

가족돌봄휴직·휴가제도가 여성관리자의 일·가정 양립에 미치는 영향

Impact of Family Care Leave and Vacation Systems on Work-Family Balance of Female Managers

숙명여자대학교 가족학과
박사과정 정여진*
성남시정연구원
연구위원 권순범**

Dept. Division of Family Studies, Sookmyung Women's University
Doctoral student Jeong, Yeojin
Seongnam Research Institute
Research fellow Kwon, Soonbum

〈목 차〉

| | |
|-------------|------------|
| I. 서론 | IV. 연구결과 |
| II. 선행연구 고찰 | V. 결론 및 제언 |
| III. 연구방법 | 참고문헌 |

〈초록〉

본 연구는 2019년 개정 및 신설된 가족돌봄휴직·휴가제도가 여성관리자의 일·가정 양립에 미치는 영향을 분석함으로써 제도의 효과를 살펴보고자 한다. 이를 위해 2020년 여성관리자패널 자료 중 제도 사용경험이 있는 유배우 여성관리자 1,040명을 분석대상으로 삼아 성향점수매칭과 다중회귀분석을 실시하였다. 성향점수매칭 결과, 가족돌봄휴직 사용자 집단의 가족돌봄시간은 미사용자 집단보다 유의하게 적었고, 사용자 집단의 일·가정 갈등 수준과 가정·일 갈등 수준도 미사용자 집단보다 유의하게 높았다. 가족돌봄휴가의 경우 사용자 집단의 조직형태가 국가/지방자치단체인 경우가 미사용자 집단보다 유의하게 높았다. 다중회귀분석 결과, 가족돌봄휴직 사용 경험이 가정·일 갈등에 미치는 정적 영향이 유의미하였다. 본 연구결과는 현행 가족돌봄휴직·휴가제도가 일·가정 관계에 긍정적인 영향을 미치기에는 부족하다는 것을 시사하며, 지속적인 정책효과 검증을 통해 정책을 수정·보완해 나가야 함을 뜻한다.

주제어: 가족돌봄휴직, 가족돌봄휴가, 일·가정 양립, 성향점수매칭

〈Abstract〉

This study examined the effects of the revised and newly established family care leave and vacation systems in 2019 on the work-family balance of female managers. A total of 1,040 female managers with experience in using the systems were selected as the analysis subjects from the 2020 Women Managers Panel data. Propensity score matching and multiple regression analysis were conducted. The propensity score matching results showed that the family care time of the users of the family care leave was significantly lower than that of non-users, and both the work-family conflict and home-work conflict levels were significantly higher for the users than the non-users. For the family care vacation, the family care time of its users was significantly higher in national and local government organizations than that if its non-users. The results of multiple regression analysis indicated that the use of the family care leave had a significant positive impact on home-work conflict. These findings suggest that the current family care leave and vacation system have insufficient positive effects on work-family relationships.

Key words: Family care leave, Family care vacation, Work-family balance, Propensity score matching

*주저자: 정여진(gkfnduwl@naver.com), <https://orcid.org/0009-0006-0279-7887>

**고신저자: 권순범(sbkwon@snri.re.kr), <https://orcid.org/0000-0003-1487-3972>

I. 서론

여성의 경제활동 증가, 고령화, 가족구조의 변화 등이 맞물리면서 근로자의 가족돌봄 수요는 증가하고 있다. 저출산의 심화와 여성 고용률 증가로 인해 가족돌봄 제공자는 부족한 실정이며, 돌봄을 제공하는 가족구성원의 돌봄 부담이나 책임의 강도도 심화하고 있다(김정혜, 2017; 노혜진, 2021). 노인돌봄 제공자와 대상자에 대한 초점집단면접 결과에 따르면 가족 내에서 돌봄 부담이 공평하게 이루어지지 않고, 한 명의 주된 돌봄 제공자에게 돌봄 대상자가 과도하게 의존하는 돌봄 불균형이 발생하였다(정가원 외, 2020). 돌봄 수요의 증가, 돌봄 제공자의 부족이라는 현실에서 돌봄은 새로운 사회적 위험이 되었다(이석환, 2021).

가족 내에서 돌봄이 필요한 상황이 발생했다면 가족돌봄 제공자가 가족을 충분히 돌볼 수 있는 여건을 만들 수 있도록 지원이 필요하다. 공식 돌봄인 재가급여 서비스가 24시간 제공되지 못하는 상황에서는 비공식 돌봄 제공자의 역할이 중요하며, 이들에 대한 정책적인 지원이 절실하다(김민경 외, 2018). 실제로 가족돌봄 제공자가 일과 돌봄을 병행하기 위해 필요하다고 응답한 정책 1순위는 가족돌봄휴직제도(27%)였으며, 시간제근무(13.5%), 가족간호휴가제도(9.5%)가 그 뒤를 이었다(김미현, 2018). 여러 국가에서는 이미 일과 돌봄 사이의 역할갈등을 줄이기 위해 돌봄휴가를 채택하여 시행하고 있다(Freiberg, 2019). 우리나라에서도 가족돌봄에 대한 부담으로 근로자가 노동시장에서 이탈하지 않도록 가족돌봄휴직·휴가제도를 도입하여 시행하고 있다. 가족돌봄휴직·휴가제도는 근로자가 가정에서 돌봄을 제공할 수 있도록 시간을 보장하는 시간지원정책이다(박정열 외, 2016). 2019년 법령 개정에 따른 가족돌봄휴직·휴가제도의 효과를 실증적으로 분석한 연구가 아직 없긴 하지만, 일·가정 양립 제도가 일·가정 갈등을 완화한다는 연구결과(김화연·오현규·박성민, 2015; 김희경·조규진, 2017)를 통해 가족돌봄휴직·휴가제도도 유사한 효과를 거둘 것이라고 예상할 수 있다. 특히, 가정 내에서 이루어지는 돌봄이 주로 여성에게 부과된다는 점을 고려한다면 가족돌봄휴직·휴가제도의 효과가 여성에게 더 현저하게 나타날 수 있다.

본 연구에서는 여성관리자패널 자료를 활용하여 가족돌봄휴직·휴가제도가 여성관리자의 일·가정 양립에 미치는 영향을 실증적으로 살펴보고자 한다. 2021년 국가성평등보고서에 따르면 한국의 성 격차 지수(GGI)는 156개국 중 102위이며, 관리직 비율은 134위로 성 격차가 더 크다(주재선 외, 2021). 2022년 기준 우리나라의 여성관리자 비중은 14.6%로 OECD 회원국의 평균인 34.1%의 절반에도 미치지 못하며(OECD, 2023), 2020년 국제노동기구(ILO)가 제시한 경제 성과를 얻기 위해 필요한 최소 여성임원 비율인 30%의 절반이 되지 못한다(여성신문, 2021). 이처럼 우리나라에서 여성의 관리직 진출이

어려운 원인으로 출산과 육아로 인한 경력 단절, 장시간 근로의 조직문화 등이 손꼽힌다(김수한·신동은, 2014). 반대로 일·가정 양립을 위한 제도는 여성의 관리직 진출의 장애물을 완화하는 데 긍정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(김선경, 2017; 엄혜경·성상현, 2017). 이에 본 연구에서는 여성관리자가 일·가정 양립에 더 큰 어려움을 경험할 것이라고 보고, 가족돌봄휴직·휴가제도가 여성관리자의 일·가정 양립에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 만약 가족돌봄휴직·휴가제도가 여성관리자의 일·가정 양립에 긍정적인 영향을 미친다면, 그 결과는 제도 정착의 근거가 될 수 있다는 점에서 의의가 있다. 이상의 논의를 통해 도출한 연구문제는 다음과 같다.

[연구문제 1] 가족돌봄휴직제도가 여성관리자의 일·가정 관계에 영향을 미치는가?

[연구문제 2] 가족돌봄휴가제도가 여성관리자의 일·가정 관계에 영향을 미치는가?

II. 선행연구 고찰

1. 가족돌봄의 중요성

돌봄의 책임이 사회화되면서 돌봄은 정부나 민간을 통한 공식 돌봄과 가족이나 친척에 의한 비공식 돌봄으로 나뉘어졌다(이석환, 2021). 비공식 돌봄과 공식 돌봄의 관계를 설명하는 이론적 모형에는 과업 특정 모형, 보상 모형, 대체 모형, 보충 모형, 보완 모형 등이 있다. 첫째, 과업 특정 모형(task-specificity model)은 비공식 돌봄 제공자가 일상생활과 같이 덜 기술적이고 분산된 작업을 수행하고, 공식적인 조직이 간호와 같은 기술적이고 일상적인 업무를 수행하는 것이 적합하다고 설명하는 모형이다(Litwak, 1985). 둘째, 보상 모형(compensatory model)은 돌봄 대상이 선호하는 비공식 돌봄을 받지 못할 때 공식 돌봄이 이를 보상한다고 보는 모형이다(Cantor, 1991). 셋째, 대체 모형(substitution model)은 공식 돌봄이 제공되면 이에 따라 비공식 돌봄이 감소한다고 가정한다(Denton, 1997). 넷째, 보충 모형(supplementary model)에서는 비공식 돌봄 자원만으로 돌봄 대상을 돌보는 것에 한계가 있을 때, 공식 돌봄이 보충적으로 제공된다고 설명한다(Edelman & Hughes, 1990). 마지막으로 보완 모형(complementary model)은 보상 모형과 보충 모형을 결합한 모형이다(George, 1989).

노인돌봄에 대한 실증연구에서는 노인이 공식 돌봄을 신청하여 공급하는 시점에는 가족돌봄이 별다른 변화를 보이지 않았지만, 공식 돌봄이 종료되어 가족돌봄에 의존하게 되는 시점에는 가족돌봄이 큰 폭으로 증가하여 가족돌봄과 공식 돌봄의 관계가 서로 부적이면서 가족돌봄이 더 선호되는 위계적 보상

모형의 형태를 보였다(이승호·신유미, 2018). 재가 노인돌봄에 대한 국내연구에서도 공식 돌봄과 비공식 돌봄이 보완 및 보상관계에 있는 것으로 나타났다(함선유·홍백의, 2017). 노인의 공식 돌봄과 비공식 돌봄의 관련성을 분석한 해외연구에서도 공식 돌봄이 비공식 돌봄에 대해 보상적이면서 보충적인 역할을 하여 둘이 보완관계임을 알 수 있었다(Denton, 1997).

기존의 연구결과는 공식 돌봄에도 불구하고 가족돌봄의 중요성이 크다는 것을 보여준다. 우리나라에서는 여전히 돌봄에 대한 가족의 책임 의식이 높은 수준이며, 가족의 돌봄부담을 줄이기 위해 공적인 돌봄서비스가 이루어진다고 해도 가족돌봄을 완전히 대체하지 못하고 있다. 가족 내 노인돌봄 현황을 보면 장기요양등급을 받지 못한 노인에 대한 돌봄은 가족에게 전가되어 식사 준비나 가사 지원 등을 가족에게 의지할 수밖에 없었다(정가원 외, 2020). 노인실태조사 자료를 시계열로 분석한 연구에서도 가족돌봄이 모든 시점에서 큰 비중을 차지하였으며, 최근 장기요양서비스 등으로 공식 돌봄의 비중이 증가했지만, 그것이 가족돌봄 역할이나 부담 완화로 연결되지는 않았다(이상우, 2022). 공식 돌봄과 상관없이 가족이 돌봄 영역에서 일차적 역할을 수행하는 것은 돌봄의 사회화에도 불구하고 가족돌봄 없이는 가족 내에서 발생하는 돌봄문제 해결이 불가능함을 시사한다(Van Houtven & Norton, 2004).

2. 국내·외 가족돌봄휴직·휴가 관련 법제 현황

1994년 12월 「국가공무원법」 개정으로 마련된 가사휴직제도는 조부모, 부모(배우자의 부모 포함), 배우자, 자녀 또는 손자녀를 부양하거나 필요한 경우 사용할 수 있는 휴직제도이다(김정혜, 2017). 가사휴직의 사용시간은 1년 이내로, 재직 기간 중 3년을 넘을 수 없으며, 조부모, 손자녀 간호를 위한 휴직은 본인이 돌볼 수밖에 없는 상황이어야 한다는 조건이 붙는다. 가사휴직은 우리나라 가족돌봄휴직·휴가제도의 출발점이라고 볼 수 있으나, 공무원만 신청할 수 있다는 점에서 한계가 있었다. 따라서 2007년 12월 「남녀고용평등법」이 「남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률」(이하 「남녀고용평등법」)로 개정에 따른 가족돌봄휴직제도의 도입은 커다란 함의를 갖는다(김정혜, 2017).

2019년 8월에는 「남녀고용평등법」의 가족돌봄휴직제도가 개정되었으며, 가족돌봄휴가제도가 신설되었다. 개정 이전에는 돌봄 대상이 근로자의 부모와 배우자, 자녀, 배우자의 부모로 제한되었지만, 개정 이후에는 조부모, 부모, 배우자, 배우자의 부모, 자녀 또는 손자녀로 가족의 범위가 확대되었다. 현재 가족돌봄휴직은 연간 최장 90일까지 분할사용 가능하며, 분할사용 시 1회 30일 이상 되어야 한다. 새롭게 신설된 가족돌봄휴가는 근로자가 가족의 질병, 사고, 노령 또는 자녀양육으로 인하여 긴급하게 그 가족을 돌보기 위한 휴가이다. 가족돌봄휴가는 연간 최장 10일까지 사용할 수 있으며, 20일까지 연장할 수

있다. 가족돌봄휴직·휴가는 근속기간에는 포함되지만, 평균임금 산정 기간에는 제외된다.

가족돌봄휴직이 도입될 당시에는 사업주가 휴직 신청을 허용할 의무가 없었으나, 현재는 가족돌봄휴직 신청을 받고 나서 허용하지 않으면 500만 원 이하의 과태료를 부과한다. 마찬가지로 사업주가 가족돌봄휴가를 허용하지 않는 경우에도 500만 원 이하의 과태료가 부과된다. 그리고 「남녀고용평등법」에서는 가족돌봄휴직·휴가를 이유로 해당 근로자를 해고하거나 근로조건을 악화시키는 등 불리한 처우를 한 경우에는 3년 이하의 징역 또는 3천만 원 이하의 벌금에 처한다고 명시하고 있다. 다만, 계속 근로한 기간이 6개월 미만인 근로자가 신청한 경우, 가족돌봄휴직·휴가를 신청한 근로자 외에도 돌봄이 필요한 가족의 부모, 자녀, 배우자 등이 돌봄이 필요한 가족을 돌볼 수 있는 경우, 가족돌봄휴직을 신청한 근로자 외에 조부모의 직계비속 또는 손자녀의 직계존속이 있는 경우(단, 직계비속 또는 직계존속이 질병 등의 사유로 신청한 근로자가 돌봐야 하는 경우는 제외), 사업주가 14일 이상 대체인력을 채용하기 위해 노력했으나 대체인력을 채용하지 못한 경우, 정상적인 사업 운영에 중대한 지장을 초래하는 경우, 사업주가 이를 증명하면 허용이 예외 될 수 있다.

우리나라의 가족돌봄휴직·휴가에 상응하는 제도로 일본에는 개호휴직·휴가가 있다. 일본의 개호휴직제도에서는 고용보험을 통해 급여의 40%까지 개호휴업급여로 보장하며, 2017년 1월 1일부터 3회까지 분할사용이 가능해졌다. 개호휴가제도는 연간 5일(대상가족이 2인 이상이면 연 10일)까지 가족의 병원 동반 및 돌봄을 위한 휴가로, 반일 단위로도 사용할 수 있다. 개호휴직·휴가의 돌봄 대상에는 사실혼 관계인 배우자, 형제자매 등이 포함된다(박선영 외, 2016). 독일에서도 가족돌봄휴직·휴가제도를 모두 시행하고 있다. 독일의 가족돌봄휴직법(Pflegezeitgesetz, PflegeZG)은 근로자가 가족돌봄이 필요한 경우에 이를 가능하게 하여 직업과 가족돌봄이 조화를 이루는 것을 목적으로 한다. 돌봄 대상에는 사실혼 배우자, 결혼과 유사한 공동체의 상대방, 형제자매, 형제자매의 배우자 및 배우자의 형제자매(사실혼 배우자의 형제자매 포함), 입양자녀, 양육자녀, 사실혼 배우자의 자녀까지 포함하며, 가족돌봄휴직은 최장 6개월, 가족돌봄휴가는 최장 10일까지 사용할 수 있다. 돌봄휴직자는 무이자 대출이 가능하며, 돌봄휴가인 경우에는 10일 동안 돌봄지원수당을 받을 수 있다(박선영 외, 2016; 황수옥, 2019). 미국의 캘리포니아에서는 근로자가 신생아나 이혼 가족을 돌볼 수 있도록 2004년부터 6주간의 유급 가족휴가정책을 시행하고 있다. 유급 가족휴가법의 도입으로 무급 돌봄자에서 시간제 근무자로 전환된 사례가 증가한 것으로 나타나(Saad-Lessler, 2020), 해당 제도가 노동시장 참여에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

3. 일·가정 관계

일·가정 관계에 대한 주요한 이론으로는 전이 모형(spillover model)이 있다. 전이 모형에서는 일, 가정 두 영역이 상호 관련성이 있다고 보면서, 한 영역에서의 경험이 다른 영역에 미치는 영향에 주목한다. 전이에는 부정적 전이와 긍정적 전이가 있으며, 부정적 전이는 일·가정 갈등에, 긍정적 전이는 일·가정 향상에 관심을 갖는다(김유경·구혜령, 2016). 전이는 내용과 방향 두 차원에서 일에서 가정으로 부정적 전이, 가정에서 일로 부정적 전이, 일에서 가정으로 긍정적 전이, 가정에서 일로 긍정적 전이 등 네 가지 유형으로 구분할 수 있다(Grzywacz & Marks, 2000).

일·가정 관계는 갈등, 촉진, 균형의 세 가지 관점에서도 접근할 수 있다(김주엽, 2008). 우선, 일·가정 갈등(work-family conflict)은 한 개인이 근로자 역할과 가족구성원 역할을 하면서 발생하는 갈등으로(이유덕·송광선, 2009), 일에 대한 요구와 가족 역할이 양립하지 못하여 서로 충돌하는 양상을 가리킨다(Greenhaus & Beutell, 1985). 일·가정 갈등에 영향을 미치는 요인으로는 주관적 건강 상태, 미취학 자녀 수, 가사 및 돌봄시간, 근로시간, 일에 대한 만족도, 고용형태, 근무 유연성 등이 있다(김유경·구혜령, 2016; 최유정·최미라·최선헌, 2018). 그리고 일과 가정의 경계가 모호하고 흐려지면 일과 가정에서의 요구가 늘어나 일·가정 갈등이 발생할 수 있으며, 이때 일·가정 균형 정책은 일과 가정의 경계에 대한 근로자의 통제력을 강화하여 갈등 해소를 돕는다(Voydanoff, 2005). 자원이론에 바탕을 둔 연구에서도 전문사무직인 여성노동자의 가족친화제도 이용이 증가할수록 일·가정 갈등은 낮아졌으며(박신아, 2015), 맞벌이 여성의 일·가족 자원 및 지각을 분석한 연구에서도 가족친화제도의 사용은 일·가족 갈등과 가족·일 갈등의 감소와 관련이 있었다(이재림·손서희, 2013).

일·가정 향상(work-family enhancement)은 일이나 가정에서의 역할 경험이 다른 영역에서의 자기 효능감이나 심리적 만족감을 증진하는 것을 의미한다(김유경·구혜령, 2016). 그리고 한 영역의 역할수행을 통해 획득한 자원들이 다른 영역 역할수행의 질적 향상에도 영향을 미치는 것을 뜻하기도 한다(김옥선·김효선, 2010). 일·가정 향상과 일·가정 갈등 간 관계가 유의하지 않다는 연구결과(김유경·구혜령, 2016)는 두 개념이 반대되는 개념이 아니라 독립적일 수 있음을 시사한다. 임한려와 홍성표(2020)는 일과 가정 상호 간 향상이 높은 유형을 ‘이상적인 일·가정 전이’로 분류하고, 가족지지와 자녀 여부, 경력 만족, 직무스트레스, 배우자 맞벌이 여부 등이 이 유형에 유의미하게 영향을 미친다는 것을 밝혔다.

일·가정 갈등이나 일·가정 향상이 두 영역 간 전이의 양상에 주목한 개념이라면 일·가정 균형은 종합적인 상태를 나타낸다고 볼 수 있다. 일·가정 균형(work-family balance)은 일과 가정에서 자신과 상대의 역할기대를 성취한 것으로(Greenhaus,

Collins, & Shaw, 2003), 일과 가정에서의 자원이 해당 영역에서의 요구를 충족할 수 있을 정도로 충분한 상태를 의미한다(Voydanoff, 2005). 일·가정 균형에 영향을 미치는 요인은 근로시간, 배우자 지원, 일 만족도, 가사분담 만족도, 가정친화적 업무환경, 가족친화제도 등이 있다(김진희·한경혜, 2002; 송혜림, 2015; 우주연·곽원준, 2018; 윤소영·김혜진, 2013). 선행연구에 따르면 일·가정 균형은 일·가정 향상과 정적인 상관관계가 있었으며, 일·가정 갈등 중에서는 일에서 가정으로의 갈등이 일·가정 균형과 부적의 관련이 있었다(김유경·구혜령, 2016).

이상의 선행연구를 종합했을 때, 일·가정 관계는 두 영역 간 관계의 양상이나 영향력의 방향에 따라 다양한 유형으로 구분된다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 두 가지 측면을 고려하여 일·가정 관계를 일·가정 갈등, 가정·일 갈등, 일·가정 향상, 가족·일 향상 등 네 가지 유형으로 구분하여 살펴보고자 한다.

| | | 일·가정 관계 | |
|-----------|----------|---------|---------|
| | | [갈등] | [향상] |
| 영향력 방향 | [일 → 가정] | 일·가정 갈등 | 일·가정 향상 |
| | [가정 → 일] | 가정·일 갈등 | 가정·일 향상 |

〈그림 1〉 일·가족 관계의 유형

III. 연구방법

1. 분석자료 및 분석대상

분석자료는 한국여성정책연구원에 조사한 2020년 여성관리자패널 자료이다. 여성관리자패널은 기업 내 여성관리의 근로실태와 근로여건, 조직문화, 일·생활 균형 실태 등을 통해 관리직 진출 관행과 장애 요인을 파악하는 조사이다. 2007년 1기 패널이 최초로 실시된 이후 12년간 2년 단위로 조사가 이루어졌으며, 2020년부터는 2기 패널로 신규 여성관리자와 남성관리자패널을 구축하여 1년마다 조사를 실시하고 있다. 2020년 여성관리자패널은 상시근로자 100인 이상 사업체의 과장급 이상 남녀 근로자로 여성관리자 3,500명, 남성관리자 1,500명을 조사하였다. 이 중에서 가족돌봄휴직·휴가 사용 여부를 응답한 유배우자 여성관리자 1,040명을 최종분석대상으로 선정하였다. 분석대상의 일반적 특성은 〈표 1〉과 같다.

〈표 1〉 분석대상의 일반적 특성(N = 1,040)

| | 변수 | n/M | %/SD |
|--------------|-----------------|-------|------|
| 연령 | 20~29세 | 1 | 0.1 |
| | 30~39세 | 288 | 27.7 |
| | 40~49세 | 603 | 58.0 |
| | 50~59세 | 147 | 14.1 |
| | 60~69세 | 1 | 0.1 |
| 교육수준 | 고등학교 졸업 | 72 | 6.9 |
| | 대학 졸업(2~3년제) | 195 | 18.8 |
| | 대학교 졸업(4년제 이상) | 551 | 53.0 |
| | 대학원 졸업(석사) | 172 | 16.5 |
| | 대학원 졸업(박사) | 50 | 4.8 |
| 월평균소득 | 0~300만원 | 107 | 10.3 |
| | 301~500만원 | 630 | 60.6 |
| | 501~800만원 | 293 | 28.1 |
| | 801~1,000만원 미만 | 10 | 1.0 |
| 고용형태 | 가사시간 | 6.65 | 3.97 |
| | 가족돌봄시간 | 8.86 | 6.21 |
| 주간 근로시간 | 정규직 | 1,034 | 99.4 |
| | 비정규직 | 6 | 0.6 |
| | 45시간 미만 | 683 | 65.7 |
| 조직형태 | 45시간 이상 55시간 미만 | 333 | 32.0 |
| | 55시간 이상 | 24 | 2.3 |
| | 법인 | 729 | 70.1 |
| 기업규모 | 국가/지방자치단체 | 256 | 24.6 |
| | 비법인단체 | 55 | 5.3 |
| | 299인 이하 | 531 | 51.1 |
| 가족돌봄휴직 사용 경험 | 300인 이상 | 509 | 48.9 |
| | 경험 없음 | 995 | 95.7 |
| 가족돌봄휴가 사용 경험 | 경험 있음 | 45 | 4.3 |
| | 경험 없음 | 825 | 79.3 |
| | 경험 있음 | 215 | 20.7 |

2. 측정도구

1) 일·가정 관계

일·가정 관계를 종속변수로 활용하기 위해 2020년 여성관리자패널의 일·가정 양립 만족도 문항을 사용하였다. 여성관리자패널에서는 일·가정 관계를 직장 일이 가정생활에 영향을 주는 것과 가정생활 및 가족이 직장 일에 영향을 주는 것으로 나누어 조사하였다. 본 연구에서는 직장 일과 가정생활 간의 영향을 일·가정 갈등, 일·가정 향상, 가정·일 갈등, 가정·일 향상으로 구분하여 종속변수로 모형에 투입하였다(〈표 2〉 참고).

〈표 2〉 일·가정 관계 변수

| 변수명 | 측정문항 |
|------------|---|
| 일·가정 갈등 | • 일하는 시간이 너무 길어서 가정생활에 지장을 준다. |
| | • 일하는 시간이 불규칙해서 가정생활을 제대로 하기 어렵다. |
| 일·가정 향상 | • 일을 하는 것은 내게 삶의 보람과 활력을 준다. |
| | • 일을 함으로써 가족들에게 더 인정받을 수 있다고 생각한다. |
| | • 일을 함으로써 가정생활도 더욱 만족스러워진다. |
| 가정·일 갈등 | • 자녀양육 혹은 가족돌봄 부담으로 인해 일을 병행하는 것이 힘들 때가 많다. |
| | • 집안일이 많아서 직장에서 일을 할 때 힘들 때가 많다. |
| | • 가정생활 때문에 일을 그만둘까 생각해본 적이 있다. |
| 가정·일 향상 | • 가족부양에 대한 책임감 때문에 더 열심히 일을 하게 된다. |
| | • 가족들이 내가 하는 일을 인정해주어 일을 더 열심히 하게 된다. |

2) 가족돌봄휴직·휴가 사용 경험

본 연구에서는 가족돌봄휴직·휴가 사용 경험이 일·가정 관계에 영향을 미칠 것으로 가정하고, 2020년 여성관리자패널의 가족돌봄휴직·휴가 관련 변수를 사용하였다. 가족돌봄휴직·휴가 사용 경험은 '경험 없음'을 기준으로 각각 더미변수 처리하였다.

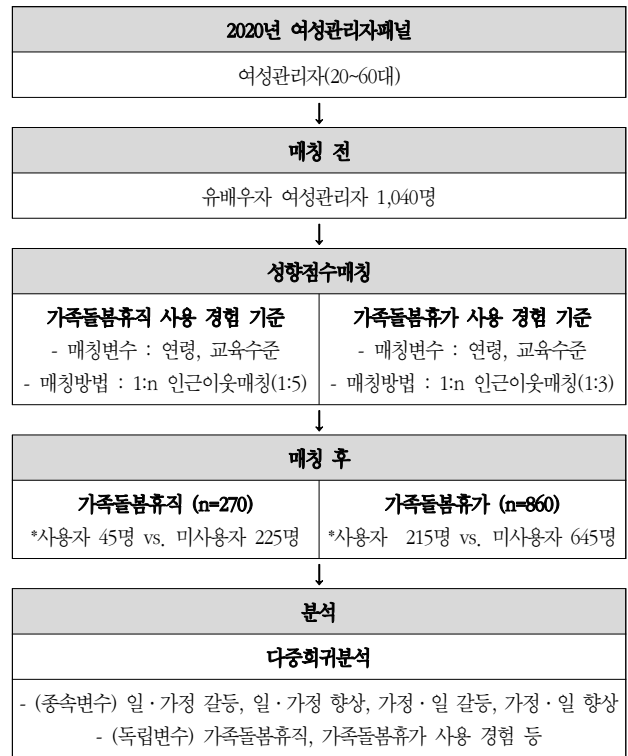
3) 기타 변수

선행연구에 근거하여 2020년 여성관리자패널에서 일·가정 관계와 관련된 변수로 연령, 교육수준, 월평균소득과 같은 사회·인구학적 변수와 가족 관련 변수인 가사시간, 돌봄시간과 일 관련 변수인 주간 근로시간, 조직형태 및 기업규모를 사용하였다. 연령은 20~29세, 30~39세, 40~49세, 50~59세, 60세 이상으로 구분하였으며, 교육수준은 고졸 이하, 대졸 이하, 대학원 이상으로 구분한 뒤, 고졸 이하를 준거집단으로 더미변수 처리하였다. 월평균소득은 0~300만원부터 801~1,000만원 미만까지 4개 구간으로 구분하였다. 가사시간과 가족돌봄시간은 평일과 주말을 모두 합하여 계산하였으며, 주간 근로시간은 45시간 미만, 45시간 이상 55시간 미만, 55시간 이상의 3개 구간으로 나누어 처리하였다. 조직형태는 법인과 국가/지방자치단체, 비법인단체로 구분하고, 법인과 비법인단체를 비공공기관으로 묶어서 준거집단으로 더미변수로 처리하였다. 기업규모는 100~500인 사이에서 100인 단위로 구분한 것을 299인 이하와 300인 이상으로 구분하였다(〈표 3〉 참고).

3. 분석방법

본 연구에서는 2020년 여성관리자패널 자료에서 유배우자 여성관리자 1,040명을 대상으로 가족돌봄휴직·휴가 사용 경험과 매칭변수를 기준으로 성향점수매칭(propensity score matching)을 하였다. 성향점수매칭은 휴직·휴가제도와 일·가정 관계 간의 관련성을 명확히 추론하기 위해 종속변인에 영향을 미치는 독립변인 외에 공변인을 통제하기 위해 사용되었

다(이혜영·임효진, 2020). 연령과 교육수준을 공변인으로 설정하고 휴직·휴가 사용자와 동일하거나 유사한 사례를 매칭하였다. 매칭 방법으로는 1:1이나 1:n을 사용하는데, 사용자 수가 적기 때문에 샘플 사이즈를 확보하기 위해 1:n 인근이웃매칭을 적용하였다. 이때, n을 포괄적으로 설정하면 비율 차이로 인한 편이가 발생할 수 있으므로, 사용자 집단과의 비율 차이를 고려하여 n을 3 또는 5로 설정하였다. 매칭 후 가족돌봄휴직·휴가 사용 경험과 관련 변수가 일·가정 관계에 미치는 영향을 살펴보기 위해 다중회귀분석을 실시하였다. 기술통계분석에는 SPSS 25를 사용하였으며, 성향점수매칭과 다중회귀분석, 로지스틱 회귀분석은 R 4.1.0 버전과 R 4.2.2 버전을 사용하였다(〈그림 2〉 참고).



〈그림 2〉 분석절차

〈표 3〉 기타 변수

| 변수명 | 변수값 | |
|------------|---------|---|
| 사회·인구학적 변수 | 연령 | 20~29세, 30~39세, 40~49세, 50~59세, 60세 이상 |
| | 교육수준 | 고졸 이하, 대졸 이하, 대학원 이상 |
| 가족 관련 변수 | 월평균소득 | 0~300만원, 301~500만원, 501~800만원, 801~1,000만원 미만 |
| | 가사시간 | 본인 하루 평균 집안일 가사시간(평일+주말) |
| | 가족돌봄시간 | 본인 하루 평균 가족 돌봄시간(평일+주말) |
| 일 관련 변수 | 주간 근로시간 | 45시간 미만, 45시간 이상 55시간 미만, 55시간 이상 |
| | 조직형태 | 0 = 비공공기관, 1 = 공공기관 |
| | 기업규모 | 1=299인 이하, 2=300인 이상 |

IV. 연구결과

1. 성향점수매칭

여성관리자패널 자료는 2차 자료로서 집단 간 동질성 확보에 제한이 있어 선택편향과 교란변수로 인한 내적 타당도에 문제가 발생할 수 있기 때문에 자료 활용 시에 주의가 필요하다(장은진 외, 2013). 이러한 문제를 해결하기 위해 가족돌봄휴직·휴가 사용자의 특성과 유사한 대조군을 선정하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching)을 하였다. 성향점수매칭 기준에는 사회·인구학적 특성인 연령과 교육수준이 포함되었다. 연령은 20대, 30대, 40대, 50대, 60대 이상으로 구분하였으며, 교육수준은 고졸 이하, 대졸 이하, 대학원 이상으로 구

분하였다. 가족돌봄휴직·휴가 사용자보다 미사용자가 많아서 사용자와 미사용자가 1:n으로 짝을 이룰 수 있도록 인근이웃매칭(nearest neighbor matching)을 선택하였다. 인근이웃매칭은 버려지는 관측치가 적다는 장점이 있다(이승렬, 2011). 실험군과 대조군 매칭 이후에 매칭의 질을 검토하기 위해 표준화 평균 차이(standardized mean difference) 값을 산출한 결과, 매칭 이전의 표준화 차이는 0.1~0.417이었으나, 매칭 이후의 차이는 0~0.023이었다. 실험군과 대조군의 차이가 10% 미만으로 매칭이 잘 이루어진 것으로 판단하였으며, 이를 통해 동질성을 갖춘 실험군과 대조군을 구성하였다(〈표 4~5〉, 〈그림 3~6〉 참고).

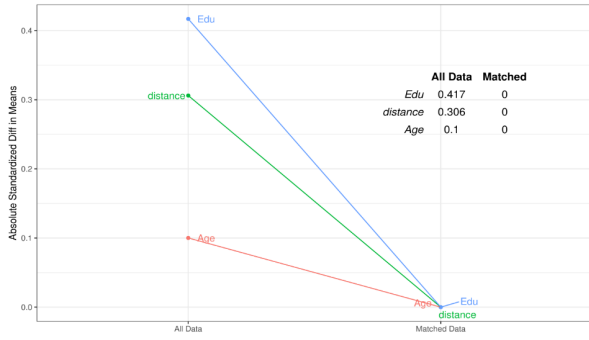
성향점수매칭을 통해 파악한 분석대상의 일반적 특성은 〈표 6〉과 같다.

〈표 4〉 가족돌봄휴직 사용 경험 기준 성향점수매칭 결과

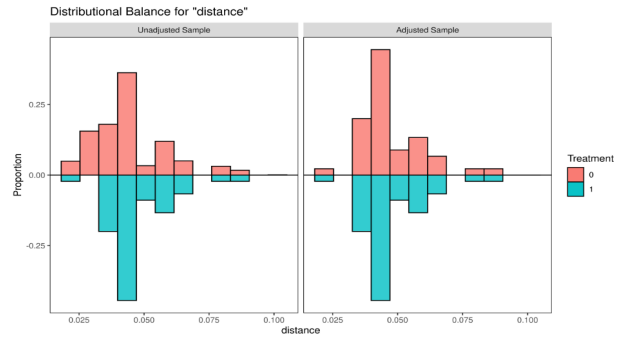
| 구분 | 매칭 전 | | | | 매칭 후 | | | | |
|------------|-----------------|------------------|------------|-------|-----------------|------------------|------------|-------|--------|
| | 실험군 (n = 45) | 대조군 (n = 995) | p | D | 실험군 (n = 45) | 대조군 (n = 225) | p | D | |
| 연령 | 20~29세 | - | 1(0.1%) | | - | - | | | |
| | 30~39세 | 13(28.9%) | 275(27.6%) | | 13(28.9%) | 65(28.9%) | | | |
| | 40~49세 | 22(48.9%) | 581(58.4%) | 0.564 | 0.100 | 22(48.9%) | 110(48.9%) | 1.000 | -0.000 |
| | 50~59세 | 10(22.2%) | 137(13.8%) | | 10(22.2%) | 50(22.2%) | | | |
| | 60세 이상 | 0(0.0%) | 1(0.1%) | | - | - | | | |
| 교육 수준 | 고졸 이하 | 2(4.4%) | 70(7.0%) | | 2(4.4%) | 10(4.4%) | | | |
| | 대학 졸업(2~3년제) | 13(28.9%) | 182(18.3%) | | 13(28.9%) | 65(28.9%) | | | |
| | 대학교 졸업(4년제 이상) | 29(64.4%) | 522(52.5%) | 0.013 | -0.417 | 29(64.4%) | 145(64.4%) | 1.000 | -0.000 |
| | 대학원 졸업(석사) | - | 172(17.3%) | | - | - | | | |
| 대학원 졸업(박사) | 1(2.2%) | 49(4.9%) | | | 1(2.2%) | 5(2.2%) | | | |

〈표 5〉 가족돌봄휴가 사용 경험 기준 성향점수매칭 결과

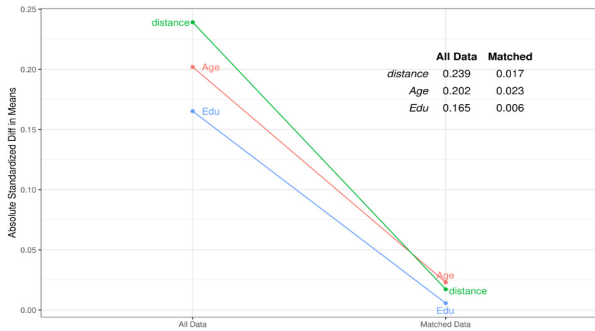
| 구분 | 매칭 전 | | | | 매칭 후 | | | | |
|------------|------------------|------------------|------------|-----------|------------------|------------------|------------|-------|--------|
| | 실험군 (n = 215) | 대조군 (n = 825) | p | D | 실험군 (n = 215) | 대조군 (n = 645) | p | D | |
| 연령 | 20~29세 | - | 1(0.1%) | | - | 1(0.2%) | | | |
| | 30~39세 | 70(32.6%) | 218(26.4%) | | 70(32.6%) | 199(30.9%) | | | |
| | 40~49세 | 125(58.1%) | 478(57.9%) | 0.120 | -0.202 | 125(58.1%) | 385(59.7%) | 0.768 | -0.023 |
| | 50~59세 | 20(9.3%) | 127(15.4%) | | 20(9.3%) | 60(9.3%) | | | |
| | 60세 이상 | - | 1(0.1%) | | - | - | | | |
| 교육 수준 | 고졸 이하 | 5(2.3%) | 67(8.1%) | | 5(2.3%) | 15(2.3%) | | | |
| | 대학 졸업(2~3년제) | 40(18.6%) | 155(18.8%) | | 40(18.6%) | 118(18.3%) | | | |
| | 대학교 졸업(4년제 이상) | 122(56.7%) | 429(52.0%) | 0.058 | 0.165 | 122(56.7%) | 365(56.6%) | 0.942 | -0.006 |
| | 대학원 졸업(석사) | 37(17.2%) | 135(16.4%) | | 37(17.2%) | 116(18.0%) | | | |
| 대학원 졸업(박사) | 11(5.1%) | 39(4.7%) | | 11(5.1%) | 31(4.8%) | | | | |



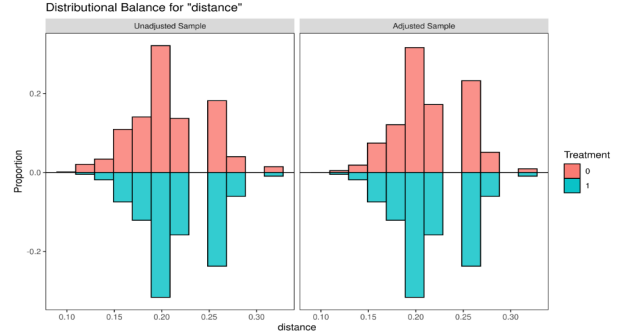
〈그림 3〉 가족돌봄휴직 성향점수매칭 전후 표준화 차이 변경



〈그림 4〉 가족돌봄휴직 성향점수매칭 요약



〈그림 5〉 가족돌봄휴가 성향점수매칭 전후 표준화 차이 변경



〈그림 6〉 가족돌봄휴가 성향점수매칭 요약

〈표 6〉 성향점수 매칭 후 분석대상의 일반적 특성(N = 1,040)

| 변수 | 매칭 전 (N = 1,040) | | (가족돌봄휴직 사용 기준) 매칭 후(N = 270) | | (가족돌봄휴가 사용 기준) 매칭 후(N = 860) | | |
|------------|---------------------|------|---------------------------------|------|---------------------------------|------|------|
| | n/M | %/SD | n/M | %/SD | n/M | %/SD | |
| 연령 | 20~29세 | 1 | 0,1 | - | - | 1 | 0,1 |
| | 30~39세 | 288 | 27,7 | 78 | 28,9 | 269 | 31,3 |
| | 40~49세 | 603 | 58,0 | 132 | 48,9 | 510 | 59,3 |
| | 50~59세 | 147 | 14,1 | 60 | 22,2 | 80 | 9,3 |
| | 60세 이상 | 1 | 0,1 | - | - | - | - |
| 교육수준 | 고등학교 졸업 | 72 | 6,9 | 12 | 4,4 | 20 | 2,3 |
| | 대학 졸업(2~3년제) | 195 | 18,8 | 78 | 28,9 | 158 | 18,4 |
| | 대학교 졸업(4년제 이상) | 551 | 53,0 | 174 | 64,4 | 487 | 56,6 |
| | 대학원 졸업(석사) | 172 | 16,5 | - | - | 153 | 17,8 |
| | 대학원 졸업(박사) | 50 | 4,8 | 6 | 2,2 | 42 | 4,9 |
| 월평균 소득 | 0~300만원 | 107 | 10,3 | 39 | 14,4 | 89 | 10,3 |
| | 301~500만원 | 630 | 60,6 | 159 | 58,8 | 534 | 62,1 |
| | 501~800만원 | 293 | 28,1 | 72 | 26,7 | 229 | 26,6 |
| | 801~1000만원 미만 | 10 | 1,0 | - | - | 8 | 0,9 |
| 주간 근로시간 | 가사시간 | 6,65 | 3,97 | 6,35 | 3,69 | 6,65 | 4,03 |
| | 가족돌봄시간 | 8,86 | 6,21 | 8,61 | 6,10 | 9,26 | 6,28 |
| | 45시간 미만 | 683 | 65,7 | 183 | 67,8 | 568 | 66 |
| | 45~55시간 미만 | 333 | 32,0 | 80 | 29,6 | 272 | 31,6 |
| | 55시간 이상 | 24 | 2,3 | 7 | 2,6 | 20 | 2,4 |
| 조직형태 | 법인 | 729 | 70,1 | 163 | 60,4 | 587 | 68,3 |
| | 국가/지방자치단체 | 256 | 24,6 | 78 | 28,9 | 219 | 25,5 |
| | 비법인단체 | 55 | 5,3 | 29 | 10,7 | 54 | 6,3 |
| 기업규모 | 299인 이하 | 531 | 51,1 | 140 | 51,9 | 435 | 50,6 |
| | 300인 이상 | 509 | 48,9 | 130 | 48,1 | 425 | 49,4 |

2. 제도 사용여부에 따른 집단 특성 차이

가족돌봄휴직·휴가 사용 경험에 따른 집단 특성은 <표 7>과 같다. 가족돌봄휴직의 경우, 사용자와 미사용자의 가족돌봄 시간과 기업규모, 일·가정 갈등 수준과 가정·일 갈등 수준에 유의한 차이가 있었다. 구체적으로 가족돌봄휴직 미사용자의 가족돌봄시간이 사용자의 가족돌봄시간보다 유의하게 높았다. 기업규모와 관련해서는 가족돌봄휴직 사용자가 미사용자보다 299인 이하인 비율이 더 높았으며, 일·가정 갈등 수준과 가정·일 갈등 수준 모두 가족돌봄휴직 사용자가 미사용자보다

높은 것으로 나타났다. 가족돌봄휴가는 사용자와 미사용자의 조직형태만 유의미한 차이가 있었다. 구체적으로 가족돌봄휴가 사용자의 조직형태가 국가/지방자치단체인 경우가 미사용자보다 높았다.

3. 다중회귀분석

일·가정 관계 관련 변인에 대한 다중회귀분석 결과는 <표 8~9>와 같다. <표 8>에는 가족돌봄휴직 사용 경험을 독립변수에 포함하였으며, <표 9>에는 가족돌봄휴가 사용 경험을 독

<표 7> 가족돌봄휴직·휴가 사용 경험에 따른 집단 특성 차이

| 변수 | 가족돌봄휴직 사용 경험 (N = 270) | | p | 가족돌봄휴가 사용 경험 (N = 860) | | p | |
|------------|---------------------------|------------------|--------------------|---------------------------|------------------|------------|----------------------|
| | 사용 (n = 45) | 미사용 (n = 225) | | 사용 (n = 215) | 미사용 (n = 645) | | |
| | n/M (%/SD) | n/M (%/SD) | | n/M (%/SD) | n/M (%/SD) | | |
| 연령 | 20~29세 | - | - | - | 1(0,2%) | 0,908 | |
| | 30~39세 | 13(28,9%) | 65(28,9%) | 70(32,6%) | 199(30,9%) | | |
| | 40~49세 | 22(48,9%) | 110(48,9%) | 125(58,1%) | 385(59,7%) | | |
| | 50~59세 | 10(22,2%) | 50(22,2%) | 20(9,3%) | 60(9,3%) | | |
| | 60세 이상 | - | - | - | - | | |
| 교육 수준 | 고등학교 졸업 | 2(4,4%) | 10(4,4%) | 5(2,3%) | 15(2,3%) | 0,99 | |
| | 대학 졸업(2~3년제) | 13(28,9%) | 65(28,9%) | 40(18,6%) | 118(18,3%) | | |
| | 대학교 졸업(4년제 이상) | 29(64,4%) | 145(64,4%) | 122(56,7%) | 365(56,6%) | | |
| | 대학원 졸업(석사) | - | - | 37(17,2%) | 116(18,0%) | | |
| | 대학원 졸업(박사) | 1(2,2%) | 5(2,2%) | 11(5,1%) | 31(4,8%) | | |
| 월평균 소득 | 0~300만원 | 4(8,9%) | 35(15,6%) | 16(7,5%) | 73(11,4%) | 0,45 | |
| | 301~500만원 | 28(62,2%) | 131(58,2%) | 146(67,9%) | 388(60,2%) | | |
| | 501~800만원 | 13(28,9%) | 59(26,2%) | 53(24,6%) | 176(27,3%) | | |
| | 801~1000만원 미만 | - | - | - | 8(1,3%) | | |
| 가사시간 | 6,9 ± 3,5 | 6,2 ± 3,7 | 0,27 | 6,7 ± 3,6 | 6,7 ± 4,2 | 0,96 | |
| 가족돌봄시간 | 7,2 ± 4,7 | 8,9 ± 6,3 | 0,04 [†] | 8,8 ± 5,7 | 9,4 ± 6,5 | 0,16 | |
| 주간 근로시간 | 45시간 미만 | 31(68,9%) | 152(67,5%) | | 139(64,7%) | 429(66,5%) | 0,31 |
| | 45~55시간 미만 | 12(26,7%) | 68(30,2%) | 0,31 | 68(31,6%) | 204(31,6%) | |
| | 55시간 이상 | 2(4,4%) | 5(2,2%) | | 8(3,7%) | 12(1,9%) | |
| 조직 형태 | 법인 | 31(68,9%) | 132(58,7%) | | 127(59,1%) | 460(71,3%) | 0,000 ^{***} |
| | 국가/지방자치단체 | 13(28,9%) | 65(28,9%) | 0,12 | 81(37,7%) | 138(21,4%) | |
| | 비법인단체 | 1(2,2%) | 28(12,4%) | | 7(3,3%) | 47(7,3%) | |
| 기업 규모 | 299인 이하 | 31(68,9%) | 109(48,4%) | 0,019 [†] | 103(47,9%) | 332(51,5%) | 0,41 |
| | 300인 이상 | 14(31,1%) | 116(51,6%) | | 112(52,1%) | 313(48,5%) | |
| 일·가정 갈등 수준 | 5,8 ± 2,1 | 5,2 ± 1,8 | 0,04 [†] | 5,5 ± 1,8 | 5,3 ± 1,8 | 0,08 | |
| 일·가정 향상 수준 | 11,6 ± 2,7 | 11,9 ± 2,3 | 0,43 | 11,6 ± 2,2 | 11,8 ± 2,3 | 0,38 | |
| 가정·일 갈등 수준 | 10,1 ± 2,8 | 9,0 ± 2,8 | 0,018 [†] | 9,2 ± 2,7 | 9,1 ± 2,8 | 0,67 | |
| 가정·일 향상 수준 | 7,6 ± 1,4 | 7,8 ± 1,4 | 0,54 | 7,5 ± 1,6 | 7,7 ± 1,5 | 0,16 | |

[†] p<.05, ^{**} p<.01, ^{***} p<.001

〈표 8〉 가족돌봄휴직 포함 다중회귀분석(N = 270)

| 구분 | | 일·가정 갈등 | | | 일·가정 향상 | | | 가정·일 갈등 | | | 가정·일 향상 | | |
|-------------------------|-----------|---------|-----|---------|---------|-----|---------|---------|-----|---------|---------|-----|---------|
| | | B | SE | β | B | SE | β | B | SE | β | B | SE | β |
| 사회·인구 학적 변수 | 연령 | -.006 | .19 | -.002 | .33 | .23 | .10 | -.14 | .28 | .28 | -.04 | .14 | -.02 |
| | 교육수준 | .15 | .18 | .05 | -.47 | .22 | -.13* | -.12 | .27 | .27 | -.25 | .13 | -.12 |
| | 월소득 | .07 | .10 | .05 | .14 | .13 | .07 | .23 | .15 | .16 | .19 | .08 | .16 |
| 가족 관련 변수 | 가사 시간 | .08 | .03 | .15* | .05 | .04 | .09 | .13 | .05 | .05** | .06 | .02 | .16 |
| | 가족돌봄시간 | -.003 | .02 | -.01 | .02 | .02 | .04 | .06 | .03 | .03 | -.01 | .02 | -.06 |
| 일 관련 변수 | 근로 시간 | .47 | .14 | .20** | -.18 | .17 | -.06 | .23 | .21 | .21 | -.06 | .10 | -.04 |
| | 조직 형태 | .20 | .26 | .05 | -.59 | .32 | -.11 | .25 | .39 | .39 | -.14 | .19 | -.05 |
| | 기업 규모 | .11 | .23 | .03 | -.02 | .29 | -.006 | .09 | .35 | .35 | .03 | .17 | .01 |
| 제도 변수 | 가족돌봄휴직 사용 | .52 | .30 | .10 | -.31 | .40 | -.05 | 1.06 | .46 | .46 | -.21 | .23 | -.05 |
| R ² | | .080 | | | .060 | | | .091 | | | .064 | | |
| adjusted R ² | | .048 | | | .028 | | | .059 | | | .032 | | |
| F | | 2.513** | | | 1.855 | | | 2.886** | | | 1.987* | | |

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

〈표 9〉 가족돌봄휴가 포함 다중회귀분석(N = 860)

| 구분 | | 일·가정 갈등 | | | 일·가정 향상 | | | 가정·일 갈등 | | | 가정·일 향상 | | |
|-------------------------|-----------|----------|-----|---------|---------|-----|---------|----------|-----|---------|---------|------|---------|
| | | B | SE | β | B | SE | β | B | SE | β | B | SE | β |
| 사회·인구 학적 변수 | 연령 | .03 | .11 | .01 | .38 | .14 | .10** | -.36 | .17 | -.08* | .05 | .09 | .02 |
| | 교육수준 | .04 | .08 | .02 | -.02 | .10 | -.009 | -.20 | .12 | -.06 | -.04 | .07 | -.02 |
| | 월소득 | -.05 | .05 | -.04 | .15 | .07 | .08* | .04 | .08 | .02 | .07 | .05 | .05 |
| 가족 관련 변수 | 가사 시간 | .03 | .01 | .07* | .004 | .02 | .008 | .10 | .02 | .15*** | .02 | .01 | .06 |
| | 가족돌봄시간 | .002 | .01 | .008 | .007 | .01 | .02 | .04 | .02 | .08* | -.002 | .009 | -.01 |
| 일 관련 변수 | 근로 시간 | .49 | .07 | .22*** | -.07 | .09 | -.02 | .10 | .12 | .03 | -.03 | .06 | -.02 |
| | 조직 형태 | .05 | .14 | .01 | -.44 | .18 | -.09* | .30 | .22 | .05 | -.04 | .12 | -.01 |
| | 기업 규모 | -.12 | .12 | -.03 | .10 | .16 | .02 | -.07 | .19 | -.01 | -.04 | .11 | -.01 |
| 제도 변수 | 가족돌봄휴가 사용 | .21 | .14 | .05 | -.06 | .18 | -.01 | .06 | .22 | .01 | -.15 | .12 | -.04 |
| R ² | | .064 | | | .027 | | | .050 | | | .010 | | |
| adjusted R ² | | .054 | | | .016 | | | .040 | | | .000 | | |
| F | | 6.431*** | | | 2.582** | | | 4.942*** | | | 1.001 | | |

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

립변수로 투입하였다.

다중회귀분석 결과, 일·가정 갈등에 대해 가사시간($B = .08, p < .05$)과 근로시간($B = .47, p < .01$)의 영향이 통계적으로 유의하였다. 반면, 일·가정 향상과 관련하여 교육수준($B = -.47, p < .05$)이 유의하게 영향을 미쳤다. 가정·일 갈등에는 가사시간($B = .13, p < .01$)과 가족돌봄휴직($B = 1.06, p < .05$)이 유의미한 영향을 미쳤다. 가정·일 향상에는 월평균 소득($B = .19, p < .05$)과 가사시간($B = .06, p < .05$)이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

가족돌봄휴가 사용 경험을 독립변수로 포함한 결과, 일·가정 갈등에는 가사시간($B = .03, p < .05$)과 근로시간($B = .49, p < .001$)이 유의미한 영향을 미쳤다. 일·가정 향상에는 연령($B = .38, p < .01$)과 월평균소득($B = .15, p < .05$), 조직형태($B = -.44, p < .05$)이 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가정·일 갈등에는 연령($B = -.36, p < .05$)과 가사시간($B = .10, p < .001$), 가족돌봄시간($B = .04, p < .05$)의 영향력이 통계적으로 유의하였다. 가정·일 향상에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 요인이 없었다.

V. 결론 및 제언

돌봄의 사회화에도 불구하고 가족 내에서의 돌봄 요구를 공식 돌봄이 완전히 대체하지 못하는 상황에서 가족돌봄의 중요성은 크다고 볼 수 있다. 가족돌봄휴직·휴가제도는 근로자의 가족돌봄을 지원하기 위한 정책으로, 근로자의 일·가정 양립 지원을 목적으로 한다. 본 연구에서는 준실험설계 방법인 성향점수매칭을 활용하여 가족돌봄휴직·휴가제도의 효과를 검증하고자 하였다.

본 연구의 주된 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 성향점수매칭 이후 가족돌봄휴직 사용자 집단의 가족돌봄시간이 미사용자 집단보다 유의하게 적었다. 가족돌봄휴직 사용은 질병, 사고, 노령으로 인하여 돌봄이 필요한 가족원이 있다는 것을 전제한다. 이러한 맥락에서 보면 가족돌봄휴직 미사용자 집단의 가족돌봄시간이 더 많다는 것은 미사용자 집단의 가족돌봄 수요가 더 크며, 이를 충족할 여건을 갖추지 못했다고 볼 수 있다.

둘째, 가족돌봄휴직 사용 경험에 따른 일·가정 관계의 차이는 일·가정 갈등 수준과 가정·일 갈등 수준에서 유의미하였다. 주목할 점은 가족돌봄휴직 사용자 집단의 일·가정 갈등 수준과 가정·일 갈등 수준이 더 크다는 것이다. 이처럼 제도가 의도한 결과를 낳지 못한 이유는 현재의 가족돌봄휴직제도가 일과 가정, 두 영역 간 갈등 수준에 긍정적인 영향을 미치기에는 충분하지 않다는 점을 들 수 있다. 가족돌봄휴가제도 사용 경험에 따른 일·가정 관계의 차이도 유의미하지 않은 것은 동일한 맥락에서 이해할 수 있다.

셋째, 사회·인구학적 변수, 가족 및 일 관련 변수를 통제된 상태에서 가족돌봄휴직·휴가 사용 경험이 일·가정 관계에 미치는 영향을 살펴보았을 때, 가족돌봄휴직 사용 경험이 가정·일 갈등에 미치는 영향이 유의미하였다. 선행연구에서 가족친화제도의 사용이 일·가정 관계에 긍정적인 영향을 미친 데 반해(박신아, 2015; 이재림·손서희, 2013), 본 연구에서 가족돌봄휴직을 사용한 집단이 그렇지 않은 집단보다 가정·일 갈등 수준이 더 높게 나왔는데, 이에 대해서는 두 가지 측면에서 해석할 수 있다. 우선 현행 가족돌봄휴직제도가 일·가정 관계에 긍정적인 영향을 미치기에는 부족한 부분이 있을 수 있다. 법령 개정 전에 조사한 연구에서 가족돌봄휴직제도 신청기간이 길다고 응답한 비율이 85.2%를 차지하였는데(박선영 외, 2016), 법령 개정 후에도 가족돌봄휴직을 시작하려는 날 30일 전까지 신청해야 한다는 점을 고려한다면 근로자가 가족돌봄휴직을 원하는 만큼 사용할 여건이 되지 못한다고 볼 수 있다. 이러한 부분에서 제도 개선이 이루어지지 않는다면 정책의 의도한 효과를 얻기는 요원할 것이다. 다음으로 가족돌봄휴직 이후에도 휴직의 원인이 해소되지 않아서 조사 시점까지 부정적인 영향을 미쳤을 가능성도 있다. 이 부분을 파악하기 위해서

는 가족돌봄휴직 사용자에 대한 질적연구나 추적조사를 통한 중단분석이 수행되어야 할 것이다.

본 연구의 한계와 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 준실험설계 방법을 사용했음에도 불구하고, 제도 미사용자 집단에서 가족돌봄이 필요한 경우와 필요하지 않은 경우를 구분하지 못한 것은 연구의 한계라고 볼 수 있다. 따라서 후속 연구에서 이 부분에 대한 고려가 이루어져야만 정책의 효과를 더욱 엄밀하게 살펴볼 수 있을 것이다. 둘째, 기업 내에서 관리자 직급에 있는 여성은 소수이므로, 본 연구결과를 여성근로자 전체로 확대 해석하는 것은 주의가 필요하다. 그리고 일·가정 양립은 여성 근로자만이 아니라 남성 근로자에게도 중요하므로, 남성근로자를 대상으로도 연구가 수행되어야 할 것이다. 마지막으로 가족돌봄휴직과 가족돌봄휴가의 차이를 고려한 접근이 필요하다. 본 연구는 가족돌봄휴직·휴가제도의 효과를 살펴보기 위한 탐색적인 연구로, 두 제도의 차이점을 고려하지 못했다는 점에서 한계가 있다. 사용 기간이나 대상의 차이는 제도의 효과에도 영향을 미칠 수 있는 요인이므로, 다음에는 이에 대한 면밀한 검토가 이루어져야 할 것이다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 성향점수매칭을 통해 정책 수혜집단과 비수혜집단의 선택편의 문제를 해결하려고 했다는 점에서 의의가 있다. 우리나라에서 근로자의 일·가정 양립을 지원하기 위한 다양한 정책이 시행되고 있지만, 그동안 국내에서 수행된 일·가정 양립에 관한 연구는 정책연구보다는 현상분석에 치우쳐서(이예운·이승미·박경순, 2023), 정책의 효과를 검증하기 위한 시도는 부족했다고 볼 수 있다. 정책 과정에는 정책형성, 정책수행, 정책평가, 정책수정이 포함되며(Longest, 2006), 정책평가 결과가 정책수정으로 이어질 수 있다는 점을 고려한다면 정책효과 검증은 정책이 의도한 효과를 거둘 수 있도록 정책을 수정·보완하는 데 근거자료가 될 수 있다는 점에서 실천적 함의를 지닌다. 아울러 우리나라의 급속한 고령화는 가족돌봄 공백의 심화를 예견하고 있기에, 이를 해결하기 위한 일·가정 양립을 위한 지원의 필요성은 커질 것으로 예상된다(한국경제연구원, 2021; 한동희, 2017). 이러한 맥락에서 일·가정 양립을 위한 가족돌봄휴직·휴가제도가 가족돌봄자에게 실질적인 도움이 될 수 있도록 보완해 나가는 일이 중요하며, 그러한 측면에서 본 연구가 시발점이 되기를 기대한다.

참고문헌

- 1) 김미현(2018). 일하는 가족돌봄자 지원방안 연구: 노인돌봄 가족을 중심으로. 장기요양연구, 6(1), 79-120. DOI: 10.32928/TJLTC.6.1.4.
- 2) 김민경·한은정·이호용·이선화·유애정(2018). 가족요

- 양서비스 제도 개선에 관한 연구. 원주: 국민건강보험공단.
- 3) 김신경(2017). 일-가정양립제도 활용이 조직내 여성관리자 진출에 미치는 영향 연구. 서울대학교 석사학위논문.
 - 4) 김수한·신동은(2014). 기업 내 여성관리자의 성차별 경험. 한국사회학, 48(4), 91-125. DOI: 10.21562/kjs.2014.08.48.4.91.
 - 5) 김옥선·김효선(2010). 다중 역할의 상호향상 효과: 일-가정 영역 간 자원의 긍정적 전이에 관한 분석. 경영학연구, 39(2), 375-407.
 - 6) 김유경·구혜령(2016). 일-가정 균형의 개념과 일-가정 갈등 및 향상과의 관계: 기혼 남성의 일 및 가정생활 만족도에 대한 영향을 중심으로. 가족과 문화, 28(3), 1-31. DOI: 10.21478/family.28.3.201609.001.
 - 7) 김정혜(2017). 근로자의 가족돌봄 경험과 가족돌봄휴직제도 개선 방안. 법제연구, 52, 201-240. DOI: 10.22851/kjlr.2017.52.006.
 - 8) 김주엽(2008). 직무특성과 일-가정 균형. 인적자원개발연구, 11(1), 109-132.
 - 9) 김진희·한경혜(2002). 남성과 여성의 일·가족 전이와 관련요인. 대한가정학회지, 40(11), 55-69.
 - 10) 김화연·오현규·박성민(2015). 공공 및 민간 조직의 가족친화제도가 여성 근로자들의 일-가정 갈등에 미치는 영향: 남편의 도구적 지지와 가족의 정서적 지지의 조절효과를 중심으로. 한국행정논집, 27(2), 483-511.
 - 11) 김희경·조규진(2017). 공사조직 간 일가정 양립수준 및 영향요인 비교분석. 한국행정학연구, 26(2), 217-246. DOI: 10.22897/kipajn.2017.26.2.007.
 - 12) 노혜진(2021). 성인가족 돌봄시간의 영향요인. 가족자원경영과 정책, 25(2), 1-12. DOI: 10.22626/jkfrma.2021.25.2.001.
 - 13) 박선영·박복순·송효진·김정혜·박수경·김명아(2016). 여성·가족 관련 법제의 실효성 제고를 위한 연구(IV): 가족돌봄휴직제도 심층분석. 서울: 한국여성정책연구원.
 - 14) 박신아(2015). 직장-가정 자원이 일-가정 갈등에 미치는 영향: 여성노동자의 직업지위 차이 중심으로. 한국사회복지조사연구, 44, 161-186. DOI: 10.17997/SWRY.44.1.7.
 - 15) 박정열·전은선·손영미·신규리(2016). 일과 삶의 균형에 관한 국내 정책의 현황 및 시사점. 여가학연구, 14(4), 1-22. DOI: 10.22879/slos.2016.14.4.1.
 - 16) 송혜림(2015). 일-가정 균형감과 행복도: 영유아기 자녀를 둔 기혼취업여성을 중심으로. 한국가족자원경영학회지, 19(3), 81-99.
 - 17) 엄혜경·성상현(2017). 일-가정 갈등 그리고 가정-일 갈등이 기혼여성관리자의 주관적 경력성공에 미치는 영향: 일-가정 양립 제도의 조절효과를 중심으로. 여성연구, 93(2), 35-70. DOI: 10.33949/tws.2017.93.2.002.
 - 18) 여성신문(2021, 05, 14). ESG 경영 첫단추는 '여성 관리자 키우기'. <https://www.womennews.co.kr/news/articleView.html?idxno=211559>에서 2023.11. 인출
 - 19) 우주연·곽원준(2018). 일-가정균형만족이 육아휴직제도 사용의도에 미치는 영향: 가정친화적 조직지원인식의 매개효과와 가정친화적 상사지원인식의 조절효과를 중심으로. 전문경영연구, 21(3), 153-168.
 - 20) 윤소영·김혜진(2013). 맞벌이 기혼남성의 일-가정 균형의 주관적 인식 및 갈등도와 가정의 건강성 인식. 한국가족자원경영학회지, 17(2), 19-35.
 - 21) 이상우(2022). 노인의 돌봄 자원 이용 영향요인에 관한 연구. 보건사회연구, 42(3), 333-350. DOI: 10.15709/hswr.2022.42.3.333.
 - 22) 이석환(2021). 공식 돌봄과 비공식 돌봄 수혜 노인의 삶의 질 비교 연구. 한국사회복지학, 73(4), 87-111.
 - 23) 이승렬(2011). 근로자 가구의 소비·저축행동과 노동공급 결정. 서울: 한국노동연구원.
 - 24) 이승호·신유미(2018). 공적돌봄과 가족돌봄의 중단적 관계: 재가 노인 돌봄을 중심으로. 한국노년학, 38(4), 1035-1055. DOI: 10.31888/JKGS.2018.38.4.1035.
 - 25) 이예운·이승미·박경순(2023). 일·가정양립의 최근 동향연구: 국내 가족과 관련된 학회지를 중심으로. 가족자원경영과 정책, 27(2), 63-77. DOI: 10.22626/jkfrma.2023.27.2.005.
 - 26) 이유덕·송광선(2009). 가족친화경영, 직무특성, 가족특성, 그리고 일과 삶의 조화. 인적자원관리연구, 16(4), 213-236.
 - 27) 이재림·손서희(2013). 미취학 자녀를 둔 맞벌이 여성의 일-가족 갈등: 직장 및 자녀양육 관련 자원과 지각을 중심으로. 한국가족관계학회지, 18(1), 93-114.
 - 28) 이해영·임효진(2020). 성향점수매칭법을 활용한 그릿과 학업성취의 인과관계 연구. 교육과학연구, 51(4), 63-86. DOI: 10.15854/jes.2020.12.51.4.63.
 - 29) 임한려·홍성표(2020). 기혼 여성관리자의 일-가정 전이 유형 및 영향요인 분석. 여성연구, 105(2), 39-68. DOI: 10.33949/tws.2020.105.2.002.
 - 30) 장은진·안정훈·정선영·황진섭·이자연·심정임(2013). 측정된 교란요인을 고려한 성과분석 방법. 서울: 한국보건의료연구원.
 - 31) 정가원·김영란·홍승아·배호중·김수진·김보영(2020). 가족 내 노인돌봄현황과 지역사회 통합돌봄 지원방안. 서울: 한국여성정책연구원.
 - 32) 주재선·김영란·조선미·송치선(2021). 2021년 국가성평등보고서. 서울: 한국여성정책연구원.
 - 33) 최유정·최미라·최선헌(2018). 맞벌이 부부의 역할분담이 일가정 갈등과 가정생활만족도 및 우울에 미치는 영향.

- 한국사회, 19(1), 47-93. DOI: 10.22862/kjsr.2018.19.1.002.
- 34) 한국경제연구원(2021.03.03). 한국, 연평균 저출산·고령화 속도 OECD 37개국 중 가장 빨라. 보도자료. 보도자료. http://www.keri.org/web/www/news_02?p_p_id=EXT_BBS&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normalp_p_mode=view&_EXT_BBS_struts_action=%2Fext%2Fbbs%2Fview_message&_EXT_BBS_messageId=356141에서 2023.11. 인출
- 35) 한동희(2017). 노인 돌봄과 가족자원에 관한 질적 연구. 한국가족복지학, 22(2), 355-377. DOI: 10.13049/kfwa.2017.22.2.7.
- 36) 함선유·홍백의(2017). 공식 돌봄과 비공식 돌봄의 관계: 재가 노인 돌봄을 중심으로. 한국사회복지학, 69(4), 203-225. DOI: 10.20970/kasw.2017.69.4.008.
- 37) 황수옥(2019). 근로시간단축청구권 도입과 독일 한시적 근로시간단축청구권의 시사점. 노동법논총, 47, 131-165.
- 38) Cantor, M. H.(1991). Family and community: Changing roles in an aging society. The Gerontologist, 31(3), 337-346. DOI: 10.1093/geront/31.3.337.
- 39) Denton, M.(1997). The linkages between informal and formal care of the elderly. Canadian Journal on Aging, 16(1), 30-50. DOI: 10.1017/S0714980800014148.
- 40) Edelman, P. & Hughes, S.(1990). The impact of community care on provision of informal care to homebound elderly persons. Journal of Gerontology, 45(2), S74-S84. DOI: 10.1093/geronj/45.2.S74.
- 41) Freiberg, T.(2019). Effects of care leave and family social policy: Spotlight on the United States. American Journal of Economics and Sociology, 78(4), 1009-1037. DOI: 10.1111/ajes.12293.
- 42) George, L. K.(1989). Stress, social support, and depression over the life-course. In K. Markids & C. Cooper (Eds.), Aging, stress, social support, and health (pp. 241-267). London: Wiley.
- 43) Greenhaus, J. H. & Beutell, N. J.(1985). Sources of conflict between work and family roles. Academy of Management Review, 10(1), 76-88. DOI: 10.5465/amr.1985.4277352.
- 44) Greenhaus, J. H., Collins, K. M. & Shaw, J. D.(2003). The relation between work-family balance and quality of life. Journal of Vocational Behavior, 63(3), 510-531. DOI: 10.1016/S0001-8791(02)00042-8.
- 45) Grzywacz, J. G. & Marks, N. F.(2000). Reconceptualizing the work-family interface: An ecological perspective on the correlates of positive and negative spillover between work and family. Journal of Occupational Health Psychology, 5(1), 111-126. DOI: 10.1037/1076-8998.5.1.111.
- 46) Litwak, E.(1985). Helping the elderly: The Complementary roles of informal networks and formal systems. New York: Guilford Press. DOI: 10.1086/228496.
- 47) Longest, B. B.(2006). Health policymaking in the United States (4th ed.). Chicago, IL: Health Administration Press.
- 48) OECD(2023). Employment: Share of female managers. <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=96330>에서 2023.11. 인출
- 49) Saad-Lessler, J.(2020). How does paid family leave affect unpaid care providers?. The Journal of the Economics of Ageing, 17, 100265. DOI: 10.1016/j.jeoa.2020.100265.
- 50) Van Houtven, C. H. & Norton, E. C.(2004). Informal care and health care use of older adults. Journal of Health Economics, 23(6), 1159-1180. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2004.04.008.
- 51) Voydanoff, P.(2005). Toward a conceptualization of perceived work-family fit and balance: A demands and resources approach. Journal of Marriage and Family, 67(4), 822-836. DOI: 10.1111/j.1741-3737.2005.00178.x.

■ 투 고 일 : 2023년 09월 25일
 ■ 심 사 일 : 2023년 10월 21일
 ■ 계 재 확 정 일 : 2023년 11월 17일