

## 결정권한의 이중적 효과: 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계\*

위 형 욱                      박 형 인†

성균관대학교 심리학과

본 연구는 직무통제가 자원으로 기능하지 못하거나 오히려 해로울 때도 있다는 본질적 특성에 기반하여(Spector, 1998), 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계에서 결정권한의 역완충 효과를 조사함으로써 직무통제의 이중적 측면을 확인하고자 하였다. 추가로, 매칭가설에 근거하여(Amstad et al., 2011), 일-가정 갈등의 방향에 따라서 직무탈진에 대한 일-가정 갈등의 주효과와 결정권한의 상호작용 효과가 달라지는지 확인하고자 하였다. 이를 위해서 국내 공공기관이나 민간 기업에 근무하는 만 19세 이상의 전일제 근로자를 대상으로 설문조사를 시행하였고, 총 470명의 응답을 통계분석에 사용하였다. 분석 결과, 결정권한이 높을수록 일-가정 갈등과 직무탈진의 정적 관계가 더 강해지는 역완충 효과가 나타났다. 또한, 가정이 일을 방해하는 경우보다 일이 가정을 방해하는 경우에 직무탈진이 더 높았으며 결정권한의 조절효과도 더 강했다. 이 결과에 근거해서 연구의 학문적 및 실무적 함의를 제시했으며, 연구가 가지고 있는 한계점과 후속연구를 위한 방안을 제안하였다.

주요어 : 결정권한(결정위임), 일-가정 갈등, 직무탈진, 역완충 효과

\* 본 연구의 자료는 정부의 4단계 BK21 사업에서 지원을 받아서 수집되었음. 또한 본 연구는 성균관대학교 및 교육부, 한국연구재단의 4단계 두뇌한국21 사업 대학원혁신의 지원을 받았음.

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

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



Copyright © 2023, The Korean Society for Industrial and Organizational Psychology. 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.

## 서론

직무통제(job control)는 직장에서 자신의 행동에 대한 선택권을 의미하며(Spector, 1998), 결정범위(decision latitude), 결정권한(또는 결정위임, decision authority), 자율성(autonomy) 등의 다양한 하위요인을 포함하는 개념이다. 직무통제는 핵심적인 직무자원 중 하나로서, 스트레스를 낮추고 스트레스원의 부정적인 효과를 완화하는 역할을 할 수 있다고 제안되어 왔다(Spector, 1998). 직무통제와 관련된 대부분의 선행연구는 이러한 직무통제의 긍정적인 측면에 중점을 두고 연구를 진행하였다. 그 결과, 직무만족(Bond & Bunce, 2003)과 직무수행(Holman & Axtell, 2016)을 높이고 직무탈진(Fernet et al., 2004; Luchman & González-Morales, 2013)을 낮추는 등 직무통제의 긍정적인 주효과가 반복적으로 확인되었다. 하지만 일반적인 기대와는 달리 직무통제가 항상 긍정적으로 작용하는 것은 아니다. 즉, 직무통제 역시 역기능적인 효과를 보이는 경우가 존재한다(예, de Jonge & Schaufeli, 1998; Schaubroeck & Fink, 1998).

이론적으로도 직무통제는 부담으로 지각되거나 위협이 따를 수 있다는 부정적인 측면을 내포하고 있는 복합적인 직무특성으로 개념화되었다(Spector, 1998). 이에 비록 일부이지만, 경험 연구에서도 직무통제의 부정적인 측면에 초점을 맞추어 연구를 진행한 바 있다. Schaufeli와 Taris(2014)는 직무자원이 특정 상황에서는 스트레스를 높일 수 있음을 주장하며 대표적인 사례로 직무통제를 특정하였다. Stiglbauer와 Kovacs(2018)는 직무통제가 부정적으로 작용할 수 있음을 이론적인 근거와 함께 주장하며 그 효과를 조사하여 잠정적 증거를

제시하였다. 또한 de Jonge와 Schaufeli(1998)와 Kubicek 등(2014)은 직무통제가 부정적으로 작용하여 스트레스를 높일 수 있음을 실증적으로 보여주기도 하였다. 이처럼 직무통제의 이중적인 특성에 관한 연구들이 존재하며, 이러한 연구들은 주로 직무통제의 주효과를 다루고 있다. 하지만 직무통제의 부정적인 측면은 주효과에서 나아가 조절효과인 역완충 효과(reverse buffering effect)의 형태로도 나타날 수 있다.

역완충 효과란 스트레스원의 해로운 효과를 완화할 것이라 기대되는 자원이 오히려 해로운 효과를 더 강화하는 경우를 지칭한다(Beehr et al., 2003). 주효과는 긍정적이지만 조절효과는 부정적인 경우 이는 길항적(antagonistic) 상호작용에 해당하는데(Cohen et al., 2003), 양상에 대한 해석이 어려워 예외적 현상이나 오류로 취급하기도 한다(Fenlason & Beehr, 1994). 하지만 사회적 지지(social support)의 사례처럼 역완충 효과를 단순한 오류로 해석하지 않는 경우도 존재한다. 사회적 지지는 개인적 자원으로 개념화되어 일반적으로 개인의 웰빙을 높이는 주효과나 스트레스원의 해로운 효과를 완충하는 조절효과의 역할을 한다고 예상되었고(Cohen & Wills, 1985), 일부 선행연구들도 사회적 지지의 완충적 조절효과에 대한 증거를 보여주었다(예, Frese, 1999; Pluut et al., 2018). 하지만 이런 이론적 예상과는 달리 사회적 지지가 높을수록 업무량과 소진의 정적 관계가 더 강해지는 등(Glaser et al., 1999; Tucker et al., 2018) 사회적 지지가 스트레스원의 부정적인 효과를 강화하는 현상이 오랜 기간 다양한 표본에서 반복적으로 관찰되었다(Kaufmann & Beehr, 1986; Kickul & Posig, 2001; Mayo et al., 2012). 이처럼, 사회적 지지의 경우에는 역완

충 효과가 꾸준히 관찰되어 왔기에, 학계에서는 이를 하나의 일반적인 현상으로 수용하고 (Jolly et al., 2021), 그 원인을 찾아 왔다(예, Beehr et al., 2003; Beehr et al., 2010). 역완충 효과는 본질적으로 긍정적인 요소가 특정 상황에서는 부정적으로 작용할 수 있다는 점을 보여주고 그 경계조건(boundary condition)을 알려 주기 때문에, 사회적 지지의 사례처럼 역완충 효과를 보이는 요인과 상황을 파악하는 것은 중요한 실무적 함의를 지닌다.

직무통제 역시 역완충 효과를 보일 가능성이 있지만(de Jonge & Schaufeli, 1998; Schaubroeck & Fink, 1998), 아직 이 현상에 대한 관심은 부족한 상황이다. 본 연구에서는 이론적 및 실증적 근거를 기반으로, 직무통제의 하위요인인 결정권한 역시 역완충 효과의 잠재력을 지닐 것이라고 가정하였다. 구체적으로, 일-가정 갈등(work-family conflict)과 직무탈진(job burnout) 간 관계에서 결정권한의 조절효과가 역완충 효과의 양상을 나타내는지 확인하려 한다. 이를 통해, 직무통제의 부정적인 측면에 초점을 맞춘 연구가 부족하며 관련 연구들도 대부분 주효과를 다루고 있는 상황에서, 직무통제의 조절효과에서도 부정적인 효과가 나타날 수 있음을 실증적으로 보여주고자 한다. 추가로 매칭가설(matching hypothesis)에 근거해서(Amstad et al., 2011), 일-가정 갈등의 원인이 업무 관련 요소에 있을 경우 직무 관련 결과에 더 강한 효과가 있다는 결과가 국내에서도 반복되는지 조사할 것이다. 매칭가설은 서양 문화권에서 개발된 가정 관련 모형으로, 이러한 반복조사는 가정에 대해 상대적으로 전통적인 가치관을 지닌 한국의 경우(은기수, 이윤석, 2005)에도 적용 가능한지 확인한다는 점에서 추가적인 의의가

있을 것이다.

### 일-가정 갈등과 직무탈진의 관계

직무탈진은 주로 서비스직 종사자들이 경험하는 문제로, 대인관계적 스트레스원으로 인한 만성적인 스트레인으로 개념화되었다(Maslach et al., 2001). 이후에 그 대상이 일반 근무자들까지 확장됨에 따라, 직무탈진의 구성요인은 소진(exhaustion), 냉소(cynicism), 그리고 직업비효능감(professional inefficacy)으로 재명명되었고 각 정의도 일부 수정되었다(Maslach et al., 2001). 소진은 직무탈진의 가장 대표적인 증상으로 신체적 자원과 정서적 자원이 모두 고갈되어 지친 상태를 의미하며, 냉소는 자신의 직무에 대해 냉담하고 부정적인 태도를 의미한다(Maslach et al., 2001). 마지막으로, 직업비효능감은 자신의 업무에서 성취감이나 생산성의 부족과 무능력함을 경험하는 상태를 의미한다(Maslach et al., 2001). 하지만 이 중 직업비효능감은 다른 두 하위요인과 상대적으로 낮은 상관을 보이며(박형인 등, 2011; Lee & Ashforth, 1996), 소진이나 냉소의 결과 요인이거나 별개의 개념으로서 간주되는 경향이 있다(Cordes & Dougherty, 1993; Green et al., 1991; Maslach et al., 2001; Taris et al., 2005). 따라서 일부 직무탈진 연구들은 직무탈진의 핵심 구성요인으로 소진과 냉소만을 사용하였으며(예, 박형인, 2022; Halbesleben & Demerouti, 2005; Qiao & Schaufeli, 2011), 본 연구에서도 이를 따르고자 한다.

직무탈진은 구성원들의 직무만족과 조직몰입을 낮출 뿐만 아니라, 이직의도를 높이고 우울이나 불안을 야기할 수도 있다(Alarcon, 2011; Koutsimani et al., 2019; Maslach et al.,

2001). 또한 구성원의 직무탈진이 높을수록 업무수행 능력은 낮아지는 것으로 나타났다(Swider & Zimmerman, 2010; Taris, 2006). 이런 이유로 구성원들의 직무탈진을 관리하는 것은 조직의 입장에서 중요한 과제이기에, 직무탈진의 원인을 파악하기 위한 연구는 오랫동안 이루어져 왔다. 지금까지 직무탈진의 선행요인으로서 직무요구와 개인의 성격 특질, 그리고 조직의 분위기 등 다양한 개념들이 연구되었다(Lee & Ashforth, 1996; Maslach et al., 2001). 비교적 최근에는 일-가정 갈등 또한 직무탈진을 야기하는 원인 중 하나로서 연구되고 있다(Reichl et al., 2014).

일-가정 갈등은 직무에서의 역할과 가정에서의 역할이 양립할 수 없는 상황에서 발생하는 역할 간 갈등을 의미한다(Greenhaus & Beutell, 1985). 특정 영역에서의 역할 수행으로 인해서 다른 영역의 역할을 수행하는 데 어려움을 겪는다면 일-가정 갈등이 존재하는 것이다(Frone et al., 1992). 일-가정 갈등은 양방향으로 부정적인 영향을 미칠 수 있으며(Greenhaus & Beutell, 1985), 갈등의 원인이 존재하는 영역에 따라서 일이 가정을 방해하는 경우(work interfering with family 또는 work to family conflict, WFC)와 가정이 일을 방해하는 경우(family interfering with work 또는 family to work conflict, FWC)로 구분된다(Frone et al., 1992). WFC는 지나친 업무량이나 업무시간처럼 일-가정 갈등의 원인이 업무 관련 영역에 존재하는 경우를 의미하는 반면, FWC는 부모로서의 역할처럼 갈등의 원인이 가정 관련 영역에 존재하는 경우를 의미한다(Michel et al., 2011).

일-가정 갈등의 하위요인인 WFC와 FWC는 둘 다 스트레스원으로서 일과 삶에 부정적인 영향을 미친다. WFC와 FWC는 모두 직무만족

이나 조직몰입, 그리고 전반적인 삶에 대한 만족과 부적 상관을 보였고, 우울 증상과는 정적 상관을 보였다(Amstad et al., 2011; Bruck et al., 2002; Drummond et al., 2017). 또한 WFC와 FWC는 모두 직무탈진과 정적 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다(Amstad et al., 2011; Reichl et al., 2014; Zhang et al., 2012).

하지만 매칭가설에 따르면 WFC와 FWC가 직무탈진과 가지는 정적 관계에는 차이가 존재한다(Amstad et al., 2011). 매칭가설은 일-가정 갈등의 부정적인 결과가 갈등의 원인이 존재하는 영역에서 우선적으로 더 강하게 나타난다고 주장한다(Amstad et al., 2011). 즉, WFC의 부정적인 영향은 일 관련 영역에서 더 강하게 나타나고, FWC의 부정적인 영향은 가정 관련 영역에서 더 강하게 나타난다는 것이다. 경험적으로도 WFC는 FWC보다 직무만족, 이직의도 등 업무 관련 스트레인과 더 강한 관계를 가졌으며, FWC는 WFC보다 결혼이나 가족에 대한 만족과 더 강한 관계를 가지는 것으로 나타났다(Amstad et al., 2011; Nohe et al., 2015). 마찬가지로 업무 관련 요인인 직무탈진은 FWC보다 WFC와 더 강한 정적 관계를 보였다(Amstad et al., 2011; Braunstein-Bercovitz, 2013; Innstrand et al., 2008). 하지만 일부 연구(예, 박형인, 2022)를 제외하고는 아직 이 관계에 주목한 국내의 연구는 드문 편이며, 국내의 많은 일-가정 갈등 연구들은 여전히 일-가정 갈등의 방향에 따른 관계의 차이를 다루고 있지 않다(예, 김성천, 탁진국, 2010; 김현욱, 유태용, 2009; 손기현 등, 2018). 그렇지만 가설 및 통계검증의 유무와 관계없이 일-가정 갈등의 방향을 구분한 국내 연구에서도 WFC가 FWC보다 직무 관련 변수와 더 강한 상관을 가지는 양상이 나타났기 때문에(가영희,

2006; 김대수, 강현, 2014; 박형인, 2022), 국내에서도 일-가정 갈등의 각 하위요인은 갈등의 원인이 되는 영역에 대한 스트레인과 연관이 더 깊게 나타날 가능성이 크다. 따라서 본 연구에서는 WFC가 FWC보다 직무탈진과 더 강한 관계를 가질 것이라고 가정하였다.

**가설 1.** 일-가정 갈등과 직무탈진(a. 소진, b. 냉소) 간의 정적 관계는 FWC보다 WFC에서 더 클 것이다.

#### 결정권한의 조절효과

일-가정 갈등의 부정적인 효과는 조직의 문화나 직무특성, 또는 개인의 특성 등에 따라서 완화되기도, 또는 악화되기도 한다(Mauno et al., 2007; Rantanen et al., 2011). 일-가정 갈등과 직무탈진의 관계 또한 성별이나 결혼 여부 등 개인적인 특징에 따라서 달라질 수 있고(박형인, 2022), 직장동료와의 갈등이나 조직이 제공하는 보상 등 조직적인 요인에 의해서도 조절되는 것으로 나타났다(Liu et al., 2015; Wang et al., 2021). 이 요인들에 추가적으로 결정권한 역시 일-가정 갈등과 직무탈진의 관계에서 조절변수로 작용할 수 있다.

결정권한은 직무통제의 하위요인으로, 자신의 업무나 업무를 수행하는 방식에 대해서 결정할 수 있는 자유의 정도를 의미한다(Karasek, 1979). 직무통제는 핵심적 직무자원 중 하나로서 직무만족을 높이거나 직무탈진을 낮추는 등의 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다(Dalgard et al., 2009; Holman & Axtell, 2016; Luchman & González-Morales, 2013; Spector, 1998). 또한 직무요구-통제(job demands-control, JD-C) 모형에서 직무통제는 직무요구의 부정

적인 영향을 완충하는 역할로 개념화되었다(Karasek, 1979). 하지만 JD-C 모형과는 다르게 직무통제의 완충 효과는 지지되지 않은 경우가 더 많았으며(Beehr et al., 2001; Häusser et al., 2010; Van der Doef & Maes, 1999), 이후에 상술하는 것과 같이(5쪽 두 번째 문단) 특정 상황에서는 직무통제가 스트레스원의 부정적인 효과를 오히려 강화하는 역완충 효과가 나타났다(예, Schaubroeck & Fink, 1998).

이론적으로, 직무통제가 역기능적으로 작용할 수 있는 경계조건은 크게 두 가지로 정리될 수 있다. 첫 번째 경계조건은 통제가능성이다. 직무통제는 주어진 권한으로 스트레스 상황을 직접적으로 통제할 수 있을 때 효과적인 반면, 직무통제로 스트레스원을 통제할 수 없는 상황에서는 직무통제가 주어진다고 해도 긍정적인 효과가 나타나지 않을 수 있다(Spector, 1998). 예를 들어, 업무수행 방식에 대한 직무통제로는 동료와의 정서적 갈등을 해결할 수 없기 때문에 이런 상황에 대해서는 직무통제의 긍정적인 효과가 나타나지 않을 가능성이 높다(Spector, 1998). 두 번째 경계조건은 직무통제로 인해 부수적으로 스트레인이 발생하는 경우이다. 직무통제는 그 자체로 스트레스를 높이는 내재적인 특성을 포함하고 있다. 우선, 직원들에게 자율적인 결정권한을 제공하는 것은 직원들로 하여금 결정의 어려움이나(Stiglbauer & Kovacs, 2018) 결과에 대한 책임감을 경험하게 하고(Hackman & Oldham, 1975), 결과에 대한 책임감은 직원들의 스트레스를 높일 수 있다(Hochwarter et al., 2005; Laird et al., 2009; Siegel-Jacobs & Yates, 1996). 또한 직무통제는 더 많은 목표와 선택을 요구하고 이러한 특성도 직원들의 자원을 소모하게 하여 스트레스를 높일 수 있다(Stiglbauer &

Kovacs, 2018). 높은 수준의 직무통제를 가진 직원들에게는 일반적으로 더 향상된 성과가 기대되며, 직무통제를 원활하게 발휘하기 위해서는 현재 가능한 선택지들을 비교하는 등 시간과 인지적인 노력이 요구되기 때문이다 (Stiglbauer & Kovacs, 2018). 직무요구-자원(job demands-resources, JD-R) 모형에서도 직무통제의 잠재적인 특성으로 인해 상황에 따라서 직무통제가 추가적인 부담이나 위협으로 지각되어 직무요구로서 작용할 수 있다고 주장한다 (Schaufeli & Taris, 2014). 이러한 점에서 직무통제는 스트레인을 낮추는 핵심적인 직무자원인 동시에, 한편으로는 스트레인을 높일 가능성이 있는 부정적인 잠재력을 내포한 이중적인 개념으로 볼 필요가 있다(Spector, 1998). 이론적으로 부정적인 특성이 제거되었기에 직무통제의 부정적인 측면은 주효과와 조절효과에서 모두 나타날 수 있지만, 본 연구에서는 통제하기 어려운 상황에 직면했을 때 그에 대한 반응에 있어 직무통제가 부정적인 효과를 보일 수 있다는 점에 집중하고자 하였다. 일-가정 갈등은 삶의 다른 영역에서의 경험이 결부되어 있으므로 직무자원만으로 대처하는 것에 한계가 있을 것이다. 본 연구는 영역이 교차되는 스트레스원과 상호작용하는 상황에서 직

무통제가 보일 수 있는 부정적인 효과를 중점적으로 다루고자 한다.

직무통제에 대한 이러한 이론적 가능성을 통계적 개념과 결합한다면, 직무스트레스 상황에서 직무자원의 조절효과는 여러 가지 유형으로 나타날 수 있다. 통계적 개념인 주효과와 조절효과로 구분하여 몇 가지 가능한 효과양상을 설명하자면 다음과 같다. 첫 번째는 주효과와 조절효과가 모두 이로운 경우로, 그림 1의 (a)처럼 직무자원이 높을 경우 스트레인이 낮게 보고되는(주효과; 실선의 결과변수 평균이 현저히 낮음) 동시에 스트레스원과 스트레인의 정적 관계가 더 약해지는(조절효과; 실선의 기울기가 훨씬 완만함) 상황이다. 이는 직무자원의 가장 대표적인 조절효과 양상으로 수용되며, 직무자원이 긍정적인 역할을 하여 스트레인의 직접적 경감뿐만 아니라 스트레스원의 부정적인 결과를 완화하는 효과도 보여 준다. 이러한 경우의 예시로는 JD-R 모형이 있다. JD-R 모형에 따르면, 직무자원은 스트레인을 낮출 뿐만 아니라 직무요구의 부정적인 효과를 완충하는 역할을 할 수 있다(Bakker & Demerouti, 2017). 두 번째는, 직무자원의 조절효과는 아예 없고 주효과만이 이로운 경우이다. 그림 1의 (b)처럼 직무자원이 높거나(실선)

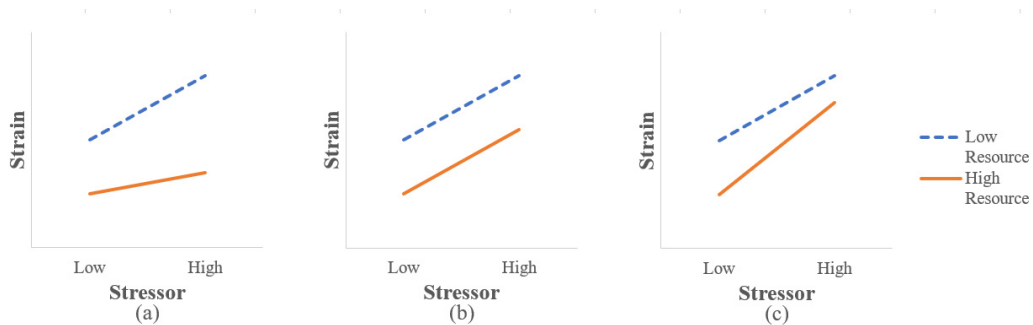


Figure 1. Patterns of the Effects of Job Resources on Job Strain

낮을 때(점선)의 기울기 차이는 없지만 결과변수에 대한 평균 차이는 존재하는 경우가 여기에 해당된다. 직무자원이 스트레인 자체를 낮추기는 하지만, 스트레스원의 부정적인 효과를 완화하지는 않는 것이다. 전술한 것처럼 JD-C 모형을 검정했던 연구들 중에서 가장 많이 관찰된 관계이다. 직무통제가 직무만족을 높이거나 이직의도를 낮추는 등의 긍정적인 효과는 일관적으로 관찰되었지만 다수의 경우에서 직무통제가 스트레스원의 부정적인 효과를 완충하지는 못했다(Beehr et al., 2001; Häusser et al., 2010; Van der Doef & Maes, 1999). 마지막으로, 직무자원의 주효과는 이렇지만 조절효과는 오히려 반대의 양상으로 나타나는 경우이다. 그림 1의 (c)처럼 직무자원이 스트레인을 낮추는 주효과가 유의한 동시에(실선의 결과변수 평균이 낮음), 스트레스원과 스트레인의 정적 관계를 강화하는 조절효과도 유의한 상황이다(실선의 기울기가 훨씬 가파름). 이러한 상황을 역완충 효과라고 부르며, 스트레스인을 낮추는 직무자원이 스트레스원의 부정적인 효과를 강화하는 모순적인 상황이기 때문에 특정 직무자원의 양면적인 특성을 보여주는 결과로 사용되기도 한다(Tucker et al., 2018). 이러한 역완충 효과가 나타나는 대표적인 예시로는 서두에서 언급한 사회적 지지가 있다. 사회적 지지는 소진을 낮추는 동시에 역할스트레스원과 소진의 정적 관계를 강화하였으며(Kickul & Posig, 2001; Tucker et al., 2018), 우울을 포함한 복합적 스트레인 반응을 낮추는 동시에 업무량과 스트레인의 정적 관계를 강화하였다(Kaufmann & Beehr, 1986). 이처럼 사회적 지지의 주효과는 일관되게 스트레인을 낮추면서, 특정 상황에서는 스트레인에 대한 스트레스원의 부정적인 효과를 오히

려 강화하였다. 반복적인 관찰을 통해서 사회적 지지의 역완충 효과는 하나의 현상으로 수용되었고(Jolly et al., 2021), 사회적 지지와 스트레스원의 제공자를 일치시키거나(Beehr et al., 2003; Mayo et al., 2012) 사회적 지지의 내용을 통제하는(Beehr et al., 2010) 등 그 원인을 찾기 위한 연구가 진행되고 있다.

요컨대, 자원으로서의 주효과를 보여주지만 조절효과는 그렇지 않은 역완충 효과의 발생이 경험적으로 충분히 가능하며, 측정오차 등의 오류가 아니라 오랜 기간 여러 국가의 다양한 표본에서 반복되어 관찰된 양상이다(예, 양동민, 심덕섭, 2015; 이승환, 2017; Kaufmann & Beehr, 1986; Tucker et al., 2018; Schaubroeck & Fink, 1998). 직무통제의 경우에도 직무탈진 등 일 영역의 결과변수에 대해서는 자원의 기능을 하면서(주효과), 특정 스트레스원과 결부되어 상호작용(조절효과)을 하면 오히려 역기능적으로 작용하는 상황이 가능하다. 직무통제에 대한 선행 연구 역시 직무통제에도 역완충 효과의 잠재력이 있음을 보여주었다. 구체적으로, 한 연구에서는 직무통제가 소진에 대한 정서적 직무요구의 부정적인 효과를 강화하였고(Vegchel et al., 2004), 또 다른 연구에서는 상사의 관심이 부족한 상황에서 직무통제가 직무요구의 부정적인 효과를 강화하였다(Schaubroeck & Fink, 1998). 이외에도 수동적인 성격이나 외적 통제소재를 가진 사람들에게서 직무통제가 스트레스원의 부정적인 효과를 강화하는 것으로 나타났다(Meier et al., 2008; Parker & Sprigg, 1999). 그렇지만 국내 학계에서 직무통제의 역완충 효과와 그 경계조건, 즉, 역완충 효과가 발생할 수 있는 상황에 대한 관심은 아직 부족한 상황이다. 직무통제의 역완충 효과 또한 반복적으로 관찰되고 있는

만큼, 이 현상에 대해서도 관심을 가지고 조사할 필요가 있다.

본 연구에서는 상기에 언급한 직무통제의 경계조건과 실증적 연구들에 근거하여, 일-가정 갈등과 직무탈진의 관계에서 결정권한의 역완충 효과가 나타날 것이라고 가정하였다. 일-가정 갈등은 직무특성, 조직의 문화, 가정의 분위기 등 복합적인 요인에 의해 발생하는 스트레스원이다(Michel et al., 2011). 이처럼 일-가정 갈등은 두 영역을 아우르는 다양한 요인에 의한 다면적인 스트레스원이라서 직장에서의 결정권한만으로는 일-가정 갈등을 충분히 대처하기 힘들 것이다. 앞에서 언급했던 것처럼 직무통제는 스트레스원을 직접적으로 통제할 수 있을 때 효과적이기 때문에, 일-가정 갈등이 스트레스원으로 작용하는 상황에서는 결정권한의 완충적 조절효과가 제대로 나타나지 않을 가능성이 높다. 또한 완충적 조절효과나 조절효과 자체가 나타나지 않는 것뿐만 아니라(그림 1의 b), 스트레스원으로 인한 부정적 결과를 오히려 높이는 역완충 효과도 예상된다. 일로 인해 가정이 피해를 입거나 가정으로 인해 일에 방해가 받는 상황에서는 일 영역에 국한된 자원이 존재하는 것이 소용이 없을 뿐만 아니라, 효과가 없다는 것을 지각할 때는 그 좌절감으로 인해 부정적인 효과가 더 커질 수도 있기 때문이다(Spector, 1998). 나아가 높은 수준의 직무통제는 그 결과로서 직무탈진을 낮출 수는 있지만, 그 과정에서 구성원들은 한정된 자원을 소모하게 된다. 직무통제를 발휘할 때 시간과 노력이 필요하다는 점에서 직무통제의 긍정적인 효과와 더불어 그에 따른 자원의 소모가 함께 발생하게 되는 것이다(Stiglbauer & Kovacs, 2018). 이로 인해 부족해진 자원으로는 일-가정 갈등에 더욱 대

응할 수 없게 되어 일-가정 갈등의 부정적인 효과는 더 강하게 나타날 수 있다. 종합하면, 한 자원의 주효과는 이롭지만 조절효과는 해로운 이중적 현상이 존재하며, 결정권한으로 통제할 수 없는 동시에, 대응을 위해서 추가적인 자원이 필요한 스트레스원이 존재하는 상황에서는 결정권한이 높아짐에 따라 스트레스원의 부정적인 효과가 오히려 강해질 수 있다. 본 연구는 상기의 주장에 근거해서, 일-가정 갈등과 직무탈진의 관계에서도 결정권한의 역완충 효과가 나타날 가능성에 주목하였다. 요컨대 결정권한이 낮은 경우와 비교하여 높은 경우에 일-가정 갈등이 증가함에 따라 직무탈진도 더 가파르게 증가할 것이라고 가정하였다.

추가로, 결정권한의 조절효과 역시 일-가정 갈등의 방향에 따라서 차이가 있을 수 있다. 전술한 것과 같이, 매칭가설은 일-가정 갈등의 원인이 존재하는 영역과 결과변수의 영역이 일치할 때 그 관계가 더 강해진다고 주장한다(Amstad et al., 2011). 이후의 연구에서는 조절변수의 효과 또한 갈등의 방향에 따라서 달라지는 것으로 나타났다. 상사의 사회적 지지의 조절효과는 WFC와 이직의도의 관계에서만 유의하였고 FWC와 이직의도의 관계에서는 유의하지 않았으며, 반대로 가족이나 친구의 사회적 지지는 FWC와 이직의도의 관계에서는 유의하였으나 WFC와의 관계에서는 유의하지 않았다(Nohe & Sonntag, 2014). 또한 직장 내 대인 갈등은 WFC와 정서적 소진의 관계만을 조절하였으며, 구성원의 가정에 대한 관리자의 지원은 FWC와 정서적 소진의 관계만을 조절하였다(Liu et al., 2015). 이런 점들에 근거해서, 본 연구에서는 결정권한의 조절효과 또한 일-가정 갈등의 방향에 따라서 차이가 있을 것이



고, 결정권한의 조절효과는 변수의 영역이 일치하는 WFC와 직무탈진의 관계에서만 나타날 것이라고 가정하였다.

**가설 2.** 결정권한이 WFC와 직무탈진(a. 소진, b. 냉소)의 관계를 조절하여, 결정권한이 클수록 WFC와 직무탈진 간의 정적 관계가 강해질 것이다.

## 방 법

### 연구 대상 및 절차

본 연구의 대상은 공공기관 및 민간 기업에 재직하고 있는 만 19세 이상의 전일제 근무자로 한정하였다. 연구는 대학 소속의 기관생명윤리위원회의 승인을 받은 이후에 진행되었으며, 연구의 참가자는 국내 대규모 패널을 보유한 온라인 설문조사 업체를 통해서 모집하였다. 구체적인 연구절차는 다음과 같다. 먼저, 업체가 연구에 초청하는 안내문과 설문 링크를 잠정적 참가자들에게 보냈다. 원하는 사람들이 자유롭게 설문을 시작하면, 가장 먼저 스크린 문항(출생연도, 직업, 근무시간에 따른 유형)을 통해서 연구의 기준에 부합하는 참가자들이 선별되었다. 스크린 문항은 총 세 가지로, 주민등록상의 출생연도(법적 성인만 참여), 직업(학생, 전업주부, 직장인 등 여러 범주 중 직장인과 공무원만 참여), 그리고 근무시간에 따른 유형(전일근무, 시간제 근무, 교대근무 중 전일근무만 참여)으로 구성되었다. 그 이후에 선별된 참가자들에게 연구 설명문을 배포하였고, 이 설명문을 읽은 후 연구 참여에 동의를 선택한 사람들을 대상으로 온라인

설문조사를 실시하였다. 설문을 완료한 이후에 참가자들은 설문조사 업체를 통해서 소정의 적립금을 보상으로 제공받았다.

온라인 설문조사를 모두 완료한 참가자는 총 470명이었다. 참가자들 중 남성이 204명(43.4%), 여성이 266명(56.6%)이었으며, 참가자들의 평균 나이는 40.28세( $SD = 9.08$ )로 나타났다. 기혼자는 260명(43.2%)이었고, 이 중 18세 미만의 자녀를 가진 참가자는 총 155명(59.6%)이었다. 거주 지역은 경기도가 156명(33.2%)으로 가장 많았으며, 그 다음 서울 128명(27.2%), 부산 30명(6.4%) 등의 순서로 나타났다. 참가자들의 최종학력은 4년제 대학교 졸업이 282명(60.0%)이었으며, 2년제 대학교 졸업이 82명(17.4%), 대학원 졸업 이상이 58명(12.3%), 고등학교 졸업이 48명(10.2%)이었다. 직군은 사무직이 294명(62.6%)으로 가장 많았고, 관리직 62명(13.2%), 전문직 50명(10.6%), 서비스직 28명(6.0%) 등 다양하게 나타났다. 근무 형태는 정규직 434명(92.3%), 비정규직 36명(7.7%)으로 정규직이 대부분이었으며, 직위는 사원급 119명(25.3%), 대리급 140명(29.8%), 과장급 111명(23.6%), 차장급 39명(8.3%), 부장급 이상 61명(13.0%)이었다. 참가자 중 직장인이 436명(92.8%)이었고, 공무원은 34명(7.2%)이었다. 참가자들의 평균 근속기간은 7.46년( $SD = 6.94$ )이었으며, 근속기간의 범위는 최소 0.08년(1개월)에서 최대 33.58년으로 매우 넓었다. 주당 평균 근무시간은 44.66시간( $SD = 7.63$ )으로 나타났다.

### 측정도구

#### 일-가정 갈등

일-가정 갈등은 홍선희 등(1998)의 직장-가

정 갈등 척도를 사용하여 측정하였다. 해당 척도는 WFC를 측정하는 네 개의 문항과 FWC를 측정하는 세 개의 문항으로 구성되어 있으며, 모든 문항은 5점 Likert 척도로 측정하였다 (1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다). WFC 문항의 예시로는 “나는 직장 일로 인해 가족과 함께 할 시간이 부족하다”가 있고, FWC 문항의 예시로는 “나는 집에서 해야 하는 일 때문에 직장에서 종종 피곤함을 느낀다”가 포함된다. 본 연구에서 신뢰도 계수는 모두 내적 일관성(internal consistency)을 나타내는 Cronbach's  $\alpha$ 로 산출하였고, WFC의 신뢰도 계수는 .91, FWC의 신뢰도 계수는 .75로 나타났다.

#### 결정권한

결정권한을 측정하기 위해서 박량희와 유태용(2007)이 변안한 Karasek(1979)의 척도 중 결정권한을 측정하는 네 개 문항을 사용하였으며, 모든 문항은 5점 Likert 척도로 측정하였다 (1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다). 결정권한의 예시 문항으로는 “일을 할 때 많은 부분을 내가 결정할 수 있다”가 있다. 본 연구에서 결정권한의 신뢰도 계수는 .92로 나타났다.

#### 직무탈진

직무탈진을 측정하기 위해서 신강현(2003)의 한국형 직무탈진 척도 중 소진을 측정하는 다섯 개 문항과 냉소를 측정하는 네 개 문항을 사용하였으며, 모든 문항은 7점 Likert로 측정하였다(1 = 전적으로 동의하지 않는다, 7 = 전적으로 동의한다). 소진 문항의 예시로는 “내가 맡은 일을 하는 데 있어서 정서적으로 지쳐있음을 느낀다”가 있으며, 냉소 문항의 예

시로는 “현재 맡은 일을 시작한 이후로 직무에 대한 관심이 줄어들었다”가 있다. 본 연구에서 소진의 신뢰도 계수는 .95, 냉소의 신뢰도 계수는 .94로 나타났다.

#### 통제변수

Park과 Nam(2020)의 연구에 따르면, 참가자들의 직위와 근속년수가 직무탈진에 유의한 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서도 직위와 소진( $r = -.19, p < .001$ ) 및 냉소( $r = -.19, p < .001$ )와 모두 유의한 부적 상관을 보였으며, 근속기간 또한 소진( $r = -.18, p < .001$ ) 및 냉소( $r = -.19, p < .001$ )와 부적 상관을 보였다. 이 결과는 위계적 회귀분석을 시행할 때 두 인구통계학적 변수를 통제할 필요가 있음을 시사한다. 하지만 Becker 등(2016)은 위계적 회귀분석에서 저차항 간의 높은 상관이 연구의 결과를 오염시킬 수 있다고 주장하며, 통제변수들 간의 상관이 높으면 그 중 일부만을 사용할 것을 권고하였다. 본 연구에서도 직위와 근속기간의 상관이 높은 편이었기 때문에( $r = .44, p < .001$ ), 둘 중 상대적으로 종속변수와 더 강한 관계를 가지고 있는 직위만을 통제변수로 사용하였다. 직위의 경우, 사원급에서 부장급 이상의 서열척도(ordinal scale)로 측정된 후 연속변수와 같이 취급하여 분석하였다. 이전 연구(예, Park & Nam, 2020)에서도 이와 같이 사용한 선례가 있다.

#### 분석방법

가설을 확인하기에 앞서 연구변수의 요인 구조를 파악하기 위하여 LISREL 9.30 프로그램(Jöreskog & Sörbom, 2017)을 바탕으로 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis, CFA)

을 실시하였다. 먼저, 일-가정 갈등의 두 하위요인과 결정권한, 그리고 직무탈진의 두 하위요인을 서로 다른 요인으로 설정한 5요인 모형을 검정하였다. 모형의 적합도를 확인하기 위해서 카이제곱과 standardized root mean square residual(SRMR), root mean square error of approximation(RMSEA), 그리고 comparative fit index(CFI) 지수를 사용하였다. 이후에, 모든 변수를 하나의 요인으로 묶은 1요인모형을 대안 모형으로 설정하여 연구모형인 5요인모형과 비교하였다. 모형 간 비교는 두 모형이 서로 동지모형(nested model)이기 때문에 카이제곱 차이검정을 통해 실시하였고(Kline, 2016), 추가로 동지모형이 아닌 모형 간 비교에 활용되는 Akaike information criterion(AIC)과 Bayesian information criterion(BIC)도 제시하였다.

가설확인을 위한 분석은 SPSS를 이용하여 시행되었다. 먼저, 연구변수들의 신뢰도 계수와 평균 및 표준편차를 계산하였고, 상관분석을 실시하여 변수들 간의 관계를 확인하였다. 가설 1은 Lee와 Preacher(2013)가 제공한 온라인 프로그램을 통해 Steiger(1980)의 상관계수 차이 분석을 사용하여 검정하였고, 가설 2는 SPSS에서 위계적 회귀분석을 사용하여 검정하였다. 위계적 회귀분석 전에, 결과의 의미 있는 해석을 위해서 예측변수인 일-가정 갈등과 조절변수인 결정권한을 평균중심화 하였다(Aiken & West, 1991). 결정권한의 조절효과를 확인하기 위한 회귀분석에서는 첫 번째 단계에 통제변수인 직위를 입력하였고, 두 번째 단계에는 일-가정 갈등의 두 하위유형과 결정권한을 모두 입력하였다. 마지막으로, 세 번째 단계에는 WFC와 결정권한의 상호작용항과 FWC와 결정권한의 상호작용항을 추가하여 조절효과를 확인하였다. 회귀분석 결과 상호작용항이 유의

한 경우에는, 역완충 효과 등 조절효과의 양상을 구체적으로 확인하기 위해서 단순기울기 차이검정을 실시하였다(Aiken & West, 1991).

여기에 더해, 결정권한의 조절효과에 있어 일-가정 갈등의 하위요인에 따른 차이를 직접적으로 비교하기 위해서 표준화 계수를 참고하였다. 조절효과 분석에는 표준화 계수보다 비표준화 계수를 사용하는 것을 추천하는 연구자들도 있으나(예, Hayes, 2022), 효과크기의 비교를 위해서는 모든 계수의 단위가 동일하게 설정된 표준화 계수를 사용해야 한다(Siegel & Wagner, 2022). 비표준화 계수의 경우, 측정된 단위에 따라서 절대값이 상대적으로 더 크더라도 실제 효과는 더 작을 수 있다. 특히, 동일한 준거변수를 예측하는 공식에서 함께 투입된 항들은 모든 조건이 동일하기 때문에 상대적으로 비교가 용이하다(Siegel & Wagner, 2022). 따라서 표에는 비표준화 계수와 표준화 계수를 모두 보고하고, 조절효과의 양상 자체에는 비표준화 계수를 활용해서 해석을 하되 회귀계수의 상대적 크기는 표준화 계수를 바탕으로 비교를 할 수 있도록 제시하였다. 회귀분석에 투입된 변수나 항의 상대적 효과크기 비교는 별도의 차이검정 없이 회귀계수(예, Conte et al., 2019)나 전체 설명력( $R^2$ )의 변화량(예, Stiglbauer & Kovacs, 2018)을 바탕으로 하는 경우가 많다.

## 결 과

표 1에 CFA의 결과를 제시하였다. 분석결과, 연구에서 사용한 변수들을 모두 구분한 5요인모형은 괜찮은 적합도를 보였으며,  $\chi^2(160) = 905.33, p < .001, CFI = .93, RMSEA = .10,$

Table 1. Results of Confirmatory Factor Analysis

Model	$\chi^2$	df	SRMR	RMSEA	CFI	AIC	BIC	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$
Proposed model	905.33***	160	.05	.10	.93	1996.90	2204.53	4055.80***	10
Comparison model <sup>a</sup>	4961.13***	170	.17	.24	.54	6032.70	6198.81		

Note.  $N = 470$ ; <sup>a</sup>Items of work-family conflict, decision authority, and job burnout were loaded onto one factor in the comparison model.

†  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

SRMR = .05, AIC = 1996.90, BIC = 2204.53, 모든 변수를 하나의 요인으로 합친 모형은 이보다 훨씬 나쁜 적합도를 보였다,  $\chi^2(170) = 4961.13$ ,  $p < .001$ , CFI = .54, RMSEA = .24, SRMR = .17, AIC = 6032.70, BIC = 6198.81. 카이제곱 차이검정 분석결과에서도 그 차이가 유의하게 나타나서 5요인모형이 1요인모형보다 통계적으로 더 우수한 것으로 확인되었다,  $\Delta\chi^2(10) = 4055.80$ ,  $p < .001$ .

각 변수들의 평균, 표준편차, 신뢰도 계수 및 변수들 간의 상관계수를 표 2에 제시하였

다. 상관분석 결과, WFC는 소진( $r = .69$ ,  $p < .001$ ) 및 냉소와 유의한 정적 상관을 보였다( $r = .45$ ,  $p < .001$ ). FWC도 소진과( $r = .32$ ,  $p < .001$ ), 냉소와 모두 유의한 정적 상관을 보였다( $r = .35$ ,  $p < .001$ ). 그리고 상관계수의 차이분석 결과, WFC와 소진의 관계가 FWC와 소진의 관계보다 유의하게 더 강한 것으로 나타났다( $z = 9.74$ ,  $p < .001$ ), 냉소와의 관계에서도 WFC가 FWC보다 더 강한 정적 관계를 가지는 것으로 나타났다( $z = 2.22$ ,  $p = .013$ ). 따라서 가설 1은 지지되었다.

Table 2. Descriptive Statistics and Correlations between Study Variables

Variables	M	SD	1	2	3	4	5	6	7
1. Job position	2.54	1.31	-						
2. Tenure	7.46	6.94	.44***	-					
3. WFC	2.84	1.00	.01	-.04	(.91)				
4. FWC	2.53	0.86	-.04	-.07	.44***	(.75)			
5. Decision authority	3.14	0.85	.27***	.18***	-.10*	-.02	(.92)		
6. Exhaustion	4.63	1.50	-.19***	-.18***	.69***	.32***	-.25***	(.95)	
7. Cynicism	4.11	1.53	-.19***	-.19***	.45***	.35***	-.34***	.75***	(.94)

Note.  $N = 470$ ; WFC = work to family conflict, FWC = family to work conflict; Values in the parentheses indicate reliability coefficients (Cronbach's  $\alpha$ ). Items for all variables except tenure, exhaustion and cynicism were rated from 1 to 5. In case of job position, ordinal scale was used (1 = staff to 5 = general manager). Items for exhaustion and cynicism were rated from 1 to 7. The range of tenure is from 0.08 to 33.58 years.

†  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

가설 2를 검증하기 위한 위계적 회귀분석 결과는 표 3에 제시하였다. 위계적 회귀분석 결과, 소진에 대한 WFC와 결정권한의 조절효과는 유의하였지만( $B = 0.13, p = .020$ ), 종속 변수가 냉소일 경우에는 WFC와 결정권한의 조절효과가 한계적 유의도 수준에서만 유의한 것으로 나타났다( $B = 0.12, p = .066$ ). 직무탈진에 대한 WFC와 결정권한의 구체적인 상호작용 양상 및 단순기울기 차이 결과는 그림 2에 제시하였다. 그림 2를 살펴보면 결정권한이 낮을 때 [ $B = 0.88, t(466) = 14.92, p < .001$ ]보다 높을 때 WFC와 소진의 정적 관계가 더 강했으며 [ $B = 1.17, t(466) = 17.17, p < .001$ ], 냉소의 경우에도 결정권한이 낮을 때 [ $B = 0.51, t(466) = 7.01, p < .001$ ]보다 높을 때 WFC와의 정적 관계가 더 강한 것으로 나타났

다 [ $B = 0.82, t(466) = 9.78, p < .001$ ]. 반면에, FWC와 결정권한의 조절효과는 소진( $B = 0.11, p = .110$ )과 냉소에서 모두 유의하지 않았다 ( $B = 0.10, p = .209$ ). 직접적인 효과크기를 비교할 수 있는 표준화 계수를 보면 각 .03 정도의 차이가 관찰되었다(표 3). 종합적으로, 결정권한의 조절효과는 WFC와 직무탈진의 관계에서만 유의하였고 FWC와 직무탈진의 관계에서는 유의하지 않았으며, 결정권한이 높을 때 WFC와 직무탈진의 정적 관계가 더 강해지는 역완충 효과가 나타났다. 하지만 WFC와 냉소의 관계에서는 결정권한의 조절효과가 한계적 유의도 수준에서 유의했기 때문에 그 대비가 크지 않아서 가설 2는 부분적으로 지지되었다.

Table 3. Moderating Effects of Decision Authority

Step	Variable	Exhaustion				Cynicism			
		B	SE	$\beta$	R <sup>2</sup>	B	SE	$\beta$	R <sup>2</sup>
1	Job position	-0.22***	0.05	-.19***	.04***	-0.22***	0.05	-.19***	.04***
2	Job position	-0.18***	0.04	-.16***	.53***	-0.13**	0.05	-.11**	.33***
	WFC	1.00***	0.05	.67***		0.52***	0.07	.34***	
	FWC	0.02	0.06	.01		0.34***	0.08	.19***	
	Decision authority	-0.24***	0.06	-.14***		-0.49***	0.07	-.27***	
3	Job position	-0.18***	0.04	-.16***	.55***	-0.13**	0.05	-.11**	.34***
	WFC (A)	1.02***	0.05	.69***		0.54***	0.07	.35***	
	FWC (B)	0.01	0.06	.01		0.33***	0.08	.19***	
	Decision authority (C)	-0.23***	0.06	-.13***		-0.47***	0.07	-.26***	
	(A) × (C)	0.13*	0.05	.09*		0.12 <sup>†</sup>	0.07	.08 <sup>†</sup>	
	(B) × (C)	0.11	0.07	.06	0.10	0.08	.05		

Note. N = 470; WFC = work to family conflict, FWC = family to work conflict, B = Unstandardized regression coefficient, SE = standard error,  $\beta$  = standardized regression coefficient.

<sup>†</sup>  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

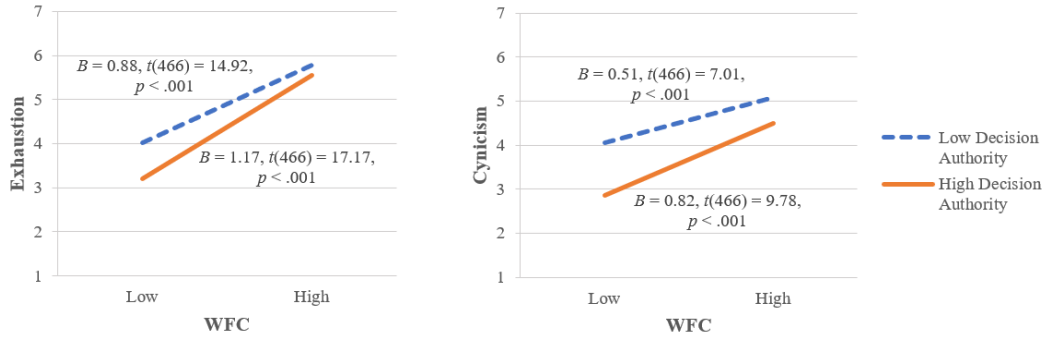


Figure 2. Interaction between WFC and Decision Authority on Job Burnout

추가분석

가설과 별도로, 각 하위요인과 결정권한의 상호작용이 갖는 고유한 효과를 확인하기 위하여 사후분석을 실시하였다. 표 4와 표 5에 정리된 것과 같이, 다른 하위요인이 함께 투입되지 않으면 모든 상호작용항이 유의하였고, 그림 3에 제시된 것처럼 FWC의 경우에도 결

정권한의 역완충 효과가 관찰되었다. 그렇지만 직위, WFC, 그리고 결정권한의 세 변수는 마지막 단계에서 모두 합쳐 소진과 냉소에서 각각 54.2%, 31.6%의 변량을 설명하는 데 비해, 직위, FWC, 그리고 결정권한의 세 변수는 합쳐서 각각 18.2%, 24.9%의 변량을 설명하고 있다.

별도로 WFC와 FWC를 함께 투입하되 단계

Table 4. Moderating Effect of Decision Authority between Work to Family Conflict and Job Burnout

Step	Variable	Exhaustion				Cynicism			
		B	SE	$\beta$	R <sup>2</sup>	B	SE	$\beta$	R <sup>2</sup>
1	Job position	-0.22 <sup>***</sup>	0.05	-.19 <sup>***</sup>	.04 <sup>***</sup>	-0.22 <sup>***</sup>	0.05	-.19 <sup>***</sup>	.04 <sup>***</sup>
	Job position	-0.19 <sup>***</sup>	0.04	-.16 <sup>***</sup>		-0.14 <sup>**</sup>	0.05	-.12 <sup>**</sup>	
2	WFC	1.01 <sup>***</sup>	0.05	.68 <sup>***</sup>	.53 <sup>***</sup>	0.64 <sup>***</sup>	0.06	.42 <sup>***</sup>	.30 <sup>***</sup>
	Decision authority	-0.24 <sup>***</sup>	0.06	-.14 <sup>***</sup>		-0.47 <sup>***</sup>	0.07	-.27 <sup>***</sup>	
3	Job position	-0.18 <sup>***</sup>	0.04	-.16 <sup>***</sup>		-0.14 <sup>**</sup>	0.05	-.12 <sup>**</sup>	
	WFC (A)	1.03 <sup>***</sup>	0.05	.69 <sup>***</sup>	.54 <sup>***</sup>	0.67 <sup>***</sup>	0.06	.44 <sup>***</sup>	.32 <sup>***</sup>
	Decision authority (B)	-0.23 <sup>***</sup>	0.06	-.13 <sup>***</sup>		-0.47 <sup>***</sup>	0.07	-.26 <sup>***</sup>	
	(A) × (B)	0.17 <sup>***</sup>	0.05	.11 <sup>***</sup>		0.18 <sup>**</sup>	0.06	.12 <sup>**</sup>	

Note. N = 470; WFC = work to family conflict, B = Unstandardized regression coefficient, SE = standard error,  $\beta$  = standardized regression coefficient.

† p < .10, \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001.

Table 5. Moderating Effect of Decision Authority between Family to Work Conflict and Job Burnout

Step	Variable	Exhaustion				Cynicism			
		B	SE	$\beta$	$R^2$	B	SE	$\beta$	$R^2$
1	Job position	-0.22 <sup>***</sup>	0.05	-.19 <sup>***</sup>	.04 <sup>***</sup>	-0.22 <sup>***</sup>	0.05	-.19 <sup>***</sup>	.04 <sup>***</sup>
	Job position	-0.14 <sup>**</sup>	0.05	-.13 <sup>**</sup>		-0.11 <sup>*</sup>	0.05	-.09 <sup>*</sup>	
2	FWC	0.53 <sup>***</sup>	0.07	.31 <sup>***</sup>	.17 <sup>***</sup>	0.60 <sup>***</sup>	0.07	.34 <sup>***</sup>	.24 <sup>***</sup>
	Decision authority	-0.36 <sup>***</sup>	0.08	-.21 <sup>***</sup>		-0.55 <sup>***</sup>	0.08	-.31 <sup>***</sup>	
3	Job position	-0.14 <sup>**</sup>	0.05	-.12 <sup>**</sup>		-0.10 <sup>*</sup>	0.05	-.09 <sup>*</sup>	
	FWC (A)	0.54 <sup>***</sup>	0.07	.31 <sup>***</sup>	.18 <sup>***</sup>	0.61 <sup>***</sup>	0.07	.34 <sup>***</sup>	.25 <sup>***</sup>
	Decision authority (B)	-0.34 <sup>***</sup>	0.08	-.20 <sup>***</sup>		-0.53 <sup>***</sup>	0.08	-.30 <sup>***</sup>	
	(A) × (B)	0.19 <sup>*</sup>	0.08	.10 <sup>*</sup>		0.18 <sup>*</sup>	0.08	.10 <sup>*</sup>	

Note. N = 470; FWC = family to work conflict, B = Unstandardized regression coefficient, SE = standard error,  $\beta$  = standardized regression coefficient.

<sup>†</sup>  $p < .10$ , <sup>\*</sup>  $p < .05$ , <sup>\*\*</sup>  $p < .01$ , <sup>\*\*\*</sup>  $p < .001$ .

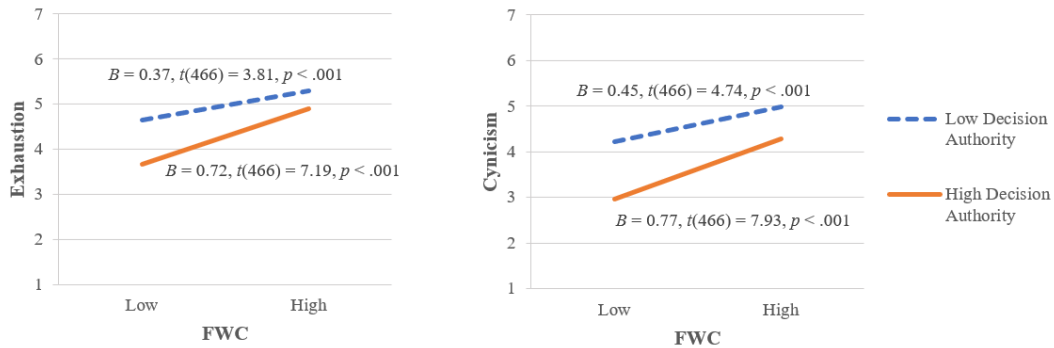


Figure 3. Interaction between FWC and Decision Authority on Job Burnout

별로 각 하위요인과 그 하위요인과의 상호작용항을 구분하여 회귀분석에 입력하였다. 표 6에 나온 것처럼 WFC를 입력하고 난 후 FWC를 입력한 추가 설명량(소진:  $\Delta R^2 = .00$ ,  $p = .277$ ; 냉소:  $\Delta R^2 = .03$ ,  $p < .001$ )보다 FWC를 입력하고 난 후 WFC를 입력한 추가 설명량이

훨씬 더 컸다(소진:  $\Delta R^2 = .36$ ,  $p < .001$ ; 냉소:  $\Delta R^2 = .10$ ,  $p < .001$ ). 이는 직무탈진을 예측함에 있어 FWC보다 WFC가 더 중요한 요인임을 보여주는 추가적인 근거이다.

Table 6. Changes in Coefficient of Determination with the Addition of Predictors

Predictor	Exhaustion				Cynicism			
	B ( $\beta$ )				B ( $\beta$ )			
	Step 1	Step 2	Step 3	Step 4	Step 1	Step 2	Step 3	Step 4
Job position	-0.22 <sup>***</sup> (-.19)	-0.16 <sup>**</sup> (-.14)	-0.18 <sup>***</sup> (-.16)	-0.18 <sup>***</sup> (-.16)	-0.22 <sup>***</sup> (-.19)	-0.12 <sup>*</sup> (-.11)	-0.14 <sup>**</sup> (-.12)	-0.13 <sup>**</sup> (-.11)
Decision authority		-0.37 <sup>***</sup> (-.21)	-0.23 <sup>***</sup> (-.13)	-0.23 <sup>***</sup> (-.13)		-0.56 <sup>***</sup> (-.31)	-0.47 <sup>***</sup> (-.26)	-0.47 <sup>***</sup> (-.26)
WFC			1.03 <sup>***</sup> (.69)	1.02 <sup>***</sup> (.69)			0.67 <sup>***</sup> (.44)	0.54 <sup>***</sup> (.35)
WFC × Decision authority			0.17 <sup>***</sup> (.11)	0.13 <sup>*</sup> (.09)			0.18 <sup>**</sup> (.12)	0.12 <sup>†</sup> (.08)
FWC				0.01 (.01)				0.33 <sup>***</sup> (.19)
FWC × Decision authority				0.11 (.06)				0.10 (.05)
$\Delta R^2$		.04 <sup>***</sup>	.46 <sup>***</sup>	.00		.09 <sup>***</sup>	.19 <sup>***</sup>	.03 <sup>***</sup>
$R^2$	.04 <sup>***</sup>	.08 <sup>***</sup>	.54 <sup>***</sup>	.55 <sup>***</sup>	.04 <sup>***</sup>	.13 <sup>***</sup>	.32 <sup>***</sup>	.34 <sup>***</sup>
Job position	-0.22 <sup>***</sup> (-.19)	-0.16 <sup>**</sup> (-.14)	-0.14 <sup>**</sup> (-.12)	-0.18 <sup>***</sup> (-.16)	-0.22 <sup>***</sup> (-.19)	-0.12 <sup>*</sup> (-.11)	-0.10 <sup>*</sup> (-.09)	-0.13 <sup>**</sup> (-.11)
Decision authority		-0.37 <sup>***</sup> (-.21)	-0.34 <sup>***</sup> (-.20)	-0.23 <sup>***</sup> (-.13)		-0.56 <sup>***</sup> (-.31)	-0.53 <sup>***</sup> (-.30)	-0.47 <sup>***</sup> (-.26)
FWC			0.54 <sup>***</sup> (.31)	0.01 (.01)			0.61 <sup>***</sup> (.34)	0.33 <sup>***</sup> (.19)
FWC × Decision authority			0.19 <sup>*</sup> (.10)	0.11 (.06)			0.18 <sup>*</sup> (.10)	0.10 (.05)
WFC				1.02 <sup>***</sup> (.69)				0.54 <sup>***</sup> (.35)
WFC × Decision authority				0.13 <sup>*</sup> (.09)				0.12 <sup>†</sup> (.08)
$\Delta R^2$		.04 <sup>***</sup>	.10 <sup>***</sup>	.36 <sup>***</sup>		.09 <sup>***</sup>	.12 <sup>***</sup>	.10 <sup>***</sup>
$R^2$	.04 <sup>***</sup>	.08 <sup>***</sup>	.18 <sup>***</sup>	.55 <sup>***</sup>	.04 <sup>***</sup>	.13 <sup>***</sup>	.25 <sup>***</sup>	.34 <sup>***</sup>

Note. N = 470; WFC = work to family conflict, FWC = family to work conflict. B = unstandardized regression coefficient,  $\beta$  = standardized regression coefficient.

†  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .



## 논 의

본 연구의 주요 목적은 일-가정 갈등과 직무탈진의 관계에서 결정권한의 역완충 효과를 확인하는 것이었다. 추가로, 일-가정 갈등의 방향에 따라서 일-가정 갈등의 주효과 및 결정권한과의 상호작용에서 효과크기가 달라질 것으로 예상하고 일-가정 갈등의 두 하위요인을 비교하고자 하였다. 이를 위해서 온라인 설문조사를 통해 공공기관이나 민간 기업에 재직하고 있는 전일제 근로자 470명을 대상으로 자료를 수집하여 통계분석을 시행하였다.

일-가정 갈등의 두 하위요인과 직무탈진의 두 하위요인 간 상관분석 결과는 예상한 것과 같이 나타났다. 다시 말해, 일-가정 갈등이 높아질수록 직무탈진도 높아지며, 특히 일-가정 갈등의 원인이 직무 관련 영역에 있는 경우에 일-가정 갈등과 직무탈진과의 관계가 더 강해진다는 것을 보여주었다. 이는 일-가정 갈등의 원인이 존재하는 영역과 결과변수의 영역이 일치할 때, 둘의 관계가 더 강하게 나타난다는 매칭가설과 일치하는 결과이다(Amstad et al., 2011). 일-가정 갈등의 방향을 구분하여 직무탈진과의 관계를 확인한 해외 선행연구에서도 동일한 결과가 반복적으로 나타났으며(Amstad et al., 2011; Braunstein-Bercovitz, 2013; Innstrand et al., 2008), 본 연구의 결과는 매칭가설이 한국인 표본에도 그대로 적용된다는 증거를 제시하였다. Amstad와 동료들(2011)은 이러한 현상이 나타나는 이유를 일-가정 갈등의 원인에 대한 반추 때문이라고 주장하였다. 구체적으로는, 일-가정 갈등을 겪는 사람들은 갈등의 원인에 대해 반복적으로 생각하는 경향이 있으며, 이러한 반추가 문제해결로 이어지지 않는 상황에서는 그 원인이 존재하는 영

역에 대해 부정적인 정서를 경험하기 때문에 해당 영역에서 더 강한 스트레스 반응이 나타날 수 있다는 것이다(Amstad et al., 2011). 하지만 일-가정 갈등의 방향에 따른 효과의 크기가 홍콩과 미국 등 문화권에 따라서 달랐고(Aryee et al., 1999), 매칭가설이 다른 문화권에도 안정적으로 적용될 수 있는지는 더 검토가 필요하였다. 본 연구는 이스라엘(Braunstein-Bercovitz, 2013)과 노르웨이(Innstrand et al., 2008)에 이어 한국에서도 동일한 현상이 관찰되었다는 증거를 추가로 제공하였다. 가정에 대한 가치가 문화마다 차이가 있음에도 불구하고(은기수, 이윤석, 2005), 매칭가설이 처음 제안된 서구가 아닌 아시아 문화권에서도 일관된 결과가 관찰된다는 사실은 매칭가설의 일반화 가능성을 확장하는 것이다.

결정권한의 조절효과에 대한 회귀분석 결과는 WFC와 직무탈진의 두 하위요인 간 관계에서 결정권한의 역완충 효과를 나타냈다. 결정권한이 높은 경우에 WFC가 증가함에 따라서 직무탈진이 더 가파르게 증가한 것이다. 이러한 연구결과는 가설을 지지하며 직무통제가 부정적인 특성도 가지고 있는 이중적인 자원임을 확인시켜주었다. 이는 직무통제가 스트레스원과 스트레인의 정적 관계를 완충할 것이라는 JD-C 모형(Karasek, 1979)의 주장과는 상충되는 결과이지만, 본 연구결과는 직무통제의 다른 내재적 특성들에 근거하여 해석할 수 있다. 첫째, 서론에서 언급했듯이 직무통제가 스트레스원의 부정적인 효과를 완화하기 위해서는 직무통제로 해당 스트레스원을 통제할 수 있어야 한다(Spector, 1998). 높은 수준의 직무통제가 있음에도 스트레스원을 통제하는데 실패했을 경우에는 오히려 더 강한 스트레인을 경험할 수 있다(Spector, 1998). 그렇기 때

문에 일-가정 갈등처럼 두 개의 다른 영역이 결부되어 개인이 통제하기 힘든 스트레스원이 존재하는 상황에서는, 한 영역의 자원인 직무통제가 높다고 해도 제대로 기능하기 어려우며, 오히려 스트레스원과 스트레인의 관계가 강해지는 것일 수 있다. 선행 연구들도 직무통제가 발휘되기 힘든 상황에서 직무통제가 스트레스원과 스트레인의 정적 관계를 강화할 수 있음을 보여주었다(예, Meier et al., 2008; Parker & Sprigg, 1999; Rubino et al., 2012; Schaubroeck & Fink, 1998). JD-C 모형보다 최근의 이론으로 현재도 계속 발전하고 있는 JD-R 모형에서도 각각의 직무자원마다 완충할 수 있는 스트레스원이 다를 수 있다고 주장하였다. 이는 직무자원이 항상 기능적인 역할을 하는 것은 아니며 상황에 따라서 오히려 부정적으로 지각될 수 있음을 의미한다(Schaufeli & Taris, 2014). 이러한 주장은 직무통제가 상황이나 사람에 따라서 효과가 달라질 수 있다는 선행연구의 주장과 일치하는 결과이기도 하다(Xu & Payne, 2020).

둘째, 서론에서 기술한 것과 같이 직무통제에는 스트레인을 높이는 부정적인 측면이 존재한다. 직무통제는 구성원이 지각하는 결과에 대한 책임감을 높일 뿐만 아니라(Hackman & Oldham, 1975), 다양한 선택 가운데 결정을 요구하여 부담을 가중시킬 수 있다(Stiglbauer & Kovacs, 2018). 이런 면에서 직무통제는 개인의 자원을 소모하고 스트레인을 높이는 부정적인 측면을 잠정적으로 가지고 있는 이중적인 개념이다(Schaufeli & Taris, 2014; Stiglbauer & Kovacs, 2018). 따라서 직무통제가 효과적이지 않은 상황에서는 직무통제로 인한 책임감 및 부담의 증가와 자원의 소비가 더 부각되어 주어진 환경에 대해 더 민감하게 반응할 수 있

다. 이를 뒷받침하듯이 선행연구들도 필요 이상의 직무통제가 스트레인을 높이거나 다른 스트레스원의 부정적인 효과를 강화하는 등 부정적으로 작용할 수 있음을 보여주었다(예, Biron & van Veldhoven, 2016; de Jonge & Schaufeli, 1998; Kubicek et al., 2014). 이러한 두 가지 관점을 종합하였을 때 본 연구의 결과는, 스트레스원을 직무통제로 대처할 수 없는 상황에서는 오히려 불필요하게 느껴진 직무통제가 스트레스원으로 인한 스트레인을 가중시킨 것으로 해석될 수 있다.

서론에서 언급한 것처럼, 직무통제의 부정적인 효과는 주효과에서도 나타날 수 있다. 하지만 본 연구의 모든 회귀분석 결과에서 결정권한이 직무탈진의 두 하위요인을 모두 부정적으로 예측하였다. 일-가정 갈등의 수준과는 무관하게 결정권한의 수준이 낮은 경우보다 높은 경우의 직무탈진 수준이 더 낮았다는 것이다. 이는 본 연구의 참가자들이 보고한 직무통제가 매우 높은 수준은 아니었기 때문일 수 있다. 개인에게 필요한 수준 이상의 직무통제가 제공될 때 직무통제의 부정적인 주효과가 나타난다는 주장이 있지만, 필요 이상의 직무통제를 제공받는 경우는 매우 드물다(Stiglbauer & Kovacs, 2018). 본 연구에서도 참가자들의 직무통제가 매우 높은 수준은 거의 없었기 때문에( $M = 3.14$ ,  $SD = 0.85$ ), 직무통제의 부정적인 주효과는 나타나지 않고 전반적으로 긍정적인 작용을 했을 가능성이 있다. 즉, 조절효과에서 결정권한의 역기능적인 측면이 일부 드러나긴 했지만 결정권한이 높을 때 직무탈진이 감소하는 긍정적인 주효과 역시 명확하게 관찰되었으므로, 본 연구결과에서 직무통제의 효과를 긍정과 부정의 이분법적 논리로만 접근하는 것은 위험하다. 또한

직무통제의 역완충 효과는 사회적 지지의 역완충 효과에 비해 아직 활발하게 조사되지 않았고, 역완충 효과 자체가 측정오차 등 통계적 오류로 간주되기도 하는 현상인 만큼 (Fenlason & Beehr, 1994) 주의할 필요가 있다. 일차적으로, 직무통제의 역완충 효과가 오류로 인한 일시적 현상인지, 아니면 꾸준히 관찰되는 현상인지 확인해야 한다. 나아가, 결정권한의 수준이 높을 때 일-가정 갈등과 직무탈진 간 관계가 더 강하게 관찰된 본 연구의 조절효과 결과를 다르게 접근하자면, 결정권한이 높을 때는 일-가정 갈등이 감소함에 따라 부정적인 효과가 급격하게 감소하는 것이라는 해석도 가능하다. 이럴 경우 결정권한의 조절효과도 여전히 긍정적으로 해석이 될 수 있다. 이렇듯 결정권한의 긍정적인 특징이 여전히 관찰되에도 불구하고, 결정권한이 높으면서 일-가정 갈등의 수준 역시 높을 때는 직무탈진이 증가하는 수준이 훨씬 더 가파르게 변한다는 양상은 일-가정 갈등에 있어서만큼은 결정권한이 안정적인 자원이 아니라는 것을 간접적으로 보여준다. 즉, 어떤 상황에 있느냐 혹은 어떤 스트레스원과 상호작용하느냐에 따라서 결정권한의 조절효과가 완충적일 수도 있고(예, 임광모, 탁진국, 2016; Schreurs et al., 2010), 역완충적일 수도 있다(예, Schaubroeck & Fink, 1998; Vegchel et al., 2004).

나아가 본 연구에서는 WFC와 FWC를 모두 입력한 한 번의 회귀분석을 통해, 결정권한의 조절효과가 WFC와 직무탈진의 관계에서만 나타난다는 것을 보여주었다. 이는 일-가정 갈등과 결과변수의 관계, 즉, 주효과의 경우와 마찬가지로, 조절효과에서도 갈등의 원천과 조절변수의 영역이 일치하는 경우에 조절효과가 존재하거나 더 강하게 나타날 수 있음을 의미

한다. 다른 선행연구들도 직무자원의 유형이 스트레스원과 상응할 때 조절효과가 더 강해짐을 보여주었으며(de Jonge & Dormann, 2006; Viswesvaran et al., 1999), 일-가정 갈등의 방향을 구분하여 조절변수의 효과를 확인한 연구들도 갈등의 원천과 조절변수의 관련성이 높을 때 조절효과가 더 강해짐을 보여주었다(Liu et al., 2015; Nohe & Sonntag, 2014). 하지만 여기서 유의해야 할 점은, 단순히 영역의 일치 여부가 조절효과의 차이를 결정하는 것은 아니라는 점이다. 구성원의 가정 내 문제에 대한 상사의 관심처럼 내용 측면에서 가정에 더 밀접한 직무 관련 요인은 WFC보다 FWC와의 관계에서 조절효과가 더 강하게 나타날 수 있다(Liu et al., 2015). 즉, 일-가정 갈등의 방향에 따른 조절변수의 효과를 확인하기 위해서는 해당 변수의 영역뿐만 아니라 내용도 함께 고려할 필요가 있다. 영역만의 문제로 단순화하는 것은 주의해야 하지만, 본 연구의 결과는 일-가정 갈등의 원천에 따른 차이를 명확하게 보여주었다. 특히, 추가 분석을 통해 WFC 관련 두 회귀항은 소진과 냉소에 36.3%와 9.5%의 추가 설명력을 갖는 데 비해, FWC 관련 두 회귀항은 각각 0.3%와 2.9%의 추가 설명력을 갖는다는 것을 밝혔다. 서로 중첩되는 변량을 제외하고 추가 설명변량에서 이렇게 큰 차이를 보인다는 것은 주목할 만한 정보이며, 매칭가설에 대한 강한 지지 증거이다.

본 연구의 학문적 함의는 다음과 같다. 첫째로, 일-가정 갈등의 방향에 따라서 일-가정 갈등과 다른 변수들 간의 관계에 차이가 존재함을 보여주었다. 일부 예외가 존재하긴 하지만(예, 박형인, 2022), 기존의 국내 일-가정 갈등 관련 연구들은 대부분 갈등의 방향을 구분하지 않고 분석을 하거나(예, 김성천, 탁진

국, 2010; 김현욱, 유태용, 2009), 방향을 구분 하더라도 각각의 개별적인 효과를 보여주거나 (예, 손귀현 등, 2018), 혹은 일부 하위요인만을 사용하여 연구를 하였다(예, 장지원, 박형인, 2015). 이와 달리 본 연구에서는 직무탈진을 설명하는 데 있어 일-가정 갈등의 방향에 따른 효과크기를 직접 비교함으로써, 갈등의 방향에 따라 동일한 결과변수에 대한 설명력이 달라질 수 있음을 경험적으로 검증하였다. 이를 통해 국내의 사례에서도 일-가정 갈등의 방향에 따른 차이가 존재하며, 일-가정 갈등의 연구를 할 때는 갈등의 방향성을 구분하여 효과를 확인할 필요가 있음을 보여주었다.

두 번째로, 본 연구는 직무통제가 언제나 긍정적인 개념이 아니라 부정적인 특징도 일부 가지고 있는 이중적인 개념임을 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 본 연구는 국내에서 아직 관심을 받지 못한 역완충 효과를 중점적으로 다루었다는 점과 이를 통해서 직무자원이 특정 상황에서는 긍정적인 효과와 부정적인 효과를 동시에 가질 수 있음을 보여주었다는 점에서도 의의를 가진다. 원래 직무통제는 직무요구의 부정적인 효과를 완화하는 긍정적인 자원으로서 개념화 되었지만(Karasek, 1979), 이후의 연구들을 통해서 직무통제에는 부정적인 측면도 있다는 것이 드러났다(de Jonge & Schaufeli, 1998; Schaubroeck & Fink, 1998; Spector, 1998). 하지만 국내외의 직무통제 관련 연구들은 여전히 직무통제의 긍정적인 역할을 중심으로 연구를 하고 있고(예, 박량희, 유태용, 2007; 임광모, 탁진국, 2016; Holman & Axtell, 2016), 직무통제의 부정적인 측면을 중점적으로 다룬 연구는 아직 부족한 편이다. 이러한 간극을 메우고자 본 연구에서는 일-가정 갈등과 직무탈진의 관계에서 결정

권한의 역완충 효과를 조사하였고, 직무가 아닌 다른 영역에서의 스트레스원과 결부되는 특정 상황에서는 직무통제가 부정적으로 작용할 수 있는 이중적인 자원임을 실증적으로 확인하였다. 이는 직무요구에 대한 긍정적인 지각(도전적인 스트레스원)과 부정적인 지각(방해적 스트레스원)을 구분하여 연구하는 것처럼(Webster et al., 2010), 직무자원 역시 부정적으로 작용하는 요소나 상황을 구별하고 연구할 필요가 있음을 시사한다.

본 연구의 실무적 의의는 다음과 같다. 첫째, 관리자와 조직은 구성원들에게 결정권한을 제공할 때 주변 상황을 고려하는 세심한 주의를 기울여야 한다. 최근의 기업은 조직의 수평화와 분권화가 진행됨에 따라서 구성원들의 결정권한을 높이는 추세이다(Wang et al., 2020). 직무통제를 높이는 개입방식이 구성원들의 웰빙과 직무수행을 높이는 데 효과적이었고(Holman & Axtell, 2016), 본 연구에서도 직무탈진에 대한 결정권한의 주효과는 일관적으로 이롭게 나타났기에 구성원들의 직무통제를 높이는 조직의 시도는 바람직한 것으로 여겨진다. 다만 본 연구는 일-가정 갈등이 높은 상황에서는 구성원들에게 많은 결정권한을 제공하는 것에 주의가 필요함을 시사한다. 직무통제가 직무탈진을 낮추는 긍정적인 효과는 일관적으로 나타났지만, 높은 수준의 직무통제는 일-가정 갈등이 증가함에 따라 이로 인한 직무탈진에 대한 반응을 오히려 더 강화하였다. 일반적으로는 직무통제가 자원으로 제공될 수 있지만, 해당 구성원이 일-가정 갈등을 많이 경험하고 있다면 자원으로서의 역할에 제한이 있는 것이다. 이는 직무통제가 무조건적으로 긍정적인 개념은 아니며, 해당 자원을 단순히 이분법적으로만 접근하고 사용하는 것

은 다소 위협할 수 있음을 의미한다. 따라서 직무통제로 인한 구성원의 부담을 줄이고 긍정적인 효과를 극대화하기 위해서, 조직은 일-가정 갈등 등 구성원들이 경험하고 있는 전반적인 상황을 함께 고려하여 유동적으로 구성원들의 직무통제를 조정할 필요가 있다.

여기에 더해 본 연구는 WFC가 FWC보다 직무탈진과 더 강한 관계를 가지고 있고, 일이 가정의 역할을 방해하는 경우에 결정권한의 역완충 효과가 더 강하게 나타남을 보여줌으로써, 업무로 인해 구성원들이 경험하고 있는 가정 내의 어려움을 조직이 이해하고 관리할 필요가 있음을 제시하였다. 조직이 직장 내 구성원들의 상태만을 우선적으로 생각할 경우에는 직무 관련 스트레스원으로 겪는 구성원의 가정 내의 문제를 간과할 수 있다(Byron, 2005). 하지만 매칭가설과 본 연구의 결과에 근거하면 일이 가정을 방해하는 경우에 직무에 더 큰 악영향이 나타나게 된다. 따라서 조직은 직장 내의 문제로 구성원들이 가정에서 어떤 문제를 겪고 있는지 파악하고 적절히 대응하기 위한 방안을 마련할 필요가 있다.

지금까지 언급한 본 연구의 학문적 및 실무적 함의에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계점을 가지고 있다. 먼저, 온라인 패널 설문 조사를 통해서 데이터를 수집함으로써 발생한 한계점들이 있다. 첫째로, 연구의 참가자가 모든 근로자를 대표한다고 보기에는 어려움이 있다. 온라인 패널 설문의 특성상 인터넷 사용에 익숙하고 온라인 설문에 관심이 있는 사람들이 설문에 주로 참가할 가능성이 높기 때문이다. 일례로, 본 연구에서는 참가자들의 근속기간이 비교적 짧은 쪽으로 편향되어 있었다( $M = 7.46$ ). 근속기간에 따른 숙련도의 변화

가 구성원들의 직무통제 활용에 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하면(Bradley, 2007), 이러한 인구통계학적 정보의 편향이 연구결과에 영향을 미쳤을 수도 있다. 이런 표본의 제약은 결과의 일반화(generalizability) 역시 제한한다. 이후의 연구에서는 인구통계학적 정보가 편향되지 않은 다양한 참가자들을 대상으로 설문을 진행할 필요가 있다. 둘째로, 온라인 설문조사의 특성상 참가자들이 설문에 불성실하게 응답했을 가능성이 있다(Newman et al., 2021). 자료를 수집하는 과정에서 패널 가입 정보와 일치하지 않은 인구통계학적 정보를 입력한 참가자, 응답시간이 매우 짧거나 긴 참가자, 20개 이상의 문항에 연속해서 동일한 응답을 한 참가자 등은 조사회사에서 선제적으로 관리하여 사례를 삭제한 후 연구진에 전달하였다. 따라서 어느 정도 선별된 자료를 사용하였음에도 불구하고, 후속 연구에서는 보다 직접적으로 주의 환기용 질문을 배치하는 등 별도의 장치를 마련하여 불성실한 응답에 대비할 필요가 있다.

본 연구의 또 다른 한계점은 한 번의 설문 조사를 통해서 연구에 필요한 모든 데이터를 수집했다는 점이다. 단일 설문으로 인한 문제점 중 하나는 동일방법편향(common method bias)이다. 이를 확인하기 위하여 탐색적 요인 분석(exploratory factor analysis)을 통해 Harman의 단일요인검사(Harman's single-factor test)를 진행하였다(Podsakoff & Organ, 1986). 그 결과, 단일 요인일 경우의 설명변량이 45.2%로 나타나서 보통 사용하는 기준인 50.0%보다 낮았고, 나아가 아무런 제약이 없을 때 직무탈진의 두 하위요인이 하나의 요인으로 묶이는 반면, WFC, FWC, 그리고 결정권한이 각자 하나의 요인으로 구분되는 구조로 전체 요인은 총 네

개로 구별되었다. 또한 전술한 것과 같이 CFA를 통해 예측변수 세 개와 준거변수 두 개가 각각 잘 구별된다는 점 역시 확인하였다. 그럼에도 불구하고 요인분석만으로 동일방법의 사용으로 인한 편향의 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다. 따라서 모든 연구변수가 한번의 시점에 하나의 원천으로 측정되었다는 점은 본 연구의 한계점이다. 나아가 횡단적 설계는 변수들 간의 인과관계를 불분명하게 한다는 단점도 지니고 있다. Nohe 등(2015)의 메타분석 연구에서 일-가정 갈등과 직무탈진은 서로 영향을 주고받는 순환적인 관계임이 나타났다. 이러한 점에 근거했을 때, 본 연구의 결과 또한 일-가정 갈등이 직무탈진에 영향을 미치는 것이 아니라 직무탈진이 일-가정 갈등을 야기한다는 반대의 해석도 가능하다. 추후에는 변수들 간의 인과관계를 명확하게 규명하기 위하여 실험연구나 변수들 간에 시차를 둔 종단연구의 방법을 통해 본 연구의 모형을 재검증 할 필요가 있다.

직무통제를 측정함에 있어 객관적인 직무통제와 구성원들이 지각하는 주관적인 직무통제를 구분하여 측정하지 않았다는 점도 본 연구의 한계점이다. 동일한 수준의 직무통제를 제공받더라도 성격이나 환경에 따라서 구성원들이 지각하는 직무통제는 다를 수 있다(Spector, 1998). 예를 들어, 통제욕구가 높은 사람들이나 상사의 간섭이 심한 환경에 있는 사람들은 자신에게 주어진 직무통제를 상대적으로 낮게 지각할 수 있다(Spector, 1998). 본 연구에서는 직무통제 문항을 자기보고식으로 측정하였기 때문에, 객관적 직무통제와 주관적 직무통제 간의 차이를 확인하지 못했다. 주관적으로 지각하는 직무통제가 객관적으로 평가되는 직무통제보다 더 중요하기는 하지만(Spector, 1998),

객관적 통제와 주관적 통제의 차이를 비교하는 것도 요구된다. 이후의 연구에서는 경영진이나 관리자가 직원들의 직무통제를 측정하는 등의 방법을 통해 객관적인 직무통제와 구성원들이 지각하는 직무통제를 구분하여 효과의 차이를 확인할 필요가 있다.

본 연구의 마지막 한계점은 본 연구가 결정권한의 역완충 효과가 나타나는 상황은 제시하였지만 그러한 현상이 나타난 구체적인 원인을 밝히지는 못했다는 점이다. 사회적 지지의 경우에는 역완충 효과가 나타나는 원인을 파악하기 위하여 관련 요인을 통제하는 등 직접적인 노력을 하였다. 하나의 예로, Beehr 등(2010)의 연구에서는 사회적 지지의 내용으로 인해 역완충 효과가 나타날 수 있다고 가정하고 이를 통제하여 역완충 효과의 원인을 구체적으로 규명하였다. 하지만 본 연구에서는 결정권한의 역완충 효과가 나타나는 하나의 상황을 제시하는 것에 그쳤고, 그 원인을 직접적으로 검증하지는 못했다. 이후의 연구에서는 직무통제의 역완충 효과가 나타나는 원인을 파악하기 위하여 환경이나 성격을 통제하는 등의 보다 엄격한 설계의 연구를 진행할 것을 권장한다.

이러한 한계점들이 존재함에도 불구하고, 본 연구는 일-가정 갈등이 방향에 따라서 결과변수와의 관계가 달라진다는 것을 국내 직업인구를 대상으로 재확인하였으며, 일-가정 갈등과 직무탈진 간의 관계에서 결정권한의 역완충 효과를 확인하였다. 직무통제가 긍정적인 자원으로서 주로 여겨지던 선행연구들과는 달리, 본 연구에서는 직무통제의 부정적인 측면에 초점을 맞춰서 직무통제가 이중적인 자원임을 보여줬다는 점에서 의의가 있다. 이 연구결과는 직무통제가 높은 상황에서 구성원

들이 일-가정 갈등에 더 강하게 반응할 수 있다는 점을 의미하기 때문에, 조직이 구성원들에게 결정권한을 위임할 때는 개별 구성원에게 대한 지속적인 관심이 필요함을 암시한다. 본 연구에 근거해서 앞으로의 관리자들은 직원들에게 직무통제를 제공함에 앞서 그들의 상황을 먼저 이해하고, 그들이 업무로 인해서 가정에서 어려움을 겪고 있는 것은 아닌지 또한 관심을 가지고 관리할 필요가 있다.

### 참고문헌

- 가영희 (2006). 성인의 직장-가정갈등이 영역별 만족도와 주관적 삶의 질에 미치는 영향. *한국심리학회지: 여성*, 11(2), 163-186.
- 김대수, 강 흰 (2014). 일-가정 갈등과 가정-일 갈등, 그리고 반생산적 업무행동 간의 관계 연구: 직무스트레스의 매개효과. *산업 교육연구*, 28(3), 51-71.
- 김성천, 탁진국 (2010). 역할과부하 및 일-가정 갈등과 직무스트레스와의 관계: 시간 통제감을 매개변인으로. *한국심리학회지: 건강*, 15(1), 35-49.  
<http://dx.doi.org/10.17315/kjhp.2010.15.1.003>
- 김현욱, 유태용 (2009). 직무관련 변인이 일-가정 갈등에 미치는 영향과 조직몰입 및 직무열의에 대한 일-가정 갈등의 효과. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 22(2), 155-182.  
<http://dx.doi.org/10.24230/ksiop.22.2.200905.155>
- 박량희, 유태용 (2007). 개인의 성격, 직무 요구, 직무 통제가 직무 스트레스에 미치는 영향. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 20(1), 1-20.  
<http://dx.doi.org/10.24230/ksiop.20.1.200702.1>
- 박형인 (2022). 일-가정 갈등의 하위유형과 직무탈진 간 관계에서 성별 및 결혼 여부의 조절효과. *한국심리학회지: 일반*, 41(5), 461-489.  
<http://dx.doi.org/10.22257/kjp.2022.12.41.5.461>
- 박형인, 남숙경, 양은주 (2011). 직무소진과 직무태도 및 이직의도와의 관계: 메타분석적 문헌 고찰. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 24(3), 457-491.  
<https://doi.org/10.24230/ksiop.24.3.201108.457>
- 손귀현, 손영우, 정은경 (2018). 여군들의 일-가정 갈등과 군 사기와의 관계: 직무소진의 매개효과와 유리천장 인식의 조절효과. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 31(1), 175-194.  
<http://dx.doi.org/10.24230/ksiop.31.1.201802.175>
- 신강현 (2003). 일반직 종사자를 위한 직무 소진 척도(MBI-GS)에 대한 타당화 연구. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 16(3), 1-17.
- 양동민, 심덕섭 (2015). 직무요구 및 직무통제가 일-가정 갈등, 직무탈진 및 이직의도에 미치는 영향. *기업경영연구*, 22(2), 87-108.
- 은기수, 이윤석 (2005). 한국의 가족가치에 대한 국제비교연구. *한국인구학*, 28(1), 107-132.
- 이승환 (2017). 역할과부하와 직무탈진 간 관계에서 사회적 지지의 조절효과. 전남대학교 일반대학원 석사학위 논문.
- 임광모, 탁진국 (2016). 직무요구가 직무스트레스에 미치는 영향: 직무통제와 절차공정성의 조절효과. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 29(2), 61-83.  
<http://dx.doi.org/10.24230/ksiop.29.2.201605.61>
- 장지원, 박형인 (2015). 조직몰입과 조직시민행동에 대한일-가정 갈등, LMX 및 성별의

- 상호작용효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 28(2), 199-223.  
<http://dx.doi.org/10.24230/ksiop.28.2.201505.199>
- 홍선희, 양병화, 오세진 (1998). 관여, 기대 및 지지에 따른 직장-가정 갈등요인의 효과 모델 검증. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 11(2), 1-19.
- 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>
- Aryee, S., Fields, D., & Luk, V. (1999). A cross-cultural test of a model of the work-family interface. *Journal of Management, 25*(4), 491-511.  
[https://doi.org/10.1016/S0149-2063\(99\)00015-X](https://doi.org/10.1016/S0149-2063(99)00015-X)
- 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>
- Becker, T. E., Atinc, G., Breugh, J. A., Carlson, K. D., Edwards, J. R., & Spector, P. E. (2016). Statistical control in correlational studies: 10 essential recommendations for organizational researchers. *Journal of Organizational Behavior, 37*(2), 157-167.  
<https://doi.org/10.1002/job.2053>
- Beehr, T. A., Bowling, N. A., & Bennett, M. M. (2010). Occupational stress and failures of social support: When helping hurts. *Journal of Occupational Health Psychology, 15*(1), 45-59.  
<https://doi.org/10.1037/a0018234>
- Beehr, T. A., Farmer, S. J., Glazer, S., Gudanowski, D. M., & Nair, V. N. (2003). The enigma of social support and occupational stress: Source congruence and gender role effects. *Journal of Occupational Health Psychology, 8*(3), 220-231.  
<https://doi.org/10.1037/1076-8998.8.3.220>
- Beehr, T. A., Glaser, K. M., Canali, K. G., & Wallwey, D. A. (2001). Back to basics: Re-examination of demand-control theory of occupational stress. *Work & Stress, 15*(2), 115-130.  
<https://doi.org/10.1080/02678370110067002>
- Biron, M., & Van Veldhoven, M. (2016). When control becomes a liability rather than an asset: Comparing home and office days among part time teleworkers. *Journal of Organizational Behavior, 37*(8), 1317-1337.  
<https://doi.org/10.1002/job.2106>
- Bond, F. W., & Bunce, D. (2003). The role of acceptance and job control in mental health, job satisfaction, and work performance. *Journal of Applied Psychology, 88*(6), 1057-1067.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.6.1057>
- Bradley, G. (2007). Job tenure as a moderator of stressor-strain relations: A comparison of experienced and new-start teachers. *Work &*



- Stress*, 21(1), 48-64.  
<https://doi.org/10.1080/02678370701264685>
- Braunstein-Bercovitz, H. (2013). A multidimensional mediating model of perceived resource gain, work-family conflict sources, and burnout. *International Journal of Stress Management*, 20(2), 95-115.  
<https://doi.org/10.1037/a0032948>
- Bruck, C. S., Allen, T. D., & Spector, P. E. (2002). The relation between work - family conflict and job satisfaction: A finer-grained analysis. *Journal of Vocational Behavior*, 60(3), 336-353.  
<https://doi.org/10.1006/jvbe.2001.1836>
- Byron, K. (2005). A meta-analytic review of work-family conflict and its antecedents. *Journal of Vocational Behavior*, 67(2), 169-198.  
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2004.08.009>
- Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd ed.). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781410606266>
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310-357.  
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310>
- Conte, J. M., Aasen, B., Jacobson, C., O'Loughlin, C., & Toroslu, L. (2019). Investigating relationships among polychronicity, work-family conflict, job satisfaction, and work engagement. *Journal of Managerial Psychology*, 37(7), 459-473.  
<https://doi.org/10.1108/JMP-01-2018-0046>
- 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>
- Dalgard, O. S., Sørensen, T., Sandanger, I., Nygård, J. F., Svensson, E., & Reas, D. L. (2009). Job demands, job control, and mental health in an 11-year follow-up study: Normal and reversed relationships. *Work & Stress*, 23(3), 284-296.  
<https://doi.org/10.1080/02678370903250953>
- De Jonge, J., & Dormann, C. (2006). Stressors, resources, and strain at work: a longitudinal test of the triple-match principle. *Journal of Applied Psychology*, 91(6), 1359-1374.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.5.1359>
- De Jonge, J., & Schaufeli, W. B. (1998). Job characteristics and employee well being: A test of Warr's Vitamin Model in health care workers using structural equation modelling. *Journal of Organizational Behavior*, 19(4), 387-407.  
[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1379\(199807\)19:4<387::AID-JOB851>3.0.CO;2-9](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1379(199807)19:4<387::AID-JOB851>3.0.CO;2-9)
- Drummond, S., O'Driscoll, M. P., Brough, P., Kalliath, T., Siu, O. L., Timms, C., ... & Lo, D. (2017). The relationship of social support with well-being outcomes via work - family conflict: Moderating effects of gender, dependants and nationality. *Human Relations*, 70(5), 544-565.  
<https://doi.org/10.1177/0018726716662696>
- Fenlason, K. J., & Beehr, T. A. (1994). Social support and occupational stress: Effects of talking to others. *Journal of Organizational Behavior*, 15(2), 157-175.

- <https://doi.org/10.1002/job.4030150205>  
Fernet, C., Guay, F., & Senécal, C. (2004). Adjusting to job demands: The role of work self-determination and job control in predicting burnout. *Journal of Vocational Behavior*, 65(1), 39-56.  
[https://doi.org/10.1016/S0001-8791\(03\)00098-8](https://doi.org/10.1016/S0001-8791(03)00098-8)  
Frese, M. (1999). Social support as a moderator of the relationship between work stressors and psychological dysfunctioning: a longitudinal study with objective measures. *Journal of Occupational Health Psychology*, 4(3), 179-192.  
<https://doi.org/10.1037/1076-8998.4.3.179>  
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>  
Glaser, D. N., Tatum, B. C., Nebeker, D. M., Sorenson, R. C., & Aiello, J. R. (1999). Workload and social support: Effects on performance and stress. *Human Performance*, 12(2), 155-176.  
<https://doi.org/10.1080/08959289909539865>  
Green, D. E., Walkey, F. H., & Taylor, A. J. (1991). The three-factor structure of the Maslach Burnout Inventory: A multicultural, multinational confirmatory study. *Journal of Social Behavior and Personality*, 6(3), 453-472.  
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>  
Hackman, J. R., & Oldham, G. R. (1975). Development of the job diagnostic survey. *Journal of Applied Psychology*, 60(2), 159-170.  
<https://doi.org/10.1037/h0076546>  
Halbesleben, J. R., & 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>  
Häusser, J. A., Mojzisch, A., Niesel, M., & Schulz-Hardt, S. (2010). Ten years on: A review of recent research on the Job Demand-Control (-Support) model and psychological well-being. *Work & Stress*, 24(1), 1-35.  
<https://doi.org/10.1080/02678371003683747>  
Hayes, A. F. (2022). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (3rd ed.). Guilford Press.  
Hochwarter, W. A., Perrewé, P. L., Hall, A. T., & Ferris, G. R. (2005). Negative affectivity as a moderator of the form and magnitude of the relationship between felt accountability and job tension. *Journal of Organizational Behavior*, 26(5), 517-534.  
<https://doi.org/10.1002/job.324>  
Holman, D., & Axtell, C. (2016). Can job redesign interventions influence a broad range of employee outcomes by changing multiple job characteristics? A quasi-experimental study. *Journal of Occupational Health Psychology*, 21(3), 284-295. <https://doi.org/10.1037/a0039962>  
Innstrand, S. T., Langballe, E. M., Espnes, G. A., Falkum, E., & Aasland, O. G. (2008).

- Positive and negative work-family interaction and burnout: A longitudinal study of reciprocal relations. *Work & Stress*, 22(1), 1-15. <https://doi.org/10.1080/02678370801975842>
- Jolly, P. M., Kong, D. T., & Kim, K. Y. (2021). Social support at work: An integrative review. *Journal of Organizational Behavior*, 42(2), 229-251. <https://doi.org/10.1002/job.2485>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2017). *LISREL 9.30 for Windows* [Computer software]. Skokie, IL: Scientific Software International, Inc.
- Karasek, R. A., Jr. (1979). Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24(2), 285-308. <https://doi.org/10.2307/2392498>
- Kaufmann, G. M., & Beehr, T. A. (1986). Interactions between job stressors and social support: Some counterintuitive results. *Journal of Applied Psychology*, 71(3), 522-526. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.71.3.522>
- Kickul, J., & Posig, M. (2001). Supervisory emotional support and burnout: An explanation of reverse buffering effects. *Journal of Managerial Issues*, 13(3), 328-344.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Koutsimani, P., Montgomery, A., & Georganta, K. (2019). The relationship between burnout, depression, and anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Frontiers in Psychology*, 10, Article 284. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00284>
- Kubicek, B., Korunka, C., & Tement, S. (2014). Too much job control? Two studies on curvilinear relations between job control and eldercare workers' well-being. *International Journal of Nursing Studies*, 51(12), 1644-1653. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2014.05.005>
- Laird, M. D., Perryman, A. A., Hochwarter, W. A., Ferris, G. R., & Zinko, R. (2009). The moderating effects of personal reputation on accountability-strain relationships. *Journal of Occupational Health Psychology*, 14(1), 70-83. <https://doi.org/10.1037/a0012567>
- Lee, I. A., & Preacher, K. J. (2013). *Calculation for the test of the difference between two dependent correlations with one variable in common* [Computer software]. Available from <http://quantpsy.org/corrttest/corrttest2.htm>
- Lee, R. T., & Ashforth, B. E. (1996). A meta-analytic examination of the correlates of the three dimensions of job burnout. *Journal of Applied Psychology*, 81(2), 123-133. <http://doi.org/10.1037/0021-9010.81.2.123>
- Liu, Y., Wang, M., Chang, C. H., Shi, J., Zhou, L., & Shao, R. (2015). Work - family conflict, emotional exhaustion, and displaced aggression toward others: The moderating roles of workplace interpersonal conflict and perceived managerial family support. *Journal of Applied Psychology*, 100(3), 793-808. <https://doi.org/10.1037/a0038387>
- Luchman, J. N., & González-Morales, M. G. (2013). Demands, control, and support: A meta-analytic review of work characteristics interrelationships. *Journal of Occupational Health Psychology*, 18(1), 37-52. <https://doi.org/10.1037/a0030541>

- 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>
- Mauno, S., Kinnunen, U., & Ruokolainen, M. (2007). Job demands and resources as antecedents of work engagement: A longitudinal study. *Journal of Vocational Behavior*, 70(1), 149-171.  
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2006.09.002>
- Mayo, M., Sanchez, J. I., Pastor, J. C., & Rodriguez, A. (2012). Supervisor and coworker support: A source congruence approach to buffering role conflict and physical stressors. *The International Journal of Human Resource Management*, 23(18), 3872-3889.  
<https://doi.org/10.1080/09585192.2012.676930>
- Meier, L. L., Semmer, N. K., Elfering, A., & Jacobshagen, N. (2008). The double meaning of control: Three-way interactions between internal resources, job control, and stressors at work. *Journal of Occupational Health Psychology*, 13(3), 244-258.  
<https://doi.org/10.1037/1076-8998.13.3.244>
- 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>
- Newman, A., Bavik, Y. L., Mount, M., & Shao, B. (2021). Data collection via online platforms: Challenges and recommendations for future research. *Applied Psychology: An International Review*, 70(3), 1380-1402.  
<https://doi.org/10.1111/apps.12302>
- Nohe, C., Meier, L. L., Sonntag, K., & Michel, A. (2015). The chicken or the egg? A meta-analysis of panel studies of the relationship between work - family conflict and strain. *Journal of Applied Psychology*, 100(2), 522-536.  
<https://doi.org/10.1037/a0038012>
- Nohe, C., & Sonntag, K. (2014). Work - family conflict, social support, and turnover intentions: A longitudinal study. *Journal of Vocational Behavior*, 85(1), 1-12.  
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2014.03.007>
- 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>
- Parker, S. K., & Sprigg, C. A. (1999). Minimizing strain and maximizing learning: The role of job demands, job control, and proactive personality. *Journal of Applied Psychology*, 84(6), 925-939.  
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.84.6.925>
- Pluut, H., Ilies, R., Cursçu, P. L., & Liu, Y. (2018). Social support at work and at home: Dual-buffering effects in the work-family conflict process. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 146, 1-13.  
<https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2018.02.001>
- Podsakoff, P. M., & Organ, D. W. (1986). Self-reports in organizational research: Problems and prospects. *Journal of Management*, 12(4), 531-544.  
<https://doi.org/10.1177/014920638601200408>
- Qiao, H., & Schaufeli, W. B. (2011). The

- convergent validity of four burnout measures in a Chinese sample: A confirmatory factor analytic approach. *Applied Psychology*, 60(1), 87-111.  
<https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2010.00428.x>
- Rantanen, M., Mauno, S., Kinnunen, U., & Rantanen, J. (2011). Do individual coping strategies help or harm in the work-family conflict situation? Examining coping as a moderator between work-family conflict and well-being. *International Journal of Stress Management*, 18(1), 24-48.  
<https://doi.org/10.1037/a0022007>
- Reichl, C., Leiter, M. P., & Spinath, F. M. (2014). Work-nonwork conflict and burnout: A meta-analysis. *Human Relations*, 67(8), 979-1005.  
<https://doi.org/10.1177/0018726713509857>
- Rubino, C., Perry, S. J., Milam, A. C., Spitzmueller, C., & Zapf, D. (2012). Demand-control-person: Integrating the demand-control and conservation of resources models to test an expanded stressor-strain model. *Journal of Occupational Health Psychology*, 17(4), 456-472.  
<https://doi.org/10.1037/a0029718>
- Schaubroeck, J., & Fink, L. S. (1998). Facilitating and inhibiting effects of job control and social support on stress outcomes and role behavior: A contingency model. *Journal of Organizational Behavior*, 19(2), 167-195.  
[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1379\(199803\)19:2<167::AID-JOB831>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1379(199803)19:2<167::AID-JOB831>3.0.CO;2-T)
- Schaufeli, W. B., & Taris, T. W. (2014). A critical review of the job demands-resources model: Implications for improving work and health. In G. Bauer, & O. Hämmig (Eds.), *Bridging occupational, organizational and public health* (pp. 43-68). Amsterdam: Springer Netherlands.  
[https://doi.org/10.1007/978-94-007-5640-3\\_4](https://doi.org/10.1007/978-94-007-5640-3_4)
- Schreurs, B., Van Emmerik, H., Notelaers, G., & De Witte, H. (2010). Job insecurity and employee health: The buffering potential of job control and job self-efficacy. *Work & Stress*, 24(1), 56-72.  
<https://doi.org/10.1080/02678371003718733>
- Siegel-Jacobs, K., & Yates, J. F. (1996). Effects of procedural and outcome accountability on judgment quality. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 65(1), 1-17.  
<https://doi.org/10.1006/obhd.1996.0001>
- Siegel, A. F., & Wagner, M. R. (2022). *Practical business statistics* (8th ed.). Elsevier.  
<https://doi.org/10.1016/B978-0-12-820025-4.00012-9>
- Spector, P. E. (1998). A control theory of the job stress process. In C. L. Cooper (Ed.), *Theories of organizational stress* (pp. 153-169). New York: Oxford University Press.
- Steiger, J. H. (1980). Tests for comparing elements of a correlation matrix. *Psychological Bulletin*, 87(2), 245-251.  
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.87.2.245>
- Stiglbauer, B., & Kovacs, C. (2018). The more, the better? Curvilinear effects of job autonomy on well-being from vitamin model and PE-fit theory perspectives. *Journal of Occupational Health Psychology*, 23(4), 520-536.  
<https://doi.org/10.1037/ocp0000107>

- Swider, B. W., & Zimmerman, R. D. (2010). Born to burnout: A meta-analytic path model of personality, job burnout, and work outcomes. *Journal of Vocational behavior*, 76(3), 487-506.  
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.01.003>
- 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.  
<http://doi.org/10.1080/02678370601065893>
- Taris, T. W., Le Blanc, P. M., Schaufeli, W. B., & Schreurs, P. J. (2005). Are there causal relationships between the dimensions of the Maslach Burnout Inventory? A review and two longitudinal tests. *Work & Stress*, 19(3), 238-255.  
<https://doi.org/10.1080/02678370500270453>
- Tucker, M. K., Jimmieson, N. L., & Bordia, P. (2018). Supervisor support as a double-edged sword: Supervisor emotion management accounts for the buffering and reverse-buffering effects of supervisor support. *International Journal of Stress Management*, 25(1), 14 - 34. <https://doi.org/10.1037/str0000046>
- Van der Doef, M., & Maes, S. (1999). The job demand-control (-support) model and psychological well-being: A review of 20 years of empirical research. *Work & stress*, 13(2), 87-114.  
<https://doi.org/10.1080/026783799296084>
- Vegchel, N. v., Jonge, J. d., Söderfeldt, M., Dormann, C., & Schaufeli, W. (2004). Quantitative versus emotional demands among swedish human service employees: Moderating effects of job control and social support. *International Journal of Stress Management*, 11(1), 21-40.  
<https://doi.org/10.1037/1072-5245.11.1.21>
- Viswesvaran, C., Sanchez, J. I., & Fisher, J. (1999). The role of social support in the process of work stress: A meta-analysis. *Journal of Vocational Behavior*, 54(2), 314-334.  
<https://doi.org/10.1006/jvbe.1998.1661>
- Wang, I. A., Tsai, H. Y., Lee, M. H., & Ko, R. C. (2021). The effect of work - family conflict on emotional exhaustion and job performance among service workers: The cross-level moderating effects of organizational reward and caring. *The International Journal of Human Resource Management*, 32(14), 3112-3133.  
<https://doi.org/10.1080/09585192.2019.1651373>
- Wang, X., Chen, Y., & Yang, B. (2020). The Choice of Organizational Structure in the Internet Era: Flattening and Decentralization-Based on Perspective of Dynamic Capabilities. *American Journal of Management Science and Engineering*, 5(4), 42-50.  
<https://doi.org/10.11648/j.ajmse.20200504.11>
- Webster, J. R., Beehr, T. A., & Christiansen, N. D. (2010). Toward a better understanding of the effects of hindrance and challenge stressors on work behavior. *Journal of Vocational Behavior*, 76(1), 68-77.  
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2009.06.012>
- Xu, X., & Payne, S. C. (2020). When do job resources buffer the effect of job demands? *International Journal of Stress Management*, 27(3), 226-240. <https://doi.org/10.1037/str0000146>
- Zhang, M., Griffeth, R. W., & Fried, D. D.

(2012). Work family conflict and individual consequences. *Journal of Managerial Psychology*, 27(7), 696-713.  
<https://doi.org/10.1108/02683941211259520>

투고일자 : 2023. 02. 17.

수정일자 : 2023. 05. 10.

게재일자 : 2023. 07. 07.

## The Contradictory Effect of Decision Authority: The Relationship between Work-Family Conflict and Job Burnout

Hyeonguk Wi

Hyung In Park

Department of Psychology, Sungkyunkwan University

Based on the intrinsic nature of job control (Spector, 1998), this study attempted to investigate the contradictory function of decision authority by showing the reverse buffering effect of decision authority in the relationship between work-family conflict and job burnout. In addition, built upon the matching hypothesis (Amstad et al., 2011), we examined whether the main and the interactional effects of decision authority would vary depending on the direction of work-family conflict in explaining burnout. Participants were 470 full-time employees in South Korea who were working in public sectors or private companies. The results showed that decision authority exacerbated the relationship between work-family conflict and burnout. Also, the relationship with burnout and the moderating effect of decision authority were stronger when work interfered with family than when family interfered with work. Based on these results, implications and limitations of this study were discussed, and plans for future research were suggested.

*Key words* : decision authority, work-family conflict, job burnout, reverse buffering effect