

직장 내 권태의 선행요인과 결과

지 형 주 최 형 준 문 혜 진[†]

서강대학교 경영학과

서강대학교 심리학과

권태(boredom)는 현대 직장인들이 흔히 경험하는 불쾌한 정서적 상태로서, 직무수행을 비롯한 어떤 활동에 관심이 없어지고 집중하지 못하는 증상을 그 특징으로 한다. 직장 내 권태는 지루하고 단조로운 직무를 수행하는 과정에서 유발된다는 것이 전통적인 관점이었다. 하지만, 과거에 비해 직무내용이 고도화되고 정보기술이 발달하면서 직장에서 권태가 유발되는 원인을 단지 일의 단조로움과 같은 직무의 특성에서만 찾기 어렵다는 현대적인 관점도 존재한다. 또한, 다양한 심리적, 신체적 증상을 동반하는 권태가 구성원의 부정적인 직무태도와 행동으로 이어질 수 있다는 점을 간과할 수 없다. 이에 본 연구는 Mael과 Jex(2015)의 이론적 모형에 근거하여, 직장 내 권태의 주요 선행요인과 결과를 통합적으로 분석하였다. 구체적으로, 직장 내 권태의 선행요인으로 직무특성, 권태성향(외적자극, 내적자극), 불완전고용(자격불일치, 성장가능성부재), 인터넷·스마트폰 사용을 고려하였으며, 결과변인으로는 반생산적 과업행동(조직일탈, 대인관계일탈), 이직의도를 설정하였다. 국내 사무직 종사자 188명을 대상으로 설문자료를 수집하여 구조방정식 모형을 통해 가설을 검증하였다. 그 결과, 직무특성은 직장 내 권태와 부(-)의 관계를 보였으며, 내적자극, 자격불일치, 인터넷·스마트폰 사용은 직장 내 권태와 정(+)의 관계를 보였다. 이와 더불어 직장 내 권태는 구성원의 반생산적 과업행동과 이직의도를 증가시키는 결과를 보였다. 본 연구는 직무특성 외에도 개인차로서 권태성향, 과잉된 직무 자재 그리고 정보기술에 대한 의존도가 직장 내 권태에 영향을 미칠 수 있다는 현대적 관점을 지지하고, 권태의 효과적 관리를 위한 시사점을 논의하였다.

주요어 : 직장 내 권태, 직무특성, 불완전고용, 인터넷·스마트폰 사용, 반생산적 과업행동, 이직의도

[†] 교신저자 : 문혜진, 서강대학교 심리학과, rosiehyejinmoon@hotmail.com

권태(boredom)는 조직 구성원들이 흔히 경험하는 불쾌한 정서적 상태로서, 직무수행을 비롯한 어떤 활동에 관심이 없어지고 집중하지 못하는 증상을 그 특징으로 한다(Fisher, 1993; Loukidou, Loan-Clarke, & Daniels, 2009). 권태는 그간 구성원 개인이 극복해야 할 사소한 문제로 치부되어 사회적으로 크게 주목을 받지 못했다(Barbalet, 1999; Darden & Marks, 1999). 그러다 보니 심리학의 다른 유사 개념들에 비해 권태는 그 구성개념과 원인, 결과에 대해서 그다지 알려진 바가 없었다(Darden & Marks, 1999; Fisher, 1993; Reijseger, Schaufeli, Peeters, Taris, van Beek, & Ouweneel, 2013; Schaufeli & Salanova, 2014). 권태는 비교적 주기가 짧고 일시적인 정서상태라는 점에서 심리학적으로 크게 중요하지 않은 것으로 여겨졌지만(Bench & Lench, 2013). 그로 인해 오히려 사회적 영향에 취약할 수 있다는 점에서 권태를 중요한 문제로 바라보는 학자들도 있었다(예: Fisher, 1993; Loukidou et al., 2009).

그러나 우리는 직장에서 유발되는 권태에 대해서 더욱 관심을 기울일 필요가 있다. 먼저, 권태는 일터를 비롯한 우리 일상에 만연하고 있으며, 심지어 최근에는 증가하는 추세에 있다는 증거가 있다. 미국 성인을 대상으로 한 연구에 따르면, 연구참여자의 63%가 열흘 단위로 일상에서 권태를 느꼈다(Chin, Markey, Bhargava, Kassam, & Loewenstein, 2017). 또한, 미국 직장인의 13%가 자신의 업무에 '완전히' 몰입하지 못하며, 53%가 자신의 업무에 몰입하지 못하는 것으로 보고되고 있다(Harter, 2018). 국내 직장인을 대상으로 한 조사에서는 응답자의 96%가 '직장생활 권태기를 경험해본 적이 있다'고 답했으며, 권태기를 경험해본 적이 없다고 답한 직장인은 약 4%에

불과했다(Maeil Business Newspaper, 2018). 따라서 직장 내 권태를 감소시키고, 구성원들이 권태에 적절히 대응하도록 하는 방안을 제시하는 것은 이론적으로나 실무적으로도 중요하다 할 수 있다.

둘째, 권태는 조직 성과 창출을 저해하는 다양한 변인들과 관련이 있다는 증거가 제시되고 있다. 예를 들어, 권태는 직무 불만족(Caplan, Cobb, French, Van Harrison, & Pinneau, 1975; Melamed, Ben-Avi, Luz, & Green, 1995), 작업장 사고(Branton, 1970), 직무효과성 감소(Drory, 1982) 그리고 결근(Brissett & Snow, 1993; Melamed et al., 1995)과 정적인 관련성이 있음이 발견되었다. 이는 권태가 구성원으로 하여금 조직에 적응하지 못하게 할 뿐만 아니라 조직의 재무적 성과에도 부정적인 결과를 초래할 수 있음을 시사한다.

이에 본 연구는 조직 구성원들이 경험하는 직장 내 권태의 선행요인과 결과를 실증적으로 분석하는 데 그 목적이 있다. Mael과 Jex(2015)에 따르면 직장내 권태가 유발되는 원인에 대해서는 두 가지 관점이 존재한다. 첫째, 권태는 주로 목표나 목적의식이 결핍된 단순하고 반복적인 직무로부터 유발된다는 것이 전통적인 관점이었다(O'Hanlon, 1981; Schaufeli & Salanova, 2014). 일에서 권태를 느끼는 것은 약간의 주의력이 요구될 뿐 자극이 거의 주어지지 않는 과업의 단조로움에서 비롯된다는 것이다(Fisher, 1993; Smith, 1981). 실제로 전통적 관점의 연구들은 권태를 주기가 짧고 반복적인 작업 조건과 결부시키고, 그러한 작업 조건이 작업자의 스트레스와 직무태도에 미치는 영향을 설명하였다(예: Caplan et al., 1975; Melamed et al., 1995). 따라서 전통적 관점에서는 구성원들이 직무수행 과정에서 적

절한 자극이나 의미를 느끼도록 직무를 설계하는 것이 관건이 된다. 둘째, 권태는 작업 조건 외에도 사회적 영향 및 개인차에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 현대적인 관점이 있다(Mael & Jex, 2015). 예컨대, 제조업에 비해 광범위한 기술, 대인관계 능력 등을 요구하는 서비스업 직종이 늘어나고(Lorence, 1992), 과거에는 인간이 직접 수행해야 했던 단순 반복적인 과업들이 완전히 혹은 부분적으로 자동화되고 있다(Rifkin, 1995). 다시 말해서, 일의 내용이 권태 수준을 감소시키는 방향으로 크게 변화하는 가운데 현대인들이 계속해서 권태를 경험하는 것은 직무와 그 특성만으로 권태의 원인을 설명하기 충분치 않음을 의미한다는 것이다. 따라서 현대적 관점에서 권태의 원인을 설명하기 위해서는 권태에 취약한 개인적 특성과 사회적 추세를 반영한 요인들을 고려해야 한다.

Mael과 Jex(2015)는 이러한 두 가지 관점을 통합시키는 이론적 모형을 제안하였다. 이 모형은 작업 환경을 둘러싼 다양한 요인들과 개인차를 모두 고려함으로써 권태의 원인을 포괄적인 관점에서 설명하는 데 유용하며, 직장 내 권태를 감소시키기 위한 중요한 시사점을 제공한다. 하지만, 이러한 모형을 실증적으로 검증한 연구는 전무하고, 더욱이 국내에서는 적용된 바가 없다. 따라서 본 연구는 Mael과 Jex(2015)가 제안한 이론적 모형을 국내 조직 맥락에 적용하여, 업무 환경, 개인적 특성과 정보기술 활용도와 직장 내 권태의 관련성 및 권태의 결과를 실증적으로 검증해보고자 한다. 구체적으로, 직장 내 권태의 선행요인으로 권태의 전통적 관점에 따라 업무 환경(직무특성)을, 현대적 관점에 따라 개인적 특성(권태성향 및 불완전고용)과 정보기술 활용도(인터넷·

스마트폰 사용)를 설정하였다. 아울러, Mael과 Jex(2015)가 주장한 바에 따라 직장 내 권태가 반생산적 과업행동과 이직의도와 같은 부정적 결과를 예측하는지 살펴보고자 한다. 결론적으로, 본 연구는 국내 사무직 종사자들을 대상으로 직무 요인 외에도 개인차나 사회적 추세에 따른 요인들이 권태에 영향을 미칠 수 있음을 실증함으로써 Mael과 Jex(2015)의 이론적 모형을 구체화하는 데에 기여하고, 권태 관리와 관련된 관리상의 시사점을 도출하고자 한다.

이론적 배경 및 연구가설

직장 내 권태

권태에 대한 정의는 관점에 따라 다양하지만, Westgate와 Wilson(2018)에 따르면 권태가 무엇인지에 대해 세 가지 관점으로 설명할 수 있다.¹⁾ 먼저, 권태는 구성원들이 작업 환경으로부터 충분한 자극을 받지 못해 유발된다고 보는 관점이다. 생산 현장에서 흔히 발견되며 사고력이나 주의력을 크게 요구하지 않는 단순하고 반복적인 과업이나, 부단한 주의력을 요구하긴 하나 일의 변화가 거의 없는 감시 업무가 대표적인 예이다(Cox, 1980; O'Hanlon, 1981). 이런 관점에서, O'Hanlon(1981)은 권태를 단조로운 자극에 계속되는 노출로 인해 유발되는 독특한 심리적 상태라고 정의하였다.

1) Westgate와 Wilson(2018)은 권태를 설명하는 세 가지 접근법으로서 환경(environmental), 주의(attentional), 기능(functional) 이론으로 명명하였으나, 본 연구에서는 문맥상의 용어로 전통적, 인지적, 기능적 관점으로 지칭하고자 한다.

또한, Mikulas와 Vodanovich(1993)는 불충분한 환경 자극으로 인한 낮은 각성과 불만족의 상태라고 권태를 정의하였다. 이와 유사하게, Csikszentmihalyi(1975)는 몰입(flow) 이론을 통해 권태를 환경의 자극수준이 자신의 능력이나 기술 수준에 이르지 못할 때 느끼는 불쾌한 경험이라고 묘사하였다. 따라서 권태는 외부의 환경 자극을 통해 최적의 각성 수준에 도달하지 못할 때 경험하는 불쾌한 상태라고 할 수 있다. 한편, Troutwine과 O'Neal(1981)은 불충분한 자극이나 낮은 각성보다 개인이 처한 외부적 제약이 권태를 유발하는 것이라고 주장하였다. 즉, 사람들은 자신이 어떤 상황에 갇혀 있다고 느끼거나, 자극원을 바꿀 수 없다고 느낄 때 권태감을 느낀다는 것이다. 사람들이 직장이나 학교와 같이 매우 제약된 환경에서 더욱 권태를 느낀다는 연구 결과가 이러한 주장을 뒷받침하기도 한다(예: Chin et al., 2017).

둘째, 권태를 유발하는 환경 자체의 자극적 특성보다는 그러한 환경을 개인이 어떻게 인식하는지에 주목한 인지적 관점이 있다. 이 관점은 권태를 주의력의 결핍에서 비롯되는 것으로 보며, 가용한 정신적 자원과 인지적 요구가 서로 일치할 때 주의력이 유지된다는 견해를 취한다(Eastwood, Frischen, Fenske, & Smilek, 2012; Fisher, 1993). 예컨대, Fisher(1993)는 어떤 과업이 인지적 요구가 많거나, 또는 이를 감당하기 위한 개인의 능력이 부족한 경우 권태가 유발되기 쉽다고 주장하였다. 따라서 권태는 과업의 불충분한 자극으로 인해 유발되기도 하지만, 주의를 기울이기 어려운 만큼의 과도한 자극으로 인해 발생하기도 한다. 이때 권태를 느끼는 개인은 어떤 일에도 주의를 유지하기 위해 의식적인 노력을 기울

이게 된다(Fisher, 1993; Hamilton, 1981; Leary, Rogers, Canfeld, & Coe, 1986).

마지막으로, 과업수행에 수반되는 의미를 강조한 기능적 관점이 있다. 이 관점에 따르면, 사람들이 과업을 통해 의미를 느끼는지가 권태의 결정적인 요인이다(Barbalet, 1999; Schmeitzky & Freund, 2013; van Tilburg & Igou, 2012). 따라서 권태는 의미 부족의 신호가 되며, 사람들이 새로운 활동을 찾아내 의미를 재설정하도록 자극한다. 이때 의미란 어떤 활동이 가치 있는 목표를 충족시켜줄 것이란 기대를 의미한다(van Tilburg & Igou, 2012). van Tilburg와 Igou(2012)는 권태를 도전의 계기가 없다고 느끼며 자신의 활동이 무의미하다고 여기는 것으로 정의하였다. 또한, Barbalet(1999)은 단조로운 과업을 지루하게 느끼는 것은 그 과업이 비교적 무의미하고 목적이 결여되어 있기 때문이라고 주장하였다. 한 예로, 단조로운 과업이 얼마나 의미가 있는지를 조작한 실험연구에서, 과제 수행의 대가로 통제집단의 참여자들은 소액의 현금을 받기로, 실험집단의 참여자들은 동일한 금액이 자선단체에 기부될 것으로 지시를 받았다(Schmeitzky & Freund, 2013). 그 결과 동일한 과제를 수행했음에도 실험집단의 참여자들은 통제집단의 참여자들에 비해 즐거움을 더 느끼고 권태감을 덜 느꼈다고 밝혔다.

위의 정의들을 살펴보면, 권태는 심리학의 다른 구성개념들과 공통점이 있을 수 있으나 분명한 차이가 있다. 우울(depression)은 임상심리학에서 널리 연구되어온 변인으로서 주의력 결핍이나 기억력 저하라는 증상이 동반된다는 점에서 권태와 유사해 보인다(Carriere, Cheyne, & Smilek, 2008). 하지만, 직장이라는 맥락에서 권태와 우울은 분명한 차이가 있으며, 우울이

만족, 행복과 같은 정서와 반대되는 개념이라면, 권태는 열의나 동기와 같은 활성화된 정서와 반대되는 개념이라는 점에서 차이가 있다(Daniels, 2000). 또 우울이 내향적이고 부정적인 자기 진술을 유발하는 것이라면, 권태는 그 근원이 외부에 있으며, 사람, 회의, 혹은 책과 같은 자극원에 대해 불만족을 나타내는 것이라는 점에서 다른 차이가 있다(Barbalet, 1999). 한편, 권태는 직무 열의(engagement)나 소진(burnout)과 유사해 보이기도 한다(Reijseger et al., 2013). 하지만, 소진과 권태는 모두 불만족스럽고 활성화가 낮은 상태라는 점에서 유사한 점이 있지만, 소진이 외부의 과도한 자극으로 인한 것이라면 권태는 주로 불충분한 자극으로 인한 것이라는 점에서 차이가 있다(Schaufeli & Salanova, 2014). 또한 열의는 만족스럽고 활성화가 높은 상태이긴 하지만, 권태보다는 오히려 소진과 반대되는 개념이라 할 수 있다(Schaufeli & Salanova, 2014).

직장 내 권태의 선행요인

본 연구에서는 일차적으로 조직 구성원들이 경험하는 권태의 선행요인에 대해 살펴보고자 한다. 권태는 흔히 단순하고 반복적인 과업을 수행하는 과정에서 유발된다는 것이 전통적인 관점이었다(O'Hanlon, 1981; Schaufeli & Salanova, 2014). 하지만, 과거에 비해 일의 내용이 권태 수준을 감소시키는 방향으로 크게 변화하면서 권태의 원인을 직무 관련 요인으로만 설명하기 충분치 않다는 현대적인 관점도 존재한다. Mael과 Jex(2015)는 이러한 두 가지 관점을 모두 아우르는 직장 내 권태의 이론적 모형을 제시하였다. 먼저, 전통적 관점에서는 권태의 원인이 작업자가 수행하는 업무의 특성에 있

다고 간주하며 여기에는 직무 자체의 특성뿐만 아니라 사회적 및 물리적 환경이 모두 포함된다. 둘째, 현대적 관점에서는 정보기술 활용에 따른 사회적 추세와 모든 업무가 재미있어야 한다는 직장인들의 '비현실적인 기대'로 인해 작업 조건과는 상관없이 직장인들이 권태에 노출되어 있다고 가정한다. 더구나 일의 내용과는 상관없이 어떤 이들은 권태를 쉽게 경험할 수 있다는 점에서 개인차로서 권태성향이 강조된다. 즉, 현대적 관점에서는 업무 환경 외에도 개인적 특성으로서 권태성향, 직무에 대한 구성원의 높은 기대 그리고 정보기술의 과도한 활용이 직장 내 권태를 유발하는 원인으로 제시된다. 이에 본 연구는 직장 내 권태의 선행요인으로, 전통적 관점에서 직무가 조직이나 구성원에게 미치는 영향을 설명하기 위한 대표적인 이론 중 직무특성이론을 고려하였다. 현대적 관점에서는 권태를 느끼기 쉬운 개인의 기질을 나타내는 권태성향과 직무에 대한 구성원의 높은 기대를 나타내기 위한 변인으로 불완전고용을 고려하였다. 불완전고용은 최근 불안한 고용 상황을 반영하는 변인으로서 구성원이 자신의 기술이나 기대 수준에 미치지 못한 직무를 수행하는 경우를 말한다(Feldman, 1996). 마지막으로, 최근 정보기술의 발달로 구성원이 일상생활에서 인터넷과 스마트폰에 얼마나 의존하는지를 반영하는 개념으로서 정보기술 활용도(이른바 '인터넷·스마트폰 사용')에 주목하였다. 아울러, Mael과 Jex(2015)의 제안에 따라 두 가지 관점에서 제시한 변인들 간의 상호작용효과를 탐색적으로 검증하고자 한다.

직무특성

전통적 관점에서 구성원들의 권태감을 낮추

기 위해서는 결국 직무수행에 있어 의미와 가치를 느끼도록 직무의 특성을 바꾸는 것이 필요하다. 대표적으로, Hackman과 Oldham(1976)은 직무특성이론(job characteristics)에서 기술다양성, 과업정체성, 과업중요성, 자율성과 피드백으로 구성된 핵심 차원들을 높임으로써 직무를 개선해야 한다고 주장한다. 기술다양성(skill variety)은 직주가 구성원으로 하여금 자신의 기술과 능력을 발휘하도록 다양한 활동들을 요구하는 정도를 의미한다. 과업정체성(task identity)은 인식 가능한 단위의 과업 전체를 수행하는 정도를 의미하며, 과업중요성(task significance)은 직주가 조직 구성원들의 업무나 외부 사람들의 삶에 실질적인 영향을 미치는 정도를 의미한다. 자율성(autonomy)은 작업 일정을 계획하고 절차를 정함에 있어서 구성원에게 부여되는 실질적인 자유, 독립성, 재량권의 정도를 의미한다. 피드백(feedback)은 직무수행을 통해 구성원이 자신의 성과가 얼마나 유효한지에 대해 정보를 습득할 수 있는 정도를 의미한다. 이러한 조건이 충족되면 구성원들은 경험된 의미감(meaningfulness), 책임감(responsibility) 그리고 결과에 대한 지식과 같은 중요한 심리적 상태를 경험하고, 그로 인해 내적 동기가 높아지고 양질의 직무성과가 나타나는 것이다(Hackman & Oldham, 1976). 이러한 심리적 상태는 모두 권태와 양립할 수 없는 것으로 보이며, 특히 '경험된 의미감'은 권태와 거의 정반대되는 것이라 할 수 있다(Mael & Jex, 2015).

직무특성이론에서 제시하는 핵심 차원들의 중요성에도 불구하고, 이러한 차원들이 직장 내 권태를 감소시키는 데 도움이 되는지에 대한 실증적 증거는 찾아보기가 쉽지 않다. 다만, 초기 연구들은 업무량이나 기술활용도와

같은 직무요구가 권태와 어떤 관련성이 있는지를 조사하였다. 예컨대, Daniels(2000)는 구성원들이 직장에서 더 높은 자율성, 업무량, 역할 명료성 그리고 지원을 경험할 때 권태를 덜 느끼고 열의를 더 느낀다고 밝혔다. 또한, Reijseger 등(2013)은 직무요구-자원(job demands-resources) 모형을 기반으로 직무요구와 자원이 직장 내 권태와 어떤 관계가 있는지를 분석하였다. 그 결과 업무량, 정신적 요구, 감정적 요구로 구성된 직무요구와 자율성, 사회적 지원(동료/상사)으로 구성된 직무자원은 모두 권태와 부적인 관계가 있는 것으로 밝혀졌다. 보다 최근에는 van Hooff와 van Hooff(2017)가 직무특성이 어떤 경로로 직무권태에 영향을 미치는지를 분석하였다. 그 결과 다섯 가지 핵심 차원들 중에서 과업중요성과 피드백을 제외한 세 가지 차원이 구성원의 욕구만족과 내재적 동기를 유발함으로써 직무권태를 감소시키는 발견되었다.

요컨대, 직무특성이론에서 제시한 다섯 가지 핵심 차원들은 이론상 직무를 흥미롭게 하고, 작업자의 주의력을 끌어내기 때문에 직장 내 권태와 부적인 관계가 있을 것으로 보인다(Fisher, 1993). 따라서 기술다양성, 과업정체성, 과업중요성, 자율성, 피드백의 핵심 차원으로 구성된 직무특성은 구성원의 심리를 변화시켜 권태를 감소시킬 것으로 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 1: 직무특성은 직장 내 권태와 부(-)의 관계가 있을 것이다.

권태성향

현대적인 관점에서는 아무리 의미 있고 재미있는 직무라 하더라도 사람들이 이를 지루

하게 느끼는 것은 사회적 가치관이나 개인차에서 기인하는 것으로 본다(Mael & Jex, 2015). 권태는 단조롭고 반복적인 과업을 수행하는 과정에서 유발되기도 하지만, 높은 자극을 추구하는 개인의 내적 욕구로 인해 유발되기도 한다(Farmer & Sundberg, 1986). 즉, 이러한 내적 욕구가 높을수록 권태를 느끼기 쉽다. 이처럼 권태에 취약한 다양한 개인차 변인들이 존재하지만(Schaufeli & Salanova, 2014), 가장 관련성이 높고 포괄적인 것은 권태성향이라 할 수 있다(Mael & Jex, 2015). 권태성향(boredom proneness)은 권태를 느끼기 쉬운 특질 또는 기질로서, 많은 상황에서 권태를 경험하고, 자신의 삶에서 충분한 관심사를 갖지 못하는 성향으로 정의된다(Sundberg, Latkin, Farmer, & Saoud, 1991). 권태성향이 높은 사람들은 그렇지 않은 사람들에 비해 우울, 절망, 외로움, 주의산만의 수준이 더 높은 것으로 밝혀졌다(Farmer & Sundberg, 1986).

권태성향을 구성하는 두 가지 요인으로서는 외적자극과 내적자극이 주로 제시된다(Vodanovich, 2003; Vodanovich, Wallace, & Kass, 2005). 외적자극(external stimulation)이 외부 환경으로부터 자극을 잘 느끼지 못하는 성향이라면, 내적자극(internal stimulation)은 무언가에 몰두하지 못하거나 재미있는 환경을 스스로 만들어 내지 못하는 성향을 의미한다(Vodanovich et al., 2005). 예컨대, 외적 권태성향이 높은 사람들은 특성 분노에 더 높은 점수를, 정직/겸손에 더 낮은 점수를 보였으며, 위험한 행동에 더 관여하는 것으로 나타났다(Dahlen, Martin, Ragan, & Kuhlman, 2004). 한편, 내적 권태성향이 높은 사람들은 외적 권태성향이 높은 사람들에 비해 충동 조절을 더 잘 하며, 권태에 파괴적인 반응을 덜 보일 것

로 짐작할 수 있다. 하지만, 내적 권태성향이 높은 사람들은 경험에 대한 개방성이 낮고, 외향성과 성실성이 낮아 권태에 반응하는 양상이 여전히 문제가 될 수 있다(Kass, Beede, & Vodanovich, 2010).

권태성향이 지닌 의미가 시사하는 바는, 어떤 사람들은 일의 내용과 상관없이 권태를 경험할 수 있다는 것이다. 권태성향이 높은 사람들은 직무수행 과정에서 지루한 순간에 직면할 때 역기능적인 반응을 보일 수 있다. Bruursema, Kessler와 Spector(2011)에 따르면 직무권태와 반생산적 과업행동 간의 관계가 주로 외적 권태성향이 높은 구성원들에게서 나타났다. 이러한 결과는 권태성향이 조직에 중요하고 실질적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

다시 말해 직무가 그다지 지루한 것이 아닐지라도, 권태를 잘 느끼는 성향의 사람들은 자신의 직무가 지루하고 무의미하게 느껴질 수 있는 것이다. 따라서 직무특성 변인이 통제된 상태에서도 개인의 권태성향을 나타내는 외적자극과 내적자극은 권태를 증가시킬 것으로 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 2.1: 외적자극은 직장 내 권태와 정(+)의 관계가 있을 것이다.

가설 2.2: 내적자극은 직장 내 권태와 정(+)의 관계가 있을 것이다.

불완전고용

Mael과 Jex(2015)는 현대 조직에서 유발되는 권태의 다른 원인으로 구성원들이 자신이 맡게 될 직무가 재미있고 또 그해야만 한다는 '비현실적인 기대'를 갖는 것이라 지적하였다. 오늘날의 많은 직장인들은 첫 직무가 자신에

게 성취감을 주어야 한다고 기대하며, 직무가 기대에 부응하지 못하면 상당한 권태감을 느낀다고 한다(Scheib, 2003). 이는 학교 교육의 확대로 직무에서 필요로 하는 기술 수준보다 구성원의 학력이 불필요하게 높은 과잉교육에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 한편, 최근 경기 침체로 인해 많은 사람들이 자신이 가진 기술이나 기대 수준에 미치지 못한 일을 하게 되었다(Feldman, 1996). 예컨대, 정리해고와 예산 삭감을 경험한 많은 조직에서, 전문직 종사자들은 사무직이나 생산직 종사자들이 주로 수행했던 일을 추가로 해야만 했다(Scheib, 2003). 즉, 교육 수준의 전반적 향상과 맞물려 경기 침체에 따라 양질의 일자리가 감소하면서 구성원들이 스스로의 기대에 미치지 못한 직무를 수행하는 경우가 많아졌다.

이러한 현상을 반영하는 변인으로서, 불완전고용(underemployment)은 현재의 고용 조건이 어떤 기준치에 미달하는 상태로 광범위하게 정의된다(Feldman, 1996). 이때 비교의 기준은 자신의 과거 업적이 되기도 하고, 자신의 교육 수준이나 직장 경력이 유사한 동료가 되기도 하며, 자신의 기대와 욕구가 되기도 한다. Johnson, Morrow와 Johnson(2002)는 Khan과 Morrow(1991)의 불완전고용 척도를 토대로 지각된 과잉자격(perceived overqualification) 척도를 개발하였다. 여기서 과잉자격은 구성원이 자신이 보유한 교육 수준, 경험 또는 기술이 직무 자격 요건을 초과하고 있다고 인식할 때 존재하며, 따라서 과잉자격의 근원은 직무와 마주하는 개인의 특성에 있다고 간주된다(Johnson et al., 2002). 지각된 과잉자격의 두 가지 차원으로 첫째, 자격불일치(mismatch)는 고용된 개인이 필요 이상의 직무자격을 갖추었다고 인식하는 정도를 의미하며, 둘째, 성장

가능성부재(no growth)는 고용된 개인이 직무와 관련된 새로운 기술을 습득하고 사용할 기회가 제한적이라고 인식하는 정도를 의미한다. 자격불일치가 능력, 경험의 불일치와 관련된 차원이라면, 성장가능성부재는 학습 기회나 업무의 도전성 부족과 관련된 차원이다(Roh & Kim, 2009).

개인-직무 적합성 이론에 따르면 구성원이 직무와의 부적합을 인식할 때 권태와 같은 부정적 정서를 경험할 수 있다(Edwards & Van Harrison, 1993). 다시 말해서, 자신의 능력이 충분히 활용되지 못하거나, 자신의 기술 수준이 직무요구와 부합하지 않는다고 인식한 구성원들은 권태를 경험할 수 있다(Liu & Wang, 2012). 실제로, Kim, Park, Sohn과 Lim(2019)의 연구에서 지각된 과잉자격이 직무권태를 유의미하게 예측하였다. 따라서 직무가 자신의 기술이나 교육 수준과 부합하지 않거나 성장을 위한 기회를 제공하지 않는다고 인식할수록 구성원들은 권태를 경험할 가능성이 높으며 이에 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 3.1: 자격불일치는 직장 내 권태와 정(+의 관계)이 있을 것이다.

가설 3.2: 성장가능성부재는 직장 내 권태와 정(+의 관계)이 있을 것이다.

인터넷·스마트폰 사용

현대 조직에서 유발되는 권태의 또 다른 원인으로 정보기술의 과도한 활용이 지적된다(Mael & Jex, 2015). 인터넷과 모바일 기기의 발전으로 인해 구성원들은 과거에 비해 시청각적 자극에 끊임없이 노출되고 있다. 더욱이, 이러한 자극원은 구성원들이 언제 어디서든 접할 수 있다는 것이 그 특징이다. 이처럼 정

보기술은 그 유용성과 편리함으로 사무직 종사자를 비롯한 구성원들의 성과를 개선하는데 큰 잠재력을 지닌다(Davis, 1989). 한편, 휴대폰이나 문자메시지의 지나친 이용은 사람들이 권태에 빠지지 않은 채 혼자서 생각할 시간을 갖는 것을 어렵게 하기도 한다(Turkle, 2011).

정보기술 활용도가 미치는 심리적 영향에 대한 연구들은 인터넷이나 스마트폰의 과도한 사용이 부정적인 심리적 변인들과 관련이 있음을 보여준다. 예컨대, 인터넷의 과도한 사용은 우울을 비롯한 심리적 웰빙을 감소시키고(Muusses, Finkenauer, Kerkhof, & Billedo, 2014). 사회적 교류를 감소시키며, 외로움을 증폭시키는 것으로 나타났다(Kraut et al., 1998). 또한, 스마트 기기에 접근하지 못할 때 사람들은 부정적인 심리적 반응을 경험하는 것으로 나타났다(Harwood, Dooley, Scott, & Joiner, 2014). 따라서 인터넷과 스마트폰을 비롯한 정보기술의 과도한 활용은 그 기술이 갖는 부정적인 측면과 함께 직장 내에서 접근이 제약될 수 있다는 점에서 구성원들이 권태에 더욱 취약하게 할 수 있다(Mael & Jex, 2015).

한편, Mael과 Jex(2015)는 밤과 낮을 가리지 않는 정보기술의 과도한 활용은 사회적으로 만성적 수면 박탈을 유발한다고 주장하였다. 수면과 운동이 부족하고 몸 상태가 좋지 않거나 잘 먹지 못하면, 사람들은 판단이 흐려지고 기분이 안 좋아지기 쉽다(Thayer, 1996). 또 잦은 기분 변동은 주의산만을 일으키고 주의력을 감소시켜 지루하지 않은 활동에 참여하더라도 권태를 더 느끼도록 할 수 있다(Conrad, 1997). 또한, Gitlin(2002)은 정보기술이나 기타 매체의 과도한 활용이 '국가적인 주의력 결핍 장애'를 유발하며, 이는 결국 고도

의 집중력을 요구하는 활동을 어렵고, 또 지루하게 만든다고 주장하였다. 따라서 이전에는 재미있고 몰두케 했던 업무나 기타 활동들이 지루하게 느껴질 수 있는 것이다.

요컨대, 인터넷·스마트폰의 과도한 사용은 여러 부정적인 정서상태와 관련이 될 수 있고, 정보기술의 오락적인 요소를 즐기는 구성원들은 직장에서 그 사용에 제약을 받을 수 있다(Mael & Jex, 2015). 이로 인해 구성원들은 직장에서의 일상적인 과업에 주의를 기울이도록 의식적인 노력을 기울이게 된다. 더욱이, 일상에서는 인터넷·스마트폰 사용에 대해 통제권을 갖지만, 직장에서는 그러한 자극을 스스로 통제할 수 있는 권한이 줄어들게 된다. 즉, 스마트폰과 같은 외부적 자극에 빈번히 노출된 구성원들이 직장에서 이에 제약을 받는 경우 주의력이 부족해지기 쉽다. 따라서 인터넷·스마트폰의 과도한 사용은 구성원의 부정적인 정서를 유발할 수 있으며, 일상에서의 사용 빈도만큼 직장에서도 사용하지 못하여 주의를 산만하게 할 수 있으므로 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 4: 인터넷·스마트폰 사용은 직장 내 권태와 정(+)의 관계가 있을 것이다.

직장 내 권태의 결과

반생산적 과업행동

Mael과 Jex(2015)는 조직에서 권태로 인해 초래될 수 있는 가장 전형적이며 부정적인 결과로서 구성원의 반생산적 과업행동을 지적하였다. 권태에 대한 초기 연구들은 권태를 겪는 구성원들의 심리적, 신체적 반응을 조사하였다. 연구 결과에 따르면, 권태를 겪는 이들

은 주의력 결핍과 졸음을 느끼며, 작업상의 오류를 발견하고 수정하는 데 더 오랜 시간이 걸리고, 더 많은 사고를 당했으며(Cox, 1980; Drory, 1982; O'Hanlon, 1981). 스트레스, 위험 감수나 자극 추구 그리고 약물과 알코올 남용 과도 관련이 있었다(Hamilton, 1983; Orcutt, 1984). 한편, Barbalet(1999)은 권태를 느끼는 구성원들은 자신들의 일에서 의미를 찾지 못해 불안해하고 과민한 반응을 보이며, 이로 인해 독창적이거나 참신한 활동을 추구하게 된다고 언급하였다. 즉, 권태를 느끼는 이들은 자신들의 권태감을 해소하기 위해 새롭고 창의적인 일을 추진할 수도 있지만(Bench & Lench, 2013), 그와 반대로 반생산적인 행동에 관여할 수 있다(Bruursema et al., 2011; Fisher, 1993).

직장 내 일탈행동(workplace deviance)은 반생산적 과업행동이라고 광범위하게 지칭되는 것으로서 구성원이 조직의 규범을 스스로 위반하여 조직이나 조직의 다른 구성원에게 피해를 주는 행동이다(Robinson & Bennett, 1995). 직장 내 일탈행동은 사회의 규범에 순응할 동기가 부족하거나, 이를 위반하고자 하는 동기가 있는 구성원의 자발적인 행동을 일컫는다(Kaplan, 1975). 또한, 직장 내 일탈행동은 그 대상이 조직인지 또는 조직의 구성원인지에 따라 두 가지 형태로 구분된다(Robinson & Bennett, 1995, 1997). 하나는 조직에 대한 일탈행동으로 구성원이 조직을 대상으로 피해를 주는 행동이며(조직일탈), 다른 하나는 타인에 대한 일탈행동으로 구성원이 조직의 다른 구성원에게 피해를 주는 행동이다(대인관계 일탈). 초기 연구들은 직장 내 일탈행동이 유발되는 원인으로 불공정성 인식, 불만족, 역할 모델링, 자극 추구 등을 제시하였다(예: Robinson & Bennett, 1997).

Spector와 Fox(2010)는 권태를 느끼는 구성원들이 권태감을 스스로 해소하기 위한 대처전략(coping strategy)의 일환으로서 반생산적 과업행동을 할 수 있다고 제안하였다. 즉, 직무상의 무료함과 불충분한 자극에 대한 보상 심리로 구성원들은 직무 외의 다른 자극을 추구함으로써 바람직하지 않은 행동을 보일 수 있다는 것이다. 예컨대, Bruursema 등(2011)은 반생산적 과업행동을 여섯 가지 차원으로 구분하고, 각 차원이 권태와 어떤 관련성이 있는지를 분석하였다. 그 결과, 직무권태는 타인학대(abuse against others), 사보타주(sabotage), 철회행동(withdrawal)과 정적인 관계가 있는 것으로 나타났다. 한편, Drory(1982)는 직무권태가 운전기사들의 부주의로 인한 재산상의 피해와 강한 관련성이 있으며, 특히 이러한 관계는 연령이 높은 집단에서 그리고 교육수준이 낮은 집단에서 두드러지는 경향이 있음을 발견하였다. 최근에는 Kim 등(2019)의 연구에서 직무권태가 직무스트레스원(job stressors)으로 작용하여 구성원의 반생산적 과업행동을 유발할 수 있다는 점이 밝혀졌다. 따라서 구성원들은 권태감을 스스로 해소하고자 조직이나 조직의 다른 구성원을 대상으로 해가 되는 행동을 보일 수 있으며 이에 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 5.1: 직장 내 권태는 조직일탈과 정(+)의 관계가 있을 것이다.

가설 5.2: 직장 내 권태는 대인관계일탈과 정(+)의 관계가 있을 것이다.

이직의도

조직에서 권태로 인해 초래될 수 있는 다른 부정적 결과로서 구성원의 이직의도가 지적된

다(Mael & Jex, 2015). 권태는 구성원의 부정적인 정서를 유발함으로써 조직이나 직무에 대해 부정적인 태도를 갖도록 할 수 있다. 예컨대, Caplan 등(1975)은 23개 직업 종사자들을 대상으로 직무권태가 직무 불만족과 유의한 관계가 있음을 발견하였다. Melamed 등(1995)은 주기가 짧고 반복적인 작업 조건이 생산직 종사자의 직무만족을 낮추고 심리적 고통과 병결을 유발함을 발견하였다. 한편, Kass, Vodanovich와 Callender(2001)는 직무권태 수준이 높은 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 자신의 일, 임금, 승진, 상사, 동료 등에 대해 더 불만족하였으며, 결근율이 더 높았음을 보고하였다. 또한, 권태는 직장에서 불만족과 적대감을 포함한 심리적 고통뿐만 아니라 구성원의 이직의도를 초래할 수 있다(Schaufeli & Salanova, 2014). 따라서 직장내 권태를 느끼는 구성원들이 권태에 반응하는 양상으로 이직의도를 나타낼 수 있으며 이에 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 6: 직장 내 권태는 이직의도와 정(+)의 관계가 있을 것이다.

연구방법

연구대상 및 자료수집

본 연구의 가설을 검증하기 위하여 사무직에 종사하는 직장인들을 대상으로 온라인 자기 보고형 설문조사를 2 차례에 걸쳐 실시하였다. 사무직원들로 연구대상을 한정하는 이유는 영업직을 포함한 현장에서 주로 일을 하는 비사무직은 직장내 권태를 경험하는 양상이

사무직과는 차이가 있을 수 있기 때문이다. 연구대상의 선정 과정은 다음과 같다. 먼저, 직장인 커뮤니티에 연구 목적, 조사 방법, 연구 참여자 자격요건(사무직 여부) 등을 포함한 연구 참여자 모집 공고를 올리고, 이에 자발적으로 연구 참여 의사를 밝혀온 이들을 연구 대상으로 선정하였다. 설문지의 표지에는 다른 설문지가 2주 후에 문자를 통해 다시 배포될 것임을 명시하였고, 문자 발송과 1차 및 2차 설문 연결을 위해 휴대폰 번호를 설문지에 기재하도록 요청하였다. 또한, 휴대폰 번호는 두 차례의 설문에 모두 참여한 분들에 한해 기프티콘(보상)을 지급하는 데 사용되고 기프티콘 지급 이후에는 완전하게 폐기될 것임을 명시하였다.

설문을 2차에 걸쳐 실시한 이유는 각기 다른 응답 원천으로부터 자료를 수집하기 어려운 연구의 특성상 측정 시점을 달리하는 시간적 분리 기법을 적용함으로써 동일방법편의의 문제를 해소하기 위함이었다(Podsakoff, MacKenzie, Lee, & Podsakoff, 2003). 1차 설문에서는 직장 내 권태의 선행요인인 직무특성, 권태성향, 불완전고용과 인터넷·스마트폰 사용을 측정하였으며, 2차 설문에서는 직장 내 권태와 결과변인인 반생산적 과업행동과 이직의도를 측정하였다. 총 238명을 대상으로 설문을 배포하였고, 그중 209명이 2회 모두 응답하였다. 회수된 설문지 중 결측값이 많거나 불성실한 응답을 제외하고 총 188명의 자료를 분석에 활용하였다.

표본의 인구통계학적 특성을 살펴보면, 평균 연령은 31.8세(SD=4.2)이며, 남성이 109명으로 전체의 58.0%를 차지했다. 응답자의 평균 근속연수는 평균 4.4년으로, 5년 미만 100명(53.2%), 5~9년 77명(41.0%), 10년 이상 11명

(5.9%)의 분포를 보였다. 응답자의 직급별 분포는 사원급 53명(28.2%), 주임/대리급 76명(40.4%), 과장/차장급 45명(23.9%), 부장/팀장급 4명(2.1%), 임원급 3명(1.6%), 기타가 7명(3.7%)이었다. 응답자의 업종별 분포는 제조업 47명(25.0%), 건설업 12명(6.4%), 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업 17명(9.0%), 금융 및 보험업 9명(4.8%), 전문, 과학 및 기술서비스업 27명(14.4%), 교육 서비스업 13명(6.9%), 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업 18명(9.6%), 기타가 45명(23.9%)이었으며, 조직 규모는 30명 미만 33명(17.6%), 30~99명 27명(14.4%), 100~299명 34명(18.1%), 300~999명 27명(14.4%), 1000명 이상 67명(35.6%)의 분포를 보였다.

측정도구

직무특성

직무특성은 Hackman과 Oldham(1975)이 개발한 직무진단설문(Job Diagnostic Survey: JDS)을 국내 실정에 맞게 번역한 Lee(1997)의 15개 문항을 사용하였다. 구체적으로, 기술다양성, 과업정체성, 과업중요성, 자율성, 피드백의 다섯 가지 핵심 차원들을 각각 3개의 문항으로 측정하였다. ‘전혀 그렇지 않다’에서 ‘매우 그렇다’까지의 5점 척도로 측정하였고, 각 차원의 설문 문항의 예는 다음과 같다. “내게 맡겨진 업무를 처리하기 위해 복잡하고 어려운 기술을 사용해야 한다(기술다양성)”, “나는 업무를 처리하면서 어떤 일의 시작에서 끝마무리까지 모두 책임지는 경우가 많다(과업정체성)”, “우리 회사에서 이루어지는 일들 중 내가 맡고 있는 업무는 아주 중요한 것이다(과업중요성)”, “나는 업무처리에 관한 재량권을 많이 갖고 있다(자율성)”, “나는 업무를 수행하면서 일이

제대로 진행되고 있는지를 알 수 있다(피드백)”. 본 연구에서는 핵심 직무 차원의 개별적 효과보다는 집합체로서 직무의 특성이 권태에 어떤 영향을 미치는지에 주목한다. 따라서 15개 문항으로 측정된 직무특성의 측정치들을 평균하여 하나의 변인으로 구성하였다.²⁾ 직무특성의 신뢰도 계수는 .76으로 나타났다.

권태성향(외적자극/내적자극)

권태성향은 Farmer와 Sundberg(1986)가 개발한 권태성향척도(Boredom Proneness Scale: BPS)를 단축형 척도로 구성한 Vodanovich 등(2005)의 12개 문항을 사용하였다. 권태성향의 단축형 척도는 외적자극과 내적자극의 2요인을 각각 6개 문항으로 측정하도록 고안되었다. ‘전혀 그렇지 않다’에서 ‘매우 그렇다’까지의 7점 척도로 측정하였고, 문항의 예는 “내가 어렸을 때 내 일상은 종종 단조롭고 지루했다(외적자극)”, “나는 어떤 상황에서든 재미있는 일들을 잘 찾는 편이다(역산)(내적자극)” 등이다. 신뢰도 계수는 내적자극의 경우 .80로 높은 편이었으나, 외적자극의 경우 .56로 다소 낮았다. 따라서 외적자극의 신뢰도를 저해하는 두 문항을 제거하고 4개 문항을 최종 분석에 사용하였다. 네 문항에 대한 신뢰도 계수는 .65로

2) 직무특성은 다차원적인 개념으로 이들 차원을 각각 독립적인 변인으로 고려하지만, 단일 차원으로 취급하기도 한다. 예를 들면, Dunham, Aldag와 Brief(1977)는 직무특성의 측정치들이 단일 차원으로 축소되는 것을 발견하였으며, Lohrer, Noe, Moeller와 Fitzgerald(1985) 역시 메타분석을 통해 직무특성 척도가 단일 차원의 속성을 지님을 지지하였다. 또한 Judge, Bono와 Locke(2000)는 기술다양성, 과업정체성, 과업중요성, 자율성, 피드백의 측정치들을 합하여 직무특성을 하나의 변인으로 취급하기도 하였다.

나타났다.

불완전고용(자격불일치/성장가능성부재)

불완전고용은 Johnson 등(2002)이 개발한 지각된 과잉자격(perceived overqualification: POQ)을 국내 실정에 맞게 번역한 Roh와 Kim(2009)의 8개 문항을 사용하였다. 불완전고용의 심리 척도인 지각된 과잉자격은 자격불일치와 성장가능성부재의 2요인을 각각 4개 문항으로 측정하도록 고안되었다. ‘전혀 그렇지 않다’에서 ‘매우 그렇다’까지의 5점 척도로 측정하였고, 문항의 예는 “현재 업무를 하는데 있어서 내 학력이 과분하다고 느낀다(자격불일치)”, “현재 내가 하고 있는 일을 더 잘하기 위해서는 보다 많은 교육이 필요하다(역산)(성장가능성부재)” 등이다. 자격불일치와 성장가능성부재의 신뢰도 계수는 각각 .80, .74로 나타났다.

인터넷 · 스마트폰 사용

인터넷 · 스마트폰 사용은 조직 구성원이 일상생활에서 인터넷 · 스마트폰을 얼마나 사용하는지를 나타낸다. 조직 구성원의 인터넷 · 스마트폰 사용 정도를 구체화하기 위해 Adams, Nelson과 Todd(1992)를 참고하여 문항을 개발하였다. 구체적으로, 문자, 메신저, 카카오톡을 비롯한 메시지와 온라인 콘텐츠를 근무일에 얼마나 사용하는지를 반영하는 문항으로 구성하였다. 문항 구성의 타당도와 신뢰도를 확보하기 위해 국내 사무직 종사자 20명을 대상으로 예비조사(pilot test)를 실시하였다. 예비조사에서는 개방형 질문지를 통해 근무일에 메시지나 온라인 콘텐츠에 얼마만큼의 시간을 할애하는지를 조사하였고, 조사 내용에 대한 개선점을 솔직하게 기술하도록 하였다. 가장 공통되는 응답 내용은 “직장을 비롯한 일상생

활에서 사용하는 메시지와 온라인 콘텐츠는 정량적 수치로 표현하기 어렵다”는 것이었다. 따라서 본 조사에서는 응답자로 하여금 인터넷 · 스마트폰의 사용 빈도를 직관적으로 응답할 수 있도록 ‘전혀 그렇지 않다’에서 ‘매우 그렇다’까지의 7점 척도로 측정하였다. 설문 문항은 “나는 근무일에 업무 목적으로 메시지(문자, 메신저, 카카오톡 등)를 자주 사용한다”, “나는 근무일에 업무 외의 목적으로 메시지(문자, 메신저, 카카오톡 등)를 자주 사용한다”, “나는 근무일에 온라인 콘텐츠(유튜브, 온라인 커뮤니티, SNS, 웹툰 등)를 자주 찾아본다”이다. 그러나 세 문항에 대한 신뢰도 계수가 .47로 낮게 나타나, 신뢰도를 저해하는 첫 번째 문항을 제외하고 2개 문항을 최종 분석에 사용하였다. 두 문항에 대한 신뢰도 계수는 .63이었다.

직장 내 권태

직장 내 권태는 Reijseger 등(2013)이 개발한 네덜란드 권태척도(Dutch Boredom Scale: DUBS)의 6개 문항을 사용하였다. 이 문항들은 일의 단조로움과 같은 직무의 특성이 아닌 직장에서 유발되는 권태 자체에 대한 개개인의 정서적, 인지적 반응을 측정하고자 고안되었다. ‘전혀 그렇지 않다’에서 ‘항상 그렇다’까지의 7점 척도로 측정하였고, 문항의 예는 “근무일에는 하루가 영영 끝나지 않을 것만 같은 느낌이이다” 등이다. 직장 내 권태의 신뢰도 계수는 .82로 나타났다.

반생산적 과업행동(조직일탈/대인관계일탈)

반생산적 과업행동은 Bennett과 Robinson(2000)이 개발한 19개 문항 중 중복된 개념을 묻는 문항이나 국내 조직 맥락에 적합하지 않

은 문항을 제외한 9개 문항³⁾을 사용하였다. 구체적으로, 조직일탈과 대인관계일탈의 2요인을 각각 6개, 3개 문항으로 측정하였다. 또한, 개발된 문항과 동일하게 각각의 일탈행동을 얼마나 했는지에 대해 응답자로 하여금 1점(‘전혀 하지 않는다’), 2점(‘1년에 1번 정도’), 3점(‘1년에 2번 정도’), 4점(‘1년에 3-4번 정도’), 5점(‘1달에 1번 정도’), 6점(‘1주일에 1번 정도’), 7점(‘하루에 1번 정도’) 중에서 응답하도록 하였다. 문항의 예는 “허락없이 조직의 물품을 개인적인 용도로 사용한 적이 있다(조직일탈)”, “공개적으로 직장동료를 곤란하게 만든 적이 있다(대인관계일탈)” 등이다. 조직일탈과 대인관계일탈의 신뢰도 계수는 각각 .67, .83으로 나타났다.

이직의도

이직의도는 Becker(1992)가 사용한 미시간 조직평가설문지(Michigan Organizational Assessment Questionnaire, Cammann, Fichman, Jenkins, & Klesh, 1979)의 2개 문항을 사용하였다. ‘전혀 그렇지 않다’에서 ‘매우 그렇다’까지의 7점 척도로 측정하였고, 문항의 예는 “나는 아마도 내년엔 적극적으로 새로운 직장을 찾아볼 것 같다” 등이다. 이직의도의 신뢰도 계수는 .76으로 나타났다.

3) 국내 조직 맥락에 적합하지 않은 문항을 선별하기 위해 Cho, Moon과 Jung(2014)을 참고하였다. 가령 “Made an ethnic, religious, or racial remark at work(직장에서 종교적이거나 인종적인 비하 발언을 한 적이 있다)”, “Used an illegal drug or consumed alcohol on the job(근무 중에 불법 약물을 사용하거나 음주를 한 적이 있다)”과 같은 문항은 국내 조직에서 흔히 벌어지는 행위는 아닌 것으로 판단되어 제외하였다.

통제변인

본 연구에서는 직장 내 권태에 영향을 미칠 수 있는 인구통계 변인으로서 성별, 연령, 근속연수를 통제변인으로 사용하였다. 직장에서 권태를 경험하는 양상은 개인차가 있을 수 있기 때문이다(Fisher, 1993; Loukidou et al., 2009). 성별은 명목척도를 사용하여 남성의 경우에는 1, 여성의 경우에는 0으로 코딩하였다. 연령과 근속연수는 연 단위로 측정하였다.

연구결과

확인적 요인분석

본 연구모형에 포함되는 변인들의 타당성 검증을 위하여 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis; 이하 CFA)을 실시하였다. STATA 15.0 프로그램을 사용하여 분석을 실시하였고, 최대우도법 추정을 사용하였다. Table 1은 CFA 모형으로 특정 잠재변인과 관측변인간의 관계를 요약한 결과이며, 총 일곱 가지 CFA 추정을 시행하여 연구모형의 타당성을 검증하였다. 본 연구는 주요 관심변인인 직장 내 권태와 그 선행요인, 결과변인으로 구성되어 있으며, 선행요인으로는 직무특성, 권태성향(외적자극, 내적자극), 불완전고용(자격불일치, 성장가능성부재), 인터넷·스마트폰 사용이 있고, 결과변인에는 반생산적 과업행동(조직일탈, 대인관계일탈)과 이직의도가 포함된다. 3요인 모형은 39개의 관측변인을 각각 직장 내 권태와 그 선행요인, 결과변인의 3가지 잠재변인으로 구성한 모형이다. 6요인 모형은 39개의 관측변인을 각각 하나의 직장 내 권태, 직무특성, 권태성향, 불완전고용, 인

Table 1. Confirmatory factor analysis of measurement models

Model	χ^2	df	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	CFI	RMSEA	SRMR
Ten-factor model	1,009.1	657	-	.85	.05	.06
Nine-factor model ^a	1,097.4	666	88.3(9)**	.82	.06	.07
Nine-factor model ^b	1,174.1	666	165.0(9)**	.78	.06	.07
Nine-factor model ^c	1,151.9	666	142.8(9)**	.79	.06	.08
Seven-factor model	1,404.9	681	395.8(24)**	.69	.08	.09
Six-factor model	1,537.7	687	528.6(30)**	.65	.08	.10
Three-factor model	1,878.6	699	869.5(42)**	.51	.09	.11

N=188, ** $p < .01$, $\Delta\chi^2$: 10요인 모형과 비교한 카이제곱 증분값, Δdf : 10요인 모형과 비교한 자유도 증분값

터넷·스마트폰 사용 그리고 결과변인으로 6개의 잠재변인으로 구성된 모형이고, 7요인 모형은 결과변인을 반생산적 과업행동과 이직의도로 구분하고 나머지는 6요인 모형과 동일하게 7개의 잠재변인으로 구성된 모형이다. 모든 변인을 따로 분리하면 10개의 요인으로 구성되는데, 10개의 요인 중 하위차원이 존재하는 잠재변인을 하나의 잠재변인으로 구성한 모형이 9요인 모형이다. 구체적으로 9요인^a 모형은 권태성향을 외적자극과 내적자극으로 구분하지 않고 하나로 분석한 모형이고, 9요인^b 모형은 불완전고용을 자격불일치와 성장가능성부재로 구분하지 않고 하나로 분석한 모형이며, 9요인^c 모형은 반생산적 과업행동을 조직일탈과 대인관계일탈로 구분하지 않고 하나로 분석한 모형이다. 마지막으로 10요인 모형은 본 연구모형에 대한 확인적 요인분석으로 39개의 관측변인이 각각 직무특성, 외적자극, 내적자극, 자격불일치, 성장가능성부재, 인터넷·스마트폰 사용, 직장 내 권태, 조직일탈, 대인관계일탈, 이직의도의 10개 잠재변인으로 측정된 것이다.

분석 결과, 10요인 모형은 다른 대안모형

들에 비해 적합도가 양호한 수준인 것으로 나타났다: $\chi^2(657)=1,009.10$, CFI(Comparative Fit Index)=.85, RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)=.05, SRMR(Standardized Root Mean Square Residual)=.06. 따라서 10요인 모형을 최종 연구모형으로 확정하였다.

기술통계 및 상관관계 분석

Table 2는 가설검증에 앞서 표본의 속성과 변인들 간의 방향성을 확인하기 위해 상관관계 분석을 실시한 결과이다. 가설에 포함된 변인들 간의 상관관계가 대체로 유의한 반면, 직장 내 권태는 성장가능성부재, 대인관계일탈과 유의한 상관관계를 보이지 않았다. 상관계수는 모두 0.5 미만으로 나타나 다중공선성의 문제는 없을 것으로 판단된다.

가설검증

본 연구의 가설은 STATA 15.0 프로그램을 사용하여 구조방정식 모형을 통해 검증하였다. 추정 방식에는 ML(Maximum Likelihood),

Table 2. Descriptive statistics and correlations of the variables

Variable	Mean	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. Job characteristics	3.56	0.46	(.76)											
2. Internal stimulation	3.37	1.09	-.42**	(.80)										
3. External stimulation	3.21	1.08	-.18*	.26**	(.65)									
4. Internet, smartphone use	4.00	1.56	-.12	.09	-.01	(.63)								
5. Mismatch	3.53	1.22	-.21**	.17*	.30**	.05	(.80)							
6. No growth	3.48	1.63	.23**	-.27**	-.13	-.07	-.25**	(.74)						
7. Workplace boredom	2.89	1.04	-.33**	.29**	.25**	.37**	.30**	-.13	(.82)					
8. Turnover intention	3.82	1.65	-.16*	.27**	.17*	.09	.19**	-.17*	.37**	(.76)				
9. Interpersonal deviance	2.05	1.07	.01	.05	.01	-.05	.12	.02	.07	.08	(.83)			
10. Organizational deviance	2.35	1.12	-.21**	.22**	.10	.20**	.29**	-.14	.41**	.28**	.33**	(.67)		
11. Sex	0.58	0.49	.15*	.02	.00	-.04	-.14*	.24**	-.14	-.10	.05	-.03		
12. Age	31.8	4.23	.19**	-.03	.10	-.02	-.11	.11	-.13	-.09	.06	.02	.20**	
13. Tenure	4.42	3.30	.12	.04	.09	.13	-.02	-.07	.01	-.07	.19**	.07	.07	.49**

N=188, * $p < .05$, ** $p < .01$.

Table 3. Structural equation modeling results for the hypothesized model

	<i>B</i>	<i>SE</i>	Z-value	P(> z)	β
DV: Workplace boredom					
Job characteristics	-3.83	.11	-2.32	.02	-.25
External stimulation	.16	.09	1.28	.20	.12
Internal stimulation	.33	.08	2.35	.01	.21
Mismatch	.22	.08	3.34	.00	.28
No growth	.07	.08	.66	.51	.06
Internet, smartphone use	.39	.09	5.05	.00	.47
DV: Organizational deviance					
Workplace boredom	.25	.13	3.58	.00	.48
DV: Interpersonal deviance					
Workplace boredom	.27	.13	1.75	.08	.23
DV: Turnover intention					
Workplace boredom	.76	.13	4.10	.00	.55

N=188, *B*: Unstandardized Coefficients, β : Standardized Coefficients

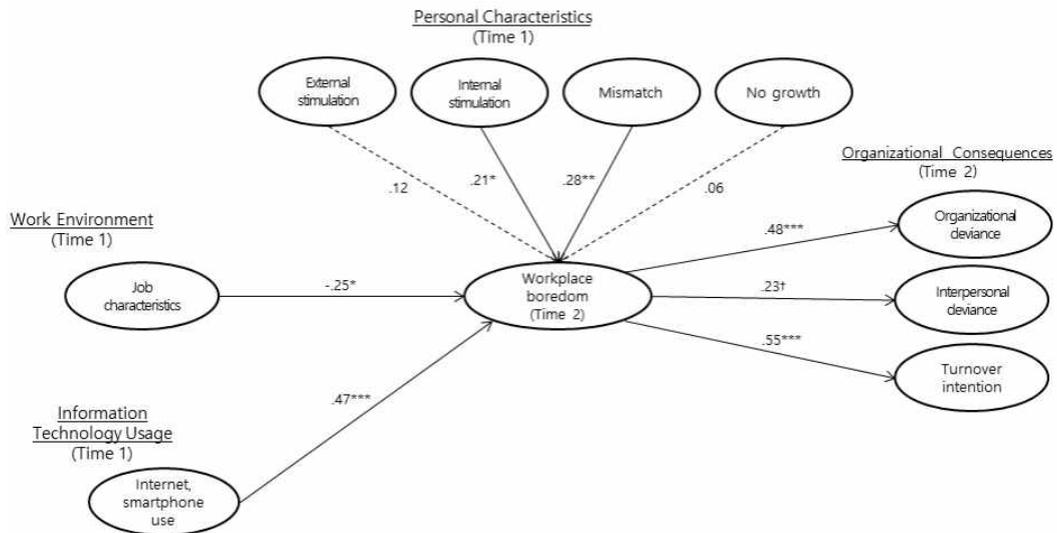


Figure 1. Structural equation modeling results for the hypothesized model

(† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$)

MLMV(Maximum Likelihood with Missing Values⁴), ADF(Asymptotic Distribution Free)가 있으며 각각의 방식에 따라서 표준오차의 차이가 발생한다. 본 연구에서는 STATA가 제공하는 추정 방식 중에서 최대우도법 추정을 통해 분석을 실시하였으며, 그 결과는 Table 3과 Figure 1에 제시하였다. 가설검증을 위한 모형을 평가하기 위해 χ^2 검증과 함께 명확한 해석 기준을 지닌 적합도 지수 RMSEA, CFI 및 SRMR을 종합적으로 고려하였다(Kline, 2005). CFI는 0에서 1 사이의 값을 가지며, 일반적으로 .90 이상이면 적합도가 좋다고 할 수 있다. RMSEA와 SRMR은 그 값이 .05 이하이면 좋은 적합도이며, RMSEA의 경우 .05에서 .08 사이, SRMR의 경우 .05에서 .10 사이면 수용할 만한 적합도로 여겨진다(Browne & Cudeck, 1993; Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003). 본 연구모형의 적합도 지수($\chi^2(780)=1242.56$, CFI=.80, RMSEA=.05, SRMR=.10)는 CFI가 좋은 적합도 기준에 다소 미치지 못하지만, 적합지수들을 종합적으로 고려할 때 수용할 만한 수준인 것으로 나타났다.

가설검증 결과는 다음과 같다. 먼저, 직무특성과 직장 내 권태는 유의한 부(-)의 관계가 검증되어($B=-3.83$, $SE=.11$, $p<.05$, $\beta=-.25$) 가설 1은 지지되었다. 두 번째, 권태성향과 직장 내 권태의 관계를 검증하였다. 권태성향 중 외적 자극의 유의한 영향은 검증되지 않았으며, 내적자극은 직장 내 권태와 유의한 정(+)의 관계가 검증되어($B=.33$, $SE=.08$, $p<.05$, $\beta=.21$) 가설 2.1은 지지되지 않았고 가설 2.2는 지지되었다. 세 번째, 불완전고용과 직장 내 권태

의 관계를 검증한 결과, 불완전고용의 자격불일치는 직장 내 권태와 유의한 정(+)의 관계가 검증되어($B=.22$, $SE=.08$, $p<.01$, $\beta=.28$) 가설 3.1은 지지되었다. 반면, 불완전고용의 다른 하위차원인 성장가능성부재와 직장 내 권태간의 관계는 유의하지 않아 가설 3.2는 기각되었다. 네 번째, 인터넷·스마트폰 사용과 직장 내 권태에 관한 가설 검증 결과, 인터넷·스마트폰 사용은 직장 내 권태와 유의한 정(+)의 관계가 검증되었다($B=.39$, $SE=.09$, $p<.001$, $\beta=.47$). 따라서 가설 4는 지지되었다.

다음으로는 직장 내 권태의 결과로서 반생산적 과업행동과 이직의도에 관한 분석 결과이다. 분석 결과를 살펴보면 전반적으로 유의한 정(+)의 영향이 검증되어, 직장 내 권태와 결과변인의 관계에 관한 가설들은 모두 지지되었다. 직장 내 권태와 조직일탈($B=.25$, $SE=.13$, $p<.001$, $\beta=.48$), 대인관계일탈($B=.27$, $SE=.13$, $p<.10$, $\beta=.23$)은 모두 유의한 정(+)의 관계가 검증되었고, 상대적으로 조직일탈과의 관계가 더 유의미한 값을 보였다. 또한 직장 내 권태와 이직의도는 유의한 정(+)의 관계가 검증되었다($B=.76$, $SE=.13$, $p<.001$, $\beta=.55$). 따라서 가설 5.1과 5.2 그리고 가설 6은 모두 지지되었다. 본 연구에서 설정한 모든 가설의 검증 결과를 Table 4에 정리하였다.

마지막으로, 연구가설로 세우지는 않았으나 Mael과 Jex(2015)의 제안에 따라 직무특성과 개인적 특성(권태성향, 불완전고용), 인터넷·스마트폰 사용의 상호작용효과를 분석하였다. 구체적으로, 직무특성을 독립변인으로 취급하고 이와 권태성향, 불완전고용, 인터넷·스마트폰 사용의 상호작용항을 각각 생성하여 추가 분석을 시도하였으나, 유의한 조절효과는 발견되지 않았다.⁵⁾

4) 완전 정보 최대 우도(Full-Information Maximum Likelihood)로 알려져 있음.

Table 4. Summary of results

Hypotheses	Result
H1: Job characteristics will be negatively related to workplace boredom.	Supported
H2: Boredom proneness will be positively related to workplace boredom.	
H2.1: 'External stimulation' will be positively related to workplace boredom.	Not supported
H2.2: 'Internal stimulation' will be positively related to workplace boredom.	Supported
H3: Underemployment will be positively related to workplace boredom.	
H3.1: 'Mismatch' will be positively related to workplace boredom.	Supported
H3.2: 'No growth' will be positively related to workplace boredom.	Not supported
H4: Internet, smartphone use will be positively related to workplace boredom.	Supported
H5: Workplace boredom will be positively related to workplace deviance.	
H5.1: Workplace boredom will be positively related to organizational deviance.	Supported
H5.2: Workplace boredom will be positively related to interpersonal deviance.	Supported
H6: Workplace boredom will be positively related to turnover intention.	Supported

논 의

본 연구는 Mael과 Jex(2015)의 이론적 모형에 따라 직무특성, 개인적 특성(권태성향, 불완전고용) 그리고 인터넷·스마트폰 사용이 직장 내 권태에 어떤 영향을 미치는지, 그리

고 직장 내 권태가 반생산적 과업행동 및 이직의도에 어떤 영향을 미치는지 알아보려고 하였다. 188명의 사무직 근로자를 대상으로 선행 변인 측정을 위한 1차 조사와 결과 변인들을 측정하기 위한 2차 조사를 바탕으로 분석을 시행하였다. 분석 결과, 가설들과 일관된 방향으로 직무특성(가설 1)과 인터넷·스마트폰 사용(가설 4)은 개인의 직장 내 권태를 예측했고, 권태성향 중 내적자극(가설 2.2)과 불완전고용의 자격불일치(가설 3.1)는 직장 내 권태를 유의미하게 예측했다. 그리고 권태는 반생산적 과업행동(가설 5)과 이직의도(가설 6)를 정적으로 예측했다. 위 결과는 Mael과 Jex(2015)의 주장과 같이 전통적인 관점에서 강조하는 직무특성뿐만 아니라 사회적 추세나 개인적 특성 역시 직장 내 권태를 설명하고, 직장 내 권태는 비생산적인 조직 결과로 이어질 수 있음을 시사한다. 그러나 권태성향의

5) 10요인 모형에 상호작용항을 추가하여 분석한 결과, 직무특성과 권태성향($\beta=-1.39, p<.01$), 불완전고용($\beta=1.35, p<.05$)의 상호작용항이 유의하였으나 인터넷·스마트폰 사용($\beta=.02, n.s$)의 상호작용항은 유의하지 않았으며, 모형적합도가 크게 떨어졌다($CFI=.23, RMSEA=.22$). 또한, 직무특성과 직장 내 권태 간의 경로만 따로 분리하여 이 관계에서의 상호작용효과를 각각 분석하였으나 직무특성과 권태성향($\beta=-.09, n.s$), 불완전고용($\beta=-.09, n.s$), 인터넷·스마트폰 사용($\beta=.02, n.s$)의 상호작용항이 모두 유의하지 않았다. 추가 분석에 의한 결과는 유의미한 결과를 보이지 않았으므로 추가적인 표로 논문에 포함시키지 않았다.

하위 요소 중 외적자극과 불안전고용의 하위 요소인 성장가능성부재는 가설과는 달리 지지되지 않았다. 또한, Mael과 Jex(2015)의 모형에서 제안한 개인적 특성과 인터넷·스마트폰 사용의 조절효과를 탐색적으로 검증했으나, 결과는 유의하지 않았다.

권태성향의 하위 요소인 외적자극이 지지되지 않은 것은 외적자극이 직무권태와 정적인 상관을 보이고, 직무권태와 철회행동 간의 관계를 정적으로 조절한다는 기존 연구 결과(Bruursema et al., 2011)와 상반된다. 본 연구에서 외적자극이 직장 내 권태를 효과적으로 예측하지 못한 이유로 연구 참여자들의 특징을 고려해볼 수 있다. 본 연구의 참여자들은 모두 사무직 근로자로 업무 환경이 서로 유사할 가능성이 있기 때문에 외부의 자극에 둔감한 경향이 있는 외적 권태성향보다는 재미있는 환경을 스스로 만들어내지 못하는 내적 권태성향의 차이가 직장 내 권태를 더 효과적으로 설명했을 수 있다. 또한, 불안전고용의 성장가능성부재가 직장 내 권태를 효과적으로 예측하지 못한 것은 현재의 고용 조건이 자신의 교육 수준이나 경험과 일치하는지의 여부가 구성원들에게 현실적으로 더 중요하기 때문일 수 있다. 즉, 교육과 경험의 일치도를 나타내는 자격불일치가 학습 기회나 업무의 도전성을 반영하는 성장가능성부재의 영향력을 축소시켰을 가능성이 있다. 마지막으로, 예측과는 달리 직무특성과 직장 내 권태에서 조절효과가 검증되지 않았는데, 이러한 결과는 직무특성의 주효과가 조건적(conditional)이지 않으며, 본 연구에서 주목한 권태성향, 불안전고용 그리고 인터넷·스마트폰 사용은 조절효과가 아닌 주효과만을 가진다는 것을 의미한다고 할 수 있다. 그러나 위 결과를 바탕으로 조절효

과에 대한 결론을 내리기에 앞서, 모형의 복잡성에 비해 본 연구의 표집 크기가 제한적이라는 점을 고려해야 할 것이다. 또한, 본 연구에서 개인적 특성 및 사회적 추세의 영향을 살피기 위해 선정하고 측정된 변인들 외에 다른 변인들을 고려해볼 필요가 있다. 구체적으로, 개인적 특성의 경우, Mael과 Jex(2015)가 모형에서 언급한 현실적인 기대 등의 주효과 및 조절효과를 보다 폭넓은 표본을 대상으로 검증할 필요가 있겠고, 인터넷·스마트폰 사용의 경우, 인터넷·스마트폰 사용의 콘텐츠, 사용 목적 또는 빈도 등을 더 포괄적으로 측정하여 조절효과에 대해 추가적인 연구를 수행할 필요가 있다.

연구의 의의 및 시사점

본 연구는 다음의 네 가지 측면에서 중요한 이론적 및 실용적 함의를 지닌다.

첫째, 본 연구는 Mael과 Jex(2015)가 제안한 직장 내 권태에 대한 이론적 모형을 국내 표본을 대상으로 실증적으로 연구했다는 점에서 의의가 있다. 일의 특성을 강조해온 전통적 관점은 직무가 과거보다 더 복잡해졌음에도 불구하고 현대 직장인들의 권태 수준이 유지되거나 증가하고 있는 현상을 설명해낼 수 없었다. Mael과 Jex(2015)는 전통적인 관점과 사회적 추세와 개인적 특성의 영향력을 고려한 현대적 관점을 통합함으로써 이러한 역설적인 현상에 대해 대안적인 설명을 제시했다. 본 연구는 Mael과 Jex(2015)의 모형을 실증적으로 검증한 첫 연구로, 국내 사무직 종사자들을 대상으로 데이터를 수집하였다. 그 결과, 본 연구에서 설정한 다섯 개의 가설, 즉 직장 내 권태에 대한 주효과 세 가지와 권태가 개인의

태도와 행동과 같은 결과에 미치는 영향 두 가지가 대체적으로 지지되었다. 이에 추가로, 본 모형에서 제안한 직무특성과 개인적 특성(권태성향, 불완전고용), 인터넷·스마트폰 사용의 조절효과를 분석했으나, 유의미한 조절효과를 발견하지 못했다. 따라서 본 연구에서는 Mael과 Jex(2015)의 모형 중 일부에 대한 실증적 지지를 얻을 수 있었다.

둘째, Mael과 Jex(2015)의 이론적 모형을 실증적으로 검증하는 과정에서 Mael과 Jex(2015)가 주목한 주요 요인들 중 일부를 측정 가능한 변인으로 구체화하고 측정하는 데에 이론적으로 기여했다. 우리는 최신 직장 내 권태 관련 연구들을 바탕으로 Mael과 Jex(2015)의 모형에 적합한 변인들을 선정했다. 구체적으로, 우리는 직무에 내재된 특성을 탐색하기 위해 직무특성을 전통적 관점에서의 선행요인으로 선정했고, 직무에 대한 구성원의 기대나 권태에 취약한 개인차를 포함한 개인적 특성의 효과를 확인하기 위해 권태성향과 불완전고용을 현대적 관점의 선행요인으로 선정하고 이를 측정하였다. 마지막으로, 인터넷·스마트폰 사용을 측정하기 위해 우리는 국내 직장인들의 평소 인터넷·스마트폰 사용 정도를 측정할 수 있는 도구를 신규 개발하였다. 마지막으로, 권태가 조직 결과에 미치는 영향을 탐색하기 위해 Mael과 Jex(2015)가 언급한 구성원 만족도, 몰입, 이직의도, 반생산적 과업행동 중 반생산적 과업행동과 이직의도를 선정하여 측정하였다. 앞서 언급한 바와 같이 Mael과 Jex(2015)의 모형을 실증적으로 검증한 연구는 국내외에서 아직 거의 찾아볼 수 없기 때문에 본 연구에서의 구체적인 가설 설정은 Mael과 Jex(2015) 모형 검증의 초기 시도라고 볼 수 있겠다.

셋째, 본 연구에서는 Mael과 Jex(2015)의 통합적 모형을 적용하고자 시도하였으나, 모형을 떠나서 국내에는 직장 내 권태와 관련된 연구가 매우 드물다. 따라서 업무의 특성을 강조했던 직장 내 권태에 대한 전통적 관점에 대한 지지도 축적되어 있지 않은 실정이다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 국내 기업에서도 직장 내 권태는 드물게 발견되는 현상이 아니다. 그뿐만 아니라 권태가 개인 및 조직에 부정적인 결과를 미친다는 국외 연구 결과들을 보면, 한국 직장인들의 권태에 대한 연구 역시 활발하게 이뤄져야 할 필요가 있다. 특히, 전통적인 관점을 따른 기존 연구들과 더불어 본 연구에서도 지지를 얻은 직무특성의 중요성은 현재에도 주요한 실용적 함의를 제공한다. 직무특성이 직장 내 권태에 미치는 유의한 영향은 기술다양성, 과업정체성, 과업중요성, 자율성, 피드백의 차원을 고려한 직무설계가 중요하다는 점을 시사한다. 물론 직무특성의 다섯 가지 차원이 직장 내 권태에 유의한 영향을 미친다는 것은 선행연구에서도 확인된 바 있다(예: van Hooff & van Hooff, 2017). 그렇지만, 본 연구는 직장 내 권태를 바라보는 두 가지 상이한 관점을 바탕으로 직무특성뿐만 아니라 불완전고용 및 인터넷·스마트폰 사용을 권태의 선행변인으로 새롭게 도입하여, 이러한 변인들이 직장 내 권태에 미치는 영향을 통합적으로 분석했다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다.

또한, 본 연구에서 개인적 특성으로 주목한 불완전고용과 사회적 추세에 따른 변인으로 주목한 인터넷·스마트폰 사용은 국내 기업에서의 권태를 이해하는데 크게 기여할 것으로 예상해볼 수 있다. 한국의 경우, 높은 실업률 만큼이나 구직자들이 일자리 찾기에 급급하여

자기에게 맞는 일을 선택하지 못하기 때문에 상당수가 불완전고용을 경험하고 있다(Roh, 2008). 특히, 불완전고용의 하위요인인 자격불일치가 권태에 미치는 영향이 주목할 만한데, 이 결과는 과잉자격을 가진 구성원이 입사한 경우, 그 구성원은 자신의 교육 수준이나 경험이 현재의 고용 조건과 불일치한다고 지각함으로써 다른 구성원에 비해 권태를 더 많이 경험할 수 있다는 점을 시사한다. 과잉자격은 객관적인 상태에서 비롯되어 주관적인 지각으로 이어질 수 있으나, '지각'은 다른 요인에 의해 완화될 수 있음(Maltarich, Reilly, & Nyberg, 2011)을 고려하여 직무설계 등을 통해 구성원 스스로 자신이 필요 이상의 직무자격을 갖추었다고 인식하는 정도를 완화시킨다면, 결과적으로 권태 및 그에 따른 부정적인 결과를 완화시킬 수 있을 것이다. 또한, 2016년 12월 기준 국내 스마트폰 가입자는 전체 인구의 90%에 육박하였으며, 성인의 경우, 최근 4년간 스마트폰에 의존하는 인구가 연속적으로 증가하는 양상을 보이고 있다(National Information Society Agency, 2017). 이러한 추세는 스마트폰 사용이 업무에의 집중 부족을 넘어 직장 내 권태에도 점차 더 큰 영향을 미칠 수 있음을 암시하기에, 실무적인 고려의 필요성을 시사한다. 종합적으로, 본 연구를 통해 최근 불안한 고용 상황과 정보기술의 발달로 인해 국내 직장인의 경우 권태에 쉽게 노출될 수 있다는 점을 확인하였다. 향후 연구에서는 불완전고용 및 인터넷·스마트폰 사용의 영향뿐만 아니라 국내 직장인의 권태 경험의 다양한 예측요인들을 확인하고, 이를 실무적으로 활용하여 권태를 효과적으로 관리할 수 있기를 기대한다.

넷째, 본 연구는 권태 경험이 중착점이 아

니라 조직과 관련된 주요 결과에도 결정적인 영향을 미칠 수 있음을 밝힘으로써 실무자들의 관심을 주목시키고, 실용적인 함의를 제공할 수 있다. 기존 연구에서의 제안에 따르면, 직장 내 권태를 감소시키기 위해서는 업무 중 채팅과 오락 미디어물 사용을 제한하여 업무에 집중할 수 있도록 하는 방안(Mael & Jex, 2015)이 있고, 다른 구성원들을 도움으로써 일의 의미를 찾고 일에 더 몰입할 수 있도록 돕는 방법(Grant, 2007) 등이 있다. 위의 방안들은 Mael과 Jex(2015)의 모형에 기반을 두고 있으며, 본 연구는 그들의 모형을 실증적으로 검증하는 데에 기여하였으므로 Mael과 Jex(2015)가 제안한 실용적 방안이 효과적일 수 있음을 함의하였다.

결론적으로, 본 연구는 Mael과 Jex(2015)가 제안한 통합적 관점을 통해 직장에서 느끼게 되는 권태가 반드시 업무의 특성에서만 비롯되는 것은 아니며, 작업 환경을 둘러싼 외부적 요인과 개인차에서 기인하는 '과잉'의 문제로 상당 부분 설명될 수 있음을 시사하고 있다.

한계점 및 후속 연구 방향

앞서 언급한 본 연구의 다양한 함의에도 불구하고, 몇 가지 주요한 한계점이 있다.

첫째, 연구 결과에서 제시한 모형 적합도 분석 결과를 보면, 적합도 지수가 그리 높지 않았다. 제시된 값들은 모두 용인될 수 있을 만한 수준이기는 했으나, 우리는 위 값들이 '좋은' 수준에 못 미친 주요 원인으로 모형 복잡성 대비 표본의 수가 부족했던 점을 꼽았다. 향후 연구에서는 더 많은 수의 표본을 확보하여, 조절 효과를 포함한 전체 모형을 다시 한

번 검증해야 할 필요가 있다.

두 번째, 우리는 직장 내 권태의 선행요인과 결과변인의 측정 시점을 달리하고, 측정 변인별로 척도점을 달리하여 동일방법편의의 가능성을 줄이고자 노력하였다(Podsakoff et al., 2003). 그러나 우리가 수집한 데이터는 모두 단일의 원천으로부터 자기보고방식에 의해 측정되었으며, 권태와 결과변인의 측정 시점이 같다는 점에서 여전히 동일방법편의의 문제에서 자유롭지 못하다. 후속 연구에서는 단일 응답자가 아닌 다양한 원천으로부터 자료를 수집할 필요가 있겠다. 예를 들어 직장 내 권태의 결과를 측정하기 위해 상사나 동료로부터 평가를 받거나 응답자의 객관적 성과 자료 및 실제 이직 여부를 추적 조사할 수 있을 것이다. 또한, 인터넷·스마트폰 사용의 경우, 1차와 2차 측정 간의 시간차에도 불구하고, 대안적인 방향성을 검증하지 않았기 때문에 선행변인과 직장 내 권태 간의 인과관계에 대한 추론에는 주의를 기울여야 할 필요가 있다. 특히, 본 연구에서는 직장 내 권태를 매일 변화하는 순간적인 상태로 측정하지 않았기 때문에, 항상 가용한 IT 기기(Mael & Jex, 2015)의 활용과 직장 내 권태 간의 인과관계를 해석할 때에는 더 주의를 기울여야 할 것이다. 이를 보완하기 위해서는 매일의 일기 연구 등의 연구방법을 활용하여 인과관계의 방향성을 보다 면밀하게 확인해야 할 것이다.

세 번째, 본 연구는 직장 내 권태의 선행요인을 일부 측정 가능한 형태로 구체화하는 데 기여했으나 측정상 한계점이나 보완해야 할 점이 여전히 있다. 본 연구에서는 인터넷·스마트폰 사용을 측정하기 위해 자기 보고식 리커트(Likert)형 척도를 활용했으나, 향후 연구에서는 웨어러블한 스마트 기기 등을 활용하여,

실제 직장인들이 얼마나 많은 시간 동안 스마트폰을 사용했는지, 얼마나 많은 데이터를 사용했는지와 같은 객관적인 자료도 수집하여 활용할 수 있을 것이다. 더구나 직장인이 인터넷이나 스마트폰을 사용하는 용도는 크게 업무용과 비업무용으로 구분할 수 있는데, 본 연구에서는 업무용의 문항이 신뢰도를 저해하는 까닭에 ‘비업무용’의 인터넷·스마트폰 사용 정도만을 측정하였다. 향후 연구에서는 인터넷·스마트폰 사용을 용도에 따라 구분한다면, IT 기기 활용과 권태의 관계를 보다 면밀하게 분석할 수 있을 것이다. 또한, 본 연구에서는 모형의 간명성과 해석상의 편의를 위해 직무특성을 단일 차원으로 취급하고 분석을 시도하였으나, 향후 연구에서는 직무특성을 다차원으로 구분하여 각각의 차원이 직장 내 권태에 미치는 차별적 영향을 분석할 수 있을 것이다.

네 번째, 본 연구는 Mael과 Jex(2015)의 모형을 경험적으로 검증하는 것을 목표로하였기 때문에 다양한 회사와 업계에 종사하고 있는 사무직 직장인들을 대상으로 자료를 수집하였다. 그러나, 표본의 특징상 본 연구의 결과를 전체 모집단에 일반화하기에는 어려움이 있다. 본 연구에서 포함된 표본은 대다수가 30대의 젊은 성인으로 구성되어 있었으며, 대다수가 서울에 위치한 회사에서 근무하는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구 결과를 일반화하기 위해 향후 연구에서는 더 다양한 직업군, 지역, 성, 연령 등을 고려하여 연구할 필요가 있겠다.

마지막으로, 본 연구에서는 Mael과 Jex(2015)의 모형에서 제안한 모든 변인을 다루고 있지 않다는 한계점을 가진다. 우리는 구성원 기대의 효과를 측정하기 위해 불완전고용을 측정

하고 그 효과를 검증했으나, 원저자들이 예시로 제안한 Met Expectation Hypothesis(MEH; Porter & Steers, 1973)와 같이 직무가 구성원들이 초기에 가졌던 기대에 못 미치거나 반대로 기대보다 지나친 경우, 구성원들이 직업 내 권태를 더 많이 경험하는지에 대해서는 탐색하지 못했다. 또한, 업무 환경으로부터 비롯되는 다양한 변인들 가운데 우리는 직무특성 이론을 선정하여 직무특성이 권태에 미치는 주효과를 성공적으로 지지하였으나, 사회적 환경이나 물리적 환경의 효과는 고려하지 못했다. 향후 연구에서는 본 연구에서 미처 다루지 못한 위의 변인들도 추가적으로 포함한다면 Mael과 Jex(2015)의 모형을 보다 통합적으로 검증할 수 있을 것이다. 그 밖에도 향후 연구에서는 더 구체화된 권태의 기제를 기초로 권태가 선행요인과 결과변인 사이에 어떤 역할을 하는지 매개분석을 수행해볼 수 있을 것이다.

참고문헌

- Adams, D. A., Nelson, R. R., & Todd, P. A. (1992). Perceived usefulness, ease of use, and usage of information technology: A replication. *MIS Quarterly*, *16*(2), 227-247. <https://doi.org/10.2307/249577>
- Barbalet, J. M. (1999). Boredom and social meaning. *The British Journal of Sociology*, *50*(4), 631-646. <https://doi.org/10.1111/j.1468-4446.1999.00631.x>
- Becker, T. E. (1992). Foci and bases of commitment: Are they distinctions worth making? *Academy of Management Journal*, *35*(1), 232-244. <https://doi.org/10.5465/256481>
- Bench, S. W., & Lench, H. C. (2013). On the function of boredom. *Behavioral Sciences*, *3*(3), 459-472. <https://doi.org/10.3390/bs3030459>
- Bennett, R. J., & Robinson, S. L. (2000). Development of a measure of workplace deviance. *Journal of Applied Psychology*, *85*(3), 349-360. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.85.3.349>
- Branton, P. (1970). A field study of repetitive manual work in relation to accidents at the work place. *The International Journal of Production Research*, *8*(2), 93-107. <https://doi.org/10.1080/00207547008929833>
- Brissett, D., & Snow, R. P. (1993). Boredom: Where the future isn't. *Symbolic Interaction*, *16*(3), 237-256. <https://doi.org/10.1525/si.1993.16.3.237>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Bruursema, K., Kessler, S. R., & Spector, P. E. (2011). Bored employees misbehaving: The relationship between boredom and counterproductive work behaviour. *Work & Stress*, *25*(2), 93-107. <https://doi.org/10.1080/02678373.2011.596670>
- Cammann, C., Fichman, M., Jenkins, D., & Klesh, J. (1979). The Michigan organizational assessment questionnaire. Unpublished manuscript, University of Michigan, Ann Arbor.
- Caplan, R. D., Cobb, S., French, J. R. P., Jr.,

- Van Harrison, R., & Pinneau, S. R., Jr. (1975). *Job demands and worker health: Main effects and occupational differences*. Washington, DC.: U.S. Department of Health, Education, and Welfare. ISBN: 9780783752570
- Carriere, J. S., Cheyne, J. A., & Smilek, D. (2008). Everyday attention lapses and memory failures: The affective consequences of mindlessness. *Consciousness and Cognition, 17*(3), 835-847.
<https://doi.org/10.1016/j.concog.2007.04.008>
- Chin, A., Markey, A., Bhargava, S., Kassam, K. S., & Loewenstein, G. (2017). Bored in the USA: Experience sampling and boredom in everyday life. *Emotion, 17*(2), 359-368.
<https://doi.org/10.1037/emo0000232>
- Cho, Y. H., Moon, M., & Jung, J. C. (2014). The effects of perceived job insecurity on counterproductive work behavior(CWB): Organization-based self-esteem(OBSE) as a mediator. *Korean Journal of Business Administration, 27*(11), 1883-1902.
- Conrad, P. (1997). It's boring: Notes on the meanings of boredom in everyday life. *Qualitative Sociology, 20*(4), 465-475.
<https://doi.org/10.1023/A:1024747820595>
- Cox, T. (1980). Repetitive work. In C. L. Cooper & R. Payne (Eds.), *Current concerns in occupational stress* (pp. 23-41). London, UK: Wiley.
- Csikszentmihalyi, M. (1975). *Beyond boredom and anxiety: Experiencing flow in work and play*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Dahlen, E. R., Martin, R. C., Ragan, K., & Kuhlman, M. M. (2004). Boredom proneness in anger and aggression: Effects of impulsiveness and sensation seeking. *Personality and Individual Differences, 37*(8), 1615-1627.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.02.016>
- Daniels, K. (2000). Measures of five aspects of affective well-being at work. *Human Relations, 53*(2), 275-294.
<https://doi.org/10.1177/a010564>
- Darden, D. K., & Marks, A. H. (1999). Boredom: A socially disvalued emotion. *Sociological Spectrum, 19*, 13-37.
<https://doi.org/10.1080/027321799280280>
- Davis, F. D. (1989). Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology. *MIS Quarterly, 13*(3), 319-340. <https://doi.org/10.2307/249008>
- Drory, A. (1982). Individual differences in boredom proneness and task effectiveness at work. *Personnel Psychology, 35*(1), 141-151.
<https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1982.tb02190.x>
- Dunham, R. B., Aldag, R. J., & Brief, A. P. (1977). Dimensionality of task design as measured by the Job Diagnostic Survey. *Academy of Management Journal, 20*(2), 209-223.
<https://doi.org/10.5465/255395>
- Eastwood, J. D., Frischen, A., Fenske, M. J., & Smilek, D. (2012). The unengaged mind: Defining boredom in terms of attention. *Perspectives on Psychological Science, 7*(5), 482-495.
<https://doi.org/10.1177/1745691612456044>
- Edwards, J. R., & Van Harrison, R. (1993). Job demands and worker health: Three-dimensional reexamination of the relationship between

- person-environment fit and strain. *Journal of Applied Psychology*, 78(4), 628-648.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.4.628>
- Farmer, R., & Sundberg, N. D. (1986). Boredom proneness - the development and correlates of a new scale. *Journal of Personality Assessment*, 50(1), 4-17.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5001_2
- Feldman, D. C. (1996). The nature, antecedents and consequences of underemployment. *Journal of Management*, 22(3), 385-407.
[https://doi.org/10.1016/S0149-2063\(96\)90030-6](https://doi.org/10.1016/S0149-2063(96)90030-6)
- Fisher, C. D. (1993). Boredom at work: A neglected concept. *Human Relations*, 46(3), 395-417.
<https://doi.org/10.1177/001872679304600305>
- Gitlin, T. (2002). *Media unlimited: How the torrent of images and sounds overwhelms our lives*. New York, NY: Metropolitan Books. ISBN: 9780805086898
- Grant, A. M. (2007). Relational job design and the motivation to make a prosocial difference. *Academy of Management Review*, 32(2), 393-417.
<https://doi.org/10.5465/amr.2007.24351328>
- 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>
- Hackman, J. R., & Oldham, G. R. (1976). Motivation through the design of work: Test of a theory. *Organizational Behavior and Human Performance*, 16(2), 250-279.
[https://doi.org/10.1016/0030-5073\(76\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0030-5073(76)90016-7)
- Hamilton, J. A. (1981). Attention personality and the self-regulation of mood: Absorbing interest and boredom. In B. A. Maher (Ed.), *Progress in experimental personality research* (pp. 1-315). New York, NY: Academic Press.
- Hamilton, J. A. (1983). Development of interest and enjoyment in adolescence. Part II. Boredom and psychopathology. *Journal of Youth and Adolescence*, 12(5), 363-372.
<https://doi.org/10.1007/BF02088720>
- Harter, J. (2018, August, 26). Employee engagement on the rise in the US. *Gallup*.
<https://news.gallup.com/poll/241649/employee-engagement-rise.aspx>
- Harwood, J., Dooley, J. J., Scott, A. J., & Joiner, R. (2014). Constantly connected-The effects of smart-devices on mental health. *Computers in Human Behavior*, 34, 267-272.
<https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.02.006>
- Johnson, W. R., Morrow, P. C., & Johnson, G. J. (2002). An evaluation of a perceived overqualification scale across work settings. *The Journal of Psychology*, 136(4), 425-441.
<https://doi.org/10.1080/00223980209604169>
- Judge, T. A., Bono, J. E., & Locke, E. A. (2000). Personality and job satisfaction: The mediating role of job characteristics. *Journal of Applied Psychology*, 85(2), 237-249.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.85.2.237>
- Kaplan, H. B. (1975). *Self-attitudes and deviant behavior*. Pacific Palisades, CA: Goodyear.
- Kass, S. J., Vodanovich, S. J., & Callender, A. (2001). State-trait boredom: Relationship to absenteeism, tenure, and job satisfaction. *Journal of Business and Psychology*, 16(2), 317-327.
<https://doi.org/10.1023/A:1011121503118>

- Kass, S. J., Beede, K. E., & Vodanovich, S. J. (2010). Self-report measures of distractibility as correlates of simulated driving performance. *Accident Analysis & Prevention, 42*(3), 874-880. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2009.04.012>
- Khan, L. J., & Morrow, P. C. (1991). Objective and subjective underemployment relationships to job satisfaction. *Journal of Business Research, 22*(3), 211-218. [https://doi.org/10.1016/0148-2963\(91\)90002-F](https://doi.org/10.1016/0148-2963(91)90002-F)
- Kim, J., Park, J., Sohn, Y. W., & Lim, J. I. (2019). Perceived overqualification, boredom, and extra-role behaviors: Testing a moderated mediation model. *Journal of Career Development, 089484531985387*. <https://doi.org/10.1177/0894845319853879>
- Kline, R. B. (2005). Principles and practice of structural equation modeling (2nd ed.). New York, NY: Guilford Publications.
- Kraut, R., Patterson, M., Lundmark, V., Kiesler, S., Mukophadhyay, T., & Scherlis, W. (1998). Internet paradox: A social technology that reduces social involvement and psychological well-being? *American Psychologist, 53*(9), 1017-1031. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.53.9.1017>
- Leary, M. R., Rogers, P. A., Canfield, R. W., & Coe, C. (1986). Boredom in interpersonal encounters: Antecedents and social implications. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(5), 968-975. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.5.968>
- Lee, J. W. (1997). The mediating role of job involvement in the relationships between job characteristics and employee attitudes. *Korean Journal of Management, 15*(1), 87-122.
- Liu, S., & Wang, M. (2012). Perceived overqualification: A review and recommendations for research and practice. *Research in Occupational Stress and Well-Being, 10*, 1-42. [https://doi.org/10.1108/S1479-3555\(2012\)0000010005](https://doi.org/10.1108/S1479-3555(2012)0000010005)
- Loher, B. T., Noe, R. A., Moeller, N. L., & Fitzgerald, M. P. (1985). A meta-analysis of the relation of job characteristics to job satisfaction. *Journal of Applied Psychology, 70*(2), 280-289. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.70.2.280>
- Lorence, J. (1992). Service sector growth and metropolitan occupational sex segregation. *Work and Occupations, 19*(2), 128-156. <https://doi.org/10.1177/0730888492019002002>
- Loukidou, L., Loan Clarke, J., & Daniels, K. (2009). Boredom in the workplace: More than monotonous tasks. *International Journal of Management Reviews, 11*(4), 381-405. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2370.2009.00267.x>
- Maeil Business Newspaper (2018, December, 22). 직장인 90% “권태기 겪어본적 있어”... 입사 1년차 최고조. <https://www.mk.co.kr/news/society/view/2018/12/797732/>
- Mael, F., & Jex, S. (2015). Workplace boredom: An integrative model of traditional and contemporary approaches. *Group & Organization Management, 40*(2), 131-159. <https://doi.org/10.1177/1059601115575148>
- Maltarich, M. A., Reilly, G., & Nyberg, A. J.

- (2011). Objective and subjective overqualification: Distinctions, relationships, and a place for each in the literature. *Industrial and Organizational Psychology, 4*(2), 236-239.
<https://doi.org/10.1111/j.1754-9434.2011.01332.x>
- Melamed, S., Ben-Avi, I., Luz, J., & Green, M. S. (1995). Objective and subjective work monotony: Effects on job satisfaction, psychological distress, and absenteeism in blue-collar workers. *Journal of Applied Psychology, 80*(1), 29-42.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.80.1.29>
- Mikulas, W. L., & Vodanovich, S. J. (1993). The essence of boredom. *The Psychological Record, 43*(1), 3-12.
- Muusses, L. D., Finkenauer, C., Kerkhof, P., & Billede, C. J. (2014). A longitudinal study of the association between compulsive internet use and wellbeing. *Computers in Human Behavior, 36*, 21-28.
<https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.03.035>
- National Information Society Agency. (2017). The 2016 survey on internet overdependence, 28-35.
https://www.nia.or.kr/site/nia_kor/ex/bbs/List.do?cbIdx=65914
- O'Hanlon, J. F. (1981). Boredom: Practical consequences and a theory. *Acta Psychologica, 49*(1), 53-82.
[https://doi.org/10.1016/0001-6918\(81\)90033-0](https://doi.org/10.1016/0001-6918(81)90033-0)
- Orcutt, J. D. (1984). Contrasting effects of two kinds of boredom on alcohol use. *Journal of Drug Issues, 14*(1), 161-173.
<https://doi.org/10.1177/002204268401400112>
- 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.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Porter, L. W., & Steers, R. M. (1973). Organizational, work, and personal factors in employee turnover and absenteeism. *Psychological Bulletin, 80*(2), 151-176.
<https://doi.org/10.1037/h0034829>
- Reijseger, G., Schaufeli, W. B., Peeters, M. C., Taris, T. W., van Beek, I., & Ouweneel, E. (2013). Watching the paint dry at work: Psychometric examination of the Dutch Boredom Scale. *Anxiety, Stress & Coping, 26*(5), 508-525.
<https://doi.org/10.1080/10615806.2012.720676>
- Rifkin, J. (1995). *The end of work*. New York, NY: Putnam. ISBN: 1-58542-313-0
- Robinson, S. L., & Bennett, R. J. (1995). A typology of deviant workplace behaviors: A multidimensional scaling study. *Academy of Management Journal, 38*(2), 555-572.
<https://doi.org/10.5465/256693>
- Robinson, S. L., & Bennett, R. J. (1997). Workplace deviance: Its definition, its manifestations, and its causes. In R. J. Lewicki, R. J. Bies, & B. H. Sheppard (Eds.), *Research on negotiations in organizations*, Vol. 6, (pp. 3-27). Elsevier Science/JAI Press.
- Roh, Y. (2008). Underemployment of the reemployed: antecedents and consequences (Doctoral dissertation). Seoul National University, Seoul.

- <http://hdl.handle.net/10371/21649>
- Roh, Y. H., & Kim, M. U. (2009). A multilateral approach in the measurement of underemployment. *Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology, 22*(3), 421-446.
- Schaufeli, W. B., & Salanova, M. (2014). Burnout, boredom and engagement at the workplace. In M. C. W. Peeters, J. de Jonge, & T. W. Taris (Eds.), *An introduction to contemporary work psychology* (pp. 293-320). New York, NY: Wiley.
- Scheib, J. W. (2003). Role stress in the professional life of the school music teacher: A collective case study. *Journal of Research in Music Education, 51*(2), 124-136.
<https://doi.org/10.2307/3345846>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online, 8*(2), 23-74.
- Schmeitzky, J. R., & Freund, A. M. (2013). *Goal focus and the experience of boredom*. Poster presented at the Max Planck Institute on the LIFE Course, Ann Arbor, MI.
- Smith, R. P. (1981). Boredom: A review. *Human Factors, 23*(3), 329-340.
<https://doi.org/10.1177/001872088102300308>
- Spector, P. E., & Fox, S. (2010). Counterproductive work behavior and organisational citizenship behavior: Are they opposite forms of active behavior? *Applied Psychology, 59*(1), 21-39.
<https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2009.00414.x>
- Sundberg, N. D., Latkin, C. A., Farmer, R. F., & Saoud, J. (1991). Boredom in young adults: Gender and cultural comparisons. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 22*(2), 209-223.
<https://doi.org/10.1177/0022022191222003>
- Thayer, R. E. (1996). *The origin of everyday moods: Managing energy, tension, and stress*. New York, NY: Oxford University Press.
- Troutwine, R., & O'Neal, E. C. (1981). Volition, performance of a boring task and time estimation. *Perceptual and Motor Skills, 52*(3), 865-866.
<https://doi.org/10.2466/pms.1981.52.3.865>
- Turkle, S. (2011). *Alone together: Why we expect more from technology and less from each other*. New York, NY: Basic Books.
- van Hooff, M. L., & van Hooff, E. A. (2017). Boredom at work: Towards a dynamic spillover model of need satisfaction, work motivation, and work-related boredom. *European Journal of Work and Organizational Psychology, 26*(1), 133-148.
<https://doi.org/10.1080/1359432X.2016.1241769>
- van Tilburg, W. A., & Igou, E. R. (2012). On boredom: Lack of challenge and meaning as distinct boredom experiences. *Motivation and Emotion, 36*(2), 181-194.
<https://doi.org/10.1007/s11031-011-9234-9>
- Vodanovich, S. J. (2003). Psychometric measures of boredom: A review of the literature. *The Journal of Psychology, 137*(6), 569-595.
<https://doi.org/10.1080/00223980309600636>
- Vodanovich, S. J., Wallace, J. C., & Kass, S. J. (2005). A confirmatory approach to the factor structure of the Boredom Proneness Scale: Evidence for a two-factor short form. *Journal*

of Personality Assessment, 85(3), 295-303.

https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8503_05

Westgate, E. C., & Wilson, T. D. (2018). Boring thoughts and bored minds: The MAC model of boredom and cognitive engagement. *Psychological Review*, 125(5), 689-713.
<https://doi.org/10.1037/rev0000097>

투고일자 : 2020. 01. 31

수정일자 : 2020. 04. 17

게재확정 : 2020. 05. 22

A Study on Antecedents and Consequences of Workplace Boredom

Hyungju Ji

Hyungjun Choi

Hyejin Moon

Sogang University

Workplace boredom is an unpleasant affective state that workers experience along with a lack of interest and attention in the current activities in the workplace. The traditional view of workplace boredom postulates that boredom arises from monotonous and repetitive tasks. However, a contemporary view of workplace boredom seeks alternative causes of boredom which seems to be on the rise despite dramatic changes in work content. In the current research, based on the theoretical framework suggested by Mael and Jex(2015), we investigated the relationships among major antecedents, workplace boredom, and organizational outcomes. More specifically, we examined the effects of work characteristics, personal characteristics and information technology usage on workplace boredom; in addition, we tested the effect of workplace boredom on counterproductive work behavior and turnover intention. Conducting a two-wave survey using a sample of 188 full-time workers in Korea, we tested hypotheses using structural equation modeling. The results revealed that job characteristic was negatively related to workplace boredom, and boredom proneness (internal stimulation), underemployment (mismatch) and internet & smartphone use were positively related to workplace boredom. Finally, boredom positively predicted counterproductive work behavior and turnover intention. These findings empirically supported the integrative model (Mael & Jex, 2015) of traditional and contemporary approaches to workplace boredom.

Key words : workplace boredom, job characteristics, underemployment, internet & smartphone use, counterproductive work behavior, turnover intention