

# 젠더 정체성과 부부의 상대임금, 기혼 여성의 노동시장 성과에 미치는 영향

윤 미 레\*·김 태 일\*\*

본 연구는 젠더 정체성 규범이 부부의 상대임금 분포, 기혼 여성의 노동시장 성과 등에 영향을 미치는지 분석하였다. 분석 결과, 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범으로 인한 아내의 소득이 남편보다 많아지는 지점에서 부부의 상대 소득 분포의 단절이 발견되었다. 이러한 원인 중 하나는 아내가 남편보다 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범을 위반하지 않기 위해, 남편보다 더 많이 벌 확률이 높은 아내들이 확률이 낮은 아내들에 비해 노동시장 참여를 덜하기 때문이었다. 하지만, 예상과 달리 아내들이 본인의 잠재력보다 실제 소득을 낮추거나, 비시장 노동시간을 늘리지 않았다. 남편보다 많이 벌 아내들이 젠더 정체성 위반 부담에 평균적으로 노동시장에 참여하지 않는 상황에도 불구하고, 노동 시장에 참여하는 선택을 한 기혼 여성들은 본인 잠재능력만큼 벌고, 비시장 노동시간도 줄이고 있는 것이다. 이러한 결과는 일하는 기혼 여성들이 가지게 되는 규범 위반의 부담을 보여주는 것이며, 또한 여성의 노동시장 성과를 높이기 위한 제도의 도입 등에는 평등한 규범을 만들기 위한 사회 운동, 이를 위한 정부의 개입이 필요한 이유를 설명한다.

주요용어 : 젠더 정체성 규범, 기혼 여성, 노동시장 성과

## I. 서론

여성의 경제활동 참여율의 증가와 교육의 진보 등은 명시적으로 성역할이 구분되어 있던 우리 사회에도 평등한 성역할의 인식 수준은 높아지고 있는 것으로 보인다. 최근 여성가족부는 보도자료<sup>1)</sup>를 통해 여성의 2018년 한국의 2018년 성불평등지수(Gender Inequality Index, GII)<sup>2)</sup>가 189개국 중 10번째로 성평등한 나라로 기록되었다고 발표했다. 하지만, 2017년 세계경제포럼(WEF)의 성격

---

\* 한국노동연구원 전문위원, 고려대 행정학과 박사 수료

\*\* 고려대 행정학과 교수

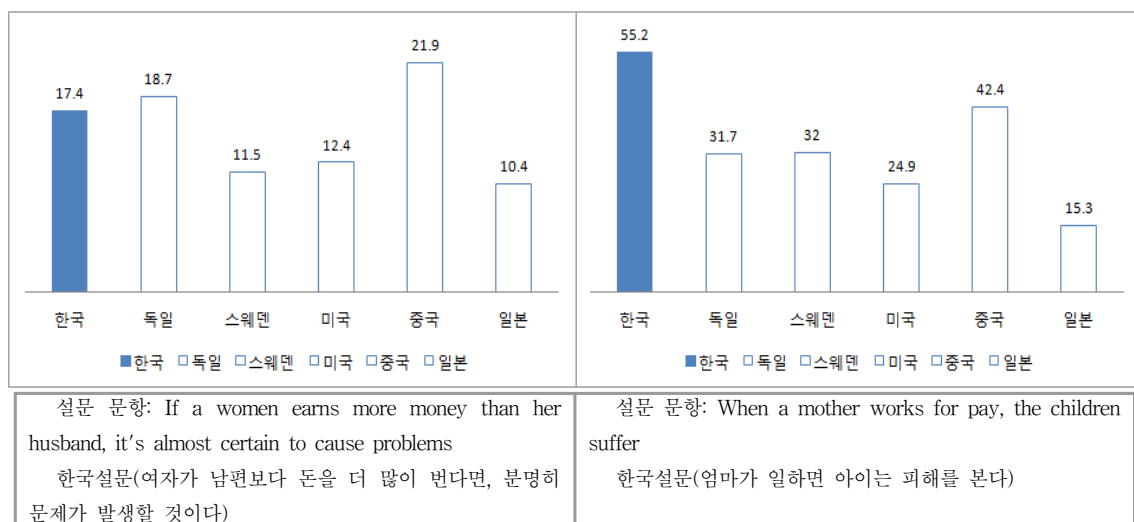
1) 여성가족부 2018. 9. 14.(금) 보도자료

2) 본 지표는 유엔개발계획(UNDP)이 전 세계 189개국을 대상으로 조사해 발표하며, 생식(출산) 건강(Reproductive health), 여성 권한(Empowerment), 노동 참여(Labour market)의 3개 부문에서 모성사망비, 청소년 출산율, 여성의원 비율, 중등 이상 교육받은 인구, 경제활동 참가율 등 5개 지표를 통해 측정한다. 여성의 삶과 인권에 관한 절대평가 성격이 강하다.

차지수(Gender Gap Index, GGI)<sup>3)</sup>는 144개국 중 118위로 여성의 절대 인권이나 삶의 질<sup>4)</sup>이 아닌 남성과 여성의 상대적 격차에 따른 평가에서 한국은 여전히 매우 높은 성별 격차를 가진 나라이다. 세계가치조사(World Values Survey) 결과는 다른 국가들에 비해 한국은 여전히 가부장적인 문화 속에서 여성과 남성의 역할 규범은 다른 것으로 보인다. [그림 1]은 여성이 남편보다 돈을 더 많이 버는 규범에 찬성하는지에 대한 답변으로 한국은 미국이나 스웨덴, 일본보다도 더 높은 찬성률을 보인다<sup>5)</sup>. 특히, 일하는 엄마에 대한 응답은 이들 국가들보다 훨씬 높은 수준의 불평등적인 가치관을 보여주고 있다.

이러한 각 사회의 비공식적 제도로써의 규범이나 정체성은 주관적 지표로 양적 측정이 어렵기 때문에 사회과학 연구를 통해 거시적인 측면의 사회별 차이를 중심으로 연구가 이루어져 왔다. 하지만, 최근 정체성 경제학(Identity Economics)은 규범 및 정체성 등의 비금전적(non-pecuniary) 동기가 개인의 효용함수에 포함되어 사람의 행동에 영향을 미치는 중요한 지표가 된다는 것을 밝힘으로써 경제학적 연구를 확대시킨 바 있다(Akerlof and Kranton, 2000).

[그림 1] 젠더 정체성 규범 비교



자료: World Values Survey 2010-2014

- 3) 본 지표는 경제 참여와 기회(Economic Participation and Opportunity), 교육성취(Educational Attainment), 건강과 생존(Health and Survival), 정치적 권한(Political Empowerment)의 네 분야로 나뉘어 평가한다. GII와 달리 사회문화적, 경제구조적인 요인에 따른 남녀 간의 상대적 차이를 보여준다.
- 4) 성불평등지수(GII)가 다른 국가에 비해 높은 점수를 받을 수 있었던 것은 높은 생식 건강 부분(모성 사망비, 청소년 출산률)의 점수 때문인데, 이는 남녀의 평등성이 높은 것이 원인이 아니라 우리사회의 높은 의료수준과 청소년 성에 대한 규제로 인한 것으로 보아야 한다는 평가가 많다.
- 5) 2010-2014 세계가치조사가 이 문항에 대해 찬성/중립/반대에 대해서만 답변하게 함으로써 중립 의견이 대다수를 차지하는 한계를 갖는다. 1995-1999년도의 강력 동의/동의/반대/강력 반대 답변지로 질문했을 때 한국은 이들 국가(평균 37.7%) 중 가장 높은 비율로 54%로 찬성비율을 보였다.

특히, Bertrand et al.(2015)의 연구는 남성은 생계부양자, 여성은 가정주부로 바라보는 젠더 정체성이 가구 내 경제적 결정에 어떠한 영향을 미치는지 연구했다. 주요 데이터로 인구 센서스를 활용한 연구에서, 남성이 여성보다 소득이 높아야 한다는 정체성 규범이 미국 사회의 결혼률을 낮추고, 나아가 기혼 여성에게는 노동시장에 참여하지 않도록 독려하며, 여성 본인의 잠재 소득보다 실제 소득을 낮추도록 유인한다는 것이다. 이에 더해 남성보다 많이 버는 기혼 여성은 사회의 정체성 규범을 위반하게 되며, 이는 비용이 되어 젠더 정체성을 따르고 있는 여성에 비해 더 많은 가사활동을 하며 이혼할 가능성이 높아지고, 결혼 만족도도 떨어진다.

게다가 2018년 8월 발표된 미국 통계청의 보고서에 따르면, CPS-ASEC(Current Population Survey Annual Social and Economic Supplement) 조사 과정에서 아내가 남편보다 많이 버는 부부의 경우 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 규범을 위반하지 않기 위해, 조사 응답자가 남편의 소득을 부풀리고, 아내의 소득을 낮추어 보고하는 경향이 있음을 밝힘으로써 젠더 정체성 규범이 측정오류(measurement error)를 발생시켜 조사의 정밀도를 떨어뜨리기도 한다는 점을 발표한 바 있다.

성정체성 규범이 결혼이나 취업여부, 여성의 임금을 왜곡한다는 것이 현실이라면, 미국 사회보다 더 불평해 보이는 규범의 한국 사회 여성들의 노동시장 성과는 성정체성으로 인해 더 왜곡되었을 가능성이 높다. 이러한 가능성을 확인하고자 하는 것이 본 연구의 목적이다. 즉, 한국 사회의 젠더 정체성 규범이 기혼 여성의 행동에 영향을 미침으로써, 노동시장 성과가 왜곡되고 있는가를 밝히 고자 하며, 이 과정에서 다른 국가 연구와의 비교·고찰해 나갈 것이다.

연구 질문을 좀 더 세부적으로 서술하면 다음과 같다.

**1) 부부의 상대임금분포(부부 임금 중 아내 임금이 차지하는 비율 활용)가 0.5 지점에서 단절이 일어나는가?**

- 남편이 아내보다 많은 소득을 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범이 우리 사회에 확고하다면, 개인 여성은 이를 따르지 않을 때 부담(죄책감 등, 비용으로 인식)을 느끼게 되고 이로 인해 아내들은 남편보다 더 많이 벌지 않기 위해 노력(노동시장 참여를 하지 않거나, 노동시간을 줄여 임금을 줄이거나 등의 행동)할 것이다. 여성들의 이러한 행동은 부부 임금 중 아내 임금이 차지하는 비율이 0.5를 넘어서는 시점, 즉 아내 소득이 남편소득을 넘어서는 지점에서 분포의 급락(관측 여성 수의 급락)이 일어나며 분포의 단절을 가져 올 것이라 예상해 볼 수 있다. 이렇게 상대임금 분포의 단절이 일어났다면, 우리 사회 내에 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 성정체성 규범을 그 원인으로 예상할 근거를 갖게 된다. 그렇다면, 그 단절을 위해 여성들은 어떤 행동을 하는 것인가? 이것이 두 번째 질문이다.

**2) 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범을 위반할 가능성이 높은 여성들은 이를 피하기 위해 노동시장에 참여하지 않는 선택을 하게 될까? 또는, 본인의 잠재력보다 낮은 임금을 받도록 꾸미는 것(노동시간 축소 등을 통해)은 아닌가?**

- 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 여성, 즉 남편이 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범을 위반할 가능성이 높은 여성은 규범 위반 부담을 피하기 위한 행동을 할 것이다. 행동은 당연히

남편보다 적게 돈을 벌기 위함이다. 이러한 목적이라면, 우리는 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성이 노동시장 참여를 아예 안해버리거나 적게 벌기 위해 노력할 것이라고 예상해 볼 수 있다. 그래서 이 질문에 대해서는 아내가 남편보다 많이 벌 가능성(확률)을 추정하여 확률이 높은 여성이 노동시장 참여를 하지 않는지, 그리고 본인의 잠재소득보다 실제소득을 줄이는지 분석 할 것이다. 이 질문에서 노동시장에서의 행동을 살펴보았다면, 다음 질문은 가정 내로 들어간다.

**3) 실제로 남편보다 많이 버는 아내들은 성정체성 규범을 위반한 것에 대한 부담으로 가사일이나 육아에 더욱 더 힘을 쏟는 것(많은 시간 투입)은 아닐까?**

- 실제로 아내가 많이 벌고 있다면, 그 여성은 남편이 더 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범을 위반한 것에 대한 죄책감, 혹은 미안함 등의 부담을 가질 것이고, 이것은 비용이 되어 이를 갚기 위한 행동을 하게 될 것이다. 여성들은 이 부담을 갚아내기 위해 더욱 더 많은 가사일, 육아 등을 함으로써 그렇지 않은 여성에 비해 비시장 노동에 많은 시간을 쓰게 될 것이다.

**4) 이번 질문은 지금까지의 질문보다 더 앞선 질문일 수 있다. 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 여성들은 노동시장 성과보다는 가사 일을 더 좋아하기 때문에 그런 남성과 결혼해서 노동시장에 참여하지 않는 것은 아닌가? 쉽게 설명하면, 본인 스펙보다 낮은 스펙의 남성과 결혼하는 여성은 일을 하는 것에 관심이 없어서, 혹은 가사 일이 좋아서 의도를 가지고 이렇게 결혼하고 노동시장을 떠난 것은 아닌가?**

- 이 질문은 아내가 남편보다 많이 벌 확률 추정치가 가지고 있을 수 있는 내생성 문제의 고민이다. 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 높은 집단이 노동시장을 떠난다는 2)번 질문이 긍정적으로 나온다면, 더욱 확률이 높은 집단이 가지고 있을 수 있는 내생성 문제를 검토해 볼 필요성이 있을 것이다.

본 연구의 구성을 정리해보면 다음과 같다. 서론에 이은 2장에서는 본 연구와 관련된 이론 및 선행연구를 검토한다. 여기서는 본 연구의 이론적 배경, 선행연구 결과와 한계를 살펴보고, 본 연구의 차별성을 검토한다. 3장에서는 분석 방법 및 결과를 제시하는데, 여기에서는 분석의 내용에 따라 네 부분으로 제시된다. 첫 번째 부분은 분석 자료의 구성 방법과 분석 표본을 한정한다. 두 번째 부분은 부부의 상대임금의 분포를 분석하고, 세 번째 부분은 아내가 남편보다 많이 벌 확률을 추정하여 이에 따른 노동시장 성과를 분석한다. 네 번째 부분은 실제로 아내가 남편보다 많이 경우, 아내가 남편보다 더 많은 가사 일을 하게 되는지 검토하며, 다섯 번째 추정된 확률이 가지고 있을 수 있는 내생성을 검토해보며, 마지막으로 4장에서는 요약 및 함의를 제시한다.

## II. 이론적 배경

Akerlof and Kranton(2000)은 개인의 효용 함수에 비금전적(non-pecuniary) 동기인 정체성을 포

함시킴으로써 경제학적 분석을 확대시켰다. 이들은 정체성을 개인의 자아에 대한 감각(sense)으로 정의하고 사회적 범주를 통해 효용함수에 이를 통합하였다. 정체성 구성 요소에는 사회적 범주(남/녀), 규범과 이상(예, 남성은 '일', 여성은 '가정'), 정체성 효용의 이익과 손실로, 예를 들어 남성이 직업에 종사하는 여성이나 여성의 직업에 종사하는 남성은 정체성 효용을 잃는다. 이들의 연구에 따르면 사람들은 자신의 행동뿐만 아니라 다른 사람의 행동에 의한 페이-오프(보상)에 기반한 정체성을 가질 수 있다고 가질 수 있음을 설명한다. 개인은 이 효용을 최대화하기 위해 행동할 것이다. 게다가 정체성 기반의 페이오프는 고정되어 있지 않으며 시간이 지남에 따라 바뀔 수 있다.

이후 Bertrand 등(2015)의 연구는 혁신적이라 평가를 받으며, 다른 국가들의 비교 연구의 시작이 되었다. 이들은 Akerlof & Kranton (2010)이 제안한 경제학에 정체성을 통합해내는 절차에 따라, 정체성 고유 요소로 가구 맥락의 사회적 범주 '아내'와 '남편'을 정의한다. 맥락 속에서 이들은 생계를 책임지는 '남편', 가정 주부 '아내'가 이상적이며 아내가 남편보다 더 많이 벌게 되면 젠더 정체성 규범(gender identity norms)에 위반하게 된다는 것이다. 연구는 이러한 거부감이 부부의 상대 소득 분포, 결혼, 아내의 노동력 참여, 직장에서 아내의 소득 조건, 결혼 만족도, 이혼가능성, 가정 활동의 분배에 영향을 준다는 분석 결과를 보여준다. 부부의 상대 소득은 아내가 남편보다 많이 버는 1/2 지점에서 급격히 밀도가 떨어진다. 결혼시장에서는 임의의 여성이 임의의 남성보다 더 많이 벌 가능성이 높아지면 그 결혼시장의 결혼률이 떨어진다. 부부 간에는 아내의 잠재 소득이 남편보다 높을 가능성이 있으면, 아내는 노동시장 참여를 덜하고 설사 아내가 일을 하더라도 본인의 잠재력보다 적게 번다. 또한 남편보다 많이 버는 아내는 가사시간도 늘리고, 부부생활에 덜 만족하며, 이혼할 가능성도 커진다.

이들의 연구에 따라 직후에 나온 독일의 연구(Weiber & Holst, 2015)는 G-SOEP(German Socio-economic Panel Study)를 활용하여 미국(Bertrand 등, 2015)의 연구결과가 서독과 동독에서 검증되는지 분석하였다. 독일 또한 부부의 상대 소득 분포는 이전 연구와 마찬가지로 아내 소득이 남편보다 높아지는 지점 이후 급격히 떨어짐을 확인되었다. 또한, 성정체성 규범이 아내의 노동시장 성과에 대한 영향력은 일부부만 확인이 되는데, 우선 노동시장 참여에는 영향력이 유의미하지 않았으며, 규범의 위반 가능성이 높은 아내가 실제 소득을 감소시키는지 여부는 서독의 전일제 여성에게만 확인된다. 비시장 노동 시간에 대한 분석에서는 성정체성 규범을 위반하는 여성이 이를 완화하고자 비시장 노동에 더 시간을 쓴다는 가설과는 반대의 유의한 결과가 도출되었다. 즉, 남편보다 더 많은 소득을 버는 아내는 비시장 노동을 덜하며, 남편이 사용하는 시간과의 겹도 줄어든다.

반면, 스웨덴(Eriksson & Stenberg, 2015)의 인구등록데이터(Swedish population register data)를 활용한 연구에서는 앞선 증거가 확인되지 않는다. 스웨덴 연구에서는 부부의 상대임금의 0.5 컷오프 지점에서의 단절이 확인되지 않았는데, 그 원인 중 하나는 Mcrary 테스트가 검증하고자 하는 단절점에 관측치가 많으면 추정치의 편향이 발생한다는 점이다. 저자들은 편향의 문제를 피하기 위해 부부 소득 분포의 0.501 지점의 분포 단절을 확인하였고 이 지점의 분포 급락은 확인되었다. 하지만, 0.5 지점, 즉 부부의 소득이 같은 부부들을 특성에 따라 제외했을 때 이러한 상대소득의 단

절이 결국 확인되지 않아 젠더 정체성 규범에 따른 여성의 노동시장 성과 왜곡은 밝히지 못하였다. Eriksson과 Stenberg는 이러한 결과가 스웨덴 내 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범이 존재하지 않는 증거라기 보다는 규범을 탐지하는 방법의 문제일 수 있다는 점을 지적하고 있다.

이후 한국의 사례는 이경곤(2016)에 의해 연구된 바 있다. 2003~2007년 경제활동인구조사의 8월 부가조사를 활용한 연구에서 부부 상대소득의 0.5지점에서의 단절을 확인하였고, 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성일수록 노동시장 참여를 할 가능성이 낮고, 노동시장에 참여하는 여성이라도 소득과 노동시간을 줄임을 확인하였다. 하지만, 연구자가 밝혔듯 관측치의 한계로 인해 2003~2007년 동안 경제활동인구조사의 표본이 중복되어 반복됨에도 불구하고 각 년도를 통합(pooling)함으로써 개체의 독립성 조건을 확립되지 못하였고, 개인의 관측되지 않는 이질성이 통제되지 않았으며 특히, 부부의 자녀 수 등 여성의 노동시장 참여에 중요한 영향이 있는 부부의 특성 변수들을 통제하지 못한 한계를 가진다. 이러한 결과는 아내가 남편보다 많이 벌 확률 추정치가 가진 내생성 문제를 해결하기 위해 다른 국가 연구에서 다양한 통제 변수, 혹은 패널 분석 방법을 분석에 활용한 것과 비교해 아쉬운 부분이다.

최근 미국 통계청은 흥미로운 결과를 발표하였다. Murray-Close & Heggeness(2018)는 미국의 CPS-ASEC(Current Population Survey Annual Social and Economic Supplement) 조사 자료와 소득세 행정자료를 활용하여 부부의 실제 소득과 조사에서 보고한 소득을 비교하였다. 이를 통해, 아내가 남편보다 많이 버는 부부의 경우, 남성이 더 많이 벌어야 한다는 규범을 위반하지 않기 위해 설문응답자는 남편 소득을 평균 2.9%p 높이고, 아내 소득은 평균 1.5%p 낮추어 보고한다는 점을 밝혔다. 이러한 결과는 설문응답자가 여성이든 남성이든 상관없이 발생하였으며, 규범과 정체성이 개인들이 처한 상황과 다를 때 측정 오류(measurement error)가 발생한다는 점을 보였다는 점에서 의미가 있다.

젠더 정체성 규범을 측정 가능한 변수로 대리하여 여성의 노동시장 성과에 영향을 미치며, 이에 대한 증거를 여러 사회에서 확인한 일련의 연구는 정책의 설계나 적용 과정에 중요한 의미를 가진다. 특히, 한국과 같이 여성이나 어머니에 대한 사회적 기대가 남성과 다른 사회라면 더욱 여성 정책이나 보육 정책들이 정책입안자들의 의도와 다른 왜곡된 결과를 가져오는 현상이 설명됨에 따라 이를 극복할 다양한 방안을 고려할 수도 있을 것이다. 게다가 미국 통계청의 연구는 정체성 규범이 다양한 사회조사의 정확도도 떨어뜨린다는 점을 밝힘으로써 조사 방법<sup>6)</sup>에 있어서도 사회적 규범이 고려되어야 한다는 점을 명확히 하고 있다.

---

6) 저자들은 이러한 형태의 측정 오류를 피하기 위해서는 대표 응답자가 응답하지 않고, 설문 대상자가 직접 설문에 응답하게 해야 한다고 조언하고 있다.

### III. 분석 방법 및 결과

#### 1. 분석 자료

본 연구를 위해서는 1) 부부의 실 소득을 활용한 상대 소득 분포에 대한 불연속성을 살펴보고, 2) 기혼 여성의 잠재소득이 배우자보다 많이 벌 확률을 추정하여, 3) 2)에서 추정된 확률이 기혼 여성의 실제 노동참여, 실소득과의 격차 등에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다. 이를 위해 본 연구는 한국노동패널 데이터를 활용한다. 한국노동패널 데이터는 1998년 1차 년도를 시작으로 하여 가구를 중심으로 노동시장 참여 행태, 소득, 자산 등을 조사한 한국에서 가장 오랜 기간 축적된 패널 자료이다. 1998년 도시가구를 원표본으로 하여, 2009년(12차) 한국 전체 가구를 모집단으로 추가 표집하여 현재 5000가구, 가구에 속한 13,000여 개인(67.9% 표본 유지)을 추적 조사 중이다. 현재까지 20차(2017년)까지의 조사 데이터가 가구, 개인, 직업력의 형태로 공개되어 있다. 본 연구는 2)번 단계의 기혼 여성 확률 추정에 있어 내생성의 발생에 유의(Akerlof&Kranton 2000; Bertrand 외 2015)해야 하므로, 시간의 경과나 환경의 변화에 따른 관측되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 통제할 수 있는 패널 자료는 그 장점을 가진다.

본 연구의 분석은 1)단계 ~ 3)단계의 표본을 되도록 공통의 기준에 따라 한정하기 위해, 3차 년도(2000년)<sup>7)</sup> 이후 18세 이상 65세 이하 연령의 임금 소득이 있는 부부로 한정한다. 이렇게 확보된 부부의 쌍은 2,680개의 관측치이다.

#### 2. 상대 소득 분포

부부의 상대 소득 분포에서 불연속 지점이 있는지를 검증하게 위해서는 McCrary(2008)가 제안한 주어진 컷오프(cut-off) 지점에서 로그 밀도의 변화 분석을 활용한다. 구체적으로  $\theta = \ln f^+ - \ln f^-$ 이며, 위첨자 +와 -는 컷오프 지점의 오른쪽 한계, 왼쪽 한계의 로그밀도를 나타낸다. 즉, 컷오프 지점에서 단절되면서 하락한다면,  $\hat{\theta}$ 은 음수를 가질 것이다. 부부의 상대 소득 분포를 분석한 기존 연구에서도 불연속지점의 검증을 위해 활용한 분석방법이다.

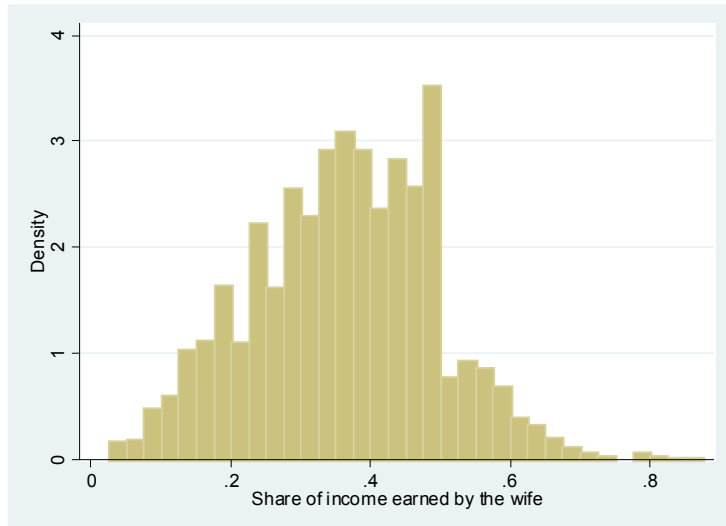
미국 등의 기존 연구는 부부의 소득 비중 0.5 지점에서의 불연속이 있음을 보이고, 불연속의 주요한 영향 요인으로 남편이 아내보다 더 많은 소득을 가져야 한다는 사회적 규범을 지적한 바 있다. 본 연구에서도 McCrary 분석을 위해 노동패널 데이터의 가구원 관계를 이용하여 부부를 매칭하여 활용한다. 이전 절에서 서술하였듯, 3차 년도(2000년) 관측부터 분석하였으며, 18세~65세 연령의 부부 모두 소득이 있는 임금근로자로 한정한다. 이렇게 한정하였을 때, 전체 년도의 데이터는 12,808개의 관측치를 얻는다. McCrary 분석은 독립성 가정이 중요하기 때문에, 이들 연도별 부부

---

7) 추후 분석에서 필요한 자녀 매칭 정보가 노동패널의 경우 3차 년도부터 제공되기 때문에 자료의 일관성을 위해 3차 년도(2000년)부터 분석에 활용함.

관측 케이스별로 관측 첫 해만의 데이터<sup>8)</sup>만으로 한정하여 분석하였다. 그 결과 최종 분석에 활용된 케이스 수는 2,680쌍<sup>9)</sup>이었다.

[그림 2] 히스토그램



자료: 한국노동패널

주: 1) 부부의 임금 소득 중 아내의 소득에 의한 비율임.

2) 부부(부부 모두 임금 소득이 있는 18~65세) 관측 중 첫 해로 한정함(2,680쌍 부부)

[그림 2]의 부부의 관측 첫 해 부부 소득의 분포를 살펴보면, 부부 소득 중 아내 소득이 차지하는 비율은 0.2~0.5에 몰려 있고, 0.5를 넘어서는 시점에서 밀도의 급격한 감소가 나타남이 확인된다. 단, 0.5 지점에서 유의할 점이 있다. McCrary 분석은 연구자가 살펴보고자 하는 컷오프 지점(cut-off point)의 우극한과 좌극한 밀도의 비교를 통해 불연속 추정치를 검증한다. 다만 이때 컷오프 지점(본 연구에서는 0.5)에서 관측되는 점은 우극한 밀도를 과도하게 추정하는 효과를 내면서 불연속 추정치에 편향을 주게 된다. 따라서 컷오프 지점의 관측치로 인한 편의를 고려하여 분석할 필요가 있다.

먼저, 노동패널을 활용하여 0.5 지점을 보정하지 않고 원데이터의 McCrary 검증 결과 밀도 분포는 [그림 3]의 첫 번째 그래프와 같으며,  $\hat{\theta}$ 은 0.8881 표준오차 0.1228(t-값: 7.23)로 통계적으로 p-value 0.01 미만으로 유의하다. 하지만, 이러한 결과는 감소하는 지점의 추정치가 음의 값을 가질 것이라는 우리의 예상과 다르다. 유의성 또한 불연속성에 대한 통계적 의미를 보인 것일 뿐, 감소를 보여주는 것은 아니다. 추가적으로, 스웨덴의 사례(Eriksson&Stenberg, 2015)에서 분석한 바와

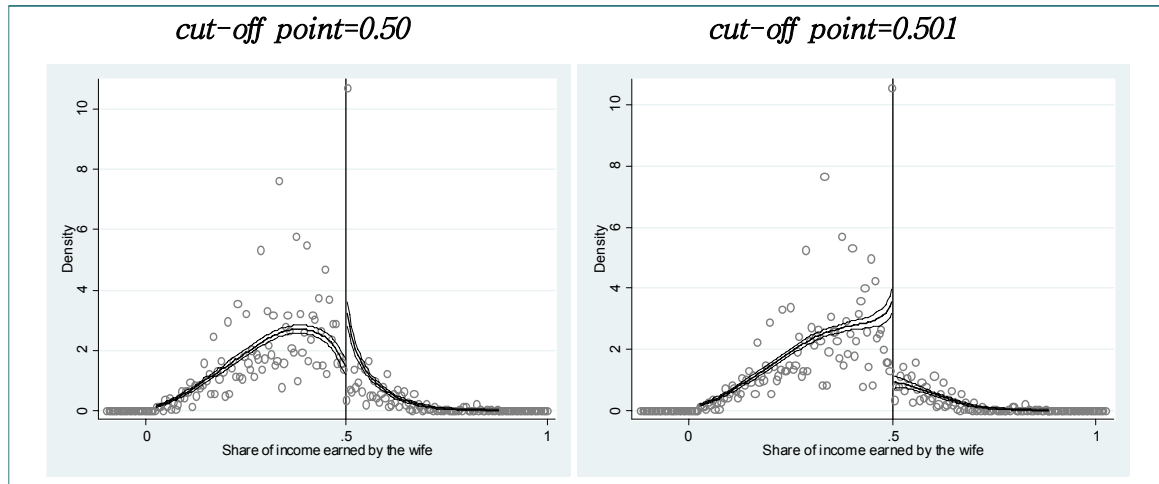
8) 정합성 검증을 위해 부부 관측 마지막 해로 한정하여 분석한 결과, 첫 해로 한정할 때와 크게 차이가 없음을 확인하였다.

9) 임금근로자 부부만으로 한정하면서 전체 데이터는 19,667쌍 부부 수에서 12,808쌍으로 감소하며, 부부의 관측 첫 해의 관측수는 3,567쌍에서 2,680쌍으로 줄어듦.



같이 오른쪽 지점을 따라 0.501 지점의 불연속성을 테스트한 결과([그림 3]의 두 번째 그래프)  $\hat{\theta}$ 은 -1.3508로 밀도의 감소에 대한 통계적으로 유의한 결과가 도출되었다. 이는 0.5를 초과하는 지점에서 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 사회적 규범과 일치된 결과이다.

[그림 3] McCrary test(부부 관측 첫해)



자료: 한국노동패널

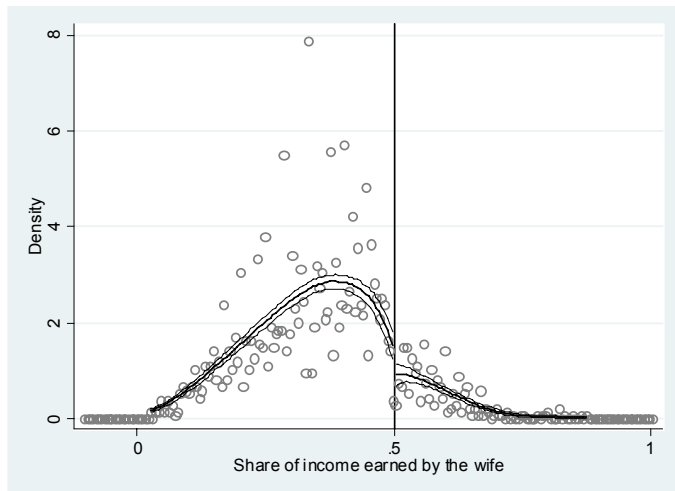
- 주: 1) 독립성 가정의 만족을 위해 패널내 부부의 여러 해 데이터 중 첫 번째 관측을 활용함(2,680쌍의 관측 부부 수).  
2) 동그란 점은 관찰된 빈도수를 의미하는 것으로 아내와 남편의 소득이 동일하다는 응답이 다른 빈도보다 매우 높은 것을 알 수 있음.

스웨덴의 연구에서는 0.5 지점의 부부의 특성을 0.5지점 부근, 0.5지점 왼쪽(<0.4985), 0.5지점 오른쪽(>0.515) 지점 부부들과 비교하여 사회적 규범에 따른 젠더 정체성이 스웨덴 사회에서도 작동하는지 세밀한 분석을 실시하였다. 연구에서는 0.5 지점의 부부를 세 하위 집단으로 분류(1.자영업 부부, 2.동일 부문에서 일하고, 자영업 아닌 부부, 3.동일 부문에서 일하지 않고, 자영업도 아닌 부부)하여 이들 각각의 집단이 제외되었을 때 동일하게 불연속성이 나타나는지 살펴보았다. 가설에 따르면, 이들이 제외되어도 0.5 오른쪽 지점에서의 감소의 불연속이 나타나면 스웨덴 내의 젠더 정체성 규범의 영향을 확인할 수 있게 된다. 하지만, 하위 집단의 제외에 McCrary test가 더 이상 유의미하지 않게 분석됨으로써 스웨덴 내에서의 젠더 정체성에 따른 노동시장 결과의 차이는 통계적으로 확인되지 않다고 결론 지었다. 하지만, 저자들이 결론에서 밝혔듯, 통계적 유의미성이 확인되지 않는다고 하여 스웨덴에 성정체성 규범이 작동하지 않는다는 확신할 수 없는 점, 0.5 지점의 부부들의 특성에 대해 다른 사회에서 유사한 프레임에 따른 확인이 필요한 점 등으로 인해 이는 본 연구와 추후 연구를 통해 추가적인 확인이 필요할 것이다.

우리의 결과 또한 스웨덴에서 나타난 사례와 같이 부부의 소득이 동일하다고 보고한 비율이 매우 높은 것을 앞서 확인하였다. 따라서, 0.5 지점의 부부의 특성은 다음 절에서 살펴보더라도, 이들

부부가 분석 케이스에서 삭제되었을 때, 결과가 유의미하게 도출된다면, 한국 사회 내 젠더 정체성 규범이 확인될 수 있다<sup>10)</sup>. 추가적으로, 0.5 지점의 부부 소득에 정규분포(평균:0, 표준편차:0.01)에서 무작위 추출된 값을 더한 후  $\theta$ 를 추정하여 같은 결과가 도출됨을 확인하였다.

[그림 4] McCrary test(소득 동일한 부부 관측 삭제)



자료: 한국노동패널

- 주: 1) 독립성 가정의 만족을 위해 패널내 부부의 여러 해 데이터 중 첫 번째 관측을 활용함(2,536쌍의 관측 부부 수).  
2) 추정치의 편향을 방지하기 위해 cut-off 지점의 관측치 삭제

소득이 동일한 부부 관측을 삭제한 최종 분석 결과는 [그림 4]와 같다.  $\hat{\theta}$ 은 -0.4707, 표준오차 0.1649(t-값:-2.85)로 부부 소득 중 아내가 차지하는 비율 0.5에서 연속된 밀도를 갖는다는 귀무가설의 McCrary test의 p-value는 0.01 미만으로 유의성이 확인된다. 즉, 아내가 남편보다 많은 소득을 갖게 되는 지점에서 밀도 함수는 불연속성이 매우 강하게 나타났다. 이러한 결과는 미국(Bertrand et al. 2015), 독일(Wieber&Holst, 2015), 경제활동인구조사를 활용한 한국(이경곤, 2016)의 분석과 동일하며, 동일한 소득 비중의 부부를 특성별로 분석에서 제외했을 때, 유의미성이 확인되지 않아 젠더 정체성의 작동 여부를 판단할 수 없었던 스웨덴(Eriksson&Stenberg, 2015)의 분석과는 결과가 다르다.

정리하면, 우리는 한국 사회에 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범이 확고하다면 남편보다 많이 버는 아내는 이를 피하려 할 것이고 이러한 아내의 행동은 부부의 상대임

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

금 분포의 0.5지점에서 단절을 보여주게 될 것이라 예상한 바 있다. 분석의 결과는 0.5 지점의 단절을 확인되어 Bertrand 외(2015)의 연구와 함께, 한국 사회는 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 사회적 규범으로 인해 개인들의 행동이 달라지고 있다고 판단해 볼 수 있다. 물론, 소득 조사의 정확도 및 미국 통계청의 분석과 같이 성정체성 규범을 위반하는 부부들이 이를 피하기 위해 아내 소득은 낮추고, 남편 소득은 높이고 있는 측정 오류 등의 가능성을 우린 고려해야 한다. 우리의 분석에서 오류 가능성이 높은 0.5지점의 관측치를 삭제하고도 아내가 남편보다 소득이 많아지는 지점 오른쪽 분포의 급격한 유의미한 급락은 측정 오류를 감안하더라도 유의미한 결과라고 판단할 수 있다.

즉, 한국 사회는 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 사회적 규범으로 인해 형성된 젠더 정체성이 부부의 소득 결정에 영향을 미침으로써 노동시장이 왜곡되고 있는 현상이 관찰된다.

### 3. 젠더 정체성(Gender Identity)과 노동시장 참여, 임금 갭

그렇다면, 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범을 지키기 위해 개인들은 노동시장을 어떻게 왜곡하고 있을까?

본 절에서는 남편보다 많이 벌 확률이 높은 아내들이 젠더 정체성 위반을 피하기 위해 노동시장에 아예 참여하지 않거나, 혹은 본인의 잠재 임금보다 실제 임금을 낮추는 행동을 하고 있는지 분석해보고자 한다. 이를 위해 먼저, 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 추정되어야 한다. 기존 연구에 따르면, 남편보다 많이 벌 확률을 추정하고 이 확률이 높은 아내가 노동시장 참여를 덜함으로써 젠더 정체성 규범의 위반을 피하고 있다고 분석하였다(미국, 한국). 또한, 규범을 위반할 가능성이 높은 아내가 실제 소득을 잠재 소득보다 낮추는 행동으로 왜곡하는지 여부에 대한 분석에서는 미국과 서독 전일제, 한국의 사례에서만 영향력이 확인된 바 있다.

#### 3-1) 여성 배우자가 남편보다 많이 벌 확률의 추정

먼저, 젠더 정체성 규범을 대리할 변수로 활용한 것은 기존 연구와 같이 여성 배우자가 남편보다 많이 벌 확률 추정치이다. 이를 위해 첫 번째 단계는 일하는 여성을 대상으로 그룹별(본 연구에서는 학력-연령-지역) 여성의 임금 분포를 만든다. 두 번째 단계는 여성 배우자를 첫 번째 단계의 그룹별 여성 임금 분포의 5단위 백분위수를 만들고, 여기에 남편의 임금을 대입하여 남편보다 많이 벌 확률을 추정하게 된다.

첫 번째, 일하는 여성을 대상으로 그룹별 여성 분포를 만든다. 일하는 여성의 대상은 25~64세<sup>11)</sup>의 2000~2017년 기간 동안의 임금근로자의 년도별 소비자 물가지수로 보정된 노동소득으로 한정

---

11) Mccrary 검증과는 달리 20~24세, 65세는 제외한다. 65세(0.41%). 일하는 여성의 임금 분포를 만들기 위해서는 여성의 연령대를 범주로 활용하며, 표본 수의 한계로 연령대를 10년 단위(미국: 5년, 독일: 10년)로 범주화하기 위함이다.

한다<sup>12)</sup>. 첫 번째 단계의 기본 가정은 여성을 각 집단으로 구분하고 이렇게 구분된 집단별로 여성의 임금 분포가 다르단 것이다. 집단을 구분하는 변수는 1) 학력, 2) 지역, 3) 연령대이다. 학력은 고졸 미만, 고졸, 전문대졸, 대졸, 석사이상으로 구분하며 연령은 25~34세, 35~44세, 45~54세, 55~64세, 지역은 수도권, 비수도권으로 구분한다. 이렇게 40개의 셀이 만들어진다. 단, 각 셀마다의 관측치 100개 이상은 확보하도록 하기 위해, 학력에 대한 구분은 그대로 두고 연령대를 통합한다. 고졸 미만은 25~34세, 35~44세를 통합하여 25~44세, 전문대졸, 대졸 및 석사 이상은 45~54세, 55~64세를 통합하여 45~64세로 재분류함에 따라, 32개 셀이 최종적으로 만들어졌다. 이렇게 만들어진 여성의 학력-지역-연령 집단별로 임금근로자로 일하는 여성 임금의 5단위(5, 10, 15, ..., 85, 90, 95)의 19개 백분위 임금  $female^p$  을 구한다. 이렇게 구한 백분위 수들이 각 여성 집단별 임금 분포이며, 부부들의 샘플의 남편 실제 소득을 이 임금분포와 비교하여 여성 배우자가 남편보다 많이 벌 확률을 추정하게 된다. 수식의 표현은 다음과 같다.

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

이렇게 계산된 아내가 남편보다 많이 벌 확률의 전체 평균치는 0.149로 실제 부부 임금이 관측되는 경우의 아내가 남편 임금보다 높은 비율 0.136보다 1.4%p 정도 높게 나타남을 알 수 있다. 각 집단별 추정치의 평균과 실제 아내가 높은 비율은 <표 1>에 제시되어 있다.

---

12) 년도별로 임금분포를 만드는 것이 더욱 정밀할 수 있지만, 표본 수로 인해 2000~2017년을 통합하여 소비자 물가지수로 보정 후 임금 분포를 만들 수 밖에 없는 한계가 있었다. 이렇게 29,647개의 여성 관측치를 활용한다.

<표 1> 아내가 남편보다 높을 확률 추정치 및 실제 비율

		수도권		비수도권	
		확률 추정치	실제 아내가 높은 비율	확률 추정치	실제 아내가 높은 비율
고졸 미만	25~44세	0.114	0.069	0.108	0.130
	45~54세	0.192	0.172	0.151	0.113
	55~64세	0.234	0.204	0.212	0.172
고졸	25~34세	0.149	0.173	0.151	0.133
	35~44세	0.093	0.111	0.091	0.105
	45~54세	0.092	0.122	0.090	0.126
	55~64세	0.185	0.193	0.144	0.151
전문대졸	25~34세	0.146	0.122	0.125	0.108
	35~44세	0.136	0.157	0.131	0.116
	45~64세	0.157	0.197	0.256	0.160
대졸	25~34세	0.191	0.162	0.200	0.142
	35~44세	0.196	0.140	0.248	0.168
	45~64세	0.154	0.223	0.287	0.162
대학원 이상	25~34세	0.264	0.191	0.210	0.218
	35~44세	0.313	0.141	0.164	0.087
	45~64세	0.342	0.096	0.305	0.208

### 3-2) 노동시장 참여

본 절은 앞서 추정된 여성이 남편보다 많이 벌 확률을 독립변수로 하여 부부 중 여성 배우자가 노동시장에 참여하는 여부에 영향을 미치는지 분석한다. 여성이 남편보다 많이 벌 확률이 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 사회의 젠더 정체성 규범을 대리한다는 가정이다. 본 분석은 남편이 임금 근로자로 소득이 있는 경우로 한정되며, 여성이 비임금 근로자로 취업해 있는 경우는 표본에서 제외한다. 연령은 부부 모두 25~64세이다.

$$wifeLFP_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \Pr(WifeEarnsMore)_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \epsilon_{it}$$

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

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

통제변수는 연도 더미, 남편의 인플레이션 보정 소득의 로그, 부부 각 연령 더미(25~34세, 35~44세, 45~54세, 55~64세), 부부 각 교육 더미, 여성 배우자의 비정규직 여부, 각 여성배우자가 해당하는 교육-연령-지역 소득 분포에서의 5, 25, 50, 75, 95 백분위수, 자녀 연령 더미(0: 자녀없음, 1: 6세 이하, 2: 7~12세, 3: 12세 초과), 각 여성배우자가 해당하는 교육-연령-지역 집단 소득 분포의 중앙값과 남편의 로그 소득의 곱이 포함된다.

분석은 첫 번째, pooled OLS(패널 로버스트 표준 오차(panel robust standard errors) 활용)로 추정하고, 두 번째로 패널 고정효과 모형(fixed effect model)에 적합시켜 추정하며, 선형확률모형(linear probability model)<sup>13)</sup>을 활용하여 한계효과를 추정한다. 패널 고정효과 모형을 활용하여 개인의 관측되지 않는 이질성을 통제함으로써 아내가 남편보다 더 많이 벌 확률  $Pr(WifeEarnsMore)_{it}$ 의 내생성을 고려해 더 정확한 추정을 기대할 수 있다.

Bertrand 외(2015)는 낮은 소득의 남성과 결혼하는 잠재소득이 높은 여성이 노동시장에 참여하지 않는 관측되지 않는 특성이 있을 수 있다는 점을 고려하였다. 예를 들어, 낮은 소득이나 낮은 학력의 남성과 결혼하는 여성은 노동시장 참여를 달성하고자 하지 않거나 자존감이 떨어질 수 있으며, 이러한 것이 체계적일 수 있고 그런 여성들은 가사일이나 자녀 돌봄에 더욱 집중할 수 있다. Bertrand 외(2015)는 통제변수의 순차적 투입, 결혼시점의 아내가 남편보다 많이 벌 확률을 통제변수로 통제하고 패널 자료를 활용하여 부부의 고정효과 투입, 아내가 작년에 남편보다 많이 벌었는지 여부 등의 변수 투입을 통해 내생성을 통제하였다. 독일의 G-Soep을 활용한 연구 또한 이러한 문제를 해결하기 위해 고정효과 모형을 이용하여 시간에 따른 관측되지 않는 이질성을 통제한 바 있다. 본 연구 또한 고정 효과 모형을 통해 분석함으로써 이러한 가능성을 통제하도록 한다.

이렇게 추정된 결과를 <표 2>에서 확인할 수 있다.

아내 소득이 높은 것이 사회적 규범을 위반하는 것이라면,  $Pr(WifeEarnsMore)_{it}$ 이 높을수록 아내는 노동시장 참여를 하지 않음으로써 규범 위반을 회피한다는 것이 기존 연구들에서 나타난 바 있다. 아내의 노동시장 참여에 영향을 미칠 수 있는 주요 변수들을 통제한 상태에서  $Pr(WifeEarnsMore)_{it}$ 의 추정된 계수는 pooled OLS 추정결과 -0.168(p-value <0.01), 패널 고정효과 추정 결과 -0.047(p-value <0.05)로 유의미한 음의 숫자를 갖는다. 즉, 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 10%p 증가하면, 아내의 노동시장 참여 가능성은 약 1.7%p(고정효과: 0.5%p) 줄어든다.

통제변수의 영향을 고정효과 모형을 중심으로 살펴보면 남편 소득이 높을수록 아내는 노동시장 참여 가능성이 낮아졌다. 부부 모두 54세까지는 연령대가 높아질 때 노동시장 참여 가능성이 높았다. 교육수준은 고졸이나 고졸 미만 보다는 학력이 높아질수록 노동시장 참여 가능성이 높아지나, 석사 이상에서만 통계적으로 유의하였다. 막내 자녀의 연령대가 1~6세의 어린 자녀를 둔 여성들의 노동시장 참여가능성이 낮아졌다. 반면, 막내 연령이 13세 이상일 때 노동시장 참여성이 높아졌다. 여성이 비정규직 여부는 일하는 여성에게 대응되는 변수로 비정규직으로 노동시장 참여 가능성이 높음을 보여주고 있다.

우리는 이번 절의 분석을 통하여 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범의 위반을 회피하기 위해 기혼 여성들이 노동시장 참여를 하지 않는 선택을 할 가능성이 높음을 확인하였다. 우리는 여기에 더해, 서론에서 지적하였던 문제를 살펴보기로 한다. 한국 사회는 엄마가 된 여

13) 선형 확률 모형은 추정 후 아내의 노동참여 확률이 1보다 크거나 음의 값을 가질 가능성이 있다는 한계가 있지만, 본 연구의 목적은 예측이 아니라 한계효과에 관심이 있기 때문에 선형확률모형에 따라 분석한다(Wooldridge, 2002; DeLeire, 2004).

성에 대해 미취학 아동 엄마가 일하면 아이에게 안좋은 영향을 줄 것이라는 응답 비율이 특히 높아, 엄마인 여성을 바라보는 시선은 다른 국가들에 비해 높은 불평등성을 보인다. 즉, 성정체성 규범이 기혼 여성들의 노동시장 참여여부에 영향을 준다면, 자녀 유무에 따른 영향이 상이할 수 있을 것이다.(추후 분석 예정)

### 3-2) 잠재소득과 실제소득의 갭

이번 절에서는 여성들의 실제 소득과 일한다면 얻게 될 잠재소득 간의 갭을 통해 사회적 규범이 어떠한 영향을 미치는지 알아보려고 한다. 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 성정체성 규범을 위반하는 것을 피하기 위해 여성들이 노동시장 성과를 왜곡하고 있다면, 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 여성은 본인이 벌 소득을 반영하고 있는 잠재 소득보다 실제 소득을 낮추려 할 것이다. 미국의 연구, 경제활동조사를 활용한 한국 사례에서는 이와 관련하여서도 노동시장 왜곡이 나타나 확인되었지만, 독일의 사례에서는 서독의 전일제 여성에서만 일부 확인된 바 있다. 즉, 젠더 정체성 규범을 위반하지 않기 위해 여성들이 어쩔 수 없이 노동시장을 왜곡하고 있다면, 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성은 실제소득을 줄일 것이고, 따라서  $Pr(WifeEarnsMore)_{it}$ 의 계수 추정치는 음의 값을 가질 것이다.

본 분석을 위해 노동시장 참여 분석의 표본인 임금근로자 남편, 부부 모두 25~64세로 한정된 표본 29,647개의 관측치 중 실제 소득이 관찰되는 일하는 여성 배우자로 한정되어 12,707개 부부의 관측치를 활용한다. 수식의 표현은 다음과 같다.

$$IncomeGap_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot Pr(WifeEarnsMore)_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \epsilon_{it}$$

여기서,  $IncomeGap_{it}$  (잠재소득과 실제소득의 갭) =  $\frac{\text{실제소득} - \text{여성 배우자 } i \text{의 소득 집단 평균}}{\text{여성 배우자 } i \text{의 소득 집단 평균}}$  ,

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

분석결과를 확인하면<표 2>, 본 분석의 아내가 남편보다 많은 소득을 벌 확률은 유의미한 결과가 나타나지 않았다. 임금근로자 여성을 정규직 여성으로 한정(7,688개)하여 추가 분석한 결과가 [표]의 마지막 열에 제시되어 있다. 정규직으로 한정하였을 때 결과를 살펴보면,  $Pr(WifeEarnsMore)_{it}$ 의 추정된 계수값은 0.097(p-value <0.1)로 예상과는 달리 양의 값으로 추정되었다. 즉, 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 10%p 증가하면, 실제소득과 잠재소득 갭의 비율이 0.97%p 증가한다는 것이다. 성정체성 규범으로 인해 남성보다 많이 벌 가능성이 높은 여성이 실제 소득을 낮춤으로서 노동시장 성과를 왜곡할 것이라고 예상한 것과 달리, 정규직 여성으로 한정된 분석은 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 여성은 본인의 잠재 소득보다 실제로 높은 소득을 얻을 가능성이 증가한다는 것을 보여준다.

<표 2> 기혼 여성의 노동시장 참여 및 임금 갭 분석 결과

		노동시장 참여		기대임금과 실제임금 갭		
		pooled OLS	FE regression	pooled OLS	FE regression	FE regression (정규직)
아내가 남편보다 많은 소득을 벌 확률		-0.168***	-0.047**	0.031	-0.011	0.097*
남편 소득 로그		-0.208***	-0.061***	0.167**	0.091***	0.151***
로그(남편소득)*임금집단의 중위수		0.000**	0.000	0.000	0.000	0.001***
비정규직 여부		0.706***	0.579***	-0.332***	-0.107***	-
여성배우자 연령대 (baseline: 25~34세)	35~44세	0.055***	0.059***	0.022	0.049***	0.029
	45~54세	0.016	0.073***	-0.015	0.056**	0.023
	55~64세	-0.096***	0.018	0.038	0.037	0.061
남편 연령대 (baseline: 25~34세)	35~44세	0.002	0.018**	-0.062**	0.012	0.021
	45~54세	0.016	0.034***	-0.067**	0.024	0.032
	55~64세	-0.022	-0.005	-0.001	0.052*	0.046
교육 수준 (baseline: 고졸미만)	고졸	0.047*	-0.013	-0.110**	-0.254***	-0.076
	전문대졸	0.059	0.000	-0.237***	-0.427***	-0.352**
	대졸	0.058	0.046	-0.266***	-0.288***	-0.079
	석사 이상	0.233***	0.142**	-0.259**	-0.212*	0.031
남편 교육수준 (baseline: 고졸미만)	고졸	0.000	0.028	0.078***	0.158*	0.548***
	전문대졸	-0.008	0.098*	0.142***	0.123	0.520***
	대졸	0.038	0.022	0.263***	0.309***	0.692***
	석사 이상	0.011	0.006	0.334***	0.316***	0.698***
막내 자녀 연령대 (baseline: 자녀없음)	1~6세	-0.123***	-0.097***	-0.007	-0.067***	-0.051***
	7~12세	-0.025*	-0.029***	-0.059***	-0.046***	-0.025
	13세 이상	0.053***	0.021***	-0.052***	-0.031***	-0.024
여성배우자 임금분포 백분위수	5분위	0.004***	0.001	0.002	0.000	-0.001
	25분위	-0.003***	0.000	-0.003**	-0.003***	-0.001
	50분위	-0.001	0.001	-0.003	-0.002*	-0.006***
	75분위	0.001	-0.000*	0.000	-0.002***	-0.002***
	95분위	-0.001**	0.000	0.000	0.000	0.000
상수항		1.106***	0.470***	-0.438	0.219	-0.361
R-square		0.3271	0.2961	0.1685	0.0244	0.0389
관측 수		32,480	32,480	12,707	12,707	7,688
개인 수		4,690	4,690	2,664	2,664	1,947

주: 투입된 연도 더미는 보고하지 않음.

결과를 정리해 보면, 아내가 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 여성은 한국 사회내 남편이 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성을 위반하는 부담을 가진다. 이러한 비용 부담은 여성으로 하여금 노동 시장에 참여를 하지 않는 행동을 하게끔 한다. 이는 통계적으로 유의미한 결과를 보여주고 있다.



또 다른 예상되는 행동, 즉 남편의 소득보다 적게 벌게끔 아내 자신의 잠재력보다 낮은 소득을 버는 것은 유의미한 결과가 도출되지 않았다. 이러한 결과를 통해 우리의 첫 번째 분석에서 보여진 부부의 상대소득 분포에서 아내 소득이 남편의 것을 넘어서는 순간 분포가 급락하는 유의미한 현상의 원인을 찾을 수 있다. 남편 소득보다 많이 벌 가능성이 높은 여성은 노동시장 참여를 하지 않음으로써 규범의 위반을 회피하고 있는 것이다. 그러나 본인의 실제 임금을 일부러 낮추는 행동을 하는지에 대한 통계적 유의미성은 확인되지 않았다. 전일제로 분석 단위를 한정하였을 때는 오히려 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 아내는 잠재임금보다 실제 본인이 버는 임금이 높게 나타나, 성정체성 규범에 따른 영향으로 설명하기엔 무리가 있어 보인다. 노동시장 참여의 결과와 연결하여 보면, 젠더 정체성 규범의 위반에 대한 부담에도 불구하고 노동시장 참여라는 선택을 한 정규직 여성들은 더 이상 남편보다 많이 벌면 안된다는 규범에 행동을 바꾸지 않고 본인의 잠재력을 반영하는(계수 추정치의 절대적인 크기가 크지 않음) 임금을 받으며 일하고 있다고 설명할 수 있을 것이다.

#### 4. 비시장 노동(Non-market work)시간

한국노동패널은 가사 노동시간에 대한 정보를 일상적인 패널 조사에서는 설문하지 않는다. 다만, 2014년 17차 노동패널 [시간사용과 삶의 질] 부가조사를 통해 30분 단위로 하루의 시간 사용에 대한 설문을 실시한 바 있다. 본 분석은 이 설문을 활용하여 즉, 2014년에 분석을 한정하여 성정체성 규범이 가사노동시간에 영향을 미치는지 살펴보고자 한다.

본 분석에서 비시장 노동시간은 하루 중 가사활동 및 돌봄에 사용한 시간으로 정의한다<sup>14)</sup>. 표본은 2014년에 25~64세 연령의 부부이며, 부부 중 적어도 한사람은 소득이 존재하여야 하며, 비임금 근로자일 경우는 위의 분석과 마찬가지로 분석에서 제외한다. 수식의 표현은 다음과 같다.

$$NonMarketWork_i = \alpha + \beta_1 \cdot WifeEarnsMore_i + \beta_2 \cdot X_i + \epsilon_i$$

여기서,  $NonMarketWork_i$  = 1) 아내가 하루 시간 중 비시장 노동에 활용한 시간

2) (아내의 비시장 노동시간 - 남편의 비시장 노동시간)

3) (아내의 비시장 노동시간/부부의 비시장 노동시간)

$WifeEarnsMore_{it}$  : 아내가 남편보다 더 버는지 여부(많이 벌 경우: 1, 아닐 경우: 0)

$X_{it}$ : 통제변수

14) 노동패널의 17차 시간사용과 삶의 질 부가조사에서는 하루의 일상적인 시간배분을 30분 단위로 보고하게 설계되었고, 본 연구에서는 이들 항목 중 자녀 돌보기 (씻기기, 재우기, 놀아주기, 데려다주고 데려오기 등), 자녀 외 가족돌보기(환자 간병 포함, 식사 준비 제외), 가사활동 (식사준비, 세탁, 청소, 시장보기, 은행 및 관공서 일 등)을 비시장 노동시간으로 정의하였다. 단, 자녀 외 가족돌보기는 비상시적일 가능성이 있어, 이 항목을 포함한 경우와 제외한 경우 모두 분석한 결과 차이가 거의 없었다.

종속변수는 아내의 비시장 노동시간으로 부부간의 차이, 부부의 비시장 노동시간 중 아내가 사용한 비율을 함께 살펴본다. 독립변수는 아내가 남편보다 더 많이 버는지 여부가 된다. 젠더 정체성 규범에 따라 아내가 남편보다 더 많이 버는 여성은 정체성 규범을 위반하지 않기 위해 그렇지 않은 여성에 비해 비시장 노동에 더욱 많은 시간을 투입한다는 것이 Bertrand 외(2015)의 분석 결과였다. 반면, 독일 Weiber 외(2015)의 연구에서는 남편보다 많이 버는 아내는 비시장 노동 시간을 줄이는 것으로 나타났다.

아내 및 남편의 노동시장 참여 여부, 부부 소득의 합계의 로그, 막내 자녀 연령 더미, 아내 및 남편의 연령대 더미, 아내 및 남편의 학력 더미를 통제하여 분석을 실시하였다.

분석 결과는 다음 <표 3>과 같다.

아내가 남편보다 많이 버는 경우 여성의 비노동 시간은 그렇지 않은 여성보다 평균 0.85시간 덜 투입한다. 비시장 노동 시간에서 돌봄을 자녀 돌봄으로 한정할 때는 평균 0.96시간 덜 투입한다. 남성 배우자와의 격차도 아내가 남편보다 많은 임금인 경우 그렇지 않은 여성에 비해 1.4시간 정도의 남편과의 비시장 노동시간을 줄이며, 여성의 비노동 시간 투입 비율도 8.2%p 낮추는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 미국의 결과와는 반대 방향의 계수이며 독일의 결과와 유사하다.

통제 변수는 전반적으로 아내가 노동시장에 참여할 때, 남편이 노동시장에 참여할 때 부부의 소득 합이 높은 경우 여성 배우자의 비시장 노동시간이 감소할 가능성이 높다. 막내 자녀 연령이 낮을 때 여성의 비시장 노동시간이 증가하는 것으로 나타난다.

정리하면, 남편보다 많이 버는 아내는 젠더 정체성 규범을 위반하였다는 부담을 가진다. 이 비용을 해결하기 위해 여성은 가사일이나 육아 등 가사 시간 투입을 높일 것이란 질문에, 우리의 분석은 반대 결과를 보인다. 남편이 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범을 위반한 여성은 가사 및 돌봄의 비시장 노동시간을 줄이고, 남편과의 시간 갭 또한 줄인다. 이러한 결과는 부부 중 많은 임금을 버는 사람이 가사 노동시간을 줄인다는 기존 상대적 이론<sup>15)</sup>에 따른 결과와 동일하다(England & Farkas, 1986; Hook, 2006).

---

15) 상대적 자원이론은 부부 중 소득이 많을 경우 경제적 자원의 우위를 점하게 되고, 이를 통해 우위에 있는 남편 혹은 아내가 가사노동을 회피하게 된다는 이론이다(England, & Farkas, 1986; Hook 2006).

<표 3> 기혼 여성의 비시장 노동시간 분석 결과

		여성의 비시장 노동시간		비시장 노동 시간의 부부격차 (여성-남성)	부부 비시장 노동시간 중 아내 할당 비율
		가사 및 돌봄 전체	가사 및 자녀돌봄		
아내가 남편보다 많은 소득을 버는지 여부(1:예)		-0.853*	-0.964**	-1.184**	-0.082**
아내노동시장참여		-2.386***	-2.322***	-2.376***	-0.036***
남편노동시장참여		-0.033	-0.185	0.636	0.149***
부부소득 합계의 로그		-0.504***	-0.403**	-0.586**	-0.037**
막내 자녀 연령대 (baseline: 자녀없음)	1~6세	3.910***	3.513***	3.007***	-0.037**
	7~12세	1.619***	1.464***	1.244***	-0.016
	13세 이상	0.795***	0.776***	0.736***	0.02
여성배우자 연령대 (baseline: 25~34세)	35~44세	-0.176	-0.165	0.096	0.028*
	45~54세	0.248	0.255	0.598	0.065***
	55~64세	0.008	0.124	0.456	0.079***
남편 연령대 (baseline: 25~34세)	35~44세	-0.420*	-0.366	-0.316	0.008
	45~54세	-0.605*	-0.627*	-0.412	0.021
	55~64세	-0.291	-0.458	-0.327	-0.001
교육 수준 (baseline: 고졸미만)	고졸	-0.152	-0.052	-0.172	-0.018
	전문대졸	-0.059	-0.006	-0.206	-0.029
	대졸	-0.116	-0.038	-0.193	-0.028
	석사 이상	-0.213	-0.345	-0.38	-0.044
남편 교육수준 (baseline: 고졸미만)	고졸	0.221	0.161	0.284	0.022
	전문대졸	0.111	0.033	0.233	0.054***
	대졸	0.324	0.265	0.325	0.023
	석사 이상	0.949**	0.786**	0.789*	0.041
상수항		8.009***	7.523***	7.174***	0.953***
R-square		0.4361	0.4004	0.3329	0.1339
관측수		1,978	1,978	1,829	1,829

## 5. 확률 추정치에 따른 여성 집단 특성 분석

기존 연구에서는 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 가질 수 있는 내생성에 주의를 기울여야 함을 지적하고 있다. 이를 해결하기 위해 우리 다양한 통제 변수를 투입하였으나, 국가 비교에서 결과에 차이가 나는 문제 등에서 확률 추정치가 가지고 있는 내생성의 존재 가능성을 검토할 필요가 있어 보인다. 우리는 이를 위해 패널 자료의 이점을 활용하여 여성들의 결혼 당시 시점의 특성과 비교 분석할 것이다.

아내가 남편보다 많이 벌 확률 추정치의 내생성 문제는 예를 들어, 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성은 가사일을 더 좋아하거나, 노동시장에서의 성과에 흥미가 없거나 혹은 자신감이 없어 본인의 잠재성보다 다소 낮은 남성과 결혼하여 노동시장에 참여하지 않았을 가능성을 생각해 볼 수 있다. 즉, 아내가 많이 벌 확률이 임의적이지 않았을 때 이 문제는 발생할 것이다.

먼저, 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성, 예를 들어 본인 스펙보다 낮은 스펙의 남성과 결혼하는 여성이 그 낮은 스펙 남성이 높은 부를 가진 남성이어서 선택하였을 가능성을 살펴본다. 즉, 노동시장에서 일하지 않기 위해 높은 부를 가진 낮은 스펙의 남성과 결혼함으로써 결혼과 함께 노동시장에서 이탈했을 수도 있다. 이 또한, 노동시장에서 일하지 않기 위해 의도를 가진 것이고, 이는 추정확률의 임의성을 해쳐 내생성을 불러오기 때문에 이를 통제하여 살펴볼 필요성 있다. 다만, 노동패널 조사가 결혼 당시 남성의 부를 판단할 변수의 한계가 있기 때문에 개인 모두에게 한번씩 설문된 본인이 14세 때 잘 살았는지 정도에 대한 질문으로 이를 대리하기로 한다<sup>16)</sup>.

분석 결과, 남편의 14세 때 경제적 형편에 따른 아내의 노동시장 참여 영향은 유의미하지 않았고, 변수 통제 이후에도 여전히 아내의 남편보다 많이 벌 확률추정치는 유의미하였다.

<표 4> 남편의 부를 통제한 노동시장참여 고정효과모형

	계수	s.e
아내가 남편보다 많은 소득을 벌 확률	-0.061*	0.024
남편 14세 때 경제적 형편	0.007	0.017

주: 노동시장참여 분석과 동일한 통제 변수 투입 후 결과임.

두 번째로 검토할 것은 아내가 많이 벌 확률이 내생성 문제가 있다면, 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성들은 결혼 직후 노동시장 이탈이 확률이 낮은 집단에 비해 훨씬 많을 것으로 예상해 볼 수 있다.

분석을 위해 여성이 남편보다 많이 벌 확률 상위 집단과 하위 집단을 구분하여 직업력을 추적하고, 결혼 시점과 결혼 후 3년 동안의 노동시장 참여 비율에 차이가 있는지 특성을 살펴볼 것이다.

16) 이 설문 문항은 개인 부모와의 학력과의 상관관계가 매우 높게 관측되어 신뢰성을 가지고 있는 변수이긴 하나, 14세 때 부의 정도가 결혼 연령까지 이어졌는가에 대한 부분은 해결되지 않는 한계를 가진다.

이 때, 각 여성 개인의 추정된 확률의 평균치를 활용하며 기혼 여성들의 분포에서 3/4분위수보다 큰 확률을 가진 여성을 확률 상위 집단(1,192명), 1/4분위수보다 작은 여성을 확률 하위 집단(1,246명)으로 구분한다. 노동패널 조사는 직업력 데이터를 제공하며, 신규 설문 대상자 조사시 회고적 일자리를 설문하여 직업력 데이터에 제공한다. 분석을 위해 확률 상위 집단과 낮은 집단의 결혼 시점을 찾아, 결혼 시점에 취업여부를 추적하여, 이를 통해 결혼 당시 노동시장 참여하고 있었는지 여부를 추적하였다.

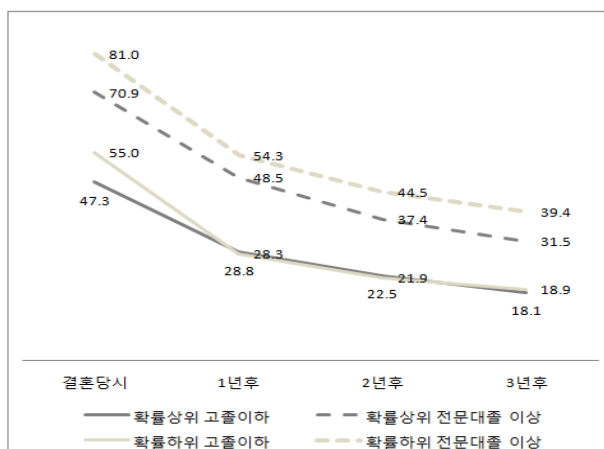
<표 5> 남편보다 많이 벌 확률 상·하위 집단 여성의 취업 비율

(단위: %)	확률 상위 여성		확률 하위 여성	
	결혼당시	관측 첫째	결혼당시	관측 첫째
고졸미만	38.0	35.1	43.5	34.4
고졸	56.0	38.1	61.0	23.0
전문대졸	73.1	33.1	78.3	38.3
대졸	69.6	41.7	83.8	43.6
석사이상	73.0	57.1	62.5	44.4
전체	57.7	38.3	63.0	31.5

<표 5>에는 구분된 집단별로 취업비율을 확인할 수 있다. 다른 변수들을 통제하기 전 아내가 남편보다 많이 벌 확률  $Pr(Wife\ Earns\ More)$  이 높은 집단(38.3%)은 낮은 집단(31.5%)보다 오히려 취업자 비율이 높았다. 이를 학력별로 살펴보면, 결혼 당시 취업자 비율은 석사 이상 학력 수준을 제외하고는 확률 하위 집단에서 높은 것을 확인할 수 있다.

확률 상·하위 집단별로 결혼 시점부터 결혼 후 3년까지의 노동시장 참여여부를 살펴보면 다음 그림과 같다. 앞서 설명한대로, 아내가 남편보다 많이 벌 확률의 상위 집단이 노동시장 참여를 하지 않으려는 의도를 가지고 결혼을 했다면, 결혼 시점 ~ 이후 3년까지의 노동시장 이탈은 확률 하위 집단에 비해 높을 것이라고 예상해 볼 수 있다.

[그림 5] 남편보다 많이 벌 확률의 상·하위 집단의 결혼 이후 노동시장 참여 여부



결과를 살펴보면, 결혼 당시 고졸 이하, 전문대졸 이상 모두 확률 하위 집단의 취업자 비율이 상위집단보다 높았다. 확률 하위 집단의 고졸 이하 저학력 여성 55%, 전문대졸 이상 고학력 여성 81%였으며, 확률 상위 집단은 각 학력별로 7.7%p, 8.1%p 낮은 것을 확인 할 수 있다. 결혼 1년 후 저학력 및 고학력 집단의 취업자 비율이 변화가 다르게 나타나는데, 저학력 집단은 결혼 1년 이후 확률 하위 집단의 취업자 비율이 급락하는 것을 확인할 수 있다. 즉, 학력별로 결혼 3년까지의 상·하위 집단의 변화 차이는 내생성에 따른 결과와는 달라, 우리는 아내가 남편보다 많이 벌 확률은 임의적인 변수일 가능성을 재확인 하였다. 물론, 그럼에도 불구하고 이 결과만으로 내생성 여부를 완전히 판단할 수 없는 것은 여전한 한계로 남는다.

#### IV. 요약 및 함의

본 연구는 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범이 우리 사회에서 기혼 여성의 노동시장에 영향을 미치는지 분석하였다.

서론에서 제시되었던 연구 질문에 따라 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫 번째 연구 질문은 부부의 상대임금분포(부부 임금 중 아내 임금이 차지하는 비율 활용)가 0.5 지점에서 단절이 일어나는지 여부였다. 남편이 아내보다 많은 소득을 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범에 의해 아내들은 부부 임금 중 차지하는 비율이 0.5 지점을 넘어서면 이를 피하기 위한 행동을 함으로써 0.5 지점에서의 분포의 급락이 일어날 것이다. McClary 분석 결과, 우리는 부부 임금 분포의 0.5 지점에서의 단절을 확인하였다. 이러한 결과는 미국(Bertrand 외, 2015), 독일(Weiber 외, 2015)에서 관찰된 젠더 정체성 규범에 따른 임금 분포의 왜곡을 한국에서도 확인한 것으로, 경제활동인구조사를 통한 이경곤(2016)의 결과와도 유사하다. 또한, 분포 0.5 지점의 부부들의 특성, 미국 통계청의 연구에 따른 측정 오류 가능성을 고려하더라도 유의미한 결과가 도출되었다. 즉, 한국 사회 여성들 또한 남편이 많이 벌어야 한다는 젠더 정체성 규범의 위반에 대한 부담이 있고 남편보다 많이 버는 상황을 피하기 위한 행동을 하는 것으로 보인다.

두 번째 질문은 앞서 관찰된 남편보다 많이 벌고 있는 상황을 피하기 위한 예측 가능한 여성들의 행동, 예를 들어 노동시장 참여를 아예 하지 않거나, 노동시간 등의 축소를 통해 여성 본인이 벌 수 있는 소득보다 더 적은 소득을 버는 것 등의 행동을 통해 노동시장을 왜곡하고 있는가였다. 우리는 이를 분석하기 위해 일하는 여성을 연령-학력-지역으로 구분하여 각 집단의 임금분포의 5 단위 백분위수를 찾아 남편의 임금을 대입하여 각 아내 단위로 남편보다 많이 벌 확률을 추정하였다. 이 확률이 아내의 노동시장 참여, 아내의 잠재소득과 실제소득 간 갭에 미치는 영향을 분석한 결과, 남편보다 많이 벌 확률이 높은 아내들이 평균적으로 노동시장 참여를 덜하고 있는 것을 확인하였다. 즉, 첫 번째 질문의 분석에서 보여진 부부의 상대소득 분포에서 아내 소득이 남편의 것을 넘어서는 순간 분포가 급락하는 유의미한 현상의 원인으로 남편 소득보다 많이 벌 가능성이 높은 여성은 노동시장 참여를 하지 않음으로써 규범의 위반을 회피하고 있는 것이다. 그러나 본인의

실제 임금을 일부러 낮추는 행동을 하는지에 대한 통계적 유의미성은 확인되지 않았다. 여성을 전 일제로 한정할 경우, 남편보다 많이 벌 가능성이 높아 규범 위반의 부담이 높은 여성은 잠재소득보다 높은 실제 소득을 벌 가능성이 높은 것으로 나타나, 남편보다 많이 벌 상황을 회피하기 위한 선택이라 설명하기엔 무리가 있다.

세 번째 질문은 남편보다 많이 벌어 성정체성 규범을 위반하는 아내들이 그 부담의 비용을 해결하기 위해 그렇지 않은 여성에 비해 가사일, 육아 등의 비시장 노동시간을 늘리고 있는가였다. 하지만, 분석 결과는 그 반대의 유의미성을 보였다. 즉, 남편보다 많이 버는 아내는 비시장 노동시간을 줄이며, 남편과의 갭 또한 줄인다. 이러한 결과는 독일의 결과와 동일하며, 기존 상대적 이론의 결과와 동일하다. 즉, 성정체성 규범을 위반하는 부담을 가지며 노동시장 미참여의 높은 확률에도 불구하고 노동시장에 참여하여 남편보다 많은 소득을 벌고 있는 아내들은 가정 내에서까지 위반에 대한 비용치레를 하지 않거나, 이미 규범을 위반하고 노동시장에 참여하고 있는 여성은 오히려 성정체성 규범을 극복하고 평등한 인식을 가지게 되었을 수 있다는 것이 더 타당한 설명처럼 보인다.

<표 6> 국가별 성정체성 규범에 따른 영향 분석 결과

	미국	독일	스웨덴	한국(본 연구)
부부 상대소득분포 단절	O	O	X	O
결혼	O	-	-	-
노동시장 참여	O	X	-	O
실제소득 잠재소득 임금 갭	O	△ (서독 전일제 집단만 검증됨)	-	X
비시장노동1)	O	O(-) (미국과 반대 결과)	-	O(-) (미국과 반대 결과)
이혼	O	-	-	-
결혼 만족도	O	-	-	-

- 주: 1) 부부 상대소득분포 단절: 부부의 실제 소득, 결혼: 일하는 여성의 특성에 따른 결혼시장을 분류하여 시장별 결혼률 비교, 노동시장참여 및 실제소득/잠재소득 임금갭: 일하는 여성의 집단별 임금분포를 이용해, 남편소득(실제) 보다 아내가 많이 벌 확률을 추정, 비시장노동/이혼/결혼만족도: 부부 중 아내 실제 소득(0 포함)이 차지하는 비율 활용  
 2) 비시장노동은 가사노동, 돌봄 시간 등으로 정의됨.  
 3) 영향력이 검증된 경우 O, 아닌 경우 X  
 4) 독일 사례는 패널 고정 효과 모델의 결과를 중심으로 함.

마지막으로 우리는 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 가질 수 있는 내생성 문제를 검증해보고자 했다. 내생성 문제는 다른 국가 연구에서 내생성이 발생할 가능성을 언급하고 분석 상 이를 해결

하기 위한 여러 단계를 거치지만, 실제로 이런 의도성을 검증하여 보지는 않은 바 있었다. 우리는 기존 연구에서 언급되었고, 분석에서 꾸준히 문제제기 되었던 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성들이 노동시장을 떠나기 위해, 혹은 가사에 집중하기 위해 그런 남성과 결혼하고 노동시장을 떠나는 선택을 하였는지, 확률이 임의적이지 않았을 가능성에 대해 개략적으로 살펴보았다. 이를 위해 남성이 가진 부를 통제하여 보고, 결혼 시점부터 결혼 이후 3년까지의 노동시장 참여여부를 추적한 결과 우리는 아내가 남편보다 많이 벌 확률의 내생성을 확인하지 못하였다. 즉, 확률 추정치는 잔차항과 상호연관성이 존재하지 않고 독립적일 가능성이 높다.

이상의 분석에서 우리는 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 규범의 위반에 대한 부담을 피하기 위해 여성들이 노동시장 참여를 덜하는 방법 등의 왜곡된 행동을 함으로써 부부의 소득 분포에 단절을 불러온다는 것을 발견하였다. 하지만, 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 아내가 젠더 정체성 규범을 위반 부담에도 노동시장 참여 결정을 한 이후엔 아내는 더 이상 아내가 더 많이 벌면 안된다는 젠더 정체성 규범에 영향을 받지 않는 것처럼 보인다. 남편보다 많이 벌 가능성이 높은 정규직 아내는 미국의 결과와는 달리 본인의 잠재력 만큼의 실제 소득을 벌어들였다. 또한, 확률이 높음에도 규범 위반 부담에도 노동시장 참여를 한 여성은 그렇지 않은 여성에 비해 가사노동시간도 줄이며, 남편과의 시간 겹도 줄인다. 즉, 젠더 정체성 규범 위반이라는 비용 혹은 부담에도 불구하고 노동시장에 참여하고 있는 여성들은 본인의 능력대로 임금을 받으며 일하며(정규직), 가사노동시간 또한 본인 소득에 맞춰 줄인다. 즉, 이러한 결과는 일하는 기혼 여성이 가지는 규범 위반의 부담, 그리고 규범에도 불구하고 극복 이후 여성의 행동을 보여주는 것이라 할 수 있다. 물론, 전술하였듯 한국 사회의 젠더 정체성 규범은 특히 모성에게 더 불평등하기 때문에 남편이 많이 벌어야 한다는 규범 위반을 극복했다고 할지라도, 모성을 향한 젠더 정체성, 예를 들어 엄마가 일할 때 미취학 아동에게 나쁘다는 규범의 영향력은 유자녀 기혼여성에게 더 강하게 작동되어 노동시장 성과를 왜곡하게 될 수도 있을 것이다. 이러한 가능성은 추후 연구를 통해 밝혀져야 할 부분이다.

그럼에도 본 연구는 Bertrand 외(2015) 연구에서 활용한 미국 센서스국의 방대한 자료와 비교하여 노동 패널의 자료의 관측치는 적은 수이기 때문에, 각 연도별 여성의 임금분포를 만들지 못하고 2000~2017년 일하는 여성 임금을 통합(pooling)함으로써 임금 분포 집단을 좀 더 세밀히 구분하지 못하였다. 따라서 인플레이션에 대한 보정을 했음에도 시간에 따른 잠재소득 변화가 모두 고려되지 못함으로써, 사회 제도의 변화에 따른 여성의 임금 변화가 반영되지 않았을 가능성이 있다. 큰 표본을 활용하여 통합하지 않고 각 년도의 임금분포를 활용할 때 더욱 정확한 회귀계수 값이 도출될 수 있을 것으로 기대된다.

이 논의를 통해 불평등한 젠더 정체성의 규범이 강한 한국 사회 특성 속에서 명시적 평등만을 강조하며 도입된 제도들(육아휴직 등)에도 불구하고 왜 여성들의 경력 단절이 여전히 높은 수준으로 발생하는지를 미루어 짐작할 수 있게 한다. 예를 들어, 우리의 분석은 여성을 향한 불평등한 규범에 여성들의 행동이 영향을 받고, 이는 사회 구조가 만들어낸 결과라는 것을 보여주었다. 대부분 일하는 아빠보다는 일하는 엄마들이 활용하고 있는 육아휴직 제도는 지속적으로 기간만을 늘림으로써 엄마가 일을 하더라도 자녀가 어릴 때, 혹은 초등학교 입학 때 등의 자녀 돌봄은 엄마의 몫



이라는 규범을 더욱 강화시켰을 수도 있다. 이러한 성정체성 규범의 강화는 기혼 여성의 지속적인 노동참여에 오히려 역효과를 낼 수도 있을 것이다. 즉, 제도의 도입과 작동, 성과를 모니터링 하는 과정에 있어 다른 국가와 비교하여 여전히 불평등한 젠더 정체성 규범을 가진 한국사회 특성을 고려할 필요성이 있다는 것이다. 규범이 개인의 행동에 영향을 미쳐 노동시장의 성과를 방해하는 요소가 된다면, 제도는 규범을 바꾸는 단초를 제공하는 내용을 담아내야 하는 것은 당연할 것이기 때문이다. 여기에 더해 여성의 노동시장 성과를 높이기 위한 제도의 도입 등에는 평등한 규범을 만들기 위한 사회 운동, 이를 위한 정부의 개입이 필요할 것이다.

## 참고문헌

- 이경곤(2016), 『성 정체성이 기혼여성의 경제활동에 미치는 영향』 여성연구논총 19: 5-34
- Akerlof, G. A. and Kranton, R. E. (2010). Identity Economics. Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- Anna Wieber & Elke Holst. (2015). Gender Identity and Women's Supply of Labor and Non-Market Work: Panel Data Evidence for Germany. IZA Discussion Paper No. 9471
- Bertrand, M., Pan, J., and Kamenica, E. (2015). Gender identity and relative income within households. The Quarterly Journal of Economics, 130(2):571-614.
- DeLeire, T. (2004). A Note on Calculating Difference in Differences Using Probit Models versus Linear Probability Models. Michigan State University.
- England, P. and Farkas, G.(1986) Households, Employment and Gender: A Social Economic and Demographic View. New York : Aldine.
- Eriksson, Karin H. & Anders Stenberg. (2015). Gender identity and relative income within households- evidence from Sweden. IZA Discussion Paper No. 9533
- Hook, J.(2006) Care in Context : Men's Unpaid Work in 20 Countries, 1965-2003. American Sociological Review, 71(4), 639-660.
- Marta Murray-Close and Misty L. Heggeness. (2018). Manning up and womaning down: How husbands and wives report their earnings when she earns more. SESHD Working Paper # 2018-20
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. Journal of Econometrics, 142(2):698-714
- Wooldridge, J. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. MIT Press.

## <부록>

### ■ 기초통계

- 1) 아내가 많이 벌 확률의 개인별 평균이 3/4분위수보다 큰 집단을 확률 상위집단, 1/4분위수보다 작은 집단을 확률 하위 집단으로 정의하여 집단별 기초 통계를 보여줌.
- 2) 임금 소득이 있는 부부 중 아내가 남편보다 많이 버는 지 여부에 따른 집단을 구분하여 기초 통계를 보여줌.

		확률 상위 집단	확률 하위집단	실제 남편보다 많이 버는 아내	실제 남편보다 조금 버는 아내
아내 교육수준	고졸미만	27.9	24.2	20.4	22.26
	고졸	27.9	45.0	32.8	35.49
	전문대졸	12.7	12.4	14	15.15
	대졸	27.9	17.7	28.4	24.47
	석사 이상	3.5	0.7	4.4	2.63
남편교육 수준	고졸미만	25.8	12.0	15.6	17.92
	고졸	32.5	36.4	34.4	34.28
	전문대졸	10.2	12.3	8.8	12.02
	대졸	27.0	31.5	33.6	30.58
	석사 이상	4.6	7.9	7.6	5.19
아내 연령대	25~34세	44.7	45.5	46.8	49.57
	35~44세	24.1	33.6	27.6	31.58
	45~54세	19.3	17.7	21.6	16.22
	55~64세	11.9	3.2	4	2.63
막내자녀 연령	자녀없음	58.1	44.2	58.8	49
	1~6세	25.4	29.0	20.4	23.33
	7~12세	9.2	15.4	10	15.08
	13세 이상	7.3	11.4	10.8	12.59
결혼시점 취업비율		57.7	63.0	68.71	66.19
결혼 1년 취업비율		37.5	36.4	53.74	45.91
결혼 2년 취업비율		29.1	28.9	48.3	37.11
결혼 3년 취업비율		24.0	25.2	42.86	30.82
관측 첫째 취업비율		38.3	31.5	100	100

주: 부부의 관측 첫째로 한정

	확률 상위 집단	확률 하위집단	실제 남편보다 많이 버는 아내	실제 남편보다 조금 버는 아내
아내가 많이 벌 확률	0.5 (0.3)	0.0 (0.0)	0.5 (0.3)	0.2 (0.2)
아내 임금	149.2 (138.7)	176.4 (101.0)	239.6 (184.9)	143.3 (76.9)
남편 임금	157.9 (79.3)	342.6 (140.3)	164.5 (83.5)	248.9 (125.0)
첫해 관측년도	2005.2 (5.3)	2005.3 (5.4)	2005.5 (5.0)	2005.5 (5.4)
결혼년도	1992.5 (14.4)	1994.4 (12.2)	1993.7 (12.9)	1995.2 (13.1)

주: 1) 부부의 관측 첫째로 한정

2) 괄호 안은 표준편차임.