부모됨과 가구 내 부부의 상대임금이 가구불평등에 미치는 영향

유 미 례*·김 태 일**

본 연구는 한국노동패널 1~22차 패널 자료를 활용하여 부모됨과 가구 내 부부의 상대임금이 임 금근로자 부부의 합산임금의 계층별 분포에 미치는 영향을 규명하고자 하였다. 남녀 임금격차는 가족으로 들어가 부모됨과 함께 여성에겐 패널티가 남성에겐 프리미엄으로 더욱 강화된다는 점 이 알려져있다. 우리는 자녀 유무에 따른 부모 패널티가 부부 합산임금의 불평등에 어떠한 영향 을 미치는지, 그리고 해당 효과가 부부의 비교임금 우위에 따른 가구 유형별로 다르게 나타나는 지에 초점을 맞추었다. 무조건부 고정효과 모형을 통한 분석결과, 전체 임금근로자 부부의 부모 됨은 저임금층에는 패널티 효과를, 고임금층에는 프리미엄 효과를 주어 가구 불평등을 강화시킬 가능성이 있었으며 이러한 효과는 남성이 더 많이 버는 가구(신전통적 가구 모델)가 이끌고 있음 을 밝혔다. 여성이 더 많이 버는 평등 가구는 부모됨의 남녀 임금에 미치는 효과가 서로 반대 방 향으로 나타나 가구 불평등을 완화할 가능성이 있었지만 통계적으로 유의미하지 않았다. 추가 분 석을 통해 우리 사회의 부모됨의 효과는 준전통 가구에서는 부모 모두에게 저임금에서 패널티를 주고 고임금에서 프리미엄 효과를 보여 합산임금 불평등을 강화하는 요인이 됨을 발견하였다. 이 러한 결과는 부모됨의 효과가 가구의 비교임금 우위에 따라 다른 양상을 갖는다는 점을 확인한 것이며 사회의 전반적인 임금 불평등 해소를 위해서 여성의 경제활동참여 뿐만 아니라 평등한 임금수준 확보를 위한 적극적인 정책 투입이 필요하다는 점을 시사한다. 또한, 결과는 가구 내 부부의 결정은 비교임금 우위라는 효용 뿐 아니라 우리 사회의 사회적 규범, 제도, 차별 등 다양 한 원인이 복합적으로 작용하고 있을 가능성을 확인케 한다.

주요용어: 여성의 상대임금, 가구 불평등, 자녀 효과, 부모됨

1. 들어가는 글

우리 사회 노동시장 이중구조에 대한 다양한 진단과 해법 그리고 진전된 정책의 투입에도 불구하고, 여성은 여전히 노동시장에서 생애주기에 따른 파고에 휩쓸리는 것으로 보인다. 우리 사회 여성의 노동시장 참여는 여성 인구의 절반 정도에서 정체되어 있으며, 그마저도 유자녀 여성의 고용

^{*} 한국노동연구원 전문위원, 고려대 행정학과 박사 수료

^{**} 고려대 행정학과 교수

률은 이보다 더 낮다!). 게다가 남녀 임금격차는 OECD 국가 중 여전히 1위이다. 구체적으로 2020 년 기준 전일제 임금근로자 남성의 중위임금 대비 남녀 중위임금 차이는 한국의 경우 31.5%의로 OECD 평균 12.5%에 비해 매우 높은 수준이다. 남녀 임금격차는 인적자본의 차이에 따른3) 생산성 격차만으로 설명될 수 없으며 우리 사회의 차별적 요소의 존재 가능성을 드러낼 뿐만 아니라 계층 별로 차별적으로 작용하여 사회 불평등을 강화시키는 한 요인이 되고 있다(장진희, 2020).

노동시장의 성별 임금격차는 가족 안으로 이어진다. 가구 내로 들어온 남녀 임금격차는 결혼, 출 산 등에 따른 기혼 여성 및 모성에 대한 제도, 사회적 규범과 맞물리면서 심화되는 양상을 보인다. 예를 들어 1970년대생 코호트의 남녀별 평균임금을 살펴보면, 남성 대비 여성의 임금 비율은 전체 58.4%, 기혼 여성 54.3%, 유자녀 여성 53.3%로 결혼과 자녀 출산은 남녀 임금격차에 부정적 영향 을 주는 것을 알 수 있다<표 2>. 특히 부모됨은 여성과 남성에게 각각 패널티와 프리미엄으로 작 용한다고 알려져 있다(Cooke, 2014; Gornick and Jacobs, 1996) 유자녀 여성은 경력 단절이나, 생산 성의 저하, 모성 친화적 일자리로 가기 위한 고임금과의 교환, 고용주의 차별 등에 따라 자녀를 갖 기 전보다 낮은 임금을 경험한다는 것이다. 그뿐만 아니라, 사회 제도가 이러한 차별을 강화할 가 능성도 제기된다. 육아휴직제도는 여성의 노동시장 참여를 독려하기 위한 제도이다. 하지만 현실에 서 자녀를 둔 여성은 사회적 규범과 조우하며 남성보다 자녀 돌봄에 더 큰 책임과 집중을 한다. 그 결과 여성은 더 적은 숙련이나 노력이 필요한 일을 선택함으로써 유리천장을 만들어 내기도 한 다(Albrecht et al. 2003). 반면 유자녀 남성은 여성과 달리 여성의 임금 감소를 보전하거나 자녀 돌봄 비용을 위해 더 많은 시간 노동시장에 참여함으로써 임금프리미엄이 관측될 가능성이 있으며 시간 경과에도 프리미엄에 거의 변화가 없는 것이 관찰된다(Glauber, 2018; Lundberg and Rose 2000). 특히 자녀여부에 따른 부부 각자의 결정은 소득 계층마다 다르게 나타나며 최근으로 올 때 다소 약화되는 추세를 보이고는 있지만 여전히 낮은 임금 여성에게는 모성패널티가, 높은 임금 남 성에게는 아버지 프리미엄이 확인되고 있다(Glauber, 2018). 이렇게 부와 모의 임금에 영향을 미치 는 부모됨의 효과가 부부합산임금의 고/저 계층에 따라 어떻게 강화 혹은 완화의 방향으로 작동하 는지 살펴보고자 함이 본 연구의 첫 번째 질문이다. 즉 부모됨의 부모 패널티가 가구 임금소득 불 평등에 어떠한 영향을 미치는지 확인하고자 한다.

한편 부모됨의 효과는 가구 내에서 소득 비교 우위에 따른 비용 분담 결정에 따라 크기가 변한 다는 점이 확인되기도 하는데(Angelov et al., 2016; Cherchye et al., 2012), (기대 상실임금 측면에서) 기회비용이 가장 작은 파트너가 부모됨의 비용을 가장 크게 부담한다. 가구의 효용을 극대화하는 부부 동반 의사결정 과정에서 임금에 따른 부부의 비교우위가 영향을 미친다는 것이다. 이에 따르면, 부부 중 아내가 많은 임금을 받는 경우와 남편이 많은 임금을 받는 경우 각각 여성과 남

^{1) 2020}년 상반기 지역별고용조사(부가항목) 자녀특성별 여성의 고용지표, 통계청 발표자료(2020. 4)

²⁾ OECD (2021), Gender wage gap (indicator). doi: 10.1787/7cee77aa-en (Accessed on 01 October 2021)

³⁾ 남녀 임금격차의 경우 차등적 인적자본의 결과라는 것도 문제가 될 수 있다. 차등적 인적자본이 이미 차 별적인 교육시장, 훈련시장, 노동시장 등의 결과물임을 배재할 수 없기 때문이다. 이를 지적하는 것이 기회구조(Opportunity Structure) 개념이다(Rosenfeld, 1992). 즉 임금격차는 생산성의 차이로만 설명할 수 없으며 제도, 문화, 권력 관계 등의 사회 요소의 차이도 고려되어야 한다는 것이다.

성의 결정은 각 경우 반대의 경향을 보여야 할 것이다. 과연 그러할까? 이것이 본 연구의 두 번째 질문의 시작이다. 남편이 더 많이 벌 때와 아내가 더 많이 벌 때 효용에 따른 선택을 한다면 부부 각자의 행동은 반대로 나타날 것이다. 하지만, 사회적 성별 규범이 여성의 노동시장 결정에 영향을 미칠 가능성(윤미례·김태일, 2020)과 더불어 노동시장에서의 차별(Correll & Benard, 2007) 문제 및모성 친화적 제도의 한계(Mandel & Semyonov, 2006)등의 기존 연구는 부부의 효용이 단순히 노동시장의 임금 비교 우위로 결정되지 않을 가능성을 지적한다. 이는 부부의 임금 비교우위로 나눈집단의 자녀 유무에 따른 계층별 임금 영향이 온전히 반대 방향이 아닐 가능성을 시사한다. 비교임금 우위로 나눈 집단에 따라 부부의 결정이 다르다면, 이러한 결과가 가구 간 불평등에 어떠한 영향을 미치게 될 것인가를 살펴보고자 함이 두 번째 연구 질문이다.

정리하면 본 연구는 기존 연구 다수가 자녀 유무가 남녀 각각의 임금에 미치는 영향을 살펴본 것과 달리 자녀 유무가 부부의 합산 임금에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 몇몇 연구자들은 유자녀 여성의 자녀에 따른 임금 효과 추정 시 시계열 데이터를 활용하게 될 경우 부모됨의 효과가 과장될 가능성이 있다는 점을 지적한다. 아버지 소득이 이론적으로 여성의 노동공급에 영향을 미치기 때문에 배우자 소득 변화가 모형의 교란요인이 될 가능성이 있기 때문이다(Mincer, 1966; Angelov et al., 2016). 부부의 합산 임금을 활용함으로써 부부 각자의 관찰된 속성 및 관찰되지 않은 속성 모두를 통제할 수 있으며, 부모됨으로 인한 부모 모두의 노동공급 변화도 고려할 수 있게되어 교란 요인을 통제할 수 있다는 장점을 가질 수 있을 것으로 기대한다. 또한 부부 각각의 임금 변화보다 합산임금에 초점을 맞춤으로서 부모됨의 효과가 가구간 불평등에 미치는 영향도 살펴볼 수 있을 것이다. 부모됨의 임금 효과는 부부 합산임금 분위별로 계층화되어 나타날 가능성에 대한 기존 문헌들의 지적에 따라 분위별로 살펴보고자 한다.

이에 더해 우리는 부부의 합산임금에서 여성 임금이 차지하는 여성의 상대임금 비율에 초점을 맞춘다. 이것이 부부 데이터를 활용하는 중요한 이유이기도 하다. 부부 데이터를 활용함으로써 우리는 가구 내 임금의 비교 우위 중요성을 살펴볼 수 있게 된다. 집합적(collective) 노동 공급 모델의 관점에서 가구 내 노동 공급 결정 과정을 바라보면, 가구 구성원의 교섭력은 노동시장의 비교우위로 부분적으로 결정된다(Chiappori, 1992). 부부의 합리적인 교섭력에 기반하여 노동시장 결정이 이루어지고 있는지 확인하기 위해 여성의 상대임금에 따라 집단을 구분하여 집단별로 부모됨의효과를 살펴보고자 한다.

11. 이론적 배경

1. 성별 임금격차와 자녀가 임금에 미치는 계층별 영향

성별임금격차는 노동공급측면에서의 인적자본이론(Becker, 1962, Mincer, 1974)과 노동수요 측면

에서의 노동시장 분절구조 이론(Doeringer & Piore, 1985), 성별직종 분리 이론 등으로 설명되어 왔으며, Oaxaca(1973), Blinder(1973)의 임금격차 분해 방식을 통한 실증 분석으로 원인을 파악한 다수의 연구가 존재한다. 최근에는 임금 격차 분해 방식이 다양화되어 일반선형회귀 및 비선형 회귀, 분위회귀 등의 방법을 활용한 분석으로 임금격차의 영향요인을 찾는 연구도 이루어지고 있다 (Glauber, 2018; 장진희, 2020, 함선유, 2020).

성별임금격차에서 주요한 원인으로 꼽히는 여성의 결혼과 출산은 생애주기 이론이 바탕이 된다. 다양한 연구가 생애사적 관점에서 부모됨이 여성과 남성의 임금에 미치는 영향을 분석하고 있다. 부모됨이 남성의 노동시간에는 거의 영향을 미치지 않아 소득의 감소가 일어나지 않는 반면 (Lundberg and Rose, 2000), 성별 임금격차의 완화를 이끄는 것은 자녀가 없는 여성이 견인한다 (Goldin and Mitchell, 2017). 부모가 된 여성은 가족 내와 노동시장에서의 분업을 강화하면서 임금 이 떨어지는 모성 패널티가 작동함으로써 이러한 현상의 원인이 된다. 부부의 동반 의사결정에 따 라 부모가 된 여성의 모성 패널티 뿐만 아니라 아버지 프리미엄에 대한 분석도 이루어지고 있는데 남성의 경우는 줄어든 여성 임금을 보전하기 위해 더 많은 시간 일하는 방법 등으로 임금을 높이 는 부성 프리미엄을 갖는다는 점이 지적되고 있다(Glauber, 2008; Hodges & Budig, 2010). 즉, 노 동시장진입부터 시작된 성별 임금격차는 가구 안으로 이어져 생애 과정 속 자녀 출산과 더불어 강 화되고 있음이 다수의 연구를 통해 보여진다. 최근의 몇몇 연구는 유자녀 여성 고용률이 증가함에 따라 여성은 이전의 시기보다 더 빨리 직장으로 복귀하고, 노동시장을 떠날 가능성이 줄어들게 되 면서 남성과 여성 간 경제적 불평등의 핵심 메카니즘은 감소하고 있음을 다년간의 데이터를 통해 밝혀 내기도 하였다(Byker, 2015; Musick et al., 2020). Petersen et al.(2014)은 노르웨이 사례를 이 용해 1979~1996년 동안 결혼과 부모됨이 임금에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 그 결과 1970년대의 성별임금격차는 모성 패널티가 주요한 원인이 되었지만, 1990년대에는 패널티가 매우 줄어든 반면, 해당 기간 동안 아버지 프리미엄은 지속되었다는 점을 지적한다. Bygren et al.(2021) 또한 1968~2010년 스웨덴의 생활수준조사를 활용하여 부모됨이 남녀 임금에 미치는 영향을 시간 의 경과에 따라 분석하였다. 1970년대와 1980년대 도입된 정책들의 영향과 더불어 부모됨이 여전히 모성에게는 패널티를 부성에게는 프리미엄을 주는지 살펴본 결과 미국(Glauber, 2018) 및 노르웨이 (Petersen et al., 2014) 사례와 같이 이전의 기간보다 최근으로 올 때 모성 패널티가 크게 감소하지 만, 스웨덴의 경우 이미 1968-1974년에 완만해지며 2000~2001년에 통계적 유의미성을 잃었으며 아버지의 프리미엄은 노동시장 투자의 증가를 통제할 때 유의미하지 않게 되며 급격한 가족정책과 규범의 변화에도 이러한 경향이 안정적임을 밝히고 있다. 또한 국가별로 시기별 차이의 원인으로 저자는 성역할 규범의 차이를 들고 있다. 이러한 연구들은 미국, 북유럽 등의 선진국 사회에서도 부모됨이 만들어내는 불평등의 격차는 시간이 지날수록 다소 줄어드는 양상을 보이지만 온전히 해 소되지는 않고 있으며 사회 불평등 해소를 위해 해결해야 할 요인임을 밝히고 있다.

최근의 다수의 연구는 부모됨의 효과가 임금 분위별로 다른 크기의 영향을 미침으로서 사회의 불평등 구조와 연결됨을 보이고 있다. Cooke(2014)는 LIS(Luxembourg Income Study) 데이터를 활용하여 호주, 영국, 미국의 남성과 여성의 연간 소득에 18세 미만 자녀 유무가 미치는 효과를 검 증하기 위해 무조건부 회귀를 활용하여 분석하였다. 연구에 따르면 세 국가 모두 임금 분위가 높아질수록 아버지 프리미엄도 함께 증가하였으며 소득이 낮은 아버지는 상당한 부성 패널티가 있음을 발견하였다. 모성 패널티는 미국의 유자녀 여성에서 가장 두드러지는데 미국 아내 모든 소득분위에서 모성 패널티가 확인되었으며 특히 저임금군의 모성 패널티가 가장 강하게 나타났다. 미국의 사례에 반해 호주와 영국의 경우는 유자녀 여성이 적은 시간 일할 때(높은 파트타임 비율) 패널티가 사라졌으며(Gornick and Jacobs, 1996), 그럼에도 자녀가 추가될 때 중간 임금군의 모성 패널티는 증가하는 것으로 나타났다. 이는 저소득 부모에게는 부모 모두에게 임금 패널티가 고소 득 아버지에게는 임금 프리미엄의 가능성을 확인한 것으로 이러한 결과는 한국 사례(함선유, 2020)에서도 확인되고 있다. 종합하면 부부의 생애 기간 부모됨은 동반의사결정 과정, 제도 및 차별의 상자를 거치며 가구 내 성별 임금격차 강화의 요인이 되고 있으며, 최근으로 올 때 다소 완화되는 측면이 발견되기도 한다. 특히 다수의 연구는 부모됨의 효과가 임금 분위별로 다른 영향력을 보이면서 임금 불평등을 강화하는 메카니즘으로 작동할 가능성을 확인하고 있다.

2. 가구 내 여성의 상대임금

남녀의 생애사는 남녀임금격차 및 부부의 상대소득에 영향을 미치며 여성의 노동시장 참여가 증 가함에 따라 부부의 성별 전문화는 이전의 시기와 달라지고 있다. 그럼에도 여전히 부부의 상대임 금 비교우위에 따라 남편보다 적은 수입(부부 합산 소득의 40% 미만)을 받는 '신'전통적 (neotraditional) 소득유형은 전통적인 1인 생계부양자 모델과는 차별되지만 가구 유형의 대부분을 차지한다. Raley et al. (2006)은 『Current Population Survey-1970, 1980, 1990, 2001』를 활용한 분석을 통해 1970년에 비해 2001년 미국 사회의 남성 1인 단독 생계부양자 가구는 56%에서 25%, 신전통적 소득 유형 가구(남편 60% 이상)는 31%에서 39%로 변화하였고, 여성 상대소득이 합산 소득의 60%이상 차지하는 2인 생계부양자 가구 9%에서 24%로, 여성 외벌이 가구는 4%에서 12% 로 증가하였음을 밝히고 있다. 이러한 논의에 이어 Winslow-Bowe(2009)는 여성의 상대소득에 따 라 부부합산임금의 여성 상대소득이 40% 미만을 차지하는 가구를 신전통 유형(neotraditional or wife secondary earner couples), 40%~60%를 2인 생계부양자 유형(co-provider couples), 60% 이 상을 아내 주된 생계부양자 유형(wife earns more or wife primary earner couples)으로 구분하여 가구 유형에 따라 인종 및 자녀 유무가 남녀 소득에 미치는 영향을 분석하였다. 유자녀 여성의 임 금격차에 대한 대부분의 연구와 마찬가지로 노동 공급 및 인적 자본 관련 변수를 통제하더라도 평 균적으로는 유자녀 여성이 자녀 없는 여성에 비해 적은 소득을 올릴 가능성이 높다는 점은 동일하 게 발견된다. 하지만 기존 분석과 차별적으로 자녀가 있는 여성은 신전통 가구유형에서 가장 보편 적으로 나타나며, 엄마됨은 여성의 상대 소득에 부정적인 영향을 미치는데 영향력을 키우는 주요 한 원인으로 어린 자녀를 둔 여성의 유급노동의 형태(시간제/파트타임 등)를 저자는 지적하고 있 다.

한편 Austen & Redmond(2013)는 호주 소득 데이터를 활용하여 여성의 상대소득 증가가 1982년

부터 1995-1996년 기간 동안은 남성 소득이 높은 가구에 집중되어 가구 간 소득 불평등을 심화시킨 반면, 1995-1996년 이후(2007 - 2008) 기간의 여성의 소득 증가는 남성 소득이 낮은 가구에 집중되어 가구 간 소득 불평등을 완화하는 영향을 미친다는 점을 밝히고 있다. 이러한 결과는 가구 유형 변화 경향과 부부 상대임금의 변화가 가구 소득 불평등에 주요 요인이 될 수 있음을 보여주는 것이며 가구 소득 불평등과 여성의 유급 노동 참여 여부 및 정도가 역동적 관계가 있음을 암시한다. Pencavel(2006)의 연구 또한 『Current Population Survey』 1968~2001년 데이터를 이용한 분석을 통해 남성 소득 불평등이 가구 간 불평등을 강화시키는 데 지대한 영향을 미쳤지만 최근으로 올수록 아내의 상대임금 증가는 가구 간 소득 분산을 완화하는데 기여함으로써 가구 간 불평등을 줄이는 역할을 하고 있음을 밝히고 있다.

Angelov et al.(2016)은 다른 연구가 부모됨이 남성과 여성에 다른 영향을 미친다는 분석한 것과는 다소 차별된다. 스웨덴의 행정 데이터를 이용한 연구는 출산 전과 첫 아이 출산 후 15년을 추적하여 여성의 소득이나 임금이 아닌 가구 내 평균 성별 격차(여성의 상대임금 및 상대소득)에 초점을 맞춘다. 이를 통해 부모됨의 남녀별 상반된 효과는 가구 내 남녀임금격차를 더 키우는 방향으로 작동하게 되는데 구체적으로 부모됨의 효과로 첫 아이 출산 15년 후 소득과 임금의 남녀격차는 각각 32%p, 10%p 증가하였다. 특히 효과의 크기는 가구 내 여성의 상대임금 및 상대소득에 따라 차별적이라고 설명한다. 분위 회귀를 이용한 결과에 따르면 부부 내 여성의 상대소득이 더 큰아내는 첫 아이 출산 초기 년도에 자녀에 따른 계수 값이 상대소득이 낮은 아내보다 더 작게 나타나는 것을 살펴볼 수 있다. 부부 내 여성의 상대소득이 큰 여성이 그렇지 않은 여성보다 자녀 출산에 따른 단기의 경제적 비용이 적다는 것이며 장기적으로 효과는 더 강화되었다.

이와는 반대로 부부의 사회·경제적 지위가 같은 동질혼 문제가 가구 간 경제적 격차를 증가시킨다는 연구 결과도 존재한다(Gonalons-Pons and Schwartz, 2017; Schwartz, 2010). 그럼에도 동질혼 문제가 전체적인 수준의 불평등을 증가시키는지에 대한 연관성이 없음을 발견하기도 한다(Boertien and Permanyer, 2019; Breen and Salazar, 2010, 2011),

이러한 연구들은 여성의 부부 내 상대임금에 따른 비교우위가 가구 간 소득 불평등과 연관되며 자녀 유무와 더불어 가구 소득의 계층별 주요 영향 요인이 될 수 있음을 시사한다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 자료

본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구원에서 1998년~2020년까지 실시한 『한국노동패널』의 1 차~23차 자료이다. 본 자료는 1998년 조사 시작 당시 추출된 5,000가구로 조사를 시작하여 2019년 (1,415가구 추가), 2018년(5,044가구 추가)까지 표본을 추가하여 분가가구 포함 12,134가구에 속하는 15세 이상 생산가능인구 개인 표본을 포함한다. 22차 조사까지 98 원표본 유지율은 65.3%, 09 통합

표본 유지율은 82.1%이다. 자료는 가구원의 인적 사항 및 가구원 경제적 자원 교류 등을 담고 있는 가구 데이터와 개인의 경제활동상태 및 직무·생활 만족 등을 담고 있는 개인 데이터, 신규 개인에게 조사되는 회고적 일자리와 이후의 일자리 정보 이력을 담고 있는 직업력 데이터가 제공된다.

본 연구는 여성 및 남성 배우자가 임금 근로자인 경우로 한정한다. 연령은 아내 기준 30세~45 세까지의 부부합산임금 등의 변수들을 관측한다. 1인 생계부양자 가구 및 2인 생계부양자 가구 모두 포함되며, 여성 외벌이의 경우 관측 수가 거의 없어 표본에서 제외하기로 한다. 여성 기준 1955 년생부터 1984년생까지 포함된다. 이렇게 관측된 총 부부는 29,583 부부 쌍으로 중복되지 부부로는 4,532부부 쌍이 $1\sim16$ 번 반복 관측되었다.

2. 주요 변수

본 연구의 주요 종속변수는 부부 합산 임금이다. 부부 각각의 임금은 소비자물가지수를 활용하여 실질화하여 활용하며 합산임금의 로그를 취하여 분석에 활용하였다.

독립변수는 자녀 여부 변수이다. 자녀 여부 변수를 만들기 위해 교육비 문항에서 엄마-자녀 아이디를 추출하고, 가구 데이터를 통해 생성한 부부 테이블에 이를 결합한다. 자녀의 연령을 태어난해부터 만 20세 미만 자녀로 한정한다. 부모됨의 효과를 분석하고 있는 기존 문헌의 경우, 동거 자녀 혹은 미성년 자녀를 기준으로 하고 있다. 본 연구에서는 동거 여부는 고려하지 않는다. 자녀 유무는 돌봄 및 교육에 대한 헌신으로 인한 부모됨이 원인이 된 부·모의 유급노동의 변화를 관찰하는 초점을 두고 있다. 우리는 자녀의 동거 여부보다 자녀의 돌봄과 교육에 집중되는 시간에 대한관찰이 더 중요하다고 판단했다. 자녀의 아이디를 기준으로 출생년에 따라 노동패널 데이터가 관찰되는 1998년~2020년까지 만 0세~만 19세 해당 년도를 표기하여 이를 부부의 개인 데이터에 결합하는 방식을 활용하였다. 해당 년도에 한 명 이상의 자녀가 있는지 여부가 최종 독립변수가 된다.

집단을 구분하는데 활용하는 또다른 독립변수로 부부 합산 임금 대비 여성의 상대임금을 활용한다. 기존 연구에 따르면 부부합산소득 중 여성 소득이 차지하는 비율(1인 생계부양자 가구 포함)이 0~40%를 신전통 모델, 40~60% 2인 생계부양자 모델, 60%이상 아내 주된 생계부양자 모델로 구분하고 있다(Raley et al., 2006; Winslow-Bowe, 2009). Raley et al.,(2006)의 연구에서 미국 사회의이들 각각 비율은 2001년 64%, 24%, 12%으로 증가하였다고 밝힌데 반해 노동패널을 이용하여 우리 사회의 임금 근로자 부부로 자료를 구성한 결과 각각의 집단별로 85%, 13%, 1%을 보이고 있다. 원인은 복합적일 것이다. 여성 노동시장의 구조적 문제 및 사회 관념, 성역할 인식 등으로 인한돌봄과 교육에 있어서 여성의 몫이 동등하지 않은 문제뿐만 아니라, 조사 편향의 문제도 가능성이었다. 조사 편향의 문제는 부부의 임금 보고에 있어 사회적 규범으로부터 비롯된 성역할 인식 중특히 여성이 남성보다 많이 번다는 관념 위반을 피하기 위해 남편보다 많이 버는 아내가 본인 임금을 낮춰 보고할 가능성의 문제이다(Murray-Close et al., 2018). 복합적 문제로 인한 관측수의 제한으로 집단을 세 개로 구분하는 것이 불가하여 우리는 여성 1인 생계부양자는 제외하기로 하며,

1) 1인 생계부양자 모델(남성 외벌이) 2) 신전통적 모델(부부합산 임금 중 아내 상대임금 0%초과 50%미만) 3) 아내가 더 많이 버는 모델(부부합산 임금 중 아내 상대임금 50%이상 100%미만)로 여성의 상대임금 집단을 구분하기로 한다. 부부의 비교임금 우위를 고려하기 때문에 시간당 임금을 활용하여 집단을 구분하였다.

통제변수로는 인적자본과 관련하여 여성 본인의 학력 및 남성 배우자 학력, 여성의 학력을 활용한다. 학력은 고졸 미만/고졸/전문대졸/대졸/대학원 졸업 이상으로 구분하였다. 노동시장 참여 관련변수로는 부부 각각의 주당 근로시간, 경력 년수, 맞벌이 여부, 종사상 지위(상용/임시·일용)를 활용한다. 경력 년수는 개인의 직업력 데이터의 회고적 일자리를 활용하여 구할 수 있다. 모든 개인은 처음 패널 진입 시 지난 일자리를 회고적 일자리로 보고하게 되며 일 시작 시점 및 종료 시점정보가 포함되어 있다. 해당 정보를 활용하여 각 년도 연말 기준으로 총 일한 개월 수를 12로 나누어 산출하였다.

3. 분석 방법

다수의 연구가 자녀 유무에 따라 부모의 임금에 미치는 영향이 임금 분위에 따라 다름을 지적하고 있다. 앞서 설명한 바와 같이 본 연구는 자녀 여부에 따른 부모 각각의 임금이 아닌 부부의 합산임금의 분위에 따른 영향을 고려한다. 또한 부부의 상대임금이 대표하는 가구 내 부부의 임금비교 우위는 부모됨에 따른 합산임금에 영향을 미친다. 따라서 우리는 부부 내 여성의 상대임금이 가지는 비율을 기준을 하여 집단을 구분하고 상대임금 비율에 따른 집단에 따라 자녀 유무가 가구내 합산임금에 미치는 영향이 다르게 나타나는지 살펴볼 것이다.

분석방법은 무조건부 분위회귀를 활용한다. 조건부 분위회귀(conditional quantile regression) 모형은 소득 분포의 효과가 통제 변수들이 모두 통제된 유사 집단의 소득 분포 효과를 검증하기 때문에, 분위별 계수값을 절대적으로 비교할 수 없는 한계를 가진다. 반면 Firpo et al.(2009)이 제시한 무조건부 분위회귀모형(unconditional quantile regression)은 이러한 제약 없이 전체적인 임금분포에 미치는 총량 효과를 구할 수 있으며 분위별 계수 값을 비교할 수 있다. 본 연구의 부부 상대임금 집단 구분에 따라 자녀유무가 부부의 합산 임금에 미치는 영향을 파악하는데 활용 가능하다. 자녀가 있고 없음으로 인한 한계적 변화에 대한 부부 임금 분위별 분포의 변화를 비교함으로써 가구 간 불평등에 미치는 영향을 파악할 수 있다.

무조건부 분위회귀는 영향함수(Influence Function) IF(Y; v, FY)에 분포 통계량 v(FY)를 추가하면 재중심화 영향함수를 도출할 수 있다는 점에 착안한다(Firpo et al., 2009). 이런 아이디어를 바탕으로 분위 통계량을 추가한 재중심화 영향함수를 도출하고, 해당 함수를 새로운 종속변수로 하는 일반적인 OLS를 적용하여 분위별 한계효과를 도출한다.

$$\mathit{RIF}_{\mathrm{\tau},\,y_i} = \alpha_{\mathrm{\tau}} + \beta_{\mathrm{\tau}} X_i + \epsilon_i$$

여기서 β_i 는 설명변수 x가 한 단위 증가할 때 무조건부 분위수 q가 얼마나 변화하는지를 의미하는 한계효과가 된다. 우리는 이러한 모형을 기초로 개인의 관찰되지 않은 특성을 통제하여 부모로서의 이행효과를 검증하기 위해 고정효과 모형을 활용한다.

IV. 분석 결과

1. 기술 통계

분석 대상은 아내 기준 30~45세, 1955년~1984년생 임금근로자 부부로 1인 생계부양자 부부 중여성만 일하는 경우는 관측 수의 한계로 제외하였다. 분석 대상의 기초통계는 <표 1>에 제시하였다. 미국의 사례와 달리 우리 사회는 전통적인 가구 모델인 남성 1인 부양자 가구가 자녀 유무에따라 각각 2,434쌍, 16,452쌍으로 가장 많으며 2인 부양자이긴 하지만 여전히 전통적인 모델로 평가되는 남성이 더 많이 버는 부부 가구 관측이 뒤이어 많았다. 전반적으로 자녀가 있는 가구의 부부합산임금 및 부부 각자의 임금 수준이 높게 나타나 부모됨의 가구 임금에 미치는 영향이 있을 것으로 미루어 짐작해 볼 수 있다.

여성이 더 많이 버는 가구의 남편 임금을 살펴보면 남성이 더 많이 버는 신전통 가구에 비해 남편 임금은 낮은 수준이며 이러한 경향은 자녀 유무 모두에서 나타난다. 하지만 자녀가 있는 가구의 경우 남성이 더 많이 버는 가구의 경우 322만원, 여성이 더 많이 버는 가구 252만원인데 반해, 자녀가 없는 가구는 각각 294만원, 231만원으로 가구 간 소득 차이는 유자녀 가구에 더 벌어져 있다.

여성 기준 평균 1972년생~1973년생, 36세~38세, 남편과의 연령차는 2~3세이며, 주당 근로시간은 신전통 가구의 여성에 비해 아내가 더 많이 버는 가구의 여성이 더 짧은 것을 확인할 수 있다. 이를 통해 해당 가구 간 여성 일자리의 차이가 있을 것을 미루어 짐작해 볼 수 있다. 남성이 더많이 버는 가구 중 유자녀 여성의 근로시간은 43시간인데 반해 자녀가 없는 경우는 46시간으로 더긴데 반해 남성은 자녀가 없는 경우 약간의 차이이긴 하나 그 반대의 경향(각각 47.5, 47.2)을 보인다, 이는 유급 노동과 자녀 돌봄의 시간 배분에 대한 부담이 여성에게 부담으로 작용하고 있을 가능성을 반영한다고 있다고 유추할 수 있다.

경력 년수는 부부간 연령 차이를 고려하더라도 남편의 경력이 여성에 비해 확실히 길게 나타난다. 자녀가 있는 여성의 경력 년수가 자녀가 없는 여성보다 길게는 1, 2년 정도 길게 나타나는데, 이는 유자녀 여성의 연령이 무자녀 여성보다 1년여 정도 많은 효과로 볼 수 있다. 다만, 자녀 돌봄으로 인한 여성의 경력 단절 효과가 경력 년수에서는 크게 두드러지지는 않았다. 아내가 더 많이 버는 집단과 그렇지 않은 집단의 시간제 여부, 직종 등의 일자리 특성에 차이가 있고 그로 인해임금의 차이도 발생한 것이라면 여성의 생애 기간의 경력 단절이 자녀 유무에 따라 크게 차이가

438 2021년 한국노동패널 학술대회

나지 않을 수 있다. 또한, 노동시장에 참여하고 있는 여성만을 한정하고 있는 분석대상의 한계도 원인 중 하나일 것으로 보인다. 여성의 상대임금에 따라서는 여성의 상대임금이 높아질 때 남편과 의 경력차이도 줄어듬을 확인할 수 있다.

<표 1> 분석 대상 기초 통계

			자녀 없음			자녀 있음			
		1인 생계부양자	신전통	아내 더 많이	1인 생계부양 자	신전통	아내 더 많이		
	관측 수	2799	753	256	16566	7306	1880		
부	-부합산임금	256.8	455.9	468.7	324.6	484.5	511.8		
	아내임금	_	161.9	237.3	_	162.8	259.7		
	남편임금	256.8	294.1	231.4	324.6	321.6	252.1		
Ó	나내 출생년	1972.8	1971.5	1973.3	1972.2	1971.9	1972.4		
L E	남 편 출생년	1970.5	1968.3	1970.8	1969.6	1969.1	1967.0		
	아내 연령	36.3	38.2	36.4	37.3	38.5	37.6		
남편 연령		38.6	41.4	38.9	39.9	41.3	40.0		
주당	근로시간-아내	_	46.2	39.8	_	42.8	39.4		
주당	근로시간-남편	49.4	47.2	52.9	49.5	47.5	52.1		
경탁	격 년수-아내	5.6	9.8	10.4	5.8	10.0	11.8		
경택	력 년수-남편	12.6	14.9	11.3	14.0	15.0	13.1		
	고졸 미만	17.5	24.8	14.1	8.3	10.9	6.4		
41 - II	고졸	38.4	29.5	24.2	46.0	42.5	32.6		
아내	전문대졸	14.9	15.7	13.7	19.7	18.2	18.4		
학력	대졸	24.7	25.4	41.0	23.9	24.8	36.9		
	석사 이상	4.5	4.6	7.0	2.2	3.7	5.7		
	고졸 미만	14.1	22.6	11.7	6.4	9.4	6.3		
- 11	고졸	33.6	31.9	25.4	37.0	36.5	29.0		
남편	전문대졸	18.7	10.4	17.2	16.9	14.5	10.6		
학력	대졸	28.6	28.0	40.6	33.0	32.8	43.6		
	석사 이상	5.0	7.2	5.1	6.7	6.8	10.5		

자료: 한국노동패널

부부 학력을 살펴보면, 아내가 더 많이 버는 가구에서 아내와 남편 학력이 모두 높은 것을 확인할 수 있다. 이는 고학력 동질혼 부부가 해당 가구에 많이 포함되어 있을 가능성을 보여준다 할수 있다. 해당 가구 유형의 대졸 이상 유자녀 여성은 42.6%, 자녀가 없는 여성은 48.0%로 더 큰데반해, 남편은 각각 54.1%, 45.7%로 아버지의 고학력 비율이 더 높다. 이는 고학력 여성들이 자녀

출산으로 인한 패널티에 더 노출되어 있을 가능성이 있음을 보여준다 할 수 있다.

<표 2> 전체 표본 자녀 유무 및 연령대별 남녀 임금 격차

(단위: 만원, %)

		30대		40대			
	남성	여성	여성/남성 (%)	남성	여성	여성/남성 (%)	
 전체	248	178	72.0	337	197	58.4	
기혼	269	176	65.6	361	196	54.3	
유자녀	216	177	82.3	366	195	53.3	

자료: 한국노동패널 1차~23차 조사

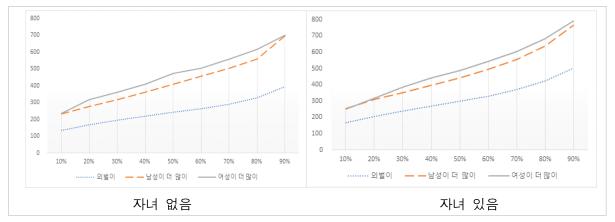
주: 30대(30세~34세), 40대(40세~44세) 평균임금

본 연구에서 살펴보고자 하는 여성의 상대임금과 자녀 유무에 따른 부부 합산 임금의 불평등 가능성을 살펴보기 위해 부부가 아니더라도 임금이 관측되는 남녀의 평균 통계를 살펴보고자 한다 <표 2>. 30대(30~34세 임금 평균)는 남성 대비 여성의 상대임금이 기혼의 경우 더 격차가 벌어지고(65.6%), 유자녀일 경우 격차가 줄어드는(82.3%) 경향을 보인다. 여성의 임금은 남성보다 낮은 수준으로 집단의 구분에 따라 거의 변화하지 않는데 반해, 남성의 임금이 유자녀 집단에서 낮아진데 기인한다4). 반면, 40대 임금은 여성의 경우 197만원에서 유자녀 여성 195만원으로 하락하는데반해 유자녀 남성(366만원)은 전체(337만원)에 비해 증가한다. 30대에 비해 40대의 남성임금은 평균 89만원(유자녀: 150만원) 상승한데 반해 여성은 18만원(유자녀: 18만원) 상승하는데 그쳐 남성대비 여성의 상대임금은 격차가 증가하였다. 전체적으로 30대 72.0%에서 40대 58.4%까지 격차(13.6%p)가 벌어졌으며 기혼 11.3%p, 유자녀 30%p 벌어져 남성과 여성 모두 생애 기간 결혼 및자녀 출산으로 인한 유급 노동의 질과 양이 변하고 있음을 시사한다.

분석 표본의 부부를 대상으로 자녀 유무와 여성의 상대임금 집단 구분에 따른 부부합산임금의 10 분위별 임금은 다음 <그림 1>과 같다. 자녀가 있는 부부의 경우 하위 임금 분포보다 상위임금으로 갈수록 집단별 격차가 늘어나는 것으로 나타난다. 자녀가 없는 부부도 유사한 경향을 보이긴하나 10%, 90% 분위수는 남성이 더 많이 버는 집단과 여성이 더 많이 버는 집단의 합산 임금이거의 차이가 없었지만 중간으로 갈수록 격차가 커지며, 50% 분위의 격차가 가장 크게 나타난다. 집단별 합산임금 분위 수의 격차의 크기가 분위수별로 차이가 난다는 것은 여성의 상대임금에 따른 가구 구분과 부모됨의 효과가 합산 임금 소득 계층에 따라 다르게 나타날 가능성이 큼을 시사하며 무조건부 분위별 회귀분석의 필요성이 있음을 나타낸다 할 수 있다.

⁴⁾ 이 현상과 원인 파악을 위해서는 학력, 일자리 특성 등을 통제하여 살펴볼 필요가 있다. 추후 연구에서 살펴볼 필요가 있다.

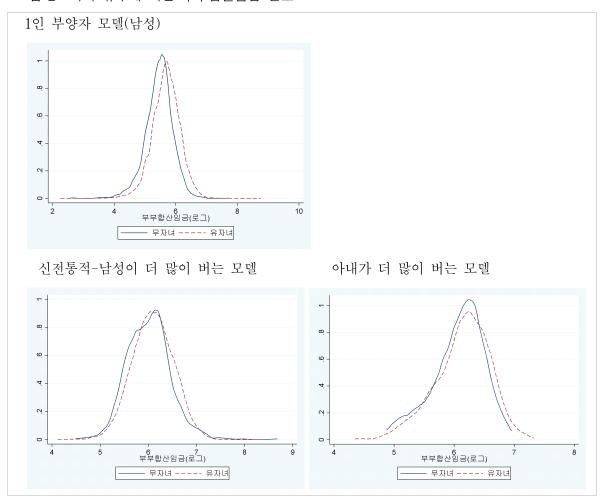




자료: 한국노동패널

주: 여성의 시간당 임금이 남성보다 높을 경우와 아닌 경우로 집단을 구분함

<그림 2>에서는 자녀유무별 소득분포를 가구의 여성 상대임금 집단에 따라 제시하였다. 밀도 함수를 통해 통제하기 전 각 집단별 개략적인 분포를 파악함으로서 소득분포의 분위별 불평등성을 파악하기 위함이다. 전통적 1인 부양자 가구 모델의 경우 부부합산임금의 평균은 유자녀 부부가약간 작다. 평균을 표준화한다고 가정할 때, 유자녀 부부의 합산임금 분포가 무자녀의 그것보다 양끝 부분 분포가 다소 두텁다. 이는 자녀가 없는 부부에 비해 유자녀 부부의 저소득층 및 고소득층비중이 상대적으로 높다는 것을 의미한다. 남성이 더 많이 버는 신전통 가구의 경우 고임금층의분포가 두터움을 확인할 수 있다. 반면 아내가 많이 버는 가구는 분포의 모양이 모두 오른쪽으로다소 치우친 것처럼 보이며 고소득층은 무자녀 부부에 비해 유자녀 부부의 분포가 상대적으로 더높게 나타나고 있다. 이로부터 유자녀, 무자녀 부부의 합산임금 분포는 임금 수준에 따라 다르며,여성의 상대임금 비율에 따라서도 달라질 수 있음을 유추해 볼 수 있다.



<그림 2> 자녀 유무에 따른 부부합산임금 밀도

자료: 한국노동패널

2. 무조건부 분위회귀

여성의 상대임금 집단별 자녀 유무에 따른 부부합산임금 격차 수준을 소득분위별로 분석한 결과는 <표 3>과 같다. 분석결과를 살펴보면, 분위별로 부부합산임금의 차이가 다르게 추정되는 바무자녀 가구와 유자녀 가구 사이의 임금 격차는 임금 수준(분위)에 따라 다르다는 것을 확인할 수 있다. 이는 여성의 상대소득 집단에 따라서도 다르게 나타났다.

전체 대상의 경우 자녀가 없는 부부와 있는 가구 사이의 소득 격차는 10%(-11.3%), 20%(-7.5%) 저소득층과 90%(7.6%) 고소득층에서 유의미한 차이로 추정되고 있는데 저소득층에서는 유자녀 부부의 부부합산임금 수준이 상대적으로 낮고, 고소득층에서는 상대적으로 높은 것으로 추정된다. 이는 유자녀 부부의 부부합산임금 분포가 무자녀 부부보다 넓게 분포되어 있다는 것, 즉 가구 간 불평등이 더 높을 가능성을 보여준다 할 수 있다.

<표 3> 여성의 상대임금별 자녀유무가 부부합산임금에 미치는 분위별 효과

부	종속변수: 부부합산임금의 로그		10%	20%	40%	50%	60%	80%	90%
		전체	-0.113*	-0.075**	-0.021	-0.026	0.026	0.064	0.076**
		맞벌이	-0.115**	-0.089**	-0.026	-0.017	0.036	0.069*	0.079**
자 녀 유		신전통 가구	-0.150**	-0.098**	-0.041	-0.043	0.012	0.085*	0.102**
무		아내가 더 버는 가구	-0.022	-0.056	0.1	0.097	0.072	0.043	-0.086
	,	1인 생계부양자	0.032	0.003	0.046**	0.048**	0.052**	0.014	-0.021

자료: 한국노동패널

주1: 자녀유무(자녀없음(0), 자녀있음(1)), 임금근로자 부부 대상

주2: * p-value<0.1, ** p-value<0.05, *** p-value<0.01

이러한 경향은 여성의 상대임금에 따른 가구 구분에 따라 달라짐을 확인할 수 있다. 1인 생계부양자(남성 외벌이) 가구의 경우 유자녀 부부가 무자녀 부부에 비해 $40\%\sim60\%(4.6\%\sim5.2\%)$ 중위임금 군에 더 많이 분포하며 통계적으로 유의미함을 보여주고 있다. 유의미하진 않지만, 저소득층의 음의 효과나 고소득층의 양의 효과는 나타나고 있지 않아 전체 가구의 경향과는 다르다. 전체가구의 가구 간 불평등 경향을 이끌고 있는 것은 신전통 가구(남편 시간당 임금이 더 높은)모델인 것으로 보인다. 신전통 가구는 10%, 20%(-15.0%, -9.8%) 저소득층에서는 음(-)의 효과를 80%, 90%(8.5%, 10.2%) 고소득층에서는 양(+)의 효과를 보이고 있어 유자녀 가구의 부부합산임금은 상대적으로 넓게 분포하고 있다고 할 수 있다.

여성의 비교임금 우위에 따른 효용에 따른 부부의 결정이 아내가 더 버는지, 남편이 더 버는지에 따라 동일하게 결정된다면 아내가 더 많이 버는 가구의 경우 또한 신전통 가구의 결과와 유사하게 나타날 것이다. 하지만 아내가 더 버는 가구의 부모됨의 계수 경향은 신전통 가구의 그것과 다름을 확인할 수 있다. 다른 집단에 비해 적은 관측 수 등의 영향까지 더해져 통계적으로 유의미하진 않지만 저소득층의 음의 계수 값도 신전통 가구에 비해 매우 작은 수준이며 90% 고소득층도음의 계수가 도출되고 있다. 이는 여성이 더 많이 버는 평등 모델 가구의 경우 부모됨이 부부합산임금의 불평등에 미치는 영향은 유의미하지 않다고 할 수 있으며, 유자녀 가구의 부부합산임금 분포가 미세하게 왼쪽으로 치우쳐져 있을 가능성도 유추해 볼 수 있다.

<표 4> 준전통가구 무조건부 분위회귀 결과

		10%	20%	40%	50%	60%	80%	90%
	자녀유무		-0.098**	-0.041	-0.043	0.012	0.085*	0.102**
(ه	내 연령	0.031***	0.033***	0.035***	0.035***	0.035***	0.041***	0.042***
	고졸	0.516	0.261	0.226**	0.165	-0.08	-0.200**	-0.243**
아내	- 	0.010	0.201	0,220	0.100	0.00	*	*
학력	전문대졸	0.474	0.313	0.278	0.289	-0.07	-0.207*	-0.444** *
(기준:	대졸	0.459	0.154	0.166	0.212	-0.061	-0.213	-0.174
고졸미만	대학원졸 이상	0.382	0.047	0.059	0.146	-0.132	-0.065	0.021
1 L5F	酒	-0.344	-0.199** *	-0.148** *	-0.146** *	-0.149** *	-0.159	-0.186
남편	전문대졸	-0.066	-0.199	-0.281	-0.095	0.05	-0.415	-0.800*
학력 (기준:	대졸	-0.32	-0.292** *	-0.216**	-0.126	-0.031	-0.156	-0.239
고졸미만)	대학원졸 이상	-0.463	-0.438** *	-0.267**	-0.144	0.021	0.174	0.191
주당	아내 · 근로시간	0.005***	0.005***	0.003***	0.002***	0.001**	0.001	0
주당	남편 · 근로시간	0.004***	0.002*	0.001	0.001	0.001	0.001	0
78	아내 5력년수	-0.007*	-0.006*	-0.001	0	0.004	0.011**	0.01
	남편]력년수	0.009***	0.008***	0.001	-0.002	-0.006*	-0.009**	-0.006
	아내 }용여부 임시·일용)	0.112**	0.083**	0.107***	0.108***	0.073***	0.052**	0.016
	남편 }용여부 임시·일용)	0.122	0.081	0.164***	0.153***	0.095***	0.075**	0.063**
	상수항	3.667***	4.087***	4.261***	4,403***	4.761***	4.977***	5.308***
	r2	0.066	0.087	0.123	0.12	0.116	0.114	0.096
	N	8059	8059	8059	8059	8059	8059	8059

주1: * p-value<0.1, ** p-value<0.05, *** p-value<0.01

<표 4>는 준전통가구의 무조건부 고정효과 모형의 적합 결과를 전체적으로 제시하였다. 나머지

주2: 고정효과모델의 특성상, 자녀 유무에 대한 유의미성은 부모되기 전과 후, 자녀의 독립(20세 이후)이후 의 효과가 주로 계수에 영향을 미치게 됨. 즉 관찰기간 내내 자녀가 있거나 없는 부부의 경우는 계수에 영향을 거의 주지 않음. 학력 또한 16년간 변화가 관찰되는 개인들이 주로 계수에 영향을 미침

가구 유형의 결과는 <부표>를 통해 제시하였다.

<표 5> 여성의 상대임금별 자녀유무가 부부합산임금에 미치는 분위별 효과-부부 각각 임금

종속변수: 부부합산임금 의 로그		10%	20%	40%	50%	60%	80%	90%	
	남	신 전통	-0.152*	-0.096**	0.016	0.028	0.069*	0.072*	0.06
자 녀	성	아내 더많이	-0.128	0.128	0.14	0.176	0.132	-0.061	-0.162*
유 무	여	신 전통	-0.153	-0.201* **	-0.118**	-0.072	-0.005	0.099	0.108**
	성	아내 더많이	0.068	-0.05	0.081	0.104	0.018	-0.032	0.047

자료: 한국노동패널

주1: 자녀유무(자녀없음(0), 자녀있음(1)), 임금근로자 부부 대상

주2: * p-value<0.1, ** p-value<0.05, *** p-value<0.01

부부합산임금이 아닌 남성과 여성의 임금을 각각 구분하여 추가 분석한 무조건부 분위회귀 결과 는 <표 5>와 같다. 부부 중 한명만 노동시장에 참여하고 있는 경우는 부부합산임금 분포의 결과와 동일하므로 제시하지 않았다. 2인 생계부양자 모델 중 경제력에 있어 여성이 비교우위를 가진 경 우와 남성이 비교우위를 가진 경우를 구분하여 자녀 유무에 따른 영향을 검증하면 <표 5>와 같이 경제력 비교우위에 따른 결과는 차이를 보인다. 남성이 더 많이 버는 신전통 가구의 경우 여성임 금 및 남성 임금의 고/저임금층에서 유사한 경향을 갖는 것으로 분석된다. 즉. 자녀가 있는 경우 저소득층(10%, 20%)에서는 음(-)의 효과를 고소득층(80%, 90%)에서는 양(+)의 효과를 보이며 그 크기도 저소득층 남편 -15.2%, -9.6%, 여성 -15.3%, 20.1%로 크게 나타난다. 다만 여성 임금은 20% 저소득층과 90% 고소득층에서만 통계적 유의성을 갖고 있으며, 계수의 크기는 아버지보다 더 크게 나타나 아버지보다 다소 넓은 분포를 가지고 있음을 예상할 수 있다. 이는 자녀가 없는 부부 보다 자녀가 있는 부부 각각의 임금의 양 극단이 두텁다는 것을 의미하며 남성과 여성의 이러한 효과로 인해 부부합산임금에 가중된 효과를 보이는 것으로 판단되며 가구 간 불평등에 부정적 영 향을 미치고 있다고 할 수 있다. 여성 임금의 경우는 아주 많은 임금을 올리는 90% 임금 수준에서 는 임금 프리미엄을 받아 아버지 프리미엄과 차이가 없다. 그럼에도 중위 임금 수준에서는 자녀가 부부의 임금에 미치는 영향은 차별된다. 아버지들이 40%~60% 임금 수준에서 양(+)의 효과(60% 임금 수준에서 유의)를 보이는데 반해 여성은 동일 수준에서 음의 효과(40% 임금 수준에서 유의) 를 보인다. 이전의 연구들과 마찬가지로 중위 임금 수준의 부부는 아버지는 임금 프리미엄을 어머 니는 임금 패널티를 받는 것으로 풀이할 수 있다. 이러한 결과로 우리는 부모됨으로 인한 남성과 여성의 임금 수준별 영향의 차이가 가구 내 합산되어 중위임금 수준에서는 상쇄효과로 불평등을

완화하지만 고/저소득층은 분포를 더욱 두텁게 만들면서 가구 간 불평등을 키우고 있을 가능성을 확인하였다.

여성이 더 많이 버는 가구의 경우는 계수의 경향이 신전통 가구의 그것과 구분된다. 남성 임금의 90% 고소득층에서는 오히려 아버지의 임금이 낮아지는 효과를 갖는 것을 확인할 수 있다. 가구의 동반노동공급 이론에 따른 기존 연구(Lundberg & Rose, 2000)를 고려할 때 아내의 지속적 노동시장 참여로 아버지는 노동시간을 줄이는 등의 선택을 할 가능성이 있음을 시사한다. 통계적으로 유의하진 않지만 90% 여성 임금 수준에서는 양의 효과를 보이고 있어 이러한 효과 또한 부부합산임금에서 상쇄되고 있을 것으로 짐작할 수 있다. 10%, 20% 또한 통계적 유의미성은 발견되지않지만 아내와 남성임금은 각각 반대의 계수 방향을 갖는다. 이러한 결과가 가구내로 이어져 가구간의 불평등을 완화 혹은 영향없음이라는 결과로 이어지지는 것으로 판단할 수 있다.

이상의 결과를 통해 우리는 부부 내 여성의 상대임금과 자녀 유무의 효과가 부부합산임금의 임금분위별로 다르게 나타남을 발견하였다. 우리는 기존의 여성 임금과 남성 임금에 초점을 맞춘 연구에서 한발 나아가 부모 패널티와 프리미엄이라고 불리우는 생애사적 관점에서 나타나는 부부 각자의 임금변화가 가구 간 임금 수준별 분포에 영향을 미친다는 점에 초점을 맞추었다. 결과 여성이 경제력에 있어 가구 내 비교우위를 갖게 된 경우 부모됨에 대해 통계적 유의성은 확인되지 않았지만 가구 간 불평등에 긍정적인 효과를 갖게 될 가능성과 남성이 비교우위를 갖는 신전통 가구의 경우 부모됨은 고/저소득층의 분포를 두텁게 만들면서 가구간 불평등을 강화할 가능성을 확인하였다.

V . 결 론

본 연구는 부부 임금근로자에 초점을 맞추어 가구의 부부 합산임금의 계층별 분포에 자녀와 여성의 상대임금이 미치는 영향을 규명하고자 하였다.

무조건부 고정효과 모델을 활용하여 분석한 주요 결과는 다음과 같다.

첫째 전체 임금근로자 부부의 부모됨이 부부 합산임금에 미치는 영향은 임금 계층별로 각기 다르게 나타남을 발견하였다. $10\sim20\%$ 저임금층에서는 음(-)의 효과를, 90% 고임금층에서는 양(-)의 효과를 보여 부모됨은 임금분포의 양 극단을 넓게 만들어 가구 간 불평등에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

둘째, 부부합산임금에 미치는 부모됨의 효과는 여성의 상대임금 비율에 따라 영향의 크기와 양상에 차이가 있는 것으로 분석되었다. 전체 임금근로자의 부모됨의 계층별 효과는 주로 남편이 더많이 버는 신전통 모델 가구의 영향으로 풀이되는데, 신전통 가구는 전체 가구의 결과와 유사하게 $10\sim20\%$ 저임금층에서 음(-)의 효과(-15.0%, -9.8%), $80\sim90\%$ 고임금층에서 양(+)의 효과(8.5%, 10.2%)를 보여 유자녀 부부는 무자녀 부부보다 양 극단의 임금 분포가 두텁게 나타남을 확인하였다. 반면, 아내가 더 많이 버는 평등 가구의 경우는 부모됨의 영향이 미미했으며 90% 고임금 층은

오히려 음(-)의 효과를 보이며 모두 유의미하지 않았다. 이와 달리 남성 혼자 임금을 버는 1인 생계부양자 모델의 유자녀 부부는 $40\sim60\%$ 중위 임금 수준에서 양(+)의 임금프리미엄을 얻는 것으로 나타나 2인 생계부양자 모델과는 그 양상이 달랐다.

셋째, 부모됨이 부부합산임금에 미치는 영향을 좀 더 세밀히 보기 위해 아내와 남성 임금을 각각 분석한 결과에 따르면, 신전통 가구의 경우 부부 모두 저임금 계층은 부모 패널티를 고임금 계층은 부모 프리미엄을 얻는 것을 확인할 수 있었다. 아내가 더 많이 버는 가구의 경우는 남성 고임금층(90%)에서 오히려 부모됨이 음(-)의 영향력을 갖는 것으로 나타났는데 이는 아내의 상대임금이 높은 가구의 부모됨 효과가 가구 간 불평등을 완화하는 방향으로 작동될 수 있음을 시사한다. 비교 임금 우위를 고려하지 않은 다수의 연구가 부모 모두 저임금층에서는 임금 패널티를 겪으며 남성의 경우 고소득층에서 임금 프리미엄을 얻는다는 점을 보여주는 것과 달리 맞벌이 가구 중 가장 많은 비율을 차지하는 신전통 가구 모델의 부부는 아내와 남편 모두 동일한 패털티와 프리미엄을 겪고 있다는 점을 발견했다는 점은 우리 사회가 유럽이나 미국 등과 달리 여전히 남녀 노동시장의 진보가 더디다는 것을 보여주는 것이기도 하다(Glauber, 2018; Petersen et al., 2014). 게다가아내가 더 많이 버는 전통적이지 않은 가구의 경우 기존의 결과와는 다른 양상을 보였다는 점에서 부부의 비교 임금 우위가 부부 임금의 영향요인이 될 수 있음을 제시했다는 점에서 의의를 갖는다. 우리는 이상의 결과를 통해 부모됨이 부부합산임금에 미치는 영향은 계층별로 차이가 났으며 저임금 계층에는 패널티가, 고임금 계층에는 프리미엄의 효과를 보여 가구 간 불평등을 키우고 있을 기능에는 제상되고 기관 보석의 기관로 기관되는 기관 사업의 되고 많은 사업의 되었다는 시기를 기관되었다.

우리는 이상의 결과를 통해 무모됨이 무무합산임금에 미지는 영향은 계층별로 차이가 됐으며 서임금 계층에는 패널티가, 고임금 계층에는 프리미엄의 효과를 보여 가구 간 불평등을 키우고 있을 가능성을 확인할 수 있었다. 특히, 전체 부부의 결과를 견인하는 것은 남성이 더 많이 버는 신전통가구 부부인 것으로 나타났다. 신전통 가구의 부부는 여성과 남성 모두 저임금층에서 패널티를 겪고 고임층에서 프리미엄을 얻음으로서 사회 전반의 임금 불평등에 영향을 주고 있는 것이다.

효용에 따른 부부의 결정이 가구 내로 이어진다면 남편이 많이 버는지 아내가 많이 버는지에 따라 부모됨이 부부합산임금에 미치는 영향은 유사한 양상을 보였을 것이다. 하지만 결과는 그러하지 않았다. 우리 분석 결과는 다수의 연구가 지적하였듯 효용에 따른 부부의 선택만으로 노동시장결정이 이루어지지는 않고 있음을 시사하고 있다. 앞서 설명한대로 사회적 규범과 성역할 인식, 조사 편향, 여성의 직종 분리, 사업주 차별 등등 다양한 노동시장적 요소와 사회 제도 요소가 복합적으로 작용했으리라 예상해 볼 수 있다. 또한 임금 불평도가 높은 국가에서 부모됨이 임금 불평등을 더 가중되어 나타나고 있다(Cooke, 2014)는 점을 고려해보면 우리 사회 남성이 많이 버는 신전통 가구의 비율이 다른 선진국보다 더 높고 해당 집단의 결과가 전체 결과를 견인하고 있다는 점에서 기존 연구와도 맥을 같이 한다. 신전통 가구의 형태 안에는 임금의 불평등한 구조를 내재하고 있기 때문이다.

가족친화정책의 발전에도 불구하고 우리 사회 임금격차는 여전히 큰 폭으로 유지중이다. 기존비교 연구는 북유럽 국가의 1970~1990년대 도입된 가족 정책의 영향으로 모성 패널티가 전혀 없거나 적다는 점(Budig et al. 2016)과 함께 일부의 연구는 모성에게 친화적인 정책이 많은 여성의경제활동 참여를 가능하게 하지만 반면 성별 직업 불평등은 악화시킬 수 있으며 남녀임금격차를줄이기 위해서는 가족정책보다 평등주의적 임금구조가 더 중요한 역할을 한다는 점을 지적한다

(Mandel & Semyonov, 2005). 스웨덴 사회의 발전된 2인 가구 모델과 광범위한 육아휴직 제도, 근로시간 단축, 아픈 자녀 돌봄 지원 등의 가족 친화 정책이 사실상 어머니를 장기간의 경력 단절 및 시간제 일자리에 머물게 함으로서 특히 고위직의 모성 패널티는 증가했다는 것이다.

우리 분석의 신전통적 가구 모형은 임금격차가 가구내로 이어진 대표적 모습일 것이다. 이러한 가구 모델의 여성들은 노동시장에 참여하고 있지만, 해당 가구 모형에서 부모됨은 가구 간 임금소 등 불평등 가능성을 높이고 있다. 이는 여성이 많이 버는 평등 모델의 결과에서 이러한 임금소득 불평등이 더 이상 관측되지 않는 것과 차별된다. 전통에 가까운 가구 모델에서 부모됨이 가구 간 불평등으로 이어질 수 있다는 점은 우리 사회 전반의 불평등 해소에 시사하는 바가 있다. 우리의 결과는 노동시장 내 구조적인 여성의 직종 분리, 차별, 사회 규범 등으로 인한 여성의 전반적인 남성에 비한 저임금은 가구 내로 이어져 자녀를 키우게 되는 과정에서 가구 간의 불평등을 악화하는 방향으로 작동하게 될 수 있음을 보여주는 것이다.

다양한 정책 투입에도 여성에게 주어진 노동환경은 여전히 갈 길이 멀다. 일자리의 동일 노동, 동일 임금의 가치는 당연할 것이고 여성들이 내몰린 일자리의 질을 제고할 방안을 고민해야 할 것이다. 사회의 불평등이 가족 안에서 더 강화되는 현재 우리 사회의 평균적인 방향성은 (Mandel & Semyonov, 2005)의 지적처럼 여성의 경제활동 참여를 독려하는 현재의 정책 패러다임의 전환을 고민할 필요성을 보여주는 것일 것이다. 우리의 신전통적 가구 모형이 이끄는 자녀를 가진 전체가구의 불평한 임금 구조는 정책 투입의 방향이 육아와 돌봄을 위한 여성을 집으로 보내는 현재의 방향에서 공동 육아와 국가 돌봄의 방향으로 전환과 여성 일자리의 차별성을 해소하는 것에 더욱 초점을 맞출 필요성을 보여주다 할 수 있다.

우리의 연구는 아직 진행 중으로 여전한 한계를 갖는다. 그리고 현재의 방향만으로는 제도 변화에 따른 부모 패널티의 변화에 대해 분석하지 못하고 있다. 향후 연구를 통해 북유럽 등 선진 사회 보다 보수적 규범을 가지고 있는 우리의 사회 구조 안에서 여성 친화적 제도의 작동이 남녀 임금격차에 어떠한 영향을 미치는지 살펴볼 필요가 있어 보인다.

참고문헌

- 윤미례·김태일(2020), 『능력 있는 아내는 일을 덜 할까?: 부부 성 역할 규범과 상대임금』, 한국 사회정책, 27(4):137-161
- 장진희(2020), 『혼인과 자녀가 성별임금격차에 미치는 영향』, 이화젠더법학, 12(1):179-212
- 함선유(2020), 『부자 부모와 가난한 부모: 자녀가 임금에 미치는 영향의 계층 차이』, 보건사회연 구, 40(2):387-415
- Albrecht, J., Björklund, A. & Vroman, S.(2003), "Is There a Glass Ceiling in Sweden?", Journal of Labor Economics 21(1): 145–177
- Angelov, J., & Lindahl (2016), "Parenthood and the Gender Gap in Pay", Journal of Labor Economics 34(3)
- Austen, S., & Redmond, G. (2013), "Male earnings inequality, women's earnings, and family income inequality in Australia, 1982–2007" Journal of Economic Issues 47(1): 33–62.
- Blinder, A., S.(1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", Journal of Human resources 8(4).
- Boertien, D., & Permanyer, I. (2019), "Educational assortative mating as a determinant of changing household income inequality: A 21-country study" European Sociological Review, 35:522 537.
- Breen, R., & Salazar, L. (2010), "Has increased women's educational attainment led to greater earnings inequality in the United Kingdom? A multivariate decomposition analysis" European Sociological Review, 26:143 157.
- _____ (2011), "Educational assortative mating and earnings inequality in the United States" American Journal of Sociology, 117:808 843.
- Budig, M. J., & England P. (2001), "The Wage Penalty for Motherhood", American Sociological Review 66(2)
- Bygren, M., Gähler, M. & Magnusson, C. (2021), "The Constant Gap: Parenthood Premiums in Sweden 1968 2010" Social Forces 100(1):137 168
- Byker, T. (2015), The opt-out continuation: Education, work and motherhood from 1984 2012. Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences, 2(4): 1 54.
- Cherchye, L., Rock, B., & Vermeulen, F. (2012), "Married with Children: A Collective Labor Supply Model with Detailed Time Use and Intrahousehold Expenditure Information", American Economic Review 102(7): 3377–3405
- Chiappori. (1992), "Collective labor supply and welfare", Journal of political Economy, 100(3)
- _____ (1997), "Introducing household production in collective models of labor supply",

 Journal of political Economy 105(1)

- Cooke. L. P.(2014), "Gendered Parenthood Penalties and Premiums across the Earnings Distribution in Australia, the United Kingdom, and the United States", European Sociological Review 30(3): 360 372
- Correll, S., Benard, S., & Paik, I. (2007), "Getting a job: is there a motherhood penalty?" American journal of sociology 112(5): 1297–1339.
- Doeringer, P. B., & Piore, M. J.(1985), "Internal labor markets and manpower analysis", ME Sharpe.
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2009), "Unconditional quantile regressions". Econometrica, 77(3):953–973.
- Glauber, R. (2008), "Race and gender in families and at work: The fatherhood wage premium" Gender and Society 22(1): 8 30.
- _____ (2018), "Trends in the Motherhood Wage Penalty and Fatherhood Wage Premium for Low, Middle, and High Earners" Demography, 55(5): 1663 1680
- Goldin, C., & Mitchell, J. (2017), "The new life cycle of women's employment: Disappearing humps, sagging middles, expanding tops" Journal of Economic Perspectives 31(1): 161 182.
- _____ (2018), "Trends in the motherhood wage penalty and fatherhood wage premium for low, middle, and high earners" Demography, 55(5):1663 1680.
- Gonalons-Pons, P., Schwartz, C., & Musick, K.(2021), "Changes in Couples' Earnings Following Parenthood and Trends in Family Earnings Inequality Demography, 58(3):1093 1117.
- Gornick, C., & Jacobs, A.(1996), "A cross-national analysis of the wages of part-time workers: Evidence from the United States, United Kingdom, Australia and CanadaWork", Employment and Society, 10(1):1-27
- Hodges, M., & Budig, M. (2010), "Who gets the daddy bonus? Organizational hegemonic masculinity and the impact of fatherhood on earnings" Gender & Society, 24:717 745.
- Lundberg, S. & Rose, E. (2000), "Parenthood and the earnings of married men and women" Labour Economics, 7:689 710.
- Mandel, H. & Semyonov, M.(2005), "A Welfare State Paradox: State Interventions and Women's Employment Opportunities in 22 Countries" American Journal of Sociology, 111(6):1910 49.
- Mincer, J. (1966), Labor force participation of married women: A study of labor supply. In Aspects of labor economics. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- _____ (1974). Schooling and earnings. Schooling, experience, and earnings (pp. 41-63) NBER.
- Musick, K., Bea, M., & Gonalons-Pons, P. (2020), "His and her earnings following parenthood

- in the United States, Germany, and the United Kingdom" American Sociological Review, 85: 639 674.
- Murray-Close, M. & Heggeness, M. (2018), "Manning up and womaning down: How husbands and wives report their earnings when she earns more", SESHD Working Paper. 2018-20.
 - https://www.census.gov/content/dam/Census/library/working-papers/2018/demo/SE HSD-WP2018-20.pdf
- Oaxaca, R.(1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", International economic review 14(3).
- Pencavel, J. (2006), "A Life Cycle Perspective on Changes in Earnings Inequality among Married Men and Women", The Review of Economics and Statistics, 88(2):232-242
- Petersen, T., Penner, M. and Høgsnes, G. (2014), "From Motherhood Penalties to Husband Premia: The New Challenge for Gender Equality and Family Policy, Lessons from Norway" American Journal of Sociology, 119(5):1434 1472.
- Raley, S., Mattingly, M., & Bianchi, S. (2006), "How dual are dual-income couples? Documenting change from 1970 to 2001", Journal of Marriage and Family, 68:11–28.
- Schwartz, R. (2010), "Earnings inequality and the changing association between spouses' earnings" American Journal of Sociology, 115:1524 1557.
- Winslow-Bowe(2009), "Husbands' and Wives' Relative Earnings", Journal of Family Issues, 30(10):1405-1432

[부표 1] 1인 생계부양자 가구-남성

		10%	20%	40%	50%	60%	80%	90%
지	자녀유무		0.003	0.046**	0.048**	0.052**	0.014	-0.021
०}	내 연령	0.031***	0.029***	0.035***	0.034***	0.040***	0.037***	0.036***
ماريا	고졸	0.033	0.031	0.077*	0.070*	0.080**	-0.005	-0.065
아내 학력	전문대졸	0.019	-0.105	0.04	0.084	0.057	-0.015	0.012
(기준:	대졸	0.019	-0.008	0.084	0.1	0.148**	0.043	0.007
고졸미만)	대학원졸 이상	0.138	0.093	0.022	0.049	0.104	0.138	0.261
1 l 55	고졸	0.324	0.635***	0.18	0.138	-0.008	-0.042	-0.046
남편 학력	전문대졸	0.362	0.705***	0.243	0.312**	0.143	0.143	0.138
ㄱㄱ (기준:	대졸	0.311	0.590***	0.201	0.196	0.081	0.068	0.14
고졸미만)	대학원졸 이상	0.206	0.462**	0.141	0.204	0.09	0.247	0.434*
	남편 근로시간	0.004***	0.002***	0.001***	0	0	0.001**	0.001***
	아내 력년수	0.009*	0.001	-0.006**	-0.008** *	-0.008** *	-0.009**	-0.010**
	남편 력년수	0.003	0.005***	0.005***	0.005***	0.003*	0.003*	0.005**
싱	남편 용여부 임시·일용)	0.363***	0.218***	0.122***	0.099***	0.060***	0.009	-0.005
상수항		2.979***	3.266***	3.791***	3.987***	4.051***	4.525***	4.735***
r2		0.045	0.082	0.126	0.145	0.16	0.108	0.072
N		18,908	18,908	18,908	18,908	18,908	18,908	18,908

452 _ 2021년 한국노동패널 학술대회

[부표 2] 여성이 더 많이 버는 가구

		10%	20%	40%	50%	60%	80%	90%
자녀유무		-0.022	-0.056	0.1	0.097	0.072	0.043	-0.086
्र	내 연령	0.014*	0.018***	0.019***	0.026***	0.037***	0.048***	0.047***
아내	고졸	0.905	0.732	0.04	-0.193	-0.289*	-0.352** *	-0.17
학력	전문대졸	0.824	0.788	0.43	-0.121	-0.183	-0.383*	-0.205
(기준:	대졸	1.222	0.754	0.524	-0.075	-0.143	-0.235	-0.486*
고졸미만)	대학원졸 이상	1.042	0.643	0.511	-0.048	-0.193	0.036	-0.201
남편	고졸	-0.038	1.592**	0.113	-0.003	0.219	-0.189** *	-0.213
학력	전문대졸	0.041	1.581**	-0.348	0.013	0.444**	-0.208	-0.312
(기준:	대졸	-0.07	1.387**	-0.094	0.072	0.426**	0.161	0.033
고졸미만)	대학원졸 이상	-0.132	1.367**	0.032	0.155	0.542**	0.395	0.544
주당	아내 근로시간	0.002	0.004	0.002	0.002	0.001	0.002	0.001
	남편 근로시간	-0.001	0.001	-0.001	0	-0.001	0	0.002
	아내 력년수	-0.001	-0.002	-0.005	-0.006	-0.011	-0.007	-0.014
	남편 럭년수	0.002	0.006	0.007	0.008	0.015*	0.002	0.011
상	아내 용여부 임시·일용)	0.094	0.236*	0.026	0.08	0.077	0.04	0.054
상	남편 용여부 임시·일용)	-0.034	0.12	-0.042	-0.009	0.001	0.062	-0.143
<i>)</i>	상수항	4.005***	2.454**	4.926***	5.035***	4.569***	4.800***	5.275***
	r2	0.016	0.058	0.079	0.088	0.147	0.173	0.126
	N	2136	2136	2136	2136	2136	2136	2136

2021 한국노동패널 **학술대회**

[제7주제]

직무만족

- 1. 퇴사할 팔자는 따로 있다? 통제소재에 따른 직무만족이 이직에 미치는 영향에 대한 연구
- 2. 직무만족의 추이와 그 원인 : 2002-2020년 기간을 중심으로
- 3. 주 52시간 근무제가 직무만족도에 가져다준 변화 : 잠재전이 분석을 중심으로

