠더혁명 단계론으로 해석할 수 있는 것이 아니라, 사회제도와 문화, 개인의 정체성 등이 다중적으로 미스매치된 상황의 산물이라고 해석할 필요가 있다. 젠더혁명가설은 성평등과 출산의 관계가 제도적, 문화적 맥락에 따라 역동적으로 변화한다는 사실에 기반을 두고 있다. 그런 점에서 성평등과 출산의향의 부(-)의 관계는 지향과 현실이 일치하지 않는 상황이 오래 지속됨에 따른 결과로 보인다.



제4장

지역 이동과 결혼 및 출산

제1절 지역 이동 관련 논의와 분석 개요

제2절 생애주기 사건과 지역 이동

제3절 결혼 전까지의 지역 이동과 결혼 및 출산

제4절 소결

제4장 지역 이동과 결혼 및 출산

제1절 지역이동 관련 논의와 분석 개요

1. 지역 이동 관련 논의

우리나라의 수도권 집중과 지역 인구 문제는 청년층의 자립이나 주거 부담, 일자리, 남녀 성비, 자녀 양육 및 돌봄 인프라, 의료 인프라, 삶의 질 등과 밀접한 관련이 있으며 이는 결혼 및 출산과 관련이 깊다. 이에 2024년도 가족과 출산 조사에서 대학(교) 입학, 첫 취업, 첫 결혼, 첫 출산 등과 같은 생애 사건 전후의 주거지를 조사하였고 가족과 출산조사 조사 대상인 19~49세에서 대학 진학, 취업, 결혼 등과 같은 생애 사건은 대체로 청년기에 이루어지므로 청년기의 지역 이동 관련 선행연구를 검토하였다.

청년기는 진학, 취업, 결혼 등 주요 생애 과정을 경험하는 시기이며 지역 이동 또한 많이 발생하는 시기이다(한요셉 외, 2021; Bernard, Bell, & Edwards, 2014). 청년기의 지역 이동은 주로 대학 진학과 취업에 중점을 두고 진학과 취업에서 지역 이동에 영향을 미치는 요인을 규명하는 연구(윤지영, 조성은, 2024; 한요셉 외, 2021)나 청년 유출이나 청년 지역 이동의 영향 요인(개인 요인, 지역 요인)을 분석한 연구(김동신, 2021; 김민석, 강민규, 2023; 홍기석, 2025)가 많았다. 즉, 교육수준이나 성별, 일자리 특성, 임금 등 근로환경, 지역 간 임금 격차 및 고용률 격차 등이 청년층의 인구 이동을 가져오는 요인으로 연구되었다. 그리고 지역 활성화를 위해서는 지역의 거점기관으로서의 지방 광역시의 역할이 중요한데, 이러한 지방 광역시의 거점 기관으로서의 역할을 수행하고 있는지에 대

한 연구도 진행되고 있으며 결과는 거점 기관으로서의 역할을 하고 있다는 연구와 그렇지 못하다는 연구로 비교적 상반된 결과가 나타나고 있다(구양미, 2021; 유나영, 마강래, 2024; 이상림, 최인선, 2023).

최근에는 대학 진학 지역과 혼인 등 본 연구에서 관심을 가지고 있는 지역 이동과 생애 사건에 관한 연구도 이루어지고 있다. 배호중과 양은모(2025)의 연구에서는 타 지역 대학 진학이 혼인을 지연시키며 고등학교 거주지와 먼 대학으로 진학할 경우 혼인 이행 확률이 낮은 것으로 나타났다. 김가현과 김근태(2025a, 2025b)의 연구에서는 성장지역과 대학 진학 지역을 수도권과 지방으로 구분하여 4개 집단(비수도권→비수도권, 비수도권→수도권, 수도권→비수도권, 수도권→수도권)으로 구분하고 이것이 혼인과 출산에 미치는 영향을 규명하였다. 그 결과 지방에서 지방으로 대학 진학 시 수도권에서 수도권으로 대학 진학 집단에 비해 혼인 이행이 빨랐으나 이러한 차이는 남성에게서만 나타나고 있었다(김가현, 김근태, 2025a). 그리고 출산과 관련해서는 수도권에서 성장하여 수도권으로 대학을 진학한 집단이 출산 미이행 정도가 가장 높았으며 수도권에서 수도권으로 진학한 집단에 비해 비수도권에서 비수도권으로 진학한 집단의 첫 출산 이행 기간이 짧게 나타났다(김가현, 김근태, 2025b).

이와 같은 지역 이동과 혼인 및 출산의 관계는 부모로부터의 독립으로 인한 주거비와 생활비 지출 증가는 자산 축적을 지연시킴에 따라 혼인 지연이 발생할 가능성을 시사하기도 하고(배호중, 양은모, 2025) 수도권 계속 거주 집단의 기회비용이나 높은 생활비, 높은 성취 욕구와 지방의 친족 및 지역 공동체의 역할이나 전통적 가치 중시 등이 출산에 차이를 가져올 가능성을 시사하기도 한다(김가현, 김근태, 2025b).

2. 분석 개요

본 연구에서는 우리나라의 극심한 저출산과 지방 소멸이라는 두 가지 문제가 별도의 문제가 아닌 매우 복잡하게 결합되어 있다는 가정하에 다음과 같은 분석을 실시하고자 한다. 먼저 주요 생애 사건 전후의 지역 분포를 파악하고 지역 간 이동자의 이동 경로를 파악하고자 한다. 그리고 주요 생애 사건을 중심으로 생애 이동 경로를 파악한 후 결혼 및 출산과의 관련성을 분석하고자 한다. 특히 대학 미진학자를 포함하고 이동을 시작하는 집단과 이동이 상당히 진행된 집단을 포괄(19~49세)하여 출생코호트별로, 성별로 비교하고자 한다. 이러한 분석에서 이동 결정요인보다는 지역적 분포 자체에 더 초점을 두고 기존 지방-수도권 구분에서 나아가 지방 거점 지역으로서 광역시까지 포괄하며 수도권도 서울과 서울 외 수도권으로 세분화하여 상세한 이동 경로를 파악하고자 한다.

분석 자료는 한국보건사회연구원의 ‘2024년도 가족과 출산 조사’ 원자료이며 분석 대상은 19~49세 남녀 14,372명 중 국외 거주 경험이 있는 경우를 제외한 총 13,936명이다. 본 연구에서는 국내 이동에서의 이동 경로를 보기 위하여 어린 시절 주된 거주지나 주요 생애 사건 전후의 거주지에서 국외 거주 경험이 있는 경우는 분석에서 제외하였다.

본 연구에서 분석한 주요 생애 사건은 가족과 출산조사의 조사 대상인 19~49세에서 지역 이동이 상대적으로 많이 발생하는 대학 진학과 첫 취업, 첫 결혼으로 한정하였다. 가족과 출산 조사에서 조사한 주요 생애 사건 전후의 거주지를 파악한 결과, 지역 이동이 가장 많은(동일 시군구가 아닌 비율이 가장 높은) 사건은 첫 번째 분거 시기로 76.1%가 첫 분거 전후 거주 지역이 동일 시군구가 아니었다. 그다음은 첫 결혼 시기, 대학(교) 입학 시기, 첫 취업 시기로, 각 시기 전후의 거주지가 동일 시군구가

아닌 비율이 각각 51.2%, 31.2%, 27.3% 순이었다. 첫 분거 시기 전후로 가장 높은 비율로 지역 이동이 발생하였으나 이 시기는 분석에서 제외하였는데, 첫 분거는 취업이나 대학 입학, 결혼 등 여러 가지 생애 사건이 복합적으로 섞여 있기 때문이다.

〈표 4-1〉 주요 생애주기 사건의 지역 이동

(단위: %, 명)

구 분	동일 시군구	동일 시군구 외	계	N
1) 고등학교 입학 시기	96.0	4.0	100.0	13,683
2) 대학(교) 입학 시기	68.8	31.2	100.0	11,109
3) 첫 번째 취업 준비 시기	84.3	15.7	100.0	2,088
4) 첫 번째 취업 시기	72.7	27.3	100.0	12,750
5) 첫 번째 분거 시기	23.9	76.1	100.0	10,591
6) 첫 결혼 시기	48.8	51.2	100.0	6,875
7) 첫 출산 시기	94.8	5.2	100.0	5,554

주: 1) 가중치 적용으로 합계가 일치하지 않을 수 있음.
2) 사례수는 주요 생애주기별로 해당 시기가 있었던 경우(예를 들어, 첫 결혼 시기는 결혼한 사람)만 해당되며, 시기가 겹치는 경우(예를 들어, 대학 입학 시기가 첫 분거 시기와 동일한 경우)는 두 시기에 각각 포함되어 있음.
3) 해당 시기 직전과 직후의 거주 시군구 코드가 동일한 경우에는 동일 시군구이며 시군구 코드가 다르거나 해외(직전과 직후 둘 중 하나 이상)인 경우 동일 시군구 외임.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 박중서 외, (2024), 한국보건사회연구원, p.298, 〈표 9-11〉.
저작권 2024. 한국보건사회연구원

세 가지 생애 사건인 대학(교) 진학과 취업, 결혼을 경험한 케이스를 출생코호트별, 성별로 살펴본 결과 대학(교) 진학은 74~79년생이 60%대, 80~84년생 70%대, 85~89년생 84% 전후까지 증가하였으며 그 후에는 여성은 84~85% 정도를 유지하였고 남성은 77~79%까지 약간 감소한 것으로 나타났다. 1984년생까지는 남성이 여성에 비해 대학진학률이 높았으나 1985년생부터는 여성의 대학진학률이 남성보다 높아지는 역전 현상이 발생하고 있었다.

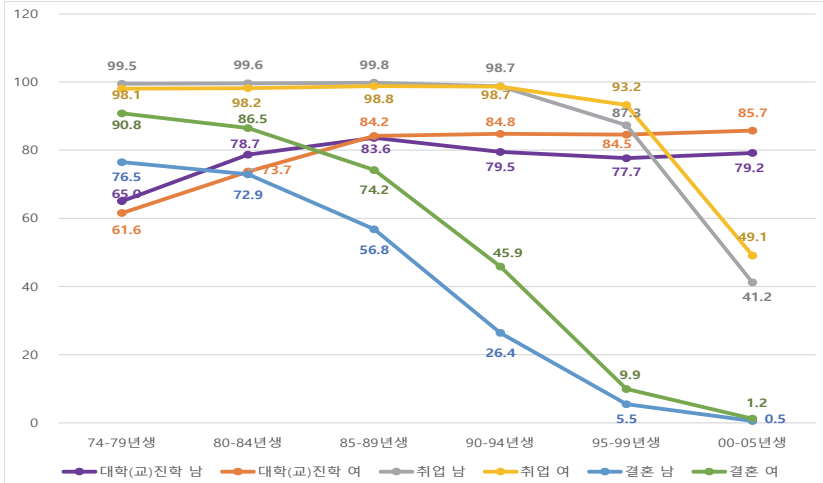
취업 경험은 90~94년 출생코호트까지는 98~99%대로 거의 모든 응답

자가 취업 경험이 있었으나 남성이 여성에 비해 취업 경험 비율이 약간 (1~1.5%p) 높았다. 그러나 1995년생 이후 최근 코호트는 본격적인 취업 진입이 다 이루어지지 않아 군복무 의무가 없는 여성의 취업 경험률이 높게 나타났다.

결혼 경험은 전체 출생코호트에서 여성의 경험률이 높았으며 여성은 74~79년생 90.8%에서 80~84년생 86.5%, 85~89년생 74.2%, 90~94년생 45.9%가 결혼을 경험하였으며 1995년생 이후는 결혼 경험이 있는 응답자가 10% 미만이었다. 반면 남성의 결혼 경험 비율은 74~79년생 76.5%, 80~84년생 72.9%, 85~89년생 56.8%, 90~94년생 26.4%, 1995년생 이후 10% 미만으로 1994년생까지는 여성에 비해 결혼 경험 비율이 14~20%포인트 가까이 낮았다.

[그림 4-1] 성별, 출생코호트별 주요 생애주기 사건 경험 비율

(단위: %)



출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

생애 이동 경로는 어린 시절 주된 거주지, 주요 생애 사건 7가지(고등학교 입학 시기, 대학(교) 입학 시기, 첫 번째 취업 준비 시기, 첫 번째 취업 시기, 첫 번째 분거 시기, 첫 결혼 시기, 첫 출산 시기) 전후의 거주지(14개 지역)와 현재 거주지까지 총 16개의 지역코드를 시간 순서대로 배열하였다. 물론 해당 경험이 있는 경우만 포함되므로 응답자에 따라 가지고 있는 지역에 대한 정보가 다르며 최소 2개 지역(어린 시절 주된 거주지, 현재 거주지)부터 모든 생애 사건을 경험한 경우 최대 16개 지역에 대한 정보를 가지고 있다. 다만, 이는 개인의 모든 지역 이동을 포괄하고 있지 않기 때문에 지역 이동이 실제보다 과소 추정되었을 수 있다는 점에서 한계를 가지지만 그럼에도 불구하고 개인의 지역 이동에 대한 비교적 풍부한 정보를 담고 있다고 볼 수 있다.

분석 방법은 성별, 출생코호트별 교차분석이나 평균 비교 등 기술통계 분석을 실시하였고 심층 분석에서는 미혼 남녀의 결혼 의향에 대해서는 로지스틱 회귀분석을, 기혼 여성의 출생아 수에 대해서는 포아송 회귀분석을 실시하였다.

제2절 생애주기 사건과 지역 이동

1. 대학(교) 입학 전후 지역 분포와 이동

대학(교) 입학 전후의 거주지 분포를 보면 최근 코호트로 올수록 남성과 여성 모두 대체로 서울 외 수도권 거주 비율이 증가하고 나머지 지역의 거주 비율은 감소하는 것으로 나타났다. 성별로는 남성이 여성에 비해 수도권 외 도 지역에 거주하는 비율이 높았다.

〈표 4-2〉 성별, 출생코호트별 대학(교) 입학 전 거주지 분포

(단위: %, 명)

구분		대학 전				전체	N
		서울	서울 외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도		
남	74~79년생	22.2	16.5	24.0	37.3	100.0	853
	80~84년생	23.3	20.0	24.2	32.5	100.0	1,033
	85~89년생	19.4	26.1	22.6	32.0	100.0	1,006
	90~94년생	18.4	29.4	18.1	34.1	100.0	874
	95~99년생	18.8	29.3	21.0	30.8	100.0	914
	00~05년생	15.8	32.5	21.4	30.3	100.0	941
	전체	19.7	25.6	21.9	32.7	100.0	5,620
여	74~79년생	25.7	16.1	25.6	32.6	100.0	850
	80~84년생	20.5	22.0	25.5	32.0	100.0	904
	85~89년생	20.5	25.5	24.2	29.9	100.0	830
	90~94년생	19.5	28.0	21.6	30.9	100.0	748
	95~99년생	22.9	31.7	21.5	23.8	100.0	883
	00~05년생	17.6	34.6	19.9	27.9	100.0	964
	전체	21.1	26.5	23.0	29.4	100.0	5,179
전체		20.4	26.0	22.5	31.2	100.0	10,799

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.]

〈표 4-3〉 성별, 출생코호트별 대학(교) 입학 후 거주지 분포

(단위: %, 명)

구분		대학 후				전체	N
		서울	서울 외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도		
남	74~79년생	24.0	17.5	27.1	31.4	100.0	853
	80~84년생	23.9	19.5	26.2	30.3	100.0	1,033
	85~89년생	25.5	26.2	22.4	25.9	100.0	1,006
	90~94년생	22.0	26.3	20.0	31.7	100.0	874
	95~99년생	20.6	26.7	23.2	29.5	100.0	914
	00~05년생	18.0	30.4	24.5	27.2	100.0	941
	전체	22.4	24.4	23.9	29.2	100.0	5,620
여	74~79년생	28.9	15.1	31.0	25.0	100.0	850
	80~84년생	24.3	21.4	27.7	26.6	100.0	904
	85~89년생	26.0	23.6	25.4	25.0	100.0	830
	90~94년생	22.9	27.1	24.1	25.8	100.0	748
	95~99년생	22.3	29.4	24.2	24.1	100.0	883
	00~05년생	20.9	32.6	20.8	25.6	100.0	964
	전체	24.2	25.0	25.5	25.4	100.0	5,179
전체		23.2	24.7	24.7	27.4	100.0	10,799

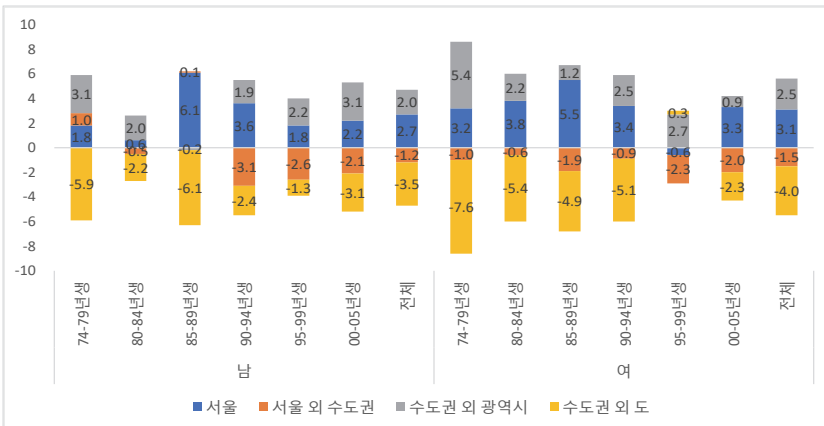
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.]

대학(교) 입학 전과 후의 거주지 분포에서의 차이를 살펴본 결과는 대체로 서울과 수도권 외 광역시는 대학(교) 입학 이후 거주 비율이 증가하였고 서울 외 수도권과 수도권 외 도 지역은 대학(교) 입학 이후 거주 비율이 감소한 것으로 나타났다. 이는 지역을 이동해서까지 진학할 만한 가치가 있는 대학(교)이 서울이나 수도권 외 광역시에 상대적으로 많이 있기 때문인 것으로 보인다.

대학(교) 입학 전후 거주 비율이 증가한 서울과 수도권 외 광역시 중에서는 상대적으로 서울의 거주 비율 증가가 조금 더 큰 편이었고 대학(교) 입학 전후 거주 비율이 감소한 서울 외 수도권과 수도권 외 도 지역에서는 수도권 외 도 지역의 거주 비율 감소가 큰 편으로 나타났다. 그리고 1994년생까지는 여성이, 1995년생부터는 남성이 대학(교) 입학 전후의 거주지 분포에서 차이가 큰 편으로 나타났다.

[그림 4-2] 성별, 출생코호트별 대학(교)입학 전후 거주지 분포 차이

(단위: %p)



주: 대학(교) 입학 시기 거주지 비율에서 대학(교) 입학 직전 거주지 비율을 뺀 값으로, (+)는 해당 지역 거주 증가, (-)는 해당 지역 거주 감소를 의미함.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

그렇다면 대학(교) 입학 전후에 어디에서 어디로 이동하는지를 살펴본 결과, 성별, 출생코호트에 상관 없이 수도권 외 도 지역 거주자의 이동이 가장 많았다. 즉, 수도권 외 도 지역에서는 대학(교) 입학 전후 동일 시군 구 비율이 절반 정도에 불과했으며 나머지 절반 정도가 타 시군구로 이동한 것으로 나타났다. 출생코호트별로는 90년생 이전까지는 서울, 수도권 외 광역시 거주자의 지역 이동이 적었으나 90년생부터 수도권 외 광역시 지역 거주자의 대학(교) 입학 전후 지역 이동이 많아지고 있었다.

대학(교) 입학 전 어디에서 입학 후 어디로 이동하는지에 대해서는, 남성은 여성에 비해 전반적으로 수도권 외 도 지역으로 많이 이동하였고 여성은 수도권은 수도권 내에서, 수도권 외 광역시는 서울이나 다른 광역시로, 수도권 외 도 지역은 수도권 외 광역시나 수도권 외 도 지역으로 많이 이동하는 것으로 나타났다.

〈표 4-4〉 성별, 출생코호트별 대학(교) 입학 전후 이동

(단위: %, 명)

대학 전		대학 후											
		남성						여성					
		동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)					동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)				
			서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명		서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명
74- 79 년생	서울	80.2	10.9	51.8	5.6	31.7	37	88.9	20.2	24.3	42.4	13.1	24
	서울 외 수도권	71.9	27.9	22.7	4.7	44.7	40	72.9	51.5	17.7	7.0	23.7	37
	수도권 외 광역시	81.3	26.5	8.2	27.6	37.7	38	85.1	34.8	11.9	34.7	18.6	32
	수도권 외 도	52.7	18.2	11.2	33.3	37.3	150	50.9	12.0	9.0	39.9	39.1	136
	전체	68.9	19.8	18.2	24.3	37.7	266	73.0	22.4	12.4	34.1	31.0	230
80- 89 년생	서울	81.2	12.6	31.7	8.6	47.1	82	89.0	39.0	24.1	15.2	21.8	39
	서울 외 수도권	69.0	25.1	36.7	4.4	33.9	145	77.2	29.8	40.2	3.6	26.4	94
	수도권 외 광역시	75.3	29.8	12.2	31.4	26.6	118	81.2	35.4	5.0	33.5	26.2	81
	수도권 외 도	49.6	20.4	14.5	26.2	38.8	332	52.8	18.9	8.7	29.3	43.2	254
	전체	66.8	22.1	21.0	20.3	36.6	677	73.0	25.6	15.7	23.7	35.0	468

대학 전		대학 후											
		남성						여성					
		동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)					동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)				
			서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명		서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명
90-99 년생	서울	79.8	12.8	25.0	11.7	50.5	67	74.8	26.5	34.8	6.9	31.9	88
	서울 외 수도권	70.3	21.6	31.7	11.4	35.3	156	76.1	26.9	30.3	7.1	35.7	117
	수도권 외 광역시	69.1	22.7	11.6	30.3	35.5	108	74.0	27.6	2.5	41.5	28.4	91
	수도권 외 도	47.9	15.9	8.7	28.6	46.8	302	49.1	12.4	9.5	36.3	41.8	225
	전체	64.6	18.1	16.6	22.9	42.4	633	68.0	20.7	17.2	25.7	36.4	521
00-05 년생	서울	89.1	46.4	18.4	-	35.2	16	77.9	19.2	48.0	2.0	30.8	37
	서울 외 수도권	83.2	27.9	35.4	2.6	34.1	51	82.7	37.0	14.4	14.3	34.3	58
	수도권 외 광역시	76.2	7.1	2.8	66.8	23.3	48	70.0	34.1	5.9	36.2	23.8	58
	수도권 외 도	53.0	8.7	6.5	32.3	52.4	134	55.4	17.8	7.3	30.7	44.1	120
	전체	73.4	14.8	12.5	30.8	41.9	250	71.7	25.5	14.1	24.5	35.9	273
전체	서울	81.7	15.1	32.1	8.4	44.4	203	82.7	26.8	33.8	12.2	27.2	189
	서울 외 수도권	72.8	24.4	33.1	7.0	35.6	392	77.7	32.7	28.8	7.4	31.1	306
	수도권 외 광역시	74.7	23.4	10.1	36.0	30.5	312	78.0	32.3	5.2	37.0	25.5	262
	수도권 외 도	50.1	16.9	10.9	29.1	43.2	917	51.8	15.4	8.8	33.6	42.1	375
	전체	67.5	19.4	17.9	23.2	39.5	1,825	71.2	23.4	15.4	26.1	35.1	1,492

주: 30케이스 미만인 경우 해석에 주의를 요함.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

2. 첫 취업 전후 지역 분포와 이동

첫 취업 전후의 거주지 분포에 대해서는 최근 코호트로 올수록 남녀 모두 서울 외 수도권 거주 비율이 증가하는 경향을 보였다. 성별로는 남성은 첫 취업 전후 모두 서울에 거주하는 비율이 감소하였고 여성은 수도권 외 광역시와 수도권 외 도 지역 거주 비율이 감소하는 경향을 보였다. 그리고 첫 취업 전후 모두 남성에 비해 여성의 서울 거주 비율이 대체로 높은 편이었으며 수도권 외 도 지역 거주 비율은 낮은 편으로 나타났는데, 최근 코호트로 올수록 이러한 차이가 더 크게 나타났다.

〈표 4-5〉 성별, 출생코호트별 첫 취업 전 거주지 분포

(단위: %, 명)

구분		취업 전				전체	명
		서울	서울 외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도		
남	74-79년생	23.0	20.4	24.4	32.2	100.0	1,305
	80-84년생	23.6	22.6	23.6	30.3	100.0	1,308
	85-89년생	24.5	28.7	22.5	24.4	100.0	1,201
	90-94년생	20.1	28.8	19.2	31.8	100.0	1,085
	95-99년생	21.0	30.9	19.9	28.3	100.0	1,027
	00-05년생	15.6	36.1	19.9	28.4	100.0	489
	전체	22.0	26.7	21.9	29.4	100.0	6,415
여	74-79년생	24.1	18.9	25.8	31.2	100.0	1,354
	80-84년생	23.5	22.4	25.2	28.8	100.0	1,205
	85-89년생	25.8	24.4	23.9	25.9	100.0	974
	90-94년생	22.3	28.7	22.9	26.1	100.0	870
	95-99년생	26.4	29.6	21.9	22.2	100.0	974
	00-05년생	23.5	37.4	18.5	20.7	100.0	552
	전체	24.3	25.4	23.6	26.6	100.0	5,929
전체		23.1	26.1	22.7	28.0	100.0	12,344

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

〈표 4-6〉 성별, 출생코호트별 첫 취업 후 거주지 분포

(단위: %, 명)

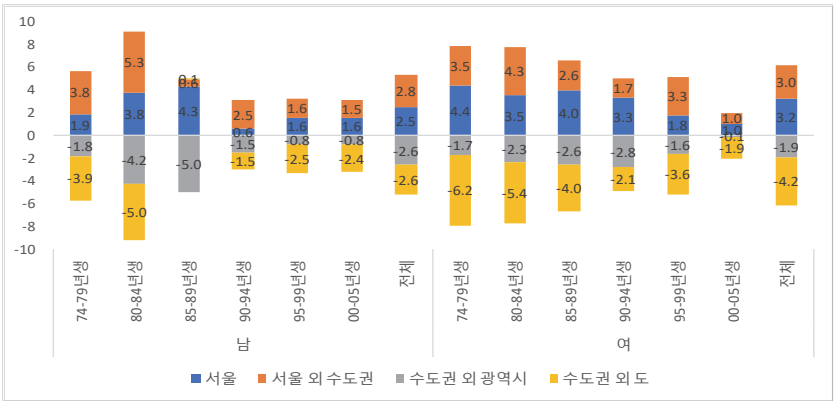
구분		취업 후				전체	명
		서울	서울 외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도		
남	74-79년생	24.9	24.2	22.6	28.3	100.0	1,305
	80-84년생	27.4	27.9	19.4	25.3	100.0	1,308
	85-89년생	28.8	29.3	17.5	24.5	100.0	1,201
	90-94년생	20.7	31.3	17.7	30.3	100.0	1,085
	95-99년생	22.6	32.5	19.1	25.8	100.0	1,027
	00-05년생	17.2	37.6	19.1	26.0	100.0	489
	전체	24.5	29.5	19.3	26.8	100.0	6,415
여	74-79년생	28.5	22.4	24.1	25.0	100.0	1,354
	80-84년생	27.0	26.7	22.9	23.4	100.0	1,205
	85-89년생	29.8	27.0	21.3	21.9	100.0	974
	90-94년생	25.6	30.4	20.1	24.0	100.0	870
	95-99년생	28.2	32.9	20.3	18.6	100.0	974
	00-05년생	24.5	38.4	18.4	18.8	100.0	552
	전체	27.5	28.4	21.7	22.4	100.0	5,929
전체		25.9	29.0	20.4	24.6	100.0	12,344

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

첫 취업 전후 거주지 분포의 차이를 살펴보면, 서울과 서울 외 수도권 거주 비율은 증가하였으며 수도권 외 광역시와 수도권 외 도 지역의 거주 비율은 감소하였다. 즉, 취업에서는 대학 진학에서와는 달리 서울을 포함한 수도권과 비수도권으로 나뉘어 수도권의 인구 증가와 비수도권의 인구 감소가 나타났다. 이는 비수도권 지역에 청년이 일할 만한 일자리가 많지 않기 때문인 것을 보인다. 출생코호트와 성별로는 80~84년생 외에는 여성이 남성에 비해 첫 취업 전후 거주지 분포 차이가 큰 편으로 나타났다으며 최근 코호트로 올수록 첫 취업 거주지 분포 차이가 적은 편으로 나타났다.

[그림 4-3] 성별, 출생코호트별 첫 취업 전후 거주지 분포 차이

(단위: %p)



주: 첫 취업 시기 거주지 비율에서 첫 취업 직전 거주지 비율을 뺀 값으로, (+)는 해당 지역 거주 증가, (-)는 해당 지역 거주 감소를 의미함.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

취업이 많이 이루어지지 않은 00~05년생을 제외하고 첫 취업 전후 거주지 이동 양상을 살펴보면, 성별, 출생코호트에 상관 없이 서울을 포함한 수도권 거주자인 경우 첫 취업 전후 동일 시군구인 경우가 70~ 80%로

높아 지역 간 이동이 적게 나타났다. 반면 수도권 외 도 지역 거주자는 첫 취업 전후 동일 시군구인 경우가 50~60% 정도로 40% 이상이 타 지역으로 이동하는 것으로 나타났다. 첫 취업 전후의 지역 이동은 성별로는 여성보다 남성에게서 많이 발생하고 있었다.

첫 취업 이후 거주지역이 타 시군구로 바뀐 경우, 어디에서 어디로 이동하였는지를 분석한 결과, 서울을 포함한 수도권 지역에서는 남녀 모두 서울을 포함한 수도권으로 많이 이동하는 것으로 나타났다. 수도권 외 광역시에서는 남성은 수도권 외 도 지역, 수도권 외 광역시 순으로 많이 이동한 반면 여성은 수도권 외 광역시에서 수도권 외 광역시, 서울, 수도권 외 도 지역 등 다양하게 이동하였다. 수도권 외 도 지역에서는 남녀 모두 수도권 외 도 지역으로 가장 많이 이동하였으며 서울을 포함한 수도권으로도 많이 이동하는 것으로 나타났다.

〈표 4-7〉 성별, 출생코호트별 첫 취업 전후 이동

(단위: %, 명)

취업 전		취업 후												
		남성						여성						
		동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)					동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)					명
			서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명		서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명	
74- 79 년생	서울	81.2	11.7	62.9	10.2	15.2	57	89.1	39.7	36.8	10.2	13.3	36	
	서울 외 수도권	80.6	41.5	41.1	7.1	10.3	52	77.4	26.4	64.8	2.9	5.9	58	
	수도권 외 광역시	68.3	17.0	11.0	37.3	34.7	101	76.0	29.6	17.6	35.3	17.6	84	
	수도권 외 도	64.6	24.0	22.7	20.0	33.4	148	62.8	25.6	25.9	16.5	32.0	157	
	전체	72.6	22.6	28.4	21.5	27.5	358	75.3	28.2	31.7	18.2	21.9	334	
80- 89 년생	서울	79.5	37.3	37.2	6.7	18.8	124	85.5	42.1	42.7	6.4	8.8	78	
	서울 외 수도권	74.2	32.8	46.0	4.8	16.4	165	81.1	30.6	57.5	3.3	8.7	96	
	수도권 외 광역시	60.7	15.0	14.7	24.9	45.5	227	75.6	30.0	15.2	28.2	26.7	131	
	수도권 외 도	53.1	28.1	27.1	12.2	32.6	323	60.4	23.9	27.3	13.8	35.0	237	
	전체	66.6	26.8	28.9	13.4	30.9	838	75.1	29.1	31.9	14.4	24.6	542	
90- 99 년생	서울	75.7	43.5	31.1	7.0	18.5	105	85.0	51.2	28.4	6.5	13.9	68	
	서울 외 수도권	80.2	16.8	52.3	5.0	25.9	125	82.7	20.4	61.6	3.1	14.9	93	
	수도권 외 광역시	70.1	13.4	15.9	33.0	37.7	123	68.3	21.2	16.0	36.0	26.8	131	
	수도권 외 도	61.6	18.1	21.0	18.2	42.7	244	62.4	19.7	25.3	21.8	33.1	167	
	전체	71.7	21.3	28.2	16.5	33.9	598	75.2	24.9	30.5	19.8	24.8	458	

취업 전		취업 후											
		남성						여성					
		동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)					동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)				
			서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명		서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명
00-05 년생	서울	88.2	27.8	44.3	9.7	18.2	9	87.7	66.0	14.9	4.4	14.7	16
	서울 외 수도권	91.3	16.4	55.6	-	28.0	15	92.6	46.2	42.6	-	11.2	15
	수도권 외 광역시	86.3	6.6	31.8	39.8	21.9	13	81.3	12.8	-	49.3	37.9	19
	수도권 외 도	74.2	30.7	16.7	9.7	42.9	36	67.8	3.3	33.0	23.1	40.6	37
전체	전체	85.0	23.0	30.9	13.1	32.9	74	84.2	24.5	24.1	21.3	30.1	87
	서울	79.2	34.3	40.2	7.5	18.0	295	86.3	46.7	34.5	7.0	11.9	197
	서울 외 수도권	79.2	27.8	47.9	5.0	19.3	356	82.6	27.0	59.7	2.9	10.4	262
	수도권 외 광역시	67.0	14.8	14.7	30.2	40.4	465	74.0	25.8	15.2	33.7	25.2	365
	수도권 외 도	60.1	24.2	23.7	15.6	36.6	751	62.1	21.9	26.7	17.3	34.0	597
	전체	70.9	24.1	28.7	15.9	31.3	1,867	76.0	27.3	30.9	17.4	24.3	1,421

주: 30케이스 미만인 경우 해석에 주의를 요함.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

3. 첫 결혼 전후 지역 분포와 이동

첫 결혼 전후의 거주지 분포를 보면, 결혼 전후 남성은 최근 코호트로
올수록 수도권 외 광역시 거주 비율이 감소하였고 여성은 결혼 전은 서울
외 수도권 거주 비율이 증가하였으나 결혼 후에는 수도권 외 도 지역 거
주 비율이 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 4-8〉 성별, 출생코호트별 첫 결혼 전 거주지 분포

(단위: %, 명)

구분		결혼 전				전체	명
		서울	서울 외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도		
남	74-79년생	22.3	26.9	20.9	30.0	100.0	1,003
	80-84년생	25.7	26.6	19.8	27.9	100.0	957
	85-89년생	26.0	29.1	18.5	26.4	100.0	683
	90-94년생	16.7	24.0	17.2	42.1	100.0	290
	95-99년생	11.5	24.4	16.1	48.0	100.0	64
	전체	23.4	26.9	19.5	30.2	100.0	3,004

구분		결혼 전				전체	명
		서울	서울 외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도		
여	74-79년생	26.1	23.0	24.6	26.4	100.0	1,254
	80-84년생	26.6	25.7	23.2	24.5	100.0	1,061
	85-89년생	25.4	27.2	22.7	24.8	100.0	731
	90-94년생	21.0	27.5	19.5	31.9	100.0	405
	95-99년생	13.2	32.1	24.1	30.6	100.0	104
	전체	25.1	25.4	23.2	26.4	100.0	3,568
전체		24.3	26.1	21.5	28.1	100.0	6,572

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

〈표 4-9〉 성별, 출생코호트별 첫 결혼 후 거주지 분포

(단위: %, 명)

구분		결혼 후				전체	명
		서울	서울 외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도		
남	74-79년생	17.6	31.0	20.7	30.7	100.0	1,003
	80-84년생	20.1	32.9	18.5	28.5	100.0	957
	85-89년생	22.5	33.3	16.6	27.6	100.0	683
	90-94년생	13.3	28.9	16.7	41.1	100.0	290
	95-99년생	6.5	25.3	15.1	53.1	100.0	64
	전체	18.8	31.7	18.5	30.9	100.0	3,004
여	74-79년생	19.1	33.2	21.3	26.3	100.0	1,254
	80-84년생	22.0	30.5	19.6	28.0	100.0	1,061
	85-89년생	20.7	31.2	19.1	29.0	100.0	731
	90-94년생	14.3	31.1	16.6	38.1	100.0	405
	95-99년생	9.1	33.2	17.2	40.5	100.0	104
	전체	19.4	31.7	19.7	29.3	100.0	3,568
전체		19.1	31.7	19.1	30.0	100.0	6,572

주: 00~05년생은 결혼 케이스가 적어(남성 6명, 여성 14명) 값을 제시하지 않았으며, 전체에는 포함하였음.

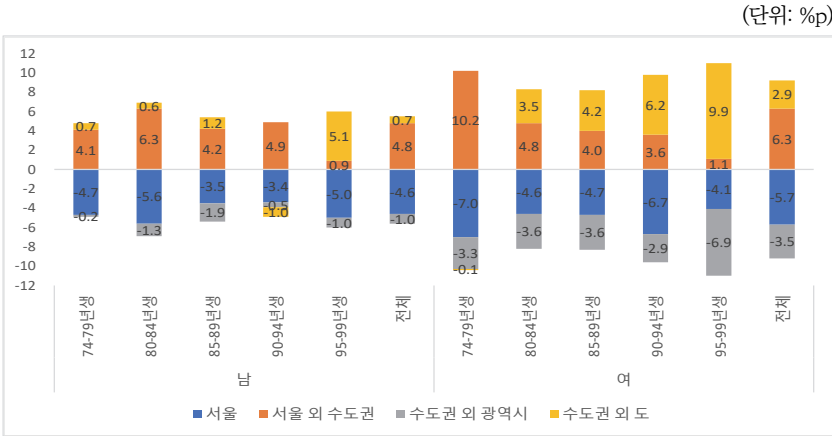
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

첫 결혼 전후 거주지 분포 차이는 서울 외 수도권과 수도권 외 도 지역 거주 비율이 증가하였고 서울과 수도권 외 광역시 거주 비율은 감소하였다. 특히 서울 거주 비율 감소가 크게 나타났는데, 이는 서울의 주거비(매입, 임차 시 보증금, 월세 등)가 너무 높기 때문에 결혼 시 서울을 이탈하

여 경기도 등 서울 인근으로 신혼집을 마련하기 때문인 것으로 보인다. 서울과 마찬가지로 수도권 외 지역에서는 광역시의 주거비가 도 지역 주거비에 비해 높기 때문에 결혼 시 광역시 인근 지역으로 신혼집을 마련하여 이탈하는 것으로 보인다. 그러나 비수도권 지역의 경우 주거비가 서울이나 수도권에 비해 높은 수준은 아니기 때문에 이러한 현상이 발견되나 그 정도는 약한 것으로 보인다.

성별로는 출생코호트에 상관 없이 남성에 비해 여성의 결혼 전후 거주지 분포 차이가 크게 나타나며, 특히 결혼 후 수도권 외 도 지역 거주 비율이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 결혼 시 대체로 여성이 남성의 거주 지역으로 이동하는 경향이 반영된 것으로 보인다.

[그림 4-4] 성별, 출생코호트별 첫 결혼 전후 거주지 분포 차이



주: 첫 결혼 시기 거주지 비율에서 첫 결혼 직전 거주지 비율을 뺀 값으로, (+)는 해당 지역 거주 증가, (-)는 해당 지역 거주 감소를 의미함.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.]

결혼이 많이 이루어지지 않은 00~05년생을 제외하고 첫 결혼 전후 이동 양상을 살펴보면, 성별, 출생코호트에 상관 없이 결혼 전 수도권 외 도

지역 거주자의 경우 결혼 후 동일 시군구에 거주하는 비율이 남성은 70% 이상, 여성도 50~70%로 결혼 전후 이동이 가장 적었다. 이는 대학(교) 진학이나 첫 취업 시 수도권 외 도 지역 거주자의 이동이 가장 많았던 것과 반대되는 양상으로, 이 지역의 낮은 주거 비용 등이 반영된 것으로 보인다. 반면 결혼 전 서울 거주자의 경우 결혼 후 동일 시군구인 경우가 남성은 30~40%, 여성은 20~30% 정도로 적어 이동이 가장 많은 편이었으며 이 역시 서울의 높은 주거비가 반영된 것으로 보인다. 결혼 전 수도권 외 광역시 거주자의 결혼 후 이동도 많은 편이었으며 전반적으로 남성보다 여성의 결혼 전후 지역 이동이 많은 것으로 나타났다.

첫 결혼 전후 동일 시군구가 아닌 경우, 어느 지역에서 어느 지역으로 이동하였는지 살펴보면, 남녀 모두 결혼 전 서울 지역 거주 시 결혼 후 서울 또는 서울 외 수도권으로 이동하였으며 서울 외 지역은 남녀 모두 같은 카테고리(서울 외 수도권→서울 외 수도권, 수도권 외 광역시→수도권 외 광역시, 수도권 외 도→수도권 외 도)로의 이동이 가장 많으나 여성은 남성에 비해 조금 더 다양한 지역으로 이동하는 편이었다.

〈표 4-10〉 성별, 출생코호트별 첫 결혼 전후 이동

(단위: %, 명)

결혼 전		결혼 후											
		남성						여성					
		동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)					동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)				
			서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명		서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명
74- 79 년생	서울	35.9	54.0	38.8	4.7	2.5	143	27.7	42.8	44.4	5.4	7.4	237
	서울 외 수도권	62.2	16.7	78.3	-	5.0	102	48.1	15.4	70.2	3.0	11.4	149
	수도권 외 광역시	53.2	1.6	2.8	77.7	17.9	98	29.8	5.7	12.8	58.2	23.4	216
	수도권 외 도	76.7	1.0	7.9	18.4	72.7	70	54.3	8.3	27.0	21.1	43.7	151
	전체	58.8	23.4	34.8	23.2	18.7	413	39.9	19.8	36.9	23.2	20.0	753

94 결혼과 출산의 최근 동향과 영향 요인: 2024년 가족과 출산조사 심층분석

결혼 전		결혼 후											
		남성						여성					
		동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)					동일 시군 구	지역 이동(합계 100%)				
			서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명		서울	서울외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도	명
80- 89 년생	서울	37.6	53.9	40.0	3.2	2.9	265	33.2	49.4	37.6	4.5	8.5	312
	서울 외 수도권	58.2	19.1	75.3	0.7	4.8	189	42.4	19.3	68.6	2.7	9.4	271
	수도권 외 광역시	45.5	-	3.7	74.0	22.2	172	33.6	4.6	9.6	58.2	27.7	274
	수도권 외 도	74.2	6.6	20.5	8.0	64.9	116	64.2	6.3	13.8	18.2	61.7	158
	전체	54.8	25.2	37.6	19.7	17.5	742	43.3	22.6	34.6	20.6	22.2	1,015
90- 99 년생	서울	41.7	45.5	45.6	3.0	5.9	32	28.3	37.8	47.7	2.9	11.5	71
	서울 외 수도권	64.0	12.7	73.4	1.7	12.2	31	48.4	14.6	66.7	5.4	13.4	75
	수도권 외 광역시	51.2	-	2.9	71.5	25.7	29	33.5	1.2	4.0	56.7	38.1	69
	수도권 외 도	73.2	2.1	17.7	11.6	68.6	41	71.0	1.5	7.9	10.3	80.2	45
	전체	62.3	14.6	34.0	20.4	30.9	134	48.6	15.0	34.5	19.2	31.4	261
전체	서울	37.4	53.3	40.0	3.7	3.0	440	30.7	45.6	41.3	4.7	8.4	620
	서울 외 수도권	60.2	17.8	76.1	0.6	5.6	322	45.2	17.4	68.9	3.2	10.6	497
	수도권 외 광역시	48.9	0.5	3.4	75.0	21.1	299	32.3	4.6	10.1	58.0	27.4	561
	수도권 외 도	75.0	4.1	16.1	11.8	68.0	227	62.1	6.6	18.6	18.3	56.5	356
	전체	57.1	23.5	36.3	20.9	19.3	1,288	43.0	20.5	35.5	21.4	22.6	2,033

주: 1) 30케이스 미만인 경우 해석에 주의를 요함.
2) 00~05년생은 결혼 케이스가 적어 값을 제시하지 않았으며, 전체에는 포함하였음.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조 사를 바탕으로 저자 분석.

4. 생애 이동 경로

어린 시절 주된 거주지부터 주요 생애 사건 전후의 거주지와 현재 거주지까지 시간 순서대로 이동 경로를 파악한 결과 어느 정도 이동이 이루어진 74~89년생을 중심으로 살펴보면, 서울에 계속 거주한 경우와 수도권 외 광역시에 계속 거주한 경우가 10% 내외였고 서울 외 수도권, 수도권 외 도 지역에 계속 거주한 경우는 15% 내외였다. 수도권 내에서만 이동하였거나 수도권에서 광역시나 도 등 지역으로 이동 후 다시 수도권으로 이동한 경우는 13~18% 정도였고 수도권 외 지역에서 수도권 외 지역으로 이동하였거나 수도권 외 지역에서 수도권으로 이동 후 다시 수도권 외

지역으로의 이동은 15~18% 수준으로 나타났다. 수도권에서 수도권 밖으로의 이동은 3~4% 정도의 적은 수준이었으나 수도권 밖에서 수도권으로의 이동은 13~17% 정도로 수도권에서 지방으로의 이동에 비해 3~4배 많은 수준이었다. 성별로는 남성에 비해 여성의 수도권 외 지역에서 수도권으로의 이동이 약간 많은 편이었다.

〈표 4-11〉 성별, 출생코호트별 생애 이동 경로

(단위: %, 명)

구분		서울 계속 거주	서울 외 수도권 계속 거주	광역시 계속 거주	도 계속 거주	수도권 내 이동, 수도권→ 비수도권 →수도권	수도권→ 광역시, 도	광역시, 도→ 수도권	광역시,도 내 이동, 광역시,도 →수도권→ 광역시,도	전체	명
남 성	74-79	7.9	12.0	10.4	18.6	15.3	4.2	12.9	18.8	100.0	1,311
	80-84	8.3	13.2	10.4	14.7	18.0	4.0	14.6	16.9	100.0	1,313
	85-89	11.5	17.8	9.9	13.2	13.5	2.8	13.0	18.3	100.0	1,203
	90-94	9.8	19.5	8.6	19.7	13.7	4.0	10.6	14.2	100.0	1,099
	95-99	13.0	20.5	12.2	17.5	11.1	4.0	8.6	13.0	100.0	1,176
	00-05	13.2	29.1	16.1	22.5	5.2	2.7	4.2	7.0	100.0	1,189
	전체	10.5	18.5	11.3	17.6	12.9	3.6	10.8	14.8	100.0	7,092
여 성	74-79	8.8	11.1	10.3	15.2	15.4	4.0	17.5	17.6	100.0	1,381
	80-84	8.2	13.9	11.1	15.2	14.9	4.4	15.3	16.9	100.0	1,227
	85-89	11.4	14.0	10.8	14.6	15.7	4.0	13.6	15.9	100.0	986
	90-94	10.6	18.0	11.2	15.0	14.3	3.9	11.4	15.6	100.0	882
	95-99	17.3	23.1	13.0	12.7	11.7	2.5	8.2	11.4	100.0	1,044
	00-05	14.0	27.6	14.3	19.6	9.2	2.5	6.4	6.4	100.0	1,124
	전체	11.5	17.6	11.7	15.5	13.6	3.6	12.4	14.1	100.0	6,644
전 체	74-79	8.3	11.5	10.4	16.9	15.4	4.1	15.2	18.2	100.0	2,692
	80-84	8.3	13.5	10.7	15.0	16.5	4.2	14.9	16.9	100.0	2,540
	85-89	11.4	16.1	10.3	13.9	14.5	3.3	13.3	17.2	100.0	2,189
	90-94	10.2	18.8	9.7	17.6	14.0	3.9	10.9	14.8	100.0	1,981
	95-99	15.0	21.7	12.6	15.3	11.4	3.3	8.4	12.2	100.0	2,221
	00-05	13.6	28.4	15.2	21.1	7.2	2.6	5.3	6.7	100.0	2,313
	전체	11.0	18.1	11.5	16.6	13.2	3.6	11.5	14.5	100.0	13,936

- 주: 1) 서울 계속 거주와 수도권 계속 거주를 제외한 나머지 수도권은 서울을 포함한 수도권임.
 2) 광역시와 도 지역은 수도권을 제외한 지역으로, 각각 인천광역시와 경기도는 제외되었음.
 3) 조사 시점까지의 모든 이동 경로를 파악한 결과가 아닌 주요 생애 사건 전후의 거주지를 중심으로 이동 경로를 파악한 결과로, 이동이 과소추정되었을 수 있음.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석].

제3절 결혼 전까지의 지역 이동과 결혼 및 출산

1. 결혼 전까지의 지역 이동과 혼인 비율

결혼 전까지의 생애 이동 경로(미혼인 경우 조사 기준 시점까지의 생애 이동 경로)와 2024년 조사 시점에서의 결혼 경험 비율을 어느 정도 혼인이 이루어진 74~89년생을 중심으로 살펴보면, 남성은 서울에 계속 거주한 경우 대체로 결혼 경험 비율이 낮은 편이었고 비수도권 지역인 서울 외 광역시나 도 지역에 계속 거주한 경우에는 대체로 결혼 경험 비율이 높은 편이었다. 그러나 같은 비수도권 지역이라도 해당 권역(광역시, 도)에 계속 거주한 경우가 아닌 권역 간 이동이 있었던 경우에는 대체로 결혼 경험 비율이 낮은 편으로 나타났다. 그리고 수도권에서 비수도권 지역으로 이동한 경우에는 결혼 경험 비율이 약간 낮은 편이었다.

여성도 남성과 마찬가지로 대체로 서울에 계속 거주한 경우 결혼 경험 비율이 낮은 편이었고 비수도권 지역인 서울 외 광역시나 도 지역에 계속 거주한 경우 결혼 경험 비율이 높은 편이었으며 수도권에서 비수도권 지역으로 이동한 경우 케이스가 모두 30케이스 미만으로 나타나 일반화하기에는 무리가 있지만 결혼 경험 비율이 낮은 편이었다. 그리고 비수도권 지역에서 수도권 지역으로 이동 시 결혼 경험 비율이 낮은 편이었고 비수도권 지역에서 권역 간 이동이 있었던 경우에는 남성과 달리 결혼 경험 비율이 높은 편이었다. 이는 같은 지역 이동이라도 그 영향이 성별에 따라 같이 나타나기도 하는 반면 달리 나타나기도 함을 보여주며, 최종적으로 같은 권역에 거주하고 있더라도 해당 권역 계속 거주자와 지역 이동자의 결혼 경험이 다를 수 있음을 보여준다.

〈표 4-12〉 성별, 출생코호트별 결혼 전까지의 생애 이동 경로별 결혼 경험 비율

(단위: %)

구분		서울 계속 거주	서울 외 수도권 계속 거주	광역시 계속 거주	도 계속 거주	수도권 내 이동, 수도권→ 비수도권→ 수도권	수도권→ 광역시, 도	광역시, 도→ 수도권	광역시,도 내 이동, 광역시,도 →수도권→ 광역시,도	전체
남 성	74~79	73.0	79.1	84.2	80.2	73.0	60.9	76.1	72.6	76.5
	80~84	69.6	69.7	77.0	80.6	63.4	72.9	78.6	70.9	72.9
	85~89	52.7	54.5	60.5	60.1	63.8	54.3	54.6	54.3	56.8
	90~94	18.7	17.7	27.7	42.6	25.7	26.4	17.9	27.4	26.4
	95~99	2.2	3.5	3.9	10.7	6.1	9.4	3.4	6.2	5.5
	전체	35.1	30.8	40.6	45.0	46.1	38.3	49.5	45.7	41.2
여 성	74~79	76.2	91.9	94.2	95.7	92.0	77.4	89.1	93.5	90.8
	80~84	88.7	81.1	88.5	91.9	87.2	79.6	80.9	87.5	86.5
	85~89	52.9	76.5	79.5	83.0	76.8	65.2	69.3	80.5	74.2
	90~94	30.0	43.3	41.4	67.2	41.7	54.7	39.2	50.9	45.9
	95~99	3.7	7.5	9.3	15.5	10.1	11.9	11.1	17.7	9.9
	전체	39.5	41.7	52.9	60.9	59.0	44.8	58.9	67.3	53.7

주: 1) 음영으로 표시된 셀은 케이스가 30명 미만인 경우임.

2) 서울 계속 거주와 수도권 계속 거주를 제외한 나머지 수도권은 서울을 포함한 수도권임.

3) 광역시와 도 지역은 수도권을 제외한 지역으로, 각각 인천광역시와 경기도는 제외되었음.

4) 전체는 00~05년생이 포함된 값임.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

2. 미혼 남녀의 지역 이동과 결혼 의향의 관계

생애 이동 경로가 미혼 남녀의 향후 결혼 의향에 차이를 가져오는지를 보기 위하여 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 결혼 의향은 ‘결혼할 생각이 있다’고 응답한 경우를 결혼 의향이 있는 것으로, ‘과거에는 있었지만 현재는 없다’, ‘과거에도 없었고 현재도 없다’고 응답한 경우 결혼 의향이 없는 것으로 분석하였으며 ‘생각해 본 적이 없다’, ‘아직 결정하지 못했다(모르겠다)’고 응답한 경우는 분석에서 제외하였다. 결혼 의향에 대한 분

석 시 출생코호트와 학력, 본인의 근로 및 사업소득(로그)은 통제하고 분석하였다.

서울 계속 거주 집단을 준거집단으로 하여 분석한 결과, 미혼남성에게서만 지역 이동과 결혼 의향 간 일부 관련이 있는 것으로 나타났으며 미혼 여성의 경우 지역 이동과 결혼 의향 간 관련이 없는 것으로 나타났다. 성장지와 대학 진학 지역의 지역 이동 경로와 혼인 이행에 대한 선행 연구에서도 여성은 차이가 없는 반면 남성에게서만 차이가 나타나(김가현, 김근태, 2025a) 지역 이동과 결혼이 여성보다는 남성에게 더 영향이 있는 것으로 보인다. 그 이유는 추후 분석이 필요하겠지만 ‘지역’과 ‘혼인’은 ‘주거비’와 관련이 있을 수 있으며 주거비(신혼집 비용)는 아직은 여성보다는 남성에게 더 큰 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려해볼 수 있을 것이다.

구체적으로, 미혼 남성의 경우 서울에 계속 거주한 집단에 비해 도 지역에 계속 거주한 경우 결혼 의향이 높았으며 서울에 계속 거주한 집단에 비해 광역시에서 도 지역으로, 도 지역에서 광역시로, 광역시나 도 지역에서 수도권으로 이동 후 다시 광역시나 도 지역으로 이동한 경우 결혼 의향이 높게 나타났다. 즉, 비교적 주거비가 낮은 지역에 계속 거주하였거나 주거비가 낮은 지역에서 이동한 경우 상대적으로 서울 계속 거주자에 비해 혼인 의향이 높은 것으로 볼 수 있으나 수도권에서 비수도권으로 이동한 경우에는 서울 계속 거주자와 혼인 의향에 차이가 없어 주거비 외에도 기존 생활 기반이나 인맥 등 여러 가지 요인이 영향을 미치는 것으로 보인다.

〈표 4-13〉 미혼 남녀의 지역 이동과 혼인 의향에 대한 로지스틱 회귀분석 결과

구분	미혼 남성		미혼 여성	
	B	S.E.	B	S.E.
지역 이동(준거:서울 계속 거주)				
서울 외 수도권 계속 거주	0.106	0.174	-0.097	0.188
광역시 계속 거주	0.108	0.204	-0.037	0.212
도 계속 거주	0.411	0.192*	0.326	0.225
수도권 내 이동, 수도권→비수도권→수도권	0.309	0.202	-0.188	0.210
수도권→광역시,도	0.511	0.332	0.070	0.410
광역시,도→수도권	0.332	0.204	0.388	0.239
광역시,도 내 이동, 광역시,도→수도권→광역시,도	0.383	0.192*	0.267	0.236
출생코호트(준거:74-79)				
80-84	0.323	0.181	0.343	0.314
85-89	1.141	0.183***	1.458	0.293***
90-94	1.480	0.173***	1.961	0.278***
95-99	1.908	0.172***	2.792	0.276***
00-05	2.607	0.211***	3.375	0.298***
대졸이상(준거:고졸이하)	0.086	0.112	-0.106	0.149
log본인소득	0.052	0.021*	0.093	0.025***
-2LogLikelihood	2581.760		1891.140	
Hosmer Lemeshow χ^2	8.773		8.563	
Nagelkerke R2	0.129		0.213	

주: * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

3. 결혼 전까지의 지역 이동과 출생아 수

결혼 전까지의 생애 이동 경로별 여성의 평균 출생아 수는 서울에 계속 거주한 경우 가장 적었으며 기혼 여성으로 한정하여도 대체로 서울에 계속 거주한 경우 출생아 수가 적은 편이었다. 반면 도 지역에 계속 거주한 경우에는 혼인 상태나 출생코호트에 상관 없이 출생아 수가 가장 많은 집단이었다. 서울 계속 거주나 도 지역 계속 거주 외의 집단은 혼인상태나 출생코호트 등에 따라 결과가 일관적이지 않으나 비수도권 지역 내에서

이동하였거나 비수도권 지역에서 수도권 지역으로 이동 후 다시 비수도권 지역으로 이동한 경우 대체로 출생아 수가 많은 편이었다. 그리고 기혼 여성의 경우 광역시 계속 거주자나 수도권 내 이동 또는 수도권에서 비수도권 지역으로 이동 후 다시 수도권 지역으로 이동한 경우 출생아 수가 적은 편이었으며 사례수가 적어 일반화하기에는 무리가 있으나 수도권에서 비수도권으로 이동 시 출생아 수가 많은 편이었다.

〈표 4-14〉 여성의 출생코호트별 결혼 전까지의 생애 이동 경로별 평균 출생아 수

(단위: 명)

구분		서울 계속 거주	서울 외 수도권 계속 거주	광역시 계속 거주	도 계속 거주	수도권 내 이동, 수도권→비수도권→수도권	수도권→광역시, 도	광역시, 도→수도권	광역시,도 내 이동,광역시,도→수도권→광역시,도	전체
전체 여성	74-79	1.24	1.51	1.64	1.80	1.53	1.53	1.59	1.58	1.57
	80-84	1.36	1.39	1.49	1.65	1.51	1.58	1.42	1.55	1.49
	85-89	0.65	1.11	1.14	1.41	0.94	0.90	0.98	1.27	1.08
	90-94	0.31	0.51	0.34	0.70	0.39	0.64	0.31	0.58	0.47
	95-99	0.01	0.03	0.05	0.13	0.02	0.10	0.07	0.06	0.05
	전체	0.57	0.63	0.81	1.01	0.87	0.72	0.93	1.07	0.83
기혼 여성	74-79	1.62	1.65	1.74	1.88	1.66	1.98	1.78	1.69	1.73
	80-89	1.42	1.60	1.58	1.76	1.52	1.66	1.62	1.69	1.61
	90-99	0.90	1.01	0.74	1.01	0.81	1.11	0.75	0.93	0.91
	전체	1.43	1.51	1.53	1.66	1.48	1.61	1.57	1.58	1.55

주: 1) 음영으로 표시된 셀은 케이스가 30명 미만인 경우임.

2) 서울 계속 거주와 수도권 계속 거주를 제외한 나머지 수도권은 서울을 포함한 수도권임.

3) 광역시와 도 지역은 수도권을 제외한 지역으로, 각각 인천광역시와 경기도는 제외되었음.

4) 전체는 00-05년생이 포함된 값임.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

4. 기혼 여성의 지역 이동과 출생아 수의 관계

지역 이동에 따라 출산 수준이 다른지를 분석하기 위하여 기혼 여성을 대상으로 결혼 전까지의 지역 이동과 출생아 수에 대한 포아송 회귀분석

을 실시하였다. 기혼 여성의 출생아 수에 대한 분석 시 출생코호트와 초혼연령, 학력은 통제하였다. 기혼 여성의 출생아 수는 0명부터 최대 5명까지였으며 0명 13.3%, 1명 31.3%, 2명 43.9%, 3명 10.4%, 4명 1.0%, 5명 0.1%의 분포를 보였다.

분석 결과는 기혼 여성의 결혼 전까지의 지역 이동과 출생아 수 간 일부 관련이 있는 것으로 나타났다. 즉, 서울 계속 거주 집단에 비해 도 지역에 계속 거주하였거나 수도권에서 비수도권으로 이동한 경우, 비수도권에서 수도권으로 이동한 경우, 비수도권 내에서 이동하였거나 비수도권에서 수도권으로 이동 후 다시 비수도권으로 이동한 경우 출생아 수가 많은 것으로 나타났다. 즉, 광역시에 계속 거주한 경우를 제외하고 어린 시절에 비수도권 지역에서 거주하였거나 결혼 전 마지막 시점에 비수도권에 거주하고 있었던 경우 서울 계속 거주자에 비해 출생아 수가 많았다.

〈표 4-15〉 기혼 여성의 결혼 전 지역 이동과 출생아 수에 대한 포아송 회귀분석 결과

구분		B	S.E.
지역 이동(준거:서울 계속 거주)			
서울 외 수도권 계속 거주		0.043	0.037
광역시 계속 거주		0.044	0.032
도 계속 거주		0.103	0.031**
수도권 내 이동, 수도권→비수도권→수도권		0.063	0.035
수도권→광역시,도		0.152	0.053**
광역시,도→수도권		0.099	0.035**
광역시,도 내 이동, 광역시,도→수도권→광역시,도		0.079	0.032*
통제변수	출생코호트(준거:74-79)		
	80-84	0.076	0.017***
	85-89	-0.112	0.021***
	90-94	-0.540	0.034***
	95-05	-1.466	0.110***
	초혼연령	-0.056	0.002***
	대졸이상(준거:고졸이하)	0.058	0.018**
Log likelihood		-4712.889	

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

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.]

제4절 소결

본 장에서는 대학(교) 진학, 첫 취업, 첫 결혼 전과 후의 지역 분포를 파악하고 지역 간 이동자에 한해 어디에서 어디로 이동하였는지를 파악하였다. 그리고 주요 생애 사건을 중심으로 생애 이동 경로를 파악한 후 결혼(의향)과 출산(출생아 수)과의 관련성을 분석하였다.

대학(교) 진학과 첫 취업, 첫 결혼 전후의 지역 분포에 대한 분석 결과, 성별, 출생코호트별로 정도의 차이는 있지만 대체로 동일한 방향으로 결과가 나타났다. 즉, 대학(교) 입학 전에 비해 입학 후의 지역 분포는 서울과 수도권 외 광역시 지역 거주는 증가한 반면 서울 외 수도권과 수도권 외 도 지역의 거주는 감소하였다. 첫 취업 전후로는 서울을 포함한 수도권 지역 거주는 증가한 반면 비수도권 지역 거주는 감소하였으며 첫 결혼 전후로는 서울 외 수도권과 수도권 외 도 지역 거주는 증가한 반면 서울과 수도권 외 광역시 거주는 감소한 것으로 나타났다.

이러한 생애 사건 전후의 지역 분포 변화는 대학의 경우 많은 사람들이 가고 싶어하는 대학이 대부분 서울에 있고 비수도권 지역에서는 지역 거점 대학 등 지역 이동을 감행할 만한 대학이 광역시에 많이 분포해 있기 때문인 것으로 보인다. 반면 취업의 경우 좋은 일자리가 수도권에 집중되어 있기 때문에 수도권 거주가 증가하는 현상이 발견되며, 결혼의 경우 주거비로 인해 수도권에서는 서울보다 주거비가 낮은 경기나 인천 지역 거주가 증가하며 비수도권에서는 광역시보다 주거비가 낮은 도 지역 거주가 증가한 것으로 보인다.

〈표 4-16〉 주요 생애 사건 전후의 지역 분포 변화

생애 사건	서울	서울 외 수도권	수도권 외 광역시	수도권 외 도
대학(교) 입학 전후	증가	감소	증가	감소
첫 취업 전후	증가	증가	감소	감소
첫 결혼 전후	감소	증가	감소	증가

출처: 분석 결과를 토대로 저자 작성

수도권 외 도 지역 거주자의 경우 대학(교) 입학 전후, 첫 취업 전후 타 지역 거주자에 비해 지역 이동을 가장 많이 하는 것으로 나타나 수도권 외 도 지역의 대학 수준이나 양질의 일자리가 부족함을 알 수 있다. 그러나 결혼의 경우에는 반대로 수도권 외 도 지역 거주자의 첫 결혼 전후 지역 이동이 가장 적게 나타났으며 서울 지역 거주자의 지역 이동이 가장 많아 앞서 언급한 대로 서울의 주거비 부담이 큰 것을 알 수 있다. 성별로는 일자리를 위한 이동은 여성에 비해 남성이 많은 반면 결혼으로 인한 이동은 남성에 비해 여성이 많으며 대학 진학이나 취업 시 남성이 여성보다 상대적으로 수도권 외 도 지역으로 많이 이동하고 있었다.

생애 이동 경로의 경우 비수도권에서 수도권으로의 이동이 수도권에서 비수도권으로의 이동에 비해 3~4배 많았으며 남성에 비해 여성이 수도권으로 이동하는 경우가 약간 더 많아 전반적인 수도권으로의 쏠림 현상과 수도권 쏠림에서의 성별 차이를 알 수 있었다.

결혼 전까지의 생애 이동 경로와 미혼 남녀의 결혼 의향에 대한 분석 결과는 미혼 여성에게는 지역 이동과 결혼 의향 간 관련이 없는 것으로 나타났으며 미혼 남성에게서만 일부 유의한 차이가 나타나 서울 계속 거주 집단에 비해 도 지역 계속 거주자 등 일부만 결혼 의향이 약간 높게 나타났다. 결혼 전까지의 생애 이동 경로와 기혼 여성의 출생아 수에 대한 분석 결과는 대체로 어린 시절 비수도권 지역에서 거주하였거나 결혼 전

마지막 시점 거주지가 비수도권인 경우 서울 계속 거주 집단에 비해 출생아 수가 많았다.

이와 같은 분석 결과 생애 사건 전후로 지역 이동이 활발하게 일어나고 있고 같은 비수도권 지역이라도 광역시 지역과 도 지역의 지역 이동 패턴이 달리 나타나고 있음을 알 수 있었다. 즉, 광역시는 대학 진학에서 어느 정도 강점을 가지고 있지만 첫 취업에서는 다시 수도권으로 집중될 수밖에 없는 현실에서 비수도권 지역의 일자리에 대한 부분은 여전히 풀어야 할 숙제임을 알 수 있다. 비수도권 도 지역은 대학부터 취업까지 가장 많은 이동이 있는바, 원격수업 활성화나 세종시의 공동캠퍼스와 같이 여러 대학이 함께 캠퍼스를 활용하면서 수업을 들을 수 있도록 함으로써 지역에서도 양질의 대학 수업권을 보장할 수 있는 방안도 활성화될 필요가 있을 것이다.

반면 결혼에서는 수도권의 경우 서울의 높은 주거비, 비수도권의 경우 광역시의 높은 주거비가 지역 이동의 중요한 문제로 남아 있음을 확인할 수 있었으며 출산에서도 지역 이동에 따라 기혼 여성의 출생아 수에 차이가 있음을 확인할 수 있었다. 그러나 생애 이동 경로가 결혼이나 출산에 영향을 주는 것이 어떤 의미인지에 대한 부분은 밝혀내지 못하여 추가적인 분석이 필요할 것으로 보인다. 즉, 생애 이동 경로를 가능한 자세히 보여 주고자 하였으나 이러한 다양한 지역 이동의 의미나 원인 등에 대한 부분을 다각적으로 검토할 필요가 있을 것으로 판단된다.



제5장

임신·출산의 보건의료적 경험과 출산

제1절 서론 및 이론적 배경

제2절 분석 개요

제3절 분석 결과

제4절 요약 및 시사점

제5장

임신 · 출산의 보건의료적 경험과 출산

제1절 서론 및 이론적 배경

한국의 저출산 현상은 합계출산율이 인구대체 수준인 2.1명 이하로 떨어진 1983년부터 지속되고 있다. 저출산 현상은 지속될 뿐만 아니라 악화되고 고착화되어 2018년 이후 1.0명 미만의 수준을 유지하고 있다(통계청, 2025). 또한 최근 10년(2015~2024년)간 출산 순위별 출생아의 비중도 지속적으로 감소하고 있다. 전체 출생아 중 첫째아가 차지하는 비중은 2015년 52.3%에서 61.3%로 증가한 반면, 둘째아는 38.0%에서 31.9%로 감소하였고, 셋째아 이상은 9.7%에서 6.8%로 감소했다(통계청, 2025). 이는 한 자녀를 출산한 가구가 추가로 출산하지 않는 경우가 증가한다는 것을 의미한다.⁴⁾

이러한 상황을 고려할 때 출산의 결정과 출산이라는 행위에 직접적인 영향을 미치는 출산 의향에 관해 보다 심층적인 연구가 필요하다. 특히 추가적인 출산 의향에 영향을 미치는 요인들에 관해 분석할 필요가 있다. 출산 의향(fertility intention)은 개인이 자녀를 가질 계획을 세우거나 이를 실현하려는 의지로, 다양한 사회·경제적·문화적 요인과 긴밀히 얽혀 있는 복합적 현상이다(Ajzen & Klobas, 2013). 본 장에서는 추가 출산 의향에 영향을 미치는 요인으로서 임신 및 출산 관련 보건의료적 경험을 분석하고자 한다. 특히, 여성의 임신과 출산 관련 인식과 건강 행태 차

4) 통계청. (2025.2.26). 2024년 인구동향조사 출생·사망통계(잠정). [보도자료].

https://mods.go.kr/board.es?mid=a10301020300&bid=204&act=view&list_no=435209

이에 초점을 맞추어 분석한다. 구체적으로 임신이 원하는 임신이었는지, 계획한 임신이었는지, 시기는 적절했는지, 부정적인 임신 결과(유산, 사산 등)를 경험했는지, 산전관리 및 산후관리의 시기는 적절했는지, 분만 방법 등이 추가 출산 의향에 미치는 영향에 대한 분석을 실시하고자 한다.

출산 의향을 결정하는 다양한 요인들에 대한 분석 연구들은 상당히 많이 축적되어 왔다. 출산 의향에 영향을 미치는 주요 요인들은 개인적, 경제적, 사회적, 문화적 차원 등 종합적인 요인으로 분석되어 왔다. 우선 개인의 인구사회학적 요인은 출산 의향에 영향을 미치는 기본적인 요인이다. 연령은 남성과 여성 모두에게 출산 의향에 영향을 미치는 핵심 요인 중 하나로, 특히 여성의 연령은 생물학적 제약과 생애주기적 계획 측면에서 중요한 역할을 한다는 점에서 많은 연구에서 강조되어 왔다(Hanappi et al., 2017; Park et al., 2008; Wesolowski, 2015). 일반적으로 여성의 연령이 높을수록 생물학적 가임력 저하, 임신 및 출산과 관련된 건강 위험 증가, 사회경제적 조건 변화 등의 요인으로 인해 출산 의향과 실제 출산 행동에 제약이 따르게 된다. 특히 동거 혹은 결혼을 시작하는 시점에서 여성이 고령일수록 첫 자녀의 출산 시점은 앞당겨지는 경향이 있으나, 둘째 및 셋째 자녀의 출산에 있어서는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Rijken & Liefbroer, 2009).

교육수준 역시 출산 의향에 영향을 미치는 주요 요인이다. 선행연구에서는 부부의 교육 수준이 출산 의향에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Testa, 2014). 이는 교육 수준이 높을수록 자녀 양육에 필요한 자원과 정보 접근성, 안정된 고용 가능성 등이 높아지기 때문이다. 이러한 경향은 특정 연령 집단에 국한되지 않고 다양한 연령대에서 일관되게 확인된다(Dommermuth et al., 2017; Wesolowski, 2015). 특히 여성의 교육수준이 높을수록 자녀 출산을 위한 계획적 접근이 가능해지고, 이에

따라 출산 의향 또한 강하게 나타나는 경향이 관찰된다.

경제적인 요인은 출산 의향에 다차원적으로 영향을 미친다. 고용의 안정성은 출산 의향에 미치는 가장 중요한 경제적 요인 중 하나로 확인되고 있다. Hanappi et al.(2017)의 스위스 청년층을 대상으로 수행된 연구에서는 경제적 불안정성, 특히 고용 안정성의 부족이 출산 의향을 위축시키는 중요한 요인임을 보여주었다. 또한 가구소득 역시 출산 의향에 영향을 미친다고 보고하고 있다. 고용과 출산 의향의 관계는 Vignoli et al. (2020)의 연구에서도 일관되게 나타난다. 해당 연구는 고용 불안정이 출산 의향에 미치는 영향이 개인의 주관적 행복감 수준에 따라 달라진다는 점을 밝히고 있다. 즉, 일자리의 불확실성이 출산 의향을 약화시키는 효과는 삶의 만족도가 낮은 집단에서만 뚜렷하게 나타났으며, 특히 경제위기 시기에는 남성의 노동시장 지위 악화가 출산 계획 감소와 밀접하게 연관됨을 보여준다. 그러나, 한 연구에서 취업 여성의 경우는 비취업 여성보다 추가 자녀에 대한 의향이 낮은 것으로 나타났다(Park et al., 2008). 또한, 이탈리아 여성의 사례를 분석한 Meggiolaro(2011)의 연구에서는 고용의 불안정성이 결혼과 출산 모두를 지연시키는 결정적인 요인이며, 교육수준이 높은 여성일수록 직업적 안정성이 결여될 때 출산을 더욱 늦추는 경향을 보인다고 입증하였다. 최근 수행된 남윤미와 황인도(2023)의 연구에서는 무작위 통제실험을 통해 주택 마련 비용에 대한 부담이 결혼 및 출산 의향을 유의하게 낮춘다는 것을 확인하였다. 특히 취업자, 정규직, 공공기관 근무자 또는 공무원인 경우에 결혼 의향이 높게 나타나 고용 안정성이 결혼 문턱을 낮추는 효과가 있음을 확인하였다.

일·가정 균형(work-life balance)은 현대 사회에서 출산 의향에 미치는 핵심적인 요인으로 부상하고 있다. Wang & Dong(2024)의 싱가포르 연구에서는 유연근무제(flexible working arrangements)가 모든 형태

에서 출산 의향을 개선시킨다는 결과를 보여주었다. 특히 여성에게서 그 효과가 더 두드러졌으며, 일·가정 갈등의 예상이 중요한 매개 요인으로 작용했다.

성평등과 출산 의향의 관계는 단순하지 않으며, 맥락에 따라 다른 양상을 보인다. Riederer와 Buber(2019)는 오스트리아 부부들을 대상으로 한 연구에서 성평등한 가사노동 및 육아 분담이 둘째 자녀 이상의 출산 의향을 높이는 핵심 요소임을 밝혔다. 이들은 가정 내 성평등 실천이 실제 출산 행동으로 이어지는 전환점이 될 수 있다고 분석하였다. 반면, Arpino et al.(2015)의 27개국을 대상으로 한 연구에서는 성역할 태도 변화와 출산율 간에 U자형 관계가 있음을 발견했다. 전통적 모델에서 성평등 모델로 이행하는 초기에는 출산율이 감소하지만, 특정 임계점을 넘어서면 성평등주의가 출산율과 긍정적으로 연관된다는 것이다.

최근 북유럽 3개국을 대상으로 한 Begall과 Hiekel(2024)의 연구에서는 성평등 태도가 출산 의향에 미치는 영향에 대한 더욱 복잡한 양상을 제시했다. 성평등주의자들이 가장 큰 인구 집단임에도 불구하고 그들의 출산 의향이 가장 낮다는 흥미로운 결과를 보여주었다.

사회적 신뢰는 출산 의향에 긍정적인 영향을 미치는 중요한 사회적 요인으로 확인되고 있다. Modena 와 Sabatini(2012)는 이탈리아에서 지역 사회 내 신뢰 수준이 높을수록 출산 의향이 긍정적으로 형성됨을 밝혔다. Yamamura와 Andrés(2011)의 OECD 24개국 연구에서는 사회적 신뢰가 1% 증가할 때 출산율이 0.01%포인트 증가한다는 결과를 제시했다.

출산 의향에 영향을 미치는 요인으로서 건강 및 의료적인 요인에 관한 연구는 매우 제한적인 수준으로 수행되어 왔다. 기혼 여성의 둘째아 출산 의향에 영향을 미치는 요인을 분석한 오신휘, 이소영(2023)의 연구에서는 난임 경험과 부정적인 임신 경험이 통계적으로 유의한 요인으로 나타

났다. 일부 선행연구에서는 여성의 우울을 주요 변수로 다루었으나, 이를 생식건강의 맥락이 아닌 일반적인 심리사회적 특성의 하나로 접근한 경우가 많다(Seo, 2011). 한편, 코로나19 팬데믹 시기의 임신 관련 스트레스 및 불안 수준을 파악하고, 이에 영향을 미치는 요인을 분석한 연구에서는 감염에 대한 불안, 산전 진료 및 분만 환경에 대한 불확실성, 사회적 고립 등의 스트레스를 경험하였고, 이러한 요인이 향후 임신 및 출산에 대한 부정적 태도와도 연결될 가능성이 있으며, 특히 건강 불안 및 의료 접근 제한에 대한 걱정은 향후 출산 계획에 억제적인 영향을 미칠 수 있는 잠재적 요인이라고 밝히고 있다(Preis et al., 2020)

또한, 보건의료적 요인이 출산 의향에 미치는 영향에 관해 분석한 선행 연구에서는 분만 방법(자연 분만, 진통제 사용 여부, 제왕절개 수술)과 분만 장소(병원, 출산센터, 가정)와 같은 보건의료적인 요인이 출산 의향에 미치는 영향에 관해 분석하였다(Preis et al., 2020). 또한 여성의 생식건강 요인을 분석한 연구들(Yeo & Chun, 2013) 역시, 출산 의향보다는 삶의 질이나 최종 출생아 수와 같은 출산 결과에 초점을 맞추고 있다. 이처럼 여성의 생식건강과 출산 의향 간의 관계를 직접적으로 분석한 연구는 상대적으로 부족한 실정이다. 이러한 맥락에서 본 장에서는 최근 수행된 '2024년도 가족과 출산 조사' 원자료를 활용하여 선행연구에서 도출된 추가 출산 의향에 영향을 미치는 요인들을 포함하여 임신과 출산의 보건의료적인 경험의 추가 출산 의향에 대한 영향을 분석하고자 한다.

제2절 분석 개요

1. 분석 자료 및 분석 대상

본 절에서는 ‘2024년도 가족과 출산조사’의 원자료를 사용한 이차분석을 수행한다. ‘2024년도 가족과 출산 조사’에 참여한 응답자 중 2021년 7월 1일 이후 출산 경험이 있는, 즉 조사 시점 기준 3년 이내에 분만한 여성(19~49세) 541명을 대상으로 분석하고자 한다. 본 분석에는 3건의 미혼 사례가 포함되어 있다.

2. 분석 모형

추가 출산 의향에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해 로짓 분석(이항 로지스틱 회귀 모형(Binary logistic regression model))을 활용하고자 한다.

$$\log(p/(1-p)) = B_0 + B_1X_i + B_2Z_i + \epsilon_i$$

P = 출산의향을 가질 확률
 $1-P$ = 출산의향을 가지지 않을 확률
 X =임신 출산 관련 특성 변수
 Z =통제 변수
 T =연도 변수

분석에서 활용되는 종속변수는 추가 출산 의향이다. 즉, ‘귀하는 앞으로 자녀를 (더) 낳을 계획입니까?’에 대한, 즉 최근 3년 이내에 출산한 여성의 ‘낳을 생각이다’ 또는 ‘낳지 않을 생각이다’로 응답하는 이항

(binary) 명목(nominal) 변수이다. 가족과 출산 조사에서 해당 문항에 이어지는 문항은 ‘낳을 생각이 있으시다면 그 생각은 얼마나 확실합니까?’이므로 비록 문항에서 사용하는 단어가 ‘계획’이지만 ‘생각’을 의미하는 것으로 이 문항은 ‘출산 계획’이라기보다 의향으로 해석하는 것이 보다 적절할 것으로 판단된다.

독립변수는 본 분석의 주된 관심사인 임신 및 출산과 관련된 보건 의료적인 경험이다. 우선, 계획 임신 여부와 관련된 변수로는 원했던(의도했던) 임신 여부, 계획 임신 여부, 임신 시기의 적절성과 관련된 문항의 응답을 결합하여 원했고 계획했고 시기가 적절한 경우, 원했고 계획했고 시기가 적절하지 않은(계획했던 것 보다 빠르거나 늦은) 경우, 원했으나 계획하지 않았거나 원하지 않았거나 잘 모르는 경우 등 세 가지 경우로 구분하여 변수를 구성하였다. 다음으로 난임 경험 변수는 ‘현재의 배우자와 임신하기 위해 최소 1년 동안 피임하지 않은 성관계를 했는데도 임신이 되지 않았던 경험’의 여부로 구성하였다. 부정적인 임신의 경험은 사산 및 유산을 경험의 여부로 구성하였고, 분만방법 변수는 응급제왕절개의 여부로 구성하였다.

산전 관리는 임신 초기부터 시작할수록 모성 건강과 태아 건강 증진에 기여하며, 건강한 출산을 위해 조기에 시작하는 것은 필수적이다. 출산 후의 산후 관리는 모성의 유병률과 사망률을 감소시키고 신생아의 건강한 성장과 인지 발달을 촉진하기 위해 필요하며 세계보건기구(WHO)는 출산 후 첫 주 이내에 산후 진찰을 받을 것을 권고하고 있다(WHO, 2014). 이를 고려하여, 산전 진찰과 산후 진찰 관련 변수는 산전 진찰의 초진 시기가 9주 이상이거나 산후 진찰 시기가 15일 이후인 경우와 그렇지 않은 경우로 구분하여 변수를 구성하였다. 마지막으로 모수 수유의 실천 여부를 추가하였다.

통제변수는 최근 출산한 여성의 인구사회학적인 변수와 인식 및 가치관 변수로 구성하였다. 인구사회학적인 변수로는 연령, 거주지, 학력, 가구소득, 취업 여부, 출생아 수 등이 해당된다. 연령은 30세 미만, 30~34세, 35세 이상의 세 가지 범주로 구분하여 구성하였다. 거주지는 동 지역과 읍·면 지역으로 구분하였다. 교육수준은 고등학교 졸업 이하, 대학(교) 졸업, 대학원 졸업 이상의 세 가지 범주로 구분하여 구성하였다. 가구소득은 2024년 3/4분기 가구당 월평균 소득을 100%로 하여 100% 미만, 100~160% 미만, 160% 이상의 세 가지 범주로 구분하여 구성하였다. 출생아 수는 1명인 경우(첫째아 출산)와 2명 이상인 경우로 구분하여 변수를 구성하였다.

인식과 가치관 변수로는 이상 자녀 수와 출생아 수의 차이, 배우자 또는 사실혼 관계의 동거인과의 가사 분담 또는 육아 분담에 대한 만족도, 사회에 대한 신뢰 정도가 해당된다. 이상 자녀 수는 ‘일반적으로 자녀를 둔다면, 몇 명의 자녀를 두는 것이 좋다고 생각하십니까?’에 응답한 자녀 수이다. 이러한 이상 자녀 수와 실제 자녀 수와의 차이를 계산하여 변수로 포함하였다. 가사 만족도는 ‘귀하는 평소 배우자와 가사를 분담하는 정도에 대해서 만족하십니까?’라는 질문에 대해 만족하는 경우(약간 만족한다 + 매우 만족한다)와 만족하지 않는 경우(전혀 만족하지 않는다 + 별로 만족하지 않는다)로 구분하여 변수를 구성하였다. 유사하게 육아분담 만족도는 ‘귀하는 평소 배우자와 육아를 분담하는 정도에 대해서 만족하십니까?’라는 질문에 대해 만족하는 경우(약간 만족한다 + 매우 만족한다)와 만족하지 않는 경우(전혀 만족하지 않는다 + 별로 만족하지 않는다)로 구분하여 변수를 구성하였다. 사회에 대한 신뢰도는 ‘귀하는 우리 사회가 어느 정도 신뢰할 수 있는 사회라고 생각하십니까?’에 대한 응답을 토대로 신뢰하는 경우(약간 신뢰할 수 있다 + 매우 신뢰할 수 있다)와

신뢰하지 않는 경우(전혀 신뢰할 수 없다 + 별로 신뢰할 수 없다)로 구분하여 변수를 구성하였다. 이 연구에서는 기존 출산 의향을 중심으로 수행된 연구에서 활용되거나 지적된 사회경제적 요인과 가치관 변수를 통제하여 여성의 임신 및 출산에 관한 보건의료적인 경험이 추가 출산 의향에 미치는 영향을 보다 정밀하게 분석하고자 하였다.

이러한 변수를 가지고 빈도분석을 통해 연구대상자의 일반적 특성을 산출하고, 카이제곱 검정을 실시하여 둘째아 출산 의향에 대한 대상자 특성별 분포 차이를 검증하고, 인구사회학적 특성과 인식 및 가치관 변수를 통제한 상태에서 출산모의 임신 및 출산의 보건의료적 경험이 추가 출산 의향에 미치는 영향을 파악하기 위해 로지스틱 회귀분석을 실시하고자 한다.

제3절 분석 결과

1. 3년 이내 분만한 여성의 일반 특성

조사 시점 기준 3년 이내에 분만한 15~29세 여성 541명을 대상으로 추가 출산 의향에 관한 일반 특성별 분포는 다음과 같다(〈표 5-1〉 참조). 출산 시 연령대는 35~49세가 가장 많은 비중을 차지했고, 대부분 동 지역에 거주하고 있고, 대학 졸업 비율이 가장 높았다. 비취업 여성이 취업 여성보다 많았고, 가구 소득은 100~160% 미만인 경우가 가장 많았다. 출생아 수는 첫째아 출산인 경우보다 둘째아 이상을 출산한 경우가 더 많은 것으로 나타났다.

최근 3년 이내 분만한 여성 전체 중 추가 출산 의향이 있는 경우는 26.3%에 불과하다. 일반 특성별 출산 의향이 있는 비중을 살펴보면 다음

과 같다. 출산 시의 연령에 있어서 연령이 낮을수록 추가 출산 의향이 있는 비중이 높게 나타났다. 출산 시 연령이 19~29세 여성의 35.4%가 추가 출산 의향이 있다고 응답한 반면, 35~49세 여성의 경우는 18.5%만이 추가 출산 의향이 있다고 응답하였고 이러한 연령에 따른 추가 출산 의향의 차이는 통계적으로 유의하게 나타났다. 취업한 여성(21.9%)보다는 비취업한 여성(29.9%)이 추가 출산 의향 비중이 높게 나타났고 이러한 취업 여부에 따른 추가 출산 의향의 차이는 통계적으로 유의하게 나타났다. 가구 소득에 따른 추가 출산 의향의 차이 역시 통계적으로 유의하게 나타났다. 가구 소득이 낮은 집단일수록 추가 출산 의향을 가진 비중이 높게 나타났는데 이는 가구 소득이 낮은 경우 여성이 비취업 상태이거나 연령이 낮은 경우가 많으므로 이를 반영한 결과라고 해석할 수 있다. 현재 출생아 수가 1명인 경우는 둘째아를 출산할 의향을 가진 비중이 46.6%인 반면, 현재 출생아 수가 2명 이상인 경우는 7.8%만이 추가 출산할 의향을 가지고 있는 것으로 나타나 차이를 보였다. 추가로 통계적으로 유의한 차이는 아니지만, 거주지의 경우 동 지역에 거주하는 경우보다 읍면 지역에 거주하는 경우 추가 출산 의향이 있는 비중이 높게 나타났고, 교육수준의 경우 학력이 높을수록 출산 의향이 있는 비중이 높게 나타났다.

〈표 5-1〉 최근 3년 출산모(19~49세)의 일반 특성

(단위: %, 명)

구분	의향 있음	의향 없음	계	(명)	χ^2
전체	26.3	73.7	100.0	541	
출산 시 연령					13.146*
19~29세	35.4	64.6	100.0	98	
30~34세	30.3	69.7	100.0	213	
35~49세	18.5	81.5	100.0	230	
거주지					.296
동부	25.8	74.2	100.0	439	

구분	의향 있음	의향 없음	계	(명)	χ^2
읍면부	28.4	71.6	100.0	102	.431
교육수준					
고졸이하	23.8	76.2	100.0	129	
대졸	27.0	73.0	100.0	382	
대학원졸	27.5	72.5	100.0	30	4.486*
취업여부					
취업	21.9	78.1	100.0	243	
비취업	29.9	70.1	100.0	298	9.038*
가구소득1)					
100%미만	36.6	63.4	100.0	113	
100~160%미만	26.0	74.0	100.0	231	
160%이상	20.7	79.3	100.0	198	104.619***
출생아 수					
1명	46.6	53.4	100.0	258	
2명 이상	7.8	92.2	100.0	283	

주: 1) 가구소득은 2024년 3/4분기 가구당 월평균 소득을 100%로 하여 분석.
2) 무응답은 분석에서 제외되었으며, 승수적용으로 합이 일치하지 않을 수 있음.
3) * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

가치관 및 인식 관련 특성 변수를 살펴보면, 배우자와의 가사 분담에 만족한 경우가 74.3%, 배우자와의 육아 분담에 만족한 경우가 78.8%로 높게 나타났다. 사회에 대한 신뢰는 사회를 신뢰할 수 있다고 응답한 여성은 52.5%였고 신뢰할 수 없다고 응답한 여성은 47.5%로 5%포인트 차이를 보였다. 가치관 및 인식 관련 특성에 따른 추가 출산 의향과 관련해서 통계적으로 유의한 변수는 가사 분담에 대한 만족 여부와 사회에 대한 신뢰 여부이다. 배우자와의 가사 분담에 만족하는 경우는 28.8%가 추가 출산 의향이 있다고 응답한 반면, 가사 분담에 만족하지 않는 경우는 20.6%가 추가 출산 의향이 있다고 응답하여 8.2%포인트 차이를 보였다. 우리 사회를 어느 정도 신뢰할 수 있다고 응답한 집단은 30.7%가 추가 출산 의향이 있는 것으로 나타난 반면, 사회를 신뢰할 수 없다고 응답한 집

단의 경우는 21.4%만이 추가 출산 의향이 있는 것으로 나타났다. 배우자와의 육아 분담에 있어서의 만족 여부에 따른 추가 출산 의향이 있는 비중은 유사한 수준이었고 이러한 차이는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이상 자녀 수에서 출생아 수를 뺀 이상 자녀 수와 출생아 수의 차이는 추가 출산 의향이 있다고 응답한 집단의 경우 평균 0.62명으로 나타났고, 추가 출산 의향이 없다고 응답한 집단의 경우에는 평균 0.49명으로 나타났다.

〈표 5-2〉 최근 3년 출산모(19~49세)의 가치관 및 인식 관련 특성

(단위: %, 명)

구분	의향 있음	의향 없음	계	(명)	χ^2/ T
가사 만족					3.623*
불만족	20.6	79.4	100.0	133	
만족	28.8	71.2	100.0	385	
육아 만족					.101
불만족	25.7	74.3	100.0	110	
만족	26.9	73.1	100.0	408	
사회 신뢰					5.941*
불신	21.4	78.6	100.0	257	
신뢰	30.7	69.3	100.0	284	
이상자녀수-출생아수 ¹⁾	.62 (.50)	.49 (.50)	.45 (.69)		10.756

주: 1) 이상 자녀 수-출생아 수는 숫자 변수로 평균과 표준편차를 제시함.
2) 무응답은 분석에서 제외되었으며, 승수 적용으로 합계가 일치하지 않을 수 있음.
3) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

최근 출산한 여성의 임신 및 출산 관련 보건의료적 특성 변수를 살펴보면 다음과 같다. 임신을 원했고 계획했고 시기가 적절한 경우가 49.2%로 가장 높았고, 임신을 원했고 계획했으나 시기가 적절하지 않은(계획했던 것보다 빠르거나 늦은) 경우는 전체의 16.1%, 임신을 원했으나 계획하지

않은 경우는 20.1%, 임신을 원하지 않았거나 잘 모르는 경우는 14.6%로 나타났다. 난임 경험 변수는 ‘현재의 배우자와 임신하기 위해 최소 1년 동안 피임하지 않은 성관계를 했는데도 임신이 되지 않았던 경험’이 있는 경우는 20.0%로 나타났다. 사산 및 유산 등 부정적인 임신 결과를 경험한 경우는 15.5%로 나타났고, 분만방법으로 응급제왕절개 분만한 경우는 19.6%로 나타났다. 산전 진찰과 산후 진찰 초진의 시기가 상대적으로 늦은 경우는 전체의 31.7%로 나타났고, 모유 수유를 실천한 경우는 87.2%로 나타났다.

최근 출산한 여성의 임신 및 출산 관련 보건의료적 특성에 따른 추가 출산 의향의 비중을 살펴보면 다음과 같다. 관련 변수 중에서는 유산 및 사산 등의 부정적 임신 결과 경험 여부와 모유수유의 실천 여부에 따른 추가 출산 의향 비중의 차이가 통계적으로 유의했다. 우선, 부정적 임신 결과의 경험이 있는 경우(16.5%)보다 그렇지 않은 경우(28.1%) 출산 의향이 있는 비율이 11.6%포인트 더 높게 나타났다. 모유수유를 실천한 경험이 있는 경우(27.9%) 모유수유를 실천한 경험이 없는 경우(15.0%)에 비해 추가 출산 의향이 있는 비중이 더 높게 나타났다.

추가로 통계적으로 유의한 차이를 보이지는 않았지만, 임신을 원하지 않았거나 잘 모르는 경우(18.6%)가 그렇지 않은 경우에 비해 추가 출산 의향이 있는 비중이 가장 낮은 반면, 임신을 원했으나 계획하지 않은 경우 추가 출산 의향이 있는 비중이 29.6%로 가장 높게 나타났다. 난임을 경험한 경우(29.2%) 그렇지 않은 경우(25.8%)보다 추가 출산 의향이 있는 비중이 높게 나타났다. 응급제왕절개 분만한 경우는 29.3%가 추가 출산 의향이 있다고 응답하였다. 또한 산전 진찰과 산후 진찰 초진의 시기가 상대적으로 늦은 경우(24.4%)가 그렇지 않은 경우보다 추가 출산 의향이 있는 비중이 낮게 나타났다.

〈표 5-3〉 최근 3년 출산모(19~49세)의 임신 및 출산의 보건의료적 특성

(단위: %, 명)

구분	의향 있음	의향 없음	계	(명)	χ^2
계획임신 ¹⁾					3.141
1	27.7	72.3	100.0	266	
2	24.7	75.3	100.0	87	
3	29.6	70.4	100.0	109	
4	18.6	81.4	100.0	79	
난임					.370
경험	29.2	70.8	100.0	105	
비경험	25.8	74.2	100.0	421	
부정적 임신결과					4.715*
경험	16.5	83.5	100.0	84	
비경험	28.1	71.9	100.0	457	
응급제왕절개 분만					.612
경험	29.3	70.7	100.0	106	
비경험	25.5	74.5	100.0	435	
산전 산후 수진					.303
적절한 산전후 수진	26.8	73.3	100.0	358	
늦은 산전후 수진	24.4	75.6	100.0	166	
모유수유					5.645*
실천	27.9	72.1	100.0	472	
비실천	15.0	85.0	100.0	69	

주: 1) 계획임신 범주는 1. 원했고, 계획했고, 시기 적절; 2. 원했고 계획했으나 시기 부적절; 3. 원했으나 계획하지 않음; 4. 원하지 않고 계획하지 않았거나 잘 모름으로 구성.
2) 무응답은 분석에서 제외되었으며, 승수 적용으로 합계가 일치하지 않을 수 있음.
3) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

2. 추가 출산 의향에 영향을 미치는 요인

추가 출산 의향에 영향을 미치는 요인으로서 임신 및 출산 경험을 중심으로 분석한 결과는 다음과 같다. 〈표 5-4〉는 최근 3년 이내 출산한 여성

의 추가 출산 의향에 대한 이항 로지스틱 회귀분석 결과이다. 통제변수를 포함하지 않고 주요 관심변수인 임신 및 출산의 보건의료적 경험이 미치는 영향을 우선 살펴보았다. 모형의 적합도 검정 결과는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 분석 결과, 부정적인 임신 결과의 경험과 모유 수유 실천이 통계적으로 유의하였다. 부정적 임신 결과를 경험한 경우, 그렇지 않은 경우에 비해 출산 의향이 있을 승산이 59.3% 낮았다($OR = 0.407$, $p = .007$). 또한 모유 수유를 실천한 경우, 모유 수유를 실천하지 않은 경우에 비해 출산 의향이 있을 승산이 1.98배 높았다($OR = 1.981$, $p = .059$). 계획 임신, 난임 경험, 산전 산후 초진 시기, 응급제왕절개 분만 등과 관련된 요인은 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 5-4〉 추가 출산 의향의 요인에 관한 회귀분석 결과: 모형 1

독립 변수	B	SE	오즈비	p-값
계획임신(기준: 1)				
2	-.452	.328	.637	.168
3	-.079	.265	.924	.765
4	-.437	.343	.646	.204
난임 경험(기준: 난임 비경험)	-.396	.284	.673	.163
부정적 임신결과 경험(기준: 비경험)	-.899	.335	.407	.007
늦은 산전후수진(기준: 적절한 수진)	-.049	.223	.953	.828
응급제왕절개 분만(기준: 비경험)	.126	.250	1.134	.615
모유수유 실천(기준: 비실천)	.684	.363	1.981	.059
상수항	-.683	.657	.505	.299
-2 Log Likelihood				570.382
Likelihood ratio chi-square (df)				15.719(8) .047

주: 1) ‘기준’은 기준집단(reference group)으로 회귀분석에서 제외되는 변수임.

2) 계획임신 범주는 1. 원했고, 계획했고, 시기 적절; 2. 원했고 계획했으나 시기 부적절; 3. 원했으나 계획하지 않음; 4. 원하지 않고 계획하지 않았거나 잘 모름으로 구성.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

〈표 5-5〉는 최근 3년 이내 출산한 여성의 추가 출산 의향에 대해 인구 사회학적인 요인 및 가치관 및 인식 요인 등의 통제변수를 포함한 이항 로지스틱 회귀분석 결과이다. 모형의 적합도 검정 결과는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 통제변수로 활용된 변수들 중에서는 출산 시의 연령만이 통계적으로 유의하였다. 출산 시 연령이 고령(35~49세)인 집단은 30~34세 집단에 비해 추가 출산 의향이 있을 승산이 53.0% 낮았다($OR = 0.470$, $p = .013$). 반면, 출산 시 연령이 19~29세 집단은 30~34세 집단과 유의한 차이가 없었다($OR = 1.291$, $p = .469$). 현재 자녀가 1명인 여성은 2명 이상인 여성보다 추가 출산 의향이 있을 승산이 4.56배 높았다($OR = 4.558$, $p < .001$). 또한, 이상적으로 원하는 자녀 수와 실제 출생아 수의 차이가 클수록 출산 의향이 있을 승산이 높았다($OR = 3.141$, $p < .001$). 반면, 출산 여성의 거주지, 교육 수준, 가구 소득, 취업 여부 등 인구사회적인 요인들과 배우자와의 가사 분담에 대한 만족, 배우자와의 육아 분담에 대한 만족, 사회에 대한 신뢰 요인에서는 통계적 유의성이 발견되지 않았다.

본 심층 분석의 주된 관심사인 여성의 임신 및 출산 관련 경험에 관해서는 통제변수를 추가한 후 통계적으로 유의했던 변수에 있어서 변화가 발생했다. 부정적 임신 결과는 통계적으로 유의한 변수로 유지되었으나 모유 수유 실천 여부는 더 이상 유의하지 않은 반면, 계획 임신 관련 변수가 통계적으로 유의했다. 부정적 임신결과 경험이 있는 여성은 그렇지 않은 여성에 비해 추가 출산 의향이 있을 승산이 57.0% 낮았다($OR = 0.430$, $p = .042$). 또한, 임신을 원했고 계획했으나 시기가 적절하지 않은 집단은 임신을 원했고 계획했고 시기가 적절한 집단에 비해 추가 출산 의향이 있을 승산이 53.8% 낮았다($OR = 0.462$, $p = .060$). 반면, 임신을 원했으나 계획하지 않은 집단과 임신을 원하지 않은 집단은 임신을 원했고 계획했고 시기가 적절한 집단과 유의한 차이가 없었다.

〈표 5-5〉 추가 출산 의향의 요인에 관한 회귀분석 결과: 모형 2

변수		B	SE	오즈비	p-값
통제 변수	출산 시 연령(기준: 30~34세)				
	19~29세	.256	.353	1.291	.469
	35~49세	-.755	.303	.470	.013
	동부 거주지(기준: 읍면부)	.197	.343	1.217	.566
	교육수준(기준: 대학~대학원)				
	고졸이하	-.308	.354	.735	.385
	대학원졸	.204	.545	1.226	.708
	가구소득(기준: 100~160%미만)				
	100%미만	.267	.351	1.306	.447
	160%이상	-.248	.340	.780	.466
	취업(기준: 비취업)	-.433	.329	.648	.187
	출생아 수 1명(기준: 2명 이상)	1.517	.337	4.558	.000
	이상자녀수와 출생아수 차	1.145	.255	3.141	.000
	가사분담 만족(기준: 불만족)	.358	.354	1.431	.311
	육아분담 만족(기준: 불만족)	-.478	.367	.620	.193
독립 변수	사회 신뢰(기준: 불신)	.378	.263	1.460	.151
	계획임신(기준: 1)				
	2	-.773	.410	.462	.060
	3	-.173	.335	.841	.606
	4	-.314	.464	.730	.498
	난임 경험(기준: 난임 비경험)	-.538	.382	.584	.159
	부정적 임신결과 경험(기준: 비경험)	-.845	.414	.430	.042
	늦은 산전후수진(기준: 적절한 수진)	.137	.281	1.147	.625
	응급제왕절개 분만(기준: 비경험)	-.209	.304	.811	.491
	모유수유 실천(기준: 비실천)	.599	.456	1.820	.189
상수항		-1.665	1.000	.189	.096
-2 Log Likelihood				388.904	
Likelihood ratio chi-square (df)				156.630(21)	
				.000	

주: 1) ‘기준’은 기준집단(reference group)으로 회귀분석에서 제외되는 변수임.
2) 계획임신 범주는 1. 원했고, 계획했고, 시기 적절; 2. 원했고 계획했으나 시기 부적절; 3. 원했으나 계획하지 않음; 4. 원하지 않고 계획하지 않았거나 잘 모름으로 구성.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

제4절 요약 및 시사점

본 장에서는 본 조사에 참여한 응답자 중 2021년 7월 1일 이후 출산 경험이 있는 여성을 대상으로 이들의 임신과 출산 경험이 추가 출산 의향에 미치는 영향에 관해 분석하였다. 그동안 선행연구들에서 추가 출산 의향에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 요인들을 통제하고, 그동안 잘 다뤄지지 않았던 여성의 임신과 출산 관련 보건의료적 요인과 추가 출산 의향과의 연관성을 분석했다. 분석 결과, 추가 출산 의향에 유의한 영향을 미치는 요인은 출산 시 연령, 출생아 수, 이상 자녀 수와 출생아 수와의 차이, 임신의 계획과 그 시기의 적절성과 부정적 임신 결과의 경험이었다. 출산 시 연령이 높아질수록 추가 출산 의향이 유의하게 감소하였으며, 부정적인 임신 결과를 경험하고 임신의 시기가 계획대로 되지 않은 경우에 추가 출산 의향이 유의하게 감소하였다. 상당수의 선행연구에서 발견된 추가 출산 의향에 영향을 미치는 경제적 특성은 추가 출산 의향과 유의한 관련성이 없었으며, 이는 다른 요인을 통제했을 때 여성의 출산 의향이 경제외적 요인, 특히 이상 자녀 수, 부정적 임신 결과의 경험, 계획과 다른 임신 시기와 같은 심리적·보건의료적 요인의 영향을 더 크게 받을 수 있음을 의미한다.

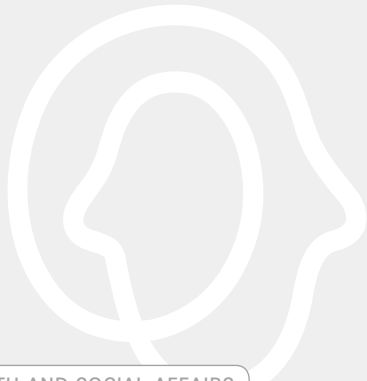
본 연구의 결과는 만혼과 출산 연기 확산으로 인한 고령 임신·출산 경향이 지속·심화될 경우, 추가 출산의 감소가 가속화될 가능성이 높음을 시사한다. 특히 산모의 고령은 고위험 출산과 밀접하게 연관된다. 또한 실제로 유산·사산과 같은 부정적 임신 결과는 출산 의향을 낮추는 요인으로 나타나, 이를 예방하기 위한 노력이 필요하다. 이러한 결과는 정부가 단순한 사회경제적 지원을 넘어, 건강한 임신과 출산을 지원하는 정책을 강화하고, 임신을 계획하여 적절한 시기에 출산이 이루어질 수 있도록 돕

는 체계를 마련해야 함을 시사한다. 이를 위해, 임신 전 단계에서부터 전국 단위의 ‘임신 준비 건강검진 프로그램’을 확대하고, 영양·체질량·만성 질환·정신건강을 포함한 포괄적인 건강관리 서비스를 제공하여 생식건강 위험요인을 조기에 발견·관리하는 것이 필요하다.

더불어, 고위험 임신군(35세 이상, 기저질환 보유자 등)에 대해서는 임신 초기부터 정기적 산전 모니터링 체계를 확립하여 위험 신호 발견 시 전문 의료기관으로 신속히 연계하는 시스템을 마련해야 한다. 유산이나 사산을 경험한 여성에 대해서는 심리·정신건강 회복 프로그램을 제공하여 부정적 임신 경험이 장기적으로 출산 의향 감소로 이어지지 않도록 해야 한다. 나아가, 학교와 지역사회를 기반으로 한 생식건강 교육을 통해 부정적 임신 결과를 예방하고 건강한 임신·출산을 촉진하는 사회적 분위기를 조성하는 것이 중요하다.

향후 연구에서는, 첫째, 본 연구가 횡단면자료를 기반으로 하였으므로 시간 경과에 따른 인과관계를 규명할 수 있는 종단연구가 필요하다. 둘째, 부정적 임신 결과가 출산 의향과 실제 출산 행동에 미치는 장기적 영향을 심층적으로 규명해야 한다. 셋째, 임신 계획의 지원 및 예방 중심의 생식건강 정책이 출산 행동에 미치는 효과를 평가하는 정책실험 연구가 요구된다.

결론적으로, 고령 임신·출산 증가와 생식건강 악화가 추가 출산 감소를 심화시키는 상황에서, 정부는 임신 전 단계부터 출산 이후까지 전 주기에 걸친 지원체계를 마련하고, 임신 계획 지원과 부정적 임신 결과 예방을 중심으로 한 정책을 적극적으로 추진함으로써, 출산 의향이 실질적인 출산으로 이어질 수 있는 환경을 조성해야 할 것이다.



제6장

자녀 양육비와 정부 지원에 따른 출산

제1절 서론

제2절 관련 논의의 검토

제3절 기초 분석

제4절 심층 분석

제5절 소결

제6장

자녀 양육비와 정부 지원에 따른 출산

제1절 서론

자녀 양육에 따르는 비용 측면에서의 경제적 부담은 자녀 연령대별로 상이하며 대체적으로 자녀 연령대가 높아질수록 교육비 부담으로 인하여 자녀 양육비가 증가하는 경향을 띠는 것으로 이해되고 있다. 그럼에도 불구하고 자녀양육비 부담 경감을 위한 현금성 지원은 대체로 자녀 연령대가 영유아기에 대한 지원에 편중되어 있는 것으로 나타나고 있다. 보다 구체적으로 제4차 저출산·고령사회 기본계획 2024년도 시행계획의 주요 사업 예산 규모를 살펴보면, 영유아, 아동기 현금성 지원은 부모급여(4.2조 원), 영유아보육료(3.8조 원), 유아교육비 보육료(3.2조 원), 아동수당(2.8조 원)으로 주요 사업의 예산 규모가 약 14조 원으로 형성되어 있는 반면, 청소년을 포함한 청년기 현금성 지원은 학자금 대출금리 인하 및 상황 유예(0.3조 원), 청년내일채움공제(청년자산형성지원, 0.2조 원)으로 0.5조 원 규모를 형성하고 있다(장인수 외, 2024).

베이징의 위와인구연구소의 연구 결과에 따르면, 한국에서 자녀 1명만을 18세까지 양육하는 데 드는 총 비용은 약 3억 6,500만 원으로, 이는 세계적으로도 매우 높은 수준으로, 1인당 국내총생산(GDP)의 7.79배에 달하며, 주요 선진국과 비교해도 높은 것으로 보고되었으며, 이러한 높은 양육비의 주된 원인은 사교육비로, 전체 양육비의 약 36%를 차지하는 것으로 나타나고 있다(이하나, 2023). 통계청(2025)에 따르면, 2024년 기준 초,중,고교생의 사교육비 총액은 약 29조 2천억 원으로 2023년에 비하여, 약 2조 1천억 원(7.7%) 증가한 것으로 나타나고 있다.⁵⁾

박중서 외(2021)에 따르면, 월평균 양육비로는, 2021년 기준 자녀 1인당 72만 1,000원으로 도출되었으며, 이는 2012년에 비하여 약 4만원 정도 증가한 것으로 이해되고 있다. 또한, 이소영 외(2023)에서는, 무자녀 신혼가구를 대상으로 한 2023년 설문조사를 수행한 결과, 앞으로 자녀를 낳을 경우 월평균 140만 7,000원의 양육비가 들 것으로 예상한다고 응답해, 실제 양육가구보다 훨씬 높게 인식하는 경향을 보고하고 있으며, 특히 최효미 외(2024)는 소득 수준이 높을수록 예상 양육비도 높아지는 양상을 언급하고 있다. 이들은 자녀의 연령이 높아질수록 양육비도 증가하는 경향을 보고하고 있는데, 구체적으로 이들은 영유아 가구의 실제 월평균 양육비는 영아기 71만 6,000원, 유아기 89만 6,000원, 초등학생 시기 85만 3,000원, 중고등학생기에는 141만 6,000원으로 보고하고 있다. 더욱이 최근 들어 양육비 상승 추세는 단순한 생활비 증가를 넘어, 사교육비, 돌봄서비스 비용, 문화 활동 등 전방위적인 영역에서 확장되고 있으며, 이는 정부의 획일적, 단기적 지원정책만으로는 대응하기 어려운 수준에 이르렀음을 직접적으로 시사하고 있다는 점에서 의미가 있다고 할 것이다.

한편, 자녀 양육비 지원정책의 효과성과 효율성을 제고하기 위해서는 현장의 양육비 실태에 대한 정밀한 파악과 분석이 전제되어야 할 필요가 있다. 현재의 정책 기획 및 예산 배분은 대체로 거시적인 집계 지표에 근거하여 이를 바탕으로 추진되는 경향이 있으며, 미시적 수준에서 가계의 실제 지출 구조나 자녀 연령별 부담 변화를 보다 정교하게 반영하는 데에는 한계점이 노정된 것이 사실이다. 이는 그간의 정책과 사회적 수요 간 괴리를 유발하거나 이로 말미암아 비효율적인 예산 배분을 초래하는 결

5) 통계청. (2025.3.13.). 2024년 초중고사교육비조사 결과. [보도자료].

https://mods.go.kr/board.es?mid=a10301070100&bid=245&act=view&list_no=435485

과 역시 동시에 유발하고 있는 것으로 이해되고 있다. 이에, 자녀 연령대별 양육비 구조의 분석과, 저출산 대응 측면에서의 보다 정교한 정책 설계가 요구된다.

지금까지의 논의를 종합하여 본 장의 논의는 자녀 연령대별 양육비 부담과 현행 지원정책 간의 불일치를 비판적으로 검토하고, 이러한 불균형이 저출산 현상에 미치는 영향을 구조적으로 분석하는 데 목적이 있다. 이를 위해 국내외 관련 문헌을 검토하고, 특히 본 연구의 주된 목적과 부합하는 측면에서 한국보건사회연구원에서 3년 주기로 수집 구축한 가장 최신연도인 ‘2024년도 가족과 출산 조사’ 원자료를 심층적으로 활용하여, 현재 우리나라의 자녀 연령대별 양육비 상황을 심도 있게 검토하고, 양육비 수준과 출산 의향 및 출생아 수 간 연관성에 대한 회귀분석과 차이모형 적용을 통해 저출산에 대응하는 측면에서의 양육비 지원 정책에 대한 시사점을 제시하고자 한다. 이는 자녀 양육 가구에서 경험하고 있는 구체적 상황을 보다 정교하게 반영하는 차원에서의 정책 설계의 전환이 이루어져야 할 필요성 인식에 적지 않게 기인하고 있으며, 한국사회의 자녀 연령대별 양육비 상황에 대한 이해를 높이하고자 하는 목적과도 맞물려 있다. 즉, 본 장의 주된 연구문제는 자녀 연령대에 따른 양육비 지원의 정교화가 저출산 대응정책의 지속가능성과 효과성을 제고하는 핵심 조건이라는 점에서부터 출발하고 있다고 할 것이다.

제2절 관련 논의의 검토

1. 자녀 양육비 관련 주요 특성과 함의

가. 주요 현황과 함의

한국의 자녀 양육비의 특성 중 하나는 사교육비가 차지하는 비중이 적지 않다는 점을 제시할 수 있는 바, 사교육비의 증가가 전체 양육비 증가의 주요 원인이라는 점에 주목할 필요가 다분하다. 관련하여, 보다 구체적으로 통계청(2025)에 따르면, 2024년 기준 학생 1인당 월평균 사교육비는 47만 4,000원이며, 특히 전체 학생 기준 초등학생은 44만 2,000원, 중학생 49만 원, 고등학생 52만 원으로 연령이 높아질수록 사교육비 부담이 커지는 경향이 나타나고 있다.⁶⁾

〈표 6-1〉 우리나라 초, 중, 고 학생의 사교육 현황(2024년 기준)

(단위: 억 원, 만 원, %, 시간)

구분	2024					
	사교육비 총액	전체학생 1인당 연평균 사교육비	전체학생 1인당 월평균 사교육비	참여학생 1인당 월평균 사교육비	사교육 참여율	전체학생 주당 사교육 참여시간
전체	291,919	568.9	47.4	59.2	80.0	7.6
초등학교	132,256	530.2	44.2	50.4	87.7	7.8
중학교	78,338	587.8	49.0	62.8	78.0	7.8
고등학교	81,324	623.8	52.0	77.2	67.3	6.9
일반고	78,583	704.1	58.7	79.9	73.4	7.7

출처: “초중고 사교육비조사”, 교육부, 2024, 국가통계포털, 학교급별 사교육비 총액, 2025.5.6. 검색, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1PE003&conn_path=I3

6) 통계청. (2025.3.13.). 2024년 초중고 사교육비조사 결과. [보도자료]. https://mods.go.kr/board.es?mid=a10301070100&bid=245&act=view&list_no=435485

또한, 앞서 언급한 것과 같이, 박종서 외(2021)에 따르면, 실제 자녀 1인당 월평균 양육비는 약 72만 원으로, 이 중 사교육비의 비중이 약 36%이며, 이때의 사교육비는 어린이집·유치원 이용료, 공교육비, 자녀 돌봄 비용, 기타 생활비 등과 함께 주요 양육비 항목 중 하나로, 특히 학력 수준과 소득 수준이 높을수록 사교육비 지출이 크게 증가하는 경향이 뚜렷하게 나타나고 있음을 보고하고 있다.

이러한 자녀 연령대별 사교육비에 따른 양육비 특성과는 다르게 현재 추진되고 있는 중앙정부와 지자체의 현금성 지원정책은 출산·영유아기 중심으로 집중되어 있다. 2024년부터 0~7세 아동에 대해 첫만남이용권(최대 300만 원), 부모급여(월 70~100만 원 지급에 따른 0~1세 최대 1,800만 원), 아동수당(7세까지 매월 10만 원 지급에 따른 약 960만 원) 등 다양한 현금성 지원이 제공되고 있으며(이소영 외, 2023), 또한 소득 기준을 완화한 자녀장려금, 자녀세액공제 등 세제지원도 확대되고 있다(기획재정부, 2025). 이러한 정책의 지속적인 확대에도 불구하고, 통계청(2025)에서는 사교육비 부담이 본격적으로 증가하는 초등학교 이후, 특히 중·고등학생 시기에는 현금성 지원의 체감도가 낮아지고 있음을 시사하고 있다. 구체적으로, 소득이 높을수록 사교육비 지출이 증가하는 것으로 나타났으며, 월평균 소득이 800만 원 이상인 가구의 사교육비 지출은 67만 6,000원, 300만 원 미만 가구는 20만 5,000원으로 적지 않은 격차를 보이는 것으로 나타났는데⁷⁾, 이러한 격차는 도시와 농촌, 부모의 학력 수준에 따라 더욱 그 격차가 심화되고 있으며, 결과적으로 사교육비 부담이 교육 불평등을 심화시키는 구조적 원인으로 지적되고 있다는 것이다. 이는 중앙정부 및 지자체의 현금성 지원 방향과 관련하여, 영유아기 집중

7) 통계청. (2025.3.13.). 2024년 초중고 사교육비조사 결과. [보도자료].

https://mods.go.kr/board.es?mid=a10301070100&bid=245&act=view&list_no=435485

지원에서 학령기(특히 초등학교, 중학교, 고등학교)까지 현금성 지원의 범위와 금액을 확대할 필요성, 사교육비 부담이 큰 계층(저소득, 다자녀, 농어촌 등)에 대한 맞춤형 현금성 지원 강화 방향, 현금성 지원과 더불어, 공교육의 질적 개선 및 사교육 경감대책(공정한 입시, 맞춤형 학습 지원, 국가책임 돌봄 등)과 연계하여 사교육비 자체를 줄이는 구조적 접근의 병행과 같은 구체적인 정책적 개선 방향을 요구하고 있다.

나. 정부 지원과 사교육비

중앙정부와 지자체의 현금성 지원이 확대되면 일시적으로 가계의 부담을 덜 수 있지만 실제로는 사교육 수요와 경쟁 교육 구조, 입시 제도 등 근본적 요인이 변화하지 않는 한 사교육비 지출은 계속 증가할 가능성이 적지 않다. 다음 표에서 확인할 수 있는 것과 같이 실제 최근 10년간(2015~2024년) 학교급별 사교육비 총액은 지속적으로 증가한 것으로 나타나고 있다.

〈표 6-2〉 학교급별 사교육비 총액 추이(2015~2024년)

(단위: 억 원)

항목	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
전체	178,346	180,606	186,703	194,852	209,970	193,532	234,158	259,538	271,144	291,919
초등학교	75,287	77,438	81,311	85,531	95,597	76,107	105,279	119,055	124,222	132,256
중학교	52,384	48,102	48,297	49,972	52,554	53,943	63,480	70,832	71,534	78,338
고등학교	50,675	55,065	57,095	59,348	61,819	63,482	65,399	69,651	75,389	81,324

출처: “초·중·고사교육비조사”, 교육부, 2024, 국가통계포털, 학교급별 사교육비 총액, 2025.5.6. 검색, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1PE003&conn_path=I3

2023년 6월 교육부가 공식적으로 “사교육 경감 대책”을 발표하고 교육 과정 중심의 공정한 수능의 점진적, 단계적 실현을 비롯한 6개의 세부 추진 과제를 제시하고 추진하였음에도 불구하고, 앞서 살펴본 것처럼 최근 10년간 학교급별 사교육비 총액은 지속적으로 증가하고 있는 것으로 나타났는데, 이는 정부의 현금성 지원이 사교육비 증가를 막기에는 부족하였음을 직접적으로 보여주는 대목으로 이해되고 있다.

사교육 경감 대책과 관련하여, 중앙정부와 지자체는 공교육 강화와 맞춤형 프로그램 지원 등으로 사교육 의존도를 낮추기 위한 시범사업을 추진하고 있다. 보다 구체적으로, 교육부(2024.8.21)에 따르면, 2024년 8월 기준, 교육부는 춘천, 원주, 구미, 울진, 부산, 대구, 광주, 울산, 제주, 경남, 전북, 전남 등 12개 비수도권 지역을 1차 선정해 지원하고 있으며, 선정된 지역의 초·중·고교 173개 학교에서 다양한 맞춤형 교육 프로그램을 운영하고 있는 바, 이 사업은 지역 내 자원을 활용해 공교육을 강화하고 사교육 의존도를 낮추는 것이 목표이며, 각 지역은 학생 수준별 맞춤형 학습, 기초학력 보충, 자기주도학습 지원, 지역사회 연계 특색 프로그램 등을 개발, 운영하는 것으로 요약할 수 있다. 이러한 취지에도 불구하고, 이는 사교육비 부담 경감에 긍정적인 역할을 할 수 있으나, 사업 대상이 비수도권 교육발전특구로 한정되어 있어 사교육비 규모가 큰 수도권 이 제외되어 있기 때문에, 이에 따라 전국 단위의 사교육비 경감 효과는 미미할 수 있으며, 전국적 효과로 확산되기에는 한계가 있다는 지적도 제기되고 있다(김다원, 2024). 무엇보다도 현금성 지원이 일시적으로 가계 부담을 덜어줄 수는 있지만, 공교육 신뢰 저하, 입시 경쟁 심화, 사회적 교육 격차 등 근본적 요인들이 해소되지 않는 한 사교육비 증가는 막기 어렵다는 논의가 제기되고 있다(이덕난, 유지연, 2022).

지금까지의 논의를 정리하면, 중앙정부와 지자체의 현금성 지원은 저

소득층이나 취약계층의 교육비 부담 완화에는 일정 부분 기여할 수 있으나, 사교육비 증가라는 구조적 문제를 근본적으로 해결하는 데는 효과가 제한적이라는 점에 대해서는 크게 이견이 없는 것으로 보인다. 이에, 실질적인 사교육비 억제를 위해서는 공교육의 질적 강화, 입시제도 개편, 교육 격차 해소 등 구조적 정책 변화가 병행되어야 할 필요성이 높으며, 이를 위한 실효성 있는 정책 설계가 무엇보다도 필요한 시점이다.

다. 사교육비 증가에 따른 정부 지원금 증가 가능성과 재정 부담

정부와 지자체의 현금성 지원이 사교육비 증가 문제를 커버하는 데에는 명확한 한계가 있으며, 이로 인한 재정 소요와 부담이 커질 가능성도 충분히 존재하고 있다. 앞서 지속적으로 언급하고 있는 것과 같이, 사교육비 총액이 2024년 기준 약 29조 2,000억 원으로 전년 대비 7.7% 증가하는 등(통계청, 2025), 오랜 기간 저출산에 따라 학령인구가 감소하고 있음에도 불구하고 사교육비는 계속해서 역대 최고치를 경신하고 있다(이덕난, 유지연, 2022 수정 인용). 이러한 추세를 고려할 때, 사교육비에 대응하는 현금성 지원을 확대할 경우, 정부와 지자체의 재정 부담이 기하급수적으로 늘어날 수밖에 없다. 또한, 지방자치단체의 현금성 복지 지출은 최근 매우 빠른 증가세를 보이고 있으며, 자율적인 재정 여건을 의미하는 재정자립도가 하락하는 상황에서 무분별한 현금성 지원은 재원 배분의 왜곡, 지역 간 복지 격차 심화, 그리고 공공 재정의 비효율성 및 불평등성 증가로 이어질 우려가 있다(장인수, 2020). 실제로 교육청의 현금성 복지 비율이 높을 경우, 교육교부금 삭감 등 재정 효율화 조치가 논의되고 있다(박준이, 2024). 아울러, 현금성 지원 정책이 실질적 효과를 내지 못할 경우, 막대한 예산 투입에도 불구하고 사교육비 증가세를 막지

못할 뿐 아니라, 예산 집행의 효율성도 저하될 개연성이 다분하다. 이러한 점을 고려할 때, 사교육비 증가에 대한 정부의 현금성 지원 커버리지는 재정 소요와 부담 측면에서 분명한 한계점을 내포하고 있다. 즉, 현금성 지원만으로는 사교육비 증가의 구조적 원인을 해소하기 어렵고 재정 효율성 및 형평성 문제까지 유발될 수 있으므로(한치원, 2024), 이에 공교육 강화, 입시제도 개편 등 구조적 대책과 병행하는 측면에서 보다 신중한 접근이 필요할 것으로 보인다.

2. 관련 선행연구 검토

먼저, 양육비 부담과 정부 지원금 간의 연관성, 그리고 이러한 연관성에 따라 자녀 추가 출산에 미치는 영향에 관한 국내외 선행연구에 대해서 검토한 주요 결과는 다음과 같다. 먼저, 양육비 부담은 한국에서 저출산의 주요 원인 중 하나로 지목되고 있는 바, 보다 구체적으로 보육, 교육비 부담이 클수록 자녀 출산 의향이 낮아진다는 논의와 관련하여, 신윤정(2008)에 따르면, 25~39세 기혼여성 1,500명을 대상으로 한 조사에서 약 70~80%가 보육·교육비 부담을 느끼고 있었으며, 만약 현재 지출 중인 보육·교육비가 적정수준으로 줄어든다면 자녀를 추가로 출산할 의향이 있다고 응답한 것으로 보고하고 있다. 특히 현재 자녀 출산 의향이 없는 여성일수록 보육·교육비 절감의 효과가 더 크게 나타난 것으로 보고하고 있다. 관련하여, 정부의 현금성 지원정책, 즉 양육수당, 아동수당, 보육료 지원 등은 양육비 부담을 완화하고, 부모의 경제적 부담을 줄여주는 역할을 한다. 특히 이러한 특성은 저소득층과 다자녀 가구의 양육부담을 경감시키는 데 효과적이며, 여성의 노동시장 참여와 출산 의향에도 긍정적 영향을 미칠 개연성이 다분히 존재하지만, 그럼에도 불구하고 지원금의 수준이

충분히 높지 않거나, 지원 대상이 제한적일 경우 출산율 제고 효과는 제한적일 수 있다는 점에 대해서도 주목할 필요가 있다(양미선 외, 2022).

국외 사례로는 미국의 경우 아동 및 부양가족 돌봄 세액 공제(CDCTC: Child and Dependent Care Tax Credit) 정책이 부모의 노동시장 참여를 높이고(Averett, Wang, 2023; Kwon, 2024), 출산 이행과도 정적(+) 연관성을 보이는 것으로 보고된 바 있다(Haan, Wrohlich, 2011). 다만, 출산율 제고 및 출산 이행에 대해서는 미미한 영향을 미쳤다는 실증 분석 결과도 함께 보고되고 있다(Baughman, Dickert-Conlin, 2009)

지금까지 살펴본 국내외 선행연구의 주요 사례 연구 결과는 양육비 부담이 완화될수록 부분적이지만 자녀 추가 출산 의향이 높아질 개연성과 더불어 정부의 현금성 지원이 양육비 부담 경감 및 출산율 제고에 일정 부분 기여할 수 있음을 시사하고 있다. 다만, 앞서 살펴본 관련 사례에서 공통적으로 지적하고 있는 것과 같이, 현금성 사업의 수혜(지원) 규모, 지원 방식, 정책의 지속성 및 사회적 인식 등 다양한 요인에 따라 그 효과는 달라질 수 있으며, 현금성 지원 사업으로는 출산율을 반등시키거나 초저출산을 완화하는 데에는 적지 않은 한계점이 있음을 보여주고 있다. 이를 종합적으로 고려하면, 저출산 대응 측면에서의 양육·보육비 지원 정책은 기본적으로 자녀 양육에 따른 경제적 부담 경감과 더불어 공적 보육·교육 서비스의 질적 개선을 포함한 사회구조적 개선과 차등적인 정책 지원 등 보다 포괄적이고 차별적인 정책 접근이 필요한 것으로 이해할 수 있다.

한편, 사교육비 부담은 한국에서 출산율 저하의 핵심적 요인 중 하나로 이해되고 있는데, 보다 구체적으로 관련 사례로서, 김태훈(2025)에 따르면, 학생 1인당 사교육비가 1% 증가할 때 합계출산율은 최대 0.26% 감소하며 특히 둘째 이상 자녀 출산율에 더 큰 부정적 영향을 미치는 것으

로 나타나고 있다. 이는 사교육비 부담이 자녀 수가 늘어날수록 가정의 경제적 압박을 크게 증가시켜 다자녀 출산을 더욱 어렵게 만든다는 점을 시사하고 있다는 점에서 의미가 있다. 김태훈(2025)에 따르면, 2007년부터 2023년까지 사교육비가 36.5% 증가한 반면, 이 기간 출산율 감소의 최대 22.3%가 사교육비 증가에 기인한 것으로 분석되고 있는바, 앞서 언급한 것과 같이 한국사회가 오랜 기간 경험하고 있는 초저출산 양상은 다양한 사회경제적 요인의 복합적 작용에 기인하고 있지만, 그럼에도 불구하고 사교육비 부담이 적지 않은 영향을 미치고 있음을 부인하기는 어렵다고 할 것이다. 이 역시도 앞서 언급한 저출산 대응 측면에서의 양육·보육비 지원 정책 개선 방향과 유사하게 사교육비 부담 완화에 대한 현금성 지원만으로는 저출산 대응에 대하여 한계점이 명확하게 나타나기 때문에, 공교육 강화, 입시제도 개편 등 구조적 접근이 병행되어야 한다는 점이 강조될 필요가 다분하다. 이러한 방향은 저출산고령사회위원회, 경제·인문사회연구회, 한국교육학회, 한국교육개발원이 2025년 4월 3일 개최한 제9차 인구전략 공동포럼에서 논의된 것과 같이, 저출생 대응을 위한 사교육비 부담 경감 방안은 “사교육 의존도 완화를 위한 단기 정책과제로, ①돌봄 성격 및 예체능·취미 목적의 사교육 수요를 공교육으로 흡수할 수 있는 정책의 강화, ②특성화 교육과정을 운영하는 학교 다양화 및 학교선택권 확대와 중·하위권 학생 지원체제 강화, ③개별 학생 맞춤형 학업 설계 및 진로·진학 컨설팅 내실화”와 같은 단기적 정책과제와 더불어 중장기적으로는 공교육의 역할을 최대한 강화하고, 사교육의 근본 원인인 노동시장의 구조적 문제를 개선하여, 사교육의 도움 없이도 좋은 일자리가 가능한 사회 구현이 중요하다는 인식(저출산고령사회위원회, 2025)과도 그 궤를 같이하는 것으로 해석할 수 있다.

3. 자녀 양육비 지원 정책의 저출산 대응 정책적 함의와 쟁점

자녀 양육비 지원 정책은 저출산 대응 전략의 핵심 기제로서 그 의미가 크다. 구체적으로, 한국 사회가 지난 20여년의 비교적 오랜 기간 경험하고 있는 초저출산 양상의 주요 원인 중 하나로 제시될 수 있는 ‘자녀 양육에 대한 경제적 부담’에 국가 및 지자체가 직접적으로 개입함으로써, 자녀 양육에 대한 경제적 부담을 경감하기 위한 목적을 가지고 있기 때문이다. 이러한 방향은 지난 2005년 제정된 「저출산·고령사회기본법」(2024) 제10조 1항(①국가 및 지방자치단체는 자녀의 임신·출산·양육 및 교육에 소요되는 경제적 부담을 경감하기 위하여 필요한 시책을 강구하여야 한다)에서도 직접적으로 확인이 가능하다. 특히 자녀 양육비 지원 정책은 지속적인 초저출산 양상과 더불어, 자녀 1인당 양육비용이 지속적으로 급증하는 경향을 보이는 가운데 출산 의사결정에 영향을 미치는 비용-편익 구조에 개입하여 결과적으로 출산 유인을 증진하는 수단으로 활용되어 왔다고 할 수 있다.

지난 2006년부터 추진된 저출산·고령사회 기본계획을 기준으로 살펴볼 때, 우리나라의 자녀 양육비 지원과 관련된 중앙정부의 현금성 지원 사업은 2018년 제3차 기본계획에서의 선별적 아동수당 지급이 최초인 것으로 이해되고 있다(조성은 외, 2018). 이후 제4차 기본계획 내 2020년도 첫만남이용권 및 2022년도 부모급여(영아수당) 형태의 자녀 양육비 지원 정책이 도입되었다(이윤진, 2023). 이들 정책은 단기적으로는 가계 소득 보전 효과를 가지며, 장기적으로는 사회 전반의 출산 친화적 환경 조성에 기여한다는 점에서 중요한 정책적 의미를 지닌다고 할 수 있으며, 이러한 자녀 양육비 지원정책은 단지 출산율을 높이는 수단으로서만 의미를 갖는 것이 아니라 근본적으로는 양육의 사회적 책임을 국가가 분담하는 체계로의 이행을 의미한다는 점에서 의미가 다분하다고 할 것이다.

상기 의의에도 불구하고, 자녀 양육비 지원과 직, 간접적으로 관련된 현금성 지원 사업은 현재까지도 영유아기에 편중된 설계 구조를 지니고 있다는 점에서 개선의 필요성이 대두된다고 할 것이다. 이소영 외(2023)에서 확인할 수 있는 것과 같이, 대표적으로 부모급여(2023년 도입)는 생후 0~1세 자녀를 둔 부모에게 월 최대 100만 원을 지급하며, 보육료 지원, 아동수당(만 8세 미만) 역시 유아기 중심으로 집중되어 있다. 반면 초등학교 이후의 학령기, 특히 중·고등학생기에 이르면 양육비 관련 정책사업의 규모나 비중은 이전 영유아기에 비하여 감소하는 경향을 보인다. 자녀가 성장할수록 부모가 체감하는 경제적 부담은 급증하는 반면, 공적 지원은 급감하는 양상이 유발된다는 점에서 개선의 필요성이 부각된다. 유사한 맥락에서, 현재의 양육비 지원정책은 가정의 실제 지출 구조 및 생애주기별 비용 변화 양상을 충분히 반영하지 못하고 있다. 예컨대 학령기 이후에는 교육비, 교통비, 건강관리비, 사교육비 등의 비중이 급격히 높아지지만, 이에 대한 지원 사업 규모는 상대적으로 크지 않은 경향을 보인다. 돌봄 서비스 역시 초등 저학년까지만 공공 서비스가 비교적 활성화되어 있으며, 중학생 이후에는 전적으로 가정에 부담이 전가되는 경향이 다분하게 나타나고 있다. 또한 정책의 재정 지속 가능성 문제도 중요한 과제다. 양육비 지원을 위한 예산은 매년 증가하고 있으며, 부모급여 등은 고정지출 구조를 형성하고 있으므로, 보다 정밀하고 구조적인 정책 설계 필요성을 강조하게 된다.

지금까지의 논의를 종합하여 볼 때, 자녀 양육비 지원 정책은 단순한 자녀 출산 및 양육 지원을 위한 정책적 수단의 성격을 넘어서, 양육의 사회적 책임 구조를 제도화하는 성격을 다분하게 띠고 있지만, 생애주기 내 자녀 연령대별 비용 특성 및 다양한 정합성을 고려한 향후 재정 소요 전망, 세부 항목별 구성 특성 등의 제반 사항을 보다 정교하게 고려하여 설계되어야 할 필요가 있다고 할 것이다.

제3절 기초 분석

본 절에서는 상기 이론적 검토를 종합하여 ‘2024년 가족과 출산 조사’ 원자료를 활용하여 자녀 연령대별 양육비의 특성과 이러한 양육비에 대한 정부 지원금의 보전 상황에 대해서 실증적으로 살펴보고자 한다. 이는 ‘2024년 가족과 출산 조사’ 원자료의 유용성 및 활용도를 보다 제고하기 위한 시도와 더불어, 저출산 대응 정책으로서의 자녀 양육비 지원 정책의 개선 방향을 종합적으로 검토하기 위한 목적에 기인하고 있다.

1. 변인 간 연관성 분석

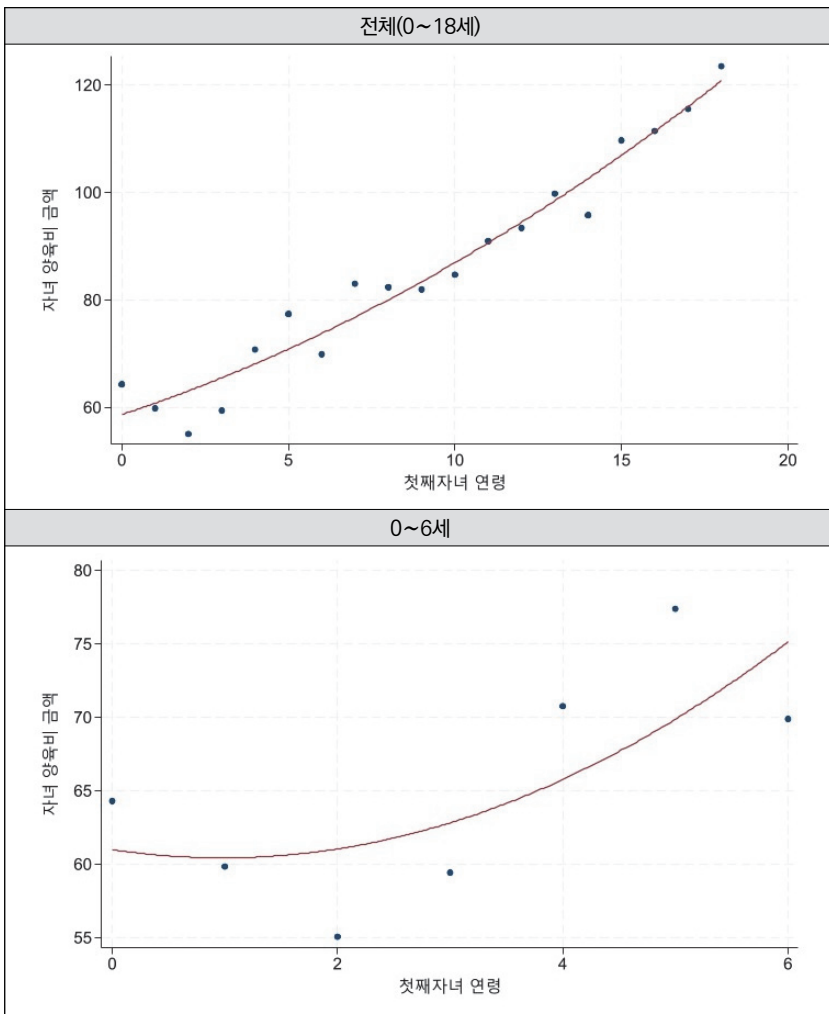
자녀 양육비를 자녀 연령대로 살펴보기 위하여 본 절에서는 첫째 자녀로 대상을 한정하여 이들 연령대별 양육비의 특성을 살펴본다. 이러한 대상자의 한정은 이들 첫째 자녀 양육비의 특성이 이후 추가 출산 의향 및 추가 출산 여부와 연관된 출생아 수와의 연관성을 살펴보기 위한 목적에 기인하고 있다. 자녀의 연령대는 앞서 언급한 것과 같이, 첫째 자녀 양육비 지원이 편중되어 있는 연령대인 0~6세 영유아(7세 미만)와 7세 이상 18세 이하 자녀로 구분하였다.

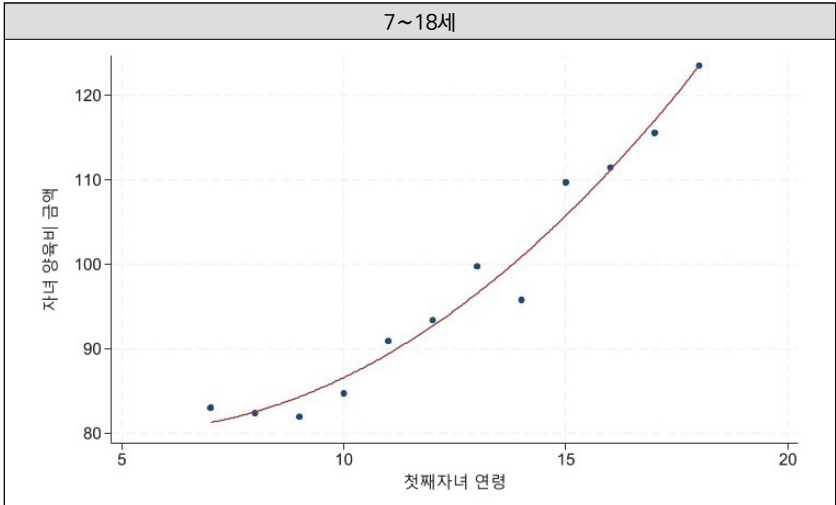
먼저, 전체 자녀 대상 및 0~6세 영유아 자녀, 7~18세 자녀의 각세 연령에 따른 첫째 자녀 양육비 간 연관성⁸⁾을 살펴본 결과는 다음과 같다. 구체적으로, 전체 대상 및 집단별 연관성은 모두 정적(+) 연관성을 보여

8) 두 변인 간 연관성을 살펴보기 위하여 본 장에서는 Stepner(2013)가 제시한 binscatter plot(구간으로 나눈 산점도)을 활용하였음. Stepner(2013)에 따르면 이 방법은 여러 관측치가 있는 경우에 밀집되어 있어 시각적으로 해석하기 쉽지 않은 한계점을 보완하기 위하여 x축 변인을 동일한 구간으로 구분하고, 각 구간 내에서 x축과 y축 변인의 평균을 계산한 후 평균값을 바탕으로 산점도를 생성하여 두 변인 간 연관성을 비모수적으로 시각화하는 방법임.

주고 있으며, 다만 0~6세 영유아 자녀의 경우 첫째 자녀 연령과 첫째 자녀 양육비 간 정적(+) 연관성의 정도가 상대적으로 높지 않은 것으로 나타나고 있다.

[그림 6-1] 전체(0~18세), 0~6세, 7~18세 첫째 자녀 연령과 첫째 자녀 양육비 간 연관성
(단위: 만 원, 세)



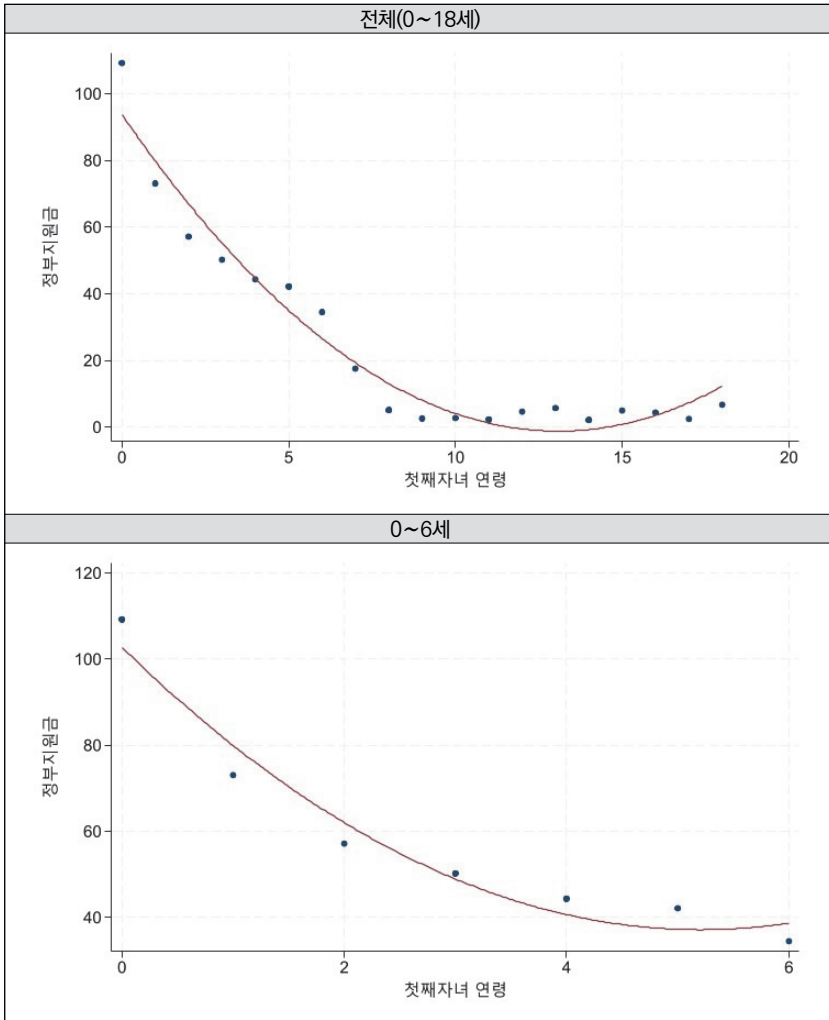


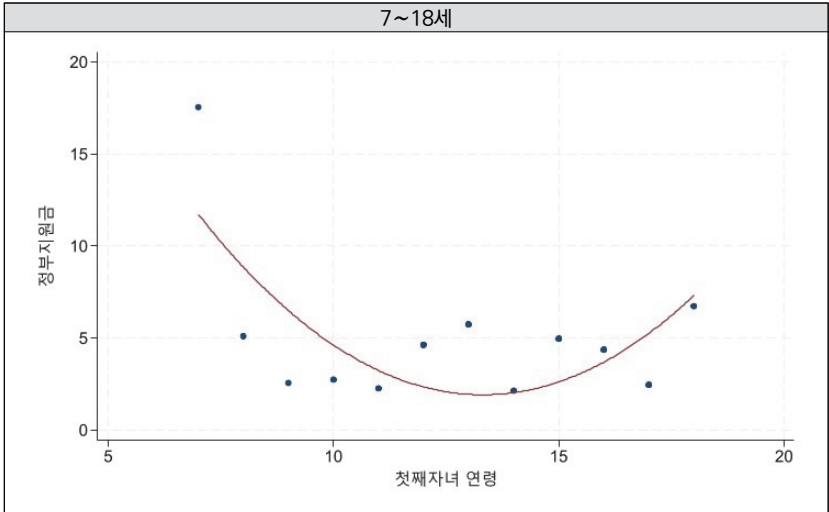
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

다음으로, 첫째 자녀 연령대별 정부 지원금의 규모를 앞서 분석한 형식과 동일하게, 전체 첫째아 자녀, 0~6세 영유아 자녀, 7~18세 자녀로 구분하여 살펴보았다. 그 결과, 전체 첫째 자녀를 대상으로 한 도식에서는 첫째 자녀 연령이 0~13세 구간에서는 지속적으로 평균적인 양육비 규모가 감소하다가 이후 미미하게 증가하는 것으로 나타나지만, 대체적인 첫째 자녀 연령과 정부 지원금 규모는 부적(-)으로 연관되어 있는 것으로 나타나고 있다.

[그림 6-2] 전체(0~18세), 0~6세, 7~18세 첫째 자녀 연령과 평균 정부 지원금 규모 간 연관성

(단위: 만 원, 세)



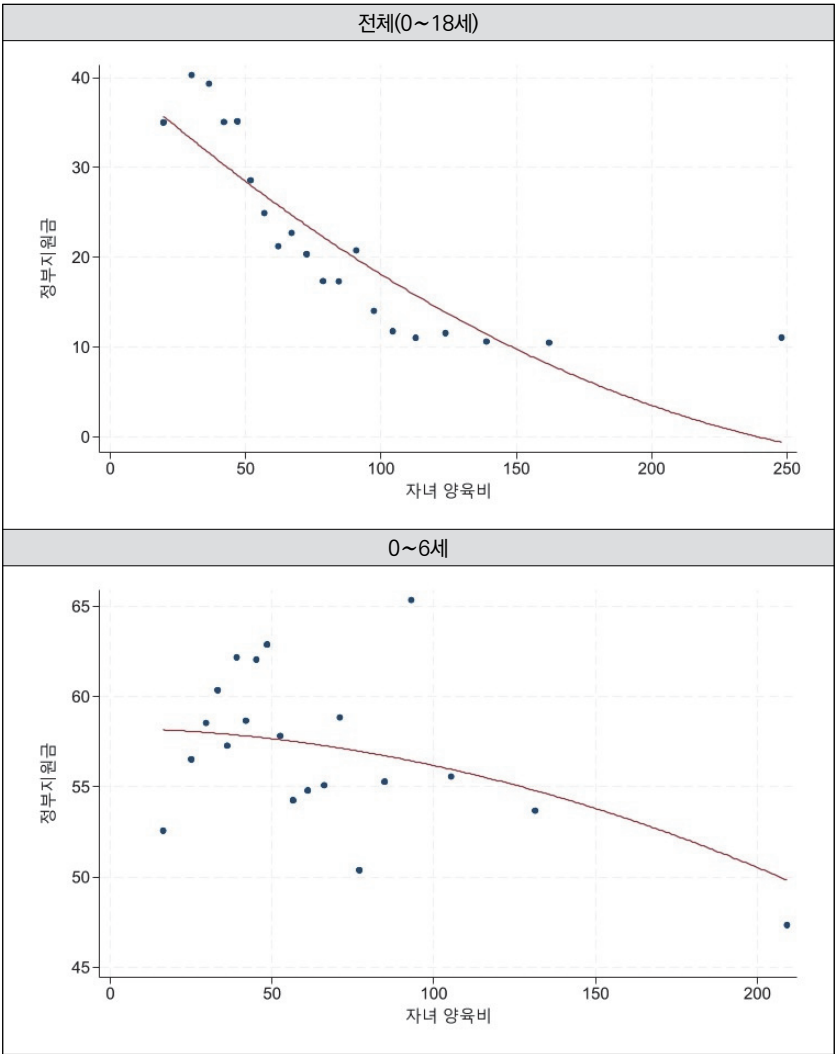


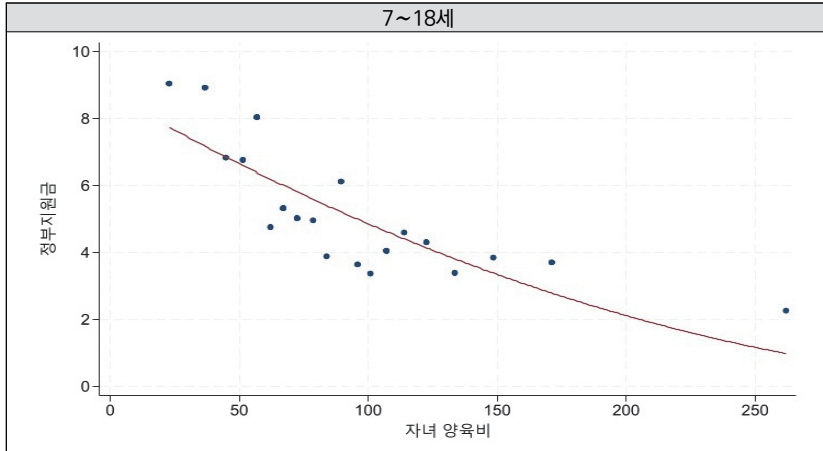
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

그렇다면, 평균적인 첫째 자녀 양육비 규모와 정부 지원금 규모 간 연관은 어떠한지에 대하여 살펴볼 필요가 있다. 이는 앞서 언급한 것과 같이, 정부 지원금이 자녀 양육에 대한 경제적 부담을 경감하고자 하는 일차적 목적을 얼마나 충실히 수행하고 있는지 살펴볼 수 있다는 점에서 유용한 정보를 제공할 것으로 보인다. 연관성을 살펴본 결과, 전체(0~18세) 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간에는 뚜렷한 부적(-) 연관성이 도출되었다. 이는 이들의 양육비 평균 금액이 높을수록 정부 지원금은 감소하며, 정부 지원금의 양육비 커버리지(coverage)가 정부 지원금 규모가 증가할수록 감소함을 의미하는 것이다. 이러한 경향을 연령대별로 구분하여 살펴본 결과, 0~6세 영유아 연령대에 비하여 7~18세 연령대의 경우 부적(-) 경향성이 보다 뚜렷하게 나타나고 있다.

[그림 6-3] 전체(0~18세), 0~6세, 7~18세 첫째 자녀 양육비 규모와 정부 지원금 규모 간 연관성

(단위: 만 원)





출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

상기 [그림 6-3]에서 확인할 수 있는 것과 같이, 첫째 자녀의 평균 자녀 양육비에 대하여 정부 지원금이 적절하게 보전하지 못하는 것으로 나타났다으며, 이러한 경향은 특히 자녀 연령대가 영유아기 이후 학령기인 경우에 보다 두드러지는 것으로 나타나고 있다. 구체적으로, 정부 지원금의 양육비 커버리지 비율의 분포를 살펴보았는데, 이때 커버리지 비율은 개별 첫째 자녀 표본의 양육비 금액에 대한 정부 지원금의 비율(%)을 의미한다. 전체 첫째 자녀 표본의 커버리지 비율은 평균 46.89%로 나타났으며, 0~6세 영유아 표본의 경우 평균 124.86%인 반면, 7~18세 자녀 표본의 경우 평균 9.14%인 것으로 나타났다.

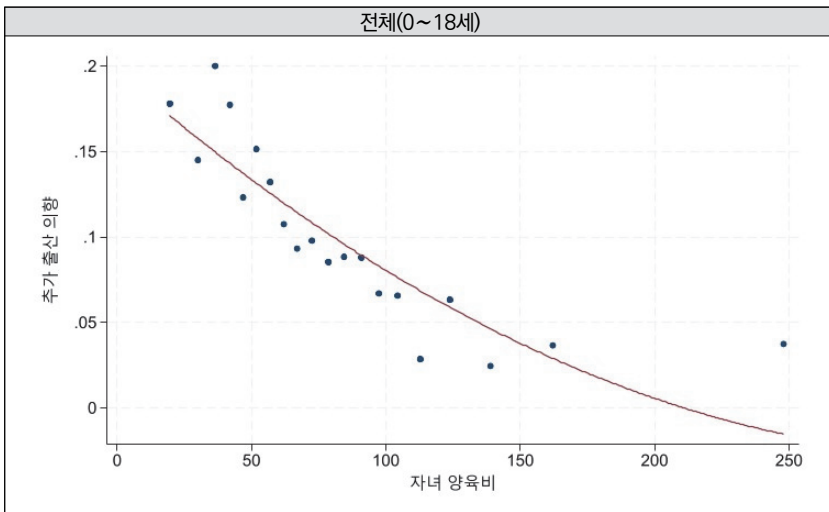
다음으로, 첫째 자녀 양육비 규모와 추가 출산 의향 간 연관성을 살펴 보았다. 이는 첫째 자녀가 기본적으로 존재하고 있는 표본에 한정되는 논의지만, 이들의 추가 출산 의향을 살펴본다는 점에서는 의미가 있다. 다만, 엄밀한 추가 출산 의향을 파악하기 위해서 첫째 자녀가 있는 이들의 전체적인 경향과 더불어, 첫째 자녀만 있는 이들의 추가 출산 의향 간 연

관성을 함께 살펴보았다.

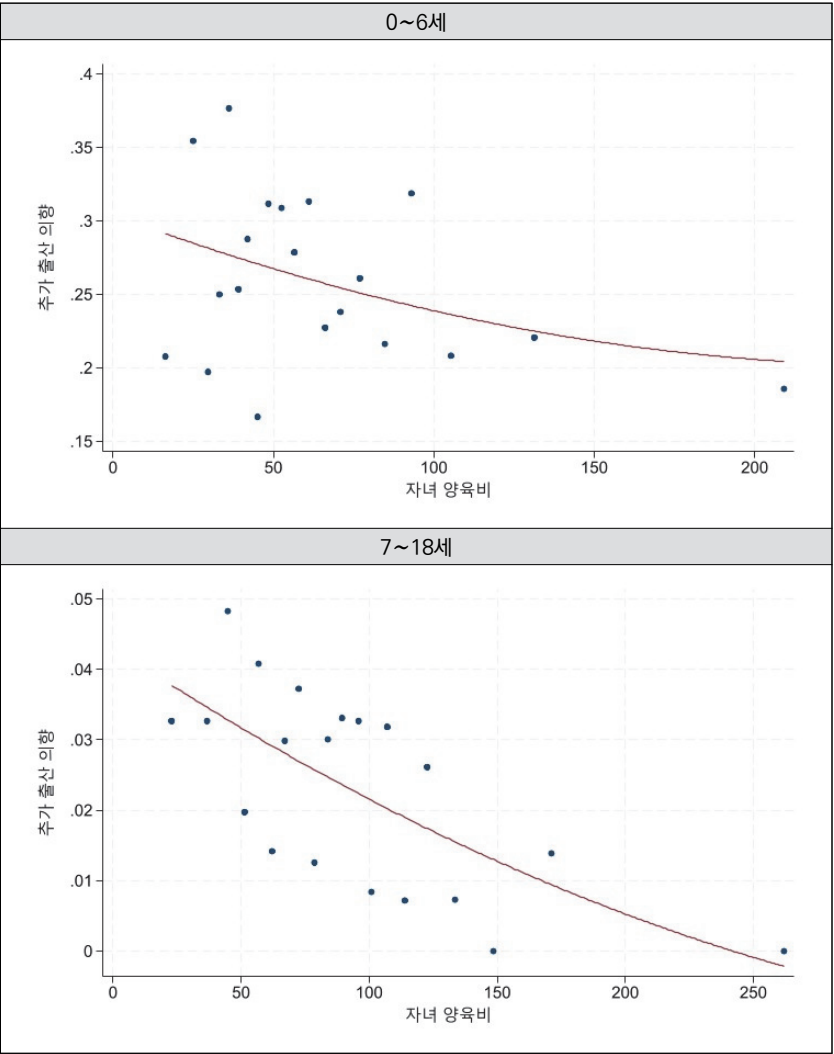
먼저, 둘째 이하의 자녀 유무와 무관하게 첫째 자녀가 있는 이들의 첫째 자녀 양육비 규모와 추가 출산 의향 간 연관성을 살펴본 결과, 대체적으로 부정(-) 연관성이 나타나고 있으며, 이러한 경향은 자녀 연령대가 높을수록 더욱 두드러지는 것으로 나타나고 있다. 다만, 이는 모의 연령이 통제되지 않은 상태이기 때문에, 부정(-) 연관성의 정도가 높은 자녀 연령에 기인하고 있다고 말하기 어려우며, 오히려 모의 연령대가 상대적으로 높은 데 보다 크게 기인하고 있을 개연성이 높다고 할 것이다. 다만, 첫째 자녀만 있는 이들에 한정하여 두 변인 간 연관성을 살펴본 결과, 이들의 추가 출산 의향의 평균 수준은 미미하게 증가하였지만, 양육비 규모와의 부정(-) 연관성은 전체 및 0~6세 영유아 자녀, 7~18세 자녀 모두 더욱 뚜렷하게 도출되었다.

[그림 6-4] 자녀 양육비 규모와 추가 출산 의향 간 연관성: 둘째 이상 자녀가 있는 경우를 모두 포함

(단위: 만 원)



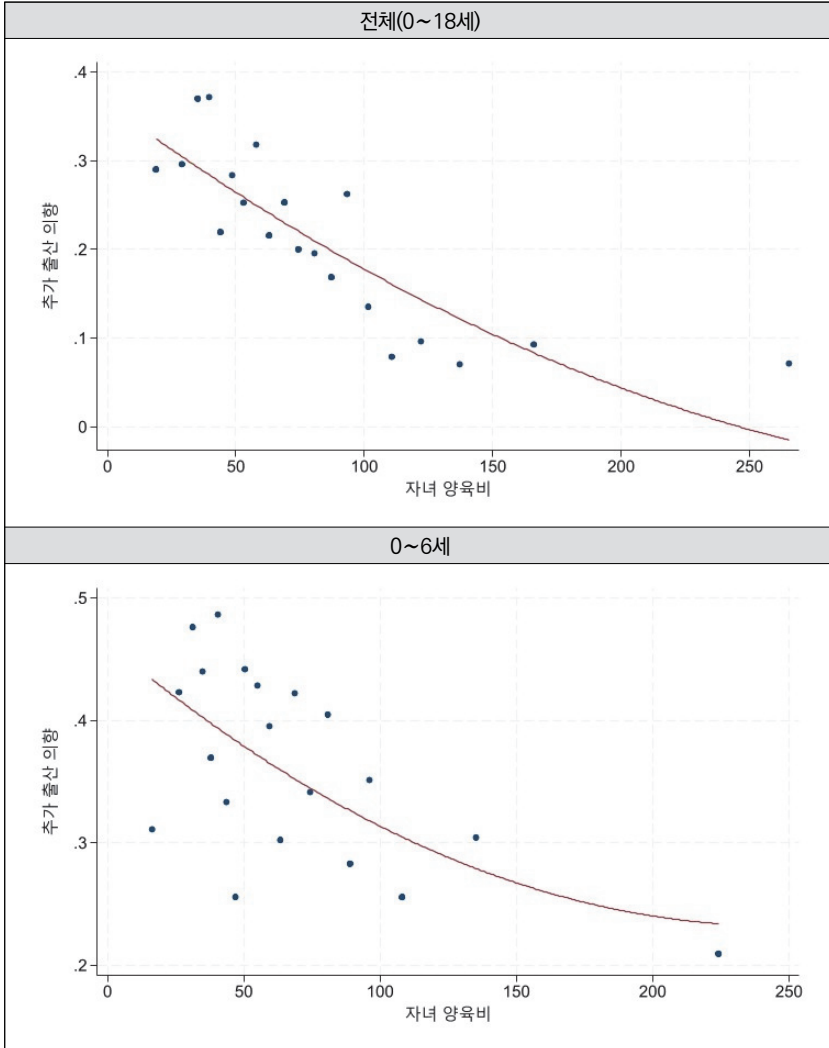
150 결혼과 출산의 최근 동향과 영향 요인: 2024년 가족과 출산조사 심층분석

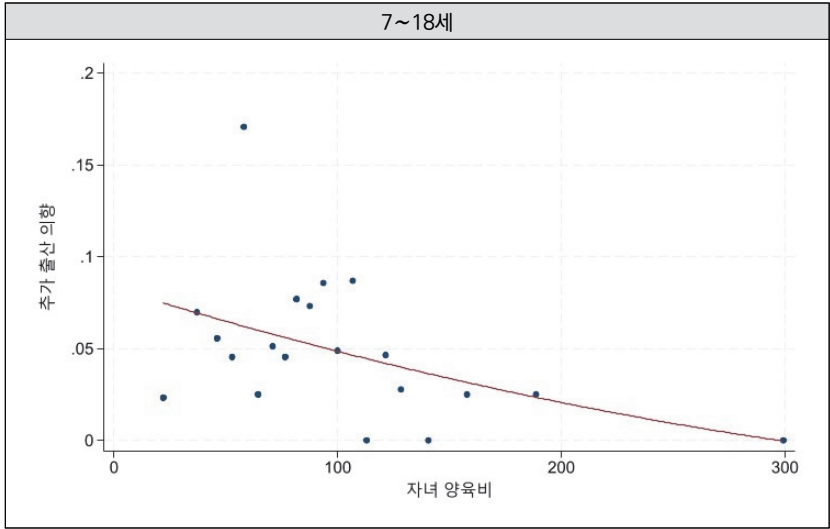


출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

[그림 6-5] 자녀 양육비 규모와 추가 출산 의향 간 연관성: 첫째 자녀만 있는 경우

(단위: 만 원)



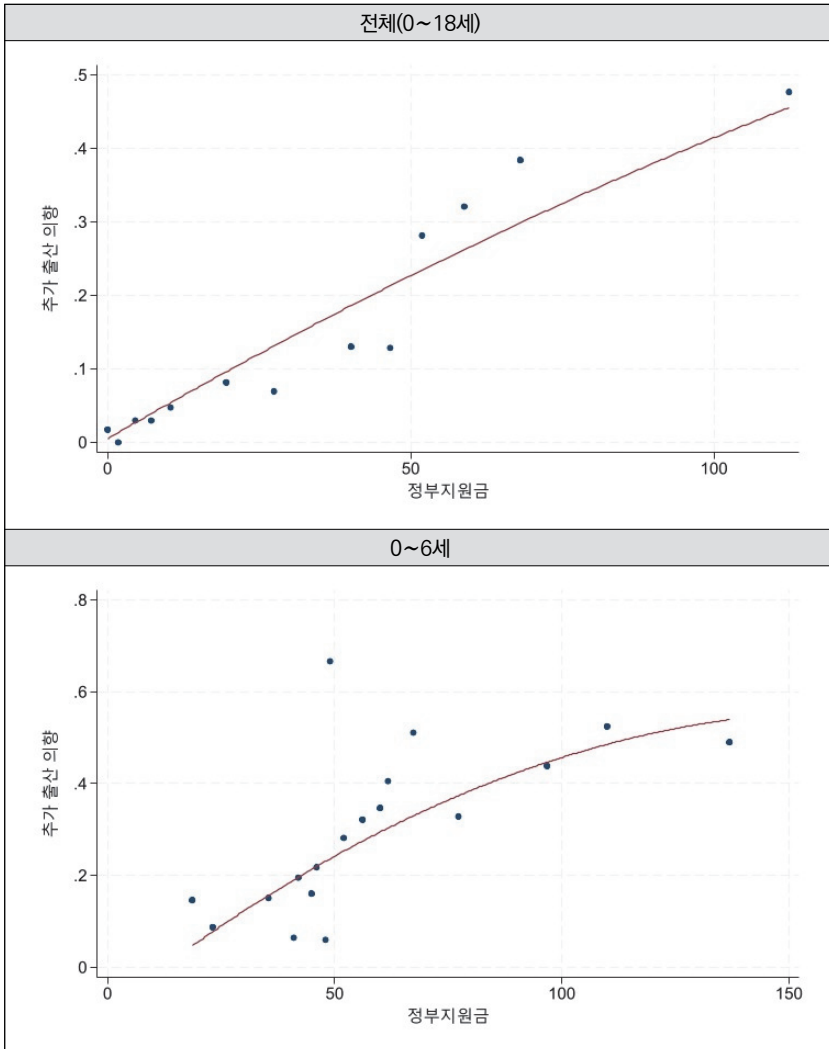


출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

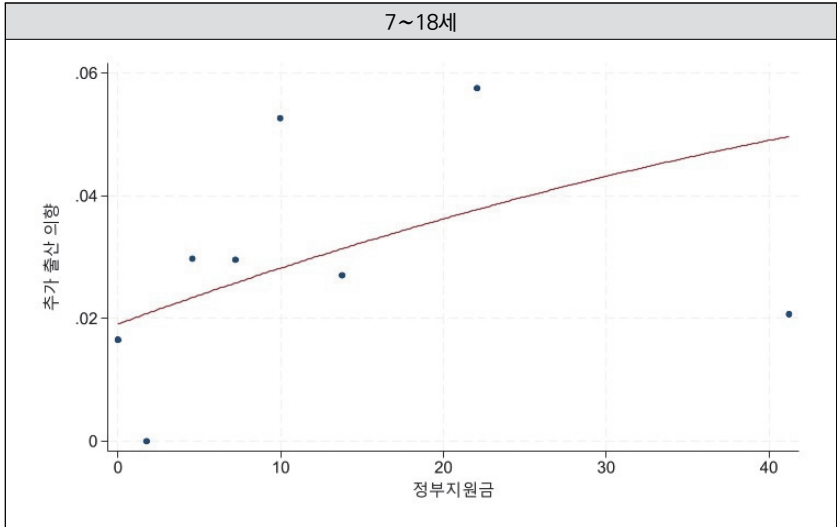
다음으로, 기초 특성과 관련하여 첫째 자녀의 정부 지원금 규모와 추가 출산 의향 간 연관성을 살펴본 결과는 다음과 같다. 이 역시도 앞서 첫째 자녀 양육비 규모와 추가 출산 의향 간 연관성 분석에서와 마찬가지로, 둘째 이상 자녀가 있는 경우를 모두 포함한 경우와 첫째 자녀만 있는 경우를 구분하여 살펴보았다. 두 변인 간 연관성은 대체적으로 정적(+)인 특성이 뚜렷하게 나타났다. 이는 개별 표본에 대한 정부지원금 규모가 많을수록 추가 출산 의향이 높아지는 것을 의미하는 것이다. [부그림 6-1]-[부그림 6-2]에서 확인할 수 있는 것과 같이, 첫째 자녀 양육비에 대한 정부지원금의 커버리지 비율과 추가 출산 의향도 유사한 경향을 보인다. 즉, 정부 지원금이 첫째 자녀 양육비를 더 많이 보전할수록 추가 출산 의향이 높아지는 것으로 나타나고 있다.

[그림 6-6] 정부 지원금 규모와 추가 출산 의향 간 연관성: 둘째 이상 자녀가 있는 경우를 모두 포함

(단위: 만 원)

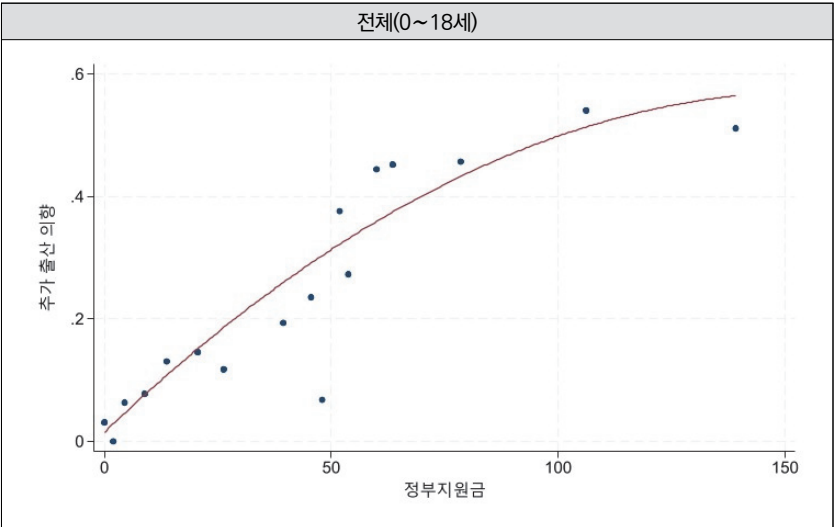


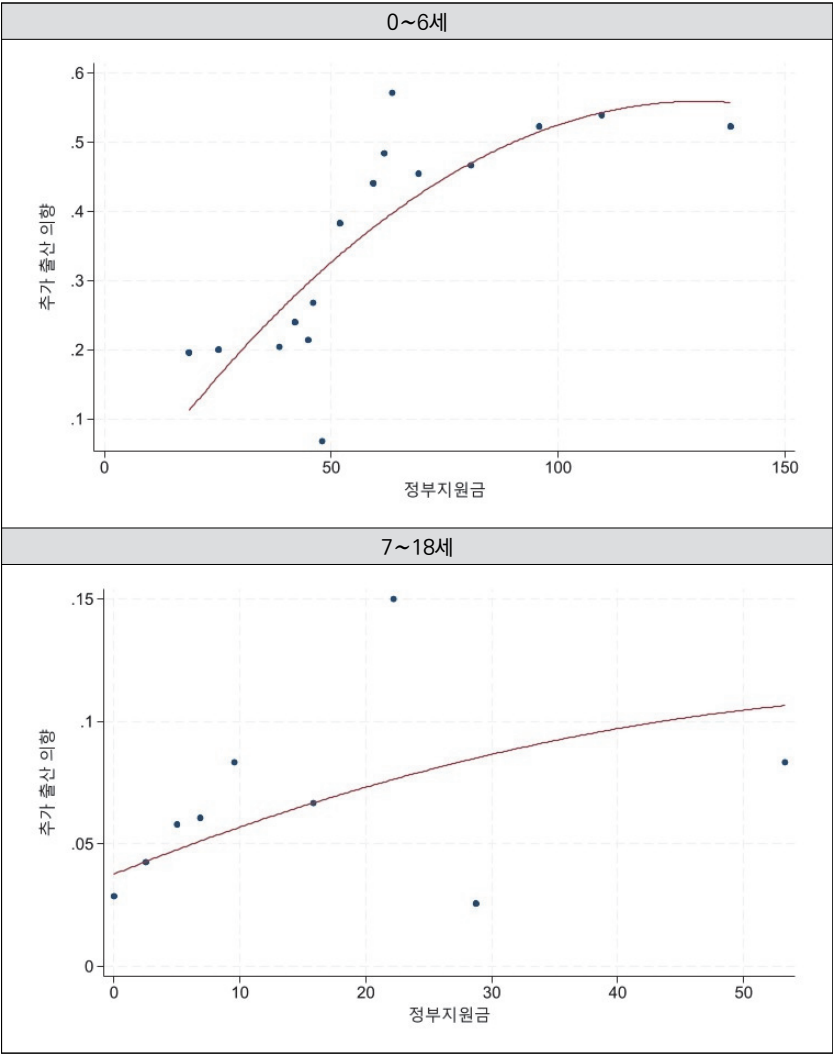
154 결혼과 출산의 최근 동향과 영향 요인: 2024년 가족과 출산조사 심층분석



출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

[그림 6-7] 정부 지원금 규모와 추가 출산 의향 간 연관성: 첫째 자녀만 있는 경우 (단위: 만 원)





출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사]를 바탕으로 저자 분석.

2. 변인 간 연관성 추가 분석: 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비 변인을 중심으로

본 연구의 분석자료인 ‘2024년도 가족과 출산 조사’의 자녀 양육비의 세부 구성 항목을 살펴보면, 다음과 같이 10개 세부 항목으로 구성되어 있음을 확인할 수 있다. 이들은 다음 <표 6-3>에서와 같이, 어린이집/유치원 자부담 비용, 초등학교 이상 공교육 자부담 비용/대학 학비, 사교육비, 돌봄비용, 보건의료비, 용돈 및 교통통신비, 여가문화생활비, 의복비, 기저귀/분유 비용, 기타 비용이며, 첫째 자녀가 있는 표본의 각 세부 항목의 평균은 다음과 같이, 사교육비가 평균 37.83만 원으로 다른 세부 항목과 비교하여 볼 때 가장 큰 것으로 나타나고 있다.

<표 6-3> 첫째 자녀가 있는 표본의 자녀 양육비 세부 항목별 주요 특성

(단위: 만 원)

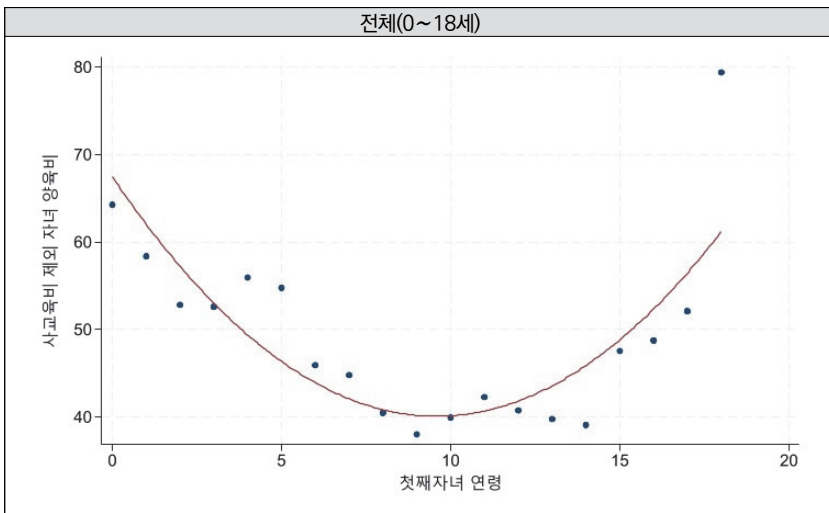
세부항목	표본수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
①	4,334	2.53	8.49	0	200
②		3.48	19.07	0	667
③		37.83	40.56	0	300
④		2.65	14.70	0	300
⑤		3.26	9.17	0	212
⑥		6.87	10.39	0	150
⑦		6.34	6.92	0	80
⑧		8.84	6.13	0	100
⑨		1.77	5.78	0	60
⑩		12.14	12.39	0	188
⑪		85.71	54.86	3	825

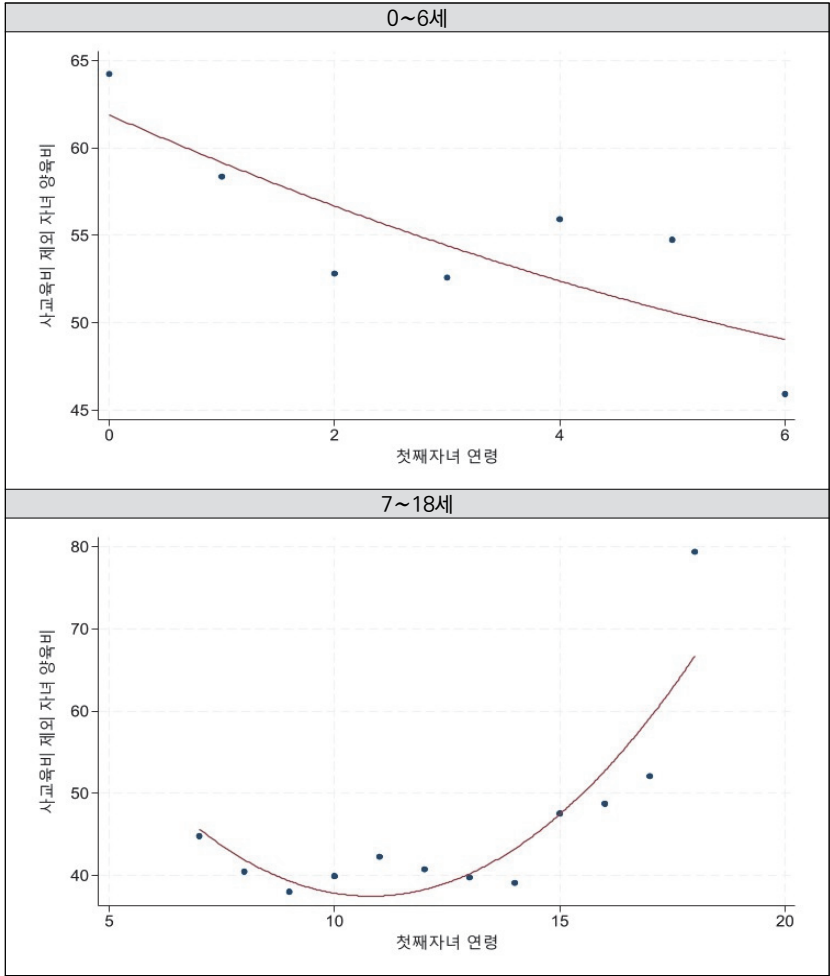
주: ①: 어린이집/유치원 자부담 비용, ②: 초등학교 이상 공교육 자부담 비용/대학 학비, ③: 사교육비, ④: 돌봄비용, ⑤: 보건의료비, ⑥: 용돈 및 교통통신비, ⑦: 여가문화생활비, ⑧: 의복비, ⑨: 기저귀/분유 비용, ⑩: 기타 비용, ⑪: ①~⑩의 합을 각각 의미

추가로, 첫째 자녀 양육비 중 가장 큰 비중을 차지하고 있는 사교육비를 제외한 양육비와 자녀 연령, 정부 지원금 간 연관성을 살펴본 결과, 첫째 자녀가 있는 표본의 첫째 자녀 연령과 사교육비를 제외한 양육비 간 연관성은 U자 형태로서, 자녀 연령대가 0~6세 영유아인 경우 상대적으로 많고, 10세 전후로 변곡되어 초등학교 고학년 이후의 학령기 연령이 높아질수록 증가하는 경향이 뚜렷하게 관측된다. 연령대별로 구분하여 살펴본 결과 0~6세 영유아 자녀 연령대인 경우 비교적 명확한 부정(-) 연관성이 나타나는 반면, 7~18세 연령대의 경우 U자 형태의 연관성이 도출되었다.

[그림 6-8] 첫째 자녀 연령과 첫째 자녀 사교육비 제외 양육비 간 연관성

(단위: 세, 만 원)





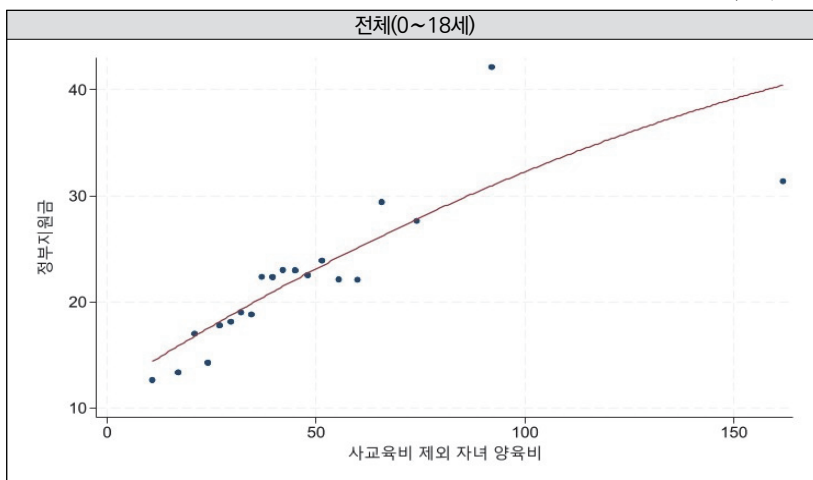
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

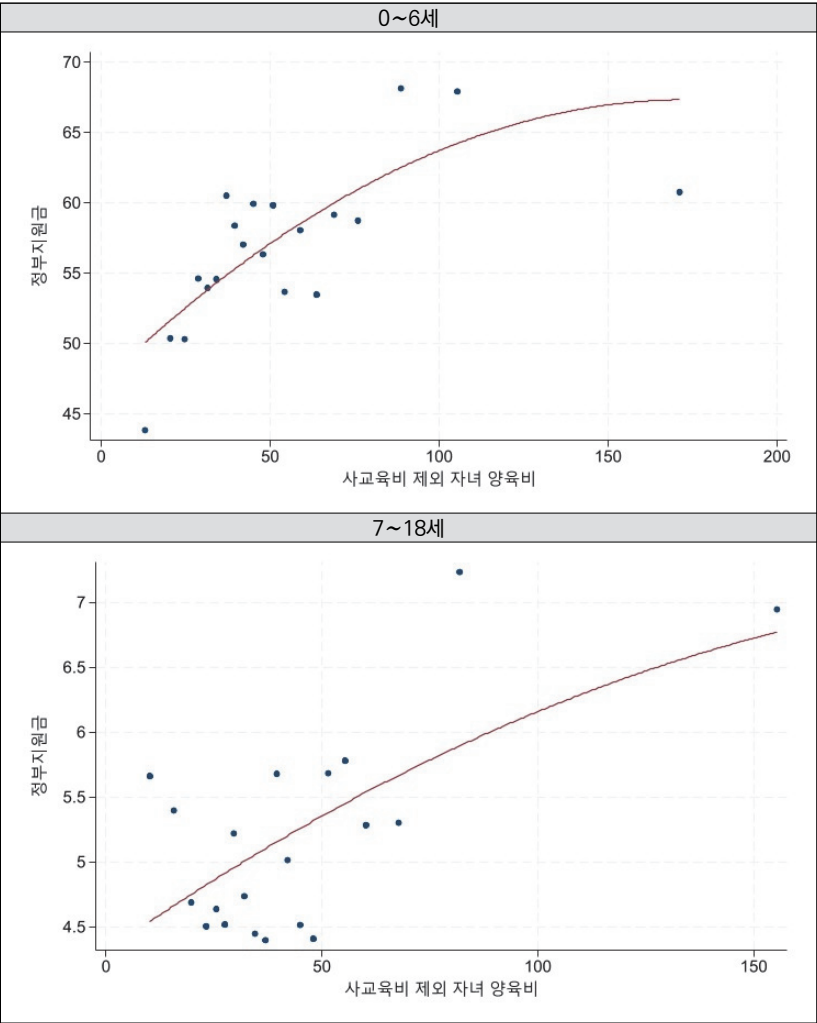
정부 지원금과 사교육비를 제외한 양육비 간 연관성을 살펴본 결과, 전체 첫째 자녀 표본 및 연령대별 구분한 모든 범주(0~6세 영유아, 7~18세 학령기 자녀)에서 정적(+) 연관성이 도출되었다. 이는 앞서 살펴본 것과 같이 사교육비가 포함된 양육비와 정부 지원금 간 연관성의 경우 모두

부적(-)으로 도출된 양상과는 사뭇 다른 특성을 띠고 있다. 이러한 특성은 사교육비를 제외한 나머지 양육비를 정부 지원금이 어느 정도 보전하고 있음을 직관적으로 보여줌과 동시에, 사교육비 부담으로 인하여 정부 지원금이 양육비를 보전하지 못하는 양상이 유발됨을 시사하고 있다는 점에서 의미가 있다. 이러한 결과는 박종서 외(2024)에서 제시하고 있는 것과 같이, 항목별 자녀 1인당 월평균 양육 비용의 경우 평균 78.9만 원 중 사교육비가 30.1만 원으로 가장 큰 비중을 차지하는 것으로 나타나는 것과 더불어, 이러한 평균 사교육비를 자녀 연령대별로 구분하여 살펴본 결과, 중고등학생 자녀 평균 56.3만 원, 초등학생 자녀 평균 38.9만 원, 미취학 자녀 평균 7.7만 원 순으로 나타나는 점, 그리고 자녀 1인당 월평균 양육 비용 역시 상기 연령대 순으로 높게 나타나고 있는 점(중고등학생 자녀 평균 99.7만 원, 초등학생 자녀 평균 77.6만 원, 미취학 자녀 평균 57.0만 원)과 밀접하게 맞물려 있다고 할 것이다.

[그림 6-9] 사교육비 제외 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성

(단위: 만 원)





출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

제4절 심층 분석

본 절에서는 앞서 살펴본 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성을 보다 심층적으로 살펴보기 위하여 간단한 회귀모형을 적용하여 두 변인 간 추정계수를 도출해 보고, 도출된 추정계수와 변인의 평균을 활용한 분해기법(decomposition method)을 적용하여 자녀 연령대별 집단 간 첫째 자녀 양육비 및 정부 지원금 차이에 영향을 미치는 요인 기여도를 탐색하고자 한다. 이를 위하여 첫째 자녀 양육비, 정부 지원금은 각각 독립변인과 종속변인으로 설정하고, 추가로 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수를 통제변인으로 구성하였다. 앞서 기초 분석에서 살펴본 것과 같이 첫째 자녀 양육비의 경우 세부 항목 중 사교육비를 제외한 양육비를 별도로 모형에서 고려하여 살펴보았다. 또한 독립변인과 관련하여, 추가로 첫째 자녀 양육비가 종속변인인 경우 정부 지원금에 출생아 수를 곱하여, 출생아 수에 따라 달라질 수 있는 정부 지원금의 영향을 고려할 수 있는 상호작용항을 구성하였으며, 정부 지원금이 종속변인인 경우 반대로 첫째 자녀 양육비에 출생아 수를 곱하여 출생아 수에 따라 달라질 수 있는 첫째 자녀 양육비의 영향을 복합적으로 고려하고자 하였다.

1. 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성 탐색 1: 종속변인이 자녀양육비인 경우

먼저 첫째 자녀 양육비의 경우 전체 및 연령대별 구분 집단(0~6세 자녀, 7~18세 자녀)의 경우 모두 정부 지원금과 부적(-) 연관성을 형성하는 것으로 도출되었고, 7~18세 자녀의 경우 두 변인 간 부적(-) 연관성이 통

계적으로 유의하지는 않았다(통계적 유의수준 5%). 이는 정부 지원금이 증가할수록 첫째 자녀 양육비는 감소하고, 반대로 정부 지원금이 감소할수록 첫째 자녀 양육비는 증가하는 경향을 보여주고 있다. 추가로, 사교육비를 제외한 자녀양육비와 정부지원금 간 연관성은 전체 양육비를 고려한 경우와 다르게 정적(+) 연관성이 통계적으로 유의한 것으로 도출되었다. 분석 결과는 앞서 기초분석에서 살펴본 두 변인 간 연관성을 추정계수를 통해 재확인한 결과로서 의미가 있다.

〈표 6-4〉 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성 추정계수

변인	전체	0-6세 자녀	7-18세 자녀
정부지원금	-.3156***	-.1838***	-.1375*
통제변인 고려	고려	고려	고려
F-val.	379.77***	66.18***	263.69***
adj R^2	0.3477	0.2191	0.3547

주: 1) ***, **, *은 각각 통계적 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
2) 통제변인은 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

〈표 6-5〉 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비와 정부지원금 간 연관성 추정계수

변인	전체	0-6세 자녀	7-18세 자녀
정부지원금	.2208***	.1076***	.2993***
통제변인 고려	고려	고려	고려
F-val.	165.40***	60.00***	102.43***
adj R^2	0.1879	0.2025	0.1751

주: 1) ***, **, *은 각각 통계적 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
2) 통제변인은 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

독립변인에 추가로, 정부 지원금과 자녀 수의 상호작용항을 고려한 결과 모든 집단에서 두 변인 간 부적(-) 연관성은 강건성(robustness)을 보이는 것으로 나타났지만, 상호작용항의 영향은 다른 것으로 나타났다. 상이한 상호작용항의 분석 결과와 관련하여 보다 구체적으로, 전체 집단과 0~6세 첫째 자녀의 경우 상호작용항이 자녀 양육비와 부적(-) 연관성이 도출된 반면(단, 0~6세 집단의 경우 두 변인 간 부적(-) 연관성의 통계적 유의성이 확보되지 않았다), 7~18세 집단의 경우 두 변인 간 정적(+) 연관성이 도출되었지만 통계적 유의성은 확보하지 못하였다. 7~18세 집단은 자녀 수에 따라 증가할 가능성이 높은 정부 지원금이 증가할수록 양육비도 증가하는 경향이 도출되었다는 점에서, 이들 집단의 경우에는 전체 집단 및 0~6세 집단의 경우와 다르게 정부 지원금이 자녀 양육비 관련 지출 확장에 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다. 다만, 이후 살펴본 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비에 대하여 정부 지원금과 자녀 수의 상호작용항을 추가로 고려한 모형에서는 모든 집단에서 상호작용항이 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 6-6〉 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성 추정계수: 상호작용항 추가 고려

변인	전체	0~6세 자녀	7~18세 자녀
정부지원금	-.2031***	-.1724	-.4536**
정부지원금×출생아수	-.0831**	-.0093	.1780
통제변인 고려	고려	고려	고려
F-val.	326.36***	56.69***	226.69***
adj R^2	0.3482	0.2185	0.3552

주: 1) ***, **, *은 각각 통계적 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

2) 통제변인은 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

〈표 6-7〉 사교육비를 제외한 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성 추정계수:
상호작용항 추가 고려

변인	전체	0-6세 자녀	7-18세 자녀
정부지원금	.2527***	.0566	.1295
정부지원금×출생아수	-.0236	.0420	.0956
통제변인 고려	고려	고려	고려
F-val.	141.85***	51.45***	88.08***
adj R^2	0.1878	0.2021	0.1753

주: 1) ***, **, *은 각각 통계적 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
2) 통제변인은 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터,
2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

자녀 연령대별로 구분한 두 집단 간 첫째 자녀 양육비의 차이를 설명하
는 데 주요 독립변인이 어느 정도 기여하고 있는지를 상기 분석 결과와
분해기법을 활용하여 살펴보았다. 이를 위해서는 성별 임금 차이를 설명
하는 데 두루 활용된 바 있는 차이모형인 Oaxaca, Blinder, Ransom의
모형(Oaxaca, Ransom, 1994; Blinder, 1973; Oaxaca, 1973)을 응
용, 적용하여 활용한다. 이들 모형의 공통적인 열개는 기본적으로, 두 집
단 간 종속변인의 차이는 설명되는 부분(explained part)과 설명되지 않
는 부분(unexplained part)으로 구분되며, 특히 설명되는 부분은 모형
에서 고려하는 독립변인과 통제변인의 평균의 차이와 합동모형에서 도출
되는 추정계수의 상호작용항으로 표현된다는 것으로 요약할 수 있다.

먼저, 두 집단(집단 1: 0~6세 자녀, 집단 2: 7~18세 자녀) 간 평균 첫
째 자녀 양육비의 차이는 약 30.20만 원으로 도출되었으며, 이는 집단 1
이 65.69만 원, 집단 2가 95.79만 원인 데 기인하고 있다. 또한 상호작용
항까지 고려한 모형 2를 기준으로, 투입변인으로 인하여 설명되는 부분
은 전체 30.20만 원 중 11.83만 원으로 도출되었으며, 설명되는 부분 중

정부 지원금이 약 4.62만 원, 모의 연령이 8.59만 원, 가구지출이 3.90만 원인 것으로 나타났다. 설명되는 부분의 기여도를 보다 구체적으로 해석하면, 모의 연령이 설명된 첫째 자녀양육비 차이에 가장 크게 기여하고 있는데, 이는 자녀 연령 및 모의 연령이 증가함에 따라 소득 수준 상승 또는 양육 가치관의 변화 등이 반영되어 두 집단의 첫째 자녀 양육비 차이를 보다 확대하는 방향으로 작용하였을 개연성을 생각해 볼 수 있다. 또한, 정부 지원금의 경우에는 앞서 살펴본 것과 같이, 7~18세 집단에 비하여 0~6세 영유아 집단의 경우 상대적으로 평균 규모가 더 크기 때문에, 이들 0~6세 집단의 상대적으로 큰 정부 지원금 규모가 두 집단 간 평균 첫째 자녀 양육비의 차이를 설명하는 데 있어서 큰 요인으로 작용하고 있는 것으로 이해할 수 있다. 이와 관련하여 구체적으로 전체 표본을 대상으로 한 회귀모형에서의(pooled model) 정부 지원금 추정계수는 부(-)의 값을 보였으므로, 정부지원금과 첫째 자녀 양육비 간 부적(-) 연관성과 두 집단 평균 첫째 자녀 양육비 차이의 부(-)의 값이 복합적으로 소위 상호작용 형태로 구성되어 결과적으로 정적(+) 추정계수로 도출된 것이다. 그렇다면, 정부 지원금과 첫째 자녀 양육비 간 부적(-) 연관성의 크기(magnitude)와 두 집단 간 평균 첫째 자녀 양육비 차이가 부적(-)으로 보다 크게 도출된다면, 기여도의 정적 추정계수 역시 보다 크게 도출되며, 이는 두 집단 간 평균 첫째 자녀 양육비 차이를 설명하는 데 보다 크게 기여할 것으로 예상할 수 있다.

〈표 6-8〉 분해기법을 적용한 두 집단의 평균 첫째 자녀 양육비 차이 특성과 변인의 기여도

구분	모형 1		모형 2	
	추정계수	%	추정계수	%
정부지원금	6.4823	56.45	4.6226	39.09
정부지원금×출생아수	-	-	1.9450	16.45
모의 연령	8.5669	74.60	8.5897	72.63
모의 교육수준	-.2490	-2.17	-.2484	-2.10
가구총소득	.0052	0.05	.0044	0.04
가구총지출	3.9035	33.99	3.9006	32.98
출생아수	-7.2247	-62.91	-6.9875	-59.08
설명되는 부분	11.4841	100.00	11.8267	100.00
평균 양육비				
집단 1	65.59	-	65.59	-
집단 2	95.79	-	95.79	-
차이	30.19	-	30.19	-

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.]

2. 자녀양육비와 정부지원금 간 연관성 탐색 2:
종속변인이 정부 지원금인 경우

다음으로, 두 변인 간 연관성 탐색과 관련하여, 종속변인이 정부 지원금인 경우를 추가로 살펴보기로 한다. 이는 앞서 살펴본 모형과 열개는 동일하나 종속변인과 독립변인만 변경되는 형식을 띠고 있다. 두 번째 실증분석 모형은 첫째 자녀 양육비의 변화에 따른 정부 지원금의 변화를 해석할 수 있다는 점에서 앞서 살펴본 첫 번째 모형에 비하여 보다 직관적인 장점을 가지고 있다고 할 수 있다.

주요 분석 결과는 모든 집단에서 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간에는 부적(-) 연관성이 도출되었는데, 이는 첫째 자녀 양육비가 증가할수록 정부 지원금은 감소하는 경향이, 반대로 첫째 자녀 양육비가 감소할수록 정부 지원금은 증가하는 경향이 나타나고 있음을 보여주고 있다. 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간에는 명확한 정적(+) 연

관성이 도출되었는데, 이는 앞서 살펴본 기초 분석에서 확인한 사항을 지지하는 결과로 이해할 수 있다. 추가로 살펴본 첫째 자녀 양육비에 출생아 수를 곱한 상호작용항의 경우 전체 집단에서만 통계적으로 유의한 정적(+) 연관성을 띠는 것으로 도출되었는데, 이는 출생아 수에 따라 증가할 것으로 예상되는 자녀양육비가 증가할수록 정부 지원금도 증가하며, 반대의 경우에도 유사한 방향으로 변화될 가능성을 의미한다. 사교육비를 제외한 자녀양육비와 출생아 수의 상호작용을 고려한 모형에서는 7~18세 첫째 자녀 집단에서만 상호작용과 정부 지원금 간 정적 연관성이 유의하게 도출되었는데, 이는 이들 집단의 사교육비를 제외하였을 경우 기출생아 수에 따라 증가할 것으로 예상되는 (그 이외의) 첫째 자녀 양육비를 정부 지원금이 어느 정도 보전하고 있음을 보여주는 결과로 이해할 수 있다.

〈표 6-9〉 정부 지원금과 첫째 자녀 양육비 간 연관성 추정계수

변인	전체	0-6세 자녀	7-18세 자녀
첫째 자녀 양육비	-.0890***	-.0728***	-.0079*
통제변인 고려	고려	고려	고려
F-val.	467.12***	48.48***	19.16***
adj R^2	0.3962	0.1697	0.0366

주: 1) ***, **, *은 각각 통계적 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

2) 통제변인은 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.]

〈표 6-10〉 정부 지원금과 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비 간 연관성 추정계수

변인	전체	0-6세 자녀	7-18세 자녀
첫째 자녀 양육비	.1118***	.0634***	.0320***
통제변인 고려	고려	고려	고려
F-val.	462.98***	46.63***	23.42***
adj R^2	0.3940	0.1642	0.0448

주: 1) ***, **, *은 각각 통계적 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

2) 통제변인은 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.]

〈표 6-11〉 정부 지원금과 첫째 자녀 양육비 간 연관성 추정계수: 상호작용 항 추가 고려

변인	전체	0-6세 자녀	7-18세 자녀
첫째 자녀 양육비	-.1583***	-.1057**	-.0169*
첫째 자녀 양육비×출생아수	.0438***	.0253	.0054
통제변인 고려	고려	고려	고려
F-val.	404.99***	41.65***	16.57***
adj R ²	0.3988	0.1695	0.0366

주: 1) ***, **, *은 각각 통계적 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
2) 통제변인은 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

〈표 6-12〉 정부 지원금과 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비 간 연관성 추정계수:
상호작용항 추가 고려

변인	전체	0-6세 자녀	7-18세 자녀
첫째 자녀 양육비	.0959***	.0586	-.0032
첫째 자녀 양육비×출생아수	.0107	.0036	.0227***
통제변인 고려	고려	고려	고려
F-val.	396.87***	39.94***	21.32
adj R ²	0.3940	0.1636	0.0472

주: 1) ***, **, *은 각각 통계적 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
2) 통제변인은 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

3. 출산 의향과 자녀 양육비, 정부 지원금 간 연관성 탐색

출산 의향과 자녀 양육비, 정부지원금 간 연관성에 대해 살펴보기로 한다. 변인 간 두 가지의 연관성(출산 의향-자녀 양육비, 출산 의향-정부 지원금)을 보다 정교하게 살펴보기 위하여, 첫째 자녀만 있는 경우만을 한정하여 변인 간 연관성을 도출하고자 하였다. 주요 분석 결과와 관련하여, 다음 표에서 확인할 수 있는 것과 같이, 대체적으로 첫째 자녀 양육비는 (추가) 출산 의향과 부적(-) 연관성을, 정부 지원금은 정적(+) 연관성을 형성하는 것으로 도출되었다. 다만, 통계적 유의성은 전체 집단에 대해서만 확보되었다).

〈표 6-13〉 출산 의향과 첫째 자녀 양육비, 정부지원금 간 연관성

변인	전체	0-6세 자녀	7-18세 자녀
첫째 자녀 양육비	-.0023**	-.0010	-.0031
정부지원금	.0096***	.0069***	.0032
통제변인 고려	고려	고려	고려
LR χ^2	364.04	84.74	37.18
pseudo R^2	0.2106	0.0736	0.1222

주: 1) ***, **, *은 각각 통계적 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
2) 통제변인은 모의 연령, 교육수준, 가구 월평균 합계소득, 월평균 가구지출, 출생아 수
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.]

제5절 소결

본 장에서는 ‘2024년 가족과 출산 조사’ 원시자료를 바탕으로, 0~18세 첫째 자녀의 양육비, 정부 지원금, 그리고 추가 출산 의향 간의 관계를 실증적으로 분석함으로써 자녀 양육비 지원과 관련된 현금성 측면의 저출산 대응 정책의 설계에 실질적인 시사점을 도출하고자 하였다. 분석 결과에 따르면, 자녀의 양육비와 정부 지원금 간에는 연령대에 따라 상이한 연관성이 존재하는 것으로 나타났다. 또한, 특히 세부 항목으로서의 사교육비는 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성에 대하여 적지 않은 영향을 미치는 주요 변인으로 작용하고 있음을 실증적으로 확인하였다.

본 장의 실증분석 결과에서 가장 주목할 만한 또 다른 의미 있는 사항 중 하나는 첫째 자녀 양육비 중 가장 높은 비중을 차지하는 사교육비를 제외하고 분석한 결과, 양육비와 정부 지원금 간에는 뚜렷한 정적(+) 연관성이 형성되었다는 점이다. 이는 사교육비를 제외한 항목에 대해서는

9) 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비, 정부 지원금과 (추가) 출산 의향 간 연관성을 살펴 본 결과, 모든 집단에서 사교육비를 제외한 첫째 자녀 양육비의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않아 따로 분석결과를 논의하지 않기로 한다.

정부 지원금이 양육비 부담을 어느 정도 수준으로 보전해 주고 있음을 실증적으로 확인하였다는 점에서 의미가 다분하다. 그럼에도 불구하고 기본적으로 전체 양육비 차이를 유발하는 핵심 요인이 사교육비에 집중되고 있다는 부분에 대하여 정부의 현금성 지원금이 실질적 양육비 구조를 충분히 반영하지 못하고 있다는 측면에서의 시사점을 제공하고 있다.

첫째 자녀만 있는 이들을 표본으로 하여 이들의 (추가) 출산 의향과 첫째 자녀 양육비, 정부 지원금 간 연관성을 탐색하기 위하여 적용한 이항 프로빗 모형 추정 결과에 따르면, 첫째 자녀의 양육비가 높을수록 가구의 추가 출산 의향은 통계적으로 유의하게 낮아지는 경향을, 정부 지원금이 많을수록 추가 출산 의향은 증가하는 것으로 나타났다.

종합적으로, 본 장에서의 기초 분석과 심층 분석은 첫째 자녀에 국한된 한계점을 노정하고 있음에도 불구하고 첫째 자녀 양육비와 정부 지원금 간 연관성, 그리고 추가 출산 의향 간 연관성을 복합적으로 살펴보고 자녀 양육에 대한 부담 경감과 사교육비 지출 관련 이슈를 다루었다는 점에서 의미가 있다. 자녀 연령이 증가할수록 양육비 부담에 비하여 정부 지원금 규모가 작아지는, 소위 영유아기 지원 편중 양상과 더불어 사교육비 이외에 다른 항목은 대체적으로 정부 지원금이 어느 정도 이러한 부담을 지원하고 있음을 확인하였다. 다만, 자녀 양육비 측면의 경제적 부담에 대한 정부 지원을 통한 경감의 정도는 가구 특성을 포함하여 다양한 범주에서 달라질 개연성이 존재하고 있으며 향후 정책 설계 시 이를 심도 있게 고려할 필요성이 있음을 시사하고 있다. 아울러 사교육비 부담은 본 절의 분석 결과에서 확인할 수 있는 것과 같이 현재의 정부 지원으로는 한계가 있으며 양육비 보전이 이루어지지 않는 것으로 나타났는바, 보다 거시 사회구조적 측면에서의 교육 격차 해소 대응과 사회 안전망 강화가 지속 추진될 필요가 있다.



제7장

일·가정양립제도와 출산

제1절 일·가정양립 제도 이용과 출산 관련 논의

제2절 일·가정양립 제도 이용 기초분석

제3절 육아휴직 제도 이용과 출산 심층분석

제4절 소결

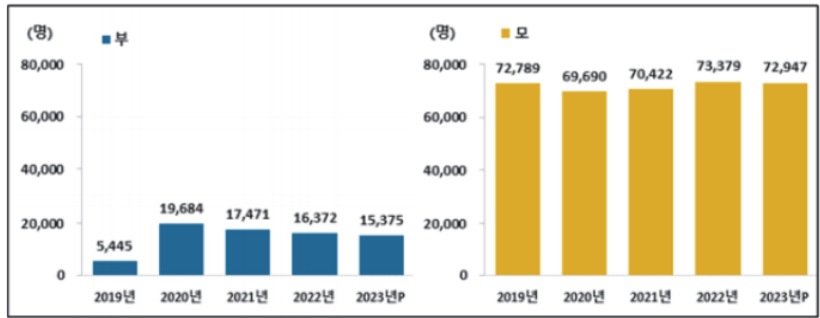
제 7 장 일·가정양립제도와 출산

제1절 일·가정양립 제도 이용과 출산 관련 논의

일·가정양립제도는 「남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률 (2025)」에 근거하고 있다. 제1조(목적)에 의하면 “「대한민국헌법」의 평등이념에 따라 고용에서 남녀의 평등한 기회와 대우를 보장하고 모성 보호와 여성 고용을 촉진하여 남녀고용평등을 실현함과 아울러 근로자의 일과 가정의 양립을 지원함으로써 모든 국민의 삶의 질 향상에 이바지하는 것을 목적으로 한다”로 명시되어 있다. 일·가정양립제도에는 출산전후휴가, 배우자 출산휴가, 난임치료 휴가, 육아휴직, 육아기 근로시간 단축 등이 있으며, 본 법률 제22조의5에는 “고용노동부장관은 일·가정 양립 프로그램의 도입·확산, 모성보호 조치의 원활한 운영 등을 지원하기 위하여 조사연구 및 홍보 등의 사업을 하고, 전문적인 상담 서비스와 관련 정보 등을 사업주와 근로자에게 제공하여야 한다”라고 명시되어 있다.

먼저, 출산전후휴가 사용에 대한 비율을 살펴보면, 2023년 출생아 부모 중 출산전후휴가를 사용한 모는 7만 2,947명으로 전년도 7만 3,379명보다 432명, 0.6% 감소하였다. 2023년 출생아 부모 중 출산휴가를 사용한 부는 1만 5,375명으로 전년도 1만 6,372명보다 977명(6.1%) 감소하였다. 출산(전후)휴가를 연령대별로 살펴보면, 부는 35~39세가 38.1%, 30~34세가 37.9%로 나타났으며, 모는 30~34세가 52.1%, 35~39세가 28.0%로 나타났다.

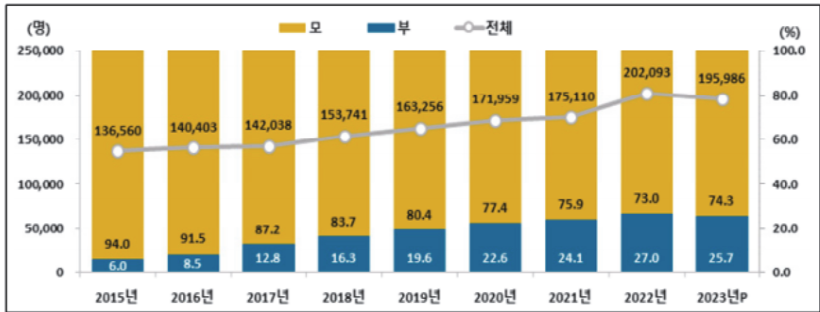
[그림 7-1] 출산(전후)휴가자 규모



출처: “2023년 육아휴직통계 결과(잠정)”, 통계청. 2024. p.19.

통계청의 육아휴직통계에서 발표된 육아휴직 사용 실태를 보면, 2023년 기준 육아휴직을 시작한 사람은 19만 5,986명으로 전년 대비 3.0% 감소하였다고 보고하였다. 전체 육아휴직자 중 어머니는 74.3%를 사용하고, 아버지는 25.7%를 사용한 것으로 나타났다. 부와 모의 연령대별로 살펴보면 아버지는 35~39세가 가장 많았고, 어머니는 30~34세의 비중과 35~39세의 비중이 각각 41.3%, 33.5%로 높게 나타났다.

[그림 7-2] 전체 육아휴직 이용자 추이



출처: “2023년 육아휴직통계 결과(잠정)”, 통계청. 2024. p.4.

다음으로 일·가정양립제도 이용과 출산 관련 논의를 살펴보면, 여성은 경제활동과 출산에서 합리적인 선택을 한다고 가정경제학에서 설명하고 있다. 여성의 경제활동 참가는 가구의 소득을 증가시키는 소득효과를 가지고 있지만, 자녀를 출산하거나 양육하게 될 경우 기회비용을 증가시켜 출산 기피인 대체효과를 가지고 온다는 이론이다(이지혜, 2023 재인용. 배호중, 천재영, 2018). 이러한 이론을 토대로 출산은 부모가 소득, 직업 기대, 자녀 양육의 질 등에 대한 기준을 가지고 비용과 이익을 합리적으로 고려하여 효용을 극대화한다는 합리적 선택 이론에 기반을 두고 있다(이지혜, 2023 재인용. Gauthier, 2007).

우리나라의 여성은 출산과 양육으로 인하여 노동시장의 참여율이 M자 곡선을 취하고 있다. 육아휴직제도와 출산 효과에 대한 연구는 국내외에서 지속적으로 이루어지고 있다. 일·가정양립제도인 출산전후휴가나 육아휴직 사용은 사용하지 않은 집단보다 출산 가능성이 높게 나타났다(박종서 외, 2016; 배호중, 천재영, 2018). 또한 육아휴직제도 급여가 정률제로 개편된 전후를 비교하여 살펴본 연구에 의하면, 육아휴직 급여의 확대와 여성의 출산 결정에는 유의한 연구 결과가 나타나지는 않았다(곽은혜, 2022; 정의룡, 2018). 육아휴직 제도의 사용이 여성의 출산 의향에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보인다고 할 수 있을 것이다. 하지만 급여 수준과 출산 의향에는 유의한 연구 결과가 나타나지 않고 있다는 점을 감안하면 일·가정양립제도와 출산 의향에 대한 부분도 살펴볼 필요가 있다.

최근 급격한 출산율 감소로 인하여 중앙정부와 지방자치단체에서는 다양한 출산장려정책을 시행하고 있다. 이러한 출산장려정책은 맞벌이 부부에게 추가 출산 의향에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다(김석주, 조영민, 2022). 출산 및 양육에 대한 정책 지원에 대한 욕구가 클수록 출산 의도는 높아졌다(정혜은, 진미정, 2008).

최근 들어 남성의 육아휴직과 출산휴가의 비중이 높아지고 있다. 기업에서 가족친화제도를 제공하고, 아버지의 돌봄 참여는 추가 출산 의향을 증가시켰으며, 가족친화제도는 직장생활에도 긍정적인 영향뿐만 아니라, 가정생활에도 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타났다(최지훈, 안선희, 2017). 남성 육아휴직을 경험한 이들을 대상으로 출산 의향에 대해 질적 분석한 결과를 살펴보면, 남성 육아 여건과는 상관없이 남성 육아휴직을 경험한 이들은 대부분 출산 의향에는 거의 영향을 주지 않은 것으로 나타났다. 하지만 남성 육아휴직은 사회적 차원에서 출산율 제고에 기여할 것으로 분석되었다(김민주, 서정재, 2024).

이상의 선행연구를 통해 일·가정양립제도는 어머니의 출산 의향에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 그동안의 연구들은 일·가정양립제도 사용에서 여성에 초점을 두고 있다. 그러나 점차 아버지의 일·가정양립제도의 사용이 늘어나고 있으며, 사회적 차원에서는 긍정적인 역할을 할 것으로 기대하고 있다. 이에 본 연구에서는 일·가정양립제도 이용과 출산과의 관계에서 어머니의 개인 요인, 어머니의 취업상태, 어머니의 일·가정양립제도 사용 여부 및 아버지의 사용 여부에 따른 추가 출산 의향에 대한 영향 요인을 살펴보고자 한다.

제2절 일·가정양립제도 이용 기초분석

한국보건사회연구원에서 조사한 ‘2024년도 가족과 출산 조사’ 원자료를 활용하여 분석하였다. 일·가정양립제도 사용은 출산 경험이 있는 여성은 모두 응답하였으며, 자녀별로 제도 이용에 대해 각각 응답하였다. 조사 결과 전체 여성 중 출산한 여성은 3,292명이며, 자녀 수는 최대 5명으로 나타났다.

〈표 7-1〉 출산 경험이 있는 여성의 자녀 수

(단위: 명, %)

자녀 수	명	비율
1	1,212	36.8
2	1,646	50.0
3	391	11.9
4	39	1.2
5	6	0.2
전체	3,292	100.0

주: 가중치 적용으로 합이 일치하지 않을 수 있음.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

출산전후휴가 및 육아휴직 제도는 출산 당시 혹은 육아휴직 신청 당시 임금근로를 하는 경우 신청이 가능하다. 본 분석의 대상자 전체는 3,292 명이며, 이 중 약 70% 정도는 미적용자(비해당)로서 제도를 이용할 수 없다. 나머지 30% 정도는 제도를 이용할 수 있지만 그중에서도 육아휴직 이용은 절반도 되지 않는다.

〈표 7-2〉 출생 순위별 출산전후휴가 및 육아휴직 이용 비율

(단위: 명, %)

구분		예	아니오	비해당	계	명	이용률 (비해당제외)	명
첫째 자녀	출산전후휴가	22.6	3.1	74.3	100.0	3,292	88.1	847
	육아휴직	15.8	19.8	64.4	100.0	3,292	44.4	1,174
둘째 자녀	출산전후휴가	16.5	2.0	81.5	100.0	2,080	89.4	384
	육아휴직	11.9	21.6	66.6	100.0	2,080	35.5	695
셋째 자녀	출산전후휴가	10.1	2.7	87.2	100.0	435	79.2	56
	육아휴직	7.8	21.3	70.9	100.0	435	26.9	127

주: 가중치 적용으로 합이 일치하지 않을 수 있음.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

제도 이용은 출생 순위와 관련 없이 가능하므로 출생 순위별 분석보다는 전체로 살펴볼 필요가 있다. 본 분석은 자녀를 기준으로 데이터를 재

구조하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않았다. 이에 따라 총 분석 대상 사례수는 9,479케이스이다.

〈표 7-3〉 출산 경험이 있는 여성의 자녀 수와 분석 대상 사례수

(단위: 명, 케이스)

자녀 수	응답자 수	분석 대상 사례수 (자녀수×응답자 수)
1	1909	1,909
2	2671	5,342
3	639	1,917
4	64	256
5	11	55
전체	5,294	9,479

주: 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

1. 출산전후휴가 제도 이용

출산전후휴가 이용 비율은 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않았다. 총 9,479사례 중 77.8%가 출산 당시 비임금근로자이거나 비취업상태인 경우였다. 임금근로자 중에서 살펴보면, 출산휴가는 87.1%가 이용한 것으로 분석되었다.

출산 시 연령을 살펴보면 24세 이하는 53.6%가 출산전후휴가를 이용하였으나, 30~34세, 35~39세는 약 90%가 이용하였다. 출산년도 기준으로 살펴보면 2004년 이전에는 61.8%가 출산휴가를 이용하였으나, 최근으로 올수록 이용률이 높아짐을 알 수 있다. 어머니의 현재 교육수준이 높을수록 출산전후휴가 이용이 높았다, 출산 시 자녀 수는 출산할 당시 자녀가 있었는지를 의미하며, 첫째 자녀를 출산한 경우는 출산 시 자녀 수가 0명을 의미한다. 출산 시 자녀 수를 기준으로 살펴보면, 0명인 경우와 1명인 경우는 약 88% 정도가 출산휴가를 사용한 것으로 분석되었다.

〈표 7-4〉 어머니(19~49세) 특성별 출산전후휴가 이용 비율

(단위: %, 사례수)

구분	예	아니오	비해당	계	사례수	이용률 (비해당제외)	사례수
전체	19.4	2.9	77.8	100.0	9,479	87.1	2,109
출산시 연령							
24세 이하	4.5	3.9	91.7	100.0	828	53.6	69
25~29세	15.4	3.4	81.2	100.0	2,852	81.9	535
30~34세	24.2	2.5	73.3	100.0	3,920	90.6	1,046
35~39세	22.2	2.4	75.4	100.0	1,640	90.3	403
40세 이상	20.9	2.5	76.6	100.0	239	89.3	56
출산년도							
2004년 이전	7.7	4.7	87.6	100.0	1,226	61.8	152
2005~2009년	15.7	3.6	80.8	100.0	1,710	81.5	329
2010~2014년	18.5	3.1	78.4	100.0	2,386	85.8	515
2015~2019년	21.0	2.1	77.0	100.0	2,496	91.0	575
2020년~2024년	30.7	1.7	67.6	100.0	1,661	94.8	538
현재 교육							
고졸이하	6.6	3.0	90.4	100.0	3,208	68.8	308
대졸	24.7	2.9	72.4	100.0	5,850	89.7	1,614
대학원졸	42.3	2.1	55.6	100.0	421	95.2	187
출산시 자녀 수							
0명	22.6	3.2	74.2	100.0	5,294	87.5	1,368
1명	16.6	2.3	81.1	100.0	3,385	87.7	640
2명 이상	9.9	2.8	87.4	100.0	800	78.2	101

주: 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사]를 바탕으로 저자 분석.

다음은 출산 시점의 어머니 경제활동 상태를 살펴보고자 한다. 본 분석을 위하여 세 가지 단계를 실시하였다. 먼저, 어머니가 출산전후휴가를 이용한 경우는 출산전후휴가 사용 시점이 확인된다. 이 경우는 그 시점을 기준으로 하여 어머니 일 경험 상태를 파악하였다. 그리고 취업상태였으나 이용하지 않은 경우는 출산전후휴가의 시작 시점이 조회되지 않아 자녀의 출생년도(어머니 기준 임신 종료 시점)를 기준으로 그때 당시의 어머니 일 경험 상태를 파악하였다. 출산전후휴가는 임금근로자가 이용할 수 있으므로, 출산전후휴가 이용(혹은 이용 예정으로 간주되는 시점)의

임금근로자를 대상(2,081명)으로 종사상 지위, 정규직 여부, 직장 유형을 파악하였다. 근로소득 및 사업소득은 입사 시 임금과 퇴사 시 임금 평균을 냈으며, 퇴사 시 임금이 없는 경우는 현재 일자리가 있는 경우 현재의 근로소득 및 사업소득을 활용하였다.

분석 결과를 살펴보면, 종사상 지위는 상용직인 경우 91.5%가 출산전후휴가를 이용하였으나, 임시직인 경우는 55.1%만이 이용한 것으로 분석되었다. 정규직인 경우와 비정규직 경우도 절반 이상의 차이를 보였다. 직장 유형은 5인 미만 개인사업체는 51.2%만이 출산전후휴가를 이용하였으나, 그 밖의 유형에서는 90% 수준에서 이용한 것으로 분석되었다. 근로소득 및 사업소득 분위는 분위가 높아질수록 출산전후휴가를 이용한 비율이 높게 나타났다.

〈표 7-5〉 어머니(19~49세) 출산전후휴가 이용(미이용시 출산) 당시 일자리 특성별 출산
전후휴가 이용 비율

(단위: %, 사례수)				
구분	예	아니오	계	사례수
전체	88.2	11.8	100.0	2,081
종사상 지위				
상용근로자	91.5	8.5	100.0	1,923
임시근로자	55.1	44.9	100.0	138
일용근로자	0.0	100.0	100.0	20
정규직 여부				
정규직	91.5	8.5	100.0	1,908
비정규직	52.0	48.0	100.0	173
직장 유형				
정부기관	96.4	3.6	100.0	417
정부외 공공기관	97.7	2.3	100.0	131
민간 대기업	91.2	8.8	100.0	432
민간 중기업	89.8	10.2	100.0	442
민간 소기업	84.7	15.3	100.0	530
5인미만 개인사업체	51.2	48.8	100.0	129

구분	예	아니오	계	사례수
근로소득 및 사업소득 분위				
1분위	70.6	29.4	100.0	435
2분위	84.3	15.7	100.0	394
3분위	93.1	6.9	100.0	410
4분위	96.9	3.1	100.0	414
5분위	96.9	3.1	100.0	419

주: 1) 근로소득 및 사업소득 분위는 출산휴가 이용 당시 일자리의 입직소득과 퇴직소득의 평균값을 기준으로 5분위로 구분하여 분석함.
2) 출산전후휴가를 이용한 경우는 출산전후휴가 이용 시점의 일 경험을 파악하였으며, 출산전후 휴가를 미이용한 경우는 자녀의 출생년도(어머니 기준 임신 종료 시점)의 일 경험을 파악함.
3) 직장 특성과 매칭하는 과정에서 미싱 사례가 발생함에 따라 사례 수와 이용률이 <표 7-4>와 차이를 보임.
4) 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

2. 육아휴직 제도 이용

육아휴직 제도 사용 비율도 출산전후휴가 이용 비율 분석과 동일하게 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않았다. 육아휴직 제도는 9,479사례 중 66.1%가 비해당으로 나타났다. 비해당을 제외하면 임금근로자는 3,216 사례이며, 이 중 40.7%가 육아휴직을 이용한 것으로 나타났다. 육아휴직 이용 기간은 평균 12.5개월이다.

출산 시 연령 구분별로 살펴보면, 24세 이하인 경우는 6.1%만 육아휴직을 사용하였으나, 40세 이상은 54.7%로 출산 시 연령이 높을수록 육아휴직 이용률이 높아짐을 알 수 있다. 출산년도는 최근으로 올수록 이용률이 높아진 것으로 분석되었다. 육아휴직 이용 기간은 출산 시 연령이 높을수록, 출산년도가 최근으로 올수록 이용 기간이 늘어난 것으로 나타났다. 어머니의 현재 교육수준별로 살펴보면, 고졸 이하는 16.0%, 대졸은

46.9%, 대학원 졸업 이상은 57.6%로 교육수준이 높아질수록 육아휴직 이용률이 높아졌다. 총이용 기간도 교육수준이 높아질수록 길게 사용하였다. 출산 시 자녀 수별로 살펴보면, 출산 시 자녀가 0명인 경우는 45.2%가 육아휴직을 이용하였으며, 1명인 경우는 36.3%, 2명 이상은 25.8%가 이용하였다.

〈표 7-6〉 어머니(19~49세) 특성별 육아휴직 이용 비율

(단위: %, 사례수, 개월)

구분	예	아니오	비해당	계	사례수	이용률 (비해당제외)	사례수	총 이용기간
전체	13.8	20.1	66.1	100.0	9,479	40.7	3,216	12.5
출산시 연령								
24세 이하	1.4	22.3	76.2	100.0	828	6.1	197	9.8
25~29세	9.6	21.1	69.3	100.0	2,852	31.3	875	11.5
30~34세	18.0	20.1	61.9	100.0	3,920	47.3	1,493	12.7
35~39세	16.9	18.2	64.9	100.0	1,640	48.1	576	12.8
40세 이상	17.2	14.2	68.6	100.0	239	54.7	75	13.2
출산년도								
2004년 이전	2.3	21.5	76.2	100.0	1,226	9.6	292	10.1
2005~2009년	7.8	22.2	70.1	100.0	1,710	26.0	512	11.7
2010~2014년	12.8	21.7	65.5	100.0	2,386	37.1	822	11.8
2015~2019년	16.5	21.3	62.2	100.0	2,496	43.7	943	13.1
2020년~2024년	26.0	12.9	61.0	100.0	1,661	66.8	647	12.8
현재 교육								
고졸이하	3.6	18.8	77.6	100.0	3,208	16.0	719	10.4
대졸	18.2	20.6	61.2	100.0	5,850	46.9	2,268	12.6
대학원졸	31.4	23.0	45.6	100.0	421	57.6	229	13.8
출산시 자녀 수								
0명	16.0	19.4	64.7	100.0	5,294	45.2	1,871	12.4
1명	12.0	21.1	66.9	100.0	3,385	36.3	1,120	12.6
2명 이상	7.2	20.9	71.9	100.0	800	25.8	225	13.2

주: 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

육아휴직 이용(미이용 시 출산) 당시 어머니의 일 경험 특성별 육아휴직 이용 비율을 살펴보기 위하여, 출산휴가 이용 당시와 동일하게 일 경험을 파악하였다. 종사상 지위와 정규직 여부로 살펴보면, 상용근로자인 경우는 51.8%, 정규직인 경우는 52.0%가 육아휴직을 이용하였다. 반면 임시근로자와 비정규직인 경우는 6~7%만이 육아휴직을 이용한 것으로 나타났다. 육아휴직 이용률은 직장 유형에서도 차이를 보였다. 직장 유형이 정부 및 공공기관에 근무하거나, 대기업에 근무할수록 이용률이 높고, 총이용 기간도 높게 나타났다. 근로소득 및 사업소득을 분위별로 살펴보면, 분위가 높을수록 육아휴직 이용률과 총이용 기간 모두 높게 나타났다.

〈표 7-7〉 어머니(19~49세) 육아휴직 이용(미이용 시 출산) 당시 일자리 특성별 육아휴직 이용 비율

(단위: %, 사례수, 개월)

구분	예	아니오	계	사례수	총 이용기간
전체	44.1	55.9	100.0	2,968	12.5
종사상 지위					
상용근로자	51.8	48.2	100.0	2,477	12.5
임시근로자	6.2	93.8	100.0	418	11.3
일용근로자	0.0	100.0	100.0	73	-
정규직 여부					
정규직	52.0	48.0	100.0	2,451	12.5
비정규직	7.0	93.0	100.0	517	11.8
직장 유형					
정부기관	78.6	21.4	100.0	453	15.4
정부외 공공기관	61.7	38.3	100.0	167	12.9
민간 대기업	56.1	43.9	100.0	517	12.1
민간 중기업	44.7	55.3	100.0	599	11.0
민간 소기업	29.0	71.0	100.0	889	10.6
5인미만 개인사업체	10.2	89.8	100.0	343	9.4

구분	예	아니오	계	사례수	총 이용기간
근로소득 및 사업소득 분위					
1분위	16.0	84.0	100.0	593	10.1
2분위	36.1	63.9	100.0	598	11.7
3분위	44.7	55.3	100.0	628	12.2
4분위	57.2	42.8	100.0	570	13.9
5분위	67.7	32.3	100.0	579	13.2

주: 1) 근로소득 및 사업소득 분위는 육아휴직 이용 당시 일자리의 임직소득과 퇴직소득의 평균값을 기준으로 5분위로 구분하여 분석함.

2) 육아휴직을 이용한 경우는 육아휴직 이용 시점의 일 경험을 파악하였다. 육아휴직은 만 8세 미만 자녀의 양육을 사용할 수 있지만, 본 분석에서는 육아휴직을 미이용한 경우는 자녀의 출생년도(어머니 기준 임신 종료 시점) 일 경험을 파악함.

3) 직장 특성과 매칭하는 과정에서 미싱 사례가 발생함에 따라 사례수와 이용률이 <표 7-6>과 차이를 보임.

4) 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

육아휴직을 이용한 경우, 육아휴직 이용 기간에 대해 조금 더 자세히 살펴보면, 육아휴직을 12개월 이용한 경우가 65.0%로 가장 많았으며, 다음으로는 12개월 초과, 6개월 이하 순으로 나타났다. 출산 시 연령별로 살펴보면, 연령이 낮을수록 육아휴직 기간이 12개월 이하인 경우가 더 많고, 연령이 높을수록 12개월 이상을 이용하는 경우가 더 많았다. 출산년도별로 살펴보면, 2015년을 기준으로 이전에는 12개월 이하를 사용하는 비중이 더 높았으나, 2015년 이후부터는 12개월 이상을 사용하는 비중이 더 높았다. 교육수준이 높을수록 12개월 이상을 사용하는 경우가 더 많이 나타났으며, 출산 시 자녀 수 별로는 비슷한 양상을 보였다.

〈표 7-8〉 어머니(19~49세) 특성별 육아휴직 총이용 기간

(단위: %, 사례수, 개월)

구분	총 이용기간	6개월 이하	6개월 초과~12 개월 미만	12개월	12개월 초과	계	사례수
전체	12.5	11.8	9.4	65.0	13.7	100.0	1,310
출산시 연령							
24세 이하	9.8	16.7	25.0	58.3	0.0	100.0	12
25~29세	11.5	14.2	11.3	65.7	8.8	100.0	274
30~34세	12.7	9.9	9.3	67.1	13.6	100.0	706
35~39세	12.8	13.7	6.9	61.4	18.1	100.0	277
40세 이상	13.2	14.6	9.8	51.2	24.4	100.0	41
출산년도							
2004년 이전	10.1	25.0	17.9	50.0	7.1	100.0	28
2005~2009년	11.7	15.8	10.5	63.9	9.8	100.0	133
2010~2014년	11.8	14.8	10.5	65.2	9.5	100.0	305
2015~2019년	13.1	9.2	9.7	64.8	16.3	100.0	412
2020년~2024년	12.8	10.2	7.4	66.4	16.0	100.0	432
현재 교육							
고졸이하	10.4	20.9	14.8	60.0	4.3	100.0	115
대졸	12.6	11.0	9.0	65.9	14.1	100.0	1,063
대학원졸	13.8	10.6	7.6	62.9	18.9	100.0	132
출산시 자녀 수							
0명	12.4	11.4	9.7	66.3	12.7	100.0	845
1명	12.6	11.8	9.8	63.1	15.2	100.0	407
2명 이상	13.2	19.0	1.7	60.3	19.0	100.0	58

주: 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

종사상 지위별로 살펴보면, 상용근로자는 12개월 이상을 하는 경우가 많았으나, 임시근로자는 12개월 이하를 이용하는 경우가 많았다. 정규직은 12개월 이상을 이용하는 경우가 많았으며, 비정규직은 6개월 이하로 이용한 경우의 비중이 높게 나타났다. 직장유형별로는 정부 및 공공기관인 경우는 12개월 이상을 사용하는 경우의 비중이 높았으나, 5인 미만 개인사업체는 6개월 이하를 사용하는 비중이 눈에 띄게 높게 나타났다. 근로소득 및 사업소득 분위별로는 1분위와 2분위는 6개월 이하의 비중이

높았으나 4분위와 5분위에서는 12개월 이상 이용하는 비중이 높게 나타났다.

〈표 7-9〉 어머니(19~49세) 일자리 특성별 육아휴직 총이용 기간

(단위: %, 사례수, 개월)

구분	총 이용기간	6개월 이하	6개월 초과~ 12개월 미만	12개월	12개월 초과	계	사례수
전체	12.5	11.8	9.4	65.0	13.7	100.0	1,310
종사상 지위							
상용근로자	12.5	11.8	9.3	64.9	13.9	100.0	1,284
임시근로자	11.3	11.5	11.5	73.1	3.8	100.0	26
정규직 여부							
정규직	12.5	11.7	9.3	65.1	13.8	100.0	1,274
비정규직	11.8	16.7	11.1	61.1	11.1	100.0	36
직장 유형							
정부기관	15.4	4.5	3.7	59.8	32.0	100.0	356
정부외 공공기관	12.9	9.7	14.6	61.2	14.6	100.0	103
민간 대기업	12.1	10.7	11.7	67.2	10.3	100.0	290
민간 중기업	11.0	16.0	9.3	69.0	5.6	100.0	268
민간 소기업	10.6	16.7	12.0	69.4	1.9	100.0	258
5인미만 개인사업체	9.4	34.3	14.3	48.6	2.9	100.0	35
근로소득 및 사업소득 분위							
1분위	10.1	22.2	17.8	57.8	2.2	100.0	45
2분위	11.7	15.7	12.4	66.5	5.4	100.0	185
3분위	12.2	11.5	6.4	72.5	9.6	100.0	218
4분위	13.9	10.2	9.0	65.0	15.8	100.0	411
5분위	13.2	10.9	9.1	61.6	18.4	100.0	451

주: 1) 근로소득 및 사업소득 분위는 육아휴직 이용 당시 일자리의 입직소득과 퇴직소득의 평균값을 기준으로 5분위로 구분하여 분석함.

2) 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

이번에는 어머니가 출산 후, 육아휴직을 언제부터 이용하는지에 대해 살펴보고자 한다. 이를 분석하기 위하여 자녀 출생년월(어머니 기준 임신 종료 시점)을 기준으로 육아휴직 아용 시점(년월)의 기간을 산출하였다.

전체적으로 출산 후 3개월부터 육아휴직을 이용한 경우가 44.6%로 가장 많았으며, 다음은 출산 후 2개월부터 육아휴직을 이용한 경우가 35.3%로 나타났다. 연령이 낮을수록 출산 후 2개월부터 이용하거나, 출산 후 4개월 이후부터 이용하는 비중이 더 높게 나타났으며, 출산년도가 최근으로 올수록 출산 후 3개월부터 이용하는 비중이 높았다.

〈표 7-10〉 어머니(19~49세) 특성별 출산 후 육아휴직 이용 시작 기간 비율

(단위: %, 사례수)

구분	출산 후 1개월	출산 후 2개월	출산 후 3개월	출산 후 4개월	계	사례수
전체	8.5	35.3	44.6	11.7	100.0	1,310
출산시 연령						
24세 이하	16.7	41.7	25.0	16.7	100.0	12
25-29세	9.5	35.4	38.7	16.4	100.0	274
30-34세	7.4	35.6	46.3	10.8	100.0	706
35-39세	9.7	35.0	45.5	9.7	100.0	277
40세 이상	9.8	29.3	53.7	7.3	100.0	41
출산년도						
2004년 이전	14.3	42.9	32.1	10.7	100.0	28
2005~2009년	12.0	36.8	36.1	15.0	100.0	133
2010~2014년	8.2	32.5	45.2	14.1	100.0	305
2015~2019년	6.3	35.0	45.9	12.9	100.0	412
2020년~2024년	9.3	36.6	46.3	7.9	100.0	432
현재 교육						
고졸이하	13.0	38.3	39.1	9.6	100.0	115
대졸	8.3	34.1	46.2	11.5	100.0	1,063
대학원졸	6.1	42.4	36.4	15.2	100.0	132
출산시 자녀 수						
0명	9.2	37.0	43.9	9.8	100.0	845
1명	7.6	31.9	45.0	15.5	100.0	407
2명 이상	3.4	32.8	51.7	12.1	100.0	58

주: 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

어머니 일자리 특성별 육아휴직 이용 시작 기간을 살펴보면, 상용직, 정규직은 출산 후 3개월부터 이용하는 경우의 비중이 높았으며, 임금근로자, 비정규직은 2개월 혹은 3개월부터 이용하는 비중이 비슷한 양상을 보였다. 직장 유형은 비슷한 양상을 보였으나, 5인 미만 개인 사업체에서는 출산 후 1개월부터 육아휴직을 이용하는 비중이 22.9%로 높게 나타났다. 근로소득 및 사업소득 분위별로 살펴보면 2분위에서는 출산 후 1개월부터 사용하는 비중이 다른 분위보다 다소 높고, 4분위에서는 출산 후 4개월부터 사용하는 비중이 다른 분위보다 다소 낮게 나타났다.

〈표 7-11〉 어머니(19~49세) 일자리 특성별 출산 후 육아휴직 이용 시작 기간 비율

(단위: %, 사례수)

구분	출산 후 1개월	출산 후 2개월	출산 후 3개월	출산 후 4개월	계	사례수
전체	8.5	35.3	44.6	11.7	100.0	1,310
종사상 지위						
상용근로자	8.6	35.2	44.7	11.5	100.0	1,284
임시근로자	3.8	38.5	38.5	19.2	100.0	26
정규직 여부						
정규직	8.5	35.2	44.7	11.6	100.0	1,274
비정규직	8.3	38.9	38.9	13.9	100.0	36
직장 유형						
정부기관	9.6	34.3	42.7	13.5	100.0	356
정부외 공공기관	9.7	37.9	43.7	8.7	100.0	103
민간 대기업	8.6	35.5	43.1	12.8	100.0	290
민간 중기업	7.1	37.3	45.1	10.4	100.0	268
민간 소기업	5.8	34.5	48.1	11.6	100.0	258
5인미만 개인사업체	22.9	25.7	48.6	2.9	100.0	35
근로소득 및 사업소득 분위						
1분위	8.9	28.9	48.9	13.3	100.0	45
2분위	11.4	34.1	42.7	11.9	100.0	185
3분위	6.4	31.7	47.7	14.2	100.0	218
4분위	7.8	40.6	43.1	8.5	100.0	411
5분위	8.9	33.3	44.8	13.1	100.0	451

주: 1) 근로소득 및 사업소득 분위는 육아휴직 이용 당시 일자리의 입직소득과 퇴직소득의 평균값을 기준으로 5분위로 구분하여 분석함.

2) 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

4. 배우자 출산휴가 제도 이용

다음으로는 배우자 출산휴가 제도 이용률을 살펴보고자 한다. 배우자 출산휴가 제도는 2008년도에 신설되었기에 2008년 이전은 제외하고 분석하였다. 분석 사례 수는 5,858사례이며, 이 중 37.5%는 출산 당시 비임금근로자이거나 비경활로 분석되었다. 배우자 출산휴가 이용률은 비해당을 제외하고 분석한 결과 47.5%로 나타났으며, 총 이용 기간은 평균 5.5일이다. 제도가 처음 시행되는 시점인 2010년 이전은 27.8% 정도가 이용하였으며, 이용 기간도 3.0일로 나타났지만, 최근 올수록 배우자 출산휴가 이용률도 높아지고, 이용 기간도 늘어난 것을 알 수 있다. 출산시 자녀 수가 0명인 경우, 배우자 출산휴가 사용률은 47.4%로 나타났으나, 출산 시 자녀 수가 2명 이상인 경우 배우자 출산휴가가 37.1%만 이용한 것으로 분석되었다. 다음으로 배우자 출산휴가를 어머니 출산 시 연령 기준으로 살펴보면, 어머니 출산시 연령이 24세 이하인 경우는 32.2%가 이용하였으며, 출산 시 연령이 30대인 경우는 약 47% 정도 이용하였다. 어머니 현재 교육 수준별로 살펴보면 어머니가 고졸 이하인 경우, 배우자 출산휴가의 이용률은 31.8%이었으며, 어머니가 대졸인 경우, 이용률은 50.5%로 나타났다.

〈표 7-12〉 어머니(19~49세) 특성별 배우자 출산휴가 이용 비율

(단위: %, 사례수, 일)

구분	예 아니오 비해당			계 사례수		이용률 (비해당제외)	사례수	총 이용기간
전체	29.7	32.8	37.5	100.0	5,858	47.5	3,660	5.5
출산년도								
2008~2009년	10.1	26.3	63.6	100.0	1,710	27.8	623	3.0
2010~2014년	31.9	49.4	18.7	100.0	2,386	39.2	1,939	4.0
2015~2019년	38.8	43.4	17.8	100.0	2,496	47.2	2,051	4.9
2020년~2024년	47.4	30.0	22.6	100.0	1,661	61.3	1,286	8.3

구분	예 아니오 비해당			계 사례수		이용률 (비해당제외) 사례수		총 이용기간
출산시 자녀 수								
0명	29.0	32.1	39.0	100.0	5,294	47.4	3,231	5.6
1명	28.6	35.2	36.2	100.0	3,385	44.8	2,159	5.4
2명 이상	23.6	40.0	36.4	100.0	800	37.1	509	5.4
어머니 출산시 연령								
24세 이하	9.1	19.1	71.9	100.0	828	32.2	233	4.7
25-29세	20.3	26.4	53.4	100.0	2,852	43.5	1,330	5.0
30-34세	34.5	38.7	26.8	100.0	3,920	47.2	2,870	5.4
35-39세	36.8	41.3	21.8	100.0	1,640	47.1	1,282	6.2
40세 이상	33.1	43.9	23.0	100.0	239	42.9	184	6.8
어머니 현재 교육								
고졸이하	15.4	33.1	51.4	100.0	3,208	31.8	1,558	5.0
대졸	34.7	34.0	31.3	100.0	5,850	50.5	4,018	5.6
대학원졸	39.4	37.3	23.3	100.0	421	51.4	323	6.2

주: 자녀를 기준으로 데이터를 재구조화하여 분석하였으며, 가중치를 적용하지 않음.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

제3절 일·가정양립 제도 이용과 출산 심층분석

본 절에서는 육아휴직 제도 사용이 추가 출산 의향에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 분석 대상자는 어머니를 기준으로 하여 자녀가 1명이면 서 유배우자이다. 출산년도별로 추가 출산 의향이 있는지를 살펴본 결과, 2014년 이전에 출산한 경우는 추가 출산 의향이 있다고 응답한 경우가 1.1%로 나타났다¹⁰⁾. 이는 2014년 이전에 출산한 경우, 이미 자녀가 10세 이상으로 둘째 자녀를 출산할 계획을 세우지 않을 것으로 판단된다. 그러므로 2015년 이후에 첫째 자녀를 출산한 유배우자 여성만을 추출하여 분석하였다. 총분석 대상자는 669명이며, 분석에는 가중치를 적용하

10) 분석 결과 2014년 이전 출산한 경우 추가 출산 의향은 1.1%, 2015~2019년 출산한 경우는 12.4%, 2020~2024년 출산한 경우는 41.4%로 나타났다.

여 분석하였다. 독립변수의 분류는 사례 수와 출산 의향 있음의 비율을 고려하여, 빈도가 작은 경우는 통합하여 분석에 활용하였다.

2015년 이후 출산한 어머니 특성별 추가 출산 의향의 비율을 살펴보면, 전체 중 28.5%는 추가 출산 의향이 있다고 응답하였다. 현재 연령이 어릴수록 추가 출산 의향이 있다는 비중이 높았다. 특히 19~34세는 절반 정도 추가 출산 의향이 있는 것으로 나타났으나 35~39세는 약 27% 정도 수준을 보였고 40세 이상은 약 10% 수준을 보였으며 집단 간 유의한 차이를 보였다. 이항로지스틱 분석에는 연령을 19~34세, 35~39세, 40세 이후로 구분하여 분석하였다. 교육수준은 고졸 이하는 추가 출산 의향이 29.8%, 대졸 이상은 28.3%를 보였다.

현재 가구소득을 분위별로 살펴보면, 1-4분위에서 추가 출산 의향이 32.9%로 가장 높았으며, 10분위에서는 16.7%로 가장 낮았으며, 집단 간 차이가 유의하게 나타났다. 현재 취업 여부와 추가 출산 의향을 살펴보면, 비취업자는 32.2%, 취업자는 24.6%가 추가 출산할 의향이 있는 것으로 나타났으며 집단 간 차이는 통계적으로 유의하게 나타났다. 자녀 성별과 추가 출산 의향은 남아인 경우는 27.9%, 여아인 경우는 29.3%로 비슷한 수준을 보였다.

〈표 7-13〉 어머니(19~49세) 특성별 추가 출산 의향 비율

(단위: %, 명)

구분	있음	없음	계	명	χ^2
전체	28.5	71.5	100.0	669	-
현재 연령					76.1***
19-29세	50.0	50.0	100.0	38	
30-34세	49.4	50.6	100.0	162	
35-39세	27.2	72.8	100.0	250	
40-44세	11.3	88.7	100.0	177	
45-49세	9.8	90.2	100.0	41	

구분	있음	없음	계	명	χ^2
현재 교육					
고졸 이하	29.8	70.2	100.0	121	0.1
대졸 이상	28.3	71.7	100.0	548	
현재 가구소득					
1-4분위	32.9	67.1	100.0	283	8.6*
5-6분위	22.7	77.3	100.0	128	
7-9분위	29.1	70.8	100.0	202	
10분위	16.7	83.3	100.0	54	
현재 취업여부					
비취업	32.2	67.8	100.0	348	4.7*
취업	24.6	75.4	100.0	321	
첫째 자녀 성별					
남아	27.9	72.1	100.0	348	0.2
여아	29.3	70.7	100.0	321	

주: 1) 가구소득은 가계동향조사의 2024년 2/4분기 전국 1인 이상 가구의 월평균 소득(약 496만 원)을 100%로 하여 분석하였음.

2) 가중치 적용으로 합이 일치하지 않을 수 있음.

3) * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

다음으로 현재 어머니가 취업하고 있는 경우만을 추출하여 현 직장 특성과 추가 출산 의향을 살펴보았다. 현재 취업하고 있는 경우는 321명으로 이 중 24.6%는 추가 출산 의향이 있는 것으로 나타났다. 종사상 지위는 상용근로자는 27.7%가 추가 출산 의향이 있는 것으로 나타났으며, 임시, 일용근로자는 18.2%로 큰 차이를 보인다. 정규직 여부는 임금근로자를 대상으로만 응답하는 것으로 정규직과 비정규직으로 구분하며, 비해당은 비임금근로자를 의미한다. 정규직의 추가 출산 의향은 27.9%, 비정규직은 18.3%로 정규직과 비정규직의 추가 출산 의향의 차이는 9.6%포인트를 보였다. 비정규직의 추가 출산 의향은 비임금근로자의 추가 출산 의향(21.3%)보다도 낮은 수준이다.

직장유형별 추가 출산 의향을 살펴보면, 정부 및 공공기관 종사자의 추가 출산 의향은 26.1%, 민간 기업은 24.7%, 5인 미만 개인사업체는 23.2%로 비슷한 수준을 보였다. 근로소득 및 사업소득 분위별로 살펴보면, 3분위의 추가 출산 의향은 37.0%로 가장 높았고, 4분위(25.3%), 2분위(22.4%), 5분위(21.6%), 1분위(20.6%) 순으로 나타났다. 근로소득 및 사업소득 분위별로는 역U자형을 보였으나, 집단 간 차이는 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 7-14〉 어머니(19~49세) 현 직장 특성별 추가 출산 의향 비율

(단위: %, 명)

구분	있음	없음	계	명	χ^2
전체	24.6	75.4	100.0	321	
종사상 지위					
비임금근로자	21.3	78.7	100.0	61	2.6
상용근로자	27.7	72.3	100.0	206	
임시, 일용근로자	18.2	81.8	100.0	55	
정규직 여부					
정규직	27.9	72.1	100.0	201	2.7
비정규직	18.3	81.7	100.0	60	
비해당	21.3	78.7	100.0	61	
직장 유형					
정부, 공공기관	26.1	73.9	100.0	69	0.2
민간 기업	24.7	75.3	100.0	170	
5인 미만 개인사업체	23.2	76.8	100.0	82	
근로소득 및 사업소득 분위					
1분위	20.6	79.4	100.0	63	4.8
2분위	22.4	77.6	100.0	49	
3분위	37.0	63.0	100.0	46	
4분위	25.3	74.7	100.0	87	
5분위	21.6	78.4	100.0	74	

주: 1) 정규직 여부는 상용근로자, 임시근로자, 일용근로자만을 대상으로 응답함.
 2) 근로소득 및 사업소득 분위는 현 직장 소득을 기준으로 5분위로 구분하여 분석함.
 3) 가중치 적용으로 합이 일치하지 않을 수 있음.
 4) * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$
 출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.]

한편, 어머니의 현재 취업 여부와 상관없이, 자녀 출산 후 일·가정양립 제도 이용에 따른 추가 출산 의향을 살펴보고자 한다. 먼저 출산전후휴가를 이용한 경우 추가 출산 의향이 29.3%이었으나, 출산전후휴가를 이용하지 않은 경우는 33.3%로 나타났다. 그리고 비해당은 자녀 출산 당시 비임금근로자였거나 근로를 하지 않은 상태를 의미하며, 이 경우 추가 출산 의향은 28.0%로 나타났다. 육아휴직을 이용한 경우는 추가 출산 의향이 26.9%로 나타났으며, 이용하지 않은 경우는 27.6%, 비해당은 29.6%로 비슷한 수준을 보였다. 육아휴직 총이용 기간은 12개월 미만, 12개월 이용, 12개월 초과 이용, 비해당으로 구분하였다. 육아휴직 총사용 기간이 12개월인 경우의 추가 출산 의향은 29.1%로 가장 높았으며, 12개월 초과 이용한 경우가 18.5%로 가장 낮았다.

배우자의 일·가정양립제도 이용은 배우자 출산휴가와 육아휴직을 모두 이용한 경우는 모두 이용, 두 제도 중 한 제도만 이용한 경우는 한 제도만 이용, 이용하지 않은 경우는 배우자가 임금근로자이지만 이용하지 않은 것과 배우자가 비임금근로자로 이용하지 않는 경우로 구분하여 살펴 보았다. 한 제도만 이용한 경우의 추가 출산 의향은 30.9%로 가장 높았으며, 배우자가 비임금근로자이면서 이용하지 않은 경우가 25.0%로 가장 낮게 나타났다.

〈표 7-15〉 어머니(19~49세) 및 배우자 출산(전후)휴가 및 육아휴직 이용 여부 특성별 추가 출산 의향 비율

(단위: %, 명)					
구분	있음	없음	계	명	χ^2
전체	28.5	71.5	100.0	669	-
출산전후휴가 이용 여부					
예	29.3	70.7	100.0	215	0.3
아니오	33.3	66.7	100.0	12	
비해당	28.0	72.0	100.0	443	

구분	있음	없음	계	명	χ^2
육아휴직 이용 여부					
예	26.9	73.1	100.0	175	0.5
아니오	27.6	72.4	100.0	105	
비해당	29.6	70.4	100.0	389	
육아휴직 총사용 기간					
12개월 미만	25.8	74.2	100.0	31	1.5
12개월	29.1	70.9	100.0	117	
12개월 초과	18.5	81.5	100.0	27	
비해당	29.1	70.9	100.0	494	
배우자 출산휴가 및 육아휴직					
모두 이용	28.1	71.9	100.0	32	1.7
한 제도만 이용	30.9	69.1	100.0	320	
이용안함(배우자 임금근로자)	27.2	72.8	100.0	213	
이용안함(배우자 비임금근로자)	25.0	75.0	100.0	104	

주: 1) 가중치 적용으로 합이 일치하지 않을 수 있음.
2) 사례 수가 30명 미만인 경우에는 대표성을 확보하기 어려워 해석에 주의를 필요로 함.
3) * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$
출처: 한국보건사회연구원. (2024). 2024년도 가족과 출산 조사. 원자료 분석.

추가 출산 의향에 대한 이항로지스틱 분석을 실시하였다. 먼저, 현재 어머니의 취업 여부와 상관없이 추가 출산 의향에 대해 분석을 하였고(모형1, 모형2), 다음으로는 현재 취업 특성을 반영하여 추가 출산 의향을 분석하였다(모형3, 모형4). 독립변수는 육아휴직 이용 여부, 배우자 제도 이용이며, 통제변수는 어머니 현재 연령, 어머니 현재 교육수준, 현재 가구 소득 분위, 현재 취업 여부이다.

분석 결과 40세 이상을 기준으로 19~34세는 추가 출산 의향이 약 8배 정도 높은 것으로 나타났으며, 35~39세는 약 3배 높게 나타났으며, 통계적으로 유의하게 나타났다. 독립변수를 살펴보면, 육아휴직을 이용하지 않은 경우보다 이용한 경우가 추가 출산 의향에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 배우자 제도를 이용하지 않는 경우보다 이용한 경우가 추가 출산 의향에 긍정적인 영향 관계를 나타냈지만 통계적 유의성은 나타나지 않았다.

〈표 7-16〉 일·가정양립제도 사용과 추가 출산 의향 회귀분석: 모형1, 모형2

구분	모형1 (N=669)		모형2 (N=669)	
	Exp(B)	유의확률	Exp(B)	유의확률
현재 연령(기준=40-49세)				
19-34세	7.965	0.000	7.906	0.000
35-39세	2.990	0.000	2.983	0.000
현재 교육(기준=고졸 이하)				
대졸 이상	1.197	0.466	1.180	0.508
현재 가구소득(기준=1-4분위)				
5-6분위	0.732	0.252	0.726	0.244
7-9분위	1.051	0.840	1.041	0.874
10분위	0.620	0.264	0.615	0.266
현재 취업여부(기준=비취업)				
취업	0.721	0.131	0.714	0.144
육아휴직 이용 여부(기준=아니오)				
예			1.006	0.980
배우자 제도 이용(기준=이용안함)				
모두 이용			1.226	0.652
한 제도만 이용			1.051	0.798
상수항	0.134	0.000	0.132	0.000
-2 Log Likelihood	712.701		712.467	
Likelihood ratio chi-square (df)	87.320(7)	0.000	87.554(10)	0.000

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

다음은 어머니가 현재 일을 하고 있는 경우의 일·가정양립제도 이용과 추가 출산 의향을 분석하였다. 분석 결과 연령이 40세 이상을 기준으로 19~34세는 추가 출산 의향이 약 8.4배 높았으며, 35~39세는 약 4.2배 높게 나타났으며 통계적으로 유의하게 나타났다. 독립변수를 살펴보면, 모형2의 결과와 비슷하게 육아휴직을 이용하지 않은 경우보다 이용한 경우가 추가 출산 의향에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 배우자 제도를 이용하지 않은 경우보다 이용한 경우가 추가 출산 의향에 긍정적인 영향 관계를 나타냈지만 통계적 유의성은 나타나지 않았다. 다만 모형 2보다 모형 4에서 승산비가 더 높게 나타났으며, 이는 어머니가 취업한 경우 육아휴직 이용이나 배우자의 제도 이용은 추가 출산 의향에 좀 더 긍정적인 영향력을 미치고 있음을 알 수 있다.

〈표 7-17〉 일·가정양립제도 사용과 추가 출산 의향 회귀분석: 모형3, 모형4

구분	모형3 (N=321)		모형4 (N=321)	
	Exp(B)	유의확률	Exp(B)	유의확률
현재 연령(기준=40-49세)				
19-34세	8.645	0.000	8.358	0.000
35-39세	4.285	0.000	4.188	0.001
현재 교육(기준=고졸 이하)				
대졸 이상	1.299	0.568	1.213	0.679
현재 가구소득(기준=1-4분위)				
5-6분위	1.037	0.935	0.972	0.949
7-9분위	1.146	0.738	1.037	0.931
10분위	0.567	0.319	0.496	0.236
육아휴직 이용 여부(기준=아니오)				
예			1.167	0.607
배우자 제도 이용(기준=이용안함)				
모두 이용			1.779	0.274
한 제도만 이용			1.064	0.840
상수항	0.066	0.000	0.067	0.000
-2 Log Likelihood	320.808		319.157	
Likelihood raio chi-square (df)	37.396(6)	0.000	39.047(9)	0.000

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산조사를 바탕으로 저자 분석.

제4절 소결

본 장에서는 어머니의 특성별 일·가정양립제도 사용에 관한 분석과 일·가정양립제도 사용과 출산 의향과의 관계를 살펴보았다. 먼저 출산전 후휴가 이용은 연령이 높을수록 이용 비율이 더 높게 나타났으며, 최근에 출산할수록 이용한 비율이 높게 나타났다. 출산전후휴가는 80% 이상이 이용하고 있는 것으로 나타났다. 출산휴가 이용 당시 어머니의 일 특성과의 관계를 살펴보면 상용근로자, 정규직은 약 90% 이상이 출산전후휴가

를 이용한 것으로 나타났으며, 직장 유형이 안정적인수록, 근로 및 사업 소득이 높을수록 출산전후휴가의 이용 비율이 높았다.

육아휴직제도는 연령이 높을수록, 최근에 출산할수록 이용 비율이 높았으며, 교육수준이 높을수록 이용 비율이 높았다. 출산 시 자녀는 적을수록 이용 비율이 높게 나타났다. 육아휴직 총이용 기간은 12개월 수준으로 나타났다. 육아휴직 이용 당시의 일자리 특성과의 관계를 보면 상용근로자와 정규직은 약 50% 정도 이용하였으며, 직장 유형이 정부 기관이나 공공기관인 경우, 대기업인 경우에서 육아휴직을 이용한 비율이 높았다. 그러나 중소기업은 40% 내외 수준, 소기업은 30% 내외, 5인 미만 개인사업체는 10% 내외로 매우 이용률이 낮았다. 근로소득 및 사업소득은 분위가 높을수록 이용률이 높게 나타났다.

배우자 출산휴가 제도 이용은 어머니의 연령이 높을수록 배우자의 출산휴가 이용 비율이 높게 나타났으며, 어머니가 최근에 출산할수록 이용 비율이 높게 나타났다. 어머니의 교육수준이 높을수록 배우자 출산휴가 이용 비율이 높았으며, 출산 시 자녀가 적을수록 배우자 출산휴가 이용 비율이 높았다.

다음으로 일·가정양립제도 이용과 출산 의향과의 관계를 심층 분석하기 위하여 2015년 이후 출산한 여성 중 유배우자이면서 자녀가 1명인 대상을 기준으로 분석을 실시하였다. 분석 결과 연령이 낮을수록 추가 출산 의향이 높게 나타났으며, 현재 가구 소득은 1-4분위 혹은 7-9분위에서 추가 출산 의향이 높게 나타났다.

주요 변수만을 고려하여 이항로지스틱 분석을 한 결과, 연령 효과가 가장 큰 것으로 나타났다. 어머니의 취업 여부와 상관없이 분석한 결과 연령이 낮을수록 추가 출산 의향의 승산비가 높게 나타났다. 또한 본인의 육아휴직 이용이나 배우자의 일·가정양립제도 이용 경험은 추가 출산 의

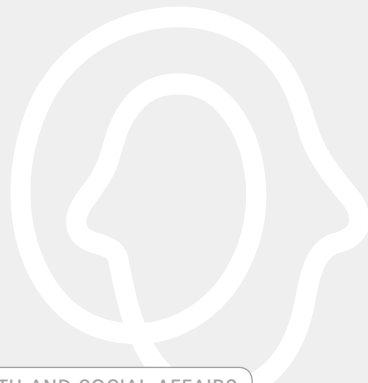
향의 승산비를 높이는 것으로 나타났다. 비록 통계적 유의성은 나타나지 않았으나 이는 일·가정양립제도 이용은 어머니의 추가 출산 의향에 긍정적인 영향력을 미치고 있음을 시사한다. 이러한 결과는 비취업자까지 포함한 어머니보다 취업자 어머니만 분석한 결과에서의 승산비가 더 높게 나타났다.

종합적으로 살펴보면, 일·가정양립제도는 양적인 측면에서 확대되고 있으며, 일·가정양립제도 사용은 추가 출산 의향에 긍정적인 영향을 보이는 것으로 나타났다. 이러한 긍정적인 효과성을 지속적으로 유지하기 위해서는 제도의 질적인 측면이 개선될 수 있도록 노력할 필요가 있다. 앞으로는 단순 제도 이용의 확대가 아닌 제도를 잘 이용하여 추가 출산으로 이어질 수 있도록 정책이 기반되어야 할 것이다. 또한 육아휴직을 이용하는 과정에서 가정 내 소득이나 돌봄 등에서 실제적인 도움을 받을 수 있도록 하기 위한 제도가 마련되어야 할 필요가 있다. 이와 더불어 육아휴직 이용 후 복직 시의 일자리 안정성 확보와 일·생활 균형을 잘 이룰 수 있도록 노동시장의 유연성 제도가 개선될 수 있도록 노력할 필요가 있다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제8장

결론

제1절 연구 결과 요약

제2절 시사점 및 가족과 출산 조사 개선 방향

제8장 결론

제1절 연구 결과 요약

본 연구는 ‘2024년 가족과 출산 조사’ 원자료를 활용하여 가치관, 성평등, 지역 이동, 임신·출산의 보건의료적 경험, 자녀 양육비와 정부 지원금, 일·가정양립정책 등 주요 분석 주제별로 기초적인 분석을 수행한 후 결혼과 출산 관련 심층 분석을 실시하였다.

2장에서는 성별, 혼인상태별 가족 관련 가치와 사회적 가치, 미래 전망 등의 차이를 분석하고 가족 관련 가치 등이 미혼 남녀의 결혼과 출산 의향에 어떤 영향을 미치는지를 확인하였다. 그 결과 결혼의 필요성, 자녀의 필요성, 이상 자녀 수 모두 미혼자 집단이 기혼자 집단에 비해 낮게 나타났다. 성별, 혼인상태별로는 미혼 여성이 자녀의 필요성에 가장 부정적이고 이상 자녀 수가 가장 적었으나 최근 코호트에서는 다소 완화되는 것으로 나타났다. 가치관과 미혼 남녀의 결혼 의향 및 출산 의향에서는 결혼의 필요성과 자녀의 필요성에 긍정적일 경우 미혼 남녀 모두 결혼 의향과 출산 의향이 높게 나타났다. 그리고 남성의 경우 우리 사회가 신뢰할 수 있다고 인식하는 경우, 10년 후 자신의 미래 예측이 가능하다고 인식하는 경우 결혼 의향과 출산 의향이 높게 나타났고 여성은 우리 사회가 안전하다고 인식하는 경우 결혼 의향이 높게 나타났으며 우리 사회가 신뢰할 수 있다고 인식하는 경우, 우리 사회가 안전하다고 인식하는 경우 출산 의향이 높게 나타났다.

제3장에서는 유배우 여성을 중심으로 부부가구의 성평등 수준을 다양

한 측면에서 살펴보고 가사분담과 성역할 태도를 중심으로 성평등 수준과 출산의 관계를 분석하였다. 그 결과 맞벌이 가구가 절반 이상을 차지하여 생계부양부담의 성분리 정도는 완화되었으나 근로시간과 여성의 소득기여 정도 측면에서는 맞벌이 가구라도 부양책임을 공동으로 부담하는 비율이 절반 정도에 불과한 것으로 나타났으며 이를 감안하더라도 여성의 가사분담비율은 상당히 높았다. 그리고 이러한 가사분담 방식과 여성의 성평등태도는 출산 의향에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 무자녀 여성의 경우 가사분담을 평등하게 하는 것이 출산의향을 낮추었으며, 성평등적 태도가 강할수록 출산의향이 낮아져 남성과 여성의 일정한 성역할 분리를 수용하고 실천하는 조건에서 출산이 계획되고 준비되고 있음을 확인하였다.

제4장에서는 대학 진학, 취업, 결혼 전후의 지역 분포와 지역 이동자의 이동 양상, 생애 이동 경로와 결혼 및 출산의 관련성을 분석하였다. 그 결과, 대학 진학 전후로는 서울과 지방 광역시 거주가 증가하고 서울 외 수도권과 지방 도 지역 거주는 감소하며 첫 취업 전후로는 서울을 포함한 수도권 거주가 증가하며 비수도권 거주는 감소, 첫 결혼 전후로는 서울 외 수도권과 지방 도 지역 거주는 증가하며 서울과 지방 광역시 거주는 감소한 것으로 나타났다. 생애 이동 경로는 수도권에서 비수도권으로 이동하는 것에 비해 비수도권에서 수도권으로 이동하는 것이 3~4배 많아 수도권 쏠림 현상을 볼 수 있었다. 결혼 전까지의 생애 이동 경로와 미혼 남녀의 결혼 의향에 대해서는 미혼 남성에게서만 서울 계속 거주 집단에 비해 도 지역 계속 거주자 등 일부 집단에서 결혼 의향이 높게 나타났으며 결혼 전까지의 생애 이동 경로와 기혼 여성의 출생아 수는 서울 계속 거주 집단에 비해 대체로 비수도권 지역 거주 경험 시 출생아 수가 많은 것으로 나타났다.

제5장에서는 3년 이내 출산한 여성의 임신·출산 경험과 추가 출산 의향을 분석하였으며 그 결과 임신을 원했고 계획했고 임신 시기가 적절했던 집단에 비해 임신을 원했고 계획했으나 시기가 부적절했던 경우, 과거 사산이나 유산과 같은 부정적 임신 결과를 경험한 경우 추가 자녀 출산 의향이 낮게 나타났다. 이러한 결과는 만혼과 만산으로 인한 고령 임신·출산 지속 시 고위험 출산과 연관되어 추가 출산 감소 가속화의 가능성을 시사하고 있다.

제6장에서는 자녀 연령대에 따라 양육비와 정부 지원금 간 관계가 다르게 나타났으며 여기에는 사교육비의 영향이 큰 것으로 나타났다. 구체적으로, 0~6세 영유아 연령대보다 7~18세 연령대에서 정부 지원금과 자녀 양육비의 부적(-) 연관성이 더 뚜렷하게 나타나 정부 지원금이 영유아기 위주로 편중되어 있음을 밝혔다. 그러나 사교육비를 제외하고 분석 시 양육비와 정부 지원금 간 뚜렷한 정적(+) 관계가 나타나 사교육비를 제외하면 정부 지원이 양육비 부담을 어느 정도 보전해 주는 것으로 나타났다. 그리고 첫째 자녀의 양육비가 높을수록 한자녀 여성의 추가 출산 의향은 낮아졌으며 정부 지원금이 많을수록 추가 출산 의향은 증가하는 것으로 나타났다.

제7장에서는 유자녀 여성의 본인과 배우자의 일·가정양립제도 이용 실태를 파악하고 한자녀 유배우 여성의 본인과 배우자의 일·가정양립제도 이용과 추가 출산 의향을 분석하였다. 그 결과 일·가정양립제도 활용은 확대되어 왔으나 추가 자녀 출산 의향에는 통계적으로 유의한 영향은 없는 것으로 나타나 출산 측면에서의 제도의 성과 부분은 한계가 있는 것으로 나타났다.

제2절 시사점 및 가족과 출산 조사 개선 방향

1. 정책적 시사점

가족이나 사회적 가치 등 가치관과 미혼 남녀의 결혼 및 출산 의향을 분석한 결과, 결혼이나 자녀가 필요하다고 인식하는 것이 남녀 모두 여전히 결혼 및 출산 의향에 중요한 요인으로 나타났다. 그러나 결혼의 필요성이나 자녀의 필요성에 대한 인식은 인식에 대한 개선이라는 직접적인 개입으로 접근하기보다는 결혼과 출산이 부담스럽지 않고 제약이 되지 않는 정책 환경 마련으로 해결해야 할 것으로 보인다. 그리고 사회적 가치 측면에서 우리 사회의 안전이나 신뢰, 미래 전망이 미혼 남녀의 결혼 의향이나 출산 의향에 영향이 있는 것으로 나타나 미래 전망의 불투명성이나 신뢰나 안전 인식과 같은 가치체계가 정책의 효과를 제약하는 것은 아닌지 검토할 필요가 있으며, 정책이나 제도의 연속성을 통하여 신뢰를 높이는 것이 필요할 것으로 판단된다.

성평등 수준과 출산의 관계를 분석한 결과 가족 내·외부의 복합적인 젠더 관계가 형성되고 있고 이 과정에서 성평등 수준이 정체 상태에 있으며 이에 영향을 받는 20~30대 여성의 출산은 성별화된 위험에 대응해야 하는 부담을 지고 있었다. 이러한 성평등 실천과 태도가 강할수록 출산 의향에 소극적이라는 결과는 사회제도와 문화, 개인의 정체성 등이 다중적으로 미스매치된 상황의 산물이라고 해석할 필요가 있으며 이러한 미스매치를 풀어줄 수 있는 정책 방안을 모색할 필요가 있다.

주요 생애 사건과 지역 이동, 지역 이동과 결혼 및 출산과의 관계에 대한 분석 결과에서 비수도권 지역이라도 광역시 지역과 도 지역의 이동은 다르게 나타났으며 도 지역은 대학 진학부터 취업까지 가장 많은 지역 이

탈이 일어나는 반면 광역시는 대학 진학 시 청년층의 유입이 많아지지만 이렇게 유입된 청년층이 첫 취업 시점에서 다시 이탈하고 있는 것으로 나타나 비수도권 지역의 일자리에 대한 정책이 가장 우선시되어야 할 정책인 것으로 나타났다. 그리고 비수도권 도 지역의 대학부터의 이탈을 완화할 수 있는 원격수업 활성화나 공동캠퍼스 활성화를 통해 양질의 대학 수업권을 보장할 수 있는 방안도 마련될 필요가 있다. 반면 결혼에서는 수도권에서는 서울, 비수도권에서는 광역시의 높은 주거비가 결혼으로 인한 지역 이동의 중요한 문제로 남아 있어 주거비가 높은 지역의 신혼부부 주거에 대한 지원이 계속 확대될 필요가 있다.

다음으로 임신·출산 과정에서 계획 임신이나 부정적 임신 결과 경험 등이 추가 자녀 출산 의향에 영향을 미치는 것으로 나타나 임신 출산과 관련한 다양한 노력이 요구되고 있다. 즉, 임신 전 단계부터 임신 준비 등 포괄적인 건강관리 서비스 제공으로 생식건강 위험 요인에 대한 조기 발견과 관리를 강화하고 고위험 임신군에 대한 정책 강화, 유산이나 사산을 경험한 여성에 대한 심리·정신건강 회복 프로그램 제공 등이 필요하다.

자녀 양육비나 정부 지원과 출산과 관련해서는 자녀 연령이 높아질수록 양육비 부담이 심화되지만 정부 지원은 영유아기 위주로 편중되어 있다는 결과는 현재의 양육지원정책이 실제 자녀 양육 관련 지출 구조를 정확하게 반영하지 못하고 있으며 특히 사교육비의 영향이 크다는 점에서 향후 양육비 지원정책은 보다 구조적이고 체계적인 정책 전환을 요구하고 있다. 특히 자녀 연령이 증가할수록 사교육비가 증가하여 경제적 부담이 커진다는 점에서 구조적 차원의 교육 격차 해소와 사회적 안전망 강화가 병행되어야 할 것이다.

일·가정양립제도의 활용이 추가 출산 의향에 영향을 미치지 못한다는 점은 일·가정양립제도의 1차적인 목적이 추가 출산을 위한 것은 아니지

만 그럼에도 불구하고 저출산 정책으로서 일·가정양립 제도의 출산 효과를 위해 제도 이용의 확대에서 한 발 더 나아간 제도 개선 방안을 고민할 필요가 있을 것으로 보인다.

2. 가족과 출산 조사의 제한점 및 향후 개선 방향

2021년 가족과 출산 조사는 기존 기혼 여성 중심의 조사에서 벗어나 미혼 남녀와 기혼 남성을 추가하였음에도 불구하고 여전히 출산 관련 분석에서는 기혼 여성이 중심이 되는 한계가 있었다. 미혼 여성에 대해서는 임신·출산 이력을 질문하고 있으며 지금 당장은 케이스가 적어 미혼 여성의 임신·출산을 분석하기에는 무리가 있지만 시간이 지남에 따라 미혼 여성의 임신·출산 추세를 파악하고 분석할 수 있을 것이다. 그러나 남성(미혼, 기혼)은 가장 기초적인 본인의 친생자녀 수도 질문하고 있지 않았다는 점에서 한계가 있다. 기혼 남성의 경우 혼인 이력과 혼인 종료 당시의 미성년 자녀 수 등을 토대로 어느 정도 유추해볼 수 있으나 이는 정확한 수치로 볼 수 없으며 혼인 외의 관계에서 발생하는 자녀에 대한 부분은 알 수 없다. 이에 향후 조사에서는 남성의 경우 최소한 자녀 수만이라도 추가 질문이 필요할 것으로 보인다.

다음으로 가족과 출산 조사는 많은 조사 문항을 포함하고 있어 응답자의 부담을 줄여주고자, 그리고 가구는 생계를 함께하는 집단이므로 가구 소득이나 자산, 지출, 부채, 주거 관련 문항 등에 대해서는 가구 단위로 조사하고 있다. 그러나 이러한 조사로 인해 부모와 동거하는 미혼 남녀의 경우 일 영역에서 근로 및 사업소득만 파악할 수 있으며 근로소득 외 다양한 소득이나 자산, 지출 등에 대해서는 파악할 수 없다는 점에서 한계를 가진다. 추후 부모와 동거하는 미혼 남녀 조사 시 본인을 중심으로 지

출이나 자산 등에 대한 내용을 추가로 질문하는 것을 검토해볼 필요가 있을 것이다.

가족과 출산 조사는 횡단면 조사라는 근본적인 한계로 인해 인과 관계 분석에 대한 한계가 있다. 그에 따라 본 연구에서도 결혼과 출산에 대한 분석이 향후 ‘의향’을 중심으로 분석되었다는 점에서 한계를 가지고 있다. 그리고 추가 자녀 출산 의향의 경우 한 자녀에서 두 자녀, 두 자녀에서 세 자녀 등 자녀 수별로 분석하려고 하였으나 여성의 추가 자녀 출산 의향이 적어(한 자녀 16.5%, 두 자녀 2.1%) 자녀 수별로 구분하여 분석하기에는 한계가 있었다. 추가 자녀 출산 의향은 조사의 개선으로 개선할 수 있는 사항은 아니며 횡단면 조사로 인한 한계는 일자리 이력이나 지역 이동 이력, 임신·출산 이력, 자녀별 일·가정양립제도 이용 등을 비교적 상세히 조사함으로써 이를 보완하고자 하고 있다. 다만 이러한 이력 외에도 주거 이력 등에 대한 부분이 보완될 필요가 있을 것으로 보인다. 그러나 현재 가족과 출산 조사의 문항이 너무 많아 조사에 어려움이 있는 상황에서 여러 가지 문항에 대한 추가는 신중히 검토될 필요가 있으며 이 경우 이력에 대한 부분은 매 조사마다 모두 조사하기보다는 모듈을 통해 2회차에 한 번씩 조사하거나 3회차에 한 번씩 조사하는 방향으로 문항을 조정하는 방안도 고려할 수 있을 것이다.



- 계봉오, 유삼현, 최슬기. (2022). 유배우 출산율 변화, 2005~2020: 혼인지속 기간 접근. 한국인구학, 45(4), pp.71-92.
- 곽은혜. (2022). 육아휴직급여 확대가 출산 결정에 미치는 영향. 노동경제논집, 45(3), pp.43-69.
- 교육부. (2024.8.21.). 「사교육 부담 없는 지역·학교」 1차 선정 결과 발표. [보도자료].
<https://www.moe.go.kr/boardCnts/viewRenew.do?boardID=294&boardSeq=100594&lev=0&searchType=null&statusYN=W&page=1&s=moe&m=020402&opType=N>
- 교육부. (2024). 초중고사교육비조사 [데이터 세트], 국가통계포털, 2025.5.6. 검색.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1PE003&conn_path=I3
- 구양미. (2021). 인구 변화와 도시 쇠퇴의 지역 불균형: 저출산과 지방소멸 문제에 대한 시사점. 국토지리학회지, 55(3), pp.301-320.
- 기획재정부. (2025). 2025년부터 이렇게 달라집니다. 기획재정부.
- 김가현, 김근태. (2025a). 성장지역과 대학 소재지에 따른 수도권과 지방 청년의 혼인 이행 격차에 관한 연구. 사회복지정책, 52(1), pp.129-157.
- 김가현, 김근태. (2025b). 수도권과 비수도권 청년 여성의 첫 출산 이행 패턴과 영향 요인에 관한 연구. 통계연구, pp.21-44.
- 김동신. (2021). 지역 청년층 인구이동의 경제적 및 사회문화적 요인에 관한 연구. 정책개발연구, 21(2), pp.177-205.
- 김다원. (2024.8.21). 교육부, '사교육 부담 없는 지역·학교' 12곳 선정. 한국 NGO신문.
<https://www.ngonews.kr/news/articleView.html?idxno=155295>
- 김민석, 강민규. (2023). 개인 및 지역 특성을 고려한 비수도권 청년유출 영향 요

- 인 분석. 도시행정학보, 36(2), pp.47-66.
- 김민주, 서정재. (2024). 남성육아휴직 경험자의 출산의향에 관한 분석. 미래사회, 15(1), pp.51-71.
- 김석주, 조영민. (2022). 서울시 맞벌이 부부가구의 추가 출산의향에 미치는 영향-출산장려정책의 경험과 기대를 중심으로. 한국가족복지학, 69(3), pp.97-122.
- 김수정, 김은지. (2007). 한국 맞벌이 가구에서 가사노동과 경제적 의존의 관계: 교환 혹은 젠더보상?: 교환 혹은 젠더보상?. 한국사회학, 41(2), pp.147-174.
- 김지성. (2025). 출산의 사회적 의미와 한국 저출산 대응정책에 관한 탐색적 연구: 미시적 분석, 한국정책연구, 제25권 제2호, pp.199-228.
- 김태훈. (2025). 사교육비 지출 증가가 출산율에 미치는 영향. 제37회 인구포럼: 저출산 고착화의 근본적 원인 탐색. 한국보건사회연구원, 서울대학교 국가미래전략원 인구클러스터.
- 김필숙, 이윤석(2025), 기혼여성의 가족 가치관과 출산 행위, 한국인구학, 48(2), pp.81-109.
- 남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률, 법률 제21065호 (2025)
- 남윤미, 황인도. (2023). 초저출산의 경제적·비경제적 원인: 설문 실험을 통한 분석. BOK 경제연구, 제 2023-24 호. 한국은행.
- 박수미. (2008). 둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성. 한국인구학, 31(1), pp.55-74.
- 박신영. (2017). 가족가치관 및 출산정책이 희망자녀수 출산에 미치는 영향, 한국가족복지학, 22(4), pp.607-628.
- 박종서, 김문길, 임지영. (2016). 일·가정양립 지원 정책 평가와 정책과제 - 모성 보호제도와 출산의 관계를 중심으로. 한국보건사회연구원.
- 박종서, 이지혜, 정희선, 이소영, 장인수, 최선영, 이혜정. (2024). 2024년도 가족과 출산 조사. 한국보건사회연구원.
- 박종서, 임지영, 김은정 외. (2021). 2021년도 가족과 출산 조사 -(구)전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사. 한국보건사회연구원.

- 박종서, 임지영, 김은정, 변수정, 이소영, 장인수,....., 송지은. (2021). 2021년도 가족과 출산 조사 -(구)전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사. 한국보건사회연구원.
- 박종서, 장인수, 최선영, 임지영, 계봉오, 유삼현. (2023). 가족과 출산 조사 개편 방안 연구. 한국보건사회연구원.
- 박준이. (2024.10.29). 교육부, 긴축재정에 교육청 옥죈다... '현금성 복지'에 패 널티 부여. 아시아경제.
<https://view.asiae.co.kr/article/2024102908332773060>
- 배호중, 양은모. (2025). 타 지역 대학진학이 혼인이행에 미치는 영향: 4 년제 대 출자를 중심으로. 한국보건사회연구, 45(1), pp.5-31.
- 배호중, 천재영. (2018). 출산전후 휴가 및 육아휴직 활용가능성이출산에 미치는 영향 : 신혼여성을 중심으로. 여성연구, 96(1), pp.79-118.
- 서정연, 김한곤. (2015). 출산자녀수별 기혼여성의 출산의지에 영향을 미치는 요 인, 한국인구학, 38(3). pp.1-24.
- 신윤정. (2008). 보육· 교육비 부담이 출산 의향에 미치는 영향 분석. 보건사회 연구, 28(2), pp.103-134.
- 신창우, 이삼식, 이난희 외. (2012). 출산력 시계열 자료 구축 및 분석. 한국보건 사회연구원.
- 양미선, 김나영, 박은정, 오미애, 송신영, (2022). 가정양육수당 지원 가구 현황 및 제도 개선 방안. 육아정책연구소.
- 오신휘, 이소영. (2023). 기혼여성의 둘째아 출산 의향에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 생식건강 요인을 중심으로. 한국모자보건학회지, 27(2), pp.110-118.
- 우해봉, 장인수. (2018). 생존모형을 활용한 한국의 출산력 변동 분석. 통계연구, 23(2), pp.1-26.
- 유나영, 마강래. (2024). 비수도권 광역시 청년인구의 지역 간 이동패턴에 관한 연구. 한국지역개발학회지, pp.1-22.
- 윤지영, 조성은. (2024). 4 년제 대졸 청년 취업자의 지역 이동 영향요인. 기업교

- 육과 인재연구, 26(2), pp.49-72.
- 이덕난, 유지연. (2022). 초·중·고교 사교육비 변화 추이 분석 및 향후 과제. 국회 입법조사처. NARS 현안분석 제247호.
- 이명진. (2023). 사회심리학적 요인이 출산 의도에 미치는 영향 분석: TDIB 모형을 중심으로, 사회과학연구, 제35집 제2호, 국민대학교 사회과학연구소
- 이삼식. (2007). 가치관의 변화가 결혼 및 출산 행태에 미치는 영향, 보건사회연구, 26(2), pp.95-140.
- 이상림, 최인선. (2023). 국내 인구이동의 변동 양상과 정책적 함의. 한국보건사회연구원.
- 이소영, 이지혜, 이철희. (2023). 인구 변화 대응 아동수당정책의 재정 전망 및 개선 방안. 한국보건사회연구원.
- 이윤진. (2023). 첫만남이용권 이용 현황과 정책제언. 육아정책포럼. 육아정책연구소.
- 이지혜. (2023). 육아휴직제도 변화와 여성 임금근로자의 경제활동 및 추가출산 [박사학위논문, 서울대학교].
<https://www.riss.kr/link?id=T16865555>
- 이철희. (2023). 1992년~2021년 한국 출생아 수 변화 요인 분해: 여성인구, 결혼, 자녀수별 유배우 출산을 변화의 효과. 한국인구학, 46(3), pp.79-110.
- 이하나. (2023.5.19.). 자녀 1명 키우는데 3억6500만원... 한국, 양육비 가장 비싼 나라., 여성신문.
<https://www.womennews.co.kr/news/articleView.html?idxno=235733>
- 이현옥. (2011). 한국여성의 출산의지 결정요인, 정책개발연구, 11(1), pp.99-132.
- 임병인, 서혜림. (2021). 여성의 가족가치관과 결혼 및 출산의향, 보건사회연구, 41(2), pp.123-140.
- 임재연. (2021). 한국 청년세대의 출산 의향에 영향을 미치는 사회적 요인: 가족가치관 유형의 효과를 중심으로. 한국인구학, 44(4), pp.47-74

- 장인수, 이선희, 최인선, 이소영, 유정균. (2024). 2024년도 저출산·고령사회 시행계획 및 제4차 기본계획 핵심성과지표 개선방안 연구. 저출산고령사회 위원회, 한국보건사회연구원.
- 장인수. (2020). 인구 변화에 대응한 지방자치단체 재정 여건 제고 방안. 보건복지포럼, 2020년 2월 통권 제280호, pp.63-72.
- 저출산·고령사회기본법, 법률 제20112호 (2024).
- 저출산고령사회위원회, (2025.4.3.). 저출생 대응을 위한 사교육비 부담경감 방안 모색-저출산고령사회위원회-경제인문사회연구회-한국교육학회, 제9차 「인구전략 공동포럼」 공동개최-. [보도자료].
<https://betterfuture.go.kr/front/notificationSpace/pressReleaseDetail.do?articleId=452>
- 정아름. (2018). 기혼여성의 청소년기 가정환경요인, 가족가치관이 출산의지에 미치는 영향, 한국사회과학연구, 37(3), pp.147-174.
- 정의룡. (2018). 육아휴직의 정책효과에 관한 분석: 출산에 미치는 효과를 중심으로. 문화기술의 융합, 4(4), pp.145-154.
- 정혜은, 진미정. (2008). 취업여부에 따른 기혼여성의 둘째자녀 출산의도. 한국인구학, 31(1), pp.151-168.
- 조성은, 이상정, 전진아, 주보혜, 김현진. (2018). 아동수당 제도 발전 방안에 관한 연구. 세종: 보건복지부, 한국보건사회연구원.
- 조성호, 이지나, 김근태. (2021). 기혼부부의 무자녀 선택과 정책과제. 한국보건사회연구원.
- 조유선, 문아람, 송아영. (2020). 성역할에 대한 여성의 태도와 사회적 규범이 출산에 미치는 영향 분석, 비판사회정책, 66, pp.175-211,
 DOI:10.47042/ACSW.2020.02.66.175
- 진미정, 한준, 노신애. (2019). 20-30대 청년세대의 결혼·출산 가치관의 잠재유형과 한국사회 인식 및 개인적 미래전망의 관련성, 가족과 문화, 33(1), pp.166-188
- 최지훈, 안선희. (2017). 가족친화제도, 직장생활, 가정생활과 추가출산의향 간

- 의 관계. 가정과삶의질연구, 35(2), pp.77-92.
- 최효미, 김나영, 조미라, 김태우, 정경희, 김병철. (2024). 영유아 가구 양육비용 및 육아서비스 이용 실태 조사: KICCE 소비실태조사 2024. 육아정책연구소.
- 통계청. (2024.12.18.). 2023년 육아휴직통계 결과(잠정). [보도자료]
https://mods.go.kr/board.es?mid=a10301030600&bid=11814&act=view&list_no=434241
- 통계청. (2025.2.26). 2024년 인구동향조사 출생·사망통계(잠정). [보도자료].
https://mods.go.kr/board.es?mid=a10301020300&bid=204&act=view&list_no=435209
- 통계청. (2025.3.13.). 2024년 초중고사교육비조사 결과. [보도자료].
https://mods.go.kr/board.es?mid=a10301070100&bid=245&act=view&list_no=435485
- 한요셉 편. (2021). 청년층의 지역 간 이동에 관한 연구: 대학 진학을 중심으로. 한국개발연구원.
- 한치원. (2024.10.29). 현금성 복지지출 많은 시도교육청 10억씩 삭감...정부, '지방교육재정교부금위원회' 신설. 교육플러스 [보도자료].
<https://www.edpl.co.kr/news/articleView.html?idxno=14971>
- 허은. (2017). 개인화와 성별분업 : 패널 자료를 이용한 가족형성기 여성의 성역할 태도 분석. 한국사회학, 51(4), pp.47-78.
- 홍기석. (2025). 청년 인구 이동의 원인과 파급효과. 경제분석, pp.1-40.
- Aassve, P Conzo, F Luppi, L Mencarini. (2025). Generalised morality and contemporary fertility dynamics across European regions. Regional Studies, Vol. 59 No. 1, 2361126, DOI: 10.1080/00343404.2024.2361126
- Aassve A, Billari FC, Pessin L. (2016). Trust and fertility dynamics. Social Forces 95, pp.663-692
- Aassve, A., Conzo, P., Luppi, F., & Mencarini, L. (2018). Culture,

- Institutions, and Contemporary Fertility Dynamics in Europe. In PAA 2018 Annual Meeting. PAA.
- Aassve, A., Sironi, M. and Bassi, V. (2013), Explaining attitudes towards demographic behaviour, *European Sociological Review*, 29(2), pp.316-333.
- Aassve, Arnstein, Marco Le Moglie, and Letizia Mencarini. (2021). Trust and Fertility in Uncertain Times, *Population Studies* 75(1), pp.19-36.
- Ajzen, I., & Klobas, J. (2013). Fertility intentions: An approach based on the theory of planned behavior. *Demographic research*, 29, pp.203-232.
- Anne Lise Ellingsæter (2015), Family Policy, Fertility and Institutional Trust, 12th LPR Network Seminar, Trondheim, 2015. Based on Ellingsæter & Pedersen, Social Politics, 2015
- Arpino, V., Brock, M., & Gill, S. E. (2015). The role of TIMPs in regulation of extracellular matrix proteolysis. *Matrix biology*, 44, pp.247-254.
- Averett, S. L., & Wang, Y. (2023). Assessing the Fertility Effects of Childcare Cost Subsidies: Evidence from the Child and Dependent Care Tax Credit (No. 16263). IZA Discussion Papers.
- Baughman, R., & Dickert-Conlin, S. (2009). The earned income tax credit and fertility. *Journal of Population Economics*, 22, pp.537-563.
- Begall, K., & Hiekel, N. (2024). Beyond the continuum: A micro-level analysis of the gender equality-fertility nexus in three Nordic countries. Max Planck Institute for Demographic Research.
- Bernard, A., Bell, M., & Charles-Edwards, E. (2014). Life-course transitions and the age profile of internal migration. *Population*

- and development review, 40(2), pp.213-239.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8, pp.436-455.
- De Rose A, Guagnano G. (2023). Having Children in Europe: The Role of Social Capital. *Revi Euro Stud.* 2023;15(1).
- Dommermuth, L., Hohmann-Marriott, B., & Lappegård, T. (2017). Gender equality in the family and childbearing. *Journal of Family Issues*, 38(13), pp.1803-1824.
- Esping-Andersen, G., & Billari, F. C. (2015). Re-theorizing Family Demographics. *Population and Development Review*, 41(1), pp.1-31.
<https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2015.00024.x>
- Feichtinger, G., Prskawetz, A., Seidl, A., Simon, C., & Wrzaczek, S. (2013). Do egalitarian societies boost fertility? (No. 2/2013). Vienna Institute of Demography Working Papers.
- Gauthier, A. H. (2007). The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population research and policy review*, 26(3), pp.323-346.
- Goldscheider, F., Bernhardt, E., & Lappegård, T. (2015). The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior. *Population and Development Review*, 41(2), pp.207-239.
- Gortfelder, M., Neyer, G., & Andersson, G. (2024). Trust and fertility intentions in high-trust Sweden: An exploratory analysis. *Comparative Population Studies*, 49, pp.297-316.
- Haan, P., & Wrohlich, K. (2011). Can child care policy encourage employment and fertility?: Evidence from a structural model. *Labour Economics*, 18(4), pp.498-512.
- Hanappi, D., Ryser, V. A., Bernardi, L., & Le Goff, J. M. (2017).

- Changes in employment uncertainty and the fertility intention-realization link: An analysis based on the Swiss household panel. *European Journal of Population*, 33(3), pp.381-407.
- Jing Zhao et al., (2024), Offline social capital, online social capital, and fertility intentions: evidence from China, *Humanities and Social Sciences Communications*
- Kwon, S. J. (2024). The Effects of the Child and Dependent Care Tax Credit (CDCTC) on Child-Care Use and Maternal Labor Supply. *Social Service Review*, 98(2), pp.293-328.
- Letizia Mencarini, Daniele Vignoli, Arnstein Aassve (2023), Economic uncertainty and fertility: Narratives of the Great Recession in Europe, *European Journal of Population*, 39, pp.243-270
- Matysiak A, Sobotka T, Vignoli D. (2021). The Great Recession and fertility in Europe: a sub-national analysis. *Eur. J. Popul.* 37(1), pp.29-64
- McDonald, P. (2000). Gender Equity in Theories of Fertility Transition. *Population and Development Review* 26(3), pp.427-430.
- Meggiolaro, S. (2011). Fertility intentions and employment uncertainty among Italian women. *Genus*, 67(2), pp.77-105.
- Modena, F., & Sabatini, F. (2012). Social capital and fertility: Evidence from Italy. *Review of Economics of the Household*, 10(1), pp.5-33.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14, pp.693-709.
- Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of econometrics*, 61(1), pp.5-21.
- Park, H. Cho, J., & Choi, K. H. (2008). The impact of economic

- insecurity on Korean fertility intentions. *Korean Journal of Population Studies*, 31(1), pp.57-86.
- Preis, H., Mahaffey, B., Heiselman, C., & Lobel, M. (2020). Pandemic-related pregnancy stress and anxiety among women pregnant during the COVID-19 pandemic. *American Journal of Obstetrics & Gynecology MFM*, 2(3), 100155.
- Riederer, B., & Buber-Ennsner, I. (2019). Socio-economic determinants of the intention-behaviour gap in fertility: Evidence from Austria. *Demographic Research*, 41, pp.507-540.
- Rijken, A. J., & Liefbroer, A. C. (2009). Influences of the family of origin on the timing and quantum of fertility in the Netherlands. *Population Studies*, 63(1), pp.71-85.
- Seo, Y. O. (2011). The effects of psychosocial characteristics and reproductive health characteristics on pregnancy preparation behaviors among married women [Unpublished doctoral dissertation]. Yonsei University.
- Song, Y.-J. (2017). Does Couples' Division of Domestic Work Influence Women's Fertility Plans? A Case Study of South Korea. *한국인구학*, 40(3), pp.27-50.
- Stepner, M. (2013). binscatter: Stata module to generate binned scatterplots. *Statistical Software Components S457709*, Department of Economics, Boston College.
- Testa, M. R. (2014). On the positive correlation between education and fertility intentions in Europe: Individual-and country-level evidence. *Advances in life course research*, 21, pp.28-42.
- Torr, B. M., & Short, S. E. (2004). Second births and the second shift: A research note on gender equity and fertility. *Population and development Review*, 30(1), pp.109-130.

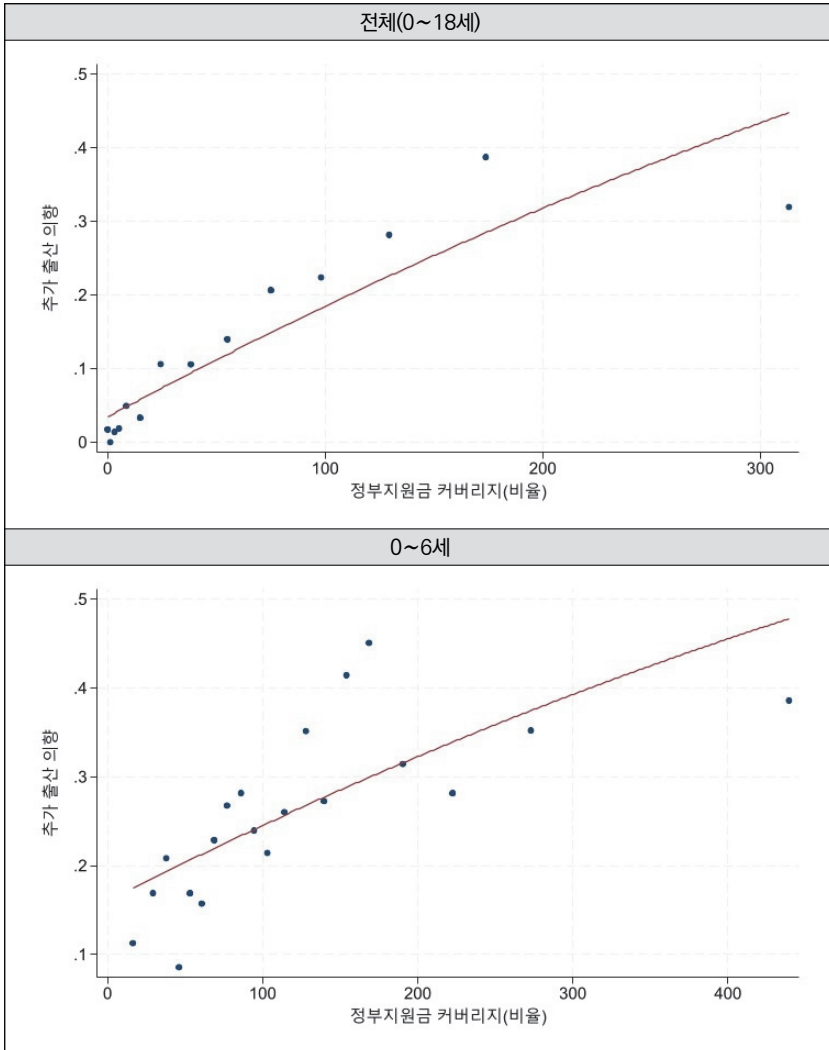
<https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2004.00005.x>

- Vignoli, D., Guetto, R., Bazzani, G., Pirani, E., & Minello, A. (2020). Uncertainty and narratives of the future: A theoretical framework for contemporary fertility. *European Journal of Population*, 36(4), pp.637-665.
- Wang, S., & Dong, H. (2024). Flexible Working Arrangements and Fertility Intentions: A Survey Experiment in Singapore. *European Journal of Population*, 40(1), pp.1-26.
- Wesolowski, K. (2015). The effect of perceived discrimination on fertility intentions among childless Polish women in the UK. *Central and Eastern European Migration Review*, 4(2), pp.27-50.
- World Health Organization (2014). WHO recommendations on postnatal care of the mother and newborn. World Health Organization. <https://iris.who.int/handle/10665/97603>
- Yamamura, E., & Andrés, A. R. (2011). Trust and Fertility: Evidence from OECD countries (MPRA Paper No. 29978). University Library of Munich, Germany.
- Yeo, J. H., & Chun, N. (2013). Influence of childbirth experience and postpartum depression on quality of life in women after birth. *Journal of Korean Academy of Nursing*, 43(1), pp.11-19.
- Yoon, S. Y. (2016). Is gender inequality a barrier to realizing fertility intentions? Fertility aspirations and realizations in South Korea. *Asian Population Studies*, 12(2), pp.203-219.

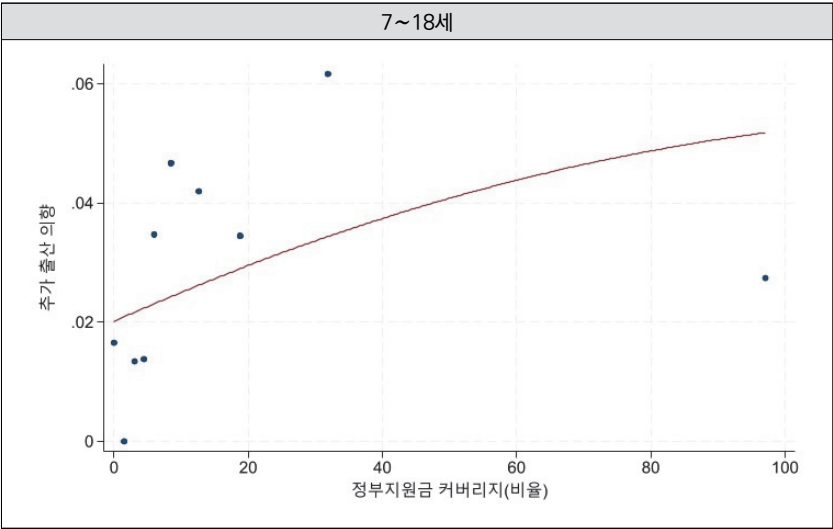


[부그림 6-1] 정부 지원금 커버리지와 추가 출산 의향 간 연관성: 둘째 이상 자녀가 있는 경우를 모두 포함

(단위: %)

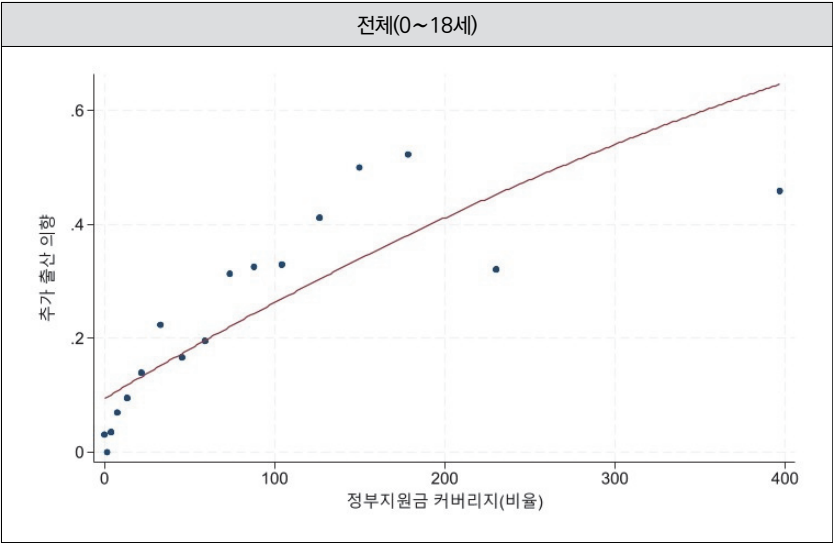


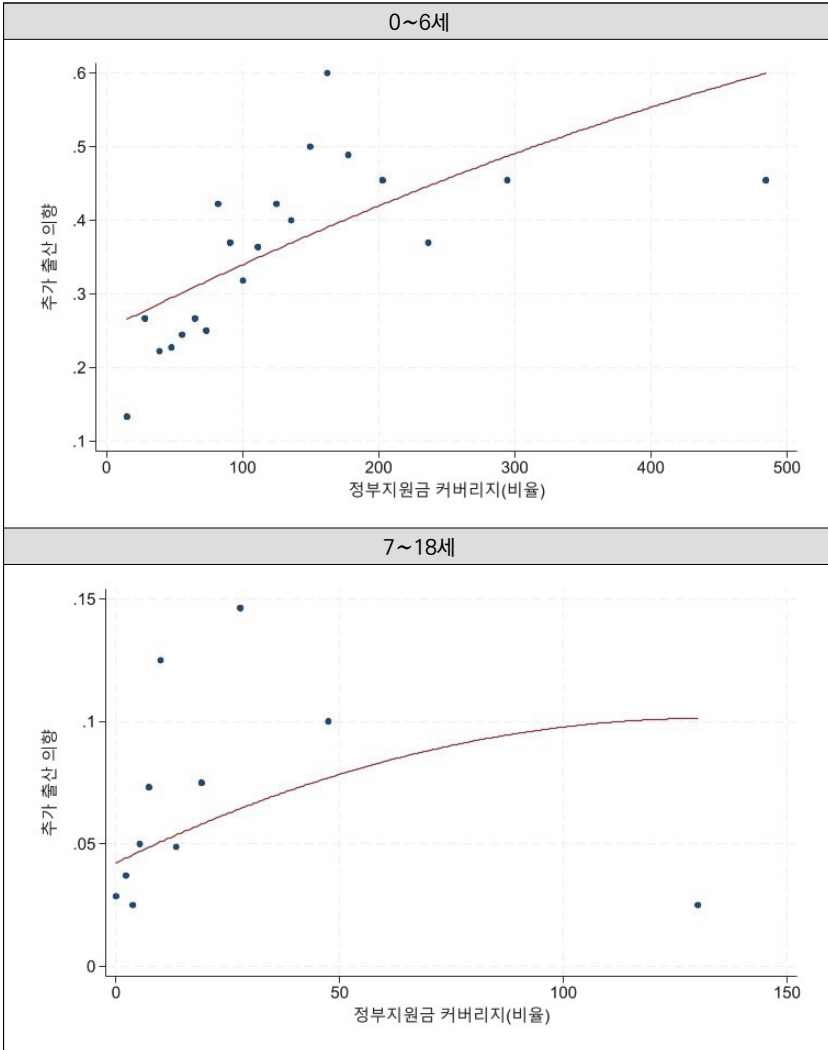
224 결혼과 출산의 최근 동향과 영향 요인: 2024년 가족과 출산조사 심층분석



주: 정부 지원금 커버리지(비율)은 양육비 대비 정부 지원금의 비율(%)임.
출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.

[부그림 6-2] 정부 지원금 커버리지와 추가 출산 의향 간 연관성: 첫째 자녀만 있는 경우
(단위: %)





주: 정부 지원금 커버리지(비율)은 양육비 대비 정부지원금의 비율(%)임.

출처: “2024년도 가족과 출산 조사”, 보건사회연구원, 2024 [보고서 작성 시점 미발간 데이터, 2024년도 가족과 출산 조사를 바탕으로 저자 분석.



Abstract

Recent Trends and Determinants of Marriage and Childbirth: A Comprehensive Analysis of the 2024 Family and Fertility Survey

Project Head: Yi, Jihye

To address the growing complexity of low fertility and the increasing diversity of family forms, the Korea Institute for Health and Social Affairs (KIHASA) redesigned the National Fertility, Family Health and Welfare Survey into the National Family and Fertility Survey in 2021. The new survey expanded its scope to include men and women aged 19–49, regardless of marital status, and diversified its questionnaire. The 2024 survey maintained this framework while adding and revising questions. Using the 2024 data, this study empirically examines factors influencing marriage and childbirth and presents policy implications for improving family and fertility policies.

Analysis of unmarried men and women showed that positive attitudes toward the necessity of marriage and children were strongly linked to higher intentions to marry and have children. Yet, the specific social values influencing these intentions differed by gender: men were influenced mainly by trust and future prospects, while for women, safety affected marriage intentions and both trust and safety influenced fertility intentions.

Co-Researchers: Park, Jongseo · Lee, Soyoung · Chang, Insu · Choi, Sunyoung · Jung, Heesun

Among married couples, gender segregation in breadwinning has decreased, but only about half of dual-income households share financial responsibilities equally, and women still perform most household work. Women who do more housework tend to have higher fertility intentions, while those with stronger gender-equality attitudes tend to have lower intentions to have children.

Regional mobility analysis showed that migration from non-metropolitan to metropolitan areas occurs three to four times more often than the reverse. Marriage intentions were linked to migration history only for unmarried men, while married women who had lived outside Seoul tended to have more children.

Women who experienced mistimed pregnancies or negative pregnancy outcomes had lower intentions for additional childbirth. Higher childcare costs reduced intentions to have more children, whereas greater government support increased them. Childcare subsidies for school-aged children (7-18 years) were less effective in offsetting rising costs compared to those for younger children. Use of work-family balance programs has expanded among recent mothers but showed no significant impact on further childbirth intentions.

These findings suggest key policy directions. Strengthening public trust, safety, and confidence in the future is crucial, as these factors influence individuals' willingness to marry and

have children. Gender equality policies should be paired with practical work-life balance measures so that equality and fertility reinforce rather than hinder each other. To address youth migration, regional policies must expand educational and job opportunities while increasing housing support for newlyweds in high-cost urban areas. Enhancing reproductive health services—including preconception care, early detection of high-risk pregnancies, and mental health support for women who have experienced pregnancy loss—is also essential.

Childcare policies should better reflect the real costs of raising children, particularly the heavy burden of private education for older children. Work-family balance programs need further improvement to more effectively support family formation and childbirth.

The study also recommends improving the National Family and Fertility Survey by including men's fertility data and more detailed information on unmarried adults' financial conditions who live with their parents. Adding periodic life-history modules on employment, housing, and childbirth would deepen causal analysis; however, these modules need to be adjusted to account for respondent burden.

Key words: Family and Fertility Survey, Marriage, Childbirth