

한국판 성인용 온라인 자기제시 척도(K-POSSA)의 타당화 연구*

정 지원¹⁾ 안 현 의[†]

본 연구는 온라인 자기제시를 측정하기 위하여 성인용 온라인 자기제시 척도(POSSA)를 한국어로 번안하고 국내 성인 남녀를 대상으로 타당화하는 것을 목표로 하였다. 연구 1에서는 한국어로 번안한 예비척도를 만 19~39세 성인 200명(표본 1)을 대상으로 문항 분석 및 탐색적 요인분석을 실시하였고, 문항 양호도와 요인 부하량이 낮은 문항 3개를 삭제하였다. 그 결과 원척도와 동일한 3요인 구조로 나타났으며 총 14개의 문항으로 본 척도를 구성하였다. 연구 2에서는 만 19세~39세 성인 120명(표본 2)을 대상으로 본 척도의 문항 분석 및 확인적 요인 분석을 실시하였다. 분석 결과, 문항 분석과 적합도 지수가 기준에 부합하게 나타나 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도의 3요인 구조 모형을 최종적으로 확정하였다. 요인부하량 및 AVE와 CR을 확인함으로써 수렴타당도를 검증하였으며, 동시타당도 검증을 위한 NEO 특성 5 요인과의 상관 분석 결과, 신경증, 개방성에서 선행 연구와 유사한 결과가 나타났다. 예측타당도 검증을 위한 성격 기능 손상 수준과 다중회귀분석 결과, 모든 하위 요인이 정체성과 친밀성을 종속변수로 하였을 때 유의한 예측 변수로 나타났으며, 자기주도성, 공감을 종속변수로 하였을 때 두 하위 요인이 유의한 예측 변수로 나타나 예측타당도를 확보하였다고 판단하였다. 본 연구 결과를 토대로 의의 및 한계점을 논의하고 후속 연구에 대해 제언하였다.

주요어 : 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도, 온라인 자기제시, 성격 특성 5요인, 성격 기능 손상 수준

* 본 연구는 정지원(2024)의 석사학위 논문을 수정·보완한 것임.

1) 이화여자대학교 심리학과 석사과정 졸업생

† 교신저자: 안현의, 이화여자대학교 심리학과, (03760) 서울시 서대문구 여화여대길 52

Tel: 02-3277-2643, E-mail: ahn12@ewha.ac.kr



Copyright ©2025, The Korean Psychological Association of Culture and Social Issues
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Rogers(1995/2007)는 자기 구조에서 개인이 되고 싶은 바람직한 자기상을 '이상적 자기', 현실에 의해 개인이 인지하고 있는 자기상을 '현실적 자기'라고 하였다. 이상적 자기와 현실적 자기 사이의 불일치가 줄어들 때, 개인은 자신의 감정과 경험을 받아들이고 편안함을 느낄 수 있다. 대상관계이론 연구자 Winnicott(1965/ 2000)은 자아가 '참자기'와 '거짓 자기'로 나뉜다고 하였다. 참자기는 진정으로 자신을 표현하고 타인으로부터 사랑과 인정을 받으며 성장할 수 있는 자아이다. 반면에 거짓 자기는 사랑과 인정을 받기 위해 진정한 감정과 욕구를 억압하고 타인의 기대를 따르는 가면으로, 개인의 심리적 성장과 안정을 저해할 수 있다. 두 이론은 모두 실제 자기와 보호적인 자기 사이의 큰 격차 혹은 불일치가 다양한 심리적 어려움을 일으킬 수 있음을 시사한다. 자기 불일치 이론에 따르면, 자기 불일치는 현실적인 자기가 자신 혹은 타인이 바라는 이상적인 모습에 맞지 않았을 때 발생한다. 자신의 현실적인 자기와 이상적인 자기를 지속해서 비교하고 불일치가 커질수록 실망, 불만, 초조, 불안 등 부정적인 심리적 결과를 초래할 수 있다(Higgins, 1987).

현대 사회에서 개인이 주도적으로 자기 사이의 간극을 만들 수 있는 공간으로 온라인 공간을 떠올릴 수 있으며, 자기 불일치의 영역은 현실에서 온라인 공간으로 확장되어 연구되고 있다. 온라인의 익명성은 자기통제의 책임감을 줄이고(최희재 등, 2009) 물리적 공간의 제약을 받지 않기 때문에 원하는 정체성을 구축하는 것이 상대적으로 쉽다. 특히 현실에서 드러날 수밖에 없는 인종, 나이, 성별 등을 온라인 공간에서는 통제할 수 있기 때문에, 특정 측면을 숨기거나 보여주고 싶은 이

미지를 선택하며 제시할 수 있다(Kim et al., 2011). 국외의 온라인 자기제시 선행 연구를 살펴보면, 페이스북 사용자들은 페이스북에서 부정적인 감정보다는 긍정적인 감정을 더 많이 드러냈다(Ziegele & Reinecke, 2017). 이러한 긍정적 편향은 개인이 실제적임에도 부정적으로 여겨지는 자신의 정보를 제공할 의지를 약화하고, 현실 자기와 거짓 자기 사이의 더 큰 차이로 이어져 부정적인 감정을 일으킬 수 있다(Grieve et al., 2020). 초기 성인들은 온라인에서 진정한 자기와 이상적인 자기뿐만 아니라 거짓된 자기도 자주 제시하였다. 특히 정서적 동요와 자기 의심을 경험하는 사람일수록 거짓된 자기를 더 많이 드러내는 모습을 보였다(Michikyan et al., 2015). 불안정한 심리적 상태는 진정한 자기를 제시하기 어렵게 만들며, 진정성 없는 자기제시는 오히려 높은 사회적 불안과 낮은 자존감(Duan et al., 2020; Twomey & O'Reilly, 2017), 낮은 심리적 안녕(Michikyan et al., 2014)을 일으킬 수 있다. 이와 같은 연구 결과를 종합해 볼 때, 현실과 온라인 공간에서의 자기제시의 차이는 심리적 특성 및 정신 건강과도 관련 있을 수 있다고 예상할 수 있다.

이처럼 온라인 자기제시는 연구될 가치가 있는 변수임에도 국내에서는 온라인 자기제시에 관한 연구가 제한적이며, 이를 측정하는 신뢰로운 척도가 부족한 것으로 보인다. 국내에서도 현실과 온라인 공간의 자기 불일치에 관한 연구와 온라인 사용자 특성을 반영한 자기제시의 연구의 기반이 될 수 있는 척도가 선행될 필요성이 있다. 따라서 본 연구에서는 Fullwood 등(2016)이 청소년을 대상으로 개발하고, 이후 Strimbu 등(2021)이 성인용으로 재구성 및 타당화한 성인용 온라인 자기제시 척도

(Presentation of Online Self Scale for Adult: POSSA)를 한국 실정에 맞게 타당화 하는 것을 목적으로 하였다. 더불어 온라인 자기제시는 문화적 차이를 고려해야 하는 변인일 수 있다. 서양 문화의 사람들은 자아를 유지하기 위해 직접적이고 개인적인 방식으로 자기를 제시하는 반면(Markus & Kitayama, 1991), 아시아 문화의 사람들은 공동의 관심사에 대한 링크를 공유하는 등 타인과의 연결을 강조하는 방식으로 온라인 속 자아를 구성한다(Kim & Papacharissi, 2003). 문화적 정체성은 사람들의 인지, 감정, 동기와 관련된 자기제시에도 영향을 미치기 때문에(Markus & Kitayama, 1991), 한국의 실정에 맞는 온라인 자기제시 척도를 타당화하는 연구는 의미가 있을 것으로 생각된다.

온라인 자기제시

자기제시 이론은 개인이 가진 이상적인 이미지나 모습을 표현하고 싶은 욕구를 설명하는 이론이다. Goffman(1959/2016)과 Leary(1995)는 다른 사람과 상호작용을 하는 개인은 사회적으로 바람직한 모습으로 보이려 하는 욕구가 있으며, 타인에게 평가되고 싶은 모습으로 자신의 이미지와 행동을 통제한다고 하였다. 자기제시 개념을 설명한 Goffman은 자기제시가 나타나는 상황을 연극에 비유하였다. 무대는 사회적 전면과 개인적 후면으로 나뉘는데, 관객에게 보여주고 싶은 이상적이고 조절된 모습은 철저하게 전면에서 나타나지만, 개인의 현실적인 모습은 숨겨져 후면에 배치된다. 연극과 유사하게 사람들은 사회적 공간과 개인의 공간을 분리하여 자신을 표현한다. 타인의 기대와 사회적 규범을 충족하고 긍정적인 피

드백을 얻기 위해 가능한 최상의 모습인 이상적인 자기를 보여주려는 욕구가 있기 때문이다(Goffman, 1959/2016).

Goffman은 자기제시 개념을 사람들이 직접 대면하는 상황에 관련시켰지만, 온라인에서의 자기제시 전략도 오프라인과 다르지 않다는 주장에 따라(Schau & Gilly, 2003) 현재는 많은 연구에서 이 개념을 온라인 공간으로 확장해 적용하고 있다. 온라인 공간에서는 가시적으로 상대방을 확인하기 어렵고 직접적으로 자신을 드러내지 않는 익명성의 특징이 있다. 익명성은 자기통제의 책임감을 줄이고(최희재 등, 2009) 다양한 자기상을 자유롭게 표현하는 것을 허락하기 때문에, 사람들은 온라인에서 정보를 선택적으로 공유하며 의도적으로 자기 노출을 조절할 수 있다(김유정, 2017). 정체성에 영향을 미치는 인종, 나이, 성별 등을 통제하며 자신의 선호와 의도에 따라 현실의 자신과 부분적으로나 완전히 다른 정체성을 구축할 수 있는 것이다(Kim et al., 2011). 특히 SNS는 개인이 원하는 이미지를 만들 수 있기 때문에 긍정적인 자기제시가 더욱 다양하게 나타날 수 있다(박민영, 2020). SNS에서는 자신뿐만 아니라 타인에 대한 평가도 직관적으로 볼 수 있으므로, 비교에 대한 스트레스나 긍정적 평가를 얻기 위한 강박감이 커질수록 인상 관리적인(impression management) 자기제시를 더 많이 할 수 있다(왕설영, 박성복, 2021). 조수진과 박혜경의 연구(2022)에서 자기감시성이 높은 사람들은 다양한 상황에서 바람직한 인상을 형성하기 위해 인스타그램 부계정을 사용한 가능성이 높았다. 한편 SNS를 통해 자신의 이미지를 관리하고자 하는 욕구가 강한 사람은 자신에 대해 솔직하게 표현하며 상호작용을 즐기기도는 자기를 과시하거나 포장하

기 위해 글을 올리는 경향도 있었다(이영원, 2020).

하지만 의도적인 자기제시는 처음 개인이 원했던 긍정적인 방향으로 작용하기보다, 자기 불일치에서 겪는 불편감으로 인해 상실감이나 부정적 감정으로 이어질 가능성이 존재한다. 자신의 이미지 관리에 대한 지나친 욕구와 기대는 개인의 우울감을 높이는 결과를 초래하는 것이다(이영원, 2020). 또한 SNS의 게시글이 보는 이로 하여금 과도한 부러움과 상대적 박탈감을 증폭시킬지라도, 사람들은 가장 그럴듯한 순간을 지속해서 게시함으로써 온라인에서 경쟁적으로 부정적 정서의 과잉을 만들어 내고 있다(장훈, 2013). 하지만 자기 불일치를 인식하고 부정적인 감정을 경험함에도, 사람들은 오히려 더 전략적으로 이상적인 자기의 틀에 맞게 자기를 제시함으로써 불편함에서 일시적으로 벗어나고 자존감을 높이려 한다(Hu et al., 2022). 자존감이 낮은 사람일수록 콘텐츠를 게시하거나 다른 사람의 콘텐츠에 반응하는 등의 온라인 활동을 통해 인정받으려는 경향이 있으며(Yang et al., 2017), 계속해서 거짓 자기를 제시할 가능성이 높았다(Grieve et al., 2020).

온라인 자기제시와 특성 5요인

성격이란 모든 사람의 보편적인 요인으로, 환경과 시간에 따라 일관되고 안정적이며 타인과 구별되는 특징적인 감정과 사고, 행동이다(Judge & Bono, 2000). Hamburger(2005)는 온라인 공간이 인간의 상호작용에 의해 구동되기 때문에, 성격을 사람들이 온라인 공간에서 행동을 선택하게 하는 중요한 요소로 보았다. 성격과 온라인 공간에서의 행동 간의 연관성

은 다양한 이론을 사용하여 입증되었으며, 특성 5요인(Big-five personality trait)으로 많이 설명되고 있다(Hamburger & Ben-Artzi, 2000). 특성 5요인 모델은 성격 특성의 광범위한 분류로, 현대의 연구에서 성격을 설명하는 데 가장 유용하게 사용되는 모델이다(Costa & McCrae, 1992). 이 모델은 인간의 성격을 외향성, 신경증, 개방성, 친화성, 성실성이라는 5차원적 특성으로 구분하고 있다.

온라인 자기제시와 특성 5요인의 관계에 대한 선행 연구를 살펴보면, 외향성이 높은 사람은 현실에서 실제 자기를 더 제시하거나 온라인과 현실의 자기 제시 형태가 유사하였다(Back et al., 2010; Tosun & Lajunen, 2010). 이들은 자신의 사회적 기술을 신뢰하기 때문에 온라인 공간에서 자신을 공개하고 홍보할 필요성을 덜 느끼기 때문이다(Hamburger & Vinitzky, 2010). 신경증은 온라인 자기제시와 가장 많이 연결된 성격 특성으로, 정서적 불안정과 자기 의심을 경험하는 신경증이 높은 초기 성인은 현실 자기와 이상적인 자기 사이에 큰 불일치를 가질 수 있다(Watson & Watts, 2001). 그들은 자신이 인식하는 모습과 다른 방식으로 자신을 표현하는 경향이 있기 때문에(Leary & Allen, 2011), SNS에서 이상적 자기와 거짓 자기를 더 많이 드러낼 수 있으며(Michikyan et al., 2014), 일관되게 진정성 없는 자기를 제시했다(Twomey & O'Reilly, 2017). 또한 개방성은 새로운 의사소통 방법과 참신한 경험을 찾기 위해 온라인 공간을 사용하는 것과 연관이 있는 성격 요인으로(Butt & Phillips, 2008), 개방성이 높을수록 자신에 대한 정보를 공유하는 모습을 보였다(Hadlington & Stanulewicz, 2020; Hamburger & Vinitzky, 2010). 동시에 이들은 계속해서 새로운 온라인 플랫폼

폼으로 이동할 가능성이 높는데, 개방성이 낮은 사람일수록 온라인 플랫폼의 즐거움과 효과성과 같은 기능성을 인식할 때 일관된 자기제시에 적극적이었다(Lee & Borah, 2020). 친화성이 높은 사람은 현실의 대인관계를 유지하고 소속감을 느끼기 위해 온라인 플랫폼을 사용하며(Seidman, 2013), 일관되고 진정성 있는 자기를 보여줬다(Leary & Allen, 2011). 성실성이 높은 사람은 프로필 등에서 정직하게 자기를 드러내고 허위 정보를 덜 게시하는 방법 등을 사용해(Hall et al., 2010) 뚜렷한 페르소나를 사용하는 측면이 적었다(Leary & Allen, 2011).

온라인 자기제시와 성격 기능 손상 수준

자기제시 전략은 성격장애의 부적응적 성격 기제와 관련이 있는 것으로 보인다(Hart et al., 2020). 선행 연구에 따르면, 자기애성 성격장애 성향이 강한 사람들에게 온라인 공간은 완벽하게 자신에 대해 표현할 권한을 주는 통제된 환경이기 때문에, 쉽게 피상적인 관계를 맺고 긍정적인 행동 특성을 과장할 수 있다. 이들은 자신에 대한 바람직한 정보를 전달하고, 매력적이고 자신을 드러낼 수 있는 사진을 선택할 가능성이 더 높았다(Buffardi & Campbell, 2008). 또한 대인관계 기능의 손상 및 충동성과 관련 있는 경계성 성격장애 성향이 강한 사람은 현실에서 결핍된 사회적 연결을 위해 SNS에 더 자주 접속하고 게시글을 올린다. 하지만 동시에 사회적 연결을 회피하기 때문에 다른 사람과 소통하는 행위가 거부감을 유발하는 경우 자신의 행동을 후회하거나, 게시글을 삭제하거나 편집하는 비율이 더 높았다(Ooi et al., 2020). 선행 연구를 통해 온라인 자기제시와 성격장애 사이의 관계를 예상

할 수 있으며, 본 연구에서는 성격장애를 차원적 관점에서 이해할 수 있는 AMPD를 활용하고자 한다.

AMPD(The Alternative Model of Personality Disorders)는 DSM-5의 범주적 진단 체계의 대안으로, 성격장애를 차원적으로 측정하기 위한 모델이며 DSM-5부터 Section III에 도입되었다(American Psychiatric Association [APA], 2013). DSM-5는 여러 개의 증상 중 몇 가지 증상을 보이는지에 따라서 성격장애를 평가 및 진단하는 범주적 진단체제로 이루어져 있다. 하지만 DSM-5의 범주형 진단에서 관찰되는 진단 내 이질성, 과도한 진단, 현저한 고통이나 손상이 있음에도 진단 기준에 미치지 못해 범주 밖에서 있게 되는 등의 문제가 발생하면서 범주적 진단의 실효성에 대한 논의가 대두되었다(Tyrer et al., 2015). 최근 여러 문헌권에서도 보편적으로 측정되는 차원적인 성격 특성이자, 기존의 성격장애와도 관련성이 있는 특성 5요인 모델을 성격장애의 차원적 접근에 활용할 것을 제안하고 있다(Morey et al., 2002). 성격 차원을 적용한 개발 특성으로 인해 AMPD는 성격을 정상과 이상을 이분법으로 나누지 않는다. 대신 성격 기능과 성격 기제라는 연속 선상에서 적응과 부적응 수준에 대한 관점으로 성격장애를 바라보고 차원적으로 진단한다. 구체적으로 Section III에서는 성격 기능 손상 수준(Impairment in personality functioning)을 측정하는 기준 A와 부적응적 성격 기제(Pathological personality traits mechanism)를 측정하는 기준 B를 함께 평가하여 6가지 특성의 성격장애를 진단한다. 이러한 차원적 평가는 성격 기능 손상 및 성격 기제의 측면에서 성격장애를 구성하는 특징을 일관되게 정의하고, 진단에 대해 효율적인 단계적 접근 방식을 제

공하기 때문에 임상 장면에서 더 유용할 수 있다(Skodol et al., 2015).

본 연구에서는 AMPD의 2가지 진단기준 중 자기제시와 더 연관성이 있는 기준 A를 활용하고자 하였다. 성격 기능 손상 수준은 자기와 관련된 영역(정체성, 자기주도성), 그리고 대인관계와 관련된 영역(공감, 친밀성)의 손상으로 구성되어 있다(APA, 2013). 성격장애는 개인이 자신과 타인에 대해 생각하고 느끼는 방식, 그리고 타인과 관계를 맺는 방식의 어려움과 관련이 있기 때문에(Wright et al., 2022), AMPD의 기준 A의 자기 및 대인관계라는 두 하위 요인은 대인관계의 구성과 교류, 지각, 행동, 대인관계 상황의 정서 메커니즘을 반영한다(Bender et al., 2011). 기준 A는 성격 기능 손상 수준을 측정함으로써 광범위한 대인관계 상황에서 지속적인 불일치 패턴을 확인할 수 있으며, 이러한 차원적 평가는 치료 개입에 유용하게 활용될 수 있다(Picus, 2018).

연구 결과를 종합해 볼 때 온라인 자기제시의 수준이 성격 특성과 관련이 있으며 성격 기능 손상을 예측할 수 있는 주요한 요인임을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서는 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도와 특성 5요인 및 성격 기능 손상의 관계를 살펴보고자 한다.

기존의 온라인 자기제시 척도

국내에서는 현실과 온라인 공간에서 자기 불일치 및 자기제시를 활용한 연구와 측정하는 타당한 척도가 부족한 것으로 보인다. 온라인에서 자기제시를 측정하는 도구를 사용한 연구를 살펴보면, 블로그 내 자기표현을 측정하기 위해 최미경과 나은영(2015)이 선행 연구 및 심층 면접을 통해 ‘자아 추구적 자기표현’

8문항과 ‘인상 관리적 자기표현’ 10문항을 제작하였다. 이 문항들을 다른 논문에서 수정해 사용하고 있지만(왕설영, 박성복, 2021), 타당성이 입증되지 않은 한계점이 있다. 김유정(2015)은 페이스북에서 과시적인 자기표현을 측정하기 위해 Hollenbaugh와 Ferris(2014)의 ‘드러내기’, Dominick(1999)의 ‘환심 사기’와 ‘유능함 보이기’ 항목을 융합해 사용하였다. SNS에서 타인의 관심과 주의를 끌기 위해 표현하는 ‘드러내기’ 6문항, SNS를 통해 인기를 얻고자 자신을 포장하여 제시하는 ‘환심 사기’ 6문항, SNS에서 자신의 좋은 모습만을 선별적으로 표현하는 ‘유능함 보이기’ 4문항으로 구성되어 있다. 이후, 이 척도를 다른 논문에서 SNS에서의 자기표현 욕구 및 과시적인 자기표현의 수준을 측정하기 위해 사용하고 있다(이강석, 2023; 이성미, 2020; 이채민, 유순화, 2023). 이처럼 국내에서는 연구를 위해 문항을 제작하거나 국외의 척도 중 일부를 가져와 융합 및 수정하여 사용하는 실정임을 알 수 있다.

국외에서 온라인 자기제시 연구에서 가장 타당하게 사용되는 척도는 Fullwood 등(2016)이 개발한 온라인 자기제시 척도(Presentation of Online Self Scale: POSS)이다. POSS는 청소년이 온라인에서 제시하는 자기를 평가하는 측정 도구로 21개 항목으로 이루어져 있으며, ‘이상적 자기’, ‘다중적 자기’, ‘일관된 자기’, 그리고 ‘온라인 제시 선호도’의 네 가지 하위 요인으로 구성되어 있다. 하지만 성인기에 들어서면서 이상적 자기와 실제 자기 간의 차이가 줄어들고 통합되기 때문에 POSS의 ‘이상적 자기’ 요인을 성인에게 적용하기 어려운 지점이 있었다(Strimbu & O’Connell, 2019). 이에 Strimbu 등(2021)이 성인을 대상으로 타당화한 POSSA 척도는 기존의 POSS 척도의 4요인이 아닌 ‘적

응 가능한 자기', '진정한 자기', 그리고 '온라인에서의 자유로움'이라는 새로운 3요인으로 구성되었다. '적응 가능한 자기'는 온라인 공간에서 다양한 페르소나를 사용해 자신에게서 벗어나 자신의 정체성을 더 바람직한 것으로 조정할 수 있는 성향을 나타낸다. '진정한 자기'는 온라인과 오프라인 정체성의 진정성을 비교하는 요인이다. 진정한 자기는 POSS의 일관된 자기의 문항을 다수 포함하고 있으며, 적응 가능한 자기와 온라인에서의 자유로움의 하위 요인과 상반된 방향성을 가진다. 온라인에서 새롭고 자유롭게 적응하는 것이 아니라, 현실과 일관된 자기를 제시하기 때문이다. '온라인에서의 자유로움'은 이용자가 온라인 공간에서 자유롭게 자기 모습과 장점을 나타낼 수 있다고 여기는 정도를 나타낸다.

연구 1

연구 1에서는 POSSA를 한국어로 번안하여 예비 문항을 구성하고, 예비 문항을 대상으로 문항 분석 및 탐색적 요인분석을 실시하였다.

방 법

연구 대상

전국의 20~30대 성인을 대상으로 온라인 데이터 수집 전문업체인 인바이트(Invight)를 통해 온라인 설문조사를 실시해 자료를 수집하였다. 요인분석에서 고정적으로 요구되는 표본 수는 없지만, 일반적으로 문항 수의 최소 5배에서 최대 10배 이상의 표본이 요구된

다는 기준에 따라(이순목, 2000) 320명의 자료가 사용되었으며, 본 연구에서는 요인분석 결과를 교차검증하기 위해 수집된 320명의 자료를 각각 200명, 120명씩 무선 할당하였다. 연구 1 참여자 중 남성은 101명(50.5%), 여성은 99명(49.5%)이었다. 연령은 만 19~24세 39명(19.5%), 만 25~29세 61명(30.5%), 만 30~34세 44명(22%), 만 35~39세 56명(28%)이었다. 최종 학력은 고등학생 졸업 46명(23%), 대학교 졸업 135명(67.5%), 대학원 졸업 이상이 19명(9.5%)이었다. 주로 사용하는 온라인 플랫폼은 소셜 네트워크 서비스(SNS) 74명(37%), 온라인 커뮤니티 26명(13%), 영상 플랫폼 88명(44%), 온라인 게임 12명(6%)이었다. 하루 중 온라인 플랫폼 사용 시간은 1시간 미만 12명(6%), 1~3시간 미만 92명(46%), 3~5시간 미만 65명(32.5%), 5~7시간 미만 20명(10%), 7시간 이상 11명(5.5%)이었다. 주로 사용하는 온라인 플랫폼 기능은 '댓글, 좋아요, 공유 등 타인의 콘텐츠에 대한 반응 표현하기' 139명(69.5%), '게시물 올리기' 19명(9.5%), '실시간 방송하기' 15명(7.5%), '온라인 채팅하기' 6명(3%), 기타(단순 시청) 21명(10.5%)이었다.

측정 도구

성인용 온라인 자기제시 척도

Fullwood 등(2016)이 청소년의 온라인 자기제시를 측정하기 위해 개발한 POSS를 Strimbu 등(2021)이 성인을 대상으로 재구성 및 타당화한 POSSA를 사용하였다. 이 척도는 적응 가능한 자기(Adaptable Self) 6문항, 진정한 자기(Authentic Self) 4문항, 온라인에서의 자유로움(Freedom of Self Online) 7문항인 총 17문항로 구성되어 있다. 5점 리커트 척도로 측정하며,

Strimbu 등(2021)의 연구에서 내적합치도는 각각 적용 가능한 자기 0.87, 진정한 자기 0.72, 온라인에서의 자유로움 0.77 이었다.

문항 변안

문항을 번역하기에 앞서 POSSA는 2016년 개발된 POSS를 재구성한 척도이기 때문에 POSS의 개발자인 Chris Fullwood와 POSSA의 교신저자인 Michael O'Connell에게 이메일을 보내 사용 허가를 받았다. 이후 원척도의 17개 문항을 연구자와 심리학 전공의 영어-한국어 이중언어 사용자 1인이 번역하였다. 영어-한국어 이중 언어가 가능한 상담 전공 교수의 검토 및 자문을 거쳐, 응답자에게 문항의 의미를 명확히 전달하고 쉽게 이해할 수 있도록 연구자가 수정하여 예비척도 문항을 확정하였다.

결 과

문항 분석

예비척도의 문항이 양호성을 살펴보기 위해 평균과 표준편차, 문항-하위 요인 총점 간 상관, 하위 요인별 내적합치도와 문항 제거 시 내적합치도를 살펴보았다. 5점 리커트 척도를 기준으로 문항 평균이 1.5 미만이거나 3.5를 초과하는 경우와 표준 편차가 .7 이하인 경우(탁진국, 2007), 문항-하위 요인 총점 간 상관 계수가 .3 이하인 경우 문항이 양호하지 않다고 판단하였으며(McCoach et al., 2013), 문항 제거 시 내적합치도가 하위 요인 내적합치도보다 상승할 경우 해당 문항이 신뢰도를 저해하는 것으로 판단하였다.

분석 결과를 표 1에 제시하였으며, 8번, 9번, 11번 문항의 상관계수가 .2 이하로 나타나 삭제 여부를 고려하였다. 또한 7번과 11번의 문항을 삭제하였을 때 내적합치도가 상승하여, 기준에 반복적으로 부합하지 않은 11번 문항(나는 사람들과 실제로 만나서 의사소통하는 것이 훨씬 편하다.)은 삭제되었다. 추가적으로 하위 요인 내 문항의 상관계수가 .2 이하로 낮게 나타나는 경우는 두 문항이 측정하는 개념이 이질적이라는 기준 아래(Gable & Wolf, 2012) 7번, 8번의 경우 9번과 상관계수가 .2 이하로 나타났으며, 9번과 10번의 상관계수는 .2 이상으로 나타났다. 7번과 8번, 9번과 10번이 한 하위 요인 아래서 서로 다른 요인으로 측정되는지, 양호도가 떨어지는 문항인지 파악하기 위해 탐색적 요인분석의 결과를 고려하여 삭제 여부를 결정하기로 하였다.

탐색적 요인분석

문항 분석에서 결정된 16개의 문항을 대상으로 탐색적 요인분석을 진행하였다. 우선 자료가 분석에 적합한지 검토한 결과 KMO 지수(Kaiser Meyer Olkin) 값이 .871, Bartlett의 구형성 검정 통계치(Bartlett's sphericity test)는 $p = .000$ 으로 영가설이 기각되어 본 자료가 탐색적 요인분석에 사용하기에 적합하다고 판단하였다. 주축요인추출과 사각회전 방식 프로맥스 kapa 값을 4로 설정하고 공통성, 고유치, 누적분산비율 및 요인 부하량, 스크리도표를 분석하여 최종 요인 수를 결정하였다. Kaiser(1960)는 고유치가 1이 넘는 개수만큼 요인을 추출할 것을 제안하였고, 3개 요인 추출 시 모두 고유치가 1을 초과하여 기준에 만족하였다. 누적분산비율은 적어도 50~60% 정도

표 1. 예비 척도의 기술 통계치 및 문항-하위 요인 총점 간 상관 및 내적합치도 (N=200)

하위 요인	문항 번호	평균	표준편차	문항-하위 요인 총점 간 상관	문항 제거 시 내적합치도	하위 요인 내적합치도
적응 가능한 자기	1	2.67	1.033	.698**	.902	.915
	2	2.48	1.098	.696**	.902	
	3	2.36	1.103	.744**	.894	
	4	2.72	1.071	.750**	.903	
	5	2.81	1.101	.782**	.890	
	6	2.79	1.082	.717**	.909	
진정한 자기	7	3.23	1.021	.393**	.414	.393
	8	3.51	.885	.187**	.371	
	9	3.03	1.123	-.164**	.288	
	10	3.13	1.077	.277**	.199	
온라인에서의 자유로움	11	2.61	.907	.159**	.859	.829
	12	2.85	1.092	.532**	.818	
	13	2.81	1.014	.705**	.782	
	14	2.74	1.085	.639**	.794	
	15	3.09	1.048	.610**	.794	
	16	2.89	1.026	.633**	.801	
	17	3.06	1.054	.748**	.782	

해당 문항의 양호도 기준을 충족시키지 못한 문항을 음영 처리함

** $p < .01$

가 되는 선에서 요인을 추출하는 것이 좋다는 기준을 따랐다(Hair et al., 2006). 2요인일 때 고유치가 1.791, 누적분산비율은 53%였으며 3요인일 때 고유치가 1.403, 누적분산비율이 61%로 나타나 2요인에서 3요인까지 의미 있는 요인으로 볼 수 있었다. 스크리 도표는 도표에서 곡선이 완만하게 바뀌는 기울기가 변화되는 지점에서 요인의 개수를 결정할 수 있다는 기준을 고려하였으며(Watts & Stenner, 2005), 요인 수 3개가 적절한 것으로 확인되었다. 통계치들을 종합적으로 살펴봤을 때, 원

척도와 같이 3요인 구조가 가장 적절하다고 판단하였다.

다음으로 공통성은 .4 이상 .8 이하가 적절하다는 기준과(양병화, 2011) 요인 부하량은 .3 이상이 적절하다는 기준(Crocker & Algina, 1986)을 고려하여 분석한 결과, 표 2에 따라 7번과 8번은 본래 속한 요인 2가 아닌 요인 3에서 더 높은 요인부하량을 보였다. 7번의 요인부하량은 요인 2에서 .187이며 공통성은 .328로 나타났고, 8번의 요인부하량은 요인 2에서 .123이며 공통성은 .299로 나타났다. 앞서

표 2. 예비척도의 문항 및 요인 부하량 (N=200)

문항	요인 1	요인 2	요인 3
1. 나는 온라인 공간에서 나의 실제 성격과는 다른 인격인 듯 연기할 때가 있다.	0.789	0.453	0.256
2. 나는 참여하는 온라인 공간에 따라서 다양한 인격으로 바뀌어 가며 연기한다.	0.787	0.457	0.293
3. 나는 온라인에서 다른 정체성들로 행동하는 것을 즐긴다.	0.839	0.537	0.284
4. 온라인 환경은 내가 새로운 정체성을 만들 수 있게 해준다.	0.784	0.555	0.342
5. 나는 어떤 온라인 공간에 있느냐에 따라 다른 사람이 된다.	0.872	0.52	0.359
6. 온라인에서는 실제 나의 모습에서 벗어날 수 있어서 좋다.	0.739	0.472	0.359
7. 사이버 세계와 현실 세계의 나는 같은 사람이라고 느낀다.	0.241	0.187	0.554
8. 내 모습이나 성격은 온라인 공간이든 현실 세계이든 일관성 있다.	-0.021	0.123	0.483
9. 온라인상에서는 내가 진짜 어떤 사람인지 보여줄 수 없다.(R)	-0.248	-0.497	-0.099
10. 내가 온라인에서 스스로를 표현하는 방식은 현실의 삶과 큰 차이가 있다.(R)	-0.319	-0.660	-0.062
12. 현실 세계에서는 나 자신을 있는 그대로 드러내며 사는 것이 어렵다.	0.382	0.583	0.340
13. 나는 오프라인보다 온라인에 있는 것을 선호한다.	0.552	0.747	0.529
14. 나는 온라인에서 나의 가장 좋은 모습을 보여줄 수 있다.	0.536	0.698	0.568
15. 오프라인에서는 하기 힘든 말을 온라인 의사소통에서는 할 수 있다.	0.455	0.686	0.387
16. 온라인에서는 내가 이상적으로 추구하는 사람이 될 수 있다.	0.476	0.661	0.533
17. 현실 세계라면 내게 말을 걸지 않을 사람들이라도, 온라인에서 만나면 내가 말을 잘할 수 있다.	0.615	0.742	0.523
고유치		1.791	
누적 분산비율(%)		61.964	

(R)= 역채점 문항

문항 분석 시에도 7번 8번은 양호도 기준에 부합하지 못했기 때문에, 종합적인 분석 결과 9번 10번과 같은 변수를 측정하지 않는 문항으로 판단하여 7번과 8번 문항을 삭제하기로 하였다. 9번과 10번은 요인 2에서의 공통성은

.418, .660이며 요인 부하량은 -.497, -.660, 내적 신뢰도는 .76으로 나타났다. 요인은 일반적으로 3개 이상의 문항으로 구성되어 있지만, 두 문항이 동일한 개념을 측정하고 있으며 (Nunnally & Bernstein, 1994), 해당 요인에 높은

표 3. 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도의 최종 문항

하위 요인	문항번호	문항 내용
적용 가능한 자기	1	나는 온라인 공간에서 나의 실제 성격과는 다른 인격인 듯 연기할 때가 있다.
	2	나는 참여하는 온라인 공간에 따라서 다양한 인격으로 바꾸어 가며 연기한다.
	3	나는 온라인에서 다른 정체성들로 행동하는 것을 즐긴다.
	4	온라인 환경은 내가 새로운 정체성을 만들 수 있게 해준다.
	5	나는 어떤 온라인 공간에 있느냐에 따라 다른 사람이 된다.
	6	온라인에서는 실제 나의 모습에서 벗어날 수 있어서 좋다.
진정한 자기	9	온라인상에서는 내가 진짜 어떤 사람인지 보여줄 수 없다.(R)
	10	내가 온라인에서 스스로를 표현하는 방식은 현실의 삶과 큰 차이가 있다.(R)
온라인에서의 자유로움	12	현실 세계에서는 나 자신을 있는 그대로 드러내며 사는 것이 어렵다.
	13	나는 오프라인보다 온라인에 있는 것을 선호한다.
	14	나는 온라인에서 나의 가장 좋은 모습을 보여줄 수 있다.
	15	오프라인에서는 하기 힘든 말을 온라인 의사소통에서는 할 수 있다.
	16	온라인에서는 내가 이상적으로 추구하는 사람이 될 수 있다.
	17	현실 세계라면 내게 말을 걸지 않을 사람들이라도, 온라인에서 만나면 내가 말을 잘할 수 있다.

(R)= 역채점 문항

요인 부하량을 보이고(Field, 2013), 내적 일관성 신뢰도가 높게 나타난다면 신뢰할 수 있는 요인으로 간주할 수 있다(Kline, 2011)는 기준을 따라 요인 2를 2문항으로 구성하였다. 원 척도의 3요인 구조가 지지됨에 따라, 요인 명 또한 원 척도와 동일하게 유지되었다. 최종 척도의 문항을 표 3에 제시하였다.

항 분석 및 확인적 요인분석(CFA)을 실시하고 AVE, CR 값을 확인하였다. 수렴 타당도를 검증한 최종 모형을 확정된 후, NEO 성인용 성격검사 단축형과의 상관 분석과 성격 기능 손상 수준 척도와의 회귀 분석을 통해 준거 타당도 중 동시 타당도와 예측 타당도를 검증하였다.

연구 2

방 법

연구 2에서는 탐색적 요인분석의 결과로 얻어진 3요인 구조의 적합도를 검증하기 위해 연구 1과 독립된 120명의 자료를 대상으로 문

연구 대상

연구 1과 동일하게 전국의 20~30대 성인을

대상으로 온라인 데이터 수집 전문업체인 인바이트(Invight)를 통해 수집된 120명의 자료를 사용하였다. 연구 2의 참여자 중 남성은 59명(49.2%), 여성은 61명(50.8%)이었다. 연령은 만 19~24세 24명(20%), 만 25~29세 36명(30%), 만 30~34세 26명(21.7%), 만 35~39세 34명(28.3%)이었다. 최종 학력은 고등학생 졸업 29명(24.2%), 대학교 졸업 80명(66.7%), 대학원 졸업 이상이 11명(9.2%)이었다. 주로 사용하는 온라인 플랫폼은 소셜 네트워크 서비스(SNS) 44명(36.7%), 온라인 커뮤니티 17명(14.2%), 영상 플랫폼 54명(45%), 온라인 게임 5명(4.2%)이었다. 하루 중 온라인 플랫폼 사용 시간은 1시간 미만 10명(8.3%), 1~3시간 미만 46명(38.3%), 3~5시간 미만 48명(40%), 5~7시간 미만 9명(7.5%), 7시간 이상 7명(5.8%)이었다. 주로 사용하는 온라인 플랫폼 기능은 '댓글, 좋아요, 공유 등 타인의 콘텐츠에 대한 반응 표현하기' 85명(70.8%), '게시물 올리기' 12명(10%), '실시간 방송하기' 11명(9.2%), '온라인 채팅하기' 2명(1.7%), 기타(단순 시청) 10명(8.3%)이었다.

측정 도구

한국판 성인용 온라인 자기제시 척도

한국판 성인용 온라인 자기제시 척도는 원 척도인 Strimbu 등(2021)이 개발한 POSSA를 한국어로 번안하고, 연구 1에서의 결과를 토대로 구성한 것으로 적용 가능한 자기, 진정한 자기, 온라인에서의 자유로움 3개의 하위 요소로 이루어져 있다. 총 14문항으로 리커트 5점 척도로 측정되며 점수가 높을수록 하위 요인의 특성이 더 잘 나타남을 의미한다. 본 연구에서 내적합치도는 적용 가능한 자기 .96,

진정한 자기 .76, 온라인에서의 자유로움 .88이었다.

NEO 성인용 성격검사 단축형

특성 5요인을 측정하기 위해 안현의와 안창규(2017)가 개발한 211문항의 NEO 성인용 성격검사를 문희정과 안현희(2022)가 25문항으로 단축하고 타당화한 NEO 성인용 성격검사 단축형을 사용하였다. NEO 성인용 성격검사 단축형은 친화성 5문항, 성실성 5문항, 외향성 5문항, 신경증 5문항, 개방성 5문항인 총 25문항으로 구성되어 있으며, 5점 리커트 척도로 측정한다. 문희정과 안현희(2022)의 연구에서 내적합치도는 친화성 .80, 성실성 .86, 외향성 .90, 신경증 .91, 개방성 .88이며, 본 연구에서는 각각 .82, .81, .87, .89, .91로 나타났다.

성격 기능 손상 수준 척도 (LPFS-SR)

성격 기능 손상 수준을 측정하기 위해 Morey(2017)가 개발하고, Hopwood 등(2018)이 타당화한 LPFS-SR을 사용하였다. LPFS-SR(level of personality functioning scale-self report)은 AMPD의 차원적 관점에서 성격장애 특성이 반영된 성격 기능 손상 수준을 측정하며, 자기(정체성, 자기주도성)와 대인관계(공감, 친밀성) 영역으로 구성되어 있다. 이중 언어 사용자가 번역한 것을 연구자 및 상담 전공 교수가 논의와 검토를 통해 최종 번역본을 구성하여 사용하였다. LPFS-SR은 총 80문항의 자기보고식 척도이며 정체성 21문항, 자기주도성 16문항, 공감 23문항, 친밀성 20문항으로 구성되어 있다. 4점 리커트 척도로 측정되며, Hopwood 등(2018)의 연구에서 내적합치도는 정체성 .86, 자기주도성 .86, 공감 .86, 친밀성 .80이었으며 본 연구에서는

각각 .89, .90, .83, .88로 나타났다.

결 과

문항 분석

연구 1의 예비척도의 문항 분석과 동일한 방법으로 문항 양호성을 살펴보기 위해 평균과 표준편차, 문항-하위 요인 총점 간 상관, 하위 요인별 내적합치도와 문항 제거 시 내적합치도를 살펴보았다. 분석 결과, 모든 문항이 기준에 부합하여 양호하다고 판단하였으며 모든 문항을 유지하여 확인적 요인분석을 진행하였다.

확인적 요인분석

탐색적 요인분석에서 도출한 3요인 구조가 다른 표본에서도 지지 되는지 교차 검증을 하기 위해 연구 1에서 사용되지 않은 독립적인 120명의 자료로 확인적 요인분석을 실시하였다. 적합도 지수로는 χ^2 , CFI, TLI, SRMR, RMSEA를 사용하였다. CFI와 TLI는 0~1 사이의 값으로 나타나며, 일반적으로 .90 이상일 때 좋은 수치(Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973)로 간주한다. 또 SRMR은 .08 이하일 시 적합한 모형(Hu & Bentler, 1999)으로 확인되며,

RMSEA는 .08 이하일 때 괜찮은 적합도이지만 .08 이상 .10 미만일 때도 보통의 적합도로 수용할 수 있다(MacCallum et al., 1996). 이러한 기준을 바탕으로 분석한 결과를 표 4에 제시하였다. $\chi^2=.000$ 수준에서 기각되었으며, CFI는 .934, TLI는 .918, SRMR은 .054, RMSEA는 .093로 나타났다. 적합도 지수를 종합적으로 고려한 결과, 본 척도의 3요인 모형이 전반적으로 양호한 적합도를 보인다고 판단하였다. 따라서 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도는 3요인 모형임을 최종적으로 확정하였다.

수렴 타당도

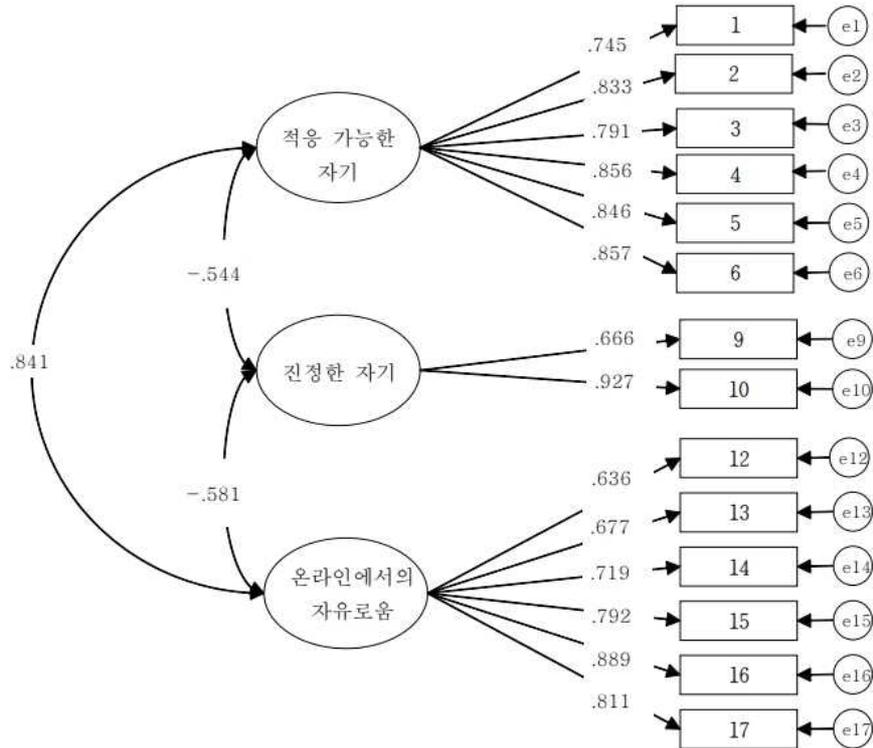
3요인으로 확정된 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도의 수렴타당도를 확인하기 위해 첫 번째 방법으로 요인 부하량을 확인하였다. 표준화된 요인 부하량이 최소 .3 이상이어야 한다는 기준을 따랐다(Crocker & Algina, 1986). 분석 결과를 그림 1에 제시하였으며, 모든 문항의 요인 부하량이 .636 이상으로 .001 수준에서 유의하였다.

수렴타당도를 확인하는 두 번째 방법으로 평균분산추출(AVE)과 개념신뢰도(CR)를 산출하였다. AVE 값이 .5 이상일 때 요인이 합리적인 설명력을 가지고 있다고 여겨지며, CR 값이 .7 이상일 때 요인이 높은 신뢰도를 가진다는 기준을 따랐다(배병렬, 2011). 분석 결과,

표 4. 본 척도의 3요인 모형의 적합도 지수

(N=120)

모형	χ^2	df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (90% CI)
3요인	150.089	74	.934	.918	.054	.093 (.074, .114)



[그림 1] 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도의 경로 모형

적응 가능한 자기는 AVE .676, CR .926, 진정한 자기는 .651, CR .784, 온라인에서의 자유로움은 .559, CR .862로 나타나 세 요인 모두 기준에 충족하는 것으로 확인되었다.

표준화된 요인 부하량이 모두 .3 이상이며 AVE와 CR 값이 기준 이상으로 나타났기 때문에, 모든 문항이 각각의 하위 요인을 측정하기에 적절하다고 판단하였다.

동시 타당도

동시타당도 확인을 위해 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도의 하위 요인과 신뢰도 및 타당도가 입증된 NEO 성인용 성격검사 단축

형의 하위 요인인 친화성, 성실성, 외향성, 신경증, 개방성과의 상관관계를 분석하였고 표 5에 결과를 제시하였다. 적응 가능한 자기는 신경증에서 .53, 개방성에서 .34의 정적 상관을 보였다. 진정한 자기는 신경증에서 -.37의 부적 상관을 보였다. 온라인에서의 자유로움은 신경증과 .53의 정적 상관을 보였다. 상관 계수가 .3 이하인 경우는 상관 관계가 있다고 보지 않았다.

예측 타당도

예측타당도를 검증하기 위해 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도의 하위 요인과 성격 기

표 5. 최종 척도와 특성 5요인 간의 상관 (N=120)

	적응 가능한 자기	진정한 자기	온라인에서의 자유로움
친화성(A)	-.038	.249**	-.053
성실성(C)	.228**	-.070	.217*
외향성(E)	.274**	.136	.070
신경증(N)	.533**	-.371**	.539**
개방성(O)	.341**	-.027	.275**

* $p < .05$ ** $p < .01$

표 6. 최종 척도의 하위 요인과 성격 기능 손상 수준 간의 다중 회귀분석 (N=120)

종속변수	독립변수	B	SE	β	t	adj. R^2	F
정체성	적응 가능한 자기	.103	.031	.208	3.295**	.308	48.332***
	진정한 자기	.064	.026	.133	2.456*		
	온라인에서의 자유로움	.178	.038	.318	4.694***		
자기주도성	적응 가능한 자기	.093	.033	.182	2.808**	.270	40.361***
	진정한 자기	.018	.028	.037	.667		
	온라인에서의 자유로움	.211	.040	.366	5.260***		
공감	적응가능한 자기	.109	.028	.239	3.888***	.342	56.155***
	진정한 자기	.042	.023	.094	1.783		
	온라인에서의 자유로움	.177	.034	.346	5.241***		
친밀성	적응 가능한 자기	.105	.031	.213	3.334**	.293	45.014***
	진정한 자기	.062	.026	.129	2.358*		
	온라인에서의 자유로움	.168	.038	.302	5.784***		

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

능 손상 수준 척도(LPFS-SR)의 하위 요인 간의 다중회귀분석을 실시하였고 결과를 표 6에 제시하였다. 정체성과 친밀성을 종속변수로 하였을 때 적응 가능한 자기, 진정한 자기, 온라인에서의 자유로움이 통계적으로 유의했으며 30.8%, 29.3%의 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 자기주도성과 공감을 종속변수로 하였

을 때 진정한 자기는 통계적으로 유의하지 않았지만, 적응 가능한 자기와 온라인에서의 자유로움이 27.0%, 34.2%의 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 한국판 성인용 온라인 자기 제시 척도가 성격 기능 수준의 손상 정도를 유의하게 설명하는 것으로 볼 수 있다.

논 의

본 연구에서는 Strimbu 등(2021)이 개발한 성인용 온라인 자기제시 척도(Presentation of Online Self in Adult: POSSA)의 17문항을 번안하고 타당화하여, 국내 성인의 온라인 자기제시를 신뢰롭게 측정하는지 확인하고자 하였다. 이를 위해 국내에 거주하고 있는 20~30대 초기 성인기 남녀 각각 160명씩 총 320명의 자료에서 200명과 120명의 두 집단으로 무선 할당하였다. 연구 1에서는 200명의 자료를 대상으로 예비척도의 문항 분석 및 탐색적 요인분석을 실시하였다. 분석 결과를 바탕으로, 14문항으로 구성된 본 척도에 관해 연구 2에서 120명의 자료를 대상으로 2차 문항 분석과 확인적 요인분석을 실시하였다. 마지막으로 최종 척도인 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도(K-POSSA)의 동시 및 예측 타당도를 검증하였다. 결과 요약 및 논의는 다음과 같다.

첫째, 문항을 번안하여 예비척도를 구성하였으며, 문항 분석을 위해 평균과 표준편차, 문항-총점 간 상관, 내적 합치도 및 문항 제거 시 내적 합치도를 살펴보았다. 분석 결과, 8번과 9번, 11번의 문항-총점 간 상관이 .2 이하로 나타났고, 7번과 11번이 문항 제거 시 내적합치도가 상승하였다. 7번, 8번, 9번의 경우 다른 양호도 기준을 만족하기 때문에 탐색적 요인분석의 결과를 종합적으로 고려하여 삭제 여부를 정하기로 하였다. 두 가지 기준에 부합하지 않는 11번은 하위 요인의 다른 문항과 이질적인 개념을 측정하는 문항으로 판단되어 삭제하였다. 11번이 속한 하위 요인 '온라인에서의 자유로움'은 이용자가 온라인에서 자유롭게 자신의 장점을 드러낼 수 있다고 여기는 정도를 나타내며, 11번은 역문항으로 '나는 사

람들과 실제로 만나서 의사소통하는 것이 훨씬 편하다.'로 번안되어 있다. 하지만 온라인에서 자신의 장점을 드러낼 수 있다고 여기며 온라인 내 의사소통을 더 선호한다는 맥락이 현실에서 실제로 의사소통하는 것이 편하지 않다는 것을 방증하기 어려울 수 있다. 온라인에서 자신의 장점을 보여주고 의사소통하는 것이 편하지만, 대면으로 의사소통하는 것도 편하게 여길 수 있다는 가능성이 있기 때문에, 하위 요인의 개념을 적절히 측정하기 어렵다고 판단하였다.

둘째, 16문항을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시하여 고유치, 스크리 도표, 누적분산비율을 고려하여 원칙도와 동일한 3요인 구조가 가장 적합한 것을 확인하였다. 요인 계수를 살펴봤을 때 7번과 8번의 공통성이 .4 이하, 요인 부하량이 .3 이하로 기준에 부합하지 않고, 원래 속해야 하는 요인에서의 부하량보다 다른 요인에서의 부하량이 더 큰 것으로 나타나 삭제하였다. 7번, 8번이 속하였던 '진정한 자기는 현실의 정체성이 온라인에서도 진정성 있게 나타나는 정도를 나타낸다. 7번과 8번 문항은 '사이버 세계와 현실 세계의 나는 같은 사람이라고 느낀다.', '내 모습이나 성격은 온라인 공간이든 현실 세계이든 일관성 있다.'로 번안되어 있으며 이 문항들은 현실과 온라인의 일관성을 의미하는 측면이 강하다. 한편, 9번과 10번은 '온라인상에서는 내가 진짜 어떤 사람인지 보여줄 수 없다.', '내가 온라인에서 스스로를 표현하는 방식은 현실의 삶과 큰 차이가 있다.'로 번안되어 있고, 현실의 자기가 진정한 자기라는 전제하에 온라인에서 자신을 제시하는 방식의 차이를 묻는 측면이 강한 것으로 보인다. 하지만 현실의 정체성이 개인의 진정한 정체성이라는 통제

하지 않았기 때문에, 응답자 중 현실보다 온라인에서의 정체성이 더 진정한 자기라고 생각하는 사람의 경우에는 하위 요인의 문항 간 응답의 방향성이 달라졌을 수 있다. 또한 번역 과정 및 문화적 차이가 영향을 미쳤을 수도 있기 때문에, 후속 연구에서는 이와 같은 가능성을 고려하여 연구를 보완하고 척도의 타당도를 검증할 필요가 있다.

셋째, 확인적 요인분석 전에 두 번째 집단에 대하여 2차 문항 분석을 실시하였다. 14문항으로 구성된 본 척도의 문항 분석을 위해 평균과 표준편차, 문항-총점 간 상관, 내적 합치도 및 문항 제거 시 내적 합치도를 살펴보았으며, 모든 문항이 기준을 만족해 양호하다고 판단하였다.

넷째, 탐색적 요인분석을 통해 결정된 3요인 모형이 척도에 적합한지 확인하기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석 결과 적합도 지수가 CFI .934, TLI .918, SRMR .054, RMSEA .093으로 전반적으로 양호하게 나타나 3요인 모형을 확정하였다. 또한 요인 부하량이 모두 .6 이상이며, AVE와 CR 값도 각각 .5와 .7 이상으로 나타나 수렴타당도를 갖추었음을 확인하였다.

다섯째, 한국판 성인용 온라인 자기제시 척도의 준거 관련 타당도를 검증하였다. 성인용 NEO 성격검사 단축형 척도와의 상관 분석을 통해 동시타당도를 검증한 결과, 적응 가능한 자기와 신경증, 개방성에서 유의미한 정적 상관이 나타났다. 이는 신경증, 개방성이 높을수록 온라인에서 다양한 정체성을 사용하여 적응하는 자기를 제시한다는 것을 나타낸다. 또 진정한 자기는 신경증에서 부적 상관이 나타났다. 이는 신경증이 높을수록 현실과 온라인에서 일관되지 않은 자기를 드러낸다는 것을

나타낸다. 온라인에서의 자유로움은 신경증에서 정적 상관이 나타났다. 이는 신경증 높을수록 온라인에서 자신을 드러내는 것이 더 편안하다는 것을 나타낸다.

결과를 자세히 살펴보면 신경증은 적응 가능한 자기 및 온라인에서의 자유로움과 정적 상관이, 진정한 자기와는 부적 상관이 나타났다. 이는 신경증이 높을수록 현실과 온라인 공간에서 자기 불일치가 크고(Watson & Watts, 2001) 진정성 없는 자기제시를 더 많이 할 수 있다는 선행 연구와 일치하여(Twomey & O'Reilly, 2017), 온라인 자기제시와 신경증과 유의미한 관련성이 있다는 결과를 지지한다. 친화성은 친화성이 높을수록 진정성 있는 자기를 제시한다는 선행 연구와 다르게(Leary & Allen, 2011), 모든 하위 요인과 유의한 상관관계가 나타나지 않았다. 개방성의 경우, 적응 가능한 자기와 정적 상관으로 나타나 개방성이 높을수록 다양한 플랫폼에서 현실과는 다른 자기를 제시하는 것에 자유로울 수 있음을 시사한다. 진정한 자기와 통계적으로 상관이 없는 것으로 나타났지만, 부적 방향으로 나타난 것은 개방성이 낮을수록 한 온라인 플랫폼에서 일관된 자기제시를 할 수 있다는 선행 연구와 맥락이 같다(Lee & Borah, 2020). 외향성의 경우 온라인 자기제시와 관계가 큰 변인이었지만(Hamburger & Vibitzky, 2010), 본 연구에서 외향성은 적응 가능한 자기와 상관관계가 있다고 보기 어려웠으며, 진정한 자기 및 온라인에서의 자유로움과도 유의한 결과가 나타나지 않았다. 외향성의 항목에는 '나는 모임에서 뒷자리에 조용히 있는 편이다.'라는 문항이 포함되어 있다. 물리적인 공간에서 이뤄지는 대인관계에 초점을 맞춘 것으로 보이는 문항이 온라인 자기제시와의 관계를 뚜렷하게

나타내기에 적합하지 않았을 가능성이 있으므로, 후속 연구에서 이를 고려하여 외향성과의 관계를 살펴보는 것이 필요하다. 성실성은 모든 하위 요인과 상관관계가 거의 없었다. 성실성이 높은 사람들이 뚜렷한 페르소나를 덜 사용하였다는(Leary & Allen, 2011) 선행 연구와 일치하지 않는 결과이다. 이는 대부분의 선행 연구에서는 프로필 사진을 기준으로 페르소나와 자기제시를 측정하였지만, Harris와 Bardey(2019)는 연구에서 프로필 사진이 이상적인 자기를 제시하는 것을 명확하게 나타내지 못한다고 하였다. 프로필 사진은 포괄적인 페르소나 사용 수준을 나타내기 어려울 수 있으며, 본 척도에서는 다양한 페르소나로 연기하거나 장점을 부각해 행동하는 것에 하위 요인이 초점을 맞추고 있으므로 성실성과 온라인 자기제시의 관계가 뚜렷하게 나타나지 않았을 수 있다. 분석 결과, 전반적으로 선행 연구와 일치하는 결과가 나타나 동시타당도를 확보했다고 판단하였으나, 방향성이 선행 연구와 다르게 나타난 부분에 관해서는 후속 연구가 필요하다.

다음으로 예측타당도의 경우 성격 기능 손상 수준 척도와 다중회귀분석을 실시하였다. 분석 결과 모든 하위 요인이 정체성과 친밀성을 종속 변수로 하였을 때 유의한 예측 변수로 나타났으며, 자기주도성, 공감을 종속변수로 하였을 때 적응 가능한 자기와 온라인에서의 자유로움이 유의한 예측 변수로 나타나 예측타당도를 확보하였다고 판단하였다. 타당도 분석을 통해 온라인 자기제시가 성격 특성 및 성격 기능 손상 수준과 관련이 있는 것을 확인하였다.

이상의 논의를 바탕으로, 본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구를 통해 성인의 온

라인 자기제시를 측정하는 척도를 번안하여 국내 20~30대 성인 남녀를 대상으로 타당성을 검증하였다는 의의가 있다. 온라인 플랫폼이 다양해지고 사용량이 증가함에 따라, 사람들은 현실과 일관되거나 다른 자신을 표현할 수 있게 되었다. 온라인 공간에서 자기제시의 수준과 현실과의 불일치는 개인의 부정적인 심리적 상태에 영향을 미칠 수 있음에도 국내에서는 자기제시의 측면을 반영한 신뢰로운 측정 도구가 갖춰지지 않았다. 자기제시는 문화적 영향을 받을 수 있는 변인으로 국외에서 개발된 척도의 일부를 국내에 적용하는 것은 한계가 존재할 수 있기 때문에, 본 연구에서 신뢰롭고 타당한 척도를 소개하고 한국 실정에 맞도록 타당성을 검증한 것에 대해 학술적인 의의가 있다. 둘째, 본 연구에서는 온라인 자기제시가 성격 기능 손상 수준을 측정하는 자기 및 대인관계 차원의 하위 요인인 정체성, 자기주도성, 공감, 친밀성을 유의하게 예측한다는 것을 확인하였다. 성격 기능 손상을 예측할 수 있는 변인으로써 온라인 자기제시를 소개하였으며, 성격 기능 손상 수준 및 부적응적 성격 기제와 온라인 행동의 관계성에 대한 이해를 높이는데 기여하고자 하였다. 특히 그동안 주로 사용했던 DSM-5의 범주적 진단 대신, 차원적으로 성격장애에 접근하고 진단할 수 있는 AMPD의 기준을 사용함으로써 향후 임상 및 상담 분야 연구의 이론적 기틀을 마련하였다. DSM-5의 진단에서 제기되는 문제점을 보완하여 AMPD의 관점을 활용한 성격장애 평가에 주목할 필요가 있다.

본 연구의 본 연구의 제한점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 연구 대상자의 연령을 20~30대로 제한하였기 때문에 연구 결과를 전체 성인 대상으로 일반

화하기 어려울 수 있다. POSSA는 성인용을 대상으로 개발되었으나 국외 연구에서 초기 성인을 대상으로 연구가 많이 진행되었기 때문에, 본 연구에서도 이를 반영하여 온라인 플랫폼을 상대적으로 많이 사용할 것으로 예상되는 연령대를 중심으로 연구를 진행하였다. 전체 연령으로 확장하여 연구했을 때 연령대마다 주로 사용하는 온라인 플랫폼이 다를 수 있으며, 온라인 자기제시 특성도 다르게 나타날 수 있다. 이러한 한계가 요인 분석의 결과에 영향을 미쳤을 수 있기 때문에 후속 연구에서는 더 다양한 연령대를 대상으로 온라인 플랫폼의 특성을 고려하여 본 척도의 타당도를 검증할 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서 특성 5요인을 활용한 분석에 통제하지 못한 요인과 한계가 존재한다. 본 연구의 타당도 검증 과정에서 온라인 자기제시와 특성 5요인의 관계가 일부 선행 연구와 다르게 나타난 부분이 있다. 앞서 논의한 내용을 바탕으로 측정 도구, 온라인 플랫폼 특성, 성격 형성에 영향을 미치는 문화적 특성 등으로 인해 선행 연구와 다른 양상으로 나타났을 수 있다. 이러한 요소를 고려하여 후속 연구에서 온라인 자기제시와 성격 특성의 관계를 세부적으로 살펴볼 필요가 있다. 셋째, 원 개발 논문에서는 3요인 구조이나, 본 연구에서는 문항 분석과 탐색적 요인분석 결과로 2~3요인이 가능한 것으로 나타났다. 본 연구는 해당 척도를 국내에 처음 도입하여 분석한 연구이기 때문에 3요인 구조를 우선적으로 검증하였다. 향후 연구에서 반복적으로 2요인 구조로 나타난다면, 국내에서는 해당 척도를 2요인으로 활용하는 방향으로 논의가 이루어질 수 있다. 넷째, 본 연구에서는 횡단적 자료를 이용했지만, 온라인 자기제시가 온라인 플랫폼 사용이라는

상황과 맥락에 따라 변화할 수 있는 변인이기 때문에, 연구 설계에 제한이 있고 통제하지 못한 요인이 존재할 수 있다. 후속 연구에 있어서는 한계점을 보완한 종단 연구 설계를 통해 연구를 확장할 필요가 있다. 다섯째, 본 척도는 개인의 주관적인 경험과 태도를 측정하는 자기보고식 척도이기 때문에, 주관적인 자신에 대한 평가가 개입될 가능성이 높다. 또한 온라인에서 자기를 제시하는 것에 관한 사회적 기대 및 바람직성이 존재하기 때문에 긍정 왜곡 가능성이 있다. 이에 향후 연구에서는 자기보고식 척도가 가지는 한계를 보완하기 위해, 객관적인 지표를 추가하는 등의 다양한 연구가 필요하다.

참고문헌

- 김유정 (2015). 페이스북에서 자기과시적인 자기표현. *디지털콘텐츠학회 논문지*, 16(4), 503-512.
- 김유정 (2017). 페이스북 이용자의 긍정적인 자아노출과 자아속성. *한국콘텐츠학회논문지*, 17(9), 21-31.
- 문희정, 안현의 (2022). 대학생을 대상으로 한 NEO 성인용 성격 검사 단축형 개발 및 타당화. *청소년학연구*, 29(11), 535-561.
- 박민영 (2020). SNS를 통한 자기표현에 관한 연구: 인스타그램 중 이용자를 대상으로. *동서언론*, 48, 29-48.
- 배병렬 (2011). Amos19 구조방정식모델링 원리와 실제. 도서출판청람.
- 안현의, 안창규 (2017). NEO 성격 검사-전문가 지침서. 서울: (주)인싸이트.
- 양병화 (2013). 심리학 및 사회과학을 위한 조

- 사와 통계 분석. 서울: 학지사
- 왕설영, 박성복 (2021). SNS 피로감이 20대 이용자의 자기표현에 미치는 영향에 관한 연구: SNS 이용자별 특성을 중심으로. *디지털콘텐츠학회논문지*, 22(7), 1069-1082.
- 이강석 (2023). SNS를 통한 과시적 자기표현이 성인의 대인관계역량에 미치는 영향. *문화와융합*, 45(10), 1271-1281.
- 이성미 (2020). 과시적 소비성향과 자기표현욕구가 SNS상 브랜드공유 동기에 미치는 영향: 타인지향가치와 자기표현지향가치의 매개효과. *커뮤니케이션 디자인학연구*, 73, 81-93.
- 이순목 (2000). 요인분석의 기초. 서울: 교육과학사.
- 이영원 (2020). 사회적 관계 중심의 SNS 이용에 따른 SNS에서 자기표현과 오프라인 모임 참여 및 삶의 만족도 분석. *문화기술의 융합*, 6(1), 301-312.
- 이채민, 유순화 (2023). 청소년의 SNS에서의 자기표현 욕구가 사회적 실재감에 미치는 영향: 이모티콘 사용의 매개효과. *교육융합연구*, 32(2), 153-171.
- 장 훈 (2013). 인터넷 기반 커뮤니케이션과 인간관계. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 19(2), 259-283.
- 조수진, 박혜경 (2022). 인스타그램 부계정 사용의 심리학적 의미에 관한 탐색적 연구: 온라인 사회적 지지, 자기감시성과 주관적 안녕감을 중심으로. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 28(4), 691-715.
- 최미경, 나은영 (2015). 블로그 이용자의 자기표현이 심리적 안녕감에 미치는 영향: 지각된 상호작용성의 매개효과를 중심으로. *한국언론학보*, 59(4), 163-196.
- 최희재, 이준기, 김정원 (2009). 온라인 커뮤니티에서 기술적, 사회적 익명성이 자기통제에 미치는 영향에 관한 연구. *인터넷정보학회논문지*, 10(1), 63-74
- 탁진국 (2007). *심리검사: 개발과 평가방법의 이해*. 서울: 학지사.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Washington., DC: American Psychiatric Publishing.
- Back, M. D., Stopfer, J. M., Vazire, S., Gaddis, S., Schmukle, S. C., Egloff, B., & Gosling, S. D. (2010). Facebook Profiles Reflect Actual Personality, Not Self-Idealization. *Psychological Science*, 21(3), 372-374.
- Bender, D. S, Morey, L. C., & Skodol, A. E. (2011). Toward a Model for Assessing Level of Personality Functioning in DSM, Part I: A Review of Theory and Methods. *Journal of Personality Assessment*, 93(4), 332-346.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Buffardi, L. E, & Campbell, W. K. (2008). Narcissism and social net working web sites. *Personality & Social Psychology Bulletin*, 34(10), 1303-1314.
- Butt, S., & Phillips, J. G. (2008). Personality and self reported mobile phone use. *Computers in Human Behavior*, 24(2), 346-360.
- Costa, P. T., Jr., & 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.

- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to Classical and Modern Test Theory*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Dominick, J. R. (1999). Who Do You Think You Are? Personal Home Pages and Self-Presentation on the World Wide Web. *Journalism & Mass Communication Quarterly*, 76(4), 646-658.
- Duan, W., He, C., & Tang, X. (2020). Why do people browse and post on WeChat moments? Relationships among fear of missing out, strategic self-presentation, and online social anxiety. *Cyberpsychology, behavior and social networking*, 23(10), 708-714.
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using SPSS* (4th ed.). Sage Publications.
- Fullwood, C., James, B. M., & Chen-Wilson, J. (2016). Self-Concept Clarity and Online Self-Presentation in Adolescents. *Cyberpsychology, behavior and social networking*, 19(12), 716-720.
- Gable, R. K., & Wolf, M. B. (2012). *Instrument development in the affective domain: Measuring attitudes and values in corporate and school settings*, Springer Netherlands.
- Goffman, E. (2016). *자아 연출의 사회학 - 일상이라는 무대에서 우리는 어떻게 연기하는가* (전수미, 역). 현암사. (원본 출판 1959년)
- Grieve, R., March, E., & Watkinson, J. (2020). Inauthentic self-presentation on facebook as a function of vulnerable narcissism and lower self-esteem. *Computers in Human Behavior*, 102, 144-150.
- Hadlington, L., Binder, J., & Stanulewicz, N. (2020). Fear of missing out predicts employee information security awareness above personality traits, age, and gender. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 23(7), 459-464.
- Harris, E., & Bardey, A. C. (2019). Do Instagram Profiles Accurately Portray Personality? An Investigation Into Idealized Online Self-Presentation. *Frontiers in psychology*, 10, 871.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate Data Analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Hall, J. A., Park, N., Song, H., & Cody, M. J. (2010). Strategic misrepresentation in online dating: The effects of gender, self-monitoring, and personality traits. *Journal of Social and Personal Relationships*, 27(1), 117-135.
- Hamburger, Y. A., & Ben-Artzi, E. (2000). The relationship between extraversion and neuroticism and the different uses of the Internet. *Computers in Human Behavior*, 16(4), 441-449.
- Hamburger, Y. A. (2005). *The social net: Human behavior in cyberspace* (2th ed.). Oxford University Press. New York.
- Hamburger, Y. A., & Vinitzky, G. (2010). Social network use and personality. *Computers in Human Behavior*, 26(6), 1289-1295.
- Hart, W., Tortoriello, G.K., & Richardson, K. (2020). Profiling personality-disorder traits on self-presentation tactic use. *Personality and Individual Differences*, 156, 109793.
- Higgins, E. T. (1987). Self-discrepancy: A theory relating self and affect. *Psychological Review*, 94(3), 319-340.
- Hollenbaugh, E., & Ferris, A. (2014). Facebook

- self-disclosure: Examining the role of traits, social cohesion, and motive, *Computers in Human Behavior*, 30, 50-58.
- Hopwood, C. J., Good, E. W., & Morey, L. C. (2018). Validity of the DSM-5 Levels of Personality Functioning Scale-Self Report. *Journal of Personality Assessment*, 100(6), 650-659.
- Hu, C., Cao, R., Huang, J., & Wei, Y. (2022). The Effect of Self-Discrepancy on Online Behavior: A Literature Review. *Frontiers in Psychology*, 13, 883736.
- 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.
- Judge, T. A., & Bono, J. E. (2000). Five-Factor Model of Personality and Transformational Leadership. *Journal of Applied Psychology*, 85(5), 751-765.
- Kaiser, H. F. (1960). The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141 - 151.
- Kim, H., & Papacharissi, Z. (2003). Cross-cultural differences in online self-presentation: A content analysis of personal Korean and US home pages. *Asian Journal of Communication*, 13(1), 100-119.
- Kim, H. W., Zheng, J. R., & Gupta, S. (2011). Examining knowledge contribution from the perspective of an online identity in blogging communities. *Computers in Human Behavior*, 27(5), 1760-1770.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). Guilford Press.
- Leary, M. R. (1995). *Self-presentation: Impression management and interpersonal behavior*. Boulder, CO: Westview
- Leary, M. R., & Allen, A. (2011). Self-presentational persona: Simultaneous management of multiple impressions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101(5), 1033-1049.
- Lee, D. K., & Borah, P. (2020). Self-presentation on Instagram and friendship development among young adults: A moderated mediation model of media richness, perceived functionality, and openness. *Comput. Hum. Behav.*, 103, 57-66.
- 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.
- Markus, H. R., & Kitayama S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224-253.
- McCoach, D. B., Gable, R. K., & Madura, J. P. (2013). *Instrument Development in the Affective Domain*. NY: Springer.
- Michikyan, M., Dennis, J., & Subrahmanyam, K. (2015). Can You Guess Who I Am? Real, Ideal, and False Self-Presentation on Facebook Among Emerging Adults. *Emerging Adulthood*, 3(1), 55-64.
- Michikyan, M., Subrahmanyam, K., & Dennis, J. (2014). Can you tell who I am? Neuroticism,

- extraversion, and online self-presentation among young adults. *Computers in Human Behavior*, 33, 179-183.
- Morey L. C. (2017). Development and initial evaluation of a self-report form of the DSM-5 Level of Personality Functioning Scale. *Psychological assessment*, 29(10), 1302-1308.
- Morey, L. C., Gunderson, J. G., Quigley, B. D., Shea, M. T., Skodol, A. E., McGlashan, T. H., Stout, R. L., & Zanarini, M. C. (2002). The representation of borderline, avoidant, obsessive-compulsive, and schizotypal personality disorders by the five-factor model. *Journal of Personality Disorders*, 16(3), 215-234.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Ooi, J., Michael, J., Lemola, S., Butterfill, S., Siew, C. S. Q., & Walasek, L. (2020). Interpersonal Functioning in Borderline Personality Disorder Traits: A Social Media Perspective. *Scientific reports*, 10(1), 1068.
- Pincus A. L. (2018). An interpersonal perspective on Criterion A of the DSM-5 Alternative Model for Personality Disorders. *Current opinion in psychology*, 21, 11 - 17.
- Rogers, C. R. (2007). *칼 로저스의 사람-중심 상담* (오제은, 역). 학지사. (원본 출판 1995년)
- Schau, H. J., & Gilly, M. C. (2003). We Are What We Post? Self-Presentation in Personal Web Space. *Journal of Consumer Research*, 30(3), 385-404.
- Seidman, G. (2013). Self-presentation and belonging on Facebook: How personality influences social media use and motivations, *Personality and Individual Differences*, 54(3), 402-407.
- Skodol, A. E., Morey, L. C., Bender, D. S., & Oldham, J. M. (2015). The Alternative DSM-5 Model for Personality Disorders: A Clinical Application. *American Journal of Psychiatry*, 172(7), 606-613.
- Strimbu, N., O'Connell, M., Nearchou, F., & C. O'Se'. (2021). Adaption and psychometric evaluation of the Presentation of Online Self Scale in adults. *Computers in Human Behavior Reports*, 3, 100073.
- Strimbu, N., & O'Connell, M. (2019). The Relationship Between Self-Concept and Online Self-Presentation in Adults. *Cyberpsychology, behavior and social networking*, 22(12), 804-807.
- Tosun, L. P. & Lajunen, T. (2010). Does internet use reflect your personality? Relationship between Eysenck's personality dimensions and internet use. *Computers in Human Behavior*, 26(2), 162-167.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.
- Twomey, C., & O'Reilly, G. (2017). Associations of self-presentation on Facebook with mental health and personality variables: A systematic review. *Cyberpsychology, behavior and social networking*, 20(10), 587-595.
- Tyrer, P., Reed, G. M., & Crawford, M. J. (2015). Classification, assessment, prevalence, and effect of personality disorder. *Lancet(London, England)*, 385(9969), 717-726.
- Watson, N., & Watts, R. H., Jr. (2001). The predictive strength of personal constructs

- versus conventional constructs: self-image disparity and neuroticism. *Journal of personality*, 69(1), 121-145.
- Watts, S., & Stenner, P. (2005). Doing Q methodology: theory, method and interpretation. *Qualitative Research in Psychology*, 2, 67-91.
- Winnicott, D. W. (2000). **성숙과정과 촉진적 환경** (이재훈, 역). 한국심리치료연구소. (원본 출판 1965년)
- Wright, A. G. C., Ringwald, W. R., Hopwood, C. J., & Pincus, A. L. (2022). It's time to replace the personality disorders with the interpersonal disorders. *The American psychologist*, 77(9), 1085-1099.
- Yang, C., Holden, S. M., & Carter, M. D. K. (2017). Emerging Adult's Social Media Self-Presentation and Identity Development at College Transition: Mindfulness as a Moderator. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 52, 212-221.
- Ziegele, M., & Reinecke, L. (2017). No place for negative emotions? The effects of message valence, communication channel, and social distance on users' willingness to respond to SNS status. *Computers in Human Behavior*, 75, 704-713.

논문 투고일 : 2024. 10. 29

1 차 심사일 : 2024. 11. 23

게재 확정일 : 2025. 01. 06

A Validation of the Korean Version of Presentation of Online Self Scale for Adults (K-POSSA)

Ji won Jeong

Hyun-nie Ahn

Department of Psychology, Ewha Womans University

This study aimed to adapt the Presentation of Online Self Scale in Adult (POSSA) into Korean and establish its validity among Korean adults. In Study 1, a preliminary Korean version of the scale was administered to 200 adults aged 19-39 (Sample 1) for item analysis and exploratory factor analysis(EFA). Three items with low item loadings and factor loadings were deleted. The results revealed a three-factor structure, identical to the original scale, resulting in a final scale consisting of 14 items. In Study 2, the scale was administered to 120 adults aged 19-39 (Sample 2) for confirmatory factor analysis(CFA). The results supported the three-factor model of the Korean version of the POSSA. Convergent validity was established by examining factor loadings, average variance extracted (AVE), and composite reliability (CR). Concurrent validity was supported by correlations with the NEO Five-Factor Inventory, which showed results consistent with previous studies for neuroticism and openness. Predictive validity was supported by multiple regression analyses, with all subfactors significantly predicting identity and intimacy. Additionally, two subfactors significantly predicted self-directedness and empathy. Based on these research findings, the significance, limitations, and implications were discussed, and suggestions for future research were provided.

Key words : Korean version of the Presentation of Online Self Scale for Adults, Big-five personality trait, Impairment in personality functioning