

한국판 다면적 성실성 척도(K-CCS)의 타당화 연구

서 자 경 이 기 학[†]

연세대학교 심리학과

본 연구의 목적은 성실성에 속하는 전체 하위 구성개념들을 폭넓게 측정하는 Chernyshenko Conscientiousness Scale(Chernyshenko, 2002)을 한국어로 번안 및 타당화하여 성실성의 하위구조를 파악하고, 이를 토대로 성실성과 학업 성취, 진로 준비, 직무 성취의 관계에 대한 이해를 심화시키는 것이다. 이를 위해 우선 서울 소재 대학생 283명과 만 35세 미만 직장인 259명을 대상으로 탐색적 요인분석 및 확인적 요인분석을 실시하여 30문항으로 구성된 5요인 구조(성취, 신중성, 질서, 도덕, 책임)를 확인하였다. 이후 수렴 및 변별타당도를 검증한 결과 K-CCS의 모든 하위요인들이 기존 성격 5요인의 성실성과 유의미한 상관관계를 나타냈다. 한편, 준거관련 타당도를 검증한 결과 K-CCS의 총점은 모든 성취 변인과 유의미한 관계를 보였으나, K-CCS의 하위요인들은 성취 변인에 따라 그 유의성 여부와 상관관계계수가 달라졌다. 이어서 증분 타당도 검증 단계에서 성격 5요인의 성실성을 통제한 후에도 K-CCS의 총점은 대학생의 진로결정 수준과 진로적응성, 직장인의 주관적 경력성공에 대해 유의미한 증분설명력을 보였다. 마지막으로 본 연구의 의의와 한계점에 대해 기술하였다.

주요어 : 성실성, GPA, 진로준비행동, 진로결정수준, 조직시민행동, 주관적 경력성공, 진로적응성

[†] 교신저자: 이기학, 연세대학교 심리학과, 서울시 서대문구 연세 50로, Email: khlee2445@yonsei.ac.kr

성격이란 개인의 상호작용 및 적응에 안정적으로 영향을 미치는 기본적 심리적 특성 및 심리기제를 일컫는다(Larsen & Buss, 2008). 개인의 주요 성격 특성은 다양한 상황에서 개인의 사고, 정서 및 행동 방식을 통해 일관적으로 드러난다. 이처럼 안정적인 개인 특성 변인도 드물기에, 성격이 삶의 다양한 영역에서 발휘하는 영향력을 밝혀내려는 연구들이 다수 진행되었다. 그 결과, 성격은 학업 성취, 업무 성과, 건강 및 결혼 유지와 같이 인생의 성공을 좌우하는 중대한 분기점에서 유의미한 결과 예측력을 보여주었다(Roberts, Kuncel, Shiner, Caspi, & Goldberg, 2007).

이러한 성격 특성 중에서도 성실성(conscientiousness)의 중요성은 유독 더 두드러진다. 성실성이 주요 결과 및 성취 변인을 예측하는 데 있어서 성격 변인들 중에서도 가장 큰 설명력을 보여 왔기 때문이다. 50여 개 선행 연구들을 정리한 연구에 따르면 성실성은 고등학교와 대학 성적 뿐만 아니라 업무 성취, 소득, 리더십, 결혼 안정성 그리고 심지어 사망가능성을 예측하는 데 있어 신경증, 외향성, 개방성, 친화성, 성실성으로 구성된 성격 5요인 중에서 가장 유의미하게 높은 설명력을 제공한다(Roberts, et al., 2007; Roberts., Lejuez, Krueger, Richards, & Hill, 2012).

성실성 요인의 다면적 구조 탐색의 필요성

Costa와 McCrae(1992)가 성격 5요인과 그 하위 요인들을 측정하기 위하여 The Revised NEO Personality Inventory(NEO-PI-R)를 완성한 이래로, 성격 5요인 모델(the five-factor model, FFM)은 가장 대표적인 성격 구조로 활용되어왔다. 이 모델은 가장 낮은 위계에 위치한 반응, 성격 및 행동들이 가장 상위에 위치한 보편적 구성개념으로 수렴되어 가는 위계적 성격구조를 기초로 한다(Paunonen, 1998). 그러나 성격 5요인 모델을 상징하는 'Big 5'라는 별칭은 그 요인들의 위대

함을 뜻하는 것이 아니라 최소한의 요인만으로 폭넓은 성격 변량을 요약해낸다는 데에 그 의의가 있다(John, Naumann, & Soto, 2008). 따라서 성격 5요인 뿐만 아니라, 그보다 낮은 위계에 위치하는 하위요인들도 행동 결과를 예측하는 데 있어 높은 신뢰도와 고유한 설명력을 보일 수 있을 것이다(Paunonen, Haddock, Forsterling, & Keinonen, 2003). 실제로 대학생들을 대상으로 개방성과 GPA의 관계를 탐구한 연구에서 개방성의 총점은 GPA와 유의미한 상관관계를 보이지 않았지만, 개방성의 하위 요인 중 하나가 GPA의 강력한 예측 변인인 것이 확인되었다(Paunonen & Ashton, 2001). 즉, 성격 연구에서 최상위의 5개 요인만을 고려하는 것은 하위요인들의 추가적 설명력을 간과하는 것이며, 더욱 심각한 것은 이로 인해 하위요인들의 설명력이 상쇄되어 결국 유의미한 관계가 존재함에도 불구하고 발견해내지 못하는 우를 범할 수도 있다는 것이다(Paunonen et al., 2003).

이는 성실성 관련 선행연구에서도 여실히 드러나고 있다. 약물남용, 건강관리, 업무 만족도 및 기여도에 대한 예측 타당도를 검증한 연구에서 상위 요인인 성실성보다 하위요인들이 이들을 더욱 정확하게 예측한 것으로 나타났다(Roberts, Chernyshenko, Stark, & Goldberg, 2005). 구체적으로 고등학생의 SSAT 점수는 성실성보다는 하위요인인 완벽주의(perfectionism)와, 출석율은 또 다른 하위요인인 근면(industriousness)과 상관관이 더욱 높았다(MacCann, Duckworth, & Roberts, 2009). 그리고 업무 성취의 종류가 무엇인지에 따라 설명력이 가장 높은 성실성의 하위 요인이 각기 달랐다는 연구 결과도 있다(Dudley, Orvis, Lebiecki & Cortina, 2006). 즉, 세부 결과 변인과 맥락에 따라 성실성 및 그 하위요인들의 설명량에는 차이가 존재하는 것으로 보인다.

심리학에서 정의하는 '성실'은 자기조절력과 책임감이 높고, 사회적 규범을 준수하며 근면하고 질서정연한 특성을 뜻한다(Roberts, Jackson, Fayard, Edmonds, & Meints, 2009). 이는 단일의 구

성개념이라기보다는, 서로 연관되어 있으나 그 성질은 근본적으로 이질적인 개념들을 포괄하는 것이라고 볼 수 있다(Roberts et al., 2009). 실제로 그 동안 성격 5요인의 하위요인에 대한 개념적, 실증적 합의가 미진한 상태였으며, 이로 인해 실제로 NEO-PI-R, HEXACO personality Inventory Revised(HEXACO-PI-R; Lee & Ashton, 2004), Abridged Big Five Dimensional Circumplex Model (AB5C; Hofstee, de Raad, & Goldberg, 1992)와 같은 대표적인 성격척도들이 제시한 성실성의 정의와 하위요인 구조에는 차이가 존재한다(Green O'Connor, Gartland, & Roberts, 2016). 예를 들면, 어떤 연구자들은 성실성을 성취 중심으로 정의한 반면, 또 다른 연구자들은 충동 조절, 질서 및 책임감에 더 중점을 두었다(Roberts et al., 2005).

한편 성실성은 인지 능력을 통제하고도 학업 성적을 예측할 수 있는 소수의 변인 중 하나이며(Nofle & Robins, 2007), 직무 관련 변인들의 가장 검증된 선행 변인으로 손꼽히고 있는 만큼(Dudley, Orvis, Lebiecki, & Cortina, 2006), 성실성은 성취와 깊은 관련성을 가진다. 이에 관련 연구자들은 성실성의 분류체계를 명확하게 정립할수록 성격과 직무 성취의 관계를 정확하게 이해할 수 있을 것이라고 주장하며 관련 연구의 필요성을 역설해왔다(Roberts, 2005).

이에 기존 척도들간의 불일치를 해결하고 성실성의 하위요인구조를 명확히하기 위해서 우선 성실성을 서술하는 특정 어휘들을 수집 후 분석하는 어휘적 접근(lexical approach) 방식의 연구들이 다수 실시되었다(Peabody & De Raad, 2002; Perugini & Gallucci, 1997; Roberts, Bogg, Walton, Chernyshenko, & Stark, 2004; Saucier & Ostendorf, 1999). 그 결과 질서(order), 성취(achievement), 책임(responsibility), 충동 조절(impulse control), 도덕적(moralistic), 지속성(persistence), 전통성(traditionalism), 격식(formalness), 결정성(decisiveness)의 총 9개의 하위요인들이 발견되었지만, 동일한 분류 체계가 한 번 이상 반복적으로 도출된

적도 없을 뿐만 아니라, 위의 하위요인들이 추후 연구에서 통합적으로 검증된 적도 없었다. 이를 보완하기 위해 기존의 가장 대표적인 7가지 성격 검사들, 즉 NEO-PI-R, The Sixteen Personality Questionnaire(16PF; Cattell, 1945), California Psychological Inventory(CPI; Gough, 1956), Multidimensional Personality Questionnaire(MPQ; Tellegen, 1982), the Jackson Personality Inventory (JPIR; Jackson, 1994), HPI, AB5C 척도들 내 36개의 성실성 관련 하위척도들을 모두 설문한 후 요인 분석을 거쳐 하위요인 구조를 도출하는 새로운 방식의 연구가 시도되었다(Roberts et al., 2005). 이는 성실성에 포함되어야 하는 주요 개념들이 위의 성격검사들에서 적어도 한 번씩은 고려되었을 것이라는 전제로부터 출발하였으며, 그 결과, 근면(industriousness), 질서(order), 자기조절(self-control), 책임(responsibility), 전통성(traditionalism), 도덕(virtue)이 하위요인으로 추출되었다(Roberts et al., 2005).

근면은 높은 성취 기준을 지향하고, 이를 위해 도전적인 상황 속에서도 꾸준히 부지런히 일하는 정도를 뜻하며, 게으름(lazy)과는 반대된다(Roberts et al., 2004). 위의 Roberts 외(2005)의 요인분석 연구에서 NEO-PI-R의 성실성 요인 중 역량(competence), 성취지향(achievement-striving), 자기수양(self-discipline)이 근면에 부하되기도 하였다. 이어서 16PF의 자기통제성(perfectionism), NEO-PI의 질서(order) 등이 부하된 질서 요인은 다양한 상황에 있어서 준비성 있게 행동하는 정도를 의미한다. 질서라는 스펙트럼의 한 쪽 끝에는 청결, 정돈됨, 계획성이 위치하는 반면에 그 반대의 끝에는 무질서, 무조직, 무체계, 불결함 등의 개념들이 존재한다. 즉, 질서 점수가 높은 사람일수록 자신의 주변을 계획적으로 조직하고 깔끔하게 정리한다.

자기조절에는 HPI의 충동조절(impulse control), NEO-PI의 신중성(deliberation) 척도 등이 부하되었는데, 이는 즉각적인 만족이나 충동을 지연시킨 상태에서 조심스럽게 사고하고 행동하는 정

도를 의미한다(Roberts et al., 2005). 즉, 자기조절이 뛰어난 사람은 자신의 고유한 즉각적 반응을 사회적 기대, 표준, 도덕 및 장기적 목표 등에 맞추어 바꿀 수 있다(Baumeister, Vohs, & Tice, 2007). 반대로 자기조절이 부족할수록 무모하며, 충동적이고, 통제 불가능하다.

책임은 신뢰롭고 협력적으로 행동하며, 자신의 자원을 타인과 사회를 위해 선뜻 기부하려는 특성을 의미한다. 책임 점수가 높을수록 자신이 속한 조직이 잘 기능하도록 타인과의 약속을 끝까지 지키고, 갈등을 일으키지 않으려 한다(Roberts et al., 2005). 책임 요인은 CPI의 사회적 성숙성(socialization), 순응적 성취(achievement via performance), 책임감(responsibility)과 JPI의 책임성(responsibility) 척도 등으로 구성되었다.

이어서 전통성 요인에는 16PF의 규칙준수성(rule-conscious) 척도, MPQ의 전통성 척도들이 부하되었으며, 이는 기존의 관습, 규칙, 기대 등에 순응하며, 권력에 도전하거나 변화하는 것을 싫어하는 경향성을 뜻한다. 전통성이 강한 사람은 인습, 관례, 권위를 중시하지만, 그 반대의 사람은 반항적이며 일반적인 관행을 따르지 않는다.

마지막으로 CPI의 좋은 인상(good impression), HPI의 도덕주의(moralistic) 등이 부하된 도덕 요인은 정직과 윤리와 관련된 사회적 기준에 따라 행동하는 정도를 의미한다(Roberts et al., 2005). 도덕 점수가 높은 이들은 도덕적 모범이 되려 노력하며, 바람직하다고 사회적으로 인정된 도덕 규칙에 따라 행동하려는 경향성을 보인다.

한편 해당 연구에 사용된 7개의 성격검사들 중에서 6개의 하위요인들을 모두 망라한 검사는 없었다. 구체적으로 이 중 가장 대표적인 성격 검사인 NEO-PI-R의 경우, 요인분석 결과 총 6개의 성실성 관련 척도들 중에서 유능함(competence), 성취 노력(achievement-striving), 자기절제(self discipline)와 의무감(dutifulness)은 근면예, 질서(order)는 질서에, 신중함(deliberation)은 자기조절에 묶였으며, 그 중에서도 신중함은 자기조절의 일부 개념만을 반영하고 있는 것으로 나타

났다(Roberts, et al., 2005). 이러한 기존 척도들의 단점을 보완하기 위하여 Chernyshenko는 위에서 제시된 6개 하위요인을 모두 측정할 수 있는 척도(Chernyshenko Conscientiousness Scale; CCS)를 개발하였다(Chernyshenko, 2002; Chernyshenko, Stark, Drasgow, & Roberts, 2007). 기존의 성격 척도에 이미 포함되었던 문항들과 새로 전문가가 개발한 문항들 중에서 가장 대표성이 높은 문항들을 문항반응이론(Item Response Theory)을 사용하여 추출하였으며, 이로 인해 기존 성격척도보다 성실성의 다양한 스펙트럼을 더욱 폭넓게 반영해 낼 수 있었다.

연구의 목적

본 연구는 CCS를 한국판 다면적 성실성 척도(Korean version of Chernyshenko Conscientiousness Scale; K-CCS)로 번안하고, 이를 한국인 표본을 대상으로 타당화하는 과정을 통해 성실성을 구성하는 핵심 하위개념들을 검증하고, 이들과 성취 변인들간의 관계를 탐색하는 것이다.

이를 위해 우선 원 척도가 제시한 근면, 질서, 자기조절, 책임감, 전통성, 도덕의 6개 하위요인이 K-CCS에서도 동일하게 추출되는지 검증하였다. 그리고 수렴타당도 및 변별타당도 분석을 통해 K-CCS의 하위요인들과 이 하위요인들을 모두 합한 K-CCS 총점이 기존 성격 5요인의 성실성과 수렴되는지, 반대로 성격 5요인의 신경증, 개방성, 외향성, 친화성과는 차별되는지를 확인하였다.

이어서 학업 성적, 진로결정수준, 진로준비행동, 조직시민행동, 주관적 경력성공, 진로적응성과 같이 대학생과 직장인의 학업, 진로 및 직무영역을 대표하는 주요 성취 변인들과 CCS간의 준거관련 타당도를 검토하여 각 하위요인들의 변별성을 검증하였다. 성실성의 하위요인과 성취에 대한 선행 메타분석 연구에 따르면, 하위요인의 추가적 설명량과 상관관계값은 성취의 세부 유형과 직종에 따라 크게 달라지기도 하였

다(Dudley et al., 2006). 이에 따라 본 연구에서도 대학생과 직장인의 성취를 다각도에서 확인하기 위하여 다양한 성취 관련 준거변인을 활용하였다. 이를 통해 성격 5요인의 성실성만으로는 관찰하지 못했던 성실성의 하위요인들과 성취의 관계에 대해 보다 구체적으로 탐색하고자 한다.

마지막으로 증분타당도를 검증하여 위의 성취 변인들을 설명하는데 있어서 성격 5요인의 성실성을 통제 한 후에도 CCS 및 그 하위요인들의 추가적 설명력이 유의미한지 검토하였다. 요약하자면, 본 연구는 K-CCS의 타당도 검증을 통해 성실성의 하위요인 구조를 파악하고, 각 성취 변인과 성실성 하위요인간의 관계를 분석하여 성실성이라는 성격 개념에 대한 이해를 심화하고자 한다.

방 법

연구대상과 절차

한국판 CCS 척도를 완성하기 위해 우선 영어권 국가 거주 경험이 있는 심리학 전공자가 전문항을 한국어로 번안한 후에, 이를 토대로 심리학 석사 학위자인 이중언어자가 역번역을 실시하였다. 그리고 의미 전달이 명확하고 문화적으로도 이해가 용이한 문항을 완성하기 위해 다년간 외국에서 거주한 심리학 전공 대학원생 2인이 원 문항과 역번역 문항을 비교 검토하여 두 언어 간 의미 일치 정도를 1점(전혀 일치하지 않음)에서 5점(완전히 일치함)까지의 척도로 평가하였다. 그 결과, 3점 이하의 평가를 받은 문항들은 다시 번역-역번역-검토의 과정을 거쳐 최종 한국판 CCS 문항을 완성하였다.

다음으로 연구자가 소속한 대학의 연구심의 위원회(IRB)의 검토 및 승인을 받은 후에 대학생과 35세 미만 대졸 직장인을 대상으로 설문조사를 진행하였다. 우선 2016년 1학기, 여름학기, 2학기에 걸쳐 서울 시내 4년제 대학교에서 심리

학 관련 과목을 수강하는 학부 2, 3, 4학년 대학생 309명에게 크레딧을 보상으로 하여 온라인 설문을 진행하였다. 설문 진행시 학부 1학년을 제외한 이유는 설문 문항에 GPA가 포함되었기 때문에 학적이 1년 미만인 경우는 적합하지 않다고 판단하였기 때문이다. 이 중 설문에 불성실하게 응답하거나 중복으로 응답한 26부를 제외하고 총 283명을 분석대상에 포함시켰다. 이들의 평균 연령은 22.46세($SD = 2.03$)였으며, 성별 분포는 남자 139명(49.1%), 여자 144명(50.9%)으로 나타났다. 학년별 분포는 2학년이 108명(38.2%), 3학년이 83명(29.3%), 4학년이 92명(32.5%)으로 2학년이 상대적으로 다소 많았다.

추가적으로 설문대상의 다양성을 확보하기 위해 외부 설문 업체의 온라인 설문조사 시스템을 활용하여 일반 성인 직장인을 대상으로 설문을 실시하였다. 설문 대상은 대졸 만35세 이하 직장인으로 한정하였는데, 이는 대학생 샘플과의 최소한의 동질성을 확보하기 위한 조치였다. 이에 연구 대상 조건을 충족하지 못하는 응답자의 참여를 제한하기 위해서 관련 인구통계학적 질문을 설문 초반에 배치하여 연구 대상에 해당하지 않는 자의 설문은 자동적으로 중지되도록 설정하였다. 총 262명이 설문을 완료했으나, 불성실 응답 3부를 제외한 259명의 응답만을 최종적으로 분석에 사용하였다. 이 중 남자는 130명(50.2%), 여자는 129명(49.8%)으로 나타났다. 평균 연령은 29.98세($SD = 3.00$)였으며, 평균 근무연수는 4.60년($SD = 2.78$)이었다. 직급은 사원 이하가 126명(48.6%), 대리급이 85명(32.8%), 과장급이 32명(12.4%), 차장급이 3명(1.2%), 부장 이상이 5명(1.9%)으로 과장 이하가 대다수를 차지했으며, 직무는 일반사무직이 195명(75.3%)으로 가장 많았다.

측정도구

성실성 측정도구

다면적 성실성 척도(Chernyshenko Conscientiousness

Scale; CCS)는 Chernyshenko가 성실성의 6개 하위 요인을 측정하기 위해 개발한 척도이다. 총 60개 문항으로 구성되어 있으며, 4점 Likert식 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 2 = 그렇지 않다, 3 = 약간 그렇다, 4 = 매우 그렇다)로 측정되었다. 본 척도는 성격 척도로는 드물게 문항반응이론(Item Response Theory)을 사용하여 정확성과 간결성을 추구하였으며, 성실성의 다양한 스펙트럼을 포괄적으로 반영한다는 점에 의의를 지닌다. 본 척도에 포함된 6개의 하위 요인은 질서(order), 도덕(virtue), 전통성(traditionalism), 책임(responsibility), 자기조절(self-control), 근면(industriousness)이며, 각 하위 요인은 10개의 문항으로 구성되어있다. 이들은 선행 연구에서 성실성을 측정하는 36개의 기존 성실성 척도들을 모두 설문한 후 요인 분석하여 추출해낸 요인들과 일치한다(Roberts et al., 2005). Chernyshenko(2002) 연구에서 각 하위 요인의 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 적어도 .87 이상이었으며, 이후 CCS를 사용한 다른 연구에서 전체 CCS의 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .93인 것으로 나타났다(Hill & Roberts, 2011).

그러나 Chernyshenko는 후속 연구에서 하위차원 중 질서만을 타당화하였다(Chernyshenko et al., 2007). 이를 보완하기 위하여 Green 등(2016)이 7,529명의 미국인과 649명의 영국인을 표본으로 하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 결과, 원 척도의 60문항 중 6문항(자기조절9, 책임5, 책임6, 책임7, 책임8, 책임10)의 요인부하값(factor loading)이 해당 연구가 절사점으로 삼은 .3에 크게 미치지 못하는 문제점을 드러냈다. 그러나 본 연구에서는 문화적 차이와 원 척도의 타당화라는 연구의 목적을 고려하여 60개의 문항을 모두 설문에 반영하였다.

성격 5요인 측정도구

성격 5요인을 측정하기 위해서 Goldberg(1999)가 개발하고 유태용, 이기범과 Ashton(2004)이 번안한 한국판 International Personality Item Pool

(IPIP) 척도를 사용하였다. IPIP의 5개 하위 척도들은 각각 신경증, 외향성, 개방성, 친화성, 성실성의 구성개념을 측정하는 10개의 문항들로 구성되어 있으며, 모두 Likert 5점 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 평정하였다. 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 신경증이 .86, 외향성이 .86, 개방성이 .82, 친화성이 .77, 성실성이 .81로 나타났다(http://ipip.ori.org/new/NEO_DomainsTable.htm).

본 연구에서 전체 응답자를 대상으로 분석한 IPIP의 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 신경증 .88, 외향성 .86, 개방성 .77, 친화성 .81, 성실성 .80으로 일관적으로 높게 나타났다.

학업 성적 측정도구

본 연구에서는 대학생의 학업 성취를 평가하기 위해 입학 후부터 설문 시점까지의 평균 누적 GPA를 확인하였다. GPA는 학점 인플레이션(Johnson, 2003)이라는 단점에도 불구하고, 선행 연구들에서 기타 행동 척도들 대비 상대적으로 더 뛰어난 내적신뢰도와 타당성이 검증되었기 때문에(Bacon & Bean, 2006) 학업 수행 결과를 객관적으로 측정할 수 있다고 판단된다(Richardson, Abraham, & Bond, 2012). 본 연구에서는 연구심의위원회의 지도에 따라 개인의 정보 보호와 설문 스트레스 최소화를 위해 4.5점 만점을 총 6개의 범위로 나누어 객관식 형태로 질문하였다. 대학생의 현재 학업 성취를 확인하는 것이 목적이므로, 대학생 연구대상자 283명에게만 설문하였는데, 그 분포는 4.0이상 4.5이하가 53명(18.7%), 3.5이상 4.0미만이 96명(33.9%), 3.0이상 3.5미만이 79명(27.9%), 2.5이상 3.0미만이 40명(14.1%), 2.0이상 2.5미만이 13명(4.6%), 2.0미만이 2명(0.7%)인 것으로 나타났다.

진로결정수준 측정도구

대학생이 학업 이외에 재학 기간 동안 달성해야 할 또 다른 성취 과제는 바로 진로결정일 것이다. 진로결정은 개인이 그들의 현재 상태

이후에 자신의 진로와 관련된 방향을 분명히 설정했음을 의미한다(김봉환, 1997). 또한 학교에서 직업세계로의 이행(school-to-work transition) 단계에서 경력 목표 성취를 위해 적절한 준비에 임하게 만드는 중요한 발달적 과업으로도 평가된다(Jin, Watkins, & Yuen, 2009). 이에 진로결정 수준은 대학생의 성취를 측정할 수 있는 적합한 기준이 될 수 있다고 판단되며, 선행 연구에 따르면 진로결정수준은 성실성과 유의한 상관을 나타내기도 하였다(조애리, 1999). 본 척도는 Osipow, Carney와 Barak(1976)이 개발하고 고향자(1993)가 번안한 한국판 진로결정검사(Career Decision Scale)로서, 총 18문항으로 구성되어 있다. 2문항(예, “나는 장래 직업을 결정했으며 그 결정에 대해 편안함을 느낀다”)으로 이루어진 진로 확신 요인은 현재 진로와 전공 선택에 관한 확신 수준을 측정하며, 나머지 16문항(예, “나는 똑같이 호감이 가는 직업들 중에서 하나를 결정하느라 애를 먹고 있다”)으로 구성된 진로 미결정 요인은 현재 진로 결정에 방해가 되는 장애요소 및 이로 인한 미결정 정도를 확인한다. 진로 미결정 요인은 점수가 높을수록 미결정 수준이 높음을 의미하는데, 본 연구에서는 이를 역으로 채점하였기 때문에 결국 총 점수가 높을수록 개인의 진로 확신 정도가 높음을 뜻한다. 각 문항은 Likert식 4점 척도(1=전혀 그렇지 않다, 4=매우 그렇다)로 측정되며, 고향자(1997)의 번역판 검증 연구에서 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .86으로 보고되었고, 대학생 표본에게만 해당 척도를 사용한 본 연구에서도 .71로 나타나 양호한 신뢰도 수준을 보여주었다.

진로준비행동 측정도구

본 연구는 진로 성취를 측정하기 위하여 진로 선택을 위해 실제적이고 구체적인 행동을 취하는 정도를 측정하는 진로준비행동 척도를 추가적으로 사용하였다(김봉환, 1997). 진로발달 과정에서 인지 및 태도적인 차원이 성숙하다고 해서 반드시 실제적 행동 수준도 높은 것은 아

니기 때문에(김봉환, 1997), 진로결정수준과는 별도로 진로준비행동을 확인하는 것이 필요하다. 선행 연구 결과, 성격 5요인 중에서 성실성이 진로준비행동과 가장 높은 상관을 보였다(김지연, 황매향, 2004). 김봉환이 개발한 본 척도는 총 16문항으로 구성되었으며, 탐색행동과 준비행동이라는 두 가지 하위요인으로 나뉜다. 탐색행동이란 자기 자신과 직업세계에 대한 정보를 탐색하는 일련의 행동을, 준비행동이란 목표한 직업을 성취하기 위한 준비과정에서 필요한 장비나 기자재 등을 장만하는 것 등의 구체적 준비 행동을 뜻한다. 따라서 탐색행동과 준비행동에 적극적일수록 전체 진로준비행동 점수는 상승한다. 각 문항은 4점 척도(1=전혀 그렇지 않다, 4=매우 그렇다)로 측정되며, 김봉환(1997)의 연구에서 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .84였다. 본 연구에서는 대학생 표본에게만 본 척도를 질문하였으며, 그 결과 .87의 높은 신뢰도 수준을 보여주었다.

조직시민행동 측정도구

직장인의 직무 행동을 측정하기 위하여 Lee와 Allen(2002)이 개발하고 윤수민과 이재식(2010)이 번역한 조직시민행동 척도(Organizational Citizenship Behavior Scale; OCB Scale)를 사용하였다. 조직시민행동은 조직에서 요구하는 것을 넘어서서 조직에 자발적으로 기여하는 부차적인 행동이다. 이러한 행동은 조직이 효과적으로 기능하는 데에 간접적으로 보탬이 되지만, 구성원에게는 특별히 보상이 주어지지 않는다는 것이 특징이다(Lee & Allen, 2002). 그리고 상사의 직무수행평가와는 정적 상관(Dunlop & Lee, 2004)을, 이직 의도와도 부적상관을 가지는 것(Podsakoff & MacKenzie, 1997)으로 나타나 개인의 조직성과를 간접적으로 측정하기에 적합한 개념으로 판단된다. 선행 메타연구 결과 개인의 기질적 특성들 중에서 성실성만이 유일하게 OCB와의 상관이 유의한 것으로 나타나기도 했다(Organ & Ryan, 1995).

본 척도는 개별성원지향 조직시민행동(OCB directed at individual: OCBI)과 조직전체지향 조직시민행동(OCB directed at organization: OCBO)으로 나뉘며, 각각 8문항(총 16문항)으로 구성되어있다. OCBI(예, “업무 수행중인 다른 직원을 도와 준다”)와 OCBO(예, “조직에 대한 충성심을 표현 한다”) 모두 7점 척도(1=전혀 아니다, 7=매우 그렇다)로 측정되었다. 윤수민과 이재식(2010)의 연구에서 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .91이었으며, 본 연구에서는 .93이었다.

주관적 경력성공 측정도구

직장인이 자신의 경력에 대해 갖고 있는 태도를 주관적 경력성공의 두 하위 요인인 경력만족과 고용가능성으로 측정하였다. 주관적 경력성공은 현재의 조직을 포함하여 지금까지의 경력에 대한 자신의 평가를 통합하는 개념이다 (Greenhaus, Parasuraman, & Wormley, 1990). 우선 경력만족은 Greenhaus 등(1990)이 개발하고 장은주(2002)가 변안한 경력만족 척도(Career Satisfaction Scale)를 사용하였다. 이는 “나의 직장 경력을 돌이켜 볼 때 지금까지 내가 이룩한 것에 만족한다”를 포함한 5문항으로 구성되었다. 척도 점수가 높을수록 자신의 경력이 성공적이었다고 스스로 평가하며, 경력 만족도가 높다. 고용가능성(Employability Scale)은 Johnson(2001)이 개발하고 장은주(2002)가 변안한 5개 문항(예, “나는 내 분야에서 시대에 뒤떨어지지 않는 능력과 기술을 갖추고 있다”)으로 구성되었다. 이 점수가 높을수록 자신이 미래 구직 및 고용 유지에 필요한 기술 등의 자질을 갖추고 있다고 스스로 평가하고 있는 것으로 본다.

경력만족과 고용가능성 모두 리커트 5점 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 측정되었다. 장은주(2002)의 연구에서 각 하위요인의 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 경력만족이 .85, 고용가능성이 .91로 나타났으며, 본 연구에서는 각각 .86과 .85였다.

진로적응성 측정도구

한 개인이 전 생애에 걸쳐 일어나는 다양한 진로 장면에서 성공적으로 적응할 수 있는 역량을 측정하기 위해 Savickas와 Porfeli(2012)가 개발하고, Tak(2012)이 변안한 후 정지은(2013)이 수정한 한국판 CAAS(Career Adapt-Ability Scale)을 사용하였다. 진로적응성은 현재 및 미래의 직업 변화에 대처하고 자신의 커리어를 완성해나가기 위해 필요한 자원을 의미하므로, 대학생 및 직장인 샘플 모두에게 설문하였다. 특히 선행 연구들에 따르면 진로적응성이 높은 구직자들일수록 진로세계로의 이행을 성공적으로 수행하며 (Creed, Muller, & Patton, 2003), 본인에게 적합한 직업을 찾고 직업적 성공 및 웰빙을 성취할 확률도 높아진다고 하므로(Hartung & Taber, 2008; Hirschi, 2010), 장기적 직업적 성공의 준거로 삼기에 적합한 개념이라고 판단된다.

해당 척도는 진로적응성의 4가지 하위차원인 관심(Concern), 통제(Control), 호기심(Curiosity), 자신감(Confidence)으로 구성되어 있다. 각 요인은 6 문항(총 24문항)으로 이루어져있으며, 진로에 필요한 강점들에 대해서 스스로를 어떻게 평가하는지를 5점 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 묻는다. 정지은의 연구(2013)에서 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .93이었으며, 본 연구에서도 .94로 상당히 높았다.

자료분석

탐색적 요인분석

본 연구에서는 우선 K-CCS의 문항들로부터 어떤 요인구조가 추출되는지를 확인하기 위해 SPSS 23.0를 이용하여 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis)을 실시하였다. 대학생 283명과 직장인 259명 중에서 각각 150명 씩을 무작위로 할당하여 만들어진 총 300명의 데이터를 투입하였다. 이렇게 하면 Widaman(2012)이 제시한 참가자 대 변인비율(participant-to-variable ratios)이 적어도 5:1 이상이어야 한다는 조건을

충족시킬 수 있다.

본격적인 요인추출 전에 요인 수를 결정하기 위하여 총 2가지 방법이 사용되었다. 첫 번째 방법은 스크리 도표(Scree plot) 상에서 도표의 기울기가 급격한 꺾임을 보이는 지점과 그 전후에 해당하는 값들을 우선 고려하는 것이다. 그러나 이 방법은 주관적 판단에 의존한다는 단점을 갖고 있다. 두 번째는 Horn(1965)의 평행분석(Parallel Analysis; PA)으로서, 이는 몬테카를로 시뮬레이션(Monte-carlo simulation)을 기초로 고유값(eigenvalue)을 계산해내는 기법이다(Ledesma & Mora, 2007). 평행분석은 모집단을 가정하는 기존의 카이제 규칙과는 달리, 무작위표본을 시뮬레이션하기 때문에 다수의 선행 연구에서 가장 정확한 방법으로 평가되고 있다(Humphreys & Montanelli 1975; Zwick & Velicer, 1986). 본 연구에서는 O'Connor(2000)가 제공하는 평행분석 명령문을 이용하여 요인 수를 산출하였다.

다음으로 요인추출 단계에서는 주축요인추출법(Principal axis factoring)을 사용하였다. 최대우도법(Maximum likelihood estimation)은 자료들이 정규분포 조건에서 벗어나거나 표본의 크기가 크지 않은 경우 결과가 도출되지 않을 수 있으므로 결과적으로 주축요인추출법을 선택하였다(김주환, 홍세희, 2004). 또한 요인 간 일정 수준의 상관관계가 발견되었으므로 요인회전방법으로는 사각 회전의 일종인 직접 오블리민(Direct oblimin) 방식을 선택하였다. 여기에는 요인추출 방법과 요인회전방법을 미국과 영국에서 진행된 대규모 타당화 연구(Green et al., 2016)의 방법과 동일하게 하여 결과 비교가 용이하도록 한 목적도 있다.

확인적 요인분석

탐색적 요인분석을 통해 추출된 요인 구조의 교차타당도를 확인하기 위해서 탐색적 요인분석에 투입되지 않은 나머지 학생 133명, 직장인 109명(총 242명)의 데이터를 AMOS 23.0의 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis)에 투입

하였다. 최대우도법(Maximum likelihood)을 가정하였으며, χ^2 값, TLI(Tucker-Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)로 모형 적합도를 검증하였다. 대표적 적합도 지수 중 하나인 GFI(Goodness-of-fit-index)는 샘플수의 영향을 받기 때문에 사용하지 않았다(Sharma, Mukherjee, Kumar, & Dillon, 2005).

구성타당도 검증

이어서 전체 연구대상자(542명)의 자료를 사용하여 K-CCS의 구성타당도를 검증하였다. 우선, 기존 성격 5요인과 K-CCS의 수렴타당도 및 변별타당도를 검증하기 위하여 성격 5요인 척도와 의 단순상관분석을 실시하였다. 즉, K-CCS의 총계 및 각 하위요인들이 성격 5요인 중에서도 성실성과 가장 높은 정적 상관을 보이는지를 확인하였다.

그리고 준거-관련타당도 검증을 위해서 K-CCS의 총계 및 그 하위요인들과 GPA, 진로준비행동, 진로결정수준, 주관적 경력만족, 조직시민행동, 진로적응성 간의 상관계수를 확인하였다. 이 과정에서 변인이 무엇이나에 따라 성실성의 하위요인들이 보이는 상관계수의 통계적 유의성과 그 크기가 달라지는지 검토하였다. 마지막으로 K-CCS가 결과변인을 설명하는데 있어서 기존의 성격 5요인과 변별되는 예측력을 보이는지 검증하기 위하여 인구통계학적 위계적 회귀분석을 실시하였다.

결 과

탐색적 요인분석

우선 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 적합성 지수는 .848로, 본 연구의 데이터를 사용하여 상당히 정확한 요인 추출이 가능할 정도로 문항들 간 상관관계 패턴이 양호하였다. 또한, Barlett의 구형

성 검증 결과는 $\chi^2 = 7692.70, p < .001$ 로 나타나 해당 자료가 요인분석 모형으로서 적합한 것으로 나타났다.

이어서 요인 수 추출을 위하여 우선 스크리 도표를 살펴본 결과, 요인 수 4와 7을 기점으로 도표의 기울기가 두 번의 큰 꺾임을 보였다. 이어서 평행분석을 실시한 결과, 95% 기준선(Longman, Cota, Holden, & Fekken, 1989)을 초과하는 고유값의 수, 즉 적합한 요인 수가 7로 나타났다.

Osborne과 Costello(2005)에 따르면 정확한 요인 수 결정을 위해서는 스크리 도표와 평행분석에서 산출된 요인 수 뿐만 아니라 그 전후의 요인 수들도 모두 고려하는 것이 바람직하므로, 본 연구에서는 요인 수 4와 7의 전후값인 3, 4, 5, 6, 7, 8을 요인 수로 지정하고 각각 요인분석을 실시하였다. 이 중에서 가장 적합한 요인 수를 결정하기 위해서 우선 두 요인의 요인부하량(factor loadings)의 차이값이 .10 이하인 문항들은 교차부하(cross-loading)된 것으로 판단하고 삭제하였다. 또한 요인부하량의 절대값이 최소 .40 이상인 문항들이 3개 이상인 요인만을 남겨두었다. Stevens(2002)에 따르면, 한 문항에 의해 설명되는 요인의 분산이 적어도 16% 이상이어야 문항으로서 충분히 기능한다고 판단되기 때문이다(Field, 2013).

그 결과, 우선 요인 수를 8로 설정하였을 때는 부하된 문항이 2개에 불과한 요인이 존재하였다. 그리고 요인 수를 7로 설정한 경우에는 두 개의 요인에서 문항들의 요인부하량이 모두 .5에 미치지 못하였으며, 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α) 또한 .65 이하로 매우 낮았다. 요인 수가 6인 경우에도 전통성 문항 3개로만 구성된 요인의 신뢰도 계수가 .65 이하로 나타나 요인 수를 6개로 결정하는 것은 바람직하지 않다고 판단되었다. 한편, 요인 수를 3과 4로 설정한 경우에는 요인부하량이 .40 전후인 문항들이나 교차부하된 문항들이 지나치게 많이 포함되어 있는 요인들 위주로 추출되었다. 결국 요

인 수가 5인 경우가 요인 내 문항 수 및 요인부하량 값이 적절하여 요인구조의 해석이 가장 용이하였다.

그러나 요인 수를 5로 지정한 경우에도 앞서 언급한 요인 구조 선별 기준에서 벗어난 문항들이 다수 발견되었다. 표 1에는 타요인과 교차부하된 3개의 문항과 요인부하량의 절대값이 .40에 미달하여 어느 요인에도 묶이지 못한 18개 문항들이 제시되어있다. 특히 원 척도에서는 전통성과 자기조절에 속했던 문항들이 다수 탈락하였다.

요인1, 요인3, 요인4는 각각 원 척도의 근면, 질서, 도덕에 속했던 문항들로만 이루어져있다. 반면 요인2는 원 척도에서 자기조절, 책임, 전통성에 해당했던 문항들이 혼재되어 있다. 요인2의 문항 내용이 특히 성급하고, 예측불가능하며, 그 결과 충동 조절에 실패하여 바람직하지 않은 판단을 내리는 경향성과는 반대되는 신중함에 초점이 맞추어져있다고 판단되어 해당 요인은 잠정적으로 '신중성'으로 명명하였다. 한편 책임과 자기조절의 문항들로 구성된 요인5의 경우 특히 대인관계와 수행에 있어 신뢰로움과 완벽성을 추구하는 진중함, 위험회피 경향 및 책임감 등을 반영한다는 판단하에 원 척도와 동일하게 '책임'으로 명명하였다.

한편 요인1에서 원 척도의 근면3, 근면4, 근면9가 탈락하였는데, 이를 제외한 나머지 문항들에서는 종합적으로 가능한 한 최고의 기준을 설정하고 이를 달성하려 노력한다는 점이 강조되었으므로 근면보다는 성취(achievement striving)의 개념이 더욱 적합할 것으로 판단되어 요인명을 변경하였다. 이에 따라 최종적으로 K-CCS 척도는 성취, 신중성, 질서, 도덕, 책임의 5요인 36문항의 요인구조로 정리되었으며, 구체적인 문항들과 요인부하량은 표 2에 제시하였다.

확인적 요인분석

탐색적 요인분석에서 도출된 모형의 타당도

표 1. 한국판 다면적 성실성 척도의 탐색적 요인분석 실시 후 삭제된 문항(N = 300)

삭제 원인	삭제 문항
교차 부하	근면3 나는 내 주변의 대부분의 사람들 만큼 일을 열심히 하지는 않는다.(R)
	근면4 나는 내 일에 작은 노력만 기울이려 한다.(R)
	근면9 목표를 설정하고 성취하는 것은 내게 그리 중요하지 않다.(R)
낮은 요인 부하량 (<.40)	전통1 나는 권위에 대해 최고의 존경심을 갖고 있으며, 가능할 땐 언제나 도울 생각이 있다.
	전통2 사람들은 필요 이상으로 권위를 존경한다.(R)
	전통3 나는 위법하지 않고 법을 교묘하게 피하는 방법을 알고 있다 하더라도, 이를 실행하지 않을 것이다.
	전통4 다른 이들에게 해를 끼치지만 않는다면, 마약을 허용해도 된다고 생각한다.
	전통5 나는 오래된 규칙과 전통을 지지한다.
	전통6 권위에 저항하는 자들은 엄하게 처벌되어야 한다.
	전통8 내 생각에 모든 법은 엄격히 집행되어야 한다.
	전통9 내 생각에 정부의 검열은 일의 진행을 더디게 할 뿐이다.(R)
	전통10 다른 사람과 일할 때 규칙이 잘 지켜지는지 확인하는 역할을 하는 사람은 주로 나다.
	책임2 나는 그룹 프로젝트로 숙제를 할 때, 숙제가 모두 완성되었는지 확인해야 한다는 책임을 자주 느낀다.
책임4 약속한 것을 그대로 수행하는 것이 가끔 큰 부담으로 다가온다.(R)	
책임5 여유시간을 이용해서 기꺼이 내 사회를 위해 봉사하겠다.	
책임7 나는 보통 그룹에서 가장 책임감 있는 멤버는 아니지만, 내 의무를 회피하지는 않는다.(R)	
도덕5 만약 계산원이 하나의 물건을 계산하는 것을 깜빡했다면, 이를 얘기해줄 것이다.	
도덕6 나는 다른 이의 숙제를 베껴서 내 것인 것처럼 하려고보다는 차라리 나쁜 점수를 받을 것이다.	
도덕7 나는 사람들이 세금을 속이는 것이 신경에 거슬린다.	
도덕8 만약 내가 주차된 차를 실수로 긁는다면, 나는 주인을 찾아 보상하려 할 것이다.	
도덕9 나는 어떠한 일이 있어도 거짓말을 해서는 안 된다고 굳게 믿는다.	
도덕10 나를 가장 잘 아는 사람들은 내가 솔직하다고 할 것이다.	
조절8 나는 내가 다른 사람에게 하는 말에 대해 주의한다.	
조절9 나는 충동적인 사람 주변에 있는 것을 좋아하지 않는다.	

주. 조절=자기조절, 전통=전통성, (R)=역문항

를 추가적으로 검증하기 위해 242명을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과, 표 3의 ‘5요인 모형’에 제시되어 있듯이, 모형의 적합도 지수는 $\chi^2 = 1141.89$, $df = 585$, $TLI = .81$, $CFI = .83$, $RMSEA = .063$ 으로 나타났다.

확인적 요인분석

탐색적 요인분석에서 도출된 모형의 타당도를 추가적으로 검증하기 위해 242명을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과, 표 3의

표 2. 한국판 다면적 성실성 척도의 탐색적 요인분석 결과 (N = 300)

요인명	원 척도 문항	문항	요인				
			1	2	3	4	5
성취	근면6	나는 내가 무엇을 하든 최고가 되려 노력한다.	.70	.20	.07	.03	-.02
	근면8	나는 내게 요구되는 것만을 하지, 그 이상은 잘 하지 않는다.(R)	.68	-.14	.15	.16	-.19
	근면5	나는 내가 하는 일에 있어서는 최고의 수준을 추구한다.	.67	.17	.06	.03	.08
	근면7	나는 내게 기대되는 것보다 더 잘하려 모든 노력을 기울인다.	.63	.06	.04	.00	.14
	근면1	나는 높은 기준을 가지고 있고, 이를 지향하려 노력한다.	.61	.01	-.02	.01	.12
	근면2	나는 내게 요구되는 일을 넘어서 그 이상을 한다.	.60	.27	.02	.05	.12
	근면10	평균적인 점수만 받아도 나에게서는 충분하다.(R)	.58	-.32	-.01	.07	-.16
신중성	조절3	나는 주변에 성급한 결정을 하는 사람으로 알려져있다.(R)	-.02	-.59	.12	.09	.25
	조절7	나는 생각이 아닌 충동에 따라 행동해서 문제를 일으키곤 한다.(R)	-.03	-.56	.11	.24	.15
	책임10	나는 거의 모든 회의나 이벤트에 늦는다는 평을 듣는다.(R)	.00	-.54	.17	.06	.16
	조절1	나는 행동의 결과들은 생각하지 않은 채로 급하게 행동에 뛰어들곤 한다.(R)	-.07	-.53	.03	.21	.28
	책임9	내가 실수를 할 때 주로 다른 사람을 탓한다.(R)	.05	-.52	-.00	.06	.23
	조절5	나는 바보 같은 짓을 하도록 쉽게 설득 당한다.(R)	-.01	-.45	.19	.21	.16
	전통7	나는 학창시절에 꽤 정기적으로 규칙을 어겼다.(R)	.08	-.44	.08	.14	.16
	조절6	내 친구들은 내가 예측불가능하다고 한다.(R)	-.16	-.43	.08	.23	.03
책임6	내가 만약 약속에 늦을 것 같으면, 나는 아예 약속에 가지 않겠다는 결정을 할 수도 있다.(R)	-.10	-.42	.05	.18	.17	
질서	질서2	정리정돈은 내가 하는 모든 일에 있어서 중요한 요소이다.	.08	.20	.77	-.04	-.03
	질서5	나에게 있어서 정리되어 있는 것은 그리 중요하지 않다.(R)	.08	-.16	.72	.05	-.08
	질서9	나는 물건들을 원래의 자리에 돌려놓는 것을 자주 깜빡한다.(R)	.00	-.21	.71	.05	-.06
	질서8	내 방과 책상에 있는 모든 물건들에는 지정된 자리가 있다.(R)	-.05	.11	.66	-.09	.21
	질서6	나는 종종 물건을 제 자리에 놓지 않는다.(R)	-.04	-.18	.65	.13	-.11
	질서3	나는 일을 잘 하기 위해서는 우선 정돈된 환경이 필요하다.	.01	.13	.63	-.01	.13
	질서7	거의 항상 나의 방은 완전 엉망진창이다.(R)	.08	-.32	.61	.09	-.10
	질서4	나는 내 주변이 엉망일 때 짜증이 난다.	.02	.10	.60	-.17	.01
	질서10	나는 사람들이 어지럽힐 때가 싫다.	.11	.10	.57	-.19	.12
	질서1	깔끔함이 나의 강점이라고는 할 수 없다.(R)	-.00	.04	.56	.13	-.19
도덕	도덕3	나는 상황이 요구한다면, 가식적이며 부정직해질 수 있다.(R)	-.01	-.05	-.13	.70	.05
	도덕2	만약 내 목적에 부합한다면, 나는 망설이지 않고 거짓말을 할 것이다.(R)	.09	-.12	-.11	.65	.02
	도덕4	만약 떨어져있는 돈을 발견한다면, 내가 가질 것이다.(R)	.04	.02	.04	.58	-.05
	도덕1	내가 만약 처벌 받지 않고 무사할 수 있다면, 나는 세금을 내지 않을 것이다.(R)	.09	.03	.03	.56	.03
책임	책임3	나는 내 약속을 지키기 위해서라면 예를 쓰면서도 노력한다.	.25	-.08	.06	-.06	.50
	조절4	나는 불필요한 위험은 감수하지 않는다.	-.07	-.31	.03	-.20	.47
	책임1	나는 내 의무를 내 힘닿는 데까지 완수한다.	.31	-.18	.11	.01	.47
	조절2	나는 생각해보지도 않고 무언가에 뛰어드는 것은 잘 하지 않는다.(R)	-.06	-.21	.09	-.02	.45
	책임8	내가 늦을 것 같으면, 나를 기다리는 사람들에게 미리 연락을 한다.	.17	-.29	.06	-.03	.43
	조절10	시간 압박이 있을 때에도 처음 떠오르는 생각을 말하기 보다는 내 답변에 대해 충분히 생각한다.	-.04	-.00	-.02	.12	.42

주. 조절=자기조절, 전통=전통성, (R)=역문항

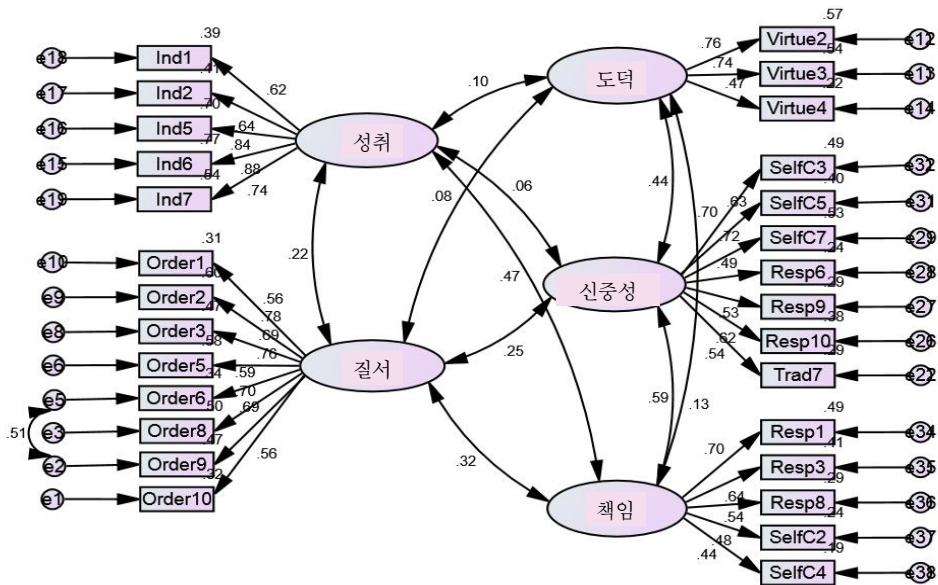
‘5요인 모형’에 제시되어 있듯이, 모형의 적합도 지수는 $\chi^2 = 1141.89$, $df = 585$, $TLI = .81$, $CFI = .83$, $RMSEA = .063$ 으로 나타났다.

χ^2 값은 표본 크기가 클수록 영가설을 쉽게 기각한다는 단점 때문에(홍세희, 2000) 보통 상대적으로 표본 크기의 영향을 덜 받는 적합도 지수들도 함께 검토한다. χ^2/df 는 3보다 작으면 좋은(good) 적합도에 해당하며, 상대적 적합도 지수로 분류되는 TLI와 CFI는 일반적으로 .9 이상이면 좋은 합치도를 보인다고 해석한다(Kline, 2015). 절대적 적합도 지수인 RMSEA는 .05 이하일 경우 좋은(great) 적합도, .05-.10 사이일 경우 적절한(moderate) 적합도, .10이상일 경우 부적절한(bad) 적합도로 평가된다(Hu & Bentler, 1999). 이러한 기준에 따르면, 탐색적 요인분석에서 추출된 5요인 36문항 구조는 χ^2/df 기준으로는 좋은 적합도, RMSEA 기준으로는 적절한 적합도 기준을 충족하지만 CFI와 TLI의 적합도 기준에는 미치지 못하였다.

이에 대해 추정되는 원인으로는 우선 CFI와

TLI는 요인 수와 문항수가 많을수록 그 값이 낮아지는 경향을 보인다는 것을 꼽을 수 있다(Kenny & McCoach, 2003). 두 번째로는 가정된 측정모형(Measurement model)과 실제 측정된 모형(Observed model) 사이에 불일치가 존재하기 때문인데, 그 불일치 정도는 오차항간 공분산의 수정지수(Modification indice)와 표준잔차행렬(Standardized residual covariances)을 통해 알 수 있다(Brown & Moore, 2012).

이를 종합하여 본 연구에서는 탐색적 요인분석에서 추출된 모형이 CFI와 TLI의 적합도 기준을 충족할 때까지 다음의 과정을 거쳐 측정모형을 수정하였다. 첫째, 오차항간 공분산의 수정지수가 지나치게 크게 나타난 문항들을 공분산으로 연결하여 χ^2 값을 감소시켰다(홍세희, 2006). 질서6(“나는 종종 물건을 제 자리에 놓지 않는다”)과 질서9(“나는 물건들을 원래의 자리에 돌려놓는 것을 자주 깜빡한다”)의 오차항간 공분산의 수정지수는 53.488에 달하여 서로 언어적 유사성(semantic similarity)이 매우 큰 것으로 보인



주. Virtue=도덕, Trad=전통성(Traditionalism), Order=질서, SelfC=자기조절(Self-Control), Ind=근면(Industriousness), Resp=책임(Responsibility). 문항명은 원 척도 기준.

그림 1. 한국판 다면적 성실성 척도의 확인적 요인분석 결과 (N = 242)

표 3. 한국판 다면적 성실성 척도 모형의 적합도 지수(N = 242)

모형	χ^2	df	χ^2/df	TLI	CFI	RMSEA (90% 신뢰구간)
5요인 모형	1141.89	585	1.952	.81	.83	.063 (.057-.068)
수정된 5요인 모형	536.39	339	1.582	.91	.92	.049 (.041-.057)

다(Kline, 2015). 이에 질서6과 질서9의 공분산을 연결하였으며, 그 결과 TLI는 .84, CFI는 .86으로 개선되었지만 여전히 적합도 기준인 .90에 미치지 못하였다.

이에 두 번째 방법에 따라 표준잔차행렬값을 참고하여 문항들을 일부 제거하였다. 이 값이 절대값을 기준으로 2.58 이상인 경우, 이는 가정된 모형의 모수추정치가 미리 예상하지 못한 추가적인 공분산의 크기가 유의하다는 것을 의미한다(Brown & Moore, 2012). 이 과정에서 주의할 것은 적합도 기준을 충족시킬 때까지 문항을 제거하되, 유의한 행렬값이 가장 많은 측정문항부터 한 번에 한 문항씩만 제거해야 한다는 점이다(Gaskin, 2012).

이에 따라 원 척도의 문항명 기준으로 근면 10, 질서7, 근면8, 자기조절1, 도덕1, 질서4를 차례대로 제거하였으며, 최종적인 5요인 30문항 모형은 그림 1에 제시하였다. 표 3에 따르면 수정된 모형의 적합도 지수는 $\chi^2 = 536.39$, $df = 339$, TLI = .91, CFI = .92, RMSEA = .049로 나타나 모든 기준치를 초과하였다.

신뢰도 분석

최종적으로 도출된 K-CCS의 신뢰도를 확인하기 위해 내적일관성 신뢰도 계수(Cronbach's α)를 산출하였다. 표 5에서 보듯이, 각 요인의 신뢰도 계수는 성취가 .85, 신중성이 .79, 질서가 .84, 도덕이 .69, 책임이 .71, 그리고 K-CCS 전체는 .84인 것으로 나타났다. 일반적으로 .7 혹은 .8 이

상을 양호한 수준으로 평가하지만, 심리적 구성 개념을 측정하는 경우 .7 이하도 적합할 수 있다는 의견도 있다(Kline, 1999; Field, 2013). 특히 도덕의 경우 .7에 약간 미치지 못하였는데, 이는 적은 문항 수도 영향을 미친 것으로 보인다(Cortina, 1993).

수렴 및 변별타당도 검증

수렴타당도 및 변별타당도를 검증하기 위해 전체 542명의 데이터를 사용하여 단순상관분석을 실시하였으며, 그 결과는 표 4에 제시되어있다. K-CCS의 총점은 성격 5요인 중 성실성($r = .73$, $p < .01$) 이외에도 외향성($r = .15$, $p < .01$), 개방성($r = .25$, $p < .01$), 친화성($r = .29$, $p < .01$)과도 유의한 정적 상관이 나타났지만, 신경증($r = -.17$, $p < .01$)과는 부적으로 유의한 상관이 나타났다. 성격 5요인의 성실성은 K-CCS의 하위요인들과 유의한 정적 상관을 보였지만, 질서와는 높은 상관(>.40)을, 성취, 신중성, 책임과는 보통 상관(<.40~>.20)을, 도덕과는 낮은 상관(<.20)을 보였다(Rea & Parker, 2005). 하위요인 간의 상관관계를 보면, 도덕과 성취($r = .06$, $p > .05$), 도덕과 질서($r = .05$, $p > .05$), 도덕과 책임($r = -.03$, $p > .05$), 신중성과 성취($r = .07$, $p > .05$) 이외는 모두 유의한 정적 상관을 보였다. 한편, K-CCS의 총점은 모든 하위요인들과 보통 혹은 높은 수준에서 정적으로 유의한 상관 관계를 보였다.

표 4. K-CCS의 성격 5요인간 상관계수(N = 542)

성격 5요인	K-CCS					K-CCS 총점
	성취	신중성	질서	도덕	책임	
신경증	.05	-.29**	-.02	-.20**	-.07	-.17**
외향성	.23**	.05	.05	.08	.05	.15**
개방성	.37**	.09*	.08	.09*	.17**	.25**
친화성	.27**	.21**	.06	.18**	.21**	.29**
성실성	.40**	.37**	.70**	.16**	.36**	.73**

주. * $p < .05$, ** $p < .01$

표 5. K-CCS의 기술통계치와 요인간 상관계수(N = 542)

	M	SD	α	성취	신중성	질서	도덕	책임
성취	14.26	2.98	.85	-				
신중성	20.68	3.77	.79	.07	-			
질서	20.74	4.25	.84	.21**	.21**	-		
도덕	7.33	1.87	.69	.06	.28**	.05	-	
책임	15.36	2.38	.71	.38**	.41**	.22**	-.03	-
K-CCS 총점	78.28	9.28	.84	.55**	.68**	.68**	.35**	.64**

주. * $p < .05$, ** $p < .01$

준거관련 타당도 검증

준거관련 타당도를 확인하기 위해 대학생 표본(N = 283)과 직장인 표본(N = 258)을 대상으로 K-CCS와 학업, 진로, 직무 관련 성취 변인의 상관관계를 분석하였다. 표 6의 대학생 결과를 보면, K-CCS의 총점은 GPA, 진로준비행동, 진로 결정수준, 진로적응성과 모두 유의한 정적 상관을 나타냈다. 한편 성격 5요인의 성실성은 GPA, 진로준비행동, 진로적응성과는 유의한 정적 상관을 보였으나, 진로결정수준과의 관계는 유의하지 않았다. 구체적으로 K-CCS의 하위요인을 살펴보면, 성취는 타당도 검증에 사용된 모든 학업 및 진로 성취 변인들과 유의한 상관을 나타낸 반면, 반대로 질서의 경우 진로적응성 및

진로적응성의 하위요인인 호기심과만 낮은 수준에서 상관($r = .16, p < .05$)이 유의하였다. 도덕도 GPA와 진로적응성의 통제와만 낮은 수준에서 유의한 정적 상관을 보였다. 한편 신중성과 책임은 진로준비행동과의 상관은 유의하지 않았으나, 나머지 학업 및 성취 변인들과는 유의한 상관을 보였다. 즉 성취를 제외한 나머지 하위요인들은 성취변인이 무엇이냐에 따라 다른 양상을 보였다.

또한 GPA는 질서를 제외한 성취, 신중성, 도덕, 책임과 모두 상관관계가 유의미했으나, 진로준비행동은 근면과만 유의미한 상관을 보였다. 진로결정수준의 경우 성격 5요인의 성실성과는 상관관계가 유의미하지 않았지만, K-CCS 총점 및 일부 하위요인들과는 유의미한 정적 상관이

표 6. 대학생의 K-CCS 및 GPA, 진로준비행동, 진로결정수준, 진로적응성의 상관계수($N = 283$)

	성취	신중성	질서	도덕	책임	K-CCS 총점	성실성 (성격 5요인)
GPA	.22**	.25**	.07	.25**	.26**	.30**	.29**
진로준비행동	.38**	-.05	.10	.04	.09	.18**	.19**
진로결정수준	.20*	.18*	.06	-.00	.26**	.21*	.08
진로적응성	.43**	.32**	.16*	.14	.49**	.46**	.41**
관심	.40**	.20*	.16	.10	.31**	.36**	.35**
통제	.24**	.42**	.14	.18*	.46**	.42**	.35**
호기심	.37**	.16*	.16*	.13	.43**	.37**	.35**
자신감	.41**	.30**	.09	.06	.44**	.38**	.31**

주. * $p < .05$, ** $p < .01$

나타나 기존의 성격 5요인으로는 그동안 밝혀지지 못했던 관계가 존재함을 시사하였다.

표 7은 직장인을 대상으로 단순상관분석을 실시한 결과를 보여주는데, 이에 따르면 성격 5요인의 성실성은 조직시민행동, 주관적 경력성공, 진로적응성 모두와 유의한 정적 상관을 보였지만, K-CCS 총점은 조직시민행동 및 주관적 경력성공과의 상관이 유의하지 않았다.

이는 하위요인에 따라 상관계수의 방향 및 크기가 달랐기 때문인데, 구체적으로 근면의 경

우 조직시민행동($r = .45, p < .01$), 주관적 경력성공($r = .38, p < .01$)과 유의한 정적 상관을 나타낸 반면 신중성은 조직시민행동($r = -.19, p < .05$), 주관적 경력성공($r = -.24, p < .01$)과 유의한 부적 상관을 나타냈다. 진로적응성은 그 총계를 기준으로 하였을 때 주로 근면($r = .30, p < .01$), 책임($r = .35, p < .01$), 질서($r = .27, p < .01$), 신중성($r = .20, p < .05$)과 유의미한 것으로 나타났다. 진로적응성의 하위요인들과의 상관관계 양상은 대학생 표본의 결과와 거의 일

표 7. 직장인의 K-CCS 및 성실성과 조직시민행동, 주관적 경력성공, 진로적응성의 상관계수($N = 259$)

	성취	신중성	질서	도덕	책임	K-CCS 총점	성실성 (성격 5요인)
조직시민행동	.45**	-.19*	.15	.01	.08	.13	.34**
주관적 경력성공	.38**	-.24**	-.12	.14	.02	-.01	.20*
진로적응성	.44**	.20*	.27**	.14	.35**	.44**	.51**
관심	.30**	.07	.14	.11	.18*	.24**	.32**
통제	.37**	.31**	.32**	.09	.42**	.50**	.50**
호기심	.42**	.07	.31**	.01	.31**	.36**	.45**
자신감	.38**	.22**	.15	.21**	.25**	.38**	.44**

주. * $p < .05$, ** $p < .01$

치하였으나, 질서가 통제($r = .32, p < .01$) 및 호기심($r = .31, p < .01$)과 유의한 정적 상관을, 도덕이 자신감과 유의한 정적 상관($r = .21, p < .01$)을 보였다는 점에서 대학생 표본과 달랐다.

증분타당도 검증

마지막으로 성격 5요인의 성실성과 변별되는 K-CCS만의 고유한 설명력이 존재하는지 검증하기 위하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 즉, 인구통계학적 변인과 성격 5요인의 성실성이 설명하는 변량을 통제하고도 K-CCS가 유의한 설명력을 보여주는지를 검증하기 위해 1단계에서 인구통계학적 변인인 성별(1 = 남, 2 = 여)과 나이를 투입하고, 2단계에서 성격 5요인의 성실성을 투입한 후, 마지막 3단계에서는 K-CCS 총점을 투입하였다.

표 8을 보면 대학생 283명의 학업과 진로성취에 대한 위계적 회귀분석을 실시한 결과, 3단계에서 K-CCS 총점은 GPA($\Delta R^2 = .01, p > .05$)와 진로준비행동($\Delta R^2 = .00, p > .05$)에 대해서는

증분설명량이 유의하지 않았지만, 진로결정수준($\Delta R^2 = .06, p < .05$)과 진로적응성($\Delta R^2 = .06, p < .01$)에 대해서는 유의한 증분설명량을 보였다. GPA, 진로준비행동, 진로적응성에 대하여 성격 5요인의 성실성이 2단계에서는 유의한 영향을 주는 것으로 나타났으나, 3단계에 K-CCS가 투입된 후에는 그 효과가 유의미하지 않았다.

특히 이 중에서 진로적응성이 종속 변인인 경우에는 K-CCS의 효과가 정적으로 유의미한 것으로 나타났다($\beta = .39, p < .01$). 반면에 진로결정수준에 대한 성격 5요인의 성실성의 영향력은 2단계에서도 유의미하지 않은 것으로 나타났으며, 반대로 K-CCS의 영향력은 유의미한 것으로 나타났다($\beta = .41, p < .01$). 한편, 인구통계학적 변인 중에서 성별은 GPA와 진로준비행동에, 나이는 진로준비행동에 성실성이 투입된 뒤에도 여전히 유의한 영향력을 미치는 것으로 나타났다.

이어서 표 9에서 보듯이 직장인을 대상으로 조직시민행동, 주관적 경력성공, 진로적응성에

표 8. 대학생의 GPA, 진로준비행동, 진로결정수준, 진로적응성에 대한 위계적 회귀분석($N = 283$)

		GPA			진로준비행동			진로결정수준			진로적응성		
		β	R^2	ΔR^2	β	R^2	ΔR^2	β	R^2	ΔR^2	β	R^2	ΔR^2
1	성별	.22**	.05	.05*	.20*	.06	.06*	-.01	.00	.00	-.10	.01	.01
	나이	.03			.18*			.04			.04		
2	성별	.22**	.13	.08***	.20*	.09	.03*	-.01	.01	.01	-.10	.17	.16***
	나이	.01			.17*			.04			.01		
	성실성 (IPIP)	.29***			.18*			.07			.40***		
3	성별	.21**	.14	.01	.20*	.09	.00	-.04	.07	.06*	-.12	.23	.06**
	나이	.00			.17*			.02			-.01		
	성실성 (IPIP)	.17			.15			-.25			.09		
	K-CCS 총점	.15			.04			.41**			.39**		

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

표 9. 직장인의 조직시민행동, 주관적 경력성공, 진로적응성에 대한 위계적 회귀분석(N = 259)

		조직시민행동			주관적 경력성공			진로적응성		
		β	R^2	ΔR^2	β	R^2	ΔR^2	β	R^2	ΔR^2
1	성별	-.09	.01	.01	-.19*	.04	.04*	-.01	.01	.01
	나이	-.00			-.16			-.12		
2	성별	-.06	.12	.11***	-.18*	.08	.03*	.03	.28	.26***
	나이	.01			-.15			-.11		
	성실성 (IPIP)	.34***			.18*			.51***		
3	성별	-.03	.14	.02	-.14	.11	.03*	.00	.29	.01
	나이	.01			-.15			-.11		
	성실성 (IPIP)	.46***			.36**			.40***		
	K-CCS 총점	-.18			-.25*			.17		

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

대한 위계적 회귀분석을 실시하였다. 3단계에서 K-CCS의 총점은 조직시민행동($\Delta R^2 = .02, p > .05$)과 진로적응성($\Delta R^2 = .01, p > .05$)에 대해서는 증분설명량이 유의하지 않았지만, 주관적 경력성공($\Delta R^2 = .03, p < .05$)에 대해서는 유의한 증분설명량을 보였다.

우선 조직시민행동이 종속 변인이었을 때 성격 5요인의 성실성은 K-CCS가 투입된 후에 그 상대적 영향력($\beta = .46, p < .01$)의 크기가 더욱 커졌는데, 이는 표 7에서 보듯 K-CCS의 하위요인 중 신중성과의 부적 관계로 인하여 K-CCS의 전체 효과($\beta = -.18, p > .05$)가 부적 방향으로 작용했기 때문으로 보인다. 주관적 경력성공에 대해서도 성격 5요인의 성실성은 3단계에서 그 상대적 영향력($\beta = .36, p < .01$)의 크기가 더욱 커졌는데, 이는 K-CCS의 하위요인 중 신중성과 질서와의 상관이 부적적으로 작용하여 K-CCS의 전체 효과($\beta = -.18, p > .05$) 또한 부적 방향으로 유의미했기 때문인 것으로 보인다.

논 의

본 연구의 목적은 CCS 척도의 한국판 번안 및 타당화를 통해 성실성의 하위요인구조를 분석하는 것이다. CCS는 기존 성격 척도가 반영하지 못한 성실성의 범위를 포괄적으로 측정하고자 개발되었으므로(Roberts et al., 2004), 한국판 척도의 타당화는 한국인 표본의 성실성 범위와 그 핵심 요인들을 확인하는 데 도움을 줄 것이라고 예상하였다. 그리고 이를 토대로 성실성의 하위요인들이 기존 성격 5요인의 성실성보다 학업 성취(GPA), 진로 성취(진로준비행동, 진로 결정수준, 진로적응성), 직무 성취(조직시민행동, 주관적 경력성공)에 대한 성실성의 설명력을 증가 및 구체화시키는지 탐색하고자 하였다.

우선 탐색적 요인분석을 실시하였는데, 그 결과 타요인과 교차부하되거나 요인부하량이 절사점에 미달한 근면의 3문항, 전통성의 9문항, 책임의 4문항, 도덕의 6문항, 자기조절의 2문항을 삭제하였다. 그리고 전통성은 원 척도 및 Green

등(2016)의 연구와 달리 요인으로 묶이는 데 실패하였다.

뒤이어 탐색적 요인분석에서 도출된 5요인 36 문항 하위요인구조의 모델 적합도를 검증하기 위하여 확인적 요인분석을 실시한 결과, 해당 모형은 카이제곱과 RMSEA의 기준은 충족하였지만, TLI와 CFI 지수의 적합도 기준에는 미치지 못하였다. 이에 따라 오차항간 공분산의 수정지수와 표준잔차행렬 값을 참고하여 2개 문항들의 오차항 공분산을 연결하였으며, 6개 문항들을 추가로 삭제하였다. 그 결과, K-CCS는 5요인(성취, 신중성, 질서, 도덕, 책임) 30문항으로 최종적으로 정리되었다.

이는 6요인(근면, 질서, 자기조절, 책임, 전통성, 도덕) 60문항으로 구성된 원 척도와 5요인(근면, 질서, 자기조절, 전통성, 도덕) 54문항으로 이루어진 Green et al.(2016)의 연구 결과와는 몇 가지 점에서 차이를 보인다. 첫 번째로 위에서 언급하였듯이 원 척도의 전통성에 속했던 문항들은 본 연구에서 문항 간 상관관계가 매우 낮아 요인으로 묶이지 못하였고, 이들 중 신중성 요인에 묶인 전통성7을 제외한 나머지는 결국 모두 삭제되었다. 이는 기존의 규칙, 관습 및 권위를 옹호하고 지지하는 정도를 뜻하는 전통성의 원 척도 문항들이 한국인에게 있어서는 문화적 차이로 인해 전통성의 의미로 해석되지 못하였거나, 전통성이 한국에서는 성실한 사람들의 주요 특성이 될 수 없기 때문으로 보인다. 두 번째 차이점은 두 개의 요인에서 원 척도의 책임, 자기조절, 전통성의 문항들이 혼재되어 나타났다는 것이다. 이어서 세 번째 차이점은 문항 제거, 요인 재구성 등의 영향으로 일부 문항들의 요인명을 변경하였다는 점이다.

구체적으로 하위요인 별로 살펴보면, 우선 성취 요인에는 원 척도의 근면에 해당하는 문항들만이 묶였으나, 원 척도의 10개 문항 중 5개가 요인구조 분석 과정에서 제거되었다. 5개 문항들이 모두 최고를 지향하며, 이를 위해 노력하는 행동들을 주로 서술하므로, 이는 근면보다는

성취 지향(achievement striving)에 가깝다는 판단 하에 요인명을 근면에서 성취로 변경하였다. 근면의 구성개념은 성취 지향뿐만 아니라 꾸준함, 부지런한 노력 또한 포함하는데, 추후 연구에서 이러한 개념들에 대한 문항을 추가하여 성실성의 하위요인으로서의 근면을 다시 검증할 필요가 있을 것이다. 한편 성취는 나머지 4개의 하위요인들 중 책임, 질서와의 상관관계만 유의미하였다. 이는 성취 지향성이 높을수록 책임, 질서는 높지만, 신중성 및 도덕성의 정도와는 관계가 없다는 것을 시사한다.

두 번째로 질서는 원 척도의 질서 요인에 속하는 8개의 문항으로 구성되었으며, 주변 환경을 체계적으로 조직화하는 특성을 나타낸다. 본 연구에서 질서는 성격 5요인 중에서 성실성과만 정적으로 유의미한 상관관계를 보였으며, K-CCS의 하위요인들과 성격 5요인의 성실성의 단순 상관 분석 결과, 그 중에서도 질서-성실성의 상관관계값이 가장 큰 것으로 나타났다. 이로부터 질서가 성격 5요인 성실성의 주요 구성개념으로 기능함을 알 수 있다. 단, K-CCS의 질서 문항들의 경우 주변 물건의 정리정돈과 관련된 내용만을 반복적으로 질문하고 있는 것으로 보이며, 이는 본래 다양한 맥락을 망라하여 준비된 정도("prepared")를 뜻하는(Roberts et al., 2012) 질서의 스펙트럼을 폭넓게 반영하지 못하는 것으로 사료된다.

한편 본 연구에서 책임과 자기조절은 원 척도에서 의도한 것처럼 독립적으로 묶이지 못하고, 혼재된 채로 두 개의 요인을 새로이 형성하였다. 원 척도에 따르면 책임은 타인과 사회에 공헌하며, 신뢰롭고 협조적으로 행동하는 것을 의미하며, 자기조절은 충동을 조절하는 정도를 의미한다. 본 연구에서 새로 추출된 두 요인 중에서 첫 번째 요인은 책임이라고 명명하였는데, 이는 문항 내용에 따르면 타인에게 피해를 끼치지 않고 주어진 약속과 의무 수행에 최선을 다하기 위하여 노력하는 경향성에 초점이 맞추어져 있기 때문이다.

두 번째 요인은 신중성이라 명명하였다. 해당 문항들에는 성급하게 행동하기 전에 충분히 생각하는 경향성, 즉 충동적이고 비성숙한 판단을 내리려고 하지 않는 특성 등이 주로 반영되었다. 구체적으로 책임 요인은 대인관계적, 사회적 맥락에서 취하는 행동을, 신중성 요인은 개인 내적 의사결정과정을 각각 더 중점적으로 서술한다는 점에서 차이를 보인다. 또한 원 척도의 경우 서비스적 행동("service to others")이 책임의 중요한 구성개념을 이루었는데, 본 연구에서는 관련 문항들이 모두 탈락하여 사회문화적으로 한국인에게 있어서는 책임의 일부를 구성하지 않았다. 한편 Green 등(2016)의 연구에서도 책임 문항들이 하나의 요인으로 묶이지 못한 것으로부터 미루어보아, 원 척도의 책임 문항들이 그 구성개념을 충실히 반영하고 있지 못할 가능성 또한 높다. 따라서 후속 연구에서는 책임과 신중성의 경계선을 명확히 하고, 타당도 높은 문항들로 변경할 필요가 있을 것이다.

마지막으로 원 척도의 도덕은 탐색적 및 확인적 요인분석 결과 도덕2, 도덕3, 도덕4의 문항만이 하나의 요인을 이루었다. 해당 문항들은 자신만의 이득을 부당하게 추구하기 보다는 도덕과 관련된 사회적 기준에 얼마나 양심적으로, 정직하게 부합하느냐를 주로 묻는 것으로 사료된다. 한편 도덕과 나머지 K-CCS 하위요인들과의 상관관계를 살펴보면, 도덕은 신중성과만 상관관계가 유의미하였으며, 성취, 질서, 책임과의 관계는 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이는 도덕만이 다른 3개 하위요인들(근면, 질서, 자기조절)과 유의미하지 않은 상관을 보였던 Green 등(2016)의 결과와도 거의 일치한다. 도덕은 HEXACO 성격 모델의 Honesty-Humility(정직-겸손성) 차원과 그 개념이 매우 유사한데(Lee & Ashton, 2004), 도덕은 성실성이 높은 사람들이 보이는 부차적인 경향성이며, 동시에 성실성의 주된 개념들과 구분되는 독립적인 구성개념을 이루고 있을 가능성이 있다. 이는 성실성의 하위 분류체계를 검증한 다수의 선행연구들에서

도덕이 발견되지 않았다는 점과도 유사하다 (MacCann, et al., 2009).

하위요인들간의 관련성에 대하여 추가하자면, 성실성이라는 상위개념 하에 분류된 하위요인에는 다른 하위요인들과 공유하는 공통 변량도 존재하지만, 동시에 각 하위요인의 특징적인 구성개념을 반영하는 고유 변량 또한 존재하기 마련이다(Paunonen, 1998; Dudley et al., 2006). 이는 곧 하위요인간의 관련성이 지나치게 높은 경우에는 하위요인을 구별함으로써 얻을 수 있는 효용이 낮다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 관계가 유의미하지 않았던 도덕-성취, 도덕-질서, 도덕-책임, 신중성-성취 이외 하위요인들간의 관계는 낮거나 보통 수준의(low to moderate) 상관을 보임으로써 K-CCS의 하위요인 사이에는 어느 정도 공통성이 존재하지만, 동시에 이들을 구별할 필요가 있다는 점을 지지하였다.

이어서 성격 5요인(신경증, 외향성, 개방성, 친화성, 성실성)과의 상관분석을 실시하여 K-CCS의 수렴 및 변별타당도를 검증한 결과, 성격 5요인의 성실성은 K-CCS의 모든 하위요인들과 유의한 정적 상관을 보였다. 특히 그 상관관계 크기는 질서, 근면, 신중성, 책임, 도덕 순으로 나타나, Roberts 등(2005)의 연구에서 NEO-PI-R이 근면, 질서 그리고 자기조절의 일부 개념과만 중첩되었다는 결과와 어느 정도 일치하였다. 그리고 도덕은 친화성과, 성취는 개방성과의 상관관계 크기가 성실성과의 크기와 비슷하거나 약간 더 크게 나타났다. 이는 그간 성격 분류체계 연구들이 원형모델(Circumplex model)에 기초를 한 만큼, 성실성의 일부 하위요인은 성실성과 기타 성격 5요인의 특성을 동시에 지니는 중간적 차원("interstitial dimensions")에 해당할 수 있다는 주장(Roberts et al., 2005; MacCann et al., 2009)과도 부합한다. 따라서 추후 연구에서는 성실성의 일부 하위요인들이 나머지 성격 5요인과 중복되는 점점을 분석하고, 이들로부터 변별되는 고유의 영역을 반영하도록 척도를 수정하는 작업이 필요할 것이다.

또한 준거 관련 타당도를 검증하기 위해 학부 누적 GPA, 진로준비행동, 진로결정수준, 진로적응성, 조직시민행동, 주관적 경력성공과 같은 학업, 진로, 직무 관련 성취 변인들과 K-CCS의 단순상관분석을 실시하였다. 그 결과, 근면은 전체 성취변인과 유의미한 상관관계를 고르게 나타냈으나, 나머지 하위요인들은 성취 변인에 따라 유의성과 방향 및 크기가 크게 달라졌다. 예를 들면, 질서와 도덕의 경우 양 표본 모두에서 진로적응성의 일부 하위요인과만 유의한 정적 상관을 보였다. 반면 책임은 GPA, 진로준비행동, 진로적응성과만 상관이 유의미하였다. 신중성의 경우 대학생의 GPA, 진로결정수준과 양 표본의 진로적응성과는 유의미한 정적 상관을 나타냈지만, 이와 반대로 직장인의 조직시민행동과 주관적 경력성공과는 유의미한 부적 상관을 나타냈다.

결과적으로, 성격 5요인의 성실성이 다양한 성취 변인들과 보이는 관계의 유의성 및 방향성이 유사하여도, 이를 한 단계 더 깊이 분석했을 때 성취 변인이 무엇인지에 따라 성실성의 하위요인들과의 관계가 크게 달라진 것으로 나타난 것이다. 특히 신중성의 경우 대학생의 학업 성취와는 정적으로 유의미한 상관을 나타냈으나, 직장인의 직무 관련 성취와는 부적으로 유의한 상관을 보였다. 책임 또한 대학생의 학업 성취 및 진로결정수준과는 정적으로 유의미한 상관을 보였으나, 직장인의 조직시민행동과 주관적 경력성공과는 상관관계가 유의미하지 않았다. 따라서 대학 학부 성적이 뛰어난 학생과 조직 기여 정도가 높은 직장인 양쪽을 동일하게 ‘성실하다’고 평가해도, 그 이면에서 성취의 원동력으로 작용하는 구체적 성격 특성은 근본적으로 차이가 난다고 할 수 있다. 이러한 차이는 K-CCS와 그 하위요인이 기존의 성실성이 간과해왔던 중요 개념들을 변별력 있게 측정해내는 유용한 도구임을 입증해준다.

마지막으로 성격 5요인의 성실성과 변별되는 K-CCS만의 고유한 설명력이 존재하는지 검증하

기 위하여 위계적 회귀분석을 통해 중분타당도를 검증하였다. 그 결과, 성격 5요인의 성실성을 통제 한 후에도 대학생의 진로결정수준과 진로적응성 및 직장인의 주관적 경력성공에 K-CCS가 유의한 증분 설명력을 가지는 것으로 나타나, K-CCS가 기존의 성실성과 변별되는 설명력을 지니는 것이 확인되었다.

본 연구는 우선 국내 최초로 CCS 척도를 변안 및 타당화하였다는 점에서 의의를 지닌다. 그리고 ‘성실하다’라는 성격의 폭넓은 스펙트럼을 구성하는 하위요인의 구조를 파악하고, 주요 성취 변인들과의 관계를 구체화하였다. 성실성은 자기조절력과 책임감이 높고, 사회적 규범을 준수하며 근면하고 질서정연한 특성을 뜻한다고 하였는데(Roberts et al., 2009), 본 연구 결과에 따르면 성실성은 성취, 신중성, 질서, 도덕, 책임이라는 하위요인들을 포괄적으로 아우르는 구성개념인 것으로 나타났다.

또한 K-CCS의 타당도 검증 결과, 성실성의 하위요인을 탐색함으로써 맥락에 따라 서로 다른 종류의 성실성이 발현됨을 알 수 있었다. 특히 학업, 진로 및 직무 성취가 높은 사람들이 모두 똑같이 성실하다고 하더라도, 서로 다른 하위요인들의 영향을 받는다는 것을 확인하였다. GPA와 진로준비행동, 주관적 경력성공 등이 실제로 기존 성격 5요인의 성실성과 높은 상관을 보였다는 점만 고려하면 동일한 성격적 특질이 작용한다고 결론내릴 수 있지만, 정작 하위요인을 고려하였을 때 그 구체적인 관계의 크기 및 방향에는 차이가 있었다. 이에 성격변인을 한 단계 더 깊게 탐구하는 작업이 중요 결과 변인을 이해하는 데 있어서 또 다른 통찰력을 제공해줄 수 있다는 점도 시사되었으며, 여기서 K-CCS가 유용한 도구로 기능할 가능성이 크다는 점을 보여주었다.

한편 본 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 20~30대 직장인과 대학생만을 대상으로 설문하였기에 척도의 일반화에는 무리가 따른다. 따라서 다양한 연령과

사회경제적 수준을 대표하는 일반 성인을 대상으로 설문을 폭넓게 진행할 필요가 있다. 그리고 이때 CCS의 다양한 요인 및 문항수를 고려하여 본 연구보다 더 많은 표본수를 확보해야 할 것이다. 또한 학업 이외에는 모두 주관적 자기보고식 척도로 측정되었으므로 후속 연구에서 직무성공을 포함한 기타 객관적 경력 성공을 측정한다면 더욱 유용한 결과를 얻을 수 있을 것이다.

둘째, 본 연구에서는 설문대상자의 편의를 고려하여 축소된 성격 5요인 측정도구를 사용하였다. 그러나 더욱 정확한 타당화를 위해서는 각 성격 요인의 하위요인들을 240개 문항으로 질문하는 풀버전을 사용하여 K-CCS가 과연 기존 성격 척도가 누락한 성실성의 하위개념을 폭넓게 측정하고 있는지, 그리고 일부 K-CCS의 하위요인들이 성실성과 기타 성격 요인들의 특성을 동시에 지니는 중간적 차원에 해당하는지 등을 구체적으로 검증할 필요가 있다.

셋째, 원 척도의 6요인 중 요인으로 묶이지 못한 전통성 및 복수의 요인들이 뒤섞인 신중성과 책임 요인의 경우 앞서 언급한 바와 같이 그 구성개념을 명확히 구체화할 필요가 있다. 예를 들면, 신중성과 유사한 충동조절(self-control)이라는 개념의 경우, 그 대상이 무엇이나에 따라 요구되는 구체적인 조절 행동에 차이가 있을 수 있으며, 이로 인해 성실성과의 관계도 달라질 수 있다(Roberts et al., 2012). 따라서 후속 연구에서는 전통성, 책임, 신중성의 구성개념을 탐구하고 이를 충실히 반영할 수 있는 타당도 높은 문항들로 수정할 필요가 있을 것이다.

넷째, 본 연구에서 대학생들의 학업 성취 및 진로결정과 신중성, 책임의 관계는 정적으로 유의미했으나, 직장인들의 주관적 경력성공 및 조직시민행동과 신중성의 관계는 반대로 부적으로 유의미하였으며, 책임과의 관계는 유의미하지 않았다. 이에 신중성과 책임이 개인의 성취에 미치는 영향에 대하여 구체화하고, 기존 성실성의 통념과 배치되는 부분들을 탐색한다면 흥미

로울 것이다. 또한 대학생의 GPA와 진로준비행동에 있어서 성별의 효과는 성격 5요인의 성실성과 K-CCS 총점을 통제된 후에도 유의미한 것으로 나타났다. 위와 같은 결과들은 인구통계학적 변인 및 환경 변인에 따라 성실성과 그 하위요인들의 영향력이 달라질 수 있다는 것을 시사한다. 후속 연구에서는 나이, 성별, 근속년수, 직무 등과 같은 인구통계학적 변인들을 조절변인으로 삼아 성실성과의 상호작용효과를 분석한다면 흥미로운 것이다. 이렇게 구체화된 정보는 채용, 성취 예측과 같은 실제 장면에서 유용하게 활용될 수도 있다(Roberts et al., 2005; Roberts et al., 2012).

참고문헌

- 고향자 (1993). 한국 대학생의 의사결정유형과 진로결정수준 분석 요구. 학생생활연구, 18, 57-76.
- 김봉환 (1997). 대학생의 진로결정수준과 진로준비행동의 발달 및 이차원적 유형화. 서울대학교 대학원 박사학위 논문.
- 김주환, 홍세희 (2009). 구조방정식 모형으로 논문쓰기. 커뮤니케이션 북스.
- 김지연, 황매향 (2004). 실업자의 진로결정수준, 진로준비행동과 성격 5 요인과의 관계에 관한 연구. 상담학연구, 5(3), 637-646.
- 유태용, 이기범, Ashton (2004). 한국판 HEXACO 성격검사의 구성 타당화 연구. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 18(3), 61-75.
- 윤수민, 이재식 (2010). 고용경쟁력과 조직시민행동 사이의 관계. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 23(2), 297-315.
- 장은주 (2002). 주관적 경력성공의 영향요인에 관한 연구. 서강대학교 박사학위논문.
- 정지은 (2013). 대학생의 진로적응성과 사회적지지, 자아존중감 및 자기주도학습의 인과적 관계. 서울대학교 석사학위논문.

- 조애리 (1999). 대학생의 진로결정수준 및 진로탐색 행동과 성격 5 요인의 관계. 서울대학교 박사 학위논문.
- 홍세희 (2000). 구조방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- 홍세희 (2006). 상담심리연구의 최근 동향과 연구방법론: 구조방정식모형의 이론과 응용. *한국심리학회 산하 한국상담심리학회*, 2.
- Brown, T. A., & Moore, M. T. (2012). Confirmatory factor analysis. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp.361-379). New York: The Guilford Press.
- Bacon, D. R., & Bean, B. (2006). GPA in research studies: An invaluable but neglected opportunity. *Journal of Marketing Education*, 28, 35-42.
- Chernyshenko, O. S. (2002). *Applications of ideal point approaches to scale construction and scoring in personality measurement: The development of a six-faceted measure of conscientiousness* (Unpublished doctoral dissertation). University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Chernyshenko, O. S., Stark, S., Drasgow, F., & Roberts, B. W. (2007). Constructing personality scales under the assumptions of an ideal point response process: Toward increasing the flexibility of personality measures. *Psychological Assessment*, 19(1), 88.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? an examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78, 98-104.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO personality inventory (NEO-PI-R) and NEO five-factor inventory (NEO-FFI) professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Creed, P. A., Muller, J., & Patton, W. (2003). Leaving high school: The influence and consequences for psychological well-being and career-related confidence. *Journal of Adolescence*, 26(3), 295-311.
- Dudley, N. M., Orvis, K. A., Lebiecki, J. E., & Cortina, J. M. (2006). A meta-analytic investigation of conscientiousness in the prediction of job performance: examining the intercorrelations and the incremental validity of narrow traits. *Journal of Applied Psychology*, 91(1), 40.
- Dunlop, P. D., & Lee, K. (2004). Workplace deviance, organizational citizenship behavior, and business unit performance: The bad apples do spoil the whole barrel. *Journal of Organizational Behavior*, 25(1), 67-80.
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (4th ed.). London: Sage.
- Gaskin, J. (2016). "Name of section", Gaskination's StatWiki. <http://statwiki.kolobkcreations.com>
- Goldberg, L. R. (1999). A broad-bandwidth, public domain, personality inventory measuring the lower-level facets of several five-factor models. *Personality Psychology in Europe*, 7, 7-28.
- Green, J. A., O'Connor, D. B., Gartland, N., & Roberts, B. W. (2016). The Chernyshenko Conscientiousness Scales: A new facet measure of conscientiousness. *Assessment*, 23(3), 374-385.
- Greenhaus, J. H., Parasuraman, S., & Wormley, W. M. (1990). Effects of race on organizational experiences, job performance evaluations, and career outcomes. *Academy of Management Journal*, 33(1), 64-86.
- Hartung, P. J., & Taber, B. J. (2008). Career construction and subjective well-being. *Journal of Career Assessment*, 16(1), 75-85.
- Hill, P. L., & Roberts, B. W. (2011). The role of adherence in the relationship between conscientiousness and perceived health. *Health Psychology*, 30(6), 797.
- Hirschi, A. (2010). The role of chance events in the school-to-work transition: The influence of

- demographic, personality and career development variables. *Journal of Vocational Behavior*, 77(1), 39-49.
- Hofstee, W. K., De Raad, B., & Goldberg, L. R. (1992). Integration of the big five and circumplex approaches to trait structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(1), 146.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 32, 179-185.
- 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.
- Humphreys, L. G., & Montanelli Jr, R. G. (1975). An investigation of the parallel analysis criterion for determining the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 10(2), 193-205.
- Jin, L., Watkins, D., & Yuen, M. (2009). Personality, career decision self-efficacy and commitment to the career choices process among Chinese graduate students. *Journal of Vocational Behavior*, 74(1), 47-52.
- John, O. P., Naumann, L. P., & Soto, C. J. (2008). Paradigm shift to the integrative big five trait taxonomy. *Handbook of Personality: Theory and Research*, 3, 114-158.
- Johnson C. D. (2001). *In search of traditional and contemporary career success*. The University of Georgia.
- Johnson, V. E. (2003). *Grade inflation: A crisis in college education*. New York, NY: Springer-Verlag.
- Kenny, D. A., & McCoach, D. B. (2003). Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 10(3), 333-351.
- Kline, P. (1999). *The handbook of psychological testing* (2nd ed.). London: Routledge.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford publications.
- Larsen, R. J., & Buss, D. M. (2008). *Personality psychology*. Jastrebarsko: Naklada Slap.
- Ledesma, R. D., & Valero-Mora, P. (2007). Determining the number of factors to retain in EFA: An easy-to-use computer program for carrying out parallel analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 12(2), 1-11.
- Lee, K., & Allen, N. J. (2002). Organizational citizenship behavior and workplace deviance: The role of affect and cognitions. *Journal of Applied Psychology*, 87(1), 131.
- Lee, K., & Ashton, M. D. (2004). Psychometric properties of the HEXACO Personality Inventory. *Multivariate Behavioral Research*, 39, 329-358.
- Longman, R. S., Cota, A. A., Holden, R. R., & Fekken, G. C. (1989). A regression equation for the parallel analysis criterion in principal components analysis: Mean and 95th percentile eigenvalues. *Multivariate Behavioral Research*, 24(1), 59-69.
- MacCann, C., Duckworth, A. L., & Roberts, R. D. (2009). Empirical identification of the major facets of conscientiousness. *Learning and Individual Differences*, 19(4), 451-458.
- Noftle, E. E., & Robins, R. W. (2007). Personality predictors of academic outcomes: Big five correlates of GPA and SAT scores. *Journal of Personality and Social Psychology*, 93(1), 116.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 32(3), 396-402.
- Organ, D. W., & Ryan, K. (1995). A meta analytic review of attitudinal and dispositional predictors

- of organizational citizenship behavior. *Personnel Psychology*, 48(4), 775-802.
- Osborne, J. W., & Costello, A. B. (2009). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Pan-Pacific Management Review*, 12(2), 131-146.
- Osipow, S. H., Carney, C. G., & Barak, A. (1976). A scale of educational-vocational undecidedness: A typological approach. *Journal of Vocational Behavior*, 9(2), 233-243.
- Paunonen, S. V., Haddock, G., Forsterling, F., & Keinonen, M. (2003). Broad versus narrow personality measures and the prediction of behaviour across cultures. *European Journal of Personality*, 17(6), 413-433.
- Paunonen, S. V., & Ashton, M. C. (1998). The structured assessment of personality across cultures. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 29(1), 150-170.
- Paunonen, S. V., & Ashton, M. C. (2001). Big five factors and facets and the prediction of behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(3), 524.
- Peabody, D., & de Raad, B. (2002). The substantive nature of psycholinguistic personality factors: A comparison across languages. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 983-997.
- Perugini, M., & Gallucci, M. (1997). A hierarchical faceted model of the Big Five. *European Journal of Personality*, 11, 279-301
- Podsakoff, P. M., & MacKenzie, S. B. (1997). Impact of organizational citizenship behavior on organizational performance: A review and suggestion for future research. *Human Performance*, 10(2), 133-151.
- Rea, L. M., & Parket, R. A. (2005). *Designing and conducting survey research*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Richardson, M., Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological correlates of university students' academic performance: A systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353.
- Roberts, B. W., Bogg, T., Walton, K. E., Chernyshenko, O. S., & Stark, S. E. (2004). A lexical investigation of the lower-order structure of conscientiousness. *Journal of Research in Personality*, 38, 164-178.
- Roberts, B. W., Chernyshenko, O. S., Stark, S., & Goldberg, L. R. (2005). The structure of conscientiousness: An empirical investigation based on seven major personality questionnaires. *Personnel Psychology*, 58(1), 103-139.
- Roberts, B. W., Jackson, J. J., Fayard, J. V., Edmonds, G., & Meints, J. (2009). Conscientiousness. In M. Leary & R. Hoyle (Eds.). *Handbook of individual differences in social behavior* (pp.369-381). New York, NY: Guilford Press.
- Roberts, B. W., Kuncel, N. R., Shiner, R., Caspi, A., & Goldberg, L. R. (2007). The power of personality: The comparative validity of personality traits, socioeconomic status, and cognitive ability for predicting important life outcomes. *Perspectives on Psychological Science*, 2(4), 313-345.
- Roberts, B. W., Lejuez, C., Krueger, R. F., Richards, J. M., & Hill, P. L. (2012). What is conscientiousness and how can it be assessed?. *Developmental Psychology*, 50(5), 1315.
- Saucier, G., & Ostendorf, F. (1999). Hierarchical subcomponents of the Big Five personality factors: A cross-language replication. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(4), 613.
- Savickas, M. L., & Porfeli, E. J. (2012). Career Adapt-Abilities Scale: Construction, reliability, and measurement equivalence across 13 countries. *Journal of Vocational Behavior*, 80(3),

- 661-673.
- Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A., & Dillon, W. R. (2005). A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models. *Journal of Business Research*, 58(7), 935-943.
- Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4th ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Tak, J. (2012). Career Adapt-Abilities Scale-Korea Form: Psychometric properties and construct validity. *Journal of Vocational Behavior*, 80(3), 712-715.
- Widaman, K. F. (2012). *Exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis*. In H. Cooper, P. M. Camic, D. L. Long, A. T. Panter, D. Rindskopf & K. J. Sher (Eds.). *APA handbook of research methods in psychology: Vol. 3, data analysis and research publication* (pp.361-389). Washington, DC: American Psychological Association.
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99(3), 432.

1 차원고접수 : 2016. 12. 09.

수정원고접수 : 2017. 05. 08.

최종게재결정 : 2017. 09. 28.

The Validation Study of the Korean Version of Chernyshenko Conscientiousness Scale(K-CCS)

Ja Kyung Seo

Ki Hak Lee

Yonsei University

The purpose of this study was to translate and validate the Korean version of Chernyshenko Conscientiousness Scale(K-CCS), a measure developed to assess six facets of conscientiousness. The survey was conducted on 283 undergraduate students and 259 employees in Korea. Exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis were evaluated to assess and validate the factorial structure of the scale, suggesting the five-factor structure(achievement striving, cautiousness, order, virtue and responsibility) with 30 items in result. Further analyses of convergent and discriminant validity show that all five factors show significant relationships with the IPIP Conscientiousness. Variation was also found between the facet scales with regard to criterion-related validity, which analyzed correlations between each of the facet scales and performance-related outcome variables such as GPA, career decisiveness, career adaptability, organizational citizenship behavior and subjective career success. Finally, incremental validity suggests that the total score of K-CCS explains career decisiveness, career adaptability and subjective career success above and beyond the effect of the IPIP conscientiousness. Based on the results, the implications and limitations of the study and suggestions for follow-up studies were discussed.

Key words : Chernyshenko Conscientiousness Scale, Conscientiousness, Scale Validation, GPA, career success