



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

사회복지학석사 학위논문

코로나19로 인한 무급노동부담은 누가 지고 있는가?

: 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성
무급노동시간 변화의 이중차분법 추정

2023년 2월

서울대학교 대학원

사회복지학과

김 건

코로나19로 인한 무급노동부담은 누가 지고 있는가?

: 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성
무급노동시간 변화의 이중차분법 추정

지도교수 구인회
이 논문을 사회복지학석사 학위논문으로 제출함

2022년 11월

서울대학교 대학원
사회복지학과
김 건

김 건의 석사 학위논문을 인준함
2022년 12월

위원장 _____ 홍 백 의 _____ (인)

부위원장 _____ 김 수 영 _____ (인)

위 원 _____ 구 인 회 _____ (인)

국문초록

코로나19로 인한 무급노동부담은 누가 지고 있는가?

: 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성
무급노동시간 변화의 이중차분법 추정

서울대학교 대학원
사회복지학과
김 건

본 연구는 2014년부터 2021년까지 조사된 5차부터 8차까지의 여성가족패널조사를 이용해 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 변화를 분석하였다. 또한 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 무급노동시간 격차는 어떻게 변화하였는지, 무급노동시간 배분이 경제적 교환 논리와 젠더 규범 중 무엇에 의해 더 잘 설명될 수 있는지 살펴보고자 하였다. 이러한 세 가지 연구 질문에 답하기 위해, 혼인여부 모형, 젠더 모형, 여성소득상위모형을 설정하여 이중차분법을 활용한 분석을 실시하였다.

본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간이 증가한 것을 확인하였다. 이는 “코로나19는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간에 어떠한 영향을 미쳤는가?”라는 첫 번째 연구문제에 답하기 위해, 기혼 유자녀 여성을 처치집단으로, 미혼 여성을 비교집단으로 둔 이중차분법을 실시하여 도출된 결과이다. 분석 결과, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간은 미혼 여성에 비해 더 크게 증가하였으나, 무급노동시간과 가사노동시간에는 유의한 증가량의 차이가 없었다.

둘째, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간이 모두 남성 배우자보다 더 크게 증가한 것을 확인하였다. 이는

“코로나19 이후 여성과 남성의 무급노동시간 격차는 어떻게 변화하였는가?”라는 두 번째 연구문제에 답하기 위해, 기혼 유자녀 여성을 처치집단으로, 이들의 남성 배우자를 비교집단으로 둔 이중차분법을 실시하여 도출된 결과이다. 분석 결과, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간 증가량 모두 남성 배우자보다 큰 것으로 나타났다. 즉, 코로나19는 무급노동시간 배분의 젠더 간 불평등을 더욱 심화시킨 것으로 나타났다.

셋째, 아내의 소득이 남편보다 높은 가구에서 코로나 19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 및 돌봄노동시간 증가량이 남성 배우자보다 작지 않으며, 가사노동시간 증가량은 더 큰 것을 확인하였다. 이는 “코로나 19 로 인한 무급노동 부담은 부부간 경제적 교환 논리에 따라 배분되는가, 젠더 규범에 따라 배분되는가?”라는 세 번째 연구문제에 답하기 위해, 분석 대상을 여성의 소득이 남성 배우자보다 더 높은 가구로 한정된 뒤 기혼 유자녀 여성을 처치집단으로, 이들의 남성 배우자를 비교집단으로 둔 이중차분법을 실시하여 도출된 결과이다. 분석 결과, 아내의 소득, 즉 협상력이 남편보다 높은 가구에서 코로나 19 이후 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간이 남성 배우자보다 더 크게 증가했지만, 무급노동시간과 돌봄노동시간의 변화량에는 두 집단 간 차이가 없는 것으로 나타났다. 즉, 코로나 19 이후 무급노동시간 배분은 경제적 교환 논리보다는 젠더 규범에 따라 이루어졌다고 볼 수 있다.

본 연구의 주요 함의는 다음과 같다. 먼저 이론적 함의로서, 코로나 19 이후 국가가 분담하던 무급노동 부담이 가족 내 여성에게 전가되면서, 한국의 탈가족화 수준이 낮아졌음을 밝혀냈다. 또한 코로나 19 이후 추가적으로 주어진 무급노동 배분에 있어 경제적 교환 논리보다 젠더 규범의 영향력이 더 강하게 작동하였음을 포착하였다. 본 연구의 방법론적 함의는 준실험설계인 이중차분법을 바탕으로 여성가족패널조사를 분석하여 선행연구가 노정하는 자료와 분석 방법상의 한계를 보완하였다는 점이다. 이와 같은 엄밀한 추정을 통해 코로나 19 가 기혼 유자녀 여성의 무급노동부담에 미친 영향에 대한 준실험적 증거를 마련하였다. 본 연구의 분석에 따른 정책적 함의는 적극적 방역정책으로 코로나 19 의 확산은 억지되었으나, 그 이면에서 한국 사회가 가정 영역의 젠더 격차 심화라는 비용을 치렀음을

밝혀냈다는 점이다. 그리고 본 연구는 젠더 규범이 무급노동 배분에 미치는 강력한 영향력을 고려하면, 남성의 무급노동 부담을 축진하기 위해서는 성중립적 정책 설계보다는 적극적인 인센티브 제공이 필요함을 강조하였다. 또한 남성의 무급노동수행과 여성의 경제활동참여를 저해하는 이상적 노동자 규범의 해체를 위해, 일관성 있는 근로시간 단축 정책을 통한 장시간 노동 문화 탈피를 제안하였다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 먼저, 선택 편향 문제에 대처하고 외적 타당성을 확보하기 위해 취업 여성뿐만 아니라 비취업 여성을 분석 대상에 포함하였는데, 이로 인해 노동시장 관련 요인이 분석에 포함되지 못했다. 또한 경제적 교환 관점, 가용시간이론에 따른 변수들이 코로나 19의 영향을 흡수할 것을 우려하여 이러한 변수들을 분석에 포함하지 않았고, 이에 따라 무급노동시간 변화의 세부적인 경로를 밝혀내지는 못했다.

주요어: 코로나 19, 가사노동시간, 돌봄노동시간, 경제적 교환 관점, 젠더수행이론, 이중차분법

학번: 2021-27540

목 차

제 1 장 서론.....	1
제 1 절 문제제기	1
제 2 절 연구문제	5
제 2 장 이론적 배경.....	6
제 1 절 무급노동시간의 정의 및 중요성	6
제 2 절 코로나19로 인한 변화.....	12
제 3 절 코로나19와 여성의 무급노동시간	19
제 3 장 연구방법.....	34
제 1 절 분석방법 및 분석자료	34
제 2 절 연구모형	44
제 3 절 변수설정	47
제 4 장 분석결과.....	54
제 1 절 혼인여부 모형	54
제 2 절 젠더 모형	67
제 3 절 여성소득상위모형	78
제 5 장 결론.....	86
제 1 절 분석 결과의 요약	86
제 2 절 연구의 함의.....	89
제 3 절 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언	96
참고문헌.....	99

표 목차

[표 1] 유급·무급노동시간 평균 및 가구총합에서의 비중	9
[표 2] 코로나19 이후 학기별 교육·보육기관 운영	13
[표 3] 이중차분법의 원리	36
[표 4] 여성가족패널조사 차수별 조사시기	42
[표 5] 연구 모형	44
[표 6] 통제변수 목록	53
[표 7] 분석대상의 일반적 특성(혼인여부 모형)	54
[표 8] 무급노동시간의 단순 이중차분값(혼인여부 모형)	60
[표 9] 가사노동시간의 단순 이중차분값(혼인여부 모형)	60
[표 10] 돌봄노동시간의 단순 이중차분값(혼인여부 모형)	61
[표 11] 혼인여부모형 이중차이 회귀분석 결과	62
[표 12] 혼인여부 추세통제 모형 이중차이 회귀분석 결과	64
[표 13] 분석대상의 일반적 특성(젠더 모형)	67
[표 14] 무급노동시간의 단순 이중차분값(젠더 모형)	72
[표 15] 가사노동시간의 단순 이중차분값(젠더 모형)	72
[표 16] 돌봄노동시간의 단순 이중차분값(젠더 모형)	73
[표 17] 젠더 모형 이중차이 회귀분석 결과	74
[표 18] 젠더 추세통제 모형 이중차이 회귀분석 결과	77
[표 19] 분석대상의 일반적 특성(여성소득상위모형)	78
[표 20] 무급노동시간의 단순 이중차분값(여성소득상위모형) ..	81
[표 21] 가사노동시간의 단순 이중차분값(여성소득상위모형) ..	81
[표 22] 돌봄노동시간의 단순 이중차분값(여성소득상위모형) ..	82
[표 23] 여성소득상위모형 이중차이 회귀분석 결과	85
[표 24] 연구가설 지지여부	88

그림 목차

[그림 1] 2002, 2012, 2022년 연령대별 여성경제활동참가율 ..	11
[그림 2] 시도별 초·중·고등학교의 평균 등교일수	14
[그림 3] 혼인여부별 무급노동시간 추세	57
[그림 4] 혼인여부별 가사노동시간 추세	58
[그림 5] 혼인여부별 돌봄노동시간 추세	59
[그림 6] 젠더별 무급노동시간 추세	69
[그림 7] 젠더별 가사노동시간 추세	70
[그림 8] 젠더별 돌봄노동시간 추세	71

보존용 학위논문 정오표

페이지	정정 전	정정 후
<p>p. 41 : 9</p> <p>p. 69 : 7</p> <p>p. 70 : 1</p> <p>p. 71 : 1</p>	<p>부호와 방향성, 유의성</p> <p><그림 6> 젠더별 무급노동시간 추세 (2012~2020년)</p> <p><그림 7> 젠더별 가사노동시간 추세 (2012~2020년)</p> <p><그림 8> 젠더별 돌봄노동시간 추세 (2012~2020년)</p>	<p>부호와 유의성</p> <p><그림 6> 젠더별 무급노동시간 추세(2014~2020년)</p> <p><그림 7> 젠더별 가사노동시간 추세(2014~2020년)</p> <p><그림 8> 젠더별 돌봄노동시간 추세(2014~2020년)</p>

제 1장 서론

제 1절 문제제기

최근 반세기 동안 여성의 지위는 가파르게 향상되어 왔지만, 노동시장 영역에서 여성과 남성의 격차는 온존해 있다. 여성의 교육수준은 많은 국가들에서 남성과 동등하거나 남성보다 높은 수준으로 증가하였고, 점차 많은 여성들이 노동시장에 진출하여 경제활동에 참여하고 있다. 하지만 여성들은 남성과 동등한 수준의 교육을 받고도 남성만큼 노동시장에 참여하지 않고 있으며, 남성과 동등한 수준의 보상을 받지 못한다(Gregory, 2009). 비교적 성평등한 국가에서는 남성과의 고용률 격차가 약 3%p(핀란드), 5%p(스웨덴) 수준으로 줄어들었지만, 터키(약 37%p), 멕시코(약 31%p), 그리스(약 18%p), 한국(약 17%p)과 같은 국가들에서는 그 격차가 매우 크다(OECD, 2022a). 젠더임금격차는 덴마크(5.1%), 스웨덴(7.4%)에서는 비교적 크지 않은 수준이지만, 한국의 젠더임금격차는 31.5%로 OECD 국가 중 1위이다(OECD, 2022b).

이러한 노동시장 젠더 격차가 지속되는 주요한 원인은 가정에서의 성역할 변화가 더디기 때문이다. 결혼 및 출산 과정에서 생긴 무급노동 부담으로 여성이 노동시장에서 불이익을 경험하는 현상은 모성패널티(motherhood penalty, mommy penalty)로 불리며 연구되어 왔다. 모성패널티 논의에 따르면, 젠더 간 고용과 임금 격차의 주요한 원인은 여성이 어머니가 되며 경력이 단절되고(Petersen & Saporta, 2004), 직장에 헌신하기 어려워지며 차별을 받기 때문이다(Cuddy et al., 2004; Correll et al., 2007). 어머니가 되어 생긴 무급노동 부담으로 인해, '탐욕스러운 일자리(greedy work)', 즉 야간 근무, 주말 근무가 일상이지만 시간 당 임금이 매우 높은 일자리에는 남성들이 주로 종사하고(Goldin, 2021), 여성들은 임금이 비교적 낮은 '가족친화적 일자리'에 종사하게 되기도 한다(Fuller, 2018). Esping-Andersen(2009)은 미완의 혁명(Incomplete revolution), Hochschild & Machung(2012)은 지연된 혁명(Stalled revolution)이라는 표현으로, 여성의 사회 참여가 빠르게 확대되는 데

비해 가정에서의 성역할 변화는 그 속도를 따라잡지 못하고 있음을 지적했다. 이들은 성역할 혁명이 더욱 진전되기 위해서는, 무급노동의 평등한 분담이 이루어져야 함을 강조하고 있다.

한편, 국가가 분담하던 무급노동 부담은 코로나19 유행 이후 가족 영역에 전가되었고, 이에 따라 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간도 증가했을 것으로 예측된다. 코로나19 유행이 시작된 이후 교육 및 보육 기관은 전염병의 확산을 막기 위해 폐쇄되었고(OECD, 2021a), 전면적인 폐쇄가 끝난 이후에도 원격 수업이 병행되었다. 2010년대 빠르게 확대되어 돌봄을 분담해오던 한국의 보육 체계는 코로나19 이후 그 기능을 정상적으로 수행하지 못했다. 교육 및 보육 기관들은 많은 아동들을 가정으로 돌려보냈고, 돌봄 부담은 다시 가족 영역으로 전가되었다.

코로나19는 가족에 주어지는 무급노동 부담의 총량뿐만 아니라 가구 내 아내와 남편의 무급노동 배분에도 영향을 미쳐, 무급노동 수행의 젠더 격차가 확대되었을 가능성이 있다. 노동시장의 타격이 여성에게 집중되면서 여성의 협상력이 낮아지고, 가용시간이 늘었기 때문이다. 또한 무급노동은 ‘여성의 일’이라는 젠더 규범이 오늘날까지도 작동하고 있기 때문에, 코로나19 이후의 무급노동 부담을 아내가 주로 담당하였을 것이다.

또한 코로나19로 인해 외생적으로 늘어난 무급노동부담은, 서로 다른 논리로 무급노동시간 배분을 설명하는 경제적 교환 관점과 젠더수행이론의 타당성을 비교해볼 수 있는 상황을 제공한다. 경제적 교환 관점은 아내와 남편의 생산성과 협상력에 따라 무급노동시간이 결정된다고 보고, 젠더수행이론은 사회문화적인 젠더 규범의 영향력을 강조한다. 코로나19로 추가적인 무급노동 부담이 주어진 상황에서, 아내의 소득이 남편보다 높은 가구의 무급노동시간 변화에 대해 두 이론은 서로 다른 예측을 제시한다. 경제적 교환관점에 따르면, 생산성과 협상력이 낮은 남편의 무급노동시간이 아내보다 더 크게 증가했을 것이다. 그러나 이러한 상황에서도 아내의 무급노동시간이 더 크게 증가했다면, 이는 젠더수행이론이 강조하는 젠더 규범의 영향력이 강력하다는 것을 의미한다.

코로나19 유행이 무급노동시간에 적잖은 영향을 미쳤을 것임에도 불구하고, 그에 대한 엄밀한 평가는 이루어지지 못하고 있다. 관련

선행연구들은 제한된 여건 속에서 코로나19의 영향이 여성에게 불리한 방향으로 나타나고 있다는 점을 드러냈다는 의의가 있지만, 자료와 분석 방법의 한계를 노정한다. 특히 코로나19에 대한 평가가 최신의 자료를 요한다는 점에서 자료의 한계가 크다. 선행연구들은 코로나19 전후 자료를 확보하지 못하거나, 표본의 고졸 이하 비율이 지나치게 낮아 모집단 대표성이 떨어지거나, 연구자 집단 또는 노조 가입자만을 분석하여 외적 타당성이 제한되며, 가사노동과 돌봄노동 중 하나만을 분석하여 무급노동 전반의 종합적인 부담을 파악하지 못하는 등의 한계를 보인다(은기수, 2020; 장진희, 2021; 한국여성정책연구원, 2021; Petts et al., 2021; Deryugina et al., 2021; Hipp & Bünning, 2021). 국내 연구들이 대체로 기술 분석(descriptive analysis)에 그쳐 가구 및 개인 특성에 따른 무급노동 부담의 차이를 파악하지 못하는 점도 큰 한계이다(은기수, 2020; 장진희, 2021; 한국여성정책연구원, 2021). 따라서, 본 연구는 2022년 3월 31일 코로나19 이후의 자료가 공개된 여성가족패널조사를 바탕으로 이중차분법(Difference-in-Differences)을 활용하여, 선행연구의 한계를 보완한 연구를 수행하고자 한다. 여성가족패널조사는 전국적 대표성을 띠고 코로나19 전후 시기의 무급노동시간에 관한 정보를 제공한다. 그리고 이중차분법을 통해서도 코로나19의 인과효과를 보다 엄밀하게 추정할 수 있다. 안미영(2022)의 연구는 본 연구와 마찬가지로 여성가족패널조사를 이용하여 자료의 한계를 보완하였지만, 단순 회귀분석을 실시하였기 때문에 관측되지 않는 시불변 특성의 영향을 통제하지 못하고 있다. 이에 따라 여성의 취업 상태에 따른 커리어에 대한 열망 차이 등의 미관측 요인이 무급노동시간 변화에 미치는 영향을 고려하지는 못했다. 본 연구는 이중차분법을 통해 집단 간 관측되지 않은 시불변 특성의 차이를 통제한 분석을 실시하고자 한다. 요컨대, 선행연구가 노정한 자료와 분석 방법의 한계를 보완하여 코로나19 이후 무급노동시간의 변화를 엄밀히 추정해보고자 한다.

무급노동의 불평등한 부담으로 인해 노동시장의 젠더 격차가 온존해 있는 가운데, 본 연구는 코로나19 이후 무급노동시간 변화와 관련된 세 가지 질문을 던지고자 한다. 먼저, 무급노동 부담을 주로 지고 있는 기혼 유자녀 여성을 미혼 여성과 비교하여, 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간이 코로나19 이후 어떻게 변화했는지 파악해보고자 한다.

그리고 코로나19 이후 남성과 여성의 무급노동시간 격차에 어떤 변화가 발생했는지 살펴보고자 한다. 마지막으로 아내의 소득이 남편보다 높은 가구에서 아내와 남편의 무급노동시간 증가량을 비교하여, 경제적 교환 관점과 젠더수행이론의 타당성을 비교하고자 한다. 모든 것이 변화하는 팬데믹 상황 속에서 젠더에 따른 불평등 구조만은 공고하게 유지되고 있는 것인지, 또는 이러한 구조에 균열이 생기고 있는지는 아직 분명하게 밝혀지지 못했다. 본 연구가 이러한 의문을 해소하기 위한 하나의 실마리가 될 수 있기를 기대한다.

제 2절 연구문제

[연구문제 1] 코로나19는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간에 어떠한 영향을 미쳤는가?

[연구문제 2] 코로나19 이후 여성과 남성의 무급노동시간 격차는 어떻게 변화하였는가?

[연구문제 3] 코로나19로 인한 무급노동 부담은 부부간 경제적 교환 논리에 따라 배분되는가, 젠더 규범에 따라 배분되는가?

제 2장 이론적 배경

제 1절 무급노동시간의 정의 및 중요성

1. 무급노동, 가사노동, 돌봄노동의 정의와 의미

무급노동(domestic labor)은 무급으로 수행하는 가사(housework)와 출산 및 아동 양육 활동이다(Vogel, 2000). 무급노동(domestic labor) 개념 도입의 필요성은 1960, 70년대 북미의 여성해방주의자들에 의해 제기되었다. 이들은 여성이 가정에서 수행해야 하는 가사와 돌봄 활동으로 인해 사회참여에 어려움이 있지만, 이러한 활동의 가치가 제대로 인정받지 못한다고 보았다. 이에 영향을 받은 사회주의 페미니스트들은 여성이 가정 내에서 수행하는 가사와 돌봄 관련 활동을 일종의 노동 과정으로 보아야 한다고 주장하며, 이를 무급노동(domestic labor)으로 개념화하였다(Vogel, 2000). 당시의 경제학자들도 여성의 가정 내 활동을 무급노동(unpaid work)으로 새롭게 규정하며 이러한 흐름에 동참하였다(Susan, 1995). 여성해방운동이 무급노동 개념 탄생의 계기가 되었다는 점에서 잘 드러나듯, 무급노동(domestic labor)은 주로 여성들에 의해 수행되며 가치를 충분히 인정받지 못했던 무급 활동이자, 여성의 사회참여를 제약하는 부담을 안기는 활동으로 이해되어왔다.

돌봄이 가정 밖에서도 수행될 수 있는 생산적 노동이라는 점이 주목받으며(Folbre, 2006), 무급노동은 가사노동과 돌봄노동으로 나뉘어 이해되기 시작하였다. 무급노동 중 가사노동(housework)은 식사 준비, 청소, 빨래 등의 활동을 일컫는다. 가사노동은 분화되기 이전의 무급노동 개념과 마찬가지로, 가구 구성원들이 대체로 부담하기 꺼리는 활동으로 여겨져 왔다(Bianchi et al., 2000).

한편 무급노동 중 돌봄노동(care work)의 내용과 성격에 대해서는 다양한 시각이 존재한다. 먼저 돌봄노동과 가사노동의 경계에 관한 논쟁이 있다. 우선 많은 가사노동이 가구를 돌보기 위한 목적으로 수행되므로 돌봄노동과 가사노동의 경계가 뚜렷하게 구분되지 않는다는 입장이 있다(Shelton & John, 1996; 허수연, 2008; 김경희 &

장은애, 2010). 반면 자녀에게 책을 읽어주고, 함께 놀아주는 등의 돌봄활동은 가사노동과 구별되는 성격을 가지므로 가사노동과는 구분되어야 한다는 입장도 있다(Hallberg & Klevmarken, 2003). 이러한 입장은 가사노동과 돌봄노동의 성격이 다르다는 주장에 기반하기 때문에, 가사노동과 돌봄노동의 경계에 관한 논쟁은 돌봄노동의 성격에 관한 논쟁과 밀접히 관련된다. 돌봄노동의 성격에 관해서는, 가치를 창출하고 수고가 드는 노동으로서의 성격을 강조하는 입장과, 즐거움을 주는 여가의 성격을 강조하여 돌봄을 노동과 여가의 중간적 활동으로 이해하는 입장이 공존한다(Hallberg & Klevmarken, 2003; 주은선 외, 2014). 또한 돌봄노동이 아동에 대한 투자의 요소를 가지고 있다는 입장도 존재한다(Connelly & Kimmel, 2009). 돌봄노동의 수고로움을 강조하는 입장에서는 돌봄노동이 가사노동과 유사한 성격으로 이해되기 때문에 두 노동을 명확히 구분할 필요성이 줄어들지만, 돌봄노동이 여가 또는 투자의 성격을 보이기도 한다는 입장에 따르면 돌봄노동은 가사노동과는 구별되는 특징을 갖는다.

본 연구는 가사노동과 돌봄노동이 서로 다른 성격을 가지고 있다는 주장이 경험적으로 지지된다는 점을 고려하여, 무급노동시간, 가사노동시간, 돌봄노동시간 각각을 종속변수로 삼아 분석을 진행하고자 한다. 먼저 Hallberg & Klevmarken(2003)은 돌봄노동이 가사노동보다 즐거운 일로 여겨진다는 점을 확인하였다. 자녀를 둔 가정의 남편과 아내에게 가정 내 다양한 활동에 대해 수행 과정 상의 즐거움을 평가하도록 하였는데, 아이와 함께 노는 일과 아이를 감독하는 일이 청소, 요리, 집 수리 등의 가사노동은 물론 TV 시청, 책 읽기 보다는도 즐거운 것으로 나타났다. Connelly & Kimmel(2009), 주은선 외(2014)의 연구에서는 상대적 소득수준과 교육수준의 영향력이 가사노동과 돌봄노동에 있어 달라질 수 있다는 점이 확인되었다. Connelly & Kimmel(2009)에 따르면 아내의 상대적 소득수준이 증가할수록 가사노동시간은 감소하지만, 돌봄노동시간은 증가하였다. 주은선 외(2014)에서는 가사노동시간에 대한 선행연구들의 결과와 달리, 교육수준이 높을수록 돌봄노동시간이 증가한다는 사실을 확인하였다. 주은선 외(2014)의 연구에서는 여성 소득의 영향력이 Connelly & Kimmel(2009)의 연구와는 반대로 나타난다는 점에서, 돌봄노동시간에 대한 상대적 소득수준의 영향력이 모든 선행연구에서

일반적으로 도출되는 것은 아니다. 하지만 돌봄노동시간에 대한 분석에 있어 가사노동시간과는 구별되는 양상이 나타나기도 한다는 점에서, 가사노동시간과 돌봄노동시간 각각을 종속변수로 둔 분석의 필요성이 제기된다.

한편 돌봄노동이 가사노동보다 즐거운 일로 여겨질 수 있다고 해서, 돌봄노동이 많은 에너지가 투입되는 수고로운 일의 성격도 가지고 있다는 점을 간과해선 안 될 것이다. 특히 본 연구는 코로나19로 인한 무급노동시간 변화를 다루고 있는데, 코로나19 이후의 돌봄부담은 부모와 아동의 의지와 무관하게 주어진 비자발적이고 갑작스러운 부담이다. 따라서 코로나19 전후의 돌봄노동시간 변화를 해석하는 데 있어 돌봄노동의 양면적인 성격을 종합적으로 고려할 필요가 있다.

본 연구에서 무급노동(domestic labor, unpaid work), 가사노동(housework), 돌봄노동(care work)이라는 주요한 세 용어의 번역은 직역과 다소 차이가 있을 수 있는데, 그 이유는 다음과 같다. 먼저 유사한 의미를 지닌 'domestic labor'와 'unpaid work'를 '가사노동'으로 번역할 경우, 'housework'와 동일하게 번역된다. 따라서 'domestic labor'와 'unpaid work'는 무급노동으로 지칭한다. 'housework'는 '가사노동'으로 지칭한다. 'housework'는 주로 '집안일' 또는 '가사노동'으로 번역되는데, 본 연구에서는 '집안일'이 평가절하적 성격을 내포할 수 있다고 보아 '가사노동'을 번역어로 택하였다. 'care work'는 돌봄노동으로 지칭한다.

2. 여성의 무급노동 부담과 노동시장 젠더 격차

여성이 불균등하게 지고 있는 무급노동 부담은 여성의 경제활동참여에 제약을 가하고, 노동시장에서의 젠더 격차를 확대시킨다. 이는 노동시장 젠더 격차 완화를 위해 여성의 무급노동 부담에 주목해야할 필요성을 제기한다(Esping-Andersen, 2009; Hochschild & Machung, 2012).

무급노동시간의 젠더 격차는 점차 줄어들고 있지만, 여전히 여성이 남성보다 훨씬 오랜 시간 무급노동을 수행하고 있다(Bianchi et al., 2000; Bittman et al., 2003; Bianchi et al., 2006; Ramey, 2009; Esping-Andersen, 2009; 김수정 & 김은지, 2007; 은기수, 2009; 이창순, 2014). Ramey(2009)에 따르면, 20세기 미국 여성과 남성의

주당 평균 가사노동시간은 분명 평등한 방향으로 변화해왔지만, 비교적 최근에도 그 격차는 상당하다. 맞벌이 가구의 주당 평균 가사노동시간을 살펴보면, 1940년에 남편은 5시간, 아내는 24시간이었고, 1965년에 남편은 11시간, 아내는 28시간, 1985년에 남편은 15시간, 아내는 25시간, 2003년에 남편은 16시간, 아내는 25시간의 가사노동을 수행하는 것으로 나타났다. 분명 1940년에 비해 남편의 가사노동시간은 증가해왔지만, 2003년에도 그 격차는 9시간에 달하며 남편 가사노동시간의 증가세는 주춤하는 것으로 보인다. 한국의 무급노동시간 젠더 격차는 비교적 최근 자료에서도 이보다 크게 유지되고 있다. 통계청(2019)의 2019년 생활시간조사를 분석한 결과가 <표 1>에 제시되어 있다. 만 25~60세의 동거중인 부부 대상 분석 결과, 남성은 일일 평균 43분, 여성은 4시간 20분의 무급노동을 수행하고 있었다. 맞벌이 가구를 대상으로 하더라도, 남성은 일일 평균 44분, 여성은 2시간 58분을 수행하고 있어 그 격차가 두드러졌다.

〈표 1〉 유급·무급노동시간 평균 및 가구총합에서의 비중
(자료: 통계청, 2019; 표는 연구자가 분석 및 작성)

변수			일일 평균	
			남성	여성
전체	유급·무급 노동시간	무급노동	43분	4시간 20분
		유급노동	8시간 50분	4시간 10분
		계	9시간 33분	8시간 30분
	비중	무급노동	16.1%	83.9%
		유급노동	72.9%	27.1%
맞벌이	유급·무급 노동시간	무급노동	44분	2시간 58분
		유급노동	8시간 57분	6시간 50분
		계	9시간 41분	9시간 48분
	비중	무급노동	20.0%	80.0%
		유급노동	58.2%	41.8%
남성 외별이	유급·무급 노동시간	무급노동	32분	6시간 27분
		유급노동	9시간 17분	8분 ^①
		계	9시간 49분	6시간 35분

① 무급가족일(농림어업, 제조업, 서비스업 관련 및 기타 무급가족 일)을 수행한 경우 0분이 아니다.

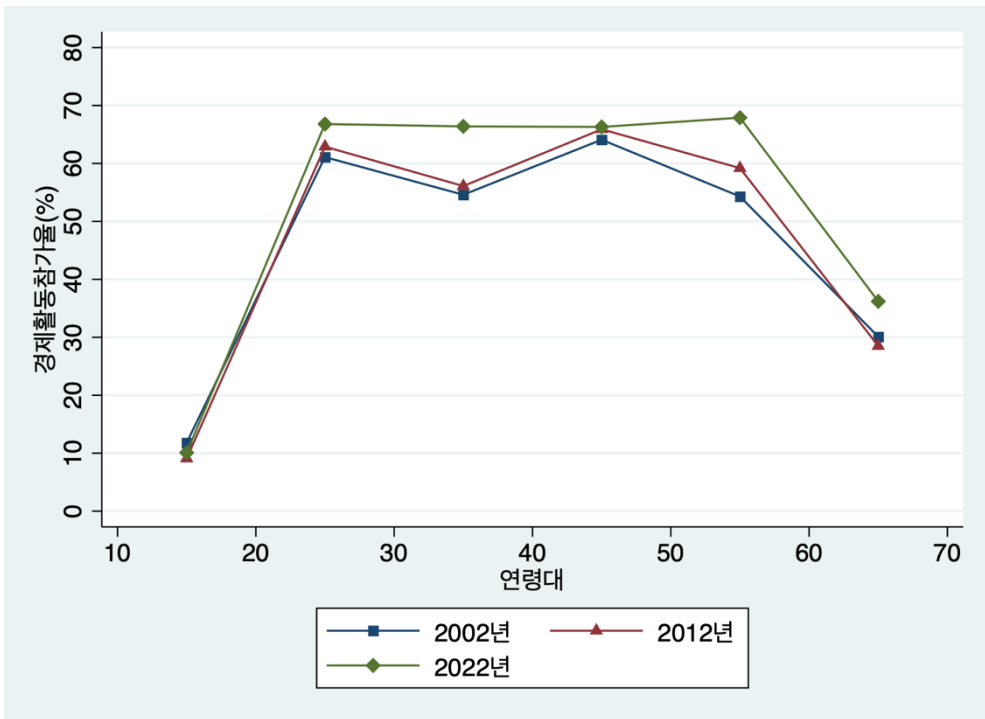
	비중	무급노동	7.2%	92.8%
		유급노동	98.8%	1.2%
여성 외별이	유급·무급 노동시간	무급노동	3시간 6분	1시간 49분
		유급노동	33분 ^②	7시간 46분
		계	3시간 39분	9시간 35분
	비중	무급노동	60.7%	39.3%
		유급노동	6.7%	93.3%

노동시장 젠더 격차의 상당부분은 여성이 지고 있는 이러한 무급노동 부담과 관련이 있다. 과도한 무급노동 부담은 다양한 기제를 통해 여성에게 불이익을 안기는데, 특히 임신, 출산, 아동 양육 과정에서 남성과의 노동시장 격차가 심화된다. 여성이 결혼과 출산을 경험하며 경험하는 노동시장의 불이익은 모성패널티(motherhood penalty, mommy penalty)로 불리며 연구되어 왔다. 여성은 임신 및 출산으로 경력이 단절되며 인적 자본의 상실을 경험하고(Petersen & Saporta, 2004), ‘가족친화적 일자리’를 선택한 대가로 낮은 임금을 감수하거나(Weeden, Cha & Bucca, 2016; Fuller, 2018), 무급노동부담으로 직장에 대한 헌신도가 낮거나 낮을 것으로 인지되어 낮은 보상을 받게 되는 것이다(Cuddy et al., 2004; Correll et al., 2007).

특히 한국에서, 노동시장 젠더 격차가 여성의 무급노동 부담에 기인함은 경제활동참가율과 임금의 젠더 격차가 여성의 결혼 및 출산 연령대에서 커지며 ‘M자 곡선’모양이 나타난다는 점에서 잘 드러난다(정이환 외, 2012; 김난주, 2017). <그림 1>은 통계청 경제활동인구조사를 바탕으로 한 연령대별 여성 경제활동참가율 그래프이다(통계청, 2022). 15~19세, 20대, 30대, 40대, 50대, 60세 이상으로 연령대를 나누어 표시하였다. 여성의 경제활동참가율은 20대에는 높았다가, 30대에 감소하는 추이를 보인다. 2012년에서 2022년 사이의 10년 간 이러한 M자 곡선의 양상이 개선된 것으로 보이나, 여전히 남성과의 격차는 두드러진다. 2022년 기준 30대 여성의 경제활동참가율은 66.4%인 반면 30대 남성의 경제활동참가율은

^② 위와 마찬가지로, 무급가족일(농림어업, 제조업, 서비스업 관련 및 기타 무급 가족 일)을 수행한 경우 0분이 아니다.

91.4%인 것은 결혼 및 출산 시기의 젠더 간 격차가 지속되고 있음을 보여준다. 연령에 따른 젠더임금격차의 양상 역시 유사한 결과를 보인다. 김난주(2017)가 2016년 경제활동인구조사를 바탕으로 연령별 젠더임금격차를 계산한 바에 따르면, 15~29세 임금근로자 시간당 임금의 격차는 5.2%인 반면 30~54세는 34.0%로 확대된다. 이러한 경험적 근거들은 노동시장 젠더 격차 완화를 위해 여성, 특히 기혼 유자녀 여성의 무급노동 부담에 주목할 필요성을 제기한다.



〈그림 1〉 2002, 2012, 2022년의 연령대별 여성 경제활동 참가율
(통계청, 2022)

제 2절 코로나19로 인한 변화

1. 교육 및 보육기관 폐쇄 및 비대면 운영

코로나19 유행으로 교육·보육기관^③이 정상적으로 운영되지 못했던 것은 기혼 유자녀 여성의 무급노동 부담을 증대시켰다. 코로나19의 전파를 막기 위해 세계 여러 국가들에서는 교육기관, 즉 유치원과 초·중·고등학교의 폐쇄조치가 실시되었다. 한국 정부도 폐쇄 조치를 실시하였으며, 코로나19 이후 유치원, 초등학교, 중학교는 59일, 고등학교는 54일 동안 완전히 폐쇄되었다. OECD 국가 평균 완전 폐쇄(full closure) 기간은 유치원이 55일, 초등학교가 78일, 중학교가 92일, 고등학교가 101일인 것으로 나타나, 한국의 교육기관 폐쇄 기간은 전반적으로 OECD 평균보다 짧았다(OECD, 2021a). 하지만 완전 폐쇄기간은 어떤 학생도 등교하지 않은 기간만 집계하므로, 등교가 전면 정상화된 2021학년도 2학기 이전까지는 코로나19 이전과 같은 교육환경이 마련되었다고 보긴 어렵다. 기관 폐쇄 조치가 끝난 이후에도 확진자가 발생하면 일시적으로 휴원 및 휴교하는 등의 조치가 실시되었고, 등교 전면 정상화 이전까지 비대면 수업이 병행되었다. 보육기관인 어린이집 역시 2020년 1월 28일부터 5월 31일까지 전국적으로 휴원하였으며, 그 이후에도 지역별 사회적 거리두기 단계에 따라 일시적 휴원이 실시되었다(최윤경, 2020).

코로나19 이후 교육 및 보육기관 운영 변화에 따른 무급노동시간 변화를 추정하기 위해서는 코로나19 이후 여성가족패널조사 시기의 기관 운영 상황을 면밀히 검토할 필요가 있다. 먼저 해당 시기 교육기관의 학사운영을 학기별로 나누어 살펴본 뒤, 보육기관의 운영을 검토하도록 하겠다. 코로나19 시기의 8차 여성가족패널조사가 2020년 9월부터 2021년 5월까지 이루어졌다는 점을 고려하여, 코로나19 유행 직후부터 2021년 5월까지의 운영 변화를 다룬다. 학기별 교육 및 보육기관 운영 상황은 <표 2>와 같다.

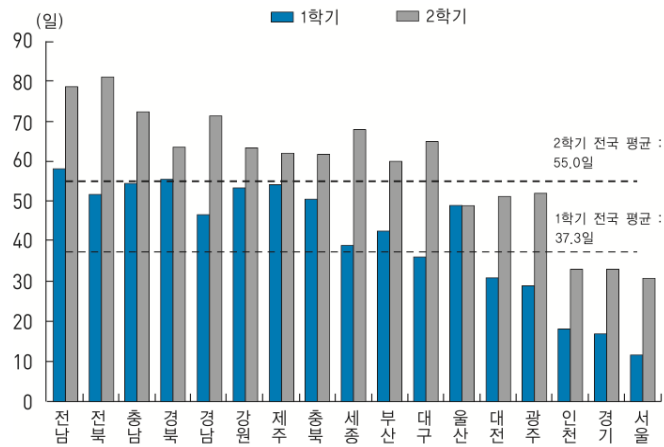
^③ 교육기관은 유치원, 초등학교, 중학교, 고등학교를 의미하고, 보육기관은 어린이집을 의미한다. 어린이집은 만 0~7세의 영유아를 대상으로 운영되고, 유치원은 만5~7세의 유아를 대상으로 운영된다.

〈표 2〉 코로나19 이후 학기별 교육·보육기관 운영

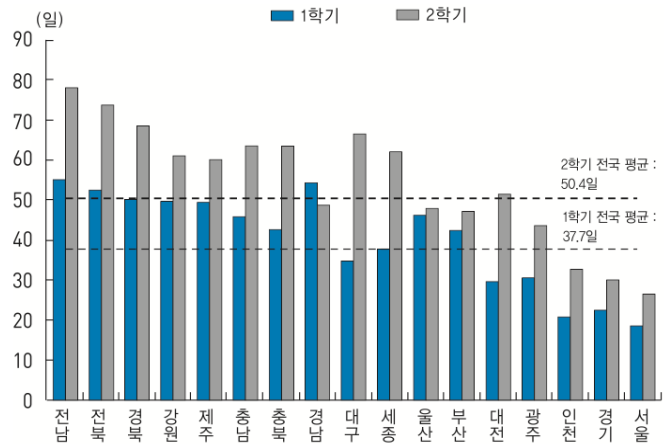
모형	2020년 1학기	2020년 2학기	2021년 1학기
어린이집	- 6월 휴원 해제 - 휴원 기간에는 긴급 돌봄 운영	- 코로나19 이전과 동일하게 운영 - 지역별 사회적 거리두기 단계와 지자체 재량에 따라 휴원 결정	- 코로나19 이전과 동일하게 운영 - 지역별 사회적 거리두기 단계와 지자체 재량에 따라 휴원 결정
유치원	- 5월 개학 및 등교수업 개시	- 학년별 교대 등교 - 사회적 거리두기 3단계 시 원격수업 또는 휴업	- 밀집도 기준 완화로 코로나19 이전과 등교일수 유사함
초·중·고등학교	- 4월 온라인 개학 - 5월말 학년별 등교 시작	- 학년별 교대 등교 - 사회적 거리두기 3단계 시 원격수업 또는 휴업	- 학년별 교대 등교 - 철저한 방역 조치를 바탕으로 2020학년 2학기보다 등교 확대

코로나19 이후 교육기관의 운영은 다음과 같았다. 먼저 2020학년도 1학기에는 개학이 4월까지 연기되었고 등교를 하지 않은 상황에서 온라인 개학이 실시되었다. 약 한 달 간의 온라인 수업이 실시된 후 5월 말부터 학년별 등교가 시작되었다(교육부, 2022). 2020학년도 2학기에는 학년별 교대 등교와 같은 조치를 통해 학교 내 밀집도를 조정하는 방식으로 등교가 이루어졌다. 사회적 거리두기 단계에 따라 밀집도 기준이 조정되고, 가장 높은 단계인 3단계의 경우에는 원격수업 또는 휴업을 원칙으로 하되 상황에 따라 지역별 차등 적용이 가능한 방식이 채택되었다(교육부, 2022). 2020학년도 1, 2학기 지역별 초·중·고등학교 평균 등교 일수는 〈그림 2〉와 같다. 원자료를 습득할 수 없어 그래프를 직접 인용하였다. 해당 그래프는 김경근(2021)이 정찬민 의원실에서 입수한 교육부 자료를 바탕으로 작성한 것이다. 2020학년도 1학기 전국 평균 등교 일수는 초등학교 37.3일, 중학교 37.7일, 고등학교 48.8일이었고, 2학기 평균은 등교 일수는 초등학교 55일, 중학교 50.4일, 고등학교 55.3일로 나타났다. 한편 수도권에 유행이 집중되어 수도권 등교 일수가 전국 평균을 크게 밀돌고 있다. 이러한 지역별 등교 일수 차이는 지역에 따라 무급노동부담에 차이가 날 수 있음을 보여준다.

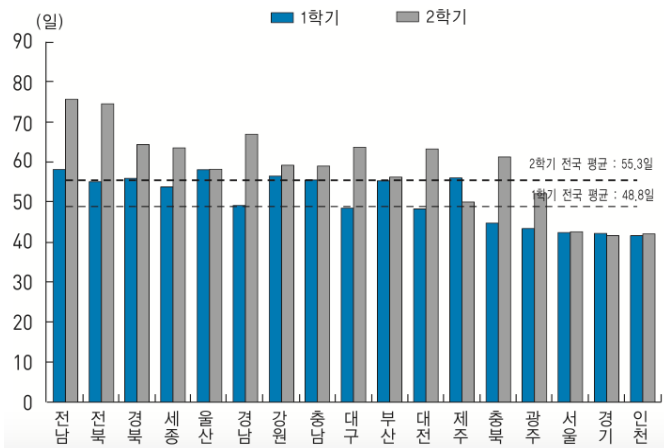
1) 초등학교



2) 중학교



3) 고등학교



〈그림 2〉 시도별 초·중·고등학교의 평균 등교 일수(2020년 1, 2학기)

(자료: 김경근, 2021)

2021년도 1학기 등교 방식은 사회적 거리두기 단계에 따라 밀집도를 조정하는 2020학년도 2학기의 방식과 동일했다. 하지만 교육부는 유아, 초등학교 저학년, 특수학교, 소규모학교에 대해 밀집도 적용을 완화하고, 방역조치를 철저히 준수하는 등의 조치를 통해 등교를 보다 확대하고자 하였다(교육부, 2021a). 이와 같은 일상 회복의 강조로, 평균 등교 일수는 이전 학기보다 증가하였다. 2021년 1학기의 평균 등교 일수는 초등학교 약 71일, 중학교 약 61일, 고등학교 약 68일로 나타났다(교육부, 2021b).^④ 이는 2020학년도 2학기에 비해 초등학교는 16일, 중학교는 10.6일, 고등학교는 12.7일 증가한 값이다.

코로나19 이후 유치원의 운영은 다음과 같았다. 코로나19 유행이 시작된 이후 2020학년도 1학기 개학을 연기하며 대응하다가, 5월 27일부터 등교수업을 개시하였다(교육부, 2022). 2020학년도 2학기에는 초·중·고등학교와 마찬가지로 원내 밀집도를 조정하는 방식으로 원격수업을 병행한 등교가 이루어졌다. 이후 사회적 거리두기 단계에 따라 밀집도 기준이 조정되고, 가장 높은 단계인 3단계의 경우에는 원격수업 또는 휴업을 원칙으로 하되 상황에 따라 지역별 차등 적용이 가능한 방식이 채택되었다(교육부, 2022). 2021학년도 1학기에 유치원은 사회적 거리두기 2단계까지 밀집도 적용 대상에서 제외되어, 평균 등교 일수^⑤가 약 81일로 한 학기 법정 수업일수인 90일과 큰 차이가 없었다(교육부, 2021a; 교육부, 2021b).

코로나19 이후 보육기관인 어린이집의 운영은 다음과 같았다. 코로나19 유행의 초기인 2020년 1월 28일에 어린이집 전면 휴원 조치가 실시되어 약 4개월 간 유지되다가 6월 1일 해제되었다. 이후 휴원 결정은 지역별 사회적 거리두기 단계와 지자체 재량에 따라 결정되었다(최윤경, 2020). 전면 및 지역별 휴원 기간에는 기관 돌봄이 반드시 필요한 아동들을 대상으로 종일보육(7:30~19:30)을 제공하는 긴급 돌봄 서비스가 운영되었다. 이러한 긴급 돌봄 이용률은 2020년 2월 27일 10.0%, 3월 23일 28.4%, 4월 23일 55.1%, 5월 29일에는 72.7%로 빠르게 증가하였다(보건복지부, 2020). 휴원 초기에는 감염

^④ 교육부 보도자료의 등교율을 바탕으로 재계산하였다. 등교율은 법정 수업일수 대비 평균 등교일수로 계산된다. 법정 수업일수는 유치원 180일, 초·중·고등학교 190일이다. 2021학년도 1학기 등교율은 법정 수업일수를 2로 나눈 값을 분모로, 평균 등교일수를 분자로 하여 계산하였다.

^⑤ 위와 같은 방식으로 계산하였다.

우려로 이용률이 낮았으나 휴원 기간이 길어지면서 부모의 돌봄 부담이 가중되어 이용률이 급속히 증가한 것이다(이동선, 2021). 이후 어린이집은 지역별로 사회적 거리두기 단계에 따라 휴원하거나, 확진자 또는 접촉자 발생시 일시 폐쇄하는 방식으로 운영되다가 2022년 4월 15일 사회적 거리두기가 해제되며 더이상 휴원이 실시되지 않고 있다.

코로나19로 교육 및 보육기관의 운영이 변화하여 아동들이 집에 머물게 되면서, 가구의 가사노동 및 돌봄노동 부담은 크게 늘어났을 것이다. 먼저 무급노동 중 가사노동의 부담이 증가했을 것이다. 아동들이 집에서 보내는 시간이 늘어, 식사 준비, 설거지, 청소, 빨래의 부담이 커졌기 때문이다. 또한 돌봄노동 부담 역시 커졌을 것이다. 미취학 자녀를 둔 경우 자녀가 집에 머물게 되면서 돌봄 필요가 크게 늘었을 것이고, 학령기 자녀에 대해서도 원격수업 준비를 돕는 등의 돌봄 부담이 추가로 생겨났을 것이기 때문이다. 코로나19 유행 이후 진행된 8차 여성가족패널조사에서 코로나19 이후 가사노동 부담, 돌봄노동 부담이 심화되었다는 응답의 비율이 높은 것은 이러한 예측을 뒷받침한다. 만 18세 미만의 자녀와 함께 생활하는 여성 중, '코로나19 이후 미취학, 초중고 자녀의 돌봄이 더 어려워졌다'는 응답은 62.6%에 달했고, 가사노동시간이 '다소' 또는 '매우' 많아졌다는 응답은 49%를 차지했다. 정부는 가족돌봄휴가제도를 확대하고, 긴급돌봄 서비스를 운영하며, 유치원과 어린이집에 재정 지원을 하는 등 다양한 조치를 실시했지만(최윤경 외, 2020), 정책의 초점이 아동에 대한 돌봄 공백 완화에 맞추어져 있었기 때문에 여성의 무급노동부담이 코로나19 이전보다 늘어나는 것을 막을 수는 없었던 것으로 보인다.

2. 노동시장 충격: 실업, 휴직 증가

코로나19로 인한 노동시장의 충격은 아내와 남편의 무급노동 분담에 영향을 미칠 수 있기 때문에 면밀히 살펴볼 필요성이 있다. 코로나19로 인한 노동시장의 충격은 남성과 여성 모두에게 피해를 주었지만, 실업, 유급노동시간 등의 지표에 있어서 남성보다 여성이 더 큰 피해를 경험하였다. 코로나19 시기 불평등의 변화를 다룬 서구의 연구들을 폭넓게 살펴본 Stantcheva(2022)의 연구에 따르면, 여성은 실업과 노동시간 감소를 경험할 가능성이 더 높았다. 이는 세 가지 이유로

설명된다. 먼저, 여성은 폐쇄조치로 큰 타격을 받은 직업에 더 많이 종사하였다. 두 번째로, 여성은 시간제 노동과 비정규직 노동 등의 비정형(non-standard) 노동 형태에 더 많이 종사하는데, 기업은 정규직 직원들을 우선적으로 보호했다(Adams-Prassl et al., 2020). 마지막으로, 여성은 학교나 돌봄기관 폐쇄로 인한 아동 돌봄 부담의 증가에 대처하기 위해 일자리를 그만두거나 노동시간을 줄였다. 이는 앞서 다른 교육 및 보육 기관 폐쇄 및 비대면 운영과 여성이 노동시장에서 입은 타격이 밀접히 관련되어 있다는 것을 의미한다.

한국에서도 코로나19는 남성보다 여성들의 유급노동에 더 큰 타격을 주었다. Ham(2021)에 따르면, 한국의 노동시장에 가해진 충격의 크기는 다른 국가들보다 작았으나, 기존의 노동시장 젠더 격차가 매우 크고 영유아 기관 돌봄 비율이 높아 보육기관 휴원의 영향에 취약했기 때문에 여성들이 비교적 큰 타격을 입게 되었다.

Ham(2021)은 2020년 2월~4월의 경제활동인구조사 자료를 바탕으로 남성과 여성의 실업과 휴직 비율을 비교하고 있다. 그 결과 남성은 2.5%만이 휴직 중이었고 2.9%가 실업 상태가 되었으며, 여성은 5.5%가 휴직 중이었고 4.6%가 실업 상태가 되었다. 저자는 오하카-블린더(Oaxaca-Blinder) 분해 분석을 통해 이러한 휴직과 실업 비율의 차이가 어떤 요인으로 설명되는지 살펴본다. 젠더 간 휴직 격차의 21.3%는 여성이 돌봄 산업에 종사한다는 점, 16.8%는 시간제 근무를 하고 있다는 점으로 설명되었다. 젠더 간 실업 격차는 16.9%가 여성이 불안정 노동에 종사한다는 점, 15.8%가 여성이 돌봄 또는 관광 및 요식업(hospitality industry)에 종사한다는 점, 14.5%가 연령, 교육수준, 혼인 지위의 인구사회학적 요인의 차이로 설명되었다. 하지만 휴직 격차의 60.8%, 실업 격차의 54.8%가 설명되지 않는 격차로 나타났으며, Ham(2021)은 이러한 격차의 이유가 코로나19로 인해 야기된 돌봄부담이 여성에게 전가되었기 때문이라고 설명하고 있다.

경제활동인구조사에서는 실업과 휴직 사유도 조사하고 있는데, Ham(2021)의 분석에 따르면 기혼 여성 휴직자의 14.8%가 아동 돌봄을 휴직 사유로 답한 반면 기혼 남성은 5.2%만이 아동 돌봄을 휴직 사유로 꼽았다. 또한 실업의 경우 역시 여성의 18.8%가 아동 돌봄과 가사노동 부담이 실업 사유라고 응답한 반면 남성의 경우 0.5%만이 해당 응답을 실업 사유로 꼽았다. 또한 로지스틱 회귀 분석 결과

젠더와 혼인 지위의 상호작용항은 유의한 결과를 보였는데, 기혼 여성의 경우 다른 노동자보다 실업을 경험할 승산비가 3.7배 높았으나, 기혼 남성의 경우 승산비가 70.5% 낮았다. 이러한 결과들은 젠더 간 설명되지 않는 실업 및 휴직 격차 중 일부가 여성에게 불균등하게 전가되는 돌봄 부담으로 설명될 수 있다는 저자의 해석을 뒷받침한다.

Ham(2021)의 연구는 코로나19로 인한 노동시장의 충격이 젠더에 따라 어떻게 다른지 밝혀냈다는 점에서 의의가 있다. 하지만 여성이 코로나19로 인해 얼마나 많은 추가적인 돌봄 및 가사노동을 수행하고 있는지 살펴보지는 않았기 때문에, 코로나19 이후 젠더 간 노동시장 성과 격차의 상당부분이 여성의 돌봄 부담으로 인해 설명된다는 저자의 해석은 직접적으로 검증되지 못하고 있다. 해당 연구의 이러한 한계는 코로나19가 여성의 무급노동 수행에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보는 후속연구의 필요성을 제기하고 있다. 또한 해당 연구가 도출한 결과는 코로나19로 인한 실업 및 휴직이 여성의 상대적 생산성 및 협상력과 가용시간을 변화시켜 무급노동시간에도 영향을 미쳤을 수 있다는 예측을 가능케 한다.

제 3절 코로나19와 여성의 무급노동시간

1. 코로나19와 무급노동시간 결정이론

코로나19는 교육 및 보육시설 운영에 차질을 빚으면서 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간을 늘리고, 노동시장 충격을 야기하여 아내와 남편의 무급노동시간 격차에도 영향을 미쳤을 것으로 예측된다. 선행연구에서 가구내 무급노동시간 배분은 주로 경제적 교환 관점, 가용시간이론, 젠더수행이론이라는 세 가지 이론으로 설명된다. 그런데 이러한 세 가지 이론은 가구내 무급노동시간의 젠더 간 배분 과정에 대해서는 상세한 설명을 제공하지만, 국가와 가족 영역의 돌봄 분담 구조에 대해서는 다루고 있지 않다. 이에 따라 세 이론만으로는 코로나19 이후 가족 영역에 추가적으로 주어진 무급노동 부담을 설명할 수 없기에, 본 연구에서는 사회정책과 무급노동시간의 관련성을 지적하는 제도적 관점을 추가로 도입한다. 본 절에서는 무급노동시간에 대한 네 가지 이론적 관점을 개괄하고, 각각의 이론을 바탕으로 코로나19에 따른 변화를 해석하여 연구 가설을 도출하고자 한다.

(1) 제도적 관점

여성이 지는 무급노동부담은 복지국가의 제도적 환경에 따라 달라질 수 있으며, 코로나19 시기의 사회정책과 여성 무급노동이 맺는 관계는 Esping-Andersen(1999)의 탈가족화 개념을 바탕으로 설명될 수 있다. Esping-Andersen(1999)은 ‘국가, 시장, 가족 영역에서 복지생산이 배분되는 방식’을 복지체제(welfare regimes)라 일컬었다. 그리고 서구 국가들을 사민주의, 보수주의, 자유주의 복지체제로 유형화하며 복지국가 유형론의 가장 영향력 있는 토대를 마련했다(Esping-Andersen, 1990). 이후 Lewis(1992), Sainsbury(1994)와 같은 페미니스트 연구자들은 Esping-Andersen(1990)이 젠더 간 불평등이 복지체제와 밀접한 관련이 있다는 점을 고려하지 못했고 특히 가족 영역을 논의의 주요한 축으로 포함시키지 않았다고 비판하며, 젠더적 관점을 바탕으로 한 유형화 논의를 제시하였다. Esping-Andersen(1999)은 이러한 비판을 적극

수용하여 복지국가 유형화의 기준으로 ‘탈가족화(de-familiarization)’ 개념을 추가하며, 각 복지체제에서 국가, 시장, 가족이 수행하는 역할에 따라 여성의 무급노동부담과 경제활동참여가 달라질 수 있다고 설명하였다. 탈가족화는 가족의 복지 및 돌봄 책임이 국가나 시장에 의해 완화되는 정도를 의미한다(Esping-Andersen, 1999). 국가가 사회정책을 통해 여성이 가족 내에서 수행하던 무급노동을 적극적으로 분담하거나, 시장에서 구매할 수 있는 돌봄 서비스의 가격이 저렴하다면, 이는 가족의 무급노동 부담을 완화하고 여성의 경제활동참가를 촉진한다. Esping-Andersen(1999)은 사민주의 복지체제에서는 국가가 적극적으로 무급노동을 분담하고, 자유주의 복지체제에서는 시장에서 비교적 저렴하게 돌봄 서비스를 구매할 수 있지만, 보수주의 복지체제에서는 여전히 가족의 책임을 강조한다고 본다. 본 연구에서는 이러한 복지체제 유형론 자체보다는, 국가의 사회정책적 개입이 여성의 무급노동 부담에 영향을 미친다는 사실에 집중하고자 한다. 후속 연구들은 주로 국가비교연구를 통해 사회정책을 통한 국가의 돌봄 분담이 여성의 무급노동 부담을 완화한다는 결과를 보고하고 있으며(Geist, 2005; 김영미, 2014; An, 2021), 안미영(2021)의 연구는 한국의 유자녀 여성을 대상으로 보육·교육 서비스 이용에 따른 가사노동 시간 감소를 확인하였다.

2000년대 이후 많은 국가들에서 탈가족화를 지향하는 사회정책적 기조가 채택되며 국가가 분담하는 무급노동의 몫은 증가해왔다. 전통적으로 가족 영역에서 수행되던 아동 돌봄은 국가적 전략의 일환으로 사회화되어 왔는데, 특히 전후 복지국가 발전의 조건들이 변화하면서 관심을 받기 시작했다. 전후 복지국가는 단독생계부양자로서의 남성과, 무급노동과 출산을 통해 노동력 재생산을 담당하는 전업주부 여성이라는 성별분업에 기반하여 발전하였다. 이 시기의 아동 돌봄은 주로 가족 영역에서 여성의 무급노동에 의해 이루어졌다. 하지만 탈산업사회로 이행하며 여성의 노동시장 참여, 인구구조 변화로 인해 아동 돌봄에 대한 정책적 개입의 필요성이 부각되었다(Esping-Andersen, 2002). 저출산, 고령화 추세 속에서 지속적인 경제성장을 위해 국가는 아동 돌봄 부담을 완화하여 여성의 노동시장 진출을 촉진시키는 동시에 출산을 감소에 대응할 필요가 있었다. 또한 아동에 대한 적극적인 투자를 통해 미래의 노동력 역시

확보하고자 하였다. 교육, 보육을 포함한 아동에 대한 투자와 여성의 노동시장 참여를 강조하는 내용을 포함하는 새로운 국가 전략은 ‘사회투자전략(social investment strategy)’으로 불리며 2000년대 영국을 중심으로 많은 국가의 사회정책에 영향을 미쳤고, 오늘날까지 유사한 기조의 정책이 많은 국가들에서 실시되고 있다.

한국에서는 2010년대 이후 아동 돌봄이 빠르게 사회화되며 탈가족화 차원의 커다란 진전이 있었다. 한국은 2000년대 저출산이 사회 문제로 부각되며 이에 대한 대책으로서 보편적 보육을 정책 목표로 삼아 돌봄의 사회적 책임을 강조하기 시작하였다. 2013년에 이르러서는 만 5세 미만 모든 아동에게 보육료 지원 및 양육 수당을 제공하는 보편적 보육 시스템이 도입되었다(송다영, 2014). 이후 가정에서 양육하지 않고 기관을 이용하는 아동의 비율인 기관이용률(Enrollment rate)은 빠르게 상승하게 되었다. OECD(2021b)에 따르면 한국의 만 0-2세 기관이용률은 62.7%, 만 3-5세 기관이용률은 94.5%로, OECD 평균이 각각 36.1%, 87.0%임을 고려하면 비교적 높은 수치를 기록하고 있다. 이처럼 공식적 돌봄(formal care) 서비스를 이용하는 영유아의 비율이 크게 늘면서, 유자녀 여성의 무급노동 수행이 줄고 노동 공급은 확대되었다(변금선 & 허용창, 2014; 이지완, 2020).

하지만 코로나19로 인한 교육 및 보육기관 운영의 차질로 인해 국가가 분담하던 무급노동의 책임은 다시 가족에 떠넘겨졌고, 이는 탈가족화의 후퇴를 의미한다. 가족 영역의 무급노동 부담의 증대로 인해 여성이 수행하는 무급노동시간 역시 코로나19 이전보다 증가했다는 결과가 보고된다. 먼저 코로나19 이후 무급노동시간의 변화를 살펴본 해외의 연구들에 따르면, 미국, 영국, 이탈리아, 네덜란드 등의 서구 국가에서 코로나19 이후 여성의 무급노동시간이 그 이전보다 증가했다는 일관된 결과가 도출된다(Del Boca et al., 2020; Hupkau & Petrongolo, 2020; Sevilla & Smith, 2020; Yerkes et al., 2020; Carson et al., 2021; Fodor et al., 2021).

한국의 선행연구들도 코로나19 이후 교육 및 보육기관 이용에 어려움이 생겨 여성의 가사노동시간, 돌봄노동시간, 가족시간이 코로나19 이전보다 증가했다고 보고하고 있다(은기수, 2020; 장진희, 2021; 이윤주, 2021; 안미영, 2022). 하지만 돌봄노동, 가족시간을 각각 살펴본 연구들이 대부분이며 가사노동을 포함한 무급노동시간

전반의 변화를 살펴본 연구는 안미영(2022)의 연구가 유일한 것으로 보인다. 돌봄노동과 가사노동의 성격은 상이할 수 있지만 두 종류의 무급노동은 모두 수고로운 일이라는 공통점이 있다. 따라서 여성이 가족 영역에서 수행하는 무급노동 부담을 종합적으로 이해하기 위해서는 두 종류의 노동을 포함한 무급노동시간 전반을 살펴볼 필요가 있다. 또한 한국의 선행연구들은 모집단 대표성이 떨어지는 자료를 활용하거나, 분석 대상의 범위를 좁혀 외적 타당성이 제한되거나, 기술분석 또는 단순회귀분석에 그쳐 코로나19 효과 추정치가 편향되었을 가능성이 있다.

은기수(2020)는 2020년 6월 12일부터 7월 6일까지 실시된 ‘코로나19와 한국 아동 돌봄 설문조사’ 자료를 바탕으로 코로나19 전후 기혼남녀의 자녀 돌봄시간 변화를 살펴보고 있다. 남성과 여성 모두 코로나19 이전보다 돌봄시간이 증가했는데, 특히 전업주부의 경우 코로나19 이전 하루 평균 9시간 6분에서 3시간 32분 증가한 12시간 38분을 자녀 돌봄에 투입하고 있는 것으로 나타났다. 장진희(2021)의 연구도 한국노총 유자녀 남녀노동자 556명을 대상으로 한 실태조사를 바탕으로 여성 노동자의 자녀돌봄시간이 코로나19 이전보다 주당 약 6.7시간 증가했다고 보고하고 있다. 두 연구는 코로나19 이후 돌봄노동시간이 증가했음을 보여주는 몇 안되는 국내연구라는 의의가 있다. 하지만 코로나19 이후 가사노동시간 역시 증가했을 가능성이 큼에도 불구하고, 가사노동시간을 포함한 무급노동시간 전반의 변화를 살펴보지는 못하였다. 또한 표본의 모집단 대표성에 한계가 있고, 개인 및 가구 특성을 통제하지 못한 기술 통계 분석에 그치고 있다. 은기수(2020)의 연구에서 이용한 ‘코로나19와 한국 아동 돌봄 설문조사’ 자료는 표본 크기가 작고 고졸 이하의 대상자가 10%가 되지 않는다는 한계를 보인다. 장진희(2021)의 연구도 마찬가지로 한국노총 가입 노동자만을 대상으로 하는 자료를 활용하여 표본의 모집단 대표성에 한계가 있고, 기술 통계 분석에 그쳤다.

이윤주(2021)는 2019년 9월, 2020년 9월~10월 실시된 ‘서울서베이 도시정책지표조사’ 자료를 바탕으로 회귀분석을 실시하여 기혼 취업여성의 코로나19 전후 가족시간 변화를 살펴보고 있다. 응답자들의 가족시간은 코로나19 이전보다 증가한 것으로 나타난다. 이윤주(2021)의 연구는 코로나19 전후의 자료를 모두 이용하여

가족시간 변화를 보여준다는 점에서 의의가 있다. 그런데 가족시간은 ‘가족원과 함께 식사를 하거나 여가를 보내는 시간’으로, 일종의 여가시간이라는 점에서 무급노동시간과는 그 성격에 다소 차이가 있다. 또한 단순회귀분석으로는 관측되지 않는 시불변 특성이 무급노동시간에 미치는 영향을 통제할 수 없기 때문에, 코로나19로 인한 변화를 엄밀히 평가하는데 무리가 있다는 점에서 분석 방법의 한계가 드러난다.

안미영(2022)의 연구는 여성가족패널조사를 이용하여 코로나19 전후 맞벌이 가구 여성의 가사노동시간과 돌봄노동시간 변화를 회귀분석을 통해 살펴보고 있다. 해당 연구에 따르면 코로나19 이후 가사노동시간은 증가하였고 돌봄노동은 감소하였는데, 저자는 돌봄노동의 감소가 자녀 연령이 증가했기 때문이라고 해석하고 있다. 안미영(2022)의 연구는 전국적인 대표성을 가진 표본을 이용하여 코로나19 이후 가사노동시간과 돌봄노동시간의 변화를 함께 살펴본 유일한 한국 연구라는 점에서 의의가 있다. 하지만 단순회귀분석을 실시한 이윤주(2021)의 연구와 마찬가지로 안미영(2022)의 연구도 관측되지 않는 시불변 특성을 통제하지 못한다는 한계를 보인다. 예를 들면, 해당 연구는 코로나19 이후 경제활동에 참여하지 않게 된 여성들의 무급노동시간이 증가했다고 보고하는데, 코로나19 이후에도 취업 상태인 여성들은 커리어에 대한 열망이 비교적 강한 집단일 수 있다는 점에서 무급노동시간 증가량이 과대추정 되었을 가능성이 크다. 또한 코로나19 이후로 주당 평균 돌봄노동시간이 약 12시간 감소했다는 결과를 도출하였는데, 이는 패널 데이터 구조를 그대로 활용하여 코로나19 전후 동일한 대상에 대한 분석을 실시하여 도출된 결과이다. 하지만 이러한 분석 방식으로는 코로나19가 여성의 돌봄노동시간에 미친 영향을 적절히 추정해낼 수 없다. 자녀 연령 증가와 같은 요인으로 인한 돌봄노동시간 감소의 영향이 추정치에 포함되며, 이를 코로나19가 여성의 돌봄노동시간에 미친 영향과 구분해내지 못하기 때문이다. 안미영(2022)의 연구를 제외한 모든 선행연구가 코로나19 이후 여성의 돌봄노동시간 증가를 보고했다는 점은 이러한 주장을 뒷받침한다.

이와 같은 선행연구들을 종합적으로 고려했을 때, 코로나19로 인한 보육 및 교육기관 운영의 차질로 인해 국가가 분담하던 돌봄 부담이 다시 가정으로 돌아가 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간이 모두

증가했을 것이라고 예측할 수 있다. 따라서 본 연구는 코로나19로 인해 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간이 증가했을 것이라는 가설을 설정한다.

[연구문제 1] 코로나19는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간에 어떠한 영향을 미쳤는가?

[연구가설 1-1] : 코로나19로 인해 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간이 증가했을 것이다.

[연구가설 1-2] : 코로나19로 인해 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간이 증가했을 것이다.

[연구가설 1-3] : 코로나19로 인해 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간이 증가했을 것이다.

(2) 경제적 교환 관점

경제적 교환 관점에 따르면 무급가사노동과 유급시장노동은 경제적 교환관계를 맺고 있다. 이러한 경제적 교환 관점은 가구를 단일한 효용함수를 가진 주체로 보는 Becker(1965, 1981)의 신가정경제학과, 남편과 아내 각자의 효용함수와 예산제약식을 도입한 협상관점(Chiappori, 1988; Chiappori, 1992)으로 나뉜다. 먼저 Becker의 설명에 의하면, 무급가사노동과 유급시장노동에 투입하는 시간은 가구의 효용 극대화를 위한 합리적 선택에 의해 결정된다. 그는 가구를 단일한 효용 함수를 가지고 생산과 소비에 대한 의사결정을 하는 단위라고 보았다. 가구는 가정 내에서 무급노동을 통해 생산된 재화와 서비스, 유급노동으로 얻은 임금을 통한 시장에서의 재화와 서비스 소비로 효용을 얻는다. 남편과 아내는 각자의 상대적 생산성에 따른 비교우위에 기반한 합리적 선택의 결과로 무급노동과 유급노동에 전문화(specialization)하게 된다(Becker, 1965; Becker, 1981). 남성과 여성의 인적자본 투자에 차이가 있고, 이러한 차이로 인해 여성이 시장에서 얻을 수 있는 소득이 남성에 비해 적기 때문에 결과적으로 남성은 유급노동, 여성은 무급노동에 전문화(specialization)하게 된다는 것이다. 과거에는 남성들의 교육수준이 더 높았고 여성의 가사노동이 더 노동집약적이었으며 자녀수와 대가족 형태 등으로 가사노동의 양이 훨씬 많았다는 점을 고려하면,

Becker의 설명은 ‘남자는 일, 여자는 가정’이라는 전통적 성역할 분업이 보편적이었던 사실과 부합한다(Esping-Andersen, 2009). 또한 Becker의 이론은 여성의 교육수준이 증가하여 여성의 상대적 생산성이 증가함에 따라 전통적 성역할 분업이 줄어들고 이혼이 증가하는 현상도 잘 설명한다. 여성의 상대적 생산성이 증가하여 가구 내의 성별 노동분업이 이전보다 덜 이익이 되기 때문에, 결혼으로 인한 이익이 감소하고 이혼의 매력은 증가한다는 것이다(Becker, 1985). 한편 Becker(1965, 1981)의 설명은 가정 내에서 작동하는 사회적 규범의 압력을 고려하지 않았다는 점, 가구 내의 단일한 효용함수를 가정하여 부부 간 의사결정의 메커니즘을 설명할 수 없다는 점에서 비판 받는다(Chiappori, 1988; Chiappori, 1992; Esping-Andersen, 2009).

이에 협상 관점(Bargaining perspective)은 남편과 아내 각자의 효용함수와 예산제약식을 도입하고, 가구 내 의사결정 과정에서 협상력이 갖는 중요성에 주목한다(Chiappori, 1988; Chiappori, 1992). 협상 관점에 따르면, 개인은 자신의 이익을 위해 행동하는 주체들이다. 아내와 남편은 무급노동을 하는 것을 꺼려하고, 소득이나 교육수준 등 자신의 자원을 협상에 활용하여 상대방이 무급노동을 하게 만든다. 이러한 관점 역시 각자의 경제력이 무급노동 분담에 중요한 역할을 한다고 주장한다는 점에서 경제적 교환 관점으로 분류될 수 있다(Coltrane, 2000; 김수정 & 김은지, 2007). 협상 관점을 바탕으로 한 실증 연구들에 따르면 아내의 협상력이 증가할수록 아내의 가사노동시간이 줄거나 남편의 가사노동시간이 증가하여 가사노동 배분이 평등해진다(Brines, 1994; Bittman et al., 2003; 은기수, 2009; 이창순, 2014). 다만 협상력이 돌봄노동시간에 미치는 영향에 대해서는 혼재된 결과가 보고된다(Connelly & Kimmel, 2009; 주은선 외, 2014). 남편에 대한 아내의 상대소득이 높을수록 아내의 돌봄노동시간이 증가한다는 결과를 도출한 Connelly & Kimmel(2009)은, 아동 돌봄이 일종의 투자로 여겨질 수 있기 때문에 아내의 상대소득이 높아질수록 아내의 돌봄노동시간이 늘어날 수 있다고 보았다. 하지만 아내의 상대소득은 남편의 돌봄노동시간도 증가시키기 때문에, 아내의 협상력이 증가할수록 무급노동 분담이 평등해진다는 결과는 동일하게 도출된다(Evertsson, 2014). 협상력은 주로 남편에

대한 아내의 상대소득 또는 교육수준, 취업여부 등으로 조작화된다. 소득이나 교육수준 변수는 기혼이 아니더라도 활용될 수 있는데, 두 변수의 절대적 수준 자체가 무급노동에 대한 시장노동의 비교우위를 의미할 수 있기 때문이다(Bianchi et al., 2000). 즉, 배우자가 없더라도 본인 소득이나 교육수준이 높은 경우에 무급노동보다는 유급노동에 더 많은 시간을 투입하게 된다는 것이다. 코로나19 시기의 선행연구에서도 여성이 취업해 있거나 남편이 실업한 경우 무급노동 부담이 보다 평등해지는 것으로 나타났는데, 이는 협상력이 코로나19 이후의 무급노동 배분에서도 주요한 역할을 수행하였을 가능성을 제시한다(Hupkau & Petrongolo, 2020; Sevilla & Smith, 2020; Zamarro & Prados, 2021). 한편 아내의 소득이 남편의 소득을 넘어서게 되면 오히려 아내의 무급노동이 증가하는 현상이 관찰되는데, 이는 협상 관점으로는 적절히 설명해낼 수 없으며 젠더 규범이 무급노동 배분에 영향을 미치고 있음을 암시한다(Brines, 1994; 김수정 & 김은지, 2007). 또한 젠더 규범이 강하게 작동하는 보수주의 복지국가들에서는 협상력이 무급노동시간에 영향을 미치지 못한다는 Geist(2005)의 연구결과도 젠더 규범의 영향력을 함의한다.

본 연구에서는 경제적 교환 관점에 입각하여, 코로나19가 야기한 노동시장 충격이 여성의 협상력에 영향을 미쳐 무급노동시간에 변화를 주었을 것이라고 예측한다. 경제적 교환 관점에 따르면 남편과 아내 중 협상력이 약한 이가 무급노동을 주로 부담하게 되는데, 코로나19는 여성의 협상력을 약화시켰기 때문에 여성의 무급노동시간 증가폭이 남성보다 클 것으로 예측할 수 있다. 코로나19로 인한 노동시장에서의 충격은 여성에게 더 크게 가해졌다. 여성은 남성보다 더 많은 실업과 휴직을 경험하였고, 이에 따른 소득 감소로 여성의 상대적 생산성이 낮아졌을 것이다. 이는 곧 가구 내 여성의 협상력이 약화되었음을 의미하고, 여성의 무급노동시간이 남성보다 더 크게 증가했을 가능성을 제시한다.

(3) 가용시간이론(Time availability theory)

가용시간이론은 남편과 아내의 유급시장노동시간이 증가할수록 시간 제약으로 인해 무급가사노동시간이 감소하게 될 것이라고

예측한다(Shelton, 1992; Bianchi et al., 2000; Greenstein, 2000; 은기수, 2009; 이창순, 2014). 해당 이론은 경제적 교환 관점과 마찬가지로 Becker(1965, 1981)의 논의에 기반하여, 무급노동시간은 가구 효용 극대화를 위한 아내와 남편의 합리적 선택의 결과로서 결정된다는 논리를 바탕으로 가구시간 배분을 설명하고 있다(Greenstein, 2000; 은기수, 2009; 이창순, 2014). 또한 마찬가지로 무급노동과 유급노동의 교환관계를 전제한다(이창순, 2014). 하지만 경제적 교환 관점과 달리 생산성과 관련된 교육수준이나 소득 변수가 무급노동시간 배분에 미치는 영향이 아니라 유급노동시간과 무급노동시간 사이의 관계를 예측한다. 가용시간이론에 따르면 전통적 성역할 분업 형태는 남성의 유급노동시간이 길어 여성이 주로 무급노동을 수행해왔던 것으로 설명될 수 있다. 또한 수십년 간 여성의 무급노동시간이 줄어들고 남성의 무급노동시간이 증가한 것은, 여성의 유급노동시간은 증가하고 남성의 유급노동시간은 감소해왔기 때문이다.

선행연구에 따르면, 자신의 유급노동시간이 증가할수록 자신의 무급노동시간이 줄어드는 것으로 나타나며 이는 가용시간이론의 예측에 부합한다. 코로나19 시기의 선행연구에서도 여성의 유급노동시간이 적을수록 돌봄노동 수행 비중이 증가한다는 결과가 도출되었다(Boll et al., 2021). 코로나19 시기에 여성이 취업해있거나 남편이 실업한 경우가사노동과 돌봄노동 분담이 보다 평등해진다는 연구 결과도 도출된다(Hupkau & Petrongolo, 2020; Sevilla & Smith, 2020; Zamarro & Prados, 2021). 이는 경제적 교환 관점에 따라 협상력의 영향력으로 볼 수도 있지만, 가용시간의 변화에 따라 무급노동시간이 영향을 받은 것으로 해석할 수도 있다. 한편 유급노동시간이 무급노동시간에 미치는 영향은 성별에 따라 다른 것으로 나타나는데, 가용시간이론은 이러한 현상을 설명하지 못한다는 한계가 있다. 아내의 유급노동시간이 증가하더라도 남편의 무급노동시간은 선형적으로 증가하지 않는다(Bianchi et al., 2000; Greenstein, 2000; 은기수, 2009; 이창순, 2014). 특히 아내가 더 많은 유급노동을 수행하거나 생계를 전담하고 있는 경우에 아내는 가용시간이론의 예측보다 더 많은 무급노동을, 남성은 더 적은 무급노동을 수행한다(Greenstein, 2000; 은기수, 2009).

본 연구에서는 가용시간이론에 입각하여, 코로나19로 여성의

유급노동시간이 남성보다 크게 줄어들었기 때문에 무급노동시간의 증가량은 남성보다 여성에게서 더 클 것이라고 예측한다. 코로나19로 인해 여성들은 실업, 휴직에 따른 유급노동시간 감소를 경험하였다(Stantcheva, 2022). 또한 원격 근무의 확대로 출퇴근 시간을 절약하게 되었다. 물론 남성들도 실업, 휴직 및 원격 근무 확대로 가용시간이 늘어난 것이 사실이다. 하지만 실업과 휴직의 충격은 여성에게서 더 컸고(Ham, 2021; Stantcheva, 2022), 원격 근무도 남성보다 여성들이 더 많이 수행했다(Del Boca et al., 2020; Stantcheva, 2022). 이에 따라 여성의 무급노동시간이 남성의 무급노동시간보다 더 크게 증가했을 것이라고 예측할 수 있다.

한편, 가용시간이론에 따르면 2018년 7월 실시된 주 52시간 근로제는 유급노동시간 변화를 통해 무급노동시간에 영향을 미쳤을 수 있기 때문에, 본 연구는 주 52시간 근로제의 영향을 배제하는 모형을 추가하여 분석의 강건성을 확보하고자 한다. 이진우와 금종예(2021)에 따르면 주 52시간 근로제는 아내와 남편의 유급노동시간을 감소시킨 것으로 나타나고, 이진우(2022)는 주 52시간 근로제가 아내와 남편의 퇴근시간대 초과근로시간을 감소시키고 무급노동을 증가시켰다는 결과를 도출하였다. 따라서 본 연구에서는 주 52시간 근무제가 사업체 규모별로 시간차를 두고 확대되었다는 점을 이용하여, 주 52시간 근로제의 영향을 받지 않은 여성들로 분석 대상을 한정하여 주 52시간 근로제 모형을 도입한다. 해당 모형에 대한 설명과 분석 결과는 부록에 수록되었다.

(4) 젠더수행이론

젠더수행이론은 전통적인 젠더 규범이 남성과 여성의 무급노동 배분에 미치는 영향력을 강조한다(Goffman, 1976; Goffman, 1977; West & Zimmerman, 1987). 젠더수행이론에 따르면, 무급노동을 ‘여성의 일’, 유급노동을 ‘남성의 일’로 규정하는 젠더 규범으로 인해 남성보다는 여성에게 더 많은 무급노동 부담이 주어지고, 협상력과 유급노동시간이라는 변수의 영향력이 젠더에 따라 달라질 수 있다. 해당 이론에 기반한 연구들은 젠더 전시(gender display) 또는 젠더 수행(doing gender) 개념을 통해, 온존하는 사회적 규범의 영향력으로

인해 가정 영역의 성평등이 실질적으로 이루어지지 못하고 있다는 점을 지적한다(Brines, 1994; Bittman et al., 2003; 김수정 & 김은지, 2007).

젠더 전시 및 젠더 수행은 Goffman(1976, 1977)과 West & Zimmerman(1987)에 의해 도입된 개념으로, 이들은 사회문화적 성인 젠더(gender)가 생물학적으로 결정되는 것이 아니라 사람들의 행위를 통해 '수행'되며 재생산되는 것이라고 주장한다. 젠더적 행위의 일종인 무급노동과 유급노동은 문화적으로 각각 '여성의 일'과 '남성의 일'로 여겨져 왔고, 혼인 관계에서의 전통적인 성역할 분업은 남성과 여성의 젠더를 수행하며 연기하는 일이라는 것이다.

젠더수행이론은 어떤 연구에서도 남성이 여성보다 평균적으로 더 많은 무급노동을 수행한다는 결과를 도출하지는 못했다는 점에서 강력하게 지지된다(Shelton & John, 1996). 또한 남편 대비 아내의 소득이 증가하면서 여성의 무급노동 시간이 줄지만, 아내의 소득이 남편을 능가하면 다시 여성의 무급노동 시간이 증가하는 현상을 잘 설명해낸다(Brines, 1994; Bittman et al., 2003; 김수정 & 김은지, 2007). 젠더 규범의 작동을 강조하는 젠더수행이론의 설명에 따르면 아내가 남편보다 높은 급여를 받아 이들의 젠더 정체성이 위협받는 경우, 여성은 '여성의 일'인 무급노동을 수행하고 남성은 무급노동 수행을 회피함으로써 젠더 정체성을 회복하고자 한다. 그리고 추가적인 무급노동의 부담이 있을 때 남편은 이에 적극적으로 반응하지 않는 경향이 있으며, 아내가 주로 이를 수행하게 된다는 점도 젠더수행이론에 의해 설명된다(Bianchi et al., 2000). 한편 사회의 젠더 규범 뿐만 아니라 아내와 남편 개인 단위의 성역할태도 또한 무급노동시간 배분에 영향을 미친다. 선행연구들은 아내와 남편의 성역할태도가 성평등할수록 아내의 무급노동시간은 줄어들고 남편의 무급노동시간은 증가하여 무급노동 배분이 더욱 평등해진다는 결과를 보고한다(Coltrane, 2000; Greenstein, 2000). 이때 경제적 교환 관점에서는 협상력을 의미한다고 보았던 교육수준 변수가 젠더수행이론에서의 성역할태도를 의미한다고 보는 것이 더욱 타당하다는 입장도 있는데, 아내와 남편의 교육수준이 높을수록 무급노동 배분이 평등해진다는 점 때문이다(Coltrane, 2000).

본 연구에서는 젠더수행이론에 입각하여, 코로나19로 인한 추가적인

돌봄 및 가사노동 부담이 주로 여성에게 전가되었을 것이라고 예측한다. 젠더수행이론에 따르면 온존하는 젠더 규범으로 인해 추가적인 무급노동 부담에 남성보다 여성이 적극적으로 반응하기 때문이다. 또한 남성의 실업이 코로나19 이전보다 증가하였는데, 남성이 실업 상태에 있거나 여성 배우자보다 소득이 낮을 경우 손상된 남성성을 만회하기 위해 여성적이라고 여겨지는 무급노동의 수행을 줄이기도 한다(Brines, 1994; 김수정 & 김은지, 2007). 이 역시 무급노동시간의 증가가 여성에게서 더 컸을 것이라는 예측을 뒷받침한다.

경제적 교환 관점, 가용시간이론, 젠더수행이론은 모두 코로나19 이후 여성의 무급노동시간 증가량이 남성보다 컸을 것이라는 가설을 공통적으로 도출하고 있다. 이러한 가설과 관련하여 선행연구들이 도출한 결과를 보다 자세히 살펴보면 다음과 같다. 해외의 연구를 먼저 검토한 뒤 소수의 국내 연구들을 살펴보도록 하겠다.

먼저 해외 연구들은 여성의 무급노동시간 증가량이 남성보다 컸다는 결과를 도출한다. 코로나19 이후 남성과 여성의 무급노동 부담이 더욱 평등해졌다는 연구 결과도 존재하지만, 이는 해당 연구들이 무급노동시간이 아니라 무급노동 부담 비중에 대한 인식을 종속변수로 채택했기 때문에 도출된 결과인 것으로 보인다. 무급노동 부담 비중 인식 변수의 한계에 대한 논의는 연구방법에서 진행하도록 하겠다. 무급노동시간을 종속변수로 삼아 코로나19 이후 여성과 남성의 무급노동시간 증가량을 비교한 연구 결과는 다음과 같다.

Hupkau & Petrongolo(2020)가 2020년 4~6월에 조사된 USoc(Understanding Society longitudinal study)자료를 2014~15년의 영국시간사용조사 자료와 비교한 바에 따르면, 코로나19 이후 영국에서 여성의 무급노동시간 증가량은 남성보다 약간 컸다. 코로나19 전후 가사노동시간의 증가량은 남성이 더 컸으나, 돌봄노동시간 증가량은 여성이 더 커서, 종합적으로는 여성의 주당 무급노동시간 증가량이 약 1시간 정도 큰 것으로 나타났다. Servilla & Smith(2020)는 영국에서 2020년 5월에 진행한 온라인 조사를 통해, 코로나19 전후의 돌봄노동시간 변화를 살펴보고 있다. 코로나19 이후 주당 돌봄노동시간 증가량은 남성의 경우 평균 19.4시간, 여성의 경우 평균 30.3시간이었다. 두 연구 모두 여성의 무급노동시간 증가량이 더 컸다고 보고하고 있지만, Hupkau & Petrongolo(2020)의 연구에서

남성과 여성의 무급노동시간 증가량 차이가 더 작은 것으로 나타난다. 이는 Hupkau & Petrongolo(2020)의 연구가 돌봄노동시간 뿐만 아니라 가사노동시간을 포함하였고, 코로나19 전후 서로 다른 자료를 이용하여 비교했다는 점 때문인 것으로 보인다. Fodor et al.(2021)은 2020년 5월 조사 자료를 바탕으로 헝가리의 코로나19 이후 돌봄노동시간 변화를 살펴보았다. 분석 결과, 코로나19로 인한 폐쇄 조치(lockdown) 이후 여성은 주당 11.4시간, 남성은 주당 6.8시간의 추가적인 돌봄노동을 수행하고 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 주당돌봄시간의 격차는 코로나19 이전 13.1시간에서 코로나19 이후 17.7시간으로 약 5시간 가량 확대되었다.

국내 연구들 중 여성과 남성의 무급노동시간 전반의 증가량을 비교한 연구는 없지만, 돌봄노동시간 증가량을 비교한 연구는 여성의 증가량이 남성보다 크다는 결과를 도출하고 있다. 은기수(2020)는 2020년 6월 12일부터 7월 6일까지 실시된 ‘코로나19와 한국 아동 돌봄 설문조사’ 자료를 바탕으로 코로나19 전후 기혼남녀의 자녀 돌봄시간 변화를 살펴보고 있다. 해당 연구에서는 맞벌이 가구의 남성과 여성, 남성 외벌이 가구의 남성과 전업주부 여성의 자녀 돌봄 시간을 비교하고 있는데, 네 집단 모두 돌봄시간이 코로나19 이전보다 증가한 것으로 나타난다. 그러나 하루 평균 증가량을 비교하면, 맞벌이 남성은 46분, 외벌이 남성은 29분 증가한 반면, 맞벌이 여성은 1시간 44분, 전업주부 여성은 3시간 32분 증가한 것으로 나타났다. 장진희(2021)의 연구는 한국노총 유자녀 남녀노동자 556명을 대상으로 한 실태조사를 바탕으로 코로나19 이후 여성의 돌봄노동시간이 남성보다 더 많이 증가했음을 밝히고 있다. 남성의 주당 자녀돌봄시간은 1.8시간, 여성은 6.7시간 증가한 것으로 나타났다.

국내외 선행연구들에 따르면, 코로나19 이후 여성의 무급노동시간 증가량이 남성보다 클 것이라는 이론적 예측은 지지된다. 한편, 국내 연구들은 코로나19 이후 여성이 남성보다 많은 돌봄노동 부담을 지게 되었다는 것을 보여주지만, 동시에 가사노동시간을 포함한 무급노동시간 전반에 대해 여성과 남성의 변화를 비교해보아야 할 필요성을 제기하고 있다. 따라서 본 연구에서는 이론적 예측과 실증연구 결과에 기반하여, 코로나19로 인한 무급노동시간, 가사노동시간, 돌봄노동시간의 증가량이 남성보다 여성에게서 더 컸다는 가설을 설정한다.

[연구문제 2] 코로나19 이후 여성과 남성의 무급노동시간 격차는 어떻게 변화하였는가?

[연구가설 2-1] : 코로나19로 인해 남성보다 여성의 무급노동시간이 더 크게 증가했을 것이다.

[연구가설 2-2] : 코로나19로 인해 남성보다 여성의 가사노동시간이 더 크게 증가했을 것이다.

[연구가설 2-3] : 코로나19로 인해 남성보다 여성의 돌봄노동시간이 더 크게 증가했을 것이다.

한편 코로나19는 경제적 교환 관점과 젠더수행이론의 타당성을 비교해볼 수 있는 상황을 제공한다. 남편의 협상력이 낮은 가구에서의 무급노동시간 변화에 대해, 두 이론이 서로 다른 방향의 예측을 하고 있기 때문이다. 경제적 교환 관점에 따르면 협상력이 낮은 남편의 무급노동시간이 더 크게 증가할 것이라 예측할 수 있고, 젠더수행이론에 따르면 아내의 협상력이 높더라도 젠더 규범의 영향에 의해 아내의 무급노동시간 증가량이 남편보다 작지 않을 것이라고 예측할 수 있다. 만약 남편의 협상력이 낮은 가구에서 남편의 무급노동시간이 더 크게 증가한다면, 이는 협상력에 따라 무급노동시간이 결정된다는 경제적 교환 관점의 논리가 타당함을 입증한다. 한편 이러한 가구에서 아내의 무급노동시간 증가량이 남편보다 작지 않다면, 이는 경제적 교환 논리를 압도하는 젠더 규범의 영향력이 존재한다는 것으로 볼 수 있고, 젠더수행이론의 설명이 더욱 타당함을 보여준다. 이에 따라 본 연구에서는 두 이론의 타당성을 비교해보기 위해 남편의 소득이나 교육수준이 아내보다 낮은 가구를 분석 대상으로 한정하고 여성을 처치집단, 남성 배우자를 비교집단으로 삼은 모형을 추가하고자 한다.

본 연구와 같이 추가적인 무급노동 부담이 주어지는 상황을 활용하여 경제적 교환 관점과 젠더수행이론의 타당성을 비교한 선행연구는 없지만, 국가별로 미시 요인의 영향력 차이를 살펴본 연구들을 바탕으로 탐색적 차원의 연구가설을 도출할 수 있다. Geist(2005)는 1994년 국제사회조사(ISSP) 데이터를 바탕으로 복지체제별 무급노동 분담의 차이와 미시 요인의 영향력 차이를 살펴보고 있다. 분석 결과, 해당 연구에서 보수주의 국가로 분류된 일본, 이탈리아, 오스트리아에서만

상대적 소득수준이 무급노동 부담과 무관한 것으로 나타났다. Geist(2005)는 이러한 결과가 나타나는 이유가 보수주의 국가에서 젠더 규범의 영향력이 강력하기 때문이라고 해석한다. 아내의 경제활동이 남편의 생계부양자 역할을 위협하면 남편이 ‘여성적인 일’이라 여겨지는 무급노동 수행을 줄인다는 것이다. 한편 2012년 국제사회조사(ISSP) 데이터를 바탕으로 협상력이 무급노동시간에 미치는 영향을 국가별로 비교한 조성호(2015)도 유사한 결과를 보고한다. 스웨덴에서는 아내의 상대적 소득수준과 무관하게 무급노동 부담이 평등한 것으로 나타났지만, 한국, 일본에서는 상대적 소득수준과 무관하게 돌봄노동 부담이 불평등한 것으로 나타났다. 조성호(2015)는 이에 대한 해석을 제시하고 있지는 않지만, Geist(2005)의 해석을 참고하면 젠더 규범의 영향력이 약한 스웨덴과 그 영향력이 강한 한국 및 일본에서 협상력이 무급노동시간에 영향을 미치지 못하는 것으로 볼 수 있다. 즉, Geist(2005)와 조성호(2015)의 연구 결과는 젠더 규범이 온존해 있는 상황에서 젠더수행이론의 영향력이 경제적 교환 관점을 압도할 수 있음을 암시한다. 따라서, 본 연구는 아내의 소득이 더 높은 가구에서도 여성의 코로나19 이후 무급, 가사, 돌봄노동시간 증가량이 남성 배우자보다 적지 않았다는 가설을 설정한다.

[연구문제 3] 코로나19로 인한 무급노동 부담은 부부간 경제적 교환 논리에 따라 배분되는가, 젠더 규범에 따라 배분되는가?

[연구가설 3-1] 여성의 소득이 남성 배우자보다 높은 가구에서, 남정보다 여성의 무급노동시간이 더 크게 증가했거나 증가량의 차이가 없을 것이다.

[연구가설 3-2] 여성의 소득이 남성 배우자보다 높은 가구에서, 남정보다 여성의 가사노동시간이 더 크게 증가했거나 증가량의 차이가 없을 것이다.

[연구가설 3-3] 여성의 소득이 남성 배우자보다 높은 가구에서, 남정보다 여성의 돌봄노동시간이 더 크게 증가했거나 증가량의 차이가 없을 것이다.

제 3장 연구방법

제 1절 분석 방법 및 분석 자료

1. 분석 방법

(1) 선행연구의 방법론적 한계

본 연구는 코로나19가 무급노동 분담에 미친 영향에 대한 선행연구들이 노정하는 여러 방법론적 한계를 극복하기 위해, 이중차분법(Difference-in-Differences)을 활용하여 분석을 진행하고자 한다. 선행연구의 방법론적 한계는 다음과 같다.^⑥

먼저, 기술적인 분석(descriptive analysis)으로 전후를 비교하는 데 그치는 경우가 많다(은기수, 2020; 장진희, 2021; Carson et al., 2021). 이러한 기술 분석만으로는 응답자의 인구사회학적, 가구 특성에 따라 무급노동 수행이 달라질 수 있음을 고려하지 못한다.

이러한 한계로 인해, 여러 선행연구들은 회귀분석을 활용하고 있다. 코로나19 전후 값의 차이를 종속변수로 둔 회귀분석을 실시하거나(Fodor et al., 2020; 안미영, 2022), 각 시기별로 별개의 회귀분석을 실시하여 계수의 크기를 비교하거나(Hipp and Bünning, 2021), 코로나19 전후를 기술적으로 비교하는 것을 주 분석으로 삼고 보조적인 회귀분석을 통해 개인, 가구, 일자리 특성 등을 통제하여 기술 통계값과 차이가 생기는지 살펴보기도 한다(Hupkau & Petrongolo, 2020; Yerkes et al., 2020). 이렇게 회귀분석을 활용하면 개인, 일자리, 가구 관련 요인들의 영향을 통제할 수 있다는 장점이 있다. 하지만 회귀분석만으로는 관측되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity) 또는 관측되지 않는 시불변 특성이 영향을 미칠 가능성을 배제할 수 없다. 예를 들어, 회귀분석에서 취업여부가 무급노동시간에 영향을 미친다는 결과가 도출되었을 때, 취업자와

^⑥ 무급노동시간을 다룬 연구만으로 범위를 제한하면 선행연구의 수가 크게 줄어들기에, 부부 간 무급노동 분담 정도에 대한 인식을 다룬 연구도 함께 살펴보았다.

비취업자의 무급노동시간 차이에 두 집단의 관측되지 않은 특성이 영향을 미쳤을 수 있다. 취업한 이들이 비취업 상태인 이들보다 커리어에 대한 열망이 커서 무급노동에 투여하는 시간이 적을 수 있기 때문이다.

이에 따라 Boll et al.(2021)은 개인고정효과를 포함하여 관측되지 않은 이질성 문제를 해결하고자 하였다. Sevilla & Smith(2020)도 보조 분석으로 아내와 남편의 무급노동 비중의 이중차분값을 이용하여 이러한 문제에 대처하였다. 두 연구는 앞서 언급된 방법론적 한계들을 극복하였으나, 코로나19 이전 시기의 종속변수 추세를 고려하지는 않았다. 이에 따라 코로나19 전후시기의 변화가 엄밀하게 추정되지 못하였을 가능성이 존재한다. 따라서 본 연구는 코로나19 이전 시기의 종속변수 추세를 고려한 이중차분법을 활용하여 앞서 언급한 방법론적 한계들을 보완하고, 코로나19 전후 무급노동시간의 변화를 보다 엄밀하게 추정하고자 한다.

(2) 이중차분법의 원리

이중차분법은 사전과 사후, 처치와 비교집단 종속변수의 이중차분을 통해 정책이나 사건의 인과효과를 추정하는 방법이다. 이중차분법은 설명변수가 지역, 연도와 같은 수준에서 변동될 때 활용할 수 있는 집단 수준 또는 집계(aggregate) 수준의 고정효과(fixed effects) 추정법이다(Angrist & Pischke, 2008). 개인 고정효과추정은 개인에 대한 반복 측정 자료인 패널자료를 이용해, 관찰되지는 않지만 시간에 따라 변하지 않고 고정되어 있는 교란 요인들을 통제하여 내생성에 대처하는 방법이다. 하지만 관심대상 설명변수가 지역이나 연도와 같은 수준에서만 변동한다면 집단 수준의 고정효과추정이 가능하고, 이는 개인 고정효과추정과 마찬가지로 관측되지 않는 시불변 집단 특성을 통제함으로써 누락변수 편향(Omitted Variable Bias)을 제거하여 정책이나 사건의 인과효과를 측정할 수 있게 한다.

이중차분법을 통해 정책이나 사건의 인과효과를 측정하기 위해서는, 특정 정책이나 사건의 영향을 받는지를 기준으로 처치집단과 비교집단을 구분하고, 정책 시행이나 사건 발생의 전후를 구분하여 종속변수 값을 이중으로 차분한다. 즉, 각 집단의 사건 전후 종속변수 값을 차분한

뒤(일차차분값) 처치집단과 비교집단의 차분값을 한번 더 차분한 값이 이중차분값이 된다. 이러한 이중차분법의 원리를 간단히 표현하면 <표 3>과 같다. 각 집단의 사건 전후 값을 차분하는 일차차분 과정에서는 관측되지 않는 시불변 집단 특성에 따른 영향이 통제된다. 그리고 처치집단과 비교집단의 처치 전후 일차차분값을 다시 차분함으로써, 사건 또는 처치를 제외하고 두 집단에 동일한 영향을 미치는 시기 효과가 통제된다. 사건이 발생하지 않았다면 종속변수의 추세가 처치집단과 비교집단에서 동일할 것이라는 공통 추세 가정(common trend assumption)만 성립한다면, 앞선 과정을 통해 도출한 이중차분값은 정책 또는 사건의 인과효과를 의미하게 된다. 따라서 공통 추세 가정은 이중차분 추정량이 정책 또는 사건의 인과효과를 의미하기 위한 식별조건(identifying assumption)이라고 할 수 있다. 본 연구의 공통 추세 가정 검토에 대해서는 ‘(4) 공통 추세 가정’에서 상세히 다루도록 하겠다.

〈표 3〉 이중차분법의 원리

	사건	사후	차분값
처치집단	$Y_{\text{처치,사건}}$	$Y_{\text{처치,사후}}$	$Y_{\text{처치,사후}} - Y_{\text{처치,사건}}$
비교집단	$Y_{\text{비교,사건}}$	$Y_{\text{비교,사후}}$	$Y_{\text{비교,사후}} - Y_{\text{비교,사건}}$
이중차분값			$(Y_{\text{처치,사후}} - Y_{\text{처치,사건}}) - (Y_{\text{비교,사후}} - Y_{\text{비교,사건}})$

(3) 비교집단 설정

이중차분법으로 정책이나 사건의 인과효과를 파악하기 위해 중요한 것은 적절한 비교집단을 설정하는 일이다. 이중차분법에서 엄밀한 인과효과 추정을 위한 비교집단의 조건은 해당 집단이 정책이나 사건의 영향과 무관해야 한다는 것이다. 그래서 지역이나 인구학적 기준에 따라 정책이 다르게 적용되거나, 한 사건이 특정 집단에만 영향을 미친 것과 같은 자연 실험적 상황을 이용한다. 하지만 코로나19 유행은 전국에 동시적인 영향을 미친 사건이기 때문에, 코로나19의 영향을 전혀 받지 않은 비교집단을 설정하는 것은 어렵다. 다만 본 연구에서 관심을 갖는 무급노동시간에 있어서는, 코로나19에 따른 영향을 비교적 적게 받은

집단을 비교집단으로 설정할 수 있다. 이러한 집단을 비교집단으로 둔 이중차분 추정치는 코로나19의 영향을 과소추정하게 되겠지만, 그럼에도 불구하고 유의미한 결과가 도출된다면 이는 코로나19의 영향에 대한 보수적인 추정치로 해석할 수 있을 것이다.

본 연구는 ‘코로나19는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간에 어떠한 영향을 미쳤는가?’라는 첫 번째 연구문제에 대해 답하기 위해, 추가적인 무급노동 부담에서 비교적 자유로웠을 미혼 여성을 비교집단으로 설정하고자 한다. 코로나19는 교육 및 보육 기관 운영에 전혀 없는 변화를 야기했고, 이로 인해 사회적 돌봄 체계가 분담하던 무급노동 부담은 다시 가정으로 전가되었다. 그런데 자녀가 없는 미혼 여성은 이러한 무급노동의 부담에서 비교적 자유롭다. 여성이 수행하는 무급노동시간은 결혼과 출산을 거치며 크게 늘어나기 때문이다(South & Spitze, 1994; Coltrane, 2000). 실제로 2020년부터 2021년까지 진행된 8차 여성가족패널조사 분석 결과, 미혼 여성이 수행하는 돌봄노동은 주 평균 20.09분으로 나타났다. 물론 미혼 여성이 돌봄노동 뿐만 아니라 가사노동까지 포함한 무급노동의 부담에서 완전히 자유롭다고 보기는 어렵다. 미혼 여성의 돌봄노동과 가사노동을 합친 무급노동시간은 2020년 기준 주 평균 234.93분으로 나타난다. 하지만 이는 기혼 유자녀 여성의 주 평균 약 1,696.69분이나, 기혼 유자녀 남성의 약 293.67분에 비해 크게 낮은 수치이다. 따라서 본 연구는 자녀와 남성 배우자가 없는 미혼 여성에게 코로나19가 추가적으로 지운 무급노동 부담은 미미하다고 보고, 미혼 여성을 비교집단으로 설정하여 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 변화를 추정하고자 한다. 이러한 추정치는 코로나19 이후 미혼 여성의 무급노동시간 추세 변화가 없다면 코로나19가 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간에 미친 영향을 의미하며, 추세 변화가 있다면 코로나19로 인한 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성의 무급노동시간 증가량 차이를 의미한다. 후자의 경우 코로나19의 영향이 혼인 및 출산 여부에 따라 어떻게 달라지는지 살펴볼 수 있다.

본 연구는 ‘코로나19 이후 여성과 남성의 무급노동시간 격차는 어떻게 변화하였는가?’라는 두 번째 연구문제와 ‘코로나19로 인한 무급노동 부담은 부부간 경제적 교환 논리에 따라 배분되는가, 젠더 규범에 따라 배분되는가?’라는 세 번째 연구문제에 답하기 위해, 기혼 유자녀 여성의 남성 배우자를 비교집단으로 설정한 모형을 추가하고자

한다. 이중차분법은 한 사건이 상이한 집단에 어떻게 다른 효과를 미쳤는지 추정하는 데 활용될 수도 있다. 이중차분 추정치를 처치집단과 비교집단이 받은 영향의 차이로 해석할 수 있기 때문이다. 이 때 이중차분 추정치가 유의하다면 이는 처치집단과 비교집단이 코로나19로 인해 서로 다른 영향을 받았다는 것을 의미한다. 그리고 추정치의 크기는 코로나19가 두 집단에 미친 영향의 차이로 해석할 수 있다. 본 연구는 기혼 유자녀 여성의 남성 배우자를 비교집단으로 설정하여, 코로나19 이후 여성과 남성의 무급노동시간 격차가 어떻게 변화하였는지, 그리고 이러한 무급노동시간 배분에 경제적 교환 논리와 젠더 규범 중 어떤 요인이 더 큰 영향을 미쳤는지 살펴보고자 한다.

(4) 공통 추세 가정(common trend assumption)

앞서 이중차분법의 원리를 설명하며 언급했듯, 이중차분 추정량이 정책 또는 사건의 인과효과를 의미한다고 보기 위해서는 공통 추세 가정이 성립하여야 한다. 공통 추세 가정은 정책 또는 사건이 발생하지 않았다면, 종속변수의 추세가 처치집단과 비교집단에서 동일하게 나타날 것이라는 가정이다(Angrist & Pischke, 2008). 하지만 정책 또는 사건이 발생하지 않은 상황은 실제로는 관측할 수 없는 반사실적(counterfactual) 상황이기 때문에, 공통 추세 가정이 직접적으로 검증될 수는 없다. 따라서 공통 추세 가정은 여러 간접적인 방법을 통해서 검증된다. 그리고 만약 공통 추세 가정이 성립하지 않더라도 이중차분법을 통해 사건의 영향을 추정하기 위해서는 추가적인 고려가 필요하다. 또한 처치집단과 비교집단의 종속변수 추세에 상이한 영향을 미칠 만한 외부 요인에 대한 고려도 필요하다. 본 연구에서 채택하는 공통 추세 가정의 간접적 검증 방법과, 공통 추세 가정을 고려하여 보다 강건한 결과를 도출하기 위해 채택한 방법은 다음과 같다.

먼저, 공통 추세 가정의 간접적 검증을 위해 사건이나 정책 시행 이전 여러 시점에 대해 처치집단과 비교집단의 종속변수 추세를 확인한다. 사건 이전 여러 시점에 걸쳐 두 집단의 종속변수 추세가 유사하다면, 사건이 발생하지 않았다는 반사실적 상황에서의 두 집단의 추세도 유사할 것이라고 추측할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 코로나19 유행 이전 시기인 2014, 2016, 2018년도에 대해 처치집단과 비교집단의

종속변수 추세를 확인하고자 한다.

만약 공통 추세 가정이 엄밀하게 성립하지 않더라도 사건의 인과효과를 추정하기 위해, 본 연구는 사건 발생 이전과 이후 시점들의 종속변수 선형 추세를 통제하는 모형을 추가한다. 이러한 방법은 처치집단과 비교집단이 사건 이전에 상이한 추세를 따르더라도, 이중차분법이 사건의 인과적 효과를 추정할 수 있도록 한다(Angrist & Pischke, 2008). 본 연구의 처치집단과 비교집단은 처치 여부 이외에 모든 특성이 동일한 집단이라고 보기는 어렵기 때문에, 종속변수의 추세에 차이가 있을 수 있다. 이에 따라 각 집단의 종속변수 선형 추세를 통제하는 추가 모형을 도입함으로써 코로나19의 영향을 강건하게 추정하고자 한다. 추세 통제 모형에는 각 차수별 시기를 연속변수로 코딩한 추세 변수와, 처치집단 변수와 추세 변수의 상호작용항이 포함된다. 추세 통제 모형의 이중차분 추정치는 집단별 추세 차이를 통제하여 도출된 사건의 인과효과를 의미한다. 추세를 통제하지 않은 기본 모형과 추세 통제 모형의 추정치에 차이가 있다면, 이는 처치집단과 비교집단의 사건 이전 상이한 추세로 인해 기본 모형의 이중차분 추정치를 사건의 인과효과로 해석하기 어렵다는 것을 의미한다. 이러한 경우에는 추세 통제 모형의 추정이 더욱 강건한 결과를 도출한다고 볼 수 있다.

(5) OLS 회귀분석

본 연구는 회귀모형을 바탕으로 한 이중차분법을 이용하며, 회귀분석 방법으로는 OLS 회귀분석을 채택한다. 이중차분 회귀식에는 처치집단과 비교집단을 구분하는 처치변수와, 사전과 사후를 구분하는 시기변수가 포함되며, 처치집단과 비교집단의 관측가능한 특성 차이를 통제하기 위해 개인 및 가구 특성들이 통제변수로 포함된다. 한편 무급노동시간 연구들에서는 OLS가 아닌 토빗(Tobit) 회귀분석을 사용하기도 한다. 토빗 모형은 중도절단된(censored) 표본에서 활용하는 회귀 모형으로, 잠재변수를 종속변수로 설정하여 제한된 종속변수(Limited Dependent Variable)로 인한 문제를 해결하고자 한다. 무급노동시간 연구에서 토빗 모형을 채택하는 이유는 종속변수인 가사노동시간 및 돌봄노동시간이 0의 값을 갖는 사례가 많을 때 일부

연구자들이 이를 중도절단된 표본으로 이해하기 때문이다. 하지만 본 연구에서는 Angrist & Pischke(2008)의 논의에 기반하여, 종속변수의 적절한 해석을 위해서는 OLS 회귀분석을 채택해야 한다고 판단한다. Angrist & Pischke(2008)는 토빗 모형이 활용하는 잠재변수가 때로는 연구자가 의도한대로 해석되지 못하여 난해한 의미를 가질 수 있다고 지적한다. 예를 들어, 무급노동시간의 값이 0인데 잠재변수가 음의 값을 가질 경우 이는 해석하기 난해하다. 잠재변수 값이 음이더라도 현실에서는 무급노동시간이 0인 것으로 드러나고, 현실에서 무급노동시간이 음의 값을 가진 경우는 성립할 수 없기 때문이다. 즉, 잠재변수와 실증적으로 대응하는 현실의 변수가 존재하지 않는다면, Tobit류의 잠재성과 모형들은 적절하게 해석할 수 없다.^⑦ 또한 증명된 정리는 아니지만, OLS 추정치와 토빗 모형을 이용한 추정치는 실질적으로 매우 유사한 값을 갖는다(Angrist & Pischke, 2008). 따라서 본 연구에서는 토빗 회귀분석이 아닌 OLS 회귀분석을 사용한다. 제한된 종속변수로 인해 발생할 수 있는 이분산성 문제에는 군집표준오차(clustered standard error) 도입을 통해 대처한다. 군집표준오차를 활용함으로써, 이분산성 문제 뿐만 아니라 패널데이터의 가구 군집 내에서 발생할 수 있는 상관관계를 허용하면서도 강건한 결과를 도출할 수 있다.

2. 분석자료

본 연구에서는 한국여성정책연구원의 ‘여성가족패널조사(Korean Longitudinal Survey of Women and Families, KLoWF)’ 5~8차 자료(2014-2021)를 이용하고자 한다. 여성가족패널조사는 2007년 1차, 2008년 2차 조사를 실시한 뒤, 3차년도 조사(2010년)부터는 2년 주기로 조사되고 있다. 따라서 1차는 2007년, 2차는 2008년, 3차는 2010년, 4차는 2012년, 5차는 2014년, 6차는 2016년, 7차는 2018년, 8차는 2020년에 조사가 진행되었다. 한편 미혼 여성의 경우 5차, 기혼 유자녀 여성 및 남성 배우자의 경우 4차 자료부터 가사노동시간과

^⑦ 물론 임금이 top coding된 경우와 같이 잠재변수와 실증적으로 대응하는 현실의 변수가 존재하기도 한다. 임금이 top coding된 경우는 실제 소득이 더 높지만 해당 변수가 중도절단되어 있다고 판단할 수 있기 때문이다.

돌봄노동시간이 나누어 조사되었다. 이에 따라 해당 차수 전후로 조사 방식의 일관성이 유지되지 않는다고 보고, 가사노동과 돌봄노동시간을 나누어 조사한 5~8차 자료만을 분석에 활용하였다. 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 경우 4차 자료를 활용하는 것이 가능하지만 5차 자료부터 활용하였는데, 이는 4차 자료 조사 시기인 2012년에 보육료 지원 및 양육수당 정책의 확대로 무급노동시간이 영향을 받았을 가능성이 있기 때문이다. 실제로 4차 자료를 포함한 분석과 5차 자료부터 활용한 분석 결과를 비교하면 이중차분 추정치의 부호와 방향성, 유의성은 동일하지만, 4차 자료를 포함한 분석에서 코로나19의 영향이 보다 크게 추정되었다. 이는 보육료 지원 정책이 무급노동시간을 감소시켜 이를 추세 통제에 포함할 경우 코로나19 효과가 과대추정되기 때문인 것으로 보인다. 보다 보수적인 추정을 위해 5차 자료부터 분석에 포함하였다.

여성가족패널조사는 2007년에 9,068가구 내의 만 19세 이상 64세 이하 여성 9,997명을 패널로 구축(기혼인 경우 배우자에 관한 내용도 조사)하며 시작되었고, 6차 조사에서 2,096가구 2,621명의 패널이 추가되었다. 하지만 본 연구에서는 추가 패널과 기존 패널이 이질적인 성격을 가질 수 있는 점을 우려하여^⑧, 5~8차 자료를 모두 이용하는 모형의 경우에는 기존 패널만을 대상으로 하여 분석을 진행한다.

한 차수의 여성가족패널조사는 수개월에 걸쳐 진행된다. 예를 들어, 5차(2014-2015) 자료는 2014년 6월부터 2015년 4월까지 조사된 자료이다. 한편 코로나19 시기에는 유행 상황이 빠르게 변동하기 때문에, 조사시기가 관심 변수에 영향을 미칠 가능성이 있어 면접진행연월을 통제변수로 포함하였다. 8차 자료(2020-2021)를 비롯해 본 연구에서 활용하는 여성가족패널조사 자료의 차수별 조사시기(면접진행일 기준)는 <표 4>와 같다. 코로나19 이후에 조사된 8차 자료는 2020년 9월부터 2021년 5월까지 조사되었는데, 그 중 약 90%의 표본은 2020년 12월과 2021년 4월 사이에 조사되었다. 해당 시기는 2020년 초에 발생한 코로나19가 장기화될 것이라는 인식이

^⑧ 실제로 추가 패널은 기존 패널보다 높은 이탈률(attrition rate)을 보이고 있다. 6차에서 추가된 추가 패널의 유지율(retention rate)은 가구의 경우 7차 84.6%, 8차 78.3%이며, 개인의 경우 7차 79.2%, 8차 72.1%이다. 1차 조사에서 시작된 기존 패널의 유지율은 5차부터 안정적으로 유지되며, 8차의 유지율은 가구 68.3%, 개인 64.6%이다.

자리잡고, 유행 상황이 비교적 안정적이었던 시기였다. 하지만 여전히 시기별 유행 상황의 차이가 무급노동시간에 영향을 미칠 가능성을 완전히 배제할 수는 없기 때문에, 조사가 진행된 연월을 통제변수에 포함하여 유행 상황 변동의 영향을 통제하고자 한다. <표 4>에 제시되어 있듯 각 차수별 조사는 2년에 걸쳐 진행되지만, 본고에서는 편의상 조사 시작 연도를 기준으로 각 차수별 조사를 지칭하고자 한다. 예를 들어, 5차 조사는 실제로는 2014년부터 2015년까지 진행되었지만, 조사 시작 시점을 기준으로 2014년 자료라고 지칭하도록 하겠다.

<표 4> 여성가족패널조사 차수별 조사시기(면접진행일 기준)

차수	조사시기
4차	2012년 6월 2일~2013년 3월 19일
5차	2014년 6월 30일~2015년 4월 1일
6차	2016년 10월 12일~2017년 6월 15일
7차	2018년 8월 20일~2019년 4월 29일
8차	2020년 9월 15일~2021년 5월 31일

여성가족패널조사는 코로나19 전후의 가사노동시간과 돌봄노동시간을 모두 조사하고 있고, 코로나19 이전 시기의 추세를 확인할 수 있으며, 전국적인 대표성을 띤 유일한 한국 자료이다. 해당 조사에서는 평일과 주말을 나누어 가사노동 및 돌봄노동을 하루 평균 몇 시간 몇 분 수행하고 있는지 서베이(survey) 방식으로 조사하고 있다. 이러한 서베이(survey) 방식은 시간표 형식으로 10분 단위의 시간 사용을 상세히 조사하는 시간일지(time-diary) 방식보다는 정확도가 떨어지고, 남성 배우자의 가사노동 및 돌봄노동시간은 기혼 여성이 대리응답하는 방식으로 조사되었다는 한계가 있다. 하지만 5~8차 조사에서는 조사 방식이 일관성 있게 유지되기 때문에 코로나19로 인한 변화를 추정하는데 무리가 없다고 판단된다. 따라서 본 연구가 밝히고자 하는 코로나19 전후 무급노동시간 변화를 파악하는 데 있어 여성가족패널조사가 가장 적절한 가용자료라고 판단되어, 해당 조사자료를 연구에 활용하고자 한다.

선행연구에서 이용된 자료의 한계를 살펴보면, 여성가족패널조사의 장점이 부각된다. 선행연구에서 활용된 자료들은 비확률표본추출 등의

이유로 모집단 대표성이 떨어지고, 연구 대상이 박사학위 소지자나 노조 가입자 등으로 제한되어 외적 타당성이 제한되는 경우가 많다(은기수, 2020; 장진희, 2021; Deryugina et al., 2021; Hipp & Bünning, 2021; Petts et al., 2021). 또한 Del Boca et al.(2020)과 Hupkau & Petrongolo(2020)의 연구를 제외한 대부분의 연구가 코로나19 이전의 무급노동시간을 코로나19 이후 시기에 회고적으로 조사하였다. Hupkau & Petrongolo(2020)의 연구도 코로나19 이전 시기의 무급노동시간 값을 코로나19 시기와 별개의 데이터를 이용해 산출하고 있다는 한계를 보인다. 여성가족패널조사는 전국적인 대표성을 갖추었으며 코로나19 전후의 무급노동시간 값을 제공하고 있다.

제 2절 연구모형

1. 연구모형

본 연구의 연구 가설을 검증하기 위한 연구 모형은 <표 5>와 같다.

<표 5> 연구 모형

모형	처치 집단	비교 집단	분석 대상
혼인여부 모형	기혼 유자녀 여성	미혼 여성	기혼 유자녀 및 미혼 여성
젠더 모형	기혼 유자녀 여성	기혼 유자녀 여성의 남성 배우자	기혼 유자녀 여성 및 남성 배우자
여성소득상위모형	기혼 유자녀 여성	기혼 유자녀 여성의 남성 배우자	코로나19 전후 소득이 모두 남성 배우자보다 높은 기혼 유자녀 여성 및 남성 배우자

(1) 혼인여부 모형

혼인여부 모형은 코로나19가 기혼 유자녀 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간에 어떠한 영향을 미쳤는지 규명하기 위한 모형이다. 혼인여부 모형의 처치집단은 기혼 유자녀 여성, 비교집단은 미혼 여성이다. 첫 번째 연구문제에 답하기 위한 혼인여부 모형, 혼인여부 추세 통제 모형의 비교집단은 모두 미혼 여성으로 설정되었다. 혼인 상태가 이혼, 사별, 사실혼인 경우, 기혼 무자녀 여성, 미혼 유자녀 여성은 해당 모형의 분석 대상에서 제외하였다. 혼인여부 모형의 회귀식은 다음과 같다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3 (Post_t \times Treat_i) + \delta_i + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

혼인여부 모형의 회귀식에서 y_{it} 는 무급, 가사, 돌봄노동시간을 의미한다. $Post_t$ 는 코로나 이후시기(2020-2021년)인지, 이전시기(2018-2019년)인지를 나타내는 시기변수이다. $Treat_i$ 는 처치변수로, 본 모형에서는 혼인 여부를 의미한다. $Post_t$ 와 $Treat_i$ 의 상호작용항의 계수인 β_3 은 코로나19 이후 비교집단 대비 처치집단의 추가적인 종속변수 변화량으로, 본 모형에서는 코로나19가 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간에 미친 영향의 차이를 의미한다. δ_i 는 응답자 개인별 면접진행연월을 의미하는데, 코로나19 유행 이후 조사된 8차 자료의 조사시기에 따른 차이를 통제하기 위해 포함되었다. X_{it} 는 통제변수, ε_{it} 는 오차항을 의미한다. 혼인여부 모형에서는 7, 8차 자료가 분석에 활용된다.

또한 본 연구에서는 공통 추세 가정이 엄밀하게 성립하지 않더라도 강건한 추정을 하기 위해 혼인여부 추세통제 모형을 추가한다. 혼인여부 추세통제 모형은 혼인여부 모형의 처치집단과 비교집단의 종속변수 선형 추세를 통제한 모형이다. 혼인여부 모형과 마찬가지로, 해당 모형의 처치집단은 기혼 유자녀 여성, 비교집단은 미혼 여성이다. 혼인여부 추세통제 모형의 회귀식은 다음과 같다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3(Post_t \times Treat_i) + \beta_4 Time_{it} + \beta_5(Treat_i \times Time_{it}) + \delta_i + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

혼인여부 추세통제 모형에는 각 차수를 나타내는 연도 변수($Time_{it}$), 혼인여부 더미변수 및 연도 변수의 상호작용항 ($Treat_i \times Time_{it}$) 이 포함된다. 이혼, 사별, 사실혼인 경우와 기혼 무자녀 여성은 해당 모형의 분석 대상에서 제외하였다. 해당 모형에서는 5, 6, 7, 8차 자료가 분석에 활용된다.

(2) 젠더 모형

젠더 모형은 코로나19가 무급, 가사, 돌봄노동시간에 미친 영향이 젠더에 따라 어떤 차이가 있는지 확인하고자 하는 모형이다. 해당 모형의 처치집단은 기혼 유자녀 여성, 비교집단은 기혼 유자녀 여성의 남성 배우자이다. 회귀식은 혼인여부 모형과 같고, 처치변수는 여성임을 나타내는 더미변수이다. 7, 8차 자료가 분석에 활용된다.

젠더 추세통제 모형은 공통 추세 가정이 엄밀하게 성립하지 않더라도 강건한 결과를 도출하기 위해, 젠더 모형의 처치집단과 비교집단의 종속변수 선형 추세를 통제한 모형이다. 젠더 모형과 마찬가지로, 해당 모형의 처치집단은 기혼 유자녀 여성, 비교집단은 남성 배우자이다. 해당 모형에는 각 차수를 나타내는 연도 변수($Time_{it}$), 혼인여부 더미변수 및 연도 변수의 상호작용항($Treat_i \times Time_{it}$)이 포함된다. 회귀식은 혼인여부 추세통제 모형과 같고, 처치변수는 여성임을 나타내는 더미변수이다. 해당 모형에서는 5, 6, 7, 8차 자료가 분석에 활용된다.

(3) 여성소득상위모형

여성소득상위모형은 코로나19 전후 여성의 소득이 모두 남성 배우자보다 높은 가구에서, 코로나19가 무급, 가사, 돌봄노동시간에 미친 영향에 젠더 간 차이가 나타나는지 확인하고자 하는 모형이다. 해당 모형의 처치집단은 코로나19 전후 소득이 모두 남성 배우자보다 높은 기혼 유자녀 여성, 비교집단은 남성 배우자이다. 분석 대상은 코로나19 전후 7, 8차 조사시기의 여성 소득이 모두 남성 배우자보다 높은 가구로 한정되었으며, 회귀식은 기본 모형과 같다. 처치변수는 여성임을 나타내는 더미변수이다. 7, 8차 자료가 분석에 활용된다.

제 3절 변수설정

1. 종속변수

본 연구의 종속변수는 무급노동시간, 가사노동시간, 돌봄노동시간이다. 무급노동시간은 가사노동시간과 돌봄노동시간의 합으로 계산된다. 가사노동시간은 “설거지, 청소 등 가사노동”을 수행한 시간을 의미하고, 돌봄노동시간은 “자녀 돌보기나 연로하신 부모님 또는 아픈 가구원 돌보기 등”을 수행한 시간을 의미한다. 돌봄노동시간이 자녀에 대한 돌봄 뿐만 아니라 다른 가구원에 대한 돌봄을 포함하며, 돌봄이 필요한 자녀 이외의 가구원이 있는지 살펴볼 수 있는 문항이 없다는 점은 본 자료 측정의 주요한 한계이다. 하지만 코로나19로 아동 돌봄 이외의 돌봄노동시간에 변화가 없다면, 이중차분 과정에서 시간에 따라 변화하지 않은 돌봄노동시간은 소거된다. 코로나19 시기 노인요양시설 운영은 중단되지 않았고, 돌봄이 필요할 정도로 거동이 불편한 노인이 가정에서 보내는 시간도 코로나19 전후로 큰 차이가 없을 것이다. 따라서 본 연구는 이러한 가정이 성립한다는 전제 하에, 코로나19로 인한 돌봄노동시간의 변화를 아동돌봄시간의 변화로 해석하고자 한다.

가사노동과 돌봄노동시간은 주중과 주말에 차이가 날 수 있기 때문에, 평일, 토요일, 일요일로 나뉘어 조사된다. 본 연구에서는 무급노동의 부담 양상을 종합적으로 파악하기 위해, 이를 주당 시간으로 환산하였다. 평일의 값에 5를 곱하고, 토요일과 일요일의 값을 더하는 방식으로 주단위의 가사노동 및 돌봄노동시간을 계산하였다. 그리고 이 두 값을 합쳐 주당 무급노동시간을 산출하였고, 이를 종속변수 값으로 활용하였다.

가사노동시간과 돌봄노동시간은 남성 배우자가 있는 경우에는 기혼 여성 본인과 남편의 값이 모두 조사되고, 미혼 여성인 경우에는 본인에 해당하는 내용만 응답한다. 여성가족패널조사에서는 남성 배우자에 대한 다른 문항들과 마찬가지로, 남성 배우자의 가사노동 및 돌봄노동시간을 기혼 여성이 대리응답한다. 이러한 대리응답 방식으로 인해, 남성 배우자의 무급노동시간이 실제보다 작게 응답되었을 가능성을 배제할 수 없는 것이 사실이다. 하지만 이러한 조사방식이 일관성 있게 유지되었기 때문에, 코로나19로 인한 무급노동시간 변화를 파악하는 데 있어서는

무리가 없다고 판단한다.

본 연구는 무급노동 분담에 대한 인식 변수는 무급노동 수행의 객관적 실태를 파악하기엔 적절하지 않다고 보고, 무급노동시간을 종속변수로 채택한다. 코로나19 이후 남성과 여성의 무급노동 수행에 대한 선행연구들은 크게 두 종류의 종속변수를 채택한다. 첫 번째는 연속변수 형태의 무급노동시간으로 본 연구의 종속변수와 같은 형태이고(은기수, 2020; 장진희, 2021; Hupkau & Petrongolo, 2020; Fodor et al., 2020; Sevilla & Smith, 2020), 두 번째는 서열변수 형태로 무급노동 분담에 대한 인식을 나타내는 변수이다(Del Boca et al., 2020; Yerkes et al., 2020; Boll et al., 2021; Carson et al., 2021; Hipp & Bünning, 2021; Petts et al., 2021; Zamarro & Prados, 2021). 후자는 배우자와의 무급노동 분담에 대해 묻고, 예를 들자면 다음과 유사한 형태로 응답을 받는다: “본인이 전부 수행/본인이 더 많이 수행/동등하게 수행/배우자가 더 많이 수행/배우자가 전부 수행”. 그런데 무급노동 분담에 대한 인식 변수를 사용하면, 객관적 현실보다 분담의 평등화가 과대평가 되었을 가능성을 배제할 수 없다. 기존에 남편의 무급노동 수행이 적다면 작은 변화에도 이를 크게 체감할 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 무급노동시간을 종속변수로 설정한다.

2. 독립변수

독립변수에는 처치변수, 시기변수, 처치 및 시기변수의 상호작용항이 포함된다. 처치변수는 처치집단인 경우에 1, 비교집단인 경우에 0의 값을 갖는다. 시기변수는 코로나19 유행 이후면 1, 유행 이전이면 0의 값을 갖는다. 처치 및 시기변수의 상호작용항은 코로나19의 영향 또는 비교집단 대비 처치집단에 가해진 영향을 의미한다. 혼인여부 모형, 혼인여부 추세통제 모형에서는 처치 및 시기변수의 상호작용항 계수가 기혼 유자녀 여성에 대한 보수적으로 추정된 코로나19의 효과, 또는 미혼 여성과 기혼 유자녀 여성에 대한 코로나19의 효과 차이를 의미한다. 젠더 모형, 젠더 추세통제 모형, 여성소득상위 모형에서 처치 및 시기변수 상호작용항의 계수는 코로나19가 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자에게 미친 영향의 차이를 의미한다.

각 모형에서 처치변수의 의미는 다음과 같다. 먼저 혼인여부 모형,

혼인여부 추세통제 모형에서는 처치집단이 기혼 유자녀 여성, 비교집단이 미혼 여성이다. 따라서 처치 변수는 혼인 여부이다. 응답자의 혼인상태가 기혼인 경우 1, 미혼인 경우 0으로 코딩하였으며, 이혼, 별거, 사별인 경우는 분석 대상에서 제외하였다. 또한 기혼 무자녀 여성도 분석대상에서 제외되었기 때문에 자녀여부는 처치변수에 포함되지 않는다.

젠더 모형, 젠더 추세통제 모형, 여성소득상위모형에서는 처치집단이 기혼 유자녀 여성, 비교집단이 기혼 유자녀 여성의 남성 배우자이다.^⑨ 따라서 처치변수는 여성임을 의미하는 더미변수이다. 여성인 경우 1, 남성인 경우 0으로 코딩하였다. 여성가족패널조사에서 남성 배우자의 정보는 기혼 여성이 대리응답하며, 여성 응답자 사례에 포함되어 있다. 따라서 이러한 남성 배우자의 정보를 별개의 사례로 취급하기 위해, 기혼 유자녀 여성의 사례를 복제하고 성별 변수를 추가하였다. 그리고 남성 배우자의 정보가 기혼 유자녀 여성과 같은 변수에 입력되도록 처리하였다. 예를 들면, 복제된 사례에서 ‘남성배우자연령’ 변수에 입력된 값으로 ‘응답자연령’ 값을 대체하였다.

3. 통제변수

통제변수에는 개인 특성인 연령, 교육수준, 성역할태도, 가구 특성인 거주 지역, 가사노동 지원 여부, 자녀 특성인 미취학 자녀수와 초·중·고 자녀수, 그 이외에 면접진행연월이 포함되며, 그 목록과 측정 방법 및 변수 유형은 <표 6>과 같다.

개인 특성 통제변수로는 연령, 교육수준, 성역할태도가 포함된다. 본인 연령을 통해서는 자녀 연령의 효과와 직장에서의 부담을 통제할 수 있다. 자녀의 연령이 높아질수록 자녀를 위해 수행해야하는 무급노동시간은 줄어드는 것으로 알려져 있다(Coltrane, 2000; Connelly & Kimmel, 2009; Sevilla & Smith, 2020). 이 때 자녀의 연령과 부모의 연령은 함께 증가하므로, 부모 연령을 통해 자녀 연령의 효과를 통제할 수 있다. 한편 Sayer et al.(2004)은 부모의 나이가 많아질수록 직장에서의 부담이 커지기 때문에 무급노동이 감소할 수

^⑨ 여성소득상위모형의 분석대상은 코로나19 전후 7,8차 조사의 소득이 남성 배우자보다 높은 기혼 유자녀 여성 및 그 남성 배우자로 한정된다.

있다고 보았다. 따라서 취업자에 대해서는 연령이 증가할수록 무급노동에 투입할 수 있는 시간이 줄어든다고 볼 수 있다. 연령은 만 나이로 측정되었다.

교육수준은 협상력에 영향을 미쳐서, 또는 교육수준이 높을수록 더욱 성평등한 성역할태도를 가지게 되어서 무급노동시간에 영향을 미칠 수 있다(Coltrane, 2000; Bittman et al., 2003; 은기수, 2009; Hipp & Bünning, 2021; Zamarro & Prados, 2021). 교육수준은 학력 변수를 바탕으로 더미변수화 하였다. 기준변수는 고졸 이하인 경우이고, 첫 번째 더미변수는 전문대졸인 경우 1, 나머지는 0으로 코딩하였다. 두 번째 더미변수는 4년제대졸인 경우 1, 나머지는 0으로 코딩하였다. 세 번째 더미변수는 대학원 석사 또는 박사과정을 졸업한 경우 1, 나머지는 0으로 코딩하였다.

개인의 성역할태도 또한 통제변수에 포함되는데, 아내와 남편의 성역할태도가 성평등할수록 아내의 무급노동시간이 줄고 남편의 무급노동시간이 늘어나는 것으로 알려져 있다(Coltrane, 2000; Greenstein, 2000). 성역할 태도는 여성가족패널조사 ‘가족관련 가치관’ 항목의 “남성은 직장을 가지고 여성은 가정을 돌보는 것이 가장 이상적이다”이라는 서술에 동의하는 정도로 측정되었다. “매우 그렇다”는 1, “조금 그렇다”는 2, “별로 그렇지 않다”는 3, “전혀 그렇지 않다”는 4로 코딩하였다. 숫자가 높을수록 성평등한 성역할태도를 가지고 있다고 볼 수 있다. 다만 여성가족패널조사에서는 남편의 성역할태도를 조사하고 있지 않기 때문에, 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성을 대상으로 하는 기본 모형에만 해당 변수가 투입되었다.

가구 특성 통제변수로는 거주 지역, 가사노동 지원 여부가 포함된다. 가구 특성 관련 통제변수 중 거주 지역은 가구가 위치한 곳으로, 서울특별시, 6개 광역시, 제주도 포함 9개 도, 세종시까지 17개의 값을 갖는다. 코로나19의 영향은 지역의 유행 상황 및 사회적 거리두기 단계에 따라 차이가 날 수 있기 때문에 지역 변수를 더미변수화 하여 포함하였다(Del Boca et al., 2020; Hipp & Bünning, 2021). 또한 배우자 이외에 무급노동을 도와주는 사람이 있다면 남편과 아내가 수행하는 무급노동시간이 줄어들 수 있으므로, 가사노동 지원 여부를 통제변수에 포함하였다(Connelly & Kimmel, 2009; Petts et al., 2021; 은기수, 2009). 가사노동 지원 여부는 조사 당시 가사노동을

도와주는 사람이 따로 있는지 여부를 조사한다. 해당 문항은 시부모, 친정부모 등의 친족부터 이웃, 가사도우미의 도움까지 포괄하여 조사한다. 본 연구에서는 해당 변수가 무급노동 전반에 대한 지원 여부를 파악하고 있는 것으로 이해하고자 한다. 이는 여성가족패널조사에서 돌봄노동 지원 여부는 따로 살펴보고 있지 않을 뿐더러, 해당 문항의 파생 문항 중 가사노동을 지원해주는 이와 어떤 관계인지 묻는 문항에서 ‘가사도우미(베이비시터 포함)’라는 응답이 있는 것으로 보아 실질적으로 가사노동과 돌봄노동 지원 여부를 구분하여 조사하지 않는 것으로 보이기 때문이다. 해당 변수는 기혼 여성에 대해서만 조사되기 때문에 기혼 유자녀 여성을 처치집단, 미혼 여성을 비교집단으로 하는 혼인여부 모형에서는 투입하지 못했다.

자녀 특성 변수로는 미취학 자녀수와 초·중·고 자녀수, 가장 어린 자녀의 연령이 무급노동의 양을 변화시켜 무급노동시간에 영향을 미칠 수 있기 때문에 통제변수로 포함되었다(Bittman et al., 2000; Connelly & Kimmel, 2009). 자녀수가 늘어나는 것 자체는 가구가 수행해야 하는 무급노동의 총량을 늘린다. 한편 자녀가 미취학 아동인 경우 자녀를 돌보기 위해 필요한 무급노동의 양이 더 많을 수 있고(Klevmarken & Stafford, 1999), 자녀의 나이가 많아지면 자녀를 위해 투입해야 하는 무급노동의 양이 작아질 뿐만 아니라 자녀가 부모의 무급노동 수행을 도와줄 수도 있다(Coltrane, 2000). 따라서 자녀수 변수를 미취학 자녀수와 초·중·고 자녀수로 구분하여 투입하였다. 또한 미취학·취학 연령의 범주 내에서도 연령에 따라 무급노동시간이 달라질 수 있다. 예를 들어, 미취학 자녀 중에서도 2세 미만의 영아가 있는 경우 무급노동시간이 크게 늘어날 수 있다. 이러한 영향을 통제하기 위해 미취학, 초·중·고 자녀 중 가장 어린 자녀의 연령을 통제변수에 포함하였다. 코로나19 이후의 8차 조사에서는 ‘미취학, 초·중·고 자녀 중 가장 어린 자녀의 연령’을 따로 조사하고 있기 때문에 해당 문항의 응답을 활용하였다. 코로나19 이전의 조사에서는 미취학, 초·중·고 자녀가 있는 가구에서 만 19세 이하 가구원 중 가장 어린 가구원의 연령을 활용하였다. 미혼 여성은 자녀가 없기 때문에, 미혼 여성이 비교집단으로 포함되는 기본 모형에는 해당 변수를 투입하지 못했다.

기타 통제변수 중 면접진행연월은 조사 시기에 따라 코로나19 유행

상황 및 사회적 거리두기 단계가 달라져 무급노동시간에도 차이가 생길 수 있어 포함하였다. 영국에서 코로나19 전후 가사노동시간과 돌봄노동시간의 변화를 살펴본 Hupkau & Petrongolo(2020)도 조사가 진행된 월(month)을 더미변수로 포함하는 방식으로 유행 상황의 월별 차이를 통제하였다. 여성가족패널에서는 ‘면접진행일’ 변수를 통해 조사가 진행된 연월일에 대한 정보를 제공하는데, 해당 변수의 연월만을 더미변수화하여 투입하였다. 코로나19 유행 시기가 아닌 경우에는 월별로 무급노동시간이 변화한다고 볼 이유가 없으므로, 코로나19 유행 시기에 진행된 8차 조사에서만 연월을 더미변수화하였고, 이전 차수 조사에 대해서는 연도만 더미변수화 하였다. 선형 추세는 추세 통제 모형에만 포함되는 통제변수로, 공통 추세 가정이 엄밀하게 성립하지 않아도 강건한 결과를 추정하기 위해 포함되었다. 5차 조사인 경우 1, 6차 조사인 경우 2, 7차 조사인 경우 3, 8차 조사인 경우 4의 값을 갖는 연속 변수로 코딩하였다.

본 연구는 가구 내 무급노동시간 결정에 대해 경제적 교환 관점, 가용시간이론, 젠더수행이론을 주요한 이론적 배경으로 삼고 있지만, 교육수준 및 성역할태도를 제외하면 각 이론이 강조하는 변수들을 독립변수나 통제변수에 포함하지 않았다. 이는 해당 변수들을 이중차분 회귀모형에 포함하면 독립변수인 처치 및 시기변수의 상호작용항이 포착하고자 하는 코로나19의 영향력을 통제변수가 흡수하기 때문이다. 따라서 세 이론과 관련된 변수 중 코로나19의 영향으로 변화하였다고 보기 어려운 교육수준과 성역할태도만을 통제변수에 포함하였다.

또한 경제활동상태, 직종, 산업, 종사상 지위 등 노동시장 관련 변수들도 통제변수에 포함되지 않았는데, 이러한 변수들이 코로나19의 영향을 흡수할 뿐만 아니라 비취업 여성이 분석 대상에 포함되어 있기 때문이다. 이로 인해 취업 여성만을 분석 대상으로 삼았을 때 생길 수 있는 선택 편향을 극복하고, 연구의 외적 타당성이 확대될 수 있다.

〈표 6〉 통제변수 목록

구분	변수 명	변수 설명 및 측정방법	변수 유형
개인 특성	연령	만 나이	연속
	교육수준	기준변수 : 고졸 이하 전문대졸(더미변수 1) 대졸(더미변수 2) 대학원 이상(더미변수 3)	더미
	성역할태도	“남성은 직장을 가지고 여성은 가정을 돌보는 것이 가장 이상적이다”라는 진술에 동의하는 정도 “매우 그렇다” = 1 “조금 그렇다” = 2 “별로 그렇지 않다” = 3 “전혀 그렇지 않다” = 4	연속
가구 특성	지역	조사 가구가 위치한 지역	더미
	가사노동 지원 여부	지원 받는 경우 = 1 지원받지 않는 경우 = 0	더미
자녀 특성	미취학 자녀수	함께 생활하는 미취학 자녀수	연속
	초·중·고 자녀수	함께 생활하는 초·중·고 자녀수	연속
	최연소 자녀연령	만 19세 이하 자녀 중 가장 어린 자녀의 만 나이	연속
기타	면접진행연월	면접이 진행된 연도와 월 (코로나19 이전 차수는 하나의 범주로 처리하였음)	더미
	선형 추세	5~8차조사가 1~4의 값을 가짐	연속

제 4장 분석결과

제 1절 혼인여부 모형

1. 분석대상의 일반적 특성

혼인여부 모형의 분석대상은 처치집단인 기혼 유자녀 여성과 비교집단인 미혼 여성이다. 혼인여부 모형 분석 대상의 일반적 특성은 <표 7>과 같다.

<표 7> 분석대상의 일반적 특성(혼인여부 모형)

변수 및 범주		기혼 유자녀 여성		미혼 여성	
		2018	2020	2018	2020
연령(만 나이)		43.58	44.37	28.25	29.36
교육수준(%)	고졸 이하	44.64	40.72	42.83	39.23
	전문대졸	22.80	24.49	16.69	18.23
	대졸	29.49	31.64	38.42	40.38
	대학원 이상	3.07	3.15	2.06	2.15
성역할태도(%)	매우 보수적	6.24	5.57	2.84	2.77
	약간 보수적	38.02	32.94	26.14	21.85
	약간 진보적	44.47	49.39	50.78	53.92
	매우 진보적	11.28	12.09	20.24	21.46
미취학 자녀수(명)		0.35	0.31	0	0
초중고 자녀수(명)		1.39	1.41	0	0
표본 크기(=n)		2,838	2,225	1,408	1,300

혼인여부 모형의 표본 크기는 7,771명이다. 이 중 기혼 유자녀 여성은 5,063명, 미혼 여성은 2,708명이다. 기혼 유자녀 여성의 평균 연령은 2018년에 43.58세, 2020년에 44.37세로, 미혼 여성의 2018년 28.25세, 2020년 29.36세보다 약 15세 가량 높았다.

교육수준을 살펴보면, 기혼 유자녀 여성에 비해 미혼 여성의 교육수준이 높은 것으로 나타났다. 보다 구체적으로는, 기혼 유자녀 여성에 비해 미혼 여성의 전문대졸 비율은 낮고, 대졸자 비율은 높았다.

기혼 유자녀 여성의 고졸 이하 비율은 2018년에 44.64%, 2020년에 40.72%이었고, 미혼 여성의 고졸 이하 비율은 2018년에 42.83%, 2020년에 39.23%로, 기혼 유자녀 여성에 비해 약간 낮았다. 전문대졸 비율은 기혼 유자녀 여성이 2018년에 22.80%, 2020년에 24.49%인 반면, 미혼 여성이 2018년에 16.69%, 2020년에 18.23%로, 미혼 여성이 더 낮은 것으로 나타났다. 대졸 비율은 기혼 유자녀 여성이 2018년에 29.49%, 2020년에 31.64%, 미혼 여성이 2018년에 38.42%, 2020년에 40.38%로, 미혼 여성의 대졸 비율이 더 높은 것을 확인할 수 있었다. 교육수준이 대학원 이상인 비율은 기혼 유자녀 여성이 2018년 3.07%, 2020년 3.15%로, 미혼여성의 2018년 2.06%, 2020년 2.15%보다 높은 것으로 나타났다. 이는 분석 대상에 포함된 미혼 여성의 평균 연령이 낮아 아직 대학원 이상 학위를 취득한 경우가 비교적 적기 때문인 것으로 보인다.

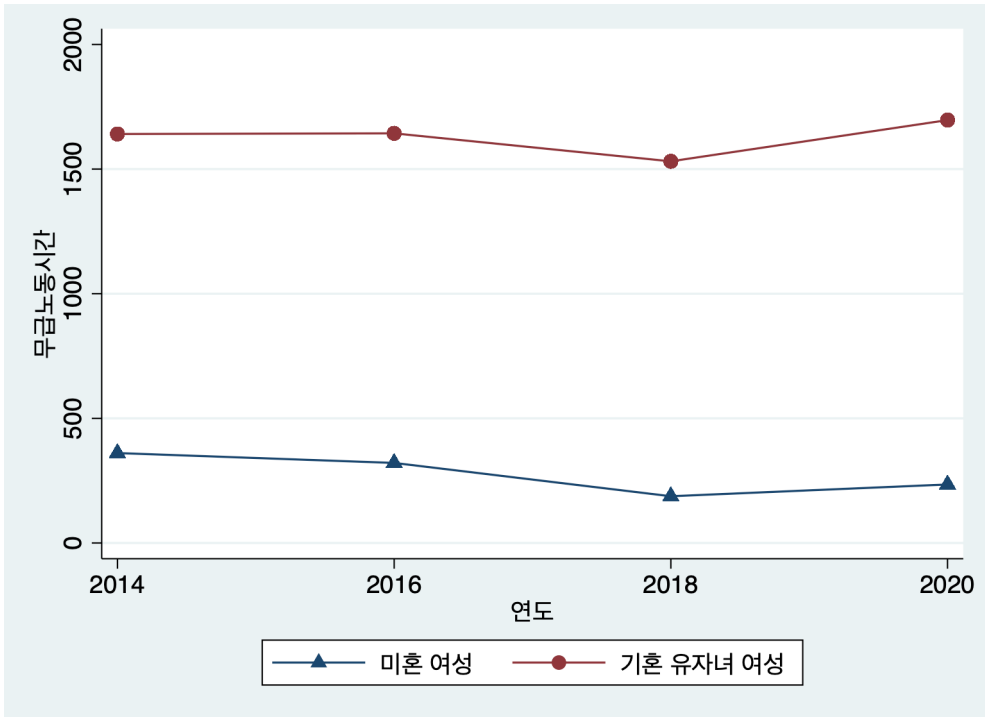
성역할태도에 관해서는 미혼 여성이 기혼 유자녀 여성보다 보수적인 응답의 비율이 낮고, 진보적인 응답의 비율이 높은 것으로 나타났다. 또한 시간이 지남에 따라 양 집단에서 보수적인 응답의 비율이 낮아지고 진보적인 응답의 비율이 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 각 응답의 비율을 살펴보면, 기혼 유자녀 여성은 2018년에 “매우 보수적”인 응답의 비율이 6.24%, “약간 보수적”이 38.02%, “약간 진보적”이 44.47%, “매우 진보적”이 11.28%이었고, 2020년에는 “매우 보수적”이 5.57%, “약간 보수적”이 32.94%, “약간 진보적”이 49.39%, “매우 진보적”이 12.09%으로 나타났다. 미혼 여성은 2018년에 “매우 보수적”인 응답의 비율이 2.84%, “약간 보수적”이 26.14%, “약간 진보적”이 50.78%, “매우 진보적”이 20.24%이었고, 2020년에는 “매우 보수적”이 2.77%, “약간 보수적”이 21.85%, “약간 진보적”이 53.92%, “매우 진보적”이 21.46%으로 나타났다.

기혼 유자녀 여성의 미취학 자녀수와 초중고 자녀수를 살펴보면, 미미한 변화이긴 하나 2018년보다 2020년에 미취학 자녀수가 줄고, 초중고 자녀수가 늘어난 것을 확인할 수 있다. 2018년에 미취학 자녀수는 0.35명, 초중고 자녀수는 1.39명이었는데, 2020년에는 미취학 자녀수는 0.31명으로 0.04명 줄어들고, 초중고자녀수는 1.41명으로 0.02명 늘었다.

한편 이중차분법의 핵심 식별가정은 종속변수의 공통 추세 가정으로,

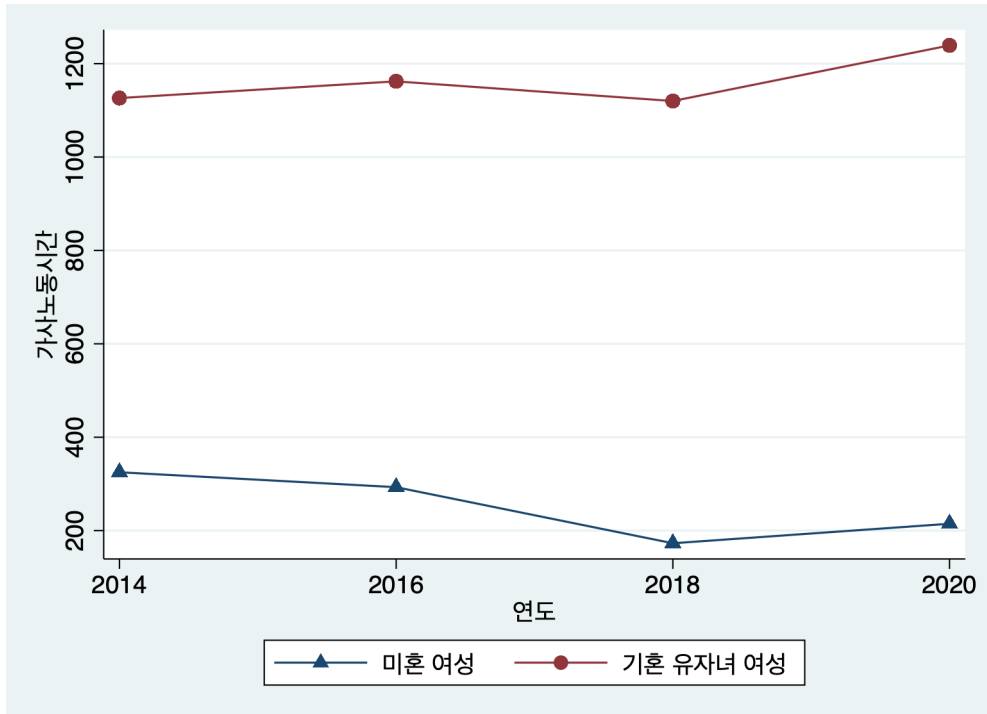
이는 정책 또는 사건이 발생하지 않았다면 처치집단과 비교집단에서 종속변수 추세가 동일하게 나타날 것이라는 가정이다(Angrist & Pischke, 2008). 본 연구에서는 이러한 공통 추세 가정을 확인하기 위해, 코로나19 이전의 종속변수 추세를 확인하고자 한다. 혼인여부 모형에서는 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성을 비교하므로, 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성의 무급노동시간, 가사노동시간, 돌봄노동시간 추세를 살펴보도록 하겠다.

먼저 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성의 무급노동시간 추세는 <그림 3>과 같다. 2014~2018년이 코로나19 이전, 2020년이 코로나19 이후 시기를 의미한다. 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간은 2014년에 1640.71분, 2016년에 1643.60분, 2018년에 1531.24분, 2020년에 1696.69분이며, 미혼 여성의 무급노동시간은 2014년에 360.92분, 2016년에 321.25분, 2018년에 187.59분, 2020년에 234.93분이다. 무급노동시간은 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성 모두에게서 코로나19 이전까지 감소해온 것으로 보인다. 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간은 2014년에 비해 2016년에 감소하지 않는다는 점에서 미혼 여성과는 약간의 차이가 있다. 하지만 미혼 여성의 2014-2016년 감소폭 역시 미미하다는 점에서 대체적으로 유사한 추세가 나타나고 있다고 볼 수 있다.



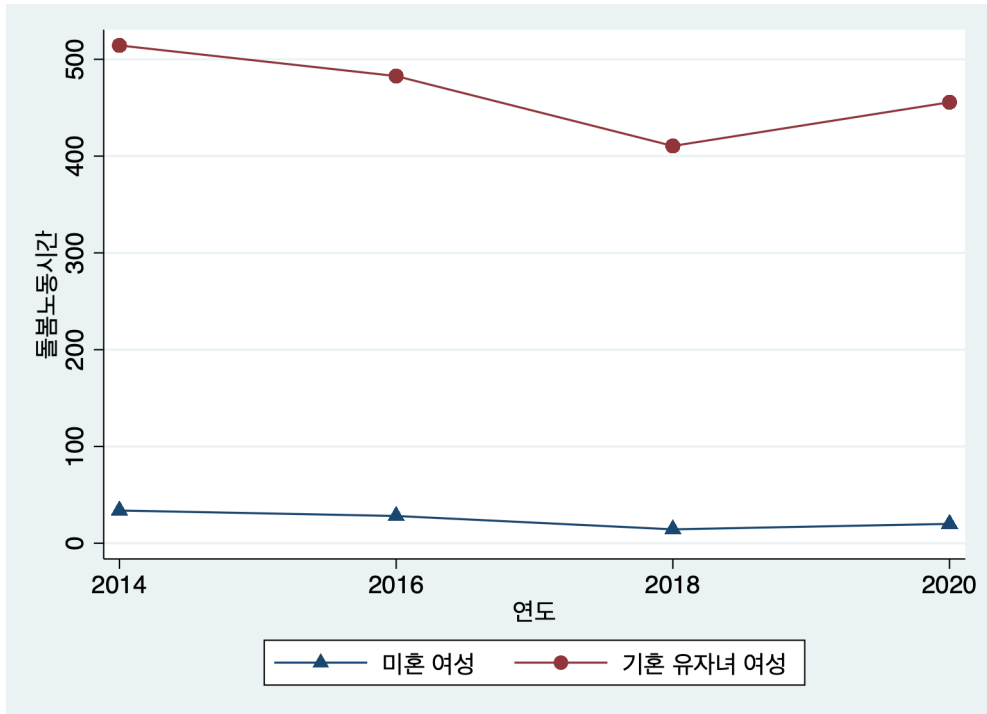
〈그림 3〉 혼인여부별 무급노동시간 추세(2014~2020년)

기혼 유자녀 여성과 미혼 여성의 가사노동시간 추세는 〈그림 4〉와 같다. 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간은 2014년에 1126.32분, 2016년에 1162.20분, 2018년에 1120.06분, 2020년에 1239.14분이며, 미혼 여성의 가사노동시간은 2014년에 324.97분, 2016년에 293.06분, 2018년에 172.94분, 2020년에 214.78분이다. 코로나19 이전의 가사노동시간 추세는 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성에게서 약간의 차이가 있는 것으로 보인다. 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간은 2014년에 비해 2016년에 소폭 증가하였다가, 2018년에는 다시 약간 감소한다. 하지만 미혼 여성의 가사노동시간은 2014년부터 2018년까지 계속 감소해왔다. 2018년에서 2020년까지의 가사노동시간 변화를 보면 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 미혼여성보다 더 크지만, 이러한 증가량의 차이가 선형 추세를 통제하고 나서도 유의할 것인지 확인해볼 필요가 있다.



〈그림 4〉 혼인여부별 가사노동시간 추세(2014~2020년)

기혼 유자녀 여성과 미혼 여성의 돌봄노동시간 추세는 〈그림 5〉와 같다. 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간은 2014년에 514.39분, 2016년에 482.68분, 2018년에 410.48분, 2020년에 455.64분이며, 미혼 여성의 돌봄노동시간은 2014년에 33.86분, 2016년에 28.19분, 2018년에 14.38분, 2020년에 20.09분이다. 돌봄노동시간은 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성 모두에게서 코로나19 이전까지 감소해왔다. 미혼 여성 돌봄노동시간의 절대적인 수준이나 감소량 자체가 매우 적긴하지만, 기혼 유자녀 여성의 감소추세가 더 강하게 나타나는데도 코로나19 이후 그 추세가 역전되었다는 점은 코로나19가 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간에 미친 영향이 강력했음을 추측할 수 있게 한다. 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성의 코로나19 이전 돌봄노동시간은 감소 추세였다는 점에서 동일하나, 그 감소폭에는 차이가 있으므로 선형 추세를 통제하는 경우 더 강건한 결과를 도출할 수 있을 것으로 보인다.



〈그림 5〉 혼인여부별 돌봄노동시간 추세(2014~2020년)

2. 단순 이중차이 분석

혼인여부 모형 무급노동시간의 단순 이중차분값은 〈표 8〉과 같다. 기혼 유자녀 여성은 코로나19 이후 주당 무급노동시간이 165.45분 증가하였고, 미혼 여성은 47.34분 증가하였다. 단순 이중차분값은 118.11분이다. 이는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 증가량이 미혼 여성의 증가량에 비해 118.11분 더 크다는 것을 의미한다. 기혼 유자녀 여성의 주당 무급노동시간의 증가량은 주당 약 2시간 45분 정도로, 선행연구들이 도출한 값보다는 작은 편이다. 이는 여성가족패널조사가 진행된 시기가 2020년 9월부터 2021년 5월까지로, 해당 시기는 교육·보육기관의 전면적 폐쇄 조치가 끝나고 교대 등교 또는 지자체 재량에 따른 휴원 방식으로 전환된 이후이기 때문인 것으로 보인다. 안미영(2022)의 연구를 제외한 대다수 선행연구들은 코로나19 유행 직후인 2020년 1, 2분기 자료를 바탕으로 분석을 실시하였다. 본 연구와 동일한 자료를 이용한 안미영(2022)은 맞벌이 여성의 무급노동시간이 약 1시간 20분 증가했다고 보고하였으며, 이는 본 연구에서 도출된 값과 비교적 유사하다. 그럼에도 불구하고

무급노동시간 증가량에 차이가 나는 이유는, 본 연구가 비취업 여성을 분석 대상에 포함하였기 때문인 것으로 보인다.

〈표 8〉 무급노동시간의 단순 이중차분값(혼인여부 모형)

무급노동시간			
시기 집단	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	1,531.24 (1190.75)	1,696.69 (1086.44)	165.45.
미혼 여성	187.59 (363.01)	234.93 (405.99)	47.34
집단 간 차이	1,343.65	1,461.76	
이중차분값			118.11

혼인여부 모형 가사노동시간의 단순 이중차분값은 〈표 9〉와 같다. 기혼 유자녀 여성은 코로나 이후 주당 가사노동시간이 119.08분 증가하였고, 미혼 여성은 41.84분 증가하였다. 단순 이중차분값은 77.24분이다. 이는 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 미혼 여성의 증가량에 비해 77.24분 더 크다는 것을 의미한다.

〈표 9〉 가사노동시간의 단순 이중차분값(혼인여부 모형)

가사노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	1,120.06 (513.25)	1,239.14 (541.46)	119.08
미혼 여성	172.94 (252.94)	214.78 (288.64)	41.84
집단 간 차이	947.12	1,024.36	
이중차분값			77.24

혼인여부 모형 돌봄노동시간의 단순 이중차분값은 〈표 10〉과 같다. 기혼 유자녀 여성은 코로나 이후 주당 돌봄노동시간이 45.16분 증가하였고, 미혼 여성은 약 5.71분 증가하였다. 단순 이중차분값은 39.45분이다. 이는 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간 증가량이 미혼

여성의 증가량에 비해 39.45분 더 크다는 것을 의미한다.

〈표 10〉 돌봄노동시간의 단순 이중차분값(혼인여부 모형)

돌봄노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	410.48 (1,018.65)	455.64 (866.16)	45.16
미혼 여성	14.38 (208.33)	20.09 (197.03)	5.71
집단 간 차이	396.10	433.55	
이중차분값			39.45

3. 이중차이 회귀분석 결과

혼인여부모형의 통제변수들을 포함한 이중차이 회귀분석 결과는 〈표 11〉과 같다. 통제변수를 투입하고도 코로나19 효과가 유의하다고 나타난다면, 이는 처치집단과 비교집단의 특성 차이를 고려해도 코로나19가 처치집단의 무급노동시간, 가사노동시간, 돌봄노동시간에 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 표에는 각 변수의 회귀계수가 제시되어 있고, 괄호 안에 군집표준오차(clustered standard error)를 표기하였다. 지역과 면접진행월 더미 변수를 포함한 분석 결과는 부록에 제시하였다.

먼저 무급노동시간을 살펴보면, 코로나19의 효과를 나타내는 시기더미와 처치더미의 상호작용항이 유의한 것으로 나타났다. 상호작용항의 계수는 149.94로, 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 증가량이 미혼여성보다 149.94분 더 크다는 것을 의미한다.

가사노동시간의 경우에도, 코로나19의 효과를 나타내는 시기더미와 처치더미의 상호작용항이 유의한 것으로 나타났다. 상호작용항의 계수는 106.62분으로, 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 미혼여성보다 106.62분 더 크다는 것을 의미한다.

마지막으로 돌봄노동시간의 경우, 코로나19의 효과를 나타내는 시기더미와 처치더미의 상호작용항이 0.10 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 상호작용항의 계수는 41.68로, 이는 코로나19 이후 기혼

유자녀 여성의 돌봄노동시간 증가량이 미혼여성보다 41.68분 더 크다는 것을 의미한다.

통제변수 중 무급노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 전문대졸 및 대졸 더미변수, 성역할태도, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수가 있다. 연령이 낮을수록, 고졸 이하에 비해 전문대졸과 대졸인 경우에, 성역할태도가 보수적일수록, 미취학 자녀와 초중고 자녀가 많을수록 무급노동시간이 증가하였다.

가사노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 성역할태도, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수였다. 연령이 높을수록, 성역할태도가 보수적일수록, 미취학 자녀와 초중고 자녀가 많을수록 가사노동시간이 증가하였다.

돌봄노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 전문대졸, 대졸, 대학원 이상 더미변수, 미취학 자녀수였다. 연령이 낮을수록, 고졸 이하인 경우에 비해 전문대졸, 대졸, 대학원 이상인 경우에, 미취학 자녀가 많을수록 돌봄노동시간이 증가하였다.

〈표 11〉 혼인여부모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		149.94*** (27.94)	106.62*** (14.63)	41.68+ (22.55)
시기더미 (코로나 이후)		-44.44 (56.17)	-3.73 (32.05)	-39.70 (38.88)
처치더미 (혼인여부)		1,037.32*** (73.96)	628.08*** (31.91)	408.98*** (58.59)
연령		-4.20* (2.04)	6.79*** (0.99)	-10.96*** (1.43)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	121.41*** (32.38)	1.46 (15.87)	118.87*** (25.85)
	대졸	69.73* (27.28)	-20.65 (13.58)	89.92*** (21.20)
	대학원 이상	134.13 (99.06)	-37.08 (38.47)	171.92* (78.41)
성역할태도		-75.53***	-59.00***	-17.88

	(13.93)	(7.27)	(11.13)
미취학 자녀수	997.68*** (55.33)	180.94*** (19.17)	815.87*** (46.11)
초중고 자녀수	62.98* (30.01)	78.93*** (12.57)	-16.19 (46.11)
상수항	539.62*** (74.12)	148.32*** (39.62)	389.48*** (56.04)
표본 크기(=n)	7,730	7,731	7,770

+ : $p < .10$ * : $p < .05$ ** : $p < .01$ *** : $p < .001$

한편 공통 추세 가정을 검토하며 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성의 가사노동시간과 돌봄노동시간 추세가 완전히 동일하지는 않음을 확인한 바 있다. 이에 따라 2014년부터 2020년까지 네 시기의 자료를 이용하여 선형 추세를 통제한 분석을 실시하였다. 분석 결과는 <표 12>와 같다. 무급노동시간이 종속변수인 경우, 코로나19의 효과를 의미하는 상호작용항 회귀 계수는 56.44이었으나 유의성이 사라졌다. 가사노동시간이 종속변수인 모형에서는 코로나19 효과 변수의 회귀계수가 0.44였고 마찬가지로 유의성이 사라졌다. 돌봄노동시간이 종속변수인 경우, 코로나19 효과 변수의 회귀 계수는 55.23이었고, 0.10 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간 증가량이 미혼 여성보다 55.23분 더 크다는 것을 의미한다.

혼인여부 추세통제 모형의 통제변수 중 무급노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 전문대졸 및 대졸 더미변수, 성역할태도, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수였다. 연령이 낮을수록, 고졸 이하에 비해 전문대졸과 대졸인 경우에, 성역할태도가 보수적일수록, 미취학 자녀와 초중고 자녀가 많을수록 무급노동시간이 증가하였다.

가사노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 성역할태도, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수였다. 연령이 높을수록, 성역할태도가 보수적일수록, 미취학 자녀와 초중고 자녀가 많을수록 가사노동시간이 증가하였다.

돌봄노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 전문대졸, 대졸, 대학원 이상 더미변수, 성역할태도, 미취학 자녀수,

초중고 자녀수였다. 연령이 낮을수록, 고졸 이하인 경우에 비해 전문대졸, 대졸, 대학원 이상인 경우에, 성역할태도가 보수적일수록 미취학 자녀가 많을수록, 초중고 자녀가 적을수록 돌봄노동시간이 증가하였다.

〈표 12〉 혼인여부 추세통제 모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		56.44 (40.96)	0.44 (21.74)	55.23+ (32.68)
시기더미 (코로나 이후)		95.37 (63.67)	49.82 (37.31)	44.17 (45.24)
처치더미 (혼인여부)		852.55*** (74.11)	441.82*** (39.18)	415.43*** (56.12)
선형 추세		-86.33*** (9.94)	-76.34*** (7.20)	-9.14+ (5.44)
선형 추세*처치		83.58*** (17.86)	82.50*** (9.62)	-0.04 (13.84)
연령		-7.84*** (1.95)	4.47*** (0.95)	-12.34*** (1.40)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	95.87** (27.56)	4.84 (15.05)	89.99*** (21.40)
	대졸	107.04*** (25.03)	7.52 (13.47)	98.56*** (19.46)
	대학원 이상	76.17 (79.64)	-38.44 (35.52)	113.56+ (61.28)
성역할태도		-83.63*** (11.85)	-60.02*** (6.25)	-23.71* (9.29)
미취학 자녀수		1020.22*** (46.23)	183.22*** (19.62)	836.77*** (37.73)
초중고 자녀수		48.60* (22.22)	82.37*** (12.57)	-34.47+ (17.61)
상수항		891.30*** (69.47)	449.21*** (39.42)	440.15*** (50.96)
표본크기(=n)		13,197	13,219	13,229

+ : $p < .10$ * : $p < .05$ ** : $p < .01$ *** : $p < .001$

혼인여부 모형과 혼인여부 추세통제 모형의 분석 결과를 종합하면, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간 증가량이 미혼 여성보다 크다는 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 선형 추세를 통제 한 뒤에도 강건한 것으로 나타났다. 한편 선형 추세를 통제 한 이후 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성 간의 무급노동시간 및 가사노동시간의 증가량 차이는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 코로나19 이후 미혼 여성에 비해 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간이 더 크게 증가했지만, 무급노동시간과 가사노동시간의 경우 증가량에 차이가 없는 것으로 나타났다.¹⁰ 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간이 미혼 여성보다 더 크게 증가한 것은 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간 증가를 보고한 선행연구와 일치하는 결과이다(Hupkau & Petrongolo, 2020; Sevilla & Smith, 2020; Fodor et al., 2020; 은기수, 2020; 장진희, 2021). 한편 가사노동시간의 증가량 차이가 유의하지 않은 점은 연구가설에서의 예측과 다를 뿐더러 일견 선행연구 결과와 배치되는 결과로 여겨질 수 있기에, 보다 자세히 들여다 볼 필요가 있다.

혼인여부 추세통제 모형에서 기혼 유자녀 여성과 미혼여성의 가사노동시간 증가량에 유의한 차이가 나타나지 않은 이유는, 미혼 여성의 가사노동시간도 증가했으며 코로나19 이전의 추세를 고려했을 때 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 미혼 여성보다 크다고 보기 어렵기 때문이다. 기술통계 상으로는 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간이 코로나19 직전 차수에 비해 119.08분 증가한 것이 사실이다. 하지만 코로나19 이전의 추세를 살펴보면, 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간은 2014년 1,126.32분, 2016년 1,162.20분, 2018년 1,120.06분으로 소폭의 증감을 반복하였고, 미혼 여성은 2014년 324.97분, 2016년 293.06분, 2018년 172.94분으로 일관적인 감소 추세를 보였다. 미혼 여성의 경우 코로나19 이후 가사노동시간 증가량이 41.84분에 불과했지만 이는 코로나19 이전의 감소 추세와는 확연히 다른 양상이다. 한편 기혼 유자녀 여성의

¹⁰ 주 52시간 근로제의 영향을 배제한 주 52시간 근로제 모형에서는 미혼 여성에 비해 기혼 유자녀 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간 증가량이 모두 유의하게 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 혼인여부 모형의 결과와 동일한 것으로, 주 52시간 근로제 영향 여부와 무관하게 본 분석의 결과는 강건한 것으로 판단할 수 있다. 주 52시간 근로제 모형의 분석 결과는 부록에 수록되었다.

가사노동시간은 약 119.08분 증가하였으나 코로나19 이전에 이미 증감을 반복하고 있었으므로 코로나19 이후의 증가량이 미혼 여성보다 유의하게 크다고 보기는 어렵다. 다만 이러한 결과에 대해 코로나19 전후 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간에 차이가 없는 것이라고 해석하기는 어렵다. 코로나19 이전의 변동폭보다 코로나19 이후의 증가량이 더 크기 때문이다. 따라서 두 집단의 가사노동시간 증가량 차이가 유의하지 않았던 것은 미혼 여성도 기혼 유자녀 여성과 마찬가지로 코로나19 이후 추가적인 가사노동 부담을 지게 되었기 때문이라고 보는 것이 타당하다. 이는 아동이 없는 가구에서도 코로나19 이후 다른 성인 가구원들이 집에 더 오래 머무르면서 생기는 추가적인 가사노동 부담이 적지 않았으며, 미혼 여성이 실업 또는 휴직으로 집에 머물게 되며 이전보다 많은 가사노동을 수행하게 되었기 때문인 것으로 보인다.

제 2절 젠더 모형

1. 분석대상의 일반적 특성

젠더 모형의 분석대상은 처치집단인 기혼 유자녀 여성과 비교집단인 남성 배우자이다. 젠더 모형 분석 대상의 일반적 특성은 <표 13>과 같다.

<표 13> 분석대상의 일반적 특성(젠더 모형)

변수 및 범주		기혼 유자녀 여성		남성 배우자	
		2018	2020	2018	2020
연령(만 나이)		43.58	44.37	46.20	46.90
교육수준(%)	고졸 이하	44.64	40.72	36.75	33.98
	전문대졸	22.80	24.49	16.28	17.89
	대졸	29.49	31.64	42.35	43.51
	대학원 이상	3.07	3.15	4.62	4.63
가사노동 지원여부(%)	지원 받음	5.60	7.51	5.60	7.51
	받지 않음	94.40	92.49	94.40	92.49
미취학 자녀수(명)		0.35	0.31	0.35	0.31
초중고 자녀수(명)		1.39	1.41	1.39	1.41
최연소 자녀연령(만 나이)		10.84	11.06	10.84	11.06
표본 크기(=n)		2,838	2,225	2,838	2,225

젠더 모형의 표본 크기는 10,126명이다. 기혼 유자녀 여성과 이들의 남성 배우자들이 표본에 포함된 것이므로, 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자는 모두 5,063명이다. 기혼 유자녀 여성의 평균 연령은 2018년에 43.58세, 2020년에 44.37세였고, 남성 배우자는 2018년 46.20세, 2020년 46.90세로 남성 배우자의 연령이 기혼 유자녀 여성보다 약간 높았다.

교육수준을 살펴보면, 기혼 유자녀 여성보다 남성 배우자의 교육수준이 높은 것으로 나타났다. 구체적으로는 기혼 유자녀 여성에 비해 남성 배우자의 고졸 이하, 전문대졸 비율은 낮지만, 대졸, 대학원 이상 비율은 높은 것으로 나타났다. 기혼 유자녀 여성의 고졸 이하

비율은 2018년에 44.64%, 2020년에 40.72%인 반면, 남성 배우자의 고졸 이하 비율은 2018년에 36.75%, 2020년에 33.98%로 기혼 유자녀 여성의 고졸 이하 비율이 더 높다. 전문대졸 비율은 기혼 유자녀 여성이 남성 배우자보다 높는데, 기혼 유자녀 여성이 2018년에 22.80%, 2020년에 24.49%이고, 남성 배우자는 2018년에 16.28%, 2020년에 17.89%로 나타났다. 대졸과 대학원졸 비율은 남성 배우자가 기혼 유자녀 여성보다 높다. 기혼 유자녀 여성의 대졸 비율은 2018년 29.49%, 2020년 31.64%이고 남성 배우자는 2018년 42.35%, 2020년 43.51%였다. 대학원 이상 비율은 기혼 유자녀 여성의 경우 2018년 3.07%, 2020년 3.15%, 남성 배우자의 경우 2018년 4.62%, 2020년 4.63%로 나타났다.

가사노동 지원여부는 2018년에 비해 2020년에 소폭 증가하였다. 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자가 부부관계이기 때문에 동일한 것으로 나타난다. 2018년에는 지원 받는 경우가 5.60%, 지원받지 않는 경우가 94.40%였고, 2020년에는 지원 받는 경우가 7.51%, 지원받지 않는 경우가 92.49%로 나타났다.

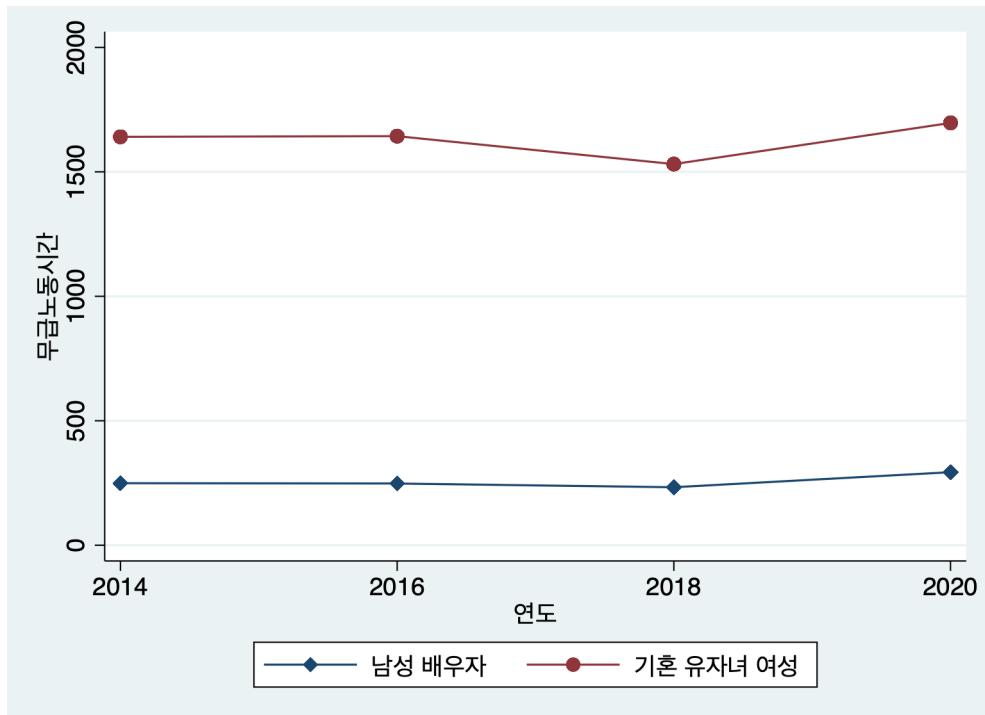
자녀수의 경우 미미한 변화지만 2018년보다 2020년에 미취학 자녀수가 줄고, 초중고 자녀수가 늘어난 것을 확인할 수 있다. 해당 변수 역시 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 값이 동일하다. 2018년에 미취학 자녀수는 0.35명, 초중고 자녀수는 1.39명이었는데, 2020년에는 미취학 자녀수는 0.31명으로 0.04명 줄어들고, 초중고자녀수는 1.41명으로 0.02명 늘었다.

최연소 자녀연령을 살펴보면 2018년보다 2020년에 소폭 증가하였다. 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자 값이 동일하며, 2018년의 최연소 자녀 연령은 10.84세, 2020년은 11.06세인 것으로 나타났다.

다음으로 공통 추세 가정을 확인하기 위해, 코로나19 이전의 종속변수 추세를 확인하고자 한다. 젠더 모형에서는 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자를 비교하므로, 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 무급노동시간, 가사노동시간, 돌봄노동시간 추세를 살펴보도록 하겠다.

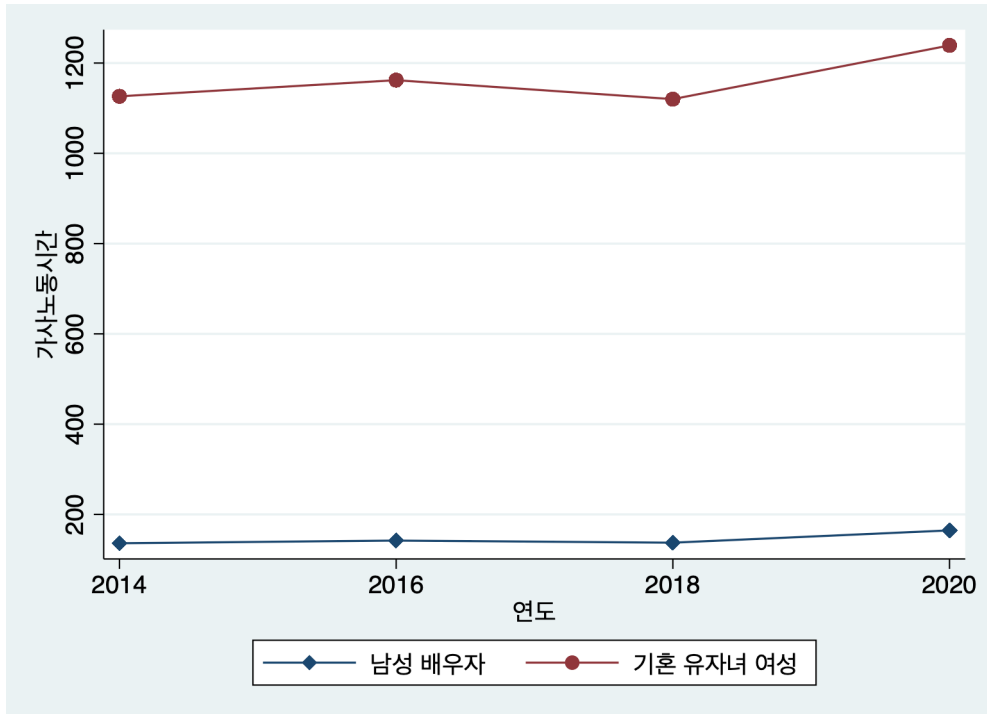
먼저 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 무급노동시간 추세는 <그림 6>과 같다. 2014~2018년이 코로나19 이전, 2020년이 코로나19 이후 시기를 의미한다. 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간은 2014년 1640.71분, 2016년 1643.60분, 2018년 1531.24분, 2020년

1696.69분이며, 남성 배우자의 무급노동시간은 2014년 249.35분, 2016년 248.21분, 2018년 233.08분, 2020년 293.67분이다. 무급노동시간은 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자 모두에게서 코로나19 이전까지 대체적으로 감소해왔다. 다만 남성 배우자의 경우 무급노동시간의 절대적인 수준이 낮고 감소폭이 상당히 작으므로, 선형 추세를 통제하면 보다 강건한 결과가 도출될 수 있을 것으로 보인다.



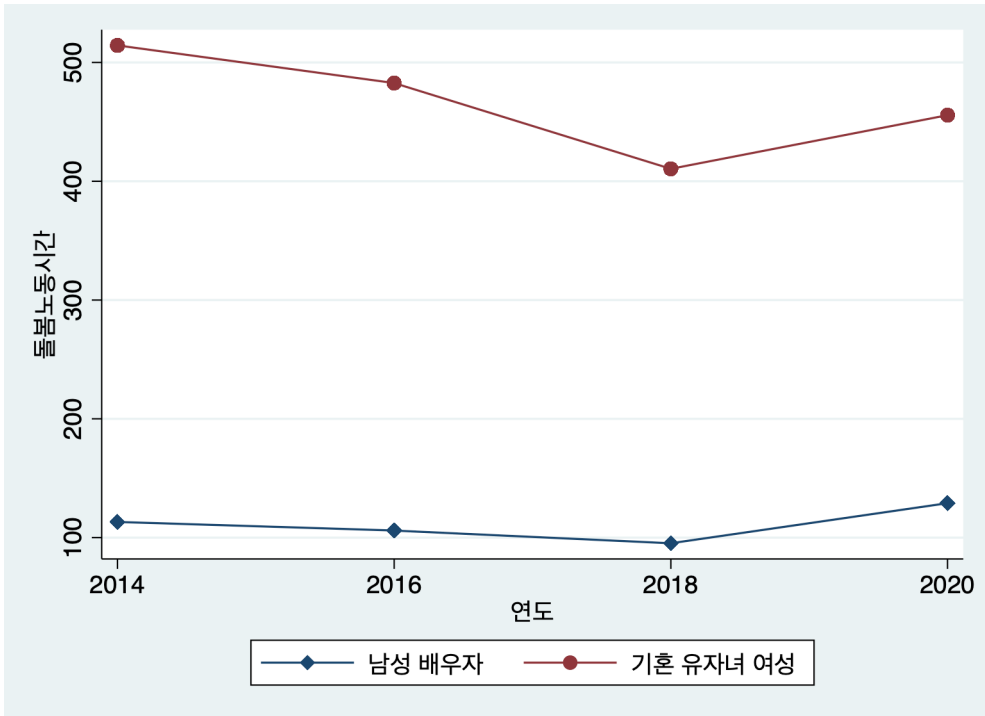
〈그림 6〉 젠더별 무급노동시간 추세(2012~2020년)

기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 가사노동시간 추세는 〈그림 7〉과 같다. 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간은 2014년 1126.32분, 2016년 1162.20분, 2018년 1120.06분, 2020년 1239.14분이며, 남성 배우자의 가사노동시간은 2014년 136.15분, 2016년 142.22분, 2018년 137.47분, 2020년 164.67분이다. 가사노동시간은 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자 모두에게서 코로나19 이전까지 비슷한 수준으로 유지되어 왔다. 2016년에 소폭 증가했다가 2018년에 다시 감소하는 점까지 유사성을 보여, 두 집단 간 전반적인 추세는 상당히 유사하다고 판단할 수 있다.



〈그림 7〉 젠더별 가사노동시간 추세(2012~2020년)

기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 돌봄노동시간 추세는 〈그림 8〉과 같다. 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간은 2014년 514.39분, 2016년 482.68분, 2018년 410.48분, 2020년 455.64분이며, 남성 배우자의 돌봄노동시간은 2014년 113.20분, 2016년 105.99분, 2018년 95.26분, 2020년 129.00분이다. 돌봄노동시간은 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자 모두에게서 코로나19 이전까지 대체적으로 감소해왔다. 다만 남성 배우자의 경우 돌봄노동시간의 절대적인 수준이 낮고 감소폭이 작으므로, 선형 추세를 통제하면 보다 강건한 결과가 도출될 수 있을 것으로 보인다.



〈그림 8〉 젠더별 돌봄노동시간 추세(2012~2020년)

2. 단순 이중차이 분석

젠더 모형 무급노동시간의 단순 이중차분값은 〈표 14〉와 같다. 기혼 유자녀 여성은 코로나 이후 주당 무급노동시간이 165.45분 증가하였고, 남성 배우자는 60.59분 증가하였다. 단순 이중차분값은 104.86분이다. 이는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 증가량이 남성 배우자의 증가량에 비해 104.86분 더 크다는 것을 의미한다.

〈표 14〉 무급노동시간의 단순 이중차분값(젠더 모형)

무급노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	1531.24 (1190.75)	1696.69 (1086.44)	165.45
남성 배우자	233.08 (378.03)	293.67 (453.67)	60.59
집단 간 차이	1,298.16	1,403.02	
이중차분값			104.86

젠더 모형 가사노동시간의 단순 이중차분값은 〈표 15〉와 같다. 기혼 유자녀 여성은 코로나 이후 주당 가사노동시간이 119.08분 증가하였고, 남성 배우자는 27.20분 증가하였다. 단순 이중차분값은 91.88분이다. 이는 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 남성 배우자의 증가량에 비해 91.88분 더 크다는 것을 의미한다.

〈표 15〉 가사노동시간의 단순 이중차분값(젠더 모형)

가사노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	1,120.06 (513.25)	1,239.14 (541.46)	119.08
남성 배우자	137.47 (197.93)	164.67 (217.88)	27.20
집단 간 차이	982.59	1,074.47	
이중차분값			91.88

젠더 모형 돌봄노동시간의 단순 이중차분값은 〈표 16〉과 같다. 기혼 유자녀 여성은 코로나 이후 주당 무급노동시간이 45.16분 증가하였고, 남성 배우자는 33.74분 증가하였다. 단순 이중차분값은 11.42분이다. 이는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 증가량이 남성 배우자의 증가량에 비해 11.42분 더 크다는 것을 의미한다.

〈표 16〉 돌봄노동시간의 단순 이중차분값(젠더 모형)

돌봄노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	410.48 (1,018.65)	455.64 (866.16)	45.16
남성 배우자	95.26 (274.59)	129.00 (321.81)	33.74
집단 간 차이	315.22	326.64	
이중차분값			11.42

3. 이중차이 회귀분석 결과

젠더모형의 통제변수들을 포함한 이중차이 회귀분석 결과는 〈표 17〉과 같다. 지역과 면접진행일 더미 변수를 포함한 분석 결과는 부록에 제시하였다. 먼저 무급노동시간을 살펴보면, 코로나19의 효과를 나타내는 시기더미와 처치더미의 상호작용항이 유의한 것으로 나타났다. 상호작용항의 계수는 138.85로, 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 증가량이 남성 배우자보다 138.85분 더 크다는 것을 의미한다.

가사노동시간의 경우에도, 코로나19의 효과를 나타내는 시기더미와 처치더미의 상호작용항이 유의한 것으로 나타났다. 상호작용항의 계수는 107.87분으로, 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 남성 배우자보다 107.87분 더 크다는 것을 의미한다.

마지막으로 돌봄노동시간의 경우, 코로나19의 효과를 나타내는 시기더미와 처치더미의 상호작용항은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 다만 회귀계수는 29.39로, 이는 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간 증가량이 남성 배우자보다 29.39분 더 크다는 것을 의미한다.

이러한 결과는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 증가량이 남성 배우자보다 컸다고 보고한 선행 연구들의 결과와 일치한다. 다만 돌봄노동시간의 경우 통계적으로 유의한 결과가 도출되지는 않았다.

젠더 모형의 통제변수 중 무급노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 전문대졸 더미변수, 가사노동 지원여부, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수, 최연소 자녀연령이었다. 연령이

낮을수록, 고졸 이하에 비해 전문대졸인 경우에, 가사노동 지원을 받는 경우에, 미취학 자녀가 많을수록, 초중고 자녀가 적을수록, 최연소 자녀연령이 낮을수록 무급노동시간이 증가하였다.

가사노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 가사노동 지원여부, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수, 최연소 자녀연령이었다. 연령이 낮을수록, 가사노동 지원을 받는 경우에, 미취학 자녀와 초중고 자녀가 많을수록, 최연소 자녀연령이 낮을수록 가사노동시간이 증가하였다.

돌봄노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 전문대졸, 대졸, 대학원 이상 더미변수, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수, 최연소 자녀연령이었다. 연령이 낮을수록, 고졸 이하인 경우에 비해 전문대졸, 대졸, 대학원 이상인 경우에, 미취학 자녀가 많을수록, 초중고 자녀가 적을수록, 최연소 자녀연령이 낮을수록 돌봄노동시간이 증가하였다.

〈표 17〉 젠더 모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		138.85*** (24.36)	107.87*** (13.40)	29.39 (18.90)
시기더미 (코로나 이후)		35.95 (42.43)	23.76 (22.16)	12.64 (30.39)
처치더미 (여성더미)		1308.13*** (21.92)	963.44*** (10.52)	344.59*** (17.77)
연령		-10.39*** (1.72)	-2.15** (0.81)	-8.28*** (1.36)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	52.50+ (27.42)	-17.89 (13.48)	68.93** (22.16)
	대졸	30.10 (22.29)	-14.86 (10.80)	44.17* (18.02)
	대학원 이상	86.21 (54.40)	-16.65 (21.39)	103.45* (43.97)
가사노동 지원여부		176.72*** (41.54)	123.78*** (19.94)	52.01 (32.16)

미취학 자녀수	308.80*** (43.06)	69.67*** (14.50)	239.12*** (36.65)
초중고 자녀수	-36.57* (18.58)	25.97*** (7.26)	-62.45*** (15.74)
최연소 자녀연령	-40.78*** (3.33)	-2.71+ (1.45)	-37.87*** (2.84)
상수항	826.34*** (145.03)	-15.40 (64.57)	842.18*** (113.65)
표본 크기(=n)	9,919	9,919	9,938

+ : p<.10 * : p<.05 ** : p<.01 *** : p<.001

한편 공통 추세 가정을 검토하며 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 종속변수 추세가 완전히 동일하지는 않음을 확인한 바 있다. 이에 따라 2014년부터 2020년까지 네 시기의 자료를 이용하여 선형 추세를 통제 한 분석을 실시하였다. 분석 결과는 <표 18>과 같다. 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 무급노동시간과 가사노동시간 증가량 차이는 여전히 유의한 것으로 나타났으며, 선형 추세를 통제했을 때에는 돌봄노동시간 증가량의 차이도 유의한 것으로 나타났다. 종속변수가 무급노동시간인 경우 코로나19 효과 변수의 회귀계수는 157.97로, 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 증가량이 남성 배우자보다 157.97분 더 크다는 것을 의미한다. 종속변수가 가사노동시간인 경우 코로나19 효과 변수의 회귀계수는 80.65분으로, 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 남성 배우자보다 80.65분 더 크다는 것을 의미한다. 종속변수가 돌봄노동시간인 경우 코로나19 효과 변수의 회귀계수는 75.74분으로, 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간 증가량이 남성 배우자보다 75.74분 더 크다는 것을 의미한다.

젠더 추세통제 모형의 통제변수 중 무급노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 대졸, 가사노동 지원여부, 미취학 자녀수, 최연소 자녀연령이었다. 연령이 낮을수록, 고졸 이하에 비해 대졸인 경우에, 가사노동 지원을 받는 경우에, 미취학 자녀가 많을수록, 최연소 자녀연령이 낮을수록 무급노동시간이 증가하였다.

가사노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 전문대졸 더미변수, 가사노동 지원여부, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수,

최연소 자녀연령이었다. 연령이 낮을수록, 고졸 이하에 비해 전문대졸인 경우에, 가사노동 지원을 받는 경우에, 미취학 자녀와 초중고 자녀가 많을수록, 최연소 자녀연령이 낮을수록 가사노동시간이 증가하였다.

돌봄노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 전문대졸, 대졸, 대학원 이상 더미변수, 가사노동 지원여부, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수, 최연소 자녀연령이었다. 연령이 낮을수록, 고졸 이하인 경우에 비해 전문대졸, 대졸, 대학원 이상인 경우에, 가사노동 지원을 받는 경우에, 미취학 자녀가 많을수록, 초중고 자녀가 적을수록, 최연소 자녀연령이 낮을수록 돌봄노동시간이 증가하였다.

젠더 모형과 젠더 추세통제 모형의 분석 결과를 종합하면, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간, 가사노동시간, 돌봄노동시간 증가량이 모두 남성 배우자보다 크다는 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 코로나19 이후 부부간 무급노동시간의 격차가 더욱 커졌다고 보고한 선행연구들의 연구 결과와 일치한다(은기수, 2020; 장진희, 2021; Hupkau & Petrongolo, 2020; Servilla & Smith, 2020; Fodor et al., 2021).

〈표 18〉 젠더 추세통제 모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		157.97*** (33.07)	80.65*** (18.65)	75.74** (25.78)
시기더미 (코로나 이후)		32.56 (48.62)	-4.36 (25.54)	36.88 (35.33)
처치더미 (여성더미)		1359.70*** (31.70)	997.85*** (16.45)	361.97*** (25.20)
선형 추세		31.44*** (5.66)	6.23* (2.99)	24.98*** (4.36)
선형 추세*처치		-33.02* (13.02)	-1.98 (7.03)	-31.16** (11.11)
연령		-7.80*** (1.36)	-1.66* (0.67)	-6.15*** (1.07)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	36.01 (22.46)	-17.38* (8.50)	52.63** (18.27)
	대졸	51.60** (18.37)	1.10 (18.36)	50.23** (14.86)
	대학원 이상	56.34 (38.85)	-16.72 (18.36)	73.17* (29.88)
가사노동 지원여부		228.44*** (30.46)	162.41*** (14.74)	65.60** (24.84)
미취학 자녀수		396.53*** (32.92)	71.59*** (14.13)	324.89*** (28.29)
초중고 자녀수		-5.53 (13.68)	32.06*** (7.85)	-37.55** (11.21)
최연소 자녀연령		-31.46*** (2.70)	-3.74** (1.27)	-27.64*** (2.26)
상수항		325.97** (106.30)	-134.98** (48.85)	461.58*** (88.94)
표본크기(=n)		17,904	17,904	17,920

+ : p<.10 * : p<.05 ** : p<.01 *** : p<.001

제 3절 여성소득상위모형

1. 분석대상의 일반적 특성

여성소득상위모형의 처치집단은 기혼 유자녀 여성, 비교집단은 남성 배우자로 젠더 모형과 동일하지만, 코로나19 전후 시기 모두 여성의 소득이 남성보다 높은 가구로 분석 대상을 한정하였다. 이에 따라 여타 모형과 달리 비취업 상태의 여성은 분석에서 제외되었다. 즉, 맞벌이 또는 여성 외벌이 가구만 분석에 포함되었다.

여성소득상위모형 분석 대상의 일반적 특성은 <표 19>와 같다. 여성소득상위모형의 여성과 남성 배우자 교육수준이 모두 젠더 모형보다 높았고, 가사노동 지원을 받는 가구의 비율도 높았다. 또한 코로나19 이후 최연소 자녀연령 증가폭이 젠더 모형보다 큰데, 이는 젠더 모형은 여성가족패널조사자료를 반복횡단면자료처럼 이용하여 연도마다 표본에 포함되는 대상이 동일하지 않은 반면, 여성소득상위모형의 경우 코로나19 전후 여성의 소득이 모두 남성 배우자보다 높은 동일한 가구들로 분석 대상을 한정하였기 때문이다. 이에 대한 보다 상세한 논의는 무급노동시간의 변화를 살펴보며 진행하도록 하겠다.

<표 19> 분석대상의 일반적 특성(여성소득상위모형)

변수 및 범주		기혼 유자녀 여성		남성 배우자	
		2018	2020	2018	2020
연령(만 나이)		44.13	46.13	46.83	48.79
월평균 소득(만원)		354.03	345.44	227.37	255.38
주평균 유급노동시간(시간)		43.56	41.47	41.46	40.64
교육수준(%)	고졸 이하	38.46	38.46	30.77	31.62
	전문대졸	22.22	22.22	13.68	13.68
	대졸	33.33	33.33	48.72	47.68
	대학원 이상	5.13	5.98	6.84	6.84
가사노동 지원여부(%)	지원 받음	16.24	16.24	16.24	16.24
	받지 않음	83.76	83.76	83.76	83.76
미취학 자녀수(명)		.38	.24	.38	.24
초중고 자녀수(명)		1.28	1.30	1.28	1.30
최연소 자녀연령(만 나이)		9.95	11.58	9.95	11.58
표본 크기(=n)		117	117	117	117

여성소득상위모형의 표본 크기는 468명이다. 코로나19 전후 모두 아내의 소득이 남편보다 높은 가구의 기혼 유자녀 여성과 이들의 남성 배우자들이 표본에 포함된 것이므로, 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자는 모두 234명이다. 기혼 유자녀 여성의 평균 연령은 2018년에 44.13세, 2020년에 46.13세였고, 남성 배우자는 2018년 46.83세, 2020년 48.79세로 남성 배우자의 연령이 기혼 유자녀 여성보다 약간 높았다.^①

여성소득상위모형 표본의 특성을 보다 면밀히 파악하기 위해 월평균 소득과 주평균 유급노동시간도 추가적으로 살펴보았다. 월평균 소득의 경우 모형의 특성상 여성의 소득이 남성의 소득보다 높았으나, 코로나19 전후로 여성의 소득은 하락한 반면 남성의 소득은 증가한 것으로 나타났다. 여성의 월평균 소득은 2018년 354.03만원, 2020년 345.44만원으로 코로나19 이후 8.59만원 감소하였으나, 남성 배우자의 월평균 소득은 2018년 227.37만원, 2020년 255.39만원으로 28.02만원 증가하였다.

주평균 유급노동시간에 관해서는, 여성의 유급노동시간이 더 길었으나 코로나19 이후의 감소폭은 여성에게서 더 컸다. 여성의 주평균 유급노동시간은 2018년에 43.56시간, 2020년에 41.47시간으로 코로나19 이후 2.09시간 감소하였으나, 남성의 주평균 유급노동시간은 2018년에 41.46시간, 2020년에 40.64시간으로 0.82시간 감소하였다.

교육수준을 살펴보면 기혼 유자녀 여성의 대졸 및 대학원 이상 비율보다 남성 배우자의 대졸 및 대학원 이상 비율이 높아, 남성 배우자의 교육수준이 전반적으로 더 높은 것으로 나타났다. 보다 구체적으로 살펴보면, 기혼 유자녀 여성의 고졸 이하 비율은 2018년과 2020년 모두 38.46%이고, 남성 배우자의 고졸 이하 비율은 2018년에 30.77%, 2020년에 31.62%으로 아내의 고졸 이하 비율이 더 높다.^② 전문대졸 비율은 기혼 유자녀 여성이 남성 배우자보다 높은데, 기혼 유자녀 여성이 2018년과 2020년에 모두 22.22%이고, 남성 배우자는 2018년과 2020년에 모두 13.68%로 나타났다. 대졸과 대학원졸 비율은 남성 배우자가 기혼 유자녀 여성보다 높다. 기혼 유자녀 여성의

^① 2018년과 2020년의 남성 배우자 평균 연령이 정확히 2세 차이가 나지 않는 것은, 2018년의 표본 중 한 사례의 연령이 결측값이기 때문이다.

^② 남성 배우자의 고졸 이하 비율이 2020년에 증가한 이유는 측정오차 때문인 것으로 보인다. 한 남성 배우자 사례가 2018년에는 대졸이라고 응답하였으나 2020년에는 고졸 이하로 응답하였다.

대졸 비율은 2018년과 2020년 모두 33.33%이고 남성 배우자는 2018년 48.72%, 2020년 47.68%였다. 대학원 이상 비율은 기혼 유자녀 여성의 경우 2018년 5.13%, 2020년 5.98%, 남성 배우자의 경우 2018년 과 2020년 모두 6.84%로 나타났다.

가사노동 지원여부에 관해서는 2018년과 2020년의 응답이 완전히 동일한 비율인 것으로 나타났다. 해당 변수값은 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자가 부부관계이기 때문에 동일한 것으로 나타난다. 2018년과 2020년 모두 지원 받는 경우가 16.24%, 지원받지 않는 경우가 83.76%인 것으로 나타났다.

자녀수의 경우 2018년보다 2020년에 미취학 자녀수가 줄고, 초중고 자녀수가 늘어난 것을 확인할 수 있다. 해당 변수 역시 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 값이 동일하다. 2018년에 미취학 자녀수는 0.38명, 초중고 자녀수는 1.28명이었는데, 2020년에는 미취학 자녀수는 0.24명으로 0.14명 줄어들고, 초중고자녀수는 1.30명으로 0.02명 늘었다.

최연소 자녀연령을 살펴보면 2018년보다 2020년에 증가하였다. 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자 값이 동일하며, 2018년의 최연소 자녀 연령은 9.95세, 2020년은 11.58세인 것으로 나타났다. 미취학 자녀수의 감소량과 최연소 자녀연령의 증가량이 젠더 모형보다 여성소득상위모형에서 더 크기 때문에, 자녀 연령 변화의 영향이 여성소득상위모형에서 더욱 크게 나타날 것으로 예측할 수 있다.

2. 단순 이중차이 분석

여성소득상위모형 무급노동시간의 단순 이중차분값은 <표 20>과 같다. 기혼 유자녀 여성은 코로나 이후 주당 무급노동시간이 35.28분 증가하였고, 남성 배우자는 24.57분 감소하였다. 단순 이중차분값은 59.85분이다. 이는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 변화량과 남성 배우자의 무급노동시간 변화량 간의 차이가 59.85분이라는 것을 의미한다.

〈표 20〉 무급노동시간의 단순 이중차분값(여성소득상위모형)

무급노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	1,359.08 (1,312.31)	1,394.36 (795.71)	35.28
남성 배우자	484.66 (643.37)	460.09 (563.98)	-24.57
집단 간 차이	874.42	934.27	
이중차분값			59.85

여성소득상위모형 가사노동시간의 단순 이중차분값은 〈표 21〉와 같다. 기혼 유자녀 여성은 코로나 이후 주당 가사노동시간이 144.82분 증가하였고, 남성 배우자는 2.14분 증가하였다. 단순 이중차분값은 142.68분이다. 이는 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 남성 배우자의 증가량에 비해 142.68분 더 크다는 것을 의미한다.

〈표 21〉 가사노동시간의 단순 이중차분값(여성소득상위모형)

가사노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	864.50 (411.76)	1,009.32 (432.73)	144.82
남성 배우자	252.82 (296.35)	254.96 (256.29)	2.14
집단 간 차이	611.68	754.36	
이중차분값			142.68

여성소득상위모형 돌봄노동시간의 단순 이중차분값은 〈표 22〉와 같다. 기혼 유자녀 여성은 코로나 이후 주당 돌봄노동시간이 109.53분 감소하였고, 남성 배우자는 26.71분 감소하였다. 단순 이중차분값은 -82.82분이다. 이는 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간 감소량이 남성 배우자의 감소량에 비해 82.82분 더 크다는 것을 의미한다.

〈표 22〉 돌봄노동시간의 단순 이중차분값(여성소득상위모형)

돌봄노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	494.57 (1174.83)	385.04 (611.70)	-109.53
남성 배우자	231.84 (463.51)	205.13 (404.47)	-26.71
집단 간 차이	262.73	179.91	
이중차분값			-82.82

3. 이중차이 회귀분석 결과

여성소득상위모형의 통제변수들을 포함한 이중차이 회귀분석 결과는 〈표 23〉과 같다. 지역과 면접진행월 더미 변수를 포함한 분석 결과는 부록에 제시하였다. 먼저 무급노동시간을 살펴보면, 코로나19의 효과를 나타내는 시기더미와 처치더미의 상호작용항은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 다만 상호작용항의 계수는 70.08로, 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 증가량이 남성 배우자의 무급노동시간 감소량보다 70.08분 더 크다는 것을 의미한다.

가사노동시간의 경우에는, 코로나19의 효과를 나타내는 시기더미와 처치더미의 상호작용항이 유의한 것으로 나타났다. 상호작용항의 계수는 130.27분으로, 이는 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 남성 배우자의 증가량보다 130.27분 더 크다는 것을 의미한다.

마지막으로 돌봄노동시간의 경우, 코로나19의 효과를 나타내는 시기더미와 처치더미의 상호작용항은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 회귀계수는 -60.19로 음의 값이 도출되었다. 이러한 결과는 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자 모두에게서 코로나19 이후 돌봄노동시간이 감소하였지만, 감소폭이 기혼 유자녀 여성의 경우 더 컸기 때문에 도출된 결과이다. 기술 통계를 살펴보면, 기혼 유자녀 여성은 2018년에 비해 2020년에 돌봄노동시간이 109.53분 감소하고, 남성은 26.71분 감소하였다. 즉, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간 감소량은 집단 간 특성 차이를 통제했을 때 남성 배우자의 감소량보다

60.19분 더 컸지만, 이것이 통계적으로 유의한 수치는 아니었다. 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 돌봄노동시간이 모두 감소한 이유는 자녀 연령이 증가하여 돌봄 부담이 줄어든 것을 반영하는 결과로 보인다(안미영, 2022). 또한 유의한 차이는 아니지만, 여성의 돌봄노동시간 감소폭이 더 컸던 것은 자녀가 어려 돌봄 부담이 큰 상황에서 여성이 돌봄에 더 오랜 시간을 투여했고, 자녀의 성장에 따라 자녀가 필요로 하는 돌봄의 양 자체가 줄면서 여성에게서 돌봄 부담이 더 크게 줄어들었기 때문인 것으로 보인다.

여성소득상위모형의 통제변수 중 무급노동시간과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 미취학 자녀수가 유일했다. 미취학 자녀가 많을수록 무급노동시간이 증가하였다.

가사노동시간에 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 가사노동 지원여부, 미취학 자녀수, 초중고 자녀수가 있었다. 연령이 높을수록, 가사노동 지원을 받는 경우에, 미취학 및 초중고 자녀가 많을수록 가사노동시간이 증가하였다.

돌봄노동시간에 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타난 변수는 연령, 미취학 자녀수였다. 연령이 낮을수록, 미취학 자녀가 많을수록 돌봄노동시간이 증가하였다.

요컨대 코로나19 이후 무급노동시간과 돌봄노동시간의 변화에 대해서는 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자 간 유의한 차이를 발견할 수 없었지만, 가사노동시간에 관해서는 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 남성 배우자보다 유의하게 큰 것으로 나타났다. 이는 아내의 소득이 남편보다 높은 가구에서도, 가사노동시간의 증가량이 남편보다 아내에게서 더 컸음을 의미한다.

이러한 결과는 코로나19 이후 경제적 교환 논리 보다는 젠더 규범에 따라 무급노동 배분이 이루어졌음을 함의한다. 경제적 교환 관점의 예측에 따르면 남성 배우자보다 소득이 높은, 즉 협상력이 높은 아내보다는 남편이 추가적인 무급노동을 더 많이 부담하게 된다. 하지만 무급노동과 돌봄노동시간 변화량에는 유의한 차이가 없었고, 가사노동시간의 경우 여성의 증가량이 더 컸다. 이는 결국 더 강한 협상력을 가지고 있음에도 불구하고 젠더 규범에 의해 여성이 추가적인 무급노동 부담을 주로 지게 되었음을 의미한다. 물론 젠더 모형에서 무급, 가사, 돌봄노동시간 모두 여성의 증가량이 남성 배우자보다 컸던

것과는 달리, 여성소득상위모형에서는 여성의 가사노동시간의 증가량만 남성 배우자보다 크게 나타났다. 이는 경제적 교환 관점에 따른 협상력의 영향력을 무시할 수 없다는 것을 의미한다. 그럼에도 불구하고, 무급, 가사, 돌봄노동시간 중 어느 영역에서도 남성의 증가량이 더 크지 않았다는 점은 젠더 규범이 경제적 교환 관점보다 무급노동시간 배분에 더 강한 영향력을 미치고 있음을 보여준다.

한편 가용시간이론의 관점에서 이러한 해석에 대한 반론을 제기할 수 있다. 예를 들어 여성의 소득이 더 높더라도 무급노동시간 증가량이 남성보다 작지 않았던 것은 여성이 남성 배우자 보다 유연하게 근무할 수 있는 일자리에 종사하여 시간을 낼 수 있었기 때문이라는 반론이 가능하다. 하지만 코로나19로 인한 일자리 관련 변화를 묻는 8차 여성가족패널조사 문항에서, ‘재택 근무, 시차근무 등의 유연 근무 비중이 높아졌다’는 응답의 빈도는 본 모형에 포함된 기혼 유자녀 여성 117명 중 4명에 불과했다. 또한 여성소득상위모형 분석대상의 기술통계를 살펴보면 결코 가용시간이론으로 코로나19의 무급노동 분담을 설명할 수 없다는 것이 분명하게 드러난다. 코로나19 전후 여성의 유급노동시간은 43.56, 41.47시간이고, 남성 배우자는 41.46, 40.64시간으로 여성의 유급노동시간이 더 길다. 또한 무급노동시간은 코로나19 전후 여성이 약 22시간 39.08분, 23시간 14.36분, 남성이 약 8시간 4.66분, 7시간 40.09분으로, 여성의 가용시간이 결코 많다고 보기 어렵다. 오히려 부부 간 시간 배분의 형평성(equity)이 실현되지 않고 있다는 사실이 명확히 드러난다(Esping-Andersen et al., 2013). 이러한 수치들은 젠더 규범이 코로나19 전후의 무급노동 배분에 있어 결정적인 역할을 수행했다는 주장에 힘을 실는다.

〈표 23〉 여성소득상위모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		70.08 (110.93)	130.27* (56.97)	-60.19 (80.50)
시기더미 (코로나 이후)		20.49 (154.27)	26.07 (71.35)	-5.58 (111.90)
처치더미 (여성더미)		834.76*** (101.01)	644.08*** (52.85)	190.67** (76.14)
연령		-6.31 (7.57)	7.27** (2.70)	-13.58* (6.16)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	129.09 (127.60)	77.50 (51.51)	51.59 (115.11)
	대졸	-0.12 (107.76)	51.09 (46.97)	-51.21 (85.18)
	대학원 이상	-183.64 (131.18)	-22.62 (61.04)	-161.02 (111.64)
가사노동 지원여부		52.70 (140.06)	111.62* (50.68)	-58.93 (116.68)
미취학 자녀수		505.30* (242.55)	103.54+ (61.65)	401.76+ (204.02)
초중고 자녀수		183.29 (122.04)	84.29* (36.77)	99.00 (97.48)
최연소 자녀연령		-25.25 (16.98)	-2.53 (5.22)	-22.73 (14.44)
상수항		504.03 (521.73)	-432.62* (178.00)	936.65* (453.32)
표본 크기(=n)		459	459	459

+ : p<.10 * : p<.05 ** : p<.01 *** : p<.001

제 5장 결론

제 1절 분석결과의 요약

본 연구는 2014년부터 2021년까지 조사된 5~8차 여성가족패널조사자료를 이용해 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 변화를 분석하였다. 또한 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 무급노동시간 격차는 어떻게 변화하였는지, 무급노동시간 배분이 경제적 교환 논리와 젠더 규범 중 무엇에 의해 더 잘 설명될 수 있는지 살펴보고자 하였다. 이러한 세 가지 연구 질문에 답하기 위해, 혼인여부 모형, 젠더 모형, 여성소득상위모형을 설정하여 이중차분법을 활용한 분석을 실시하였다.

본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간이 증가한 것을 확인하였다. 이는 “코로나19는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간에 어떠한 영향을 미쳤는가?”라는 첫 번째 연구문제에 답하기 위해, 기혼 유자녀 여성을 처치집단으로, 미혼 여성을 비교집단으로 둔 이중차분법을 실시하여 도출된 결과이다. 분석 결과, 혼인여부 모형에서는 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간 증가량이 미혼 여성보다 41.68분 더 컸다는 결과도 도출되었으며, 혼인여부 추세통제 모형에서는 회귀 계수가 55.23으로 커지고 0.10 수준에서 유의한 것으로 확인되었다. 혼인여부 모형에서는 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간과 가사노동시간 증가량 역시 미혼 여성에 비해 각각 149.94분, 106.62분 더 큰 것으로 나타났다. 하지만 혼인여부 추세통제 모형에서는 종속변수가 무급노동시간, 가사노동시간인 경우의 유의성이 사라졌다. 요컨대, 코로나19 이후 미혼 여성에 비해 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간이 더 크게 증가했지만, 무급노동시간과 가사노동시간의 경우 증가량에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 [연구가설 1-3]을 지지하는 결과이다. 한편 [연구가설 1-1]과 [연구가설 1-2]는 선형 추세를 통제하지 않은 혼인여부 모형에서만 지지되었다. 즉, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간은 미혼 여성에 비해 더 크게 증가하였으나, 무급노동시간과 가사노동시간에는 유의한 증가량의

차이가 없었다.

둘째, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간이 모두 남성 배우자보다 더 크게 증가한 것을 확인하였다. 이는 “코로나19 이후 여성과 남성의 무급노동시간 격차는 어떻게 변화하였는가?”라는 두 번째 연구문제에 답하기 위해, 기혼 유자녀 여성을 처치집단으로, 이들의 남성 배우자를 비교집단으로 둔 이중차분법을 실시하여 도출된 결과이다. 분석 결과, 젠더 모형에서는 기혼 유자녀 여성의 무급, 가사노동시간 증가량이 남성 배우자보다 각각 138.85분, 107.87분 더 큰 것으로 나타났으며, 두 결과 모두 0.001 수준에서 유의했다. 돌봄노동시간 증가량은 기혼 유자녀 여성이 남성 배우자보다 29.39분 더 큰 것으로 나타났으나, 유의한 결과는 아니었다. 하지만 젠더 추세통제 모형 분석 결과, 돌봄노동시간 증가량 차이가 75.54분으로 커졌으며 0.05 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 무급노동시간과 가사노동시간의 증가량 차이도 각각 157.97분, 80.65분으로 여전히 0.001 수준에서 유의하다는 결과가 도출되었다. 요컨대, 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간 증가량 모두 남성 배우자보다 큰 것으로 나타났다. 즉, [연구가설 2-1], [연구가설 2-2], [연구가설 2-3]이 모두 지지되었다. 코로나19는 무급노동시간 배분의 젠더 간 불평등을 더욱 심화시킨 것으로 나타났다.

셋째, 아내의 소득이 남편보다 높은 가구에서 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 및 돌봄노동시간 증가량이 남성 배우자보다 작지 않으며, 가사노동시간 증가량은 더 큰 것을 확인하였다. 이는 “코로나19로 인한 무급노동 부담은 부부간 경제적 교환 논리에 따라 배분되는가, 젠더 규범에 따라 배분되는가?”라는 세 번째 연구문제에 답하기 위해, 분석 대상을 여성의 소득이 남성 배우자보다 더 높은 가구로 한정된 뒤 기혼 유자녀 여성을 처치집단으로, 이들의 남성 배우자를 비교집단으로 둔 이중차분법을 실시하여 도출된 결과이다. 분석 결과, 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 남성 배우자보다 130.27분 더 큰 것으로 나타났으며, 이는 0.05 수준에서 유의했다. 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간 증가량은 남성 배우자보다 70.08분 컸으나 유의한 결과는 아니었다. 돌봄노동시간은 두 집단 모두에서 감소하였는데, 여성의 감소량이 60.19분 더 큰 것으로 나타났지만 이 역시 유의한 결과는 아니었다. 요컨대, 아내의 소득이 남편보다 높은

가구에서 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간이 남성 배우자보다 더 크게 증가했지만, 무급노동시간과 돌봄노동시간의 변화량에는 두 집단 간 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 [연구가설 3-1], [연구가설 3-2], [연구가설 3-3]을 모두 지지하는 결과이다. 즉, 코로나19 이후 무급노동시간 배분은 경제적 교환 논리보다는 젠더 규범에 따라 이루어졌다고 볼 수 있다. 각 연구모형에 따른 연구가설의 지지여부는 <표 24>와 같다.

<표 24> 연구가설 지지여부

연구모형	연구가설	지지여부
혼인여부 모형	1-1 : 코로나19로 인해 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간이 증가했을 것이다.	부분 지지
	1-2 : 코로나19로 인해 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간이 증가했을 것이다.	부분 지지
	1-3 : 코로나19로 인해 기혼 유자녀 여성의 돌봄노동시간이 증가했을 것이다.	지지됨
젠더 모형	2-1 : 코로나19로 인해 남성보다 여성의 무급노동시간이 더 크게 증가했을 것이다.	지지됨
	2-2 : 코로나19로 인해 남성보다 여성의 가사노동시간이 더 크게 증가했을 것이다.	지지됨
	2-3 : 코로나19로 인해 남성보다 여성의 돌봄노동시간이 더 크게 증가했을 것이다.	지지됨
여성소득상위모형	3-1 : 여성의 소득이 남성 배우자보다 높은 가구에서, 남성보다 여성의 무급노동시간이 더 크게 증가했거나 증가량의 차이가 없을 것이다.	지지됨
	3-2 : 여성의 소득이 남성 배우자보다 높은 가구에서, 남성보다 여성의 가사노동시간이 더 크게 증가했거나 증가량의 차이가 없을 것이다.	지지됨
	3-3 : 여성의 소득이 남성 배우자보다 높은 가구에서, 남성보다 여성의 돌봄노동시간이 더 크게 증가했거나 증가량의 차이가 없을 것이다.	지지됨

제 2절 연구의 함의

본 연구의 분석 결과에 따른 이론적 함의는 다음과 같다.

본 연구의 첫 번째 이론적 함의는 코로나19 이후 국가가 분담하던 무급노동 부담이 가족 내 여성에게 전가되면서, 한국의 탈가족화 수준이 낮아졌음을 밝혀냈다는 점이다. 본 연구의 분석에 따르면 코로나19 이후 국가의 돌봄 역할이 축소되어 기혼 유자녀 여성의 무급노동 부담이 돌봄노동 중심으로 확대되었다는 결과가 도출되었다. 이는 코로나19 이후 교육 및 보육기관 운영을 포함한 사회정책적 대응이 감염병 확산 방지 및 돌봄 공백 완화만을 주된 목표로 하였고, 여성의 무급노동 부담이 늘어나는 것은 문제 삼지 않았다는 것을 적나라하게 보여준다. 사회는 방역이라는 명목 하에 코로나19 시기 아동 돌봄의 부담을 슬그머니 가족에 떠넘겼고, 기혼 유자녀 여성은 이러한 추가적인 돌봄노동 부담을 감당해야만 했다. 이는 돌봄의 사회화를 통해 저출산 문제를 완화하고 여성의 경제활동참가를 촉진하고자 하는 한국 사회정책의 기조가 코로나19 시기에 일관성 있게 지속되지 못했으며, 이것이 곧 탈가족화의 후퇴로 이어졌다는 것을 의미한다.

두 번째 이론적 함의로서, 본 연구는 무급노동시간 결정 이론에 기반한 예측을 바탕으로 코로나19 이후 한국에서 남성과 여성의 무급노동시간 격차가 더욱 심화되었음을 규명했다. 제도적 관점에 의하면 코로나19로 인해 국가가 분담하던 무급노동이 가족 영역에 전가되었고 탈가족화 수준이 낮아졌다. 경제적 교환 관점과 가용시간이론에 의하면 노동시장 충격은 여성에게 더 큰 피해를 입혀 여성의 협상력은 낮아졌으며 가용시간은 늘어났다. 또한 젠더수행이론의 주장과 같이 ‘남자는 일, 여자는 가정’이라는 젠더 규범이 작동하며, 코로나19 이후 가구에 추가로 주어진 무급노동부담을 결국 여성이 더 많이 수행하게 되었다. 본 연구는 코로나19로 인한 변화를 무급노동시간 결정 이론의 관점에서 해석하여 젠더 간 무급노동시간 격차가 심화되었을 것이라는 가설을 설정하였고, 이러한 가설을 지지하는 결과를 확인하였다. 즉, 코로나19로 인한 부부 간 무급노동배분의 변화가 제도적 관점, 경제적 교환 관점, 가용시간 이론, 젠더 수행 이론을 바탕으로 설명될 수 있음을 밝혀냈다.

본 연구의 세 번째 이론적 기여는 코로나19 이후의 무급노동 배분에

있어 경제적 교환 논리보다 젠더 규범의 영향력이 더 강하게 작동했다는 사실을 밝혀냈다는 점이다. 본 연구는 여성의 협상력이 더 높다고 볼 수 있는 가구로 분석 대상을 한정된 모형을 통해, 여성의 소득이 높은 가구에서도 기혼 유자녀 여성의 가사노동시간 증가량이 남성 배우자보다 높다는 결과를 도출하였다. 이러한 방식을 통해 경제적 교환 관점과 젠더 수행 이론의 타당성을 비교하는 것은 추가적인 무급노동부담이 주어지는 코로나19 이후의 특수한 상황이 있었기에 가능했다. 젠더수행이론을 뒷받침하는 선행연구들은 아내 소득이 남편 소득을 능가할 때, 경제적 교환 관점의 예측과 달리 여성의 무급노동시간이 늘어나고 남편의 무급노동시간이 줄어드는 현상을 통해 젠더 규범이 무급노동 배분에 영향을 미친다는 것을 확인하였다(Brines, 1994; Bittman et al., 2003; 김수정 & 김은지, 2007). 다만 이러한 방식으로는 두 이론의 영향력을 비교할 수는 없었다. 회귀모형에 각 이론을 대변하는 변수를 투입하고 그 영향력을 비교하는 방식도 가능하지만, 이 경우 역인과관계의 가능성을 배제할 수 없다. 즉, 여성의 오랜 무급노동시간이 여성의 협상력을 낮추고 성역할태도의 보수성을 강화할 수 있다는 것이다. 결혼과 출산을 거치며 여성이 노동시장에서 불이익을 경험하고, 이에 따라 아내와 남편의 소득 격차가 커진다는 결과를 보고하는 수많은 선행연구들은 이러한 역인과의 가능성에 힘을 신는다(Petersen & Saporta, 2004; Fuller, 2018; Goldin, 2021). 본 연구는 코로나19로 추가적인 무급노동 부담이 주어진 준실험적 상황에서, 두 이론이 서로 다른 방향의 예측을 한다는 사실에 기반하여 두 이론의 타당성을 비교할 수 있는 여성소득상위모형을 설정하였다. 그리고 이러한 상황에서 젠더수행이론이 경제적 교환 관점보다 무급노동시간의 변화를 더 잘 예측할 수 있다는 결론을 도출하였다. 추가적인 무급노동 부담이 가구에 주어진 상황에서 경제적 교환 관점과 젠더수행이론의 타당성에 대한 비교를 수행한 것은 본 연구의 고유한 이론적 기여점이다.

본 연구의 마지막 이론적 함의는 젠더라는 축이 무급노동시간 결정 과정에서 수행하는 중심적인 역할을 재확인했다는 점이다. 본 연구의 세 가지 연구질문은 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간과 젠더 간 격차는 어떻게 변화하였는지, 그러한 변화를 관통하는 논리가 무엇인지 파악하고자 제기되었다. 분석 결과, 코로나19 이후 기혼

유자녀 여성의 가사노동시간이 증가하였고, 젠더 간 무급노동시간 격차는 심화되었으며, 젠더 규범의 영향력이 경제적 교환 논리를 압도하고 있음이 밝혀졌다. 즉, 누구도 예측하지 못했던 감염병 위기 속에서도 젠더라는 전통적인 불평등의 축을 바탕으로 무급노동시간의 변화 양상을 모두 예측할 수 있었다. 한편 분석 과정에서는 코로나19로 인한 변화량에 집중하였기에, 무급노동시간의 절대량 차이에는 주목하지 않았다. 코로나19 이후, 기혼 유자녀 여성은 주당 약 30시간, 남성 배우자는 주당 약 5시간 27분의 무급노동을 수행하고 있었다. 기혼 유자녀 여성은 남성 배우자의 5배가 넘는 시간을 무급노동에 투입하고 있는 것이다. 이를 종합하면, 무급노동시간의 절대량, 추가적인 무급노동이 주어질 때의 무급노동시간 증가량, 가장 강력한 무급노동시간 배분 논리 모두, 젠더라는 축을 바탕으로 설명될 수 있다.

다음으로, 본 연구의 방법론적 기여는 다음과 같다.

먼저 본 연구는 이중차분법을 이용한 준실험적 설계를 바탕으로 코로나19의 인과 효과를 도출하였고, 가사노동시간과 돌봄노동시간을 함께 살펴봄으로써 기혼 유자녀 여성 무급노동 부담의 전반적인 변화를 규명하였다. 한국에서 코로나19 이후 젠더 간 무급노동시간 격차 변화를 기술통계 이외의 방법으로 규명한 연구는 본 연구가 최초인 것으로 보인다. 해외연구까지 포괄하면 준실험적 설계를 활용하여 이러한 질문에 답하고자 하는 연구에는 Sevilla & Smith(2020)와 Deryugina et al. (2021)의 연구가 있다. 하지만 Deryugina et al.(2021)의 연구는 박사학위가 있는 연구자들을 대상으로 하여 외적타당성이 크게 제한된다. Sevilla & Smith(2020)의 연구는 이중차분법을 보조적인 분석으로만 활용하고 있고, 공통 추세 가정의 검토를 하지 않았기 때문에 해당 연구에서 추정된 젠더 간 무급노동시간 격차 변화를 코로나19로 인한 것이라고 해석할 수 있을지 불분명하다. 본 연구는 공통 추세 가정에 대한 검토를 실시하고, 선형 추세를 통제하여 분석 결과의 강건성을 확인하였다는 점에서 Sevilla & Smith(2020) 보다 엄밀한 방식으로 이중차분법을 활용하였다고 볼 수 있다. 또한 Sevilla & Smith(2020)는 돌봄노동에 대한 분석만 수행하고 있는 반면 본 연구는 가사노동과 돌봄노동시간 모두를 살펴보고 있다. 즉, 본 연구는 보다 종합적인 관점에서 코로나19 이후

기혼 유자녀 여성과 남성 배우자의 무급노동부담의 변화를 비교하였다.

본 연구의 두 번째 방법론적 기여는 취업, 비취업 여성을 모두 분석 대상에 포함하여, 외적타당성이 높고 선택 편향으로 인한 추정치의 편향을 최소화한 분석을 실시했다는 점이다. 코로나19 이후 여성의 무급노동시간 변화를 살펴본 대부분의 선행 연구들은 코로나19 전후 모두 취업 상태인 맞벌이 여성을 분석 대상으로 하였다. 하지만 분석 대상을 경제활동 중인 여성으로 한정하는 경우, 선택 편향으로 인해 추정치에 편향이 생길 수 있다. 코로나19 이후에 실업, 퇴직 또는 휴직하여 무급노동을 수행하였거나, 무급노동부담으로 인해 퇴직 및 휴직한 여성은 표본에 포함되지 않기 때문이다. 이들의 무급노동시간 증가량이 클 것이기 때문에, 코로나19 전후 취업 상태인 여성을 분석대상으로 한 선행연구들은 무급노동시간의 증가량을 과소추정하였다고 볼 수 있다. 따라서 취업 및 비취업 여성을 포괄한 본 연구의 무급노동시간 변화 추정치가 보다 타당성을 갖는다.

다음으로 본 연구의 정책적 함의는 다음과 같다.

첫 번째 정책적 함의로서, 본 연구는 코로나19로 인한 교육 및 보육 시설의 폐쇄, 비대면 및 축소 운영으로 기혼 유자녀 여성이 수행하는 돌봄노동시간이 코로나19 이전보다 늘어났음을 확인하였다. 이는 국가가 분담하던 무급노동의 부담이 가정으로 전가되어 기혼 유자녀 여성이 지고 있는 무급노동부담이 증가했음을 의미한다. 감염병 확산을 막기 위해 실시된 교육 및 보육정책이 기혼 유자녀 여성의 무급노동 부담에는 어떠한 영향을 미쳤는지 확인했다는 점에서 의의가 있다.

두 번째 정책적 함의로서, 본 연구는 코로나19 시기에 성평등의 관점에서 젠더 격차 확대를 방지하기 위한 사회정책적 고려가 미흡했다는 점을 드러냈다. 한국 정부는 코로나19 시기 적극적인 방역정책을 실시하여 시민들의 협조 속에서 코로나19로 인한 사망자수를 낮은 수준으로 유지하였다. 또한 감염병 확산 억제를 위해 보육 및 교육 시설 운영을 제한하면서도, 가족돌봄휴가 지원, 긴급 돌봄 서비스 운영, 유치원 및 어린이집 재정 지원 등을 통해 돌봄 공백을 최소화하고자 하였다(최윤경 외, 2020). 하지만 이러한 정책 시행에 있어 여성의 무급노동부담이 가중될 수 있다는 점은 주요하게 고려되지 못했다. 이에 따라, 코로나19 이후 무급노동시간 증가량이 남성보다

여성에게서 더욱 크다는 것이 본 연구의 분석 결과 확인되었다. 이러한 젠더 간 무급노동시간 격차의 확대는 가족 영역 뿐만 아니라 여성의 경제활동참여에도 지대한 영향을 미친다. Ham(2021)은 코로나19 이후 한국에서 여성의 실업과 휴직이 남성보다 많았던 이유가 여성의 돌봄 부담 때문일 수 있다고 주장하였다. 이러한 주장은 해당 연구에서는 직접적으로 검증되지 못하였지만, 본 연구에서 여성이 지는 무급노동 부담이 남성에 비해 크게 늘어났다는 것이 밝혀졌기 때문에 Ham(2021)의 주장은 설득력을 갖는다. 즉, 여성의 무급노동부담이 여성의 노동시장 타격으로도 이어진 것이다. 이처럼 무급노동의 젠더 간 불평등한 분담과 노동시장 젠더 격차는 불가분의 관계를 맺고 있다. 정부는 보육 및 교육 시설의 폐쇄 조치를 실시하면서 돌봄 공백이나 확진자 억제라는 목표를 주로 고려하였지만, 해당 조치는 여성이 지는 무급노동 부담을 늘리고 많은 여성들이 노동시장에서 퇴장하게 만들었다. 가족 영역과 노동시장 영역의 젠더 간 불평등을 동시에 확대시킨 것이다. 불행히도 코로나19와 같은 감염병 위기를 또다시 맞이하게 된다면, 방역과 관련된 사회정책들이 성평등의 관점에서 어떤 영향을 미칠 수 있을지 세심하게 고려해야할 필요성이 제기된다. 감염병 확진자 및 사망자수의 증가 뿐만 아니라 젠더 간 불평등이 심화되는 것 역시 사회가 치러야 하는 비용이라는 점을 인식할 필요가 있다.

세 번째 정책적 함의는 기존의 젠더 간 불평등으로 인해, 감염병 유행과 같은 위기가 남성과 여성에 미치는 영향의 격차가 증폭될 수 있다는 점이다. 이는 곧 위기 이전에 젠더 간 격차 축소를 위한 정책적 노력이 요구됨을 의미한다. 코로나19로 인한 교육 및 보육시설 운영 차질로 돌봄 공백이 생기자, 정부는 가족 돌봄을 위한 무급 휴가인 가족돌봄휴가제도 이용자에게 1일 5만원을 지원하는 제도를 실시하였다. 젠더 임금 격차가 커 남편이 아내보다 소득이 높은 경우가 일반적인 한국 사회에서는, 아내가 임금을 포기하고 가족돌봄휴가제도를 이용하는 것이 소득 감소를 최소화하는 합리적 선택일 것이다. 한편 ‘남자는 일, 여자는 가정’이라는 인식이 널리 퍼져 있어 여성이 남성보다 많은 무급노동을 수행하는 것이 보다 일반적이므로, 가족돌봄휴가를 아내가 사용하는 것이 젠더 규범에 부합하는 선택이다. 이는 남성보다는 여성이 휴가를 사용하는 경우에 곧 직장에서의 부정적 시선이 덜하다는 것을 의미한다. 실제로 윤건영 의원실에서 공개한 고용노동부 자료에 따르면,

2022년 가족돌봄비용 수급자의 69.8%는 여성이었다. 이러한 사례는 위기 이전에 노동시장과 가족 영역의 젠더 격차 해소를 위해 노력하지 않으면, 위기에 대처하기 위한 사회정책마저 젠더 격차를 심화시키는 방향으로 작동할 수 있음을 보여준다. 따라서 사회적 위기 상황에서 젠더 간 격차가 확대되는 것을 방지하기 위해, 평시의 사회정책이 일관성 있게 성평등 증진 기조를 유지할 필요성이 제기된다.

본 연구의 마지막 정책적 함의는 남성의 무급노동 부담을 축진하기 위해서는 성중립적 제도 설계로는 불충분하며, 적극적인 인센티브를 제공하며 이상적 노동자 규범을 약화시키는 정책이 함께 실시될 필요가 있다는 것이다. 이러한 함의는 가구내 무급노동 배분에 있어 젠더 규범이 여전히 강력하게 작동하고 있다는 점으로부터 도출된다. 남성이 무급노동을 수행할 때 또는 무급노동 수행을 위해 휴가나 휴직 제도를 이용할 때 젠더 규범에 부합하지 않는 행동으로 인한 압력을 받게 된다면, 이는 남성의 무급노동 수행에 추가적인 비용이 야기되는 셈이다. 따라서 사회에 온존해 있는 젠더 규범을 약화시켜 이러한 추가적인 비용을 최소화하는 동시에, 남성의 무급노동 수행에 인센티브를 제공할 필요가 있다. 2014년 10월 도입되어 2022년까지 시행된 ‘아빠육아휴직보너스제’와 2022년부터 시행된 ‘3+3 부모육아휴직제’가 대표적인 예시로, 기혼 여성과 남성 배우자 모두 육아휴직을 사용하는 경우에 소득대체율과 급여상한선을 높여주는 방식의 두 제도가 도입된 이후 남성 육아휴직 이용률이 크게 상승하였다. 한편 젠더 규범은 ‘이상적 노동자 규범’과 결합하여 무급노동의 평등한 부담을 저해한다. 이상적 노동자 규범은 자녀 또는 노인에 대한 돌봄 책임 없이 장시간 노동으로 회사에 헌신할 수 있는 남성 노동자의 모습을 표준적인 노동자의 모습으로 여기고 권장한다(Acker, 1990; 조윤명 & 김영미, 2020). 이러한 이상적 노동자 규범으로 인해, 무급노동 부담을 주로 지게 되는 여성은 조직에서 차별 받는 한편, 남성이 이러한 규범에 어긋나는 행동을 할 경우 여성보다 더 큰 압력을 받게 되기도 한다(김연진 & 김수영, 2015). 따라서 사회의 젠더 규범 뿐만 아니라 기업 내에서 강력하게 작동하는 이상적 노동자 규범을 약화시키고, 보편돌봄(dual-carer)모델이 자리잡을 수 있도록 하는 정책적 노력의 필요성이 제기된다. 한국은 2021년 기준 연평균노동시간이 1,915시간으로 OECD 평균인 1,716시간보다 크게 높은 장시간 노동

사회라는 점을 고려할 때(OECD, 2023), 주 52시간 근무제와 같은 근로시간 단축 정책이 일관성 있게 추진될 필요가 있다. 일상적인 장시간 노동에서 벗어나는 것은 남성도 돌볼 수 있고 여성도 일할 수 있는 사회를 위한 전제조건이기 때문이다.

제 3절 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언

본 연구의 한계 및 후속연구에 대한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 무급노동 수행을 시간이라는 양적인 단위로 평가하였는데, 시간만으로 무급노동의 질적인 측면을 드러낼 수는 없다. 이에 따라 본 연구에서는 개인이 지는 무급노동 부담의 강도, 무급노동의 감정적 측면(Hochschild & Machung, 2012), 인지적 측면(Daminger, 2019) 등을 살펴볼 수는 없었다. 코로나19 이후 기관 내 확진자 발생 등의 사유로 보육 및 교육 시설 운영에 빈번하게 차질이 생기는 점 때문에 많은 부모들이 전전긍긍하였다. 즉, 단순히 무급노동을 수행하는 시간이 늘었을 뿐만 아니라, 추가적인 무급노동 부담을 예측하고 관리하는 일에도 시간으로 포착되지 않는 인지적 자원이 투입되었을 것이다. 그리고 이러한 무급노동의 인지적 부담 역시 주로 여성이 지게 된다(Daminger, 2019). 따라서 코로나19 시기 여성의 무급노동 부담을 종합적으로 이해하기 위해, 해당 시기 무급노동 수행의 질적인 측면을 조명하는 후속연구가 요청된다.

둘째, 여성가족패널조사는 시간일지 방식이 아니라 서베이 방식이고, 세부 활동별 시간을 조사하지 않으며, 여성만을 응답자로 한다는 한계가 있다. 아동 돌봄과 아동 이외의 가구원에 대한 돌봄노동이 구분되지 않는다는 점도 해당자료의 한계이다. 여성가족패널조사는 평일과 주말을 나누어 가사노동 및 돌봄노동을 하루 평균 몇 시간 몇 분 수행하고 있는지 서베이(survey) 방식으로 조사하고 있다. 이러한 서베이(survey) 방식은 시간표 형식으로 10분 단위의 시간 사용을 상세히 조사하는 시간일지(time-diary) 방식보다는 정확도가 떨어진다. 그리고 세부 활동 별 시간을 확인할 수 없기 때문에, 보다 풍부한 해석을 하기 어렵다는 한계가 있다. 시간일지 방식을 채택하는 통계청의 생활시간조사는 5년 마다 조사되기 때문에 코로나19 이후 시기 자료가 없어 활용하지 못했다. 또한 여성가족패널조사에서 남성 배우자의 가사노동 및 돌봄노동시간은 여성이 대리응답하는 방식으로 조사되었다. 여성이 대신 응답하는 경우 남성 배우자의 무급노동 참여가 실제보다 더 작게 나타난다는 논의가 있지만, 동시에 남성이 사회적 바람직성 편향으로 스스로의 무급노동 수행을 과대보고 한다는 주장도 있다(Mikelson, 2008). 즉, 편향의 방향은 불분명하지만 남성 본인이

직접 응답한 것보다 부정확할 수치일 가능성이 존재한다. 또한 여성가족패널조사는 노인 등 아동 이외의 가구원에 대한 돌봄과 아동 돌봄을 구분하여 조사하지 않는다는 한계를 갖는다. 다만 코로나19 시기 노인요양시설 운영은 중지되지 않았고, 돌봄이 필요할 정도로 거동이 불편한 노인이 가정에서 보내는 시간이 코로나19로 달라졌다고 보기는 어렵다. 본 연구는 변화량의 차이를 추정하는 이중차분법을 이용하였기 때문에, 코로나19로 노인 돌봄에 변화가 없다면 노인에게 대한 돌봄노동시간은 차분 과정에서 소거된다. 따라서 본 연구는 코로나19로 인한 돌봄노동시간의 변화를 아동 돌봄시간의 변화로 해석하였다. 그럼에도 불구하고 아동 이외의 가구원에 대한 돌봄 시간이 따로 조사되었다면 보다 엄밀한 추정과 해석이 가능할 것이다.

셋째, 본 연구는 분석 대상으로 한부모가정을 포함하지 못했으며, 이성 간의 결합으로 이루어진 부부만을 대상으로 하였다. 한부모가정이 코로나19로 인해 경험한 무급노동 부담이 두 사람의 부모가 존재하는 가정의 경우보다 훨씬 클 수 있기 때문에, 이들을 대상으로 한 후속 연구가 요청된다. 또한 본 연구는 코로나19가 젠더 간의 무급노동 부담에 미친 영향을 살펴보고자 하였기 때문에 동성 간의 결합 등 다양한 형태의 가족을 분석 대상으로 포괄하지는 못했다. 다양한 형태의 가족의 무급노동 부담에 대한 연구는 이성 간 결합으로 이루어진 부부에 비해 미진하므로, 자료가 마련될 수 있다면 이들을 대상으로 한 후속 연구의 필요성이 제기된다.

넷째, 본 연구는 비취업 여성을 분석대상에 포함하였기 때문에 직종, 산업, 종사상 지위, 재택근무 가능 여부 등의 노동시장 요인에 따라 코로나19의 영향이 어떻게 달라졌는지 살펴보지 못했다. 본 연구는 취업 여성만을 대상으로 할 때 발생할 수 있는 선택 편향 문제에 대한 우려와, 외적 타당성 확보를 위해 취업 여성 및 비취업 여성 모두를 분석 대상에 포함하였다. 하지만 직종, 산업, 종사상 지위 등의 요인에 따라 코로나19로 인한 무급노동시간 변화가 달라질 수 있기 때문에, 취업 여성을 대상으로 하여 노동시장 요인을 포함하되 선택 편향 문제를 극복한 후속 연구가 요청되는 바이다.

다섯째, 본 연구는 혼인여부 모형의 비교집단인 미혼 여성 집단 내부의 이질성에 대해 고려하지 못했다. 본 연구의 분석 결과, 미혼 여성의 무급노동시간과 가사노동시간도 코로나19 이전에 비해

증가했다는 결과가 도출되었다. 이러한 현상은 미혼 여성이 속한 가구의 구성원들이 집에 머무는 시간이 증가하고, 미혼 여성 역시 실업, 휴직, 재택근무 등으로 집에서 보내는 시간이 늘어나면서 미혼 여성의 무급노동부담도 늘어난 것이라고 해석되었다. 하지만 미혼 여성 내부에서도 원가족에서 독립하지 않은 다인 가구, 독립한 1인 가구 등 다양한 가구 형태가 존재할 수 있으며, 이에 따라 상이한 변화를 경험하였을 수 있다. 본 연구의 분석은 코로나19가 기혼 유자녀 여성의 무급노동부담에 미친 영향에 초점을 맞추고 있어 미혼 여성 내부의 차이를 주요하게 고려하지 않았으나, 미혼 여성의 무급노동부담 변화에 대한 보다 정교한 해석을 위해서는 미혼 여성 집단 내부의 차이를 고려한 후속 연구가 요청된다.

마지막으로, 본 연구는 코로나19가 무급노동시간에 영향을 미치는 세부적인 경로를 직접적인 분석으로 밝혀내지는 못했다. 이는 코로나19가 기혼 유자녀 여성의 무급노동시간에 미친 영향을 종합적으로 판단하기 위해 무급노동시간 결정 이론을 대변하는 변수 대부분을 모형에 포함하지 않았기 때문이다. 각 이론에 따른 변수들을 회귀 모형에 포함할 경우 코로나19의 영향을 각 변수가 흡수하여, 코로나19가 무급노동시간에 미친 영향을 추정하기 어렵다. 하지만 본 연구의 분석 결과에 대한 해석이 보다 설득력을 갖기 위해서는, 코로나19가 어떠한 경로를 거쳐 무급노동시간에 영향을 미치는지에 대한 별개의 분석이 수행될 필요가 있다. 코로나19가 경제적 교환 관점, 가용시간이론, 젠더 수행 이론을 대변하는 변수들에 어떠한 영향을 미치고, 각 변수들이 무급노동시간에 다시 어떠한 영향을 미치는지에 대해서 밝혀낼 수 있다면 코로나19의 영향을 보다 풍부하게 해석할 수 있으리라 생각된다. 후속연구에서 이러한 세부적인 경로에 대한 파악이 이루어질 수 있기를 기대한다.

참고 문헌

- 교육부. (2021a). 2021년 학사 및 교육과정 운영 지원 방안. 교육부 보도자료. (2021.1.28)
- 교육부. (2021b). 2 학기 학사운영 방안 - 단계적 등교확대를 통한 교육회복 -. 교육부 보도자료(2021. 8. 9.)
- 교육부. (2022). 교육분야 코로나 19 대응 백서.
- 김경근. (2021). 코로나 19 시대 학교교육의 변화 및 교육격차 실태. *한국의 사회동향 2021*.
- 김경희, & 강은애. (2010). 가족 내 돌봄책임이 성별 임금에 미치는 영향. *아시아여성연구*, 49(2), 121-155.
- 김난주. (2017). 세대별 성별 임금격차 현황과 시사점. *이화젠더법학*, 9(2), 69-124.
- 김수정, & 김은지. (2007). 한국 맞벌이 가구에서 가사노동과 경제적 의존의 관계: 교환 혹은 젠더보상?. *한국사회학*, 41(2), 147-174.
- 김연진, & 김수영. (2015). 남성의 육아휴직 경험에 대한 연구: 이분법적 젠더 역할에 대한 인식 변화 가능성을 중심으로. *사회복지연구*, 46(4), 285-319.
- 김영미. (2014). 복지국가 제도와 남녀의 무급노동시간의 관계에 관한 비교연구. *한국사회정책*, 21(1), 143-177.
- 변금선, & 허용창. (2014). 보육료 지원 확대가 여성의 생활시간 배분에 미치는 영향: 미취학자녀가 있는 중하위소득 가구의 여성을 중심으로. *한국사회복지학*, 66(2), 101-125.
- 보건복지부. (2020). 어린이집 휴원 해제 계획. 보건복지부 보도자료. (2020.5.29)
- 송다영. (2014). 돌봄의 사회화와 복지국가의 지연(遲延). *한국여성학*, 30(4), 119-152.
- 안미영. (2021). 보육·교육서비스가 여성의 가사노동에 미치는 영향에 관한 연구. *한국정책학회보*, 30(3), 211-236.

- 안미영. (2022). 코로나 19 발생 이전 맞벌이 가구 여성의 가사와 돌봄 노동은 팬데믹 이후 어떻게 달라졌는가?. *한국사회복지학*, 74(3), 145-170.
- 은기수. (2009). 한국 기혼부부의 가사노동분업. *Korea journal of population studies*, 32(3), 145-171.
- 은기수. (2020). 코로나 19 팬데믹과 자녀 돌봄의 변화. *노동리뷰*, 35-49.
- 이동선. (2021). 코로나 19 이후 일·돌봄 변화와 돌봄정책 개선 과제. KWDI Brief.
- 이윤주. (2021). 코로나 19 전후 기혼 취업여성의 가족시간 변화: 직종 및 종사상 지위에 따른 차이. *가정과삶의질학회 학술발표대회 자료집*, 26-38.
- 이지완. (2020). 보육료지원 확대의 여성 노동공급 효과 분석. *사회복지정책*, 47(2), 143-174.
- 이진우, & 금종예. (2021). 주 52 시간 근로시간 단축제도가 가구 내 부부의 노동시간 격차에 미친 영향. *정부학연구*, 27(1), 219-247.
- 이진우. (2022). 노동시간 단축제도가 가구시간배분에 미치는 영향 연구. 서울대학교 대학원. doctoral dissertation
- 이창순. (2014). 맞벌이 부부의 가사노동시간에 대한 연구. *사회과학연구*, 40(2), 29-54.
- 장진희. (2021). 코로나 19로 인한 돌봄공백과 여성노동위기 대응과제, 월간 한국노총, 576, 34-35.
- 정이환, 김영미, & 권현지. (2012). 동아시아 신흥 선진국의 여성고용: 한국과 대만 비교. *한국여성학*, 28(1), 147-181.
- 조성호. (2015). 여성경제연구: 부부의 가사 및 육아분담에 관한 국제비교연구. *여성경제연구*, 12(1), 163-187.
- 조운명, & 김영미. (2020). 생계부양자모델 전환기의 젠더규범과 출산 의도: 혼합방법론적 접근. *한국인구학*, 43(4), 69-97.
- 주은선, 김사현, & 김민성. (2014). 한국 부모의 미취학아동 돌봄시간에 관한 연구. *사회보장연구*, 30(2), 367-400.

- 최윤경. (2020). 코로나 19 유치원·어린이집 대응체계 점검 및 현황 분석. 육아정책포럼.
- 최윤경, 박원순, & 안현미. (2020). 코로나 19 육아분야 대응체계 점검 및 돌봄공백 지원 방안 연구. 육아정책연구소.
- 통계청. (2019). 생활시간조사.
- 통계청. (2022). 경제활동인구조사.
- 한국여성정책연구원(2021). 2020 년 가족실태조사 분석 연구. 서울: 여성가족부.
- 허수연. (2008). 맞벌이가구 여성과 남성의 가사노동시간에 관한 연구. *한국여성학*, 24(3), 177-210.
- Acker, J. (1990). Hierarchies, jobs, bodies: A theory of gendered organizations. *Gender & society*, 4(2), 139-158.
- Adams-Prassl, A., T. Boneva, M. Golin, and C. Rauh (2020). Inequality in the Impact of the Coronavirus Shock: Evidence from Real Time Surveys. IZA Discussion Paper 13183.
- An, M. Y. (2021). The social investment approach and gender division of housework across East Asia and Europe. In *Welfare Reform and Social Investment Policy in Europe and East Asia*(pp. 167-188). Policy Press.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). Mostly harmless econometrics. In *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton university press.
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The economic journal*, 75(299), 493-517.
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Becker, G. S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of labor economics*, 3(1, Part 2), S33-S58.

- 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.
- Bianchi, S. M., Milkie, M. A., Sayer, L. C., & Robinson, J. P. (2000). Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor. *Social forces*, *79*(1), 191-228.
- Bianchi, S. M., Robinson, J. P., & Milke, M. A. (2006). *The changing rhythms of American family life*. Russell Sage Foundation.
- Boll, C., D. Müller, and S. Schüller (2021). Neither Backlash Nor Convergence: Dynamics of Intracouple Childcare Division after the First COVID-19 Lockdown and Subsequent Reopening in Germany. CESifo Working Paper No. 9091.
- Brines, J. (1994). Economic dependency, gender, and the division of labor at home. *American Journal of sociology*, *100*(3), 652-688.
- Carlson, D. L., Petts, R. J., & Pepin, J. R. (2021). Changes in US Parents' Domestic Labor During the Early Days of the COVID-19 Pandemic. *Sociological inquiry*.
- Chiappori, P. A. (1988). Rational household labor supply. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 63-90.
- Chiappori, P. A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of political Economy*, *100*(3), 437-467.
- Coltrane, S. (2000). Research on household labor: Modeling and measuring the social embeddedness of routine family work. *Journal of Marriage and family*, *62*(4), 1208-1233.
- Connelly, R., & Kimmel, J. (2009). Spousal influences on parents' non-market time choices. *Review of Economics of the Household*, *7*, 361-394.

- Correll, S. J., Benard, S., & Paik, I. (2007). Getting a job: Is there a motherhood penalty?. *American journal of sociology*, 112(5), 1297-1338.
- Daminger, A. (2019). The cognitive dimension of household labor. *American Sociological Review*, 84(4), 609-633.
- Del Boca, D., N. Oggero, P. Profeta, and M. C. Rossi (2020). Women's Work, Housework and Childcare, before and during COVID-19. IZA Discussion Paper 13409.
- Deryugina, T., O. Shurchkov, and J. Stearns (2021). COVID-19 Disruptions Disproportionately Affect Female Academics. *AEA Papers and Proceedings* 111, 164 - 168.
- Esping-Andersen, G., Gallie, D., Hemerijck, A., and Myles, J. (2002). *Why we need a new welfare state*. OUP Oxford.
- Esping-Andersen, G. (2009). *Incomplete revolution: Adapting welfare states to women's new roles*. Polity.
- Esping-Andersen, G., Boertien, D., Bonke, J., & Gracia, P. (2013). Couple specialization in multiple equilibria. *European Sociological Review*, 29(6), 1280-1294.
- Evertsson, M. (2014). Gender ideology and the sharing of housework and child care in Sweden. *Journal of Family Issues*, 35(7), 927-949.
- Fodor, É., A. Gregor, J. Koltai, and E. Kováts (2021). The impact of COVID-19 on the gender division of childcare work in Hungary. *European Societies*, 1 - 16.
- Folbre, N. (2006). Measuring care: Gender, empowerment, and the care economy. *Journal of human development*, 7(2), 183-199.
- Fuller, S. (2018). Segregation across workplaces and the motherhood wage gap: Why do mothers work in low-wage establishments?. *Social Forces*, 96(4), 1443-1476.

- Geist, C. (2005). The welfare state and the home: Regime differences in the domestic division of labour. *European sociological review*, 21(1), 23-41.
- Goffman, E. (1976). Gender display. *Studies in Visual Communication*, 3(2), 69-77.
- Goffman, E. (1977). The arrangement between the sexes. *Theory and society*, 4(3), 301-331.
- Goldin, C. (2021). *Career and Family: Women's Century-Long Journey toward Equity*. Princeton University Press.
- 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.
- Gregory, M. B. (2009). Gender and economic inequality.
- Lena Hipp & Mareike Bünning. (2021) Parenthood as a driver of increased gender inequality during COVID-19? Exploratory evidence from Germany. *European Societies*.
- Hallberg, D., & Klevmarken, A. (2003). Time for children: A study of parent's time allocation. *Journal of Population Economics*, 16(2), 205-226.
- Ham, S. (2021). Explaining gender gaps in the South Korean labor market during the COVID-19 pandemic. *Feminist Economics*, 27(1-2), 133-151.
- Hochschild, A., & Machung, A. (2012). *The second shift: Working families and the revolution at home*. Penguin.
- Hupkau, C., & B. Petrongolo (2020). Work, Care and Gender during the COVID-19 Crisis. *Fiscal Studies* 41(3), 623 - 651.
- Klevmarken, A., & Stafford, F. (1999). Measuring Investment In Young Children with Time Diaries. In: Smith, J.P., Willis, R.J. (eds) *Wealth, Work and Health. Innovations in Measurement in Social Sciences*, University of Michigan Press.

- Lewis, J. (1992). Gender and the development of welfare regimes. *Journal of European social policy*, 2(3), 159-173.
- Mikelson, K. S. (2008). He said, she said: Comparing mother and father reports of father involvement. *Journal of Marriage and Family*, 70(3), 613-624.
- OECD (2021a), “*The state of global education – 18 months into the pandemic*”, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/1a23bb23-en>.
- OECD. (2021b). “PF 3.2. Enrolment in Childcare and Pre-School.” OECD Family Database.
- OECD (2022a), Employment rate (indicator). doi: 10.1787/1de68a9b-en (Accessed on 23 April 2022)
- OECD (2022b), Gender wage gap (indicator). doi: 10.1787/7cee77aa-en (Accessed on 23 April 2022)
- OECD (2023), Hours worked (indicator). doi: 10.1787/47be1c78-en (Accessed on 28 January 2023)
- Petersen, T., & Saporta, I. (2004). The opportunity structure for discrimination. *American Journal of Sociology*, 109(4), 852-901.
- Petts, R. J., Carlson, D. L., & Pepin, J. R. (2021). A gendered pandemic: Childcare, homeschooling, and parents’ employment during COVID-19. *Gender, Work & Organization*, 28, 515-534.
- Ramey, V. A., & Francis, N. (2009). A century of work and leisure. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(2), 189-224.
- Sainsbury, D. (Ed.). (1994). *Gendering welfare states* (Vol. 35). Sage.
- Sayer, L. C., Bianchi, S. M., & Robinson, J. P. (2004). Are parents investing less in children? Trends in mothers’ and fathers’ time with children. *American journal of sociology*, 110(1), 1-43.

- Sevilla, A., & Smith, S. (2020). Baby steps: The gender division of childcare during the COVID-19 pandemic. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(Supplement_1), S169-S186.
- Shelton, B. A. (1992). *Women, men, and time: Gender differences in paid work, housework, and leisure* (Vol. 127). Praeger.
- Shelton, B. A., & John, D. (1996). The division of household labor. *Annual review of sociology*, 299-322.
- South, S. J., & Spitze, G. (1994). Housework in marital and nonmarital households. *American sociological review*, 327-347.
- Stantcheva, S. (2022). *Inequalities in the Times of a Pandemic*(No. w29657). National Bureau of Economic Research.
- Susan Himmelweit (1995) The discovery of “unpaid work”: the social consequences of the expansion of “work”, *Feminist Economics*, 1:2, 1-19.
- Vogel, L. (2000). Domestic labor revisited. *Science & Society*, 151-170.
- Weeden, K. A., Cha, Y., & Bucca, M. (2016). Long work hours, part-time work, and trends in the gender gap in pay, the motherhood wage penalty, and the fatherhood wage premium. *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*, 2(4), 71-102.
- West, C., & Zimmerman, D. H. (1987). Doing gender. *Gender & society*, 1(2), 125-151.
- Yerkes, M. A., André, S. C., Besamusca, J. W., Kruyen, P. M., Remery, C. L., & van der Zwan, R. & Geurts, SA (2020). ‘Intelligent’ lockdown, intelligent effects? Results from a survey on gender (in) equality in paid work, the division of childcare and household work, and quality of life among parents in the Netherlands during the Covid-19 lockdown. *PloS one*, 15(11), e0242249.

Zamarro, G. and M. J. Prados (2021). Gender differences in couples' division of childcare, work and mental health during COVID-19. *Review of Economics of the Household* 19(1), 11–40.

부록

1. 혼인여부 모형 분석결과

〈표 1〉 혼인여부 모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		149.94*** (27.94)	106.62*** (14.63)	41.68+ (22.55)
시기더미 (코로나 이후)		-44.44 (56.17)	-3.73 (32.05)	-39.70 (38.88)
처치더미 (혼인여부)		1037.32*** (73.96)	628.08*** (31.91)	408.98*** (58.59)
연령		-4.20* (2.04)	6.79*** (0.99)	-10.96*** (1.43)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	121.41*** (32.38)	1.46 (15.87)	118.87*** (25.85)
	대졸	69.73* (27.28)	-20.65 (13.58)	89.92*** (21.20)
	대학원 이상	134.13 (99.06)	-37.08 (38.47)	171.92* (78.41)
성역할태도		-75.53*** (13.93)	-59.00*** (7.27)	-17.88 (11.13)
미취학 자녀수		997.68*** (55.33)	180.94*** (19.17)	815.87*** (46.11)
초중고 자녀수		62.98* (30.01)	78.93*** (12.57)	-16.19 (46.11)
면접진행월 (기준 : 코로나19 이전)	20년 9월	305.23 (198.04)	177.98+ (105.01)	127.75 (125.47)
	20년 10월	60.61 (101.79)	14.96 (57.24)	46.52 (66.27)
	20년 11월	181.53* (86.37)	53.78 (47.09)	127.57* (63.43)
	20년 12월	112.31 (64.76)	49.02 (35.74)	63.80 (45.85)
	21년 1월	132.19	46.49	85.70+

		(68.47)	(36.19)	(49.66)
	21년 2월	188.28* (76.63)	103.79* (42.27)	84.68 (55.35)
	21년 3월	95.15 (65.09)	22.70 (35.53)	70.65 (46.54)
	21년 4월	26.97 (62.74)	24.48 (36.38)	1.60 (44.01)
	21년 5월	(생략됨)	(생략됨)	(생략됨)
지역 (기준 : 서울)	부산	-103.13+ (54.05)	65.01* (26.51)	-167.00*** (38.24)
	대구	-162.23** (59.07)	49.90+ (29.89)	-207.99*** (49.33)
	인천	26.88 (57.87)	72.52* (28.56)	-43.08 (41.79)
	광주	69.90 (64.65)	109.48** (32.23)	-36.75 (47.40)
	대전	-87.39 (62.92)	-1.85 (30.08)	-83.86+ (50.19)
	울산	-260.28*** (62.20)	-115.75*** (31.59)	-143.77** (43.21)
	경기	-5.08 (55.76)	51.32* (25.86)	-54.60 (43.45)
	강원	-58.23 (78.61)	127.20** (45.44)	-184.28** (53.34)
	충청북도	48.09 (72.68)	51.59+ (30.69)	-0.43 (59.25)
	충청남도	-124.01 (72.49)	-22.22 (32.23)	-98.93 (60.40)
	전라북도	17.26 (65.30)	-24.10 (30.46)	44.13 (51.98)
	전라남도	59.71 (62.76)	179.90*** (32.28)	-117.11* (49.56)
	경상북도	-63.81 (56.79)	-20.29 (28.13)	-40.55 (45.14)
	경상남도	-231.99*** (55.97)	-14.94 (28.34)	-214.35*** (44.52)
	제주	103.99	-198.54***	305.71**

		(96.69)	(32.66)	(93.12)
	세종	-223.66* (95.35)	-64.22 (50.70)	-156.43* (76.31)
상수항		539.62*** (74.12)	148.32*** (39.62)	389.48*** (56.04)
표본 크기 (=n)		7,730	7,731	7,770

+ : $p < .10$ * : $p < .05$ ** : $p < .01$ *** : $p < .001$

2. 혼인여부 추세통제 모형 분석결과

〈표 2〉 혼인여부 추세통제 모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		56.44 (40.96)	0.44 (21.74)	55.23+ (32.68)
시기더미 (코로나 이후)		95.37 (63.67)	49.82 (37.31)	44.17 (45.24)
처치더미 (혼인여부)		852.55*** (74.11)	441.82*** (39.18)	415.43*** (56.12)
선형 추세		-86.33*** (9.94)	-76.34*** (7.20)	-9.14+ (5.44)
선형 추세*처치		83.58*** (17.86)	82.50*** (9.62)	-0.04 (13.84)
연령		-7.84*** (1.95)	4.47*** (0.95)	-12.34*** (1.40)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	95.87** (27.56)	4.84 (15.05)	89.99*** (21.40)
	대졸	107.04*** (25.03)	7.52 (13.47)	98.56*** (19.46)
	대학원 이상	76.17 (79.64)	-38.44 (35.52)	113.56+ (61.28)
성역할태도		-83.63*** (11.85)	-60.02*** (6.25)	-23.71* (9.29)
미취학 자녀수		1020.22*** (46.23)	183.22*** (19.62)	836.77*** (37.73)
초중고 자녀수		48.60* (22.22)	82.37*** (12.57)	-34.47+ (17.61)
면접진행월 (기준 : 코로나19 이전)	20년 9월	264.16 (244.26)	180.65 (132.66)	85.74 (138.68)
	20년 10월	-21.57 (105.18)	22.45 (62.46)	-41.49 (65.81)
	20년 11월	86.21 (87.75)	65.47 (53.15)	21.97 (57.17)
	20년 12월	47.75 (72.42)	53.00 (40.33)	-3.17 (51.96)

	21년 1월	37.40 (74.38)	56.87 (41.13)	-17.68 (53.43)
	21년 2월	123.59 (83.37)	122.50* (48.44)	2.76 (61.30)
	21년 3월	20.83 (71.93)	30.11 (39.97)	-10.42 (52.25)
	21년 4월	-10.74 (68.94)	56.13 (40.53)	-67.43 (48.81)
	21년 5월	(생략됨)	(생략됨)	(생략됨)
지역 (기준 : 서울)	부산	-28.41 (48.06)	75.62** (27.63)	-103.61** (35.34)
	대구	-75.23 (53.49)	56.64* (27.96)	-128.71*** (44.06)
	인천	89.50+ (50.81)	32.53 (26.47)	57.51+ (37.13)
	광주	163.55* (65.15)	120.16*** (32.14)	44.92 (48.14)
	대전	-136.51* (54.62)	-19.48 (30.62)	-116.03** (40.66)
	울산	-137.31** (48.29)	-128.12*** (29.86)	-9.19 (36.99)
	경기	-6.74 (48.26)	24.87 (24.27)	-31.06 (38.49)
	강원	-100.61+ (60.32)	61.66+ (36.50)	-161.54*** (42.99)
	충청북도	-89.89 (56.61)	-15.09 (29.65)	-73.48 (45.03)
	충청남도	-157.87** (55.71)	-52.78* (29.65)	-103.70* (45.31)
	전라북도	8.89 (60.35)	-23.83 (30.28)	33.64 (48.49)
	전라남도	120.89* (58.28)	179.49*** (30.57)	-55.14 (46.96)
	경상북도	-11.87 (56.31)	-6.71 (28.84)	-3.84 (43.96)
	경상남도	-74.31 (51.11)	-6.59 (29.64)	-66.33+ (40.23)

	제주	44.09 (69.25)	-179.67*** (33.11)	225.54*** (64.29)
	세종	-157.47 (122.63)	-41.61 (63.27)	-113.92+ (96.60)
상수항		891.30*** (69.47)	449.21*** (39.42)	440.15*** (50.96)
표본 크기 (=n)		13,197	13,219	13,229

+ : $p < .10$ * : $p < .05$ ** : $p < .01$ *** : $p < .001$

3. 젠더 모형 분석결과

〈표 3〉 젠더 모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		138.85*** (24.36)	107.87*** (13.40)	29.39 (18.90)
시기더미 (코로나 이후)		35.95 (42.43)	23.76 (22.16)	12.64 (30.39)
처치더미 (여성더미)		1308.13*** (21.92)	963.44*** (10.52)	344.59*** (17.77)
연령		-10.39*** (1.72)	-2.15** (0.81)	-8.28*** (1.36)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	52.50+ (27.42)	-17.89 (13.48)	68.93** (22.16)
	대졸	30.10 (22.29)	-14.86 (10.80)	44.17* (18.02)
	대학원 이상	86.21 (54.40)	-16.65 (21.39)	103.45* (43.97)
가사노동 지원여부		176.72*** (41.54)	123.78*** (19.94)	52.01 (32.16)
미취학 자녀수		308.80*** (43.06)	69.67*** (14.50)	239.12*** (36.65)
초중고 자녀수		-36.57* (18.58)	25.97*** (7.26)	-62.45*** (15.74)
최연소 자녀연령		-40.78*** (3.33)	-2.71+ (1.45)	-37.87*** (2.84)
면접진행월 (기준 : 코로나19 이전)	20년 9월	131.52 (173.47)	83.13 (90.39)	49.00 (118.55)
	20년 10월	94.22 (87.03)	42.00 (46.22)	53.18 (56.08)
	20년 11월	128.50+ (67.77)	36.16 (33.46)	91.83+ (51.28)
	20년 12월	61.91 (54.01)	20.35 (26.62)	42.66 (40.53)
	21년 1월	84.87 (54.01)	19.35 (26.39)	65.86 (41.48)

	21년 2월	90.81 (57.74)	45.54 (29.91)	46.10 (44.45)
	21년 3월	42.15 (51.32)	-14.02 (25.54)	55.43 (38.22)
	21년 4월	9.84 (48.88)	8.77 (26.36)	0.44 (36.10)
	21년 5월	(생략됨)	(생략됨)	(생략됨)
지역 (기준 : 서울)	부산	-131.08** (49.30)	29.24 (22.40)	-160.83*** (40.77)
	대구	-170.22*** (46.64)	10.11 (23.60)	-178.38*** (40.57)
	인천	-7.00 (46.70)	22.83 (23.93)	-27.91 (37.09)
	광주	-0.30 (48.83)	33.41 (22.56)	-31.16 (37.61)
	대전	-51.52 (56.95)	-26.98 (24.44)	-23.17 (47.43)
	울산	-199.75*** (55.65)	-107.68*** (28.03)	-93.64* (40.31)
	경기	-34.83 (45.68)	18.81 (20.93)	-51.86 (37.30)
	강원	-113.61+ (64.07)	45.65 (31.87)	-159.66** (47.54)
	충청북도	-5.55 (55.13)	7.49 (22.49)	-10.97 (47.25)
	충청남도	-96.01 (58.31)	-24.03 (24.53)	-70.04 (48.82)
	전라북도	116.24+ (60.08)	-20.72 (26.30)	139.03** (50.81)
	전라남도	12.30 (51.99)	102.78*** (24.60)	-88.36* (42.88)
	경상북도	-17.82 (49.71)	-34.21 (24.04)	18.41 (40.78)
	경상남도	-249.29*** (45.36)	-51.83* (22.02)	-195.23*** (38.36)
	제주	-30.80 (65.42)	-177.00*** (23.39)	148.64* (60.42)

	세종	-131.88+ (73.03)	-7.81 (44.03)	-121.92* (60.04)
	상수항	826.34*** (145.03)	-15.40 (64.57)	842.18*** (113.65)
	표본 크기 (=n)	9,919	9,919	9,938

+ : $p < .10$ * : $p < .05$ ** : $p < .01$ *** : $p < .001$

4. 젠더 추세통제 모형 분석결과

〈표 4〉 젠더 추세통제 모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		157.97*** (33.07)	80.65*** (18.65)	75.74** (25.78)
시기더미 (코로나 이후)		32.56 (48.62)	-4.36 (25.54)	36.88 (35.33)
처치더미 (여성더미)		1359.70*** (31.70)	997.85*** (16.45)	361.97*** (25.20)
선형 추세		31.44*** (5.66)	6.23* (2.99)	24.98*** (4.36)
선형 추세*처치		-33.02* (13.02)	-1.98 (7.03)	-31.16** (11.11)
연령		-7.80*** (1.36)	-1.66* (0.67)	-6.15*** (1.07)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	36.01 (22.46)	-17.38* (8.50)	52.63** (18.27)
	대졸	51.60** (18.37)	1.10 (18.36)	50.23** (14.86)
	대학원 이상	56.34 (38.85)	-16.72 (18.36)	73.17* (29.88)
가사노동 지원여부		228.44*** (30.46)	162.41*** (14.74)	65.60** (24.84)
미취학 자녀수		396.53*** (32.92)	71.59*** (14.13)	324.89*** (28.29)
초중고 자녀수		-5.53 (13.68)	32.06*** (7.85)	-37.55** (11.21)
최연소 자녀연령		-31.46*** (2.70)	-3.74** (1.27)	-27.64*** (2.26)
면접진행월 (기준 : 코로나19 이전)	20년 9월	132.38 (203.13)	107.80 (108.74)	25.94 (125.58)
	20년 10월	47.72 (91.23)	54.19 (49.90)	-4.89 (59.40)
	20년	73.70	58.27	15.35
	11월	(69.09)	(37.34)	(46.44)

	20년 12월	43.96 (61.64)	34.43 (29.12)	11.17 (47.46)
	21년 1월	19.06 (60.15)	36.97 (30.29)	-16.69 (44.71)
	21년 2월	51.16 (63.01)	74.20* (34.53)	-21.52 (49.70)
	21년 3월	4.45 (58.23)	2.63 (28.58)	1.27 (43.80)
	21년 4월	-10.54 (54.45)	41.16 (29.28)	-51.84 (40.28)
	21년 5월	(생략됨)	(생략됨)	(생략됨)
지역 (기준 : 서울)	부산	-53.83 (37.83)	40.19* (20.31)	-94.22*** (29.73)
	대구	-96.49** (35.23)	13.61 (19.53)	-109.15*** (30.02)
	인천	53.20 (39.23)	-2.69 (19.24)	56.63+ (30.32)
	광주	93.02* (44.41)	62.29** (20.49)	31.78 (34.88)
	대전	-119.33** (43.10)	-38.74 (24.06)	-80.05* (32.76)
	울산	-58.59 (36.75)	-93.66*** (21.88)	34.03 (29.76)
	경기	-9.87 (36.49)	9.58 (17.28)	-18.78 (30.82)
	강원	-110.00* (44.71)	17.24 (21.60)	-127.40*** (34.39)
	충청북도	-95.59* (40.33)	-36.84+ (18.87)	-57.92+ (34.60)
	충청남도	-115.74** (41.02)	-33.96+ (20.17)	-80.97* (34.61)
	전라북도	102.05* (50.15)	3.92 (23.34)	98.94* (43.56)
	전라남도	79.10+ (40.96)	108.27*** (21.94)	-28.31 (34.10)
경상북도	1.61 (40.53)	-15.14*** (20.44)	17.63 (32.12)	

	경상남도	-124.29** (36.38)	-46.21* (20.37)	-77.22* (31.14)
	제주	-18.16 (43.60)	-146.48*** (20.72)	129.45** (40.17)
	세종	-82.64 (64.19)	17.61 (48.74)	-99.20* (47.36)
상수항		325.97** (106.30)	-134.98** (48.85)	461.58*** (88.94)
표본 크기(=n)		17,904	17,904	17,920

+ : $p < .10$ * : $p < .05$ ** : $p < .01$ *** : $p < .001$

5. 여성소득상위모형 분석결과

〈표 5〉 여성소득상위모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		70.08 (110.93)	130.27* (56.97)	-60.19 (80.50)
시기더미 (코로나 이후)		20.49 (154.27)	26.07 (71.35)	-5.58 (111.9)
처치더미 (여성더미)		834.76*** (101.01)	644.08*** (52.85)	190.67 (76.14)
연령		-6.31 (7.57)	7.27** (2.70)	-13.58* (6.16)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	129.09 (127.60)	77.50 (51.51)	51.59 (115.11)
	대졸	-0.12 (107.76)	51.09 (46.97)	-51.21 (85.18)
	대학원 이상	-183.64 (131.18)	-22.62 (61.04)	-161.02 (111.64)
가사노동 지원여부		52.70 (140.06)	111.62* (50.68)	-58.93 (116.68)
미취학 자녀수		505.30* (242.55)	103.54 (61.65)	401.76+ (204.02)
초중고 자녀수		183.29 (122.04)	84.29* (36.77)	99.00 (97.48)
최연소 자녀연령		-25.25 (16.98)	-2.53 (5.22)	-22.73 (14.44)
면접진행월 (기준 : 코로나19 이전)	20년 9월	-442.48* (192.32)	-236.59* (99.34)	-205.89 (133.85)
	20년 10월	399.15+ (205.08)	234.44 (165.65)	164.71 (182.00)
	20년 11월	336.32 (247.82)	27.37 (101.72)	308.94 (190.39)
	20년 12월	-11.94 (161.30)	-79.99 (81.29)	68.05 (122.87)
	21년 1월	187.43 (201.23)	-5.67 (77.10)	193.10 (168.00)

	21년 2월	-82.17 (239.81)	-77.03 (90.10)	-5.14 (186.75)
	21년 3월	171.64 (170.93)	52.03 (80.52)	119.61 (17.18)
	21년 4월	-0.45 (204.59)	-61.95 (98.01)	61.49 (154.13)
	21년 5월	(생략됨)	(생략됨)	(생략됨)
지역 (기준 : 서울)	부산	84.91 (277.78)	29.67 (92.98)	55.23 (215.08)
	대구	9.59 (171.32)	-50.22 (73.55)	59.82 (126.07)
	인천	-16.48 (232.07)	64.28 (104.01)	-80.76 (168.83)
	광주	80.14 (175.39)	28.74 (100.46)	51.40 (104.86)
	대전	351.83 (304.76)	-7.34 (76.14)	359.17 (281.18)
	울산	-765.79* (203.75)	-577.76*** (71.94)	-188.03 (164.68)
	경기	-161.92 (151.51)	-59.12 (84.29)	-102.80 (106.38)
	강원	-263.48 (233.71)	-21.72 (78.28)	-241.76 (222.41)
	충청북도	11.73 (189.57)	26.26 (73.76)	-14.54 (160.09)
	충청남도	-160.91 (193.99)	-56.15 (72.69)	-104.75 (158.21)
	전라북도	112.24 (164.16)	29.38 (88.85)	82.85 (142.93)
	전라남도	23.78 (163.73)	151.58 (163.69)	-127.80 (123.95)
	경상북도	338.12+ (181.58)	49.14 (64.48)	288.98* (158.53)
	경상남도	-293.94* (143.96)	-167.11* (73.51)	-126.83 (108.03)
	제주	126.68 (275.41)	-138.23+ (73.71)	264.91 (252.45)

	세종	-560.93** (206.34)	-347.62*** (76.32)	-213.31 (180.30)
상수항		504.03 (521.73)	-432.62* (178.00)	936.65* (453.32)
표본 크기 (=n)		459	459	459

+ : $p < .10$ * : $p < .05$ ** : $p < .01$ *** : $p < .001$

6. 주 52시간 근로제 모형

1) 모형 설명

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3 Post_t \times Treat_i + \delta_i + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

주 52시간 근로제 모형은 2018년 7월부터 실시된 주 52시간 근로제의 영향을 배제하고 코로나19의 영향만을 살펴보기 위한 모형이다. 주 52시간 근로제는 2018년 7월부터 300인 이상, 2020년 1월부터 50인 이상, 2021년 7월부터 5인 이상 사업체에 적용되었다. 본 연구에서 활용하는 여성가족패널조사의 7차 자료는 2018년 8월부터 2019년 4월, 8차 자료는 2020년 9월부터 2021년 5월까지 조사되었다. 이에 따라 7차 자료의 300인 이상 사업체 종사자와 8차 자료의 50인 이상 사업체 종사자는 주 52시간 근로제의 적용을 받았다고 볼 수 있다. 따라서 주 52시간 근로제의 영향을 배제하기 위해서는 사업체 규모가 50인 미만인 여성으로 분석 대상을 한정하여야 한다. 하지만 여성가족패널조사의 '사업체직원수' 항목은 '5인 미만', '5~10인 미만', '10~30인 미만', '30~100인 미만', '100~300인 미만', '300~1000인 미만', '1000인 이상'으로 범주를 나누어 응답을 받는다. 따라서 해당 모형에서는 7차 조사에서 30인 미만 사업체에 종사한다고 응답했거나 비취업 상태였던 기혼 유자녀 여성 및 미혼 여성으로 분석 대상을 한정한다. 처치집단은 7차 조사 당시 30인 미만 사업체에 종사하거나 비취업상태였던 기혼 유자녀 여성, 비교집단은 같은 조건의 미혼 여성이다. 분석 대상에는 차이가 있지만, 회귀식은 혼인여부 모형과 같다.

주 52시간 근로제 모형의 회귀식에서 y_{it} 는 무급노동시간, 가사노동시간, 돌봄노동시간을 의미한다. $Post_t$ 는 코로나 이후시기(2020-2021년)인지, 이전시기(2018-2019년)인지 나타내는 시기변수이다. $Treat_i$ 는 처치변수로, 혼인 여부를 의미한다. $Post_t$ 와 $Treat_i$ 의 상호작용항의 계수인 β_3 은 코로나19 이후 비교집단 대비 처치집단의 추가적인 종속변수 변화량으로, 본 모형에서는 코로나19가 기혼 유자녀 여성과 미혼 여성의 무급, 가사, 돌봄노동시간에 미친 영향의 차이를 나타낸다. δ_i 는 응답자 개인별 면접진행연월을 의미하는데, 코로나19 유행 이후 조사된 8차 자료의 조사시기에 따른

차이를 통제하기 위해 포함되었다. X_{it} 는 통제변수, ε_{it} 는 오차항을 의미한다. 해당 모형에서는 7, 8차 자료가 분석에 활용된다.

2) 분석 결과

주 52 시간 근로제 모형의 이중차이 회귀분석 결과, 코로나 19 이후 기혼 유자녀 여성의 무급노동, 가사노동, 돌봄노동시간 모두 미혼 여성보다 더 크게 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 혼인여부 모형의 분석 결과와 동일하므로, 혼인여부 모형에 따른 분석 결과는 강건한 것으로 판단할 수 있다.

〈표 6〉 분석대상의 일반적 특성(주 52시간 근로제 모형)

변수 및 범주		기혼 유자녀 여성		미혼 여성	
		2018	2020	2018	2020
연령(만 나이)		43.65	44.54	27.95	29.19
교육수준(%)	고졸 이하	46.63	42.28	48.22	44.83
	전문대졸	23.23	25.24	16.27	17.67
	대졸	27.74	29.70	33.98	35.71
	대학원 이상	2.40	2.18	1.53	1.79
성역할태도(%)	매우 보수적	6.62	6.27	2.97	2.73
	약간 보수적	38.71	33.90	26.02	21.99
	약간 진보적	43.99	48.99	50.76	53.38
	매우 진보적	10.68	10.84	20.25	21.90
미취학 자녀수(명)		.35	.30	0	0
초중고 자녀수(명)		1.41	1.44	0	0
표본 크기(=n)		2,462	1,882	1,180	1,064

〈표 7〉 무급노동시간의 단순 이중차분값(주 52시간 근로제 모형)

무급노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	1,668.40 (1,338.62)	1,850.16 (1229.62)	181.76
미혼 여성	209.15 (362.41)	262.98 (443.08)	53.83
집단 간 차이	1,459.25	1,587.18	
이중차분값			127.93

〈표 8〉 가사노동시간의 단순 이중차분값(주 52시간 근로제 모형)

가사노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	1,131.97 (522.01)	1,281.47 (550.71)	149.50
미혼 여성	196.18 (268.98)	241.04 (319.18)	44.86
집단 간 차이	935.79	1,040.43	
이중차분값			104.64

〈표 9〉 돌봄노동시간의 단순 이중차분값(주 52시간 근로제 모형)

돌봄노동시간			
	코로나 이전	코로나 이후	시점 간 차이
기혼 유자녀 여성	535.66 (1,171.75)	566.57 (1,008.35)	30.91
미혼 여성	12.73 (194.95)	21.81 (208.80)	9.08
집단 간 차이	522.93	544.76	
이중차분값			21.83

〈표 10〉 주 52 시간 근로제 모형 이중차이 회귀분석 결과

변수		무급노동시간	가사노동시간	돌봄노동시간
코로나19 효과 (시기*처치)		177.23*** (31.45)	113.52*** (16.55)	61.58* (25.27)
시기더미 (코로나 이후)		-50.03 (64.70)	10.88 (36.42)	-59.56 (45.09)
처치더미 (혼인여부)		1069.82*** (81.29)	639.73*** (34.93)	429.85*** (64.62)
연령		-4.76* (1.84)	6.47*** (1.08)	-11.20*** (1.55)
교육수준 (기준 : 고졸 이하)	전문대졸	128.97*** (35.52)	7.68 (17.29)	120.08*** (28.54)
	대졸	104.64** (30.65)	-0.01 (14.88)	104.03*** (24.02)
	대학원 이상	294.30* (133.65)	44.62 (49.42)	250.49* (110.15)
성역할태도		-68.98*** (15.44)	-57.22*** (7.85)	-12.22 (12.58)
미취학 자녀수		1015.89*** (61.01)	186.61*** (21.07)	828.23*** (50.53)
초중고 자녀수		50.50 (32.54)	77.96*** (13.56)	-27.71 (27.17)
면접진행월 (기준 : 코로나19 이전)	20년 9월	424.86+ (249.68)	227.63+ (132.74)	197.77 (160.82)
	20년 10월	36.09 (115.99)	-13.31 (64.96)	50.25 (76.27)
	20년 11월	180.21+ (95.48)	43.44 (51.95)	136.40+ (71.46)
	20년 12월	114.93 (74.13)	34.22 (40.43)	81.39 (52.92)
	21년 1월	159.75* (79.24)	26.49 (41.14)	133.50* (57.79)
	21년 2월	206.78* (86.07)	102.13* (47.26)	104.98+ (62.45)

	21년 3월	73.62 (74.27)	-2.96 (40.16)	74.42 (52.99)
	21년 4월	51.15 (71.92)	15.11 (41.44)	34.66 (50.60)
	21년 5월	(생략됨)	(생략됨)	(생략됨)
지역 (기준 : 서울)	부산	-129.91* (59.97)	60.83* (29.62)	-189.19*** (47.92)
	대구	-179.08** (63.14)	37.57 (32.22)	-211.41*** (52.41)
	인천	-0.13 (66.47)	61.96+ (32.74)	-58.81 (48.21)
	광주	92.47 (74.35)	122.41** (36.32)	-26.45 (55.53)
	대전	-94.80 (71.10)	3.74 (32.77)	-96.62+ (56.89)
	울산	-303.89*** (68.46)	-132.79*** (34.59)	-169.79*** (48.17)
	경기	5.39 (62.92)	57.00* (28.70)	-49.50 (49.43)
	강원	-23.83 (85.35)	151.82** (49.68)	-174.40** (58.26)
	충청북도	35.97 (82.95)	54.21 (34.46)	-14.44 (68.54)
	충청남도	-138.53+ (80.29)	-25.85 (35.50)	-109.02+ (67.19)
	전라북도	21.11 (74.85)	-39.46 (33.37)	64.07 (60.67)
	전라남도	36.72 (71.97)	170.40*** (36.37)	-129.87* (56.73)
	경상북도	-112.10+ (65.22)	-34.24 (32.18)	-74.10 (51.98)
	경상남도	-285.36*** (61.17)	-34.12 (30.89)	-247.82*** (48.72)
	제주	73.43 (105.09)	-254.99*** (33.77)	332.39** (101.30)
세종	-279.63* (108.04)	-95.47+ (56.68)	-180.34* (87.85)	

상수항	552.93*** (80.68)	163.70*** (42.95)	386.74*** (61.06)
표본 크기 (=n)	6,550	6,551	6,587

+ : $p < .10$ * : $p < .05$ ** : $p < .01$ *** : $p < .001$

Abstract

Who carried the responsibility for domestic labor after COVID-19 pandemic?

: Difference-in-Differences estimation of
the impact of COVID-19 on mothers'
domestic labor time

Kim, Keon

Department of Social Welfare

The Graduate School

Seoul National University

This study examined the impact of COVID-19 on married mothers' domestic labor time, using data from the 5th to 8th wave(2014~2021) of the Korean Longitudinal Survey of Women and Families(KLOWF). It also assessed the change in the gender gap of domestic labor time and determined which theory, either economic exchange theory or the doing gender theory, provides a better explanation for the division of domestic labor after the pandemic. To address these three research questions, Difference-in-Differences(DiD) analysis with marital status, gender, and female-breadwinner models was conducted.

The key findings are as follows. First, care work hours of married mothers increased after the pandemic. To answer the first research question, "What was the impact of COVID-19 pandemic on the domestic labor hours for married mothers?", the DiD analysis with married mothers as the treatment group

and unmarried women as the comparison group was conducted. The results suggest that married mothers experienced a larger increase in care work hours compared to unmarried women, but this was not the case for housework and domestic labor hours.

Second, married mothers experienced a larger increase in housework, care work, and domestic labor hours compared to their husbands. To answer the second research question, “What was the impact of COVID-19 pandemic on the gender gap of domestic labor hours?”, the DiD analysis with married mothers as the treatment group and their husbands as the comparison group was conducted. The results show that married mothers saw a greater rise in the amount of time spent on housework, care work, and domestic labor. That is, the COVID-19 has widened the gender gap in the domestic labor hours.

Third, in families in which the wife earns more than their husband, both partners’ changes in care work and domestic labor hours were not significantly different, and wives’ housework hours increased more than their husbands’. To address the third research question, “Which theory, either economic exchange theory or doing gender theory, provides a better explanation for the division of domestic labor after COVID-19 pandemic?”, the DiD analysis with married mothers earning more than their husbands as the treatment group and their husbands as the comparison group was conducted. The results suggest that breadwinning wives experienced a larger increase in housework hours than their husbands, while the partners’ changes in care work and domestic labor hours were not significantly different. It shows that gender norms had a greater influence on the division of domestic labor after the pandemic, than economic rationality.

This study made several meaningful contributions to the existing literature. First, The study made a theoretical contribution by demonstrating that the level of defamiliarization

in South Korea decreased after the pandemic, as the government shifted its responsibilities of domestic labor to women within families. It also discovered that the gender norms were more influential than economic rationality, in determining the division of domestic labor after the COVID-19. The study makes a methodological contribution by using the quasi-experimental DiD method to analyze KLOWF, which addressed limitations in data and analysis found in previous studies. One of the policy implications of the study is that the aggressive quarantine policies, such as kindergarten and school closure, prevented the spread of the disease but widened the gender gap within families. And given that the division of domestic labor is heavily influenced by gender norms, positive incentives are needed to encourage equal distribution of domestic labor hours. To overcome the 'ideal worker norm' hindering fathers from participating in domestic labor and mothers from pursuing their career, consistent working hours regulation policies should be established to decrease the amount of working hours.

The limitations of this study are as follows. The models in the analysis lack some labor market variables, as the sample included non-employed wives to address selection bias and enhance external validity. Also some variables from the economic exchange theory and the time availability theory were not included in the analysis since they would have absorbed the impact of COVID-19 in the DiD estimators. Accordingly, this hindered the identification of the pathways through which COVID-19 affected domestic labor hours.

Keywords : COVID-19, Housework hours, Care work hours, Economic exchange theory, Doing gender theory, Difference-in-Differences

Student Number : 2021-27540