

한국판 직무소진평가척도(K-BAT) 타당화를 위한 예비연구*

조 수 현[†]

계명대학교

대부분의 소진연구에 이용되었던 MBI 척도에 대한 요인구성과 관련한 논점이 제기되었다. 이를 반영하여 Schaufeli 연구팀(2019)이 소진의 2번째 버전으로 BAT(Burnout Assessment Tool)를 개발하였다. 본 연구는 한국에서 근무하는 직무종사자를 대상으로 BAT의 타당성을 확인하고자 하였다. 367명의 사무직 종사자를 대상으로 한 탐색적 요인분석 결과 23문항 중 1문항이 제외되었고, 345명의 다른 표본을 대상으로 확인적 요인분석 결과 4요인 구조(탈진, 심적거리, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상)를 확인하였다. MTMM(Multi-Traits Multi-Methods) 모형을 적용하여 BAT-K(Korean version of BAT)의 수렴 및 변별타당도를 확인하고, 직무요구와 결과변인을 이용하여 준거타당도를 확인하였다. 그 결과 수렴타당도와 외적변별타당도, 준거타당도는 확인되었으나 MBI와의 내적 변별타당도는 확인되지 않았다. K-BAT 타당화를 위한 1차 예비연구로서 본 연구의 의의와 향후 연구 방향에 대하여 논의하였다.

주요어 : 직무소진, 직무소진평가척도, K-BAT, 타당도

* 이 연구는 2018년도 계명대학교 비사연구기금으로 이루어졌음.

† 교신저자 : 조수현, 계명대학교 교육학과, soohyuncho@kmu.ac.kr

직무소진은 일하는 사람들이라면 누구나 한 번쯤 경험하는 정서적 에너지가 고갈된 상태로서, 인간을 대상으로 심리적 서비스를 제공하는 정신건강 분야 종사자를 비롯한 일반직무 종사자를 주요 대상으로 한다. 이들의 직무소진 특성을 연구하여 적절한 개입 방안 전략을 수립하는 것은 한 개인의 정신건강 뿐 아니라, 영리추구 혹은 공공이익 추구를 목적으로 하는 기업의 운영 효율성을 위해서도 매우 중요하다. 간호사, 정신과 의사, 사회복지사 등의 대인 간 산업군(human-service sector) 종사자를 대상으로 한 MBI-HSS (Maslach Burnout Inventory-Human Service Survey)척도가 개발되고, 이후 일반직 종사자를 대상으로 한 MBI-GS(General Survey)척도가 개발되면서 직무소진 연구는 현재까지 활발하게 진행되고 있다. 수많은 실증 연구물의 축적과 동시에 MBI의 요인구성에 대한 논점도 함께 제기되어왔다. 이에 MBI 개발자이자 방대한 소진 분야 연구를 이끌어온 Schaufeli 연구진(2019)은 새로운 척도 Burnout Assessment Tool(BAT)을 개발하였으며, 정신건강분야 부터 사무직까지 다양한 직군 종사자를 대상으로 유럽 및 아시아권 30개국에서 BAT 타당화 연구를 동시에 진행하고 있다. 본 연구는 BAT 한국어 문항(Korean version of BAT: K-BAT)을 번역하고 타당도를 확인하고자 하는 첫 시도이다.

직무소진

직무소진(job burnout)은 장기적 스트레스원(stressor)에 노출되어 심리적 자원의 대처실패로 나타나는 심리적으로 지친 상태를 뜻한다(Freudenberger, 1974). 흔히 스트레스라고 불리는 스트레스원(예. 직무요구)에 대하여 성격

등의 내적자원과 사회적 지원과 조직지원 등의 외적자원 등으로 대처한다. 대처 자원이 떨어진 상태는 소진으로 발전한다. 소진은 낮은 직무만족과 직무성과(e.g., Swider & Zimmerman, 2010; Taris, 2006) 뿐 아니라, 이직, 무단결근(e.g., Shin, 2018; Ybema, Smulders, & Bongers, 2010) 우울, 수면장애(Grossi, Perski, Osika, & Savic, 2015) 및 심혈관 질환(Toppinen-Tanner, Ahola, Koskinen, & Väänänen, 2009) 등의 신체적 증상을 유발하기도 한다. 일부 북유럽 국가에서는 직무소진을 의학증상으로 바라보고 있다(Shirom, 2011). 소진은 개인 측면 뿐 아니라 조직차원에서도 생산성 하락 등의 손실비용을 유발하기에, 소진을 측정하고 개선시키고자 활발한 연구가 이루어져 왔다. 초기에는 주로 건강 관련 서비스 분야 종사자인 간호사, 상담가, 교사 등의 대인 간 서비스를 담당하는 전문가(human-service workers)의 소진현상에 대한 연구가 중심이었다(Maslach, Jackson, Leiter, Schaufeli, & Schwab, 2017). 이후, 일반직 종사자들의 직무소진을 측정하고 연구하기 위하여 MBI-GS(Maslach Burnout Inventory-General Survey)가 개발되었다(Schaufeli, Leiter, Maslach, & Jackson, 1996). 국내에서도 한국어 버전으로 타당화(Shin, 2003)되어 일반직 종사자의 직무소진에 대한 활발한 연구가 이루어졌다. 직무소진은 과도한 업무로 인하여 정서적으로 지치고(정서적 탈진, emotional exhaustion), 사람들에게 무감각해지는 것으로 직무대상과 정서적으로 거리를 두며 냉소적이고 냉담한 태도를 보이고(비인간화, depersonalization), 개인의 직무 성공, 유능감 감소(개인 성취감 감소, diminished personal accomplishment) 등을 경험하는 상태를 의미한다.

직무소진은 범문화적(universal)이지만 동시에 직무 특성에 따라 다양한 형태로 나타날 수 있다(Schaufeli & Taris, 2005). 직무소진의 범주는 직무특성(job-specific factor)에 따라 교사소진(teacher burnout), 상담자 소진(counselor burnout), 심지어 “학업”과 “일(job)”의 유사한 심리적 상징성에 따라 학업소진 영역으로까지 확장되었다(Cho, Lee, Lee, & Lee, 2018; Lee et al., 2007; Schwarzer, Schmitz, & Tang, 2000). 소진은 개인별로 다르게 나타나는데, 성격적 특성에 따라 소진에 취약할 수 있다. 예를 들어, 높은 신경증을 가진 사람은 쉽게 탈진될 수 있으며, 외향성은 탈진 감소에 도움이 되는 개인적 특성이다(Heo, Lee, Shin, & Lee, 2010; Kim & Heo, 2007). 이는 시간의 흐름에 따라 소진의 변화를 살펴본 종단연구에서 항상성(stability)의 형태로 나타난다. 10년간 소진의 종단적 변화를 확인한 결과 대략 소진의 30% 정도는 시간의 흐름에 관계없이 안정적으로 나타나며 70% 정도는 변화하는 것으로 나타났다(Schaufeli, Maassen, Bakker, & Sixma, 2011). 이러한 항상성과 변화성(dynamic)은 개인의 경력에 따라 비율이 다르게 나타나기도 한다(Dunford, Shipp, Boss, Angermeier, & Boss, 2012). 또한, 탈진, 냉소, 직무무능감 정도에 따라 소진을 유형화 될 수 있으며(Boersma, & Lindblom, 2009; Lee, Cho, Kissinger, & Ogle, 2010), 시간에 따른 변화양상 또한 그룹별로 각기 다른 것으로 보인다. 시간에 따른 소진 양상을 악화시키는 요인도 그룹별로 각각 다른 것으로 나타났다(Boersma, & Lindblom, 2009). 소진의 발달을 촉진하거나 저해하는 스트레스원(직무요구)와 보호요인(직무자원)에 대한 연구도 활발히 진행되었다. 성격, 정서부조

화, 일-가족 갈등, 역할모호, 역할갈등, 직무과다 등의 개인적 요인과 조직 내 관계 갈등, 직무특성, 고용불안성, 물리적 근무 환경 등의 조직적 요인 등 다양한 변인을 대상으로 하여 연구가 진행되었다(e.g., Cho et al., 2020; Demerouti, Bakker, Nachreiner, & Schaufli, 2001; Hwang, Lee, & Park, 2018; Kim, Kim, & Lee, 2014; Schaufeli & Taris, 2014). 이와 같이 소진 연구는 여러 직군에서 다양한 변인을 적용하여 활발하게 진행되었다.

MBI 관련 논점

일부 연구는 MBI의 요인구성을 관련 주제로 하고 있다(e.g., de Beer & Bianchi, 2019; Kleijweg, Verbraak, & Van Dijk, 2013). MBI를 사용한 연구들을 살펴보면 크게 탈진과 냉소만을 포함(e.g., Schaufeli, Salanova, González-Romá, & Bakker 2002; Shin, Hahn, Kim, & Kim, 2008)하거나, 탈진만을 사용(e.g., Heo et al., 2010; Van den Broeck, Vansteenkiste, Witte, & Lens, 2008) 혹은 세 가지 구성요인 모두 사용하는 것을 알 수 있다. 탈진만을 연구에 사용하는 경우 탈진이 소진의 핵심구성개념이고, 소진은 발달단계를 보이며 탈진은 냉소에 영향을 주거나, 직무무능감에 영향을 준다는 점(Heo et al., 2010; Lee & Ashforth, 1993; Lee, Lee, Lee, & Cho, 2020; Taris, Le Blanc, Schaufeli, & Schreurs, 2005)을 제시하고 있다. 탈진과 냉소 2요인만을 연구에 사용하는 경우는 직무무능감만의 독립적인 특성을 주목하기 때문인 것으로 보인다. 예를 들어, 소진과 심리적 자원간의 관계를 살펴본 메타연구(Halbesleben, 2006)에서는 정서적 탈진과 냉소는 직무관련 자원(work-related resources)과 관련성을 보인 반

면, 직무무능감은 직무와 관련되지 않은 심리적 자원과 상대적으로 높은 관련성을 보였다. 다른 메타연구(Worley, Wheeler, & Barnes, 2008) 역시 정서적 탈진과 냉소는 서로 $r=.56$ 정도의 관계를 보인 반면, 직무무능감은 정서적 탈진과 냉소와 상대적으로 낮은 상관관계(정서적 탈진 $r=.30$, 냉소 $r=.35$)를 보여 직무무능감은 탈진과 냉소와 다른 관계양상을 보였다. 또한, Schaufeli와 동료들(2002)은 직무열의와의 확인적 요인분석 연구를 실시하여, 냉소와 탈진은 소진을 구성하는 핵심요인이고, 직무무능감은 직무효능감의 형태로 직무열의의 개념으로 보는 것이 타당하다고 제안하였다. 최근에는 정서적 탈진과 냉소를 통합한 요인과 직무무능감으로 이루어진 2요인이 적합하다는 주장도 제기되었다(de Beer & Bianchi, 2019). 이와 같이 연구자들간 MBI 구성요인 범주에 있어 다양한 관점이 제시되고 있다. 이는 대인간 서비스 뿐 아니라 일반 직무종사자, 나아가 학생까지 광범위한 집단의 소진 양상을 연구하기 때문에, 연구대상의 소진 양상을 타당하게 설명하고자 하는 연구자들의 다양한 시도로도 볼 수 있다.

MBI 구성 요인에 대한 다양한 관점과 관련하여 직무무능감을 연구하기도 하였다. 직무무능감은 긍정적으로 서술된(positive worded) 문항을 역코딩하여 직무무능감으로 사용하는 데, 이를 직무무능감의 독립적인 양상의 원인으로 보기도 하였다. 부정적으로 서술한 탈진과 냉소는 직무소진을 설명하는 유의한 요인이고, 역코딩을 하지 않은 직무무능감 문항은 직무열의의 구성요인인 활력, 헌신, 몰입과 함께 직무열의의 유의한 요인으로 나타났다(Schaufeli & Bakker, 2004). Bresó, Salanova와 Schaufeli(2007)는 직무무능감 역코딩 과정과

MBI 요인타당성을 직접적으로 검증하였다. 기존 MBI 모형과 동일한 방법으로 긍정문항 응답치를 역코딩하여 직무효능감으로 사용한 모형과 직무무능감을 부정문항으로 직설적으로 서술하여 측정된 모형을 상정하여 비교하였다. 그 결과 후자인 부정문항으로 직무무능감을 측정하여 역코딩을 거치지 않은 모형이 소진에 대한 요인타당도가 증가하는 것으로 나타나, 직무무능감은 부정문항으로 직접적으로 서술하여 사용 할 것을 제안하였다.

둘째, 소진증상으로 인한 고통을 호소하는 사람 대부분 집중력이나 기억력 감소 등 인지기능의 감소를 호소한다(van der Linden, Keijsers, Eling, & Schaijk, 2005; Weber & Jaekel-Reinhard, 2000). ICD-10(International Classification of Diseases, Tenth Revision)에 의하면, 소진을 장기적 스트레스로 인하여 탈진, 수면장애, 냉소를 경험하는 질병(Chronic Burnout: CBO)으로 진단하고 있다. CBO는 CFS(Chronic Fatigue Syndrome, 만성피로증후군), 주요우울장애와 높은 공병율을 보인다(Nimnuan, Hotopf, & Wessely, 2001). Sandström, Rhodin, Lundberg, Olsson, & Nyberg(2005)은 CBO와 CFS 모두 인지적 어려움을 함께 보고하는 경우가 많다는 것에 주목하여, CBO로 진단받은 소진임상군(이하 소진임상군)의 인지기능을 조사하였다. 건강한 집단(통제집단) 대비 소진임상군은 언어능력(WAIS)은 차이가 없었으나 비언어 기억력과 시각/청각 주의력은 손상을 보였다. 이들은 CBO는 특정인지적 손상이 있을 수 있으므로, 소진 증상 평가 시 함께 고려할 것을 제안하였다. van der Linden 연구팀(2005)은 소진임상군은 아니지만, 소진증상으로 인하여 직장을 그만 두고 심리치료 고려 중인 교사집단, 진단은 받지 않고 소진

을 호소하며 직장생활 중인 집단, 무소진(no burnout)의 우울과 인지기능을 비교하였다. 우울 증상 정도는 소진 정도(MBI 측정)에 따라 유의하게 다른 것으로 나타났다. 또한 소진 정도가 높을수록 자기보고 인지기능 어려움(부주의, 행동실수, 망각), 인지과제 수행통제, 인지과제 반응속도의 차이가 더 큰 것으로 나타났다.

소진과 인지 기능 간 관계는 메타연구를 통해 재확인할 수 있다(Deligkaris, Panagopoulou, Montgomery, & Masoura, 2014). 일반인과 소진 임상군을 포함하여 분석한 결과 실행기능, 주의력, 기억력 감소와 소진간의 유의한 관련성을 보고하였다. 실험 연구를 통하여 실행기능 손상은 과제요구량이 과다할 때 강하게 나타나는 것으로 확인하였다(Diestel, Cosmar, & Schmidt, 2013). 실행기능은 하위 인지 기능 작동을 조절하기 때문에 전반적인 인지기능에 관여한다. 작업 기억은 주의를 통제하고, 음성 정보와 시공간 정보를 처리하고, 장기기억으로 처리 전 임시 저장소 역할을 한다(Baddeley & Logie, 1999; Miyake, Friedman, Emerson, Witzki, Howerter, & Wager, 2000). 즉 소진에 따른 인지기능의 손상은 직무장면에서 영향을 미칠 수 있다. 소진임상군에게서 나타나는 인지기능손상(작업기억과 주의력)은 치료 종료 2년 이후에도 나타난다(Jonsdottir et al., 2017). 이렇듯 소진과 인지기능 손상은 임상군을 중심으로 꾸준히 보고되고 있다.

직무소진은 한 개인의 정신건강을 악화시킬 뿐 아니라, 소진된 직원은 낮은 업무성과와도 직결되어 기업 이익에 부정적 영향을 미칠 수 있다(Salvagioni, Melanda, Mesas, González, Gabani, & de Andrade, 2017). 기업 측면에서는 직무성과와 관련하여 소진에 대한 면밀한 이해가 필

요하다. 지난 30년간 활발한 소진 연구는 소진은 개인의 직무영역(예. 이직, 결근, 직무불만족, 낮은 업무성과)뿐 아니라 심리적(예. 우울, 삶의 질)영역, 신체건강(예. 심혈관질환, 당뇨, 불면증)에도 영향을 미친다는 것을 확인하였다. 시간의 흐름에 따라 소진의 정도가 변하기도 하지만, 동시에 시간에 따른 변화를 보이지 않는 항상성을 보이기도 한다. 시간에 따른 소진의 항상성은 취약한 특성을 가진 개인은 다른 사람에 비해 쉽게 소진을 경험할 수 있음을 시사하고, 시간에 따른 변동성은 적절한 개입이 이루어지면 소진 증상의 변화가 있을 수 있음을 시사한다.

광대한 소진 연구는 동시에 MBI의 구성요인에 대한 다양한 관점을 형성하였다. MBI의 핵심요인으로 탈진만을 간주하거나, 탈진과 냉소 모두 간주하는 관점이 그것이다. 소진 증상을 호소하는 임상군을 중심으로 주의력, 집중력, 작업기억과 소진증상 간 관련이 있는 것으로 보인다(see Deligkaris et al., 2014). 더군다나, ICD-10 가 아닌 MBI 척도를 이용하여 구성요소별로 준거 점수의 타당도를 제시하는 연구는 시도되었으나, 하나의 소진 점수를 활용한 준거점수 설정은 어려운 것으로 보인다(García-Arroyo, & Segovia, 2018; Kleijweg et al., 2013; Schaufeli, Bakker, Hoogduin, Schaa, & Kladler, 2001; Schaufeli, & Van Dierendonck, 1995). 이는 총점으로서 소진점수(a single burnout score) 사용이 어렵기 때문인 것으로 보인다. 2003년 직무소진 척도 MBI-GS의 한국어 버전 타당화 연구(Shin, 2003)에서 1요인보다는 3요인(탈진, 냉소, 직무무능감)의 요인 구조가 타당함을 보였으며, MBI 척도 개발된 역시 구성요인 점수는 3개 요인 각각 산출해야 하고, 합산하여 하나의 소진점수로 사용하지

않을 것을 권고하고 있다(Maslach et al., 2017, p.44). 이러한 MBI의 제약사항은 인사팀을 비롯한 기업 상담과 임상장면에서 소진을 평가, 예방, 개입 하는데 영향을 미칠 수 있다(Schaufeli, 2018).

직무소진은 개인의 삶 뿐 아니라 조직관점에서도 중요하게 개입해야하는 요인이기 때문에, 위와 같은 논점은 직무소진분야의 발전을 위해서 반드시 연구되어야 한다. 이를 위하여 BAT 개발 연구진(Schaufeli, De Witte, & Desart, 2019)은 직무소진의 개념적 적절성을 조사하여 반영한 새로운 척도 직무 새로운 척도 Burnout Assessment Tool(BAT)를 개발하였다.

직무소진 개념과 직무소진측정척도(Burnout Assessment Tool)

MBI의 우수성에도 불구하고 앞서 언급한 바와 같이 부족한 부분을 보완하고자 BAT가 개발 되었다. BAT 개발 주요 연구진(Schaufeli et al., 2019) 이 제공한 개발 과정은 다음과 같다. 소진 증상을 주로 다루는 49명의 유럽 직무소진 전문가(직업건강의사 occupational physicians, 상담가, 코치, 심리치료사)를 대상으로 심층인터뷰를 실시하였다. 49명의 직무소진전문가가 응답한 소진 특성을 내용분석(content analysis)을 실시하여 260개의 소진증상을 확인하였다. 19개의 범주로 축소하고 이를 다시 최종 7개의 영역으로 축소하였다. 7개의 영역을 4개의 소진 핵심증상(core symptoms)과 3개의 2차 증상(secondary symptoms)으로 구분하였다. 구체적으로 탈진(예: 공허함, 에너지 없음, 피곤해 보임), 심적 거리(예: 무동기, 철수, 직무무의미, 무관심, 냉소), 인지적 손상(예: 집중어려움, 실수, 기억 곤란, 비효율성, 깜박거

림), 정서적 손상(예: 짜증, 분노, 쉽게 화가 남, 울먹거림, 감정적)을 핵심증상으로 분류하고, 우울 호소(예: 무가치감, 의욕상실, 무감정, 무망감), 심리적 호소(예: 불안, 수면문제, 걱정, 긴장감), 신체적 호소(예: 두통, 위장장애, 근육약화, 심장 두근거림)를 2차 증상으로 분류하였다.

두 번째, MBI를 포함한 기존 사용하고 있는 13개의 척도를 구성하는 327개의 문항을 분석하였다. 50개의 구성요소를 분석한 결과, 소진은 직무로 인하여 에너지가 떨어져 일을 할 수 없는 상태임을 재확인하였다. 이는 소진의 핵심요인은 탈진과 냉소라는 점을 상기하면 당연한 결과이다(e.g., de Beer & Bianchi, 2019; Schaufeli & Bakker, 2004). 셋째, 심층인터뷰와 문항분석을 바탕으로, 소진에 대한 이론적 근거를 고찰하였다. 이론적으로 소진은 에너지와 동기로 설명되는데, 직무로 인하여 심리적 에너지가 고갈되어 일을 할 수 없고(exhaustion and inability to perform), 직무에 대한 관여도가 떨어져 직무수행하고 싶지 않은 상태(disengagement and unwillingness to perform)를 의미한다(Demerouti, Bakker, Vardakou, & Kantas, 2003).

BAT 개발 연구진(Schaufeli et al., 2019)은 이를 종합하여 탈진, 인지/정서적 손상은 일을 할 수 없는 상태, 심적 거리는 직무수행하고 싶지 않은 상태를 설명할 수 있다고 보았다. 즉, 소진을 직무종사자가 극도의 피곤함, 인지/정서 과정을 조절하는 능력의 감소, 심리적 거리두기 등을 경험하는 직무관련 탈진된 상태로 재정의 하였다. 더불어, 소진증상은 우울, 심리적, 신체적 증상 등의 2차 증상과 함께 나타날 수 있다고 제안하였다. 구성요소의 구체적 정의는 다음과 같다. 탈진은 기존 사용

된 개념과 동일한 것으로 지치고, 에너지가 없어 새로운 직무를 수행하기 어려운 상태를 가르킨다. 심적거리는 기존의 냉소 개념과 동일한 것으로 직무 수행을 꺼려하고, 회피하고자 하는 것이다. 직무로부터 자신을 정신적으로 철수시키고 심리적으로 직무상 대면하는 사람과의 접촉을 피하는 것이다. 냉소적 태도와 무관심, 흥미와 열정 감소를 심적거리의 주요 특성으로 정의하였다. 인지적 손상은 기억, 주의, 집중력 부족과 낮은 인지적 수행으로 인하여 주로 직무 시 명료한 사고가 어렵고, 우유부단을 보이며, 집중력이나 기억을 유지하는 것이 어렵고, 잦은 실수 등을 가르킨다. 정서적 손상은 주로 직무 장면에서 좌절, 분노, 성가심, 짜증, 과잉반응, 원인 모를 슬픔 등 강렬한 정서반응으로 압도된 기분에 대한 정서조절의 어려움으로 정의하였다.

마지막으로 이론적 고찰 및 실무진들의 심층인터뷰 결과로 정의한 직무소진개념을 바탕으로 하여 초기 90개의 문항을 생성하였다. 이후 핵심증상을 설명하는 23개의 문항을 결정하였다. likert를 결정하기 위하여 5점과 7점 likert를 조사하였다. 이 때, 5점 likert는 상대적 심각성(1: 평소보다 훨씬 덜 부담된다. 5: 평소보다 매우 많이 부담된다)을 묻는 방법과 빈도(1: 한 번도 없다. 5: 항상 그렇다)를 묻는 방법으로 다시 구분하였다. 그 결과 빈도를 묻는 5점 likert가 가장 적합한 것으로 확인하였다.

이와 같은 척도개발과정은 다음의 주요 원칙을 기준으로 하였다. 첫째, 이론(deductive)과 실증(inductive)적 방법을 함께 적용 한다. 둘째, 최근까지 보고된 실증연구를 반영(up-to-date content)한다. 셋째, 역코딩으로 인한 측정문제 발생을 막고자 부정적인 문항 서술을 한다.

넷째, 궁극적으로 진단적 사용 목적을 가진다. 다섯째, 일반 버전(general version) 개발을 한다. 이는 심리적 상징성으로 ‘일’을 하고 있는 대상(예. 운동선수, 자원봉사자, 학생)뿐 아니라 전업 주부/남편 혹은 은퇴로 인하여 더 이상 직무장면에 노출되지 않은 대상의 소진을 측정하기 위함이다. 또한, 직무 상태였으나 병가 등의 이유로 인하여 검사 당시 직무현장에 있지 않은 사람들의 소진을 측정하여 직무현장의 복귀 가능여부를 확인하고자 하는 목적을 가진다(Schaufeli et al., 2019).

본 연구는 최초 유럽 직무 종사자를 대상으로 하여 개발된 BAT의 요인구조가 한국 직무 종사자에서도 일관되게 나타나는지 검증하고자 하였다. 더불어, 소진의 객관적 평가를 위하여 요인별 점수 이외에도 하나의 통합된 점수가 필요하기 때문에 4요인 구조가 잠재변인 소진을 설명하고 있는 모형도 함께 검증하였다. 다음과 같이 경쟁 모형을 설정하였다.

1요인 모형: BAT의 개별 측정 문항이 모두 한 요인을 설명

4요인 모형: BAT의 개별 측정 문항이 탈진, 심적거리, 인지적 손상, 정서적 손상 4요인을 각각 설명

2차 요인 모형: 4요인 모형에서 상정한 잠재변인 탈진, 심적거리, 인지적 손상, 정서적 손상이 상위 잠재변인 BAT 요인을 설명

BAT 구성타당도 검증

다음으로 BAT의 구성타당도를 확인하고자 관련 변수를 함께 살펴보았다. 외적 변별타당도 검증으로 직무소진과 반대되는 개념인 직무몰입(work engagement)와의 관계를 확인하고,

준거타당도 검증은 직무 요구-자원 모형(Job Demands - Resources Model: JD-R)의 건강 손상 과정(Health-impairment process)을 적용하였다. JD-R은 소진과 열의를 촉진하고, 방해하는 여러 선행요인을 직무요구와 직무자원으로 구분하여 설명하는 소진을 설명하는 대표적 이론이라 할 수 있다. 직무종사자의 개인적 특성 뿐 아니라 직무환경특성을 직무요구(job demands)와 자원(job resources) 두 가지 범주로 구분한다(Schaufeli & Taris, 2014). 직무요구는 지속적인 신체/정신적 노력을 요하여 에너지 고갈을 발생시키는 개인적, 사회적, 조직적 요인으로 업무과다, 조직 내 관계 갈등, 직무 역할모호 등이 포함된다. 직무자원은 직무스트레스에 따른 에너지 고갈을 막아주어 직무 열의와 개인의 성장을 촉진하며 피드백, 자율성, 사회적지지 등이 해당 된다(Demerouti et al., 2001). 한편, JD-R은 건강 손상 과정(Health impairment process)과 동기적 과정(Motivational process)의 두 개의 평행과정(parallel process)으로 구성된다(Schaufeli & Taris, 2014). 건강 손상 과정은 과도한 직무 요구는 점진적인 에너지 고갈(소진)을 가져오고, 결국 신체적 건강 손상 뿐 아니라 우울이나 높은 이직의도 등의 부정적 결과로 이어지는 과정을 설명한다. 반면, 동기적 과정은 충분한 직무자원은 개인의 업무에 몰입하고 헌신하는 긍정적 정신건강(직무열의)를 가져오고, 높은 업무성과와 직무만족, 삶의 만족 등의 긍정적 결과로 이어지는 과정을 설명한다. 본 연구에서는 준거타당도 검증을 실시하고자 JD-R의 건강손상과정을 적용하였다. 직무요구로 역할모호성과 직무과다, 부정적 결과요인으로 이직의도와 우울을 사용하였다.

직무열의

BAT의 외적 변별타당도 검증을 위하여 직무소진과 반대되는 개념인 직무열의를 이용하였다. 직무열의는 활력, 헌신, 몰입의 특성을 보이는 직무관련 긍정적인 정신 상태를 의미한다(Bakker & Schaufeli, 2008). 활력(vigor)은 직무상황에서 높은 수준의 에너지와 정신적 탄력성(resilience)을 의미하고, 헌신(dedication)은 자신의 직무에 대한 의의, 열정, 그리고 도전을 뜻한다. 마지막으로 몰입(absorption)은 자신의 직무에 집중하여 시간의 물리적 흐름을 지각하지 못하는 상태를 가르킨다. 직무소진은 장기적인 직무 스트레스에 노출될 때 나타나는 에너지 고갈 상태라면, 직무열의는 개인적 특성 혹은 직무자원의 지각으로 촉진되며, 직무와 관련된 활기차고 열정적인 긍정적인 정신적 상태이다. 직무소진은 낮은 에너지 활성화 수준과 낮은 동기적 특성을 보이는 반면, 직무열의는 높은 에너지 활성화 상태와 높은 동기적 특성으로 설명할 수 있다(Salanova, Del Líbano, Llorens, & Schaufeli, 2014). 직무열의는 높은 직무성과와 조직몰입, 삶의 만족감과 행복감을 가져온다(Schaufeli & Taris, 2014). 높은 직무열의를 가진 직무종사자는 도전적으로 보이는 과업에도 적극적으로 대처하여, 진취적인 행동을 보인다(Kwon & Kim, 2020). 반면 높은 직무소진은 무단결근, 병가, 높은 이직의도, 우울과도 높은 관련성을 보인다(Salvagioni et al., 2017). 이러한 직무소진과 직무열의간의 부적인 상관관계 형태에 근거하여, 직무열의를 이용하여 BAT의 외적변별타당도 검증을 실시하였다.

직무요구

준거타당도 검증을 위하여 JD-R 모형 평행 과정 중 건강 손상 과정에 집중하였다. 건강 손상 과정은 과도한 직무 요구는 직무종사자의 심리적 에너지 고갈시켜 소진을 촉진하고, 우울이나 높은 이직의도 등의 부정적 결과로 이어지는 과정이다. 직무요구는 직무상황에서 개인의 스트레스라고 지각하는 스트레스 원으로, 개인의 내적자원을 소모시키는 물리적, 사회적, 조직성 특성이다. 적절한 대처자원 없이 지속적인 직무요구에 대한 노출은 직무소진의 발달을 가져온다. 대부분의 직무는 한 가지 일만 수행하기 보다는 다종의 과업 수행을 요구한다. 이는 역할갈등, 역할모호, 업무과다 등의 스트레스원으로 작용하여 소진을 유발할 수 있다(Alarcon, 2011). 역할모호는 개인의 직무가 명확하지 않거나 직무 수행 관련 정보가 명료하지 않은 것을 말한다(Fried, Shirom, Gilboa, & Cooper, 2008). 역할모호는 탈진, 냉소, 직무무능감을 촉진시킬 뿐 아니라(Alarcon, 2011; Kim & Park, 2014), 직무만족도를 감소시키고 이직의도를 증가시킨다(Park & Jung, 2017; Schaufeli & Taris, 2014). 직무과다는 직무소진을 설명하는 대표적인 요인으로, 직무 수행을 위해 개인이 지각하는 과도한 업무량으로 정서적 탈진과 직무무능감을 촉진한다(Lee, Seo, Hladkyj, Lovell, & Schwartzmann, 2013). 직무소진을 촉진시키는 직무과다의 역할은 메타 연구에서 반복적으로 확인되고 있다(Alarcon, 2011; Lee & Ashforth, 1996; Lesener, Gusy, & Wolter, 2019). 직무소진의 발달에 있어 역할모호성과 직무과다는 대표적 선행요인으로서, 기존 직무소진 척도 MBI-GS (Shin, 2003) 타당화 연구에 사용되기도 하였다.

결과변인

다음으로 준거변인 조사를 위해 건강 손상 과정의 결과 변인을 살펴보았다. 소진은 낮은 직무만족과 높은 이직의도(e.g., Alarcon, 2011; Park, Nam, & Yang, 2011), 무단 결근(e.g., Shin, 2018; Ybema et al., 2010)과 직무 성과(e.g., Swider & Zimmerman, 2010; Taris, 2006) 등 조직수준에서 부정적 결과를 가져온다. 이는 개인의 삶 영역까지 확산되어 낮은 삶의 만족과 우울 등 저하된 정신건강 뿐 아니라 심혈관 질환(Toppinen Tanner et al., 2009), 불면증(Armon, Shirom, Shapira, & Melamed, 2008) 등의 신체건강 등의 형태로 폭 넓게 나타난다. 이직의도와 직무만족은 소진과 밀접한 관련이 있다고 알려졌다(Park et al., 2011). 한 메타연구(Swider & Zimmerman, 2010)에 따르면 탈진, 냉소, 직무무능감 모두 무단결근, 이직의도, 직무성과 세 변인과 관련이 있으며, 그 중 이직의도는 가장 높은 관련성이 있다. 우울은 삶의 전반적 영역(context-free)에서 나타는 정신적 상태인 반면 소진은 직무상황에서 일어나는(job-related and situation-specific) 심리적 에너지가 감소된 상태이다. 우울과 소진은 이론적 개념상 그 경계가 모호해 보이지만, 실증적 연구들은 두 변인간의 독립성을 지지하고(e.g., Ahola et al., 2005; Taris, 2006), 경험적 종단 연구를 통하여, 우울과 소진은 밀접한 관련성을 보일 뿐 아니라, 우울은 소진의 결과변인인 것으로 확인되었다(e.g., Hakanen, Schaufeli, Ahola, 2008). 직무소진과 밀접한 관련성을 보이는 역할모호, 직무과다와 함께 이직의도, 우울과의 관계 검증을 통하여 BAT의 준거타당도를 확인하였다.

연구 1. 탐색적 요인분석

연구 1에서는 Schaufeli, De Witte, & Desart (2019)의 BAT를 번역-역번역의 과정을 거쳐 한국어로 번안하여 예비문항을 구성하였다. 최종 산출된 문항을 이용하여 탐색적 요인 분석을 실시하였다.

방 법

연구대상

한국에 위치한 기업에 종사하는 일반직 종업원을 대상으로 하였다. 연구 참여율을 높이기 위하여 오프라인 종이 설문과 온라인 설문(www.surveymonkey.com)을 함께 사용하였다. 설문 응답 도중 언제든지 연구 참여를 중단할 수 있고, 이에 대한 불이익은 없음을 안내받았다. 설문은 익명으로 진행되었으며, 연구 참여에 대한 자발적 동의 의사를 밝힌 응답자만 연구에 참여하였다. 연구에 참여한 응답자는 모바일 기프트콘을 응답사례로 전송받았다. 오프라인을 통하여 200부의 설문지가 배포되고 161부가 회수되어, 80.5%의 회수율을 보였다. 온라인 설문링크를 통하여 응답을 시도한 경우는 262명이었다. 총 423부 중 미완료와 기업체 일반직 종사자에 해당되지 않는 경우를 제외한 367부를 최종분석에 사용하였다. 응답자의 인구 통계적 특성을 살펴보면, 평균연령은 31.4세($SD=6.12$), 남자 193명(52.6%)이었다. 교육수준은 4년제 대학 졸업 284명(77.4%)로 가장 많았으며, 대학원 석사 재학 이상 58명(15.8%), 2년제 대학 졸업이하 22명(6%) 순이었다. 직무분야는 IT정보통신 98명(26.7%), 금융

보험 90명(24.5%), 제조중공업 69명(18.8%), 판매 유통 및 서비스업 50명(13.6%), 공공기관 6명(1.6%)과 미디어산업 6명(1.6%), 기타 45명(12.3%), 무응답 3명(.8%) 순으로 나타났다.

측정도구

문항 번안

사무직 종사자의 직무소진을 측정하기 위해 Schaufeli 연구팀(2019)이 개발한 직무 관련 소진평가척도(work-related Burnout Assessment Tool: BAT)를 한국어로 번안하여 사용하였다. 연구자는 약 30여 개국(프랑스, 독일, 네덜란드 등 유럽 21개국, 한국, 일본, 중국 등 아시아 4개국과 그 외 브라질, 남아프리카 등) 소진 분야 연구자로 구성된 BAT 콘소시엄에 참여하여 본 척도에 대한 정보를 제공받았다. 원 척도의 번역-역번역 과정은 다음과 같이 진행하였다. 번역-역번역을 거친 후, 두 번의 번역과정을 거쳐 나온 2가지 버전의 영어 문항들을 확인(identification)하는 과정을 거쳤다. 먼저 이중언어를 사용하며 사기업에서 3-4년간 근무하고 기업/진로 상담 경력이 있는 상담전공 석사 과정생 2명이 각자 BAT의 영어 문항들을 한국어로 번역한 이후, 연구자와 번역에 참가한 2명이 함께 토론을 거쳐 한국어 문항목록을 완성하였다. 이후, 상담전공 박사학위를 취득한 이중언어자가 한국어를 영어로 번역하여 영어 문항목록을 완성하였다. 역번역에 참여한 박사는 영어권 사용국가에서 10년 이상 거주한 이중언어자로, 사기업에서 근무하고 번역가로 활동한 경력이 있다. 마지막으로, 연구자와 상담전공 박사인 이중언어자가 역번역한 영어 문항목록과 원문항목록의 일치성을 검토한 후, 예비문항 목록을 확정지었다. 번역

과 역번역 버전의 문항이 일치하지 않을 경우 역번역을 진행한 번역가와 연구자가 재검토한 후 최종 확정하였다. 본 예비문항 목록은 총 23문항으로 Likert 5점 척도(1=전혀 아니다 Never, 5=항상 그렇다 Always)로 평정하였다.

분석방법

BAT 개발 연구진(2019)은 네덜란드 언어권과 불어권에서 근무 중인 3,000명(각 1,500명)을 대상으로 SPSS 프로그램을 이용하여 구성요인별 내적합치도와 문항 제거시 내적합치도를 확인하고, 탐색적 요인분석(주성분분석, 베리맥스)을 실시하였다. 주성분분석은 데이터 중심의 분석 방법(Vaswani, & Narayanamurthy, 2017)이다. 3,000명의 데이터를 사용한 BAT 개발 연구(2019)와는 달리, 본 연구는 1차 367명으로 BAT 개발 연구(2019) 기준 10% 정도의 작은 샘플을 대상으로 하였다. 이에 본 연구는 Mplus 7.4를 이용하여 샘플 수에 따른 영향을 줄일 수 있는 모형 적합도를 산출하였다. 가능한 요인 수를 1요인에서 4요인까지 점차 늘려가며 탐색적 요인 분석을 실시하였다. 본 연구에서는 사무직 종사자들의 직무소진을 측정하기 위한 예비 척도의 구성요인과 문항의 양호도를 확인하기 위하여 개별 문항의 정규성 확인, 구성요인 내 문항 간 상관, 구성요인별 내적합치도와 문항 제거시 내적합치도를 확인하고, Mplus를 이용한 EFA를 실시하여 요인 수의 변화에 따른 모형적합도를 확인하여 예비 척도의 요인구조를 확인하였다. 마지막으로 이러한 분석 결과를 종합하여 문항 제거를 최종 결정하였다.

결 과

예비척도 23문항의 정규성 확인을 위하여 왜도와 첨도의 절댓값 2와 7을 기준(West, Finch, Curran, 1995)으로 하여 각 문항 모두 충족하는 것을 확인하였다. 다음으로 문항 별 상관관계를 구성 요인별로 확인하였다. 심적거리(Mental Distance)요인 내 9번 문항이 동일요인 내 다른 문항(10번, 11번, 13번)과 유의하지 않은 부적의 관계를 보이거나, 매우 낮은 유의한 부적 상관관계를 보였다(12번 $r=-.107$, $p<.05$). 또한 내적합치도는 요인1은 .89, 요인2는 .68, 요인3은 .91, 요인4는 .83으로 나타났으며, 요인2는 9번 문항 제거 시 .68에서 .82로 상승하는 것으로 나타났다.

탐색적 요인분석

23문항의 요인구조를 확인하기 위하여 Mplus 7.4를 이용하여 1요인부터 4요인까지 EFA를 실시하였다. 요인간의 상관을 허용하는 oblique 요인회전방식을 적용하여 실시하였다(표 1). CFI와 TLI는 요인 구조 수가 1요인에서 4요인까지 변화함에 따라 증가하였으며, .9이상의 좋은 적합도를 보였다(CFI=.96, TLI=.94). RMSEA는 요인 구조 수가의 증가에 따라 감소하여 4요인 구조에서 가장 좋은 적합도를 보였다(RMSEA=.06, 90% CI: .049-.065). 모형의 정보지수인 AIC, BIC, SBIC 역시 요인 구조 수 증가에 따라 일관적으로 감소하였으며 4요인 구조에서 가장 좋은 적합도를 보였다(AIC=19416.22, BIC=19931.37, SBIC=19512.59). 이와 같이 4요인 구조가 가장 적합한 것으로 나타났다.

4요인 구조를 대상으로 하여 요인에 대한

Table 1. Model Fit Indices of Exploratory Factor Analysis ($N=367$)

	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]	AIC	BIC	SBIC
1-factor	1886.88	230	.65	.62	.14 [.134-.146]	20810.88	21080.16	20861.26
2-factor	929.06	208	.85	.82	.10 [.091-.104]	19897.06	20252.20	19963.49
3-factor	610.86	187	.91	.88	.08 [.072-.086]	19620.86	20057.96	19702.62
4-factor	366.23	167	.96	.94	.06 [.049-.065]	19416.22	19931.37	19512.59

Table 2. Results of Exploratory Factor Analysis ($N=367$)

	Factor1	Factor2	Factor3	Factor4
BAT1	.728*	.176*	-.095*	.056
BAT2	.515*	-.274*	-.072	.154*
BAT3	.795*	-.022	.049	.017
BAT4	.871*	-.064	.057	-.032
BAT5	.661*	.159*	.102*	.022
BAT6	.366*	.257*	.297*	-.053
BAT7	.638*	.057	.008	.016
BAT8	.814*	.000	.032	-.044
BAT9	.148*	-.290*	.043	.179*
BAT10	.205*	.539*	.091	-.030
BAT11	.263*	.578*	-.132*	.223*
BAT12	-.059	.726*	.081	.127
BAT13	.118	.616*	.094	.026
BAT14	.038	-.052	.649*	.205*
BAT15	.087*	.012	.736*	.126*
BAT16	-.004	.039	.801*	.022
BAT17	-.020	.011	.849*	.062
BAT18	-.028	.067	.762*	-.022
BAT19	-.061	.142	-.003	.742*
BAT20	-.004	.151*	.080	.585*
BAT21	.295*	-.011	-.018	.365*
BAT22	.231*	.070	.143*	.500*
BAT23	.041	-.064	.097	.764*

* $p < .05$

개별 문항의 요인부하량을 확인하였다(표 2). 요인2를 제외한 모든 요인은 개별 문항에 의해 적절히 설명되는 것으로 나타났다(요인1: .366-.871, 요인3: .649-.849, 요인4: .365-.764). 요인2의 9번 문항은 긍정적으로 서술된 문항임에도 음(-)의 방향으로 요인2에 속하는 것으로 나타났다. 그 외의 문항은 .539-.726의 요인 부하량을 보였다.

9번 문항은 동일 요인 내 다른 문항들과 적절한 상관관계를 보이지 않았으며, 해당 문항 제거 시 내적합치도가 상승하였다. 탐색적 요

인분석 결과 역시 9번 문항은 .3이하의 부적 인 방향으로 요인2에 속하는 것으로 나타났다. 부적인 방향의 요인 부하는 9번 문항이 긍정적으로 서술된 문항임에도 역문항으로 요인2를 설명하고 있음을 시사한다. BAT는 모든 문항을 긍정적으로 서술하여 역코딩처리로 인한 측정오류를 줄이고자 하였다. 이를 고려하여 9번 문항을 제거하였다.

한국판 직무소진평가척도(K-BAT)의 최종 문항은 표 3과 같다. 원척도에서 제시된 요인명은 Exhaustion, Mental Distance, Impaired

Table 3. Final Items of Korean Version of the Burnout Assessment Tool(K-BAT)

Subfactor	Item no.	Items
Exhaustion	1	At work, I feel mentally exhausted.
	2	Everything I do at work requires a great deal of effort.
	3	After a day at work, I find it hard to recover my energy.
	4	At work, I feel physically exhausted.
	5	When I get up in the morning, I lack the energy to start a new day at work.
	6	I want to be active at work, but somehow I am unable to manage.
	7	When I exert myself at work, I quickly get tired.
	8	At the end of my working day, I feel mentally exhausted and drained.
Mental Distance	10	At work, I do not think much about what I am doing and I function on autopilot.
	11	I feel a strong aversion towards my job.
	12	I feel indifferent about my job.
	13	I'm cynical about what my work means to others.
Impaired Cognitive Control	14	At work, I have trouble staying focused.
	15	At work I struggle to think clearly.
	16	I'm forgetful and distracted at work.
	17	When I'm working, I have trouble concentrating.
Impaired Emotional Control	18	I make mistakes in my work because I have my mind on other things.
	19	At work, I feel unable to control my emotions.
	20	I do not recognize myself in the way I react emotionally at work.
	21	During my work I become irritable when things don't go my way.
	22	I get upset or sad at work without knowing why.
	23	At work I may overreact unintentionally.

Cognitive Control, Impaired Emotional Control 이었으며, 각 구성요인의 개념 대표성과 언어의 사회성을 고려하여 탈진, 심적거리, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상으로 명명하였다.

연구 2. 확인적 요인분석과 타당도분석

BAT 개발 연구진(2019)은 확인적 요인 분석(CFA)을 실시하여 4요인 구조를 확인하고, 수렴 및 변별타당도 검증을 위하여 Multi-Traits Multi-Methods(MTMM)을 적용하였다. 본 연구에서도 연구 1에서 실시한 탐색적 요인분석 결과 결정된 22개의 문항의 요인구조가 4개로 적합한지 확인하고자 확인적 요인분석을 실시하였다. 타당도를 확인하고자 한국판 직무소진평가척도(K-BAT)와 MBI-GS, 직무열의(UWES), 그리고 다른 변인과의 상관관계를 확인하였다. 이를 구체적으로 확인하고자 MTMM을 이용하여 수렴 및 변별타당도를 확인하였다. 마지막으로, 직무소진의 선행요인과 결과요인을 이용하여 준거타당도를 확인하였다.

방 법

연구대상

확인적 요인분석을 실시하기 위하여 국내 공기업 사무직 종사자를 대상으로 하였다. 이들은 국내 여러 지역에서 근무하기 때문에, 연구 참여율을 높이고자 온라인 설문(www.surveymonkey.com)을 실시하였다. 1차 연구와 동일하게 응답 대상자는 연구에 대한 정

보, 연구 참여에 대한 정보를 제공받았으며, 설문 응답 도중 언제든지 연구 참여를 중단할 수 있고, 이에 대한 불이익은 없음을 안내받았다. 설문은 익명으로 진행되었으며, 연구 참여에 대한 자발적 동의 의사를 밝힌 응답자만 연구에 참여하였다. 마지막으로 개인정보 수집에 동의 의사를 물었다. 설문 응답을 완료한 사람은 모바일 기프트콘을 응답사례로 전송받았다. 548명이 온라인 설문링크를 통하여 응답을 시도하고, 379명이 응답 완료하여 69.2%의 응답률을 보였다. 이 중 사무직이 아닌 현장 근무로 응답한 34명의 데이터를 제외하고 최종 345명의 응답치를 최종분석에 사용하였다. 응답자의 평균연령은 38.0세($SD=9.92$), 남자 158명(45.8%)이었으며, 결혼 상태는 기혼 209명(60.6%), 미혼 128명(37.1%), 기타 8명(2.3%)의 분포를 보였다. 평균 근무기간은 12.8년($SD=9.5$), 근무부서는 사무/관리직 183명(53.0%), 영업/서비스직 143명(41.4%), 연구/개발 12명(3.5%), 기타 7명(2.0%)로 나타났다. 근무부서의 규모는 150명 이상이 137명(39.7%), 10명-50명 102명(29.6%), 50명-100명 57명(16.5%), 10명 미만 31명(9.0%), 100-150명 18명(5.2%) 순으로 나타났다.

측정 도구

한국판 직무소진평가척도(Korean version of Burnout Assessment Tool: K-BAT)

23문항으로 구성된 원척도 BAT(Schaufeli et al., 2019)는 연구 1 탐색적 요인분석 과정을 거쳐 22문항으로 구성되었다. 최종 척도는 탈진(8문항), 심적거리(4문항), 인지적 조절 손상(5문항), 정서적 조절 손상(5문항)의 4개의 요인으로 Likert 5점 척도(1: 전혀 아니다 ~ 5:

항상 그렇다)를 사용하였다. 본 연구에서 신뢰도 계수(Coefficient α)는 탈진 .91, 심적거리 .84, 인지적 조절 손상 .87, 정서적 조절 손상 .85로 나타났다.

직무소진(Maslach Burnout Inventory-General Survey: MBI-GS)

직무소진을 측정하기 위하여 Schaufeli와 동료(1996)가 개발하고 Shin(2003)이 타당화한 MBI-GS를 사용하였다. 총 16개의 문항으로 탈진(5문항, 예: 직장 일을 마치고 퇴근 시에 완전히 지쳐있음을 느낀다), 냉소(5문항, 예: 내가 맡은 일을 하는데 있어서 소극적이다), 직무 자신감(6문항, 예: 나는 직무상에서 발생하는 문제들을 효과적으로 해결할 수 있다)의 3개의 요인으로 구성되어 있으며, Likert 5점 척도(1: 전혀 그렇지 않다 ~ 5: 매우 그렇다)를 사용하였다. 직무무능감 요인을 측정하기 위하여 직무 자신감 요인 문항을 역코딩하여 사용 하였다. Shin(2003)의 타당화 연구에서 보고된 신뢰도 계수(Coefficient α)는 탈진 .90, 냉소 .81, 직무무능감 .86이었으며, 본 연구에서는 탈진 .90, 냉소 .83, 직무무능감 .86으로 나타났다.

직무열의(Utrecht Work Engagement Scale: UWES)

직무열의를 측정하기 위하여 Schaufeli, Bakker와 Salanova(2006)가 타당화 한 UWES-9을 Paik(2016)이 번안한 척도를 사용하였다. 총 9개의 문항으로 활력(3문항, 예: 나는 일할 때 강하고 활력이 넘친다), 전념(3문항, 예: 나는 내 일에 열정적이다), 몰입(3문항, 예: 일할 때 나는 열중한다)의 3개의 요인으로 구성되어 있으며, Likert 7점 척도(1: 전혀 그렇지 않다

~ 7: 매우 그렇다)를 사용하였다. Paik(2016) 연구에서 보고된 신뢰도 계수(Coefficient α)는 활력 .86, 전념 .90, 몰입 .80이었으며, 본 연구에서는 활력 .86, 전념 .88, 몰입 .86으로 나타났다.

역할 모호성(Role Ambiguity)

역할 모호성을 측정하기 위하여 Rizzo, House와 Lirtzman(1970)가 개발하고 Park(2009)이 번안한 척도를 사용하였다. 총 6개의 문항(예: 업무상 나에게 요구되는 것이 명확하지 않다)으로 Likert 7점 척도(1: 전혀 그렇지 않다 ~ 7: 매우 그렇다)를 사용하였다. Rizzo 등(1970)에서 보고된 신뢰도 계수(Coefficient α)는 .85, Park(2009)의 연구에서는 .84, 본 연구에서는 .91로 나타났다.

직무과다(Work overload)

사무직 근로자가 지각하는 업무과부하를 측정하기 위하여 Mehrotra과 Gebcke(1992)가 개발하고 Kim(2014)이 번안한 척도를 사용하였다. 총 5문항(예: 나는 수행하기 힘들 정도로 너무 많은 일을 하는 것 같다)으로, Likert 5점 척도(1: 전혀 아니다 ~ 5: 매우 그렇다)로 평정한 다. Kang과 Jang(2016)의 연구에서 보고된 신뢰도 계수(Coefficient α)는 .83, 본 연구에서는 .92로 나타났다.

이직의도(Turnover intention)

이직 의도는 Mitchell(1981)과 Moore(2000)의 연구를 바탕으로 Lee(2013)가 번안한 척도를 사용하였다. 총 5문항(예: 자주 지금의 회사를 퇴사하려는 생각을 한다)으로 Likert 5점 척도(1: 전혀 아니다 ~ 5: 매우 그렇다)로 응답하였다. Lee(2013)의 연구에서 보고된 신뢰도 계

수(Coefficient α)는 .80으로 나타났고, 본 연구에서는 .84로 나타났다.

우울(Center for Epidemiological Studies-Depression Scale: CES-D)

일반인의 우울 정도를 측정하기 위해 우울 정서를 중심으로 미국 국립정신보건 연구원(National Institute of Mental Health)이 개발한 CES-D를 사용하였다. 통합적 한국판 CES-D(Chon, Choi, & Yang, 2001)는 총 20개의 문항(예: *갑자기 울음이 나왔다*)로 구성되었으며, 지난 일주일 동안 경험한 우울 증상의 빈도와 정도에 따라 Likert 4점 척도(0: 극히 드물게, 1일 이하 ~ 3: 거의 대부분, 5일 이상)로 응답하였다. 한국어판으로 타당화한 Chon 등(2001)의 원 연구에서 보고된 신뢰도 계수(Coefficient α)는 .91이었으며, 본 연구에서는 .94로 나타났다.

분석방법

연구 1에서 실시한 탐색적 요인분석 결과 한국판 직무소진평가척도(K-BAT)의 요인구조는 탈진 Exhaustion, 심적거리 Mental Distance, 인지적 조절 손상 Impaired Cognitive Control, 정서적 조절 손상 Impaired Emotional Control의 4개로 나타났다. 이러한 탐색적 요인분석 결과가 타당한지 재검증하고자 연구 1과 다른 집단을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 즉 탐색적 요인 분석 결과 최종 선택된 22 문항이 원척도의 이론을 바탕으로 Mplus 7.4를 이용하여 4요인 구조가 적합한지 확인하였다. 이를 위하여 모든 문항이 하나의 요인만을 설명하는 1요인모형과 문항들이 4개의 요인으로 설명되는 4요인모형, 4요인 모형에서 한 개의

상위 요인을 추가로 상정한 이차요인모형을 비교 검증하였다. 4개의 요인별 점수 이외에 하나의 직무소진 점수 활용가능성을 확인하고자 2차 요인 모형을 상정하여 비교하였다. 모형비교를 위하여 모형의 설명력(X^2)과 간명성(df)을 함께 고려하는 X^2 차이 검증을 실시하였다. 모형 적합도를 확인하기 위하여 X^2 , CFI, TLI, RMSEA를 측정하였다. X^2 값은 표본의 크기에 따라 기각 여부가 민감하게 반응하는 한계점을 가진다(Hong, Malik, & Lee, 2003). 이를 보완하기 위해 표본 크기에 덜 민감하고 모형의 간명성을 동시에 고려할 수 있는 CFI, TLI, RMSEA를 함께 측정하였다(Hong, 2000; Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008). TLI와 CFI는 .90이상이면 좋은 적합도, .90에 가까울수록 양호한 수준을 나타내고, RMSEA는 .05이하이면 좋은 적합도, .05 ~ .08는 괜찮은 적합도, .08 ~ .10이면 보통 적합도, .10 이상이면 나쁜 적합도를 나타낸다(Browne & Cudeck, 1992; Hong, 2000).

이와 같은 요인타당도 분석 이후 구성타당도 분석을 실시하였다. 수렴 및 변별타당도를 확인하기 위하여 다음과 같이 분석하였다. 첫째, SPSS 21.0를 이용하여 확인적 요인 분석 결과 재확인된 4개의 요인의 상관관계 분석을 실시하고, 기술통계치와 신뢰도를 산출하였다. 예비분석으로 K-BAT와 기존 직무소진(MBI-GS), 직무열의와의 상관관계를 확인하고, 선행요인으로 직무요구(역할 모호성, 직무과다)와 결과요인(이직의도, 우울)과의 상관관계를 함께 확인하였다. 둘째, 구체적으로 수렴 및 변별타당도를 확인하고자 Amos 18.0을 이용하여 기존 직무소진(MBI-GS)을 이용하여 수렴 및 내적 변별타당도를 확인하고, 직무열의를 이용하여 외적 변별타당도를 확인하였다.

우선 수렴 및 내적 변별타당도를 통계적으로 검증하고자 Multi-Traits Multi-Methods(MTMM) 모형을 분석하였다(Campbell & Fiske, 1959). MTMM은 특질요인(traits)과 측정방식(methods)을 동시에 고려하기 때문에 여러 측정방법 효과를 한 번에 검증하고, 구성요인간의 관계를 확인할 수 있다. 이를 이용하여, 구성요인간의 수렴 및 변별타당도, 두 척도간의 수렴 및 변별타당도를 확인할 수 있다. 그림 2는 MTMM 기본 모형으로 5개의 요인인 탈진(정서적 탈진 포함), 냉소/심적거리, 직무무능감, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상과 2개의 측정방법 K-BAT, MBI-GS를 도시하였다. 구성요인과 측정방법간의 상관관계를 통제하여 모형비교를 실시하였다. 각 모형은 내재된 모형이므로 앞서 안내한 확인적 요인분석 모형비교 방법과 동일한 χ^2 차이 검증을 실시하였다. MTMM 모형을 이용한 수렴 및 변별타당도 분석 절차는 타당도분석결과 제시 전 서술하였다. 외적 변별타당도를 확인하고자 직무열의를 포함한 확인적 요인분석을 실시하여 AVE(Average Variance Explained)와 Shared variance(R^2)을 비교하였다. R^2 는 직무열의와의 상관계수 제곱치로 산출하였다. 한 잠재변인(K-BAT)이 측정변인에 의해 설명되는 AVE가

다른 변인(직무열의)과의 관계(R^2)보다 크면 변별타당도를 가지는 것으로 판단한다(Farrell, 2010; Fornell & Larcker, 1981).

마지막으로, 준거타당도 확인을 위하여 관련요인을 선행요인(역할보호성, 직무과다)과 결과요인(이직의도, 우울)로 구분하여 Mplus 7.4를 이용하여 구조방정식모형을 분석하였다. 구조방정식 모형적합도는 χ^2 , TLI, CFI, RMSEA를 함께 살펴보았다.

결 과

확인적 요인분석

탐색적 요인분석 결과 도출된 22개의 문항으로 구성된 K-BAT의 요인구조를 확인하기 위하여 모형비교를 실시하였다(표 4). 즉 Schaufeli 연구팀(2019)의 결과와 일관되게 탈진, 심적거리, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상 등 4개의 요인(4요인 모형)이 적합한지 혹은 요인의 구분 없이 1개의 요인(1요인 모형)이 보다 적합한지 확인하고자 카이제곱(χ^2)차이검증을 실시하였다. 그 결과, 4요인 모형은 1요인에 비하여 1104.647만큼 설명력

Table 4. Model Fit Indices for Model comparison

	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]
One-factor model	1740.359	209	.667	.632	.146 [.139 - .152]
Four-factor model	635.712	203	.906	.893	.079 [.072 - .086]
Second-order factor model	642.009	205	.905	.893	.079 [.072 - .086]

이 높고, 모형의 간명성은 6만큼 감소하였다 ($\Delta X^2(6)=1104.647, p<.05$). CFI, TLI, RMSEA 역시 4요인 구조가 적합한 것으로 나타났다. 다음으로 4요인 모형을 2차 요인 모형과 비교한 결과 4요인 모형은 2차 요인 모형에 비하여 6.297만큼 설명력이 높고, 모형의 간명성은 2만큼 감소한 것으로 나타나 4요인 구조가 보다 적합한 것으로 나타났다($\Delta X^2(2)=6.297, p<.05$). 4요인 모형의 CFI=.906으로 나타나 1요인 모형과 2차 요인 모형 대비 더 좋은 것으로 나타났다.

4요인 모형의 표준화 요인계수가 .5(.50 ~ .87) 이상으로 나타나 K-BAT는 4요인 모형이 적합한 것으로 나타났다(그림 1). 확인된 4요인은 .50 ~ .73 정도로 중간 혹은 높은 정도의 상관관계를 보였다(Cohen, 1992). 측정변인 간 관계는 .47 ~ .62 정도의 중간 이상의 상관관계를 보였으며(표 5), 요인별 신뢰도 계수

(Coefficient a) 역시 .84 ~ .91로 만족스러운 수치를 보였다.

탐색적 요인분석과 확인적 요인분석 결과를 살펴보면, K-BAT는 탈진, 심적거리, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상 4가지 구성요인 간 중간 정도의 관련성을 가지며 독립성을 보이는 것으로 나타났다.

타당도 분석: 수렴타당도와 내적 변별타당도

K-BAT의 수렴 및 내적 변별타당도를 확인하였다. 기존 소진을 측정하는 MBI-GS와 적절한 관련성을 확인하고자 예비분석으로 직무소진과의 상관관계를 확인하였다(표 6). 총점으로서의 MBI-GS와 K-BAT는 서로 $r=.77$ 의 높은 상관관계를 보였으며, 개념상 유사구성요인인 정서적 탈진(EE, MBI-GS)과 탈진(EX, K-BAT), 냉소(CY, MBI-GS)와 심적거리(MD, K-BAT) 역

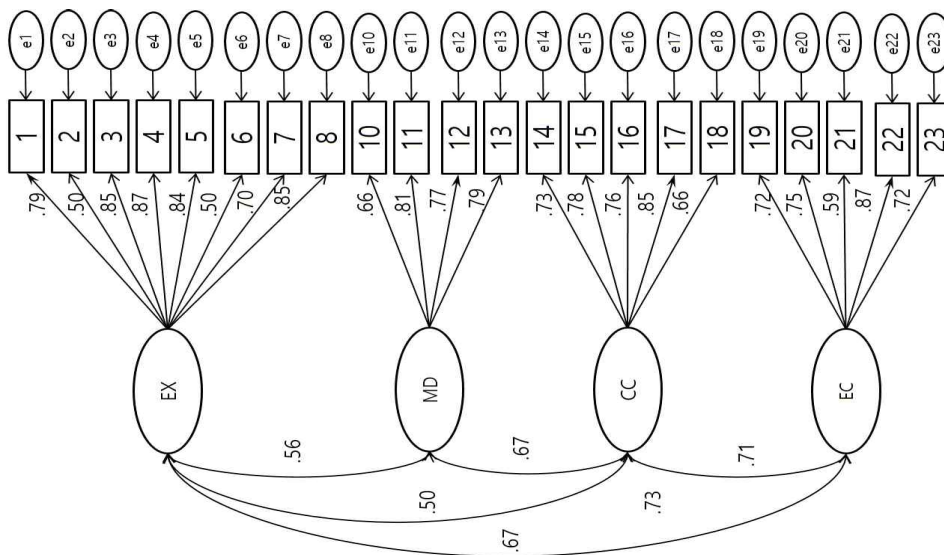


Figure 1. Confirmatory Factor Analysis of K-BAT

Note. EX = Exhaustion, MD = Mental Distance, CC = Impaired Cognitive Control, EC = Impaired Emotional Control. Standardized Coefficient.

Table 5. Descriptive Statistics and Correlation among Constructs of K-BAT ($N=345$)

	K-BAT	EX	MD	CC	EC	Cronbach's Alpha
K-BAT	1					.94
EX	.86**	1				.91
MD	.78**	.52**	1			.84
CC	.77**	.47**	.58**	1		.87
EC	.85**	.62**	.60**	.62**	1	.85
<i>M</i>	2.46	2.84	2.32	2.13	2.31	
<i>SD</i>	.62	.77	.79	.69	.74	
Skewness	.33	.12	.52	.39	.38	
Kurtosis	.61	.08	.48	.01	-.09	

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

Note. K-BAT = Korean version of Burnout Assessment Tool, EX = Exhaustion, MD = Mental Distance, CC = Impaired Cognitive Control, EC = Impaired Emotional Control

Table 6. Correlations between K-BAT and MBI-GS ($N=345$)

	MBI-GS	EE	CY	INEFF
K-BAT	.77**	.71**	.65**	.35**
EX	.75**	.79**	.49**	.21**
MD	.65**	.50**	.68**	.43**
CC	.46**	.36**	.48**	.38**
EC	.59**	.53**	.53**	.23**
<i>M</i>	2.46	2.81	2.21	2.34
<i>SD</i>	.58	.88	.76	.63
Skewness	.00	.33	.52	.36
Kurtosis	-.06	-.28	.31	.44

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

Note. K-BAT = Korean version of Burnout Assessment Tool, EX = Exhaustion, MD = Mental Distance, CC = Impaired Cognitive Control, EC = Impaired Emotional Control, MBI-GS = Maslach Burnout Inventory-General Survey, EE = Emotional Exhaustion, CY = Cynicism, INEFF= Inefficacy

시 각각 $r=.79$, $r=.68$ 로 상대적으로 높은 상관 관계를 보였다. K-BAT의 인지적 조절 손상(CC)은 MBI-GS의 정서적 탈진(EE)과 $r=.36$, 무능감(CY)은 $r=.38$ 로 낮은 정도의 관련성을 보였다. 정서적 조절 손상(EC)역시 MBI-GS의 직무무능감(INEFF)과 $r=.23$ 으로 상대적으로 낮은 정도의 관련성을 보였다.

K-BAT와 MBI-GS와의 관련성을 상관관계로 확인하고, 구체적으로 확인하고자 MTMM 모형 분석을 실시하였다. 모형1(M1) CT-CM

(Correlated Traits-Correlated Methods)은 구성요인과 척도 모두 자료를 설명한다는 가정에 기초한다. CT-CM(M1)은 다른 MTMM 모형과 비교하는 기본모형이다. 그림 2와 같이 5개의 요인인 탈진(정서적 탈진 포함), 냉소/심적거리, 직무무능감, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상간의 상관을 허용하고(Correlated Traits, CT), 2개의 측정방법 K-BAT, MBI-GS간의 상관을 허용(Correlated Methods, CM)한다. 모형2(M2) NT-CM(No Traits-Correlated Methods)은 자료는

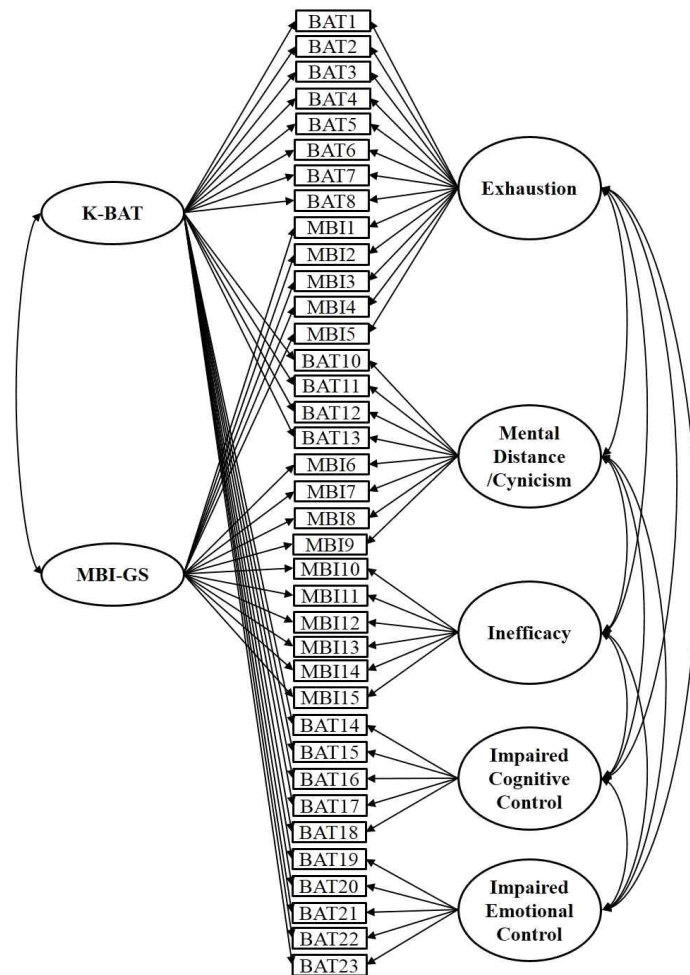


Figure 2. Conceptual Framework for Multi-Traits Multi-Methods(MTMM)

구성요인간의 상관은 존재하지 않고, 척도들만이 설명한다는 가정에 기초한다. 구성요인의 수렴타당도를 확인하기 위해 M1과 M2를 비교하였다. 구성요인을 허용하지 않은 M2보다 M1이 더 좋은 모형 적합도를 보인다면 5개 구성요인간의 수렴타당도를 확인할 수 있다. 모형3(M3) CT-NM(Correlated Traits-No Methods)은 자료는 척도간의 상관은 존재하지 않고, 구성요인들에 의해서만 설명된다는 가정에 기초한다. K-BAT와 MBI-GS간의 수렴타당도를 확인하기 위해 M1과 M3를 비교하였다. 개별적인 두 척도를 허용한 M1이 더 좋은 모형 적합도를 보인다면 두 척도 K-BAT와 MBI-GS간의 수렴타당도를 확인할 수 있다.

모형4(M4) PCT-CM(Perfectly Correlated Traits-Correlated Methods)는 구성요인간의 상관을 1로 고정시켜 요인간의 완전한 상관을 가정한다. 구성요인간의 상관을 1로 고정시켜 요인간의 변별성이 없음을 가정한다. 구성요인의

내적 변별타당도를 확인하기 위하여 M1과 M4를 비교하였다. M1이 M4보다 더 좋은 모형 적합도를 보인다면 구성요인간의 내적 변별타당도를 확인할 수 있다. 마지막으로 모형5(M5) CT-PCM(Correlated Traits-Perfectly Correlated Methods)는 척도간의 상관을 1로 고정시켜 두 척도가 동일하다는 것을 가정한다. 척도간의 상관을 1로 고정시켜 척도간의 변별성이 없음을 가정한다. K-BAT와 MBI-GS간 내적 변별타당도를 확인하기 위하여 M1과 M5를 비교하였다. M1이 M5보다 더 좋은 모형 적합도를 보인다면 두 척도간의 내적 변별타당도를 확인할 수 있다. 분석 결과는 표 7과 같다.

구성요인간의 수렴타당도를 확인하고자 M1과 M2를 비교하였다. M1(CT-CM)은 구성요인간의 수렴성을 가정하지 않은 M2(NT-CM)에 비하여 좋은 모형 적합도를 보였다($\Delta \chi^2(47)=2347.955, p<.05$). 다른 적합도 지수 역시 M2보다 M1이 더 나은 모형 적합도를 보였다

Table 7. Model Fit Indices for MTMM based Model Comparisons

		χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]	
M1	CT-CM	1471.493	581	.890	.867	.067 [.063-.071]	
To test Convergent Validity							
M2	NT-CM (no latent factors for traits)	3819.448	628	.606	.559	.122 [.118-.125]	Traits
M3	CT-NM (no latent factors of methods)	1849.168	619	.848	.827	.076 [.072-.080]	Methods
To test Internal Discriminant Validity							
M4	PCT-CM	1626.331	591	.872	.848	.071 [.057-.076]	Traits
M5	CT-PCM	1357.664	582	.904	.884	.062 [.058-.067]	Methods

다($\Delta CFI=.284$, $\Delta TLI=.308$, $\Delta RMSEA=.055$). 이는 5개의 구성요인(탈진, 심적거리/냉소, 직무무능감, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상) 간의 수렴타당도를 보임을 나타낸다. 다음으로 측정척도 K-BAT와 MBI-GS 간의 수렴타당도를 확인하고자 M1과 M3를 비교하였다. M1(CT-CM)은 척도간의 수렴성을 가정하지 않은 M3(CT-NM)에 비하여 좋은 모형 적합도를 보였다($\Delta X^2(38)=377.675$, $p<.05$). 다른 적합도 지수 역시 M3보다 M1이 더 나은 모형 적합도를 보였다($\Delta CFI=.042$, $\Delta TLI=.040$, $\Delta RMSEA=.009$). 이는 K-BAT와 MBI-GS간 수렴타당도를 보이는 것이다.

구성요인간의 내적 변별타당도를 확인하기 위하여 M1과 M4를 비교하였다. M4(PCT-CM)은 구성요인간의 상관을 1로 고정시켜, 구성요인간의 변별성을 가정하지 않은 모형이다. 그 결과 M1(CT-CM)은 M4(PCT-CM)에 비하여 좋은 모형 적합도를 보였다($\Delta X^2(10)=154.838$, $p<.05$). 다른 적합도 지수 역시 M4보다 M1가 더 나은 모형 적합도를 보였다($\Delta CFI=.018$, $\Delta TLI=.019$, $\Delta RMSEA=.004$). 이는 5개의 구성요인(탈진, 심적거리/냉소, 직무무능감, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상)은 각각 구분되는 개념임을 나타내는 것으로, 구성요인간 내적 변별타당도를 보이는 것이다. 마지막으로 두 척도간의 내적 변별타당도를 확인하고자 M1과 M5를 비교하였다. M5(CT-PCM)은 두 척도간의 상관을 1로 고정시켜, 두 척도간의 독립성을 가정하지 않는 모형이다. 앞서 확인한 타당도와 달리, M5(CT-PCM)이 두 척도간의 독립성을 가정한 M1보다 더 좋은 모형 적합도를 보였다($\Delta X^2(1)=113.829$, $p<.05$). 다른 모형 적합도 지수 역시 M1대신 M5가 더 나은 것으로 나타났다($\Delta CFI=.014$, $\Delta TLI=$

$.017$, $\Delta RMSEA=.005$). 이는 두 척도간의 변별성을 가정하지 않고 동일하다고 가정하는 것이 더 적합하다는 것을 의미한다. 즉, K-BAT와 MBI-GS 간 내적 변별타당도는 확인되지 않았다.

수렴타당도와 내적변별타당도 검증 결과를 종합하면 K-BAT의 측정문항은 각 구성요인에 대하여 수렴타당도를 보이고, 동시에 구성요인은 독립적인 개념인 것을 확인할 수 있다. 반면, 각 측정문항은 척도 K-BAT에 수렴하지만, 기존 직무소진 척도 MBI-GS와는 변별성을 보이지 않는 것을 확인할 수 있다.

타당도 분석: 외적 변별타당도

K-BAT의 외적 변별타당도를 확인하기 위하여 예비분석으로 직무열의와의 상관관계를 살펴보았다(표 8). 총점으로서 K-BAT와 직무열의는 서로 $r=-.57$ 로 중간정도의 상관관계를 보였으며, 개념상 서로 반대구성요인인 탈진(EX, K-BAT)과 활력(VI)은 $r=-.51$, 심적거리(MD)와 헌신(DE)은 $r=-.61$ 로 중간 정도의 관련성을 보였다. 몰입(AB)과 인지적 조절 손상(CC, $r=-.41$), 정서적 조절 손상(EC, $r=-.39$)은 각각 중간 정도의 관련성을 보였다. 기존직무소진 척도 MBI-GS가 직무열의와 보이는 상관관계를 함께 확인하였다. 총점으로서 MBI-GS와 UWES는 서로 $r=-.73$, 정서적 탈진(EE, MBI-GS)과 활력은 $r=-.51$, 냉소(CY)와 헌신은 $r=-.59$ 정도로 총점을 제외한 두 쌍의 관련성은 K-BAT와 직무열의간 관련성과 유사한 정도인 것으로 나타났다.

외적 변별타당도를 구체적으로 확인하기 위하여 직무열의와 K-BAT를 각각의 잠재변인으로 설정하고, 문항(직무열의의 9문항, K-BAT 22

Table 8. Correlations among K-BAT, UWES, and MBI-GS (N=345)

	UWES	VI	DE	AB	M	SD	Skewness	Kurtosis
K-BAT	-.57**	-.53**	-.52**	-.50**	2.46	.62	.33	.61
EX	-.46**	-.51**	-.42**	-.32**	2.84	.77	.12	.08
MD	-.64**	-.53**	-.61**	-.61**	2.32	.79	.52	.48
CC	-.37**	-.30**	-.32**	-.41**	2.31	.74	.38	-.09
EC	-.43**	-.37**	-.40**	-.39**	2.13	.69	.39	.01
MBI-GS	-.73**	-.68**	-.68**	-.65**	2.46	.58	.00	-.06
EE	-.48**	-.51**	-.44**	-.35**	2.81	.88	.33	-.28
CY	-.62**	-.54**	-.59**	-.57**	2.21	.76	.52	.31
Ineffi	-.63**	-.54**	-.56**	-.63**	2.34	.63	.36	.44
<i>M</i>	4.47	4.07	4.45	4.90				
<i>SD</i>	1.09	1.23	1.22	1.14				
Skewness	-.32	-.24	-.33	-.68				
Kurtosis	.23	-.20	.09	.78				

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

Note. K-BAT = Korean version of Burnout Assessment Tool, EX = Exhaustion, MD = Mental Distance, CC = Impaired Cognitive Control, EC = Impaired Emotional Control, MBI-GS = Maslach Burnout Inventory-General Survey, EE = Emotional Exhaustion, CY = Cynicism, INEFF = Inefficacy, UWES = Work Engagement, VI = Vigor, DE = Dedication, AB = Absorption

문항)이 잠재변인을 설명하는 측정문항으로 설정한 확인적 요인분석을 실시하여 AVE와 R²값을 산출하였다. K-BAT가 22개의 측정문항에 의해 설명되는 AVE는 .404이고, K-BAT가 직무열의간 보이는 R²는 .376이었다. 측정문항이 K-BAT를 독립적으로 설명하는 정도는 .404이고 직무열의와의 관련성은 .376인 것으로 나타나, K-BAT는 외적 변별타당도를 보이는 것으로 확인하였다.

타당도 분석: 준거타당도

K-BAT의 준거타당도를 확인하기 위하여

예비분석으로 선행요인(역할보호성, 직무과다)과 결과요인(이직의도, 우울)과의 상관관계를 우선 조사하였다(표 9). 기존 직무소진 척도 MBI-GS와 관련변인과의 상관관계도 함께 확인하였다. 총점 K-BAT는 역할보호성과 $r = .56(r = .59, \text{MBI-GS})$, 직무과다 $r = .59(r = .52, \text{MBI-GS})$, 이직의도 $r = .47(r = .50, \text{MBI-GS})$, 우울 $r = .70(r = .66, \text{MBI-GS})$ 로 중간 혹은 높은 정도의 상관관계를 보였다. K-BAT와 다른 변인과의 상관관계는 MBI-GS가 다른 변인과의 상관관계와 대체적으로 비슷한 정도로 나타났다.

탈진(EX, K-BAT)은 역할보호성과 $r = .44(r = .45, \text{EE})$, 직무과다 $r = .65(r = .62, \text{EE})$, 이직

Table 9. Correlations among antecedents, consequences, K-BAT, and MBI-GS ($N=345$)

		K-BAT	EX	MD	CC	EC	MBI-GS	EE	CY	INEFF	<i>M</i>	<i>SD</i>	Skewness	Kurtosis
선행	RA	.56**	.44**	.50**	.43**	.49**	.59**	.45**	.61**	.35**	3.03	1.25	.52	-.16
요인	WL	.59**	.65**	.41**	.40**	.37**	.52**	.62**	.40**	.14**	2.51	.87	.46	.00
결과	TI	.47**	.44**	.47**	.36**	.26**	.50**	.43**	.48**	.26**	2.56	.91	.34	-.19
요인	Dep	.70**	.59**	.58**	.61**	.53**	.66**	.56**	.56**	.40**	.72	.52	1.06	.84

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

Note. RA = Role Ambiguity, WL = Work overload, TI = Turnover Intention, Dep = Depression, K-BAT = Korean version of Burnout Assessment Tool, EX = Exhaustion, MD = Mental Distance, CC = Impaired Cognitive Control, EC = Impaired Emotional Control, MBI-GS = Maslach Burnout Inventory-General Survey, EE = Emotional Exhaustion, CY = Cynicism, INEFF = Inefficacy

의도 $r = .44$ ($r = .43$, EE), 우울 $r = .59$ ($r = .56$, EE)로 중간 정도의 상관관계를 보였다. 심적거리(MD, K-BAT)는 역할모호성과 $r = .50$ ($r = .61$, CY), 직무과다 $r = .41$ ($r = .40$, CY), 이직의도 $r = .47$ ($r = .48$, CY), 우울 $r = .58$ ($r = .56$, CY)로 중간 정도의 상관관계를 보였다. K-BAT 두 구성요인 탈진과 심적거리와 다른 변인간 상관관계는 개념 상 대응되는 정서적 탈진과 냉소가 다른 변인간 상관관계와 대체적으로 비슷

한 정도로 나타났다. 인지적 조절 손상(CC, K-BAT)은 모두 중간 정도의 상관관계를 보였다(역할모호성 $r = .43$, 직무과다 $r = .40$, 이직의도 $r = .36$, 우울 $r = .61$). 정서적 조절 손상(EC, K-BAT)은 이직의도($r = .26$)를 제외한 나머지 변인과 중간 정도의 상관관계를 보였다(역할모호성 $r = .49$, 직무과다 $r = .37$, 우울 $r = .53$).

K-BAT와 직무소진의 선행요인과 결과요인간의 관련성을 상관관계로 확인하고, 구체적

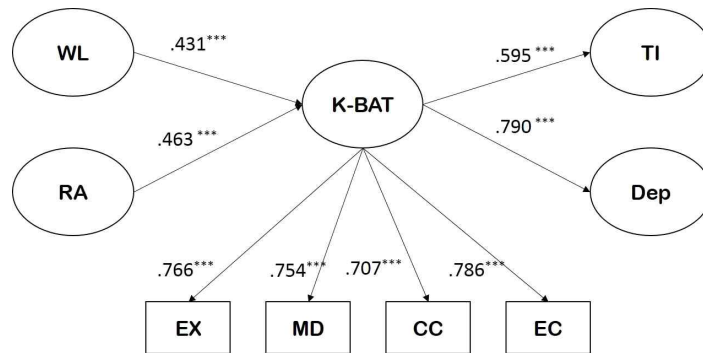


Figure 3. Structural Equation Model for Criterion Validity Test

Note. RA = Role Ambiguity, WL = Work overload, TI = Turnover Intention, Dep = Depression, K-BAT = Korean version of Burnout Assessment Tool, EX = Exhaustion, MD = Mental Distance, CC = Impaired Cognitive Control, EC = Impaired Emotional Control. Standardized Coefficient, *** $p < .001$.

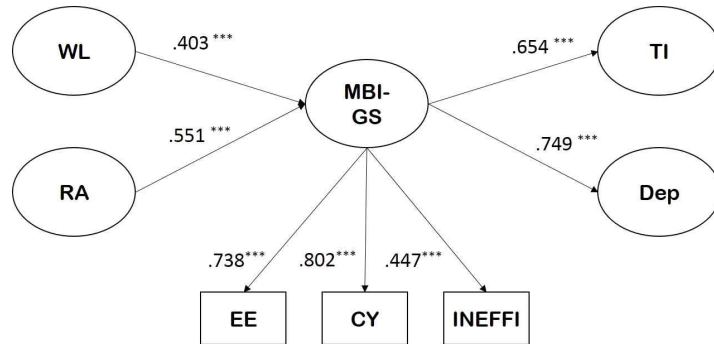


Figure 4. Structural Equational Model with MBI-GS

Note. RA = Role Ambiguity, WL = Work overload, TI = Turnover Intention, Dep = Depression, MBI-GS = Maslach Burnout Inventory-General Survey, EE = Emotional Exhaustion, CY = Cynicism, INEFF = Inefficacy. Standardized Coefficient, *** $p < .001$.

으로 준거타당도를 확인하고자 변인간의 인과 관계에 따라 구조방정식모형 분석을 실시하였다(그림 3). 모형 적합도는 $\chi^2(268)=862.472$, CFI=.906, TLI=.895, RMSEA=.080[90% CI: .074-.086]으로 적합한 모형 적합도를 보였다. K-BAT는 직무요구인 직무과다와 역할모호성과 정적인 관계를 보였으며, 결과요인인 이직의도와 우울과도 정적인 관계를 보였다. 또한, 동일한 모형으로 MBI-GS를 이용하여 분석한 결과 $\chi^2(245)=823.259$, CFI=.903, TLI=.891, RMSEA=.083[90% CI: .077-.089]으로 적합한 모형 적합도를 보였다(그림 4). MBI-GS는 직무요구(직무과다, 역할모호성)와 이직의도와 우울과도 정적인 관계를 보였다.

K-BAT와 MBI-GS를 이용한 분석 결과를 함께 살펴보면 직무요구와의 관계는 두 척도 모두 정적인 관계를 보였다(직무과다 $\beta = .431$ (K-BAT), $\beta=.403$ (MBI-GS); 역할모호 $\beta = .463$ (K-BAT), $\beta=.551$ (MBI-GS)). 결과요인과의 관계 역시 모두 정적인 관계를 보였다(이직의도 $\beta=.595$ (K-BAT), $\beta=.654$ (MBI-GS);

우울 $\beta=.790$ (K-BAT), $\beta=.749$ (MBI-GS)). 종합하면, K-BAT는 직무관련 요인과 준거타당도를 충족하는 것으로 보인다.

논 의

직무소진에 대한 시의적절한 개입이 이루어지지 않으면 이직이나 결근 등의 조직에서 비용손실 뿐 아니라, 우울이나 삶의 만족도 등의 한 개인의 삶의 전반적인 영역에 부정적 영향을 미친다(Schaufeli & Taris, 2014). 직무소진에 대한 적절한 개입은 직무성과를 증진시켜 사업주의 영리추구목표 달성에 기여할 뿐 아니라, 한 개인의 정신건강 증진에도 기여할 수 있다. 소진 연구에 널리 사용되어 온 MBI는 연구 활용성과 현장 유용성 덕에 대인간 산업을 비롯한 일반직군 등 다양한 분야 소진 연구의 발전에 있어 중추적인 역할을 하였다. 무수한 실증적 연구물들이 축적됨과 동시에 MBI의 구성타당도에 대한 다양한 관점이 제기되어 왔다. 정서적 탈진, 냉소, 직무무능감

의 3가지 요인 구성에 대한 타당성(de Beer & Bianchi, 2019)을 검증하고, 인지기능 손상을 호소하는 소진임상군에 대한 연구들이 지속적으로 보고되었다. 이에 Schaufeli 연구팀(2019)은 소진 척도의 2번째 버전으로 새로운 소진척도 BAT를 개발하였다.

본 연구는 BAT가 한국 직무 종사자 집단에서도 타당하게 나타나는지 확인하고자 하였다. 번역-역번역 과정을 거쳐 한국어로 번역된 문항을 이용하여, 연구집단 1(367명)과 연구집단 2(345명)을 대상으로 타당도 분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하여 4요인 구조가 타당한지 확인하였다. 4요인의 구성타당도를 확인하고자 MTMM 모형 분석을 이용하여 수렴타당도와 내적/외적 변별타당도를 확인하였다. 마지막으로 준거타당도를 확인을 위해 선행요인(역할모호성, 직무과다)과 결과요인(이직의도, 우울)을 이용하여 구조방정식모형을 분석하였다. 그 결과 K-BAT는 원칙도와 달리 9번 문항을 제외한 22문항이 타당한 것으로 나타났으며, 요인구조는 원칙도와 같이 4개의 요인(탈진, 심적거리, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상)임을 확인하였다. 수렴타당도와 변별타당도는 K-BAT 22개 측정문항은 4개의 구성요인에 각각 수렴하지만 MBI-GS와의 변별성은 보이지 않았다. K-BAT는 직무열의와 관련성을 가지면서 K-BAT만의 독립적 설명량을 가지는 것으로 나타나 외적 변별 타당도를 확인하였다. JD-R의 건강손상과정을 적용하여 직무요구와 부정적 결과요인과 모두 정적인 관계를 보여 K-BAT는 준거타당도를 보이는 것으로 나타났다. 구체적인 논의는 다음과 같다.

첫째, 문항 간 상관관계와 신뢰도 분석, 탐색적 요인 분석을 종합한 결과 1개의 문항을

제외한 22개의 문항으로 K-BAT 예비척도를 구성하였다. 다른 집단을 대상으로 실시한 CFA 결과에서도 4개의 요인구조(탈진, 심적거리, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상)를 보였다. 이로서 BAT 개발 가설(Schaufeli et al., 2019)을 재확인하였다. 최근 출판된 일본어판 BAT 척도(BAT-J) 타당화 연구 역시 4개의 구성요인을 지지하였다(Sakakibara, Shimazu, Toyama, & Schaufeli, 2020). 다만, 4요인 구조모형과 2차 요인 구조모형간의 비교 결과 4요인 구조가 통계적으로 근사한 정도로 타당한 것으로 나타났다. 이는 Sakakibara 연구팀(2020)의 일본어판 타당화 연구에서 제시한 결과와 유사하다. 또한, BAT를 사용하여 7개국(네덜란드, 벨기에, 독일, 오스트리아, 핀란드, 아일랜드, 일본)의 측정동일성을 검증한 연구(De Beer et al., 2020) 역시 독일, 아일랜드, 일본은 2차 요인 구조를 충족시키지 못하는 것으로 나타났다. 이는 2차 요인 구조에 있어서 국가별로 상이할 가능성을 시사한다. 2차 요인 구조는 하나의 소진 점수사용 가능성과 연관되어 있는데, 타당한 근거를 확인하기 위해서는 다양한 직업군을 대상으로 하여 2차 요인 구조 타당성에 대한 경험적 연구가 필요할 것으로 보인다.

둘째, K-BAT는 MBI-GS와의 상관관계에서 직무무능감과 탈진(K-BAT) $r=.21$, 정서적 조절 손상 $r=.23$ 을 제외하고 모두 중간 정도 이상의 유의한 관련성을 보였다. 이는 직무무능감은 냉소와 정서적 탈진과는 달리 독립된 양상을 보이는 것으로 설명할 수 있다(Worley et al., 2008). 직무무능감과 K-BAT의 구성요인간의 관계를 살펴보면 일관적으로 냉소와 정서적 탈진과의 상관관계보다 작은 것을 알 수 있다. 다음으로 MTMM를 적용한 모형 비교

결과 K-BAT의 구성요인은 각각 수렴 타당도(모형1과 모형2)와 변별 타당도(모형1과 모형4)를 보였다. 그러나 측정방법으로서 K-BAT와 MBI-GS는 수렴 타당도(모형1과 모형3)를 보이지만, 내적 변별타당도(모형1과 모형5) 검증은 실패하였다. 이는 K-BAT는 4가지 구성요인은 서로 적절한 정도로 관련성을 보이며 독립적인 요인을 가지지만 측정방법으로서 MBI-GS와는 다르지 않다는 것을 의미한다. 오히려, MBI-GS와 K-BAT를 동일한 척도로 간주한 모형이 5개의 모형 중 가장 좋은 모형 적합도를 보였다. 이와 관련하여 면밀한 조사가 필요한 것으로 보인다. 타당화 연구임을 상기시키면 방법론적 고찰에 앞서 문항의 적절성과 연구에 사용된 집단의 대표성에 대해서 살펴볼 필요가 있다. 이는 후속 연구 제안과 함께 종합적으로 다룰 것이다.

셋째, K-BAT와 직무열의와의 관련성을 MBI-GS와의 상관관계와 함께 확인하였다. 모두 중간 이상의 유의한 상관관계를 보였다. 인지적 조절 손상과 정서적 조절 손상은 다른 요인간 상관에 비해서 상대적으로 낮은 정도의 관련성을 보였다 ($r=.30 \sim r=.43$). BAT 일본어판 타당화 연구(Sakakibara et al., 2020) 역시 탈진과 심적거리는 직무열의와 $r=-.21 \sim -.42$ 정도인 반면, 인지적/정서적 조절 손상은 $r=-.15 \sim -.27$ 으로 나타났다. 본 연구가 1차 타당화 연구임을 고려하면 인지적/정서적 조절 손상과 직무열의의 상대적으로 낮은 관련성은 향후 면밀하게 살펴볼 필요가 있다. 다음으로 확인적 모형분석을 통하여 K-BAT는 직무열의와 적절한 관련성을 가지면서도 그보다 더 큰 정도로 독립적인 설명량을 가지는 것으로 확인하였다.

마지막으로 K-BAT의 준거타당도를 확인하

고자 JD-R의 평행과정 중 건강손상과정을 적용하여 직무요구와 결과요인을 이용하였다. 이에 앞서 역할모호, 직무과다, 이직의도, 우울과의 관계를 확인하였다. 정서적 조절 손상과 이직의도와의 관계($r=.26$)를 제외하고 모두 중간 이상의 유의한 상관관계를 보였다($r=.37 \sim .70$). 다음으로 건강손상과정을 모형으로 하여 SEM을 실시하여 구체적인 준거 타당도를 확인하였다. 직무과다와 역할모호는 K-BAT에 정적으로 유의한 영향을 미쳤으며, 동시에 이직의도와 우울에 유의한 영향을 미쳤다. 이러한 관계는 동일한 모형을 적용하여 K-BAT 대신 MBI-GS를 사용한 모형 분석 결과와 유사하다. 또한, 이직의도만을 사용하여 준거 타당도를 확인한 BAT 일본어 타당화 연구(Sakakibara et al., 2020)에서 나타난 결과와 유사하다.

본 연구는 BAT를 이용한 직무소진의 문화적 공통성(universality) 검증을 위하여 유럽 및 아시아 등 30여개 국가에서 동시에 진행되는 타당화 연구 중 하나이다. 원척도 BAT는 23문항으로 구성되었으나, 본 연구에서는 9번 문항을 제외한 22문항이 가장 적합한 것으로 나타났다. 이에 대해서는 문화적 차이(culture-specific) 요인 등 다양한 해석이 가능하기 때문에 이를 반영하여 한국어 버전임을 강조하고자 K-BAT로 명명하였다. 타당도 검증은 부분적으로 만족할 만한 결과를 보였다. K-BAT 구성요인 모두 독립성을 보이고 있지만, 기존 척도인 MBI-GS와 구분될 정도의 독립성을 보이지는 못하였다. 이러한 결과를 고려하여, K-BAT 문항 사용 시 신중을 기해야 할 것으로 보인다. 이와 관련하여 생각해볼 수 있는 가능한 이유는 다음과 같다. 본 척도는 탐색적 요인 분석 결과 한 개의 문항을 제

외하고 타당도 분석을 진행하였다. 이는 다른 국가가 23개의 문항을 타당한 것으로 보고한 것과는 다른 결과이다(De Beer et al., 2020; Sakakibara et al., 2020). 2편의 연구를 제외하고는 BAT를 사용한 출판된 경험 연구가 거의 없기 때문에 문항 제외와 관련하여 심층 후속 연구가 필요할 것으로 보인다. 또한, 탐색적 요인분석은 서비스 직군을 비롯한 다양한 직군 종사자를 대상으로 하였으나, 확인적 요인 분석과 타당도분석은 하나의 국내 공기업 종사자만을 대상으로 하였다. 공공의 이익을 우선시하는 공기업 종사자의 직무소진에 미치는 영향 요인등 그 양상은 기업의 상업적 이익 추구를 우선시하여 경쟁위주의 사기업 종사자의 직무소진 모습과는 차이를 보인다. 이러한 양상을 구체적으로 검증한 연구는 찾아보기 힘들지만 기업의 특성을 근거로 생각해볼 수 있다. 예를 들어, 사기업은 시장의 빠른 변화에 대처해야 하므로 시간의 압박이 더 크게 나타날 수 있다. 직업 안정성(job security)의 경우 사기업보다 공기업이 높기 때문에 공기업 종사자의 직무 만족도는 상대적으로 더 높게 나타날 수 있다(Han, 2012). 더군다나 최근에는 개인의 삶과 업무간의 균형(work-life balance)을 중요시하기 때문에, 정해진 출퇴근 시간과 안정적인 복지를 제공하는 공기업 종사자의 직무정신건강이 더 긍정적일 수 있다(Hu, Chen, & Cheng, 2016; Shanafelt et al., 2015). 이러한 공기업의 특성이 본 연구에 반영되었을 가능성이 있다. 그러므로 본 연구는 K-BAT 타당화를 위한 1차 예비연구로 보는 것이 적절할 것이다.

2차 요인 모형의 타당성은 본 연구를 비롯한 다른 국가 대상으로도 확인되지 않았다(De Beer et al., 2020). 하나의 소진 점수 사용보다

는 요인별 점수 사용이 보다 타당한 것으로 생각할 수 있다. 탈진, 심적거리, 인지적 조절 손상, 정서적 조절 손상 각각의 점수를 산출하여 개인의 소진 양상에 대한 심층적 이해를 할 수 있을 것이다. 가령 소진 총점이 같더라도 구성요인별 점수는 개인별로 각기 다르게 나타날 수 있을 것이며, 이를 토대로 하여 관련 개인차 요인 혹은 환경 요인에 대한 면밀한 조사가 가능할 것이다. 또한 4개의 요인별 점수 적용으로 다양한 형태로 나타나는 소진의 양상을 설명할 수 있는 기준으로 활용할 수 있을 것이다.

본 연구는 1차 예비 타당화 연구로서 측정 문항을 직접적으로 서술하여 그 타당도를 확인하였다. 일부 연구자는 역코딩한 직무무능감이 MBI 구성요인의 타당도를 저하시킨다고 주장하였다(Bresó et al., 2007; Schaufeli & Bakker, 2004). BAT는 모든 요인을 역코딩이 필요하지 않은 부정문항으로 문항을 구성하여, 타당도를 밝힘으로써 그들이 주장한 역코딩과 타당도 간의 관련성에 대한 간접적 근거를 제공하였다 할 수 있다.

22개의 문항으로 원칙도 BAT와 동일하게 4요인이 소진을 설명하는 것으로 확인되었으나, 9번 문항 제거를 주의 깊게 살펴볼 필요가 있다. 9번 문항은 "I struggle to find any enthusiasm for my work"은 "나는 내 일에 대한 열정을 찾기 위해 고군분투한다"로 번안되어 분석에 사용되었다. 9번 문항을 이해하고자 본 연구데이터를 이용하여 직무열의(UWES)의 문항들과 상관관계를 살펴보았다. 흥미롭게도 9번 문항은 직무열의의 모든 개별 문항과 유의한 정적인 관계를 보였다($r=.15 \sim .31$). 이는 소진을 평정하기 위해 고안된 문항이 오히려 직무열의와 관련성이 있음을 시사한다. BAT

일본어(BAT-J) 타당화 연구(Sakakibara et al., 2020) 에서는 9번 문항을 포함하였으나, 요인 부하량은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 보고하였다. 이들의 연구 분석 절차를 살펴보면, 탐색적 요인 분석은 진행하지 않고 다양한 방법의 확인적 요인분석을 실시하였다. BAT 문항은 소진에 대한 이론적 관점을 바탕으로 유럽 소진 실무자 인터뷰와 검토를 거쳐서 개발되었으며, 네덜란드와 벨기에 직무중보자 집단에서는 9번 문항 역시 직무소진을 설명하는 문항으로 확인되었다(Schaufeli et al., 2019). 극소수의 경험적 연구이기는 하지만, 이러한 9번 문항과 관련한 일관되지 않은 결과는 9번 문항이 문화차이에 의한 것임을 생각해볼 수 있다. 9번 문항에서 사용된 “고군분투”와 “열정”이라는 단어를 바람직한 것으로 인지하였을 가능성이 있다. BAT-J의 9번 문항(원문: 自分の仕事に何とか熱意をもちとうと苦勞している)을 한국어로 직역하면 “자신의 일에 어떻게든 열의를 가지려고 애쓰고 있다”이다. 한국어 버전과 일본어 버전의 문항 간 유사도를 통계적으로 검증하기는 어려우나 “열의” “애쓰고 있다”라는 단어는 아시아 문화권에서는 바람직한 덕목으로 간주한다. 즉, 9번 문항 제거 관련 여러 가능성 중 하나로 지속적인 노력과 근면성실을 바람직한 덕목으로 생각하는 아시아문화권의 특성이 반영되었을 가능성을 생각해 볼 수 있다(Aktaş, Gelfand, & Hanges, 2016; Markus, & Kitayama, 2010). 한편으로 번역자체의 적절성에 대해서 생각해볼 필요가 있다. 바로 struggle to를 9번에서는 ‘고군분투’로 번역하였으나, 15번 At work I struggle to think clearly 는 ‘직장에서 명료하게 생각하는 것이 힘들다’로 번역하였다. struggle 의 사전적 의미와 유럽에서 받아들여지는 뉘

앙스, 그리고 문장 맥락상 ‘any’와의 의미상 연결 등을 고려하여 재번역하여 재검증 하는 것이 필요 할 것으로 생각된다.

마지막으로 본 연구 대상자에 대하여 검토해볼 필요가 있다. 앞서 언급한 바와 같이 탐색적 요인분석은 서비스, 금융보험, 제조업 등 다양한 직업군을 포함하였으나 이후 타당도 분석에서는 한 개의 공기업 종사자 사무직 직군만을 대상으로 하였다. 공기업과 사기업은 물리적인 근무환경, 복지, 조직의 심리적 기후(psychological climate), 의사소통 체계, 보상체계 등이 상이하다. 직군은 창구에서 공기업의 상품을 파는 고객 대면 서비스 직무도 사무직 직군에 포함시켰다. 연구대상인 해당 공기업 종사자는 주요 광역시에 분산되어 지사에 근무한다. 이러한 조직구성형태 역시 본 연구대상 집단만의 독특한 특성으로 볼 수 있다. 직무소진은 직군별로 다양한 특성을 보이기 때문에, 성격이 다른 직무를 수행하는 다양한 직군을 대상으로 한 반복연구는 필수적이다. 즉, 직군에 관계없이 나타나는 소진 양상을 연구하기도 하지만, 호텔 종사자, 외과의사, 교정공무원 등 직무 특성의 다양성을 반영한 특정 직군의 소진 특성 연구는 필수적이다(Cheng & Yi, 2018; Cho et al., 2020; Schaufeli et al., 2011). 본 연구에 사용된 집단의 이러한 특성은 본 연구의 한계점으로 볼 수 있다.

이와 같이 본 연구는 BAT를 한글판으로 타당화 하는 것을 목표로 하는 1차 예비연구라는 점에서 그 의의를 찾을 수 있지만, 9번 문항의 번역과 타당화 집단의 대표성에 있어 한계점을 가진다. 그러므로 본 연구 결과를 근거로 하여 본 척도를 이용한 다른 연구 수행 시 주의가 필요하다.

참고문헌

- Ahola, K., Honkonen, T., Isometsä, E., Kalimo, R., Nykyri, E., Aromaa, A., & Lönnqvist, J. (2005). The relationship between job-related burnout and depressive disorders-results from the Finnish health 2000 study. *Journal of Affective Disorders, 88*(1), 55-62.
<https://doi.org/10.1016/j.jad.2005.06.004>
- Aktas, M., Gelfand, M. J., & Hanges, P. J. (2016). Cultural tightness-looseness and perceptions of effective leadership. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 47*(2), 294-309.
<https://doi.org/10.1177/0022022115606802>
- Alarcon, G. M. (2011). A meta-analysis of burnout with job demands, resources, and attitudes. *Journal of Vocational Behavior, 79*(2), 549-562.
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2011.03.007>
- Armon, G., Shirom, A., Shapira, I., & Melamed, S. (2008). On the nature of burnout-insomnia relationships: a prospective study of employed adults. *Journal of Psychosomatic Research, 65*, 5-12. doi: 10.1016/j.jpsychores.2008.01.012
- Baddeley, A. D., & Logie, R. H. (1999). Working memory: The multiple-component model. In A. Miyake & P. Shah (Eds.), *Models of working memory* (pp. 28-61). New York, NY: Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/cbo9781139174909.005>
- Bakker, A. B., & Schaufeli, W. B. (2008). Positive organizational behavior: Engaged employees in flourishing organizations. *Journal of Organizational Behavior, 29*(2), 147-154.
<https://doi.org/10.1002/job.515>
- Boersma, K., & Lindblom, K. (2009). Stability and change in burnout profiles over time: A prospective study in the working population. *Work & Stress, 23*(3), 264-283.
<https://doi.org/10.1080/02678370903265860>
- Bresó, E., Salanova, M., & Schaufeli, W. B. (2007). In search of the "third dimension" of burnout: Efficacy or inefficacy? *Applied Psychology, 56*(3), 460-478.
<https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2007.00290.x>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research, 21*(2), 230-258.
<https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological bulletin, 56*(2), 81-105.
<https://doi.org/10.1037/h0046016>
- Cheng, J. C., & Yi, O. (2018). Hotel employee job crafting, burnout, and satisfaction: The moderating role of perceived organizational support. *International Journal of Hospitality Management, 72*, 78-85.
<https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2018.01.005>
- Cho, S., Lee, M., Lee, J., & Lee, S. M. (2018). Study on academic burnout and engagement among highschool students: Applying the job demands-resources model. *The Korea Educational Review, 24*(3), 1-26.
<https://doi.org/10.29318/KER.24.3.1>
- Cho, S., Noh, H., Yang, E., Lee, J., Lee, N., Schaufeli, W. B., & Lee, S. M. (2020). Examining the job demands-resources model in a sample of Korean correctional officers. *Current Psychology, 1-14*.

- <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00620-8>
- Chon, K. K., Choi, S. C., & Yang, B. C. (2001). Integrated adaptation of CES-D in Korea. *Korean Journal of Health Psychology, 6*(1), 59-76.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological bulletin, 112*(1), 155-159.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- De Beer, L. T., Schaufeli, W. B., De Witte, H., Hakanen, J. J., Shimazu, A., Glaser, J., ... & Rudnev, M. (2020). Measurement Invariance of the Burnout Assessment Tool (BAT) Across Seven Cross-National Representative Samples. *International journal of environmental research and public health, 17*(15), 5604.
doi:10.3390/ijerph17155604
- de Beer, L. T., & Bianchi, R. (2019). Confirmatory factor analysis of the Maslach Burnout Inventory: A Bayesian structural equation modeling approach. *European Journal of Psychological Assessment, 35*(2), 217-224.
<https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000392>
- Deligkaris, P., Panagopoulou, E., Montgomery, A. J., & Masoura, E. (2014). Job burnout and cognitive functioning: A systematic review. *Work & stress, 28*(2), 107-123.
<https://doi.org/10.1080/02678373.2014.909545>
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands-resources model of burnout. *Journal of Applied psychology, 86*(3), 499-512.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.3.499>
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Vardakou, I., & Kantas, A. (2003). The convergent validity of two burnout instruments: A multitrait-multimethod analysis. *European Journal of Psychological Assessment, 19*(1), 12-23.
<https://doi.org/10.1027//1015-5759.19.1.12>
- Diestel, S., Cosmar, M., & Schmidt, K. H. (2013). Burnout and impaired cognitive functioning: The role of executive control in the performance of cognitive tasks. *Work & Stress, 27*(2), 164-180.
<https://doi.org/10.1080/02678373.2013.790243>
- Dunford, B. B., Shipp, A. J., Boss, R. W., Angermeier, I., & Boss, A. D. (2012). Is burnout static or dynamic? A career transition perspective of employee burnout trajectories. *Journal of Applied Psychology, 97*(3), 637-650.
DOI: 10.1037/a0027060.
- Farrell, A. M. (2010). Insufficient discriminant validity: A comment on Bove, Pervan, Beatty, and Shiu (2009). *Journal of business research, 63*(3), 324-327.
<https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2009.05.003>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of marketing research, 18*(1), 39-50.
<https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn out. *Journal of social issues, 30*(1), 159-165.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1974.tb00706.x>
- Fried, Y., Shirom, A., Gilboa, S., & Cooper, C. L. (2008). The mediating effects of job satisfaction and propensity to leave on role stress-job performance relationships: Combining meta-analysis and structural equation modeling. *International Journal of Stress Management, 15*(4), 305-328.
DOI:10.1037/a0013932

- García-Arroyo, J., & Osca Segovia, A. (2018). Effect sizes and cut-off points: a meta-analytical review of burnout in latin American countries. *Psychology, health & medicine, 23*(9), 1079-1093. <https://doi.org/10.1080/13548506.2018.1469780>
- Grossi, G., Perski, A., Osika, W., & Savic, I. (2015). Stress related exhaustion disorder-clinical manifestation of burnout? A review of assessment methods, sleep impairments, cognitive disturbances, and neuro biological and physiological changes in clinical burnout. *Scandinavian Journal of Psychology, 56*(6), 626-636. <http://doi.org/10.1111/sjop.12251>
- Han, J. (2012). Comparison between Regular Workers and Contingent Workers of Organizational Commitment and Job Satisfaction in Hotel Industry. *Journal of Digital Convergence, 10*(11), 503-513.
- Hakanen, J. J., Schaufeli, W. B., & Ahola, K. (2008). The Job Demands-Resources model: A three-year cross-lagged study of burnout, depression, commitment, and work engagement. *Work & Stress, 22*(3), 224-241. <https://doi.org/10.1080/02678370802379432>
- Halbesleben, J. R. (2006). Sources of social support and burnout: a meta-analytic test of the conservation of resources model. *Journal of applied Psychology, 91*(5), 1134-1145. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.5.1134>
- Heo, C., Lee, C., Shin, K. H., & Lee, J. H. (2010). The Effect of Extraversion and Neuroticism on Emotional Exhaustion: Mediating Effect of Coping Strategies. *The Korean Journal of Health Psychology, 15*(3), 445-462. <https://doi.org/10.17315/kjhp.2010.15.3.005>
- Hong, S. (2000). The Criteria for Selecting Appropriate Fit indices in Structural Equation Modeling and Their Rationales. *Korean Journal of Clinical Psychology, 19*(1), 161-177.
- Hong, S., Malik, M. L., & Lee, M. K. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using non-western sample. *Educational and Psychological Measurement, 63*(4), 636-654. <https://doi.org/10.1177/0013164403251332>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *Electronic Journal of Business Research Methods, 6*(1), 53-60. ISSN 1477-7029
- Hu, N. C., Chen, J. D., & Cheng, T. J. (2016). The associations between long working hours, physical inactivity, and burnout. *Journal of occupational and Environmental Medicine, 58*(5), 514-518. <https://doi.org/10.1097/jom.0000000000000715>
- Hwang, S., Lee, H., & Park, H. (2018). The Effects of Surface Acting toward Supervisor on Employee Burnout: Neuroticism as a Moderator. *The Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology, 31*(2), 387-408. <https://doi.org/10.24230/ksiop.31.2.201805.387>
- Jonsdottir, I. H., Nordlund, A., Ellbin, S., Ljung, T., Glise, K., Währborg, P., ... & Wallin, A. (2017). Working memory and attention are still impaired after three years in patients with stress related exhaustion. *Scandinavian journal*

- of psychology*, 58(6), 504-509.
doi.org/10.1111/sjop.12394
- Kang, K. W. & Jang, J. Y. (2016). The Structural Relationship among Work Overload, Psychological Detachment, Work-Family Conflict and Life Satisfaction on Married workers. *Korean Journal of Counseling*, 17(3), 419-440.
https://doi.org/10.15703/kjc.17.3.201606.419
- Kim, I., & Heo, C. (2007). Effect of Psychological Acceptance on Burnout: Direct effect on burnout & moderating effect with Big 5, *Korean Journal of Health Psychology*, 12(3), 547-572.
https://doi.org/10.17315/kjhp.2007.12.3.005
- Kim, M., Kim, Y., & Lee, S. (2014). The Relationships between Emotional Labor and Job-related Variables: Meta-analysis, *The Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology*, 27(4), 683-720.
https://doi.org/10.24230/ksiop.27.4.201411.683
- Kim, Y., & Park, H. (2014). A Meta-analytic study of the relationship between role stressor and burnout, *Contemporary Social Science Studies*, 18, 61-71.
- Kleijweg, J. H., Verbraak, M. J., & Van Dijk, M. K. (2013). The clinical utility of the Maslach Burnout Inventory in a clinical population. *Psychological Assessment*, 25(2), 435-441.
DOI:10.1037/a0031334
- Kwon, K., & Kim, T. (2020). An integrative literature review of employee engagement and innovative behavior: Revisiting the JD-R model. *Human Resource Management Review*, 30(2), 100704.
Doi.org/10.1016/j.hrmr.2019.100704
- Lee, M., Lee, K. J., Lee, S. M., & Cho, S. (2020). From emotional exhaustion to cynicism in academic burnout among Korean high school students: Focusing on the mediation effects of hatred of academic work. *Stress and Health*, 36(3), 376-383. doi.org/10.1002/smi.2936
- Lee, R. T., & Ashforth, B. E. (1993). A further examination of managerial burnout: Toward an integrated model. *Journal of Organizational Behavior*, 14, 3-20.
https://doi.org/10.1002/job.4030140103
- Lee, R. T., & Ashforth, B. E. (1996). A meta-analytic examination of the correlates of the three dimensions of job burnout. *Journal of applied Psychology*, 81(2), 123-133.
https://doi.org/10.1037/0021-9010.81.2.123
- Lee, R. T., Seo, B., Hladkyj, S., Lovell, B. L., & Schwartzmann, L. (2013). Correlates of physician burnout across regions and specialties: a meta-analysis. *Human Resources for Health*, 11(1), 48-63.
https://doi.org/10.1186/1478-4491-11-48
- Lee, S. K. (2013). *A Study on the Relationship between Work Family Conflict and Turnover Intention: The Case of Flexible Working*. Master's Dissertation. University of Seoul: Seoul.
- Lee, S. M., Baker, C. R., Cho, S. H., Heckathorn, D. E., Holland, M. W., Newgent, R. A., Ogle, N. T., Powell, M. L., Quinn, S. L., Wallace, S. L., & Yu, K. (2007). Development and initial psychometrics of the Counselor Burnout Inventory. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 40(3), 142-154.

- <https://doi.org/10.1080/07481756.2007.11909811>
Lee, S. M., Cho, S. H., Kissinger, D., & Ogle, N. T. (2010). A typology of burnout in professional counselors. *Journal of counseling & development, 88*(2), 131-138.
<https://doi.org/10.1002/j.1556-6678.2010.tb00001.x>
- Lesener, T., Gusy, B., & Wolter, C. (2019). The job demands-resources model: A meta-analytic review of longitudinal studies. *Work & Stress, 33*(1), 76-103.
doi.org/10.1080/02678373.2018.1529065
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (2010). Cultures and selves: A cycle of mutual constitution. *Perspectives on psychological science, 5*(4), 420-430.
<https://doi.org/10.1177/1745691610375557>.
- Maslach, C., Jackson, S. E., Leiter, M. P., Schaufeli, W. B., and Schwab, R. L. (2017). *Maslach Burnout Inventory Manual*, 4th Edn. Palo Alto, CA: Mind Garden.
- Mehrotra, J., & Gebeke, D. (1992). *Emerging Factors in Work/Family Interference*. Paper presented at the Annual Conference of the National Council on Family Relations (54th, Orlando, FL, November 5-10, 1992).
- Mitchell, J. O. (1981). The effect of intentions, tenure, personal, and organizational variables on managerial turnover. *Academy of Management Journal, 24*(4), 742-751.
<https://doi.org/10.2307/256173>
- Miyake, A., Friedman, N. P., Emerson, M. J., Witzki, A. H., Howerter, A., & Wager, T. D. (2000). The unity and diversity of executive functions and their contributions to complex "frontal lobe" tasks: A latent variable analysis. *Cognitive psychology, 41*(1), 49-100.
<https://doi.org/10.1006/cogp.1999.0734>
- Moore, J. E. (2000). One Road to Turnover: An Examination of Work Exhaustion in Technology Professionals. *MIS Quarterly, 24*(1), 141-168. <https://doi.org/10.2307/3250982>
- Nimnuan, C., Hotopf, M., & Wessely, S. (2001). Medically unexplained symptoms: an epidemiological study in seven specialities. *Journal of psychosomatic research, 51*(1), 361-367.
[https://doi.org/10.1016/s0022-3999\(01\)00223-9](https://doi.org/10.1016/s0022-3999(01)00223-9)
- Paik, S. J. (2016). *Structural relationship among job crafting, work engagement and change-oriented behavior*. Doctoral Dissertation, Chung-Ang University: Seoul.
- Park, C., & Jung, S. (2017). The influence of adaptability for uncertainty on turnover intention and the serial multiple mediating effect of role ambiguity and job satisfaction, *The Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology, 30*(2), 177-194.
<https://doi.org/10.24230/ksiop.30.2.201705.177>
- Park, H., Nam, S., & Yang, E. (2011). Relationships of Burnout with Job Attitudes and Turnover Intention among Koreans: A Meta-Analysis, *The Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology, 24*(3), 457-491.
<https://doi.org/10.24230/ksiop.24.3.201108.457>
- Park, J. M. (2009). *The effect of role ambiguity and role conflict on job insecurity and organizational commitment among office workers in the financial institutions*. Master's Dissertation, Korea University: Seoul.
- Rizzo, J. R., House, R. J., & Lirtzman, S. I. (1970). Role conflict and ambiguity in complex organizations. *Administrative science*

- quarterly*, 15(2), 150-163.
<https://doi.org/10.2307/2391486>
- Sakakibara, K., Shimazu, A., Toyama, H., & Schaufeli, W. B. (2020). Validation of the Japanese Version of the Burnout Assessment Tool. *Frontiers in psychology*, 11, 1819. doi: 10.3389/fpsyg.2020.01819
- Salanova, M., Del Líbano, M., Llorens, S., & Schaufeli, W. B. (2014). Engaged, workaholic, burned out or just 9 to 5? Toward a typology of employee well being. *Stress and Health*, 30(1), 71-81. DOI: 10.1002/smi.2499
- Salvagioni, D. A. J., Melanda, F. N., Mesas, A. E., González, A. D., Gabani, F. L., & de Andrade, S. M. (2017). Physical, psychological and occupational consequences of job burnout: A systematic review of prospective studies. *PLoS ONE*, 12(10), Article e0185781. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0185781>
- Sandström, A., Rhodin, I. N., Lundberg, M., Olsson, T., & Nyberg, L. (2005). Impaired cognitive performance in patients with chronic burnout syndrome. *Biological psychology*, 69(3), 271-279. <https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2004.08.003>
- Schaufeli, W. B. (2018). Professional Burnout: Recent developments in theory and research. Boca Raton: CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9780203741825>
- Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: A multi sample study. *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 25(3), 293-315. <https://doi.org/10.1002/job.248>
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., Hoogduin, K., Schaap, C., & Kladler, A. (2001). On the clinical validity of the Maslach Burnout Inventory and the Burnout Measure. *Psychology & health*, 16(5), 565-582. doi:10.1080/08870440108405527
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire: A cross-national study. *Educational and psychological measurement*, 66(4), 701-716. <https://doi.org/10.1177/0013164405282471>
- Schaufeli, W. B., De Witte, H. & Desart, S. (2019). *Manual Burnout Assessment Tool (BAT)*. KU Leuven, Belgium: Unpublished internal report.
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., Maslach, C., & Jackson, S. E. (1996). *The Maslach Burnout Inventory-Test Manual* (3rd ed.) Consulting Psychologists Press, Palo Alto, CA.
- Schaufeli, W. B., Maassen, G. H., Bakker, A. B., & Sixma, H. J. (2011). Stability and change in burnout: A 10 year follow up study among primary care physicians. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 84(2), 248-267. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.2010.02013.x>
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness studies*, 3(1), 71-92.

- <https://doi.org/10.1023/a:1015630930326>
Schaufeli, W. B., & Taris, T. W. (2005). The conceptualization and measurement of burnout: Common ground and worlds apart. *Work & Stress, 19*(3), 256-262.
<https://doi.org/10.1080/02678370500385913>
Schaufeli, W. B., & Taris, T. W. (2014). A critical review of the job demands-resources model: Implications for improving work and health. In *Bridging occupational, organizational and public health: A transdisciplinary approach*. (pp. 43-68). Dordrecht: Springer.
https://doi.org/10.1007/978-94-007-5640-3_4
Schaufeli, W. B., & Van Dierendonck, D. (1995). A cautionary note about the cross-national and clinical validity of cut-off points for the Maslach Burnout Inventory. *Psychological reports, 78*(3_suppl), 1083-1090.
<https://doi.org/10.2466/pr0.1995.76.3c.1083>
Schwarzer, R., Schmitz, G. S., & Tang, C. (2000). Teacher burnout in Hong Kong and Germany: A cross-cultural validation of the Maslach Burnout Inventory, *Anxiety, Stress & Coping, 13*(3), 309-326.
<http://doi.org/10.1080/10615800008549268>
Shanafelt, T. D., Hasan, O., Dyrbye, L. N., Sinsky, C., Satele, D., Sloan, J., & West, C. P. (2015, December). *Changes in burnout and satisfaction with work-life balance in physicians and the general US working population between 2011 and 2014*. In Mayo clinic proceedings (Vol. 90, No. 12, pp. 1600-1613). Elsevier.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.mayocp.2015.08.023>
Shin, K., Hahn, Y., Kim, W., & Kim, W. (2008). Emotional Labor and Job Burnout and Job Engagement: The Moderating Effect of Emotional Intelligence, *The Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology, 21*(3), 475-491.
<https://doi.org/10.24230/ksiop.21.3.200808.475>
Shin, K. H. (2003). The Maslach Burnout Inventory-General Survey(MBI-GS): An Application In South Korea. *Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology, 16*(3), 1-17.
Shin, S. (2018). The Effects of Burnout on Absence and Disciplinary Action among Police Officers in Korea, *The Journal of Korea Contents Society, 18*(5), 149-155.
doi.org/10.5392/JKCA.2018.18.05.149
Shirom, A. (2011). *Job-related burnout: A review of major research foci and challenges*. In J. C. Quick & L. E. Tetrick (Eds.), *Handbook of occupational health psychology* (2nd ed., pp. 223-242). Washington, DC: American Psychological Association.
Swider, B. W., & Zimmerman, R. D. (2010). Born to burnout: A meta-analytic path model of personality, job burnout, and work outcomes. *Journal of Vocational Behavior, 76*(3), 487-506.
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.01.003>
Taris, T. W. (2006). Is there a relationship between burnout and objective performance? A critical review of 16 studies. *Work & Stress, 20*(4), 316-334.
<https://doi.org/10.1080/02678370601065893>
Taris, T., Le Blanc, P., Schaufeli, W., & Schreurs, P. (2005). Are there causal relationships between the dimensions of the Maslach

- Burnout Inventory? A review and two longitudinal tests. *Work & Stress*, 19(3), 238-255.
<https://doi.org/10.1080/02678370500270453>
- Toppinen Tanner, S., Ahola, K., Koskinen, A., & Väänänen, A. (2009). Burnout predicts hospitalization for mental and cardiovascular disorders: 10 year prospective results from industrial sector. *Stress and Health: Journal of the International Society for the Investigation of Stress*, 25(4), 287-296. doi: 10. 1002/smi.1282
- Van den Broeck, A., Vansteenkiste, M., Witte, H., & Lens, W. (2008). Explaining the relationships between job characteristics, burnout and engagement: The role of basic psychological need satisfaction. *Work & Stress*, 22(3), 277-294.
<https://doi.org/10.1080/02678370802393672>
- van der Linden, Keijsers, G. P., Eling, P., & Schaijk, R. V. (2005). Work stress and attentional difficulties: An initial study on burnout and cognitive failures. *Work & Stress*, 19(1), 23-36.
<https://doi.org/10.1080/02678370500065275>
- Vaswani, N., & Narayanamurthy, P. (2017). *PCA in Data-Dependent Noise (Correlated-PCA): Nearly Optimal Finite Sample Guarantees*. arXiv preprint arXiv:1702.03070.
- Weber, A., & Jaekel-Reinhard, A. (2000). Burnout syndrome: a disease of modern societies? *Occupational medicine*, 50(7), 512-517.
<https://doi.org/10.1093/occmed/50.7.512>
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp.56-75). Newbury Park, CA: Sage.
- Worley, J. A., Vassar, M., Wheeler, D. L., & Barnes, L. L. (2008). Factor structure of scores from the Maslach Burnout Inventory: A review and meta-analysis of 45 exploratory and confirmatory factor-analytic studies. *Educational and Psychological Measurement*, 68(5), 797-823.
<https://doi.org/10.1177/0013164408315268>
- Ybema, J. F., Smulders, P. G., & Bongers, P. M. (2010). Antecedents and consequences of employee absenteeism: A longitudinal perspective on the role of job satisfaction and burnout. *European journal of work and organizational psychology*, 19(1), 102-124.
<https://doi.org/10.1080/13594320902793691>

투고일자 : 2020. 03. 12

수정일자 : 2020. 09. 29

게재확정 : 2020. 11. 03

A Preliminary Validation Study for the Korean version of the Burnout Assessment Tool (K-BAT)

Soo Hyun, Cho

Keimyung University

Some issues on constructs of MBI-GS in the burnout study has been risen. Schaufeli's team(2019) invented the new measure of Burnout Assessment Tool(BAT) as the second version of burnout inventory, which covers the problematic issues. The present study aimed to validate the BAT among the South Korean sample. The one among 23 items of BAT were excluded based on an exploratory factor analysis using 367 South Korean employees. A four-factor structure of K-BAT (i.e., exhaustion, mental distance, impaired cognitive control, impaired emotional control) was supported by a confirmatory factor analysis using a different 345 employees. Validity tests for a convergence and a discriminativeness were tested by applying the MTMM(Multi-Traits Multi-Methods) model, along with a correlation analysis with MBI. For external discriminative validity, engagement was used. A sequential test for a criterion validity both with demands of workload and role ambiguity and with outcomes of turnover intention and depression was conducted. A convergence, an external discriminative, and a criterion validity were supported respectively, whereas an internal discriminative validity with MBI not supported. Implications and the directions for a consequential study were discussed, with considering the present study as an initial study for validating K-BAT.

Key words : Job burnout, Burnout Assessment Tool, K-BAT, Validity

표 3. 한국판 직무소진평가척도(K-BAT)의 최종 문항

하위요인	문항 번호	문항 내용
탈진 Exhaustion	1	직장에서 나는 정신적으로 지친다.
	2	직장에서 내가 하는 모든 일은 상당한 노력을 요한다.
	3	퇴근 후, 기운을 회복하는 것이 어렵다.
	4	직장에서 나는 체력적으로 지친다.
	5	아침에 일어나면, 직장에서 새로운 하루를 시작할 힘이 부족하다.
	6	직장에서 나는 적극적이고 싶지만, 웬지 그렇지 못하다.
	7	업무에 열중 할 경우, 평소보다 빨리 지친다.
	8	업무가 끝난 후, 나는 정신적으로 지치고 진이 빠진다.
심적거리 Mental Distance	10	직장에서 나는 내가 무엇을 하는지에 대해 생각하지 않고 기계적으로 일한다.
	11	나는 내가 하는 업무가 정말 싫다.
	12	나는 내 일에 무관심하다.
인지적 조절 손상 Impaired Cognitive Control	13	나는 내 업무가 다른 사람에게 어떠한 의미가 있을 지에 대해서 냉소적이다.
	14	나는 직장에서 한 가지 일에 집중하는 것이 힘들다.
	15	나는 직장에서 명료하게 생각하는 것이 힘들다.
	16	나는 직장에서 잘 까먹고 주의가 산만하다.
	17	난 일을 할 때, 집중하기가 힘들다.
정서적 조절 손상 Impaired Emotional Control	18	나는 직장에서 다른 일에 신경 쓰다가 실수를 하곤 한다.
	19	직장에서 나는 내 감정을 다스릴 수가 없다.
	20	직장에서 내가 감정적으로 어떤 반응을 하는지 인식하지 못한다.
	21	직장에서 일이 내가 원하는 대로 흘러가지 않을 경우에 짜증이 난다.
	22	직장에서 나는 이유 없이 화가 나거나 슬퍼지곤 한다.
	23	직장에서 나는 뜻하지 않게 과하게 반응하곤 한다.