

정책연구
2019-22

성역할 인식과 성별분업 및 여성의 경제활동 사이의 관계 분석

고영우 · 윤미례 · 이동선

목 차

요 약	i
제1장 서 론	(고영우) 1
제2장 연구의 이론적 배경	(윤미례 · 고영우) 4
제1절 성역할 인식의 개념	4
1. 성(gender)	4
2. 성역할(gender role)	5
3. 인식(attitudes)	6
4. 성역할 인식(gender role attitudes)	8
제2절 이론적 배경 및 선행연구	9
1. 성역할 인식의 메커니즘: 성역할 사회화	9
2. 개인 차원의 연구	10
3. 국가 차원의 연구	13
4. 국가와 개인의 결합 연구	14
제3절 본 연구와의 관계	17
제3장 부부간 성역할 인식과 가사노동 배분 사이의 관계 연구	(고영우) 19
제1절 문제제기	19
제2절 선행연구	20
제3절 부부간 성역할 인식이 가사노동시간에 미치는 영향	23
1. 분석자료	23

2. 분석결과	25
제4절 소 결	30

제4장 여성의 노동시장 참여유형과 성역할 인식 간의 관계

연구	(고영우) 33
제1절 문제제기	33
제2절 선행연구	35
제3절 연구방법론	39
1. 분석자료 및 분석표본의 특성	39
2. 분석모형 및 방법	41
제4절 분석결과	43
제5절 소 결	47

제5장 여성의 성역할 인식과 노동시장 성과 사이의 관계

분석	(윤미례) 49
제1절 문제의식	50
제2절 선행연구 검토	51
제3절 자료와 분석방법	55
제4절 특성별 성역할 인식	57
제5절 성역할 인식과 여성 노동시장 성과: 개인단위 성역할 인식의 조절효과	65
1. 성역할 규범에 따른 부부 임금 분포의 단절	65
2. 성역할 인식과 여성 노동시장 성과	69
제6절 출산 전후의 성역할 인식과 여성 노동시장 성과의 순환구조: 구조방정식 모형 활용	78
1. 자료 및 분석방법	78
2. 성역할 인식 및 노동시장 성과 순환구조: 출산 전후	82

3. 성역할 인식과 공공보육 지원이 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향	83
제7절 요약과 시사점	86
제6장 성역할 인식과 일-가정 양립정책이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향	(이동선) 89
제1절 이론적 논의	89
제2절 연구설계	93
1. 분석대상	93
2. 분석변수	94
3. 분석방법	97
제3절 성역할 인식 및 일-가정 양립정책 현황	98
1. OECD 주요국의 성역할 인식	98
2. OECD 주요국의 일-가정 양립정책	105
3. 성역할 인식, 일-가정 양립정책과 여성의 경제활동 참여 간 상관관계	112
제4절 성역할 인식 및 일-가정 양립정책이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향	113
1. 결합시계열 분석결과	113
2. 퍼지셋 질적 비교분석 결과	115
제5절 함의 및 정책 제언	119
제7장 결 론	(고영우 · 윤미례 · 이동선) 121
참고문헌	127

표 목 차

<표 3-1> 성역할 인식 요인	24
<표 3-2> 성역할 인식이 가사노동시간에 미치는 영향	26
<표 3-3> 성역할 인식이 부부간 가사노동 비중에 미치는 영향	28
<표 3-4> 성역할 인식 항목별 가사노동시간 및 비중에 미치는 영향	29
<표 4-1> 여성의 경제활동 참여경로별 부부 성역할 인식 변화경로 비중	47
<표 5-1> 성역할 인식 측정 문항	58
<표 5-2> 부부의 고용형태별 성역할 인식 문항 평균의 평등비율 ..	59
<표 5-3> 아내가 남편보다 많이 벌 확률 추정치	71
<표 5-4> 노동시장 참여	73
<표 5-5> 임금 갭	77
<표 5-6> 최종 출산연도별 부부 관측치	79
<표 5-7> 출산 전후 영향요인 기초통계	80
<표 5-8> 출산 전후 고용여부	81
<표 5-9> 출산 이후 여성의 경제활동 참여 분석	85
<표 6-1> 분석대상 국가	93
<표 6-2> 성역할 인식 요인분석 및 신뢰도(Cronbach's α)	94
<표 6-3> 주요 변수의 정의와 자료	96
<표 6-4> OECD 주요국의 모성 · 부성 · 부모휴가 현황	108
<표 6-5> 성역할 인식과 일-가정 양립정책의 상관관계	112
<표 6-6> 성역할 인식과 일-가정 양립정책이 여성의 경제활동	

참여에 미치는 영향	115
<표 6-7> 원인조건과 결과조건의 퍼지 구성점수	116
<표 6-8> 여성의 경제활동 참여를 촉진하는 충분조건 모델	117

그림목차

[그림 2- 1] 본 연구의 체계도	18
[그림 4- 1] 출산여성의 경제활동 참여경로 유형화	44
[그림 4- 2] 출산 부부의 성역할 인식 변화경로 유형화	45
[그림 5- 1] 고용형태별 성역할 인식 문항 평등 응답비율	60
[그림 5- 2] 일하는 엄마에 대한 인식의 변화(부부의 고용형태별) ...	62
[그림 5- 3] 성별분업 인식의 변화(부부의 고용형태별)	63
[그림 5- 4] 유급노동에 대한 가치 인식의 변화(부부의 고용 형태별)	64
[그림 5- 5] 히스토그램	66
[그림 5- 6] McCrary test(소득이 동일한 부부 관측 삭제)	68
[그림 5- 7] 구조방정식 모형 및 분석결과	82
[그림 6- 1] OECD 주요국의 성역할 인식 변화	99
[그림 6- 2] OECD 주요국의 일하는 엄마에 대한 인식	100
[그림 6- 3] OECD 주요국의 성별분업 인식	101
[그림 6- 4] OECD 주요국의 여성의 소득기여인식	102
[그림 6- 5] OECD 주요국의 성역할 인식 지형	104
[그림 6- 6] OECD 주요국의 남성 대비 여성의 경제활동 참가율 ...	106
[그림 6- 7] OECD 주요국의 GDP 대비 보육서비스 지원비율	109
[그림 6- 8] OECD 주요국의 GDP 대비 보육현금 지원비율	110
[그림 6- 9] OECD 주요국의 0~2세 영아의 공보육 등록률	111
[그림 6-10] OECD 주요국의 연간 평균 노동시간	111

요 약

남성과 여성에 대한 사회의 분위기를 성역할 인식에 따라서 크게 두 가지로 구분할 수 있는데, 하나는 ‘전통적’이고 ‘보수적’인 사회이고, 다른 하나는 ‘현대적’이고 ‘평등적’인 사회이다. 전통적이고 보수적인 성역할 인식이라 함은 남성이 생계부양자로서 노동시장에 진입하여 유급노동을 해야 하고, 여성이 전업주부 또는 돌봄 역할을 가정에서 담당해야 한다는 것을 의미한다. 반면, 현대적이고 평등적인 성역할 인식이란, 성별에 따라서 특정 역할을 해야 하는 구분이 있는 것이 아니라, 남성도 돌봄 노동이나 가사노동을 할 수 있으며, 여성도 생계부양자로서 경제활동에 참여할 수 있다는 인식을 의미한다.

본 연구는 개인 수준에서 나타나는 성역할 인식뿐만 아니라, 국가 단위의 성역할 인식의 차이가 유발하는 다양한 효과를 체계적으로 검토하고, 이 과정에서 여성의 가사노동 분업 및 노동시장 참여 등과 관련된 경제활동으로의 영향력을 살펴보고자 다양한 분석을 수행하였다.

제2장에서는, 본격적인 실증연구에 앞서, 성역할 인식의 개념과 이론적 배경 및 선행연구 결과들을 살펴보았으며, 이들과 본 연구의 관계를 정리하였다.

제3장에서는 부부간 성역할 인식의 수준이 가사노동 배분에 어떠한 영향을 주는지를 살펴보았다. 부부간의 인식수준 중 남성의 인식수준이 얼마나 현대적·평등적인지에 따라서 가사노동시간 및 비중이 변화하는 것으로 추정되었다. 이러한 분석결과는 한국 사회에서 여전히 남성들은 전통적인 성역할 인식에 잠재되어 있으며, 이러한 전통적 인식에서 남성들이 벗어나는 것이 부부간 가사노동을 보다 평등지향적으로 변화시키는 원동력이 될 수 있음을 시사한다.

제4장에서는 출산을 경험한 여성이 출산을 전후로 하여 경제활동

참여경로가 어떻게 변하는지 유형화함과 동시에, 동일한 기간에 부부 사이의 성역할 인식 변화경로는 어떻게 형성되는지 살펴보았다. 출산을 경험한 여성의 경제활동 참여와 관련해서는 부부의 성역할 인식의 조합이 중요하지만, 여성 본인의 성역할 인식이 무엇보다 중요하다라는 점을 유추할 수 있었다. 구체적으로 여성의 성역할 인식이 현대적이고 평등적일수록 출산 중에도 일자리를 유지하거나 출산 후에 노동시장으로 복귀하는 비중이 높게 나타난 반면, 여성의 성역할 인식이 전통적인 인식으로 변화할 경우에는 경력단절로 이어지는 비중이 높은 것으로 나타난 것이다. 이러한 분석결과를 바탕으로, 육아 지원 등의 정책만을 강조할 것이 아니라, 여성 본인의 성역할 인식 제고 및 사회적 인식에 대한 점진적 변화를 유도할 수 있는 정책이 필요하다는 시사점을 제시할 수 있다.

제5장에서는 사회와 개인 단위 각각의 성역할 인식수준이 여성의 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 이를 통해 개인의 성역할 인식수준뿐만 아니라 사회의 성역할 규범의 영향력을 확인하였고 이에 더해 개인의 평등한 성역할 인식이 규범의 영향력을 약화시킬 수 있음을 발견하였다. 여성 개인의 노동시장 행동 변화를 구체적으로 살펴보기 위하여 사회적 규범으로서 작동하고 있는 사회 단위의 성역할 인식을 개인 단위에서 측정 가능하도록 ‘아내가 남편보다 많이 벌 확률’을 대리 변수로 활용하였으며, 개인 단위의 성역할 인식수준이 노동시장 성과에 조절효과로서 작용하는지 분석하였다. 이를 통해 우리는 사회 단위의 성역할 인식이 개인의 노동시장 참여 선택 및 실질임금에 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 또한, 여성의 노동시장 참여 선택에 있어 사회적 규범으로서의 성역할 인식뿐만 아니라 개인이 가진 성역할 인식의 평등한 인식이 경제활동에 정적(+)인 효과를 주는 것을 확인하였다. 이에 더해, 구조방정식 모형을 통해 출산 전후 여성의 성역할 인식과 여성의 경제활동 참여 여부의 간접효과를 고려하더라도 여전히 출산 이후 성역할 인식수준이 평등할 때 출산 이후 여성의 노동시장 참여 가능성을 높

일 수 있음을 발견하였다.

제6장에서는 성역할 인식과 일·가정 양립정책이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향을 국가비교연구를 통해 살펴보고자 하였다. 우선, 여성의 경제활동 참여율 제고를 위해서는 공보육 확대 중심의 신뢰할 만한 보육체계 확보가 가장 주요한 요인임을 확인하였다. 출산 및 부모휴가 직후 직장으로 복귀할 노동자들이 어린 자녀를 믿고 맡길 수 있는 만족할 만한 보육 인프라 확대가 전제되어야 하고, 보육서비스와 현금지원의 효과적 결합이 병행되어야 할 것이다. 다음으로, 성평등 인식의 개선 필요성이 제기된다. 일하는 엄마로 인한 가족의 갈등·돌봄공백에 대한 우려가 해소되고, 성별분업 인식이 약화될 때, 여성의 경제활동 참여에 심리적 장애요인이 제거될 수 있음이 확인되었다. 경제활동을 하는 기혼여성은 일-가정의 이중 부담에서 자유롭지 못한 상황인데, 노동시장 내 성차별적 문화관행을 해소하는 것에 앞서 가족 내 감정적 지원체계를 확보하는 것은 경력지속을 위한 전제가 될 수 있다. 이에 여성을 단지 ‘아내, 엄마’로 인식하는 것이 아닌 ‘노동하는 개인’으로 위치지을 수 있는 인식체계의 개선이 선행되어야 할 것이다. 마지막으로, 휴가제도의 영향이 확인되지 않음이 단지, 휴가제도의 영향이 없음으로 연결되는 것은 지양해야 한다. 휴가제도는 앞서 설명한 바와 같이, 제도 자체의 유무가 아닌 적극적 활용으로 연결되어야 하는데, 실제 다수의 국가에서 남성의 휴가 활용이 어려움은 물론 여성 역시 중소기업 수준에서 제도 활용의 공백을 경험하고 있다. 이에 휴가제도를 설계함에 있어 제도 활용의 공백을 해소하는 방향으로 논의가 확대되어야 할 것이다.

제1장 서론

현대 복지국가에서는 성역할 인식, 즉 성역할 구분에 따른 역할 분담 및 노동 분업과 관련하여 많은 변화를 겪고 있다. 불과 수십 년 전만 하더라도 결혼을 한 여성은 가정과 아이들을 돌보는 것이 주된 역할이라 여겼고, 남성뿐만 아니라 여성들도 이를 당연하게 생각했으나, 최근에는 여성의 노동시장 참여가 생애주기상에서 중요한 과업이자 시대적 대세로 여겨지고 있다(김영미, 2012). 지난 수십 년 동안 노동시장에 참여하는 여성들이 꾸준히 증가했으며, 동시에 전통적인 성역할 인식에 따른 성별분업 및 노동시장 참여에 대한 기혼여성의 태도 등이 함께 변화하였다. 이러한 여성고용의 증가에도 불구하고, 가정 내에서의 가사노동 및 돌봄 노동이 여전히 여성의 몫으로 인식되는 실정이다.

남성과 여성에 대한 사회의 분위기를 성역할 인식에 따라서 크게 두 가지로 구분할 수 있는데, 하나는 ‘전통적’이고 ‘보수적’인 사회이고, 다른 하나는 ‘현대적’이고 ‘평등적’인 사회이다. 전통적이고 보수적인 성역할 인식이라 함은 남성이 생계부양자로서 노동시장에 진입하여 유급노동을 해야 하고, 여성이 전업주부 또는 돌봄 역할을 가정에서 담당해야 한다는 것을 의미한다. 반면, 현대적이고 평등적인 성역할 인식이란, 성별에 따라서 특정 역할을 해야 하는 구분이 있는 것이 아니라, 남성도 돌봄 노동이나 가사노동을 할 수 있으며, 여성도 생계부양자로서 경제활동에 참여할 수 있다는 인식을 의미한다.

개인의 성역할 인식은 정치행위 또는 사회제도 발달에 대한 선호로 연

결되고, 이는 특정 사회정책의 형성 또는 폐지에 중요한 영향을 미치기도 한다(김영미·류연규, 2013). 한 사회의 성역할 인식은 다양한 사회정책의 젠더평등에 영향을 미치게 될 것이며, 특히 여성·가족정책의 형성에 기여하게 될 것이다. 아울러, 도입된 여성·가족정책의 실효성에도 중요한 영향을 미치게 된다. 예컨대, 그 사회의 전반적인 성역할 인식에 따라서 취업한 기혼여성, 특히 어린 자녀가 있는 기혼여성을 지원하는 정책이 입안되거나 수행되는 방식이 달라질 수 있다. 제도적으로는 정책이 입안되어 실행된다 하더라도, 실질적인 제도의 운영 및 서비스 이용 등에 있어서는 해당 사회의 전반적인 성역할 인식에 따라 상당히 제한적일 수 있다. 이러한 현상에 대한 대표적인 사례가 바로 한국의 육아휴직제도이다. 법령상으로는 자녀를 양육하기 위하여 남녀 근로자 모두 육아휴직을 사용할 수 있도록 규정하고 있음에도 불구하고, 기업과 사회의 성역할 인식이 보수적이고 전통적이라서 근로자의 육아휴직 이용률 제고 및 육아휴직 이용의 성별 형평성 제고로 이어지지 못하고 있는 실정이다(김영미·류연규, 2013).

이처럼 성역할 인식은 다양한 사회정책이 입안되거나 효과를 발휘하는데 있어서 중요한 요인이지만, 정작 성역할 인식이 형성되는 제도적·환경적 구조와 그 메커니즘에 대해서는 다양한 연구가 이루어지지 않은 실정이다. 국가별 성역할 인식의 차이를 단순히 비교하거나 거시적 요인을 포함하여 성역할 인식 결정요인을 분석한 연구는 다소 존재하지만, 제도적 상황이 반영된 성역할 인식 결정 메커니즘을 분석한 연구는 거의 없다.

본 연구는 개인 수준에서 나타나는 성역할 인식뿐만 아니라, 국가 단위의 성역할 인식의 차이가 유발하는 다양한 효과를 체계적으로 검토하고, 이 과정에서 여성의 가사노동 분업 및 노동시장 참여 등과 관련된 경제활동으로의 영향력을 살펴보고자 한다.

그동안 복지국가의 여성·가족정책 관련 연구의 대부분이 여성고용 행위에 미치는 영향에 관한 내용이 주된 주제였다면, 본 연구는 그것이 여성고용에 대한 태도 및 성역할 인식에 미치는 영향을 함께 종합적으로 고려함으로써, 한국사회의 여러 부문에서 발생하는 젠더 불평등 및 젠더 격

차 현상이 여성의 노동시장 성과와 어떠한 상관성을 갖는지를 규명하고자 한다.

구체적인 연구의 구성은 다음과 같다. 우선, 제2장에서는, 본격적인 실증연구에 앞서, 성역할 인식의 개념과 이론적 배경 및 선행연구 결과들을 살펴보고자 한다. 제3장에서는 부부간 성역할 인식이 가사노동 배분에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고, 제4장에서는 여성의 노동시장 참여유형과 성역할 인식 간의 관계를 분석하고자 한다. 제5장에서는 여성의 성역할 인식과 노동시장 성과 사이의 관계를 분석하고, 제6장에서는 성역할 인식과 일-가정 양립정책이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향을 국가 비교연구를 통해 살펴보고자 한다. 마지막으로 제7장에서는 연구의 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

제2장

연구의 이론적 배경

제1절 성역할 인식의 개념

‘성역할 인식(gender role attitudes)’은 글자 그대로 성역할에 대한 인식을 의미한다. 여기에는 핵심적인 세 가지 개념이 결합되어 있다. 첫째는 ‘성(gender)’이고, 둘째는 ‘성역할(gender role)’이며, 마지막 셋째는 ‘인식(attitudes)’이다. 성역할 인식에 대한 정확한 이해를 위해서는 여기에 포함된 핵심적인 세 가지 개념에 대한 이해가 필요하다.

1. 성(gender)

먼저, 성에 대한 개념은 크게 생물학적인 성(sex)과 사회·문화적인 성(gender)으로 구분되는데, ‘성역할 인식’에서의 ‘성’은 생물학적 종을 기초로 한 ‘sex’가 아닌 사회적 상호작용 속에서 남성과 여성의 관계설정 및 남성성(masculinity)과 여성성(femininity)의 사회적 정체성을 포괄하는 ‘사회적 관계의 구성체’인 ‘gender’를 의미한다(원숙연, 2004). ‘sex’가 생물학적 의미를 지닌다면 ‘gender’는 보다 사회적인 차이와 구분을 의미하는 것으로 ‘sex’는 생물학적 원리주의(biological essentialism)에, ‘gender’는 사회적 구성주의(social constructionism)에 기반을 두고 있다고 할 수 있

다(김예슬, 2016). 따라서 ‘sex(role)’는 사회적인 여건이나 상황에 따라서 거의 변화를 겪지 않는 반면, ‘gender(role)’는 사회적인 여건이나 상황에 따라 변화의 가능성이 높고, 사회화를 통해 학습되고 강화될 수 있다(Lewis and Morgan, 1994; Stanley, 2002; 원숙연, 2004).

이러한 젠더 개념은 사회적 권력관계를 함축한다(원숙연, 2002). 젠더는 남성성과 여성성에 대한 (남성성에 대한 여성성의 열위를 암묵적으로 포함하고 있는) 사회적 유형화를 통해 여성이 문화적으로 감수해야 하는 불평등 현상을 정당화하는 기제로 작동한다. 즉, 어떤 행동과 어떤 존재 양식이 남성과 여성에게 각각 정당한지를 결정하는 젠더는 여성과 남성의 상대적인 의무와 권리를 결정한다는 점에서 일종의 ‘사회적 역학’으로서의 의미를 갖는다. 젠더를 둘러싼 이러한 역학은 문화 및 시대에 따라 변화하며 따라서 젠더는 ‘사회적 구조’의 한 요소로 규정될 수 있다(Connell, 1987; 원숙연, 2004).

정리하면, 젠더는 본질적 개념이 아닌 관계적 개념으로 남성 혹은 여성으로서의 정체성은 서로에게 비교되는 차이와 차별을 통해 인위적(사회적)으로 구성되며, 이는 권력관계를 함축한다(Scott, 1999).

2. 성역할(gender role)

지금까지 살펴본 바와 같이, ‘성(gender)’은 생물학적 구분이 아닌 사회적 구분으로서, 사회에서 성별에 따라 학습된 행동과 그에 준하는 기대, 즉 사회에서 획득된 하나의 정체감이라 할 수 있다. 따라서 ‘성(gender)’으로부터 ‘성역할(gender role)’로 논의의 전개가 자연스럽게 이루어진다. 성역할에 관한 개념적 논의들을 살펴보면, 황옥경(2005)은 성역할이란 개개인이 속하고 있는 사회문화가 남성, 여성에게 기대하는 행동 기준으로 서, 성역할은 각 문화마다 다르고 경험적으로 나타나는 현상으로 한 문화권 내에서도 시대에 따라 변한다고 하였으며, 이와 유사하게 정혜정 외(2009)는 성역할은 어떠한 행위나 태도가 적절한가를 말해주는 문화적 기대치를 말하며, 사회화 과정을 통해 습득된다고 하였다(김예슬, 2016). 이러한 개념은 ‘역할 이론’에 따라, 역할은 특정한 사회적 지위에 수반되는

태도, 가치, 기능, 의무, 행동 등을 포함한 규범적 기대이며 따라서 여성은 부모로서, 돌봄제공자로서 가족적이고 문화적인 태도와 가치, 의무와 규범적 행동들을 포함한 사회적 역할을 수행하는 것으로 바라본다(Karen and Scharlach, 2001; 문지선, 2016).

한편, Broverman et al.(1970)은 성역할을 한 문화 안에서 남녀를 구분시키는 사람들 사이의 합의된 관념으로 규정하였으며 여기서 합의된 관념이란 남녀의 생리적, 해부학적 차이에 근거를 두고 기질, 성격, 경제적·사회적 능력의 차이를 규정하여 결정과정의 권리, 특권, 경제적인 노동과 업무 등을 분리시키는 내용으로 이루어진다고 하였다(이철인, 2009).

이와 같은 논의들을 종합해 볼 때, 성역할이란 ‘한 문화권 내에서 통용되는 남성과 여성의 역할에 대한 기대치이자 고정관념’이라 할 수 있다(권혜림, 2013). 따라서 ‘성역할 인식’은 성별에 따른 생물학적 역할 및 그 차이에 대한 인식이 아니라, ‘성별에 따라서 기대되는 사회적 역할, 즉 고정관념으로서의 성역할에 대한 인식’을 의미한다. 이러한 성에 따른 사회적 역할의 차이가 극명한 사회일수록 ‘사회적 존재로서의 나’는 ‘여성(혹은 남성)으로서의 나’를 의미하며 ‘여성으로서의 나’는 ‘남성으로서의 나’와는 다른 사회적 요구와 기대 속에서 같은 시공간을 살더라도 서로 다른 현실을 경험하게 된다는 것을 함의한다(홍지아, 2014).

3. 인식(attitudes)

성역할이 사회로부터 역할이 주어진다는 측면을 강조했다면, 각 사회 성역할의 다름은 전체 사회에서 공유되는 가치와 문화적 기대, 규범의 차이에 기인한다. 그럼에도 동일 공동체의 각 개인이 지닌 성역할의 차이가 설명될 수는 없다. 상징적 상호작용론은 역할이라 함은 사회가 규정한 것이므로 한 개인에게는 매우 피상적이어서 역할 수행으로 연결되는 것에 한계가 있으므로, 사회의 영향이 행동으로 실현될 때 개개인이 역할을 내면화하는 것이 필요하다(Wood, 2006). 즉, 인간은 상호작용을 통해 자신을 젠더적 존재로 정의하고 적합한 행동을 이해하며 사회가 규정한 역할을 내면화한다(문지선, 2016). 더 나아가 입장이론은 이러한 내면화 과정

에 개인의 차이가 있음을 간과한다. 한 공동체 내에서도 각 개인은 본인이 속한 계급, 성 등에 따라 역할을 다르게 인지하는데, 이 중 일부는 불공평한 가치가 개인의 역할에 내재되게 됨을 간과하게 된다는 것이다. 남성이 주류의 사회라면, 비주류인 여성은 주류인 남성에 비해 생존을 위해 지배층인 남성을 경계하며 정보를 얻고 이해하기 위해 더 노력하게 되므로 남성에 비해 여성이 더 다양한 시각에서 폭넓게 사회를 이해한다는 것이다(Wood, 2006). 이러한 관점들은 본 연구의 각 사회의 성역할의 다름, 개인들의 성역할의 다름을 이해할 수 있게 한다.

이러한 이론에 따라 ‘인식’의 개념에 대해 살펴보면, 인식에 대한 다양한 정의들은 두 가지 범주로 묶여질 수 있다(Erwin, 2006). 하나는 단일 요소로서의 인식에 수반되는 감정적·정서적 반응에 관심을 가지는 반면, 다른 하나는 인식에 대한 다요소적 접근을 주장한다. 인식을 ‘주어진 사물에 대해서 일관적으로 호의적 또는 비호의적 매너로 반응·응답하는 학습성향’으로 정의한 Ajzen and Fishbein(1980)과 ‘사람들이 사물에 대해 느끼는 좋음과 싫음의 감정’이라 정의내린 Bettinghaus and Cody(1987), ‘사물, 사람 또는 이슈에 대해 가지는 일반적이거나 지속적인 긍정적·부정적 감정’으로 인식을 규정한 Bem(1970)이 전자에 해당하며, 가장 유명한 Allport(1954)의 ‘어떤 대상에 대하여 특정한 방식으로 생각하고 느끼고 행동하려는 학습된 성향’이라는 정의는 정서, 인지, 행동을 모두 강조하는 것으로서 후자에 속한다(Erwin, 2006). 국내의 연구 중 조윤경(1988)은 이와 같은 개념을 종합하여, ‘인식’이란 어떤 대상에 대해 일관성 있게 호의적 또는 비호의적으로 반응하는 학습된 경향으로서 개인의 행위를 설명하는 구체적인 개념으로, 인식은 행동을 유발하거나 예언하는 변수이기 때문에 개인이 어떤 인식을 가지고 있다는 사실은 그가 취할 행동을 짐작할 수 있게 하며, 그의 행동은 인식에 의해서 유발된다고 하였다(김예슬, 2016).

이상의 논의를 바탕으로, 본 연구에서는 인식의 개념을 ‘어떤 대상에 대한 호의적 또는 비호의적 반응’이라고 정의하여 활용하고자 한다.

4. 성역할 인식(gender role attitudes)

‘성(gender)’, ‘성역할(gender role)’, 그리고 ‘인식(attitudes)’에 관한 이상의 논의들을 종합해 볼 때, ‘성역할 인식(gender role attitudes)’은 ‘한 문화권 내에서 통용되는 남성과 여성의 역할에 대한 기대치이자 고정관념에 대한 호의적 또는 비호의적 반응’이라 할 수 있다(김예슬, 2016).

보다 구체적으로 표현하자면, ‘성역할 인식’은 사회구성원들이 성별에 따라 수행해야 할 역할이 무엇인지에 대해 나타내는 인식을 의미하며, 일반적으로 ‘가족 및 사회에서 남성과 여성의 적절한 역할과 책임이 무엇인지에 대해 사회 구성원들이 나타내는 관점이나 인식’으로 정의된다(류연규 · 김영미, 2012; Konrad and Harris, 2002; Stickney and Konrad, 2007; 2012). 이러한 성역할 인식을 둘러싼 논의는 대부분 젠더 평등적 관점에서 성별에 따른 역할 차이의 유무에 초점을 두고 있다(김사현, 2015). 이는 개인이 속한 사회의 젠더 관계-젠더 문화, 젠더 질서, 젠더 배열-에 의해 성역할이 결정되는 경향이 강하기 때문이다(Pfau-Effinger, 1998; 1999).

따라서 성역할 인식에 따라서 남성 및 여성의 역할에 대한 사회의 분위기가 보수적이고 전통적인지, 아니면 평등적이고 현대적인지를 알 수 있다(Johannesen-Schmidt and Eagly, 2002). 전통적이고 보수적인 인식에서 여성은, 가사 및 돌봄 노동에 집중함으로써, 가정 내에서 재생산활동을 담당하는 주체로 인식되었다. 반면, 남성은 생계부양자로서 노동시장에서 생산활동을 담당하는 주체로 인식되었다. 이에 따라 전통적인(traditional) 성역할 인식은 여성은 가사 및 돌봄제공자의 역할을, 남성은 노동시장에서 유급노동을 하는 생계부양자의 역할이라는 성역할 분리인식이 강하다(Brooks and Bolzehdahl, 2004; Konrad and Harris, 2002). 하지만 시간이 지남에 따라서 사람들의 성역할 인식도 보다 평등하게 바뀌게 되었다. 점차 사람들은 사회가 남성과 여성에게 기대하는 적절한 역할에 대해 보다 유연하게 바라보기 시작했다. 다시 말해서, 성별에 상관없이 모두 가사 및 돌봄 노동을 담당할 수 있을 뿐만 아니라, 남녀 모두 노동시장에도 참여할 수 있다는 보다 평등한(egalitarian) 성역할 인식을 갖는 경향이 강해지고 있는 것이다(류연규 · 김영미, 2012; Blee and

Tickamyer, 1995; Corrigan and Konrad, 2007; Stickney and Konrad, 2012). 일반적으로 사회의 젠더 평등 수준이 높으면 권력과 기회, 그리고 자원 배분에 대한 젠더 격차가 크지 않기 때문에, 사회 구성원들의 성역할 인식이 전통적이거나 보수적이기보다는 현대적이고 평등적인 인식을 보이는 경향이 있다.

이상의 논의를 바탕으로, 본 연구에서는 ‘성역할 인식’을 ‘성별에 따른 사회적 역할, 특히 가족과 노동시장 영역에서 남성과 여성의 역할에 대해 개인이 견지하는 인식’으로 조작적 정의를 하고자 한다.

제2절 이론적 배경 및 선행연구

1. 성역할 인식의 메커니즘 : 성역할 사회화

‘성역할 사회화’란 성별로 적합하다고 여겨지는 ‘성역할’이 사회화 과정을 통해 내면화되어가는 과정을 의미한다. 성역할이 옳다고 보는 기준과 행동의 선택, 타인과 맺는 관계 등에서 계속하여 인간에게 영향을 미친다는 것을 의미한다(Andersen, 1993). 따라서 인간은 지속적으로 ‘성역할 사회화’를 통해 성역할에 대해 일정한 인식과 태도를 보이게 되며, 이러한 ‘성역할 인식’은 개인적 차원의 가치뿐만 아니라, 사회의 영향이 반영된 사회적 산물인 것이다. 또한, 사회가 성역할에 대해 갖는 공공의 인식(public attitudes), 즉 사회의 젠더 이데올로기(gender ideology)가 시간에 따라 변하는 특성이 있어서도 개인의 성역할 인식 또한 사회의 영향으로 달라질 수 있다(Brewster and Padavic, 2000). 성역할이 역사적, 구조적, 제도적, 그리고 사회문화적으로 형성되고, 성역할 사회화를 통해 성역할 인식으로 계속해서 재구성되면서 인간의 삶에 영향을 미치고 있는 것이라 할 수 있다(문지선, 2016).

반면, 인간 개인의 성역할 인식이 원인 변수로 사회에 영향도 미치기도 한다. 평등한 성역할 인식이 충분히 확산되지 않아서 젠더 격차가 큰 국

가에서는 출산율이 낮은 경향이 존재한다. 왜냐하면, 전통적이고 보수적인 성역할 인식이 여성 개인의 의사결정에 영향을 미치기 때문이다. 그래서 여성이 가정주부의 역할정체성을 거부하지만 사회가 아직 전통적일 때 출산율이 낮았고, 제도적으로 또 남편이 여성의 평등한 정체성에 적합한 경우에는 성평등적인 인식이 지배적으로 되어 출산율이 다시 높아질 수 있었다고 지적하고 있다(Arpino et al., 2015).

신제도주의 관점에서는 제도가 행위자들의 선호, 행위, 선택을 제약할 수 있음을 지적한다. 성역할에 대한 사람들의 인식은 성평등에 관련한 사회제도를 형성함에 있어 사회 구성원들의 선호를 반영하며, 동시에 기존 체계를 강화시키게 된다는 것이다(김사현, 2015). 이를 성역할 인식에 적용하면, 성역할에 대한 개인의 인식은 사회의 젠더 관계, 관련 정책·규범 등 제도적 맥락에 의해 설명될 수 있다(류연규·김영미, 2012).

사회통합이론에 따르면, 인간의 행동은 그들 자신의 인식에 의해 이끌어질 뿐 아니라, 그들이 통합되어 있는(속한) 맥락 속의 규범, 가치, 인식에 의해 이끌어진다고 설명한다(Durkheim, 1897).

이상의 논의를 종합하여 김사현(2015)은 개인수준에서 성별, 연령, 학력, 소득, 경제활동상태, 혼인상태, 종교, 인종 등에 따라 성역할 인식이 다를 뿐만 아니라(김효정, 1996; Tallichet and Willits, 1986; Dugger, 1988; Amato and Booth, 1995; Brooks and Bolzendahl, 2004; Fan and Marini, 2000), 사회수준에서도 국가 및 복지체제에 따라 성역할 인식이 다를 수 있다(김영미, 2012; 류연규·김영미, 2012; 김영미·류연규, 2013; Sjöberg, 2004; Motiejunaite and Kravchenko, 2008; Stickney and Konard, 2012)는 점을 지적하였다.

2. 개인 차원의 연구

앞서 설명한 바와 같이 성역할 인식은 통합되어 있는 사회의 규범과 가치를 반영한다. 이에 따라 각 사회의 성역할 인식의 차이는 물론이고, 개인의 입장, 선호 등의 반영에 따라 공동체 내에서도 개인 간 수용의 차이를 보인다.

인식이 지닌 이러한 특수성은 성역할 인식이라는 변수를 활용함에 있어 분석 단위별로 차이를 보인다. 이번 절에서는 노동시장 성과에 성역할 인식 변수의 영향을 고려함에 있어 인과성의 방향, 개인/사회 분석 단위의 문제에 기존 연구들의 접근방식을 고려하여 개괄하고자 한다.

즉, 성역할 인식 요인을 분석 단위별 개인 차원/국가 차원의 연구였는지를 중심으로 성역할 인식 요인의 인과성을 어떻게 반영하였는지 구분하여 살펴본다.

가. ‘성역할 인식’을 설명변수로 활용한 연구

개인 차원의 연구에서 성역할 인식은 노동시장 성과에 영향요인으로 또는 결과요인으로 분석된다. 우선은 영향요인으로 고려한 기존 문헌을 중심으로 서술하고자 한다.

여러 실증연구들은 개인의 성역할 인식이 여성의 노동시장 성과에 영향을 미치고 있다는 점을 지적한다(윤미례·김태일, 2016).

개인 단위 성역할 인식이 여성의 노동시장 참여 결정에 영향을 미친다는 논의에 있어 여성의 의사결정은 개인의 선호를 반영한 선택의 결과(Hakim, 2000; 2003)라는 선호 이론이 대표적이다. 여성이 일 혹은 가정을 선택하는 것은 여성의 선호에 따른 결과라는 것이다. 선호 이론이 본인의 성역할 인식수준이 여성 개인 단위의 노동시장 참여 결정에 영향요인이 된다는 연구에 있어 강력한 근거를 제공한 반면, 사회의 규범이나 가치로 인한 여성의 ‘어쩔 수 없는 강요된 선택’을 개인의 선호로만 설명한다는 비판을 받기도 하였다.

김영미 외(2015)는 선호가 실현되지 못하거나 왜곡되는 상황에 놓일 수 있다는 점을 지적한다. 즉, 일 지향적인 여성일지라도 일과의 미스매치나 제도 혹은 주위 사람의 지지가 부족할 때 가정에 머물 수도 있을 뿐 아니라, 가정중심성이 강한 여성일지라도 경제적인 이유로 인해 취업을 하기도 한다는 점을 지적한다. 이러한 연구들은 개인 단위의 성역할 인식을 고려함에 있어 제도적 지지나 사회·경제적 요인, 사회적 규범 등을 고려해야 한다는 점을 명확히 한다.

다른 통제요인을 고려하였음에도 여러 기존 연구들은 개인 단위의 성역할 인식수준이 여성의 노동시장 성과에 영향요인으로 작동하고 있음을 밝히고 있다.

Corrigan and Konrad(2007)는 ‘성역할 인식’이 원인이기도, 결과이기도 하다는 점을 지적하였다. 성역할 인식이 이후의 남녀 노동시장 성과에 미치는 영향과 결혼과 출산 및 노동시장 경험이 이후의 남녀 성역할 인식을 변화시키는지 검증하였다(합리적 행동 모델, Hakim, 2000; 2002). 초기 평등주의적 성역할 인식(원인)은 여성의 유급노동시간, 임금에 긍정적 영향을 미치고, 여성의 노동시간은 더 평등한 성역할 인식에 긍정적인 영향을 미친다는 것이다.

Thornton et al.(1983)은 18개년 패널 구조방정식 모형을 활용하여 성역할 인식과 노동시장 성과 사이의 관계를 규명하였다. 그들은 ‘성역할 인식’을 다음과 같이 측정하였다. ① 가족 생활에서 중요한 결정의 대부분은 가구의 남성이 해야 한다(Decisions), ② 자녀가 자라기 전에 여성들이 클럽, 정치 및 기타 외부 활동에서 매우 적극적으로 활동하는 것은 매우 좋다(Women Active), ③ 남성과 여성의 일이 있으며, 서로의 일을 해서는 안 된다(Men’s/Women’s Work), ④ 아내는 남편이 힘든 하루의 일에서 집으로 돌아온 후 집안일을 도울 것을 기대해서는 안 된다(Housework), ⑤ 일하는 엄마는 일을 하지 않는 엄마만큼 자녀와의 관계를 따뜻하고 안전하게 지킬 수 있다(Relations/Working Mother), ⑥ 여성들은 집에 있고 자녀를 돌보는 것이 더 행복하다(Women Happier Home), ⑦ 남자는 돈을 벌고 여성은 가정을 돌보는 것이 모두에게 훨씬 좋다(Men Work Women Home), ⑧ 아내는 자신의 일보다 남편의 경력을 위해 돕는 것이 훨씬 중요하다(Husband/Wife Career) 등이 바로 그것이다.

남녀 성역할 인식이 가사노동 투입시간에 영향요인이 된다는 연구도 다수 존재한다(Blair and Lichter, 1991; Kamo, 1994; Pittman et al., 1996; Presser, 1994; Brayfield, 1992).

Doucet(2004a, 2004b)은 성역할 인식이 경제활동 참여의 영향요인이 될 수 있음을 지적하였다.

나. '성역할 인식'을 종속변수로 활용한 연구

최근의 여러 연구는 여성의 노동시장 참여와 생애 사건, 그리고 성역할 인식 변화의 관계가 반복적임을 시사한다(Himmelweit and Sigala, 2004; Kan, 2008). 이들 연구는 여성의 교육수준이나 전일제 고용이 성역할 태도를 평등주의적으로 만드는 반면 결혼이나 자녀 출산, 임금의 감소 등은 보다 전통적 태도와 관련이 있음을 보이고 있다. Berrington et al.(2008)은 자녀 양육이라는 부모됨으로 인한 여성의 경제활동 참여 변화가 인식의 변화를 불러오고 있음을 보였다. Himmelweit and Sigala(2004)는 어머니의 노동시장 내 참여 지위가 여성의 고용에 대한 성역할 인식과 일치하지 않을 때 인식이나 행동의 변화 가능성을 높일 수 있음을 보여준다.

Schober and Scott(2012)는 영국 가게 패널(BHPS)을 활용한 연구에서 출산 후 여성의 성역할 인식과 이후의 유급 노동 및 돌봄 배분과의 연관성을 분석하였다. 이들은 출산 전 전통적인 성역할 인식을 지닌 여성이 이후 노동시장 참여시간을 줄임을 보인 바 있다. 특히 이들 연구는 구조방정식 모형을 활용하여 성역할 인식과 유급 노동시간 사이 상호성이 있음을 보였는데, 출산 전 유급 노동시간이 길어질수록 출산 전 성역할 인식도 평등할 가능성이 높음을 보이고 있어 성역할 인식과 여성의 노동시장 성과 사이 인과성이 서로 연결되어 작동함을 보였다는 점에서 의의가 있다.

3. 국가 차원의 연구

국가 간 비교를 통해 성역할 인식수준이 여성의 노동시장 참여나 시간제 노동 참여에 영향요인이 된다는 Pfau-Effinger(1998)의 연구는 한 사회의 가치 및 규범을 반영하는 젠더 문화 자체가 고용성과를 즉각적으로 결정하지는 않지만 젠더 제도 틀 안에서 중재되어 여성의 고용에 영향요인이 됨을 보이고 있다. 구체적으로, 젠더 문화와 젠더 배열(국가별 차이의 이론적 틀 구성)의 개념을 활용하여, 여성의 노동시장 참여율, 시간제 노동 비율의 국가별 차이를 설명하고 있다(Pfau-Effinger, 1998). 개인의

행동은 국가 정책의 영향뿐 아니라, 합리적 개인의 개념에 따른 개인의 행동이며, 시간제 노동은 제도적 제한으로 인한 차선적 선택이라는 것이다. 에핑거의 연구는 젠더 문화, 젠더 질서, 젠더 배열 개념을 정립하고, 여성이 노동시장에 참여하는 선택은 젠더 제도의 틀 안에서 문화와 질서, 여성의 행동의 상호작용이라는 이론적 틀결이 속에서, 여성의 노동시장 참여율과 시간제 비율의 국가간 차이는 각 국가의 문화 전통에 의한 차이에 의한 것임을 제시하였다. 문화 자체로 고용행동에 미치는 것이 아니라 국가의 제도와 정책에 의해 중재되고 문화와 제도는 그 자체가 모순이 될 수 있다는 것이다. 개인의 행동 변화의 정도는 이러한 정책들에 크게 의존하기 때문에, 국가와 기업의 정책과 집단 행위자의 정책이 문화적 변화를 반영하는 것이 중요하다고 강조하였다.

하지만, 다수의 연구는 국가의 제도적 요인을 고려함과 동시에 개인 단위의 사회·경제적 요인뿐만 아니라 인식수준의 차이가 여성의 노동시장 성과에 직·간접적인 영향요인이 됨을 밝히고 있다. 본 절에서는 국가와 개인 차원의 결합연구에 대해 별도로 서술하고자 한다.

4. 국가와 개인의 결합 연구

국가와 개인의 결합 연구의 대부분은 다층모형을 활용하여 국가 단위의 제도 요인과 개인 단위의 사회·경제학적 요인을 통제하여 여성의 노동시장 성과와 성역할 인식의 관련성을 분석하고 있다. 이러한 연구는 성역할 인식이 원인 혹은 결과 요인으로 분석되며, 국가 단위의 성역할 인식을 통제하는 것은 배제하고 개인 단위의 성역할 인식에 초점을 맞춘 연구가 대다수를 차지한다. 그럼에도 몇몇의 다층 모형을 활용한 연구는 성역할 인식의 직·간접 효과를 고려하는 것이 분석의 정합성을 높일 수 있음을 지적하며 개인 단위의 성역할 인식은 물론 국가 단위의 성역할 인식의 영향요인도 분석에 고려하였다. 이들 연구를 중심으로 성역할 인식의 인과성으로 구분하여 기존 문헌을 검토한다.

가. ‘성역할 인식’을 종속변수로 활용한 연구

김사현(2015)은 국가 수준(현금정책, 시간정책, 서비스정책), 개인수준(성, 연령, 교육, 소득, 유급노동, 결혼지위)의 변수가 개인의 성역할 인식에 영향을 미치는지를 검증하였다. 분석결과에 따르면, 유급 노동하는 개인이 평등한 성역할 인식을 갖는 것과 동시에, 가족정책은 성역할 인식에 유의미한 영향력을 보여주는 것으로 나타났다. 김사현(2015)의 연구에서는 ‘성역할 인식’ 변수를 측정함에 있어서, ① 어머니가 취업하면 취학전 자녀는 상당히 어려움을 겪게 된다, ② 전반적으로, 여성이 전일제로 취업을 하면 가정생활은 상당히 어려움을 겪게 된다, ③ 여성이 취업하는 것도 괜찮으나, 대부분의 여성이 진정으로 원하는 것은 집에 머무르며 자녀를 키우는 것이다, ④ 남자가 해야 할 일은 돈을 버는 것이고, 여자가 할 일은 가정과 가족을 돌보는 것이다 등을 활용한 것으로 나타났다.

류연규·김영미(2012)는 국가 수준의 특성(여성권한척도(GEM), 남녀 평등지수(GDI), GDP 대비 가족에 대한 현금급여 지출비중, 현물급여 지출비중) 및 개인 수준의 특성(성별, 연령, 결혼지위, 교육)이 성역할 인식에 미치는 영향을 찾기 위해 다층모형을 활용하였다. 분석결과, 시민주의 국가들의 성역할 인식이 보다 평등한 수준인 것으로 나타났고, 서비스 지출이 성역할 인식의 변화에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 성역할 인식은, ① 취학 전 아동은 아동의 엄마가 일을 할 경우 어려움을 겪을 수 있다, ② 여성이 전일제 직업을 가지고 있을 경우, 대체로 가족의 생활은 어려움을 겪을 수 있다(이상 여성 취업의 결과에 대한 인식), ③ 전업주부가 되는 것은 유급노동을 하는 것만큼 만족스러운 일이다, ④ 남성이 하는 일은 돈을 버는 일이고, 여성이 하는 일은 가정을 돌보는 일이다, ⑤ 일을 갖는 것도 좋지만, 대부분의 여성들이 진정으로 원하는 것은 가정과 아이들이다(이상 성별분업에 대한 인식) 등을 활용하여 측정되었다.

원숙연·김예슬(2017)은 한국, 스웨덴, 미국의 자료를 활용하여 성역할 인식을 모성 이데올로기와 남성부양자 이데올로기로 구분하여 국가간 비교를 시도하였다. 연구를 통해 모성 이데올로기가 남성부양자 이데올로

기보다 더 전통적이며, 미국 및 스웨덴과 달리 한국은 모성 이데올로기의 경우 연령의 영향력을 확인하였다. 다만 노동시장 고용지위는 스웨덴에서만 유의미하였다.

나. '성역할 인식'을 설명변수로 활용한 연구

Uunk(2015)는 여성의 노동시장 참여의 국가별 차이는 문화적 맥락(사회 내 우세한 성규범)이 영향을 미칠 수 있음을 지적하였다. 문화적 맥락 효과는 제도(보육제도 등) 및 국가의 경제요인(GDP 등) 등과는 독립적이라는 점을 확인했다. 또한, 하나의 중요 질문은 개인의 성역할 인식이 맥락 레벨(국가 단위)의 성역할 인식에 영향을 받을 수 있음(간접효과)을 지적하였다. 이에 대해서는 두 가지 견해가 존재한다. 하나는, 사회적 규범은 기대에 따르지 않을 때 가해지는 사회적 제재(예: 여성이 일을 찾는 것에 대한 도움을 주지 않는 제도 등)에 직면하기 때문에, 국가의 맥락적 성역할 인식은 여성의 노동시장 참여 결정에 직접적 영향을 미친다는 것이고, 다른 하나는 국가 단위 인식의 직접 영향이 없을 수 있다는 견해이다. 개인 단위의 성역할 인식이 맥락 단위의 인식에 영향을 받게 된다면(사회화에 따른 개인의 적응), 이때 간접효과가 존재하는 것이다. 분석결과에 따르면, 국가 단위(맥락 단위)의 성역할 인식은 개인의 노동시장 참여에 영향을 미치며, 총 효과 중 1/4은 개인 단위의 성역할 인식에 기인한 것이고, 1/10은 제도에 기인한 것이라고 제시하면서, 문화적 맥락이 매우 중요함을 강조하였다. 성역할 인식은, ① 일하는 엄마는 일하지 않는 엄마와 같이 자녀와의 관계를 따뜻하고 안전하게 지킬 수 있다, ② 취학 전 아동은 어머니가 일하면 어려움을 겪을 가능성이 있다, ③ 일하는 것은 당연하지만 대부분의 여성들이 정말로 원하는 것은 가정과 자녀이다, ④ 주부가 되는 것은 임금을 받고 일하는 것만큼 가치 있다, ⑤ 여성에게 직업을 갖는다는 것은 독립적인 사람이 되는 최선의 방법이다, ⑥ 남편과 아내는 모두 가게 소득에 기여해야 한다, ⑦ 일반적으로 아버지가 자녀를 돌보는 것은 엄마가 하는 것만큼 적합하다, ⑧ 남자들은 가정과 아이들을 위해 여성만큼 많은 책임을 져야 한다 등의 변수들을 활용하여 측정

하였다.

류연규 외(2017)는 19개국을 대상으로 국가단위(보육서비스 등록률, 유급육아휴직기간, 가족정책 지출, 남녀고용격차, 임금격차, 주간근로시간, 실업률) 변수들과 개인단위(연령, 교육, 결혼, 자녀 수, 배우자 취업여부) 변수들이 유자녀 여성들의 취업과 근로시간에 어떤 영향을 미치는지를 다층모형을 활용하여 실증분석하였다. 다만 Uunk(2015)의 연구와는 달리 국가 수준의 성역할 인식에 대한 고려는 하지 않았다.

Steiber and Haas(2009) 역시 다층모형을 활용한 분석결과에서, 자유주의 복지국가 엄마들의 행동과 인식의 일치성은 전후 합리화의 결과라는 증거를 발견하였다. 자유주의 복지국가에서 전일제로 일하는 엄마는 모성 고용에 대해 ‘일하는 엄마의 자녀는 괴롭다’에 매우 긍정적으로 나타났다으며, 본인들이 가진 인식과 행동에 차이가 나는 엄마(일하는 엄마)는 자신의 선택에 책임감을 느낄 때 그들의 행동과 인식을 일치시키게 된다(Himmelweit and Sigala, 2004). 따라서 유급노동 참여가 자녀에게 미치는 영향을 우려하는 전일제 엄마는 자유주의 체제에서 행동과 인식을 바꿀 가능성이 매우 높다.

제3절 본 연구와의 관계

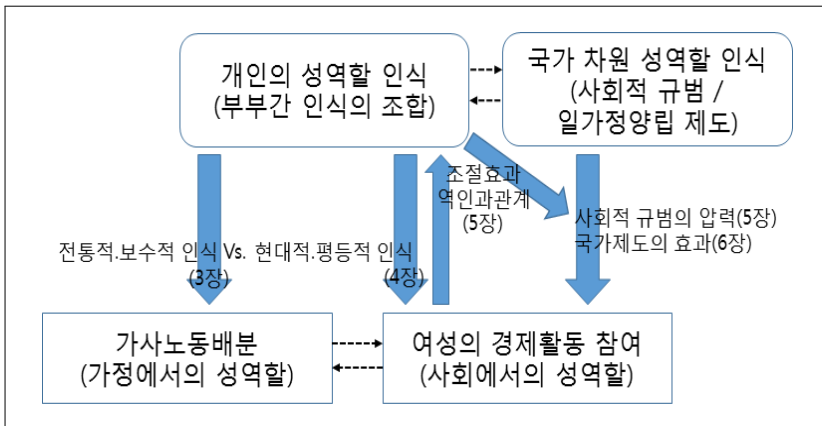
이상에서 살펴본 바와 같이, 성역할 인식이라는 변수를 활용함에 있어 분석단위별로 차이를 보인다는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 성역할 인식이 기본적으로 여성의 경제활동 참여에, 그러기 위해 가사노동 배분에는 어떠한 영향을 미치는지 등을 전방위적으로 살펴보고자 한다.

보다 구체적으로, 개인 차원에서의 성역할 인식이 개인의 가사노동 및 경제활동 참여에 미치는 영향을 살펴보고자 하며, 이와 더불어 개인의 경제활동 참여 결정에 영향을 미치는 사회적 규범의 존재 가능성, 이것이 주는 영향, 그리고 경제활동 참여 선택으로 말미암은 성역할 인식의 변화

가능성 등을 종합적으로 살펴보고자 한다. 그리고 국가 차원의 제도요인들과 전반적인 성역할 인식수준이 개인의 경제활동 참여에, 나아가 국가 차원의 여성 경제활동 참가율에 미치는 영향에 대해서도 분석을 수행하고자 한다.

다시 말해서, 앞서 정리한 바와 같이 다양한 방면과 분석단위별로 상이하게 진행된 연구들을 다시 한번 재분석하여 정리함으로써, 다양한 측면에서 영향을 주고 있는 성역할 인식의 역할에 대한 체계적인 종합을 본 보고서에 담고자 한다. 본 보고서에 담게 될 연구들을 도식화하면 [그림 2-1]과 같이 표현할 수 있다.

[그림 2-1] 본 연구의 체계도



자료: 저자 작성.

제 3 장

부부간 성역할 인식과 가사노동 배분 사이의 관계 연구

제1절 문제제기

오늘날 가족의 형태는 매우 빠르게 변화하고 있다. 가구주라 일컬어지는 남성 1인이 가구의 소득을 책임지는 소위 ‘표준가족’이 점차 감소하는 반면, 2인 소득자 가족, 즉 맞벌이 부부가 확대되고 있다. 또한, 핵가족화 및 한부모가족, 1인 가구 등의 증가로 인하여 가족의 형태뿐만 아니라 역할과 기능도 크게 변화하고 있다. 특히, 여성의 경제활동 참여가 증가하면서 가족 간 관계가 급속히 변화하고 있는데, 이러한 변화 속에서 남성의 가족 내 역할 분담에 대한 요구가 커지고 있다. 구체적으로, 최근 변화하는 가족형태 속에서 남성들도 가사노동 및 돌봄 노동에 적극적으로 참여해야 함이 요구되고 있는 것이다.

사회의 변화와 더불어 지속된 가족의 변화와 개인 역할의 변화는 사회적으로도 중요한 쟁점을 야기한다. 예컨대, 가족 내 관계와 역할을 재정립하는 과정에서 구성원 간의 갈등이 증폭될 수 있으며, 사회적으로는 출산을 저하와 같은 사회현상으로 표출되기도 한다. 이러한 이유로, 가족형태의 변화와 가족관계 및 구성원의 역할변화 등과 관련된 주제에 대한 학문적 관심이 집중되고 있다.

본 장에서는 가족 내 가사활동 및 양육활동의 부부간 분담실태를 성역

할을 중심으로 살펴봄으로써, 성역할 인식과 가사노동 분담 사이의 관계를 분석하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다. 특히, 젠더(gender) 관점을 반영한 부부간 성역할 인식에 초점을 맞추고자 한다. 구체적으로, 부부의 성역할 인식이 본인 및 배우자의 가사노동 분담에 어떤 영향을 미치는지를 실증분석하고자 한다.

제2절 선행연구

본인의 성역할 인식이 본인의 가사노동시간에 미치는 영향을 분석한 논문들은 다수 존재한다. 주로, 남편의 성역할 인식이 평등할수록 남편 본인의 가사노동시간을 늘리는지를 검증한 논문들이 많으며, 이러한 연구는 주로 독일, 영국, 이스라엘, 태국 등 많은 나라에서 실시되어 검증되었다(Davis and Greenstein, 2009). 국내에서도 남성의 평등한 성역할 인식의 영향을 실증분석한 논문들은 다수 존재한다(이미숙, 1996; 허수연, 2008; 김진욱·권진, 2017). 반면, 여성의 성역할 인식이 본인의 가사노동시간에 미치는 영향을 분석한 대부분의 해외연구들은 유의미한 결과를 도출하지 못하였다(임은정, 2019). 미국의 NSFH 자료를 활용한 Presser(1994)와 Bianchi et al.(2000)의 연구는 각각 미국의 1986~87년, 그리고 1992~94년도 자료를 활용하여 연구하였는데, 아내의 성역할 인식이 평등할수록 본인의 가사노동시간을 줄이는 효과가 있음을 증명하였다(임은정, 2019). 인식과 인구학적 행동 사이의 관계를 보여주는 스웨덴의 YAPS 2009년 자료를 활용한 Evertsson(2014)의 실증연구에서도 여성의 평등한 성역할 인식이 본인의 가사노동시간을 감소시키는 효과가 있다고 나타났다. 가사노동에 관한 문헌연구를 진행한 Coltrane(2000) 역시 1990년대 많은 연구들이 여성의 성역할 인식이 비전통적일수록 평등한 가사분담에 기여한다고 결론내리고 있음을 지적하였다(Coltrane, 2000). 이승주·이소민(2017)은 여성가족패널 자료를 활용하여 여성의 성역할 인식이 전통적이고 보수적이면 부부간 가사노동 분담이 불평등하게 이루어지

고 있음을 밝혔다. 이 외에도 국내 연구에서는 여성의 평등한 성역할 인식이 본인의 가사노동시간을 감소시키지 못한다는 결과가 더 많았다(차성란, 1998; 김진옥, 2008; 허수연, 2008; 이창순, 2014).

여성 본인의 성역할 인식이 본인의 가사노동시간에는 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난 연구들이 많았던 반면, 오히려 이창순(2014)은 남편의 성역할 인식이 평등할수록 아내의 가사노동시간이 통계적으로 유의하게 감소함을 확인하였다. 이와는 달리, 국외의 연구들은 부부 사이에서 남성뿐만 아니라, 여성의 성역할 인식도 평등할수록, 아내의 가사노동시간을 유의하게 감소시키는 효과가 있음을 증명하였다(Presser, 1994; Bianchi et al., 2000; Evertsson, 2014). 이와 같이, 본인의 성역할 인식뿐만 아니라, 배우자의 성역할 인식까지 가사노동시간에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보는 연구들도 있다. 가사분담이라는 것 자체가 남편과 아내가 함께 결정해서 행하는 것이기 때문에, 부부 중 개인의 가사노동은 본인뿐만 아니라 상대방의 의사, 즉 상대방의 성역할 인식 역시 작용한다고 보는 관점에 따른 것이다(임은정, 2019). 하지만, 대체로 본인의 성역할 인식이 상대방의 가사노동시간에 미치는 영향은 남편과 아내가 서로 다를 것이다. 이창순(2014), Bianchi et al.(2000), Evertsson(2014) 등의 연구에서는 여성의 성역할 인식이 남편의 가사노동시간에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났기 때문이다. 반대의 경우, 즉 남성의 성역할 인식이 아내의 가사노동시간에 미치는 영향은 통계적으로 유의미함에도 불구하고 말이다. Presser(1994)의 논문에서만 남편의 가사노동시간에 아내의 평등한 성역할 인식이 정적 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이 논문에서만 이러한 결과가 나온 이유는, 아마 이 연구가 사용하고 있는 자료가 1980년대 후반 자료이기 때문일 것으로 예상된다(임은정, 2019). 이외 다른 연구들은 모두 2000년대 자료를 활용하여 실증분석을 수행하였다.

이렇게 본인과 배우자의 성역할 인식을 동시에 포함하여 가사노동시간에 미치는 영향을 분석한 연구도 있지만, 부부의 성역할 인식이 동시에 작용하는 과정에서 ‘상호작용’에 의해 성역할 인식 효과가 변화하는 과정까지 살펴볼 필요가 있다고 주장하는 연구들도 있다. 다시 말해서, 부부

성역할 인식 간의 상호작용으로 인해, 부부간 가사분담이 역동적으로 변하는 과정을 고려해야 한다는 것이다. 대표적으로 Greenstein(1996)과 차성란(1998)의 연구를 예로 제시할 수 있다. Greenstein(1996)은 본인 성역할 인식에 따라 가사노동 분담을 결정하는 데 있어서 배우자의 성역할 인식이 관건이라고 가설을 세우고, 부부 각자의 성역할 인식과 그 상호작용향을 포함하여 각자 본인의 가사노동 비중에 어떤 영향을 미치는지 확인하였다. 그 결과, 평등한 성역할을 가진 남편의 가사노동 비중은 아내의 성역할에 따라 ‘연속체’로서의 차이가 있음을 밝혔는데, 즉 남편이 본인 성역할 인식에 따라 가사노동을 하는 데 있어, 아내의 성역할 인식에 의해 조절되는 효과가 있다는 것이다(임은정, 2019). 평등한 성역할 인식을 가진 아내와 결혼한 남편의 성역할 인식은 기울기 계수가 커, 본인 성역할 인식이 가사노동 비중에 통계적으로 유의한 영향을 미친 반면, 전통적 성역할 인식을 가진 아내와 결혼한 남편의 성역할 인식은 기울기 계수가 매우 작아서, 남성 본인 성역할 인식이 평등하더라도 가사노동에 거의 기여하지 못하게 됨으로써, 전통적인 성역할 인식의 남성과 가사노동 비중의 차이가 거의 나타나지 않았기 때문에, 성역할 인식이 본인 가사노동 비중에 유의미한 영향을 주지 못하는 것이다. 또한, 부부 모두가 평등한 성역할 인식을 보유한 경우, 남편의 가사노동 참여 비중이 가장 높은 것으로 나타났다. Greenstein(1996)은 이러한 분석결과를 통해 성역할 인식이 가사분담에 동시에 작용하는 데 있어, 남편의 성역할 인식 작용에 아내의 성역할 인식이 조절하는 효과가 있음을 제기함으로써, 부부간 가사노동 분담의 의사결정은 상호 협상의 ‘진행중인 역동적 과정’이라고 강조하였다.

국내 논문으로는 차성란(1998)의 연구도 부부 성역할 인식의 상호작용향이 아내와 남편의 가사노동시간에 영향을 미치는지 확인하였는데, 아내의 가사노동시간에는 상호작용향이 유의미한 영향이 없는 반면(아내 성역할 인식이 본인 가사노동시간에 미치는 영향에 있어 남편의 성역할 인식에 의해 조절되는 영향이 유의하지 않았음), 남편의 가사노동시간에는 영향을 미치는 것으로 나타났다(임은정, 2019). 즉, 남편의 성역할 인식이 본인의 가사노동시간을 증가시킴에 있어서 아내의 성역할 인식이

조절작용을 하는 것이다. 남편이 평등한 성역할 인식을 갖고 있어도, 아내의 성역할 인식이 보수적이면, 남편의 가사노동시간은 거의 늘어나지 않았다. 반면, 평등한 성역할 인식의 남편은 상대적으로 자유롭게 가사노동시간을 조절하는 것으로 나타났으며, 그 결과 평등한 성역할 인식의 여성과 결혼한 평등한 남성이 가장 많은 시간의 가사노동을 하는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과로부터, 차성란(1998)은 남편의 성역할 인식이 작용하는 데 있어 부인의 성역할 인식이 중요하게 작용함을 보여주었다.

위의 상호작용 효과를 본 논문들은 부부의 성역할 인식이 동시에 작용하는 데 있어, 상호작용으로 인해 그 효과가 바뀌는 것으로 이해하고, 그에 따라 상호작용 효과가 있음을 단순히 밝혔지만, 더 나아가 이러한 결과는 부부의 성역할 인식이 분명 함께 작용하지만, 선형관계를 살펴봄에 있어서 나타나지 않았던 효과가 배우자의 성역할 인식에 조절효과로 작용하기 때문에 보이지 않았던 경우이거나, 배우자 성역할 인식의 조절효과 때문에 본인의 성역할 인식 효과가 보이지 않은 경우가 있음을 암시하는 대목으로도 이해할 수 있다(임은정, 2019). 즉, 부부의 성역할 인식이 서로에게 분명히 작용하지만, 단순 회귀분석을 통해 나타나지 않는 효과는 조절효과로서 작용하거나, 또는 배우자 성역할 인식의 조절효과로 정확히 추정되지 않을 가능성이 있다는 것이다.

본 장의 연구에서는 상호간 조절효과를 살펴보기 이전에 우선 부부의 성역할 인식을 병렬적으로 독립변수로 구성함으로써 부부의 가사 및 돌봄 분담에 어떤 영향을 미치는지를 분석하고자 한다.

제3절 부부간 성역할 인식이 가사노동시간에 미치는 영향

1. 분석자료

본 장의 연구에서는 한국노동연구원이 제공하는 「한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)」 17차년도(2014년) 부가조사(시

〈표 3-1〉 성역할 인식 요인

성역할 인식 항목	설명
성역할 인식 1	남자는 직장을 가지고 여자는 가정을 돌보는 것이 가장 이상적이다.
성역할 인식 2	주부도 직장을 다녀야 부부관계가 평등해진다.
성역할 인식 3	취학 전 자녀를 둔 주부가 일을 하면 자녀에 부정적인 영향을 줄 것이다.
성역할 인식 4	맞벌이 부부는 집안일도 공평히 분담해야 한다.
성역할 인식 5	부부라도 수입은 각자 관리해야 한다.
성역할 인식 6	같이 사는 주택은 부부공동명의로 해야 한다.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널 1~20차년도 조사자료 통합설문지』.

간사용과 삶의 질) 자료를 활용하여 실증분석을 실시하였다. 『한국노동패널』 17차년도 부가조사 자료는 근로시간 현황 및 단축, 일상적인 시간 배분 및 선호, 시간제 근로, 가사노동시간, 성역할 인식 및 삶의 질, 여가시간, 휴일·휴가 사용 등이 조사됨으로써, 부부간 성역할 인식과 가사노동 배분 사이의 관계를 분석하기에 적합한 정보를 제공하고 있다.

우선 본 연구에서 관심 있는 성역할 인식과 관련하여 KLIPS는 총 6개 항목에 대해 4점 척도(전혀 그렇지 않다/별로 그렇지 않다/조금 그렇다/매우 그렇다)로 질문하고 있다. 구체적인 요인은 다음과 같다.

본 연구에서는 4점 척도의 점수가 높을수록 성역할 인식에 대해 남녀 평등적 인식을 하는 것으로 분석을 하고자, 첫 번째 성역할 인식과 세 번째 성역할 인식을 역코딩(5에서 4점 척도 점수를 뺀 값)하여 분석에 활용하였다. 그리고 재산 및 수입배분의 인식과 관련이 깊은 다섯 번째 성역할 인식과 여섯 번째 성역할 인식 변수는 가사노동분담과는 다소 거리가 있는바, 본 장의 연구에서는 제외하였다.

가사노동분담과 관련된 종속변수는 가사노동에 투입한 시간을 활용하고자 한다. KLIPS 17차년도(2014년) 조사에서는 일상생활과 관련된 시간 활용조사를 30분 단위로 총 7개 분야에 대해 측정하였다. 이 중 가사 관련 분야에서는 ① 자녀 돌보기(씻기기, 재우기, 놀아주기, 데려다주고 데려오기, 공부시키기), ② 자녀 외 가족 돌보기(환자 간병 포함, 식사 준비 제외), ③ 가사활동(식사준비, 세탁, 청소, 시장보기, 은행 및 관공서 일보

기 등) 등 세 가지로 나누어 조사하였는데, 본 연구에서는 이 세 가지 가사 관련 생활시간을 합하여 가사노동시간으로 간주하였다. 여성과 남성의 가사노동시간(하루 중 시간) 및 가구내 총 가사노동시간 중 남성과 여성이 각각 차지하는 비중(백분율, %)을 종속변수로 하여 본인 및 배우자의 성역할 인식이 미치는 영향을 추정하고자 한다.

부부간 성역할 인식이 가사노동시간에 미치는 영향을 분석하기 위해, 성역할 인식 변수 외에 연령, 교육수준, 본인 및 배우자의 일자리 관련 생활시간(통근/통학 시간, 주된 취업활동 시간, 부업 시간, 구직활동 시간), 맞벌이 여부, 6세 미만 자녀 수, 6~18세 자녀 수, 거주지역 등을 통제하였다.

2. 분석결과

본 장에서 부부간 성역할 인식과 가사노동 배분 사이의 관계를 분석하기 위해서는 부부 상호간 가사노동시간 및 성역할 인식에 영향을 미칠 수 있는 다양한 경로에 대한 통제가 필요하다. 특히, 본인뿐만 아니라 배우자의 성역할 인식이 본인의 가사노동시간 및 부부간 배분에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 분석을 수행하고자 한다. 이상의 분석을 위해, 본 연구에서는 기혼남성과 기혼여성 집단으로 구분하여 각 집단에서 본인 및 배우자의 성역할 인식이 가사노동시간에 어떠한 영향을 미치는지 최소자승 회귀분석을 통해 하고자 한다.

<표 3-2>는 성역할 인식이 가사노동시간에 미치는 영향을 분석한 추정결과를 보여주고 있다. 여기서 성역할 인식 변수는 앞서 제시한 네 가지 성역할 인식 변수들(성역할 인식 1~성역할 인식 4)의 평균값을 활용하였다. 우선, 어떠한 인구통계학적 요소들의 통제 없이 본인 및 배우자의 성역할 인식 변수만을 활용한 모형 (1)의 분석결과를 살펴보면, 여성의 경우에는 본인의 성역할 인식수준은 가사노동시간에 영향을 못 미치는 반면, 배우자의 성역할 인식수준은 높아질수록, 즉 평등해질수록 가사노동시간이 감소하는 것으로 나타났다. 반대로, 남성의 경우에는 본인의 성역할 인식수준이 높아질수록 가사노동시간이 증가하는 것으로 나타났다. 이로부터, 부부간 성역할 인식이 가사노동 배분에 미치는 영향에 있

어서, 남편의 인식수준만이 통계적으로 유의한 영향을 미치며, 인식수준이 높아질수록 가사노동 배분 역시 보다 평등해진다는 것을 유추할 수 있다. 모형 (1)의 분석에 앞서 언급한 통제변수들을 통제한 모형 (2)의 결과를 살펴보면, 모형 (1)의 결과와는 달리, 여성의 경우에 남편의 성역할 인식이 가사노동시간에 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 이는 아마도 성역할 인식 변수에 약간 성격이 다른 네 가지 요인이 혼재되어 있기 때문일 수 있다. 따라서 성역할 인식 요인별로 구분된 분석이 수행될 필요가 있는바, 이는 이후 분석에서 다루기로 한다.

〈표 3-2〉 성역할 인식이 가사노동시간에 미치는 영향

종속변수: 가사 관련 생활시간		모형 (1)		모형 (2)	
		여성	남성	여성	남성
성역할 인식 (1~4 항목 평균)	본인 배우자	-0.094 -0.756***	0.205*** 0.038	0.163 -0.096	0.169*** -0.013
연령				-0.018***	-0.017***
교육수준 (기준: 중졸 이하)	고졸			-0.234**	-0.072
	전문대졸			-0.19	-0.132*
	대졸 이상			-0.18	0.036
일자리 관련 생활시간	본인 배우자			-0.302*** 0.067***	-0.108*** 0
맞벌이 여부(1=맞벌이)				-0.388***	0.043
6세 미만 자녀 수				2.122***	0.538***
6~18세 자녀 수				0.443***	0.063**
거주지역 (기준: 수도권)	충청권			-0.926***	-0.024
	호남권			-0.942***	-0.103
	대경권			-0.218	-0.083
	동남권			-0.327***	0.025
	강원 제주권			-0.579**	-0.123
상수항		6.606***	0.053	5.677***	1.879***
결정계수		0.009	0.004	0.486	0.214
관측치수		3,616	3,613	3,615	3,613

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정치가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 17차년도(2014년) 자료.

모형 (2)의 추정결과를 구체적으로 살펴보면, 개인의 연령이 많아질수록 남녀 모두 가사노동시간을 줄이는 것으로 나타났다. 일자리 관련 생활시간과 관련해서는 본인의 시간이 증가하면 남녀 모두 가사노동시간이 줄어드는 반면, 배우자의 일자리 관련 생활시간이 늘어나는 것은 여성의 가사노동시간만 증가시키는 것으로 나타났다. 다시 말해서, 여성의 경우에는 남편의 일 관련 시간이 증가하면 가사노동시간을 늘려서 부담하는 반면, 남성의 경우에는 아내의 일 관련 시간이 증가해도 가사노동시간을 늘리지 않음을 의미한다. 맞벌이 여부 역시 맞벌이를 하는 경우 여성의 가사노동시간은 줄어드는 반면, 남성의 가사노동시간에는 변함이 없는 것으로 추정되었다. 이로부터, 한국 사회에서 부부간 가사노동은 상당히 불평등한 구조로 배분되고 있음을 유추해 볼 수 있다. 자녀 수와 관련해서는 남녀 모두 자녀 수가 증가할수록 가사노동시간은 증가하는 것으로 추정되었으나, 그 수준이 남성이 여성보다 현저히 작은바, 자녀돌봄을 위한 가사노동 역시 여성에게 가중되어 있을 가능성을 제기할 수 있다.

<표 3-3>은 성역할 인식이 부부간 가사노동 비중에 어떠한 영향을 미치는지 분석한 결과이다. 여기서 성역할 인식은 앞선 분석과 마찬가지로 네 가지 성역할 인식 요인의 평균값을 활용하였으며, 종속변수인 가사노동 비중은 부부간 총 가사노동시간(본인 및 배우자의 가사노동시간의 합) 중 본인의 가사노동시간이 차지하는 비중(%)을 의미한다. 앞선 가사노동시간에 미치는 영향에 대한 분석결과와 상당히 유사하게 추정되었으나, 몇 가지 다르면서 특이한 점이 있어서 이를 중심으로 언급하고자 한다. 우선, 성역할 인식수준과 관련하여, 여성의 경우에도 배우자의 인식수준이 증가하면 가사노동시간 비중이 감소하는 것으로 추정되었다. 앞서 가사노동시간을 줄이지는 못하는 것으로 추정되었으나, 부부간 성역할 인식에서 남편의 인식수준이 높아지면 본인의 가사노동시간을 증가시키기 때문에 여성의 가사노동시간 비중은 감소하는 효과가 나타나게 된다. 연령이 증가하게 되면, 남녀 모두 가사노동시간을 줄이는 것으로 나타났는데, 상대적 비중은 여성이 증가하는 것으로 추정되었다. 맞벌이를 하는 경우에는 여성의 가사노동시간만이 감소하는 것으로 추정되었는데, 부부간 상대적 비중을 살펴보면, 오히려 여성의 가사노동시간 비중은 증가하

고 남성의 비중은 감소하는 것으로 추정되었다. 반면, 6세 미만 자녀 수가 증가하면, 남성의 가사노동시간 비중이 상대적으로 증가하는 것으로 추정되었다. 자녀 돌봄에 있어서 시간적 측면에서는 여성이 훨씬 많은 시간을 증가시키지만 그것이 상대적인 비중에는 큰 영향을 주지 못하는 것으로 해석이 가능하다. 이는 아마도 육아와 관련된 시간활용을 남성이 거의 안 하고 있기 때문인 것으로 사료된다. 이상의 결과로부터, 부부간 성역할 인식이 가사노동 배분에 미치는 영향에 있어서 남성의 성역할 인식수준이 중요하다는 점을 확인할 수 있었다.

〈표 3-3〉 성역할 인식이 부부간 가사노동 비중에 미치는 영향

종속변수: 가사 관련 생활시간 비중(본인+배우자)		모형 (1)		모형 (2)	
		여성	남성	여성	남성
성역할 인식 (1~4 항목 평균)	본인	-0.727	4.657***	0.381	2.923***
	배우자	-4.666***	0.741	-2.906***	-0.429
연령				0.197***	-0.210***
교육수준 (기준: 중졸 이하)	고졸			1.137	-1.295
	전문대졸			-1.322	-2.736**
	대졸 이상			-1.489	0.631
일자리 관련 생활시간	본인			-0.912***	-1.445***
	배우자			1.448***	0.921***
맞벌이 여부(1=맞벌이)				2.378**	-2.400**
6세 미만 자녀 수				-3.097***	3.346***
6~18세 자녀 수				-0.235	0.34
거주지역 (기준: 수도권)	충청권			-1.563	1.577
	호남권			-2.488**	2.687**
	대경권			0.981	-0.682
	동남권			-0.728	0.862
	강원 제주권			0.647	-0.595
상수항		102.917***	-2.95	78.538***	23.194***
결정계수		0.01	0.01	0.177	0.176
관측치수		3,479	3,476	3,478	3,476

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정치가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 17차년도(2014년) 자료.

〈표 3-4〉 성역할 인식 항목별 가사노동시간 및 비중에 미치는 영향

		종속변수: 시간		종속변수: 비중	
		여성	남성	여성	남성
본인	성역할 인식 1	-0.002	0.042	-1.232***	0.808*
	성역할 인식 2	-0.021	-0.03	0.991**	-0.482
	성역할 인식 3	-0.031	0.009	-0.111	0.071
	성역할 인식 4	0.278***	0.147***	0.980**	2.538***
배우자	성역할 인식 1	-0.094*	0.074***	-0.804*	1.191***
	성역할 인식 2	0.054	-0.107***	0.504	-0.986**
	성역할 인식 3	0.016	0.011	-0.075	0.11
	성역할 인식 4	-0.017	0.018	-2.541***	-0.987**
결정계수		0.490	0.224	0.189	0.188
관측치수		3,613	3,611	3,476	3,474

주: 1) 통제변수로 연령, 교육수준, 본인 및 배우자의 일자리 관련 생활시간(통근/통학 시간, 주된 취업활동 시간, 부업 시간, 구직활동 시간), 맞벌이 여부, 6세 미만 자녀 수, 6~18세 자녀 수, 거주지역 등을 활용함(자세한 추정결과는 <부표 3-1> 참조).

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정치가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 17차년도(2014년) 자료.

〈표 3-4〉는 성역할 인식을 4개 요인별로 구분하여 각각의 요인이 가사노동시간 및 비중에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 분석결과를 보여주고 있다. 본인의 가사노동시간에 영향을 미치는 성역할 인식 요인은 네 번째 요인(맞벌이 부부는 집안일도 공평히 분담해야 한다)인 것으로 나타났다. 해당 인식수준이 높아질수록 남녀 모두 가사노동시간을 증가시키는 것으로 추정되었다. 가사노동시간에 영향을 미치는 배우자의 성역할 인식 요인은 성별로 다소 차이가 있는 것으로 나타났다. 여성의 경우에는 남편의 첫 번째 성역할 인식 요인(남자는 직장을 가지고 여자는 가정을 돌보는 것이 이상적이다(역코딩))에 대한 인식수준이 높아질수록, 즉 평등해질수록 가사노동시간을 줄이는 것으로 나타났다. 반면, 남성의 경우에는 첫 번째 요인이 높아지면 가사노동시간을 증가시키고, 두 번째 성역할 인식 요인(주부도 직장을 다녀야 부부관계가 평등해진다)이 높을

수록 가사노동시간을 줄이는 것으로 나타났다. 세 번째 인식 요인(취학 전 자녀를 둔 주부가 일을 하면 자녀에 부정적인 영향을 줄 것이다(역코딩))은 남녀 모두 본인 및 배우자의 인식수준이 가사노동시간에 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다.

부부간 가사노동시간 비중에 대한 분석결과를 살펴보면, 앞서 살펴본 가사노동시간에 대한 분석결과와 대동소이함을 확인할 수 있다. 다만, 배우자의 네 번째 성역할 인식 요인(맞벌이 부부는 집안일도 공평히 분담해야 한다)도 가사노동시간 비중을 줄이는 역할을 하는 것으로 나타났다. 이로부터, 주로 여성의 경제활동 참여와 관련된 성역할 인식 요인들(첫 번째 요인과 네 번째 요인)에 대한 인식수준이 부부간에 평등할수록 가구내 가사노동이 비교적 평등지향적으로 배분된다는 것을 확인할 수 있었다.

제4절 소 결

본 장의 연구에서는 부부간 성역할 인식의 수준이 가사노동 배분에 어떠한 영향을 주는지를 살펴보았다. 구체적으로, 본 연구에서 활용된 성역할 인식 요인은 네 가지이다. 첫 번째 요인은 “남자는 직장을 가지고 여자는 가정을 돌보는 것이 가장 이상적이다”에 대한 인식수준으로 역코딩하여 수치가 높을수록 평등지향적인 수준인 변수로 조작적 정의하였다. 두 번째 요인은 “주부도 직장을 다녀야 부부관계가 평등해진다”에 대한 인식수준이며, 세 번째 요인은 “취학 전 자녀를 둔 주부가 일을 하면 자녀에게 부정적인 영향을 줄 것이다”에 대한 인식수준으로, 세 번째 요인 역시 역코딩하여 수치가 높을수록 평등지향적이라도 조작적 정의하였다. 마지막으로, 네 번째 요인은 “맞벌이 부부는 집안일도 공평히 분담해야 한다”에 대한 인식수준을 활용하였다.

첫 번째로, 위 네 가지 성역할 인식 요인들의 평균값으로 측정한 전반적인 성역할 인식수준이 가사노동시간 및 비중에 미치는 영향을 분석한

결과에 따르면, 부부간의 인식수준 중 남성의 인식수준이 얼마나 평등지향적인지에 따라서 가사노동시간 및 비중이 변화하는 것으로 추정되었다. 반면, 여성의 인식수준 변화는 본인 및 배우자(남편)의 가사노동시간에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 한국 사회에서 여전히 남성들은 전통적인 성역할 인식에 잠재되어 있으며, 이러한 전통적 인식에서 남성들이 벗어나는 것이 부부간 가사노동을 보다 평등지향적으로 변화시키는 원동력이 될 수 있음을 시사한다.

두 번째로, 본 분석에서 활용된 네 가지 성역할 인식 요인별로 가사노동시간 및 비중에 미치는 영향을 살펴본 분석결과에 따르면, 주로 첫 번째 요인과 네 번째 요인이 주된 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로, 이 두 요인에 대한 인식수준이 평등해질수록, 가사노동 배분 역시 평등지향적으로 변화한다는 추정결과를 얻을 수 있었다. 첫 번째 요인과 네 번째 요인은 여성의 경제활동 참여에 대한 당위성 및 이 경우 가사노동 배분에 대한 평등지향성을 판단하는 지표들인바, 이러한 요인들에 대한 인식수준이 높아지는 것이 부부간 가사노동 배분에 평등지향적인 영향을 미친다는 분석결과로부터, 부부간 성역할 인식의 조합에 따라서 여성들의 경제활동 참여가 어떻게 달라지는지를 살펴본 연구들과 상관성이 상당히 높다고 할 수 있다. 따라서 이후 본 보고서에서 논의될 노동시장에 대한 내용의 출발점을 부부간, 즉 가구 내 활동으로 제시했다는 점에서 본 장의 연구 의의가 있다 하겠다.

〈부표 3-1〉 성역할 인식 항목별 가사노동시간 및 비중에 미치는 영향

		종속변수: 시간		종속변수: 비중	
		여성	남성	여성	남성
본인	성역할 인식 1	-0.002	0.042	-1.232***	0.808*
	성역할 인식 2	-0.021	-0.03	0.991**	-0.482
	성역할 인식 3	-0.031	0.009	-0.111	0.071
	성역할 인식 4	0.278***	0.147***	0.980**	2.538***
배우자	성역할 인식 1	-0.094*	0.074***	-0.804*	1.191***
	성역할 인식 2	0.054	-0.107***	0.504	-0.986**
	성역할 인식 3	0.016	0.011	-0.075	0.11
	성역할 인식 4	-0.017	0.018	-2.541***	-0.987**
연령		-0.018***	-0.017***	0.195***	-0.202***
교육수준 (기준: 중졸 이하)	고졸	-0.231**	-0.065	1.199	-1.184
	전문대졸	-0.184	-0.129*	-1.048	-2.573**
	대졸 이상	-0.16	0.012	-0.916	0.369
일자리 관련 생활시간	본인	-0.298***	-0.108***	-0.901***	-1.446***
	배우자	0.068***	0	1.449***	0.911***
맞벌이 여부(1=맞벌이)		-0.382***	0.063	2.083**	-2.111**
6세 미만 자녀 수		2.102***	0.535***	-3.127***	3.368***
6~18세 자녀 수		0.425***	0.062**	-0.279	0.377
거주지역 (기준: 수도권)	충청권	-0.939***	0.001	-1.945*	1.967*
	호남권	-0.983***	-0.110*	-2.279*	2.471**
	대경권	-0.185	-0.115	1.396	-1.105
	동남권	-0.264***	0.054	-0.997	1.122
	강원 제주권	-0.468**	-0.088	0.358	-0.304
상수항		5.206***	1.754***	78.398***	22.843***
결정계수		0.490	0.224	0.189	0.188
관측치수		3,613	3,611	3,476	3,474

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정치가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 17차년도(2014년) 자료.

제 4 장

여성의 노동시장 참여유형과 성역할 인식 간의 관계 연구

제1절 문제제기

다양한 사회현상을 이해함에 있어서 여성의 노동시장 참여 및 경제활동 상태는 중요한 이론적·정책적 함의를 제공한다. 예를 들어, 만혼 및 비혼, 이혼, 그리고 저출산 및 보육 등과 같은 다양한 사회적 문제는 불가피하게 여성의 경제활동 상태와 관련하여 원인이면서 동시에 결과로서 직접·간접적으로 관련을 맺고 있다. 따라서 한국뿐만 아니라 서구 선진국에서도 지난 30여 년 동안 다양한 경험적 연구들은 앞서 언급한 다양한 사회문제들이 여성의 경제활동 상태에 어떻게 영향을 미치며, 또한 반대로 어떠한 문제를 야기하는지에 초점을 두어 왔다.

대부분의 선행연구가 특정 시점(예: 출산시점)에서 여성의 경제활동상태에 대한 원인과 결과를 이해하는 데 많은 공헌을 하였음에도 불구하고(Desai and Waite, 1991; Felmlless, 1984; 1993), 생애주기에 걸쳐서 여성들의 취업유형과 그 역동성을 밝히고 그 특성을 이해하기 위한 연구는 비교적 제한적으로 수행되었다고 할 수 있다(민현주, 2012). 즉, 시간의 흐름에 따라 여성의 경제활동 변화를 연속적으로 이해하기 위한 노력의 부재는 여성들의 경제활동상태를 둘러싼 다양한 요인들을 이해하고 서로간의 인과관계를 규명하는 데 많은 한계를 제시하고 있다. 뿐만 아니라, 선

행연구들은 여성의 경제활동상태를 ‘취업’과 ‘미취업’의 이분법적으로 이해하고, 여성을 단순히 취업여부에 따라 양극단의 두 집단으로 구분하는 한계를 지니고 있다. 이러한 이분법적 유형화는 취업과 미취업 간의 연속적 이동을 무시하고, 특정 시점에서의 취업 또는 미취업을 여성들이 생애 주기에 걸쳐서 경험하는 경제활동상태의 전체 모습으로 이해하게 함으로써 여성고용의 형태를 지나치게 단순화하는 위험이 있다(민현주, 2012). 아울러, 여성 개인의 성역할 인식, 더 나아가 기혼여성의 경우 배우자의 성역할 인식과의 조합이 여성의 경제활동상태에 다양한 영향을 미칠 것이다.

본 장의 연구는 이러한 문제의식하에 민현주(2012)와 마찬가지로, 한국 기혼여성들의 출산시기를 전후로 경제활동상태 변화의 궤적(trjectories)을 분석하고자 한다. Nagin(1999)이 제안한 집단중심추세모형(group-based trajectory method)을 적용하여, 첫째 자녀 출산시점을 기준으로 이전 3년과 이후 7년, 총 10년간의 기간 동안 여성들이 지속적으로 경험하는 경제활동상태에 대한 의사결정과정을 유형화하고, 그 특성을 분석하고자 한다. 이와 더불어, 유형별 특성에 여성(또는 부부간)의 성역할 인식이 어떠한 영향을 미치는지를 면밀히 살펴봄으로써, 본 연구에서는 여성이 출산 전후 경험하는 경제활동에 대한 의사결정과 성역할 인식 사이의 관계를 규명하고자 한다.

본 장에서 분석기간을 임신 및 출산, 그리고 양육기간으로 설정한 주된 이유는 한국 여성들의 노동시장 이탈시점, 즉 경력단절 시기가 자녀출산 및 영유아기 양육과 관련된 시기와 밀접하게 연결되어 있기 때문이다. 한국 여성들은 전통적으로 결혼이나 출산을 즈음하여 노동시장을 이탈하는 추이를 나타내왔다(민현주, 2012). 이러한 이유로, 본 장의 연구에서는 출산을 둘러싼 여성들의 경제활동상태 변화유형을 조명함과 동시에, 그것과 성역할 인식 사이의 관계를 규명함으로써, 이후 생애기간에 걸친 여성의 경제활동 변화추이를 이해하는데 있어서 성역할 인식의 중요성을 강조하고, 정책적 시사점을 제시할 수 있을 것으로 기대한다.

제2절 선행연구

Bianchi and Spain(1996)에 의하면, 여성들의 교육수준 증가와 함께 출산자녀 수가 감소하고, 동시에 여성들의 경제활동 참여가 활발해졌음에도 불구하고, 여전히 노동시장에 참여하는 여성의 수는 남성의 수보다 더 적으며, 여성이 남성보다 경제활동의 단절을 더 많이 경험하고 있다(민현주, 2012). 학자들에 따르면, 이러한 불일치는 남성과 여성의 경제활동상태를 결정하는 것은 가족 내 여성의 역할이라는 가정에 기반하고 있기 때문에, 자녀출산 및 양육과 여성의 경제활동상태, 특히 취업여부 사이의 부정적 관계를 강조한다(Brewster and Rindfuss, 2000; Cohen and Bianchi, 1999; Nakamura and Nakamura, 1994). 한국보다 여성의 취업률과 취업 연속성이 더 높은 미국의 경우도 1990년대 초반에 첫 임신 중에 취업하고 있었던 여성들의 1/3이 첫 출산 이후 일자리를 그만두었거나 직장에서 비자발적 사퇴를 경험한 것으로 나타났다(Smith et al., 2001). Smith et al. (2001)에 따르면, 출산을 전후하여 여성들이 일자리 유지 또는 노동시장 이탈을 결정함에 있어서 근로환경뿐만 아니라 사회적·제도적 환경, 그리고 가족적 요인 등에 의해서 영향을 많이 받게 된다. 구체적으로, 모성보호 관련 법제정 여부, 기업 내 일·가정 양립 관련 프로그램 활용 여부, 지역사회 수준에서의 공공보육시설 활용가능 여부, 그리고 가족구성원의 돌봄 노동 제공 여부 등이 다양한 환경요인이 될 수 있을 것이다.

특히 한국과 같이 여성만이 경험하는 생애사건에 대한 노동시장에서의 제도적 지원이 부족한 경우에는 출산과 자녀양육 시기 동안 여성 취업형태는 더욱 두드러지게 여성화된(gendered) 특성을 나타낼 수밖에 없는 것으로 이해된다(Brinton, 2001). 노동시장에서 여성의 모성보호와 일·가정 양립 관련 제도적 지원의 부족과 여성에 대한 비가시적 차별적 제도와 관행은 생애사건들 중에서 임신과 출산이라는 여성만이 경험하는 특별한 사건에 직면하여 한국 여성들이 서구 선진국 여성들에 비해 취업과 출산 및 육아를 병행하는 것을 더욱 어렵게 하는 요인이 되고 있다(민현주,

2012).

그러나 동시에, 취업을 유지하는 여성들과 가사일에 전념하는 여성들 사이에는 ‘자기선택(self-selection)’에 의한 효과가 크게 자리잡고 있을 수 있음을 다양한 선행연구들은 지적하고 있다(민현주, 2012; Becker, 1991; Shaw, 1994). 예컨대, 인적자원의 수준이 높을수록 여성들은 출산을 경험 하여도 노동시장에서 이탈할 가능성이 낮을 것이며, 이는 일반적으로 인적자본 수준이 높은 여성들이 노동시장을 떠나는 비용이 상대적으로 높기 때문일 것으로 이해되고 있다(민현주, 2012; Becker, 1991).

그러나 여성들의 인적자원에 대한 투자는 이미 본인이 노동시장에 계속 참여할지 아니면 가사노동에 전념할지에 대한 개인의 선호가 반영된 결정일 수도 있다. Desai and Waite(1991)는 청소년기에 본인의 미래 성인기 노동시장 참여에 대한 열망이 강했던 여성들이 첫 임신과정에서 노동시장을 이탈할 확률이 통계적으로 유의하게 낮아진다는 점을 강조하였다(민현주, 2012).

이러한 자기선택적 접근은 여성들은 일반적으로 ‘지속적 취업형’(Shaw, 1994)과 ‘가족지향적 전업주부’(Klerman and Leibowitz, 1999)로 구분될 수 있다는 점을 의미하며, 취업에 대한 취향은 개인에 따라 다양하지만, 생애주기 동안에는 비교적 안정적으로 유지된다는 점을 강조한다. 그러나 인적자원이나 취향이 여성들의 노동시장 참여와 이탈의 결정에 미치는 효과를 시간의 흐름에 따라 연속적으로 분석한 선행연구는 매우 드문 편이다(Hynes and Clarkberg, 2005). 다시 말해서, 노동시장 참여와 가사노동 전념에 대한 여성 개인의 선호도가 생애주기에 걸쳐서 안정적으로 유지되는지, 아니면 생애사건에 의해 선호도가 영향을 받으며 변화하는지에 대한 실증연구는 아직 활발하게 이루어지지 못한 실정이다.

다만, 몇몇 연구들이 여성취업의 궤적을 기술적으로 연구하였으며, 이들 연구에 따르면 여성의 취업결정을 취업-미취업이라는 두 가지 유형에 맞추어 이해하는 것은 문제라는 점을 지적하고 있다(민현주, 2012; Vandenheuvell, 1997). Hynes and Clarkberg(2005)는 여성의 경제활동상태 변화궤적 분석에 처음으로 Nagin(1999)의 집단중심추세모형을 적용함으로써, 미국 여성들의 자녀 출산은 여성들의 경력단절에 영향을 주는 중

요한 생애사건임을 강조하면서, 출산으로 인한 경력단절은 둘째 출산보다는 첫째 출산에서 더욱 두드러진다는 점을 확인하였다(민현주, 2012).

이상에서 살펴본 외국의 연구들과 마찬가지로, 한국 여성의 경제활동상태 변화에 관한 연구들도 결혼 및 출산을 전후로 단절적 경제활동상태 변화에 초점을 두고 있다(박경숙·김영혜, 2003; 박수미, 2003; 한준·장지연, 2000). 이들 연구는 주요한 생애사건을 중심으로 여성들의 노동시장 이탈과 재취업으로의 상태변화를 결정하는 요인들을 밝혀내는 데 초점을 두면서, 한국 여성들의 결혼, 출산, 그리고 가정 내 어린 자녀 돌봄의 역할은 노동시장 참여의 가능성을 유의미하게 낮추는 주된 요인이라는 점을 강조하고 있다(민현주, 2012). 특히, 박경숙·김영혜(2003)는 사건연쇄분석(Event-sequence analysis) 방법에 회고력 자료를 활용함으로써, 여러 세대에 걸친 여성들의 경제활동상태 변화를 유형화하였으며, 출산 및 자녀 양육기간 동안의 여성들은 전통적인 노동시장 이탈, 즉 경력단절 유형에 집중되는 경향이 있음을 보였다. 이와 동시에, 최근 결혼한 코호트일수록, 일·가정 양립형으로 분류되는 사례가 다른 결혼 코호트보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 다만, 이들 연구에서는 일과 가족 내 역할을 양립하는 가운데 취업의 형태와 그 내용에서 어떠한 변화¹⁾를 경험하는가에 대한 논의는 제시되고 있지 않으며, 여성들의 취업유형화가 연속적 과정으로서의 경험을 분류하기보다는 단절적 상태변화를 명목적으로 분류하였다는 점에서(민현주, 2012), 본 장의 연구가 제기하는 연속적 변화의 궤적을 이해하는 것에는 한계를 내포하고 있다.

한국 여성들의 경제활동상태 동학(dynamics)에 관한 선행연구들의 결과들을 바탕으로 해외 국가들의 여성 경제활동상태 동학과 비교하면, 크게 두 가지의 상반된 논의로 정리된다(박경숙·김영혜, 2003; 박수미, 2003; 민현주, 2007; 김혜영 외, 2010; Brinton, 2001). 하나의 논의는 한국 여성들의 경제활동상태 동학이 해외 여성들에 비해 약하다는 것을 강조하는 연구들이고, 다른 하나의 논의는 해외 여성들에 비해 경제활동상태

1) 예를 들어, 임신기간 또는 집중적인 양육시기에 지속적으로 취업상태를 유지하면서 근로시간을 단축하거나 단시간 근로형태로 이직하는 등 근로형태 및 근로시간을 조절하는 경우를 생각해 볼 수 있다.

변화가 더 역동적이라는 점을 강조하는 연구들이다(민현주, 2012).

전자의 논의에 해당하는 연구들은 한국 여성들의 가족중심적 가치관과 더불어, 제도적으로 완비되지 못한 (또는 제도 활용이 용이하지 못한) 일·가정 양립 지원제도로 인해, 여성들의 경제활동상태 변화의 역동성이 약하게 된다는 점을 강조한다. 한국 여성들은 해외 선진국 여성들에 비해 출산 및 양육과 관련하여 전통적·보수적 가치관을 가지고 있는 경우가 많으며, 이러한 이유로 출산과 양육시기에 노동시장을 이탈할 가능성이 높아진다는 점이 강조된다. 특히, 자녀의 교육과 관련하여 교육의 질에 대한 가치를 높게 부여하는바, 이러한 인식이 한국 여성들의 경력단절 기간을 장기화하는 주요 원인이라는 점을 지적하고 있다. 아울러 노동시장에서 여성과 남성 근로자들의 일·가정 양립을 지원하는 실효성 높은 제도의 미비는 출산을 전후로 노동시장을 이탈하는 데 큰 영향을 미치며, 어린 자녀의 양육시기 동안 재취업 가능성도 낮추는 경향이 있다(민현주, 2012). 이와 같이, 한국 여성들의 자녀 양육 및 교육으로 인한 장기적 경력단절은 경제활동상태 변화(예: 취업-미취업-취업 간의 전환과 일자리 및 직업 간 이동)를 해외 선진국의 여성들에 비해 그 변화폭을 낮추는 데 기여하게 된다.

후자의 논의에 해당하는 연구들은 한국 여성들이 해외 선진국의 여성들에 비해 경제활동상태의 변화가 더 자주 발생하느냐, 경제활동상태 변화궤적이 보다 다양하게 나타날 수 있느냐는 결론과 맞닿아 있다. 노동시장에서 여성들의 불리한 위치로 말미암아 안정적 일자리로의 취업이 용이하지 못한바, 단기간 또는 단시간 근로를 중심으로 노동시장에 진입하여 취업하는 경향이 있다. 뿐만 아니라, 경제적 사유로 인해 노동시장에 참여하여 소득을 얻을 수밖에 없는 여성들은 임신·출산·양육시기 동안에도 반복적으로 취업과 미취업 상태를 이동하는 경제활동상태의 변화를 나타내는 경향이 있다. 특히, 이와 같은 논의하에서는 저소득층 또는 저학력 여성들의 경제활동상태에 초점을 두어 이들의 역동적인 변화가 한국 여성들의 전반적인 경제활동상태 변화궤적을 보다 다양하게 발생시키는 원인이 될 수 있다는 정책적 시사점을 도출할 수 있다.

이상에서 살펴본 선행연구들은, 분석결과에서는 직접적으로 제시하지

못함에도 불구하고, 여성이 생애주기 동안에 경험하는 노동시장의 참여 여부와 형태는 이제까지 진행되어온 이론적·경험적 논의들보다는 훨씬 더 복잡하고 연속적이며, 다양한 형태를 나타낸다는 점을 강조하며, 이러한 연속적 경험으로서의 취업유형을 이해하기 위한 후속연구의 필요성을 강조한다(민현주, 2012). 일반적인 이분법적 유형화에서는 임신·출산·양육시기 동안에도 노동시장에 지속적으로 참여하는 여성들이 있는 반면, 해당 시기에 노동시장에서 이탈하여 지속적으로 가사노동에만 전념하는 여성들이 있다. 하지만 사회에는 이들 양극단 사이에 얼마든지 다양한 형태의 경제활동상태 변화유형이 존재할 수 있다. 예컨대, 임신 및 출산과 동시에 노동시장을 이탈하였으나, 바로 짧은 기간 안에 재진입하는 집단이 있을 수 있으며, 임신이나 출산과 상관없이 해당 시기를 벗어나서 노동시장을 이탈하는 집단, 그리고 임신·출산·양육기간에 취업상태를 유지하기 위하여 근로시간을 변경하거나 고용형태를 전환하는 집단 등 다양하고 연속적인 경제활동상태 변화궤적이 발생할 수 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 지금까지의 이론적·경험적 논의들을 바탕으로 하여, 본 장에서는 취업과 미취업 상태와 더불어 취업상태 내에서도 종사상 지위(고용형태) 간의 전환을 고려함으로써, 보다 넓은 맥락에서 여성의 경제활동상태 변화궤적을 밝히고 그 특성을 이해하고자 한다. 그 과정에서 여성의 성역할 인식 및 부부간 성역할 인식의 조합이 기혼여성의 경제활동 변화유형에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보고자 한다.

제3절 연구방법론

1. 분석자료 및 분석표본의 특성

본 장의 연구에서는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 조사·제공하는 「한국복지패널(Korea Welfare Panel Study: KoWePS)」을 활용하였으며, 집단중심추세모형(Group-based Trajectory

Models)을 분석모형으로 적용하였다. 『한국복지패널』 자료는 패널자료로서, 개인의 경제활동상태 변화뿐만 아니라 노동과 관련된 인구통계학적 특성의 변화에 대한 자세한 정보를 담고 있다. 또한, 개인의 출산력에 대한 자세한 정보를 보유하고 있다. 뿐만 아니라, 개인의 성역할 인식에 대한 조사가 매년 이루어졌다는 점에서 본 연구에서 중요한 정보를 제공하게 된다.

본 연구에서는 조사기간 중 출산을 경험한 여성을 분석 대상으로 삼았다. 앞에서 살펴본 바와 같이, 여성들의 경제활동 참여형태 및 기타 새로운 변화들이 출산을 전후로 하여 많이 변화되곤 한다. 따라서 본 연구에서도 출산을 전후로 하여, 여성의 경제활동 참여형태는 어떠한 유형을 갖는지, 아울러 부부간 성역할 인식수준은 어떤 변화를 갖는지를 집단중심 추세모형을 통해 살펴보고자 하는 것이다. 뿐만 아니라, 이 둘 사이의 관계가 어떻게 형성되는지도 함께 살펴보고자 한다. 구체적으로, 조사기간 중 출산을 경험한 여성들의 출산 전 2년과 출산 후 7년, 합하여 총 10년간의 자료를 구축하였다.

같은 기간 동안의 부부의 성역할 인식을 살펴보기 위해 한국복지패널에서 조사되는 다섯 가지 성역할 인식 요인을 활용하였다. 한국복지패널 조사에서는 성역할 인식을 5점 척도(전혀 그렇지 않다/그렇지 않다/그저 그렇다/그렇다/매우 그렇다)로 측정하고 있다. 첫 번째 요인은 “여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어진다”이고, 두 번째 요인은 “미취학 아동의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동에게 나쁘다”이다. 세 번째 요인은 “전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다”이고, 네 번째 요인은 “남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고, 여성의 임무는 가정과 가족을 돌보는 것이다”이다. 마지막으로, 다섯 번째 요인은 “남성과 여성 모두 가구소득에 기여해야 한다”이다. 이 중 다섯 번째 요인을 제외한 네 가지 요인은 역코딩을 통해, 모든 요인에 대한 점수가 증가할수록 평등지향적인 성역할 인식을 하는 것으로 조작적 정의하였다. 최종적으로 위 다섯 가지 성역할 인식 요인의 평균값을 구하여, 이 값이 3 이상이면 현대적·평등적인 성역할 인식을 갖는 것으로 정의하였으며, 3보다 작으면 전통적인 성역할 인식수준인 것으로 정의하였다. 이

와 같이 성역할 인식에 대한 조작적 정의를 하게 되면, 출산을 경험한 여성과 그 배우자의 성역할 인식에 따라 다음과 같이 4개 집단으로 구분할 수 있다. ① 출산을 경험한 여성 및 배우자 모두 전통적인 성역할 인식을 보유한 경우, ② 출산을 경험한 여성은 전통적인 성역할 인식을 갖고 있는 반면, 남편은 현대적·평등적 인식을 보유한 경우, 반대로 ③ 여성은 현대적·평등적 성역할 인식을 보유한 반면, 배우자는 전통적인 인식을 보유한 경우, 마지막으로 ④ 출산을 경험한 여성과 남편 모두 현대적·평등적 성역할 인식을 보유한 경우로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 이렇게 구분된 조합이 출산을 전후로 하여 어떠한 변화경로를 거치는지 집단 중심추세모형을 통해 분석하고자 하며, 이렇게 구분된 성역할 인식의 변화유형과 여성의 경제활동 참여유형 사이의 관계를 분석해보고자 한다.

2. 분석모형 및 방법

본 장의 연구에서는 기혼여성의 출산시점을 전후하여 노동시장 이행과정을 유형화하기 위해 집단중심추세모형(Group-based trajectory analysis)을 사용하고자 한다. 집단중심추세분석은 개인의 생애과정을 총체적으로 분석하는 방법 중 하나이다. 매년 반복적으로 측정된 패널자료를 이용하여 시간의 흐름에 따른 동태적인 상태변화 과정을 유형화하는 데 유용한 분석방법이다(김재희, 2017; 손연정, 2018). 이 분석은 모집단이 시간의 흐름에 따라 변화되는 추세적 특징별로 구분될 수 있는 집단으로 구성되어 있다는 가정을 전제로 하고 있으며, 이러한 집단별로 최적의 궤적함수를 추정하게 된다(손연정, 2018; Nagin, 1999).

시간에 따른 궤적함수를 추정하기 위해서는 종속변수의 속성에 따라 분포의 가정이 필요하다. 본 장에서는 종속변수를 ① 상용직, ② 임시일용직, ③ 자영업, ④ 비취업의 4개 범주로 구분하여 활용하고자 한다. 비록 해당 종속변수의 속성은 엄격한 의미에서 범주형이지만, 고용지위의 속성을 내포하고 있는바, 다소 서열적인 특성을 지닌다고 간주하고 절단 정규분포를 가정하여 기혼여성의 경제활동상태 변화유형의 모형을 추정하였다(김혜연, 2010; 박미희·홍백의, 2014; 김재희, 2017; 손연정, 2018;

Jones and Nagin, 2007). 일반적으로 중심추세모형은 비선형의 형태로 표현되는데, 본 장의 연구에서는 식 (4-1)과 같이 시간에 대한 3차함수식으로 궤적을 추정하였다.²⁾

$$y^* = \beta_0^i + \beta_1^i Time + \beta_2^i Time^2 + \beta_3^i Time^3 + \varepsilon \quad (4-1)$$

식 (4-1)에서 y^* 는 경제활동상태에 관한 잠재변수이며, $Time$ 과 $Time^2$ 및 $Time^3$ 은 각각 개인 i 의 첫 출산과 관련된 시간(기간)의 1차항, 2차항, 3차항을 나타내며, ε 은 교란항으로 정규분포(평균 0, 표준편차 σ)를 따른다. 또한, $\beta_0^i, \beta_1^i, \beta_2^i, \beta_3^i$ 는 궤적의 구체적인 형태를 결정하는 계수들이며, 중심추세모형의 핵심 요소 중 하나이다.

집단중심추세모형은 이렇게 결정된 궤적함수식에 기초하여 최대우도법(maximum likelihood method)을 사용하여 자료에 가장 부합하는 최적의 집단 수를 결정하는 과정이다(손연정, 2018). 최대우도함수는 식 (4-2)와 같다.

$$L = \prod_{i=1}^N P(Y_i) \quad \text{where } P(Y_i) = \sum_{j=1}^J \pi_j P^j(Y_i) \quad (4-2)$$

식 (4-2)에서 $Y_i = \{y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}\}$ 는 기간 T 동안에 나타나는 개인 i 의 연속적인 경제활동상태를 의미하며, π_j 는 특정집단(유형)에 소속될 확률, $P^j(Y_i)$ 는 특정집단(유형)에 소속된 구성원의 경제활동상태에 대한 발생확률을 나타낸다.

이때 최적의 집단(유형) 수를 찾기 위해 첫 번째 집단(유형)에 대한 모형부터 시작하여 순차적으로 집단(유형)의 개수를 증가시키는데, 가장 높은 모형적합도가 제시될 때까지 이 과정을 지속적으로 반복하게 된다. 일반적으로 식 (4-3)과 같은 방법으로 계산된 BIC(Baysian Information Criterion) 절대값이 가장 작은 모형을 최적의 모형으로 선정한다(Nagin,

2) 분석 자료 및 모형에 가장 적합한 궤적함수식을 선택하기 위해 2차함수 및 4차함수를 이용하여 부가적인 궤적함수를 추정하였으나, BIC 값을 바탕으로 판단한 결과, 3차의 궤적함수식이 본 연구의 자료 및 모형에는 가장 적합하였다.

2005; 박미희·홍백의, 2014).

$$BIC = \log(L) - 0.5k \log(N) \quad (4-3)$$

식 (4-3)에서 L 은 식 (4-2)와 같이 구해진 모형의 최대우도, N 은 표본 크기, k 는 추정계수의 수를 의미하며, 계수의 수는 집단 수와 식 (4-1)의 다항식 형태에 따라 달라진다(손연정, 2018).

집단중심추세분석에서 집단소속(group membership)은 일반적으로 주어진 것으로 간주하는 반면, 집단(유형)의 개수 J 는 연구자가 선택하게 된다(손연정, 2018). 각 집단(유형)의 비율은 식 (4-4)에 제시되어 있는 모수 π_j 를 추정함으로써 결정된다.

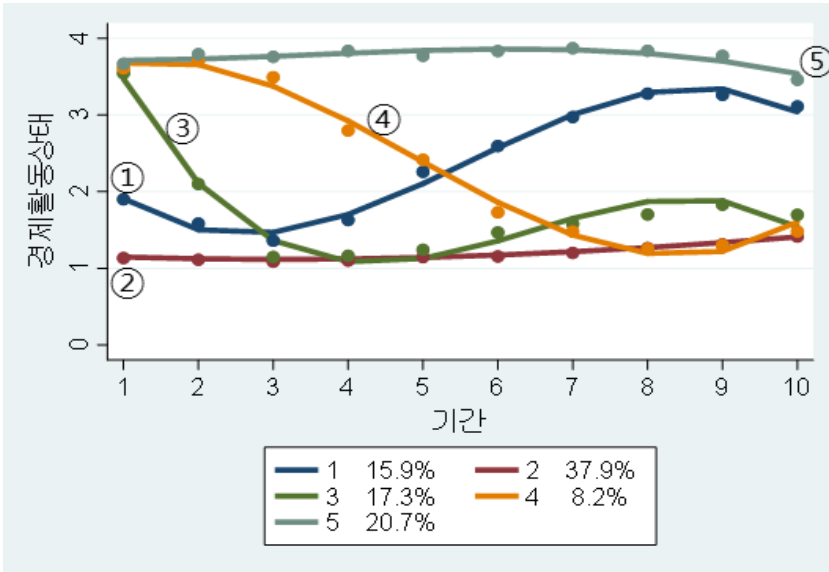
$$\pi_j = \frac{e^{\theta_j}}{\sum_{j=1}^J e^{\theta_j}}, \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (4-4)$$

식 (4-4)에서 π_j 는 각 개인이 개별 집단(유형)에 소속될 확률을 의미하며, 구체적으로 0과 1 사이의 값을 가지며, π_j 의 합은 1이 된다.

제4절 분석결과

[그림 4-1]은 출산 전후 10년 동안 여성의 경제활동 참여유형을 집단중심추세모형을 활용하여 구분한 결과를 보여주고 있다. 출산 전 2년과 출산 후 7년 동안의 자료를 구축하였으므로, 그림의 기간 중 3에 해당하는 시점이 출산시기가 된다. 그림의 세로축(Y축)의 범례는 여성의 경제활동 참여상태로서, 비경활 및 실업이면 1, 비임금근로자이면 2, 임시 및 일용 근로자이면 3, 상용근로자이면 4의 값을 갖도록 정의하였다. 그림을 통해서도 쉽게 확인할 수 있듯이, 출산을 전후하여 여성의 경제활동 참여유형을 5개 집단으로 구분할 수 있는 것으로 추정되었다. ① 출산 후 노동시장 복귀 유형, ② 지속적인 노동시장 미참여 유형, ③ 임신 및 출산으로

[그림 4-1] 출산여성의 경제활동 참여경로 유형화



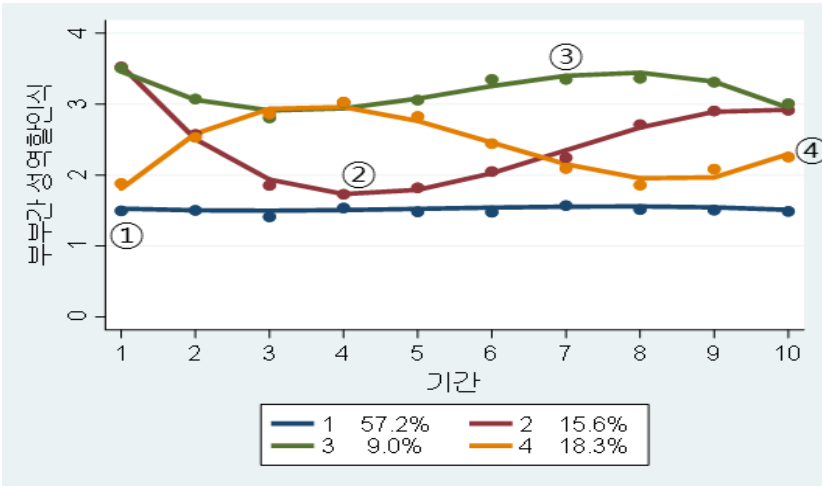
자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 한국복지패널 원자료.

인한 경력단절 유형, ④ 지연된 경력단절 유형, ⑤ 일자리의 안정적 유지 유형 등이 그것들이다.

이러한 다섯 가지 유형은 여성이 임신 및 출산, 그리고 육아를 경험하는 과정에서 가장 전형적으로 나타나는 경제활동 참여유형들이다. 그림에도 표기되어 있듯이, 전체 분석대상 여성들(1,042명) 중에서 ① 유형은 15.9%를 차지하는 것으로 나타났으며, ② 유형은 37.9% 정도로 가장 많은 비중을 차지하는 것으로 나타난 점이 본 분석자료의 특징이라 할 수 있다. ③ 유형은 17.3% 정도인 것으로 나타났으며, ④ 유형은 8.2% 수준으로 가장 적게 나타났다. 마지막으로, ⑤ 유형에 속하는 여성들은 전체 분석대상 중 20.7% 정도인 것으로 분류되었다.

[그림 4-2]는 출산시점을 전후하여 부부의 성역할 인식의 변화경로가 어떻게 유형화될 수 있는지를 집단중심추세모형을 활용해 구분한 결과를 보여주고 있다. 앞선 출산여성의 경제활동 참여경로 유형화와 마찬가지로, 분석기간은 출산 전 2년과 출산 후 7년, 합하여 10년 동안이며, 출산 시점은 3년차가 된다. 그림의 세로축(Y축)의 값은 부부의 성역할 인식의

[그림 4-2] 출산 부부의 성역할 인식 변화경로 유형화



자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 한국복지패널 원자료.

정도에 대한 조합으로, 앞서 분석자료 설명 시 언급했다시피, 부부가 모두 전통적인 인식이면 1, 남편은 현대적 인식인데 여성은 전통적인 인식이면 2, 반대로 여성이 현대적인 인식이고 배우자가 전통적인 인식이면 3, 부부 모두 현대적인 인식이면 4의 값으로 정의하였다. 그림에 나타난 바와 같이, 출산을 전후로 하여 부부의 성역할 인식에 대한 변화경로는 총 4개로 유형화될 수 있는 것으로 분석되었다. ① 전통적 성역할 인식 지속 유형, ② 출산 및 육아로 인해 성역할 인식이 전통적으로 변화되었다가 다시 현대적·평등적으로 회귀하는 유형, ③ 부부가 모두 현대적·평등적 성역할 인식을 유지하는 유형, ④ 출산 및 육아시기에 현대적·평등적 성역할 인식이 강해졌다가 다시 약해지는 유형 등이 그것이다. 여기서 ②유형과 ④유형의 특징을 구분할 필요가 있는데, 세로축 값이 정의되기를 부부 중 어느 한 사람의 성역할 인식이 전통적일 때 2 또는 3의 값을 갖도록 하였는데, 2는 여성 본인이 전통적인 인식을 갖는 것이고, 3은 배우자인 남편이 전통적인 성역할 인식을 보유하는 경우이다. 따라서 ②유형은 출산을 경험한 여성 본인의 성역할 인식이 출산시점에 일시적으로 전통적인 인식으로 변화하였다가, 시간이 지남에 따라서 여성은 성역할 인식이 현대적·평등적으로 변화하는 반면 배우자인 남편은 오히려 전통적인

인식으로 변화하는 유형을 의미한다. 이와는 반대로 ④유형의 경우에는 출산시점에 일시적으로 여성의 성역할 인식이 현대적·평등적인 인식으로 변화하였다가 다시 전통적인 성역할 인식으로 바뀌게 되는 유형이라 할 수 있다.

그렇다면, 지금까지 살펴본 부부의 성역할 인식의 변화경로와 여성의 경제활동 참여유형 사이에는 어떠한 관계가 있을까? <표 4-1>은 앞서 분석된 여성의 경제활동 참여경로 유형별로, 부부의 성역할 인식 변화유형이 차지하는 비중(%)을 보여주고 있다. 앞선 [그림 4-2]를 통해서도 확인할 수 있듯이, 부부간 성역할 인식의 변화경로 유형 중에는 ①유형(부부 모두 전통적인 인식 유지)의 비중이 모든 경제활동 참여경로 유형별로 가장 높은 것으로 나타났다. 그중에서도 ‘지속적인 노동시장 미참여 유형’의 경우에는 ①유형의 비중이 무려 78.9% 수준으로 상당히 높은 것으로 확인되는바, 부부 모두 전통적인 성역할 인식을 보유할 경우 여성의 경제활동 참여가 상당히 제한될 수 있음을 유추해 볼 수 있다. ‘임신 및 출산으로 인한 경력단절 유형’과 ‘지연된 경력단절 유형’의 경우에는 상대적으로 ④유형(출산 및 육아시기에 현대적·평등적 성역할 인식이 강해졌다가 다시 약해지는 유형)의 비중이 높은 것으로 나타났다. 반면, ‘출산 후 노동시장 복귀 유형’의 경우에는 ②유형(출산 및 육아로 인해 성역할 인식이 전통적으로 변화되었다가 다시 현대적·평등적으로 회귀하는 유형)의 비중이 상대적으로 높음을 확인할 수 있다. 마지막으로 ‘일자리의 안정적 유지 유형’의 경우에는 ②유형(출산 및 육아로 인해 성역할 인식이 전통적으로 변화되었다가 다시 현대적·평등적으로 회귀하는 유형)과 ③유형(부부가 모두 현대적·평등적 성역할 인식을 유지하는 유형)의 비중이 높게 나타났다.

이상의 결과로부터, 출산을 경험한 여성의 경제활동 참여와 관련해서는 부부의 성역할 인식의 조합이 중요한 역할을 하지만, 그중에서도 여성 본인의 성역할 인식에 따라서 경제활동 참여 여부가 크게 달라진다는 것을 확인할 수 있었다. 구체적으로, 여성의 성역할 인식이 현대적이고 평등적일수록 출산 중에도 일자리를 유지하거나 출산 후에 노동시장으로 복귀하는 비중이 높게 나타난 반면, 여성의 성역할 인식이 전통적인 인식

〈표 4-1〉 여성의 경제활동 참여경로별 부부 성역할 인식 변화경로 비중

(단위: %)

	①유형	②유형	③유형	④유형
노동시장 복귀	54.61	17.76	11.18	16.45
노동시장 미참여 지속	78.85	6.49	3.13	11.54
경력단절	68.02	11.63	3.49	16.86
지연 경력단절	61.04	6.49	7.79	24.68
일자리 유지	45.33	13.33	11.56	29.78
전 체	64.97	10.46	6.53	18.04

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 한국복지패널 원자료.

으로 변화할 경우에는 경력단절로 이어지는 비중이 높은 것으로 나타났다. 이로부터, 육아지원 등의 정책과 더불어 여성 본인의 성역할 인식 제고 및 사회적 인식에 대한 점진적 변화를 유도할 수 있는 정책이 필요하다는 점을 유추해 볼 수 있다.

제5절 소 결

본 장에서는 출산을 경험한 여성이 출산을 전후로 하여 경제활동 참여 경로가 어떻게 변하는지 유형화함과 동시에, 동일한 기간에 부부 사이의 성역할 인식 변화경로는 어떻게 형성되는지 살펴보았다. 아울러, 이 두가지 경로유형 사이에는 어떠한 상관성이 있는지를 탐색적으로 살펴보았다. 변화경로를 유형화하기 위해 집단중심추세모형을 활용하였으며, 분석자료로는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 제공하는 한국복지패널조사 자료를 활용하였다.

분석결과에 따르면, 출산을 전후하여 여성의 경제활동 참여유형을 5개 집단으로 구분할 수 있었으며, 구체적으로는 ① 출산 후 노동시장 복귀 유형, ② 지속적인 노동시장 미참여 유형, ③ 임신 및 출산으로 인한 경력단절 유형, ④ 지연된 경력단절 유형, ⑤ 일자리의 안정적 유지 유형 등이

그것들이다.

다음으로 출산을 전후로 하여 부부의 성역할 인식에 대한 변화경로는 총 4개로 유형화될 수 있었는데, ① 전통적 성역할 인식 지속 유형, ② 출산 및 육아로 인해 성역할 인식이 전통적으로 변화되었다가 다시 현대적·평등적으로 회귀하는 유형, ③ 부부가 모두 현대적·평등적 성역할 인식을 유지하는 유형, ④ 출산 및 육아시기에 현대적·평등적 성역할 인식이 강해졌다가 다시 약해지는 유형 등이 그것이다.

그리고 두 유형 사이의 관계를 살펴보고자 여성의 경제활동 참여유형별로 부부의 성역할 인식 변화경로 비중을 살펴본 결과에 따르면, 출산을 경험한 여성의 경제활동 참여와 관련해서는 부부의 성역할 인식의 조합이 중요하지만, 그중에서도 여성 본인의 성역할 인식이 무엇보다 중요하다는 점을 유추할 수 있었다. 여성의 성역할 인식에 따라서 경제활동 참여 여부가 크게 달라지는 것으로 나타났는데, 구체적으로 여성의 성역할 인식이 현대적이고 평등적일수록 출산 중에도 일자리를 유지하거나 출산 후에 노동시장으로 복귀하는 비중이 높게 나타난 반면, 여성의 성역할 인식이 전통적인 인식으로 변화할 경우에는 경력단절로 이어지는 비중이 높은 것으로 나타난 것이다.

이러한 분석결과를 바탕으로, 육아지원 등의 정책만을 강조할 것이 아니라, 여성 본인의 성역할 인식 제고 및 사회적 인식에 대한 점진적 변화를 유도할 수 있는 정책이 필요하다는 시사점을 제시할 수 있다.

제 5 장

여성의 성역할 인식과 노동시장 성과 사이의 관계 분석³⁾

본 장에서는 사회적 규범으로서의 성역할 인식과 개인의 성역할 인식이 여성 노동시장 성과에 미치는 영향을 검토한다. 이를 통해 다른 국가들에 비해 우리 사회의 심각한 경력단절 현상의 원인을 고찰한다. 이에 더해 생애사적 사건인 출산 전후의 성역할 인식과 여성의 노동시장 참여 선택 간 순환 경로에 대해서 실증분석을 시도하고 출산 후 여성이 노동시장 참여선택을 함에 있어 직·간접 효과 등을 고려하여 평등한 성역할 인식의 영향력과 나아가 공식적인 제도 지원의 효과를 검증한다. 일련의 분석을 통하여 개인의 평등한 성역할 인식수준의 제고 필요성은 물론이고 성별에 따라 구분된 역할 규범이 여전히 노동시장 참여의 저해요인임을 보인다. 분석결과들은 일과 가정의 조화를 위한 제도의 도입이 우리 사회의 규범 위에 세워짐으로써 다시 규범을 덧입고 여성에게 부담이 되지 않도록 평등한 정책 지향성이 강화된 제도 도입의 필요성과 공공보육 확대의 필요성을 강조한다.

3) 본 장의 연구는 윤미례·김태일(2018)의 연구를 수정·발전시킨 것이다. 원고의 작성과정에서 일부 중복되는 부분이 있을 수 있음을 밝힌다.

제1절 문제의식

이 장에서는 사회적 규범으로서의 성역할 인식과 개인의 성역할 인식이 여성 노동시장 성과에 미치는 영향을 검토한다.

성역할 인식은 여성과 남성에게 적합한 행동, 책임 및 활동에 관한 신념(Eagly, 1987; Williams and Best, 1990)을 일컫는다. 여러 실증연구들은 개인의 성역할 인식이 여성의 노동시장 성과에 영향을 미치고 있다는 점을 지적한다(윤미례·김태일, 2016). 개인의 인식 또는 태도는 선호 등의 메커니즘을 통해 개인의 행동에 영향요인이 될 수 있다는 것이다. 이와 함께 개인의 인식은 사회적 산물의 가능성이 매우 높기 때문에 제도적 요인이나 문화·사회적인 맥락적 요소의 고려 또한 함께 이루어질 필요가 있다(Jansen and Kalmijn, 2002; Uunk, 2015). 개인의 평등한 인식 및 규범이 개인의 행동에 주요 요인이 된다는 기존의 논의들은 2000년대 이후 우리 사회에서 도입된 일·가정 양립을 위한 여러 제반 정책에도 불구하고 여성의 노동시장 성과가 크게 나아지지 못하고 있는 현상에 시사점을 줄 수 있다. 즉, 나아지지 않는 여성의 노동시장 성과의 여러 원인 중 하나로 ‘고정된 사회의 인식’과 ‘인식 변화를 이끌어야’ 하는 문제를 간과한 탓일 가능성을 보여준다 할 수 있다.

많은 정책과 제도 도입에도 불구하고 한국 사회의 남녀 고용률 격차는 여전히 20%를 넘고 있고, 가정 내 부부간 무급노동시간의 격차는 여전히 벌어져 있으며, 여성의 경력단절 현상으로 인한 고용률의 M자형 구조도 나아지지 않고 있다. 이는 여성의 노동시장 참여를 위한 정책들의 효과성이 낮다는 것을 의미한다. 그 원인은 다양하겠으나, 정책들의 내용이 성평등적 이념을 담지 못한 채 기존 우리 사회 내 내재된 가사 일은 여성의 몫이라는 전통적인 성역할 규범 위에 세워짐으로써 불평등적 규범을 오히려 강화시켜 여성의 부담을 더 키우는 방향으로 작동했기 때문이다(신경아, 2010; 강이수, 2013). 이러한 전통적 태도를 탑재한 제도는 여성의 역할을 노동시장 내에선 보조적이고 가정 내에선 주된 것으로 규정하기

때문에 노동시장에 나가고자 하는 여성은 노동시장 내에서 약자에 위치할 수밖에 없게 된다. 즉, 사회가 진보함에 따라 개인의 성역할 태도가 평등하게 바뀌고 있다 할지라도 개인을 둘러싼 제도와 사람, 가족 등이 이루는 사회의 인식이 여전히 불평등한 방향에 있다면 여성의 노동시장 성과는 나아지지 않을 수 있다. 이것이 사회 단위의 성역할 인식을 주요한 영향요인으로 다루고자 하는 이유이다.

즉, 본 장에서는 기존 대다수의 연구와 차별적으로 성역할 인식을 개인 단위와 사회 단위로 구분하고자 한다. 성역할 인식이 사회적 규범으로서의 인식과 개인의 선호나 태도로서의 인식으로 구별되어 작동할 수 있는 점, 그리고 이것이 직·간접 효과로서 여성의 노동시장 참여 등의 성과에 영향을 미칠 가능성이 높다는 점은 두 단위를 고려해야 하는 이유이다 (Jansen and Kalmijn, 2002; Uunk, 2015). 이를 통해 개인들의 비슷한 수준의 인적 자본과 개인의 성역할 인식에도 불구하고 우리 사회 여성의 고용률 등 노동시장 성과가 다른 국가들에 비해 나아지지 않는 이유를 고찰할 수 있길 기대한다.

다른 연구들과 유사하게 다층모형을 활용하여 국가 비교를 할 수도 있겠으나, 본 연구는 우리 사회의 미시적인 부분을 토대로 우리 사회 여성의 노동시장 성과 영향요인을 규명하는 것이 첫 번째 목적이다. 그래서 미시 데이터를 이용하여 사회 단위의 성역할 인식에 따른 개인의 행동 변화를 관찰할 수 있는 대체 변수를 활용한다. 여기에 더해 노동시장 성과의 직접적인 영향요인으로 여러 연구에서 밝혀왔던 개인 단위의 성역할 인식수준을 고려하며, 개인과 사회 단위의 성역할 인식 사이의 조절효과와 존재를 고찰해 보도록 할 것이다.

제2절 선행연구 검토

사회 구성원들이 성별에 따라 각자 수행해야 할 역할이 무엇인지 판단하는 인식을 말하는 성역할 인식은, 일반적으로 ‘가족 및 사회에서 남성

과 여성이 성별에 따라 갖게 되는 적절한 역할과 책임이 무엇인지에 대해 사회 구성원들이 가지는 관점이나 인식'으로 정의된다(Konrad & Harris, 2002; Stckney & Konrad, 2007; 2012). 이를 바탕으로 여성의 역할은 가정 내 주부나 양육자로, 남성의 역할은 밖에서 돈을 버는 생계부양자로 인식하는 것을 전통적 태도로, 여성과 남성이 동등하게 경제적 지원을 나누고 가정 내의 가사노동이나 육아 등에 있어서도 같은 수준의 역할을 해야 한다고 인식하는 것을 평등적인 태도로 일컬어진다.

여성과 남성의 역할 구분에 대한 개인의 인식은 여성의 노동시장 성과와도 밀접하게 연결될 수밖에 없다. 평등한 인식을 가지고 있는 개인이라면 사회에서의 동일한 역할의 범주에 경제적 활동을 포함시키는 것이 당연할 것이고 이에 따라 노동시장 참여 유인이 강할 것이다. 또한 가정 내 생활시간 등에 있어서도 남성과 시간을 동등하게 배분하는 것이 당연할 것이다. 이렇게 '개인의 선호'가 노동시장의 성과에 영향을 미칠 수 있다는 합리적 선택의 관점에서는 대표적으로 선호 이론(Hakim, 2000)이 있다. 예컨대 여성의 노동시장 참여 결정은 여성 본인의 취향(선호)에 따라 결정되고 이러한 선호는 개인의 인식 또는 태도에 달려 있다는 것이다. 이에 따라 개인의 성역할 인식은 노동시장에서의 여성 행동에 영향을 미친다(Jansen and Kalmijn, 2002).

이를 구성적으로 바라보면 현대 사회의 여성 노동시장 참여율이 높아진 것은 이전보다 평등한 태도를 견지하는 성역할 인식의 여성 비율이 높아졌기 때문이다. 이렇게 볼 때 각 사회의 지향이나 이에 따른 제도 및 정책의 영향에 의한 맥락적 효과는 존재하지 않는다. 하지만, 성역할 사회화나 역할 이론, 입장 이론 등 지금까지의 사회학적 이론에 따르면 개인의 인식이나 태도는 시시각각 변화하고, 이는 사회의 제도나 구성원 등과 상호작용 속에서 형성된다는 것이 더 타당하다. 즉, 사회 구성원과의 상호작용에 있는 여성 개개인의 선호와 태도는 이미 사회적 산물일 가능성이 높고 이는 간접 효과로 존재하고 있을 가능성이 높다는 것이다.

또한 다층모형을 활용한 여러 연구들은 사회의 성역할 인식의 직접적인 영향 또한 고려해야 함을 밝히고 있다(Uunk, 2015; Pfau-Effinger, 1998; 류연규 외, 2017)는 점에 주목할 필요가 있다. 이는 '인간의 행동은 자신

의 태도에 이끌어질 뿐 아니라, 그들이 배태된 맥락 속 규범, 가치, 태도에 의해 이끌어진다’는 사회통합이론(Durkheim, 1897)에 기반하여 사회의 규범이 왜 개인의 행동에 직접적 영향을 주는지 설명될 수 있다. 예컨대, 자녀를 출산한 실업 여성이 일을 하고자 할 때, 아이를 맡길 공공보육 시설이 마땅치 않고 지역사회 또한 일을 찾는 데 아무런 도움을 주지 않는다면 이는 그 사회가 여성의 특히 엄마의 유급노동을 지지하지 않는 전통적 성역할 인식을 지향하기 때문일 수 있다. 이뿐만 아니라 그 여성이 일을 하는 선택을 실행했을 때 가족이나 지역사회의 지인들은 그러한 선택을 반대할 수 있다. 이러한 현상은 사회통합이론에 따른 규범적 제재이다. 개인은 주위 사람들, 나아가 지역사회, 국가의 규범적 기대에 충족하지 않을 때 비난, 무관심 등의 규범적 제재에 직면하게 될 수 있다.

특히, 이러한 사회의 규범에 따른 기대는 자녀를 가진 여성에게 더 과도할 수 있다. 일례로 우리 사회에서 출산한 여성들이 육아휴직을 활용하지 않고 일을 하고 있을 때 주위로부터 곧잘 어린 자녀에게 필요한 엄마의 역할과 필요성에 대한 이야기를 듣게 된다. ISSP의 설문 결과에서도 드러나듯이 다른 문항들의 결과와는 달리 미취학 아동의 엄마에게 기대하는 것은 ‘아이를 돌보는 것’이라는 규범적 기대는 생각보다 전통적일 가능성이 매우 높기 때문이다. 이는 여성이 노동시장 참여 선택을 함에 있어 개인의 인식뿐 아니라 사회적 규범 또한 선택의 직·간접적 영향요인이 될 수 있음을 보여준다.

특히 본 절에서 활용하고자 하는 분석은 사회의 성역할 규범이 개인의 정체성 함수에 영향을 미쳐 여성의 노동시장 행동의 차이가 나타난다는 점을 밝힌 미국, 독일, 스웨덴 등의 기존 연구(Bertrand et al., 2015; Weiber & Holst, 2015; Eriksson & Stenberg, 2015)를 토대로 한다.

이들 연구는 정체성 경제학을 토대로 이루어졌다. 정체성 경제학은 정체성, 규범, 사회적 범주를 정체성으로 규정하고 개인을 특정 사회 범주와 연결시켜 해당 범주를 지배하는 규범을 명시한 뒤 그에 따른 이익과 손실을 고려한 개인의 결정을 가정한다. 대부분의 경제학이 개인의 취향을 보편적 속성으로 가정하고 취향의 변화를 특유의 차이나 개인적 경험에 기인한다고 보는 것과 달리, 정체성 경제학은 사회 규범의 변화를 고

려함과 동시에 규범의 내재화에 따라 사회 구성원인 개인은 규범을 벗어나는 선택에 따른 비용 부담을 갖게 되고 각 개인은 본인 효용이 극대화 되는 선택을 함으로써 경제적 결과에 영향을 미친다는 관점을 갖는다(Akerlof and Kranton, 2010).

혁신적이라 평가받았던 Bertrand et al.(2015)의 연구는 남녀를 사회적 범주로 바라보고 ‘남편이 아내보다 많이 벌어야 한다’는 사회 규범이 이들 범주의 개인의 정체성 함수와 관련되어 결혼과 관련한 노동시장에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 이들 연구는 여성의 결혼 및 노동시장의 행동 결정요인에 사회의 성역할 규범의 영향 가능성을 가늠하고 규범에 따른 경제적 결정에 대한 측정방법을 모색한 것에 특히 의의가 있다. 실증분석에서 이들은 남성과 여성의 임금분포를 토대로 부부 중 여성이 남편보다 많이 벌 확률을 추정하고 이렇게 추정된 확률에 따라 여성의 노동시장 행동이 다름을 보였다. 이는 여전히 논쟁에 있는 국가 단위의 성역할 인식이 각 개인 여성에게 내적 갈등 등의 규범적 제재로 작동하고 개인의 효용 함수에 영향을 미침(Akerlof and Kranton, 2010)을 경제학적 접근으로 밝히고자 시도함으로써 시간에 따른 규범 변화와 그에 따른 평균적 행동 변화의 실증 가능성을 보여준 것으로 의의가 있다.

이에 더해 2018년 8월 발표된 미국 통계청의 보고서에 따르면, CPS-ASEC(Current Population Survey Annual Social and Economic Supplement) 조사 과정에서 아내가 남편보다 많이 버는 부부의 경우 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 규범을 위반하지 않기 위해, 조사 응답자가 남편의 소득을 부풀리고, 아내의 소득을 낮추어 보고하는 경향이 있음을 밝힘으로써 사회 성역할 규범이 측정오류(measurement error)를 발생시켜 조사의 정밀도를 떨어뜨림을 보임으로써 사회의 성역할 규범이 개인의 행동에 영향을 미친다는 점이 지적된 바 있다(윤미례·김태일, 2018).

본 연구는 이들의 연구에 착안하였다. 앞선 연구 분석에서 활용한 ‘아내가 배우자보다 많이 벌 확률’ 추정치는 성역할 규범 중 특히 남성이 많이 벌어야 한다는 사회 규범에 초점을 맞추고, 이를 측정 가능한 지표로 만들어 활용하였다. 이러한 사회 규범은 성역할 규범 중에 대표적인 규범

중 하나임은 분명하며 측정된 확률에 따른 여성 개인의 행동에 영향을 미친다는 결론은 사회적 규범과 개인의 효용이 결합된 결과이다. 즉, 사회적 규범 및 개인의 인식, 그에 따른 효용을 고려한 연구라는 의미를 갖는다.

본 연구는 이에 더 나아가 사회적 규범으로서의 성역할 인식과 개인 단위의 성역할 인식을 함께 고려함으로써 개인 단위의 성역할 인식이 노동시장 성과에 조절효과로서 작동하는지 여부를 분석하고자 한다. 개인 단위의 성역할 인식은 아내가 많이 벌 확률 추정치의 총 효과 중 개인의 평등 인식에 따른 효과 부분을 통제하여 사회 규범에 따른 순효과를 가늠하는 데 역할을 할 것으로 기대되기 때문이다.

제3절 자료와 분석방법

앞서 언급한 바와 같이 성역할 인식과 여성의 노동시장 성과의 관계를 검토하기 위해서는 성역할 인식의 수준(사회 vs. 개인)에 대한 고려가 필요하다. 기존의 연구들은 여성의 노동시장 행동은 사회적 규범에 따른 사회적 제약으로 인한 결과일 수도 있을 뿐 아니라, 개인의 태도 또한 직접적 영향요인으로 작용한다는 점을 지적한다. 또한, 여성의 노동시장 성과를 검토함에 있어 사회적 규범과 개인의 태도는 시간에 따라 변하는 특성이 있기 때문에(Brewster et al., 2000), 시간의 영향력이 고려될 필요가 있다. 이를 위해 본 장의 영향요인 실증분석은 한국복지패널을 활용하고자 한다. 한국복지패널은 외환위기 이후 빈곤층, 근로 빈곤층(working poor) 등의 가구형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하던 상황의 생활실태, 경제활동상태, 복지 욕구 등을 동태적으로 파악하여 정책 집행의 효과성을 평가할 목적으로 2006년 시작된 패널 조사이다. 첫 조사를 실시한 이후 2019년 8월 현재 13차 조사가 진행되었다. 1차년도 7,072가구 조사를 시작으로 7차년도 1,800가구를 추가하여 신규 패널이 구축되었고, 13차까지 원표본가구 4,266가구와 신규표본가구 1,477가구가 조사 완료되

었다. 조사항목은 가구 및 개인들의 경제·사회학적 특성 및 경제활동상태, 복지 인식 등을 포괄하고 있다. 특히, 개인들의 결혼 및 경제·사회학적 특성뿐만 아니라 성역할 인식 정도를 패널 조사하기 때문에 본 연구의 실증분석에 매우 적합하다 할 수 있다.

실증분석은 첫 번째 성역할 인식과 부부의 노동시장 참여 상태의 관계를 탐색적으로 개괄하며, 두 번째는 성역할 규범을 측정하는 대리변수를 활용하여 성역할 규범이 노동시장 성과에 영향을 미치는지 여부를 살펴본다. 이를 토대로 사회적 단위의 성역할 규범과 개인의 성역할 인식의 정도가 서로 상호작용을 통해 여성의 노동시장 성과에 영향을 미치는지 분석한다. 분석에서는 배우자의 성역할 인식 또한 영향요인이 되는지 확인하며 여성 개인의 성역할 인식 정도가 여성의 노동시장 성과에 조절요인으로 작동하는지 파악하고자 한다.

두 번째의 실증분석은 기존 미국, 독일 등의 연구에서 활용한 방법론을 기초로 한다. 이들 연구는 사회의 성역할 규범이 개인의 행동에 영향을 미칠 것이라는 사회학적 이론 및 정체성 경제학에 기반을 두고 있다. 측정 가능성을 고려하여 ‘남편이 아내보다 많이 벌어야 한다’라는 사회 단위의 성역할 인식에 초점을 맞춘다. 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 사회적 규범이 작동하는 사회라면, 부부의 임금 분포를 그렸을 때 남편보다 아내가 많이 버는 시점에서 급격한 분포의 변화가 나타날 것이다. 이때 활용되는 분석방법은 McCrary(2008)가 제안한 주어진 컷오프(cut-off) 지점에서 로그 밀도의 변화 분석이다. 이를 통해 부부의 상대임금 분포의 급격한 변화가 유의미하게 관찰되어 사회 내 성역할 규범의 작동 가능성이 확인된다면 다음으로 분포 변화의 원인을 탐지해 본다. 우리의 가설은 이러한 노동시장 부부의 상대임금 분포 변화 원인이 사회 단위의 성역할 규범, 개인 단위의 성역할 인식, 그리고 이들 간의 조절효과에 있다는 것이다. 사회 단위의 성역할 규범을 대리하는 변수는 ‘아내가 남편보다 많이 벌 확률’을 추정하여 활용하며, 개인의 성역할 인식 변수는 설문 문항을 활용한다.

이에 따라 실증분석에서 개인의 성역할 인식 변수와 더불어 부부의 소득은 매우 중요한 변수이다. 한국복지패널의 소득임금 및 비임금근로자

의 연소득을 조사하는데, 본 연구는 기존의 연구와 마찬가지로 임금소득에 초점을 맞춘다. 다만, 복지패널의 소득 변수는 전년도 1년 동안의 종사상 지위별 임금을 모두 조사하며, 각 종사상 지위별 일한 개월수를 함께 설문한다. 하지만 이 과정에서 종사상 지위가 겹치는 경우가 발생하고 이로 인해 월임금 소득의 추정이 다소 부정확할 가능성이 존재한다. 게다가 1년 동안의 소득 보고만 있기 때문에 한 시점에서 임금근로자의 월임금을 추정하지 못하게 될 뿐만 아니라 시간당 임금을 산정하지 못하는 한계를 지닌다. 이러한 한계는 8차 조사부터 전년도 12월 31일 기준의 주된 일자리, 규칙성과 그 일자리에 받은 임금을 조사함으로써 기존 7차 조사 이전보다 정확한 기준 시점에서의 월임금과 시간당 임금을 계산할 수 있도록 설문을 수정함으로써 극복되고 있다. 이에 본 연구의 분석은 정확한 여성 임금 분포의 추정과 배우자의 시간당 임금 변수의 필요성 등을 고려하여 2012년이 조사 기준연도인 8차부터 13차까지의 데이터를 분석에 활용하도록 한다.

제4절 특성별 성역할 인식

이 절에서는 실증분석에 앞서 특성별 성역할 인식 차이를 살펴봄으로써 인식과 노동시장 성과의 관계를 탐색적으로 개괄한다.

이에 앞서 한국복지패널의 성역할 인식의 측정 문항을 살펴본다. 성역할 인식의 측정은 총 5개 문항으로 이루어지며 다음 <표 5-1>과 같다. 이들 문항을 부부의 특성별로 살펴보기 위하여 동질적인 문항들로 차원을 축소하였다(요인 분석-Verimax 회전, 고유값 1 기준의 주성분 분석방법). ‘여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어진다’, ‘미취학 아동의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동에게 나쁘다’ 문항의 평균치는 일하는 엄마에 대한 인식으로, ‘전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다’ 문항은 유급 노동에 대한 가치 인식으로, ‘남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고, 여성의 임무는 가정과 가족을 돌보는 것

이다’, ‘남성과 여성 모두 가구소득에 기여해야 한다’는 문항의 평균치는 성별분업 인식으로 유형화하였다. 이러한 유형화는 본 장의 이후 실증분석에서도 동일한 척도로 활용된다.

또한 점수가 높아질수록 평등한 인식을 하는 것으로 코딩을 수정하였다. <표 5-1>의 질문내용은 높은 점수가 평등한 인식이 되도록 문장을 수정하여 제시한 것이다. 즉, ‘여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어진다’는 원 질문은 역코딩으로 인해 ‘여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어지지 않는다’로 수정하여 제시하였다.

<표 5-1> 성역할 인식 측정 문항

유형 ⁴⁾	문항 구분	질문 내용
일하는 엄마에 대한 인식	성역할 인식 1	여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어진다.(역코딩, 여성이 전일제로 일해도 가족의 일상생활은 힘들어지지 않는다)
	성역할 인식 2	미취학 아동의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동에게 나쁘다.(역코딩, 미취학 아동의 어머니가 일하는 것이 미취학 아동에게 좋거나 괜찮다)
유급노동에 대한 가치 인식	성역할 인식 3	전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다.(역코딩, 전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하진 않다)
성별분업 인식	성역할 인식 4	남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고, 여성의 임무는 가정과 가족을 돌보는 것이다.(역코딩, 남성의 임무와 여성의 임무는 다르지 않다)
	성역할 인식 5	남성과 여성 모두 가구소득에 기여해야 한다.

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

4) 성역할 인식 문항을 유형별로 구분하기 위한 요인 분석(주성분 방법-고유값 1 기준, Varimax 회전) 결과 아래 표와 같이 세 개의 하위 차원으로 구분됨.

13차 기준	성분		
	1	2	3
성역할 인식 1	.836	.021	.105
성역할 인식 2	.838	.082	.070
성역할 인식 3	.128	.025	.990
성역할 인식 4	.231	.714	.078
성역할 인식 5	-.111	.826	-.041

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

기존의 연구들은 성역할 인식과 노동시장 성과가 서로 밀접하게 연관되어 있음을 밝히고 있다(류연규 외, 2017; 윤미례·김태일, 2016; Jansen and Kalmijn, 2002; Uunk, 2015). 본 절은 복지패널의 성역할 인식 문항을 활용하여 부부의 고용유형별⁵⁾ 성역할 인식수준을 연도별로 탐색하여 본다.

[그림 5-1]은 부부의 고용형태별로 성역할 인식을 묻는 5개 문항 각각 4점 이상의 응답을 한 여성들의 비율을 보여준다. 해당 조사연도를 기준으로 한 것으로 1차 조사의 해당 연도인 2007년이다. 또한 문항들은 점수가 높을수록 평등함으로 조정된 것이며, 이렇게 조정된 문항의 의미는 <표 5-1>의 문항 설명과 같다.

성역할 인식 문항을 <표 5-2>를 통해 살펴보면, 성역할에 대한 평등 인식 비율이 시간이 지남에 따라 높아짐을 확인할 수 있다. 외벌이와 부

<표 5-2> 부부의 고용형태별 성역할 인식 문항 평균의 평등비율

(단위: %)

	미취업	외벌이	전일제+시간제	부부 모두 전일제
2007	16.3	26.9	10.6	34.3
2008	20.0	32.6	33.1	41.2
2009	26.3	36.6	31.5	39.5
2010	21.9	33.7	33.4	39.7
2011	23.9	32.9	33.6	39.8
2012	28.5	34.4	33.2	40.4
2013	21.9	35.3	27.1	41.7
2014	28.3	38.5	32.7	41.9
2015	28.4	38.5	23.9	44.2
2016	29.3	42.6	38.0	43.1
2017	29.0	43.8	35.8	46.6

주: 1) 성역할 인식 설문 문항은 5점 척도로 평등비율은 설문응답에 4 이상의 응답자 비율로 계산함.

2) 설문 문항은 응답 숫자가 커질수록 평등한 것으로 재코딩함.

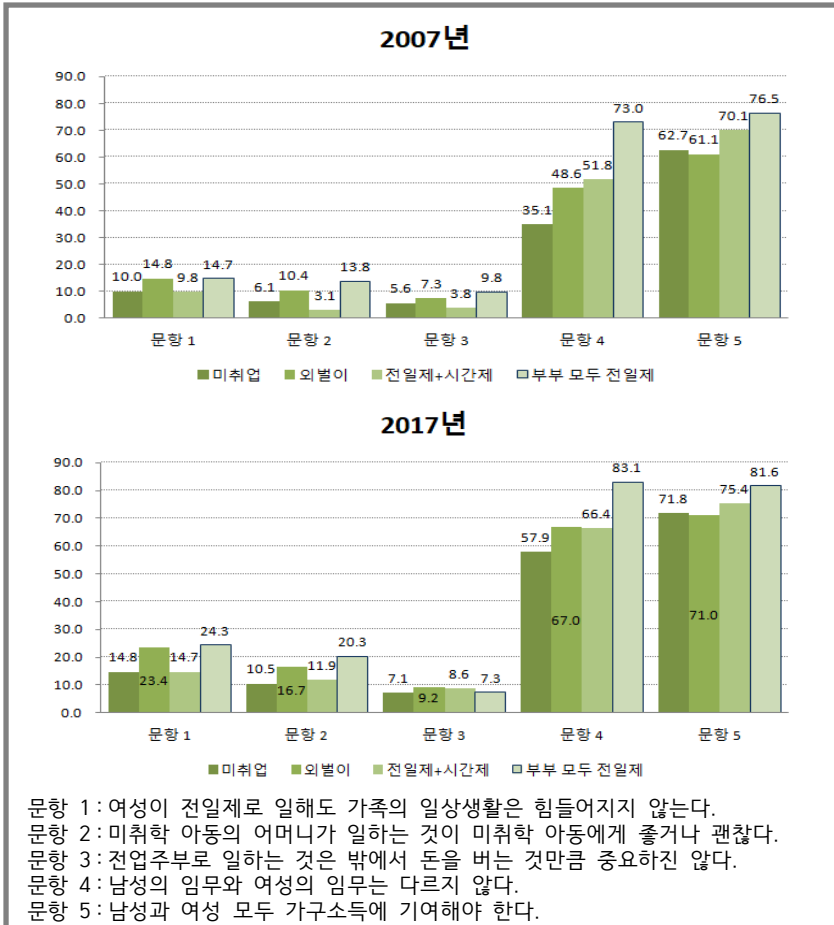
3) 임금근로자를 대상으로 함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

5) 고용유형은 정규직과 비정규직, 임금근로자와 비임금근로자 및 OECD Family data의 고용형태 구분과 동일하게 부부의 전일제와 시간제 유형 구분에 따른다.

[그림 5-1] 고용형태별 성역할 인식 문항 평등 응답비율

(단위: %)



- 주: 1) 성역할 인식 설문 문항은 5점 척도로 평등비율은 설문응답에 4 이상의 응답자 비율로 계산함.
 2) 설문 문항은 응답 숫자가 커질수록 평등한 것으로 재코딩함.
 3) 임금근로자를 대상으로 함.

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

부 모두 전일제의 유형, 즉 1/2인 생계부양자 유형의 부부는 특히 꾸준한 평등 비율 증가를 보이며, 전일제와 시간제 부부 유형(1.5인 생계부양자 유형)의 평등 인식 비율은 다소 불규칙성을 가지고 있는 것으로 나타난다. 이를 [그림 5-1]을 통해 좀 더 자세히 확인하면, 직접적인 성별분업에 대

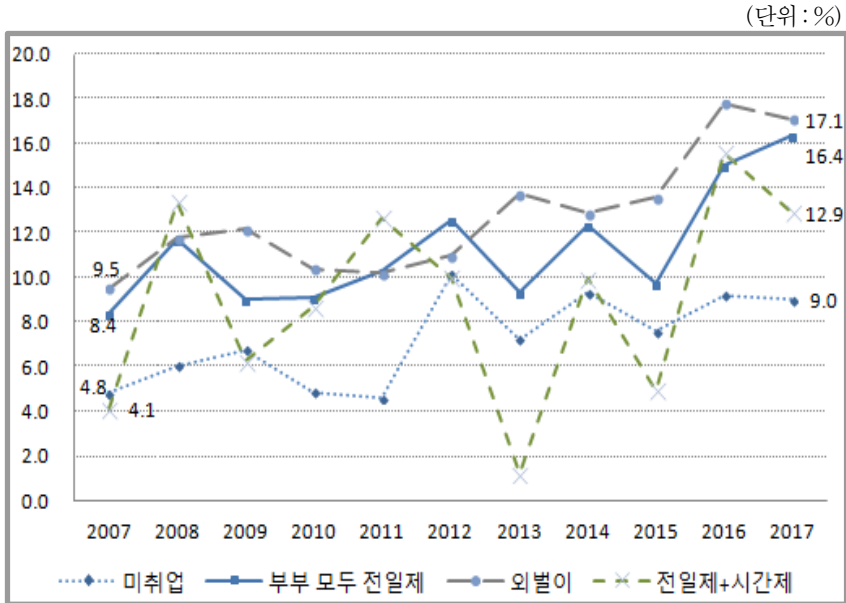
한 인식을 조사한 문항(남/녀의 역할 구분 및 가구소득 기여)의 평등 수준은 높은 수준을 보이지만, 노동권의 가치를 우위에 놓는 문항이나 여성의 노동이 미취학 아동 및 가족의 어려움으로 연결될 것이라는 믿음은 여전히 불평등성이 높은 수준에 있는 것을 알 수 있다. 또한, 2007년에 비해 2017년의 성역할 인식의 평등성은 모든 문항에서 높아진 것을 확인할 수 있다.

부부의 고용형태별로 이를 살펴보면, 2007년과 2017년 모두 부부의 고용형태가 모두 전일제일 때 즉 2인 생계부양자 유형 부부의 여성 성역할 인식이 모든 문항에 걸쳐 대체적으로 가장 높은 평등성을 보이고 있다. 1인 생계 부양자 유형(외벌이) 부부의 여성 또한 여성의 노동이 가족에게 어려움을 줄 것이라는 문항 1과 2의 경우 맞벌이 여성과 평등적 인식 비율이 비슷하지만, 비율의 절대치가 너무 낮은 수준으로 통계적 유의미성을 찾긴 힘들 것으로 보인다. 외벌이 부부의 여성은 성별분업 인식에서는 모두 전일제 유형에 비해서는 낮은 정도의 평등성을 보인다. 이에 반해 부부 모두 미취업인 유형은 성역할을 불평등하게 인식하는 비율이 가장 높게 나타난다. 1인 전일제, 1인 시간제 즉 1.5인 생계부양자 유형 또한 미취업 유형과 매우 유사한 불평등성을 보이는 것을 살펴볼 수 있다. 즉, 부부 모두 미취업인 상태, 그리고 부부 중 1인이 고용의 불안정성이 높은 경우 성역할에 대한 불평등한 인식수준이 높게 나타난다. 이러한 결과를 통해 인과성을 파악하긴 힘들지만 부부의 노동시장 참여 상태와 성역할에 대한 평등 인식수준이 서로 연관되어 있음을 예상해 볼 수 있다.

앞서 제시한 바와 같이 일하는 엄마에 대한 인식으로 분류된 요인⁶⁾을 부부의 고용형태별로 시간이 지남에 따른 여성의 평등 수준 변화를 살펴보면 [그림 5-2]와 같다. 설문 문항 각각의 평등 비율에서 확인한 바와 마찬가지로 일하는 엄마에 대한 평등 인식수준은 전반적으로 낮은 수준을 보인다. 부부의 고용형태에서 가장 높은 평등성을 가진 유형은 외벌이 가구 유형인 1인 생계부양자 유형이다. 이와 비슷한 수준으로 부부 모두 전일제 유형인 2인 생계부양자 유형이 평등한 성역할 인식수준을 보이고 있는 것을 알 수 있다.

6) ‘여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어진다’, ‘미취학 아동의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동에게 나쁘다’ 문항으로 묶인 요인.

(그림 5-2) 일하는 엄마에 대한 인식의 변화(부부의 고용형태별)



- 주: 1) 성역할 인식 설문 문항은 5점 척도로 평등비율은 설문응답에 4 이상의 응답자 비율로 계산함.
 2) 설문 문항은 응답 숫자가 커질수록 평등한 것으로 재코딩함.
 3) 임금근로자를 대상으로 함.

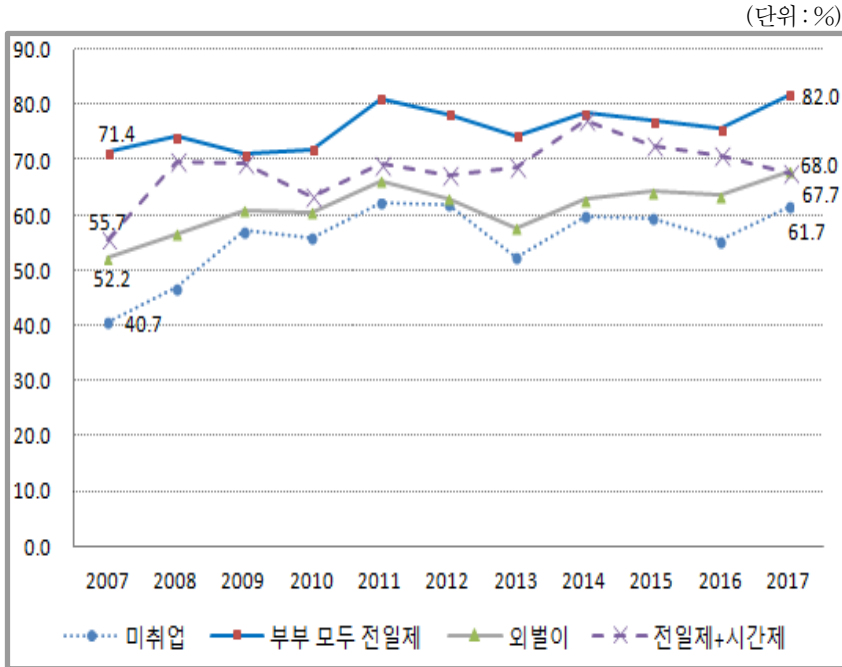
자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

반면, 미취업 부부와 부부 중 1인은 전일제, 나머지 1인은 시간제로 일하는 1.5인 생계부양자 유형의 부부의 성역할 인식은 나머지 유형에 비해 불평등한 수준을 보이고 있으며, 특히 1.5인 생계부양자 유형의 여성의 성역할 인식의 평등 비율은 매우 유동적인 것을 확인 할 수 있다. 이러한 결과는 일하는 엄마에 대한 성역할 인식 요인의 평등성은 노동시장 참여 및 노동시장 참여의 안정성과 연관이 높을 것임을 짐작할 수 있게 한다.

다음으로 성별분업 인식⁷⁾에 대한 평등 인식 비율은 [그림 5-3]과 같다. 전반적으로 성별분업 인식은 일하는 엄마에 대한 인식에 비해 평등 인식

7) 남성과 여성의 임무가 다르지 않다와 남녀 모두 가구소득에 기여한다는 문항의 평균치.

〔그림 5-3〕 성별분업 인식의 변화(부부의 고용형태별)



주: 1) 성역할 인식 설문 문항은 5점 척도로 평등비율은 설문응답에 4 이상의 응답자 비율로 계산함.

2) 설문 문항은 응답 숫자가 커질수록 평등한 것으로 재코딩함.

3) 임금근로자를 대상으로 함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

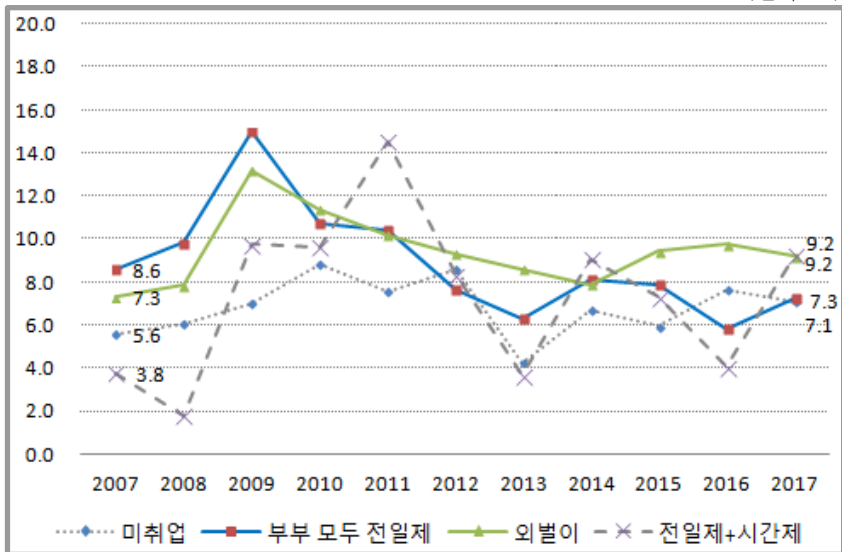
수준이 높게 나타난다. 유형별로는 부부 모두 전일제인 2인 생계부양자 유형에 속한 여성이 성별분업에 대한 평등 인식수준이 전 기간 높았다. 이에 반해 부부 모두 미취업 유형에 속한 여성은 전 기간 불평등성이 가장 높았다. 외벌이 유형인 1인 생계부양자 가족 여성의 평등 인식 비율은 미취업 여성과 유사하게 낮았다.

1인은 전일제, 1인은 시간제로 일하는 1.5인 생계부양자 유형에 속한 여성의 경우 일하는 엄마에 대한 평등 인식의 유동성이 매우 높았는데, 성별분업 인식 또한 다른 유형의 여성보다 평등인식 비율의 연도별 편차가 높은 것을 알 수 있다. 그럼에도 외벌이나 미취업 유형보다는 평등한 수준을 보이고 있다.

전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다는 인식인 유급노동에 대한 부부 고용형태별 가치 인식 요인의 평등 비율은 [그림 5-4]와 같다. 유급노동에 대한 가치는 다른 요인과는 달리 시간이 지남에 따라 평등 비율이 높아지기보다는 오히려 낮아지는 경향을 보이는 것을 알 수 있다. 이는 설문 문항 내용의 부정이 전업주부의 무급노동의 가치를 부정하는 부담을 가지기 때문으로 해석할 수 있다. 사람들이 돌봄권과 노동권이 모두 선택의 문제라고 인식할 때 이 문항은 무급노동 또한 선택한 것이므로 유급노동을 선택하지 않은 것을 폄하하는 부담을 갖게 될 수 있다. 이러한 점이 사회의 진보에 따른 평등 인식의 상향이라는 흐름을 보인 다른 요인들과 이 요인이 차별된 이유라 할 수 있다. 그럼에도 전체적으로는 부부 모두 미취업인 유형은 다른 유형에 비해 전반적인 불평등 인식이 높게 나타나고 있다.

(그림 5-4) 유급노동에 대한 가치 인식의 변화(부부의 고용형태별)

(단위: %)



주: 1) 성역할 인식 설문 문항은 5점 척도로 평등비율은 설문응답에 4 이상의 응답자 비율로 계산함.

2) 설문 문항은 응답 숫자가 커질수록 평등한 것으로 재코딩함.

3) 임금근로자를 대상으로 함.

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

제5절 성역할 인식과 여성 노동시장 성과 : 개인단위 성역할 인식의 조절효과

1. 성역할 규범에 따른 부부 임금 분포의 단절

이어서 본 절은 성역할 인식과 여성의 노동시장 성과에 대한 인과성을 확인하고자 한다.

먼저 성역할 규범이 노동시장 성과에 직접적 영향을 미치고 있는지 개괄한다. 앞서 서술한 바와 같이 사회 단위의 성역할 규범 중 측정 가능성을 고려하여 ‘남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다’라는 성역할 인식에 초점을 맞춘다. 남편이 더 벌어야 한다는 성역할 규범이 사회 내에서 작동하여 노동시장 내 개인 행동에 영향을 미친다면, 아내 소득이 남편 소득을 넘어가는 지점에서 부부의 상대소득 분포에 평균적이지 않은 단절을 일으킬 것이다. 이러한 분석을 통해 규범의 작동 가능성을 확인한다면, 이후 이러한 단절의 원인이 되는 노동시장 행동의 원인을 탐색할 수 있게 된다.

부부의 상대소득 분포에서 불연속 지점이 있는지를 검증하게 위해서는 McCrary(2008)가 제안한 컷오프 지점에서 로그 밀도의 변화 분석방법을 활용한다. 로그 밀도 변화 분석에 있어 컷오프 지점의 추정치는 $\theta = \ln f^+ - \ln f^-$ 이며, 위첨자 +는 컷오프 지점의 오른쪽 한계, -는 컷오프 지점의 왼쪽 한계의 로그 밀도를 나타낸다. 따라서 컷오프 지점에서 분포가 다른 밀도에 비해 급락한다면, $\hat{\theta}$ 은 음수를 가지며 통계적 유의성이 검증될 것이다(윤미례 · 김태일, 2018).

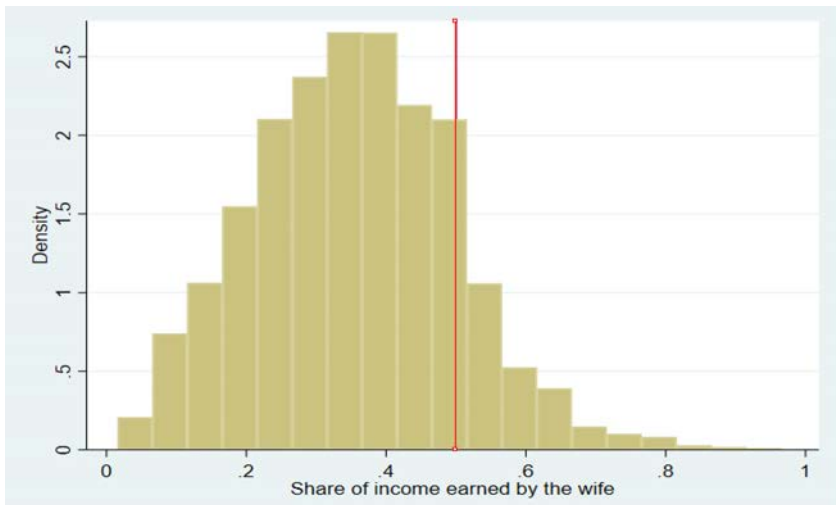
미국, 독일 등의 기존 연구는 부부의 소득 비중, 여성이 남성보다 많이 버는 0.5 지점의 단절이 통계적으로 유의미함을 보이고, 이러한 현상이 남편이 아내보다 더 많은 소득을 가져야 한다는 사회적 규범에 따른 성역할 인식에 따른 개인의 행동 변화에 중요한 증거임을 밝힌 바 있다(윤미

레·김태일, 2018). 본 연구에서도 윤미레·김태일(2018)에서와 마찬가지로, McCrary 분석을 활용하며 복지패널 데이터의 가구원 관계를 이용하여 부부를 매칭하여 데이터를 구성한다. 이전 절에서 서술하였듯, 소득 변수의 한계를 고려하여 본 분석은 2012년이 조사 기준연도인 8차부터 13차까지의 임금소득이 있는 임금근로자 부부로 한정한다. 이렇게 한정하였을 때, 전체 연도 데이터는 4,398쌍의 부부 관측치이다.

[그림 5-5]의 부부 소득 분포를 탐색적으로 살펴보면, 윤미레·김태일(2018)과 마찬가지로, 부부 소득 중 아내 소득이 차지하는 비율은 0.2~0.5에 몰려 있고, 0.5를 넘어서는 시점에서 밀도의 급격한 감소가 나타남을 확인할 수 있다.

본격적인 분석에 앞서 부부 소득의 비율이라는 점에 유의할 필요가 있다. 본 연구의 McCrary 분석은 부부 소득 상대 비율의 0.5 컷오프 지점(cut-off point)의 우극한과 좌극한 밀도의 비교를 통해 불연속 추정치를 검증한다. 다만 이때 컷오프 지점(본 연구에서는 0.5)의 관측치들은 우극한 밀도를 과도하게 추정하는 효과를 내면서 불연속 추정치에 편향을 주게 된

[그림 5-5] 히스토그램



주: 1) 부부의 임금소득 중 아내의 소득에 의한 비율임.

2) 매년 12/31 기준 임금소득이 있는 18~65세의 부부(4,398쌍).

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

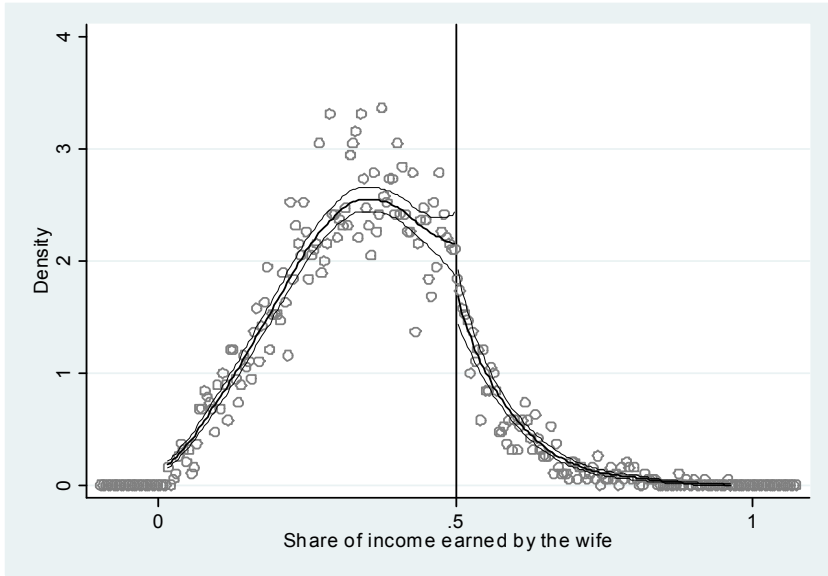
다(윤미례·김태일, 2018). 이에 따라 0.5 지점에 있는 관측치로 인하여 발생할 편의를 고려하여 분석할 필요가 있다. 또한 기존 연구(Eriksson & Stenberg, 2015)에서 나타나듯 부부의 소득이 동일하다고 보고하는 응답 오류의 가능성이 확인되고 있고, 미국 통계청 연구(Marta & Misty, 2018)와 같이 남성이 여성 배우자보다 많이 벌어야 한다는 사회적 규범에 어긋나지 않기 위해 조사 응답자가 남성의 소득을 과대 응답하는 편향이 있다는 점을 유의할 필요가 있다. 이를 감안하여 보수적으로 전체 관측치에서 소득이 동일한 부부를 삭제하였을 때 분포의 단절이 유의미하게 도출된다면 한국 사회 내 규범에 따른 성역할 인식으로 인한 개인의 행동 변화의 근거가 확인될 수 있다.⁸⁾

분석결과⁹⁾는 [그림 5-6]과 같다. $\hat{\theta}$ 은 -0.2255, 표준오차 0.1021(t-값: -2.21)로 부부 소득 중 아내가 차지하는 비율 0.5에서 연속된 밀도를 갖는다는 귀무가설의 McCrary 분석은 p-value 0.05 미만으로 유의성이 확인된다. McCrary 분석은 기본적으로 독립성을 가정한다. 이에 따라 연도별 부부 관측 케이스별로 관측 첫 해 및 마지막 해의 데이터만으로 한정하여 추가 분석하였다. 그 결과 부부의 첫 관측치를 활용한 분석결과에서는 $\hat{\theta}$ 은 -0.5138, 표준오차 0.1606(t-값: -3.20)로 0.01에서 유의하였고, 부부의 마지막 관측치를 활용한 분석결과에서는 $\hat{\theta}$ 은 -0.3981, 표준오차 0.1764(t-값: -2.26)로 0.05에서 유의하여 아내의 소득이 남편 소득을 초과하는 시점에서 분포의 단절이 통계적 의미를 갖는다는 것이 확인된다. 이에 더해 기존 연구와 같이 부부의 동일 소득을 삭제하지 않고, 정규분포(평균: 0, 표준편차: 0.01)에서 무작위 추출된 값을 더한 후 θ 를 추정하여 동일하게 통계적 유의성을 갖는 결과가 도출됨을 확인하였다.

8) McCrary test가 전체 밀도를 반영하기보다는 설정된 컷오프 지점에서 오른쪽, 왼쪽의 한계(limitation) 확률 밀도의 차이를 검증한다는 점, 이경곤(2016)의 연구 또한 이러한 0.5 비율 부부에 대한 소득을 0.5가 되지 않도록 정규분포(평균: 0, 표준편차: 0.01)에서 무작위 추출한 값을 더해 대체했다는 점, 스웨덴 연구 또한 0.5 지점 부부들을 제외하면서 유의성이 검증되는지 살펴보았다는 점에서 0.5 소득 비율을 가진 부부들의 관측치를 삭제한 후 분석하는 것은 분석의 적합성에 큰 문제가 없을 것으로 연구자들은 판단하였다(윤미례·김태일, 2018).

9) 소득이 동일한 부부 관측을 삭제.

[그림 5-6] McCrary test(소득이 동일한 부부 관측 삭제)



주: 1) 매년 12/31 기준 임금소득이 있는 18~65세의 부부(4,398쌍).

2) 추정치의 편향을 방지하기 위해 컷오프 지점의 관측치 삭제.

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

우리는 한국 사회에 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 성역할 인식이 확고하다면 남편보다 많이 버는 아내는 이를 피하고자 행동할 것이고, 이러한 현상은 부부의 상대임금 분포의 0.5지점에서 단절로 보여질 것이라 예상한 바 있다(윤미례 · 김태일, 2018). 분석결과는 부부 상대소득의 0.5지점에서 단절이 확인되어 Bertrand et al.(2015), 윤미례 · 김태일 (2018) 등의 분석결과와 마찬가지로 한국 사회 또한 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 사회적 규범에 따른 인식에 의해 개인들의 행동이 달라지고 있다고 판단해 볼 수 있다. 물론, 소득 조사의 응답 편향으로 인한 정확도 문제가 있어 미국 통계청의 분석(Marta & Misty, 2018)과 같이 사회 규범을 위반하는 부부들이 이를 피하기 위해 아내 소득은 낮추고, 남편 소득은 높이고 있는 측정 오류 등의 가능성을 고려해야 한다. 그럼에도 본 분석에서 오류 가능성이 높은 0.5지점의 관측치를 삭제하고도 아내가 남편보다 소득이 많아지는 지점 오른쪽 분포의 유의미한 급락은 측

정 오류를 감안하더라도 유의미한 결과라고 판단할 수 있다.

즉, 한국 사회는 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 성역할 인식이 부부의 소득 결정에 영향을 미쳐 노동시장이 왜곡되고 있을 가능성이 있다고 할 수 있다.

2. 성역할 인식과 여성 노동시장 성과

가. 여성 배우자가 남편보다 많이 벌 확률의 추정

사회의 성역할 인식에 따라 개인의 행동이 달라지는지 살펴보기 위해 본 연구에서 활용하고자 하는 변수는 ‘여성 배우자가 남편보다 많이 벌 확률 추정치’이다. 만일 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성이 노동시장에 참여하지 않는 선택을 하거나 본인의 기대임금보다 낮은 임금으로 일한다면, 그 여성들은 ‘남편이 아내보다 많이 벌어야 한다’는 사회 내 성역할 인식에 따른 규범적 제재를 피하기 위해 행동하고 있는 것으로 판단해 볼 수 있다.

이에 따라 분석에 앞서 아내인 여성이 남성 배우자보다 많이 벌 확률 추정치를 계산해야 한다. 기존 연구들과 마찬가지로, 첫 번째 단계는 일하는 여성을 대상으로 그룹별(본 연구에서는 연도 - 연령대 - 학력) 여성의 임금 분포를 만든다. 두 번째 단계는 여성 배우자를 첫 번째 단계의 그룹별 여성 임금 분포의 5단위 백분위수를 만들고, 여기에 남편의 임금을 대입하여 남편보다 많이 벌 확률을 추정하게 된다(윤미례·김태일, 2018).

첫 번째, 일하는 여성을 대상으로 그룹별 여성 분포를 만들기 위해 대상은 일하는 여성, 25~64세¹⁰⁾의 2012~17년 동안의 임금근로자의 연도별 소비자 물가지수로 보정된 노동소득으로 한정한다.¹¹⁾ 이때 시간당 임

10) McCrary 검증과는 달리 노동시장 참여가 활발한 20세 이상 65세 미만으로 연령대를 한정하였다. 일하는 여성의 임금 분포를 만들기 위해서는 여성의 연령대를 범주로 활용한다.

11) 연도별로 임금분포를 만드는 것이 더욱 정밀할 수 있지만, 윤미례·김태일(2018)과 유사하게 2012~17년을 통합하여 소비자 물가지수로 보정한 후 임금 분포를

금소득¹²⁾으로 임금 분포를 만든다. 시간당 임금소득이 필요한 이유는 사회적 규범으로 여성이 이미 본인의 임금을 낮추고 있다면, 기존 연구의 결론과 같이 노동시간을 줄여 월평균 임금을 낮추고 있을 가능성이 있고, 그런 가능성은 여성의 임금 분포에 하향 편향을 발생시킬 수 있기 때문이다. 이러한 방법의 첫 번째 단계 기본 가정은 이와 같은 방식으로 구분된 여성 집단별 임금 분포 집단 내에서는 동질적이고 집단 간에는 이질적인 것이다. 집단을 구분하는 변수는 1) 연도, 2) 학력, 3) 연령대이다. 특히, 복지패널은 저소득 가구의 과대 표집으로 연도별 개인 가중치가 중요한데, 이를 활용하여 연도에 따른 임금 분포의 이질성과 저소득 가구의 과대 표집 문제를 극복하고자 하였다. 학력은 고졸 미만, 고졸 이상 전문대졸 미만, 대졸, 석사 이상으로 구분하며 연령은 20~39세, 40~64세로 구분한다. 이렇게 연도별로 8개의 셀, 총 48개의 셀이 만들어진다. 만들어진 여성의 연도-연령대-학력 집단별로 임금근로자로 일하는 여성 임금의 5단위(5, 10, 15, ..., 85, 90, 95)의 19개 백분위 임금 $female^p$ 을 개인 연도별 횡단 가중치를 활용하여 구한다. 이렇게 구한 백분위 수들이 각 여성 집단별 임금분포이며, 부부들의 샘플의 남편 실제 소득을 이 임금분포와 비교하여 여성 배우자가 남편보다 많이 벌 확률을 추정하게 된다. 수식의 표현은 다음과 같다(윤미례·김태일, 2018).

$$\Pr(WifeEarnsMore)_{it} = \frac{1}{19} \sum_{i=1}^{19} 1 [female_i^p > husincome_{it}]$$

이와 같은 방식으로 추정된 아내가 남편보다 많이 벌 확률의 평균은 19.2%이고, 이를 연도-연령대-학력별로 보여준 것이 <표 5-3>이다.

추정하였다.

- 12) 한국복지패널은 2012년 소득부터 매년 12월 31일 기준 주된 일자리의 규칙적으로 일한 경우의 월평균 임금과 주당 평균 근로시간, 불규칙적으로 일한 경우 일한 날의 평균 근로시간과 일한 날의 시간당 임금을 조사한다. 이들 변수를 통해 규칙적으로 일한 경우 및 불규칙적으로 일한 경우의 시간 임금을 계산하였다.

〈표 5-3〉 아내가 남편보다 많이 벌 확률 추정치

		고졸 미만	고졸 이상 전문대졸 미만	대졸 이상	석사 이상
2012	20~39세	0.22	0.17	0.25	0.35
	40~64세	0.13	0.16	0.25	0.37
2013	20~39세	0.22	0.19	0.30	0.41
	40~64세	0.03	0.14	0.23	0.35
2014	20~39세	0.18	0.17	0.25	0.39
	40~64세	0.15	0.15	0.21	0.28
2015	20~39세	0.20	0.16	0.29	0.40
	40~64세	0.08	0.13	0.21	0.20
2016	20~39세	0.19	0.16	0.30	0.42
	40~64세	0.04	0.14	0.23	0.24
2017	20~39세	0.18	0.15	0.28	0.36
	40~64세	0.23	0.15	0.25	0.35

자료 : 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

나. 여성의 노동시장 참여 성과 : 성역할 인식 조절효과

부부들을 대상으로 각 여성이 남편보다 많이 벌 확률의 추정이 이루어졌다면, 앞서 살펴본 부부의 임금 분포 단절이 구체적으로 여성의 어떠한 노동시장 행동 때문인지 살펴보아야 한다. 먼저 검토할 것은 사회의 보수적인 성역할 규범으로 인해 여성들을 노동시장에서 떠나게 할 가능성이 다. 이를 위해 앞서 추정한 ‘여성이 남편보다 많이 벌 확률’을 통해 한국 사회 내 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 사회의 성역할 인식의 위반 부담에 아내들이 노동시장 참여를 안 하는 방향으로 행동하는지 분석한다. 특히 여성 개인의 성역할 인식수준이 이러한 행동에 조절효과로서 작동하는지 분석한다.

본 분석은 부부가 모두 임금근로자인 경우로 한정하였다. 연령은 부부 모두 20~64세이다.

$$\begin{aligned}
 wifeLFP_{it} = & \alpha + \beta_1 \cdot \Pr(WifeEarnsMore)_{it} + \beta_2 \cdot (\text{성역할 인식})_{it} \\
 & + \beta_3 \cdot [\Pr(WifeEarnsMore) * (\text{성역할 인식})]_{it} \\
 & + \beta_4 \cdot X_{it} + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

여기서,

$wifeLFP_{it}$: 아내의 노동시장 참여 여부(노동시장 참여: 1, 노동시장
미참여: 0)

$Pr(WifeEarningsMore)_{it}$: 아내가 남편보다 더 많이 벌 확률

X_{it} : 통제변수

종속변수는 여성의 노동시장 참여 여부이며, 주요 영향요인은 아내가 남편보다 많이 벌 확률, 여성의 성역할 인식, 이 둘 간의 상호작용항이다. 통제변수는 연도더미, 남편의 인플레이션 보정 시간당 소득의 로그 및 제 곱항, 저소득가구 여부, 연령대(20대, 30대, 40대, 50대 이상), 교육정도(고졸 미만, 고졸, 전문대졸, 대졸, 석사 이상), 막내 자녀 연령(0: 자녀 없음, 1: 0~3세, 2: 4~6세, 3: 7~12세, 4: 13세 이상), 수도권 여부, 남편의 성역할 인식이 포함된다. 이렇게 구성된 데이터 수는 전체 9,278개이며, 중복되지 않는 부부의 전체 수는 2,253쌍이다.

분석은 첫 번째, pooled logit(패널 로버스트 표준 오차(panel robust standard errors) 활용)으로 추정하고, 두 번째로 패널 로짓 고정효과 모형을 활용하여 추정한다. 패널 고정효과 모형을 활용함으로써 개인의 관측되지 않는 이질성 통제로 아내가 남편보다 더 많이 벌 확률 $Pr(WifeEarningsMore)_{it}$ 의 내생성을 고려한 더 정확한 추정을 기대할 수 있다. 이와 관련하여 Bertrand et al.(2015)은 낮은 소득의 남성과 결혼하는 잠재소득이 높은 여성이 노동시장에 참여하지 않는 관측되지 않는 특성이 있을 수 있다는 점을 고려하였다. 예를 들어, 낮은 소득이나 낮은 학력의 남성과 결혼하는 여성은 노동시장 참여를 처음부터 원하지 않은 집단이거나 자존감이 떨어진 집단일 수 있고, 이러한 현상이 체계적일 수 있으며 그러한 여성 집단은 가사일이나 자녀 돌봄에 더욱 집중할 수 있다. Bertrand et al.(2015)은 통제변수의 순차적 투입, 결혼시점의 아내가 남편보다 많이 벌 확률을 통제변수로 통제하고 패널 자료를 활용하여 부부의 고정효과 투입, 아내가 작년에 남편보다 많이 벌었는지 여부 등의 변수 투입을 통해 내생성을 통제하였다(윤미례·김태일, 2018). 본 연구 또한 Bertrand et al.(2015) 및 윤미례·김태일(2018)과 마찬가지로 고정

효과 모형을 통해 분석함으로써 이러한 가능성을 통제하도록 한다.

〈표 5-4〉 노동시장 참여

변수		fixed effect panel				pooled logit
		model 1	model 2	model 3	model 4	
아내가 남편보다 많이 벌 확률		-1.033*	-0.944	-0.959	-1.899**	-0.922*
남편 소득 로그		-0.823**	-0.703*	-0.723*	-0.668*	-1.234***
남편 소득 로그 **2		0.14	0.12	0.128	0.1	0.179**
저소득층 여부 (baseline: 일반가구)	저소득층	-0.884***	-0.829***	-0.863***	-0.891***	-1.448***
교육정도 baseline: 고졸 미만)	고졸	-0.898	-0.728	-0.157	-0.051	0.386**
	전문대졸	-0.166	0.1	0.487	0.653	0.531***
	대졸	-1.6	-1.612	-1.037	-0.972	1.069***
	석사 이상	10.591	10.895	11.706	11.193	2.215***
막내 자녀 연령 (baseline: 자녀 없음)	0~3세	-0.36	-0.387*	-0.418*	-0.417*	-0.670***
	4~6세	0.479*	0.485*	0.452*	0.459*	-0.221*
	7~12세	0.732***	0.741***	0.760***	0.762***	0.572***
	13세 이상	0.597**	0.657**	0.640**	0.653**	0.066
연령대 (baseline: 20대)	30대	-0.559*	-0.437	-0.507	-0.509	0.226
	40대	-0.174	-0.098	-0.199	-0.201	0.439***
	50대 이상	-0.426	-0.321	-0.405	-0.411	-0.086
수도권 여부 (baseline: 비수도권)	수도권	-0.603	-0.589	-0.601	-0.548	-0.083
남편의 성역할 인식 (baseline: 불평등)	요인 1(평등)		0.102	0.024	0.03	0.202***
	요인 2(평등)		0.384***	0.365***	0.371***	0.248***
	요인 3(평등)		0.253**	0.179	0.177	0.629***
성역할 인식 (baseline: 불평등)	요인 1(평등)			0.153	0.255*	0.497***
	요인 2(평등)			0.016	0.117	0.014
	요인 3(평등)			0.314*	0.113	0.804***
상호작용항 (아내가 많이 벌 확률*성역할 인식)	상호작용 1(요인 1)				-0.51	-0.383*
	상호작용 2(요인 2)				-0.56	-0.295
	상호작용 3(요인 3)				1.303*	-0.093
상수항						-1.374***
R-square		0.033	0.043	0.041	0.046	0.099
관측수		3,144	2,953	2,906	2,906	8,674
개인수		618	594	587	587	2,180

주: 1) 투입된 연도더미는 보고하지 않음.

2) 남편 및 아내의 성역할 인식 요인 1은 일하는 엄마에 대한 인식, 요인 2는 유급 노동에 대한 가치 인식, 요인 3은 성별분업 인식임.

3) 성역할 인식은 평균 3 이상을 1, 3 미만을 0으로 설정함.

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

결과를 살펴보면, 모델 2까지는 여성 본인의 성역할 인식을 독립변수로 투입하기 전의 모형으로 독립변수 아내가 남편보다 많이 벌 확률과 남편의 성역할 인식이 여성이 노동시장 참여에 영향을 주는지 검증한 모형이다.

남편의 성역할 인식을 통제하기 전 모델 1은 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 높을수록 평균적으로 여성의 노동시장 참여 가능성이 유의미하게 낮아지는 것으로 나타나고 있다. 즉, 사회의 ‘남편이 더 많이 벌어야 한다’는 성역할 인식으로 인해 남편보다 임금을 더 많이 벌 가능성이 있는 여성이 노동시장 참여를 회피할 가능성이 높게 나타나 사회의 성역할 인식에 따른 여성 개인의 노동시장 성과의 영향력이 통계적으로 유의미하였다. 모형 2는 모형 1에 남편의 성역할 인식을 추가하여 통제하였는데 남편의 유급노동에 대한 가치인식과 성별분업 인식이 평등할 때 여성의 노동시장 참여 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 아내가 남편보다 많이 벌 확률은 여전히 음수를 갖지만 통계적 유의미성은 없었다.

모형 3은 조절효과를 검증하기에 앞서 아내의 성역할 인식을 투입한 모형이다. 모형 2와 마찬가지로 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 높을 때 여성의 노동시장 참여 가능성은 낮아지지만 통계적 유의미성은 나타나지 않았다. 또한 남편의 유급노동에 대한 가치인식수준이 평등하고 아내의 성별분업 인식이 평등한 수준일 때 아내의 노동시장 참여 가능성이 유의미하게 높아지는 것으로 분석되었다.

우리가 최종적으로 보고자 했던 모형 4를 살펴보면, 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 낮을수록, 여성의 일하는 엄마에 대한 인식과 남편의 유급노동에 대한 가치인식이 평등한 수준일수록 노동시장 참여 가능성이 높은 것을 알 수 있다. 즉, 여성보다 남성 배우자가 더 많이 벌어야 한다는 사회적 규범에 따른 사회 단위의 성역할 인식으로 인해 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 아내는 노동시장 참여를 회피하는 선택을 할 가능성이 높다. 또한 아내 개인의 성역할 인식(일하는 엄마에 대한 인식) 수준이 불평등하면 노동시장 참여를 하지 않을 가능성이 높아진다.

특히, 아내의 성역할 인식 요인 3(성별분업 인식)은 조절효과(1.303)가 통계적으로 유의미하게 도출되었다. 즉, 성별분업 인식수준이 평등한 여성 집단은 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 높다고 할지라도 불평등한 성

역할 인식의 여성 집단에 비해 노동시장 참여를 덜 회피하거나 더 참여하는 선택을 한다. 특히 남편보다 많이 벌 확률의 계수 추정치가 -1.899, 상호작용 3의 계수 추정치가 1.303으로 그 합은 -0.596인데, 이러한 추정치가 0과 통계적으로 다른지 검증한 결과 기각하지 못하는 결과가 도출되었다. 이는 성별분업 인식이 평등한(평균 3 이상) 여성 집단이 노동시장 참여 선택을 함에 있어 불평등한 인식의 여성 집단과는 달리, 사회적 규범에 따른 성역할 인식(아내가 남편보다 많이 벌 확률)의 영향이 통계적으로 의미가 없음을 시사한다.

이러한 결과는 개인의 성역할 인식수준이 평등할 때, 사회 단위의 성역할 인식이 설사 불평등할지라도 사회의 규범에 따른 영향을 극복할 수 있음을 보여주는 것이라 해석할 수 있다.

모형 4의 통제변수들의 영향력을 살펴보면, 남편의 소득이 높을수록 여성의 노동시장 참여 가능성은 낮아진다. 또한 저소득 가구일 때 노동시장 참여 가능성이 낮았다. 3세 이하의 어린 자녀는 여성의 노동시장 참여 가능성을 낮추지만, 4세 이상 자녀가 있을 때는 그에 비해 노동시장 참여 가능성이 높았다. 반면 교육정도나 연령대, 수도권 여부 등은 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 않았다.

다. 잠재소득과 실제 소득의 갭 : 성역할 인식 조절효과

본 항에서는 노동시장에 참여한 여성들의 실제 소득과 참여하지 않은 여성들이 참여했다면 얻게 될 잠재소득 간의 차이(갭)를 통해 사회 내 성역할 인식이 개인의 행동에 어떠한 영향을 미치는지 알아보고자 한다. 이에 더해 마찬가지로 개인의 성역할 인식이 조절효과로서 작용하는지 살펴보고자 한다. 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 사회 규범이 개인의 행동에 영향을 미쳐 여성들이 노동시장 성과를 왜곡하고 있다면, 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 여성은 본인이 벌 소득을 반영하고 있는 잠재소득보다 실제 소득을 낮추려 할 가능성이 있다(윤미례 · 김태일, 2018). 미국의 연구와 경제활동조사를 활용한 한국 사례에서는 이와 관련하여서도 노동시장 왜곡이 나타남이 확인되었지만, 독일의 사례에서는 서독의

전일제 여성에서만 일부 확인된 바 있고 윤미례·김태일(2018)의 분석에서도 정규직 여성에서만 일부 확인되었다.

사회가 가진 성역할 인식에 따르기 위해서 여성들이 어쩔 수 없이 노동시장을 왜곡하고 있다면, 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성은 실제 소득을 줄일 것이고, 따라서 $\Pr(WifeEarnsMore)_{it}$ 의 계수 추정치는 음의 값을 가지게 될 것을 예상해 볼 수 있다(윤미례·김태일, 2018).

본 분석을 위해 직전의 노동시장 참여 분석의 표본인 임금근로자 남편, 부부 모두 20~64세 9,278개의 관측치 중 실제 소득이 관찰되는 일하는 여성 배우자로 한정되어 4,864개 부부의 관측치를 활용한다. 수식의 표현은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Income\ Gap_{it} = & \alpha + \beta_1 \cdot \Pr(WifeEarnsMore)_{it} + \beta_2 \cdot (\text{성역할인식})_{it} \\ & + \beta_3 \cdot [\Pr(WifeEarnsMore) \cdot (\text{성역할인식})]_{it} \\ & + \beta_4 \cdot X_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

여기서,

$Income\ Gap_{it}$ (잠재소득과 실제소득 차이)=

$$\frac{\text{실제소득} - \text{여성 배우자 } i \text{의 소득 집단 평균}}{\text{여성 배우자 } i \text{의 소득 집단 평균}},$$

$\Pr(WifeEarnsMore)_{it}$: 아내가 남편보다 더 많이 벌 확률,

X_{it} : 통제변수

분석결과를 확인하면 <표 5-5>에서 아내가 남편보다 많은 소득을 벌 확률의 추정치는 모든 모형에서 음수로 유의미함을 알 수 있다. 이는 남편보다 많이 벌 확률이 증가할 때, 실제 소득과 잠재소득 겹의 비율이 줄어든다는 것으로 기존의 미국, 독일 전일제 연구결과와 같은 방향의 결과가 나타났다. 즉, 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 여성 집단의 여성들은 본인의 잠재력보다 실제 임금이 높지 않다는 것으로 앞선 노동시장 참여의 결과와 마찬가지로 사회의 성역할 규범의 영향으로 본인의 임금을 줄이는 방향으로 행동했을 가능성을 보여준다.

〈표 5-5〉 임금 갭

		fixed effect panel				pooled logit
변수		model 1	model 2	model 3	model 4	
아내가 남편보다 많이 벌 확률		-0.986***	-1.009***	-1.022***	-1.002***	-1.109
남편 소득 로그		-1.191***	-1.175***	-1.171***	-1.172***	-1.023
남편 소득 로그**2		1.419***	1.456***	1.461***	1.461***	1.039*
저소득층 여부 (baseline: 일반가구)	저소득층	-0.529***	-0.510***	-0.507***	-0.504***	-0.581**
교육정도 baseline: 고졸 미만)	고졸	0.461	0.537	0.955	0.976	-0.009
	전문대졸	0.673	0.794	1.218	1.238	0.087
	대졸	0.64	0.79	1.22	1.241	0.05
	석사 이상	0.28	0.441	0.834	0.848	0.067
막내 자녀 연령 (baseline: 자녀 없음)	0~3세	-0.12	-0.121	-0.13	-0.128	0.177*
	4~6세	-0.199**	-0.176*	-0.184*	-0.184*	0.023
	7~12세	-0.133	-0.131	-0.134	-0.133	-0.023
	13세 이상	-0.176**	-0.176**	-0.181**	-0.179**	-0.056
연령대 (baseline: 20 대)	30대	0.164	0.259*	0.295**	0.293**	-0.147
	40대	0.189	0.309**	0.351**	0.348**	-0.227
	50대 이상	0.184	0.291	0.339*	0.336*	-0.327
수도권 여부 (baseline: 비수도권)	수도권	0.241	0.274	0.142	0.135	0.036
남편의 성역 할 인식 (baseline: 불평등)	요인 1(평등)		0.029	0.035	0.034	0.076**
	요인 2(평등)		0.02	0.018	0.019	0.001
	요인 3(평등)		0.073	0.076	0.077	0.122***
성역할 인식 (baseline: 불평등)	요인 1(평등)			-0.007	-0.02	-0.012
	요인 2(평등)			0.025	0.055	-0.011
	요인 3(평등)			-0.018	-0.015	0.044
상호작용항 (아내가 많이 벌 확률*성역 할 인식)	상호작용 1(요인 1)				0.059	0.139
	상호작용 2(요인 2)				-0.141	0.021
	상호작용 3(요인 3)				-0.018	-0.131
상수항		-0.569	-0.867	-1.212	-1.229	0.201
R-square		0.2622	0.2778	0.2659	0.2649	0.3184
관측수		4,864	4,600	4,557	4,557	4,557
개인수		1,478	1,438	1,431	1,431	1,431

주: 1) 투입된 연도더미는 보고하지 않음.

2) 남편 및 아내의 성역할 인식 요인 1은 일하는 엄마에 대한 인식, 요인 2는 유급노동에 대한 가치 인식, 요인 3은 성별분업 인식임.

3) 성역할 인식은 평균 3 이상을 1, 3 미만을 0으로 설정함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

반면, 개인 단위의 성역할 인식은 임금 갭에는 유의미한 영향을 미치고 있지 않으며 조절효과 또한 나타나지 않았다. Pooled OLS에서만 남편의 일하는 엄마에 대한 인식과 성별분업 인식이 평등할수록 여성 배우자가 잠재임금보다 더 많은 실제 소득을 얻고 있을 가능성이 높았다. 통제변수들은 남편의 소득이 낮을 때, 저소득층보단 일반 가구 여성이, 자녀가 있을 때보다 없는 경우, 20대보다는 30~40대의 여성들 집단에서 잠재임금보다 더 높은 실제 임금을 받을 가능성이 높게 나타났다.

제6절 출산 전후의 성역할 인식과 여성 노동시장 성과의 순환구조 : 구조방정식 모형 활용

지금까지는 사회적 규범과 개인의 성역할 인식수준이 여성의 노동시장 행동에 영향요인이 되고 있음을 보였다. 본 절에서는 여성 개인의 성역할 인식과 여성의 노동시장 참여의 관계를 좀 더 고찰하고자 한다. 기존 연구들은 출산과 자녀 양육이 여성의 인식과 노동시장 행동에 매우 지대한 영향을 미침을 보이고 있다는 점을 지적하고 있다(Schober and Scott, 2012). 본 절은 기존의 논의들을 바탕으로 출산 전후 여성의 노동시장 참여 여부와 성역할 인식의 평등 정도 요인이 서로 어떠한 영향을 미치는지 확인하고자 한다. 이를 통해 성역할 인식과 여성 노동시장 성과 사이 인과관계 및 역인과관계의 가능성을 탐색한다. 이와 함께 출산 전후의 성역할 인식수준과 보육 관련 제도의 활용이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향도 함께 고려함으로써 우리 사회 여성의 지속적인 노동시장 참여를 높이기 위한 시사점을 찾고자 한다.

1. 자료 및 분석방법

본 절의 분석은 앞선 분석과 마찬가지로 한국복지패널을 활용한다. 다만, 본 분석은 출산 전후의 부부 데이터로 한정됨에 따라 관측치 수의 한

계를 갖는다. 그래서 시간당 임금 등을 활용하여 임금정보의 정합성에 초점을 맞추어 8차부터 활용한 앞선 분석과 달리 조사 기준연도 2008년의 4차 자료부터 분석의 변수로 활용하였으며 가장 최근 출산을 중심으로 표본을 구성하였다. 한국복지패널에 출산에 대한 응답 문항이 있기는 하나 자녀의 정보를 활용하는 것이 출산력에 대한 정합성을 높일 수 있어 막내 자녀 연령으로 출산 이력을 구성하였다. 이렇게 구성된 출산 이력을 바탕으로 출산 1년 전, 출산 2년 후 여성의 성역할 인식과 경제활동 참여 상태를 관찰하였다. 이때, 출산 1년 전 데이터가 없는 경우, 출산 직전 데이터를 활용한다. 또한, 여성이 비임금근로자인 경우 관측치가 매우 적어 분석에 활용할 수 없는 한계로 여성이 출산 전후 비임금근로자로 일했던 경우는 표본에서 제외하였다. 이렇게 구성된 부부 관측치는 총 369쌍이었으며 출산연도별로 관측된 임금근로자 부부는 다음 표와 같다.

이들 부부의 출산 전후의 성역할 인식 및 고용상태의 순환적인 관계를 확인하는 데 있어 본 절은 먼저 구조방정식 모형(SEM: Structural Equation Modeling)을 활용한다. 구조방정식 모형은 직접 효과뿐만 아니라 간접 효과를 관찰할 수 있고, 출산 전후의 인식 지표 사이의 측정 오류도 고려할 수 있다는 점에서 강점을 갖는다. 그럼에도 구조방정식 모형은 일반적

〈표 5-6〉 최종 출산연도별 부부 관측치

(단위: 쌍)

출산연도	부부 관측치
2008	38
2009	37
2010	52
2011	45
2012	46
2013	58
2014	50
2015	43
전 체	369

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

으로 구간이나 순서형 변수를 필요로 하는 한계를 가지며 해석에 있어서도 직관적이지 않으므로, 2차로 OLS 모형을 활용하여 출산 전의 인식 및 출산 전 고용형태, 출산 후 인식이 출산 후 여성의 경제활동 참여에 어떠한 영향을 미치는지 분석하고자 한다. 특히, 이 절에서는 출산 이후 여성의 고용에 공공보육 지원정책의 수혜가 미치는 영향요인 또한 살펴보고자 한다. 본 연구도 기존의 연구와 마찬가지로 OLS와 SEM 모형의 분석 결과 간 계수의 크기나 유의 수준에 큰 차이가 발견되지 않았는데, 이는 인식의 측정 오차 간 공분산이 OLS 결과를 유의미하게 편향시키지 않음을 의미한다(Schober & Scott, 2012; Smith et al., 2009).

분석에서 활용되는 독립변수는 다음 <표 5-7>과 같다. 성역할 인식은 앞선 분석과 마찬가지로 일하는 엄마에 대한 인식, 유급노동에 대한 가치인식, 성별분업 인식으로 분류하였다. 남성과 여성 모두 출산 전후 성역할 인식의 평균적 변화는 크지 않으며, 성별분업 인식의 평등 수준이 여성의 경우 출산 전후 3.6점, 남성의 경우 출산 전후 3.4점으로 다른 요인에 비해 가장 높은 것을 알 수 있다. 출산연도의 평균은 2012년이며, 남편의 월평균 임금은 출산 전 약 290만 원, 출산 후 약 318만 원이었다. 1년간 지원 받은 보육료 지원은 평균 431만 원, 양육수당은 40만 원이었으며, 자녀 수는 평균 2.3명이었다.

<표 5-7> 출산 전후 영향요인 기초통계

(단위: 명)

변수			관측치	평균 (표준편차)
성역할 인식	출산 전 여성	일하는 엄마에 대한 인식	368	2.0 (0.65)
		유급노동에 대한 가치인식	368	2.0 (0.75)
		성별분업 인식	368	3.6 (0.65)
	출산 전 남성	일하는 엄마에 대한 인식	360	2.2 (0.72)
		유급노동에 대한 가치인식	360	2.1 (0.80)
		성별분업 인식	360	3.4 (0.76)
	출산 후 여성	일하는 엄마에 대한 인식	367	2.2 (0.69)
		유급노동에 대한 가치인식	367	2.0 (0.67)
		성별분업 인식	367	3.6 (0.62)
	출산 후 남성	일하는 엄마에 대한 인식	354	2.3 (0.75)
		유급노동에 대한 가치인식	354	2.1 (0.67)
		성별분업 인식	354	3.4 (0.76)

〈표 5-7〉의 계속

변수		관측치	평균 (표준편차)
출산연도		369	2011.7 (2.21)
출산 전 남편 임금 로그		369	5.7 (0.86)
출산 후 남편 임금 로그		369	5.8 (0.87)
보육료 지원		369	431.2 (266.91)
양육수당지원		369	40.0 (82.66)
자녀 수		369	2.3 (0.57)
		빈도	백분율
연령대	20대	24	6.5
	30대	311	84.28
	40대	34	9.21
교육정도	고졸 미만	6	1.63
	고졸	122	33.06
	전문대졸	108	29.27
	대졸	120	32.52
	대학원 이상	13	3.52
남편 교육정도	고졸 미만	7	1.9
	고졸	126	34.15
	전문대졸	65	17.62
	대졸	146	39.57
	대학원 이상	25	6.78
공공어린이집 경험유무	없음	265	71.82
	있음	104	28.18

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

30대 여성, 전문대졸 이상 학력 수준의 여성이 가장 많았으며, 남편 학력의 경우 대졸 이상의 학력이 가장 많았다. 1년 동안 공공어린이집은 28.2%가 경험한 것으로 나타났다.

이와 함께 종속변수의 경우 출산 전 여성의 경우 30.6%가 고용되어 있었던 반면, 출산 후에는 36.6%가 노동시장에 참여하고 있는 것으로 나타나고 있다.

〈표 5-8〉 출산 전후 고용여부

(단위: 명)

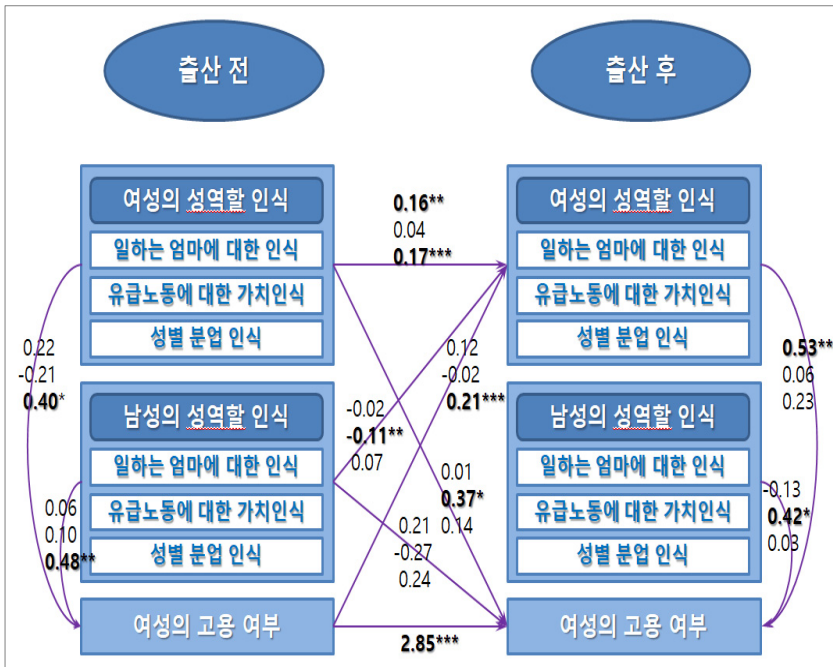
	일하고 있음	일하지 않음	전 체
출산 전	113(30.6%)	256(69.4%)	369
출산 후	146(36.6%)	223(60.4%)	369

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

2. 성역할 인식 및 노동시장 성과 순환구조 : 출산 전후

본 분석은 출산 후 여성의 경제활동 참여 여부에 당시의 여성의 성역할 인식 및 배우자의 성역할 인식의 직접 효과뿐만 아니라 출산 전부터 가지고 있었던 성역할 인식 및 경제활동 참여 여부가 간접효과를 미칠 것이라는 가설을 검증하는 데 목적이 있다. 즉, 여성의 출산 후 고용에 미치는 성역할 인식의 총 효과에는 출산 전 경제활동 참여 여부와 성역할 인식의 간접효과가 포함되어 있을 것이고 이러한 간접효과를 고려하였을 때 출산 후 성역할 인식이 출산 후 여성의 경제활동 참여 여부에 중요한 영향요인이 되는지 분석하고자 한다. 이러한 분석을 통해 성역할 인식과 여성의 노동시장 참여 선택의 순환경로를 파악할 수 있을 것으로 기대된다. 구조방정식 모형에서는 확인하고자 하는 주요 변수만을 모형에 포함하였다.

[그림 5-7] 구조방정식 모형 및 분석결과



자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

[그림 5-7]은 구조방정식 모형의 주요 경로를 보여주고 있다. 먼저 출산 전 여성의 성역할 인식은 출산 후 여성의 성역할 인식에 영향을 미침으로써 출산 후 여성의 경제활동 참여 여부에 간접효과로 작용함을 확인할 수 있다. 성역할 인식 중 특히 일하는 엄마의 인식(0.16)과 성별분업 인식(0.17)이 평등할 경우, 출산 후 이들 두 개 요인의 인식이 더 평등하게 움직일 가능성을 확인하였다. 반면, 남편의 성역할 인식 중 유급노동의 대한 가치인식(-0.11)이 불평등한 경우, 오히려 여성의 같은 분류의 성역할 인식을 평등하게 이동시킬 가능성을 엿볼 수 있다. 이와 함께 출산 전 노동시장에 참여하고 있는 여성의 경우, 출산 전 부부의 성별분업 인식(여성: 0.4, 남성: 0.48)이 평등한 경우 노동시장 참여확률을 높이고 있다. 이러한 간접효과를 고려하더라도 출산 전 여성의 경제활동 참여가 출산 후 성별분업 인식(0.21)에 긍정적인 영향을 미침을 분석결과로 확인할 수 있었다.

다음으로 출산 후 여성의 노동시장 참여 여부에 출산 전 부부의 성역할 인식 및 여성의 고용 여부가 미치는 간접효과를 고려하여 부부의 성역할 인식의 총 효과를 검증한 결과, 간접효과를 고려하더라도 여성의 일하는 엄마에 대한 인식(0.53) 및 배우자의 유급노동에 대한 가치인식수준(0.42)이 높은 경우 출산 이후 여성의 노동시장 참여 가능성은 증가하는 것을 확인할 수 있다. 또한 출산 이전의 여성의 유급노동에 대한 가치인식(0.37)이 높은 경우에도 출산 이후 노동시장 참여에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 이전부터 가지고 있던 성역할 인식의 간접효과를 고려하여도 출산 이후 여성의 일하는 엄마에 대한 평등한 성역할 인식과 이전의 경제활동 참여 경험 및 배우자 유급노동에 대한 평등한 수준의 인식이 여성의 경제활동 참여에 긍정적인 영향을 보여주는 것이라 할 수 있다.

3. 성역할 인식과 공공보육 지원이 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향

두 번째 분석은 앞서 확인한 결과를 바탕으로 여성의 고용에 출산 전

후 부부의 성역할 인식의 영향과 공공보육 지원 여부의 영향력을 검증한다. 구조방정식 분석으로 성역할 인식과 여성의 고용 사이 순환구조를 갖고 있음을 살펴보았다면, 본 분석은 이를 바탕으로 출산 전 부부의 성역할 태도와 경제활동 참여 상태 등을 통제하며, 출산 후의 성역할 태도와 출산 후 경험한 공공보육의 경험 및 제도적 지원에 따라 여성의 노동시장 참여 가능성이 달라지는지 OLS 모형을 통해 검증한다.

앞선 구조방정식 모형 분석결과 출산 후 여성의 일하는 엄마에 대한 가치 인식과 배우자의 유급노동에 대한 가치 인식이 더 평등할수록 출산 이후 여성이 노동시장에 참여할 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 출산 전 여성의 유급노동에 대한 가치 인식이 평등할 때, 출산 이후 경제활동 참여 가능성을 높이는 것을 알 수 있었다.

OLS 분석결과도 마찬가지로 출산 전 여성의 유급노동에 가치인식이 평등할수록 그리고 출산 후 일하는 엄마에 대한 인식이 평등할수록 출산 이후 노동시장 참여 가능성이 더 높게 나타났다. 배우자의 성역할 인식 또한 유의미해서 출산 전 배우자의 성별분업 인식과 출산 이후 유급노동에 대한 가치 인식수준이 평등할 때 여성의 경제활동 참여에 긍정적이었다.

이와 함께 여성의 출산 이전 경제활동 참여 형태가 출산 이후 노동시장 참여 선택에 유의미하게 나타났다. 여성이 출산 전 비경활 상태였거나 실업 상태였을 때 출산 이후 노동시장 참여 가능성이 낮았는데, 이는 여성의 출산으로 인한 경력단절 문제뿐만 아니라 결혼이나 육아 등의 시기 이전부터 노동시장 참여를 독려할 수 있는 정책의 필요성을 시사한다. 또한 임신/일용으로 노동시장에 참여한 여성의 경력단절 가능성은 상용으로 참여했던 여성보다 더 높게 나타나 기존의 이론 및 연구와 마찬가지로 유보임금의 문제, 일자리의 안정성 문제가 경력단절의 주요 원인이 되고 있다고 풀이된다.

본 분석에 주요 요인 중 하나로 활용했던 변수는 공공보육시설의 활용 및 공공보육 지원 부분이다. 먼저 1년 동안 공공어린이집 경험 여부는 여성의 고용에 정적인(+) 영향을 주고 있으나 통계적으로 유의미하진 않았다. 보육료 지원금액은 계수가 0.002로 여성의 고용에 정적 영향을 미치는 반면, 양육수당은 부적(-) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기존

〈표 5-9〉 출산 이후 여성의 경제활동 참여 분석

변수			계수값
출산 전	여성	일하는 엄마에 대한 인식	-0.214
		유급노동에 대한 가치인식	0.554*
		성별분업 인식	-0.116
	남성	일하는 엄마에 대한 인식	0.193
		유급노동에 대한 가치인식	-0.385
		성별분업 인식	0.459*
출산 후	여성	일하는 엄마에 대한 인식	0.936***
		유급노동에 대한 가치인식	-0.140
		성별분업 인식	0.336
	남성	일하는 엄마에 대한 인식	-0.308
		유급노동에 대한 가치인식	0.518*
		성별분업 인식	0.059
출산연도		2009	0.121
		2010	0.218
		2011	-0.644
		2012	-0.625
		2013	-0.366
		2014	-0.463
		2015	-0.833
출산 전 생활상태 0: 비경활		실업	1.359
		임시/일용	2.123***
		상용	3.919***
남편임금로그		출산 전	0.283
		출산 후	-0.340*
보육지원		1년 동안 공공어린이집 경험 여부	0.120
		보육료 지원금액	0.002***
		양육수당	-0.005*
연령대 기준: 20대		30대	-0.092
		40대	-0.342
학력 기준: 고졸 미만		고졸	0.535
		전문대졸	-0.689
		대졸	0.343
		대학원 이상	0.813
남편 학력 기준: 고졸 미만		고졸	-0.343
		전문대졸	-0.417
		대졸	-0.356
		대학원 이상	-0.205
기준: 2자녀 이하		자녀 수	0.771*
		_cons	-6.698**

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.

의 연구(윤미례·김태일, 2017)에서 보인 분석결과와 마찬가지로, 개인이 직접 수혜받은 지원금액을 투입한 분석을 통해서도 동일하게 보육료 지원정책의 긍정적인 영향력을 확인할 수 있었다.

통제변수들을 살펴보면 출산연도 및 학력, 연령 등은 여성의 출산 후 고용에 유의미한 영향을 미치지 않았다. 반면, 자녀 수가 3명 이상인 경우 자녀 수가 적을 때에 비해 여성의 노동시장 참여확률이 증가하는 것으로 분석되었다.

제7절 요약과 시사점

본 연구는 사회와 개인 단위 각각의 성역할 인식수준이 여성의 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 이를 통해 개인의 성역할 인식수준뿐만 아니라 사회의 성역할 규범의 영향력을 확인하였고 이에 더해 개인의 평등한 성역할 인식이 규범의 영향력을 약화시킬 수 있음을 발견하였다.

이러한 분석을 위해 한국복지패널 8차(조사 기준연도 2012)~13차(조사 기준연도 2017)의 데이터를 활용하였다. 분석에 있어 첫 번째로 기존 연구를 토대로 부부의 상대임금 분포의 0.5지점의 단절을 확인함으로써 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 사회적 규범이 여성 개인의 노동시장 행동에 영향을 미치고 있을 가능성을 확인하였다. 여성 개인의 노동시장 행동 변화를 구체적으로 살펴보기 위하여 사회적 규범으로서 작동하고 있는 사회 단위의 성역할 인식을 개인 단위에서 측정 가능하도록 ‘아내가 남편보다 많이 벌 확률’을 대리변수로 활용하였으며, 개인 단위의 성역할 인식수준이 노동시장 성과에 조절효과로서 작용하는지 분석하였다. 이를 통해 우리는 사회 단위의 성역할 인식이 개인의 노동시장 참여 선택 및 실질임금에 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 또한, 여성의 노동시장 참여 선택에 있어 사회적 규범으로서의 성역할 인식뿐만 아니라 개인이 가진 성역할의 평등한 인식이 경제활동에 정적(+)인 효과를 주는

것을 확인하였다. 특히, 개인의 성역할 인식의 조절효과가 유의미하여, 성별분업 인식이 평등한 여성 집단의 경우 그렇지 않은 집단과는 달리 보수적 사회 규범에 따른 노동시장 미참여 효과를 극복할 수 있는 것으로 나타났다.

이에 더해 구조방정식 모형을 통해 출산 전후 여성의 성역할 인식과 여성의 경제활동 참여 여부의 간접효과를 고려하더라도 여전히 출산 이후 성역할 인식수준이 평등할 때 출산 이후 여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있음을 발견하였다. 또한 출산 이후 여성의 경제활동 참여 여부에 대한 OLS 분석에서는 여성과 배우자의 성역할 인식 수준뿐만 아니라, 보육 지원제도의 수혜 여부가 여성의 노동시장 참여에 중요한 영향요인이 될 수 있음을 보인 바 있다.

이러한 분석결과를 통해 우리는 첫째, 사회 내 성별에 따른 역할 구분이 여전히 우리 사회 내에서 작동하고 있으며 이러한 요인이 여성의 노동시장 참여에 부정적임을 알 수 있었다. 이는 일과 가정의 조화를 위한 제도 도입에 있어 사회의 불평등한 규범을 바꾸어낼 담론을 담아낼 필요성이 있다는 것을 보여주는 것이며, 이는 보육료 지원정책의 여성 경제활동 참여에 대한 긍정적인 영향력을 확인함으로써 더욱 시사점을 가진다. 중립적이고 평등성을 지향하는 정책(Esping-Andersen, 2009)으로 알려진 공공 서비스 활용에 대한 수혜에 따라 여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있다는 것을 확인한 것은 이러한 젠더 중립적 정책의 효과성이 다른 정책에 비해 높은 이유가 정책의 지향점에 있음을 확인한 결과라고 해석할 수 있다. 즉, 우리 사회의 일·가정 양립 정책은 특히 자녀와 가정은 엄마 몫이라는 보수적인 사회적 규범을 얼마만큼 견제할 수 있는지에 따라 제도의 순효과를 살린 효과성의 성공 여부가 결정될 수 있다는 점을 시사한다.

둘째, 보수적 사회 규범을 가진 사회에서도 개인의 성역할 인식수준이 평등할 경우 여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있으며, 남성 배우자의 성역할 인식수준 또한 평등할수록 가정의 이인 생계부양자 모델이 작동할 가능성이 높았다. 이러한 결과는 진보하는 사회 속에서도 일부 개인들이 보수적이 되고 있는 일각의 현재 사회 분위기에서 평등한 사회에

대한 논의를 점진적이고 적극적으로 확대해나갈 필요성이 있음을 보여준다.

셋째, 우리는 분석을 통해 출산으로 인한 개인의 인식 변화가 크지 않음을 확인하였고 간접효과를 고려하더라도 현재의 평등한 성역할 인식과 이전의 경제활동 참여 경험이 출산 이후 여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있음을 보였다. 또한 출산 이전 일자리의 안정성이 높을 때 경력단절로 이어지지 않았다. 이러한 결과는 경력단절을 막는 제도 및 인식 제고 노력뿐만 아니라 교육을 마친 여성들의 경제활동 참여와 지속성을 위한 제도 도입에 대해 고려해야 함을 보여준다 할 수 있다. 여전히 심각한 청년 실업 문제에 대응함에 있어 안정적인 일자리의 경험이 많을수록 이후 세대들의 노동시장 참여 가능성은 높아질 수 있다.

그럼에도 본 장의 분석에 있어 성역할 인식 중 남편이 여성보다 많이 벌어야 한다는 규범에만 초점을 맞출 수밖에 없었다는 점은 한계로 남는다. 측정 가능성과 기존 연구라는 한계로 인하였지만, 여성의 확률추정치의 정밀성 정도는 본 분석에 있어 한계로 남는다. 또한 여성의 결혼과 출산이라는 선택 편향의 문제를 본 연구에는 고려하지 못한 지점 또한 극복할 과제이다. 이후의 연구가 이러한 한계를 보완하여 여전히 나아지지 않는 사회적 규범과 여성의 경제활동 참여에 좀 더 나은 정책 시사점이 찾아질 수 있기를 기대한다.

제 6 장

성역할 인식과 일-가정 양립정책이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향

여성의 경제활동 참여는 개인 차원에서 노동시장 참여 의도는 물론 시장노동에의 유인요소가 존재해야 한다. 보다 근본적으로 개인은 사회적 맥락에서 자유로울 수 없고, 제도에 배태된 행동 양식을 가지게 되는데, 여성의 경제활동 참여는 이를 촉진 혹은 약화시킬 수 있는 다양한 제도의 영향 아래 놓여 있다. 이에 여성의 경제활동 참여에 영향을 미치는 성역할 인식을 살펴봄에 있어 유급노동과 무급노동 간 양립을 지원하는 일-가정 양립정책의 영향은 함께 논의되어야 한다.

앞선 제5장에서 사회의 성역할 인식과 노동시장 성과 간 관계를 개인 수준에서 살펴보았다면, 본 장에서는 제도의 영향을 고려해 성역할 인식이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향을 국가 단위에서 파악해 보고자 한다. 이를 위해 노동자가 일과 가정을 양립할 수 있도록 지원하는 국가의 제도적 개입을 세부 정책 요소별로 살펴보고, 이후 국가 단위로 측정되는 개인의 인식과 사회적 제도를 함께 고려해 분석할 것이다.

제1절 이론적 논의

일-가정 양립정책은 가족친화정책(Family-Friendly Policy), 여성친화정

책(Woman-Friendly Policy), 일-가정 양립정책(Work-Family Reconciliation Policy) 등 다양한 용어로 사용되어 왔으나, 각 용어들의 광의가 함축하는 바가 유급노동과 무급노동 간 조화로운 분배를 목적으로 함에는 이견이 없다. 다만, 가족친화정책이나 여성친화정책이 노동시장에서 노동자, 특히 여성 노동자가 일-가정을 효율적으로 병행할 수 있도록 구조화되었다는 점에서 일-가정 양립의 주체를 여성으로만 설정하고, 암묵적으로 남성을 주변화시켰다는 비판도 존재한다(이동선, 2013: 30). 이후 등장한 일-가정 양립정책은 노동자의 노동권과 부모권을 함께 정책목표로 설정한다는 점에서 여성의 돌봄 책임을 국가가 조정하고, 더불어 남성 노동자의 역할을 구체적으로 규정하고 있다(김경희·류임량, 2008; 김혜영, 2005). 이에 OECD(2002)는 일-가정 양립정책을 “노동자가 온전히 경제활동에 참여함으로써 소득을 보전하도록 돕고, 그들의 자녀를 양육하고 돌볼 수 있도록 지원하는 정책”으로 정의하고, Gornick and Heron(2006)은 “노동자가 부모역할과 노동자로서의 역할 간 경쟁적 요구를 병행할 수 있도록 지원하는 주요한 전략”으로 정의한다. 국내 연구의 원숙연(2005) 역시 부모의 역할에 주목해 “출산과 보육으로 이어지는 일-가정의 조화로운 양립을 지원하는 정책”으로 정의하고 있다. 일-가정 양립정책의 범주는 연구마다 다양한데, 대체로 휴가제도, 보육지원제도, 노동시간제도 등으로 구분된다(OECD, 2002; Jamotte, 2003; 홍승아 외, 2008a; 이동선, 2013: 42).

먼저 휴가제도는 모성보호휴가(출산휴가), 부성휴가(배우자출산휴가), 부모휴가(육아휴직) 및 가족돌봄휴가 등으로 나뉜다. OECD는 모성휴가(출산휴가)를 자녀 출산 시기에 여성 노동자의 고용 지위와 모성 보호를 위해 부여하는 휴가로 정의하고 있으며, 일부 국가에서는 자녀 입양 노동자도 대상에 포함한다(OECD, 2019a: 1). 부성휴가 역시 자녀 출산 시기에 남성 노동자가 배우자의 출산을 지원할 수 있도록 법적 휴가를 부여하는 것으로 일부 아이슬란드와 같은 국가는 개별 휴가로 규정하지 않고, 부모 육아휴가의 일부로 제공되기도 한다(OECD, 2019a: 1). 부모휴가는 노동자 부모의 고용보호와 자녀에 대한 직접 양육의 기회 제공을 목적으로 모성/부성 휴가 이후 기간에 제공되는 중장기 휴가를 의미한다(OECD,

2019a: 1). 부모휴가의 가장 주요한 목표가 일의 중단 없이 직접 양육을 보장하는 것인데, 이는 특히 휴가제도의 구성 및 남녀 간 배분을 고려해 논의되어야 한다. 부모휴가는 권리가 제공되는 대상에 따라 개인권리와 부부권리로 나뉘는데, 개인에게 권리가 부과될 경우, 자녀 1인에 대해 부모가 각각의 기간을 활용할 수 있어 자녀에게 직접 돌봄을 제공할 수 있는 기간은 확대되나, 대부분의 경우 여성만 사용하는 결과로 귀결된다. 반면, 부부권리의 경우, 자녀를 기준으로 부모가 공유할 수 있는 휴가기간을 설정해 부모가 나누어 쓰는 방식을 취한다. 이 역시 여성이 주양육자가 되는 경우가 많아, 스웨덴과 핀란드 등 일부 국가에서는 부부공동권리 형식을 취하되 2차 양육자가 부모휴가를 사용하도록 Daddy Quota와 같은 유인기제를 함께 제공하고 있다. 이러한 제도적 구성에도 불구하고, 남성의 돌봄 참여가 주목할 만한 성과를 보이지 않는 점은 기존 남성성과 새로운 남성성 요구, 즉 ‘생계부양자’와 ‘돌보는 아버지’의 양가적 정체성을 함께 받아들이어야 하는 환경에서 남성 개인의 행동 및 인식 변화가 더디게 나타나는 상황과 더불어(나성은, 2014: 11), 보다 근본적으로 일-가정 간 갈등 조정이 여성을 주요한 대상으로 산정해 남성을 정책대상으로 적극적으로 포섭하려는 노력이 부재했기 때문으로 지적된다(김원정, 2018: 22).

보육지원정책은 개인의 돌봄 부담을 국가가 분담할 수 있어 일-가족 양립정책의 주요한 정책 도구이자, 돌봄의 탈가족화 수단이 된다(Esping-Anderson, 1999; 김경희·류임량, 2008). 보육지원정책을 통해 돌봄이 개인에서 국가로 전이됨은 국가가 신뢰할 만한 공적 보육체계를 확충하는 한편, 직접적 현금이전으로 가구의 보육비용 부담을 줄일 수 있어 공보육 접근성을 높일 수 있다(이동선, 2013: 49). 특히, 영아 대상 보육지원은 부모의 직접 돌봄을 보장하는 휴가제도 확충과 신뢰할 만한 공적 보육시설을 제공하는 방식 등 두 축으로 구현되는데, OECD 국가들은 공공 보육체계 강화를 위해 보육 관련 공적지출을 확대하는 추세이다(Adema & Ladaïque, 2009).

마지막 노동시간정책은 유한한 시간자원의 유급·무급 노동 간 효율적 분배를 지원하는데, 노동시간 단축 정책과 노동시간 유연화 정책의 형태로 구분된다. 노동시간 단축을 통해 유급노동시간을 한정하고, 가정의무

에 할애할 수 있는 시간을 지원하는 방식으로 OECD 대부분 국가에서 법정 노동시간을 한정하고 있다. 노동시간 유연화 정책은 노동자의 생애주기를 고려한 노동요구에 따라 임신, 출산 및 양육 시기에 유급노동시간을 자유롭게 재배치하는 것을 의미하고, 한국 역시 「남녀고용평등과 일·가정 양립지원에 관한 법률」을 통해 육아기 근로시간단축제를 활용할 수 있도록 규정하고 있다.

이에 일-가정 양립정책과 여성의 노동시장 참여 간 관계를 탐색한 다수의 연구들에서 세부 제도들이 여성의 노동시장 참여를 촉진할 수 있음을 밝히고 있다. 이동선(2016)은 일-가정 양립정책이 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하여 보육재정지원이 대전제가 됨을 밝히면서 휴가제도의 경우, 정책효과에 대한 세분화된 논의가 진행되어야 함을 시사했다. 즉, 보육지원을 통해 신뢰할 만한 공보육 체계가 구축되고, 보육비용 절감이 이루어질 경우, 돌봄비용에 대한 부담 완화로 여성의 노동시장 진입을 결정하는 임금수준을 낮출 수 있어 여성의 경제활동을 촉진할 수 있다는 것이다. 다만, 휴가제도의 경우, 시계열 분석에서는 정적(+) 영향을 나타내나, 퍼지셋 질적 비교분석에서 부모휴가기간이 길지 않은 경우에 오히려 여성 고용을 제고할 수 있음을 밝혀 고용이 보장된다 하더라도 장기간의 노동시장 이탈이 경력유지에 온전히 긍정적일 수 없음을 제시하였다(이동선, 2016: 276). 노동시간정책의 경우, 박태주(2011)는 장시간 노동문화가 여성 노동자의 고용에 부정적 영향을 미침을 밝힌 바 있고, Figart and Mutari(1998) 역시 조직의 노동현신 문화가 여성에 대한 부정적 평가를 강화하고, 고용주에게 여성 노동자에 대한 부정적 편견을 심화시켜 장기적으로 여성 노동자의 이탈로 연결될 수 있음을 지적하였다. 류연규 외(2017: 22)는 성역할 태도와 일-가족 양립정책을 함께 고려해 여성 고용과의 관계를 분석하였는데, 성역할 태도가 여성 고용에 강력한 영향을 미치는 것은 물론, 공적 보육서비스 등록률과 유급육아휴직 기간이 길수록 여성의 취업 승산이 높다는 점을 확인하였다.

제2절 연구설계

1. 분석대상

본 연구는 기본적으로 국가를 분석단위로 한다. 먼저, 성역할 인식 측정을 위해 국제사회조사 프로그램(International Social Survey Programme, 이하 'ISSP')의 '가족과 성역할 변화' 모듈(Family and Changing Gender Roles) I ~ IV차를 활용하였다. ISSP의 이 조사는 I 차 1988~89년, II 차 1993~96년, III차 2001~04년, IV차 2011~15년간 세계 주요 국가를 대상으로 시행되었고, 만 18세 이상 남녀를 대상으로 성역할 이데올로기, 여성의 경제활동, 결혼, 파트너 간 소득 구성, 가사노동의 성별분업 등을 측정하고 있다(ISSP Research Group, 2011: 2).

본 연구의 분석을 위해서 전체 조사대상 중 OECD¹³⁾ 국가의 자료만

〈표 6-1〉 분석대상 국가

차수	국가	개수
I 차	오스트리아, 독일, 벨기에, 아일랜드, 이탈리아, 네덜란드, 영국, 미국	8개국
II 차	호주, 오스트리아, 캐나다, 체코, 독일, 헝가리, 아일랜드, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 폴란드, 슬로베니아, 스페인, 스웨덴, 영국, 미국	19개국
III차	호주, 오스트리아, 벨기에, 칠레, 체코, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 헝가리, 아일랜드, 이스라엘, 일본, 라트비아, 멕시코, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 폴란드, 포르투갈, 슬로바키아, 슬로베니아, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국	27개국
IV차	호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 칠레, 체코, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 헝가리, 아이슬란드, 아일랜드, 이스라엘, 일본, 한국, 라트비아, 리투아니아, 멕시코, 네덜란드, 노르웨이, 폴란드, 포르투갈, 슬로바키아, 슬로베니아, 스웨덴, 스위스, 터키, 영국, 미국	30개국

주: 한국은 IV차에만 포함되어 있음.

자료: ISSP Research Group(1990, 1997, 2013, 2016), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles I ~ IV.

13) ISSP 자료 중 OECD 국가만을 분석대상에 포함하는 이유는 다음과 같다. 첫째, OECD 국가들이 주요 대륙/문화권별로 분포하고 있어 각 지역의 특성을 대표성 있게 포착하기에 용이하고, 둘째 이들 국가가 일정 수준의 경제개발을 이루고 있어 여성의 노동시장 참여가 비교적 활발하기 때문이다. 셋째, 자료 가용성 측면

을 활용한다. 각 차수별 OECD 국가의 관련 문항 평균값을 구하고, 분석에 활용하였다. 각 차수별 분석에 포함된 국가는 <표 6-1>과 같다.

2. 분석변수

성역할 인식은 ISSP I~IV차 ‘가족과 성역할 변화’ 모듈 중 성역할 이데올로기와 여성의 경제활동 관련 문항을 사용한다. 총 7개 문항의 주성분 요인분석을 실시한 결과, <표 6-2>와 같이 3개의 요인으로 구분되었

<표 6-2> 성역할 인식 요인분석 및 신뢰도(Cronbach's α)

문항	요인 1	요인 2	요인 3 ¹⁵⁾	신뢰도
① 취학 전 자녀는 엄마가 일을 한다면 괴롭다.	.803	.229	-.019	.783 ¹⁶⁾
② 엄마가 전일제 근무를 하면 가족은 괴롭다.	.796	.273	-.004	
③ 일하는 엄마는 일하지 않는 엄마만큼 자녀와 따뜻한 안정적인 관계를 맺을 수 있다(역코딩).	.720	-.065	.338	
④ 주부가 되는 것은 유급노동을 하는 것만큼 의미 있는 일이다.	-.059	.832	.225	
⑤ 대부분 여성이 진짜 원하는 것은 가정과 자녀이다.	.381	.703	-.166	.681 ¹⁷⁾
⑥ 남성의 일은 돈을 벌고, 여성의 일은 가정을 돌보는 것이다	.482	.609	.064	
⑦ 남편과 여성 모두 가정 소득에 기여해야 한다(역코딩).	.107	.101	.938	
Eigen-Value	2.914	1.054	.996	-
% 분산	41.626	15.050	14.229	-

주: 모든 문항은 ① ‘매우 동의’~⑤ ‘매우 동의하지 않음’의 5점 척도로 구성되어 있고, 점수가 높을수록 성역할 인식이 평등함을 의미.

자료: ISSP Research Group(1990, 1997, 2013, 2016), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles I~IV.

에서 OECD 홈페이지를 통해 일-가정 양립정책 및 통제변수 자료를 확보하기 용이하고, ISSP 조사 국가들이 주요 OECD 국가를 포함하고 있어 성역할 인식 변수와 일-가정 양립정책 변수와의 결합이 가능하기 때문이다.

- 15) 요인분석 시 Eigen-Value가 1점 이상으로 나타나는 요인에 한해 변수로 구성하게 되나, 본 분석의 경우 요인 3의 Eigen-Value 역시 .996으로 1의 근사치로 나타남. 이에 본 분석에서는 문항 ⑦을 단독 변수로 분석함.
- 16) 1요인 3개 문항의 Cronbach's α 값은 .739이나, 문항 ③ 삭제 시 .783으로 증가함. 이에 요인 1은 문항 ③을 제외한 문항 ①과 ②로 구성함.
- 17) 2요인 3개 문항의 Cronbach's α 값은 .669이나, 문항 ④ 삭제 시 .680으로 증가함. 이에 요인 2는 문항 ④를 제외한 문항 ⑤, ⑥으로 구성함.

다. 요인 1은 어머니의 경제활동 참여로 야기될 수 있는 가족 및 취학 전 자녀의 어려움, 일하는 엄마와 자녀의 관계 형성에 대해 묻고 있는데, 신뢰도 분석결과 문항 ③ 제외 시 신뢰도가 상승하여 문항 ③을 제외한 문항 ①과 ②로 변수를 구성한다. 요인 2의 경우, 주부 역할의 가치 인정 및 여성의 가족 지향, 남성과 여성의 성별 역할분리에 관한 의견을 묻고 있는데, 신뢰도 분석 시 문항 ④를 제외할 때 신뢰도가 상승한다. 이에 요인 2는 문항 ④를 제외한 문항 ⑤와 ⑥으로 구성하였다. 마지막 요인 3의 경우, 단독문항으로 남성과 여성 모두 가구소득 향상에 기여해야 함을 측정한다. 이에 요인 분석 및 신뢰도 분석결과를 반영해 성역할 인식 변수는 총 3개로 구성하였다.

주요 변수의 조작적 정의 및 활용자료는 <표 6-3>과 같다. 본 연구는 여성의 경제활동 참여정도를 종속변수로 설정한다. 성역할 인식 변수는 앞서 도출된 요인 분석 및 신뢰도 분석결과를 반영해 ISSP ‘가족 및 성역할 변화’ 모듈의 5개 문항을 구분해 일하는 엄마에 대한 인식, 성별분업 인식, 여성의 소득기여인식 등 3개 변수로 세분화하였다.

앞서 이론 논의에서 대체로 일-가정 양립정책을 휴가제도, 보육지원제도, 노동시간제도, 조세제도 등으로 구분하였고, 본 연구에서는 휴가, 보육지원, 노동시간 등 3개 영역을 분석에 포함하였다.¹⁸⁾ 휴가제도의 경우, 부성/모성, 부모휴가, 가족돌봄휴가 등 다양한 제도가 있으나, 본 연구는 부성/모성/부모휴가만을 분석에 포함한다. OECD Family Database는 휴가제도를 여성 노동자와 남성 노동자로 구분해 제시하였는데, 여성은 모성휴가와 부모휴가 기간을, 남성은 부성휴가와 부모휴가 기간을 합산해 주(week) 단위로 제공한다. 부모휴가를 부부공동권리로 제공하는 경우, 주 사용자인 여성에게 기간을 할당하고, 아버지 할당제(Bonus week, Daddy Quota 등) 기간은 남성에게 할당하였다(OECD, 2019a: 3~8). 보

18) 각 국가의 일-가정 양립정책 및 통제변수 자료는 ISSP I~IV차 조사가 시행된 기간 중 가장 빠른 연도의 자료를 기준으로 활용하였고, 해당 연도가 결측치인 경우, 각 차수의 조사기간에 포함된 차년도 자료를 활용하였다. 예를 들어, ISSP 2차 OECD 국가의 연평균 노동시간은 1993년 자료를 활용하되, 이스라엘과 같이 1993년, 1994년이 결측인 경우, 2차 조사가 시행된 기간인 1993~96년 중 자료가 존재하는 1995년 자료를 활용하였다.

육지원정책의 경우, 국가가 돌봄의 사회화를 위해 지출하고 있는 현금 및 서비스 지원 관련 예산, 영아 공보육 등록률을 고려하였다. 노동시간은 국가별 연간 평균 노동시간을 포함하였다.

〈표 6-3〉 주요 변수의 정의와 자료

변수		조작적 정의	자료
여성의 경제활동 참여		여성의 경제활동 참가율	OECD Labour force Statistics
성역할 인식 ¹⁹⁾	일하는 엄마에 대한 인식	여성의 노동시장 참여로 야기되는 가족, 미취학자녀의 어려움	ISSP Family and Changing Gender Roles I-IV 자료
	성별분업 인식	여성의 가정지향 및 가구 내 성별 역할분리	
	여성의 소득기여 인식	가정 내 남녀 역할 구분 없이 2인 경제활동 긍정 인식	
일-가정 양립정책	모성/부모휴가	모성+부모휴가 기간(week)	OECD Family Database
	부성/부모휴가	부서+부모휴가 기간(week)	OECD Family Database
	보육서비스 지원	GDP 대비 가족지출 중 보육 서비스 지원비율	OECD Family Database
	보육현금 지원	GDP 대비 가족지출 중 보육 현금 지원비율	OECD Family Database
	영아 공보육 등록률 ²⁰⁾	전체 0~2세 영아 중 보육시설 등록비율	OECD Family Database
	노동시간	연간 평균 노동시간	OECD Labour Force Statistics
통제변수	1인당 국민총생산	1인당 국민총생산	World Bank Open Data
	합계출생률	여성 1명당 가임기간 동안 합계 출산 자녀 수	OECD Family Database
	남성 대비 여성 임금비율	전일제 노동자의 남성 임금 대비 여성 임금	OECD Family Database

자료: ISSP Research Group(1990, 1997, 2013, 2016), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles I ~ IV.

19) 본 연구의 성역할 인식 측정을 위해 제5장은 한국복지패널자료, 제6장은 ISSP 자료를 활용함에 따라 장별 변수 구성은 다소 상이함을 밝힌다. 이는 두 조사의 성역할 인식 관련 문항이 매우 유사함에도 불구하고, 영어 원문(ISSP)과 국문 번역(한국복지패널자료)의 차이와 조사 단위의 차이에 기인한 것으로 예상 가능하다. 제5장과 제6장 간 성역할 인식변수 구성은 다음과 같다.

통제변수는 1인당 국민총생산²¹⁾과 합계출생률, 남성 대비 여성의 임금 비율을 고려하였으며, 해당 연도의 OECD 자료를 활용하였다.

3. 분석방법

본 연구를 위해 결합시계열 분석과 퍼지셋 질적 비교분석 기법을 함께 활용하였다. 결합시계열 분석은 국가정책과 같이 시간 변화에 따른 변량이 작은 데이터 활용에 용이한데, 국가와 시간을 함께 고려해 데이터를 종횡으로 확장하면서 변수의 영향력을 포착할 수 있다(이승윤, 2014). 다만, 국가단위 분석에서 변수를 계량화하는 것은 각 국가의 사회경제적 맥락의 영향을 간과할 가능성을 배제할 수 없으므로 퍼지셋 질적 비교분석

문항	제5장	제6장
취학 전 자녀는 엄마가 일을 한다면 괴롭다.	일하는 엄마 인식(동일)	-
엄마가 전일제 근무를 하면 가족은 괴롭다.		
대부분 여성이 진짜 원하는 것은 가정과 자녀이다.		
남성의 일은 돈을 벌고, 여성의 일은 가정을 돌보는 것이다.	성별분업 인식	성별분업 인식
남편과 여성 모두 가정 소득에 기여해야 한다(역코딩).	여성의 소득 기여인식	
전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다.	-	

- 20) 영아 공보육 등록률은 0~2세 영아 중 국공립 및 사립 보육·교육시설 중심으로 시설에 등록하거나 서비스를 이용하고 있는 영아 비율을 측정한 것이다(OECD, 2018: 1). 이에 엄밀히 공적 보육시설만을 대상으로 한 자료는 아니나, 국가 예산이 투입되는 보육시설 이용률을 측정하고 있기에 통상 ‘공보육 등록률’ 혹은 ‘국공립 시설 등록률’이라는 용어로 설명된다. 김은지 외(2018: 54~55)는 “OECD 국가들의 국공립 기관 이용률”로 표기하였고, 한국의 경우 기관 이용률은 높지만, 민간의존도가 높은 국가로 분류하고 있다.

본 자료의 경우, OECD Family Database의 자료 제한으로 2005년 이전 자료는 제공되지 않으며, 이후 자료 역시 결측이 많은 상황이다. 이에 본 연구에 포함된 모든 국가의 자료를 확인할 수 있는 2015년 자료를 ISSP IV차 기준으로 활용한다. 또한 자료 결측으로 결합시계열 분석에는 포함하지 않고, 이후 퍼지셋 질적 비교분석에 포함하도록 한다.

- 21) 개인의 경제활동 참여 정도는 인적자본, 노동시장 참여 의지 등 개인 수준의 결정요인은 물론, 국가의 경제상황(규모나 활성화 정도 등)에 의해 영향을 받을 수 있다(이동선, 2016: 265). 이에 국가의 경제맥락을 통제할 수 있도록 각 국가의 1인당 국민총생산을 통제변수로 포함하였다.

을 통해 이를 보완하고자 한다.

퍼지셋 질적 비교분석은 다수 사례분석을 위한 양적방법론과 소수 사례를 위한 질적 비교분석의 장점을 차용하여, 계량화된 변수를 활용하면서 사례가 형성되는 맥락을 함께 고려할 수 있는 이점이 있다. 특히, 이는 국가 간 비교분석에 용이한데, 결과로 도출되는 원인조건의 조합을 해석하는 과정에서 대표 사례들의 제도변화 경로와 사회적 맥락을 함께 살펴볼 수 있기 때문이다.

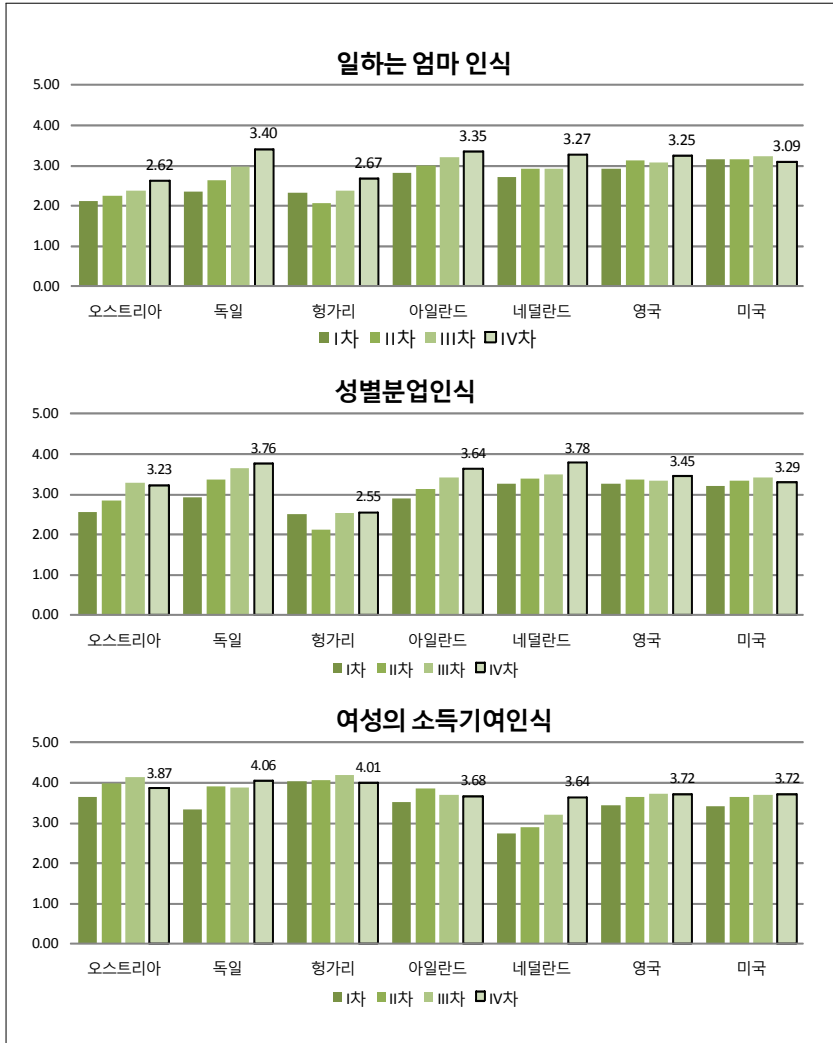
결합시계열 분석을 위해 STATA 15.0, 퍼지셋 질적 비교분석을 위해Ragin (2017)의 Fuzzy-set Qualitative Comparative Analysis 3.0을 사용하였다.

제3절 성역할 인식 및 일-가정 양립정책 현황

1. OECD 주요국의 성역할 인식

먼저, OECD 주요국의 성역할 인식 변화 추이를 살펴보기 위해, ISSP 가족과 성역할 변화 모듈 I 차에서 IV차 조사가 모두 시행된 7개 국가의 변화 양상을 분석하였다. 일하는 엄마에 대한 인식, 성별분업 인식, 여성의 가구소득 기여인식 등 3개 변수 비교결과, 3개 변수 모두 전반적으로 시간이 지남에 따라 성평등 인식 정도가 개선되는 양상을 보였다. 변수별로 살펴보면, 여성이 남성과 함께 가구소득에 기여해야 한다는 인식이 다른 변수에 비해 다소 높게 나타나는 상황에서 일하는 엄마에 대한 긍정인식은 비교적 낮게 나타났다. 이는 여성에게 경제활동을 통해 가구 전체의 경제력 향상에 일정 부분 기여할 것을 기대하면서도 아내·엄마가 일하는 상황에서 발생할 가족과 미취학 자녀에 대한 돌봄 공백에 대한 우려가 잔재함을 알 수 있다. 그럼에도 조사가 시행된 약 20여 년간 가정 내 남녀 간 역할구분에 대한 편견과 여성 노동의 부정적 영향에 대한 우려는 오스트리아, 독일, 아일랜드, 네덜란드 등에서 약화되고 있음을 확인할 수 있다.

[그림 6-1] OECD 주요국의 성역할 인식 변화

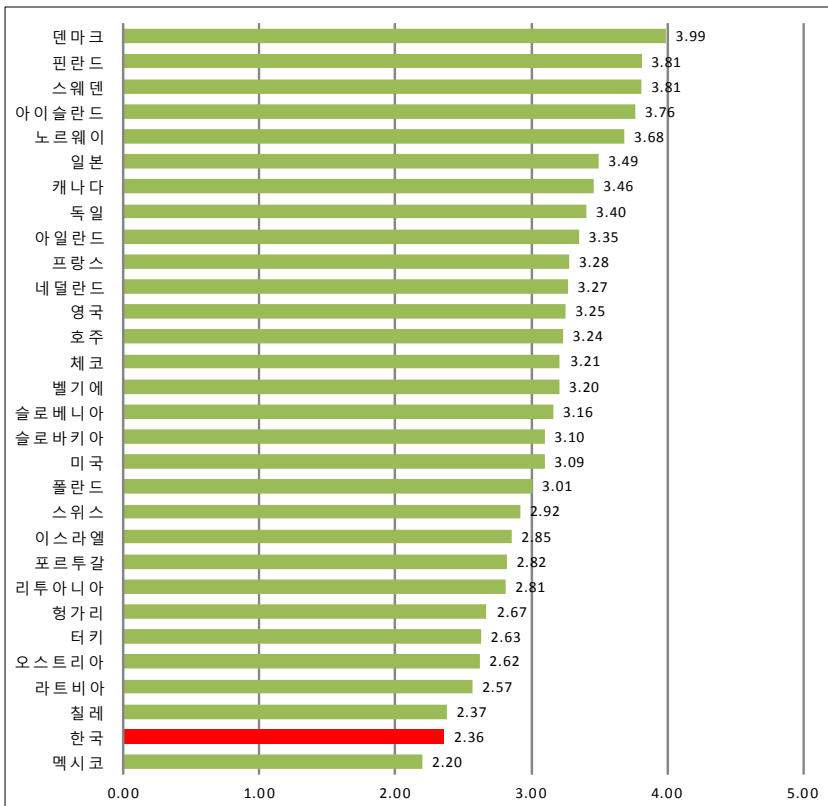


자료: ISSP Research Group(1990, 1997, 2013, 2016), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles I ~IV.

<https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?ll=10¬abs=&af=&nf=&search=&search2=&db=e&no=1700>; <https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?no=2620&search=issp%201994&search2=&field=all&field2=&DB=e&tab=0¬abs=&nf=1&af=&ll=10>; <https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?no=3880&search=issp%202002&search2=&field=all&field2=&DB=e&tab=0¬abs=&nf=1&af=&ll=10>; <https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?ll=10¬abs=&af=&nf=&search=&search2=&db=e&no=5900>(검색일: 2019. 8. 21).

ISSP IV차 자료를 활용해 성역할 인식 전체의 국가별 현황을 살펴본 결과는 다음과 같다. 먼저 일하는 엄마에 대한 인식 정도를 살펴보면, 덴마크가 3.99로 가장 높고, 그다음으로 핀란드와 스웨덴이 3.81, 아이슬란드 3.76, 노르웨이 3.68 등 북유럽 국가들이 높게 나타났고, 일본 역시 3.49로 비교적 높은 상황이다. 30개 국가 중 평균 3.0 미만인 국가는 11개국인데, 이 중에서도 한국은 2.36으로 멕시코(2.20)의 뒤를 이어 2위로 낮은 국가로 조사되었다.

〔그림 6-2〕 OECD 주요국의 일하는 엄마에 대한 인식



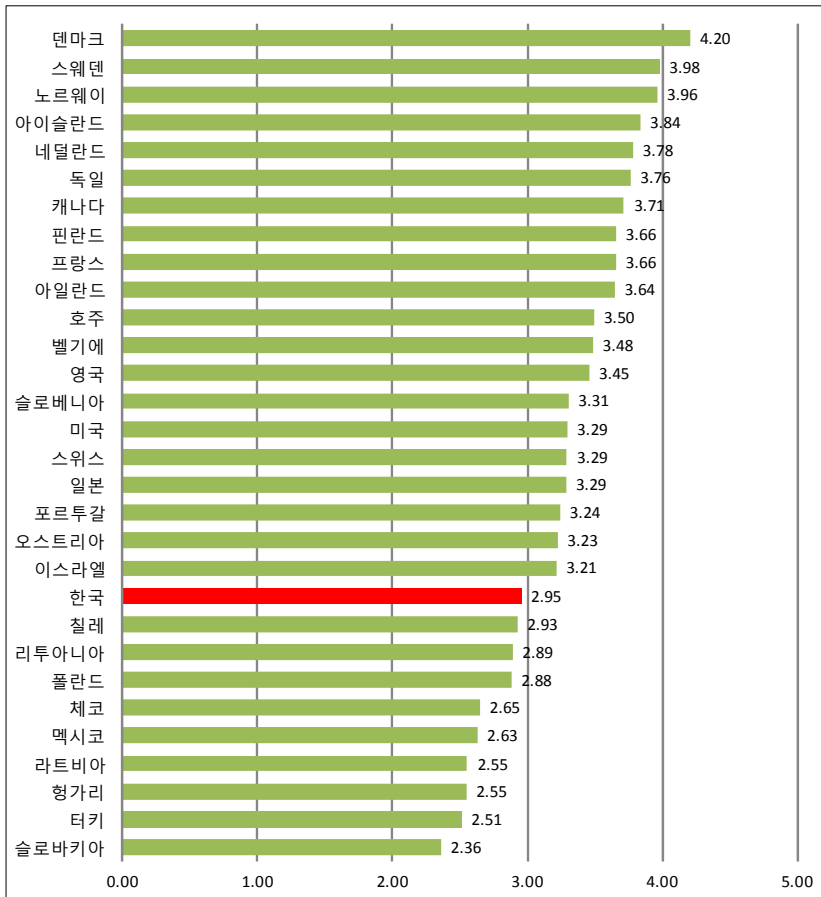
주: ‘가족과 성역할 변화’ 모듈 IV차 자료 활용.

자료: ISSP Research Group(2016), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles IV.

<https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?ll=10¬abs=&af=&nf=&search=&search2=&db=e&no=5900>(검색일: 2019. 8. 21).

성역할 인식 중 성별분업 인식 역시 덴마크가 4.20으로 가장 높고, 그 다음이 스웨덴(3.98), 노르웨이(3.96), 아이슬란드(3.84) 순으로 나타났다. 30개국 중 20개국의 인식 평균이 3.0 이상으로 나타났는데, 한국은 2.95로 21위, 같은 아시아 국가인 일본은 그보다 다소 높은 3.29로 중간 정도 순위에 위치하였다.

[그림 6-3] OECD 주요국의 성별분업 인식



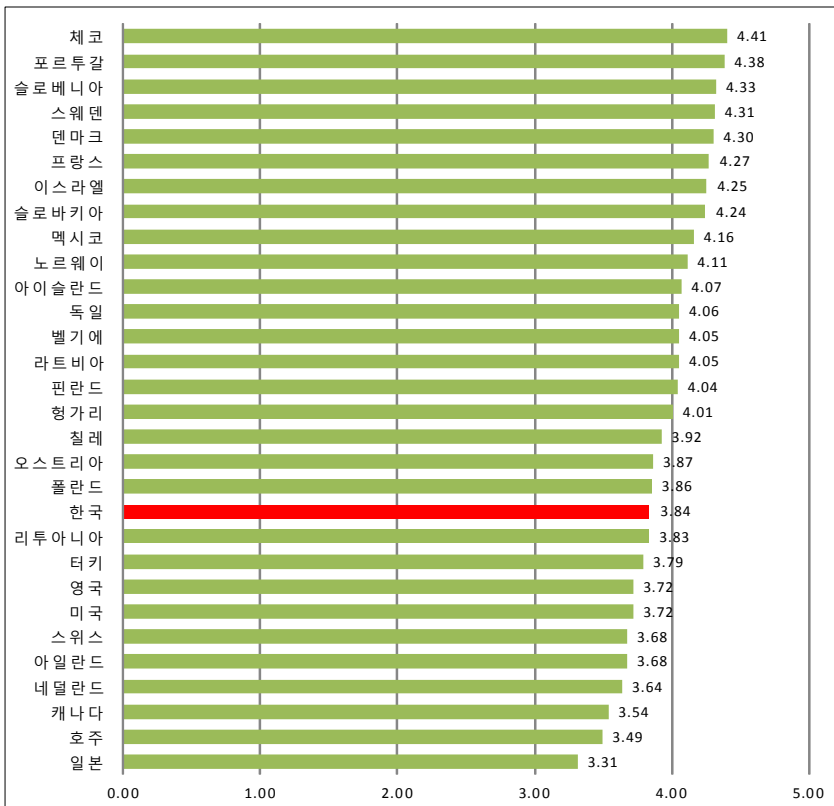
주: '가족과 성역할 변화' 모듈 IV차 자료 활용.

자료: ISSP Research Group(2016), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles IV.

<https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?ll=10¬abs=&af=&nf=&search=&search2=&db=e&no=5900>(검색일: 2019. 8. 21).

성역할 인식 중 여성의 소득기여인식의 경우, 모든 국가에서 평균 3.0 이상으로 나타나 성역할 인식 3개 변수 중 가장 성평등 인식 정도가 높은 상황이다. 특히, 여성의 가구소득 기여 의무에 대한 인식 평균이 높은 상위 3개국은 체코(4.41), 포르투갈(4.38), 슬로베니아(4.33) 등으로 나타나 전통적인 성평등 인식의 지형과 다른 양상을 보인다. 30개국 중 16개국이 평균 4.0 이상인 것으로 조사되었고, 한국은 3.84로 하위 11위를 기록하였고, 일본은 3.31로 30개국 중 평균점이 가장 낮은 상황이다.

[그림 6-4] OECD 주요국의 여성의 소득기여인식



주: '가족과 성역할 변화' 모듈 IV차 자료 활용.

자료: ISSP Research Group(2016), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles IV.

<https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?ll=10¬abs=&af=&nf=&search=&search2=&db=e&no=5900>(검색일: 2019. 8. 21).

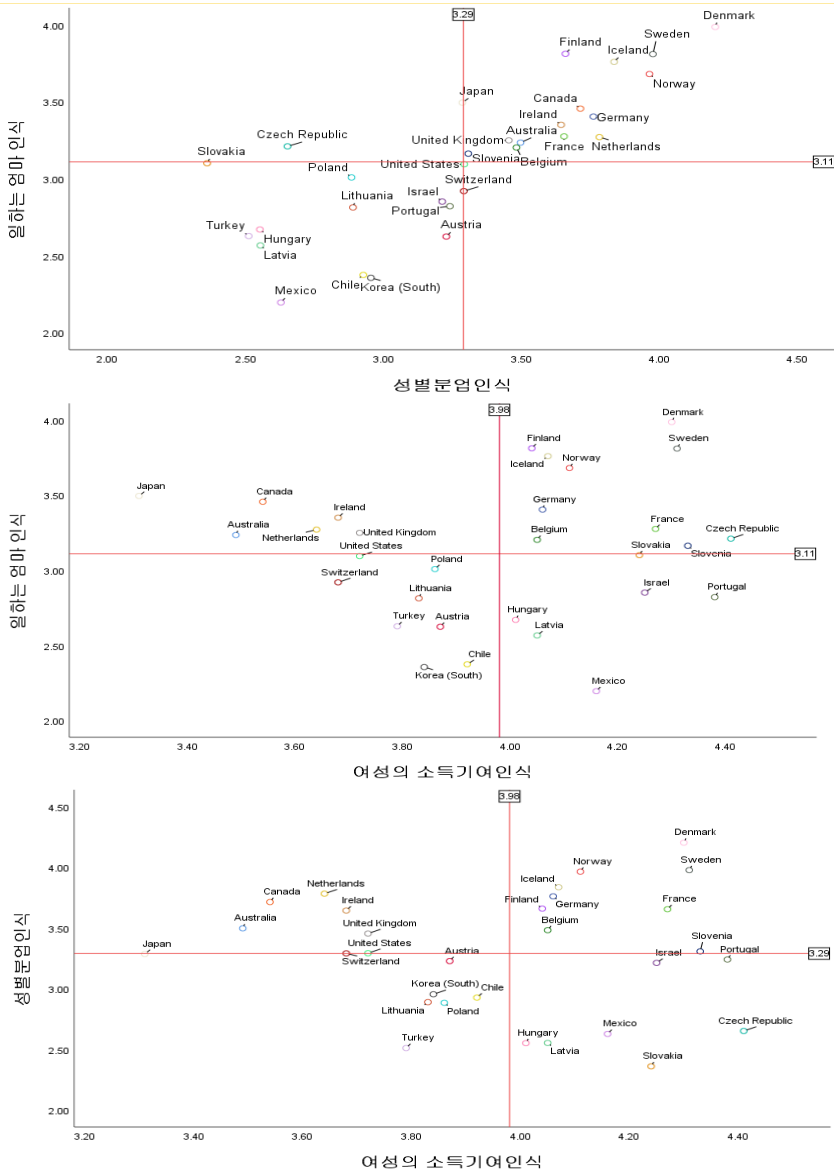
OECD 주요국의 성역할 인식의 세 변수 간 지형을 살펴본 결과는 다음 [그림 6-5]와 같다. 먼저, 일하는 엄마 인식과 성별분업 인식을 살펴본 결과, 성별역할분리에 대한 동의가 낮고, 여성 노동으로 인한 가족 어려움에 대한 우려가 낮아 두 영역 다 성평등 인식이 높은 국가(1사분면, 두 변수의 평균 기준)는 덴마크, 스웨덴, 아이슬란드, 핀란드, 노르웨이 등 14개 국가이다. 북유럽 대부분 국가가 여기에 속하는데, 특히 덴마크와 스웨덴은 두 변수 모두에서 다른 국가에 비해 성평등 인식수준이 월등히 높은 것으로 나타났다. 2사분면은 여성 노동으로 인한 가족 어려움에 대한 우려는 낮으나, 성별분업 인식에서 평등 정도 역시 낮은 국가로 체코가 여기에 속한다. 3사분면은 일하는 엄마로 인해 가족이 어려움을 겪을 것이라는 우려가 높고, 성별분업 역시 잔재하는 국가로 터키, 헝가리, 라트비아, 멕시코, 칠레, 한국 등이 여기에 속한다. 한국이 3사분면에 분포한다는 것은 기혼여성이 경제활동을 함으로써 발생하는 돌봄/가사의 공백에 대한 우려가 여전히 존재하고, 가정 내 성별역할구분 인식이 잔재하고 있음을 의미한다.

일하는 엄마에 대한 인식과 여성의 소득기여인식을 비교한 결과, 1사분면에 위치하는 국가는 전통적 성평등 국가로 여겨지는 덴마크, 스웨덴, 핀란드, 노르웨이를 비롯해 체코, 슬로바키아, 슬로베니아, 프랑스 등이다. 다만 체코, 슬로바키아, 슬로베니아, 프랑스 등은 여성의 경제활동으로 인한 가구 내 역할 공백에 대한 우려는 평균 수준인데, 여성의 소득기여에 대한 기대는 높은 상황이다. 한국은 3사분면 제일 아래쪽에 위치해 있는데, 일하는 엄마로 인한 가족 어려움에 대한 우려는 높고, 여성의 소득기여에 대한 기대는 평균 이하인 수준이다.

마지막으로 성별분업 인식과 여성의 소득기여인식을 비교한 결과, 역시 1사분면에는 덴마크, 스웨덴, 노르웨이 등 북유럽 국가 및 프랑스, 독일, 아이슬란드 등의 국가가 위치한다. 한국은 3사분면으로 성별분업이 잔재하고, 여성의 소득기여에 대한 기대는 평균 이하인 상황이다.

이상의 3개 지형에서 한국은 가족관계에서 성별분업에 대한 편견이 잔재하는 상황에서 기혼여성의 경제활동 참여가 가족 및 미취학 자녀의 의도되지 않은 불편·어려움을 야기할 것이라는 우려와 맞물려 있으며, 이

[그림 6-5] OECD 주요국의 성역할 인식 지형



주: ‘가족과 성역할 변화’ 모듈 IV차 자료 활용. 빨간선은 평균을 의미.
 자료: ISSP Research Group(2016), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles IV.
<https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?il=10¬abs=&af=&nf=&search=&search2=&db=e&no=5900>(검색일: 2019. 8. 21).

를 반영하듯이 다른 OECD 국가와 비교할 때, 여성의 가구소득기여에 대한 기대도 높지 않게 나타났다. 이는 사회가 기혼여성을 여전히 ‘경제활동을 통해 독자적으로 생존하는 개인’이 아닌, 가족 관계 안에서 ‘어머니, 아내’로 더 강하게 인식할 가능성을 내포한다. 즉, 한국이 지금까지 보여준 여성의 노동시장 참여 및 경력 유지를 위해 다양한 법·제도 개선의 노력에도 불구하고,²²⁾ 여전히 한국 사회는 결혼 이후 경력지속의 욕구를 가진 기혼여성이 가정과 일터 모두에서 유급·무급 노동의 이중고를 경험할 수밖에 없는 구조일 수 있다.

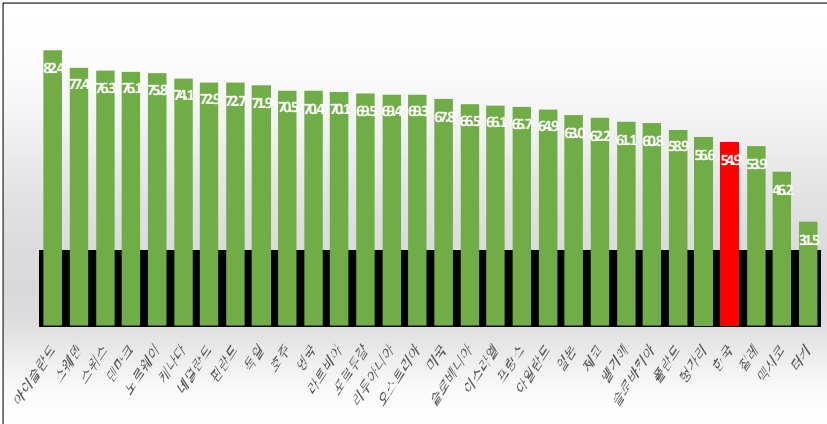
2. OECD 주요국의 일-가정 양립정책

일-가정 양립정책에 앞서 주요 OECD 국가 여성의 경제활동 참가율을 살펴본 결과는 다음 [그림 6-6]과 같다. 여성의 경제활동 참여가 활발한 국가는 아이슬란드 82.4%, 스웨덴 77.4%, 스위스 76.3%, 덴마크 76.1%, 노르웨이 75.8% 순으로 8위에 위치한 핀란드(72.7%)를 포함해 성평등 문화가 비교적 정착되어 있고, 성평등정책의 선진국으로 평가되는 북유럽 국가들이 다수 포함된 것으로 나타났다. 이들 국가는 1980년대 이후 비교적 남녀 간 고용률 격차가 적은 상황으로 특히 스웨덴은 1970년대 이후부터 이인 생계부양자 모델을 사회정책의 기본형태로 설정하고, 여성의 탈가족화 지원을 위해 노동시장 안정성 및 남성의 돌봄참여를 정책화함으로써 남녀 간 경제활동 참여 격차가 가장 작은 결과를 이끌어낸 것으로 보인다(이동선, 2016: 268; 홍승아 외, 2008a). 한국은 54.9%로 평균보다 낮은 것은 물론, 터키, 멕시코, 칠레에 이어 네 번째로 낮은 국가로 나타났다.

22) 한국은 1987년 「남녀고용평등법」 제정 및 동법 개정을 통해 2008년 「남녀고용평등과 일·가정 양립지원에 관한 법률」을 시행하는 등 여성의 노동시장 참여 및 평등 노동을 법으로 보장하는 등 여성의 노동자로서의 위상을 강화하기 위한 노력을 계속해 왔다(국가법령정보).

[그림 6-6] OECD 주요국의 남성 대비 여성의 경제활동 참가율

(단위: %)



주: ISSP IV차 조사기간에 해당하는 2011년 자료 기준.

자료: OECD Labour force Statistics, "LFS by sex and age"를 가공하여 계산.

<https://stats.oecd.org/#>(검색일: 2019. 8. 21).

일-가정 양립정책 중 휴가제도 현황은 <표 6-4>와 같다. 대부분 국가에서 모성휴가는 짧게는 6주(포르투갈)에서 길게는 39주(영국)까지 보편화되어 있는데, 이는 여성 노동자가 근로 중 출산할 경우, 건강을 보호하고, 그 기간 동안 고용을 보장한다는 정책 목표에 대한 세계적 합의가 확고한 상태로 판단할 수 있다(이동선, 2013: 94). 그럼에도 미국의 경우, 모성휴가가 없는 것으로 나타나는데 이는 국가 차원이 아닌 연방 차원의 몇몇 주에서만 모성휴가가 제도화되어 있기 때문이다. 모성휴가 급여 역시 11개 국가에서 급여의 100%를 보장하고 있고, 50% 이상을 보장하는 국가도 16개 국가로 나타나 대부분 국가에서 모성휴가는 유급휴가의 형태임을 알 수 있다. 한국은 「근로기준법」 74조에 의거, 출산 전후로 90일간의 유급휴가를 보장하는데, 1인 이상 노동자가 종사하는 사업장의 모든 여성 노동자는 휴가를 사용할 수 있으며, 90일 중 45일은 반드시 출산 후 사용해야 한다.

모성휴가에 비해 남성의 부성휴가는 OECD 안에서 아직 보편적으로 제도화되지 않은 것으로 보인다. 이는 자녀 출산에 있어 여성을 1차 당사자로 보고, 남성을 주변화시켜 여성에 비해 간접적으로 관여한다는 인식

이 아직 남아 있을 가능성을 제시한다(이동선, 2013: 95). 스웨덴과 노르웨이 역시 1980년대 이후에야 법정 부성휴가를 제도화하였고, 2000년대 이후 여러 국가로 확대되는 추세이다(이동선, 2013: 95). 그럼에도 부성휴가는 자녀 출산 시 부모로서의 기본권을 행사할 수 있는 법적 토대가 되고, 남녀 간 평등한 돌봄의무를 전제한다는 점에서 그 의미가 크다(이동선, 2013: 95; 홍승아 외, 2008b). 한국은 2007년 「남녀고용평등과 일·가정 양립지원에 관한 법률」 개정을 통해 배우자 출산휴가를 신설하면서 2008년부터 3일간의 무급휴가를 제도화하였고, 2012년 휴가기간을 5일로 늘리고, 이 중 3일을 유급으로 산정하였다.

부모휴가는 각 국가별로 개별 노동자의 권리 혹은 부부의 권리로 제도화된다. 개인권리로 보장한 국가가 한국과 일본을 비롯한 15개 국가이고, 스웨덴과 핀란드를 비롯한 18개 국가가 부부권리, 즉 아동을 중심으로 휴가를 구성하고 있다. 개별권리의 경우, 양육을 여성이 아닌 개인의 권리로 인정하면서 남녀 간 균등한 돌봄 분배를 전제한다는 점에서 성평등 관점에 보다 접근하고 있으나, 대부분 여성만이 휴가를 활용한다는 점에서 현실적 한계가 보였다. 반면, 부부권리인 경우, 자녀 1인에 대해 일정 기간의 휴가를 제공해 돌봄 자체를 개인의 권리로 인정하기보다, 자녀의 양육권 중심으로 접근하고 있어 대부분 국가에서 여성들이 주로 사용하는 한계를 드러냈으나, 스웨덴, 핀란드 등에서 주양육자와 두 번째 양육자의 부모휴가 사용기간을 분리시킴으로써 남성의 육아참여를 독려하는 방식으로 발달하였다. 일례로 스웨덴의 경우, 일명 Daddy Quota를 설정해 자녀 한 명을 기준으로 제공되는 휴가기간 중 90일은 주 사용자 외 나머지 사용자가 사용하지 않으면 사라지도록 규정하고 있다(Use it or Loose it). 이에 1차 양육자가 사용하는 기간을 여성에게 할당하고, 나머지 90일(약 12.9주)을 남성에게 할당하는 방식으로 부모휴가를 제시하고 있다. 한국은 개별권리로 노동자 1인당 1년(약 52주)을 보장하고 있으며, 부모 모두 사용할 경우, 자녀 1인당 2년의 직접 돌봄을 제공할 수 있다. 그럼에도 2017년 부모휴가 사용자 중 남성 비율은 13.4%로 낮는데(한국고용정보원, 2018), 이마저도 2014년 도입된 일명 ‘아빠 육아휴직 보너스제’의 효과로 다소 높아진 결과이다.

〈표 6-4〉 OECD 주요국의 모성·부성·부모휴가 현황

(단위: 주, %)

국가	모성휴가		부성휴가		부모휴가(유급기준)		
	기간	급여 대체율	기간	급여 대체율	자격	여성	남성
호주	18.0	42.9	2.0	42.9	개인	0.0	0.0
오스트리아	16.0	100.0	0.0	0.0	부부	44.0	8.7
벨기에	15.0	63.7	2.0	73.0	개인	17.3	17.3
캐나다	16.0	49.9	0.0	0.0	부부	35.0	0.0
칠레	18.0	100.0	1.0	100.0	부부	12.0	0.0
체코	28.0	61.0	1.0	61.0	개인	35.3	0.0
덴마크	18.0	53.0	2.0	53.0	부부	32.0	0.0
핀란드	17.5	74.4	3.0	62.9	부부	143.5	6.0
프랑스	16.0	90.4	2.0	90.4	개인	26.0	26.0
독일	14.0	100.0	0.0	0.0	부부	44.0	8.7
헝가리	24.0	70.0	1.0	100.0	-	136.0	0.0
아이슬란드	13.0	68.2	0.0	0.0	개인	13.0	13.0
아일랜드	26.0	26.7	2.0	26.7	개인	0.0	0.0
이스라엘	15.0	100.0	0.0	0.0	부부	0.0	0.0
이탈리아	21.7	80.0	0.8	100.0	개인	26.0	0.0
일본	14.0	67.0	0.0	0.0	개인	44.0	52.0
한국	12.9	80.2	0.6	100.0	개인	52.0	52.0
라트비아	16.0	80.0	1.4	80.0	부부	78.0	0.0
리투아니아	18.0	100.0	4.0	100.0	부부	44.0	0.0
멕시코	12.0	100.0	1.0	100.0	-	0.0	0.0
네덜란드	16.0	100.0	0.4	100.0	개인	0.0	0.0
뉴질랜드	18.0	46.8	0.0	0.0	부부	0.0	0.0
노르웨이	13.0	94.2	0.0	0.0	부부	78.0	10.0
폴란드	20.0	100.0	2.0	100.0	부부	32.0	0.0
포르투갈	6.0	100.0	5.0	100.0	개인	24.1	17.3
슬로바키아	34.0	75.0	0.0	0.0	부부	130.0	0.0
슬로베니아	15.0	100.0	4.3	90.0	개인	37.1	0.0
스페인	16.0	100.0	4.3	100.0	개인	0.0	0.0
스웨덴	12.9	77.6	1.4	58.4	부부	42.9	12.9
스위스	14.0	58.4	0.0	0.0	-	0.0	0.0
터키	16.0	66.7	1.0	100.0	부부	0.0	0.0
영국	39.0	30.1	2.0	19.2	개인	0.0	0.0
미국	0.0	0.0	0.0	0.0	개인	0.0	0.0

주: 2018년 자료 기준.

자료: OECD Family Database, PF2.1, p.3, 7, pp.18~19.

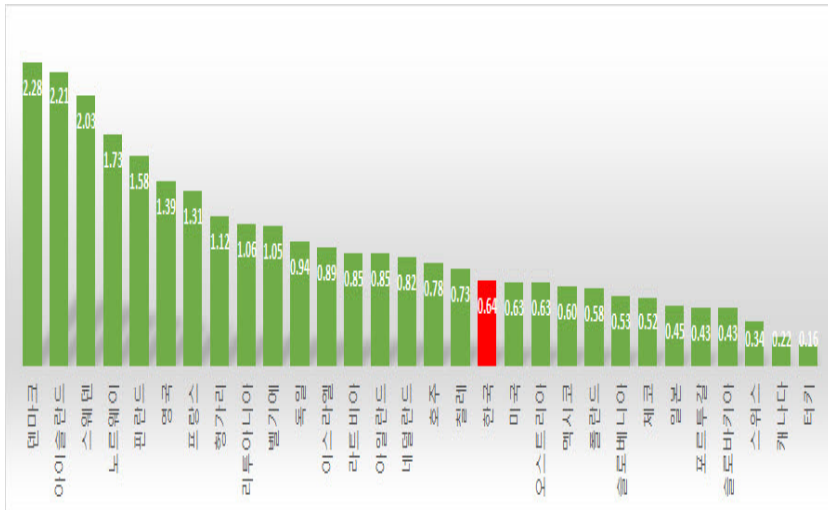
<http://www.oecd.org/els/family/database.htm>(검색일: 2019. 8. 3).

자료에서 부모휴가기간이 가장 긴 국가는 핀란드로 최대 3년까지 활용 가능하고, 정률의 급여보다 주양육자에게 국가가 수당을 지원하는 방식으로 소득을 보전한다. 핀란드 역시 부모휴가를 부부공동권리로 보장하면서, 2003년부터 2차 양육자(주로 남성)가 일정 부분을 사용할 경우, 인센티브를 주는 방식인 Daddy Quota를 시행하고 있다(OECD, 2007).

국가가 보육서비스 지원을 위해 지출하는 비용은 자녀양육을 위한 시설보조금 지급, 영유아보육/교육시설 확충, 가족서비스 지원비용 등을 포함한다(OECD, 2019b: 1). 이에 GDP 대비 보육서비스 지원비율이 높음은 국가가 공적돌봄 지원체계를 구축함으로써 돌봄을 개인이 아닌 공적서비스 영역으로 규정함을 의미한다. 특히, 영유아 자녀에 대한 신뢰할 만한 공적돌봄 서비스를 제공하는 것은 노동자가 노동의 단절없이 부모권을 이행할 수 있도록 지원할 수 있는 전제조건이 될 수 있다. 이에 OECD 대부분 국가들은 1980년대 이후 꾸준히 국가 보육을 위한 공공지출을 강화하고 있는 추세이다(Adema & Ladaique, 2009).

[그림 6-7] OECD 주요국의 GDP 대비 보육서비스 지원비율

(단위: %)



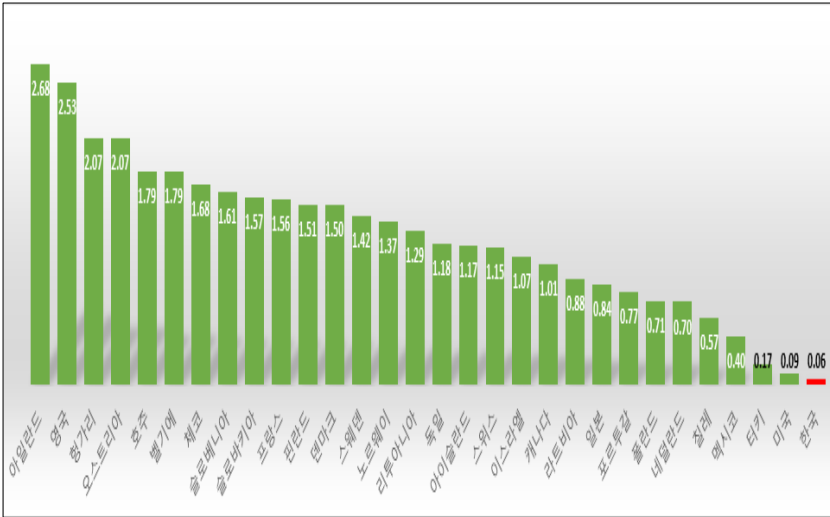
주: ISSP IV차 조사기간에 해당하는 2011년 자료 기준.

자료: OECD Family Database.

<https://stats.oecd.org/#>(검색일: 2019. 8. 3).

[그림 6-8] OECD 주요국의 GDP 대비 보육현금 지원비율

(단위: %)



주: ISSP IV차 조사 기간에 해당하는 2011년 자료 기준.

자료: OECD Family Database.

<https://stats.oecd.org/#>(검색일: 2019. 8. 3).

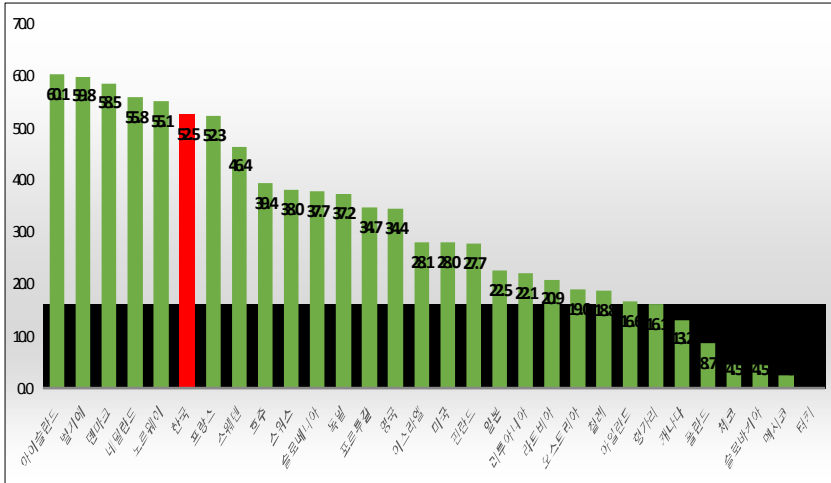
GDP 대비 보육서비스 지원비율이 가장 높은 나라는 덴마크로 2.28%에 달하고, 그다음이 아이슬란드(2.21%), 스웨덴(2.03%), 노르웨이(1.73%), 핀란드(1.58%) 순으로 나타났다. 한국은 0.54%로 비교적 낮은 국가에 속하고, 일본 역시 0.45%로 여섯 번째로 낮은 국가로 나타났다.

국가의 보육현금 지원은 가족에 대한 현금지원, 즉 아동수당과 가족수당 등을 포함하는데, OECD에 따르면, 현금지원은 대부분의 경우 아동에 대한 지원에 한정되고, 가구소득보다 보편적 수당으로서의 의미를 갖는다(OECD, 2019c: 1). 지원비율이 가장 높은 국가는 아일랜드로 GDP 대비 2.68% 수준이고, 그다음이 영국 2.53%, 헝가리 2.07%, 오스트리아 2.07% 순이다. 한국은 0.06%로 조사대상 국가 중 가장 낮게 나타났다.

만 2세 미만 영아의 공보육 등록률은 [그림 6-9]와 같다. 아이슬란드가 60.1%로 가장 높고, 벨기에 59.8%, 덴마크 58.5%, 네덜란드 55.8%, 노르웨이 55.1% 순이다. 한국은 52.5%로 6위로 비교적 높은 수준이고, 같은 아시아 국가인 일본은 22.5%로 중간 순위에 위치해 있다.

〔그림 6-9〕 OECD 주요국의 0~2세 영아의 공보육 등록률

(단위: %)

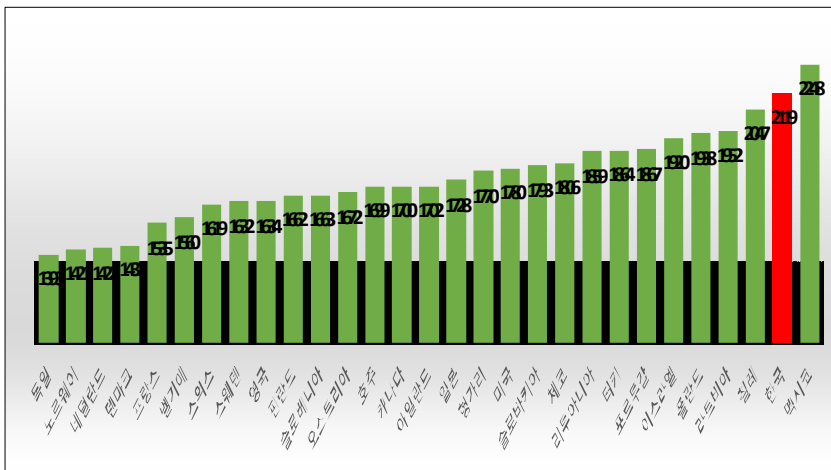


주: ISSP IV차 조사기간 중 자료는 결측치가 많아, 가장 근접한 2015년 자료 기준.
 자료: OECD Family Database.

<https://stats.oecd.org/#>(검색일: 2019. 11. 9).

〔그림 6-10〕 OECD 주요국의 연간 평균 노동시간

(단위: 시간)



주: ISSP IV차 조사기간에 해당하는 2011년 자료 기준.

자료: OECD Labour Force Statistics.

통계청 국가통계포털, 근로자당 연평균 실제 근로시간, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_2KAA314&conn_path=12(검색일: 2019. 8. 3).

연간 노동시간이 가장 긴 국가는 멕시코로 2,248시간이고, 그다음인 한국으로 2,119시간이다. 노동시간이 가장 짧은 국가는 독일로 1,393시간으로 가장 긴 멕시코에 비해 약 800시간 이상 짧은 것으로 나타났다. 그다음으로 노르웨이, 네덜란드, 덴마크, 프랑스, 벨기에, 스위스, 스웨덴 순으로 대부분 유럽 국가들에서 연간 노동시간이 타 국가에 비해 짧게 나타나고 있다.

3. 성역할 인식, 일-가정 양립정책과 여성의 경제활동 참여 간 상관관계

여성의 경제활동 참여, 성역할 인식과 일-가정 양립정책 간 관계를 확인하기 위해 상관관계 분석을 시행하였다. 먼저, 여성의 경제활동 참여의 경우, 제도요인 중 국가의 보육서비스 지원정책, 보육현금 지원과 정적(+) 상관을 보이고, 노동시간과는 부적(-) 상관을 보였다. 성평등 인식변수와 의 관계에서는 일하는 엄마에 대한 인식, 성별분업 인식과 정적(+) 상관

〈표 6-5〉 성역할 인식과 일-가정 양립정책의 상관관계

	1) 여성의 경제활동 참여	2) 모성/ 부모 휴가	3) 부성/ 부모 휴가	4) 보육 서비스 지원	5) 보육 현금 지원	6) 노동 시간	7) 일하는 엄마 인식	8) 성별 분업 인식	9) 여성의 소득기 여인식
1)	1.000	-	-	-	-	-	-	-	-
2)	.079	1.000	-	-	-	-	-	-	-
3)	.135	.055	1.000	-	-	-	-	-	-
4)	.553**	.209	.200	1.000	-	-	-	-	-
5)	.323**	.253*	-.070	.264*	1.000	-	-	-	-
6)	-.533**	-.027	-.054	-.455**	-.369**	1.000	-	-	-
7)	.664**	-.053	.152	.577**	.136	-.600**	1.000	-	-
8)	.603**	-.369**	.210	.556**	.144	-.657**	.761**	1.000	-
9)	.068	.474**	.081	.346**	.027	.206	-.052	-.171	1.000

주: 1) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

2) 보육정책 중 영아 공보육 등록률은 결측치가 많아 상관관계 분석에서 제외.
자료: OECD Labour force Statistics: ISSP Family and Changing Gender Roles I~IV: OECD Family Database: World Bank Open Data.

관계를 보였다. 이 중 0.6 이상의 높은 상관을 보이는 것은 일하는 엄마에 대한 인식과 성별분업 인식인데, 여성의 경제활동으로 인한 가족의 어려움에 대한 우려가 없을수록, 성별분업 인식이 약할수록 여성의 노동참여는 강화되는 것으로 나타났다. 반면, 제도요인 중 모성/부모휴가와 남성의 부성휴가 및 부모휴가 기간과는 통계적으로 유의미한 관계가 나타나지 않았다.

제4절 성역할 인식 및 일-가정 양립정책이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향

1. 결합시계열 분석결과

성역할 인식과 일-가정 양립정책이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향을 분석한 결과는 다음 <표 6-6>과 같다.²³⁾

성역할 인식변수만 투입한 모델 1에서 3개 변수 중 일하는 엄마에 대한 인식과 성별분업 인식 등 2개 변수가 여성의 경제활동 참여에 통계적으로 유의미한 정적(+) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 모델 2에서 성역할 인식과 일-가정 양립정책 변수를 함께 투입한 결과, 모델 1과 동일하게 성역할 인식 중 2개 변수와 일-가정 양립정책 중 보육현금 지원 변수가 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 모델 3에서 통제변수를 함께 투입했을 때, 성별분업 인식의 영향은 사라지고, 남성 대비 여성의 임금 비율의 영향력이 추가되었다.

23) 보통 결합시계열 데이터가 이분산성과 자기상관, 동시상관의 특성을 보여 이를 교정하는 작업이 필요한데, 본 연구의 분석자료로 모델을 추정한 결과, 확률효과 모형으로 동분산성 가정에 위배되지 않고, 자기상관과 동시상관이 없음을 확인하였다. 이는 분석에 포함된 국가들이 ISSP 각 차수별로 동일하지 않은 불균형 패널인 점과, 각 차수별 시간 간격이 짧게는 4년에서 길게는 7년으로 연속성이 높지 않기 때문으로 판단된다.

구체적으로 성역할 인식 변수 중 일하는 엄마에 대한 인식 변수는 3개의 모델 전체에서 여성의 경제활동 참여에 통계적으로 가장 유의미한 영향력을 보여줬으며, 이는 기존 선행연구의 결과와 궤를 같이한다(류연규 외, 2017: 21; Takeuchi & Tsutsui, 2015). 사회가 노동하는 여성을 노동자로서의 정체성보다 ‘어머니’로서의 정체성으로 인식한다는 것은 여성 노동자가 시장노동과 가사노동의 이중고를 겪게 함은 물론, 동반자로서 남성의 가정 내 역할을 축소·은폐할 가능성이 크다. 더 나아가 여성의 경제활동이 소위 정상적 가족관계의 갈등, 즉 미취학 자녀와 가족 전체가 돌봄 및 가사노동 공백으로 어려움을 겪을 것이라는 편견에서 자유로울 수 없음을 의미한다. 이에 사회 전반에서 일하는 엄마에 대해 긍정적 인식을 공유한다는 것은 여성이 경제활동에 참여하는 데 있어 심리적 장애요인을 제거함과 동시에 가정과 사회에서 심리적·물리적 지원을 받을 수 있음을 의미한다.

성역할 인식 중 성별분업 인식은 모델 1과 2에서 유의미한 영향을 미치는데, 모델 1에서 성역할 인식만 고려했을 때보다, 모델 2에서 제도와 함께 분석했을 때, 두 변수 간 영향력의 상대적 크기가 바뀔을 확인하였다. 이는 제도가 미비한 상황에서는 성별분업 편견이 약화되는 것보다 가사·돌봄 공백의 책임을 여성에게 전가하지 않을 사회적 공감대가 형성되는 것이 더 강한 영향을 미침을 의미한다. 또한 모델 2와 같이, 보육현금 지원을 통해 돌봄을 사회화할 수 있는 자원동원이 가능할 경우, 즉 엄마가 일을 하더라도 자녀·가족 돌봄의 공백을 약화시킬 수 있는 수단이 보완된다면, 전통적 성별분업 고정관념의 해체가 더 큰 영향을 발휘할 수 있다는 것이다. 이러한 결과는 여성의 경제활동 촉진을 위해서 성역할 인식의 개선은 물론, 이를 강화하기 위한 제도적 보완, 즉 전통적으로 여성의 일이라 여겨지는 돌봄을 사회화할 수 있는 수단의 강화가 병행될 필요성을 제기한다.

일-가정 양립 지원정책 중 보육현금 지원정책이 유의미한 영향력을 보이고, 나머지 제도들의 영향력이 없는 부분은 기존 선행연구와는 상이한 결과이다. 보육현금 지원이 가구의 보육비 부담 완화 및 2인 노동에 의한 자녀 대체돌봄 비용을 보전한다는 점에서 여성의 경제활동을 촉진할 수

〈표 6-6〉 성역할 인식과 일-가정 양립정책이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향

모델		1	2	3
성역할 인식	일하는 엄마 인식	10.9308***	8.0770*	6.1484†
	성별분업 인식	6.4936*	10.4562*	6.8261
	여성의 소득기여인식	3.7100	2.1246	3.3332
일-가정 양립 정책	모성/부모휴가(여성)	-	.0298	-.0038
	부성/부모휴가(남성)	-	-.0245	-.1025
	보육서비스 지원	-	-.3983	1.7201
	보육현금 지원	-	2.9298*	3.6713*
	노동시간	-	.0049	0.0006
통제 변수	1인당 국민총생산	-	-	0.0001
	합계출산율	-	-	-3.3841
	성별 임금격차	-	-	.3024*
상수		-4.4643	15.6190	2.8358
WaldChi(2)		72.23***	73.08***	81.29***
사례수		81	69	65

주: 1) † $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

자료: OECD Labour force Statistics: ISSP Family and Changing Gender Roles I~IV: OECD Family Database: World Bank Open Data.

있으며, 이를 통해 OECD 국가들이 보육제정 지원을 증가시키고 있는 변화를 타당한 구조로 해석할 수 있다. 다만, 타 제도들의 영향력이 나타나지 않는 점은 좀 더 논의가 필요한 부분이다.

2. 퍼지셋 질적 비교분석 결과

퍼지셋 질적 비교분석에서는 앞선 분석에서 여성의 경제활동 참여와 상관이 높고, 유의미한 영향을 미친다고 분석된 요인을 원인요인으로 고려한다. 성역할 인식 변수는 3개 변수의 평균을 구해 활용하였고, 일-가정 양립정책 중 세부 요인은 보육서비스 지원, 보육현금 지원, 노동시간 및 영아 공보육 등록률을 포함하였다.²⁴⁾ 전체 자료 중 IV차 자료 29개 사

24) 영아 공보육 등록률은 I~III차 자료의 결측치가 많아 앞서 결합시계열 분석에는 포함하지 않았으나, 여기서는 IV차 자료만을 활용하고, 영아 공보육 등록률을 변수로 포함하였다.

례를 활용하였다.²⁵⁾ 다음 <표 6-7>은 원인조건과 결과조건의 퍼지 점수 전환 값을 제시하고 있다.²⁶⁾

<표 6-7> 원인조건과 결과조건의 퍼지 구성점수

	여성의 경제 활동 참여	성역할 인식	보육 서비스 지원	보육현금 지원	영아 공보육 등록률	노동 시간
스웨덴	0.95	0.92	0.92	0.57	0.85	0.34
스위스	0.93	0.31	0.10	0.42	0.72	0.31
덴마크	0.93	0.95	0.95	0.62	0.95	0.07
노르웨이	0.92	0.88	0.87	0.55	0.93	0.06
캐나다	0.88	0.65	0.06	0.34	0.17	0.50
네덜란드	0.83	0.64	0.52	0.19	0.93	0.06
핀란드	0.82	0.85	0.83	0.62	0.49	0.40
독일	0.78	0.79	0.58	0.44	0.70	0.05
호주	0.70	0.48	0.50	0.75	0.75	0.49
영국	0.69	0.55	0.77	0.94	0.65	0.34
라트비아	0.67	0.08	0.54	0.27	0.32	0.80
포르투갈	0.63	0.56	0.16	0.22	0.65	0.71
리투아니아	0.62	0.16	0.64	0.50	0.35	0.70
오스트리아	0.61	0.23	0.32	0.84	0.27	0.43
미국	0.50	0.42	0.33	0.05	0.50	0.61
슬로베니아	0.47	0.67	0.23	0.67	0.71	0.41
이스라엘	0.46	0.52	0.55	0.37	0.50	0.77
프랑스	0.46	0.78	0.74	0.64	0.91	0.17
아일랜드	0.44	0.64	0.53	0.95	0.23	0.50
일본	0.40	0.40	0.17	0.25	0.36	0.54
체코	0.39	0.50	0.22	0.70	0.07	0.64
슬로바키아	0.36	0.21	0.16	0.65	0.07	0.62
벨기에	0.36	0.66	0.63	0.75	0.95	0.20
폴란드	0.32	0.24	0.28	0.20	0.11	0.79
헝가리	0.28	0.09	0.66	0.84	0.22	0.59
한국	0.26	0.07	0.34	0.05	0.91	0.91
칠레	0.24	0.08	0.45	0.15	0.27	0.87
멕시코	0.14	0.05	0.29	0.10	0.06	0.95
터키	0.05	0.05	0.05	0.06	0.05	0.71

자료: OECD Labour force Statistics: ISSP Family and Changing Gender Roles I~IV: OECD Family Database: World Bank Open Data.

25) 전체 30개 사례 중 아이슬란드는 IV차 자료 중 노동시간 자료가 없어 제외하였다.

26) 원점수를 퍼지 점수로 변환 시 이론적 논의 혹은 점수의 속성을 고려해 퍼지 점수 전환을 하게 되는데, 본 연구에 사용된 자료들의 경우, 국가단위 자료라 하더라도 각 변수의 변량이 크지 않은 경우가 많아 각 변수의 최고값, 최저값을 고려해 퍼지 점수로 전환하였다.

도출된 퍼지 점수를 활용해 진리표 분석을 시행하였고, 사례 수가 0인 원인조건 조합을 제거하고, 일치도 0.8 이상인 조건에 대해 결과조건 값에 1을 부여하도록 하였다. 이 과정을 통해 도출된 원인조건과 결과조건의 충분조건 결과는 다음 <표 6-8>과 같다.²⁷⁾

<표 6-8> 여성의 경제활동 참여를 촉진하는 충분조건 모델

	조건	포괄성 (converage)	일치성 (consistency)	사례
모델 1	보육서비스지원*영아 공보육 등록률*~노동시간*성평등 인식	0.5264	0.9390	덴마크, 노르웨이, 프랑스, 스웨덴, 벨기에 등
모델 2	보육현금지원*영아 공보육 등록률*~노동시간*성평등 인식	0.4742	0.9373	벨기에, 덴마크, 핀란드, 스웨덴, 영국, 노르웨이 등
모델 3	보육현금지원*영아 공보육 등록률*~노동시간*성평등 인식	0.4773	0.9275	프랑스, 덴마크, 슬로베니아, 스웨덴 등
모델 4	~보육서비스지원*보육현금지원*~영아 공보육 등록률*~성평등 인식	0.3872	0.9202	호주, 슬로바키아
모델 5	보육서비스지원*~영아 공보육 등록률*~노동시간*~성평등 인식	0.3723	0.8940	리투아니아, 헝가리 등
모델 6	~보육서비스지원*~보육현금지원*영아 공보육 등록률*~성평등인식	0.4027	0.9378	한국, 스위스
모델 7	~보육서비스지원*~보육현금지원*영아 공보육 등록률*노동시간	0.3605	0.9280	한국, 포르투갈
전체 모델		0.8428	0.8512	

자료: OECD Labour force Statistics: ISSP Family and Changing Gender Roles I~IV: OECD Family Database: World Bank Open Data.

27) 진리표 분석으로 도출된 충분조건 모형은 complex, intermediate, parsimonious 등 총 세 가지인데, 여기서는 intermediate 모형으로 제시하였다. <표 6-8>에서 부적(-) 요인은 ‘~’로 표기하였다.

모델 1과 모델 2, 모델 3은 보육지원정책의 각 요인들이 상이하게 결합하기는 하나 공통적으로 서비스/현금/보육률 제고를 통해 국가의 보육 사회화 노력이 강화되어 있고, 노동시간은 짧고, 성평등 인식은 높은 조합을 뜻한다. 이들 3개 모델에는 전통적인 성평등 정책 추진 국가가 다수 포진해 있다. 대표적 국가인 스웨덴의 경우, 1974년 세계에서 최초로 부모보험제도를 통해 부모휴가 대상에 남성을 포함시켜 ‘육아=여성의 일’이라는 공식을 타파하였고, 성평등 정책의 기조 아래 부모 모두가 사용할 수 있는 부모휴가를 제공하고 있다(박언하, 2017: 5). 더불어 남녀 2인 생계부양자 모델에 기초해 노동자가 일과 가정을 효과적으로 양립할 수 있도록 자녀 양육기간 중 국가의 보육의무를 확대하는 노력을 지속해 왔다. 1998년 보육과 교육을 통합함으로써 신뢰할 만한 공보육 체계를 확립하는 한편, 2003년 4세 이상의 모든 아동에게 부모의 경제활동과 상관없이 취학 전 무상교육을 제공하고, 대부분 보육시설을 365일 휴일 없이 전일제로 운영함으로써 돌봄의 공백을 최소화하고 있다(박언하, 2017: 5). 덴마크의 경우, 개인의 노동권 확보를 중시하는 정책기조 아래 영유아 보육의 사회화를 위한 재정 투입을 강화해 왔는데, 공적 투자의 확대, 보편적 서비스 제공 및 양질의 교육 결합을 통해 1970년대 영아 보육 충족률이 20% 수준에서 2015년 58.5%까지 상승하였다. 이는 기혼여성 노동자의 출산 및 양육시기 노동시장 이탈을 막고, 노동시장 내 지위상승을 견인하는 데 긍정적 역할을 한 것으로 판단된다(박언하, 2017: 7; 이동선, 2013: 133; 김혜원 외, 2007).

모델 4와 5, 6은 낮은 성평등 인식에도 불구하고 일-가정 양립의 일부 정책에 의해 여성의 경제활동 참여가 견인되고 있는 상황을 의미한다. 구체적으로 모델 4에서는 보육현금 지원, 모델 5에서는 보육서비스 지원, 모델 6에서는 영아 공보육 등록률 등이 그에 해당한다. 모델 7 역시 낮은 보육서비스 지원과 보육현금 지원, 장시간 노동의 결합에도 영아 공보육 등록률을 높임으로써 여성의 경제활동 참가율을 견인해 온 사례에 해당한다. 이들 6과 7에는 대표 사례로 한국이 포함되어 있는데, 한국은 낮은 성평등 인식과 낮은 보육서비스/보육현금 지원비율에도 불구하고, 영아 공보육 등록률은 6위(52.5%)에 위치해 영아에 대해 부모 대신 보육을 제

공하는 지원체계가 확립되어 있어 육아휴직 이후에도 일터로의 복귀율이 높게 나타난다.²⁸⁾ 이에 기타 제도 및 성평등 인식의 장애 속에서도 영아에 대한 돌봄지원체계가 마련됨으로써 여성의 경제활동 참여율이 과반으로 견인되고 있지만, 다른 제도의 미비가 보여주듯이 성평등 인식이 낮음으로써 돌봄은 여전히 ‘여성의 일’로 남아 있어 남녀 모두에게 주어지는 육아휴직의 남성 참여는 여전히 낮은 상황이고, 장시간 노동문화로 인해 남성의 돌봄에서의 과소대표성이 해결되지 않고 있다. 이는 다시 말해 성평등 인식이 개선되지 않고, 제도적 보완이 실질적으로 이루어지지 않는다면, 일정부분 대체 돌봄을 국가가 지원한다 하더라도 실질적 돌봄의 평등한 분배(남녀, 개인과 사회 등)는 요원할 수 있으며, 더 이상의 여성 경제활동 참여율 견인은 어려울 수 있음을 반증한다 하겠다.

제5절 합의 및 정책 제언

이상 결합시계열 분석과 퍼지셋 질적 비교분석의 결과를 종합해 볼 때, 다음과 같은 분석 합의와 정책 제언을 도출하였다.

첫째, 여성의 경제활동 참여율 제고를 위해서는 공보육 확대 중심의 신뢰할 만한 보육체계 확보가 가장 주요한 요인임을 확인하였다. 앞선 결합시계열 분석에서 모성/부성휴가도 포함해 영향력을 확인하였지만, 이들 변수는 유의미한 영향을 보이지 않았다. 휴가정책과 보육지원정책이 모두 노동자의 자녀돌봄을 지원한다는 정책 목표는 동일할 수 있으나, 전자는 직접 돌봄, 후자는 신뢰할 만하고 지속가능한 대체돌봄 체계 마련이라는 점에서 이들의 정책 지향은 상이하다. 휴가정책은 제도로 보장되어 있으나, 개인이 처한 노동환경에 따라 제도 활용 정도가 다르게 나타날 수 있는데, 보육정책의 경우 정책 수혜의 사각지대 없이 효과를 담보할 수

28) 하지만 보육시설 중 국공립 보육시설 비율은 9.2%, 보육시설 등록어린이 중 국공립시설 비율은 14.2%로 매우 낮은 수준으로(보건복지부, 2018: 6, 17), 낮은 국공립 비율에 대해 신뢰할 만한 공보육 시설 확충 요구가 지속되는 상황이다.

있다는 점에서 여성의 경제활동 제고에 긍정적 영향을 기대할 수 있다. 특히, 퍼지셋 질적 비교분석에서 전체 7개 모델 중 5개 모델에서 영아 공보육 등록률의 영향이 충분조건으로 도출되는 만큼 출산 및 부모휴가 직후 직장으로 복귀할 노동자들이 어린 자녀를 믿고 맡길 수 있는 만족할 만한 보육 인프라 확대가 전제되어야 하고, 보육서비스와 현금지원의 효과적 결합이 병행되어야 할 것이다.

둘째, 성평등 인식의 개선 필요성이 제기된다. 결합시계열 분석결과 일하는 엄마로 인한 가족의 갈등·돌봄공백에 대한 우려가 해소되고, 성별분업 인식이 약화될 때, 여성의 경제활동 참여에 심리적 장애요인이 제거될 수 있음이 확인되었다. 경제활동을 하는 기혼여성은 일·가정의 이중부담에서 자유롭지 못한 상황인데, 노동시장 내 성차별적 문화관행을 해소하는 것에 앞서 가족 내 감정적 지원체계를 확보하는 것은 경력지속을 위한 전제가 될 수 있다. 이에 여성을 단지 ‘아내, 엄마’로 인식하는 것이 아닌 ‘노동하는 개인’으로 위치지을 수 있는 인식체계의 개선이 선행되어야 할 것이다. 이는 퍼지셋 분석에서도 성평등 인식이 낮은 다수 국가들, 특히 우리나라의 경우 공보육 확대 등 제도의 보완이 병행된다 하더라도 여성의 경제활동 참가율이 높지 않게 나타나는 상황과 궤를 같이한다.

마지막으로 휴가제도의 영향이 확인되지 않음이 단지, 휴가제도의 영향이 없음으로 연결되는 것은 지양해야 한다. 휴가제도는 앞서 설명한 바와 같이, 제도 자체의 유무가 아닌 적극적 활용으로 연결되어야 하는데, 실제 다수의 국가에서 남성의 휴가 활용이 어려움은 물론 여성 역시 중소기업 수준에서 제도 활용의 공백을 경험하고 있다. 이에 휴가제도를 설계함에 있어 제도 활용의 공백을 해소하는 방향으로 논의가 확대되어야 할 것이다.

제7장 결 론

남성과 여성에 대한 사회의 분위기를 성역할 인식에 따라서 크게 두 가지로 구분할 수 있는데, 하나는 ‘전통적’이고 ‘보수적’인 사회이고, 다른 하나는 ‘현대적’이고 ‘평등적’인 사회이다. 전통적이고 보수적인 성역할 인식이라 함은 남성이 생계부양자로서 노동시장에 진입하여 유급노동을 해야 하고, 여성이 전업주부 또는 돌봄 역할을 가정에서 담당해야 한다는 것을 의미한다. 반면, 현대적이고 평등적인 성역할 인식이란, 성별에 따라서 특정 역할을 해야 하는 구분이 있는 것이 아니라, 남성도 돌봄 노동이나 가사노동을 할 수 있으며, 여성도 생계부양자로서 경제활동에 참여할 수 있다는 인식을 의미한다.

이처럼 성역할 인식은 다양한 사회정책이 입안되거나 효과를 발현하는데 있어서 중요한 요인이지만, 정작 성역할 인식이 형성되는 제도적·환경적 구조와 그 메커니즘에 대해서는 다양한 연구가 이루어지지 않은 실정이다. 국가별 성역할 인식의 차이를 단순히 비교하거나 거시적 요인을 포함하여 성역할 인식 결정요인을 분석한 연구는 다소 존재하지만, 제도적 상황이 반영된 성역할 인식 결정 메커니즘을 분석한 연구는 거의 없다.

본 연구는 개인 수준에서 나타나는 성역할 인식뿐만 아니라, 국가 단위의 성역할 인식의 차이가 유발하는 다양한 효과를 체계적으로 검토하고, 이 과정에서 여성의 가사노동 분업 및 노동시장 참여 등과 관련된 경제활동으로의 영향력을 살펴보고자 다양한 분석을 수행하였다.

제2장에서는, 본격적인 실증연구에 앞서, 성역할 인식의 개념과 이론적

배경 및 선행연구 결과들을 살펴보았으며, 이들과 본 연구의 관계를 정리하였다.

제3장에서는 부부간 성역할 인식의 수준이 가사노동 배분에 어떠한 영향을 주는지를 살펴보았다. 네 가지 성역할 인식 요인들의 평균값으로 측정한 전반적인 성역할 인식수준이 가사노동시간 및 비중에 미치는 영향을 분석한 결과에 따르면, 부부간의 인식수준 중 남성의 인식수준이 얼마나 현대적·평등적인지에 따라서 가사노동시간 및 비중이 변화하는 것으로 추정되었다. 반면, 여성의 인식수준 변화는 본인 및 배우자(남편)의 가사노동시간에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 한국 사회에서 여전히 남성들은 전통적인 성역할 인식에 잠재되어 있으며, 이러한 전통적 인식에서 남성들이 벗어나는 것이 부부간 가사노동을 보다 평등지향적으로 변화시키는 원동력이 될 수 있음을 시사한다. 또한, 네 가지 성역할 인식 요인별로 가사노동시간 및 비중에 미치는 영향을 살펴본 분석결과에 따르면, 주로 첫 번째 요인과 네 번째 요인이 주된 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이 두 요인에 대한 인식수준이 평등해질수록, 가사노동 배분 역시 평등지향적으로 변화한다는 추정결과를 얻을 수 있었다. 첫 번째 요인과 네 번째 요인은 여성의 경제활동 참여에 대한 당위성 및 이 경우 가사노동 배분에 대한 평등지향성을 판단하는 지표들인바, 부부간 성역할 인식의 조합에 따라서 여성들의 경제활동 참여가 어떻게 달라지는지 살펴본 연구들과 상관성이 상당히 높다고 할 수 있다.

제4장에서는 출산을 경험한 여성이 출산을 전후로 하여 경제활동 참여 경로가 어떻게 변하는지 유형화함과 동시에, 동일한 기간에 부부 사이의 성역할 인식 변화경로는 어떻게 형성되는지 살펴보았다. 아울러, 이 두가지 경로유형 사이에 어떠한 상관성이 있는지를 탐색적으로 살펴보았다. 분석결과에 따르면, 출산을 전후하여 여성의 경제활동 참여유형을 5개 집단(① 출산 후 노동시장 복귀 유형, ② 지속적인 노동시장 미참여 유형, ③ 임신 및 출산으로 인한 경력단절 유형, ④ 지연된 경력단절 유형, ⑤ 일자리의 안정적 유지 유형)으로 구분할 수 있었으며, 출산을 전후로 하여 부부의 성역할 인식에 대한 변화경로는 총 4개(① 전통적 성역할 인식

지속 유형, ② 출산 및 육아로 인해 성역할 인식이 전통적으로 변화되었다가 다시 현대적·평등적으로 회귀하는 유형, ③ 부부가 모두 현대적·평등적 성역할 인식을 유지하는 유형, ④ 출산 및 육아시기에 현대적·평등적 성역할 인식이 강해졌다가 다시 약해지는 유형)로 유형화될 수 있었다. 그리고 출산을 경험한 여성의 경제활동 참여와 관련해서는 부부의 성역할 인식의 조합이 중요하지만, 여성 본인의 성역할 인식이 무엇보다 중요하다라는 점을 유추할 수 있었다. 구체적으로 여성의 성역할 인식이 현대적이고 평등적일수록 출산 중에도 일자리를 유지하거나 출산 후에 노동시장으로 복귀하는 비중이 높게 나타난 반면, 여성의 성역할 인식이 전통적인 인식으로 변화할 경우에는 경력단절로 이어지는 비중이 높은 것으로 나타난 것이다. 이러한 분석결과를 바탕으로, 육아지원 등의 정책만을 강조할 것이 아니라, 여성 본인의 성역할 인식 제고 및 사회적 인식에 대한 점진적 변화를 유도할 수 있는 정책이 필요하다는 시사점을 제시할 수 있다.

제5장에서는 사회와 개인 단위 각각의 성역할 인식수준이 여성의 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 이를 통해 개인의 성역할 인식수준뿐만 아니라 사회의 성역할 규범의 영향력을 확인하였고 이에 더해 개인의 평등한 성역할 인식이 규범의 영향력을 약화시킬 수 있음을 발견하였다. 첫 번째로 기존 연구를 토대로 부부의 상대임금 분포의 0.5지점의 단절을 확인함으로써 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 사회적 규범이 여성 개인의 노동시장 행동에 영향을 미치고 있을 가능성을 확인하였다. 여성 개인의 노동시장 행동 변화를 구체적으로 살펴보기 위하여 사회적 규범으로서 작동하고 있는 사회 단위의 성역할 인식을 개인 단위에서 측정 가능하도록 ‘아내가 남편보다 많이 벌 확률’을 대리변수로 활용하였으며, 개인 단위의 성역할 인식수준이 노동시장 성과에 조절효과로서 작용하는지 분석하였다. 이를 통해 우리는 사회 단위의 성역할 인식이 개인의 노동시장 참여 선택 및 실질임금에 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 또한, 여성의 노동시장 참여 선택에 있어 사회적 규범으로서의 성역할 인식뿐만 아니라 개인이 가진 성역할 인식의 평등한 인식이 경제활동에 정적(+)인 효과를 주는 것을 확인하였다. 특히, 개인의 성역할 인

식 조절효과가 유의미하여, 성별분업 인식이 평등한 여성 집단의 경우 그렇지 않은 집단과는 달리 보수적 사회적 규범에 따른 노동시장 미참여 효과를 극복할 수 있는 것으로 나타났다. 이에 더해, 구조방정식 모형을 통해 출산 전후 여성의 성역할 인식과 여성의 경제활동 참여 여부의 간접효과를 고려하더라도 여전히 출산 이후 성역할 인식수준이 평등할 때 출산 이후 여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있음을 발견하였다. 또한 출산 이후 여성의 경제활동 참여 여부에 대한 OLS 분석에서는 여성과 배우자의 성역할 인식 수준뿐만 아니라, 보육 지원제도의 수혜 여부가 여성의 노동시장 참여에 중요한 영향요인이 될 수 있음을 보인 바 있다.

제6장에서는 성역할 인식과 일·가정 양립정책이 여성의 경제활동 참여에 미치는 영향을 국가 비교연구를 통해 살펴보고자 하였다. 결합시계열 분석과 퍼지셋 질적 비교분석의 결과를 종합해 볼 때, 다음과 같은 분석 함의와 정책 제언을 도출할 수 있었다. 첫째, 여성의 경제활동 참여율 제고를 위해서는 공보육 확대 중심의 신뢰할 만한 보육체계 확보가 가장 주요한 요인임을 확인하였다. 앞선 결합시계열 분석에서 모성/부성휴가도 포함해 영향력을 확인하였지만, 이들 변수는 유의미한 영향을 보이지 않았다. 휴가정책과 보육지원정책이 모두 노동자의 자녀돌봄을 지원하는 정책 목표는 동일할 수 있으나, 전자는 직접 돌봄, 후자는 신뢰할 만하고 지속가능한 대체돌봄 체계 마련이라는 점에서 이들의 정책 지향은 상이하다. 휴가정책은 제도로 보장되어 있으나, 개인이 처한 노동환경에 따라 제도 활용 정도가 다르게 나타날 수 있는데, 보육정책의 경우 정책 수혜의 사각지대 없이 효과를 담보할 수 있다는 점에서 여성의 경제활동 제고에 긍정적 영향을 기대할 수 있다. 특히, 퍼지셋 질적 비교분석에서 전체 7개 모델 중 5개 모델에서 영아 공보육 등록률의 영향이 충분조건으로 도출되는 만큼 출산 및 부모휴가 직후 직장으로 복귀할 노동자들이 어린 자녀를 믿고 맡길 수 있는 만족할 만한 보육 인프라 확대가 전제되어야 하고, 보육서비스와 현금지원의 효과적 결합이 병행되어야 할 것이다. 둘째, 성평등 인식의 개선 필요성이 제기된다. 결합시계열 분석결과 일하는 엄마로 인한 가족의 갈등·돌봄공백에 대한 우려가 해소되고, 성별분업 인식이 약화될 때, 여성의 경제활동 참여에 심리적 장애요인이 제거될 수

있음이 확인되었다. 경제활동을 하는 기혼여성은 일-가정의 이중 부담에서 자유롭지 못한 상황인데, 노동시장 내 성차별적 문화관행을 해소하는 것에 앞서 가족 내 감정적 지원체계를 확보하는 것은 경력지속을 위한 전제가 될 수 있다. 이에 여성을 단지 ‘아내, 엄마’로 인식하는 것이 아닌 ‘노동하는 개인’으로 위치지을 수 있는 인식체계의 개선이 선행되어야 할 것이다. 이는 퍼지셋 분석에서도 성평등 인식이 낮은 다수 국가들, 특히 우리나라의 경우 공보육 확대 등 제도의 보완이 병행된다 하더라도 여성의 경제활동 참가율이 높지 않게 나타나는 상황과도 궤를 같이한다. 마지막으로, 휴가제도의 영향이 확인되지 않음이 단지, 휴가제도의 영향이 없음으로 연결되는 것은 지양해야 한다. 휴가제도는 앞서 설명한 바와 같이, 제도 자체의 유무가 아닌 적극적 활용으로 연결되어야 하는데, 실제 다수의 국가에서 남성의 휴가 활용이 어려움은 물론 여성 역시 중소기업 수준에서 제도 활용의 공백을 경험하고 있다. 이에 휴가제도를 설계함에 있어 제도 활용의 공백을 해소하는 방향으로 논의가 확대되어야 할 것이다.

이상의 분석결과로부터, 우리는 다음과 같은 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

첫째, 사회 내 성별에 따른 역할 구분이 여전히 우리 사회 내에서 작동하고 있으며 이러한 요인이 여성의 노동시장 참여에 부정적임을 알 수 있었다. 이는 일과 가정의 조화를 위한 제도 도입에 있어 사회의 불평등한 규범을 바꾸어낼 담론을 담아낼 필요성이 있다는 것을 보여주는 것이며, 이는 보육료 지원정책의 여성 경제활동 참여에 대한 긍정적인 영향력을 확인함으로써 더욱 시사점을 가진다. 중립적이고 평등성을 지향하는 정책(Esping-Andersen, 2009)으로 알려진 공공 서비스 활용에 대한 수혜에 따라 여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있다는 것을 확인한 것은 이러한 젠더 중립적 정책의 효과성이 다른 정책에 비해 높은 이유가 정책의 지향점에 있음을 확인한 결과라고 해석할 수 있다. 즉, 우리 사회의 일·가정 양립정책은 특히 자녀와 가정은 엄마 몫이라는 보수적인 사회적 규범을 얼마만큼 견제할 수 있는지에 따라 제도의 순효과를 살린 효과성의 성공 여부가 결정될 수 있다는 점을 시사한다.

둘째, 보수적 사회적 규범을 가진 사회에서도 개인의 성역할 인식수준

이 평등할 경우 여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있으며, 남성 배우자의 성역할 인식수준 또한 평등할수록 가정의 이인 생계부양자 모델이 작동할 가능성이 높았다. 이러한 결과는 진보하는 사회 속에서도 일부 개인들이 보수적으로 되고 있는 일각의 현재 사회 분위기에서 평등한 사회에 대한 논의를 점진적이고 적극적으로 확대해나갈 필요성이 있음을 보여준다.

셋째, 우리는 분석을 통해 출산으로 인한 개인의 인식 변화가 크지 않음을 확인하였고 간접효과를 고려하더라도 현재의 평등한 성역할 인식과 이전의 경제활동 참여 경험이 출산 이후 여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있음을 보였다. 또한 출산 이전 일자리의 안정성이 높을 때 경력단절로 이어지지 않았다. 이러한 결과는 경력단절을 막는 제도 및 인식제고 노력뿐만 아니라 교육을 마친 여성들의 경제활동 참여와 지속성을 위한 제도 도입에 대해 고려해야 함을 보여준다 할 수 있다. 여전히 심각한 청년 실업 문제에 대응함에 있어 안정적인 일자리 경험이 많을수록 이후 세대들의 노동시장 참여 가능성은 높아질 수 있다.

참고문헌

- 강이수(2013), 「여성주의 연구를 돌아보다: 여성운동, 노동, 가족 연구를 중심으로」, 『경제와사회』 100, pp.229~250.
- 국가법령정보, <http://www.law.go.kr/법령/남녀고용평등과일·가정양립지원에관한법률>(검색일: 2019. 8. 3).
- _____, <http://www.law.go.kr/법령/근로기준법>(검색일: 2019. 8. 3).
- 권혜림(2013), 「경찰공무원의 성역할 태도 형성요인 및 성역할 태도가 직장 내 대인관계 갈등에 미치는 영향」, 『한국경찰연구』 12 (2), pp.3~22.
- 김경희·류임량(2008), 「여성단체의 일-가족 양립 제도화를 위한 활동과 특성」, 『페미니즘연구』 8 (2), pp.77~116.
- 김사현(2015), 「가족정책 지원유형에 따른 성역할태도 변화-현금, 시간, 서비스 지원을 중심으로」, 『한국사회정책』 22 (1), pp.285~318.
- 김영미(2012), 『복지국가의 가족정책이 성역할태도에 미치는 영향에 관한 비교 분석』, 사회보장연구 28 (2), pp.211~241.
- 김영미·계봉오(2015), 「이행의 계곡에서 무슨 일이 벌어지나?: 여성의 고용과 출산에 관한 성평등적 접근」, 『한국여성학』 31 (3), pp.1~30.
- 김영미·류연규(2013), 「젠더레짐에 따른 성역할태도 결정요인 차이에 관한 연구: 스웨덴, 독일, 한국 비교」, 『가족과 문화』 25 (2), pp.90~128.
- 김예슬(2016), 「한국 미국 스웨덴의 성역할 태도 영향요인 비교: 일·가정 양립정책에 대한 함의를 중심으로」, 이화여자대학교 대학원 석사논문.
- 김원정(2018), 「젠더 관점에서 본 한국 기업의 가족친화정책」, 서울대학교 대학원 박사논문.
- 김은지·최인희·선보영·성경·배주현·김수정·양난주(2018), 「지속가

- 능한 돌봄정책 재정립방안 연구(II): 여성가족관점의 돌봄정책 추진전략», 한국여성정책연구원.
- 김재희(2017), 「청년 장애인의 경제활동참여 변화유형과 영향요인에 관한 연구」, 『한국사회복지학』 69 (4), pp.127~152.
- 김진옥(2008), 「일하는 어머니들의 이중 노동부담에 관한 실증연구」, 『사회복지정책』 35, pp.197~220.
- 김진옥 · 권진(2017), 「한국 기혼남성의 무급노동시간에 대한 연구: 생활 시간조사 1999~2014년 데이터를 중심으로」, 『한국사회복지조사 연구』 55, pp.181~215.
- 김혜연(2010), 「중, 장년 여성의 노동시장 참여경로 유형화에 관한 연구」, 『사회보장연구』 26 (1), pp.233~259.
- 김혜영(2005), 「한국적 거버넌스 패러다임 모색(여성정책연구회): 여성정책의 출발과 향후 방향」, 『한국행정학회 동계학술발표논문집』 6, pp.19~30.
- 김혜영 · 김상돈 · 선보영(2010), 『여성의 만혼화와 저출산에 관한 연구』, 한국여성정책연구원.
- 김혜원 · 김경희 · 이주희 · 최은영(2007), 「OECD 주요국의 여성고용정책 연구: 영국, 캐나다, 스웨덴, 덴마크」, 한국노동연구원.
- 김효정(1996), 「미국인의 성역할태도와 부부의 가사노동시간」, 『대한가정학회지』 34 (3), pp.75~87.
- 나성은(2014), 「아버지의 양육 참여와 ‘신 도구적’ 부성의 구성: 30~40대 중간 계층 아버지들을 중심으로」, 이화여자대학교 박사학위 논문.
- 류연규 · Yoonsook Ha(2017), 「일가족양립정책과 성역할태도가 자녀가 있는 여성의 경제활동에 미치는 영향에 대한 비교연구」, 『사회과학 연구』 33 (1), pp.71~105.
- 류연규 · 김영미(2012), 「복지국가 젠더 격차와 성역할 인식 차이의 관계에 대한 비교연구」, 『사회복지정책』 39, pp.175~203.
- 문지선(2016), 「한국 기혼여성의 경제활동과 가족 관계에 관한 연구: 부부의 성역할 태도를 중심으로」, 고려대학교 대학원 박사논문.
- 민현주(2007), 「엄마의 취업과 자녀태울에 관한 동태적 분석」, 『한국사회

- 학』 41 (3), pp.106~126.
- _____(2012), 「자녀출산과 양육시기동안의 여성취업 유형화: 집단중심추세모형(Group-based Trajectory Model)의 적용」, 『한국사회학』 46 (2), pp.61~87.
- 박경숙·김영혜(2003), 「한국여성의 생애유형: 저출산과 M자형 취업곡선에의 함의」, 『한국인구학』 26 (2), pp.63~90.
- 박미희·홍백의(2014), 「청년층의 노동시장 이행 유형과 그 결정요인」, 『사회복지정책』 41 (4), pp.21~49.
- 박수미(2003), 「한국여성들의 두 번째 노동시장 이행에 대한 종단적 연구」, 『한국여성학』 19 (1), pp.43~80.
- 박언하(2017), 「노르딕 4개국의 보육정책 사례를 통한 우리나라 보육 및 육아지원정책 방향에 관한 연구」, 『한국생활과학학회지』 26 (6), pp.513~527.
- 박태주(2011), 「장시간 노동이 일과 삶의 갈등에 미치는 효과: 현대자동차 노동자들의 생활실태조사를 중심으로」, 『산업노동연구』 17 (2), pp. 277~308.
- 보건복지부(2018), 「보육통계」, http://www.mohw.go.kr/react/jb/sjb030301vw.jsp?PAR_MENU_ID=03&MENU_ID=0321&CONT_SEQ=348897(검색일: 2019. 11. 3).
- 손연정(2018), 「중고령층 노동이동과 자영업 소득」, 이승렬·손연정(2018), 『중고령 자영업자 연구』, 한국노동연구원.
- 신경아(2010), 「저출산대책의 쟁점과 딜레마: 여성 없는 여성정책」, 『페미니즘연구』 10 (1), pp.89~122.
- 원숙연(2002), 「젠더-정책레짐(gender-policy regime): 의미와 쟁점」, 『한국행정학회 학술대회 발표논문집』, pp.537~552.
- _____(2004), 「여성정책의 실질적 기능화: 일-가정 양립지원정책을 중심으로」, 『한국행정학회 학술대회 발표논문집』, pp.102~119.
- _____(2005), 「일가정 양립지원정책을 둘러싼 수사와 현실-출산휴가 및 육아휴직을 중심으로 한 탐색적 사례연구」, 『한국정책학회보』 14 (2), pp.157~188.

- 원숙연·김예슬(2017), 「성역할 인식의 영향요인과 정책적 함의-모성 및 남성부양자 이데올로기를 중심으로」, 『페미니즘연구』 17 (2), pp.269~311.
- 윤미래·김태일(2016), 「출산여성의 노동시장 참여 상황, 유형과 영향요인 분석」, 『정책분석평가학회보』 26 (2), pp.153~185.
- _____(2017), 「준실험설계에 의한 보육지원 정책의 고용효과 분석」, 『한국행정학보』 51 (1), pp.205~231.
- _____(2018), 「젠더 정체성과 부부의 상대임금, 기혼여성의 노동시장 성과에 미치는 영향」, 『한국노동연구원 1-20차년도 노동패널 학술대회 자료집』, pp.543~569.
- 이경곤(2016), 「성 정체성이 기혼여성의 경제활동에 미치는 영향」, 『여성연구논총』 19, pp.5~34.
- 이동선(2013), 「일가족 양립 지원 정책이 여성의 고용률에 미치는 영향: OECD 16개국을 대상으로」, 이화여자대학교 행정학과 박사학위 논문, 이화여자대학교.
- _____(2016), 「일-가정 양립을 위한 정책개입이 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향: OECD 국가를 대상으로」, 『사회복지정책』 43 (1), 사회복지정책학회, pp.259~284.
- 이미숙(1996), 「맞벌이부부의 성역할태도와 성역할정체감이 가사분담과 결혼 만족도에 미치는 영향」, 『생활과학연구논집』 16 (1), pp.153~173.
- 이승윤(2014), 「퍼지셋 질적 비교연구 방법론의 이론과 적용: Fs/QCA 입문」, 고려대학교출판부.
- 이승주·이소민(2017), 「여성의 가사노동에 대한 태도 및 사회적 규범에 대한 여성의 인식이 가사노동시간의 성불평등에 영향을 미치는가?: 합리적 행위이론을 통한 매개효과 분석」, 『한국가족복지학』 58, pp.5~36.
- 이창순(2014), 「맞벌이 부부의 가사노동시간에 대한 연구」, 『사회과학연구』 40 (2), pp.29~54.
- 이철인(2009), 「부부 성역할이 결혼만족도에 미치는 영향」, 대구한의대학

- 교 대학원 박사학위논문.
- 임은정(2019), 「한국 기혼 부부의 가사와 돌봄 분담에 영향을 미치는 요인: 부부의 성역할태도를 중심으로」, 서울대학교 대학원 석사논문.
- 정혜정·공미혜·전영주·정현숙(2009), 『가족과 젠더』, 서울: 신정.
- 조윤경(1988), 「가사노동사회화 태도에 관한 연구: 성역할태도 및 가사노동 가치인식을 중심으로」, 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 차성란(1998), 「부부의 성역할태도가 부부의 가사노동시간 및 노동공평성 인식에 미치는 상호작용적 영향력」, 『대한가정학회지』 36 (9), pp. 139~152.
- 한국고용정보원(2018), 한국의 성인지통계, 「육아휴직(성/산업별)_2008년 이후」, 『고용보험통계연보』, http://gsis.kwdi.re.kr:8083/statHtml/statHtml.do?orgId=338&tblId=DT_1GA2009Y&conn_path=I2(검색일: 2019. 8. 4).
- 한국노동연구원, 「한국노동패널(KLIPS) 17차년도(2014년) 자료」.
- _____, 「한국노동패널 1~20차년도 조사자료 통합설문지」.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널」 원자료.
- 한준·장지연(2000), 「정규/비정규 전환을 중심으로 본 취업력과 생애주기」, 『노동경제논집』 23(특별호), pp.33~53.
- 허수연(2008), 「맞벌이가구 여성과 남성의 가사노동시간에 관한 연구」, 『한국여성학』 24 (3), pp.177~210.
- 홍승아·류연규·김수정·정희정·이진숙(2008a), 「일가족 양립정책의 국가별 심층사례연구」, 한국여성정책연구원.
- 홍승아·류연규·김영미·최숙희·김현숙·송다영(2008b), 「일가족양립 정책의 국제비교연구 및 한국의 정책과제」, 한국여성정책연구원.
- 홍지아(2014), 「한국모성담론의 역사성」, 『현상과 인식』 38 (1-2), pp.205~228.
- 황옥경(2005), 「남성의 성역할, 성역할 갈등과 결혼만족도」, 단국대학교 대학원 석사학위논문.

A. Corrigan, Elizabeth and Alison M. Konrad(2007), "Gender Role

- Attitudes and Careers: A Longitudinal Study,” *Sex Roles* 56, pp.847~855.
- Adema, W. and M. Ladaique(2009), “How Expensive is the Welfare State?: Gross and Net Indicators in the OECD Social Expenditure Database(SOCX),” OECD Social Employment and Migration Working Papers No.92, OECD.
- Ajzen, I. and M. Fishbein(1975), *Belief, Attitude, Intention and Behavior: An introduction to Theory and Research*, Reading, Mass: Addison-Wesley.
- _____(1980), *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*, New Jersey: Prentice-Hall.
- Akerlof, G. A. and R. E. Kranton(2010), *Identity Economics*, Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- Allport, G. W.(1954), “The Historical Background of Modern Social Psychology,” in Lindzey, G. ed, *Handbook of social psychology* 1, Theory and method. Cambridge, Mass: Addison-Wesley.
- Amato, P. R. and A. Booth(1995), “Changes in Gender Role Attitudes and Perceived Marital Quality,” *American Sociological Review* 60 (1), pp.58~66.
- Andersen, M. L.(1993), “From the Editor,” *Gender and Society* 7 (4), pp.485~486.
- Arpino, B., G. Esping-Andersen, and L. Pessin(2015), “How Do Changes in Gender Role Attitudes Towards Female Employment Influence Fertility? A Macro-Level Analysis,” *European Sociological Review* 31 (3), pp.370~382.
- Becker, G.(1991), *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bem, D. J.(1970), *Beliefs, Attitudes, and Human Affairs*, Belmont: Brooks/Cole Publishing Co.
- Berrington, A., Y. Hu, P. W. F. Smith, and P. Sturgis(2008), “A Graphical

- Chain Model for Reciprocal Relationships Between Women's Gender Role Attitudes and Labour Force Participation," *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 171 (1) pp.89~108.
- Bertrand, M, J. Pan, and E. Kamenica(2015), "Gender identity and relative income within households," *The Quarterly Journal of Economics* 130 (2), pp.571~614.
- Bettinghaus, P. and J. Cody(1987), *Persuasive Communication*, Belmont : Cengage Learning, Inc.
- Bianchi, S. M. and D. Spain(1996), "Women, Work, and Family in America," *Population Bulletin* 51, pp.1~48.
- Bianchi, S. M, M. A. Milkie, L. C. Sayer, and J. P. Robinson(2000), "Is Anyone Doing the Housework? Trends in the Gender Division of Household Labor," *Social Forces* 79 (1), pp.191~228.
- Blair, S. L. and D. T. Lichter(1991), "Measuring the Division of Household Labor: Gender Segregation of Housework Among American Couples," *Journal of Family Issues* 12 (1), pp.91~113.
- Blee, K. M. and A. R. Tickamyer(1995), "Racial Differences in Men's Attitudes about Women's Gender Role," *Journal of Marriage and the Family* 57, pp.21~30.
- Brayfield, A.(1992), "Book Review: Race, Gender, and Work-A Multicultural Economic History of Women in the United States," *Humanity and Society* 16 (2), pp.263~265.
- Brewster, K. and R. Rindfuss(2000), "Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations," *Annual Review of Sociology* 26, pp.271~296.
- Brewster, K. L. and I. Padavic(2000), "Change in Gender-Ideology, 1977~1996: The Contributions of Intracohort Change and Population Turnover," *Journal of Marriage and Family* 62 (2), pp.477~487.
- Brinton, M. C.(2001), *Women's Working Lives in East Asia*, CA: Stanford University Press.

- Brooks, C. and C. Bolzendahl(2004), "The Transformation of US Gender Role Attitudes: Cohort Replacement, Social-structural Change, and Ideological Learning," *Social Science Research* 33, pp.106~133.
- Broverman, I. K., D. M. Broverman, F. E. Clarkson, P. S. Rosenkrantz, and S. R. Vogel(1970), "Sex-Role stereotypes and clinical judgments of mental health," *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 34 (1), pp.1~7.
- Cohen, P. N. and S. M. Bianchi(1999), "Marriage, Children, and Women's Employment: What Do We Know?" *Monthly Labor Review* 122 (December), pp.22~31.
- Coltrane, S.(2000), "Research on Household Labor: Modeling and Measuring the Social Embeddedness of Routine Family Work," *Journal of Marriage and Family* 62 (4), pp.1208~1233.
- Connell, W.(1987), *Gender and Power*, Oxford: Polity.
- Corrigal, E. A. and A. M. Konrad(2007), "Gender-role Attitudes and Careers: A Longitudinal Study," *Sex Roles: A Journal of Research* 56 (11-12), pp.847~855.
- Davis, S. N. and T. N. Greenstein(2009), "Gender Ideology: Components, Predictors, and Consequences," *Annual Review of Sociology* 35, pp.87~105.
- Desai, S. and L. Waite(1991), "Women's Employment During Pregnancy and After the First Birth: Occupational Characteristics and Work Commitment," *American Sociological Review* 56, pp.551~566.
- Doucet, A.(2004a), "Fathers and the Responsibility for Children: A Puzzle and a Tension," *Atlantis: A Women's Studies Journal* 28 (2), pp.103~114.
- _____(2004b), *Do men mother?*, Manuscript submitted for publication.
- Dugger, K.(1988), "Social Location and Gender-role Attitudes: A Comparison

- of Black and White Women,” *Gender and Society* 2 (4), pp.425~448.
- Durkheim, E.(1897), *Le suicide [Suicide]*, Paris : Alcan.
- Eagly, A. H.(1987), “Sex differences in social behavior : A social-role interpretation,” *Contemporary Sociology* 18 (3), pp.343~344.
- Eriksson, Karin H. and Anders Stenberg(2015), “Gender identity and relative income within households - evidence from Sweden,” IZA Discussion Paper No. 9533.
- Erwin, P.(2006), 『태도와 설득』, 고은경 역, 서울 : 시그마프레스.
- Esping-Anderson, G.(1999), *Social Foundations of Postindustrial Economies*, Oxford University Press.
- _____(2009), *The incomplete revolution: adapting to women's new roles*. Polity, 주은선 · 김영미(역)(2013), 『끝나지 않은 혁명 : 성역할의 혁명, 고령화에 대응하는 복지국가의 도전』, 나눔의 집.
- Evertsson, M.(2014), “Gender Ideology and the Sharing of Housework and Child Care in Sweden,” *Journal of Family Issues* 35 (7), pp.927~949.
- Fan, P. L. and M. M. Marini(2000), “Influences on Gender-Role Attitudes during the Transition to Adulthood,” *Social Science Research* 29, pp.258~283.
- Felmless, D.(1984), “A Dynamic Analysis of Women's Employment Exits,” *Demography* 21, pp.171~183.
- _____(1993), “The Dynamic Interdependence of Women's Employment and Fertility,” *Social Science Research* 22, pp.333~360.
- Figart, D. M. and E. Mutari(1998), “Degendering Work Time in Comparative Perspective : Alternative Policy Frameworks,” *Review of Social Economy* 56 (4), pp.460~480.
- Gornick, J. C. and A. Heron(2006), “The regulation of Working time as Work-Family Reconciliation Policy : Comparing Europe, Japan and United States,” *Journal of Comparative Policy Analysis* 8

(2), pp.149~166.

Greenstein, T. N.(1996), "Husbands' Participation in Domestic Labor: Interactive Effects of Wives' and Husbands' Gender Ideologies," *Journal of Marriage and Family* 58 (3), pp.585~595.

Hakim, C.(2000), *Work-lifestyle Choices in the 21st Century: Preference Theory*, Oxford: Oxford University Press.

_____(2002), "Lifestyle Preferences As Determinants of Women's Differentiated Labour Market Careers," *Work and Occupations* 29, pp.428~459.

_____(2003), *Models of the Family in Modern Societies-Ideals and Realities*, ASHGATE.

Himmelweit, S. and M. Sigala(2004), "Choice and the Relationship Between Identities and Behaviour for Mothers with Pre-school Children: Some Implications for Policy from a UK Study," *Journal of Social Policy* 33 (3), pp.455~478.

Hynes, K. and M. Clarkberg(2005), "Women's Employment Patterns During Early Parenthood: A Group-Based Trajectory Analysis," *Journal of Marriage and Family* 67 (1), pp.222~239.

ISSP Research Group(1990), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles I-ISSP 1988. GESIS Data Archive, Cologne. ZA1700 Data file Version 1.0.0, doi:10.4232/1.1700, <https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?il=10¬abs=&af=&nf=&search=&search2=&db=e&no=1700>(검색일: 2019. 8. 21).

_____(1997), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles II-ISSP 1994. GESIS Data Archive, Cologne. ZA2620 Data file Version 1.0.0, doi:10.4232/1.2620, <https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?no=2620&search=issp%201994&search2=&field=all&field2=&DB=e&tab=0¬abs=&nf=1&af=&il=10> (검색일: 2019. 8. 21).

_____(2011), "Final Source Questionnaire: ISSP 2012", <https://dbk.gesis.org/>

- dbksearch/sdesc2.asp?ll=10¬abs=&af=&nf=&search=&search2=&db=e&no=5900(검색일: 2019. 8. 21).
- _____(2013), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles III-ISSP 2002. GESIS Data Archive, Cologne. ZA3880 Data file Version 1.1.0, doi:10.4232/1.11564, <https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?no=3880&search=issp%202002&search2=&field=all&field2=&DB=e&tab=0¬abs=&nf=1&af=&ll=10>(검색일: 2019. 8. 21).
- _____(2016), International Social Survey Programme: Family and Changing Gender Roles IV-ISSP 2012. GESIS Data Archive, Cologne. ZA5900 Data file Version 4.0.0, doi:10.4232/1.12661, <https://dbk.gesis.org/dbksearch/sdesc2.asp?ll=10¬abs=&af=&nf=&search=&search2=&db=e&no=5900>(검색일: 2019. 8. 21).
- Jamotte, F.(2003), “Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries,” *OECD Economics Department Working Papers* No.376.
- Jansen, M. and M. Kalmijn(2002), “Investments in Family Life: The Impact of Value Orientations on Patterns of Consumption, Production and Reproduction in Married and Cohabiting Couples,” In R. Lesthaeghe (ed.), *Meaning and Choice: Value Orientations and Life Course Decisions*, The Hague/Brussels: Nidi/CBGS, pp.129~159.
- Johannesen-Schmidt, M. C. and A. H. Eagly(2002), “Another Look at Sex Differences in Preferred Mate Characteristics: The Effects of Endorsing the Traditional Female Gender Role,” *Psychology of Women Quarterly* 26, pp.322~328.
- Jones, B. L. and D. S. Nagin(2007), “Advances in Group-based Trajectory Modeling and an SAS Procedure for Estimating Them,” *Sociological Methods and Research* 35 (4), pp.542~571.
- Jones, B., D. Nagin, and K. Roeder(2001), “A SAS Procedure Based on

- Mixture Models for Estimating Developmental Trajectories,” *Sociological Methods and Research* 29 (3), pp.374~393.
- Kamo, Y.(1994), “Division of Household Work in the United States and Japan,” *Journal of Family Issues* 15 (3), pp.348~378.
- Kan, M. Y.(2008), “Does Gender Trump Money?: Housework Hours of Husbands and Wives in Britain,” *Work, Employment and Society* 22 (1), pp.45~66.
- Karen, I. FG. and A. E. Scharlach(2001), *Families and Work: New Directions in the Twenty-first Century*, Oxford University Press.
- Klerman, J. A. and A. Leibowitz(1999), “Job Continuity Among New Mothers,” *Demography* 36, pp.145~155.
- Konrad, A. M. and C. Harris(2002), “Desirability of the Bem Sex-Role Inventory Items for Women and Men: A Comparison Between African Americans and European Americans,” *Sex Roles* 47 (5-6), pp.259~271.
- Lewis, S. and D. Morgan(1994), “Gendering Organizational Change: The Case of Relate, 1984~1990,” *Human Relations* 47 (6), pp.641~663.
- Marta, Murray-Close and L. Heggeness Misty(2018), “Manning up and womaning down: How husbands and wives report their earnings when she earns more,” SESHD Working Paper#2018-20, <https://www.census.gov/content/dam/Census/library/working-papers/2018/demo/SEHSD-WP2018-20.pdf>.
- McCrary, J.(2008), “Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test,” *Journal of Econometrics* 142 (2), pp.698~714.
- Motiejunaite, A. and Z. Kravchenko(2008), “Family Policy, Employment and Gender-role Attitudes: A Comparative Analysis of Russia and Sweden,” *Journal of European Social Policy* 18 (1), pp.38~

49.

Nagin, D. S.(1999), “Analyzing Developmental Trajectories : A Semi-parametric, Group-based Approach,” *Psychological Methods* 4, pp.139~157.

_____(2005), *Group-based Modeling of Development*, Harvard University Press.

Nakamura, A. and M. Nakamura(1994), “Predicting Female Labor Supply : Effects of Children and Recent Work Experience,” *Journal of Human Resources* 29, pp.304~327.

OECD(2002), *Babies and Bosses-Reconciling work and family life* Vol.1, *Australia, Denmark and the Netherlands*, Paris : OECD.

_____(2007), *Babies and Bosses-Reconciling work and family life : A Synthesis of Finding for OECD countries*, Paris : OECD.

_____(2018), “PF3.2 : Enrolment in childcare and pre-school,” OECD family database indicator, <http://www.oecd.org/els/family/database.htm> (검색일 : 2019. 8. 2).

_____(2019a), “PF 2.1. Parental leave systems,” OECD family database indicator, <http://www.oecd.org/els/family/database.htm>(검색일 : 2019. 8. 2).

_____(2019b), “PF 1.1. Public spending on family benefit,” OECD family database indicator, <http://www.oecd.org/els/family/database.htm> (검색일 : 2019. 8. 2).

_____(2019c), “PF 1.3 Family cash benefit,” OECD family database indicator, <http://www.oecd.org/els/family/database.htm>(검색일 : 2019. 8. 2).

Pfau-Effinger, B.(1998), “Gender cultures and the gender arrangement-a theoretical framework for cross-national comparisons on gender,” *Innovation : the European Journal of Social Sciences, Special Issue* 11 (2), pp.147~166.

_____(1999), “The Modernization of Family and Motherhood in Western

- Europe,” In R. Crompton (ed.), *Restructuring Gender Relations and Employment: The Decline of the Male Breadwinner*, Oxford: Oxford University Press.
- Pittman, J. F., C. A. Solheim, and D. Blanchard(1996), “Stress as a Driver of the Allocation of Housework,” *Journal of Marriage and Family* 58 (2), pp.456~468.
- Presser, H. B.(1994), “Employment Schedules Among Dual-Earner Spouses and the Division of Household Labor by Gender,” *American Sociological Review* 59 (3), pp.348~364.
- Ragin, C. C.(2017), “User’s Guide to Fuzzy-set/Qualitative Comparative Analysis,” <http://www.socsci.uci.edu/~cragin/fsQCA/software.shtml> (검색일: 2019. 11. 11).
- Schober and Scott(2012), “Maternal employment and gender role attitudes: dissonance among British men and women in the transition to parenthood,” *Work, employment and society* 26 (3), pp.514~530.
- Scott, J.(1999), *Gender and the Politics of History*, NY: Columbia University Press.
- Shaw, K.(1994), “The Persistence of Female Labor Supply: Empirical Evidence and Implications,” *The Journal of Human Resources* 29 (2), pp.348~378.
- Sjöberg O.(2004), “The role of family policy institutions in explaining gender-role attitudes: a comparative multilevel analysis of thirteen industrialized countries,” *Journal of European Social Policy* 14 (2), pp.107~123.
- Smith PWF, A. Berrington and P. Sturgis(2009), “A comparison of graphical models and structural equation models for the analysis of longitudinal survey data,” In Lynn, P. ed., *Methodology of Longitudinal Surveys*, Chichester: Wiley, pp.381~392.
- Smith, K., B. Downs, and M. O’Connell(2001), “Maternity Leave and

- Employment Patterns : 1961~1995," *Household Economic Studies*,
US Census Bureau, Washington, DC.
- Stanley, L.(2002), "Should 'Sex' Really Be 'Gender' Or 'Gender' Really Be 'Sex'," in Jackson, S. and S. Scott eds., *Gender : A Sociological Reader*, London : Routledge, pp.31~41.
- Steiber, N. and B. Haas(2009), "Ideals or compromises? The attitude-behaviour relationship in mothers' employment," *Socio-Economic Review* 7 (4), pp.639~668.
- Stickney, L. T. and A. M. Konrad(2007), "Gender-role Attitudes and Earnings: A Multinational Study of Married Women and Men," *Sex Roles* 57, pp.801~811.
- _____(2012), "Societal Institutions and Work and Family Gender-Role Attitudes," *Organization Management Journal* 9, pp.236~246.
- Takeuchi, M. and J. Tsutsui(2015), "Combining Egalitarian Working Lives with Traditional Attitudes : The role Attitudes in Taiwan, Japan and Korea," *International Journal of Japanese Sociology* 25, pp.100~116.
- Tallichet, S. E. and F. K. Willits(1986), "Gender-Role Attitude Change of Young Women : Influential Factors from a Panel Study," *Social Psychology Quarterly* 49 (3), pp.219~227.
- Thornton, A., D. F. Alwin, and D. Camburn(1983), "Causes and consequences of sex-role attitudes and attitude change," *American Sociological Review* 48, pp.211~227.
- Uunk, Wilfred(2015), "Does the Cultural Context Matter? The effect of a country's gender-role attitudes on female labor supply," *European Societies* 17 (2), pp.176~198.
- Vandenhoevel, A.(1997), "Women's Roles After First Birth : Variable or Stable?" *Gender and Society* 11 (3), pp.357~368.
- Wieber, Anna and Elke Holst(2015), "Gender Identity and Women's Supply of Labor and Non-Market Work : Panel Data Evidence

for Germany,” IZA Discussion Paper No. 9471.

Williams, J. E. and D. L. Best(1990), *Sex and psyche : Gender and self viewed cross-culturally*, Thousand Oaks, CA : Sage.

Wood, J.(2006), *Gendered Lives : Communication, Gender, & Culture* (6th eds.), Wadsworth Publishing.

Wooldridge, J.(2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

World Bank, <https://data.worldbank.org/>(검색일 : 2019. 11. 11).

◆ 執筆陣

- 고영우(한국노동연구원 부연구위원)
- 윤미래(한국노동연구원 전문위원)
- 이동선(한국여성정책연구원 연구위원)

성역할 인식과 성별분업 및 여성의 경제활동
사이의 관계 분석

- | | |
|-----------|---|
| ▪ 발행연월일 | 2019년 12월 26일 인쇄
2019년 12월 30일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 배 규 식 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
300147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조판·인쇄 | 도서출판 창보 (02) 2272-6997 |
| ▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등 록 번 호 | 제13-155호 |

© 한국노동연구원 2019 정가 7,000원

ISBN 979-11-260-0397-6