

연구보고서  
2022-10

# 노동과 출산 의향의 동태적 분석

김영아 · 곽은혜 · 김근태



# 목 차

요 약 .....	i
제1장 서 론 .....	(김영아) ..... 1
제1절 연구배경 및 목적 .....	1
제2절 연구의 구성 .....	3
제2장 출산 의향 변화와 불안정한 고용 .....	(김근태) ..... 4
제1절 서 론 .....	4
제2절 이론적 배경 .....	5
제3절 고용 불안정과 결혼 의향 변화 .....	7
1. 분석 방법 .....	7
2. 분석 결과 .....	9
제4절 고용 불안정과 출산 의향 변화 .....	16
1. 분석 방법 .....	16
2. 분석 결과 .....	17
제5절 요약 및 결론 .....	35
제3장 남성 임금 불평등과 결혼 지연 .....	(곽은혜) ..... 37
제1절 서 론 .....	37
제2절 배경: 남성의 결혼 지연 현상 .....	41
1. 분석 자료 .....	41
2. 혼인 남성 비율 변화 .....	41
3. 종사상 지위별 혼인 남성 비율 변화 .....	44

4. 임금 수준별 혼인 남성 비율 변화 .....	46
제3절 데이터 .....	51
제4절 남성 임금 불평등 정도와 미혼 남성 비율의 관계 .....	54
1. 추정 방법 .....	54
2. 결 과 .....	55
제5절 임금 불평등이 남성 결혼에 미치는 영향 .....	58
1. 추정 방법 .....	58
2. 결 과 .....	60
제6절 소 결 .....	63
제4장 단기 출산 의향의 실현과 불안정 고용 ..... (김영아) .....	67
제1절 서 론 .....	67
제2절 선행연구 .....	69
제3절 연구방법 .....	72
1. 분석자료 및 방법론 .....	72
2. 변수 측정 .....	75
3. 기술분석 .....	77
제4절 분석 결과 .....	80
1. 1년 이내 출산 의향의 실현 .....	80
2. 1~2년 사이 출산 의향의 실현 .....	88
제5절 소 결 .....	94
제5장 결 론 ..... (김영아) .....	98
제1절 주요 연구 결과 요약 .....	98
제2절 정책적 시사점 .....	105
참고문헌 .....	107

## 표 목 차

<표 2- 1> 결혼 의향에 대한 패널로짓모형 분석 .....	11
<표 2- 2> 3년 결혼 계획 여부에 대한 패널로짓모형 분석 .....	14
<표 2- 3> 인구주택총조사 실시 연도별 2% 샘플 주요 특성 분포 ·	17
<표 2- 4> 추가 자녀 출산 의향에 대한 패널로짓모형 분석 .....	28
<표 2- 5> 추가 자녀 출산 시기에 대한 순서형 패널로짓모형 분석	32
<표 3- 1> 지역별 요약통계 .....	52
<표 3- 2> 남성 임금 불평등과 26~35세 미혼 남성 비율 .....	56
<표 3- 3> 남성 임금 불평등과 36~45세 미혼 남성 비율 .....	57
<표 3- 4> 임금 불평등도와 미혼 가능성 .....	61
<표 3- 5> 임금 불평등도와 미혼 가능성(확장모형) .....	63
<표 4- 1> 출산 의향의 실현 유형화 .....	73
<표 4- 2> 출산 의향의 실현 분석대상자 기술통계 .....	75
<표 4- 3> 1년 이내 출산 의향 실현: 남성(준거집단: 포기자) .....	81
<표 4- 4> 1년 이내 출산 의향 실현: 여성(준거집단: 포기자) .....	83
<표 4- 5> 1년 이내 출산 의향 실현: 남성(준거집단: 실현자) .....	85
<표 4- 6> 1년 이내 출산 의향 실현: 여성(준거집단: 실현자) .....	87
<표 4- 7> 1~2년 사이 출산 의향 실현: 남성(준거집단: 포기자) ...	88
<표 4- 8> 1~2년 사이 출산 의향 실현: 여성(준거집단: 포기자) ...	90
<표 4- 9> 1~2년 사이 출산 의향 실현: 남성(준거집단: 실현자) ...	91
<표 4-10> 1~2년 사이 출산 의향 실현: 여성(준거집단: 실현자) ...	93

## 그림목차

[그림 2- 1] 경제활동상태별 추가 자녀 계획 있음의 비중 .....	20
[그림 2- 2] 종사상 지위별 추가 자녀 계획 있음의 비중 .....	21
[그림 2- 3] 교육수준별 추가 자녀 계획 있음의 비중 .....	22
[그림 2- 4] 현재 자녀 수별 추가 자녀 계획 있음의 비중 .....	24
[그림 2- 5] 성별 및 최종학력별 3년 이내 출산 계획 여부 비율 분포 .....	25
[그림 2- 6] 성별 및 현재 종사상 지위별 3년 이내 출산 계획 여부 비율 분포 .....	26
[그림 2- 7] 성별 및 현 자녀 수별 3년 이내 출산 계획 여부 비율 분포 .....	27
[그림 3- 1] 초혼 연령 추이 .....	38
[그림 3- 2] 연령별 혼인 남성 비율 .....	42
[그림 3- 3] 교육 수준별 혼인 남성 비율: 26~35세 .....	43
[그림 3- 4] 교육 수준별 혼인 남성 비율: 36~45세 .....	43
[그림 3- 5] 종사상 지위별 혼인 남성 비율: 26~35세 .....	45
[그림 3- 6] 종사상 지위별 혼인 남성 비율: 36~45세 .....	46
[그림 3- 7] 임금 수준별 혼인 남성 비율: 26~30세 .....	48
[그림 3- 8] 임금 수준별 혼인 남성 비율: 31~35세 .....	49
[그림 3- 9] 임금 수준별 혼인 남성 비율: 36~40세 .....	49
[그림 3-10] 임금 수준별 혼인 남성 비율: 41~45세 .....	50
[그림 3-11] 임금 수준별 혼인 남성 비율: 46~50세 .....	50
[그림 3-12] 2016년 26~35세 .....	53
[그림 3-13] 2016년 36~45세 .....	53
[그림 3-14] 2020년 26~35세 .....	53

[그림 3-15] 2020년 36~45세 .....	53
[그림 4-1] 출산 의향(1년 이내)-실현 유형(2016~2019) .....	77
[그림 4-2] 출산 의향(1-2년 사이)-실현 유형(2016~2019) .....	78
[그림 4-3] 성별 출산 의향(1년 이내)-실현 유형(2016~2019) .....	79
[그림 4-4] 성별 출산 의향(1~2년 사이)-실현 유형(2016~2019) .....	79





## 요약

본 연구는 미시적인 수준에서 개인의 노동시장 특성과 출산 의향과의 관계를 살펴보기 위해 불안정한 고용 지위가 결혼과 출산 의향에 미치는 영향, 노동시장에서의 임금이 남성 혼인 지연에 미치는 영향, 그리고 노동시장 특성이 단기 출산 의향 실현에 미치는 영향을 분석하였다.

### 1. 출산 의향 변화와 불안정한 고용

제2장은 고용 불안정성과 혼인 및 출산 의향의 관계를 청년패널 자료와 인구주택총조사 2% 자료를 사용하여 분석하였다. 기존의 저출산 연구들은 출생이라는 결과물에 집중된 경향이 있어, 출생의 선행조건(antecedent)이라고 할 수 있는 출산 의향이나 계획이 고용 안정성과 어떠한 관계를 이루고 있는지에 대해 다루지 않고 있다. 본 연구는 이러한 한계점을 보완하였다는 점에서 의미가 있다.

분석 결과를 요약하면, 첫 번째로, 사회경제적인 특성들을 통제한 상태에서도 비정규직이나 시간제 근로와 같은 불안정한 고용은 청년층의 결혼 의향을 심각하게 억제하는 것으로 나타났다. 예를 들어 비정규직 청년은 정규직 청년에 비해 결혼 의향의 승산이 20.9% 낮았고, 시간제로 근무하는 청년은 전일제 근로를 하는 청년에 비해 결혼 의향의 승산이 26.2% 낮았다. 이와 반대로 현 직장의 고용 안정성에 대한 만족도가 상승할수록 결혼 의향은 10.8% 증가하였다. 둘째, 결혼 의향이 있는 응답자만을 대상으로 하였을 때 비정규직에 근무하는 청년이 정규직 청년보다 3년 이내에 결혼할 계획의 승산이 36.0% 감소하였다. 하지만, 시간제 근로자의 경우 전일제 근로자에

비해 오히려 3년 이내 결혼의 승산이 80.8% 높은 것으로 드러났다. 이는 근접한 미래에 결혼을 계획하는 응답자(특히 여성)가 시간제로 전환하였을 가능성이 있다는 것을 암시한다. 또한 부채가 없는 청년들이 그 반대의 경우보다 3년 이내 결혼을 하겠다는 승산이 약 2.4 배 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 보건대 전반적인 결혼 의향과 3년 내 결혼 계획 여부는 구체성 측면에서 다를 수 있다는 사실이 확인되었다. 그럼에도 불구하고 전체적으로 고용 안정성이 높을수록 보다 구체적인 결혼 계획을 세우는 것으로 보인다. 셋째, 추가 자녀 출산 계획의 경우에는 사회경제적인 요인들을 통제하면 일자리의 안정성이나 직장 고용 안정성과 통계적으로 유의미한 관계를 보이지는 않았다. 그러나 직장의 근로자 규모가 300명에서 900명 사이일 경우 출산 계획이 있는 승산이 유의미하게 높은 것이 확인되었다. 이러한 규모의 사업장은 상대적으로 고용이 안정되어 있고, 임금 또한 높으므로 출산 의향이 높게 나타나는 것으로 풀이된다. 또한 추가 자녀 출산 여부의 결정요인 중 현재 총 자녀 수가 매우 큰 영향력을 발휘하는 것으로 나타났는데, 자녀가 1명 증가할 때마다 추가 자녀 출산 의향의 승산이 82.6% 감소하는 것으로 밝혀졌다. 마지막으로 추가 자녀 출산 의향이 있다고 답한 응답자를 대상으로 추가 출산 시기를 3개의 범주(1년 이내, 1~2년 사이, 2년 이후)로 나누어 분석해 본 결과에 의하면 비정규직이 정규직에 비해 2년 이후에 추가 출산을 하겠다는 승산이 다른 범주에 비해 높게 나타났지만, 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다. 하지만 시간제 근로의 경우 오히려 2년 이후에 추가적인 출산을 하겠다는 응답의 승산이 70.8% 감소하는 현상을 보이고 있었다. 이러한 결과는 3년 이내 결혼 계획 여부 분석에서와 유사하게 머지 않은 미래에 출산을 계획하고 있는 경우 시간제로 근로형태를 변환하였을 가능성이 있다.

종합하면, 고용 안정성은 청년들의 혼인 의향이나 계획에 매우 중요한 영향을 미치고 있는 것으로 보여진다. 즉, 청년들의 고용 안정성이 증대되고, 청년들 스스로 자신들의 고용 상황이 안정적이라고

인식할수록 혼인 가능성이 높은 것으로 나타났다. 출산 계획이나 시기는 혼인과 고용 안정성의 관계만큼의 강한 상관관계를 보이지는 않았다. 그러나 대체로 정규직 여부나 전일제 근로 등과 같은 직접적인 고용 안정성과 출산 의향은 통계적으로 유의미한 관계가 발견되지 않았지만, 사업체의 규모나 임금 등과 같은 간접적인 고용 안정성과는 밀접한 상관관계가 발견되었다.

## 2. 남성 임금 불평등과 결혼 지연

제3장은 남성의 출산 의향을 결혼 결정을 통해 분석하였다. 무자녀 부부의 비율이 늘고 있긴 하지만 여전히 한국 남성에게 결혼은 자녀 출산 의향을 나타내는 대리변수이다. 최근 10년 사이 남성과 여성의 혼인율은 모두 감소하였다. 여성의 혼인율 감소와 관련하여서는 여성의 교육 수준 상승, 노동시장에서의 임금 상승, 여성의 노동시장 경력에 대한 선호 등의 요인으로 그 원인을 설명해왔다. 하지만 결혼 프리미엄이 존재한다고 알려진 남성에게서 평균적인 경제력이 과거보다 개선되고 있음에도 혼인율이 감소하는 현상에 대해서는 그간 진행된 연구가 많지 않다.

10년 전과 비교하여 모든 연령대에서 혼인 남성 비율이 감소하였고, 특히 30대 초반까지 혼인 남성 비율이 크게 감소하였다. 모든 교육 수준에서 혼인 남성 비율이 감소하였지만 대졸 남성보다는 대졸 미만 남성의 혼인 감소세가 역시 두드러진다. 남성의 연령별 결혼 추이는 35세를 기점으로 변화를 보인다. 26~35세 남성의 경우 직업 안정성이 높은 상용직 임금근로자와 종업원이 있는 자영업자의 결혼 비율이 높지만 혼인 남성 비율은 고용 형태와 상관없이 모두 큰 폭으로 감소하였다. 36~45세 남성의 경우 임시·일용직 근로자의 혼인 비율은 13~18%p, 상용직 및 고용주의 혼인 비율은 10~11%p 감소하였다. 일자리 종류와 상관없이 남성의 혼인율은 지난 10년 사이 대체로 10%p 이상 감소하였다. 상용직 근로자와 자영업자는 결

혼을 미루는 경향이 있고, 일자리 안정성이 낮은 임시일용직 근로자는 혼인 비율 자체가 상용직 근로자보다 크게 감소하는 경향을 보였다.

흥미로운 사실은 지난 10년 사이 30대 초반까지 남성들의 혼인 비율은 고소득 구간에서도 크게 감소하지만, 30대 후반~40대 초반 남성들은 고소득과 저소득 구간에서 혼인 비율 변화가 뚜렷하게 다른 모습을 보인다는 것이다. 30대 중반까지는 소득 수준에 상관없이 남성의 혼인 비율이 비슷한 규모로 감소하였다. 하지만, 고소득 남성들은 30대 후반 이후 혼인 비율이 높아지지만 저소득 남성들은 미혼인 상태로 남아있는 경우가 증가하였다.

고소득 남성이 결혼을 유예하고, 전반적인 소득 수준이 상승하였음에도 불구하고 남성의 혼인 비율이 낮아지는 원인은 여러 가지가 있을 것이다. 본 연구에서는 남성들의 임금 불평등도가 남성의 결혼을 지연시키고 결혼 가능성을 낮추는 원인임을 보였다. 지역별로 살펴보면 월소득 평균이 높은 지역에서는 미혼 남성 비율이 낮았다. 하지만 지역 남성의 월소득을 통제한 뒤에도 남성의 임금 불평등도가 높은 지역은 미혼 남성 비율이 높았다.

개인의 절대적 임금 수준과 상대적 임금 수준은 모두 남성의 결혼 가능성에 긍정적인 영향을 미친다. 20대 후반~30대 초반 남성의 결혼 가능성은 개인의 절대적 임금 수준과 상대적 임금 수준이 높을수록 증가하고, 30대 후반~40대 초반 남성의 결혼 가능성은 개인의 상대적 임금 수준이 높을수록 증가한다. 개인의 절대적인 임금 수준을 통제하여도 남성의 결혼 가능성은 개인의 임금이 거주 지역 내에서 위치한 정도에 유의미한 영향을 받는 것이다.

또한, 지역의 비관측 요인과 개인의 절대적, 상대적 임금 수준을 모두 통제한 뒤에도 지역 남성들의 임금 불평등도는 30대 후반~40대 초반 남성들의 결혼 확률에 부정적인 영향을 미친다. 동일한 임금을 받고 그 상대적 위치가 같은 남성이라도 임금 불평등도가 높은 지역에 거주하는 30대 후반~40대 초반 남성은 결혼 가능성이 낮아

지는 것이다. 이 결과는 남성 임금 불평등도의 증가가 결혼 시장에서 남성과 여성의 탐색 시간을 증가시키기 때문일 수 있다.

### 3. 단기 출산 의향의 실현과 불안정 고용

제4장은 기혼 남녀의 단기 출산 의향이 실제로 실현되었는지를 추적하여, 실현되지 못하였다면 출산 의향을 포기한 것인지 연기한 것인지 분석하였다. 개인의 노동시장 특성과 사회인구학적 요인이 출산 의향 실현 유형에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보는 것을 목적으로 하였다. 단기 출산 의향 실현 연구는 저출산 이슈에 대해 오래전부터 관심을 가져온 유럽에서 활발하게 진행됐지만, 국내에서는 최근에서야 실증연구가 이루어졌다. 현재까지의 국내 연구는 기혼여성만을 분석 대상으로 하였을 뿐 아니라 단기 출산 의향의 시점을 세부적으로 구분하지 않은 한계점을 가지고 있다. 또한 개인의 노동시장 특성이 미치는 영향을 심층적으로 분석하지 못하였다. 이에 본 연구는 기혼 남녀를 분석 대상으로 1년 이내 출산 의향과 1~2년 사이 출산 의향을 구분하였다. 이를 위해 청년패널 10~14차에 포함된 경제활동을 하는 24~42세의 기혼 남녀를 분석 대상으로 하여, 확률절편다항로지분분석을 이용하여 출산 의향 실현자, 포기자, 연기자, 그리고 미결정자가 되는 데 노동시장 특성요인, 가족요인 그리고 사회인구학적 요인이 미치는 영향을 분석하였다.

1년 이내 단기 출산 의향의 실현 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 연령이 증가할수록 기혼 남성의 1년 이내 단기 출산 의향의 실현 가능성은 줄어들었다. 연령이 증가함에 따라 기혼 남성의 출산 의향이 비실현될 가능성이 증가하였지만, 출산 의향을 포기하기보다 연기 또는 결정을 유예할 가능성이 컸다. 기혼 여성은 남성과 달리 연령 변화에 따라 출산 실현 가능성이 유의미하게 달라지지 않았다. 다만, 30대 초반 연령대에서만 출산 연기보다 실현 가능성이 컸다. 한국 여성의 첫 자녀 출산의 평균 연령이 30대 초반인 점을 감안한

다면 30대 초반 기혼 여성의 1년 이내 단기 출산 의향은 실제 출산 행동의 중요한 예측 지표가 될 수 있음을 보여준다.

아내가 경제활동에 참여하는 경우 기혼 남성의 1년 단기 출산 의향은 실현되기보다 실현되지 않을 가능성이 컸다. 하지만 출산 의향을 포기하기보다 연기할 가능성을 증가시켰기에 아내의 경제활동은 남편의 출산 의향을 좌절시키는 요인이라기보다 장기적인 가족 계획이 되도록 하였다. 남편의 경제활동 역시 기혼 여성의 1년 이내 단기 출산 의향을 포기하기보다는 연기하는 데 긍정적 영향요인으로 작용하였다. 이러한 결과는 1년 이내 단기 출산 의향이 실현되지 않았을 경우 외벌이 가구보다 맞벌이 가구가 출산 의향을 포기하지 않고 연기하여 장기적으로 출산이 실현될 가능성이 크다는 것을 보여준다.

현재 자녀 수는 기혼 남녀의 1년 이내 단기 출산 의향 실현에 긍정적 영향요인으로 나타났다. 1년 이내 출산 의향이 있는 시점에 자녀의 존재는 기혼 남녀의 출산 의향이 포기, 연기 또는 미결정되기보다 실현될 가능성을 유의미하게 증가시켰다. 하지만, 실현되지 않았을 때는 연기나 결정을 유예하기보다 포기할 가능성을 증가시켰다. 이러한 결과는 자녀가 있는 기혼 남녀에게 1년 이내 단기 출산 의향은 가까운 시일 안에 실현되거나, 실현이 되지 않았을 경우 추가적인 가능성을 열어두지 않은 가족 계획임을 알 수 있다. 이는 단기 출산 의향 실현에 있어 자녀 존재가 긍정적 영향요인으로 작용함을 확인한 기존 연구와 일치한 결과이다(Khunt and Trappe, 2016; 신윤정 외, 2020).

노동시장 특성요인은 기혼 여성의 출산 의향 실현 유형에만 유의미한 영향을 보였다. 현재까지 경험한 일자리 수가 많을수록 1년 이내 단기 출산 의향 실현 가능성이 줄어들며, 출산 의향이 포기되거나 연기될 가능성이 컸다. 현재까지 경험한 일자리 수가 많다는 것은 노동시장에서의 커리어가 상대적으로 안정적이지 않아 잦은 이직을 경험하였다고 해석할 수 있다. 안정적이지 않은 노동시장 경력은 기혼 여성의 1년 이내 단기 출산 의향 실현 가능성을 낮춘다고 볼

수 있다. 주관적 고용 안정성에 대한 만족도의 결과는 이러한 해석을 뒷받침해준다. 현재 일자리에서 고용 안정성에 만족할수록 출산 의향을 포기, 연기 또는 미결정하기보다 실현할 가능성이 유의미하게 증가하였다. 이러한 결과는 일하고 있는 기혼 여성의 출산 의향이 실현되는 데는 현재 일자리의 안정성뿐 아니라, 노동시장에서 개인이 축적해온 안정적인 커리어도 중요한 요인으로 작용함을 보여준다.

1~2년 사이 출산 의향의 실현 분석 결과는 1년 이내 출산 의향 실현과 유사한 결과를 보였다. 연령이 증가할수록 1~2년 사이에 출산 의향이 있다고 밝힌 기혼 남녀 모두의 출산 실현 가능성이 낮아졌다. 특히, 연기나 결정을 유예하기보다 포기할 가능성이 컸다. 앞서 1년 이내 출산 의향 실현에서 30대 초반 기혼 여성의 출산 의향이 연기보다는 실현될 가능성이 컸던 것과는 대조적으로 1~2년 사이 출산 의향을 밝힌 기혼 여성의 출산 의향은 실현되기보다 포기할 가능성이 가장 크게 나타났다. 이러한 결과는 30대 초반의 기혼 여성의 출산 의향 시점이 1년인지 1~2년 사이인지에 따라 출산 실현의 가능성이 달라짐을 보여주는 것이다. 1년 이내로 근접한 미래에 출산 의향이 있는 30대 초반의 기혼 여성의 의향은 1~2년 사이 출산 의향에 비해 실현될 가능성이 큰 가족 계획임을 알 수 있다. 자녀 존재의 영향은 1년 이내 출산 의향 실현과 유사하였다. 자녀가 있는 경우 1~2년 사이 출산 의향의 실현 가능성이 컸고, 실현되지 않았을 경우 연기하거나 결정을 유예하기보다는 가족 계획을 포기할 가능성이 증가하였다.

노동시장 특성은 1~2년 사이 출산 의향 실현에는 유의미한 영향을 미치지 않았다. 가구의 경제력은 1년 이내 단기 출산 의향에서는 유의미하지 않았으나, 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향 실현에서는 영향요인으로 확인되어 계획하고 있는 출산 시기에 따라 그 영향력이 달라질 수 있음을 보여주었다. 가구소득이 높을수록 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향은 실현되기보다 포기될 가능성이 컸다. 소득이 높은 가구의 출산 실현 가능성이 낮아지는 소득과 출산 실현

의 U자형 관계는 기존 연구 결과(신윤정 외, 2020)와 일치한다.

이를 종합하면, 경제활동을 하는 기혼 남녀의 연령, 자녀 수, 배우자의 경제활동 상태, 가구소득은 단기 출산 의향의 실현을 결정하는 요인이다. 자녀의 존재가 기혼자의 단기 출산 의향의 실현에 긍정적 영향요인이지만 나이가 많을수록, 맞벌이 부부일수록, 가구소득이 높을수록 출산 의향이 실현되지 않을 가능성이 크다. 노동시장 특성은 기혼 여성의 단기 출산 의향의 실현에만 영향을 주는 요인이다. 특히 현재 일자리에서의 높은 주관적 고용 안정성뿐 아니라 기혼 여성이 노동시장 진입 이후 지금까지 축적해온 커리어가 안정적인수록 출산 의향의 실현 가능성이 컸다.

#### 4. 정책적 시사점

위의 3가지 실증분석의 결과를 토대로 정책적 시사점을 도출하면 다음과 같다. 첫째, 출산 의향 분석은 현재 한국 사회에서 가장 중요한 정책 아젠다 중 하나로 고려되고 있는 저출산 문제를 완화하기 위해서는 그 인과관계의 출발점이 되는 청년층의 고용 안정성을 높여, 우리 청년들이 자신들의 미래를 설계하는 과정에서 봉착할 수 있는 불확실성을 경감시켜줄 필요가 있음을 보여준다.

둘째, 남성 임금 불평등과 결혼 지연 분석은 낮은 혼인율의 원인을 여성이 아닌 남성의 측면에서 찾고자 하였다. 분석 결과는 경제력과 상관없이 젊은 남성들은 결혼을 미루는 추세가 있고, 30대 중반 이후 남성의 결혼 여부에서 일자리 안정성 및 소득의 중요성은 크게 증가함을 보여주었다. 또한 남성 임금의 불평등 정도는 절대적 임금 수준과 상관없이 그 자체로 남성 혼인율에 부정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 기존 여성 중심 저출산 정책의 관점을 남성에게로 확대해야 할 필요가 있음을 시사한다.

셋째, 기존에 이루어져 왔던 소득 불평등 논의는 사회적 위험과 지위 경쟁으로 인한 불필요한 비용의 관점에서 주로 그 문제점이 논



의되어 왔다. 소득 불평등은 사회적 이질성을 높여 응집성을 낮추고, 이는 사회적 위험 수준을 포함한 다양한 사회 문제들을 야기한다. 또한 불평등이 야기하는 지위 경쟁은 불필요한 사회적 비용을 유발한다. 본 연구 제3장의 임금 불평등도가 남성의 출산 지연에 미치는 영향에 대한 분석은 낮은 소득과 소득 불평등이 청년 남성에게 유발할 수 있는 또 다른 사회 문제를 언급한다. 이러한 연구의 결과는 소득 불평등과 분배 문제에 대한 정책적 관심과 노력이 혼인율과 저출산 문제에 있어서도 중요성이 있음을 시사한다.

넷째, 단기 출산 의향의 실현에 관한 분석 결과는 기혼 여성의 출산 격차의 장애요인으로 일자리 안정성에 관한 관심이 중요함을 보여준다. 고용 형태의 다변화와 불안정한 일자리의 증가로 인해 한 개인이 노동 생애 초기부터 가지는 일자리 경력은 점차 다양해지고 있으며, 여성은 이러한 변화에 가장 크게 노출되어 있다. 여성 근로자 출산 지원 정책인 모성보호나 일·가정 양립 지원 정책은 출산 실현 시점의 일자리 특성을 반영하여 지원 대상을 확대해 왔다. 여성의 출산 격차를 줄이기 위해서는 출산이 이루어지는 시점에서의 일자리 안정성 확보 외에도 노동 생애 초기부터 축적해온 커리어의 다양성과 안정성에 대한 고려가 필요하다.



# 제 1 장 서 론

## 제1절 연구배경 및 목적

출산을 저하는 개인의 출산 의향(fertility intention) 자체의 저하와 이러한 출산 의향이 실제 출산(actual fertility)으로 실현되지 못하는 출산 격차(fertility gap)에서 발생한다. 인구학계는 최근 몇십 년간 주요 선진국에서 관측되는 TFR 1.5명 이하 수준의 저조한 출산율이 개인의 출산 의향이 장애요인들로 인해서 실제 출산으로 실현되지 못한 결과임을 강조해왔다. 낮은 출산율을 보이는 주요 선진국에서의 출산 격차는 평균 희망 자녀 수가 평균 실제 자녀 수보다 계속 높은 상태인 것이 공통된 특징이다(Philipov, 2009; Hanappi et al., 2017). 이에 실현되지 못한 출산(unrealized fertility)의 장애요인에 초점을 두고 출산 격차를 줄이기 위한 정책적 대응이 주를 이룬다(ex. EU 연합의 인구대응책-European Commission, 2005).

국내의 저출산 대응 정책 또한 출산 및 양육의 유리한 환경을 조성하여 출산율을 회복하는 데 초점을 두고 있다. 국내의 2001년 합계출산율이 1.3명으로 초저출산 단계에 진입한 이후 지속적으로 감소하여, 2018년 합계출산율은 0.97명에 도달하였다. 저출산 대응의 1차 기본계획(2006~2010)과 2차 기본계획(2011~2015)은 결혼한 부부를 중심으로 출산·양육부담 경감과 일·가정 양립 정책을 지원하였으며, 3차 기본계획(2016

## 2 노동과 출산 의향의 동태적 분석

~2020)은 향후 출산의 주체가 될 청년들의 가족 형성을 위해 구조적 여건 개선을 위한 고용 및 주거정책 지원이었다. 비록 이러한 대응이 출산 의향이 실제 출산 행위로 이어지지 못하는 주요 사회경제적인 장애요인을 제거하거나 영향을 경감시켜 실제 출산환경을 개선하는 데 기여하고 있지만, 저출산을 초래하는 또 다른 주요 현상인 개인들의 출산 의향 변화에 관한 관심이 부재하다.

실제, 최근 코호트로 올수록 희망 자녀 수는 줄어들고 있으며, 이는 출산 격차가 줄어들더라도(즉, 출산 의향=실제 출산 행동) 국가 전체 수준에서의 총합 출산율(aggregate fertility)은 지속적으로 감소할 수 있음을 의미한다. 이에 미시적 수준에서 개인의 출산 의향을 동태적으로 분석하여 출산 의향의 변화요인에 대한 정밀한 분석이 필요하다. 실제 젊은 세대에서 비혼이 증가하며, 자녀 계획이 없는 경우도 늘어나고 있다. 기혼 여성의 기대 자녀 수는 1985년 2.5명, 1997년에는 2.0명, 2015년 1.94, 2018년에는 1.92명으로 감소하였다.

출산은 개인의 선택과 선호가 반영된 결과로, 개인의 출산 의향은 자신이 속해 있는 사회 경제적 환경과 일, 가족 그리고 삶의 가치 등에 따라 변화된다. 기존의 노동과 출산에 관한 연구들은 불안정한 노동시장과 일·가정 양립에 우호적이지 않은 근로 여건이 청년층의 가족 형성 및 가임기 부부의 출산 행위의 주요 결정요인임을 확인해왔다. 그렇다면, 이들 노동시장 특성요인이 출산 행위 이전의 “출산 의향”에 미치는 영향은 어떠한가? 노동시장에서 성과인 개인의 임금은 출산 의향에 어떠한 영향을 미치는가? 개인의 현재 일자리 특성과 현재까지 일자리 경력은 출산 의향의 실현에 어떠한 영향을 미치는가? 출산 의향은 실제 출산 행위의 주요 예측 변수임에도 불구하고, 현재까지 출산에 관한 연구들은 실제 출산 행위에 초점을 맞춰왔다. 최근의 국내 연구에서 출산 의향을 다루고 있지만(우해봉·장인수, 2019; 신윤정 외, 2020), 노동시장 특성에 대한 면밀한 분석이 이루어지지 않았다.

이에 본 연구는 미시적 수준에서 개인의 출산 의향에 초점을 두고, 노동시장 특성과의 관계를 동태적으로 살펴보고자 한다. 이를 위해 현재 노동시장의 불안정한 지위가 결혼 및 출산 의향에 미치는 영향, 남성 임

금 불평등도가 혼인 지연에 미치는 영향, 그리고 노동시장 특성요인이 개인의 출산 의향 실현 행위에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

## 제2절 연구의 구성

본 연구의 구성은 다음과 같다.

제2장은 노동시장 지위가 출산 의향에 미치는 영향을 분석한다. 청년 패널 1~14차 조사(2007~2020)를 이용하여, 불안정 고용이 결혼과 출산 의향에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 불안정 고용은 정규직 여부 및 전일제 근무 여부를 통한 객관적 안정성과 현 직장의 미래 장래성에 대한 만족도를 통해 주관적 안정성 측면을 함께 다룬다.

제3장은 지역별고용조사 자료(2016~2020)를 이용하여 남성의 혼인 지연의 원인을 분석한다. 비록 무자녀 부부의 비율이 증가하고 있지만, 혼외 출산율이 낮은 우리나라에서 결혼은 출산 의향의 대리변수 역할을 한다. 남성의 출산 의향을 반영하는 혼인 지연 변화추이를 살펴보고, 남성 임금 불평등도가 혼인 지연에 미치는 영향을 분석한다.

제4장은 청년패널 10~14차 조사(2016~2020)를 이용하여 출산 의향의 실현과 불안정 고용의 관계를 분석한다. 단기 출산 의향을 1년 이내와 1~2년 사이로 구분하여, 출산 의향 실현자, 연기자, 포기자 및 미결정자로 유형화하였다. 현재 종사상 지위뿐 아니라 과거의 직업력을 고려한 개인의 노동시장 특성이 4가지 출산 의향 유형에 미치는 영향을 분석하고, 이들 영향의 성별 차이를 비교한다.

## 제 2 장

## 출산 의향 변화와 불안정한 고용

## 제1절 서론

우리나라의 합계출산율(Total Fertility Rate)은 2018년에 0.977명을 기록하여 최초로 1.0 이하로 감소하였고, 이후 코로나19의 여파 등으로 인하여 2021년까지 지속적으로 감소하는 추세를 보이고 있다. 2021년 현재 합계출산율은 0.808명으로 관련 통계가 작성되기 시작한 이래 가장 낮은 수치를 보이고 있을 뿐만 아니라(통계청, 2022), OECD가 조사한 1960년부터 전 세계 합계출산율 데이터 중에서도 가장 낮은 수치에 해당한다.<sup>1)</sup>

이러한 유례없는 출산율 하락세는 자연스럽게 저출산 문제에 대한 연구의 폭증으로 이어졌다. 최근 저출산 현상의 원인과 전망 관련 논의들과 더불어 정책적 분석 등의 연구가 활발하게 진행되고 있다. 그러나 지금까지 대부분의 저출산 관련 연구들은 출생(live birth)이라는 결과물을 중심으로 이루어진 것이 사실이다(신윤정 외, 2020). 그러나 출생은 혼인, 임신 계획, 출산 등과 같은 일련 과정의 총체적인 결과물이다(Kim, 2014). 따라서 저출산 현상에 대한 우리의 이해도를 증진시키고, 나아가 해결책을 모색하기 위해서는 임신과 출산이라는 행위 이전에 발현되는

1) OECD 출산율 DB : <https://data.oecd.org/pop/fertility-rates.htm>(접속일 : 2022. 8. 23).

일련의 과정에 대한 이해가 필수적으로 요구된다고 할 수 있다.

또한 출산 의향이나 출산 행동, 그리고 이들의 선행조건이라고 할 수 있는 혼인 등은 모두 개인의 일생을 통해 보면 오랜 시간 동안 지속적인 헌신(commitment)과 물질·심적 투자를 요하는 행위이다. 따라서 이러한 혼인이나 출산을 계획하는 사람은 미래의 상황을 염두에 둘 수밖에 없으며, 이 과정에서 가장 중요하게 여겨지는 것이 미래 예측 가능성(life prospect)이라고 할 수 있다(우해봉 외, 2021). 또한 이러한 미래 예측 가능성을 결정하는 가장 중요한 요소 중 하나는 일자리일 것이다. 이렇게 볼 때 현재 우리 사회가 목도하고 있는 저출산 현상은 청년층의 일자리 불안정성 증가로 인하여 과거에 비해 미래 예측 가능성이 현저하게 저하된 결과라고 해석될 수 있다.

그럼에도 불구하고 고용의 안정성과 출산 의향의 관계에 대한 실증적인 연구는 여전히 충분히 이루어지지 않았다고 판단된다. 따라서 이 장에서는 기존 연구를 보완하고자 종단연구 자료를 활용하여 고용 안정성의 변화와 결혼 및 출산 의향이 어떠한 관계를 보이는지를 분석한다.

## 제2절 이론적 배경

출산 의향의 형성에 대한 이론적 논의는 크게 두 가지 갈래로 이루어져 왔다. 먼저 베커(Gary Becker)의 경제학적 이론에서는 비용과 효용의 함수에서 후자가 전자에 비해 클 때 부부는 자녀를 가질 것을 결정한다고 본다(Becker, 1981). 이러한 출산 결정 과정에는 부부의 취향, 자녀에게 지출한 금액에 따른 자녀의 질, 소득 등에 대한 고려가 포함된다고 보았다. 특히 베커를 비롯한 경제학자들은 가구의 소득은 출산 시기나 출산의 양을 결정하는 가장 중요한 요인이라고 보았지만, 가구소득 증대를 위해 여성들이 지불해야 하는 기회비용에 대한 이론적 관심은 크지 않았다(Oppenheimer, 1994).

그러나 점차 자녀를 내구 소비재(consumer durables)와 유사하다고

보거나, 부모가 자녀 출산을 완벽하게 통제할 수 있다고 가정하는 경제학적 이론에 대한 반론이 제기되기 시작하였다. 이러한 흐름은 2차 인구학적 변천 이론(second demographic transition theory)으로 대표되는 개인주의의 확산과 전통적인 가족 규범의 변화와 같은 거시적인 변환과 밀접히 연관되어 있는 것으로 보인다. 특히 Ajzen의 Theory of Planned Behavior(TPB)와 Miller의 Traits-Desires-Intentions-Behavior(TDIB) 이론은 사회심리학 및 행동학 이론을 바탕으로 개인의 선호가 출산 의향을 결정하는 중요한 요인이라는 점을 강조하였다(Ajzen and Klobas, 2013; Miller, 2011). 이 두 이론은 기본적으로 개인의 출산 행위와 연관되어 있는 다양한 특성들(인구학적, 심리적, 사회경제적 특성)이 기저에 깔려 있고, 이에 더하여 사회적 규범 등이 영향을 미쳐 개인의 출산 욕구(desire)로 이어지게 되며, 이 욕구 또는 의도는 실제 출산이라는 행위로 이어지게 된다고 주장한다.

이러한 이론적 논의들은 다양한 실증적인 분석을 통해 지속적으로 검증되어 왔다. 특히 미래 예측성을 결정하는 주요 요인인 일자리 특성과 출산 의향은 활발하게 연구되어 왔다. 예를 들면 Hanappi et al.(2016) 연구에 의하면 일자리 불안정성은 여성의 첫째 자녀 출산 의향에 부정적인 영향을 주지만, 남성에서는 유의미한 효과가 나타나지 않았다. 또한 이들은 일자리 안정성에 대한 인식과 출산 의향의 관계를 성역할 태도(gender role ideology)가 일정 부분 매개하고 있는 점도 발견하였다. Gatta et al.(2021) 연구에 의하면 단순히 일자리의 안정성 또는 불안정성이 출산 의향에 미치는 영향은 제한적이며, 일자리의 탄력성(resilience)에 대한 인식이 더 큰 영향력을 보인다고 주장하였다. 유럽 27개국에서 수집된 자료를 분석한 Karabchuck(2020)의 연구에 의하면 개인 수준의 일자리 안정성은 대체로 청년층의 출산 의향을 심각하게 감소시키는 것으로 드러났다. 그러나, 이러한 효과는 각국의 고용보호정책과 밀접한 상호작용을 보이고 있었다. 즉 소극적인 고용보호정책을 펴는 국가에서는 임시직이나 불안정한 고용 상황에 있는 청년들이 더 자신들의 출산 의향을 억제하는 것을 발견하였다.

국내에서도 다양한 연구가 진행되어 왔는데, 예를 들어 임병인·서혜



림(2020)의 연구에 의하면 미혼 여성과 기혼 여성은 일을 하고 있는 경우 출산 의향이 긍정적인 것으로 나타났다. 또한 첫 자녀 이후 추가적인 출산 의향은 자가를 소유하고 있는 경우 유의미하게 높아지는 것으로 밝혀졌다. 조성호·문승현(2021)의 연구는 보다 정교한 측정도구를 활용하였고, 그 결과 안정적인 일자리 여부는 대체로 출산에 긍정적인 효과를 주는 것으로 나타났다. 그렇지만 둘째 자녀 이상의 경우에는 업무 부담이 크지 않거나, 업무 시간에 비교적 여유가 있는 비정규직의 경우에 오히려 높게 나타나는 현상을 보고하였다.

### 제3절 고용 불안정과 결혼 의향 변화

#### 1. 분석 방법

청년 세대의 고용 불안정성과 결혼 의향의 관계를 분석하기 위하여 청년패널조사(Youth Panel) 자료를 활용하였다. 청년패널조사는 청년층의 교육력, 일자리 변화, 결혼 및 출산, 가정 배경 등의 정보를 추적조사함으로써 궁극적으로는 청년 실업의 해법을 모색하고자 기획되었다(한국고용정보원, 2020). 여기에서는 2007년 현재 만 15세부터 29세 청년층 샘플로 구성된 청년패널2007 자료를 사용하였다.<sup>2)</sup> 청년패널2007은 2007년에 총 10,206명의 청년으로 구성되었고, 2020년까지 총 14차의 조사가 이루어졌다(한국고용정보원, 2020).

본 절에서 종속변수는 결혼 의향(marital intention)이다. 청년패널2007의 10차부터 14차 조사에서 응답자의 결혼 의향은 직접 결혼할 의향이 있는지를 물었고, 이 질문에 의향이 있다고 답한 경우 1로 측정되었고, 없다고 답한 경우에는 2로 측정되었다. 이 변수를 다시 결혼 의향이 없다고 답한 경우를 0으로 재코딩하여 이항변수를 생성하였다. 또한 결혼 의

2) 2001년에 시작된 YP2001 자료는 현재 제공되고 있지 않아, 여기에서는 부득이하게 YP2007 자료만을 활용하였다.

향이 있다고 응답한 사람들을 대상으로 3년 이내에 결혼할 계획이 있는지를 물었으며, 계획이 있는 경우는 1, 그리고 계획이 없는 경우는 2로 코딩하였다. 결혼 의향과 같은 방식으로 재코딩하여 이항변수를 만들었다.

분석에 사용된 주요 독립변수들은 다음과 같이 측정되었다. 응답자의 연령은 조사 시점에서 생년을 빼서 계산되었으며, 만 나이를 의미한다. 결혼 의향과 결혼 계획과 연령이 비선형관계(non-linear)를 이룰 수 있는 가능성을 검증하기 위해 연령의 제곱도 함께 모델에 투입되었다.

YP2007에서는 매 조사 시점마다 응답자의 최종학력을 5개의 범주(고졸 미만, 고졸, 전문대졸, 대졸, 석사학위 이상)로 측정하였다. 여기에서는 전문대졸 이상의 학력을 하나의 범주로 묶어 분석하였다. 매 조사 시점에 기록된 거주지의 시도명을 기준으로 서울, 경기, 인천은 수도권으로, 그리고 그 밖의 모든 지역은 비수도권으로 범주화하였다.

개인의 성장 배경, 특히 청소년기의 가족 특성은 성인으로 성장한 뒤에도 다양한 인구학적 행동들에 심대한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Kim, 2014). 본 분석에서는 응답자의 성장 배경으로서 아버지와 어머니의 최종학력, 형제자매의 수, 그리고 만 14세 무렵 독립생활 여부이다. 일반적으로 부모의 학력 수준은 응답자가 성장한 가정의 사회경제적인 자원의 양을 나타내고, 형제자매의 수가 많을수록 대가족에 대한 거부감이 적어 더 많은 자녀 출산으로 이어질 가능성이 높으며, 이른 나이에 독립된 생활을 했다는 점은 청소년기에 부모의 통제(parental control)가 상대적으로 느슨했을 가능성을 내포하며, 따라서 성인이 된 이후에 상대적으로 빠른 혼인과 많은 자녀 출산으로 이어질 가능성이 있다(Kim and Kim, 2018).

본 분석에서 응답자의 고용 안정성은 크게 두 가지 측면을 다루고 있는데, 하나는 객관적인 측면의 안정성이고, 다른 하나는 주관적인 안정성이다(조성호·문승현, 2021). 객관적인 측면의 안정성은 정규직 여부와 전일제 근무 여부로 측정되었다.<sup>3)</sup> 이와 더불어 응답자가 근무하는 회사의 규모와 월평균 임금 역시 고용 안정성과 밀접하게 연관되어 있으므로 통제되었다. 한편 주관적인 고용 안정성은 현 직장의 고용 안정 만족도

3) 이러한 변수 구성 때문에 본 절에서는 임금근로자만이 분석에 포함되었다.

와 현 직장의 장래성 만족도로 측정되었다. 각 만족도는 모두 5점 척도(1=매우 불만족, 2=불만족, 3=보통, 4=만족, 5=매우 만족)로 측정되어, 높은 수치가 보다 높은 만족도를 나타낸다.

고용 불안정성과 더불어 청년들의 부채는 전반적인 인생의 예측 가능성을 저해하는 요소로 작용할 수 있다. 즉, 청년층의 과도한 부채로 인한 경제적 여유의 상실은 결혼과 출산과 같은 중요한 생애사건(life-course events)에 대한 회피나 포기로 이어질 가능성이 제기되고 있다. YP2007에서는 응답자의 부채 여부를 직접적으로 묻고 있는데, 여기에서 부채는 신용카드 연체, 은행대출, 사채 등을 모두 포함하는 개념으로 사용되고 있다.

고용 안정성이 결혼 의향과 결혼 계획에 미치는 영향을 분석하기 위하여 패널로지트분석(panel logit analysis)을 실시하였다. 패널로지트모형은 종속변수가 이분화되어 있는 경우에 적합한 분석방법이며, 다음과 같이 추정되었다.

$$y^* = \begin{cases} 1, & y^* > 0 \\ 0, & y^* \leq 0 \end{cases}$$

$$y^* = \alpha + x + u_i + \epsilon$$

모형은 3단계에 걸쳐 순차적으로(hierarchically) 추정되었는데, 첫 번째 모형에는 인구학적인 변수와 가정배경 변수만이 투입되었다. 두 번째 모형에는 모델 1에서 사용된 변수에 더하여 응답자의 노동시장 특성과 주관적 직장 안정성이 투입되었다. 그리고 마지막으로 모델 3에서는 부채 여부가 투입되었다.

## 2. 분석 결과

인구학적 변인들과 성장 환경변수들이 투입된 모델 1 결과에 의하면, 남성에 비해 여성의 결혼 의향 승산이 35.7% 낮은 것으로 드러났다. 이

는 일반적으로 모든 조건이 동일할 때 여성이 남성에 비해 결혼 의향의 강도가 낮다는 기존 연구를 뒷받침하는 결과로 보여진다(Kim, 2017). 성별과 달리 연령은 결혼 의향과 통계적으로 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. 응답자의 최종학력이 전문대학졸 이상인 경우 중졸 이하의 경우보다 결혼 의향의 승산이 약 3.96배 높은 것으로 밝혀졌다. 수도권에 거주하는 청년에 비해 비수도권에 거주하는 청년의 결혼 의향 승산이 54.3% 높은 것으로 나타났다. 아버지의 학력은 응답자의 결혼 의향에 유의미한 영향을 미치지 않았지만, 어머니의 교육 수준이 높아질수록 응답자의 결혼 의향 승산이 감소하는 경향을 보이고 있었다.

모델 2에는 응답자의 직업 관련 변수들이 투입되었지만, 모델 1에서 제시된 인구학적 변수들의 회귀계수들은 큰 변화가 발견되지 않았다. 이는 결혼 의향과 인구학적 특성의 관계를 노동시장 관련 변수들이 매개하지는 않는다는 점을 시사한다. 모든 조건이 동일할 때 비정규직 청년들의 결혼 의향 승산이 정규직 청년들에 비해 약 21% 낮은 것이 확인되었다. 즉 비정규직으로 근무하는 청년의 경우 자신들의 고용 불안정성 때문에 결혼에 상대적으로 소극적인 것으로 풀이된다. 비정규직 여부와 마찬가지로 전일제 근무보다 시간제 근로를 하는 청년들의 결혼 의향 승산이 26% 낮은 것으로 나타났다. 이 역시 시간제 근로로 인한 고용 불안정성과 연관이 있는 것으로 보인다.

응답자의 월평균 소득은 결혼 의향과 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않았다. 그러나 응답자가 근무하는 기업의 규모가 1,000명 이상인 대기업인 경우 결혼 의향의 승산이 다른 범주에 비해 월등히 높은 것으로 드러났다.

흥미로운 부분은 이러한 객관적인 고용시장 특성뿐만 아니라 직장의 고용 안정에 대한 만족도 역시 결혼 의향의 승산과 정비례 관계를 나타내고 있다는 점이다. 예를 들어 직장의 고용 안정성에 대한 만족도가 1단위 증가할 때마다 결혼 의향의 승산이 10.5% 상승하는 것이 발견되었다. 한편 직장의 장래성에 대한 만족도는 결혼 의향과 유의미한 관계를 보이지 않았다. 즉 직장의 장래 발전 가능성보다는 고용 안정성이 청년들의 결혼 의향을 높이는 효과가 더 크다는 점을 시사한다.

마지막으로 부채 여부가 포함된 모델 3의 결과에 의하면 부채가 없는 경우에는 반대의 경우보다 결혼 의향의 승산이 30.4% 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 이는 결혼 의향의 주요 결정요인으로 직업 안정성과 더불어 재정적 안정도 포함되어야 한다는 사실을 방증한다.

〈표 2-1〉 결혼 의향에 대한 패널로짓모형 분석

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
성별						
남성	1.000		1.000		1.000	
여성	0.643***	(0.046)	0.668***	(0.048)	0.670***	(0.048)
연령	0.898	(0.090)	0.867	(0.087)	0.865	(0.087)
연령 <sup>2</sup>	1.000	(0.002)	1.001	(0.002)	1.001	(0.002)
최종학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	2.074	(1.161)	1.866	(1.036)	1.914	(1.064)
전문대졸 이상	3.961**	(2.202)	3.266**	(1.802)	3.347**	(1.849)
거주지역						
수도권	1.000		1.000		1.000	
비수도권	1.543***	(0.105)	1.570***	(0.108)	1.591***	(0.110)
아버지 학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	1.071	(0.145)	1.055	(0.142)	1.059	(0.142)
전문대졸 이상	0.949	(0.144)	0.915	(0.138)	0.919	(0.138)
어머니 학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	0.750**	(0.092)	0.748**	(0.091)	0.747**	(0.091)
전문대졸 이상	0.600***	(0.094)	0.583***	(0.090)	0.581***	(0.090)
형제자매 수	0.927	(0.046)	0.930	(0.046)	0.929	(0.046)
만14세 무렵 독립 여부						
부모와 같이 살았음	1.000		1.000		1.000	
독립하였음	0.241*	(0.176)	0.287*	(0.207)	0.291*	(0.211)

〈표 2-1〉의 계속

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
정규직 여부						
정규직			1.000		1.000	
비정규직			0.789***	(0.066)	0.791***	(0.066)
근로시간 형태						
전일제 근로			1.000		1.000	
시간제 근로			0.740**	(0.103)	0.738**	(0.103)
사업체 규모						
1~4명			1.000		1.000	
5~9명			0.934	(0.105)	0.935	(0.105)
10~29명			1.063	(0.113)	1.064	(0.113)
30~49명			1.164	(0.147)	1.160	(0.146)
50~99명			0.980	(0.118)	0.979	(0.119)
100~299명			1.111	(0.132)	1.108	(0.132)
300~499명			1.046	(0.156)	1.048	(0.156)
500~999명			1.200	(0.194)	1.192	(0.193)
1000명 이상			1.469***	(0.209)	1.446***	(0.206)
월평균 임금						
100만원 미만			1.000		1.000	
100만원 이상~ 150만원 미만			1.125	(0.307)	1.119	(0.305)
150만원 이상~ 200만원 미만			1.163	(0.308)	1.162	(0.308)
200만원 이상~ 250만원 미만			0.994	(0.264)	0.991	(0.263)
250만원 이상~ 300만원 미만			1.086	(0.292)	1.082	(0.291)
300만원 이상~ 400만원 미만			1.206	(0.329)	1.199	(0.327)
400만원 이상~ 500만원 미만			1.192	(0.350)	1.172	(0.345)
500만원 이상~ 1000만원 미만			1.640	(0.520)	1.572	(0.499)
1000만원 이상			3.039	(3.328)	2.948	(3.234)

〈표 2-1〉의 계속

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
직장 고용안정 만족도			1.105***	(0.041)	1.108***	(0.041)
직장 장래성 만족도			0.954	(0.034)	0.966	(0.035)
부채유무						
있다					1.000	
없다					1.304***	(0.118)
상수	75.308**	(136.252)	98.545**	(181.250)	92.172**	(169.698)
N	14,142		14,142		14,142	
Log-likelihood	-8,616		-8,580		-8,576	

주: 괄호 안은 표준오차를 의미함.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

자료: 청년패널2007 10~14차 자료.

결혼 의향이 있다고 답한 응답자들을 대상으로 향후 3년 이내에 결혼할 계획이 있는지 여부를 분석한 결과가 <표 2-2>에 제시되어 있다. 앞선 분석과 동일하게 순차적으로 3개의 모델이 추정되었다. 결과에 의하면, 결혼 의향 결과와 달리 연령과 3년 이내의 결혼 계획은 통계적으로 유의미한 상관관계를 보이고 있었다. 특히 연령과 결혼 계획은 비선형적인 관계를 보였는데, 역U자형 패턴을 나타냈다. 즉, 일정 연령까지 결혼 계획이 증가하다가 정점을 지나면 다시 감소하는 패턴을 나타냈다.

또 하나 흥미로운 지점은 비수도권 거주 청년들의 결혼 계획 승산이 수도권 거주 청년들에 비해 33.7% 낮다는 사실이다. 앞선 결혼 의향 분석 결과에 의하면 비수도권 청년들의 결혼 의향이 수도권 청년들에 비해 높았다. 그러나 3년 이내의 결혼 계획의 승산은 반대의 패턴을 보인 것이다. 이는 비수도권 청년들이 수도권 청년들에 비해 결혼을 더 열망하지만, 정작 실제 결혼은 하기 힘든 현실을 보여주는 것이라고 생각된다.

노동시장 특성에 따른 결혼 계획을 보면 비정규직 청년이 정규직 청년에 비해 결혼 계획의 승산이 약 37.0% 낮은 것으로 나타났다. 그런데 예상과 달리 전일제 청년에 비해 시간제 근로 청년의 결혼 계획이 84.8% 높은 것으로 드러났는데, 이는 성별에 따른 노동시장 참여 형태에 큰 차

이가 있고, 여성들이 남성들에 비해 시간제 근로 비중이 높기 때문에 추측되지만, 성별 분석 등과 같은 추가적인 분석이 필요한 지점이다.

또한 사업체 규모가 클수록, 그리고 월평균 임금이 300만원 이상인 경우에 3년 내 결혼 계획 승산이 유의미하게 상승하는 것을 확인할 수 있었다. 주관적 직업 안정성 중 직장의 장래성이 만족스러울수록 결혼 계획의 승산이 유의미하게 감소하였다. 직장의 장래성이 좋다면 당장 결혼을 서두르기보다는 조금 더 결혼시장에 머물며 더 나은 배우자를 찾으려는 경향이 있을 수 있다는 점을 시사한다(Oppenheimer et al., 1997).

마지막으로 부채가 없는 청년이 결혼 계획의 승산이 부채가 있는 청년에 비해 약 2.37배 높은 것으로 드러났다. 결혼 의향과 마찬가지로 결혼 계획 여부도 재정적 안정이 중요하게 작용하고 있다는 것을 의미한다.

〈표 2-2〉 3년 결혼 계획 여부에 대한 패널로짓모형 분석

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
성별						
남성	1.000		1.000		1.000	
여성	1.265***	(0.113)	1.458***	(0.134)	1.492***	(0.137)
연령	5.640***	(0.838)	5.107***	(0.772)	5.094***	(0.773)
연령 <sup>2</sup>	0.976***	(0.002)	0.977***	(0.002)	0.977***	(0.002)
최종학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	1.755	(1.473)	1.501	(1.246)	1.739	(1.441)
전문대졸 이상	2.057	(1.716)	1.532	(1.265)	1.772	(1.460)
거주지역						
수도권	1.000		1.000		1.000	
비수도권	0.663***	(0.057)	0.777***	(0.068)	0.826**	(0.072)
아버지 학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	0.985	(0.163)	1.018	(0.168)	1.026	(0.170)
전문대졸 이상	0.943	(0.175)	0.924	(0.172)	0.935	(0.174)



〈표 2-2〉의 계속

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
어머니 학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	1.001	(0.148)	0.977	(0.144)	0.977	(0.145)
전문대졸 이상	1.188	(0.227)	1.046	(0.201)	1.026	(0.198)
형제자매 수	1.076	(0.067)	1.081	(0.068)	1.077	(0.067)
만14세 무렵 독립 여부						
부모와 같이 살았음	1.000		1.000		1.000	
독립하였음	0.119	(0.177)	0.123	(0.182)	0.134	(0.197)
정규직 여부						
정규직			1.000		1.000	
비정규직			0.630***	(0.078)	0.640***	(0.079)
근로시간 형태						
전일제 근로			1.000		1.000	
시간제 근로			1.848***	(0.397)	1.808***	(0.390)
사업체 규모						
1~4명			1.000		1.000	
5~9명			1.118	(0.179)	1.109	(0.178)
10~29명			0.984	(0.147)	0.983	(0.147)
30~49명			0.884	(0.155)	0.867	(0.153)
50~99명			1.534**	(0.259)	1.529**	(0.259)
100~299명			1.277	(0.211)	1.269	(0.210)
300~499명			1.307	(0.266)	1.306	(0.266)
500~999명			1.458*	(0.315)	1.416	(0.307)
1000명 이상			1.799***	(0.332)	1.701***	(0.314)
월평균 임금						
100만원 미만			1.000		1.000	
100만원 이상~150만원 미만			1.014	(0.478)	1.016	(0.479)
150만원 이상~200만원 미만			1.693	(0.765)	1.694	(0.766)
200만원 이상~250만원 미만			1.568	(0.709)	1.548	(0.701)
250만원 이상~300만원 미만			1.888	(0.861)	1.877	(0.856)
300만원 이상~400만원 미만			2.705**	(1.239)	2.670**	(1.223)

〈표 2-2〉의 계속

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
400만원 이상~500만원 미만			4.235***	(2.026)	4.076***	(1.952)
500만원 이상~1000만원 미만			5.292***	(2.625)	4.583***	(2.277)
1000만원 이상			6.561	(8.702)	6.337	(8.519)
직장 고용안정 만족도			0.944	(0.049)	0.954	(0.050)
직장 장래성 만족도			0.772***	(0.038)	0.800***	(0.040)
부채유무						
있다					1.000	
없다					2.365***	(0.276)
상수	0.000***	(0.000)	0.000***	(0.000)	0.000***	(0.000)
N	8,533		8,533		8,533	
Log-likelihood	-4,861		-4,775		-4,747	

주 : 괄호 안은 표준오차를 의미함.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

자료 : 청년패널2007 10~14차 자료.

## 제4절 고용 불안정과 출산 의향 변화

### 1. 분석 방법

고용 안정성과 출산 의향의 상호 연관 관계 분석은 두 개의 데이터를 활용하여 진행되었다. 첫 번째 분석은 인구주택총조사(이하 “센서스”) 2% 샘플 자료를 활용하여 전반적인 출산 의향 분포를 파악하였다. 센서스 2% 자료에는 조사 시점까지 출산력을 묻고, 향후 추가적인 자녀 출산 계획 여부를 묻는 방식으로 진행되었다. 추가 출산 계획 여부 질문은 2005년 센서스부터 도입되었고, 따라서 본 분석에서도 2005년부터 2020년 센서스 2% 자료만을 활용하였다.

센서스 2% 자료는 대규모의 샘플을 제공한다는 강점이 있지만, 활용할 수 있는 설명변인(i.e., 독립변수)의 수가 제한적이고, 또한 같은 응답

자를 추적하는 패널데이터가 아니므로, 개인의 생애를 통해 변화하는 양상을 파악할 수 없다는 단점이 있다. 무엇보다도 센서스 자료는 15세 이상 기혼 여성만을 대상으로 추가 출산 의향을 묻고 있어, 남성 응답자는 포함되어 있지 않다. 따라서 이러한 센서스 자료의 약점을 보완하고자 두 번째 분석은 결혼 의향 분석에서 사용된 청년패널 자료를 활용하였다.

## 2. 분석 결과

센서스 2% 데이터 분석에 사용된 샘플의 사회경제적인 특성 분포가 센서스 실시 연도별로 <표 2-3>에 제시되어 있다. 총 417,306명(2005년 = 127,765명, 2010년 = 114,331명, 2015년 = 96,833명, 2020년 = 78,377명)이 본 분석에 포함되었다. 청년패널2007의 응답자와 유사한 샘플을 선택하기 위하여 여기에서는 만 20세부터 45세까지 기혼 여성(유배우, 사별, 또는 이혼)으로 한정하였다.

<표 2-3> 인구주택총조사 실시 연도별 2% 샘플 주요 특성 분포

	센서스 실시 연도			
	2005	2010	2015	2020
추가 출산 의향				
계획 없음	0.85	0.80	0.81	0.84
계획 있음	0.15	0.20	0.19	0.16
연령	36.56	37.09	37.52	37.86
출생국적				
대한민국	-	0.98	0.97	0.96
외국	-	0.02	0.03	0.04
학력				
중졸 이하	0.11	0.06	0.03	0.02
고졸	0.54	0.48	0.38	0.29
전문대졸 이상	0.35	0.47	0.59	0.69
혼인상태				
유배우	0.94	0.93	0.93	0.93
사별	0.01	0.01	0.01	0.01
이혼	0.05	0.06	0.06	0.06

〈표 2-3〉의 계속

	센서스 실시 연도			
	2005	2010	2015	2020
초혼연령				
15세 미만	0.00	0.00	0.00	0.00
15~19세	0.06	0.04	0.04	0.04
20~24세	0.44	0.35	0.27	0.20
25~29세	0.43	0.48	0.49	0.49
30~34세	0.06	0.10	0.17	0.23
35~39세	0.01	0.02	0.03	0.04
40세 이상	0.00	0.00	0.00	0.01
총 자녀 수				
0명	0.10	0.07	0.14	0.17
1명	0.23	0.28	0.28	0.32
2명	0.57	0.53	0.48	0.42
3명	0.10	0.10	0.09	0.08
4명 이상	0.01	0.01	0.01	0.01
경제활동 상태				
취업(일하였음+일시휴직)	0.44	0.55	0.55	0.62
미취업	0.56	0.45	0.45	0.38
종사상 지위				
임금근로자	0.67	0.72	0.78	0.82
자영업자	0.17	0.17	0.15	0.14
무급가족종사자	0.17	0.10	0.07	0.04
결혼전 취업 여부				
있음	-	-	0.83	0.84
없음	-	-	0.17	0.16
경력단절여부				
있음	-	-	0.73	0.78
없음	-	-	0.27	0.22
N	127,765	114,331	96,833	78,377

주: 만 20세 이상 45세 이하 기혼여성만 포함된 결과임. 가중치가 적용되지 않은 결과임.

자료: 통계청, 『인구주택총조사 2% 자료』, 2005~2020.

우선 추가 출산 의향이 있다고 응답한 비율은 센서스 시점에 따라 변화하고는 있지만, 대체로 2010년 이후로 지속적인 하락세를 보이고 있었

다. 즉, 2005년에는 15%의 응답자가 추가 출산 계획이 있다고 답했지만, 2010년에는 이 비율이 20%로 증가하였고, 2015년에도 19% 수준을 보였다. 하지만 가장 최근 실시된 2020년 센서스에서는 만 20세부터 45세 사이의 기혼 여성의 16%만이 추가 출산 계획이 있다고 답했다.

응답자의 평균 연령은 2005년의 경우 35.56세이었지만, 센서스가 거듭되면서 지속적으로 상승한 것을 확인할 수 있다. 이는 우리나라의 급속한 인구 고령화 현상이 반영된 결과로 보인다. 또한 지속적인 외국인 유입으로 인하여 출생 시 국적이 대한민국이 아닌 인구의 비중이 매 센서스마다(i.e., 매 5년마다) 1%씩 증가한 것을 확인할 수 있었다. 많은 선행 연구에서 밝혀진 것과 같이 한국사회는 유례없이 빠른 고등교육의 확대를 경험하였고(Kim, 2017), 이러한 경향성을 보여주듯 2005년에는 전문대졸 이상의 비중이 35%였지만, 2020년에는 69%까지 증가한 것으로 드러났다.

또한 많은 연구에서 저출산의 주요 원인 중 하나로 지목되고 있는 급격한 만혼 현상(우해봉 외, 2021)도 센서스 2% 자료에서 명확하게 확인되었다. 즉, 2005년 센서스에서는 초혼 연령이 20대 초반인 경우가 44%, 그리고 20대 후반인 경우가 43%로, 20대에 초혼을 경험한 비중이 87%에 이르렀다. 그러나 2020년의 경우 20대에 초혼을 경험하는 비중은 69%로 감소하였고, 그 대신 30대 초반에 초혼을 경험하는 비중이 23%로 증가하였다. 2005년에는 30대 초반에 결혼하는 비중이 6%에 머물렀으므로, 약 15년 사이에 30대 초반 혼인 비중이 약 4배가량 증가한 것이다.

최근 빠르게 진행되고 있는 저출산 현상도 센서스 2% 자료로 확인되었다. 예를 들어 2005년의 경우 만 20세부터 45세까지 가임기 여성의 10%만이 무자녀로 나타났지만, 2020년에는 같은 연령대 여성에서 무자녀 비율이 17%로 증가한 것을 확인할 수 있었다. 한편 3명의 자녀나 4명 이상의 자녀를 가진 비율은 2005년과 2020년 사이에 큰 변화를 보이지는 않았다. 하지만 2명의 자녀를 두고 있는 비율이 2005년에 57%에서 2020년에는 42%로 감소하였다. 이 결과 한 명의 자녀를 두고 있는 비중이 2005년의 23%에서 2020년에는 32%로 증가하였다. 이렇게 볼 때 한국 사회의 저출산은 출산을 연기하는 효과(postponement effect)와 더불어

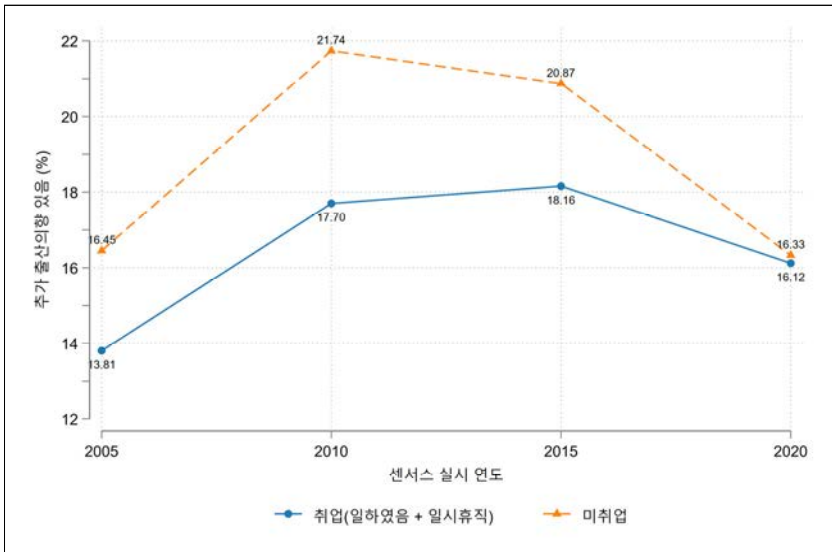
출산 자체를 줄이는 효과(quantum effect)가 강하게 작용하고 있는 것으로 보인다.

여성들의 지속적인 노동시장 참여 확대로 인해 2005년에는 취업자의 비중이 44%에 머물렀지만, 2020년에는 62%로 확대된 것을 확인할 수 있었다. 이와 동시에 자영업자의 비중은 크게 변화하지 않았지만, 임금노동자의 비율이 2005년의 67%에서 2020년에는 82%로 확대되었다. 이러한 급속한 여성의 노동시장 참여율 향상에도 불구하고, 2020년에도 여전히 한국 가임기 여성의 4분의 3에 해당하는 78%가 혼인, 임신, 육아 등으로 인하여 경력단절을 경험하였다고 밝히고 있다.

[그림 2-1]에는 센서스 연도별, 경제활동 상태별로 추가 자녀 계획이 있는 비중이 제시되어 있다. 모든 연도에 걸쳐 취업자(일하였음 + 일시휴직)에 비해 미취업자 중 추가 출산 계획이 있다고 밝힌 응답자의 비중이 높게 나타났다. 그러나 이러한 취업자와 미취업 간의 격차는 2010년

[그림 2-1] 경제활동 상태별 추가 자녀 계획 있음의 비중

(단위: %)



주: 만 20세 이상 45세 이하 기혼 여성만 포함된 결과임. 가중치가 적용되지 않은 결과임.

자료: 통계청, 『인구주택총조사 2% 자료』 2005~2020.

이후 빠르게 좁혀지고 있는 것으로 나타났고, 2020년 센서스에서 두 집단 간의 격차가 2.1%로 감소하였다.

그러나 단순히 이 결과를 바탕으로 취업 상태와 추가 출산 의향의 인과관계를 유추하는 것은 세심한 주의가 필요해 보인다. 그 이유는 출산 또는 추가 출산 의도가 있는 여성이 의도적으로 일을 그만두는 경우도 발생할 수 있기 때문이다.

종사상 지위별 및 센서스 연도별 추가 자녀 계획이 있는 여성의 비율이 [그림 2-2]에 제시되어 있다. 모든 시기에 걸쳐 임금근로자가 다른 집단에 비해 압도적으로 높은 추가 자녀 출산 계획을 나타내고 있다. 2010년 이후 임금근로자 중 추가 출산 계획이 있는 비중이 빠르게 감소하였지만, 자영업자와 무급가족종사자 중 추가 출산 계획이 있는 비중은 정체되어 있다.

이러한 종사상 지위별 추가 출산 계획 격차는 평균 소득의 차이와 관

[그림 2-2] 종사상 지위별 추가 자녀 계획 있음의 비중

(단위: %)



주: 만 20세 이상 45세 이하 기혼 여성만 포함된 결과임. 가중치가 적용되지 않은 결과임.

자료: 통계청, 「인구주택총조사 2% 자료」 2005~2020.

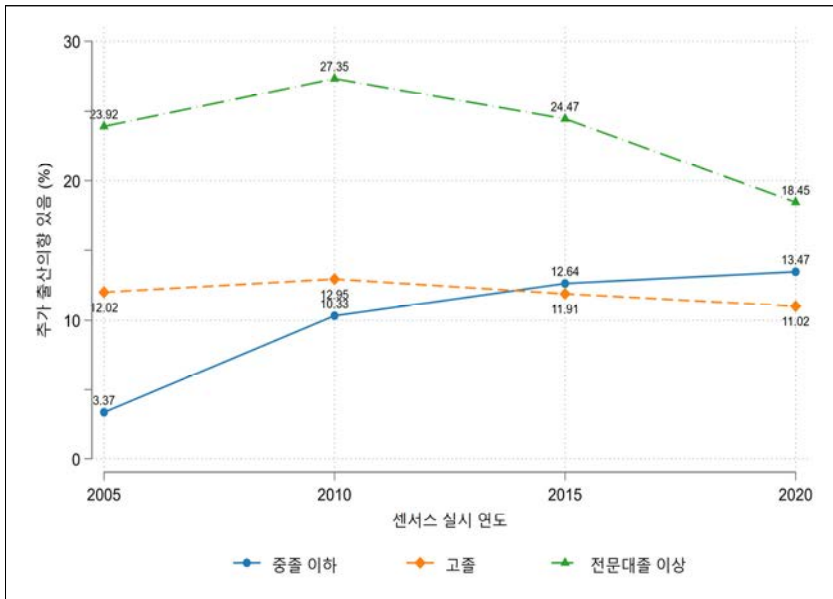
련이 있을 것으로 예상된다. 즉, 자영업자의 절대다수가 소규모의 영세사업자이고, 평균 소득이 임금근로자에 비해 낮으며(통계청, 2021), 이러한 소득의 차이로 인하여 임금 근로자에 비해 상대적으로 추가 출산 계획을 세우기 힘든 것으로 판단된다.

개인의 인적 자원을 결정하는 가장 중요한 요소인 교육 수준(educational attainment)별 추가 자녀 출산 계획 여부는 [그림 2-3]에 제시되어 있다. 우선 모든 연도에서 전문대졸 이상의 고학력 여성에서 추가 자녀 출산 계획이 가장 높게 나타났다. 그러나 2010년 이후 전문대졸 이상 여성 중 추가 출산 계획이 있는 비중이 빠르게 감소하고 있는 것이 확인되었다.

하지만 고졸과 중졸 이하의 여성들 중 추가 출산 계획 비중은 2015년을 기점으로 교차(crossover)가 일어났다. 즉 2005년의 경우 중졸 이하의 학력을 지닌 여성 중 추가 출산 계획이 있는 비중이 고졸 여성에 비해

[그림 2-3] 교육 수준별 추가 자녀 계획 있음의 비중

(단위: %)



주: 만 20세 이상 45세 이하 기혼 여성만 포함된 결과임. 가중치가 적용되지 않은 결과임.

자료: 통계청, 「인구주택총조사 2% 자료」 2005~2020.



낮았지만, 이후 빠르게 증가하였지만, 고졸 여성 중 추가 출산 계획이 있는 비중은 오히려 감소하였다. 그 결과 2015년에 중졸 이하 여성이 고졸 여성을 추월하였고, 2020년에는 이 두 집단 간의 격차가 더 크게 벌어졌다.

이러한 현상은 여성의 교육 수준이 빠르게 향상되면서 중졸 이하의 학력을 지닌 여성들은 점차 사회경제적 지위가 낮은 집단으로 구성되었을 가능성이 있음을 시사한다. 이는 빠른 교육 수준의 상승으로 인하여 선택(selection) 현상이 일어났고, 최근으로 올수록 중학교 이하의 학력을 지닌 집단은 과거의 같은 수준의 학력을 지닌 집단보다 상대적으로 더 사회경제적 자원의 부족을 경험할 수 있다는 점을 의미한다. 한편 많은 기존 연구들은 대체로 여성의 교육 수준과 출산력은 반비례하는 것으로 보고하였고(e.g., Kim and Kim, 2018), 따라서 중졸 이하의 학력을 지닌 여성들 사이에서 출산 계획이 있는 비중이 확대된 것으로 해석된다.

추가적인 출산 계획은 아마도 현재까지 출산한 자녀의 수에 가장 민감하게 반응할 수 밖에 없다(우해봉 외, 2021). 현재 총 자녀 수(무자녀인 경우 제외)별 추가 자녀 출산 계획 여부 결과가 [그림 2-4]에 제시되어 있다. 현재 자녀를 1명만 두고 있는 경우가 1명 이상의 자녀를 두고 있는 경우에 비해 압도적으로 높게 추가 출산 계획이 있다고 응답했다. 예를 들어 2005년에 자녀 1명만을 두고 있는 여성의 31.5%가 추가 자녀 출산 계획이 있다고 밝혔지만, 자녀가 2명 있는 여성의 경우 2.4%만이 추가 출산 계획이 있다고 답했다. 그렇지만 전술한 것과 마찬가지로 자녀 1명만 있는 경우에 추가 출산 계획이 있다고 밝힌 비중이 2010년에 39.6%로 정점을 찍은 후 가파르게 감소하고 있는 것이 확인되었다. 그 결과 2020년의 경우 1명의 자녀를 두고 있는 여성의 19.5%만이 추가 출산 계획이 있다고 보고하였다.

다음으로는 청년패널조사 자료를 활용한 분석 결과를 제시하고자 한다. 패널데이터 분석 결과를 도출하기 전에 센서스 결과와의 비교를 위해 몇 가지 간단한 기술통계 분석을 실시하였다. 청년패널에서는 3년 이내에 추가 출산 의향이 있는지를 묻고 있다. 따라서 시간적 범위를 한정하지 않은 센서스 2% 샘플보다 상대적으로 구체적인 계획 여부를 측정하고 있음에 주의할 필요가 있다.

(그림 2-4) 현재 자녀 수별 추가 자녀 계획 있음의 비중

(단위: %)



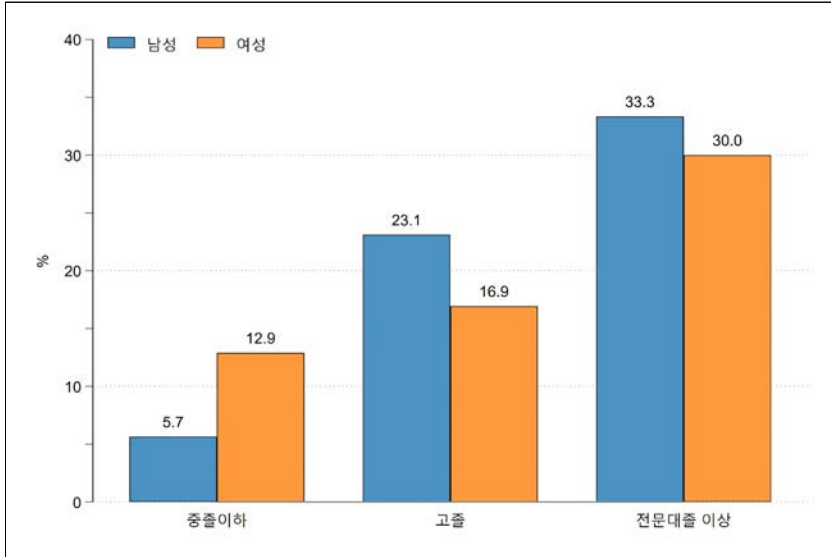
주: 만 20세 이상 45세 이하 기혼 여성만 포함된 결과임. 가중치가 적용되지 않은 결과임.

자료: 통계청, 『인구주택총조사 2% 자료』 2005~2020.

우선 3년 이내에 출산 계획이 있는지를 성별 및 최종학력별로 살펴본 결과가 [그림 2-5]에 제시되어 있다. 결과에 의하면 남녀 응답자 모두에서 교육 수준이 상승할수록 출산 계획을 가지고 있는 비중이 증가하고 있는 것을 확인할 수 있었다. 그리고 중졸 이하를 제외하고, 고졸과 전문대졸 이상에서 남성의 출산 계획 비중이 여성에 비해 높게 보고되고 있다. 또한 여성에 비해 남성에서 교육 수준에 따른 출산 계획 여부의 차이가 더욱 극명하게 나타나고 있다. 이는 생물학적으로 출산을 담당하는 것은 여성만이 가능하므로, 여성들의 교육 수준별 출산 계획은 남성에 비해 편차가 적지만, 남성은 자신의 출산 계획을 실현시키기 위해서는 여성 배우자가 필요하고, 이를 위해서는 사회경제적 자원이 필요한데, 이러한 사회경제적 자원과 교육 수준이 밀접히 연관되어 있기 때문에 풀이된다.

[그림 2-5] 성별 및 최종학력별 3년 이내 출산 계획 여부 비율 분포

(단위: %)



주: 3년 이내 출산 계획은 만 19세 이상 기혼 응답자만 해당됨. 모든 웨이브 자료를 합하여(pooled) 계산함.

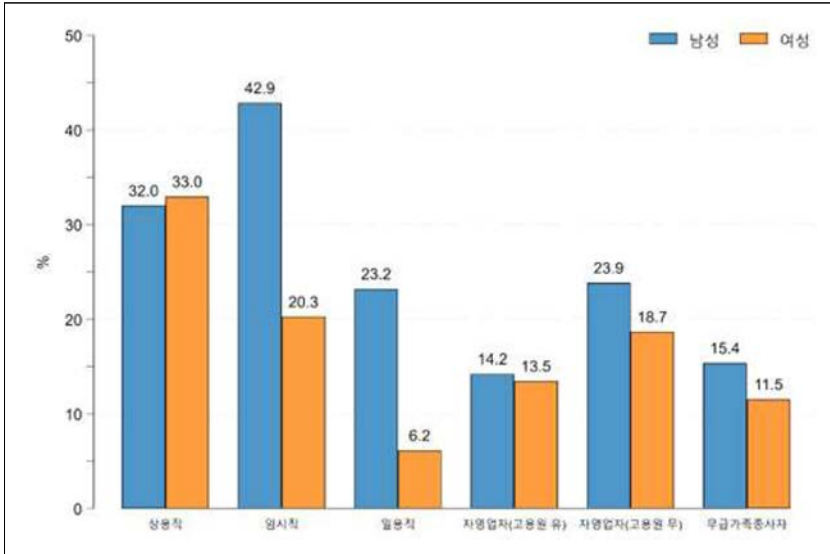
자료: 청년패널2007.

성별 및 현재 종사상 지위별 출산 계획 분포를 살펴보면([그림 2-6] 참조), 임신직에 근무하는 남성을 제외하면, 대체로 상용직 남녀가 다른 집단에 비해 3년 이내 출산 계획이 가장 높게 나타났다. 앞선 센서스 자료 분석에서 나타난 것과 같이 상용직으로 재직한다는 의미는 안정적인 수입원이 존재한다는 의미와 동일하므로, 보다 적극적으로 출산 계획을 마련하는 것으로 생각된다.

흥미로운 점은 임신직 남성의 42.9%가 출산 계획이 있다고 밝혔지만, 임신직 여성의 20.3%만이 그렇다고 응답해, 모든 종사상 지위 집단을 통틀어 가장 큰 남녀 격차를 보이고 있었다. 이러한 현상은 일용직에서도 발견되었는데, 여성에 비해 상대적으로 높은 남성 취업률을 볼 때 임신직이나 일용직에 근무하는 남성들은 상용직에 근무하는 남성들에 비해 상대적으로 출산을 심각하게 고려하지 않았을 가능성이 큰 것으로 판단된다.

(그림 2-6) 성별 및 현재 종사상 지위별 3년 이내 출산 계획 여부 비율 분포

(단위: %)



주: 3년 이내 출산 계획은 만 19세 이상 기혼 응답자만 해당됨. 모든 웨이브 자료를 합하여(pooled) 계산함.

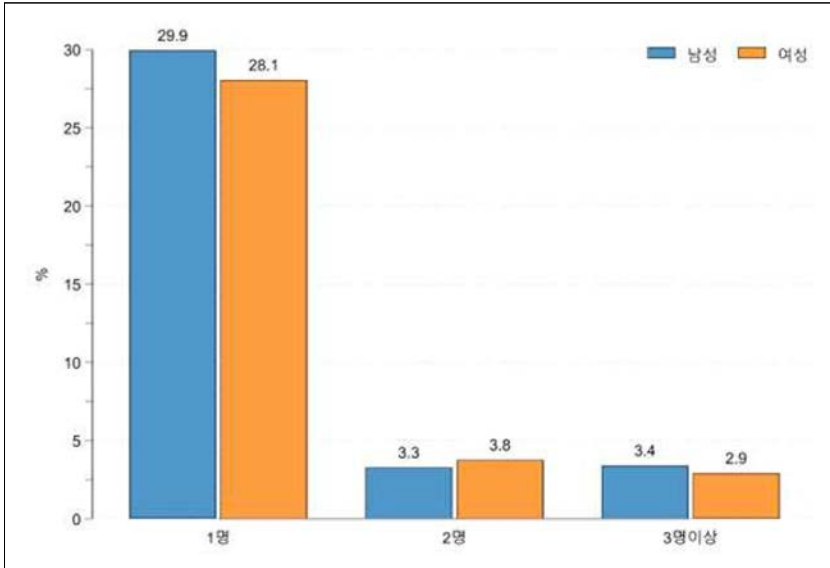
자료: 청년패널2007.

센서스 자료 분석 결과에서 확인된 것과 같이 청년패널자료에서도 현재 자녀 수는 추가 자녀 계획에 상당한 영향력을 미치는 것으로 드러났다. [그림 2-7]에 제시된 현재 자녀 수별 추가 출산 의향에 의하면 자녀가 1명인 경우 남성과 여성 응답자의 약 3분의 1 정도가 추가 자녀 출산 계획이 있는 것으로 응답했다. 하지만, 현재 자녀가 2명이나 3명 이상 있는 경우 그 비율이 현저하게 감소하였는데, 두 경우 모두 추가 출산 계획이 있는 남녀 비율은 3% 내외를 보이고 있었다. 즉, 자녀가 1명인 경우와 그 이상인 경우의 추가 출산 의향이 거의 9배 정도 차이가 나는 것으로 해석할 수 있다.

청년패널 데이터를 활용하여 3년 이내 추가 출산 의향이 있는지 여부를 분석한 패널로지스틱 결과가 <표 2-4>에 제시되어 있다. 여기에서는 결혼 의향 패널로지스틱 분석과 동일하게 3단계에 걸쳐 변수들이 투입되었다. 모델 1에는 인구사회학적 변인들(성별, 연령, 학력, 거주 지역, 아버지

(그림 2-7) 성별 및 현 자녀 수별 3년 이내 출산 계획 여부 비율 분포

(단위: %)



주: 3년 이내 출산 계획은 만 19세 이상 기혼 응답자만 해당됨. 모든 웨이브 자료를 합하여(pooled) 계산함.

자료: 청년패널2007.

학력, 어머니 학력, 형제자매의 수, 그리고 만 14세 무렵 독립생활 여부) 만이 설명변수로 투입되었다. 그리고 모델 2에는 모델 1에 투입된 변수들에 더하여 설문 시점까지의 총 자녀 수와 초혼 연령이 투입되었다. 그리고 마지막으로 모델 3에는 일자리 관련 변수들(정규직 여부, 근로시간 형태, 사업체 규모, 월평균 임금, 부채 유무, 직장 고용 안정성에 대한 만족도, 직장 장래성에 대한 만족도)이 투입되었다.

모델 1 추정 결과에 의하면, 기존 연구에서 지속적으로 발견된 것과 마찬가지로 여성이 남성에 비해 현저하게 출산 의향이 낮은 것으로 나타났다(신윤정 외, 2020). 즉, 여성의 추가 출산 의향 승산비가 남성에 비해 62.7% 낮은 것으로 드러났다. 그러나 연령과 출산 의향은 통계적으로 유의미한 관계가 발견되지 않았다. 학력별로는 중졸 이하 학력을 지닌 경우에 비하여 고졸자는 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았지만, 전문대졸 이상은 중졸 이하 집단보다 추가 출산 의향이 11.9배나 높게 나

타났다. 이는 중졸 이하의 학력을 지닌 경우 혼인 자체가 어려워 출산 의향이 매우 낮게 나타나는 것으로 예측된다. 나머지 인구사회학적 변인들은 모두 추가 출산 의향과 통계적으로 유의미한 관계를 보이지는 않았다.

모델 2에는 총 자녀 수와 초혼 연령이 투입되었지만, 모델 1에서의 결과와 큰 변화를 보이지는 않았다. 다만 전문대졸 이상의 승산비가 통계적 유의성을 상실하였는데, 이는 교육 수준과 출산 의향의 관계에서 총 자녀 수나 초혼 연령이 이 관계를 매개하고 있다는 점을 시사한다. 또 한 가지 변화한 점은 모델 1에서는 연령의 효과가 유의미하지 않았지만, 모델 2에서는 유의미하게 바뀌었다. 즉 연령과 연령제곱의 승산비를 보건대 연령과 추가 출산 의향은 대략 U자형의 관계를 보이고 있는 것으로 판단된다.

그리고 모델 2 결과에 의하면 설문조사 시점에서의 총 자녀 수가 1명 증가할 때마다 추가 자녀 의향의 승산비가 82.1% 감소하는 것으로 드러났다. 이는 앞선 기술통계 분석 결과와 일치하는 부분으로서, 다른 조건들을 통제한 상태에서도 현 자녀의 수가 많을수록 추가 출산 의향이 감소하는 것을 확인할 수 있었다. 한편 초혼 연령이 1세 증가하면 추가 출산 의향은 48.0% 증가하는 것으로 나타났다. 혼인 연령이 증가하는 것은 출산을 위한 시간이 감소한다는 것을 의미하므로, 늦게 초혼을 경험할수록 상대적으로 단시간 안에 출산을 서두르는 경향이 있는 것으로 보인다.

〈표 2-4〉 추가 자녀 출산 의향에 대한 패널로지모형 분석

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
성별						
남성	1.000		1.000		1.000	
여성	0.373***	(0.057)	0.698***	(0.093)	0.710**	(0.105)
연령	0.724	(0.221)	0.394***	(0.114)	0.420***	(0.123)
연령 <sup>2</sup>	1.000	(0.004)	1.007*	(0.004)	1.006	(0.004)
최종학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	5.350	(6.067)	1.258	(1.244)	1.189	(1.175)
전문대졸 이상	11.887**	(13.356)	1.907	(1.865)	1.731	(1.691)

〈표 2-4〉의 계속

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
거주지역						
수도권	1.000		1.000		1.000	
비수도권	0.885	(0.116)	0.871	(0.102)	0.941	(0.114)
아버지 학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	0.777	(0.176)	0.915	(0.185)	0.948	(0.194)
전문대졸 이상	0.867	(0.231)	1.081	(0.256)	1.115	(0.268)
어머니 학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	1.244	(0.253)	1.123	(0.204)	1.095	(0.200)
전문대졸 이상	1.390	(0.408)	1.204	(0.313)	1.141	(0.299)
형제자매 수	1.027	(0.092)	1.065	(0.084)	1.068	(0.084)
만14세 무렵 독립 여부						
부모와 같이 살았음	1.000		1.000		1.000	
독립하였음	2.307	(2.298)	3.047	(2.742)	3.269	(2.950)
총 자녀 수			0.179***	(0.027)	0.174***	(0.026)
초혼 연령			1.480***	(0.047)	1.491***	(0.049)
정규직 여부						
정규직					1.000	
비정규직					1.012	(0.229)
근로시간 형태						
전일제 근로					1.000	
시간제 근로					1.523	(0.471)
사업체 규모						
1~4명					1.000	
5~9명					1.073	(0.283)
10~29명					1.077	(0.262)
30~49명					0.914	(0.252)
50~99명					1.352	(0.350)
100~299명					1.313	(0.340)
300~499명					1.831**	(0.537)
500~999명					1.944**	(0.580)
1,000명 이상					1.482	(0.400)

〈표 2-4〉의 계속

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
월평균 임금					1.000	
100만원 미만					0.571	(0.292)
100만원 이상~					0.687	(0.321)
150만원 미만					0.544	(0.245)
150만원 이상~					0.696	(0.311)
200만원 미만					0.537	(0.241)
200만원 이상~					0.553	(0.257)
250만원 미만					0.460	(0.221)
250만원 이상~					8.572**	(9.373)
300만원 미만						
300만원 이상~						
400만원 미만						
400만원 이상~						
500만원 미만						
500만원 이상~						
1000만원 미만						
1,000만원 이상						
부채유무					1.000	
있다					1.546***	(0.192)
없다						
직장 고용안정 만족도					0.878	(0.072)
직장 장래성 만족도					0.987	(0.076)
상수	610.945	(3,216.198)	29,527.392**	(144,549.171)	18,677.029**	(93,101.080)
N		4,578		4,578		4,578
p		0.413		0.247		0.242
Log-likelihood		-1,942		-1,669		-1,645

주: 괄호 안은 표준오차임.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 청년패널2007 10~14차 자료.

모델 3에는 일자리 관련 변인 모델이 투입되었다. 그 결과 정규직 여부나 근로시간 형태는 추가 출산 의향과 유의미한 상관관계를 보이지는 않았다. 그러나 사업체 규모의 경우 1~4명의 소규모 사업체에 근무하는



경우보다 300~499인 업체에 근무할 경우 추가 출산 의향이 83.1% 높은 것으로 나타났고, 500~999인 업체에 근무하는 경우에는 94.4% 높은 것으로 드러났다. 이는 평균적으로 사업체 규모와 평균 임금이 높은 상관관계를 보이므로, 사업체 규모가 클수록 고임금의 안정적인 직장일 가능성이 높고, 이에 따라 추가 출산 의향도 높은 것으로 풀이된다. 사업체 규모와는 달리 월평균 임금은 추가 출산 의향과 큰 상관관계를 보이지는 않았다. 다만 월평균 임금이 1,000만원 이상인 경우에는 100만원 미만인 경우보다 추가 출산 의향이 있을 승산비가 8.6배 높은 것으로 드러났다. 즉 1,000만원 이상의 고소득이 아니라면 월평균 임금은 추가 출산 의향을 유의미하게 높이는 것은 아니라는 것을 의미한다.

흥미로운 점은 직장 고용 안정성에 대한 만족도나 직장 장래성에 대한 만족도는 추가 자녀 출산 의향에 유의미한 영향을 주지 못 하는 것으로 나타났다. 하지만 현재 부채가 없는 경우에는 부채가 있는 경우보다 추가 출산의 승산비가 54.6% 높은 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과는 청년층에 있어 부채 여부는 예측가능한 미래를 설계함에 있어 중요한 걸림돌로 작용할 수 있다는 점을 시사한다.

청년패널에서는 10차 조사부터 추가 자녀를 가질 의향이 있는지를 묻고, 이 질문에 그렇다고 답한 사람에 한해 언제쯤 자녀를 가질 계획이 있는지를 물었다. 이 질문에 응답자는 ①1년 이내, ②1~2년 사이, ③2년 이후 중 하나로 답하였다. 추가 자녀 출산 시기와 일자리 관련 변인들의 관계를 파악하기 위해 이 변수를 종속변수로 하는 패널모델분석을 실시하였고, 그 결과가 <표 2-5>에 제시되어 있다. 이 변수는 순서형 변수이기에 순서형 패널로지트 모형(ordered panel logistic regression)을 사용하였다.<sup>4)</sup>

모델 1 결과에 의하면 수도권에 거주하는 경우에 비하여 비수도권에 거주하는 경우 1년 이내나 1~2년 사이보다 2년 이후에 추가 출산을 고려하는 승산이 32.7% 높았다. 달리 말하면 비수도권 거주자가 수도권 거주자보다 추가 출산 시점을 더 멀리 계획하고 있다는 것이다. 부모의 학력 수준은 추가 출산 의향에 두 가지 방향으로 작용하는 것으로 나타났

4) Stata 17.0 버전에서 xtologit 루틴을 사용하여 모델 추정을 하였다.

〈표 2-5〉 추가 자녀 출산 시기에 대한 순서형 패널로지모형 분석

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
성별						
남성	1.000		1.000		1.000	
여성	1.082	(0.192)	1.185	(0.217)	1.392*	(0.272)
연령	1.394	(0.521)	1.202	(0.461)	1.065	(0.406)
연령 <sup>2</sup>	0.995	(0.005)	0.997	(0.006)	0.998	(0.006)
최종학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	0.436	(0.567)	0.383	(0.503)	0.423	(0.535)
전문대졸 이상	0.679	(0.874)	0.574	(0.746)	0.598	(0.747)
거주지역						
수도권	1.000		1.000		1.000	
비수도권	1.327*	(0.206)	1.350*	(0.214)	1.212	(0.195)
아버지 학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	0.480**	(0.140)	0.481**	(0.143)	0.421***	(0.125)
전문대졸 이상	0.469**	(0.155)	0.461**	(0.154)	0.397***	(0.133)
어머니 학력						
중졸 이하	1.000		1.000		1.000	
고졸	1.782**	(0.470)	1.889**	(0.509)	2.002***	(0.536)
전문대졸 이상	1.980*	(0.693)	2.124**	(0.757)	2.412**	(0.852)
형제자매 수	0.820*	(0.093)	0.816*	(0.095)	0.833	(0.094)
만14세 무렵 독립 여부						
부모와 같이 살았음	1.000		1.000		1.000	
독립하였음	0.441	(0.628)	0.476	(0.689)	0.428	(0.588)
총 자녀 수			0.497***	(0.130)	0.482***	(0.128)
초혼 연령			1.057	(0.044)	1.055	(0.043)
정규직 여부						
정규직					1.000	
비정규직					1.156	(0.382)
근로시간 형태						
전일제 근로					1.000	
시간제 근로					0.292**	(0.149)
사업체 규모						
1~4명					1.000	
5~9명					0.495*	(0.186)

〈표 2-5〉의 계속

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	SE	OR	SE	OR	SE
10~29명					0.602	(0.204)
30~49명					0.492*	(0.190)
50~99명					0.661	(0.234)
100~299명					0.553*	(0.195)
300~499명					0.496*	(0.194)
500~999명					0.721	(0.281)
1,000명 이상					0.385***	(0.141)
월평균 임금						
100만원 미만					1.000	
100만원 이상~					1.089	(0.827)
150만원 미만						
150만원 이상~					0.419	(0.293)
200만원 미만						
200만원 이상~					0.402	(0.267)
250만원 미만						
250만원 이상~					1.003	(0.653)
300만원 미만						
300만원 이상~					0.855	(0.559)
400만원 미만						
400만원 이상~					0.888	(0.596)
500만원 미만						
500만원 이상~					0.926	(0.646)
1000만원 미만						
1,000만원 이상					0.813	(0.908)
부채 유무						
있다					1.000	
없다					0.687**	(0.121)
직장 고용안정 만족도					0.985	(0.113)
직장 장래성 만족도					1.150	(0.124)
cut1	21.752	(138.350)	3.111	(20.164)	0.220	(1.416)
cut2	101.844	(647.817)	15.006	(97.220)	1.063	(6.846)
N	831		831		831	
Log-likelihood	-882.8		-876.4		-855.8	

주: 괄호 안은 표준오차임.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 청년패널2007 10~14차 자료.

다. 즉, 아버지의 학력이 증가할수록 추가 자녀 계획을 멀리 잡을 승산이 감소하지만, 어머니의 학력은 증가할수록 추가 자녀 계획을 멀리 잡을 승산이 증가하였다. 이는 아버지의 학력 수준이 높을수록 추가 자녀 계획을 앞당기지만, 어머니의 학력 수준이 높을수록 추가 자녀 계획을 늦추는 경향이 있다는 것을 의미한다. 또한 형제자매의 수가 1명 증가할 때마다 추가 출산을 2년 이후에 계획하는 승산이 18.0% 감소하였다. 즉 성장과정에서 많은 형제자매와 함께 성장한 경우에는 그 반대의 경우보다 추가 출산을 더 빠르게 원하는 것으로 해석된다.

모델 2에서는 모델 1에 투입된 변수들에 더하여 현재까지 출산한 총 자녀 수와 초혼 연령이 투입되었다. 추가적인 변수 투입에도 모델 1에 사용된 변수들의 통계적 유의도나 회귀계수는 큰 변화를 보이지 않았다. 또한 모델 2의 결과에 의하면 현재까지 출산한 자녀의 수가 1명 증가할수록 2년 이후에 출산을 고려하는 승산이 50.3% 감소하였다. 앞선 분석에서는 총 자녀의 수는 추가 출산 계획을 현저하게 억제하는 것으로 드러났다. 그러나 여기에서 밝혀진 바에 의하면, 일단 추가 출산 계획이 있는 경우에는 오히려 현재 자녀가 많을수록 추가 자녀를 더 이른 시일 내에 갖고자 한다는 점이 발견된 것이다.

마지막으로 모델 3에는 일자리 관련 변수들이 추가되었다. 결과에 의하면 정규직 여부는 추가 출산 시기에 유의미한 영향을 주지 못 하는 것으로 나타났다. 하지만 시간제 근로는 전일제 근로에 비해 2년 이후에 출산을 고려하는 승산을 70.8% 감소시키는 것으로 드러났다. 이는 일단 추가 출산을 결심한 경우 시간제 근로 등으로 전환하여 가급적 빠른 시기에 출산을 시도할 수 있다는 점을 암시한다.

또한 고용의 안정성이나 장래성에 대한 만족도는 추가 출산 시기에 유의미한 영향을 미치지 못 하지만, 부채가 없는 경우에는 반대의 경우보다 출산 시기를 2년 이후로 고려하는 승산이 31.3% 감소하는 것으로 밝혀졌다. 즉 부채가 없으면 그 반대의 경우보다 출산을 앞당기려는 경향이 있다는 것을 의미한다.

## 제5절 요약 및 결론

본 장에서는 고용 불안정성과 혼인 및 출산 의향의 관계를 청년패널 자료와 센서스 2% 자료를 사용하여 분석하였다. 기존의 저출산 연구들은 출생이라는 결과물에 집중되어 있는 경향이 있어, 출생의 선행조건(antecedent)이라고 할 수 있는 출산 의향이나 계획이 고용 안정성과 어떠한 관계를 이루고 있는지는 여전히 미흡한 측면이 있다. 이러한 기존 연구의 한계를 보완하고자 하였다는 점에서 이 연구는 의미가 있다.

본 연구의 주요 발견은 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 사회경제적인 특성들을 통제한 상태에서도 비정규직이나 시간제 근로와 같은 불안정한 고용은 청년층의 결혼 의향을 심각하게 억제하는 것으로 나타났다. 예를 들어 비정규직 청년은 정규직 청년에 비해 결혼 의향의 승산이 20.9% 낮았고, 시간제로 근무하는 청년은 전일제 근로를 하는 청년에 비해 결혼 의향의 승산이 26.2% 낮았다. 이와 반대로 현 직장의 고용 안정성에 대한 만족도가 상승할수록 결혼 의향은 10.8% 증가하였다.

둘째, 결혼 의향이 있는 응답자만을 대상으로 하였을 때 비정규직에 근무하는 청년이 정규직 청년보다 3년 이내에 결혼할 계획의 승산이 36.0% 감소하였다. 하지만, 시간제 근로자의 경우 전일제 근로자에 비해 오히려 3년 이내 결혼 의향의 승산이 80.8% 높은 것으로 드러났다. 이는 머지 않은 미래에 결혼을 계획하는 응답자(특히 여성)가 시간제로 전환하였을 가능성이 있다는 것을 암시한다. 또한 부채가 없는 청년들이 그 반대의 경우보다 3년 이내 결혼을 하겠다는 승산이 약 2.4배 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 보건대, 전반적인 결혼 의향과 3년 내 결혼 계획 여부는 구체성 측면에서 다를 수 있다는 사실이 확인되었다. 그럼에도 불구하고 전체적으로 고용 안정성이 높을수록 보다 구체적인 결혼 계획을 세우는 것으로 보인다.

셋째, 추가 자녀 출산 계획의 경우에는 사회경제적인 요인들을 통제하면 일자리의 안정성이나 직장 고용 안정성과 통계적으로 유의미한 관계

를 보이지는 않았다. 그러나 직장의 근로자 규모가 300명에서 900명 사이일 경우 출산 계획이 있는 승산이 유의미하게 높은 것이 확인되었다. 이러한 규모의 사업장은 상대적으로 고용이 안정되어 있고, 임금 또한 높으므로 출산 의향이 높게 나타나는 것으로 풀이된다. 또한 추가 자녀 출산 여부의 결정요인 중 현재 총 자녀 수가 매우 큰 영향력을 발휘하는 것으로 나타났는데, 자녀가 1명 증가할 때마다 추가 자녀 출산 의향의 승산이 82.6% 감소하는 것으로 밝혀졌다.

마지막으로 추가 자녀 출산 의향이 있다고 답한 응답자를 대상으로 추가 출산 시기를 3개의 범주(1년 이내, 1~2년 사이, 2년 이후)로 나누어 분석해 본 결과에 의하면 비정규직이 정규직에 비해 2년 이후에 추가 출산을 하겠다는 승산이 다른 범주에 비해 높게 나타났지만, 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다. 하지만 시간제 근로의 경우 오히려 2년 이후에 추가적인 출산을 하겠다는 응답의 승산이 70.8% 감소하는 현상을 보이고 있었다. 이러한 결과는 3년 이내 결혼 계획 여부 분석에서와 유사하게 머지 않은 미래에 출산을 계획하고 있는 경우 시간제로 근로형태를 변환하였을 가능성이 있다.

종합적으로 살펴보면 고용 안정성은 청년들의 혼인 의향이나 계획에 매우 중요한 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 즉, 청년들의 고용 안정성이 증대되고, 청년들 스스로 자신들의 고용 상황이 안정적이라고 인식할수록 혼인 가능성이 높은 것으로 나타났다. 출산 계획이나 시기는 혼인과 고용 안정성의 관계만큼의 강한 상관관계를 보이지는 않았다. 그러나 대체로 정규직 여부나 전일제 근로 등과 같은 직접적인 고용 안정성과 출산 의향은 통계적으로 유의미한 관계가 발견되지 않았지만, 사업체의 규모나 임금 등과 같은 간접적인 고용 안정성과는 밀접한 상관관계가 발견되었다.

따라서 현재 한국 사회에서 가장 중요한 정책 아젠다 중 하나로 고려되고 있는 저출산 문제를 완화하기 위해서는 그 인과관계의 출발점이 되는 청년층의 고용 안정성을 높임으로써 우리 청년들이 자신들의 미래를 설계하는 과정에서 봉착할 수 있는 불확실성을 경감시켜 줄 필요가 있다.

## 제 3 장

### 남성 임금 불평등과 결혼 지연

#### 제1절 서론

결혼 및 출산과 같은 가족 형성에 관한 연구는 주로 여성의 출산 결정에 초점을 맞추어 진행되어 왔다. 하지만 가족 형성과 관련된 논의는 남성과 여성 모두의 관점에서 논의될 수 있다. 여성의 가족 형성과 관련된 기존의 연구들은 여성의 노동시장 성과에 따른 출산의 기회비용, 여성의 교육 수준 증가로 인한 결혼 및 출산 지연 등 주로 여성의 경제활동과 가족 형성의 부정적인 관계에 대하여 논의한다.

반면, 일부 남성의 관점에서 논의되는 가족 형성에 관한 연구는 남성의 고용 안정성 및 소득이 남성의 가족 형성에 미치는 영향을 다루며 남성의 경제력이 가족 형성에 긍정적인 영향을 미침을 주로 보여왔다. 예컨대, 남성의 실업 상태가 지속되거나 고용 안정성이 낮을 경우 이는 남성의 결혼 가능성을 낮춘다(박경숙 외, 2005; Oppenheimer and Lim, 1997; Ahn and Mira, 2001). 선행연구의 결과들은 결혼과 출산 후 남성과 여성의 역할 분담이 다름을 반영하고 있다. 가족 형성 이후 여성은 남성보다 더 많은 시간을 가족 돌봄에 투입하고, 대체로 가족의 주요 수입원인 남성에게는 가족 부양을 위해 안정적인 직업과 소득이 요구된다.

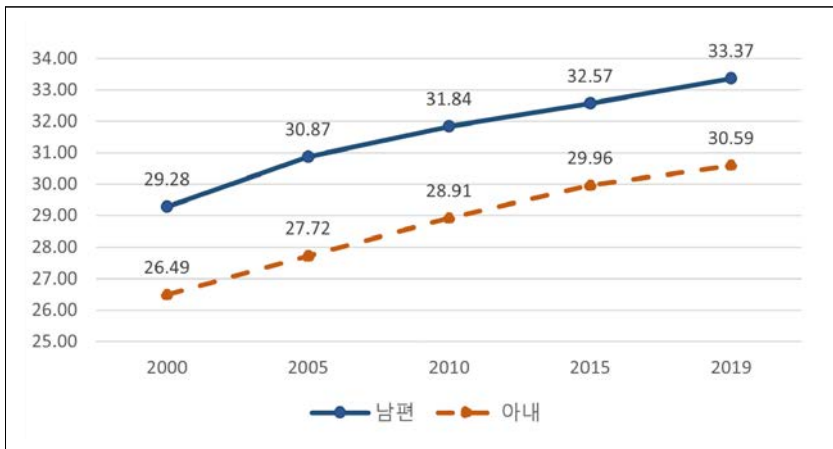
한국의 저출산 및 혼인율 감소의 문제는 비단 여성의 문제만이 아닐 것이다. 인구동향조사에 나타난 남성의 초혼 연령은 2000년 29.3세에서

2010년 31.8세, 2019년 33.4세로 증가하였다. 같은 기간 여성의 초혼 연령도 비슷한 수준으로 증가하였는데, 2000년과 2019년 사이 남성과 여성의 초혼 연령은 모두 4.1세 증가하여 성별에 관계없이 비슷한 증가 추이를 보이고 있다. 우리나라에서 혼인은, 특히 남성에게 출산 의향을 반영하는 결정으로 볼 수 있다. 본 연구에서는 우리나라 남성의 혼인 트렌드를 파악하고 남성의 출산 의향을 반영하는 혼인 지연의 원인에 대해 탐색하고자 한다.

여성이 결혼을 미루는 원인에 대해서는 여성의 교육 기간 증가, 노동 시장에서의 기회비용 상승과 같은 이론적 근거 아래 다양한 실증연구가 존재하지만, 남성의 혼인 지연에 관한 연구는 드물다. 여성의 경우 가족 형성은 여성의 노동시장 경력에 부정적으로 작용하여 결혼을 미룰 유인이 된다. 혼인 패널티 또는 모성 패널티를 분석한 많은 연구들이 그 실증 근거를 제시한다(예, Miller, 2011; Glauber, 2018; Kwak, 2022; Lundborg, Plug, and Rasmussen, 2017; 곽은혜, 2020; 오혜은, 2017; 함선유, 2020 등).

한편, 남성은 결혼과 출산 이후 오히려 노동시장에서의 생산성이 증가한다는 것이 혼인 프리미엄 혹은 부성 프리미엄이라고 하며 경제학 및

[그림 3-1] 초혼 연령 추이



자료: 통계청, 「인구동향조사」, 각 연도.



사회학의 다양한 선행연구를 통해 알려져 있다(Killewald, 2013). 혼인 프리미엄 혹은 부성 프리미엄의 원인에 대해서는 크게 세 가지 가설이 언급된다. 첫째, 여성의 가사 돌봄과 남성의 소득에 대한 책임감으로 인해 남성이 결혼 후 직장 일에 더 집중할 수 있고, 이때 생산성이 증가한다. 둘째, 결혼한 남성에게 대해 고용주가 긍정적인 평가를 하는 경향이 있을 수 있다. 셋째, 경제력이 높은 남성들이 결혼을 하는 경향이 있다. 마지막 이유는 선택 편의에 해당하고, 처음 두 가지 이유는 남성의 혼인 프리미엄 혹은 부성 프리미엄의 인과적 이유를 설명한다(Hodges and Budig, 2010).

선행연구에 따르면 남성은 노동시장 성과의 측면에서는 결혼을 미룰 유인이 존재하지 않는다. 그럼에도 불구하고 최근 20대 후반~30대 초반 남성들은 소득이 높은 남성의 경우에도 결혼을 유예하는 현상을 보인다.<sup>5)</sup> 본 연구에서는 남성의 소득 불평등 증가가 남성의 결혼을 지연시키는 하나의 원인이 될 수 있음을 보이고자 한다. Gould and Paserman (2003)는 미국 남성의 임금 불평등이 20대 여성의 혼인율을 감소시켰다는 연구 결과를 보이며, 노동시장에서 남성과 여성의 임금 불평등도가 증가할 때 혼인율이 감소할 수 있는 메커니즘을 다섯 가지로 설명한다. 남성의 임금 불평등도와 결혼 지연에 관해 연구하는 본고에서는 둘 사이의 메커니즘을 크게 두 가지로 요약할 수 있다.

하나는 남성 개인의 임금 수준에 기인한 것이고, 다른 하나는 결혼 시장(marriage market)에서의 탐색 시간(search time) 증가에 기인한다. 먼저 임금 불평등도가 높아지면 결혼에 필요한 소득에 도달한 남성의 비율 자체가 낮아져 남성의 결혼 가능성이 낮아질 수 있다. 이 경우 남성 개인의 임금 수준을 회귀분석 시 통제하면 남성 임금 불평등도 자체는

5) 경제적인 요인이 원인이 아니라면 남성이 더 어린 여성을 선호하고 여성의 결혼 시기가 늦어지기 때문에 결혼 시기를 늦춘다는 가설을 생각할 수 있을 것이다. 하지만 남성과 여성의 평균 초혼 연령이 비슷하게 증가하고 있으므로 남성이 결혼을 늦추더라도 부부의 나이 차가 크게 달라지는 추이를 보이지는 않을 것임을 추론할 수 있다. 실제 초혼 부부의 나이 차 변화를 보면 2000년과 2019년 사이 남성이 3~5세 많은 부부 비율은 점차 감소하는 반면 여성이 연상인 경우는 증가하는 모습을 보인다.

남성의 결혼 가능성에 유의미한 영향을 미치지 않을 것이다.

둘째는, 남성의 임금 불평등도가 증가하면 결혼 시장(marriage market)에서 탐색 시간(search time)이 증가하여 남성의 결혼 시기가 지연될 수 있다. 남성의 임금 불평등도 증가가 탐색 시간을 증가시키는 원인은 남성과 여성의 관점에서 각각 살펴볼 수 있다. 먼저 남성의 임금 불평등도가 증가하면, 잠재적으로 임금이 높은 남성들이 결혼을 지연시킬 유인이 존재한다. 임금 불평등 정도가 커진다는 것은 남성들 사이의 경제적 격차가 커짐을 의미하는데, 잠재 소득이 높은 남성은 본인의 정확한 위치를 드러내기 위해(signaling) 결혼을 유예할 수 있다. 또한, 남성의 임금 불평등도가 커지면 결혼 시장에서 남성 소득에 대한 불확실성이 커진다. 이는 여성의 관점에서 결혼을 지연시키는 원인이 된다. 남성 임금의 분포가 넓어진다는 것은 여성에게 결혼 지연의 선택가치(option value)가 커짐을 의미하기 때문이다.

본 연구는 남성의 임금 불평등도 증가가 실제로 남성의 결혼 결정에 부정적인 영향을 미치는지 실증분석을 통해 살펴본다. 분석 결과, 남성의 임금 불평등도가 큰 지역에 거주하는 남성일수록 동일 연령대에서 미혼 남성으로 남을 가능성이 더 크게 나타났다. 특히, 남성 개인의 소득 수준과 이 소득의 상대적 위치를 통제하여도 임금 불평등도가 높은 지역에 사는 남성들은 혼인 가능성이 낮아졌다. 이는 남성의 임금 불평등도가 남성의 결혼 가능성을 낮추는 데에 앞서 언급한 두 가지 메커니즘 모두가 원인으로 작용했음을 의미한다.

제1절 서론에 이어 제2절에서는 남성 임금 불평등 정도가 이들의 결혼 지연에 미치는 영향을 살펴보기에 앞서 남성의 혼인 지연에 관한 정형화된 사실들을 정리한다. 남성의 혼인 트렌드를 연령, 학력, 일자리 유형, 소득 등 가족 형성에 영향을 미칠 수 있는 요인별로 비교하고, 이를 통해 관련된 연구주제를 도출한다. 제3절에서는 분석에 사용할 데이터와 표본을 설명한다. 제4절과 제5절에서는 남성의 임금 불평등도와 이들의 결혼 결정에 관하여 각각 지역 단위, 개인 단위에서 분석하고 그 결과를 제시한다. 마지막으로 제6절에서는 분석 결과의 요약과 정책 함의를 도출한다.

## 제2절 배경 : 남성의 결혼 지연 현상

### 1. 분석 자료

한국 남성의 결혼 지연이 지난 10년간 어떠한 형태로 나타났는지 살펴 보기 위해 경제활동인구조사 8월 부가조사를 이용하였다. 결혼 지연 현상을 노동시장 요인과 함께 살펴보기 위해서는 결혼 여부에 대한 정보와 함께 최종 교육 수준, 고용 특성, 소득 등의 정보가 필요하다. 경제활동인구조사는 이들 정보를 모두 제공하며 연령대별로 충분한 표본 크기를 갖춘 데이터기에 현황을 분석하기에 적절한 자료이다.

비교연도는 2007~2009년과 2017~2019년이다. 하나의 연도를 선택하여 분석하는 대신 세 개의 연도를 한 표본으로 구성하였는데, 그 이유는 특정 해에만 나타날 수 있는 특수성을 배제하기 위함이다. 가장 최근 연도를 2017~2019년으로 정한 이유는 코로나19 효과를 배제하기 위해서이다. 코로나 팬데믹 초기에는 실제 결혼 건수가 감소하였는데, 코로나 팬데믹의 영향을 분석하는 것은 본 연구의 범위를 벗어나므로 그 이전 연도인 2019년을 가장 최근의 분석연도로 구성하였다.

### 2. 혼인 남성 비율 변화

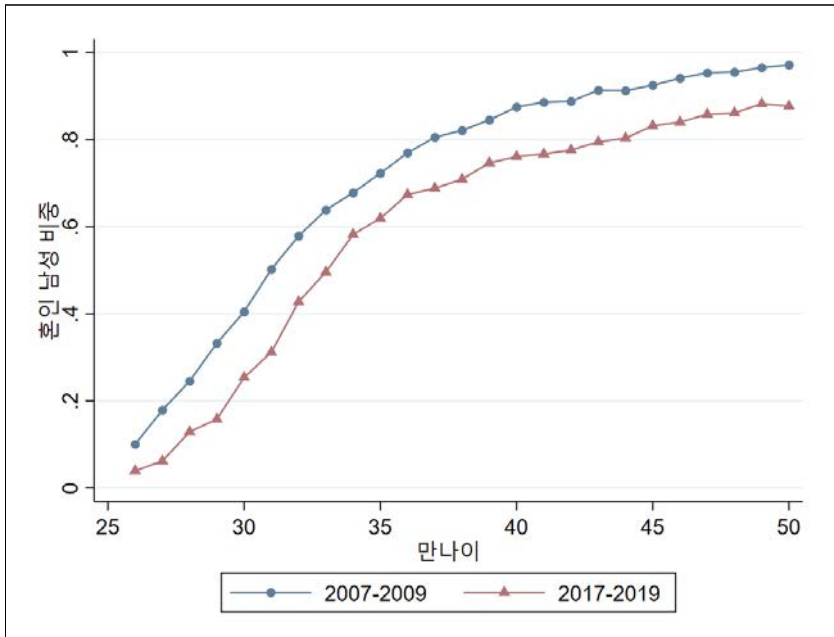
[그림 3-2]는 2007~2009년과 2017~2019년의 연령별 혼인 남성 비율을 보여준다. 예컨대, 30세 남성 중 한 번이라도 혼인을 한 적이 있는 남성의 비율을 나타낸 것이다. 분석 기간 동안 26세부터 50세까지 모든 연령에서 혼인 남성 비율이 감소하였음을 알 수 있다. 특히 30대 초반 혼인 남성 비율의 감소가 두드러지고, 이후 연령에서도 이 감소분을 모두 따라잡지 못한 모습을 보인다. 2007~2009년에 38세 혼인 남성 비율은 80%에 이르고 43세 91%, 50세에는 97%의 남성이 혼인 경험이 있는 것으로 나타난다. 10년 뒤인 2017~2019년에는 38세 혼인 남성 비율이

71%, 43세 79%, 50세 88%로 각 연령대에서 혼인 남성 비율이 모두 10%p 정도 감소하는 모습을 보인다.

최종교육 수준별로 혼인 남성 비율 변화에 차이가 있는지 살펴보기 위해 연령대를 구분하여 교육 수준별 혼인 남성 비율을 계산하였다. [그림 3-3]은 26~35세까지 남성 중 각 교육 수준별 혼인 남성의 비율 변화를, [그림 3-4]는 36~45세까지 남성 중 각 교육 수준별 혼인 남성 비율의 변화를 보여준다.

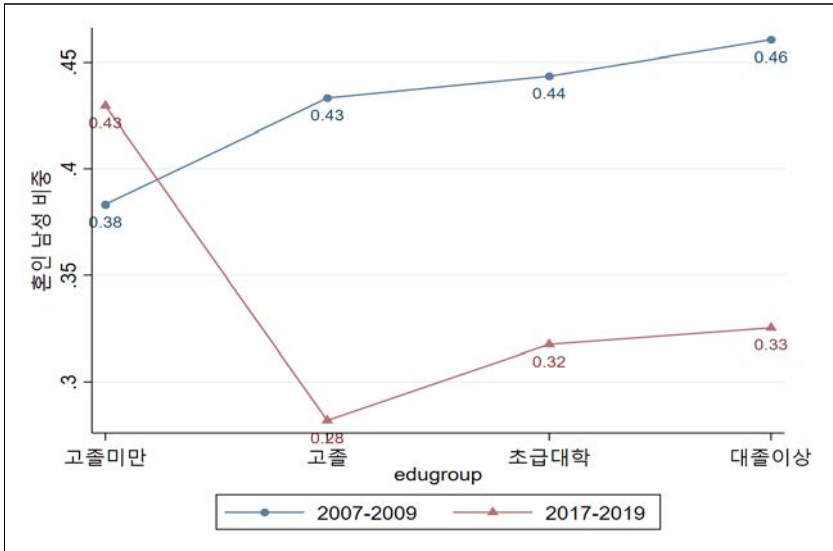
먼저 26~35세 남성의 혼인 비율을 살펴보면 고졸 남성의 혼인 비율 감소가 15%p로 가장 크고, 초급 대학 및 대졸 이상 혼인 남성 비율은 12~13%p 감소하였다. 이 연령대의 경우 고졸 미만 남성의 수가 매우 적어 이들 중 분석 기간 동안 혼인 경험이 있는 남성의 수는 크게 변하지 않았다.

[그림 3-2] 연령별 혼인남성 비율



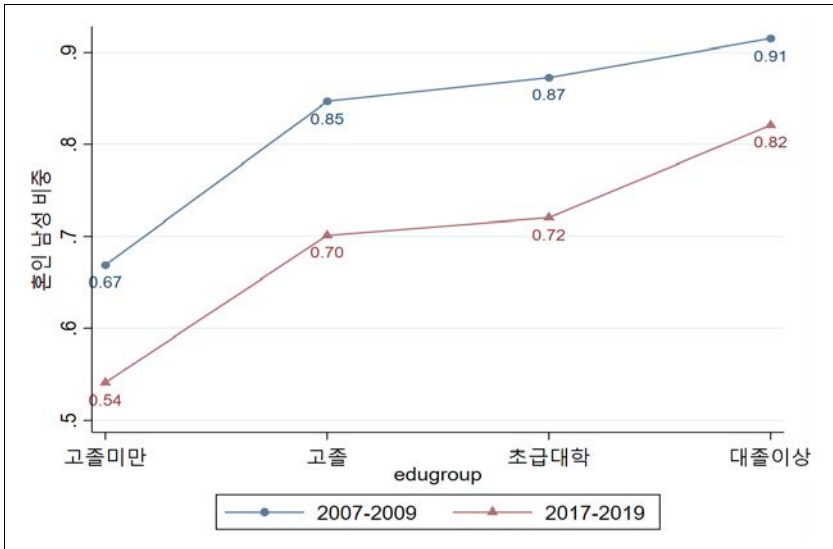
주: 가중치 사용  
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」, 2007~2009, 2017~2019.

[그림 3-3] 교육 수준별 혼인 남성 비율 : 26~35세



주: 가중치 사용  
 자료: 통계청, 『경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사』, 2007~2009, 2017~2019.

[그림 3-4] 교육 수준별 혼인 남성 비율 : 36~45세



주: 가중치 사용  
 자료: 통계청, 『경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사』, 2007~2009, 2017~2019.

36~45세에 고졸과 초급대학 졸업 남성은 혼인 비율 감소가 15%p로 26~35세 감소분과 큰 차이를 보이지 않는다. 반면 대졸 이상의 경우 연령이 증가하며 감소분이 9%p로 줄어든다. 모든 교육 수준에서 혼인 남성 비율이 크게 감소하였고, 대졸 남성보다 대졸 미만 남성의 혼인 감소세가 특히 더 두드러짐을 알 수 있다.

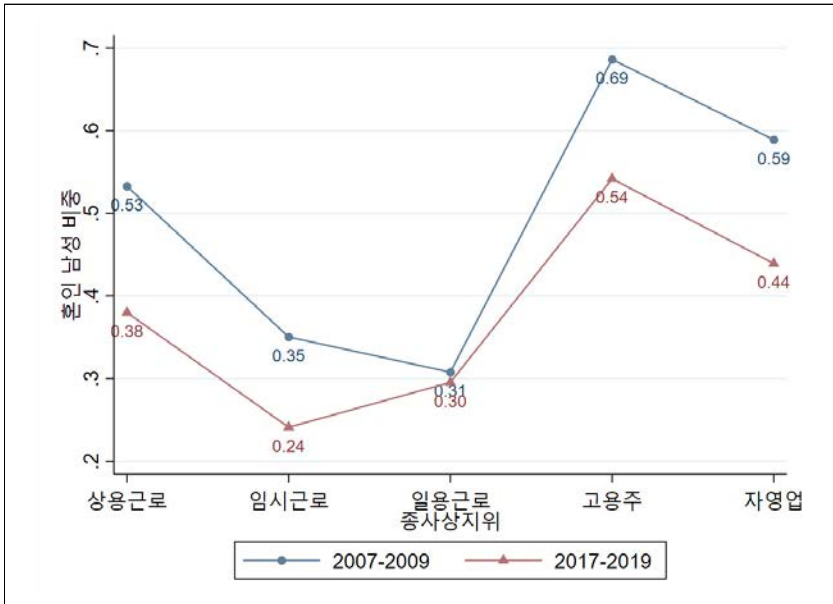
### 3. 종사상 지위별 혼인 남성 비율 변화

종사상 지위 및 임금 수준별 혼인 남성 비율 변화를 살펴보기 전에 분석 기간 동안 남성들의 취업 상태와 임금 수준이 감소한 것은 아닌지 확인할 필요가 있다. 연령별 취업률과 임금이 감소하여 남성 결혼에 부정적인 영향을 준 것일 수 있기 때문이다. 같은 데이터를 이용하여 각 연령별 취업자(임금근로와 비임금근로) 비율, 임금근로자 비율, 임금근로자 평균 임금을 구하였다. 두 분석 기간 모두 각 연령별 취업 남성 비율은 거의 변화가 없다. 두 기간 모두 34세 때 취업자 비율이 90%까지 증가하고 이후 50세까지 대체로 이 비율을 유지한다.

취업자 중 임금근로자 비율은 2007~2009년보다 10년 후인 2017~2019년 임금근로자 비율이 더 높고, 나이가 증가할수록 그 격차가 더 크게 나타난다. 특히 36세 이후 2007~2009년의 임금근로자 비율이 2017~2019년보다 더 가파르게 감소하는 모습을 보인다. 또한 임금근로자의 실질 월평균 소득도 모든 연령대에서 2007~2009년보다 2017~2019년에 증가하였다. 즉, 두 기간 사이 남성의 고용과 임금은 개선된 모습을 보여 평균적으로 취업 부진과 소득 감소가 남성의 결혼 비율을 감소시키는 원인은 아닌 것으로 보인다.

26~35세 남성의 종사상 지위별 혼인 남성 비율 변화를 살펴보면 2007~2009년 상용근로자의 53%, 임시근로자의 35%, 일용근로자의 31%가 결혼 경험이 있다. 임금근로자 사이에서는 직업의 안정성이 혼인 가능성과 밀접한 관련이 있음을 알 수 있다. 자영업자의 결혼 비율은 임금근로자보다 높고, 종업원이 있는 자영업자의 결혼 비율이 69%로 종업원이 없는 소규모 자영업자 혼인 비율보다 10%p 더 높다.

[그림 3-5] 종사상 지위별 혼인 남성 비율 : 26~35세



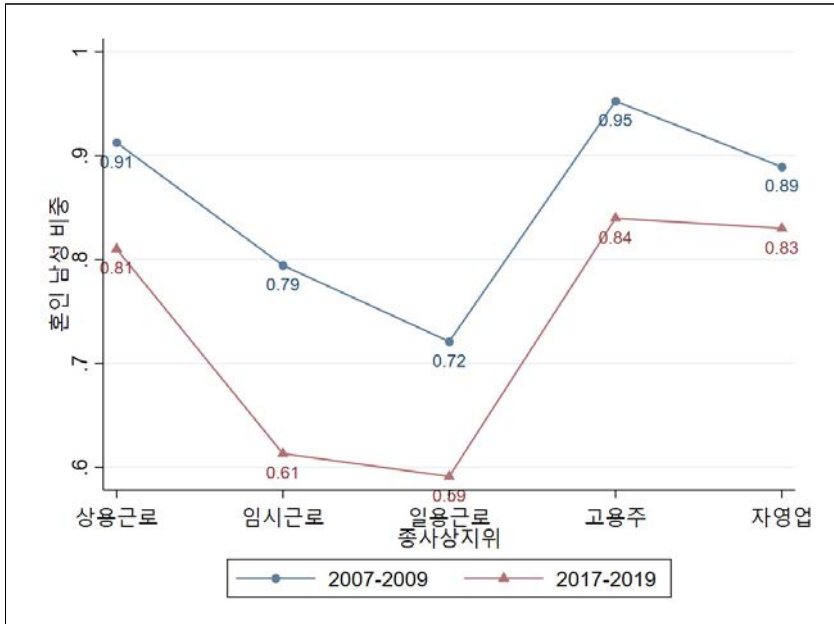
주: 가중치 사용

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」, 2007~2009, 2017~2019.

2017~2019년 26~35세 남성의 혼인 비율은 일자리 종류와 상관없이 모두 감소하였다. 일용직 근로자의 혼인 비율 감소가 거의 없어 2017~2019년에는 일용직 근로자의 혼인 비율이 임시근로자의 혼인 비율보다 더 높게 나타난다. 상용직 근로자와 자영업자의 혼인 비율은 15%p 하락하였고, 임시직 근로자의 혼인 비율은 11%p 감소하는 모습을 보인다.

분석 대상의 나이를 36~45세로 보았을 때 2007~2009년 상용 근로자와 고용주의 혼인 비율은 각각 91%, 95%로 거의 대부분의 남성들이 결혼 경험이 있는 것으로 나타났다. 일자리 안정성이 낮은 임시직 및 일용직 근로자의 경우 혼인 남성 비율이 각각 79%, 72%이다. 임시직 근로자와 일용직 근로자의 결혼 비율은 분석 기간 동안 크게 감소하였는데, 임시직 근로자의 혼인 비율은 18%p, 일용직 근로자의 혼인 비율은 13%p 감소하였다. 일자리가 비교적 안정적인 상용직 근로자와 종업원이 있는 고용주의 경우에도 혼인 비율이 10~11%p 감소하였다.

[그림 3-6] 종사상 지위별 혼인 남성 비율 : 36~45세



주: 가중치 사용

자료: 통계청, 『경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사』, 2007~2009, 2017~2019.

종합하여 보면, 일자리 종류와 상관없이 남성들의 혼인 비율은 지난 10년 사이 대체로 10%p 이상 감소하였다. 일자리 안정성이 비교적 높은 상용직 근로자와 자영업자는 20대 후반과 30대 초반의 혼인 비율 감소가 30대 후반과 40대 초반의 혼인 비율 감소보다 큰 것으로 보아 이들은 결혼을 미루는 경향이 있는 것으로 해석된다. 반면 일자리 안정성이 낮은 임시·일용직 근로자는 혼인 비율 자체가 상용직 근로자와 자영업자보다 더 크게 감소하는 모습을 보인다.

#### 4. 임금 수준별 혼인 남성 비율 변화

마지막으로 임금 수준에 따른 혼인 남성 비율을 살펴본다. 나이를 5세 단위로(26~30세, 31~35세, 36~40세, 41~45세, 46~50세)로 나누어 각 나이 구간 임금근로자의 월평균 소득을 모든 연도에 대해 10개의 구간으로



균등분할하였다. 예컨대, 2007년 관찰된 26~30세 임금 근로 남성들의 임금을 10개 구간으로 균등분할하였고, 2007~2009년과 2017~2019년 각각에 대해 임금 수준별 혼인 남성 비율을 계산하였다. 모든 연령층에서 소득 수준이 높을수록 혼인 남성 비율이 증가하는 모습을 보이지만 분석 기간 사이 변화 양상은 연령별, 임금 수준별로 차이를 보인다. 임금 수준별 혼인 남성 비율의 변화를 각 연령대별로 [그림 3-7]~[그림3-11]에 제시한다.

26~30세의 경우, 소득 1분위(소득 하위 10%)에 속하는 남성은 혼인 비율이 14%에서 8%로 감소한다. 소득 3분위 남성은 혼인 남성 비율이 27%에서 9%로 크게 감소하였는데, 이 추이는 고소득 구간에서도 비슷하게 나타난다. 4분위부터 8분위까지 혼인 남성 비율은 15%p 이상 크게 감소하였다. 2017~2019년에는 동일 연령 대비 소득 상위 10%에 해당하는 남성이어도 20대에 결혼을 하는 남성은 29%에 불과하다. 이는 2007~2009년 동일 연령 대비 소득 상위 30%에 해당하는 남성들의 약 40%가 결혼을 했던 것과 비교하면 큰 감소이다.

30대 초반 남성은 소득 4분위와 10분위를 제외한 모든 소득 수준에서 혼인 남성 비율이 10%p 이상 감소하였고, 특히 소득 3분위, 5분위, 8분위에서의 혼인 비율 감소가 16~17%p로 크게 관찰된다.

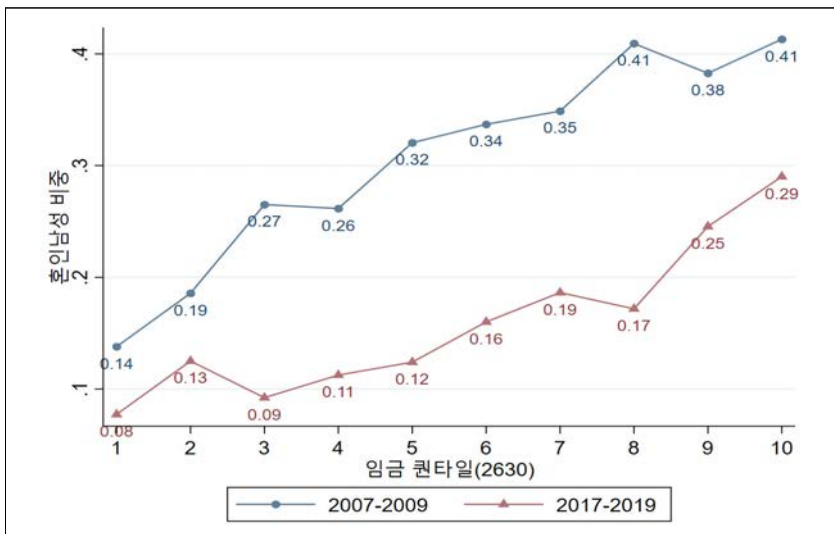
30대 후반부터는 분석 나이가 증가할수록 고소득 남성의 혼인 비율 감소분이 크게 줄어드는 현상을 관찰할 수 있다. 또한 35세 이전까지는 소득 수준에 따른 혼인 비율 감소분이 상대적으로 고르게 관찰되지만 36세 이후부터는 소득 수준이 높아질수록 두 기간 사이 혼인 남성 격차가 감소하는 모습을 관찰할 수 있다. 36~40세 남성 중 소득 1분위에 해당하는 남성들은 2007~2009년 63%가 결혼 경험이 있었으나 2017~2019년에는 47%로 16%p 감소하였다. 소득 4분위까지도 혼인 남성 비율의 감소분이 10%p 이상이지만 소득 상위 30% 이상(8분위 이상) 남성들의 혼인 비율 감소분은 크게 줄어들었다.

소득 수준에 따른 이질적 혼인 비율 추이는 40세 이상에서 더 뚜렷하게 관찰된다. 2007~2009년 소득 3분위 이상의 남성은 90% 이상의 혼인 비율을 보였다. 6분위 이상에서는 96% 이상의 혼인 비율을 보이며 거의

대부분의 남성들이 결혼을 하는 것으로 관찰된다. 하지만 2017~2019년 사이에는 소득 7분위 이상이 되어야 혼인 남성 비율이 90% 이상으로 나타난다. 소득 수준이 낮을수록 혼인 남성 비중의 감소분은 커지는데 소득 1분위에 속하는 40대 초반 남성은 2007~2009년에는 75%가 결혼 경험이 있었으나 2017~2019년에는 58%만이 결혼 경험이 있는 것으로 나타났다. 소득 2분위의 경우에도 혼인 남성 비율은 85%에서 64%로 20%p 이상 감소하였고 소득 3분위와 4분위도 10%p 이상 감소하는 모습을 보인다.

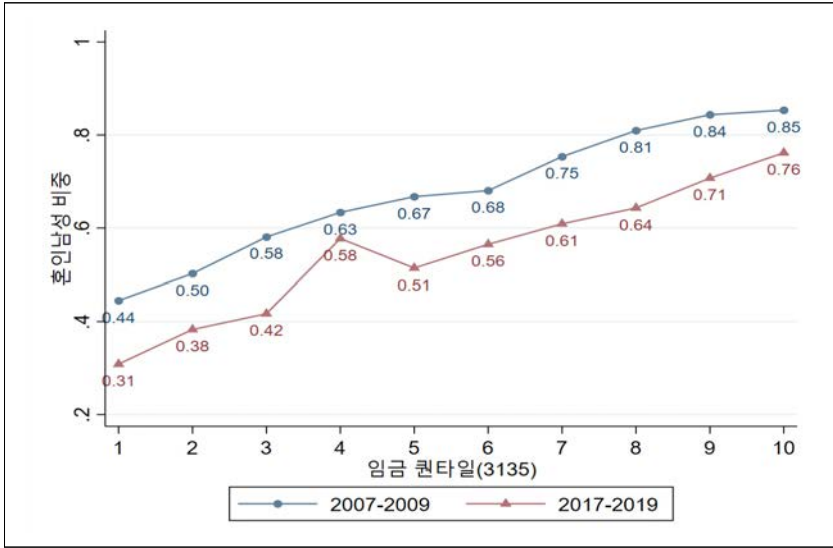
마지막으로 40대 후반 남성들의 혼인 비율을 소득 수준에 따라 살펴보면 2007~2009년 소득 수준 2분위 이상의 남성들은 대체로 95% 이상 결혼 경험이 있고, 소득 4분위 이상의 남성들은 97% 이상 결혼 경험이 있다. 하지만 2017~2019년, 40대 후반 남성 중 소득 5분위 이하 남성들의 혼인 비율은 6분위 이상 남성들보다 더 크게 감소한다. 소득 1분위와 2분위 남성의 혼인 비율은 16%p 감소하고, 소득 3~5분위에서도 10%p 이상 크게 감소하였다. 반면, 소득 7분위 이상에서는 혼인 남성 비율이 거의 감소하지 않았다.

(그림 3-7) 임금 수준별 혼인 남성 비율 : 26~30세



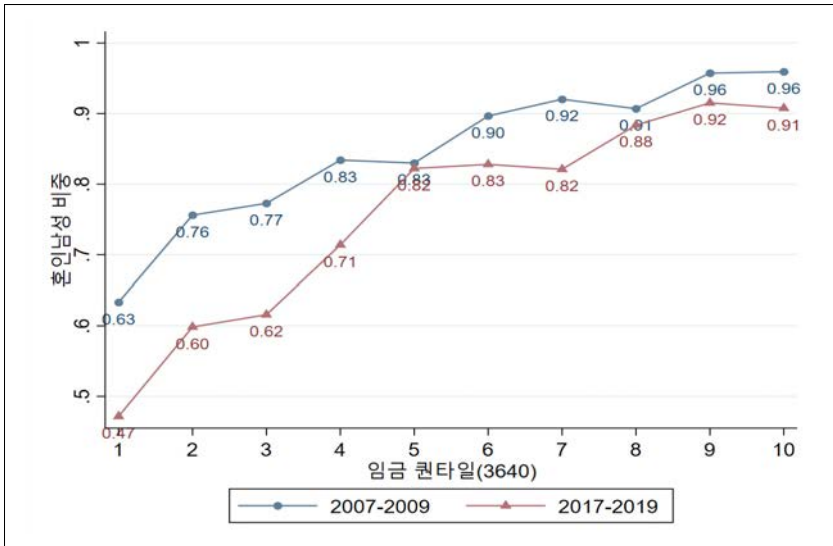
주: 가중치 사용  
 자료: 통계청, 『경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사』, 2007~2009, 2017~2019.

[그림 3-8] 임금 수준별 혼인 남성 비율 : 31~35세



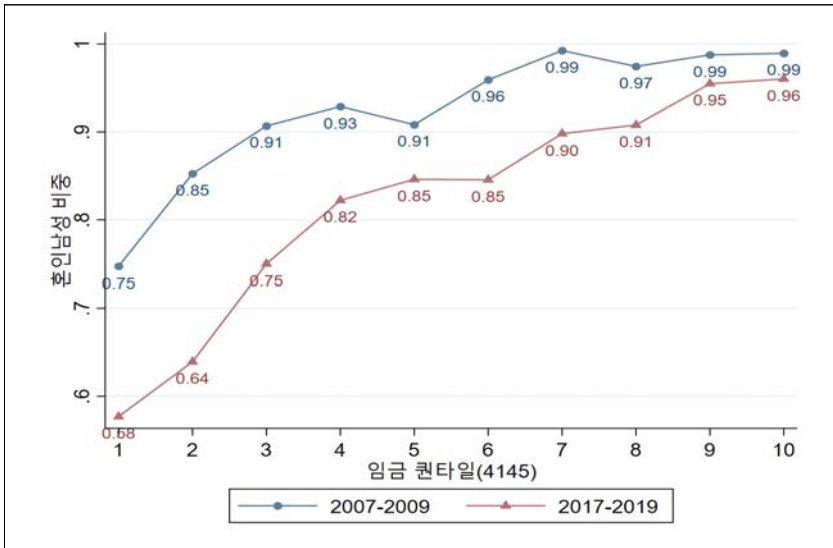
주: 가중치 사용  
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」, 2007~2009, 2017~2019.

[그림 3-9] 임금 수준별 혼인 남성 비율 : 36-40세



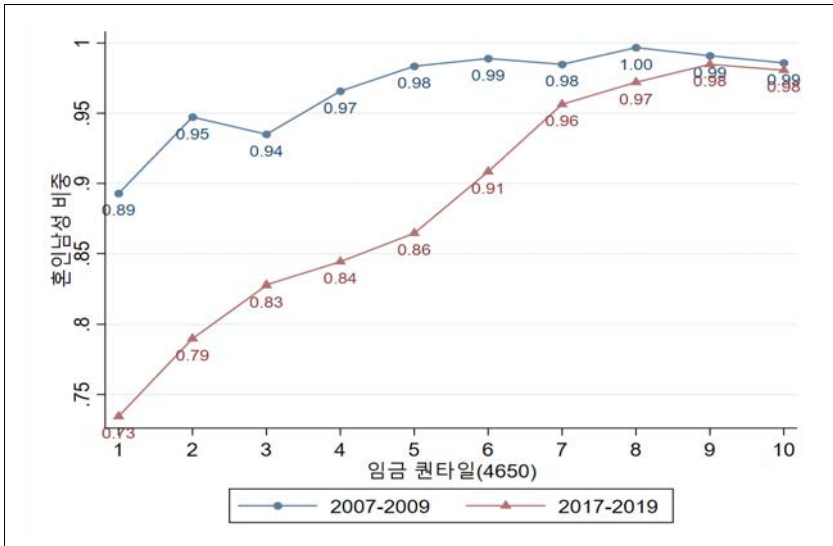
주: 가중치 사용  
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」, 2007~2009, 2017~2019.

[그림 3-10] 임금 수준별 혼인 남성 비율 : 41~45세



주: 가중치 사용  
 자료: 통계청, 『경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사』, 2007~2009, 2017~2019.

[그림 3-11] 임금 수준별 혼인 남성 비율 : 46~50세



주: 가중치 사용  
 자료: 통계청, 『경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사』, 2007~2009, 2017~2019.

30대 초반까지 남성들의 혼인 비율은 고소득 구간에서도 크게 감소하는 모습을 보였다. 지난 10년 사이 20대 후반~30대 초반 남성들은 소득 수준에 상관없이 대체로 비슷한 결혼 감소 추이를 보인다. 하지만 30대 후반부터 40대까지 남성들은 고소득 구간과 저소득 구간에서의 혼인 비율 변화 정도가 뚜렷하게 다른 모습을 보인다. 대체로 모든 소득 구간에서 남성들은 결혼을 늦추는 경향이 있고, 고소득 남성들은 30대 후반 이후 혼인 비율이 높아지지만 저소득 남성들은 미혼인 상태로 남아있는 경우가 더 많아지는 경향을 확인할 수 있다.

### 제3절 데이터

남성의 소득 불평등도가 결혼 가능성에 미치는 영향을 분석하기 위해 2016~2020년 상·하반기 지역별고용조사 시군 중분류 자료를 이용하였다. 지역별고용조사는 만 15세 이상 인구 중 취업자와 실업자를 대상으로 조사되며 상반기 조사는 4월, 하반기 조사는 10월에 이루어진다. 조사 지역은 전국 162개 시군이다.

주요 설명변수인 남성 임금 불평등 정도는 각 조사 시점, 각 시군에 거주하는 남성 임금근로자의 로그 월소득의 표준편차<sup>6)</sup>로 정의하였다. 지역별고용조사에서는 임금근로자의 최근 3개월 평균 월소득을 조사하는데, 이 월소득을 이용하여 각 조사 시점 각 도시의 남녀 평균 임금 및 표준편차를 계산하였다. 연령별 미혼 남성 비율은 해당 연령대의 남성 중 한 번도 결혼한 적이 없는 남성의 수를 해당 연령대 남성 전체의 수로 나눈 값이다.

<표 3-1>은 2016년, 2018년, 2020년 하반기 조사 자료의 요약통계를 제시한다. 26~35세 미혼 남성 비율은 2016년 64%에서 2020년 76%로

6) 임금 불평등 정도를 나타내기 위해 로그임금격차(예컨대, 10분위 로그임금과 1분위 로그임금의 차이)를 사용하기도 하는데, 분석의 결과가 표준편차를 사용했을 때와 질적으로 다르지 않아 표준편차를 이용한 결과만 보인다.

12%p 증가하였다. 동일 연령대 미혼 여성 비율은 미혼 남성 비율보다 훨씬 낮지만 같은 기간 미혼 여성의 비율도 10%p 증가하였다(2016년 36% 2020년 46%). 36~45세 미혼 남성 비율은 2016년 24%에서 2020년 30%로 6%p 상승하였다. 동일 연령대 미혼 여성 비율은 2016년 8%에서 2020년 11%로 소폭 상승하였으나 미혼 남성 비율보다 훨씬 적은 수치이다.

남성 월소득의 평균은 2015년 기준 실질 소득이며 2016년 263만 원에서 2020년 285만 원으로 상승하였다. 평균 월소득은 증가하지만 남성 로그임금의 표준편차는 소폭 감소하는 추이를 보인다. 여성 임금근로자의 월소득 평균은 동기간 167만 원에서 194만 원으로 증가하였고, 로그임금의 표준편차 평균은 변화가 없다. 남성 로그임금의 표준편차보다 여성 로그임금의 표준편차 평균이 더 커 여성의 임금 분포가 남성보다 더 넓게 흩어져 있음을 알 수 있다. 분석 기간 15~64세 여성과 남성 인구의 비율(여성인구/남성인구)은 0.90~0.92이다.

〈표 3-1〉 지역별 요약통계

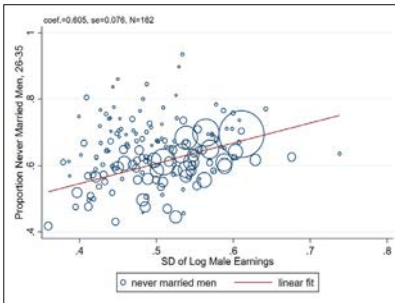
	2016		2018		2020	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
미혼 남성 비율(26~35세)	0.64	0.09	0.68	0.09	0.76	0.09
미혼 남성 비율(36~45세)	0.24	0.07	0.25	0.06	0.30	0.08
미혼 여성 비율(26~35세)	0.36	0.09	0.39	0.10	0.46	0.11
미혼 여성 비율(36~45세)	0.08	0.03	0.08	0.03	0.11	0.04
남성 임금 표준편차	0.50	0.06	0.49	0.07	0.48	0.06
여성 임금 표준편차	0.52	0.07	0.52	0.07	0.52	0.07
남성 평균 월소득	263.29	37.44	276.04	39.77	284.62	38.21
여성 평균 월소득	167.39	17.28	181.25	17.92	194.02	17.29
여성-남성 비율(15~64세)	0.92	0.07	0.92	0.08	0.90	0.08
log(15~64세 인구)	11.22	1.33	11.21	1.35	11.18	1.38
시군개수	162		162		162	

주: 상반기 조사와 하반기 조사의 요약통계가 크게 다르지 않아 하반기 조사의 요약통계만 제시.

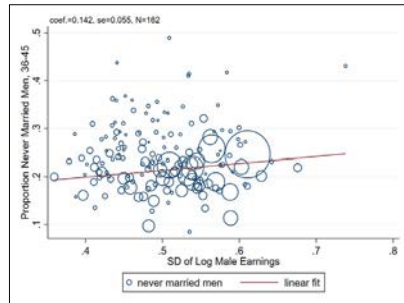
자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2016, 2018, 2020년 하반기 조사 자료를 이용하여 저자 작성.

[그림 3-12]~[그림 3-15]는 각 지역의 남성 로그 임금 표준편차와 미혼 남성 비율의 단순 상관관계를 나타낸 그림이다. 동그라미는 162개 지역을 나타내고 그 크기는 15~64세 인구수를 기준으로 그려졌다. 2016년 26~35세 미혼 남성 비율은 남성 로그 임금의 표준편차가 높은 지역에서 더 높게 나타나는 경향이 있다. 2016년 36~45세 미혼 남성 비율도 임금 표준편차가 높은 지역에서 높아지는 경향이 있지만 26~35세 미혼 남성 비율보다 그 관계성이 약하다. 2020년에는 26~35세 미혼 남성 비율은 임금 표준편차와 여전히 유의미한 양(+)의 상관관계를 보이지만 36~45세 미혼 남성 비율은 임금 표준편차와 더 이상 유의미한 관계를 보이지 않는다.

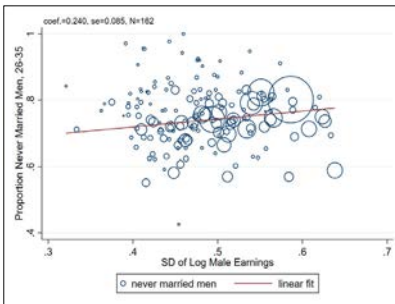
[그림 3-12] 2016년 26~35세



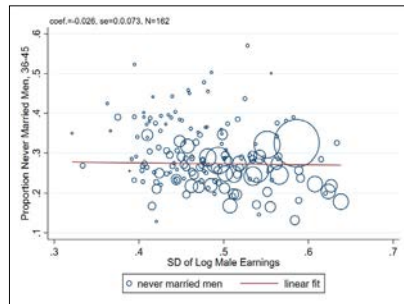
[그림 3-13] 2016년 36~45세



[그림 3-14] 2020년 26~35세



[그림 3-15] 2020년 36~45세



주: 동그라미의 크기는 15~64세 인구수에 비해, 가로축은 162개 시군의 남성 로그임금의 표준편차, 세로축은 각 연령대별 미혼 남성 비율을 나타냄.  
자료: 통계청, 「지역별고용조사」 2016년, 2020년 하반기 조사 자료를 이용하여 저자 작성.

36~45세 미혼 남성 비율과 비교하여 26~35세 미혼 남성 비율이 남성 임금 불평등도와 더 뚜렷한 상관관계를 가지고 있다. 이는 남성 임금 불평등도가 결혼 시장에서 탐색 시간을 증가시킨다는 가설을 뒷받침하는 하나의 근거가 된다. 임금 불평등도가 높은 지역에서 잠재 소득이 높은 남성은 자신의 위치를 드러내기 위해(signaling) 이른 나이에 결혼을 꺼리지만, 이후에는 임금 불평등도가 높은 지역에 살더라도 고소득 남성들은 높은 확률로 결혼을 하기 때문에 나타난 결과일 수 있다.

## 제4절 남성 임금 불평등 정도와 미혼 남성 비율의 관계

### 1. 추정 방법

지역별고용조사 5년치 자료(2016~2020년)를 이용하여 먼저 지역 임금 불평등 정도가 미혼 남성 비율과 얼마나 관계성을 가지는지 추정해보고자 한다.

$$y_{s,t}^{age} = \alpha + \beta_1 sd_{s,t}^{men} + \beta_2 mean_{s,t}^{men} + \beta_3 sd_{s,t}^{women} + \beta_4 mean_{s,t}^{women} + \beta_5 X_{s,t} + \tau_t + \epsilon_{s,t}$$

좌변은 지역  $s$ 의 조사 시점  $t$  당시 연령대별 미혼 남성 비율을 의미한다. 연령대는 남성 결혼 추세의 변화가 생기기 시작하는 시점인 35세를 기준으로 나눈다. 26~35세 남성 중 미혼 남성의 비율, 36~45세 남성 중 미혼 남성의 비율을 각각 종속변수로 사용하여 위 모형의 계수를 추정한다.  $sd$ 는 로그 임금의 표준편차를 의미하고,  $mean$ 은 평균 임금의 로그 값을 나타낸다. 예컨대  $sd_{s,t}^{men}$ 은 지역  $s$ 의  $t$  시점 남성 임금근로자 로그 임금의 표준편차를 의미한다. 임금은 모두 2015년 기준 실질임금이다. 위



식은 남성과 여성의 평균 임금과 임금 분포가 미혼 남성 비율에 미치는 영향을 추정한다.

그 밖에 통제변수로 지역별 15~64세 인구수(로그값)와 남성 인구 대비 여성 인구 성비(로그값), 조사 시점 고정효과( $\tau_t$ )를 포함한다. 추정은 지역 인구수를 가중치로 사용한 OLS를 이용하였고, 표준오차는 시군 단위의 군집표준오차(clustered standard errors)이다.

분석 데이터의 조사연도가 5개 연도뿐이라 시군 고정효과를 모형에 포함하면 설명변수들의 변화 정도(variation)가 너무 작아져서 유의미한 효과를 관찰할 수 없다. 임금 불평등도가 높은 지역의 비관측 지역 특성이 미혼 남성 비율과 관련이 있을 수 있기 때문에 위 모형으로 임금 불평등과 결혼 비율 사이의 인과성 여부를 판단할 수는 없다. 본 절에서 시행하는 지역 단위 분석은 인과성 여부를 판단하는 것이 아니라 지역의 임금 분포와 남성 미혼율 사이의 관계성을 파악하고, 지역별 임금 구조 특성이 남성 미혼율과 관련 있는 변수인지 파악하기 위함이다.

## 2. 결 과

<표 3-2>와 <표 3-3>은 지역별 임금 불평등 정도와 연령대별 미혼 남성 비율의 관계를 추정한 결과이다. 모든 결과는 조사시점 고정효과와 시군 여성-남성 비율, 15~64세 인구수를 포함한 결과이다. 기본 모형인 첫 번째 열에 지역 남성 임금근로자 월소득 평균, 여성 임금근로자 월소득 평균, 여성 임금근로자 월소득의 표준편차를 추가하며 지역별 남성의 임금 표준편차가 미혼 남성 비율에 미치는 영향을 추정하였다.

먼저 26~35세 미혼 남성 비율에 대한 결과를 살펴보면, 지역의 남성 평균 소득은 20대 후반과 30대 초반 남성의 결혼 비율에 일관된 영향을 미친다. 남성 평균 소득이 높은 지역일수록 미혼 남성 비율이 낮고, 여성의 소득 수준과 소득 불평등 정도를 포함하여도 그 추정치가 크게 변하지 않는다. (1)열과 (2)열의 결과를 통해 남성 임금근로자의 소득 평균이 높은 지역일수록 남성 임금근로자 소득의 표준편차 또한 커지고, 따라서 (1)열에서 남성 임금 변수가 빠지며 남성 임금 표준편차의 영향이 과소

추정됨을 알 수 있다. 남성 임금근로자의 소득 영향은 <표 3-3>의 36~45세 미혼 남성 비율에서도 같은 결과를 보인다.

26~35세 미혼 남성 비율은 남성의 임금 불평등 정도가 증가하면 유의미하게 증가하는 경향이 있다. 즉, 임금 불평등 정도가 높은 지역에서 20대 후반~30대 초반 남성들의 결혼 비율이 낮다. 하지만 이 영향은 36~45세 남성의 결혼 비율에서는 사라진다. 남성 임금근로자의 소득 평균은 36~45세 미혼 남성 비율에도 일관적으로 부정적인 영향을 미치지 않지만(즉, 지역 남성의 평균 소득 수준이 높을수록 미혼 남성이 적어짐), 남성 임금의 표준편차는 미혼 남성 비율에 유의미한 영향을 주지 않는다. 하지만 여성 임금 수준과 여성 임금의 불평등 정도를 포함하면 남성 임금의 불평등 정도가 36~45세 미혼 남성 비율을 증가시키는 것으로 나타난다.

여성의 임금 수준은 26~35세와 36~45세 모두 남성의 결혼 비율에 유의미한 영향을 주지 않는다. 여성 임금의 불평등 정도를 나타내는 표준

<표 3-2> 남성 임금 불평등과 26~35세 미혼 남성 비율

	26-35 (1)	26-35 (2)	26-35 (3)	26-35 (4)
남성 로그임금 표준편차	0.072 (0.115)	0.394*** (0.081)	0.379*** (0.080)	0.405*** (0.093)
ln(여성 남성 비율)	0.345*** (0.111)	0.265*** (0.078)	0.242*** (0.083)	0.250*** (0.082)
ln(15~64세 인구)	0.005 (0.005)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)
ln(남성 월소득평균)		-0.319*** (0.040)	-0.360*** (0.055)	-0.352*** (0.058)
ln(여성 월소득평균)			0.087 (0.082)	0.086 (0.081)
여성 로그임금 표준편차				-0.061 (0.095)
N	1620	1620	1620	1620

주: 조사시점 고정효과를 모두 포함하였고, 연도별 시군의 개수는 162개. 각 지역의 인구수를 가중치로 사용한 OLS 결과이며, 표준오차는 지역 단위의 군집표준오차임. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 통계청, 『지역별고용조사』, 2016~2020 상·하반기 조사 자료를 이용하여 저자 작성.

편차는 20대 후반~30대 초반 남성의 결혼 비율과는 유의미한 관계를 보이지 않지만 30대 후반~40대 초반 남성의 결혼 비율은 유의미하게 증가시키는 것으로 나타난다. 여성의 소득 수준이 남성의 결혼 비율과는 관련이 없는 것으로 보아 이는 남성이 여성처럼 상대방의 소득 혹은 기대 소득에 반응한 결과는 아닌 것으로 보인다.

여성 임금근로자의 표준편차는 여성의 노동시장 참여가 높은 지역에서 더 크게 나타날 가능성이 크다. 따라서 결혼을 미루고 30대 후반 이후 결혼을 선택할 수 있게 된 남성들이 여성의 맞벌이를 선호하며 여성 노동 공급이 높은 지역에서 36~45세 남성들의 결혼 비율이 높게 나타났을 가능성이 있다.

남성 대비 여성 인구 비율이 높은 지역에서 26~35세 미혼 남성 비율이 증가하지만 36~45세 미혼 남성 비율과는 유의한 관계를 보이지 않는다.

〈표 3-3〉 남성 임금 불평등과 36~45세 미혼 남성 비율

	36-45 (1)	36-45 (2)	36-45 (3)	36-45 (4)
남성 로그임금 표준편차	-0.170* (0.092)	0.076 (0.066)	0.061 (0.062)	0.149** (0.069)
log(여성 남성 비율)	0.138 (0.104)	0.077 (0.072)	0.053 (0.081)	0.080 (0.079)
log(15~64세 인구)	0.007 (0.005)	0.012*** (0.005)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)
log(남성 월소득평균)		-0.243*** (0.043)	-0.285*** (0.061)	-0.257*** (0.055)
log(여성 월소득평균)			0.087 (0.085)	0.085 (0.078)
여성 로그임금 표준편차				-0.204*** (0.075)
N	1620	1620	1620	1620

주: 조사시점 고정효과를 모두 포함하였고, 연도별 시군의 개수는 162개. 각 지역의 인구수를 가중치로 사용한 OLS 결과이며, 표준오차는 지역 단위의 군집표준오차임. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 통계청, 『지역별고용조사』, 2016~2020 상·하반기 조사 자료를 이용하여 저자 작성.

이는 전체 여성 인구 중 미혼 여성 비율로 대체하여도 질적으로 같은 결과를 보인다. 미혼 여성 혹은 여성이 많은 지역에서 상대적으로 젊은 남성의 미혼 비율이 높아지는 것은 남성에게서 결혼 지연의 선택가치(option value)가 미혼 여성이 많은 지역에서 높기 때문일 수 있다.

## 제5절 임금 불평등이 남성 결혼에 미치는 영향

### 1. 추정 방법

제4절의 지역 단위 분석에서는 남성의 임금 수준과 여성의 임금 분포 특성을 통제하여도 남성의 임금 불평등도가 증가할 때 미혼 남성 비율이 증가함을 확인하였다. 하지만 지역 단위 분석에서는 남성의 임금 불평등도와 남성 혼인율에 영향을 줄 수 있는 지역의 비관측 요인을 통제할 수 없었다. 지역 고정효과를 포함하여 그 결과를 비교하기 위해 개인 단위 분석을 추가로 시행하였다. 개인 단위 분석에서는 거주 지역 남성 임금 근로자들의 임금 불평등 정도가 남성 개인의 결혼 여부에 미치는 영향을 추정한다. 개인 단위 분석에서는 지역 단위 분석에서와 달리 시군 고정효과를 포함하여 각 시군의 비관측 고정 요인을 통제한 뒤에도 임금 불평등도가 남성의 결혼 결정에 영향을 미치는지 살펴본다. 추정모형은 프로빗 모형을 사용한다.

$$P(Y_{i,s,t} = 1 | X_{s,t}, Z_{i,s,t}) = \Phi(\alpha + \beta' X_{s,t} + \gamma' Z_{i,s,t} + \tau_t + \rho_s)$$

좌변은  $s$  지역에 살고 있는 남성  $i$ 가 조사 시점  $t$ 에 미혼일 확률을 나타낸다. 따라서 종속변수는 남성 개인이 조사 시점 당시 미혼이면 1의 값을 가지고 한 번이라도 결혼한 경험이 있으면 0의 값을 가진다.  $X_{s,t}$ 는 지역 단위의 설명변수를 포함하는 벡터를 나타낸다. 모형의 관심 변수인

조사 시점 해당 지역 남성 임금근로자 로그 임금의 표준편차가 포함된다. 이 밖에도 남성 임금근로자의 로그 평균임금, 여성 임금근로자의 로그 임금 표준편차, 여성 임금근로자의 로그 평균임금, 15~64세 인구수(로그값), 성비(로그값)를 포함한다.

$Z_{i,s,t}$ 는 남성의 결혼 여부에 영향을 미칠 수 있는 개인 특성으로 나이, 나이제곱, 5개의 교육 수준더미(중졸 이하, 고졸, 전문대학, 4년제 대학, 대학원), 종사상 지위(상용직, 일용직, 임시직), 로그 실질임금(3개월 평균 월소득), 임금의 상대적 위치를 포함한다. 마지막으로 조사 시점( $\tau_t$ )과 162개 시군 고정효과( $\rho_s$ )를 포함한다.

임금의 상대적 위치란 거주 지역 남성 임금근로자의 임금 중 본인의 임금이 위치하는 정도를 의미한다. 조사 시점과 거주 지역별로 표본 내 남성 임금근로자의 임금이 낮은 순서부터 가장 높은 순서까지 순위를 매기고 각각의 순위를 지역 간 비교가 가능하도록 최고 높은 순위로 나누어 주었다. 예컨대, 지역 내에 200명의 남성 임금근로자가 있고, 한 남성의 실질임금이 이 200명 중 150번째로 낮다면(낮은 임금부터 높은 임금 순서로 순위를 매기기 때문에 이 남성의 임금은 상위 50번째이다) 이 남성 임금의 상대적 위치는  $0.75(=150/200)$ 이다.

표본은 지역 분석과 마찬가지로 26~35세 남성과 36~45세 남성을 나누어 추정하였다. 모형에는 개인의 나이(연속변수)가 포함된다. 먼저 개인의 소득과 소득 순위를 포함하지 않은 모형을 추정하고, 다음으로 개인 소득과 소득 순위를 포함한 모형을 추정하여 결과를 비교한다. 결과에서 주요하게 볼 부분은 남성의 임금 불평등 정도가 시군 고정효과를 포함한 뒤에도 남성의 결혼 여부에 영향을 미치는지, 개인의 소득과 소득 순위를 포함하는 것이 결과에 어떤 영향을 주는지이다.

개인의 소득과 소득 순위를 포함함으로써 남성의 임금 불평등도가 남성의 결혼에 미치는 영향이 사라진다면, 남성 임금 불평등도가 남성의 결혼 가능성을 낮추는 이유는 불평등도의 증가로 결혼에 필요한 소득 수준에 미치지 못하는 남성의 증가 때문일 것이다. 하지만 개인의 절대적 소득을 포함한 뒤에도 임금 불평등도가 남성의 결혼 가능성에 영향을 미

친다면 이는 남성의 임금 불평등도가 결혼 시장에 야기하는 구조적 문제(탐색 시간 증가)가 존재함을 함의한다.

추정에 임금변수를 사용하기 때문에 분석 표본은 남성 임금근로자만 포함하고, 표준오차는 조사 시점과 시군 단위의 군집표준오차(clustered standard errors)를 사용하였다.

## 2. 결과

<표 3-4>는 지역 남성 임금 불평등이 25~36세, 36~45세 임금 근로 남성들의 결혼 가능성에 미치는 영향을 추정한 결과이다. 지역 요인으로 는 남성 로그 임금의 표준편차, 남성 평균임금의 로그값, 여성 로그임금의 표준편차, 여성 평균임금의 로그값, 15-64세 인구수와 남녀 비율이 설명변수로 포함되었다. 개인 특성으로는 나이, 나이제곱, 교육 수준(중졸 이하, 고졸, 전문대학, 대학, 대학원), 종사상 지위(상용직, 임시직, 일용직)가 포함되었다. 조사 연월 고정효과는 모든 모형에 포함되었고, 162개 시군 고정효과는 표의 짝수 열에만 포함되었다.

<표 3-4>의 시군 고정효과가 포함되지 않은 모형은 지역 단위 분석 결과인 <표 3-2>와 <표 3-3>의 (4)열 모형과 유사한 정보를 가진다. 따라서 그 결과에 질적 차이가 없다. 시군 고정효과가 포함되지 않은 모형은 남성 임금 불평등 정도의 시군 차이를 반영하는데, 임금 불평등도가 높은 지역에 거주하는 남성은 미혼으로 남아있을 가능성이 크고 이 영향은 36~45세 남성보다 26~35세 남성에서 더 크게 나타난다.

모형에 지역 고정효과를 포함하여 각 시군의 비관측 요인을 통제하면 남성 임금 불평등 정도가 남성의 미혼 가능성에 미치는 영향은 없어지거나 크게 감소한다. 26~35세 남성의 경우 지역 고정효과를 포함하였을 때 지역의 임금 불평등 정도는 개인의 미혼 가능성에 더 이상 영향을 주지 않는다. 36~45세 남성의 경우 그 영향은 작아지지만 지역 내의 임금 불평등 정도가 커질수록 미혼 가능성이 여전히 증가한다.

지역 내 여성 임금 불평등 정도는 연령에 상관없이 남성의 결혼 가능성을 증가시키는데, 이는 지역 고정효과를 사용한 모형에서도 일관되게

나타나는 결과이다. 여성의 노동 공급이 많을수록 임금 표준편차가 커진다고 생각할 때 여성의 노동 공급 증가는 남성의 결혼 가능성을 증가시킨다고 해석할 수 있다. 이는 남성들이 맞벌이 여성을 선호하는 데서 기인한 결과일 수 있다.

과거 여성의 교육 수준이 남성보다 낮고 경제활동이 활발하지 않았던 시기 경제학에서는 결혼의 유익(benefit)을 전문화(specialization)에서 찾았다. 즉, 남성은 노동시장에서 여성은 가사 일에 노동력을 전문화(specialization)함으로써 결혼의 경제적 유익(benefit)이 발생한다고 설명했다. 하지만 오늘날 여성 노동 공급의 가치 상승과 가사 효율성 증가로 결혼의 유익이 생산의 효율성에서 함께 소비하는 효용으로 옮겨가고 있

〈표 3-4〉 임금 불평등도와 미혼 가능성

	25-35		36-45	
	Pooled	FE	Pooled	FE
남성임금 표준편차	1.283*** (0.137)	0.079 (0.122)	0.522*** (0.105)	0.189* (0.101)
지역 남성 평균임금	-0.845*** (0.085)	-0.178 (0.152)	-0.739*** (0.063)	0.037 (0.108)
여성임금 표준편차	-0.268* (0.146)	-0.202* (0.123)	-0.256** (0.113)	0.239** (0.095)
지역 여성 평균임금	0.167 (0.123)	0.040 (0.138)	0.246*** (0.093)	0.042 (0.110)
임시직 근로	0.372*** (0.013)	0.376*** (0.013)	0.526*** (0.012)	0.530*** (0.012)
일용직 근로	0.160*** (0.025)	0.158*** (0.025)	0.488*** (0.015)	0.490*** (0.015)
N	137188	137188	195332	195332

주: 조사연월 고정효과를 모두 포함. 짝수 열은 시군(162개) 고정효과를 포함한 결과. 지역 남성 및 여성의 평균 임금은 로그값. 표에 제시하지는 않았지만 각 지역의 인구수, 남녀비중, 나이, 나이제곱, 교육 수준을 모두 포함한 결과임. 표준 오차는 조사연월과 지역 단위의 군집표준오차임.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2016~2020 상·하반기 조사 자료를 이용하여 저자 작성.

다. 남성이 맞벌이 여성을 선호하는 현상 또한 결혼의 유익이 생산의 효율성에서 소비의 효용으로 바뀌었음을 뒷받침하는 결과일 수 있다.

다음으로 개인의 소득과 소득의 상대적 순위를 포함한 뒤에도 지역 남성의 임금 불평등도가 남성의 결혼 가능성에 유의미한 영향을 미치는지 살펴본다. <표 3-5>의 결과에 따르면 개인 소득을 포함하여도 남성의 임금 불평등 정도가 개인의 결혼 가능성에 미치는 영향은 크게 달라지지 않는다. 26~35세 남성의 경우 지역 고정효과를 포함하였을 때 남성 임금 불평등 정도가 개인의 결혼 여부에 미치는 영향이 없고, 36~45세 남성의 경우 지역 고정효과를 포함하여도 남성 임금 불평등 정도는 남성의 결혼 가능성을 낮춘다.

남성의 임금 불평등 정도가 남성의 결혼 가능성을 낮추는 메커니즘에 대해서는 앞서 논의하였다. 남성의 임금 불평등도가 일정 소득 이상의 남성 비율을 낮추어 남성의 결혼 가능성이 낮아지는 것이라면 개인 소득이 포함되었을 때 임금 불평등도의 영향은 사라져야 할 것이다. 하지만 30대 후반 이후 남성의 경우 개인 임금을 포함하여도 지역의 임금 불평등도는 여전히 결혼 가능성에 부정적인 영향을 미친다. 이를 통해 임금 불평등도가 개인의 결혼 가능성에 부정적인 영향을 미치는 원인을 개인이 본인의 소득 수준에 반응한 결과로만 해석할 수는 없을 것이다. 동일한 소득을 가지고 심지어 소득의 상대적 위치가 동일한 남성이어도 임금 불평등도가 높은 지역에 사는 36~45세 남성은 결혼 가능성이 낮아진다. 이는 탐색 시간 증가의 영향 때문으로 해석할 수 있을 것이다.

개인의 실질소득은 남성의 결혼 가능성을 증가시키는데, 특히 26-35세 남성들의 결혼 가능성을 증가시킨다. 흥미로운 사실은 개인의 실질 임금을 통제하여도 지역 내에서 개인 소득의 위치가 남성의 결혼에 유의미한 영향을 미치고, 절대적인 소득 수준보다 더 큰 영향을 미친다는 점이다. 36~45세 남성의 경우 개인의 실질소득은 결혼 여부에 영향이 없는 반면, 지역 내에서 개인 소득의 위치가 상승할수록 결혼 가능성은 높아진다.



〈표 3-5〉 임금 불평등도와 미혼 가능성(확장모형)

	25-35		36-45	
	Pooled	FE	Pooled	FE
남성임금 표준편차	1.236*** (0.147)	0.169 (0.126)	0.392*** (0.116)	0.243** (0.109)
지역 남성 평균임금	-0.825*** (0.099)	-0.303* (0.164)	-0.869*** (0.078)	0.048 (0.122)
여성임금 표준편차	-0.364** (0.151)	-0.228* (0.127)	-0.398*** (0.125)	0.260** (0.102)
지역 여성 평균임금	0.214* (0.128)	0.003 (0.142)	0.342*** (0.102)	0.056 (0.121)
임시직 근로	0.048*** (0.014)	0.054*** (0.014)	0.148*** (0.013)	0.156*** (0.013)
일용직 근로	-0.219*** (0.026)	-0.213*** (0.026)	0.038** (0.016)	0.050*** (0.016)
개인 근로소득	-0.487*** (0.048)	-0.320*** (0.042)	-0.277*** (0.031)	-0.009 (0.027)
상대적 임금수준	-0.934*** (0.072)	-1.217*** (0.064)	-1.267*** (0.051)	-1.714*** (0.046)
N	137188	137188	195332	195332

주: 조사시점 고정효과를 모두 포함. 짝수 열은 시군(162개) 고정효과를 포함한 결과. 개인 임금은 최근 3개월 평균 실질 월소득의 로그값(2015년 기준 실질임금). rank는 거주 지역에서 개인의 실질임금 위치를 유효한 표본 수로 나눈 값으로 최댓값은 모든 지역에서 1인. 높은 임금을 가질수록 높은 rank를 가지도록 조정. 지역 남성 및 여성의 평균임금은 로그값. 표에 제시하지는 않았지만 각 지역의 인구수, 남녀비중, 나이, 나이제곱, 교육수준을 모두 포함한 결과임. 표준오차는 조사연월과 지역 단위의 군집표준오차임.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

자료: 통계청, 「지역별고용조사」, 2016~2020 상·하반기 조사 자료를 이용하여 저자 작성.

## 제6절 소 결

본 장에서는 남성의 출산 의향을 결혼 결정을 통해 살펴보았다. 무자녀 부부의 비율이 늘고 있긴 하지만 여전히 한국 남성에게 결혼은 자녀 출산

의향을 나타내는 대리변수이다. 최근 10년 사이 남성과 여성의 혼인율은 모두 감소하였다. 여성의 혼인율 감소와 관련하여서는 여성의 교육 수준 상승, 노동시장에서의 임금 상승, 여성의 노동시장 경력에 대한 선호 등의 요인으로 그 원인을 설명하여 왔다. 하지만 결혼 프리미엄이 존재한다고 알려진 남성에게서 평균적인 경제력이 과거보다 개선되고 있음에도 혼인율이 감소하는 현상에 대해서는 그간 진행된 연구가 많지 않다.

10년 전과 비교하여 모든 연령대에서 혼인 남성 비율이 감소하였고, 특히 30대 초반까지 혼인 남성 비율이 크게 감소하였다. 모든 교육 수준에서 혼인 남성 비율이 감소하였지만 대졸 남성보다는 대졸 미만 남성의 혼인 감소세가 역시 두드러진다. 남성의 연령별 결혼 추이는 35세를 기점으로 변화를 보인다. 26~35세 남성의 경우 직업 안정성이 높은 상용직 임금근로자와 종업원이 있는 자영업자의 결혼 비율이 높지만 혼인 남성 비율은 고용 형태와 상관없이 모두 큰 폭으로 감소하였다. 36~45세 남성의 경우 임시·일용직 근로자의 혼인 비율은 13~18%p, 상용직 및 고용주의 혼인 비율은 10~11%p 감소하였다. 일자리 종류와 상관없이 남성의 혼인율은 지난 10년 사이 대체로 10%p 이상 감소하였다. 상용직 근로자와 자영업자는 결혼을 미루는 경향이 있고, 일자리 안정성이 낮은 임시일용직 근로자는 혼인 비율 자체가 상용직 근로자보다 크게 감소하는 경향을 보였다.

흥미로운 사실은 지난 10년 사이 30대 초반까지 남성들의 혼인 비율은 고소득 구간에서도 크게 감소하지만, 30대 후반~40대 초반 남성들은 고소득과 저소득 구간에서 혼인 비율 변화가 뚜렷하게 다른 모습을 보인다는 것이다. 30대 중반까지는 소득 수준에 상관없이 남성의 혼인 비율이 비슷한 규모로 감소하였다. 하지만, 고소득 남성들은 30대 후반 이후 혼인 비율이 높아지지만 저소득 남성들은 미혼인 상태로 남아있는 경우가 증가하였다.

고소득 남성이 결혼을 유예하고, 전반적인 소득 수준이 상승하였음에도 불구하고 남성의 혼인 비율이 낮아지는 원인은 여러 가지가 있을 것이다. 본 연구에서는 남성들의 임금 불평등도가 남성의 결혼을 지연시키고 결혼 가능성을 낮추는 원인임을 보였다. 지역별로 살펴보았을 때 남

성의 월소득 평균이 높은 지역에서는 미혼 남성 비율이 낮았다. 하지만 지역 남성의 월소득을 통제된 뒤에도 남성의 임금 불평등도가 높은 지역은 미혼 남성 비율이 높았다.

개인의 절대적 임금 수준과 상대적 임금 수준은 모두 남성의 결혼 가능성<sup>7)</sup>에 긍정적인 영향을 미친다. 20대 후반~30대 초반 남성의 결혼 가능성은 개인의 절대적 임금 수준과 상대적 임금 수준이 높을수록 증가하고, 30대 후반~40대 초반 남성의 결혼 가능성은 개인의 상대적 임금 수준이 높을수록 증가한다. 개인의 절대적인 임금 수준을 통제하여도 남성의 결혼 가능성은 개인의 임금이 거주 지역 내에서 위치한 정도에 유의미한 영향을 받는 것이다.

또한, 지역의 비관측 요인과 개인의 절대적, 상대적 임금 수준을 모두 통제한 뒤에도 지역 남성들의 임금 불평등도는 30대 후반~40대 초반 남성들의 결혼 확률에 부정적인 영향을 미친다. 동일한 임금을 받고 그 상대적 위치가 같은 남성이라도 임금 불평등도가 높은 지역에 거주하는 30대 후반~40대 초반 남성은 결혼 가능성이 낮아지는 것이다. 이 결과는 남성 임금 불평등도의 증가가 결혼 시장에서 남성과 여성의 탐색 시간을 증가시키기 때문일 수 있다.

본 연구는 낮은 혼인율의 원인을 여성이 아닌 남성의 측면에서 찾고자 하였고, 이는 기존 여성 중심 저출산 정책의 관점을 확대시킬 정책적 시사점을 제공한다. 경제력과 상관없이 젊은 남성들은 결혼을 미루는 추세가 있고, 30대 중반 이후 남성의 결혼 여부에서 일자리 안정성 및 소득의 중요성은 크게 증가하였다. 또한 남성 임금의 불평등 정도는 절대적 임금 수준과 상관없이 그 자체로 남성 혼인율에 부정적인 영향을 미친다.

기존에 이루어져 왔던 소득 불평등 논의는 사회적 위험과 지위 경쟁으로 인한 불필요한 비용의 관점에서 주로 그 문제점이 논의되어 왔다. 소득 불평등은 사회적 이질성을 높여 응집성을 낮추고(황선재, 2015) 이는 사회적 위험 수준을 포함한 다양한 사회 문제들을 야기한다. 또한 불평등이 야기하는 지위 경쟁은 불필요한 사회적 비용을 유발한다. 본 연구는 낮은 소득과 소득 불평등이 청년 남성에게 유발할 수 있는 또 다른 사회

7) 본 연구에서 결혼 가능성은 미혼으로 남아 있지 않을 가능성을 의미한다.

문제를 언급한다. 본 연구의 결과는 소득 불평등과 분배 문제에 대한 정책적 관심과 노력이 혼인율과 저출산 문제에 있어서도 중요성을 가짐을 시사한다.

## 제 4 장

### 단기 출산 의향의 실현과 불안정 고용

#### 제1절 서론

출산 의향의 실현은 인구학에서 개인의 출산 행동을 연구하기 위해 활발하게 사용하는 지표이다. 저출산 문제에 대한 정책 대응은 기대 자녀 수를 실현하지 못해 발생하는 출산 격차(fertility gap)에 초점을 두고 기대 자녀 수가 실제 출산율로 이어질 수 있도록 사회경제적 장애요인을 줄이는 노력을 해왔다(Philipov, 2009). 출산 격차에 관한 연구는 합계출산율과 집계된 기대 자녀 수의 평균값 차이를 살펴보는 거시적 관점 연구와 개인 또는 부부의 출산 의향과 실제 출산 행동의 차이를 보는 미시적 관점의 연구가 있다. 전자는 출산이 개인의 선호가 반영된 생애사적 사건이라는 것을 반영하지 못하는 한계점이 있다. 이에 최근의 출산 격차 연구는 미시적인 수준으로 개인 또는 부부의 출산 의향 및 계획이 실제 출산과 어떠한 차이를 보이는지를 살펴본다(Speder and Kapitany, 2009; Kuhnt and Trappe, 2016). 특히, 미시적 관점의 연구들은 저출산이 개인의 출산 의향이 실현되지 못한 결과라고 보고, 출산 실현의 장애요인이 무엇인지에 관심을 두고 있다(Hanappi et al., 2017; Kocourkova and Stastna, 2021).

출산 의향의 실현에 관한 개인 수준의 장애요인으로 연령, 배우자 여부, 그리고 기존 자녀 수 등 인구학 및 가족적 요인이 주로 관심을 받아

왔다(Speder and Kapitany, 2009; Dommermuth et al., 2015; 우해봉 · 장인수, 2019; Kocourkova and Stastna, 2021). 노동시장의 특성은 경제 활동 참여 여부(신윤정 외, 2020), 취업 형태(우해봉 · 장인수, 2019), 정규직 여부(Dommermuth et al., 2015), 전일제 여부(Kuhnt and Trappe, 2016) 중심으로 살펴보고 있다. 안정적인 종사상 지위가 출산 실현에 긍정적 영향을 보이기도 하지만(Kuhnt and Trappe, 2016) 불안정한 지위가 오히려 출산 실현의 가능성을 증가시키기도 하여(Dommermuth et al. 2015) 노동시장에서의 개인이 가진 지위가 출산 실현에 미치는 영향은 일치된 결과를 보이지 않는다. Hanappi et al.(2017)는 노동시장에 개인이 인지하는 주관적인 고용 불안정성의 중요성을 강조하며, 단기 출산 의향 실현에 미치는 영향을 살펴보았다. 주관적 고용 불안정성의 증가는 남녀의 출산 의향 포기에 긍정적 요인으로 작용할 뿐 아니라 여성의 출산 의향을 연기하게 하는 요인으로 확인되었다. 또한 주관적 고용 불안정성은 여성의 출산 실현을 결정하는 유의미한 요인으로 나타났다. 이러한 결과는 출산 의향 실현에서 객관적인 노동시장 특성 지표뿐 아니라 주관적인 특성도 반영해야 함을 시사한다.

본 연구에서는 주관적 및 객관적 불안정성을 동시에 고려하여, 노동시장에서 개인의 지위 특성이 출산 의향 실현에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 현재까지의 노동 생애의 특성을 고려하기 위해 노동시장 진입 이후 축적한 개인의 일자리 경험의 이해가 중요하다. 이는 개인의 출산 행위가 현재뿐 아니라 과거에 축적되어온 일련의 생애적인 사건들에서도 영향을 받을 수 있다는 생애주기 관점을 적용한 것이다. 현재의 종사상 지위는 한 개인이 노동시장에서 축적한 다양한 직업력의 특성을 반영하지 못한다. 특히 개인의 출산 의향 실현에 장애가 되는 노동시장 특성을 면밀하게 이해하기 위해서 과거의 일자리 경험의 영향도 고려할 필요가 있다.

이에 본 장에서는 청년패널 10~14차(2016~2020)을 이용하여, 기혼 남녀의 단기 출산 의향 실현에 노동시장 특성요인이 미치는 영향을 분석하고자 한다. 노동시장의 주요 특성으로 객관적 및 주관적 고용 불안정성, 그리고 직업력을 반영하고자 한다. 청년패널은 이러한 분석에 필요한

노동시장 진입 이후 현재까지 직업력 정보가 있으며, 출산 의향 및 출산력 정보를 담고 있다.

## 제2절 선행연구

최근 출산 의향 실현 연구는 2~3년 이내 단기 출산 의향을 기반으로 출산 실현의 촉진요인과 장애요인에 초점을 두고 있다. 출산 의향 실현에 관한 연구는 국외에서 활발하게 진행되었다. 국내의 출산 의향과 실현에 관한 연구 중 단기 의향의 실현을 분석한 연구는 신윤정 외(2020)가 유일하다. 이 연구는 여성가족패널 2~7차 자료를 이용하여 49세 이하 기혼 여성의 2년 내 출산 계획과 실제 실현을 분석하였다. 기혼 여성의 2년 이내 단기 출산 의향 실현을 실현자, 연기자, 포기자, 그리고 미결정자로 구분하여, 사회인구 및 경제학적 요인과의 관계를 규명하였다. 단기 출산 의향의 실현에 관한 국외 연구가 패널 자료 중 특정 wave에서의 의향만을 기준으로 2~3년 이내에 실제 출산이 이루어졌는지를 분석한 것과 달리, 신윤정 외(2020)의 연구는 2~7차 동안 응답한 출산 의향을 모두 고려하여, 한 개인의 관측되지 않은 특성을 확률효과 모형을 통해 해결하였다. 여성의 출산 의향 실현의 장애요인으로 경제활동 여부를 포함하여, 경제활동이 출산 실현보다 연기자가 될 가능성을 증가시키며, 포기자보다는 연기자의 가능성을 증가시키는 것을 확인하였다. 비록 경제활동이 출산 실현에 미치는 영향을 살펴보았으나, 노동시장 내에서 종사상 지위와 고용의 불안정성이 가지는 특성을 반영하고 있지 않다.

Speder and Kapitany(2009)는 헝가리 패널조사를 이용하여, 1차 연도 조사 시점 확인된 3년 이내 출산 의향 문항을 기준으로 이후 3년간 출산 실현을 추적하였다. 출산 실현 여부뿐 아니라 변화된 출산 의향도 반영하기 위해 출산 실현 유형을 크게 5가지로 구분하였다. 출산 의향이 실현된 그룹을 의도된 부모, 출산하지 않았으나 여전히 출산 의향을 가지고 있는 그룹을 연기자, 출산도 하지 않고 의향도 없어진 그룹을 포기자, 출

산 의향이 없었지만, 관측기간 동안 출산을 한 그룹을 의도보다 빠른 출산자, 마지막으로 출산 의향이 없었으며 실제 출산을 하지 않은 그룹을 지속적으로 출산 의도가 없는 자로 구분하였다. 이들의 단기 출산 실현 유형화는 후속 연구에서 활발하게 활용되고 있다(Kuhnt and Trappe, 2016; Hanappi et al., 2017). 출산 의향 실현의 영향요인으로 사회인구학적 요인, 교육과 고용, 그리고 종교 및 주관적 삶의 만족도에 초점을 두었다. 출산 실현 유형 요인의 성별 차이를 살펴보기 위해 남성과 여성을 각각 분석하였다. 다항로짓 분석 결과 연령이 증가할수록, 자녀가 있을수록, 현재 일자리가 없을수록 단기 출산 의향이 실현될 가능성이 적었다.

Kuhnt and Trappe(2016)은 독일 가족패널자료를 이용하여, 1차 조사에서 확인된 2년 이내 단기 출산 의향의 실현을 2~3차 웨이브에서 추적하였다. 출산 실현 여부와 추후 출산 의향을 바탕으로 의도된 부모, 연기자 또는 포기자, 의도하지 않은 출산, 출산 의도 없는 자로 구분하였다. 배우자와 관계, 노동시장 지위, 자녀 출산에 대한 사회적 압력과 지원에 대한 응답자의 인식이 단기 출산 의향 실현 유형에 미치는 영향을 분석하였다. 다항로짓 분석 결과는 긍정적 출산 의향보다 부정적 출산 의향이 실제 출산 행동을 예측하는 데 효과적이었다. 안정적인 배우자와의 관계가 긍정적 출산 의향을 실현하는 데 중요한 결정요인으로 확인되었다. 전일제 근로자 남편과 시간제 근로자 아내에서 긍정적 출산 의향이 실제로 실현될 가능성이 크다는 결과는 종사상 지위가 단기 출산 의향 실현에 중요한 영향요인임을 보여주었다.

노르웨이 GGS데이터를 이용한 Dommermuth et al.(2015)는 현재의 즉각적인 출산 의향과 3년 이내 장기 출산 의향이 실제 출산 실현에 어떻게 영향을 미치는지 비교 분석하였다. 출산 의향을 밝힌 시점에 자녀가 있는 사람과 없는 사람을 구분하여 분석하였다. 4년 동안의 출산 실현 추적기에 따르면 전체적으로 자녀가 없는 경우의 출산 실현율이 자녀가 있는 경우에 비해 낮았다. 이에 대해 자녀가 없는 사람의 경우 출산 의향 실현의 어려움을 과소평가하기 때문에 실제 의향을 실현시키기 어려운 반면, 자녀가 있는 경우 추가적인 자녀 출산 상황에 대비가 가능한 상황 인지를 고려하여 출산 의향을 가지기 때문에 실제 실현 정도는 부모의



경우가 높았을 것이라고 해석하였다. 사회인구 및 노동시장 특성 변수를 반영한 Cox 회귀분석 결과는 자녀가 없는 사람에게 즉각적인 출산 의향이 3년 이내 출산 의향보다 실제 출산 실현에 긍정적 영향요인임을 보여주었다. 반면 즉각적인 출산 의향이 있는 부모의 출산 실현은 출산 의향을 밝힌 2년 이내에 이루어질 가능성이 크게 나타났다. 출산 의향을 밝힌 시점에 임시직 일자리를 가진 경우에 실제 실현율이 높게 나타났다. 이에 대해서는 노르웨이어 임시직 일자리로 노동시장에 진입한 시점이 가족 형성을 하는 시기와 일치하기 때문이라고 해석하고 있다.

이러한 연구들은 개인의 사회인구학적, 가족 그리고 경제적 요인들이 어떻게 출산 의향 실현에 영향을 미치는지를 밝히는 데 기여하였다. 비록, 경제활동 상태 또는 전일제 근무 여건 등을 고려하여 응답자의 종사상 지위를 살펴보고 있지만 일자리의 특성 및 주관적 고용 불안정성의 영향에 대해서는 다루지 못한 한계점이 있다. 이러한 점을 보완하고자, Hannapi et al.(2017)은 스위스 가족패널을 이용하여 주관적인 고용 안정성이 2년 이내 단기 출산 의향 실현에 미치는 영향을 분석하였다. Speder and Kapitany(2009)의 5가지 유형을 적용하여, 의도된 부모, 지속적인 출산 의향자, 포기자, 연기자, 그리고 지속적 비출산 의향자로 구분하였다. 다항로짓 분석 결과, 여성의 감소된 고용 불안정성은 출산 의향 실현에 긍정적 영향요인으로 작용하는 반면, 남성에게서는 유의미한 영향을 찾지 못했다. 악화된 주관적 고용 안정성은 남성과 여성 모두의 출산 포기 가능성을 증가시켰다. 하지만 주관적 고용 안정성과 출산 의향 실현의 영향력은 교육 수준에 따라 집단별 영향력이 다르게 나타났다. 이러한 결과는 노동시장에서의 고용 불안정성이 출산 의향 실현에 미치는 영향은 가구의 사회경제적 특성에 따라 달라질 수 있음을 시사한다. 이에 본 연구에서는 개인의 사회인구학적 특성과 노동시장에서의 지위를 반영할 수 있는 주관적 요인 외에도 가구의 사회경제적 특성을 반영하고자 한다.

### 제3절 연구방법

#### 1. 분석자료 및 방법론

출산 의향의 실현 분석을 위해 한국고용정보원의 청년패널 10~14차(2016~2020) 자료를 이용한다. 청년패널은 2007년 15~29세를 대상으로 1차 조사를 실시하여 같은 표본을 대상으로 매년 추적 조사를 수행해왔다. 가장 최근 조사는 2020년 20차 자료이다. 청년패널에서 출산 의향과 출산 계획 시점을 묻는 문항은 2016년 제10차 조사부터 시작되어 2020년 현재까지 총 5번 조사되었다. 출산 의향은 다음의 문항을 이용한다. “○○님께서 자녀를 가질 계획이 있으십니까?(자녀가 있으신 분은 현재 자녀에 추가적으로 자녀를 가질 계획을, 미혼이신 분들은 향후 결혼 후 자녀계획을 응답해 주십시오).” 출산 계획 시점은 다음의 문항을 이용한다. “○○님께서 언제쯤 자녀를 가질 계획이십니까?(혼인 중이 아닌 경우에는 결혼 후 기준으로 응답).” 청년패널의 출산 계획 시점은 1년 이내, 1~2년 사이, 그리고 2년 이후로 구분하여 응답하도록 하고 있다. 본 연구에서는 정확한 출산 계획 시점이 명시되지 않아 추적 기간이 정해지지 않은 2년 이후는 분석에서 제외하고 1년 이내와 1~2년 사이를 구분하여 분석한다. 청년패널은 미혼인 경우에도 출산 의향과 출산 계획 시점에 응답하도록 하고 있지만, 출산 계획 시점이 결혼 이후의 시점을 가정하고 있어 분석에서 제외하였다. 이에 본 분석은 기혼을 대상으로 제한한다.

여성가족패널을 이용한 신윤정 외(2020)는 여성가족 패널의 출산 의향이 1년 이내, 1~2년 이내, 2년 이후로 조사되지만, 패널조사가 2년에 한번 이루어져 2년 이내에 출산 여부 확인이 가능하다는 점에서 2년 단위로 패널 자료를 쌍으로 구축하였다. 각 쌍의 첫 번째 연도 자료에서 출산 의향을 확인하고, 각 쌍의 두 번째 연도에서는 2년 이후 새로운 출산 의향을 파악하는 데 사용하였다. 2년 이내라는 시점을 사용하기 위해 1년 이내, 1~2년 이내를 2년 이하로 결합하였고 2년 이후로 응답한 경우는

분석에서 제외하였다. 이러한 방식은 1년 이내에 출산 의향이 있다고 하고, 실제 1년 이내에 출산을 한 경우 그 이후의 출산 의향이 분석에 반영이 되지 않는 한계점이 발생한다. 예를 들어, 2008년 2차 조사에서 1년 이내 출산 의향이 있다고 응답하여 1년 이내인 2009년 실제 출산이 이루어진 경우 2009년의 출산 의향은 분석에 포함되지 않고 1년 뒤인 2010년의 3차 조사 당시의 출산 의향이 분석에 반영된다. 즉, 1년 이내 출산 의향이 실현된 경우 추가적인 출산 의향은 같은 해가 아닌 1년 뒤의 의향을 기반으로 유형화를 하게 되는 것이다.

본 연구에서는 이러한 한계점을 보완하여 출산 의향의 시점을 1년 이내와 1~2년 사이로 구분하여 유형화하고자 한다. 본 연구에서 사용하는 청년패널은 1년 단위의 패널조사로 출산 의향이 1년 단위로 조사되어, 1년 이내 출산 의향이 있다고 한 경우의 1년 내 출산 실현과 추가 출산 의향이 파악된다. 출산 의향과 출산 계획 시점 바탕으로 다음 표와 같이 유형화한다.

〈표 4-1〉 출산 의향의 실현 유형화

출산 의향 여부 n차 조사		추적	유형
있음	출산 계획 시점		
	있음	1년 이내	☑1년 이후
출산 실현			
비실현			연기자
향후 의향있음			포기자
향후 의향없음			
응답하지 않음		미결정자	
1~2년 사이		☑1-2년 이후	실현자
		출산 실현	
	비실현	연기자	
	향후 의향있음	포기자	
향후 의향없음			
응답하지 않음	미결정자		

자료: 저자 작성

분석대상은 청년패널 10~14차(2016~2020) 동안 한 번이라도 출산 의향이 있다고 응답한 기혼 남녀로 경제활동에 참여하고 있고, 분석에 필요한 노동시장 특성 및 가족요인 정보를 가지고 있는 24~42세 1,227명이다. 처음 출산 의향 조사가 시작된 10차에서 1년 이내 출산 의향을 밝힌 사람은 11차에 출산 여부와 그 이후의 출산 의향을 다시 확인하고 그 이후 차수에 추가적으로 출산 의향 유형이 확인된다. 이에 한 개인에게서 관측기간 동안 최대 5개의 출산 의향 실현 유형이 관측된다. 1~2년 사이 출산 의향의 경우 최대 4개의 출산 의향 실현 유형이 관측된다. 이는 한 개인이 만들어내는 관측치가 개인에게 속하게 되는 2단계 멀티레벨 구조이다. 한 개인의 출산 의향 유형들은 관측되지 않은 개인의 특성에 영향을 받을 수 있다. 이러한 개인 특성을 통제하기 위해 2단계 확률절편 모형을 사용하며, 종속변수가 범주형 다항이다. 이에 2단계 확률절편다항로짓 모형(two-level random intercept multinomial logit model)을 사용한다.

종속변수  $y$ 가 출산 의향 실현 유형이며, 4개의 범주를 1, 2, 3, 4의 값으로 가정한다. 출산 의향 실현 범주의 각 응답  $k$ 를 선택할 확률은 식 (1)과 같다.  $y_{ijt}$ 는 시점  $t$ 에서 개인  $j$ 에 속한 출산 의향 실현 유형 관측치인  $i$ 의 명목 응답이다.  $k$  응답을 선택할 확률은  $\pi_{kijt}$ 로 나타내며, 각 응답 유형의 확률 총합은  $\pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_4 = 1$ 이다.

$$\Pr(y_{ijt} = k_{ijt}) = \pi_{kijt} \quad (1)$$

다음의 식 (2)는 2단계 확률절편다항로짓 모형으로 기준범주( $k=1$ )에 비해  $k=2, 3, 4$ 가 될 로그오즈를 나타낸다.

$$\log\left(\frac{\pi_{kijt}}{\pi_{1ijt}}\right) = \beta_{0k} + \beta_{1k}\chi_{ijt} + \beta_{11k}\chi_{jt} + \mu_{kj}, \quad (2)$$

$$k = 2, 3, 4$$

$\beta_{0k}$ 는 절편이며,  $\beta_1$ 은 1단계인 출산 의향 실현 수준에서 관측되는 설명변수의 계수,  $\beta_{11}$ 은 2단계인 개인 수준의 설명변수의 계수,  $\mu_{kj}$ 는 2단계인 개인  $j$  수준에서의 확률효과를 나타낸다. 확률효과  $\mu_{kj}$ 는 평균이 0인 다변량정규분포를 따른다고 가정하며,  $k$ 의 2, 3, 4 범주에 동일한 확률효과를 가진다고 가정한다. 이에 2단계의 분산 추정치는 1개이다. 분석은 1년 이내 출산 의향과 1~2년 사이 출산 의향으로 분리하여 각각 수행한다.

## 2. 변수 측정

종속변수는 실현자, 연기자, 포기자, 미결정자로 4개로 범주화하였다. 본 연구의 주요 설명변수는 노동시장 특성이다. 현재 종사상 지위를 상용직 여부로 코딩하였다. 직업력으로 현재까지 경험한 일자리 수를 연속변수로 측정하였다. 현재 일하는 회사의 규모를 100인 이상을 기준으로 더미변수로 측정하였다. 월 평균임금은 로그로 측정하였다. 현재 일자리

〈표 4-2〉 출산 의향의 실현 분석대상자 기술통계

변수		1년 이내 출산 의향 실현 분석	1-2년 사이 출산 의향 실현 분석
출산 의향 실현 유형	실현자	16.2	35.3
	연기자	37.9	29.0
	포기자	25.1	16.0
	미결정자	20.1	19.6
노동시장 특성 요인	상용직 여부		
	상용직	88.0	88.2
	상용직 아님	12.0	12.0
	주관적 고용안정 만족도	3.8점	3.8점
	현재까지 경험한 일자리 수	2.4개	2.3개
	사업장 규모 100인 이상		
	100인 이상	37.6	37.7
	100인 미만	62.4	62.3
평균 근로소득	320만원	309만원	

〈표 4-2〉의 계속

변수		1년 이내 출산 의향 실현 분석	1-2년 사이 출산 의향 실현 분석
가족요인	자녀 유무		
	자녀 없음	65.3	71.5
	자녀1명 이상	34.7	28.5
	배우자 경제활동 참여 여부		
	배우자 경제활동 참여	58.8	66.2
	배우자 비경제활동	41.2	33.8
	가구소득(연 단위)	5,499만원	5,617만원
인구사회	성별		
	남성	60.9	54.8
	여성	39.1	45.2
	연령		
	20대	11.7	15.8
	30-34	46.3	48.7
	35-39	37.1	33.1
	40대 이상	4.9	2.3
	대졸 이상 여부		
	대졸 이상	66.1	68.5
대졸 미만	33.9	31.4	
그 외 통제변수	수도권 거주 여부		
	수도권	54.3	54.9
	비수도권	45.7	45.1

자료: 청년패널 10~14차 자료를 활용하여 저자 작성.

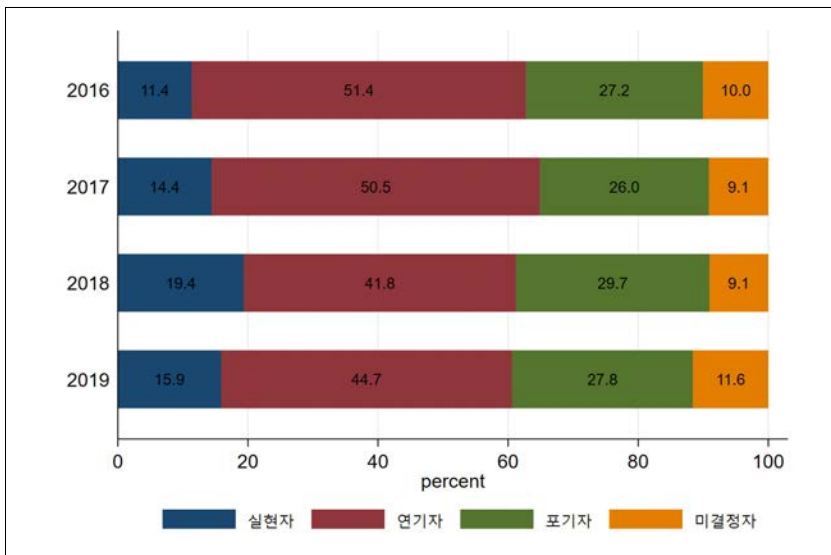
의 고용안정 만족도는 1 매우 불만족, 2 불만족, 3 보통, 4 만족, 5 매우만족으로 5점 척도로 조사되었다. 숫자가 커질수록 만족도가 큰 것으로 연속변수화하여 포함하였다. 가족요인으로 자녀 유무를 현재 자녀가 1명 이상인지 여부로 확인하였다. 배우자의 경제활동 참여 여부를 더미변수로 포함하였으며, 가구소득을 연속변수로 측정하였다. 사회인구학적 변수로 성별, 연령, 그리고 4년제 대학 이상 학력 여부를 포함하였다. 그 외 통제변수로 수도권 거주 여부를 포함하였다.

### 3. 기술분석

현재 경제활동을 하는 기혼 남녀의 출산 의향-실현 유형의 시계열적 분포 추이를 살펴보고자 한다. 먼저, 1년 이내 출산 의향의 실현 유형을 보면, 4년 동안 연기자 유형이 가장 큰 부분을 차지하고 있으며 다음으로 포기자, 실현자, 미결정자의 순으로 나타났다. 최근으로 올수록 연기자가 줄어들고 실현자가 증가하는 경향을 보인다.

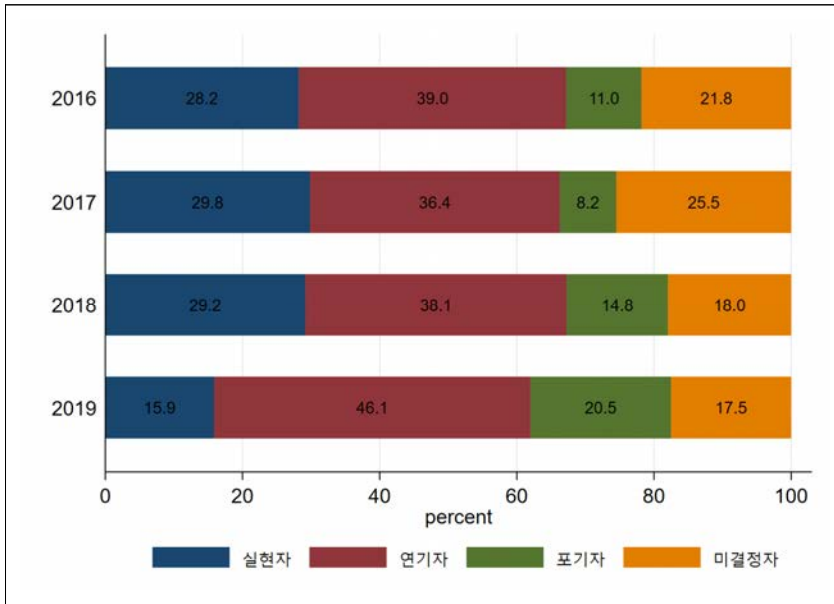
1~2년 사이 출산 의향의 실현 유형은 연기자가 제일 큰 부분을 차지하고 있으며, 다음으로 실현자, 미결정자 그리고 포기자의 순으로 나타난다. 최근으로 올수록 연기자와 포기자가 증가하고 있다. 1년 이내 출산 의향의 실현과 달리, 포기자와 연기자의 비중이 적고 실현자와 미결정자의 비중이 크다. 1~2년 사이 출산 의향이 실현되었는지는 최대 2년까지 추적하여야 완성된다. 이에 2019년 출산 의향은 2020년에 추가적으로 실현, 연기, 포기 등이 발생할 수 있기에 아래의 그림에서는 2019년의 유형은 2018년까지의 출산 실현과는 다소 다른 결과를 보여준다.

(그림 4-1) 출산 의향(1년 이내)-실현 유형(2016~2019)



자료: 청년패널 10~14차 자료, 가중치 적용하여 저자 작성.

[그림 4-2] 출산 의향(1~2년 사이)-실현 유형(2016~2019)



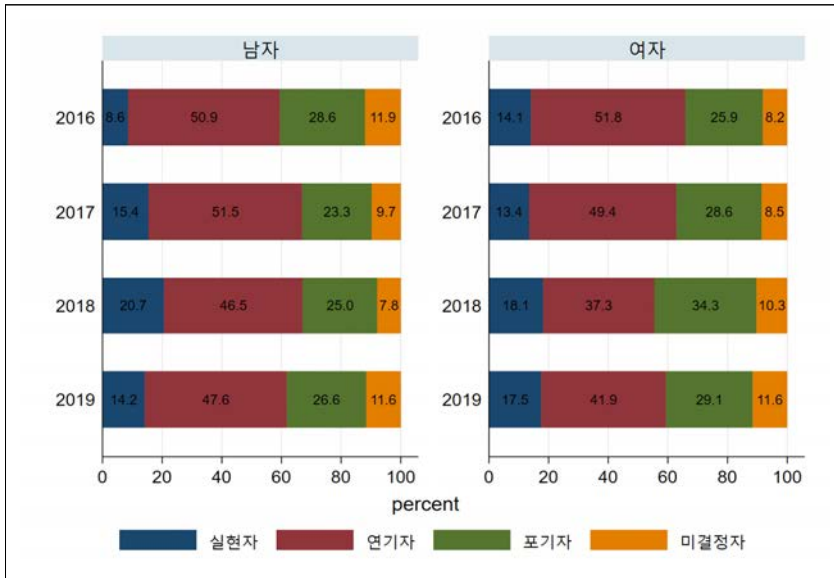
자료: 청년패널 10~14차 자료. 가중치 적용하여 저자 작성.

성별에 따른 1년 이내 출산 의향의 실현 유형을 보면, 기혼 남성은 연기자, 포기자, 실현자 그리고 미결정자의 순으로 나타났다. 기혼 여성의 경우에도 연기자의 비중이 제일 크지만, 남성보다 차지하는 비중이 적다. 또한 기혼 여성의 경우 최근으로 올수록 포기자의 비중이 증가하면서 연기자의 비중이 줄어드는 것을 알 수 있다. 하지만, 실현자의 비중은 큰 변화를 보이지 않고 있어, 기존의 연기자가 차지했던 부분을 포기자가 차지하고 있음을 알 수 있다.

성별 1~2년 사이 출산 의향 실현 유형을 보면, 여성과 남성의 유형 비중의 변화가 유사하다. 최근으로 올수록 연기자의 비중이 기혼 남녀 모두 증가하고 있으며, 포기자의 비중 또한 증가하고 있다. 기혼 남성의 실현자 비중은 다소 감소 추세를 보이나, 기혼 여성은 다소 증가 추세를 보인다. 하지만 2019년의 의향에 대한 실제 출산 여부의 관측이 종료되지 않았음을 염두에 둘 필요가 있다.

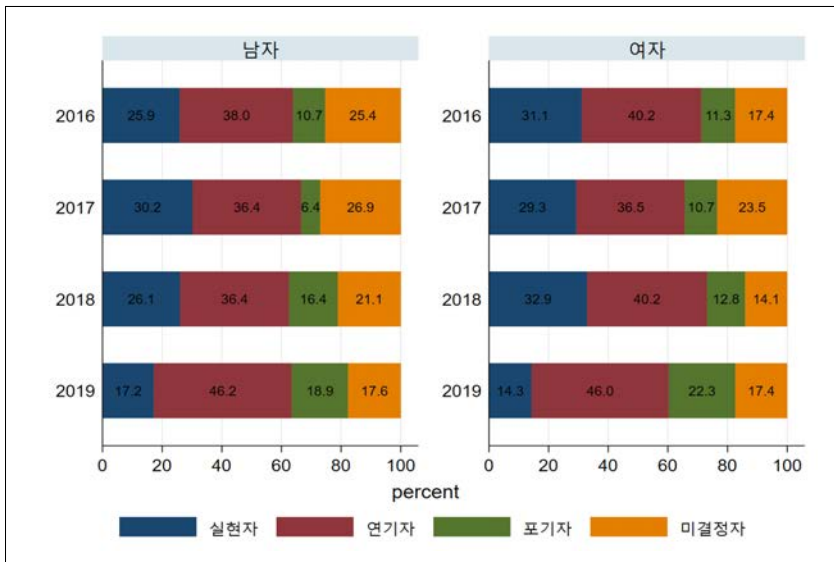


[그림 4-3] 성별 출산 의향(1년 이내)-실현 유형(2016~2019)



자료: 청년패널 10~14차 자료. 가중치 적용하여 저자 작성.

[그림 4-4] 성별 출산 의향(1~2년 사이)-실현 유형(2016~2019)



자료: 청년패널 10~14차 자료. 가중치 적용하여 저자 작성.

## 제4절 분석 결과

### 1. 1년 이내 출산 의향의 실현

1년 이내 출산 의향이 있는 기혼 남녀의 1년 이내의 출산 여부와 향후 출산 의향에 따라 실현자, 연기자, 포기자 그리고 미결정자로 유형화하여 유형별 차이를 비교 분석하였다. 포기자와 실현자를 준거집단으로 하여 각각의 분석을 실시하였다.

#### 가. 포기자 vs. 실현자, 연기자 그리고 미결정자

##### 1) 남 성

다음의 표들은 출산 포기자를 준거집단으로 하여 개인의 사회인구학적 및 노동시장 특성이 어떻게 실현자, 연기자 그리고 미결정자가 되는 데 영향을 미치는지를 나타내는 오즈비(Odds ratio)이다.

기혼 남성의 1년 이내 출산 의향 실현 유형별 차이에 관한 결과는 <표 4-3>과 같다. 연령이 증가할수록 포기자보다 연기자 및 미결정자가 될 오즈가 유의미하게 증가하였으며, 실현자가 될 가능성은 줄어들었다. 20대에 비해 40대 이상의 기혼 남성의 경우 포기보다 연기할 오즈가 5배 증가하였으며 미결정이 될 오즈는 14배 증가하였다. 20대에 비해 30대 후반 기혼 남성은 포기자보다 실현자가 될 가능성이 66% 낮았다. 즉, 30대 후반은 20대에 비해 실현자가 될 가능성이 높았다.

아내의 경제활동 참여 여부는 기혼 남성의 1년 단기 출산 의향의 실현 유형에 유의미한 차이를 보였다. 아내가 경제활동을 하는 기혼 남성의 경우 포기자보다 연기자가 될 가능성이 2배 증가하였고, 미결정자가 될 가능성은 2.4배 증가하였다. 남편의 단기 출산 의향을 연기하는 데 아내의 경제활동이 참여가 긍정적 영향요인으로 작용함을 알 수 있다.

가족요인으로서 현재 자녀 수도 기혼 남성의 출산 의향 실현에 중요한

〈표 4-3〉 1년 이내 출산 의향 실현 : 남성(준거집단 : 포기자)

남성 1년 이내	실현자 exp(b)	연기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
30~34(r : 20대)	0.50 (0.26)	1.12 (0.56)	1.04 (0.61)
35~39	0.34* (0.19)	1.24 (0.64)	1.54 (0.93)
40대 이상	0.91 (0.83)	5.08* (4.25)	14.40** (12.57)
상용직	0.61 (0.30)	0.66 (0.31)	0.52 (0.26)
대졸 이상	1.04 (0.35)	0.65 (0.19)	0.72 (0.24)
평균 근로소득	1.35 (0.58)	1.10 (0.42)	1.29 (0.55)
배우자 경제활동 참여	0.79 (0.28)	2.02** (0.62)	2.43** (0.81)
자녀 1명 이상	1.91** (0.60)	0.12** (0.04)	0.29** (0.09)
경험한 일자리 수	1.15 (0.16)	1.07 (0.13)	0.92 (0.12)
고용안정 만족도	0.99 (0.20)	0.95 (0.17)	1.09 (0.21)
사업장 규모 100인 이상	1.21 (0.39)	1.34 (0.38)	1.08 (0.34)
가구 소득	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)
수도권 거주	0.70 (0.21)	0.85 (0.23)	0.97 (0.29)
intercept	0.27 (0.69)	2.85 (6.48)	0.35 (0.88)
Shared random effect		3.32 (2.98)	
log-likelihood		-787.07444	
observations		664	

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, 괄호 안은 표준오차.  
자료 : 청년패널 10~14차, 2016~2020을 활용하여 저자 작성.

영향을 미치는 것으로 확인되었다. 자녀가 1명 이상인 경우 자녀가 없는 경우에 비해 출산 의향을 포기하기보다 실현할 가능성이 1.9배로 높았다. 하지만 출산 의향이 실현되지 않은 유형 간의 가능성을 비교하면 자녀가 있는 경우 연기나 결정을 유예하기보다는 포기할 가능성이 컸다.

노동시장 특성요인은 기혼 남성의 1년 이내 출산 의향 실현 유형에 유의미한 차이를 보이지 않았다.

## 2) 여성

포기자를 준거집단으로 한 경우, 기혼 여성의 연령은 1년 이내 출산 의향 실현 유형에 유의미한 차이를 보이지 않았다. 다만, 30대 후반의 경우 20대에 비해 포기보다는 미결정자가 될 가능성이 3배 이상 높게 나타났다. 기혼 남성과 유사하게, 배우자가 경제활동을 하고 있는 경우 출산 의향을 포기하기보다 연기할 가능성이 3배 높았다. 맞벌이 가구의 아내의 1년 이내 단기 출산 의향은 포기되기보다는 연기될 가능성이 높다.

자녀의 유무의 영향은 기혼 남성과 유사하게 출산 의향을 실현하거나 포기하는 데 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 자녀가 1명 이상인 경우 포기자가 되기보다는 실현자가 될 가능성이 3.4배 증가한다. 하지만 이와 반대로 포기자보다 연기자가 될 가능성은 84% 줄어들며, 미결정자가 될 가능성은 57% 감소하였다. 이는 현재 자녀가 있는 기혼 부부의 경우 1년 이내 단기 출산 의향을 실현하거나 포기하여 가족 계획이 구체화되는 것으로 해석할 수 있다. 이는 신윤정 외(2020)의 결과와 일치한다.

노동시장 특성요인은 기혼 여성의 1년 이내 출산 의향 실현 유형에 유의미한 영향을 보였다. 노동시장에 처음 진입 이후 현재까지 경험한 일자리 수가 많은 기혼 여성일수록 실현자보다는 포기자가 될 가능성이 증가하였다. 일자리 경험이 많다는 것은 노동시장에서의 커리어가 상대적으로 안정적이지 못해 잦은 이직을 경험하였음을 의미한다. 즉 이직 등 여러 가지 일자리를 경험할수록 출산 의향이 실현되기보다 포기될 가능성이 큰 것을 알 수 있다. 이러한 경향은 현재 일자리 안정성의 만족도의 결과에서도 확인할 수 있다. 현재 일자리의 안정성에 만족도가 높을수록

〈표 4-4〉 1년 이내 출산 의향 실현 : 여성(준거집단 : 포기자)

여성 1년 이내	실현자	연기자	미결정자
30~34(r : 20대)	2.14 (1.18)	0.61 (0.25)	1.32 (0.68)
35~39	1.19 (0.80)	0.77 (0.39)	3.62** (2.11)
40대 이상	0.97 (1.41)	0.21 (0.24)	1.79 (1.93)
상용직	2.42 (1.70)	1.41 (0.64)	1.23 (0.62)
대졸 이상	0.99 (0.48)	1.08 (0.39)	0.90 (0.36)
평균 근로소득	0.87 (0.49)	0.55 (0.22)	0.71 (0.32)
배우자 경제활동 참여	1.41 (0.90)	3.43* (2.18)	1.50 (0.93)
자녀 1명 이상	3.40** (1.48)	0.16** (0.06)	0.43** (0.17)
경험한 일자리 수	0.70* (0.14)	0.97 (0.15)	0.96 (0.16)
고용안정 만족도	1.80* (0.56)	0.73 (0.17)	0.66* (0.16)
사업장 규모 100인 이상	2.03 (0.93)	1.68 (0.68)	4.15** (1.76)
가구 소득	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00* (0.00)
수도권 거주	0.47* (0.20)	0.71 (0.24)	0.69 (0.26)
intercept	0.03 (0.10)	91.80* (217.33)	6.66 (17.31)
Shared random effect		2.75 (3.61)	
log-likelihood		-480.71079	
observations		426	

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, 괄호 안은 표준오차.  
 자료 : 청년패널 10~14차, 2016~2020을 활용하여 저자 작성.

포기자보다 실현자가 될 가능성이 1.8배 높다. 사업장 규모가 100인 이상인 회사에 다니는 기혼 여성은 포기보다는 미결정자가 될 가능성이 높다. 또한 가구소득이 높을수록 1년 이내 단기 출산 의향을 포기하기보다는 결정을 유예하였다. 수도권에 거주할수록 실현보다는 포기가 될 가능성이 높았다.

#### 나. 실현자 vs. 연기자, 포기자 그리고 미결정자

1년 이내 출산 의향 실현자를 준거집단으로 하여, 개인의 사회인구학적 및 노동시장 특성이 어떻게 다른 유형에 영향을 미치는지를 분석하였다.

##### 1) 남성

연령이 증가할수록 실현자가 될 가능성이 유의미하게 낮아졌다. 30대 후반의 경우 20대에 비해 실현자보다 연기자가 될 가능성이 3.5배, 포기가 될 가능성은 2.6배, 미결정자가 될 가능성은 4.3배 증가하였다. 40대 이상의 경우 연기자가 될 가능성은 5.5배, 미결정자가 될 가능성은 15배로 증가하여 실현자가 될 가능성이 크게 줄어들었다. 연령이 증가함에 따라 1년 이내 출산 의향이 실현되기보다는 포기하거나, 연기 또는 결정을 유예할 가능성이 높았다.

아내의 경제활동 참여는 1년 이내 출산 의향이 실현되는 것보다 연기하거나 결정을 유예하는 데 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 아내가 경제활동을 하는 경우 실현자에 비해 연기자가 될 가능성이 2.5배 증가하였으며, 미결정자가 될 가능성은 2.9배 증가하였다.

출산 의향이 있던 시점의 자녀 수 또한 기혼 남성의 출산 의향 실현에 영향을 미쳤다. 자녀가 1명 이상인 경우 실현자에 비해 연기자가 될 가능성은 94%, 포기가 될 가능성은 54%, 미결정자가 될 가능성은 85% 감소하였다. 즉 1년 이내 출산 의향이 있던 당시 기혼 남성에게 1명 이상의 자녀가 있다면, 이는 실현 가능성이 큰 가족 계획이다.

〈표 4-5〉 1년 이내 출산 의향 실현 : 남성(준거집단 : 실현자)

	연기자 exp(b)	포기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
30~34(r : 20대)	2.24* (1.04)	1.96 (0.90)	2.07 (1.15)
35~39	3.55** (1.72)	2.65** (1.26)	4.38** (2.47)
40대 이상	5.55** (4.06)	1.36 (1.10)	15.55** (11.89)
상용직	1.04 (0.45)	1.39 (0.58)	0.83 (0.38)
대졸 이상	0.65 (0.19)	1.00 (0.29)	0.71 (0.23)
평균 근로소득	0.80 (0.33)	0.72 (0.28)	0.95 (0.42)
배우자 경제활동 참여	2.50** (0.79)	1.39 (0.44)	2.98** (1.00)
자녀 1명 이상	0.06** (0.02)	0.46** (0.12)	0.15** (0.05)
경험한 일자리 수	0.96 (0.12)	0.89 (0.11)	0.83 (0.11)
고용안정 만족도	0.95 (0.17)	0.99 (0.18)	1.09 (0.21)
사업장 규모 100인 이상	1.12 (0.32)	0.84 (0.23)	0.90 (0.28)
가구 소득	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)
수도권 거주	1.21 (0.32)	1.36 (0.35)	1.38 (0.40)
intercept	11.12 (26.30)	6.44 (14.53)	1.34 (3.44)
Shared random effect		1.00 (0.00)	
log-likelihood		-788.78181	
observations		664	

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, 괄호 안은 표준오차.  
자료 : 청년패널 10~14차, 2016~2020을 활용하여 저자 작성.

## 2) 여성

실현자를 준거집단으로 하였을 때, 기혼 여성의 연령은 연기자와 미결정자가 되는 데 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 30대 초반의 경우 20대에 비해 실현자보다 연기자가 될 가능성이 71% 감소하였다. 한국 여성의 첫 자녀 출산 평균 연령은 30대 초반이다. 이러한 경향을 고려하면 30대 초반 기혼 여성의 1년 이내 출산 의향은 실제 출산 행동을 예측할 수 있는 중요한 지표로 작용함을 알 수 있다. 이는 단기 출산 의향이 실제 출산 행동 예측의 중요한 지표임을 강조해왔던 기존 연구를 뒷받침해주는 것이다(Speder and Kapitany, 2009; Kuhnt and Trappe, 2016).

출산 의향이 있던 당시 자녀의 존재는 기혼 남성과 유사하게 실현에 긍정적 영향요인으로 나타났다. 자녀가 1명 이상 있는 기혼 여성의 경우, 실현자보다 연기자가 될 가능성이 96%, 포기자가 될 가능성은 78%, 미결정자가 될 가능성은 89% 감소하였다. 즉 1년 이내 출산 의향이 있는 기혼 여성이 의향을 밝힌 시점에 자녀가 있다면, 이러한 의향은 연기되거나, 포기 또는 미결정되기보다 실현될 가능성이 현저히 큰 것을 알 수 있다.

기혼 여성의 노동시장 특성요인은 실현자에 비해 연기자, 포기자 또는 미결정자가 되는 데 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 현재까지 경험한 일자리 수가 하나 증가할수록 1년 이내 단기 출산 의향이 실현되기보다 연기될 가능성이 1.3배, 포기할 가능성이 1.4배 높아졌다. 이는 노동시장에서의 커리어가 안정적이지 않을 경우 1년 이내 단기 출산 의향이 실현될 가능성이 낮음을 보여준다. 현재까지의 커리어뿐 아니라 현재 일자리의 고용 안정성도 기혼 여성의 단기 출산 의향이 실현되는 데 영향요인으로 나타났다. 고용 안정성에 대한 만족도가 높을수록 연기자, 포기자 또는 미결정자가 되기보다 실현자가 될 가능성의 유의미하게 높아졌다. 수도권에 거주하는 기혼 여성의 경우 1년 이내 단기 출산 의향이 실현되기보다 포기될 가능성이 2배 높았다.



〈표 4-6〉 1년 이내 출산 의향 실현 : 여성(준거집단 : 실현자)

	연기자 exp(b)	포기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
30~34(r : 20대)	0.29** (0.15)	0.46 (0.25)	0.61 (0.36)
35~39	0.69 (0.46)	0.91 (0.61)	3.23* (2.29)
40대 이상	0.25 (0.42)	0.98 (1.47)	2.21 (3.42)
상용직	0.54 (0.40)	0.39 (0.29)	0.48 (0.37)
대졸 이상	1.09 (0.51)	1.00 (0.47)	0.91 (0.44)
평균 근로소득	0.63 (0.36)	1.11 (0.64)	0.81 (0.48)
배우자 경제활동 참여	2.41 (1.68)	0.80 (0.49)	1.04 (0.69)
자녀 1명 이상	0.04** (0.03)	0.22** (0.14)	0.11** (0.07)
경험한 일자리 수	1.39* (0.27)	1.42* (0.28)	1.36 (0.27)
고용안정 만족도	0.37** (0.14)	0.49* (0.19)	0.34** (0.13)
사업장 규모 100인 이상	0.78 (0.34)	0.52 (0.23)	1.92 (0.87)
가구 소득	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)
수도권 거주	1.67 (0.75)	2.19* (0.98)	1.63 (0.75)
intercept	5545.96** (22189.73)	87.02 (346.40)	445.44 (1808.62)
Shared random effect		1.63 (2.41)	
log-likelihood		-481.15582	
observations		426	

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, 괄호 안은 표준오차.  
자료 : 청년패널 10~14차, 2016~2020을 활용하여 저자 작성.

## 2. 1~2년 사이 출산 의향의 실현

가. 포기자 vs. 실현자, 연기자 그리고 미결정자

### 1) 남성

기혼 남성의 사회인구 및 노동시장 특성요인이 1~2년 사이 출산 의향의 실현 유형에 미치는 영향은 다음과 같다. 20대에 비해 30대 후반의 경우 1~2년 사이 출산 의향을 연기하기보다는 포기할 오즈가 높았다. 즉, 연령이 높을수록 1~2년 사이 출산 의향을 향후 몇 년 뒤로 연기하기보다는 출산 의향을 포기함으로써 가족 계획을 종료할 가능성이 높음을 알 수 있다. 아내가 경제활동에 참여하는 경우 향후 1~2년 사이 출산 의향을 포기하기보다는 결정을 유예할 가능성이 높았다. 하지만, 현재 자녀가 1명 이상인 기혼 남성의 경우에는 출산 의향을 연기하거나 결정을 유예하기보다는 포기하는 방향으로의 선택 가능성이 증가하였다. 자녀가 있는 경우 기혼 남성이 포기자가 되기보다 연기자가 될 가능성은 90%, 미결정자가 될 가능성을 70% 감소시켰다.

〈표 4-7〉 1~2년 사이 출산 의향 실현 : 남성(준거집단 : 포기자)

	실현자 exp(b)	연기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
30~34(r: 20대)	0.89 (0.51)	0.48 (0.29)	1.07 (0.69)
35세 이상	0.47 (0.27)	0.29** (0.18)	0.60 (0.39)
상용직	1.16 (0.52)	1.30 (0.66)	1.57 (0.83)
대출 이상	1.37 (0.44)	1.18 (0.42)	0.65 (0.23)
평균 근로소득	1.47 (0.77)	0.99 (0.58)	1.23 (0.75)
배우자 경제활동 참여	1.48 (0.51)	1.52 (0.56)	2.24** (0.86)
자녀 1명 이상	0.80 (0.27)	0.10** (0.04)	0.30** (0.12)

〈표 4-7〉의 계속

	실현자 exp(b)	연기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
경험한 일자리 수	1.00 (0.13)	1.11 (0.16)	1.03 (0.15)
고용안정 만족도	0.91 (0.19)	0.76 (0.17)	0.89 (0.21)
사업장 규모 100인 이상	1.11 (0.35)	1.63 (0.58)	1.19 (0.43)
가구 소득	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)
수도권 거주	0.86 (0.25)	0.90 (0.29)	0.75 (0.25)
intercept	0.42 (1.26)	7.61 (24.88)	0.61 (2.07)
Shared random effect	1.57 (1.67)		
log-likelihood	-654.20704		
observations	535		

주: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , 괄호 안은 표준오차.

자료: 청년패널 10~14차, 2016~2020을 활용하여 저자 작성.

## 2) 여성

연령은 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향의 실현에 유의미한 영향요인으로 나타났다. 연령이 증가할수록 1~2년 사이 출산 의향을 실현, 연기 또는 미결정하기보다는 포기할 가능성이 증가하였다. 30대 후반의 경우 20대에 비해 실현보다 포기할 가능성이 14배, 연기보다 포기할 가능성이 6배, 미결정하기보다 포기할 가능성이 5배 높았다. 이는 35세 이후 기혼 여성에게 1~2년 사이 출산 의향은 현실화될 수 있는 가족 계획이라기보다 포기되기 쉬운 출산 의향임을 알 수 있다. 자녀가 1명 이상 있는 경우에도 연기자나 미결정자가 되기보다 포기자가 될 가능성이 증가하였다. 가구소득이 높을수록 1~2년 사이 출산 의향이 실현되기보다 포기될 가능성이 유의미하게 증가하였다. 가구의 경제력은 1년 이내 단기 출산 의향에서는 유의미하지 않았던 요인으로 계획하고 있는 출산 시기에 따라 그 영향력이 달라질 수 있음을 보여준다. 수도권에 거주하고 있는 기혼여성일수록 1~2년 사이 출산 의향을 포기하기보다 연기하거나

유예할 가능성이 높았다. 이는 1년 이내 단기 출산 의향을 포기하는 수도권 거주가 긍정적 영향요인으로 작용한 것과는 반대의 결과이다. 출산 시점을 1~2년 사이로 멀리 계획하는 수도권에 거주하는 여성은 비수도권에 비해 출산 의향 실현 가능성이 장기화될 수 있음을 알 수 있다.

〈표 4-8〉 1-2년 사이 출산 의향 실현 : 여성(준거집단 : 포기자)

	실현자 exp(b)	연기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
30~34(r: 20대)	0.24** (0.17)	0.41 (0.30)	0.52 (0.39)
35세 이상	0.07** (0.06)	0.15** (0.13)	0.18* (0.18)
상용직	3.38 (2.92)	3.00 (2.64)	4.37 (4.03)
대출 이상	0.62 (0.37)	0.45 (0.26)	0.47 (0.29)
평균 근로소득	1.42 (1.12)	1.07 (0.84)	2.23 (1.88)
배우자 경제활동 참여	1.43 (1.36)	3.21 (3.36)	1.77 (1.79)
자녀 1명 이상	0.66 (0.38)	0.06** (0.04)	0.32* (0.20)
경험한 일자리 수	0.78 (0.19)	0.69 (0.16)	0.76 (0.19)
고용안정 만족도	1.42 (0.50)	1.31 (0.47)	1.18 (0.44)
사업장 규모 100인 이상	0.53 (0.29)	1.00 (0.55)	0.94 (0.53)
가구 소득	0.99* (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)
수도권 거주	2.42 (1.33)	3.24** (1.80)	3.00* (1.70)
intercept	1.95 (8.59)	6.00 (26.62)	0.07 (0.33)
Shared random effect		9.14** (7.43)	
log-likelihood		-538.42491	
observations		441	

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, 괄호 안은 표준오차.  
 자료 : 청년패널 10~14차, 2016~2020을 활용하여 저자 작성.

## 나. 실현자 vs. 연기자, 포기자 그리고 미결정자

## 1) 남 성

실현자를 준거집단으로 한 경우, 기혼 남성의 1~2년 사이 출산 의향의 실현은 대졸 이상의 학력자가 미결정자가 되는 데 유의미한 차이를 보였다. 대졸 이상의 교육 수준은 실현자에 비해 미결정자가 될 가능성을 0.69% 감소시켰다.

자녀의 존재는 기혼 남성자의 1~2년 사이 출산 의향이 실현되는 데 유의미한 영향요인으로 나타났다. 자녀가 1명 이상 경우 자녀가 없는 기혼 남성에 비해 1~2년 사이 출산 의향을 연기하기보다 실현할 가능성(1/0.10)이 10배 높았다. 이는 앞서 1년 이내 출산 의향에서도 동일하게 나타난 현상으로, 2년 이내 단기 출산 의향이 있는 자녀가 있는 기혼 남성은 의향을 실현할 가능성이 자녀가 없어 첫 자녀 출산을 계획한 경우보다 높음을 알 수 있다.

〈표 4-9〉 1~2년 사이 출산 의향 실현 : 남성(준거집단 : 실현자)

	연기자 exp(b)	포기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
30~34(r: 20대)	0.50 (0.35)	1.12 (0.90)	1.17 (0.88)
35세 이상	0.63 (0.46)	2.41 (1.98)	1.38 (1.08)
상용직	1.12 (0.77)	0.92 (0.64)	1.40 (0.99)
대졸 이상	0.59 (0.30)	0.48 (0.25)	0.31** (0.16)
평균 근로소득	0.54 (0.40)	0.52 (0.39)	0.70 (0.53)
배우자 경제활동 참여	1.29 (0.60)	0.82 (0.41)	1.92 (0.91)
자녀 1명 이상	0.10** (0.05)	0.96 (0.44)	0.31** (0.14)
경험한 일자리 수	1.26 (0.26)	1.11 (0.23)	1.17 (0.24)

〈표 4-9〉의 계속

	연기자 exp(b)	포기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
고용안정 만족도	0.91 (0.27)	1.12 (0.34)	1.06 (0.32)
사업장 규모 100인 이상	1.82 (0.85)	1.12 (0.55)	1.35 (0.64)
가구 소득	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)
수도권 거주	1.19 (0.53)	1.39 (0.65)	0.98 (0.44)
intercept	51.54 (211.90)	11.91 (51.42)	3.10 (13.14)
Shared random effect	2110.37** (6483.37)		
log-likelihood	-636.97309		
observations	535		

주: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , 괄호 안은 표준오차.

자료: 청년패널 10~14차, 2016~2020을 활용하여 저자 작성.

## 2) 여성

준거집단을 실현자로 한 분석 결과, 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향의 실현에 있어 연령은 유의미한 영향요인으로 나타났다. 연령이 증가할수록 1~2년 사이 출산 의향이 있다고 밝힌 기혼 여성은 그들의 의향을 실현하지 못할 가능성이 증가하였다. 20대에 비해 30대 초반의 기혼 여성은 실현자가 되기보다 연기자가 될 가능성이 2.5배 증가하였고, 포기자가 될 가능성은 3.8배, 그리고 미결정자가 될 가능성은 3.1배 증가하였다. 30대 후반 이후에는 실현될 가능성은 현저하게 줄어든다. 이는 앞서 살펴본 1년 이내 사이 출산 의향 실현에서 30대 초반의 여성의 출산 의향이 연기되기보다 실현될 가능성이 높았던 것과는 대조적인 결과이다. 30대 초반에 출산 의향을 가지고 있더라도 출산 의향의 시점이 1년 이내인지 1~2년 사이인지에 따라 실제 행동으로 이어지는 데 차이가 있음을 보여주는 것이다. 즉 30대 초반의 기혼 여성 중 출산 의향이 있더라도 1년 이내로 근접한 미래의 가족 계획일 때 1~2년 사이의 가족 계획보다

는 실제 실현될 가능성이 크을 알 수 있다.

자녀의 존재는 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향의 실현에 긍정적 요인으로 나타났다. 자녀가 1명 이상인 경우 실현자에 비해 연기자가 될 가능성은 94% 감소하며, 미결정자가 될 가능성은 69% 감소하였다. 자녀가 있는 기혼 여성의 1~2년 사이 출산은 그렇지 않은 여성에 비해 실현될 가능성이 높다. 사업장 규모가 100인 이상인 곳에서 일하는 기혼 여성은 출산 의향을 실현하기보다 연기하거나 결정을 유예할 가능성이 유의미하게 높았다. 가구소득이 높은 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향은 실현되기보다 포기될 가능성이 높았다. 소득이 높은 가구의 출산 실현 가능성이 낮게 나타나는 소득과 출산의 U자형 관계를 보여준다.

〈표 4-10〉 1~2년 사이 출산 의향 실현 : 여성(준거집단 : 실현자)

	연기자 exp(b)	포기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
30~34(r: 20대)	2.53* (1.34)	3.86** (2.44)	3.18** (1.79)
35세 이상	5.39** (4.11)	15.96** (13.19)	7.48** (5.93)
상용직	0.61 (0.47)	0.43 (0.35)	0.94 (0.77)
대졸 이상	0.67 (0.35)	1.20 (0.69)	0.70 (0.38)
평균 근로소득	0.86 (0.60)	0.81 (0.61)	2.07 (1.56)
배우자 경제활동 참여	2.59 (2.50)	1.10 (1.02)	1.35 (1.23)
자녀 1명 이상	0.06** (0.04)	0.70 (0.38)	0.31** (0.17)
경험한 일자리 수	0.90 (0.19)	1.21 (0.28)	1.00 (0.22)
고용안정 만족도	0.88 (0.28)	0.74 (0.25)	0.78 (0.26)
사업장 규모 100인 이상	2.79** (1.43)	2.51 (1.41)	2.63* (1.39)

〈표 4-10〉의 계속

	연기자 exp(b)	포기자 exp(b)	미결정자 exp(b)
가구 소득	1.00 (0.00)	1.00* (0.00)	1.00 (0.00)
수도권 거주	1.51 (0.68)	0.74 (0.36)	1.41 (0.66)
intercept	1.49 (5.80)	0.64 (2.68)	0.01 (0.04)
Shared random effect	11.42** (6.57)		
log-likelihood	-529.50991		
observations	441		

주: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , 괄호 안은 표준오차.  
자료: 청년패널 10~14차, 2016~2020을 활용하여 저자 작성.

## 제5절 소 결

본 장에서는 기혼 남녀의 단기 출산 의향이 실제로 실현되었는지를 추적하여, 실현되지 못하였다면 출산 의향을 포기한 것인지 연기한 것인지를 분석하였다. 개인의 노동시장 특성과 사회인구학적 요인이 출산 의향 실현 유형에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보는 것을 목적으로 하였다. 단기 출산 의향 실현 연구는 저출산 이슈에 대해 오래전부터 관심을 가져온 유럽에서 활발하게 진행됐지만, 국내에서는 최근에서야 실증연구가 이루어졌다. 현재까지의 국내 연구는 기혼 여성만을 분석 대상으로 하였을 뿐 아니라 단기 출산 의향의 시점을 세부적으로 구분하지 않은 한계점을 가지고 있다. 또한 개인의 노동시장 특성이 미치는 영향을 심층적으로 분석하지 못하였다. 이에 본 연구는 기혼 남녀를 분석 대상으로 1년 이내 출산 의향과 1~2년 사이 출산 의향을 구분하였다. 이를 위해 청년패널 10~14차에 포함된 경제활동을 하는 24~42세의 기혼 남녀를 분석



대상으로 하여, 확률절편다항로지분석을 이용하여 출산 의향 실현자, 포기자, 연기자, 그리고 미결정자가 되는 데 노동시장 특성요인, 가족요인 그리고 사회인구학적 요인이 미치는 영향을 분석하였다.

1년 이내 단기 출산 의향의 실현 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 연령이 증가할수록 기혼 남성의 1년 이내 단기 출산 의향의 실현 가능성은 줄어들었다. 연령이 증가함에 따라 기혼 남성의 출산 의향이 비실현될 가능성이 증가하였지만, 출산 의향을 포기하기보다 연기 또는 결정을 유예할 가능성이 컸다. 기혼 여성은 남성과 달리 연령 변화에 따라 출산 실현 가능성이 유의미하게 달라지지 않았다. 다만, 30대 초반 연령대에서만 출산 연기보다 실현 가능성이 컸다. 한국 여성의 첫 자녀 출산의 평균 연령이 30대 초반인 점을 감안한다면 30대 초반 기혼 여성의 1년 이내 단기 출산 의향은 실제 출산 행동의 중요한 예측 지표가 될 수 있음을 보여준다.

아내가 경제활동에 참여하는 경우 기혼 남성의 1년 단기 출산 의향은 실현되기보다 실현되지 않을 가능성이 컸다. 하지만 출산 의향을 포기하기보다 연기할 가능성을 증가시켰기에 아내의 경제활동은 남편의 출산 의향을 좌절시키는 요인이라기보다 장기적인 가족 계획이 되도록 하였다. 남편의 경제활동 역시 기혼 여성의 1년 이내 단기 출산 의향이 포기되기보다는 연기되는 데 긍정적 영향요인으로 작용하였다. 이러한 결과는 1년 이내 단기 출산 의향이 실현되지 않았을 경우 외벌이 가구보다 맞벌이 가구가 출산 의향을 포기하지 않고 연기하여 장기적으로 출산이 실현될 가능성이 크다는 것을 보여준다.

현재 자녀 수는 기혼 남녀의 1년 이내 단기 출산 의향 실현에 긍정적 영향요인으로 나타났다. 1년 이내 출산 의향이 있는 시점에 자녀의 존재는 기혼 남녀의 출산 의향이 포기, 연기 또는 미결정되기보다 실현될 가능성을 유의미하게 증가시켰다. 하지만, 실현되지 않았을 때는 연기나 결정을 유예하기보다 포기할 가능성을 증가시켰다. 이러한 결과는 자녀가 있는 기혼 남녀에게 1년 이내 단기 출산 의향은 가까운 시일 안에 실현되거나, 실현이 되지 않았을 경우 추가적인 가능성을 열어두지 않은 가족 계획임을 알 수 있다. 이는 단기 출산 의향 실현에 있어 자녀 존재가

긍정적 영향요인으로 작용함을 확인한 기존 연구와 일치한 결과이다 (Khunt and Trappe, 2016; 신윤정 외, 2020).

노동시장 특성요인은 기혼 여성의 출산 의향 실현 유형에만 유의미한 영향을 보였다. 현재까지 경험한 일자리 수가 많을수록 1년 이내 단기 출산 의향 실현 가능성이 줄어들며, 출산 의향이 포기되거나 연기될 가능성이 컸다. 현재까지 경험한 일자리 수가 많다는 것은 노동시장에서의 커리어가 상대적으로 안정적이지 않아 잦은 이직을 경험하였다고 해석할 수 있다. 안정적이지 않은 노동시장 경력은 기혼 여성의 1년 이내 단기 출산 의향 실현 가능성을 낮춘다고 볼 수 있다. 주관적 고용 안정성에 대한 만족도의 결과는 이러한 해석을 뒷받침해준다. 현재 일자리에서 고용 안정성에 만족할수록 출산 의향을 포기, 연기 또는 미결정하기보다 실현할 가능성이 유의미하게 증가하였다. 이러한 결과는 일하고 있는 기혼 여성의 출산 의향이 실현되는 데는 현재 일자리의 안정성뿐 아니라, 노동시장에서 개인이 축적해온 안정적인 커리어도 중요한 요인으로 작용함을 보여준다.

1~2년 사이 출산 의향의 실현 분석 결과는 1년 이내 출산 의향 실현과 유사한 결과를 보였다. 연령이 증가할수록 1~2년 사이에 출산 의향이 있다고 밝힌 기혼 남녀 모두의 출산 실현 가능성이 낮아졌다. 특히, 연기나 결정을 유예하기보다 포기할 가능성이 컸다. 앞서 1년 이내 출산 의향 실현에서 30대 초반 기혼 여성의 출산 의향이 연기보다는 실현될 가능성이 컸던 것과는 대조적으로 1~2년 사이 출산 의향을 밝힌 기혼 여성의 출산 의향은 실현되기보다 포기할 가능성이 크게 나타났다. 이러한 결과는 30대 초반의 기혼 여성의 출산 의향 시점이 1년인지 1~2년 사이인지에 따라 출산 실현의 가능성이 달라짐을 보여주는 것이다. 1년 이내로 근접한 미래에 출산 의향이 있는 30대 초반의 기혼 여성의 의향은 1~2년 사이 출산 의향에 비해 실현될 가능성이 큰 가족 계획임을 알 수 있다. 자녀 존재의 영향은 1년 이내 출산 의향 실현과 유사하였다. 자녀가 있는 경우 1~2년 사이 출산 의향의 실현 가능성이 컸고, 실현되지 않았을 경우 연기하거나 결정을 유예하기보다는 가족 계획을 포기할 가능성이 증가하였다.

노동시장 특성은 1~2년 사이 출산 의향 실현에는 유의미한 영향을 미치지 않았다. 가구의 경제력은 1년 이내 단기 출산 의향에서는 유의미하지 않았으나, 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향 실현에서는 영향요인으로 확인되어 계획하고 있는 출산 시기에 따라 그 영향력이 달라질 수 있음을 보여주었다. 가구소득이 높을수록 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향은 실현되기보다 포기될 가능성이 컸다. 소득이 높은 가구의 출산 실현 가능성이 낮아지는 소득과 출산 실현의 U자형 관계는 기존 연구 결과(신윤정 외, 2020)와 일치한다.

이를 종합하면, 경제활동을 하는 기혼 남녀의 연령, 자녀 수, 배우자의 경제활동 상태, 가구소득은 단기 출산 의향의 실현을 결정하는 요인이다. 자녀의 존재가 기혼자의 단기 출산 의향의 실현에 긍정적 영향요인이지만 나이가 많을수록, 맞벌이 부부일수록, 가구소득이 높을수록 출산 의향이 실현되지 않을 가능성이 크다. 노동시장 특성은 기혼 여성의 단기 출산 의향의 실현에만 영향을 주는 요인이다. 특히 현재 일자리에서의 높은 주관적 고용 안정성뿐 아니라 기혼 여성이 노동시장 진입 이후 지금까지 축적해온 커리어가 안정적일수록 출산 의향의 실현 가능성이 컸다.

이러한 결과는 기혼 여성의 출산 격차의 장애요인으로 일자리 안정성에 관한 관심이 중요함을 시사한다. 고용 형태의 다변화와 불안정한 일자리의 증가로 인해 한 개인이 노동 생애 초기부터 가지는 일자리 경력은 점차 다양해지고 있으며, 여성은 이러한 변화에 가장 크게 노출되어 있다. 여성 근로자 출산 지원 정책인 모성보호나 일·가정 양립 지원 정책은 출산 실현 시점의 일자리 특성을 반영하여 지원 대상을 확대해 왔다. 여성의 출산 격차를 줄이기 위해서는 출산이 이루어지는 시점에서의 일자리 안정성 확보 외에도 노동 생애 초기부터 축적해온 커리어의 다양성과 안정성에 대한 고려가 필요하다.

## 제 5 장 결 론

### 제1절 주요 연구 결과 요약

본 연구는 미시적인 수준에서 개인의 노동시장 특성과 출산 의향과의 관계를 살펴보기 위해 불안정한 고용 지위가 결혼과 출산 의향에 미치는 영향, 노동시장에서의 임금이 남성 혼인 지연에 미치는 영향, 그리고 노동시장 특성이 단기 출산 의향 실현에 미치는 영향을 분석하였다. 제2장에서는 청년패널 10~14차 조사(2016~2020)와 인구주택총조사 2% 자료(2005~2020)를 이용하여, 고용 불안정과 결혼 및 출산 의향과의 관계를 분석하였다. 제3장에서는 경제활동인구조사(2007~2019)와 지역별고용조사(2016~2020)를 이용하여 남성 임금 불평등도가 혼인 지연에 미치는 영향을 분석하였고, 제4장에서는 청년패널 10~14차 조사(2016~2020)를 이용하여 노동시장 특성이 기혼 남녀의 단기 출산 의향 실현에 미치는 영향을 분석하였다.

제2장은 고용 불안정성과 혼인 및 출산 의향의 관계를 청년패널 자료와 인구주택총조사 2% 자료를 사용하여 분석하였다. 기존의 저출산 연구들은 출생이라는 결과물에 집중된 경향이 있어, 출생의 선행조건(antecedent)이라고 할 수 있는 출산 의향이나 계획이 고용 안정성과 어떠한 관계를 이루고 있는지에 대해 다루지 않고 있다. 본 연구는 이러한 한계점을 보완하였다는 점에서 의미가 있다.

분석 결과를 요약하면, 첫 번째로 사회경제적인 특성들을 통제한 상태에서 비정규직이나 시간제 근로와 같은 불안정한 고용은 청년층의 결혼 의향을 심각하게 억제하는 것으로 나타났다. 예를 들어 비정규직 청년은 정규직 청년에 비해 결혼 의향의 승산이 20.9% 낮았고, 시간제로 근무하는 청년은 전일제 근로를 하는 청년에 비해 결혼 의향의 승산이 26.2% 낮았다. 이와 반대로 현 직장의 고용 안정성에 대한 만족도가 상승할수록 결혼 의향은 10.8% 증가하였다. 둘째, 결혼 의향이 있는 응답자만을 대상으로 하였을 때 비정규직에 근무하는 청년이 정규직 청년보다 3년 이내에 결혼할 계획의 승산이 36.0% 감소하였다. 하지만, 시간제 근로자의 경우 전일제 근로자에 비해 오히려 3년 이내 결혼의 승산이 80.8% 높은 것으로 나타났다. 이는 근접한 미래에 결혼을 계획하는 응답자(특히 여성)가 시간제로 전환하였을 가능성이 있다는 것을 암시한다. 또한 부채가 없는 청년들이 그 반대의 경우보다 3년 이내 결혼을 하겠다는 승산이 약 2.4배 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 보건대 전반적인 결혼 의향과 3년 내 결혼 계획 여부는 구체성 측면에서 다를 수 있다는 사실이 확인되었다. 그럼에도 불구하고 전체적으로 고용 안정성이 높을수록 보다 구체적인 결혼 계획을 세우는 것으로 보여진다. 셋째, 추가 자녀 출산 계획의 경우에는 사회경제적인 요인들을 통제하면 일자리의 안정성이나 직장 고용 안정성과 통계적으로 유의미한 관계를 보이지는 않았다. 그러나 직장의 근로자 규모가 300명에서 900명 사이일 경우 출산 계획이 있는 승산이 유의미하게 높은 것이 확인되었다. 이러한 규모의 사업장은 상대적으로 고용이 안정되어 있고, 임금 또한 높으므로 출산 의향이 높게 나타나는 것으로 풀이된다. 또한 추가 자녀 출산 여부의 결정요인 중 현재 총 자녀 수가 매우 큰 영향력을 발휘하는 것으로 나타났는데, 자녀가 1명 증가할 때마다 추가 자녀 출산 의향의 승산이 82.6% 감소하는 것으로 밝혀졌다. 마지막으로 추가 자녀 출산 의향이 있다고 답한 응답자를 대상으로 추가 출산 시기를 3개의 범주(1년 이내, 1~2년 사이, 2년 이후)로 나누어 분석해 본 결과에 의하면 비정규직이 정규직에 비해 2년 이후에 추가 출산을 하겠다는 승산이 다른 범주에 비해 높게 나타났지만, 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다. 하지만 시간제 근로

의 경우 오히려 2년 이후에 추가적인 출산을 하겠다는 응답의 승산이 70.8% 감소하는 현상을 보이고 있었다. 이러한 결과는 3년 이내 결혼 계획 여부 분석에서와 유사하게 머지 않은 미래에 출산을 계획하고 있는 경우 시간제로 근로형태를 변환하였을 가능성이 있다.

종합하면, 고용 안정성은 청년들의 혼인 의향이나 계획에 매우 중요한 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 즉, 청년들의 고용 안정성이 증대되고, 청년들 스스로 자신들의 고용 상황이 안정적이라고 인식할수록 혼인 가능성이 높은 것으로 나타났다. 출산 계획이나 시기는 혼인과 고용 안정성의 관계만큼의 강한 상관관계를 보이지는 않았다. 그러나 대체로 정규직 여부나 전일제 근로 등과 같은 직접적인 고용 안정성과 출산 의향은 통계적으로 유의미한 관계가 발견되지 않았지만, 사업체의 규모나 임금 등과 같은 간접적인 고용 안정성과는 밀접한 상관관계가 발견되었다.

제3장은 남성의 출산 의향을 결혼 결정을 통해 분석하였다. 무자녀 부부의 비율이 늘고 있기는 하지만 여전히 한국 남성에게 결혼은 자녀 출산 의향을 나타내는 대리변수이다. 최근 10년 사이 남성과 여성의 혼인율은 모두 감소하였다. 여성의 혼인율 감소와 관련하여서는 여성의 교육 수준 상승, 노동시장에서의 임금 상승, 여성의 노동시장 경력에 대한 선호 등의 요인으로 그 원인을 설명해왔다. 하지만 결혼 프리미엄이 존재한다고 알려진 남성에게서 평균적인 경제력이 과거보다 개선되고 있음에도 혼인율이 감소하는 현상에 대해서는 그간 진행된 연구가 많지 않다.

10년 전과 비교하여 모든 연령대에서 혼인 남성 비율이 감소하였고, 특히 30대 초반까지 혼인 남성 비율이 크게 감소하였다. 모든 교육 수준에서 혼인 남성 비율이 감소하였지만 대졸 남성보다는 대졸 미만 남성의 혼인 감소세가 역시 두드러진다. 남성의 연령별 결혼 추이는 35세를 기점으로 변화를 보인다. 26~35세 남성의 경우 직업 안정성이 높은 상용직 임금근로자와 종업원이 있는 자영업자의 결혼 비율이 높지만 혼인 남성 비율은 고용 형태와 상관없이 모두 큰 폭으로 감소하였다. 36~45세 남성의 경우 임시·일용직 근로자의 혼인 비율은 13~18%p, 상용직 및 고용주의 혼인 비율은 10~11%p 감소하였다. 일자리 종류와 상관없이 남성의 혼인율은 지난 10년 사이 대체로 10%p 이상 감소하였다. 상용직

근로자와 자영업자는 결혼을 미루는 경향이 있고, 일자리 안정성이 낮은 임시일용직 근로자는 혼인 비율 자체가 상용직 근로자보다 크게 감소하는 경향을 보였다.

흥미로운 사실은 지난 10년 사이 30대 초반까지 남성들의 혼인 비율은 고소득 구간에서도 크게 감소하지만, 30대 후반~40대 초반 남성들은 고소득과 저소득 구간에서 혼인 비율 변화가 뚜렷하게 다른 모습을 보인다는 것이다. 30대 중반까지는 소득 수준에 상관없이 남성의 혼인 비율이 비슷한 규모로 감소하였다. 하지만, 고소득 남성들은 30대 후반 이후 혼인 비율이 높아지지만 저소득 남성들은 미혼인 상태로 남아있는 경우가 증가하였다.

고소득 남성이 결혼을 유예하고, 전반적인 소득 수준이 상승하였음에도 불구하고 남성의 혼인 비율이 낮아지는 원인은 여러 가지가 있을 것이다. 본 연구에서는 남성들의 임금 불평등도가 남성의 결혼을 지연시키고 결혼 가능성을 낮추는 원인임을 보였다. 지역별로 살펴보았을 때 남성의 월소득 평균이 높은 지역에서는 미혼 남성 비율이 낮았다. 하지만 지역 남성의 월소득을 통제한 뒤에도 남성의 임금 불평등도가 높은 지역은 미혼 남성 비율이 높았다.

개인의 절대적 임금 수준과 상대적 임금 수준은 모두 남성의 결혼 가능성에 긍정적인 영향을 미친다. 20대 후반~30대 초반 남성의 결혼 가능성은 개인의 절대적 임금 수준과 상대적 임금 수준이 높을수록 증가하고, 30대 후반~40대 초반 남성의 결혼 가능성은 개인의 상대적 임금 수준이 높을수록 증가한다. 개인의 절대적인 임금 수준을 통제하여도 남성의 결혼 가능성은 개인의 임금이 거주 지역 내에서 위치한 정도에 유의미한 영향을 받는 것이다.

또한, 지역의 비관측 요인과 개인의 절대적, 상대적 임금 수준을 모두 통제한 뒤에도 지역 남성들의 임금 불평등도는 30대 후반~40대 초반 남성들의 결혼 확률에 부정적인 영향을 미친다. 동일한 임금을 받고 그 상대적 위치가 같은 남성이라도 임금 불평등도가 높은 지역에 거주하는 30대 후반~40대 초반 남성은 결혼 가능성이 낮아지는 것이다. 이 결과는 남성 임금 불평등도의 증가가 결혼 시장에서 남성과 여성의 탐색 시간을

증가시키기 때문일 수 있다.

제4장은 기혼 남녀의 단기 출산 의향이 실제로 실현되었는지를 추적하여, 실현되지 못하였다면 출산 의향을 포기한 것인지 연기한 것인지를 분석하였다. 개인의 노동시장 특성과 사회인구학적 요인이 출산 의향 실현 유형에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보는 것을 목적으로 하였다. 단기 출산 의향 실현 연구는 저출산 이슈에 대해 오래전부터 관심을 가져온 유럽에서 활발하게 진행됐지만, 국내에서는 최근에서야 실증연구가 이루어졌다. 현재까지의 국내 연구는 기혼 여성만을 분석 대상으로 하였을 뿐 아니라 단기 출산 의향의 시점을 세부적으로 구분하지 않은 한계점을 가지고 있다. 또한 개인의 노동시장 특성이 미치는 영향을 심층적으로 분석하지 못하였다. 이에 본 연구는 기혼 남녀를 분석 대상으로 1년 이내 출산 의향과 1~2년 사이 출산 의향을 구분하였다. 이를 위해 청년 패널 10~14차에 포함된 경제활동을 하는 24~42세의 기혼남녀를 분석 대상으로 하여, 확률절편다항로짓분석을 이용하여 출산 의향 실현자, 포기자, 연기자, 그리고 미결정자가 되는 데 노동시장 특성요인, 가족요인 그리고 사회인구학적 요인이 미치는 영향을 분석하였다.

1년 이내 단기 출산 의향의 실현 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 연령이 증가할수록 기혼 남성의 1년 이내 단기 출산 의향의 실현 가능성은 줄어들었다. 연령이 증가함에 따라 기혼 남성의 출산 의향이 비실현될 가능성이 증가하였지만, 출산 의향을 포기하기보다 연기 또는 결정을 유예할 가능성이 컸다. 기혼 여성은 남성과 달리 연령 변화에 따라 출산 실현 가능성이 유의미하게 달라지지 않았다. 다만, 30대 초반 연령대에서만 출산 연기보다 실현 가능성이 컸다. 한국 여성의 첫 자녀 출산의 평균 연령이 30대 초반인 점을 감안한다면 30대 초반 기혼 여성의 1년 이내 단기 출산 의향은 실제 출산 행동의 중요한 예측 지표가 될 수 있음을 보여준다.

아내가 경제활동에 참여하는 경우 기혼 남성의 1년 단기 출산 의향은 실현되기보다 실현되지 않을 가능성이 컸다. 하지만 출산 의향을 포기하기보다 연기할 가능성을 증가시켰기에 아내의 경제활동은 남편의 출산 의향을 좌절시키는 요인이라기보다 장기적인 가족 계획이 되도록 하였



다. 남편의 경제활동 역시 기혼 여성의 1년 이내 단기 출산 의향이 포기 되기보다는 연기되는 데 긍정적 영향요인으로 작용하였다. 이러한 결과는 1년 이내 단기 출산 의향이 실현되지 않았을 경우 외벌이 가구보다 맞벌이 가구가 출산 의향을 포기하지 않고 연기하여 장기적으로 출산이 실현될 가능성이 크다는 것을 보여준다.

현재 자녀 수는 기혼 남녀의 1년 이내 단기 출산 의향 실현에 긍정적 영향요인으로 나타났다. 1년 이내 출산 의향이 있는 시점에 자녀의 존재는 기혼 남녀의 출산 의향이 포기, 연기 또는 미결정되기보다 실현될 가능성을 유의미하게 증가시켰다. 하지만, 실현되지 않았을 때는 연기나 결정을 유예하기보다 포기할 가능성을 증가시켰다. 이러한 결과는 자녀가 있는 기혼 남녀에게 1년 이내 단기 출산 의향은 가까운 시일 안에 실현되거나, 실현이 되지 않았을 경우 추가적인 가능성을 열어두지 않은 가족 계획임을 알 수 있다. 이는 단기 출산 의향 실현에 있어 자녀 존재가 긍정적 영향요인으로 작용함을 확인한 기존 연구와 일치하는 결과이다 (Khunt and Trappe, 2016; 신윤정 외, 2020).

노동시장 특성요인은 기혼 여성의 출산 의향 실현 유형에만 유의미한 영향을 보였다. 현재까지 경험한 일자리 수가 많을수록 1년 이내 단기 출산 의향 실현 가능성이 줄어들며, 출산 의향이 포기되거나 연기될 가능성이 컸다. 현재까지 경험한 일자리 수가 많다는 것은 노동시장에서의 커리어가 상대적으로 안정적이지 않아 잦은 이직을 경험하였다고 해석할 수 있다. 안정적이지 않은 노동시장 경력은 기혼 여성의 1년 이내 단기 출산 의향 실현 가능성을 낮춘다고 볼 수 있다. 주관적 고용 안정성에 대한 만족도의 결과는 이러한 해석을 뒷받침해준다. 현재 일자리에서 고용 안정성에 만족할수록 출산 의향을 포기, 연기 또는 미결정하기보다 실현할 가능성이 유의미하게 증가하였다. 이러한 결과는 일하고 있는 기혼 여성의 출산 의향이 실현되는 데는 현재 일자리의 안정성뿐 아니라, 노동시장에서 개인이 축적해온 안정적인 커리어도 중요한 요인으로 작용함을 보여준다.

1~2년 사이 출산 의향의 실현 분석 결과는 1년 이내 출산 의향 실현과 유사한 결과를 보였다. 연령이 증가할수록 1~2년 사이에 출산 의향

이 있다고 밝힌 기혼 남녀 모두의 출산 실현 가능성이 낮아졌다. 특히, 연기나 결정을 유예하기보다 포기할 가능성이 컸다. 앞서 1년 이내 출산 의향 실현에서 30대 초반 기혼 여성의 출산 의향이 연기보다는 실현될 가능성이 컸던 것과는 대조적으로 1~2년 사이 출산 의향을 밝힌 기혼 여성의 출산 의향은 실현되기보다 포기할 가능성이 가장 크게 나타났다. 이러한 결과는 30대 초반의 기혼 여성의 출산 의향 시점이 1년인지 1~2년 사이인지에 따라 출산 실현의 가능성이 달라짐을 보여주는 것이다. 1년 이내로 근접한 미래에 출산 의향이 있는 30대 초반의 기혼 여성의 의향은 1~2년 사이 출산 의향에 비해 실현될 가능성이 큰 가족 계획임을 알 수 있다. 자녀 존재의 영향은 1년 이내 출산 의향 실현과 유사하였다. 자녀가 있는 경우 1~2년 사이 출산 의향의 실현 가능성이 컸고, 실현되지 않았을 경우 연기하거나 결정을 유예하기보다는 가족 계획을 포기할 가능성이 증가하였다.

노동시장 특성은 1~2년 사이 출산 의향 실현에는 유의미한 영향을 미치지 않았다. 가구의 경제력은 1년 이내 단기 출산 의향에서는 유의미하지 않았으나, 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향 실현에서는 영향요인으로 확인되어 계획하고 있는 출산 시기에 따라 그 영향력이 달라질 수 있음을 보여주었다. 가구소득이 높을수록 기혼 여성의 1~2년 사이 출산 의향은 실현되기보다 포기될 가능성이 컸다. 소득이 높은 가구의 출산 실현 가능성이 낮아지는 소득과 출산 실현의 U자형 관계는 기존 연구 결과(신윤정 외, 2020)와 일치한다.

이를 종합하면, 경제활동을 하는 기혼 남녀의 연령, 자녀 수, 배우자의 경제활동 상태, 가구소득은 단기 출산 의향의 실현을 결정하는 요인이다. 자녀의 존재가 기혼자의 단기 출산 의향의 실현에 긍정적 영향요인이지만 나이가 많을수록, 맞벌이 부부일수록, 가구소득이 높을수록 출산 의향이 실현되지 않을 가능성이 크다. 노동시장 특성은 기혼 여성의 단기 출산 의향의 실현에만 영향을 주는 요인이다. 특히 현재 일자리에서의 높은 주관적 고용 안정성뿐 아니라 기혼 여성이 노동시장 진입 이후 지금까지 축적해온 커리어가 안정적일수록 출산 의향의 실현 가능성이 컸다.

## 제2절 정책적 시사점

이상의 분석 결과를 토대로 정책적 시사점을 도출하면 다음과 같다. 첫째, 출산 의향 분석은 현재 한국 사회에서 가장 중요한 정책 아젠다 중 하나로 고려되고 있는 저출산 문제를 완화하기 위해서는 그 인과관계의 출발점이 되는 청년층의 고용 안정성을 높여, 우리 청년들이 자신들의 미래를 설계하는 과정에서 놓칠 수 있는 불확실성을 경감시켜 줄 필요가 있음을 보여준다.

둘째, 남성 임금 불평등과 결혼 지연 분석은 낮은 혼인율의 원인을 여성이 아닌 남성의 측면에서 찾고자 하였다. 분석 결과는 경제력과 상관없이 젊은 남성들은 결혼을 미루는 추세가 있고, 30대 중반 이후 남성의 결혼 여부에서 일자리 안정성 및 소득의 중요성은 크게 증가함을 보여주었다. 또한 남성 임금의 불평등 정도는 절대적 임금 수준과 상관없이 그 자체로 남성 혼인율에 부정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 기존 여성 중심 저출산 정책의 관점을 남성에게로 확대해야 할 필요가 있음을 시사한다.

셋째, 기존에 이루어져 왔던 소득 불평등 논의는 사회적 위험과 지위 경쟁으로 인한 불필요한 비용의 관점에서 주로 그 문제점이 논의되어 왔다. 소득 불평등은 사회적 이질성을 높여 응집성을 낮추고, 이는 사회적 위험 수준을 포함한 다양한 사회 문제들을 야기한다. 또한 불평등이 야기하는 지위 경쟁은 불필요한 사회적 비용을 유발한다. 본 연구 제3장의 임금 불평등도가 남성의 출산 지연에 미치는 영향에 대한 분석은 낮은 소득과 소득 불평등이 청년 남성에게 유발할 수 있는 또 다른 사회 문제를 언급한다. 이러한 연구의 결과는 소득 불평등과 분배 문제에 대한 정책적 관심과 노력이 혼인율과 저출산 문제에 있어서도 중요성이 있음을 시사한다.

넷째, 단기 출산 의향의 실현에 관한 분석 결과는 기혼 여성의 출산 격차의 장애요인으로 일자리 안정성에 관한 관심이 중요함을 보여준다. 고

용 형태의 다변화와 불안정한 일자리의 증가로 인해 한 개인이 노동 생애 초기부터 가지는 일자리 경력은 점차 다양해지고 있으며, 여성은 이러한 변화에 가장 크게 노출되어 있다. 여성 근로자 출산 지원 정책인 모성보호나 일·가정 양립 지원 정책은 출산 실현 시점의 일자리 특성을 반영하여 지원 대상을 확대해 왔다. 여성의 출산 격차를 줄이기 위해서는 출산이 이루어지는 시점에서의 일자리 안정성 확보 외에도 노동 생애 초기부터 축적해온 커리어의 다양성과 안정성에 대한 고려가 필요하다.

## 참고문헌

- 곽은혜(2020), 『임금수준별 모성 임금격차 분석』, 한국노동연구원 연구보고서.
- 박경숙·김영혜·김현숙(2005), 「남녀 결혼시기 연장의 주요 원인: 계층 혼, 성역할분리규범, 경제조정의 우발적 결합」, 『한국인구학』 28(2), pp.33~62.
- 신윤정·이명진·전광희·문승현(2020), 「출산 의향의 실현 분석과 출산율 예측 연구」, 한국보건사회연구원 연구보고서.
- 오혜은(2017), 「한국의 모성임금 패널티에 관한 연구」, 『사회복지정책』 44(3), pp.217~245
- 우해봉 외(2021), 「인구변동과 지속 가능한 발전: 저출산의 경제·사회·문화·정치적 맥락에 관한 종합적 이해와 개혁 과제」, 경제·인문사회연구회 보고서.
- 우해봉·장인수(2019), 「출산 계획과 출산 행위 간 연관성 분석과 시사점」, 『사회복지정책』 46(2), pp.85~115.
- 임병인·서혜림(2021), 「여성의 가족가치관과 결혼 및 출산의향」, 『보건사회연구』 41(2), pp.123~140.
- 조성호·문승현(2021), 「일자리 관련 요인과 출산 의향에 관한 연구」, 『보건사회연구』 41(4), pp.262~279.
- 통계청, 보도자료(2022. 8.24.), 「2021년 출생 통계」.
- 통계청, 보도자료(2021.12.28.), 「2020년 소상공인실태조사 결과(잠정)」.
- 한국고용정보원(2020), 『User's Guide: YP2007 1~14차 조사자료』.
- 함선유(2020), 「부자 부모와 가난한 부모: 자녀가 임금에 미치는 영향의 계층 차이」, 『보건사회연구』 40(2), pp.387~415.
- 황선재(2015), 「불평등과 사회적 위험: 건강·사회문제지수를 중심으로」, 『보건사회연구』 35(1), pp.5~25.

- Ahn, Namkee, and Pedro Mira(2001), "Job bust, baby bust? : Evidence from Spain," *Journal of Population Economics* 14(3), pp.505~521.
- Ajzen, I., and J. Klobas(2013), "Fertility intentions," *Demographic Research* 29, pp.203~232.
- Becker, G. S.(1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Dommermuth, L., J. Klobas and T. Lappegård(2015), "Realization of fertility intentions by different time frames," *Advances in Life Course Research* 24, pp.34~46.
- European Commission(2005), *Confronting demographic change : a new solidarity between the generations*, Publications Office of the European Union.
- Gatta, A., F. Mattioli, L. Mencarini and D. Vignoli(2021), "Employment uncertainty and fertility intentions : Stability or resilience?," *Population Studies*, pp.1~20.
- Glaubel, Rebecca(2018), "Trends in the Motherhood Wage Penalty and Fatherhood Wage Premium for Low, Middle, and High Earners," *Demography* 55(5), pp.1663~1680.
- Gould, Eric D. and M. Daniele Paserman(2003), "Waiting for Mr. Right : Rising Inequality and Decline Marriage Rate," *Journal of Urban Economics* 53, pp.257~281.
- Hanappi, D., V. A. Ryser and L. Bernardi(2016), "The Role of Attitudes Towards Maternal Employment in the Relationship between Job Quality and Fertility Intentions," *Journal of Research in Gender Studies* 6(1), pp.192~219.
- Hanappi, D., V. A. Ryser, L. Bernardi and J. M. Le Goff(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.
- Hodges, Melissa J. and J. Budig Michelle(2010), “Who gets the daddy bonus? Organizational hegemonic masculinity and the impact of fatherhood on earnings,” *Gender & Society* 24(6), pp.717~745.
- Karabchuk, T.(2020), “Job Instability and Fertility Intentions of Young Adults in Europe : Does Labor Market Legislation Matter?,” *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science* 688(1), pp.225~245.
- Killewald, A.(2013), “A reconsideration of the fatherhood premium : Marriage, coresidence, biology, and fathers’ wages,” *American sociological review* 78(1), pp.96~116.
- Kim, Keuntae(2014), “Intergenerational Transmission of Age at First Birth in the United States : Evidence from Multiple Surveys,” *Population Research and Policy Review* 33(5), pp.649~671.
- Kim, Keuntae(2017), “The Changing Role of Employment Status in Marriage Formation Among Young Korean Adults,” *Demographic Research* 36(5), pp.145~172.
- Kim, Keuntae, and Doo Hwan Kim(2018), “Premarital Pregnancy and Subsequent Childbirth in Korea,” *Development and Society* 47(1), pp.63~84.
- Kocourková, J. and A. Šťastná(2021), “The realization of fertility intentions in the context of childbearing postponement : comparison of transitional and post-transitional populations,” *Journal of Biosocial Science* 53(1), pp.82~97.
- Kuhnt, A. K. and H. Trappe(2016), “Channels of social influence on the realization of short-term fertility intentions in Germany,” *Advances in Life Course Research* 27, pp.16~29.
- Kwak, Eunhye(2022), “The emergence of the motherhood premium : recent trends in the motherhood wage gap across the wage

- distribution,” *Review of Economics of the Household*.
- Lundborg, P., E. Plug, and A.W. Rasmussen(2017), “Can woman have children and a career? IV evidence from IVF treatment,” *American Economic Review* 107(6), pp.1611~1637.
- Miller, A. R.(2011), “The effects of motherhood timing on career path,” *Journal of Population Economics* 24(3), pp.1071~1100.
- Miller, W. B.(2011), “Comparing the TPB and the T-D-I-B Framework,” *Vienna Yearbook of Population Research* 9, pp.19~29.
- Oppenheimer, V. K.(1994), “Women’s Rising Employment and the Future of the Family in Industrial Societies,” *Population and Development Review* 20(2), pp.293~342.
- Oppenheimer, V. K., M. Kalmijn, and N. Lim(1997), “Men’s Career Development and Marriage Timing During a Period of Rising Inequality,” *Demography* 34(3), pp.311~330.
- Oppenheimer, Valerie Kincade, Matthijs Kalmijn, and Nelson Lim(1997), “Men’s Career Development and Marriage Timing During a Period of Rising Inequality,” *Demography* 34(3), pp. 311~330.
- Philipov, D.(2009), “Fertility Intentions and Outcomes : The Role of Policies to Close the Gap,” *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie* 25(4), p.355~361.
- Spéder, Z. and B. Kapitány(2009), “How are Time-Dependent Childbearing Intentions Realized? Realization, Postponement, Abandonment, Bringing Forward,” *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie* 25(4), pp.503~523.
- Yu, Wei-hsin, and Yuko Hara(2020), “Job Characteristics, Marital Intentions, and Partner-Seeking Actions : Longitudinal Evidence from Japan,” *Demographic Research* S30(52), pp.1509~1544.



◆ 執筆陣

- 김영아(한국노동연구원 연구위원)
- 곽은혜(한국노동연구원 부연구위원)
- 김근태(고려대학교 공공사회학과 부교수)

노동과 출산 의향의 동태적 분석

- |         |  |
|---------|--|
| ▪ 발행연월일 | 2022년 12월 26일 인쇄<br>2022년 12월 30일 발행   |
| ▪ 발 행 인 | 김 승 택 원장직무대행   |
| ▪ 발 행 처 | <b>한국노동연구원</b><br>☎ 30147 세종특별자치시 시청대로 370<br>세종국책연구단지 경제정책동<br>☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조판·인쇄 | 고려씨엔피 (02) 2277-1508/9   |
| ▪ 등록 일자 | 1988년 9월 13일   |
| ▪ 등록 번호 | 제2015-000013호  |

© 한국노동연구원 2022      정가 6,000원

ISBN 979-11-260-0613-7

**KLI**  
한국노동연구원

**한국노동연구원**

30147 세종특별자치시 시청대로 370 경제정책동  
TEL : 044-287-6083    <http://www.kli.re.kr>



ISBN 979-11-260-0613-7