

# 한국판 감정표현불능증 척도(TAS-20K)를 이용한 청년과 중장년 세대 간 감정표현불능 수준의 비교<sup>†</sup>

권 소 영	노 치 현	김 해 진	이 동 훈	조 승 빈 <sup>‡</sup>
부산대학교	부산대학교	부산대학교	부산대학교	
심리학과	심리학과	심리학과	심리학과	
박사수료	석사과정	박사수료	교수	

감정표현불능증은 자신의 정서를 인식하고 언어로 기술하는 것의 어려움을 나타내는 개념이다. 감정표현불능증은 개인적, 문화적 특성 모두의 영향을 받을 수 있으며 나이는 이러한 두 가지 특성을 모두 대표할 수 있다. 짧은 시간 동안 급격한 변화를 겪은 한국 사회의 세대 간 사회문화적 배경의 차이를 고려한다면, 세대 간 감정표현불능 수준의 차이를 예상할 수 있다. 이에 본 연구는 한국판 감정표현불능증척도(TAS-20K)와 심리측정모형을 사용하여 한국인 청년 집단(20-30대)과 중장년 집단(50-60대) 간 감정표현불능 수준의 차이를 확인하였다. 두 연령집단 간 비교가 타당해지기 위해서는 TAS-20K가 두 집단에서 동일한 구성개념을 측정하여야 한다. 이를 확인하기 위해 다집단 요인분석과 정렬법을 사용하여 두 집단 간 측정불변성을 검증하였다. 분석 결과, 두 집단 모두 감정을 인식하고 기술하는 것의 어려움을 대표하는 DIDF(Difficulty in Identifying Describing Feeling)요인과 외부지향적 사고를 대표하는 EOT(Externally-Oriented Thinking)요인으로 구성된 2요인 구조가 확인되었다. 측정불변성 검증에서 요인부하량 동등성은 만족되었으나 절편 동등성이 만족되지 않았다. 정렬법을 통한 근사 측정불변성 하에서 청년 집단의 DIDF요인이 중장년 집단보다 유의하게 높았다. 이러한 결과는 인지적 성숙과 같은 개인적 특성의 영향일 가능성이 있다. 또한, 본 연구의 결과는 TAS-20K가 청년 집단과 중장년 집단에서 유사한 구성개념을 측정하지만, 일부 문항의 수정이 필요함을 시사한다.

주요어: 감정표현불능증, TAS-20K, 측정불변성, 정렬법, 세대차

<sup>†</sup> 이 논문은 2019년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2019S1A5A2A0304 5884).

<sup>‡</sup> 교신저자(Corresponding author): 조승빈, (46241) 부산광역시 금정구 부산대학교로 63번길 2 부산대학교 심리학과 교수, Tel: 051-510-2144, E-mail: chosngbin@pusan.ac.kr

감정표현불능은 자신의 정서를 인식하고 언어로 표현하는 것의 어려움을 의미하는 개념이며 감정표현불능이 병리적 수준에 이를 때 감정표현불능증(Alexithymia)이라고 지칭한다(Nemiah & Sifneos, 1970; Sifneos, 1972). 감정표현불능증은 감정을 인식하고 언어로 설명하는 것의 어려움, 신체 감각과 정서적 각성을 구분하지 못하는 것, 제한된 상상 혹은 심상 능력과 외부 지향적인 인지 양식이라는 4가지 요소로 정의된다(Taylor, 1984; Taylor, Bagby, & Parker, 1999). 외부지향적 인지 양식이란 사건의 함축적 의미나 사건이 자신에게 미친 내면적 혹은 정서적 영향을 생각하는 것은 피하고, 현실기반적 사고와 사건의 표면적인 측면에만 초점을 두는 인지 양식이다. 이러한 특징에서 추측할 수 있듯이, 감정표현불능 수준이 높은 사람은 그 수준이 낮은 사람보다 정서단어를 적게 사용하고 사용하는 어휘도 다양하지 않다고 알려졌다(개관논문, Welding & Samur, 2018).

감정표현불능 수준은 우울(Wise, Jani, Kass, Sonnenschein, & Mann, 1988; Saarijärvi, Salminen, & Toikka, 2001), 불안(Berthoz, Consoli, Perez-Diaz, & Jouvent, 1999; Zeitlin & McNally, 1993), 섭식장애(Taylor, Parker, Bagby, & Bourke, 1996) 등의 심리질환과 연관성이 보고되고 있을 뿐만 아니라 고혈압(Todarello, Taylor, Parker, & Fanelli, 1995; Jula, Salminen, & Saarijärvi, 1999) 및 소화기관 장애(Porcelli, Zaka, Leoci, Centonze, & Taylor, 1995; Porcelli, Leoci, Guerra, Taylor, & Bagby, 1996; Porcelli, Taylor, Bagby, & De Carne, 1999)와 같은 신체질환과의 연관성도 밝혀지고 있어 정신건강 분야의 관심을

받고 있다. 또한 개개인이 경험하는 감정인식과 감정표현의 어려움은 낮은 수준에서부터 높은 수준에 이르기까지 다양하며(Taylor, 1994). 병리적 수준 아래의 감정표현불능 수준은 오랜 기간 지속되는 성격 특성의 일부일 가능성이 종단연구 결과를 통해 제기되고 있어 비임상 집단의 감정표현불능 수준에 대한 연구도 활발해졌다(Martínez-Sánchez, Ato-García, Adam, Medina, & España, 1998; Salminen, Saarijärvi, Äärelä, & Tamminen, 1994; Tolmunen et al., 2011).

현재 감정표현불능증의 측정을 위해 가장 널리 사용되는 척도는 자기보고식 척도인 TAS-20(20-item Toronto Alexithymia Scale; Bagby, Parker, & Taylor, 1994; Bagby, Taylor, & Parker, 1994)이다. 최신판 TAS-20은 3개의 하위 요인을 나타내는 20문항으로 이루어져있다. TAS-20의 세 하위 요인은 감정을 인식하는 것의 어려움(이하, DIF: Difficulty in Identifying Feelings), 감정을 타인에게 기술하는 것의 어려움(이하, DDF: Difficulty in Describing Feelings), 외부지향적 사고유형(이하, EOT: Externally-Oriented Thinking)이다. TAS-20은 한국어를 포함한 18개 언어로 번역되어 다양한 언어와 문화권에서 신뢰도와 타당도가 검증되었다(Taylor, Bagby, & Parker, 2003). 국내에서는 이양현, 임효덕과 이종영(1996)이 성인 대학생들을 대상으로 한국판 감정표현불능증 척도(이하, TAS-20K)를 번역하고 타당도를 검증하였다. 이를 정운선, 임효덕, 이양현과 김상현(2003)이 한국의 문화적 특성을 잘 반영할 수 있도록 수정하였으며 수정된 척도는 원 척도의 요인 구조를 지지하였다.

TAS-20으로 측정된 감정표현불능 수준은 응답

자의 여러 가지 특성에 영향을 받을 수 있다. 그 중 나이는 개인이 가진 속성과 개인이 속한 문화적 특성의 차이 모두를 통해 감정표현불능 수준에 영향을 미칠 수 있다. 실제로 감정표현불능 수준과 나이는 상관이 있는 것으로 알려졌으며 국외에서는 두 변인 간 관계에 대한 여러 연구가 이루어졌다(Mattila et al., 2008; Mattila, Salminen, Nummi, & Joukamaa, 2006; Moriguchi et al., 2007; Salminen, Saarijärvi, Äärelä, Toikka, & Kauhanen, 1999). 몇몇 연구에서는 연령이 높아질수록 감정표현불능 수준도 증가하는 관계가 관찰되었다(Mattila et al., 2006, 2008; Salminen et al., 1999). Mattila와 동료들(2008)은 30세에서 80세 이상의 참가자들을 6집단(30대, 40대, 50대, 60대, 70대, 80대 이상)으로 구분하고 연령 집단에 따른 감정표현불능 수준의 차이를 분석하였다. 그 결과, 연령이 높아질수록 TAS-20 총점과 하위요인의 점수가 유의하게 증가하였다. 연령과 감정표현불능 수준의 정적 관계에 주목한 연구자들은 노화로 인한 신경해부학적 변화 또는 신경인지 수행의 저하로 인해 연령이 증가할수록 감정표현불능 수준이 높아질 가능성을 제안하였다(Onor, Trevisiol, Spano, Agugila, & Paradiso, 2010; Paradiso, Vaidya, McCormick, Jones, & Robinson, 2008). 반면, TAS-20의 하위요인 점수가 30대 이후 거의 변화가 없거나 특정 하위요인(EOT)에서는 감소하는 경향을 관찰한 연구도 존재한다(Moriguchi et al., 2007). 이러한 결과에 대해 Moriguchi 등(2007)은 연령 증가에 따른 개인의 성숙과 통찰력 향상이 능숙한 감정 표현을 도왔을 가능성을 제안하였다.

개인의 특성뿐만 아니라 서로 다른 연령대에

속한 개인이 경험하는 사회문화적 환경 또한 나이에 따른 감정표현불능 수준의 차이에 기여할 수 있다. 사회문화적 환경의 영향은 주로 문화권 간의 비교 연구에서 찾을 수 있다. 이러한 연구들에서는 주로 동양인과 서양인의 감정표현불능 수준을 비교하였는데, 집단주의 문화권에 속하는 동양인의 감정표현불능 수준이 개인주의 문화권의 서양인보다 높았다(Dion, 1996; Ryder et al., 2008; Dere, Falk, & Ryder, 2012). 동서양에서 감정표현불능 수준이 다르게 나타나는 이유는 문화적 배경의 차이로 설명되었다. 예를 들어, 영어, 중국어, 유럽어가 모국어인 화자의 감정표현불능 수준을 비교한 연구에서 중국어가 모국어인 화자의 감정표현불능 수준이 가장 높았는데 Dion(1996)은 이러한 결과가 개인의 정서 상태를 심리적인 언어보다 신체적 언어로 표현하는 중국의 사회문화적 배경에 의해 나타났을 가능성을 제안하였다. Dere와 동료들(2012)도 정서를 통제하고 사회적 단서를 중시하며 사회적 관계와 집단의 조화를 강조하는 동아시아권에서는 개인의 내면에 집중하고 이를 표현하는 것보다 겉으로 드러나는 사회적 단서를 찾는 것이 상대적으로 중요시됨을 지적하며, 이와 같은 사회문화적 배경으로 인한 외부지향적 사고가 동양인의 감정표현불능 수준을 높일 가능성을 논의하였다. 또한 사회문화적 배경이 감정표현불능 수준에 미치는 영향에 대한 연구는 개인이 속한 문화권 그 자체뿐만 아니라 주관적으로 경험하는 문화적 가치관도 감정표현불능 수준에 영향을 줄 수 있음을 보여주었다(권소영, 곽자랑, 김비아, 이동훈, 2019). 결론적으로, 이러한 연구들은 사회문화적 요인에 의해 감정표현불능 수준이 달라질 수 있음을 시사한다.

연령에 따른 생리적 변화와 사회문화적 배경의 변화가 감정표현불능에 미치는 영향을 고려할 때 짧은 시간 동안 급격한 사회문화적 변화를 겪은 한국 사회에서 세대 간 감정표현불능 수준의 차이가 나타날 것을 기대할 수 있다. 한규석과 신수진(1999)은 한국인이 선호하는 가치가 1979년부터 약 30년의 기간 동안 수직적 집단주의에서 수평적 개인주의로 이동하는 양상을 보고하였으며 동시대의 사람들이라도 연령이 높을수록 수직-집단주의를 선호하는 사람이 많은 것을 관찰하였다. 1970년대부터 10여년마다 한국인 대학생의 인생관을 조사한 한덕웅과 이경성(2003)은 대학생이 선호하는 인생관이 시대에 따라 달라짐을 보고하였다. 예를 들어, 1970년대의 대학생은 자제력과 자신의 행동을 통제하는 것을 중요시하였으나 1990년대와 2000년대의 대학생들은 현실 사회에서 노력을 통해 과제를 해결하는 적극적 행동을 가장 중요시하였다. 한덕웅과 이경성(2003)의 연구에서는 ‘책임감’과 ‘정직’이 최상위 도구적 가치로 여겨졌지만, 제일 최근에 보고된 차혜경(2018)의 연구에서는 책임감이 강조되는 ‘리더십’이나 ‘봉사’가 대학생들이 가장 동의하지 않은 가치관으로 선택되어 동일한 연령대의 표본임에도 시대에 따라 선호되는 가치관이 달라짐을 보여주었다. 이는 한국의 주도적 가치관이 세대에 따라 다를 수 있음을 시사한다. 사회문화적 환경이 감정표현불능 수준에 영향을 미칠 수 있음을 고려한다면 세대에 따른 가치관의 이러한 변화는 감정표현불능 수준의 세대차에도 영향을 미칠 수 있다.

그러나 국내에서는 지금까지 연령과 감정표현불능 수준의 관계에 주목한 연구를 찾기 어렵다. 나이를 감정표현불능 수준의 예측 변인 중 하나

로 포함한 일부 연구에서 한국인의 연령과 감정표현불능 수준의 관계를 추측할 수 있는데(이남진, 정애자, 황익근, 1999; 전현태 등, 2000), 두 연구에서 나이는 감정표현불능 수준에 대한 유의한 예측 변인이 아니었다. 그러나 이러한 연구들의 연구 문제는 연령 집단에 따른 감정표현불능 수준의 차이가 아니었으며 연구의 대상이 임상 표본이거나(이남진 등, 1999) 참가자의 연령 범위가 30대에서 40대 정도로 충분히 넓지 않았다(전현태 등, 2000). 따라서 이러한 연구를 통해 한국인의 연령과 감정표현불능 수준의 관계에 대한 결론을 내리기는 어렵다. 나이에 따른 감정표현불능 수준의 차이를 확인하기 위해서는 한국 사회에서 세대에 따른 가치 변화를 반영할 수 있는 연령 집단을 비교할 필요가 있다. 또한 그 결과를 일반화하기 위해서는 임상 표본과 같은 특수한 모집단에서 추출한 표본이 아니라 일반적인 모집단을 대상으로 추출한 표본을 사용한 연구가 필요하다.

20-30대(이하, 2030세대)와 50-60대(이하, 5060세대)는 세대에 따른 가치의 차이가 두드러지는 연령 집단이라고 할 수 있다. 2030세대와 5060세대의 가치관 차이는 전술한 한국 사회의 특수한 사회문화적 배경을 반영한다. 세대 구분은 관점에 따라 다양한 기준으로 이루어질 수 있다. 예를 들어 역사적 경험(예, 베이비붐 세대, 산업화 세대 등), 나이 및 생애 단계(예, 2030세대, 청년 세대 등) 그리고 문화 및 행태적 특성(예를 들어, X세대, N세대 등) 등의 기준으로 세대를 구분하기도 하지만 한국 사회의 가치관 변화를 적절히 반영하기 위해서는 한국전쟁의 경험, 산업화 및 정보화와 같은 경제적 변화와 정치적 상황의 변화를 모두 고려할 필요가 있다(박재홍, 2009). 박재홍

(2009)은 한국전쟁 경험, 산업화 및 정보화 경험과 정치상황 경험 등을 고려하여 식민지/전쟁체험 세대(1940년 이전 출생, 2022년 현재 만 83세 이상), 산업화/민주화 세대(1941-1970년 출생, 2022년 기준 만 53-82세), 탈냉전/정보화 세대(1971-2005년 출생, 2022년 기준 만 18-52세)로 구분할 수 있다고 제안하였다. 2022년을 기준으로 5060세대가 해당하는 산업화/민주화 세대는 전통적 가치관인 권위주의, 공동체 의식 그리고 유교 문화적 가치관을 가지고 있으나 근대적 교육을 받고 자라나 가치관의 혼란을 심하게 겪었다는 특징이 있다. 반면 탈냉전/정보화 세대의 특징은 권위주의와 유교적 문화를 구시대의 것으로 취급하고 개인주의 성향을 강하게 보인다는 것이다(박재홍, 2005). 탈냉전/정보화 세대는 포함되는 연령 범위가 넓은 만큼 소분류로 나누기도 한다. 소분류에 따르면 웹 2.0 세대로 분류되는 2030세대는 개인주의적이면서도 소통을 중시하는 특징을 지닌다(김호기, 2008). 따라서 2030세대와 5060세대 간 감정표현불능 수준의 비교는 앞서 설명한 세대 간 공유하는 가치관의 차이가 감정표현불능 수준의 차이로 이어지는지를 확인할 수 있는 의미 있는 비교가 될 것이다.

TAS-20과 같이 다중 항목으로 측정된 구성개념의 집단 간 비교는 각 집단에서 추정된 요인의 평균에 대한 비교를 통해 이루어진다. 요인 평균을 통해 추정한 집단 간 구성개념의 차이는 단순 합 또는 평균 점수를 사용하는 방법에 비해 편향이 적으며 집단 간 구성개념의 차이를 정확하게 반영한다(Neale, Lubke, Aggen, & Dolan, 2005; Estabrook & Neale, 2013). 그러나 연령 집단 간 TAS-20 점수의 차이가 세대 간 감정표현불능 수

준의 실제 차이로 해석할 수 있기 위해서는 TAS-20이 서로 다른 연령 집단 간에 동일한 구성개념을 측정한다는 가정이 만족되어야 한다. 이상적인 척도는 응답자가 속한 모집단이 다르더라도 측정항목에 대한 같은 응답은 같은 수준의 구성개념을 나타내야 하며 심리적도가 가져야 하는 이러한 특성을 측정불변성(measurement invariance; Meredith, 1993)이라고 한다. 구체적으로, 집단 간 요인부하량과 지표변인의 절편동등성, 즉 절편불변성이 만족될 때 구성개념을 나타내는 요인의 평균을 통해 구성개념의 수준에 대한 집단 간 비교가 가능하다(손수경, 김효진, 홍세희, 2019; Millsap, 2011). 그러나 같은 척도라도 서로 다른 모집단에 속하는 개인의 특성이나 문화적 배경의 차이 등으로 인해 모집단 간에 측정하는 구성개념이 달라질 경우, 즉 측정불변성을 만족시키지 못한다면 집단 간 요인 평균의 차이에 실제 구성개념의 차이와 측정의 변동성이 혼입되어 집단 간 구성개념의 차이에 대한 정확한 추정이 어렵게 된다. TAS-20의 경우, 연령 집단 간 측정불변성이 만족될 때 서로 다른 연령 집단에서 측정된 점수의 차이를 세대 간 감정표현불능 수준의 차이라고 해석할 수 있다. 따라서 TAS-20을 통해 연령 집단 간 감정표현불능 수준의 차이를 확인하기 위해서는 연령 집단 간 측정불변성에 대한 검증이 필수적이다.

서로 다른 모집단에서 TAS-20의 측정불변성이 만족되지 않을 가능성을 보여주는 연구들은 TAS-20K의 연령 집단 간 측정불변성의 필요성을 시사한다. Parker, Eastabrook, Keefer와 Wood (2010)는 3개의 구간(13-14세, 15-16세, 17-18세)으로 나눈 청소년기 집단과 청년 집단(19-21세)에

대하여 TAS-20 요인 구조의 측정불변성을 검증하였다. 그 결과 청년 집단과 달리 청소년기 집단에서는 3요인 구조의 적합도가 낮았다. 특히 연령 층이 낮아질수록 3요인 구조 모형으로 설명되는 분산과 내적 신뢰도가 낮아졌고, 연령 집단 간 요인부하량이 다른 문항들이 존재하였다. 특히, 국내에서 TAS-20K의 타당화는 대학생들을 대상으로 이루어졌으며(이양현 등, 1996, 정운선 등, 2003) 대학생과 다른 연령 집단 간 TAS-20K의 측정불변성이 확인되지 않았기 때문에 다른 연령 집단에서도 동일한 3요인 구조가 나타나는지 확인할 필요가 있다. 한국판 아동용 감정표현불능증 척도를 타당화한 권윤정, 김지연과 노경란(2016)은 대학생을 대상으로 타당화된 TAS-20K에 대한 초등학교 참가자들의 응답에서 성인과 같은 3요인 구조를 확인하였지만 이러한 3요인에 포함시킬 수 없는 문항들이 확인되었다. 이러한 연구 결과는 TAS-20K로 측정된 감정표현불능 수준의 세대 간 차이를 확인하기 위해서는 TAS-20K의 연령 집단 간 측정불변성을 확인할 필요가 있음을 보여준다.

본 연구의 주된 목표는 한국인 표본을 대상으로 감정표현불능 수준의 세대 간 차이를 확인하

는 것이다. 이를 위해 한국 사회의 가치관 변화를 반영할 수 있는 두 연령 집단(2030세대와 5060세대)으로부터 TAS-20K를 통해 측정된 감정표현불능 수준을 비교하였다. 두 연령 집단 간 감정표현불능 수준의 타당한 비교를 위해 합 점수나 평균 점수 대신 TAS-20K로 측정된 감정표현불능 수준에 대한 측정모형을 구성하였으며 이를 통해 두 연령 집단 간 측정불변성을 확인하였다.

## 방법

### 연구대상

본 연구에서 사용한 자료는 설문조사업체 인바이트를 통해 모집한 총 800명의 한국인으로부터 수집되었다. 모든 참가자는 연구를 시작하기 전에 연구 목적과 방법을 듣고 연구 참여에 동의하였고, 참여 완료 후 소정의 금전적 보상을 받았다. 참가자들은 표 1과 같이 2030세대(만 19세 ~ 39세) 400명, 5060세대(만 49세 ~ 69세) 400명이었고, 두 집단의 남녀비율은 동일하였다. 참가자 선정 시 특별한 제외 기준은 없었고, 참가자들의 학력, 지역, 소득 수준 등은 통제하지 않았다.

표 1. 참가자 특성

세대	연령 층	성별	빈도	평균 연령(표준편차)
2030세대	20대	남	100	24.36(3.12)
		여	100	24.30(3.09)
	30대	남	100	33.69(3.33)
		여	100	33.04(3.18)
5060세대	50대	남	100	52.49(2.40)
		여	100	53.04(2.65)
	60대	남	100	63.52(2.28)
		여	100	62.68(2.10)

**측정 도구**

참가자의 감정표현불능 수준을 측정하기 위해 20문항으로 구성된 한국판 감정표현불능증 척도(TAS-20K)를 사용하였다. 감정표현불능증 척도는 Bagby 등(1994)이 개발 및 타당화한 자기보고식 척도로, 국내에서는 이양현 등(1996)이 번안한 것을 정운성 등(2003)이 타당화하였다. TAS-20K는 감정 인식의 어려움(DIF)을 측정하는 7문항(예, 1: 지금의 감정 상태가 어떤지 잘 모를 때가 종종 있다.), 감정 기술의 어려움(DDF)을 측정하는 5문항(예, 2: 나의 감정을 적절한 말로 표현하기 힘들 때가 있다.), 그리고 외부지향적 사고

(EOT)를 측정하는 8문항으로 구성되어 있다(예, 15: 다른 사람들의 어떤 느낌보다는 그들의 일상적인 활동에 관하여 이야기 하는 것을 더 좋아하는다.). 참가자들은 각 문항이 자신의 상태를 나타내는 정도를 5점 리커트 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 5점 = 매우 그렇다) 상에서 평정하였다. 본 연구에서는 TAS-20K를 재타당화한 정운성 등(2003)의 척도를 사용하였고, 문항의 내용은 표 2에 제시하였다. 정운성 등(2003)에서는 전체 문항에 대한 신뢰도가 .81이었고 DIF, DDF, EOT에 대한 신뢰도는 0.85, 0.77, 0.59였다. 본 연구에서 측정된 전체 신뢰도는 0.86이었고, DIF, DDF, EOT의 신뢰도는 각 0.88, 0.77, 0.39였다.

표 2. TAS-20K 문항

문항 번호	문항 내용
ITEM01	지금의 감정 상태가 어떤지 잘 모를 때가 종종 있다.
ITEM02	의사도 이해하기 힘든 뉘가(감각)를 몸에 느끼고 있다.
ITEM03	몸속이 상했을 때 자신이 슬픈 건지 놀란 건지 화난 건지를 잘 모를 때가 있다.
ITEM04	자신의 몸에 이상한 감각이 느껴져서 당황할 때가 종종 생긴다.
ITEM05	뉘라고 표현해야 할지 모를 느낌(감정)을 느끼고 있다.
ITEM06	내 마음속이 어떻게 되어가고 있는지 잘 모르겠다.
ITEM07	내가 왜 화가 났는지 잘 모를 때가 종종 있다.
ITEM08	나의 감정을 적절한 말로 표현하기 힘들 때가 있다.
ITEM09	나의 감정을 남에게 손쉽게 표현할 수 있다.
ITEM10	다른 사람에 대한 나의 감정을 설명해 내기가 어렵다.
ITEM11	다른 사람들이 나에게 감정 표현을 더 많이 하라고 권한다.
ITEM12	나의 속마음을 친한 친구에게조차도 말하기가 어렵다.
ITEM13	나는 어떤 문제를 단순히 논리적으로 설명하는 것보다는 그 문제의 이유를 이해하려고 노력하는 편이다.
ITEM14	무슨 일이 일어났을 때 왜 그렇게 되었는지 알아보기보다는 그냥 가만히 놓아두는 편이다.
ITEM15	감정을 느낀다는 것이 매우 중요하다고 생각한다.
ITEM16	다른 사람들의 어떤 느낌보다는 그들의 일상적인 활동에 관하여 이야기하는 것을 더 좋아한다.
ITEM17	나는 심각한 드라마보다는 가벼운 오락 영화를 더 좋아한다.
ITEM18	서로 아무런 말을 주고받지 않아도 친밀감을 느낄 수 있다.
ITEM19	자기 자신의 문제를 해결할 때 내 감정을 되새겨 보는 것이 도움이 된다고 느낀다.
ITEM20	영화나 연극의 숨겨진 의미를 생각하면 재미가 없어진다.

## 분석 방법

2030세대와 5060세대의 감정표현불능 수준을 비교하기 위한 분석 절차는 다음과 같다. 먼저, 두 연령 집단에 대한 탐색적, 확인적 요인분석을 통해 TAS-20K의 이론적 요인 구조가 각 연령 집단에서 적합한지 확인하고, 두 연령 집단 간 형태 동등성(configural invariance), 즉 두 연령 집단의 측정모형의 구조가 동일한지를 확인하였다. 탐색적 요인분석에서 두 연령 집단에서 추출한 요인의 수와 해석이 동일하고 확인적 요인분석에서 같은 형태의 측정모형이 적절한 적합도를 가진다면 형태동등성이 만족되었다고 할 수 있다. 요인의 수를 확인하기 위해 고유값(eigenvalue) 뿐만 아니라 요인의 수에 대한 추정에서 편향이 적은 것으로 알려진 평행분석(parallel analysis; Hayton, Allen, & Scarpello, 2004; Ledesma & Valero-Mora, 2007)을 활용하였다. 요인의 해석을 위해 요인 간 공분산을 허용하면서 요인구조를 단순화할 수 있는 promax 회전(Brown, 2001)을 사용하였다. 모형의 적합도는  $\chi^2$  통계량과 비교 적합지수(CFI, Bentler, 1990), 표준화 평균제곱잔차(SRMR; Jöreskog & Sörbom, 1989), 근사치 오차평균제곱근(RMSEA; Steiger, 1990)을 통해 확인하였으며 Hu와 Bentler(1999)가 제시한 기준을 사용하였다.

다음, 앞선 단계에서 확정된 모형을 기반으로 다집단 확인적 요인분석을 통해 2030세대와 5060세대 간 TAS-20K 측정불변성을 검증하였다. 요인부하량은 요인과 문항의 관계 강도를 나타내며 각 문항의 절편은 각 항목의 기저 수준을 나타낸다. 따라서 두 연령 집단 간 요인부하와 절편의

동등성이 만족될 때 두 연령 집단 간 감정표현불능 하위차원의 요인 평균을 비교할 수 있다 (Millsap, 2011; Sörbom, 1974). 측정불변성 검증은 집단 간 측정모수의 동등성 제약(equality constraints)이 가해진 다집단 확인적 요인분석 모형의 단계적 적합을 통해 이루어진다(Brown, 2015; Millsap, 2011). 구체적으로, 먼저 요인부하량에 집단 간 동등성 제약이 가해진 모형과 그렇지 않은 모형을 우도비 검정(likelihood ratio test)을 통해 비교한다. 두 모형의 우도비가 유의하지 않다면 요인부하량의 동등성 제약이 유의한 적합도의 저하로 이어지지 않음을 의미하며, 따라서 요인부하량의 동등성이 만족됨을 의미한다. 다음, 요인부하량에 동등성 제약이 가해진 모형과 요인부하량과 항목의 절편에 집단 간 동등성 제약이 가해진 모형을 비교한다. 마찬가지로 우도비가 유의하지 않다면 이는 절편의 측정불변성이 만족됨을 의미하며 두 집단 간 요인 평균의 비교가 가능하다. 각 단계에서 유의한 우도비가 관찰된다면 이는 동등성 제약이 가해진 해당 측정모수의 측정불변성이 만족되지 않음을 의미한다.

다집단 요인모형에 대한 우도비 검정의 측정불변성 가설은 모든 측정모수에 대한 것이기 때문에 지나치게 엄격하다는 지적이 있어 왔으며 요인부하량 또는 절편의 일부만 측정불변성이 만족되지 못할 경우에도 측정불변성 가정이 쉽게 기각되고 집단 간 요인의 비교가 불가능한 경우가 자주 발생한다(Asparouhov & Muthén, 2014). 이러한 경우에 Asparouhov와 Muthén(2014)이 제안한 정렬법(alignment method)을 통해 소수의 측정모수의 측정비불변성(measurement noninvariance)을 허용하는 근사측정불변성



표 3. TAS-20K 문항 응답에 대한 2030세대와 5060세대의 기술통계치

집단	문항 번호	평균	분산	왜도	첨도
2030 세대	ITEM01	2.86	1.20	-0.23	-0.98
	ITEM02	2.36	1.39	0.46	-0.83
	ITEM03	2.65	1.22	0.18	-0.82
	ITEM04	2.43	1.38	0.33	-0.92
	ITEM05	2.81	1.21	-0.07	-0.82
	ITEM06	2.87	1.35	-0.11	-0.91
	ITEM07	2.62	1.35	-0.98	-0.15
	ITEM08	3.04	1.22	-0.15	-0.82
	ITEM09	2.89	1.04	0.22	-0.36
	ITEM10	2.86	1.07	-0.06	-0.63
	ITEM11	2.71	1.37	0.04	-1.00
	ITEM12	3.09	1.39	-0.08	-0.87
	ITEM13	2.62	0.70	0.49	0.21
	ITEM14	2.58	0.99	0.16	-0.82
	ITEM15	2.21	0.93	0.64	0.06
	ITEM16	3.28	0.64	-0.42	0.06
	ITEM17	3.48	1.02	-0.26	-0.54
	ITEM18	2.84	1.04	0.28	-0.49
	ITEM19	2.51	0.85	0.47	0.25
	ITEM20	2.18	1.08	0.67	-0.20
5060 세대	ITEM01	2.43	1.15	0.09	-1.15
	ITEM02	2.44	1.37	0.29	-1.07
	ITEM03	2.35	1.04	0.32	-0.79
	ITEM04	2.51	1.22	0.07	-1.13
	ITEM05	2.56	1.05	-0.03	-1.08
	ITEM06	2.37	1.17	0.32	-0.79
	ITEM07	2.17	1.03	0.54	-0.62
	ITEM08	2.65	1.28	-0.05	-1.21
	ITEM09	2.75	0.90	0.11	-0.58
	ITEM10	2.55	1.00	0.14	-0.74
	ITEM11	2.49	1.07	0.16	-0.78
	ITEM12	2.85	1.30	0.02	-0.90
	ITEM13	2.45	0.62	0.59	0.33
	ITEM14	2.40	0.98	0.32	-0.81
	ITEM15	1.92	0.63	0.82	1.09
	ITEM16	3.17	0.76	-0.58	-0.01
	ITEM17	3.62	0.92	-0.70	0.29
	ITEM18	2.61	0.68	0.03	0.96
	ITEM19	2.21	0.53	0.96	2.11
	ITEM20	2.44	0.88	0.39	-0.25

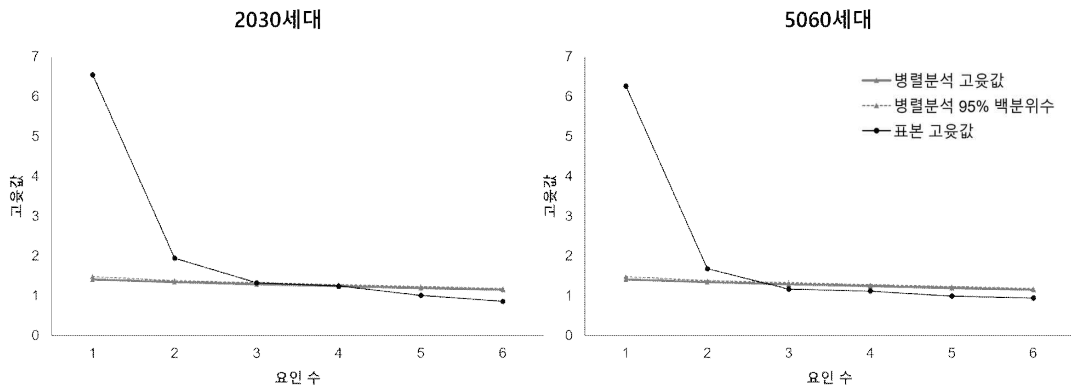


그림 1. 2030세대(좌)와 5060세대(우)의 병렬분석 스크리도표

(approximate measurement invariance) 하에서 집단 간 요인 평균의 비교가 가능하다. 따라서 본 연구에서도 정렬법을 통해 두 연령 집단 간 감정 표현불능 수준을 비교하고 측정비불변성에 기여하는 항목들을 확인하였다. 모든 분석은 Mplus version 8.3(Muthén & Muthén, 2017)을 사용하여 진행하였다.

## 결 과

### 탐색적 요인분석

표 3은 각 문항에 대한 2030세대와 5060세대의 기술통계치를 보여준다. 2030세대와 5060세대 각각에 대한 탐색적 요인분석을 통해 TAS-20K로 측정된 감정표현불능 하위 요인의 수와 요인 구조를 확인하였다. 그림 1은 각 집단의 고유값 스크리도표와 병렬분석 결과를 보여준다. 카이저-메이어-올리크(고유값 $\geq 1$ )은 4-5개, 스크리도표는 3개, 병렬분석은 2개의 하위요인을 시사한다. TAS-20을 제작한 Bagby와 동료들(1994)은 DIF, DDF, EOT로

구성된 3요인 모형을 제안하였으나, 3요인 탐색적 요인분석의 결과에 따르면 DIF와 DDF요인 간에 높은 상관이 존재하였고(2030세대:  $r=0.50$ , 5060세대:  $r=0.26$ ), 여러 선행연구들에서 DIF와 DDF가 결합된 DIFD요인과 EOT요인으로 구성된 2요인 모형을 제안하였다(Ermi, Lötscher, & Modestin, 1997). 따라서 선행연구와 병렬분석 결과를 종합적으로 고려하여 본 연구에서 측정된 감정표현불능은 2개의 하위요인이 존재하는 것으로 판단하였다. promax 회전을 사용한 2요인 모형의 결과는 표 4에 제시하였다. 요인1은 기존에 DIF, DDF 요인을 측정하는 문항들로 이루어졌고 요인2는 EOT요인을 측정하는 문항들로 이루어졌다. 따라서 요인1은 DIFD, 요인2는 EOT로 명명하였다. 요인 간 상관은 2030세대에서  $-0.17$ , 5060세대에서  $0.30$ 이었다.

### 확인적 요인분석

탐색적 요인분석에서 선정된 2요인 모형(DIFD, EOT)이 2030세대와 5060세대에서 적절한지 확인

표 4. 집단 별 TAS-20K의 탐색적 요인분석 요인계수

원 요인	분석 문항	2030세대		5060세대	
		요인1(DIDF)	요인2(EOT)	요인1(DIDF)	요인2(EOT)
DIF	ITEM1	0.71	0.09	0.74	0.00
	ITEM2	0.66	0.01	0.66	-0.10
	ITEM3	0.69	0.08	0.65	0.05
	ITEM4	0.64	0.03	0.69	-0.11
	ITEM5	0.79	0.03	0.83	-0.04
	ITEM6	0.80	-0.03	0.83	0.02
	ITEM7	0.74	-0.03	0.67	0.09
DDF	ITEM8	0.79	0.11	0.77	-0.06
	ITEM9	0.41	-0.21	0.38	0.10
	ITEM10	0.76	0.02	0.67	0.08
	ITEM11	0.50	-0.13	0.46	0.06
	ITEM12	0.59	-0.07	0.51	0.04
EOT	ITEM13	-0.06	-0.40	-0.13	0.39
	ITEM14	0.45	-0.11	0.37	0.12
	ITEM15	-0.01	-0.59	0.02	0.49
	ITEM16	0.23	0.18	0.20	-0.11
	ITEM17	0.21	0.14	0.18	-0.25
	ITEM18	-0.08	-0.35	0.04	0.28
	ITEM19	-0.06	-0.66	-0.00	0.62
	ITEM20	0.31	-0.22	0.20	0.20

주. 집단 내에서 가장 높은 요인의 계수를 음영으로 표시함

하기 위해 확인적 요인분석을 수행하였다. 표 5에 제시된 것처럼 전체 모형의 적합도는 5060세대에서 받아들일 만한 수준이었으나 2030세대의 경우 모든 적합도 지수가 5060세대에 비해 낮았다.

### 측정불변성 검증

2030세대와 5060세대 간 측정불변성 검정의 결과를 표 6에 정리하였다. 두 연령 집단 간 측정모수에 제약을 가하지 않은 모형(형태동등성 모형)과 요인부하량에 집단 간 동등성 제약을 가한 모형은 유의한 우도비를 보이지 않았으며,  $\chi^2(18)=$

11.21,  $p=.960$ , 따라서 두 연령 집단 간 요인부하 동등성을 만족시켰다고 할 수 있다. 다음, 요인부하량에 집단 간 동등성 제약이 가해진 모형과 요인부하량과 각 항목의 절편에 동등성 제약이 가해진 모형 간 비교에서는 유의한 우도비를 보였으며,  $\chi^2(18)=173.10$ ,  $p<.000$ , 따라서 절편동등성은 만족되지 않았다.

### 정렬법을 통한 평균비교

측정불변성 검증에서 두 집단 간 요인 평균의 비교에 필요한 절편동등성이 지지되지 않았으며

로, 정렬법을 사용하여 근사 측정불변성 하에서 요인 평균을 비교하였다. 먼저, 정렬법을 통해 측정불변성을 저해하는 문항을 확인하였다(Asparouhov & Muthén, 2014). 정렬법의 결과에 따르면 ITEM2(“3. 의사도 이해하기 힘든 뭔가(감각)를 몸에 느끼고 있다.”)와 ITEM4(“7. 자신의 몸에 이상한 감각이 느껴져서 당황할 때가 중

중 생긴다.”)의 절편에서 두 연령 집단 간 동등성이 만족되지 않는 것으로 확인되었다. 이러한 부분적인 측정비불변성을 고려한 근사측정동등성 하에서 두 연령 집단 간 요인 평균의 비교 결과는 표 7과 같다. DIDF(평균 차이=0.40,  $p < .05$ )와 EOT(평균 차이=0.46,  $p > .05$ ) 요인 모두 2030세대의 요인 평균이 5060세대에 비해 높았으며 그 차

표 5. TAS-20K 집단 별 2요인 모형의 요인부하량/절편 및 모형 적합도.

요인	분석문항	2030세대				5060세대			
		요인 부하량	절편	표준화요인 부하량	표준화 절편	요인 부하량	절편	표준화요인 부하량	표준화 절편
DIDF	ITEM1	1.00	2.86	0.70	2.62	1.00	2.43	0.74	2.26
	ITEM2	1.01	2.36	0.66	2.01	0.91	2.44	0.62	2.09
	ITEM3	0.98	2.65	0.68	2.39	0.85	2.35	0.67	2.30
	ITEM4	0.98	2.43	0.64	2.06	0.90	2.51	0.65	2.27
	ITEM5	1.13	2.81	0.79	2.55	1.05	2.56	0.82	2.51
	ITEM6	1.22	2.87	0.80	2.47	1.14	2.37	0.84	2.19
	ITEM7	1.13	2.62	0.75	2.25	0.88	2.17	0.69	2.14
	ITEM8	1.12	3.04	0.78	2.75	1.06	2.65	0.75	2.35
	ITEM9	0.61	2.89	0.46	2.83	0.49	2.75	0.42	2.89
	ITEM10	1.01	2.86	0.75	2.76	0.87	2.55	0.70	2.55
	ITEM11	0.71	2.71	0.51	2.32	0.62	2.49	0.48	2.41
	ITEM12	0.92	3.09	0.60	2.62	0.75	2.85	0.52	2.49
EOT	ITEM13	1.00	2.62	0.33	3.15	1.00	2.45	0.16	3.10
	ITEM14	0.91	2.58	0.25	2.60	4.16	2.40	0.54	2.43
	ITEM15	2.18	2.21	0.63	2.29	2.14	1.99	0.34	2.51
	ITEM16	-0.24	3.28	-0.08	4.10	1.09	3.17	0.16	3.63
	ITEM17	-0.15	3.48	-0.04	3.44	0.01	3.62	0.00	3.78
	ITEM18	1.13	2.84	0.31	2.78	1.22	2.61	0.19	3.16
	ITEM19	2.03	2.51	0.61	2.73	2.17	2.21	0.38	3.04
	ITEM20	1.18	2.18	0.32	2.10	3.15	2.44	0.43	2.61
$\chi^2$ (df)		740.87*** (169)				445.09*** (169)			
CFI		0.80				0.89			
RMSEA (90% 신뢰구간)		(0.09-0.10)				(0.06-0.07)			
SRMR		0.11				0.06			

\*\*\*  $p < .001$

이는 DIDF요인에서만 통계적으로 유의하였다.

### 논 의

본 연구에서는 세대 간 감정표현불능 수준의 차이를 알아보기 위해 서로 다른 개인적 특성과 사회문화적 배경을 대표하는 2030세대와 5060세대의 감정표현불능 수준을 TAS-20K를 사용하여 비교하였다. TAS-20K로 측정된 두 집단의 감정표현불능 수준에 대한 타당한 비교를 위해, 해당 척도에 대한 두 연령 집단 간 측정불변성 검정을 실시하였다. 두 집단 모두에서 기존의 DIF와 DDF요인을 합친 DIDF요인과 기존 척도의 EOT요인으로 구성된 2요인 구조가 채택되어 형태동등성을 만족시켰고, 두 연령 집단 간 요인부하동등성이 만족되었으나 절편동등성은 만족되지 않았다. 정렬법을 사용하여 근사 측정불변성 하에서 2030세대와 5060세대의 요인 평균을 비교한 결과, 2030세대의 DIDF요인 평균이 5060세대보다 유의하게 높았고 EOT요인 평균의 차이는 유의하지 않았다.

본 연구에서는 원 척도의 3요인 모형 대신 감정을 알아차리고(DIF) 타인에게 기술하는 것의 어려움(DDF)이 결합된 DIDF요인과 외부지향적 사고를 반영하는 EOT요인으로 구성된 2요인 모형이 채택되었다. TAS-20이 개발되고 요인 구조의 타당성에 대한 의문이 꾸준히 제기되었는데, 본 연구 결과도 이를 뒷받침한다고 볼 수 있다 (Erni et al., 1997; Gignac, Palmer, & Stough, 2007; Kooiman, Spinhoven, & Trijsburg, 2002; Müller, Bühner, & Ellgring, 2003). TAS-20의 요인 구조와 관련하여 일관성있게 지적되는 점 중 하나는 DIF와 DDF요인의 상관이 높아 둘을 구분하기 어렵다는 것이다(전민성, 신재은, 이태현, 2021; Erni et al., 1997; Kooiman et al., 2002). 예를 들어, Kooiman과 동료들(2002)은 네덜란드어로 번역된 TAS-20을 사용하여 남녀 학생 표본과 남녀 임상 표본으로 구성된 4집단의 요인 구조를 비교하였다. 그 결과, 4집단 모두에서 기존의 3요인 구조가 지지되지 않고 여성 임상 집단을 제외한 나머지 집단들에서 2요인 구조가 적절한 것으로 나타났다. 구체적으로 기존에 EOT로 분류되었

표 6. 집단 간 측정불변성 검정

모형	모형적합도 $\chi^2(df)$	CFI	RMSEA	SRMR	우도비검정 $\chi^2(df)$	$p$
형태동등성	1185.96***(338)	0.84	0.08	0.09	.	.
형태+요인부하동등성	1174.74***(356)	0.85	0.08	0.07	11.21(18)	.960
형태+요인부하+절편동등성	1347.85***(374)	0.82	0.08	0.10	173.10(18)	.000

\*\*\* $p < .001$

표 7. 집단 간 요인 평균 차이 비교

DIDF 요인				EOT 요인			
순위	집단	요인 평균	$p$	순위	집단	요인 평균	$p$
1	2030세대	-0.14	<.05	1	2030세대	-0.69	>.05
2	5060세대	-0.54		2	5060세대	-1.14	

던 문항들은 Kooiman 등(2002)의 데이터에서도 EOT로 분류되었지만, 기존 DIF 문항이 DDF에 할당되거나 반대로 기존 DDF 문항이 DIF로 할당되는 양상이 관찰되었다. 이러한 결과와 선행연구들을 종합하여 Kooiman과 동료들(2002)은 DIF와 DDF를 합친 DIDF와 EOT로 구성된 2요인 구조를 제안하였다. 비교적 최근 수행된 국내 연구에서도 DIF와 DDF의 상관이 .89로 높게 나타나 두 요인의 변별 타당도가 낮다고 판단하여 두 요인을 통합할 것을 제안하였다(윤소진, 신채은, 이태현, 2019). 본 연구 결과와 같이 DIF와 DDF요인의 결합을 제안한 여러 선행연구들이 영어가 아닌 번역본을 사용했다는 특징을 고려하면(예, 한국어-윤소진 등, 2019; 네덜란드어-Kooiman et al., 2002; 프랑스어-Erni et al., 1997), 번역 과정에서의 편향 또는 문화적 배경의 차이가 요인 구조에 영향을 미쳤을 가능성 또한 배제할 수 없다.

2요인 탐색적 요인분석에서 확인한 요인부하량의 양상은 DIDF요인에 비교하여 EOT요인에 대한 지지가 부족하다(표 5 참고). 이는 EOT요인의 타당성에 의문을 제기한 기존 연구들과 일관된 결과이다(Erni et al., 1997; Gignac et al., 2007; Kooiman et al., 2002; Müller et al., 2003). 먼저, 이러한 결과에 대해 일부 연구자들은 EOT요인을 측정하는 항목들이 가지는 낮은 신뢰도를 지적하였다(Kooiman et al., 2002). 본 연구에서 EOT요인의 크론바흐 알파 계수는 .39였으며, 이는 EOT요인에 대한 불안정한 신뢰도 계수를 보고한 선행연구들과 일관된다. EOT요인의 신뢰도를 저해시키는 원인 중 하나로는 EOT요인이 다른 요인에 비해 광범위한 인지적 특성을 반영할 가능성이 논의되었다(윤소진 등, 2019; 전민성 등 2021;

Kooiman et al., 2002; Preece, Becerra, Robinson, & Dandy, 2018a). DIF, DDF요인이 정서 처리 과정의 직접적인 결합을 반영하는 것과는 달리, EOT요인은 외부지향적 사고 양식을 반영하며 따라서 EOT의 측정에는 정서적 특성뿐 아니라 전반적인 인지적 사고 경향이 관여할 수 있다(예, 문항20: ‘영화나 연극의 숨겨진 의미를 생각하면 재미가 없어진다.’). 이처럼 다른 두 요인들과 비교하여 EOT요인을 구성하는 문항들의 이질적인 속성이 EOT요인의 낮은 신뢰도에 기여했을 가능성이 논의되었다(Chan, Becerra, Weinborn, & Preece, 2022). 이로 인해 EOT요인을 두 개로 분리해야 한다는 주장이 제안되기도 하였고(Gignac et al., 2007), 최근 개발된 다른 감정표현불능증 측정 척도(Perth Alexithymia Questionnaire, PAQ; Preece, Becerra, Robinson, Dandy, & Allan, 2018b)에서는 EOT요인을 측정하는 문항의 내용이 감정과 관련된 외부지향적 사고만 반영하도록 제한되었다.

EOT요인의 신뢰도를 낮출 수 있는 다른 요인으로는 역문항의 사용이 제안되었다(Meganck, Vanheule, & Desmet, 2008). 자기보고식 척도에서 역문항의 사용이 요인 구조에 영향을 미칠 수 있으며 몇몇 연구에서 EOT요인을 구성하는 8개의 문항들 중 절반인 4개가 역문항인 것에 주목하였다(윤소진 등, 2019; Gignac et al., 2007; Meganck et al., 2008; Moriguchi et al., 2007). 역문항 형식이 문항의 응답에 체계적 영향을 미치는지 확인하기 위해 역문항들에만 요인을 추가한 쌍요인(Bifactor) 모형을 단일요인 모형과 비교한 결과, 역문항 요인을 추가했을 때 모형의 적합도가 증가하여 역문항이 EOT요인의 신뢰도에 영향

을 미칠 가능성을 확인하였다(윤소진 등, 2019; Gignac et al., 2007; Meganck et al., 2008; Preece et al., 2018a). 그러나 역문항 외 EOT 문항들의 부하량이 안정적이지 않고 문항의 내용 타당도 문제가 있을 가능성으로 인해 역문항만으로는 EOT요인의 신뢰도가 낮은 것을 설명하기 어렵다는 지적도 존재한다(Gignac et al., 2007; Preece et al., 2018a).

비록 대다수 연구들에서 EOT요인의 신뢰도가 낮게 나타났지만, 외부지향적 사고는 감정표현불능증을 구성하는 핵심 구성개념 중 하나이며 이론적 구성개념을 고려하지 않고 통계 분석 결과에만 기반하여 문항을 무분별하게 삭제하는 것은 오히려 척도의 타당도와 신뢰도에 악영향을 미칠 수 있다. 따라서 윤소진 등(2019)이 논의한 것처럼 EOT요인의 삭제보다는 EOT요인 문항들의 수정을 통해 EOT요인의 신뢰도와 타당도를 향상시키는 것이 합리적일 것이다. 예를 들어, EOT요인을 측정하는 문항의 내용이 포괄적인 것을 고려하여 10번 문항(‘감정을 느낀다는 것이 매우 중요하다’고 생각한다.)처럼 외부지향적 사고 측정 문항의 내용을 감정과 관련된 것으로만 제한할 수 있을 것이다.

본 연구의 2030세대와 5060세대에서 모두 2요인 모형이 채택되었지만, 2030세대의 모형 적합도는 5060세대에 비해 낮았다. 두 집단 간 이러한 적합도의 차이는 TAS-20K의 타당화 과정과 관련이 있을 수 있다. TAS-20은 이양현 등(1996)에 의해 최초로 한국어로 번역되어 타당화 작업이 이루어졌고, 그 이후 정운선 등(2003)이 우리나라 문화의 특성을 고려하여 문항을 수정한 뒤 또 다른 타당화 작업을 하였다. 두 연구는 한국인 대학생들을

대상으로 타당화 작업을 실시했다는 공통점이 있는데, 당시 대학생이었던 참가자들은 2022년을 기준으로 40세 이상의 중년이다. 따라서 현재의 TAS-20K가 현재의 5060세대에서 2030세대에 비해 상대적으로 더 높은 적합도를 보였을 가능성이 있다.

근사 측정불변성 하에서 두 집단의 요인 평균을 비교했을 때, DIDF요인에서만 2030세대의 요인 평균이 5060세대보다 유의하게 높았다. 이는 연령이 증가할수록 감정표현불능 수준도 증가하는 결과를 보고한 선행연구들과 다른 결과이다(Mattila et al., 2006; Mattila et al., 2008; Salminen et al., 1999). 연령에 따른 감정표현불능 수준의 증가는 노화로 인한 신체 건강의 저하, 신경해부학적 변화, 또는 신경인지 수행의 저하 등과 연관된 것으로 해석되었다(Paradiso et al., 2008; Salminen et al., 1999). 하지만 본 연구에서는 연령이 낮은 2030세대의 DIDF요인 평균이 5060세대보다 높았기 때문에 이를 노화와 연관시키는 것은 어렵다. Moriguchi 등(2007)은 노화가 아니라 인지적 능력의 발달이라는 개인적 특성에 주목하여 연령과 감정표현불능 수준의 관계를 논의하였다. 이들은 일본인을 대상으로 연령 집단에 따른 감정표현불능 수준의 변화를 살펴보았는데, 10대, 20대의 감정표현불능 수준이 30대 ~ 60대보다 높았고 이러한 패턴은 DIF요인과 DDF요인에서도 동일하게 나타났다(Moriguchi et al., 2007). 이에 대해 Moriguchi와 동료들(2007)은 10대와 같은 청소년기는 자신의 내면적 상태를 주의 깊게 들여 볼 수 있는 인지적 능력이 덜 발달된 상태이기 때문에 다른 연령 집단에 비해 DIF요인과 DDF요인 수준이 높을 가능성을 제안하였

다. DIF요인과 DDF요인 점수가 30대부터 안정적인 것을 고려하면 20대까지는 인지적 발달이 성숙해지는 과정에 있다가 30대가 되면 충분히 성숙하여 통찰을 얻게 되는 시기로 보인다고 논의하였다. 본 연구에서 청년 집단의 DIF요인 평균이 중장년 집단보다 높은 것을 고려하면, 노화보다는 인지적 능력의 성숙이 두 세대의 요인 평균이 다른 이유를 더 잘 설명하는 것으로 보인다. 이러한 설명을 확정하기 위해서는 종단자료를 통해 나이가 들어감에 따라 감정표현불능 수준과 인지적 능력, 그리고 두 구성개념의 관계 변화를 확인하는 것이 필요할 것이다.

일반적으로 집단주의 문화와 감정표현불능 수준은 정적인 연관을 가지는 것으로 알려져 있으며 이러한 관계가 동양인의 감정표현불능 수준이 서양인보다 상대적으로 높은 이유로 꼽힌다(Dion, 1996; Konrath, Grynberg, Corneille, Hammig, & Luminet, 2011). 이러한 맥락에서는 집단주의 문화에 익숙한 5060세대가 오히려 개인주의 문화를 선호하는 2030세대보다 감정표현불능 수준이 높을 것으로 예상된다. 하지만 이러한 예측과 달리 본 연구에서는 오히려 2030세대의 DIF요인 평균이 5060세대보다 높았다. 이는 현재 연구에서 관찰된 감정표현불능 수준의 세대 차이를 집단주의-개인주의 관점으로 설명하는 것이 부적절하다는 것을 의미한다. 권소영 등(2019)은 서양에서 진행되었던 선행연구(Konrath et al., 2011)가 동양인의 높은 감정표현불능 수준을 집단주의 문화에서 형성되는 상호협조적 자기관의 영향으로 해석하는 것에 대한 문제점을 지적하고, 한국 대학생들의 상호협조적 자기관 및 상호독립적 자기관과 감정표현불능 수준의 관계를 각각 살펴보았다. 그 결과, 상호협

조적 자기관과 감정표현불능 수준은 유의한 상관이 없었고 오히려 상호독립적 자기관과 감정표현불능 수준의 부적 상관관계를 보고하였다. 그리고 권소영 등(2019)은 한국인 대학생들의 높은 감정표현불능 수준이 집단주의적 자기관을 지향하기 때문이 아니라, 개인주의적 자기관을 선호하지만 개인의 독립적 자기관을 충분히 발달시키지 못한 탓이라고 주장하였다. 따라서 본 연구에서 확인한 2030세대의 높은 DIF요인 평균은 권소영 등(2019)의 주장과 일치하는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 서로 다른 발달적 특성과 문화적 가치관을 지닌 2030세대와 5060세대의 감정표현불능 수준에 차이가 있음을 보여주었다. 또한 측정불변성 검증을 통하여 TAS-20K가 서로 다른 두 세대 간에 유사한 구성개념을 측정하는 것을 확인하였다. 그러나 TAS-20K의 두 연령 집단 간 측정불변성이 완벽하게 만족되는 않으며 EOT요인이 불안정하고 2030세대의 모형 적합도가 5060세대보다 낮다는 점 또한 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 TAS-20K의 문항을 재검토하고 수정할 필요가 있음을 시사한다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 먼저 Salminen과 동료들(1999)은 사람들의 감정표현불능 수준이 사회경제적 지위 등의 영향을 받을 수 있음을 보여주었으나, 본 연구에서는 이를 통제하지 못했다. 따라서 이러한 변인들을 추후 연구에서 통제하고 세대 간 차이와 분리함으로써 본 연구에서 확인한 연령과 감정표현불능 수준의 관계를 더 분명히 할 수 있을 것이다. 또한 본 연구는 자기보고식 척도를 사용하였기 때문에, 청년 집단과 중장년 집단의 차이가 실제로 감정인식과 표현의 차이에 의해 나타난 것인지, 자신이 지각하



는 감정 인식과 기술 능력의 차이에 의해 나타난 것인지 분리하기 어렵다. 따라서 추후 연구에서는 실험을 통해 청년 집단과 중장년 집단의 감정 인식과 기술 능력의 차이를 비교할 필요가 있다. 마지막으로, 윤소진 등(2019)은 TAS-20K에 대한 남녀 집단의 측정불변성을 확인하였는데, 남녀 간 절편동등성은 확인되었으나 요인부하량에 대해서는 부분적인 측정불변성이 확인되었다. 본 연구의 목적은 세대 간 감정표현불능 수준의 차이를 확인하는 것이었기 때문에 성별 분석은 진행하지 않았지만, 이러한 연구는 추후 성별 분석 또한 면밀히 이루어져야 할 필요성을 시사한다.

현재 연구 결과를 토대로 한국 사회에서 세대와 감정표현불능 수준의 관계를 이해하기 위해 다음과 같은 후속 연구를 제안할 수 있다. 본 연구에서는 감정표현불능 수준의 차이를 확인하였으나 이와 관련된 요인이나 기제를 확인할 수는 없었다. 따라서 후속 연구에서는 서로 다른 세대가 가지는 구체적인 개인적, 사회문화적 특성들에 대한 정보를 수집하여 이를 통해 2030세대와 5060세대 간 감정표현불능 수준의 차이를 발생시키는 요인과 기제를 확인할 필요가 있을 것이다. 마지막으로, EOT요인의 문항에 대한 수정을 통해 EOT요인을 타당화하는 작업이 필요할 것이다. 본 연구에서는 선행연구들의 결과와 감정표현불능증의 이론적 구성개념을 고려하여 EOT요인을 2요인 구조에 포함시켰으나, 해당 요인이 요인분석에서 명확히 지지된다고 하기는 어렵다. 이는 대다수의 선행연구들과 동일한 결과로, EOT요인의 문항들을 점검하여 전반적인 인지 능력을 측정하는 문항의 내용을 정서적인 내용으로 제한하거나 문화적 편향이 나타날 가능성이 있는 문항들을 수

정하는 작업이 필요해 보인다.

## 참 고 문 헌

- 권소영, 곽자람, 김비아, 이동훈 (2019). 한국 대학생의 자기관과 감정표현불능증의 관계: 상호독립적 자기관 결핍에 따른 정서표현양가성 및 정서억제의 매개 효과. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 25(2), 101-118.
- 권윤정, 김지연, 노경란 (2016). 한국형 아동용 감정표현불능증 척도의 타당화 연구. *정서·행동장애연구*, 32(4), 43-58.
- 김호기 (2008. 05. 14). 쌍방향 소통 '2.0세대'. 한겨레. Retrieved from [https://www.hani.co.kr/arti/society/society\\_general/287480.html](https://www.hani.co.kr/arti/society/society_general/287480.html)
- 박재홍 (2005). 한국 사회의 세대 구성. *문학과 사회*, 18(3), 172-186.
- 박재홍 (2009). 세대명칭과 세대갈등 담론에 대한 비판적 검토. *경제와 사회*, 81, 10-34.
- 손수경, 김효진, 홍세희 (2019). 다수 집단의 측정동일성 검정을 위한 임의효과 모형: 다층 확인적 요인분석(ML CFA)과 다층 요인혼합모형(ML FMM)의 비교. *한국심리학회지: 일반*, 38(2), 185-218.
- 윤소진, 신재은, 이태현 (2019). 한국판 Toronto 20항목 감정표현불능증 척도(TAS-20K)의 요인구조 연구. *스트레스학회*, 27(4), 380-388.
- 이남진, 정애자, 황익근 (1999). 알코올리즘 환자들의 Alexithymia에 대한 연구. *한국정신신체의학회*, 7(1), 42-50.
- 이양현, 임효덕, 이종혁 (1996). 한국판 20항목 Toronto 감정표현불능증 척도(TAS-20K)의 개발과 타당도. *신경정신의학*, 35(4), 888-899.
- 전민성, 신재은, 이태현 (2021). Toronto 20항목 감정표현불능증 척도(TAS-20)의 하위 요인 간 상관계수 관

- 한 메타 분석. *스트레스학회*, 29(3), 187-198.
- 전현태, 이귀행, 김재현, 김한주, 유용진, 소광 (2000). 감정표현불능증(Alexithymia), 신체적 호소, 정서 및 어휘의 관계. *정신신체의학*, 8(1), 58-64.
- 정운선, 임효덕, 이양현, 김상현 (2003). TAS-20의 한국판 3중간의 신뢰도 및 타당도 비교. *정신신체의학*, 11(1), 77-88.
- 차혜경 (2018). 대학생의 가치지향성에 대한 주관성 연구. *한국웰니스학회지*, 13(1), 165-177.
- 한규석, 신수진 (1999). 한국인의 선호가치 변화-수직적 집단주의에서 수평적 개인주의로. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 13(2), 293-310.
- 한덕웅, 이경성 (2003). 한국인의 인생관으로 본 가치관 변화. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 17(1), 49-67.
- Asparouhov, T. & Muthén, B. (2014). Multiple-group factor analysis alignment. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 21(4), 495-508.
- Bagby, R. M., Parker, J. D., & Taylor, G. J. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research*, 38(1), 23-32.
- Bagby, R. M., Taylor, G. J., & Parker, J. D. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale-II. Convergent, discriminant, and concurrent validity. *Journal of PsychosomResearch*, 38(1), 33-40.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Berthoz, S., Consoli, S., Perez-Diaz, F., & Jouvent, R. (1999). Alexithymia and anxiety: Compounded relationships? A psychometric study. *European Psychiatry*, 14(7), 372-378.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford.
- Chan, J., Becerra, R., Weinborn, M., & Preece, D. (2022). Assessing alexithymia across Asian and Western cultures: Psychometric properties of the perth alexithymia questionnaire and Toronto alexithymia scale-20 in Singaporean and Australian samples. *Journal of Personality Assessment*, Advance online publication. doi.org/10.1080/00223891.2022.2095641
- Dere, J., Falk, C. F., & Ryder, A. G. (2012). Unpacking cultural differences in alexithymia: The role of cultural values among Euro-Canadian and Chinese-Canadian students. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 43(8), 1297-1312.
- Dion, K. L. (1996). Ethnolinguistic correlates of alexithymia: Toward a cultural perspective. *Journal of Psychosomatic Research*, 41(6), 531-539.
- Erni, T., Lötscher, K., & Modestin, J. (1997). Two-factor solution of the 20-item Toronto alexithymia scale confirmed. *Psychopathology*, 30(6), 335-340.
- Estabrook, R. & Neale, M. (2013). A comparison of factor score estimation methods in the presence of missing data: Reliability and an application to nicotine dependence. *Multivariate Behavioral Research*, 48(1), 1-27.
- Gignac, G. E., Palmer, B. R., & Stough, C. (2007). A confirmatory factor analytic investigation of the TAS-20: Corroboration of a five-factor model and suggestions for improvement. *Journal of Personality Assessment*, 89(3), 247-257.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205.

- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications*. Chicago: SPSS.
- Jula, A., Salminen, J. K., & Saarijärvi, S. (1999). Alexithymia: A facet of essential hypertension. *Hypertension*, *33*(4), 1057-1061.
- Konrath, S., Grynberg, D., Corneille, O., Hammig, S., & Luminet, O. (2011). On the social cost of interdependence: Alexithymia is enhanced among socially interdependent people. *Personality and Individual Differences*, *50*(2), 135-141.
- Kooiman, C. G., Spinhoven, P., & Trijsburg, R. W. (2002). The assessment of alexithymia: A critical review of the literature and a psychometric study of the Toronto Alexithymia Scale-20. *Journal of Psychosomatic Research*, *53*(6), 1083-1090.
- 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, and Evaluation*, *12*(2), 1-11.
- Martínez-Sánchez, F., Ato-García, M., Adam, E. C., Medina, T. B. H., & España, J. J. S. (1998). Stability in alexithymia levels: A longitudinal analysis on various emotional answers. *Personality and Individual Differences*, *24*(6), 767-772.
- Mattila, A. K., Kronholm, E., Jula, A., Salminen, J. K., Koivisto, A. M., Mielonen, R. L., & Joukamaa, M. (2008). Alexithymia and somatization in general population. *Psychosomatic Medicine*, *70*(6), 716-722.
- Mattila, A. K., Salminen, J. K., Nummi, T., & Joukamaa, M. (2006). Age is strongly associated with alexithymia in the general population. *Journal of Psychosomatic Research*, *61*(5), 629-635.
- Meganck, R., Vanheule, S., & Desmet, M. (2008). Factorial validity and measurement invariance of the 20-item Toronto Alexithymia Scale in clinical and nonclinical samples. *Assessment*, *15*(1), 36-47.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, *58*(4), 525-543.
- Millsap, R. E. (2011). *Statistical approaches to measurement invariance*. New York, NY: Routledge.
- Moriguchi, Y., Maeda, M., Igarashi, T., Ishikawa, T., Shoji, M., Kubo, C., & Komaki, G. (2007). Age and gender effect on alexithymia in large, Japanese community and clinical samples: A cross-validation study of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20). *BioPsychoSocial Medicine*, *1*(1), 1-15.
- Müller, J., Bühner, M., & Ellgring, H. (2003). Is there a reliable factorial structure in the 20-item Toronto Alexithymia Scale?: A comparison of factor models in clinical and normal adult samples. *Journal of Psychosomatic Research*, *55*(6), 561-568.
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (2017). *Mplus User's guide (8th edition)*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Neale, M. C., Lubke, G., Aggen, S. H., & Dolan, C. V. (2005). Problems with using sum scores for estimating variance components: Contamination and measurement noninvariance. *Twin Research and Human Genetics*, *8*(6), 553 - 568.
- Nemiah, J. C. & Sifneos, P. E. (1970). Affect and fantasy in patients with psychosomatic disorder. In O. W. Hill(Ed.). *Modern trends in psychosomatic medicine* (2, pp. 26 - 34). New

- York, NY: Appleton-Century-Crofts.
- Onor, M., Trevisiol, M., Spano, M., Aguglia, E., & Paradiso, S. (2010). Alexithymia and aging: A neuropsychological perspective. *The Journal of Nervous and Mental Disease, 198*(12), 891-895.
- Paradiso, S., Vaidya, J. G., McCormick, L. M., Jones, A., & Robinson, R. G. (2008). Aging and alexithymia: Association with reduced right rostral cingulate volume. *The American Journal of Geriatric Psychiatry, 16*(9), 760-769.
- Parker, J. D., Eastabrook, J. M., Keefer, K. V., & Wood, L. M. (2010). Can alexithymia be assessed in adolescents? Psychometric properties of the 20-item Toronto Alexithymia Scale in younger, middle, and older adolescents. *Psychological Assessment, 22*(4), 798-808.
- Porcelli, P., Leoci, C., Guerra, V., Taylor, G. J., & Bagby, R. M. (1996). A longitudinal study of alexithymia and psychological distress in inflammatory bowel disease. *Journal of Psychosomatic Research, 41*(6), 569-573.
- Porcelli, P., Taylor, G. J., Bagby, R. M., & De Carne, M. (1999). Alexithymia and functional gastrointestinal disorders. *Psychotherapy and Psychosomatics, 68*(5), 263-269.
- Porcelli, P., Zaka, S., Leoci, C., Centonze, S., & Taylor, G. J. (1995). Alexithymia in inflammatory bowel disease. *Psychotherapy and Psychosomatics, 64*(1), 49-53.
- Preece, D., Becerra, R., Robinson, K., & Dandy, J. (2018a). Assessing alexithymia: Psychometric properties and factorial invariance of the 20-item Toronto Alexithymia Scale in nonclinical and psychiatric samples. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 40*(2), 276-287.
- Preece, D., Becerra, R., Robinson, K., Dandy, J., & Allan, A. (2018b). The psychometric assessment of alexithymia: Development and validation of the Perth Alexithymia Questionnaire. *Personality and Individual Differences, 132*(1), 32-44.
- Ryder, A. G., Yang, J., Zhu, X., Yao, S., Yi, J., Heine, S. J., & Bagby, R. M. (2008). The cultural shaping of depression: Somatic symptoms in China, psychological symptoms in North America? *Journal of Abnormal Psychology, 117*(2), 300-313.
- Saarijärvi, S., Salminen, J. K., & Toikka, T. B. (2001). Alexithymia and depression: A 1-year follow-up study in outpatients with major depression. *Journal of Psychosomatic Research, 51*(6), 729-733.
- Salminen, J. K., Saarijärvi, S., Äärelä, E., & Tamminen, T. (1994). Alexithymia—state or trait? One-year follow-up study of general hospital psychiatric consultation out-patients. *Journal of Psychosomatic Research, 38*(7), 681-685.
- Salminen, J. K., Saarijärvi, S., Äärelä, E., Toikka, T., & Kauhanen, J. (1999). Prevalence of alexithymia and its association with sociodemographic variables in the general population of Finland. *Journal of Psychosomatic Research, 46*(1), 75-82.
- Sifneos, P. E. (1972). *Short-term psychotherapy and emotional crisis*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Sörbom, D. (1974). A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 27*(2), 229-239.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach.

- Multivariate Behavioral Research*, 23(2), 173-180.
- Taylor, G. J. (1984). Alexithymia: Concept, measurement, and implications for treatment. *The American Journal of Psychiatry*, 141(6), 725-782.
- Taylor, G. J. (1994). The alexithymia construct: Conceptualization, validation, and relationship with basic dimensions of personality. *New Trends in Experimental and Clinical Psychiatry*, 10(2), 61-74.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. (1999). *Disorders of affect regulation: Alexithymia in medical and psychiatric illness*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. (2003). The 20-Item Toronto Alexithymia Scale: IV. Reliability and factorial validity in different languages and cultures. *Journal of Psychosomatic Research*, 55(3), 277-283.
- Taylor, G. J., Parker, J. D., Bagby, R. M., & Bourke, M. P. (1996). Relationships between alexithymia and psychological characteristics associated with eating disorders. *Journal of Psychosomatic Research*, 41(6), 561-568.
- Todarello, O., Taylor, G. J., Parker, J. D., & Fanelli, M. (1995). Alexithymia in essential hypertensive and psychiatric outpatients: A comparative study. *Journal of Psychosomatic Research*, 39(8), 987-994.
- Tolmunen, T., Heliste, M., Lehto, S. M., Hintikka, J., Honkalampi, K., & Kauhanen, J. (2011). Stability of alexithymia in the general population: An 11-year follow-up. *Comprehensive Psychiatry*, 52(5), 536-541.
- Welding, C. & Samur, D. (2018). Language processing in alexithymia. In O. Luminet, R. Bagby, & G. Taylor (Eds.), *Alexithymia: Advances in Research, Theory, and Clinical Practice* (pp. 90-104). Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- Wise, T. N., Jani, N. N., Kass, E., Sonnenschein, K., & Mann, L. S. (1988). Alexithymia: Relationship to severity of medical illness and depression. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 50(2), 68-71.
- Zeitlin, S. B. & McNally, R. J. (1993). Alexithymia and anxiety sensitivity in panic disorder and obsessive-compulsive disorder. *The American Journal of Psychiatry*, 150(4), 658-660.

원고접수일: 2023년 3월 9일

논문심사일: 2023년 3월 24일

게재결정일: 2023년 3월 24일

# A comparison of the levels of alexithymia between young and the middle aged adults using TAS-20K

Soyoung Kwon Chihyeon Roh Haejin Kim Donghoon Lee Seung Bin Cho  
Department of Psychology, Pusan National University

Alexithymia conceptualizes difficulty in identifying and expressing emotion. The level of alexithymia can be affected by both personal characteristics and cultural background, and age is related to both domains of the factors. Considering different sociocultural backgrounds between generations due to radical changes in Korean society has gone through during a relatively short period of time, it is expected to find differences in the level of alexithymia between generations. This study, using a psychometric model, compared the levels of alexithymia, measured by the Korean version of the 20-item Toronto alexithymia scale (TAS-20K), between groups of young (20-30s) and middle-aged (50-60s) adults. For a valid comparison, TAS-20K should measure the same construct in the two groups, so we checked measurement invariance between the groups with the multi-group factor analytic model and alignment method. Our results show that 2-factor models consisted of difficulty identifying and expressing emotion (DIDF) and externally-oriented thinking (EOT) in both groups. The invariance was satisfied for the factor loadings but not for the intercepts between the groups. Under approximate invariance, the young adult group showed a significantly higher level of DIDF. This can be a result of both cognitive maturation and the change in value system. In addition, the results showed that TAS-20K measures similar construct in both age groups but still requires a revision for some items.

*Keywords:* alexithymia, TAS-20K, measurement invariance, alignment method, generation gap