

일-가정 갈등의 하위유형과 직무탈진 간 관계에서 성별 및 결혼 여부의 조절효과*

박 형 인†

성균관대학교 심리학과

본 연구는 가정을 방해하는 일(work interfering family, WIF)과 일을 방해하는 가정(family interfering work, FIW)이라는 일-가정 갈등의 두 하위유형이 직무탈진의 대표적 하위요인인 소진과 냉소에 미치는 효과가 성별 및 결혼 여부에 따라 달라지는지를 확인하였다. 또한, 일-가정 갈등이 직무탈진에 갖는 효과가 14일 후에도 지속되는지도 분석하였다. 온라인 조사회사에 등록된 잠재적 연구참여자 중 만 19세 이상으로 전일 근무를 하는 직장인이나 공무원을 대상으로 설문조사를 시행하였으며, 1차와 2차 설문에 모두 응답한 1,108명의 자료를 분석에 사용하였다. 일-가정 갈등이 직무탈진에 미치는 효과는 여성 직장인보다 남성 직장인에게서 대체로 더 크게 나타났다. 결혼 여부에 따른 차이는 FIW와 소진 간 관계에서 관찰되었으며, 미혼보다 기혼이 더 큰 정적 관계를 보였다. 성별과 결혼 여부를 조합하여 네 집단을 비교했을 때, 미혼 여성에게서 FIW가 직무탈진에 미치는 해로운 효과가 가장 약하게 나타나는 경향이 있었다. 그러나 미혼 여성이 직무탈진의 평균은 가장 높게 보고하였다. 나아가 본 연구에서 조사한 총 여덟 개의 모형 중 WIF가 예측변수였던 네 개의 모형에서 일-가정 갈등의 효과가 1차 측정된 직무탈진을 통제하고도 2차 직무탈진에 직접적인 효과를 갖는 것으로 나타났다. 반면, FIW의 경우 1차 직무탈진을 통한 간접효과만이 관찰되었다. 한 시점에서 측정된 일-가정 갈등의 부정적 효과가 14일 이상 지속될 수 있으며, 이러한 효과가 인구통계학적 정보에 의해 달라진다는 본 연구의 결과는 일-가정 갈등에 대한 개입 프로그램을 개발하는데 있어 고려해야 할 실무적 함의점을 제시한다.

주요어 : 일-가정 갈등, 직무탈진, 성별, 결혼 여부, 조절효과

* 이 논문은 성균관대학교의 2021학년도 성균학술연구비에 의하여 연구되었음.

† 교신저자: 박형인, 성균관대학교 심리학과 부교수, (03063) 서울특별시 종로구 성균관로 25-2

Tel: 02-760-0485, E-mail: hi.park@skku.edu



Copyright © 2022, The Korean Psychological Association. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial Licenses(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

여성의 사회진출이 활발해지는 것과 더불어 맞벌이 가구 역시 증가하고 있다. 통계청의 지역별고용조사에 의하면, 2020년도 맞벌이는 5,593,000가구로, 이는 유배우자 가구의 45.4%에 해당한다(국가통계포털, 2020). 그렇지만 육아와 가사가 여성의 역할이라는 전통적 관념이 아직까지 사라지지 않고 있으며(이자명, 두경희, 2015), 일하는 여성에 대한 부정적인 시각도 존재한다(심미혜, Endo, 2013). 이러한 사회 분위기 속에서 직장여성은 가정에서는 육아와 가사의 주담당자로서 역할을 하는 한편(허수연, 2008), 직장 내 편견 및 차별에도 맞서야 하는 부담을 안고 있다(김은영, 왕은자, 2020; 최재광 등, 2021). 요컨대, 여성은 직장에서 더 많은 유형의 스트레스원(stressor)에 노출되어 있고, 따라서 남성보다 더 높은 스트레스원의 빈도나 강도를 경험할 가능성이 있다.

동시에, 이와 같은 사회적 관념으로 인해 직장여성은 오히려 직장에서의 부정적인 경험에 직장남성보다는 덜 영향을 받을 수도 있다. 즉, 여성이 경험하는 직장 내 스트레스원의 수준은 남성보다 높으나, 이는 사회구조적으로 어느 정도 예측 가능한 현상이기 때문에 여성 직장인이 이에 반응하여 부정적 결과를 지각하는 수준은 오히려 남성 직장인보다 낮을 가능성 또한 존재한다. 이는 민감화 관점(sensitization perspective)과도 연결되는데, 민감화 관점은 성역할(gender role)에 따른 기대로 인해 여성보다 남성이 업무 관련 문제에 더 예민하게 반응하는 경향이 있다고 주장한다(Shockley et al., 2017). 이를 반대로 적용하자면, 여성은 직장과 관련된 문제에 덜 민감하게 반응할 수 있다.

한편, 기혼 직장인의 경우 가정에 대한 책

임이 더 크기 때문에 생계와 직결된 일과 가정 사이의 충돌을 미혼 직장인보다 더 자주 경험하고(빈도), 충돌의 내용 역시 훨씬 심각할 가능성이 높다(중요도). 따라서 그로 인한 손상도 또한 더 클 수 있다. 반복되는 스트레스원은 적절한 회복을 방해하여 부적응으로 이어질 뿐만 아니라(McEwen, 1998), 일과 가정의 양립 사이에서 중대한 문제를 겪을 확률이 더 높은 기혼 직장인은 영역 간 갈등에 대한 반응 역시 미혼 직장인보다 강할 가능성이 크다.

요컨대, 성별(남녀) 및 결혼 여부(기혼 대 미혼) 등 기본적인 인구통계학적 특징이 직무스트레스원(job stressor)으로부터 나타나는 부정적 효과를 변화시킬 가능성이 있다. 그럼에도 불구하고 직무스트레스원의 효과에 있어 성별이나 결혼 여부의 조절효과(modulating effect)를 확인한 국내 연구가 드물다. 본 연구의 목적은 일-가정 갈등(work-family conflict)이 직무탈진(job burnout)을 높이는 부정적 효과에 있어서 성별과 결혼 여부가 조절변수(moderator)로 작용하는가를 확인하는 것이다. 성별의 조절 효과는 민감화 관점에 근거하여 도출하고, 결혼 여부의 조절효과는 이상성(allostatic) 부하 이론(McEwen, 1998)을 바탕으로 설명하고자 한다. 나아가, 성별과 결혼 여부를 조합하여 기혼 여성, 미혼 여성, 기혼 남성, 그리고 미혼 남성의 차이를 구분하고자 한다. 또한, 일-가정 갈등의 영향이 14일 후에도 지속되는지를 분석하였다. 본 연구에서 성별과 결혼 여부에 따라서 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계가 달라진다는 것이 밝혀진다면, 조직의 관리자와 인적자원(human resources, HR) 컨설턴트들은 개인의 인구통계학적 특성에 따라 맞춤형 개입을 모색할 수 있다. 직무탈진은 이직

의도를 높이고(Alarcon, 2011), 생산성을 저하시키는 등(Taris, 2006) 기업에도 여러 가지 부정적 결과를 가져온다. 따라서 본 연구결과를 바탕으로 집단별 맞춤형 스트레스관리프로그램을 직원들에게 제공하여 개입 효과를 증진시킨다면, 조직과 개인 모두에 이익이 될 것이다.

일-가정 갈등과 직무탈진의 관계

직무탈진은 직장에서 지속적인 스트레스원(stressor)에 노출되었을 때 나타나는 반응으로(Maslach et al., 2001), 여러 다양한 직종에서 관찰된다(Schaufeli et al., 2009). 직무탈진은 여러 하위요인이 존재하는 다차원적 개념인 가운데, 대부분의 학자들은 소진(exhaustion)과 냉소(cynicism)를 핵심요소로 주장한다(Demerouti et al., 2001; González-Morales et al., 2010; Halbesleben & Demerouti, 2005). 반면, 직업비효능감(professional inefficacy)은 이들 두 하위요인과 다소 이질적인 관계양상을 보여 직무탈진의 핵심요소가 아니라는 주장이 꾸준히 제기되었으며(박형인, 2019; 박형인 등, 2011; Cordes & Dogherly, 1993), 세 하위요인으로 구성된 척도를 사용하면서도 이 두 하위요인만 활용한 연구도 많다(예, Demerouti et al., 2010; González-Morales et al., 2010; Heuven & Bakker, 2003). 이러한 선례를 바탕으로, 본 연구에서도 직무탈진의 핵심요소인 소진과 냉소만을 측정한다.

소진은 정신적 혹은 신체적 자원이 고갈되어 피로를 느끼는 것이며, 냉소는 직무에 부정적이고 무감각한 태도를 갖는 반응이다(Maslach et al., 2001; Schaufeli et al., 2009). 이들 하위요인들은 이론적 개념이나 경험적 관계에

서 서로 구분되기 때문에 하나로 합치지 않고 각기 사용되는 것이 권고된다(박형인, 2019; 박형인 등, 2011; Cordes & Dogherly, 1993). Maslach과 Jackson(1981)이 처음 척도를 발표하였을 때도 하위요인을 개별적으로 분석하였고, Maslach 등(1996)의 개정판에서도 총합은 사용하지 않았다.

직무탈진을 일으키는 직장 관련 스트레스원에는 여러 가지가 있겠으나, 일-가정 갈등도 그 중 하나이다. 일-가정 갈등은 두 개의 다른 영역에서의 역할 간 갈등으로, 직장과 가정에서 요구되는 역할이 서로 양립할 수 없는 상태이다(Greenhaus & Beutell, 1985). 일-가정 갈등의 방향에 따라 두 하위요인이 구분될 수 있어서, 가정을 방해하는 일(work interfering family; WIF)과 일을 방해하는 가정(family interfering work; FIW)으로 나뉜다(Frone et al., 1992). WIF의 예시는 야근을 많이 하여 가족과 함께 보낼 시간이 현저히 적은 것이다. FIW의 예시는 근무 중 가족으로부터 긴급한 연락을 받아서 잦은 조퇴를 하는 것이다. WIF와 FIW는 모두 개인의 정신건강에 악영향을 미친다는 점에서 비슷한 결과를 초래할 수 있으나, 서로 원인이 다르고 따라서 구분되어야 한다(Frone et al., 1992).

한 메타분석 연구는, WIF과 FIW가 직무탈진과 각각 .38 및 .27로 중간 정도의 정적 상관을 갖는다는 결과를 보고하였다(Amstad et al., 2011). 즉, 일이 너무 많아서 사적 영역을 침범하는 WIF만이 아니라 그 반대의 경우인 FIW도 직무탈진과 관련이 있었다. 그렇지만 메타분석에 포함된 상관에서 표집오차(sampling error)나 측정오차(measurement error)를 교정한 후에도 효과크기의 이질성(heterogeneity)이 높아서 이 두 관계에 모두에서 조절변수가 존재할

가능성이 확인되었다(Amstad et al., 2011).

성별 및 결혼 여부의 조절효과

직업스트레스(occupational stress) 과정에서 핵심이 되는 관계는 부정적 환경인 직무스트레스원과 그에 대한 개인의 반응이다(Beehr, 1998). 직업스트레스 모형에 의하면, 이 핵심 관계의 강도나 방향을 변화시키는 여러 환경적 및 개인적 조절변수가 존재할 수 있다(Beehr, 1998). 개인적 조절변수로는 주로 성격이 연구되어 왔으나, 성별 역시 조절변수로 작용할 수 있다(Beehr, 1998).

성별도식(gender schema)은 개인이 생물학적 성(sex)에 기반하여 환경을 이해하고 조직화하여 자아개념(self-concept)을 발전시킨다는 것이다(Bem, 1981). 이는 아주 어릴 적부터 발달하여 어린이도 사회의 성별도식을 내면화하여 정보를 처리한다(Bem, 1981). 생애 초기부터 자신의 성별에 따라서 세상을 이해하고 반응하기 때문에, 직장인의 직무스트레스원에 대한 반응 역시 성별에 의해 영향을 받을 확률이 크다.

직무스트레스원과 결과변수 간 관계에서 성별의 조절효과를 확인한 연구들은 국내외적으로 보고된 바가 있다. Johnson과 Spector(2007)는 여성이 더 취약할 수 있는 정서노동(emotional labor)이 직무탈진에 미치는 효과가 성별에 따라 달라질 수 있는지를 확인하여, 남성에 비해 여성의 경우 더 큰 정적 관계를 보고하였다. 연구의 초점은 아니었으나, FIW와 조직몰입(organizational commitment) 간 관계에서 성별의 조절효과를 발견한 국내 문헌도 존재한다(장지원, 박형인, 2015). 따라서 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계 역시 성별에 따라 다르게

관찰될 가능성이 있다.

나아가, 성별이 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계를 조절하는 구체적인 양상은 민감화 관점과 연결하여 설명된다. 전통적 성역할고정 관념은 아직도 한국사회에 만연해 있다(심미혜, Endo, 2013). 전통적으로 여성적 혹은 남성적인 가치와 행동양상을 평가하는 문항에 대한 반응이 성별에 따라 달랐으며, 이는 청소년과 성인 모두에게서 관찰되었다(Han et al., 2013). 이런 고정관념에 의해 남성은 가정수입을 책임지는 존재로 인식되고, 따라서 수입을 위한 노동에 여성보다 더 많은 시간을 할애한다(허수연, 2008). 가정수입을 위한 노동의 주체로서, 남성 직장인은 여성 직장인보다 일을 더 중요시 할 수 있다. 일을 중요시할 경우, 이와 관련된 사항에 더 민감하게 반응할 것이다(Shockley et al., 2017). 민감화 관점에 따르면, 전통적 성역할에 의해 남성이 직장 관련 경험에 여성보다 더 크게 영향을 받을 수 있다(Shockley et al., 2017). 지금까지 민감화 관점은 주로 일-가정 갈등의 하위유형에 대한 성별의 주효과(Gutek et al., 1991; Shockley et al., 2017) 혹은 업무나 가정 관련 경험과 일-가정 갈등 간 관계에 있어 성별의 조절효과(Duxbury & Higgins, 1991)에 적용되어 왔다. 본 연구는 민감화 관점을 일-가정 갈등에서부터 이어지는 업무 관련 반응에 적용하고자 한다. 일-가정 갈등에서 동일한 수준의 증가를 경험할 때, 직장 관련 문제에 상대적으로 더 예민한 남성이 여성보다 더 크게 반응할 것이다. 여기에 더해, 일하는 여성에 대한 부정적 시각(심미혜, Endo, 2013) 역시 반응성에 있어 여성의 둔감화로 나타날 수 있다. 그러므로 여성보다 남성에게서 일-가정 갈등에 따른 직무탈진의 증가가 더 크게 나타날 것이다.

가설 1. 성별이 WIF와 직무탈진 간 관계를 조절하여, 여성 직장인보다 남성 직장인에게서 WIF와 직무탈진(a. 소진, b. 냉소) 간 정적 관계가 더 강하게 나타날 것이다.

가설 2. 성별이 FIW와 직무탈진 간 관계를 조절하여, 여성 직장인보다 남성 직장인에게서 FIW와 직무탈진(a. 소진, b. 냉소) 간 정적 관계가 더 강하게 나타날 것이다.

또한, 결혼 여부 역시 개인적 특성을 나타내는 지표로 개인의 직장생활 경험에 대한 지각이나 평가에 영향을 주어 조절변수로 작용할 수 있다. 국내에서도 직장여성과 맞벌이 부부의 증가에 따라 여성이나 맞벌이로 연구의 대상을 한정하여 그 집단에서 특정 직무스트레스원의 효과를 확인한 연구들이 늘어나고 있다. 예를 들어, 맞벌이 부부(이주희, 이은희, 2000; 임인혜, 유성경, 2020), 맞벌이 남성(박은선 등, 2016), 여성 직장인(이세란, 이기학, 2021; 이주일, 유경, 2010), 혹은 기혼 여성 직장인(설진희, 박수현, 2019; 장재윤, 김효선, 2008)에 초점을 맞춰 일-가정 갈등과 관련된 직장경험을 조사하는 것이다. 전술한 연구들이 모두 비교적 최근에 출판된 국내 연구인 가운데, 기혼과 미혼을 직접 비교한 연구는 쉽게 찾아볼 수 없다. 이들을 함께 조사하여 비교하는 경우가 흔하지 않으므로, 결혼 여부 자체를 조절변수로 확인하여 일-가정 갈등과 직무탈진 관계가 기혼과 미혼에게서 각각 다르게 나타나는지를 조사한 연구 역시 많지 않다.

그렇지만 같은 성별이라도 결혼 여부에 따라 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계가 다르게 나타날 수 있다. 한 가지 가능성은, 기혼의 경우 미혼에 비해 더 많은 사회적 및 실질적 자원을 가지는 것이다. 만약 결혼이 개인적

자원의 역할을 한다면, 기혼 조건은 직무스트레스원과 직무탈진 간 관계를 약화시킬 것이다(Bakker & Demerouti, 2017). 실제로 미혼보다 기혼 직장인들이 더 높은 직무열의(work engagement)를 보고하였다(김유경 등, 2018). 직무요구-자원모형(job demands-resources model)에 따르면 자원이 높을 때 직무열의가 높아지는 경향이 있고(Bakker & Demerouti, 2017), 이러한 현상은 미혼보다 기혼의 자원이 더 많을 수 있음을 시사한다.

또 다른 한편, 이미 고양된 일-가정 갈등을 경험하는 개인에게는 결혼이나 가정 자체가 스트레스원의 근원이 될 수 있다. 미혼이거나 동거하는 다른 가족이 없을 경우 WIF를 겪으면서도 조금 더 홀가분하게 야근을 할 수 있고, 부양하는 어린 자녀나 주의가 필요한 질환을 앓는 노부모가 없다면 근무 중에 긴급한 가족사로 잦은 연락이 오는 경우가 적어서 FIW를 경험하는 것이 가끔씩 발생하는 단발성 사건으로 끝날 수 있다. 반면, 기혼이라면 WIF나 FIW의 경험이 오랜 시간 누적되었을 가능성이 있고, 이에 따라 일-가정 갈등이 직무탈진을 높이는 해로운 효과가 더 증가될 확률 역시 존재한다. 누적된 부하(load) 혹은 반복되는 부하는 만성적인 과민반응을 불러일으킬 수 있기 때문이다(McEwen, 1998). 이상성 부하 이론에 따르면(McEwen, 1998), 계속되거나 빈도가 잦은 스트레스원은 회복을 더디게 하여 궁극적으로 질병으로 이어진다. 한 시점에서는 같은 수준의 일-가정 갈등으로 측정되는 상황에서도 여태까지 경험했던 일-가정 갈등의 빈도가 다르다면 누적된 일-가정 갈등이 더 많은 직장인이 더 큰 반응성을 보일 것이다.

나아가, 전통적 가장의 역할로 인해 남성에게

게 일의 책임이 더 큰 무게로 지각될 수 있는 것과 같이, 기혼의 경우 미혼보다 부양해야 할 다른 가족이 더 많으므로 기혼 직장인에게 는 일이 더 중요한 의미를 지닐 수도 있을 것이다. 새롭게 꾸린 가정의 주체로서 가정경제 를 포함하여 결혼생활의 성패에 대한 책임을 지고, 육아 등 생소한 역할 역시 맡게 된다. 미혼에게도 적용되는 노인부양에 더해 출산, 자녀양육 등의 가정 내 역할은 생사와 관련된 주요 인간사를 다루고 있기 때문에 안정된 수입의 필요성 역시 증대된다. 일이 더 중요하 다면 그로부터 지각하는 압박 역시 더 강하기 때문에 일-가정 갈등을 겪을 때 더 높은 부정적 반응이 도출될 가능성이 존재한다. 미혼보 다 기혼이 일-가정 갈등에 더 민감할 수 있다 는 것이다. 따라서 본 연구에서는 기혼에게서 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계가 더 악화 될 것으로 가정한다.

가설 3: 결혼 여부가 WIF와 직무탈진 간 관계를 조절하여, 미혼 직장인보다 기혼 직장인에게서 WIF와 직무탈진(a. 소진, b. 냉소) 간 정적 관계가 더 강하게 나타날 것이다.

가설 4: 결혼 여부가 FIW와 직무탈진 간 관계를 조절하여, 미혼 직장인보다 기혼 직장인에게서 FIW와 직무탈진(a. 소진, b. 냉소) 간 정적 관계가 더 강하게 나타날 것이다.

전술한 성별의 효과까지 고려한다면, 미혼 여성 직장인이 일-가정 갈등과 관련된 문제에 가장 둔감하게 반응할 수 있다. 따라서 미혼 여성 직장인에게서 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계가 가장 약할 것이다. 반대로, 기혼 남성 직장인에게서 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계가 가장 강하게 나타날 것으로 예상된다.

가설 5: 성별과 결혼 여부의 조합이 WIF와 직무탈진 간 관계를 조절하여, 네 범주 중 미혼 여성 직장인에게서 WIF와 직무탈진(a. 소진, b. 냉소) 간 정적 관계가 가장 약하게 나타날 것이다.

가설 6: 성별과 결혼 여부의 조합이 FIW와 직무탈진 간 관계를 조절하여, 네 범주 중 미혼 여성 직장인에게서 FIW와 직무탈진(a. 소진, b. 냉소) 간 정적 관계가 가장 약하게 나타날 것이다.

지연효과

일-가정 갈등이 같은 시점의 직무탈진에 만 영향을 미치는 것이 아니라, 시차지연(time-lagged)효과도 가질 수 있다. 동시효과(concurrent effect)는 예측변수와 준거변수를 한 시점에 측정하여 예측변수의 효과를 조사하는 데 비해, 지연효과(lagged effect)는 두 회 이상의 측정을 하여 먼저 측정한 예측변수가 나중에 측정한 준거변수에 미치는 효과를 조사하는 것이다. 예를 들어, 직무탈진의 두 핵심요소에 대한 성별과 대처방법의 상호작용을 동시효과와 지연효과로 나누어 함께 확인한 연구에서 동시효과의 경우 총 네 가지 경우의 상호작용 중 세 가지 상호작용이 유의했던 반면, 지연효과는 네 상호작용 중 어떤 것도 유의하지 않았다(González-Morales et al., 2010). 구체적인 시차간격에 따라 약해지는 정도는 달라질 수 있겠으나, 상호작용 효과는 시간이 지남에 따라 약해질 가능성이 크다. 특히, 상호작용의 경우 통계적으로 비선형(non-linear)관계에 해당하기 때문에, 저차항인 예측변수와 조절변수 각각의 변량을 모두 고려하고 난 후 남아있는 준거변수의 변량 중 상호작용항의

고유한 설명량을 확인해야 하므로 표본크기 등 검정력(power)도 문제가 될 수 있다(Aiken & West, 1991).

반면, 일-가정 갈등 자체는 지연효과가 여전히 존재할 가능성이 크다. 두 가지 유형의 일-가정 갈등이 5개월 후 직무태도 및 직무수행에 미치는 영향을 조사한 결과, 수행 관련 변수에서는 유의한 상관이 관찰되지 않은 반면, 조직몰입(organizational commitment), 직무만족(job satisfaction) 등의 태도 관련 변수에서는 유의한 상관이 관찰되었다(Odle-Dusseau et al., 2012). 준거변수가 무엇인지에 따라 결과가 다르기는 하였으나, 시간이 지난 후에도 일-가정 갈등의 효과가 지속될 만큼 강력하다면 그만큼 개입의 필요성은 더욱 강조된다.

또한, 선행연구에서 직무스트레스원이 직무탈진에 미치는 지연효과는 꾸준히 관찰되어 왔다. 한 연구에서 직무스트레스원이 14일 후 측정된 직무탈진에 미치는 효과를 확인한 결과, 매개변수를 통한 간접효과와 더불어 직접효과 역시 여전히 존재하였다(Park & Nam, 2020). 즉, 간접효과(= 매개효과)를 고려한 후에도 직무스트레스원이 직무탈진에 미치는 직접경로의 회귀계수가 유의하여서(Park & Nam, 2020), 매개변수는 직무스트레스원과 직무탈진 간 관계의 일부만 설명하는 것으로 나타났다

(= 부분매개효과).

일-가정 갈등이 직무탈진에 동시효과를 가질 뿐만 아니라 지연효과도 가진다면, 간접효과에 더해 직접효과도 여전히 관찰될 것이다. 이러한 직접효과를 다르게 표현하면, 일-가정 갈등이 같은 시기에 측정된 직무탈진을 통제하고도 이후에 측정된 직무탈진을 여전히 유의하게 설명한다는 것이다. 직무탈진의 가장 강력한 예측변수는 이전 직무탈진의 수준일 것이기에, 1차 직무탈진은 동시측정한 일-가정 갈등과 2차 직무탈진 간 관계를 매개할 것이다. 그렇지만 간접효과가 전체 변량을 설명하지 않는다면 일-가정 갈등이 이후의 직무탈진에 미치는 직접효과가 간접효과와 공존할 가능성이 크다.

한편, 이는 구체적인 시차간격에 따라 다르게 나타날 수 있다. 만약 일-가정 갈등과 직무탈진 간 시간간격이 한 달 이상이 된다면 일-가정 갈등 경험이 희석되어 직무탈진에 더 이상 영향이 없을 수도 있다. 어느 정도의 시차가 적절한지에 대한 명확한 이론적 근거를 찾는 것은 어렵기 때문에, 선행연구(Park & Nam, 2020)를 바탕으로 먼저 14일 간격을 적용해보고자 한다. 이상의 연구가설을 종합하여 그림 1에 정리하였다.

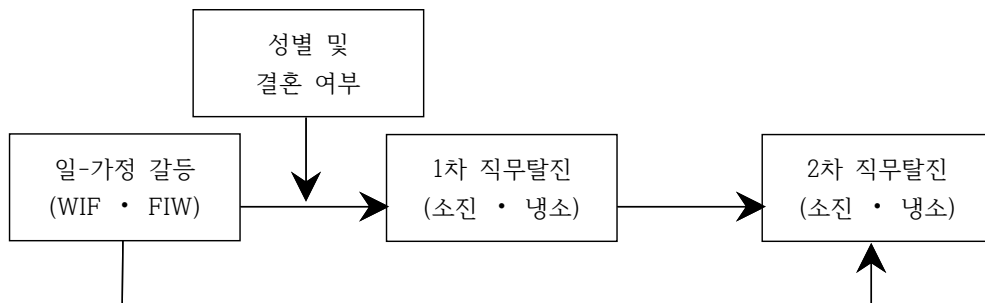


그림 1. 연구모형

가설 7: 일-가정 갈등이 동일시점의 직무탈진을 거쳐 14일 후의 직무탈진에 미치는 매개 모형에서 일-가정 갈등의 직접효과가 여전히 존재할 것이다.

방 법

연구 대상 및 절차

본 연구는 온라인 설문조사회사에 등록된 패널을 대상으로 참가자를 모집한 후, 만 19세 이상의 전일제 직장인이나 공무원을 선별하여 설문조사를 실시하였다. 본격적인 연구에 앞서, 국내 대학의 기관생명윤리위원회에 연구계획서를 제출하여 승인을 받았다(IRB File No. 2022-01-014). 승인된 자료를 온라인 설문조사회사에 전달하여 회사에서 잠정적 대상자들을 연구에 초청하면, 참여를 원하는 사람들은 링크를 열어 사전 선별문항에 응답을 하였다. 연령(주민등록상 성인만 선별), 직업(학생, 주부, 자영업자, 프리랜서, 무직 등을 제외하고 직장인이나 공무원만 선별), 그리고 근무시간(시간제나 교대근무를 제외하고 전일근무만 선별)의 조건이 모두 맞을 경우에 한하여 연구의 설명문 및 동의서가 제시되었으며, 연구 제목, 목적, 대상, 설문내용, 절차, 그리고 참여에 따른 위험과 혜택 등이 기술된 설명문을 읽고 동의한다고 선택한 응답자들에 한하여 1차 설문조사가 진행되었다. 첫 번째 설문은 2022년 2월 8일 화요일 하루 동안 오전 8시부터 자정 바로 전까지 진행이 되었다. 첫 번째 설문에 응답한 사람들은 총 1,768명이었고, 이들은 2주 후 2월 22일에 2차 설문초청을 받았다. 두 번째 설문의 사전 선별문항은 단

한 개로, 이전에 근무하던 직장과 동일한 직장에서 근무 중이라고 표시한 사람만 본 설문에 참여하도록 하였다. 또한, 응답률을 높이기 위해 2차 설문의 경우 화요일 오전 8시에 시작하여 다음 날인 수요일 자정 전까지 이동 동안 조사를 진행하였다. 두 번째 설문에도 응답한 사람들은 총 1,108명이었다. 종합적으로, 본 연구는 두 회의 온라인 설문을 모두 완료한 국내 전일제 직장인 및 공무원 1,108명을 대상으로 분석을 실시하였다.

선별문항과 별도로 1차 설문지의 마지막에 성별, 교육수준, 결혼 여부, 거주지역, 직위, 직군, 근무형태, 근속연수, 그리고 주당 평균 근무시간을 응답하도록 하였다. 기혼의 경우, 맞벌이 가정인지 등을 추가로 질문하였다. 최종 응답자의 인구통계학적 정보를 살펴보면, 평균 연령은 39.10세($SD = 8.58$)로 나타났고, 전체 중 58.0%(643명)가 여성, 53.2%(589명)가 기혼, 그리고 기혼 중 73.9%(435명)가 맞벌이로 보고되었다. 또한 전체의 30.1%(334명)가 경기도에, 그리고 29.9%(331명)가 서울에 거주하고 있었으며, 최종 교육수준은 60.7%(673명)가 4년제 대학교 졸업, 그 다음으로 18.3%(203명)가 2년제 대학교 졸업이라고 응답하였다. 직업은 대부분인 91.9%(1,018명)가 직장인이었고, 단지 8.1%(90명)가 공무원이었다. 직군의 경우, 61.4%(680명)가 사무직, 그 다음으로 13.4%(149명)가 전문직, 그리고 12.8%(142명)가 관리직에 종사하고 있었다. 나아가, 전체의 92.8%(1,028명)가 정규직이라고 응답하였다. 직위로는 29.5%(327명)가 사원급, 28.1%(311명)가 대리급, 23.1%(256명)가 과장급, 10.6%(118명)가 부장급 이상, 그리고 마지막으로 8.7%(96명)가 차장급으로 나타났다. 평균 근속기간은 83.88개월($SD = 80.17$), 주당 평균 근무시간은 44.48

시간($SD = 7.39$)으로 보고되었다.

측정도구

일-가정 갈등

일-가정 갈등의 두 하위요인은 홍선희 등 (1998)이 사용한 척도로 측정하였다. WIF는 네 문항, FIW는 세 문항으로 측정하였으며, 각 문항은 1점("전혀 그렇지 않다")부터 5점("매우 그렇다")으로 평가되었다. 예시문항에는 "나는 퇴근 후 너무 피곤해서 하고 싶은 일을 할 수 없을 정도가 되어 집으로 돌아온다,"(WIF)와 "나는 집에서 해야 하는 일 때문에 직장에서 종종 피곤함을 느낀다"(FIW) 등이 있다. WIF의 신뢰도는 1차에서 $\alpha = .87$, 2차에서 $\alpha = .91$ 로 높게 나타난 편이고, FIW의 신뢰도는 1차 $\alpha = .68$, 2차 $\alpha = .78$ 로 다소 낮은 편이었다.

직무탈진

직무탈진의 핵심차원인 소진과 냉소는 Maslach Burnout Inventory-General Survey(MBI-GS)를 신강현(2003)이 타당화한 척도로 측정하였다. 이 척도는 소진을 다섯 문항, 냉소를 네 문항으로 평가한다. 각 문항은 0점("전적으로 동의하지 않는다.")부터 6점("전적으로 동의한다.")까지의 범위로 측정되었다. 소진의 문항은 "내가 맡은 일을 하는 데 있어서 정서적으로 지쳐있음을 느낀다," 냉소의 예시문항은 "나의 직무의 중요성이 의심스럽다"가 포함된다. 신뢰도는 소진이 1차에서 $\alpha = .92$, 2차에서 $\alpha = .94$ 로 높았고, 냉소가 1차에서 $\alpha = .89$, 2차에서 $\alpha = .93$ 으로 역시 높게 나타났다.

성별 및 결혼 여부

조절변수로 사용된 성별 및 결혼 여부는 인구통계학적 정보 중 일부로 측정되었고, 모든 인구통계학적 정보는 첫 번째(1차) 설문에서 수집되었다. 성별은 "귀하의 성별은 어떻게 되십니까?"라고 질문하여 남자와 여자 중 선택하게 하였으며, 결혼 여부는 "귀하의 결혼 여부는 어떻게 되십니까?"라고 질문하여 미혼, 기혼, 그리고 기타 중 선택하여 하였다. 결혼 여부에서 기타를 선택한 응답자는 총 13명(1.2%)으로, 기타의 내용을 직접 적게 한 주관식 문항에서 사별 한 명, 이혼 11명, 그리고 "예정"이라고 응답한 사람이 한 명 있었다. 결혼 여부와 관련된 분석에서는 이들 13명을 제외하고 1,095명만 분석에 포함하였다. 성별과 결혼 여부의 조합을 자세히 살펴보면, 총 1,095명 중 기혼 여성이 275명(25.1%), 미혼 여성이 360명(32.9%), 기혼 남성이 314명(28.7%), 그리고 미혼 남성이 146명(13.3%)으로 구성되어 있었다.

분석방법

모든 통계분석은 SPSS 26.0을 이용하여 시행하였다. 기본적으로 연구변수들의 기술통계(평균과 표준편차)를 구하고, 변수들 간 상관분석을 실시하였다. 성별(남 = 0, 여 = 1)과 결혼 여부(미혼 = 0, 기혼 = 1)는 이분변수이기 때문에 더미코딩(dummy coding)을 한 후 상관분석을 시행하였으므로 양분(point-biserial)상관계수가 보고된 것이다.

연구가설은 Hayes(2018)의 PROCESS 매크로 4.0 버전으로 분석하였다. 모든 가설은 매개모형의 첫 번째 경로에 조절변수가 설정되는 모형 7번이 적용되었으나, 크게 세 가지의 다른

전략이 사용되었다. 가설 1과 2는 1차 일-가정 갈등이 1차 직무탈진 하위요인을 통해 2차 직무탈진 하위요인으로 가는 매개모형에서 성별의 조절효과를 확인하였다. 가설 3과 4는 1차 일-가정 갈등이 1차 직무탈진 하위요인을 통해 2차 직무탈진 하위요인에 미치는 매개효과 모형에서 결혼 여부의 조절효과를 조사하였다. 가설 5와 6은 1차 일-가정 갈등이 1차 직무탈진 하위요인을 통해 2차 직무탈진 하위요인에 미치는 매개효과 모형에서 네 개 집단의 한 범주변수를 대비코딩(contrast coding)하여 세 개의 열벡터(column vector)로 투입하였다. 정교한 분석을 위해 명령문(syntax)을 활용하였으며, 대비코딩 1은 기혼 여성과 미혼 여성을 0.5, 기혼 남성과 미혼 남성을 -0.5로 코딩하여 여성 대 남성을 재비교하였다. 대비코딩 2는 기혼 여성을 0.5, 미혼 여성을 -0.5로 코딩하고 다른 두 집단은 0.0으로 코딩하여 기혼 여성 대 미혼 여성을 비교하였다. 마지막으로 대비코딩 3은 기혼 남성을 0.5, 미혼 남성을 -0.5로

코딩하고 다른 두 집단을 0.0으로 코딩하여 기혼 남성 대 미혼 남성을 비교하였다. 붓스트랩을 5,000번 시행하여 95%의 신뢰구간(confidence interval)으로 매개효과 및 조절된 매개효과를 조사하였다.

결 과

상관의 비교

표 1에 각 변수의 평균, 표준편차, 내적일치도 및 변수들 간 상관계수를 제시하였다. 성별은 1차 WIF와 유의한 상관을 보이지 않았으나, $r = .00, ns$, 1차 FIW와 약한 부적 상관을 보였다, $r = -.06, p < .05$. 즉, 여성보다 남성일수록 FIW를 더 높게 지각했다. 결혼 여부의 경우도 1차 WIF와는 유의한 상관을 보이지 않았으나, $r = -.05, ns$, 1차 FIW와 약한 정적 상관을 보였다, $r = .07, p < .05$. 즉, 미혼

표 1. 변수의 평균, 표준편차, 상관계수 및 신뢰도

변수	M	SD	α	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 성별	-	-	-									
2. 결혼 여부	-	-	-	-.25***								
3. 1차 WIF	2.86	0.91	.87	< .00	-.05							
4. 1차 FIW	2.60	0.81	.68	-.06*	.07*	.44***						
5. 1차 소진	3.50	1.28	.92	.16***	-.20***	.67***	.33***					
6. 1차 냉소	2.93	1.30	.89	.09**	-.17***	.43***	.39***	.67***				
7. 2차 WIF	2.82	0.97	.91	.04	-.07*	.75***	.40***	.64***	.45***			
8. 2차 FIW	2.63	0.87	.78	< .00	.01	.39***	.62***	.32***	.37***	.56***		
9. 2차 소진	3.41	1.38	.94	.21***	-.21***	.58***	.28***	.78***	.61***	.71***	.39***	
10. 2차 냉소	3.01	1.37	.93	.14***	-.19***	.43***	.33***	.63***	.75***	.55***	.44***	.78***

주. $N = 1,108$ (단, 결혼 여부와 관련된 변수에서 $n = 1,095$), * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. 성별(남 = 0, 여 = 1)과 결혼 여부(미혼 = 0, 기혼 = 1)는 더미코딩. WIF = 가정을 방해하는 일, FIW = 일을 방해하는 가정.

에 비해 기혼이 더 높은FIW를 지각하였다. 일로부터 시작된 1차 WIF는 1차 소진과, $r = .67, p < .001$, 2차 소진 모두와 높은 정적 상관을 보였다, $r = .58, p < .001$. 또한, 1차 냉소 및 2차 냉소와도 높은 상관을 보였다, $r = .43, p < .001$. 이보다 다소 약했으나, FIW 역시 1차와 2차 소진 및 냉소와 유의한 정적 상관을 보였다(표 1).

순차적 매개모형

표 2는 가설 1과 가설 2의 결과를 제시하고 있다. WIF와 성별의 상호작용은 소진에서 유의하지 않았고, $b = -0.08, ns$, 그러므로 가설 1-a는 지지되지 않았다. 반면, 냉소에서는 상호작용이 유의하였다, $b = -0.16, p < .05$. 그림 2와 같이, 여성의 경우보다, $b = 0.55, p < .001$, 남성의 경우 WIF와 1차 냉소 간 정적 관계가 더 강하게 관찰되어서, $b = 0.71, p < .001$, 가설 1-b가 지지되었다. FIW와 직무탈진 간 정적 관계는 두 하위요인 모두에서 성별에 의해 유의하게 조절되었다, 소진: $b = -0.22, p < .05$; 냉소: $b = -0.33, p < .001$. 그림 3과 같이 여성보다 남성에게서 FIW와 소진 및 냉소의 관계가 더 강하게 나타났으므로, 가설 2-a와 가설 2-b 모두 지지되었다.

표 3에 제시된 것처럼, WIF와 결혼 여부의 상호작용은 직무탈진의 두 하위요인에서 모두 유의하지 않아서 가설 3은 지지되지 않았다. FIW와 결혼 여부의 상호작용은 소진에서만 유의하였고, $b = 0.34, p < .001$, 미혼보다 기혼에게서 FIW와 소진 간 정적 관계가 더 크게 나타났다(그림 4). 따라서 가설 4-a는 지지된 반면, 4-b는 지지되지 않았다.

표 4는 가설 5와 가설 6에 대한 결과이다.

WIF와 직무탈진 간 관계에서는 어떠한 대비 코딩향도 유의한 조절효과를 보이지 않았다. 따라서 가설 5는 두 하위요인 모두에서 지지되지 않았다. 그렇지만 FIW와 소진 간 관계에서는 대비코딩 2가 유의한 조절효과를 보였다, $b = 0.36, p < .01$. 즉, 기혼 여성과 미혼 여성에게서 FIW와 소진 간 관계가 통계적으로 다르게 나타났고, 그림 5의 위에서 보이는 것처럼, 미혼 여성에 비해, $b = 0.31, p < .001$, 기혼 여성에게서 더 높은 정적 관계가 나타났다, $b = 0.67, p < .001$. 특히, 미혼 여성은 네 범주 중 가장 약한 정적 관계를 보였다. 표에는 제시되지 않았으나 집단별 효과의 신뢰구간에서 미혼 여성은, 95.0% CI [0.16, 0.45], 기혼 여성이나, 95.0% CI [0.50, 0.85], 기혼 남성과 전혀 겹치지 않았다, 95.0% CI [0.57, 0.89]. 따라서 가설 6-a가 지지되었다. 냉소에서는 FIW와 대비코딩 1의 상호작용향이 유의하였고, $b = -0.29, p < .01$, 이는 앞에서 언급한 여성과 남성에서의 차이를 나타낸다. 나아가, 미혼 여성에게서 FIW와 냉소 간 정적 관계가 가장 약하게 관찰되었다(그림 5의 아래). 미혼 여성은, 95.0% CI [0.32, 0.62], 기혼 여성과는 신뢰구간이 약간 중첩되어 통계적으로 다르게 나타나지 않았으나, 95.0% CI [0.43, 0.78], 기혼 남성과는 신뢰구간이 아예 겹치지 않았고, 95.0% CI [0.67, 0.99], 미혼 남성과는 아주 약간 중첩되었다, 95.0% CI [0.61, 1.04]. 전반적으로 가설 6-b 역시 지지되었다.

지연효과

표 2부터 표 4까지 매개효과의 양상을 살펴보면, 조절변수가 무엇인지와 관계없이 1차 일-가정 갈등의 두 하위요인 모두 1차 직무탈

표 2. 성별에 의해 조절된 매개효과

회귀분석에 투입된 준거변수	회귀분석에 투입된 예측변수	일가정 갈등: WIF						일가정 갈등: FIW						
		직무탈진: 소진			직무탈진: 냉소			직무탈진: 소진			직무탈진: 냉소			
		R ²	b	95% CI LL UL	R ²	b	95% CI LL UL	R ²	b	95% CI LL UL	R ²	b	95% CI LL UL	
1차 직무탈진	1. 일가정 갈등	.98***	0.98***	0.88	1.07	0.83	0.59	0.83	0.66***	0.53	0.79	0.83***	0.70	0.96
	2. 성별	.47***	0.64***	0.27	1.01	.20***	0.23	1.15	1.05***	0.58	1.53	1.15***	0.68	1.63
	3. 1 x 2		-0.08	-0.20	0.05	-0.16*	< 0.00	-0.31	-0.22*	-0.40	-0.05	-0.33***	-0.50	-0.15
2차 직무탈진	1. 일가정 갈등	.62***	0.15***	0.07	0.22	.57***	0.13	0.26	0.06	-0.01	0.12	0.06	-0.01	0.14
	2. 1차 직무탈진		0.78***	0.73	0.83	0.73***	0.68	0.77	0.84***	0.80	0.88	0.77***	0.73	0.81
일가정 갈등의 직접효과			0.15***	0.07	0.22	0.20***	0.13	0.26	0.06	-0.01	0.12	0.06	-0.01	0.14
간접효과			0.76	0.67	0.86	0.52	0.42	0.62	0.55	0.43	0.67	0.64	0.53	0.74
			0.70	0.63	0.78	0.40	0.32	0.48	0.36	0.26	0.46	0.39	0.29	0.48
조절된 매개 지수			-0.06	-0.16	0.04	-0.11	-0.23	> 0.00	-0.19	-0.34	-0.04	-0.25	-0.39	-0.11

주. N = 1,108, * p < .05, ** p < .01, *** p < .001. 성별(남 = 0, 여 = 1)은 더미코딩. b = 비표준화 회귀계수, CI = 신뢰구간, LL 하한선, UL = 상한선.

박형인 / 일-가정 갈등의 하위유형과 직무탈진 간 관계에서 성별 및 결혼 여부의 조절효과

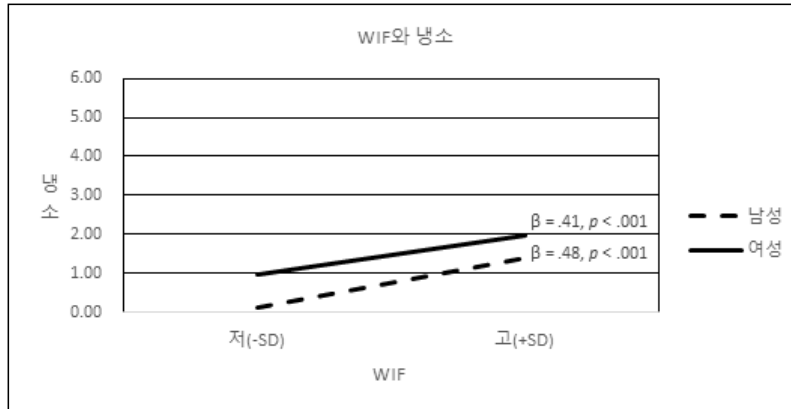


그림 2. WIF와 직무탈진 간 관계에서 성별의 조절효과

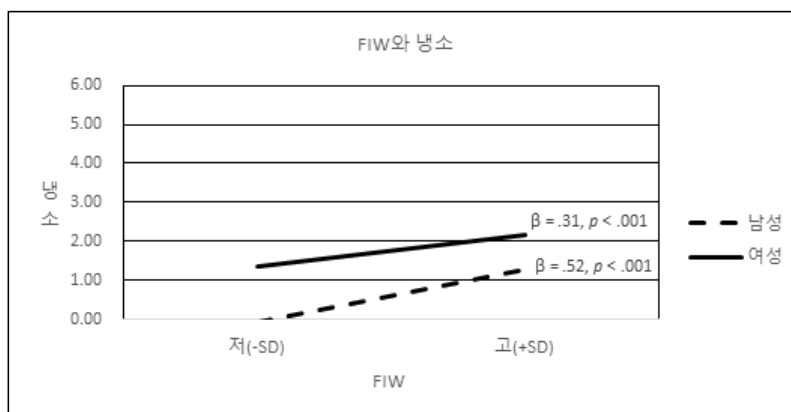
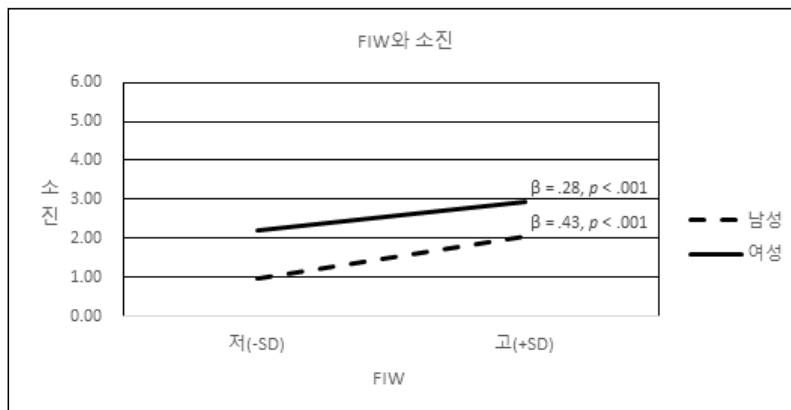


그림 3. FIW와 직무탈진 간 관계에서 성별의 조절효과

표 3. 결혼 여부에 의해 조절된 매개효과

회귀분석에 투입된 준거변수	회귀분석에 투입된 예측변수	일가정 갈등: WIF						일가정 갈등: FIW					
		직무탈진: 소진			직무탈진: 냉소			직무탈진: 소진			직무탈진: 냉소		
		<i>b</i>	95% CI LL UL	<i>R</i> ²	<i>b</i>	95% CI LL UL	<i>R</i> ²	<i>b</i>	95% CI LL UL	<i>R</i> ²	<i>b</i>	95% CI LL UL	<i>R</i> ²
1차 직무탈진	1. 일가정 갈등	.88***	0.79 0.97	.97	.53***	0.42 0.64	.64	.56***	0.23 0.48	.48	.57***	0.44 0.69	.69
	2. 결혼 여부	-.63***	-1.00 -0.27	.21***	-.79***	-1.24 -0.33	.16***	-1.45***	-1.91 -0.98	.19***	-.93***	-1.39 -0.46	.46
	3. 1 x 2	0.07	-0.05 0.20	0.20	0.14	-0.01 0.29	0.29	0.34***	0.17 0.51	0.51	0.16	-0.01 0.33	.33
2차 직무탈진	1. 일가정 갈등	.15***	0.07 0.22	.22	.19***	0.13 0.26	.26	.05	-0.01 0.12	.12	.06	-0.01 0.13	.13
	2. 1차 직무탈진	.78***	0.73 0.83	.83	.73***	0.68 0.77	.77	.84***	0.79 0.88	.88	.77***	0.72 0.81	.81
	일가정 갈등의 직접효과	.15***	0.07 0.22	.22	.19***	0.13 0.26	.26	.05	-0.01 0.12	.12	.06	-0.01 0.13	.13
간접효과	미혼	0.68	0.60 0.77	.77	0.39	0.29 0.47	.47	0.30	0.19 0.40	.40	0.44	0.34 0.53	.53
	기혼	0.74	0.66 0.83	.83	0.49	0.40 0.57	.57	0.59	0.48 0.69	.69	0.56	0.46 0.66	.66
조절된 매개 지수		0.06	-0.04 0.15	.15	0.10	-0.02 0.22	.22	0.29	0.14 0.43	.43	0.12	-0.01 0.26	.26

주. *n* = 1,095, * *p* < .05, ** *p* < .01, *** *p* < .001. 결혼 여부(미혼 = 0, 기혼 = 1)은 더미코딩. *b* = 비표준화 회귀계수, CI = 신뢰구간, LL 하한선, UL = 상한선.

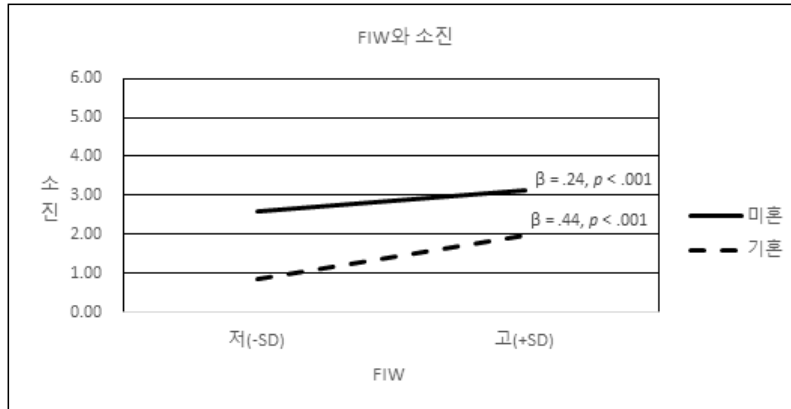


그림 4. FIW와 직무탈진 간 관계에서 결혼 여부의 조절효과

진의 두 하위요인을 유의하게 설명하였다. 다음으로 2차 직무탈진을 준거변수로 지정하여 예측변수인 일-가정 갈등과 매개변수인 1차 직무탈진을 투입하였을 때 WIF의 경우 일-가정 갈등이 여전히 유의하면서 1차 직무탈진도 유의한 반면, FIW의 경우 일-가정 갈등은 더 이상 유의하지 않고, 1차 직무탈진만 유의하게 나타났다. 구체적으로 표 2를 보면, 1차 소진을 고려하고도, $b = 0.78, p < .001$, 1차 WIF는 2차 소진을 유의하게 설명하였고, $b = 0.15, p < .001$, 이러한 양상은 냉소에서도 반복되었다. FIW의 경우, 1차 소진은 2차 소진을 여전히 유의하게 설명하였으나, $b = 0.84, p < .001$, 1차 FIW는 더 이상 유의하지 않아서 완전매개의 양상이 나타났으며, $b = 0.06, m$, 이는 냉소에서도 비슷한 양상으로 나타났다. 요컨대, WIF의 직접효과는 1차 직무탈진을 고려하고도 14일 후의 2차 직무탈진에도 여전히 존재하였고, FIW의 직접효과는 1차 직무탈진을 고려했을 때 14일 후의 2차 직무탈진에는 나타나지 않고, FIW의 간접효과만 존재하였다. 참고로, 준거변수가 2차 직무탈진인 경우에는 표 2, 표 3, 그리고 표 4 모두 투입

된 예측변수가 동일하였다. 이에 따라 거의 비슷한 결과가 도출되었으며, 약간의 차이는 붓스트랩 과정에서 나타난 결과로 추정한다. 종합적으로, 가설 7은 WIF에서는 지지되었으나, FIW에서는 지지되지 않았다.

추가로, 성별, 결혼 여부, 혹은 성별 및 결혼 여부의 조합을 조절변수로 했을 때 모두 WIF에서의 조절된 매개지수는 통계적으로 영과 다르지 않았다. 다시 말해, 모든 조건에서 매개효과가 비슷한 수준으로 관찰되어서 조절된 매개효과가 나타나지 않았다.

반면, FIW에서의 조절된 매개지수는 신뢰구간에 영이 포함되지 않는 경우가 관찰되어서 조절변수의 수준에 따라서 매개효과가 다르게 나타난 경우들이 있었다. 표 2에서 성별을 조절변수로 분석하였을 때 소진과 냉소 모두에서 조절된 매개지수가 통계적으로 영과 달랐다. 즉, 1차 FIW가 1차 직무탈진을 통해 2차 직무탈진으로 가는 간접효과가 여성보다, 소진: $b = 0.36, 95.0\% \text{ CI } [0.26, 0.46]$; 냉소: $b = 0.39, 95.0\% \text{ CI } [0.29, 0.48]$, 남성에서 더 높게 나타났다, 소진: $b = 0.55, 95.0\% \text{ CI } [0.43, 0.67]$; 냉소: $b = 0.64, 95.0\% \text{ CI } [0.53, 0.74]$.

표 4. 성별과 결혼 여부의 조합에 의해 조절된 매개효과

회귀분석에 투입된 준거변수	일-가정 갈등: WIF						일-가정 갈등: FIW					
	직무탈진: 소진			직무탈진: 냉소			직무탈진: 소진			직무탈진: 냉소		
	R ²	b	95% CI LL UL	R ²	b	95% CI LL UL	R ²	b	95% CI LL UL	R ²	b	95% CI LL UL
1. 일-가정 갈등	.49***	-0.18	-0.80 0.44	.22***	-0.70	-1.48 0.08	.19***	-0.78*	-1.52 -0.03	.21***	-0.32	-1.07 0.44
2. 대비코딩 1	.59**	0.21	0.98	.56***	0.56***	0.47 1.05	.76**	0.28	1.25	.97***	0.48	1.46
3. 대비코딩 2	.74**	-1.21	-0.28	.64*	-0.64*	-1.23 -0.06	.51***	-2.13	-0.90	.90**	-1.52	-0.27
4. 대비코딩 3	.49***	-0.18	-0.80 0.44	.22***	-0.70	-1.48 0.08	.19***	-0.78*	-1.52 -0.03	.21***	-0.32	-1.07 0.44
5. 1 × 2		-0.08	-0.21 0.05		-0.14	-0.30 0.03		-0.15	-0.32 0.03		-0.29**	-0.47 -0.11
6. 1 × 3		0.13	-0.03 0.28		0.09	-0.11 0.29		0.36**	0.14 0.59		0.14	-0.09 0.37
7. 1 × 4		-0.03	-0.24 0.17		0.14	-0.12 0.40		0.18	-0.09 0.45		0.01	-0.27 0.28
2차 직무탈진	.62***	0.15***	0.07 0.22	.57***	0.19***	0.13 0.26	.61***	0.05	-0.01 0.12	.56***	0.06	-0.01 0.13
2. 1차 직무탈진	.78***	0.73	0.83	.73***	0.73	0.68 0.77	.84***	0.84***	0.79 0.88	.77***	0.77	0.72 0.81
일-가정 갈등의 직접효과	.15***	0.07	0.22	.19***	0.13	0.26	.19***	0.05	-0.01 0.12	.06	0.06	-0.01 0.13
간접효과												
기혼 여성	0.75	0.64	0.86	0.43	0.31	0.54	0.56	0.41	0.71	0.47	0.31	0.61
미혼 여성	0.65	0.56	0.74	0.36	0.26	0.46	0.26	0.13	0.38	0.36	0.24	0.48
기혼 남성	0.75	0.64	0.86	0.55	0.43	0.66	0.61	0.47	0.74	0.64	0.50	0.77
미혼 남성	0.77	0.63	0.93	0.44	0.25	0.63	0.46	0.25	0.65	0.63	0.47	0.79
조절된 매개 지수												
대비코딩 1		-0.06	-0.17 0.04		-0.10	-0.24 0.03		-0.12	-0.28 0.03		-0.22	-0.36 -0.09
대비코딩 2		0.10	-0.02 0.23		0.06	-0.08 0.22		0.31	0.11 0.51		0.10	-0.08 0.30
대비코딩 3		-0.03	-0.19 0.14		0.10	-0.11 0.33		0.15	-0.08 0.39		> 0.00	-0.20 0.21

주. * = 1.095, ** p < .05, *** p < .01, **** p < .001, b = 비표준화 회귀계수, CI = 신뢰구간, LL 하한선, UL 상한선, 대비코딩 1 = 여성 대 남성, 대비코딩 2 = 기혼 여성 대 미혼 여성, 대비코딩 3 = 기혼 남성 대 미혼 남성.

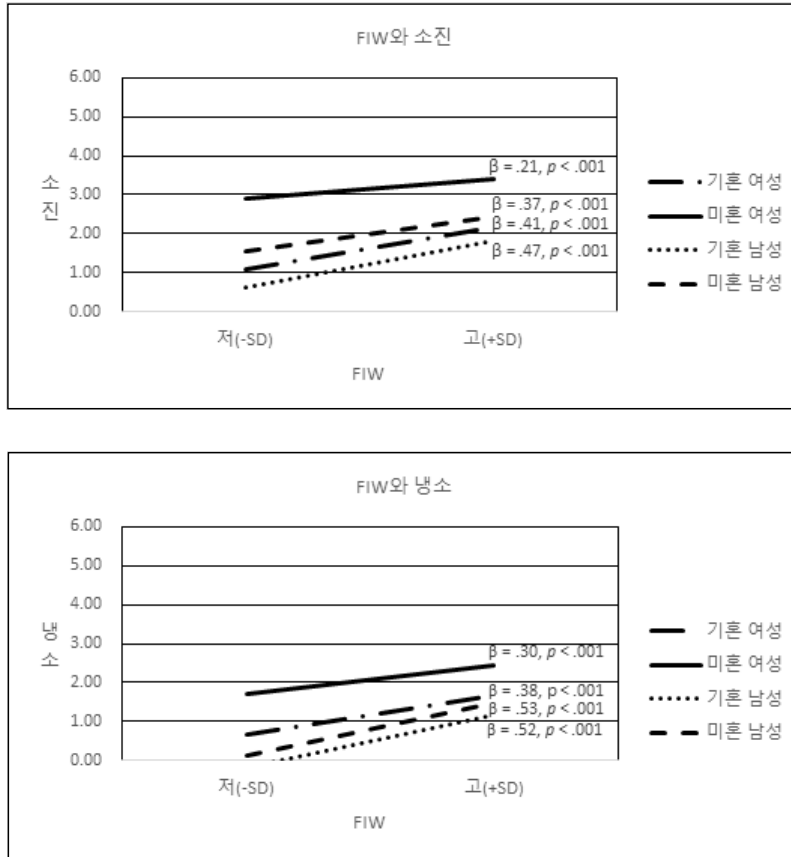


그림 5. FIW와 직무탈진 간 관계에서 성별 및 결혼 여부 조합의 조절효과

나아가 결혼 여부를 조절변수로 하였을 때(표 3), FIW와 소진 간 관계에서 조절된 매개지수의 신뢰구간이 영을 포함하지 않았다. FIW가 1차 소진을 거쳐 2차 소진으로 이어지는 간접효과가 미혼보다, $b = 0.30$, 95.0% CI [0.19, 0.40], 기혼에게서 더 높게 나타났다, $b = 0.59$, 95.0% CI [0.48, 0.69]. 마지막으로, 표 4를 보면, 대비코딩 2에서 조절된 매개지수가 통계적으로 영과 다르게 나타났다, $b = 0.31$, 95.0% CI [0.11, 0.51]. 기혼 여성의 경우 FIW가 1차 소진을 매개로 2차 소진에 미치는 간접효과가, $b = 0.56$, 95.0% CI [0.41, 0.71], 미

혼 여성의 경우보다, $b = 0.26$, 95.0% CI [0.13, 0.38], 더 강하게 관찰되었다. FIW와 냉소의 관계에서는 대비코딩 1의 조절된 매개지수 신뢰구간에 영이 포함되지 않았다, $b = -0.22$, 95.0% CI [-0.36, -0.09]. 전반적으로, 기혼 여성과 미혼 여성에게서 FIW가 1차 냉소를 거쳐 2차 냉소로 가는 간접효과가 기혼 남성이나 미혼 남성에게서보다 더 작게 나타났다(표 4).

추가분석

가설과 별도로, 성별과 결혼 여부에 따른

주요 변수의 평균 및 표준편차를 분석하고, 집단 차이를 살펴보았다(표 5). 일원분산분석(one-way analysis of variance)에서 유의한 집단 간 차이가 나타난 경우에는 심리학에서 가장 보편적으로 사용(Gravetter & Wallnau, 2010)되는 Tukey's honestly significant difference(HSD) 검사로 사후검정을 시행하였다. 각 집단의 표본 크기가 동일하지 않기 때문에 비교에는 조화평균(harmonic mean) 표본크기가 사용되었으며, 이는 243.19였다. WIF에서는 1차와 2차 측정

모두 집단에 따른 평균 차이가 관찰되지 않았다. FIW의 경우 1차에서만 집단의 주효과가 나타났는데, 미혼 여성이 가장 낮았다. 소진에서는 1차와 2차 모두 미혼 여성의 평균이 가장 높았고, 기혼 남성의 평균이 가장 낮았다. 냉소에서도 비슷한 양상이 나타났다. 종합적으로, 각 변수에서 성별과 결혼 여부의 조합에 따른 집단의 주효과는 일·가정 갈등과 직무탈진 간 관계에서 같은 조합에 의한 집단의 조절효과와는 다른 양상으로 나타났다.

표 5. 성별과 결혼 여부의 조합에 따른 집단 간 평균 및 표준편차

변수	M (SD)				차이검정 F	
	기혼 여성 (n = 275)	미혼 여성 (n = 360)	기혼 남성 (n = 314)	미혼 남성 (n = 146)		
1차	WIF	2.78 (0.92)	2.93 (0.94)	2.86 (0.90)	2.87 (0.87)	1.30
	FIW	2.64 (0.78)	2.50 ^a (0.81)	2.66 ^a (0.80)	2.65 (0.87)	3.15*
	소진	3.40 ^b (1.28)	3.90 ^{bcd} (1.19)	3.17 ^c (1.24)	3.45 ^d (1.29)	20.94***
	냉소	2.78 ^e (1.25)	3.24 ^{ef} (1.26)	2.71 ^f (1.29)	3.00 (1.36)	11.79***
2차	WIF	2.76 (0.93)	2.94 (1.00)	2.77 (0.94)	2.79 (0.97)	2.58
	FIW	2.65 (0.83)	2.62 (0.92)	2.64 (0.83)	2.63 (0.89)	0.08
	소진	3.34 ^{gh} (1.36)	3.92 ^{gij} (1.23)	2.97 ^{hi} (1.38)	3.29 ^j (1.38)	29.54***
	냉소	2.89 ^k (1.33)	3.42 ^{klm} (1.32)	2.68 ^l (1.34)	3.01 ^m (1.34)	18.37***

주. n = 1,095, *p < .05, **p < .01, ***p < .001. 사후검정에서 통계적으로 차이가 나는 두 평균은 동일한 위첨자로 표기.

논 의

본 연구는 방향성에 따라 다르게 분류되는 일-가정 갈등의 두 하위요인이 직무탈진의 핵심적인 두 하위요인에 미치는 효과에 있어서 성별과 결혼 여부의 조절효과를 조사하는 것을 목적으로 하였다. 온라인 설문조사 업체의 패널 중 만 19세 이상 전일제 직장인 혹은 공무원을 대상으로 총 두 차례의 설문조사를 실시하였고, 두 회 모두 참여한 1,108명을 대상으로 상관분석 및 회귀분석을 시행하였다.

분석 결과, 1차 WIF와 FIW는 모두 1차 및 2차 소진과 냉소와 유의한 상관을 보였다. 이러한 관계의 강도가 성별에 따라 다른지를 확인한 총 네 개의 회귀분석 모형 중 세 가지 경우에서 일-가정 갈등과 성별 간 유의한 상호작용이 관찰되었다. 가설에서 예상한 것과 같이, 여성보다 남성이 일-가정 갈등과 직무탈진 간 더 강한 정적 관계를 보였다. WIF는 냉소를 설명하는 모형에서만 성별과 유의한 상호작용을 보였다. WIF와 소진의 관계 역시 남성이 여성보다 높은 정적 관계를 보였으나, 이는 통계적으로 유의하지 않았다. FIW와 직무탈진의 두 하위요인 간 정적 관계는 모두 여성보다 남성에게서 더 높게 나타났다. 전반적으로, 일-가정 갈등에 있어 비슷한 수준의 증가를 지각하더라도 직무탈진에 대한 반응은 남성이 더 크게 나타낸 것이다. 이러한 결과는 여성은 가사를 담당하고 남성은 직무를 담당한다는 성역할고정관념(이자명, 두경희, 2015; 허수연, 2008)에 기반하여 여성보다 남성이 직무로부터 더 큰 영향을 받을 수 있다는 주장을 하는 민감화 관점(Shockley et al., 2017)과 일치한다.

흥미롭게도, 성별과 1차 FIW 간 단순 상관

역시 약하게나마 유의한 부적 관계로 나타나서, FIW의 평균도 여성보다 남성 집단에서 더 높게 나타났다. 비록 가정 때문에 일에 방해 받는 정도에 있어서 남성이 여성보다 실제로 더 많은 갈등요소를 경험하는지를 알 수는 없으나, 이러한 결과는 적어도 남성이 일을 방해하는 가정(FIW)의 수준을 여성보다 더 높게 지각한다는 것을 의미한다. 본 결과는 맞벌이 부부만을 대상으로 한 선행 연구에서 WIF와 FIW 모두에서 남편보다 아내의 평균이 약간 더 높게 나타난 것과는 대비되는 결과이다(임인혜, 유성경, 2020). 다만, 임인혜와 유성경(2020)의 연구에서는 성별에 따른 집단 간 차이를 확인하지는 않았기 때문에 그러한 차이가 통계적으로 유의했는지 여부는 불분명하다. 또한, 임인혜와 유성경(2020)의 연구는 맞벌이 부부를 대상으로 했다는 점에서도 본 연구와 직접적 비교가 어렵다. 이번 연구는 미혼을 포함하였으며, 기혼의 경우도 대상을 부부로 한정하지 않았다. 그렇기 때문에 성별에서 나타난 이러한 평균 차이가 표본의 특성에서 기인했을 가능성이 있다. 실제로 추가분석에서 집단의 주효과를 면밀히 확인했을 때, 미혼 여성과 기혼 남성에서만 평균차이가 유의하였다. 더욱 중요하게는, 성별과 2차 FIW 간 단순 상관은 유의하지 않아서 이러한 양상은 1차에만 국한되어 나타났다. 추가분석에서도 2차 FIW에서는 네 개의 집단에 간 유의한 차이가 없었다. 또한, WIF의 경우 1차와 2차 모두 집단 차이가 관찰되지 않았다.

다음으로, 결혼 여부만을 조절변수로 놓고 네 개의 회귀분석을 시행한 결과, FIW와 소진 간 관계에서 유의한 상호작용이 나타났다. 가설과 같이, 미혼보다 기혼의 경우 FIW와 소진 간 정적 관계가 더 크게 보고되었다. 같은 정

도의 FIW 증가에 따른 소진 반응이 미혼보다 기혼에게서 더 높게 나타난 것이다. 서론에서는 이러한 가설을 반복되는 타격(McEwen, 1998) 및 일-가정 갈등의 내용에 따른 심각성에 의한 반응으로 해석하였다. McEwen(1998)의 이론에 따르면, 스트레스의 부하량이 누적되거나 반복되는 타격은 과민반응을 야기한다. 기혼의 경우 일-가정 갈등을 더 많이 혹은 더 자주 경험할 확률이 높기 때문에 어느 특정 시점에서 지극한 일-가정 갈등의 수준은 미혼과 동일하더라도 그에 따른 직무탈진에 대한 반응은 훨씬 더 크게 나타날 수 있다. 특히, 미혼과 기혼이 경험하는 FIW의 누적 빈도와 더불어 강도 역시 다를 수 있기에 양적 증가 수준이 동일하더라도 그에 대한 반응성에서는 차이가 날 수 있다. 예를 들어, 자녀의 건강 문제로 업무에 집중할 수 없는 기혼 직장인의 FIW와 부양가족은 없으나 집수리로 인해 업무에 지장을 받는 미혼 직장인의 FIW를 비교하자면, 둘 다 스트레스를 경험하기 충분한 상황임에도 불구하고 FIW의 증가에 있어서 느끼는 정서적 소진의 수준은 기혼에게서 더 크게 나타날 수 있다. 자녀의 건강이 집수리보다 더 민감하고 중요한 사안으로 인식되기 때문이다. 다만, 이러한 조절효과가 냉소에서는 관찰되지 않아서 직무탈진 중에서도 정서 관련 하위요인에서만 FIW와 결혼 여부의 상호작용이 나타났다. 또한, WIF와 결혼 여부의 상호작용은 전혀 유의하지 않았는데, 소진의 경우 WIF와 결혼 여부의 주효과만으로도 47.0%의 변량이 설명되었고, 냉소의 경우 21.1%의 변량이 설명되었다. 역할스트레스원 등 직무탈진에 영향을 미칠 수 있는 다른 많은 선행변수들이 존재하는 가운데(김영은, 박형인, 2014), 이 두 변수만으로도 이렇게 많은

변량이 설명된다면 이 두 변수의 상호작용항이 추가로 역할을 할 가능성은 그만큼 적어진다.

같은 성별에서도 결혼 여부에 의해 혹은 같은 기혼 내에서도 성별에 의해 일-가정 갈등과 직무탈진의 관계가 달라지는지를 확인하기 위해서 남성 대 여성, 그리고 기혼 대 미혼의 조합을 바탕으로 네 집단을 형성하여 대비코딩을 하였다. 분석 결과, 총 네 가지 경우의 숫자 중 두 회귀모형에서만 유의한 상호작용이 관찰되었다. 특히, WIF와 직무탈진 간 관계에서는 상호작용이 없었던 반면, FIW와 직무탈진 간 관계에서는 상호작용이 나타났다. 소진을 설명하는 모형에서는 두 번째 대비코딩항(기혼 여성 대 미혼 여성)이 유의한 조절효과를 보여, 기혼 여성이 미혼 여성보다 FIW와 소진 간 관계를 더 강하게 보고하였고, 결과적으로 미혼 여성 직장인에게서 가장 약한 정적 관계가 나타났다. 이는 앞에서 확인한 결혼 여부의 조절효과가 특히 여성 내 더 두드러지는 현상임을 시사한다. 냉소를 설명하는 모형에서는 첫 번째 대비코딩항(여성 대 남성)에서 유의한 상호작용 효과가 나타나서, 이는 앞서 설명한 성별의 조절효과를 반복하는 결과이다. 나아가 가설에서 예상한 대로 미혼 여성 직장인에게서 가장 약한 정적 관계가 보고되었고, 미혼 여성과 미혼 남성의 차이가 특히 두드러지게 관찰되었다. 즉, 미혼 남성이 미혼 여성보다 FIW의 증가에 따라 직무에 대해 더 높은 냉소적 태도를 보인다는 것이다. 이는 아직까지 존재하는 한국사회의 남아선호사상을 반영하는 결과일 수 있다. 전통적으로 부모는 남아에게 가문을 이끌어 갈 인재로 성장하기를 바라는 경우가 많았으며, 아직도 이런 문화가 존재한다(손승영, 2009).

그에 따라 장성한 자녀가 가지는 부모부양의 의무 역시 남성에게 더 높게 기대될 수 있고, 이러한 부담으로 인해 FIW에 대한 반응성이 미혼 여성보다 미혼 남성에게서 더 크게 나타났을지 모른다. 한편, 기혼 여성과 기혼 남성에서의 반응성은 상대적으로 크게 차이를 보이지 않아서, 미혼 남녀가 보이는 성차가 기혼 남녀에게서는 약화되는 양상이 관찰되었다. 전술한 것과 같이 이는 결혼한 직장인이 지니는 자녀양육 등의 무거운 책무로 인한 반응성의 문제일 수 있다. 기혼의 경우 성별과 무관하게 중대한 가정 내 부담을 경험할 가능성이 높으며, 회복할 틈이 없이 반복되는 중대한 스트레스원은 예민성을 증가시키는 경향이 있기 때문에(McEwen, 1998), FIW에 대한 반응성에서의 성차가 누그러졌을 수 있다.

그림 5에 나타난 전반적인 양상에 주목을 하자면, 기울기에 있어서 다른 세 집단은 비슷한 크기임에 비해, 미혼 여성만 두드러지게 약한 기울기를 보이고 있다. 물론 이는 가설을 지지하는 결과이지만, 가설에서는 직무탈진 자체에 대한 집단의 주효과는 고려하지 않았다. 추가분석으로 확인한 직무탈진에 대한 집단의 주효과는 조절효과와는 다른 양상이었다. 추가분석 결과, 같은 여성이라도 기혼보다 미혼이 경험하는 직무탈진의 수준이 더 높게 보고되었으며, 같은 미혼이라도 남성보다 여성이 경험하는 직무탈진의 수준이 더 높았다. 결과적으로, 미혼 여성의 직무탈진 수준이 가장 높은 반면, 기혼 남성의 직무탈진 수준이 가장 낮았다. 즉, 일-가정 갈등의 증가에 따른 반응성은 미혼 여성이 가장 낮았으나, 보고된 직무탈진의 수준은 미혼 여성이 가장 높았다. 이러한 차이에 주목해서 상호작용에서의 결과를 해석하자면, 미혼 여성의 직무탈진은 이미

높은 수준이라서 또 다른 외부 요인에 의해서 영향을 받을 확률이 적고, 따라서 일-가정 갈등의 수준이 변화하는 바에 의해서도 크게 달라지지 않는다는 것이다. 직무탈진의 수준이 미혼 여성의 현재 평균보다 더 높아진다면 이는 자발적 혹은 비자발적 퇴사로 이어질 것이기에 더 이상 조사대상에 포함되지 않을 것이며(범위제한), 현재의 평균이 조직의 구성원으로 남아있으면서 보일 수 있는 실질적으로 가장 높은 수준의 직무탈진이라면 더 이상 높아지는 것은 불가능하다(천장효과). 종합적으로, 미혼 여성의 직무탈진은 이미 높은 수준이기 때문에 다른 집단에 비해서 반응성은 약할 수 있음을 추가분석을 통해 확인하였다. 그럼에도 불구하고, 이러한 차이를 전적으로 성별로만 해석하기는 어렵다. 다른 조건이 통제되지 않았기 때문이다. 예를 들어, 직업의 차이로 인한 가능성 역시 배제하기 힘들다. 미혼 여성의 비율이 높은 직업이 더 많은 직무탈진에 노출되었을 수도 있다는 것이다.

마지막으로, 일-가정 갈등이 직무탈진에 미치는 효과가 14일 후에도 지속되는지 조사한 결과, WIF는 1차 직무탈진을 통해 2차 직무탈진에 미치는 간접효과와 함께 직접효과 역시 존재했던 반면, FIW는 1차 직무탈진을 매개로 한 효과를 고려하면 2차 직무탈진에는 더 이상 직접적인 효과가 없었다. 다시 말해, 일-가정 갈등의 원인이 가정에 있을 때는 14일 후의 직무탈진에 대한 직접효과는 사라졌으나, 일-가정 갈등의 원인이 업무에 있을 때는 소진과 냉소에 미치는 직접효과가 여전히 남아 있었다. FIW에서 지연효과가 관찰되지 않은 결과는 González-Morales 등의 연구(2010)에서 관찰된 것과 같이 동시효과는 있더라도 지연효과는 사라지는 현상이다. González-Morales 등

의 연구(2010)가 반 년 정도의 다소 긴 시간 간격을 적용했고 상호작용의 효과에 초점을 맞췄기 때문에 본 연구와 차이가 있을 것으로 예상했으나, FIW에서는 가설이 지지되지 않았다. 이와 대조적으로, 1차 직무탈진이 2차 직무탈진으로 연결되는 강력한 효과를 제외하고도 WIF가 2차 직무탈진에 미치는 고유한 영향력이 있었다. 이는 가설을 지지하는 결과로, WIF의 부정적 효과가 그만큼 강했다는 의미이다. 종합적으로, 지연효과와 관련된 분석은 일-가정 갈등의 하위요인에 따라서 다른 결과를 보였다. 이렇게 하위요인에 따라 다른 결과가 나온 이유는 일치영역관계(matching-domain relations)로 해석할 수 있다. 일치영역관계는 일-가정 갈등의 원천에 따른 스트레인(strain)과의 관계에 대한 설명으로, WIF는 업무 관련 결과에 더 큰 영향을 미치고, FIW는 가정 관련 결과에 더 큰 영향을 미친다는 것이다(Amstad et al., 2011). Amstad 등(2011)의 연구에서는 시차에 따른 지연효과를 고려하지 않았는데, 직무탈진은 업무 관련 스트레인이기 때문에 업무로부터 시작된 일-가정 갈등인 WIF가 직무탈진에 보이는 지연효과 역시 WIF가 더 강했다는 해석이 가능하다.

본 연구는 상대적으로 대규모 표본을 대상으로 일-가정 갈등이 직무탈진에 미치는 효과에 있어서 인구통계학적 정보에 따른 차이를 조사하였다는 데 학문적 의의가 있다. 서론에서 언급한 것처럼, 일-가정 갈등의 효과에 대한 기존의 국내 연구는 특정 대상을 한정하여 시행된 사례가 대부분이었다(박은선 등, 2016; 설진희, 박수현, 2019; 이세란, 이기학, 2021; 이주일, 유경, 2010; 이주희, 이은희, 2000; 임인혜, 유성경, 2020; 장재윤, 김효선, 2008). 일-가정 갈등의 특성에 따라 가정 내 역할이 동

일한 경우로 한정하여 조사하는 것 역시 의미가 있지만, 이들 연구에서는 성별과 결혼 여부를 바탕으로 한 각기 다른 조합에서의 효과 차이를 확인하는 것은 불가능하였다. 나아가, 성별과 결혼 여부에 따른 집단 간 차이를 조사하기 위해서는 일정 규모 이상의 표본이 필요한 반면, 앞서 언급한 연구들이 설문조사를 시행할 경우 최소 159명(장재윤, 김효선, 2008)부터 최대 738명(부부 369쌍, 임인혜, 유성경, 2020)으로 1,000명이 넘지 않았다. 본 연구는 2차 응답 이후에도 1,108명의 설문자료를 분석에 사용하였다는 장점이 있다.

본 연구의 이론적 공헌점은 민감화 관점(Shockley et al., 2017)을 일-가정 갈등의 주효과가 아닌 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계에서의 조절효과에 적용했다는 것이다. Shockley 등(2017)의 메타분석 연구에서는 성별과 WIF 및 FIW의 상관성이 매우 약하게 나왔을 뿐만 아니라, 나아가 두 하위요인 모두에서 여성이 더 높은 일-가정 갈등을 지각하는 것으로 나타났다. 또한 일이나 가정의 특성이 WIF에 미치는 관계에서도 성별의 조절효과는 관찰되지 않았다(Shockley et al., 2017). 이에 따라 민감화 관점은 지지되지 않았는데(Shockley et al., 2017), 본 연구는 이러한 관점이 일-가정 갈등에 따른 반응성에도 적용될 수 있을 것으로 보고 조사하였다. 일-가정 갈등이 직무탈진에 미치는 효과에 있어서는 여성보다 남성이 더 큰 반응성을 보였기 때문에 민감화 관점과 일맥상통하는 양상이었다. 따라서 민감화 관점을 다른 시각에서 적용한 본 연구의 시도는 의미가 있었다. 후속 연구에서는 일-가정 갈등과 다른 결과변수 간 관계에서도 이러한 양상이 관찰되는지 확인해 볼 필요가 있다. 직무탈진뿐만 아니라 직무열의나 직무수행 등에도

적용해 볼 가치가 있다.

본 연구에서 확인된 집단 간 차이를 바탕으로 조직의 관리자들과 HR 컨설턴트들은 집단에 따른 맞춤형 개입을 준비하는 데 도움을 받을 수 있을 것이다. 먼저, WIF의 부정적 지연효과가 강력했을 뿐만 아니라, WIF가 1차 직무탈진을 통해 2차 직무탈진에 미치는 간접효과가 집단에 따라 다르지 않았다. 그러므로 WIF에 대한 개입은 모든 집단을 대상으로 시행하는 것이 요구된다. 게다가 WIF가 FIW보다 더 큰 부정적 영향이 있으므로 이를 예방하기 위한 노력을 더 기울여야 한다. WIF의 원천은 직장으로부터 비롯되기 때문에(Frone et al., 1992; Michel et al., 2011), 조직에서 업무 자체나 업무와 관련한 환경을 조정하는 노력이 효력을 발휘할 수 있다. 예를 들어, 업무량 등 직무스트레스원을 줄인다거나(Frone et al., 1992; Michel et al., 2011), 직장 내 사회적 지지를 더 높이는 전략으로 WIF를 감소시킬 수 있다(Michel et al., 2011). FIW의 1차 수준에 있어서 남성이 여성보다 더 높게 보고하였고, FIW가 직무탈진을 높이는 해로운 효과 역시 여성보다 남성에게서 더 크게 나타났다. 이러한 결과를 반영하여, 조직의 관리자들과 HR 실무자들은 가정으로부터 시작되는 일-가정 갈등의 예방프로그램 개발 및 운영에 있어서 남성 조직원을 대상으로 한 개입에 더 신경을 써야 한다. 부모로서의 의무나 부양가족의 숫자가 FIW를 높일 수 있으므로(Michel et al., 2011), 남성의 비율이 높은 조직에서는 자녀양육이나 부모봉양을 도울 수 있는 복지프로그램을 다양하게 갖추는 것이 바람직할 것이다.

본 연구의 첫 번째 제한점은 네 집단의 표본크기가 불균형을 이루고 있다는 점이다. 여성이 전체 표본의 58.0%로 다소 높은 비율을

차지하였고, 여성의 경우 미혼이 조금 더 많았던 반면, 남성의 68.3%가 기혼이어서 미혼 남성의 비율이 전체 표본의 13.3%로 상대적으로 가장 낮은 비율로 모집되었다. 후속 연구에서는 미리 각 집단의 비율을 할당하여 균형을 이룰 필요가 있다. 두 번째 제한점은 1차와 2차 설문조사 사이의 기간에 대한 이론적 근거가 미약하다는 것이다. 직무탈진을 포함하여 직장인의 정신건강을 종단적으로 연구한 74개의 선행연구를 조사한 선행연구에서 시간 간격은 평균 11개월이었다(Lesener et al., 2019). 짧게는 나흘부터 길게는 10년의 기간이 연구에 사용되었는데, 대부분의 연구들이 이러한 시간 간격에 대한 이유를 제시하지 못하였다(Lesener et al., 2019). 본 연구에 적용된 14일의 시차가 직무탈진을 활용한 이전 연구(Park & Nam, 2020)에서 차용되기는 하였지만, 왜 14일이 적절한 시차인지에 대한 이론적 근거가 여전히 부족하다. 추후 연구에서는 장기종단 설계에 있어서 적절한 시차를 보다 정교하게 고려해야 한다. 나아가, 적절한 시간 간격에 대한 이론적 근거를 찾는 노력과 더불어, 시간 간격을 더 길게 하였을 때에도 일-가정 갈등의 효과가 지연효과를 갖는지를 확인할 필요도 있다. Odle-Dusseau 등(2012)이 다섯 개월의 시간 간격으로 일-가정 갈등의 효과를 조사하였을 때 직무수행과는 유의한 상관관이 없었던 반면, 직무태도와는 유의한 상관관이 관찰되었다. 따라서 몇 개월 후의 지연효과가 직무탈진에도 적용될 수 있는지 확인할 필요가 있다. 마지막으로, 직장이나 직종을 통제하여 동일한 환경에서 성별과 결혼 여부의 조절효과를 조사하지 못한 점 역시 본 연구의 한계이다. 결과에서 나타난 차이가 전적으로 성별이나 결혼 여부에 따른 것이 아니라 특정 인구가

더 많이 종사하는 직업에서의 차이일 수 있기 때문이다. 연령 또한 가외변수(extraneous variable)로 작용했을 수 있다. 미혼의 평균 연령 34.18세인 반면, 기혼의 평균 연령은 43.21세로 약 9년의 차이가 있었다. 따라서 본 자료에서 관찰된 차이가 결혼 여부가 아니라 연령에 따른 차이일 가능성을 배제하기 힘들다. 후속 연구에서는 성별과 결혼 여부를 제외한 다른 조건을 일정하게 유지하고도 결과가 반복되는지 점검하여야 한다.

여러 제한점에도 불구하고, 본 연구의 결과를 적용하여 앞으로 일-가정 갈등을 예방하기 위한 개입 방안을 마련하는 데 있어 대상에 따른 맞춤형 지원을 모색할 수 있다. 일과 가정의 양립이 갈수록 중요해지는 현 시점에서 일-가정 갈등의 부정적 결과에 있어서의 집단에 따른 차이를 조사한 본 연구는 실무적 개입에 대한 함의를 제공하여 조직과 조직원 모두에게 도움이 될 것이다.

참고문헌

국가통계포털 (2020). 지역별고용조사의 맞벌이 가구 비율.
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1ES4F01S&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=B19_EQ1&scrlId=&seqNo=&lang_mode=ko&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE&path=%252FstatisticsList%252FstatisticsListIndex.do에서 2022, 3, 20 자료 얻음.

김영은, 박형인 (2014). 역할스트레스원과 직무탈진 간 관계에 대한 메타분석 연구. *현대사회과학연구*, 18, 51-61.
<https://kiss.kstudy.com/thesis/thesis-view.asp?key>

=3301782

김유경, 이혜진, 박형인 (2018). 직장인의 역할과부하와 직무열의의 관계: 심리적 분리의 매개효과와 잡 크래프팅과 결혼 여부 및 성별의 조절효과. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 31(1), 249-279.
<http://doi.org/10.24230/ksiop.31.1.201802.249>

김은영, 왕은자 (2020). 여성 직장인의 직장내 괴롭힘 경험에 관한 현상학적 연구. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 26(2), 69-97.
<http://doi.org/10.20406/kjcs.2020.5.26.2.69>

박은선, 손은영, 임지숙 (2016). 맞벌이 남성의 일-가정 양립 경험에 대한 개념도 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 28(4), 1193-1216.
<http://doi.org/10.23844/kjcp.2016.11.28.4.1193>

박형인 (2019). 정서노동으로부터 직무탈진까지의 순차적 매개경로: 표면행위와 내면행위의 대조. *한국심리학회지: 일반*, 38(4), 599-623.
<http://doi.org/10.22257/kjp.2019.12.38.4.599>

박형인, 남숙경, 양은주 (2011). 직무소진과 직무태도 및 이직의도와와의 관계: 메타분석적 문헌 고찰. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 24(3), 457-491.
<http://doi.org/10.24230/ksiop.24.3.201108.457>

설진희, 박수현 (2019). 일-가정 다중역할 부정적 경험이 미취학 자녀를 가진 전일제 직장여성의 내재화 문제에 미치는 영향: 사회지향성의 매개효과. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 25(1), 55-77.
<http://doi.org/10.20406/kjcs.2019.2.25.1.55>

손승영 (2009). 한국 가족의 청소년 자녀 사회화 연구: 부모의 기대와 개입을 중심으로.

- 한국청소년연구, 20(1), 57-84.
<https://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE01152393>
- 신강현 (2003). 일반직 종사자를 위한 직무 소진 척도(MBI-GS)에 대한 타당화 연구. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 16(3), 1-17.
<https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART000908082>
- 심미혜, Endo Yumi (2013). 한국인의 성역할 고정관념과 성차별의식 및 군복무에 대한 태도. 한국심리학회지: 여성, 18(3), 365-385. <http://doi.org/10.18205/kpa.2013.18.3.002>
- 이세란, 이기학 (2021). 직장여성의 성차별 경험과 직무 및 삶의 만족의 구조 관계: ‘일 자유의지’와 ‘괜찮은 일’의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 33(1), 539-560.
<http://doi.org/10.23844/kjcp.2021.02.33.1.539>
- 이자명, 두경희 (2015). 성별에 따른 예비교사의 성역할 인식 및 역할기대차이 분석. 한국심리학회지: 여성, 20(4), 591-614.
<http://doi.org/10.18205/kpa.2015.20.4.008>
- 이주일, 유 경 (2010). 직장-가정 갈등의 세대 차이와 직장-가정 갈등이 행복에 미치는 영향: 직장여성의 경우. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 23(3), 471-501.
<http://doi.org/10.24230/ksiop.23.3.201008.471>
- 이주희, 이은희 (2000). 맞벌이 부부의 직장, 가정의 역할갈등과 우울과의 관계에 대한 대처방식의 조절효과. 한국심리학회지: 건강, 5(2), 287-303.
<https://kiss.kstudy.com/thesis/thesis-view.asp?key=1755332>
- 임인혜, 유성경 (2020). 맞벌이 부부의 일-가정 갈등이 결혼만족에 미치는 영향에서 스트레스 대처의 조절효과. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 26(4), 551-578.
<http://doi.org/10.20406/kjcs.2020.11.26.4.551>
- 장재윤, 김효선 (2008). 직장 및 가정에서의 성역할 행동특성의 차이, 행동 전이 및 직장-가정 양립간의 관계: 맞벌이 여성공무원들을 대상으로. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 21(2), 265-283.
<http://doi.org/10.24230/ksiop.21.2.200805.265>
- 장지원, 박형인 (2015). 조직몰입과 조직시민행동에 대한 일-가정 갈등, LMX 및 성별의 상호작용효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 28(2), 199-223.
<http://doi.org/10.24230/ksiop.28.2.201505.199>
- 최재광, 유제근, 송원영 (2021). 직장에서의 정당한 성평등에 대한 믿음 척도의 개발 및 타당화. 한국심리학회지: 일반, 40(2), 155-185.
<http://dx.doi.org/10.22257/kjp.2021.6.40.2.155>
- 허수연 (2008). 맞벌이가구 여성과 남성의 가사노동시간에 관한 연구. 한국여성학, 24(3), 177-210.
<https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE01066826>
- 홍선희, 양병화, 오세진 (1998). 관여, 기대 및 지지에 따른 직장-가정 갈등요인의 효과 모델 검증. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 11(2), 1-19.
<https://kiss.kstudy.com/thesis/thesis-view.asp?key=2589475>
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Alarcon, G. M. (2011). A meta-analysis of burnout

- with job demands, resources, and attitudes. *Journal of Vocational Behavior*, 79(2), 549-562.
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2011.03.007>
- Amstad, F. T., Meier, L. L., Fasel, U., Elfering, A., & Semmer, N. K. (2011). A meta-analysis of work-family conflict and various outcomes with a special emphasis on cross-domain versus matching-domain relations. *Journal of Occupational Health Psychology*, 16(2), 151-169.
<https://doi.org/10.1037/a0022170>
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2017). Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward. *Journal of Occupational Health Psychology*, 22(3), 273-285.
<https://doi.org/10.1037/ocp0000056>
- Beehr, T. A. (1998). An organizational psychology meta-model of occupational stress. In C. L. Cooper (Ed.), *Theories of organizational stress* (pp. 6-27). Oxford University Press.
- Bem, S. L. (1981). Gender schema theory: A cognitive account of sex typing. *Psychological Review*, 88(4), 354-364.
<https://doi.org/10.1037/0033-295X.88.4.354>
- Cordes, C. L., & Dougherty, T. W. (1993). A review and an integration of research on job burnout. *Academy of Management Review*, 18(4), 621-656.
<https://doi.org/10.5465/amr.1993.9402210153>
- Demerouti, E., Mostert, K., & Bakker, A. B. (2010). Burnout and work engagement: A thorough investigation of the independency of both constructs. *Journal of Occupational Health Psychology*, 15(3), 209-222.
<https://doi.org/10.1037/a0019408>
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands-resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 499-512.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.3.499>
- Duxbury, L. E., & Higgins, C. A. (1991). Gender differences in work-family conflict. *Journal of Applied Psychology*, 76(1), 60-74.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.76.1.60>
- Frone, M. R., Russell, M., & Cooper, M. L. (1992). Antecedents and outcomes of work-family conflict: Testing a model of the work-family interface. *Journal of Applied Psychology*, 77(1), 65-78.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.77.1.65>
- González-Morales, M. G., Rodríguez, I., Peiró, J. M. (2010). A longitudinal study of coping and gender in a female-dominated occupation: Predicting teachers' burnout. *Journal of Occupational Health Psychology*, 15(1), 29-44.
<https://doi.org/10.1037/a0018232>
- Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2010). *Statistics for the behavioral sciences* (9th ed.). Wadsworth.
- Greenhaus, J. H., & Beutell, N. J. (1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of Management Review*, 10(1), 76-88.
<https://doi.org/10.5465/amr.1985.4277352>
- Gutek, B. A., Searle, S., & Klepa, L. (1991). Rational versus gender role explanations for work-family conflict. *Journal of Applied Psychology*, 76(4), 560-568.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.76.4.560>
- Halbesleben, J. R. B., & Demerouti, E. (2005). The construct validity of an alternative measure of burnout: Investigating the English translation of the Oldenburg Burnout

- Inventory. *Work & Stress*, 19(3), 208-220.
<https://doi.org/10.1080/02678370500340728>
- Han, K., Park, H. I., Weed, N. C., Lim, J., Johnson, A., & Joles, C. (2013). Gender differences on the MMPI across American and Korean adult and adolescent normative samples. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 197-206.
<https://doi.org/10.1080/00223891.2012.754360>
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Heuven, E., & Bakker, A. B. (2003). Emotional dissonance and burnout among cabin attendants. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 12(1), 81-100.
<https://doi.org/10.1080/13594320344000039>
- Johnson, H.-A. M., & Spector, P. E. (2007). Service with a smile: Do emotional intelligence, gender, and autonomy moderate the emotional labor process? *Journal of Occupational Health Psychology*, 12(4), 319-333.
<https://doi.org/10.1037/1076-8998.12.4.319>
- Lesener, T., Gusy, B., & Wolter, C. (2019). The job demands-resources model: A meta-analytic review of longitudinal studies. *Work & Stress*, 33(1), 76-103.
<https://doi.org/10.1080/02678373.2018.1529065>
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 2(2), 99-113.
<https://doi.org/10.1002/job.4030020205>
- Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. P. (1996). *Maslach Burnout Inventory Manual* (3rd ed.). CPP, Inc.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 397-422.
<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
- McEwen, B. S. (1998). Protective and damaging effects of stress mediators. *New England Journal of Medicine*, 338(3), 171-179.
<https://doi.org/10.1056/NEJM199801153380307>
- Michel, J. S., Kotrba, L. M., Mitchelson, J. K., Clark, M. A., & Baltes, B. B. (2011). Antecedents of work-family conflict: A meta-analytic review. *Journal of Organizational Behavior*, 32(5), 689-725.
<https://doi.org/10.1002/job.695>
- Odle-Dusseau, H. N., Britt, T. W., & Greene-Shortridge, T. M. (2012). Organizational work-family resources as predictors of job performance and attitudes: The process of work-family conflict and enrichment. *Journal of Occupational Health Psychology*, 17(1), 28-40.
<https://doi.org/10.1037/a0026428>
- Park, H. I., & Nam, S. K. (2020). From role conflict to job burnout: A mediation model moderated by mindfulness. *The Career Development Quarterly*, 68(2), 129-144.
<https://doi.org/10.1002/cdq.12218>
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., & Maslach, C. (2009). Burnout: 35 years of research and practice. *Career Development International*, 14(3), 204-220.
<https://doi.org/10.1108/13620430910966406>
- Shockley, K. M., Shen, W., DeNunzio, M. M., Arvan, M. L., & Knudsen, E. A. (2017).

한국심리학회지: 일반

Disentangling the relationship between gender and work - family conflict: An integration of theoretical perspectives using meta-analytic methods. *Journal of Applied Psychology*, 102(12), 1601-1635.

<https://doi.org/10.1037/apl0000246>

Taris, T. W. (2006). Is there a relationship between burnout and objective performance? A critical review of 16 studies. *Work & Stress*, 20(4), 316-334.

<https://doi.org/10.1080/02678370601065893>

1차원고접수 : 2022. 06. 22.

2차원고접수 : 2022. 10. 04.

최종게재결정 : 2022. 10. 22.

Moderating Effects of Gender and Marital Status on the Relationships between Subtypes of Work-Family Conflict and Job Burnout

Hyung In Park

Department of Psychology, Sungkyunkwan University

This study investigated whether the relationships between work-family conflict subtypes, work interfering family (WIF) and family interfering work (FIW), and burnout subtypes (exhaustion and cynicism) would differ contingent upon the respondents' gender and marital status. In addition, the lagged effects of work-family conflict were examined whether the effects would exist after 14 days. Participants were 1,108 full-time workers who completed two-time online surveys from the pool of a professional survey company. In general, the effects of work-family conflict on burnout appeared larger among men than women. Further, the effect of FIW on exhaustion was larger among married workers than single workers. Additionally, the comparison among four groups resulting from the combination of gender and marital status showed that the positive relationships of FIW with burnout facets were the weakest among single women. However, single women reported the highest mean scores of burnout facets. Finally, WIF had the direct effects on Time 2 burnout subtypes even after Time 1 burnout subtypes were controlled, whereas FIW had only the indirect effects. These results provide practical implications on how to intervene the harmful effects of work-family conflict.

Key words : *work-family conflict, job burnout, gender, marital status, moderation*