

아내 소득기여도가 맞벌이 부부의 가사노동시간에 미치는 효과: 조사시기와의 상호작용효과를 중심으로*

The Effect of Wives' Household Income Contributions on Dual-Earner Couples' Housework Time:
Focus on Investigating Period Interaction Effects

광운대학교 방위사업연구소
연구교수 주익현**

Institute of Defense Acquisition program, Kwangwoon University
Research Professor Joo, Ik Hyun

〈목 차〉

I. 문제제기 및 연구목적	IV. 결과
II. 이론적 배경	V. 논의
III. 연구방법	참고문헌

〈초록〉

본 연구의 첫 번째 목적은 아내 소득기여도가 맞벌이 부부의 가사시간이 영향을 미치는지 확인하는 것이다. 두 번째 목적은 아내 소득기여도 효과에 대한 조사시기 조절효과를 살펴보는 것이다. 이를 위해서 2004년부터 2019년까지의 통계청 생활시간조사를 분석하였다. 분석대상은 20세 이상 60세 미만 맞벌이 부부이다. 종속변수는 맞벌이 부부의 가사시간이며, 분석방법은 토빗 분석이다. 분석 결과 세 가지 사실들을 발견하였다. 첫째, 아내 소득기여도와 아내 가사시간 사이에는 U자형 관계가 있었다. 둘째, 시간이 흐르면서 아내 소득기여도와 아내 가사시간 사이의 U자형 관계는 점점 더 강해지고 있었다. 셋째, 아내 소득기여도가 증가할수록 남편 가사시간은 증가하지만 2019년 이전까지 남편의 가사시간은 사실상 0에 가까웠다. 이상의 결과들은 맞벌이 부부의 가사분업을 이해하기 위해서는 경제학적 관점이 아닌 젠더적 관점이 더 유용함을 보여준다.

주제어: 가사시간, 맞벌이 부부, 젠더 보상 가설, 상대적 자원 가설, 생활시간조사

〈Abstract〉

The first purpose of this paper was to investigate whether wives' income contributions affect the time spent on housework by dual-earner couples. The second purpose was to investigate period interaction effects on the effect of wives' income contributions. For this, Korean Time Use Survey data 2004–2019 was analyzed. The analysis target was dual-earner couple aged 20-59 years. The dependent variable was time spent on housework, and the analysis method was tobit regression. According to the results, there were three findings: First, there was a U-shaped relation between wives' income contributions and wives' housework time. Second, this relationship became stronger as time progressed. Third, although wives' income contributions positively affected husband housework time, husband housework time was actually zero before 2019. These results demonstrated that not economic perspective, but gender perspective, is more useful for understanding dual-earner couples' division of housework.

Key words: Housework Time, Dual-Earner Couple, Gender Compensation Hypothesis, Relative Resources Hypothesis, Korean Time Use Survey

*이 논문은 2020년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2020S1A5B8101323).

**주저자, 교신저자: 주익현(ihjoo798@naver.com), <https://orcid.org/0000-0002-1365-3807>

I. 문제제기 및 연구목적

가사노동은 가족구성원의 생명활동을 포함해서 재생산을 위해 필요한 활동 일체에 대한 노동이다(김외숙·이기영, 2015: 280). 여기서 재생산이란 내일도 오늘과 같이 동일하게 노동할 수 있도록 함으로써 경제적으로 가정을 운영할 수 있도록 하는 것과 더불어, 다음 세대를 낳고 교육해 노동력을 계승시키는 것을 모두 포함한다. 풍부한 재생산을 위해서는 보다 많은 시간을 가사노동에 투자해야 한다. 남녀가 혼인을 통해 하나의 가정을 형성한다는 점을 고려해보면 가사노동은 부부가 함께 또는 남편과 아내 중에서 누군가는 반드시 수행해야만 하는 활동이다.

과거 전통사회에서는 남편이 유급직장노동을 하고 아내가 무급가사노동을 하는 것이 보편적인 사회현상이었다. 하지만 오늘날 아내와 남편이 모두 직장유급노동을 하는 맞벌이 부부의 경우에도 여전히 아내가 주로 무급가사노동을 한다는 것은 심각한 사회문제이다(김소영·진미정, 2016).

맞벌이 부부의 가사시간 성별격차가 사라지지 않고, 여전히 남아 있는 현상에 대해서 관련 분야 연구자들은 크게 두 가지 설명을 하고 있다. 첫 번째는 아내의 소득기여도가 낮아서 맞벌이 아내의 가사시간이 길 수 있다는 것이다. 맞벌이 부부의 가사시간에 영향을 주는 다양한 요인들 중에서 특히 아내 소득기여도에 주목해야 하는 이유는 아내 소득기여도의 효과에 따라서 가사분업을 경제학적으로 접근해야 하는지, 젠더적으로 접근해야 하는지를 알 수 있기 때문이다(김수정·김은지, 2007).

경제학적인 교환이론 관점에서 볼 때, 아내의 소득기여도가 높으면 아내의 가사시간은 줄어들고 남편의 가사시간은 증가해야 한다. 이를 상대적 자원 가설(Blood & Wolfe, 1960 : 11)이라고 한다. 그런데 가부장적인 사회문화에서는 아내의 소득기여도와 아내의 가사시간 사이에는 U자 형태의 관계가, 아내의 소득기여도와 남편의 가사시간 사이에는 뒤집어진 U자 형태의 관계가 성립된다. 이것을 젠더 보상 가설(Greenstein, 2000)이라고 한다. 이 가설은 남편보다 높은 아내 소득기여도가 남편의 남성성을 훼손시켰기 때문에 이에 대한 보상으로 아내가 남편보다 가사활동을 더 한다고 설명한다. 시간이 흐르면서 여성의 사회진출이 활성화되고 맞벌이 부부가 증가하더라도, 가사시간 성별격차가 사라지지 않는 것은 남편보다 소득기여도가 높은 아내들이 늘어나더라도 젠더 보상 현상 때문에 남편보다 가사시간이 짧은 여성들이 존재하기 어렵기 때문일 수 있다.

시간이 흘러도 맞벌이 부부의 가사시간 성별격차가 빨리 사라지지 않는 것에 대한 또 다른 설명은 지체된 적응 모형(lagged adapted model)에 대한 것이다(Gershuny, Godwin & Jones, 1994). 맞벌이 가사시간의 변화에 대한 이론적 설명

모형으로는 지체된 적응 모형 외에도 적응된 파트너십 모형과 이중부담 모형이 있다. 적응된 파트너십 모형은 부부 가사시간 성별격차는 시간이 흐르면 자연스럽게 해소될 것이라고 설명한다. 이중부담 모형은 맞벌이 부부가 증가하더라도 가부장적인 가사분업행태는 변하지 않기 때문에 부부 가사시간 성별격차는 해소되지 않을 것이라고 설명한다. 지체된 적응 모형은 맞벌이 부부의 증가속도는 빠르지만 가부장적인 가사분업행태의 해체는 느리기 때문에 아내의 가사시간은 빠르게 감소하지만 맞벌이 남편의 가사시간은 천천히 증가할 것이라고 설명한다.

한국의 경우 통계청 생활시간조사에 따르면 20세 이상 60세 미만 맞벌이 아내의 경우 가사시간이 평일 기준 2004년 2:43, 2009년 2:26, 2014년 2:24, 2019년 2:09이다. 한편 맞벌이 남편의 경우에는 평일 기준으로 2004년 0:16, 2009년 0:17, 2014년 0:17, 2019년 0:27이다. 즉, 한국 맞벌이 부부의 경우, 아내의 가사시간은 상대적으로 빠르게 감소하고 있고, 남편의 가사시간은 서서히 증가하고 있어 지체된 적응 모형에 가까운 것으로 이해될 수 있다. 그런데 지체된 적응 모형 자체는 거시적인 수준에서 맞벌이 부부의 가사시간 변화를 살펴본 것으로, 미시적인 실증분석 수준에서 검토되지 않은 것이다. 만약 만약 지체된 적응 모형을 실증연구에서 검증하기 위해서는 ‘최근 조사일수록 아내의 가사시간은 감소하고, 남편의 가사는 증가할 것이다’ 또는 ‘조사연도는 아내의 가사시간에 대해서 강하게 부정적 효과(-)가, 남편 가사시간에 대해서는 약하게 긍정적 효과(+)가 있을 것이다’라는 형태의 연구가설로 검토될 필요가 있다.

본 연구는 통계청 생활시간조사 원자료(2004년~2019년)을 분석해서 한국 맞벌이 부부의 가사시간 성별격차가 해소되지 않고 있는 요인이 무엇인지에 대해 앞서 언급한 두 가지 설명, 즉 아내소득기여도 효과와 조사연도의 효과를 통합해서 실증 분석하는 것을 연구목적으로 한다. 구체적인 연구 문제는 첫째, 아내 소득기여도가 맞벌이 부부의 가사시간에 어떻게 영향을 미치고 있는지 살펴보고, 둘째, 조사연도가 아내 소득기여도에 미치는 조절효과가 어떠한지 살펴보는 것이다.

II. 이론적 배경

1. 아내의 소득기여도와 가사시간

상대적 자원 가설(relative resources hypothesis)은 부부 중에서 배우자보다 소득, 교육수준, 직업지위가 높은 쪽의 가사시간이 짧고, 배우자의 가사시간은 길 것이라는 가설이다. 이 가설은 Blood & Wolfe(1960 : 11)가 처음 제시한 것으로 이들은 우선 혼인권력(martial power)이란 가족의 삶에 영향을 미치는 결정을 내릴 수 있는 능력이라고 정의한다. 고전적 자원

이론(Blau, 1964 : 27)에 따르면 혼인권력은 부부 중에서 혼인 유지에 기여하기 위해서 더 많은 실질적 또는 잠재적인 자원을 제공하는 쪽이 가지게 된다. 이 때 자원이란 더 많은 수입, 교육, 직업지위 등을 말한다(Han, 2021). 실증분석에서 이 가설은 주로 부부의 소득을 놓고 소득기여도가 높은 쪽은 직장유급 노동에 집중을 하고, 소득기여도가 낮은 쪽은 무급가사노동에 집중할 때 경험적으로 지지된다.

소득수준이 배우자보다 높을수록 가사분업에 대한 협상력이 강하기 때문에 가사시간이 짧아진다는 상대적 자원 가설은 부부의 가사분업을 경제학적 관점에서 접근하는 경제적 의존 가설(economic dependency hypothesis)과 유사하다. 이 가설은 부부의 가사분업을 가구 단위에서 경제적 효용을 최대화하려는 합리적 행위로 본다. 소득수준이 높은 쪽이 유급직장노동에 집중하고, 소득수준이 낮은 쪽이 무급가사노동에 집중하는 것은 기회비용을 최소화하려는 경제학적 전략이 될 수 있다(Becker & Becker, 2009 : 39).

그런데 Greenstein(2000)은 상대적 자원 가설을 반박하며 아내의 소득기여도는 가사시간과 U자형 관계를 가진다는 젠더 보상 가설(gender compensation hypothesis)을 제시하였다¹⁾. 상대적 자원 가설은 아내의 소득기여도와 아내의 가사시간 사이에 부(-)적인 선형 관계를 가정하고, 아내의 소득기여도와 남편의 가사시간 사이에 정(+)적인 선형 관계를 가정한다. 반면 젠더 보상 가설에서는 아내의 소득기여도와 아내의 가사시간 사이에는 U자형 관계를 가정하고, 아내의 소득기여도와 남편의 가사시간 사이에는 뒤집어진 U자형 관계를 가정한다.

젠더 보상 가설에서는 여성이 남편보다 소득기여도가 높다는 것은 전통적인 가부장적인 성별분업 사회에서 남편의 가치가 훼손되는 일로 본다. 따라서 아내의 소득기여도가 남편보다 높은 경우 아내는 훼손된 남편의 가치를 보상해주기 위해서 자신의 소득기여도가 더 높음에도 불구하고 가사시간을 늘린다. Brines(1994)는 남편의 경우 젠더 보상 가설이 경험적으로 지지되지만 아내의 경우 젠더 보상 가설은 경험적으로 검증되지 않고 상대적 자원가설이 지지된다고 보고하였다. Greenstein(2000)은 Brines(1994)가 성역할관념을 분석에 포함하지 않았음을 지적하면서, 성역할관념이 통제되면 아내의 소득기여도와 아내의 가사시간 사이에는 U자형 관계가 성립되며, 성역할관념의 효과가 통제되었기 때문에 이 현상은 젠더 보여주기(gender display) 보다는 전통적 젠더 역할 일탈에 대한 무효화(deviance neutralization)로 해석해야 한다고 주장하였다.

맞벌이 부부의 가사시간에 대한 실증분석을 시도한 연구들은 상대적 자원 가설과 젠더 보상 가설에 대해서 최근까지도

서로 대립되는 분석결과를 계속 보고해오고 있다(Bittman et al., 2003; Evertsson & Neremo, 2004, 2007; Kan, 2008; Sullivan & Gershuny, 2016). Bittman et al.(2003)은 호주의 1992년 시간사용자료를 분석해서 남성부양자가구에 속하는 아내 집단에서 아내 소득기여도가 가사시간과 U자 형태임을 확인하였지만, 남성 집단에서는 뒤집어진 U자 형태가 나타나지 않는다고 보고하였다. Evertsson & Neremo(2004)는 1973년부터 2000년까지의 스웨덴 SLLS(Seedish Level of Living Survey) 자료와 미국 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 분석해서 미국에서만 젠더 보상 가설을 지지하는 결과가 나타났음을 보고하였다. Evertsson & Neremo(2007)은 1991년부터 2000년까지의 스웨덴 SLLS(Seedish Level of Living Survey) 자료를 분석해서 아내 소득기여도 뿐만 아니라 상대적 학력, 상대적 직업지위, 상대적 수입수준 등이 아내의 가사시간을 선형적으로 감소시키고 남편의 가사시간을 선형적으로 증가시킨다고 보고하였다. Kan(2008)은 1993년부터 2003년까지의 BHPD(British Household Panel Data)를 분석해서 상대적 자원 가설이 지지된다고 보고하였다. Sullivan & Gershuny(2016)은 1992년부터 2008년까지의 BHPS 자료를 분석해서 상대적 자원 가설이 검증된다고 보고하였다.

국내 연구 중에서 상대적 자원 가설과 젠더 보상 가설을 직접 검토한 연구로 우선 김수정과 김은지(2007)의 연구를 들 수 있다. 이들은 상대적 자원 가설과 젠더 보상 가설을 2004년 생활시간조사 자료를 분석해서 직접 검토하였다. 이 연구결과에 따르면 맞벌이 아내의 소득기여도와 가사시간 사이에는 U자형 관계가 성립하였고, 남편의 소득기여도와 남편의 가사시간 사이에는 남편의 소득기여도가 높을수록 남편의 가사시간이 줄어드는 선형적인 관계가 있는 것으로 확인되었다. 허수연(2008)은 아내 소득기여도 대신 배우자와의 소득 차이의 효과를 분석하였는데 이 경우에는 통계적으로 유의미한 효과가 없는 것으로 확인되었다. Eun(2009)은 아내 소득기여도를 범주형 변수로 설정하였는데, 분석결과는 젠더 보상가설을 지지하는 것으로 나타났다. 배호중(2015)은 맞벌이 남성의 가사시간만을 분석하였다. 여기서는 아내의 소득기여도가 범주형 변수로 분석에 투입되었으며 분석결과는 상대적 자원 이론을 지지하였다.

이 연구들은 상대적 자원 가설과 젠더 보상 가설을 대립시켜 직접 검토하였다는 점에서 이론적 함의가 있지만 몇 가지 한계점이 있다. 우선 김수정과 김은지(2007), 허수연(2008), Eun(2009)는 분석 방법으로 OLS 회귀분석을 적용하였다. 하지만 많은 응답자들, 특히 남편들은 가사시간에 대해서 0이라고 응답한다. 이렇게 영과잉의 문제가 있는 경우에는 좌측절단(left-censoring)을 고려하는 토빗 회귀분석을 적용해야 불편추정량을 얻을 수 있다. 배호중(2015)의 경우 토빗 모형을 사용하였지만 남편 집단만을 분석대상으로 하면서 아내 집단의 가사시간 변화를 살펴보지 않았다. 하지만 상대적 자원 가설과 젠더 보상 가설을 검토하기 위해서는 아내와 남편의 가사시간

1) 아내의 소득기여도가 본인의 가사시간과 U자형 관계를 가진다는 가설에 대해서 Brines(1994)는 gender display, Greenstein(2000)은 deviance neutralization, Hochschild & Machung(1989 : 221)은 balancing, 김수정과 김은지(2007)는 gender compensation이라고 명명하였고, 본 연구에서는 젠더 보상 가설이라는 용어를 사용함

을 함께 검토할 필요가 있다. 마지막으로 이 연구들은 맞벌이 부부의 양쪽에 대해서 가사시간의 시계열적 변화에 주목하지 않고 있다. 하지만 시간이 흐르면서 어느 가설이 점점 더 실증 분석에 의해서 지지되는지는, 그리고 이러한 경향이 어떻게 변화하고 있는지는 맞벌이 부부의 가사분업을 이해하는데 매우 중요한 이론적 단초를 제공하는 이슈일 수 있다.

2. 시기 조절 효과(period interaction effect)

맞벌이 부부의 가사시간에 대한 대부분의 연구들은 횡단자료에 대한 분석에 집중하고 있어, 조사연도에 따라 어떤 차이점이 있으며, 아내의 소득기여도가 맞벌이 부부의 가사시간에 미치는 효과가 시간이 흐르면서 점점 더 어떠한 형태로 변화하고 있는지 살펴보는 연구는 소수에 머무르고 있다(Evertsson & Neramo, 2007). 아내의 소득기여도가 맞벌이 부부의 가사시간에 미치는 효과를 종단적으로 접근해서 그 변화의 양상을 살펴보고자 한 연구들은 다음과 같은 내용들을 보고해 오고 있다.

우선 Blood & Wolfe(1960 : 11)가 상대적 자원 가설을 소개한 직후, Rodman(1967)은 문화적 맥락에 따라 아내의 소득기여도가 맞벌이 부부의 가사시간에 미치는 효과는 달라질 수 있을 것이라고 주장하였다. 우선 그는 맞벌이 부부의 가사분업에 대해서 아내가 가사를 전담하는 가부장적 문화와 부부가 가사를 분업해서 수행하는 평등문화가 있으며, 이 두 양극단 사이에 전환 상태(transitional state) 문화가 있다고 보았다. 이어서 그는 이 전환 상태 문화에서는 맞벌이 부부의 가사분업에 대해서 명확한 규범이 없거나, 또는 가사분업을 둘러싸고 서로 양가적인 규범들이 혼재되어 있기 때문에 아내소득기여도가 맞벌이 부부의 가사시간에 미치는 효과가 다양한 조건들에 의해서 경험적으로 검증될 수도 있고, 아닐 수도 있으며, 효과의 방향도 조절될 수 있다고 주장하였다.

여기서 특히 주목해야 하는 부분은 문화적 맥락이 국가, 지역, 민족, 인종, 종교 외에 근대화 과정이라는 역사적 맥락에서도 나타나며 이러한 변화가 반드시 불평등한 형태에서 평등한 형태로 일방향적으로 나타나지는 않을 수 있다는 점이다. 만약 문화적 전환기에 여성에게 취업, 승진, 임금인상 등이 더 양성평등하게 이뤄져야 한다는 규범과 가사는 여성의 일이라는 규범이 혼재되어 있다면 아내소득기여도와 아내의 가사시간 사이에는 U자형 관계가 성립되고, 시간이 흐를수록 이러한 관계는 점점 더 강화될 수도 있는 것이다.

Geshuny et al.(1994, 2005)는 지체된 적응 모형을 검토하기 위해서 영국, 독일, 미국 자료를 검토하였는데 분석결과에 따르면 아내가 정규직(full time worker)로 전환되면 남편의 가사시간이 증가하지만 이 변화의 폭은 아내의 가사시간과 비교해서 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. Chen(2005) 또한 시간이 흐르면서 아내의 가사시간 감소만큼 남편의 가사시간이 증가하지 않음을 보고하였다. Grunow, Schulz & Blossfeld

(2012)는 BPS(Bamberg Panel Study of Married Couples) 자료를 분석해서 결혼 후 14년 동안 가사시간이 어떻게 변화하는지 살펴보았다. 분석결과에 따르면 신혼초기에 아내와 남편은 가사노동을 절반씩 담당하지만 시간이 흐를수록 아내가 가사를 전담하게 되며, 아내의 소득기여도가 높은 경우에도 이러한 경향이 나타났다. 가장 최근 연구 중 하나인 Voßemer & Heyne(2019)는 1991년부터 2015년까지 조사된 독일 SEP(Socio-Economic Panel) 자료를 분석해서 취업상태의 남성이 실업을 경험한 다음부터는 상대적 자원 가설로 부부의 가사시간이 더 잘 설명될 수 있음을 보고하고 있다.

국내 연구 중에서 맞벌이 부부의 가사시간에 대해서 시계열적으로 접근한 연구로 우선 조미라와 윤수경(2014)이 있다. 이들은 한국 기혼 남성의 가사노동시간을 1999년부터 2009년까지 생활시간조사를 통해서 살펴보았는데 이에 따르면 남편의 가사노동시간이 점점 더 증가하고 있었다. 주익현(2015)은 2004년, 2009년, 2014년 통계청 생활시간조사 자료를 분석해서 아내 소득기여도와 아내가사시간 사이의 관계는 과거에는 U자 형태였다가 최근으로 오면서 부정적인 방향으로 선형적인 형태로 변화하고 있다고 보고하였다. 김소영과 진미정(2016)이 분해방법으로 아내 소득기여도의 효과를 살펴보았는데 이에 따르면 아내의 가사시간이 아내소득기여도와 2009년까지는 부정적(-) 선형 관계가 있고, 2014년에는 긍정적(+) 선형 관계가 있는 것으로 나타났다. 장인수와 우혜봉(2017)은 여성가족패널 자료(1~5차)를 분해방법으로 분석하였는데 이에 따르면 개인 소득이 맞벌이 부부의 가사시간에 대해서 분석모형으로 설명되는 부분에 기여하는 정도가 점점 더 커지고 있으며, 이는 상대적 자원 가설과 유사한 것이라고 보고하고 있다.

이 연구들은 맞벌이 부부의 가사시간에 대해서 시계열적 접근을 했다는 점에서 기존 횡단연구들과 구분된다. 하지만 앞서 언급한 바와 같이 영과잉 자료에 대해서 토빗모형을 적용하지 않은 점, 아내와 남편의 가사를 함께 살펴보지 않은 점, 아내 소득기여도의 제공항 효과를 검토하지 않은 점 등의 한계를 가진다.

III. 연구방법

1. 연구문제

본 연구에서는 다음과 같이 연구문제를 설정하였다.

연구문제1. 아내의 소득기여도는 맞벌이 부부의 가사시간에 어떤 영향을 미치는가?

연구문제2. 조사연도는 아내의 소득기여도 효과를 어떻게 조절하는가?

2. 자료소개 및 연구대상

본 연구의 분석자료는 통계청에서 제공하는 국가승인통계 자료인 생활시간조사 원자료이다. 생활시간조사는 1999년부터 2019년까지 5년 간격으로 실시되었다. 본 연구에서는 1999년 자료를 제외한 4개 연도의 자료만을 분석에 포함시켰다. 1999년 자료는 개인 소득과 성역할관념에 대한 조사 문항이 없어서 본 연구에서 검증하고자 하는 상대적 자원 가설 및 젠더 보상 가설을 검증하는데 있어 적합하지 않다. 생활시간조사 자료는 조사원이 인구센서스 자료에서 층화표집으로 선정된 가구를 방문해 10세 이상의 가구원 전체를 대상으로 이들 동안의 활동을 10분 간격으로 조사한다. 본 연구에서는 독립 동일분포 원칙을 지키기 위해서 조사 첫날만 응답만을 분석 대상으로 삼았다.

본 연구는 20세 이상 60세 미만 맞벌이 부부만을 분석 대상으로 삼는다. 생활시간조사 자료는 조사가구를 방문해서 10세 이상 가구원 전체를 조사하며, 응답자들의 가구주와의 관계 변수를 제공한다. 이를 통해 한 가구에서 한 쌍의 부부를 분석 대상으로 추출한 다음에 데이터 구조를 변화시켜 개인 변수 옆에 배우자 변수를 붙이는 방법으로 데이터를 새롭게 구성하였다.

3. 변수코딩 및 응답자 특성

생활시간조사는 시간일지라는 특수한 설문지에 10분 간격으로 응답자로 하여금 자신의 하루 일과를 기록하게 한다. 본 연구의 종속변수인 가사시간은 이렇게 기록된 1일 가사시간량이며, 시간(hour)단위로 회귀분석에 투입하였다. 종속변수에 절단(censoring) 문제가 있는 경우에는 관측치의 상한선과 하한선을 설정하는 토빗 회귀분석을 실시해야 불편추정량을 얻을 수 있는 것으로 알려져 있다(Tobin, 1958). 본 연구에서는 많은 응답자, 특히 남편들이 가사시간을 0으로 응답하는 좌측절단 문제가 있기 때문에 하한선을 0으로 설정한 토빗 회귀분석을 분석방법으로 채택하였다.

맞벌이 부부의 가사시간에 대한 연구들은 연령, 교육년수, 직업 등의 인구사회학적인 요인들과 성역할관념, 유급노동시간, 미취학자녀의 수 등을 통제변수로 삼아왔다. 분석에 투입한 설명변수들의 코딩내역은 다음과 같다. 우선 핵심독립변수인 아내 소득기여도는 아내소득을 부부합계소득으로 나눈 값이다. 이 값이 1에 가까울수록 아내가 남편보다 소득수준이 높고, 0에 가까울수록 남편이 아내보다 소득수준이 높다. 부부합계소득은 아내와 남편의 소득을 합한 값이다. 생활시간조사 자료에서는 개인 소득을 범주형 변수로 제공하고 있다. 기존 연구들(김수정·김은지, 2007; 주익현, 2015)의 방식을 따라 각 범주의 중앙값을 개인 소득으로 코딩하였다. 예를 들어 100만원 이상 150만원 이하의 경우 125만원으로 코딩하였다. 그 다

음에는 한국은행에서 제공하는 소비자 물가지수를 가중치로 부여하였다. 최종적으로는 아내와 남편의 소득을 합하여 부부합계소득 변수를 생성하였으며, +1을 넘는 왜도를 보정하기 위하여 자연로그를 취한 값을 회귀분석에 투입하였다.

성역할태도는 '남성은 일, 여성은 집'이라는 진술에 대해서 '매우 동의' 1점, '동의' 2점, '반대' 3점, '매우 반대' 4점으로 응답한 결과를 변수값으로 입력하였다. 이 값이 클수록 성역할태도가 양성평등을 지향하는 것으로 해석할 수 있다. 직장유급노동시간은 시간일지에 기록된 조사 당일 직장유급노동시간을 시간(hour)단위로 코딩하였다. 미취학 자녀의 수는 7세 미만 자녀의 수를 변수값으로 코딩하였다. 또 동거부모의 수는 부부와 같은 가구에 동거하고 있는 아내 또는 남편 부모의 수이다. 동거부모의 평균 가사시간 또한 분석에 포함시켰다. 만약 동거부모가 1인이면 해당 가구원의 가사시간이 변수 응답값이 된다. 동거부모가 2인 이상인 경우 이들의 가사시간 총량을 인원수로 나눈 값을 변수 응답값으로 코딩하였다.

연령은 응답자 만 나이 값을 입력하였다. 교육년수는 초졸 6년, 중졸 9년, 고졸 12년, 2년제 대졸 14년, 4년제 대졸 16년, 석사졸 18년, 박사졸 22년으로 입력하였다. 재학, 휴학, 자퇴 및 퇴학의 경우 졸업 학력 교육년수에 해당 교급의 교육년수 중앙값을 입력하였다. 예를 들어 중학교 자퇴의 경우 초졸 6년에 중학교 교급 교육년수 3년의 중간값 1.5를 더해서 7.5로 입력하였다. 직업은 범주형 변수이다. 고위전문직, 사무직, 판매서비스직, 1차산업직, 단순조립기능직으로 구분하였다. 아내의 경우 고위전문직 23.5%, 사무직 19.0%, 판매서비스직 35.2%, 1차 산업 관련직 5.8%, 단순조립기능직 16.6%였고, 남편의 경우 고위전문직 21.6%, 사무직 19.0%, 판매서비스직 19.6%, 1차 산업 관련직 7.4%, 단순조립기능직 32.5%였다. 주중 응답자는 60.7%, 주말응답자는 39.3%였고, 2004년 응답자는 23.3%, 2009년 응답자는 22.6%, 2014년 응답자는 29.5%, 2019년 응답자는 24.7%였다. 맞벌이 부부를 분석 대상으로 하기 때문에 무직, 학생 주부, 기타 등은 분석에서 제외되었다. 각 변수들의 평균, 표준편차, 범위값은 다음 <표 1>과 같다.

다음 <표 2>는 연도별, 요일별로 맞벌이 부부의 가사시간 평균값을 시간:분 단위로 제시한 것이다. 이를 통해 맞벌이 부부의 가사시간 성별격차의 시계열적인 변화를 살펴볼 수 있다. 아내의 연도별 가사시간을 살펴보면 평일의 경우 2:43, 2009년 2:26, 2014년 2:24, 2019년 2:09으로 감소해왔다. ANOVA 분석에 따르면 2004년부터 2019년까지 4개 연도의 집단별 평균은 통계적으로 유의미한 차이를 보인다($F=30.088$, $p<.001$). 사후분석에 따라 서브그룹이 어떻게 형성되는지 살펴보면 2004년이 평균값이 제일 크며, 2009년과 2014년 사이에는 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않으며, 2019년의 평균값이 가장 작았다. 토요일의 경우 2004년 3:09, 2009년 3:00, 2014년 3:10, 2019년 3:07으로 2004년부터 2019년까지 4개 연도의 집단별 평균은 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다. 일요

〈표 1〉 맞벌이 부부의 인구사회학적 특성

		평균	표준편차	최소	최대
아내 (n=9,867명)	성역할태도(4점)	3.0	0.8	1.0	4.0
	직장유급노동시간(hour)	4.6	3.5	0.0	16.0
	연령(세)	42.5	7.7	20.0	59.0
	교육년수(년)	12.8	2.9	0.0	22.0
	직업: 고위전문직	(23.5)			
	직업: 사무직	(19.0)			
	직업: 판매서비스직	(35.2)			
	직업: 1차산업관련직	(5.8)			
남편 (n=9,867명)	성역할태도(4점)	2.7	0.8	1.0	4.0
	직장유급노동시간(hour)	5.9	3.7	0.0	17.0
	연령(세)	45.3	7.9	20.0	59.0
	교육년수(년)	13.4	2.9	0.0	22.0
	직업: 고위전문직	(21.6)			
	직업: 사무직	(19.0)			
	직업: 판매서비스직	(19.6)			
	직업: 1차산업관련직	(7.4)			
부부 공동 (N=9,867쌍)	직업: 단순조립기능직	(16.6)			
	아내의 소득기여도(0~1)	0.3	0.2	0.0	1.0
	부부합계소득(만원, ln)	6.0	0.5	0.0	7.5
	동거 부모 수(명)	0.1	0.3	0.0	3.0
	동거 부모 1인당 평균 가사시간(hour)	0.2	0.8	0.0	9.7
	7세 미만 미취학 자녀의 수(명)	0.3	0.5	0.0	3.0
	요일: 주중	(60.7)			
	요일: 주말	(39.3)			
	연도: 2004년	(23.3)			
	연도: 2009년	(22.6)			
연도: 2014년	(29.5)				
연도: 2019년	(24.7)				

주: 범주형 변수의 경우 ()안에 항목별 비율 제시

일의 경우 2004년 3:16, 2009년 3:28, 2014년 3:25, 2019년 3:22으로 2004년부터 2019년까지 4개 연도의 집단별 평균은 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다.

남편은 평일의 경우 2004년 0:16, 2009년 0:17, 2014년 0:17, 2019년 0:27으로 네 집단의 평균이 통계적으로 유의미한 수준에서 차이가 있었다(F=24.133, p<.001). 서브그룹은 2019년 가장 크고, 2004년, 2009년, 2014년이 하나의 그룹인 것으로

나타났다. 토요일의 경우 2004년 0:25, 2009년 0:32, 2014년 0:43, 2019년 0:54으로 네 집단의 평균이 통계적으로 유의미한 수준에서 차이가 있었다(F=21.713, p<.001). 서브그룹은 2019년이 가장 크고, 2014년이 두번째, 2009년과 2004년이 하나의 그룹이면서 평균이 가장 작은 것으로 나타났다. 일요일의 경우 2004년 0:37, 2009년 0:47, 2014년 0:52, 2019년 1:11으로 네 집단의 평균이 통계적으로 유의미한 수준에서 차이가 있었다

〈표 2〉 맞벌이 부부 가사시간 변화

		2004	2009	2014	2019	F(p-value)
아내	평일	2:43 ^a	2:26 ^b	2:24 ^b	2:09 ^c	30.088 ^{***}
	토요일	3:09 ^a	3:00 ^a	3:10 ^a	3:07 ^a	.681(.)
	일요일	3:16 ^a	3:28 ^a	3:25 ^a	3:22 ^a	.814(.)
남편	평일	0:16 ^b	0:17 ^b	0:17 ^b	0:27 ^a	24.133 ^{***}
	토요일	0:25 ^c	0:32 ^c	0:43 ^b	0:54 ^a	21.713 ^{***}
	일요일	0:37 ^c	0:47 ^b	0:52 ^b	1:11 ^a	19.066 ^{***}

주: 사후분석에 따른 서브그룹을 평균값이 큰 순서부터 a~c로 표시
^{*}p<.05, ^{**}p<.01, ^{***}p<.001

($F=19.066$, $p<.001$). 서브그룹은 2019년이 평균이 가장 크고, 2014년과 2009년이 통계적으로 유의미한 차이가 없는 하나의 서브 그룹이고, 2004년은 평균이 가장 작은 하나의 서브 그룹인 것으로 나타났다.

IV. 결과

1. 아내 소득기여도 주효과

〈표 3〉은 20세 이상 60세 미만 맞벌이 부부의 가사시간을 종속변수로 하는 토빗 회귀분석 결과를 요약한 것이다. 모형1은 아내의 가사시간을 종속변수로 하는 분석결과이며, 모형2는 남편의 가사시간을 종속변수로 하는 분석결과이다. 배우자의 특성을 분석에 포함시키기 위해서 부부를 분석대상으로 하였기 때문에 응답자의 수는 두 모형 모두 9,867명이다.

본 연구의 핵심은 시간이 흐르면서 나타나고 있는 맞벌이 부부의 가사시간 변화를 상대적 자원 가설과 젠더 보상 가설로 어떻게 설명할 수 있는지 살펴보는 것이다. 2004년부터 2019년까지 맞벌이 부부의 가사시간을 상대적 자원 가설과 젠더 보상 가설 중 어느 하나의 가설로 설명할 수 있는지, 아니면 어

는 하나의 가설에서 다른 하나의 가설로 변화하는지 살펴보기 위해서 조사연도, 아내 소득기여도와 그 제곱항의 상호작용을 검토하였다.

우선 연구문제1과 관련해서 아내의 소득기여도가 맞벌이 부부의 가사시간에 미치는 주효과는 다음과 같다. 아내소득기여도와 아내 가사시간 사이에는 U자형 관계가 성립하고 있었다(아내 소득기여도 $coef=-2.053$, $p<.01$; 아내 소득기여도 제곱항 $coef=1.908$, $p<.05$). 한편 모형2를 통해 아내 소득기여도가 남편 가사시간에 미친 효과를 살펴보면, 아내소득기여도는 통계적으로 유의미한 수준에서 1.226($p<.05$)이고, 아내소득기여도의 제곱항은 통계적으로 유의미한 수준이 아님을 알 수 있었다. 즉 아내소득기여도가 증가할수록 남편의 가사시간이 증가하는 정(+)적 선형 관계가 아내소득기여도와 남편 가사시간 사이에 성립하고 있었다.

이어서 조사시기가 맞벌이 부부의 가사시간에 미치는 주효과는 다음과 같다. 2019년을 기준으로 할 경우 아내의 가사시간은 2004년이 2009년, 2014년, 2019년 보다 통계적으로 유의미한 수준에서 더 긴 것으로 나타났다($coef=.288$, $p<.05$). 한편 남편의 가사시간은 2019년을 기준으로 할 경우 2004년, 2009년, 2014년, 2019년 사이에 통계적으로 유의미한 수준에서 차이가 나타나지는 않는 것으로 확인되었다.

〈표 3〉 맞벌이 부부 가사시간 추정 토빗 모형

	(모형1) 아내 가사시간		(모형2) 남편 가사시간		
	B	β	B	β	
	아내 소득기여도	-2.053** (.631)	-.867	1.226* (.598)	.241
아내 소득기여도 ²	1.908* (.792)	.268	-.630 (.740)	-.088	
핵심 독립 변수	연도(ref=2019)				
	2004년	.288* (.130)	.122	-.141 (.127)	-.060
	2009년	.082 (.136)	.035	-.165 (.134)	-.069
	2014년	.132 (.135)	.056	-.106 (.132)	-.048
	2004년 * 아내 소득기여도	.730 (.710)	.112	-1.980** (.680)	-.303
	2009년 * 아내 소득기여도	1.514* (.746)	.238	-.558 (.719)	-.088
	2014년 * 아내 소득기여도	.595 (.734)	.105	-.657 (.711)	-.116
	2004년 * 아내 소득기여도 ²	-.804 (.917)	.380	2.031* (.864)	.187
	2009년 * 아내 소득기여도 ²	-2.130* (.978)	.029	.354 (.929)	.030
	2014년 * 아내 소득기여도 ²	-1.025 (.951)	.281	.188 (.917)	.018

	(모형1)		(모형2)		
	아내 가사시간		남편 가사시간		
	B	β	B	β	
응답자 본인 통제변수	연령(세)	.017** (.005)	.007	-.002 (.005)	-.013
	교육년수(년)	-.004 (.008)	-.002	.007 (.008)	.021
	직업(ref=고위전문직)				
	사무직	.061 (.047)	.026	.016 (.046)	.007
	판매서비스직	.093* (.046)	.039	-.061 (.051)	-.024
	1차산업관련직	.158 (.112)	.067	.091 (.094)	.024
	단순조립기능직	.159** (.056)	.067	-.056 (.047)	-.026
	성역할태도(4점)	.054* (.021)	.023	.135*** (.020)	.101
직장유급노동시간(hour)	-.313*** (.005)	-.132	-.198*** (.005)	-.734	
배우자 통제변수	연령(세)	.009 (.005)	.004	-.003 (.005)	-.023
	교육년수(년)	.008 (.008)	.004	.002 (.008)	.005
	직업(ref=고위전문직)				
	사무직	-.041 (.047)	-.017	-.050 (.045)	-.019
	판매서비스직	-.058 (.051)	-.024	-.078 (.045)	-.037
	1차산업관련직	.170 (.098)	.072	-.084 (.110)	-.020
	단순조립기능직	.023 (.048)	.010	-.113* (.055)	-.042
	성역할태도(4점)	-.093*** (.021)	-.039	.014 (.021)	.010
직장유급노동시간(hour)	.047*** (.005)	.020	.022*** (.005)	.076	
부부 공통 통제변수	조사요일(ref=주중)				
	주말	-.016 (.030)	-.007	.064* (.029)	.031
	미취학자녀의 수(명)	-.092** (.032)	-.039	.057 (.031)	.031
	동거부모의 수(명)	.161** (.059)	.068	-.050 (.059)	-.017
	동거부모 1일 평균 가사시간(hour)	-.141*** (.026)	-.059	-.015 (.026)	-.012
	부부합계소득(만원, ln)	-.116** (.036)	-.049	-.103** (.036)	-.054
상수항		3.659*** (.307)		1.270*** (.300)	
N		9,867		9,867	
Log-Likelihood		-17486.708		-10888.914	

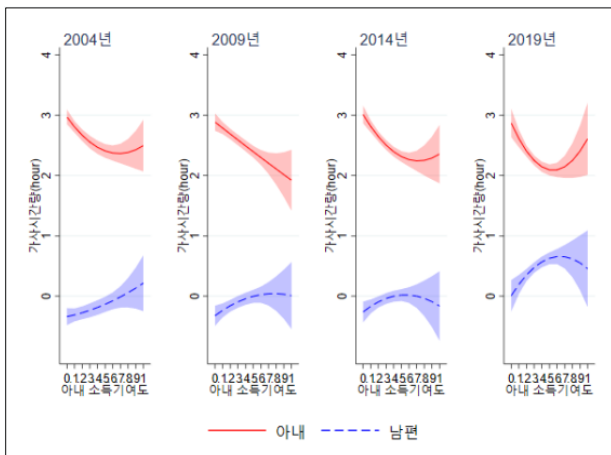
주: ()안에 표준오차를 제시

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

2. 조사시기 조절효과

연구문제2와 관련하여 조사시기와 아내소득기여도의 상호작용 효과는 다음과 같다. 아내의 가사시간의 경우 모형1에 따르면 연도별로 추정된 회귀선의 기울기를 살펴보면 2009년의 경우 2019년보다 통계적으로 유의미한 수준에서 1.514만큼 더 컸다($p < .05$). 그리고 2009년 기울기의 변화량(=아내 소득기여도 제곱항)은 $-2.130(p < .05)$ 이다. 이 값은 아내 소득기여도 제곱항의 효과($\text{coef} = 1.908, p < .05$)를 상쇄시키는 수준이다. 이로 인해 2009년의 경우 최종적으로 추정된 회귀선이 U자 형태가 아니라 우하향하는 형태가 된다.

남편 가사시간은 2004년의 경우 추정된 회귀선의 기울기가 2019년과 비교해서 통계적으로 유의미한 수준에서 감소($\text{coef} = -1.980, p < .01$)하였고, 기울기 변화량은 통계적으로 유의미한 수준에서 증가($\text{coef} = .031, p < .05$)하였다. 이는 2019년과 비교해서 2004년의 회귀선이 우상향하는 경향이 더 강함을 의미한다. 이상의 내용은 다음 <그림 1>과 같이 시각화를 할 수 있다.



<그림 1> 연도별 아내소득기여도에 따른 맞벌이 부부 가사시간 추정치

<그림 1>을 통해 맞벌이 아내의 가사시간의 경우 2009년을 제외한 나머지 연도에서는 상대적 자원 가설보다는 젠더 보상 가설에 더 부합하는 형태를 띠고 있음을 알 수 있다. 그런데 젠더 보상 가설은 남편보다 소득수준이 높은 아내에 대한 표본 크기가 부족해서 나타난 일종의 통계적 착시현상일 수 있다. 보다 신중한 결과해석을 위해 추가적으로 신뢰구간 하한선을 살펴보면, 비록 아내 소득기여도가 1에 가까워질수록 신뢰구간이 확대되지만 이 경우에서조차도 2009년 이후에는 우하향하는 경향이 약해지는 현상이 나타나고 있음을 알 수 있다.

한편 아내 소득기여도와 남편 가사시간의 관계를 살펴보면 회귀선이 2004년의 경우 우상향하는 선형적 형태를 띠고 있다가 시간이 흐르면서 뒤집어진 U자 형태로 변화하고 있다.

그런데 2014년까지 남편의 가사시간은 0에 근사하고 있으며, 2019년에서야 회귀선의 절편과 기울기가 0으로부터 벗어나고 있음에 유의해야 한다. 2014년까지는 남편 가사시간이 0에 근사했기 때문에 상대적 자원 가설과 젠더 보상 가설 어느 쪽으로도 설명되지 않고, 2019년에 한해서 상대적 자원 가설에 해당하는 것으로 보는 편이 적절한 해석이 될 수 있을 것이다.

이러한 결과가 나타난 이유에 대해서 한 가지 가능한 설명은 아내의 경우 시간이 흐르면서 맞벌이 부부들 중에서 소득기여도가 높으면 가사노동을 적게 해야 한다고 생각하는 아내들은 퇴직 등을 통해서 맞벌이 부부에서 외벌이 부부로 이탈하고, 더 많은 가사노동 수행을 수용하는 아내들만 노동시장에 남게 되어 시간이 흐르면서 맞벌이 아내의 가사시간이 젠더 보상 가설에 더 부합되는 것으로 보이는 결과가 나타난 것일 수 있다. 이는 현대사회에서 슈퍼우먼 증후군 현상이 증가하고 있다는 Feeney(2017)의 진단과도 연결지어 생각해 볼 수 있을 것이다.

한편 남편의 가사시간은 2014년까지 남편 가사시간이 사실상 0에 근사하고 있었고, 2019년에 제한적으로 상대적 자원 가설에 부합하는 모습을 보이고 있다. 남편 집단에서 일종의 과거에는 남편 가사시간이 0에 근사했고, 세대교체가 이뤄지면서 최근에는 청년층을 중심으로 남편 가사시간이 증가하면서 상대적 자원 가설에 부합하는 결과가 나타났을 수 있다. 즉, 청년들의 가사시간이 증가한 결과 2014년까지 사실상 0에 수렴하던 남성 가사시간이 2019년 0을 벗어나서 상대적 자원 가설로 설명되는 형태를 띠게 된 것일 수 있다.

3. 통제변수

통제변수의 효과는 다음과 같다. 우선 아내와 남편 모두 본인의 직장유급노동시간이 길어질수록 가사시간이 줄어들었다. 성역할태도의 경우 아내는 남편의 성역할태도가 양성평등을 지향할수록 가사시간이 줄어드는 반면에 남편은 자신의 성역할태도가 양성평등을 지향할수록 가사시간이 줄어드는 경향이 있었다. 미취학 자녀의 수, 동거 부모의 수, 동거 부모의 1일 평균 가사시간 등은 모두 아내의 가사시간에만 영향을 미쳤다. 미취학자녀의 수가 증가할수록 아내의 가사시간은 감소하였다. 동거부모의 수가 증가할수록 아내의 가사시간은 증가했지만, 동거부모의 가사시간이 증가할수록 아내의 가사시간이 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 동거부모가 많을수록 전체 가사량 및 동거부모에 대한 돌봄이 증가하기 때문일 수 있으며, 만약 동거부모가 가사노동을 수행한다면 아내의 가사부담은 그만큼 줄어들기 때문에 동거부모의 가사시간량이 아내의 가사

2) <그림 1>에서는 2019년에 회귀선이 뒤집어진 U자 형태처럼 보이지만, <표 3>에서 아내소득기여도 제곱항이 통계적으로 유의미한 수준을 보지 않음

시간을 감소시키는 효과가 나타나는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

또 아내는 자신의 연령과 직업(판매서비스직, 단순조립기능직), 남편의 경우 자신의 직업(단순조립기능직)과 조사요일(주말)이 통계적으로 유의미한 수준에서 효과가 있었다. 직장유급노동시간을 통제된 상태에서 판매서비스직이나 단순조립기능직에 종사하는 이들이 고위전문직보다 가사시간이 길다는 것은 배우자와 가사협상 과정에서 여성은 연령이 높고 직업지위가 높아야 유리하기 때문에 이러한 결과가 나타난 것일 수 있다. 흥미롭게도 남편은 단순조립기능직에 종사할 때 고위전문직보다 적은 가사활동을 하는 것으로 나타난다. 이는 같은 단순조립기능직이라고 할지라도 여성들보다 남성들의 육체노동강도가 더 강하기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 마지막으로 아내들은 주중과 주말 가사시간에 차이가 없었던 반면 남편들은 주중보다 주말에 가사시간이 더 길었는데 이것은 여성들은 주중과 주말 가사노동량에 차이가 없이 항상 많은 가사노동을 하기 때문에 나타난 결과일 수 있을 것이다.

V. 논의

맞벌이 부부의 가사시간은 거시적으로는 저출산 문제, 미시적으로는 개인의 삶의 질 문제와 연결되어 있다(박수미, 2005; 김난주·권태희, 2009; 문재선·이정운, 2019; 박수미, 2005; 송유미·이제상, 2011). 최근 일부 연구자들이 맞벌이 부부 가사시간의 종단적 변화에 주목해서 다양한 분석 결과들을 제시해오고 있다(서지원·기은광·고선강, 2021; 이정은·서지원, 2021; 이현아, 2021; 이현아·김선미, 2019; 이현아·김주희, 2021). 이현아와 김선미(2019)는 가족특성과 근무특성이 남편의 일가정 양립에 미치는 효과를 검증하였으며, 서지원 외(2021)는 세대별로 가사노동시간, 가정관리시간, 가족돌봄시간이 어떻게 변화해왔는지 보고하였다. 이현아(2021)는 중년세대의 가사노동 변화를 보고하였다. 이현아와 김주희(2021)는 세대별로 남성의 가사시간에 영향을 미치는 요인이 무엇이었는지 검증하였으며, 이정은과 서지원(2021)은 아버지의 미취학자녀 돌봄시간이 조사시기별로 어떻게 달라져왔으며 그 요인은 무엇인지 검토하였다.

하지만 이상의 연구들은 아내 소득기여도 효과에 집중하지는 않았다. 그런데 맞벌이 부부의 가사시간에 영향을 미치는 요인들 중에서 아내 소득기여도 효과는 맞벌이 부부의 가사분업이 경제적 자원에 의해서 결정되는지, 아니면 젠더에 의해서 결정되는지를 보여주기 때문에 이 효과가 점점 더 강해지는지 약해지는지는 매우 중요한 연구문제가 되며 본 연구는 바로 이 부분을 실증적으로 분석하기 위해 수행되었다.

본 연구는 2004년부터 2019년까지의 통계청 생활시간조사

원자료를 분석해서 맞벌이 부부의 경우 아내 소득기여도가 아내와 남편의 가사시간에 미치는 효과가 어떠한지, 이 효과가 시간이 흐르면서 점점 더 강화되는지 아니면 약화되는지 살펴보고자 하였다. 이를 위해 실증분석 단계에서 조사연도와 아내소득기여도의 상호작용을 검토하였다. 분석결과 아내의 경우 2009년을 제외한 연도에서 아내소득기여도와 아내 가사시간 사이에 U자형 관계가 성립됨을 확인하였다. 한편 남편의 경우 2014년 이전까지는 가사시간이 0에 근사하다가 2019년이 되어서야 0으로부터 벗어나는 것으로 확인되었다.

맞벌이 아내의 가사시간은 지난 10년 동안 가구소득기여도가 높은 아내들이 과도한 가사노동까지 수용하는 젠더 보상 가설이 설명하는 형태로 변화해왔다. 한편 맞벌이 남편의 경우 2019년이 되어서야 실질적으로 가사노동에 참여하기 시작하였는데 아내소득기여도가 남편 가사시간에 미치는 효과는 상대적 자원 가설에서 설명하는 형태였다. 아내의 경우 젠더 보상 가설, 남편의 경우 상대적 자원 가설에 해당하는 형태로 맞벌이 부부의 가사분업이 변화해온 것이다.

연도별 가사시간의 평균을 살펴보면 맞벌이 부부의 가사시간에 변화가 어느 정도 있지만, 성별격차는 여전히 크다는 점에서 한국사회의 맞벌이 부부 가사분업은 지체된 적응 모형에 가깝다고 볼 수 있다. 그런데 지체된 적응 모형에서는 아내의 가사시간이 먼저 감소하고, 남편의 가사시간이 나중에 증가하는 것으로 설명하고 있는데, 한국의 경우에는 주말 아내의 가사시간은 줄어들지 않고, 남편의 가사시간은 증가하고 있다. 또, 아내의 평일 가사시간이 조금씩 감소하고 있는 것처럼 보이지만, 아내소득기여도 효과가 여성의 경우 젠더 보상이 더 강해지는 것처럼 보인다.

이처럼 기존이론들이 설명하지 못하는 부분들에 대해서는 새로운 설명이 요구되는데, 아내의 평일 가사시간은 감소하지만 주말 가사시간은 감소하지 않은 것은 주말에 가사를 몰아서 수행하기 때문일 수 있다. 즉, 가사시간량의 감소는 사실 압축수행의 결과일 뿐이고, 가사량 자체는 변화하지 않았기 때문일 수 있는 것이다. 본 연구에서는 가사가 얼마나 압축적으로 수행되고 있는지는 자료의 한계로 살펴볼 수 없어서 이 문제에 대한 추가적인 논의는 한계점으로 남기고자 한다.

한편 젠더 보상 현상이 강화되는 것은 슈퍼우먼 증후군과 같이 맞벌이 여성들이 과도한 가사노동까지 수행토록 하는 문화심리적 요인이 우리사회에 점점 더 많아지고 있기 때문일 수 있다(Feeney, 2017). 지금 당장 아내의 소득기여도가 남편보다 더 높더라도, 아내가 남편에게 자신보다 더 많은 가사를 수행토록 하지 못하는 이유는 남편이 사회적으로 성공할 기회를 더 많이 갖고 있기 때문일 수 있다.

본 연구의 이론적 함의는 맞벌이 부부의 가사분업에 대한 종단적 설명 모형에 대해서 횡단분석 연구가 제시해온 상대적 자원 가설과 젠더 보상 가설에 대한 실증분석을 통해서 함께 논의하려고 했다는 점에서 찾을 수 있다. 방법론적 함의로는

배우자와 동거 가족의 특성을 분석에 포함시키고, 주요 독립변수에 대해서 조사연도와와의 상호작용 효과를 검토했다는 점이다. 실천적 함의는 젠더보상현상이 나타나는 원인을 분석하는 추가적인 연구의 필요성을 언급했다는 점에서 찾을 수 있을 것이다. 또 본 연구는 최근에는 비로소 남편의 가사시간이 0을 벗어나기 시작했다는 점을 고려해보면, 앞으로는 남편들을 대상으로 가사참여 자체를 넘어서 구체적으로 무엇을 얼마나 하도록 이끌어낼지에 대한 고민의 필요성도 제시하였다. 남편들이 식사준비 및 정리, 세탁, 청소와 같은 핵심가사를 주도적으로 수행토록 하기 위해서는 확실한 실행 여건이 형성될 필요가 있다. 고려해볼 수 있는 하나의 방안으로는 유연근무제도 등을 통해 가사노동을 수행할 수 있는 시간을 확보하는 것이다. 부부의 유급노동시간대가 가사노동에 미치는 효과를 분석한 연구들(주익현·최성수, 2019)은 유급노동시간대를 아내와 비동기화시킬 수 있는 남편들이 가사노동을 더 많이 수행하는 경향이 있음을 보고한 바 있다. 추가적으로 심리적 동기에 대한 유인 요소 또한 마련해야 할 것이다.

이 연구는 몇 가지 한계점을 가진다. 방법론적으로는 생활시간조사 자료는 패널자료가 아니기 때문에 통합분석(pooled analysis)을 시도할 경우 자기상관의 문제, 잔차의 이분산성 문제, 내생성의 문제 등이 발생할 수 있다. 본 연구자는 잔차검증을 수행하여 잔차의 이분산성 문제는 없는 것을 확인하였다. 하지만 나머지 문제들은 패널자료가 생산되기 전까지는 해결이 요원한 실정이다. 그리고 동거하지 않는 부모나 임금을 지불하고 고용한 가사도우미에 대한 고려를 자료의 한계로 인해 분석하지 못하였다는 점은 후속연구에서는 보완되어야 할 것이다. 마지막으로 본 연구는 성역할태도가 연령별로, 시기별로, 세대별로 얼마나 다르고, 만약 다르다면 그 효과를 어떻게 다를 것인지 역시 본 연구에서는 검토하지 못하였다. 연령효과가 나이가 들면서 자연스럽게 나타나는 가치관의 변화에 대한 것이라면, 시기효과는 조사연도 당시의 사회적·제도적 환경의 효과, 세대효과는 출생시점이 같은 이들과 공유하는 성장과정에서 겪은 삶의 경험에서 비롯된 각인된 기억의 효과일 수 있다. 이는 후속연구에서 각각의 관련 이론에 따라 설명될 수 있을 것이며, APC분석과 같이 연령, 시기, 세대 효과를 분해해주는 방법론을 통해 검토될 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 1) 김난주·권태희(2009). 기혼여성의 직장가정균형과 삶의 질의 상호관계. 여성연구, 76, 43-70.
- 2) 김소영·진미정(2016). 부부의 가사노동시간 변화: 2004년-2014년 생활시간조사자료 분석. 가정과삶의질연구, 34(3), 65-84. DOI : 10.7466/jkhma.2016.34.3.65.
- 3) 김수정·김은지(2007). 한국 맞벌이 가구에서 가사노동과 경제적 의존의 관계: 교환 혹은 젠더 보상?. 한국사회학, 41(2), 147-174.
- 4) 김의숙·이기영(2015). 가사노동과 시간관리. 서울: 한국방송통신대학교.
- 5) 문재선·이정운(2019). 기혼직장여성들의 진로지속동기와 사회적 지지에 기초한 군집유형별 일-가정 균형감 및 삶의 만족도의 차이. 상담학연구, 20(1), 121-141.
- 6) 박수미(2005). 가족내 성평등과 저출산. 보건복지포럼, 2005(4), 36-44.
- 7) 배호중(2015). 맞벌이 가구 남편의 가사노동시간: 홀벌이 가구 남편과 비교를 중심으로. 사회과학연구, 31(4), 151-181.
- 8) 서지원·기은광·고선강(2021). 한국 여성과 남성의 세대별 가사노동시간의 변화(1999-2019): 가정관리 및 가족돌봄 시간을 중심으로. 가족자원경영과 정책, 25(2), 53-78. DOI : 10.22626/jkfma.2021.25.2.005.
- 9) 송유미·이제상(2011). 저출산의 원인에 관한 연구: 산업사회의 변화와 여성의 사회진출을 중심으로. 보건사회연구, 31(1), 27-61.
- 10) 이정은·서지원(2021). 아버지의 미취학자녀 돌봄시간 변화 추이 분석 (2004-2019). 가족자원경영과 정책, 25(3), 103-120. DOI : 10.22626/jkfma.2021.25.3.007.
- 11) 이현아(2021). 중년세대의 가사노동 변화 트렌드. 가족자원경영과 정책, 25(1), 47-61. DOI : 10.22626/jkfma.2021.25.1.004.
- 12) 이현아·김선미(2019). 아버지의 일·가정양립 유형과 일·가정양립 양상. 한국가족자원경영학회지, 23(3), 75-88. DOI : 10.22626/jkfma.2021.25.3.007.
- 13) 이현아·김주희(2021). 세대별 기혼남성의 가사노동시간 연구: 베이비붐세대, X세대, Y세대를 중심으로. 가족자원경영과 정책, 25(4), 71-86. DOI : 10.22626/jkfma.2019.23.3.004.
- 14) 장인수·우혜봉(2017). 기혼 여성과 남성의 가사노동시간 차이와 영향요인 분석. 여성연구, 95(4), 41-72.
- 15) 조미라·윤수경(2014). 한국 기혼남성의 가사노동시간 변화 연구-교육수준에 따른 격차를 중심으로. 한국가족복지학, 44, 5-30.
- 16) 주익현(2015). 맞벌이 여성의 소득기여도가 가사 시간량에 미치는 효과: 2004년, 2009년, 2014년 시계열적 변화를 중심으로. 사회과학논집, 46(2), 49-68.
- 17) 주익현·최성수(2019). 남자가 여자를 '도와줄' 때: 부부간 가사노동 분업에서 시간대 동기화의 중요성. 한국사회학, 53(2), 213-251. DOI : 10.21562/kjs.2019.05.53.2.213.
- 18) 허수연(2008). 맞벌이가구 여성과 남성의 가사노동시간에 관한 연구. 한국여성학, 24(3), 177-210.
- 19) Becker, G. S. & Becker, G. S.(2009). A Treatise on the

- Family. Harvard university press.
- 20) Bittman, M., England, P., Sayer, L., Folbre, N. & Matheson, G.(2003). When does gender trump money? Bargaining and time in household work. *American Journal of sociology*, 109(1), 186-214. DOI : 10.1086/378341.
- 21) Blau, P.(1964). *Exchange and power in social life*. Routledge.
- 22) Blood, R., D. & Wolfe.(1960). *Husbands and Wives*, New York: Free Press.
- 23) Brines, J.(1994). Economic dependency, gender, and the division of labor at home. *American Journal of sociology*, 100(3), 652-688. DOI : 10.1086/230577.
- 24) Chen, F.(2005). Employment transitions and the household division of labor in China. *Social Forces*, 84(2), 831-851. DOI : 10.1353/sof.2006.0010.
- 25) Eun, G. S.(2009). 한국 기혼부부의 가사노동분업. *Korea Journal of Population Studies*, 32(3), 145-171.
- 26) Evertsson, M, & Nermo, M.(2004). Dependence within families and the division of labor: Comparing Sweden and the United States. *Journal of Marriage and Family*, 66(5), 1272-1286. DOI : 10.1111/j.0022-2445.2004.00092.x.
- 27) Evertsson, M, & Nermo, M.(2007). Changing resources and the division of housework: A longitudinal study of Swedish couples. *European Sociological Review*, 23(4), 455-470. DOI : 10.1093/esr/jcm018.
- 28) Feeney, C.(2017). *Women and the myth of having it all*, Havard University Doctoral Dissertation.
- 29) Gershuny, J., Godwin, M, & Jones, S.(1994). The domestic labour revolution: a process of lagged adaptation. *The Social and Political Economy of the Household*, 151-97.
- 30) Gershuny, J., Bittman, M, & Brice, J.(2005). Exit, voice, and suffering: Do couples adapt to changing employment patterns?. *Journal of Marriage and Family*, 67(3), 656-665. DOI : 10.1111/j.1741- 3737.2005.00160.x.
- 31) Greenstein, T. N.(2000). Economic dependence, gender, and the division of labor in the home: A replication and extension. *Journal of Marriage and Family*, 62(2), 322-335. DOI : 10.1111/j.1741-3737.2000.00322.x.
- 32) Grunow, D., Schulz, F. & Blossfeld, H. P.(2012). What determines change in the division of housework over the course of marriage?. *International Sociology*, 27(3), 289-307. DOI : 10.1177/0268580911423056.
- 33) Han, B.(2021). Race, gender, and power in Asian American interracial marriages. *Social Science Research*, 96, 102542. DOI : 10.1016/j.ssresearch.2021.102542.
- 34) Hochschild, A. R. & Machung, A.(1989). *The second shift*. NY: Avon Books.
- 35) Kan, M. Y.(2008). Does gender trump money? Housework hours of husbands and wives in Britain. *Work, Employment and Society*, 22(1), 45-66. DOI : 10.1177/0950017007087416.
- 36) Rodman, H.(1967). *Marital power in France, Greece, Yugoslavia, and the United States: A cross-national discussion*. *Journal of Marriage and the Family*, 320-324. DOI : 10.2307/349693.
- 37) Sullivan, O. & Gershuny, J.(2016). Change in spousal human capital and housework: A longitudinal analysis. *European Sociological Review*, 32(6), 864-880. DOI : 10.1093/esr/jcw043.
- 38) Tobin, J.(1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 24-36. DOI : 10.2307/1907382.
- 39) Voβemer, J. & Heyne, S.(2019). Unemployment and Housework in Couples: Task-Specific Differences and Dynamics Over Time. *Journal of Marriage and Family*, 81(5), 1074-1090. DOI : 10.1111/jomf.12602.

- 투 고 일 : 2021년 09월 24일
- 심 사 일 : 2021년 10월 09일
- 계 재 확 정 일 : 2022년 01월 26일