

# 능력 있는 아내는 일을 덜 할까?: 부부 성 역할 규범과 상대임금\*

윤미례\*\* · 김태일\*\*\*

## 요약

본 연구는 사회 내 성 역할 규범 및 태도가 부부의 상대임금(남편 임금을 의식한 아내의 임금선택) 등 기혼여성의 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 아내의 소득이 남편보다 많아지는 지점에서 부부의 상대 소득 분포의 단절이 발견되었다. 그리고 남편보다 많이 버는 또는 많이 벌 확률이 높은 아내들이 그렇지 않은 아내들에 비해 본인의 잠재소득보다 덜 벌거나 노동시장 참여를 덜 하는 경향이 있었다. 우리는 이러한 현상을 남편이 아내보다 많이 벌어야 하는 성 역할 규범 위반에 대한 부담 때문인 것으로 해석하였다.

**주요어:** 성 역할 태도, 젠더 정체성 규범, 기혼여성, 노동시장 성과

\* 본 연구는 윤미례·김태일(2018)의 노동패널 학술대회 원고를 발전시킨 것이며, 고영우·윤미례·이동선(2019) 연구의 제5장에서 주된 자료와 변수 투입을 달리한 연구가 이루어진 바 있다. 또한, 본 연구는 고려대학교 연구비 지원으로 수행되었다(K1808661).

\*\* 한국노동연구원 전문위원·고려대 행정학과 박사과정(ymr@kli.re.kr)

\*\*\* 고려대학교 행정학과 교수(tikim@korea.ac.kr)

## 1. 서론

개인의 성 역할 인식은 사회 규범의 영향을 받으며 개인의 행동 또한 사회 규범의 영향을 받는다(Durkheim, 1897; Uunk, 2015). 그래서 개인에게 배태된 여성과 남성의 역할 규범은 개인의 노동 성과, 돌봄 역할 등 다양한 부문에 영향을 미친다(Sjöberg, 2004; Pfau-Effinger, 1998; Geist, 2005). 예를 들어 Pfau-Effinger(1998)는 북유럽 국가들 중 네덜란드의 여성 고용률이 낮은 것은 문화적 맥락의 차이로 인한 젠더 규범의 차이가 가장 큰 요인임을 지적하였다.

최근 경제학의 한 분야로 대두된 정체성 경제학(Identity Economics)에 따르면 규범 및 정체성 등 비금전적(non-pecuniary) 동기가 개인의 효용함수에 포함되어 사람의 행동에 영향을 미치는 중요한 지표가 된다(Akerlof and Kranton, 2000).

한편, Bertrand et al.(2015)은 ‘남성=생계부양자, 여성=가정주부’라는 사회의 성 역할 인식이 가구 내 경제적 의사결정에 어떠한 영향을 미치는지를 규명했다. 이에 따르면, 남성이 여성보다 소득이 높아야 한다는 사회의 성 역할 규범이 미국 사회의 혼인율을 낮추고, 기혼여성에게는 노동시장 참여를 꺼리게 하며, 여성 본인의 잠재소득보다 실제 소득을 낮추도록 한다. 그리고 남성보다 많이 버는 기혼여성은 사회의 기대를 위반하는 셈인데, 이는 비용(부담)으로 작용하여 규범을 따르는 여성에 비해 더 많은 가사활동을 하며 이혼할 확률이 높아지고, 결혼만족도도 떨어진다고 설명한다. 그런데 ‘남성=생계부양자, 여성=가정주부’ 혹은 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 사회의 성 역할 규범은 미국 사회보다는 아직 가부장제 문화가 잔존하는 한국사회에서 더 강할 수 있다. 그렇다면 성 역할 인식이 여성의 노동시장 성과에 미치는 영향도 미국보다 한국사회에서 더 강하게 나타날 수 있다.<sup>1)</sup>

이러한 문제의식에 따라 본 연구는 한국사회의 성 역할 규범, 구체적으로 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 규범이 기혼여성의 노동시장 성과에 미치는 영향을 규명하고, 이를 미국 등의 기존 연구와 비교한다. 이를 위한 구체적인 연구 질문은 다음과 같다. 이어지는 2절 선행 연구편에서 논의하듯, 이 연구 질문은 본 연구와 동일 주제의 해외 선행 연구에서 다뤄진 연구 질문이기도 하다.

1) Bertrand et al.(2015)은 본 연구의 계기가 된 가장 중요한 선행 연구로서 뒤에서 상세히 논의한다.

① 아내의 상대임금분포, 즉 부부 합산임금 중 아내 임금 비중( $= \frac{\text{아내소득}}{\text{남편소득} + \text{아내소득}}$ ) 분포는 0.5 근처에서 단절이 발생하는가?

남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 성 역할 규범이 우리 사회에 강하면, 여성은 이를 따르지 않을 때 부담을 느낀다. 그 결과, 노동시장에 참여하지 않거나, 노동시간을 줄여서 임금을 낮추는 등의 행위를 선택할 수 있다. 이 경우 부부 합산임금 중 아내 임금의 점유 비율 분포를 보면, 이 비율이 0.5를 넘어서는 지점, 즉 아내 소득이 남편 소득을 넘어서는 지점에서 분포의 급락(관측 여성 수의 급락)이 발생할 것이다. 따라서 아내의 상대임금분포에 0.5 지점의 단절이 존재한다면, 이는 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 성 역할 규범이 여성의 노동시장 성과를 왜곡한다는 유력한 증거가 될 수 있다. 첫 번째 질문에 대해 단절 발생이 입증되면 다음과 같은 두 번째 질문을 입증한다.

② 아내 상대임금분포의 단절이 발생하는 원인은 무엇인가? 여성이 노동시장 참여를 회피하기 때문인가, 아니면 노동시간 축소 등을 통해 본인의 잠재력보다 낮은 임금을 받기 때문인가?

부부 상대임금분포의 단절이 발생한다는 것은, 남편보다 많이 벌 가능성이 큰 여성이 규범 위반 부담을 피하기 위해 노동시장에 참여하지 않거나, 혹은 노동시간을 줄여 본인의 임금을 낮추는 행위를 한다는 것을 의미한다. 이 두 경우 중 어느 쪽이 더 많이 발생하는지를 규명하는 것이 두 번째 연구 질문의 목적이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이은 2절에서는 본 연구와 관련된 선행 연구를 검토한다. 여기서는 선행 연구의 결과와 한계를 살펴보고, 본 연구의 차별성을 논의한다. 3절에서는 분석방법 및 결과를 제시하는데, 여기에서는 분석의 내용에 따라 세 부분으로 제시한다. 첫 번째 부분은 분석 자료의 구성 방법과 분석 표본을 한정한다. 두 번째 부분은 부부의 상대임금 분포를 분석하고, 세 번째 부분은 아내가 남편보다 많이 벌 확률을 추정하여 이에 따른 노동시장 성과를 분석한다. 마지막으로 4절에서는 요약 및 함의를 제시한다.

## 2. 선행 연구 논의

### 1) 성 역할 규범과 여성의 노동시장 성과

성 역할(gender role)은 여성과 남성이라는 사회적 지위에 수반되는 태도, 가치, 기능, 의무, 행동 등을 포함하는 규범적 기대(Fredriksen-Goldsen & Scharlach, 2001; 문지선, 2016)로 이는 사회화 과정을 통해 개인의 태도로 습득된다. 한 사회의 젠더 이데올로기로 만들어진 사회 규범은 개인에게 지속적으로 내면화되고 재구성되며 삶에 영향을 미치게 된다(문지선, 2016). 개인의 성 역할 인식뿐만 아니라 개인의 행동 또한 사회적 규범의 영향을 받는다는 기존의 논의(Durkheim, 1897; Uunk, 2015)에 따라, 성 역할 규범 및 태도에 관한 기존의 문헌들은 사회와 개인의 차원을 고려하여 노동시장 행동과의 인과의 선후 관계 등의 연관성을 연구해 왔다.

이러한 기존 연구 중 일부는 한 사회의 성 역할 규범이 명시적 혹은 암묵적으로 여성과 남성에게 가정과 사회에서 다른 역할을 기대하기 때문에 여성의 노동시장 성과에 차이를 내는 주요한 원인 중 하나로 지적하고 있다. 각 사회의 성 역할 규범의 차이는 국가마다 다르게 나타나는 노동시장 참여율의 주요 설명변수가 되기도 하며(Pfau-Effinger, 1998; Uunk, 2015), 가사노동 시간의 차이가 설명되기도 한다(Fuwa, 2004). 구체적으로 Pfau-Effinger(1998)는 네덜란드 여성의 노동시장 참여율이 인접한 독일이나 핀란드보다 낮은 이유로 네덜란드 사회의 가정/직장에서의 남성과 여성의 분리된 성 역할 규범을 꼽았다. Uunk(2015) 또한 여성의 노동시장 참여 확률에 각 국가의 성 평등적 태도가 유의미한 영향을 미친다는 것을 보인 바 있다. 개인의 노동 공급 결정에 국가의 성 역할 태도가 미치는 영향의 유의미한 증거를 찾지 못하고 있는 연구(Steiber and Haas, 2009; Pettit and Hook, 2005)가 있음에도, 개인 여성의 노동공급 결정에 사회 맥락 태도의 영향에 대한 논의는 여전히 진행 중이다.

각 사회의 규범을 직접적인 영향 요인으로 밝힌 연구들과는 달리 몇몇 연구는 미시적 관점에서 개인에게 배태된 성 역할 태도가 개인의 노동공급에 영향을 미친다는 점을 보여주기도 한다. 대표적으로 Hakim(2000, 2003)은 선호이론(Preference Theory)에 따라 여성의 경제활동 참여 결정은 개인의 '일'과 '가정' 사이의 선호에 따른 결과임을 규명한 반면, 사회 규범으로 인한 '강요된 선택'을 간과하고 있다는 비판을 받기도 하였다. 그럼에도 많은 연구는 여성의 노동시장 참여나 돌봄 배분 등의 선택에 여성의 성 역할 태도는 간과할 수 없는 영향요인이 됨을 보이고 있다(Steiber&Hass, 2009; Presser, 1994; Schober&Scott, 2012). 구체적으로 Steiber & Hass(2009)와 Schober&Scott(2012)는 여성 개인의 성 역할 태도가 여성의 유급 노동 결정에, Presser(1994)는 무급노동시간에 영향을 미침을 각각 밝힘으로써 개인의 성 역할에 대한 긍정

적 태도가 노동시장의 성과에 연관됨을 일관되게 보이고 있다.

더 나아가 개인의 성 역할 태도에 각 사회 규범의 배태성을 고려하고, 각 개인의 평등 인식 차이 또한 존재한다는 점을 고려한 연구들도 있다. 이들은 대체로 제도주의적 관점에서 다층모형을 활용하고 있다(Unnk, 2015; 류연구 외, 2017; Steiber and Haas, 2009). 특히 Unnk(2015)의 연구는 눈여겨볼 만하다. 그는 개인의 성 역할 태도가 사회의 성 역할 규범의 간접적으로 영향을 받을 수 있다는 점을 가정하여, 국가별 여성의 노동시장 참여 결정에 각 국가의 성 역할 규범이라는 문화적 맥락의 영향력이 큼을 실증하고 있다. 류연구 외(2017)는 개인의 성 역할 태도와 국가단위의 제도 요인(보육서비스 등록률, 가족정책 지출, 임금격차, 주간 근로시간 등)을 고려하여 개인의 성 역할 태도가 유자녀 여성들의 취업과 근로시간에 영향력이 큼을 밝히고 있다.

한편, 젠더 규범의 사회화를 통한 개인의 태도에 본인의 노동공급 경험이 중요한 영향요인을 밝힘으로써 둘 간의 역인과 관계를 규명한 연구도 있다(Sjöberg, 2004; 원숙연 외, 2017; 김사현, 2015). 이들의 연구는 여성 개인의 노동경험이 개인의 성 역할 평등한 태도에 유의미한 영향을 미친다는 점을 밝히고 있다는 점에서 공통된다. 자세히는 Sjöberg(2004)는 1994년 국제사회인식조사(ISSP)를 활용하여 13개 국가의 여성 노동참여 태도의 영향요인을 분석한 결과, 맞벌이 가족을 지원하는 정책과 여성 개인의 노동 경험이 개인의 경제활동에 대한 성 역할 태도에 긍정적인 영향을 미침을 보였다. 김사현(2015)은 유급노동 경험과 가족정책이 성 역할 태도에 유의미한 영향력을 보임을 검증하였다. 원숙연 외(2017) 또한 한국, 스웨덴, 미국의 자료를 활용하여 한국의 모성 이데올로기는 미국이나 스웨덴에 비해서 전근대적이며, 스웨덴의 경우 노동시장 고용지위가 개인의 성 역할 태도에 영향을 미침을 보이고 있다.

지금까지 살펴본 연구가 성 역할 태도와 노동시장 성과에 대한 한 방향의 인과관계를 규명한 데 비해 Thornton et al.(1983)의 연구는, 18년간의 패널 자료에 구조방정식 모형을 적용하여 평등한 성 역할 태도가 노동시장 참여에 긍정적일 뿐 아니라, 노동시장 참여 경험 또한 성 역할 태도를 평등하게 이끄는 양방향 인과관계가 존재함을 보였다.

## 2) 젠더 정체성과 여성의 결정

기존의 사회학적 논의 속에서 성 역할 태도 및 규범과 여성의 노동시장 성과에 대한 다양한 선행 연구들이 규범이나 인식, 태도와 노동시장 행동 간의 역동성에 대한 메카니즘에 대한 여전히 제한된 결론에 이르는 것은 이들 연구 과정에서 직면하는 어려움이 있기 때문이다. 사회 규범이나 개인의 태도의 모호성으로 인한 정밀한 측정의 어려움이 있다는 점뿐만 아니라 규범과 태도, 정책의 조합들이 개인의 행동에 영향을 미치게 되는 과정에서 분석 단위의 문제, 여러

변수의 통제에도 불구하고 내생성의 문제에 자유로워지기 힘들다는 점은 특히 실증연구를 통해 이들 관계의 메카니즘을 분석하는 데 한계를 갖게 한다. 그럼에도 불구하고, 앞서 소개한 성 역할 태도와 노동시장 성과를 규명하는 연구들은 이러한 한계를 극복하면서 한 걸음씩 나아가며 학문적 성과와 정책 제언을 해왔다.

이러한 흐름 속에서 정체성 경제학이라는 경제학적 논의 또한 사회 내 규범이 다양한 경제적 행동을 설명하는 요인이 될 수 있음을 검증하기 시작했다.

Akerlof and Kranton(2000)은 개인의 효용함수에 비금전적(non-pecuniary) 동기인 정체성을 포함시킴으로써 경제학적 분석을 확대시켰다. 이들은 정체성을 개인의 자아에 대한 감각(sense)으로 정의하고 사회적 범주를 통해 효용함수에 이를 통합하였다. 정체성 구성 요소의 사회적 범주(남/녀), 규범과 이상(예, 남성은 '일', 여성은 '가정')은 정체성 효용의 이익과 손실로 이어지기에, 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. 즉, 개인의 행동에 사회 규범이 어떻게 영향을 미치게 되는지 경제학적 논의로 이를 밝히고 있는 것이다. 본 연구는 이러한 논의를 토대로 성 역할 태도와 노동시장 성과의 관계를 규명하는 기존의 사회학적 연구 주제를 다소 차별적으로 검증하고자 한다.

이전 절에서 검토한 기존 연구들은 성 역할 태도의 측정을 주관적인 설문 문항, 즉 성 역할 인식이 어느 정도인지를 묻는 문항으로 추론하였다. 하지만 주관적인 인식을 묻는 방식의 측정은 개인의 성향에 따른 측정 오차를 지닌다. 이는 '주관적'이라는 특성이 지닌 본질적인 문제인데, 측정 오차보다 실증분석이 당면하는 더 큰 문제는 내생성이다. 인식 혹은 태도는 행동에 영향을 미치기도 하지만 행동이 인식과 태도에 영향을 미치기도 하기 때문이다. 앞서 검토한 연구들은 Thornton et al.(1983)를 제외하면 양방향의 인과관계 중 어느 한 방향만을 가정하고 분석했기 때문에 계량경제학적으로 계수값에 편의(bias)가 발생한다.<sup>2)</sup>

이러한 한계로 인하여 본 연구는 성 역할 태도(인식) 변수와 행태 변수를 상정하고 양자 간의 인과관계를 파악하는 기존 연구의 방법론과는 전혀 다른 접근 방식을 취한다. 즉, 직접 성 역할 태도를 측정하여 변수로 분석 모형에 포함하는 대신에, 'A라는 성 역할 규범을 지녔다면 B라는 행태를 보일 것이다'라는 전제하에 B라는 행태의 존재 여부를 분석한다. 이러한 접근 방식을

2) 비록 자세한 논의는 생략하지만, 양방향 인과관계를 인정한 Thornton et al.(1983)의 연구도 분석의 타당성에 대해서는 논란의 여지가 있다.

취한 최초의 연구는 Bertrand et al.(2015)이다.

Bertrand와 그의 동료들은 미국 사회가 '남편이 아내보다 많이 벌어야 한다'는 성 역할 태도를 견지하고 있음을 발견하고, 이러한 성 역할 태도에 인해 아내의 노동시장 성과에 어떤 영향(왜곡)이 발생하는가를 규명하였다. 이들은 부부합산 소득 중 아내 소득 비중( $\frac{\text{아내소득}}{\text{남편소득}+\text{아내소득}}$ ) 분포를 분석한 결과, 아내가 남편보다 많이 버는 지점(0.5) 이후 급격히 밀도가 낮아짐을 발견했다. 그리고 그 이유로서 잠재소득이 남편보다 높은 아내, 즉 남편보다 많이 벌 수 있는 아내는 노동시장 참여를 덜 하며, 참여하더라도 노동시간을 줄이는 등의 행위를 통해 본인의 잠재소득보다 적게 버는 경향이 있음을 밝혔다. 부부합산소득 중 아내 소득 비중분포의 밀도가 0.5 이후 갑자기 낮아진다는 것은 인위적으로 아내의 소득을 남편보다 높지 않게 하는 기제가 작용함을 의미한다. 이 연구에서는 그러한 기제가 바로 '남편이 아내보다 많이 벌어야 한다'는 미국 사회의 규범인 것으로 해석했다. 아울러 이들은 남편보다 많이 버는 아내의 경우 가사노동시간을 늘리고, 부부생활에 덜 만족하며, 이혼 가능성이 높음을 발견했다.

이 연구 이후, 독일, 스웨덴, 캐나다, 한국 등 다른 국가의 연구자들이 자국의 자료를 이용하여 Bertrand et al.(2015)의 미국 사례와 같은 경향이 나타나는지 분석했다. 먼저 Wieber & Holst(2015)는 독일의 G-SOEP(German Socio-economic Panel Study) 자료를 이용하여 미국 결과가 독일에서도 나타나는지 검증했다. 분석 결과, 독일에서도 아내의 상대소득분포는 아내 소득이 남편보다 높아지는 지점 이후 급격히 떨어짐이 확인되었다. 한편, 아내가 남편보다 많이 벌 가능성은, 노동시장 참여율에는 유의미한 영향을 미치지 않았다. 반면에 노동시간 감소 등을 통해 실제 소득을 감소시키는 경향은 발견되었다. 한편, 가사노동시간에 대한 분석에서는 남편보다 많이 벌 가능성이 있는 아내가 가사노동을 덜 하는 것으로 나와서 미국과는 반대의 결과가 도출되었다.

Eriksson & Stenberg(2015)는 행정자료인 연간 인구등록자료(Annual Swedish population register data)를 이용하여 스웨덴 사례를 분석했다. 분석 결과, 스웨덴에서도 아내의 상대소득 분포는 아내 소득이 남편 소득과 동일한 지점(0.5) 이후 급격히 떨어짐이 확인되었다. 그러나 뒤에서 논의하듯 이는 남편과 아내 소득이 동일한 케이스가 많기 때문에 나타난 것으로, 이 케이스들을 삭제하고 분석한 결과에서는 단절적인 감소가 뚜렷하지 않았다. 이에 따라 스웨덴의 경우는 미국처럼 아내가 남편보다 많이 버는 것에 대한 부담이 아내의 노동 성과에 미치는 영향은 뚜렷하지 않은 것으로 결론지었다.

Doumbia & Goussé(2019)는 캐나다의 1996-2011 SLID(Survey on Labor and Income Dynamics) 데이터를 이용하여 Bertrand et al.(2015)의 분석을 캐나다에 적용하였다. 분석 결과, 캐나다에서도 아내의 상대소득분포는 아내 소득이 남편보다 높아지는 지점 이후 급격히 떨

어지는 것으로 나타났다. 또한, 미국과 마찬가지로 남편보다 많이 벌 확률이 높은 아내는 노동 시장 참여를 덜 하며, 참여하더라도 노동시간을 줄이는 경향을 보였다. 또한, 남편보다 많이 벌 확률이 높은 아내는 과거에는 미국과 마찬가지로 가사노동을 더 많이 하는 경향이 있었으나 이는 최근에는 사라졌다.

이경곤(2016)은 한국을 사례로 검증하였다. 2003~2007년 경제활동인구조사의 8월 부가조사를 이용해서 아내의 상대소득분포 0.5 지점의 단절을 확인하였다. 또한, 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성일수록 노동시장 참여 가능성이 낮으며, 노동시장에 참여하는 경우도 노동시간과 임금을 줄임을 확인하였다. 하지만, 연구자가 밝혔듯 표본의 통합(pooling)으로 인한 독립성 가정, 통제 변수의 한계, 내생성이 통제에 있어 방법론적 한계를 지닌다.

우리는 이러한 기존의 논의를 토대로 한국 사례를 중심으로 패널자료를 활용하여 우리 사회에 여전해 보이는 불평등한 젠더 규범이 여성의 노동시장 실제 행동에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다.

### 3. 분석방법 및 결과

#### 1) 분석 자료 및 방법

본 연구는 우리 사회 내 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 성 역할 규범에 초점을 맞추어 이로 인한 사회 내 성 역할 태도가 기혼여성의 노동시장 행동에 어떠한 영향을 미치는지 검증한다.

이를 위해 구체적으로 ① 부부 상대소득분포에서 0.5 근방의 단절 존재 여부를 살펴보고, ② 기혼여성의 잠재소득이 배우자보다 많이 벌 확률을 추정한 후, 이 확률이 기혼여성의 노동참여에 미치는 영향을 분석한다. 분석 자료는 한국노동패널 데이터이다. 한국노동패널 데이터는 1998년 1차 년도를 시작으로 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 5,000가구의 13,000여 개인(67.9% 표본 유지)을 추적 조사 중이다. 현재 21차(2018년)까지의 조사 데이터가 가구, 개인, 직업력의 형태로 공개되어 있다. 일련의 분석에서 동일한 표본을 사용하기 위해 3차 년도(2000년) 이후 18세 이상 65세 이하 임금근로자 맞벌이 부부를 분석한다. ②와 ③의 분석에는 자녀 정보가 필요한데 이는 3차 년도부터 제공된다. 한편 부부가 함께 자영업을 하는 경우는 부부 소득이 동일하



다고 응답하는 경우가 많다. 따라서 자영업 부부를 포함하면 부부합산소득 중 아내 소득 비중은 사회적 규범과 상관없이, 0.5(남편과 아내의 소득이 동일한 경우)에서 높았다가 그 이후 급격히 낮아지는 경향을 보일 수 있다(Eriksson & Stenberg, 2015; Zinovyeva & Tverdostup, 2018). 이를 배제하기 위해 부부가 임금근로자인 경우로 한정하는 것이다.<sup>3)</sup>

부부의 상대소득분포 분석은 McCrary(2008)가 제안한 컷오프(cut-off) 지점의 로그 밀도 변화 검정 방법을 활용한다. 이를 통해 부부 소득 중 아내 소득 비중의 0.5 지점의 우측 하락 단절이 확인되면 여성의 임금 분포를 활용하여 아내가 남편보다 많이 벌 확률을 추정하고 여성의 노동시장 참여에 대한 분석을 시행하게 된다. 여성의 노동시장 참여 분석은 pooled OLS(패널 로버스트 표준 오차(panel robust standard errors) 활용)와 패널 고정효과 모형(fixed effect model)<sup>4)</sup>을 적용하며, 선형확률모형(linear probability model)에 적용하여 한계효과를 추정하게 된다.

## 2) 아내의 상대소득분포 분석

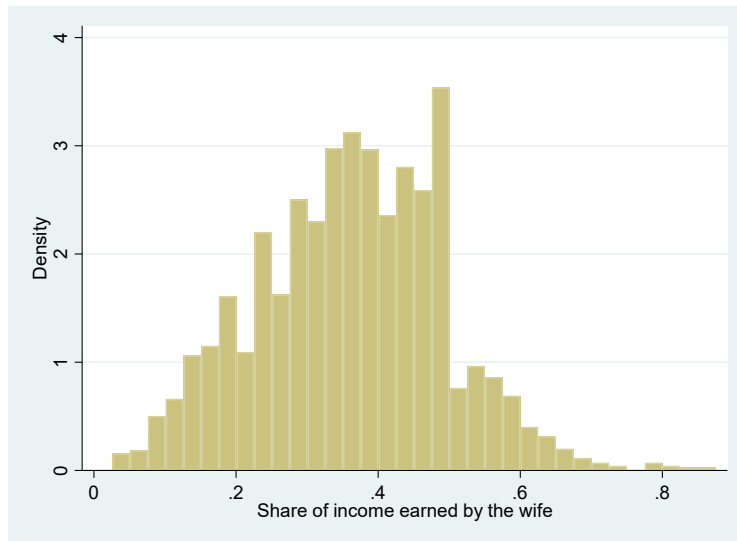
아내의 상대소득분포 0.5 지점에서 단절 발생 여부를 분석하기 위해 McCrary(2008)가 제안한 컷오프(cut-off) 지점의 로그 밀도 변화 검정을 적용한다. 이를 위한 검정통계량은  $\theta = \ln f^+ - \ln f^-$  이다.  $\ln f^+$ 와  $\ln f^-$ 는 각각 컷오프 지점의 오른쪽 로그 한계밀도와 왼쪽 로그 한계밀도를 나타낸다. 컷오프 지점에서 분포의 단절이 있다면  $\theta \neq 0$ 이 된다. 구체적으로 분포가 단절적으로 하락하면  $\theta < 0$ 이 될 것이며, 단절적으로 상승하면  $\theta > 0$ 이 될 것이다. 따라서 분포의 단절을 검정하려면  $\hat{\theta}$ 을 구하여 귀무가설  $\theta = 0$ 을 검정하면 된다. 혹은 컷오프 지점 이후 단절적인 하락을 검정한다면 귀무가설은  $\theta \geq 0$ 을 검정하면 된다. McCrary 검정은 아내의 상대소득분포를 분석한 기존 연구들이 불연속 검정에 활용한 방법이다. 기존 연구들은 부부의 소득 비중 0.5 지점에서 불연속이 있음을 보이고, 이를 남편이 아내보다 더 많은 소득을 가져야 한다는 사회적 규범의 증거로 해석했다.

3) 부부의 상대소득분포는 단절 경향이 확인됨을 살피기 위한 것으로 부부 모두 임금근로자로 한정하나, 이후 여성의 노동시장 참여 분석에서는 배우자 요인은 통제되는 영향 요인이므로, 남편이 임금/비임금 근로자인 경우 모두를 포함한다. 즉, 상대소득분포는 임금근로자 부부 2,781쌍이며, 이후의 노동시장 참여 분석은 여성을 기준으로 5,739의 사례 수를 가진다.

4) 패널 고정효과 모형을 적용하면 개인의 관측되지 않는 이질성을 통제할 수 있다는 장점이 있다. 다만, 패널 고정효과 모형에서는 계수값 해석에 주의해야 한다. 패널 고정효과 모형에서 계수값은 각 개인 내에서 해당 독립변수의 시간에 따른 변이를 포착한다. 따라서 아내가 남편보다 많이 벌 확률  $Pr(Wife\ Earns\ More)_{it}$ 의 계수값은 남편보다 많이 벌 확률이 서로 다른 여성 간의 비교가 아닌, 동일 여성이 시기에 따라 남편보다 많이 벌 확률이 달라지면서 노동참여 여부가 달라지는 것을 포착한다.

본 연구에서는 노동패널 데이터의 가구원 관계를 이용하여 부부를 매칭하여 분석한다. 분석 대상은 먼저 3차 년도(2000년) 이후 18세~65세 연령의 부부 모두 소득이 있는 임금근로자로 한정한다. 이 경우 전체 년도에 대해 13,794개의 부부 관측치가 확보된다. 귀무가설  $\theta = 0$ (또는  $\theta \geq 0$ )을 검정하려면 개별 관측치는 독립이어야 하므로 개별 부부의 첫해 자료를 분석한다.<sup>5)</sup> 이에 따라 분석에 활용된 자료 수는 2,781쌍이다.

[그림 1] 부부합산소득 중 아내소득 비중



자료: 한국노동패널

[그림 1]은 부부합산소득 중 아내 소득 비중( $\frac{\text{아내소득}}{\text{남편소득} + \text{아내소득}}$ ) 분포를 보여준다. 남편과 아내 소득이 동일하면 이 값은 0.5가 된다. 남편 소득이 더 클수록 0.5보다 작아지며, 아내 소득이 더 클수록 0.5보다 커진다.

부부합산 소득 중 아내 소득 비중은 0.2~0.5에 몰려 있으며(전체의 76.4%), 0.5를 넘어서는 지점에서 급격히 감소한다. 그런데 한 가지 특이한 것은 부부의 소득이 동일한 지점, 즉 0.5 지점의 밀도가 유난히 높다는 점이다. 아내 소득 비중이 0.48 이상-0.5 미만의 관측치가 72개(2.59%), 0.5 초과-0.52 이하 관측치가 42개(1.51%)인데 비해, 정확히 0.5인 관측치는 152개(5.47%)이다.

외국사례에서도 0.5 지점의 밀도가 0.5 근방에 비해 특별히 높은 경향이 관찰되었는데, 그

5) 적합성 검증을 위해 부부 관측 마지막 해로 한정하여 분석한 결과, 첫해로 한정할 때와 통계적으로 크게 차이가 없음을 확인하였다.

원인으로 ①자영업자 부부가 남편과 아내의 소득을 동일하게 응답한 경우가 많다는 것과 ②동질혼으로 남편과 아내 소득이 유사한 경우 동일하게 응답하는 경향이 있다는 것을 들었다. 우리의 표본은 남편과 아내 둘 다 임금근로자인 경우만 존재한다. 따라서 ①은 해당되지 않으며 ②는 가능하다.

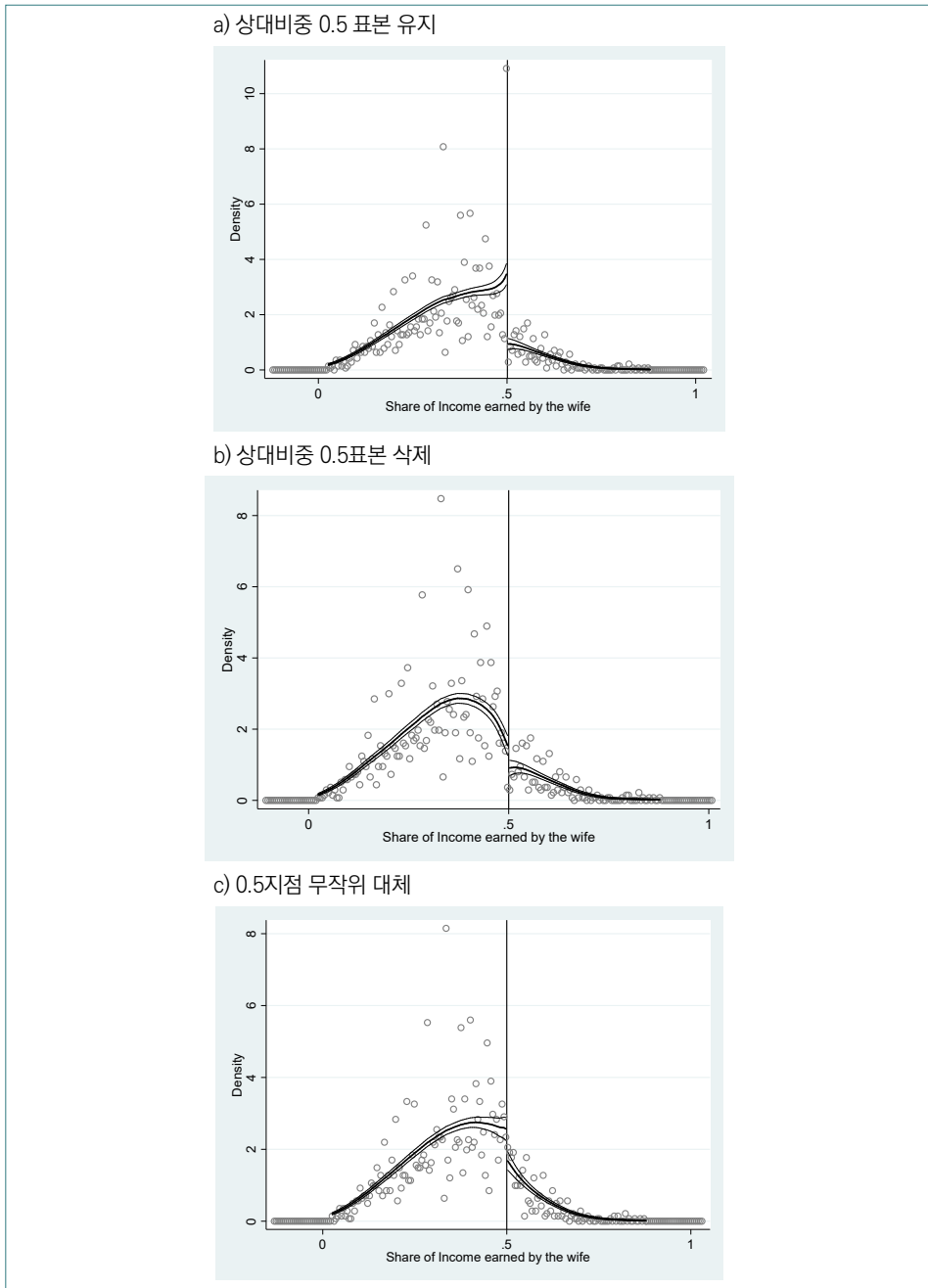
동질혼(유사한 계층끼리의 혼인)이 보편적이라면 맞벌이 부부의 소득이 유사할 수 있다. 그리고 소득을 묻는 설문에서 자신의 소득액을 정확히 기억하고 응답하는 경우는 드물다. 대체로 250만 원, 500만 원 하는 식으로 응답한다. 이 경우 부부 소득이 같지는 않더라도 큰 차이가 없다면 응답 결과가 동일한 액수로 나올 수 있다. 이는 실제 비중이 0.5에 가까울 때는 측정오차가 작용하여 0.5로 나타나는 경우가 많음을 의미한다.

[그림 1]에서 0.5를 기준으로 왼쪽(아내 소득<남편 소득)의 밀도가 오른 쪽(아내 소득>남편 소득)의 밀도보다 높다. 이 경우 실제로는 남편과 아내의 소득이 (같지는 않지만) 유사한데 동일한 것으로 응답해서 0.5로 몰리면 우리의 가설과 상관없이  $\hat{\theta}$ 은 유의미한 음의 값을 지닐 수 있다. 이는 선행연구에서도 동일하게 지적된 문제이다. 선행연구에서는 이 문제를 해결하기 위해 아내 소득 비중이 0.5인 표본의 경우는 삭제하거나, 평균이 0.5이고 표준편차가 0.01인 정규 분포에서 무작위 추출한 값으로 대체하였다(예. Eriksson & Stenberg, 2015; 이경곤, 2016). 본 연구에서도 아내 소득 비중이 0.5인 표본은 삭제한 경우와  $N(0.5, 0.01)$ 에서 무작위 추출한 값으로 대체한 경우를 모두 분석한다.

[그림 2]의 a)는 아내의 상대소득 비중이 0.5인 표본을 그대로 포함한 경우이며, b)는 이 표본들을 삭제한 경우, c)는  $N(0.5, 0.01)$ 에서 무작위 추출한 값으로 대체한 경우이다.<sup>6)</sup> 그리고 [표 1]에는 a), b), c) 세 경우에 대한 불연속 검정결과가 제시되어 있다.

6) 0.5 표본을 유지할 경우는 불연속 검정을 위한 컷 오프를 0.5가 아니라 0.501로 설정하였다. 상대소득비중은 연속분포를 가정하지만 실재는 이산분포이며, 전술했듯이 정확히 0.5 지점에서 다수 사례가 존재한다. 이 경우 컷 오프 지점을 0.5로 설정하면  $\theta$  추정에 편이가 발생한다. 이를 피하기 위해 0.5보다 약간 큰 값인 0.501로 설정한 것이다. 아내 상대소득비중이 정확히 0.501인 사례는 없다. 0.5 표본을 삭제하거나 무작위 표본으로 대체한 경우는 0.5에 해당하는 사례가 없으므로 굳이 컷 오프를 0.501로 변경할 이유가 없다. 따라서 0.5를 그대로 컷 오프 값으로 설정하였다.

[그림 2] 아내의 상대소득비중 분포



자료: 한국노동패널

[표 1] 아내 상대소득비중 0.5 지점에 대한 불연속 검정 결과

	$\hat{\theta}$	P 값	검정결과
a) 0.5 표본 유지	-1.3091	<.0001	불연속
b) 0.5 표본 삭제	-0.4825	0.0035	불연속
c) 무작위 대체	-0.3984	0.0003	불연속

[표 1]의 불연속 검정결과를 보면 0.5 표본을 유지한 경우가 삭제 또는 대체한 경우에 비해  $\hat{\theta}$  절대값이 더 크기는 하지만 세 경우 모두  $\hat{\theta}$ 는 유의수준 0.01 이하에서 유의미한 음의 값을 갖는다.

정리하면, 우리는 한국 사회에 남편이 아내보다 더 많이 벌어야 한다는 성 역할 규범이 강하면 남편보다 많이 버는 아내는 이러한 규범 위반에 부담을 느끼며, 이는 아내의 상대소득비중 분포 0.5 지점의 단절로 나타날 것으로 예상하였다. 분석 결과 0.5 지점의 단절이 확인되었다. 이는 미국, 독일, 캐나다의 사례와 일치하는 결과이며, 2003~2007년 경제활동인구조사 자료를 활용하여 한국 사례를 분석한 이경곤(2016)과도 일치하는 결과이다.

이 연구에서 지금까지 아내 소득 비중이 0.5인 경우가 유난히 많은 이유를 무작위 표본오차 때문인 것으로 해석하였다. 즉 아내와 남편의 소득이 0.5 근방인 경우는 설문 응답 방식 등의 이유로 0.5로 나오는 경우가 많은 것으로 가정하였다. 하지만 이에 추가하여 다른 경우도 생각해 볼 수 있다. 이 연구에서 암묵적으로 가정하듯이 부부의 성 역할 규범이 아내의 노동시장 성과에 영향을 미친다면, 남편보다 많이 벌 수 있는 아내가 성 역할 규범으로 인해 남편과 비슷한 정도까지만 벌기 때문일 수 있다. [표 2]를 보자.

[표 2] 아내 상대소득비중 세 집단별 남편과 아내 소득 평균

아내 상대소득비중	남편	아내		표본 수 <sup>7)</sup>
		실제값	추정값	
0.5 미만	233.8	118.0	128.3	1,986
0.5	173.0	173.0	137.9	147
0.5 초과	130.6	182.2	133.2	311

[표 2]에는 아내 상대소득 비중이 각각 0.5 미만, 0.5, 0.5 초과인 세 집단의 남편과 아내 소득, 그리고 아내 소득의 추정값이 제시되어 있다. 아내 소득의 추정값( $\hat{y}$ )은 아내 소득을 종속변

7) 표본 수가 상대소득비중을 구했을 때보다 줄어든 것은, 월 소득 50만 원 미만인 경우는 일반적인 임금근로자로 보기 어려워 제외하였기 때문이다.

수( $y$ )로 하고 소득에 영향을 미치는 인적 특성 변수를 독립변수로 하는 회귀모형을 추정하여 구한 것이다. 회귀모형 추정결과는 부록에 제시되어 있다.<sup>8)</sup>

세 집단의 남편 소득 크기는 '0.5 미만' > '0.5 초과'이다. 이에 비해 아내 소득 크기는 '0.5 미만' < '0.5 초과'로 정반대이다. 이는 세 집단을 아내의 상대소득 비중에 의해 구분한 것이므로 당연한 결과라고 할 수 있다. 아내의 상대소득 비중이 큰 집단은 작은 집단에 비해 절대적으로도 아내의 소득이 크고 남편 소득은 작은 경우가 많을 것이기 때문이다. [표 2]에서 특이한 것은 아내 소득의 추정값이다. 아내의 실제 소득은 '0.5 초과' 집단이 '0.5' 집단보다 크다. 그런데 추정소득은 '0.5' 집단이 '0.5 초과' 집단보다 더 크다. 이는 소득에 영향을 미치는 인적자본 수준은 '0.5' 집단이 '0.5 초과' 집단보다 더 우수하지만, 실제 소득은 '0.5 초과' 집단보다 낮다는 것을 의미한다.

이런 현상이 발생한 것은 성 역할 규범의 영향으로 설명할 수 있다. 즉 남편보다 더 많이 벌 수 있는 여성 중에 일부는 성 역할 규범으로 인해 남편과 유사한 정도로만 벌고 있는 것으로 해석할 수 있다. 아울러 남편보다 더 많이 벌 수 있는 여성들 중에서 남편보다 더 많이 벌 것인가 아니면 남편만큼만 벌 것인가의 선택에는 남편 소득이 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 즉 남편 소득이 높은 아내는 자신의 잠재소득보다 덜 버는 선택을, 남편 소득이 낮은 아내는 자신의 잠재소득만큼 버는 선택을 하는 경향이 있는 것으로 보인다.<sup>9)</sup>

남편보다 아내가 많이 버는 것에 대한 부담으로 인해 아내의 상대소득비중 0.5 지점에서 단절이 발생하는 데는 두 가지 경로가 있다. 남편보다 많이 벌 수 있는 아내가 ① 잠재소득보다 덜

8) 연령의 경우는 통상 연령과 연령제곱값을 모두 독립변수로 사용한다. 그런데 이 경우는 두 변수를 모두 포함했을 때 유의미하지 않았다. 그래서 연령제곱값은 제외하고 연령 변수만을 포함하였다.

9) [표 2]에서 아내의 실제값과 추정값의 관계를 보면 '0.5미만 집단'은 실제값 < 추정값, '0.5 집단'은 실제값 > 추정값, '0.5 초과 집단'은 실제값 > 추정값이다. 이 결과를 보고 남편보다 소득이 높은 아내는 오히려 자신의 능력보다 더 많이 벌며 남편보다 적게 버는 아내는 반대로 자신의 능력보다 더 적게 버는 것이 아닌가라는 의문을 가질 수 있다. 이는 오해이다. 개별 아내의 실제소득( $y_i$ )의 추정치( $\hat{y}_i$ )는 개별 아내의 돈을 벌 수 있는 잠재능력을 보여주는 것이 아니다. 이는 동일한 독립변수 값을 갖지만 실제 소득은 서로 다른 사람들의 평균소득을 보여준다.  $y_i = \hat{y}_i + e_i$  혹은  $e_i = y_i - \hat{y}_i$ 의 관계가 성립한다.  $y_i$ 가 높은 사람은  $\hat{y}_i$ 가 높거나 혹은 오차항  $e_i$ 가 큰 값을 갖는다. 표에서 세 집단 중 '0.5 미만' 집단은 가장 소득이 낮은 집단이므로  $\hat{y}_i$ 도 작고 실제값과 추정값의 차이인 오차항의 값도 작을 것으로 기대된다. 그리고 '0.5 초과' 집단은 가장 소득이 높은 집단이므로  $\hat{y}_i$ 도 크고 실제값과 추정값의 차이인 오차항의 값도 클 것으로 기대된다. 그런데 '0.5 미만' 집단은 예상과 부합하지만 '0.5 초과' 집단은 그렇지 않다. 오차항의 값은 세 집단 중 가장 크지만  $\hat{y}_i$ 의 값은 '0.5' 집단보다 오히려 작다. 본 연구진은 이를 실제로는 남편보다 더 많이 벌 수 있는 아내 중 일부가 자신의 능력보다 낮춰서 남편과 유사한 정도로만 벌기 때문인 것으로 해석한 것이다. 그리고 이러한 선택에는 남편의 소득이 영향을 미치는 것, 즉 가구소득을 높이기 위해 남편의 소득이 낮은 경우는 아내가 능력껏 벌지만, 남편 소득이 높은 경우는 상대적으로 아내가 남편 소득 정도에 맞춰서 일을 덜 하는 경향이 있는 것으로 해석한 것이다.

별던가, ②아에 일을 하지 않는 것이다. ①의 존재 가능성은 [표 2]의 분석을 통하여 검토하였다. 다음에는 ②의 존재 가능성을 검토하는데 이는 다음 절에서 이뤄진다.

### 3) 성 역할 규범과 노동시장 참여

본 절에서는 남편보다 많이 벌 수 있는 아내들이 성 역할 규범 위반을 피하기 위해 노동시장에 참여를 덜 하는 경향이 있는지를 분석한다. 이를 위해서는 우선 아내가 남편보다 많이 벌 확률을 추정한다. 그리고 이 확률이 높을수록 노동시장에 참여하지 않는 경향이 있는가를 분석한다.

#### (1) 아내가 남편보다 많이 벌 확률 추정

먼저 25~64세 임금근로자 여성을 대상으로 학력-연령-지역에 의한 집단을 구분한다. 다음으로 각 집단에서 5단위 백분위수 임금<sup>10)</sup> 분포를 만들고 여기에 남편 임금을 대입하여 남편보다 많이 벌 확률을 추정한다.

첫 번째 단계에서 집단을 구분하는 변수는 학력, 지역, 연령대이다. 학력은 고졸 미만, 고졸, 전문대졸, 대졸, 석사 이상, 연령은 25~34세, 35~44세, 45~54세, 55~64세, 지역은 수도권, 비수도권으로 구분한다. 이렇게 하면 40개(5×4×2) 셀이 만들어지는데, 셀마다 관측치 100개 이상을 확보하기 위해 일부 연령대를 통합하였다. 고졸 미만은 25~34세, 35~44세를 통합하여 25~44세, 전문대졸, 대졸 및 석사 이상은 45~54세, 55~64세를 통합하여 45~64세로 재분류하였다. 그 결과 32개 셀이 최종적으로 만들어졌다. 이 32개 집단별로 19개의 임금 5단위 백분위수(5, 10, 15, ..., 85, 90, 95)인  $female_i^p$ 을 구한다. 각 집단 내 임금 분포인  $female_i^p$ 와 아내가 해당 집단에 속한 남편의 소득을 비교하여, 아내가 남편보다 많이 벌 확률을 추정한다. 수식의 표현은 다음과 같다.

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

아내가 남편보다 많이 벌 확률의 전체 평균은 0.154이다. 이에 비해 실제로 아내 임금이 남편 임금보다 높은 비율은 0.137로서 1.7%p의 격차가 존재한다. 집단별 추정치 평균과 실제 아내가 높은 비율은 [표 3]에 제시되어 있다.

10) 임금은 2000~2018년 기간의 연도별 소비자 물가지수로 보정된 것을 사용한다.

**[표 3] 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	0.117	0.075	0.127	0.115
	45~54세	0.187	0.160	0.181	0.157
	55~64세	0.235	0.249	0.238	0.200
고졸	25~34세	0.145	0.164	0.146	0.118
	35~44세	0.098	0.113	0.096	0.087
	45~54세	0.101	0.122	0.102	0.093
	55~64세	0.169	0.192	0.158	0.148
전문대졸	25~34세	0.153	0.127	0.130	0.112
	35~44세	0.141	0.163	0.136	0.133
	45~64세	0.155	0.180	0.250	0.216
대졸	25~34세	0.191	0.170	0.193	0.144
	35~44세	0.194	0.141	0.241	0.170
	45~64세	0.151	0.199	0.286	0.144
대학원 이상	25~34세	0.260	0.141	0.203	0.135
	35~44세	0.312	0.192	0.160	0.120
	45~64세	0.311	0.164	0.294	0.241

자료: 한국노동패널

## (2) 노동시장 참여 여부

우리의 가설에 따르면 남편보다 많이 벌 확률이 높은 여성은 사회의 성 역할 규범 위반을 피하기 위해 노동시장 참여 자체를 회피하는 행동을 할 수 있다. 이를 검증하기 위해 노동시장 참여 여부를 종속변수, 남편보다 많이 벌 확률을 독립변수로 하는 회귀분석을 실시한다.

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

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

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

통제변수로는 연도 더미, 남편의 인플레이션 보정 소득의 로그값, 부부 각 연령 더미(25~34세, 35~44세, 45~54세, 55~64세), 부부 각 교육 더미, 남편의 임금근로자 여부, 아내의 해당 교육-연령-지역 집단 임금 분포에서 5, 25, 50, 75, 95 백분위수, 자녀 연령 더미(자녀없음, 6세 이하, 7~12세, 12세 초과 네 그룹 구분 위한 3개의 더미 변수)를 포함한다. 또한, Bertrand et



al.(2015)의 연구에서 지적했듯 남편보다 많이 벌 것이라는 규범 위반에 대한 부부의 우려 이외의 이유로 아내의 잠재소득이 노동공급선택에 미치는 영향이 남편의 소득과 상호작용할 수 있다는 점을 통제하기 위해 아내 해당 교육-연령-지역 집단 임금 분포의 중앙값과 남편 로그 소득의 곱을 포함한다.

분석은 pooled OLS(패널 로버스트 표준 오차(panel robust standard errors) 활용)와 패널 고정효과 모형(fixed effect model)<sup>11)</sup>을 적용하며, 선형확률모형(linear probability model)<sup>12)</sup>에 적용하여 한계효과를 추정한다.

앞서 아내가 남편보다 많이 벌 확률 모형의 계수값을 추정할 때는 아내의 임금 분포를 추정해야 하므로 취업여성(임금근로자)만을 대상으로 했다. 하지만 이 식을 이용하여 남편보다 많이 벌 확률 추정, 그리고 이를 이용한 아내의 노동시장 참여 여부 분석에서는 당연히 미취업 여성이 포함된다.

추정결과는 [표 4]에 제시되어 있다.

11) 패널 고정효과 모형을 적용하면 개인의 관측되지 않는 이질성을 통제할 수 있다는 장점이 있다. 다만, 패널 고정효과 모형에서는 계수값 해석에 주의해야 한다. 패널 고정효과 모형에서 계수값은 각 개인 내에서 해당 독립변수의 시간에 따른 변이를 포착한다. 따라서 아내가 남편보다 많이 벌 확률  $Pr(Wife\ Earns\ More)_{it}$ 의 계수값은 남편보다 많이 벌 확률이 서로 다른 여성 간의 비교가 아닌, 동일 여성이 시기에 따라 남편보다 많이 벌 확률이 달라지면서 노동참여 여부가 달라지는 것을 포착한다.

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

[표 4] 남편보다 많이 벌 확률과 노동시장 참여

		노동시장 참여	
		pooled OLS	FE regression
아내가 남편보다 많은 소득을 벌 확률		-0.150***	-0.047***
남편 소득 로그		-0.186***	-0.037**
남편 비임금 여부 (baseline: 임금)		-0.042***	-0.042***
로그(남편소득)*임금집단의 중위수		-0.000	-0.000***
아내 연령대 (baseline: 25~34세)	35~44세	0.074***	0.095***
	45~54세	0.047**	0.094***
	55~64세	-0.115***	0.040**
남편 연령대 (baseline: 25~34세)	35~44세	0.011	0.021**
	45~54세	0.035*	0.045***
	55~64세	0.009	0.016
교육 수준 (baseline: 고졸미만)	고졸	0.048*	0.064*
	전문대졸	0.089*	0.02
	대졸	0.101*	0.169***
	석사 이상	0.314***	0.248***
남편 교육수준 (baseline: 고졸미만)	고졸	-0.017	0.065
	전문대졸	-0.042	0.155**
	대졸	-0.003	0.065
	석사 이상	-0.023	0.031
막내 자녀 연령대 (baseline: 자녀없음)	1~6세	-0.149***	-0.125***
	7~12세	-0.000	-0.035***
	13세 이상	0.091***	0.022***
여성배우자 임금분포 백분위수	5분위	0.003***	0.002***
	25분위	-0.002**	0.001**
	50분위	0.002*	0.001*
	75분위	-0.000	-0.000
	95분위	-0.000	0.000
상수항		1.223***	0.307***
관측 수		45,241	45,241
개인 수		5,739	5,739

주: 투입된 연도 더미는 보고하지 않음.

\* p<.1 \*\*p<.05 \*\*\*p<.01

$Pr(Wife\ Earns\ More)_{it}$ 의 추정계수는 pooled OLS에서 -0.150(p-value <0.01)이고 고정효과 모형에서 -0.047(p-value <0.001)이다. 아내가 남편보다 많이 벌 확률이 10%p 증가하면, 아내의 노동시장 참여 가능성은 약 1.5%p(고정효과모형: 0.5%p) 감소한다.

통제변수의 영향을 고정효과 모형을 중심으로 살펴보면 남편 소득이 높을수록 아내의 노동시장 참여 가능성은 낮아지는 것으로 나타났다. 우리 사회 특성상 임금근로자와 비임금 근로자의 처우 및 일자리 안정성의 차이가 있기 때문에 우리는 통제변수로 남편의 비임금 근로 여부 변수를 투입한 바 있다. 결과, 남편이 비임금 근로를 하고 있는 경우, 남편이 임금 근로를 하고 있는 집단에 비해 아내의 취업 가능성은 평균적으로 4.2%p 낮다.

또한, 기존 해외 연구와 마찬가지로 남편보다 많이 벌 것이라는 규범 위반에 대한 부부의 우려 이외의 이유로 아내의 잠재소득이 노동공급선택에 미치는 영향이 남편의 소득과 상호작용할 수 있다는 점을 통제하기 위해 투입했던 남편소득과 여성의 임금집단 중위수의 상호작용항은 유의미하기는 하나 계수값이 0에 가까워 의미는 거의 없는 것으로 나타났다.

부부 모두 25~34세 청년층보다는 중장년층일 때 아내의 취업 가능성이 높다. 교육수준은 여성 본인의 계수가 남편의 것보다는 일관되게 큰데, 남편보다는 여성 본인의 학력이 대졸, 대학원졸로 높아질수록 노동시장 참여 가능성이 높아지는 것으로 나타나고 있다. 일례로 석사 이상의 학력을 가진 여성은 고졸 미만의 여성에 비해 노동시장 참여 확률이 평균적으로 24.8%p 높다. 즉, 본인의 인적자본이 높을수록 노동시장 참여 가능성이 높아진다는 기존의 연구들과 유사한 결론을 보였다.

여성의 생애사적 분석에서 어린 자녀 양육 문제는 여성의 노동시장 참여에 주요 영향요인으로 알려져 왔다. 막내 자녀의 연령대가 1~6세의 어린 자녀를 둔 여성들의 계수는 -0.125로 자녀가 없는 아내 집단에 비해 노동시장 참여 확률이 평균적으로 12.5%p 낮으며, 12세까지의 연령대 또한 13세 이상 막내 자녀를 둔 여성에 비해 노동시장 참여 가능성은 낮았다.

아내가 속한 임금 집단의 특성을 통제하기 위해 투입했던 각 아내가 속하는 교육-연령-지역 소득 분포에서의 5, 25, 50, 75, 95 백분위수의 경우 유의미하기는 하였으나, 계수가 거의 0에 가까워 의미는 크지 않았다.

이상의 결과는 미국 등의 다른 사회와 마찬가지로 한국 또한 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 성 역할 규범 위반을 회피하기 위해 아내들이 노동시장 참여를 하지 않는 행동을 할 가능성이 있다는 것을 보여준다.

#### 4. 분석 결과에 대한 논의

남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 사회 규범이 존재하고, 그 때문에 아내들이 본인의 잠재소득보다 덜 벌거나 노동시장 참여를 덜 하는 경향이 존재한다는 결과는 본 연구진에게는 매

우 놀라웠다. 그래서 이를 그대로 수용하기 전에 이 분석 결과가 타당한가부터 따져봐야 한다고 판단했다.

본 연구의 분석은 임금근로자 맞벌이 부부의 소득 중 아내 소득 비중은 아내 소득이 남편 소득보다 커지는 지점(0.5)에서 급격히 감소하여 단절이 생긴다는 현상의 관측부터 시작했다. 이런 현상이 발생한 이유를 아내가 남편보다 많이 벌 가능성이 있는 아내가 잠재소득보다 실제 소득을 낮추거나 노동시장 참여를 회피하기 때문인 것으로 해석했다. 그런데 0.5 지점의 단절적 감소가 다른 이유 때문일 수도 있지 않을까? 다른 이유로서 본 연구진이 고민한 것은 아내가 본인 소득을 축소해서 응답했을 가능성이 있다. 즉 남편이 아내보다 많이 벌어야 한다는 사회 규범으로 인하여 실제로는 남편보다 많이 벌지만 설문 조사자에게 응답할 때는 남편만큼만 번다고 응답했을 가능성이 있다. 부부가 함께 설문 조사원 앞에서 응답한다면 그럴 수도 있을 것이다. 노동패널조사에서 이런 경향이 얼마나 존재하는지는 알 수 없다.<sup>13)</sup> 그러나 이런 현상이 외국 연구에서도 동일하게 관찰되었다는 것, 특히 미국의 경우 설문에 의한 소득자료 대신 국세청 소득자료를 사용해서 분석했을 때도 동일한 결과가 관찰되었다는 점을 고려하면 이런 현상이 거짓 응답 때문이라고 하기는 어려울 것 같다.

물론 본 연구에서 이뤄진 분석 중에는 엄밀성이 부족한 것들이 있다. 가령 아내가 남편보다 많이 벌 확률 추정치가 그렇다. 소득에 영향을 미치는 요인은 다양한데, 본 연구에서는 단지 학력 수준, 연령대, 거주지역만으로 추정하였다. 따라서 추정값에는 제법 오차가 존재할 것이다. 그런데 이 추정오차가 무작위 오차라면 오차는 추정값의 유의미성을 약화시키는 기능을 할 것이다. 따라서 오차를 포함했음에도 추정계수가 유의미하게 나왔다는 것은, 비록 추정계수값 자체의 정확성은 떨어지더라도, 유의미한 영향이 존재한다는 것은 분명하다.

정리하면, 남편보다 많이 벌 수 있는 아내가 자신의 능력보다 덜 버는 경향이 있는 것은 분명한 것 같다. 그리고 그 이유를 본 연구진은 ‘성 역할 규범 위반에 대한 부담’이 영향을 미쳤을 것으로 판단한다. 그렇다면 사회의 성 역할 규범 위반 부담으로 아내의 노동 의사결정에 왜곡이 발생한다는 것이 시사하는 점은 무엇일까?

우리 사회가 다양한 젠더 평등 정책을 도입하면서, 외향적으로는 젠더 평등 가치가 당연한 것으로 추구되었다. 하지만 젠더 평등을 지향하며 도입, 실행된 정책임에도 불구하고, 사회의 불평등한 젠더 규범으로 인해 제도 수혜자들이 불평등한 위치에 놓이게 됨을 목도한다. 일례로, 명시적 평등을 강조하며 도입된 육아휴직 제도는 이후 많은 제도의 보완에도 불구하고 여전히 엄마들이 주로 활용하는, 엄마를 위한 제도<sup>14)</sup>로 작동중이다. 이로 인해 육아는 엄마의 몫

13) 노동패널 조사 지침에는 부부가 함께 있을 때 응답하는 경우 다른 장소에서 조사하도록 하고 있으나, 현실적으로는 장소의 분리에 한계가 있을 수 있을 것으로 판단된다.

14) 2019년 기준 육아휴직 활용 인원 중 여성의 비율은 79%(e-나라 지표, <https://www.index.go.kr>)로 아빠보다

으로 정해지고 그 결과는 여성의 경력단절을 초래한다. 이와 유사하게, 우리의 분석에 따르면, 사회의 불평등한 성 역할 규범에 의해 아내의 노동시장 행동이 영향을 받는데, 이는 다시 불평등한 성 역할 규범을 더욱 공고히 할 수 있다.

본 연구는, 기혼여성의 노동참여를 촉진하는 정책에도 불구하고, 제도 안에 배태된 성 역할 규범은 기혼여성의 노동참여를 저해함을 발견하였다. 규범이 개인행동에 영향을 미쳐 정책이 의도한 성과를 저해한다면, 정책은 규범을 바꿀 수 있는 내용도 담아내도록 설계하는 것이 필요하다.

이와 관련하여 다음 사항을 주지하면서 본 연구를 마무리하고자 한다. 규범은 정책과 달라서 어느 날 갑자기 바뀌지 않는다. 하지만 정책 변화는 규범을 바꾸는 계기가 되며 교육은 규범 전환을 촉진한다. 노동시장에서의 양성평등 정책의 효과성을 높이려면 관련 정책의 도입·확대와 함께 규범 변화를 위한 교육이 병행될 필요가 있을 것이다.

---

엄마의 육아휴직 활용 비율이 월등히 높은 상황이다. 이러한 수치는 2011년 육아휴직자의 98%가 여성이었던 것과 비교해 남성의 활용 비율이 늘어난 수치이긴 하나 여전히 엄마 중심의 제도 활용이 이루어지고 있는 것이 현실이다. 게다가 고용노동부의 2019년 실태조사에 의하면 여성의 평균 휴직 기간은 9.7개월로 남성의 5.8개월에 비해 육아휴직 기간 또한 월등히 길게 나타나고 있다.

## ■ 참고문헌 ■

- 고영우, 윤미례, 이동선 (2019). 성 역할 인식과 성별분업 및 여성의 경제활동 사이의 관계 분석. 한국노동연구원.
- 김사현 (2015). 가족정책 지원유형에 따른 성 역할태도 변화-현금, 시간, 서비스 지원을 중심으로. 한국사회정책 22(1), 285-318.
- 김영미 (2012). 복지국가의 가족정책이 성 역할태도에 미치는 영향에 관한 비교 분석. 사회보장연구. 28(2), 211-241.
- 류연규, 김영미 (2012). 복지국가 젠더격차와 성 역할 인식 차이의 관계에 대한 비교연구. 사회복지정책. 39, 175-203.
- 류연규, Yoonsook Ha (2017). 일가족양립정책과 성 역할태도가 자녀가 있는 여성의 경제활동에 미치는 영향에 대한 비교연구. 사회과학연구. 33(1), 71-105.
- 문지선 (2016). 한국 기혼여성의 경제활동과 가족 관계에 관한 연구: 부부의 성역할 태도를 중심으로. 고려대학교 박사학위논문.
- 원숙연, 김예슬 (2017). 성 역할 인식의 영향요인과 정책적 함의-모성 및 남성부양자 이데올로기를 중심으로. 페미니즘연구. 17(2), 269-311.
- 이경곤 (2016). 성 정체성이 기혼여성의 경제활동에 미치는 영향. 여성연구논총. 19, 5-34.
- 조선주, 김난주, 김병권, 김해립(2019). 육아휴직자의 경험에 대한 실태조사. 고용노동부.
- Akerlof, G. A. & Kranton, R. E. (2010). *Identity economics*. Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- Bertrand, M., Pan, J., & 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.
- Doumbia, M. & Gouss, M. (2019). Gender Identity and Relative Income within Households: Evidence from Canada. Canadian Research Data Centre Network Working Paper.
- Durkheim, E. (1897). *Le suicide [suicide]*. Paris: Alcan.
- Eriksson, K. H. & Anders Stenberg (2015). Gender identity and relative income within households-Evidence from Sweden. IZA Discussion Paper No. 9533.
- Fredriksen-Goldsen, K. I. & Scharlach, A. E (2001). *Families and Work-New Directions in the twenty-first century*. New York: Oxford University Press.
- Fuwa, M. (2004). Macro-level gender inequality and the division of household labor in 22 countries. *American sociological review*. 69(6), 751-767
- Geist, C. (2005). The welfare state and the home: Regime differences in the domestic division of labour. *European Sociological Review*. 21(1), 23-41.
- Hakim, C. (2000). *Work-Lifestyle Choices in the 21st Century: Preference Theory*. Oxford University Press.
- Hakim, C. (2003). Preference theory: A new approach to explaining fertility patterns. *Population and Development Review*. 29(3), 349-374.

- Hook, J. (2006). Care in context : Men's unpaid work in 20 countries, 1965-2003. *American Sociological Review*. 71(4). 639-660.
- Murray-Close, M. & Heggeness, M. L. (2018). Manning up and womaning down: How husbands and wives report their earnings when she earns more. SESHD Working Paper. 2018-20. Retrieved from <https://www.census.gov/content/dam/Census/library/working-papers/2018/demo/SEHSD-WP2018-20.pdf>
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*. 142(2). 698-714.
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
- Pettit, B. & Hook, J. (2005). The structure of women's employment in comparative perspective. *Social Forces*. 84(2). 779-801.
- Pfau-Effinger, B. (1998). Gender cultures and the gender arrangement - A theoretical framework for cross-national comparisons on gender. *Innovation: the European Journal of Social Sciences, Special Issue*. 11(2). 147-166.
- Presser, H. B. (1994). Employment schedules among dual-earner spouses and the division of household labor by gender. *American Sociological Review*. 59. 348-364.
- Schober, P. & Scott, J. (2012). Maternal employment and gender role attitudes: dissonance among British men and women in the transition to parenthood. *Work, employment and society*. 26(3). 514-530.
- Sjöberg O. (2004). The role of family policy institutions in explaining gender-role attitudes: A comparative multilevel analysis of thirteen industrialized countries. *Journal of European Social Policy*. 14(2). 107-123.
- Steiber, N. & Haas, B. (2009). Ideals or compromises? The attitude-behaviour relationship in mothers' employment. *Socio-Economic Review*. 7(4). 639-68.
- Thornton, A., Alwin, D. F. & Camburn, D. (1983). Causes and consequences of sex-role attitudes and attitude change. *American Sociological Review*. 48. 211-227.
- Uunk, W. (2015). Does the cultural context matter? The effect of a country's gender-role attitudes on female labor supply. *European Societies*. 17(2). 176-198.
- Wieber, A. & Holst, E. (2015). Gender identity and women's supply of labor and non-market work: Panel data evidence for Germany. IZA Discussion Paper No. 9471.
- Williams, J. E., & Best, D. L. (1990). *Sex and psyche: Gender and self viewed cross-culturally*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.

**<부록 1> 아내 소득의 회귀모형 추정결과**

	계수값	P 값
교육	22.50	0.000
연령	0.52	0.001
직업위계	-3.24	0.000
비정규직	-23.50	0.000
status2	-29.82	0.000
$\bar{R}^2$	0.40	
표본 수	2,444	

이 회귀모형은 위의 독립변수들 이외에 연도별 가변수를 포함하였음.

월 소득이 50만 원 미만인 경우는 통상적인 근로소득자라고 보기 어려워 제외하였음.

**<부록 2> 아내 상대소득비중 집단별 교육수준 비교**

교육수준	0.5 미만	0.5	0.5 초과	전체
중졸이하	17.2	20.4	20.6	17.8
고졸	40.6	27.9	33.1	38.9
전문대졸	17.0	15.7	15.4	16.7
4년제대졸	23.3	31.3	26.7	24.2
대학원졸	2.0	4.8	4.2	2.4
전체	100.0	100.0	100.0	100.0



◀ Abstract ▶

## Will a Competent Wife do Less Work?: Gender Role Norms and Relative Wages between Couples

Meerye, Yoon\* · Taeil, Kim\*\*

This study analyzed the impacts of gender norms in society on married women's labor market performance. The analysis found a break in the relative income distribution of couples at a point where the wife's income is higher than her husband's. And wives who earn or are likely to earn more than husbands tended to earn less than their potential incomes or less participate in the labor market than wives who do or are not. We construed this phenomenon as a burden on the wivies for violating the gender role norms that husbands should earn more than their wives.

**Keywords:** gender role attitude, gender identity norms, married women, labor market performance

◆ 2020. 11. 9. 접수 / 2020. 12. 8. 수정 / 2020. 12. 15. 게재확정

---

\* Korea Labor Institute(ymr@kli.re.kr)

\*\* Korea University(tikim@korea.ac.kr)