



The Women's Studies

2020 년 4호

| 연구논문 |

- | | |
|--|-------------------------|
| 코로나19와 가정폭력: 팬데믹의 젠더화된 효과 | 김효정 |
| 최저임금의 인상과 노동시장이행:
남녀간 취업형태와 근로시간변화를 중심으로 | 박주옥·김우영 |
| 양육비 이행 관리의 한계와 개선과제 | 허민숙 |
| 통근시간이 직장여성의 결혼생활 만족에 미치는 영향 | 김수한 |
| 영유아기 자녀를 둔 맞벌이 부부의 부모역할신념에 대한
잠재프로파일 분석 | 유성경·방지원·임인혜·
최보윤·김수영 |
| 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준에 따른 유형별 특성 | 백승희 |
| 일-가족 갈등, 가족-일 갈등이 소진에 미치는 영향:
매개효과인 부적응적 대처양식의 남녀차이를 중심으로 | 이혜상·이은희 |



한국여성정책연구원
Korean Women's Development Institute

1. 코로나19와 가정폭력: 팬데믹의 젠더화된 효과 / 김효정	5
2. 최저임금의 인상과 노동시장이행: 남녀간 취업형태와 근로시간변화를 중심으로 / 박주옥·김우영	31
3. 양육비 이행 관리의 한계와 개선과제 / 허민숙	59
4. 통근시간이 직장여성의 결혼생활 만족에 미치는 영향 / 김수한	83
5. 영유아기 자녀를 둔 맞벌이 부부의 부모역할신념에 대한 잠재프로파일 분석 / 유성경·방지원·임인혜·최보윤·김수영	109
6. 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준에 따른 유형별 특성 / 백승희	143
7. 일-가족 갈등, 가족-일 갈등이 소진에 미치는 영향: 매개효과인 부적응적 대처양식의 남녀차이를 중심으로 / 이혜상·이은희	167

코로나19와 가정폭력: 팬데믹의 젠더화된 효과*

김효정**

초 록

코로나19 팬데믹 시기 가정폭력, 여성에 대한 폭력 위험이 증가할 우려가 제기되고 있음에도 이를 여성주의적 관점에서 탐구하는 연구는 부족한 실정이다. 본 연구는 세계적 재난으로서 코로나 19 팬데믹이 가정폭력, 여성에 대한 폭력과 어떻게 연관되는지를 젠더 관점에서 분석하고, 여성주의적 대응 방안 모색을 위한 학술적 토대를 마련하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 먼저 각국의 실증자료를 바탕으로 코로나19 시기 가정폭력, 여성에 대한 폭력이 발생하는 양상을 살펴보고 그 의미를 논한다. 다음으로 재난과 젠더에 관한 기존의 연구들을 검토하고 사회에 내재된 젠더 규범과 질서가 어떻게 재난의 효과를 젠더화하는지 살펴본다. 이러한 논의를 바탕으로 위기에 대한 위계적 인식, 헤게모니적 남성성, 근대적 공사 이분법의 세 가지 개념을 분석틀로 활용하여 여성에 대한 폭력을 사적이고 우발적인 사건으로 간주하려는 오래된 시도가 팬데믹 시기에 어떻게 용이해지는지 논증한다. 결론에서는 코로나19 대응 방안이 성평등의 실현이라는 보편적 가치에 기여하는 방향으로 모색되어야 함을 주장하고, 이를 위해서는 젠더 관점에서의 접근이 필요함을 제시한다.

주제어 : 코로나19, 팬데믹, 가정폭력, 여성에 대한 폭력, 재난

* 이 연구는 2020년 7월 여성가족부·한국여성정책연구원 주최로 개최된 「제4차 코로나 19 관련 여성·가족 분야별 릴레이 토론회: 코로나19와 젠더폭력: 가정폭력 현황과 대응」의 토론문으로 발표한 내용을 확장하여 발전시킨 연구임.

** 한국여성정책연구원 부연구위원(hjkim@kwidimail.re.kr)

I. 서 론: 팬데믹의 이면

코로나19 팬데믹 상황이 장기화되면서 전세계적으로 사회구조적 차원의 변화와 함께 개인의 일상적 삶의 방식에 심대한 변화가 일어나고 있다. 대부분의 국가에서 국경을 넘는 여행과 이주가 제한되었고 고강도 사회적 거리두기가 시행되었다. 감염병이 야기한 정치, 경제, 문화적 변화들로 인해 지난 30년 간 글로벌 경제성장을 이끈 세계화 시대는 막을 내릴 것이라는 관측이 제시되고 있다(한국은행, 2020). 팬데믹에 대응하기 위한 각국의 조치들은 개인의 삶과 일상 생활을 영위하는 방식에도 커다란 변화를 불러왔다. 감염병 예방을 위한 사회적 거리두기, 여행 제한, 외출 자제 등 새로운 생활 규범이 일상화되었고, 디지털 온라인 기술을 활용한 비대면 의사소통이 증가하면서 공적 공간에서의 활동은 위축된 반면 사적 공간에서 보내는 시간은 크게 증가하였다. 코로나 이전의 삶으로 다시는 돌아갈 수 없을 것이라는 전망과 함께 사회 전 분야에서 포스트 코로나 시대의 새로운 표준(new normal)이 필요하다는 의견이 지배적이다(과학기술정책연구원, 2020; 한국은행, 2020; McKinsey&Company, 2020; UHC2030, 2020).

코로나19 팬데믹이 세계 질서와 개인의 삶에 미치는 중대한 영향력과 그 예측 불가능성으로 인해 포스트 코로나 시대에 대처하기 위한 대응 방안 마련의 필요성과 중요성을 강조하는 목소리가 점차 높아지고 있다. 그러나 그 이면에 존재함에도 아직 잘 드러나지 않은 또 다른 팬데믹의 모습 중 하나는 바로 코로나19의 젠더화된 효과, 특히 가정폭력¹⁾, 여성에 대한 폭력과의 연관성이다. ‘아프면 3-4일 쉬면서 외부활동을 최대한 자제’하라는 코로나19의 대표적인 방역 지침은 공중 감염병에서 안전할 수 있는 개인적 공간으로 가족이 거주하는 집을 상정한다. 이때의 집은 코로나19의 감염과 확산을 막기 위해 공적인 활동을 자제하며 사적인 영역으로 후퇴하는 개인들이 향유할 수 있는 최후의 공간으로 설정된다. 그러나 감염병으로부터 공공 및 개인의 건강과 안전을 지키기 위한 가족 단위 자가격리의 양상과 그 결과의 예측에는 폭력이 개입된

1) 가정폭력(domestic violence)은 협소하게는 가족 관계 내에서 발생하는 폭력, 넓게는 친밀한 관계에서 발생하는 폭력(intimate partner violence, IPV)을 포함한다. 본 글은 남성이 경험하는 폭력, 자녀 학대, 동성간 폭력도 가정폭력에 포함될 수 있다는 점을 지지하면서, 재난과 폭력의 젠더적 속성과 팬데믹과 가정폭력과의 연관성을 분석하고자 하는 연구의 목적상 전략적으로 남성 가해자에 의해 발생하는 여성에 대한 폭력에 초점을 맞춘다. 본문에서 가정폭력, 여성에 대한 폭력은 맥락에 따라 혼용되거나 동시에 언급되며, 두 용어 모두 불평등한 젠더 권력 관계에 기반하여 발생하는 여성에 대한 폭력(gender-based violence against women)을 일컫는 용어로 사용되었다.

상황이 고려되지 않고 있다. 가정폭력의 맥락에서 집이 중심이 되는 생활로의 변화는 가정폭력피해자들이 가해자와의 접촉 시간을 늘려 폭력에 노출될 위험을 높이는 결과를 초래할 수 있다. 감염병으로부터 안전하기 위해서 집에 머무르라는 방역원칙이 오히려 폭력이 발생하는 공간에서 벗어나 안전한 삶을 추구할 가정폭력피해자들의 상황과 대치되는 모순이 발생하는 것이다.

UN, WHO 등 주요 국제기구에서는 팬데믹의 발생과 지속이 가구 내 긴장 수준을 높이고 폭력이 발생하는 공간에 머무르는 시간을 증가시켜, 여성들이 폭력에 노출될 위험을 높이고 전체적인 성평등 수준의 악화로 이어질 수 있음을 우려하고 있다(UN Women, 2020; WHO, 2020). 팬데믹 시기 가정폭력, 여성에 대한 폭력 위험이 증가할 우려가 제기되고 있음에도 현재 한국사회의 코로나19 대응의 방향은 주로 팬데믹으로 인한 경제적 손실에 초점이 맞추어져 있으며, 젠더 불평등의 맥락에서 코로나19 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력과의 연관성을 분석하고 학술적으로 탐구하는 작업은 주목받지 못하고 있다. 이를 경험적으로 분석하는 실증연구 또는 이론적 논의 역시 거의 전무한 상황이다. 이는 재난을 젠더와 무관한 사건으로 바라보는 경향과도 연관된다. 기존의 많은 재난 연구에서 젠더는 고려되지 않거나, 성별에 의한 개인적 속성의 차이로 협소하게 인식되었다. 전자의 관점에서 재난은 젠더에 관계없이 동일한 영향을 미친다고 간주되며, 후자의 경우 재난의 성별화된 효과는 여성과 남성의 현재적 조건에서 비롯된 개인적 차이로 축소되어 젠더 권력, 젠더 규범과의 연관성에 대한 논의와 해석으로 나아가지 못하였다. 여성을 재난에 취약하게 하는 젠더 구성적 측면을 밝히고 젠더 관점에서 재난을 분석해야 함을 주장하는 여성주의적 연구가 제출되었기도 하였으나(허라금, 2012) 아직까지 재난에 대한 일반적 인식과 주류 정책의 흐름에서 젠더는 중심적인 분석의 범주로 인식되지 못하고 있다.

이러한 문제의식을 바탕으로 본 글은 세계적인 공중보건 위기를 야기한 재난으로서의 코로나19 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력이 어떻게 연관되는지를 젠더 관점에서 분석하고 여성주의적 대응 방안 모색을 위한 학술적 토대를 마련하는 것을 목적으로 한다. 구체적으로 위기에 대한 위계적 인식, 헤게모니적 남성성, 근대적 공사 이분법의 세 가지 개념을 분석틀로 활용하여 코로나19 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력의 연관성을 분석하고 그 함의에 대한 논하고자 한다.

이를 위한 본 글의 구성은 다음과 같다. 먼저 각국의 실증자료를 바탕으로 코로나19 시기 가정폭력, 여성에 대한 폭력이 발생하는 양상을 살펴보고 그 의미를 논한다. 다음으로 재난과 젠더에 관한 기존의 연구들을 검토하고 사회

에 내재된 젠더 규범과 질서가 어떻게 재난의 효과를 젠더화하는지 밝힌다. 이러한 논의를 토대로 여성에 대한 폭력을 사적이고 우발적인 사건으로 간주하려는 오래된 시도가 팬데믹 시기에 어떻게 용이해지는지 위에 제시한 세 가지 분석틀을 바탕으로 논증한다. 결론에서는 지금까지의 논의를 종합적으로 토론하고, 포스트 코로나 시대 여성주의적 정책 대응의 방향과 후속 연구에 대해 제언한다. 본 연구는 사회의 젠더 질서와 규범 속에서 코로나19 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력과의 연관성이 구성되는 방식을 국가별 자료와 재난과 젠더를 설명하는 이론적 논의에 기반하여 살펴보는 시론적 연구의 성격을 갖는다.

II. 여성에 대한 폭력과 재난

1. 코로나19와 가정폭력

코로나19 감염 및 확산에 대한 공포와 감염병 예방을 위한 강력한 사회적 조치들은 수많은 개인들을 집으로 후퇴시키는 결과를 낳았다. 이는 팬데믹으로 인한 공중보건, 경제 영역의 위기와 이로 인한 경제적 손실의 추산 및 이의 대응에 집중되어온 사회적 관심의 이면에서 재난과 가정폭력, 여성에 대한 폭력 증가의 우려를 불러온 배경이 되었다. UNFPA는 코로나19 팬데믹을 건강과 사회경제적인 도전을 야기하는 “금세기 가장 커다란 세계적 공중보건의 위기(the largest global public health crisis in a century)”로 정의하고, 팬데믹 기간 동안 여성에 대한 폭력과 여성의 건강 및 재생산 권리에 의도치 않은 부정적인 결과(the negative unintended consequences)가 발생하고 있음을 지적하였다(UNFPA, 2020). UNFPA의 보고서에 따르면 각국의 이동제한 및 자가격리 조치는 폭력 피해자를 보호하고 지원하는 기관들의 활동을 위축시켜 팬데믹 기간 동안 젠더 기반 폭력과 성적 착취 및 학대가 증가하는 양상이 나타나고 있다. 각국의 이동제한 조치가 6개월 이상 지속될 경우 젠더에 기반한 폭력 피해는 3100만명 이상 증가할 것으로 추산된다(UNFPA, 2020: 1-2). 돌봄 노동과 비공식 부분 노동에 종사하는 여성 비율이 높고, 코로나19에 대응하는 의료진의 여성 비율이 높다는 점도 코로나19 시기 여성의 경제적, 공중보건적 취약성을 높이는 요인 중 하나이다(UNFPA, 2020: 2). 또한 팬데믹으로 인한 개인적, 사회적 스트레스의 증가와 실업, 소득감소 등에 따른

경기침체는 가족을 둘러싼 부정적인 정서적 변화로 이어져 가정폭력의 발생 위험을 높이는 요소로 작용할 수 있다. WHO에서는 코로나19와 같은 감염병의 확산이 자가 격리가 이루어지는 기본 단위인 가구 내의 긴장 수준을 높여 여성들과 소녀들이 가정폭력에 노출될 위험을 증가시킬 수 있으며, 이로 인해 사회의 성불평등 수준이 전체적으로 악화될 수 있음을 우려하였다(WHO, 2020).

해외의 사례들은 이러한 우려에 실증적 근거를 제시한다. 유럽, 아시아, 남미의 국가들에서 코로나19 팬데믹 기간 중 가정폭력 신고가 유의미하게 증가하는 현상이 보고되었다(The New York Times, 2020). 프랑스에서는 3월 17일 코로나19로 인한 봉쇄조치 이후 가정폭력 신고율이 전국적으로 30% 이상, 파리에서는 36% 이상 증가하였다(Euronews, 2020). 영국의 대표적인 가정폭력 피해자 지원단체인 Refuge에 접수된 가정폭력 신고 건수와 웹사이트 접속 건수는 이동제한 조치가 시작된 이후 각각 25%, 150%씩 증가하였고, 사이프러스, 싱가포르, 아르헨티나에서는 팬데믹 이후 가정폭력 피해자의 긴급 전화 사용률이 25% 이상 증가한 것으로 나타났다(Euronews, 2020; UN Women, 2020). 캐나다, 독일, 스페인, 영국, 미국에서도 코로나19 이후 가정폭력 발생과 폭력 피해자에 대한 긴급 피난처 제공 요구가 모두 증가하였다(UN Women, 2020). 팬데믹 선언 이후 가정폭력 신고 및 발생이 증가하는 현상은 이동제한조치, 공적 활동의 금지, 외출 제한 등 코로나19 대응조치로 인해 집에 머무르는 시간이 길어지면서 가해자의 폭력에 노출될 수 있는 물리적인 시간은 증가하는 반면, 도움을 구할 수 있는 지원기관들의 운영은 축소되거나 중단되는데 따른 결과로 해석된다(UNFPA, 2020; UN Women, 2020; WHO, 2020).

그러나 코로나19로 인한 조치들이 가정폭력 신고율을 항상 증가시키는 것은 아니다. 가해자와 한 공간에서 머무는 시간이 길어지면서 가정폭력피해자가 전화 또는 이메일을 통한 신고나 상담을 하는데 어려움을 겪을 가능성 역시 높아지기 때문이다(UN Women, 2020). 이 경우 가정폭력 신고 또는 상담 건수는 오히려 하락할 수 있는데, 이탈리아에서 이러한 양상이 발견된다. 코로나19로 인한 이동제한조치가 시행된 이후 2주 동안 이탈리아의 대표적인 가정폭력 피해자 지원단체인 Telefono Rosa에 접수된 가정폭력 신고 건수는 전년도 대비 55% 감소한 것으로 나타났다(Reuters, 2020; UN Women, 2020). 프랑스 북부에 위치한 여성폭력 피해자 쉼터에 도움을 요청하는 전화 건수도 비슷한 양상으로 감소하는 경향을 보였다(UN Women, 2020). 외출 금지령 및 이동제한 조치가 내려지면 긴급하거나 필수적인 활동 이외에는 집

을 떠나기 어렵다. 따라서 가해자와의 안전한 분리를 위해 집을 떠나는 것이 어렵다고 판단되는 경우에도 가정폭력 신고율이 낮아질 수 있다. 스페인에서 코로나19로 인한 이동제한조치 이후 첫 2주간 가정폭력 긴급전화 신고율은 47%, 이메일이나 소셜 미디어를 통한 연락은 700% 증가한데 반해, 가정폭력의 경찰 신고 건수는 오히려 감소하였다(The Guardian, 2020). 이는 피해자에 대한 접근금지 명령을 어기는 가해자의 비율이 30% 이상으로 높은 스페인의 상황에서 이동제한조치로 인해 집을 떠나기 어려운 피해자들이 경찰 신고 이후에 가해자가 집을 찾아와 보복할 것을 우려하여 경찰에 신고하는 것을 꺼리기 때문인 것으로 해석되었다.

한국에서는 코로나19 발생 이후 가정폭력 신고 건수가 줄었다는 통계가 발표되었다. 지난 4월 4일 경찰청의 발표에 따르면 국내 첫 코로나19 확진자가 나온 1월 20일부터 4월 1일까지 112에 접수된 가정폭력 신고건수는 4만 5065건으로 지난해 같은 기간에 접수된 4만 7378건에 비해 4.9% 감소하였다(여성신문, 2020). 이는 이탈리아, 북부 프랑스 및 스페인의 사례에서처럼 가해자와 함께 집에 머무는 시간은 증가한 반면, 여성폭력 지원시설의 운영은 축소되었기 때문에 가정폭력 피해를 경험하고도 도움을 요청할 기회를 찾지 못하거나, 신고 이후 보복에 대한 우려로 신고를 하지 않았기 때문일 수 있다. 한편으로는 2017년 가정폭력 신고 건수가 최고조에 오른 이후 신고 건수가 점차 감소하는 추세인 연장선으로도 해석될 수 있다. 아직 관련 데이터가 충분히 축적되지 못한 상황이므로 코로나19 시기 한국에서 가정폭력이 어떠한 방식으로 가시화되고 있는지 그 경향성을 판단하기는 어렵지만, 가정폭력 신고 건수의 감소 현상을 맥락적으로 해석하기 위해서는 첫째, 2019년 기준 한국의 가정폭력 신고율이 2%대로 극히 낮다는 점(김정혜 외, 2019), 둘째, 단기간의 신고 추이로 코로나19가 가정폭력에 미치는 영향을 정확히 측정할 수 없다는 점(박순기, 2020), 그리고 마지막으로 현장의 체감으로 느끼는 가정폭력 신고 건수는 오히려 증가했다는 점(송란희, 2020)이 반드시 고려되어야 할 것이다.

지금까지 살펴본 각국의 사례에서 코로나19 팬데믹 시기 가정폭력 신고 및 상담 건수는 주로 증가하는 경향이 있음을 알 수 있다. 그러나 이탈리아, 북부 프랑스, 스페인의 사례에서처럼 오히려 신고율이 감소하는 양상도 나타나고 있으며, 한국의 경우 아직 코로나19 시기 가정폭력 신고의 증감 추세를 확신하기 어려운 상황이다. 여성에 대한 폭력, 특히 가정폭력은 특성상 그 증가세를 정확히 밝히기 어렵고, 신고 또는 상담을 통해 폭력이 드러나는 경우가 많지 않아 가정폭력의 전체적인 양상을 신고 건수 또는 상담 건수로 파악하려는

시도는 한계를 가질 수 밖에 없다. 또한 이분법적으로 성별을 다루는 양적 자료의 특성에서 이러한 실증자료들은 코로나19 팬데믹이 어떠한 맥락에서 가정폭력, 여성에 대한 폭력의 증가라는 결과를 야기하는지에 대한 해석을 제공하지 못한다. 즉 코로나19 팬데믹과 가정폭력 증가가 어떠한 연관성을 갖는지 이해하기 위해서는 재난과 젠더의 관계에 영향을 미치는 요인은 무엇이며, 재난이 야기한 폭력 발생의 위험이 어떻게 그리고 왜 여성에게 집중되는 경향을 보이는지에 답해야 하며, 이를 설명할 수 있는 분석틀이 요구된다.

2. 젠더와 재난

페미니스트들은 가정폭력, 여성에 대한 폭력이 가족 관계와 사회 구조 속에 내재된 불평등한 성별 권력 관계에서 출발하며 여성들의 불평등한 상태를 지속하고 남성 지배를 유지시키는데 핵심적인 역할을 수행한다는 점을 드러내왔다. 여성들이 경험하는 폭력이 우연히 발생한 개인적인 불운이 아니라 불평등한 권력 관계에 기반한 젠더 기반 폭력(gender-based violence)이며, 인권과 민주주의의 가치에 기반한 성평등 사회로의 이행을 저해한다는 관점은 90년대 이후 국제사회에서 널리 인식되어 왔다. 1993년 UN 여성폭력철폐선언 결의안 채택, 2014년 이스탄불 협약 발효 등 가정폭력, 여성에 대한 폭력 근절을 위한 세계적 차원의 노력이 전개되었고, 개별 국가들은 국제조약의 당사국으로 참여하거나 국가적 차원에서 여성폭력을 근절하기 위한 노력을 추진해 왔다. 그럼에도 젠더 기반 폭력은 현재까지도 국가, 계층, 인종, 종교 등의 차이와 관계없이 전세계적으로 만연해 있으며, 여성 살해, 여성 성기 절제, 명예살인 등 극단적 형태의 폭력이 자행되는 양상으로도 나타나고 있다²⁾. 여성에 대한 폭력의 근절과 성평등 사회의 실현이라는 두 가지 목표는 분리되거나 개별적으로 성취될 수 없는 성질의 것으로, 여성에 대한 폭력, 가정폭력을 근절하고 성평등한 사회를 실현하기 위해서는 불평등한 젠더 권력관계에 도전하고 변화를 도모해야 한다는 논의가 이루어져 왔다.

젠더 관점에서 여성에 대한 폭력을 인식하고 접근하기 위한 노력과 별개로, 재난과 관련된 논의에서는 오랫동안 젠더 관점이 개입할 여지가 적거나 없는 것으로 여겨져 왔다. 지진, 쓰나미, 집중호우, 홍수, 산불 등의 자연재해나 기름유출, 방사능유출 등 인위재해의 발생으로 인한 사망, 손실, 후유증 등의 피

2) UN Women. "Violence Against Women: Fact everyone should know."
<https://www.un.org/en/events/endviolenceday/>에서 2020.10.28. 인출.

해 측정 및 이의 복구는 젠더와 관계없는 성질의 것으로 여겨졌고, 재난 이후 폭력에 취약한 상태에 놓이게 되는 여성들의 삶은 재난으로 인한 기반시설 및 주거공간의 파괴로 인한 빈곤의 결과로 해석되었다. 그러나 이러한 관점은 여성들이 재난의 부정적인 효과를 왜 더 많이, 크게, 자주 경험하는지 설명하지 못하며, 재난이 초래한 위기 속에서 건강, 안전, 사회적 권력, 나아가 생존 그 자체를 위협받는 여성들의 삶을 포괄하지 못한다. 페미니스트 연구자들은 이러한 재난 연구의 몰성성을 비판하며, 재난과 여성에 대한 폭력의 연관성을 실증적, 이론적으로 설명하기 위한 노력을 전개해 왔다(Fordham & Ketteridge, 1998; Enarson & Meyreles, 2004).

실증적 차원에서, 대형 재난으로 인한 위기 상황에서 가정폭력, 여성에 대한 폭력이 대체로 증가하는 양상을 보인다는 연구 결과가 제출되었다. 2005년 천문학적인 재산 피해와 2,500명 이상의 실종 및 사망자를 발생시킨 미국의 허리케인 카트리나 당시 주요 피해지역에 거주하였던 사람들을 대상으로 한 실태조사 결과, 재난 이후 파트너로부터 신체적 폭력을 경험하였다는 응답은 재난 이전에 비해 두 배 가까이(98%) 높았고, 정서적인 폭력을 경험했다는 응답 역시 35% 이상 증가하였다(Schumacher et al., 2010). 카트리나 이후 여성들에게 발생한 폭력 경험을 2년에 걸쳐 조사한 연구에서도 비슷한 결과를 찾아볼 수 있다. 카트리나 피해를 입은 420명의 여성들에 대한 실증연구에서 허리케인 이전에는 인구 10만명 당 4.6명의 비율로 발생하였던 젠더 기반 폭력의 발생 비율은 재난 발생 1년 후인 2006년에는 인구 10만명 당 16.3명으로 4배 가까이 증가한 것으로 나타났다(Anastario et al., 2009). 이어진 2007년 조사에서 여성들이 경험하는 폭력은 인구 10만 명당 10.1명으로 감소하기는 하였으나, 이는 태풍 발생 이전과 비교하면 여전히 2.5배 정도 증가한 수치이다. 30만명 이상의 사망자가 발생한 2010 아이티 대지진 이후에도 친밀한 관계에서의 신체적, 성적 폭력 발생의 가능성은 모두 증가한 것으로 나타났다(Weitzman & Behrman, 2016). 재난과 가정폭력 증가의 연관성은 질적 연구의 결과에서도 확인된다. 173명의 사망자와 수 천명의 대규모 이주를 낳았던 2009년 호주 빅토리아주의 대규모 덩불 화재 이후 젠더 폭력 경험을 살펴보는 연구에서, 인터뷰에 응답한 여성들은 모두 재난 이후 지역사회 내 폭력과 가정폭력이 증가하였다고 응답하였다(Parkinson & Zara, 2013: 30).

감염병으로 인한 재난의 경우 여성들은 감염병에 걸릴 위험과 젠더 기반 폭력을 경험할 위험에 동시에 맞서야 한다. 2018년 8월 에볼라 바이러스 발생이 선포된 콩고 북부 키부 지역에서의 여성과 소녀들에 대한 폭력 경험을 조사한

국제구조위원회(International Rescue Committee, IRC)의 연구에서 여성들은 감염병에 걸릴 위험뿐 아니라 폭력 위험에도 더 많이 노출되어 있는 것으로 나타났다(IRC, 2019). IRC 보고서에 따르면, 여성을 돌봄 노동의 일차적 책임자로 여기는 사회적 규범은 감염병에 걸린 환자를 돌보고 관리할 책임을 여성들에게 부과하는데, 이는 여성들의 에볼라 바이러스 감염 위험을 높이는 요소 중 하나이다. 생활에 필요한 물을 공급할 책임 역시 여성들과 소녀들에게 있으며, 여성들은 매일 물을 길어오기 위해 먼 길을 왕복하는 과정에서 강간, 성폭행을 당할 위험에 노출된다. 키부의 저개발된 지역적 조건은 여성들이 주거지와 음식을 구하기 위해 성적 착취나 학대를 견디게 하기도 한다. 또한 총기사고가 빈번히 발생하는 불안정한 치안 상황은 여성들을 여성폭력 피해자 지원에 관한 정보나 관련 자원에 접근하기 어렵게 하여 여성들의 안전을 위협하고 있었다(IRC, 2019). 키부 지역에서 보여지는 에볼라 발생과 여성에 대한 폭력과의 연관성을 맥락적으로 해석하기 위해서는 저개발되어 있는 국가적, 지역적 상황을 필수적으로 고려해야 할 것이다. 그럼에도 에볼라 바이러스의 발생과 확산 이후 여성들을 감염병과 폭력에 취약하게 만드는 사회구조는 여성을 돌봄과 가사노동의 책임자로 여기는 젠더 규범과 재난 이전에도 경제적으로 취약했던 여성들의 위치가 핵심적으로 자리하고 있으며, 이는 개발국가에서 발생한 재난의 젠더화된 양상과 궤를 같이 하는 지점이다.

한편, 이론적 차원에서 여러 재난 연구들은 재난의 효과가 젠더에 따라 다르게 경험된다는 점에 주목하여 왜 재난의 부정적 효과와 파괴적 영향력이 성별에 따라 불균등하게 분포되며, 특히 여성에게 집중되는 양상으로 나타나는지 논증해왔다(Ariyabandu & Wickramasinghe, 2003; Enarson, 1999; Enarson & Pease, 2016; Wiest et al., 1994). 재난이 발생한 장소는 사회적 시스템, 사회적 관계, 사회적 역할이 교차하는 사회적 공간이므로 이러한 사회적 구성물을 파괴하는 재난 발생과 그 이후 재건 과정에서의 경험은 개인이 속한 사회의 시스템, 개인이 맺은 사회적 관계, 개인이 기대받는 사회적 역할에 따라 다르게 경험된다(Blaikie et al., 1994; Quarantelli, 1994). 예를 들어 기존에 개인의 사회적 관계를 규정지어왔던 요소들인 젠더, 인종, 계급, 연령, 장애 여부는 재난과 연관된 개인들의 경험을 다시금 규정짓고, 재난으로 야기된 개개인의 위험과 취약성은 기존의 사회적 시스템, 관계, 역할에 따라 다양한 양상으로 나타나게 된다(Ariyabandu & Wickramasinghe, 2003; Fisher, 2010). 이러한 맥락에서 취약성 이론은 재난을 개인적 자원과 요인에 따라 각기 다르게 구성된 사회적 취약성의 결과로 보는 설명을 시도한다(Cannon, 1994; Fordham, 1999). 그러나 개인의 삶과 사회 구조가 경험되

고 만들어지는 방식이 기본적으로 젠더를 토대로 구성된다는 점을 감안할 때, 젠더를 개인의 취약성을 구성하는 하나의 개별적 요인으로 바라보는 접근 방식은 한계적일 수 밖에 없다. 이와 관련하여 허라금은 아시아 여성의 재난 취약성에 대한 연구에서 가부장적 젠더 규범이 지배하고 있는 사회를 통해 재난과 젠더의 문제를 바라보아야 함을 제시하고, 재난의 젠더 구성적 측면을 밝히기 위한 논의를 전개하였다(허라금, 2012). 재난과 젠더의 관계를 이해하기 위해서는 재난의 젠더화된 효과, 재난 시기 폭력을 통해 젠더 권력관계가 구성되고 작동되는 과정, 그리고 젠더화된 실천 속에서 다시금 강화되는 사회구조적 젠더 질서 및 규범을 종합적으로 조망해야 한다는 점을 밝히는 허라금의 연구는 재난으로서 코로나19 팬데믹과 여성폭력의 연관성을 이해하는 작업에도 유용한 인식틀을 제공한다. 이처럼 젠더 관점에서 재난을 논하는 연구들은 재난에 대한 개인의 경험과 그 효과가 균질하지 않다는 점을 드러내고, 여성과 남성의 재난 경험을 다르게 구성하는 사회 질서와 그 함의에 대한 해석을 시도해 왔다(Enarson, 1999; Enarson & Pease, 2016).

젠더 관점에서 재난을 탐구하는 연구들은 재난의 젠더화된 경험, 효과, 결과를 이분법적 변수로서 성별에 따른 차이로 인식할 경우, 재난의 젠더화된 효과에 대한 적합한 설명을 제시할 수 없다는 점을 분명히 한다. 젠더는 개인이 타고난 고정된 속성이나 상태가 아니며 사회적 상호작용과 행위를 통해 축적된 결과이다(Fenstermaker & West, 2002). 젠더는 사회 구조와 질서가 작동하는 맥락 속에 위치 지어져 의미를 획득하게 획득하는 동시에 젠더를 수행함으로써 젠더화된 사회는 유지된다. 젠더를 개인이 지닌 특성 또는 정체성으로 협소하게 해석하는 것은 남성들과 여성들을 불평등한 권력 관계 속에 위치시키고 이를 유지시키는 사회적 질서, 규범, 실천들의 젠더화된 역동을 인식하기 어렵게 한다(Anderson, 2005; Acker, 2006). 이런 점에서 Schwalbe (2014)는 젠더가 특정 개인을 통해 재현되는 것이 아니며 법과 제도, 문화적 믿음, 집단적 실천 속에 내재되어 있다는 점에서 “젠더 질서(gender order)”라는 용어가 젠더에 대한 보다 적절한 설명을 제공한다고 지적한 바 있다. 젠더를 성별이라는 협소한, 개인적인 속성으로 파악하는 것은 젠더 기반 폭력을 개인 간에 발생한 상호적 폭력으로 부적절하게 정의하여 젠더 기반 폭력의 동기와 그 결과를 탈맥락화, 개인화시킨다는 한계를 노정한다(허민숙, 2013: 68). 젠더에 대한 협소한 이해는 재난 상황에서 여성에 대한 폭력, 가정폭력 발생이 증가하는 양상을 개인 여성과 남성의 행위로 축소시키고, 나아가 재난으로 인한 피해와 집단적 트라우마 상황에서 우발적으로 발생한, 양해받을 수 있는 사건으로 인식하는데 영향을 미친다. 재난의 부정적 효과와 재난으로부터

터 회복되는 속도의 젠더화된 양상을 종합적으로 설명하기 위해서는 여성과 남성이 처한 상황, 그리고 사회 구조에 내재된 젠더 위계와 규범, 담론이 어떻게 중층적으로 작동하면서 재난 경험과 그 결과를 젠더화(gendering)하는지를 필수적으로 고려해야 한다.

Ⅲ. 코로나19의 젠더화된 효과

지금까지의 논의를 바탕으로 본 장에서는 위기에 대한 위계적 인식, 헤게모니적 남성성, 근대적 공사 이분법의 세 가지 개념을 분석틀로 활용하여 코로나19 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력과의 연관성에 대한 논증을 전개한다. 각각의 범주들은 독립적으로, 또는 상호연결되어 작동하면서 코로나19 팬데믹과 무관하게 또는 유관한 방식으로 가해자의 폭력을 용인하고, 폭력 발생에 대한 피해자의 이해를 강요하고, 피해자가 자신의 폭력경험을 드러내거나 도움을 구하기 어렵게 함으로써 코로나19 팬데믹의 부정적 효과를 성별화하고 성평등 가치의 실현을 저해한다.

1. 위계화된 위기, 사소화되는 여성폭력

코로나19 팬데믹 시기에 가정폭력 및 여성에 대한 폭력이 증가하는 기저에는 가정폭력을 사소한 일, 개인화된 사건으로 여기는 오래된 통념과 위계화된 위기 대응 인식이 자리하고 있다. 재난은 개인과 지역사회 모두에게 큰 충격과 손실, 후유증을 가져오는 사건이다. 재난은 신체적 상해와 경제적 손실을 야기하고, 붕괴된 사회적 인프라는 빠른 재난 극복과 일상으로의 복귀를 어렵게 한다. 재난이 심각할수록 재난으로 인한 고통은 커지게 되고, 따라서 재난으로 파괴되고 중단된 삶을 터전을 재건하여 하루 빨리 일상으로 복귀하는 것은 한층 더 중요한 과제가 된다. 성평등, 민주주의와 같은 인류 보편적 가치의 실현은 최우선적 과제인 재난 복구의 후순위로 밀려나게 되며, 그 과정에서 발생하는 여성에 대한 폭력, 가정폭력 등의 문제는 사소한 것으로 여겨지게 된다.

여성에 대한 폭력을 개인 여성과 남성 사이에 발생한 개인적인 일, 여성의 잘못으로 초래된 일, 사소한 일, 외부의 개입이 가능하지 않은 가족 내의 일로 간주하려는 시도는 오랫동안 있어왔고, 비판받아 왔다. 재난이 불러온 파괴적 상황과, 집단적 공포 및 트라우마는 이러한 오래된 시도를 용이하게 하고, 재

난 상황에서 발생한 폭력을 양해하도록 여성들에게 요구하거나, 심지어 여성들의 잘못으로 여겨지게 한다. 2009년 호주에서 발생한 덩불화재 이후 재난의 복구과정에서 발생하는 일들은 대부분 재난으로 인해 정당화되었다. 화재로 인해 경제적 기반을 상실한 남성들에 대한 동정과 연민속에서 이들에 의해 발생한 폭력은 젠더 기반 폭력이 아닌, 재난으로 인한 상실감, 절망, 우울로 인한 우발적이고 일탈적인 사건으로 여겨졌고, 따라서 재난의 피해자인 폭력 가해자를 이해해야 한다는 분위기가 형성되었다(Parkinson & Zara, 2013: 31). 재난으로 인한 위기가 심각할수록 빠른 피해복구는 최우선적 과제로 설정된다. 비정상적, 일탈적 행동은 위기가 지나가고 재난 상황이 복구되면 자연스럽게 해결될 수 있는 문제로 인식되어 양해받을 수 있는 사건으로 취급되며, 여성에 대한 폭력 역시 그러한 사건들 중 하나로 인식된다. 폭력의 가해자와 피해자, 그리고 재난 피해를 해결하는 주체가 모두 이러한 인식을 가진 상황에서 폭력 발생은 사소화되고 정당화되며, 이를 이해하지 못하는 여성들을 비난 받는다.

한편 재난으로 인해 파괴되거나 운영이 중단된 시설에는 여성폭력 피해자들을 지원하기 위한 시설들도 포함된다. 여성폭력 피해자 지원시설들은 재난 피해자를 위한 임시보호소, 의료서비스 제공, 법적 체계의 정비 등의 과제 앞에서 이차적인 것으로 여겨져 시의성과 중요성을 인정받기 어려울 수 있다. 재난으로 인해 모든 것이 양해되고, 자신에게 발생한 폭력을 무시하거나 이해해야 한다는 압박을 경험하고, 폭력이 발생한 책임을 여성에게 돌리고 비난하는 상황에 더해, 폭력 피해자에 대한 적절한 지원기관도 존재하지 않을 때, 피해자들이 선택할 수 있는 최선의 상황은 폭력 경험에 대해 침묵하거나 재난이 발생한 공간을 벗어나는 것이다. 물론 모두가 재난이 발생한 공간을 떠날 수 있는 선택을 할 수 있는 것은 아니다. 그러나 코로나19 팬데믹 시기에는 감염병의 영향력을 벗어날 수 있는 공간을 찾기 어렵다는 점에서 폭력의 피해자가 결정할 수 있는 선택지는 더욱 줄어들게 된다.

2. 재난으로 인한 남성성의 위기와 하이퍼 남성성

비재난 시기 젠더에 기반한 폭력은 불평등한 젠더 위계와 규범, 담론 속에서 발생한다. 여성에 대한 폭력은 여성종속과 불평등한 젠더 권력관계를 표현하고, 확인하고, 강화하는 동시에, 여성에 대한 남성통제와 지배를 유지하는 효과적인 수단이다(Bunch, 1990; Hunnicutt, 2009). 따라서 여성폭력은 중

중 주변화된 남성성을 보상하고 젠더 권력을 획득하고 확인하는 맥락에서 발생하며, 계층, 인종, 연령 등 다양한 범주에서 주변화된 위치에 있는 남성들이 헤게모니적 남성성 권력을 획득하고자 하나 이를 획득하는데 현실적인 어려움이 있을 때, 종종 자신의 남성성을 폭력 등 다른 방식으로 표현하여 여성들을 주변화시킴으로써 자신의 남성성과 권력에 대한 확인을 시도한다(Hooks, 1981). 코넬(Connell, R. W.)은 헤게모니적 남성성을 남성지배와 여성종속을 보장하는 가부장제를 정당화고, 여성에 대한 남성의 지배를 지속시키는 핵심 개념으로 보았다(Connell, 1995). 남성성은 종속되고, 부차적인 여성성의 대립항에 위치지어지고, 남성성을 소유한 집단은 사회 지배적인 위치를 차지한다. 그러나 헤게모니적 남성성은 그 자체적으로 권력을 소유하거나, 동일한 방식으로 실행되지 않으며 특정한 사회적 맥락과 위치속에서 작동한다(Hague, 1997). 기존의 젠더 위계를 뒷받침하는 사회 구조, 관계, 질서가 유지되는 상황에서 헤게모니적 남성성은 도전받지 않으며 덜 폭력적인 양상으로 발현된다. 그러나 기존의 사회 질서가 일시적으로 파괴되는 위기 상황에서 남성성의 헤게모니적 권력은 도전받게 되고, 위계적 젠더 질서를 유지하기 위해 다른 방법을 모색해야 하는 상황에 직면한다.

재난으로 인한 사회 기반시설과 시스템의 파괴 또는 운영의 중단, 신체적 상해 또는 사망, 이로 인한 직장 및 주거의 변화와 경제적 손실은 삶에 대한 통제와 권력을 상실하는 경험으로 이어진다. 코로나19는 재난의 근원지와 전파 반경을 예측하기 어렵다는 점에서 높은 불확실성과 국경을 넘나드는 감염병의 특성을 동시에 가진다. 집단감염과 무증상 확진 사례는 언제 어디서 바이러스에 감염될지 모른다는 집단적 공포를 낳았고, 사업장 폐쇄, 자가 격리 등 확진 이후 진행되는 필수적 조치들은 감염 이후 입게 될 개인적, 사회적인 손실에 대한 우려를 불러왔다. 코로나19가 가져올 손실에서 가장 우려되는 것 중 하나는 팬데믹으로 인한 경제적 손실이다. 코로나 바이러스의 예방과 확산 방지를 위한 국경 폐쇄, 수출입 규제, 출입국 제한 등 전례없는 국가적 조치는 지난 30년간 진행되어 온 국제화, 세계화의 흐름에 충격파를 던지면서 세계 질서의 재편을 요구하고 있다. 코로나로 인한 실업, 고용 불안, 경기 악화의 경험과 이를 경험하게 될 것이라는 공포는 가족의 책임자, 경제적 부양자로서 남성성의 확립과 충돌하는 것이다.

재난이 야기한 남성성의 위기와 관련하여, 오스틴(Austin, D. W.)은 재난으로 인한 위기 상황이 헤게모니적 남성성을 회복하려는 시도를 촉진 시킨다고 보고, 재난 시기 폭력을 수단으로 하여 재구성된 남성성을 하이퍼 남성성(hyper-masculinity)으로 정의하였다(Austin, 2016). 오스틴은 재난으로 인

한 상실이 비재난 시기 남성이 소유하고 있었던 권력과 통제의 감각을 잃게 하고, 재난으로 인한 혼란은 기존의 사회 질서에 내재된 젠더 질서를 일시적으로 해체하여 남성성의 주변화를 초래한다고 설명한다. 이때 여성에 대한 폭력은 남성들에게 지배와 통제의 감각을 다시금 획득하게 할 수 있는데, 따라서 일부 남성들은 재난으로 인한 남성성과 지배력의 상실을 여성에 대한 폭력 행사로 상쇄시키려 시도한다. 재난으로 인해 주변화된 남성성을 폭력을 통해 확인하려는 시도는 재난 시기 또는 재난의 복구 과정에서 발생한 폭력을 우발적인 사건으로, 양해해야만 하는 일로 간주하는 사회적 맥락에서 보다 용이해지고, 이를 통해 주변화된 남성성은 재난 시기 하이퍼 남성성으로 대체된다(Austin, 2016: 50-52). 이러한 오스틴의 설명은 코로나19시기 가정폭력, 여성에 대한 폭력이 증가하는 맥락에 대한 유용한 분석틀을 제공한다. 코로나19 예방을 위한 조치들이 시행되는 동안 개인의 이동권은 제한되었고, 건강권과 경제권에 대한 통제력은 축소되고, 감염에 대한 집단적 공포가 형성되었다. 팬데믹으로 인한 주체됨의 상실과 기존의 남성성을 뒷받침하던 사회 질서에 야기된 혼란은 헤게모니적 남성성의 위기를 가져오고, 이는 폭력을 수단으로 하는 남성성 획득을 시도하게 할 가능성을 높이게 된다.

재난으로 인한 남성성의 위기와 하이퍼 남성성의 등장은 폭력이 아닌 다른 방식으로도 발현될 수 있다. 남성과 재난에 관한 연구들에서 재난 이후 음주, 약물 사용, 스포츠 참여 등 남성적 활동에 참여하는 것은 재난으로 인한 남성들의 상실감과 고통을 사회적으로 인정 가능한 남성적 방식을 통해 일시적으로 완화하는 효과를 가져오는 것으로 나타났다(Parkinson & Zara, 2013; Zara et al., 2016). 재난 앞에서 경험한 존재의 무력함은 모두에게 깊은 고통이지만, 약함을 인정하는 것은 남성성의 가치와 충돌하는 것이다. 남성들은 재난으로 고통받으면서도 이를 인정함으로써 이상적 남성성을 포기할 수도 없는 “이중의 위험(double jeopardy)”에 처하게 된다(Zara et al., 2016: 46).

한편 남성성의 위기는 자주 사회적 위기로 치환된다. 남성성의 위기를 사회 일반의 위기로 인식하는 것은 재난 회복을 위한 실천들이 젠더화된 방식으로 이루어지며, 재난을 극복하는데 따른 이익과 긍정적 효과 역시 젠더에 따라 불균등하게 경험된다는 사실을 감춘다. 일례로 재난 회복을 위한 특별위원회의 구성 등 재난 복구 체계의 구상, 운영, 추진에 남성들이 더 많이 참여하는 것을 들 수 있다(Luft, 2016). 주요 위원회나 모임의 일원에 여성이 참여한 경우일지라도, 여성들은 어머니로 간주되어 자주 중요한 위치에서 제외되고, 밤늦은 시간에 개최되는 회의에 참석할 기회를 놓치게 되며, 재난 복구의 우선순위에서 여성에 대한 폭력 이슈가 제외되는 상황을 목도한다(Luft, 2016:

38-41). 이는 젠더와 재난의 맥락에서, 재난의 부정적인 효과 뿐 아니라 재난 이후의 복구 과정에서 획득될 수 있는 권력과 이익 역시 젠더 관계에 따라 불평등하게 배분됨을 보여준다.

3. 근대적 공사 이분법과 안식처로서의 집에 대한 통념

감염병이라는 코로나19의 특성과 안식처로서 고정된 이미지의 집을 상정하는 근대적 공사 이분법은 코로나19와 가정폭력 증가를 연결시키는 중요한 요소 중 하나이다. 사회적 거리두기와 자가 격리는 코로나19의 감염, 전파, 확산을 효과적으로 방지하기 위한 주요 방역 방법으로 전 세계적으로 통용된다. 그러나 생필품 구입 등의 필수적인 활동 이외에는 외출을 자제하고 집 안에서 머물기를 권하는 강력한 사회적 거리두기 규범은 역설적으로 폭력 가해자와 함께 있는 시간의 증가로 이어져 가정폭력이 개입된 상황에서 피해여성들을 폭력이 발생하는 장소에 가둬버리는 ‘의도치 않은’ 결과를 발생시킨다 (Bradbury-Jones & Isham, 2020; Kofman & Garfin, 2020; UN Women, 2020; WHO, 2020). 감염병으로부터 가장 안전한 공간은 ‘집’이라는 전제에는 폭력이 개입된 상황이 고려되어 있지 않다. 감염병과 폭력으로부터 안전한 공간으로서의 집에 대한 인식은 공적 공간을 전쟁터로, 사적 공간을 안식처로 규정하고, 공적 공간은 남성적 영역으로, 사적 공간은 여성적 영역으로 간주하는 근대적 공사 이분법이 자리하고 있다. 그러나 여성들에게 집은 휴식을 취할 수 있는 평화로운 안식처가 아니라 가사노동과 돌봄노동을 수행하는 또 다른 일터이자, 가정폭력이 발생하는 위험한 공간일 수 있다. 이런 점에서 근대적 공사 이분법은 ‘집’에서의 경험이 성별에 따라 다르다는 점을 간과하고 여성의 경험이 배제된 남성중심적 시각에서 구성된 관점이라는 점에서 비판받아 왔다 (Pateman, 1987; Okin, 1991).

공사 이분법과 안식처로서의 집에 대한 고정관념은 성별 분업과도 긴밀하게 연결된다. 일과 돌봄, 임금노동과 무임금 노동을 구분짓고 성별에 따라 책임을 부과하는 근대적 성별 분업 인식은 여성의 종속된 위치를 유지시키는데 핵심적인 역할을 수행해 왔다. 여성들이 수행하는 노동은 덜 가치로우며, 무급 또는 적은 임금을 받아도 되는 일이라는 인식은 여성들의 저임금과 불안정한 고용상황을 정당화하였고, 돌봄 노동의 책임을 여성에게 부과하여 돌봄의 가족화, 돌봄의 여성화라는 결과를 초래하였다(안숙영, 2018). 여성주의자들은 여성에 대한 폭력, 여성의 재생산 권리, 가사노동 및 돌봄 노동 등 주로 여성들

이 경험하고 여성들에 의해 수행되어왔던 영역의 이슈들이 개인적이고 사적인 일이 아니라 공적이고 정치적인 영역에 속해 있음을 주장하고 드러내 왔다. 특히 가정폭력의 맥락에서 가정폭력피해자들에게 집은 죽음에 이르는 폭력이 발생할 수도 있는 불안하고 공포스러운 공간이다(Mazza et al., 2020; Piquero et al., 2020). 안식처로서의 집에 대한 인식은 가족 관계에 내재된 가부장적 위계와 젠더 질서의 작동을 가리고, 가족을 외부에서 개입할 여지가 없는 사적인 영역으로 간주하여 가족 관계에서 발생하는 폭력을 사소화하고, 개인화하는데 일조한다.

성별 이분법적 돌봄 규범은 감염병으로 인한 재난 상황에서 폭력과 감염병으로부터 안전할 여성들의 권리를 심각하게 침해한다. 2018년 에볼라 바이러스가 창궐한 콩고 키부 지역의 경우, 가족과 환자를 보살필 의무는 여성들에게 주어졌다(IRC, 2019: 5-6). 에볼라에 걸린 가족 구성원을 돌보고 다른 가족들이 감염되지 않게 예방해야 할 책임까지 짊어진 키부의 여성들은 재난 상황에서 증가하는 폭력을 감내해야 할 뿐 아니라, 에볼라의 발생 및 확산에 대한 책임까지도 떠안아야 하는 상황을 경험하였다(IRC, 2019: 1). 돌봄의 여성화, 돌봄의 가족화는 가족 내 돌봄 역할을 수행하는 여성들 뿐 아니라, 공적 영역에서 코로나에 맞서고 있는 여성 의료진들의 경험에도 영향을 미친다. 전세계적으로 코로나19에 대응하고 있는 의료진들의 70%가 여성인 상황에서, 의료진들의 건강과 복지, 안전에 관한 이슈 또한 젠더에 따라 다르게 경험되고 있음을 보여주는 사례들이 제시되고 있다(UN Women, 2020). 영국 VAWG Helpdesk의 연구보고서에 따르면 중국의 여성 의료종사자들이 코로나 환자를 보살피는 과정에서 물리적, 언어적 폭력을 경험하는 비율이 점차 증가하고 있으며, 이탈리아에서도 코로나19 감염자들의 가족들의 불안 수준이 높아짐에 따라 여성 의료종사자들이 환자의 가족들로부터 경험하는 폭력이 높아지고 있는 것으로 나타났다. 싱가포르에서는 의료복을 입은 여성 의료종사자들이 공공장소와 대중교통 이용 과정에서 성희롱을 당한 사례가 보고되기도 하였다(Fraser, 2020). 코로나 팬데믹에 대응하는 과정에서 발생하는 폭력 이슈의 젠더화된 양상은 팬데믹의 개인에게 미치는 영향이 동등하지 않으며 기존 사회질서에 내재된 젠더화된 기대, 질서, 관계의 영향에 따라 달라지게 됨을 시사한다.

IV. 결론 및 토론

팬데믹 시기 가정폭력, 여성에 대한 폭력 위험이 증가할 우려가 제기되고 있음에도 이를 여성주의 관점에서 분석하고, 탐구하는 연구는 크게 부족한 실정이다. 이러한 문제의식 하에 본 글은 재난으로서의 코로나19 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력이 어떻게 연관되는지를 젠더 관점에서 분석하고, 여성주의적 정책 대응 방안 모색을 위한 학술적 토대를 마련하는 것을 목적으로 하였다. 이를 위해 먼저 코로나19 시기 가정폭력의 변화 양상을 보여주는 다양한 실증자료와 젠더와 재난에 관한 기존의 연구들을 검토하였다. 다음으로 위기에 대한 위계적 인식, 헤게모니적 남성성, 근대적 공사 이분법의 세 가지 개념을 분석틀로 활용하여 가정폭력을 사적이고 우발적인 사건으로 간주하려는 오래된 시도가 팬데믹 시기에 어떻게 용이해지는지를 살피고 팬데믹과 여성에 대한 폭력과의 연관성을 밝히고자 하였다.

개인의 삶과 사회질서에 중대한 위기를 야기한 것으로 평가되는 코로나19 팬데믹은 전세계적으로 새로운 세계, 새로운 표준의 등장을 예고하고 있다. 재난의 위계적 속성, 코로나19의 감염병적인 특징, 그리고 사회구조적으로 내재된 기존의 젠더 질서는 상호적으로 연관되면서 팬데믹 시기 가정폭력, 여성에 대한 폭력이 발생할 위험을 증가시켜 여성의 기본권을 침해한다. 여성들이 경험하는 폭력을 젠더 기반 폭력이 아닌 사적인 관계에서 발생한 우발적 사건으로 간주하려는 시도는 코로나19 시기에 보다 용이해진다. 팬데믹이라는 위기 상황에서 발생한 폭력은 우발적이거나 중요하지 않은 부차적인 사건으로 여겨져 정당화되며, 이를 이해하지 못하는 여성들은 비난받는다. 코로나19의 불확실성은 집단적 공포를 발생시켜 가족 내, 그리고 사회적 긴장감을 높이고, 팬데믹으로 인한 경제적 손실과 삶에 대한 통제력의 상실은 헤게모니적 남성성의 위기로 인식되어 폭력을 통해 남성성을 재확인하려는 시도를 촉진한다. 근대적 성별분업에 기반한 안식처로서 집에 대한 인식은 가족 구성원들 간의 젠더 권력관계와 이에 의해 발생하는 폭력의 맥락을 가리고 돌봄이 필수적으로 이루어져야 하는 감염병 재난에 대응하는 여성과 남성의 경험과 재난 취약성을 각기 다른 방식으로 구성시킨다. 젠더화된 사회 규범과 질서로 인해 재난의 복구 과정에서 여성들은 직간접적인 배제를 경험하고, 이는 재난의 부정적 효과 뿐 아니라 재난 복구 과정에서의 이익 역시 젠더화되는 결과로 이어진다.

이러한 논의의 결과는 코로나19 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력이 밀접히 연관되어 있으며, 그 연결고리는 각기 다른 역할과 기대를 부여하는 젠더

화된 사회 질서와 규범을 통해 형성되고 있음을 보여준다. 젠더 기반 폭력으로서 가정폭력의 맥락과 팬데믹 시기 가정폭력을 젠더와 무관한 사건으로 간주하려는 시도를 용이하게 만드는 요소들의 중심에 모두 젠더가 위치한다는 사실이 놀라운 일은 아니다. 젠더 기반 폭력을 근절하기 위해서는 불평등한 젠더 관계를 성평등한 방식으로 변화시키는 노력이 전제되어야 하는 것처럼, 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력과의 연결 고리를 끊어내기 위해서는 사회 조직 원리로서 일상화된 젠더 규범과 젠더 질서의 정상성과 불평등성을 인식하고 이에 도전해야 할 필요가 있는 것이다.

이상의 논의에서 코로나19 팬데믹에 대한 정책 대응의 방향을 살펴볼 수 있다. 팬데믹의 경험, 그리고 팬데믹이 가정폭력과 연관되는 방식이 사회의 젠더 질서와 밀접하게 연관되어 있다는 사실은 코로나19에 대응하는 정책의 방향성을 수립하는데 젠더 관점이 고려되어야 할 필요성을 제시한다. 이를 위해서는 먼저 코로나19의 경험과 그 결과가 젠더화 되어있으며, 팬데믹이 가정폭력 증가 등 여성에 대한 차별과 불평등을 악화시킬 수 있다는 점을 인식해야 할 것이다. 동시에 팬데믹이 불러온 심대한 영향력에 대응하는 것의 중요성과는 별개로, 그것이 여성에 대한 차별과 폭력을 간과하거나 정당화하는 방식으로 이루어질 수 없으며, 성평등의 증진에 기여할 있는 방식으로 진행되어야 함을 명확히 해야 할 것이다. 경제적 측면에 집중된 재난 대응 정책의 패러다임이 성평등 실현과의 연관성을 고려하는 방향으로 전환될 필요가 있으며, 그 노력의 첫걸음으로 지금까지 실행된 코로나19 연관 정책들의 설계와 추진, 실행 효과가 동등하게 안전하고 폭력에서 자유로울 여성의 기본권을 침해하지 않으며, 성평등의 실현이라는 보편적 가치에 기여할 수 있는 방향으로 이루어져 왔는지에 대한 점검과 평가를 시도할 수 있다. 예를 들어 코로나19 대응 정책에 관한 특정성별영향평가 등을 통해 현재 한국사회의 팬데믹 관련 정책을 젠더 관점에서 평가하고, 돌아보는 작업 등을 진행할 수 있을 것이다.

해외에서는 코로나19 팬데믹 시기 여성에 대한 폭력을 예방하고 감소시키기 위한 국가적 차원의 노력이 이루어져야 한다는 목소리가 점차 높아지고 있다. 팬데믹 기간 동안 여성폭력을 예방하고 근절하기 위한 EU 국가들의 노력과 조치를 분석한 유럽성평등연구소의 보고에 따르면, 아일랜드, 스페인, 리투아니아는 팬데믹 시기 친밀관계폭력 근절을 위한 국가 행동계획을 시작하였다. 여러 국가에서 여성폭력피해자 보호시설과 긴급전화는 “필수 서비스(essential service)”로 선언되었고, 거의 모든 EU 국가들에서 여성폭력 인식 제고 캠페인이 실시되었다. 그러나 비대면 시대의 피해자 지원을 위한 적절한 보호시설 준비의 미흡 등, 팬데믹 시기 젠더폭력 피해자를 지원할 수 있는 전

반적인 지원 시스템의 불안정성은 극복되어야 할 과제로 제시되었다(EIGE, 2020). 한국에서는 아직 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력과의 연관성에 대한 사회적 관심과 논의 자체가 크게 부족한 상황으로, 해외의 사례에서 시사점을 얻어 한국의 상황에 맞는 정책 대응에 시급히 나서야 할 필요성이 있다.

본 연구는 관련 연구가 극히 부족한 상황에서 코로나19와 가정폭력, 여성에 대한 폭력 사이의 연관성을 젠더 관점에서 분석하고, 팬데믹의 젠더화된 측면을 밝히는 선도적인 연구라는 점에서 의의가 있다. 이 글에서는 각국의 실증자료와 재난과 젠더에 관한 이론적 논의에 기초하여 일반론적인 관점에서 코로나19와 가정폭력, 여성에 대한 폭력과의 연관성을 분석하였으나, 팬데믹의 젠더화된 효과는 계층, 인종, 민족, 지역, 연령, 장애여부, 성정체성 등 다양한 맥락과 교차하며 보다 복잡한 양상으로 나타날 수 있다. 본 연구를 시작으로 향후 코로나19 팬데믹과 가정폭력, 여성에 대한 폭력과의 관계를 보다 구체적으로 탐구하는 다양한 실증연구들과 성평등한 대응 방향을 모색하는 정책연구들이 이루어지기를 기대한다.

참고문헌

- 과학기술정책연구원(2020). 미래연구 포커스-COVID-19 이후 뉴노멀과 미래 전망. *Future Horizon Plus* 46(3·4).
- 김정혜·주재선·정수연·동제연·김홍미리·심선희·최현정·허민숙(2019). 2019년 가정폭력실태조사 연구. 여성가족부.
- 박순기(2020). 코로나 19와 가정폭력 대응. 여성가족부·한국여성정책연구원 주최 제4차 코로나 19관련 여성·가족 분야별 릴레이 토론회: 코로나 19와 젠더 폭력-가정폭력 현황과 대응 자료집 토론회.
- 송란희(2020). 코로나 19와 가정폭력: 정책과 관점 모두의 부재. 여성가족부·한국여성정책연구원 주최 제4차 코로나 19관련 여성·가족 분야별 릴레이 토론회: 코로나 19와 젠더폭력-가정폭력 현황과 대응 자료집 토론회.
- 안숙영(2018). “돌봄노동의 여성화에 대한 비판적 고찰”. *한국여성학*. 제34권 2호. 1-32.
- 여성신문(2020.4.4.) “‘코로나19’ 이동제한령 내리자 가정폭력 늘었다.” <https://www.womennews.co.kr/news/articleView.html?idxno=197828>에서 2020.10.28. 인출.
- 한국은행(2020). “코로나 19 이후 경제구조 변화와 우리 경제에의 영향”(2020.6.29.).
- 허라금(2012). “젠더 관점에서 본 아시아 여성의 재난 취약성”. *환경철학*. 제13권. 65-90.
- 허민숙(2013). “가정폭력에 대한 젠더 통합적 접근: [가정폭력 실태조사] 비판을 중심으로”. *가족과 문화*. 제25권 2호. 62-89.
- Acker, J.(2006). Inequality regimes: Gender, class, and race in organizations. *Gender & Society*, 20(4), 441-464.
- Anastario, M., Shehab, N., & Lawry, L.(2009). Increased gender-based violence among women internally displaced in Mississippi 2 years post-Hurricane Katrina. *Disaster Medicine and Public Health Preparedness*, 3(1), 18-26.
- Anderson, K.(2005). Theorizing gender in intimate partner violence research. *Sex Roles*, 52(11/12), 853-865.
- Ariyabandu, M., & Wickramasinghe, M.(2003). *Gender dimensions in disaster management-A guide for South Asia*. Colombo, Sri Lanka: ITDG South Asia.

- Austin, D. W.(2016). Hyper-Masculinity and Disaster: The reconstruction of hegemonic masculinity in the wake of calamity. In E. Enarson, & B. Pease(Eds.), *Men, Masculinities and Disaster* (pp.45-55). London and New York: Routledge.
- Blaikie, P. M., Cannon, T., Davis, I., & Wisner, B.(1994). *At risk: natural hazards, people's vulnerability and disasters*. London and New York: Routledge.
- Bradbury-Jones, C., & Isham, L.(2020). The pandemic paradox: The consequences of COVID-19 on domestic violence. *Journal of clinical nursing*, 39, 2047-2049.
- Bunch, C.(1990). Women's rights as human rights: Towards a revision of human rights. *Human Rights Quarterly*, 12, 486-498.
- Cannon, T.(1994). Vulnerability Analysis and the Explanation of 'Natural' Disasters. In A. Varley(Ed.), *Disasters, Development and Environment*(pp.13-31). Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Connell, R. W.(1995). *Masculinities*. Sydney: Allen & Unwin.
- EIGE(2020). Covid-19 wave of violence against women shows EU countries still lack proper safeguards. <https://eige.europa.eu/news/covid-19-wave-violence-against-women-shows-eu-countries-still-lack-proper-safeguards> 에서 2020.12.4. 인출.
- Enarson, E. & Pease, B.(eds.)(2016). *Men, Masculinities and Disaster*. London and New York: Routledge.
- Enarson, E.(1999). Violence against women in disasters: A study of domestic violence programs in the United States and Canada. *Violence Against Women*, 5(7), 742-768.
- Enarson, E., & Meyreles, L.(2004). International perspectives on gender and disaster: differences and possibilities. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 24(10/11), 49-93.
- Euronews(2020.3.28.). "Domestic violence cases jump 30% during lockdown in France." <https://www.euronews.com/2020/03/28/domestic-violence-cases-jump-30-during-lockdown-in-france>에서 2020. 10.28. 인출.
- Fenstermaker, S., & West, C.(eds.)(2002). *Doing gender, doing difference: Inequality, power, and institutional change*. New York: Routledge.

dge.

- Fisher, S.(2010). Violence against women and natural disasters: Findings from post-tsunami Sri Lanka. *Violence Against Women*, 16(8), 902-918.
- Fordham, M.(1999). The intersection of gender and social class in disaster: balancing resilience and vulnerability. *International Journal of Mass Emergencies and Disasters*, 17(1), 15-36.
- Fordham, M., & Ketteridge, A. M.(1998). “Men must work and women must weep”: Examining gender stereotypes in disasters. In E. Enarson, & B. Hearn Morrow(Eds.), *The gendered terrain of disaster: Through women’s eyes*(pp.81-94). Westport, CT: Praeger.
- Fraser, E.(2020). Impact of COVID-19 Pandemic on Violence against Women and Girls. *VAWG Helpdesk Research Report* No. 284. London, UK: VAWG Helpdesk.
- Hague, E.(1997). Rape, power and masculinity: The construction of gender and national identities in the war in Bosnia-Herzegovina. In R. Lentin(Ed.), *Gender and Catastrophe*(pp. 50-63). New York: Zed Books.
- Hooks, B.(1981). *Ain’t I a woman?*. Boston: South End Press.
- Hunnicut, G.(2009). Varieties of Patriarchy and Violence Against Women: Resurrecting “Patriarchy” as a Theoretical Tool. *Violence Against Women*, 15(5), 553-573.
- IRC(2019). Everything on her shoulders: Rapid assessment on gender and violence against women and girls in the Ebola outbreak in Beni, DR C. <https://www.rescue.org/report/everything-her-shoulders-rapid-assessment-gender-and-violence-against-women-and-girls-ebola>에서 2020.10.6. 인출.
- Kofman, Y. B., & Garfin, D. R.(2020). Home is not always a haven: The domestic violence crisis amid the COVID-19 pandemic. *Psychological trauma: theory, research, practice, and policy*, 12, 199-201.
- Luft, R. E.(2016). Men and masculinities in the social movement for a just reconstruction after Hurricane Katrina. In E. Enarson & B. Pease (Eds.), *Men, Masculinities and Disaster*(pp.34-44). London and New York: Routledge.

- Mazza, M., Marano, G., Lai, C., Janiri, L., & Sani, G.(2020). Danger in danger: Interpersonal violence during COVID-19 quarantine. *Psychiatry Research*, 289, 113046.
- Mckinsey&Company(2020). From thinking about the next normal to making it work: What to stop, start, and accelerate. <https://www.mckinsey.com/featured-insights/leadership/from-thinking-about-the-next-normal-to-making-it-work-what-to-stop-start-and-accelerate>에서 2020.10.6. 인출.
- Okin, S. M.(1991). Gender, the Public and the Private. In D. Held(Ed.), *Political Theory Today*(pp. 69-90). Cambridge: Polity Press.
- Parkinson, D., & Zara, C.(2013). The hidden disaster: Domestic violence in the aftermath of natural disaster. *Australian Journal of Emergency Management*, 28(2), 28-35.
- Pateman, C.(1987). Feminist Critiques of the Public/Private Dichotomy. In Anne Phillips(Ed.), *Feminism and Equality*(pp.103-126). Oxford: Basil Blackwell.
- Piquero, A. R., Riddell, J. R., Bishopp, S. A., Narvey, C., Reid, J. A., & Piquero, N. L.(2020). Staying Home, Staying Safe? A Short-Term Analysis of COVID-19 on Dallas Domestic Violence. *American Journal of Criminal Justice*, 45, 601-635.
- Quarantelli, E. L.(1994). Draft of a sociological disaster research agenda for the future: Theoretical, methodological and empirical issues. Disaster Research Center.
- Reuters (2020.4.5.). "In Italy, support groups fear lockdown is silencing domestic abuse victims." <https://www.reuters.com/article/us-health-coronavirus-italy-violence/in-italy-support-groups-fear-lockdown-is-silencing-domestic-abuse-victims-idUSKBN21M0PM>에서 2020.10.28. 인출.
- Schumacher, J. A., Coffey, S. F., Norris, F. H., Tracy, M., Clements, K., & Galea, S.(2010). Intimate partner violence and Hurricane Katrina: Predictors and associated mental health outcomes. *Violence and Victims*, 25(5), 588-603.
- Schwalbe, M.(2014). *Manhood acts: Gender and the practices of domination*. Boulder, CO: Paradigm Publishers.

- The Guardian (2020.4.28.). "Women killed in Spain as coronavirus lockdown sees rise in domestic violence."
<https://www.theguardian.com/global-development/2020/apr/28/three-women-killed-in-spain-as-coronavirus-lockdown-sees-rise-in-domestic-violence>에서 2020.10.28. 인출.
- The New York Times(2020.4.6.). "A new COVID-19 crisis: Domestic abuse rises worldwide." <https://www.nytimes.com/2020/04/06/world/coronavirus-domestic-violence.html>에서 2020.10.28. 인출.
- UHC2030(2020). Living with COVID-19: Time to get our act together on health emergencies and UHC.
- UN Women(2020). COVID-19 and ending violence against women and girls. <https://www.unwomen.org/en/digital-library/publications/2020/04/issue-brief-covid-19-and-ending-violence-against-women-and-girls>에서 2020.10.6. 인출.
- UNFPA(2020). COVID-19: A Gender Lens: Protecting sexual and reproductive health and rights, and promoting gender equality. <https://www.unfpa.org/resources/covid-19-gender-lens#>에서 2020.10.6. 인출.
- Weitzman, A. & Behrman, J. A.(2016). Disaster, Disruption to Family Life, and Intimate Partner Violence: The Case of the 2010. *Sociological Science*, 3, 167-189.
- WHO(2020). Joint Leaders' statement - Violence against children: A hidden crisis of the COVID-19 pandemic. <https://www.who.int/news-room/detail/08-04-2020-joint-leader-s-statement---violence-against-children-a-hidden-crisis-of-the-covid-19-pandemic>에서 2020.10.6. 인출.
- Wiest, R. E., Mocellin, J. S., & Motsisi, D. T.(1994). The needs of women in disasters and emergencies. *Disaster Research Institute*, University of Manitoba.
- Zara, C., Parkinson, D., Duncan, A., & Joyce, K.(2016). Men and disaster: Men's experiences of the black Saturday bushfires and the aftermath. *Australian Journal of Emergency Management*, 31(3), 40-48.

Abstract

COVID-19 and domestic violence: The gendered effects of the coronavirus pandemic

Hyojung Kim*

Despite the concern about a potential increase in domestic violence during the COVID-19 pandemic, studies that examine the relationship between a pandemic and domestic violence from a feminist perspective are scarce. By examining the gendered effects of COVID-19 as a global disaster, this study aims to lay an academic foundation for feminist responses to the COVID-19 pandemic. To achieve this goal, first, I examine the patterns of domestic violence and violence against women during the COVID-19 pandemic and discuss the implications. Next, I review the literature on gender and disasters focusing on how gendered norms and social order make the impact of disasters gendered. Finally, I demonstrate how the attempts to present gender-based violence as an incident or a private matter become easier in the COVID-19 pandemic, centered on three analytic frameworks of the hierarchical perception of disasters, hegemonic masculinity, and public-private dichotomy. In the conclusion, I argue that the policy responses to COVID-19 must be propelled without prejudice to women's right to be equally safe as well as to feel free from fear of violence, so that it contributes to promoting gender equality.

Keywords : COVID-19, Pandemic, Domestic Violence, Violence against Women, Disaster

* Corresponding Author: Associate Research Fellow, Korean Women's Development Institute

최저임금의 인상과 노동시장이행: 남녀간 취업형태와 근로시간변화를 중심으로

박주옥*·김우영**

초 록

본 논문은 2009-2018년 KLIPS를 이용하여 최저임금 인상이 임금근로자의 노동시장 이행과 근로시간에 미친 영향을 남녀로 구분하여 살펴본다. 특히, 2018년은 최저임금이 급격하게 인상한 시기이기 때문에 그 영향에 대해서도 별도로 살펴본다. 노동시장 이행분석을 위해서는 상용직, 임시·일용직, 고용주, 자영업자, 미취업자를 선택으로 하는 다항로짓을 사용하며, 근로시간 분석을 위해서는 최저임금의 구속을 받는 사람과 비교군 사이에 주당근로시간의 차이가 존재하는지를 분석한다. 또한, 최저임금의 구속을 받는 집단과 비교군을 다양하게 설정하여 결과의 강건성을 강화한다. 추정결과, 최저임금인상은 개인의 미취업 확률을 높이고, 상용직 임금근로자보다는 임시·일용직으로 이행할 확률을 증가시키는 것으로 나타났으며 특히 이러한 현상은 여성에게 더 두드러지게 나타났다. 이는 최저임금인상으로 여성근로자의 일자리의 질은 저하될 수 있음을 시사한다. 또한, 최저임금 인상은 여성보다는 남성의 근로시간을 단축시켜왔으나, 2018년에는 예외적으로 여성의 근로시간이 더 많이 감소한 것으로 나타났다. 따라서 2018년 최저임금인상의 영향은 남성보다는 여성에 더 집중된 것으로 판단된다.

주제어 : 최저임금, 노동시장이행, 노동시간

* 대전지역인적자원개발위원회 선임연구관(coca07@naver.com)

** 교신저자 : 공주대학교 경제통상학부 교수(kwy@kongju.ac.kr)

I. 서론

기술발전이 급속도로 진행되면서 소득불평등, 저소득층의 빈곤 문제가 심화되고 있다. 국가들은 저소득층의 고용과 소득안정을 위해 최저임금 수준을 법으로 강제함으로써 근로자를 보호하고 있지만, 최저임금의 급격한 인상이 반드시 근로자의 고용과 소득 및 노동의 질을 높이는데 긍정적이라고 볼 수는 없을 것이다. 노동시장은 임금이 높은 고임금 노동시장과 임금이 낮은 저임금 시장으로 나눌 수 있는데, 고임금 노동시장에는 최저임금제도가 직접적으로 영향을 주지는 않겠지만, 저임금 노동시장은 대부분 생산성이 낮은 취약계층, 여성 및 고령자들이기 때문에 최저임금 인상이 이들에게 직접적인 영향을 줄 수 있다.

2017년 정부는 ‘2020년까지 최저임금 1만원’을 공약으로 내세웠다. 2020년까지 최저임금 1만원을 달성하려면, 매년 15.7%를 올려야하는데, 2017년 최저임금위원회가 2018년도 최저임금을 2017년에 비해 약 16.4% 인상된 7,530원으로 결정하면서 사회적으로 큰 이슈화가 되었다. 2019년 최저임금은 8,350원으로 2018년 7,530원 대비 10.9% 인상으로 저임금 노동시장 내에서 고용상실이라는 부정적 영향에 대한 우려와 소상공인들은 경영난을 해소하기 위해 고용감축 및 근로시간 단축으로 대응할 것이 예상되었다.

최근 학계에서는 최저임금의 급격한 인상이 고용효과에 어떠한 영향을 주는지에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있다 (김대일, 2012; 이정민·황승진, 2016; 강승복, 2017; 홍민기, 2018; 배진한, 2019; 김태훈 2019). 하지만 지금까지 연구는 지역 단위, 성 및 연령 단위의 집계자료를 이용하였기 때문에 실제로 최저임금인상에 영향을 받은 사람이 어떻게 노동시장에서 적응하는지에 대해서는 알기 어렵다는 한계를 가지고 있다. 또한, 이들 연구는 주로 고용량, 일자리 유지 여부만을 분석하였기 때문에 최저임금 인상으로 인한 노동시장의 동태적 이행에 대해서는 알려진 것이 많지 않다. 본 연구에서는 최저임금이 급격하게 상승한 2018년을 포함한 KLIPS자료를 사용하여 최저임금 상승이 개인의 종사상 지위(미취업 포함) 선택과 근로시간에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보고자 한다.

또한, 지금까지 상대적으로 연구가 미진한 부분은 최저임금의 영향이 남성과 여성에게 어떻게 달리 나타나는가 하는 것이다. 만약 최저임금이 급격히 인상될 때 그 영향이 취약계층에게 집중된다면 남성보다는 여성에게 최저임금의 부정적 영향은 더 클 수 있다. 실제로 우리나라의 일부 연구에서 최저임금

이 남성보다는 여성의 고용상실에 더 큰 영향을 미쳐다는 것을 발견하였다(김우영, 2010; 이정민·황승진, 2016). 하지만 이들 연구는 개인단위가 아닌 연령계층, 지역을 단위로 한 연구이며 또한 최근 급격한 최저임금 인상에 대한 효과를 분석한 것은 아니다.

한편, 기존 최저임금에 관한 연구의 문제점은 우리나라의 경우 임금근로자의 상당 비중이 최저임금 미만을 받고 있는데 이들을 분석에서 제외시켰다는 것이다. 여기에는 몇 가지 문제가 나타날 수 있는데 첫째, 최저임금이 상승될 때 최저임금 미만을 받고 있는 근로자들에 대한 사업주의 법적 또는 도덕적 부담이 더 커질 수 있기 때문에 이들의 임금도 같이 오를 가능성이 있다는 것이다. 둘째, 최저임금이 상승하게 되면 최저임금 미만을 받고 있는 근로자와 최저임금상승으로 임금이 오르는 근로자 사이에 대체효과가 발생할 수 있다. 즉, 최저임금 상승으로 최저임금 미만의 근로자들의 임금이 상승하게 된다면, 이들은 좀 더 생산성이 높은 임금근로자로 대체하게 될 수 있다는 것이다. 이 경우 최저임금의 상승은 실험집단의 고용을 줄이지 않고 오히려 늘릴 수도 있으며, 최저임금 미만을 받고 있는 근로자들의 고용은 줄어 들 수 있다.

본 연구에서는 이상의 기존연구의 한계점을 극복하면서 최저임금이 노동이동 및 근로시간에 미친 영향을 추정하고자 한다. 특히, KLIPS 자료를 이용하여 2018년의 급격한 최저임금 인상이 이전 기간과 다른 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴볼 것이며, 남성과 여성을 구분하여 그 효과를 분석할 것이다. 근로시간을 분석에 포함시킨 것은 기업이 근로자 수를 조정하기 어려울 때 근로시간을 조정할 수 있기 때문이다. 또한, 본 연구에서는 최저임금의 구속을 받는 집단과 비교집단(control group)을 다양하게 정의하고 최저임금의 효과를 추정하고자 한다. 종사상 지위의 선택은 노동이동을 기초로 한 다항로짓을 사용하며 최저임금에 구속을 받는 집단이 그 다음해에 어떤 종사상 지위로 이전하였는지를 추정한다. 노동시간에 대한 분석은 최저임금 인상전과 후의 노동시간의 변화가 최저임금 구속여부에 따라 어떻게 달라지는지를 추정한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제2장은 기존연구를 고찰하며, 제3장은 분석에 사용된 KLIPS자료에 기초하여 연구기간과 대상에 대한 기초통계를 제시한다. 제4장은 최저임금인상이 노동시장이행과 노동시간에 미친 영향을 추정하며, 노동시간 분석의 경우에는 인구학적 그룹으로 나누어 분석한 결과도 제시한다. 마지막으로 연구결과에 대한 요약과 정책적 시사점은 5장에 제시된다.

II. 기존연구

최저임금에 대한 기존 연구는 대다수 청년, 여성 등의 고용효과, 저임금 근로자들의 채용 위축 등에 초점을 맞추고 있다. 외국에서와 마찬가지로 국내 연구도 최저임금이 고용에 부정적인 영향에 미친다는 연구와 그렇지 않다는 연구로 구분된다. 우선 최저임금의 부정적 효과를 보여주는 연구로 남성일(2008)은 감시·단속근로자의 경우 2005-2007년 최저임금 상승으로 고용이 약 3.5% 감소한 것으로 추정하고 있다. 김우영(2010)은 지역-시계열 분석을 통해 최저임금 인상이 청년 여성의 일자리를 줄인다는 것을 보이고 있다. 김대일(2012)은 최저임금인상이 임금분포의 하위 5%에 속하는 저임금 근로자의 신규 채용을 줄인다는 것으로 보이고 있으며, 이정민·황승진(2016)은 성, 교육수준, 연령, 사업체 규모, 근속년수를 기준으로 집단을 만들어 최저임금의 효과를 추정하였는데, 최저임금이 1% 상승하면 고용은 풀타임 기준으로 약 0.14% 감소하는 것을 보이며, 이러한 부정적 효과는 여성, 고졸이하, 청년층, 근속기간이 짧은 근로자, 소규모 사업체에서 크다는 것을 발견한다. 이외에도 최저임금이 고용에 부정적인 영향을 주었다고 밝히는 연구로는 최경수(2018), 배진한(2019), 김대일·이정민(2019) 등이 있다.

한편, 최저임금인상이 고용에 유의미한 영향을 미치지 않았거나 오히려 고용을 늘렸다는 연구들도 있는데 김유선(2004)은 1988-2004년 통계청의 월별 자료를 이용하여 평균임금 대비 최저임금 비율 변화가 고용률 변화에 미친 영향을 분석한 결과, 대부분 인구학적 집단에서 유의미한 영향을 발견하지 못하였고, 25-54세 중장년층에는 최저임금인상이 오히려 고용을 높였다는 것을 밝히고 있다. 이시균(2007)은 최저임금변수로 최저임금지수¹⁾와 최저임금 자체를 사용하여 고용에 미치는 효과를 추정하였는데 전자는 고용에 유의한 영향을 미치지 않지만, 후자는 전체 고용을 높인다는 것을 발견하였다. 이병희(2008)는 이중차분법을 이용해 최저임금 인상의 효과를 분석하였는데 여성, 청년층, 고령층의 고용에 유의미한 영향은 없었다는 것을 보이고 있으며, 김주영(2011)도 프로빗 모형(probit)을 이용하여 최저임금인상이 취업유지율에 미치는 영향을 추정하였는데 대부분의 추정 식에서 통계적으로 유의한 영향을 발견하지 못하고 있다. 황선웅(2018)은 메타분석을 통하여 국내 기존연구들은 부정적 효과를 선호하는 출판선택편향이 존재하며 이러한 편향을 통제하면 최저임금의 유의한 부정적 영향은 사라진다고 주장하고 있다.

1) 최저임금지수로 최저임금을 평균임금으로 나눈 후 로그를 취한 값을 사용.

주지하다시피 2018년 최저임금이 16.4%로 크게 인상하였기 때문에 이에 대한 고용효과를 추정한 연구들도 최근 발표되기 시작하였다. 김대일·이정민(2019)는 경제활동인구조사 월별 자료와 고용형태별 근로실태조사를 이용하여 최저임금의 고용효과를 추정하였는데 2018년 16.5%의 최저임금인상은 전년 동월 대비 감소폭의 1/4를 설명한다고 주장하고 있다. 한편, 김태훈(2019)은 지역별 고용조사를 이용하여 2018년 최저임금 인상은 전체 고용률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않지만 일용근로자들의 고용률은 감소시키고, 전체 근로자들의 평균 근로시간은 줄인다는 것을 보이고 있다. 따라서 최근의 급격한 최저임금 인상에 대한 고용효과 역시, 서로 다른 연구결과가 나타나고 있다.

최저임금의 고용효과에 대한 해외 연구 역시, 부정적인 효과를 보이는 것과 그렇지 않다는 연구로 구분될 수 있다. 남성과 여성으로 구분하여 최저임금의 고용효과를 추정한 최근의 연구를 중심으로 살펴보면, Muravyev and Oshchepkov(2016)은 러시아의 2007년 급격한 최저임금인상이 청년과 여성 고용에 부정적인 영향을 주었으며 특히 파트타임여부를 통제했을 때 여성 고용에 미치는 부정적 효과가 더 커진다는 것을 보이고 있다. Yang and Gunderson(2020)는 중국의 이민근로자를 대상으로 한 연구에서 최저임금인상이 남성 근로자의 고용을 줄이지 않았지만 여성 근로자의 고용에는 부정적인 영향을 미쳤다는 것을 보이고 있다. 한편, Menon and Rodgers(2017)은 인도의 경우 최저임금 인상이 남성과 여성 모두에게 고용에 부정적인 영향을 주지 않았으며, 오히려 남녀간 임금격차를 줄이는 긍정적인 역할을 하였다고 주장하고 있다. Rybczynski and Sen(2018)은 캐나다의 최저임금인상이 25-54세의 고용에는 통계적으로 유의한 영향을 주지 않았으나, 15-19세의 청년 남성과 여성 모두의 고용을 줄인다는 것을 보이고 있다. 하지만 여성의 부정적 효과가 남성보다 더 큰 것으로 나타나지는 않고 있다. Lordan and Neumark(2018)은 미국의 CPS를 이용하여 자동화가 가능한 일자리에서 최저임금인상의 효과를 추정하였는데 남성보다는 여성에게 있어서 고용에 부정적인 영향이 크며, 근로시간도 더 많이 단축되는 것을 발견하였다. Wong(2019)는 에콰도르(Ecuador)의 최저임금인상이 임금과 고용에 미치는 영향을 살펴보았는데 최저임금 인상이 남성과 여성 모두의 임금은 증가시켰지만 여성의 근로시간은 줄여서 남녀간 임금격차를 줄이는 데는 실패하고 있다고 결론짓고 있다. 이 밖에 최근 독일의 2015 최저임금 도입으로 인한 고용효과에 대한 연구가 활발히 진행되고 있는데 여러 연구에서 최저임금의 도입으로 인한 부정적 고용효과는 크지 않다는 것을 보이고 있다 (Caliendo et al.,

2018; Ahlfeldt, Roth & Seidel, 2018). 하지만 이들 연구는 남녀를 구분하여 분석하지 않고 있기 때문에 독일 최저임금 도입의 성별 고용영향에 대해서는 알 수 없다.²⁾

이상의 연구를 보면 최저임금으로 인하여 부정적인 고용효과가 있었다는 경우, 남성보다는 여성에 더 크게 나타나는 경향을 보이지만, 이는 주로 고용률을 종속변수로 추정한 결과이며 최저임금이 남녀간 취업형태(임금근로, 자영업)에 어떤 영향을 미쳤는지에 대해서는 많이 알려진 바가 없다. 또한, 홍민기(2018)와 김태훈(2019)의 경우 최저임금 인상의 근로시간 효과를 추정하고 있지만 이들의 분석은 개인을 단위로 한 것이 아니라 집단(산업, 지역 등)을 단위로 하고 있기 때문에 최저임금에 영향을 받는 사람이 실제로 근로시간을 줄였는지를 직접적으로 판단하기에는 한계가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 최저임금 인상이 각 개인의 종사상 지위 선택과 근로시간에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴볼 것이며 특히, 남녀간 차이를 밝히는 것에 초점을 맞출 것이다. 그리고 2018년의 최저임금의 급격한 인상으로 인한 추가적인 영향이 있었는지도 밝히고자 한다.

III. 자료

본 연구에 사용된 자료는 한국노동패널(KLIPS) 2009-2018년 자료이다. KLIPS는 1998년부터 시작되었고, 2009년에는 표본의 노후화를 줄이기 위해서 새로운 표본이 추가되어 지금까지 이어오고 있다. KLIPS는 개인의 인구·사회학적 정보 뿐 아니라 경제활동상태, 종사상 지위, 근로시간, 임금 등에 대한 정보를 제공하고 있고, 종단 자료이기 때문에 개인의 노동시장 이동을 연구하는데 적합한 자료이다. 특히, 본 연구의 분석기간에 최저임금이 급격하게 상승한 2018년이 포함되어 있기 때문에 2018년 최저임금 인상의 영향을 파악할 수 있는 장점을 가진다.³⁾

2) Caliendo et al. (2018)의 추정결과에 따르면 2015년 독일의 최저임금 도입에 따라 한계노동자(mini jobs)의 일자리가 0.4% 감소하였지만 정규직 일자리(regular jobs)에는 영향을 미치지 않은 것으로 나타난.

3) 최저임금의 효과를 분석할 수 있는 또 다른 자료로 복지패널이 있음. 하지만 이 자료는 저소득가구를 over-sampling하고 있어 복지급여의 근로효과를 분석하는데 더 적합함. 우리의 연구는 근로자의 노동이동과 근로시간 변화에 초점을 맞추고 있기 때문에 노동패널을 사용하기로 함.

본 연구의 초점은 최저임금의 인상이 노동시장 참가자 특히, 임금근로자의 취업형태(개인별 종사자 지위)에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보고, 계속 근로의 경우 근로시간에 어떤 변화를 주었는지를 살펴보는 것이다. 따라서 분석에서 가장 중요한 것은 최저임금 효과를 어떻게 측정하는가이다. 우리는 개인을 대상으로 한 연구 중에서 처치집단과 비교집단의 개념을 이용한 Stewart(2004), 이병희(2008), Fang and Gunderson(2009), 김주영(2011), 김우영(2014), Laporšek, Vodopivec and Vodopivec(2015) 등의 방법론에 따라 최저임금 구속변수를 구축하기로 한다. 즉, minwage_{it}^k 는 최저임금 구속여부를 나타내는 더미인데 우리는 두 가지($k=1$ 또는 $k=2$)로 정의하기로 한다. minwage_{it}^1 는 t 년에 해당근로자의 시간당 임금이 $t+1$ 년의 최저임금보다 낮으면 1, 아니면 0인 더미변수이며, minwage_{it}^2 는 t 년에 해당근로자의 시간당 임금이 t 년도 최저임금과 $t+1$ 년도 최저임금과 사이에 있으면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 만약 모든 사업장에서 최저임금을 준수하면 $\text{minwage}_{it}^1 = \text{minwage}_{it}^2$ 이지만 우리나라의 경우 최저임금 미만을 받는 근로자들의 비중이 작지 않기 때문에 $\text{minwage}_{it}^1 > \text{minwage}_{it}^2$ 이 된다.

최저임금 인상의 효과를 파악하기 위한 비교집단은 일반적으로 $t+1$ 년 최저임금보다 약간 많은 임금을 받고 있는 근로자들로 구성된다. 김주영(2011)은 최저임금의 1.2배, 1.5배를 사용하였고, 김우영(2014)은 최저임금+500원 미만, 최저임금+1,000원 미만, 최저임금+1500원 미만, 그리고 최저임금 이상의 모든 사람을 포함하는 집단을 비교군으로 사용하였다. Laporšek, Vodopivec and Vodopivec(2015)은 최저임금의 1.2배를 비교군으로 사용하였다.

하지만 진정한 비교군이 되려면 최저임금이 인상될 때 이와 연동해서 임금이 올라서는 안 된다. 지금까지의 경험으로 보면 최저임금이 오르면 바로 그 위의 임금을 받는 사람들의 임금도 같이 오르는 경향을 관찰할 수 있었다. 따라서 비교군은 최저임금보다는 어느 정도 많이 받으면서 최저임금을 받는 집단과 너무 멀리 떨어져 있지 않은 집단을 선택하는 것이 바람직할 것이다. 따라서 본 연구에서는 최저임금의 1.2배미만, 1.5배미만과 동시에 1.2배와 1.5배 사이를 받는 사람 3집단을 비교군으로 설정하기로 한다. 마지막 그룹(최저임금의 1.2배와 1.5배 사이)은 가능한 최저임금 인상으로 인하여 임금인상의 영향을 받지 않을 가능성이 높은 집단으로서 선정된다.⁴⁾

4) 이 세 집단 중에서 연도별 임금인상률이 가장 낮은 집단은 마지막 집단임.

〈표 1〉은 2009-2018년 KLIPS를 이용한 남녀별 다음년도 최저임금 미만(minwage_{it}^1), 현재 최저임금과 다음 해 최저임금 사이 여부(minwage_{it}^2), 현재 최저임금 미만 비중, 시간당 임금, 주당 근로시간, 연령, 대졸, 결혼, 가구주 변수의 기초통계 결과이다. 남성보다는 여성이 minwage_{it}^1 과 minwage_{it}^2 이 모두 더 높게 나타나고 있는데 이는 여성의 임금분포가 상대적으로 남성보다 낮은 임금 쪽으로 치우쳐 있음을 의미한다. 최저임금 미만 비중은 당해 연도에 임금이 최저임금보다 낮게 받고 있는 비중이며 이 역시 여성이 남성보다 더 높게 나타나고 있다.

한편, 예상하는 바와 같이 시간당 임금, 근로시간은 여성에 비하여 남성이 더 많고 학력 수준과 결혼 여부는 남성이 여성보다 다소 높게 나타나고 있다. 남성 중 가구주 비중은 여성을 월등히 초과하나 평균연령은 남성보다 여성이 다소 높게 나타나고 있다.

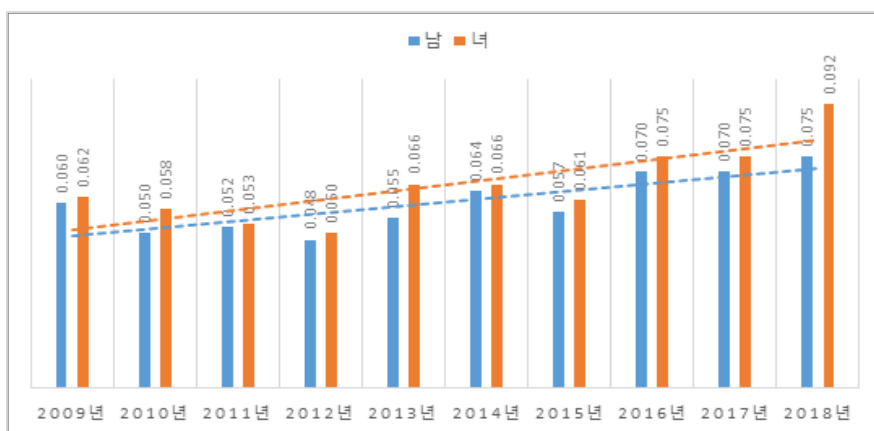
[그림 1]은 남녀의 최저임금 미만 비중을 연도별로 보여주는 그래프이다. 그림을 보면 임금근로자를 대상으로 했을 경우 최저임금 미만 비중이 남성보다는 여성이 다소 높게 나타났음을 확인할 수 있다. 특히 2018년은 더욱 차이가 현저히 나타나고 있다. 이러한 결과는 기업의 조직문화나 인사관리 방식이 경직적이거나, 남녀에 따른 차별이 있기 때문으로 예측될 수 있으며, 때로는 경력단절을 겪고 새로운 일을 시작할 경우 상용 근로자보다는 임시 또는 일용직 임금근로자(계약직)로 일할 수 있는 가능성이 남성보다는 여성이 높아서 나타나는 결과로 볼 수 있다.

〈표 1〉 성별에 따른 표본의 특성

	평균	표준편차	최소값	최대값
남성				
minwage_{it}^1	0.070	0.255	0	1
minwage_{it}^2	0.010	0.099	0	1
최저임금 미만비중	0.060	0.238	0	1
시간당 임금(원)	14,624.13	9,074.87	549.90	173,210.2
주당 근로시간	46.349	11.862	10	85
연령	46.451	17.539	14	101
대졸여부	0.239	0.426	0	1
결혼여부	0.662	0.473	0	1
가구주	0.741	0.438	0	1

	평균	표준편차	최소값	최대값
여성				
$minwage_{it}^1$	0.081	0.273	0	1
$minwage_{it}^2$	0.015	0.123	0	1
최저임금 미만비중	0.066	0.248	0	1
시간당 임금(원)	9,738.25	6,233.93	549.87	82,481.0
주당 근로시간	43.164	12.788	10	85
연령	48.776	18.672	14	102
대졸여부	0.159	0.366	0	1
결혼여부	0.622	0.485	0	1
가구주	0.217	0.412	0	1

주: $minwage_{it}^1$ 은 다음해 최저임금 미만여부, $minwage_{it}^2$ 는 현재 최저임금과 다음해 최저임금사이 여부. 시간당 임금=월급여÷(주당근로시간x4.33).



주: KLIPS에서 저자가 계산.

[그림 1] 남녀 최저임금 미만 비중

우리나라의 경우 최저임금 미만을 받으면서 일하는 근로자의 비중은 선진국에 비하여 높은 것으로 나타나는데 국회입법조사처(2014)에 따르면 2013년 기준으로 최저임금미만을 받고 있는 근로자의 비중은 한국이 11.4%, 영국 0.8%, 일본 2.1%, 호주 2%, 미국 2.6%, 캐나다 7.1%로 나타나고 있어, 우리나라 근로자 중 최저임금 미만을 받는 비중이 선진국에 비해 월등히 높다는 것을 알 수 있다.

결과적으로 우리나라의 경우에는 최저임금 미만을 받고 있는 집단이 크기 때문에 최저임금 인상이 이들에게 미치는 영향을 무시해서는 안 될 것이다. 일부 국내 연구자는 최저임금 미만을 받고 있는 근로자들을 분석에서 제외시켰지만 만약 최저임금이 증가할 때 이들의 임금도 함께 증가하는 경향이 있다면 이들을 처치집단(treatment group)에 포함시킬 필요가 있을 것이다.

IV. 최저임금 상승의 노동시장 이행 및 근로시간 효과

1. 최저임금 상승이 노동시장 이행에 미친 효과

최저임금의 인상이 임금근로자의 노동시장이동에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보기 위해서 우리는 다항로짓모형을 추정하기로 한다. 구체적으로 우리는 다음의 식을 추정하기로 한다.

$$(1) \quad p_{it} = \Pr[Y_{it} = j | (Y_{it-1} = 1 \text{ or } Y_{it-1} = 2)]$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{1 + \sum_{m=2}^6 \exp(\alpha_m \text{minwage}_{it}^k + X_{it}\beta_m)} & \text{if } j = 1 \\ \frac{\exp(\alpha_m \text{minwage}_{it}^k + X_{it}\beta_j)}{1 + \sum_{m=2}^6 \exp(\alpha_m \text{minwage}_{it}^k + X_{it}\beta_m)} & \text{if } j = 2, 3, 4, 5 \end{cases}$$

위에서 Y_{it} 는 개인 i 의 t 년도 종사상 지위를 나타내며, $Y_{it}=1$ 이면 상용직 임금근로자, $Y_{it}=2$ 이면 임시 또는 일용직 임금근로자(계약직), $Y_{it}=3$ 이면 고용주, $Y_{it}=4$ 이면 순수자영자 (무급가족종사자 포함), $Y_{it}=5$ 이면 미취업자를 나타낸다.⁵⁾ 또한, minwage_{it}^k 는 최저임금 구속여부를 나타내는 더미인데 앞서 언급한 바와 같이 두 가지($k=1$ 또는 $k=2$)로 정의하기로 한다. X_{it} 는 연령, 성, 결혼여부, 교육수준, 자산 등을 포함하는 변수들의 벡터를 나타낸다.

5) 또 다른 방법은 t-1년 상용직에서 t년의 5개 종사상지위로, t-1년 임시일용직에서 t년의 5개 종사상지위로의 이동을 각각 추정하는 것임. 이 경우 모형이 너무 복잡해지기 때문에 이 둘을 묶어서 임금근로자로부터의 이행을 추정함. 심사자의 지적으로 t-1년 상용직에서의 이행확률을 별도로 추정한 결과 남성보다 여성의 경우 최저임금인상으로 임시일용직 이행확률이 높아진 것은 동일하게 나타나고 있음.

식 (1)을 남성과 여성으로 구분하여 추정하기에 앞서 $\min wage_{it}^1$ 과 $\min wage_{it}^2$ 가 근로자의 노동시장 이행에 어떤 차이를 보이는지를 알기 위하여 전체 임금 근로자를 대상으로 식 (1)을 추정하였다. <표 2>는 대조집단을 최저임금의 1.5배미만을 받는 사람들로 설정한 결과이며 2018년의 최저임금인상이 가지고 있는 특수한 상황을 고려하기 위하여 $\min wage_{it}^k$ 과 2018년 연도더미의 교차항을 추가하였다.⁶⁾

<표 2>를 보면 $\min wage_{it}^1$ 을 사용했을 때와 $\min wage_{it}^2$ 를 사용했을 때 결과에 있어서 질적으로 큰 차이는 보이지 않지만 최저임금의 영향의 크기는 차이가 있는 것으로 나타난다. 최저임금의 구속을 받을 경우 둘 다 모두 상용직 근로자로 이행하기 보다는 임시·일용직으로 이행할 가능성이 현저히 높으며 자영업으로 진입할 가능성도 높고, 미취업자가 될 가능성도 높게 나타난다. 다만, 2018년의 경우 다음해 최저임금 미만을 받던 사람($\min wage_{it}^1$)은 임시·일용직으로 진입할 확률이 높게 나타나고, 현재 최저임금과 다음 해 최저임금 사이에 있던 사람($\min wage_{it}^2$)은 고용주로 이동할 확률이 현저히 떨어지고 있다.

최저임금이 증가하면 두 가지 현상이 나타날 수 있다. 첫 번째는 노동수요의 힘이 작용하는데 최저임금 상승으로 기업의 노동수요가 줄어들게 되어서 실업이 증가할 수 있고, 또한 기업은 임금상승의 압박으로 도산하거나 자영업을 포기할 수도 있다. 이 경우 실업자(미취업자)는 증가하게 되고 자영업자는 감소하게 될 것이다. 두 번째 현상은 노동공급의 힘인데 최저임금이 인상되면 자영업의 기회비용이 증가하기 때문에 사람들을 자영업보다는 임금근로를 선호하게 될 것이다. 하지만 노동수요가 줄어서 일자리가 부족하게 되고, 실업이 발생하기 때문에 할 수 없이 자영업을 선택하는 사람도 증가할 수 있다.⁷⁾

6) 2018년 최저임금이 급격하게 인상하면 최저임금에 구속될 확률이 높아지기 때문에 추가적으로 2018년 더미가 더 유의하게 나타날 가능성은 없을 수 있는데 이 점에 대해서는 서울대 이정민교수의 지적에 감사드립니다. 하지만 급격한 최저임금 인상으로 고용시장의 구조적 변화가 생긴다면 2018년 더미가 추가적으로 유의하게 나타날 수는 있을 것임.

7) 자영업 문헌에서는 이를 push 이론이라고 말하고 있음.

〈표 2〉 최저임금의 노동시장이행 영향(비교집단: 최저임금 1.5배미만)

	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$				최저임금구속= $\min wage_{it}^2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	임시일용	고용주	자영업	미취업	임시일용	고용주	자영업	미취업
최저임금	0.546** (0.066)	-0.643 (0.540)	0.567** (0.185)	0.547** (0.068)	0.323** (0.100)	0.271 (0.781)	0.555* (0.334)	0.302** (0.123)
최저임금× 2018더미	0.275** (0.113)	1.204 (1.054)	0.077 (0.431)	0.065 (0.155)	0.029 (0.171)	-13.05** (0.954)	-0.103 (0.632)	0.058 (0.226)
여성	-0.008 (0.088)	-0.107 (0.395)	-0.486** (0.193)	0.042 (0.079)	-0.171* (0.097)	-0.370 (0.404)	-0.630** (0.229)	0.095 (0.093)
가구주	-0.459** (0.097)	0.699 (0.415)	0.203 (0.216)	-0.638** (0.085)	-0.403** (0.104)	0.501 (0.399)	0.226 (0.248)	-0.525** (0.094)
결혼	-0.449** (0.086)	0.770* (0.427)	0.042 (0.196)	-0.566** (0.080)	-0.405** (0.093)	0.838* (0.468)	0.006 (0.236)	-0.386** (0.093)
연령	0.034** (0.003)	-0.048** (0.011)	0.001 (0.007)	0.018** (0.003)	0.040** (0.004)	-0.057** (0.012)	-0.002 (0.009)	0.010** (0.004)
대졸	-0.054 (0.114)	-0.320 (0.533)	0.201 (0.243)	0.078 (0.100)	0.043 (0.119)	-0.187 (0.539)	-0.086 (0.297)	0.143 (0.105)
자산	0.002 (0.003)	-0.001 (0.008)	-0.000 (0.006)	0.004 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.001 (0.007)	-0.005 (0.005)	0.004 (0.004)
상수	-1.844** (0.147)	-3.725** (0.830)	-3.713** (0.381)	-1.628** (0.144)	-1.982** (0.174)	-3.061** (0.786)	-3.182** (0.409)	-1.416** (0.173)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
log-likelihood		-12693.507				-8701.028		
chi2		6564.502				5900.052		
표본수		12,580				8,895		

주: * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$, 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차. 기준변수는 상용직 임금근로자. 최저임금구속= $\min wage_{it}^2$ 의 경우에는 최저임금미만을 받고 있는 사람을 추정에서 제외됨.

〈표 2〉의 결과는 이런 두 가지 힘이 작용한 최종적인 결과라고 할 수 있다. 임시·일용직이 증가한 것은 노동공급의 힘이 노동수요의 힘보다 더 강했음을 의미한다. 즉, 최저임금 상승으로 상용직 근로자가 되기 힘들 때 그래도 높은 최저임금의 혜택을 누리기 위하여 임시·일용직 일자리를 선택하게 된다. 하지만 노동수요의 감소로 일자리를 얻는데 성공하지 못하는 사람들은 미취업자나 자영업자가 될 것이다. 단 2018년의 경우 고용주로 이전할 확률은 현저히 떨어지는 것으로 나타난다.

비교집단을 최저임금의 1.2배미만으로 정한 결과는 <부표 1>에 제시되는데 $\min wage_{it}^1$ 을 사용하는 경우에는 <표 2>와 유사한 결과를 보이지만, $\min wage_{it}^2$ 을 사용하는 경우에는 계수의 방향은 유사하나 통계적 유의성에서 차이를 보이고 있다. $\min wage_{it}^2$ 에 대한 비교집단으로 최저임금의 1.2배미만을 받는 사람을 선정할 때 몇 가지 주의할 점이 있다. 첫째, $\min wage_{it}^2$ 을 사용할 경우에는 당해 연도 최저임금미만을 받는 사람들을 표본에서 제거하고 추정하고 있다는 점이다.⁸⁾ 따라서 최저임금미만을 받고 있는 사람이 최저임금인상으로 인하여 나타나는 고용상태의 변화에 대해서는 알 수 없다는 한계를 가진다. 둘째, 최저임금이 인상될 때 최저임금 미만을 받는 사람과 $\min wage_{it}^2$ 에 해당하는 사람들 사이에 대체효과가 무시될 수 있다. 마지막으로 최저임금이 인상될 때 최저임금의 1.2배미만을 받고 있는 사람들의 임금도 같이 증가할 수 있다는 것이다. 이 경우 $\min wage_{it}^2$ 에 해당하는 사람과 최저임금의 1.2배미만을 받고 있는 사람들 사이에 차이가 없는 것으로 나타날 수 있다.

이러한 가능성을 확인하기 위하여 비교집단을 최저임금의 1.2배와 1.5배 사이에 있는 사람으로 하여 추정하였고 그 결과는 <부표 2>에 제시되는데 여기서는 $\min wage_{it}^2$ 을 사용한 경우에도 상용직에서 임시·일용직으로 이행할 확률이 높고, 자영업, 미취업으로 이행할 확률이 높게 나타나고 있다. 즉, $\min wage_{it}^1$ 을 사용하였을 때와 질적으로 유사한 결과를 보이고 있다. 즉, 최저임금의 1.2배미만을 비교군으로 사용할 경우 $\min wage_{it}^2$ 에 속한 사람과 함께 이들의 임금도 함께 증가하여 그 영향이 명확히 나타나지 않을 가능성이 높다고 판단되며 따라서 이하 분석에서는 최저임금의 1.2배와 1.5배 사이에 있는 사람들을 비교집단으로 이용하려 추정하기로 한다.

<표 3>은 남성과 여성으로 구분하여 식 (1)을 추정한 결과이다. 남성과 여성 모두 최저임금에 구속을 받는 사람들은 상용직보다는 임시·일용직으로 이행할 확률이 높으며, 자영업과 미취업자로 이행할 확률도 높게 나타나고 있다. 2018년의 효과는 남성의 경우는 $\min wage_{it}^1$ 과 $\min wage_{it}^2$ 을 사용하였을 때 모두 상용직 임금근로자보다는 고용주로 이행할 확률이 현저히 떨어지고 있다. 이는 최저임금 상승으로 인하여 기업을 운영하는 것이 더 어려워졌음을 시사한다. 하지만 여성의 경우에는 $\min wage_{it}^1$ 을 사용하였을 때에 오히려 고용주로 이행할 확률이 높게 나타나는데 이는 다소 예상하지 못한 결과이다. 하지만 이러한 결과는 $\min wage_{it}^2$ 을 사용하였을 때는 사라지기 때문에 강건성이 높은

8) 물론 이것은 <표 2>에서 비교집단을 최저임금의 1.5배로 한 경우에도 동일하게 적용됨.

결과로 보기는 어렵다.

〈표 3〉에 나타난 계수는 확률을 직접 말하는 것은 아니다. 따라서 식 (1)의 다항로짓함수를 이용하여 최저임금에 구속을 받는 사람과 그렇지 않은 사람의 노동시장 이행확률이 얼마나 다른지 예측치(predicted value)를 계산하여 보았다. 그 결과는 〈표 4〉에 제시된다.

〈표 3〉 남녀별 최저임금의 노동시장이행 효과

	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$				최저임금구속= $\min wage_{it}^2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	임시일용	고용주	자영업	미취업	임시일용	고용주	자영업	미취업
남성								
최저임금	0.411** (0.127)	-0.276 (0.889)	0.557* (0.301)	0.618** (0.143)	0.403* (0.208)	0.940 (1.231)	0.632 (0.591)	0.718** (0.247)
최저임금x 2018더미	0.347* (0.212)	-12.95** (1.274)	0.914 (0.738)	0.333 (0.336)	-0.152 (0.329)	-13.33** (1.450)	1.007 (0.984)	0.136 (0.456)
표본수	3,272				1,974			
여성								
최저임금	0.979** (0.096)	-1.013 (0.774)	0.956** (0.332)	0.702** (0.094)	0.584** (0.132)	-0.126 (1.141)	0.780 (0.492)	0.333** (0.153)
최저임금x 2018더미	0.135 (0.181)	17.42** (1.053)	-0.676 (0.809)	0.289 (0.250)	0.004 (0.235)	0.566 (1.132)	-1.566 (1.262)	0.405 (0.318)
표본수	5,918				3,531			

주: 모든 추정식은 〈표 2〉에 제시된 통제변수를 포함하고 있으나 지면관계상 생략함. * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$, 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차. 기준변수는 상용직 임금근로자. 최저임금구속= $\min wage_{it}^2$ 의 경우에는 최저임금미만을 받고 있는 사람을 추정에서 제외됨. 비교군은 최저임금 1.2배와 1.5배 사이에 있는 임금근로자.

〈표 4〉에 나타난 남성을 보면, 최저임금에 구속을 받는 사람은 비교군에 비하여 상용직으로 진입할 확률이 약 11% 감소하고 임시·일용직으로 이행할 확률은 5% 증가하며, 미취업자가 될 확률도 5%정도 증가하는 것으로 나타나고 있다. 2018년의 경우에는 특히 고용주가 될 확률이 4-6% 정도 감소하는 것으로 나타나고 있다. 또한 이러한 결과는 $\min wage_{it}^1$ 를 사용하였을 때나 $\min wage_{it}^2$ 를 사용하였을 때나 유사하다. 이는 남성의 경우 다음 해 최저임금 미만을 받고 있는 사람과 현재 최저임금 이상을 받지만 다음 해 최저임금 미만인 사람 사이에 노동시장 이행관점에서 큰 차이가 없다는 것을 의미한다.

〈표 4〉 남녀별 최저임금구속여부에 따른 노동시장이행 확률

		최저임금구속= $\min wage_{it}^1$					최저임금구속= $\min wage_{it}^2$				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	상용직		임시일용	고용주	자영업	미취업	상용직	임시일용	고용주	자영업	미취업
남성											
최저임금		-0.107**	0.057**	-0.001	0.007	0.045**	-0.112**	0.052*	0.004	0.008	0.049**
		(0.025)	(0.024)	(0.003)	(0.005)	(0.013)	(0.041)	(0.037)	(0.006)	(0.010)	(0.019)
	최저임금x2018더미	0.059	0.063	-0.039**	0.015	0.021	0.046	-0.025	-0.060**	0.019	0.020
		(0.046)	(0.043)	(0.014)	(0.013)	(0.033)	(0.068)	(0.059)	(0.022)	(0.018)	(0.037)
여성											
최저임금		-0.199**	0.163**	-0.003*	0.004	0.035**	-0.114**	0.092**	-0.001	0.004	0.018
		(0.017)	(0.017)	(0.002)	(0.003)	(0.010)	(0.025)	(0.022)	(0.004)	(0.004)	(0.015)
최저임금x2018더미		-0.062*	0.005	0.041**	-0.008	0.023	-0.026	-0.008	0.002	-0.012	0.045
		(0.037)	(0.036)	(0.012)	(0.008)	(0.029)	(0.047)	(0.041)	(0.004)	(0.010)	(0.033)

주: * p<0.1 ** p<0.05, 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차를 이용하여 delta-method로 구해진 것임. 최저임금구속= $\min wage_{it}^2$ 의 경우에는 최저임금미만을 받고 있는 사람은 추정에서 제외됨. 비교군은 최저임금 1.2배와 1.5배 사이에 있는 임금근로자.

한편, 여성의 경우에는 최저임금에 구속을 받는 사람이 비교군에 비하여 상용직으로 진입할 확률이 약 11-20% 감소하고 임시·일용직으로 이행할 확률은 9-16% 증가하며, 미취업자가 될 확률도 2-4%정도 증가하는 것으로 나타나고 있다. 남성과 차이를 보이는 점은 최저임금에 구속받는 여성의 경우 노동시장 이행의 변화가 훨씬 더 크다는 것이다.

2018년의 경우 남성과는 달리 여성의 경우 상용직으로 이행할 확률이 약 6% 더 감소하고 있다. 대신 고용주로 이행할 확률은 4%정도 더 증가하는 것으로 나타나지만 $minwage_{it}^2$ 을 사용하였을 경우에는 유의성이 떨어지고 있어 강건한 결과로 보기는 어렵다. 한편, 여성의 경우에는 $minwage_{it}^1$ 를 사용하였을 때가 $minwage_{it}^2$ 을 사용하였을 때보다 상용직으로 이행할 확률이 더 많이 감소하고 임시·일용직으로 이행할 확률은 더 크게 증가하는데 이는 두 집단 간에 이질성이 남성에 비하여 더 크게 존재한다는 것을 시사한다.

이상의 결과는 몇 가지 중요한 사실을 확인한다. 첫째, 전체 근로자를 대상으로 할 경우 최저임금인상은 미취업확률을 높이는 것으로 나타났다. 따라서 최저임금의 영향이 없다는 이전의 연구보다는 최저임금이 취업확률은 낮춘다는 연구결과를 지지한다. 둘째, 김우영(2010), 이정민·황승진(2016)의 연구와는 달리 최저임금 인상으로 여성보다는 남성의 미취업확률이 더 높아지는 것으로 나타났다. 이는 지역이나 연령·학력의 집계자료를 사용하여 얻어진 이전 결과와 여기서와 같이 개인을 단위로 하여 얻어진 결과가 다를 수 있음을 보여준다. 셋째, 하지만 최저임금인상은 남성보다는 여성에게 임시·일용직으로 이행할 확률을 더 높이는 것으로 나타났다. 이는 최저임금인상으로 인하여 여성 취업자의 일자리 질이 낮아질 수 있음을 의미한다.⁹⁾ 최저임금 인상에 직면한 여성은 자영업보다는 임금근로를 선호하게 되지만 기업의 노동수요 감소로 인하여 상용직보다는 임시·일용직으로 이행하게 되는 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로 2018년 최저임금 인상은 이전기간과 비교하여 미취업확률을 더 높인 것으로는 나타나지 않았으며, 대신 고용주를 선택할 확률에만 영향을 준 것으로 나타났다.

9) 2018년 KLIPS에 나타난 상용직 근로자의 시간당 평균임금은 16,547원, 임시·일용직은 9,835원으로 예상대로 상용직의 임금수준이 상당히 높은 것으로 나타남.

2. 최저임금 상승이 근로시간에 미친 효과

최저임금이 인상될 때 기업은 준고정비용(quasi-fixed costs) 등의 이유로 사람을 조정하는 대신 근로시간을 조정할 가능성이 높다. 홍민기(2018)과 김태훈(2019)은 취업률 뿐 아니라 근로시간을 대상으로 최저임금의 효과를 살펴 보았는데 최저임금이 고용보다는 근로시간의 조정에 더 큰 영향을 미쳤다는 것을 발견하였다. 하지만 이들은 산업별, 지역별 집계자료를 사용하였기 때문에 개인의 근로시간을 직접 관찰할 수 없다는 한계를 가지며 남성과 여성을 분리하여 추정하지도 않고 있다.¹⁰⁾ 따라서 이하에서는 최저임금의 구속을 받은 임금근로자가 최저임금 인상 후 비교군에 비하여 근로시간이 어떻게 변하였는지를 살펴보고자 한다. 앞서 최저임금인상이 여성보다는 남성의 미취업 확률을 더 높였다는 결과를 도출하였는데 여성의 경우 대신 근로시간의 조정이 더 심하게 나타났을 가능성이 있다. 따라서 근로시간의 변화를 살펴보는 것은 남녀간 최저임금의 영향을 총체적으로 판단하는데 도움을 줄 것이다.

최저임금이 근로시간에 미친 영향을 알아보기 위해서 우리는 다음의 식 (2)를 추정한다.

$$(2) \quad dlnh_{it} = \alpha + \beta \text{minwage}_{it}^{k_{it}} + \gamma \text{minwage}_{it}^{k_{it}} * y_{2018} + X_{it}\Gamma + y_t + v_i + \epsilon_{it}$$

위에서 $dlnh_{it}$ 는 로그(주당근로시간)의 차이이며, 최저임금인상이전의 근로시간과 최저임금인상이후의 근로시간의 차이를 나타낸다. $\text{minwage}_{it}^{k_{it}}$ 은 이전과 동일하게 정의되며, $\text{minwage}_{it}^{k_{it}} * y_{2018}$ 은 $\text{minwage}_{it}^{k_{it}}$ 과 2018년 연도더미의 교차항을 나타낸다. X_{it} 는 개인의 속성, y_t 는 연도더미, v_i 는 개인의 고정효과, ϵ_{it} 는 오차항을 나타낸다.

식 (2)의 추정은 고정효과모형으로 이루어지며, 비교군은 앞서와 같이 최저임금의 1.2배와 1.5배 사이에 있는 임금근로자로 정한다. 또한, t 년과 $t+1$ 년 모두 임금근로자였던 사람을 대상으로 한정한다. 고정효과모형을 사용하기 때문에 계수의 표준오차는 개인을 cluster하지는 않고 대신 이산분산을 고려한 robust 분산추정을 이용한다. <표 5>는 추정결과를 보여준다.

10) 김태훈(2019)은 15~64세 전체 취업자와 15~64세 여성 취업자를 대상으로 최저임금의 효과를 추정하고 있기 때문에 추정결과를 통하여 남성과 여성을 비교하기는 어려움.

〈표 5〉 남녀별 최저임금구속여부에 따른 근로시간변화

VARIABLES	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$		최저임금구속= $\min wage_{it}^2$	
	남성	여성	남성	여성
최저임금	-0.244** (0.024)	-0.140** (0.016)	-0.225** (0.044)	-0.105** (0.019)
최저임금x2018더미	-0.025 (0.030)	-0.077** (0.023)	0.068 (0.054)	-0.048 (0.033)
가구주	-0.186** (0.080)	0.001 (0.036)	-0.133** (0.065)	0.028 (0.028)
기혼	0.080 (0.051)	0.102** (0.037)	0.101* (0.058)	0.047 (0.033)
연령	0.002 (0.004)	0.003 (0.003)	0.005 (0.005)	0.005 (0.003)
대출	0.374* (0.232)	0.042 (0.137)	-0.019 (0.077)	-0.166 (0.162)
자산	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.002** (0.001)	0.001 (0.001)
근속년수	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.003 (0.005)	0.001** (0.000)
상수	0.025 (0.194)	-0.123 (0.135)	-0.104 (0.203)	-0.193 (0.133)
연도더미	포함	포함	포함	포함
관측수	2,521	4,558	1,538	2,843
R-squared	0.1135	0.0633	0.1037	0.0546
Ho: 최저임금=0 and 최저임금x2018더미=0				
F-Statistics	57.05	56.12	14.75	20.93
p_value	0.000	0.000	0.000	0.000

주: * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$. 괄호안의 수치는 robust 표준오차. 최저임금구속= $\min wage_{it}^2$ 의 경우에는 최저임금미만을 받고 있는 사람을 추정에서 제외됨. 비교군은 최저임금 1.2배와 1.5배 사이에 있는 임금근로자.

〈표 5〉에 나타난 최저임금계수를 보면 모두 음수로 나타나며 특히 2018년을 제외하면 남성의 계수가 여성보다 더 큰 것(절대값)으로 나타나고 있다. 남성의 경우 최저임금의 구속을 받는 사람의 주당 근로시간은 약 23%정도 감소하며, 여성의 경우에는 약 11%정도 감소하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 앞의 노동시장 이행결과와 종합하면 최저임금 인상으로 인하여 남성은 여성보다 미취업으로 이행할 확률도 높고, 근로시간 손실도 더 크다고 말할 수 있을

것이다. 다만, 2018년은 예외인데 여성의 경우 남성보다 근로시간 감소가 더 크게 나타나고 있다. 따라서 2018년의 급격한 최저임금인상 이후에는 남성에 비하여 상대적으로 여성이 일자리를 잃는 대신 근로시간 단축이 이루어진 것으로 보여진다.¹¹⁾

최저임금이 근로시간에 미치는 효과가 개인의 특성에 따라 어떻게 달라지는지를 살펴보기 위하여 인구학적 특성에 따라 구분하여 추정해 보았으며 그 결과는 <표 6>에 제시된다.

우선 혼인여부에 따른 추정결과를 보면 기혼보다는 미혼에게 최저임금의 근로시간 손실효과가 다소 강하게 나타나지만 그 차이는 크지 않다. 또한, <표 5>의 결과와 마찬가지로 기혼과 미혼 모두 여성보다는 남성의 근로시간 단축이 더 크게 나타난다. 다만, 2018년은 예외인데 남성에 비하여 여성의 근로시간이 더 크게 단축되고 있다.

한편, 학력에 따라서는 최저임금의 효과가 상당히 다르게 나타나는데 최저임금 인상은 대졸보다는 대졸미만 근로자의 근로시간을 크게 줄인 것으로 나타난다. 또한, 여성에 있어서는 학력간 차이가 더욱 크게 나타나며 특히 2018년에는 남성과는 달리 여성 대졸미만자의 근로시간이 약 9% 감소한 것으로 추정된다.

마지막으로 연령별 추정결과를 보면, 남성과 여성 사이에 큰 차이를 보이는데 남성의 경우에는 젊은 층(15-29세)의 근로시간 축소가 가장 크게 나타나는 반면 (특히 minwage_{it}^2 의 경우), 여성의 경우에는 젊은 층의 근로시간 단축은 미약하고 대신 중·고령층의 근로시간 축소가 더 크게 나타나고 있다. 다만, 2018년의 경우에는 여성 15-29세의 근로시간이 약 20% 감소한 것으로 추정되고 있다.

11) 한 심사자의 지적대로 최저임금인상으로 인한 근로시간 단축은 여성이 많은 돌봄 서비스 산업에서 더 강하게 나타날 수 있음. KLIPS에서 돌봄 서비스 산업만을 구분하기 어렵기 때문에 대신 서비스 산업을 별도로 추정한 결과 여성에 있어서 최저임금의 계수가 더 큰 음수값을 갖는 것으로 추정되었음. 이는 제조업보다는 여성의 비중이 더 높은 서비스업에서 근로손실이 더 컸음을 보여줌.

〈표 6〉 남녀 계층별 최저임금구속여부에 따른 근로시간변화

VARIABLES	최저임금구속= minwage_{it}^1		최저임금구속= minwage_{it}^2	
	남성	여성	남성	여성
기혼				
최저임금	-0.252** (0.031)	-0.150** (0.019)	-0.214** (0.061)	-0.095** (0.023)
최저임금x2018더미	-0.008 (0.317)	-0.070** (0.029)	0.105 (0.068)	-0.029 (0.033)
미혼				
최저임금	-0.230** (0.037)	-0.156** (0.031)	-0.251** (0.053)	-0.135** (0.040)
최저임금x2018더미	-0.053 (0.067)	-0.101** (0.038)	0.026 (0.086)	-0.124 (0.086)
대졸				
최저임금	-0.195** (0.068)	-0.106 (0.070)	-0.107 (0.087)	-0.064 (0.043)
최저임금x2018더미	-0.012 (0.097)	-0.041 (0.079)	-0.081 (0.100)	-0.075 (0.119)
대졸미만				
최저임금	-0.249** (0.025)	-0.148** (0.016)	-0.232** (0.045)	-0.106** (0.020)
최저임금x2018더미	-0.031 (0.031)	-0.087** (0.025)	0.079 (0.058)	-0.054 (0.035)
15-29세				
최저임금	-0.232** (0.076)	0.056 (0.065)	-0.355** (0.094)	-0.050 (0.040)
최저임금x2018더미	-0.053 (0.171)	-0.195* (0.116)	0.085 (0.139)	-0.105 (0.074)
30-54세				
최저임금	-0.224** (0.032)	-0.145** (0.018)	-0.219** (0.065)	-0.107** (0.023)
최저임금x2018더미	-0.076 (0.054)	-0.051* (0.031)	-0.101 (0.080)	-0.040 (0.041)
55세이상				
최저임금	-0.276** (0.037)	-0.223** (0.034)	-0.205** (0.052)	-0.204** (0.051)
최저임금x2018더미	-0.013 (0.041)	-0.136** (0.063)	0.181** (0.075)	-0.035 (0.083)

주: * p<0.1 ** p<0.05, 괄호안의 수치는 robust 표준오차. 추정에서는 〈표 5〉의 모든 변수가 포함되었음.

이상을 종합하면 최저임금인상은 전반적으로 여성보다는 남성의 근로시간을 단축시켜왔으나 2018년은 예외적으로 여성의 근로시간 단축이 남성보다 더 두드러진 것으로 나타나고 있다. 또한, 최저임금 인상은 상대적으로 학력이 낮은 사람들의 근로시간을 단축하였고, 남성의 경우에는 젊은 층, 여성의 경우에는 중·고령층의 근로시간을 축소시켰다. 하지만 이 경우에도 2018년은 예외적으로 젊은 여성의 근로시간이 크게 감소한 것으로 나타났다.

V. 결론

1997년 외환위기 이후 양극화와 소득 불평등 문제가 심화되고 있는 가운데, 저임금 근로자의 소득개선을 통하여 불평등을 해소하는 것은 우리 사회가 해결해야 하는 중요한 과제 중 하나이다. 정부는 최근 2년간 최저임금을 급격히 인상하였는데 이에 따라 소상공인들은 최저임금 지급에 부담을 갖게 되어 폐업을 하거나, 고용을 축소시키는 구조적인 문제가 발생하였다. 따라서 저임금 근로자의 소득증대라는 좋은 취지에도 불구하고 결과적으로는 이들의 일자리가 축소되고 있다는 지적을 받게 되었다.

본 연구는 최저임금의 효과를 좀 더 미시적으로 살펴보기 위하여 개인을 분석단위로 노동시장의 동태적 이행을 살펴보았으며 근로시간의 변화도 추정하였다. 이전의 연구가 주로 집계자료를 사용한 점과 개인을 대상으로 한 연구에서도 주로 취업여부에 초점을 둔 것과 비교하여 본 연구에서는 상용직, 임시·일용직, 고용주, 자영업, 미취업 등 취업형태를 세분화하여 최저임금의 효과를 살펴보았다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

1. 2009-2018년 동안 전체 근로자를 대상으로 할 경우 최저임금인상은 미취업 확률을 높이는 것으로 나타났다. 따라서 최저임금의 영향이 없다는 이전 연구보다는 최저임금인상이 취업확률을 낮춘다는 연구결과를 지지한다.
2. 최저임금 상승은 개인이 상용직 임금근로자보다는 임시·일용직과 미취업으로 이행할 확률을 증가시켰으며 특히 이러한 현상은 여성에게 더 두드러지게 나타났다. 이는 최저임금인상으로 일자리를 유지함에도 불구하고 여성근로자의 일자리의 질은 저하될 수 있음을 시사한다.
3. 최저임금 인상은 여성보다는 남성의 근로시간을 단축시켜왔으며, 상대적

으로 학력이 낮은 사람들의 근로시간을 단축하였고, 남성의 경우에는 젊은 층, 여성의 경우에는 중·고령층의 근로시간을 축소시켰다.

4. 최저임금이 급격하게 상승한 2018년에는 여성이 상용직으로 이행할 확률을 크게 낮췄으며, 남성에 비하여 여성의 근로시간이 더 많이 감소한 것으로 나타났다. 따라서 2018년 최저임금인상의 영향은 남성보다는 여성에 더 집중된 것으로 판단된다.

본 연구의 결과는 최저임금의 상승이 남성과 여성의 종사상 지위와 근로시간에 서로 다른 영향을 줄 수 있음을 시사한다. 물론 우리가 관찰하는 결과는 노동수요와 공급의 상대적 힘에 따라 결정된 결과이다. 최저임금 상승은 근로자 입장에서는 자영업의 기회비용을 증가시켜 임금근로자를 선호하게 하지만, 기업 입장에서는 임금상승의 부담으로 채용을 줄이기 때문에 임금근로자의 비중이 증가한다는 보장은 없다. 본 연구의 결과는 이러한 수요와 공급의 힘이 임시·일용직 임금근로자의 증가와 미취업의 증가로 나타나고 있음을 보여주고 있다.

끝으로 본 연구에서는 노동시장이행을 추정함에 있어 개인의 이질성을 충분히 통제하지 못한 한계점을 가진다. 이에 대해서는 후속 연구가 필요하다. 또한, 최저임금의 인상이 산업, 직업, 지역에 따라 어떤 차이를 가지는 지에 대해서도 향후 과제로 남기고자 한다.

참고문헌

- 강승복(2017). “도구변수를 이용한 최저임금의 고용효과”. 노동경제논집. 제40권 제3호. 105-131.
- 국회입법조사처(2014). 지표로 보는 이슈. 제3호. 국회입법조사처.
- 김대일(2012). “최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과”. 노동경제논집. 제35권 제3호. 29-50.
- 김대일이정민(2019). “2018년 최저임금 인상의 고용효과”. 경제학 연구. 제67권 제4호. 5-35.
- 김우영(2010). “최저임금이 청년고용에 미치는 영향: 지역-시계열 분석”. 한국고용정보원 고용동향조사 심포지엄 발표문.
- _____(2014). “최저임금의 고령자 고용효과: 고령화 연구 패널을 중심으로”. 노동관련 3개학회 학술대회 발표.
- 김유선(2004). 최저임금제가 저임금 근로자 고용 및 임금에 미친 영향 평가. 노동부 연구용역보고서.
- 김주영(2011). “최저임금의 고용효과”. 정진호 외 편저. 최저임금효과 분석. 한국노동연구원.
- 김태훈(2019). “최저임금 인상의 고용 및 임금 효과”. 노동정책연구. 제19권 제2호. 135-174.
- 남성일(2008). “최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석”. 노동경제논집. 제31권 제3호. 1-19.
- 배진한(2019). “최저임금과 지역별 청년, 장년, 여성 고용: 지역별 임금 분포 격차 활용을 중심으로”. 노동경제논집. 제42권 제1호. 1-42.
- 이병희(2008). “최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과”. 산업노동연구. 제14권 제1호. 1-23.
- 이시균(2007). “최저임금의 고용효과”. 노동리뷰. 제30권 제6호. 43-51.
- 이정민황승진(2016). “최저임금이 고용에 미치는 영향”. 노동경제논집. 제39권 제2호. 1-34.
- 최경수(2018). “최저임금 인상이 고용에 미치는 효과”. KDI FOCUS. 통권 90. 1-8.
- 홍민기(2018). “2018년 최저임금 인상의 고용효과”. 월간노동리뷰. 158. 43-56.
- 황선웅(2018). “최저임금의 고용효과: 메타회귀분석”. 산업관계연구. 제28권 제4호. 25-47.

- Ahlfeldt, G., Roth, D. and Seidel, T.(2018). The Regional Effects of Germany's National Minimum Wage. *Economics Letters*, 172, 127-130.
- Caliendo, M., Fedorets, A., Preuss, M., Schröder, C. and Wittbrodt, L.(2018). The Short-Run Employment Effects of the German Minimum Wage Reform. *Labour Economics*, 53, 46-62.
- Fang, T. and Gunderson, M.(2009). Minimum Wage Impacts on Older Workers: Longitudinal Estimates from Canada. *British Journal of Industrial Relations*, 47(2), 371-387.
- Laporšek, S., Vodopivec, M. and Vodopivec, M.(2015). The Employment and Wage Spillover Effects of Slovenia's 2010 Minimum Wage Increase. *Proceedings of the Australasian Conference on Business and Social Sciences*, Sydney.
- Lordan, G. and Neumark, D.(2018). People versus machines: The impact of minimum wages on automatable jobs. *Labour Economics*, 52, 40-53.
- Menon, N. and Van Der Meulen Rodgers, Y.(2017). The Impact of the Minimum Wage on Male and Female Employment and Earnings in India. *Asian Development Review*, 35(1), 28-64.
- Muravyev, A. and Oshchepkov, A.(2016). The Effect of Doubling the Minimum Wage on employment: evidence from Russia. *IZA Journal of Labor and Development*, 5(6), 1-20.
- Rybczynski, K. and Sen, A.(2018). Employment Effects of The Minimum Wage: Panel Data Evidence from Canadian Provinces. *Contemporary Economic Policy*, 36(1), 116-135.
- Stewart, M.(2004). The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low Wage Workers. *Journal of the European Economic Association*, 2(1), 67-97.
- Wong, S.(2019). Minimum Wage Impacts on Wages and Hours Worked of Low-Income Workers in Ecuador. *World Development*, 116, 77-99.
- Yang, J. and Gunderson, M.(2020). Minimum Wage Impacts on Wages, Employment and Hours in China. *International Journal of Manpower*, 41(2), 207-219.

부 록

〈부표 1〉 최저임금이 노동시장이행에 미친 영향
(비교집단: 최저임금의 1.2배미만)

	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$				최저임금구속= $\min wage_{it}^2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	임시일용	고용주	자영업	미취업	임시일용	고용주	자영업	미취업
최저임금	0.325** (0.070)	-0.612 (0.604)	0.317 (0.218)	0.352** (0.079)	0.080 (0.099)	0.323 (0.897)	0.279 (0.349)	0.129 (0.129)
최저임금× 2018년미	0.413** (0.141)	0.692 (1.164)	0.034 (0.504)	-0.070 (0.182)	0.178 (0.189)	-15.01** (1.129)	-0.137 (0.679)	-0.088 (0.245)
여성	0.087 (0.105)	-0.037 (0.451)	-0.471** (0.226)	0.008 (0.098)	-0.118 (0.120)	-0.507 (0.479)	-0.741** (0.287)	0.073 (0.130)
가구주	-0.457** (0.117)	1.261* (0.567)	0.073 (0.257)	-0.668** (0.111)	-0.304* (0.128)	1.040* (0.516)	0.054 (0.313)	-0.424** (0.132)
결혼	-0.476** (0.105)	0.486 (0.611)	0.051 (0.246)	-0.655** (0.101)	-0.351** (0.118)	0.477 (0.730)	0.084 (0.337)	-0.405** (0.127)
연령	0.029** (0.004)	-0.054** (0.015)	-0.002 (0.008)	0.020** (0.004)	0.031** (0.004)	-0.076** (0.016)	-0.010 (0.012)	0.010* (0.005)
대출	-0.083 (0.144)	-0.885 (1.049)	0.370 (0.289)	0.059 (0.139)	0.039 (0.160)	-0.577 (1.059)	-0.028 (0.407)	0.223 (0.159)
자산	0.004 (0.004)	-0.001 (0.008)	0.007 (0.008)	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)	0.002 (0.007)	0.003 (0.007)	0.006 (0.005)
상수	-1.474** (0.174)	-3.510** (1.197)	-3.602** (0.486)	-1.478** (0.183)	-1.479** (0.223)	-2.015 (1.037)	-2.630** (0.523)	-1.240** (0.244)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
log-likelihood		-8523.410				-4560.860		
chi2		3617.917				2979.850		
표본수		8.111				4.426		

주: * p<0.1, ** p<0.05, 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차. 기준변수는 상용직 임금근로자.

〈부표 2〉 최저임금이 노동시장이행에 미친 영향
(비교집단: 최저임금 1.2배 이상과 최저임금 1.5배미만)

	최저임금구속= $\min wage_{it}^1$				최저임금구속= $\min wage_{it}^2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	임시일용	고용주	자영업	미취업	임시일용	고용주	자영업	미취업
최저임금	0.764** (0.076)	-0.719 (0.568)	0.747** (0.219)	0.666** (0.078)	0.536** (0.110)	0.267 (0.821)	0.750** (0.363)	0.435** (0.131)
최저임금x 2018더미	0.162 (0.136)	1.780 (1.333)	0.199 (0.544)	0.303 (0.199)	-0.070 (0.187)	-14.15** (1.256)	0.022 (0.720)	0.322 (0.258)
여성	-0.012 (0.095)	0.000 (0.571)	-0.465** (0.225)	-0.051 (0.089)	-0.279** (0.107)	-0.470 (0.600)	-0.681* (0.295)	-0.030 (0.114)
가구주	-0.503** (0.105)	0.497 (0.581)	0.283 (0.264)	-0.714** (0.099)	-0.448** (0.117)	0.095 (0.582)	0.401 (0.333)	-0.571** (0.116)
결혼	-0.452** (0.093)	0.986* (0.519)	-0.039 (0.226)	-0.638** (0.091)	-0.370** (0.101)	1.145* (0.598)	-0.189 (0.291)	-0.378** (0.115)
연령	0.032** (0.003)	-0.036** (0.013)	0.003 (0.008)	0.019** (0.003)	0.040** (0.004)	-0.047** (0.016)	0.003 (0.011)	0.006 (0.005)
대졸	-0.114 (0.120)	-0.256 (0.612)	0.276 (0.290)	-0.002 (0.116)	0.027 (0.131)	-0.056 (0.625)	-0.134 (0.403)	0.071 (0.129)
자산	0.001 (0.004)	0.003 (0.012)	-0.000 (0.006)	0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.013)	-0.007 (0.006)	0.004 (0.005)
상수	-1.961** (0.161)	-4.213** (1.111)	-4.063** (0.477)	-1.723** (0.166)	-2.094** (0.208)	-3.299** (1.032)	-3.350** (0.547)	-1.365** (0.218)
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
log-likelihood		-9157.520				-5168.105		
chi2		5376.163				5145.541		
표본수		9.190				5.505		

주: * p<0.1, ** p<0.05, 괄호안의 수치는 개인으로 cluster한 표준오차. 기준변수는 상용직 임금근로자.

Abstract

Minimum Wage and Labor Market Transition: Focusing on Differences in Class of Workers and Working Hours between Males and Females

Ju-Ok Park*·Woo-Yung Kim**

This paper examines the effects of the increase in the minimum wage on the labor market transitions and working hours of male and female workers using KLIPS in 2009-2018. In particular, since 2018 is a period when the minimum wage has risen sharply, its impact will be examined separately. For the analysis of the labor market transition, a multinomial logit with a choice of regular workers, temporary workers, employers, self-employed, and non-employed is used. For the analysis of working hours, the difference in working hours per week between those who are bound by the minimum wage and the comparison group is analysed. In addition, the robustness of the results is checked by using various treatment and comparison groups. Our results indicate that an increase in the minimum wage is found to increase the probability of being temporary or daily workers and non-employed, and this phenomenon is particularly pronounced for women. This suggests that the job quality of female workers may be deteriorated due to the increase in the minimum wage. In addition, the increase in the minimum wage has shortened working hours for men rather than women, but in 2018, it was found that women's working hours were exceptionally reduced. Therefore, the impact of the 2018 minimum wage increase appears to be more focused on women than on men.

Keywords : minimum wage, labor market transition, working hours

* Senior Researcher, Daejeon Regional Council of Human Resource Development

** Corresponding author: Department of Economics, Kongju National University

양육비 이행 관리의 한계와 개선과제*

허민숙**

초 록

양육비 미지급 문제는 아동의 복리를 해침은 물론 한부모가족에게 물질적·정서적 고통을 안겨준다는 점에서 시급히 해결해야 할 사회문제이다. 우리나라는 이 문제에 대처하기 위해 2015년 「양육비 이행확보 및 지원에 관한 법률」을 제정하여 양육비 채권자들의 법률 소송을 지원하고, 「가사소송법」 등에 양육비 미지급 시 제재조치 등을 규정하고 있다. 그럼에도 불구하고 우리나라의 양육비 지급 이행은 원활하지 못하다.

양육비 미지급 문제가 해결되지 못하고 있는 이유 중 하나는 국가가 양육비 미지급 문제에 소극적 태도로 일관하고 있기 때문이다. 여기서 국가의 소극적 태도란 해외 주요국과 같이 양육비 미지급 행위를 불법행위로 규정하여 그에 상응하는 사회적 제재를 마련하기보다는, 개인 간 소송행위를 통해 양육비 문제가 해결되기를 기대하며 국가의 개입을 최소화하고 있는 것을 의미한다. 양육비 이행을 개인적인 양심과 도덕성, 또는 양자 간의 합의에 맡기는 국가의 태도는 양육비가 공공문제라는 사회적 인식의 수립을 더디게 함은 물론, 양육비 이행 관련 법률 및 제도의 마련에도 영향을 미친다. 이에 이 글에서는 우리나라 양육비 이행 실태, 관련 법·제도 및 현황 등을 살피고, 해외의 양육비 이행 확보를 위한 운영 사례를 통해 개선과제를 도출하였다.

주제어 : 양육비, 양육비 이행강화, 한부모가족, 아동빈곤, 공공문제

* 이 글은 국회입법조사처의 NARS 현안분석 『양육비 이행을 제고를 위한 해외의 출국금지 및 신상공개 제도 운영현황 및 시사점』, 『양육비 지급 불이행 시 형사처벌의 의의와 과제』를 재구성·보완한 것임을 밝힙니다. 심사과정에서 유익한 논평을 주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

** 제1저자 및 교신저자: 국회입법조사처 입법조사관(minsheo@assembly.go.kr)

I. 서론

우리나라의 한부모 가구 중 18세 이하의 자녀를 둔 이혼 및 미혼 한부모가구는 2019년 기준 총 384,114가구에 이르고 있다(통계청, 2020). 한부모가구는 일반가구에 비해 대체적으로 소득수준이 더 낮아 빈곤에 취약할 가능성이 더 높다. 2019년 기준 한부모가구의 경상소득은 3,661만 원으로 전체가구 5,828만 원의 62.8%에 그치고 있다. 근로소득은 2,057만 원으로 전체가구 3,781만 원의 54%에 머물고 있어, 노동시장에서의 한부모가구의 열악한 위치를 시사하고 있다(통계청·한국은행·금융감독원, 2019). 미취학 아동을 양육중인 10-40대 미혼모 359명에 대한 2018년 온라인 조사에서 조사대상자의 월소득 평균은 92만 3천 원, 소득이 없다고 응답한 경우도 10%에 이르고 있었다(인구보건복지협회, 2018:27). 한부모가족의 빈곤은 곧 아동빈곤과 직결되어 있으며 사회적 고립과 차별, 인간 존엄의 문제를 초래한다는 측면에서 개인적인 경제적 곤란과 불운을 넘어서는 사회문제라 할 수 있다. 참고로 2017년 기준 우리나라 아동빈곤율¹⁾은 14.5%로 OECD 35개 국가 중 26위를 기록하여 아동빈곤율이 비교적 높은 국가에 속해 있다(OECD, 2020)

절대적 수준의 아동빈곤 문제는 자녀에 대한 양육비 등 적절한 지원을 통해 일면 해소될 수 있다는 점에서 우리나라를 포함한 해외 주요국들은 현재의 혼인 상태와 관계없이 자녀양육에 대한 책임이 부모에게 있음을 명시하고 있다. 우리나라의 「양육비 이행확보 및 지원에 관한 법률(양육비이행법)」은 미성년 자녀 양육에 대한 부모 책임을 분명히 하고 있으며, 규정에 따라 ‘양육비이행관리원’의 설치·운영을 통해 자녀를 직접 양육하고 있는 양육부모가 양육비 채무자로부터 양육비를 지급받을 수 있도록 조력하고 있다.

그러나 양육비 연체로 곤란을 겪고 있는 양육비 채권자에게 양육비를 우선 지급하고, 이후 양육비 채무자로부터 회수하거나, 또는 양육비를 양육비 채무자로부터 직접 징수하여 채권자에게 전달하는 등의 역할을 하고 있는 외국의 양육비이행관리기관과 달리, 우리나라 양육비이행관리원의 역할은 관련 소송에 대한 법률 지원에 그치고 있는 실정이다. 또한 많은 시일이 소요되고 있는 양육비 이행 관련 소송을 거친다고 해서 양육비 지급이 보장되는 것도 아니다. 양육비 지급 이행에 관한 강제조치가 행정절차보다는 법원의 이행명령에 의존하고 있고, 지급 불이행에 관한 제재 조치도 강력하지 않아 양육비를 지급하지 않는 것에 대해 감수해야 할 불이익과 대가가 크지 않기 때문이다.

1) 아동빈곤율이란 아동(0~17세) 중 ‘중위소득 50% 미만 소득 가정’의 아동의 비율을 말한다.

양육비 이행률을 제고하기 위해서는 양육비 지급이 공공문제가자 공익이라는 사회적 합의와 개념 정립을 필요로 한다. 양육비가 사적 채무로 간주되는 한 정부는 최소한도로 개입할 것이고, 그에 따라 양육비 이행 강화조치를 기대하기 어렵다.

양육비의 원활한 지급은 아동 빈곤을 예방 및 감소시킬 수 있고, 양육비 지급과정에서 비양육부모인 양육비 채무자와 아동의 접촉 빈도를 높일 수 있다는 점에서 부모 결별 이후 아동 복지에 기여하는 바가 크다고 평가되고 있다(European Parliament, 2014:9). 양육비 미지급은 한부모가족의 경제 상황을 악화시켜 복지급여의 확대를 초래한다는 점에서 전체 사회의 부담을 가중시키는 측면도 있다. 이 글에서는 주요국의 양육비 이행 강화조치의 여러 수단과 그 과정에서 제기된 양육비 지급의 공공성 논의를 살펴봄으로써 우리나라의 제도개선에 참고할 수 있는 시사점을 도출해 보고자 한다.

II. 관련 법·제도

우리나라의「양육비이행법」은 양육비 채권자와 채무자를 규정하고(제2조), 혼인상태와 관계없이 부모는 자녀의 의식주 및 교육, 건강 등 자녀의 성장에 최적의 여건을 마련해 줄 의무와 책임이 있음을 분명히 하고 있다(제3조). 나아가 미성년 자녀를 양육하는 부모를 지원할 책무를 국가가 지니고 있음을 규정하고 있다(제4조). 또한, 양육비이행관리원을 설치하여 양육비 채권부모의 양육비 관련 소송을 지원하도록 하였다(제7조).

「양육비이행법」에 따라 설치·운영 중인 양육비이행관리원은 양육비 채권자가 합의 또는 법원 판결에 의해 확정된 양육비를 지급받지 못할 경우, 이행 확보에 필요한 법률지원 서비스를 제공한다. 양육비이행관리원의 서비스에는 재산명시 또는 재산조회 신청, 양육비 직접지급명령 신청, 담보제공명령 신청, 양육비 이행명령 신청, 압류명령 신청, 추심 또는 전부명령 신청, 감치명령 신청 등이 포함된다. 또한, 양육비 채권자의 신청을 받아 당사자 간 협의, 양육비 관련 소송, 추심, 불이행 시 제재 조치 등을 지원하는 서비스를 제공하고 있다. 양육비이행관리원의 양육비 채무 불이행에 대한 제재 조치에는 채무불이행자 명부등재신청, 세금환급예정금액에 대한 채권압류 및 추심명령 신청 등이 있다.

양육비 미지급 시 제재를 규정하고 있는 법령을 살펴보면,「가사소송법」제 63조의2는 양육비 채무자가 정당한 사유 없이 2회 이상 양육비 미지급시 채

무자의 급여에서 정기적으로 양육비를 공제하여 양육비 채권자에게 직접 지급하도록 가정법원이 명할 수 있음을 규정하고 있다. 「가사소송법」 제63조의3은 양육비 채무자가 양육비 이행을 하지 않을 경우 양육비 채권자의 신청에 의해 가정법원은 양육비 채무자에게 담보를 제공할 것을 명할 수 있음을 규정하고, 담보제공 불이행 시 양육비의 전부 또는 일부에 대해 일시금지급명령을 신청할 수 있음을 규정하고 있다. 「가사소송법」 제68조제1항 제3호는 양육비 일시금 지급명령을 받았음에도 30일 이내에 그 의무를 이행하지 않은 자에 대해 감치를 명할 수 있음을 규정하고 있다.

양육비이행관리원은 한시적 양육비 긴급지원 제도를 운영하고 있다. 양육비를 지급받지 못한 자녀에게 한시적으로 양육비를 긴급 지원하는 제도(「양육비 이행법」제14조)로 후에 양육비 채무자에게 구상권을 행사한다는 점에서 양육비 대지급의 성격을 지니고 있다. 양육비 채무자의 양육비 미지급으로 인해 자녀의 복리가 위태롭거나 위태롭게 될 우려가 있는 양육비 채권자에게 자녀 1인당 20만 원을 최장 9개월간 지원해주며, 위기상황이 지속될 경우 1회에 한해 3개월 연장이 가능하다.

그러나 <표 1>과 같이 한시적 양육비를 긴급지원 받는 경우는 그리 많지 않다. 제도 시행 이후 지급률은 45.6%에 그치고 있다.

〈표 1〉 한시적 양육비 긴급지원 현황

(단위 : 건, %)

구 분	2015		2016		2017		2018		2019		계	
	신청	지원	신청	지원	신청	지원	신청	지원	신청	지원	신청	지원
이혼부	29	3	9	7	12	6	14	8	20	16	84	40
이혼모	247	46	76	40	81	51	114	58	190	130	708	325
미혼부	3	1	-	-	-	-	1	1	-	-	4	2
미혼모	12	1	3	2	-	-	2	-	2	2	19	7
계	291 (100)	51 (17.5)	88 (100)	49 (55.6)	93 (100)	57 (61.3)	131 (100)	67 (51.1)	212 (100)	148 (69.8)	815 (100)	372 (45.6)

자료: 여성가족부

Ⅲ. 양육비 이행 제도의 한계

1. 저조한 양육비 이행률

우리나라의 양육비 이행률을 정확하게 파악할 수 있는 자료는 존재하지 않는다. 다만 양육비이행관리기관을 통한 양육비 지급 현황을 양육비 이행률의 대표적 지표로 활용하고 있는데, 연도별 양육비 이행률은 점차 증가하고는 있지만 지난 5년 평균 이행률은 30%에 머물고 있다. 양육비를 지급받지 못하고 있으나 양육비이행관리원을 이용하지 않은 경우, 양육비이행관리원에서 상담 받았으나 소송에 대한 부담으로 신청하지 않은 경우, 신청하였으나 확약을 받지 못한 경우 등을 고려한다면 실제 자녀를 양육하고 있으면서 양육비를 지급받지 못하고 있는 양육비 채권자는 이보다 많을 것으로 추정된다. 이를 방증하는 자료로 여성가족부의「2018년 한부모가족 실태조사」를 살펴볼 수 있다. 보고서에 따르면 조사대상 이혼·미혼 한부모 2,039명 중 양육비를 한 번도 받지 못하였다고 응답한 비율은 73.1%에 이르고 있었으며, 최근까지 정기지급을 받은 경우는 15.2%에 그치고 있다(여성가족부, 2018).

2. 양육비 이행관리기관의 제한된 권한과 역할

저조한 양육비 지급 이행률은 현행 양육비 이행 강제조치 및 양육비 미지급에 대한 제재 조치가 미약하거나 실효성이 없기 때문이다. 이와 관련해서 우선 살펴볼 수 있는 것은 우리나라 양육비이행관리원의 미미한 권한과 제한된 역할이다. 우리나라 양육비이행관리기관은 양육비 채권자의 소송에 대한 법률지원 서비스를 제공하는 역할을 주로 수행하고 있다. 이에 비해 해외의 양육비이행관리기관은 주로 양육비 채무자로부터 양육비를 직접 회수하여 양육비 채권자에게 전달하는 업무를 수행하고 있다. 또한, 양육비가 연체되어 있다면, 양육비를 양육비 채권자에게 선지급하고 후에 양육비 채무자로부터 해당 금액을 회수하는 업무를 담당하기도 한다. 후에 다루겠지만, 양육비 미지급자의 여권 사용 제한 신청 및 제재 철회 요청 권한을 보유하고 있기도 하다. 이런 점에서 우리나라의 양육비이행관리원에 비해 그 역할과 권한의 차이가 뚜렷하다. 예를 들어, 양육비 이행 강화조치와 관련해 상당한 권한을 가지고 있는 외국과 달리 우리나라 양육비이행관리원은 양육비 이행 강제조치의 첫 번째 단계라

할 수 있는 양육비 채무자의 지급능력을 확인·조사할 권한이 없다. 「양육비이행법」 제16조에서 양육비이행관리기관이 양육비 채무자의 재산 등에 관한 조사를 수행하기 위해서는 ‘본인의 동의’를 받아야 함을 규정하고 있고, 양육비 채권자가 한시적 긴급 양육비를 지급 받은 경우에 한해서만 본인동의 없이 재산조사를 할 수 있도록 되어 있기 때문이다. 굳이 자료를 살펴보지 않더라도 예측 가능하듯이 양육비 채무자의 재산조사 시 본인 동의 비율은 높지 않다. <표 2>와 같이 양육비 채무자의 재산조사 시 본인 동의 비율은 2019년도 4.4%에 불과하였다.

〈표 2〉 양육비 채무자의 재산 조사 현황

(단위 : 건, %)

구분	2015	2016	2017	2018	2019
재산조사 요청건	1,124	1,512	1,868	2,679	2,045
본인동의	-	98	141	90	89
본인동의 비율	-	6.4	7.5	3.4	4.4

자료: 여성가족부

한편, 양육비이행관리원에 대한 인지도 및 이용의사가 높지 않은 것으로 조사되어 이에 대한 개선과제도 강구되어야 할 필요가 있는 것으로 보인다. 여성가족부의 『2018년 한부모가족 실태조사』에 따르면, 양육비이행관리원에 대해 알고 있다는 답변은 44.9%로 전체 응답자의 절반에 이르지 못하였을 뿐 아니라, 서비스 이용의사는 17%로 조사되었다(여성가족부, 2018). 또한, 다문화한 부모가족의 양육비 이행관리원의 이용률이 매우 저조하다는 점에서 다문화한 부모가족의 서비스 이용 확대를 위한 조치도 요구되고 있다(장명선, 2016: 28).

3. 양육비 미지급 제재의 한계

앞서 논의한 바와 같이 양육비이행관리기관의 역할이 매우 제한적이기 때문에 우리나라에서는 양육비 지급에 자발적이지 않은 채무자로부터 양육비를 지급받기 위해서는 장시간이 소요되는 소송과정을 거쳐야 한다. 그리고 이마저도 양육비 채무자가 일정한 급여를 지급받고 있는 급여소득자, 그리고 양육비 채무자의 명의 재산이 존재하는 경우에만 가능하다(김영정, 2012). 근로소득자로서 양육비를 연체할 경우, 양육부모인 채권자는 직접 지급명령 신청(불이

행시)→이행명령(불이행시)→담보제공명령 신청(불이행시)→일시금 지급명령 신청(불이행시)→감치신청에 이르게 되는데, 우리나라에서 양육비 미지급에 관한 가장 강도 높은 제재인 법원의 감치결정 역시 양육비 이행 강제조치로써 역할을 하고 있다고 보기 어렵다. 양육비 채권자가 이행명령을 결정한 가정법원에 감치를 신청하면 결정으로 30일의 범위에서 그 의무를 이행할 때까지의 무자에 대한 감치를 명할 수 있다. 다만, 「가사소송규칙」 제136조의2에 따라 6개월이 경과된 후에는 이를 집행할 수 없다. 법개정 이전에는 선고일로부터 3개월이 경과된 후에는 이를 집행할 수 없어 감치명령에 처해진 양육비 채무자는 잠적, 위장전입을 통해 감치결정을 무효화할 수 있었다. 주소지와 실제 거주지가 달라 구인을 하지 못한 경우에도 3개월의 시간이 경과하면 감치결정이 무효가 되었다. 이러한 사정을 감안하여 그 기간을 3개월에서 6개월로 연장하였다. 감치집행 기간의 3개월 연장이 양육비를 지급하지 않고 있는 채무자를 적절하게 제재할 수 있을지에 대한 의구심 뿐 아니라, 제도를 교묘히 이용하여 감치명령을 무력화할 여지도 존재한다. 「법정등의 질서유지를 위한 재판에 관한 규칙」 제21조제6항의 감치 집행 예외 규정으로 인해 이를 악용한 위반자에 의해 감치가 집행에 이르지 못하는 경우도 발생할 수 있기 때문이다. 예외 규정에 따르면 “감치에 처하는 재판을 받은 위반자가 그 집행에 의하여 현저히 건강을 해할 우려가 있거나 기타 상당한 사유가 있는 때에는 법원은 직권 또는 위반자의 신청에 의하여 결정으로 주거제한 기타 적당한 조건을 붙여 그 집행을 정지” 할 수 있다. 위 조항을 근거로 병원에 입원하는 등의 방법으로 감치집행을 회피하거나 강제집행이 무효가 되는 경우들이 있다. 과태료 부과 역시 연체되어 있는 양육비보다 크지 않은 액수이기 때문에 양육비 미지급에 대한 제재 조치로써 기능하기 어렵다(김현진, 2020: 299).

집약하자면, 양육비를 지급받기 위해 여러 차례 소송을 거쳐야 하는 절차적 번거로움과 상당한 시간의 소요, 양육비 소송에서의 승소가 양육비 지급 이행을 담보하지 못하는 현실은 양육비 채권 행사에 있어 상당한 제약으로 작용하고 있다. 여기에 더하여 양육비 미지급 행위에 대한 미약한 수준의 제재는 양육비 미지급에 대한 경각심을 일깨우지 못하며 양육비 이행을 제고에도 별다른 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 보인다.

IV. 해외 양육비 이행 확보 방안

해외 주요국에서는 다양한 정책적 수단을 동원하여 양육비 이행을 확보하려는 노력을 기울이고 있다. 이 장에서는 형사처벌, 면허증 제재, 신상공개, 여권 제한을 중심으로 살펴보도록 한다.

1. 형사처벌

미국 코네티컷 대법원은 1808년 *Santon v. Wilson* 재판에서 “부모는 유아 및 미성년 자녀를 보호하고, 교육시키며, 생계를 유지시킬 책임이 있음”을 언급하며 원고 *Santon*이 이혼한 전남편으로부터 양육비를 회수 할 권리가 있음을 판결하였다(Hansen, 1999:1135, 1148). *Santon*은 재혼한 남편이 전(前)남편과의 사이에서 둔 자녀를 부양한 것에 대해 사망한 남편을 대신해 양육비 회수 소송을 제기하였고, 이에 승소하여 미국 내 자녀 부양책임에 대한 의미 있는 판결을 이끌어내었다. 이후 미국은 ‘빈곤 예방 및 비효율적인 공공 지출의 방지’를 자녀양육비에 대한 국가개입을 정당화하는 공공정책 수립의 논리로 삼았다. 부양자가 돌보지 않는 피부양자는 국가 혹은 민간 자선단체가 부양할 수밖에 없는데 이러한 경우를 공공자원의 ‘불필요한 지출’로 간주한 것이다(Hansen, 1999:1135-1136). 민간 자선단체는 부양자가 부양의 의무를 다하지 않았기 때문에 한부모가족의 경제적 곤란이 초래된다고 보았다. 따라서 경제적 어려움에 봉착한 한부모가족을 부양자 대신에 국가 내지는 민간단체가 부양하는 것을 다른 곳에 효율적으로 사용되어야 할 공공자원의 비효율적인 지출로 간주하였다. 이에 유기되고 방치된 한부모가족에게 소요되는 비용이 단체 재정에 상당한 부담이 되는 현실을 개선하기 위해 1870~1880년대 관련 법 제정 운동을 이끌고 적극적으로 참여하였다. 이러한 배경 하에 미국은 이미 1886년에 11개 주에서 미성년 자녀의 부양을 거부하는 행위를 형사범죄로 규정하여 양육비 지급을 이행하지 않는 양육비 채무자를 처벌하고자 하였다. 이러한 판단의 핵심은 부양의무를 다하지 않는 개인의 행위가 국가에게 의존적인 피부양자(dependency)를 발생시킴으로써 피부양자를 예방 또는 감소시키고자 하는 복지국가의 공공평화(public peace)를 위협한다는 데에 있었다(Hansen, 1999:1147). 1897년 오하이오 주 대법원은 미성년 자녀에 대한 부양의무를 자녀뿐 아니라 국가에 대한 의무와 동일한 것으로 판시하였고, 1903년의 로드아일랜드 주 대법원은 국가 의존 피부양자의 발생을 유발

하는 부양의무 방기 행위는 생활보호 수혜자 명부를 관리하고 있는 국가의 평화, 그리고 공공자산을 통해 생계를 유지해야 하는 국민의 증가를 막고자 하는 국가적 존엄을 훼손하는 행위로 규정하였다(Hansen, 1999:1150).

현재 미국의 모든 주는 양육비 미지급에 대한 형사처벌 규정을 두고 있다(National Conference of State Legislatures, 2015). 주정부에서는 미지급 행위의 지속 등을 사유로 중경범죄 및 중범죄로 처벌하고 있다. 그러나 그 제재 강도는 주마다 차이가 있다. 예를 들어, 로드아일랜드주에서는 양육비 미지급 행위가 6개월을 선고받는 경범죄이지만, 아이다호주에서는 14년형까지 선고되는 중범죄에 해당한다. 양육비 미지급이 경범죄에 해당하는 주(앨라바마, 캘리포니아)가 있는 반면, 미시간주는 양육비 미지급 행위를 중범죄로 다스려 최장 4년의 징역형과 \$2,000의 벌금형을 부과하고 있다. 뉴햄프셔주의 경우 미지급 일수의 누적에 1년 이상, \$10,000의 연체금, 또는 재범인 경우 B급 중범죄에 해당되어 최장 7년형의 징역형 외 \$4,000의 벌금형에 처해질 수 있으며, 캘리포니아주는 자녀에 대한 양육비 미지급을 아동유기 및 방임죄로 규정하여 처벌하고 있다.

미국 이외에도 OECD 주요국에서는 양육비를 지급하지 않은 채무자에 대한 제재 수단으로 형사처벌을 규정하고 있다. 호주, 벨기에, 폴란드, 프랑스, 독일, 포르투갈, 영국(스코틀랜드) 등의 국가에서 양육비 미지급은 징역형이 선고될 수 있는 형사처벌 대상 행위로 규정되어 있다. 특히 프랑스에서는 양육비 채무자가 의도적인 양육비 지급 회피를 가족유기범죄(délit d'abandon de famille)로 규정하여 최장 2년의 구금형과 15,000유로 이상의 벌금에 처한다(형법전 제227-3조)(박복순, 2020: 77). 우리나라 국회에서도 양육비 미지급을 아동학대 행위로 간주하여 이를 처벌하려는 움직임이 지속되어 왔다.

〈표 3〉 OECD 회원국 양육비 불이행 시 형사처벌 규정

국가명	근거법률	양육비 미지급 지속 시 제재 조치
호주	Social Policy Law (6.8.7. Prosecution of offences)	<ul style="list-style-type: none"> 양육비 관련 기소할 수 있는 경우에 대해 다음과 같이 밝히고 있음 <ul style="list-style-type: none"> - 위법 행위의 심각성 - 양육비 이행 강제 수단의 존재 여부 - 위법 행위가 미치는 파급 효과 - 위법행위가 회피(evasion) 및 방해(obstruction)와 연관될 때
벨기에	Penal Code (Article 391)	법원의 지급명령 불이행 시 기소
폴란드	Criminal Code (Article 209)	최장 2년의 징역형

국가명	근거법률	양육비 미지급 지속 시 제재 조치
프랑스	Criminal Code (Article 227-3)	최장 2년의 징역형
독일	German Criminal Code (Section 170 Non-payment of child support etc)	최장 3년의 징역형
포르투갈	Criminal Code (Article 250)	최하 2개월에서 최장 2년까지의 징역형
영국 (스코틀랜드)	Child Support, Pensions and Social Security Act 2000 (Section 17)	정해진 기간 동안 구금

자료: 1) 호주, Australian Government(2020). Guides to Social Policy Law, Child Support Guide. <https://guides.dss.gov.au/child-support-guide/6/8/7>에서 2020.10.12. 인출

2) 벨기에, European Justice(2020). Maintenance Claims. https://e-justice.europa.eu/content_maintenance_claims-47-be-en.do?member=1#toc_10에서 2020.10.12. 인출

3) 폴란드, European Justice(2019). Maintenance Claims. https://e-justice.europa.eu/content_maintenance_claims-47-pl-en.do?member=1#toc_10에서 2020.10.12. 인출

4) 프랑스, European Justice(2017). Maintenance Claims. https://e-justice.europa.eu/content_maintenance_claims-47-fr-en.do?member=1#toc_10에서 2020.10.12. 인출

5) 독일, Bundesministerium der justiz und für Verbraucherschutz(2019). German Criminal Code https://www.gesetze-im-internet.de/englisch_stgb/englisch_stgb.html에서 2020.10.12. 인출

6) 포르투갈, European Justice(2020). Maintenance Claims. https://e-justice.europa.eu/content_maintenance_claims-47-pt-en.do?member=1#toc_10에서 2020.10.12. 인출

7) 영국(스코틀랜드), Legislation.gov.uk. Child Support, Pensions and Social Security Act 2000. <http://www.legislation.gov.uk/ukpga/2000/19/section/17>에서 2020.10.12. 인출

2. 면허 제재

1996년 미국 연방정부는 「개인 책임 및 근로기회 조정법(Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act of 1996: PRWORA)」을 제정하여 각 주정부로 하여금 양육비 미지급자에 대해 면허증 제재 조치를 취하도록 하였으며, 이를 시행하지 않을 시 주정부에 대한 보조금을 지급하지 않도록 하였다. 이때 면허증이란 운전면허증(driver's licenses), 사업면허증(business licenses), 직업면허증(occupational licenses), 전문직면허증(professional licenses), 여가면허증(recreational licenses)이 해당되며, 주정부에 따라 총기면허증(concealed carry licenses)을 포함시키는 경우도 있다. 그 결과 1998년 당시 미국의 모든 50개 주는 양육비 미지급 시 각종 면허증 및 허가증을 제한, 정지, 취소하는 법적·행정적 조항을 마련하게

되었다(Cahn, 2000:177-178). 대중교통(택시 제외)을 이용해 출근하는 경우는 5%에 그치고 있고, 자가운전을 통해 출근하는 경우가 85%에 이르는(United States Census, 2020) 미국에서 운전면허를 양육비 미지급에 대한 제재 조치의 대상으로 한다는 것은 양육비 회수에 대한 정부의 책임과 의지를 보여주는 것이라 할 수 있다.

주 정부별로 양육비의 연체 기간과 금액에 따라 각종 면허의 정지 및 취소 조치가 이루어진다. 그러나 주정부는 면허증 제재와 관련한 적법 절차(due process procedures)²⁾를 마련하고 있으므로 양육비 지급을 이행하지 않는다고 해서 양육비 채무자의 면허증이나 허가증이 곧바로 정지 및 취소되는 것은 아니다. 예를 들어, 앨라배마주에서는 양육비가 6개월 이상 연체될 경우, ‘운전, 직업, 전문, 여가’ 면허증이 제재 대상이며, 고지 이후 60일 이내에 연체금 전액지급, 지불계획 합의, 소명 요청 등의 절차를 완료할 경우 제재를 면할 수 있다. 캘리포니아주의 경우 양육비가 30일 이상 연체되었을 때, ‘사업, 운전, 직업, 전문, 여가 면허증’이 정지 및 취소 대상이 되며, 양육비 전액 변제 시까지 150일 동안 사용할 수 있는 임시면허를 1회 발급하며, 운전면허에 한해 추가로 150일을 연장해 준다. 코네티컷주는 양육비 90일 이상 연체, 자녀 의료보험 미지급, 또는 소환에 불응하는 경우 ‘운전, 직업, 전문, 여가, 사업’ 면허증이 제재 대상이 되며, 30일 이내에 양육비 미납으로 인해 부과된 명령을 준수해야 하며 이를 따르지 않을 시 면허증이 정지 및 취소된다(National Conference of State Legislatures, 2020).

미국이 1996년 연방법인「PRWORA」제정을 통해 주정부로 하여금 양육비 채무자에 대한 양육비 이행 조치를 강화하도록 하였을 때, 양육비 연체 내지는 미지급을 이유로 운전면허를 포함한 직업, 전문자격증 등을 정지 및 취소시키는 것이 합헌적인지에 대한 의문이 제기되었다. 이에 미국 법원은 해당 제도를 판단하는데 있어 ‘합리성 기준심사(Rational Basis Test)’를 적용하였다. 합리성 기준심사란 법규(statute) 및 법령(ordinance)이 합헌적인가를 평가하는 것으로 법규 및 법령이 합법적인 정부 이익(state interest)에 부합하는지, 그리고 법규/법령의 수단과 목적 간에 합리적 연관성이 있는지를 검토하는 것이다(Chemerinsky, 2016:402). 주대법원은 몇 차례의 소송에서 양육비 미

2) 적법 절차 위반이란 정부의 행정 조치가 헌법적으로 보장된 자유 또는 재산권(property interest)을 침해하는 것을 일컬으며, 미 수정헌법은 적법 절차 없이 어떤 정부(states)도 생명, 자유, 그리고 사유재산에 대한 개인의 자유를 침해할 수 없음을 보장하고 있음. 이때 적법 절차의 필수요건은 헌법이 보장하는 권리에 대한 부당한 박탈을 최소화하는 것에 있다고 해석됨(U.S. Constitution 14th Amendment Section 1., <https://www.law.cornell.edu/constitution/amendmentxiv>에서 2020.03.12.인출)

납 관련 제재 법률은 합법적 정부 이익에 부합하며, 양육비 이행을 강화하기 위한 수단으로써 면허의 제재는 수단과 목적 간에 합리적 연관성을 가진다고 보았다. 1998년 State, Dept. of Revenue v. Beans, 965 P.2d 725 (Alaska) 재판(State of Alaska, 1998)에서 피고인 Beans는 자신이 양육비를 지급하지 않은 것과 자신의 운전면허는 아무런 관련성이 결여되었다고 주장하였지만, 알래스카 대법원(Supreme Court of Alaska)은 이 둘 간의 합리적 관련성은 운전면허 제재가 양육비 이행 수단으로서 효과적인지의 여부에 있다고 판단하였다. 즉 양육비 미지급을 사유로 한 운전면허 정지는 양육비 이행 강화에 있어 특별히 효과적이라는 점에서 합법적 정부 이익에 부합하며, 목적과 수단 간에 합리적 연관성을 갖는다고 보았다.

3. 신상공개

미국의 또 다른 양육비 이행 확보수단은 신상공개 제도의 도입이다. 각 주 정부는 양육비 미지급자의 신상공개와 관련된 법률을 제정하여 신원 공개 대상자, 공개 정보 목록, 공개 주기, 정보 공개 방법, 정보 공개 대상자에 대한 사전 고지 등에 관한 사항을 규정하고 있다. 이때에도 면허 제재와 같이 적법 절차에 따라 일정한 금액 이상의 연체 등의 특정 조건이 충족되는 경우에 신상공개가 결정된다. 예를 들어 애리조나주는 양육비 \$5,000(한화 약 593만 원) 이상 미납, 12개월 이상의 연체, 소재불명의 양육비 체납자를 애리조나주 경제보장부(Arizona Department of Economic Security)의 웹사이트에 공개하고 있다. 공개정보는 사진, 이름, 연체금액, 월 지급액, 마지막으로 목격된 장소 등이며 이들에 대해 제보할 수 있는 전화번호와 이메일 주소가 함께 제공된다(Justia, 2015). 앨라배마주는 소재가 불분명한 양육비 미지급자의 신원을 신문 등에 게시하도록 하는데, 신원공개 시 신원공개 대상자의 사진을 포함하도록 하고, 그 외 적절하다고 판단되는 정보를 공개하며, 게시물에는 미지급자에 대한 제보를 받을 수 있는 무료전화번호를 기입하고 있다. 신원공개 게시 이전에 양육비 미지급자인 대상자의 가장 최근의 주소로 명단 공개 사실을 고지하도록 하며 고지 이후 90일 이내에 필요한 조치를 취할 시 공개 대상에 포함시키지 않고 있다(Justia, 2006).

양육비 회수 및 불이행에 대한 제재 등은 주정부 소관 업무이지만, 미국 연방정부인 보건복지부(U.S. Department of Health & Human Services)의 감찰국(Office of Inspector General: OIG)은 특정 조건의 양육비 미지급

사안에 대해 개입하고 있다. OIG는 ① 양육비 채무자가 고의적이고 악의적으로 1년 이상 양육비를 지급하지 않으면서 자녀의 거주지와 다른 주에 거주하는 경우, ② 총 미지급금이 \$5,000(한화 약 593만 원) 이상이면서 자녀의 거주지와 다른 주(State)에 거주하는 경우, ③ 양육비 지급을 회피하기 위해 다른 주 또는 다른 나라로 이주한 경우에 개입하고 있다(U.S. Department of Health and Human Services, 2020a). 현재 OIG 웹사이트 「Status of Deadbeats」(U.S. Department of Health and Human Services, 2020b)에서는 양육비 이행 법원명령을 위반한 양육비 채무자의 신원이 공개되어 있으며 사진, 생년월일, 신장, 몸무게, 체납액, 기소일, 주소지, (추정)소재지 등의 정보를 제공하고 있다.

4. 여권 제한

미국의 「PRWORA」는 양육비 채무자의 여권발급 제재 관련 사항을 두고 있는데 「PRWORA」42 U.S.C. § 652(k)에 따라 양육비 채무자의 여권 거부, 취소, 제한을 규정하고 있으며 이 제도는 1997년 10월 1일 시행되었다(Solomon-Fears & Alison M. Smith, 2016:3). 양육비이행관리기관(Office of Child Support Enforcement)은 양육비 \$2,500(한화 약 300만 원) 이상 채납자의 여권발급, 사용, 변경을 제한(U.S. Department of Health & Human Services, 2020a)하기 위해 양육비 연체자 명단을 국무부(The Department of States)에 전달하여 이들에 대한 여권제재를 신청하고 있다(U.S. Department of Health & Human Services, 2020b). 이에 따라 양육비 채납자의 여권 신규 발급 신청이 90일간 중지되며, 기 발급된 여권은 사용이 중지된다. 다만, 여권중지에 대한 고지(notice), 소명기회 부여 등의 절차가 마련되어 있고, 여권 사용이 정지된 양육비 채무자가 연체 양육비를 완납하거나, 주정부가 여권 제한을 해제하는 경우에만 출국금지 조치가 철회된다.

캐나다에서는 「Family Orders and Agreements Enforcement Assistance Act」에 따라 양육비 채무자의 여권 사용이 제한된다(Department of Justice, 2020). 미지급 금액이 \$3,000(한화 약 266만 원), 연체 기간이 3개월 이상일 때 양육비 이행관리프로그램(Maintenance Enforcement Program: MEP)에 의해 양육비 채무자의 여권사용 중지가 법무부(Department of Justice)에 요청된다. 여권사용 중지 처분을 받은 양육비 채무자는 여권을 즉

시 반납해야 하며, 여권을 반납하지 않을 시 최대 \$5,000(한화 약 444만 원)의 벌금, 또는 최대 6개월의 징역, 또는 병과 처분된다. 법무부는 양육비 이행 관리 프로그램(Maintenance Enforcement Program)의 요청이 있을 경우에만 양육비 채무자의 여권정지 처분을 해제할 수 있다.

호주는 「Child Support(Registration and Collection) Act 1988」 Part VA - Departure prohibition orders에서 양육비 채무자의 출국금지 관련 사항을 규정하고 있다(Federal Register of Legislation, 2018). 정당한 사유 없이 양육비를 지급하지 않은 양육비 채무자의 출국을 금지시키기 위해 아동지원관리원(Child Support Registrar)³⁾이 출국금지명령(Departure prohibition orders)을 발부한다. 아동지원관리원이 출국금지명령을 발부하기 위해서는 다음의 네 가지 조건이 모두 충족되어야 하는데(Australian Government, 2020), ① 양육비 채무자가 양육비를 연체하였을 경우, ② 양육비 채무자가 적절한 지급계획(satisfactory arrangements)을 세우지 않을 경우, ③ 양육비 채무자가 양육비를 지급하지 않을 정당한 사유가 존재하지 않을 경우, ④ 양육비 채무자의 출국을 금지하는 것이 양육비 회수를 위해 필요한 조치라는 확신이 있는 경우가 그에 해당한다. 양육비 완납, 또는 양육비 지급 계획 제출 요건 하에 출국금지명령이 해제될 수 있다.

노르웨이는 「The Maintenance Collection Act」, 「The Medication and Procedure in Civil Disputes(The Dispute Act)」에 따라 양육비를 지급하지 않은 양육비 채무자의 출국을 금지하고 있다. 법령에 따라 양육비이행 관리기관은 법원에 양육비 연체자의 출국금지 명령을 신청할 수 있다(Saue et al., 2014:178). 노르웨이의 양육비 확보 조치 중 하나는 여행제한(travelling restrictions)으로 양육비 채무자의 출국을 허용하지 않고 있다(NAV National Office, 2013).

3) 양육비 연체에 관한 사항을 등록하는 업무를 맡은 자로 양육비 회수, 강제이행조치 등의 업무를 수행함. 「CSRC」에 활동 근거를 두고 있다.

IV. 정책 및 입법과제

1. 형사처벌 규정의 마련

혼인관계 해소 등의 사유로 자신이 양육하지 않는 미성년 자녀에 대한 양육비 지급은 최소한의 부모 도리, 그리고 자녀의 건강한 성장을 바라는 각자의 양심과 애정에 따른 충실한 부모 역할 수행을 통해 원활히 해결되기를 바라는 것이 가장 이상적일 수 있다. 그러나 해외 주요국들이 양육비 이행을 확보하고자 하는 다양한 수단을 도입하고 있는 현실은 양육비 이행 확보가 개인의 도덕성과 책임의식에만 의존할 수 없는 사안임을 시사하고 있다. 우리나라의 경우 양육비 미지급을 개인 간 채무 문제로 간주하여 민사소송을 통해 해결할 것을 촉구하고 있다. 그러나 강력한 이행 조치가 부재한 상황에서 양육비 이행률이 저절로 개선되기를 기대하기는 어렵다. 이에 양육비 이행을 확보하기 위한 다양한 조치를 강구할 필요가 있다. 우선, 부양능력이 없는 미성년 자녀에 대한 비양육부모의 부양책임을 분명히 명시하고 있는 만큼, 이를 위반하였을 경우의 벌칙 규정을 신설하여 합당한 제재를 가하는 방식을 검토해 볼 수 있다. 「양육비이행법」에 부모의 양육책임을 명시하고 있는 만큼, 해당 법률에 처벌 규정을 마련하는 방안을 고려할 수 있고, 양육비 미지급 행위를 보호자의 방임행위로 규정하여 처벌하는 방안도 검토될 수 있다. 또한, 양육비를 지급하지 않는 행위가 보호자의 방임행위로 규정되면, 양육비를 지급하지 않는 양육비 채무자를 「아동복지법」 제71조에 따라 5년 이하의 징역 또는 5천만 원 이하의 벌금형에 처할 수 있다. 동법 제17조제6호에서 ‘의식주를 포함한 보호·양육·치료 및 교육을 소홀히 하는 행위’를 방임행위로 규정하고 있다는 점에서 양육비 미지급은 방임행위에 해당하는 것으로 해석될 여지가 높다. 다만, 동조항이 “자신의 보호·감독을 받는 아동”을 그 대상으로 하고 있음으로 인해 직접 양육을 담당하고 있는 양육부모만이 보호자로 한정되어 해석될 여지 또한 존재한다. 이러한 경우 비양육부모는 동법 제17조제6호가 규정하고 있는 금지행위 위반자에서 배제될 우려도 있다. 이러한 문제는 ‘보호자’의 정의에 ‘부양할 의무가 있는 사람’을 포함하여 그 해결을 타진해 볼 수 있다.

2. 신상공개 제도의 도입

우리나라에서 신상공개제도를 도입할 시 기대되는 효용성은 배드파더스라는 웹사이트를 운영하고 있는 민간단체의 활동에 의해 일부 확인된 바 있다. 자녀의 양육비를 지급하지 않는 부모들의 변화를 촉구하기 위해 설립된 민간단체는 2018년 7월 온라인사이트를 개설하여 양육비를 지급하지 않은 양육비 채무자의 신상 정보를 홈페이지를 통해 공개해왔다. 이에 2019년 5월 신상정보가 공개된 5명이 배드파더스 대표를 명예훼손 혐의로 고소하였으나, 2020년 1월 15일 법원은 대표에게 무죄를 선고하였고, 배드파더스 대표는 현재 항소심 선고를 기다리고 있는 중이다. 배드파더스의 자료를 살펴보면, 우리나라에서는 특히 신상공개 제도 도입 시 양육비 이행률이 제고될 가능성이 높을 것으로 보인다. 배드파더스⁴⁾에 따르면 단체 활동 이래 배드파더스가 해결한 양육비 사례는 모두 520건인데, 이 중 양육비 채납자의 신상 정보를 배드파더스 사이트에 공개하겠다는 사전 통보만으로 양육비가 해결된 사례가 총 해결 사례의 69%인 360건에 이르고 있다(국회정책토론회, 2020). 배드파더스 대표는 최근 국회정책토론회에서 양육비 지급 의무를 다하지 않는 양육비 채무자의 신상을 공개하는데 걸리는 5분이라는 시간과 비용 대비 그 효과를 고려할 때 신상공개제도의 도입이 우리나라에서 양육비 미지급 문제를 해결하는데 기여하는 바가 클 것임을 주장하기도 하였다(국회정책토론회, 2020).

3. 양육비 대지급 제도 도입 검토

양육비 문제를 해결하기 위한 대안으로 가장 많이 거론되고 있는 정책 과제 중 하나는 양육비 대지급(Advance payment of child maintenance) 제도이다. 양육비 대지급 제도는 양육비 채무자가 양육비 지급을 이행하지 않았을 때, 해당 아동이 최소한의 수당을 지급받을 수 있도록 국가가 보장하는 제도를 말한다. 양육비 대지급 제도의 운영방식은 크게 둘로 나누어진다. 양육비를 우선 지급한 후에 양육비 채무자로부터 해당 금액을 회수하거나, 양육비를 채무

4) 배드파더스는 자녀의 양육비를 지급하지 않는 부모들의 변화를 촉구하기 위해 설립된 민간단체가 운영하는 웹사이트로 동 단체는 2018년 7월 온라인사이트를 개설하여 양육비를 지급하지 않은 양육비 채무자의 신상 정보를 홈페이지를 통해 공개해왔으며, 2019년 5월 신상정보가 공개된 5명이 배드파더스 대표를 명예훼손 혐의로 고소하였으나, 2020년 1월 15일 법원은 대표에게 무죄를 선고하였다.

자로부터 회수한 후 양육비 채권자에게 전달하는 방식으로 운영될 수 있다(OECD, 2010). 양육비 대지급 제도 도입의 목적은 양육비 연체 및 미지급으로 인한 아동빈곤을 예방하여 아동의 성장·발달에 기여하려는 데에 있다. 대지급 제도는 양육비 채무자로부터의 양육비 회수를 전제로 하는 것이기 때문에 양육비 회수 절차 및 방법을 정부에서 마련·운영함으로써 양육비 채권자의 소송부담을 완화시키고 양육비 지급의 안정성 제고에 기여할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 우리나라에서는 제17대 국회에서부터 양육비 대지급 관련 논의가 지속되어왔는데, 재정적 부담의 한계로 인해 “비혼 자녀나 미혼모/부자 자녀로 한정하여야 한다는 의견”이 대세를 이루어 결실을 이루지는 못하였다(박복순, 2020:46).

양육비 대지급 제도를 운영하기 위해서는 법개정을 통하여 양육비이행관리기관에 채무자의 재산을 조회할 권한을 부여하고, 양육비가 일정기간 연체되었다는 사실이 증명되면 별도의 소송 없이 양육비 채무자로부터의 급여징수, 자산압류 등을 통해 양육비를 회수할 수 있는 절차를 마련해야 한다. 미국은 「PRWORA」에 근거하여 주정부로 하여금 채무자로부터의 소득징수를 통해 양육비를 채권자에게 지급하고 분배하는 중앙관리 시스템을 도입하였다. 이 법에 근거해 관리기관은 신규채용자의 양육비 채무 여부 및 양육비 채무자의 소득원을 파악하여, 양육비 연체 및 미지급이 발생하면 고용주에게 징수액과 송금처를 고지하도록 하고 있다. 양육비관리기관의 고지를 받은 고용주는 7일 이내에 급여징수액을 송금할 의무가 있다(Solomon-Fears, 2016:23-25).

노르웨이도 유사한 방식을 채택하고 있다. 2005년 「양육비 회수법」(Maintenance Collection Act) 제정으로 양육비 회수기관(Collection Agency)은 전국고용등록소(national employment registry)와 국세청(Norwegian Tax Authority) 시스템에 접근하여 양육비 채무자의 소득 상황 등을 파악하는 것이 가능해졌다(Saue et al., 2014).

우리나라가 양육비 문제와 관련해서 소극적인 정책을 시행하는 데에는 양육비를 공공의 문제로 인식하지 아니하고 사적인 채무관계로만 인식하는 것과 관련이 깊다. 사적인 관계에서 비롯되는 채무의 문제로 보는 경향이 강하기 때문에 이를 개인 간 소송을 통해 해결하도록 하며, 국가는 법률서비스를 제공하거나, 극심한 생계 곤란에 처한 자를 선별하여 제한적으로 양육비를 지급하는 식의 최소한의 개입에 그치고 있는 것이다. 이런 점에서 양육비 대지급 제도 도입이 갖는 매우 중요한 의의는 단지 국가가 양육비 채무자를 대신해 양육비를 지급해 준다는 데에 있지 않다. 그보다 국가가 양육비를 대지급 해줌으로써 양육비 문제를 개인 간의 사적인 문제가 아닌 공적 문제로 재정의 한다는

데에 있다.

V. 결론

양육비 지급 이행을 단지 개인 간 사적 채무로 보기보다 공공문제로 여겨야 하는 이유는 양육비가 아동의 복리와 생존을 보장하기 위해 적시에 적절하게 변제되어야 할 특별한 성질을 지닌다는 데에서 찾을 수 있다. 정기적으로 적절한 금액이 지급되어야만 양육비 지급 본래의 의미와 가치가 실현될 수 있다는 점에서 양육비는 가장 최우선적으로 변제되어야 할 채무로 판단될 수 있고, 이런 점에서 국가개입은 정당화될 수 있다.

우리나라는 유엔의 아동권리협약을 비준한 당사국으로서 제27조에서 규정하고 있는 “아동양육비의 회수를 확보하기 위한 모든 적절한 조치를 취하여야” 할 의무가 있다(UN, 1990). 국가의 도덕적 책무와 사회적 책임, 그리고 자녀양육에 대한 부모책임의 사회규범 수립에 대한 사회적 요구가 증가하고 있는 시점에서 양육비 이행 강화에 대한 국가의 응답이 지체될 이유를 찾기 어려운 이유도 여기에 있다.

다행히도 지난 12월 9일 제21대 국회에서는 양육비 이행 강화 관련 조치를 담은 여러 법률개정안이 여성가족위원장의 대안으로 가결되어 양육비 채무자를 처벌하는 규정이 마련되었을 뿐 아니라, 명단공개, 출국금지 요청도 가능하게 되었다.

양육비 이행을 강화하기 위한 강제조치의 궁극적 목적은 양육비 지급을 누구나 상식으로 인식하고 실천하는 사회적 규범 내지는 관행을 수립하는 데에 있다. 그리고 그러한 결과에 다다르기 위해서는 국가의 적극적인 개입이 요구된다. 양육비의 의도적인 미지급이 아동빈곤 등의 원인이 되어 아동의 복리를 위협한다는 점에서 양육비 미지급은 공익적 사안임을 부인하기 어렵다. 우리나라도 이미 경제적으로 곤란함에 처한 한부모가족을 국가가 부양하고 있고, 아동수당 제도를 도입하였으며, 한시적 양육비 긴급지원제도를 운영하고 있다는 점에서 양육비 이행 관련 사안이 공익으로 다루어질 가능성은 이미 열려 있었다. 이번 법률 개정은 그간 사적 채무로 간주되어왔던 양육비 지급 이행이 공공의 영역으로 인지되었다는 상징적인 의미를 가진다.

한편, 이번 개정은 “감치명령 결정을 받았음에도 불구하고” 양육비 채무를 이행하지 않는 양육비 채무자에 대한 제재 조치라는 점에서 아쉬움이 있다.

앞서 검토하였던 해외 사례처럼, 일정기간의 지연 또는 금액의 연체가 제재 조치의 기준이 아니라는 점에서 법률 개정이 수반할 영향과 효과가 그리 크지 않을 것이라는 우려도 있을 수 있기 때문이다.

가족의 구성, 해체, 재구성이 빠르게 진행되고 있는 상황에서 양육비 이행 문제는 일시적이거나 단기적인 사안이 아니다. 지난 경험을 되돌아 볼 때, 시간이 경과한다고 해서 저절로 개선되기를 기대하기도 어렵다. 양육비 지급에 관한 국가적 개입이 빠르면 빠를수록 아동의 건강한 성장과 발달을 도모한다는 면에서 양육비 이행 조치 강화는 지속적인 관심의 대상이 되어야 할 것이다.

참고문헌

- 국가법령정보센터(2020). “가사소송규칙”. <https://www.law.go.kr/LSW//lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&eventGubun=060101&query=%EC%96%91%EC%9C%A1%EB%B9%84%EC%9D%B4%ED%96%89%EB%B2%95#liBgcolor0>에서 2020.10.30. 인출.
- 국가법령정보센터(2020). “가사소송법”. <https://www.law.go.kr/LSW//lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&eventGubun=060101&query=%EC%96%91%EC%9C%A1%EB%B9%84%EC%9D%B4%ED%96%89%EB%B2%95#liBgcolor0>에서 2020.10.30. 인출.
- 국가법령정보센터(2020). “양육비 이행확보 및 지원에 관한 법률”. <https://www.law.go.kr/LSW//lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&eventGubun=060101&query=%EC%96%91%EC%9C%A1%EB%B9%84%EC%9D%B4%ED%96%89%EB%B2%95#undefined>에서 2020.10.30. 인출.
- 국회정책토론회(2020). 양육비 이행 강화를 위한 개선 방안. 자료집, 전주혜 의원실.
- 김영정(2012). “자녀양육비 확보를 위한 제도개선 방향”. *이화젠더법학*, 제4권 제2호, 185-210.
- 김현진(2020). “양육비이행과 면접교섭권 행사의 긴장관계: 양육비이행확보를 위한 개선방안에 관한 연구”. *법학연구*, 제23권 제1호, 291-324.
- 박복순(2020). “양육비 이행지원 강화방안”. *인권법평론*, 제22호, 37-83.
- 여성가족부(2018). 2018년 한부모가족 실태조사. 서울: 여성가족부.
- 인구보건복지협회(2018). 양육미혼모의 실태 및 욕구조사. 서울: 인구보건복지협회.
- 장명선(2016). “한부모가족 자녀양육을 위한 법제 개선방안”. *이화젠더법학*, 제8권 제1호, 1-35.
- 통계청(2020). 인구총조사. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1SP1601&conn_path=I2에서 2020.10.28. 인출
- 통계청·한국은행·금융감독원(2019). 가계금융복지조사. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1HDAB01&conn_path=I2에서 2020.10.28. 인출
- Australian Government(2020, September 21). Guides to Social Policy Law - Child Support Guide, <https://guides.dss.gov.au/child-support-guide>에서 2020.10.6. 인출.

- Bundesministerium der justiz und für Verbraucherschutz(2019, June 19). German Criminal Code., https://www.gesetze-im-internet.de/englisch_stgb/englisch_stgb.html에서 2020.10.28. 인출.
- Cahn, Naomi R(2000). Collecting Child Support: A History of Federal and State Initiatives. *Clearinghouse Review Journal of Poverty Law and Policy*, 34, 165-181.
- Chemerinsky, Erwin(2016). The Rational Basis Test is Constitutional(and Desirable). *Georgetown Journal of Law & Public Policy*, 14, 401-416.
- Department of Justice(2020). For people who owe support. <https://www.justice.gc.ca/eng/fl-df/enforce-execution/pwo-pqp.html>에서 2020.7.6. 인출.
- European Justice(2017, November 30).Maintenance Claims- France. http://e-justice.europa.eu/content_maintenance_claims-47-fr-en.do?member=1#toc_10에서 2020.10.28. 인출.
- European Justice(2019, October 24).Maintenance Claims- Poland. https://e-justice.europa.eu/content_maintenance_claims-47-pl-en.do?member=1#toc_10에서 2020.10.28. 인출.
- European Justice(2020, June 19). Maintenance Claims- Portugal. https://e-justice.europa.eu/content_maintenance_claims-47-pt-en.do?member=1#toc_10에서 2020.10.28. 인출.
- European Justice(2020, June 30). Maintenance Claims- Belgium, https://e-justice.europa.eu/content_maintenance_claims-47-be-en.do?member=1#toc_10에서 2020.10.28. 인출.
- European Parliament(2014). Child Maintenance Systems in EU Member States from a Gender Perspective.
- Federal Register of Legislation(2018, July 17). Child Support(Registration and Collection) Act 1988. <https://www.legislation.gov.au/Details/C2018C00277>에서 2020.7.6. 인출.
- Hansen, D. (1999). The American Invention of Child Support: Dependency and Punishment in Early American Child Support Law. *The Yale Law Journal*, 108(5), 1123-1153.
- Justia(2006). 2006 Alabama Code - Section 30-3-8 — Publication of delinquent obligor lists. <https://law.justia.com/codes/alabama/2006/22>

- 063/30-3-8.html에서 2020.8.10. 인출.
- _____(2015). 2015 Arizona Revised Statutes Title 25 - Marital and Domestic Relations § 25-526 Child support enforcement information; internet posting. <https://law.justia.com/codes/arizona/2015/title-25/section-25-526/>에서 2020.08.10. 인출.
- Legislation.gov.uk., 「Child Support, Pensions and Social Security Act 2000」, <http://www.legislation.gov.uk/ukpga/2000/19/section/17>에서 2020.6.11. 인출.
- National Conference of State Legislatures(2015), Criminal Nonsupport and Child Support, <https://www.ncsl.org/research/human-services/criminal-nonsupport-and-child-support.aspx> 에서 2020.10.27. 인출.
- National Conference of State Legislatures(2020. October 14). License Restrictions for Failure to Pay Child Support. <https://www.ncsl.org/research/human-services/license-restrictions-for-failure-to-pay-child-support.aspx>에서 2020.10.16. 인출.
- NAV National Office for Social Insurance Abroad and The Collection Agency of the Labour and Welfare Administration(2013, March 8). Child Support Procedures in Norway, Recovery of Maintenance in the European Union and Worldwide, Heidelberg Conference. https://www.childsupport-worldwide.org/tl_files/downloads-abstracts/abstracts-a-b-3-3-2013/Presentation_Bekkali_Rustad_final.pdf 에서 2020.7.31. 인출
- OECD(2010). Social Policy Division-Directorate of Employment, Labour and Social Affairs: PF1.5: Child Support.
- _____(2020). Poverty rate <https://doi.org/10.1787/0fe1315d-en>
- Saue, J., F. de J. Bekkali, E. Sættem and Rustad, B.(2014). Administrative Establishment and Enforcement of Child Support in Norway. in Beaumont, P. B. Hass, L. Walker, and S. Spancken(Eds.). *The Recovery of Maintenance in the EU and Worldwide* (pp.161-182), Hart Publishing, UK: England.
- Solomon-Fears, C.(2016). *The Child Support Enforcement Program: A Legislative History*, Congressional Research Service.
- Solomon-Fears, C. & Alison M. Smith(2016). Child Support Enforcement and the Hague Convention on Recovery of International Child Suppo

- rt. Congressional Research Service.
- State of Alaska, Department of Revenue, Child Support Enforcement Division(1998, September 4). Appellant, v. Paul Beans, Appellee. <https://www.courtlistener.com/opinion/1134878/state-dept-of-revenue-v-beans/>에서 2019.11.13. 인출
- U.S. Constitution 14th Amendment Section 1., <https://www.law.cornell.edu/constitution/amendmentxiv>에서 2019.11.11. 인출.
- U.S. Department of Health & Human Services, Administration for Children & Families, Office of Child Support Enforcement(2020a). How Does the Passport Denial Program Work?. <https://www.acf.hhs.gov/css/faq/how-does-the-passport-denial-program-work>에서 2020.7.30. 인출.
- U.S. Department of Health & Human Services, Administration for Children & Families, Office of Child Support Enforcement, 「Passport Denial Program 101」, <https://www.acf.hhs.gov/css/resource/ocse-story-series-passport-denial-program-101>에서 2020.7.6. 인출.
- U.S. Department of Health and Human Services, Office of Inspector General(2020a). Child Support Enforcement. <https://oig.hhs.gov/fraud/child-support-enforcement/>에서 2020.7.7. 인출.
- U.S. Department of Health and Human Services, Office of Inspector General(2020b), Status of Deadbeats. <https://oig.hhs.gov/fraud/child-support-enforcement/wanted.asp>에서 2020.7.7. 인출.
- United Nations Commission on Human Rights(1990). Convention on the Rights of the Child.
- United States Census(2020). Sex of Workers By Means of Transportation to Work: Workers 16 years and over.

Abstract

Child Support Enforcement: Policies, Laws, and Questions

Min-Sook Heo*

Given the dynamics of deconstruction and reconstruction of family, child support has been a significant issue that must be addressed and resolved. In South Korea, based on 「Act on Enforcing and Supporting Child Support Payment」and「Family Litigation Act」, custodial parents can seek child support from noncustodial parents. According to the survey conducted by the Ministry of Gender Equality in 2018, however, only 15.2% of respondents(custodial parents) answered that they received child support payment from noncustodial parents within one year. While State CSE programs in U.S.A. have authority to use a multiple tools to enforce the payment of child support, those in S. Korean government are limited and ineffective. For example, many countries such as U.S.A, U.K, Australia, Germany, France, and Belgium have civil or criminal laws to prosecute and punish noncustodial parents who fail to pay child support obligations. Some countries also have driver's license suspension policies, passport revocation program, and officially release list of delinquent child support obligors including most wanted posters. Advance payment has been introduced and implemented in order to prevent and reduce child poverty.

By exploring and scrutinizing cases of CSE programs for collecting and distributing child support payment, this article seeks to the ways in which S. Korean government can consider to enhance children's well-being and favorable development. Although there is cross-national diversity in how to respond to nonpayment of child support, it clearly seems that child support enforcement is becoming a public issue rather than a private matter.

Keywords : Child Maintenance, Child Support Enforcement,
Single-Parent Family, Child Poverty, Public Issue

* Legislative Researcher, National Assembly Research Service

통근시간이 직장여성의 결혼생활 만족에 미치는 영향*

김수한**

초 록

통근은 맞벌이 여성의 삶의 질과 만족에 어떤 영향을 줄까? 한국 직장인들은 OECD 국가에서 가장 긴 시간을 통근에 사용하고 있지만, 통근이 삶의 만족에 미치는 영향에 대한 학술적 분석은 적었다. 이 연구는 2007년부터 2018년까지 수집된 여성가족패널을 이용하여 통근시간의 증대가 맞벌이 여성의 결혼생활 만족에 미치는 영향을 분석하였다. 수도권에 거주하는 1,700여 명의 기혼 직장여성을 분석한 이 연구에서 통근시간과 결혼생활 만족은 역(逆) U자형의 관계를 보였다. 통근 시간은 맞벌이 여성의 결혼생활 만족도를 향상시키지만, 일정한 시점을 넘어 장시간 통근으로 접어들면 통근시간 증가는 결혼생활 만족도를 감소시킨다. 통근에 43분 정도의 시간을 사용하는 여성의 결혼생활 만족도가 가장 높았고, 통근시간이 하루 평균 86분을 초과하면 증가하는 시간만큼 결혼생활에 대한 만족이 감소했다. 이 연구는 통근이 맞벌이 직장여성의 삶에 미치는 영향에 관한 이론적 논의와 패널자료를 통한 분석을 통해 학술적, 정책적 기여를 제공한다.

주제어 : 통근시간, 맞벌이 여성, 결혼생활 만족, 완충효과, 여성가족패널

* 이 글의 초고는 2017년 여성가족패널조사 학술심포지움에서 발표됐으며 서울대학교 사회발전연구소 구혜란 선생님의 논평이 논문을 발전시키는데 도움을 되었다. <여성연구> 심사자의 세심한 조언과 논평에 감사드린다. 이 논문은 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2017S1A5A2A01026445).

** 고려대학교 사회학과 부교수 (kimsoohan9@korea.ac.kr)

I. 서론

통근은 일터와 거주지가 분리되며 나타난 근대적 현상이다. 농업과 소규모 가내수공업이 지배적인 시절에 일터와 집은 동일했으며, 가족의 삶과 일의 경계는 모호했다. 도시 팽창, 교통수단 발달, 교외 지역 개발과 같은 사회변화로 인해 사람들은 집과 일터를 오가는 생활을 시작했다(게이틀리, 2016; 비셀, 2019). 하루 평균 1시간 이상을 통근에 사용하는 한국인의 비율은 1995년 9.6%, 2000년 14.5%, 2010년 15.6%, 2015년 22.5%로 꾸준히 늘어나고 있다(통계청, 2019). 한국의 통근시간은 OECD 국가에서 가장 길다. OECD 회원국의 평균 통근시간은 28분이지만 한국은 58분이며, 평균 통근시간이 OECD 국가 2위인 일본과 터키보다도 18분이나 더 길다(OECD, 2011). 인구의 절반 이상이 수도권에 거주하는 한국에서 통근은 직장인과 그들 가족에 영향을 주는 주요한 일상이 되었다.

통근이 규칙적이고 반복적으로 이뤄지기 때문에 통근시간 증대는 시간 관리를 어렵게 하고 삶을 복잡하게 만든다. 특히 세계에서 두 번째로 긴 노동시간을 가진 한국 직장인들에게 장시간 통근은 일-삶의 균형, 가사분담에 많은 영향을 준다. 통근시간과 거리는 성별 및 결혼 지위에 따라 달라진다. 기혼여성의 통근시간이 남성에 비해 짧는데 이는 여성이 남성보다 가족돌봄과 양육 책임을 더 담당한다는 사실과 밀접한 관련이 있다. 기혼 여성들은 집과 가까운 곳에 있는 직장을 선택하거나 여성의 직장과 근접한 곳에 거주지를 정하기 때문이다(양준석·이상현, 2014; 서미숙, 2016). 서울지역 통근자들에 연구에 의하면 기혼여성은 기혼남성보다 통근시간이 9~10분 정도 더 짧았고, 학령기 자녀 또는 미취학 자녀의 숫자가 많을수록 여성의 통근시간 및 거리가 감소했다(Lee & McDonald, 2003; 전명진·강춘령, 2009). 이처럼 기혼 직장여성들은 통근시간 및 통근거리를 조정하면서 자녀양육, 가사에 대한 책임, 직장 일을 함께 수행하며 살아간다(최성수·주익현, 2019).

통근은 삶의 질과 만족에 어떤 영향을 줄까? 통근의 영향에 대한 연구는 긍정적 결과와 부정적 결과가 혼재한다. 통근의 부정적 효과에 관한 문헌에 의하면 통근은 일상에서 경험하는 활동 중에서 행복감이 가장 낮은 활동이며(Kahneman et al., 2004), 통근시간이 증가할수록 삶의 만족은 감소한다(Stutzer & Frey, 2008). 통근시간의 증대는 본인뿐 아니라 배우자와 가족, 대인관계에도 부정적인 영향을 준다. 통근은 그 자체로도 부정적일 뿐 아니라 노동, 여가, 대인관계, 돌봄과 가사 등에 활용할 수 있는 가용시간을 제약함으

로써 삶의 만족에 부정적인 영향을 준다(Olsson et al., 2013; Besser, Marcus & Frumkin, 2008). 이러한 입장에 의하면 통근시간이 늘어날수록 삶의 만족은 감소할 것이다. 반면, 통근의 긍정적 효과에 관한 문헌에 따르면 통근시간의 증대가 삶의 만족의 감소를 가져오지 않을 수도 있으며 오히려 긍정적인 효과를 줄 수도 있다. 사람들은 통근시간을 활용하여 독서, 음악 감상, 통화, 휴식을 취할 수 있으며(Jain & Lyons, 2008), 도착지에서 해야 할 일을 미리 구상하고 준비한다(Davies, 2001; Pearce, 2000). 직장인들은 통근이 제공하는 시간 전환의 기회를 통해 일과 집에서 자신의 역할에 더 충실할 수 있다.

이 연구의 목적은 통근시간이 맞벌이 직장여성의 결혼생활 만족에 미치는 영향을 살펴보는 것이다. 이 연구가 기혼 여성에 초점을 두는 것은 여성이 일과 삶의 영역에서 남성보다 훨씬 큰 시간적 제약과 압력을 경험하고, 이로 인하여 경력을 형성하는 데 어려움을 겪기 때문이다(Moen, 2003; Jacobs & Gerson, 2004; 조주은, 2008; 차승은, 2010). 이 연구는 통근과 관련한 선행 연구 및 이론적 논의에 기초하여 2007년부터 2018년까지 총 7회에 걸쳐 수집된 여성가족패널조사를 이용한다. 통근에 관한 대부분의 연구가 제한된 이론적 관점에 기반을 두었다면 이 연구는 다양한 분야의 이론적 관점을 정리함으로써 통근이 삶의 질과 행복에 미치는 영향에 대한 학술적 논의를 확장하고자 한다. 또한 대부분 국내 선행연구가 횡단자료에 의존했다면 이 연구는 1,700여명의 맞벌이 직장여성에 관한 11년에 걸친 종단자료를 이용한다는 점에서 차별성을 가진다.

II. 이론적 논의 및 연구가설

1. 통근의 부정적 효과

통근이 삶의 만족에 부정적 영향을 준다는 연구는 다양한 분야에서 발견된다. 노벨 경제학상을 받은 다니엘 카네만이 미국 텍사스 거주 직장여성 900명을 대상으로 한 조사가 대표적이다(Layard, 2011). 카네만의 연구에 의하면 통근은 일상 활동 중에서 행복지수가 가장 낮은 활동이며 양육, 가사, 직장일보다도 낮은 행복감을 경험하게 한다(Kahneman et al., 2004). 시간과 거리에 관계없이 통근은 행복하지 않은 활동이라는 것이 이 연구의 핵심이다.

통근이 유쾌하지 않은 활동임에도 불구하고 장시간 통근을 하는 이유는 더 나은 직장과의 선택을 선택함으로써 통근에 대한 보상을 얻을 수 있다는 기대 때문이다. 하지만 이러한 기대는 실현되기 어렵다. 경제학자 스투처와 프레이는 독일의 사회경제패널자료를 바탕으로 통근시간이 증가할수록 통근자의 행복이 감소하는 ‘통근의 역설’을 관찰하였다(Stutzer & Frey, 2008). 여기서 ‘통근의 역설’이란 행복한 삶을 기대하며 장거리 통근을 선택하지만, 통근 스트레스로 인해 삶의 질과 건강이 나빠지고 원만한 가정생활을 하는 데 어려움을 겪는 상황을 의미한다. 승용차를 이용하는 경우에는 소음, 교통체증, 주차로 인하여 심리적 압박과 스트레스를 경험한다. 대중교통을 이용하는 경우에는 낯선 사람들과 불편한 신체접촉을 하고, 교통서비스의 지연과 체증으로 심리적, 육체적 고통을 경험한다(Koslowsky, Kluger & Reich, 2013).

다른 국가를 대상으로 한 연구에서도 통근의 부정적 효과가 관찰된다. 영국 통계청의 조사에 따르면 통근자들은 삶의 만족도가 낮고, 일상 활동의 가치를 낮게 인식하며, 분노 지수가 높다. 특히 출퇴근에 1시간 이상을 사용하는 사람들의 행복은 이동 시간에 비례하여 감소했다(Olsson et al., 2013). 중국 대도시 통근자에 관한 연구에서 통근시간 증가는 삶의 만족과 행복을 감소시켰고, 통근시간이 1시간을 초과할 경우 부정적 효과가 훨씬 늘어나는 것이 관찰되었다(Nie & Sousa-Poza, 2018). 영국 가구패널조사를 이용한 분석에 의하면 통근시간의 증대는 통근자의 삶의 만족과 행복뿐 아니라 그들의 가족 및 배우자에게도 부정적인 효과를 주었다(Roberts, Hodgson & Dolan, 2011). 한국에서도 비슷한 결과가 관찰된다. 서울시에 거주하는 직장인을 대상으로 한 연구에 따르면 통근시간이 증가할수록 행복수준이 감소한다(진장익·진은애·김단야, 2017).

인간에게 주어진 하루가 24시간이라는 제약성을 고려하면 통근시간 증가는 일, 가족 돌봄, 휴식, 교제 등에 사용할 수 있는 가용시간을 감소시킨다. 통근으로 인한 시간부족은 시간에 대한 압박을 심화해 일터와 가정에서 여유를 줄이고, 결과적으로 개인이 경험하는 행복과 삶의 만족에 부정적 영향을 준다. 또한 통근시간의 증가는 사회적 관계를 형성하는 데 부정적 영향을 준다(Besser, Marcus & Frumkin, 2008). 2007~2014년 3,214명의 여성관리자에 대한 종단자료를 이용한 연구에 의하면 통근시간의 증대는 여성관리자들이 직장에서 사회자본을 축적하는 것을 어렵게 했고, 조직에 대한 소속감을 감소시켰다(김수한·안리라, 2018).

2. 통근의 긍정적 효과

통근이 행복과 삶의 만족에 긍정적인 영향을 준다는 연구도 적지 않다. 스웨덴 대도시 거주자를 대상으로 한 연구에서 통근시간 길이(40분 미만, 40~70분, 70분 이상)와 관련이 없이 통근은 삶의 질에 중립적이거나 긍정적 효과를 냈다(Olsson et al., 2013). 미국 보건산업 종사자 1,557명에 대한 연구에 따르면 통근시간이 32분 이하인 직장인의 94%가 통근에 만족한다고 응답했고, 32분을 넘는 통근자 47%도 비슷한 대답을 했다(Wachs et al., 1993). 2001년 샌프란시스코 지역 1,300명의 통근자 조사에서 통근을 즐긴다고 응답한 빈도는 통근이 불편하다고 응답한 빈도보다 더 많았으며, 통근시간이 '0'으로 줄어들면 좋겠다고 응답한 사람은 거의 없었다(Redmond & Mokhtarian, 2001). 2010년 캐나다 시간사용자료를 이용한 연구에 의하면 하루에 45분 이상을 통근하는 직장인 중 55%가 통근에 만족했다(Turcotte, 2011). <2016 경기도민 삶의 질 조사>를 이용한 연구는 장거리 통근의 부정적 영향은 짧은 근무시간과 높은 소득에 의하여 상쇄되는 것으로 나타났다. 경기도 장거리 통근자들은 적정한 수면시간과 높은 여가 만족도를 경험하는 것으로 나타났다(고은주·전승봉, 2017).

통근의 긍정적 효과를 강조하는 연구들은 통근 자체의 유익함과 즐거움에 주목한다(Lyons & Urry, 2005; Jain & Lyons, 2008). 통근을 이용해 독서와 음악 감상 같은 취미를 즐기거나, 친구 및 가족과 통화하거나, 수면이나 휴식의 기회를 얻을 수 있다(Lyons & Chatterjee, 2008). 운전은 포함한 이동은 그 자체로 즐거움을 주는 활동이며(Mokhtarian & Salomon, 2001; 게이틀리, 2016), 출퇴근하는 길에 펼쳐진 풍경을 감상하거나 예전의 추억을 회상하는 것도 삶의 행복을 느끼게 해준다.

통근은 목적지에 도착해서 수행할 일을 구상하고 준비할 기회를 제공한다(Davies, 2001). 통근이라는 공간이동을 하면서 생각을 정리하고, 도착지에서 할 활동에 대한 심리적 준비를 한다는 것이다. 또한 통근이 제공하는 시간 전환의 기회를 통해 직장인들은 일과 집에서 자신이 역할에 더 충실할 수 있다. 집으로 돌아가는 적절한 통근의 시간과 거리는 일터에서 경험한 스트레스를 잊고 가정에서 자신이 수행할 역할과 정체성을 되찾으며, 원만한 가족관계를 유지하는데 중요하다(Jain & Lyons, 2008). 여성들은 퇴근하는 동안 일터에서 겪었던 부담을 머릿속에서 지우고 가정에 돌아가 해야 할 것들을 계획하면서 통근시간을 이용하는 경우가 많다(Pazy, Salomon & Pintzov, 1996).

아울러 통근은 무엇을 하지 못하는 버려진 시간이 아니라 ‘아무것도 하지 않은 시간’이라는 점에서 삶의 휴식이자 피난처이기도 하다. 즉, 직장에서의 일뿐만 아니라 가정과 집에서의 일에서 자유로운 자신만의 시간을 보내게 한다(Jain & Lyons, 2008). 이러한 점에서 통근이 반드시 스트레스를 증가시킨다고 볼 수 없다.

3. 통근과 일-가족 경계 넘기

기존 논의들은 통근이 삶에 미치는 효과에 대해서는 상반된 입장이지만, 통근을 물리적 공간을 넘나드는 시간(time)의 차원에서 접근한다는 공통점을 지닌다. 다시 말해 통근을 A라는 장소에서 B라는 장소로 이동하는 데 요구되는 시간으로 바라보는 인식을 공유한다. 이 연구는 기존의 논의를 확장하여 통근에 대한 새로운 관점을 추가하고자 한다. 즉, 통근이 가족과 일터라는 상이한 규범, 가치, 행동양식이 작동하는 영역들의 경계를 넘나드는(border crossing) 행위라는 것에 주목하고자 한다(Epstein, 2004).

통근은 직장가정 사이의 완충 기능을 담당한다. 산업혁명으로 시작된 출퇴근의 200년 역사를 분석한 한 연구자는 통근의 사회적 의미를 다음과 같이 서술한다. “우리는 통근 덕분에 이중의 삶을 영위할 수 있다. 집에서는 배우자이고 부모이고 반항아인 동시에, 일터에서는 효율성의 화신으로서 특유의 초연함과 침착함과 합리성으로 존경받는 일이 가능한 것이다. 일터로의 여정은 우리에게 ‘우리가 만날 얼굴들을 위한 얼굴을 준비하는’ 시간을 부여하고, 우리가 특정한 장소에 얽매이거나 특정한 도시에 갇히지 않고 탈주할 수 있게 해준다”(게이틀리, 2016:16). 통근이라는 시간적 공간적 완충지대를 통해 사람들은 직장가정간의 경계를 유지하면서 각 영역에서 기대되는 역할을 수행한다.

통근이 제공하는 완충 역할에 대한 이해를 돕기 위해 직장가정 밀접한 곳에 거주하는 기혼자를 생각해 보자. 그 사람은 짧은 시간에 집에서 일터로 출근할 수 있고, 일터에서 가정으로 퇴근할 수 있다. 그러나 편리함만 있는 것은 아니다. 가정과 일터의 경계가 모호해지고, 가정의 삶과 직장생활이 이루어지는 활동 범위가 중첩되거나 상호 침투가 일어날 가능성이 존재한다. 또한 일과 가정에서 형성하는 사회적 관계망이 복잡하게 얽힐 가능성이 존재한다. 사회적 관계의 중첩과 과잉은 삶의 질에 부정적 영향을 줄 수 있다. 직장가정에서 살고 지내는 사람을 퇴근 이후의 생활공간에서도 교류하면 사회적 관계가 과도하게 긴밀해진다. 이러한 상황에서 사회적 관계는 오히려 사적인 자유로움과 여유를

줄이고 정신적 스트레스를 낳는다(이민아, 2013).

통근이라는 완충지대 역할은 기혼여성에게 더 크게 작용할 수 있다. 여성은 남성보다 가사노동에 대한 훨씬 더 많은 책임과 시간압박을 경험하기 때문이다. 행복에 관한 연구에 의하면 사람들은 자신이 하는 일에 몰입(flow)하고 있을 때 최상의 행복을 경험한다(칙센트미하이, 1999). 이러한 관점에 의하면 타인에 의하여 쉽게 일이 중단되고, 불편적으로 이어지는 시간은 행복을 경험하기 어려운 시간이다. 여성의 여가시간은 분절적이고 파편화되는 경향이 있다(Sullivan, 1997; 차승은, 2014; 김진옥·고은주, 2015). 일터와 가정의 거리가 가까운 곳에 거주할 경우 집에서 누리는 여가시간이 직장 영역으로부터 침범당할 위험이 존재한다. 직장일과 가사를 동시에 수행하거나, 두 가지 일을 끊임없이 변경하며 수행할 경우 몰입보다는 스트레스를 경험할 가능성이 높다. 이는 삶의 질과 만족에 대한 감소로 이어진다(Bittman & Wajcman, 2000). 일정한 시간이 소요되는 통근은 일의 영역과 가정의 영역에서 각각 다르게 경험하는 압력과 스트레스를 해소해주고, 완충지대 역할을 해줌으로써 두 영역에서 요구하는 가치와 기대가 충돌하는 것을 막아주는 역할을 한다.

직장과 가정의 경계가 모호할 경우 여성들은 직장과 관련된 일에 몰두하기 어려울 뿐 아니라, 육아와 가사와 관련된 일을 더 많이 수행해야 할 처지에 놓일 수 있다. 출근하면서 자녀를 유치원이나 초등학교에 등교시켜주는 책임을 맡거나, 근무 중에 자녀와 관련된 일을 챙겨야 한다. 이러한 상황은 여성들이 직장에서 자신의 업무에 몰입하는 것을 어렵게 만든다. 자녀 돌봄 및 가정과 관련된 일을 수행하는 과정에서 직장의 업무보다는 가정에 더 관심을 둔다는 오해와 불이익을 받을 수 있다(Blair-Loy, 2003). 직장과 가까운 곳에 거주할 경우 퇴근 이후에도 직장에서의 요청 때문에 사생활이 침범당할 수 있다. 갑작스레 회사에 다녀와야 할 수도 있고, 동료 혹은 상사의 부름에 응해야 할 경우도 존재한다.

지금까지 통근의 부정적 효과, 긍정적 효과, 완충역할에 대한 논의를 차례로 살펴보았다. 이러한 논의를 종합하여 이 연구는 통근의 효과가 통근시간의 상대적 길이에 따라 달라질 것으로 예측한다. 단시간 통근자는 통근의 긍정적 효과와 완충효과를 통해 삶의 만족을 경험할 가능성이 있다. 하지만, 통근시간이 지나치게 길어지면 통근의 긍정적 효과와 완충효과 보다는 부정적 효과가 훨씬 강해서 삶의 만족이 감소할 것이다. 이는 통근의 부정적 효과가 장시간 통근자에게 강하게 나타난다는 기존 연구에 근거를 둔다(Olsson et al., 2013; Nie & Sousa-Poza, 2018). 이상의 논의를 바탕으로 다음의 연구가설을 세울 수 있다.

가설: 통근시간과 기혼직장 여성의 결혼생활 만족도 사이에는 역-U자형 관계가 있을 것이다.

Ⅲ. 연구자료 및 분석전략

1. 연구자료

이 연구는 2007년부터 2018년까지 총 7회에 걸쳐 수집된 여성가족패널조사(이하 가족패널)를 이용한다. 가족패널은 2007년, 2008년, 2010년, 2012년, 2014년, 2016년, 2018년에 걸쳐 여성의 가족, 가구구조, 일자리 경력에 관한 사항을 반복적으로 조사한 자료이다. 가족패널은 전국 일반가구 중 만 19세 이상 만 64세 이하의 여성가구원이 있는 가구를 대상으로 하며, 표본으로 추출된 9,068가구에 속한 9,997명의 여성이 원표본이다. 원표본 유지율은 2008년 85.2%, 2010년 80.1%, 2012년 75.2%, 2014년 72.6%, 2016년 70.1%로 비교적 높은 수준이다(주재선 외, 2018). 본 연구는 여성가족패널 1차(2007년)에서 7차(2018년)까지의 개인용 조사와 일자리용 조사를 결합하여 데이터 셋을 구성하였다.

이 연구의 분석 대상은 서울, 인천, 경기도 등 수도권에 거주하며 출퇴근을 하는 기혼 직장여성이다. 통근하는 기혼 직장여성으로 한정된 이유는 다음과 같다. 첫째, 연구 목적이 통근이 직장여성의 결혼생활 만족에 미치는 영향을 분석하기 때문에 직장생활을 하지 않는 여성은 제외했다. 둘째, 가족패널은 여성이 가정에서 경험하는 삶의 만족도를 결혼생활에 중점을 두어 측정하고 있다. 결혼에 대한 전반적인 행복감, 부부생활 만족도 등에 관한 문항들은 기혼자에게만 해당한다. 이와 같은 가족패널의 특징 때문에 분석대상을 기혼자로 한정하였다. 셋째, 이 연구는 통근이라는 시간적, 공간적, 규범적 제약이 일-생활의 균형 및 그와 관련된 삶의 질을 분석하는 데 있다. 비혼자와 기혼자가 경험하는 일-생활의 균형의 제약은 동일하지 않을 수 있기 때문에 연구 대상을 기혼자로 제한하는 것이 더 적합할 것으로 판단된다. 넷째, 수도권 거주자로 한정된 이유는 한국에서 통근으로 인한 지속적인 고통을 가장 많이 경험하는 곳이 서울, 인천, 경기도에 거주하는 직장인이기 때문이다(손웅비·장재민, 2019).

이러한 기준으로 본 연구는 2007년부터 2018년까지 1,700명의 맞벌이 기

혼여성을 분석한다. 분석에 포함된 여성은 평균 45.3세이고, 25.1%가 8세 미만의 미취학 자녀를 두고 있다. 연구 대상을 직종별로 살펴보면 관리·전문직 29.1%, 판매직 17.2%, 서비스직 15.2%, 사무직 15.1%, 육체노동 11.8%, 기술직 8.5% 순이다. 분석에 포함된 여성 중에서 정규직은 33.2%이다. 고용형태를 보면 타인의 회사에 고용된 종사자는 전체의 69.9%이고, 자영업은 21.7%, 가족 혹은 친인척의 회사에 일하는 경우는 4.8%이다. 분석에 사용한 변수와 이에 대한 측정방법은 <표 1>에 간략히 정리되어 있으며, 각 변수의 기술통계 값은 <표 2>에 제시되어 있다. 핵심적인 변수의 측정 및 기술통계는 다음 절에서 상세히 설명한다.

<표 1> 변수의 측정

변수	측정 방법
결혼생활 만족도	“전체적으로 보아 남편과의 요즈음 결혼 생활에 대한 느낌을 가장 잘 표현하고 있다고 생각하는 숫자에 응답해 주십시오” 응답: 1=매우 불행하다~10=매우 행복하다
통근시간	일자리로 출퇴근하는데 걸리는 시간 (왕복 시간)
근무시간 (1주)	여성 응답자의 총 근무시간 (1주)
남편 근무시간 (1일)	남편의 1일 평균 노동시간
가사노동시간_본인	본인의 1일 평균 가사노동시간 (주중 및 주말 평균시간)
가사노동시간_남편	남편의 1일 평균 가사노동시간 (주중 및 주말 평균시간)
남편 가사분담 만족	남편이 설거지, 청소 등 가사노동을 분담하는 정도에 대한 만족도 응답: 1=전혀 만족하지 않는다, 2=별로 만족하지 않는다, 3=보통이다, 4=대체로 만족한다, 5=매우 만족한다
일에 대한 만족도	현재 하고 있는 일에 대한 전반적인 만족도 응답: 1=매우 불만족, 2=약간 불만족, 3=보통, 4=약간 만족, 5=매우 만족
건강상태	현재의 건강상태 응답: 1=매우 나쁘다, 2=조금 나쁜 편이다, 3=보통이다, 4=대체로 좋은 편이다, 5=매우 좋다
부부의 공동 여가활동	“부부가 같이 외출하여 영화, 공연, 스포츠 등 관람하기” “부부가 같이 산책, 조깅, 등산, 운동 등을 하기” 응답: 1=한 달에 한 번도 안했다, 2=달에 한 번, 3=2주에 1번 정도, 4=일주일에 1번 정도, 5=일주일에 2번 이상 (두 문항을 합한 평균 값, 크로바하 알파 값=0.55)
정규직	정규직=1 / 비정규직 혹은 기타=0
고용형태	임금 종사자, 자영업, 가족·친족 회사
근속기간	현재 직장에서 재직한 기간 (년)
임금 (log)	본인의 월 임금 (log)
일자리적군	육체노동, 전문직/관리직, 사무직, 서비스직, 판매직, 기술직
가구소득(로그)	가구의 1년 소득 (log)

변수	측정 방법
남편의 고용상태	1=고용, 0=비고용 혹은 실직
미취학 자녀 수	8세 미만 취학 이전의 자녀 수
초중고 자녀 수	초등학교~고등학교 재학 중인 자녀 수
교육 수준	최종학력 1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=2년 전문대학, 5=4년제 대학교, 6=대학원 이상
나이	조사 당시 연령
종교	종교생활 유무 및 종교가 있는지 1=종교 있음, 0=종교 없음

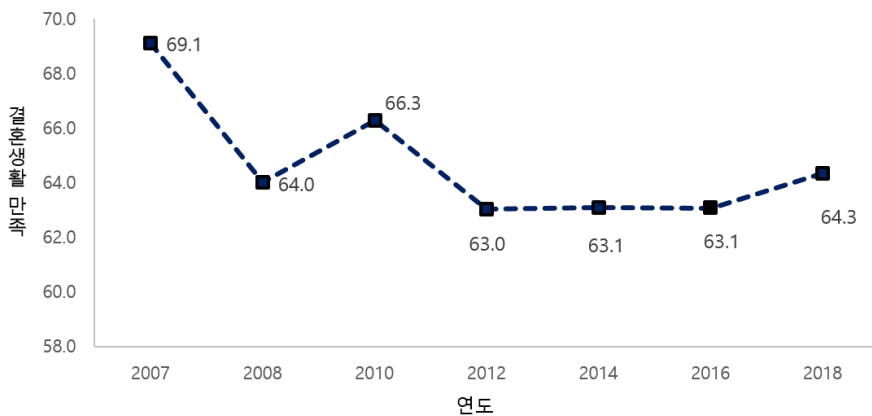
〈표 2〉 기술통계 (N = 7,344)

변수	평균	표준 편차	최소값	최대값
결혼생활 만족도	64.730	19.233	0	100
통근시간 (분)	50.792	38.772	0	480
근무시간 (1주)	41.024	17.144	0.5	133
1일 근무시간 (남편)	9.215	1.937	1	20
1일 평균 가사노동시간 (본인)	157.056	117.937	0	1440
1일 평균 가사노동시간 (남편)	27.208	41.309	0	514
남편 가사노동 만족도	3.098	1.040	1	5
일에 대한 만족도	3.315	0.777	1	5
정규직	0.332	0.471	0	1
근속기간	3.431	5.454	0	64
남편 고용상태	0.849	0.358	0	1
임금(log)	14.179	0.686	9.903	17.728
가구소득(log)	17.633	0.612	12.206	19.876
미취학 자녀수	0.225	0.527	0	4
초중고 자녀수	0.870	0.926	0	5
교육수준	4.574	1.194	1	6
나이	45.286	8.810	20	74
종교 있음	0.522	0.500	0	1
건강상태	3.737	0.771	1	5
부부의 공동 여가활동	1.748	0.889	1	5
고용형태_임금 종사자	0.699	0.459	0	1
고용형태_자영업	0.217	0.412	0	1
고용형태_가족·친족 회사	0.048	0.213	0	1
육체노동	0.118	0.323	0	1
사무직	0.151	0.358	0	1
서비스직	0.152	0.359	0	1
판매직	0.172	0.378	0	1
기술직	0.085	0.280	0	1
관리·전문직	0.291	0.454	0	1

2. 변수 및 측정

1) 종속변수

이 연구의 종속변수는 기혼 직장여성이 경험하는 결혼생활 만족도이다. 결혼생활 만족도는 “전체적으로 보아 남편과의 요즈음 결혼생활에 대한 느낌을 가장 잘 표현하고 있다고 생각하는 숫자에 응답해 주십시오”라는 물음으로 측정했다. 이 질문에 대해 1~3차 패널은 1(매우 불행하다)~7(매우 행복하다)의 7점 척도로 응답하게 하였고, 4~7차 패널은 1(매우 불행하다)~10(매우 행복하다)의 10점 척도로 응답을 구하였다. 응답 척도의 변화에 대처하기 위해 본 연구는 1~7차년 측정값을 100점으로 환산하여 표준화하였다.



[그림 1] 수도권 거주 맞벌이 여성의 결혼생활 만족, 2007년~2018년

2007~2018년 서울, 경기, 인천 등 수도권에 거주하는 맞벌이 여성의 결혼생활 만족도는 100점 만점에 평균 64.73점이며 표준편차는 19.23이다. 이는 여성가족패널에 포함된 모든 맞벌이 여성의 결혼생활 만족도 평균 64.74점(표준편차=17.88)과 비슷한 수준이다. 2007년 69.1점, 2010년 66.3점을 제외하고 나머지 기간은 63~64점 구간에 머물러 있다. 100점이 만점인 것을 생각하면 맞벌이 여성의 결혼생활 만족도는 높다고 볼 수 없으며, 2007년~2018년 사이의 변화를 보면 감소하는 추세이다([그림 1] 참고).

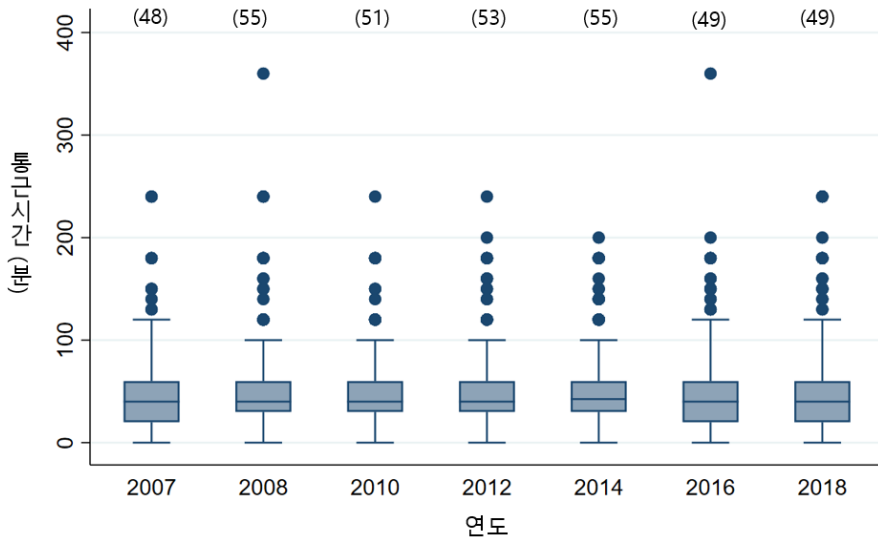
2) 설명변수

통근시간은 직장과 집을 왕복하는데 소요되는 시간을 분(minute) 단위로 조사하였다. 이 연구의 초점인 수도권 거주 맞벌이 여성의 하루 평균 통근시간은 50.8분이고, 표준편차는 33.8분이다(〈표 2〉 참고).

[그림 2]는 2007~2018년 수도권에 거주하는 맞벌이 여성의 통근시간을 박스플롯으로 나타낸 것이다. 2007년에서 2018년 사이 하루 평균 통근시간은 2007년 48분에서 2018년 49분으로 큰 변화가 없다. 2008~2014년 사이의 평균 통근시간이 51~55분으로 증가했지만 2016년 이후 다시 50분 미만으로 감소했다. 2016~2018년 평균 통근시간은 감소했지만 편차는 오히려 증대되었다. 2016년과 2018년의 경우 1사분위(0~25%)에 해당하는 맞벌이 여성의 통근시간은 2008년 이래 가장 낮은 수준이고 해당 구간의 편차도 작은 편이다. 하지만 2·3사분위(25~75%)의 통근시간 편차는 이전보다 늘어났다. 특히 4사분위(75~100%)에 해당하는 여성들의 통근시간 격차는 훨씬 더 증대했다. 이는 수도권에 거주하는 맞벌이 여성들이 통근에 사용하는 시간의 편차가 2014년 이후에 늘어났음을 의미한다.

2019년 통계청의 「생활시간조사」에서 전국의 성인 남녀가 하루 이동에 사용하는 시간이 평균 76분인 것과 비교하면 맞벌이 여성의 통근시간은 상대적으로 짧은 편이다.¹⁾ 이는 여성의 통근시간이 남성보다 짧다는 일반적 특징이 반영된 것이다. 하지만 맞벌이 여성의 통근시간이 남성보다 짧다고 해서 통근이 여성에게 미치는 시간압박과 시간빈곤을 가볍게 생각할 수 없다. 〈표 2〉가 보여주듯이 여성이 매일 담당하는 가사노동 시간은 남성보다 130분 더 길다(여성 157분, 남성 27분).

1) 2007~2014년 조사된 여성관리자패널에 의하면 여성관리자의 통근시간은 평균 87.5분이다(김수한·안리라, 2018). 2019년 통계청의 「생활시간조사」에서 통근시간은 전국 평균 76분이며, 수도권(서울, 경기, 인천)은 전체 평균보다 9~15분 정도 더 긴 것으로 나타났다(통계청, 2020). 연구의 분석 대상인 기혼 직장여성의 통근시간이 여성관리자패널 및 생활시간조사 보다 짧은 것은 성별, 고용상 지위, 직급, 결혼 지위 등과 관련이 있다(전명진·강춘령, 2009; 서미숙, 2016; 최현석·이병호, 2017). 일반적으로 여성보다 남성이, 비정규직보다 정규직이, 기혼자보다 비혼자의 통근시간이 길다.



주: 괄호 안의 숫자는 연도별 평균 값

[그림 2] 수도권 거주 맞벌이 여성의 통근시간, 2007~2018년

3) 통제 변수

이 연구는 선행연구를 바탕으로 결혼생활 만족에 영향을 줄 수 있는 요인들을 통제하고자 하였다. 개별 통제변수의 측정과 기술통계는 <표 1>과 <표 2>에 제시되어 있다.

우선 통근시간, 노동시간, 가사시간, 여가활동은 서로 밀접하게 연동되어있기 때문에 통근 이외의 시간 활용을 통제할 필요가 있다. 기혼여성 본인의 노동시간 및 배우자의 노동시간이 길어질수록 시간제약이 증가하여 결혼생활 만족이 감소할 수 있다. 가사분담은 맞벌이 여성의 결혼만족도에 영향을 준다(이여봉, 2010). 남편의 가사분담은 여성의 가사부담을 줄여줌으로써 결혼생활에 대한 여성의 만족도를 높이는 데 기여한다(유계숙, 2010). 이러한 선행연구를 바탕으로 본인의 가사노동시간, 배우자의 가사노동시간, 배우자가 수행하는 가사노동에 대한 만족도 등을 통제하였다. 부부의 공동 여가활동을 통제했는데, 일반적으로 공동 여가활동의 횟수가 빈번할수록 결혼만족은 높아진다(이여봉, 2010).

가구의 경제적 상황, 본인의 직무, 배우자의 취업상태 등의 영향도 통제하였다. 구체적으로 연간 가구소득, 배우자 고용여부, 본인의 고용지위(정규직 여부) 및 직무유형, 일에 대한 만족도, 근속연수, 고용형태(임금 종사자, 자영업,

가족·친족 회사) 등을 통제하였다. 미성년 자녀의 존재도 부부의 결혼생활에 영향을 줄 수 있기 때문에 미취학 자녀수와 초중고 자녀수를 각각 모델에 포함했다. 그 이외에 나이, 종교, 교육수준, 건강상태 등 결혼생활 및 삶의 질에 관한 선행연구에서 주요하게 다루었던 변수들을 통제했다.

3. 분석모델

이 연구에 사용된 자료는 동일한 사람에 대한 반복적인 관찰이 이루어진 패널자료이다. 2007년부터 2018년까지 최대 7회에 걸친 조사가 이루어졌다. 횡단자료와는 달리 패널조사는 동일한 대상과 변수를 반복적으로 측정했기 때문에 일반최소자승법(OLS, ordinary least square)을 통한 회귀분석을 이용할 수 없다. 패널조사에 참여한 동일한 사례 간에 자기상관의 문제가 발생하며, 반복 측정으로 인하여 사례 간의 군집 클러스터가 형성될 가능성이 높다. 이로 인하여 개별 사례들이 독립적이어야 한다는 OLS의 기본 가정을 충족시킬 수 없다. 이와 같은 문제에 대응하기 위해 이 연구는 고정효과모델(fixed effects)을 이용하였다(Allison, 2009).²⁾ 분석에 사용된 통계프로그램은 STATA 15이고, 명령어는 streg이며 동일한 개인에 대한 클러스터링을 통제하였다.

IV. 분석결과

〈표 3〉은 통근시간이 기혼 직장여성의 결혼생활 만족에 미치는 영향을 고정효과 모델로 분석한 결과이다. 모형1은 통근시간을 제외한 통제변수를 모델에 포함시킨 것이다. 모형2는 통제변수에 통근시간을 추가한 것으로 통근시간과 결혼생활 만족도 사이의 선형관계를 살펴본다. 마지막으로 모형3은 통근시간 제곱을 추가한 모형으로서 통근시간과 결혼생활 만족도 사이의 역(逆) U자의 관계가 존재하는가를 분석하는 것이 목적이다. 통제변수들을 살펴보면 모형1~모형3 사이에 통계적 유의성에 있어 큰 변화가 없다.

모형2가 보여주듯이 다양한 요인을 통제한 상황에서도 통근시간의 증대는 기혼 직장여성의 결혼생활 만족도에 부정적인 영향을 준다. 건강상태, 부부의

2) 확률효과 모형(random effect model)과 비교하여 모델적합도를 평가하기 위해 Hausman Test를 통해 고정효과 모형이 더 적합한 것을 확인하였다.

여가활동, 종교, 근무시간, 가사노동, 남편의 가사분담만족, 자녀, 가구소득, 고용지위, 직무만족, 교육수준, 나이 등 다양한 요인들을 통제한 상황에서 통근시간이 길어질수록 맞벌이 여성이 경험하는 결혼생활 만족도는 줄어든다. 집과 직장을 왕복하는 통근시간이 1시간 증가할 때마다 결혼생활 만족도는 1.657정도 감소한다(모형2). 이 결과는 통근시간이 길어질수록 삶의 만족 및 부부관계 만족이 감소한다는 선행연구와 일치하는 것이다(Stutzer & Frey, 2008; 진장익·진은애·김단야, 2017; Lorenz, 2018).

모형3은 보다 흥미로운 결과를 보여준다. 즉, 통근시간 제곱 변수가 통계적으로 유의미하게 나타났으며, 2차항의 지수가 -1.152로서 음의 값을 가진다. 이는 통근시간과 결혼생활 만족도 사이에 역(逆) U자의 관계에 있다는 것을 보여주는 것이다. 다시 말해 통근시간이 짧을 때는 통근이 맞벌이 여성의 결혼생활 만족도를 증가시켜주지만, 통근시간이 너무 길어지게 되면 결혼생활 만족이 감소한다.

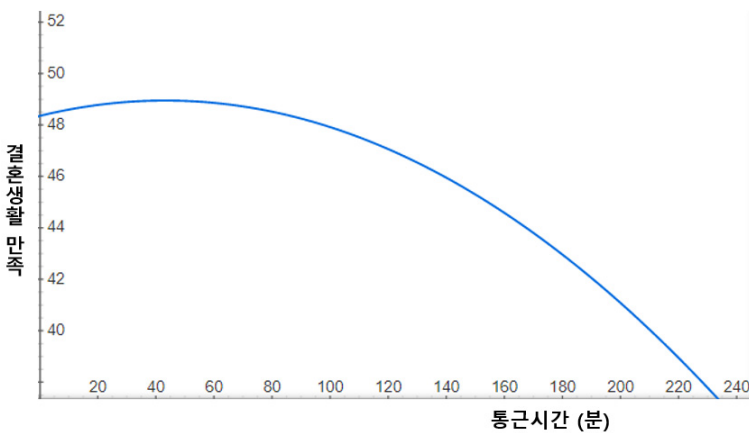
〈표 3〉 통근시간이 여성의 결혼생활 만족에 미치는 영향 (고정효과 모델)

변수	모형1	모형2	모형3
통근시간		-1.657*	1.660
		(0.734)	(1.740)
통근시간(제곱)			-1.152*
			(0.548)
근무시간_본인 (1주일)	0.012	0.005	0.004
	(0.028)	(0.041)	(0.041)
근무시간_남편 (1일)	0.565**	0.847***	0.864***
	(0.212)	(0.250)	(0.249)
가사노동시간_본인	0.005	0.005	0.005
	(0.003)	(0.004)	(0.004)
가사노동시간_남편	-0.014	-0.014	-0.014
	(0.009)	(0.010)	(0.010)
남편 가사노동 만족도	2.954***	2.830***	2.840***
	(0.376)	(0.428)	(0.428)
부부의 공동 여가활동	1.781***	1.998***	1.989***
	(0.405)	(0.456)	(0.455)
연간 가구소득 (log)	3.110***	4.341***	4.399***
	(0.881)	(0.994)	(0.994)
미취학 자녀수	-1.101	-1.184	-1.211
	(0.987)	(1.077)	(1.076)
초중고 자녀수	-0.208	-0.373	-0.398
	(0.581)	(0.660)	(0.659)

변수	모형1	모형2	모형3
나이 (본인)	-1.848 (4.014)	-1.584 (3.920)	-1.552 (3.916)
종교 있음	0.471 (0.829)	0.319 (0.955)	0.358 (0.954)
건강상태 (본인)	0.694 (0.461)	0.650 (0.529)	0.682 (0.529)
교육수준 (본인)	-0.655 (3.838)	-1.438 (4.160)	-1.393 (4.156)
남편 고용상태	-0.264 (1.056)	-0.107 (1.205)	-0.154 (1.204)
정규직	0.361 (1.299)	0.475 (1.355)	0.480 (1.354)
일에 대한 만족도	0.918* (0.462)	0.865 (0.537)	0.892 (0.536)
근속기간	-0.092 (0.115)	-0.047 (0.149)	-0.032 (0.149)
임금 (log)	-0.340 (0.833)	-0.816 (1.177)	-0.970 (1.178)
고용형태_자영업	-0.649 (1.738)	-1.973 (2.972)	-1.620 (2.974)
고용형태_가족·친족 회사	3.288 (5.920)	-8.188 (20.444)	-7.262 (20.429)
사무직	0.450 (2.683)	-1.226 (2.946)	-1.344 (2.944)
서비스직	-0.689 (2.332)	-5.480* (2.787)	-5.569* (2.784)
판매직	3.649 (2.352)	4.787 (2.894)	4.651 (2.892)
기술직	-2.943 (2.649)	1.350 (2.979)	1.098 (2.979)
관리 및 전문직	3.783 (2.418)	2.994 (2.859)	2.801 (2.858)
연도_2008년	-4.578 (4.192)	-5.786 (4.169)	-5.783 (4.165)
연도_2010년	1.533 (12.095)	0.396 (11.841)	0.120 (11.830)
연도_2012년	1.282 (20.090)	-0.510 (19.627)	-0.874 (19.609)
연도_2014년	3.756 (28.101)	1.960 (27.437)	1.504 (27.412)
연도_2016년	6.211 (36.116)	4.104 (35.248)	3.562 (35.216)
연도_2018년	11.459 (44.102)	8.874 (43.038)	8.208 (42.999)
상수	72.439 (157.648)	50.217 (152.440)	48.351 (152.297)
관찰수	3,984	3,192	3,192
개인수	1,524	1,366	1,366
R-squared	0.095	0.104	0.106

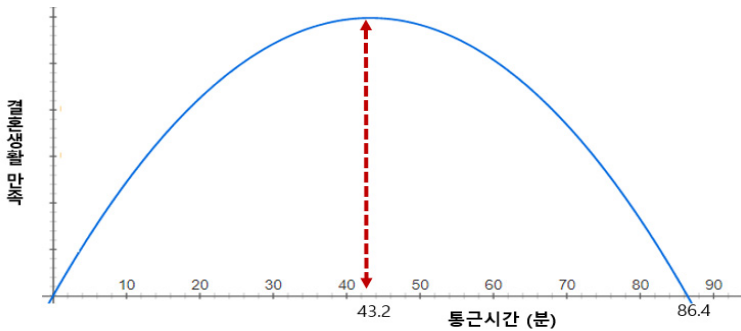
주: *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05; 괄호 안의 숫자는 강건 표준오차(robust standard error)

[그림 3]은 모형3의 결과를 그래프로 제시한 것이다. 이 그래프는 통근시간 증가와 결혼생활 만족은 단순 선형(linear) 관계가 아님을 보여준다. 통근시간이 길지 않은 구간에서는 통근시간이 증가할수록 맞벌이 여성이 경험하는 결혼생활 만족도가 증가하지만, 어느 시점을 넘어서면 통근시간의 증가는 결혼생활 만족도를 감소시킨다. 통근시간과 결혼생활 만족도 사이에 역 U자형 관계가 있음을 그림을 통해 확인할 수 있다. 그림에도 불구하고 통근이 가져다 줄 수 있는 긍정적 효과는 제한된 통근시간의 범위 안에서 발생하며, 장시간 통근자의 경우 통근시간이 늘어날수록 삶의 만족이 현저하게 감소하는 추세는 명확하다.



[그림 3] 통근시간과 맞벌이 여성의 결혼생활 만족

통근의 긍정적 효과를 경험하는 시간적 범위는 어디까지이고, 어떤 시점부터 부정적 효과가 더 강하게 나타날까? 이 물음에 답하기 위해 [그림 4]는 [그림 3]에서 통근시간이 90분 이하인 구간을 확대한 것이다. [그림 4]는 맞벌이 여성이 경험하는 결혼생활 만족도가 증가에서 감소로 변화하는 시점을 보여준다.



[그림 4] 통근이 결혼생활 만족에 긍정적으로 영향을 미치는 구간

통근과 결혼생활 만족도 사이의 변곡점은 왕복 43.2분(편도 21.6분)이다. 왕복 43.2분을 통근하는 맞벌이 여성의 결혼생활 만족도가 가장 높다. 이 정점에 도달할 때까지 통근시간이 길어질수록 결혼생활 만족도는 증가하며, 통근시간이 43.2분을 초과하면 통근이 가져다주는 만족도는 감소한다. 그렇다고 통근의 긍정적 효과가 곧바로 부정적 효과로 바뀌는 것은 아니다. 통근에 86.4분(대략 1시간 30분) 이하를 사용하는 여성의 결혼생활 만족도가 통근시간이 0인 경우보다 높다는 점에 주목할 필요가 있다. 왕복86분(편도 43분)을 넘지 않는다면 통근은 맞벌이 여성의 결혼생활에 만족도를 높이는데 기여함을 알 수 있다.

왕복 통근시간이 86.4분(1시간 23분)을 초과하면 통근시간이 증가할수록 결혼생활 만족도는 더 감소한다([그림 3]과 [그림 4] 참고). 이 발견은 장거리 통근자에 관한 해외 선행연구와 일치한다. 영국 통계청 자료를 통한 분석에서 출퇴근에 1시간 이상을 사용하는 경우 통근시간이 증가할수록 삶의 만족이 감소했으며(Olsson et al., 2013), 중국 대도시 자료를 이용한 연구에서도 통근시간이 1시간을 초과할 경우 부정적 효과가 훨씬 커지는 것이 관찰되었다(Nie & Sousa-Poza, 2018).

흥미로운 점은 20분 미만을 통근하는 여성보다 30분~60분 통근하는 여성의 결혼생활 만족도가 높다는 것이다. 통근에 더 긴 시간을 사용함에도 불구하고 만족도가 높은 이유가 무엇일까? 기존 연구를 통해 몇 가지 가능성을 생각해볼 수 있다. 첫째, 통근이 제공하는 완충효과이다. 통근은 직장과 가정 사이에 완충지대의 기능을 함으로써 가정생활과 관련된 사회적 관계와 직장생활과 관련된 사회적 관계가 얽히고 증첩되는 것을 줄여준다. 집과 직장이 가까울 경우에는 이러한 완충효과가 제공하는 이점을 경험하기 어렵게 된다. 둘째, 통근이 가져다주는 기분전환과 역할전환의 효과를 생각해볼 수 있다. 적정한 통

근시간은 일터에서의 스트레스와 감정을 완화시키고, 가정에 돌아가서 자신이 담당할 역할과 일을 마음속으로 준비할 기회를 제공한다(Davies, 2001; Jain & Lyons, 2008). 통근시간이 짧은 맞벌이 여성의 경우에는 가사와 자녀돌봄에 대한 책임을 더 많이 부담하는 경향이 있다는 선행연구를 고려하면(Lee & McDonald, 2003; 전명진·강춘령, 2009), 편도 10분 미만을 통근하는 여성들은 직장 일을 마치고 곧바로 가사를 담당하는 처지에 놓일 가능성이 높다.

통제변수들의 효과를 간단히 살펴보자. 선행연구와는 달리 맞벌이 여성과 배우자의 가사노동 시간은 결혼생활 만족에 유의미한 효과를 보이지 않았다. 반면, 남편의 가사노동에 대한 만족이 높을수록 결혼생활 만족은 크게 증가하는 것으로 나타났다(모형1~모형3). 이는 선행연구와 일치하는 것이다. 부부가 함께하는 여가활동이 빈번할수록 결혼생활 만족도 역시 증가하는데, 이 결과도 기존의 연구와 일치한다. 맞벌이 여성의 노동시간은 결혼생활 만족에 통계적으로 유의미한 효과를 주지 못했지만, 남편의 노동시간 증가는 긍정적인 효과를 보였다. 이는 남편의 1일 노동시간이 증가할수록 가사분담에 기여하지는 못하지만 가구소득의 증대로 이어지기 때문일 것으로 해석된다. 실제로 연간가구소득이 증대할수록 맞벌이 여성이 경험하는 결혼생활 만족은 높아진다(모형1~모형3). 그 이외에 미취학 자녀 수, 초중고 자녀 수, 연령, 남편의 고용상태, 근속연수, 직무만족도, 교육수준, 본인의 고용형태 등이 미치는 효과는 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다.

V. 결론 및 논의

장시간 노동이 일상이 된 한국의 직장인들은 OECD 국가에서 가장 긴 시간을 통근에 사용한다. 통근에 관한 정책적 논의와 학술적 연구가 축적되고 있지만, 국내 선행연구는 성별, 결혼지위, 직종, 거주지역에 따른 통근시간의 차이와 통근패턴에 초점을 두었다. 통근이 삶의 만족과 일·가족 균형에 미치는 영향에 대한 국내 연구는 제한적이며, 통근이 삶의 만족과 행복에 미치는 영향에 관한 해외 연구는 긍정적 효과와 부정적 효과가 혼재하고 있다. 이 연구는 2007년부터 2018년까지 수집된 여성가족패널을 이용하여 통근시간의 증대가 맞벌이 여성의 결혼생활 만족에 미치는 영향을 분석하였다. 수도권에 거주하는 1,700여 명의 기혼 직장여성을 대상으로 한 분석에서 통근시간과 결혼생활 만족은 역 U자형의 관계를 보였다. 통근시간 증가는 맞벌이 여성의 결혼

생활 만족도를 향상시키지만, 일정한 시점을 넘어 장시간 통근으로 접어들면서 통근시간의 증가는 결혼생활 만족도를 감소시킨다.

단시간 통근자에게 통근시간이 늘어날수록 결혼생활 만족도는 향상되었다. 통근에 40~50분을 사용하는 맞벌이 여성의 결혼생활 만족이 20분을 통근하는 경우보다 높게 나타났다. 이 결과는 통근이 단순히 직장과 가정을 왕복하는 물리적 이동의 차원을 넘어 사회심리적 행위라는 주장을 지지하는 것이다. 통근은 기업조직과 가족이라는 상이한 규범이 지배하는 제도의 영역을 넘나드는 행위이며(Epstein, 2004), 두 영역의 상호침범을 줄이는 완충 역할을 한다. 사람들은 통근을 이용하여 일터에서 경험했던 스트레스를 해소하고 가정으로 돌아가서 자신이 해야 할 일을 미리 구상하기도 하고, 직장인에서 배우자 혹은 부모로 역할을 전환하는 시간을 보낸다(Jain & Lyons, 2008; 게이틀리, 2016). 집과 직장이 근접한 거리에 위치한 경우에 통근이 제공하는 기분전환과 역할전환을 위한 충분한 시간을 확보할 수 없다. 오히려 단거리 통근을 하는 기혼여성의 경우에 돌봄과 가사에 대한 부담을 많이 담당하고, 남성 배우자는 가사분담에 더 소극적인 태도를 취할 수 있다(전명진·강춘령, 2009; 양준석·이상현, 2014).

장시간 통근은 맞벌이 여성의 결혼생활 만족에 부정적 영향을 주었다. 수도권 거주 맞벌이 여성에게 통근시간이 하루 평균 1시간 26분을 초과할 경우 증가하는 시간만큼 결혼생활 만족은 감소했다. 이 결과는 통근시간이 삶의 질과 행복에 부정적인 영향을 준다는 선행연구와 일치하는 것이지만, 이 연구와 선행연구 사이에 중요한 차별점이 존재한다. 즉, 통근의 부정적인 효과는 시간 및 거리와 관계없이 발생하는 것이 아니며 일정한 범위를 벗어난 경우에 나타난다는 것이다. 통근은 고통스러운 활동이며, 통근으로 인한 스트레스가 삶의 다른 영역에 부정적인 영향을 준다는 주장은 편도 43분을 초과하는 통근자에게 주로 적용된다는 것이다. 집과 가정이 너무 먼 경우 두 경계를 넘나드는데 소요되는 물적, 심리적 제약과 시간부족이 증대함으로써 결혼생활에 부정적인 영향을 받기 때문이다. 돌봄과 가사에 대한 책임을 주로 담당하는 한국의 기혼여성들에게 장시간 통근은 시간부족을 심화시켜 결혼생활에 대한 만족을 경험하기 어렵게 만든다.

이 연구는 정책적 함의를 제공한다. 무엇보다 장시간 통근자의 어려움을 줄여줄 다양한 정책과 일하는 방식의 변화가 요구된다. 대중교통망 확충, 스마트 워크 센터, 혼잡한 시간을 피할 수 있는 시차출퇴근제도 확대 등은 통근시간을 단축시킴으로써 삶의 질을 높이는데 기여할 것이다. 일하는 시간과 장소에 유연성을 높이는 것도 도움이 된다. 코로나19로 인해 활용도가 높아진 재택근무

와 비대면회의가 일상적인 근무방식으로 정착된다면 통근하는 횟수를 줄이고 장시간 출퇴근에 소모되는 에너지를 일과 삶에 할애할 수 있을 것이다. 직원에게 근무 스케줄을 예측가능하게 하고 조율할 수 있는 권한을 제공한다면 통근으로 인한 시간제약을 줄이고, 일과 삶의 만족을 높일 수 있다(Kelly, Moen & Tranby, 2011; Schneider & Harknett, 2019).

가사와 돌봄에 대한 성역할 인식의 변화, 남녀 간 가사노동 격차를 줄이기 위한 정책이 필요하다. 코로나19로 재택근무가 늘어나면서 여성의 가사노동 및 돌봄노동 부담이 훨씬 증가했고 이로 인해 가족 간 갈등이 늘었다는 최근 연구에 관심을 가질 필요가 있다(김영란, 2020). 코로나19로 재택근무를 하는 여성들에 관한 인터뷰 조사에 의하면 여성들은 업무와 집안일을 병행하는 자신의 상황에 대해 “두 개의 일터가 하나로 묶인”것 같다고 말하며, 이런 상황에서 벗어나기 위해 “출근하고 싶다”고 한다(배진경, 2020: 30-31). 이러한 연구는 가사와 돌봄노동과 관련된 성불평등이 개선되지 않는 상황에서 시행되는 재택근무는 맞벌이 여성의 부담을 가중시키는 결과를 초래할 수 있음을 말해준다.

이 연구가 가진 한계와 향후 과제를 언급하면서 글을 마무리한다. 자료의 한계로 인하여 남성 배우자의 통근시간이 결혼생활 만족에 미치는 영향을 통제하지 못했다. 여성이 경험하는 결혼생활 만족도는 본인의 통근시간 뿐 아니라 남성 배우자의 통근시간에 영향을 받을 가능성이 있지만 패널조사에 포함되지 않아 분석에 사용할 수 없었다. 여성과 남성 배우자 중에서 통근이 주는 부정적 효과와 긍정적 효과에 더 많이 영향을 받는 것이 누구인지, 그 차이를 만들어내는 요인에 대한 연구도 필요하다.

통근시간뿐 아니라 통근수단과 통근의 구체적인 경험도 고려해야한다. 지하철, 기차, 좌석버스, 자가용 등 이용하는 수단에 따라 통근의 경험과 삶의 질에 미치는 영향이 다를 수 있다. 혼잡하고 교통체증이 심한 시간에 통근하느냐, 상대적으로 여유 있는 시간에 통근을 하는가도 고려할 사항이다. 자료의 한계로 인하여 본 연구는 통근의 질적 특성을 반영하지 않았다는 한계를 가진다. 최근 공개된 <2019년 생활시간조사>는 통근을 포함한 구체적인 일상활동, 시간사용에 관한 경험에 관한 정보를 제공하기 때문에 이 연구의 한계점을 해결하는데 유용할 것이다(통계청, 2020). 이 연구는 결혼생활 만족도에 초점을 두어 통근시간의 효과를 분석하였다. 삶의 만족과 관련하여 여성가족패널이 제공하는 가장 장기적인 관찰이기 때문이다. 대안적인 자료와 연구방법을 적용하여 통근의 영향에 관한 이 연구가 직무만족, 행복, 건강, 이웃과의 관계 등과 같은 영역에서도 재현되는가에 관한 후속연구로 발전되길 기대한다.

참고문헌

- 게이틀리, 이언(2016). *출퇴근의 역사*. 박중서(역). 서울: 책세상(Gately, Iain, *Rush Hour: How 500 Million Commuters Survive the Daily Journey to Work*. Head of Zeus, 2014).
- 고은주·전승봉(2017). “경기도민의 통근시간과 삶의 질: 생활시간 및 소득과의 관계를 중심으로”. *GRI 연구논총*. 제19권 제3호. 25-49.
- 김수한·안리라(2018). “여성관리자의 시간제약과 직장 내 사회자본”. *한국사회학*. 제52권 제1호. 39-75.
- 김영란(2020). “코로나 19 시기 가족생활과 가족 정책 의제”. *한국여성정책연구원 세미나자료*. 2-36.
- 김진옥·고은주(2015). “시간압박, 누가 얼마나 경험하는가?": 한국 기혼부부의 수면, 개인관리, 여가시간 결핍 결정요인 분석. *사회복지정책*. 제42권 제2호. 135-161.
- 배진경(2020). “성평등 노동과 ‘돌봄 뉴딜’을 위한 제언”. *한국여성정책연구원 세미나자료*. 19-40.
- 비셀, 데이비드(2019). *통근하는 삶*. 박광형·전희진(역). 서울: 도서출판 앨피 (Bissell, David, *Transit Life: How commuting is transforming our cities*. MIT Press, 2018).
- 서미숙(2016). “성별에 따른 통근시간 결정요인에 관한 연구: 한국생활시간조사 (Korean Time use Survey)를 중심으로”. *여성연구논총*. 제18권. 5-36.
- 손웅비·장재민(2019). “수도권의 통근시간 결정요인에 대한 탐색적 연구”. *GRI 연구논총*. 제21권 제2호. 97-116.
- 양준석·이상현(2014). “왜 여성의 통근시간은 짧은가? 성별 통근시간 차이에 관한 연구”. *여성경제연구*. 제11권 제1호. 161-184.
- 유계숙(2010). “맞벌이부부의 가사분담이 부인의 일-가족 전이와 결혼생활만족도에 미치는 영향”. *아시아여성연구*. 제49권 제1호. 41-69.
- 이민아(2013). “사회적 연결망의 크기와 우울: U 자형 관계와 대인신뢰의 조절효과”. *한국사회학*. 제47권 제4호. 171-200.
- 이여봉(2010). “부부역할과 여성의 결혼만족도: 연령범주별 분석”. *한국인구학*. 제33권 제1호. 103-131.
- 전명진·강춘령(2009). “수도권 맞벌이 가구의 통근통행 행태 분석”. *국토계획*. 제44권 제3호. 193-206.

- 조주은(2008). “압축적 시간성을 통한 ‘바쁨’: 서울지역 중간계급 유배우 취업여성을 중심으로”. *한국여성학*. 제24권 제3호. 211-242.
- 주재선·김영란·정성미·송치선·한진영·이진숙·윤자영(2018). 2018년 여성가족패널조사. 서울: 한국여성정책연구원.
- 진장익·진은애·김단야(2017). “서울시 직장인들의 통근시간과 행복”. *국토계획*. 제52권 제2호. 99-116.
- 차승은(2010). “남녀의 시간압박인식 차이와 관련요인 탐색”. *한국인구학*. 제33권 제1호. 27-49.
- _____(2014). “유급노동시간, 시간압박감 그리고 휴식의 효과”. *한국인구학*. 제37권 제3호. 25-52.
- 최석현·이병호(2017). “노동시장 공간의 이중구조화와 불평등: 수도권 거주 임금근로자 통근실태 분석을 중심으로”. *한국사회학*. 제51권 제2호. 63-94.
- 최성수·주익현(2019). “시간은 돈이다?: 가구소득에 따른 부부 통근시간의 계층화”. *한국인구학*. 제42권 제1호. 1-31.
- 칙센트미하이, 미하이(1999). *몰입의 즐거움*. 이희재(역). 서울: 해냄 (Csikszentmihalyi, Mihaly, *Finding Flow: The psychology of engagement with everyday life*. Basic Books, 1997).
- 통계청(2019). 인구총조사
<https://www.index.go.kr/unify/idx-info.do?idxCd=4260>에서
 2020년 12월 15일 인출.
- _____(2020). 2019년 생활시간조사 결과, 보도자료 (2020년 7월 30일). 통계청.
http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/6/4/index.board?bmode=read&aSeq=384161&pageNo=&rowNum=10&amSeq=&sTarget=&sTxt에서 2020년 9월 10일 인출
- Allison, P. D.(2009). *Fixed Effects Regression Models* (Vol. 160). SAGE publications.
- Besser, L. M., Marcus, M., & Frumkin, H.(2008). Commute time and social capital in the U.S. *American Journal of Preventive Medicine*, 34(3), 207-211.
- Bittman, M., & Wajcman, J.(2000). The rush hour: The character of leisure time and gender equity. *Social Forces*, 79(1), 165-189.
- Blair-Loy, M.(2003). *Competing Devotions: Career and Family among Women Executives*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Davies, K.(2001). Reflections over timespace. *Timespace: Geographies*

- of temporality*, 13, 133.
- Epstein, C.(2004). Border crossings: The constraints of time norms in transgressions of gender and professional roles. In C. Epstein & A. Kalleberg(Eds.). *Fighting for Time*(pp. 317-340). Russell Sage Foundation.
- Jacobs, J. A., & Gerson, K.(2004). *The Time Divide*. Harvard University Press.
- Jain, J., & Lyons, G.(2008). The gift of travel time. *Journal of Transport Geography*, 16(2), 81-89.
- Kahneman, D., Krueger, A. B., Schkade, D. A., Schwarz, N., & Stone, A.(2004). A survey method for characterizing daily life experience: The day reconstruction method. *Science*, 306(5702), 1776-1780.
- Kelly, E. L., Moen, P., & Tranby, E.(2011). Changing workplaces to reduce work-family conflict: Schedule control in a white-collar organization. *American Sociological Review*, 76(2), 265-290.
- Koslowsky, M., Kluger, A. N., & Reich, M.(2013). *Commuting Stress: Causes, Effects, and Methods of Coping*. New York: Springer.
- Layard, R.(2011). *Happiness: Lessons From A New Science*. Penguin.
- Lee, B. S., & McDonald, J. F.(2003). Determinants of commuting time and distance for Seoul residents: The impact of family status on the commuting of women. *Urban Studies*, 40(7), 1283-1302.
- Lorenz, O.(2018). Does commuting matter to subjective well-being? *Journal of Transport Geography*, 66(C), 180-199.
- Lyons, G., & Chatterjee, K.(2008). A human perspective on the daily commute: Costs, benefits and trade-offs. *Transport Reviews*, 28(2), 181-198.
- Lyons, G., & Urry, J.(2005). Travel time use in the information age. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 39(2-3), 257-276.
- Moen, P. ed.(2003). *It's About Time: Couples and Careers*. Cornell University Press.
- Mokhtarian, P. L., & Salomon, I.(2001). How derived is the demand for travel? Some conceptual and measurement considerations. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 35(8),

695-719.

- Nie, P., & Sousa-Poza, A.(2018). Commute time and subjective well-being in urban China. *China Economic Review*, 48, 188-204.
- OECD(2011). Commuting time: Minutes per day, persons in full-time employment. In *How's Life?: Measuring Well-being*, OECD Publishing, Paris,
- Olsson, L. E., Gärling, T., Ettema, D., Friman, M., & Fujii, S.(2013). Happiness and satisfaction with work commute. *Social Indicators Research*, 111(1), 255-263.
- Pazy, A., Salomon, I., & Pintzov, T.(1996). The impacts of women's careers on their commuting behavior: A case study of Israeli computer professionals. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 30(4), 269-286.
- Pearce, L.(2000). *Devolving Identities: Feminist Readings in Home and Belonging*. Routledge.
- Redmond, L. S., & Mokhtarian, P. L.(2001). The positive utility of the commute: modeling ideal commute time and relative desired commute amount. *Transportation*, 28(2), 179-205.
- Roberts, J., Hodgson, R., & Dolan, P.(2011). "It's driving her mad": Gender differences in the effects of commuting on psychological health. *Journal of Health Economics*, 30(5), 1064-1076.
- Schneider, D., & Harknett, K.(2019). Consequences of routine work-schedule instability for worker health and well-being. *American Sociological Review*, 84(1), 82-114.
- Stutzer, A., & Frey, B. S.(2008). Stress that doesn't pay: The commuting paradox. *Scandinavian Journal of Economics*, 110(2), 339-366.
- Sullivan, O.(1997). Time waits for no (wo)man: An investigation of the gendered experience of domestic time. *Sociology*, 31(2): 221-239.
- Turcotte, M.(2011). Commuting to work: Results of the 2010 general social survey. *Canadian Social Trends*, 92(August), 25-36.
- Wachs, M., Taylor, B. D., Levine, N., & Ong, P.(1993). The changing commute: A case-study of the jobs-housing relationship over time. *Urban Studies*, 30(10), 1711-1729.

Abstract

The Effects of Commuting Time on Employed Women's Marital Satisfaction

Soohan Kim*

Korean workers spend the longest time in commuting in OECD countries, but there has been little study on the impact of commuting on life satisfaction. Using a Korean Longitudinal Survey of Women and Family collected from 2007 to 2018, this study analyzes the effect of commuting time on 1,700 employed women's marital satisfaction. I find an inverted-U shape relationship between the commuting time and satisfaction with marriage. While commuting time improves the satisfaction of a dual-income woman's marriage life, the increase in commuting time decreases the satisfaction of the marriage life as commuting time exceeds a certain point. Women who commute about 43 minutes have the highest satisfaction with marriage, and when commuting time exceeds an average of 86 minutes per day, satisfaction with marriage decreases as the commuting time increases.

Keywords : commuting time, marital satisfaction, employed women, work and family

* Associate Professor, Department of Sociology, Korea University

영유아기 자녀를 둔 맞벌이 부부의 부모역할신념에 대한 잠재프로파일 분석*

유성경**·방지원***·임인혜****·최보윤*****·김수영*****

초 록

본 연구의 목적은 영유아기 자녀를 둔 맞벌이 부부의 부모역할신념이 어떠한 하위 집단으로 분류되는지 확인하고, 집단 분류에 영향을 미치는 변수들은 무엇인지, 그리고 하위집단들의 차이는 어떠한지를 분석하는 것이다. 이를 위해 영유아기 자녀를 둔 408쌍의 맞벌이 부부를 대상으로 잠재프로파일 분석을 진행하였다. 연구 결과 영유아 자녀를 둔 맞벌이 부부는 부모 역할에 대한 신념에 따라 부부 진보형(PC:Progressive Couple), 남편 진보형(PH:Progressive Husband), 아내 진보형(PW:Progressive Wife), 부부 보수형(CC: Conservative Couple) 4개 하위집단으로 분류되었다. 집단 분류에 영향을 주는 변수는 부인의 나이, 교육과 소득이었다. 유의미한 집단차이는 다음과 같다. 1) PC형의 남편과 아내는 모두 결혼만족도가 높고, 가정-일 향상, 생활만족도가 높은 것으로 나타났다. 2) PW형의 남편들은 스트레스, 우울, 가정-일 갈등 정도가 가장 높았으며, 가정-일 향상 정도가 가장 낮은 것으로 나타났다. 반대로 PH형의 남편들은 결혼만족도와 배우자 지지가 가장 높고, 가정-일 갈등도 가장 낮은 수준을 보였다. 3) PW형의 아내들은 낮은 배우자 지지와 결혼만족도를 지각하면서도 가정-일 갈등은 낮게 지각하였다. PH형의 아내들은 결혼만족도는 높지만 가정-일 갈등은 높게 경험하였다. 4) CC형의 남편과 부인들은 PW형 보다는 적응적이었지만, CC형의 부인들은 가장 높은 가정-일 갈등을 지각하였다.

주제어 : 부모역할신념, 맞벌이 부부, 일-가정 양립, 가정-일 향상, 가정-일 갈등, 성역할태도, 잠재프로파일 분석

* 이 논문은 2019년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2019S1A5A2A03041362).

** 이화여자대학교 심리학과 교수(skyoo@ewha.ac.kr)

*** 교신저자 : 이화여자대학교 심리학과 박사과정(jiwon8686@gmail.com)

**** 이화여자대학교 심리학과 박사과정(ine0521@gmail.com)

***** 이화여자대학교 심리학과 박사과정(cby4050@hanmail.net)

***** 이화여자대학교 심리학과 교수(suyoung.kim@ewha.ac.kr)

I. 서론

1990년대 이후 한국 사회의 맞벌이 가족 증가는 전통적인 남성생계부양자 모델에 변화를 가져오고 있다. 현재 한국의 맞벌이 부부 비중은 46.0%(통계청, 2020) 전체 부부의 약 절반 정도를 차지할 정도로 우리 사회의 보편적인 가족 형태로 자리 잡고 있다. 맞벌이가구의 규모는 한 사회의 성별분업구조를 압축적으로 보여주는 지표로(김수정, 2015) 맞벌이 부부가 보편화되어가는 추세는 한국 사회에서 남성과 여성의 역할을 구분하는 성역할 규범이 완화되고 있음을 반영한다. 그러나 맞벌이 부부의 가정관리 및 가족 구성원의 돌봄을 포함하는 가사노동시간을 비교해보면 남편이 가사노동에 사용하는 시간은 하루 평균 54분인데 비해 아내는 3시간 7분으로 나타나 2009년 조사(남편 37분, 아내 3시간 20분)에 비해 다소 나아졌지만 여전히 아내의 가사노동 분담 비율이 남편에 비해 3배가량 높은 것으로 나타났다(통계청, 2009; 2019). 즉, 외형적으로는 한국 사회에서 여성들의 교육 수준이 높아지고, 공적 영역으로 진출하는 여성이 급증하면서 “생계부양자는 아버지, 그리고 가정 내 돌봄자는 어머니”라는 전통적인 이분법적 구분이 많이 모호해지고 있지만(김주엽, 2006), 성역할 규범을 반영하는 맞벌이 부부의 육아나 가사노동과 관련된 지표들은 성역할에 대한 가치관이 여전히 전환기에 놓여 있음을 보여준다.

부부의 성역할에 대한 가치관의 혼재는 맞벌이 부부의 일-가정 양립 경험에서도 나타난다. 여성들의 경우 가사분담에서는 평등적인 성역할태도를 지지하면서도 남편이 자신보다 임금이나 지위가 더 높기를 바라는 이중적인 모습을 보이기도 하고(문지선, 2017; 이은희, 2002), 엄마가 일을 하는 경우 어린 자녀에게 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 보수적인 시각은 쉽게 변화하지 않는 경우가 많다. 즉, 성역할 분리에 대해 표면적으로는 반대하지만 막상 실생활에서는 ‘아이는 엄마가 키워야 한다’는 모성이데올로기를 고수하여 맞벌이 여성 또한 성역할에 있어 혼란을 겪는 경우가 많다(Brewster & Rindfuss, 2000; 문지선, 2017).

남성들의 경우 젊은 세대를 중심으로 육아에 적극적으로 참여하는 새로운 아버지상이 제시되면서 새로운 아버지(New father), 참여하는 아버지(Involved father), 돌보는 아버지(Caring father)와 같은 개념들이 등장하였다(Burnett et al., 2011; Lamb, 1986; Marsiglio & Roy, 2012). 새롭게 등장한 아버지상의 특징은 남성과 여성의 영역을 일과 가정으로 구분하지 않고 가사와 양육에 적극적으로 참여하는 가정 내 역할분담에서 보다 성평등적

인 아버지상을 장려한다. 그러나 이러한 새로운 아버지의 역할에 대한 급진적인 요구는 맞벌이 남편에게 전통적인 ‘부양자’의 역할 뿐만 아니라 새로운 ‘양육자’ 역할과 ‘배우자’ 역할의 중요성을 강조하며 혼란감과 일-가정 양립에 있어서 가중된 부담을 가져온다(Nomaguchi, 2007). 남성들은 여성의 사회진출에 대해서는 긍정적이지만 자녀양육에 관한 한 여성의 전통적 역할을 기대하거나(한지숙·유계숙, 2007), 부부의 공평한 육아 및 가사 분담을 지지하면서도 아내가 취업을 해도 자녀양육과 가사에 더 많은 책임을 져야한다고 보는 등(공선희, 2009) 남성들 역시 성역할태도에 있어서 변화의 과도기에 있음을 알 수 있다(유계숙, 2010; 공선희, 2009).

성역할은 어떠한 행위나 태도가 적절한가를 말해주는 문화적인 기대치로, 사회화 과정을 통해서 습득된다(임정빈·정혜정, 2000). 그러나 동일한 사회화 과정을 거쳤다고 하더라도 성별, 연령, 교육수준과 같은 개인적 특성에 따라 다른 성역할태도를 갖게 된다(송리라·이민아, 2012). 특히 한국의 경우, 연령이 높을수록, 여성보다는 남성이, 그리고 미혼자보다는 기혼자의 성역할태도가 더 보수적인 것으로 나타났으며, 교육수준이 높고, 미취업자보다는 취업자의 성역할태도가 진보적인 경향성을 보이는 것으로 나타났다(백주희, 2009). 또한 동일한 역할을 맡을지라도 개인이 지닌 성역할태도가 보수적인지 혹은 진보적인가에 따라 현재 수행하고 있는 역할에 대한 긴장과 갈등 정도가 달라질 수 있다(송리라·이민아, 2012). 선행연구에 의하면 진보적인 성역할태도를 가지고 있는 사람이 보수적인 태도를 가진 사람에 비해 정신건강 상의 수준이 높았으며(Barnett & Hyde, 2001; Wierda-Boer, Gerris & Vermulst, 2008), 특히 보수적인 성역할태도를 가진 남성은 정서적인 고통에 더 취약하고, 2,30대 남성들은 전통적인 성역할태도를 받아들일수록 우울이 높아지는 것으로 나타났다(송리라·이민아, 2012). 이는 젊은 남성들에게 성 평등적인 역할 수행에 대한 사회적 기대가 높아지고 있으며, 보수적인 성역할태도를 지닌 남성들이 일-가정 양립의 문제에 당면했을 때 더 높은 긴장과 갈등을 경험할 수 있음을 의미한다.

또한 여성의 전통적인 성역할태도는 결혼생활과 가사, 양육에 대한 부담을 지우며 여성의 우울과 관계가 있으며(한인영·홍선희, 2011), 여성의 일-가정 양립을 어렵게 만들어 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다(박경, 2003; 한인영·홍선희, 2011). 그러나 동시에 여성이 보수적 성역할태도를 지닐수록 자신의 결혼만족도가 높게 나타난다는 연구 결과도 있으며(이미숙, 1996; 이수연, 2000; 이여봉, 2010; Amato & Booth, 1995; Minnotte et al., 2010), 여성이 평등적인 태도를 가지면 오히려 결혼 안정성

이 떨어진다는 결과(Barnett & Hyde, 2001)도 나타나, 개인이 속해있는 사회 문화적 특수한 맥락 속에서 성역할태도를 확인해야할 필요성이 제기되었다(송리라·이민아, 2012).

어린자녀를 양육하는 맞벌이 부부들에게 자녀 양육은 일-가정 양립에서 큰 축을 이루며, 이들이 겪는 심리사회적 부담 중 가장 큰 어려움으로 지목되고 있다(강기정·박혜성·계선자, 2005; 이재림·손서희, 2013; 최유정·최미라·최샛별, 2018). 특히 취학 전 어린 자녀를 둔 맞벌이 가족의 경우 다른 생활주기의 맞벌이 부부에 비해 더욱 높은 양육스트레스와 갈등을 경험하는데 이는 자녀 출생으로 부부가 해야 할 역할이 늘어나면서 기존의 전통적인 가치관에 반하는 남편의 참여가 강조되면서 부부가 적절하게 대처하지 못할 경우 부부 갈등을 경험할 수 있기 때문이다(이은희, 2002). 따라서 어린 자녀를 양육하는 맞벌이 부부의 삶의 역동을 구체적으로 이해하기 위해서는 남편과 아내가 가지고 있는 성역할태도에 기반을 둔 부모역할에 대한 신념을 탐색하는 것이 필요하다. 왜냐하면 자녀 양육과 관련된 태도는 성역할 이데올로기에 뿌리를 두고 있으며(Gaunt, 2008; Hauser, 2012), 개인의 역할 중요도나 인식에 따라 달라질 수 있기 때문이다(Jacobs & Kelly, 2006). 즉, 부모역할에 대한 신념은 개인의 성역할태도와 깊은 관련이 있지만 두 구인은 서로 독립적인 특성을 가진 것으로 자녀 양육에 미치는 영향을 확인하기 위해서는 일반적인 성역할태도보다 구체적인 부모역할신념을 확인하는 것이 필요하다(Gaunt, 2008; Hofferth, 2003).

그러나 양육자의 역할 신념에 대한 기존의 연구들은 주로 어머니나 아버지 한 쪽을 대상으로, 어머니 역할에 대한 개인의 인식이나 사회적으로 요구되는 모성이데올로기를 측정하거나(Hattery, 2001), 아버지가 인식하는 아버지 역할의 중요성을 측정하는 척도(Fox & Bruce, 2001; Palkovitz, 1984)를 사용하여 연구들이 이루어져왔다. 그러나 이러한 연구결과를 통해서도 자녀 양육에 대한 부모 한 쪽의 신념만을 측정하여 각 개인의 신념이 부부의 삶에 미치는 영향력을 확인하기 어렵다는 한계를 지닌다. 따라서 본 연구에서는 Bonney와 Kelly(1996)가 제안한 부모역할신념(Beliefs Concerning the Parental Role)을 바탕으로 맞벌이 부부들의 자녀 양육과 관련된 신념을 탐색하고자 한다.

부모역할신념이란 자녀양육에 있어 어머니, 아버지 각각의 역할에 대한 보수적이거나 진보적인 가치관을 반영하는 개인의 생각이나 믿음으로(조운진·임인혜, 2016), 양육 과정에서 자녀에게 제공할 수 있는 부모 각각의 역할을 일관된 방식으로 받아들이는 개인의 생각이나 믿음을 의미한다(Nangle et al.,

2003). 부모역할신념은 일반적으로 진보적 태도와 보수적 태도로 구분할 수 있는데 구체적인 하위요인은 다음의 4가지로 구성되어 있다(조윤진·임인혜, 2016). 먼저 ‘양육자-어머니 신념’과 ‘생계부양자-아버지 신념’은 가족 내 성별 분업에 대한 대표적인 표상이며, 다음으로 ‘남녀 역할의 구분’은 남성에게 양육의 책임을 부여하면서도 남성을 여성에 비하여 부족한 돌봄 능력과 더 적은 책임을 가진 존재로 제한하는 신념을 의미한다. 마지막으로 ‘아버지 양육의 중요성’은 자녀 양육에 있어서 아버지 참여의 중요성과 필요성에 대한 인식을 의미한다(조윤진·임인혜, 2016).

부모역할에 대한 남편과 아내가 가지고 있는 신념은 자녀양육에 대한 태도 뿐 아니라 부부 관계에도 영향을 미치기 때문에(김병수, 2019; 조윤진, 2017; Adamsons & Pasley, 2013; Hauser, 2012; Jacobs & Kelley, 2006; McBride et al., 2005) 개인이 갖고 있는 부모역할에 대한 태도는 자신과 상대방, 그리고 자녀를 포함한 가족 구성원 모두의 삶 전반에 영향을 미치게 된다. 구체적으로 살펴보면, 보수적인 아버지에 비해 진보적인 부모역할신념을 가지고 있는 아버지의 경우 양육참여가 높았으며(Beitel & Parke, 1998; Jacobs & Kelley, 2006; Nangle et al., 2003), 부모 역할에서 보수적인 성역할태도를 가지는 경우 부부간 만족도 및 부부갈등에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(이정은·이윤희, 2012). 또한 아버지의 신념뿐 아니라 어머니가 진보적인 부모역할신념을 갖고 있는 경우 그렇지 않은 경우보다 아버지의 양육참여가 늘어난 것으로 나타나(Beitel & Parke, 1998; Rane & McBride, 2000), 부부의 부모역할에 대한 신념이 양육 분담과 관계에 영향을 미치는 중요한 요인이 되며 이를 통해 부부 상호간에 영향을 주고받을 수 있음을 보여준다(조윤진·임인혜, 2016).

맞벌이 부부의 부모역할신념은 부부 상호 간에 영향을 주고받는 중요한 변인임에도 불구하고 이제까지 대부분의 선행 연구들은 어머니나 아버지 한 사람의 관점을 중심으로 연구되었거나, 부부 상호간의 영향력을 고려하였다고 하더라도 일반적인 성역할태도를 중심으로 연구가 진행되어 자녀 양육과 관련된 부모역할 태도의 영향을 분석하지 못한다는 한계를 지닌다. 또한 신념이란 일관된 방식으로 자극과 사건을 해석하는 개인의 성향과 믿음을 의미하기 때문에(Belch, 1978) 특정한 개입 없이는 가족 생활주기에 따라 스스로 변화하지 않을 가능성이 크다. 그런데 부모역할은 자녀 연령 및 가족 생활주기에 맞춰 요구되고 기대되는 부분이 다르며, 특히 어린 자녀가 있는 맞벌이 부부의 경우 다른 가족 생활주기의 맞벌이 부부에 비해 더 많은 스트레스와 역할 긴장을 경험하고 있기에(Voydanoff, & Kelly, 1984) 이 시기의 맞벌이 부부의

부모역할신념에 대해 알아보는 것은 중요하다.

이에 본 연구에서는 한국의 맞벌이 부부들은 부모역할에 대한 신념에 따라 어떠한 잠재집단으로 구성되는지 확인하고, 이러한 잠재집단 유형 구분에 영향을 주는 변인은 무엇인지를 분석하였다. 또한 각 잠재집단이 부부 개인과 부부의 관계, 그리고 일-가정 양립에 미치는 차이를 확인하고자 한다. 이와 같은 연구의 필요성과 목적에 따라 설정한 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 부모역할신념의 네 가지 하위요인인 성역할 구분, 양육자 어머니 신념, 아버지 양육의 중요성, 생계부양자 아버지 신념에 따라 맞벌이 부부의 잠재집단은 몇 개로 구분되며, 각 집단의 특징은 어떠한가?

연구문제 2. 부모역할신념에 따라 구분된 맞벌이 부부의 잠재집단에 대하여 연구 참여자의 인구통계학적 변인(연령, 최종 학력, 월 평균 수입 등)은 각 집단에 개인이 소속될 확률에 어떠한 영향을 미치는가?

연구문제 3. 구분된 잠재집단에 따라 지각된 스트레스, 배우자 지지, 결혼만족도, 삶의 만족도, 우울, 일-가정 향상, 일-가정 갈등 변인에서 어떠한 차이가 나타나는가?

II. 연구방법

1. 연구자료

본 연구에는 막내 자녀의 나이가 만 4세 이하이며, 부부 모두 취업자인 맞벌이 부부 408쌍, 816명이 연구에 참여하였다. 자료 수집 절차는 2019년 10월 IRB 승인¹⁾을 받은 후, 11월까지 약 2달 간 인터넷 포털 사이트(다음, 네이버 등)의 지역 커뮤니티 게시판에 연구 참여자 모집문건을 제시하고 온라인 설문 주소 링크(survey monkey)를 안내하는 눈덩이 표집을 사용하여 참여자를 모집하였다. 연구 참여자의 개인정보(연령, 성별, 직업 등)는 익명화 처리하여 사용하였으며, 수집된 핸드폰 번호는 연구 참여 후 1개월 안에 연구 보상 답례품 발송이 완료된 후 폐기하였다. 이외에도 수집된 개인 정보 및 응답 자료는 익명화 하여 보관 및 사용하며 연구 종료일로부터 3년간 보관 후 폐기 예정이다.

1) IRB No. 이화여자대학교-201910-0013-05

연구 대상의 특성은 <표1>과 같다. 연구 대상의 연령 범위는 25세에서 50세이며, 평균 연령은 35.53(SD=3.54)세이다. 교육수준은 4년제 비율이 가장 높았으며, 직업군에서는 사무직 비율이 가장 높았다. 연구 대상의 평균 자녀수는 1.4명(SD=0.53)이고, 연구 참여 지역은 서울, 경기, 경상, 전라, 인천 순으로 많았으며, 강원, 충청, 대전, 세종, 대구, 울산, 부산, 광주 등에서 연구에 참여하였다.

<표1> 연구대상의 특성

		전체	여성		남성
나이		35.53세(SD=3.54)	34.69세(SD=3.19)		36.81세(SD=3.58)
교육 수준	고졸	21명(2.6%)	9명(2.2%),		12명(2.9%),
	전문대	44명(5.4%)	24명(5.9%),		20명(4.9%),
	4년제	541명(66.3%)	253명(62%),		288명(70.6%),
	대학원이상	210명(25.7%)	122명(29.9%)		88명(21.6%)
직업	사무직	408명(50.0%)	198명(48.5%),		210명(51.4%),
	전문직	187명(22.9%)	108명(26.4%),		79명(19.3%),
	서비스 판매	72명(17.6%)	36명(8.9%)		36명(8.9%)
	생산 노무직	26명(3.2%)	4명(1.0%)		22명(5.4%)
	기 타	123명(15.1%)	62명(15.2%)		56명(13.8%)
지역	서울	190가정(46.6%)	자녀 나이	첫째자녀	3.56세(SD=1.68)
	경기	125가정(30.6%),		둘째자녀	3.15세(SD=1.56)
	경상	16가정(3.9%)		셋째자녀	3.36세(SD=1.36)
	전라	15가정(3.7%),	자녀수	한명	253쌍(62.0%)
	인천	10가정(2.5%)		두명	145쌍(35.3%)
	기타	52가정(12.8%)		세명	10쌍(2.4%)

2. 연구도구

1) 인구통계학적 질문지

연령, 성별, 거주 지역, 학력, 결혼 기간, 직장 경력, 직군, 직위, 고용 상태, 주당 근무시간, 가정에서의 시간 사용(육아, 가사), 자녀 수, 자녀 나이, 월평균 개인 순소득, 연구 참여 보상을 위한 휴대폰 번호 등을 질문하는 문항을 구성하였다.

2) 부모역할신념

보니와 켈리(Bonney & Kelly, 1996)의 Beliefs Concerning the Parental Role Scale(BCPR)을 바탕으로 조운진·임인혜(2016)가 개발 및 타당화 한 한국적 부모역할 신념 척도를 사용하였다. ‘남녀 역할의 구분’, ‘양육자-어머니 신념’, ‘아버지 양육의 중요성’, ‘생계부양자 아버지 신념’ 4가지 하위요인으로 구성되어 있으며, ‘아버지 양육의 중요성’은 역 채점하여 본 연구에서 높은 점수는 보수적인 부모역할 신념이 높다는 것을 의미하고 낮은 점수는 진보적인 부모역할신념으로 해석한다. 보니 외(Bonney, Kelly & Levant, 1999)의 연구에서 신뢰도는 아버지 .87, 어머니 .80이었으며, 조운진과 임인혜(2016)의 연구에서 아버지는 .84, 어머니는 .86으로 확인되었으며 본 연구에서는 아버지는 .93 어머니는 .91 이었다.

3) 배우자지지

김수정(2015)이 일-가족 양립에 관한 배우자 지지를 측정하기 위해 개발 및 타당화한 척도를 사용하였다. 이 척도는 ‘나의 일에 대한 존중’, ‘자녀양육 및 교육을 공유함’, ‘가정 일의 분담’, ‘어려움에 대한 지지’ 4개의 하위요인으로 요인별 6문항씩 전체 24문항으로 구성되어 있다. 5점 리커트 형식이며, 김수정(2015)의 연구에서 신뢰도는 남편과 아내 모두 .95로 나타났으며 본 연구에서는 남편 .96 아내는 .95 이었다.

4) 지각된 스트레스

박준호·서영석(2010)이 한국 대학생을 대상으로 개발하고 타당화한 지각된 스트레스 척도의 10문항을 사용하였다. 지각된 스트레스는 긍정적 지각 5문항과 부정적 지각 5문항으로 구성되어 있으며 4점 리커트 형식이다. 박준호·서영석(2010)의 연구에서 신뢰도는 긍정적 지각 .74, 부정적 지각 .77로 확인되었으며 본 연구에서는 남편과 아내 모두 .81이었다.

5) 가정-일 향상

칼슨 외(Carlson et al., 2006)가 개발한 일-가정 향상 척도(Work-Family Enhancement; WFE)를 김수정 (2015)이 기혼 유자녀 직장여성을 대상으로 타당화한 척도를 사용하였다. 일에서 가정, 가정에서 일의 하위영역으로 나뉘며 영역별로 각 9문항씩으로 구성되어 있고, 각 영역은 개발, 정서, 자원으로

구성되어 있다. 본 연구에서는 가정에서 일에 미치는 갈등을 살펴보았다. 김수정(2015)의 연구에서 신뢰도는 남편 .97-.94, 아내 .95로 확인되었으며 본 연구에서는 남편 .94 아내 .97 이었다.

6) 가정-일 갈등

칼슨 외(Carlson et al., 2000)가 개발한 일-가정 갈등 척도(Work-Family Conflict: WFC)를 김수정(2015)이 번역한 척도를 사용하였다. 총 18문항으로 일에서 가정, 가정에서 일의 하위영역으로 구분되어 각 9문항씩이며, 각 영역은 시간, 긴장, 행동의 하위요인으로 다시 구분된다. 본 연구에서는 가정에서 일에 미치는 갈등을 살펴보았다. 김수정(2015)의 연구에서 신뢰도는 남편 .89-.88, 아내 .86으로 나타났으며 본 연구에서는 남편과 아내 모두 .89이었다.

7) 삶의 만족도

디에너 외(Diener et al., 1985)가 개발한 SWLS(Satisfaction with Life Scale)를 조명한·차경호(1998)가 번안한 척도를 사용하였다. 총 5문항, 리커트식 7점 척도이고, 박선영·권석만(2014)의 연구에서 신뢰도는 .92로 나타났으며 본 연구에서는 남편 .90 아내 .89이었다.

8) 결혼만족도

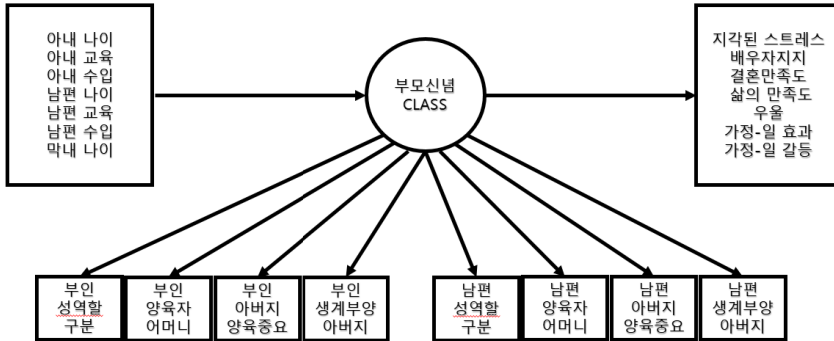
노튼(Norton, 1983)이 개발한 QMI(Quality Marriage Index)를 장춘미(2009)가 번안한 척도를 사용하였다. QMI는 결혼생활 만족에 대한 전반적인 지각을 측정하는 지표로서 총 6문항으로 구성되어 있으며, 1-5번 문항은 리커트식 7점 척도이고, 6번째 문항은 10점 척도이다. 장춘미(2009)의 연구의 신뢰도는 남편 .96, 아내 .97이었으며 본 연구에서는 남편 .96 아내 .97 이었다.

9) 우울

CES-D(The Center for Epidemiological Studies-Depression)를 번안한 국내판 세 개의 척도를 통합하여 타당화한 통합적 한국판 CES-D(전경구·최상진·양병창, 2001) 척도를 사용하였다. 총 20문항으로 구성되며 척도의 신뢰도는 .91이었으며 본 연구에서는 남편 .94 아내 .93이었다.

3. 연구과정

맞벌이 부부의 부모역할신념 잠재프로파일을 분석하고 공변인의 영향과 결과변수의 집단차를 확인하기 위해 [그림 1]의 모형을 설정하였다.



[그림 1] 맞벌이 부부의 부모역할신념에 대한 잠재계층분석 연구모형

부부의 부모역할신념의 잠재 집단을 분류하고 공변인이 집단 분류에 미치는 영향을 고려하며 분류된 집단에 따라 결과변수의 집단 차를 분석하기 위해 Mplus 8(Muthén & Muthén, 2018)을 이용하여 3단계 잠재프로파일 분석(Vermunt, 2010)을 실시하였다. 잠재프로파일 분석은 연구대상자에 대해 수집한 횡단적 연속형 자료를 이용하여 비슷한 반응패턴을 보인 대상자들끼리 잠재적인 하위집단(latent classes)을 형성하는 것을 목적으로 하는 통계모형이다.

본 연구에서는 1단계에서 부모역할신념의 하위요인인 성역할, 양육자로서의 어머니, 아버지 양육의 중요성, 생계부양자로서의 아버지 변수를 바탕으로 맞벌이 부부의 부모역할신념의 유형을 확인하였고 2단계에서는 1단계에서 얻은 잠재집단 사후분포확률을 이용하여 최적의 집단 변수를 만들었다. 마지막 3단계에서는 잠재 집단에 대한 공변인의 영향과 잠재 집단에 따른 결과 변수의 집단 차이를 Mplus의 Auxiliary 옵션을 이용하여 분석하였다. 3단계 잠재프로파일 분석은 잠재집단 변수가 공변인과 결과변수의 영향을 받아 집단 분류가 바뀌지 않기 때문에 1단계 잠재 프로파일 분석보다 더욱 일관적이고 정확한 분석방법으로 알려져 있다(Asparouhov & Muthén, 2014). 본 연구에서 공변인은 아내와 남편의 나이, 교육수준, 수입과 막내의 나이이고 결과 변

수는 지각된 스트레스, 배우자지지, 결혼만족도, 삶의 만족도, 우울, 가정-일 갈등, 가정-일 향상이다.

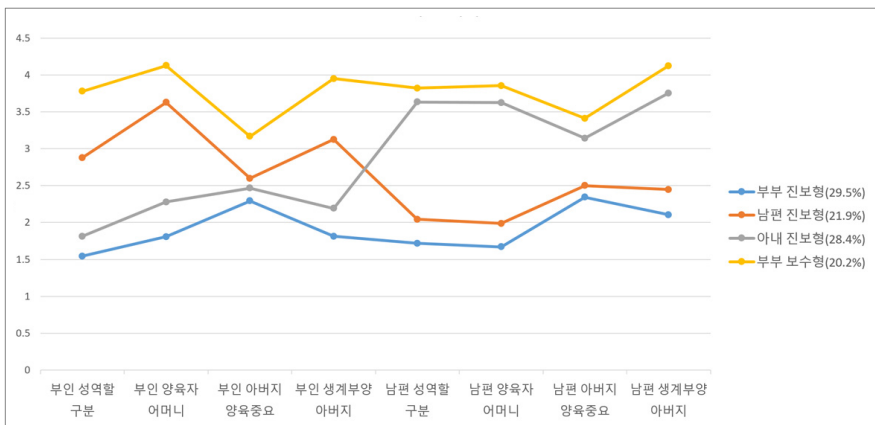
최적의 잠재 집단 수는 이론적 근거를 바탕으로 집단에 대한 해석 가능성과 통계적 모형적합도, entropy, 집단 비율을 바탕으로 적절하게 결정한다. 모형 적합도는 정보준거지수(information criterion)와 k-1집단과 k집단의 우도비 검정으로 확인한다. 정보준거지수 중에서는 AIC(Akaike, 1973), BIC (Schwarz, 1978), ABIC(Sclove, 1987)를 확인하여 값이 작을수록 모형이 자료에 더욱 적합하다고 판단하고, 우도비를 이용한 검정은 Lo-Mendell-Rubin 우도비 검정(LMR likelihood ratio test, Lo, Mendell, & Rubin, 2001), 조정된 LMR 우도비 검정(adjusted LMR LR)과 부스트랩 우도비 검정(bootstrap likelihood ratio test, BLRT, Peel & McLachlan, 2000)을 확인하여 p값이 .05 이상이면 k 집단으로 나누는 것과 k-1 집단으로 나누는 것이 통계적으로 유의한 차이를 나타내지 않는 것으로 판단하여 k-1 집단을 선택한다. 집단 분류의 질을 나타내는 entropy(Celeux & Soromenho, 1996)는 0과 1 사이의 값을 가지며 1에 가까울수록 집단 분류가 적절함을 의미한다. 클락(Clark, 2010)은 entropy가 .8 이상이면 높고, .6 이상이면 중간이며 .4면 낮다고 제안하였다. 집단 비율에 대해서는 융과 위크라마(Jung & Wickrama, 2008)가 모든 잠재 집단이 최소 5% 이상이어야 한다고 제안하였다.

공변인이 잠재 집단 분류에 미치는 영향을 확인하기 위하여 Auxiliary의 R3STEP 옵션으로 다항로지스틱 회귀분석을 하였다. 다항로지스틱 회귀분석은 집단 분류에 있어 공변인의 영향을 추정하는 분석이다. 회귀계수는 준거집단에 비해 비교집단으로 분류되는 비율과 관련이 있다. 그리고 잠재 집단에 따른 결과변수의 집단 차를 확인하기 위하여 Auxiliary의 DU3STEP 옵션을 이용하여 Wald의 연관성 검정(Wald's association test)을 실시하였다. Wald의 검정은 잠재프로파일 분석과 같은 혼합모형에서 사후확률(posterior probability)을 고려하면서 결과변수에 존재하는 잠재집단간 평균차이를 위해 개발된 검정이다(Asparouhov & Muthén, 2014). Mplus를 이용하여 분석하면 나뉘어진 집단을 독립변수로 사용하고 지각된 스트레스, 배우자지지, 결혼만족도, 삶의 만족도, 우울, 일-가정 갈등, 일-가정 향상을 종속변수로 하여 Wald 검정을 실시한다. 이는 개념적으로 평균 차이를 검정하기 위해 분산 분석 F검정을 실시하는 것과 동일하다고 볼 수 있다.

Ⅲ. 연구 결과

1. 잠재 집단 수 결정

2집단부터 5집단 모델을 분석한 결과, entropy와 모형적합도, 집단 비율, 해석 가능성을 고려하여 적절한 집단 수를 결정하였다. 4집단 모델의 entropy는 .877로 클락(Clark, 2010)의 제시에 따르면 집단분류의 질이 높은 수준임을 확인하였다. AIC는 8361.357, BIC는 8549.887, ABIC는 8400.748이고, 집단수가 증가할수록 감소하는 경향이 있다. LMR-LR은 .001, ALMR-LR은 .001, BLRT는 .000이고 LMR-LR의 수치가 4집단까지는 .05를 넘지 않아 집단 수가 증가함에 따라 모형에 유의한 차이가 나타났고 5집단의 LMR-LR은 .292, ALMR-LR은 .297로 4집단과 5집단의 모형에 유의한 차이를 나타내지 않아 4집단이 가장 적합한 집단 수로 판단되었다. 4집단 모델의 집단 크기 비율은 집단 1이 29.2%(119쌍), 집단 2가 21.8%(89쌍), 집단 3이 29.2%(119쌍), 집단 4가 19.9%(81쌍)로 용과 위크라마(Jung & Wickrama, 2008)가 제시한 기준을 만족하였고 4집단에 대한 해석이 가능한 모형으로 판단할 수 있었다. 이 결과는 <표 2>에 제시하였다. 잠재프로파일 분석 결과에 따른 집단의 분류 경향은 [그림 2]에 제시하였고 결과에 따른 각 집단의 평균과 표준편차는 <표 3>에 제시하였다.



[그림 2] 부모역할신념 잠재계층 분석 결과 그래프

4집단 모델에 대해 각 프로파일의 특성이 잘 드러나도록 부부 구성원의 진보성을 기준으로 다음과 같이 명명하였다. 집단 1은 아내와 남편 모두 진보적인 신념을 가진 집단으로서 부부 진보형으로 명명하였고, 집단 2는 아내는 보수적인 신념, 남편은 진보적인 신념을 가진 집단으로서 남편 진보형으로 명명하였고, 집단 3은 아내는 진보적 신념, 남편은 보수적 신념을 가진 집단으로 아내 진보형으로 명명하였다. 마지막으로 집단 4는 아내와 남편 모두 보수적인 신념을 가져 부부 보수형으로 명명하였다.

2. 공변인이 미치는 영향에 대한 다항 로지스틱 회귀분석 결과

다항로지스틱 회귀분석 결과인 비표준화 계수(B)와 odds ratio($=\exp(B)$)를 <표 4>에 제시하였다. 아내의 나이가 많을수록 부부 진보형보다 부부 보수형에 포함될 가능성이 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하게 높았고 아내의 교육 수준이 높을수록 부부 보수형보다 부부 진보형, 남편 진보형, 아내 진보형에 포함될 가능성이 통계적으로 유의하게 높았다. 아내 수입은 높을수록 부부 진보형에 들어갈 가능성이 아내 진보형, 부부 보수형보다 높았다. 남편의 나이, 교육, 수입과 막내의 나이는 집단 간에 유의한 차이가 나타나지 않았다.

〈표 2〉 부모역할신념 잠재계층분석

CLASS	ENTROPY	AIC	BIC	ABIC	LMRLR	ALMRLR	BLRT	Class Size				
								Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5
2	.857	8886.719	9003.045	8911.024	.000	.000	.000	204 (50%)	204 (50%)			
3	.864	8587.768	8740.196	8619.616	.043	.045	.000	116 (28.4%)	185 (45.3%)	107 (26.2%)		
4	.877	8361.357	8549.887	8400.748	.001	.001	.000	119 (29.2%)	89 (21.8%)	119 (29.2%)	81 (19.9%)	
5	.882	8250.880	8475.511	8297.814	.292	.297	.000	114 (27.9%)	102 (25%)	88 (21.6%)	79 (19.4%)	25 (6.1%)

〈표 3〉 집단 평균과 집단차 검정 결과

변수	CLASS	부부 진보형		남편 진보형		아내 진보형		부부 보수형	
		평균(표준편차)		평균(표준편차)		평균(표준편차)		평균(표준편차)	
아내	성역할구분	1.543(.081)		2.879(.189)		1.813(.080)		3.778(.132)	
	양육자어머니	1.808(.143)		3.627(.132)		2.279(.101)		4.127(.101)	
	아버지중요성	2.292(.072)		2.597(.089)		2.456(.118)		3.167(.111)	
	생계아버지	1.814(.084)		3.126(.163)		2.191(.084)		3.949(.113)	
남편	성역할구분	1.717(.089)		2.042(.132)		3.634(.117)		3.822(.103)	
	양육자어머니	1.671(.082)		1.988(.120)		3.624(.119)		3.855(.103)	
	아버지중요성	2.343(.056)		2.505(.092)		3.142(.110)		3.412(.111)	
	생계아버지	2.105(.112)		2.446(.143)		3.754(.110)		4.125(.100)	

〈표 4〉 공변인의 다항 로지스틱 회귀 계수

	부부 진보형 vs. 남편 진보형		부부 진보형 vs. 아내 진보형		부부 보수형 vs. 남편 보수형		남편 진보형 vs. 아내 진보형		남편 보수형 vs. 아내 보수형		부부 보수형 vs. 남편 보수형	
	B	e ^B	B	e ^B	B	e ^B	B	e ^B	B	e ^B	B	e ^B
아내 나이	0.044 (0.069)	1.045	0.115 (0.070)	1.122	0.172 (0.070)*	1.188	0.070 (0.067)	1.073	0.127 (0.067)	1.135	0.057 (0.068)	1.059
아내 교육	0.077 (0.305)	1.080	-0.315 (0.284)	0.730	-0.877 (0.260)**	0.416	-0.391 (0.297)	0.676	-0.953 (0.294)**	0.386	-0.562 (0.258)*	0.570
아내 수입	-0.183 (0.100)	0.833	-0.191 (0.096)*	0.826	-0.363 (0.113)**	0.696	-0.008 (0.097)	0.992	-0.180 (0.115)	0.835	-0.172 (0.109)	0.842
남편 나이	0.009 (0.063)	1.009	0.030 (0.059)	1.030	0.014 (0.058)	1.014	0.020 (0.062)	1.020	0.004 (0.063)	1.004	-0.016 (0.059)	0.984
남편 교육	0.113 (0.335)	1.120	-0.075 (0.288)	0.928	0.213 (0.295)	1.237	-0.189 (0.274)	0.828	0.100 (0.296)	1.105	0.289 (0.252)	1.335
남편 수입	0.101 (0.118)	1.106	0.179 (0.096)	1.196	0.089 (0.106)	1.093	0.078 (0.096)	1.081	-0.012 (0.112)	0.988	-0.090 (0.095)	0.914
막내 나이	0.109 (0.129)	1.115	0.059 (0.117)	1.061	0.036 (0.121)	1.037	-0.050 (0.121)	0.951	-0.073 (0.128)	0.930	-0.023 (0.122)	0.977

주: 기준 집단 vs. 비교 집단, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

3. 잠재집단에 따른 결과변수의 평균차이 분석 결과

잠재계층에 따른 결과변수의 평균과 표준편차, 평균차이 결과는 <표 5>에 제시하였다. 아내의 지각된 스트레스, 아내의 삶의 만족도, 남편의 삶의 만족도, 아내 우울, 아내 가정-일 효과는 통계적으로 유의한 집단차를 나타내지 않았다. 남편의 지각된 스트레스는 $\chi^2(df=3)$ 이 11.58($p<.01$)으로 집단 간 유의한 차이를 나타냈으며 아내 진보형이 부부 진보형과 남편 진보형보다 평균이 높았다. 아내의 배우자 지지는 $\chi^2(df=3)$ 가 57.91($p<.001$)로 집단차이가 유의하게 나타났으며 부부 진보형이 가장 높고, 남편 진보형이 아내 진보형과 부부 보수형보다 높았고 아내 진보형과 부부 보수형은 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았다. 남편의 배우자 지지는 $\chi^2(df=3)$ 가 24.39($p<.001$)로 집단차이가 유의했고 남편 진보형과 부부 진보형이 아내 진보형과 부부 보수형보다 높았다. 아내의 결혼만족도는 $\chi^2(df=3)$ 가 17.28($p<.01$)로 집단차이가 통계적으로 유의했고 부부 진보형의 평균이 아내 진보형, 부부 보수형보다 높고 남편 진보형은 아내 진보형보다 높았다. 남편의 결혼만족도는 $\chi^2(df=3)$ 가 34.36($p<.001$)으로 집단간 유의한 평균차가 나타났으며 남편 진보형, 부부 진보형이 아내 진보형, 부부 보수형보다 평균이 높았다. 남편의 우울은 $\chi^2(df=3)$ 이 26.28($p<.001$)로 평균차가 유의했으며 아내 진보형, 남편 진보형, 부부 진보형 순으로 평균이 높았다.

남편의 가정-일향상은 $\chi^2(df=3)$ 가 12.08($p<.01$)이고 부부 진보형이 아내 진보형, 부부 보수형보다 평균이 높았고 남편 진보형이 부부 보수형보다 평균이 높게 나타났다. 아내 가정-일 갈등은 $\chi^2(df=3)$ 가 9.86($p<.05$)으로 유의한 평균 차이가 나타났으며 남편 진보형, 부부 보수형의 평균이 부부 진보형보다 높게 나타났다. 남편의 가정-일 갈등은 $\chi^2(df=3)$ 가 29.54($p<.001$)로 유의한 평균 차이가 나타났으며 아내 진보형, 부부 보수형이 부부 진보형, 남편 진보형보다 평균이 높았다.

〈표 5〉 결과 변수의 평균 차 검정 결과

	부부 진보형 평균(SD)	남편 진보형 평균(SD)	아내 진보형 평균(SD)	부부 보수형 평균(SD)	Overall χ^2 (p)	집단차
아내 스트레스	2.419 (.046)	2.449 (.043)	2.568 (.043)	2.447 (.032)	7.02 (.071)	-
남편 스트레스	2.271 (.043)	2.266 (.045)	2.442 (.041)	2.355 (.032)	11.58 (.009)**	3)1,2 4=1,2,3
아내 배우자 지지	4.078 (.064)	3.877 (.064)	3.489 (.079)	3.505 (.065)	57.91 (.000)***	1)2)3,4
남편 배우자 지지	4.018 (.073)	4.152 (.071)	3.745 (.076)	3.737 (.073)	24.39 (.000)***	2,1)3,4
아내 결혼만족	6.022 (.289)	6.164 (.335)	5.204 (.191)	5.445 (.124)	17.28 (.001)**	1)4,3 2)3, 2=1,4
남편 결혼만족	6.459 (.148)	6.581 (.231)	5.565 (.162)	5.713 (.181)	34.36 (.000)***	2,1)3,4
아내 삶의 만족	4.646 (.121)	4.762 (.148)	4.255 (.137)	4.553 (.106)	7.28 (.063)	-
남편 삶의 만족	4.739 (.132)	4.544 (.160)	4.340 (.126)	4.760 (.112)	6.84 (.077)	-
아내 우울	1.728 (.073)	1.824 (.066)	1.949 (.067)	1.806 (.059)	4.07 (.254)	-
남편 우울	1.561 (.040)	1.730 (.053)	1.927 (.068)	1.724 (.098)	26.28 (.000)***	3)2)1 4=1,2,3
아내 가정-일 향상	3.559 (.077)	3.566 (.084)	3.290 (.087)	3.486 (.074)	6.82 (.078)	-
남편 가정-일 향상	3.814 (.076)	3.805 (.085)	3.492 (.080)	3.605 (.071)	12.08 (.007)**	1)3,4 2)3, 2=4
아내 가정-일 갈등	2.466 (.075)	2.723 (.088)	2.642 (.074)	2.800 (.081)	9.86 (.020)*	2,4)1 3=1,2,4
남편 가정-일 갈등	2.295 (.077)	2.349 (.085)	2.772 (.071)	2.722 (.096)	29.54 (.000)***	3,4)1,2

주: *p < .05. **p < .01. ***p < .001.

Ⅲ. 논 의

본 연구는 어린 자녀를 둔 맞벌이 부부의 부모역할신념이 하위요인에 따라 어떻게 분류되고, 각 유형의 특징은 무엇인지, 어떤 요인들이 유형 분류에 영향을 주는지, 또한 구분된 유형에 따라 여러 결과 변수들의 어떠한 차이가 나타나는지를 살펴보았다. 연구 결과를 바탕으로 다음의 논의를 제시하고자 한다.

첫째, 어린 자녀를 둔 맞벌이 부부의 부모역할신념은 부부 진보형, 남편 진보형, 아내 진보형, 부부 보수형으로 네 가지 하위 유형으로 분류되었다. 각 유형의 비율은 부부 진보형 29.2%, 남편 진보형 21.8%, 아내 진보형 29.2%, 부부 보수형 19.9%로 골고루 분포된 모습을 보였다. 이는 현재 한국 사회가 아버지 생계 부양자 및 어머니 양육자라는 보수적인 부모역할신념을 일률적으로 가지고 있던 과거에서 새로운 부모 역할을 기대하는 진보적인 가치관으로 변화하는 과도기적 상황에 놓여있음을 보여준다. 부부 모두 진보적인 신념을 가진 유형의 비율이 29.2%라는 것은 맞벌이 가정이 보편적인 가족 형태로 사회구조가 빠르게 변화하고 있지만, 이러한 변화 속도에 비해 맞벌이 부부의 새로운 가치관 정립 및 역할 재분배는 더디게 진행되고 있다는 것을 보여주는 것으로 해석할 수 있다(문지선, 2017; 이은희, 2002). 부모역할신념의 변화가 아직도 과도기에 머물고 있다는 것을 보여주는 흥미로운 연구 결과 중 하나는 부부 모두 보수형 유형에 속하는 경우라도 남편과 아내 모두 아버지 양육의 중요성에 대해서는 높은 동의를 보였다는 것이다. 이는 여성을 주 양육자로, 남성을 주 생계부양자로 역할을 구분 짓는 기존의 가치관에서는 여전히 벗어나지 못하고 있지만, 아버지의 자녀 양육 참여는 중요하고 필요하다고 인식하고 있다는 것이다. 그런데 이러한 아버지 양육이 중요하다는 인식의 변화가 아버지의 실제 양육 행동의 변화를 담보하지는 못하고 있는 것이 현실이다. 즉, 양육을 분담하고 자녀의 삶에 적극적으로 참여하는 새로운 아버지(New father)의 개념이 등장하고 아버지 역할에 대한 인식의 변화가 생겨나고는 있지만, 실제 양육참여로는 연결되지 못하고 있는 불일치 상황(박선주·강민주, 2017)이 보고되고 있는 바, 젊은 맞벌이 부부들이 아버지 양육의 중요성은 인지하더라도 여전히 돌봄 노동을 공동으로 책임지려는 인식 및 행동의 변화까지는 이루어지지 못하고 있는 실정이다. 그리고 실제 돌봄 활동에 참여하는 아버지라 하더라도, 실내 놀이 및 야외 활동에 국한 되어있는 것이 현실이며(최유진 외, 2016) 나머지 가사 및 자녀 돌봄 부담은 고스란히 여성의 몫으로 남겨져 있음을 알 수 있다.

둘째, 각 유형을 분류하는 데 영향을 미치는 요인들을 살펴보았을 때 아내의 나이, 아내의 교육수준, 아내의 수입이 중요한 역할을 하였다. 이는 여성의 연령이 어릴수록, 교육수준과 소득이 높을수록 진보적인 성역할태도를 가진다는 선행연구와 같은 결과이다(김소정, 2018; 임정빈·정혜정, 2000; Motiejunaite & Kravchenko, 2008). 교육수준이 높고, 수입이 많은 여성은 본인 스스로 진보적인 부모역할신념을 가지면서 동시에 진보적인 가치관을 가진 배우자를 만날 가능성이 많아 부부 진보형에 포함될 확률이 높았을 것으로 예상된다. 이러한 결과는 연구에 중요한 함의를 갖는데, 기본적으로 여성에게 다양한 교육과 안정적인 일자리가 먼저 제공된다면 여성 자신의 가치관 정립에 도움이 될 뿐 아니라 진보적인 신념을 가진 배우자를 선택하고 평등한 역할 분배 및 효과적인 일-가정 양립이 가능한 가정을 이루어나가는데 도움이 되는 바탕을 마련할 수 있을 것이기 때문이다.

셋째, 네 집단으로 구분된 잠재 집단 유형 간에 나타난 집단별 차이를 중심으로 주목할 만 한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 아내 진보형의 남편이 스트레스와 우울을 가장 높게 지각하였다. 이와 같은 결과는 진보적인 성역할태도를 가지고 있을수록 보수적인 사람에 비해 정신 건강 수준이 높고(Barnett & Hyde, 2001; Wierda-Boer, Gerris & Vermult, 2008), 보수적인 성역할태도를 가진 남성일수록 정서적 고통에 더 민감하다는(Barnett & Hyde, 2001) 선행연구와 맥락을 같이한다. 이와 더불어 본인의 전통적인 부모역할신념과 상반되는 배우자의 기대 및 새로운 아버지 역할에 대한 압력이 가해졌을 확률이 크다. 진보적 신념을 지닌 아내는 육아와 관련된 남편의 방관자적 태도에 불만이 있을 가능성이 있고(김나현 외, 2013) 이는 배우자와의 관계에서의 갈등을 야기해 남편의 심리적인 어려움을 가져왔을 수 있다. 즉, 아내와 상충되는 성역할 신념으로 인해 보수적인 부모역할신념을 가진 남편은 더 큰 심리적인 압박과 부담을 느껴 상대적으로 많은 스트레스와 우울을 지각했다고 해석 할 수 있다. 이러한 결과는 워킹맘들을 대상으로 한 질적 연구(노성숙·한영주·유성경, 2012)에서 워킹맘들이 “약한 지혜”를 발휘하여 부드러운 관계성 속에서 함께 가는 동반자로 남편을 세워나가는 실천전략을 제안한 것과 관련이 깊다. 진보적인 아내와 보수적인 남편이 동반 양육 파트너십을 세워가기 위해서는 관계성에 기초하여 효과적인 상호작용을 유도할 수 있는 실제적인 교육이 다양한 수준에서 시도될 필요가 있어 보인다.

아내 진보형의 남편들은 가장 낮은 가정-일 효과와 가장 높은 가정-일 갈등을 나타내었다. 진보적 신념을 가진 아내는 남편에게 평등한 가사분담 혹은 양육분담에 대한 요구를 더 많이 하게 되며, 서로의 역할을 공유하고, 책임을

나누기를 원하지만, 보수적인 역할 신념을 가진 남편에게 이러한 역할 공유의 과정은 혼란스러울 가능성이 크다(김수정, 2015). 남편의 협력이 낮은 경우 아내는 강압적인 양육태도를 보일 확률이 높아지고(신숙재·정문자, 1997; 정순심·문혁준, 2019) 이러한 혼돈 속에서 남편은 배우자 지지를 낮게 지각하게 되며, 배우자 지지를 낮게 지각할수록 가정-일 차원에서 어려움을 겪게 된다는 기존 연구와 같은 맥락을 보이는 것이라 할 수 있다(이승미·구혜령, 2013). 동시에 남편은 가사노동이나 양육행동에 저항감을 느끼게 되거나 자신에게 요구되는 사회적 기대와 가정에서 남편, 아버지, 아들로 요구되는 기대를 모두 부합하고자 하는 욕구가 상충되는 갈등을 경험하게 되어(최빛나·김정민, 2018) 이 또한 일-가정 양립의 어려움으로 다가왔을 것으로 해석할 수 있다.

아내 진보형의 여성은 가장 낮은 결혼 배우자지지, 결혼만족도를 나타냈지만 가정-일 갈등 측면에서는 오히려 보수적인 부모역할신념을 가진 유형의 여성에 비해 낮은 갈등 수준을 보였다. 여성의 진보적인 성역할 신념은 일에서의 업무성과 향상을 성취하여 통제력, 자아수용, 개인성장의 측면에서 행복감을 더 인식할 수 있도록 도와준다(박민정, 2019). 이에 가정-일 갈등의 상황에서도 진보적인 부모역할신념을 가진 여성의 경우 아이 양육 및 가사 일에 관련한 책임을 혼자 짊어지기 보다는 남편과 함께 나누고, 일을 통한 자기 성장을 도모할 수 있기에 더 낮은 가정-일 갈등을 경험했을 것으로 이해해 볼 수 있다.

다음으로 남편 진보형의 경우, 아내와 남편이 모두 가장 높은 결혼 만족도 및 배우자지지 지각을 보여주었다. 이는 진보적인 부모역할신념을 가진 남성의 경우 더 높은 결혼만족도를 보인 선행연구 결과(김은지, 2011; 김지현·황옥경·최희철, 2005)와 보수적 성역할 신념을 지닌 여성일수록 높은 결혼만족도가 나타난다는 기존의 결과와 일치한다(이여봉, 2010; Minnotte et al., 2010). 보수적인 부모역할신념을 가진 여성은 남편의 가사노동 및 양육행동에 대한 기대를 낮게 가질 것이며, 불공평한 분담상황 또한 스스로 감수하려는 경향 또한 있어(강기연, 2000) 상대적으로 남편의 양육참여를 더 많은 것으로 지각 하였을 것으로 예상되며, 진보적인 부모역할신념을 가진 남편은 아내의 일에 긍정적인 태도를 갖고 있을 가능성이 높아 이 또한 아내의 결혼만족도를 높였을 것으로 유추해볼 수 있다(오민아·변길진·권정윤, 2018).

배우자 지지는 배우자로부터 보호받고 있다는 느낌 혹은 실제로 받는 도움 등으로 정의할 수 있는데(김수정, 2015) 진보적인 부모역할신념을 가진 남편은 적극적인 역할 분담, 가사 및 양육 참여로 아내가 실질적인 도움을 받고 있다고 느끼게 했을 것이며, 보수적인 부모역할신념을 가진 아내는 남편을 가정의 주 생계부양자로 여기고, 그의 일을 중요시하며, 남편의 필요시에 자신을

더 헌신하여 남편을 뒷받침하거나 지지하는 반응을 해줄 가능성이 커 부부 모두 높은 배우자 지지를 지각하였을 것이다. 또한 남편 진보형의 남편들은 낮은 가정-일 갈등 수준을 보였는데, 이윤석(2010)의 연구결과에서 가사분담의 비율이 큰 남성의 경우 일-가정 양립에서 유익한 균형집단에 속할 확률이 높고, 이는 가정에서의 역할 몰입으로 생긴 자원이 일 영역에서의 수행을 긍정적으로 촉진한 것으로 이해할 수 있다. 이에 진보적 신념을 가진 남편은 실제 양육 행동이나 가사 역할 분담에 더 적극적이기에 낮은 가정-일 갈등 수준을 경험했을 것으로 예상된다.

그러나 남편 진보형의 여성은 다른 유형에 비해 오히려 더 높은 가정-일 갈등을 경험하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 여성의 가정-일 갈등의 영역은 배우자의 신념보다는 여성 개인이 가지고 있는 가치관에 더 많은 영향을 받는다고 해석할 수 있다. 이는 아내의 가정-일 갈등에서 남편의 성역할태도가 중요한 변인이라고 한 기존의 연구(우지혜, 2014)와는 다른 결과이다. 낮은 양성 평등의식을 가진 아내가 가정-일 갈등을 겪을 때, 개인의 성장 수준이 더 낮아지는 관계를 보인 박민정(2019)의 연구와 함께 생각해보면, 남성 생계 부양자, 어머니 돌봄 책임자로 요약될 수 있는 보수적인 성역할태도는 가부장으로서 남성이 행하는 모든 행동 및 태도를 이상적인 형태로 설정하며, 불평등한 남편과 아내의 관계를 구조적으로 정당화 한다. 이에 위계화된 고정관념에 따라 전통적인 부모역할신념을 가진 여성은 기존 사회에서 요구되었던 좋은 어머니에 대한 신화에서 벗어나지 못하고 스스로가 주 양육자 어머니 역할에 높은 기준을 부과하며 그 기준에 미치지 못하면 죄책감, 스트레스 등을 더 많이 지각할 것이다(조운진, 2017). 이러한 스트레스 상태에 놓여있는 여성에게는 일에서 얻을 수 있는 성취감이나 통제감 등이 보호요인으로 작용하지 못하여 더 많은 가정-일 갈등을 야기한 것으로 유추할 수 있다. 즉, 효과적인 일-가정 양립을 이루어야 하는 맞벌이 아내에게 단순히 진보적인 성향의 남편과의 관계 만족만이 삶의 질을 높일 수 있는 것이 아니기에, 맞벌이 아내 스스로가 진보적인 부모역할신념을 가져 일-가정 양립의 측면에서 긍정적인 효과를 낼 수 있도록 하는 적극적인 개입이 필요하다. 더 나아가 남편이 진보적인 성역할태도를 지닐수록 아내가 경제활동에 참여할 확률이 높았으나, 아내가 정규직 일자리를 갖는 것과 관련해서는 남편의 성역할태도보다는 아내 자신의 진보적 성역할태도가 관련이 있었다는 선행 연구(문지선, 2017)와 연관 지어 보면 여성 스스로가 진보적 성역할태도 및 부모역할신념을 갖는 것의 중요성이 다시 한 번 강조된다.

남편 진보형과 더불어 부부 진보형의 경우에도 남녀 모두 높은 결혼만족도

를 보였는데, 호퍼스(Hofferth, 2003)의 연구에 따르면 진보적인 아버지 역할 신념을 가진 경우 실제로 자녀와 보내는 시간이 많으며 자녀에 대한 책임감이 더 높다고 한다. 이러한 진보적인 아버지 역할 신념과 실제 양육의 정적인 관련성은, 아내의 양육부담을 줄여주고 더 나아가 진보적인 아내가 가지고 있는 남편에 대한 기대감을 충족시켜 아내의 결혼 만족을 높였을 것으로 예상된다. 그리고 진보적 부모역할신념을 가진 여성은 기존 사회에서 기대되었던 이분화된 성역할에서 적극적으로 벗어나서 경제활동 참여자로서의 자신의 욕구를 충족시킬 수 있으며, 이때 진보적인 부모역할신념을 가진 남편과의 일치된 가치관은 결혼 만족도를 높였을 것이다. 남편의 경우에도 자신이 이상적으로 그리고 있는 참여하는 아버지 상에 부합하는 자신의 모습에 대한 높은 만족도가 배우자와의 관계에도 긍정적인 영향을 미쳤을 것으로 해석된다. 또한 성 평등한 부부의 경우, 서로의 권리, 책임, 의무를 분담하고 상호존중, 개방적인 대화 등을 통해 부부의 의사소통이 더 잘되고, 직업에 대한 지지 또한 더 많이 하여, 평등한 부부 일수록 부부 갈등이 감소하고, 결혼만족은 높아진다는 선행연구와도 연결 지어 볼 수 있다(김오남, 2006, 김주현·문영주, 2010; 이정은·이윤형, 2012).

부부 진보형의 아내는 가장 높은 배우자 지지를 지각하였고, 남편 또한 보수적인 부모역할신념을 가진 집단에 비해 높은 배우자 지지를 지각하였다. 진보적인 부모역할신념은 단순히 성별로 양육자와 생계 부양자의 역할을 가르치지 않으며, 부부 모두가 양육 및 부양의 책임을 공동으로 나누려고 한다. 맞벌이 가정의 운영은 부부 공동의 과제이므로 부부가 서로 가정에서 적절한 역할을 수행하도록 요구하고 타협해야하는데(김은석 외, 2017), 부부 진보형의 남편과 아내는 가정 내부 혹은 외부 영역의 주체에 대해 성별에 따라 일방적인 책임과 의무를 부과하는 것이 아니라 공평하게 서로의 가정영역과 일 영역에서의 활동을 인정하기 때문에 더 많은 배우자 지지를 지각하였을 것으로 유추된다. 또한 배우자의 지지는 부부 사이의 협력적인 태도로 작용되며, 이는 양육과 관련한 어려움이 생겼을 때 서로 도움을 주고받으며 활용 가능한 자원으로 서로 기능하기 때문에 긍정적인 자원으로 작용할 수 있는 부분이다(김명원, 강민주, 2011).

부부 보수형 아내의 가정-일 갈등은 네 가지 유형 중 가장 높게 나타났다. 일-가정 양립에서 부부의 성역할 태도는 상호간에 영향을 미치는데, 보수적인 성역할 태도를 지닌 남편은 아내의 경제활동에 우호적인 태도를 보이지 않으며(박인숙, 2016), 양육의 일차적 책임을 아내에게 부과하고 가사 노동에도 적게 참여하여 아내는 양육 및 가사 노동에 대한 더 큰 부담을 안게 되어 가정

-일 갈등을 더 크게 지각하게 되었을 수 있다(김신희·양은주, 2012, 오민아·변길진·권정윤, 2018). 더구나 본 연구 대상자는 미취학 아동을 둔 맞벌이 부부로서, 이 시기의 여성에게 자녀의 존재는 일-가정 양립에 큰 영향을 주는 요인이며 특히 보수적인 성역할 태도를 지닌 여성은 육아와 일 사이의 완벽한 조화를 추구하려는 경향이 있어 더 많은 가정-일 갈등을 겪을 수 있다는 기존 연구와 일치하는 결과로 볼 수 있다(이정은, 2017).

위의 논의 점들을 종합해 보면, 남편 진보 유형 및 부부 진보 유형이 다른 유형에 비해 맞벌이 부부의 심리적인 건강 및 일-가정 양립을 효율적으로 영위하는 데에 더 유리하다고 할 수 있다. 단기적인 시각에서는 남편 진보형의 경우 보수적인 부모역할신념을 가진 여성의 인내와 감수로 인하여 더 긍정적인 부부 관계 및 낮은 스트레스로 인한 심리적인 안정을 획득할 수 있는 것처럼 보이나, 맞벌이 부부에게 중요한 일-가정 양립의 측면에서는 보수적 부모역할 신념을 가진 여성은 부정적인 일-가정 양립의 경험을 하고 있는 것으로 드러났다. 덧붙여 보수적인 부모역할신념을 바탕으로 전통적인 어머니 상에 대해 과도한 신화를 가지고 있는 여성의 경우 배우자의 양육참여를 명시적 또는 암묵적으로 제한하고 통제하려는 경향도 있을 수 있으며(Allen & Hawkins, 1999), 이는 불공평한 양육 분담 및 육아스트레스를 경험하는 악순환을 가져올 수 있다. 이처럼 맞벌이 부부의 일-양립이 어려워진다면, 부부 중 한쪽은 노동시장에서 물러나게 되거나 저출산, 이혼 등의 사회적 문제를 야기할 수 있다(이승미·김선미·김은정, 2014).

이러한 결과에 기초할 때, 부부의 심리적 안정 및 부부 관계의 만족도를 높이는 중요한 요인으로서 남편의 진보적인 부모역할 신념을 통해 실질적인 양육 행동 참여가 보장되어야 할 것이며, 맞벌이 부부의 가정-일 갈등을 줄여 효율적인 일-가정 양립을 도모하기 위해 여성 또한 전통적인 부모역할신념에서 벗어나 진보적인 부모역할신념을 가질 수 있도록 개입하는 것의 중요성 또한 본 연구의 시사점이라 할 수 있다.

현재 맞벌이 부부의 일 가정 양립을 도와주기 위한 육아휴직, 자녀 돌봄 휴가, 시차출퇴근제 등 여러 가지 정책들이 마련되고는 있지만, 아직까지 현실에서는 많이 이용되지 못하고 있는 실정이다. 특히 남성의 경우 육아 휴직 사용 가능자 중 실제 사용 비율이 1.2% (통계청, 2019)에 그치는데, 이는 아직도 우리 사회에서는 남성생계부양자 모델이 만연하다는 것의 반증이라고도 볼 수 있다. 남성과 여성 모두 복직 후 불이익에 대한 두려움으로 휴직 제도를 사용하기 두려워하지만, 부부 중 한명이 제도를 이용해야한다면 불가피하게 대부분의 경우 여성이 그 대상자가 되며 이는 남성은 생계부양자, 여성은 양육자라

는 전통적인 부모역할신념 프레임에서 벗어나지 못했기 때문으로 볼 수 있다. 또한 진보적인 부모역할신념 및 성역할태도를 가지고 있더라도 여성에 비해 남성의 임금에 상대적으로 높기에, 남성이 육아휴직 및 돌봄 휴가를 사용할 경우 더 큰 경제적인 어려움이 야기되는 것도 맞벌이 부부가 처한 불평등한 배경이라고 볼 수 있다. 이에 따라 어린 자녀를 양육하는 맞벌이 부부의 효과적인 일-가정 양립을 촉진하기 위해서는 개인의 부모역할에 대한 신념을 재고하는 노력과 함께 양성 평등적이고, 일과 삶의 균형을 지향하는 조직 문화를 조성하기 위한 실질적인 정책이 필요할 것으로 생각된다. 구체적인 예로 스웨덴과 같은 부모가 각자 일정 기간의 육아휴직을 사용해야하는 부모 할당제를 통한 남성의 육아 휴직 및 돌봄 휴가 등의 참여가 제고되어야 하며, 남성과 여성의 임금격차를 줄이는 실제적인 제도적 변화가 있을 때 진보적인 부모역할신념 및 성역할태도의 변화가 함께 이루어지는 선순환이 발생할 수 있을 것으로 기대된다.

마지막으로 본 연구는 경제적 책임을 남성과 여성이 함께 나누고 있으며, 공동육아의 필요성이 더 부각되는 맞벌이 부부의 효과적인 일-가정 양립을 위한 기초자료로서 부모역할 신념을 유형화 해 보았다는데 의의가 있다. 특히, 선행 연구들이 어머니 혹은 아버지 한 쪽의 성역할 태도 또는 부모역할 신념을 연구하였다면, 본 연구에서는 부부 쌍자료를 이용하여 상호간 영향을 주고받는 체계로서 맞벌이 부부의 부모역할 신념을 확인하였다는데 의의가 있다.

그러나, ‘자녀 양육의 어려움’, ‘일-가정 양립의 어려움’이 외벌이 가정의 가장 큰 이유로 꼽히고 있기에 추후연구에서는 외벌이 가구의 부모역할 신념이 어떻게 유형화 되는지 확인하여 맞벌이 부부와 외벌이 부부의 부모역할신념에서의 차이를 비교하고, 이를 통해 더 다각적인 시각에서 부모역할 신념에 대한 이해가 이루어질 필요가 있다.

또 다른 연구의 한계점으로는 연구 참여자들 중 90% 이상이 4년제 대졸 이상으로서 상대적으로 고학력자들로 이루어져 있기에 연구의 일반화에 어려움이 있을 수 있다는 점이다. 특히, 고학력일수록 진보적인 신념을 가진 남성과 여성이 상대적으로 높은 비중을 차지하였을 수 있으며, 이에 다양한 형태의 부모역할신념의 유형화가 이루어졌을 수 있음을 염두에 두고 추후에는 더욱 넓은 스펙트럼의 배경을 가진 맞벌이 부부의 부모역할신념을 구분해 본다면 역으로 진보적 부모역할신념 및 성역할태도의 교육의 필요성을 다시 한 번 강조 할 수 있을 것이라고 생각되며, 맞벌이 부부들의 일-가정 양립을 효과적으로 도울 수 있는 다각적인 방향성에 대해 제시가 가능해질 것이다.

참고문헌

- 강기연(2000). 맞벌이 부부의 공평성 인지, 의사결정 참여 및 가정생활만족도: 사무직관리 전문직을 중심으로. 숙명여자대학교 박사학위논문. 서울.
- 강기정·박혜성·계선자(2005). “맞벌이 가족 남편의 역할갈등 및 결혼만족도에 관한 연구”. *한국가족복지학*. 제10권 2호. 5-25.
- 공선희(2009). 서울시 기혼남녀의 일-가족양립과 저출산. 서울시 여성가족재단 연구사업보고서. 1-49.
- 김나현·이은주·곽수영·박미라(2013). “어린 아동을 둔 취업모의 양육부담감 경험에 대한 현상학적 연구”. *여성건강간호학회지*. 제19권 3호. 188-200.
- 김명원·강민주(2011). “맞벌이 부부의 성역할태도와 사회적 지원이 양육스트레스에 미치는 영향”. *대한가정학회*. 제49권 8호. 25-35.
- 김병수(2019). “유아기 자녀를 둔 어머니의 원가족건강성과 부모역할신념이 문지기 역할에 미치는 영향”. *한국생활과학회지*. 제28권 6호. 555-565.
- 김소정(2018). “한국 임금근로 기혼여성들의 성역할태도와 우울의 관계에서 일가족갈등의 매개효과: 정규직과 비정규직 비교”. *사회복지정책과 실천*. 제4권. 39-74.
- 김수정(2015). 맞벌이 부부의 배우자 지지와 직무 만족과의 관계에서 일-가족 향상의 매개효과. 박사학위논문. 이화여자대학교, 서울.
- 김신희·양은주(2012). “유자녀 직장여성의 다중역할 경험의 질에 따른 군집별 심리적 및 환경적 특징의 차이”. *한국심리학회지:여성*. 제17권 1호. 73- 94.
- 김오남(2006). “국제결혼 이주여성의 부부갈등 결정요인 연구”. *가족과 문화*. 제18권. 63-106.
- 김은석·유성경·임인혜·박찬정·임지숙(2017). “일-가정 양립 촉진적 자기 척도 개발 및 타당화 연구”. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*. 제 29권 2호. 505-526.
- 김은지(2011). 부부 커뮤니케이션과 결혼만족의 관계. 박사학위논문. 영남대학교, 경상북도.
- 김주엽(2006). “일과 가정의 균형에 관한 문헌적 검토”. *인적자원개발연구*. 제8권 1호. 83-117.
- 김주현·문영주(2010). “맞벌이 여성의 성역할태도가 결혼생활 만족과 일 만족에 미치는 영향-일-가정 갈등과 일-가정 강화의 매개효과를 중심으로”. *한국가족자원경영학회지*. 제14권 2호. 109-126.

- 김지현·황옥경·최희철(2005). “중년 남성의 성역할, 성역할 갈등과 부부의 결혼만족”. 상담학연구. 제6권 2호. 621-632.
- 노성숙·한영주·유성경(2012). “한국에서 '워킹맘'으로 살아가기: 직장인엄마의 다중역할 경험에 대한 현상학적 연구”. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료. 제24권 2호. 365-395.
- 문지선(2017). “부부의 성역할태도로 본 기혼여성의 경제활동”. 한국사회학. 제51권 2호. 191-232.
- 박경(2003). “부정적인 생활 스트레스와 대인관계 문제가 여성의 우울에 미치는 영향”. 한국심리학회지: 건강. 제8권 3호. 581-593.
- 박민정(2019). “일-가정양립이 취업모의 심리적 복지에 미치는 영향-돌봄 서비스 만족, 가사분담, 양성평등의식, 성역할태도의 조절효과를 중심으로”. 한국산학기술학회 논문지. 제20권 9호. 66-81.
- 박선주·강민주(2017). “맞벌이 가정 아버지의 성역할태도와 어머니 문지기 역할이 아버지의 양육 참여도에 미치는 영향”. 육아정책연구. 제11권 3호. 87-111.
- 박선영·권석만(2014). “삶의 의미와 주관적 안녕 및 우울의 관계 대학생 집단과 중년집단의 비교”. 한국심리학회지: 임상. 제33권 3호. 549-571.
- 박인숙(2016). 맞벌이 여성의 일-가족 갈등 및 일-가족 촉진에 영향을 미치는 다양한 요인들. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 박준호·서영석(2010). “대학생을 대상으로 한 한국판 지각된 스트레스 척도 타당화 연구”. 한국심리학회지: 일반. 제29권 3호. 611-629.
- 백주희(2009). “가족가치관과 성역할태도에 영향을 미치는 인구학적 변인”. 한국가정관리학회지. 제27권 3호. 239-251.
- 송리라·이민아(2012). “성역할태도와 우울”. 한국인구학. 제35권 3호. 87-116.
- 신숙재·정문자(1997). 어머니의 양육스트레스, 사회적 지원과 부모효능감이 양육행동에 미치는 영향. 연세대학교 대학원 박사학위논문.
- 오민아·변길진·권정윤(2018). “유아기 자녀를 둔 아버지의 성역할 가치와 양육분담이 어머니의 양육스트레스와 일-가정 양립 어려움에 미치는 영향: 아버지의 양육스트레스를 매개로”. 유아교육학논집. 제22권 5호. 429-448.
- 우지혜(2014). 여성결혼이민자의 생활 만족도에 미치는 요인에 관한 연구. 석사학위논문, 덕성여자대학교. 서울.
- 유계숙(2010). “맞벌이 부부의 가사분담이 부인의 일-가족 전이와 결혼생활만족도에 미치는 영향”. 아시아여성연구. 제49권 1호. 41-69.
- 이미숙(1996). “맞벌이부부의 성역할태도와 성역할정체감이 가사분담과 결혼만족

- 도에 미치는 영향”. 생활과학연구논집. 제16권 1호. 153-173.
- 이수연(2000). 부부의 가족주의 가치관 및 가족관계 만족도에 관한 연구. 숙명여자대학교석사학위 논문.
- 이승미·구혜령(2013). “자녀양육기 기혼취업여성의 일-가정 상호작용 유형과 유형별 특성”. 한국생활과학학회지. 제22권 4호. 575-591.
- 이승미·김선미·김은정(2014). 한국사회 맞벌이부부의 일과 삶. 미래창조과학부 한국사회과학연구지원(SSK)사업 결과보고서.
- 이여봉(2010). “부부역할과 여성의 결혼만족도: 연령범주별 분석”. 한국인구학. 제33권 1호. 103-131.
- 이윤석(2010). “취업한 기혼 남녀의 일과 가족 전이: 부정적 전이와 긍정적 전이의 통합적 접근”. 한국인구학. 제33권 2호. 1-31.
- 이은희(2002). “가족생활주기에 따른 맞벌이 남녀의 성역할태도와 결혼만족도 연구”. 한국가족복지학. 제10권 10호. 99-112.
- 이정은(2017). 성역할 고정관념이 일-가정 양립 갈등에 미치는 영향 국제비교. 성균관대학교 대학원 석사학위 논문.
- 이정은·이윤형(2012). “성역할 태도와 자아존중감이 남편의 결혼만족도에 미치는 영향: 자기노출의 매개 효과”. 상담학연구. 제13권 6호. 2543-2555.
- 이재림·손서희(2013). “미취학 자녀를 둔 맞벌이 여성의 일-가족 갈등: 직장 및 자녀양육 관련 자원과 지각을 중심으로”. 한국가족관계학회지. 제18권 1호. 93-114.
- 임정빈·정혜정(2000). 성역할과 여성. 서울: 신정
- 장춘미(2009). “스트레스와 결혼만족간의 관계에 대한 부부의 지지행동 및 갈등해결행동의 매개효과”. 한국심리학회지: 여성. 제14권 1호. 153-171.
- 전점구·최상진·양병창(2001). “통합적 한국판 CES-D 개발”. 한국심리학회지: 건강. 제6권 1호. 59-76.
- 정순심·문혁준(2019). “아버지가 인식한 부모역할신념과 어머니 문지기 역할이 아버지 양육참여도에 미치는 영향”. 열린부모교육연구. 제11권 1호. 71-94.
- 조명한·차경호(1998). 삶의 질에 대한 국가간 비교. 서울: 집문당.
- 조운진·임인혜(2016). “한국판 어머니·아버지 역할 신념 척도 개발 및 타당화 연구”. 유아교육·보육복지연구. 제20권 3호., 69-100.
- 조운진(2017). 영유아기 자녀를 둔 부부의 부모역할신념과 어머니 문지기역할, 부부 공동양육의 관계. 박사학위논문. 이화여자대학교, 서울.
- 최빛나·김정민(2018). “중년기 남성의 성역할 갈등이 심리적 안녕감에 미치는 영

- 향”. 한국가정관리학회 학술발표대회 자료집. 205.
- 최유정·최미라·최선헌(2018). 맞벌이 부부의 역할분담이 일 가정 갈등과 가정생활만족도 및 우울에 미치는 영향. *한국사회*. 제19권 1호. 47-93.
- 최유진·이택면·황정임·마경희·주재선·김은지·이현재·문희영 (2016). “2016년 양성평등 실태조사 분석 연구”. 여성가족부·한국여성정책연구원.
- 통계청(2009; 2019). “생활시간조사 결과” http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/6/4/index.board 에서 2020. 06. 23 인출
- _____(2020). “맞벌이 가구 및 1인 가구 고용 현황 보도자료” http://kostat.go.kr/assist/synap/preview/skin/doc.html?fn=synapview383260_1&rs=/assist/synap/preview에서 2020.06.23. 인출.
- 한인영·홍선희(2011). “여성의 성역할인식이 우울에 미치는 영향: 여성주의 관점을 중심으로”. *한국심리학회지 : 여성*. 제16권 제4호. 477-498.
- 한지숙·유계숙(2007). “기혼근로자의 성역할태도와 일가족 지향성이 일가족 갈등/축진 및 가족친화제도 이용에 미치는 영향”. *한국가정관리학회지*. 제25권 제5호. 143-166.
- Adamsons, K., & Pasley, K. (2013). Refining identity theory to better account for relationships and context: Applications to fathering. *Journal of Family Theory & Review*, 5(3), 159-175.
- Akaike, H. (1973). Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, 60(2), 255-265.
- Allen, S. M., & Hawkins, A. J. (1999). Maternal gatekeeping: Mothers' beliefs and behaviors that inhibit greater father involvement in family work. *Journal of Marriage and the Family*, 199-212.
- Amato, P. R., & Booth, A. (1995). Changes in gender role attitudes and perceived marital quality. *American Sociological Review*, 58-66.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Auxiliary variables in mixture modeling: Three-step approaches using M plus. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 329-341.
- Barnett, R. C., & Hyde, J. S. (2001). Women, men, work, and family: An expansionist theory. *American Psychologist*, 56(10), 781.
- Beitel, A. H., & Parke, R. D. (1998). Paternal involvement in infancy: The role of maternal and paternal attitudes. *Journal of Family Psychology*, 12(2), 268.
- Belch, G. E. (1978). Belief systems and the differential role of the

- self-concept. *ACR North American Advances*, 5, 320-325.
- Bonney, J. E., & Kelley, M. (1996). Development of a measure assessing maternal and paternal beliefs regarding the parental role: The Beliefs Concerning the Parental Role Scale. Unpublished manuscript, Old Dominion University, Norfolk, VA.
- Bonney, J. F., Kelley, M. L., & Levant, R. F. (1999). A model of fathers' involvement in child care in dual-earner families. *Journal of Family Psychology*, 13, 401-415.
- Brewster, K. L., & Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and women's employment in industrialized nations. *Annual Review of Sociology*, 26(1), 271-296.
- Burnett, S., Gatrell, C., Cooper, C., & Sparrow, P. (2011). Fatherhood and flexible working: a contradiction in terms?. In Stephan Kaiser, Max Josef Ringlstetter, Doris Ruth Eikhof, & Miguel Pina e Cunha (Eds.). *Creating Balance?* (pp. 157-171). Springer.
- Carlson, D. S., Kacmar, K. M., Williams, L. J. (2000). Contruction and initialvalidation of a multidimensional measur of work-family conflict. *Journal of Vocational Behaviour*, 56, 249-276.
- Carlson, D. S., Kacmar, K. M., Wayne, J. H., & Grzywacz, J. G. (2006). Measuring the positive side of the work-family interface: Development and validation of work-family enrichment scale. *Journal of Vocational Behaviour*, 68, 131-164.
- Celeux, G., & Soromenho, G. (1996). An entropy criterion for assessing the number of clusters in a mixture model. *Journal of classification*, 13(2), 195-212.
- Clark, S. L. (2010). Mixture modeling with behavioral data. Doctoral dissertation, University of California, Los Angeles.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assesment*, 49, 71-75.
- Fox, G. L., & Bruce, C. (2001). Conditional fatherhood: Identity theory and parental investment theory as alternative sources of explanation of fathering. *Journal of Marriage and Family*, 63(2), 394-403.
- Gaunt, R. (2008). Maternal gatekeeping: Antecedents and consequences. *Journal of Family Issues*, 29(3), 373-395.

- Hattery, A. J. (2001). Tag-team parenting: Costs and benefits of utilizing nonoverlapping shift work in families with young children. *Families in Society*, 82(4), 419-427.
- Hauser, O. (2012). Pushing daddy away? A qualitative study of maternal gatekeeping. *Qualitative Sociology Review*, 8(1), 34-59
- Hofferth, S. L. (2003). Race/ethnic differences in father involvement in two-parent families: Culture, context, or economy?. *Journal of Family Issues*, 24(2), 185-216.
- Jacobs, J. N., & Kelley, M. L. (2006). Predictors of paternal involvement in childcare in dual-earner families with young children. *Fathering: A Journal of Theory, Research, and Practice about Men as Fathers*, 4(1), 22-47.
- Jung, T., & Wickrama, K. A. (2008). An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modeling. *Social and personality psychology compass*, 2(1), 302-317.
- Lamb, M. E. (Ed.). (1986). *The father's role: Applied perspectives*. Wiley-Interscience.
- Marsiglio, W., & Roy, K. (2012). *Nurturing dads: Social initiatives for contemporary fatherhood*. Russell Sage Foundation.
- McBride, B. A., Brown, G. L., Bost, K. K., Shin, N., Vaughn, B., & Korth, B. (2005). Paternal identity, maternal gatekeeping, and father involvement. *Family Relations*, 54(3), 360-372.
- Mendell, N., & Rubin, D. (2001). Testing the number of components in a mixture model. *Biometrika*, 88, 767-778.
- Minnotte, K. L., Minnotte, M. C., Pedersen, D. E., Mannon, S. E., & Kiger, G. (2010). His and her perspectives: Gender ideology, work-to-family conflict, and marital satisfaction. *Sex Roles*, 63(5-6), 425-438.
- Motiejunaite, A., & Kravchenko, Z. (2008). Family policy, employment and gender-role attitudes: A comparative analysis of Russia and Sweden. *Journal of European Social Policy*, 18, 38-49.
- Muthen, L. K., & Muthen, B. (2018). Mplus. The comprehensive modelling program for applied researchers: user's guide, 5.
- Nangle, S. M., Kelley, M. L., Fals-Stewart, W., & Levant, R. F. (2003).

- Work and family variables as related to paternal engagement, responsibility, and accessibility in dual-earner couples with young children. *Fathering: A Journal of Theory, Research, and Practice about Men as Fathers*, 1(1).
- Nomaguchi, K. M. (2007). Change in work-family conflict among employed parents between 1977 and 1997. *Journal of Marriage and Family*, 71(February), 15-32.
- Norton, R. (1983). Measuring marital quality: A critical look at the dependent variable. *Journal of Marriage and the Family*, 141-151.
- Palkovitz, R. (1984). Parental attitudes and fathers' interactions with their 5-month-old infants. *Developmental Psychology*, 20(6), 1054.
- Peel, D., & McLachlan, G. J. (2000). Robust mixture modelling using the t distribution. *Statistics and computing*, 10(4), 339-348.
- Rane, T. R., & Mc Bride, B. A. (2000). Identity theory as a guide to understanding fathers' involvement with their children. *Journal of Family Issues*, 21(3), 347-366.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6(2), 461-464.
- Sclove, S. L. (1987). Application of model-selection criteria to some problems in multivariate analysis. *Psychometrika*, 52(3), 333-343.
- Vermunt, J. K. (2010). Latent class modeling with covariates: Two improved three-step approaches. *Political analysis*, 450-469.
- Voydanoff, P., & Kelly, R. F. (1984). Determinants of work-related family problems among employed parents. *Journal of Marriage and the Family*, 881-892.
- Wierda-Boer, H. H., Gerris, J. R., & Vermulst, A. A. (2008). Adaptive strategies, gender ideology, and work-family balance among Dutch dual earners. *Journal of Marriage and Family*, 70(4), 1004-1014.

Abstract

Latent Profile Analysis of Double-Earning Couples' Parental Role Beliefs with Infants and Toddlers*

Sung kyung, Yoo**·Jiwon Bang***

Inhye Lim****·Boyoon Choi*****·Suyoung Kim*****

This study is aimed to classify the beliefs concerning parental roles of the double-earning couples with infants and toddlers, and explored the variables to contribute the group classification and sub-group differences. 408 couples were classified into four sub-groups using latent profile analysis; progressive couple (PC), progressive husband (PH), progressive wife (PW), and conservative couple (CC). Wives' age, education and income were significant variables for group classification and groups differences were as follows; 1) The PC couple showed high marriage satisfaction, work-family enhancement, and life satisfaction. 2) The husbands of PW showed the highest stress, depression, family-work conflict, and the lowest family-work enhancement. On the contrary, the husbands of PH showed the highest marriage satisfaction, spousal support, and the lowest family-work conflict. 3) The wives of PW perceived the low level of spousal support, marriage satisfaction, but showed low level of family-work conflict. The wives of PH showed high level of marriage satisfaction, but experience high level of family-work conflict. 4) The CC couple showed more adaptive results than those of WP, but the wives of CC showed the highest family-work conflict.

* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea NRF-2019S1A5A203041362).

** Professor, Ewha Womans University

*** Corresponding Author: Doctoral student, Ewha Womans University

**** Doctoral student, Ewha Womans University

***** Doctoral student, Ewha Womans University

***** Professor, Ewha Womans University

Keywords : Beliefs concerning parental roles, Double-earning couples, Work-Family reconciliation, Family-Work enhancement, Family-Work conflict, Sex-role attitude, Latent Profile Analysis

충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준에 따른 유형별 특성

백승희*

초 록

본 연구는 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현에 대한 이질적인 집단이 존재하는지 확인하고, 각 잠재계층별 특성을 탐색하는 데 목적이 있다. 이를 위하여 충남 결혼이주여성 333명을 대상으로 하였다. 문화다양성 구현에서의 잠재계층을 확인한 결과 3개('저수준집단', '중수준집단', '고수준집단')의 잠재적인 계층으로 구분되었으며, 3개의 잠재계층의 특성을 알아본 결과 문화예술활동 참여도, 관람하고 싶은 한국·모국의 문화예술, 배우고 싶은 모국의 문화예술, 개념과 의미 인지도, 가치에 대한 동의, 의식수준, 충남 정책 강화 필요성 그리고 조례제정 필요성에서 계층별 차이를 확인하였다. 본 연구는 잠재계층을 분류하고 계층에 따른 특성을 심도 있게 살펴보았다는데 의의가 있다. 마지막으로 후속연구를 위한 제언을 제시하였다.

주제어 : 충남 결혼이주여성, 문화다양성 구현 수준

* 한국기술교육대학교 연구교수(sh100@koreatech.ac.kr)

I. 서론

2001년 유네스코는 인류 보편적인 문화다양성(cultural diversity) 증진을 위해 ‘문화다양성 선언’을 채택했다. 164개 회원국은 미국 주도의 세계화와 자유무역에 대응한 국제적 논의를 본격화하기 시작하였으며, 우리나라는 2010년 4월 협약의 110번째 비준국이 되면서 문화다양성 측면에서의 정책 논의를 시작했다. 문화다양성이란 각 집단이나 지역이 자기 문화를 표출하고, 그럼으로써 다양한 문화가 공존토록 하는 것, 즉 다문화 사회를 살아가는 새로운 정책철학으로 여러 문화가 융합하여 새로운 문화를 만들어 가도록 하는 것이다. 소수문화의 보호에서부터 사회 문화를 구성하는 기본원리로서 다양한 문화의 융합과 새로운 문화 창출을 포함한다. 즉 타인과의 차이, 다름을 인정하는 것으로 소수자가 아니라 다름을 받아들여야 하는 다수자를 대상으로 해야 모두가 공존할 수 있는 사회를 만드는 것이다(라도삼·조윤정·이정현, 2018). 사회 구성의 다양성이 커지는 만큼 문화의 다양성이 확대되는 것이 현실이다. 그런 점에서 우리는 다른 집단과 공존하는 법을 배워야 하며, 그로부터 새로운 문화를 창출할 수 있어야 한다. 우리나라의 문화다양성 정책 발전 과정에는 3개의 변곡점이 있었는데 첫 번째는 2005년 한미 FTA 협상에서 스 크린쿼터 축소가 논의되면서 문화적 예외론이 발생했던 때이며, 두 번째는 2010년 문화다양성협약을 체결하면서 문화다양성의 측면에서 다문화 정책을 접근하기 시작한 시점이다. 그리고 세 번째는 2014년 문화다양성 법규를 제정하면서 소수에 대한문화권 보장과 사회갈등 해소로 문화다양성 정책의 영역을 확대하고 구체화한 시점이다(노시훈, 2020)

현재 한국사회는 국제결혼을 통한 결혼이주여성이 지속적으로 증가하면서 주요한 사회구성원으로 큰 비중을 차지하고 있다. 결혼이주여성의 비중은 외국인 이민자 중 외국인 노동자 다음으로 큰 비율을 차지하고 있는데 이들은 결혼으로 이민을 왔기 때문에 일정기간 머물다 한국을 떠날 가능성이 있는 외국인 노동자들과는 달리 한국사회 속에서 평생을 거주할 가능성이 크다(조선주·오현경·민현주, 2017). 또한 가정을 꾸리고, 다음세대를 낳아서 양육하는 ‘기혼여성’의 역할을 수행한다는 점에서 다른 집단과는 차별되는 특수성을 갖는다(전윤주·서광봉·임진선, 2012) 이러한 이유로 결혼이주여성들은 다른 한국 거주 이주민들에 비하여 정부 정책의 꾸준한 관심대상이 되어 오고 있다(이진형, 2019). 이중에서 충남은 총 인구 대비 외국인주민 비율이 5.4% (117,094명)로 전국 1위에 해당하며, 국내 거주 외국인 대비 결혼이민자 비율

은 8.9%(8,564명)를 차지하고 있다. 8,564명 중 결혼이주민 여성은 7,537명을 차지하고 있다(행정안전부, 2019). 충남은 다문화사회 초기부터 적극적으로 대응정책을 추진해 온 지자체로 평가되지만, 아직 결혼이주여성 문화예술 활동 및 문화다양성 관련 조사연구는 미비한 상태이다. 결혼이주민은 오랫동안 문화예술이나 문화다양성 측면 보다는 안착과 자립의 측면에서 정책적 관심이 되어 왔다, 즉 법·제도 그리고 정책의 발전 및 실태조사에도 불구하고 이주여성들의 문화예술 활동 관련 조사는 아직 매우 부족한 실정이다(우복남, 2019). 최근 한국인들의 문화다양성에 대해 여러 연구들이 진행되고 있는데 대부분의 연구에서 한국인들은 문화다양성에 대해 비교적 긍정적으로 인식하는 결과를 보인다고 보고되고 있다(김혜숙 외, 2011; 송유진, 2008; 윤인진·송영호, 2013; 황정미, 2009). 그러나 지역의 도시화 정도, 행정구역 및 외국인 비중 등에 따라서는 지역 주민의 외국인에 대한 태도가 상이한 것으로 보고되고 있다(안상수 외, 2012; 민지선·김두섭, 2013). 한편 문화다양성 구현 수준에 대한 구체적으로 살펴본 연구 특히 충남 결혼이주여성의 문화예술활동 및 문화다양성에 대한 조사 및 연구는 우복남(2019)의 연구를 제외하고는 거의 전무한 실정이다. 또한 문화활동 참여도, 활동 만족도, 모국의 문화예술 행사 직접관람경험, 문화다양성 가치, 문화다양성 의식수준 등의 실태를 살펴본 연구도 우복남(2019)의 연구가 유일하다. 따라서 본 연구에서는 우복남(2019)의 연구에서 사용한 변인을 토대로 좀 더 심도 있는 연구를 수행하고자 한다.

한편, 특정한 발달 수준을 보이고 있는 집단이라 할지라도 모두 같은 집단이 아니며 개별 집단들로 구성되어 있을 가능성이 있고, 각 집단별로 관련된 고유의 특성 요인들이 있다고 하였다(Moffitt, 1993). 개념적인 연구에서는 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준 정도에 따라 통계적으로 어떻게 유형이 분류되는지, 각 구현 수준 유형에 따라 결혼이주여성들의 수는 얼마나 되는지 등 수치화된 정보를 얻기가 힘들다. 결혼이주여성들에 대한 적절한 정책적 지원과 유형별 서비스 개발을 위해서는 개념적인 구현 수준 분류뿐만 아니라 이를 바탕으로 한 통계적인 진단 분류와 통계화 된 정보도 반드시 필요하다. 이에 문화다양성 구현 수준 유형에 따른 잠재계층을 분류하고, 잠재계층의 특성을 살펴보는 잠재프로파일분석을 실시하고자 한다. 잠재프로파일분석은 잠재적인 대상을 하위 집단으로 유형화하는 변인중심적 접근(variable-oriented)과 구별되는 사람중심의 접근(person-centered) 방법으로서, 잠재되어 있는 집단을 확인하고, 차별적 특성요인을 찾아 서로 다른 개입방법의 계획이 가능하게 한다(Lanza & Rhoades, 2013). 이러한 집단분류 연구는 문화

다양성 구현수준이 어떻게 경험적으로 분류되는지, 집단별로 어떠한 특성이 있는지에 대한 이해를 향상시키는 데 도움을 줄 수 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 충청남도여성정책개발원에서 ‘충남 결혼이주여성 문화예술 활동 및 문화다양성 인식 실태조사’를 위하여 수집한 충남 결혼이민자(한국국적 미취득) 및 혼인귀화자(한국국적 취득)여성 수집 자료를 사용하여, 문화다양성 구현 수준에 따른 잠재집단이 어떻게 구분되는지 살펴보고, 각 잠재집단별 활동 참여도, 활동 만족도, 모국의 문화예술 행사 직접관람경험, 문화다양성 가치, 문화다양성 의식수준에 있어 어떠한 특성을 보이는지 살펴보고자 하며 이러한 결과를 토대로 향후 집단별 대응 전략을 마련하고자 한다. 이에 따라 구체적으로 설정한 연구문제는 아래와 같다.

첫째, 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준에 따라 어떻게 유형화 되는가?

둘째, 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준에 따른 집단의 특성은 어떠한가?

II. 이론적 배경

1. 문화다양성

문화다양성이란 한 사회에 내재하는 ‘다양한 민족과 인종의 공존’을 뜻한다 (Johnson & Johnson, 2002). 사회에 내재하는 다양성 자체는 가치중립적인 개념이지만 문화다양성은 절대 중립적이지 않다. 특히 문화는 정치·사회 그리고 관계적 맥락 속에서 변화하는 양상이 있다(Arnesen et al., 2008). 이러한 변화과정에서 개인의 관점과 가치관의 작용은 특정한 문화를 가치 있는 것 또는 그렇지 못한 것으로 판단한다. 문화다양성은 세계화의 진전과 더불어 시작된 자유무역주의에 대한 대응과 노동시장 이전에 따른 이주민의 증가에 대응하기 위한 전략으로서 발전하였다. 유네스코 문화다양성선언에서 지적하듯, 문화는 사회와 사회구성원이 지닌 고유한 지적·정신적·물질적 그리고 감성적 특성의 총체로, 문화 및 예술 형식뿐 아니라 생활양식, 가치체계, 사는 방식 그리고 전통과 신념을 포함하는 것이다. 그런 점에서 문화는 그 사회를 살아가는 모든 성원의 가치체계를 담는 것이어야 한다. 즉 어떠한 계층이나 집단의 문화도 왜곡됨이 없이 공존하여 당당히 한 사회의 문화를 구성해야 한다는 게

유네스코에서 정의한 문화의 개념이다. 그런 측면에서 문화다양성은 문화가 가진 본래적 속성에 기초해 문화를 구성하는 전략이다. 그것이 소수문화이거나 사회로부터 단절 혹은 분리된 문화라 하더라도 사회의 문화를 구성하는 동등한 주체가 되어야 하며, 그 속에서 문화가 구성되어야 함을 말한다. 곧 문화 구성의 실천전략이 문화다양성인 것이다(라도삼·조윤정·이정현, 2018). 이처럼 문화다양성은 한 사회에 다양한 문화가 실제 존재한다는 현상을 가리키는 동시에 그러한 현상의 긍정적 가치를 인정하는 것이라고 할 수 있다(박윤경·류상희·이은주, 2015). 따라서 한 사회를 이루고 있는 다양한 민족의 공존을 위해서는 타민족을 인식하는 자신의 모습을 직시하고, 개별 민족 사이의 동등한 이해가 선행되어야 한다. 본 연구에서의 문화는 문화예술, 생활양식, 공동체적 삶의 방식, 가치 체계, 전통 및 신념 등을 포함하는 사회나 사회 구성원의 고유한 정신적·물질적·지적·감성적 특성의 총체(문화기본법 제4조)라고 정의한 개념과, 문화다양성은 문화다양성의 보호와 증진에 관한 법률 제2조의 문화다양성이란 집단과 사회의 문화가 집단과 사회 내 그리고 집단과 사회 간에 전해지는 다양한 방식으로 표현되는 것이며, 그 수단과 기법에 상관없이 인류의 문화유산이 표현, 진흥, 전달되는 데에 활용되는 방법의 다양성과 예술적 창작, 생산, 보급, 유통, 향유 방식 등에서의 다양성을 포함한다고 정의한 내용을 토대로 연구를 수행할 것이다(우복남, 2019).

2. 결혼이주여성

현재 한국사회에는 국제결혼을 통한 결혼이주여성이 지속적으로 증가하면서 주요한 사회구성원으로 큰 비중을 차지하고 있다. 결혼이주여성은 여러 가지 특수성을 지닌 집단으로, 결혼이주여성은 국제결혼을 한 사람 중에서 국제결혼을 통하여 한국에 이주한 이주자, 또는 다른 목적으로 국제이주를 했으나 한국에 살면서 국제결혼을 한 이주자로 정의할 수 있다(이현서 외, 2013). 결혼이주여성은 2006년 대통령 주재 혼혈인 및 이주자의 사회통합 기본방향과 여성결혼이민자 가족의 사회통합지원 회의에서 여성결혼이민자(Female marriage immigrants)라는 용어를 채택하면서 사회적 관심을 받기 시작하였다. 결혼이주여성의 국내 유입은 입국 시기와 확산과정에 따라 세 유형으로 구분할 수 있다(이민정·이영선, 2017). 첫 번째 유형은 1980년대 말 이후 한국의 중하층 남성들과 결혼한 중국조선족 여성들로 1992년 한중수교를 계기로 대거 한국으로 입국하여 국내 거주기간이 대체적으로 길다는 특성이 있

다. 두 번째 유형은 1990년 전후 종교단체의 주선, 또는 더 나은 삶의 질을 찾아 한국 남성과 결혼한 중국, 필리핀, 일본 여성이 대부분을 차지하였으며, 세 번째 유형은 2000년 이후 결혼중개업체를 통하여 한국 남성과 결혼한 베트남·캄보디아 지역의 동남 아시아계 여성들이나 친지, 친구 등의 소개나 연애로 결혼한 중국계 여성들이 주를 이루고 있다. 이러한 사회적 현황과 추세 속에 결혼이주여성의 비중은 꾸준히 증가하여 한국사회의 새로운 소외계층으로 사회적 관심과 지지가 필요한 대상이 되었다(송화성·이영안·강영애, 2020). 국가통계로 살펴보면, 2018년 11월 기준으로 약 15만 명의 결혼이주자가 국내에 거주 중인 것을 확인되는데, 이중 여성이 약 13만 명으로 약 84% 정도를 차지하고 있다. 국적별로는 중국 37.1%, 베트남 27.1%, 일본 8.6% 순으로 많은 비중을 차지하고 있는데, 최근 들어서는 결혼이주여성 출신 국적이 베트남, 캄보디아, 몽골, 태국 등으로 좀 더 다양해지고 있는 경향을 보인다. 결혼이주여성은 외국인 이민자 중 외국인 노동자 다음으로 가장 큰 비중을 차지하고 있으며 이들은 결혼을 계기로 이민을 왔기 때문에 한국 내에 평생을 거주할 가능성이 높다(조선주·오현경·민현주, 2017), 따라서 이들의 인권으로서의 문화적 권리와 문화다양성 관련 법, 조례 및 정책 수립 시 문화다양성 가치 및 결혼이주여성에 대한 고려 및 연구가 필요하다.

III. 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 충청남도여성정책개발원에서 ‘충남 결혼이주여성 문화예술 활동 및 문화다양성 인식 실태조사’ 연구를 수행하기 위하여 수집한 자료를 사용하여 분석하였다. 이 자료는 2019년 5월 27일부터 6월 17일까지 충남 결혼이민자(한국국적 미취득) 및 혼인귀화자(한국국적 취득)여성을 대상으로 충청남도여성정책개발원에서 온라인으로 설문을 실시하여 수집하였으며 총333명이다. 이 중 천안 거주자 59명(17.7%)으로 가장 많았고, 나이는 30대가 150명(45.0%), 한국거주기간은 10년 이상이 154명(46.2%), 최종학력은 고등학교 졸업이 134명(40.2%), 월가구소득은 200~300만원 미만인 120명(36.0%) 그리고 출신국가는 베트남이 121명(36.3%)으로 가장 많았다.

〈표 1〉 연구대상의 인구학적 특성

n=333

변인		명	%	변인		명	%
거주지	천안	59	17.7	최종학력	초등학교 졸업	10	3.0
	공주	7	2.1		중학교 졸업	40	12.0
	보령	25	7.5		고등학교 졸업	134	40.2
	아산	58	17.4		대학교 졸업	104	31.2
	서산	40	12		대학원 졸업	23	6.9
	논산	27	8.1		기타	22	6.6
	계룡	9	2.7	월가소득	100만원 미만	39	11.7
	당진	42	12.6		100~200만원 미만	77	23.1
	부여	1	0.3		200~300만원 미만	120	36.0
	서천	1	0.3		300~400만원 미만	53	15.9
	청양	16	4.8		400~500만원 미만	27	8.1
	홍성	27	8.1		500만원 이상	17	5.1
	예산	3	0.9	출신국가	중국	99	29.7
	태안	18	5.4		베트남	121	36.3
나이	20대	61	18.3		필리핀	57	17.1
	30대	150	45.0		캄보디아	9	2.7
	40대	98	29.4		일본	23	6.9
	50대	22	6.6		태국	2	0.6
	60대 이상	2	0.6		몽골	3	0.9
거주기간	1년 미만	21	6.3		네팔	4	1.2
	1~3년 미만	36	10.8		기타	15	4.5
	3년~5년 미만	24	7.2				
	5년~10년 미만	98	29.4				
	10년 이상	154	46.2				

2. 측정도구

잠재프로파일 분류를 위하여 문화다양성 구현 수준, 즉 친밀도, 수용도, 포용도, 만족도 지표를 사용하였다. 다음으로 각 계층에 따른 특성을 살펴보기 위하여 활동 참여도, 활동 만족도, 모국의 문화예술 행사 직접관람경험, 문화다양성 가치, 문화다양성 의식수준 등의 변인을 사용하였다. 한국문화관광연구원·의 ‘문화다양성 실태보고서’(김면, 2017)에서 개발 및 활용한 문화다양성 관련 지표 중, 활동지표에 해당하는 ‘소수자의 문화 향유활동 및 창조활동에서

의 다양성' 영역과, 한국문화관광연구원에서 이주민 문화향수 실태조사(2008, 2010)에서 사용한 문항 중 문화예술 활동, 모국문화 활동관련 문항을 우복남(2019)에서 일부 수정하여 사용한 문항을 활용하였다. 구체적인 문항내용과 척도 그리고 신뢰도는 <표 2>에 제시하였다.

〈표 2〉 측정도구

변인설명			척도	α
개인 배경	나이		10대=1~60대이상=5	-
	한국거주기간		1년미만=1~10년이상=5	
	최종학력		초등학교졸업=1~대학원졸업=5	
	월가구소득		100만원미만=1~500만원이상=6	
문화 다양성 인식	문화다양성 구현 수준	친밀도	5점척도 전혀 그렇지 않다=1-매우 그렇다=5	단일문항
		수용도		.914
		포용도		.874
		만족도		.908
	문화다양성 정책	충남 문화다양성 정책 강화 필요성		단일문항
		충남 문화다양성 조례제정 필요성		단일문항
	문화다양성 인식 수준	개념과 의미 인지도		단일문항
		문화다양성 가치에 대한 동의		단일문항
		한국 환경에 문화다양성의 가치 필요성		단일문항
		문화다양성 의식수준		.889
문화 예술 활동	문화예술 관련 여가 활동	문화예술활동참여도		단일문항
		문화예술활동만족도		단일문항
	문화예술 행사 참여	모국의 문화예술행사 직접관람 경험	3점척도 한 번도 없었다=1-자주 있었다=3	단일문항
		관람하고 싶은 한국의 문화예술행사	5점척도 전혀 그렇지 않다=1-매우 그렇다=5	.910
		관람하고 싶은 모국의 문화예술행사		.956
	문화예술 교육	문화예술강좌, 체험교실 참여경험	있다=1, 없다=0	이분문항
		배우고 싶은 한국의 문화예술	5점척도 전혀 그렇지 않다=1매우 그렇다=5	.941
	문화예술 활성화를 위한 정책	배우고 싶은 모국의 문화예술		.961
		이주민 문화예술 활성화를 위한 정책 강화 필요성		단일문항

3. 분석방법

분석 과정을 보면 프로파일을 탐색하기 위하여 문화다양성 구현 수준 친밀도, 수용도, 포용도, 만족도 지표를 활용하여 잠재프로파일분석(LPA; Latent profile analysis, Bartholomew, 1987)을 실시하고, 프로파일을 확인한 후 각 프로파일에서 나타난 집단별 특성을 파악하기 위하여 집단별 차이분석을 실시하는 2단계로 진행되었다. 잠재프로파일분석은 잠재적인 특성이 내재된 집단을 분석할 때 유용한 분석방법이다. 즉 데이터에서 잠재된 하위집단을 바탕으로 여러 계층 중에서 한 계층에 개개인이 속할 확률을 추정하고, 분류의 정확한 지수를 제공한다(O'Connor & Colder, 2005; Vermunt & Magidson, 2002). 이 연구방법은 최적의 하위유형 수를 선택하기 위하여 다양한 적합도 지수를 활용하고, 작은 표본크기라도 성공적인 결과를 기대할 수 있다는 장점이 있다(Vermunt & Magidson, 2002). 본 연구에서는 잠재프로파일의 수를 결정하기 위해 통계적 기준을 정보지수, 모형비교검증, 분류의 질, 집단 내 분류비율을 사용하였다. 먼저, 정보지수는 AIC(Akaike Information Criterion)(Akaike, 1974), BIC (Bayesian Information Criterion)(Schwarz, 1978), sABIC(Sample-size Adjusted BIC)(Sclove, 1987)이며, 두 번째, 모형비교검증은 BLRT(Parametric Bootstrapped Likelihood Ratio Test), 모수적 부트스트랩 우도비 검증을(McLachlan & Peel, 2000), 분류의 질은 Entropy (Ramaswamy et al., 1993)로 살펴보았다. 또한 잠재집단의 실제적 유용성을 판단하기 위하여 잠재집단 k 개와 $k-1$ 개인 모형 간 LMRT (Lo-Mendell-Rubin Adjusted LRT Test)차이를 통해 상대적 적합도를 비교하여 검증하였다(Pastor et al., 2007). 마지막으로 해석의 용이성과 집단별 사례 비율을 함께 고려하여 최적으로 분류할 수 있는 계층의 수를 선택하였다(Jung & Wickrama, 2008; McCare, Chapman & Christ, 2006). 잠재프로파일 도출 및 잠재집단 간 특성을 분석하기 위해 Mplus 8.4(Muthén & Muthén, 1998-2019), 기술통계는 SPSS 24.0을 활용하였다.

IV. 연구결과

1. 기술통계치 및 상관분석

문화다양성 구현수준(친밀도, 수용도, 포용도, 만족도)과 문화예술활동 참여도 및 만족도, 문화활성화정책필요, 문화다양성 개념 인지도, 문화다양성 가치에 대한 동의, 한국환경 문화다양성 필요성, 한국사회 문화다양성 의식수준, 충남 문화다양성 정책강화 필요성, 그리고 충남 문화다양성 조례 필요성에 대한 기술통계치와 상관관계는 <표 3>과 같다. 분석에 사용한 대부분의 요인들이 정적으로 유의한 상관을 보였으며, 왜도와 첨도의 값도 모두 정규분포 기준에 적합한 왜도<3, 첨도<10의 값을 보여 정상분포 기준을 충족하였다(Kline, 2011).

〈표 3〉 기술통계치 및 상관관계

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬
②	.648***												
③	.271***	.313***											
④	.263***	.248***	.416***										
⑤	.261***	.265***	.475***	.599***									
⑥	.175**	.235***	.479***	.537***	.710***								
⑦	.245***	.269***	.442***	.406***	.508***	.482***							
⑧	.110*	.059	-.001	-.023	-.059	-.066	-.023						
⑨	.097	.048	-.027	-.048	.043	-.062	-.025	.473***					
⑩	.129*	.107*	-.044	-.015	-.001	-.071	-0.040	.513***	.742***				
⑪	.257***	.366***	.253***	.217***	.245***	.214***	.228***	.078	.155**	.170**			
⑫	.247***	.269***	.538***	.464***	.490***	.507***	.451***	-.156***	-.093	-.132*	.242***		
⑬	.205***	.226***	.512***	.422***	.467***	.501***	.390***	-.149**	-.064	-.136*	.212***	.767***	
평균	3.255	3.517	4.144	3.622	4.033	4.252	3.908	3.045	3.124	3.126	3.301	4.138	4.078
표준편차	.987	.990	.820	.885	.785	.758	.881	.948	.852	.789	.709	.795	.748
왜도	-.152	-.412	-.635	-.229	-.396	-1.000	-.566	.017	-.074	-.092	-.011	-.868	-.475
첨도	-.225	-.079	.020	-.163	-.250	1.716	-.012	-.404	-.092	.288	.676	1.182	.117

*p<.05, **p<.01, ***p<.001

①문화예술행동참여도 ②문화예술행동민족도 ③문화예술행동민족도 ④문화다양성개념인지도 ⑤문화다양성가치에대한동의 ⑥한국환경문화다양성필요성
⑦한국사회문화양성수준 ⑧친밀도 ⑨수용도 ⑩포용도 ⑪만족도 ⑫충남문화다양성정책강화필요성 ⑬충남문화다양성조례필요성

2. 문화다양성 구현 수준에 따른 잠재계층 구분

문화다양성 구현 수준에 존재하는 잠재계층 수를 살펴보았다. <표 4>에 제시된 바와 같이 AIC, BIC와 sBIC값과 같은 정보지수는 계층의 수가 증가함에 따라 감소하는 결과를 보였으며, 특히, 2계층에서 3계층으로 계층을 증가시켰을 때 급격히 감소하는 양상을 보였다. 분류의 질을 나타내는 Entropy 값은 5계층이 가장 높았으며, 모형비교 검증 지수인 BLRT값은 2~5계층 모두에서 대립가설이 채택되었다. 종합적으로 검토한 결과 3계층이 잠재계층을 구성하는 비율도 각 계층별 5% 이상 분포하고 있어(Jung & Wickrama, 2008), 최종적으로 잠재계층의 수가 3개인 모형(AIC=2933.284, BIC=3001.831, Entropy=.831, BLRT($p<.001$))선택하였다. 또한 잠재계층 모형의 분류를 평가하기 위하여 평균 사후확률을 산출하였으며, 3개의 잠재계층의 평균 사후확률 범위는 .869~.934로 1.0에 가까운 높은 분류정확도를 보였다.

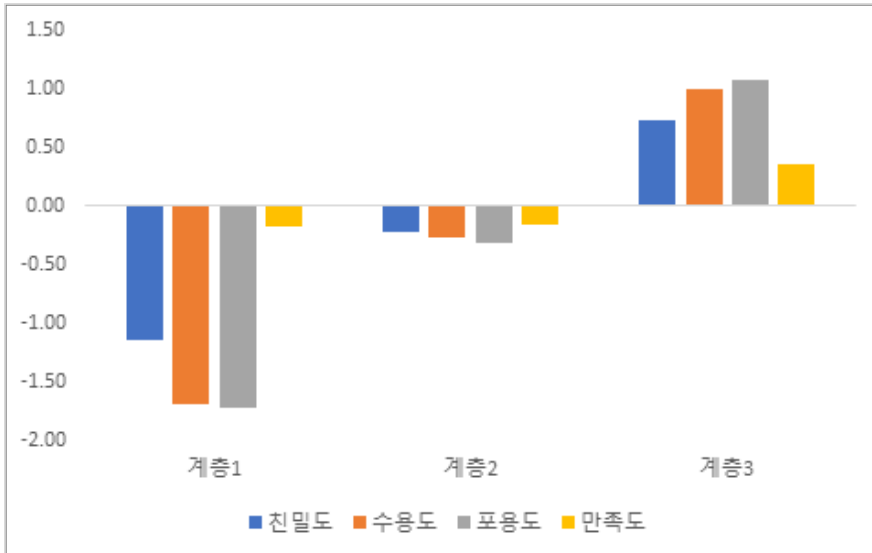
〈표 4〉 문화다양성 구현 수준 프로파일 적합도 지수

분류기준		2계층	3계층	4계층	5계층
정보지수	AIC	3040.949	2933.284	28883.798	2838.030
	BIC	3090.455	3001.831	2971.385	2944.658
	sBIC	3049.218	2944.734	2898.428	2855.840
분류의 질	Entropy	.745	.831	.835	.892
모형비교검증	LMRT	$p<.001$	$p=.184$	$p=.089$	$p=.265$
	BLRT	$p<.001$	$p<.001$	$p<.001$	$p<.001$
분류	계층1 n(%)	203(61)	32(10)	42(12)	40(12)
	계층2 n(%)	130(39)	195(58)	9(3)	8(2)
	계층3 n(%)		106(32)	182(55)	170(51)
	계층4 n(%)			100(30)	104(31)
	계층5 n(%)				11(3)

3. 문화다양성 구현 수준에 따른 프로파일

최종으로 선정된 3계층의 문화다양성 구현 수준에 따른 계층별 특징을 살펴보면 [그림 1]에 제시한 바와 같이 계층 1은 32명으로 전체의 10%정도를 차지하였으며 친밀도, 수요도, 포용도 그리고 만족도 모두 가장 낮은 값을 보였다. 따라서 '저수준집단'으로 명명하였다. 계층 2는 195명(58%)으로 가장 많

은 비율을 차지했다. 문화다양성 수준은 평균 이하의 값을 보였지만 저수준집단 보다는 높은 값을 보여 ‘중수준집단’으로 명명하였다. 마지막으로 계층 3은 106명, 32%의 비율을 보였으며 문화다양성 구현 수준 모든 지표가 모두 가장 높은 값을 보여 ‘고수준집단’으로 명명하였다.



[그림 1] 문화다양성 구현 수준에 따른 계층 유형 [Z점수 변환]

더불어 문화다양성 구현 수준 지표 즉, 친밀도, 수용도, 포용도 그리고 만족도에 따른 각 계층별 차이를 분석해 본 결과 모든 지표에서 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 좀 더 구체적으로 파악하기 위해 사후검증을 실시한 결과 ‘저수준집단’ 보다는 ‘중수준집단’이, ‘중수준집단’ 보다는 ‘고수준집단’이 더 높은 값을 보였다.

〈표 5〉 문화다양성 구현 수준 지표에 따른 차이

지표	계층1 저수준 n=32(10%)	계층2 중수준 n=195(58%)	계층3 고수준 n=106(32%)	F	Scheffé
친밀도	1.969(.647)	2.841(.793)	3.745(.794)	79.694***	계층1 <계층2 <계층3
수용도	1.694(.443)	2.897(.519)	3.974(.538)	282.542***	
포용도	1.775(.462)	2.885(.412)	3.976(.445)	400.322***	
만족도	3.174(1.197)	3.186(.586)	3.551(.665)	10.198***	

***p<.001

4. 문화다양성 구현 수준 프로파일별 특성

잠재프로파일 분류에서 선정된 3개의 계층에 대한 특성을 좀 더 구체적으로 살펴보기 위하여 계층에 따른 충남 결혼이주여성들의 인구학적 특성을 살펴보고 개인배경, 문화다양성 정책에 대한 인식, 문화다양성 인식 수준, 문화예술 관련 여가 활동, 문화예술 행사 참여, 문화예술교육 그리고 문화예술 활성화를 위한 정책 등의 집단별 차이를 분석하였다. 먼저 유형에 따른 인구학적 특성을 살펴보면, 거주지의 경우 ‘저수준집단’은 서산에 가장 많이 거주했고, ‘중수준’과 ‘고수준집단’은 아산, 천안, 당진 순으로 많이 거주했다. 나이는 세 집단 모두 30대가 가장 많은 분포를 보였으며, 거주기간도 10년 이상이 가장 많았다. 그렇지만 ‘중수준’과 ‘고수준집단’은 5년~10년 미만의 여성들도 10년 이상 다음으로 많은 분포를 보였다. 최종학력은 ‘저수준’과 ‘중수준’은 고등학교 졸업이 가장 많은 분포를 보인 반면 ‘고수준’은 대학교 졸업이 가장 많았다. 월가구 소득은 저수준은 100이상 200만원 미만이 ‘중수준’과 ‘고수준’은 200이상 300만원 미만의 소득이 가장 많았다. 집단별 출신국가는 세집단 모두 베트남 출신이 가장 많았고 다음으로 중국이 많았다.

〈표 6〉 문화다양성 구현수준 프로파일 유형에 따른 인구학적 특성

변인		저수준집단 n=32 명(%)	중수준집단 n=195 명(%)	고수준집단 n=106 명(%)
거주지	천안	5(15.6)	34(17.4)	20(18.9)
	공주	0(0.0)	7(3.6)	0(0.0)
	보령	4(12.5)	17(8.7)	4(3.8)
	아산	2(6.3)	35(17.9)	21(19.8)
	서산	7(21.9)	21(10.8)	12(11.3)
	논산	4(12.5)	13(6.7)	10(9.4)
	계룡	1(3.1)	4(2.1)	4(3.8)
	당진	2(6.3)	31(15.9)	9(8.5)
	부여	0(0.0)	0(0.0)	1(0.9)
	서천	1(3.1)	0(0.0)	0(0.0)
	청양	3(9.4)	9(4.6)	4(3.8)
	홍성	1(3.1)	12(6.2)	14(13.2)
	예산	1(3.1)	2(1.0)	0(0.0)
	태안	1(3.1)	10(5.1)	7(6.6)
나이	20대	7(21.9)	39(20)	15(14.2)
	30대	15(46.9)	81(41.5)	54(50.9)
	40대	9(28.1)	60(30.8)	29(27.4)

변인		저수준집단 n=32 명(%)	중수준집단 n=195 명(%)	고수준집단 n=106 명(%)
	50대	1(3.1)	13(6.7)	8(7.5)
	60대 이상	0(0.0)	2(1)	0(0.0)
거주기간	1년 미만	5(15.6)	11(5.6)	5(4.7)
	1~3년 미만	4(12.5)	24(12.3)	8(7.5)
	3년~5년 미만	3(9.4)	11(5.6)	10(9.4)
	5년~10년 미만	5(15.6)	62(31.8)	31(29.2)
	10년 이상	15(46.9)	87(44.6)	52(49.1)
최종학력	초등학교졸업	0(0.0)	8(4.1)	2(1.9)
	중학교졸업	2(6.3)	28(14.4)	10(9.4)
	고등학교졸업	16(50)	83(42.6)	35(33)
	대학교졸업	12(37.5)	53(27.2)	39(36.8)
	대학원졸업	1(3.1)	10(5.1)	12(11.3)
	기타	1(3.1)	13(6.7)	8(7.5)
월가구소득	100만원 미만	6(18.8)	22(11.3)	11(10.4)
	100~200만원 미만	10(31.3)	44(22.6)	23(21.7)
	200~300만원 미만	7(21.9)	77(39.5)	36(34)
	300~400만원 미만	3(9.4)	33(16.9)	17(16.0)
	400~500만원 미만	3(9.4)	8(4.1)	16(15.1)
	500만원 이상	3(9.4)	11(5.6)	3(2.8)
출신국가	중국	9(28.1)	59(30.3)	31(29.2)
	베트남	13(40.6)	68(34.9)	40(37.7)
	필리핀	3(9.4)	36(18.5)	18(17.0)
	캄보디아	3(9.4)	4(2.1)	2(1.9)
	일본	3(9.4)	11(5.6)	9(8.5)
	태국	0(0.0)	2(1.0)	0(0.0)
	몽골	1(3.1)	2(1.0)	0(0.0)
	네팔	0(0.0)	3(1.5)	1(0.9)
	기타	0(0.0)	10(5.1)	5(4.7)

다음으로 유형에 따른 특성 차이 분석결과 3개의 계층이 나이, 거주기간, 최종학력, 월가구소득, 문화예술 활동만족도, 배우고 싶은 한국의 문화예술, 이주민 문화예술 활성화를 위한 정책 강화 필요성 그리고 한국 환경에 문화다양성의 가치 필요성에서는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 즉, 3개의 계층 모두 개인배경과 인식이 비슷함을 의미한다. 반면 문화예술 활동참여도, 관람하고 싶은 한국·모국의 문화예술행사, 배우고 싶은 모국은 문화예술, 문화다양성 개념과 의미 인지도, 문화다양성 가치에 대한 동의, 문화다양성 의식수준, 충남 문화다양성 정책 강화 필요성 그리고 문화다양성 조례제정 필요

성은 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 문화예술 활동참여도와 문화다양성 의식 수준은 ‘중수준집단’보다 ‘고수준집단’이 더 높게 나타났고, 관람하고 싶은 한국·모국의 문화예술행사는 ‘중수준집단’보다 ‘저수준’, ‘고수준집단’이 더 높게 나타났다. 배우고 싶은 모국의 문화예술과 개념과 인지도에서는 ‘중수준집단’보다 ‘저수준집단’이 높게 나타났다. 마지막으로 충남 문화다양성 강화 필요성과 조례제정 필요성은 ‘고수준집단’보다 ‘저수준집단’이 더 높게 나타나 계층 간 인식의 차이를 보였다.

〈표 7〉 문화다양성 구현수준 프로파일 유형에 따른 특성 차이

변인	저수준집단 m(s.d)	중수준집단 m(s.d)	고수준집단 m(s.d)	F	Scheffé
나이	3.125(.793)	3.272(.893)	3.283(.802)	.455	-
한국거주기간	3.656(1.558)	3.974(1.229)	4.104(1.146)	1.623	-
최종학력	2.500(.916)	2.621(1.296)	2.858(1.253)	1.627	-
월가소득	2.875(1.561)	2.969(1.235)	3.123(1.285)	.682	-
문화예술활동참여도	3.219(.870)	3.138(.993)	3.481(.978)	4.246*	중<고
문화예술활동만족도	3.344(1.066)	3.456(1.011)	3.679(.911)	2.298	-
관람하고 싶은 한국의 문화예술행사	4.150(.907)	3.734(.793)	4.038(.721)	7.414**	중<저, 고
관람하고 싶은 모국의 문화예술행사	4.350(.939)	3.758(.881)	4.051(.799)	8.627***	중<저, 고
배우고 싶은 한국의 문화예술	3.906(1.082)	3.729(.910)	3.834(.823)	.813	-
배우고 싶은 모국의 문화예술	4.069(.998)	3.634(.936)	3.809(.853)	3.655*	중<저
이주민 문화예술 활성화를 위한 정책 강화 필요성	4.344(.787)	4.103(.843)	4.160(.782)	1.222	-
문화다양성 개념과 의미 인지도	3.969(.861)	3.533(.863)	3.679(.911)	3.712*	중<저
문화다양성 가치에 대한 동의	4.219(.751)	3.933(.806)	4.16(.732)	3.930*	-
한국 환경에 문화다양성의 가치 필요성	4.406(.837)	4.236(.757)	4.236(.737)	.729	-
문화다양성의식수준	3.306(1.191)	3.401(.647)	3.664(.726)	5.269**	중<고
충남 문화다양성 정책 강화 필요성	4.438(.914)	4.154(.791)	4.019(.743)	3.557*	고<저
충남 문화다양성 조례제정 필요성	4.344(.827)	4.092(.726)	3.972(.749)	3.163*	고<저

*p<.05, **p<.01, ***p<.001

V. 논의 및 결론

현 정부의 문화다양성 정책은 소수문화의 차이를 인정하면서 다양한 문화를 존중하고 공존하도록 하는 방향을 지향하고 있다. 이러한 정책방향이 사회 내에 제대로 인식돼 있어 정책이 효과적으로 전달되고 있다고 할 수 있으나 여전히 소수문화에 대한 인식이 낮고 문화다양성이 사업 중심으로 이해되고 있어 이에 대한 보완이 필요한 시점이다(노시훈, 2020). 이에 본 연구는 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준을 바탕으로 잠재프로파일을 탐색해 보고 도출된 집단이 어떠한 특성을 가지는지 구체적으로 살펴보았는데 본 연구에서도 도출된 연구결과를 요약하고 논의하면 다음과 같다.

첫째, 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준 지표에 따른 잠재프로파일 분석을 실시한 결과 3개의 잠재계층이 도출되었다. 문화다양성 구현 수준이 상대적으로 낮은 ‘저수준집단’과 중간 값을 유지하는 ‘중수준집단’ 그리고 4개 지표 모두에서 가장 높은 값을 보인 ‘고수준집단’을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준이 한 가지 유형으로 규정될 수 없으며 이질적인 경향을 보이는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 구현 수준에 대한 연구가 전무한 실정이라 선행연구를 토대로 논의를 하기에는 한계가 있다. 앞으로 이들을 대상으로 하는 연구가 활발히 수행되어 좀 더 풍부한 논의가 이루어 질 수 있기를 기대한다.

둘째, 잠재프로파일 분류에서 선정된 3개의 계층에 대한 특성을 좀 더 구체적으로 살펴보기 위하여 먼저 충남 결혼이주여성들의 거주지, 나이, 최종학력, 출신국가 등을 포함하는 인구학적 변인들을 살펴보았는데, ‘저수준집단’은 서산에 주로 거주하고 있는 반면 ‘중수준’과 ‘고수준집단’은 천안과 아산에 주로 거주하고 있었다. 나이와 거주기간 분포는 세 집단이 비슷한 양상을 보였으며 최종학력은 ‘저수준’과 ‘중수준집단’은 고등학교 졸업이, ‘고수준집단’은 대학교 졸업이 가장 많았다. 월가구 소득은 ‘중수준’과 ‘고수준집단’이 ‘저수준 집단’에 비해 100만원 정도 더 많았으며, 출신국가는 3집단 모두 비슷한 양상을 보였는데 베트남 출신이 가장 많았고, 다음으로 중국 출신이 많았다. 이와 더불어 개인적인 배경, 문화다양성 정책에 대한 인식, 문화다양성 인식 수준, 문화예술 관련 여가 활동, 문화예술 행사 참여, 문화예술교육 그리고 문화예술 활성화를 위한 정책 등의 집단별 차이를 분석한 결과, 3개의 계층이 나이, 거주기간, 최종학력, 월가구소득, 문화예술 활동만족도, 배우고 싶은 한국의 문

화예술, 이주민 문화예술 활성화를 위한 정책 강화 필요성 그리고 한국 환경에 문화다양성의 가치 필요성에서는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 이는 3개의 계층 중 친밀도, 수용도, 포용도 그리고 만족도는 고수준집단이 가장 높았음에도 불구하고 개인배경과 문화다양성 정책에 대한 인식, 문화다양성 인식 수준, 문화예술 관련 여가 활동, 문화예술 행사 참여, 문화예술교육 그리고 문화예술 활성화를 위한 정책 인식에서는 3개의 계층이 비슷한 양상을 보임을 의미한다. 따라서 향후 충남의 문화예술 관련하여 문화 및 문화다양성의 가치를 담아내는 노력이 필요하며, 이주자의 개인적 특성 및 문화다양성 요소에 대한 정책적 고려가 필요해 보인다(우복남, 2019). 특히 서산과 천안 지역에 10년 이상 거주하는 30대로 중국과 베트남 출신의 결혼이주여성들을 우선순위의 정책 대상으로 고려해 볼 수 있을 것이다.

반면 문화예술 활동참여도, 관람하고 싶은 한국·모국의 문화예술행사, 배우고 싶은 모국의 문화예술, 문화다양성 개념과 의미 인지도, 문화다양성 가치에 대한 동의, 문화다양성 의식수준, 충남 문화다양성 정책 강화 필요성 그리고 문화다양성 조례제정 필요성은 계층에 따라 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 문화예술 활동참여도와 문화다양성 의식 수준은 '중수준집단'보다 '고수준집단'이 더 높게 나타났고, 관람하고 싶은 한국·모국의 문화예술행사는 '중수준집단'보다 '저수준', '고수준집단'이 더 높게 나타났다. 배우고 싶은 모국의 문화예술과 개념과 인지도에서는 '중수준집단'보다 '저수준집단'이 높게 나타났다. 마지막으로 충남 문화다양성 강화 필요성과 조례제정 필요성은 '고수준집단'보다 '저수준집단'이 더 높게 나타나 계층 간 인식의 차이를 보였으며, 전반적으로는 '중수준집단'이 가장 낮은 값을 보였다. 충남 문화다양성 정책 강화필요성과 조례제정 필요성은 '고수준집단'이 가장 낮은 값을 보였으며, 그 외의 변인들은 '중수준집단'이 가장 낮은 값을 보였다. 즉 친밀도, 수용도, 포용도 그리고 만족도가 중간 수준의 집단이 저수준 집단보다 오히려 문화예술 행사참여, 문화다양성인식수준이 더 낮은 것을 확인할 수 있었다. 문화다양성 정책은 관련 추진 조직의 구조와 협력체계가 지역의 여건에 맞게 이루어져야 하는데, 지역별 결혼이주여성의 현황이 상이하고, 운영시스템과 지역 여건에 차이가 있어 지방자치단체마다 지역 특성이 반영된 나름의 정책을 추진해야 한다(김면, 2019). 충남의 이주여성들은 문화다양성 인식과 가치 동의 정도가 전국 결혼이주민 보다 더 높았고, 한국 사회 전반의 문화다양성 의식수준도 전국 결혼이주민 대비 충남 결혼이주여성의 동의정도가 높았다. 또한 한국 사회로부터의 거리감도 전국 대비 덜 느끼며, 불편, 불평등 대우 등의 수용도 역시 전국 보다 더 수용적으로 느끼는 것으로 나타났는데(김면, 2017) 이러한

연구에 비추어 볼 때 문화예술 활동참여도, 관람하고 싶은 모국·한국의 문화 예술행사나 배우고 싶은 모국의 예술활동에 대한 인식이 낮고, 문화다양성 개념과 의미에 대한 인지도가 낮으며 가치에 대한 동의 문화다양성 의식수준이 3개의 계층 중 제일 낮은 ‘중수준집단’을 대상으로 문화예술 활동 참여 확대 및 활성화를 위한 다각적 고려가 필요해 보인다. 반면 한국과 모국의 문화예술 행사를 관람하고 배우기를 강하게 희망하고 문화다양성 인지도가 가장 높은 ‘저수준집단’은 충남 문화다양성 정책 강화와 조례제정이 매우 필요하다고 인식하고 있었다. 따라서 문화예술행사의 국내외 장르 다양성과 더불어 이주민 모국문화예술에 대한 고려가 필요하며 문화다양성 관련 법제도 및 정책 체계화 노력이 필요해 보인다(우복남, 2019; 김영순·김창아, 2016). 또한 문화다양성 인식과 관련하여 이주민과 이주민 문화의 이해와 편견에 대하여 개선하기 위해 지자체의 노력이 필요하다. 향후 문화다양성에 대한 정책 수립 시 외국인주민을 고려함으로써 지역정책에서 이주민이 배제되지 않도록 정책적 주의가 요구되며 특히 충남에는 다수의 외국인주민이 집중 거주함을 염두에 둔 설계가 이루어져야 할 것이다. 선주민과 이주민의 상호 이해와 소통의 기회를 확대하며, 이주민들의 문화의 다양성을 인정하고 개별 민족 문화의 중요성을 함께 고려하여 이들 출신국의 문화와 한국문화를 양립·조화시켜갈 수 있는 통합정책을 적용해야 할 것이다(김광수 2017; 원숙경·윤영태, 2019).

본 연구는 다음과 같은 의의를 가진다. 첫째, 본 연구는 문화다양성 구현 수준에 따라 잠재프로파일을 분류함으로써 충남 결혼이주여성들의 특성을 좀 더 체계적으로 살펴 볼 수 있었다. 이에 따라 정책 지원이나 추진 방향을 제시하는 데 있어 각 집단별로 전문적인 서비스를 지원하고 부족한 부분에 대한 체계적 대책을 세워 제공할 수 있을 것이다. 또한 지원에 있어 우선순위 선정 및 의사결정 하는데 있어서도 도움을 줄 수 있을 것이다. 둘째, 잠재계층 별 특성을 살펴보았다는 점에서 의의가 있다. 개인수준뿐만 아니라 문화다양성 인식과 문화예술활동 변인들을 활용하여 분석함으로써 충남 결혼이주여성들의 문화다양성 활성화에 도움을 줄 수 있는 실제적인 기초자료를 제공할 수 있을 것이다. 비록 하나의 일례를 기반으로 하는 제한적인 분석과 논의라 할지라도, 정책입안자 혹은 연구자들에게 지도 및 연구를 위한 기초자료를 제공하고 추후 문화다양성 정책과 관련하여 고려해야 할 사항들을 점검해본다는 데에 본 연구의 의의를 둘 수 있다. 끝으로 본 연구의 한계점 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 본 연구는 충남의 결혼이주여성을 대상으로 문화다양성 구현 수준의 잠재계층 분류와 잠재계층 별 특성차이를 분석하였는데 패널 자료의 특성상 제한적으로 조사된 문항과 요인이 사용되었다는 한계점을 지니고 있

다. 추후 연구에서는 다양한 변인 구축을 통해 구조화된 요인들을 고려하여 살펴볼 것을 제안한다. 또한 문화다양성 구현 수준에 대한 횡단연구를 수행하였는데, 추후에는 충남 결혼이주자들의 데이터가 매년 축적되어 종단 연구를 실시한다면 보다 실질적인 정책개입 방안을 마련하는 데 도움을 줄 수 있을 것으로 사료된다. 더불어 충남지역 결혼이주여성을 중심으로 살펴보았는데 균형 잡힌 문화다양성에 대한 정책 제시를 위해 전국의 결혼이주여성을 대상으로 하여 지역 간 편차가 존재하는지 확인하는 연구가 진행될 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 김광수(2017). “국제결혼 이주여성의 문화접변에 관한 질적 연구”. *예술인문사회 융합멀티미디어논문지*. 제7권 제6호. 651-660.
- 김면(2017). *문화다양성정책 현황 및 발전방안 연구*. 서울 : 한국문화관광연구원.
- (2019). *문화다양성 시대, 지금까지와 앞으로*. 서울 : 한국문화관광연구원.
- 김영순, 김창아(2016). “베트남 소수민족 전문가의 문화다양성 정책 참여경험에 관한 연구”. *교육문화연구*. 제22권 제1호. 259-285.
- 김혜숙·김도영·신희천, 이주연(2011). “다문화시대 한국인의 심리적 적응: 집단정체성, 문화적응 이데올로기와 접촉이 이주민에 대한 편견에 미치는 영향”. *한국심리학회지: 사회 및 성격*. 제25권 제2호. 51-89.
- 노시훈(2020). “사회연결망분석을 통한 문화다양성 정책과 인식의 변화에 대한 연구”. *인문학연구*. 제59권. 703-740.
- 라도삼·조윤정, 이정현(2018). *서울시 문화다양성 의제와 정책방안*. 서울: 서울연구원
- 민지선·김두섭(2013). “거주지역의 외국인 비중이 외국인에 대한 사회적 거리감에 미치는 영향”. *한국인구학*. 제36권 제4호. 71-94.
- 박윤경·류상희·이은주(2015). “지역 사회의 문화다양성 및 외국이주민에 대한 태도 _충북 지역을 중심으로”. *다문화와 평화*. 제9권 제3호 24-43.
- 송유진(2008). “한국, 대만, 일본의 이민자에 대한 태도”. *한국인구학*. 제31권 제2호. 1-20.
- 송화성·이영안·강영애(2020). “결혼이주여성의 여가제약협상 유형과 특성 잠재프로파일 분석 (Latent Profile Analysis) 을 이용하여”. *관광연구*. 제35권 제3호. 1-23.
- 안상수·민무숙·김이선·이명진·김금미(2012). *국민 다문화수용성 조사 연구*. 서울: 한국여성정책연구원.
- 우복남(2019). *충남 결혼이주여성 문화예술 활동 참여 확대와 지역 문화다양성 증진방안*. 충남: 충청남도 여성정책개발원.
- 원숙경·윤영태(2019). “문화다양성 확보를 위한 선주민 대상의 다문화 미디어교육프로그램 개발전략”. *지역과 커뮤니케이션*. 제23권 제1호. 4-29.
- 윤인진·송영호(2013). “북한이주민에 대한 남한주민의 민족의식과 다문화의식”. *재외한인연구*. 제30권. 7-40.
- 이민정·이영선(2017). “그림책활용 독서치료프로그램이 여성결혼이민자의 자아존

- 증감, 사회적 유능감 및 개인적 성장과 가족관계에 미치는 효과”. *한국가족관계학회지*. 제22권 제3호. 103-130.
- 이진형(2019). “결혼이주여성 여가연구 10 년: 성과와 향후 방향”. *관광학연구*. 제43권 제1호. 205-229.
- 이현서·김혜숙·신희천·최진아(2013). “결혼이주여성의 노동-여가생활 변화 인식과 삶의 만족감에 대한 연구”. *여가학연구*. 제11권. 31-58.
- 전윤주·서광봉·임진선(2012). “결혼이주여성의 여가제약 협상과정에 관한 근거이론적 분석”. *한국레저사이언스학회지* (구 여가웰니스학회지). 제3권 제2호. 31-56.
- 조선주·오현경·민현주(2017). “결혼이민자의 사회적 차별경험이 한국생활만족도에 미치는 영향”. *여성연구*. 109-140.
- 행정안전부(2019). 2018년 지방자치단체 외국인주민 현황. 세종: 지방자치분권실.
- 황정미(2009). “‘이주의 여성화’현상과 한국 내 결혼이주에 대한 이론적 고찰”. *페미니즘 연구*. 제9권 제2호. 1-37.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, 716-723.
- Arnesen, A. L., Hadzhitheodoulou-Loizidou, P., Bîrzéea, C., Essomba, M. A., & Allan, J. (2008). *Teacher education: Policies and practices for teaching socio-cultural diversity*. Council of Europe.
- Bartholomew, D. J. (1987). *Latent variable models and factors analysis*. Oxford University Press.
- Johnson, D. W., & Johnson, R. T. (2002). Cooperative learning and social interdependence theory. In *Theory and research on small groups*. Springer, Boston, MA.
- Jung, T., & Wickrama, K. A. S. (2008). An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modeling. *Social Personality Psychology Compass*, 2, 302-317.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. NY: Guilford Press.
- Lanza, S. T., & Rhoades, B. L. (2013). Latent class analysis: an alternative perspective on subgroup analysis in prevention and treatment. *Prevention Science*, 14, 157-168.

- McCrae, J. S., Chapman, M. V., & Christ, S. L. (2006). Profile of children investigated for sexual abuse: Association with psychopathology symptoms and services. *American Journal of Orthopsychiatry*, 76, 468-481.
- McLachlan, G., & Peel, D. (2000). *Mixtures of factor analyzers*. In In Proceedings of the Seventeenth International Conference on Machine Learning.
- Moffitt, T. E. (1993). Adolescence limited and life course persistent antisocial behavior: a developmental taxonomy, *Psychological Review*, 100, pp.674.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2019). *Mplus user's guide*(8th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- O'connor, R. M., & Colder, C. R. (2005). Predicting alcohol patterns in first-year college students through motivational systems and reasons for drinking. *Psychology of Addictive Behaviors*, 19, 10.
- Pastor, D. A., Barron, K. E., Miller, B. J., & Davis, S. L. (2007). A latent profile analysis of college students' achievement goal orientation. *Contemporary Educational Psychology*, 32, 8-47.
- Ramaswamy, V., DeSarbo, W. S., Reibstein, D. J., & Robinson, W. T. (1993). An empirical pooling approach for estimating marketing mix elasticities with PIMS data. *Marketing Science*, 12, 103-124.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6, 461-464.
- Sclove, S. L. (1987). Application of model-selection criteria to some problems in multivariate analysis. *Psychometrika*, 52, 333-343.
- Vermunt, J. K., & Magidson, J. (2002). Latent class cluster analysis. *Applied Latent Class Analysis*, 11, 60.

Abstract

Characteristics Comparison according to the Level of Cultural Diversity Realization of Marriage Migrant Women in Chungnam Province

Seung Hiey, Baek*

The purposes of the present study were to estimate the latent classes of cultural diversity realization and the characteristics of variables on these latent profiles. In order to do this, data from the data 333 of marriage migrant women in Chungnam Province was used. By using latent profile analysis, three distinct latent classes of cultural diversity realization were found. These classes were named 'high-level group', 'intermediate-level group' and 'low-level group'. Second, one-way ANOVA analysis indicated that participation in activities, concept and meaning awareness, consent to values, level of consciousness, necessity of strengthening Chungnam policy and the necessity of ordinance establishment were significant factors. Implication of the study and recommendations for future research were discussed.

Keywords : marriage migrant women, cultural diversity realization

* Research Professor, Korea University of Technology and Education

일-가족 갈등, 가족-일 갈등이 소진에 미치는 영향 : 매개효과인 부적응적 대처양식의 남녀차이를 중심으로*

이혜상**·이은희***

초 록

본 연구에서는 일-가족 갈등, 가족-일 갈등이 소진에 미치는 영향에서 부적응적 대처양식의 남녀차이에 대해 살펴보고자 하였다. 이러한 목적으로 부산, 경남 지역의 자녀가 있는 남녀 맞벌이 직장인 324명(남자 150명, 여자 174명)의 설문 응답을 분석하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 일-가족 갈등은 소진에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 부적응적 대처양식에는 유의한 영향을 미치지 않았다. 둘째, 가족-일 갈등은 소진에 정적인 영향을 미치는 것뿐만 아니라 부적응적 대처양식에도 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 가족-일 갈등이 소진에 영향을 미치는 과정에서 부적응적 대처양식이 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 셋째, 남성 직장인의 경우 가족-일 갈등은 소진에 직접적으로 영향을 미치고, 부적응적 대처양식을 통해 간접적으로도 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 여성 직장인의 경우 가족-일 갈등이 소진에 직접적으로는 영향을 미치지 않고 부적응적 대처양식을 통해 간접적으로만 영향을 미치는 것으로 나타났다. 넷째, 일-가족 갈등이 소진으로 미치는 영향이 남성보다 여성이 높았고, 부적응적 대처가 소진으로 미치는 영향에서도 여성이 남성보다 높은 것으로 나타났다. 본 연구에서는 맞벌이 직장인들의 부적응적 대처양식이 소진에 미치는 역할에서 남녀차이를 밝힘으로써, 일-가족 갈등, 가족-일 갈등을 겪는 남녀 직장인들의 소진을 낮추기 위한 성별에 맞춘 상담적 개입 방법을 모색하는데 유용한 시사점을 제공할 것이다.

주제어 : 일-가족 갈등, 가족-일 갈등, 소진, 부적응적 대처양식

* 본 논문은 2020 대학혁신지원사업에 의해 지원되었으며, 제 1저자의 2020학년도 석사 학위 논문연구 중 일부분을 수정·보완한 것입니다.

** 경남대학교 대학원 심리학과 상담 및 임상심리학 전공 박사과정(tresol97@naver.com)

*** 교신저자 : 경남대학교 심리학과 교수(ehlee@kyungnam.ac.kr)

I. 서론

세계보건기구(World Health Organization, WHO)는 2019년 5월 제11차 국제질병·사인분류(International Classification of Diseases, ICD)를 개정하였다(중앙일보, 2019). ‘ICD-11’이라고 하는 이번 개정에서 WHO (2019)는 탈진(burn-out)을 “제대로 관리되지 않은 만성적 직장 스트레스의 결과로 개념화된 증후군”으로 보다 구체적으로 정의하고 있으며, “건강에 영향을 미칠 수 있는 요인(factors influencing health status)”으로 명확히 언급하고 있다. 또한, “탈진은 구체적으로 직업적 맥락에서 발생하는 현상을 나타내며 삶의 다른 영역의 경험을 묘사하는 데 적용해서는 안된다”고 하였다.

이와 같이 ICD 개정으로 탈진과 직장 및 직무 간의 관계가 명문화되었다. 하지만 국내의 경우, ICD-10의 권고 사항이 반영된 제7차 한국표준질병 사인분류(Korea Standard Classification of Diseases, KCD)에서는 ‘burn-out’을 ‘탈진’으로만 표기하고 있을 뿐 세부 사항은 없는 실정이다(질병분류정보센터, 2016). 따라서 국내·외의 언론 매체들은 이번 개정을 계기로 앞으로 직무 탈진 문제에 더 많은 관심을 기울이고 이와 관련된 많은 연구가 수행될 것으로 예상하였다(서울신문, 2019; Forbes, 2019). 특히, 국내 직장인이 느끼는 직무 스트레스 수준이 높은 편이라는 점을 고려하면 탈진에 대한 논의의 필요성은 더욱 절실하다고 여겨진다. 경제협력개발기구(Organization for Economic Cooperation and Development, OECD)의 2009년 보고서에서 인용한 국제사회조사프로그램(International Social Survey Programme, ISSP) 2005년 자료에 따르면, 33개 조사 분류국 중에서 국내 직장인의 스트레스 수준은 스웨덴, 프랑스에 이어 세 번째로 높은 것은 조사되었다(ISSP, 2013).

탈진은 직무 스트레스와 관련이 있는데(손운실·김정섭, 2017; 이은희, 2008; WHO, 2019), 한국 종합 사회조사(Korean General Social Survey, KGSS)¹⁾에 따르면 국내 직장인의 상당수는 일과 가족에 대한 스트레스가 큰 것으로 나타났다. 2007년 조사에서는 스트레스의 원인이 일(44.5%), 돈(25.0%), 가족(17.6%), 대인관계(9.8%) 순서로 나타났으며(김상욱 외, 2008), 2009년 조사에서는 직무 스트레스와 가족 스트레스를 많이 받는다는 의견에 직장인의 71.7%, 47.7%가 각각 동의하였다(김상욱 외, 2010). 이러한 국내의

1) 한국사회의 구조 및 그 변화와 국제비교 연구에 광범위하게 활용될 수 있는 신뢰도 높은 사회과학 자료를 창출하기 위하여 연차적으로 시행되는 공익적 대규모 전국표본조사 사업

사회적 상황은 직장인 대상 탈진 연구에서 일과 가족을 연관시켜 탐색해 볼 필요가 있음을 시사한다.

일과 가족에 대한 탐색은 역할 갈등 측면에서 살펴볼 수 있는데, 일과 가족에 대한 역할 갈등은 양방향으로 나타날 수 있다(Bellavia & Frone, 2005). 이에 따라, 일과 가족 두 영역에 대한 갈등은 일이 가정생활을 방해하는 일-가족 갈등(work-family conflict)과 가정생활이 일을 방해하는 가족-일 갈등(family-work conflict)으로 구분할 수 있다. 실제로, 2012년 한국 종합 사회조사에서 일-가족 갈등과 가족-일 갈등에 대한 빈도를 각각 나누어 조사한 바 있다(김상욱 외, 2013). 더욱이, 일과 가족 간의 책임을 균형 있게 관리하는 것에 대한 중요성(McElwain, Korabik & Robin, 2005), 일과 가족의 요구를 통합하는 것이 직장인이 당면한 과제라는 점(Kossek & Lambert, 2005; Witt & Carlson, 2006에서 재인용) 등을 고려하면 일과 가족에 대한 탐색은 각 영역별로 이루어질 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 일-가족 갈등과 가족-일 갈등으로 나누어 각각이 탈진에 주는 영향을 확인해보고자 한다.

일과 가족 간의 균형이 중요해지고 있는 원인으로는 현대 산업 사회 진입에 따른 라이프 스타일의 변화, 여성의 경제활동 참여율 증가, 맞벌이 가정의 보편화, 조직 구성원의 태도 및 가치관의 변화를 들 수 있다(이병재·정태석, 2013). 이러한 원인에 대한 생각과 경험은 성별에 따라 다소 차이를 보여, 일과 가족 간 갈등을 성별에 따라 다른 방식으로 경험한다(Peeters et al., 2005). 국내에서 수행된 조사와 연구에서, 남성 직장인 보다는 여성 직장인이 일과 가족 간 갈등을 많이 경험하는 것으로 나타났다(김상욱 외, 2013; 장윤옥·정서린, 2014). 따라서 본 연구에서는 성별에 따라 연구 변인들 간에 어떠한 차이를 보이는지 살펴보고자 한다.

여성 직장인이 남성의 경우보다 일과 가족 간 갈등을 많이 경험하는 또 다른 원인으로는 갈등에 대처하는 방식에 있을 것으로 여겨진다. 회피적 대처나 정서 중심 대처 전략은 탈진을 증가시키는 반면 적극적 대처 전략은 탈진을 감소시키는 것으로 나타났는데(Anderson, 2000; Wilkerson, 2009; 김가은·선우현, 2012; 김별님, 2012; 김하은, 2018; 문혜준·진미경, 2014; 오은화, 2009), Endler와 Parker(1990)에 따르면 성별에 따라 서로 다른 대처 전략을 사용하는 것으로 조사되었다. 따라서 본 연구에서는 일-가족 양립 갈등과 탈진 간의 관계에서 문제중심 대처양식이 어떠한 관련성이 있는지 남녀 직장인의 차이를 규명해보고자 한다. 이는, 일과 가족이라는 두 영역에서의 갈등을 완화하기 위해서는 문제해결 전략에 중심을 두고 체계적이고 계획적인 대처가 필요하다는 관점에서(조윤진·유성경, 2012), 상담적 개입에 대한 시사점

을 줄 것으로 생각된다.

II. 이론적 배경

1. 소진과 일-가족 갈등, 가족-일 갈등

1) 탈진

탈진에 대한 초기 연구(Freudenberger, 1974; Maslach & Pines, 1977; Maslach & Jackson, 1981)는 주로 인적 서비스 분야를 대상으로 하였으나 탈진에 대한 연구가 진행됨에 따라 다른 직업군에도 확장할 수 있는 충분한 이론적 근거를 확보할 수 있게 되어(Demerouti et al., 2001) 관리자, 기업가, 사무직 노동자, 육체 노동자 등 인적 서비스 분야 이외의 직업군에서도 탈진이 발생한다는 것을 알게 되었다(Schaufeli, Leiter, & Maslach, 2008). 하지만 탈진의 적용 범위를 일과 관련이 없는 일상생활 전반으로 확대하는 것은 오래되고 잘 알려진 개념인 피로와 혼란을 발생시킬 수 있어 적절하지 않다(Schaufeli & Taris, 2005). WHO의 ICD-11에서도 탈진은 직업적 맥락에서 발생하는 현상으로 삶의 다른 영역에 적용해서는 안 된다고 기술하고 있다(WHO, 2019). 따라서 본 연구에서도 탈진을 일반 직업군에서 발견될 수 있는 특별한 현상으로 보고 일반 직장인을 연구 대상으로 하였다.

MBI(Maslach Burnout Inventory)는 탈진을 세 가지 차원으로 측정한 최초의 척도로써(Feldt, et al., 2014) 인적 서비스 분야, 의료계, 교육계, 일반 직업군, 대학생 이상 다섯 개의 양식으로 세분화되어 있다(Mind Garden Inc., 2019). 1981년 Maslach과 Jackson이 인적 서비스 분야를 대상으로 한 MBI-HSS(Human Services Survey)를 개발하였으며(Maslach & Jackson, 1981) 이를 토대로 일부 내용을 수정하여 의료계, 교육계 대상의 척도를 만들었다. 1996년 일반 직장인을 대상으로 한 소진 척도인 MBI-GS(General Survey)가 개발되었으며(Maslach & Leiter, 2017) 이를 일부 수정하여 대학생 대상의 척도를 만들었다. 따라서 다섯 개의 MBI 양식은 크게 MBI-HSS 계열과 MBI-GS 계열로 구분할 수 있다. MBI-HSS 계열의 하위 척도로는 정서적 소진(emotional exhaustion), 비인간화(depersonalization), 개인적 성취감(personal accomplishment)이, MBI-GS 계열의 하위 척도로

는 소진(exhaustion), 냉소(cynicism), 직업 효능감(professional efficacy)이 있으며 소진은 두 계열 모두에서 공통된 하위 척도이다. WHO의 ICD-11에서 규정하고 있는 탈진의 특징은 에너지 고갈(energy depletion) 및 소진(exhaustion), 일에 대한 심리적 거리감(mental distance) 및 업무에 대한 부정적(negativism)·냉소적(cynicism) 감정 증가, 직무 효율(professional efficacy) 감소이다(WHO, 2019). 이에 따라 본 연구 대상은 일반 직장인이므로 MBI-GS를 사용하였고, 본 연구에서 소진은 MBI-GS 계열의 하위 척도인 소진(exhaustion)을 의미한다.

2) 일-가족 갈등, 가족-일 갈등

Kopelman, Greenhaus 및 Connolly(1983)는 일과 가족 간 갈등을 개인이 양립할 수 없는 역할 압력을 경험하는 정도로 정의하였으며, 다중 역할 및 역할 요구의 불일치 등을 그 원인으로 보았다. 이와 유사하게, Greenhaus와 Beutell(1985)는 일과 가족 간 갈등을 직장가 가정, 이 두 영역에서 요구되는 역할 압력(role pressure)이 양립할 수 없는 때 발생하는 충돌이라고 정의하였다. 일과 가족 간 갈등에 대한 이러한 개념은 가장 널리 인용되고 있으며 이 개념에 따르면 일과 가족 간 갈등은 일에서 가족으로, 가족에서 일로 양방향으로 일어날 수 있다(Bellavia & Frone, 2005). 전자를 일-가족 갈등이라고 하고 후자를 가족-일 갈등이라고 한다. Nielson, Carlson 및 Lankau(2001)는 일과 가족 간 갈등은 일과 가정 두 영역 상호 간에 큰 영향을 주는 것으로 보았으며 Judge, Ilies 및 Scott(2006)는 일과 가족 간 갈등에 있어서 갈등의 방향뿐만 아니라 응답자가 갈등을 경험한 영역 자체도 중요하게 고려되어야 한다고 하였다.

국내의 경우, 장재윤과 김효선(2008)은 일과 가족 두 영역 중에서 어느 영역에서든 갈등이 생길 수 있으며 한 영역이 일방적으로 다른 영역의 갈등을 유발하기보다는 상호 순환적 특징을 지닌다고 하였다. 김유리(2010)는 역할 갈등을 역할 내 갈등과 역할 간 갈등으로 구분하였는데, 역할 내 갈등은 동일 역할 내에서 발생하는 양립 불가능한 역할 압력에 따른 갈등을 의미하고 역할 간 갈등은 양립 불가능한 행동과 특징을 요구하는 다중 역할로 발생하는 갈등을 의미한다.

3) 일-가족 갈등, 가족-일 갈등과 탈진 간의 관계

일-가족 갈등과 가족-일 갈등은 직무 관련 성과(job-related outcomes)에 영향(Netemeyer, Brashear-Alejandro, & Boles, 2004)을 줄 뿐만 아니라 직무 스트레스와도 관련이 있다(Rizwan, 2014). 더 나아가, 일-가족 갈등과 가족-일 갈등은 탈진을 증가시킬 수도 있다(Allen et al., 2000).

Netemeyer 외(1996)의 연구에 따르면, 일-가족 갈등과 가족-일 갈등이 모두 탈진과 연관이 있되 가족-일 갈등 보다는 일-가족 갈등이 탈진과 더 연관성이 높은 것으로 나타났다. Peeters 외(2005)의 연구에서는 일-가족 갈등의 경우에는 소진과 높은 상관관계를 보였고 냉소와는 상대적으로 낮은 상관관계를 보였으며 가족-일 갈등의 경우에는 소진과 냉소에 대하여 중간 정도의 상관관계가 있는 것으로 나타나, 일-가족 갈등과 가족-일 갈등은 모두 소진과 유의한 상관관계가 있는 것으로 조사되었다. 그뿐만 아니라, Mealer 등(2009)에서는 일과 가정 환경에 대한 인식은 탈진과 외상 후 스트레스 장애 동시 진단에도 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 국내의 경우, 외식업 종사자를 대상으로 한 하동현(2011)의 연구에 따르면 가족-일 갈등은 직무 탈진과 정적 상관이 없는 것으로 나타났으며 일-가족 갈등은 직무 탈진과 정적 상관이 있는 것으로 나타났다. 교정공무원을 대상으로 한 김미선과 박성수(2019)의 연구에서도 일-가족 갈등이 높을수록 소진이 높아지는 것으로 조사되었다.

이러한 선행 연구들을 토대로, 본 연구에서는 일과 가족 두 영역에서의 역할 갈등이 탈진에 영향을 주는 것으로 가정하였으며 일과 가족 두 영역에서의 갈등은 일-가족 갈등과 가족-일 갈등으로 구분하고 탈진은 소진으로 한정하였다.

2. 문제중심 대처양식과 소진

1) 문제중심 대처양식

대처에 대한 개념은 유사하되 명문화된 정의는 맥락과 용어를 사용하는 연구자의 의도에 따라 다소 달라질 수 있다. Pearlin과 Schooler(1978)는 문제가 되는 사회적 경험에 의하여 심리적으로 해를 입지 않도록 보호하는 행동으로 정의하였고 Larzarus와 Folkman(1984)은 매우 부담되거나 개인적 재원을 넘어서는 것으로 평가되는 외부 혹은 내부의 특정한 요구를 관리하려는 지속적으로 변화하는 인지적 및 행동적 노력으로 정의하였다. 이 두 정의에 대한 개념을 모두 내포하도록, 방영미(2016)는 다양한 문제 요인으로부터 자신을

보호하고 자신의 감정을 관리하는 정서적인 행동 전략으로 정의하기도 하였다. 이와 유사하게, 백경숙과 권용신(2005)은 신체적 정신적 균형을 유지하기 위해 문제의 요인을 제거하거나 수정하는 등 상황을 통제하려는 노력으로 정의하였다. 이처럼 대처는 문제를 해결하거나 문제 상황을 완화하려는 융통성 있는 사고와 행동을 포함하며(정용화, 2010) 개인의 심리적 반응, 문제에 대한 평가, 관심과 목표 등에 기반한다(Mathew, 2017).

연구자마다 다소 달라질 수 있는 대처의 정의와는 달리, 대처양식의 중요성에 대해서는 인식을 같이 한다. Lazarus와 Folkman(1984)은 대처에 포함된 인지적 평가가 스트레스 수준을 줄이고 대처양식 자체를 개선하는데 유용한 관점을 제공할 수 있다고 주장하였다. 또한, Heppner 등(1995)은 부정적이거나 스트레스가 많은 상황에 직면했을 때, 이에 대한 대처양식과 문제해결 행동은 신체적, 심리적 안녕(well-bding)에 중요한 역할을 한다고 주장하였다. 국내 연구에서도 문제 그 자체보다는 대처양식이 더 결정적으로 문제 상황에 영향을 주는 것으로 나타났으며(오은화, 2009) 더 나아가 대처양식에 따라 스트레스가 완화 또는 소멸되거나 아니면 소진으로 발전할 수 있는 것으로 나타났다(손찬양, 2009).

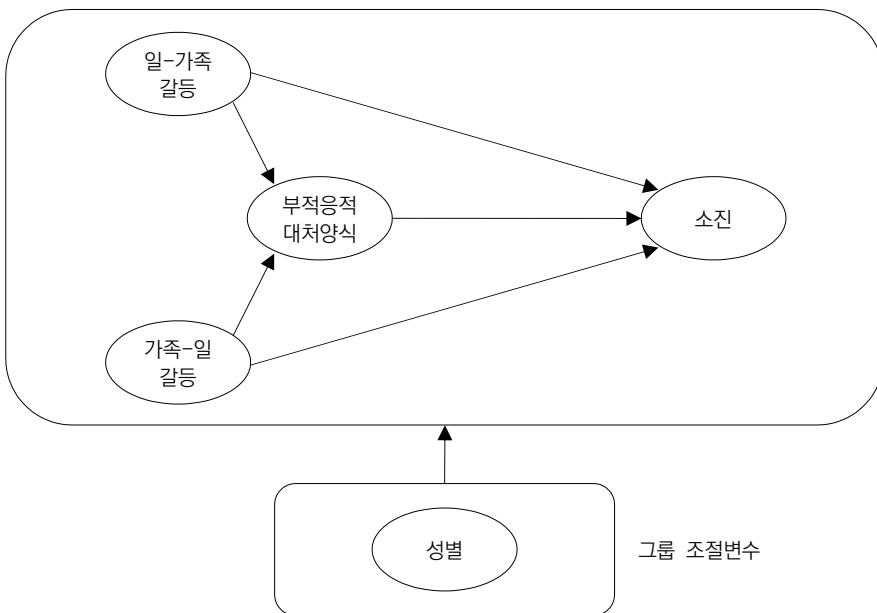
2) 문제중심 대처양식과 탈진 간의 관계

국내 선행 연구에 따르면 탈진은 대처양식에 따라 부적 또는 정적 상관에 있는 것으로 나타났다. 과업 중심 대처는 학업 탈진과 부적 상관을 보였으며(김별님, 2012) 문제 상황에 적극적으로 대처할수록 정서적 소진을 덜 경험하는 것으로 나타났다(김가은·선우현, 2012; 문혜준·진미경, 2014) 반면에, 정서 중심 대처와 회피 중심 대처는 학업 탈진과 정적 상관이 있는 것으로 나타났다(김별님, 2012). 또한, 소극적 대처는 정서적 소진과 정적 상관이 있는 것으로 나타나(오은화, 2009; 김가은·선우현, 2012) 정서 중심 대처와 같이 소극적으로 대처할수록 정서적으로 쉽게 소진되는 경향을 보였다(문혜준·진미경, 2014; 김하은, 2018).

이상의 선행 연구에서 보이는 공통점 중의 하나는 소극적이고 부정적 대처가 탈진을 증가시킨다는 것이다. 상담적 개입 측면에서, 탈진에 대한 탐색을 통해 이를 중재할 수 있는 기반을 마련하는 것은 중요한 의미를 가지므로 본 연구에서는 문제중심 대처양식 중에서 소극적이거나 부정적 대처가 소진을 유발하는 것으로 가정하였다.

3. 일-가족 갈등, 가족-일 갈등, 부적응적 대처양식, 소진 간의 관계모형

앞에서 살펴본 바와 같이 일-가족 갈등, 가족-일 갈등, 부적응적 대처양식, 소진 간의 관계를 부분적으로 탐색한 연구는 있지만 이들 간의 관련성을 종합적으로 검토한 연구는 많지 않은 실정이다. 이에 본 연구에서는 이들 연구 변인들 간의 관계를 종합하여, [그림 1]에 나타난 바와 같이, 일-가족 갈등, 가족-일 갈등과 소진 간에 부적응적 대처양식이 매개역할을 하는 가설적 모형을 설정하고 이를 검증하고자 한다.



[그림 1] 일-가족 갈등, 가족-일 갈등, 부적응적 대처양식, 소진 간의 가설적 모형

선행 연구에 따르면 일-가족 갈등, 가족-일 갈등에 있어서 성별에 따라 차이가 있다. 일과 가족, 두 영역에서의 남녀 차이는 성 역할에 대한 사회화로 이해할 수 있다(Rothbard, 2001). 전통적인 성 역할 관점에서 보면, 여성과 남성에게 서로 다른 역할이 부여되는데 남녀의 성 역할에 대한 차이는 일과 가족 간 갈등으로 이어져(오승민, 2017), 남녀가 인식하는 갈등의 수준에 차이를 보일 수 있다(김경화, 2013). 전반적으로 남성 직장인보다는 여성 직장

인의 경우가 일과 가족 간의 연관성이 많은 것으로 나타나 부정적 감정 반응은 여성의 경우가 상대적으로 높은 수준을 보였다(강은주·한주희, 2009; 이윤석, 2010; 장미나·한경혜, 2011; Rothbard, 2001). McElwain 등(2005)의 연구에서는 일-가족 갈등은 성별에 따른 큰 차이가 없었으나 가족-일 갈등은 여성이 남성보다 높은 것으로 나타났으며, 이와는 반대로, Ahmad와 Omar (2008)의 연구에서는 일-가족 갈등은 여성이 남성보다 높게 나타났으나 가족-일 갈등은 남녀 차이가 없는 것으로 나타나기도 하였다.

일과 가족 간 갈등뿐만 아니라 문제 상황을 대처하는 방식과 소진에서도 남녀 간에 차이를 보이는 것으로 보고되었다. Endler와 Parker(1990)의 연구에 따르면 과업 중심 대처는 남성과 여성에게 비슷하게 나타났지만 정서 중심 대처와 회피 중심 대처는 여성의 경우가 남성보다 높은 것으로 나타났다. 일-가족 갈등에 대한 연구(Peeters et al., 2005), 경찰공무원 대상의 연구(손영주·송영아·최은영, 2008), 사회복지 공무원 대상의 연구(허선 외, 2018)에서는 여성의 탈진이 남성의 경우보다 높은 것으로 나타났다. 또한, 교사 대상의 연구(이재일, 2010)에서는 탈진의 하위 척도인 정서적 소진은 여성의 경우가 높았고 개인적 성취감은 남성의 경우가 높았으나 비인간화는 성별에 따라 통계적으로 유의한 차이는 나지 않는 것으로 나타났다. 한편, 소진에 대한 남녀 차이 연구는 비일관적인 결과를 보이므로 이에 대한 더 많은 연구가 필요하다고 제기한 선행 연구들도 있다(김유선, 2013; 조완행·김병석·최희철, 2014; Maslach, Schaufeli & Leiter, 2001).

이상과 같이 일-가족 갈등, 가족-일 갈등, 부적응적 대처양식, 소진이 성별에 따라 차이가 있으므로 이들 연구 변인들 간의 종합적인 관계에서도 성별에 따라 차이를 보일 것으로 여겨진다. 이에 본 연구에서는 일-가족 갈등, 가족-일 갈등, 부적응적 대처양식, 소진 간의 관계에 대하여 성별에 따른 차이가 있을 것이라고 가정하여, [그림 1]에서와 같이, 성별을 그룹 조절변수로 선정하였다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 연구대상 및 절차

부산과 경상남도에 소재를 두고 운영되는 기업체 직원, 공무원, 군인 등 직장인을 대상으로 1차 설문조사를 실시하였다. 500부의 설문지 중 476부가 회수되었고, 성실하게 응답하지 않은 설문지 9부를 제외하고 467부를 분석하였다.

선행 연구들에(김필숙·이윤석, 2015; 송다영·장수정·김은지, 2010) 의하면, 자녀가 있는 맞벌이 부부들의 경우 직장과 가정 두 영역에서 갈등을 높게 경험하는 것으로 나타났기 때문에 본 연구에서는, 자녀가 있으며 배우자가 전일제로 근무하는 맞벌이 남성과 여성의 자료만을 분석하고자 하였다. 그러나 1차 설문 집계 결과, 이에 해당하는 남성의 수는 80명이었고, 여성의 수는 165명으로 성비편차가 심하여 자녀가 있는 맞벌이 남성을 중심으로 2차 설문조사를 온라인으로 실시하였다. 그 결과, 총 658부의 자료가 수집되었으며 이중에서 자녀가 있으며 배우자가 전일제로 근무하는 맞벌이 남성은 150명, 여성은 174명으로 총 324명의 자료가 최종 분석에 사용되었다²⁾.

연구 대상자의 특성은 <표 1>에 나타낸 바와 같다.

<표 1> 연구대상의 특성

구분	분류	수(비율)	총계
성별	남자	150명(46.3%)	324명
	여자	174명(53.7%)	
연령	30대	106명(32.7%)	324명
	40대	150명(46.3%)	
	50대 이상	68명(21.0%)	
자녀수	1명	91명(28.1%)	324명
	2명	212명(65.4%)	
	3명 이상	21명(6.5%)	
근속년수	5년 미만	45명(13.9%)	324명
	5년~10년 미만	83명(25.6%)	
	10년~15년 미만	79명(24.4%)	
	15년~20년 미만	51명(15.7%)	
	20년 이상	66명(20.4%)	

2) 조사방법과 시점에 따른 연구 변인들 간의 점수 차이는 없는 것으로 나타났다(각각, 일-가족 갈등 $t=-.587$, 가족-일 갈등 $t=.237$, 부적응적 대처양식 $t=-.514$, 소진 $t=.196$).

2. 측정도구

1) 일-가족 갈등, 가족-일 갈등 척도

일-가족 갈등, 가족-일 갈등 척도는 제3차 전국가족실태조사(2015)를 위해 여성가족부에서 사용한 일 가정 양립 경험에 따른 갈등 경험 정도를 측정하는 설문 문항을 사용하였다. 총 10개의 문항으로 구성되며 일-가족 갈등을 측정하는 5개의 문항과 가족-일 갈등을 측정하는 5개의 문항으로 구성되어 있다. 일-가족 갈등 척도의 각 문항은 5점 리커트 척도로 점수가 높을수록 일-가족 갈등인식의 정도가 높음을 의미하며, Cronbach's α 는 .85였다. 가족-일 갈등 척도의 각 문항은 5점 리커트 척도로 점수가 높을수록 가족-일 갈등인식의 정도가 높음을 의미하며, Cronbach's α 는 .79였다.

2) 직무소진 척도

직무소진을 측정하기 위한 MBI-GS(Maslach Burnout Inventory-General Survey)는 Schaufeli 등(1996)에 의해 개발되었으며, 본 연구에서는 신강현(2003)이 MBI-GS를 국내 직장인을 대상으로 타당화 한 척도를 사용하였다. MBI-GS는 소진, 냉소, 직업효능감 이상 세 가지 구성개념으로 이루어져 있으며, 소진은 과도한 심리적 부담 또는 요구로 인해 개인의 심리적 자원들이 고갈되었다고 느끼는 에너지 결핍이며, 냉소는 개인의 직무에 대해 거리감을 느끼고, 직무 전반에 대하여 경험하는 부정적인 태도이다. 마지막으로 직업효능감 감소란 업무성취의 부족으로 스스로에 대해 갖는 부정적인 평가로, 성과의 부재, 낮은 자기효능감, 무력감 등을 특징으로 한다.

Leiter(1993)는 세 하위 척도들 간의 관계에 대한 연구에서 높은 수준의 직무요구가 정서적 소진을 유발하고, 정서적 소진에 의해 비인격화가 유발되지만, 성취결핍은 독자적으로 발달된다고 하였으며, Schaufeli와 Buunk(2003)는 직무소진의 세 하위 척도 중에서 정서적 소진이 가장 핵심이라고 하였다. 국내에서도 이은희(2008)의 연구에서 소진을 정서적 소진으로 제한하여 연구하였고, 김지현(2018)은 근로자들이 직무 탈진을 경험하게 될 때 정서적 소진이 가장 먼저 나타나서 직무 탈진의 핵심적 요인으로 보았다. 이처럼 정서적 소진은 MBI-HSS의 핵심 하위 척도이지만, 본 연구는 일반 직장인을 대상으로 하는 연구이므로 MBI-GS의 하위 척도 중 정서적 소진을 내포하고 있는 소진(exhaustion)만을 연구 변인으로 하였다.

MBI-GS에서 소진은 5문항으로 7점 리커트 척도로 점수가 높을수록 소진이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서는 사용된 소진의 Cronbach's α 는 .90이었다.

3) 문제중심 대처양식

Heppner 등(1995)이 개발한 문제중심 대처양식(Problem-Focused Style of Coping: PF-SOC)을 이동귀와 박현주(2009)가 번안하여 3요인 구조모형을 국내 대학생들을 대상으로 타당화한 척도 18문항을 사용하였다. 3요인은 사려형 대처양식, 억제형 대처양식, 반동형 대처양식으로 구성된다. 사려형 대처는 문제 상황에 대처할 때 인과관계를 파악하고, 계획을 세우며, 체계적으로 사고하는 것을 의미하며, 억제형 대처는 문제 상황과 문제해결 활동으로 회피하려는 대처양식을 의미하고, 반동형 대처는 개인의 에너지를 고갈시키거나 문제해결 활동을 왜곡하는 정서적, 인지적, 행동적 반응을 보이는 것을 의미한다.

PF-SOC는 총 18문항으로 사려형 양식(7문항), 억제적 양식(6문항) 및 반동형 양식(5문항)으로 구성되어 있으며 5점 리커트 척도로 점수가 높을수록 관련된 스트레스에 대처하는 유형을 많이 사용함을 의미한다. 본 연구에서는 Park, Heppner & Lee(2010)의 연구와 동일하게 문제중심 대처양식의 하위 요인 중 억제형 대처양식과 반동형 대처양식을 합하여 부적응적 대처양식(maladaptive coping style)으로 사용하였다. 본 연구에서 사용된 부적응적 대처양식의 각 하위 척도별 문항 구성과 신뢰도는 <표 2>에 제시되어 있다.

<표 2> 부적응적 대처양식의 하위 척도 구성 및 신뢰도

하위척도	문항번호	문항 수	Cronbach's α
억제형 대처양식	1, 2, 5, 10, 16, 18	6	.75
반동형 대처양식	7, 8, 9, 13, 15	5	.74
전체문항		11	

3. 자료분석

본 연구에서는 SPSS Windows 23.0과 LISREL 8.8을 이용하여 자료를 분석하였다. 가설검증에 앞서 잠재변인별로 측정변인을 구성한 후, 구조방정식 모형 분석을 실시하였다.

모형설정을 위하여 문항 묶음화 방법을 적용해서 일-가족 갈등, 가족-일 갈

등, 부적응적 대처양식, 소진 변인들을 하위척도별 두 개의 문항 꾸러미를 측정변인으로 구성하여 분석하였다. 부적응적 대처양식의 하위 문항 꾸러미 중 하나인 억제형 대처양식의 요인부하량이 1.03으로 Heywood case에 해당되어 억제형 대처양식에 해당하는 문항들이 소진에 미치는 영향을 알아보기 위해 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 10번 문항만이 다른 문항과 달리 부적상관을 보여 제외하였다.

입력자료로서 공분산 행렬을 사용하였으며, 결측치가 있으면 공변량 구조모형에서 부정적 해를 산출할 가능성 있어서 결측치가 하나라도 있으면 해당 자료를 분석에서 제외하는 listwise(casewise) 제거법을 이용하여 공분산 행렬을 측정하였다.

공변량 구조모형의 자료에서 왜도 $> |3.0|$, 첨도 $> |10.0|$ 인 경우 정규분포를 심하게 벗어난 것으로 여겨지는데(Kline, 2016), <표 3>에서와 같이 각 측정변인들의 기술 통계값을 산출하였고, 왜도(-.13~.70)와 첨도(-.66~.13)가 절대값 1 이내에 속하여 자료 분포가 정규성 가정을 위반하지 않는 것으로 나타나서 미지수 추정의 방법으로서 최대우도법(ML)을 사용하였다.

모델의 부합도를 측정하기 위해서 NFI와 CFI, RMSEA의 다중 통계치들을 사용하였다. 또한 부합도 지수들에 대한 절대적인 기준은 없지만, NFI와 CFI는 .90 이상이면 좋은 부합도로 간주한다는 기준(홍세희, 2000)과 RMSEA가 .05 이하이면 좋은 부합도를 가진 모형, .05~.08이면 괜찮은 부합도를 가진 모형, .10 이상이면 나쁜 부합도를 가진 모형으로 본다는 기준(Browne & Cudeck, 1993)에서 전반적인 부합도를 검증하였다.

다음으로, 일-가족 갈등, 가족-일 갈등, 부적응적 대처양식, 소진의 구조적 관계를 설정하였다. 일-가족 갈등과 가족-일 갈등을 독립변인, 부적응적 대처양식을 매개변인, 소진을 종속변인으로 구성한 모형으로 효과를 분석하였고, 부적응적 대처양식의 매개효과의 유의성을 검증하기 위해 Sobel test(1982)를 수행하였다.

전체 자료를 성별로 구분하고 구조모델에서 한 집단의 모수치가 다른 집단의 모수치와 동일한지를 검증하는 다표본분석을 실시하였다. 본 연구에서는 남성 직장인과 여성 직장인 집단별로 구조모형을 분석한 다음에 집단별에 따라서 각 경로계수(직접효과)가 차이가 있는지를 보기 위해 다표본분석을 실시하였으며, 각 집단별로 부적응적 대처양식의 매개효과(간접효과)를 검증하였다.

IV. 결과 및 해석

1. 모형 검증

아래 <표 3>에 제시된 바와 같이 남성 직장인 집단과 여성 직장인 모두 가족-일 갈등이 소진에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라 부적응적 대처양식을 통하여 간접적으로 소진에 영향을 미치는 본 연구의 가설적 모형은 부합되는 것으로 나타났다.

<표 3> 남녀 집단에 따른 집단의 모형 부합도

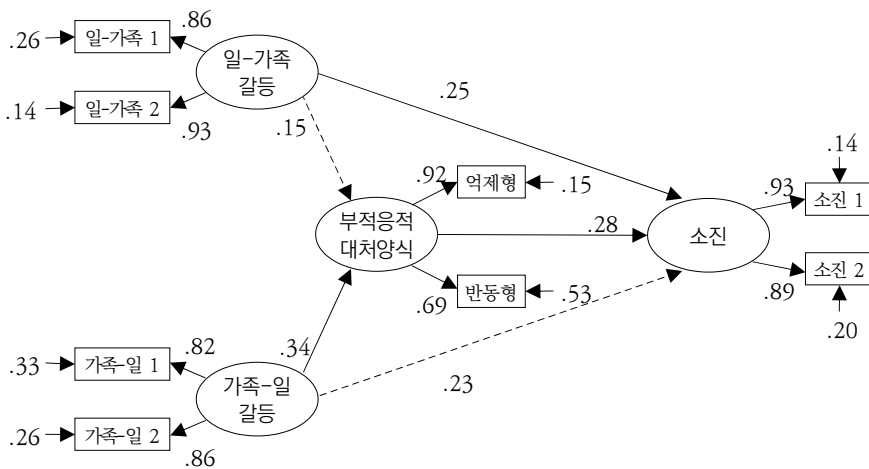
집단	χ^2	df	p	NFI	CFI	RMSEA
남성 직장인 집단	14.83	14	.39	.981	.999	.020
여성 직장인 집단	8.16	14	.88	.988	1.000	.000

주. 남성 집단 N=146, 여성 집단 N=168.

2. 모형분석

1) 남성 직장인 집단의 모형분석

남성 직장인 집단의 구조경로 분석결과는 [그림 2], <표 4>에 제시되어 있다.



[그림 2] 남성 집단의 표준화된 구조모형

〈표 4〉 남성 직장인 집단의 구조경로

주거변인 예언변인	비표준화된 추정치 (표준오차)	표준화된 추정치 (β)	고정지수 (t-value)	다중상관자승 (SMC)
부적응적 대처양식				.21
일-가족 갈등(γ_{11})	.19(.15)	.15	1.26	
가족-일 갈등(γ_{12})	.51(.20)	.34	2.63**	
소진				.36
일-가족 갈등(γ_{21})	.34(.15)	.25	2.24*	
가족-일 갈등(γ_{22})	.38(.21)	.23	1.87+	
부적응적 대처(β_{12})	.31(.12)	.28	2.69**	

주. N=146, +p<1.0, *p<.05, **p<.01.

일-가족 갈등은 부적응적 대처양식에는 유의한 영향을 미치지 않았으나($\beta = .15$, $t = 1.26$, ns), 소진($\beta = .25$, $t = 2.24$, $p < .05$)에는 정적 영향을 미치는 것으로 나타나 일-가족 갈등이 높을수록 소진도 높게 느끼는 것으로 볼 수 있다.

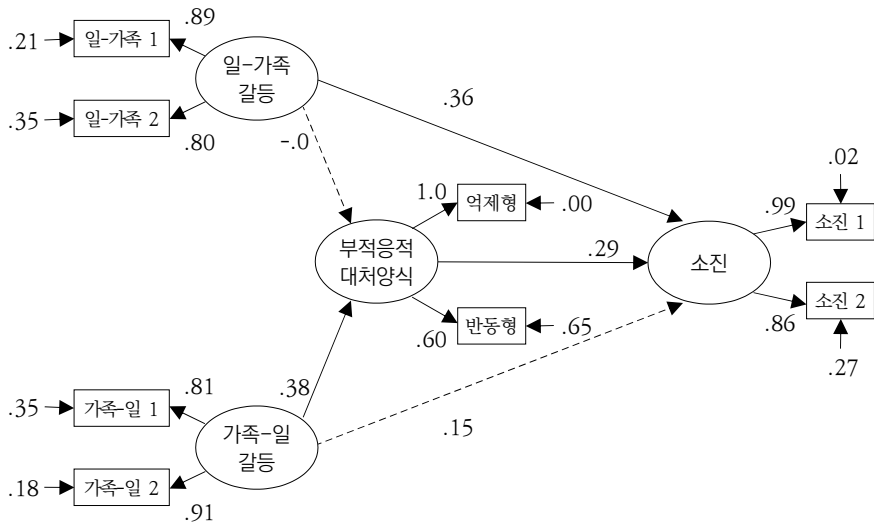
가족-일 갈등은 부적응적 대처양식($\beta = .34$, $t = 2.63$, $p < .01$)에 정적 영향을 미치고, 소진($\beta = .23$, $t = 1.87$, $p < 1.0$)에 약한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 가족-일 갈등이 높을수록 부적응적 대처양식을 많이 사용하고 소진도 높게 느끼는 것으로 볼 수 있다.

부적응적 대처는 소진($\beta = .28$, $t = 2.69$, $p < .01$)에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 부적응적 대처양식을 더 많이 사용할수록 소진이 높아진다는 것으로 볼 수 있다.

〈표 4〉에 제시된 바와 같이 본 연구의 가설적 구조모형이 부적응적 대처양식 변량의 21%, 소진 변량의 36%를 설명하고 있다. 이러한 결과는 가족-일 갈등이 부적응적 대처양식과 소진에 미치는 영향을 본 연구의 가설적 모형에 의해서 잘 예측될 수 있음을 시사한다.

2) 여성 직장인 집단의 모형분석

여성 직장인 집단의 구조경로 분석결과는 [그림 3], 〈표 5〉에 제시되어 있다.



[그림 3] 여성 집단의 표준화된 구조모형

〈표 5〉 여성 직장인 집단의 구조경로

주거변인 예언변인	비표준화된 추정치 (표준오차)	표준화된 추정치 (β)	고정지수 (t-value)	다중상관자승 (SMC)
부적응적 대처양식				.12
일-가족 갈등(γ_{11})	-.10(.12)	.08	-.83	
가족-일 갈등(γ_{12})	.56(.15)	.38	3.72**	
소진				.35
일-가족 갈등(γ_{21})	.52(.14)	.36	3.86**	
가족-일 갈등(γ_{22})	.28(.18)	.15	1.55	
부적응적 대처(β_{12})	.36(.13)	.29	2.88**	

주. N=168, ** $p < .01$.

일-가족 갈등은 부적응적 대처양식에는 유의한 영향을 미치지 않았으나($\beta = .08$, $t = -.83$, ns), 소진($\beta = .36$, $t = 3.86$, $p < .01$)에는 정적 영향을 미치는 것으로 나타나 일-가족 갈등이 높을수록 소진도 높게 느끼는 것으로 볼 수 있다.

가족-일 갈등은 부적응적 대처양식($\beta = .38$, $t = 3.72$, $p < .01$)에 정적 영향을 미치고, 소진에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 가족-일 갈등이 높을수록 문제해결 시 부적응적 대처양식을 많이 사용하는 것으로 볼 수 있다.

부적응적 대처는 소진($\beta = .29$, $t = 2.88$, $p < .01$)에 유의한 정적 영향을 미치는

것으로 나타났는데, 부적응적 대처양식을 더 많이 사용할수록 소진이 높아진다는 것으로 볼 수 있다.

〈표 5〉에 제시된 바와 같이 본 연구의 가설적 구조모형이 부적응적 대처양식 변량의 12%, 소진 변량의 35%를 설명하고 있다. 이러한 결과는 가족-일 갈등이 부적응적 대처양식과 소진에 미치는 영향을 본 연구의 가설적 모형에 의해서 잘 예측될 수 있음을 시사한다.

3. 성별에 따른 다표집 분석

남성 직장인과 여성 직장인 집단에 따라 구조모형의 경로에 있어서 차이를 보이는지 구조방정식을 이용한 다표집 분석을 실시하였다. 남성 직장인과 여성 직장인들 표본의 상관계수와 표준편차를 바탕으로 연구변인별로 각 2개의 하위 측정변수들을 통합하여 단일측정변수로 만들었다. 이 단일 측정변수들을 표본과 상관계수의 표준편차를 바탕으로 만든 두 공분산 행렬을 분석한 결과 수용 가능한 해로 수렴하였다.

남성 직장인과 여성 직장인 집단 간에 모수치가 동일하도록 한 모형(불변경로계수)을 추정한 부합도가 아래 〈표 6〉에 제시되어 있다.

〈표 6〉 다표집(남성, 여성 직장인) 제약 모형의 부합도

집단	χ^2	df	NFI	CFI	RMSEA
	67.92	5	.842	.849	.267

〈표 6〉에 제시된 부합도를 살펴보면 RMSEA 지수는 수용기준에 미흡하지만 NFI와 CFI는 수용 가능한 수준으로 나타나서 남성 직장인 집단과 여성 직장인 집단에 걸쳐 경로계수가 크게 다르지 않은 것으로 볼 수 있다.

5개의 경로계수에 대하여 개별적으로 비제약 모형을 만들어 제약모형과 비교한 결과가 표 7에 제시되어 있다.

〈표 7〉 다표집(남성, 여성 직장인) 분석결과

직접효과 경로	$\chi^2(4)$	$\Delta\chi^2$ $\Delta df(1)$	개별표본분석의 경로계수	
			남성	여성
일가족갈등 → 부정응적 대처	65.45	2.47	.19	-.10
가족일갈등 → 부정응적 대처	67.05	.87	.51**	.56**
일가족갈등 → 소진	39.90	28.02	.34**	.52**
가족일갈등 → 소진	64.25	3.67	.38	.28
부정응적 대처 → 소진	61.06	6.86	.31**	.36**

주. * $p < .05$, ** $p < .01$. 경로계수는 비표준화된 추정치임.

〈표 7〉에 제시된 바와 같이 다표집 분석결과 3개의 경로계수에서 부합도 차이가 나타나지 않았으나(X^2 변화량이 3.84 이상이면 $p < .05$ 에서 유의한 차이가 있다고 볼 수 있음), 2개의 경로계수에서는 남성과 여성의 차이가 유의한 것으로 나타났다.

일-가족 갈등에서 소진으로의 경로에서 여성이 남성보다 높았으며(.34<.52), 부정응적 대처에서 소진으로의 경로에서도 여성이 남성보다 높은 것(.31<.36)으로 나타났다.

4. 성별에 따른 가족-일 갈등과 소진과의 관계에서 부정응적 대처양식의 매개효과

남성의 일-가족 갈등은 부정응적 대처양식에 유의한 관계가 없었고, 가족-일 갈등과 소진과의 관계에서 부정응적 대처양식의 매개효과를 살펴보면, [그림 2]에 제시된 바와 같이 가족-일 갈등과 소진과의 관계에서 부정응적 대처양식이 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 즉, 높은 가족-일 갈등은 문제해결 시 부정응적 대처양식의 사용으로 이어지고 이는 소진을 높이는 결과로 이어지는 것으로 볼 수 있다.

여성 직장인의 일-가족 갈등은 부정응적 대처양식에 유의한 관계가 없었고, 가족-일 갈등과 소진과의 관계에서 부정응적 대처양식의 매개효과를 살펴보면, [그림 3]에 제시된 바와 같이 가족-일 갈등과 소진과의 관계에서 부정응적 대처양식이 매개 역할을 하는 것으로 나타났다. 즉, 높은 가족-일 갈등은 직접적으로 소진을 높이는 것보다는 부정응적 대처방식이 높아지면서 그 결과로 소진이 높아지는 것으로 볼 수 있다.

부적응적 대처양식의 매개효과의 유의성을 검증하기 위하여 Sobel test(1982)를 수행한 결과가 아래 <표 8>에 제시되어 있다.

<표 8> 부적응적 대처양식의 매개효과

집단	경로계수		표준오차		Z값
	독립변수-매개변수(a)	매개변수-종속변수(b)	SEa	SEb	
남성직장인	.51	.31	.20	.12	1.88+
여성직장인	.56	.36	.15	.13	2.28*

주. +p<1.0, *p<.05

<표 8>에 제시된 바와 같이 남성과 여성의 부적응적 대처양식은 가족-일 갈등과 소진 간에서 매개역할을 하는 것으로 나타났다.

남성 직장인의 일-가족 갈등은 소진에 직접적으로만 영향을 미치지만, 가족-일 갈등은 소진에 직접적으로 영향을 미치는 것 뿐만 아니라, 부적응적 대처양식을 더 많이 사용하도록 하여 소진에 간접적으로도 영향을 주는 것을 볼 수 있었다.

반면 여성 직장인의 일-가족 갈등은, 남성의 경우와 같이, 소진에 직접적으로만 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만, 가족-일 갈등은 소진에 직접적으로는 영향을 미치지 않지만, 부적응적 대처양식을 더 많이 사용하도록 하여 간접적으로 소진에 영향을 주는 것을 볼 수 있었다.

V. 논의 및 결론

본 연구에서는 자녀가 있는 맞벌이 직장인들을 대상으로 하여 일-가족 갈등과 가족-일 갈등이 소진에 영향을 미치는 과정에서 부적응적 대처양식이 매개역할을 하는지 알아보고 이를 통해 직장인의 소진 및 상담적 개입에 대한 기초 자료를 마련하고자 하였다. 본 연구를 통하여 나타난 결과와 이를 바탕으로 논의하면 다음과 같다.

첫째, 일-가족 갈등은 소진에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 부적응적 대처양식에는 유의한 영향을 미치지 않아서, 일-가족 갈등이 소진에 영향을 미치는 과정에서 부적응적 대처양식은 매개역할을 하지 않는 것으로 나타났다. 일-가족 갈등이 소진에 정적인 영향을 미친다는 본 연구 결과는 일-가족 갈등이 직무 탈진과 정적 상관이라는 선행 연구들(백경민·박인·정범

구, 2019; 지성구·장성희, 2017; 하동현, 2011)을 부분적으로 지지하며 일-가족 갈등과 소진의 관계를 다룬 Peeters 외(2005)의 연구결과와 일치한다. 또한, 일-가족 갈등과 부적응적 대처양식 간에는 유의한 상관이 없다는 본 연구 결과는 일-가정 갈등은 소극적 대처방식에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는다는 최은희(2014)의 연구결과와 유사한 맥락으로 볼 수 있다.

둘째, 가족-일 갈등은 소진에 정적인 영향을 미치는 것뿐만 아니라 부적응적 대처양식에도 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났고, 가족-일 갈등이 소진에 영향을 미치는 과정에서 부적응적 대처양식이 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 또한, 가족-일 갈등이 소진에 영향을 주는 정도보다는 일-가족 갈등이 소진에 영향을 주는 정도가 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 일-가족 갈등과 가족-일 갈등 모두 소진과 연관이 있되 가족-일 갈등 보다는 일-가족 갈등이 더 높은 연관성을 보인다는 Netemeyer 등(1996)의 연구결과와 유사하며 일-가족 갈등, 가족-일 갈등, 소진의 하위 척도 간의 관계를 다룬 Peeter 외(2005)의 연구결과와 일치한다.

일-가족 갈등이 가족-일 갈등보다 소진에 더 큰 영향을 준다는 본 연구는 일에서 가족으로의 부정적 영향이 가족에서 일로의 부정적 영향보다 크다는 것을 의미하며 이는 부정적 영향에 대해서 직장보다는 가정이 더 허용적임을 의미한다.

셋째, 남녀 직장인 모두 가족-일 갈등이 소진에 미치는 과정에서 부적응적 대처양식이 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 하지만 세부적으로 살펴보면, 남성 직장인의 경우 가족-일 갈등은 소진에 직접적으로 영향을 미치고, 부적응적 대처양식을 통해 간접적으로도 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 여성 직장인의 경우 가족-일 갈등이 소진에 직접적으로는 영향을 미치지 않고 부적응적 대처양식을 통해 간접적으로만 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는, 금융기관 종사 여성을 대상으로 한 손인혜(2012)의 연구결과에서, 일과 가족 간 갈등이 소극적 대처양식에는 정적으로, 소극적 대처양식이 직무만족도에는 부적으로 영향을 주나 일과 가족 간 갈등과 직무만족도 간의 경로는 유의하지 않은 것으로 나타난 것과 부분적으로 유사성을 보인다.

이는 소진을 완화하기 위해 가족-일 갈등에 초점을 두고 중재를 하는 경우, 남성 직장인은 가족-일 갈등을 줄이는 방법과 부적응적 대처양식을 적응적 대처양식으로 바꾸어주는 두 가지 개입을 통해 소진 감소 효과를 기대할 수 있다는 것을 의미한다. 하지만 여성 직장인의 경우는 가족-일 갈등에 대한 개입보다는 부적응적 대처양식을 적응적으로 변화시킬 수 있는 상담과 교육 등의 개입으로 소진을 해결하는 방법이 더 효과적일 것이다.

넷째, 일-가족 갈등이 소진으로 미치는 영향은 남성보다 여성이 높았고, 부적응적 대처양식을 매개로 가족-일 갈등이 소진에 미치는 영향에서도 여성이 남성보다 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 여성이 남성보다 더 강하게 일-가족 갈등을 느끼는 것으로 분석된 강은주와 한주희(2009)의 연구결과와 부분적으로 일치한다. 또한, 부적응적 대처의 영향이 남성보다 여성의 경우 더 크게 나타난 본 연구 결과는, 정서 중심 대처와 회피 중심 대처는 여성의 경우가 남성보다 높은 것으로 나타난 Endler와 Parker(1990)의 연구결과와 연결된다.

직장과 가정, 두 영역에서의 역할 갈등이 성별에 따라 차이를 보이는 원인 중의 하나가 전통적인 성 역할이라는 관점(오승민, 2017)에서 볼 때, 직장과 가정, 두 영역이 제대로 관리되지 않아 발생하는 소진이 여성 직장인의 경우가 높다는 것은 전통적인 성 역할 관념이 여전히 존재하여 그 영향력이 미치고 있음을 의미한다. 여성 직장인의 부적응적 대처방식 또한, 유사한 맥락으로 볼 수 있다. 이는 여성 직장인의 소진 예방 및 완화 측면에서 맞벌이 부부를 대상으로 한 사회적 변화에 따른 성 역할에 대한 교육과 실제 상담 시, 이와 관련된 내용이 다루어져야 함을 시사한다.

본 연구의 제한점 및 추후 연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 부산 및 경남에 거주하는 직장인을 조사 대상으로 하였기 때문에 연구 결과를 일반화하는 것에는 한계가 있다. 그리고 자기보고식 설문지를 통한 자료수집에 의해 연구를 진행한 것 역시 연구결과를 일반화하는데 있어 한계를 가진다. 따라서 본 연구대상의 대표성과 연구 결과의 일반화 가능성을 높이기 위해서는 지역적 특성, 업무적 특성도 고려하여 연구되어야 하고, 면접조사 등을 통해 연구결과에 대한 심층적 분석이 추가적으로 필요할 것으로 생각된다.

둘째, 비록, 본 연구는 자녀가 있으며 배우자가 전일제로 근무하는 맞벌이 남성과 여성으로 대상을 통제하였으나 통제 변인 고려 측면에서 한계가 있을 수 있다. 단순한 자녀 유무보다는 미취학 자녀의 유무가 더 중요하여 이외에도 근로시간, 건강 상태 등도 주요한 인구통계학적 개인 변인들이 될 수 있다(송다영·장수정·김은지, 2010). 향후, 이러한 개인 변인들에 대한 다양한 측면의 연구가 이루어진다면 직장인의 소진 및 상담적 개입에 대한 기초 자료로써 더욱 도움이 될 것으로 여겨진다.

셋째, 남녀 직장인 모두 가족-일 갈등은 부적응적 대처양식을 통해 소진에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 부적응적 대처양식을 많이 사용할수록 소진이 높아질 수 있음을 시사한다. 따라서 직장인의 소진 완화 측면에서 부적

응적 대처양식을 줄일 수 있는 구체적인 연구들이 이루어지기를 기대한다.

넷째, 변인들 간의 관계를 살펴볼 때 유의도 수준 $p < 1.0$ 에서 검증한 부분은 본 연구가 일-가족 갈등, 가족-일 갈등과 소진과의 관계에서 부적응적 대처양식의 역할을 살펴보는 탐색적 연구였음을 의미한다. 따라서 해당 결과는 탐색적 연구가 가지는 한계로 일반화에 제한이 있을 수 있으므로 앞으로 변인들간의 관계를 심층적으로 살펴보는 연구가 필요할 것으로 생각된다.

이러한 제한점들이 있음에도 불구하고, 본 연구는 직장인의 일-가족 갈등 및 가족-일 갈등과 소진의 관련성을 밝히고 가족-일 갈등은 부적응적 대처양식을 매개로 소진을 증가시킬 수 있다는 것을 밝혔다는데 의의가 있다. 그리고 소진에 미치는 부적응적 대처방식의 영향이 남녀 직장인에 있어 차이가 있다는 것을 밝힌 것에도 그 의의가 있다. 성별에 따른 소진 완화를 위한 구체적인 개입 방법에 대한 추후 연구가 필요할 것으로 판단되며 본 연구가 향후 이러한 연구의 기초 자료가 되기를 기대한다.

참고문헌

- 강은주·한주희(2009). “일-가족 갈등의 선행변수로서 개인적 특성”. *대한경영학회지*. 제22권 제4호. 1937-1960.
- 김가은·선우현(2012). “놀이치료자의 자아탄력성 및 스트레스대처방식이 심리적 소진에 미치는 영향”. *한국놀이치료학회지*. 제15권 제4호. 535-548.
- 김경화(2013). “영유아와 초등학생 자녀를 둔 남녀취업자의 일/가족 갈등 인식: 성별과 관련 변인의 상호작용효과를 중심으로”. *가족과 문화*. 제25권 제4호. 60-90.
- 김미선·박성수(2019). “교정공무원의 직장-가정갈등이 조직현신에 미치는 영향: 직무소진의 매개효과 중심으로”. *교정연구*. 제29권 제2호. 152-182.
- 김별남(2012). 부모의 성취압력, 성취동기와 스트레스 대처방식이 학업소진에 미치는 영향. 대구가톨릭대학교 대학원 석사학위 논문.
- 김상옥·고동우·고지영·김석호·김재은(2008). *한국종합사회조사 2007*. 성균관대학교 출판부.
- 김상옥·김석호·김소임·김종수·박병진(2010). *한국종합사회조사 2009*. 성균관대학교 출판부.
- 김상옥·김지법·문용갑·신승배(2013). *한국종합사회조사 2012*. 성균관대학교 출판부.
- 김유리(2010). 기혼유아교사의 근무환경과 직장-가정의 역할갈등에 관한 연구. 경희대학교 교육대학원 석사학위 논문.
- 김유선(2013). “직장인의 직무소진에 대한 남녀 차이 분석”. *한국심리학회지: 여성*. 제18권 제2호. 317-337.
- 김지현(2018). 특성화고등학교 교사의 직무소진과 개인 및 조직 변인의 위계적 관계. 서울대학교 대학원 석사학위 논문.
- 김필숙·이윤석(2015). “맞벌이 기혼 남녀 관리자들의 일-가족갈등: 성별 비교를 중심으로”. *한국인구학*. 제38권 제4호. 63-88.
- 김하은(2018). 초보상담자의 스트레스 대처양식이 심리적 소진에 미치는 영향: 상담자활동 자기효능감의 매개효과. 전주대학교 대학원 석사학위 논문.
- 문혜준·진미경(2014). “놀이치료자의 자기효능감과 심리적 소진의 관계에서 스트레스 대처방식의 조절효과”. *한국놀이치료학회지*. 제17권 제3호. 313-327.
- 방영미(2016). 완벽주의와 학업소진간의 관계에서 스트레스 대처양식의 역할. 고려대학교 교육대학원 석사학위 논문.

- 백경민·박인·정범구(2019). “공공기관 기혼 여성근로자의 일-가정 갈등이 이직의도에 미치는 영향: 직무소진, 직무열의의 매개효과와 가족동기의 조절효과”. *인적자원개발연구*. 제22권 제2호. 151-173.
- 백경숙·권용신(2005). “노인이 지각한 스트레스, 대처방법과 심리적 복지감의 관계에 따른 스트레스 대처”. *노인복지연구*. 제28권. 379-402.
- 서울신문(2019.5.29.). “WHO, 직장인 과로 ‘번아웃’ 질병으로 첫 분류” <https://seoul.co.kr>에서 2019.6.14 인출.
- 손영주·송영아·최은영(2008). “경찰공무원의 직무 스트레스와 소진의 관계”. *스트레스연구*. 제16권 제3호. 225-231.
- 손윤실·김정섭(2017). “대학생의 대학생할 스트레스와 소진의 관계: 인지적 유연성의 조절효과”. *사고개발*. 제13권 제4호. 67-88.
- 손인혜(2012). *일-가정 상호관계와 직무만족간의 관계에서 대처방식의 매개효과: 금융기관에 종사하는 여성들을 대상으로*. 고려대학교 교육대학원 석사학위 논문.
- 손찬양(2009). *보육교사의 소진에 영향을 미치는 요인에 관한 연구*. 광주대학교 사회복지전문대학원 석사학위 논문.
- 송다영·장수정·김은지(2010). “일가족양립갈등에 미치는 요인 분석: 직장내 지원과 가족지원의 영향력을 중심으로”. *사회복지정책*. 제37권 제3호. 27-52.
- 신강현(2003). “일반직 종사자를 위한 직무 소진 척도 (MBI-GS)에 대한 타당화 연구”. *한국심리학회지: 산업 및 조직*. 제16권 제3호. 1-17.
- 오승민(2017). “일-가정 갈등이 주도적 경력행동에 미치는 영향과 인사평가 공정성 및 성별의 조절효과”. *한국심리학회지: 여성*. 제22권 제4호. 569-591.
- 오은화(2009). *상담자의 스트레스 대처방식이 심리적 소진에 미치는 영향*. 한국외국어대학교 교육대학원 석사학위 논문.
- 이동귀·박현주(2009). “대처양식 집단에 따른 꾸물거림 및 정신건강의 차이”. *한국심리학회지: 사회 및 성격*. 제23권 제2호. 43-57.
- 이병재·정태석(2013). “직장-가정 갈등이 이직의도와 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구”. *디지털정책연구*. 제11권 제8호. 75-93.
- 이윤석(2010). “취업한 기혼 남녀의 일과 가족 전이: 부정적 전이와 긍정적 전이의 통합적 접근”. *한국인구학*. 제33권 제2호. 1-31.
- 이은희(2008). “간호사의 직무스트레스와 소진간의 관계에서 목표불안정성과 문제해결양식의 역할”. *한국심리학회지: 여성*. 제13권 제4호. 397-413.
- 이재일(2010). “자아 효능감, 교육조직 특성, 교사의 전문적 발달이 교사 소진에 미치는 영향”. *교육행정학연구*. 제28권 제1호. 57-82.

- 장미나·한경혜(2011). “어린자녀를 둔 맞벌이 부부들의 일상생활경험: 경험표집법(EMS)으로 살펴본 남녀의 일상시간 구성과 정서경험 비교”. *가족과 문화*. 제23권 제1호. 1-39.
- 장윤옥·정서린(2014). “유자녀 맞벌이 부부의 일-가족 전이과정과 전이발생영역”. *한국가정관리학회지*. 제32권 제5호. 145-161.
- 장재윤·김효선(2008). “직장 및 가정에서의 성역할 행동특성의 차이, 행동 전이 및 직장-가정 얽힘간의 관계: 맞벌이 여성공무원들을 대상으로”. *한국심리학회지: 산업 및 조직*. 제21권 제2호. 265-283.
- 정용화(2010). *초등교사의 직무 스트레스와 대처방식 및 직무만족도의 관계*. 동아대학교 교육대학원 석사학위 논문.
- 조완행, 김병석, 최희철(2014). “콜센터 종사자의 성인애착과 직무소진의 관계에서 자기효능감의 매개효과”. *상담학연구*. 제15권 제4호. 1457-1474.
- 조운진·유성경(2012). “기혼 취업 여성의 사회적 지지와 일-가족 갈등 및 향상의 관계에서 문제-중심 대처와 우울정서의 매개효과”. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*. 제24권 제2호. 441-463.
- 중앙일보(2019.6.2). “폭 쉬어도 피곤... WHO 인정한 '번아웃증후군' 증상 보너” <https://news.joins.com>에서 2019.6.14. 인출
- 지성구·장성희(2017). “일-가정 갈등, 회복탄력성이 직무소진과 성과에 미치는 영향”. *유통경영학회지*. 제20권 제6호. 5-14.
- 질병분류정보센터(2016). “KCD7 1권: 질병분류목록” <http://www.koicd.kr>에서 2020.12.4 인출.
- 최은희(2014). *간호사의 직무스트레스, 직장-가정 갈등, 대처방식이 직무소진과 이직의도에 미치는 구조모형*. 경희대학교 공공대학원 석사학위 논문.
- 하동현(2011). “대구 외식업 종사원이 직무소진에 관한 연구 - '가족-일 갈등', '일-가족 갈등', 직무만족 및 개인성격을 중심으로”. *한국생활문화학회지*. 제26권 제3호. 261-270.
- 허선·윤보현·김경민·정유란·시영화·박수희·송제현·정하란·마수진(2018). “지역 사회 사회복지전담 공무원의 직무소진과 관련된 심리사회적 요인”. *우울조울병*. 제16권 제3호. 158-162.
- 홍세희(2000). “구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거”. *한국심리학회지: 임상*. 제19권 제1호. 161-177.
- Ahmad, A. & Omar, Z.(2008). Gender differences in work-family conflict and family-friendly employment policy practices. *The International Journal of the Humanities*, 6(3), 15-26.

- Allen, T. D., Herst, D. E., Bruck, C. S. & Sutton, M.(2000). Consequences associated with work-to-family conflict: A review and agenda for future research. *Journal of Occupational Health Psychology*, 5(2), 278-308.
- Anderson, D. G.(2000). Coping strategies and burnout among veteran child protection workers. *Child Abuse and Neglect*, 24(6), 839-848.
- Bellavia, G. M. & Frone, M. R.(2005). Work-family conflict. In J. Barling, E. K. Kelloway & M. R. Frone(Ed.). *Handbook of work stress*(pp.113-147), SAGE Publications.
- Browne, M. W. & Cudeck, R.(1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long(Ed.). *Testing structural equation models*(pp.136-162), SAGE Publications
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F. & Schaufeli, W. B.(2001). The job demand-resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 499-512.
- Endler, N. S. & Parker, J. D.(1990). Multidimensional assessment of coping: A critical evaluation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(5), 844-854.
- Feldt, T., Rantanen, J., Hyvönen, K., Mäkikangas, A., Huhtala, M., Pihlajasaari, P. & Kinnunen, U.(2014). The 9-item Bergen Burnout Inventory: Factorial validity across organizations and measurements of longitudinal data. *Industrial Health*, 52(2), 102-112.
- Forbes(2019, May, 29). How to tell if you have work burnout, now a WHO syndrome. <https://www.forbes.com>에서 2019.6.14. 인출.
- Freudenberger, H. J.(1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues*, 30(1), 159-165.
- Greenhaus, J. H. & Beutell, N. J.(1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of Management Review*, 10(1), 76-88.
- Heppner, P. P., Cook, S. W., Wright, D. M. & Johnson, W. C., Jr.(1995). Progress in resolving problems: A problem-focused style of coping. *Journal of Counseling Psychology*, 42(3), 279-293.

- ISSP(2013). *ISSP 2005 - Work orientations III*. GESIS-Data Archive for the Social Sciences.
- Judge, T. A., Ilies, R. & Scott, B. A. (2006). Work-family conflict and emotions: Effects at work and at home. *Personnel Psychology*, 59(4), 779-814.
- Kline, R. B.(2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford Press.
- Kopelman, R. E., Greenhaus, J. H. & Connolly, T. F.(1983). A model of work, family, and interrole conflict: A construct validation study. *Organizational Behavior and Human Performance*, 32(2), 198-215.
- Lazarus, R. S. & Folkman, S.(1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer Publishing Company.
- Leiter, M. P.(1993). Burnout as a developmental process: Considerations of models. In W. B. Schaufeli, C. Maslach & T. Marek(Ed.). *Professional burnout: Recent developments in theory and research*(pp.237-250), Taylor & Francis.
- Maslach, C. & Jackson, S. E.(1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behaviour*, 2(2), 99-113.
- Maslach, C. & Leiter, M. P.(2017). Understanding burnout: New models. In C. L. Cooper & J. C. Quick(Ed). *The handbook of stress and health: A guide to research and practice*(pp.36-56), John Wiley & Sons Ltd.
- Maslach, C. & Pines, A.(1977). The burn-out syndrome in the day care setting. *Child Care Quarterly*, 6(2), 110-113.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B. & Leiter, M. P.(2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397-422.
- Mathew, C. P.(2017). Stress and coping strategies among college students. *IOSR Journal of Humanities and Social Science*, 22(8), 40-44.
- McElwain, A. K., Korabik, K. & Robin, H. M.(2005). An examination of gender differences in work-family conflict. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 37(4), 269-284.
- Mealer, M., Burnham, E. L., Goode, C. J., Rothbaum, B. & Mosaa,

- M.(2009). The prevalence and impact of post traumatic stress disorder and burnout syndrome in nurses. *Depression and Anxiety*, 26(12), 1118-1126.
- Mind Garden Inc.(2019). Maslach Burnout Inventory.
<https://www.mindgarden.com>에서 2019.8.9. 인출.
- Netemeyer, R. G., Boles, J. S. & McMurrian, R. (1996). Development and validation of work-family conflict and family-work conflict scales. *Journal of Applied Psychology*, 81(4), 400-410.
- Netemeyer, R. G., Brashear-Alejandro, T. & Boles, J. S.(2004). A cross-national model of job-related outcomes of work role and family role variables: A retail sales context. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 32(1), 49-60.
- Nielson, T. R., Carlson, D. S. & Lankau, M. J.(2001). The supportive mentor as a means of reducing work-family conflict. *Journal of Vocational Behavior*, 59(3), 364-381.
- OECD(2009). *Society at a glance 2009: OECD social indicators*. OECD.
- Park, H.-J, Heppener, P. P. & Lee, D.-G.(2010). Maladaptive coping and self-esteem as mediators between perfectionism and psychological distress. *Personality and Individual Differences*, 48, 469-474.
- Pearlin, I. I. & Schooler, C.(1978). The structure of coping. *Journal of Health and Social Behavior*, 19(1), 2-21.
- Peeters, M. C., Montgomery, A. N., Bakker, A. B. & Schaufeli, W. B.(2005). Balancing work and home: How job and home demands are related to burnout. *International Journal of Stress Management*, 12(1), 43-61.
- Rizwan, M.(2014). Investigating the causes of job stress: A study on banking sector of Bahawalpur, Pakistan. *International Journal of Learning & Development*, 4(2), 227-241.
- Rothbard, N. P.(2001). Enriching or depleting? The dynamics of engagement in work and family roles. *Administrative Science Quarterly*, 46(4), 655-684.
- Schaufeli, W. B. & Buunk, B. P.(2003). Burnout: An overview of 25 years of research and theorizing. In M. J. Schabracq, J. A. M. Winnubst

- & C. L. Cooper(Ed.). *The handbook of work and health psychology*(pp.383-425), John Wiley & Sons Ltd.
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P. & Maslach, C.(2008). Burnout: 35 years of research and practice. *Career Development International*, 14(3), 204-220.
- Schaufeli, W. R. & Taris, T. W.(2005). The conceptualization and measurement of burnout: Common ground and worlds apart. *Work & Stress*, 19(3), 256-262.
- Sobel, M. E.(1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. *Sociological Methodology*, 13, 290-312.
- WHO(2019). ICD-11. <https://icd.who.int/browse11/l-m/en>에서 2019.7.18. 인출.
- Wilkerson, K.(2009). An examination of burnout among school counselors guided by stress-strain-coping theory. *Journal of Counseling and Development*, 87(4), 428-437.
- Witt, L. A. & Carlson, D. S.(2006). The work-family interface and job performance: Moderating effects of conscientiousness and perceived organizational support. *Journal of Occupational Health Psychology*, 11(4), 343-357.

Abstract

**Gender Difference in the Effects of
Work-Family Conflict and Family-Work
Conflict on Burnout:
The Mediating Effects of a Maladaptive Coping Style**

Hye-Sang Lee*·Eunhee Lee**

The purpose of this study was to examine the gender difference of a maladaptive coping style in the effects of work-family conflict and family-work conflict on emotional exhaustion. For this purpose, 324 male and female double-income workers (150 males and 174 females) with children in Busan and Gyeongnam were surveyed and their responses were analyzed. The results of this study were as follows: Firstly, work-family conflict was found to have a positive effect on exhaustion, and no significant effect on maladaptive coping style. Secondly, family-work conflict not only had a positive effect on exhaustion, but also had a significant positive effect on maladaptive coping style. Maladaptive coping style played a mediating role in the process by which family-work conflict affects exhaustion. Thirdly, in the case of male workers, family-work conflict was found to affect exhaustion both directly, and indirectly through maladaptive coping style. Whereas in female workers, family-work conflict did not directly affect exhaustion, but only indirectly through maladaptive coping style. Finally, the effect of work-family conflict on exhaustion was found to be higher in women than in men, and the effect of maladaptive coping on exhaustion was higher in women. This study confirmed the role of dual-income workers' maladaptive coping style on exhaustion. With these results, this study may provide useful implications for finding counseling interventions to reduce exhaustion of workers who have work-family conflict and family-work conflict.

Keywords : work-family conflict, family-work conflict, exhaustion, maladaptive coping style

* Doctoral Student, Department of Psychology, Graduate School of Kyungnam University

** Corresponding Author : Professor, Department of Psychology, Kyungnam University

2020년 4호
(통권 107호)
여 성 연 구

발 행 인	문 유 경
편 집 인	김 경 희
등 록 일	1983년 11월 23일
등록번호	바-813
발 행 일	2020년 12월 31일
발 행 처	한국여성정책연구원 (03367) 서울시 은평구 진흥로 225 (불광동 1-363) TEL. 02)3156-7000(代) FAX. 02)3156-7007
인 쇄 처	리드릭 TEL. 02)2269-1919

