

다차원적 일 의미감 척도(CMWS) 타당화 연구

박 용 옥¹⁾ 설 정 훈¹⁾ 최 진 수²⁾ 이 혜 주³⁾ 손 영 우^{1)†}

¹⁾연세대학교 심리학과

²⁾Texas A&M University, Department of Psychological & Brain Science

³⁾한동대학교 상담심리사회복지학부

일 의미감(work meaningfulness)에 대한 사회 및 학문적 관심이 지속적으로 증가하고 있음에도 불구하고, 심리학적 구성개념으로서의 일 의미감에 대한 접근은 부족한 실정이다. 본 연구의 목적은 일 의미감을 7개의 심리적 구성요소로 구분하여 체계화한 Lips-Wiersma와 Wright(2012)의 다차원적 일 의미감 척도(Comprehensive Meaningful Work Scale; CMWS)를 한국어로 번안 및 타당화하는 것이다. 국내 남녀 정규직 직장인 516명의 데이터를 2개의 무작위 표본으로 구분하여 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석결과 원척도 타당화 연구에서 제안한 바와 같이 7요인 구조모형임을 확인하였다. 또한 전체 표본을 활용하여 CMWS와 직무 및 삶 관련 주요변인 간의 관계를 확인하여 수렴 타당도, 준거 타당도 및 변별 타당도를 검증하였다. 마지막으로 주요 직무 및 조직관련 결과변인에 대하여 CMWS의 증분 타당도를 검증하기 위한 위계적 회귀분석을 실시한 결과, CMWS는 기존의 일 의미감 척도를 통제하고도 유의한 증분 설명량을 가지는 것을 확인하였다. 이를 통해 K-CMWS가 가지는 신뢰도 및 타당도를 확인하였으며, 본 연구의 의의와 한계점, 그리고 추후 연구를 위한 제언 등을 논의하였다.

주요어 : 일 의미감, 다차원적 일 의미감 척도, 척도 번안타당화

† 교신저자 : 손영우, 연세대학교 심리학과, 서울특별시 서대문구 연세로 50, E-mail : ysohn@yonsei.ac.kr

“인간의 주된 관심사는 즐거움을 얻거나 고통을 피하는 것이 아니라 오히려 인생의 의미를 찾는 것이다”(Frankl, 1959)

현대사회의 사람들은 깨어있는 시간의 절반 정도를 일하는 데 소비한다. 실제로 OECD 국가들의 연평균 근로시간을 조사한 결과에 따르면 OECD 국가들의 평균 근로시간은 1,726 시간이며, 한국은 1,967시간으로 평일 기준 약 7시간 이상을 일하는 데 시간을 사용하는 것을 확인할 수 있다(OECD, 2020). 사람들은 일을 통하여 경제적 소득을 얻고, 일을 통하여 형성된 사회적 관계를 기반으로 사회구성원으로서의 소속감을 경험하며, 자신이 가진 능력을 개발하는 등의 과정을 통해 정체감을 형성한다(Blustein, 2006; 2008). 따라서 일을 어떻게 바라보며, 일로부터 어떤 의미를 얻는가는 전반적인 삶에 영향을 줄 수 있을 정도로 중요하다(Ardichvili & Kuchinke, 2009; Michaelson, 2005; Michaelson, Pratt, Grant & Dunn, 2014).

삶에서 일이 이렇게 중요한 역할을 함에도 불구하고, 여러 통계자료들은 현대사회의 성인들 중 자신의 일에서 의미를 찾지 못한 사람들이 많음을 보여준다. 2020년 UN에서 발간된 세계 행복 리포트(World Happiness Report)에 따르면 우리나라 사람들의 행복지수는 세계 153개국 중 중위권인 61위에 위치한다(Helliwell, Layard, Sachs, & Neve, 2020). 국내 직장인들을 대상으로 실시한 설문조사에서도 ‘회사는 단순히 돈을 벌기 위해 다니는 곳이다’(70.1%), ‘여가생활이 없다면, 나는 지금 하고 있는 일을 포기할 수도 있다’(52.1%) 등의 응답들로 미루어 보아 우리나라 직장인 중 상당수가 자신의 일에서 의미를 느끼지 못하고 있는 것을 알 수 있다(Embrain, 2016). 이처럼

회사생활에서 공허함을 느끼며 자신의 일에서 의미를 발견하지 못하고 자신만의 방향성을 찾고 싶어 하는 사람들이 늘어감에 따라 개인의 적성과 흥미를 찾도록 하며 구체적인 진로 설계를 해주는 ‘퇴사학교’까지도 생겨나게 되었다.

일(work), 직업(vocation) 등과 관련된 연구를 진행하는 산업 및 조직심리학, 직업심리학, 경영학 등의 여러 학문 분야에서 개인이 자신의 일에서 의미감을 경험하는 것의 중요성을 강조하는 다양한 연구가 진행되고 있다(김근호 등, 2019; Lysova, Allan, Dik, Duffy, & Steger, 2019; Pratt & Ashforth, 2003; Rosso, Dekas, & Wrzesniewski, 2010). 일례로 경영학 저널 중 하나인 Journal of Management Studies에서는 2019년 특별주제(special issue)로 선정하여 다양한 관점에서 의미있는 일(meaningful work)을 이해하고자 하였다.

선행연구들을 통해 현대인들에게 있어서 일은 개인의 생존과 번영을 위한 필수적인 요소임을 확인할 수 있다(Ardichvili & Kuchinke, 2009; Blustein, 2006; 2008). 전통적인 시각에서는 일을 경제적 자원을 얻을 수 있는 수단으로 바라보았으나, 현대사회의 사람들은 일을 생존의 수단을 넘어 일을 통해 얻을 수 있는 개인의 자존감과 행복의 원천으로 인식한다. 즉, 사람들은 일을 통해 생계를 유지하고, 타인들과 다양한 관계를 형성하며, 자아실현과 같은 개인적 발전 및 성장을 도모한다. 일은 궁극적으로 개인의 경제 및 사회 측면 뿐 아니라 신체 그리고 심리적 건강에까지 영향을 미친다(Blustein, 2006; 2008; Duffy, Blustein, Diemer, & Autin, 2016).

더욱이 사람들이 일하며 경험하는 의미감은 개인의 직무, 조직, 그리고 삶 수준 등의 변인

들에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로, 개인이 지각하는 일 의미감은 개인 및 조직수준에서 직무몰입(May, Gilson, & Harter, 2004), 직무만족(Sparks & Schenk, 2001), 직무동기(Hackman & Oldham, 1976; 1980), 조직몰입(Geldenhuis, Laba, & Venter, 2014; Kim, Nurunnabi, Kim, & Jung, 2018), 조직시민행동(Sharma, 2019) 등과 정적인 관계를, 직무스트레스(Elangovan, Pinder, & McLean, 2010), 이직의도(Caillier, 2021), 반생산적 직무행동(Long & Jenkins, 2018) 등과 부적인 관계를 가진다. 또한 삶의 의미 및 삶의 만족 등과 같은 긍정심리학적 변인들과 정적인 관계가 있다(Soane et al., 2013). 이러한 연구결과들을 통해 직업장면에서 개인이 경험하는 일 의미감이 직무와 관련된 개인의 동기 및 태도, 그리고 삶 전반에 대한 웰빙(well-being)에까지 영향을 주는 매우 중요한 변인임을 확인 할 수 있다.

위와 같은 연구들을 통해 여러 의미 있는 결과들이 도출되었지만, 연구자들이 일 의미감을 단일차원으로 인식하는 관점은 연구분야의 확장을 저해하고 있다(Lips-Wiersma & Wright, 2012). Rosso 등(2010)은 일 의미감을 단일차원으로 고려하는 것의 문제점을 제기하는 동시에, 일 의미감을 구성하고 이를 유지할 수 있는 네 가지 원천과 관련된 이론적 틀(theoretical framework)을 제시하였다. 그들은 기여(contribution), 개인화(individuation), 자기연결성(self-connection), 그리고 통합(unification) 등으로 구성된 일 의미감의 네 가지 원천을 제시하며, 이러한 요소들이 개념적으로 구분되는 것으로 보이긴 하나(distinctive), 상호배타적인 개념(mutually exclusive)은 아니며 동시에 활성화 될 수 있는 개념임을 강조하였다. 즉, 개인이 일 의미감을 경험하는데 있어서 일 의미감

을 구성하는 네 가지 원천이 상호보완적으로 작용할 수 있으며, 상호작용효과를 가질 수 있음을 언급한 바 있다. 그들은 이러한 네 가지 일 의미감 원천이 독립적으로 작용하는 개념인지 혹은 상호보완적으로 작용하는 개념인지에 대한 경험적인 연구의 필요성을 제시하였다.

대부분의 선행연구들은 일 의미감에 대한 선행 및 결과변인들과의 관계성에만 집중하여 연구를 진행함으로써 다차원적으로 구성된 심리학적 구성개념인 일 의미감 그 자체에 대한 연구는 미비한 상황이다(Rosso et al., 2010). 일 의미감을 단일차원으로 고려하여 '나의 일은 의미있는 일이다'와 같이 직접적인 문항을 통해 측정을 실시할 경우, 일 의미감이 다양한 원천으로 이루어진 복합적인 심리학적 구성개념임을 이해하는데 어려움이 있다(Frankl, 1959; Pratt & Ashforth, 2003; Rosso et al., 2010). 즉, 일 의미감을 다차원적인 심리학적 구성개념으로 고려할 경우 일 의미감을 구성하는 다양한 하위요인들 간의 상호작용으로 인해 발생하는 효과에 대하여 보다 구체적으로 이해할 수 있다. 예를 들어, Rosso 등 (2010)이 제안한 일 의미감 구성요인 중 일을 통해 타인 및 사회에 기여함으로써 경험하는 의미감은 높으나 소속감을 통한 의미감이 낮은 경우 또는 그 역의 경우에 개인이 경험하는 직무만족, 조직몰입에 어떤 영향을 받게 되는지를 면밀하게 이해할 수 있다. 또한 성격특성을 포함한 개인의 기질적 특성 및 직무의 특성, 그리고 조직의 특성 등이 일 의미감을 구성하는 하위요인에 미치는 영향을 보다 세부적으로 확인할 수 있어 조직장면에서의 효과적인 개입(intervention) 가능하다는 장점이 있다(Lips-Wiersma & Wright, 2012; Rosso et al., 2010).

따라서 본 연구에서는 일 의미감을 다차원적인 구성개념으로 이해함으로써 기존 일 의미감 측정도구들이 가지고 있는 여러 한계점을 보완하기 위해 Lips-Wiersma와 Wright (2012)가 개발한 다차원적 일 의미감 척도(Comprehensive Meaningful Work Scale; CMWS)에 대한 한국어 번안타당화 연구를 실시하고자 한다. CMWS는 질적연구 결과를 기반으로 일 의미감의 구성개념을 7요인으로 구조화한 척도로, 본 연구에서는 영문으로 개발된 CMWS를 한국어로 번안하고 한국인을 대상으로 타당화 연구를 실시하고자 하였다. 본 연구를 통하여 조직 심리학적 관점에서 개인이 지각하는 일 의미감을 다차원적으로 이해함으로써, 개인의 심리적 건강 뿐 아니라 긍정적인 조직문화를 형성하는데 중요한 역할을 수행하는 일 의미감을 보다 심도있게 이해할 수 있는 초석을 마련하고자 한다.

일 의미감과 일의 의미의 구분

다수의 연구결과들을 통하여 일 의미감(work meaningfulness)이 개인 및 조직에 중요한 영향을 주는 요인임을 확인할 수 있음에도 불구하고, 합의된 개념의 부재와 혼재된 용어사용은 일 의미감 연구 분야의 확장에 장애요인으로 작용하고 있다. 특히, 일의 의미(work meaning)와 일 의미감(work meaningfulness)은 언어적 형태의 유사성으로 인해 연구자들로 하여금 혼란을 야기하고 있으며, 많은 학자들은 두 용어 구분의 필요성을 제기한 바 있다(Allan et al., 2019; Lysova et al., 2019; Pratt & Ashforth, 2003; Rosso et al., 2010).

서로 다른 구성요인(construct)에 대해서 같은 용어를 사용하는 오류(jingle fallacy), 같은 개념

에 대하여 상이한 용어를 사용하는 오류(jangle fallacy)는 연구들에서 빈번하게 발생하는 대표적인 오류이다(Reeves & Venator, 2014). 특히, 같은 용어로 다른 개념을 설명할 때 발생하는 오류인 jingle fallacy의 경우 연구자들로 하여금 서로 다른 개념에 대해 같은 개념을 연구하고 있다는 오해를 발생시킨다. 이는 상이한 개념을 측정하는 측정도구에 동일한 용어의 명칭이 부여됨으로써, 해당 연구에 대한 이해나 결과 해석 시 문제를 야기하고 있다. 예를 들어, 일 의미감(work meaningfulness)을 측정하는 척도에 일의 의미 척도(work meaning inventory)와 같은 명칭을 부여함으로써 연구자들이 연구를 진행하는데 혼란을 야기하고 있으며, 결과의 해석에도 문제가 발생하고 있다.

의미(meaning)란 개인이 처한 상황이나 환경에 대한 지각(perception)과 해석(interpretation)으로 이해할 수 있으며(Baumeister, 1991; Baumeister & Vohs, 2002; Martela & Steger, 2016), 인지적 해석 과정인 의미창출 과정(meaning-making process; Park, 2010)과 밀접한 관련이 있다. 사람들은 자신이 속한 환경에서 경험하는 개별적인 상황을 인지적으로 해석하는 과정(situational meaning)을 통하여 통합적인 의미(global meaning)를 형성한다. 동일한 사건에 대해서 사람들의 해석에는 개인마다 차이가 있을 수 있으며, 특정 대상 혹은 사건에 대한 의미를 긍정적, 부정적 혹은 중립적으로 해석할 수 있다(Lepisto & Pratt, 2017).

일의 의미(meaning of work)는 자신의 일을 바라보는 관점 또는 일을 하는 목적 혹은 이유와 관련된 개념으로, 방향성(vector)의 개념으로 이해할 수 있다. 즉, '당신에게 일은 어떤 의미가 있습니까?'와 같은 질문들을 통해 개인이 가진 일의 의미를 알아볼 수 있으며, 이를

통해 개인에게 있어서 일의 의미란 무엇(what)이며 자신의 일을 중요하게 생각하는 이유에 해당하는 개념으로 이해할 수 있다.

반면, 의미감(meaningfulness)은 개인이 지각하는 가치(value), 중요성(significance)과 관련된 개념으로, 자신의 일에 대해 느끼는 의미의 양(amount)과 관련된 개념이다(Rosso et al., 2010). 의미(meaning)가 부정, 긍정 또는 중립적으로 해석되는 것과는 대조적으로 의미감(meaningfulness)은 긍정적인 속성만을 지닌다. ‘당신의 일은 얼마나 의미 있습니까?’와 같은 질문을 통하여 개인이 자신의 일에서 경험하는 의미감의 정도(amount)를 확인할 수 있다. 개인은 자신의 일에서 느끼는 의미감을 생각할 때, 성취감, 소속감, 타인 및 사회에의 기여 등을 고려한다.

일 의미감 측정도구

직업관점 척도

앞서 언급한 바와 같이 일의 의미는 자신의 삶에서 자신의 일이 어떤 의미를 가지는지, 일이 어떤 역할을 하는지에 해당하는 직업관점(work orientation)과 관련된 개념이라 할 수 있다. Bellah 등(1985)은 사회학적 관점에서 미국인들을 대상으로 자신의 삶에서 일이 가지는 의미를 세 가지 유형으로 구분하여 설명하였다. 일을 하는 이유를 경제적 자원을 얻기 위한 수단(생업; job), 자신이 속한 조직에서의 승진을 통해 사회적으로 인정을 받기 위한 수단(경력; career), 또는 자신이 하고 있는 일이 자신의 주변에 있는 타인과 더불어 넓은 의미로 사회에 실제적으로 기여하고자 하는 성취감을 경험하기 위한 목적(소명; calling)으로 구분한 것이다.

Wrzesniewski(1999)는 Bellah와 그의 동료들의 연구결과(1985)를 참고하여 직업을 바라보는 관점을 측정할 수 있는 직업관점 척도(work orientation scale)를 개발하였다. 직업관점 척도는 10개의 문항으로 구성되어 있으며, 생업, 경력, 그리고 소명 관점을 각각 측정할 수 있는 문항들로 척도를 구성하였다.

Wrzesniewski 등(1997)은 실증적인 연구를 통하여 개인이 자신이 하는 일을 어떤 관점으로 바라보는지, 어떤 종류의 일의 의미를 가지고 있는지에 따라 직무만족, 결국, 삶의 만족 등에서 유의미한 차이를 보이는 것을 확인하였다. 직업관점 척도는 앞서 설명한 바와 같이 개인이 자신의 일을 바라보는 관점을 측정하기 위한 목적으로 개발된 척도로, 일의 의미와 관련된 여러 연구들에서 활용되었다. 즉, 개인이 자신의 일을 바라보는 관점을 구분하거나, 각 관점에 대해 얼마나 강하게 인식하는지를 측정하기 위한 목적으로 사용되는 척도이다. 따라서 자신의 일이 얼마나 의미있는 일이며, 자신이 하는 일에서 경험하는 일 의미감의 정도를 측정하기 위한 목적으로 사용하기에는 적합하지 않은 측정도구라 할 수 있다.

WAMI(Work As Meaning Inventory)

일 의미감 연구분야에서 국내외 연구자들이 가장 빈번히 사용하고 있는 척도로 Steger 등(2012)이 개발한 WAMI(Working as Meaning Inventory)가 있다(김근호 등, 2019). Steger 등(2012)은 일 의미감을 ‘일에서의 긍정적 의미(positive meaning in work)’, ‘일을 통한 의미 만들기(meaning making through work)’, 그리고 ‘공공의 선을 위한 동기(greater good motivation)’와 같이 세 개의 하위요소로 구성하여, 총 10개

의 문항으로 척도를 개발하였다.

Steger와 그의 동료들(2012)은 일 의미감을 다차원적인 개념으로 고려하였으며, 일 의미감의 하위개념을 구성하는 단계에서 사람들이 본능적으로 가지고 있는 욕구(needs)에 주목하였다. 질적연구 및 문헌연구 결과를 기반으로 일 의미감과 관련된 욕구를 보다 큰 선을 행하고자 하는 욕구(Jahoda, 1979; Wrzesniewski et al., 1997), 자기 스스로를 이해하고자 하는 욕구(Pratt, 2000; Shamir, 1991), 일에서 목적을 찾고자 하는 욕구(Haslam, Powell, & Turner, 2000; Sparks & Schenk, 2001) 로 정리하였다.

이러한 이론적 근거를 기반으로 제작된 WAMI를 구성하는 세 개의 하위요인은 다음과 같다. 첫 번째로 일에서의 긍정적 의미(positive meaning in work) 요인은 자신의 일이 의미있는 일이라고 지각하는 것을 직접적으로 측정하기 위한 목적의 문항들로 구성되어 있다(e.g., '나는 무엇이 내 직업을 의미 있게 만드는가에 대한 감이 있다'). 두 번째 요인은 일을 통한 의미 만들기(meaning-making through work)로, 삶의 영역(life domain)에서 일이 가지는 중요성을 뜻하며 개인적 성장을 촉진하고 주변 환경에 대한 이해를 포함하는 개념이다(e.g., '내 일은 내 자신을 더 잘 이해하는데 도움이 된다'). 마지막으로 세 번째 요인은 더 큰 선을 위한 동기(greater good motivation)로, 자신의 일을 통해 타인과 사회에 긍정적인 영향을 끼침으로써 경험하는 의미감을 측정하기 위한 문항들로 구성되어 있다(e.g., '나는 내가 하는 일이 세상에 긍정적인 변화를 일으킨다는 것을 안다').

WAMI가 철저한 문헌연구와 심도 깊은 질적연구결과를 기반으로 제작된 척도인 만큼 그 가치를 인정받아 가장 많이 활용되고 있는

척도임에는 틀림이 없으나, 다음과 같은 몇 가지 문제점을 가지고 있다. 먼저, WAMI는 일 의미감 연구분야에서 앞서 언급한 용어사용의 혼동을 야기하는 척도 중 하나라 할 수 있다. WAMI는 work as meaning inventory의 약자로, 한국어로는 '한국판 일의 의미 척도(K-WAMI)'로 번안되어 사용되고 있다. WAMI는 명칭만 보면 일의 의미(work meaning) 측정 도구로 인식할 수 있으나, 측정문항 수준에서 살펴보면 일 의미감(work meaningfulness)을 측정하기 위한 목적으로 사용하는 것이 바람직하다.

두 번째 문제로 WAMI를 구성하는 세 가지 하위요인들 간의 측정 수준의 차이를 들 수 있다. Steger와 그의 동료들(2012)은 일 의미감을 다차원적인 구성요인으로 개념화하였으나, 각 세부 요인을 살펴볼 때 '긍정적 의미'요인은 전반적 수준의 일 의미감을 측정하며, '일을 통한 의미 만들기' 요인은 삶 영역에서 일이 가지는 중요성을 측정한다는 점에서 각 하위요인 간의 측정영역 수준이 균등하지 않다는 문제점이 존재한다. 즉, 일 의미감을 구분한 세 가지 하위요인을 총점 수준에서 분석하여 연구를 실시할 때는 효과가 있으나, 하위요인 수준에서 조직관련 선행변인들과의 관계성을 설정하기에는 개념적 세분화가 적절하지 않다고 할 수 있다.

세 번째 문제로 척도 개발단계에서 사용된 통계적 방법에 문제가 있다. WAMI의 구성 타당도 검증을 목적으로 확인적 요인분석을 실시하여 모형 적합도 지수(model fit indices)를 산출하였다. 문제는 이 과정에 이론적 근거에 기반하지 않고 측정변수의 오차항 간 상관관계를 설정한 점이다. 구체적으로 '긍정적 의미', '더 큰 선을 위한 동기' 차원에 속하는

각 문항의 오차항이 ‘일을 통한 의미 만들기’에 속하는 한 문항의 오차항과 상관관계를 허용하였으며(Steger et al., 2012), 이는 상이한 하위요인에 해당하는 문항 간의 오차항 간 상관관계를 허용하였다고 볼 수 있다. 측정변수의 오차항 간 상관관계를 가정하는 것은 측정도구의 제작 단계에서 매우 주의해서 사용해야 하는 방법으로, 반드시 설정한 관계에 대한 이론적 근거를 제시해야 한다(Kline, 2016). 하지만 원척도 개발 연구에서는 이에 대한 이론적 근거를 제시하지 않았으며, 이는 두 번째 문제점에서 언급한 세 하위요인 간 이론적 구분에 문제가 있음을 유추할 수 있는 통계적 근거라 할 수 있다.

한국판 일의 의미 척도

국내에서도 일 의미감의 측정을 목적으로 한국판 일의 의미 척도가 개발된 바 있다(탁진국 등, 2015; 탁진국 등, 2017).

탁진국 등(2015, 2017)은 우리나라 직장인들을 대상으로 실시한 체계적인 질적연구 결과를 바탕으로 일의 의미 척도를 제작하고, 국내 직장인들을 대상으로 타당화를 진행하였다. 그들은 일의 의미를 구성하는 하위요인으로 경제적 수단, 대인관계, 성장기회, 재미(즐거움) 추구, 삶의 의미(가치) 추구, 가족부양, 조직/사회 기여, 인정, 삶의 균형을 고려하였다.

본 척도의 타당화 과정을 살펴보면 삶의 만족, 삶의 의미, 그리고 개인의 정신건강과 관련된 척도를 활용하여 준거타당도를 검증한 것을 확인할 수 있다. 즉, 개인이 지각하는 일의 의미가 자신의 삶 영역에 미치는 효과를 중심으로 타당도를 검증하였다. 따라서 한국판 일의 의미 척도는 개인이 ‘일을 하는 이유와 목적(work meaning)’을 측정할 수 있으나,

조직장면에서 본인의 일을 통해 경험하는 일 의미감(work meaningfulness)을 측정하는 용도로는 적절하지 않다는 것을 확인할 수 있다.

일가치감 척도

오동근 등(2004)은 직접적으로 ‘일 의미감’이란 용어를 사용하지는 않았으나 이와 비슷한 심리학적 구성개념으로 일가치감(perceived value of work)을 제안하고 척도를 개발하였다. 오동근 등(2004)은 일가치감을 ‘일을 통해서 경험하는 심리적 상태로서, 자신이 하는 일이 가치있고, 자신이 조직내에서 필요한 존재라는 인지적 평가 및 그에 따른 긍정적 정서 반응을 포함하는 개념’으로 정의하였다. 또한 현상에서의 사례연구를 통해 일가치감 결정요인들에 대한 요인 및 그에 따른 문항을 개발하였으며, 실증 데이터 분석을 통해 일가치감을 구성하는 하위요인(일가치 인식, 자기가치 인식, 가치충족 정서)의 결정요인(업무의 중요성, 과정의 효율성, 결과의 유용성, 비전의 실현성, 사회적 인정)의 상대적 영향력을 확인하는 연구를 진행한 바 있다.

일가치감의 조작적 정의 및 구성요인의 정의와 이론적 배경을 고려할 때, 일가치감은 상당부분 일 의미감과 개념적인 유사성을 가지는 심리학적 구성개념이라 할 수 있다. 특히, 문헌연구 단계의 일가치감을 구성하는 하위요인들의 선별과정에서 고려한 선행연구 이론들인 직무특성이론, 내적 동기이론 등은 일 의미감에서도 매우 중요하게 다뤄지는 이론이기에 그 근간을 같이하고 있다고 볼 수 있다.

오동근 등(2004)이 제안한 일가치감은 기존 연구들이 일 가치를 개인차 변수로 다루어 온 것과는 달리 상황적 변수로 다루고 있다는 점, 일 가치를 구성하는 요인들의 순위를 매기는

방식이 아닌 일가치감의 결정요인들이 얼마나 충족되고 있는지에 대한 측정을 실시한다는 점 등의 학문적 및 실무적 의의를 가진다(오동근 등, 2004).

일가치감이 세 가지 하위요인으로 구성된 다차원적 구성개념으로 정의되긴 하였으나 일의 의미를 다차원적으로 측정하기 위한 측정도구로 활용되기에는 다음과 같은 두 가지 한계를 지닌다. 첫째, 가치충족 정서 요인의 경우 일을 통한 성취감, 성장, 유능감, 가치있는 존재 등의 개념을 통합하여 ‘가치’의 충족으로 제시하고 있다. 그러나 일 의미감에 대한 Rosso 등(2010)의 이론적 고찰 연구에 따르면 성취감은 개별화(individuation)로, 가치있는 존재로의 인식은 자기연결성(Self-Connection)으로 구분할 수 있다. 둘째, 일가치감의 경우 타인을 원천으로 한 측면을 고려하지 않았다. 일 의미감 원천의 경우 자기(self)와 타인(others)으로 구분하여 고려할 수 있으며 타인과의 관계(e.g., 소속감) 및 타인을 향한 기여(e.g., 봉사)에 기인한 의미감 또한 일 의미감 인식에 매우 중요한 부분을 차지한다. 이러한 이유들로 일 의미감을 측정하기 위한 목적으로 일가치감 척도를 활용하는 것에는 한계가 있다고 볼 수 있다.

다차원적 일 의미감 척도(K-CMWS)

Lips-Wiersma와 Wright(2012)가 개발한 CMWS (Comprehensive Meaningful Work Scale)는 일 의미를 보다 체계적으로 개념화하기 위해 두 차례의 질적연구 결과를 기반으로 세부 하위요인을 구성하였다.

먼저 자기(self) - 타인(others), 존재(being) - 행동(doing)이 양 극단에 위치한 두 개의 축으로 평면을 사분면(quadrant)으로 구분하여 명명

하였다. 두 축으로 구분된 사분면의 요인명의 경우, CMWS 개발에 앞서 원저자들에 의해 실시된 두 단계의 질적연구 결과를 기반으로 명명하였다. 첫 번째로 타인(others) - 존재(being)는 소속감(unity with others) 요인으로, 공유된 가치관을 가지고 타인들과 함께 일하며 느끼는 소속감을 통해 경험하는 의미감을 뜻한다. 기존 의미와 관련된 많은 연구결과들에서 사람들은 본능적으로 자신을 둘러싼 환경을 구성하는 물건 및 사람과의 관계성을 바탕으로 의미를 창출하는 존재임을 밝혔다(Baumeister & Landau, 2018; Lambert et al., 2013; Stillman & Baumeister, 2009; Stillman et al., 2009). 특히 자신이 속한 조직의 구성원 및 조직 자체에 대한 긍정적 평가를 기반으로 동료들과 유대관계를 형성하고 유지하는 과정에서 소속감을 경험함으로써 자신이 하는 일에 대한 의미감을 경험할 수 있다.

두 번째로 자기(self) - 존재(being)는 자기성찰(developing the inner self) 요인으로, 자신이 가진 세계관을 바탕으로 ‘좋은 사람’ 혹은 ‘최고의 나’가 되고자 내면의 자아를 발전시키는 것이다. 개인이 가진 정체성을 기반으로 ‘좋은 사람’에 대해 가지고 있는 도식(schema)에 적합한 사람이 되고자 하는 것을 의미한다. 이는 Blustein(2006, 2008)이 일이 심리 및 신체적 건강에 미치는 영향에 대해 정리한 psychology of work framework의 3가지 욕구 중, 자기결정 욕구(needs for self-determination)와 관련지어 설명할 수 있다. 사람들은 본질적으로 자기 자신의 진정성(authenticity)를 유지하고자 하는 욕구를 지니고 있으며, 이를 내재적인 동기를 바탕으로 실행하고자 한다(Ryan & Deci, 2000). 이는 단순히 경력과 능력의 발전을 통해 타인으로부터 존경받는 사람이 되는 것을 의미하

는 것이 아니며, 철학적인 의미에서 자신이 가진 기준에 맞는 '좋은 사람'이 되는 것으로 해석할 수 있다.

세 번째로 자기(self) - 행동(doing)은 잠재력의 표현(expressing full potential) 요인으로 자신이 가진 재능과 창의성 등을 발휘할 때 느끼는 성취감의 의미감을 뜻한다. 이는 직무 특성 이론에서 일 의미감의 선행요인 중 하나인 기술 다양성(skill variety)과 관련하여 설명이 가능하다. 조직원들은 자신이 가진 기술과 재능을 다양하게 발휘함으로써 자신의 능력을 발전시킬 수 있는 일을 수행하는 과정에서 의미감을 경험한다(Hackman & Oldham, 1976). 많은 연구들은 조직원들이 기술 다양성을 경험할 수 있는 직무를 통해서 자기 효능감을 증진시킬 수 있으며, 이를 통해 일 의미감을 경험할 수 있음을 보여준다(Chaudhary, 2000; Luthans et al., 2007). 잠재력의 표현 요인과 자기성찰 요인은 자기의 발전과 관련된 차원이라는 공통점을 가지나, 잠재력의 표현 요인은 능동적이며 외적으로 표출되는 개념인 반면 자기개발 요인은 자기 내면에 대한 성찰(reflective)과 관련된 개념이라 할 수 있다.

네 번째로 타인(others) - 행동(doing)은 타인을 향한 봉사(service to others) 요인으로, 동료들을 돕는 것부터 더 좋은 세상을 만들기 위한 목적으로 사회에 기여할 때 경험하는 의미감을 뜻한다. Steger와 그의 동료들(2012)은 타인과 사회를 위해 긍정적인 영향을 끼치는 것은 일 의미감을 경험하는데 핵심적인 개념으로 주장하며, WAMI의 하위요인 중 하나로 더 큰 선을 위한 동기(greater good motivation)를 포함시켰다. Hackman과 Oldham(1976)은 개인의 직무가 동료나 조직 자체, 혹은 고객 등의 타인에게 도움이 된다고 지각할 수 있는 특성을

과업 중요성(task significance)으로 개념화하였다. Allan(2017)은 중단연구를 진행하여 실증적으로 직무특성으로서의 과업 중요성이 일 의미감보다 선행하는 것을 확인한 바 있다.

다섯 번째 요인으로는 사분면을 구분하는 두 축에 대한 균형과 관련된 요인으로, 존재와 행동의 균형(balancing being and doing)과 자기와 타인의 균형(balancing self and other)을 설정하였다. 행동이 없는 성찰은 공상에 불과하며 성찰이 없는 행동은 맹목적인 실행에 불과하다. 또한 지나치게 자신의 욕구(needs) 또는 타인의 욕구(needs)에만 집중하여 경험하게 되는 불균형은 개인으로 하여금 의미감의 상실(meaninglessness)을 경험하게 할 수 있다. 예를 들어, 타인과 사회에 대한 지나친 봉사로 인해 자신의 욕구에 대해서는 무감각해지는 직무탈진을 경험하게 될 수 있으며 이는 자신의 일에 대해서 무의미감을 경험하게 되기 때문이라 할 수 있다(Lips-Wiersma & Wright, 2012). 따라서 성찰과 행동, 자기와 타인의 불균형은 일 의미감의 상실로 이어질 수 있기에 매우 중요하다고 할 수 있다.

여섯 번째와 일곱 번째 요인인 현실(reality) 요인과 영감(inspiration) 요인은 실존주의적 관점(existentialistic perspective)과 관련된 요인들이다. 먼저 현실 요인은 우리는 유한하고 불완전한 존재임을 받아들이며, 일을 하는 과정에서 경험하는 어려움을 인정하고 받아들일 수 있는 현실감과 관련된 요인이다. 영감 요인은 이와 대조적인 개념으로, 이상적인 목표를 추구하며 일을 통해 이를 실현할 수 있다는 희망과 관련된 요인이다. 이 두 개념은 현실과 이상이라는 상반된 개념임과 동시에 일 의미감에 대해서는 상호보완적인 개념이라 할 수 있다. 즉, 이상이 없는 현실은 개인으로 하여

금 인간으로서의 실존적 절망을 경험하게 하며, 현실이 없는 이상은 단지 실현가능성이 없는 공상에 지나지 않는 것으로 치부될 수 있다. 따라서 두 개념은 적절한 조화를 필요로 하는 개념이라 할 수 있다.

이와같이 Lips-Wiersma와 Wright(2012)는 일의 의미를 7개의 하위요인으로 구성된 다차원적 원적 개념으로 체계화하였다. 이는 일 의미를 단일요인으로 측정하거나 의미감의 원천에 대한 고려없이 의미 존재 여부에 대해 직접 문항으로 측정하는 기존 도구들의 한계점을 보완할 수 있는 형태의 측정도구이다. 본 연구에서는 일 의미감 연구분야의 확장에 기여하기 위해 Lips-Wiersma와 Wright(2012)가 제작한 CMWS를 한국어로 번안하고 한국 직장인들은 대상으로 타당화 연구를 진행하고자 한다. 본 척도의 수렴 및 변별 타당도를 확인하기 위해서는 일 의미감 관련 선행연구들의 효과크기를 확인하기 위한 목적으로 진행된 메타분석 연구를 참고하였으며(Allan et al., 2019), 다수의 선행연구들에서 일 의미감과 중간 이상의 효과크기를 일관적으로 확인할 수 있는 변인들을 선정하였다. 최종적으로 직무 및 조직관련 변인인 조직몰입, 직무탈진, 이직의도, 그리고 삶 관련 변인으로는 삶 만족과 삶의 의미를 선정하였다.

방 법

연구대상

본 연구를 위해 대한민국 직장인 517명을 대상으로 설문을 실시하였다. 설문 실시에 앞서 연구윤리심의위원회(Institutional Review

Board)의 승인을 받았으며, Qualtrics를 활용하여 온라인 설문지를 작성하고 온라인 패널 전문업체를 통해 설문을 실시하였다. 전체 응답자 517명 중 불성실 응답자 1명을 제외한 516명의 데이터를 최종 분석에 활용하였다. 설문 시작 전 연구참가자들에게 본 연구의 목적과 연구 윤리에 대한 설명을 제시하고 숙지하도록 요청한 뒤, 자발적으로 연구에 참여한다는 동의를 받는 과정을 거쳐 본 설문을 실시하였다. 수집된 516명의 데이터를 무작위로 2개의 표본으로 구분하고 표본 1은 탐색적 요인분석에, 표본 2는 확인적 요인분석에 활용하였다.

연구에 참여한 전체 표본의 평균연령은 42.69세($SD = 9.83$)이며, 남성은 269명(52.13%)이었다. 표본 1에 해당하는 참가자들의 평균 연령은 42.62세($SD = 9.81$)로 남성 137명(53.1%) 구성이었으며, 표본 2에 해당하는 참가자들의 평균 연령은 42.81세($SD = 9.86$)이며 남성 132명(51.2%)이었다. 두 표본의 연령($t = -.09, n.s.$)과 성별비율($\chi^2 = .19, df = 1, n.s.$)에는 유의한 차이는 없었다. 연구참여자들의 구체적인 정보는 Table 1을 통해 제시하였다.

측정도구

본 연구에서는 설문지를 통해서 성별, 나이, 직급, 재직기간 등의 인구통계학적 정보를 조사하는 동시에 주요 변인들의 측정을 위하여 다차원적 일 의미감 척도, 일의 의미 척도, 직업소명의식 척도, 직무탈진, 조직몰입, 그리고 삶의 의미척도를 사용하였다.

다차원적 일 의미감 척도(K-CMWS)

한국판 다차원적 일 의미감 척도(K-CMWS)는 Lips-Wiersma와 Wright(2012)가 개발한

Table 1. Demographic Information

Classification	Sample 1 (N = 258)		Sample 2 (N = 258)		Total		
	N	%	N	%	N	%	
Gender	Male	137	53.1	132	51.2	269	52.1%
	Female	121	46.9	126	48.8	247	47.9%
Age	20s	21	8.14	30	11.63	51	9.9%
	30s	79	30.62	62	24.03	141	27.3%
	40s	82	31.78	86	33.33	168	32.6%
	50s	69	26.74	76	29.46	145	28.1%
	60s	5	1.94	4	1.55	9	1.7%
	70s	2	0.78	0	0	2	0.4%
	Length of employment	less than 5 years	36	13.95	51	19.77	87
	from 5 to 10 years	54	20.93	34	13.18	88	17.1%
	from 10 to 15 years	46	17.83	41	15.89	87	16.9%
	from 15 to 20 years	38	14.73	48	18.6	86	16.7%
	more than 20 years	84	32.56	84	32.56	168	32.6%
Position	Employee	78	30.23	72	27.9	150	29.1%
	Assistant manager	54	20.93	53	20.5	107	20.7%
	Manager	47	18.22	54	20.9	101	19.6%
	Deputy manager	29	11.24	31	12	60	11.6%
	Above general manager	47	18.22	48	18.6	95	18.4%
	-	3	1.16	-	-	3	0.6%

Comprehensive Meaningful Work Scale(CMWS) 영문 문항을 본 연구의 1저자가 한국어로 번안하고, 영어와 한국어에 능한 심리학 박사과정생 2인과 심리학과 교수가 두 척도를 비교한 뒤 수정보완 하여 최종적으로 한국판 일 의미감 척도문항을 완성하였다.

CMWS는 소속감, 타인을 향한 봉사, 잠재력의 표현, 자기성찰, 현실감, 영감, 균형감의 총 7개 하위차원으로 구성되어 있으며, 소속감 6 문항, 타인을 향한 봉사 4문항, 잠재력의 표현

4문항, 자기성찰 요인 3문항, 현실감 3문항, 영감 4문항, 존재와 행동의 균형과 자신과 타인의 균형 요인은 4문항으로 구성되어 있다. 각 하위요인의 예시문항은 다음과 같다. '나는 소속감을 느낀다(소속감)', '우리는 사람들의 복지 증진이나 더 나은 환경을 만드는 상품이나 서비스를 제공하는데 기여하고 있다(타인을 향한 봉사)', '나는 새로운 아이디어와 개념들을 만들어내고 실제로 적용한다(잠재력의 표현)', '직장에서 나는 옳고 그름에 대한 판단

이 모호해진다(자기성찰; 역문항), '우리는 일을 할 때 현실적 어려움을 감내한다(현실감)', '나는 나의 일과 영적 혹은 정신적으로 연결되어 있다고 느낀다(영감)', '나는 나의 욕구와 다른 사람의 욕구 사이에서 적절한 균형을 유지한다(균형감)'. 각 문항에 대하여 리커트 5점 척도(1 = 매우 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정을 실시하였다. Lips-Wiersma와 Wright(2012)의 연구에서 확인한 내적 일치도 지수(Cronbach's α)는 각 하위차원 순서대로 .90, .83, .83, .72, .79, .89, .85로 나타났으며, 전체 척도의 내적 일치도는 .92로 나타났다. 본 연구에서 확인한 각 하위요인의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .87, .79, .81, .73, .69, .85, .80으로 나타났으며, 전체 척도에 대한 내적 일치도는 .92로 나타났다.

일의 의미(K-WAMI)

Steger 등(2012)이 개발한 Working as Meaning Inventory(WAMI)를 최환규와 이정미(2017)가 번안 및 타당화한 한국판 일의 의미 척도(K-WAMI)를 사용하였다. 세 가지 하위요인인 일에서의 긍정적 의미(positive meaning in work), 일을 통해 의미 만들기(meaning-making through work), 그리고 더 큰 선을 위한 동기(greater good motivation)로 구성되어 있으며, 총 10개의 문항으로 이루어져 있다. 예시 문항으로는 '나는 의미 있는 일(직업)을 찾았다', '나는 내가 하는 일이 내 삶의 의미에 어떻게 기여하는지 알고 있다' 등이 있으며, 리커트 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정을 실시하였다. 최환규와 이정미(2017)의 연구에서는 내적 일치도(Cronbach's α)가 .91로 나타났으며, 본 연구에서는 .90로 나타났다.

소명의식(K-CVQ)

Dik, Eldridge와 Steger(2012)가 개발하고 심예린과 유성경(2012)이 한국어로 번안타당화한 척도인 한국판 소명의식 척도(K-CVQ)를 사용하였다. 총 3개의 하위요인인 초월적 부름(transcendent summons), 목적/의미(purpose/meaning), 친사회적 동기(prosocial motivation)로 구성되어 있으며, 각 하위요인 별로 4문항씩 총 12문항을 리커트 4점 척도(1 = 전혀 해당되지 않는다, 4 = 전적으로 해당된다)로 측정을 실시하였다. 예시 문항으로는 '나는 내가 현재 하고 있는 분야의 일에 부름을 받았다고 믿는다', '나는 나의 진로를 삶의 목적에 이르는 길로 본다' 등이 있다. 직장인을 대상으로 진행한 심예린과 유성경(2010)의 연구에서는 내적 일치도(Cronbach's α)가 .85로 나타났으며, 본 연구에서는 .89로 나타났다.

직무탈진

직무를 수행하면서 경험하는 스트레스로 인해 신체적, 정서적으로 지쳐있는 상태인 직무탈진을 측정하기 위한 목적으로 Halbesleben과 Demerouti(2005)가 개발하고 나운주(2013)가 번안타당화한 직무탈진 척도를 사용하였다. 원 척도를 구성하는 두 개의 하위차원인 이탈과 소진 중 부정요인인 총 8개의 문항을 사용하여 측정하였다. 원 논문에서 제시한 바와 같이 리커트 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정을 실시하였다. 이탈 요인의 예시 문항으로는 '시간이 지나면 이 일에서 마음이 떠날 것 같다'가 있으며, 소진 요인의 예시 문항으로는 '나는 업무 중에 자주 정서적으로 지치는 것 같다' 등이 있다. 나운주(2013)의 연구에서는 내적 일치도(Cronbach's α)가 .75로 나타났으며, 본 연구에서는 이탈과

소진 각각 .83, .89로, 전체 척도의 내적 일치도는 .91으로 나타났다.

조직몰입

조직 구성원이 자신이 속한 조직에 대하여 느끼는 애정 및 소속감의 정도를 측정하기 위한 목적으로 Allen과 Meyer(1990)가 개발한 척도를 활용하였다. 조직몰입은 정서적 몰입(affective commitment), 규범적 몰입(normative commitment), 그리고 지속적 몰입(continuance commitment)의 세 가지 유형으로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 조직원들이 자신이 속한 조직에 대한 애착과 소속감을 측정하기 위한 목적으로 정서적 몰입에 해당하는 8문항으로 측정을 실시하였다. 리커트 형 5점 척도(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)로 측정을 실시하였으며, 예시 문항으로는 ‘나는 현 조직의 문제가 진실로 나의 문제인 것처럼 느낀다’, ‘현 조직에서 내 자신이 한 가족의 일원이라는 느낌을 받는다’ 등이 있다. 측정문항 중 4번 문항(‘나는 다른 조직으로 옮기더라도 현재의 조직처럼 쉽게 애착을 갖게 될 것이라 생각한다’)의 경우 원척도 개발자인 Allen과 Meyer(1990)은 역문항으로 고려하였으나, 국내에서 진행된 여러 연구에서 4번 문항으로 인해 척도의 내적 일치도 지수가 현저히 감소하는 경향이 있음을 확인하였다(하유진 등, 2014). 따라서 본 연구에서도 4번 문항의 삽입 유무에 따라 내적 일관성 지수(Cronbach's α)가 큰 차이를 보여 이를 제외하고 분석에서 제외하였다(전체 신뢰도 .81, 4번 문항 삭제 시 .89).

한국판 삶의 의미 척도(K-MILQ)

삶의 의미를 측정하기 위해 Steger 등(2006)이 개발한 Meaning in Life Questionnaire를 원두

리 등(2005)이 한국어로 번안타당화한 한국판 삶의 의미 척도를 사용하였다. 본 척도는 두 개의 하위요인인 의미 추구(meaning search), 의미 존재(meaning presence)로 구성되어 있으며, 각 하위요인 당 5개의 문항 총 10개의 문항으로 구성되어 있다. 예시문항으로는 ‘나는 내 삶을 의미 있게 만드는 무언가를 찾고 있다’, ‘나는 만족할 만한 삶의 목적을 발견하였다’ 등이 있으며, 원 논문에서 제시된 바와 같이 리커트 7점 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 4 = 보통이다, 7 = 언제나 그렇다)로 측정하였다. 원두리 등(2005)의 연구에서는 내적 일치도(Cronbach's α)가 .90으로 나타났으며, 본 연구에서는 .90으로 나타났다.

연구절차 및 분석방법

먼저 CMWS의 원저자인 Lips-Wiersma에게 한국판 일 의미감 척도 타당화 연구를 진행하겠다는 의사를 서면으로 전달한 후 CMWS 최종본 척도정보를 전달받았다. 영문으로 제작된 원척도를 한국어로 번안하였다. 다음으로 영어와 한국어에 능한 심리학 박사과정생 2인과 교수 2인이 번안한 한국어 척도와 영문척도를 비교하여 수정보완 작업을 진행하였다. 다음으로 본 연구의 목적을 알지 못하는 원어민이 원척도와 역번역 척도를 검토하고 의미상에 다른 점이 있는지 확인하였다. 최종적으로 연구자와 심리학과 교수가 한국어 번역본과 영문본을 비교 검토하여 한국판 다차원적 일 의미감 예비척도를 제작하였다. 이후 직장인 약 100명을 대상으로 예비설문을 실시하여 각 문항에 대한 이해 가능 여부, 가독성 및 응답 소요시간 등을 파악하였다. 예비설문으로 수집한 데이터를 분석한 결과 특별한 문제

가 발견되지 않아 해당 척도로 본 설문을 실시하였다.

본 분석에 앞서 빈도분석과 기술통계를 활용하여 연구참가자들의 인구통계학적 특성을 파악하였다. 또한 본 연구에서 사용한 측정도구들의 신뢰도를 분석하기 위해 내적 일치도인 Cronbach's α 를 산출하였다.

분석의 순서는 다음과 같다. 첫번째로 K-CMWS의 하위 요인구조를 파악하기 위한 목적으로 표본 1 데이터를 활용하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 두번째로 표본 2 데이터를 활용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 마지막으로 전체 표본에 대하여 빈도분석과 기술통계, 상관관계분석 및 회귀분석을 실시하였다. 빈도분석, 기술통계분석, 상관관계분석, 회귀분석에는 SPSS 25.0 프로그램을 활용하였으며, 탐색적 요인분석, 확인적 요인분석에는 Mplus 7.4 프로그램을 활용하였다.

결 과

탐색적 요인분석 결과

탐색적 요인분석을 실시하기에 앞서 각 문항들의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도의 기술통계치를 산출하고 확인하는 과정을 통해서 각 문항에 대한 응답값 분포가 정규분포를 이루는지 여부를 확인하였다. 왜도와 첨도의 범위는 각각 절대값 .075 ~ .691, .016 ~ 1.085로 나타나 각 문항의 응답값 분포는 정규분포를 크게 벗어나지 않는 것으로 확인하였다. 다음으로 표본 1의 데이터가 탐색적 요인분석을 실시하기에 적합한 데이터 인지 여부를 확인하기 위해 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 검증과

Bartlett의 구형성 검증(sphericity test)을 실시하였다. KMO 검증은 상관행렬이 요인분석을 하기에 적합한가를 판단하는 것으로 값이 .90이상일 경우 적합, .80이상은 양호, .50이하의 부적합으로 해석한다. 또한 구형성 검증은 '변수 간 상관이 없다'라는 영가설의 검증을 통해 요인의 존재유무를 파악한다. 구형성검증의 영가설이 기각되면 탐색적 요인분석을 위한 기본가정을 충족한 것으로 간주한다. 분석결과 KMO값은 .932로 적합수준으로, Bartlett 검증결과 역시 유의한 수준($\chi^2 = 6492.979$, $df = 378$, $p < .001$)으로 영가설을 기각해 표본 1 데이터가 탐색적 요인분석을 실시하기에 적합한 데이터임을 확인하였다.

K-CMWS의 요인구조를 파악하기 위한 목적으로 표본 1 데이터($N = 258$)를 활용하여 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis; EFA)을 실시하였다. 요인 추출방법으로는 최대우도법(Maximum Likelihood; ML)을 사용하였고, 회전방법은 직접 오블리민(oblimin) 방식을 사용하였다. 최대우도법은 탐색적 목적으로 요인 수를 결정할 때 주로 쓰이며, 우도비(likelihood ratio)를 제공하기에 모형적합도를 통계적으로 검증할 수 있다는 장점을 가진다. 추출된 요인들은 서로 상관관계를 가질 것으로 예상되기 때문에 사각회전(oblique rotation) 방식인 오블리민 방법을 사용하였다.

탐색적 요인분석을 통한 요인 수의 결정에 있어서 하나의 방법에 의존하기 보다는 다양한 방법을 다각적으로 고려하여 결정하는 것이 바람직하다는 권고(이순목, 1994; 조은성, 하용수, 2017)에 따라 카이저 규칙(Kaiser rule), 스크리 도표(scree plot), 해석가능성을 고려하였다. 먼저 고유값(eigenvalue) 1 이상으로 요인 수를 결정하는 카이저 규칙(Kaiser rule)을 적용

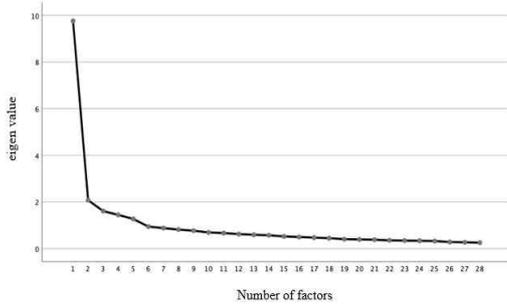


Figure 1. Scree plot

할 경우 7개의 요인이 도출되는 것을 확인하였다. 이는 Lips-Wiersma와 Wright(2012) 연구와 같은 결과라 할 수 있다. 다음으로 스크리 도표(scree plot)를 참고하여 요인 수를 결정하고자 하였다. Figure 1에 제시한 바와 같이, 2 요인부터 요인 간 고유치 차이가 급격하게 줄어드는 것을 통해 CMWS가 단일요인인 것으로 판단할 수 있다. 단일요인을 가정한 탐색적

Table 2. Results of descriptive statistics and EFA factor loadings

Item number	factor loading	mean	SD	skewness	kurtosis
item 1	.660*	3.67	0.803	-0.691	0.594
item 2	.663*	3.43	0.879	-0.417	-0.068
item 3	.605*	3.63	0.778	-0.643	0.758
item 4	.575*	3.45	0.847	-0.428	0.386
item 5	.582*	3.35	0.859	-0.29	0.04
item 6	.585*	3.39	0.882	-0.147	-0.204
item 7	.544*	3.59	0.787	-0.531	0.664
item 8	.522*	3.53	0.891	-0.358	-0.098
item 9	.598*	3.83	0.81	-0.392	-0.019
item 10	.568*	3.59	0.884	-0.371	-0.206
item 11	.606*	3.29	0.914	-0.271	-0.274
item 12	.639*	3.24	0.852	-0.117	-0.206
item 13	.687*	3.63	0.813	-0.483	0.293
item 14	.721*	3.3	0.92	-0.205	-0.434
item 15	.167*	3.03	0.949	0.075	-0.686
item 16	.341*	3.40	0.993	-0.363	-0.344
item 17	.310*	2.92	1.004	0.137	-0.568
item 18	.460*	3.8	0.767	-0.676	1.085
item 19	.470*	3.29	0.835	-0.337	0.017
item 20	.441*	3.39	0.821	-0.374	0.179
item 21	.627*	3.14	0.906	-0.157	-0.405
item 22	.676*	3.21	0.937	-0.207	-0.423
item 23	.713*	3.22	0.889	-0.148	-0.453
item 24	.576*	2.98	1.008	-0.163	-0.573
item 25	.386*	3.28	1.019	-0.556	-0.398
item 26	.642*	3.28	0.861	-0.351	0.016
item 27	.518*	3.18	0.957	-0.256	-0.432
item 28	.543*	3.33	0.814	-0.488	0.477
Eigenvalue	9.763				
Variance (%)	36.868				

Note. N = 258, * p < .05

요인분석 결과, 역채점 문항(item 15, 16, 17)을 제외한 모든 문항의 요인 부하량(factor loading)이 .35 이상으로 나타나, 표본의 크기가 250 이상일 경우의 기준인 .35를 충족하는 것을 확인하였다(Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010; Table 2). 하지만 요인 수를 결정함에 있어 이론 근거의 해석가능성이 가장 중요하기에 추가적으로 확인적 요인분석을 통해 요인 수의 적절성을 판단하고자 하였다.

확인적 요인분석 결과

요인구조의 타당성을 확인하기 위한 목적으로 표본 2 데이터($N = 258$)에 대하여 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis; CFA)를 실시하였다. 이전 단계인 탐색적 요인분석에서 확인한 1요인 모형을 연구모형으로 설정하고, Lips-Wiersma와 Wright(2012)가 주장한 7요인 모형을 경쟁모형으로 설정하여 분석을 실시하였다. CMWS 원칙도 개발 연구에서는 7개의 하위요인의 구성개념에 대한 구체적인 언급 없이 하위요인 간의 상관관계를 허용하는 CFA 모형으로 분석을 실시하였다. 따라서 본 연구에서는 CMWS를 구성하는 7개의 하위요인에 대한 구성개념 타당도를 재확인하기 위하여 CFA 모형, 고차요인(higher-order factor) 모형, 이원요인(bifactor) 모형 등으로 세분화하여 분석을 실시하였다. 설정한 모형이 수집된 데이터와 부합하는 정도를 의미하는 모형 적합도 지수(model fit index)로는 비교적 표본의 크기에 민감하게 반응하지 않는 지수인 TLI(Tucker-Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)를 선택하였다(Kline, 2011). TLI와 CFI는 .90 이상일 때, RMSEA는 .06 이하 일 때 해당 모형을 좋

은 적합도를 지닌 모형으로 판단한다(Hu & Bentler, 1999). 각 모형은 Figure 2, 3, 4, 5로 표현하였으며, 모형에서 산출된 모형적합도 지수를 Table 3에 제시하였다.

우선 탐색적 요인분석 결과를 바탕으로 설정한 단일요인 모형의 적합도 지수는 좋지 않은 수준으로 나타났다(TLI = .686, CFI = .710, RMSEA = .104). CFA 모형(TLI = .917, CFI = .928, RMSEA = .053), 고차요인 모형(TLI = .911, CFI = .919, RMSEA = .055), 이원요인 모형(TLI = .937, CFI = .950, RMSEA = .046)은 모두 좋은 수준의 적합도 지수를 보이는 것을 확인하였다. 탐색적 요인분석 결과로 나타난 단일요인 모형과 비교하여 세 가지 경쟁 모형(CFA 모형, 고차요인 모형, 이원요인 모형)이 모두 우수한 모형적합도 지수를 보이는 것을 통해 CMWS는 7요인 구조를 가지는 것으로 결정하였다. 이는 Lips-Wiersma와 Wright(2012)의 이론적 근거와 일치하며 해석의 용이성이라는 상대적 강점을 보인다. 따라서 이를 토대로 CMWS 원칙도 타당화 연구에서 설정한 7 요인 모형을 최종모형으로 채택하였다.

추가적으로 분석을 실시한 세 모형 간의 모형 적합도 지수를 통해 이원요인 모형, CFA 모형, 고차요인 모형 순으로 적합도 지수가 좋은 것으로 확인하였으나, 그 차이는 크지 않았다. 세 모형은 내재된 모형(nested model) 관계이기 때문에 모형 적합도를 통한 직접적인 비교 보다는 차이 검증(χ^2 difference test)을 실시하였다. 분석결과, 고차요인 모형보다는 CFA 모형이($\chi^2 = 44.28, \Delta df = 14, p < .001$), CFA 모형보다는 이원요인 모형이($\chi^2 = 101.48, \Delta df = 28, p < .001$) 더 좋은 모형인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 일 의미감 구성요인을 의미하는 공통요인(general factor)과

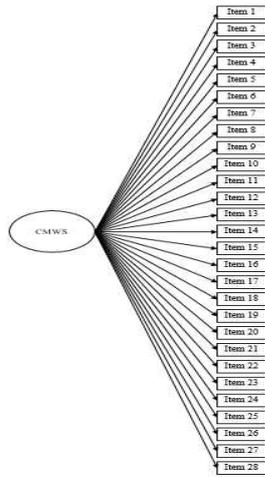


Figure 2. 1 factor model

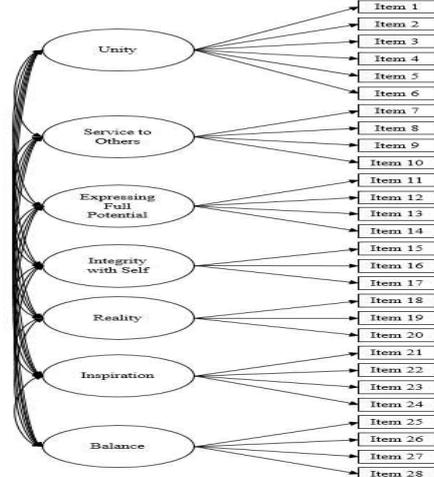


Figure 3. CFA model

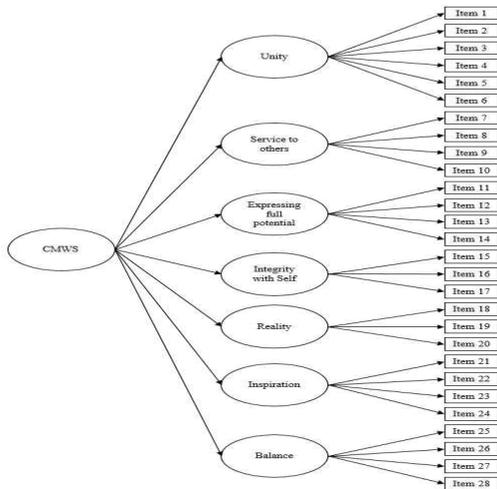


Figure 4. higher-order model

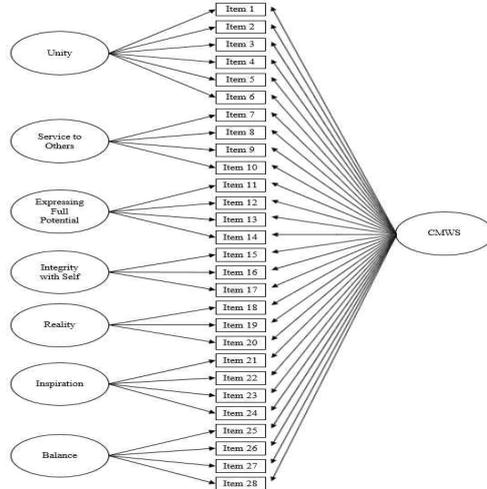


Figure 5. Bifactor model

Table 3. Model fit indices of CFA

Model	<i>df</i>	χ^2	χ^2/df	TLI	CFI	RMSEA	RMSEA 90% CI
1 factor model	350	1320.982	3.774	.686	.710	.104	.098~.110
CFA model	329	569.371	1.731	.917	.928	.053	.046~.060
higher-order model	343	613.651	1.789	.911	.919	.055	.048~.062
bifactor model	301	467.887	1.554	.937	.950	.046	.038~.054

Table 4. Factor loadings of bifactor model

Item	general factor	domain specific factor					
	unity	service to others	Expressing full potential	Integrity with self	Reality	Inspiration	balance
item1	.524**						
item2	.492**						
item3	.495**						
item4	.414**						
item5	.414**						
item6	.542**						
item7	.696**	.209*					
item8	.591**	.365**					
item9	.393**	.993***					
item10	.617**	.307**					
item11	.624**		.312**				
item12	.516**		.447**				
item13	.534**		.486***				
item14	.671**		.452***				
item15	.094			.571***			
item16	.373**			.718***			
item17	.274**			.653***			
item18	.071				.523***		
item19	.508**				.20*		
item20	.356**				.369***		
item21	.616**					.422***	
item22	.644**					.508***	
item23	.61**					.553***	
item24	.409**					.627***	
item25	.257**						.7***
item26	.494**						.497***
item27	.396**						.661***
item28	.523**						.516***

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

일 의미감을 구성하는 세부 하위요인을 의미하는 영역특수요인(domain-specific factor)을 구분하여 설명하는 이원요인 모형이 일 의미감을 측정하는 CMWS의 요인 구조를 가장 잘 설명하는 모형이라 할 수 있다. 이원요인 모형에서 각 문항이 일반요인과 영역특수요인에 가지는 요인부하량은 Table 4에 제시하였다.

수렴 타당도 및 준거 타당도

수렴 및 준거 타당도를 검증하기 위한 목적으로 전체 516명의 데이터를 사용하여 관련 변인들과의 상관관계 분석을 실시하였다(Table 5). 먼저 K-CMWS의 총점과 각 하위요인들 간의 상관관계 분석을 실시하여 수렴 타당도를 확인하였다. K-CMWS의 총점은 각 하위요인과 K-CMWS가 일 의미감을 측정하기 위한 내적 타당도를 갖추고 있는 척도인 것을 의미한다.

다음으로 일 의미감 연구분야의 기존 연구들을 종합적으로 정리한 선행연구(Lysova et al., 2019)에서 일 의미감과 관련이 있다고 보고된 직무 및 조직관련 변인인 소명의식, 조직몰입, 직무 탈진, 이직의도와 삶 영역의 삶의 의미, 삶 만족도와의 상관관계분석을 통해 수렴 및 준거 타당도를 검토하였다. 먼저 CMWS는 일 의미감 연구분야에서 가장 빈번히 사용되고 있는 척도인 WAMI($r = .775, p < .001$)와 유사한 개념으로 알려진 소명의식을 측정하는 CVQ($r = .729, p < .001$)와 높은 정적 상관을 보이는 것으로 나타났다. 이는 CMWS가 일 의미감 및 소명의식을 측정하는데 사용되는 기존 척도와 동일한 정도로 충분한 기능을 할 수 있는 여지가 있음을 의미한다.

다음으로 직무 및 조직관련 변인들과의 관

계를 분석한 결과 CMWS는 조직몰입($r = .703, p < .001$)과는 정적 상관관계를, 이직의도($r = -.384, p < .01$), 직무탈진($r = -.471, p < .01$)과는 부적 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자신의 일에서 높은 일 의미감을 경험하는 개인은 조직을 동일시하며 조직에 강한 애착을 느끼고, 이직을 고려하지 않으며, 직무에서 경험하는 스트레스로 인해 신체적 정신적으로 덜 지치는 것으로 해석할 수 있다. 이로써 K-CMWS가 일 의미감을 측정하는 척도로서 기존 연구들에서 제시한 관련 개념들과 충분한 상관관계를 보임을 확인하였으므로 준거 타당도를 확보하였다고 볼 수 있다.

추가적으로 본 연구에서 변인타당화를 실시한 CMWS의 경우 7개의 세부 하위요인으로 구성된 다차원적 측정도구로, 기존 측정도구들의 일 의미감과 직무, 조직 및 삶 관련 변인들과의 세부적인 관계를 파악할 수 없다는 한계점을 보완할 수 있는 측정도구이다. 따라서 일 의미감을 구성하는 세부 하위요인들이 직무, 조직 및 삶 관련 변인들에 미치는 상대적인 영향력의 크기를 확인하기 위한 목적으로 중다 회귀분석을 실시하였다.

먼저 직무 및 조직 관련 변인들을 종속변인으로 설정한 중다 회귀분석 실시결과, 조직몰입에는 소속감($\beta = .374$), 잠재력의 표현($\beta = .164$), 영감($\beta = .259$), 균형감($\beta = .104$)이, 직무탈진에는 소속감($\beta = -.114$), 자기성찰($\beta = -.397$), 현실감($\beta = .111$), 영감($\beta = -.277$), 균형감-자기, 타인($\beta = -.155$), 그리고 이직의도에는 소속감($\beta = -.199$)과 자기성찰($\beta = -.286$)요인이 유의미한 영향력을 가지는 것을 확인하였다. 또한 삶 관련 변인인 삶의 만족에는 잠재력의 표현($\beta = .277$), 영감($\beta = .215$), 균

Table 5. Correlations of CMWS and other variables

	1	1.1	1.2	1.3	1.4	1.5	1.6	1.7
1. CMWS total	(.920)							
1.1. unity	.813**	(.90)						
1.2. contribution	.778**	.569**	(.83)					
1.3. expressing full potential	.823**	.549**	.638**	(.83)				
1.4. developing inner self	.449**	.335**	.280**	.234**	(.72)			
1.5. reality	.524**	.387**	.368**	.385**	0.011	(.79)		
1.6. inspiration	.811**	.548**	.545**	.707**	.232**	.360**	(.89)	
1.7. balance	.659**	.447**	.398**	.482**	.151**	.334**	.504**	(.85)
WAMI	.775**	.520**	.610**	.712**	.306**	.355**	.723**	.522**
CVQ	.729**	.501**	.543**	.648**	.212**	.368**	.720**	.526**
meaning in life	.574**	.399**	.441**	.525**	.220**	.316**	.470**	.438**
burnout	-.471**	-.374**	-.281**	-.310**	-.500**	-0.057	-.416**	-.297**
turnover intention	-.384**	-.357**	-.260**	-.257**	-.385**	-.091*	-.290**	-.189**
organizational commitment	.703**	.639**	.472**	.587**	.265**	.315**	.620**	.461**

Note. N = 516, * $p < .05$, ** $p < .01$

Table 6. Multiple regression results for supplementary analysis

	organizational commitment		burnout		turnover intention		life satisfaction		meaning in life	
	β	R^2	β	R^2	β	R^2	β	R^2	β	R^2
unity	.374***		-.114*		-.199***		.075		.019	
contribution	-.041		.041		-.010		-.055		.085	
expressing full potential	.164***		.056		.004		.277***		.239***	
developing inner self	.034	.535	-.397***	.374	-.286***	.218	-.030	.360	.078*	.352
reality	-.009		.111**		.042		-.053		.079	
inspiration	.259***		-.277***		-.110		.215***		.079	
balance	.104**		-.155**		-.031		.225***		.215***	

Note. N = 516, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Table 7. Multiple regression results for incremental validity

	organizational commitment				turnover intention				burnout				meaning in life			
	β	R^2	ΔR^2		β	R^2	ΔR^2		β	R^2	ΔR^2		β	R^2	ΔR^2	
age	.024				-.176**				-.203***				-.042			
gender	-.021				-.045				.126**				-.054			
1 length of employment	.006	.069	.063		.038	.047	.047		.024	.088	.088		-.069	.057	.057	
position	.050				.010				.054				.089*			
organization. size	-.016				-.024				.015				.011			
2 WAMI	.123*	.436	.366***		-.145	.135	.088***		-.291***	.253	.165***		.277***	.436	.379***	
CVQ	.132*				.100				.093				.249***			
3 CMWS	.491***	.520	.084***		-.319***	.171	.036***		-.269***	.279	.025***		.175**	.447	.011**	

Note. N = 516, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

형감($\beta = .225$) 요인이, 삶의 의미에는 잠재력의 표현($\beta = .239$), 자기성찰($\beta = .078$), 균형감($\beta = .215$) 요인이 유의미한 영향력을 가지는 것을 확인하였다. 이러한 결과를 통해, 일 의미감을 구성하는 세부 하위요인들을 활용하여 직무, 조직 및 삶 관련 변인들에 미치는 영향력을 세부적으로 검증할 수 있음을 확인하였다(Table 6).

변별 타당도

기존 일 의미감 연구분야에서 빈번히 활용되는 척도인 WAMI, CVQ 등의 척도와 변별성을 확인하기 위한 목적으로 확인적 요인분석을 실시하였다. K-CMWS, WAMI, CVQ를 단일요인으로 설정하고 확인적 요인분석을 실시한 결과 나타난 모형 적합도 지수 다음과 같으며(TLI = .907, CFI = .922, RMSEA = .097), K-CMWS, WAMI, CVQ를 3개의 각각 다른 요인으로 설정하고 실시한 확인적 요인분석 결과 나타난 모형 적합도 지수는 다음과 같았다(TLI = .938, CFI = .951, RMSEA = .08). 확인적 요인분석 결과로 나타난 모형적합도 지수는 두 모형 모두 수용 가능한 수준임을 확인하였으나(MacCallum, Browne, & Sugawara, 1996), 상대적으로 3요인 모형의 모형적합도 지수가 좋은 수준임을 감안할 때 K-CMWS가 WAMI, CVQ 등의 기존 일 의미감 측정도구와는 변별되는 측정도구임을 확인한 것으로 해석할 수 있는 결과이다.

증분 타당도

K-CMWS의 증분 타당도 검증을 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 먼저 1단계에서

연령, 성별, 소속 조직의 크기, 재직기간 등의 인구통계변인을 투입한 후, 2단계로 일 의미감 연구분야에서 빈번히 사용되고 있는 척도인 WAMI와 CVQ를 투입하고, 마지막 3단계에서 CMWS를 투입하여 분석을 실시하였다. 위계적 회귀분석 결과, CMWS는 1단계, 2단계에 투입한 인구통계학적 변인 및 기존 일 의미감 관련 척도의 영향력을 통제하고도 조직몰입($\Delta R^2 = .084, p < .001$), 이직의도($\Delta R^2 = .036, p < .001$), 직무탈진($\Delta R^2 = .025, p < .001$), 삶의 의미($\Delta R^2 = .011, p < .01$)에 대하여 통계적으로 유의미한 추가적인 설명력을 지니는 것을 확인하였다(Table 7). 이는 CMWS가 기존 일 의미감 분야에서 주로 사용되는 척도들인 WAMI, CVQ가 측정하지 못하는 부분에 대해 측정이 가능하다는 것을 의미하며, 이는 CMWS의 개발 목적인 일 의미감을 개념적으로 세분화하여 다차원적 관점으로 면밀히 측정하고자 하는 바에 부합하는 결과이다.

논 의

본 연구에서는 Lips-Wiersma와 Wright(2012)가 개발한 다차원적 일 의미감 척도(CMWS)를 번역 및 역번역 과정을 통하여 한국판 다차원적 일 의미감 척도를 제작하고, 측정도구로서 사용하기에 적절한 수준의 신뢰도 및 타당도를 가지는지 여부를 검증하고자 하였다. 이를 위해 20대에서 60대 대한민국 국적의 정규직 남녀를 대상으로 온라인 설문을 진행하여 데이터를 수집하였다. 수집한 데이터를 무작위로 구분한 독립적인 표본으로 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하여 다차원적 일 의미감 척도가 7개의 요인 구조를 가지는

것을 확인하였으며, 특히 원척도 연구에서는 확인하지 않았지만 CMWS는 7 요인 구조 중 이원 모형이 가장 적합한 것을 확인하였다. 또한 구성 타당도 검증을 위해 전체 표본을 활용하여 다양한 준거변인들과의 상관관계 분석을 실시하였다. 추가적으로 기존 일 의미감 관련 연구에서 빈번히 사용되는 WAMI와 CVQ가 개인 및 조직관련 변수들에 대해 가지는 설명력 이상으로 CMWS가 추가적인 설명력을 가지는 지 여부를 의미하는 증분 타당도를 확인하기 위하여 위계적 회귀분석을 실시하였다.

본 연구의 연구결과와 그에 대한 논의는 다음과 같다. 첫째, 탐색적 요인분석 결과 단일 요인이 추출되었으며, 각 하위차원의 신뢰도 및 전체 척도 신뢰도를 통해 K-CMWS가 양호한 수준의 신뢰도를 가지는 척도임을 확인하였다. 원척도 연구에서 CMWS가 7개의 명확히 구분된 요인구조를 가지는 척도인 것으로 나타났다. 본 연구의 탐색적 요인분석 결과에서는 K-CMWS가 단일요인을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 확인적 요인분석 결과에서 K-CMWS의 요인구조를 가장 잘 설명하는 모형으로 이원모형이 채택된 것을 바탕으로, 탐색적 요인분석 과정에서 일반요인의 영향력이 작용하여 단일요인으로 나타난 것으로 유추해 볼 수 있다. 또한 선행연구결과들을 참고할 때, 서양인들을 대상으로 한 Steger 등(2012)의 WAMI 원척도 연구에서 3개의 요인구조를 가지는 것으로 확인되었으나, WAMI 한국어 타당화 연구들(김수진, 2014; 최환규, 이정미, 2017)의 탐색적 요인분석 결과에서는 반복적으로 단일요인으로 추출된 것과 동일한 결과라 할 수 있다. 추후 연구에서는 일 의미감 측정을 위해 개발된

척도들을 활용하여 문화차이에 따른 측정동일성(measurement invariance) 연구가 필요할 것으로 사료된다.

둘째, 요인분석 결과 7요인 구조의 경쟁모형이 1요인 구조의 연구모형보다 본 연구에서 고려한 모든 주요 모형적합도 지수에서 상대적으로 더 나은 값을 가지는 것으로 나타났다. 원저자의 질적연구를 기반으로 한 이론적 근거 및 실증적 분석결과, 그리고 본 연구에서 확인한 실증적 데이터 분석결과를 기반으로 7요인 구조를 최종모형으로 선택하였다. 추가적으로 CMWS의 명확한 요인구조를 확인하기 위하여, 7요인 구조를 CFA 모형, 고차요인 모형, 이원 모형으로 세분화하여 대안모형으로 설정하고 분석을 실시하였다. 분석결과, 이원모형이 가장 적합한 모형인 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 일 의미감 구성요인을 의미하는 일반요인과 일 의미감을 구성하는 세부 하위요인인 영역특수요인을 구분하여 설명하는 것이 바람직함을 의미한다. 탐색적 요인분석 결과에서 단일요인이 도출된 것은 확인적 요인분석에서 도출된 이원모형을 구성하는 공통요인(general factor)의 영향력을 반증하는 결과로 해석해 볼 수 있다. 이러한 해석의 근거로는 이원모형의 요인부하량을 살펴보면 절반 정도의 문항들에서 공통요인에 해당하는 요인부하량 값이 영역특수요인에 해당하는 요인부하량 값보다 큼을 들 수 있다.

셋째, 최종적으로 결정한 7요인 구조모형을 기반으로 전체 표본을 활용하여 일 의미감 전체 및 7개의 하위요인에 대한 내적 일관성을 확인하였으며, 관련 척도들과의 상관관계 분석을 통하여 수렴 타당도 및 준거 타당도를 검증하였다. 분석결과, K-CMWS가 적정 수준의 문항 신뢰도 보이며, 주요 변인들과의 상

관관계를 통하여 수렴 타당도 및 준거 타당도를 갖고 있음을 확인하였다.

넷째, CMWS의 증분 타당도를 확인하기 위해 특정 변인을 설정하여 WAMI와 CVQ에 비해 다차원적 일 의미감 척도가 가지는 추가적인 설명력을 검증하였다. 구체적으로, 조직몰입, 이직의도, 직무탈진 등의 조직 관련 변인과 삶의 의미와 같은 개인의 삶 영역 관련 변인을 선정하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 분석결과, 본 연구에서 고려한 모든 종속변수에 대하여 WAMI와 CVQ의 영향력을 통계적으로 통제하고도 K-CMWS는 통계적으로 유의미한 설명력을 가지는 것을 확인하였다. 이는 본 척도가 개인 및 조직과 관련하여 기존의 척도가 예측하지 못하는 부분을 추가적으로 예측한다는 것을 의미하며, 일 의미감을 충분히 세분화하여 고려하는 것의 필요성을 시사하는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 의의를 가진다. 첫째, 일 의미감을 다차원적인 심리학적 구성개념으로 고려하여 정교하게 측정할 수 있는 측정도구를 마련하였다는 의의를 가진다. 앞서 설명한 바와 같이 기존 일 의미감 관련 연구분야에서는 Spreitzer(1995)의 심리적 임파워먼트 하위요인 중 의미요인의 문항을 사용하거나 Steger 등(2012)의 WAMI가 빈번히 사용되었다(김근호 등, 2019). 하지만 두 척도 모두 명확한 한계점을 가지고 있다. 먼저 Spreitzer(1995)의 척도의 경우 일 의미감을 측정하기 위해 제작된 척도가 아니며, 일 의미감을 단 일 차원의 구성개념으로 고려하여 일 의미감의 하위차원들이 가지는 복합적인 영향력을 세부적으로 파악할 수 없다는 한계를 지닌다. 또한 Steger 등(2012)의 WAMI의 경우 일 의미감을 다차원적인 구성개념으로 고려하였으나

하위차원 간 측정수준의 차이가 존재하여 전체 및 각 하위차원이 가지는 영향력을 해석하는데 그 명확성이 떨어진다고 할 수 있다.

본 연구에서 타당화한 CMWS의 경우 위의 두 척도가 가지고 있는 문제점을 보완할 수 있다. CMWS는 일 의미감을 다차원적인 구성개념으로 고려하고 개인과 타인, 존재와 행동의 두 개의 축을 기준으로 4개의 차원으로 사분면을 구분하였다. 즉, 소속감(타인 - 존재), 자기개발(자기 - 존재), 잠재력의 표현(자기 - 행동), 봉사(타인 - 행동)으로 나누어진 사분면에 요인명을 명명하였다. 추가적으로 두 축의 양극단 개념인 개인과 타인, 존재와 행동 간의 균형이 무너질 경우 일에서 경험하는 의미감의 상실을 야기할 수 있기 때문에 이들 간의 균형을 의미하는 균형(타인 - 개인 균형, 존재 - 행동 균형) 요인을 추가하였다. 또한 질적연구 결과를 기반으로 실존주의적 관점으로 개인을 개념화하여 직장 장면에서 경험할 수 있는 현실적인 어려움과 이상적인 영감을 현실과 영감 요인으로 명명하여 추가하였다. 이와같이 개인이 지각하는 일 의미감을 7개의 차원으로 세분화하여 구분함으로써 일 의미감의 측정을 구체화하였다.

둘째로 일 의미감의 전체 및 세부요인들과 개인의 직무 및 삶 관련 변인들 간의 상관관계를 확인하였다는 의의를 가진다. 앞서 기술한 바와 같이 기존 일 의미감 연구분야에서는 용어의 혼재된 사용으로 문제가 발생하고 있으며, 이로 인한 가장 중요한 문제점 중 하나는 연구하고자 하는 심리적 구성개념을 측정하는데 적절하지 않은 측정도구를 사용하게 되는 점이라 할 수 있다. 즉, 조직장면에서 개인이 경험하는 일 의미감을 측정하는데 일의 의미 척도를 사용하여 측정을 실시하는 것 등

이라 할 수 있다. Steger와 그의 동료들(2012)이 제작한 WAMI의 경우, 일 의미감을 다차원적인 구성개념으로 고려하였다는 의의를 지닌다고 볼 수 있으나, 일 의미감을 구성하는 세부 요인들의 개념적 세밀함이 다소 부족하며 하위요인들 간의 수준에 문제가 있음을 확인할 수 있다. 본 연구에서는 개인이 조직장면에서 경험하는 일 의미감을 측정할 수 있는 척도의 타당화 연구를 진행하는 과정에서 일 의미감 전체 및 일 의미감을 구성하는 원천들과 직무 및 삶 관련 주요 변인들 간의 관계를 경험적으로 확인하였다는 의의를 가진다. 특히, 추가적으로 일 의미감 세부 하위요인들과 직무, 조직 및 삶 관련 변인들의 관계를 회귀분석 결과를 통해 확인한 결과, 일 의미감 세부 하위요인들 중 각 종속변인에 미치는 유의미한 영향의 종류와 크기가 상이한 것을 확인하였다. 이는 일 의미감을 구성하는 하위요인 중 조직몰입, 이직의도 등의 특정 변인에 영향을 주는 요인이 다르며 효과크기 또한 차이가 있음을 실증적으로 확인한 결과라 할 수 있다. 따라서 추후 연구에서는 본 척도를 활용하여 조직원들의 조직몰입을 높일 수 있으며 조직 차원의 개입이 가능한 선행요인을 찾는 방향으로 연구를 진행해 볼 수 있을 것으로 기대한다.

셋째, 기존 일 의미감 연구분야에서 빈번히 사용되는 척도들이 설명하지 못하는 설명력을 실증적으로 확인하였다. 기존 일 의미감 연구분야에서 가장 빈번히 사용되고 있던 측정도구는 WAMI와 CVQ라 할 수 있다(김근호 등, 2019).

본 연구에서는 K-CMWS의 증분타당도를 검증하는 과정에서 직무 및 삶 관련 주요 변인들의 예측변수로 WAMI와 CVQ를 투입하고

이들의 예측력을 통계적으로 통제된 상태에서 K-CMWS의 설명력을 확인하였다. 그 결과, K-CMWS는 본 연구에서 고려한 모든 직무 및 삶 관련 주요 변인들에 대하여 추가적인 설명력이 유의미한 것을 확인하였다. 즉, K-CMWS는 기존 측정도구들에 비해 추가적으로 유의미한 설명력을 가지는 것을 확인할 수 있으며, 이는 K-CMWS가 일 의미감을 다차원적으로 고려하여 세분화한 것에 대한 개념적 근거를 경험적으로 확인한 것이라 해석할 수 있다.

본 연구가 이상의 다양한 의의를 가짐에도 불구하고 몇 가지 한계점을 지니고 있다. 첫째, 본 연구에서는 타당도 검증을 위한 관련 변인들을 모두 자기보고식으로 측정하였기 때문에 동일 방법 편향(common method bias)에서 자유롭지 못하다는 한계를 지닌다. 추후 연구에서는 동료 및 상사 평가 등의 방법을 활용하여 조직원 개인이 지각하는 일 의미감이 직무(in-role) 및 직무 외적(extra-role) 성과(performance)와의 관계를 확인함으로써 직무특성이론(job characteristics theory)의 확장에 기여할 수 있을 것이라 기대한다.

둘째, 본 연구에서 고려한 모든 변인을 같은 시점에 측정을 실시하는 횡단적 자료 수집 방법을 활용하여 각 변인들 간의 인과적 해석에 한계가 있다. 예를 들어, 본 연구에서 측정을 실시한 직무 관련 변인인 직무만족, 조직몰입 등과 삶 관련 변인인 삶의 만족, 삶의 의미 등이 일 의미감을 높여주는 선행변인으로 작용했을 가능성을 완전히 배제할 수 없으며, 또한 개인의 긍정적 특성(e.g., 낙관성, 긍정정서 등)이 이들 간의 제3의 변인으로 작용할 가능성 역시 완전히 배제하는 것은 한계가 있다. 따라서 추후 연구에서는 예측변인과 종속변인의 측정에 시간 차를 두어 두 변인 간

의 인과관계를 설정하는데 기여할 수 있을 것이다.

마지막으로 일 의미감을 구성하는 심리적 구성개념들 간의 상호적 관계를 변인 중심적으로만 고려하였다는 한계를 지닌다. 기존 대부분의 일 의미감 관련 연구들과 마찬가지로 본 연구 또한 변인 중심적 접근(variable-centered approach)으로 상관관계분석 및 회귀분석을 실시하여 일 의미감 전체 및 세부요인들이 조직원 개인의 직무 및 삶 관련 변인들과의 관계를 독립적으로 검증하였다. 하지만 이러한 변인중심적 관점으로는 일 의미감을 구성하는 세부 하위요인들 간의 다차원적인 관계성을 파악하는 것에는 어려움이 있다. 따라서 추후 연구에서는 사람중심적 접근으로 일 의미감을 구성하는 세부 하위요인들 간의 관계를 파악하여 이질적 형태의 잠재집단을 구분하고, 각 집단 별 직무 및 삶 관련 변인들의 특성을 파악하는 연구를 통하여 일 의미감 연구분야의 확장에 기여할 수 있을 것이다.

참고문헌

김근호, 장지현, 김성혜, 조아로, 장원섭 (2019). “일의 의미” 실증연구 동향: 2009~2018 년 국내·외 학술지 게재 논문을 대상으로. *기업교육과 인재연구*, 21(1), 79-101.
<https://kiss.kstudy.com/journal/journal-view.asp?key1=25171&key2=3163>

김수진 (2014). 한국판 일의 의미 척도(Working As Meaning Inventory: WAMI) 타당화. 이화여자대학교 대학원, 석사학위논문.

나윤주 (2013). Oldenburg burnout inventory

(OLBI)에 대한 타당화 연구. 아주대학교 대학원, 석사학위 논문.

심예린, 유성경 (2012). 한국판 소명 척도 (CVQ-K) 타당화. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 24(4), 847-872.
<http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE06369890>

오동근 (2004). 일가치감의 직무효과성에 미치는 영향. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 17(3), 375-399.

오동근, 이영석, 김명언, 서용원 (2004). 일가치감 및 그 결정요인의 척도개발 및 타당화. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 17(2), 187-221.

원두리, 김교현, 권선중 (2005). 한국판 삶의 의미척도의 타당화 연구: 대학생을 대상으로. *한국심리학회지: 건강*, 10(2), 211-225.
<http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE06368619>

이순목 (1994). 요인분석의 관행과 문제점. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 7(1), 1-27.
<http://www.dbpia.co.kr.ssl.access.yonsei.ac.kr:8080/journal/articleDetail?nodeId=NODE06370039>

조은성, 하용수 (2017). 탐색적 요인분석에서 요인의 수 결정하기: SPSS R-MENU를 중심으로. *상품학연구*, 35(6), 27-40.
<http://scholar.dkyobobook.co.kr.access.yonsei.ac.kr:8080/searchDetail.laf?barcode=4010026145553#>

최환규, 이정미 (2017). 한국판 일의 의미 척도 (K-WAMI)의 타당화 연구. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 31(4), 1-25.
<http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE07271316>

- 탁진국, 서형준, 김혜선, 남동엽, 정희정, 권누리, 김소영, 정일진 (2015). 일의 의미 척도개발 및 타당화. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 28(3), 437-456.
<http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE06507863>
- 탁진국, 서형준, 원용재, 심현주 (2017). 일의 의미 척도 구성타당도 검증: 직장인을 중심으로. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 30(3), 357-372.
<http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE07230387>
- 하유진, 최예은, 은혜영, 손영우 (2014). 한국판 다차원적 소명척도 (MCM-K) 의 타당화 연구. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 27(1), 191-220.
<http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE06370490>
- Allan, B. A. (2017). Task significance and meaningful work: A longitudinal study. *Journal of Vocational Behavior*, 102, 174-182.
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2017.07.011>
- Allan, B. A., Batz-Barbarich, C., Sterling, H. M., & Tay, L. (2019). Outcomes of meaningful work: A meta analysis. *Journal of Management Studies*, 56(3), 500-528.
<https://doi.org/10.1111/joms.12406>
- Allen, N. & Meyer, J. (1990). The measurement and antecedents of affirmative, continuance and normative commitment to the organization. *Journal of Occupational Psychology*, 63(1), 1-18.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.1990.tb00506.x>
- Ardichvili, A. & Kuchinke, K. P. (2009). International perspectives on the meanings of work and working: Current research and theory. *Advances in Developing Human Resources*, 11(2), 155-167.
<https://doi.org/10.1177/1523422309333494>
- Bailey, C., Lips-Wiersma, M., Madden, A., Yeoman, R., Thompson, M., & Chalofsky, N. (2019). The five paradoxes of meaningful work: Introduction to the special issue 'meaningful work: Prospects for the 21st century'. *Journal of Management Studies*, 56(3), 481-499. <https://doi.org/10.1111/joms.12422>
- Baumeister, R. F. (1991). *Meanings of life*. New York: Guilford Press.
- Baumeister, R. F. & Landau, M. J. (2018). Finding the meaning of meaning: Emerging insights on four grand questions. *Review of General Psychology*, 22(1), 1-10.
<https://doi.org/10.1037/gpr0000145>
- Baumeister, R. F., & Vohs, K. D. (2002). The pursuit of meaningfulness in life. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 608 - 618). Oxford University Press.
- Bellah, R. N., Madsen, R., Sullivan, W. M., Swidler, A., & Tipton, S. M. (1985). *Habits of the heart: Individualism and commitment in American life*. University of California Press Berkeley.
- Blustein, D. L. (2006). *The psychology of working: A new perspective for counseling, career development, and public policy*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Blustein, D. L. (2008). The role of work in psychological health and well-being: A

- conceptual, historical, and public policy perspective. *American Psychologist*, 63(4), 228-240.
<https://doi.org/10.1037/0003-066X.63.4.228>
- Caillier, J. G. (2021). The impact of workplace aggression on employee satisfaction with job stress, meaningfulness of work, and turnover intentions. *Public Personnel Management*, 50(2), 159-182.
<https://doi.org/10.1177/0091026019899976>
- Chaudhary, R. (2020). Deconstructing work meaningfulness: Sources and mechanisms. *Current Psychology*, 1-14.
<http://doi.org/10.1007/s12144-020-01103-6>
- Dik, B. J., Eldridge, B. M., Steger, M. F., & Duffy, R. D. (2012). Development and validation of the calling and vocation questionnaire (CVQ) and brief calling scale (BCS). *Journal of Career Assessment*, 20(3), 242-263.
<https://doi.org/10.1177/1069072711434410>
- Duffy, R. D., Blustein, D. L., Diemer, M. A., & Autin, K. L. (2016). The psychology of working theory. *Journal of Counseling Psychology*, 63(2), 127-148.
<https://doi.org/10.1037/cou0000140>
- Elangovan, A. R., Pinder, C. C., & McLean, M. (2010). Callings and organizational behavior. *Journal of Vocational Behavior*, 76(3), 428-440.
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2009.10.009>
- Frankl, V. E. (1959). *Man's search for meaning*. Boston: Beacon Press.
- Geldenhuis, M., Laba, K., & Venter, C. M. (2014). Meaningful work, work engagement and organisational commitment. *SA Journal of Industrial Psychology*, 40(1), 1-10.
<https://doi.org/10.4102/sajip.v40i1.1098>
- 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)
- Hackman, J. R. & Oldham, G. R. (1980). *Work redesign*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis: Global edition*. UK: Pearson Education Limited.
- Halbesleben, J. R. & Demerouti, E. (2005). The construct validity of an alternative measure of burnout: Investigating the English translation of the Oldenburg Burnout Inventory. *Work & Stress*, 19(3), 208-220.
<https://doi.org/10.1080/02678370500340728>
- Haslam, S. A., Powell, C., & Turner, J. C. (2000). Social identity, self-categorization, and work motivation: Rethinking the contribution of the group to positive and sustainable organizational outcomes. *Applied Psychology: An International Review*, 49(3), 319 - 339.
<https://doi.org/10.1111/1464-0597.00018>
- Helliwell, J. F., Layard, R., Sachs, J. D. & Neve, J. D. (2020). World Happiness Report 2020.
- Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jahoda, M. (1979). The impact of unemployment

- in the 1930s and 1970s. *Bulletin of the British Psychological Society*, 32, 309 - 314.
- Kim, B. J., Nurunnabi, M., Kim, T. H., & Jung, S. Y. (2018). The influence of corporate social responsibility on organizational commitment: The sequential mediating effect of meaningfulness of work and perceived organizational support. *Sustainability*, 10(7), 2208. <https://doi.org/10.3390/su10072208>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. The Guilford Press.
- Kraimer, M. L., Seibert, S. E., & Liden, R. C. (1999). Psychological empowerment as a multidimensional construct: A test of construct validity. *Educational and Psychological Measurement*, 59(1), 127-142. <https://doi.org/10.1177/0013164499591009>
- Lambert, N. M., Stillman, T. F., Hicks, J. A., Kamble, S., Baumeister, R. F., & Fincham, F. D. (2013). To belong is to matter: Sense of belonging enhances meaning in life. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 39(11), 1418-1427. <https://doi.org/10.1177/0146167213499186>
- Lepisto, D. A. & Pratt, M. G. (2017). Meaningful work as realization and justification: Toward a dual conceptualization. *Organizational Psychology Review*, 7(2), 99-121. <https://doi.org/10.1177/2041386616630039>
- Lips-Wiersma, M. & Wright, S. (2012). Measuring the meaning of meaningful work: Development and validation of the Comprehensive Meaningful Work Scale (CMWS). *Group & Organization Management*, 37(5), 655-685. <https://doi.org/10.1177/1059601112461578>
- Long, E. C. & Jenkins, M. (2018, July). Mindful Moments: Fluctuations in Meaningfulness, State Mindfulness, and CWB. *Academy of Management Proceedings*. <https://doi.org/10.5465/AMBPP.2018.18885abstract>
- Luthans, F., Avolio, B. J., Avey, J. B., & Norman, S. M. (2007). Positive psychological capital: Measurement and relationship with performance and satisfaction. *Personnel Psychology*, 60(3), 541-572. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2007.00083.x>
- Lysova, E. I., Allan, B. A., Dik, B. J., Duffy, R. D., & Steger, M. F. (2019). Fostering meaningful work in organizations: A multi-level review and integration. *Journal of Vocational Behavior*, 110, 374-389. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2018.07.004>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Martela, F. & Steger, M. F. (2016). The three meanings of meaning in life: Distinguishing coherence, purpose, and significance. *The Journal of Positive Psychology*, 11(5), 531-545. <https://doi.org/10.1080/17439760.2015.1137623>
- May, D. R., Gilson, L., & Harter, L. M. (2004). The psychological conditions of meaningfulness, safety and availability and the engagement of the human spirit at work.

- Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77(1), 11 - 37.
<https://doi.org/10.1348/096317904322915892>
- Michaelson, C. (2005). Meaningful motivation for work motivation theory. *Academy of Management Review*, 30(2), 235-238.
<https://doi.org/10.5465/amr.2005.16387881>
- Michaelson, C., Pratt, M. G., Grant, A. M., & Dunn, C. P. (2014). Meaningful work: Connecting business ethics and organization studies. *Journal of Business Ethics*, 121(1), 77-90.
<https://doi.org/10.1007/s10551-013-1675-5>
- OECD (2020). Hours worked(indicator).
<https://doi.org/10.1787/47be1c78-en>. Retrieved from 21 December 2020.
- Park, C. L. (2010). Making sense of the meaning literature: An integrative review of meaning making and its effects on adjustment to stressful life events. *Psychological Bulletin*, 136(2), 257-301.
<https://doi.org/10.1037/a0018301>
- Pratt, M. G. (2000). The good, the bad, and the ambivalent: Managing identification among Amway distributors. *Administrative Science Quarterly*, 45(3), 456-493.
<https://doi.org/10.2307/2667106>
- Pratt, M. G. & Ashforth, B. E. (2003). Fostering meaningfulness in working and at work. Chapter 20. In K. S. Cameron, J. E. Dutton, & R. E. Quinn (Eds.), *Positive organizational scholarship: Foundations of a new discipline* (pp. 309-327). San Francisco, CA: Berrett-Koehler.
- Reeves, R. & Venator, J. (2014). *Jingle-jangle fallacies for non-cognitive factors*. Washington, DC: Brooking Institution.
<https://www.brookings.edu/blog/social-mobility-memos/2014/12/19/jingle-jangle-fallacies-for-non-cognitive-factors>
- Rosso, B. D., Dekas, K. H., & Wrzesniewski, A. (2010). On the meaning of work: A theoretical integration and review. *Research in Organizational Behavior*, 30, 91-127.
<https://doi.org/10.1016/j.riob.2010.09.001>
- Ryan, R. M. & Deci, E. L. (2000). The darker and brighter sides of human existence: Basic psychological needs as a unifying concept. *Psychological Inquiry*, 11(4), 319-338.
https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_03
- Seibert, S. E., Wang, G., & Courtright, S. H. (2011). Antecedents and consequences of psychological and team empowerment in organizations: A meta-analytic review. *Journal of Applied Psychology*, 96(5), 981-1003.
<https://doi.org/10.1037/a0022676>
- Shamir, B. (1991). Meaning, self, and motivation in organizations. *Organization Studies*, 12(3), 405-424.
<https://doi.org/10.1177/017084069101200304>
- Sharma, A. (2019). Meaningfulness of work and perceived organizational prestige as precursors of organizational citizenship behavior. *Humanities & Social Sciences Reviews*, 7(1), 3 1 6 - 3 2 3 .
<https://doi.org/10.18510/hssr.2019.7136>
- Soane, E., Shantz, A., Alfes, K., Truss, C., Rees, C., & Gatenby, M. (2013). The association of meaningfulness, well being, and engagement with absenteeism: A moderated mediation model. *Human Resource Management*, 52(3),

- 441-456. <https://doi.org/10.1002/hrm.21534>
- Sparks, J. R. & Schenk, J. A. (2001). Explaining the effects of transformational leadership: An investigation of the effects of higher order motives in multilevel marketing organizations. *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 22(8), 849-869. <https://doi.org/10.1002/job.116>
- Spreitzer, G. M. (1995). Psychological empowerment in the workplace: Dimensions, measurement, and validation. *Academy of Management Journal*, 38(5), 1442-1465. <https://doi.org/10.5465/256865>
- Sparks, J. R. & Schenk, J. A. (2001). Explaining the effects of transformational leadership: an investigation of the effects of higher order motives in multilevel marketing organizations. *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 22(8), 849-869. <https://doi.org/10.1002/job.116>
- Steger, M. F., Frazier, P., Oishi, S., & Kaler, M. (2006). The meaning in life questionnaire: Assessing the presence of and search for meaning in life. *Journal of Counseling Psychology*, 53(1), 80-93. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.53.1.80>
- Steger, M. F., Dik, B. J., & Duffy, R. D. (2012). Measuring meaningful work: The work and meaning inventory (WAMI). *Journal of Career Assessment*, 20(3), 322-337. <https://doi.org/10.1177/1069072711436160>
- Stillman, T. F., & Baumeister, R. F. (2009). Uncertainty, belongingness, and four needs for meaning. *Psychological Inquiry*, 20(4), 249-251. <https://doi.org/10.1080/10478400903333544>
- Stillman, T. F., Baumeister, R. F., Lambert, N. M., Crescioni, A. W., DeWall, C. N., & Fincham, F. D. (2009). Alone and without purpose: Life loses meaning following social exclusion. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(4), 686-694. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2009.03.007>
- Wang, Z. & Xu, H. (2019). When and for whom ethical leadership is more effective in eliciting work meaningfulness and positive attitudes: The moderating roles of core self-evaluation and perceived organizational support. *Journal of Business Ethics*, 156(4), 919-940. <https://doi.org/10.1007/s10551-017-3563-x>
- Wrzesniewski, A. E. (1999). *Jobs, careers, and callings: Work orientation and job transitions*. [Doctoral dissertation, University of Michigan]
- Wrzesniewski, A. E., McCauley, C., Rozin, P., & Schwartz, B. (1997). Jobs, careers, and callings: People's relations to their work. *Journal of Research in Personality*, 31(1), 21-33. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1997.2162>

투고일자 : 2021. 10. 14

수정일자 : 2022. 03. 30

게재확정 : 2022. 05. 15

Validation of Korean Version of Comprehensive Meaningful Work Scale

Yonguk Park¹⁾ Jeong Hoon Seol¹⁾ Jinsoo Choi²⁾ Hyejoo J. Lee³⁾ Young Woo Sohn^{1)*}

¹⁾Department of Psychology, Yonsei University

²⁾Department of Psychological & Brain Science, Texas A&M University

³⁾Department of Psychology and Social welfare, Handong Global University

Despite the steadily increasing social and academic interest in work meaningfulness, access to this concept as a psychological construct remains insufficient. This study aimed to provide reliable and valid measurement of work meaningfulness for Korean employees by adapting the CMWS, a scale developed by Lips-Wiersma and Wright(2012), into Korean. To verify its validity, data for 516 full-time Korean employees were randomly divided into two groups, and exploratory and confirmatory factor analyses were conducted. The analyses confirmed that the K-CMWS is a seven-factor structural model as shown in the original scale development study. In addition, by using the entire sample, the relationship between the CMWS and major variables related to work and life domains was verified for convergent and criterion validity. Finally, as a result of performing hierarchical regression analysis to verify the incremental validity of the CMWS for major job and organization-related outcome variables. The CMWS confirmed a significant incremental explanatory amount even while controlling for the existing work meaningfulness scales.

Key words : work meaningfulness, work meaning, comprehensive meaningful work scale, scale translation, scale validation