



The Women's Studies

2020 년 2 호

| 연구논문 |

청년기본소득이 출산의사에 미치는 효과 예측:  
20~30대 초반 기혼여성을 중심으로

이승주 · 민인식

기혼 여성관리자의 일-가정 전이 유형 및 영향요인 분석

임한려 · 홍성표

여성 결혼이민자의 사회적 차별 경험이 세 가지 만족도에 미치는 영향:  
중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀을 중심으로

조선주 · 안주희

한국 임금근로 기혼여성의 근무환경, 일가족갈등 및 직무만족도가  
건강에 미치는 연관성-직업적 지위 차이를 중심으로

양화미



한국여성정책연구원  
Korean Women's Development Institute



1. 청년기본소득이 출산의사에 미치는 효과 예측  
: 20~30대 초반 기혼여성을 중심으로  
/ 이승주·민인식 ..... 5
2. 기혼 여성관리자의 일-가정 전이 유형 및 영향요인 분석  
/ 임한려·홍성표 ..... 39
3. 여성 결혼이민자의 사회적 차별 경험이 세 가지 만족도에 미치는 영향  
: 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀을 중심으로  
/ 조선주·안주희 ..... 69
4. 한국 임금근로 기혼여성의 근무환경, 일가족갈등 및 직무만족도가 건강에 미치는 연관성 -직업적 지위 차이를 중심으로-  
/ 양화미 ..... 105



## 청년기본소득이 출산의사에 미치는 효과 예측: 20~30대 초반 기혼여성을 중심으로

이승주\*·민인식\*\*

### 초 록

저출생 문제를 해결하기 위해 우리 정부는 그동안 많은 노력을 해왔음에도 그 효과가 크지 않았다. 최근 청년계층에게 현물서비스를 제공하는 것보다 현금성 소득보장을 좀 더 두텁게 해주는 것이 청년들의 삶의 질을 향상시켜 출산율을 제고해줄 것이라는 주장들이 있다. 이에 본 연구에서는 최근 청년들을 대상으로 하는 대표적인 현금지원제도인 청년기본소득을 활용해 현금지원을 강화할 때 출산율에 변화가 있을지 예측해보았다. 본 분석을 위해 「여성가족패널」 5~6차 자료 중 21~34세까지의 기혼여성들을 표본으로 추출하였다. 이 표본을 활용해 해당 청년들 개인마다 월 50만원씩의 청년기본소득을 지급한다고 가정할 때 출산의사에 변화가 나타나는지를 모의실험방식을 통해 예측하였다. 본 연구결과 청년기본소득과 같은 현금지원을 통해 가구소득을 증가시켰을 때 출산율이 크게 변하지 않는 것으로 나타났다. 이는 육아를 위한 인프라나 서비스가 충분히 구축되지 않은 채 소득이 늘어난다고 출산의사가 긍정적으로 나타나진 않음을 보여준다. 기본소득은 출산율 증가를 목적으로 하고 있지 않아 본 연구 결과를 향후 기본소득 도입 정당화 근거로 활용하기는 어려우나, 본 연구는 청년기본소득과 같이 현금지원을 통해 소득이 늘어났을 때 나타날 수 있는 파생적 효과를 검토해 보았다는 점에서 학술적인 가치가 있을 것으로 판단된다.

주제어 : 출산의사, 청년기본소득, 보편적복지, 모의실험, 이산선택모형

\* 제1저자: 가천대학교 사회정책대학원 불평등과 사회정책연구소 선임연구원  
(lustrouschris@gmail.com)

\*\* 교신저자: 경희대학교 정경대학 경제학과 교수(imin@khu.ac.kr)

## I. 머리말

참여정부 출범 이후 13년 동안 저출생 해소를 위해 153조에 달하는 예산을 지출하였음에도 불구하고 2018년 기준 우리나라 합계출산율은 1.0명도 채 안 되는 0.98명으로 떨어져 OECD국가들 중 꼴찌를 기록하였다. 이처럼 우리나라에서 지속적으로 출산율이 저조하게 나타나는 것은 물론 여성들이 적극적으로 경제활동 참가하면서 자녀를 반드시 낳아야 하는가 하는 가치관 변화의 탓도 있겠으나, 자녀양육 여건이 마련되지 않았거나 경제적 부담이 증가한 것에도 기인한다(이삼식, 2016). 이처럼 저출생 문제가 지속될 경우 가까운 미래에 경제활동인구가 크게 감소하여 국가 성장 동력을 잃을 수도 있을 뿐만 아니라 최악의 경우 국가존립마저 위태로울 수 있다는 경고도 나오고 있다(황남희 외, 2016).

이러한 문제의식을 반영하듯 그동안 출산율을 올리기 위한 각종 정책과 제도가 시행되었으나, 혼인 적령기 청년세대가 안정된 경제적 환경을 보장받지 못하는 상황에서 그 효과는 그리 크지 않았다(황남희 외, 2016). 최영준·윤성열(2019)의 연구에 따르면 20대 초·후반 모두 향후 결혼과 출산 선택에 관해 60% 이상이 부정적인 의견을 보였으며, 그 주요 이유로 청년들의 불안정한 삶을 꼽았다. 이에 그동안 우리 정부는 출산력 제고를 위한 직접적인 정책뿐만 아니라 고용, 주거문제 등 사회 구조적인 문제해결을 통해 저출생 문제를 해결하고자 다양한 노력을 보여 왔다. 그러나 이러한 일련의 노력에도 불구하고 아직까지 출산율이 나아질 기미가 보이지 않는다. 이는 우리나라의 대부분 저출생 정책이 결혼 이후 이미 출산한 가구들에게만 주로 혜택을 제공하기 때문에 미혼 청년들이 결혼 및 출산을 결정하는데 직접적으로 효과를 미치지 못했기 때문일 수도 있고(강영주·최지민, 2018), 장기적으로 자녀 양육비 부담이나 출산으로 인한 여성의 경제활동 포기 등 경제적 이유가 투영된 결과일 수도 있다(강영주·최지민, 2018; 이삼식, 2016; 이승주·문승현, 2017; 황남희 외 2016). 어떤 이유에서든 지금까지 1~3차에 걸친 “저출산·고령사회 기본계획”이 출산율 제고 목표를 성공적으로 이행하고 있지 못한 것으로 판단된다.

그간 출산율 제고를 목적으로 시행된 일련의 정책들은 주로 서비스 및 바우처 제공, 또는 현금지원 경우도 지역마다 지역화폐나 상품권을 활용하는 경우가 많았다. 이 같은 기존 출산장려책들은 불필요한 중복수혜를 방지하고 정책대상을 관리하는데 효과적일 수는 있으나, 수급가구의 자율적인 선택권을 제약하기 때문에 개별 가구의 욕구 및 특성이 반영할 수 없고 그 결과 그 효과가

반감될 수밖에 없다(고제이·고경표, 2017). 이처럼 출산정책 실효성에 대한 의문과 함께 청년들의 소득불안정성 확대가 나타나면서 결혼 및 출산기피현상이 증가하여 우리나라 합계출산율은 계속 하락하고 있다. 반면 1990년대까지 대표적 저출생 국가였던 프랑스는 2000년대 초반 부모들이 자녀 양육과 투자에 대해 자유롭게 선택할 수 있도록 하는 보육정책 변화를 통해 출산율 제고에 성공한 사례로 꼽힌다(신윤정 외, 2014). 이러한 사례를 통해 자유로운 양육 환경을 선택할 수 있는 자유를 제공하는 것이 출산 증가에 기여할 수도 있음을 짐작해볼 수 있다. 또한 현금지원방식은 기존의 서비스나 바우처와 같은 현물 지원방식과 비교할 때 어느 정도 소득을 보전해주는 효과도 있어서 청년세대 소득양극화 완화를 통해 출산율 제고효과를 가져올 수 있다. 실제로 박선권(2019)은 청년들의 만혼이나 비혼 추세보다 소득양극화가 출산율 저하에 주요 원인임을 지적한다. 이런 맥락에서 최근 기본소득과 같은 현금성 복지정책이 청년들의 삶의 질 향상을 통해 출산율 제고에 더 효과적일 수 있다는 주장들이 나오고 있다(최한수, 2017; 윤홍식, 2018).

이에 본 연구는 무조건적이고 보편적인 방식으로 청년 모두에게 제공하는 대표적 현금중심 소득보장제도인 청년기본소득을 활용해 출산율에 미치는 영향을 모의실험해보고자 한다. 물론 청년기본소득제와 같은 보편적 소득제도는 소득보장을 통해 청년들에게 인간다운 삶을 보장해주기 위한 목적을 가지고 있지, 출산율 제고를 담보하는 것이 그 주요 목적이 아니다. 그러나 과연 현 청년세대들이 안고 있는 사회구조적 문제를 소득보장을 통해 완화해줄 때 출산율 제고효과가 나타나는지를 살펴보기 위해 기본소득과 같은 현금지원제도의 간접적 파생효과 중 하나로 출산제고 효과가 나타날지 파악해 보는 것도 저출생 완화방안을 모색하는데 의미 있는 연구로 판단하였다. 따라서 본 연구에서는 현재 서울시의 청년수당 대상 연령인 19~34세를 청년계층으로 설정하고 이들에게 개인당 모두 월 50만원씩의 청년기본소득을 제공한다고 가정할 때, 해당 기혼가구 여성들의 출산의사에 변화가 나타나는지를 모의실험(microsimulation) 방식을 통해 분석하였다. 청년층에서 나타나는 저출생 문제는 물론 결혼률 하락에 기인하는 측면이 많긴 하나, 본 연구는 현금지원으로 인한 소득증가가 출산율에 미치는 영향을 검토하기 위한 목적을 가지고 있으므로 혼인이라는 사건이 이미 발생하고 출산 사건을 기대할 수 있는 청년층 기혼 여성을 대상으로 분석을 진행하였다.

## II. 선행연구 검토

국내·외를 막론하고 기본소득이 출산율에 미치는 효과를 분석한 연구는 전무하나, 다양한 현금방식의 출산지원책들이 출산율에 미치는 효과를 검증한 연구들은 다수 존재한다. 물론 이 연구들은 본 연구 대상인 기본소득과 도입 목적에 있어 사뭇 차이가 있긴 하나, 보편적인 현금 지원제도라는 점에서 그 패를 같이하기 때문에 이러한 현금중심의 출산지원금 제도들의 출산의사에 미치는 효과를 검토해 보았다.

우선 해외 연구사례를 검토해보면 Milligan(2005)은 캐나다의 퀘벡 주에서 1988년부터 1997년까지 시행한 출산장려금(Allowance for Newborn Children)제도의 출산율 효과를 분석하였는데, 본 연구 결과 특히 자녀가 없는 여성보다는 이미 한 명의 자녀를 두고 있는 여성에게서 더 높은 출산율 증가가 나타났음을 알 수 있었다. 아울러 현금지원제도가 없는 타 지역의 여성들과 비교했을 때도 현금지원제도가 있는 지역에서 자녀가 없는 여성보다 자녀가 한명 있는 여성이 추가로 자녀를 출산할 가능성이 더 높았다. 더불어 두명 이상의 자녀가 있는 경우 그 가능성은 더 높아지는 것으로 나타났다. 한편 호주의 아동수당(Baby Bonus)을 통해 여성의 출산의사를 파악한 Drago et al.(2009)의 연구에서도 유사한 효과가 나타나는 것을 확인하였다. 해당 연구 결과 현금지원제도가 출산의사에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 특히 본 연구에서도 첫째 아이 출산의사보다 추가로 자녀를 계획하는 데 더 긍정적으로 나타나서 현금지원제도가 다자녀 가구를 이루는데 보다 긍정적인 기제로 작용함을 보여준다. 이와 유사한 결과는 Lappegård(2010) 연구에서도 확인되었다. 해당 연구에서는 자녀를 하나 혹은 둘을 두고 있는 부모들만을 대상으로 출산휴가, 정부지원 보육시설, 보육수당 등 각각의 노르웨이 출산정책이 출산율에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 연구 결과 보육수당이 도입되던 시기에 그 이전과 비교할 때 둘째 자녀 출산이 증가하였으며, 보육수당은 셋째 자녀 출산에도 큰 영향을 미친 것으로 나타났다.

국내에서도 몇몇 연구들이 현금성 지원제도가 출산율에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 우선 최준욱·송헌재(2010)는 현금지원제도 중 하나인 출산장려금 제도를 활용하여 출산력 제고 효과를 분석하였는데, 분석 결과 출산장려금이 100만원 증가할 때 출산의사가 평균 2.12% 높아지며 특히 현재 1명의 자녀를 두고 있는 경우 둘째 자녀 계획 확률이 6.2%나 증가하는 것으로 나타났다. 또한 이석환(2014)도 230개의 지방자치단체를 중심으로



출산장려금이 출산율에 미치는 영향을 분석하였는데, 해당 연구 결과에서도 출산장려금을 제공받을 때 첫째와 둘째 자녀의 출산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만 해당 연구에서는 출산장려금이 셋째 자녀 이상의 추가 출산에는 유의미한 영향을 주지 못하는 것으로 밝히고 있다.

이처럼 국내·외를 막론하고 출산장려를 위한 다양한 형태의 현금 지원제도를 검토한 결과 다수의 연구들에서 출산율 증가에 긍정적인 영향을 주는 것으로 확인되었다. 그런데 우리는 대부분의 선행연구 결과에서 현금성 지원제도가 첫 자녀 출산에 미치는 효과보다는 오히려 둘째자녀 이상의 추가자녀 출산에 상대적으로 더 효과적임을 밝히고 있는데 주목하였다. 그리고 이러한 현상이 목격되는 이유 중 하나로 강영주·최지민(2018)의 연구결과에서 밝혔듯이 대부분의 기존 출산장려책이 자녀 출산 이후부터 주어지는 혜택에 초점을 맞추고 있기 때문이 아닐까 조심스레 추측해보았다. 2019년 3분기에 우리나라의 합계출산율이 0.88로 나타나고 있는데, 설문조사 결과에서는 가장 적절한 자녀수가 1.2명(한국경제연구원, 2018. 7. 5)으로 나타나는 현실을 볼 때 과연 이처럼 출산이후에나 기대해 볼 수 있는 지원제도가 사회전체적인 출산율 증가에 얼마나 크게 기여할지 의문이 들었다. 물론 최준욱·송헌재(2010)의 연구에서는 출산장려금이 둘째 자녀 출산뿐만 아니라 첫 자녀 출산에 있어서도 긍정적인 효과를 가져 오는 것으로 예측하고 있긴 하나, 해당 연구결과는 출산장려금이 시행된 지 얼마 지나지 않아 그 효과성을 분석한 결과로 출산장려금이 실제로 영향을 주었다고 단정 짓기는 어렵다고 본다. 실제로 연구자들도 이러한 점을 한계로 들었다.

더불어 현재 출산장려금과 같은 일회성 현금 지원제도는 청년들에게 출산유인을 크게 제공하지 못할 것으로 추측된다. 특히 우리나라에서 노동시장 이중화와 구조적 실업으로 인해 청년들이 소득불안정 문제를 겪으면서 결혼 및 출산을 꺼리는 추세가 점차 장기화 되고 있기 때문에, 이러한 일시적 현금지원제도가 과연 효과가 있을지 의심하는 연구결과들까지 등장하고 있다. 우선 2005년부터 2009년에 걸쳐 서울시 25개의 자치구를 대상으로 출산장려금의 영향을 살펴본 석호원(2011)의 연구에서는 출산장려금의 제공이 출산율 제고를 유도하지 못한다고 밝히고 있다. 해당 연구에서는 출산장려금이 45~49세를 제외하고는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았으며, 45~49세의 여성들에게는 오히려 부(-)의 효과까지 나타났다는 분석결과를 제시하고 있다. 아울러 이승주·문승현(2017)의 연구에서도 출산장려금 제공 여부에 따라 출산율이 통계적으로 유의미하게 달라지지 않는 것으로 밝히고 있어, 출산장려금과 같은 현금성 지원제도가 출산율 제고에 큰 도움이 되지 않는 것으로 파악

된다.

아울러 현행 대부분의 출산제도가 양육방식에 대한 수급자의 자율적인 선택권을 제약하기 때문에 그 정책효과가 반감될 수 있음을 뒷받침하는 연구 결과도 주목할 필요가 있다. 대표적으로 유해미 외(2011)는 보육기관을 이용하지 않는 가정에 주는 현금지원제도인 양육수당의 효과를 살펴보았는데, 해당 양육수당은 현금으로 지급되는 것이 원칙이고 시설 미이용 가구에만 지급된다. 이런 측면에서 다른 출산장려책보다 상대적으로 사용의 자율성이 보장된다. 흥미롭게도 해당 연구결과에서는 양육수당 증액 시 추가적으로 출산할 의향이 있는지를 묻는 질문에 현재 이처럼 제한이 덜한 양육수당을 현금으로 받고 있는 수급자의 28.3%가 추가출산의사가 있다고 답변한 반면, 시설을 이용하기 때문에 양육수당을 받지 못하는 가구의 경우 더 낮은 23.4%만이 긍정적인 답변을 한 것으로 나타났다.

이러한 일련의 선행연구들을 바탕으로 판단해 보건데 지속적이고 무조건적이며 보편적으로 제공되는 현금지원제도가 도입될 경우 기존의 출산정책들보다 출산율 제고 측면에서 상대적으로 효과적일 가능성도 배제할 수 없다. 특히 결혼과 출산에 대한 추이는 청년층의 경제상황과 무관하지 않다. 이런 맥락에서 지속적이고 아무런 조건도 제약도 없는 동시에 소득양극화 문제까지 완화해 준다고 주장하는 대표적 현금지원제도인 기본소득을 활용해 과연 출산율이 제고되는지 가늠해보는 것도 의미가 있다고 판단하였다. 특히 출산은 대부분 20세에서 34세까지의 여성에서 가장 활발하게 나타나게 되므로, 본 연구에서는 서울시 청년수당 지급대상인 만 19세~34세 청년들을 대상으로 하여 현재 서울시 청년수당 지급 수준인 매월 50만원을 지금 운영형태와 달리 무조건적이고 보편적인 형태의 청년기본소득으로 제공한다고 가정할 때 출산의사에는 어떠한 변화가 나타나는지를 추정해 보았다.

### III. 연구모형

기본소득이란 모든 사람에게 자산조사 없이 근로를 반대급부로 요구하지도 않은 채 정기적으로 제공하는 현금급여를 의미한다(Standing, 2017). 따라서 기본소득으로 분류되기 위해서는 다음과 같은 몇 가지 기본적인 특징을 반영하고 있어야 한다.

첫째로 어떠한 현금성 소득지원제도가 기본소득으로 분류되기 위해서는 보

편성(universality)을 지녀야 한다. 이 보편성이란 기존 선별적 복지제도와 달리 자산조사를 하지 않고 수혜집단을 한정하지 않고 누구에게나 제공되어야 한다는 특성을 의미한다(Van Parijs, 2006). 바로 이 점이 기존의 선별적 복지제도와 다른 점인데, 현행 대표적인 공공부조제도인 국민기초생활보장제도와 기본소득을 비교하면, 전자는 자산조사를 통해 일정소득 이하의 가구에만 지급하지만 후자는 개인의 자산뿐만 아니라 부양의무자가 있어도 수급권이 발생한다는 데서 차이가 있다. 또한 기본소득은 수혜집단을 한정하지 않고 모두에게 지급하는 것을 원칙으로 한다. 물론 기본소득의 대상을 국민만을 대상으로 할 것인지 아니면 합법적으로 체류하고 있는 외국인까지 포함하여 좀 더 포괄적으로 정의할 것인지에 대해서는 논란이 있다. 다만 Van Parijs(1995)는 합법적으로 체류하는 외국인에게 대부분의 국가들이 세금을 부과하고 일정한 기본권을 인정하고 있기 때문에 국민으로 한정하여 기본소득을 제공한다는 것은 기본소득을 기본권으로 해석하는 취지에 맞지 않는다고 보았다. 한편 엄격한 의미에서의 보편적 기본소득을 논의할 때는 어떠한 인구·사회학적 기준이라 할지라도 이를 통해 수급범위를 한정하는 것도 보편성에 반하는 것으로 보기도 한다(윤홍식, 2017). 다만, 기본소득의 핵심적인 특성 중 하나가 노동을 반대급부로 요구하지 않는 무조건성에 있다고 볼 때, 이 무조건성은 그 주요 정책대상이 아동이나 노인보다는 근로가능연령의 인구집단임을 시사하고 있다고 본다. 특히 Offe(1997)는 소득활동을 하지 않는 연령집단에 대한 소득보장이 기본소득의 핵심목표가 아님을 밝히고 있어, 이를 기초로 본 연구에서 연구대상으로 삼은 청년기본소득은 청년층만으로 대상 집단으로 하고 있지만 그 대상 집단 안에서 자산조사없이 모두에게 제공되기 때문에 기본소득의 보편성을 충족하는 것으로 보았다.

둘째, 기본소득은 소득과 노동 간의 완전한 독립을 의미하는 무조건성(unconditionality)을 특징으로 한다(Offe, 2009). 이러한 무조건성은 기본소득이 시민권에 기초한 권리적 측면의 소득보장제도라는 점에서 가장 핵심적인 특성으로 꼽는다(Van Parijs, 2006; Raventos, 2007). 기본소득은 다양한 이념적 성향이나 도입 취지에 따라 여러 형태로 나타난다. 예컨대, 우파의 기본소득은 주로 음의소득세(NIT), 최소보장소득(Guaranteed Minimum Income) 등으로 불리고, 좌파의 기본소득은 주로 사회수당(Demogrant)나 시민소득(Citizen's Income) 형태로 발현된다. 그러나 이러한 여러 기본소득 논의에서 공통적으로 주장하는 특성이 바로 이 무조건성(unconditionality)이다. 우파 진영에서 제안하는 기본소득 모형들이 기본소득을 제공함으로써 근로유인을 강화하는 것을 핵심목표로 설정하고 있으나(Fitzpatrick, 1999), 그렇다고

해서 우파 기본소득 모형에서 노동을 기본소득의 수급조건으로 내세우고 있지는 않다. 대표적인 보수주의 학자인 Friedman(1962)이 제안한 음의소득세(NIT)에는 근로유인이 더 강화되는 기제가 포함되어 설계되긴 하였으나, 수급자가 노동을 반드시 제공해야할 의무는 부과되진 않았다. 마찬가지로 Murray(2006)도 21세 이상의 성인에게 일시불로 제공하는 기본소득 형태를 제안하면서 이들에게 노동을 반대급부로 요구하지는 않았다. 반면 현행 서울시 청년수당의 경우는 서울시에 거주하고 있는 미취업 청년들의 구직활동을 촉진하기 위해서 제공되는 수당임을 명시하고 있으며, 이를 확인하기 위해서 수당을 제공받는 수급자들로부터 활동계획을 제출하도록 하고 있다. 따라서 현행 서울시 청년수당은 엄밀한 의미에서 기본소득의 형태로 간주하기 어렵다. 본 연구에서 상정하는 연구모형은 서울시의 청년수당 지급 액수와 청년수당 지급대상인 18~34세를 대상으로 했다는 점에서만 유사할 뿐, 노동의무 조건을 부과하지 않는 기본소득의 특성을 충분히 반영한 모형이라는 점에서 서울시 청년수당과 다른 제도임을 밝혀둔다.

마지막으로 기본소득은 수급자들이 인간다운 삶을 유지하고 자신의 삶을 주체적으로 결정할 수 있도록 실질적 자율성을 보장해줄 만큼의 급여의 충분성(Sufficiency)을 원칙으로 한다(Van Parijs, 2006). 이러한 충분성은 주로 최저생계비 수준이나 중위소득 50% 정도의 소득 수준을 기준으로 판단한다(Widerquist et al., 2013). 본 연구에서 제안하는 청년기본소득의 경우 현행 우리나라 1인 가구 생계급여 수준인 50만원을 제공하는 것으로 상정하였다. 청년의 삶의 질을 조사한 조사결과(한국고용정보원, 2017. 8. 10)에 따르면 대학생의 경우 월평균 용돈과 월평균 지출액이 각각 32만원, 60만원으로 나타났다. 취업준비생의 경우도 월평균 용돈은 28만원, 월평균 지출액은 65만원으로 나타났다. 그리고 50% 이상의 청년들이 용돈과 지출액 사이에 부족한 비용을 아르바이트 등을 통해 마련하고 있다고 밝히고 있다. 따라서 이들에게 월 50만원을 제공한다는 것은 청년들이 아르바이트에 투자하는 시간을 줄이고 자기개발을 위해 좀 더 하고 싶은 활동에 투자할 수 있는 적절한 액수로 판단되었기 때문에 물론 최저생계비나 중위소득 50% 수준에 미치지지는 못하지만 충분성을 어느 정도 만족한다고 보았다. 이 월 50만원 수준의 적절성은 서울시 청년활동지원센터(2018) 연구보고서에서도 나타났는데, 2017년 서울시 청년활동지원사업에 참여한 참여자들을 대상으로 조사한 결과 청년수당의 제공 수준이 현행 50만원이 적절하다는 답변이 64.5%로 가장 높게 나타났다. 종합하면 월 50만원이 청년기본소득 지급 시 청년들이 인간다운 삶을 충분히 누리기엔 다소 부족하긴 하나 이들이 미래를 준비하기 위한 최소비용이라는

측면에서는 적절한 것으로 판단된다.

이상에서 살펴본 바와 같이 본 연구에서는 청년기본소득을 상기의 기본소득 핵심 특성들을 최대한 반영하고 있는 모형으로 설계하고자 하였다. 특히 현행 서울시나 성남시에서 시행하고 있는 청년수당 제도의 경우 개인에게 지급된다는 점에서는 기본소득의 특성을 잘 담아내고 있으나, 두 제도는 신한은행 카드로 지급되어 사업취지에 맞지 않는 사용처에서는 사용이 불가하도록 제한을 두거나 성남사랑 상품권이나 전자카드를 활용한 지역화폐로 지급하기 때문에 현금성 소득보장제도로써의 기본소득의 특성을 반영하지 못하고 있다. 이에 본 연구에서의 청년기본소득 모형은 Van Parijs(2006), Raventos(2007), Widerquist et al.(2013) 등이 기본소득의 특성으로 언급하고 있는 “개인단위(individual)”로 지급되는 “현금(cash-based)” 소득보장제도로써의 특성까지 모두 포함하고 있는 것으로 가정하였다.

〈표 1〉 본 연구에서의 청년기본소득 모형 특성

구 분	내 용		
기본소득 핵심원칙과의 합치성	보편성	자산조사	자산조사 없음
		대상의 보편성	19세~34세 모든 청년(제한적 보편성)
	무조건성		노동 조건 없음
	충분성		현행 서울시 청년수당 지급수준과 동일 (충분성 어느 정도 만족한다고 판단)
	개인단위		개인당 지급 원칙
	현금지급		정기적으로 현금 지급
수급대상	전국 만 19세~34세 청년		
수급인구	10,982,629명		
수급액	개인당 월 50만원		
예산규모	연간 65조 8957억 원		

〈표 1〉은 본 연구에서 분석대상으로 상정한 청년기본소득 모형의 특성을 간략하게 정리하고 있다. 우선 청년기본소득의 지급대상을 2019년 기준 서울시 청년수당 신청대상 연령과 같은 만 19세에서 34세로 가정하였다. 다만 서울시 청년수당의 경우 서울시에 거주하는 미취업 청년만을 대상으로 하고 있으나, 이는 기본소득의 보편적 성격에 반하므로 본 연구에서는 해당 연령을 만족하는 모든 청년을 대상으로 청년기본소득을 제공하는 것으로 가정하였다. 따라서 총 수급 대상자는 2018년 인구조사 기준으로 총 10,982,629명이고, 개인당 매월 50만원씩 지급한다고 할 때 년 간 대략 66조의 예산이 필요하다.

또한 실제로 기본소득이 시행된다고 할 경우 다르게 운영될 수 있으나, 본 연구에서는 기본소득에 세금을 부과하지 않는 것으로 가정하였다. 이는 소득이나 자산에 상관없이 19세에서 34세까지의 모든 청년들에게 똑같은 금액의 비근로소득이 추가로 발생한다고 할 때 세금을 부과하면 이를 통해 추가적으로 나타날 수 있는 대체효과를 제거하여 순수하게 소득증가가 출산율에 영향을 미치는지를 추정해보고자 하는 목적에서이다.

## IV. 분석

### 1. 연구자료 및 분석대상

본 연구를 위해 한국여성정책연구원이 조사한 「여성가족패널」 5~6차 자료를 활용하였다. 본 연구는 청년기본소득을 제공할 때 혜택 대상인 20-30대 초반 기혼여성들에게서 출산의사의 변화가 나타나는지를 확인하고자 하는 목적을 가지고 있기 때문에 인구사회학적 정보와 소득정보와 함께 이들의 향후 출산의사에 관한 정보가 필요하다. 「여성가족패널」에서는 가구의 근로소득 및 사업소득, 금융소득 및 부동산 소득, 이전소득 및 기타소득 등으로 세분화하여 제시함과 동시에 여성들의 향후 출산의사에 대한 자료를 제공하기 때문에 이들을 대상으로 청년기본소득의 출산율 효과를 예측해 보기에 바람직한 자료로 판단하였다. 본 연구에서는 청년기본소득 대상은 2019년부터 바뀐 서울시 청년수당 신청대상 연령인 만 19세부터 34세의 청년을 대상으로 가정하고 있으나, 「여성가족패널」에서는 21세 이상의 여성만 자료에 포함되어 있기 때문에 21세부터 34세까지의 여성들이 표본에 포함되었다. 해당 자료를 바탕으로 매달 50만원의 현금이 지원될 경우를 상정하여 이들의 출산의사에 어떠한 변화가 나타나는지를 모의실험을 통해 예측하였다.

〈표 2〉 표본집단의 일반적 특성(n=593)

(단위: 세, 만원, %)

구분(연속형)	평균	표준편차	구분(범주형)		비중
연령	31.62	2.43	교육수준	고졸 이하	27.15
				전문대졸 이상	72.85
			남편 교육수준	고졸 이하	24.79
				전문대졸 이상	73.19
				모름	2.02
남편 연령	35.58	4.56	취업상태	임금	35.58
				비임금	7.76
가구총소득 (월)	411.08	325.38		18세미만 자녀수	무직
			무자녀		16.36
			1명		30.69
			2명이상	52.95	

〈표 2〉는 표본의 일반적인 특성을 제시하고 있다. 본 연구에서 표본집단으로 추출한 만 21세-34세 기혼 여성들의 평균연령은 31.62세였으며, 남편 평균연령은 그보다 다소 높은 35.58세로 나타났다. 이들 가구의 18세 미만 자녀 수는 2명 이상인 경우가 52.95%로 가장 많은 비중을 차지하였으며, 1명인 경우가 30.69로 그 다음으로 많았고, 기혼여성의 가구 중 무자녀인 가구의 비중은 16.36%에 그쳤다. 이들 표본가구의 월 총소득의 평균은 대략 411만원이었다. 다만, 본 연구에서 분석에 활용된 「여성가족패널」 5~6차 자료에서 9명의 여성이 임금근로자임에도 불구하고 소득수준이 결측으로 제시되어 있어 이들의 임금은 전체 임금근로자의 평균임금을 구하여 이로 대체하였다. 표본 여성들의 교육수준은 고졸이하가 27.15%, 전문대졸 이상이 72.85%로 고졸이하 여성보다는 전문대졸 이상의 여성이 더 높은 비중을 차지하였다. 한편 남편의 교육수준도 고졸이하가 24.79%, 전문대졸 이상이 73.19%로 전문대졸 이상의 비중이 더 높게 나타났다. 그리고 해당 표본 집단의 여성 중 무직인 여성이 56.66%로 가장 높은 비중을 차지하였으며, 그 뒤로 현재 직장에서 임금을 받고 근무하는 임금근로자 여성이 35.58%, 비임금근로자<sup>1)</sup> 여성이 7.76% 순이다.

1) 본 연구에서 비임금근로자란 통계청 경제활동인구조사에서와 같이 자영업자, 프리랜서, 무급가족종사자를 포함하는 개념임.

## 2. 연구방법

본 연구에서는 확률적 효용함수(random utility function)를 활용해 청년 기본소득 대상 기혼여성들의 출산의사에 어떠한 변화가 나타나는지를 분석하고자 한다. 이때 출산의사는 연속변수 형태가 아니라 “출산의사없음, 모름, 출산의사있음”의 이산형 형태의 변수로 이루어진다. 이에 본 연구에서는 이산선택모형을 활용하여 분석을 진행하였다. 이산선택모형에서의 출산의사  $f_k$ 는 다음 식 (1)과 같이 나타낸다.

$$f = \begin{cases} f_1, & \text{if } f_k = \text{출산의사없음} \\ f_2, & \text{if } f_k = \text{모름} \\ f_3, & \text{if } f_k = \text{출산의사있음} \end{cases} \quad (1)$$

이처럼 미래출산의사  $f$ 는 범주형 변수로 나타낼 수 있고, 각 여성의 선택은 “출산의사없음( $f_1$ ), 모름( $f_2$ ), 출산의사있음( $f_3$ )”으로 가정하였다. 본 연구에서는 청년기본소득 제공 시 기혼여성들에게서 출산의사( $f$ ) 선택의 변화가 어떻게 나타나는지 알아보려고 다음과 같은 순서로 분석을 하였다.

우선 청년기본소득이 지급되면 여성들은 다른 요인들과 함께 고려할 때 자신의 효용이 가장 극대화되는 조건에서 현재의 출산의사를 고수할 것인지 아니면 기존 선택을 반복할 것인지를 결정한다고 가정하였다. 이에 여성의 출산의사를 결정하는 개인 효용함수를 설정하였는데, 이때 여성 개인의 효용함수를 추정하기 위한 설명변수로는 보육비( $c$ ), 개인소득( $y$ ), 여성 개인의 소득을 제외한 가구소득( $otherinc$ ), 연령( $age$ ), 교육수준( $edu$ )을 활용하였다. 이후 도출된 개인효용함수를 기초로 청년기본소득 지급 시 출산의사의 변화를 추정하게 된다.

개인효용 추정을 위한 효용함수로는 확률효용모형(random utility model)을 활용하였다. 식 (2)는 확률효용함수를 수식으로 제시하고 있다.  $U_k^*$ 는 출산의사  $f_k$ 를 선택했을 때의 확률적 효용을 나타내는 함수로, 아래 식에서  $U(f_k|X)$ 는 선택한 출산의사  $f_k$  하 개인특성 변수를 통해 측정된 효용(measured utility)이다.  $\epsilon_k$ 는 오차항으로 측정오차와 관찰되지 않는 오차를 포함하며, 독립적이고 무작위로 구해진다고 가정하였다.



$$\begin{aligned} U_k^* &= U(f_k|X) + \epsilon_k \\ &= U_k + \epsilon_k \end{aligned} \quad (2)$$

출산의사가 결정되었을 때 효용극대화는 다음과 같이 표현된다.

$$U_k^* \geq U_j^* \text{ for all } j \text{ (} k \neq j \text{)} \quad (3)$$

그리고 식 (3)에서  $U_k^*$  대신 식 (2)를 대입하면 다음과 같은 식을 도출할 수 있다.

$$\epsilon_j \leq \epsilon_k + U_k - U_j \text{ for all } j \quad (4)$$

이때 특정  $\epsilon_k$  하에서 효용극대화  $U_k^*$ 를 달성할 확률은  $\epsilon_k + U_k - U_1 \geq \epsilon_1$ ,  $\epsilon_k + U_k - U_2 \geq \epsilon_2 \dots$  등 모든  $j$ 에 대한 결합 확률과 같기 때문에, 특정 오차항  $\epsilon_k$ 에서 출산의사에서  $f_k$ 를 선택했을 때 효용극대화 확률은 아래와 같다.

$$\Pr(f^* = f_k | \epsilon_k) = \prod_{j \neq k} \Pr(\epsilon_j \leq \epsilon_k + U_k - U_j) \quad (5)$$

식 (5)는 오차항  $\epsilon_k$ 가 주어질 때의 조건부 확률을 나타낸다. 본 연구에서는 확률변수인 오차항  $\epsilon_i$ 의 분포가 Type I Extreme Value 분포를 따른다고 가정하였다. Type I Extreme Value 분포 하에서 식 (5)는 다음과 같이 간단하게 확률변수인 오차항  $\epsilon_k$ 와 무관하게 측정된  $U_j$ 의 함수로 나타낼 수 있다. 식 (6)에서  $J$ 는 선택가능한 범주 개수이다. 본 논문에서는 출산관련 의사는 3가지이므로  $J=3$ 이 된다.

$$\Pr(f^* = f_k | \epsilon_k) = \frac{\exp(U_k)}{\sum_{j=1}^J \exp(U_j)} \quad (6)$$

출산여부를 결정하는 개인의 효용함수( $U$ )는 출산에 따라 영향을 받게 되는 보육비용( $c$ ), 개인소득( $y$ )과 출산여부 선택과 무관하게 나타나는 개인의 고유한 특성을 나타내는 변수들( $z$ )로 구성된다.

$$U = U(c, y; z) \quad (7)$$

식 (7)에서 효용함수를 선형함수 형태로 가정하면 간단하긴 하나, 한계효용이 일정하다는 비현실적 가정으로 현실설명력이 떨어진다고(Creedy & Kalb, 2005). 따라서 본 연구에서는 이러한 점을 고려해 효용함수를 이차함수 형태로 가정하였다. 이처럼 이차함수 형태로 가정하는 경우 선형함수보다 제약이 덜하기 때문에 통상 효용함수의 경우 이차함수(Quadratic) 형태의 함수를 선택하는 경향이 있다(Van Soest, 1995)

$$U(c, y, z) = \beta_{c1}c + \beta_{c2}c^2 + \gamma_{y1}y + \gamma_{y2}y^2 + \tau_{cy}(c \times y) + z \quad (8)$$

식 (8)의 효용함수를 통해 개인( $i=1,2,3,\dots, n$ )은  $j=1$ (출산의사없음), 2(모름), 3(출산의사있음) 중 하나를 선택하게 된다. 이처럼 개인  $i$ 의 출산의사 선택 확률은 다음과 표현된다.

$$Pr_i(f_j) = Pr_i(f_j | \sum_{j=1}^3 f_j = 1) = \frac{\exp(\sum_{j=1}^3 f_{ij} X_{ij} \beta)}{\sum_{dj} \exp(\sum_{j=1}^3 d_{ij} X_{ij} \beta)} \quad (9)$$

식 (9)에서  $d_i$ 는  $i$ 의 출산의사 선택을 나타내는 더미변수이다. 즉, 각 개인( $i$ )은  $d_1=(1,0,0)$ 의 조합으로 표현되며, 이 경우 개인  $i$ 는 “출산의사없음”을 선택하게 된다. 반대로  $d_2$ 는  $(0,1,0)$ 의 조합으로 “모름”을,  $d_3$ 는  $(0,0,1)$ 의 조합으로 “출산의사있음”을 선택한다. 이러한 개인의 확률에 로그를 취하면 로그우도기여(log likelihood contribution)를 띠게 되고, 전체 표본에 대해 최대우도추정(maximum likelihood estimation)법에 따라 효용극대화 시 계수값( $\beta$ )을 추정할 수 있게 된다.

$$\operatorname{argmax}_{\beta} = \sum_{i=1}^n \ln(Pr_i(f_{ij} | \sum_{j=1}^3 f_{ij} = 1)) \quad (10)$$

이렇게  $\beta$ 값을 추정하기 위한 함수식은 조건부 로짓모형(Conditional Logit)으로 추정하는 것과 같다. 이처럼 조건부 로짓으로 추정하기 위해서는

p가 어떤 출산의사를 선택하는지에 따라 다른 값을 갖는 alternative-specific 변수와 선택과 상관없이 개인의 특성마다 고유하게 주어지는 case-specific 변수를 설정해야 한다(Cameron & Trivedi, 2010). 상기에서 여성 개인의 효용함수를 추정하기 위해 설정한 설명변수 중 보육비(c)와 개인소득(inc)은 alternative-specific변수로, 여성개인의 소득을 제외한 가구소득(y) 연령(a), 교육수준(e)은 case-specific 변수로 설정하였다. 이때 조건부 로짓모형에서 개인의 출산의사의 변화 시 달라지는 보육비와 여성의 개인소득은 alternative-specific변수로 독립적으로 회귀식에 포함되나, 출산의사 선택에 따라 달라지지 않는 개인특성 변수인 case-specific 변수들은 독립적으로 사용하지 않고 alternative-specific변수에 각각 곱하여 교차항으로 구성하여 활용한다(Creedy & Kalb, 2005; Cameron & Trevedi, 2010).

〈표 3〉유자녀 가구의 월평균 자녀 양육비용 지출액

(단위: 만 원, 명)

1자녀가구	유치원·어린이집	공교육	사교육	돌봄	기타	총액
30세미만	3.4	0.1	2.1	4.1	36.9	46.5
30-34세	5.4	0.4	6.8	9.7	38.5	60.8
취업	4.5	6.1	23.0	10.0	37.3	80.8
비취업	4.1	5.2	17.7	1.0	35.9	63.9
2자녀가구	유치원·어린이집	공교육	사교육	돌봄	기타	총액
30세미만	11.7	0.7	9.0	4.6	54.9	80.9
30-34세	13.6	1.4	16.7	8.3	56.0	96.0
취업	4.3	22.7	47.0	4.8	65.2	144.1
비취업	6.5	16.7	43.9	0.9	60.1	128.1
3자녀가구	유치원·어린이집	공교육	사교육	돌봄	기타	총액
30세미만	11.3	0.7	17.9	2.8	67.4	100.1
30-34세	14.7	3.4	27.0	6.4	69.8	121.3
취업	4.1	28.1	56.5	3.4	76.8	168.7
비취업	6.9	18.6	51.1	0.8	75.2	152.5

출처: 2018년 전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사(한국보건사회연구원)

여성이 출산을 선택할 경우 필연적으로 보육비가 증가하게 되기 때문에 본 연구에서는 해당 변수를 alternative-specific 변수 중 하나로 선정하였다. 여성의 출산의사 선택 결과에 따라 변화하는 보육비를 산정해야 한다. 2018년 기준 기혼여성을 대상으로 한 「전국출산력 및 가족보건·실태조사」 결과에 따르면 자녀 하나를 둔 19세에서 30세 미만의 기혼여성 가정의 월평균 보육

로 총액은 46.5만원이었고, 30~34세 기혼 여성 가정의 월평균 보육료 총액은 60.8만원으로 대략 14만원 차이가 났다. 또한 만 19세~49세 전체 응답자를 기준으로 여성이 취업상태에 있는 가구의 경우 월평균 보육료가 80만 원가량 들었던 반면, 여성이 전업주부인 가구는 월평균 63.9만원 보육료가 들었던 것으로 나타났다. 특히 직장여성 가구의 돌봄비용이 전업주부 가구보다 월평균 9만원가량 높게 나타나 두 집단 간에 돌봄서비스 비용에 큰 차이가 있음을 알 수 있었다. 또한 자녀가 2명인 가구의 보육비 총액은 여성이 30세 미만인 가구의 경우 80.9만원, 여성이 30~34세인 가구의 경우 96만원으로 나타났다. 아울러 3자녀 가구의 경우 여성이 30세 미만인 가구의 경우 100.1만원, 30~34세인 경우는 121.3만원의 보육비가 드는 것으로 밝히고 있다.

본 연구에서는 상기의 2018년 「전국출산력 및 가족보건·실태조사」 결과를 반영하여 기존에 자녀가 없는 임금근로자 여성이 출산을 선택하는 경우 1자녀 가구의 보육료를 기준으로 30세 미만은 46.5만원, 30~34세 여성의 경우 60.8만원의 보육비가 증가하는 것으로 가정하였다. 또한 <표 3>에 제시된 바와 같이 한국보건사회연구원의 출산력 실태조사 결과 미취업 여성가구의 보육비 수준이 자녀수에 따라 다소 차이난긴 하나 직장여성과 비교할 때 대략 평균 80%에 그치고 있는 것을 확인하였다. 따라서 본 연구에서는 보육료를 추정할 때 계산을 간소화하기 위해서 무직·비임금근로자 여성이 출산의사가 있음을 선택할 때 각각 46.5만원, 60.8만원의 80% 만큼의 보육비가 증가한다고 보았다. 그리고 임금근로자 중 시간제근로자 여성이 “출산의사있음”을 선택할 때 전일제의 90% 수준에서 보육비가 발생한다고 가정하였다. 아울러 기존 1명의 자녀를 두고 있는 여성이 추가로 출산을 결정하는 경우 자녀수가 둘로 증가하므로 30세 미만의 여성은 2자녀 가구의 보육료 총액인 80.9만원, 30~34세 여성은 96만원의 보육비가 각각 발생하는 것으로 가정하였다. 반면 기존 1자녀 가구의 여성이 추가 출산의사가 없는 경우는 1자녀 가구와 동일하게 보육비가 발생한다고 보았다. 무자녀 기혼여성 때와 마찬가지로 “출산의사있음” 선택 시 시간제근로자인 여성은 전일제근로자의 90% 수준에서, 무직·비임금근로자인 여성의 경우는 전일제근로자의 80% 수준에서 보육비가 발생하는 것으로 보았다. 그리고 현재 2자녀를 두고 있는 여성이 “출산의사있음”을 선택 시 보육비는 3자녀 가구의 보육비를 적용하였으며, “출산의사없음”을 선택하는 경우는 2자녀인 경우의 보육비를 적용하였다. 출산의사에 대해 “모름”을 선택한 경우 계산의 편의를 위해 출산의사가 50%정도 있는 것으로 가정하여 “출산의사있음”을 선택한 경우 추가로 증가하는 보육비의 50%만 기존 보육비에 추가하였다. 예컨대 기존 자녀수가 0명이고 출산의사 “모름”을 선택한 경

우 여성이 30세 미만이면 46.5만원의 50%만 증가하고, 30~34세의 경우 60.8만원의 50%가 증가하는 것으로 보았다. 그리고 기존에 자녀수가 1명인 경우 출산의사에서 “모름”을 선택할 때 여성의 연령이 30세 미만이면 자녀 1명일 때의 보육비인 46.6만원에 자녀 2명일 때 보육비인 80.9만원에서 46.6만원을 뺀 차액의 50%를 더하여 보육비를 산정하였다. 추가로 여성의 연령이 30~34세인 경우는 60.8만원에다 96만원에서 60.8만원을 뺀 금액의 50%를 더하였다.

〈표 4〉 출산 선택 시 발생하는 보육비 추정치(c)

(단위: 만원)

현 자녀수	연령	노동공급 유형	출산 의사	보육비	현 자녀수	보육비	현 자녀수	보육비
0명	30세 미만	전일제	없음	0	1명	46.5	2명	80.9
			모름	23.25		63.7		90.5
			있음	46.5		80.9		100.1
		시간제	없음	0		41.85		72.81
			모름	20.925		61.98		81.45
			있음	41.85		72.81		90.09
		무직 ·비임금	없음	0		37.2		64.72
			모름	18.75		60.26		72.4
			있음	37.2		64.72		80.08
	30- 34세	전일제	없음	0		60.8		100.1
			모름	30.4		78.4		108.65
			있음	60.8		96		121.3
		시간제	없음	0		54.72		90.09
			모름	27.36		70.56		97.785
			있음	54.72		86.4		109.17
		무직 ·비임금	없음	0		48.64		80.08
			모름	24.32		62.72		86.92
			있음	48.64		76.8		97.04

아울러 임금근로자인 여성의 경우 출산을 선택할 경우 출산과 동시에 출산 휴가나 육아휴직 등으로 인해 기존에 받아오던 소득수준을 유지하기 어렵다.<sup>2)</sup>

2) 현실에서는 프리랜서와 같은 개인사업자인 여성의 경우도 출산으로 인해 소득감소를 경험하게 된다. 이러한 문제 때문에 2019년 7월부터 고용노동부에서는 고용보험 미적용자인 개인사업자나 프리랜서들에게 월 50만원씩 3개월 동안 출산급여를 제공한다. 다만, 본 연구에서는 개인사업자가 총 표본 중 10명밖에 안되고, 또한 개인별·직종별로 소득감소분 편차가 클 것으로 예상되는바 분석 상 편의를 위해 개인사업자의 경우 전업주부와 마찬가지로 출산으로 인한 소득감소분을 고려하지 않았다.

출산휴가의 경우 최대 3개월까지 근로기준법상 통상임금의 상당액을 받기 때문에 기존 소득을 어느 정도 보전할 수 있다고 하나, 출산휴가 이후 육아휴직을 시작하는 경우 시작일부터 3개월까지는 150만원 한도로 통상임금의 80%까지만 받을 수 있고, 이 후 4개월째부터는 120만원 한도로 통상임금의 50%만 제공된다. 이에 본 연구에서는 자녀 출산 직후부터 12개월을 기준으로 할 때 매월 평균적으로 임금근로자 여성의 경우 기존 임금의 70%정도밖에 받지 못한다고 가정하고 해당 비율만큼의 소득감소를 임금에 반영하였다. 구체적으로 본 연구에서 출산 시 여성의 소득 감소분은 다음과 같다. 임금근로자 여성이 출산 직후 최초 3개월의 출산휴가 동안에는 임금의 100%를 받는 것으로 보았다. 그 후 육아휴직을 사용하는 3개월 동안 기존 임금의 80%, 나머지 6개월 동안은 기존 임금의 50%를 받게 된다. 따라서 이를 12개월을 기준으로 할 때 1년 동안 평균 매월 출산 전 임금의 70%를 받는 셈이다. 물론 출산휴가 이후 육아휴직의 경우 최초 3개월 동안은 150만원, 이후 6개월은 120만원을 상한선으로 하고 있다. 그 결과 만약 출산 전 직장여성의 월 소득이 187.5만원 이상이라면 출산휴가 시작 후 최초 3개월 동안은 150만원, 그 후 6개월 동안은 120만원을 받게 된다. 이를 12개월을 기준으로 모두 더해 12개월로 나눠줌으로써 출산의사가 있는 경우 월평균 소득으로 산정하였다. 또한 소득 변화분의 경우도 보육비와 마찬가지로 출산의사 선택 중 “모름”을 선택한 경우, “출산의사있음”을 선택한 여성과 비교할 때 소득감소분이 50%정도에만 그친다고 보았다. 따라서 기존 187.5만원 이하의 소득을 버는 여성은 출산의사 선택 중 “모름”을 선택할 경우 월평균 기존소득의 85% 정도의 소득을 버는 것으로 가정하였다. 반면 187.5만원 이상의 소득을 버는 여성의 경우는 3개월 동안 기존소득에서 150만원을 뺀 액수의 50%, 나머지 6개월 동안 기존소득에서 120만원을 뺀 액수의 50%를 모두 더하고 이를 12개월로 나누어 월평균 소득에 추가로 더해주었다.

상기에서 계상된 여성 개인소득을 제외한 가구소득은 분포의 정규성과 다른 변수들과의 단위수를 고려해 로그화하였고, 여성 개인소득의 경우는 10으로 나누어 10만원 단위로 변환하였다. 특히 가구소득을 로그화할 때 해당 변수의 값이 0인 경우 모두 결측치로 전환되기 때문에, 이를 방지하기 위해 해당 변수 값에 모두 1을 더한 후 로그화하였다. 이 후 alternative specific 변수인 개인소득(y)과 보육비(c), 그리고 case-specific 변수인 여성본인소득 이외 가구소득(otherinc), 연령(age), 교육(edu)변수를 사용해 각 개인의 효용함수를 추정한 후, 그 추정된 효용을 기초로 청년기본소득 지급 시 출산의사 선택과 관련하여 시뮬레이션을 진행하였다. 다만 Becker와 Lewis(1973)는 자녀의

수와 자녀 보육의 질이 상호작용하는 부모의 효용함수를 상정하여, 소득과 자녀 수 사이에 반드시 정(+)의 관계가 나타나지 않을 수 있음을 밝혔다. 즉, 소득이 높을수록 자녀 보육의 질이 높아져 자녀를 양육하는데 드는 비용이 높아지기 때문에, 이미 자녀가 있는 부모의 경우 소득이 증가한다고 반드시 자녀수가 증가한다고 확신할 수 없다는 것이다. 같은 맥락에서 기본소득을 제공할 때도 이미 자녀가 있는 가구의 여성은 기본소득을 통해 경제적 유인이 증가한다고 하더라도 기존의 출산의사를 바꾸지 않을 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 추가적으로 자녀수(child)를 조건부 로짓모형에 포함시켜 자녀수의 효과를 통제한 분석결과를 추가적으로 분석하여, 자녀수의 효과를 통제하지 않았을 때 기본소득 제공으로 인한 기혼여성의 출산의사 변화와 차이가 있는지를 비교해보았다. 아울러 본 연구에서는 「여성가족패널」 5~6차 자료를 병합(merge)하여 분석에 활용하였기 때문에, 동일한 개인 내에 시간에 걸쳐 오차항이 상관되기 쉽다. 같은 그룹 내 상관관계를 고려한 표준오차를 계산하였고 결과를 <표 5>에 제시하였다.

<표 5> 조건부 로짓모형 추정결과

변 수	모형1(자녀수변수제외)		모형 2(자녀수변수포함)	
	추정계수	Robust S.E	추정계수	Robust S.E
개인소득(y)	-.129	.323	.180	.631
개인소득제곱(y2)	-.001	.001	-.001	.002
개인소득(y)×여성개인소득 이외 가구소득(otherinc)	.006	.024	.002	.037
개인소득(y)×연령(age)	.008	.009	-.005	.021
개인소득(y)×교육수준(edu)	-.149	.101	.042	.119
개인소득(y) × 보육비(c)	.014***	.003	-.006	.007
개인소득(y)×자녀수(child)	-	-	-.0245	.086
보육비(c)	1.091***	.412	3.436***	.879
보육비제곱(c2)	-.106***	.020	.125***	.036
보육비(c)×연령(age)	.012	.011	-.128***	.026
보육비(c)×교육수준(edu)	-.001	.052	.490***	.180
보육비(c)×여성개인소득 이외 가구소득(otherinc)	-.004	.037	.039	.070
보육비(c)×자녀수(child)	-	-	-1.813***	.228
Log pseudolikelihood	-521.277		-393.945	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1944		0.3953	

\*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

이렇게 조건부 로짓모형으로 추정한 여성의 효용함수들을 기초로 개인당 월 50만원씩 기본소득을 제공받아 개인소득( $y$ )이 증가할 때 기혼여성의 출산의사에 어떠한 변화양상이 나타나는지를 모의실험(simulation)을 통해 살펴보았다. 아울러 본 연구에서는 개인을 대상으로 제공하는 기본소득 특성 상 분석대상인 여성만이 아니라 남성 배우자의 경우도 19~34세의 연령에 해당하는 경우 청년기본소득 대상자에 해당하여 이들에게도 똑같이 50만원의 소득 증가가 나타난다고 가정하였으며, 이 경우는 여성개인소득 이외 가구소득 변수( $otherinc$ )에 포함시켜 효용함수를 추정한 후 모의실험(simulation)을 진행하였다.

## V. 분석 결과

본 연구에서는 조건부 로짓모형을 통해 추정한 개인의 효용함수를 바탕으로 청년기본소득 제공 시 개인의 효용이 달라지면서 출산의사가 어떻게 달라지는지를 모의실험(simulation) 방식으로 예측하였다. 이때 모의실험의 과정은 이경희·민인식(2018)이 활용한 방식과 동일한 방식으로 진행하였으며, 다음 순서와 같다.

우선 조건부 로짓을 통해 추정된 계수들을 사용해 각 출산의사 선택에 따른 효용값이 계산된다. 그 후 기혼여성의 출산의사 선택은 앞서 식 (2)와 (3)에 따르면 추정된 효용과 오차항의 값으로 이루어진 확률적 효용의 크기에 의해 결정되게 된다. 이때 오차항은 Type I Extreme Value분포를 따른다고 가정하였으므로, 세 개의 오차항 조합이 추출되어 세 개의 출산의사 선택에 배정된다. 추정된 효용값과 오차항의 값으로 이루어진 확률적 효용값을 기초로 하여 효용극대화를 이루는 개인의 출산의사 선택과 실제 자료상에서 관찰된 출산의사 선택이 일치하면 해당 오차항의 조합을 받아들이고, 그렇지 않다면 새로운 오차항의 조합을 추출해서 다시 세 개의 출산의사 선택에 배정한다. 이러한 과정을 무수히 반복하면 오차항 조합을 충분히 확보할 수 있게 되는데, 이렇게 확보한 오차항의 조합을 청년기본소득 제공 시에도 적용하여 확률적 효용값을 계산하고 이를 통해 출산의사여부 중 가장 효용이 높은 선택지를 택하게 만든다.

〈표 6〉, 〈표 7〉, 〈표 8〉에서는 이런 방식으로 모의실험을 진행한 결과 청년기본소득을 제공받은 후 21~34세 기혼여성에게서 나타나는 출산의사 선택의 변화를 보여준다.



우선 전체 21~34세 기혼여성을 대상으로 자녀수 변수를 제외하고 조건부로 짓으로 효용을 추정한 후 모의실험을 진행한 결과 청년기본소득을 제공받기 전에 출산의사가 없었던 여성 중 95.03%가 청년기본소득을 제공받은 후에도 여전히 출산의사가 없는 것으로 예측되었다. 해당 기혼여성들 중 단지 4.79%만이 청년기본소득을 제공받으면 향후 출산의사가 있음을 선택하게 되는 것으로 나타났다. 반면, 청년기본소득을 제공받기 전에 출산의사에 대해 “모름”으로 답변한 여성들의 경우 단지 44.06%만이 청년기본소득 제공 후에도 “모름”이라는 답변을 유지하는 것으로 드러났다. 기존 출산계획이 불투명하였던 여성은 기본소득을 제공받은 경우 출산의사를 보일 가능성도 컸지만, 반대로 출산의사가 없음을 선택할 확률도 비슷하게 크게 나타났다. 한편 기존에 “출산의사있음”을 선택하였던 여성의 경우 여전히 77.08%가 청년기본소득을 제공받은 후 “출산의사있음”을 선택하는 것으로 드러났다. 다만 기본소득을 제공받은 후 기존에 출산의사가 있음을 밝힌 여성들 중 11.08%는 “출산의사없음”을 선택하였고, 11.84%는 “모름”을 선택하는 것으로 추정되었다.

자녀수 변수를 조건부 로짓모형에 포함시켜 자녀수 효과를 통제한 후 모의실험을 진행한 결과에서도 자녀수 효과를 통제하지 않았을 때와 대부분 경향성에서는 큰 차이를 보이지 않았으나, 기존 “모름”으로 답한 여성의 경우에는 많은 차이가 나타났다. 자녀수 효과를 통제 한 모형에서는 기본소득이 제공되기 전에 출산의사가 없었던 여성의 99.89%가 기본소득 제공 후 여전히 출산의사가 없는 것으로 나타났다. 따라서 이들에게서는 출산유인효과가 거의 없는 것으로 판단된다. 한편 기본소득 제공 전 출산의사가 불투명했던 여성들은 자녀수 효과를 통제하기 전보다 오히려 “출산의사없음”을 선택한 비율이 40.92%로 대략 11%p 이상 증가하였고, “출산의사있음”을 선택한 비율은 6.42%로 자녀수 효과를 통제하기 전보다 무려 20.2%p나 낮아진 것으로 확인되었다. 자녀수 효과를 통제한 모형에서도 기본소득 제공 전 향후 출산의사가 있음을 밝힌 여성들은 기본소득 제공 후에도 여전히 78.21%가 “출산의사있음”을 선택하여 자녀수 효과를 통제하기 전과 크게 다르지 않았다. 다만 자녀수를 통제하지 않았을 때보다 통제하였을 때 기존 “출산의사있음”에서 기본소득 제공 후 출산의사없음으로 변화하는 비중이 17.08%로 무려 6%p나 증가하였다.

〈표 6〉 청년기본소득 제공 후 출산의사의 변화(전체)

구 분		청년기본소득 개인 당 50만원 지급 후 출산의사						
		모형1(자녀수 변수 제외)			모형2(자녀수 변수 포함)			
		없음	모름	있음	없음	모름	있음	
관찰된 출산 의사	없음	95.03	0.18	4.79	99.89	0.06	0.06	100
	모름	29.32	44.06	26.62	40.92	52.66	6.42	100
	있음	11.08	11.84	77.08	17.08	4.71	78.21	100

한편 현재 일을 하고 있지 않는 비경제활동 여성의 경우도 21-34세 여성 전체를 대상으로 예측한 결과와 크게 다르지 않았다. 우선 자녀수를 통제하지 않은 모형 1에서는 기존에 “출산의사없음”을 선택하였던 여성의 경우 여전히 95.97%가 청년기본소득을 제공받더라도 “출산의사없음”을 선택하였으며, “모름”이나 “출산의사있음”으로 변화하는 비율이 4% 대에 그쳤다. 다만 기존에 출산의사가 불투명하였던 비경제활동 여성들의 경우는 기본소득의 긍정적 효과가 크게 나타났다. 청년기본소득 시행 전 출산의사에 “모름”을 선택하였던 여성들의 40.30%가 청년소득 시행 후에도 여전히 “모름”을 유지하여 전체표본의 결과와 비교할 때 다소 비중이 감소하는 것으로 나타났고, 24.06%가 향후 출산의사에 부정적으로 변화하는 반면 출산의사가 있다고 긍정적으로 변화한 비율은 부정적으로 변화하는 비율보다 대략 11%p 높았다. 한편 기존에 향후 출산의사가 있다고 밝힌 여성들의 경우는 청년기본소득 시행 전 출산의사 있었던 여성들의 78.99%가 청년기본소득을 제공받은 후에도 여전히 출산의사가 있음을 유지하였다. 전체 표본을 대상으로 모의실험을 진행한 결과와 달리 향후 출산의사에 모르겠다로 답변할 가능성이 다소 줄어드는 것을 확인하였다.

한편 비경제활동 여성을 대상으로 자녀수를 조건부로짓모형에 포함시켜 추정된 모형2에서도 전체 표본을 대상으로 시뮬레이션을 한 결과와 크게 다르지 않았다. 비경제활동 여성들 중 기본소득 제공 전 출산의사가 없었던 여성은 모두 기본소득을 제공받더라도 여전히 “출산의사없음”을 선택하는 것으로 예측되었다. 그리고 상기에서 표본여성 전체를 분석하여 제시한 결과와 마찬가지로 기본소득 제공 전 향후 출산의사가 불투명하던 여성들은 자녀수 효과를 통제하지 않았을 때보다 기본소득 제공 시 “출산의사없음”을 선택할 가능성이 40% 가까이 되는 것으로 추정되었고, 반대로 “출산의사있음”을 선택할 가능성은 전체 표본을 분석했을 때보다 더 낮은 5.37%를 기록하였다. 반면 자녀수 효과를 통제하지 않은 모형과 유사하게 본래 향후 출산의사가 있다고 답변했

던 여성들 중 76%가 기본소득 제공 시에도 출산의사를 바꾸지 않는 것으로 예측되었다. 다만 이 경우 기본소득 제공 시 “출산의사없음”으로 변화할 가능성은 “모름”을 선택할 가능성보다 대략 4배 가까이 높다.

〈표 7〉 청년기본소득 제공 후 출산의사의 변화(비경제활동 여성)

구 분		청년기본소득 개인 당 50만원 지급 후 출산의사						계
		모형1(자녀수 변수 제외)			모형2(자녀수 변수 포함)			
		없음	모름	있음	없음	모름	있음	
관찰된 출산 의사	없음	95.97	0.00	4.03	100	0.00	0.00	100
	모름	24.06	40.30	35.64	39.39	55.24	5.37	100
	있음	12.45	8.56	78.99	19.03	4.57	76.41	100

임금·비임금 근로자인 여성만을 대상으로 한 경우도 전체적인 양상은 상기 두 분석결과와 크게 다르지 않으나, 기존 “모름”으로 답변했던 여성의 경우와 “출산의사있음”으로 답변했던 여성 중 다소 다른 양상을 보였다. 상기 두 분석결과와 달리 임금·비임금 근로자 여성의 경우 청년기본소득을 받을 경우 기본소득이 제공 되기 전부터 출산의사가 있었던 여성이 기본소득 제공 후에도 출산의사를 유지하는 비율이 90%이상으로 높게 나타났다. 다만 기존에 출산의사가 있던 근로여성이 기본소득을 제공받은 후 출산의사가 없다고 부정적으로 변화하는 비율은 상기 두 분석결과와 크게 다르지 않았다.

임금·비임금근로자 여성의 경우도 자녀수 효과를 통제한 분석과 자녀수 효과를 통제하지 않은 분석에서 전반적으로 유사한 결과를 나타냈다. 특히 주목할 점은 전체표본과 비경제활동여성의 경우 기존에 출산의사가 불투명했던 여성들 중 기본소득 시행 시 향후 “출산의사있음”으로 변화하는 비중이 자녀수 효과를 통제한 경우 자녀수를 통제하지 않았을 경우보다 4배에서 7배 가까이 낮아 자녀수 통제 시 기본소득 제공의 긍정적인 효과가 거의 없었으나, 임금·비임금 근로자 여성의 경우 자녀수를 통제하든 안하든 두 모형 간의 결과에 큰 차이가 없었을 뿐만 아니라 긍정적 효과도 매우 크게 증가하였다는 점이다. 자녀수 효과를 통제하지 않은 모형에서는 18.74%가 긍정적으로 변화하였고, 자녀수 효과를 통제한 모형에서는 오히려 20.64%로 더 크게 증가하는 것을 알 수 있었다.

〈표 8〉 청년기본소득 제공 후 출산의사의 변화(임금·비임금근로자 여성)

구 분		청년기본소득 개인 당 50만원 지급 후 출산의사						계
		모형1(자녀수 변수 제외)			모형2(자녀수 변수 포함)			
		없음	모름	있음	없음	모름	있음	
관찰된 출산 의사	없음	94.29	0.33	5.38	94.94	0.33	4.73	100
	모름	15.21	66.05	18.74	15.83	63.53	20.64	100
	있음	4.16	5.63	90.21	2.98	5.95	91.07	100

## VI. 결론 및 시사점

저출생 문제는 생산과 소비의 둔화를 통한 우리나라 경제전반의 저성장을 유발하며, 이와 같은 경제성장 둔화가 장기간에 걸쳐 나타날 경우 세수 감소로 정부 재정이 악화되고 그 결과 사회안전망에 투입할 재원이 줄어들면서 우리 사회의 불안정성은 더욱더 커지게 된다. 따라서 그동안 저출생 문제를 해결하고자 정부는 다양한 출산장려책들을 시행하였으나 큰 효과를 거두지는 못하였다. 그런데 최근 불안한 청년세대들에게 기본소득과 같은 현금지원을 제공하여 일정수준의 생활 안정을 보장하면 출산을 제고에 효과적일 수 있다는 논의들이 등장하고 있다. 이런 상황 하 본 연구는 여러 선행연구들(강영주·최지민, 2018; 이삼식, 2016; 황남희 외 2016)에서 현 청년세대들이 불안정한 경제상황으로 인해 적당한 때에 가정을 꾸리고 아이를 갖는 과정을 부담으로 느끼고 있음을 확인하였는바, 이들에게 일정한 현금을 지급하여 경제적 불안정성을 완화해줄 때 과연 긍정적인 출산효과로 이어질지에 초점을 맞추었다.

연구 결과 19-34세 이하 청년들에게 기본소득 50만원씩을 매월 지급한다고 가정할 때, 해당 수혜대상에 포함되는 기존에 출산의사가 없던 기혼 여성들은 대부분은 여전히 미래에도 출산의사가 없는 것으로 예측되었다. 한편 미래 자녀 출산에 대한 의사가 불투명했던 기혼 여성들 중에는 경제활동 상황에 따라 다르긴 하나 청년기본소득을 제공받아 소득이 증가한 경우 대략 15~30% 가까운 비율의 여성들이 자녀를 출산할 의사가 없다고 변화하는 것으로 예측되었다. 아울러 기존에 자녀 출산의사가 있던 기혼여성 중 청년기본소득을 제공받을 때 “출산의사없음”으로 돌아서는 비중도 적지 않게 나타났다. 다만 기존에 자녀가 하나 이상 있는 가구의 경우 소득의 증가가 자녀수의 증가로 이어지지 않을 수 있다는 선행연구들(Becker, 1981; Presser, 2001; 김선숙, 백학영, 2014; 정은희, 최유석, 2013)의 주장에 비추어볼 때, 자녀수를 통제하

지 않고 분석한 모형의 결과는 본 연구의 표본대상이 된 기혼여성들이 대부분 자녀가 하나이상인 가구의 여성이기 때문에 긍정적 영향이 과소 추정되었을 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 모형에 자녀수 변수를 포함시켜 자녀수의 효과를 통제한 후 추가로 모의실험(simulation)을 진행하였다.

자녀수 효과를 통제한 분석결과에서는 자녀수 효과를 통제하지 않았을 경우와 비교할 때 다소 차이를 보이긴 했으나 여전히 전반적인 경향성에는 유사한 모습을 보였다. 구체적으로 기존에 출산의사가 불투명하였던 여성의 경우는 자녀수의 효과를 통제한 모형에서 기본소득 제공 시 “출산의사없음”을 선택할 가능성이 더 높아지는 것을 확인하였다. 이를 통해 기존 자녀수가 출산의사에 영향을 미쳤음을 확인할 수 있었다. 다만 자녀수 효과를 통제한 경우와 자녀수 효과를 통제하지 않은 모형 간 기본소득 제공 전에 출산의사가 있다고 밝힌 여성들이 “출산의사있음”을 유지하는 비중은 거의 차이가 없었다. 이처럼 기존 출산의사 유형별로 다소 결과에 차이가 나타나긴 하였으나, 큰 틀에서 볼 때 자녀수의 효과를 통제하고 분석한 결과에서도 자녀수를 통제하지 않았을 때와 유사하게 기본소득으로 소득 증가를 경험한다고 이것이 바로 출산의사로 이어지지 않는다는 점에서는 유사하였다.

따라서 본 연구 결과를 통해 청년기본소득과 같은 지속적이고 무조건적인 현금지원을 시행한다고 바로 청년층 기혼여성의 출산에 영향이 나타나는 것은 아님을 알 수 있었다. 이러한 결과가 나타난 이유는 물론 기본소득을 통해 가구의 소득이 증가하는 것은 사실이나 그 소득증가가 여성들의 출산의사에 긍정적으로 작용할 만큼 충분하지 않았기 때문으로 해석해볼 수 있다. 특히 Becker(1981)는 우리나라와 같이 자녀책임이 전적으로 여성의 책임이라는 전통적 가치관에 기반한 국가들에서는 여성이 자녀출산을 결정함에 있어 자녀출산 및 양육에 필요한 직접적인 비용뿐만 아니라 육아를 위해 포기하게 되는 기회비용까지 고려해야 한다고 본다. 유계숙(2009)과 석호원(2011)도 현금지원정책을 통한 실제수령액이 양육비용을 모두 보전할 수 있는 수준에 못 미칠 경우 출산율을 증가시키는데 있어 큰 효과가 나타나지 않을 수 있다고 주장하였다. 이를 종합하여 짐작해 볼 때 본 연구에서 제시한 기본소득 제공 금액이 자녀를 출산하였을 때 드는 직접비용까지는 어느 정도 상쇄할 수 있을지 모르나, 자녀출산으로 인해 여성들에게 발생하는 기회비용까지 모두 상쇄하지 못하였을 수 있다. 이 경우 기본소득과 같은 현금지원책은 청년들의 소득불안정성은 일정부분 완화해줄 수 있으나, 이를 통해 출산율에 긍정적인 영향까지 유도하기에는 부족할 것으로 보인다.

특히 일·가정양립정책이 비교적 잘 갖춰져 있고, 남성이 육아에 적극적으로

참여하는 프랑스, 핀란드, 노르웨이와 같은 국가들에서는 보다 적은 가족수당 급여액을 지급하는데도 호주, 독일, 이태리와 같은 국가들보다 높은 출산율을 보여준다(한승수, 최충, 2019). 김대철(2018) 또한 아동수당제도가 출산율에 미치는 영향을 OECD국가들을 중심으로 분석하였는데, 본 연구 결과에서도 덴마크, 프랑스, 핀란드 등 국가들의 GDP대비 아동수당 비중을 1% 증가시킬 때 합계출산율의 증가가 오스트리아, 독일, 일본 등 출산 저조국의 국가들보다 출산율에 미치는 효과가 두 배 정도 커지는 것으로 파악하였다. 이와 같은 국가들의 사례로부터 출생 시 발생하는 직접비용뿐만 아니라 간접적으로 파생되는 기회비용까지 합한 전체비용을 최대한 줄일 수 있는 제도 마련이 얼마나 중요한지를 미뤄 짐작할 수 있다.

이에 본 연구 결과는 현재 저출생 논의에 중요한 시사점을 던져준다. 본 연구 결과를 통해 육아를 위한 인프라나 서비스를 위한 제도가 함께 구축되지 않은 채 단순히 무조건적으로 현금지원만 계속 늘린다고 청년들에게서 당장 출산율 증가를 기대하기는 어려울 것으로 짐작해볼 수 있다.<sup>3)</sup> 그동안 우리 정부는 1년에 10조 이상씩 지난 10년간 130조에 달하는 예산을 저출생 극복을 위해 쏟아 붓고 있으나, 오히려 출산율은 지속적으로 하락하고 있는 추세이다. 이는 자녀 출산 시 발생하는 경제적 부담이 일차적인 문제이긴 하나, 아직까지 자녀들의 육아 지원을 위한 인프라나 여성이 일과 가정을 모두 꾸려나갈 수 있는 환경 조성이 미흡하다보니 청년층 여성들이 출산을 고려할 때 그만큼 기회비용이 증가하게 된다는 것도 출산율을 쉽게 끌어올리지 못하는 이유 중 하나로 지적할 수 있다. 즉, 소득증가는 물론이거니와 일자리, 주거, 보육 등 아이를 낳고 기르는 부모의 삶 전반에 대한 인프라 개선이 없이는 저출생 문제가 쉽게 해결되지 않을 것이라는 의미이다. 1990년대까지 대표적인 저출생 국가였던 프랑스가 OECD국가 중 출산율이 매우 높은 나라로 등극하게 되기까지 프랑스 정부가 시도한 노력에서 우리 정부는 많은 것을 배워야 한다. 프랑스는 여성이 임신을 하면서부터 그 자녀가 독립하기까지 지속적으로 정부의 지원을

3) 본 연구 결과만을 가지고 이와 같은 시사점을 도출하기에 충분할까라는 고민에서 본래 서울시 청년수당의 제공수준인 월 50만원에 더해 2019년 기준 1인 중위소득 50% 수준인 85만원을 제공한다고 가정할 때 출산율 효과에 어떤 변화가 있는지를 추가로 분석해 보았다. 그러나 분석 결과 50만원과 85만원을 제공 시 출산율 변화에는 큰 차이가 없었다. 그런데 만약 85만원의 기본소득을 제공시 결과를 제시할 경우, 본 연구는 현금지원을 통해 소득이 증가할 때 출산율이 증가하는지를 살펴보고자 한 연구임에도 기본소득의 도입의 찬반 논쟁을 위한 목적에서 진행된 연구로 비춰질 우려가 있어 해당 연구결과는 본 논문에 포함시키지 않았다. 다만 이러한 결과비교를 통해 현금지원을 늘린다 해도 저출생 문제 완화에는 큰 변화가 없을 수 있다는 본 연구의 주장을 재확인하는 데는 의미가 있었음을 밝혀둔다.

받는 확실한 양육 및 교육 지원제도를 구축하고 있어서, 아이는 개인이 낳지만 키우는 건 국가가 책임진다는 말까지 하고 있을 정도이다. 출산 강국 프랑스에서는 신생아 수당, 대부분의 공립시설에서의 무상보육서비스, 장기간의 육아 휴직과 출산휴가 등을 제공하고, 국민의 상당수가 가족수당의 혜택을 받는 등 매우 강력한 가족정책을 시행한다(Thévenon, 2016). 그 결과 출산에 따르는 기회비용이 낮아짐으로 인해 총비용이 과거에 비해 상대적으로 낮아져 출산율이 상승한 것으로 해석된다(최동순, 2009) 따라서 우리나라도 현재 OECD 국가 꼴찌를 달리고 있는 이 저출생 문제를 제대로 해결하기 위해서는 현금지원을 통한 청년들의 소득보장을 늘려 삶의 안정성을 찾아주는 노력도 중요하나, 그와 동시에 공적 보육서비스를 구축하는데 더 많은 재원을 투입해서 국가가 책임지고 아이를 맡아 키운다는 보육의 공공성을 대폭 강화해 나가야 할 것이다.

다만 본 연구는 다음과 같은 연구 상 한계가 있음을 밝혀둔다. 우리나라에서 출산의 문제는 여성의 경제활동과 분리해서 생각할 수 없다. 우리나라처럼 가부장적 문화규범 하 대부분의 가정에서 여전히 여성의 독박육아를 강요하는 사회에서는 특히 여성의 노동시장 참여는 출산기피와 밀접한 관계가 있다. 본 연구에서는 기혼여성이 출산을 결정할 때 단편적으로 개인 소득의 감소와 출산으로 인해 보육비 등의 비용 증가라는 소득의 변화 측면만 고려했을 뿐, 경력단절이나 직무유형 등의 변화 등 노동시장에서의 지위변화와 같은 측면은 고려되지 않았다. 따라서 향후 여성의 노동공급과 출산율이 함께 고려된 효용함수를 통해 추가적으로 기본소득의 효과를 분석해보는 것도 의미 있는 연구가 될 것으로 보인다. 아울러 앞서 서론에서도 밝힌 바와 같이 저출생의 문제는 청년층의 결혼율의 저하에 기인하는 측면이 크다. 특히 우리나라의 경우는 혼인 이후에 출산으로 연결되는 비율이 매우 높게 나타난다. 따라서 본 연구처럼 기혼여성을 중심으로 출산율에 미치는 효과를 검토하는 연구도 의미가 있긴 하나, 그보다 향후 현금지원을 통해 소득이 증가되었을 때 과연 청년들에게서 결혼에 관해 긍정적인 변화가 나타날지를 검증하는 연구가 출산율 효과를 분석하는 연구에서 매우 중요할 것으로 판단된다. 또한 기본소득은 출산율 증가를 그 주목적으로 하고 있지 않기 때문에 본 연구와 같이 파생적인 효과를 분석한 연구결과에 대한 해석에 있어 주의를 요한다. 특히 기본소득은 시민들에게 무조건적 소득보장을 통해 실질적 자유를 보장하고자 하는 것을 주목적으로 하고 있어서 본 연구 결과가 기본소득 도입의 찬반 논의 중 어느 쪽 주장을 지지하고자 함에 있지 않음을 밝혀둔다. 그보다는 어느 하나의 정책도입을 검토할 때 최대한 다양한 측면에서 제도를 검토하여 종합적 효과성을 비교·분석하는 것이 중요한데, 이런 맥락에서 본 연구는 기본소득 제도에서 정책담당

자나 연구자들이 예상하지 못한 효과가 발생할 수 있는지를 제도의 주요목적에 대한 직접적 효과보다는 간접적 혹은 파생적 효과를 예측해 봄으로써 학문적 기여를 하고자 하였다. 이는 최근 대부분의 기본소득의 연구들이 주로 그 주목적인 시민들의 실질적 자유보장을 통해 소득분배의 형평성을 달성하고 이를 통해 경제 선순환 구조를 구축해 궁극적으로 경제성장을 달성하는지에 대한 연구주제에 초점을 맞추고 있는바, 그 이외 나타날 수 있는 간접적인 효과들에 대해서도 다양하게 점검해보는 노력이 필요할 것으로 판단했기 때문이다. 마지막으로 본 연구에서 제시한 청년기본소득 모형은 만 19세에서 34세의 청년들을 대상으로 해당연령동안에 월 50만원씩을 지급하는 것으로 가정하고 있다. 그런데 자녀 출산과 양육에 소요되는 비용은 그보다 훨씬 더 장기적인 기간 동안 발생하기 때문에 본 연구의 청년기본소득 제도의 현금수혜 총량이 양육 전제주기에서 발생하는 비용보다 적을 것으로 보인다. 이런 맥락에서 본 연구 결과는 출산 및 양육비용 발생의 전체기간을 고려하지 못한 점에서 한계를 보인다. 그럼에도 본 연구결과는 다음과 같은 점에서 의미가 있다. 현실적으로 상대적으로 높은 출산·육아에 대한 경제적 부담이 저출생에 영향을 미친다는 많은 연구 결과들(Becker, 1981; Presser, 2001; 강영주·최지민, 2018; 이삼식, 2016; 황남희 외 2016)을 미루어 볼 때 단기적 소득증가로는 출산율에 영향을 미칠 수 없을 것으로 보인다. 반면 본 연구 결과는 물론 청년기본소득이 청년에 한정되어 제공되긴 하나 가구소득을 장기적으로 꾸준히 증가시키는 것으로 가정하고 있고, 청년들의 출산의사 결정 역시 이러한 장기적인 추가적 소득 증대 기대에 따라 나타날 가정 하에서 나타난 분석결과이다. 이를 통해 본 연구에서는 경제학자들의 주장처럼 일시적 소득 증가가 아닌 꾸준하고 장기적인 소득 증가 시 과연 합리적 경제주체인 청년들에게 행동의 변화가 나타나는지와 변화가 나타난다면 어떠한 형태로 발현될지를 예측하고자 하였다. 특히 최근 출산율을 높이기 위해 중앙정부뿐만 아니라 지방자치단체 까지도 경쟁적으로 현금성 지원을 늘려가는 추세인데, 도입취지는 다르나 현 지자체의 단발성 출산장려금과 같은 현금지원책보다 장기적이고, 기존의 아동수당이나 육아수당 보다 더 높은 액수를 꾸준히 지급할 때, 청년가구에서 과연 출산율에 긍정적인 변화가 나타나는지를 보고자 하였다. 그 결과 소득이 증가할 때 합리적 경제주체는 소득효과와 대체효과를 통해 의사결정을 한다는 경제학적 가정을 기초로 판단컨대 청년기본소득의 출산율 효과는 그리 크지 않다는 예측결과를 도출하였다는 점에서 의미가 있을 것으로 판단한다.



## 참고문헌

- 강영주·최지민(2018). 저출산 정책 개선방안에 관한 연구 - 정책설계 및 전달체계를 중심으로. 원주: 한국지방행정연구원.
- 고제이·고경표(2017). 저출산·고령사회 대응을 위한 아동수당제도 도입에 관한 연구. 세종: 한국보건사회연구원.
- 김대철(2018). “아동수당제도가 출산율 제고에 미치는 효과”. 한국재정정책논집. 20(2): 1-23.
- 김선숙·백학영(2014). “가구의 경제적 수준이 출산행위에 미치는 영향”. 한국사회정책. 21(3): 129-157.
- 박선권(2019). 저출산 관련 지표의 현황과 시사점. 서울: 국회입법조사처.
- 서울시 청년활동지원센터(2018). 서울시 청년활동지원사업참여자 분석연구. 서울: 서울시청년활동지원센터.
- 석호원(2011). “출산장려금 정책의 효과성에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로”. 지방행정연구. 25(2): 143-180.
- 신윤정·박종서·김은정·기재량·최인선(2014). 저출산 극복을 위한 자녀 양육 환경 개선 방안. 세종: 한국보건사회연구원.
- 윤홍식(2017). “기본소득, 복지국가의 대안이 될 수 있을까?”. 비판사회정책. 54: 81-119.
- 윤홍식(2018). “한국사회, 무엇을 할 것인가? 출산과 양육의 권리를 가로막는 한국복지체제의 유산”. 제 5회 참여연대 비판사회복지학회 공동포럼 자료집.
- 이경희·민인식(2018). “아동수당이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향: 마이크로 시뮬레이션 활용”. 조사연구. 19(2): 25-49.
- 이삼식(2016). “제3차 저출산·고령사회기본 계획의 성공적 이행을 위한 전략과 조건”. 보건복지포럼. 232: 6-17.
- 이석환(2014). “한국 지방자치단체의 출산장려정책의 효과 평가”. 한국지방자치학회보. 26 (1): 23-51.
- 이승주·문승현(2017). “직장 기혼여성의 첫 자녀 출산의사와 관련된 근로 및 출산 장려제도 요인분석”. 한국가족복지학. 55: 129-155
- 유계숙(2009). “저출산 정책의 효과에 관한 연구.” 『한국가족관계학회지』. 14(1): 169-189.
- 유해미·서문희·한유미·김문정(2011). 영아 양육비용 지원정책의 효과와 개선방안: 양육수당을 중심으로. 서울: 육아정책연구소.

- 정은희·최유석(2013). “기혼여성의 둘째자녀 출산계획 및 출산과 관련된 요인”. *보건사회연구*. 33(1): 5-34.
- 최동순(2009). 출산율 저하 추세 바뀔 수 있다. 서울: LG경제연구원.
- 최영준·윤성열(2019). “자유안정성을 위한 기본소득 실험: 새로운 사회경제체제를 위한 도전”. *정부학연구*. 25(1): 5-41.
- 최준욱·송헌재(2010). 저출산 대응 재정 정책수단의 효과 및 영향 분석. 세종: 한국조세연구원.
- 최한수(2017). 각국의 기본소득 실험이 한국에 주는 정책적 시사점. 세종: 한국조세연구원.
- 한승주·최충(2019). “아동수당과 합계출산율: OECD 국가를 중심으로”. *한국경제포럼*. 12(1): 27-55.
- 황남희·김경래·배혜원·이상협·Mason, A. (2016). 저출산 정책 실효성 제고를 위한 중장기 출산율 목표수준 연구. 세종: 한국보건사회연구원.
- 한국경제연구원(2018. 7. 5.). “2040 직장인 여성, 이상적 자녀수는 2.0명이 나 현실은 1.2명”-보도자료.
- 한국고용정보원(2017. 8. 10.). “청년 삶의 질 제고를 위한 정책방안 모색 세미나 개최 - 청년 삶의 질 실태조사 결과 발표”- 보도자료.
- Andersen S. N., Drange, N., and Lappegård, T. (2018). Can a cash transfer to families change fertility behaviour?. *Demographic Research*, 38, pp. 897-928.
- Becker, G. S. and Lewis, H. G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 81(2), pp. S279-88
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Cameron, A. C, and Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using Stata, (Revised Ed.)*. College Station, TX: Stata Press.
- Creedy, J. and Kalb, G. (2005). Discrete Hours Labor Supply Modelling: Specification, Estimation and Simulation. *Journal of Economic Surveys*, 19(5), pp. 697-734.
- Drago, R., Sawyer, K., Sheffler, K. M., Warren, D., and Wooden, M. (2009). Did Australia's Baby Bonus Increase Fertility Intention and Births?. *Population Research and Policy Review*, 30 (3), pp. 381-397.

- Fitzpatrick, T. (1999). *Freedom and Security: An Introduction to the Basic Income Debate*. London: Palgrave Macmillan.
- Friedman, M. (1962). *Capitalism and Freedom*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Lappegård, T. (2010). Family policies in Norway. *European Journal of Population*, 26(1), pp. 99-116.
- Milligan, K. (2005). Subsidizing the Stork : New Evidence on Tax Incentives and Fertility. *Review of Economics and Statistics*, 87 (3), pp. 539-555.
- Murray, C. (2006). *In our hands: A plan to replace the welfare state*. Washington, DC: The AEI Press.
- Offe, C. (1997). Towards a New Equilibrium of Citizen' Rights and Economic Resources?, in Goodin, R. E. & Michell, D. (eds.). *The Foundations of the Welfare State*, Volume I. An Elgar Reference Collection, pp. 87-114.
- Offe, C. (2009). Basic Income and the Labor Contract. *Analyse & Kritik*, 31(1), pp. 49-79.
- Presser, H. B. (2001), Comment: A gender perspective for understanding low fertility in post-transitional societies. *Population and Development Review*, Supplement to Vol. 27, Global Fertility Transition, pp. 177-183.
- Raventos, D. (2007). *Basic Income: The Material Conditions of Freedom*. London: Pluto Press.
- Standing, G. (2017). *Basic Income: And How We Can Make It Happen*. London: Penguin.
- Thévenon, O. (2016). The Influence of Family Policies on Fertility in France: Lessons from the Past and Prospects for the Future. In: Rindfuss R., and Choe, M. (eds) *Low Fertility, Institutions, and their Policies*. Springer, Cham
- Van Parijs, P. (1995). *Real Freedom for All: What (if anything) can justify capitalism?*. Oxford: Oxford University Press.
- Van Parijs, P. (2006). Basic Income: A simple and Powerful Idea for the Twenty First Century, in Ackerman, B., Alstott, A., and Van Parijs, P.(eds.) *Redesigning Distribution: Basic Income and Stakeholder*

*Grants as Cornerstones of a More Egalitarian Capitalism*. London: Verso.

Van Soest, A. (1995). Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach. *Journal of Human Resources*, 30(1), pp. 63-88

Widerquist, K., Nguera, J. A., Vanderborght, Y., and De Wispelaere, J. (2013). *Basic Income: An Anthology of Contemporary Research*. Oxford: Wiley Blackwell.

## Abstract

# A simulation study of the effects of Youth Basic Income on fertility decision: focusing on women in their 20s and early 30s

Seungju Lee\* · Insik Min\*\*

Although the Korean government has made lots of efforts to solve the low birth rate problem, the effects were not that great as expected. Recently, there have emerged some opinions claiming that cash transfer, such as basic income, could be a more effective mechanism for improving the overall quality of life among the young and thereby elevating their propensity to giving birth. In this light, this study is to simulate whether and how much, if any, the increase in income through cash transfer will affect the changes in future fertility decision of young married women, using "Youth Basic Income model." For this analysis, married women aged 21 to 34 were selected from the 5th and 6th waves of the Korean Longitudinal Survey of Women & Families data. With this sample, the study simulates what changes in fertility decisions of the married women would occur when all family members aged between 21 and 34 are provided with a monthly Youth Basic Income of KR 500,000 won. The study results show that cash transfer like Youth Basic Income does not have a positive effect on fertility decisions. This implies that this unconditional cash transfer alone cannot lead women to increase their propensity to giving birth in the future as long as family-friendly services and environment, such as public care centers, child benefits, and family-friendly work places, are not well-supported.

**Keywords :** Fertility Decision, Youth Basic Income, Universal Welfare, Micro-simulation, Discrete choice model

---

\* First Author: Gachon University, Graduate School of Social Policy, Korea Inequality Research Lab, Researcher

\*\* Corresponding Author: Kyunghee University, Department of Economics, Professor



## 기혼 여성관리자의 일-가정 전이 유형 및 영향요인 분석\*

임한려\*\*·홍성표\*\*\*

### 초 록

이 연구는 국내 여성관리자를 일-가정 전이 유형에 따라 분류하고, 일-가정 전이 유형과 관련변인 간의 영향관계를 분석하는 것을 목적으로 하였다. 분석자료는 한국여성정책연구원의 2016년 『여성관리자패널』의 기혼 여성관리자 총 1,101명의 자료를 활용했으며, 기술통계, 차이분석, 군집분석 및 다항로지스틱 분석을 사용했다.

연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 여성관리자의 일-가정 전이 방향 및 수준에 따라 '긍정적 전이 촉진 필요형', '부정적 전이 감소 필요형', '이상적 일-가정 전이형', '긍정-부정 전이 중간형' 4개 군집을 도출하였다. 둘째, 개인 및 가족과 관련된 영향요인 중 연령과 자녀여부가 집단 간 유의미한 차이를 보였다. 셋째, 직업과 관련된 영향요인 중 기업규모, 직장보육시설 여부, 경력개발활동 여부, 멘토 여부, 직장차별경험이 집단 간 유의미한 차이를 보였다. 넷째, 이상적인 일-가정 전이로 이행을 위해서는 가족지지, 자녀, 경력만족, 직무스트레스, 배우자의 맞벌이 여부가 유의미한 영향력이 있음을 확인하였다.

연구 결론은 다음과 같다. 첫째, 여성이 자신의 경력 성공을 위해서 반드시 결혼과 출산을 포기해야만 하는 것은 아님을 확인하였다. 둘째, 여성인력의 활용과 개발 관점에서, 유능한 여성인력의 이탈을 막기 위해서는 여성의 일-가정 전이의 수준을 측정하고 관리하는 것이 중요하다. 셋째, 여성관리자의 일-가정 전이의 선순환 구조를 위해 가족 지지, 육아 지원, 직무 스트레스 관리가 필요하며, 이를 위해서 제도적, 가족적 접근이 복합적으로 고려되어야 한다.

주제어 : 여성 경력개발, 일-가정 전이, 일-가정 양립, 여성관리자, 군집분석

\*이 논문은 한국여성정책연구원 여성관리자패널조사 학술대회(2018)에서 발표된 논문을 수정한 것임.

\*\*이화여자대학교 인재개발원 초빙교수 (hrcareer@ewha.ac.kr)

\*\*\*서울대학교 진로직업연구센터 선임연구원 (hsp10041004@snu.ac.kr)

## I. 서론

“여성의 경력 성공을 위해서는 일과 가정 중 하나는 포기해야 하는가?” 이 물음에 대하여 우리사회에는 여성이 자신의 경력에서 성공하기 위해서는 일과 가정 중 어느 한 쪽을 포기해야 한다는 인식이 팽배하다. 여성은 경제활동의 주체이자 인적자원으로서 우수한 능력과 가치를 증명해 왔음에도 불구하고, 여전히 존재하는 전통적 성역할에 대한 고정관념과 유리천장 등 직업세계에 존재하는 사회적 차별로 인해 일과 가정 중 어느 한쪽을 포기하지 않으면 직업적으로 성공하기 어렵다는 것이다. 그러나 이러한 통념과는 다르게 조직의 문화에 따라 가정이 직장에서의 활동에 긍정적인 영향을 미칠 수 있으며(전방지·이동선, 2017), 상대적으로 남성보다 여성이 가정에서의 긍정적인 경험이 직장에서도 긍정적 영향을 미친다는 연구가 존재한다(한경혜·김진희, 2003).

Ruderman 외(2002)의 연구에서 여성관리자의 다수는 자신이 누군가의 엄마가 된 것이 자신의 일에서 관리자로서 더 우수한 역할을 수행할 수 있도록 만들었다고 응답했으며, Greenhaus 외(2003)의 연구에서는 배우자(남편)의 지원을 받는 여성 간부들이 그렇지 않은 여성 간부들보다 경력 성취도가 높은 것으로 나타났다. 여성의 경력 성공에 일-가정 관계가 중요한 영향요인인 것은 부인할 수 없으나 반드시 그 영향이 부정적으로 나타난다고는 단정하기 어렵다.

기존의 연구는 여성의 일-가정 전이를 부정적 전이 혹은 긍정적 전이 두 유형 중 한 유형에 국한하여 분석한 경우가 많았고, 다수의 연구가 부정적 전이에 집중하는 경향이 있었다. Grazywacz & Marks(2000)에 따르면 일-가정 전이는 방향과 내용의 두 차원에 따라 일에서 가정으로, 가정에서 일로의 긍정적 전이와 부정적 전이가 모두 일어날 수 있다. 일-가정 전이 중 부정적 전이와 관련된 영향 요인은 다수의 연구에서 확인된 반면, 긍정적 전이와 관련된 영향 요인에 대해서는 밝혀진 바가 상대적으로 적다. 이는 여성관리자의 일-가정에 관한 연구에서도 마찬가지이다. 일-가정의 긍정적 전이는 일과 가정 생활의 질적 향상에 기여하고 행복감을 높일 수 있기 때문에(Greenhaus & Powell, 2006) 일-가정 전이의 연구는 네 가지 유형을 모두 고려하여 진행되어야 하며, 관련 변인의 영향력도 일-가정 전이의 유형에 따라 어떻게 달라지는지 확인할 필요가 있다.

특히 여성관리자의 경우 여전히 성역할에 대한 고정관념, 유리천장 등 사회적으로 여성의 경력성공을 저해하는 요인이 존재함에도 불구하고, 관리직으로



진출함으로써 자신의 경력을 개발하고 있는 여성들이다. 따라서 관리직 여성들의 특성을 구명하는 연구는 여성인력의 관리, 활용 그리고 개발의 관점에서 중요하다. 상위직에 진출한 여성은 조직 내 각종 의사결정에 영향력을 발휘할 뿐 아니라 금전적인 혜택을 누리게 되므로, 여성의 관리직 진출 그 자체가 여성의 경제적 지위를 향상시키는 효과를 가져온다. 여성의 관리직 진출은 기업의 경쟁력 제고라는 측면에서 뿐만 아니라 여성 경제적인 지위향상이라는 측면에서 상당히 중요한 의미를 가지며, 직업세계에서 실제적 양성평등의 촉진이라는 관점에서 의의가 있다.

이러한 필요성에 따라, 이 연구는 한국여성정책연구원에서 조사한 제 6차 (2016) 『여성관리자패널조사』자료를 바탕으로 여성관리자를 일-가정 전이의 유형에 따라 분류하고, 관련 변인과 일-가정 전이 유형간의 영향관계를 분석하였다. 이 연구는 선행연구가 일-가정 전이의 수준 및 영향관계를 구명한 것에서 더 나아가 유형화 연구를 통해 개인의 일-가정 전이에 대한 다차원적인 특성을 구명한다는 점에서 선행연구와 차별된다. 또한 실천적으로는 여성관리자의 일-가정 양립 지원을 위한 정책 수립과 실행에 활용될 수 있으며, 여성의 경력에서 가정의 역할에 대한 인식 변화에 기여할 수 있다는 점에서 의의가 있다.

## II. 이론적 배경

### 1. 일-가정 전이 개념 및 이론

1980년대 이후 여성의 노동시장 참여와 사회진출이 확대되면서 일과 가정의 관계에 대한 새로운 관점이 대두되었으며, 이러한 관점에 따라 여성의 일-가정 관계에 관한 연구가 활발하게 수행되어 왔다. 일반적으로 일과 가정의 관계는 분리이론, 보상이론, 전이이론으로 설명된다(Lambert, 1990).

분리이론은 직장과 가정을 서로 영향을 받지 않는 완전하게 분리된 영역이라고 보는 관점이다(Stains, 1980). 분리이론에 의하면 직장 and 가정의 환경은 뚜렷이 구분되므로 상호관련성이 없다. 그러나 여성의 노동시장 진출이 활발해지면서 분리이론은 설득력을 잃어가고 있다(송다영·장수정·김은지, 2010; 안은정, 2013; Reppetti, 1989).

보상이론은 한 영역에서 잃게 되는 것을 다른 영역에서 얻음으로써 이를 보

상하고자 한다는 관점이다. 보상이론에 따르면 일과 가정 사이에는 역의 관계가 성립하며, 한 영역에서의 불만족을 다른 영역에서의 만족을 통해 보상하려 노력한다고 보았다. 보상이론은 일과 가정의 두 영역이 서로 부(-)적인 상관관계를 가지고 있기 때문에(Greenglass, Burke, 1988) 일과 가정 사이에는 대조적인 경향이 있다고 설명한다. 보상이론은 분리이론과 비교하여 일과 가정의 상호작용을 가정하고, 이에 따른 영향관계를 설명하고자 했다는 점에서 의의가 있다. 그러나 일과 가정의 두 영역이 언제나 서로 부(-)적인 상관관계를 갖는 것은 아니며, 한 영역에서 불만족할 때 그러한 불만족이 다른 영역에도 부정적인 영향을 미친다는 실증 연구의 결과(김성경, 2011; 김효선·차운아, 2009; 장윤옥·정서린, 2016; 최보라, 2014)는 보상이론의 한계를 보여준다.

전이이론은 직장와 가정의 두 영역이 분리된 것이 아니라 서로 상호작용한다는 관점이다(Reppetti, 1989). 전이이론은 분리이론이나 보상이론과 달리 일과 가정 간의 상호작용을 중시하며, 한 영역에서의 역할 긴장이나 만족이 다른 영역에서의 역할 긴장이나 만족으로 심리적 이월현상이 일어난다고 설명한다(Greenhaus, Beutell, 1985). 일이 가정에, 가정이 일에 서로 영향을 준다는 것이다. 전이이론은 일과 가정의 영역에서 나타나는 상반된 양상에 초점을 둔 보상이론과 달리, 일과 가정이 서로 밀접한 영향을 주고 있음을 강조한다.

전이이론은 전이의 방향성의 측면에서 일에서 가정으로, 가정에서 일으로 전이의 양방향성을 모두 고려하고, 전이의 내용 측면에서 부정적 전이와 긍정적 전이 모두를 고려한다. 최근 연구에서 일과 가정의 관계는 주로 전이이론에 터하여 설명되는 경향이 있는데, 이는 일과 가정의 영역이 서로 독립된 영역이지만 서로 영향을 주고받을 수 있다는 점을 강조하기 때문이다(김효선·차운아, 2010). 따라서 전이이론은 일과 가정의 관계에 대한 통합적 접근을 가능하게 하고, 일과 가정 사이의 상호작용을 파악하는데 유용한 관점이다.

따라서 일-가정 전이의 개념은 일-가정 관계에 대한 전이이론을 기반으로 일과 가정 중 한 영역에서의 역할로 인해 발생하는 정서, 행동, 태도 등이 다른 한 영역의 정서, 행동, 태도 등에 영향을 주는 것으로 설명할 수 있다. 일-가정 전이는 일에서 가정으로의 긍정적 전이와 부정적 전이, 가정에서 일로의 긍정적 전이와 부정적 전이 모두를 포괄하는 개념이다. 일-가정 전이에 관한 연구에서 일-가정 전이는 일-가족 전이, 직장-가정 전이, 직장-가족생활 전이 등 다양한 용어로 사용되고 있으나, 일-가정 관계에 대한 전이이론에 입각하여 일과 가정의 상호영향 관계를 설명하고 있다는 공통점이 있다(김성경, 2011; 김현동 2015; 김효선·차운아, 2009; 손영미, 박정열, 2013; 장윤옥·정서린, 2016; 장진경·전종미, 2015; 진미정, 2015; 최보라, 2014; Demerouti,

Geurts and Kompier, 2004; Greenhaus, Powell, 2006).

일-가정 전이 유형은 전이의 '내용'에 따라 부정적 전이(negative spillover)와 긍정적 전이(positive spillover)로 구분되고(Grazywacz, Marks, 2000), 전이의 '방향'에 따라 일에서 가정, 가정에서 일의 두 가지 방향으로 구분된다. Grazywacz & Marks(2000)는 전이의 내용과 방향 두 차원을 고려하여 ① 일에서 가정으로의 부정적 전이, ② 일에서 가정으로의 긍정적 전이, ③ 가정에서 일로의 부정적 전이, ④ 가정에서 일로의 긍정적 전이의 총 네 가지로 일-가정 전이 유형을 분류하였다. 그리고 요인분석을 통해 이 네 요인은 구별되는 차원임을 밝혔다.

Wadsworth & Owens(2007)는 전이의 내용과 방향을 고려하되, 부정적 전이를 '방해(interference)', 긍정적 전이를 '도움(enhancement)'이라는 개념을 적용하여 일-가정 전이 유형을 분류하였다. 네 가지 일-가정 전이 유형은 ① 일의 가정 방해(Work Interference with Family), ② 가정의 일 방해(Family Interference with Work), ③ 일의 가정 도움(Work Enhancement with Family), ④ 가정의 일 도움(Family Enhancement with Work)이다.

정책적 관점에서 이러한 여성의 긍정적인 일-가정 전이를 촉진하기 위해 진행되고 있는 정책을 살펴보면, 대표적으로 가족친화사업이 있다. 가족친화사업은 여성 근로자가 일과 가정생활을 병행할 수 있도록 다양한 일-가정 양립 제도를 지원하는 것으로 여성가족부와 한국건강가족진흥원 등이 주도적으로 시행하고 있다. 가족친화문화 조성을 위해 기업 인증, 컨설팅 및 직장 교육이 시행되고 있으며, 기업 인증을 통해 금융 및 정부 사업 수행시 가산점을 제공한다. 이외에도 여성인재 아카데미 사업을 통해 여성 근로자의 역량 강화 교육을 지원하고 있으며, 서울시는 자체적으로 일·생활균형 지원센터를 통해 일-가정 양립을 지원하고 있다.

## 2. 일-가정 전이 관련 선행연구

일-가정 전이와 관련된 선행연구들은 주로 일-가정 전이에 미치는 영향 변인을 탐색하거나 일-가정 전이의 특정 유형에 대한 관계를 분석하는 연구가 수행되었다. 선행연구 결과를 종합해보면 일-가정 전이에 미치는 영향 요인을 크게 개인, 가정, 직장 요인으로 구분할 수 있는데, 우선 개인 차원에서는 연령, 교육수준, 소득, 건강, 네트워크, 여가활동, 성역할, 가치관, 자기효능감, 경력계획, 결혼생활만족도 등의 변인이 있었다. 최화영, 정철영(2014)에 따라

면 연령, 교육수준, 소득, 건강, 성역할가치관, 결혼생활만족도는 일-가정의 긍정적 전이와 유의미한 관계가 있었으며, 이 중에서 일 → 가정, 가정 → 일로의 전이 두 방향 모두에서 정적인 효과를 나타낸 변인은 소득, 건강이었다. 그리고 연령은 일에서 가정으로의 긍정적 전이에서 상반되는 연구결과가 보고되고 있다. 반대로 일-가정의 부정적 전이와 관련된 변인으로는 교육수준, 소득, 건강, 성역할, 자기효능감 등이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 개인의 경력 태도 및 전망과 일-가정 전이의 관계에 대한 연구도 일부 수행되었는데 곽현주, 최은영(2014)은 일-가정 전이가 여성관리자의 경력전망과 경력관리 행동에 미치는 영향에 관한 연구에서 일-가정 전이의 결과요인으로 경력전망과 경력관리 행동을 제시하였으며, 김강호(2015)는 여성관리자의 경력목표 변화를 유형화하고, 개인수준 변인이 일-가정 정적전이와 가정-일로의 정적전이가 영향을 미친다는 점을 확인하였다.

일-가정 전이와 관계가 있는 가정 요인으로는 가사노동시간, 배우자 고용상태, 배우자 소득, 배우자 가사 참여 정도, 자녀 수, 부모 및 가족 지원 등이 있으며, 일-가정의 긍정적 전이에 유의미한 영향을 미치는 변인으로 배우자 가사 참여 정도, 소득, 자녀 수, 배우자 지원이 있었다. 반면 부정적 전이와 관련 있는 변인은 배우자 역할 갈등, 자녀 수, 가사 노동시간으로 나타났다(최화영, 정철영, 2014). 김효선, 차운아(2009)의 연구에서도 가족의 지원이 적을수록 여성의 경력에 부정적인 영향을 미친다는 결과를 제시하였다.

일-가정 전이 연구에서 가장 많이 수행된 연구는 일-가정 전이와 직장 요인 간의 관계이다. 이는 일-가정 양립을 위해서는 직장 차원의 제도적, 사회적 지원이 중요하다는 관점을 반영한 것을 볼 수 있다. 특히 정부의 일-가정 양립 지원 정책이 실시된 이후 일-가정 양립을 위한 직장 차원의 변인에 관한 연구가 매우 활발하게 수행되고 있다. 또한 여성인력의 개발과 활용이라는 관점에서 HRD와 진로지도 및 경력개발 분야에서도 직장 요인은 중요하게 다루어져 왔다.

일-가정에 영향을 미치는 직장 요인은 정규직, 직장경력, 직무과부하, 평균 근무시간, 직업안정성, 직무자율성, 직무적합성, 직무만족도, 발전 가능성, 상사의 지원, 상사-부하 교환관계, 조직복지지원, 직장 내 평등, 가족친화적 조직문화, 출산휴가 및 육아휴직 이용 용이성 등이 있다.

구체적으로 권태희(2010)는 유연근로가 여성관리자의 직장-가정양립에 미치는 효과를 검증하였고, 김현동(2015)도 여성관리자의 경력목표, 유연근무제도 수요와 일-가정 전이의 관계에 관해 연구하였다. 김은주, 한인수(2015)는 여성관리자의 일-가정 상호관계와 조직성과의 관계에 관한 연구에서 일-가정

상호관계의 결과요인으로 직무만족과 조직몰입이 유의미한 관계에 있다는 점과 가족친화적 조직문화가 조절효과가 있음을 밝혔다. 또한, 김현동(2015)은 멘토링 기능이 여성관리자의 직장-가정생활의 부정적 상호전이과정에 미치는 영향을 밝히기도 하였다.

선행연구를 종합한 결과 여성관리자의 일-가정 전이 관련 변인은 일-가정 전이 관련 변인과 마찬가지로 개인, 직장, 직장 요인 차원에서 제시되고 있다는 특징이 있다. 선행연구에서는 일-가정 전이의 내용과 방향에 기초하여 다양한 연구를 수행하였으나(Sumer, Knight, 2001), 전이 내용 및 방향을 유형화하여, 개인이 인식하는 일-가정 전이의 다차원적인 특징을 나타내는 연구는 거의 수행되지 않았다. 따라서 이 연구는 일-가정 전이의 방향과 내용의 4가지 기준을 활용하여 개인의 일-가정 전이 특징을 나타내는 유형을 도출하고 유형별 일반적 특성의 차이와 다항로지스틱 분석을 활용하여 이상적인 일-가정 전이 집단으로의 이행을 촉진하기 위한 변인들을 탐색하였다.

### Ⅲ. 연구방법과 연구모형

#### 1. 연구대상 및 자료

이 연구의 대상은 국내 여성관리자이다. 연구대상과 관련된 자료 수집을 위해 연구 수행 당시 배포된 한국여성정책연구원의 2016년 『여성관리자패널』을 활용하였다.

구체적인 분석 대상은 6차(2016) 여성관리자 조사의 응답자 중 기혼 여성관리자로 한정하였으며, 여성관리자패널에서 여성관리자는 대리급 이상의 직위에 종사하는 여성 근로자로 규정하고 있다. 전체 표본에서 미혼인 여성과 결측치를 제외한 총 1,101명을 최종적으로 분석에 사용하였다.

〈표 1〉은 본 연구의 표본을 대상으로 개인, 가정, 직장 변인들의 인구통계학적 특성을 분석한 결과이다. 먼저 연령 분포를 확인한 결과 35세 미만이 56명(5.1%), 35세 이상 40세 미만이 283명(25.7%), 40세 이상 45세 미만이 403명(36.6%), 50세 이상이 105명(9.5%)으로 주로 35세 이상 50세 미만의 연령대에 속하는 것으로 나타났다. 학력은 고졸 89명(8.1%), 전문대졸 151명(13.7%), 대졸 이상 861명(78.2%)으로 대졸 이상의 학력을 가진 응답자가 대부분을 차지하고 있었다. 자녀가 있는 표본은 980명(11.0%), 없는 표본은

121명(11.0%), 맞벌이를 하는 표본은 1,047명(95.1%), 하지 않는 표본은 54명(4.9%)였다. 소속된 기업의 규모를 살펴보면, 종사자 수 100명 미만이 84명(7.6%), 100명 이상 300명 미만이 220명(20.0%), 300명 이상 1,000명 미만이 282명(25.6%), 1,000명 이상이 515명(46.8%)으로 1,000명 이상 대기업 종사자의 비율이 높았다. 여성관리자패널에서는 초기 100인 이상 기업 대상 근로자를 대상으로 조사를 수행했으나 6차 조사 당시 기업 규모가 축소되었을 가능성 등이 있으며, 응답된 자료 그대로를 활용하였다.

업종의 분포를 살펴보면 제조 180명(16.3%), 건설 17명(1.5%), 유통 92명(8.4%), 숙박음식 4명(0.4%), 금융/부동산 294명(26.7%), 출판/전문과학/사업서비스 272명(24.7%), 공공행정 120명(10.9%), 교육서비스 43명(3.9%), 보건복지 68명(6.2%), 예술/협회 11명(1.0%)으로 금융/부동산 종사자의 비율이 가장 높았으며, 다음으로 출판/전문과학/사업서비스, 제조업의 비중이 높은 것으로 나타났다. 또한 직장보육시설이 있는 경우 713명(68.4%), 없는 경우 329명(31.6%), 차별경험이 있는 경우 496명(45.0%), 없는 경우 605명(55.0%), 경력개발활동을 수행하는 경우 518명(47.0%), 아닌 경우 583명(53.0%), 멘토가 존재하는 경우 732명(66.5%), 없는 경우 369명(33.5%)이었다.

〈표 1〉 연구 대상의 일반적 특성

	변인	빈도(명)	백분율(%)
연령	35세 미만	56	5.1
	35세 이상 40세 미만	283	25.7
	40세 이상 45세 미만	403	36.6
	45세 이상 50세 미만	254	23.1
	50세 이상	105	9.5
학력	고졸	89	8.1
	전문대졸	151	13.7
	대졸 이상	861	78.2
자녀여부	있음	980	89.0
	없음	121	11.0
맞벌이여부	예	1,047	95.1
	아니오	54	4.9
기업규모	100명 미만	84	7.6
	100명 이상 300명 미만	220	20.0
	300명 이상 1,000명 미만	282	25.6
	1,000명 이상	515	46.8

	변인	빈도(명)	백분율(%)
업종	제조	180	16.3
	건설	17	1.5
	유통	92	8.4
	숙박음식	4	0.4
	금융/부동산	294	26.7
	출판/전문과학/사업서비스	272	24.7
	공공행정	120	10.9
	교육 서비스	43	3.9
	보건복지	68	6.2
	예술/협회	11	1.0
직장 보육시설	있음	713	68.4
	없음	329	31.6
직장 차별경험	있음	496	45.0
	없음	605	55.0
경력 개발활동	예	518	47.0
	아니오	583	53.0
멘토여부	예	732	66.5
	아니오	369	33.5

## 2. 측정 도구

일-가정 전이를 측정하는 분석지표는 일-가정 전이 방향과 내용을 측정하는 문항으로 구성하였다. 이 연구에서는 Grazywacz & Marks(2000)가 분류한 일-가정 전이 분류를 참고하여 패널 조사 문항을 ① 일에서 가정으로의 긍정적 전이 ② 가정에서 일로의 긍정적 전이 ③ 일에서 가정으로의 부정적 전이 ④ 가정에서 일로의 부정적 전이로 구분한 곽현주, 최은영(2014), 김효선·차운아(2010) 등의 연구를 참고하여 전이 방향과 내용에 차이를 나타낼 수 있도록 구분하였다.

일-가정 전이 관련 변인은 선행연구 고찰 결과를 바탕으로 본 연구에서는 개인 및 가족 관련 변인, 직장 관련 변인의 두 차원으로 구성하였다. 개인 및 가족 관련 변인은 연령, 학력, 자녀 여부, 맞벌이 여부, 개인 역량, 가족지지이다. 직장 관련 변인은 기업규모, 직장 내 보육시설 여부, 경력개발활동 여부, 교육훈련 여부, 멘토 여부, 차별 여부, 직장만족도, 경력만족도, 경력전망, 인사관리 적절성, 월 평균 임금, 직무 스트레스, 조직분위기이다.

〈표 2〉 측정도구

구분			문항번호*	문항 수
일-가정 전이 구분	일-가정 긍정적 전이		B16_d16a2, 3	2
	일-가정 부정적 전이		B16_d16a4, 5, 10, 11	4
	가정-일 긍정적 전이		B16_d17a1, 2	2
	가정-일 부정적 전이		B16_d17a4, 5, 6	3
일-가정 전이 관련 변인	개인 및 가족 관련 변인	연령	B16_age	1
		학력	B16_c2	1
		자녀 여부	B16_d11	1
		맞벌이 여부	B16_d4	1
		가족지지	B16_d17a7 ~ 11	5
	직업 관련 변인	기업규모	B16_size	1
		직장 내 보육시설 여부	B16_b29a16	1
		개인직무역량	B16_b9a2, 3, 4, 8, 9, 10	6
		리더십 역량	B16_b9b1 ~ 10	10
		경력개발활동 여부	B16_c8b1 ~ 6	6
		교육훈련 여부	B16_c4	1
		멘토 여부	B16_b10	1
		직장 내 차별 경험 여부	B16_b19a1 ~ 5	5
		직장만족도	B16_a2a1 ~ 6	6
		경력만족도	B16_b13	1
		월 평균 임금	B16_b26	1
		직무 스트레스	B16_b17a1 ~ 11	11
		여성인력 중시	B16_b12a1, 2	2

\* 문항번호는 근속자 코드 기준이며, 전직자의 경우 근속자 코드와 동일한 코드를 활용하여 분석함

### 3. 분석 방법

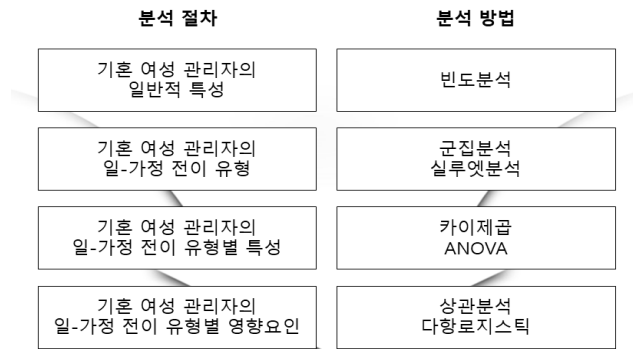
연구문제를 검증하기 위해 이 연구에서는 먼저 계층적, 비계층적(K-mean) 군집분석을 사용하여 긍정적인 일-가정 전이 수준, 부정적인 일-가정 전이 수준, 긍정적인 가정-일 전이 수준, 부정적인 가정-일 전이 수준에 따른 군집을 도출하였다. 적절한 군집 수를 도출하기 위해 계층적 군집분석의 군집화 일정표 계수의 스크리차트와 덴드로그램 분석을 통해 최적의 군집 수를 도출하였으며, 이를 바탕으로 비계층적 군집분석인 K-mean 군집분석을 실시하여 계층적 군집분석에 도출된 군집 수가 정확하게 군집을 분류하는지 확인하였다. 군집 분류의 정확성은 기준변인들의 일원분산분석 결과와 군집별 표본 비율,



그리고 군집분류의 정확성을 검토하고자 실루엣 분석을 실시하여 타당성을 확보하였다.

이후 각 군집의 특성을 확인하기 위해 선행연구를 바탕으로 도출된, 개인 및 가정 차원의 변인과 직업 관련 변인들의 차이분석을 실시하였다. 차이분석은 명목형 변인의 경우 카이제곱 검정을 활용하였으며, 연속형 변인의 경우 일원분산분석을 사용하여 집단 간 변인의 분포 또는 평균차이가 유의미한지 분석하였다. 다음으로 실제 이러한 군집들에 영향을 미치는 변인을 확인하기 위해 차이검증에서 유의미한 결과를 나타낸 변인들을 중심으로 다항 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

분석프로그램은 SPSS essential for R을 사용하였으며, 이를 통해 기술통계, 차이분석, 다항로지스틱 분석, 계층적, 비계층적 군집분석 및 실루엣 분석 등의 방법을 활용하였다.



[그림 1] 분석 틀

## IV. 연구결과

### 1. 일-가정 전이 유형에 따른 집단 분류

일-가정 전이 유형에 따른 집단을 분류하기 위해 긍정적인 일-가정 전이 수준, 부정적인 일-가정 전이 수준, 긍정적인 가정-일 전이 수준, 부정적인 가정-일 전이 수준 4개 기준을 활용하여 군집분석을 실시하였다. 군집의 적절한 수를 확인하기 위해 먼저 탐색적 군집분석 방법인 계층적 군집분석을 실시하

여, 군집화 일정표, 스크리차트를 분석하였다. 분석방법은 제곱 유클리디안 거리를 활용한 중심값 군집화 방법을 사용하였다.

군집화 일정표의 계수를 바탕으로 스크리차트를 도출한 결과 총 1,100번째 단계 중 1,097번째 단계에서 계수의 증가폭이 크게 증가하는 것으로 나타났으며, 결과적으로 스크리차트 분석을 통해서는 기혼 여성관리자의 긍정적인 일-가정 전이 수준, 부정적인 일-가정 전이 수준, 긍정적인 가정-일 전이 수준, 부정적인 가정-일 전이 수준에 따른 군집은 4개인 것으로 분석되었다.

계층적 군집분석의 분류 정확성을 확인하기 위해 비계층적 군집분석 방법인 K-mean 군집분석 방법과 실루엣 분석을 활용하여 군집의 타당성을 확인하였다. 군집 수를 4개로 지정하고 K-mean 군집분석을 실시한 결과 군집1에서는 243명(22.1%)의 표본이 할당되었으며, 군집2는 287명(26.1%), 군집3은 312명(28.3%), 군집4는 259명(23.5%)의 표본이 할당되어 전체적으로 군집 간 표본비율이 고르게 분포되어 있는 것으로 확인되었다.

실제 분류된 군집에 따라 기준변인이 유의미하게 차이가 나는지 ANOVA 분석을 실시한 결과 기준 변인으로 사용한 긍정적인 일-가정 정적 전이 수준, 일-가정 부적 전이 수준, 가정-일 정적 전이 수준, 가정-일 부적 전이 수준의 군집 간 차이가 유의미하게 존재하는 것으로 나타나 군집의 분류가 적절하게 이루어진 것으로 나타났다(〈표 3〉 참조).

또한 실루엣 기법을 사용하여 K-mean 군집분석이 적절하게 이루어졌는지 평가했다. 실루엣은 -1에서 1사이의 값을 가지는데 1에 가까울수록 분류가 올바르게 이루어졌다고 해석하며, -1에 가까울수록 군집 분류가 부적절하게 이루어졌다고 판단한다. 군집분석을 통해 도출된 3개 집단에 대해 실루엣 분석을 실시한 결과 모든 군집에서 대부분 0 이상의 실루엣 값을 가지는 것으로 나타나 군집이 적절하게 분류되었다고 판단할 수 있다.

다음으로 각 군집의 개별적인 특성을 함께 고려하여 군집을 명명하였다. 먼저 군집1은 긍정적 일-가정 전이 수준이 3.80, 부정적 일-기장 전이 수준이 2.10, 긍정적 가정-일 전이 수준이 3.05, 부정적 가정-일 전이 수준이 2.21로 나타났다. 군집1은 일에서 가정으로, 가정에서 일로 부정적인 전이 수준이 낮지만 상대적으로 다른 집단에 비해 긍정적 일-가정 전이와 긍정적 가정-일 전이 수준이 높지 않다는 특징이 있다. 구체적으로 군집1에 속한 여성 관리자들은 일과 가정에서 발생하는 부정적인 경험과 사건이 가정과 직장에 영향을 미치지 않는 편이지만, 상대적으로 다른 집단에 비해 일과 가정에서 발생한 긍정적인 경험과 역할 수행이 가정과 직장에 활발하게 전이되지는 않는다.

특히 군집3과 비교해보면, 군집3은 일과 가정 사이에 부정적인 전이 수준이

모두 낮으면서 동시에 일에서 가정으로의 긍정적인 전이와 가정에서 일로의 긍정적인 전이가 모두 높게 나타나는 이상적인 형태인 반면 군집1은 일-가정, 가정-일 사이의 긍정적인 전이가 상대적으로 낮다는 점을 확인할 수 있다. 따라서 이 연구에서는 군집1을 ‘긍정적 전이 촉진 필요형’으로 명명하였다.

다음으로 군집2의 경우 긍정적 일-가정 전이수준이 4.23, 부정적 일-직장 전이수준 2.88, 긍정적 가정-일 전이수준 4.07, 부정적 가정-일 전이수준 3.65였다. 전반적으로 일과 가정 사이에서 긍정적인 전이가 양방향으로 활발하게 이루어진다는 점에서 이상적인 전이 형태에 가깝지만, 상대적으로 다른 집단에 비해 일과 가정 사이에 부정적인 전이가 높게 이루어진다는 점이 특징이다. 일에서 가정으로의 부정적 전이의 경우 2.88로 절대적인 수치는 높은 편은 아니지만 상대적으로 군집1과 군집3에 비해 그 수준이 높고, 가정에서 일로의 부정적 전이 수준은 3.65로 다른 집단에 비해 가장 높았다. 결과적으로 이 집단은 일과 가정 사이에 긍정적인 전이는 서로 활발하게 이루어지고 있으나 일과 가정에서 발생한 부정적인 경험과 사건이 가정과 직장에 상대적으로 영향을 강하게 미친다는 점에서 ‘부정적 전이 감소 필요형’으로 명명하였다.

군집3의 경우 긍정적 일-가정 전이수준이 4.49, 부정적 일-직장 전이수준 2.23, 긍정적 가정-일 전이수준 4.39, 부정적 가정-일 전이수준 2.03이었다. 군집3은 일과 가정 사이에 긍정적인 전이 수준이 모두 높고 부정적인 전이 수준이 낮아 긍정적인 선순환 구조를 가지고 있었는데 일과 가정의 전이 관계에서 부정적인 영향은 최소화하고 일과 가정 각각의 역할을 수행함으로써 긍정적인 전이를 최대화 하는 특징을 나타냈다. 예를 들어 군집3에 포함되는 여성관리자는 직장에서의 긍정적인 경험 또는 역할 수행이 가정생활에 긍정적으로 작용하는 반면 직장에서의 부정적인 경험 또는 역할 수행은 가정생활에 부정적인 영향을 미치지 않는다. 역으로 가정에서 발생한 긍정적인 경험과 역할수행은 직장생활에 긍정적인 전이가 활발하게 이루어지는 반면, 가정에서 발생한 부정적인 경험은 직장생활에 크게 영향을 미치지 않는 이상적인 일-가정 관계를 맺고 있음을 확인할 수 있다. 따라서 이 연구에서는 군집3을 ‘이상적 일-가정 전이형’으로 명명하였다.

마지막으로 군집4의 경우 긍정적 일-가정 전이 수준이 3.08, 부정적 일-직장 전이 수준 3.04, 긍정적 가정-일 전이 수준 3.23, 부정적 가정-일 전이 수준 3.21이었다. 군집4는 전반적으로 일과 가정 사이에 긍정적 전이와 부정적 전이가 보통 수준에서 큰 편차 없이 이루어지기 때문에 이 연구에서는 ‘긍정-부정 전이 중간형’으로 명명하였다.

〈표 3〉 군집별 기준 변인의 평균 및 차이검증 결과

구분	긍정적 전이 촉진 필요형	부정적 전이 감소 필요형	이상적 일-가정 전이형	긍정-부정 전이 중간형	F
긍정적 일-가정전이	3.80	4.23	4.49	3.08	338.071***
부정적 일-가정전이	2.10	2.88	2.23	3.04	148.180***
긍정적 가정-일전이	3.05	4.07	4.39	3.23	419.432***
부정적 가정-일전이	2.21	3.65	2.03	3.21	489.803***

\*\*\* P<0.001

## 2. 일-가정 전이 유형에 따른 집단별 특성

군집분석을 통해 도출된 4개 집단에 개인, 직업 차원에서 차이가 존재하는지 파악하기 위해 차이분석을 실시하였다. 개인 변인으로는 연령, 학력, 자녀 여부, 맞벌이 여부, 가족지지에 대해 집단별 차이를 확인하였으며, 직장 관련 변인으로는 기업규모, 직장내 보육시설 여부, 경력개발활동 여부, 개인직무역량, 리더십 역량, 멘토 여부, 차별 여부, 직장만족도, 경력만족도, 임금, 직무스트레스, 기업의 여성인력중시 경향을 분석하였다.

### 1) 개인 및 가족 관련 변인 차이분석 결과

개인 및 가족과 관련된 명목형 변인의 집단간 차이를 확인하기 위해 카이제곱 검증을 실시한 결과 연령과 자녀여부 변인에서 집단간 분포 차이가 존재하였다. 연령의 경우 ‘이상적 일-가정 전이형’에서 35세 미만과 45세 이상 비율이 다른 집단에 비해 높았으며, ‘부정적 전이 감소 필요형’과 ‘긍정-부정 전이 중간형’의 경우 40세 이상 45세 미만 비율이 가장 높았다.

자녀 여부의 경우 상대적으로 ‘부정적 전이 감소 필요형’과 ‘긍정-부정 전이 중간형’ 집단에서 자녀를 가지고 있는 비율이 높았으며, 학력과 맞벌이 여부는 집단 간 유의미한 차이가 존재하지 않았으나 전반적으로 모든 집단에서 대졸 이상이 80%에 가까운 비율을 차지하고 있었고 맞벌이 여부에서도 90%가 넘는 응답자가 배우자가 경제활동을 하고 있는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 개인 및 가족 관련 명목형 변인 차이검증 결과

구분		긍정적 전이 촉진 필요형	부정적 전이 감소 필요형	이상적 일-가정 전이형	긍정-부정 전이 중간형	$\chi^2$
연령	35세미만	9 (3.7%)	11 (3.8%)	22 (7.1%)	14 (5.4%)	37.560 ***
	35~40세	72 (29.6%)	75 (26.1%)	70 (22.4%)	66 (25.5%)	
	40~45세	81 (33.3%)	119 (41.5%)	93 (29.8%)	110 (42.5%)	
	45~50세	49 (20.2%)	60 (20.9%)	86 (27.6%)	59 (22.8%)	
	50세이상	32 (13.2%)	22 (7.7%)	41 (13.1%)	10 (3.9%)	
학력	고졸	25 (10.3%)	17 (5.9%)	26 (8.3%)	21 (8.1%)	5.371
	전문대졸	38 (15.6%)	42 (14.6%)	38 (12.2%)	33 (12.7%)	
	대졸이상	180 (74.1%)	228 (79.4%)	248 (79.5%)	205 (79.2%)	
자녀 여부	없음	45 (18.5%)	17 (5.9%)	45 (14.4%)	14 (5.4%)	33.628***
	있음	198 (81.5%)	270 (94.1%)	267 (85.6%)	245 (94.6%)	
맞벌이 여부	아니오	13 (5.3%)	8 (2.8%)	22 (7.1%)	11 (4.2%)	6.184
	예	230 (94.7%)	279 (97.2%)	290 (92.9%)	248 (95.8%)	

주) \*  $p<0.05$ , \*\*  $p<0.01$ , \*\*\*  $p<0.001$

개인 및 가족과 관련된 연속형 변인의 집단간 차이를 확인하기 위해 가족지지 변인에 대해 ANOVA 분석을 실시한 결과 ‘이상적 일-가정 전이형’의 가족지지 수준이 가장 높은 편이었으며, 상대적으로 부정적 전이 수준이 높은 ‘부정적 전이 감소 필요형’과 ‘긍정-부정 전이 중간형’의 가족지지 수준이 낮았다. 사후검증 결과 ‘긍정적 전이 촉진 필요형’과 ‘부정적 전이 감소 필요형’의 가족지지 수준이 ‘이상적 일-가정 전이형’ 보다 유의미하게 낮았으나 ‘긍정-부정 전이 중간형’보다 높았다.

〈표 5〉 집단별 가족지지 차이분석 결과

구분	긍정적 전이 촉진 필요형	부정적 전이 감소 필요형	이상적 일-가정 전이형	긍정-부정 전이 중간형	F	scheffe
평균	3.74	3.64	4.12	3.36	67.008 ***	c > a > d c > b > d
표준편차	0.678	0.682	0.591	0.662		

주1) 긍정적 일→가정 전이 우세형(a), 부정적 전이 감소 필요형(b), 이상적 일-가정 전이형(c), 긍정-부정 전이 중간형(d)

주2) \*  $p<0.05$ , \*\*  $p<0.01$ , \*\*\*  $p<0.001$

## 2) 직장 관련 변인 차이분석 결과

직장과 관련된 명목형 변인의 집단간 차이를 확인하기 위해 카이제곱 검증을 실시한 결과 기업규모, 직장보육시설 여부, 경력개발활동 여부, 멘토 여부, 직장차별경험 변인에서 집단간 분포 차이가 존재하였다. 기업규모의 경우 ‘긍정적 전이 촉진 필요형’에서 다른 집단에 비해 300명 미만 중소기업의 비율이 높았으며, 직장보육시설 여부에서도 ‘긍정적 전이 촉진 필요형’에서 보육시설이 존재하지 않는다는 비율이 더 높았다. 경력개발활동 여부와 멘토 여부 변인에서는 상대적으로 ‘이상적 일-가정 전이형’과 ‘부정적 전이 감소 필요형’에서 경력개발활동에 참여한다는 비율과 멘토가 존재한다는 비율이 ‘긍정적 전이 촉진 필요형’과 ‘긍정-부정 전이 중간형’에 비해 높았다. 마지막으로 직장차별경험 변인에서는 ‘부정적 전이 감소 필요형’과 ‘긍정-부정 전이 중간형’에서 차별을 경험했다는 비율이 더 높은 것으로 나타났다.

〈표 6〉 직장 관련 명목형 변인 차이검증 결과

구분		긍정적 전이 촉진 필요형	부정적 전이 감소 필요형	이상적 일-가정 전이형	긍정-부정 전이 중간형	$\chi^2$
기업 규모	100명 미만	26 (10.7%)	16 (5.6%)	27 (8.7%)	15 (5.8%)	21.971 **
	100~300명	65 (26.7%)	51 (17.8%)	51 (16.3%)	53 (20.5%)	
	300~1000명	62 (25.5%)	80 (27.9%)	75 (24.0%)	65 (25.1%)	
	1000명이상	90 (37.0%)	140 (48.8%)	159 (51.0%)	126 (48.6%)	
직장보육 시설	없음	179 (77.8%)	179 (65.3%)	197 (67.2%)	158 (64.5%)	12.573 **
	있음	51 (22.2%)	95 (34.7%)	96 (32.8%)	87 (35.5%)	
경력개발 활동	아니오	120 (49.4%)	124 (43.2%)	120 (38.5%)	132 (51.0%)	11.369 *
	예	123 (50.6%)	163 (56.8%)	192 (61.5%)	127 (49.0%)	
멘토	아니오	121 (49.8%)	114 (39.7%)	133 (42.6%)	150 (57.9%)	21.643 ***
	예	122 (50.2%)	173 (60.3%)	179 (57.4%)	109 (42.1%)	
직장 차별경험	아니오	175 (72.0%)	183 (63.8%)	222 (71.2%)	152 (58.7%)	14.411 **
	예	68 (28.0%)	104 (36.2%)	90 (28.8%)	107 (41.3%)	

주) \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

직장 관련 연속형 변인의 집단간 차이를 확인하기 위해 ANOVA 분석을 실시한 결과 월평균임금을 제외한 모든 변인에서 집단 간 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 개인 직무역량 변인에서는 ‘부정적 전이 감소 필요형’과 ‘이상적 일-가정 전이형’ 집단의 역량 수준이 ‘긍정적 전이 촉진 필요형’과 ‘긍정-부정

전이 중간형'보다 유의미하게 높았으며, 리더십 역량도 비슷한 추세를 나타냈다. 직장 만족도 및 경력 만족도 변인에서는 '이상적 일-가정 전이형'의 만족도 수준이 가장 높았으며, '긍정-부정 전이 중간형' 집단의 만족도가 가장 낮았다. 직무 스트레스와 관련하여 전반적으로 직무 스트레스 수준이 높은 편은 아니었으나 '부정적 전이 감소 필요형'과 '이상적 일-가정 전이형' 집단의 역량 수준이 '긍정적 전이 촉진 필요형'과 '긍정-부정 전이 중간형' 보다 유의미하게 높았으며, 기업의 여성중시 경향 변인에서는 '이상적 일-가정 전이형'의 수준이 다른 집단에 비해 유의미하게 높은 것으로 나타났다.

〈표 7〉 집단별 개인 역량 차이분석 결과

구분		긍정적 전이 촉진 필요형	부정적 전이 감소 필요형	이상적 일-가정 전이형	긍정-부정 전이 중간형	F	scheffe
직무 역량	평균	3.42	3.63	3.73	3.45	21.306 ***	b, c > a b, c > d
	표준 편차	.574	.539	.546	.478		
리더십 역량	평균	3.48	3.57	3.68	3.43	12.828	c > a b, c > d
	표준 편차	0.563	0.501	0.511	0.478		
직장 만족도	평균	3.64	3.60	3.79	3.36	26.440	c > a > d c > b > d
	표준 편차	0.582	0.532	0.575	0.621		
경력 만족도	평균	3.60	3.68	3.88	3.36	23.265 ***	c > a > d c > b > d
	표준 편차	0.828	0.690	0.730	0.762		
월평균 임금	평균	446.0	451.5	468.2	447.6	.534	b, c > a b, c > d
	표준 편차	324.918	236.690	173.689	165.782		
직무 스트레스	평균	2.58	2.84	2.55	2.94	40.143 ***	b, d > a b, d > c
	표준 편차	0.502	0.514	0.522	0.478		
여성 중시 경향	평균	3.04	3.04	3.34	2.86	14.743 ***	c > a, b, d
	표준 편차	0.842	0.902	0.928	0.818		

주1) 긍정적 일-가정 전이 우세형(a), 가정-일 전이 민감형(b), 이상적 일-가정 전이형(c), 긍정-부정 전이 중간형(d)

주2) \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

### 3. 일-가정 전이 유형에 따른 집단별 영향요인 분석

#### 1) 상관관계 분석

일과 가정의 전이 유형별 영향요인을 분석하기 위해 차이검증에서 유의미한 차이가 존재한 것으로 나타난 변인을 중심으로 다항로지스틱 분석을 실시하였다. 다항로지스틱 분석을 실시하기 전 변인 간 연관성을 확인하기 위해 상관분석을 실시하였으며, 상관계수는 pearson 계수를 활용하였다. 상관분석에 투입된 변인들은 모두 서로 유의미한 상관관계를 가지고 있었으며, 개인직무역량과 리더십역량을 제외하고 낮은 수준의 상관관계가 있었다. 개인직무역량과 리더십역량의 경우 상관계수가 0.698로 높은 수준의 상관관계가 있어 회귀분석시 다중공선성 문제가 제기될 수 있는 가능성이 있었다. 따라서 분산팽창계수(VIF)를 확인한 결과 VIF 값이 2이하였기 때문에 다항 로지스틱 회귀분석에 투입하였다. 전반적으로 직무스트레스 변인은 직장만족도를 비롯하여 타 변인에 부정적인 상관관계를 갖고 있었으며, 이외 변인들은 정적인 상관관계를 보였다.

〈표 8〉 상관분석 결과

구분	직장 만족도	직무 역량	리더십 역량	경력 만족도	직무 스트레스	가족 지지	여성 인력중시
직장 만족도	1	.259	.297	.446	-.492	.183	.327
직무역량	.259**	1	.698	.317	-.184	.229	.243
리더십 역량	.297**	.698**	1	.262	-.219	.218	.276
경력 만족도	.446**	.317**	.262**	1	-.372	.164	.311
직무 스트레스	-.492**	-.184**	-.219**	-.372**	1	-.146	-.247
가족지지	.183**	.229**	.218**	.164**	-.146**	1	.197
여성 인력중시	.327**	.243**	.276**	.311**	-.247**	.197**	1

주) \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$



## 2) 다항 로지스틱 분석 결과

일과 가정의 전이 유형에 대한 영향요인을 분석하기 위해 다항로지스틱 분석을 실시하였다. 분석에 투입된 변인은 개인 및 가정과 관련된 변인으로 자녀 여부, 맞벌이 여부, 가족지지를 투입하였으며, 직장 관련변인으로는 개인 직무역량, 리더십역량, 직장만족도, 경력만족도, 직무스트레스, 여성인력충시경향, 차별경험, 멘토여부, 경력개발활동 여부, 기업내 보육시설 여부를 투입하였다. 기준 집단은 일과 가정 사이에 긍정적 전이 수준이 모두 높고 부정적 수준은 낮은 '이상적 일-가정 전이형' 집단으로 설정하였다.

먼저 '이상적 일-가정 전이형' 집단을 기준으로 '긍정적 전이 촉진 필요형'에 집단 대한 다항 로지스틱 분석을 수행한 결과 가족지지와 자녀여부, 개인역량, 경력만족도가 유의미한 변인으로 확인되었다. 구체적으로 가족지지 수준이 1단위 높아질수록 '긍정적 전이 촉진 필요형'에 포함될 가능성이 0.419배로 낮아지며, 자녀가 없을 경우 '긍정적 전이 촉진 필요형'에 포함될 가능성이 1.705배 높아지는 것으로 나타났다. 직업 관련 변인에서는 개인직무역량 수준이 1단위 높아질수록 '긍정적 전이 촉진 필요형'에 포함될 가능성이 0.398배로 낮아졌으며, 경력만족도 수준이 1단위 높아질수록 '긍정적 전이 촉진 필요형'에 포함될 가능성이 0.740배로 낮아지는 것으로 나타났다. 결과적으로 '이상적 일-가정 전이형' 집단과 비교하여 상대적으로 긍정적 일-가정 전이 수준과 긍정적 가정-일 전이 수준이 낮은 '긍정적 전이 촉진 필요형'의 경우 가족에 대한 지지를 바탕으로 가정에서 일로 이어지는 긍정적인 효과를 충분히 나타내고 있지 못했으며, 스스로 인식하는 개인직무능력 부족과 낮은 경력만족 수준이 선순환적인 전이에 부정적인 영향을 끼치고 있었다.

다음으로 '이상적 일-가정 전이형' 집단을 기준으로 '부정적 전이 감소 필요형' 집단에 대한 분석을 실시한 결과 가족지지, 자녀여부, 맞벌이여부, 직무스트레스가 유의미한 변인으로 확인되었다. 구체적으로 가족지지 수준이 1단위 높아질수록 '부정적 전이 감소 필요형'에 포함될 가능성이 0.309배로 낮아지며, 자녀가 없을 경우 '부정적 전이 감소 필요형'에 포함될 가능성이 0.384배로 낮아지는 것으로 나타났다. 또한 배우자가 맞벌이를 하지 않을 경우 '부정적 전이 감소 필요형'에 포함될 가능성이 0.347배 낮아졌다. 직업관련 변수에서는 직무스트레스가 1단위 높아질수록 '부정적 전이 감소 필요형'에 포함될 가능성이 2.691배 높아지는 것으로 나타났다. 결과적으로 '부정적 전이 감소 필요형'은 일에서 가정으로의 긍정적인 전이와 가정에서 일로 긍정적인 전이가 활발하게 발생하지만 동시에 가정에서 일로 부정적인 영향을 미치는 특징

이 있음을 상기해보면, ‘이상적 일-가정 전이형’과 비교하여 가정의 부정적인 상태가 일에 영향을 미친다는 차이점을 확인할 수 있다. 따라서 가족의 지지가 높아지고 자녀가 없을수록 그리고 맞벌이 가정이 아닐수록 일과 가정 사이에 부정적 효과가 낮아진다는 사실은 가족에 대한 역할과 보육문제 및 맞벌이 가정에 대한 지원과 환경이 아직까지 많은 제약이 있음을 보여주고 있다.

마지막으로 ‘이상적 일-가정 전이형’ 집단을 기준으로 ‘긍정-부정 전이 중간형’ 집단에 대한 분석을 실시한 결과 가족지지, 자녀여부, 직장만족도, 경력만족도, 직무스트레스가 유의미한 변인으로 확인되었다. 구체적으로 가족지지 수준이 1단위 높아질수록 ‘긍정-부정 전이 중간형’에 포함될 가능성이 0.191배 낮아지며, 자녀가 없을 경우 ‘긍정-부정 전이 중간형’에 포함될 가능성이 0.359배 낮아지는 것으로 나타났다. 직업관련 변수에서는 직장만족도가 1단위 높아질수록 ‘긍정-부정 전이 중간형’에 포함될 가능성이 0.609배 낮아졌으며, 경력만족도 수준이 1단위 높아질수록 ‘긍정-부정 전이 중간형’에 포함될 가능성이 0.710배 낮아졌다. 그리고 직무스트레스가 1단위 높아질수록 ‘긍정-부정 전이 중간형’에 포함될 가능성이 2.569배 높아지는 것으로 나타났다. ‘긍정-부정 전이 중간형’의 경우 일과 가정 사이에 긍정적, 부정적 전이 수준이 모두 보통인 집단으로 이들이 이처럼 가정과 직장에서 큰 변화 없이 업무를 수행하는 이유는 직장과 경력에 대한 만족도가 ‘이상적 일-가정 전이형’에 비해 낮고 직무스트레스는 높으며, 가족에 대한 지지는 낮기 때문이라는 것을 확인할 수 있다. 즉 ‘긍정-부정 전이 중간형’이라는 것이 일과 가정에서 영향을 받지 않는 이상적인 집단이 아니라 오히려 자신의 경력과 직장에 대해 만족하지 못하고 스트레스를 받음으로써 경력에 대한 적극적인 도전이 이루어지지 않는 집단임을 다시 확인할 수 있었다.

다항 로지스틱 분석결과를 종합해보면, 가족지지는 일과 가정 사이에 선순환적인 전이 구조를 만드는데 필수적인 요인인 것으로 나타났다. 또한 직무스트레스와 경력만족도 또한 일과 가정의 관계에서 부정적인 전이를 높이거나 긍정적인 전이를 낮추는 주요한 변인이었다. 그러나 자녀여부의 경우 ‘부정적 전이 감소 필요형’과 ‘긍정-부정 전이 중간형’에서는 자녀가 없는 것이 ‘이상적 일-가정 전이형’으로 진입하는데 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나, ‘긍정적 전이 촉진 필요형’의 경우 오히려 이들 집단과 반대되는 방향성이 있음이 확인되었다. 이는 단순히 자녀가 있다는 것이 여성관리자의 경력에 부정적인 영향을 미치는 것은 아니며, 그 외 다른 제도적, 가족적 접근이 복합적으로 고려될 필요가 있음을 보여준다. 또한 직장내 경력개발활동, 멘토링, 기업내 보육시설 여부는 ‘이상적 일-가정 전이형’ 집단으로 이동하는데 유의미

한 효과가 없는 것으로 나타나 기업에서 실시되고 있는 여성의 경력을 위한 제도와 프로그램의 효과에 대한 심층적인 분석이 추가적으로 필요한 것으로 보인다.

〈표 9〉 다항로지스틱 분석 결과 종합(기준집단: 이상적 일-가정 전이형)

구분		긍정적 전이 촉진 필요형		부정적 전이 감소 필요형		긍정-부정 전이 중간형	
		B(표준오차)	Exp(B)	B(표준오차)	Exp(B)	B(표준오차)	Exp(B)
개인 및 가정 관련 변인	자녀여부	.533(.262)	1.705*	-.957(.340)	.384**	-1.024(.376)	.359**
	맞벌이 여부	-.399(.401)	.671	-1.059(.447)	.347*	-.756(.443)	.469
	가족지지	-.870(.154)	.419***	-1.175(.153)	.309***	-1.655(.167)	.191***
직업 관련 변인	보육시설 여부	.391(.217)	1.479	-.214(.198)	.807	-.380(.216)	.684
	직무역량	-.922(.245)	.398***	.031(.239)	1.032	-.327(.263)	.721
	리더십 역량	.200(.256)	1.221	-.019(.252)	.982	.017(.275)	1.017
	경력개발 활동	.054(.195)	1.055	.116(.190)	1.123	.141(.207)	1.152
	멘토여부	.003(.192)	1.003	-.321(.190)	.725	.154(.205)	1.167
	차별경험	.115(.224)	1.122	-.227(.208)	.797	-.332(.226)	.718
	직장 만족도	-.098(.202)	.906	-.058(.198)	.944	-.496(.208)	.609*
	경력 만족도	-.300(.153)	.740*	-.072(.149)	.931	-.342(.156)	.710*
	직무 스트레스	-.403(.214)	.668	.990(.213)	2.691***	.944(.235)	2.569***
	여성 인력중시	-.184(.119)	.832	-.133(.117)	.875	-.152(.130)	.859

주1) 명목형 변인의 경우 없음/아니오에 대한 통계값을 제시함.

주2) \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

## V. 결론 및 제언

### 1. 결론

연구의 결과를 바탕으로 결론을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 일과 가정의 관계에서 여성관리자는 전반적으로 일-가정, 가정-일에 대한 긍정적 전이 수준이 부정적 전이 수준보다 높은 것으로 나타났다. 이는 여성이 일에서 성공하려면 결혼, 출산, 육아 등 가정을 포기해야만 한다는 우리 사회의 일반적인 통념과는 다른 결과이자, 직무에서 얻는 성취감이 가정생활에 영향을 미쳐서 가정생활의 질을 높인다는 Steenbergen, Ellernersm Mooijaart(2007) 등의 선행연구를 지지한다. 일반적으로 여성관리자는 자신의 경력에서 일정 수준의 성공을 거둔 집단이기 때문에 이들은 다른 여성인력들의 롤모델이 될 수 있다. 여기서, 여성관리자의 일-가정 전이의 수준이 일-가정, 가정-일에서 모두 부정적 전이 보다 긍정적 전이 수준이 높게 나타났다는 점은 여성이 자신의 경력 성공을 위해서 가정을 포기해야만 하는 것을 아님을 보여준다. 오히려 여성은 가정을 통해 성공에 필요한 물리적, 심리적 지원을 제공받음으로써 자신의 일에서도 보다 높은 성취를 거두는 등 긍정적인 효과를 거둘 수 있는 가능성이 있음을 보여준다. 그러나 동시에, 여성이 성공하려면 가정의 긍정적 지지가 필요하며, 일과 가정에서의 긍정적 전이가 뒷받침된 여성이 자신의 경력에서 성공할 가능성이 높다는 사실을 확인할 수 있다.

둘째, 여성관리자를 일-가정, 가정-일의 긍정적, 부정적 전이 수준에 따라 군집분석을 실시한 결과, ‘긍정적 전이 촉진 필요형’, ‘부정적 전이 감소 필요형’, ‘이상적 일-가정 전이형’, ‘긍정-부정 전이 중간형’ 4개 유형이 도출되었다. 이 결과를 여성가족패널을 활용하여 유사하게 여성 직장인의 전이 유형을 ‘긍정-부정 전이 중간형’, ‘일-가정 고수준 전이형’, ‘일-가정 저수준 전이형’, ‘고부정-저긍정형’으로 유형화한 하여진(2017)의 연구와 비교해볼 수 있는데, 하여진(2017)의 연구에서는 일-가정의 방향성이 나타나기보다 전이 수준의 높음과 낮음의 형태로 유형이 구분되었으며, 이 연구에서 도출된 부정적 전이는 낮고 긍정적 전이는 높은 이상형이 나타나지 않았다는 것이 특징적이다.

또한 이 연구에서는 일과 가정의 관계에서 긍정적인 전이 수준이 낮고 부정적인 전이 수준이 높은 집단은 도출되지 않았는데 이는 이 연구의 대상이 여성관리자에 한정되었기 때문에 직업생활에서 일과 가정의 긍정적인 전이가 낮은 근로자들은 관리자로 진급하지 못하고 조직에서 이탈했을 가능성이 높기 때문

이라 생각된다. 따라서 여성인력의 활용과 개발 관점에서 유능한 여성인력의 이탈을 막기 위해서는 여성의 일-가정 전이의 수준을 측정하고 관리하는 것이 중요하다. 이를 위해서 여성 개인은 자신의 일과 가정의 상호 간의 관계에서 오는 영향력의 방향과 내용을 스스로 인지하고, 이를 효과적으로 관리하기 위해 노력해야 한다. 그러나 이것은 여성 개인의 노력으로만 가능한 것이 아니므로, 조직 또한 여성의 경력개발에서 일-가정 전이의 문제가 중요함을 인지하고 일-가정 양립을 적극적으로 지원해야 한다. 또한 ‘이상적 일-가정 전이형’의 여성관리자가 조직 내에서 다른 여성인력의 롤모델로서 일-가정 전이에서 자신의 성공경험을 공유하고, 일-가정 전이에 어려움을 겪고 있는 여성인력을 돕는 것이 필요하다.

셋째, 여성 관리자의 선순환적인 일-가정 전이가 이루어지기 위해서는 가족과 직장 요인이 복합적으로 작용하는 것으로 나타났다. 가족지지, 직무스트레스, 경력만족도는 선순환적인 일-가정전이의 유의미한 변인이었다. 특징적인 부분은 단순히 자녀가 존재하는지 여부가 일-가정 전이에 부정적인 효과를 미치지 않는다는 것이었다. 부정적 전이가 높은 집단에서는 자녀 여부가 부정적인 방향으로 작용하고 있었지만 긍정적 전이가 낮은 집단에서는 자녀가 오히려 이상적인 일-가정 전이가 발생하는데 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다기 때문이다. 이는 제도, 가족적 상황 등이 여성 관리자의 일-가정 전이에 차별적으로 영향을 미친다는 것을 의미한다. 단지 직장내 경력개발활동, 멘토링, 기업내 보육시설 여부가 ‘이상적 일-가정 전이형’ 집단으로 이동하는데 유의미한 효과가 없는 것으로 나타나 기업에서 실시되고 있는 여성의 경력을 위한 제도와 프로그램의 효과에 대한 심층적인 분석이 추가적으로 필요한 것으로 보인다.

## 2. 제언

### 1) 실천적 제언

첫째, 이 연구에서는 일-가정 전이 유형에 따라 여성관리자의 집단이 네 개의 집단으로 구분될 수 있음을 확인하였고, 각 집단이 관련 변인과의 관계에서 유의미한 차이가 있는 것을 확인하였다. 본 연구에서 분석한 한 집단별 관련 변인의 영향력에 대한 분석 결과를 활용하여 일-가정 전이 수준별 유형에 따라 적절한 지원 전략을 수립함으로써 긍정적 전이를 촉진하고 부정적 전이를 감소시킬 수 있다. 예를 들어 기업 내부적으로는 긍정적 전이 촉진이 요구되는

유형의 경우 경력에 대한 상담과 만족도를 높일 수 있는 접근이 필요하며, 부정적 전이 감소 필요형은 직무 스트레스를 관리할 수 있는 방안을 제공하는 쪽으로 접근할 수 있다.

둘째, 그 동안 여성은 가정의 행복을 이유로 자신의 경력을 포기하는 경우가 많았다. 그러나 연구 결과 여성이 직장에서 만족하고 경력에서 만족할수록 일-가정에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 확인했다. 따라서 여성의 경력개발 현장에서 가정의 행복을 이유로 자신의 경력을 단념하거나 경력개발을 포기하려는 여성에게 직업생활에서의 행복과 경력에서의 만족이 가정의 행복으로 이어질 수 있음을 알리고, 여성이 주체적으로 자신의 경력을 설계하고 개발해 나가는 것을 돕는 데 활용할 수 있다.

셋째, 이 연구결과를 활용한 정책적 제언은 다음과 같다. 우선, 여성 인력의 일-가정 긍정적인 전이를 높이기 위해서는 ‘가족의 지지’가 필수적인 것으로 나타났다. 따라서 일-가정 양립 정책의 차원에서 여성의 경제활동에 대한 가족 구성원 예컨대, 배우자, 자녀가 여성의 경제활동을 이해하고 지지하는 것을 돕는데 필요한 교육을 개발하고 보급하는 정책을 수립하고, 실행하는 것이 필요하다. 현재 여성가족부, 한국건강가정진흥원 등이 수행하고 있는 가족친화지원센터의 가족친화교육 및 컨설팅을 활용하여 일-가정 전이 유형별 차별화된 교육 및 상담을 제공하거나 인증제도의 대상 기업 확대 및 인센티브를 통한 참여 유도를 실시할 필요가 있다.

다음으로 집단 특성과 관련하여, 상대적으로 ‘이상적 일-가정 전이형’에서 경력개발활동에 참여한다는 비율과 멘토가 존재한다는 비율이 ‘긍정적 전이 촉진 필요형’과 ‘긍정-부정 전이 중간형’에 비해 높았고, 직장차별 경험 변인에서는 ‘부정적 전이 감소 필요형’과 ‘긍정-부정 전이 중간형’에서 차별을 경험했다는 비율이 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 여성의 경력개발활동을 장려하고, 직장차별을 감소시키는 정책을 수립하고 실시하여 일-가정 전이의 긍정적 전이를 촉진하는 데 활용할 수 있다.

## 2) 후속 연구를 위한 제언

본 연구는 기혼의 여성관리자만을 대상으로 분석을 실시했기 때문에 미혼 여성관리자 혹은 남성관리자 집단과의 비교분석을 실시하지 못하였다. 또한 일-가정 전이 영향요인과 관련하여 패널조사 시 조사를 실시한 변인만을 분석하였으므로 이외의 영향요인에 대해서는 분석을 실시하지 못하였다는 한계가 있다. 이에 따른 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 일-가정 전이는 기혼의 여성의 일-가정 관계를 설명하는데 주로 사용되는 개념이다. 그러나 일-가정 전이는 기혼의 여성만을 대상으로 발생하는 것은 아니며, 미혼여성과 남성관리자에게도 발생한다. 따라서 향후 미혼여성 과 남성관리자의 일-가정에 대한 연구를 통해 대상에 따라 일-가정 전이 이론 이 실제 현실에서 어떻게 적용되고 해석될 수 있는지 비교분석하는 연구를 통 해 전이이론과 대상 집단 간의 차이에 대한 심층적인 논의가 필요할 것으로 보인다.

둘째, 이 연구에서는 『여성관리자패널』에서 조사한 내용을 바탕으로 분석을 실시하였으므로 설문조사에 포함되지 않은 관련 변인과의 영향관계는 밝히지 못했다. 따라서 이 연구에서 분석에 포함되지 않은 일-가정 전이와 관련된 다 른 영향요인들과 여성관리자의 일-가정 전이의 관계를 분석함으로써 여성관 리자와 일-가정 전이의 영향요인 관계에 대한 심층적인 이해를 높일 수 있다. 이러한 결과는 향후 여성인력의 일-가정 전이에 관한 통합적 모형을 구축하는 데 기여할 수 있다.

## 참고문헌

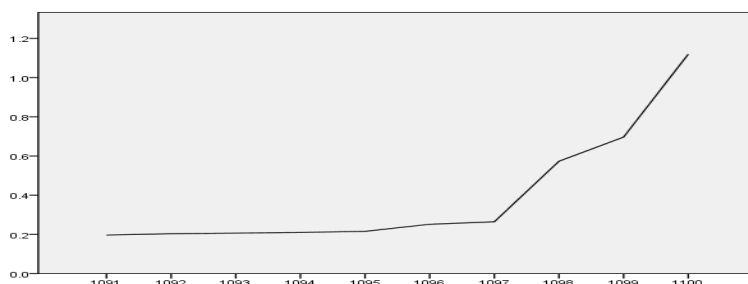
- 곽현주·최은영(2014). 일-가정 전이, 직장 내 공정성 및 시간당 임금이 여성관리자의 경력전망에 미치는 영향. *여성연구*. 제86권 제1호. 175-210.
- 권태희(2010). 유연근로가 여성 관리자의 직장-가정양립에 미치는 효과. *여성연구*. 제78권. 5-30.
- 김강호(2015). 여성관리자의 경력목표 변화 유형과 관련변인. *진로교육연구*. 제28권 제4호. 1-16.
- 김성경(2011). 기혼 취업여성의 특성이 일-가족의 긍정적 전이 및 부정적 전이에 미치는 영향 연구. *한국가족복지학*. 제33권. 69-94.
- 김효선·차운아(2009). 직장-가정 간 상호작용과 가족 친화적 조직지원이 근로자의 조직몰입과 이직의도에 미치는 효과. *한국심리학회지: 산업 및 조직*. 제22권 제4호. 515-540.
- 김효선·차운아(2010). 여성 근로자의 개인 및 직장 상황이 일-가족 전이에 미치는 영향. *조직과 인사관리연구*. 제34권. 69-104.
- 김은주·한인수(2015). 여성관리자의 일-가정 상호관계와 조직성과: 가족친화적 조직문화의 조절효과 분석. *한국콘텐츠학회논문지*. 제15권 제10호. 436-446.
- 김현동(2015). 멘토링 기능이 여성관리자의 직장-가정생활 부정적 상호전이과정과 이직의도에 미치는 영향. *여성연구*. 제88권 제1호. 403-427.
- 손영미·박정열(2014). 기혼여성근로자의 일-가족 전이에 미치는 조직문화와 지원제도의 영향력 비교. *한국웰니스학회지*. 제9권 제4호. 111-125.
- 송다영·장수정·김은지(2010). 일가족양립갈등에 영향을 미치는 요인 분석: 직장내 지원과 가족지원의 영향력을 중심으로. *사회복지정책*. 제37권 제3호. 27-52.
- 안은정(2013). 일-가정 갈등에 영향을 미치는 선행요인 연구: 가정친화조직, 직무특성, 역할관여 및 개인특성을 중심으로. *분쟁해결연구*. 제11권 제2호. 75-120.
- 장윤옥·정서린(2016). 맞벌이 부부의 일-가족 부정적 전이에 영향을 미치는 가족 및 직업관련 변수. *한국가정관리학회지*. 제34권 제2호. 65-83.
- 장진경·전종미(2015). 기혼자의 일-가족 전이에 미치는 영향 연구: 건강가정지원센터 이용유무에 따른 조절효과 중심으로. *한국가정관리학회지*. 제33권 제4호. 1-17.
- 전방지·이동선(2017). 여성관리자의 일-가족전이가 조직애착에 미치는 영향. *한국산학기술학회논문지*. 제18권 제2호. 514-523.
- 진미정(2015). 기혼 취업여성의 종사상 지위에 따른 일·가족 전이: 자영업자, 무급가



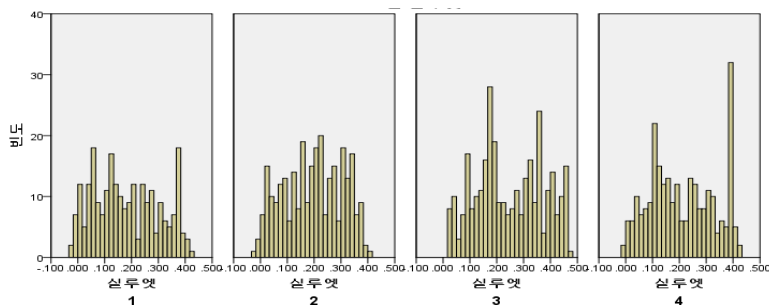
- 죽종사자, 임금근로자의 비교. *한국가정관리학회지*. 제33권 제5호. 25-35.
- 최보라(2014). 영유아 자녀를 둔 여성근로자의 직장-가정전이가 우울과 양육태도에 미치는 영향에 관한 연구. *한국사회복지교육*. 제25권. 99-121.
- 최화영·정철영(2014). 국내 여성 근로자의 일-가정 전이 영향요인에 관한 통합적 문헌 고찰. *산업교육연구*. 제28권. 65-92.
- 하여진(2017). 기혼취업여성 일-가족 양립에 따른 전이유형과 정신건강에 관한 연구. *Family and Environment Research*. 제55권 제1호. 13-26.
- 한경혜·김진희(2003). 일·가족 상호작용에서의 성별차이: 전이 개념을 중심으로. *한국사회학*. 제37권 제3호. 57-81.
- Demerouti, E., Geurts, S. A., & Kompier, M.(2004). *Positive and negative work-home interaction: prevalence and correlates*. Equal Opportunities International.
- Greenhaus, J. H., & Beutell, N. J.(1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of management review*, 10(1), 76-88.
- Greenglass, E. R., & Burke, R. J.(1988). Work and family precursors of burnout in teachers: Sex differences. *Sex roles*, 18(3-4), 215-229.
- Greenhaus, J. H., Collins, K. M., & Shaw, J. D.(2003). The relation between work-family balance and quality of life. *Journal of vocational behavior*, 63(3), 510-531.
- Greenhaus, J. H., & Powell, G. N.(2006). When work and family are allies: A theory of work-family enrichment. *Academy of management review*, 31(1), 72-92.
- Grzywacz, J. G., & Marks, N. F.(2000). Reconceptualizing the work-family interface: An ecological perspective on the correlates of positive and negative spillover between work and family. *Journal of Occupational Health Psychology*, 5, 111-126.
- Lambert, S. J(1990). Processes linking work and family: A critical review and research agenda. *Human relations*, 43(3), 239-257.
- Repetti, R. L.(1989). Effects of daily workload on subsequent behavior during marital interaction: The roles of social withdrawal and spouse support. *Journal of personality and social psychology*, 57(4), 651.
- Ruderman, M. N., Ohlott, P. J., Panzer, K., & King, S. N.(2002). Benefits of multiple roles for managerial women. *Academy of management Journal*, 45(2), 369-386.

- Stains, G. L.(1980). "Spill-over versus compensation: A review of literature on the relationship between work and non-work." *Human Relations*. 33: 111-129.
- Sumer, H. C., & Knight, P. A.(2001). How do people with different attachment styles balance work and family? A personality perspective on work-family linkage. *Journal of Applied Psychology*, 86(4), 653.
- Van Steenbergen, E. F., Ellemers, N., & Mooijaart, A.(2007). How work and family can facilitate each other: Distinct types of work-family facilitation and outcomes for women and men. *Journal of occupational health psychology*, 12(3), 279.
- Wadsworth, L. L., & Owens, B. P.(2007). The effects of social support on work-family enhancement and work-family conflict in the public sector. *Public Administration Review*, 67(1), 75-87.

## [참고]



[부록 1] 군집화 일정표 계수에 따른 스크리차트 결과



[부록 2] 군집별 실루엣 분석 결과

Abstract

## Work-family transfer types and influencing factors of female managers

Hanryeo Lim\*·Sungpyo Hong\*\*

The purpose of this study was to classify Korean female managers according to the type of work-family metastasis and to analyze the relationship between the work-family metastasis type and related variables. The analysis data was utilized by the 2016 Women's Manager Panel of the Korea Women's Development Institute. Among the respondents of the survey, we were limited to married female managers. Items were used to measure the direction and contents of the work-family transition and analysis methods such as descriptive statistics, difference analysis, multinomial logistic analysis, hierarchical and non-hierarchical cluster analysis, and silhouette analysis were used.

The results of the study are as follows. First, according to the direction and level of work-family metastasis of female managers, four clusters of 'need to promote positive metastasis', 'negative metastasis reduction necessary', 'ideal one-family metastasis' and 'normal' were derived. Second, among the factors related to individual and family, age and children were significantly different among the groups. Third, among the influence factors related to the job, size of company, child-care facility, career development activities, mentor had a significant difference among the groups. Fourth, it was confirmed that support of family, career satisfaction, job stress and dual income households had a significant influence on the transition to the ideal work-family transition.

The conclusion of the study is as follows. First, women do not have to give up marriage and childbirth for their career success. Second, from the point of view of the utilization and development of women's workforce, it is important to measure and manage the level of women's work-family transfer to prevent the departure of competent women. Third, in order to establish a ideal work-family transition cycle, support of family, child-care, management of job stress are required, and for this, an institutional and family approach must be considered.

**Keywords :** women's career development, work-family transition,  
work-family balance, female manager, cluster analysis

---

\* First Author, Hanryeo Lim, Invited Professor, Ewha Womans University  
Career Development Center, hrcareer@ewha.ac.kr

\*\* Corresponding Author, Sungpyo Hong, Senior Researcher, Research Center  
for Career & Vocational Education at Seoul National University

# 여성 결혼이민자의 사회적 차별 경험이 세 가지 만족도에 미치는 영향 : 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀을 중심으로\*

조선주\*\*·안주희\*\*\*

## 초 록

본 논문은 여성 결혼이민자의 차별 경험이 세 가지 만족도(생활 만족도, 배우자와의 관계 만족도, 자녀와의 관계 만족도)에 가지는 영향을 '2015년, 2018년 전국다문화실태조사 원자료'를 사용하여 실증적으로 확인하고, 여성 결혼이민자의 삶의 차별에 대한 학문적 관심 뿐 아니라 사회적 관심이 지속적으로 필요한 증거를 제시하고자 하였다. 특히 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀 출신 배경을 가진 여성 결혼이민자들의 차별 경험과 만족도와의 관계를 비교하였다.

분석 결과 사회적 차별 경험이 있는 중국계 여성 결혼이민자는 한국 생활의 전반적인 만족도와 배우자와의 관계 만족도가 낮은 것으로 나타났다. 같은 아시아국이라 할지라도 베트남계, 필리핀계 여성 결혼이민자는 다른 차별 경험을 지니며, 이들이 지각하는 차별 경험은 한국 생활의 전반적인 만족도뿐만 아니라 배우자, 자녀와의 관계 만족도에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 자녀와의 관계에 부정적 영향을 주는 것은 언어차별 등으로 인해 자신이 살아왔던 문화적 특성대로 자녀를 양육하는 경향이 과잉보호나 통제적 양육 행동으로 나타날 가능성이 높기 때문인 것으로 해석된다. 여성 결혼이민자에게 공통적으로 나타난 결과를 살펴보면, 가구 순소득이 높을수록 전반적인 만족도와 배우자와의 관계 만족도가 유의미하게 높아지는 것으로 나타났다. 또한 체류기간이 짧을수록 배우자와의 관계만족도가 유의미하게 높아지는 것으로 나타났다. 해당 결과는 여성 결혼이민자가 겪는 사회적 차별 경험이 사회문제로서 다루어져야 함은 물론 출신 배경에 따른 문화적 적응에 관심을 기울여야 함을 시사한다.

주제어 : 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀 여성 결혼이민자, 사회적 차별 경험, 한국생활 만족도, 부부관계 만족도, 자녀관계 만족도, 2015년 2018년 전국다문화가족 실태조사자료

\* 본 논문의 실증모형은 조선주·오현경·민현주(2017)의 “결혼이민자의 사회적 차별 경험이 한국생활만족도에 미치는 영향”에서 사용한 모형을 변형·발전시킨 것입니다.

\*\* 제1저자: 한국여성정책연구원 선임연구위원(sjcho@kwidimail.re.kr)

\*\*\* 제2저자: 한국여성정책연구원 연구원(jungle44@kwidimail.re.kr)

## I. 서론

국가 간 인구이동을 뜻하는 이민<sup>1)</sup>은 오늘날 보다 복잡·다양해지고 있다. 이민은 유입국과 유출국 모두에 경제·사회적으로 많은 영향을 미치기 때문에 이민정책은 항상 논쟁이며 특히 유입국에서는 더 그러하다(이규용 외, 2015). OECD국가들을 포함하여 많은 국가들에서 이민자의 유입 규모는 지속적으로 확대되고 있으며, 특히 저출산 고령화 시대의 인구변동은 한국에서 이민자에 대한 중요성을 확대시키고 있다.

1960년대부터 아시아 지역에서는 이주의 여성화가 진행되었으며, 한국이 이주 여성의 주요 목적지로 거론되기 시작한 것은 1990년대 들어 아시아 지역 전반적으로 재생산노동과 국제결혼을 중심으로 한 여성 이주 규모가 급증하면서부터이다(김이선 외, 2019; Malhotra et al., 2016). 이러한 결혼이민자는 체류외국인<sup>2)</sup> 중 국민의 배우자 체류자격을 가진 자<sup>3)</sup>로 2018년 기준 159,206명에 이르고 있다. 2014년 4월 국제결혼 건전화를 위한 결혼이민 사증발급심사강화 및 국제결혼 안내프로그램 이수 의무화 조치 등의 영향으로 최근 3년간 평균증가율은 1.6%였으나, 2018년에는 전년 대비 2% 증가하였다(통계청, 2018b).

특히 여성 결혼이민자는 흔히 한국계 중국인 또는 ‘동포’ 여성과 동일시 되는 재외동포, 방문취업, 영주 자격 소지 여성들과 국제적으로 한국사회의 이주 여성을 대표하는 집단으로 인정되어 오고 있다(김이선 외, 2019; Yamanaka and Piper, 2005). 2018년 기준 여성 결혼이민자는 132,391명으로 전체의

1) ‘이민’이라는 표현과 ‘이주’라는 표현은 개념 차이가 있으나 동의어로 활용되기도 한다. 국립국어원(2016.3)은 ‘이민’은 ‘자기 나라를 떠나 다른 나라로 이주하는 일’. 또는 ‘그런 사람’이라는 뜻의 명사이고, ‘이주’는 ‘본래 살던 집에서 다른 집으로 거처를 옮김’, ‘개인이나 종족, 민족 따위의 집단이 본래 살던 지역을 떠나 다른 지역으로 이동하여 정착함.’이라는 뜻의 명사로 설명하고 있다. 스티븐 카슬의 저서를 번역한 한국이민학회는 ‘이주’라는 표현을 사용하였다(이규용 외, 2015).

2) 김이선 외(2019)에 따르면 2018년 기준 결혼이민자, 귀화자를 제외한 15세 이상 외국인 여성의 국적은 1순위인 51.3%가 한국계중국인, 그 다음으로 중국 13.9%, 베트남이 8.8% 순으로 나타났다.

3) 2009년 이전 : F-2-1 및 F-1-3(국민의 배우자), 2010년 이후 : F-2-1 및 F-5-2(국민의 배우자), F-6(결혼이민, F-6-1, F-6-2, F-6-3, 2011.12.15.신설)(통계청, 2019b, 용어해설)

4) 실증분석의 여성결혼이민자는 다문화가족실태조사의 대상자로 대한민국 국민과 혼인한 적이 있거나, 혼인 관계에 있는 재한 외국인을 의미한다(최윤정 외, 2019).

83.2%로 절대 다수를 차지하고 있으며 남성은 26,815명으로 16.8%이다. 국적별로는 중국 36.9%, 베트남 26.7%, 일본 8.6%, 필리핀 7.4%순이다. 이를 여성 결혼이민자<sup>5)</sup>만 살펴보면 중국 34.7%, 베트남 30.4%, 일본 9.4%, 필리핀 8.6%로 그 비율이 더 높음을 알 수 있다. 특히 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀 출신 국적<sup>6)</sup>은 73.8%로 절반 이상을 차지하고 있으며, 2015년 66% (조선주 외, 2017b)보다 증가한 숫자이다.

〈표 1〉 결혼이민자 현황

(단위: 명)

		2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
합계		141,654	144,681	148,498	150,865	150,994	151,608	152,374	155,457	159,206
성별	남자	18,561	19,650	20,958	22,039	22,801	23,272	23,856	25,230	26,815
	여자	123,093	125,031	127,540	128,826	128,193	128,336	128,518	130,227	132,391
국적	중국	66,687	64,173	63,035	62,400	60,663	58,788	56,930	57,644	58,706
	베트남	35,355	37,516	39,352	39,854	39,725	40,847	41,803	42,205	42,460
	일본	10,451	11,162	11,746	12,220	12,603	12,861	13,110	13,400	13,738
	필리핀	7,476	8,367	9,611	10,383	11,052	11,367	11,606	11,783	11,836
	기타	21,685	23,463	24,754	26,008	26,951	27,745	28,925	30,425	32,466

자료 : 통계청(2019a), 출입국·외국인정책 통계연보(2019.7.19.입력자료)

이처럼 여성 결혼이민자는 우리 사회에서 다문화가족의 증가를 주도하고 있는 구심점이 되고 있다(김연수, 2013). 여성 결혼이민자의 증가는 사회적 관심 뿐 아니라 학문적 영역에서도 여성 결혼이민자를 주제로 한 실증적 연구들이(김순규·이주재, 2010; 조민경·김렬, 2010; 장덕희·이경은, 2011; 최혜지 외, 2012 등) 활발히 이루어지고 있는 추세이다. 이에 정부도 다문화 정책의 주요 대상을 여성 결혼이민자를 대상으로 하고 있으며, 2007년 37개 정도였던 결혼이민자 가족지원센터도 2017년 기준 217개의 다문화가족 지원센터로 확대하였다(이미영, 2017).

하지만 결혼이민자들은 불인정, 무시, 문화적 지배와 같은 문화적 부적응 뿐만 아니라 경제적 주변화, 착취 및 박탈과 같은 경제적 부적응으로 인하여 고

5) (각국의 여성 결혼이민자 수/총 여성 결혼이민자)×100

6) 1990년대까지는 종교단체를 통해 입국한 일본여성이 다수를 차지하고 있었으나, 2000년대 초부터 중국 및 필리핀 국적의 결혼이민자의 증가가 두드러졌으며, 최근에는 베트남, 캄보디아, 몽골, 태국 등 출신 국적이 다양해지는 경향을 보이고 있다(통계청, 2019a).

통 받고 있는 실정이며, 우리 사회 내에서 다양한 형태의 폭력에 지속적으로 노출되고 있다(이미영, 2017). 실제로 결혼이민자(서울거주 98명)의 차별 경험 수준은 4점 만점(심한 차별을 받음)에 3.03점으로 방문취업자(120명)의 평점 1.79보다 1.7배 높은 것으로 나타났다(김동현·전희정, 2019).

결혼이민자 집단에 대한 차별은 향후 사회 불평등으로 이어질 수 있으므로 잠재적으로 큰 의미가 있다(조선주 외, 2017a). 외국인노동자 다음으로 한국 내 이민자 집단 중 가장 큰 비율을 차지하는 결혼이민자<sup>7)</sup>는 자국민과의 결혼을 통해 한국 사회에 영구적으로 거주할 가능성이 높기 때문에 자국민과 동일한 권리를 누리지 못하는 실정이다(김정선, 2013; 조선주 외, 2017a). 뿐만 아니라 사회적 차별에 노출되어 있어(Kim, 2013) 이들에 대한 차별은 향후 한국사회의 계층화를 촉진시킬 수 있다(조선주 외, 2017a). 또한 이들의 자녀에 대한 차별로 이어질 수 있으며 이민자들의 취업, 교육 등 사회경제적 기회를 제한할 뿐만 아니라, 개인의 삶의 질에도 부정적영향을 미쳐 사회 불평등을 악화시킬 수 있다(Krieger, 1999; Williams & Mohammed, 2009).

그러나 2020년 현재 해당 문제들은 여전히 해결되지 못하고 배려 없는 차별 조치로 나타나기도 한다. 실제로 경기도 재난기본소득은 소득과 나이 상관없이 전 도민을 대상을 시행한다는 점에서 의미가 크다고 말했지만 외국 국적 결혼이민자는 제외되었다(뉴스클레임, 2020.4.4.). 재난 상황 속 지급 대상의 기준을 ‘국적’으로만 나누지는 것은 최근 더욱 불거진 ‘외국 국적 소수자들의 혐오’를 지방정부에서 정당화하는 단초가 될 수도 있기 때문이다. 국내 이주민 68%가 “한국에 인종차별 존재한다”고 응답하였으며, 이들이 경험하는 차별 행위는 주로 반말, 욕, 조롱 등의 ‘언어 비하’(56.1%)와 ‘사생활에 대한 과도한 질문’(46.9%), ‘불쾌한 시선’(43.1%), ‘일터에서의 차별’(37.4%) 등으로 나타났다. 이러한 흐름을 문제적 상황으로 판단한 인권위는 인종차별 철폐 법제화를 제안 중이라고 밝혔다(서울신문, 2020.3.19.).

한편 결혼이민자가 우리 사회에 안정적으로 적응하고 행복한 삶을 영위하고 있는지를 나타내는 지표로 그들이 인지하는 삶의 만족도(생활만족도)를 측정할 수 있다(조선주 외, 2017b). 이는 이민자의 삶의 만족도는 그들의 사회적응과 사회통합 정도를 나타내는 주요한 지표이기 때문이다(Amit, 2010; Massey and Redston, 2006). 결혼이주여성의 삶의 만족도에 중요한 영향을 미치는 요인들에 대한 실증적 연구들이 많이 있으나 차별경험이 생활만족도에 미치는 영향에 대한 실증적 연구는 많지 않다. 아울러 이들의 출신국의 특성에

7) 2018년 현재 체류외국인 2,367,607명(통계청, 2018a) 가운데 결혼이민자(159,206명)(통계청, 2018b)의 비율은 약 6.7%에 달한다.



따라 차별경험이나 느끼는 만족도가 다를 수 있으나 이를 계량적으로 분석한 연구는 거의 없다. 또한 2018년 현재 여성 결혼이민자가 약 16만명에 이르고 있으며, 여성결혼이민자 정책이 1990년대 말부터 시행되어 왔지만(김이선 외, 2019) 정부의 차별과 편견 해소를 위한 지원정책은 사회환경의 변화에 따라 지속적인 정책 수요를 지니고 있으며(김이선 외, 2019; 김규식, 2017), 출신 국가별·연령별 맞춤형 지원정책 등도 주요 요구사항으로 제시되고 있다.

그러므로 본 연구는 결혼이민자의 차별경험이 생활 만족도에 가져오는 영향을 ‘2015년 전국다문화실태조사 원자료’와 ‘2018년 전국다문화실태조사 원자료’를 사용하여 실증적으로 확인하고 여성결혼이민자의 삶의 차별에 대한 학문적 관심 뿐 아니라 사회적 관심이 필요함을 보여주고자 하였다. 특히 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀 출신 배경을 가진 여성 결혼이민자들의 차별 경험과 만족도와의 관계를 비교하여 국가 배경에 따른 차이가 있음을 보여주고 이들의 생활 만족도가 개인적 차원의 영향 요인 뿐 아니라 사회적 경험과 맞닿아 있음을 검증하고자 하였다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구

지금까지의 선행연구는 크게 두 축으로 나누어 볼 수 있는데, 여성 결혼이민자의 차별 경험에 관한 연구와 여성 결혼이민자의 생활 만족도에 관한 연구이다.

먼저 여성 결혼이민자의 차별 경험에 관한 연구들이다. 여기서 사회적 차별은 사회적 배제의 한 형태이다. 사회적 배제는 다양한 사회문제와 갈등에 대한 분석의 틀로 사용되어 왔으며, 사회적 차별은 이러한 사회적 배제의 한 형태로 강자가 약자를, 다수자가 소수자를 자의적인 기준에 의해 불공평하게 대우하는 것을 의미한다(김희주 외, 2012).

실제로 수용사회에서 이민자의 다양한 형태의 사회적 차별 경험은 그들의 삶의 질과 연관되어 있다(김한성·이유신, 2013). 즉, 여성 결혼이민자들은 사회에서 다양한 형태의 사회적 차별을 경험하고, 이는 여성 결혼이민자들의 삶의 질에 영향을 미친다. 이처럼 선행연구들은 사회적 차별의 경험이 개인의 삶의 질에 부정적인 영향을 미친다고 주장하고 있다(Bobo and Fox, 2003; Thomas and Holmes, 1992; Safi, 2010). OECD 또한 이민자 사회통합 지표의 여덟 번째 영역으로 차별<sup>8)</sup>로 제시하고 있어 차별은 이민자의 삶에서 중

요한 영향을 미친다고 할 수 있다(OECD, 2012).

이민자가 인지하는 차별은 인종, 민족, 문화와 관련하여 이민자의 사회경제적 특성별 차별받았다고 인지하는 것과 이민 자녀 세대가 민족, 문화, 인종과 관련하여 사회경제적 특성별 차별받았다고 인지하는 것<sup>9)</sup>이라 할 수 있다(OECD, 2012). 이러한 차별은 다음의 두 가지 관점으로도 설명할 수 있는데 문화적 관점과 구조적 관점이다(조선주 외, 2017b). 문화적 관점은 결혼이민자와 한국인 간의 언어, 생활방식, 관습, 혹은 규범의 차이에 기인한다는 것이며(조인주·현안나, 2012; 김한성·이유신, 2013; Lee & Kim, 2014), 구조적 관점<sup>10)</sup>은 법적, 사회적 제도, 인종주의 등 사회구조적인 요인들이 결혼이민자에 대한 차별을 발생시킨다고 설명하고 있다(김정선, 2011; Kim, 2012; Kim, 2013).

특히 한국에서 여성 결혼이민자는 인종, 종족적 차별뿐만 아니라 한국 사회에서 약자인 여성이기 때문에 이중적 차별에 노출되어 있을 가능성이 있다(Kim, 2013). 아울러 결혼이민자들은 외국인노동자보다 더 심한 차별 경험을 가지고 있다는 연구결과<sup>11)</sup>도 있다(김동현·전희정, 2019).

또한 출신 국가에 따른 여성 결혼이민자들의 차별을 살펴보면 다음의 특성을 지닌다. 1998년 개정된 국제 법은 한국인과 결혼하는 외국인 남녀는 2년

8) 해당 지표는 이민자의 집단 소속감과·차별인지율인데, 생산가능 인구는 15-64세 이민자 중 최근 5년 이내 인종, 민족, 문화와 관련하여 이민자의 사회경제적 특성별 차별받았다고 인지하는 비율, 15-64세 이민자 중 최근 12개월 이내 민족, 인종, 국적과 관련하여 이민자의 사회경제적 특성별 차별받았다고 인지하는 비율이며, 이민자 자녀 세대는 15-34세 이민 자녀 세대 중 최근 5년 이내 민족, 문화, 인종과 관련하여 사회경제적 특성별 차별받았다고 인지하는 비율을 의미한다(Hughes Johnson, 2001; 이경수·마강래, 2016).

9) 부모의 차별 경험과 자녀의 차별 경험 사이의 유의미한 상관 관계를 실증한 외국의 연구들에 따르면, 그들은 이러한 현상이 이민자 가족 내의 '사회화 과정(socialization)'을 통해서 이루어진다고 설명하고 있다. 이 때, '사회화'라는 개념은 이민자 부모 세대의 경험한 불평한 대우가 '이민자' 또는 '외국인'이기 때문이라는 사실을 자녀 세대와의 상호 작용을 통해 자연스럽게 설명하려는 노력을 의미한다.

10) 구조적 관점을 지닌 연구들에 따르면 결혼이민자의 인종, 종족에 따라 한국인의 수용도가 달라질 수 있는데 이는 주로 백인으로 구성된 서구권 출신 이주민에 대해 한국인은 보다 수용적 태도를 지니고 있으며, 아시아권 혹은 그 외 비서구권 지역 출신 이주민에 대해서는 배타적 태도를 지닐 수 있음을 뜻하고 있다(Kim, 2014; 하상복, 2012; 조선주 외, 2017b).

11) 서울에 거주하는 결혼이민자(98명)의 차별 경험 수준은 4점 만점(심한 차별을 받음)에 3.03점으로 나타났으며, 이는 방문취업자(120명)의 평점 1.79점보다 1.7배 높은 것이다. 결혼이민자들의 생활만족도(10점 만점) 역시 6.76점으로 방문취업자의 6.93점보다 낮은 것으로 나타났다(김동현·전희정, 2019).

이상 한국에 거주하여 혼인을 유지한 후 귀화 신청을 통하여 국적을 취득하게 하였다. 그런데 국적 취득이 어려워졌기 때문에 오히려 그것을 약점으로 여성 결혼이민자에게 인권적, 심리적 억압으로 어려움을 겪게 하는 문제들이 발생되기도 하였다. 이를 계기로 한국인 중국계 출신 이외의 동남아, 중앙아시아 여러 국적의 여성 결혼이민자들이 증가하였다(윤형숙, 2004). 그 결과 필리핀 여성과 국제결혼을 하고자 하는 대부분의 한국 남성들은 한국 사회에서도 비주류에 속하고 있으므로 이들 남성들과 결혼하는 이주 여성들도 대부분이 저학력으로 인해 문화적 학습 습득의 속도가 느림으로 인한 차별이 발생하기도 하고, 베트남 이주 여성들은 유교사상에 근간을 둔 유사한 문화와 전통을 공유할 수 있다는 정보로 결혼을 하였지만 사회주의 영향과 모계사회 영향으로 한국 남성들이 수용하기 어려운 문제점이 발생하여 차별로 이어지는 경우도 있다(남인숙·장혼성, 2009). 한편 여성결혼이민자의 자녀의 경우 필리핀, 일본, 태국순으로 동남아시아 국적의 출신 부모를 둔 자녀들이 차별 경험이 더욱 많다고 응답한 경우가 있다(이경수·마강래, 2016)

그러나, 그 동안 여성 결혼이민자의 차별경험에 관한 연구는 특정 국가의 특정 사례자를 대상으로 하는 질적 연구 중심으로 이루어져왔으며, 여성 결혼이민자의 출신 국가별 차별경험의 차이를 실증적으로 다룬 연구는 거의 없다. 여성결혼이민자 및 그 자녀들이 겪는 차별은 사회통합을 저해하는 결정적인 요인으로 작용하고 있음에도 불구하고(이경수·마강래, 2016) 이에 대한 연구가 제한적으로 진행되고 있다고 하겠다.

두 번째는 여성 결혼이민자의 생활 만족도에 관한 연구들이다. ‘생활 만족도’는 Neugarten등(1961)에 의해서 처음 사용되었는데, 일상을 구성하는 활동의 기쁨, 자신의 생활에 대한 의미와 책임감, 자신의 목적에 대한 성취감, 긍정적 자아상과 자신이 가치 있다고 여기는 낙관적인 태도와 감정을 생활만족도라 정의하였다(Neugarten et al., 1961; 김미라, 2002 재인용). 즉 Neugarten등의 도덕성, 행복, 기쁨, 성공적인 삶, 주관적인 안녕 등의 정신건강상태나 사회적응도를 포함하는 것이 생활만족도라고 하였다. 최성재(1986)는 개인의 삶을 장기적인 관점으로 보아 과거, 현재, 미래의 차원에 있어서 삶에 대한 인지적, 감정적인 평가를 생활만족도라 규정하였다(최성재, 1986; 박은희·조인주, 2012 재인용). 생활만족도는 현재의 자신에 가치를 느끼는 정도, 현재의 일상생활에 대한 즐거움과 만족감, 과거의 살아온 생활에 대한 만족감과 성취감, 미래 생활에 대한 기대 및 만족감 등 자신의 생활에 대한 주관적인 평가로 규정하기도 한다(조선주 외, 2017b).

특히 생활 전반에 대한 주관적인 감정이나 태도를 의미하는 생활 만족도는

개인의 주관적 인식 또는 경험의 상태를 측정하는데 있어 가장 대표적이고 유용한 도구로 활용되고 있으며(김정옥·박자영, 2007), 여성 결혼이민자 집단은 다른 인구집단에 비해 개인의 생활에 대한 기대와 현실적인 충족여부와 차이가 크다는 점 등을 고려할 때 이들의 복지 상태를 판단하는 데 있어 매우 중요한 기준이 될 수 있다(박순미 외, 2009). 한편으로 개인이 만족한 생활을 한다는 것은 각자가 주어진 요건을 고려하여 주관적으로 판단할 수밖에 없기 때문에(김수봉, 2010) 생활 만족도에 대한 경험과 수준은 각각의 특징과 욕구에 따라서 매우 다양하게 나타날 수 있다(박순미 외, 2016).

한편 ‘삶의 만족도’는 생활 만족도 대신 ‘삶의 질’이라는 개념을 사용하면서 삶의 질은 행복, 만족, 긍정적 정서 등이 내포된 주관적 안녕감이라고 하였으며 이는 신체적, 정신적, 사회적, 물리적 환경과의 상호작용에서 오는 만족감이라 정의하였다(노유자, 1988; 김보현·안영선, 2008 재인용). 또한 삶의 질은 소득수준, 주거환경, 의료보건 서비스 이용 등 객관적인 지표를 통하여 조작화 할 수 있는데 반해 주관적인 삶의 질은 개인의 주관적 해석에 의한 삶의 질을 뜻하는데, 개인이 인지하는 삶의 만족도는 이러한 주관적 해석의 일부분으로 이해할 수 있다(Valois et al., 2004; 조선주 외, 2017a). 아울러 얼마나 물질적으로 풍요롭고 정신적으로 행복한 삶을 영위하고 있는가를 경제·사회·문화·환경·교육·과학기술 등의 다양한 측면에서 포괄적으로 척도화한 지표라고 볼 수 있다. ‘삶의 행복도’, ‘삶의 만족도’ 등도 ‘삶의 질’과 유사한 개념으로 흔히 사용하고 있다(박성현, 2019). 또한 삶의 만족도는 개인의 안녕과 복지에 중요한 영향을 미친다. 삶의 만족도는 당사자뿐만 아니라 개인을 둘러싼 가족 구성원, 특히 자녀에게도 영향을 미친다(김지영·이형실, 2010; 박서영 외, 2007; 송신영·박성연, 2008). 즉, 개인의 삶의 만족도는 개인의 복지 뿐 아니라 가족 등 다양한 사회구성원에게 영향을 미칠 수 있는 중요한 개념이라 할 수 있다.

즉, 생활 만족도, 삶의 만족도, 삶의 질, 삶의 행복도는 유사한 개념이며, 본 연구에서는 실증분석의 조사항목에서 제시된 바와 같이 현재의 삶의 대한 만족도인 ‘생활 만족도’를 수준에 집중하여 분석하고자 한다. 이 때 이민자의 생활 만족도를 분석하면서 고려해야 할 사항은 배우자와의 관계 만족도와 자녀와의 관계 만족도이다. 특히 이민자의 생활 만족도는 소득, 건강 등 기본적인 욕구 충족뿐 아니라 이민자이기 때문에 특수한 상황에 따라 발생하는 여러 요인을 고려하여야 한다. 출신국에서 경험하였던 삶과 이민 후 사회적 차별과 배제 경험 등을 포함하여 이민자를 둘러싼 특수한 사회적 요인들도 고려되어야 한다. 특히 결혼 여성이민자들은 문화적응, 사회적 지지 등 여러 측면에서 복합

적이고 다양한 문제를 경험하고 있으며, 이러한 다양한 문제들이 여성결혼이민자들의 생활만족도에 영향을 미치고 있기 때문이다(박은희·조인주, 2012).

여성 결혼이민자에게 있어 전반적인 생활만족도 이외에 고려해야 할 두 가지 만족도가 있다. 먼저 배우자와의 관계 만족도인데, 이는 한국 사회에서 생활하는 결혼이민자들이 새로운 환경에서 가족, 친구 관계를 포함해 관계망 전반을 재구성해야 하는 상황에서 여성결혼이민자의 한국인 배우자와 그 가족과의 관계가 여성결혼이민자의 삶에 큰 영향을 미치기 때문이다(Frone et al., 1992; 김현숙 2010 재인용; 민무숙 외, 2013). 아울러 자녀와의 만족도는 다음의 이유로 중요하게 분석되어야 한다. 결혼 이민 여성에 대한 차별 양상은 이들의 자녀에 대한 차별로 재생산될 수 있다는 측면에서 그 심각성을 더하기 때문이다. 또한 이민자의 부모가 자녀에게 외국인이기 때문에 겪는 차별경험에 대해 설명해주면서 자녀 세대가 차별을 인식하게 되고, 그 결과 세대간 전이되는 양상을 보이기 때문이다(Harrell, 2000). 이러한 경향은 부모와 자녀 사이의 유대가 돈독한 동양 유교권 국가에서 더 강하게 나타나고 있다(Benner and Kim, 2009; 이경수·마강래, 2016 재인용).

상기와 같이 지금까지의 연구는 여성 결혼이민자의 사회적 차별과 여성 결혼이민자의 만족도 각각의 영역으로 다루어져 왔다. 그러므로 본 연구에서는 별개의 영역으로 논의되었던 여성 결혼이민자의 차별 경험이 한국 생활만족도는 물론 가족 구성원으로서 여성 결혼이민자에게 중요한 영향을 미치는 배우자, 자녀와의 관계 만족도에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 이에 더하여 우리나라에 거주하는 여성 결혼이민자들은 아시아 국가 출신이라 해도 국가마다 사회·경제·문화적 배경 등 다양한 측면에서 차이를 보이기 때문에, 국적별 분석을 병행하여 그 공통점과 차이점을 검증하고자 하였다.

### Ⅲ. 연구의 대상 및 모형의 설정

#### 1. 자료의 특성

본 연구의 실증분석에 사용된 자료는 「2015년 전국다문화가족실태조사」와 「2018년 전국다문화가족실태조사」의 원자료(raw data)<sup>12)</sup>이다. 전국다문화

12) 전국다문화가족실태조사는 다문화가족지원법 제4조에 근거하여 2009년 처음 실시되었으며, 다문화가족의 현황 및 실태를 파악하고 다문화가족지원을 위한 정책 수립에 활용

가족실태조사는 우리나라의 다문화가족 및 이민자에 대한 전반적인 조사를 하는 데이터이며, 전국을 대표하는 유일한 데이터이다. 또한 자료의 접근성 및 분석의 신뢰성이 높다.

조사 표본은 2015년의 경우 전국의 다문화가족 17,849가구, 결혼이민자·귀화자 총 17,109명, 결혼이민자의 배우자 총 15,540명, 만9~24세의 결혼이민자 자녀 총 6,079명에 대한 조사 자료이다. 2018년의 경우 전국의 다문화가족 17,550가구, 결혼이민자·귀화자 총 17,073명, 결혼이민자의 배우자 총 15,016명, 만9~24세의 결혼이민자 자녀 총 7,095명에 대한 조사 자료<sup>13)</sup>이다.

본 연구에서는 2015년, 2018년 자료를 합쳐서 결혼이민자 총 34,865명의 자료를 추출하고, 여성 결혼이민자 28,936명, 이 중 4개국 출신의 18,524명의 자료를 추출하여 분석을 실시하였다. 2015년 분석 자료는 중국(35.6%), 필리핀(28.6%), 중국(한국계)(20.9%), 베트남(14.9%) 여성결혼이민자 순이며, 2018년 분석 자료는 필리핀, 중국(한국계), 중국, 베트남 순으로 나타났다(〈표 2〉).

〈표 2〉 분석 자료의 특성

(단위: 명, %)

구분		2015년		2018년	
		수	비율	수	비율
전체		9,647	100.0%	8,877	100.0%
출신국가	중국	3,430	35.6%	1,872	21.1%
	중국(한국계)	2,021	20.9%	2,889	32.5%
	베트남	1,439	14.9%	1,163	13.1%
	필리핀	2,757	28.6%	2,953	33.3%

자료: 여성가족부(2016), 여성가족부(2019)

하기 위하여 3년마다 실태조사를 실시하고 그 결과를 공표하고 있다(정해숙 외, 2016). 2015년 조사는 세 번째 조사이며, 통계청을 통해 일반에게 원자료가 공개된 것은 2015년 자료가 처음이다(조선주 외, 2017b).

- 13) 해당 조사의 주요 조사 내용을 살펴보면, 결혼이민자·귀화자 등의 조사표에는 결혼생활 및 가족관계, 자녀양육, 사회생활 및 지원서비스, 경제활동 상태, 기타 일반사항이 있고, 배우자 조사표에는 결혼이민자·귀화자 등의 조사표와 항목이 유사하다. 만9~24세 자녀는 가정생활, 성장배경과 학교생활, 정서 및 사회생활, 경제활동 등의 항목이 조사되었다. 2018년 조사는 2015년 조사에 비해 조사방법을 개선하였으며, 관련된 조사 문항을 명확히 하거나 추가 문항을 구성하였다. 반면 조사결과가 상대적으로 낮은 문항들은 일부 삭제하였다. 조사대상(본인)을 2015년 15세 이상 결혼이민자·귀화자에서 2018년 18세 이상 결혼이민자·귀화자로 변경하고, 표본설계 시 본인 층화를 추가하였다. 기타 세부내용은 2018년 전국다문화가족실태조사 연구(여성가족부, 2019)를 참조하기 바란다.

## 2. 모형의 설정 및 변수의 설명

상기의 분석 내용을 바탕으로 할 때, 사회적 차별을 경험한 결혼이민자가 이를 경험하지 않은 결혼이민자에 비해 낮은 수준의 삶의 만족도를 나타낼 것으로 가정한다. 한국에서의 공식적인 이주 경로 중의 하나인 고용허가제의 경우 이주 비용을 어떠한 형태로든 지불할 수 있는 계층은 고용허가제로 한국에 입국하여 일을 하고, 이러한 이주 비용을 감당할 수 없는 일단의 여성들은 물리적인 비용이 들지 않는 결혼이라는 경로를 통해 자국에서의 가난을 벗어나고자 그리고 좀 더 나은 삶에 대한 인간적인 희망을 품고 이주를 하는 경우가 대다수이기 때문에(김민정, 2006) 국가별 분석이 필요하다(조선주 외, 2017b). 따라서 본 연구는 2015년과 2018년의 변화를 분석하기 위해 조선주 외(2017b)에서의 모델을 원용하였다.

해당 모형으로 분석하는 것은 일종의 전이학습이라 할 수 있다. 전이학습은 높은 정확도를 비교적 짧은 시간 내에 달성할 수 있기 때문에 컴퓨터 비전 분야에서 유명한 방법론 중 하나이다(Rawat & Wang, 2017; Canziani et al., 2016). 주로 사전학습 된 모델 (pre-trained model)을 이용하는 것이기 때문에 이미 학습한 문제와 다른 문제를 풀 때에도, 밑바닥에서부터 모델을 쌓아 올리는 대신에 이미 학습되어있는 패턴들을 활용해서 적용시킬 수 있는 장점이 있기 때문이다. 또한 본 연구는 2015년 데이터와 2018년 데이터를 비교 분석함으로써 중국, 중국한국계, 베트남, 필리핀 여성결혼이민자들에 대한 특성의 변화를 살펴볼 수 있으며, 중국, 중국한국계, 베트남, 필리핀 여성결혼이민자들만을 선택하여 같은 아시아국이라 할지라도 서로 다른 다른 차별경험을 지니며, 만족도에 미치는 영향요인도 영향요인도 다름을 도출하는데 그 차별성과 의의가 있다고 하겠다.

실증분석을 위한 연구모형을 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

- (1) 차별경험이 있는 여성 결혼이민자는 한국생활의 전반적인 만족도가 낮을 것이다.
- (2) 차별경험이 있는 결혼이민자는 배우자와의 관계만족도 및 자녀와의 관계 만족도가 낮을 것이다.
- (3) 4개 국가별로 그 결과가 다르게 나타날 것이다.
- (4) 2015년과 2018년의 차별 경험과 만족도(생활 만족도, 배우자와의 관계 만족도, 자녀와의 관계 만족도)가 차이가 있을 것이다.

모든 분석은 통계 프로그램인 STATA ver. 15.을 사용하여 통계적 유의성

을 검증하였다. 다중회귀분석을 통하여 P-value가 0.01, 0.05, 0.1 이하인 경우를 통계적으로 유의한 것으로 간주하였다.

다음은 변수의 설명이다.

피설명변수는 만족도이다. 이민자의 삶의 만족도<sup>14)</sup>는 그들의 사회응용과 사회통합 정도를 나타내는 주요한 지표라고 할 수 있다(Amit, 2010; Massey and Redston, 2006). 이주자가 인지하는 만족감은 사회에서의 자아정체성을 형성하고, 이는 사회의 일원으로 동화될 수 있기 때문이다(Richardson, 1967).<sup>15)</sup> 원자료에서 제시되는 만족도는 3가지인데, 한국 생활의 전반적인 만족도(현재의 삶에 대한 만족도), 배우자와의 관계 만족도와 자녀와의 관계 만족도이다. 해당 조사항목은 2015년, 2018년 계속 조사된 항목이다. 생활만족도는 결혼이민자의 향후 삶의 질에 긍정적, 부정적 요인을 미칠 수 있는 것으로 파악되며(여성가족부, 2019), 배우자와의 관계, 자녀와의 관계만족도는 가족생활만족도로 문화적 차이 및 개방성 정도를 파악하여 다문화가족 부부 교육 프로그램 강화하기 위해 개발된 만족도이다. 결혼 이민은 이민자가 한국에서 새로운 가족관계를 형성하며, 한국의 사회, 문화적 구조와 환경의 영향하에 삶의 기반이 전반적으로 달라지기 때문에 가족관계 만족도 및 생활 만족도는 결혼이민자 삶의 전반적인 만족도라고 간주할 수 있다(이창식, 2010).

먼저 한국 생활의 전반적인 만족도는 “생활을 전반적으로 고려할 때, 귀하는 현재의 삶에 얼마나 만족하십니까?”라는 질문에 ‘매우 만족한다’는 1점에서부터 ‘전혀 만족하지 못한다’는 5점으로 5개의 척도로 구성되어 있는데, 자료 해석의 용이성을 위해 해당 척도를 역수로 코딩하여 사용하였다. 배우자와의 관계 만족도는 “귀하는 배우자와의 관계에 얼마나 만족하십니까?”라는 질문에 ‘매우 만족한다’는 1점에서부터 ‘전혀 만족하지 못한다’는 5점으로 5개의 척도로 구성되어 있는데, 한국 생활의 전반적인 만족도와 마찬가지로 자료 해석의 용이성을 위해 해당 척도를 역수로 코딩하여 사용하였다. 점수가 높을수록 만족도가 높은 것을 의미한다. 자녀와의 관계 만족도는 “귀하는 자녀와의 관계에 얼마나 만족하십니까?”라는 질문에 ‘매우 그렇다’는 1점에서부터 ‘전

14) 결혼이민자가 우리 사회에 안정적으로 적응하고 행복한 삶을 영위하고 있는지를 나타내는 지표로 그들이 인지하는 삶의 만족도(life satisfaction)를 측정할 수 있다(조선주 외, 2017b).

15) 이러한 측면에서 결혼이주여성의 삶의 만족도에 대한 연구들이 진행되었는데, 결혼이민자, 특히 여성 결혼이민자의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인들은 결혼이주여성의 연령, 교육수준과 같은 사회인구학적 요인들, 사회적 지지 혹은 사회연결망과 같은 사회자본 요인들, 그리고 결혼이주여성이 일상생활에서 경험하는 사회적 차별과 배제와 같은 사회 경험적 요인들이 있다고 제시하였다(김한성·이유신, 2013).



혀 그렇지 않다’는 5점으로 5개의 척도로 구성되어 있는데, 한국 생활의 전반적인 만족도, 배우자와의 관계만족도와 마찬가지로 자료 해석의 용이성을 위해 해당 척도를 역수로 코딩하여 사용하였다.

설명변수는 차별 경험이다. “지난 1년 동안<sup>16)</sup> 한국에서 생활하면서 외국 출신이라는 이유로 차별이나 무시당한 경험이 있습니까?”라는 질문에 ‘있었다’는 1의 값을 갖는 더미 변수로 구성하였다.

통제변수로서 인구학적 변수, 사회경제적 변수, 이민 관련 변수, 배우자 관련 변수를 사용하였다. 인구학적 변수는 연령, 거주지역이다. 연령은 연속변수로 구성하였으며, 가구의 거주지역이 동부(도시)이면 1의 값인 더미 변수로 구성하였다. 거주 지역은 노동 수요적 측면인 노동 시장환경 관련 요인이기 때문이다(채구묵, 2007; 조선주 외, 2017a).

사회경제적 변수로는 교육 수준(학력), 초혼 여부, 가구소득, 자녀 수, 고용 형태(직종, 종사상 지위)이다. 학력은 교육 연수로 바꾸어 사용하였다. 출신국에서의 학위나 학력은 이민국의 노동시장에서 제대로 인정되지 않는 경우가 많다(Kanas and van Tubergen, 2009; Zeng and Xie, 2004). 반면, 이민국에서 취득한 학력은 그 국가 노동시장의 수요와 매치가 잘 되거나 이민국이 출신국보다 선진국일 경우는 더욱 이민국에서의 학력이 노동시장에서 중요하게 작용한다(Kanas and van Tubergen, 2009; 조선주 외, 2017a). 초혼인 경우 1의 값인 더미변수로 구성하였다. 가구의 월평균 소득은 결혼이민자 개인의 소득은 제외한 순가구소득으로서 100만원 미만, 100~200만원 미만, 200~300만원 미만, 300~400만원 미만, 500~600만원 미만, 600~700만원 미만, 700만원 이상의 구간으로 구분되어 있어 구간의 중간 값으로 바꾸어 구성하였으며, 로그 값을 사용하였다. 자녀 수는 18세 이하의 결혼이민자의 자녀 수로 연속변수이다. 고용형태는 직종 자료와 종사상의 지위로 사용하였다. 관리 및 전문사무직, 서비스직 종사자, 판매직 종사자, 기능원 및 관련 기능종사자, 단순노무종사자로 구성하였으며, 각각 해당 직종일 경우 1의 값인 더미 변수로 구성하였다. 종사상의 지위는 상용직인 경우 1이다.

이민관련 변수로는 출신 국가, 체류 기간, 한국어 능력이다. 출신지역은 중국, 중국(한국계),베트남, 필리핀 4개 국가로 구분하였다. 체류기간은 2015년, 2018년에서 각각의 입국연도를 뺀 기간으로 연속변수이다.

한국어능력은 “귀하의 한국어 실력은 어느 정도입니까?”라는 질문에 말하기, 듣기, 읽기, 쓰기 영역별로 ‘1점’의 ‘매우 잘한다’에서부터 ‘5점’의 ‘전혀

16) 2018년 조사에서는 조사 대상 기간을 ‘지난 1년’으로 명확히 제시하였다.

못한다'의 5개 척도로 되어 있는데 자료 해석의 용이성을 위해 해당 척도를 역수로 코딩하여 사용하였다. 이민국의 언어 능력은 노동시장에서 일을 할 때는 물론이고, 일자리를 찾을 때부터 매우 중요한 요인으로 작용한다 (Chiswick and Miller, 2007; Shields and Wheatley-Price, 2002)

배우자관련 변수는 배우자 만남경로, 배우자 종사상 지위, 배우자 초혼 여부이다. 배우자와의 만남경로는 결혼 중개업소를 통해 만났을 경우 1인 더미 변수로 구성하였다. 이민자의 경우 결혼경로에 따라서도 이혼 원인이 다르게 나타나고 있어 결혼 경로는 다문화가족 구성 및 해체에 중요한 요인으로 작용할 수 있다(박재규, 2011).<sup>17)</sup>여성 결혼이민자와 마찬가지로 배우자의 종사상의 지위가 상용직인 경우, 배우자가 초혼인 경우 1의 값인 더미 변수로 구성하였다. 또한 2015년과 2018년을 구분하는 변수로 2018년인 경우는 1이다.

분석변수의 기술통계 값은 <표 3>과 같다.

한국 생활의 전반적인 만족도는 2015년 3.68점에서 3.73점으로 다소 증가하였으며, 배우자와의 관계 만족도는 3.92점에서 4.21점으로 증가하였으며, 자녀와의 관계 만족도는 4.56점에서 4.41점으로 다소 감소하였다. 2015년 차별 경험은 0.83에서 2018년 0.30으로 63.8%p 감소하였다.

평균연령은 2015년 38.64세에서 37.56세로 약 1세 감소하였으나, 학력은 6.55년에서 11.28년으로 증가하였다. 이는 고학력 필리핀 여성 결혼이민자들이 28.6%에서 33.3%로 증가한 것으로 해석할 수 있다. 또한 가구 순소득은 14.71에서 14.64로 0.47%p 감소하였으며, 종사상의 지위는 상용직인 경우가 0.38에서 0.33으로 13.1%p 감소한 것으로 나타났다.

17) 결혼중개업체를 통해 결혼한 여성이민자 중에는 배우자 외도나 폭력과 학대, 그리고 가족갈등으로 이혼한 사람이 많은 반면 가족이나 친척, 그리고 친구나 동료의 소개로 결혼한 여성이민자 중에는 성격 차이나 경제적 무능력 때문에 이혼한 사람이 상대적으로 많았고, 종교기관 소개 및 기타 이유로 결혼한 여성이민자 중에는 남편의 외도 및 정신장애로 이혼한 여성이민자가 상대적으로 많았다(박재규, 2011).

〈표 3〉 분석 변수의 기술통계

	변수	단위	전체			2015년			2018년		
			유효사례	평균	표준 편차	유효사례	평균	표준 편차	유효사례	평균	표준 편차
민족도	차별경험	있다=1	12,544	0.46	0.498	3,799	0.83	0.376	8,755	0.30	0.458
	한국생활의 전반적인 만족도	1: 매우불만족~	18,226	3.70	0.973	9,471	3.68	0.986	8,755	3.73	0.959
	배우자와의 관계만족도	5: 매우만족	16,153	4.06	0.953	8,474	3.92	0.973	7,679	4.21	0.906
	자녀와의 관계만족도		12,622	4.49	0.703	6,464	4.56	0.688	6,168	4.41	0.712
인구학적 변수	연령	세	18,524	38.64	11.423	9,647	37.55	11.308	8,877	39.83	11.430
	거주지역	동부(도시) = 1	18,524	0.63	0.483	9,647	0.63	0.482	8,877	0.62	0.484
	교육수준	연수	18,524	6.55	6.059	9,647	11.28	2.975	8,877	1.41	4.034
	초혼여부	초혼=1	16,153	0.78	0.414	8,474	0.78	0.413	7,679	0.78	0.415
사회경제적 변수	가구순소득	순가구소득의 로그값	18,524	14.71	0.61	9,647	14.64	0.605	8,877	14.79	0.606
	자녀수	명	13,353	1.58	0.675	6,782	1.54	0.654	6,571	1.61	0.694
	관리직, 전문가, 사무직	해당=1	11,470	0.11	0.314	5,769	0.11	0.310	5,701	0.11	0.318
	서비스 종사자	해당=1	11,470	0.20	0.400	5,769	0.21	0.408	5,701	0.19	0.391
직종	판매종사자	해당=1	11,470	0.09	0.279	5,769	0.08	0.268	5,701	0.09	0.290
	기능원 및 기능종사자	해당=1	11,470	0.23	0.419	5,769	0.23	0.420	5,701	0.23	0.418
	단순노무종사자	해당=1	11,470	0.32	0.466	5,769	0.32	0.468	5,701	0.31	0.464
	중상업 지위	해당=1	11,470	0.38	0.485	5,769	0.33	0.471	5,701	0.43	0.495
이민 관련 변수	중국 출신 국가	해당=1	18,524	0.29	0.452	9,647	0.36	0.479	8,877	0.21	0.408
	베트남	해당=1	18,524	0.27	0.441	9,647	0.21	0.407	8,877	0.33	0.469
	필리핀	해당=1	18,524	0.14	0.347	9,647	0.15	0.356	8,877	0.13	0.337
	체류기간	해당=1	18,524	0.31	0.462	9,647	0.29	0.452	8,877	0.33	0.471
이민 관련 변수	한국어 말하기	연수	18,524	13.99	5.753	9,647	14.23	5.315	8,877	13.73	6.184
	한국어 듣기	1: 아주못함 ~ 5: 매우잘함	18,226	3.86	1.026	9,471	3.78	1.032	8,755	3.95	1.013
	한국어 읽기		18,226	3.96	0.980	9,471	3.89	0.987	8,755	4.04	0.966
	한국어 쓰기		18,226	3.81	1.070	9,471	3.74	1.073	8,755	3.88	1.063
이민 관련 변수	배우자 배우자만남경로	결혼중개 연소=1	15,766	0.27	0.445	8,245	0.28	0.448	7,521	0.26	0.441
	관련 배우자 중상업지위	상업직=1	14,268	0.48	0.500	7,518	0.47	0.499	6,750	0.50	0.500
	변수 배우자 초혼여부	초혼=1	15,766	0.75	0.435	8,245	0.75	0.435	7,521	0.75	0.435
	연도 변수	2018=1	18,524	0.48	0.500						

## IV. 실증분석 결과

본 실증분석은 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀 출신의 차별 경험이 있는 여성 결혼이민자가 한국 생활의 전반적인 만족도, 배우자와의 관계 만족도, 자녀와의 관계 만족도에 미치는 영향과 차별 경험 이외의 인구학적, 사회경제학적, 이민 관련, 배우자 관련 변수들이 만족도에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석한 결과이다.

각 분석별로 회귀계수의 영향력을 살펴보면 다음과 같다.

먼저 차별 경험이 있는 여성 결혼이민자는 (<표 4>) 한국 생활의 전반적인 만족도, 배우자와의 관계만족도, 자녀와의 관계만족도가 통계적으로 유의미하게 낮은 것으로 나타났다. 이는 결혼이민자가 지각하는 차별경험이 한국생활의 전반적인 만족도뿐만 아니라 가족 구성원의 핵심인 배우자, 자녀와의 관계 만족도에도 부정적인 영향을 주는 것으로 볼 수 있다. 해당 결과는 2015년 자료로 분석한 조선주 외(2017b)의 결과와 유사하다. 즉, 2018년에도 같은 결과인 것을 알 수 있다. 새로운 문화에 적응하기 위한 학습과정이 개인과 가족, 집단으로 하여금 상당한 문화적응스트레스를 경험하기 때문이라고 할 수 있다(윤혜미, 2009). 이들이 느끼는 차별과 스트레스는 가족 안에서 한국생활에 적응하면서 통제력 상실, 무력감, 자신감의 상실과 같은 스트레스를 주는 생활 경험(Paukert et al., 2006), 역할갈등의 경험(Chrispin, 1998), 언어적 비언어적 의사소통 장벽과 성격유형에 따른 정서적 어려움(Padilla et al., 1985), 익숙하지 못한 행동규범과 밀접하게 관련되어 있기 때문이라고 할 수 있다(조선주 외, 2017b).

먼저 연령은 낮을수록 자녀와의 관계 만족도가 모두 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 거주 지역은 한국생활의 전반적인 만족도와 자녀와의 관계만족도에 영향을 미쳤다. 거주지역이 읍면부일수록 만족도가 유의미하게 높았다. 한편 건강 만족도는 연령이 높을수록 거주지역이 동부(도시)일수록 만족도가 유의미하게 높았다. 이는 연령이 높아질수록 삶의 만족도가 계속 낮아지는 하향곡선의 형태를 나타낸다(주경희, 2011; 정순돌·이현희, 2012)는 일반적인 연구결과와 반대인 결과인데, 이는 나이든 부모는 자녀와의 관계에서 정신과 성격, 혹은 신체적 문제로 인해 갈등을 유발한다는 결과로 해석할 수 있다(그레이스 리보·바버라 케인, 2019).

사회경제적 변수인 교육 수준은 교육 수준이 높을수록 배우자와의 관계 만족도가 유의미하게 높아지는 것(Massey and Redston, 2006)으로 나타났으

나 자녀와의 관계 만족도는 유의미하게 낮아지는 것으로 나타났다. 학력이 높은 결혼이주여성의 경우 의사소통 효율성이 높아 생활만족도가 높은 것으로 추정하고 있는데(김진희·박옥임, 2008) 이는 학력이 높은 결혼이민자의 경우 배우자와의 의사소통 효율성이 높아 배우자와의 관계만족도에 적용될 수 있는 결과로 해석할 수 있다. 또한 관리직, 전문가, 사무직 종사자가 전반적인 만족도와 배우자와의 관계만족도가 높은 것도 같은 맥락으로 볼 수 있다. 또한 순 가구소득이 높을수록 한국생활의 전반적인 만족도, 배우자와의 관계만족도가 유의미하게 높아지는 것으로 나타났다. 여성 결혼이민자의 경우 현재 빈곤한 사회경제적 배경으로 인해 경제적 목적으로 결혼이주를 선택하는 경우가 많기 때문에 가구소득이 높을수록 모든 만족도가 증가하는 것으로 해석할 수 있다(조선주 외, 2017a). 자녀 수가 많을수록 한국생활의 전반적인 만족도가 유의미하게 낮아졌으며, 자녀와의 관계만족도도 유의미하게 낮아졌다. 이러한 결과는 여성 결혼이민자 가족도 일반 한국인 가족과 마찬가지로 자녀 양육과 교육 문제를 중요한 관심사로 설정하고 있는데, 자녀의 양육과 교육 문제는 주로 여성이 맡고 있는 것과 밀접한 관련이 있다(설동훈 외, 2009; 조선주 외, 2017a).

이민관련 변수로 중국(한국계) 여성 결혼이민자는 한국생활의 전반적인 만족도와 자녀와의 관계만족도가 통계적으로 유의미하게 낮은 것으로 나타났으며, 건강만족도는 통계적으로 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 반면 베트남 여성 결혼이민자는 한국생활의 전반적인 만족도와 배우자와의 관계만족도가 통계적으로 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 베트남 여성이민자의 경우 결혼동기가 자국 가족의 경제 지원인 경우가 많다. 이러한 결혼동기가 높은 결혼생활적응도로 이어지는 것으로 볼 수 있다. 또한 출신지역 및 사회문화적 배경에 따라 각 사회 구성원들의 행복에 대한 정의와 관점 다르기 때문이다. 이민자들이 출신국에 따라 행복에 대한 정의와 관점이 다르다는 것은 이민국에서 그들이 인지하는 삶의 만족도가 다를 수 있음을 의미한다(조선주 외, 2017b).

한국에서의 체류기간이 짧을수록 모든 만족도가 높아지는 것으로 나타났다. 이는 거주기간이 길수록 삶의 만족도는 낮아진다는 결과인데 결혼이주여성의 경우, 결혼기간이 곧 거주기간을 의미하는 경우가 대부분이기 때문에 결혼기간과 삶의 만족도에 대한 연구결과는 결혼이주여성의 거주기간이 삶의 만족도에 영향을 미친다는 선행연구의 결과와도 일치한다고 할 수 있다(김한성·이유신, 2013; 조선주 외, 2017b).

한국어 능력은 듣기가 잘 될수록, 쓰기가 잘 될수록 세 만족도가 통계적으로 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 이민국의 언어 구사능력은 결혼이민자

의 삶의 만족도와 전반적인 사회적응에 중요한 요인으로 보고 있는데(김진희·박옥임, 2008), 분석결과 이민자의 의사소통효율성이 삶의 만족도를 높이는 데 중요한 요인임을 알 수 있었다. 자녀와의 의사소통은 전반적인 삶의 만족도 및 자녀와의 만족도를 높이는데 중요한 요소임을 알 수 있다.

또한 배우자와의 만남 경로가 결혼중개업자를 통한 경우 세 가지 만족도가 낮아지는 것으로 나타났으며 배우자가 상용직인 경우 한국 생활의 전반적인 만족도와 자녀와의 관계만족도가 높아지는 것으로 나타났다. 배우자가 초혼인 경우 자녀와의 관계만족도가 높은 것으로 나타났다.

실제로 대량·속성의 한국 결혼 중개시스템은 자율적인 배우자 결정권의 침해하며, 결혼 후에도 언어 소통 문제, 생활전반의 문화적 차이 때문에 불편을 겪거나 가정이 파탄되는 사례가 발생하고, 각종 정보·자원·취업으로부터도 소외, 상당수 여성 결혼이민자 자녀들은 부모의 낮은 경제·사회적 지위, 언어·문화·교육방식의 차이 등으로 가정·학교 교육에서 문제가 발생할 소지가 높기 때문으로 보인다(법무부 외, 2006; 조선주 외, 2017b). 또한 배우자의 경우도 본인과 마찬가지로 임시직 및 일용직, 간접 고용된 노동자가 생활만족 및 직무만족의 전반적인 항목에 걸쳐 만족도가 낮게 나타난다는(배화숙, 2008) 일반적인 연구결과와 일맥상통하는 결과가 나타났다.

아울러 2018년 조사한 여성결혼이민자는 전반적인 만족도나 배우자와의 관계 만족도는 증가하는 것으로 나타났으나 자녀와의 관계 만족도는 유의미하게 낮아지는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 여성 결혼이민자의 사회적 차별 경험이 만족도에 미치는 영향

변수명			전반적 만족도		배우자와의 관계만족도		자녀와의 관계 만족도	
			추정치	표준화오차	추정치	표준화오차	추정치	표준화오차
사회적 차별경험			-0.228 ***	0.030	-0.195 ***	0.031	-0.094 ***	0.024
인구 학적 변수	연령		-0.005 *	0.003	-0.003	0.003	-0.007 ***	0.002
	거주지역		0.006	0.027	-0.036	0.028	-0.045 **	0.022
사회 경제 적 변수	교육수준		0.001	0.004	0.004	0.004	0.002	0.003
	초혼여부		-0.021	0.045	-0.102 **	0.047	0.119 ***	0.038
	ln가구순소득		0.330 ***	0.035	0.177 ***	0.036	-0.049 *	0.029
	자녀수		0.023	0.020	0.047 **	0.020	-0.067 ***	0.016
	직종 (ref. 판매직)	관리직, 전문가, 사무직 종사자	0.147 ***	0.041	0.101 **	0.042	0.041	0.033
		서비스 종사자	-0.007	0.036	0.029	0.037	0.025	0.030
	종사상 지위	상용직	-0.051 *	0.028	-0.094 ***	0.029	-0.007	0.023
	이민 관련 변수	국가 더미 (ref. 필리핀)	중국	-0.061	0.041	0.047	0.042	-0.057 *
중국 (한국계)			-0.127 ***	0.048	0.039	0.049	-0.101 ***	0.039
베트남			0.082 *	0.043	0.149 ***	0.044	0.012	0.034
체류기간		-0.018 ***	0.004	-0.025 ***	0.004	-0.007 **	0.003	
한국어_말하기		0.020	0.032	0.009	0.032	-0.063 **	0.026	
한국어_듣기		0.064 **	0.032	0.075 **	0.033	0.099 ***	0.026	
한국어_읽기		0.007	0.028	0.015	0.029	0.045 **	0.023	
한국어_쓰기		0.047 **	0.023	0.044 *	0.024	0.036 *	0.019	
배우자 변수		만남경로	-0.073 **	0.031	-0.142 ***	0.031	-0.044 *	0.025
		종사상지위	0.061 **	0.028	0.108 ***	0.028	0.028	0.022
		초혼여부	-0.009	0.037	0.053	0.038	0.149 ***	0.030
연도더미	2018	0.102 **	0.050	0.374 ***	0.052	-0.129 ***	0.041	
상수			-1.298 **	0.529	1.046 *	0.544	5.133 ***	0.433
Adj R-squared			0.078***		0.103***		0.056***	

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

다음으로 중국계 여성 결혼이민자가 따로 분석한 결과(〈표 5〉) 사회적 차별 경험이 있는 여성 결혼이민자는 한국 생활의 전반적인 만족도와 배우자와의 관계만족만 유의미하게 낮은 것으로 나타났으며, 자녀와의 관계 만족도와는 무관한 것으로 나타났다. 중국한국계 여성 결혼이민자(〈표 6〉)는 사회적 차별 경험이 있는 여성 결혼이민자는 한국생활의 전반적인 만족도와 배우자와의 관계만족이 유의미하게 낮은 것으로 나타났다.

베트남계 여성 결혼이민자와 필리핀계 여성 결혼이민자의 경우 사회적 차별 경험이 있는 경우 전반적인 만족도, 배우자와의 관계만족도, 자녀와의 전반적인 만족도가 유의미하게 낮아지는 것을 알 수 있다(〈표 7〉, 〈표 8〉). 특히 베트남, 필리핀계 여성 결혼이민자의 사회적 차별 경험이 자녀와의 관계 만족도에 부정적인 영향을 미친다는 결과는 중국, 중국(한국계) 여성결혼이민자와 달리 베트남, 필리핀 여성 결혼이민자들이 한국에 살면서도 언어 등의 문제로 인한 차별로 자신이 살아왔던 문화적 특성대로 자녀를 양육하는 경향이 과잉보호나 통제적 양육 행동과 관련될 가능성이 높기 때문으로 해석할 수 있다(최형성, 2007)

상기 여성 결혼이민자에게 공통적으로 나타난 결과를 살펴보면, 가구순소득이 높을수록 전반적인 만족도와 배우자와의 관계 만족도가 유의미하게 높아지는 것으로 나타났다. 또한 체류기간이 짧을수록 배우자와의 관계만족도가 유의미하게 높아지는 것으로 나타났다(〈표 5〉, 〈표 6〉, 〈표 7〉, 〈표 8〉)

상기 외에 관리직·전문가·사무직 종사자인 경우 중국·중국한국계·베트남 여성 결혼이민자의 경우 한국 생활의 전반적인 만족도가 통계적으로 유의미하게 높은 것으로 나타났다.

한국어 말하기·듣기 능력은 자녀와의 관계만족도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 중국계, 중국한국계 여성 결혼이민자의 경우 듣기가 잘되는 경우 자녀와의 관계만족도가 높은 것으로 나타났다. 반면 베트남, 필리핀계 여성 결혼이민자의 경우는 한국어 능력이 자녀와의 관계 만족도와 무관한 것으로 나타났다. 즉, 중국계, 중국한국계 여성 결혼이민자의 경우 자녀와의 의사소통은 자녀와의 관계만족도를 높이는데 중요한 요소임을 알 수 있다.

배우자 관련 변수는 중국, 중국한국계, 필리핀계 여성 결혼이민자는 배우자의 만남경로가 중개업체를 통한 경우가 아닌 경우 배우자와의 관계만족도가 높은 것으로 나타났다. 아울러 배우자가 초혼인 경우 자녀와의 관계만족도가 높은 것으로 나타났다. 세 개 국가의 여성 결혼이민자의 경우와 달리 베트남 여성 결혼이민자의 경우 배우자의 종사상의 지위가 상용직인 경우 한국생활의 전반적인 만족도가 증가하는 것으로 나타났다. 통계청(2018b)에 따르면 국내에 유



입되는 외국인 인구는 크게 일자리를 찾으러 오는 취업이민과 배우자를 찾아 들어오는 결혼이민이 다수인데, 특히 베트남 여성 결혼이민자의 경우는 결혼 중개업자를 통하여 결혼이민을 오는 경우가 많기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

〈표 5〉 중국 여성 결혼이민자의 사회적 차별 경험이 만족도에 미치는 영향

변수명			전반적 만족도		배우자와의 관계만족도		자녀와의 관계 만족도	
			추정치	표준화오차	추정치	표준화오차	추정치	표준화오차
사회적 차별경험			-0.237 ***	0.064	-0.233 ***	0.069	-0.056	0.053
인구학적 변수	연령		-0.007	0.006	-0.013 **	0.006	-0.004	0.005
	거주지역		0.063	0.058	-0.057	0.062	-0.044	0.048
사회경제적 변수	교육수준		0.003	0.006	0.006	0.007	0.007	0.005
	초혼여부		-0.148	0.090	-0.150	0.096	0.192 **	0.076
	ln가구순소득		0.377 ***	0.080	0.195 **	0.085	-0.044	0.067
	자녀수		0.018	0.044	0.024	0.047	-0.080 **	0.036
	직종 (ref. 판매직)	관리직, 전문가, 사무직 종사자	0.130 *	0.076	0.044	0.082	0.022	0.062
		서비스 종사자	-0.038	0.072	-0.008	0.077	0.098	0.060
	종사상 지위	상용직	0.026	0.060	0.044	0.064	0.100 **	0.050
이민 관련 변수	체류기간		-0.011	0.007	-0.016 **	0.008	-0.011 *	0.006
	한국어_말하기		0.079	0.069	0.087	0.074	-0.113 **	0.057
	한국어_듣기		0.100	0.070	0.069	0.075	0.111 *	0.057
	한국어_읽기		-0.105	0.066	-0.036	0.070	0.058	0.054
	한국어_쓰기		0.080	0.050	0.022	0.053	0.017	0.042
배우자 변수	만남경로		-0.031	0.071	-0.074	0.076	0.018	0.059
	종사상지위		0.011	0.058	0.042	0.062	-0.030	0.048
	초혼여부		-0.060	0.083	-0.069	0.089	0.151 **	0.070
연도더미	2018		0.157 *	0.093	0.424 ***	0.100	-0.067	0.077
상수			-2.053 *	1.207	1.203	1.294	4.925 ***	1.014
Adj R-squared			0.098***		0.103***		0.049***	

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

〈표 6〉 중국(한국계) 여성 결혼이민자의 사회적 차별 경험이 만족도에 미치는 영향

변수명			전반적 만족도		배우자와의 관계만족도		자녀와의 관계 만족도	
			추정치	표준화오차	추정치	표준화오차	추정치	표준화오차
사회적 차별경험			-0.278 ***	0.066	-0.206 ***	0.066	-0.087	0.054
인구학적 변수	연령		-0.005	0.005	-0.007	0.005	-0.008	0.005
	거주지역		-0.034	0.059	-0.020	0.059	-0.083 *	0.048
사회경제적 변수	교육수준		-0.005	0.007	0.000	0.007	-0.004	0.006
	초혼여부		-0.039	0.087	-0.144 *	0.087	0.046	0.073
	ln가구순소득		0.442 ***	0.077	0.271 ***	0.077	0.025	0.064
	자녀수		0.024	0.043	0.038	0.043	-0.080 **	0.034
	직종 (ref. 판매직)	관리직, 전문가, 사무직 종사자	0.159 **	0.077	0.060	0.077	0.045	0.061
		서비스 종사자	0.118 *	0.068	0.071	0.068	-0.001	0.056
	종사상 지위	상용직	-0.060	0.060	-0.124 **	0.060	-0.111 **	0.049
이민 관련 변수	체류기간		-0.009	0.007	-0.018 ***	0.007	-0.004	0.006
	한국어_말하기		0.181	0.114	0.082	0.114	0.069	0.096
	한국어_듣기		-0.114	0.118	0.070	0.119	0.189 *	0.103
	한국어_읽기		0.117	0.095	-0.024	0.095	-0.029	0.081
	한국어_쓰기		0.011	0.075	0.039	0.075	-0.033	0.061
배우자 변수	만남경로		-0.076	0.097	-0.288 ***	0.097	0.020	0.078
	종사상지위		0.089	0.060	0.100 *	0.060	0.074	0.049
	초혼여부		0.066	0.090	0.104	0.090	0.270 ***	0.076
	연도더미	2018	0.078	0.113	0.201 *	0.113	-0.205 **	0.091
	상수		-3.542 ***	1.196	-0.235	1.197	3.603 ***	0.989
Adj R-squared			0.099***		0.085***		0.063***	

주: \* p&lt;0.1, \*\* p&lt;0.05, \*\*\* p&lt;0.01

〈표 7〉 베트남 여성 결혼이민자의 사회적 차별 경험이 만족도에 미치는 영향

변수명			전반적 만족도		배우자와의 관계만족도		자녀와의 관계 만족도	
			추정치	표준화오차	추정치	표준화오차	추정치	표준화오차
사회적 차별경험			-0.224 ***	0.076	-0.165 **	0.076	-0.155 **	0.063
인구학적 변수	연령		0.007	0.007	0.002	0.007	-0.001	0.006
	거주지역		0.050	0.068	-0.072	0.068	0.073	0.056
사회경제적 변수	교육수준		0.003	0.010	-0.003	0.010	0.002	0.008
	초혼여부		0.206	0.143	-0.129	0.143	0.113	0.119
	ln가구순소득		0.343 ***	0.092	0.173 *	0.091	-0.044	0.076
	자녀수		-0.010	0.044	-0.035	0.044	-0.080 **	0.037
	직종 (ref. 판매직)	관리직, 전문가, 사무직 종사자	0.262 ***	0.087	0.342 ***	0.087	0.091	0.072
		서비스 종사자	0.095	0.116	0.197 *	0.115	0.054	0.095
	종사상 지위	상용직	-0.002	0.070	-0.008	0.069	0.029	0.058
이민 관련 변수	체류기간		-0.040 ***	0.012	-0.029 **	0.012	-0.013	0.010
	한국어_말하기		-0.042	0.069	0.024	0.068	-0.042	0.057
	한국어_듣기		0.068	0.073	0.024	0.072	0.087	0.060
	한국어_읽기		0.043	0.059	0.092	0.059	0.051	0.048
	한국어_쓰기		0.058	0.052	-0.013	0.051	0.045	0.042
배우자 변수	만남경로		-0.035	0.078	-0.041	0.077	-0.049	0.064
	종사상지위		0.167 **	0.071	0.193 ***	0.071	-0.005	0.059
	초혼여부		-0.163 *	0.092	0.077	0.091	0.026	0.076
연도더미	2018		-0.089	0.154	0.115	0.153	-0.223 *	0.126
상수			-1.525	1.399	1.358	1.390	4.999 ***	1.152
Adj R-squared			0.099***		0.086***		0.046***	

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

〈표 8〉 필리핀 여성 결혼이민자의 사회적 차별경험이 만족도에 미치는 영향

변수명			전반적 만족도		배우자와의 관계만족도		자녀와의 관계 만족도	
			추정치	표준화오차	추정치	표준화오차	추정치	표준화오차
<b>사회적 차별경험</b>			<b>-0.191 ***</b>	<b>0.046</b>	<b>-0.173 ***</b>	<b>0.048</b>	<b>-0.092 **</b>	<b>0.037</b>
인구학적 변수	연령		-0.004	0.005	0.002	0.005	-0.012 ***	0.004
	거주지역		-0.028	0.043	-0.050	0.044	-0.084 **	0.034
사회경제적 변수	교육수준		0.006	0.007	0.007	0.007	0.002	0.006
	초혼여부		0.039	0.086	0.030	0.089	0.095	0.069
	ln가구순소득		0.265 ***	0.053	0.127 **	0.055	-0.091 **	0.042
	자녀수		0.057 *	0.033	0.113 ***	0.034	-0.045 *	0.027
	직종 (ref. 판매직)	관리직, 전문가, 사무직 종사자	0.059	0.103	-0.004	0.107	0.016	0.084
		서비스 종사자	-0.113 *	0.063	-0.044	0.065	-0.015	0.050
	종사상 지위	상용직	-0.090 **	0.045	-0.158 ***	0.046	-0.017	0.036
이민 관련 변수	체류기간		-0.022 ***	0.008	-0.035 ***	0.008	-0.002	0.006
	한국어_말하기		0.012	0.045	-0.044	0.046	-0.063 *	0.036
	한국어_듣기		0.077 *	0.045	0.100 **	0.047	0.079 **	0.036
	한국어_읽기		0.012	0.039	0.012	0.041	0.051	0.032
	한국어_쓰기		0.014	0.035	0.082 **	0.036	0.066 **	0.028
배우자 변수	만남경로		-0.104 **	0.045	-0.218 ***	0.047	-0.091 **	0.036
	종사상지위		0.044	0.044	0.123 ***	0.046	0.056	0.036
	초혼여부		0.040	0.054	0.070	0.055	0.149 ***	0.043
연도더미		2018	0.184 **	0.090	0.512 ***	0.093	-0.060	0.072
상수			-0.369	0.799	1.437 *	0.826	5.789 ***	0.643
Adj R-squared			0.054***		0.113***		0.057***	

주: \* p&lt;0.1, \*\* p&lt;0.05, \*\*\* p&lt;0.01

## V. 결론

본 연구에서는 결혼이민자에 대한 사회적 차별의 의의를 이론적으로 고찰하였다. 또한 실증적으로 사회적 차별 경험이 한국 생활의 전반적인 만족도, 배우자와의 관계 만족도, 자녀와의 관계 만족도에 미치는 영향을 '2015년 전국 다문화실태조사 원자료'와 '2018년 전국다문화실태조사 원자료'를 사용하여 실증분석하였다. 특히 다양한 국가 가운데 가장 많은 비중을 차지하고 있는 4개국가를 선정하여 이들 국가들의 공통점과 차이점을 분석하였다.

분석 결과 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀 출신 여성 결혼이민자 집단에 대한 차별은 향후 한국사회의 계층화를 촉진시킬 수 있으며, 결혼이민자에 대한 차별은 이들의 자녀에 대한 차별로 이어질 수 있는 것으로 나타났다. 한국 생활의 전반적인 만족도는 2015년 3.68점에서 3.73점으로 배우자와의 관계 만족도는 3.92점에서 4.21점으로 증가하였으며, 자녀와의 관계 만족도는 4.56점에서 4.41점으로 다소 감소하였다. 2015년 차별경험은 0.83에서 2018년 0.30으로 63.8%p 감소하였다. 고학력 필리핀 여성 결혼이민자들이 28.6%에서 33.3%로 증가한 결과 평균 교육연수가 약 4년 높아졌으며, 가구 순소득과 상용직 비율은 각각 0.47%p, 13.1%p 감소한 것으로 나타났다.

실증분석에서는 사회적 차별경험이 있는 여성 결혼이민자는 한국 생활의 전반적인 만족도, 배우자와의 관계 만족도, 자녀와의 관계 만족도가 통계적으로 유의미하게 낮은 것으로 나타났다. 이는 결혼이민자가 지각하는 차별 경험이 한국 생활의 전반적인 만족도뿐만 아니라 가족구성원의 핵심인 배우자, 자녀와의 관계 만족도에도 부정적인 영향을 주는 것으로 볼 수 있다.

해당 결과는 앞서 분석한 결과와 같이 출신 국가별로 정도의 차이는 있지만 상당한 문화적응 스트레스를 경험하기 때문이라 할 수 있다. 사회적 차별 경험이 있는 중국계 여성 결혼이민자는 한국생활의 전반적인 만족도와 배우자와의 관계 만족도는 낮은 것으로 나타났으며, 자녀와의 관계 만족도와는 무관한 것으로 나타났다. 이와는 달리 베트남계, 필리핀계 여성 결혼이민자가 지각하는 차별 경험은 한국 생활의 전반적인 만족도뿐만 아니라 배우자, 자녀와의 관계 만족도에도 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 자녀와의 관계에 부정적 영향을 주는 것은 언어차별 등으로 인해 자신이 살아왔던 문화적 특성대로 자녀를 양육하는 경향이 과잉보호나 통제적 양육 행동으로 나타날 가능성이 높기 때문이다.

여성 결혼이민자에게 공통적으로 나타난 결과를 살펴보면, 가구순소득이 높

을수록 전반적인 만족도와 배우자와의 관계 만족도가 유의미하게 높아지는 것으로 나타났다. 또한 체류기간이 짧을수록 배우자와의 관계만족도가 유의미하게 높아지는 것으로 나타났다. 한국어 말하기, 듣기 능력은 자녀와의 관계 만족도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 중국계, 중국한국계 여성 결혼이민자의 경우 듣기가 잘되는 경우 자녀와의 관계 만족도가 높은 것으로 나타났다. 반면 베트남, 필리핀계 여성 결혼이민자의 경우는 한국어 능력이 자녀와의 관계 만족도와 무관한 것으로 나타났다. 즉, 중국계, 중국(한국계) 여성 결혼이민자의 경우 자녀의 의사소통이 자녀와의 관계만족도를 높이는데 중요한 요소라고 해석할 수 있다.

배우자 관련 변수는 중국, 중국(한국계), 필리핀계 여성 결혼이민자는 배우자의 만남 경로가 중개업체를 통한 경우가 아닌 경우 배우자와의 관계만족도가 높은 것으로 나타났다. 대량·속성의 한국의 결혼 중개시스템은 자율적인 배우자 결정권의 침해이며, 결혼 후에도 언어 소통 문제, 생활 전반의 문화적 차이 때문에 불편을 겪거나 가정이 파탄되는 사례를 발생하게 한다. 또한 각종 정보·자원·취업으로부터도 소외, 상당수 여성 결혼이민자 자녀들은 부모의 낮은 경제·사회적 지위, 언어·문화·교육방식의 차이 등으로 가정·학교 교육에서 문제가 발생할 소지가 높기 때문으로 보인다(법무부 외, 2006). 아울러 배우자가 초혼인 경우 자녀와의 관계 만족도가 높은 것으로 나타났다.

그 동안 이민자의 차별에 관한 연구들은 적지 않게 이루어져 왔으나 특정 국가의 특정 사례자를 대상으로 하는 질적 연구 중심으로 제한적으로 이루어져왔으며, 여성 결혼이민자의 출신 국가별 차별경험의 차이를 실증적으로 다룬 연구는 거의 없다. 특히 우리 사회의 가장 많은 비중을 차지하고 있는 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀 출신의 여성 결혼이민자만을 선택하여 분석한 연구는 거의 없다. 이런 의미에서 본 연구는 실증적 연구의 초석이 되는 연구로 가장 많은 집단의 현황을 분석하고, 2015, 2018년 사이의 변화를 관찰하는 연구로서의 그 의의가 있다고 할 수 있다.

그럼에도 불구하고 본 연구의 실증분석 결과는 다문화가족실태조사의 차별 경험 자료를 사용하였기 때문에 대상 개개인의 차별 경험에 대한 보다 심층적인 분석을 반영하지 못한 한계가 있다. 하지만 본 연구의 분석에 의하면 3년이 지난 지금도 어떠한 경로를 통해서든 사회적 차별을 받는 여성 결혼이민자는 한국 생활의 전반적인 만족도, 배우자와의 관계 만족도, 자녀와의 관계 만족도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타남을 알 수 있었다. 이러한 사회적 차별은 개인의 삶의 질에 부정적 영향을 미치고, 이는 나아가 자녀, 가족, 사회의 불평등을 악화시킬 수 있다는 이론적 논의 및 질적 연구 등을 실증적으로 뒷받

침하는 결과라 할 수 있다. 또한 중국, 중국(한국계) 여성결혼이민자는 같은 아시아국이라 할지라도 베트남, 필리핀 여성 결혼이민자와 다른 차별 경험을 지니며, 만족도에 미치는 영향 요인도 다른 것으로 나타났다. 따라서 여성 결혼이민자가 겪는 사회적 차별 경험이 사회문제로서 다루어져야 함은 물론 출신 배경에 따른 문화적 적응에 관심을 기울여야 한다는 잠정적인 결론을 얻게 되었으며, 향후 개개인의 차별 경험 및 대상의 특성이 반영된 차별 경험 자료를 바탕으로 더욱 엄밀한 추정이 이루어져야 할 것이다.

## 참고문헌

- 김규식(2017). 여성 결혼이민자 한국사회 정착화 과정 및 지원정책 연구. 가천대학교 대학원 박사학위 논문.
- 김동현·전희정(2019). 서울시 거주 외국인의 사회적 자본이 생활만족도에 미치는 영향: 방문취업자와 결혼이민자 간 비교를 중심으로. 한국행정연구. 28(2): 1992-2020.
- 김미라(2002). 노인의 생활 만족도에 영향을 미치는 요인탐색. 서울여자대학교 사회복지대학원 석사학위 논문.
- 김민정(2006). 국제결혼 이주여성의 상담 및 지원활동을 통해서 본 한국살이의 어려움. 한국인권재단 월례발표자료(2006.8).
- 김보현·안영선(2008). 노인의 여가활동과 삶의 질에 관한 탐색적 연구. 사회과학연구. 15(1): 141-160.
- 김수봉(2010). 노인의 생활만족도 개선을 위한 사회정책의 방향. 노인복지연구 (47): 95-111.
- 김순규·이주재(2010). 국제결혼 이주여성의 한국어 능력과 사회적 지지가 한국생활 적응에 미치는 영향. 한국가족복지학. 15(1): 05-20.
- 김연수(2013). 여성결혼이민자의 문화적응 영향요인 연구: 서울·경기 및 충청지역을 중심으로. 보건사회연구. 33(4): 005-038.
- 김이선·최윤정·김수진·오세영·최혜영(2019). 이주여성의 다양성과 정책 재구성 방향. 한국여성정책연구원.
- 김정선(2013). 귀환이주여성들의 ‘이주 안전망’ 만들기: 네팔의 포우라키(Pourakhi) 액티비즘을 중심으로. 한국여성학. 29(4): 191-235.
- 김정선(2011). 시민권 없는 복지정책으로서 ‘한국식’ 다문화주의에 대한 비판적 고찰. 경제와 사회. 92: 205-246.
- 김정옥·박자영(2007). 도예활동이 노인의 우울정서와 생활만족도에 미치는 효과. 한국가정관리학회지. 25(6): 95-109.
- 김지영·이형실(2010). 청소년의 가족 및 또래 요인이 자아존중감에 미치는 영향. 한국가정과교육학회지. 22(1): 21-32.
- 김진희·박옥임(2008). 농촌과 도시지역 국제결혼이주여성의 가족갈등과 생활만족도 비교: 전라남도 지역을 중심으로. 농촌사회. 18(1): 127-160.
- 김한성·이유신(2013). 결혼이주여성의 삶의 만족도. 한국사회학. 47(2): 177-209.



- 김현숙(2010). 결혼이주여성의 결혼적응에 관한 연구. 한국사회복지학. 62(2): 135-159.
- 김희주·권종희·최형숙(2012). 양육미혼모들의 차별경험에 관한 질적사례연구. 한국가족복지학. 36: 121-155.
- 그레이스 리보·바버라 케인(2019). 나이 든 부모와는 왜 사사건건 부딪힐까. 전수경·정미경·한정란(역). 서울:한마당.
- 남인숙·장흔성(2009). 결혼이민여성 가족의 출신국 문화이해. 사회이론. 35: 7-30.
- 노유자(1988). 서울지역 중년기 성인의 삶의 질에 관한 분석. 연세대학교 대학원 박사학위논문.
- 민무숙·김이선·주유선·이정연(2013). 결혼이주여성의 사회적 관계 양상을 통해 본 사회통합의 과제. 여성연구. 85(2): 5-43.
- 박서영·박성연·Cheat, C.S.I.(2007). 어머니의 삶의 만족감 및 양육행동과 남녀 유아의 사회적 유능성과의 관계. 사회과학연구. 28(2): 29-54.
- 박성현(2019). 한국인의 삶의 질, 통계적 지표에 의한 현황과 개선 방향. 학술원논문집(자연과학편). 58(1): 89-109.
- 박순미·손지아(2016). 노인의 소득수준별 생활만족도 영향요인 비교연구. 보건사회연구. 36(4): 097-124.
- 박순미·손지아·배성우(2009). 노인의 생활만족도 변화에 대한 종단적 접근-인구 사회학적 변인을 중심으로. 사회과학연구. 25(3): 1-24.
- 박은희·조인주(2012). 결혼이주여성의 생활만족도에 관한 연구. 사회과학연구. 28(2): 29-54.
- 박재규(2011). 국제결혼 여성이민자의 가족해체 원인 및 특성 분석 : 경기지역 자료를 중심으로. 보건사회연구. 31(3): 104-139.
- 법무부·여성가족부·보건복지부·교육인적자원부(2006). 여성결혼이민자 가족의 사회통합 지원대책. 관계부처합동 자료.
- 배화숙(2008). 비정규직 유형별 직무 및 일상생활 만족도 차이 연구. 한국노동연구원.
- 설동훈·서문희·이삼식·김명아(2009). 다문화가족의 중장기 전망 및 대책 연구: 다문화가족의 장래인구추계 및 사회·경제적 효과분석을 중심으로. 보건복지가족부.
- 송신영·박성연(2008). 가정의 사회경제적 지위, 어머니의 심리적 복지감 및 양육 행동과 아동의 친구 관계가 학교적응에 미치는 영향. Family and Environment Research. 46(5): 19-33.

- 여성가족부(2016). 2015년 전국다문화가족실태조사연구.
- 여성가족부(2019). 2018년 전국다문화가족실태조사연구.
- 윤형숙(2004). 외국인 출신 농촌주부들의 갈등과 적응: 필리핀 여성을 중심으로. 2004년도 한국여성학회 심포지움발표논문. 229-339.
- 윤희미(2009). 결혼이민자 가족을 대상으로 한 임파워먼트 기반의 사회복지실천 연구. 한국사회복지학. 61(4): 85-108.
- 이경수·마강래(2016). 이민자 차별 경험의 세대간 대물림에 관한 연구. 한국지역 개발학회 2016년 춘계학술대회 발표집. 299-313.
- 이규용·김기선·정기선·최서리·최홍엽(2015). 이민정책의 국제비교. 한국노동연구원.
- 이미영(2017). 한국사회 내에서의 사회권 발전에 있어서의 다문화주의 - 한국의 여성결혼이민자 대상으로 한 다문화 관련 법안 중심으로. 지방자치법연구. 17(4): 393-422.
- 이창식(2010). 여성 결혼이민자의 가족관계가 삶의 만족에 미치는 영향. 농촌지도와개발. 17(4): 717-742.
- 장덕희·이경은(2011). 농촌지역 다문화가족 부부의 문화적응에 미치는 가족요인의 영향. 농촌사회. 21(2): 103-139.
- 정순돌·이현희(2012). 베이비붐세대의 삶의 만족도 : 1998년과 2008년의 비교. 노인복지연구. 55: 105-131.
- 정해숙·김이선·이택면·마경희·최윤정·박건표·동제연·황정미·이은아(2016). 2015년 전국다문화가족실태조사 분석. 한국여성정책연구원.
- 조민경·김렬(2010). 한국 다문화사회에 있어서 이주민의 이중문화 정체성과 사회문화적응의 관계. 대한정치학회보. 18(2): 263-289.
- 조선주·민현주(2017a). 여성 결혼이민자의 임금결정요인 분석 : 중국, 중국(한국계), 베트남, 필리핀을 중심으로. 노동정책연구. 17(3): 45-75.
- 조선주·오현경·민현주(2017b). 결혼이민자의 사회적 차별경험이 한국생활만족도에 미치는 영향. 여성연구. 94(3): 109-140.
- 조인주·현안나(2012). 결혼이주여성의 우울 영향요인들의 구조적 관계 분석 문화변용과 적응과정 이론을 중심으로. 정신보건과 사회사업. 40(1): 177-206.
- 주경희(2011). 사회참여노인의 활동수준과 삶의 질 - 성별과 연령 차이를 중심으로 -. 사회복지연구. 42(2): 5-39.
- 채구묵(2007). 신규대졸자의 취업 및 임금수준 결정요인 분석. 한국사회복지학. 59(4): 35-61.

- 최성재(1986). 노인의 생활만족도 척도개발에 관한 연구. 한국문화연구원논총. 49: 233-258.
- 최윤정·김이선·선보영·동제연·정해숙·양계민·이은아·황정미(2019). 2018년 전국다문화가족실태조사 연구. 여성가족부.
- 최혜지·이은정·홍기원·김정환(2012). 국내 체류 이주민의 사회복지지원체계 개선을 위한 실태조사. 서울 : 국가인권위원회.
- 최형성(2007). 아동의 성별에 따른 어머니 양육효능감의 매개적 역할: 아동의 자존감 모형 탐색. 한국아동학회지. 22(3): 1-16.
- 하상복(2012). 황색 피부, 백색 가면. 인문과학연구. 33: 525-556.
- Amit, K.(2010). Determinants of life satisfaction among immigrants from western countries and from the FSU in Israel. Social Indicators Research, 96: 515-534.
- Benner, A. D., & Kim, S. Y.(2009). Intergenerational experiences of discrimination in Chinese American families : Influences of socialization and stress. *Journal of Marriage and Family*, 71(4): 862-877.
- Bobo, Lawrence D., and Cybelle Fox.(2003). Race, Racism, and Discrimination : Bridging Problems, Methods, and Theory in Social Psychological Research. *Social Psychology Quarterly*, 66, 319-332.
- Canziani, A., Paszke, A. and Culurciello, E.,(2016). An analysis of deep neural network models for practical applications. *arXiv preprint*, arXiv:1605.07678. <https://arxiv.org/pdf/1605.07678.pdf>
- Chiswick, B. R., and P. W. Miller.(2007). The International Transferability of Immigrants' Human Capital Skills. *IZA Discussion Paper*, No. 2670. Bonn, Germany : Institute for the Study of Labor (IZA), <http://ftp.iza.org/dp2670.pdf>.
- Chrispin, M. C.(1998). *Resilient adaptation of church-affiliated young Haitian immigrants : A search for protective resources. Unpublished doctoral dissertation*, Columbia University. New York.
- Frone, M. R., M. Russell and M. L. Cooper(1992), Antecedents and outcomes of work - family conflict: Testing a model of the work - family interface, *Journal of Applied Psychology*, 77(1): 65-78.

- Harrell, S. P.(2000). A multidimensional conceptualization of racism related stress: Implications for the well-bing of people of color. *American Journal of Orthopsychiatry*, 70(1): 42-57.
- Hughes, D., & Johnson, D.(2001). Correlates in children's experience of parents' racial socialization behaviors. *Journal of Marriage and Family*, 63(4), 981-995.
- Kanas, A., and van Tubergen, F.(2009). The Impact of Origin and Host Country Schooling on the Economic Performance of Immigrants, *Social Forces*, 88(2): 893-915.
- Kim, J. K.(2014). *Yellow over Black: History of Race in Korea and the New Study of Race and Empire*. *Critical Sociology*, 41(2): 205-217.
- Kim, M.(2013). Citizenship Projects for Marriage Migrants in South Korea: Intersecting Motherhood with Ethnicity and Class. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, 20(4), 455-481.
- Kim, S.(2012). Racism in the global era : Analysis of Korean media discourse around migrants, 1990-2009, *Discourse & Society*, 23(6), 657-678.
- Krieger, N.(1999). Embodying inequality : a review of concepts, measures, and methods for studying health consequences of discrimination, *International Journal of Health Services*, 29(2), 295-352.
- Lee, S., and Kim, D. S. (2014). Acculturation and Self-rated Health among Foreign Women in Korea. *Health and Social Welfare Review*, 34(2), 453-483.
- Massey, Douglas S. and Ilana Redstone Akresh.(2006). Immigrant Intentions and Mobility in a Global Economy : The Attitudes and Behavior of Recently Arrived U.S. Immigrants. *Social Science Quarterly*, 87(5), 954-971.
- Malhotra, R. S., Misra, J., and Leal, D.F.(2016). Gender and Reproductive Labor Migration in Asia, 1960-2000. *International Journal of Sociology*, 46(2): 114-140.
- Neugarten, B. L., R. J. Havighurst and S. S. Tobin(1961). The

- Measurement of Life Satisfaction. *Journal of Gerontology* 16 : 134-143.
- OECD(2012). *Settling in: OECD Indicators of Immigrant Integration 2012*, <https://doi.org/10.1787/9789264171534-en>.
- Padilla, A. M., Y. Wagatsuma, and K. Lindholm.(1985). Acculturation and personality as predictors of stress in Japanese and Japanese-Americans. *The Journal of Social Psychology*, 125: 295-305.
- Paukert, A. L., J. W. Pettit, M. Perez, and R. L. Walker.(2006). Affective and attributional features of acculturative stress among ethnic minority college students. *The Journal of Psychology*, 140(5): 405-419.
- Rawat, W. and Wang, Z.,(2017). Deep convolutional neural networks for image classification: A comprehensive review. *Neural computation*, 29(9), 2352-2449.
- Richardson, Alan.(1967). A Theory and a Method for the Psychological Study of Assimilation. *International Migration Review*, 2(1), 3-30.
- Safi, Mirna.(2010). Immigrants Life Satisfaction in Europe: between Assimilation and Discrimination. *European Sociological Review*, 26(2), 159-176.
- Shields, M. A., and Wheatley-Price, S.(2002). The English Language Fluency and Occupational Success of Ethnic Minority Immigrant Men Living in English Metropolitan Areas. *Journal of Population Economics*, 15(1), 137-160.
- Thomas, Melvin E., and Bernadette J. Holmes.(1992). Determinants of Satisfaction for Blacks and Whites. *The Sociological Quarterly*, 33, 459-472.
- Valois, Robert F., Keith J. Zullig, E. Scott Huebner, and J. Wanzer Drane.(2004). Life Satisfaction and Suicide among High School Adolescents. *Social Indicators Research*, 66, 81-105.
- Williams, D. R., & Mohammed, S. A.(2009). Discrimination and racial disparities in health: evidence and needed research. *Journal of Behavioral Medicine*, 32(1): 20-47.
- Yamanaka, K. & Piper, N.(2005). Feminized migration in East and

- Southeast Asia: Policies, actions and empowerment, *UNRISD Occasional Paper 11*.
- Zeng, Z., and Xie, Y.(2004). Asian-Americans' Earnings Disadvantage Reexamined : The Role of Place of Education. *American Journal of Sociology*, 109(5): 1075-1108.
- 뉴스클레임(2020.4.4.). “경기지역 이주민들 “세금 받아먹고 정책에서는 차별”-경기도 재난기본소득 지급 차별논란”.
- <http://newsclaim.co.kr/View.aspx?No=796964>(2020.06.18.인출)
- 서울신문(2020.3.19.). “국내 이주민 68% “한국에 인종차별 존재한다””.
- [http://m.seoul.co.kr/news/newsView.php?id=20200320010014&wlog\\_tag1=](http://m.seoul.co.kr/news/newsView.php?id=20200320010014&wlog_tag1=) (2020.06.18.인출).
- 통계청(2019a). 출입국·외국인정책 통계연보(2019.7.19.입력자료).
- [http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx\\_cd=1760](http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1760)(2020.4.30.인출).
- 통계청(2019b). 결혼이민자 현황(2019.7.19.입력자료)
- [http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx\\_cd=2819](http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=2819) (2020.06.18.인출).
- 통계청(2018a). 체류외국인 현황 e-나라지표; 출입국·외국인정책 통계연보, 2018.
- [http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx\\_cd=2756](http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=2756) (2020.4.30.인출).
- 통계청(2018b). 결혼민자 현황 e-나라지표; 출입국·외국인정책 통계연보, 2018.
- [http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx\\_cd=2819](http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=2819) (2020.4.30.인출).

## Abstract

# A Study on the effects of social discrimination and individual-level factors on the life satisfaction :Chinese, Korean-Chinese, Vietnamese, Pilipinas

Sun-joo Cho\*·Ju-Hee Ahn\*\*

This study examines the effects of social discrimination and individual-level factors on the life satisfaction among marriage-immigrants from China, China\_Korea, Vietnam and Philippines, using the '2015 National Survey on Multi-cultural Families.' and '2018 National Survey on Multi-cultural Families.' This study mainly explores whether experiences on discriminations against marriage-immigrants have a negative impact on the satisfaction with their spouse and children as well as overall life satisfaction.

The results show the discrimination against immigrant women's marriage groups was found to be important in that it could promote the stratification of ethnic and ethnic groups in the future. And that experiences on discrimination significantly lower life satisfaction as well as the satisfaction with their spouse among Chinese female marriage-immigrants. But that experiences on discrimination significantly lower life satisfaction as well as the satisfaction with their spouse and children among Korean-Chinese, Vietnamese, Filipinas female marriage-immigrants

The common results for immigrants in all countries are as follows. The satisfaction with their spouse is likely to increase as they get higher the net income of households. And female marriage-immigrants with short duration of stay are found to be highly satisfied with their relationship with their spouses.

**Keywords :** Asian female married immigrants, life satisfaction in Korea, marriage satisfaction, satisfaction with children, 2015, 2018 National Survey on Multicultural Families

---

\* First Author : Senior Research Fellow, Korean Women's Development Institute

\*\* Second Author : Researcher, Korean Women's Development Institute





# 한국 임금근로 기혼여성의 근무환경, 일가족갈등 및 직무만족도가 건강에 미치는 연관성 -직업적 지위 차이를 중심으로\*-

양화미\*\*

## 초 록

본 연구에서는 한국 임금근로 기혼여성을 대상으로 직업적 지위에 따른 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도가 건강에 미치는 연관성을 조사하였다. 2016년 여성가족패널 6차 설문조사 데이터를 활용하여 만 19세에서 64세의 1,484명의 임금근로 기혼여성을 대상으로 횡단적 상관관계 연구를 수행하였다. 본 연구에서 직업적 지위는 화이트칼라(관리직/전문직), 핑크칼라(판매서비스직) 및 블루칼라(단순노무직) 근로자로 분류하였다. 근무환경은 물리적, 인체공학적 및 심리사회적 환경영역으로 측정하였다. 일-가족갈등은 여성가족패널의 총 5문항 4점 리커트 척도로 측정하였다. 직무만족도는 여성가족패널 총 10문항 5점 리커트 척도로 측정하였다. 건강은 주관적 건강수준을 측정하는 단일 문항으로 측정하였다. 결과는 다음과 같다. 화이트칼라 임금근로 기혼여성은 불충분한 직무자율성이 높을 때 즉 결정권이 낮을수록 주관적 건강상태가 좋았다. 한편, 화이트칼라 임금근로 기혼여성은 일-가족갈등이 낮을수록 주관적 건강상태가 좋았으며, 직무만족도가 높을수록 주관적 건강상태가 좋았다. 핑크칼라 임금근로 기혼여성은 직무만족도가 높을수록 주관적 건강상태가 좋았다. 블루칼라 임금근로 기혼여성은 힘든 인체공학적 작업이 낮은 환경일 때 주관적 건강상태가 좋았다. 본 연구결과는 임금근로 기혼여성의 건강수준 향상을 위해 직업적 지위의 차이에 따른 차별적인 건강정책의 지원방향을 제시하였다는 점에서 의의가 있다.

주제어: 환경, 직업건강, 여성, 일가족양립

\* 본 논문은 2020년도 신한대학교 학술연구비 지원으로 연구되었음.

\*\* 제 1저자 및 교신저자: 신한대학교 조교수 (yhm2020@shinhan.ac.kr)

## I. 서론

### 1. 문제제기 및 연구목적

지난 10년간 경제협력개발기구(OECD, Organizational for Economic Cooperation and Development)의 국가에서 15-64세 여성의 고용률은 2006년 50.7%에서 2016년 51.9%로 꾸준히 증가한 것으로 나타났다. 같은 기간 OECD 국가인 한국에서도 15-64세 여성의 고용률은 50.5%에서 52.2%로 증가했다(OECD, 2019). 특히, 국내 기혼여성의 고용률은 2005년 37.5%에서 2015년 44.6%로 증가추세에 있다(Statistics Korea, 2005, 2015).

여성고용률 증가에도 불구하고 대다수의 여성은 사회보장혜택이 없거나 산업보건의 위험에 노출된 낮은 지위직종에서 저임금으로 일한다고 보고되고 있다(Buvinic, Giuffrida, & Glassman, 2002). 근로여성이 속해 있는 노동시장 내 근무환경은 건강에 영향을 미칠 수 있다. 불리한 신체적 근무환경에 반복적으로 노출되는 것은 시간이 경과함에 따라 건강저하와 연관성이 보고되고 있다(Mänty et al., 2015). 반면, 직업적 안정성이 높고, 근무환경이 좋을수록 신체적 건강 및 정신질환 예방과 연관성이 보고되고 있다(Barnay, 2016). 하지만 여성근로자를 중심으로 직업적 지위의 차이에 따라 근무환경이 건강에 미치는 연관성을 다룬 연구는 제한적이다(Vanroelen, Levecque, & Louckx, 2010).

특히, 임금근로 기혼여성은 직업역할 뿐 아니라 가정에서 가족구성원을 돌보는 이중역할의 부담으로 인해 건강이 더 나쁠 수 있다(Artazcoz, Borrell, Cortàs, Escribà-Agüir, & Cascant, 2007). 임금근로 기혼여성은 전통적인 여성의 역할을 기대하는 국내의 가부장적인 문화 속에서 직장과 가족이라는 두 생활영역의 역할을 동시에 수행해야 하기 때문에 일-가족 갈등에 직면할 수 있다(Jang MK, 2007). 일-가족 갈등은 직장과 가족이라는 두 생활영역에서 비롯되는 역할 기대가 양립할 수 없을 때 나타나는 역할 간 갈등의 형태로, 직장에서의 긴장과 시간의 압박이 가정생활에 영향을 주는 것을 의미한다(Greenhaus J, 1985). 일-가족갈등이 높을수록 주관적 건강상태가 나쁘다고 알려져 있다(Leineweber, Baltzer, Magnusson Hanson, & Westerlund, 2012). 직업적 지위에 따라 일-가족갈등 수준에도 차이가 있을 수 있다. 블루칼라 근로자는 주로 육체적 요구의 작업을 수행한다고 알려져 있다. 이에 반해, 화이트칼라 근로자들은 정신적 혹은 감정적으로 요구되는 까다로운 심리

적, 사회적 노동조건에 놓이는 것으로 일-가족갈등을 경험할 가능성이 높다고 보고되고 있다(Hammig, 2014).

한편, 직업적 지위에 따라 직무만족도 수준이 임금근로 기혼여성의 건강에 영향을 줄 수 있다. 직무만족도가 낮을수록 정신적, 심리적 건강문제와 연관성이 보고되고 있다(Faragher, Cass, & Cooper, 2005; 박수미 & 한성현, 2004). 직무만족도란 개인이 직무에 대해 평가하는 상당히 주관적이고 다차원적인 만족도 수준으로 정의한다(Azim, Haque, & Chowdhury, 2013). 특히, 근무환경 특성과 일-가족갈등은 직무만족도와 연관성이 있을 수 있다(Azim, Haque, & Chowdhury, 2013).

이와 같이 직업적 지위에 따라 여성근로자의 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도가 차이를 나타내고, 결과적으로 건강에 미치는 영향이 다를 것으로 사료된다. 이에, 본 연구는 여성근로자의 직업적 지위에 따른 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도 수준의 차이를 밝히고, 이러한 차이가 건강에 미치는 연관성을 통합적으로 제시하고자 한다.

## 2. 기존연구

### 1) 기혼여성의 직업적 지위, 근무환경, 일가족갈등 및 직무만족도 관련 연구

노동시장에서 여성의 생애주기에 따라 직업적 지위 및 소득에 차이가 있다고 알려져 있다. 특히, 여성 임금근로자는 40대 이전에는 화이트칼라(관리직/전문직)에 종사하는 비율이 높은 반면 40대 이후에서는 블루칼라(생산직)에 종사하는 비율이 높다고 보고된다(최은영, 2016). 국내 기혼 근로여성 18명을 심층 면담한 결과에 따르면 핑크칼라(판매서비스직) 및 블루칼라(생산직) 여성들은 고용지위의 불안으로 인해 비교적 빨리 노동시장에 진입하지만 출산과 함께 퇴사하며 잦은 이직률을 보이는 반면 화이트칼라(관리직/전문직) 여성들은 경제력과 가족자원을 활용하여 경력과 고용안정을 유지한다고 보고되고 있다(이재경, 이은아, & 조주은, 2006). 특히, 화이트칼라(관리직/전문직) 근로여성들은 핑크칼라(판매서비스직) 및 블루칼라(단순노무직)의 근로여성들과 달리 대체자원을 활용하여 성별분업 문제가 실제로 드러나지 않는 경향이 보고되고 있다(이재경, 이은아, & 조주은, 2006). 이와 같이 근로여성의 직업적 지위에 따라 고용지위의 안정성, 경제력, 가족지원 및 성별분업과 같은 사회·경제적 환경에 차이가 있을 수 있다.

국내 노동시장에서 여성의 지위는 과거에 비해 개선되었다고는 하지만 기혼 여성은 여전히 전통적 성역할에 의해 돌봄의 의무를 떠맡고 있으며, 일-가족 갈등에 직면하고 있다(Kim 2008). 가족 돌봄과 가사노동은 여전히 여성의 영역으로 남아있을 뿐만 아니라, 실제 일하는 환경에서 최저임금의 직업을 가진 절반가량이 기혼근로 여성이었다(Kim 2008). 더욱이, 결혼이나 출산이후 노동시장에 재진입 시 기혼근로 여성은 비정규직, 파트타임, 임시직과 같은 낮은 질의 근무환경에 놓이는 경향이 있으며, 양육을 책임지는데서 오는 정신적 부담감은 노동 강도를 가중시킨다고 보고되고 있다(여성가족부, 2011).

기혼 근로여성에서 일-가족갈등이 낮을수록 직무만족도가 높았다고 보고되고 있다(권순원, 이영지, & 김봄이, 2013). 한편, 감정노동 수준이 낮을수록 직무만족도는 높았다(윤성옥, 오나래, & 정미애, 2018). 원숙연 (2019:70-71)에 따르면, 근로여성은 투입에 대한 조직에서의 보상 즉, 임금수준이 높을수록 직무만족도가 높았음을 보고하고 있다. 더욱이, 기혼 임금근로 여성에서 유급 휴가, 시간외수당, 국민연금, 산재보험, 탄력근로 및 시차출퇴근 제도가 직무만족도를 높이는 요인이었다(문선희, 2013). 직장보육시설 이용, 출산휴가이용, 개인대리 양육이용 및 휴직이용과 같은 가족 친화적 정책지원 또한 직무만족도를 높이는 요인으로 보고되고 있다(권정미 & 이진숙, 2015).

## 2) 기혼여성의 일과 건강

기혼여성들은 가정에서 아내, 어머니의 역할과 함께 직장에서도 남성과 동등한 근로자의 역할을 동시에 요구받고 있다(O'Brien et al., 2014). 국내 25-59세 여성 2,943명을 대상으로 여성의 다중역할에 따른 건강의 차이를 분석한 결과 직장인 역할을 수행하는 여성에서 공통적으로 인지된 스트레스가 유의하게 높았음을 보고하고 있다(조수진, 장숙량, & 조성일, 2008). 직장인의 역할 뿐 아니라 전통적인 성역할, 가족과 관련하여 수반되는 책임 또한 기혼근로여성의 건강과 밀접한 연관성이 있을 수 있다. 스웨덴 성인근로 여성 1,471명을 대상으로 한 연구결과에 따르면 가사노동으로 인한 strain은 주관적 건강상태가 나쁜 것과 유의한 연관성이 보고되고 있다(Staland-Nyman, Alexanderson, & Hensing, 2008). 한국의 기혼 근로여성은 이스라엘이나 미국의 기혼 근로여성에 비해 배우자·고용자의 지지수준이 가장 낮았으며, 일-가족갈등을 매개로 우울수준이 높았음을 보고하고 있다(O'Brien et al., 2014). 위에서 기술한 바와 같이 기혼여성은 일-가족 영역에서 요구되는 다양한 역할수행의 기대감을 충족하지 못하여 그 스트레스로 인해 건강을 해칠 위

험에 놓여있다.

### 3) 직업적 지위에 따른 근무환경, 일-가족갈등, 직무만족도 및 건강 관련 연구

직업적 지위에 따른 근무환경의 차이에 있어서 핀란드의 블루칼라 근로자는 화이트칼라 근로자에 비해 신체적 작업부담이 높고 직무자율성 수준이 낮았음을 보고하였다(Raittila, Rahkonen, Lahelma, Alho, & Kouvonen, 2017). 국내 제조업 근로자를 대상으로 근무환경이 건강상태에 미치는 연관성을 조사한 결과 물리적 작업환경의 취약성, 낮은 임금수준 및 근무시간이 길수록 건강상태가 나빴다(김현규, 서유리 & 조교영, 2018). 국내 임금근로자 6,793명을 대상으로 근무환경을 조사한 결과에 따르면, 위험한 작업환경 노출이 35.1%로 가장 높았고, 신체적 부담 34.4%, 직무요구도 35.1%, 직무자율성결여 37.8%, 보상부적절 25.2% 및 감정노동 22.7% 순이었다(김준호 & 장세진, 2012). 국내에서는 단지 일부직종(제조업)에서 근무환경의 특성을 제시하거나 임금근로자 전체에서 조사한 근무환경 실태를 주로 다루고 있기 때문에 직업적 지위의 차이에 따른 근무환경을 국외연구 결과와 비교하기는 제한적이다.

직업적 지위에 따른 일-가족갈등 수준의 차이는 국내외에서 상이한 결과가 보고되고 있다. 영국의 화이트칼라 근로여성은 핑크 혹은 블루칼라 근로여성에 비해 일-가족갈등 수준이 높았음을 보고하였다(Lyonette, Crompton, & Wall, 2007). 반면, 국내 기혼 근로여성을 대상으로 한 연구에서는 화이트칼라 근로자가 핑크 혹은 블루칼라 근로자에 비해 일-가족갈등이 낮았음을 보고하였다(Yang & Choo, 2019). 이에 직업적 지위에 따른 일-가족갈등 수준의 차이를 밝히기 위한 반복연구가 필요하다고 사료된다.

직업적 지위에 따른 직무수준의 차이를 비교한 결과에 따르면 국내에서는 블루칼라(생산직) 임금근로자가 화이트칼라(사무직) 임금근로자에 비해 직무만족도가 낮았다고 보고되고 있다(곽현주 & 최은영, 2018). 한편, 미국 연방정부에서 화이트칼라 근로자와 블루칼라 근로자의 직무만족도 수준을 비교한 결과 두 군간 직무만족도에 유의한 차이가 없었다(Friedlander, 1965). 이와 같이 직업적 지위에 따른 직무만족도의 수준은 선행연구에서 상이한 결과를 보였다. 더욱이 핑크칼라(판매서비스직) 근로자를 포함하여 직업적 지위에 따른 직무만족도의 차이를 비교한 연구결과는 제한적이다.

직업적 지위에 따른 건강수준의 차이는 체계적 문헌고찰 결과 화이트칼라

근로여성이 블루칼라 근로여성에 비해 주관적 건강상태가 좋았음을 보고하고 있다(Elser, Falconi, Bass, & Cullen, 2018). 국내에서 여성근로자 858명을 대상으로, 화이트칼라와 블루칼라 여성의 대사증후군 유병률을 비교한 결과 블루칼라 근로여성의 대사증후군 유병률(24.8%)이 화이트칼라 근로여성의 유병률(8.9%)보다 유의하게 높았다(김가람, 박혜련, 이영미, 임영숙, & 송경희, 2017). 블루칼라(생산직)에 종사하는 근로여성은 화이트칼라(사무직)에 종사하는 근로여성에 비해 교대근무를 하는 비율이 더 높았고, 특히 교대근무를 하는 여성에서 심혈관계 증상 및 소화기계 증상이 유의하게 높았다고 보고하고 있다(이경재 & 김주자, 2008). 한편, 핑크칼라(판매서비스직) 근로자의 비율이 높은 지역은 화이트칼라 근로자 비율이 높은 지역에 비해 75세 미만 심혈관계 질환으로 인한 사망률이 오히려 낮다는 결과도 보고되고 있다(Basu, Ratcliffe, & Green, 2015). 단, 핑크칼라(판매서비스직) 근로자에서 심혈관계 질환으로 인한 명백한 건강 보호효과의 원인은 아직 불확실하며 반복 연구가 필요함을 제안하고 있다(Basu, Ratcliffe, & Green, 2015). 핑크칼라 근로자를 포함하여 직업적 지위에 따른 건강수준의 차이에 대한 학문적 논의는 아직 부족한 실정이다(Basu, Ratcliffe, & Green, 2015).

#### 4) 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도가 건강에 미치는 관련성 연구

국내 임금 근로여성에서 근무환경 취약성과 건강이상 간의 연관성을 분석한 결과에 의하면 근무환경이 나쁠수록 전반적인 건강이상이 1.56배-2.79배 높았다(김준호 & 장세진, 2012). 김소정 (2018)의 연구에서는 근로조건에 있어서 정규직 근로여성이 비정규직 여성에 비해 건강수준이 더 좋았다.

일-가족갈등은 정신적·신체적 건강과 밀접한 관련성이 보고되고 있다. 일-가족갈등이 높을수록 스트레스와 우울 수준이 높았다(O'Brien et al., 2014; Seto, Morimoto, & Maruyama, 2004), 뿐만 아니라 일-가족갈등이 높을수록 심혈관질환의 위험성이 높다고 알려져 있다(Berkman et al., 2015). 특히, 국내 사무직 근로여성에서 일-가족갈등이 높을수록 건강수준이 나쁜 것과 연관성을 보고하였다(김경륜, 조가영, 한윤영, & 김주영, 2014).

정규직 근로자에 비해 비정규직 근로자의 건강수준이 나빴고, 정규직과 비정규직의 건강 수준의 차이에 직무만족도가 유의한 매개변인임을 보고하고 있다(이상록, 도유희, & 조은미, 2017). 즉, 비정규직 근로자의 건강수준이 나쁜 것은 만족스럽지 못한 직무만족도(보수, 근로시간, 직장 내 관계, 인사의 공정성 등)와 연관성이 있었다(이상록, 도유희, & 조은미, 2017).

결론적으로 지금까지 핑크칼라(판매서비스직) 근로자를 포함하여 직업적 지위에 따라 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도 수준의 차이를 비교하고, 이러한 차이가 건강에 미치는 연관성에 대한 학문적 논의는 부족한 실정이다. 따라서 본 연구는 여성근로자의 직업적 지위에 따라 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도 수준의 차이를 밝히고 이러한 차이가 건강에 미치는 연관성을 통합적으로 살펴봄으로써 직업적 지위에 따른 차별적인 건강정책의 필요성을 제시하고자 한다.

## II. 연구방법

### 1. 연구설계

본 연구는 1,484명의 한국 임금근로 기혼여성을 대상으로 직업적 지위에 따른 근무환경 특성, 일-가족갈등 및 직무만족도가 건강에 미치는 연관성을 검증하기 위한 상관관계 조사연구이다.

### 2. 분석자료 및 조사대상

본 연구는 2016년 여성가족패널(KLoWF) 설문조사의 6차 조사 데이터를 활용하였다. 여성가족패널조사는 여성의 경제활동과 가족생활에 관한 구조를 면밀하게 조사하기 위해 직업경험, 가족관련 가치관 및 경제활동 변화를 종단적으로 추적하는 데이터베이스가 포함되어 있다. 여성가족패널조사는 전국 대표성을 갖춘 만 19-64세 여성 9,979명을 대상으로 2007년 1차 조사를 실시한 이후 2차 조사(2008년), 3차 조사(2010년), 4차 조사(2012년), 5차 조사(2014년) 및 6차 조사(2016년)까지 수행되었다(여성가족패널, 2016). 학업목적으로 사용하려는 모든 연구자에게 무료로 제공되며, 데이터 수집에는 서면동의 획득과 컴퓨터 지원기술을 사용하는 숙련된 면접관의 직접방문 및 대면 인터뷰 수행이 포함된다(여성가족패널, 2016)

본 연구는 2016년 여성가족패널 설문조사에 응답한 총 7,355명중에서 미혼인 여성 852명을 제외하였고, 상용직 임금근로자가 아닌 4,883명을 제외하였으며, 연령이 65세 이상에 해당되는 130명을 제외하였다. 추가적으로, 주요

변수인 일-가족갈등에 무응답한 대상자 2명과 직업분류에 무응답한 4명을 제외한 최종대상자는 1,484명이었다. 본 연구는 분석대상을 상용직 임금근로 기혼여성으로 한정하여 연구를 진행하였으며, 이는 상용직 임금근로자가 무급가족종사자, 특수형태 근로자 및 개인사업자에 비해 근무시간의 제약과 같은 상이한 근무환경에서 경제활동을 수행하기 때문이다(곽현주 & 최은영, 2018). 또한, 기혼 근로자에 비해서 미혼 근로자가 일-가족갈등을 경험할 가능성이 낮기 때문에 미혼근로자는 분석에서 제외하였다. 추가적으로, 65세 이상 노인의 경우 노동시장에서 취약한 위치에 있을 뿐 아니라 은퇴 이후의 일의 의미가 다르기 때문에 연구결과를 왜곡할 가능성이 있어 분석에서 제외하였다(곽현주 & 최은영, 2018).

### 3. 측정도구

#### 1) 직업적 지위

직업적 지위는 박신아(2014)의 연구에서 분류한 화이트칼라(관리직, 전문가 및 관련종사자, 사무종사자), 핑크칼라(서비스종사자, 판매종사자) 및 블루칼라(농림어업 숙련종사자, 기능원 및 관련기능종사자, 장치 기계조작 및 조립종사자, 단순노무종사자) 종사자로 구분하였다(박신아, 2014).

#### 2) 근무환경

근무환경은 정달영 외(2011:150-151)의 연구에서 사용한 물리적 환경, 인체공학적 환경 및 심리사회적 근무환경의 분류기준을 사용하였다. 힘든 물리적 환경은 2문항(근무 장소가 깨끗하고 쾌적하다, 나의 일은 위험하며 사고를 당할 가능성이 있다)으로 구성되어 있다. 힘든 인체공학적 작업은 2문항(내 업무는 불편한 자세로 오랫동안 일을 해야 한다, 내 업무는 매우 무거운 중량물을 들거나 옮기는 일이 많다)으로 구성된다. 사회심리적 근무환경으로는 직무요구도(일이 많아 항상 시간에 쫓기며 일한다), 불충분한 직무자율성(업무 수행 시 나에게 결정권이 있다), 보상부적절(나는 직장에서 제대로 존중과 신임을 받고 있다) 및 감정노동(나는 솔직한 내 감정을 숨기고 일해야 한다)의 각 항목으로 구성된다. 근무환경의 설문문항은 모두 4점 리커트 척도로 “매우 그렇다(1점), 조금 그렇다(2점), 별로 그렇지 않다(3점), 전혀 그렇지 않다(4점)”로 응답하도록 되어있으며, 물리적 환경에서 ‘근무 장소가 깨끗하고 쾌적하다’



의 항목은 역코딩하여 환산하였다. 또한, 불충분한 직무자율성과 보상부적절의 항목은 역코딩하여 환산하였다. ‘별로 그렇지 않다’와 ‘전혀 그렇지 않다’를 통합하였고 ‘조금 그렇다’와 ‘매우 그렇다’를 통합하여 물리적, 인체공학적 및 심리사회적 근무환경 스트레스 요인이 낮은 군과 높은 군으로 이분화하였다(정달영 외, 2011).

### 3) 일-가족갈등

일-가족갈등은 직장과 가족이라는 두 생활영역에서 비롯되는 역할 간 갈등의 형태를 의미하며, 직장에서의 업무시간이나 긴장이 가정생활에 영향을 미칠 수 있다는 것을 전제하는 개념이다(Greenhaus J, 1985). 본 연구에서 일-가족갈등의 측정도구는 여성가족패널조사에서 개발한 총 5문항으로 일과 가정생활을 병행함에 따라 직장생활 영역과 가정생활의 영역 간에 발생하는 부정적인 영향을 측정하였다. 구체적으로 문항은 ‘일을 하는 것은 내게 삶의 보람과 활력을 준다’, ‘일을 함으로써 식구들에게 더 인정받을 수 있다고 생각한다’, ‘일을 함으로써 가정생활도 더 만족스러워 진다’, ‘일하는 시간이 너무 길어서 가정생활에 지장을 준다’, ‘일하는 시간이 불규칙해서 가정생활에 지장을 준다’의 문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 4점 리커트 척도로, ‘매우 그렇다’ 1점에서 ‘전혀 그렇지 않다’의 4점으로 응답하도록 구성된다. 이 중 두 문항은 역변환하여 나머지 문항과의 평균을 구했으며, 총점은 평균으로 환산하여 1-4점의 범위로 점수가 높을수록 일-가족 갈등수준이 높은 것을 의미한다. 선행 연구에서 Cronbach’s  $\alpha=.73$ 이었고(Yang & Choo, 2019), 본 연구에서는 Cronbach’  $\alpha=.60$ 이었다.

### 4) 직무만족도

직무만족도는 개인이 직무와 관련된 평가의 결과로 얻을 수 있는 만족도를 지칭하는 다차원적 개념으로 정의하고 있다. 본 연구에서는 직무만족도를 여성가족패널조사에서 제공하는 현재 하고 있는 일에 대한 만족도를 묻는 10문항으로 조사하였다. 직무만족도는 현재의 임금 혹은 소득수준, 고용의 안정성, 하고 있는 일의 내용, 근무환경, 근로시간, 개인의 발전가능성, 직장 내 의사소통과 인간관계, 복리후생, 성과에 대한 인정 및 전반적인 일의 만족도에 대한 항목을 포함하고 있다. 10문항은 모두 5점 리커트 척도로 구성되며 ‘매우 만족’ 1점에서 ‘매우 불만족’의 5점으로 응답하도록 구성되어 있다. 분석의 일관성을 위해 10개 항목을 모두 역코딩 한 뒤 각 항목을 합산한 총점을 사용하였

으며, 점수가 높을수록 직무만족도가 높은 것을 의미한다. 선행연구에서 Cronbach's  $\alpha=.91$ 이었고(최은숙 & 김금환, 2018). 본 연구에서는 Cronbach's  $\alpha=.92$ 이었다.

### 5) 주관적 건강상태

주관적 건강상태는 대상자 스스로 지각하는 건강상태를 의미하며, 자가평가적 차원의 건강수준을 측정하는 단일문항으로 '당신의 현재 건강상태를 어떻게 생각하십니까? 의 척도로 구성된다. 이는 '매우 나쁘다' (1점), '조금 나쁜 편이다'(2점), '보통이다'(3점), '대체로 좋은 편이다'(4점), '매우 좋다'(5점)의 5점 리커트 척도로 구성된다. 점수가 높을수록 주관적 건강상태가 좋은 것을 의미한다. 주관적 건강상태는 신체적, 정신적 및 사회적 건강의 예측지표(Perruccio, Badley, Hogg-Johnson, & Davis, 2010)이다. 특히 주관적 건강상태는 사망률의 강력한 예측요인으로 널리 활용되는 지표이다(Vejen, Bjorner, Bestle, Lindhardt, & Jensen, 2017).

## 4. 분석방법

본 연구의 분석은 SPSS 23.0 프로그램을 이용하여, 다음과 같은 통계분석을 실시하였다. 대상자의 일반적 특성, 근무환경, 일-가족갈등 및 주관적 건강상태는 기술통계, 즉, 빈도와 백분율, 평균과 표준편차를 사용하여 분석하였다.

직업적 지위에 따른 근무환경과 일-가족갈등 및 직무만족도 수준의 차이검정은 범주형 변수는  $\chi^2$  test를 실시하였고, 연속형 변수는 분산분석(analysis of variance, ANOVA)을 실시하였으며 사후검사로 Scheffe's test를 수행하였다.

직업적 지위에 따라 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도가 건강에 미치는 연관성은 순서형 로지스틱 회귀분석으로 검정하였다. 특히, 인구사회학적 특성에 있어서 주관적 건강상태와 유의한 연관성이 있는 유의수준  $p < .20$ 에 해당하는 연령, 교육수준, 결혼상태, 6세 이하 자녀유무 및 현재 만성질환 유무가 공변량으로 보정되었다. 직업관련 특성으로는 주당 근무시간, 고용상태 및 월평균 근로소득이 공변량으로 보정되었다. 변수 간 내생성에 대한 문제를 확인하기 위해 다중공선성 검사를 실시한 결과 VIF(Variance Inflation Factor) 범위는 10미만(1.08-1.23)이었다.

### III. 연구결과

#### 1. 대상자의 일반적 특성

인구사회학적 특성으로, 임금근로 기혼여성의 평균연령은 46.8세였다. 블루칼라(단순노무직) 근로자의 연령이 51세로 가장 높았으며, 핑크칼라(판매서비스직) 근로자가 연령이 49세였고, 화이트칼라(관리직/전문직) 근로자의 연령인 43세의 순이었다( $F = 182.4$ ,  $p < .001$ ) <표 1>. 대졸이상의 학력을 가진 대상자가 전체의 42.5%였으며, 화이트칼라 근로자가 핑크칼라 혹은 블루칼라 여성근로자에 비해 대졸이상의 학력을 가진 대상자의 비율이 73.4%로 높았다( $\chi^2 = 528.9$ ,  $p < .001$ ). 현재 만성질환을 1개 이상 가진 대상자는 전체 12.1%였다. 화이트칼라(관리직/전문직) 근로자가 핑크칼라(판매서비스직) 혹은 블루칼라(단순노무직) 여성근로자에 비해 만성질환을 가진 대상자의 비율이 6.3%로 낮았다( $\chi^2 = 42.3$ ,  $p < .001$ ).

가족관련 특성으로 배우자가 있는 여성이 전체의 86.9%였고, 화이트칼라 근로자가 핑크칼라 혹은 블루칼라 여성근로자에 비해 배우자가 있는 비율이 93.2%로 높았다( $\chi^2 = 46.5$ ,  $p < .001$ ). 임금근로 여성의 전체 일평균 가사노동시간은 2.3시간이었다. 특히, 화이트칼라 근로자의 일평균 가사노동시간이 2.4시간으로 가장 높았다( $F = 5.18$ ,  $p = .006$ ). 6세 이하의 자녀를 가진 대상자는 전체의 11.2%였고, 화이트칼라 임금근로 여성이 다른 직종에 비해 6세 이하의 자녀를 가진 대상자의 비율이 19.1%로 가장 높았다( $\chi^2 = 86.2$ ,  $p < .001$ ). 현재 가사를 도와줄 사람이 존재하는 여성은 전체의 7.1%였으며, 직종별로 유의한 차이는 없었다( $\chi^2 = 4.35$ ,  $p = .114$ ).

직업관련 특성으로 화이트칼라 여성근로자가 다른 직종에 비해서 주 40시간 이상 근무하는 대상자의 비율이 85.9%로 가장 높았다( $\chi^2 = 37.2$ ,  $p < .001$ ). 화이트칼라 여성근로자는 다른 직종에 비해 정규직의 비율도 69.9%로 가장 높았고( $\chi^2 = 222.1$ ,  $p < .001$ ), 한 달 평균 높은 임금수준(179만원 이상)에 해당되는 근로자의 비율도 53.1%로 가장 높았다( $\chi^2 = 160.5$ ,  $p < .001$ ) <표 2>.

## 2. 직업적 지위에 따른 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도 및 건강수준의 차이

근무환경 특성으로, 블루칼라(단순노무직) 여성근로자는 다른 직종에 비해 힘든 물리적 환경(56.2%), 힘든 인체공학적 작업(62.8%), 불충분한 의사결정(74.1%) 및 보상의 부족(53.4%)을 인식한 대상자의 비율이 가장 높았다( $p$ -values<.001) <표 2>. 한편, 핑크칼라(판매서비스직) 여성근로자는 다른 직종에 비해 감정노동(75.7%)을 높게 지각한 대상자의 비율이 높았다( $\chi^2 = 28.4$ ,  $p$ <.001).

일-가족갈등의 수준은 화이트칼라 여성근로자가 핑크칼라 혹은 블루칼라 여성근로자에 비해 1.9점으로 가장 낮았다( $F = 6.00$ ,  $p = .003$ ).

직무만족도의 수준은 화이트칼라 여성근로자가 35.9점으로 가장 높았다( $F = 120.6$ ,  $p$ <.001).

한편, 주관적 건강상태는 화이트칼라 여성근로자가 3.8점으로 가장 높았으며 핑크칼라 근로자와 블루칼라 근로자는 3.6점으로 동일하였다( $F = 14.1$ ,  $p$ <.001).

## 3. 직업적 지위에 따라 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도가 건강에 미치는 연관성

모델1에서 일-가족갈등과 근무환경이 건강에 미치는 연관성을 규명하였다. 화이트칼라(관리직/전문직) 임금근로 기혼여성에서 불충분한 직무자율성이 높을수록[B (SE) -0.46 (0.18)] 건강이 좋았으며, 일-가족갈등이 낮을수록[B (SE) -0.72 (0.20)] 건강이 좋았다. 핑크칼라(판매서비스직) 임금근로 기혼여성에서는 근무환경과 일-가족갈등 모두 건강수준과 유의한 연관성이 없었다. 블루칼라(단순노무직) 임금근로 기혼여성은 힘든 인체공학적 작업수준이 낮을 때 건강이 좋았다[B (SE) 0.59 (0.25)] <표 3>.

모델2의 최종모형에서는 직무만족도를 포함하여 일-가족갈등, 근무환경이 건강에 미치는 연관성을 규명하였다. 화이트칼라(관리직/전문직) 임금근로 기혼여성은 불충분한 직무자율성이 높을수록 건강이 좋았다[B (SE) -0.49 (0.18)]. 또한, 화이트칼라(관리직/전문직) 임금근로 기혼여성은 일-가족갈등이 낮을수록 건강이 좋았고[B (SE) -0.62 (0.21)], 직무만족도가 높을수록 건강이 좋았다[B (SE) 0.05 (0.02)]. 핑크칼라(판매서비스직) 임금근로 기혼여성

은 직무만족도 수준이 높을수록 건강이 좋았다[B (SE) 0.08 (0.02)]. 블루칼라 (단순노무직) 임금근로 기혼여성은 직무환경으로 힘든 인체공학적 작업환경이 낮을 때 건강이 좋았다[B (SE) 0.60 (0.25)]〈표 3〉.

〈표 1〉 대상자의 인구사회학적 특성

변수	N (%) or 평균 (표준편차)			x <sup>2</sup> /F	P	Scheffe test
	전체 (N=1,484)	화이트칼라 근로자 <sup>a</sup> (n=702)	핑크칼라 근로자 <sup>b</sup> (n=419)			
인구사회학적 특성						
연령(세)	46.8 (7.94)	43.2 (6.61)	49.3 (7.65)	182.4	<.001	a(b)(c)
학력(대졸이상)	630 (42.5)	515 (73.4)	82 (19.6)	528.9	<.001	
현재 만성질환(있음)	179 (12.1)	44 (6.3)	71 (16.9)	42.3	<.001	
가족관련 특성						
결혼상태				46.5	<.001	
기혼	1,289 (86.9)	654 (93.2)	342 (81.6)	293 (80.7)		
이혼, 별거, 사별	195 (13.1)	48 (6.8)	77 (18.4)	70 (19.3)		
일평균 가사노동시간	2.3 (1.05)	2.4 (1.11)	2.3 (1.02)	2.2 (0.95)	5.18	b=c(a)
자녀유무 (6세 이하의 자녀가 있음)	166 (11.2)	134 (19.1)	24 (5.7)	8 (2.2)	86.2	<.001
가사를 돕는 사람(있음)	106 (7.1)	60 (8.5)	27 (6.4)	19 (5.2)	4.35	.114
직업관련 특성						
근무시간 (≥ 40시간/주당)	1,178 (79.4)	603 (85.9)	299 (71.4)	276 (76.0)	37.2	<.001
고용상태 (정규직)	737 (49.7)	491 (69.9)	120 (28.6)	126 (34.7)	222.1	<.001
월 평균 근로소득(≥179만원)	541 (36.5)	373 (53.1)	95 (22.7)	73 (20.1)	160.5	<.001

x<sup>2</sup>=카이제곱 분석, Scheffe 사후분석; a=화이트칼라 근로자, b=핑크칼라 근로자, c=블루칼라 근로자

〈표 2〉 직업적 지위에 따른 근무환경 특성, 일-가족갈등, 직무만족도 및 건강수준의 차이

변수	N (%) or 평균 (표준편차)				x <sup>2</sup> /F	P	Scheffe test
	전체 (N=1,484)	화이트칼라 근로자 <sup>a</sup> (n=702)	핑크칼라 근로자 <sup>b</sup> (n=419)	블루칼라 근로자 <sup>c</sup> (n=363)			
근무환경(높음 vs 낮음)							
힘든 물리적 환경(높음)	488 (32.9)	108 (15.4)	176 (42.0)	204 (56.2)	202.6	<.001	
힘든 신체공학적 작업(높음)	631 (42.5)	156 (22.2)	247 (58.9)	228 (62.8)	225.8	<.001	
심리사회적 직무요구(높음)	587 (39.6)	258 (36.8)	178 (42.5)	151 (41.6)	4.44	0.109	
불충분한 직무자율성(높음)	758 (51.1)	250 (35.6)	239 (57.0)	269 (74.1)	150.2	<.001	
보상부적절(높음)	568 (38.3)	175 (24.9)	199 (47.5)	194 (53.4)	103.4	<.001	
감정노동(높음)	967 (65.2)	430 (61.3)	317 (75.7)	220 (60.6)	28.4	<.001	
일-가족갈등(점수)	2.0 (0.39)	1.9 (0.40)	2.0 (0.38)	2.0 (0.36)	6.00	0.003	a(b=c)
직무만족도(점수)	33.7 (5.56)	35.9 (5.28)	32.3 (5.04)	31.2 (5.05)	120.6	<.001	c<b(a)
주관적 건강상태	3.7 (0.72)	3.8 (0.69)	3.6 (0.70)	3.6 (0.76)	14.0	<.001	b=c<a

x<sup>2</sup>=카이제곱 분석, Scheffe 사후분석; a=화이트칼라 근로자, b=핑크칼라 근로자, c=블루칼라 근로자

〈표 3〉 직업적 지위에 따른 근무환경 특성, 일-가족갈등, 직무만족도가 건강에 미치는 연관성

변수	B (SE)					
	화이트칼라 근로자 (n=702)		핑크칼라 근로자 (n=419)		블루칼라 근로자 (n=363)	
	모델1	모델2	모델1	모델2	모델1	모델2
인구사회학적 특성						
연령(세)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.03 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.07 (0.02)**	-0.07 (0.02)**
학력(대졸미만)	0.02 (0.18)	0.06 (0.18)	-0.16 (0.26)	-0.17 (0.26)	0.36 (0.39)	0.35 (0.39)
현재만성질환(없음)	2.80 (0.36)**	2.85 (0.36)**	1.82 (0.30)**	1.93 (0.30)	2.15 (0.32)**	2.13 (0.32)**
결혼상태(이혼/별거/사별)	-0.67 (0.30)*	-0.60 (0.30)*	-0.14 (0.26)	-0.05 (0.27)	-0.38 (0.28)	-0.38 (0.28)
6세 이하 자녀(없음)	0.40 (0.23)	0.47 (0.23)*	0.14 (0.46)	0.23 (0.46)	0.54 (0.77)	0.49 (0.77)
근무시간(40시간/주당)	0.64 (0.24)*	0.58 (0.24)*	0.32 (0.24)	0.35 (0.24)	0.50 (0.27)	0.49 (0.27)
고용상태(비정규직)	-0.36 (0.18)	-0.28 (0.19)	-0.45 (0.23)	-0.29 (0.24)	-0.55 (0.24)*	-0.50 (0.24)
월 평균 근로소득(179만원)	-0.35 (0.17)*	-0.21 (0.17)	-0.37 (0.25)	-0.31 (0.26)	-0.50 (0.28)	-0.48 (0.28)
근무환경(높음 vs 낮음)						
힘든 물리적 환경(낮음)	0.05 (0.25)	-0.01 (0.25)	0.33 (0.22)	0.27 (0.22)	0.06 (0.23)	0.02 (0.24)
힘든 신체공학적 작업(낮음)	-0.01 (0.23)	0.02 (0.23)	0.11 (0.22)	0.11 (0.22)	<b>0.59 (0.25)*</b>	<b>0.60 (0.25)*</b>
심리사회적 직무요구(낮음)	-0.09 (0.17)	-0.06 (0.17)	0.09 (0.22)	0.13 (0.22)	0.43 (0.24)	0.42 (0.24)
불충분한 직무자율성(낮음)	<b>-0.46 (0.18)*</b>	<b>-0.49 (0.18)*</b>	-0.00 (0.23)	-0.13 (0.23)	0.06 (0.27)	0.04 (0.27)
보상부족(낮음)	0.34 (0.20)	0.23 (0.20)	0.17 (0.22)	0.04 (0.23)	0.09 (0.23)	0.08 (0.23)
감정노동(낮음)	-0.04 (0.16)	-0.06 (0.16)	-0.12 (0.24)	-0.21 (0.24)	0.28 (0.22)	0.25 (0.23)
일-가족갈등(점수)	<b>-0.72 (0.20)*</b>	<b>-0.62 (0.21)*</b>	-0.01 (0.27)	0.08 (0.27)	-0.32 (0.34)	-0.30 (0.31)
직무만족도(점수)		<b>0.05 (0.02)*</b>		<b>0.08 (0.02)**</b>		0.02 (0.02)
Nagelkerke R2	0.160	0.174	0.184	0.213	0.311	0.313
-2 Log Likelihood	1350.877**	1349.818**	805.940**	794.608**	694.092**	694.640**

\*\*p&lt;.001, \*p&lt;.05



## IV. 논의

본 연구는 직업적 지위에 따라 한국 임금근로 기혼여성의 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도 수준의 차이를 파악하였다. 직업적 지위에 따른 근무환경의 차이에 있어서 블루칼라(단순노무직) 임금근로 기혼여성은 핑크칼라(판매서비스직) 혹은 화이트칼라(관리직/전문직) 기혼 여성근로자에 비해 상대적으로 힘든 물리적 환경과 인체공학적 환경에 놓여있으며, 직무자율성이 낮고 직무관련 보상이 부적절하다고 지각한 비율이 높았다. 핀란드의 중년 근로자를 대상으로 한 연구에 따르면, 블루칼라 근로자가 화이트칼라 근로자에 비해 신체적 작업부담이 유의하게 높았고, 직무자율성 수준이 낮았음을 보고한 결과와도 일치하였다(Raittila, Rahkonen, Lahelma, Alho, & Kouvonen, 2017). 한편, 핑크칼라(판매서비스직) 근로여성은 화이트칼라(관리직/전문직) 혹은 블루칼라(단순노무직) 근로여성에 비해 감정노동을 높게 지각한 여성의 비율이 높았다. 이는 감정노동 근로자의 대부분이 서비스직에 종사하며 스트레스를 대처하는데 어려움에 직면할 수 있다고 보고한 결과와 유사하였다(곽현주 & 최은영, 2018).

직업적 지위에 따라 화이트칼라(관리직/전문직) 임금근로 기혼여성은 핑크칼라(판매서비스직) 혹은 블루칼라(단순노무직) 임금근로 여성에 비해 일-가족갈등의 수준이 낮았다. 이는 국내 기혼 근로여성을 대상으로 화이트칼라 근로자가 핑크 혹은 블루칼라 근로자에 비해 일-가족갈등이 낮았음을 보고한 결과와는 일치한다(Yang & Choo, 2019). 한편, 영국의 근로여성을 대상으로 한 연구에서는 화이트칼라 근로여성이 핑크 혹은 블루칼라 근로여성에 비해 일-가족갈등 수준이 높았다고 보고하였다(Lyonette, Crompton, & Wall, 2007). 이러한 차이는 국가에 따라 근무환경과 가족지원에 있어서 사회문화적 배경이 다른 것에 기인한 것일 수 있다(Lyonette et al., 2007).

직업적 지위에 따른 직무만족도의 차이에 있어서는 화이트칼라(관리직/전문직) 임금근로 기혼여성의 직무만족도가 가장 높았고, 핑크칼라(판매서비스직) 및 블루칼라(단순노무직) 임금근로 기혼여성의 순이었다. 이는 곽현주 & 최은영 (2018:121-122)이 화이트칼라 근로자가 블루칼라 근로자에 비해 직무만족도가 높았음을 보고한 선행 연구결과와 일치한다. 한편, 미국 연방정부에서 근무하는 화이트칼라 근로자와 블루칼라 근로자의 직무만족도 수준을 비교한 결과에 따르면 두 군간 직무만족도 수준에 유의한 차이가 없었다는 결과와는 차이를 보였다(Friedlander, 1965). Herzberg에 따르면, 신체적 근무

조건, 급여, 직업 안정성 및 이득이라고 불리는 환경적 요인들이 바람직하지 않을 때 직무만족도가 낮을 수 있음을 보고하였다(Marandi & Moghaddas; Raziq & Maulabakhsh, 2015:4-5). 본 연구에서는 화이트칼라 임금근로 기혼여성이 핑크칼라 및 블루칼라의 임금근로 기혼여성에 비해 근무환경이 좋았으며, 임금수준이 높고 고용의 안정성 즉 정규직 근로자의 비율이 유의하게 높았기 때문에 직무만족도가 높게 나타난 것으로 사료된다.

직업적 지위에 따른 건강수준의 차이에 있어서 화이트칼라(관리직/전문직) 임금근로 기혼여성이 핑크칼라(판매서비스직) 및 블루칼라(단순노무직) 임금근로 기혼여성에 비해 건강상태가 좋았다. 체계적 문헌고찰 결과에 따르면, 화이트칼라 근로여성이 블루칼라 근로여성에 비해 주관적 건강수준이 좋다는 것과 본 연구결과는 일치한다(Elser, Falconi, Bass, & Cullen, 2018). 한편, 핑크칼라 근로자의 비율이 높은 지역에서 화이트칼라 근로자 비율이 높은 지역에 비해 75세 미만 심혈관계 질환으로 인한 사망률이 낮았음을 보고한 결과와는 차이가 있었다(Basu, Ratcliffe, & Green, 2015). 본 연구에서 핑크칼라 및 블루칼라 임금근로 기혼여성이 화이트칼라 임금근로 기혼여성에 비해 건강수준이 나빴던 것은 인구사회학적 특성에 있어서 상대적으로 높은 연령과 만성질환을 보유한 대상자의 비율이 높았을 뿐만 아니라 근무환경이 나쁜 것과 연관성이 있었다고 사료된다.

본 연구는 국내 임금근로 기혼여성의 직업적 지위에 따른 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도 수준이 건강에 미치는 연관성을 파악하였다. 화이트칼라(관리직/전문직) 임금근로 기혼여성은 업무수행 시 불충분한 직무자율성이 높을 때 즉, 결정권이 낮을수록 주관적 건강상태가 좋았다. 사무종사자 집단에서는 의사결정의 참여가 직무스트레스 요인으로 보고되고 있다(탁진국, 2002). 이는 화이트칼라 근로자가 관리자, 전문가 등으로 구성되며, 급변하는 환경 속에서 매번 의사결정을 내려야 하는 압박감과 스트레스로 인해 주관적 건강이 나쁜 것과 연관성이 있었다고 사료된다. 게다가 화이트칼라 임금근로 기혼여성은 일-가족갈등 수준이 낮을수록, 직무만족도가 높을수록 건강상태가 좋았다. 이는 화이트칼라 기혼여성이 가족을 돌보는 것에 대한 책임으로 시간의 결핍과 갈등을 느끼며, 이로 인해 건강이 나쁠 수 있다는 선행 연구결과와 일치한다(Gjerdingen, McGovern, Bekker, Lundberg, & Willemsen, 2001; Hämmig, 2014; 강초록, 2013). Chung, Kamri, & Mathew (2018:32)에 따르면, 일-가족갈등이 낮을수록 직무만족도가 높았다고 보고하였다. 이는 화이트칼라 임금근로 기혼여성의 건강향상을 위해서 일-가족갈등을 개선하고, 직무만족도를 높이기 위한 직장 내 정책적 지지가 필요함을 시사

한다.

핑크칼라(판매서비스직) 임금근로 기혼여성은 직무만족도가 높을수록 건강이 좋았다. 직무만족도는 근무환경 뿐 아니라 직장 내 의사소통, 인간관계 및 복리후생과 같은 개인이 지각한 다양한 만족도의 수준을 반영한다. 특히, 핑크칼라 임금근로 기혼여성은 다른 직업적 지위에 놓인 근로자에 비해 감정노동을 높게 지각하였다. Kaur & Malodia (2017:456)는 감정노동을 높게 지각할수록 직무만족도가 낮았음을 보고하였다. 결과적으로 핑크칼라(판매서비스직) 임금근로 기혼여성은 다른 직업적 지위의 근로여성에 비해 감정노동에 취약할 수 있으며, 감정노동을 개선하는 것이 간접적으로 직무만족도를 높이고 건강수준을 향상하는데 기여할 수 있을 것으로 사료된다.

블루칼라(단순노무직) 임금근로 기혼여성은 힘든 인체공학적 작업이 낮은 환경일 때 건강이 좋았다. 이는 블루칼라 임금근로자에서 근무환경이 취약할수록 건강수준이 나빴음을 보고한 연구결과와 일치한다(Choi, 2017). Borg & Kristensen (2000:1028-1029)는 반복적으로 몸을 굽히는 근무환경에 노출되는 횟수를 줄이는 것이 건강수준 향상과 밀접한 연관성을 보고하였다. 특히, 인체공학적 측면에서 개인보호 장비와 의복이 주로 남성위주로 설계되기 때문에 블루칼라 근로여성은 안전에 더 취약할 수 있다(Center for disease control and prevention, 2013; Cherry et al., 2018). 따라서 블루칼라 임금근로 기혼여성의 건강수준 향상을 위해서는 산업장 내 취약한 인체공학적 환경을 개선하는 것이 중요하겠다.

한편, 본 연구의 제한점은 다음과 같다. 본 연구는 한국 임금근로 기혼여성을 대상으로 하였기 때문에 다른 인구집단에 대한 일반화 가능성이 제한된다. 또한, 본 연구에 포함되지 않은 변수들(예; 직장 문화, 개인의 기질, 직장의 가족친화정책 및 제도)의 영향력을 보정하지 못했다는 제한점이 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 강점은 임금근로 기혼여성의 직업적 지위에 따른 근무환경, 일-가족갈등 및 직무만족도가 건강에 미치는 연관성을 통합적으로 제시하였으며, 직업적 지위의 차이에 따라 임금근로 기혼여성의 건강수준 향상을 위한 건강지원 정책의 방향과 맞춤형 건강증진 프로그램 개발의 필요성을 강조하였다는 점에서 의의가 있다.

## V. 결론

화이트칼라(관리직/전문직) 임금근로 기혼여성의 건강수준 향상을 위해서는 일-가족갈등을 개선하는 것이 중요하다. 일-가족갈등을 개선하기 위해서는 정책적으로 직장 내 법정근로시간제도, 가족친화제도 및 가족지지가 필요하다(송다영, 장수정, & 김은지, 2010). 그러나 한국은 유럽 선진국에 비해 일-가족양립을 위한 제도의 시행률이 낮다고 보고되고 있다(홍승아 et al., 2009). 유연근무제를 이용하는 기혼여성들은 재택근무나 원격근무를 하면서 시간적인 유연성과 여유로 일-가족갈등을 줄일 수 있지만 유연근무제로 전환함에 따른 승진, 평가, 임금, 지위 등에서 직장 내 불이익을 경험한다고 보고되고 있다(홍승아, 2011). 따라서 일-가족양립 제도의 시행률을 높일 수 있도록 조직문화의 개선과 더불어 상사 및 경영자의 의지와 지원의 확대가 이루어져야 할 것이다. 추가적으로 급변하는 환경에서 의사결정을 내리는 압박감과 스트레스를 개선하는데 초점을 둔 직장 내 건강증진 프로그램의 개발과 적용을 제안한다.

핑크칼라(판매서비스직) 임금근로 여성의 건강수준 향상을 위해서는 직무만족을 높이고 감정노동을 개선할 수 있도록 정신건강 보호를 위한 정책적 지지가 필요하다. 국내 여성 근로자의 고용지위 향상 방안에 대한 정책연구에 따르면 핑크칼라(판매·서비스직)종사자는 감정노동자로서 고객을 대면하는데 큰 부담을 느끼며, 근무 중 언어폭력이 많이 발생한다고 보고되고 있다(여성가족부, 2011). 특히, 언어폭력과 성희롱 등을 예방하기 위한 시스템을 정비하고 확충해야 할 필요성을 제시하고 있다(여성가족부, 2011). 이에, 직장 내 의사소통과 인간관계의 개선 및 언어폭력·성희롱 등을 예방하기 위한 시스템 정비 및 정책적 지지가 필요하겠다.

블루칼라(단순노무직) 근로여성의 건강수준 향상을 위해서는 작업장 환경을 인체공학적으로 개선하고, 근무환경개선과 더불어 직장 내 안전 교육프로그램을 지원하는 것이 무엇보다 중요하다. 여성근로자를 위한 근무환경으로 동의 없는 야간근로와 휴일근로의 제한 및 위험한 환경에서의 근로금지제도를 규정하고 있다(법제처, 2020). 특히, 건강수준이 취약한 핑크칼라 및 블루칼라에 종사하는 임금근로 기혼여성의 취약한 근무환경을 개선하고 건강을 증진시키기 위한 정책적 지원이 무엇보다 우선시 되어야 하겠다.

## 참고문헌

- 강초록(2013). 여성의 사회적 지위 및 역할에 따른 건강차이와 변화추이. 서울대학교 보건대학원 석사학위논문.
- 곽현주·최은영(2018). 임금근로자의 일자리 특성이 직무만족에 미치는 영향. *여성연구*. 제97권 제2호. 103-140.
- 권순원·이영지·김봄이(2013). 기혼 여성의 직장-가정 갈등요인이 직무만족에 미치는 영향. *경영교육연구*. 제77권. 299-329.
- 권정미·이진숙(2015). 기혼취업여성의 직무만족도에 대한 영향요인: 보육서비스 유형과 출산 및 양육지원제도를 중심으로. *인문사회21*. 제6권 제4호. 507-533.
- 김가람·박혜련·이영미·임영숙·송경희(2017). 남녀별 직업군에 따른 대사증후군의 구성요소와 유병률 및 영양 상태의 비교 연구: 2013 년 국민건강영양조사 자료를 이용하여. *Journal of Nutrition and Health*. 50(1). 74-84.
- 김경륜·조가영·한윤영·김주영(2014). 여성 사무직 근로자의 일-가정 양립과 주관적 건강상태에 관한 연구. *아시아여성연구*. 제53권 제1호. 91-120.
- 김소정(2018). 한국 임금근로 기혼여성들의 성역할 태도와 우울의 관계에서 일가족갈등의 매개효과 : 정규직과 비정규직 비교. *사회복지정책과 실천*. 제4권 제1호. 39-74.
- 김준호·장세진(2012). 근로환경에 따른 직무스트레스 수준과 건강이상과의 관련성. *보건과 사회과학*. 제0권 제31호. 5-24.
- 김현규·서유리·조교영(2018). 제조업 근로자의 근무환경이 건강상태에 미치는 영향. *한국데이터정보과학회지*. 제29권 제6호. 1555-1563.
- 문선희(2013). 기업복지제도가 기혼 직장여성의 가정생활과 직무 만족에 미치는 영향: 가족친화제도의 효과. *한국가족복지학*. 제18권 제1호. 119-141.
- 박수미·한성현(2004). 기혼 여성노동자의 건강에 미치는 직업특성과 가족특성. *한국인구학*. 제27권 제2호. 155-175.
- 박신아(2014). 직장-가정 자원이 일-가정 갈등에 미치는 영향: 여성노동자의 직업 지위 차이 중심으로. 서울대학교 대학원.
- 법제처(2020). 여성근로자를 위한 근무환경. Retrieved from <http://easylaw.go.kr/CSP/CnpClsMain.laf?popMenu=ov&csmSeq=1379&ccfNo=2&cciNo=1&cnpClsNo=1> 에서 2020.6.7. 인출.

- 송다영·장수정·김은지(2010). 일가족양립갈등에 영향을 미치는 요인 분석: 직장 내 지원과 가족지원의 영향력을 중심으로. *사회복지정책*. 제37권 제3호. 27-52.
- 여성가족부(2011). 여성 저임금 근로자 고용지위 향상방안 연구. Retrieved from <https://dl.nanet.go.kr/SearchDetailView.do?cn=MONO1201205277> 에서 2020.6.7. 인출.
- 여성가족패널(2016). 여성가족패널조사. Retrieved from <https://klowf.kwdi.re.kr/portal/mainPage.do> 에서 2020.1. 30. 인출.
- 원숙연(2015). 여성이 인식하는 직무만족의 차원과 그 영향요인: 차별인식과 일-가정양립지원의 영향력을 중심으로. *행정논총*. 제 53권 제3호. 57-81.
- 윤성욱·오나래·정미애(2018). 치과위생사의 근무특성과 환자유형에 따른 감정노동이 직무만족도에 미치는 영향. *한국콘텐츠학회논문지*. 제18권 제9호. 199-208.
- 이경재·김주자(2008). 여성근로자에서 교대근무와 심혈관계와 소화기계 증상과의 관련성. *대한직업환경의학회지*. 제20권 제4호. 362-371.
- 이상록·도유희·조은미(2017). 정규직과 비정규직의 건강 차이와 직무 만족 - 직무만족 요소들의 매개영향에 대한 분석을 중심으로. *한국자치행정학보*. 제 31권 제1호. 141-165.
- 이재경·이은아·조주은(2006). 기혼 취업 여성의 일·가족생활 변화와 한계. [계층간 차이를 중심으로]. *한국여성학*. 제22권 제2호. 41-79.
- 정달영·김환철·임종한·박신구·이동훈·이승준·김기웅(2011). 국민건강영양조사(제4기)에서 추정된 취업자의 업무상 손상 경험률과 근무관련 요인. *대한직업환경의학회지*. 제23권 제2호. 149-163.
- 조수진·장숙량·조성일(2008). 여성의 다중역할에 따른 건강 차이. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*. 제41권 제5호. 355-363.
- 최은숙·김금환(2018). 기혼직장여성의 부부갈등이 일 만족에 미치는 영향. *한국복지실천학회지*. 제9권 제1호. 156-177.
- 최은영(2016). 여성의 연령별 취업형태, 직업 및 소득 수준. *아시아여성연구*. 제 55권 제2호. 29-56.
- 탁진국(2002). 직종에 따른 직무스트레스원과 직무스트레스에서의 차이. *한국심리학회지*. 제7권 제1호. 125-141.
- 홍승아(2011). 유연근무제와 가족생활의 변화. *젠더리뷰*. 제21권. 50-57.
- 홍승아·이미화·김영란·유계숙·이영미·이연정·이채정(2009). 일가족양립정책의 국제비교연구: 정책이용실태 및 일가족양립현실. *한국여성정책연구원*

- 연구보고서. 2009(2). 1-563.
- Artazcoz, L., Borrell, C., Cortàs, I., Escribà-Agüir, V., & Cascant, L. (2007). Occupational epidemiology and work related inequalities in health: a gender perspective for two complementary approaches to work and health research. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61(Suppl 2), ii39-ii45.
- Azim, M. T., Haque, M. M., & Chowdhury, R. A. (2013). Gender, marital status and job satisfaction an empirical study. *International Review of Management and Business Research*, 2(2), 488.
- Barnay, T. (2016). Health, work and working conditions: a review of the European economic literature. *The European Journal of Health Economics*, 17(6), 693-709.
- Basu, S., Ratcliffe, G., & Green, M. (2015). Health and pink-collar work. *Occupational Medicine*, 65(7), 529-534.
- Berkman, L. F., Liu, S. Y., Hammer, L., Moen, P., Klein, L. C., Kelly, E., ... Buxton, O. M. (2015). Work-family conflict, cardiometabolic risk, and sleep duration in nursing employees. *Journal of Occupational Health Psychology*, 20(4), 420-433. doi:10.1037/a0039143
- Borg, V., & Kristensen, T. S. (2000). Social class and self-rated health: can the gradient be explained by differences in life style or work environment? *Social Science & Medicine*, 51(7), 1019-1030.
- Buvinic, M., Giuffrida, A., & Glassman, A. (2002). *Gender inequality in health and work: the case of Latin America and the Caribbean*. Washington DC: Inter-American Development Bank.
- Center for disease control and prevention (2013). Women's health at work. <https://blogs.cdc.gov/niosh-science-blog/2013/05/13/womens-health-at-work/> 에서 2020.1.28. 인출.
- Cherry, N., Arrandale, V., Beach, J., Galarneau, J.-M. F., Mannette, A., & Rodgers, L. (2018). Health and Work in Women and Men in the Welding and Electrical Trades: How Do They Differ? *Annals of work exposures and health*, 62(4), 393-403.
- Choi, E. (2017). Health Inequalities Among Korean Employees. *Safety and health at work*, 8(4), 371-377.

- Chung, E., Kamri, T., & Mathew, V. N. (2018). Work-family conflict, work-family facilitation and job satisfaction: Considering the role of generational differences. *International Journal of Education, Psychology and Counselling*, 3(13), 32-43.
- Elser, H., Falconi, A. M., Bass, M., & Cullen, M. R. (2018). Blue-collar work and women's health: A systematic review of the evidence from 1990 to 2015. *SSM-Population Health*, 6, 195-244.
- Faragher, E. B., Cass, M., & Cooper, C. L. (2005). The relationship between job satisfaction and health: a meta-analysis. *Occupational and Environmental Medicine*, 62(2), 105-112. doi:10.1136/oem.2002.006734
- Friedlander, F. (1965). Comparative work value systems. *Personnel Psychology*, 18(1), 1-20.
- Gjerdingen, D., McGovern, P., Bekker, M., Lundberg, U., & Willemssen, T. (2001). Women's work roles and their impact on health, well-being, and career: comparisons between the United States, Sweden, and The Netherlands. *Women & health*, 31(4), 1-20.
- Greenhaus J, B., N. (1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of Management Review*, 10(1), 76-88. doi.org/10.5465/AMR.1985.4277352
- Hammig, O. (2014). Prevalence and Health Correlates of Work-Life Conflict among Blue- and White-Collar Workers from Different Economic Sectors. *Frontiers in Public Health*, 2, 221. doi:10.3389/fpubh.2014.00221
- Jang MK. (2007). Work-family conflict of employed women and the state. *Women's studies review*, 24(2), 3-40.
- Kaur, S., & Malodia, L. (2017). Influence of Emotional Labour on Job Satisfaction among Employees of Private Hospitals: A Structural Equation Modelling Approach. *Journal of Health Management*, 19(3), 456-473.
- Kim, M. H., & Kim, H. J. (2008). An untold story in labor health: Korean women workers. New solutions: *A Journal of Environmental and Occupational Health Policy*, 17(4), 325-343.
- Leineweber, C., Baltzer, M., Magnusson Hanson, L. L., & Westerlund, H.



- (2012). Work-family conflict and health in Swedish working women and men: a 2-year prospective analysis (the SLOSH study). *The European Journal of Public Health*, 23(4), 710-716.
- Lyonette, C., Crompton, R., & Wall, K. (2007). Gender, occupational class and work-life conflict: A comparison of Britain and Portugal. *Community, Work and Family*, 10(3), 283-308.
- Mänty, M., Kouvonen, A., Lallukka, T., Lahti, J., Lahelma, E., & Rahkonen, O. (2015). Changes in working conditions and physical health functioning among midlife and ageing employees. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 511-518.
- Marandi, E. H., & Moghaddas, E. J. (2013). Motivation factors of Blue collar workers verses White collar workers in Herzberg's Two Factors theory.
- O'Brien, K. M., Ganginis Del Pino, H. V., Yoo, S. K., Cinamon, R. G., & Han, Y. J. (2014a). Work, family, support, and depression: employed mothers in Israel, Korea, and the United States. *Journal of Counseling Psychology*, 61(3), 461-472. doi:10.1037/a0036339
- OECD. (2019). Employment : Labour force participation rate, by sex and age group Retrieved from <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=54741> 에서 2020.1.28. 인출.
- Perruccio, A. V., Badley, E. M., Hogg-Johnson, S., & Davis, A. M. (2010). Characterizing self-rated health during a period of changing health status. *Social Science & Medicine*, 71(9), 1636-1643.
- Raittila, S., Rahkonen, O., Lahelma, E., Alho, J., & Kouvonen, A. (2017). Occupational Class Differences in Trajectories of Working Conditions in Women. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(7), 790.
- Raziq, A., & Maulabakhsh, R. (2015). Impact of working environment on job satisfaction. *Procedia Economics and Finance*, 23, 717-725.
- Seto, M., Morimoto, K., & Maruyama, S. (2004). Effects of work-related factors and work-family conflict on depression among Japanese

- working women living with young children. *Environmental Health and Preventive Medicine*, 9(5), 220-227. doi:10.1007/bf02898103
- Staland-Nyman, C., Alexanderson, K., & Hensing, G. (2008). Associations between strain in domestic work and self-rated health: a study of employed women in Sweden. *Scandinavian journal of public health*, 36(1), 21-27.
- Statistics Korea. (2005). Economic activity status among married women population. Retrieved from [http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1BW0502&vw\\_cd=MT\\_ZTITLE&list\\_id=A1117&scrId=&seqNo=&lang\\_mode=ko&obj\\_var\\_id=&itm\\_id=&conn\\_path=K1&path에서](http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1BW0502&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=A1117&scrId=&seqNo=&lang_mode=ko&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=K1&path에서) 2020.1.28. 인출.
- Statistics Korea. (2015). Economic activity status among married women population. Retrieved from [http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1PF1503&vw\\_cd=MT\\_ZTITLE&list\\_id=A11\\_2015\\_90&scrId=&seqNo=&lang\\_mode=ko&obj\\_var\\_id=&itm\\_id=&conn\\_path=K1&path에서](http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1PF1503&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=A11_2015_90&scrId=&seqNo=&lang_mode=ko&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=K1&path에서) 2020.1.28. 인출.
- Vanroelen, C., Levecque, K., & Louckx, F. (2010). The socio-economic distribution of health-related occupational stressors among wage-earners in a Post-Fordist labour market. *Archives of Public Health*, 68(1), 14.
- Vejen, M., Bjorner, J. B., Bestle, M. H., Lindhardt, A., & Jensen, J. U. (2017). Self-rated health as a predictor of death after two years: The importance of physical and mental wellbeing postintensive care. *BioMed Research International*, 2017.
- Yang, H. M., & Choo, J. (2019). Socioeconomic inequalities in self-rated health: role of work-to-family conflict in married Korean working women. *Women & health*, 1-16. doi:10.1080/03630242.2019.1567648

## Abstract

# How work environment, work-family conflict, and job satisfaction are relevant to the self-rated health of married working women

Hwa-Mi Yang\*

We examined the association between working environments, work-family conflict (WFC), and job satisfaction with health status of married working women according to the differences in their occupational status. A cross-sectional study was conducted using data from the 2016 Korean Longitudinal Panel Survey of Women and Family (KLoWF). Participants were 1,484 married working women between the ages of 19 and 64. In this study, occupational statuses were classified into collars as white, pink, and blue. The working environments included physical, ergonomic, and psychosocial environments. Work-family conflict was measured using the 5-item scale from the KLoWF. Job satisfaction was measured using the 10-item scale from the KLoWF. Self-rated health was measured as a single item that gauged participants' health based on their self-assessment. White-collar working women were more likely to have good health if they had low decision latitude [B (SE) -0.49 (0.18)], low levels of WFC [B (SE) -0.62 (0.21)], or high levels of job satisfaction [B (SE) 0.05 (0.02)]. Pink-collar working women were more likely to have good health if they had high levels of job satisfaction [B (SE) 0.08 (0.02)]. Blue-collar working women were more likely to have good health if they had low ergonomic risks [B (SE) 0.60 (0.25)]. In order to improve the health status of women workers, it is necessary to apply health programs and policy support considering their occupational status.

**Keywords :** environment, occupational health, women, work-life balance

---

\* Corresponding Author: Assistant Professor, Shinhan University



2020년 2호  
(통권 105호)  
**여 성 연 구**

발 행 인	황 정 임 직무대행
편 집 인	김 경 희
등 록 일	1983년 11월 23일
등록번호	바-813
발 행 일	2020년 6월 30일
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

