

일과 삶의 균형과 정신건강의 관계에서 부정적 정서신념과 정서명료성의 조절효과: 성차를 중심으로

손 영 미

고려대학교

박 정 열*

서울과학종합대학원

양 은 주

고려대학교

본 연구는 일과 삶의 균형이 우울, 불안, 신체화증상 등 정신건강에 미치는 영향을 확인하고, 정서표현에 대한 부정적 신념과 정서명료성이 이들 관계를 조절하는지를 확인하고자 하였다. 그리고 성별에 따라 조절효과에 차이가 있는지를 살펴보고자 하였다. 이를 위해 30대~50대의 기혼직장인 869명(남: 424명, 여: 445명)을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 그 결과, 일과 삶의 균형이 높을수록, 부정적 정서신념이 낮을수록, 정서명료성이 높을수록 우울, 불안, 신체화증상이 유의하게 낮아지는 경향을 보였다. 일과 삶의 균형과 우울 및 불안 간의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과는 유의한 반면 정서명료성은 유의한 조절효과를 보이지 않았다. 부정적 정서신념과 정서명료성의 조절효과에 있어 성차가 있는지 확인한 결과, 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 간 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과는 여성의 경우에만 유의하게 나타났다. 반면 일과 삶의 균형과 우울 및 불안과의 관계에서 정서명료성의 조절효과는 남성의 경우에만 유의하게 나타났다. 마지막으로, 이상의 결과가 갖는 함의를 논의하였다.

주요어 : 일과 삶의 균형, 일-가정 갈등, 정서표현신념, 정서명료성, 우울, 불안, 신체화

† 교신저자 : 박정열, 서울과학종합대학원, 서울시 서대문구 이화여대 2길 46
Tel : 070-7012-2214, E-mail : cypark@assist.ac.kr

한국사회는 남성이 일을 하고, 가족의 경제를 부양하며, 여성이 집안살림과 자녀양육에 힘쓰는 전통적인 성역할이 해체되고 있다. 통계자료 및 연구결과에 따르면, 유배우자 가족의 약 44.9%가 맞벌이이며, 지속적인 증가추세를 보이고 있다(통계청, 2017). 남녀모두 기혼여성의 취업에 대해 긍정적인 태도를 보이고, 여성도 가계경제에 기여해야 한다고 생각하는 경향이 높다(Seong, 2011). 그리고 이러한 경향성은 일본과 영국 기혼여성들에 비해 한국 기혼여성들의 경우 더욱 두드러지게 나타나고 있다(손영미, 박정열, 전은선, 2015). 전통적인 성역할에 대한 인식이 약화되고, 남성과 여성의 경제활동 참여가 공히 중요해지고 있는 이 같은 추세를 고려할 때, 일과 삶의 영역에서 중다역할을 해야 한다는 요구와 중다역할을 수행하는 과정에서의 갈등과 긴장은 더욱 심화될 수밖에 없다.

지난 수십년 간 일과 삶의 균형, 일-가정 양립의 중요성이 부각되어 왔으며, 일과 삶의 균형과 개인의 삶의 질 및 정신건강에 관한 많은 연구들이 수행되었다. 그리고 상당히 일관되게 일과 삶의 영역 간 갈등이 개인의 삶의 질과 정신건강에 부정적인 영향을 미친다는 결과들을 보여주고 있다. 예컨대 일과 삶의 갈등은 심리적 스트레스, 우울, 불안, 신체화증상, 혈압, 알콜남용 등의 정신장애와 관련이 깊고(Frone, 2000; Grzywacz & Bass, 2003; Kan & Yu, 2016), 결혼만족도 및 전반적인 삶만족도를 떨어뜨리는 데 주요하게 기여한다(손영미, 박정열, 2015). 이에 더 나아가 최근 연구들은 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 등과의 관계성 간 메커니즘을 밝히려는 시도를 하고 있으며, 일과 삶 간의 갈등으로 인해 야기되는 죄책감, 화, 적개심 등과 같

은 부정적인 정서반응이 정신건강과 삶의 질을 매개하는 주요 변인임을 보여주고 있다(Judge, Ilies & Scott, 2006; Livingston & Judge, 2008).

사실 직장인으로서, 부모로서, 그리고 한 개인으로서의 역할을 수행하기 위해 전전공공하는 때 순간 우리는 정서를 경험한다. 부모로서의 죄책감, 동료에게 일을 부탁해야 하는 미안함, 상사나 타인에게 도움을 요청해야 하는 부담감, 혼자서 다하는 것 같은 화와 부당함, 자신의 미래에 대한 불안감, 피곤함과 지침 등 하루에도 수십가지의 정서적 파도를 타게 된다. Lenaghan, Buda와 Eisner(2007)의 말처럼 '본래' 거대한 정서적 대변동을 경험한다. 개인마다 정서경험의 차이가 있을 수 있지만 일과 삶 간의 갈등으로 인한 부정적 정서경험은 - 특히 기혼의 유자녀 맞벌이 부부에게는 - 자연스러운 일이다. 다만 이렇게 일상적으로 경험하는 부정적 정서를 어떻게 다루느냐가 중요하다.

심리치료 이론들은 부정적 정서를 효과적으로 해소하지 못하고 누적시키거나 반복적으로 부적절하게 표출하는 것이 정신병리로 발전하게 됨을 강조하였으며(이지영, 권석만, 2006), Leahy(2015)도 정서에 대한 부정적 신념(도식)이 개인의 정서경험과 표현을 막으며, 상담자는 내담자가 자신의 정서를 자각하고, 명확화하며, 정서의 의미를 이해하고 타당화할 수 있도록 돕는 것이 중요하다고 하였다. Gross 등의 연구(1998, 2000, 2003)들도 정서의 억제가 더 높은 수준의 부정정서를 경험하도록 하며, 부정정서를 억제하는 것이 긍정정서의 경험도 억제하는 결과를 초래함을 보여주고 있어, 부정적 정서를 누적시키지 않고 경험하고, 적절하게 표현하는 것의 중요성을 시사하였다.

이에 본 연구에서는 조절변인으로 정서표현에 대한 부정적 신념과 정서를 자각하고 이해하는 정도인 정서명료성을 조절변인으로 삼아 부정적 정서를 억제하거나 이해하는 정도의 조절효과를 확인하고자 한다.

또한 본 연구는 정서표현에 대한 부정적 신념과 정서명료성의 조절효과에 있어 성차가 있는지를 확인하고자 한다. Brody(1985)와 Parkinson(1995)에 따르면 개인이 정서를 다루고 표현하는 것은 사회화 과정에서 중요하게 학습되는 영역으로, 성역할 사회화과정으로 인해 남녀간에 정서의 표현과 자각에 있어 차이를 보인다고 하였다. 즉, 여성은 양육과 보살핌, 관계성을 위해 더 공감적이며, 정서를 표현하도록 기대되는 반면 남성에게 슬픔, 고통, 불안함 등의 정서표현은 유약함과 남자답지 않은 부정적인 것으로 간주되어 왔다고 지적하였다. 실제 정서에 대한 수많은 연구들은 정서표현과 자각에 성차가 있으며, 그것이 사회화과정에서 비롯된다고 보고하고 있다(Chaplin & Aldao, 2013). 즉, 여성은 상대방의 정서를 더 잘 지각하고, 해석하며, 자신의 정서에 대한 자각도 높고, 정서표현에도 더 허용적인 경향이 있다(장정주, 김정모, 2008; Barrett, Lane, Sechrest & Schwartz, 2000; Naito, Wangwas & Tani, 2005). 남성보다 여성이 복잡한 정서를 더 잘 파악하고, 자각하는 능력을 지니고 있다는 결과는 나이, 학력수준, 사회경제적 지위, 문화권을 달리하였을 때에도 그리고 언어지능의 효과를 통제했을 때도 일관성 있게 나타났다(Barrett et al., 2000). 반면 남성은 정서표현을 부정적인 것으로 간주하며, 정서표현을 할 때도 보살핌/약함 등과 관련된 정서보다는 공격성 등과 관련한 정서가 더 자주 표현되는 경향이 있다(Chaplin & Aldao,

2013). 그리고 여성은 성장함에 따라 공감능력이 점차 발달하는 반면 남성은 쇠퇴하는 경향을 보인다(Van der Graaff et al., 2014). 이상의 연구결과들을 고려했을 때, 일과 삶의 균형과 정신건강 간 관계에서 정서표현에 대한 부정적 신념과 정서자각의 조절효과가 성차에 따라 다르게 나타날 가능성을 가정할 수 있다.

본 연구는 두 가지 측면에서 강점을 갖는다. 첫째는 일과 삶의 균형이 정신건강에 미치는 영향력이 비교적 일관되게 도출되었다 하더라도 국내 연구의 경우, 외국에 비해 일과 삶의 균형에 관한 연구역사가 짧고, 경영학과 가정학을 중심으로 연구가 진행된 경향이 있기 때문에 일과 삶의 균형이 개인의 정신건강에 미치는 영향력을 실증적으로 살펴본 연구는 많지 않다(손영미, 2014; 손영미, 박정열, 2015). 본 연구는 맞벌이가 급증하는 등 빠르게 변하는 한국사회의 흐름 속에서 기혼 남녀가 겪는 일과 삶 간의 갈등이 개인의 정신건강에 미치는 영향을 검증하고 있다. 둘째, 본 연구는 일과 삶의 균형과 정신건강과의 관계에서 정서표현에 대한 부정적 신념과 정서명료성의 조절효과를 검증한다. 일과 삶의 균형을 맞춘다는 것이 기혼 직장인 특히 미취학 자녀를 둔 맞벌이 부부에게 상당한 스트레스이며, 불가피하게 부정 정서를 경험할 수밖에 없음에도 불구하고, 일과 삶의 균형과 정신건강, 삶의 질 등의 관계에서 정서의 조절효과가 어떠한 기능을 하는지 살펴본 연구는 많지 않다. 정서지능의 조절효과 혹은 스트레스대처전략의 조절효과에 대해 살펴본 연구들이 몇몇 있으나(Dasgupta & Mukherjee, 2011; Lenaghan et al., 2007; Moreno-Jiménez et al., 2009; Suliman & Al-Shaikh, 2007), 본 연구는 정서신념과 정서경험의 조절효과를 비교하여 살

펴보고 있어 의미가 있다고 사료된다. 더욱이 기존 연구들이 정서경험 및 표현에 있어 성차가 있음에 대해 많이 검증하였지만, 일과 삶의 균형과 정신건강과의 관계에서 정서경험 및 표현의 조절효과에 성차가 있음을 확인한 연구는 부재하다. 이 점에서 본 연구가 일과 삶의 균형과 정신건강 간의 관계를 조절하는 정서조절변인의 효과를 다수준(multilevel)으로 살펴보는 더 정교한 연구라 사료된다.

일과 삶의 균형과 정신건강 간의 관계

‘일과 삶의 균형’이란 시간적, 심리적, 신체적 에너지의 적절한 배분을 통해 일과 삶의 영역(가족, 여가, 성장)간에 발생할 수 있는 부정적 전이를 감소시키고, 반면 긍정적 전이를 확대함으로써 삶에 대한 통제감과 만족도를 높이는 것을 의미한다(김정운, 박정열, 손영미, 장훈, 2005; Guest, 2001; Tausing & Fenwick, 2001).

일과 삶의 균형과 관련된 국내 연구들은 지난 십 여년간 근로자의 일과 삶의 균형이 개인 및 조직에 미치는 영향에 대한 연구들이 진행되어 왔다. 그러나 대부분의 연구들이 조직의 생산성(이직의도, 직무만족, 직무몰입 등)이나 개인의 삶의 질과 가족관계 등에 초점을 맞추고 있으며, 일과 삶의 균형과 근로자의 정신건강에 대한 관심은 상대적으로 매우 부족하였다(손영미, 2014). 그 주된 이유 중 하나는 일과 삶의 균형에 대한 연구들이 주로 경영학이나 가정학 등을 중심으로 수행되었기 때문에 일과 삶 간의 갈등을 제대로 다루지 못할 경우 개인의 정신건강 및 병리에 심각하게 부정적 영향을 미칠 수 있다는 심리학적 접근이 부족하였기 때문이라 사료된다(손영미,

박정열, 2015).

이에 반해 외국의 경우 일과 삶의 균형이 개인의 정신건강에 미치는 영향에 관한 연구가 초기부터 지속적으로 수행되어 왔으며 일과 삶의 균형 특히 일-가정 갈등/축진과 정신건강에 관한 관계성이 비교적 일관되게 증명되었다. Allen, Herst, Bruck과 Sutton(2000)은 1977년부터 1998년까지 출판된 일-가정 갈등과 결과변인(직무만족 등 일관련 결과변인, 삶만족과 같은 비업무영역 관련 결과변인, 정신건강 관련 결과변인)에 관한 논문 67편을 메타분석하였다. 그 결과, 일-가정 갈등과 정신건강(예컨대 불안과 우울, 신체화증상, 알콜남용 등) 간의 관계성이 가장 일관적이고, 강력한 결과들을 보여주고 있음을 증명하였다. 특히 우울과 불안은 가장 빈번하게 검증된 변인으로, 매우 일관되게 일-가정 갈등과의 유의한 관계성을 보고하고 있다(차수진, 2015). 예컨대, 일-가정 갈등은 더 높은 수준의 불안 및 우울 등 취약한 정신건강과 관련이 있으며(Frone, Russell & Cooper, 1992; Grzywacz & Bass, 2003; Grzywacz, Quandt, Arcury & Marin, 2005), WFC(일→가정 갈등)보다 FWC(가정→일 갈등)가 우울 및 불안장애와 더 높은 상관을 갖는다고 하였다(Grzywacz & Bass, 2003). 종단연구에서도 일-가정 갈등과 정신건강 간의 유의한 관계성을 보고하였는데, Frone, Russell과 Cooper(1997)는 WFC(일→가정 갈등)가 알콜 문제에 영향을 미치며, FWC(가정→일 갈등)은 우울과 취약한 신체건강에 유의하게 영향을 미친다고 하였다. 신체화증상의 경우, 여러 연구들이 WFC와 신체증상 및 신체화(식욕없음, 피로함, 근육긴장) 간의 관계를 설명하고 있는데, 전반적인 신체건강, 혈압상승 등과 유의한 관계가 있다고 보고하고 있다(Allen et al., 2000; Thomas &

Ganster, 1995). 이상의 연구들을 종합하여 본 연구에서는 일과 삶의 균형이 개인의 정신건강 특히 우울, 불안, 신체화증상과 유의한 상관관계가 있을 것이라고 가정한다.

가설 1. 일과 삶의 균형은 우울, 불안, 신체화증상에 부정 영향을 미칠 것이다.

정서표현에 대한 부정적 신념 및 정서명료성과 정신건강과의 관계

우리는 매 순간 여러 정서를 느끼며 살아간다. 거의 모든 사람들이 슬픔, 불안, 화와 같은 정서를 경험하고 있다. 그러나 이들 모두가 주요우울, 불안장애, 공포장애 등 정신건강의 심각한 손상으로 진행되는 것은 아니다. 그렇다면 심리장애로 발전시키도록 하는 것은 무엇인가? 상담 및 심리치료 분야 즉, 정신역동, 로저리안, 경험적 접근뿐만 아니라 최근에는 인지행동적 접근에서도 심리치료에서 정서의 중요성을 논하고 있다(Mennin & Farach, 2007; Leahy, 2015). 정서경험을 방해하는 정서에 대한 부정적인 신념/도식과 정서경험의 회피 및 억제가 정신건강을 저해하는 주요 변인이며, 치료의 핵심은 내담자가 억제·부인해왔던 감정과 욕구를 자각하고, 힘들고 강한 정서를 수용하며, 경험적 회피를 극복할 수 있도록 개인 내면의 억제된 감정을 표현·재경험하도록 촉진하는 것이라 하였다(Greenberg, 2002). 여러 연구들은 정서경험 및 표현과 정신건강 간의 긍정적 관계를 보여주고 있다(Moreno-Jiménez et al., 2009). 예를 들어, 정서중심치료와 애착기반 가족치료의 효과성을 비교한 Diamond, Shahar, Sabo와 Tsvieli(2016)의 연구는 두 접근법 모두 내담자의 정서적 처리가

더 많을수록 신체화, 강박-충동, 우울, 불안, 대인관계 민감성 등 심리적 증상이 감소하는 경향이 있음을 보여주었다. 또한 다수의 PTSD 연구결과들도 외상적 기억에 대한 정서적 처리를 지속하는 것이 이들의 외상후 스트레스 증상을 감소시킨다는 결과를 제시하고 있다(Allen, 2005). 정서표현에 대한 부정적인 신념이 신체화, 우울, 불안 등의 심리증상과 정적상관이 있으며(최해연, 민경환, 이동귀, 2008), 정서의 언어적 표현은 심리적 웰빙과 정적상관이 있다(Moreno-Jiménez et al., 2009).

이와 유사한 맥락에서 관련된 많은 연구들도 자신의 정서를 명확히 하고 기술하는 것을 어려워하는 사람들이 약물중독, 식이장애, 신체증상 등을 더 경험하는 경향이 있으며(Dolhanty & Greenberg, 2009; Giardini & Frese, 2006), 각성된 정서를 표현하지 못하고, 즐거움과 슬픔 등의 감정을 억압하는 것은 생리적 회복과 감정의 회복을 늦추는 경향이 있음을 보고하고 있다(Gross & Levenson, 1997). 또한 Gross 등의 여러 연구들은 정서를 억제하는 것은 오히려 부정적인 정서를 해소하지 못하게 하고 심지어 이를 더 증폭시켜 사회적 적응력을 저해하는 손실을 야기한다는 결과들을 반복해서 보여주고 있다. 예를 들어, Gross(1998)는 정서억제의 기능을 확인하기 위해 부정적인 정서유발 영화를 시청한 후 정서반응을 숨기라고 요청한 집단(억압집단)과 시청 후 그 영화에 대해 생각하라고 요청한 집단(인지적 재평가집단), 그냥 부정적인 정서유발영화를 시청만 한 집단 간에 정서표현행동 및 정서경험에 대해 살펴보았다. 그 결과 억압집단의 피험자들이 정서표현을 덜 보여주기는 하였으나 통제집단에 비해 더 부정적인 정서를 경험하는 것으로 드러났으며, 이와 유사한 연

구에서도 정서의 억제가 더 높은 수준의 부정 정서를 경험하도록 하였으며(Gross & John, 2003) 부정적인 정서를 억제하는 동안 타인에게 적절하게 반응할 필요가 있는 정보를 처리하는데 실패하게 되고, 그럼으로써 대인관계의 손실을 야기한다는 결과를 보여주고 있다(Richards & Gross, 2000).

사람들이 때에 따라 부정적인 정서를 느끼는 것은 자연스러운 일이다. 비단 진화론적 관점까지 언급하지 않더라도 개인이 경험하는 정서 속에는 그 사람의 상처와 가치, 욕구들이 내포된 경우가 많으며, 인간의 생존을 위한 많은 메시지를 담고 있다. 이상의 연구결과들은 개인이 자신의 부정적인 정서가 의미하는 바와 그것에 내포되어 있는 개인의 욕구와 가치, 목표 등에 주목하지 않고, 정서경험을 부인, 회피, 억제하며, 그 결과 자신의 정서를 소외시키고, 정서적으로 둔감해지는 것이 야기하는 부정적인 결과들을 보여주고 있다. 그리고 자신의 정서를 자각하고 이해 및 수용하며, 표현하는 것이 개인의 정신건강에 긍정적인 기여를 한다는 것을 강조한다. 이에 본 연구에서는 정서표현을 방해하는 신념체계(정서표현에 대한 부정적 신념)와 정서명료성이 개인의 정신건강 특히 우울, 불안, 신체화 증상과 유의한 상관관계가 있을 것이라고 가정한다. 여기서 정서표현에 대한 부정적 신념이란 정서표현의 기능과 그것이 야기하는 결과에 대한 개인의 신념을 의미한다(최해연 등, 2008). 정서명료성은 자신의 감정에 주의를 기울이고, 자각하며, 명확히 하고, 이해하는 정도를 의미한다(Salovey, Mayer, Goldman, Turvey, & Palfai, 1995).

가설 2-1. 부정적 정서신념은 우울, 불안, 신

체화증상에 정적 영향을 미칠 것이다.

가설 2-2. 정서명료성은 우울, 불안, 신체화 증상에 부적 영향을 미칠 것이다.

정서표현에 대한 부정적 신념과 정서명료성 그리고 성차의 조절적 역할

본 연구는 일과 삶의 균형이 개인의 정신건강에 미치는 영향력에 있어서 개인의 정서표현에 대한 신념과 정서명료성이 그 영향력을 완충하는지를 살펴보고자 한다. 먼저, 부정적인 정서에 대한 언어적 표현은 부정적 사건을 회피하지 않고 그것과 직면하는 방법이다. 일이 가정생활 등 삶의 영역에 영향을 미치거나 그 반대의 경우에 자신의 부정적인 감정을 다른 사람에게 말하는 것은 사회적 지지를 구하는 방법이며, 새로운 자원을 구하는 방법이 된다(Kallus, 2002). 반면 부정적인 정서표현을 하지 않는 경우 부정적인 정서를 해결하지 못한 상태로 더 증폭시키는 결과를 초래할 수 있다(Gross, 1998). Moreno-Jiménez 등(2009)의 연구는 정서의 언어적 표현이 일→가정 갈등과 웰빙 그리고 가정→일 갈등과 웰빙 간의 관계를 모두 조절한다는 결과를 도출함으로써 일과 삶의 균형과 정신건강 간의 관계에 있어 정서표현의 조절효과가 유효함을 보여주었다.

정서지능의 조절효과에 관한 연구들도 정서를 어떻게 다룰 것인가가 일과 삶의 영역 간 갈등이 정신건강에 미치는 영향력을 완충한다는 결과를 보여주고 있다(Dasgupta & Mukherjee, 2011; Suliman & Al-Shaikh, 2007). Carmeli(2003)는 정서지능이 높은 근로자가 낮은 근로자에 비해 일-가정 갈등을 더 잘 다루는 경향이 있으며, 일-가정 갈등이 직무몰입에 미치는 부정적 영향을 정서지능이 조절한다는

것을 증명하였다. 유사하게 Lenaghan 등(2007)의 연구도 일-가정 갈등과 정서지능의 유의한 상호작용 효과를 밝혔는데, 높은 정서지능을 가지고 있으면서 높은 일-가정 갈등을 지닌 사람들은 낮은 정서지능을 가지고 있으면서 낮은 일-가정 갈등의 상태에 있는 사람들과 유사한 수준의 심리적 웰빙 상태를 보임을 확인하였다. 이는 일과 삶 간의 갈등으로 야기되는 정서적 어려움을 억압 및 회피하지 않고 그것에 주의를 기울이고, 자각 및 이해하는 것이 개인의 심리적 웰빙을 보호하는 변인으로 기능한다는 점을 보여주는 것이다.

이상의 연구결과들을 고려할 때, 정서명료성은 개인이 일과 삶 간의 갈등으로 부정적인 정서를 경험할 때 자신의 정서를 정확하게 지각하고 적절히 조절하도록 함으로써 정신건강에 미치는 부정적인 영향을 조절할 수 있다. 반면 정서표현에 대해 부정적 신념이 높은 개인은 일과 삶 간의 갈등으로 부정적인 정서를 경험할 때 이를 표현하지 못함으로써 사회적 지지를 구하거나 새로운 자원을 구하지 못하고, 부정적 정서를 제대로 처리하지 못하고 오히려 증폭시킴으로서 일과 삶의 균형이 개인의 정신건강에 미치는 영향에 더 부정적인 영향을 끼칠 수 있을 것이라 사료된다.

가설 3-1. 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 간 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과가 유의할 것이다.

가설 3-2. 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 간 관계에서 정서명료성의 조절효과가 유의할 것이다.

마지막으로, 본 연구는 정서표현에 대한 부정적 신념과 정서명료성이 일과 삶의 균형과

정신건강 간의 관계를 조절한다고 하더라도, 그 결과는 성에 의해 조건화 될 것이라고 가정한다. 개인이 정서를 다루고, 표현하는 것에 대한 규칙은 남녀의 사회화 과정에서 중요하게 학습되는 영역이다(Parkinson, 1995). 여자아이들은 남자아이보다 더 정서적으로 표현적이며, 다른 사람의 정서에 더 공감적이기를 요구 받는다. 또한 사회문화적으로도 그러한 정서를 표현하는 것이 보다 더 허용적이다(Naito et al., 2005). 정서표현에 대한 이러한 규칙은 남성보다 여성에게 양육과 조화, 보살핌, 관계성을 기대하는 성역할과 관련이 된다(Brody, 1985). 반면 남성의 경우, 슬픔, 두려움, 불안, 수치, 죄책감 등의 정서표현은 위약함을 드러내는 것으로 이에 대해 경험하고 드러내는 것을 억제하도록 기대받는다. 이러한 규칙은 외부의 적으로부터 가족을 보호하기 위해 투쟁하고, 싸워야 하며, 장애물과 위협을 극복하여 목표를 달성하는 남성의 전통적인 성역할과 관련있다(Brody, 1985). 13-18세 남녀청소년들을 대상으로 공감적 관심의 발달추이를 종단분석한 Van der Graaff 등(2014)의 연구는 이러한 주장을 일부 뒷받침하고 있는 것으로 사료되는 바, 남학생들에 비해 여학생들이 공감적 관심 수준이 더 높을 뿐만 아니라 발달과정 동안 안정되게 높은 수준을 보이는 반면 남학생들은 공감적 관심수준이 점차 감소하는 추세를 보였으며, 신체적으로 성숙할수록 공감적 관심 수준이 더 낮은 경향을 보였다.

지난 수십년간의 정서적 상호작용과 정서표현에 대한 많은 연구들은 정서에 대한 이러한 규칙이 성역할과 맥을 같이 하고 있음을 증명하고 있으며, 매우 일관적이며 성차가 있음을 보고하고 있다(민정환, 김지현, 황석현, 장승민, 1998; Brody, 1985). 즉, 여성들이 남성

에 비해 정서적으로 더 반응적이며, 표현적이고, 정서자각을 더 잘하고, 정서지능이 높음을 보여주고 있다. 미묘한 정서정보에 대한 해석이 비교적 정확하며, 더 효과적으로 정서적 정보를 처리하는 경향이 있음을 보여주고 있다(장정주, 김정모, 2008; Barrett et al., 2000; Fujita, Diener & Sandvik, 1991; Kring & Gordon, 1998). 이러한 논의들을 토대로 본 연구는 정서표현에 대한 부정적 신념과 정서명료성이 일과 삶의 균형과 정신건강 관계를 조절하는 영향력이 남녀에 따라 다른지를 살펴보고자 한다.

가설 4.1. 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 간 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과는 남녀에 따라 다를 것이다.

가설 4.2. 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 간 관계에서 정서명료성의 조절효과는 남녀에 따라 다를 것이다.

방법 및 절차

자료수집 및 조사대상자

본 연구의 자료는 전국규모의 온라인 설문 조사를 통해 수집되었다. 사설 온라인 전문조사기관의 패널을 대상으로 연구에 대한 이메일 공지(연구설명서)를 보낸 후 자발적으로 참여 의사를 밝힌 사람들에게 한해 실시되었다. 조사는 30대~50대 기혼 직장인을 대상으로 실시되었으며, 남성은 424명, 여성은 445명, 전체 869명이었다. 조사대상자의 인구통계학적 특성을 연령대별로 30대 328명(남 161명, 여 167명), 40대 321명(남 160명, 여 161명), 50대

220명(남 103명, 여 117명)이 조사에 참여하였으며, 학력분포는 남성의 경우 고졸 이하가 38명(9.0%), 전문대 56명(13.2%), 대졸 이상 330명(77.8%)으로 나타났으며, 여성은 고졸 이하가 109명(24.5%), 전문대 90(20.2%), 대졸 이상 246명(55.3%)으로 나타났다. 조사대상자의 직업분포를 살펴보면, 남성은 사무직 237명(55.9%), 관리직·전문직 130명(30.7%) 순이었으며, 여성은 사무직(298명, 67.0%), 관리직·전문직(82명, 18.4%), 서비스·판매직(48명, 10.8%) 순으로 나타났다.

측정도구

일과 삶의 균형

일과 삶의 균형 정도는 김정운과 박정열(2008)이 개발한 일과 삶의 균형 척도(Work-Life Balance Scale)를 통해 측정되었다. 본 척도는 일과 가족, 일과 여가, 일과 성장 간의 균형정도와 전반적인 일과 삶의 균형정도를 묻는 총 29문항으로 구성되어 있다. 대표적 문항으로 '회사 일을 집에 가지고 가는 경우가 많다', '퇴근 후에도 회사 일에 대한 걱정을 한다', '일에서 받은 스트레스를 가족에게 푼 적이 종종 있다', '나는 요즘 일에 치어 사는 것 같다' 등이 있으며, 일이 삶(가정, 여가, 성장 등)에 미치는 부정적 전이를 주로 측정하고 있다. 각 문항은 '절대 아니다(1점)'에서 '매우 그렇다(7점)'의 Likert 척도로 평정되었다. 본 연구에서는 점수에 대한 해석을 용이하게 하기 위하여 코딩 과정에서 원척도의 점수를 역척도로 전환하였다. 따라서 점수가 높을수록 일과 삶의 균형 정도가 높은 것을 의미한다. 신뢰도를 살펴보면 일-가족 균형 .80, 일-여가 균형 .88, 일-성장 균형 .93, 일-삶의 전반

적인 평가 .91이었으며, 일과 삶의 균형 전체 신뢰도는 .95로 나타났다.

부정적 정서신념

부정적 정서신념은 최해연과 민경환(2005)의 정서표현에 대한 신념(Belief about Emotional Expression)척도를 통해 측정되었다. 이 척도는 '감정을 드러내면 문제가 생길 것이다', '교양 있는 사람은 감정을 드러내지 않는다', '감정을 드러내면 나약하게 보인다' 등 11문항으로 구성되어 있다. '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'의 5점 Likert척도로 평정되었다. 점수가 높을수록 정서경험 및 정서표현에 대한 부정적 신념이 강함을 의미한다. 척도의 신뢰도는 .92이었다.

정서명료성

정서명료성을 측정하기 위해 Salovey 등 (1995)이 개발하고, 최해연(2008)이 번안한 정서인식척도(Trait Meta-Mood Scales) 중 정서명료성 차원을 사용하였다. 정서명료성은 '때로 나는 내가 어떻게 느끼는지 알 수가 없다', '나는 내가 사물에 대해 어떻게 느끼는지 주의를 기울이곤 한다', '나는 때로 내 감정을 이해할 수 없다', '나는 대체로 나의 느낌을 명확히 아는 편이다' 등 11문항으로 구성되어 있으며, 자신의 감정과 느낌에 주의를 기울이고, 명료하게 자각하고 이해하는 정도를 측정하고 있다. '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'의 5점 Likert척도로 평정되며, 점수가 높을수록 자신의 정서에 대해 명료하게 자각하고 이해하는 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도는 .70이었다.

정신건강

간이정신진단검사 단축형-18(Brief Symptoms Inventory-18; 이하 BSI-18)을 통해 조사대상자의 정신건강을 측정하였다. BSI-18은 Derogatis (2001)가 개인의 심리적 불편감을 측정하기 위해 만든 표준화된 검사로 우울(6문항), 불안(6문항), 신체화(6문항) 증상을 측정하고 있다. 우울척도는 '매사에 관심과 흥미가 없다', '기분이 울퉁하다', '허무한 느낌이 든다' 등 6문항으로 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 우울감이 높음을 의미한다. 불안척도는 '신경이 예민하고 안정이 안된다', '긴장이 된다', '별 이유없이 깜짝 놀란다' 등 6문항으로 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 불안수준이 높음을 의미한다. 신체화 척도는 '몸의 어느 부위가 힘이 없다', '어지럽거나 현기증이 난다', '가슴이나 심장이 아프다' 등 6문항으로 구성되어, 점수가 높을수록 신체화증상이 높음을 의미한다. 모든 문항은 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'의 5점 Likert척도로 평정되었으며, 본 연구에서의 신뢰도는 우울 .90, 불안 .93, 신체화 .91이었다.

자료분석

본 연구의 목적을 위해 IBM SPSS 24.0이 사용되었다. 일차적으로 Harman의 단일요인검증(single factor test)을 이용하여 동일방법편의(common method bias)의 발생 가능성을 확인한 결과(Podsakoff et al., 2003) 특별한 문제점은 발견되지 않았다. 인구통계학적 특성과 성별에 따라 측정변인에 차이가 있는지를 살펴보기 위해 기술통계, 상관분석, 차이검정을 실시하였다. 각 성별집단에서 정서신념과 정서명료성이 일과 삶의 균형이 우울과 불안을 예측하

는 관계를 조절하는지 확인하기 위하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 1단계에 일과 삶의 균형, 2단계에 조절변인을 투입하였으며, 3단계에 독립변인과 조절변인의 상호작용항을 투입하였다. 조절효과의 여부는 3단계의 R2 변화량의 유의미성을 기준으로 하였다. 이때 변수 간 다중공선성에 의해 상호작용 항의 효과가 왜곡되는 것을 최소화하기 위해서 독립변수와 조절변수를 평균중심화(Mean Centering)하였다. 상호작용 효과를 보다 명확하게 확인하기 위하여 Aiken과 West(1991)가 제안한 바에 따라 조절변수의 평균을 중심으로 ± 1 표준편차 되는 지점을 고/저로 구분하여 그래프로 제시하였다.

결 과

일과 삶의 균형, 부정적 정서신념, 정서명료

성, 우울 및 불안과의 관계

본 연구의 측정변인들 간 상관관계와 평균 및 표준편차를 살펴보면(표 1 참고), 일과 삶의 균형은 부정적 정서신념($r=-.351, p<.001$), 우울($r=-.538, p<.001$), 불안($r=-.487, p<.001$), 신체화($r=-.443, p<.001$)와 부적상관을 보였으며, 정서명료성($r=.366, p<.001$)과는 정적 상관을 보였다. 부정적 정서신념은 정서명료성($r=-.170, p<.001$)과는 부적상관을, 우울($r=.419, p<.001$), 불안($r=.378, p<.001$), 신체화($r=.334, p<.001$)와는 정적 상관을 보였다. 정서명료성은 우울($r=-.460, p<.001$), 불안($r=-.416, p<.001$), 신체화($r=-.371, p<.001$)과 부적 상관을 가지며, 우울은 불안($r=.753, p<.001$) 및 신체화($r=.665, p<.001$)와 정적 상관을 가지는 것으로 드러났다. 성별에 따른 각 변인의 평균을 살펴본 결과(표 2 참고), 모든 변인들에 있어 남녀 간 유의한 차이는 없는 것으로 드

표 1. 측정변인들 간 상관관계 (N=869)

| 변인 | 연령 | 일과삶의 균형 | 부정적 정서신념 | 정서명료성 | 우울 | 불안 | 신체화 |
|---------------|---------|------------|-------------|----------|---------|---------|------|
| 연령 | 1 | | | | | | |
| 일과 삶의 균형(WLB) | .114*** | 1 | | | | | |
| 부정적 정서신념 | .073* | -.351*** | 1 | | | | |
| 정서명료성 | .204*** | .366*** | -.170*** | 1 | | | |
| 우울 | -.069* | -.538*** | .419*** | -.460*** | 1 | | |
| 불안 | -.047 | -.462*** | .360*** | -.412*** | .737*** | 1 | |
| 신체화 | -.040 | -.443*** | .334*** | -.371*** | .665*** | .777*** | 1 |
| 평균 | 42.94 | 3.88 | 3.17 | 4.22 | 2.71 | 2.36 | 2.30 |
| 표준편차 | 7.86 | .93 | .69 | .64 | .82 | .85 | .84 |

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

표 2. 성별에 따른 측정변인들의 평균 및 차이검증 결과

| 변인 | 남(n=424) | 여(n=445) | t | p |
|---------------|-----------|-----------|-------|-----|
| | M(SD) | M(SD) | | |
| 일과 삶의 균형(WLB) | 3.84(.94) | 3.91(.92) | -1.15 | .25 |
| 부정적 정서신념 | 3.19(.64) | 3.16(.73) | .62 | .54 |
| 정서명료성 | 4.23(.61) | 4.21(.67) | .44 | .66 |
| 우울 | 2.72(.81) | 2.70(.82) | .37 | .71 |
| 불안 | 2.39(.83) | 2.33(.87) | 1.04 | .30 |
| 신체화 | 2.29(.85) | 2.30(.82) | -.32 | .75 |

러났다.

일과 삶의 균형과 정신건강과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과: 성차를 중심으로

일과 삶의 균형과 우울과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과

일과 삶의 균형과 우울과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과를 살펴보기 위해 전체 조사대상자를 대상으로 위계적 회귀분석을 실시한 결과(표 3 참고), 일과 삶의 균형과 부정적 정서신념이 우울을 .001수준에서 유의하

게 예측하고 있다. 그리고 일과 삶의 균형과 부정적 정서신념의 상호작용 효과도 .01수준에서 통계적으로 유의한 것으로 드러났다.

다음으로, 일과 삶의 균형과 우울과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과가 성차에 따라 차이가 있는지를 확인하기 위해 남녀별 위계적 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 남녀 모두 일과 삶의 균형은 우울을 .001 수준에서 유의하게 예측하고 있으며, 부정적 정서신념도 남녀 모두 우울을 .001 수준에서 유의하게 예측하고 있다. 그러나 정서표현에 대한 부정적 신념이 높을수록 우울이 증가하는 양상은

표 3. 일과 삶의 균형(WLB)과 우울과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과

| 항목 | | 종속변수: 우울 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------|-----------------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|
| | | 전체 | | | | | | 성별 | | | | | | | | | | | |
| | | 남성 | | 여성 | | 남성 | | 여성 | | 남성 | | 여성 | | | | | | | |
| | | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 1 | Model 2 | Model 3 | | | | | | |
| | | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | | | | |
| 독립변수 | WLB(A) | -.54 | -18.78*** | -.45 | -15.22*** | -.44 | -15.10*** | -.56 | -13.80*** | -.50 | -11.42*** | -.49 | -11.12*** | -.52 | -12.77*** | -.41 | -10.40*** | -.41 | -10.48*** |
| 조절변수 | 부정적 정서신념(B) | | | .26 | 9.00*** | .28 | 9.38*** | | | .15 | 3.54*** | .16 | 3.76*** | | | .35 | 8.83*** | .37 | 9.14*** |
| 상호작용항 | A×B | | | | | -.08 | -2.75** | | | | | -.08 | -1.92 | | | | | -.08 | -2.19* |
| | R ² | .289 | | .350 | | .355 | | .311 | | .331 | | .337 | | .269 | | .379 | | .385 | |
| | ΔR ² | .289 | | .061 | | .006 | | .311 | | .020 | | .006 | | .269 | | .110 | | .007 | |
| | F | 352.512*** | | 232.957*** | | 158.993*** | | 190.565*** | | 104.138*** | | 71.104*** | | 162.966*** | | 134.653*** | | 92.138*** | |

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

여성($\beta=.37, p<.001$)이 남성($\beta=.16, p<.001$)보다 더 강한 것으로 드러났다. 일과 삶의 균형과 부정적 정서신념 상호작용 항의 조절효과는 여성의 경우에만 .05수준에서 유의한 것으로 나타났다($\beta=-.08, \Delta R^2=.007$).

일과 삶의 균형과 부정적 정서신념 간의 상호작용 효과를 보다 명확하게 확인하기 위하여 Aiken과 West(1991)가 제안한 방식에 따라 부정적 정서신념의 값을 평균 ± 1 표준편차로 나누어 부정적 정서신념 고/저로 구분하여 그래프로 제시하였다(그림 1 참고). 그 결과 부정적 정서신념이 높을 때 일과 삶의 균형이 우울에 미치는 영향은 부적으로 유의하였다($B=-.487, p<.001$). 부정적 정서신념이 낮을 때 역시 일과 삶의 균형이 우울에 미치는 영향은 부적으로 유의하였다($B=-.257, p<.01$). 그런데 부정적 정서신념이 높을 때가 낮을 때보다 기울기가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 부정적 정서신념이 높을 때 일과 삶의 균형이 우울에 미치는 영향력의 강도가 올라감을 의미한다. 즉 부정적 정서신념이 높으면 일과 삶의 균형 수준이 낮을수록 우울을 더 강하게 경험하는

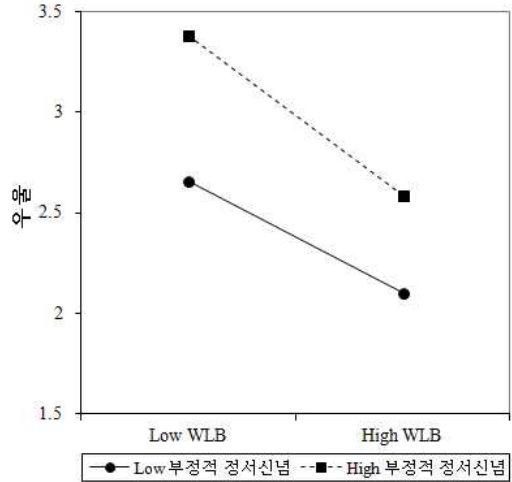


그림 1. 여성 집단: 부정적 정서신념의 조절효과

것으로 나타났다.

일과 삶의 균형과 불안과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과

일과 삶의 균형과 불안과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과를 살펴보기 위해 전체 조사대상자를 대상으로 위계적 회귀분석을 실시하였다. 그 결과(표 4 참고), 일과 삶의 균

표 4. 일과 삶의 균형(WLB)과 불안과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과

| 항목 | | 종속변수: 불안 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------|----------------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|------------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|
| | | 전체 | | | 남성 | | | 여성 | | | | | | | | | | | |
| | | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 1 | Model 2 | Model 3 | | | | | | | | | |
| | | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | | | | |
| 독립변수 | WLB(A) | -.46 | -15.33*** | -.38 | -12.24*** | -.38 | -12.11*** | -.46 | -10.75*** | -.40 | -8.69*** | -.40 | -8.43*** | -.46 | -10.88*** | -.37 | -8.76*** | -.37 | -8.89*** |
| 조절변수 | 부정적 정서신념(B) | | | .23 | 7.20*** | .24 | 7.72*** | | | .15 | 3.18** | .16 | 3.36*** | | | .28 | 6.71*** | .32 | 7.31*** |
| 상호작용항 | A×B | | | | | -.10 | -3.26** | | | | | -.07 | -1.60 | | | | | -.13 | -3.12** |
| | R ² | .213 | | .258 | | .267 | | .215 | | .233 | | .238 | | .211 | | .284 | | .299 | |
| | ΔR^2 | .213 | | .044 | | .009 | | .215 | | .018 | | .005 | | .211 | | .073 | | .015 | |
| | F | 235.024*** | | 150.358*** | | 104.905*** | | 115.463*** | | 64.029*** | | 43.699*** | | 118.420*** | | 87.660*** | | 62.837*** | |

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

형 수준이 불안의 변량을 21.3% 설명하고 있으며($p < .001$), 부정적 정서신념도 4.4%의 고유 설명변량을 갖고 있는 것으로 드러났다($p < .001$). 그리고 부정적 정서신념은 일과 삶의 균형과 불안과의 관계를 .01수준에서 유의하게 조절효과를 갖는 것으로 드러났다.

부정적 정서신념의 조절효과에 대한 성차를 확인하기 위해 남녀별로 위계적 회귀분석을 실시한 결과, 남녀 모두 일과 삶의 균형은 불안을 .001 수준에서 유의하게 예측하고 있다. 부정적 정서신념도 남녀 모두 불안을 .001 수준에서 유의하게 예측하고 있으나, 정서에 대한 부정적 신념이 높을수록 불안이 증가하는 양상은 여성($\beta = .32, p < .001$)이 남성($\beta = .16, p < .001$)보다 더 강한 것으로 드러났다. 일과 삶의 균형과 부정적 정서신념 상호작용 항의 조절효과는 여성의 경우에만 .05수준에서 유의한 것으로 나타났다($\beta = -.13, \Delta R^2 = .015$).

일과 삶의 균형과 부정적 정서신념 간의 상호작용 효과를 보다 명확하게 확인하기 위하여 부정적 정서신념의 값을 평균 ± 1 표준편차로 나누어 부정적 정서신념 고/저로 구분하여 그래프로 제시하였다(그림 2 참고). 그 결과 부정적 정서신념이 높을 때 일과 삶의 균형이 불안에 미치는 영향은 부적으로 유의하였다($B = -.667, p < .001$). 부정적 정서신념이 낮을 때 역시 일과 삶의 균형이 불안에 미치는 영향은 부적으로 유의하였다($B = -.200, p < .01$). 그런데 부정적 정서신념이 높을 때가 낮을 때보다 기울기가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 부정적 정서신념이 높을 때 일과 삶의 균형이 불안에 미치는 영향력의 강도가 올라감을 의미한다. 즉 부정적 정서신념이 높으면 일과 삶의 균형 수준이 낮을수록 불안을 더 강하게 경험하는 것으로 나타났다.

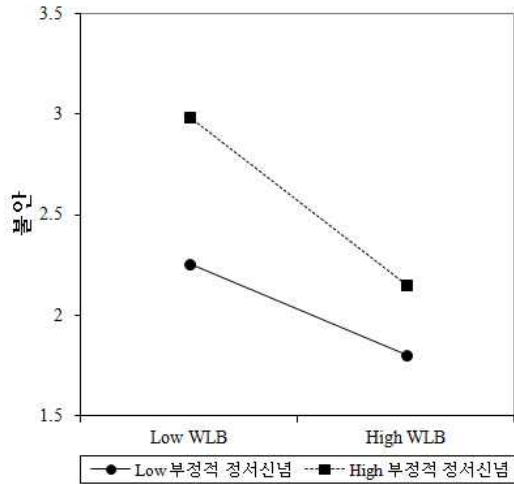


그림 2. 여성 집단: 부정적 정서신념의 조절효과

일과 삶의 균형과 신체화증상과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과

전체 조사대상자를 대상으로, 일과 삶의 균형과 신체화증상과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과를 살펴본 결과(표 5 참고), 일과 삶의 균형과 부정적 정서신념이 신체화증상을 .001 수준에서 유의하게 예측하고 있으나, 이들의 상호작용 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 드러났다.

일과 삶의 균형과 신체화증상과의 관계에 미치는 부정적 정서신념의 조절효과가 남녀에 따라 차이가 있는지 살펴보기 위해 남녀에 따른 위계적 회귀분석을 실시한 결과, 앞서 우울 및 불안에 대한 부정적 정서신념의 조절효과와 유사하게 나타났다. 즉, 남녀 모두 일과 삶의 균형과 부정적 정서신념이 불안을 각각 .001 수준에서 유의하게 예측하고 있다. 그러나 여성($\beta = .32, p < .001$)이 남성($\beta = .16, p < .001$)보다 정서에 대한 부정적 신념이 높을수록 불안이 증가하는 양상은 더 강한 것으로 드러났다. 또한 일과 삶의 균형과 부정적 정

표 5. 일과 삶의 균형(WLB)과 신체화증상과의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과

| 항목 | | 종속변수: 신체화증상 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------|----------------|-------------|------------|---------|------------|---------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|------|------------|------|-----------|------|-----------|
| | | 전체 | | | | | | 성별 | | | | | | | | | | | |
| | | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | | 남성 | | 여성 | | 여성 | | | | | | | |
| | | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | | | | | | |
| 독립변수 | WLB(A) | -.44 | -14.55*** | -.37 | -11.69*** | -.37 | -11.60*** | -.43 | -9.90*** | -.40 | -8.33*** | -.39 | -8.21*** | -.45 | -10.72*** | -.36 | -8.55*** | -.36 | -8.62*** |
| 조절변수 | 부정적 정서신념(B) | | | .20 | 6.39*** | .21 | 6.59*** | | | .09 | 1.93 | .10 | 1.97 | | | .30 | 6.98*** | .32 | 7.32*** |
| 상호작용항 | A×B | | | | | -.05 | -1.65 | | | | | -.02 | -.40 | | | | | -.09 | -2.18* |
| | R ² | | .196 | | .233 | | .235 | | .188 | | .195 | | .195 | | .206 | | .285 | | .292 |
| | ΔR^2 | | .196 | | .036 | | .002 | | .188 | | .007 | | .000 | | .206 | | .079 | | .008 |
| | F | | 211.778*** | | 131.205*** | | 88.554*** | | 97.917*** | | 51.142*** | | 34.081*** | | 114.862*** | | 87.973*** | | 60.733*** |

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

서신념 상호작용 항의 조절효과는 여성의 경우에만 .05수준에서 유의한 것으로 나타났다($\beta = -.09$, $\Delta R^2 = .008$).

일과 삶의 균형과 부정적 정서신념 간의 상호작용 효과를 보다 명확하게 확인하기 위하여 부정적 정서신념의 값을 평균 ± 1 표준편차로 나누어 부정적 정서신념 고/저로 구분하여 그래프로 제시하였다(그림 3 참고). 그 결

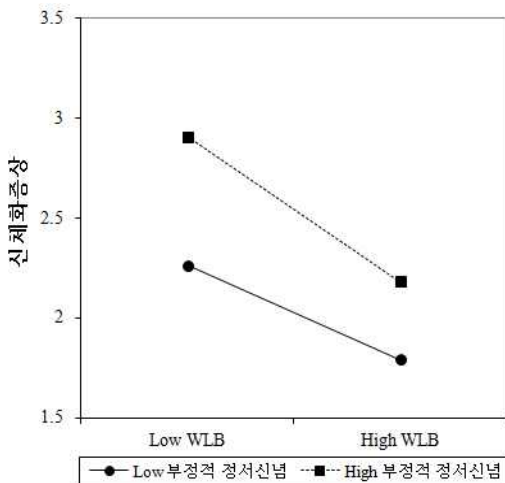


그림 3. 여성 집단: 부정적 정서신념의 조절효과

과 부정적 정서신념이 높을 때 일과 삶의 균형이 신체화증상에 미치는 영향은 부적적으로 유의하였다($B = -.549$, $p < .001$). 부정적 정서신념이 낮을 때 역시 일과 삶의 균형이 신체화증상에 미치는 영향은 부적적으로 유의하였다 ($B = -.143$, $p < .05$). 그런데 부정적 정서신념이 높을 때가 낮을 때보다 기울기가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 부정적 정서신념이 높을 때 일과 삶의 균형이 신체화증상에 미치는 영향력의 강도가 올라감을 의미한다. 즉 부정적 정서신념이 높으면 일과 삶의 균형 수준이 낮을수록 신체화증상을 더 강하게 경험하는 것으로 나타났다.

일과 삶의 균형과 정신건강과의 관계에서 정서명료성의 조절효과: 성차를 중심으로

일과 삶의 균형과 우울과의 관계에서 정서명료성의 조절효과

일과 삶의 균형과 우울과의 관계에서 정서명료성의 조절효과를 살펴본 결과(표 6 참고), 일과 삶의 균형과 정서명료성이 우울에 미치

표 6. 일과 삶의 균형(WLB)과 우울과의 관계에서 정서명료성의 조절효과

| 항목 | | 종속변수: 우울 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------|-----------------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|----------|------------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|
| | | 전체 | | | | | | 남성 | | | 여성 | | | | | | | | |
| | | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | | Model 1 | | Model 2 | Model 3 | | Model 1 | | Model 2 | Model 3 | | | |
| | | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | | |
| 독립변수 | WLB(A) | -.54 | -18.78*** | -.43 | -14.69*** | -.43 | -14.56*** | -.56 | -13.80*** | -.41 | -10.15*** | -.40 | -9.97*** | -.52 | -12.77*** | -.43 | -10.44*** | -.44 | -10.52*** |
| 조절변수 | 정서명료성(B) | | | -.30 | -10.49*** | -.30 | -10.31*** | | | -.36 | -8.98*** | -.35 | -8.65*** | | | -.26 | -6.21*** | -.27 | -6.33*** |
| 상호작용항 | A×B | | | -.01 | -.32 | | | | | -.08 | -2.09* | | | | | .05 | 1.25 | | |
| | R ² | .289 | | .369 | | .369 | | .311 | | .422 | | .428 | | .269 | | .328 | | .330 | |
| | △R ² | .289 | | .080 | | .000 | | .311 | | .111 | | .006 | | .269 | | .059 | | .002 | |
| | F | 352.512*** | | 253.406*** | | 168.797*** | | 190.565*** | | 153.547*** | | 104.648*** | | 162.966*** | | 107.637*** | | 72.368*** | |

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

는 주효과는 .001 수준에서 유의한 것으로 드러났다. 그러나 정서명료성의 조절효과는 통계적 유의성을 보이지 않았다.

정서명료성의 조절효과가 성별에 따라 다르게 나타나는지 남녀별로 위계적 회귀분석을 실시한 결과, 조절효과에 대한 남녀차이를 발견할 수 있었다. 먼저, 남녀 모두 일과 삶의 균형과 정서명료성이 우울을 .001 수준에서 유의하게 예측하고 있었다. 그러나 정서에 대한 자각과 이해가 높을수록(정서명료성이 높을수록) 우울이 감소하는 양상은 남성($\beta = -.35$, $p < .001$)이 여성($\beta = -.27$, $p < .001$)보다 더 강한 것으로 드러났다. 일과 삶의 균형과 정서명료성 상호작용 항의 조절효과는 남성은 .05수준에서 유의한 것으로 나타난 반면($\beta = -.08$, $\Delta R^2 = .006$), 여성은 상호작용효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 드러났다.

일과 삶의 균형과 정서명료성 간의 상호작용 효과를 보다 명확하게 확인하기 위하여 정서명료성의 값을 평균 ± 1 표준편차로 나누어 정서명료성 고/저로 구분하여 그래프로 제시하였다(그림 4 참고). 그 결과 정서명료성이

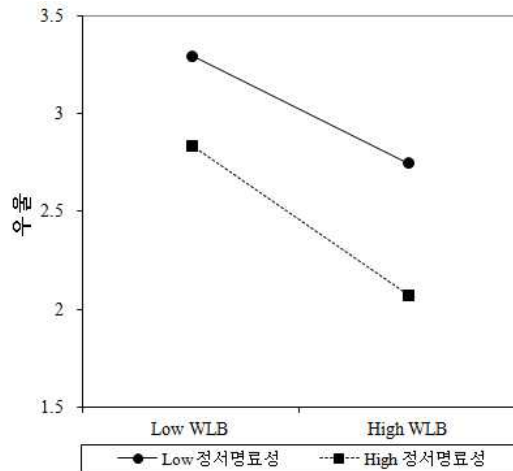


그림 4. 남성 집단: 정서명료성의 조절효과

높을 때 일과 삶의 균형이 우울에 미치는 영향은 부적으로 유의하였다($B = -.436$, $p < .001$). 정서명료성이 낮을 때 역시 일과 삶의 균형이 우울에 미치는 영향은 부적으로 유의하였다($B = -.322$, $p < .001$). 그런데 정서명료성이 높을 때가 낮을 때보다 기울기가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 정서명료성이 높을 때 일과 삶의 균형이 우울에 미치는 영향력의 강도가 울

라감을 의미한다. 즉 정서명료성이 높으면 일과 삶의 균형 수준이 높을수록 우울을 더 약하게 경험하는 것으로 나타났다.

일과 삶의 균형과 불안과의 관계에서 정서명료성의 조절효과

일과 삶의 균형과 불안과의 관계에서 정서명료성의 조절효과를 살펴보기 위해 전체 조사대상자를 대상으로 위계적 회귀분석을 실시하였다(표 7 참고). 그 결과, 우울의 경우와 마찬가지로 일과 삶의 균형과 정서명료성이 불안에 미치는 주효과는 .001 수준에서 유의한 것으로 드러났으나, 일과 삶의 균형과 정서명료성의 상호작용효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

정서명료성의 조절효과에 대해 성차가 있는지를 살펴보기 위해 남녀별로 위계적 회귀분석을 실시하였다. 먼저, 남녀 모두 일과 삶의 균형과 정서명료성이 불안에 미치는 주효과가 유의함을 확인할 수 있었는데, 남녀 모두 일과 삶의 균형은 불안을 .001 수준에서 유의하게 예측하고 있으며, 정서명료성도 불안을

.001 수준에서 유의하게 예측하고 있었다. 그러나 정서에 대한 자각과 이해가 높을수록 불안이 감소하는 양상이 남성($\beta = -.35, p < .001$)이 여성($\beta = -.23, p < .001$)보다 더 강한 것으로 드러났으며, 일과 삶의 균형과 정서명료성 상호작용 항의 조절효과의 경우 남성에게만 .05수준에서 유의한 것으로 나타났다($\beta = -.09, \Delta R^2 = .008$).

일과 삶의 균형과 정서명료성 간의 상호작용 효과를 보다 명확하게 확인하기 위하여 정서명료성의 값을 평균 ± 1 표준편차로 나누어 정서명료성 고/저로 구분하여 그래프로 제시하였다(그림 5 참고). 그 결과 정서명료성이 높을 때 일과 삶의 균형이 불안에 미치는 영향은 부적으로 유의하였다($B = -.363, p < .001$). 정서명료성이 낮을 때 역시 일과 삶의 균형이 불안에 미치는 영향은 부적으로 유의하였다($B = -.319, p < .001$). 그런데 정서명료성이 높을 때가 낮을 때보다 기울기가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 정서명료성이 높을 때 일과 삶의 균형이 불안에 미치는 영향력의 강도가 올라감을 의미한다. 즉 정서명료성이 높으면 일

표 7. 일과 삶의 균형(WLB)과 불안과의 관계에서 정서명료성의 조절효과

| 항목 | | 종속변수: 불안 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------|----------------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|----------|-----------|----------|------------|-----------|-----------|-----------|------|----------|
| | | 전체 | | | | | | 남성 | | | | | | 여성 | | | | | |
| | | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | | Model 1 | | Model 2 | Model 3 | | |
| | | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | | |
| 독립변수 | WLB(A) | -.46 | -15.33*** | -.36 | -11.60*** | -.36 | -11.45*** | -.46 | -10.75*** | -.32 | -7.27*** | -.31 | -7.09*** | -.46 | -10.88*** | -.39 | -8.83*** | -.39 | -8.87*** |
| 조절변수 | 정서명료성(B) | | | -.28 | -9.04*** | -.28 | -8.82*** | | | -.36 | -8.17*** | -.35 | -7.83*** | | | -.22 | -5.06*** | -.23 | -5.14*** |
| 상호작용항 | A×B | | | | | -.02 | -.70 | | | | | -.09 | -2.24* | | | | | .04 | -.89 |
| | R ² | .213 | | .281 | | .281 | | .215 | | .322 | | .330 | | .211 | | .254 | .255 | | |
| | ΔR^2 | .213 | | .068 | | .000 | | .215 | | .108 | | .008 | | .211 | | .043 | .001 | | |
| | F | 235.024*** | | 169.287*** | | 112.955*** | | 115.463*** | | 110.147*** | | 69.078*** | | 118.420*** | | 75.292*** | 50.438*** | | |

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

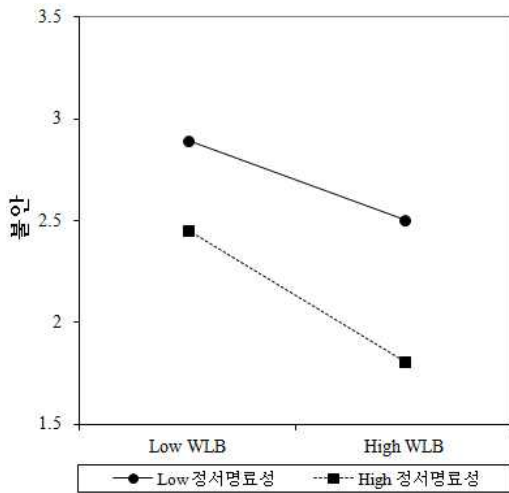


그림 5. 남성 집단: 정서명료성의 조절효과

과 삶의 균형 수준이 높을수록 불안을 더 약하게 경험하는 것으로 나타났다.

일과 삶의 균형과 신체화증상과의 관계에서 정서명료성의 조절효과

일과 삶의 균형과 신체화증상과의 관계에서 정서명료성의 조절효과를 살펴 본 결과(표 8 참고), 일과 삶의 균형과 정서명료성이 신체화

증상에 미치는 주효과는 유의하였으나($p < .001$), 정서명료성의 조절효과는 유의하지 않았다.

일과 삶의 균형과 정서명료성의 주효과는 남녀별로 구분하여 위계적 회귀분석을 실시한 결과에서도 동일하게 보여진다. 즉, 남녀 모두에게 일과 삶의 균형과 정서명료성이 신체화증상에 미치는 주효과가 .001 수준에서 유의하였다. 특히 여성($\beta = -.16, p < .001$)에 비해 남성($\beta = -.33, p < .001$)의 경우 정서명료성이 높을수록 즉, 정서에 대한 자각과 이해가 높을수록 신체화증상이 감소하는 양상이 더 강한 것으로 드러났다. 정서명료성의 조절효과는 남녀 모두에서 유의하지 않은 것으로 나타났다.

결론

전환기는 지금까지 익숙하게 사용해왔던 개인의 행동 및 생활습관, 인지 및 정서체계들이 새로운 환경변화에 맞게 수정되고 변화되어야 하는 시기로, 불안정하며 갈등과 스트레스가 많은 시기이다(Arnett, 2000). 일과 삶의

표 8. 일과 삶의 균형(WLB)과 신체화증상과의 관계에서 정서명료성의 조절효과

| 항목 | | 종속변수: 신체화증상 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------|----------------|-------------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|------------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|
| | | 전체 | | | 남성 | | | 여성 | | | | | | | | | | | |
| | | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 1 | Model 2 | Model 3 | | | | | | | | | |
| | β | t | β | t | β | t | β | t | β | t | | | | | | | | | |
| 독립변수 | WLB(A) | -.44 | -14.55*** | -.35 | -11.20*** | -.35 | -10.98*** | -.43 | -9.90*** | -.30 | -6.63*** | -.29 | -6.51*** | -.45 | -10.72*** | -.40 | -9.01*** | -.39 | -8.81*** |
| 조절변수 | 정서명료성(B) | | | -.24 | -7.59*** | -.23 | -7.30*** | | | -.33 | -7.40*** | -.33 | -7.18*** | | | -.16 | -3.65*** | -.16 | -3.47*** |
| 상호작용항 | A×B | | | | | -.04 | -1.31 | | | | | -.05 | -1.15 | | | | | -.03 | -.75 |
| | R ² | .196 | | .246 | | .248 | | .188 | | .282 | | .284 | | .206 | | .229 | | .230 | |
| | ΔR^2 | .196 | | .050 | | .001 | | .188 | | .093 | | .002 | | .206 | | .023 | | .001 | |
| | F | 211.778*** | | 141.569*** | | 95.026*** | | 97.917*** | | 82.572*** | | 55.533*** | | 114.862*** | | 65.685*** | | 43.931*** | |

*** $p < .001$

균형은 결혼, 출산, 자녀양육 등 가족발달주기에 따라 그리고 맞벌이 등 진로발달에 따라 대부분의 사람들이 맞닥뜨리게 되는 삶의 주요 전환기 현상이다. 사람들은 일과 가족, 자아계발 등 일과 삶의 영역 간 갈등과 타협의 과정 속에서 스트레스를 경험하게 되고, 그것은 개인과 가족, 조직, 사회의 건강성과 생산성에 영향을 미친다. 실제 기존 연구결과들은 일과 삶의 균형이 조직의 생산성과 개인의 삶의 질, 부부관계, 정신건강과 밀접한 관련이 있음을 증명해왔다(손영미, 박정열, 2014; Allen et al., 2000). 그러나 상당수의 연구, 특히 국내 연구들은 일과 삶의 균형이 조직과 가족에 미치는 영향에 주로 초점을 맞추어 왔으며, 그것이 개인의 정신건강 및 병리에 주요하게 영향을 미친다는 외국 논문이 다수 있음에도 불구하고 이에 대한 실증적 연구는 미흡하였다. 이에 본 연구는 일과 삶의 균형이 개인의 정신건강 및 병리에 미치는 영향력을 살펴보았으며, 그 관계를 조절하는 부정적 정서신념과 정서명료성의 영향력을 살펴보았다. 또한 남녀에 따라 이들 조절변인의 효과가 다르게 나타나는지 살펴보고자 하였다.

연구결과를 살펴보면 먼저, 일과 삶의 균형 수준이 높을수록 우울, 불안, 신체화증상이 감소하는 양상을 보였다(가설 1 채택). 그리고 부정적 정서신념이 높을수록 우울, 불안, 신체화증상이 증가하는 기울기를 보였으며, 정서명료성이 높을수록 우울, 불안, 신체화증상이 감소하는 기울기를 갖는 것으로 드러났다(가설 2-1, 2-2 채택). 이 연구결과들은 일-가정 갈등과 정신건강(불안, 우울, 신체화증상 등)간의 관계를 연구한 논문들을 메타분석한 Allen 등(2000)의 연구결과와 일치하며, 정서자각 및 이해, 정서지능이 정신건강과 정적 상관관이 있

으며(Diamond et al., 2016), 정서경험 및 표현 역제가 정신건강과 부정 상관을 보인다는 기존 연구결과들(최해연 등, 2008)과 맥을 같이 하고 있다.

다음으로, 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 간의 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과는 우울과 불안에서는 유의한 것으로 드러났다(가설 3-1 부분채택). 이는 정서표현에 대한 부정적 신념과 역기능적 도식이 개인의 정서처리를 방해하고, 이로 인해 정서장애 및 심리적 어려움을 경험한다고 주장하는 Leahy (2015)의 견해를 지지하고 있다. 또한 정서표현을 억압하는 것이 오히려 부정적인 정서를 증폭시켜 심리적·사회적 적응능력의 손실을 야기한다는 Gross 등(1998, 2000, 2003)의 연구와도 궤를 같이 하는 것으로 사료된다. 한편 부정적 정서신념의 조절효과가 신체화증상에서는 유의하지 않은 것으로 드러났는데, 이 점에 대해서는 뒤에 논의하겠다.

셋째, 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 간의 관계에서 정서명료성은 주효과만 있으며, 조절효과는 유의하지 않은 것으로 드러나 가설 3-2는 기각되었다. 이러한 결과는 정서지능이 일-가정 갈등과 심리적 웰빙 및 심리스트레스를 조절한다는 Lenaghan 등(2007), Dasgupta와 Mjkerjee(2011), Carmeli(2003) 등의 연구결과와 일치하지 않는다. 이 같은 결과가 도출된 이유 중 하나로, Grzywacz와 Bass(2003), Frone(2000)의 연구를 참조해볼 수 있다. 이들은 일→가정 갈등보다 가정→일 갈등이 우울 및 불안 등 정신건강에 더 부정적인 영향을 미친다는 결과를 도출하였는데, 이에 대해 일→가정 갈등은 자신의 어려움을 회사의 문제로 명백히 귀인시킬 수 있으나, 가족과 개인의 생활로 인해 야기되는 부정적인 정서는

자신의 잘못으로 귀인하기 때문에 정신건강에 더 부정적인 영향을 미친다고 해석하였다. 이를 본 연구와 연결해서 살펴보면(본 연구에서 측정된 일과 삶의 균형은 일이 개인의 삶에 미치는 부정적인 전이효과를 측정하고 있음), 일 때문에 삶의 영역이 방해받고, 부정적인 정서를 경험한다는 것이 비교적 명백하기 때문에 자신의 정서에 주의를 기울이고, 자각하고, 정서를 이해하려고 애를 쓰지 않아도 자신의 정서를 비교적 수월하게 이해하고 수용할 수 있을 것으로 보인다. 예컨대, '상사 때문에, 업무량 때문에, 조직 때문에 짜증이 나고, 화가 나고, 그것 때문에 집에 가지 못해서 화가 난다'는 감정을 이해하고 수용하는 데 많은 능력이나 노력이 필요하지 않을 것이기 때문이다.

한편 부정적 정서신념과 정서명료성 중 부정적 정서신념만이 유의한 조절효과를 보인다는 본 결과를 통해 기혼직장인들이 일과 삶의 갈등으로 인해 부정적 정신건강을 초래하지 않도록 하기 위해 정서표현에 대한 부정적 신념에 대한 심리적 개입이 더 유효할 수 있음을 유추할 수 있다.

넷째, 일과 삶의 균형이 정신건강에 미치는 영향은 남녀별로 크게 다르지 않은 양상을 보였다. 그러나 남녀에 따라 부정적 정서신념, 정서명료성이 우울, 불안, 신체화증상에 미치는 영향력에서 다소 차이를 보이고 있었다. 구체적으로, 여성이 남성보다 부정적 정서신념이 우울(여성: 11.0%, 남성: 2.0%), 불안(여성: 7.3%, 남성: 1.8%), 신체화증상(여성: 7.9%, 남성: 0.7%)을 설명하는 변량이 더 컸으며, 기울기도 더 가파른 것으로 드러났다. 이는 남성보다 여성이 정서표현에 대한 부정적 신념을 지니고 있을수록 우울, 불안, 신체화증상을 더

욱 느끼는 경향이 있음을 의미한다. 부정적 정서신념과는 반대로 정서명료성의 경우, 여성보다 남성이 정서명료성이 우울(여성: 5.9%, 남성: 11.1%), 불안(여성: 4.3%, 남성: 10.8%) 신체화증상(여성: 2.3%, 남성: 9.3%)을 설명하는 변량이 더 컸으며, 기울기도 더 가파른 것으로 드러났다. 이는 남성에 비해 여성의 경우 부정적 정서신념에 대해 개입하는 것이 우울, 불안, 신체화증상을 더욱 감소시킬 수 있음을 보여주며, 남성은 여성에 비해 정서에 주의를 기울이고, 자각하며, 자신의 정서를 이해하려는 노력이 우울, 불안 수준을 더욱 감소시키는 경향이 있음을 의미한다.

이와 유사한 맥락에서, 부정적 정서신념과 정서명료성의 조절효과가 남녀에 따라 다른 양상을 보이는지 확인한 결과, 부정적 정서신념의 조절효과는 여성의 경우에만 유의하였으며, 정서명료성의 조절효과는 남성의 경우에만 유의한 것으로 드러나 남녀에 따라 조절효과의 양상이 다름을 확인할 수 있었다(가설 4-1, 가설 4-2 채택). 먼저, 부정적 정서신념의 조절효과에 대한 성차를 살펴보면, 여성 집단만이 일과 삶의 균형 수준이 낮은 집단의 경우 부정적 정서신념이 높은 집단이 낮은 집단보다 우울, 불안, 신체화증상이 높은 것으로 드러났다. 즉, 일과 삶의 균형이 높은 여성 집단은 부정적 정서신념과는 상관없이 우울, 불안, 신체화증상이 낮은 경향을 보이지만 일과 삶의 균형 수준이 낮은 여성 집단은 부정적 정서신념이 높을수록 정신건강이 더욱 악화되었다. 정서명료성의 경우는 남성 집단만이 조절효과가 유의한 것으로 드러난 바, 일과 삶의 균형이 낮은 집단은 정서명료성이 높으나 낮으나 우울 및 불안의 차이가 유의하지 않으나 일과 삶의 균형 수준이 높은 집단은 정서

명료성이 높은 집단이 낮은 집단에 비해 우울 및 불안 수준이 월등히 낮은 것으로 드러났다. 즉, 정서명료성은 일과 삶의 균형 수준이 높은 남성집단의 정신건강을 더욱 촉진시키는 경향이 있음을 보여준다.

이렇듯 부정적 정서신념과 정서명료성이 개인의 정신건강에 미치는 직접효과와 조절효과에 있어 성차가 나타나는 것 즉, 여성에게 부정적 정서신념의 직접 및 조절효과가 더 유의하고, 남성은 정서명료성의 직접 및 조절효과가 더 유의하게 나타나는 이유는 정서경험 및 표현에 있어서의 남녀 간 사회화의 차이로 설명할 수 있다. 사회화의 과정에서 여성은 더 공감적이며, 친절하고, 정서를 잘 표현하도록 기대되었으며, 정서를 표현하는 것은 비교적 허용적이고, 여성이 눈물을 흘리는 것은 여성스러움의 표현으로 간주되는 경향이 있다 (Brody, 1985; Eagly, Wood, & Diekmann, 2000; Naito et al., 2005). 반면 '남성이 흘려야 할 것은 눈물만이 아니다', '남성은 살아서 세번만 울어야 한다', '남자는 눈물을 보여서는 안된다'는 등과 같이 남성이 눈물을 흘리는 것은 유약함, 남성답지 않은 것으로 간주되어 온 경향이 있다. 남성은 화, 멸시, 공격성 등 지배적이고, 공격적이며, 자기주장적인 정서표현 이외의 슬픔, 힘듦, 지침, 우울함, 불안함 등의 정서를 표현하는 것은 억압되는 경향이 있다(Chaplin & Aldao, 2013). 이 과정에서 여성은 정서경험 및 표현에 더 허용적인 정서신념을 갖게 되며, 자신과 타인의 정서에 주의를 기울이고, 자각하며, 이해하는 능력도 남성에게 비해 높은 경향을 갖는다(Fujita et al., 1991; Kring & Gordon, 1998). 반면 남성은 정서표현에 대한 부정적 신념을 가지는 경향이 있으며, 정서명료성도 여성에 비해 낮은 경향이 있다.

따라서 사회역할이론이나 성역할고정관념과 상반되게 여성이 부정적 정서신념을 가질 경우, 그것이 정신건강에 미치는 부정적 영향이 남성보다 클 것이며, 남성이 정서명료성이 높은 경우 그것이 정신건강에 미치는 긍정적 영향이 여성보다 더욱 클 것으로 사료된다.

마지막으로, 우울 및 불안과 달리 신체화증상에서는 부정적 정서신념과 정서명료성의 조절효과의 유의도가 더 낮은 것으로 드러났다. 구체적으로, 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 간 관계에서 부정적 정서신념의 조절효과를 살펴본 결과, 우울 및 불안에는 조절효과가 유의하였으나, 신체화증상에서는 유의하지 않았다. 또한 남성의 일과 삶의 균형과 우울, 불안, 신체화증상 간 관계에서 정서명료성의 조절효과를 살펴본 결과, 우울 및 불안에는 조절효과가 유의하였으나 신체화증상에서는 유의하지 않은 것으로 드러났다.

이렇듯 신체화증상이 우울 및 불안과는 다른 양상의 결과가 나온다는 것은 기존 연구들에서도 보고되고 있는 바, 메타분석을 실시한 Allen 등(2000)은 일-가정 갈등과 신체 증상 및 신체화증상 간 관계에 대해 유의하다고 보고하기도 하고, 유의하지 않다고 보고하기도 하는 등 우울 및 불안에 비해 일치하지 않는다고 하였다. 본 연구에서는 일과 삶의 균형이 신체화증상에 유의하게 영향을 미치는 것으로 드러났으나, 조절효과에서는 앞서 언급하였듯이 우울 및 불안과는 다른 양상을 보이고 있다. 신체화증상이 유발되는 원인에 관한 모델을 통해 그 이유를 살펴볼 수 있다. 신체화증상 통합모델에 따르면, 신체화는 스트레스, 우울, 불안 등의 부정적 정서 경험과 표현을 억압/억제하는 것에 더해 신체증상 및 감각에 대한 오지각과 오해석 등 인지적 특성이 관여

하고 있다고 보고 있다(권석만, 2013). 더욱이 신체화증상을 지닌 사람들은 자신의 신체적 증상을 정서처리의 문제로 보기보다 신체 이상 및 질병으로 귀인하는 경향이 더 높기 때문에 부정적 정서신념을 변화시키고, 정서명료성을 높이도록 하는 심리치료를 저항적이고 비협조적인 경향이 있어서 실제 심리치료에 대한 예후가 그다지 좋지 않은 장애로 알려져 있다. 결국 신체화증상은 우울 및 불안과 달리 부정적 정서신념과 정서명료성의 조절효과에 신체증상에 대한 과도한 주의 및 해석 등의 인지적 특성과 신체화증상에 대한 인식 부족 등의 변수들이 개입되었을 가능성이 있을 것으로 사료된다.

지금까지의 결과는 몇 가지 함의와 시사점을 갖는다. 우선, 일과 삶의 균형은 저출산 고령화 사회, 일자리창출, 국가경제의 위기 등 주요 국가정책과 긴밀하게 연결되어 있는 아젠다이다. 더불어 일과 삶의 균형은 현재 다수의 직장인 개인이 경험하고 있는 현실적인 문제이며, 개인의 행복과 직결된 주제이다. 그러나 서두에 언급하였듯이 일과 삶의 균형, 일과 가정의 양립 등에 관한 문제는 주로 정책 및 가족 분야에서 주로 연구되어 왔고, 심리학적 접근은 부족한 실정이다. 구체적인 예로, 2000년부터 2013년까지 연구재단 등재후보지 이상의 학술지에 게재된 일과 삶의 균형 관련 논문을 내용분석한 결과, 일과 삶의 균형에 영향을 미치는 요인들로 인구사회학적 변인, 가족변인, 조직변인 등을 주요하게 다루고 있으며, 개인변인은 주로 성역할 태도에 국한되어 연구되고 있었다. 그리고 일과 삶의 균형이 직장인의 조직생산성 간의 관계에 미치는 영향에 관한 논문은 상당한데 반해 일과 삶의 균형이 개인의 정신건강에 미치는 영향

에 관한 연구는 부족하였다(손영미, 2014). 본 연구는 일과 삶의 균형이 국내 기혼 직장인들의 우울, 불안, 신체화증상 등 정신건강을 매우 높은 변량으로 설명하고 있음을 밝혀내었다. 이는 한국사회의 주요한 국가 및 사회적 이슈인 '일과 삶의 균형'에 대한 심리학적 접근과 개입이 매우 필요함을 의미하는 것이라 하겠다.

둘째, 국내 연구는 주로 일과 삶의 균형과 결과변인(주로 기업의 생산성, 결혼만족도, 삶만족도 등) 간의 관계를 살펴봄으로써 일과 삶의 균형의 중요성을 강조해왔다. 지난 10여년 간 누적된 연구결과들을 토대로 일과 삶의 균형과 결과변인과의 관계의 메카니즘을 설명하거나 완충하는 요소들을 밝히는 연구들이 필요한 시점이다. 이 점에서 본 연구는 일과 삶의 균형과 개인의 정신건강을 조절하는 개인차변인(정서신념과 정서명료성)을 발견하고 검증한다는 점에서 의의가 있다.

셋째, Leahy(2015)는 정서도식치료에서 사람들은 삶의 역사를 통해 개인만의 정서이론들(신념이자 도식)을 가지게 되는데, 역기능적인 정서신념 예컨대 '자신의 감정을 표현하는 것을 허용할 수 없다', '다른 사람들은 나의 감정을 이해할 수 없다', '감정을 무시하거나 억압하지 않으면 감정이 지속 될 것이며, 그 감정을 조절하기 어려울 것이다', '감정은 제거되거나 통제되어야 한다' 등의 신념체계는 정서표현 및 접촉을 저해하고 그럼으로써 병리적인 증상을 야기한다고 논하였다. 본 연구에서는 부정적 정서신념은 개인의 정신건강에 유의하게 영향을 미칠 뿐만 아니라 일과 삶의 균형이 정신건강에 미치는 영향력을 조절하는 것으로 드러났다. 따라서 정서의 기능과 정서표현에 대해 부정적 신념을 갖고 있는 사람들은

대상으로, 이 같은 부적응적인 신념을 변화시킬 수 있는 개입방안을 모색할 필요가 있음을 시사한다.

넷째, 본 연구는 부정적 정서신념과 정서명료성의 조절효과에 있어 성차가 있음을 보여주고 있는데, 이는 일과 삶 간의 갈등으로 인해 힘들어하는 남녀집단의 정신건강을 위한 개입에 있어 접근이 달라야 함을 함축한다. 본 연구결과는 일과 삶의 균형 수준이 낮은 여성들의 경우 부정적 정서신념의 정도를 확인하고, 정서기능 및 표현에 대한 비합리적 신념을 전환시키는 것을 주요하게 고려할 필요가 있음을 보여준다. 그리고 일과 삶의 균형 수준이 높은 남성들의 경우(이들은 상담 및 코칭 장면에서 진입하지 않을 가능성이 높지만) 정서명료성을 높일 수 있는 개입이 정신건강을 촉진시킬 수 있음을 보여준다. 또한 이 연구결과들은 성별에 따라 그리고 일과 삶의 균형 고저 집단에 따라 정신건강을 촉진시키는 요인과 악화시키는 요인이 다를 수 있음을 시사하는 것이기도 하다.

마지막으로, 본 연구의 제한점과 앞으로의 연구과제를 제안하면 다음과 같다. 본 연구는 일→삶에 미치는 갈등과 정신건강 간의 관계를 살펴보고 있는데, 기존 연구들은 ‘일→가정’, ‘가정→일’ 간 갈등이 정신건강에 미치는 영향이 다를 수 있으며(Frone et al., 1997), 갈등과 축진이 정신건강에 미치는 영향도 다를 수 있음을 보여주고 있다(Gao, Shi, Niu & Wang, 2012; Grzywacz & Bass, 2003). 또한 이들 관계에서 조절변인의 서로 다르게 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다(Rantanen et al., 2011). 따라서 향후에는 연구분석을 보다 세분화하여 일이 가정, 성장 등 삶에 미치는 갈등/축진뿐만 아니라 삶의 영역이 일에 미치는 갈

등/축진이 개인의 정신건강에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있다. 다음으로 기존 연구들은 정서지능 즉, 자신과 타인의 정서를 이해하고, 조절하는 능력이 일과 삶의 균형과 정신건강 간의 관계를 유의하게 조절함을 보여주고 있는데(Lenaghan et al., 2007), 본 연구에서는 정서명료성의 조절효과가 유의하지 않은 것으로 드러났다. 이들 결과를 일반화하기에 앞서 추후 연구를 통해 재검증할 필요가 있다. 본 연구를 통해 남녀에 따라 일과 삶의 균형과 정신건강 간의 관계를 조절하는 변인이 서로 다를 수 있음을 확인하였다. 추후 연구를 통해 일과 삶의 균형과 정신건강을 조절하는 변인을 찾을 뿐만 아니라 남녀에 따라 더 효과가 있는 조절변인을 찾아내려는 노력이 필요하다.

참고문헌

- 권석만 (2013). 현대 이상심리학 2판. 서울: 학지사.
- 김정운, 박정열 (2008). 일과 삶의 균형 (Work-Life Balance) 척도 개발을 위한 연구. *여가학연구*, 5(3), 53-69.
- 김정운, 박정열, 손영미, 장 훈 (2005). ‘일과 삶의 조화(Work-life balance)’에 대한 개념적 이해와 효과성. *여가학연구*, 2(3), 29-48.
- 민경환, 김지현, 황석현, 장승민 (1998). 성·세대·성격유형에 따른 정서 반응 양식의 차이. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 12(2), 119-140.
- 손영미 (2014). 일과 삶의 균형에 대한 성차적 접근. *SSK-Networking 3차 통합심포지엄 자료집*(2), 191-195.

- 손영미, 박정열 (2014). 남녀의 일과 삶의 균형에 영향을 미치는 인과변인과 결과변인의 차이연구: 기혼직장인을 대상으로. *한국심리학회지: 여성*, 19(2), 161-190.
- 손영미, 박정열 (2015). 한국 기혼여성근로자의 일-가정 양립 관련 가치관이 일-가정 갈등 및 축진에 미치는 영향. *한국콘텐츠학회논문지*, 15(7), 203-215.
- 손영미, 박정열, 전은선 (2015). 한국, 일본, 영국 기혼여성근로자의 일과 가족 양립 관련 가치관에 대한 비교연구. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 21(2), 253-277.
- 이지영, 권석만 (2006). 정서조절과 정신병리의 관계: 연구현황과 과제. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 18(3), 461-493.
- 장정주, 김정모 (2008). 정서적 자각, 표현 및 정서표현에 대한 양가성과 대인관계간의 관계에 대한 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 20(3), 697-714.
- 차수진 (2015). Work-family conflict and health among married workers in south korea: a gender analysis. *고려대학교 석사학위논문*.
- 최해연 (2008). 정서표현에 대한 갈등과 억제 연구. *서울대학교 박사학위논문*.
- 최해연, 민경환 (2005). 정서표현에 대한 부정적 신념의 구조와 기능. *한국심리학회지: 일반*, 24(1), 239-257.
- 최해연, 민경환, 이동귀 (2008). 정서표현신념과 심리적 증상의 관계에서 정서표현양가성의 역할. *상담학연구*, 9(3), 1063-1080.
- 통계청 (2017). 2016년 하반기 지역별고용조사 맞벌이 가구 및 1인 가구 고용 현황. http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/2/1/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=361185&pageNo=1&rowNum=10&navCount=10&currPg=&sTarget=title&sTxt=, 통계청.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Allen, J. G. (2005). *Coping with Trauma*. Washington DC: American Psychiatric Publishing.
- Allen, T. D., Herst, D. E., Bruck, C. S., & Sutton, M. (2000). Consequences associated with work-to-family conflict: A review and agenda for future research. *Journal of Occupational Health Psychology*, 5(2), 278-308.
- Barrett, L. F., Lane, R. D., Sechrest, L., & Schwartz, G. E. (2000). Sex differences in emotional awareness. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26, 1027-1035.
- Brody, L. R. (1985). Gender differences in emotional development: A review of theories and research. *Journal of Personality*, 53(2), 102-149.
- Cameli, A. (2003). The relationship between emotional intelligence and work attitudes, behavior and outcomes: An examination among senior managers. *Journal of Managerial Psychology*, 18(8), 788-813.
- Chaplin, T. M., & Aldao, A. (2013). Gender differences in emotion expression in children: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 139(4), 735-765.
- Dasgupta, M., & Mukherjee, I. (2010). Emotional intelligence as a mediator of work-family role conflict, quality of work life and happiness among IT professionals. *Journal of the Indian Academy of Applied Psychology*, 37(2), 257-262.

- Derigatis, L. R. (2001). *Brief symptom inventory 18 (BSI-18) manual*. Minnetonka, MN: NCS Assessments.
- Diamond, G. M., Shahar, B., Sabo, D., Tsvieli, N. (2016). Attachment-based family therapy and emotion-focused therapy for unresolved anger: The role of productive emotion processing. *Psychotherapy, 53*(1), 34-44.
- Dolhanty, J., & Greenberg, L. S. (2009). Emotion focused therapy in a case of anorexia nervosa. *Clinical Psychology and Psychotherapy, 16*, 366-382.
- Eagly, A. H., Wood, W., & Diekmann, A. B. (2000). Social role theory of sex differences and similarities: A current appraisal. In T. Eckes & H. M. Trautner (Eds.), *The developmental social psychology of gender* (pp. 123-174). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Frone, M. R. (2000). Work-family conflict and employee psychiatric disorders: The national comorbidity survey. *Journal of Applied Psychology, 85*(6), 888-895.
- 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*, 65-78.
- Frone, M. R., Russell, M., & Cooper, M. L. (1997). Relation of work-family conflict to health outcomes: A four-year longitudinal study of employed parents. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 70*, 325-335.
- Fujita, F., Diener, E., & Sandvik, E. (1991). Gender differences in negative affect and well being: The case for emotional intensity. *Journal of Personality and Social Psychology, 61*, 427-434.
- Gao, Y., Shi, J. Niu, Q., & Wang, L., (2013). Work-family conflict and job satisfaction: Emotional intelligence as a moderator. *Stress and Health, 29*, 222-228.
- Giardini, A., & Frese, M. (2006). Reducing the negative effects of emotion work in service occupations: emotional competence as a psychological resource. *Journal of Occupational Health Psychology, 11*(1), 63-75.
- Greenberg, L. S. (2002). *Emotion-focused therapy: Coaching clients to work through their feelings*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Gross, J. J. (1998). Antecedent-and response-focused emotion regulation: Divergent consequences for experience, expression, and physiology. *Journal of Personality and Social Psychology, 74*, 224-237.
- Gross, J. J., & John, O. P., (2003). Individual differences in two emotion regulation processes; Implications for affect, relationships and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*(2), 348-362.
- Gross, J. J., & Levinson, R. W. (1997). Hiding feeling: The acute effects of inhibiting positive and negative emotions. *Journal of Abnormal Psychology, 106*, 95-103.
- Grzywacz, J. G. & Bass, B. L. (2003). Work, family, and mental health: testing different models of work family fit. *Journal of Marriage and Family, 65*, 248-261.
- Grzywacz, J. G., Quandt, S. A., Arcury, T. A., &

- Marin, A. (2005). The work-family challenge and mental health: Experiences of Mexican immigrants. *Community, Work and Family*, 8(3), 271-279.
- Guest, D. E. (2001). Perspectives on the study of work-life balance. *A discussion paper prepared for the 2001 ENOP Symposium*, Paris, March 29-31.
- Judge, T. A., Ilies, R., & Scott, B. A. (2006). Work-family conflict and emotions: effects at work and at home. *Personnel Psychology*, 59, 779-814.
- Kallas, K. W. (2002). Impact of recovery in different areas of application. In M. Kellmann(Ed.), *Enhancing recovery: Preventing underperformance in athletes* (pp. 283-3000. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Kan, D. & Yu, X. (2016). Occupational stress, work-family conflict and depressive symptoms among chinese bank employees: The role of psychological capital. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 13, 134-145.
- Kring, A. M., & Gordon, A. H. (1998). Sex differences in emotion: Expression, experience, and physiology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(3), 686-703.
- Leahy, R. L. (2015). *Emotional schema therapy*. New York: The Guilford Press.
- Lenaghan, J. A., Buda, R., & Eisner, A. B. (2007). An examination of the role of emotional intelligence in work and family conflict. *Journal of Management Issues*, 19(1), 76-94.
- Livingston, B. A., & Judge, T. A. (2008). Emotional responses to work-family conflict: An examination of gender role orientation among working men and women. *Journal of Applied Psychology*, 93(1), 207-216.
- Mennin, D., & Farach, F. (2007). Emotion and evolving treatments for adult psychopathology. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 14(4), 329-352.
- Moreno-Jiménez, B., Mayo, M., Sanz-Vergel, A. I. Geurts, S., Rodríguez-Muñoz, A., & Garrosa, E. (2009). Effects of work-family conflict on employees' well-being; The moderating role of recovery strategies. *Journal of Occupational Health Psychology*, 14(4), 427-440.
- Naito, T., Wangwan, J., & Tani, M. (2005). Gratitude in university students in Japan and Thailand. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 36(2), 247-263.
- Parkinson, B. (1995). *Ideas and realities of emotion*. New York: Routledge.
- Podsakoff, P. M., Mackenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903.
- 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.
- Richards, J. M., & Gross, J. J. (2000). Emotion regulation and memory: The cognitive costs of keeping one's cool. *Journal of Personality and*

- Social Psychology*, 79, 410-424.
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. In Goldman, S. L., Turvey, C., Palfai, T. P., & Pennebaker, J. W. (Eds). *Emotion, disclosure, & health* (pp. 125-154). Washington, DC: American Psychological Association.
- Seong, M. (2011). Gender role attitudes and determinants in the early 21 century in South Korea. *Social Science Research Review*, 27(2), 289-316.
- Suliman, A. M., & Al-Shaikh, F. N., (2007). Emotional intelligence at work: Links to conflict and innovation. *Employee Relations*, 29(2), 208-220
- Tausing, M., & Fenwick, R. (2001). Unbinding time: Alternate work-schedules and work-life balance. *Journal of Family and Economic Issues*, 22(2), 101-119.
- Thomas, L. T., & Ganster, D. C. (1995). Impact of family-supportive work variables on work-family conflict and strain: A control perspective. *Journal of Applied Psychology*, 80, 6-15.
- Van der Graaff, J. et al., (2014). Perspective taking and empathic concern in adolescents: Gender differences in developmental changes. *Developmental Psychology*, 50(3), 881-888.

논문 투고일 : 2017. 05. 02

1 차 심사일 : 2017. 05. 03

게재 확정일 : 2017. 07. 11

**Psychological Symptom to Work-Life Balance:
An Examination of Negative Belief in Emotional Expression
and Emotional Clarity among Working Men and Women**

Young Mi Sohn

Korea University

Cheong Yeul Park

Seoul School of Integrated
Sciences & Technologies

Eunjoon Yang

Korea University

We examined the moderator roles of negative belief in emotional expression and emotional clarity between work-life balance and psychological symptoms (depression, anxiety and somatization). Also we identified gender differences in their moderating effects. This study was based on a sample of 869 married working employees (man: 424, women: 445). Hierarchical moderated regression analyses showed that work-life balance, negative belief in emotional expression and emotional clarity were strongly associated with depression, anxiety and somatization. While negative belief in emotional expression significantly moderated the relationship between work-life balance and depression and anxiety, emotional clarity showed no significance. We found gender differences in moderating effects of two moderators. In specific, the only women who had more negative belief in emotional expression were more psychological symptoms in a low work-life balance situation. On the other hand, the only men who had higher emotional clarity were less depressive and anxious under the conditions of high work-life balance. We discussed about implications of these results.

Key words : *work-life balance, work-family conflict, negative belief in emotional expression, emotional clarity, depression, anxiety, somatization*