

한국판 정서적 불안정성 척도-단축판의 타당화*

황 성 훈[†]

한양사이버대학교 상담심리학과

정서적 불안정성은 다양한 정신병리와 관련되어 있으나, 충분한 연구 관심을 받지 못한 구성 개념 중 하나이다. 본 연구에서는 이를 측정하는 자기 보고 척도인 정서적 불안정성 척도-단축판(Affective Lability Scale-Short Form: ALS-SF; Oliver & Simons, 2004)을 번안하여 타당화하고자 했다. 연구 1에서는 523명의 사이버 대학생에게 ALS-SF와 함께, 타당화의 준거 변인이 될 수 있는 성격 평가 질문지-경계선 성향 척도, 양극성 스펙트럼 장애 척도, 한국판 벡 우울척도를 실시하였다. ALS-SF는 세 가지 준거 변인과 모두 유의한 정적 상관을 보여서, 수렴 타당도가 지지되었다. 또한 내적 구조를 알아보기 위해 탐색적 요인 분석이 이뤄졌는데, 선행 연구들과 일치하게 ‘우울/들뜸’, ‘불안/우울’, ‘분노’ 등 세 개의 요인이 얻어졌다. 연구 2에서는 정서적 불안정성 척도의 구성 타당도를 실제 생활의 준거에 비추어 확인하고자 했다. 이를 위해 연구 1의 참가자 중 ALS-SF 점수에 따라 선별된, 높은 정서적 불안정성 집단과 낮은 정서적 불안정성 집단(각 21명)으로 하여금 이주일 동안 일기 쓰기 작업을 하게 하고, 14회 정서 기록 자료의 표준 편차를 정서적 가변성의 지표로 분석했다. 그 결과, 고 불안정성 집단은 긍정 정서와 부정 정서 모두에서 저 불안정성 집단에 비해 더 높은 가변성을 보여서, ALS-SF의 구성 타당도를 지지하였다. 즉, 단일시점의 자기보고인 ALS-SF의 점수가 시간에 걸친 매일의 좋고 나쁜 기분의 오르고 내림을 예측할 수 있었다. 끝으로 이러한 발견의 시사점에 대해 논의하였으며, 본 연구의 한계와 미래 연구의 방향을 제시하였다.

주요어 : 정서적 불안정성, 경계선 성격, 양극성 장애, 기분 일기

* 본 연구는 저자의 한양사이버대학교 연구년 기간 중에 이루어졌습니다.

† 교신저자(Corresponding Author) : 황성훈 / 한양사이버대학교 상담심리학과 / 서울시 성동구 왕십리로 222(행당동 17번지) / Fax: 02-2290-0601 / E-mail : thinkgrey@hanmail.net

정신 병리로 이어질 수 있는 기분의 문제를 떠올릴 때, 먼저 생각할 수 있는 것은 우울이나 불안 등 부정적 기분이 병리를 가져오는 경우일 것이다. 또한 조증 삽화와 같이 지나치게 긍정적인 기분도 정신 병리와 연결될 수 있다. 이에 더해, 부적응을 가져올 수 있는 제 3의 기분 상태는 좋고 나쁜 기분을 오가는 가변성이다. 사실 정서적 가변성은 성격 연구에서 오랜 역사를 가진 중요한 개인차 변인임(Allport & Odbert, 1936; McConville & Cooper, 1999; Murray, Allen, & Trinder, 2002)에도 불구하고, 부정 정서나 긍정 정서의 병리에 비해 충분한 연구 관심을 받지 못했다(Bowen, Balbuena, Leuschen, & Baetz, 2012; Kamen, Pryor, Gaughan, & Miller, 2010; Miller & Pilkonis, 2006; Maples, Miller, Hoffman, & Johnson, 2014).

기분이 쉽게 바뀌는 현상에 대한 명칭은 연구자마다 조금씩 다르다. 기분 가변성(mood variability; e.g., Murray et al., 2002), 기분 기복(mood swing; e.g., Mansell, Morrison, Reid, Lowens, & Tai, 2007), 기분 불안정성(mood instability; e.g., Bowen, Baetz, Leuschen, & Kalynchuk, 2011), 정서적 불안정성(affective instability; e.g., Koenigsberg et al., 2002), 그리고 이와 번역상 구분이 어려운 affective lability(정서적 불안정성; Harvey, Greenberg, & Serper, 1989) 등이 그것들이다. 이러한 용어들은 기원에 따라 미묘한 차이가 있으나, 대체로 유사한 의미를 가진 것으로 간주된다(Bowen, Wang, Balbuena, Houmphan, & Baetz, 2013).

통칭하여, 정서적 불안정성은 주로 경계선 성격 장애의 맥락에서 연구되어 왔다. 실제로, 경계선 성격 장애 집단은 다른 성격 장애에 비해 정서적 불안정성의 자기 보고 척도가 높았고(Koenigsberg et al., 2002), 하루 6회씩 한달

에 걸친 종단적인 기분 기록에서도 주요 우울 집단에 비해 더 큰 폭의 정서 가변성을 보였다(Trull et al., 2008). 또한 정서적 불안정성은 양극성 장애와 경계선 성격 장애에 공통되는 생물학적 취약성 요인으로 밝혀지고 있는데(Henry et al., 2001; Reich, Zanarini, & Fitzmaurice, 2012), 이는 임상에서 기분 조절제(mood stabilizer)가 두 장애 모두에 작용하는 현상을 설명하기도 한다(Reich, Zanarini, & Bieri, 2009). 또한 정서적 불안정성은 성격의 5요인(Five-Factor Model of personality; Costa & McCrae, 1992)중 하나인 신경증과 나란히 비교되기도 한다(Kamen et al.; Maples et al., 2014; Miller & Pilkonis, 2006; Miller et al., 2009; Murray et al., 2002). 이에 따르면, 중간 정도의 상관을 보여서 신경증과 ‘관련되어 있으나 독립적인 변인(related but separate variable)’으로서 정서적 불안정성은 성격이나 성격장애를 설명할 때 고려되어야 하는 요인임이 시사되고 있다. 그 밖에 정서적 불안정성은 우울(Bowen et al., 2013), 불안(Bowen, Baetz, Hawkesa, & Bowen, 2006), 충동적이고 공격적인 행동(Coccaro, Harvey, Kupsaw-Lawrence, Herbert, & Bernstein, 1991), 신체화 증상(Gonzales, Martelli, & Baker, 2000), 자살 사고와 시도(Palmier-Claus, Taylor, Varese, & Pratt, 2012) 등 다양한 병리 영역에 관련되는 것으로 밝혀지고 있다.

그 영향의 광역성을 고려할 때 정서적 불안정성은 특정 장애의 하위 특성으로 조명되기 보다는 다양한 병리에 걸쳐 두루 작용하는 보편적 정신 병리로 다룰 필요가 있다. 그러나 이론적, 임상적으로 중요한 함의를 갖는 정서적 불안정성에 대한 연구가 활발하지 못한 배경에는 적절한 측정 도구가 부족하다는 원인이 있다는 분석이 제기되고 있다(Kamen et al.,

2010; Maples et al., 2014). 정서적 불안정성을 측정하기 위한 방법으로는 기존의 척도중 정서적 불안정성에 관한 하위 척도를 사용하는 것(예컨대, 성격병리의 차원적 평가-기본 질문지의 정서적 불안정성 하위 척도; Livesley, Jackson, & Schroeder, 1989), 정서적 불안정성을 측정하는 전용 척도를 사용하는 것(e.g., Affective Lability Scale; Harvey et al., 1989), 구조화된 인터뷰를 활용하는 것(e.g., Affective Lability Interview for Borderline Personality Disorder; Reich et al., 2012), 그리고 최근의 추세로 생태학적 순간 평가를 사용해 종단적 측정을 하는 것(e.g., Trull et al., 2008) 등을 들 수 있다.

본 연구는 이중에서도 정서적 불안정성을 측정하기 위한 자기 보고 척도의 개발과 타당화에 초점을 맞추었다. 정서적 가변성을 측정하기 위한 도구로는 정서적 불안정성 척도(Affective Lability Scale: 이하 ALS; Harvey et al., 1989), 정서적 강도 척도(Affective Intensity Measure: 이하 AIM; Larsen, Diener, & Emmons, 1986), 성격병리의 차원적 평가-기본 질문지(Dimensional Assessment of Personality Pathology-Basic Questionnaire: DAPP-BQ; Livesley et al., 1989)의 정서적 불안정성 척도 등을 들 수 있다. 그러나 DAPP-BQ의 정서적 불안정성 척도는 큰 척도의 하위 척도라는 점에서, 그리고 AIM은 정서의 가변성보다는 정서 반응의 강도에 더 무게가 있다는 점에서 배제하였고, 정서적 불안정성을 측정하는 전용 척도이자 적절한 타당도를 가진 ALS를 연구의 대상으로 선정하였다. ALS에 대해서는 한국판 감정기복 척도라는 이름으로 이미 타당화가 이루어져 있다(오지희, 2014). 그런데 본래 54개 문항인 ALS에 대해 18문항짜리 단축판(Affective Lability

Scale-Short Form: 이하 ALS-SF; Oliver & Simons, 2004)이 개발되어 있어서, 본 연구는 임상적 활용도가 큰 ALS-SF의 타당화에 초점을 맞추었다.

또다른 관련된 측정치로서 국내에서는 Gratz와 Roemer(2004)의 정서 조절 곤란 척도가 번안되어(조용래, 2007), 관련 연구들이 이루어졌다. 불안 장애 영역에서 정서 조절 곤란은 일반화된 불안(서우정, 조용래, 2012), 사회불안(오은혜, 노상선, 조용래, 2009), 걱정(양경은, 박기환, 2014)을 예측하는 것으로 밝혀졌다. 섭식 장애 영역에서도 연구가 이뤄져서, 부정적 정서(이미현, 채규만, 2012), 사회 지향성(박지현, 방희정, 2013), 행동 활성화 및 억제 체계(이선미, 박기환, 2013) 등 다양한 병인론적 요인이 폭식 행동으로 이어지는 경로에서 정서 조절 곤란은 매개 역할을 한다는 것이 보고되었다.

그 요인 구조로 보건대, 정서조절곤란 척도는 충동 통제가 안되고, 정서를 자각하기 어려우며, 정서에 대해 비수용적이고, 정서 조절 전략에 쉽게 접근하지 못하며, 목표 지향적 행동이 어려운 것 등을 측정한다(조용래, 2007). 즉, 특정한 정서가 다른 정서로 바뀌는 가변성을 반영하기보다는 포괄적인 정서 다루기의 어려움을 측정한다. 예컨대, 정서조절곤란척도의 전체 36개 문항중 27개는 “화가 나거나 기분이 나쁘면...”으로 시작하고 있어서, 비특정적인 부정적 정서 상태를 다루는 태도를 반영한다. 반면에 정서적 불안정성은 특정적인 정서 색조의 변화에 대한 것이어서, 막연한 기분 나쁨이 아니라 특정한 기분(우울, 불안, 분노 등)으로의 변화, 그리고 기분의 저하뿐 아니라 상승까지 포함할 수 있어야 한다. 이런 점에서 ALS-SF가 정서적 불안정성에 대

한 적절한 측정치로 고려되었고, 이미 번안된 정서조절곤란 척도에 더해 증분타당도를 제공할 것으로 기대되었다.

따라서 본 연구에서는 ALS-SF를 한국판으로 번안하고 그 타당도를 수립하고자 한다. 구성 타당도가 확인된 ALS-SF는 정서적 불안정성에 손쉽게 다가갈 수 있는 도구를 제공하므로, 정서적 불안정성이 경계선 성격 장애라는 좁은 틀을 벗어나서 독립적 연구 위상의 확보를 촉진할 것이다. 정서적 불안정성을 일정한 유전적 근거를 가지며, 다양한 심리적 장애의 망라하는 기저의 심리생물학적 차원으로 보는 시각이 존재하는데(Siever & Davis, 1991), 타당화된 ALS-SF는 정서적 불안정성이 진단적 경계를 가로지르는 증상(cross-cutting symptom; American Psychiatric Association, 2013, p 10)의 하나로 다뤄질 기회를 늘릴 것으로 기대된다.

이를 위해 연구는 둘로 나뉘어 진행되었는데, 연구 1에서는 타당화를 위한 기본 작업으로 ALS-SF의 심리 측정적 속성을 분석하고, 탐색적 요인분석을 통해 내적 구조를 알아보았다. 또한 다양한 정신병리와의 관계를 살피기 위해, 경계선 성향, 양극성 경향, 우울 등의 준거 변인을 도입하고 이들과의 상관을 분석하였다. 연구 2에서는 ALS-SF의 구성 타당도에 좀더 접근하기 위해 기본 일기를 활용하였다. ALS-SF에서 높은 점수를 받아서 정서적 불안정성이 높다고 가정된 사람들이 기본 일기에 나타난 그들의 생활 속에서도 실제로 기분의 오르내림을 더 많이 경험하는지를 알아보았다.

연구 1

ALS-SF에 대한 타당화 연구는 일반 지역사회

회 표집(Oliver & Simons, 2004), 성격 장애 표집(Look, Flory, Harvey, & Siever, 2010), 그리고 양극성 장애 표집(Aas et al., 2015) 등에서 비교적 폭넓게 이뤄졌다. 그 결과, 양호한 심리 측정적 속성을 갖는 것으로 보고되었다(방법 부분 참조). 탐색적 요인 분석에서는 ‘불안/우울’, ‘우울/들뜸’, ‘분노’ 등의 3요인 구조가 얻어졌고(Oliver & Simons, 2004), 확인적 요인 분석에서도 3요인 구조가 합리적이거나 수용 가능한 적합도를 보이는 것으로 확인되었다(Aas et al., 2015; Look et al., 2010). ‘불안/우울’ 요인은 불안한 기저선에서 우울한 상태로의 기분 변화를 담고 있고(문항 5번 “많은 경우 나는 신경이 과민하고 긴장이 된다. 그러다가 갑자기 매우 슬프고 울적해 한다.”), ‘우울/들뜸’ 요인은 울적하고 기력 없는 상태와 들뜨고 활기찬 상태를 오가는 변화를 나타낸다(문항 12번 “나는 극도로 에너지가 넘치는 상태와 에너지가 거의 없어서 내가 가지고자 하는 곳에 가는 것도 큰 노력이 드는 상태를 왔다 갔다 한다.”).

본래 ALS의 54 문항짜리 원판은 (1) 보통 기분에서 우울로, (2) 보통에서 불안으로, (3) 보통에서 들뜸으로 전환, (4) 우울과 불안의 오고감, (5) 보통에서 분노로 전환, (6) 우울과 들뜸의 오고감 등 6개의 개념적 하위 척도로 구성된다. 이와 비교할 때, ALS-SF에서는 요인 구조가 절반으로 단순화되었다. 그러나 Harvey 등(1989)이 제안한 6요인 모형의 적합도가 더 높다는 지적이 있고(Oliver & Simons, 2004, Study 2), 3요인 모형의 설명력이 더 향상될 여지가 있다는 분석도 있어서(Look et al., 2010), ALS의 내적 구조에 대해서는 아직 분명한 의견일치가 이뤄지지 않고 있다.

정서적 불안정성은 다양한 정신병리를 설명

하는 구성개념이되, 그중 대표적인 것은 경계선 성격 장애와 양극성 장애이다. 이 두 병리와 정서적 불안정성의 관계에 주목하는 연구 흐름에 따르면(Henry et al., 2001; Henry et al., 2008), 정서적 불안정성은 경계선 성격과 양극성 장애에 공통되는 취약성 요인으로 가정된다. 이 연구들은 ALS 하위 요인의 프로파일에서 두 집단이 어떤 차이를 보이는지에 관심을 갖는데, 이를 비교한 연구에 따르면(Reich et al., 2012), 경계선 집단은 양극성 집단에 비해 ‘불안/우울’ 요인이 더 높고, 양극성 집단은 경계선 집단에 비해 ‘들뜸’ 요인과 ‘우울/들뜸’ 요인에서 더 높았다.

본 연구에서는 이 두 가지 병리를 준거 변인으로 포함시켜서, 정서적 불안정성의 수렴 타당도를 알아보고, 동시에 정서적 불안정성이 경계선, 양극성 각각과 차별적 관련성을 보이는지 탐색하고자 한다. 또한 정서적 가변성과 밀접한 관련을 갖는 추가 병리 변인으로 우울을 고려했다. 기분의 불안정성은 우울과 ‘관련되지만 분리된 변인(related but separate variable)’으로서 중간 정도의 상관을 갖는 것으로 보고되고 있다(Bowen et al., 2012; Murray et al., 2002; Thompson, Berenbaum, & Bredemeier, 2011). 고양된 기분은 우울증 환자에서도 일반적이어서(Nusslock & Frank, 2011), 정서적 불안정성과 우울의 밀접한 관계를 시사한다. 또한 보통 혹은 긍정 기분 상태에서 예기치 않게 기분이 반복적으로 가라앉는 것이 전반적인 우울 경험에 공헌할 수 있으므로, 기분의 불안정성은 우울의 이해와 평가에 중요한 변인이 된다(Bowen et al., 2012). 따라서 본 연구에서는 경계선 성향과 양극성 경향에 이은 제 3의 준거 변인으로 우울을 설정하고, 이에 비추어 ALS-SF의 타당도를 점검하고자 한다. 연

구 1에서 검증하고자 하는 가설을 정리하면 다음과 같다:

가설: 한국판 ALS-SF는 기분의 가변성에 대한 타당한 측정 도구일 것이다.

세부 가설 1. 한국판 ALS-SF는 탐색적 요인 분석에서 ‘불안/우울’, ‘우울/들뜸’, ‘분노’로 구성되는 3요인 구조를 보일 것이다.

세부 가설 2. 한국판 ALS-SF는 기분 가변성과 밀접히 관련된 것으로 밝혀진 병리 측정치인 경계선 성격 성향, 양극성 경향, 우울 등과 유의한 정적 상관을 보일 것이다.

세부 가설 3. 한국판 ALS-SF의 하위 요인중 ‘불안/우울’은 경계선 성격 성향과 더 높은 상관을, 그리고 ‘우울/들뜸’은 양극성 경향과 더 높은 상관을 보일 것이다.

방 법

연구대상

사이버대학에서 심리학 수업을 수강하는 대학생 523명이 피험자로 연구에 참가하였다. 이중 남자는 115명으로 22%를 차지하였고, 평균 연령은 34.44세($SD = 9.76$), 평균 교육연한은 13.58년($SD = 1.77$)이었다.

측정 도구

한국판 정서적 불안정성 척도-단축판 (Affective Lability Scale-Short Form: 이하 한국판 ALS-SF)

이는 본래 Harvey 등(1989)이 기분이 보통에서 우울로, 불안으로, 들뜸으로, 혹은 분노로

변하는 정도를 측정하기 위해 개발한 54 문항 척도를 Oliver와 Simons(2004)가 축약한 단축판 척도이다. 피험자들은 18 문항에 대해 4점 척도로 응답하게 된다. 이 척도는 ‘불안/우울’, ‘우울/들뜸’, ‘분노’의 세 가지 하위 요인으로 구성되며(Look et al., 2010; Oliver & Simons, 2004), Cronbach α 는 .87(Look et al., 2010) ~ .90(Oliver & Simons, 2004)이었고, 한 달에 걸친 검사-재검사 신뢰도는 .73이었다(Oliver & Simons, 2004). 번안을 위해 원자자와 접촉하여 저자의 사전 동의가 필요 없는 개방된 척도임을 확인하였다. 문항 번역은 연구자에 의해 직접 이루어졌으며, 정확성을 확보하기 위해 한국어와 영어와 모두 유창하게 구사하는 재미 심리학자의 감수를 통해 최종적으로 확정하였다. 본 연구에서 얻어진 한국판 ALS-SF의 심리측정적 속성은 결과에서 보고하였다.

양극성 스펙트럼 장애 진단 척도(Bipolar Spectrum Disorder Scale: 이하 BSDS)

양극성 장애에 대한 자기보고식 선별 도구로서 Ghaemi 등(2005)에 의해 개발된 척도인데, 본 연구에서는 왕희령, 김상익, 강시현, 주연호, 김창윤(2008)이 번안한 것을 사용했다. BSDS는 2단계로 이뤄지는데, 먼저 양극성 장애를 가진 사람의 사례를 기분 변화, 우울 에피소드, 조증 에피소드로의 전환 등을 중심으로 제시하고, 이것이 자신과 부합하는지를 4지 선다로 응답한다. 이어서 자신과 맞다고 판단한 경우는 사례를 다시 읽으면서 여기에 포함된 19개의 증상이 존재하는지를 예/아니오로 대답한다. 왕희령 등(2008)에 따르면 BSDS는 양극성 장애 환자들을 주요 우울증 환자로부터 타당하게 구분하였다. 본 연구에서 19개 증상 문항의 Cronbach α 는 사례가 자

신과 부합한다고 응답한 426명을 대상으로 했을 때, .90이었다.

성격 평가 질문지-경계선 성향 척도 (Personality Assessment Inventory-Borderline Features Scale: 이하 PAI-BOR)

성격 평가 질문지(Morey, 1991)중 경계선 성격 장애의 특성을 측정하는 하위 척도이다. 정서 및 분노의 빈약한 통제, 격렬한 대인관계, 정체감과 자기가치의 혼란, 자기 손상적 행동을 유발하는 충동 등 24개 문항을 4점 척도에 평정한다. 본 연구에서는 홍상환과 김영환(1998)이 번안한 것을 사용하였는데, Cronbach α 는 .84였고, 6주간에 걸친 검사-재검사 신뢰도는 .75였다. 본 연구에서 산출된 내적 일관성 계수는 .77이었다.

한국판 벡우울 척도(Beck Depression Inventory: 이하 BDI)

Beck, Ward, Mendelson, Mock 및 Erbaugh (1961)가 우울 증상을 측정하기 위해 개발한 21개 문항의 자기보고형 검사로서 인지, 정서, 동기 및 생리적 영역의 우울 증상을 측정한다. 본 연구에서는 이영호와 송종용(1991)이 번안한 것을 사용하였다. 그들의 연구에서 Cronbach α 는 .98로 보고되었고, 본 연구에서는 .91이었다.

절차

피험자들은 교과목 수강의 한 부분으로 연구에 참여하였고, 참가한 학생에게는 가산점이 부여되었다. 피험자들은 연구자가 만들어 놓은 웹사이트에 접속하여, ALS-SF를 비롯한 질문지에 응답하였다.

설계 및 분석

ALS의 심리측정적 속성을 파악하기 위해 내적 일관성 계수를 신뢰도로 산출하였고, 요인 구조를 알아보기 위해 탐색적 요인 분석을 하였다. 요인 추출은 최대 우도 방법(Maximum Likelihood Method)에 의해, 요인 회전은 카이저 정상화에 의한 배리맥스 방법(Varimax with Kaiser Normalization)에 의해 이뤄졌다. 끝으로, 경계선 성향, 양극성 장애 경향, 우울 등 주요 정신 병리 변인과 ALS-SF의 하위 요인간의 상관관계를 분석하였다.

결 과

신뢰도 분석 결과, ALS-SF의 Cronbach α 는 .95로서 매우 동질적인 척도로 나타났다. 탐색적 요인 분석의 사전 단계로 연구 표집이 요인 분석에 적절한지를 먼저 점검하였다. 표집 적절성에 대한 Kaiser-Meyer-Olkin 측정치는 .95로서 매우 적합하였다. 변인들간의 상호상관이 없다는 가정에 대한 Bartlett의 구형성 검정은 기각되어서, $\chi^2(df = 153) = 6195.09, p < .001$, 요인 분석이 적절히 적용될 수 있음을 시사한다. 이어서 진행된 본 분석에서는 최대 우도 방법으로 고유치 1이상의 요인이 3개가 추출되었는데, 이들은 전체 변량의 59.80%를 설명하였다. 요인 구조를 해석하기 위해, 추출된 요인들은 카이저 정상화에 의한 배리맥스 방법에 의해 회전되었다.

표 1에서 보는 것처럼 회전된 3요인은 Oliver와 Simons(2004)의 요인 구조와 대체로 일치하였다. 18개 문항중 한 문항만이 예외였는데, “나는 내 성질을 매우 잘 조절할 수 있는

상태에서 전혀 조절할 수 없는 상태로 자주 전환된다(4번).”가 Oliver와 Simons(2004)에서는 ‘분노’ 요인으로 묶여졌으나, 본 연구에서는 ‘불안/우울’ 요인으로 분류되었다. 또 다른 차이로, Oliver와 Simons(2004)에서 제 1요인은 ‘불안/우울’이었으나, 본 연구에서는 제 2요인으로 내려왔고 대신에 ‘우울/들뜸’이 그 자리를 차지했다. 추출된 3요인 각각의 평균, 표준편차, 그리고 내적 일관성 계수는 표 2에서 보는 바와 같다. 각 문항별 분포 특성은 부록을 참조할 수 있는데, 이는 ALS-SF 대학생 표집의 간이 표준화 자료로 활용될만하다.

ALS-SF의 수렴 타당도를 알아보기 위해, 경계선 성격 장애 척도, 양극성 장애 척도, 우울 척도 등의 상관을 분석하였다. 표 3에서 보는 것처럼, ALS-SF 전체 척도는 세 가지 병리를 나타내는 준거 측정치들과 유의한 정적 상관을 보였다. 95% 신뢰 구간을 비교하면, ALS-SF는 경계선 성격 장애와의 상관이 가장 높았다. 반면, 양극성 장애와의 상관, 그리고 우울과의 상관은 상대적으로 낮되, 이 둘 간에는 차이가 없었다.

경계선 성향과 양극성 경향에 따라 차별적 상관 패턴을 보일 것이라는 가설에 초점을 맞추어서, ALS-SF의 하위 요인과 이 두 가지 기준 병리의 상관에 주목할 필요가 있다. 먼저, 표 3에 표시된 95% 신뢰구간의 비교를 통해서 알 수 있듯이, ‘불안/우울’ 요인은 예측과는 다르게 경계선 성향과의 상관이 양극성 경향과의 상관과 유의한 차이가 없었다. ‘우울/들뜸’ 요인도 기대와 다르게 경계선 성향과의 상관과 양극성 경향과의 상관이 차이가 없었다. 반면에 ‘분노’ 요인은 경계선 성향과의 상관이 양극성 성향과의 상관보다 유의하게 높았는데, 이는 예측되지 않은 차이였다.

표 1. ALS-SF의 회전된 요인 행렬과 각 문항의 기본 통계치

| 문항 | 요인 및 그 부하량 | | |
|--|-------------|-------------|-------------|
| | 1 | 2 | 3 |
| 17. [우울/들뜸] 나는 평소에 비해, 그리고 대부분의 사람들에 비해 더 많은 기운과 에너지를 느끼다가 곧 이어서 어느 다른 사람들 수준의 기운과 에너지를 느끼는 때가 있다. | .713 | .277 | .182 |
| 16. [우울/들뜸] 한순간 나는 기운과 에너지가 넘치다가 그 다음 순간에는 일을 하기가 힘들 정도로 기운과 에너지가 없는 것 같은 경우가 가끔 있다. | .697 | .305 | .375 |
| 15. [우울/들뜸] 나는 생산성이 매우 떨어지는 상태와 어느 다른 사람수준으로 생산적인 상태를 오고 간다. | .678 | .293 | .332 |
| 18. [우울/들뜸] 가끔 나는 모든 것을 매우 느린 속도로 하고 있다고 느끼다가, 곧 이어서 어느 다른 사람만큼의 속도로 하고 있음을 느낀다. | .653 | .253 | .157 |
| 13. [우울/들뜸] 내 자신에 대해 매우 경이롭게 느끼나 곧 이어서 내가 그저 어느 다른 사람과 거의 같을 따름이라고 느끼곤 하는 경우가 있다. | .609 | .257 | .252 |
| 12. [우울/들뜸] 나는 극도로 에너지가 넘치는 상태와 에너지가 거의 없어서 내가 가고자 하는 곳에 가는 것도 큰 노력이 드는 상태를 왔다 갔다 한다. | .541 | .306 | .506 |
| 10. [우울/들뜸] 나는 분명하게 생각하고 집중을 잘 할 수 있는 때가 있다. 그런데 그다음 순간에는 집중해서 분명하게 생각하기가 매우 어려운 경우가 가끔 있다. | .456 | .395 | .339 |
| 2. [우울/들뜸] 나는 기운과 에너지가 거의 없다가 곧 이어서 대부분의 사람들과 거의 동일한 수준의 기운과 에너지가 생기는 때가 있다. | .454 | .385 | .132 |
| 5. [불안/우울] 많은 경우 나는 신경이 과민하고 긴장이 된다. 그러다가 갑자기 매우 슬프고 울적해 한다. | .321 | .772 | .243 |
| 6. [불안/우울] 가끔 나는 어떤 것에 때문에 극도로 불안한 상태였다가 그것 때문에 매우 울적해 하는 상태로 바뀐다. | .310 | .732 | .254 |
| 7. [불안/우울] 나는 완벽하게 차분한 상태와 긴장되고 과민한 상태를 왔다갔다 한다. | .310 | .656 | .380 |
| 3. [불안/우울] 나는 어떤 순간에 괜찮은 기분을 느낄 수 있다. 그런데 그 다음 순간에는 긴장되고 초조하며 신경이 과민해진다. | .398 | .636 | .220 |
| 1. [불안/우울] 때로 나는 어느 다른 사람들처럼 편히 이완되었다고 느낀다. 그런데 몇 분이 안되어서 신경이 너무 과민해 저서 현기증이 나고 어질어질해 진다.. | .283 | .539 | .271 |
| 4. [분노] 나는 내 성질을 매우 잘 조절할 수 있는 상태에서 전혀 조절할 수 없는 상태로 자주 전환된다. | .314 | .534 | .490 |
| 11. [분노] 나는 매우 화가 나서 고통을 거의 멈출 수 없는 때가 있고 얼마 지나지 않아 내가 고통을 지른다는 것을 전혀 생각할 수도 없는 때가 있다. | .241 | .193 | .717 |
| 9. [분노] 나는 괜찮은 기분이 되려고 하지만, 끝이 너무 화가 나서 뭉가를 칠 것만같은 경우가 자주 있다. | .260 | .465 | .628 |
| 8. [분노] 나는 한 순간 완벽하게 차분하다가 그 다음 순간에는 아주 작은 일에도 격하게 화를 내는 때가 있다. | .264 | .511 | .554 |
| 14. [분노] 나는 너무 화가 나서 심장이 요동치고 부들부들 떨다가 얼마 지나지 않아서 꽤 편하게 이완되는 경우가 있다. | .453 | .298 | .491 |
| 고유값(Eigen Value) | 9.73 | 1.23 | 1.01 |
| 회전후 설명 변량(%) | 22.17 | 21.81 | 15.81 |
| 누적 설명 변량(%) | 22.17 | 43.98 | 59.80 |

주. 요인부하량이 .40 이상인 것을 진하게 표시함.

*대괄호는 Oliver와 Simons(2004)가 보고한 3요인을 가리킴.

표 2. ALS-SF 하위 요인 및 전체 척도의 평균, 표준편차, 그리고 내적 일관성 계수

| | ALS-SF 요인 | | | |
|-------------------|-----------|-------|------|------|
| | 불안/우울 | 우울/들뜸 | 분노 | 전체 |
| M | 1.89 | 1.93 | 1.77 | 1.88 |
| SD | .69 | .62 | .67 | .60 |
| Cronbach α | .90 | .91 | .84 | .95 |

주. 하위 요인 및 전체 척도의 점수는 해당문항을 합산한 값을 그 문항수로 나누어서 산출함

표 3. ALS-SF 하위 요인 및 전체 점수와 경계선 성향, 양극성 경향 및 우울의 상관과 신뢰구간

| | ALS-SF 요인 | | | |
|---------|-----------------------------|----------------|----------------|----------------|
| | 불안/우울 | 우울/들뜸 | 분노 | 전체 |
| PAI-BOR | .66 [.61, .71] ^a | .61 [.56, .66] | .66 [.60, .71] | .70 [.65, .74] |
| BSDS | .55 [.48, .61] | .56 [.49, .62] | .51 [.42, .58] | .59 [.52, .65] |
| BDI | .58 [.52, .63] | .48 [.28, .44] | .53 [.46, .59] | .57 [.50, .62] |

주. 표의 모든 상관은 .001 수준에서 유의함. PAI-BOR=Personality Assessment Inventory-Borderline Features Scale; BSDS=Bipolar Spectrum Disorder Scale; BDI=Beck Depression Inventory

^a대괄호는 95% 신뢰구간을 나타냄.

한편, 또다른 준거 측정치인 우울과 ALS-SF 하위 요인의 관계를 살펴보면, 세 가지 하위 척도 모두 우울과 유의한 정적 상관을 보였다. 그러나 95% 신뢰구간을 비교해 보면, 우울은 ‘불안/우울’ 요인과의 상관, 그리고 ‘분노’ 요인과의 상관이 ‘우울/들뜸’ 요인과의 상관보다 유의하게 높은 것을 알 수 있다. 즉, 정서적 불안정성은 우울과 중간 정도의 유의한 상관을 보이되, 하위 척도의 프로파일상 ‘우울/들뜸’ 요인의 연합이 상대적으로 약한 것으로 나타났다.

논 의

한국판 ALS-SF는 내적 일관성이 높은 신뢰로운 도구임이 밝혀졌다. .95의 Cronbach α 는

선행 연구가 보인 결과가 .87(Look et al., 2010) ~ .90(Oliver & Simons, 2004)임을 고려할 때, 비슷하거나 더 높은 수준이다. 또 다른 타당화 연구인 Aas 등(2015)은 요인별 신뢰도만을 보고하고 있는데(양극성 장애 집단에서 .81 ~ .88; 그들의 직계 가족에서 .77 ~ .88; 건강한 통제집단에서 .79 ~ .85), 본 연구의 하위척도별 Cronbach α 가 .84 ~ .90임을 고려할 때, 이 역시 비슷하거나 다소 높은 내적 일관성 수치이다.

요인분석을 통해서 ‘불안/우울’, ‘우울/들뜸’, ‘분노’의 요인으로 구성되는 내적 구조를 가지고 있으리라는 가설이 입증되었다. 또한 ALS-SF가 주요한 준거 병리인 경계선 성향, 양극성 경향, 우울 등과도 유의한 정적 상관을 보이리라는 가설도 지지되었다. 따라서 한국판 ALS-SF는 정서적 불안정성을 측정하는 타

당한 도구로 볼 수 있다.

그러나 경계선 성향과는 ‘불안/우울’ 요인에서 더 높은 상관을, 양극성 경향과는 ‘우울/들뜸’ 요인에서 더 높은 상관을 보일 것이라는 가설은 지지되지 않았다. ‘불안/우울’ 요인과 ‘우울/들뜸’ 요인은 두 병리와의 상관에서 차이가 없었고, ‘분노’ 요인에서 양극성 성향보다는 경계선 경향과 더 높은 상관을 보였다. 이에 더해, 하위 요인을 아우른 전체 척도에서는 경계선 성향과 가장 높은 상관을 보였다. 따라서 본 연구의 표집에서 ALS-SF는 기분 기복이 주요 특징인 경계선 성격과 양극성 장애 중 전자에 좀더 기울어져 있는 측정치일 가능성이 제기된다. 특히, 정서적 불안정성의 측면 중 보통의 기분에서 갑작스레 화로 타오르는 변화는 경계선 성향과 밀접히 관련될 수 있음을 시사한다. 이는 경계선 성격 장애가 양극성 장애에 비해서 분노와 충동성의 비율이 높다는 보고(Wilson et al., 2007)와 일관된다.

그러나 경계선 성격 장애가 보이는 정서적 불안정성은 밝거나 들뜬 톤을 포함하는 경우 드문 반면에(Reich et al., 2012) 양극성 장애가 보이는 정서적 불안정성의 주요 양상은 기분의 오르고 내림이라는 것을 감안할 때, ‘우울/들뜸’ 요인에서 양극성 장애의 우세가 나타나지 않은 것은 의외이다. 그 가능한 이유중 하나로 Reich 등(2012)의 연구는 ALS 원판이, 반면에 본 연구에서는 ALS-SF가 사용되었다는 점을 고려할 수 있다. ALS 원판에는 양극성 장애를 반영할 수 있는 소척도로서 정상적인 상태에서 기분이 고조되는 ‘들뜸’ 요인, 그리고 우울과 들뜸을 오가는 ‘우울/들뜸’ 요인이 있었으나, 단축판에서는 전자의 요인은 사라지고 후자만이 남았다. 문항 내용을 살펴보면, 단축판에서 보통 상태에서 고양된 기분으로의

변화에 대한 문항은 없고, 우울과 들뜸 간의 왕복을 나타내는 문항이 두 개(12, 16번)있을 뿐이다. 또한 본 연구에서 정상적인 대학생 표집이 사용된 것과는 달리, Reich 등(2012)는 양극성 장애 환자에서 자료를 얻었으므로 ALS 상의 변별이 더 분명하게 드러났을 수도 있다.

제 3의 준거 변인으로 고려된 우울은 선행 연구와 일치하게 중간 정도의 상관을 보였다. 본 연구에서 보인 상관($r=.58$)은 Bowen 등(2012)이 보고한 .49, Oliver와 Simons(2004)가 보고한 .47과 비슷한 결과이다. 한편, ALS-SF 하위 척도와 상관에서 우울은 ‘우울/들뜸’ 요인에서 다른 두 요인에 비해서 더 낮은 결과를 보였는데, 이는 ALS-SF의 ‘우울/들뜸’ 요인이 우울증에서 보편적인, 기분이 어두워지는 변화보다는 우울한 상태에서 활력 넘치는 상태로의 변화를 나타내기 때문일 수 있다. 그러나 ‘우울/들뜸’ 요인과 상대적으로는 낮으나 여전히 유의한 상관을 보인다는 점에서, 앞서 짚었듯이 우울증에서도 기분의 상승이 보편적이라는 Nusslock과 Frank(2011)의 보고가 지지되는 것을 확인할 수 있다.

한국판 ALS-SF에서 3요인 구조가 지지되기는 했지만, 그 세부적인 구성의 차이에 유의할 필요가 있다. 3요인 구조를 보인 주요 선행 연구들에서(Aas et al., 2015; Look et al., 2010; Oliver & Simons, 2004), 가장 많은 변량을 설명하는 첫 번째 요인은 ‘불안/우울’이었으나, 본 연구에서는 ‘우울/들뜸’이 그 자리를 차지하였다. 기분 기복이란 일반적으로 고저 변화, 즉 오르고 내림을 의미하므로, 정서적 불안정성 척도에서 ‘우울/들뜸’이 제 1 요인인 것은 안면 타당도를 갖는 결과이다. 그러나 이는 본 표집에만 제한된 결과일 수 있으므로, 향후 교차 타당화를 필요로 한다.

또한 문항 4번이 ‘분노’ 요인 대신에 ‘불안/우울’로 묶여진 것에도 관심을 둘만 하다. 이러한 차이의 출처로서 번역의 적절성을 검토할 수 있다. “나는 내 성질을 매우 잘 조절할 수 있는 상태에서 전혀 조절할 수 없는 상태로 자주 전환된다(I frequently switch from being able to control my temper very well to not being able to control it very well at all.)”는 번역에서 ‘성질(temper)’이 분노 초점적이기보다는 좀 더 포괄적 의미로 전달되었을 수 있다. 향후 연구에서는 대안적 표현으로서 부정적 느낌을 있으나 전달이 분명한 ‘성미’, ‘성깔’ 등을 대안적 표현으로 고려할 수 있다.

또 다른 시각으로, ‘불안/우울’ 요인의 부하량(.53)이 ‘분노’ 요인(.49)과 크게 다르지 않은 것을 감안하면, 4번 문항은 두 감정이 섞인 어떤 것(예컨대, 초조함과 짜증의 복합 감정)을 반영할 수도 있다. 이 추론을 연장하면, 현재 ALS-SF는 단일 감정에서 다른 단일 감정으로의(예컨대, 보통에서 분노로) 전환을 측정하고 있으므로 향후 개정에서는 단일 감정에서 복합 감정으로의(예컨대, 보통에서 불안과 분노의 혼합) 변화를 고려해볼만 하다.

연구 2

연구 1에서 ALS-SF는 동일한 시점에 실시된 다른 종류의 척도들을 준거로 타당화되었다. 요인 분석, 주요한 정신병리 준거 측정치와의 상관 분석 등은 모두 회고적 자기 보고에 의존하는 단일 시점 연구이다. ALS 원판이나 그 단축판에 대한 타당화 연구들도 동일한 시점에 실시된 다른 측정치들을 준거로 삼은 것이 대부분이다(Aas et al., 2015; Bowen et al., 2012;

Look et al., 2010; Oliver & Simons, 2004). 그러나 정서적 불안정성은 개인과 환경 사이에서 시간에 걸쳐 일어나는 역동적 과정이므로(Miller et al., 2009), 한 시점에서 이뤄지는 자기 보고를 통해서 타당하게 측정할 수 있을지에 대한 의구심이 제기될만하다.

이에 연구 2에서는 한결음 더 나아가 기분 변화에 대한 종단적이고 비회고적 측정 방법을 활용하여 정서적 불안정성 척도의 구성 타당도를 확인하고자 했다. 정서적 가변성의 구성 개념을 적절히 타당화하기 위해 시간의 차원에 걸친 역동성을 쫓아가는 시계열적인 측정을 도입하였다. 이를 위해서 휴대용 전자기기를 이용해 하루중 무선적으로 표집된 시점에서 6회씩 28일간 기분을 측정하는 생태학적 순간 평가(Ecological Momentary Assessment: 이하 EMA; Stone & Shiffman, 1994)가 이상적인 접근법일 수 있다(Trull et al., 2008). 그러나 많은 강점에도 불구하고, EMA는 임상적 활용 가능성이 제한되어 있는 자원 집중적인 방법이기도 하다(Maples et al., 2014). 따라서 본 연구에서는 연구 환경의 현실과 타협하여 하루 1회씩 2주 동안 자신의 기분을 기록하는 방법을 사용하였다. 기분 일기는 EMA에 비해 비용 대비 효율성이 높은 종단적 측정치로서 사람들이 일상생활에서 겪는 기분 변화의 실체에 다가갈 수 있는 대안으로 채택되었다.

ALS의 타당화를 위해 기분 일기나 생태학적 순간 평가를 활용한 선행 연구의 예는 드물다. ALS와 종단적 기분 평가를 함께 활용한 두 가지 경우(Bowen et al., 2013; Solhan, Trull, Jahng, & Wood, 2009)를 찾을 수 있었는데, 전자의 연구에서 두 변인은 짝 지워 분석되지 않았다. 반면 후자는 54문항의 ALS원판과 28일간에 걸친 기분에 대한 EMA 자료의 상관을 분석하고

있어서, ALS의 타당도에 대한 간접적 자료를 얻을 수 있다. 경계선 장애 및 주요 우울 장애 환자의 표집에서 ALS는 부정 정서의 기복과는 유의한 정적 상관을 보이거나, 긍정 정서의 기복과는 관련성이 없었다. Solhan 등(2009)은 이를 회고 편향 때문에 생태학적 측정과 적거나 중간 정도의 일치도를 보이는 데 그치는 정서적 불안정성에 관한 자기보고(즉, ALS)의 한계를 보이는 예로 해석하고 있다.

그러나 ALS-SF의 요인구성으로 보건대, 우울/들뜸 요인은 긍정 정서로의 전환을 포함하고 있어서, 긍정 정서의 기복을 담아낼 수 있다. 이와 일치하게, 병리적인 긍정적 정서로의 변화가 특징인 양극성 장애가 ALS에 의해 타당하게 변별될 수 있음이 보고되고 있다(Henry et al., 2001; Reich et al., 2012). 또한 Solhan 등(2009)의 연구 대상이 긍정 정서가 상대적으로 부족한 경계선 성격 장애, 주요 우울 장애, 그리고 기분 부전 장애 환자임을 고려할 때, ALS가 긍정 정서의 불안정성을 반영하지 못한 것은 표집 특성에 기인할 수 있다. 따라서 시간의 흐름에 걸친 역동적 정서 측정치에 비춘 ALS 원판의 타당도는 간접적이고 모호하며, 게다가 그 단축판의 타당도는 아직 확인되지 않은 상태이다. 이에 본 연구에서는 실생활에

서 기록된 기분 일기에 나타난 긍정 및 부정 정서의 가변성을 준거로 삼아서 ALS-SF의 구성 타당도를 직접 검증하고자 한다. 연구 2에서 검증하려는 가설을 정리하면 다음과 같다:

가설: 한국판 ALS-SF는 단일시점의 자기 보고 측정치로서 시간에 걸쳐 일어나는 실제 생활의 정서적 불안정성을 예측할 것이다.

세부 가설 1. 한국판 ALS-SF에서 높은 점수를 받은 집단은 낮은 점수에 받은 집단에 비해 ‘긍정’ 정서의 일기에서 더 큰 가변성을 보일 것이다.

세부 가설 2. 한국판 ALS-SF에서 높은 점수를 받은 집단은 낮은 점수를 받은 집단에 비해 ‘부정’ 정서의 일기에서 더 큰 가변성을 보일 것이다.

방 법

연구대상

연구 1의 참가자 523명중에서 ALS-SF를 선별도구로 삼아 연구 2의 피험자들 선정하였다. ALS-SF의 상위 및 하위 10%를 기준으로 높은

표 4. 정서적 불안정성 고, 저 집단에 따른 인구학적 변인과 ALS-SF의 평균과 표준편차

| | 정서적 불안정성 | | 차이 검증 |
|---------|--------------------------|--------------|--------------------------------|
| | 높은 집단 (n=21) | 낮은 집단 (n=21) | |
| 연령(세) | 34.71(6.79) [†] | 32.67(7.41) | t(40) = -1.30 |
| 교육연한(년) | 13.90(2.14) | 14.67(1.59) | t(40) = -.93 |
| 남/녀 | 2/19 | 4/17 | χ ² (1, N=42) = .77 |
| ALS-SF | 49.04(7.49) | 19.38(1.98) | t(40) = 17.52 ^{***} |

주. ALS-SF = Affect Labilty Scale-Short Form. [†] 괄호는 표준편차임.

^{***}p < .001.

정서적 불안정성 집단과 낮은 정서적 불안정성 집단을 구분하였다. 최종적으로 연구에 동의한 피험자는 각각 30명과 25명이었는데, 14일간의 기분일기 과정에서 높은 정서적 불안정성 집단에서는 9명이, 낮은 정서적 불안정성 집단에서는 4명이 탈락해서, 최종적으로는 각 21명으로 구성되는 집단의 자료가 분석되었다. 실험에 참가한 피험자들에게는 학점상의 가산점이 부여되었다.

표 4에서 보는 것처럼, 두 집단은 연령, 교육연한, 남녀 분포에서 차이가 없었다, $t(40) = -1.30, p = .35, 95\% \text{ CI} [-2.38, 6.48]$; $t(40) = -.93, p = .19, [-1.93, .41]$; $\chi^2(1, N=42) = .77, p = .37$. 두 집단에 걸쳐 피험자들의 평균 연령은 33.69세($SD = 7.10$)였고, 평균 교육연한은 14.29년($SD = 1.90$)이었으며, 전체 42명중 36명(85.71%)이 여성이었다. 선별 측정치인 ALS-SF에서는 예상대로 정서적 불안정성이 높은 집단이 더 높은 점수를 보였다, $t(40) = 17.52, p < .001, 95\% \text{ CI} [26.24, 33.08]$.

측정 도구

기분 일기

피험자들은 14일 동안 매일 기분을 기록하였다. 하루를 마무리하는 시점에 연구자가 마련한 웹사이트에 접속해서 기분 일기를 기록했는데, 기분의 항목은 김수안(2005)의 것으로, 긍정 정서 7개(즐거움, 기쁨, 자부심, 성취감 등)와 부정 정서 13개(슬픔, 분노, 짜증, 불안과 걱정 등)로 구성되었다. 또한 매일 발생하는 생활 사건을 평가하기 위해 스트레스를 묻는 단일 문항(“오늘 하루 스트레스나 압박감을 주는 일(사건, 경험)을 얼마나 경험하였습니까?”)이 추가되었다. 각 문항은 5점 척도로서

1(전혀 경험하지 않음) ~ 5(매우 강하게 경험함)상에서 응답된다. 기분 일기를 통해 각 피험자마다 긍정 및 부정 정서에 대한 14회의 기록 정보가 얻어지는데, 그 평균은 정서의 수준 혹은 강도를 반영하는 지표로, 표준편차는 정서의 가변성에 대한 지표로 분석되었다.

한국판 정서적 불안정성 척도-단축판

(Affective Lability Scale-Short Form: ALS-SF)

연구 1에서 사용한 척도와 동일하다.

절차

선별된 피험자들에게 개별적으로 접촉해서 연구 참여에 대한 동의를 얻고, 기분 일기에 대한 간단한 교육을 실시하였다. 최초 접촉 이후 14일 동안 피험자들은 매일 저녁 정해진 시간에 연구 홈페이지를 방문해서 온라인상으로 기분 일기를 작성하였다. 연구자가 매일 오전에 일기를 점검해서 누락된 경우 문자 메시지와 전화로 기록해줄 것을 요청하였다.

설계 및 분석

14일에 걸친 기분일기에서 추출되는 기분 가변성을 종속측정치로 해서, ALS-SF에 따른 집단 구분(고, 저 정서적 불안정성 집단; 피험자간 변인)과 기록되는 정서의 유인가(긍정, 부정 정서; 피험자내 변인)의 2×2 혼합 설계에 따라 자료를 분석했다. 이 때 스트레스를 주는 생활 사건을 겪은 정도는 공변인으로 포함시켰는데, 이는 기분의 변화중 생활 사건에 기인하는 상대적으로 객관적인 부분을 통제해서, 외적인 환경보다는 내적인 정서

상태가 더 잘 반영되게 하기 위함이었다. 이렇게 최종적으로 다변인 공변량 분석을 적용했다.

결 과

정서의 가변성

14일에 걸쳐 기록된 기분의 표준편차를 종속 측정치로 삼고, 스트레스의 표준편차는 공변량으로 통제하여, 2(ALS-SF에 의해 구분된 집단) × 2(기록된 정서의 유인가)의 다변인 공변량 분산 분석을 하였다. 그 결과, 집단의 주효과와 정서 유인가의 주효과가 각각 유의하였고, $F(1, 39) = 7.24, p = .01, \eta_p^2 = .159$; $F(1, 39) = 6.84, p = .013, \eta_p^2 = .149$, 반면에 두 요인의 상호작용은 유의하지 않았다, $F(1, 39) = .21, p = .65, \eta_p^2 = .005$.

그림 1에서 보듯이, 집단의 주효과는 기분의 유인가에 관계없이 높은 정서적 불안정성

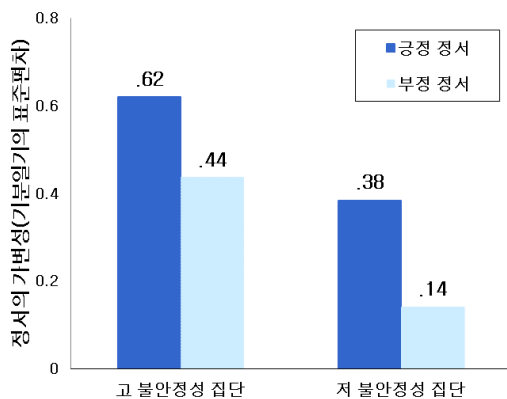


그림 1. ALS-SF(정서적 불안정성)가 높고 낮은 집단에서 유인가에 따른 기분 일기상의 정서 가변성의 평균. 각 조건의 평균은 공변인인 스트레스의 변산에 대해 조정됨.

집단($M = .50$)이 낮은 집단($M = .28$)에 비해 기분일기에서 더 큰 기분의 가변성을 나타내었다. 이로써 긍정 정서와 부정 정서 모두에서 ALS-SF의 점수가 높은 집단이 낮은 집단에 비해서 기분 일기에서 더 큰 가변성을 보일 것이라는 가설은 지지되었다. 이에 더해, 정서 유인가의 주효과는 기분 일기에서 긍정 정서의 변화 폭($M = .52$)이 부정 정서($M = .26$)에 비해 더 크다는 것을 보여준다. 즉, ALS-SF의 점수가 높은 집단이나 낮은 집단 모두에서 긍정 정서가 부정 정서보다 더 큰 폭으로 변화하였다.

정서의 수준

이주일간의 기분일기에서 얻어진 평균값을 정서 수준의 지표로 삼고, 스트레스의 평균을 공변량으로 통제하여, 2(ALS-SF에 의해 구분된 집단) × 2(기록된 정서의 유인가)의 다변인 공변량 분산 분석을 하였다. 그 결과, 정서 유인가의 주효과가 통계적으로 유의하였고, $F(1, 39) = 11.19, p = .002, \eta_p^2 = .223$, 정서 유인가와 정서적 불안정성 집단의 상호작용이 유의하였다, $F(1, 39) = 4.86, p = .003, \eta_p^2 = .136$. 따라서 해석의 초점은 상위 효과인 상호작용에 맞추어졌는데, 그림 2에서 보듯이 긍정 정서의 수준은 집단간 차이가 없었으나, $F(1, 39) = 1.21, p = .64, \eta_p^2 = .005$, 부정 정서의 수준은 고 불안정성 집단이 저 불안정성 집단에 비해 유의하게 더 높았다, $F(1, 39) = 11.80, p = .001, \eta_p^2 = .232$. 즉, ALS-SF에서 높은 점수를 받은 사람들은 낮은 점수를 받은 사람에 비해 부정 정서의 수준은 더 높았으나, 긍정 정서의 수준에서는 차이가 없었다.

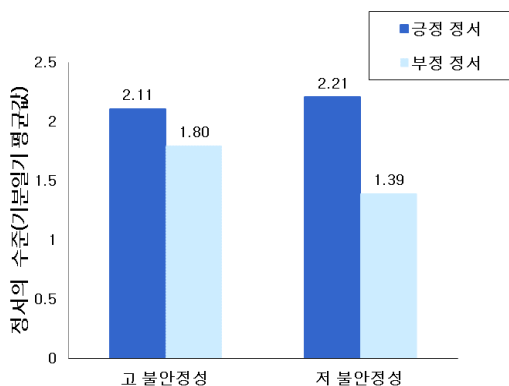


그림 2. ALS-SF(정서적 불안정성)가 높고 낮은 집단에서 유인가에 따른 기분 일기상의 정서 수준의 평균. 각 조건의 평균은 공변인인 스트레스에 대해 조정됨.

추가 분석

정서적 불안정성 척도와 생태학적 순간 평가의 관계를 살펴본 선행 연구인 Solhan 등 (2009)과 나란히 비교하기 위해, 본 연구의 42명 표집에서 ALS-SF와 정서의 가변성 지표의 상관을 분석하였다. Solhan 등(2009)의 연구에서는 ALS가 부정 정서의 기복과 유의한 상관을 보였으나, $r = .32, p = .01$, 긍정 정서의 그것과는 관련되어 있지 않았다, $r = .03, ns$. 그러나 분석 결과 본 연구에서 ALS-SF는 긍정 및 부정 정서의 가변성 모두와 통계적으로 유의한 상관을 보였다, $r = .312, p = .013, 95\% CI [.022, .530]; r = .552, p = .001, [.261, .734]$.

논 의

ALS-SF는 향후 이주일간에 걸쳐 일어나는 기분의 변화와 부침(浮沈)을 예측할 수 있다. 주목할만한 것은 ALS-SF가 부정 정서의 가

변성뿐만 아니라 긍정 정서의 변화를 보여줄 수 있다는 점이다. Solhan 등 (2009)에서 ALS는 부정 정서의 변화 폭과 유의한 상관을 보이는데 그친 것에 반해, 본 연구에서 ALS-SF는 정서의 유인가에 관계없이 기분의 가변성을 두루 표시하였다. 즉, 단일 시점상의 자기보고 측정치인 ALS-SF는 부정 정서뿐만 아니라 긍정 정서의 시간에 걸친 변화와도 연합되어 있었다. 정서적 불안정성의 구성 개념을 타당화하기 위한 필수적 요인이 시간의 흐름에 따른 역동성이므로(Palmier-Claus et al., 2012; Miller et al., 2009), 시계열적 기분 일기를 통해 얻어진 연구 2의 발견은 ALS-SF가 갖는 구성타당도의 건전성을 지지해준다.

연구 2의 결과는 ALS-SF의 타당도에 대한 청신호인 동시에, 정서적 불안정성에 대한 단일 시점의 자기 보고 척도가 합리적인 도구로서 임상적 유용성을 가질 수 있음을 시사한다. 정서적 불안정성에 대한 자기 보고는 회고적인 편향이 작용하며(Trull et al., 2008), 평가 시점에서 가까운 기분이나 가장 높은 정서 경험에 의해 과도한 영향을 받는다는 문제점이 제기되고 있다(Fredrickson, 2000). 정서적 불안정성의 자기 보고 척도는 그 타당도가 제한되어 있다는 지적에 둘러싸여 있는 셈인데, 연구 2의 결과는 ALS-SF를 향해 제기될 수 있는 이러한 우려를 어느 정도 불식시킬 수 있다. Solhan 등(2009)에서 ALS는 긍정 정서의 가변성과 $r = .03$ 의 상관을, 부정 정서의 가변성과는 $r = .32$ 의 상관을 보여서, 자기 보고와 EMA상의 기분 기복의 합치율이 낮은 것으로 제시되었다. 그러나 추가 분석에서 확인했듯이, 연구 2에서 각각의 상관은 .31, .55로서, 단일 시점상의 자기 보고와 시계열적 가변성 지표의 대응이 더 높게 나타나고 있다.

이러한 긍정적 신호에 불구하고, ALS-SF의 생태학적 타당도의 검증은 단지 시작 단계에 있을 뿐이다. Solhan 등(2009)은 ALS원판과 EMA를 경계선 성격 장애, 주요 우울 장애, 기분 부전 환자에게 적용한 것이었고, 본 연구는 ALS-SF와 기분일기를 정상 대학생들에게 실시한 것이었다. 두 연구 사이에 존재하는 표집 및 방법론의 차이를 고려할 때, 한국판 ALS-SF를 임상 표집에 적용하는 연구, 그리고 한국판 ALS-SF를 EMA에 비취서 종단적으로 타당화하는 연구 등이 이뤄질 필요가 있다.

한편, 14일간의 기분일기에서 집단구분과 무관하게 긍정 정서가 부정 정서에 비해 변화폭이 더 큰 것은 새로운 발견이다. 본래 유인가에 따라서 가변성의 폭이 달라지리라는 것은 예측의 범위 바깥에 있었다. 따라서 관련 연구의 결과를 사후에 검토하였는데, EMA를 사용한 Trull 등(2008)에서 긍정 및 부정 정서의 변화폭은 각각 0.303, 0.176이었고, Solhan 등(2009)에서는 각각 0.54 ~ 0.41, 0.31 ~ 0.33이었다. 한편, 기분 일기를 사용한 황성훈과 이훈진(2011)에서는 각각 0.76 ~ 0.77, 0.36 ~ 0.52이었고, 2년에 걸쳐 4회의 종단적 측정을 한 Murray 등 (2002)의 연구에서 각각 0.91, 0.84였다. 제시된 네 가지 연구에서 정서의 유인가에 따른 차이를 통계적으로 검증하지 않았지만, 자료의 추세로 보건대 연구 2와 유사하게 긍정 정서의 가변성이 더 높은 것이 일관되게 나타난다. 따라서 일반적으로 긍정적 정서가 부정적 정서에 비해 더 변하기 쉬운 정서일 가능성이 시사된다.

연구 2의 가설은 기분의 가변성에 관한 것이었지만, 이에 더해 ALS-SF가 높은 집단이 기분의 수준, 즉 강도에서 어떤 특성을 보이면서도 확인할 수 있었다. 고 불안정성 집단은

시간의 흐름에 따라 기분의 수준을 평균낼 때 저 불안정성 집단에 비해 부정 정서가 더 높았으며, 긍정 정서에서는 차이가 없었다. 즉, 변화폭과 무관하게 경험하는 정서의 양으로만 봤을 때, ALS-SF가 높은 사람들은 긍정 정서보다는 부정 정서 쪽으로 기울었다. 그들의 기분 정서 톤은 부정적 색조가 더 강한 셈인데, 이는 연구 1에서 ALS-SF가 우울과 같은 부정적 정서와 유의한 정적 상관을 보인 것과 일치한다. 정서적 불안정성과 신경증의 관계를 다루는 일련의 연구들(Kamen et al., 2010; Maples et al., 2014; Miller & Pilkonis, 2006)에서, 두 변인 간에 중간 정도의 유의미한 상관성이 일관되게 보고되는 것도 ALS-SF가 높은 집단의 부정적 정서 톤과 일치한다. 정서의 가변성과 수준에 관한 두 자료를 종합하면, ALS-SF에 의해 탐지되는 사람들은 기본적으로 어두운 정서는 더 많이, 밝은 정서는 더 적게 경험한다고 볼 수 있다. 그러나 많이 느끼는 어두운 기분이든 적게 느끼는 밝은 기분이든 그 명암(明暗)에 무관하게 그들의 기분은 쉽게 바뀌는 셈이다.

종합논의

정서적 불안정성은 성격 연구에서 오랜 역사를 가진 중요한 개인차 변인임에도 불구하고 경계선 성격 장애와 같은 특정 병리의 세부 특징으로만 다루지는 등 독립적인 구성개념으로 대우받지 못한 것(Kamen et al., 2010; Miller & Pilkonis, 2006)에는 자기보고 척도와 같은 간편하면서 유용한 측정 도구가 확립되지 못한 것이 한 원인일 수 있다(Maples et al., 2014). 이러한 배경에서 한국판 ALS-SF가 건전

한 심리 측정적 속성을 가지며, ‘우울/들뜸’, ‘불안/우울’, ‘분노’로 이뤄지는 3요인 구조를 일관되게 보인다는 연구 1의 결과는 고무적인 일이다. 이에 더해, 한국판 ALS-SF가 단일 시점에서 이뤄지는 회고적 보고라는 한계에도 불구하고 실생활에서 시간의 흐름을 두고 발생하는 기분의 변화와 굴곡을 예측할 수 있다는 연구 2의 결과는 이 척도의 구성 타당도를 지지해 준다. 즉, ALS-SF는 비록 한순간의 자기보고이지만, 시간의 흐름에 따라 펼쳐지는 정서 변화의 역동적 과정을 타당하게 담아낼 수 있다. 따라서 한국판 ALS-SF는 향후 기분의 가변성을 다루는 연구들에서 안전하게 활용될 수 있을 것이다.

진단의 경계를 넘는 횡적 병리 차원으로서 정서적 불안정성은 부정적 정서의 대표적 구성 개념인 신경증 요인과 연관되어 탐구될 수 있다. 이 분야는 이미 많은 선행 연구가 누적되어 있다(Kamen et al.; Maples et al., 2014; Miller & Pilkonis, 2006; Miller et al., 2009; Murray et al., 2002). 이러한 연구 무대에서 정서적 불안정성의 구성 개념은 새로운 분야로서 성격 장애의 평가에 활용될 수 있다. 성격 장애에 대해 기존의 범주적 접근을 탈피하여 차원적 모형을 도입하려는 움직임이 있음을 감안할 때(American Psychiatric Association, 2013, p. 761), 연속적 성격 특질을 가정하는 5요인 이론이 정상 성격뿐만 아니라 병리적인 성격 장애에도 적절히 적용될 수 있는지가 관심사이다. 그러나 구조적이고 정적인 5요인 이론은 성격 장애의 평가에서 중요한 차원인 정서적 불안정성을 충분히 담아내지 못한다는 비판에 직면해 있다(Kamen et al., 2010; Miller & Pilkonis, 2006). 구조적 모형은 행동, 태도, 가치, 욕구, 정서적 상태의 평균치만을 고려하

로, 시간의 흐름에 따른 역동성을 갖는 정서적 불안정성을 제대로 반영할 수 없다는 것이다. 따라서 정상인에 대한 차원적 성격 모형을 임상 집단의 성격 장애를 분류하고 평가하기 위해 이론적으로 연장하는 과정에서 정서적 불안정성을 보완하는 노력이 요구되는데, 구성 타당도가 확인된 ALS-SF가 이러한 목적을 위해 유용하게 쓰일 수 있다.

그러나 ALS-SF 자체의 타당화 연구는 아직 더 보완될 필요가 있다. 자기 보고 측정치이므로, 정보의 원천을 달리하는 평가 방법에 비추어서 ALS-SF를 타당화하는 연구들이 요구된다. 예컨대, 정서적 불안정성을 임상가가 면접을 통해서 평정하거나 가족이나 또래와 같은 정보제공자의 보고로 평가할 수 있다. 이러한 타당화 작업이 일부 이루어졌는데, 구조적 면접을 통한 임상가의 평정은 ALS와 중간 정도의 유의한 상관을 보여서(Koenigsberg et al., 2002; Reich et al., 2012), ALS의 타당도를 지지하였다. 그러나 정보제공자의 보고를 준거로 ALS를 타당화하는 시도는 아직 이뤄지지 않아서, 미래의 연구를 기다리고 있다. ALS-SF를 다른 자기 보고 척도들과 함께 사용해서 그들의 관계를 연구할 때는 정보의 원천이 동일하므로 실제의 공유변량보다 상관이 부풀려지는 문제가 생길 수 있다. 따라서 한국판 ALS-SF가 상이한 정보 원천에 비추어서 타당화된다면, 이러한 단일방법론 편향(monomethod bias; Johnson, Rosen, & Djurdjevic, 2011; Podsakoff, MacKenzie, Lee, & Podsakoff, 2003)의 부담에서 자유로울 수 있을 것이다.

본 연구에서 사용한 기분일기는 종단적 측정의 필요성과 연구 현실의 한계를 타협한 결과이기는 하지만, 생태학적 순간 평가에 비해서는 기분 변화를 탐지하는 해상도가 떨어진

다는 한계를 가진다. 기분일기에서 정서적 가변성의 지표는 표준편차였는데, 이는 정서 변화의 폭을 알려줄 뿐이고, 변화의 빈도나 극단성과 같은 정보는 제공하지 않는다. 또한 하루를 지내고 그날의 기분을 평정하는 것이 얼마 지나지 않은 일에 대한 것이라 해도 역시 회상 편향에서 완전히 자유롭지는 않다. 따라서 살아있는 자연 그대로의 기분 기록에 더 가까이 다가가기 위해서는 EMA가 이상적이다. 미래의 연구에서는 EMA를 통해 측정된 기분 가변성이라는 좀더 강건한 기준에 비추어서 ALS-SF의 구성타당도를 확인할 필요가 있다.

본 연구의 또 다른 약점으로 ALS-SF의 변안 과정에서 한국어로의 번역에 대해서 이중 언어구사자에 의한 역번역 작업이 이뤄지지 않은 것을 들 수 있다. 4번 문항이 '분노' 요인 대신에 '불안/우울'로 변경되어 나타나는 것은 변안 과정의 약점과 관련될 수 있다. 향후 연구에서는 한국판 ALS-SF의 문항을 그대로 쓰기보다는 역번역을 비롯한 재번안 과정을 거치는 것이 더 나은 선택일 것이다.

이에 더해, 본 연구의 표집이 갖는 제한성을 충분히 고려하여, 본 연구의 발견이 갖는 일반화의 폭을 조심스레 결정할 필요가 있다. 본 연구의 참가자들은 사이버 대학교의 재학생으로 연구 1 기준으로 평균 연령 35.44세에 이르는 성인층이었다. 이러한 참가자들이 지역사회 표집을 20대 대학생 집단에 비해 더 잘 대표할 수 있다는 장점도 있으나, 사이버 대학생에 의해 공유되는 특수성에 의해 제한될 수도 있다. 따라서 향후 연구를 통해 전형적인 대학생 집단, 그리고 임상 집단에서 교차 타당화 될 수 있다면, 본 연구 발견의 일반화 범위는 넓어질 것이다.

표집과 관련된 문제로서, 연구 2의 피험자가 각 집단에 21명으로 다소 적었던 점이 통계적 검증력을 낮추는 영향을 주었을 수 있다. 그러나 정서적 가변성에 대한 분산 분석의 효과 크기(η^2)가 .149 ~ .159로 낮지는 않은 편이어서 이러한 우려를 불식시켜 준다. 또한 기분 일기의 실행과정에서 적지 않은 중간 탈락이 일어난 것도 유의할만하다. 자신의 기분을 매일 기록하는 것이 참가자들에게는 노고로운 일임을 알 수 있고, 이를 상쇄하고 협력을 북돋기 위해서는 좀 더 효과적인 보상이 요구된다.

그러나 이러한 한계점에도 불구하고, 시간의 흐름에 걸쳐 만들어지는 정서적 불안정성이라는 포착하기 어려운 구성개념이 한 시점의 자기 보고 척도로도 타당하게 측정될 수 있다는 점을 보인 것은 본 연구의 강점이다. 일반인 표집에서 ALS-SF는 시간에 걸친 긍정 및 부정 정서의 가변성을 모두 예측하는 경제적이고도 유효한 기준점을 제공할 수 있음이 입증되었다. 따라서 진단을 가로지르는 정신병리의 위상을 부여할만한 현상으로서 정서적 불안정성에 대한 연구가 한국판 ALS-SF를 새로운 거점으로 활성화될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김수안 (2005). 감정에 압도된 집단의 성격, 정서특성 및 안녕감. 서울대학교 대학원 석사학위 논문.
- 박지현, 방희정 (2013). 여대생의 사회지향성이 폭식행동에 미치는 영향: 정서조절곤란의 조절효과를 중심으로. 한국심리학회지: 일반, 32(3), 653-674.

- 서우정, 조용래 (2012). 대학생들의 정서조절곤란과 상위인지 및 그 차원들이 일반화된 불안증상의 심각도에 미치는 영향. *인지행동치료*, 12(1), 43-61.
- 양경은, 박기환 (2014). 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서조절곤란이 걱정애 미치는 영향: 경험적 회피의 매개효과. *한국심리학회지: 건강*, 19(1), 187-201.
- 오은혜, 노상선, 조용래 (2009). 부정적인 사회적 자기 개념과 정서조절곤란이 대학생의 사회불안에 미치는 영향. *인지행동치료*, 9(1), 75-89.
- 오지희 (2014). 한국판 감정기복척도의 개발. *한국심리학회 연차 학술발표논문집*, 267-267.
- 왕희령, 김상익, 강시현, 주연호, 김창윤 (2008). 양극성 장애 환자에서 한국어판 Bipolar Spectrum Diagnostic Scale의 타당성 연구. *신경정신의학*, 47, 533-538.
- 이미현, 채규만 (2012). 부정적 정서와 폭식 행동의 관계: 정서조절곤란의 매개효과를 중심으로. *인지행동치료*, 12(2), 129-144.
- 이선미, 박기환 (2013). 행동 활성화/억제체가 폭식행동에 미치는 영향: 정서조절곤란의 매개효과. *인지행동치료*, 13(3), 407-422.
- 이영호, 송종용 (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. *한국심리학회지: 임상*, 10, 98-113.
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. *한국심리학회지: 임상*, 26(4), 1015-1038.
- 홍상환, 김영환 (1998). 경계선 성격장애 척도의 타당화 연구: 대학생을 대상으로. *한국심리학회지: 임상*, 17, 259-271.
- 황성훈, 이훈진 (2011). 이분법적 사고가 기분 및 자존감의 강도와 기복에 미치는 영향. *한국심리학회지: 일반*, 30, 933-946.
- Aas, M., Pedersen, G., Henry, C., Bjella, T., Bellivier, F., Leboyer, M., Kahn, J., Cohen, R. F., Gard, S., Aminoff, S. R., Lagerberg, T. V., Andreassen, O. A., Melle, I., & Etain B. (2015). Psychometric properties of the Affective Lability Scale (54 and 18-item version) in patients with bipolar disorder, first-degree relatives, and healthy controls. *Journal of Affective Disorders*, 172, 375-380.
- Allport, G. W., & Odbert, H. S. (1936). Trait names: A psycho-lexical study. *Psychological Monographs*, 47(211), 1-171.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manuals of mental disorder-fifth edition: DSM-5*. Washington, DC: Author.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bowen, R. C., Baetz, M., Hawkesa, J., & Bowen, A. (2006). Mood variability in anxiety disorders. *Journal of Affective Disorders*, 91, 165-170.
- Bowen, R. C., Baetz, M., Leuschen, C., & Kalynchuk, L. E. (2011). Predictors of suicidal thoughts: Mood instability versus neuroticism. *Personality and Individual Differences*, 51, 1034-1038.
- Bowen, R. C., Balbuena, L., Leuschen, C., & Baetz, M. (2012). Mood instability is the distinctive feature of neuroticism. Results from the British Health and Lifestyle Study

- (HALS). *Personality and Individual Differences*, 53, 896-900.
- Bowen, R. C., Wang, Y., Balbuena, L., Houmphan, A., & Baetz, M. (2013). Relationship between mood instability and depression: Implications for studying and treating depression. *Medical Hypotheses*, 81, 459-462.
- Coccaro, E. F., Harvey, P. D., Kupsaw-Lawrence, E., Herbert, J. L., & Bernstein, D. P. (1991). Development of neuropharmacologically based behavioral assessments of impulsive aggressive behavior. *The Journal of Neuropsychiatry & Clinical Neurosciences*, 3(2), S44-51.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory and NEO Five-Factor Inventory professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Fredrickson, B. L. (2000). Extracting meaning from past affective experiences: The importance of peaks, ends, and specific emotions. *Cognition and Emotion*, 14, 577-606.
- Ghaemi, S. N., Miller, C. J., Berv, D. A., Klugman, J., Rosenquist, K. J., & Pies, R. W. (2005). Sensitivity and specificity of a new bipolar spectrum diagnostic scale. *Journal of Affective Disorders*, 84, 273-277.
- Gonzales, V. A., Martelli, M. F., & Baker, J. M. (2000). Psychological assessment of persons with chronic pain. *NeuroRehabilitation*, 14(2), 69-83.
- Gratz, K. L., & Roemer, I. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the Difficulty in emotion Regulation Scale. *Journal of Psychology and Behavioral Assessment*, 26, 41-54.
- Harvey, P. D., Greenberg, B. R., & Serper, M. R. (1989). The Affective Lability Scale: Development, reliability and validity. *Journal of Clinical Psychology*, 45, 786-793.
- Henry, C., Mitropoulou, V., New, A. S., Koenigsberg, H. W., Silverman, J., & Siever, L. J. (2001). Affective instability and impulsivity in borderline personality and bipolar II disorders: Similarities and differences. *Journal of Psychiatric Research*, 35, 307-312.
- Henry, C., van den Bulke, D., Bellivier, F., Roy, I., Swendsen, J., M'Bajlara, K., Siever, L. J., & Leboyer, M. (2008). Affective lability and affect intensity as core dimensions of bipolar disorders during euthymic period. *Psychiatry Research*, 159, 1-6.
- Johnson, R. E., Rosen, C. C., & Djurdjevic, E. (2011). Assessing the impact of common method variance on higher order multidimensional constructs. *Journal of Applied Psychology*, 96, 744-761.
- Kamen, C., Pryor, L. R., Gaughan, E. T., & Miller, J. D. (2010). Affective lability: Separable from neuroticism and the other big four? *Psychiatry Research*, 176, 202-207.
- Koenigsberg, H. W., Harvey, P. D., Mitropoulou, V., Schmeidler, J., Antonia, S. N., Goodman, M., Silverman, J. M., Serby, M., Schopick, F., & Siever, L. J. (2002). Characterizing affective instability in borderline personality disorder. *The American Journal of Psychiatry*, 159(5),

- 784-788.
- Larsen, R., Diener, E., & Emmons, R. (1986). Affect intensity and reactions to daily life events. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*, 803-814.
- Livesley, W. J., Jackson, D. N., & Schroeder, M. L. (1989). A study of the factorial structure of personality pathology. *Journal of Personality Disorders, 3*, 292-306.
- Look, A. E., Flory, J. D., Harvey, P. D., & Siever, L. J. (2010). Psychometric properties of a short form of the Affective Lability Scale (ALS-18). *Personality and Individual Differences, 49*, 187-191.
- Mansell, W., Morrison, A. P., Reid, G., Lowens, I., & Tai, S. (2007). The interpretation of, and responses to changes in internal states: an integrative cognitive model of mood swings and bipolar disorders. *Behavioral and Cognitive Psychotherapy, 35*, 515-539.
- Maples, J., Miller, J. D., Hoffman, B. J., & Johnson, S. L. (2014). A test of the empirical network surrounding affective instability and the degree to which it is independent from neuroticism. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 5*(3), 268-277.
- McConville, C., & Cooper, C. (1999). Personality correlates of variable moods. *Personality and Individual Differences, 26*, 65-78.
- Miller, J. D., & Pilkonis, P. (2006). Neuroticism and affective instability: The same or different? *The American Journal of Psychiatry, 163*, 839-845.
- Miller, J. D., Vachon, D. D., & Lynam, D. R. (2009). Neuroticism, negative affect, and negative affect instability: Establishing convergent and discriminant validity using ecological momentary assessment. *Personality and Individual Differences, 47*, 873-877.
- Morey, L. C. (1991). *Personality Assessment Inventory: Professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Murray, G., Allen, N. B., & Trinder, J. (2002). Longitudinal investigation of mood variability and the FFM: Neuroticism predicts variability in extended states of positive and negative affect. *Personality and Individual Differences, 33*, 1217-1228.
- Nusslock, R., & Frank, E. (2011). Subthreshold bipolarity: Diagnostic issues and challenges. *Bipolar Disorder, 13*(7-8), 587-603.
- Oliver, M. N., & Simons, J. S. (2004). The affective lability scales: Development of a short-form measure. *Personality and Individual Differences, 37*, 1279-1288.
- Palmier-Claus J. E., Taylor P. J., Varese, F., & Pratt, D. (2012). Does unstable mood increase risk of suicide? Theory, research and practice. *Journal of Affective Disorders, 143*, 5-15.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology, 88*, 879-903.
- Reich, D. B., Zanarini, M. C., & Bieri, K. A. (2009). A preliminary study of lamotrigine in the treatment of affective instability in borderline personality disorder. *International Clinical Psychopharmacology, 24*, 270-275.
- Reich, B. D., Zanarini, M. C., & Fitzmaurice, G.

- (2012). Affective lability in bipolar disorder and borderline personality disorder. *Comprehensive Psychiatry*, 53, 230-237.
- Siever, L., & Davis, K. (1991). A psychobiological perspective on the personality disorders. *American Journal of Psychiatry*, 148, 1647-1658.
- Simons, J. S., & Carey, K. B. (2002). Risk and vulnerability for marijuana use problems: The role of affect dysregulation. *Psychology of Addictive Behaviors*, 16(1), 72-75.
- Solhan, M. B., Trull, T. J., Jahng, S., & Wood, P. K. (2009). Clinical assessment of affective instability: Comparing EMA indices, questionnaire reports, and retrospective recall. *Psychological Assessment*, 21(3), 425-436.
- Stone, A. A., & Shiffman, S. (1994). Ecological momentary assessment in behavioral medicine. *Annals of Behavioral Medicine*, 16, 199-202.
- Thompson, R. J., Berenbaum, H., & Bredemeier, K. (2011). Cross-sectional and longitudinal relations between affective instability and depression. *Journal of Affective Disorders*, 130, 53-59.
- Trull, T. J., Solhan, M. B., Tragesser, S. L., Jahng, S., Wood, P. K., Piasecki, T. M., & Watson, D. (2008). Affective instability: Measuring a core feature of borderline personality disorder with ecological momentary assessment. *Journal of Abnormal Psychology*, 117, 647-661.
- Wilson, S. T., Stanley, B., Oquendo, M. A., Goldberg, P., Zalsman, G., & Mann, J. J. (2007). Comparing impulsiveness, hostility, and depression in borderline personality disorder and bipolar II disorder. *Journal of Clinical Psychiatry*, 68, 1533-1539.

원고접수일 : 2015. 01. 07.
수정원고접수일 : 2015. 05. 11.
게재결정일 : 2015. 06. 11.

Construct Validation of the Korean Affective Lability Scale-Short Form

Seong-Hoon Hwang

Department of Counseling Psychology, Hanyang Cyber University

Affective instability is a construct that has not received sufficient research attention in spite of its close relation with various areas of psychopathology. Through the study, it was attempted to translate and validate in Korean sample the Affective Lability Scale-Short Form (ALS-SF; Oliver & Simons, 2004), a self-report scale measuring affective instability. In Study 1, 523 cyber university students completed the ALS-SF along with the Personality Assessment Inventory-Borderline Features Scale, Bipolar Spectrum Disorder Scale, and Beck Depression Inventory, three measures working as criteria variables for validation. ALS-SF showed significant correlations with all three measures, supporting its convergent validity. In addition, the exploratory factor analysis to examine the internal structure revealed the same 3-factor structure consisting of “Elation/Depression”, “Anxiety/Depression”, and “Anger” factor as in previous studies. As a further research effort, the construct validity of the ALS-SF was investigated against the criterion of everyday life in Study 2. For this purpose, the high and low affective lability (AL) group that were screened from the sample of Study 1 using the ALS-SF (each consisting of 21 subjects) kept mood diaries over two weeks, the standard deviations of which were analyzed as the index of mood variability. In the results, the high AL group showed greater variability in both positive and negative mood than the low AL group, supporting the construct validity of the ALS-SF. The score for the ALS-SF measured at a single point in time can predict the ups and downs of mood over time in everyday life. Finally, the limitations of this study and possible directions for future research were discussed.

Key words : affective lability, borderline personality, bipolar disorder, mood diary

부 록

한국판 정서적 불안정성 척도 단축판의 문항별 평균, 표준편차, 왜도 및 첨도

| 문항 | M | SD | 왜도 | 첨도 |
|--|------|-----|------|-------|
| 1. 때로 나는 여느 다른 사람들처럼 편히 이완되었다고 느낀다. 그런데 몇 분이 안되어서 신경이 너무 과민해 저서 현기증이 나고 어질어질해 진다. | 1.67 | .72 | .81 | .13 |
| 2. 나는 기운과 에너지가 거의 없다가 곧 이어서 대부분의 사람들과 거의 동일한 수준의 기운과 에너지가 생기는 때가 있다 | 1.98 | .79 | .25 | -.81 |
| 3. 나는 어떤 순간에 괜찮은 기분을 느낄 수 있다. 그런데 그 다음 순간에는 긴장되고 초조하며 신경이 과민해진다. | 1.93 | .82 | .41 | -.73 |
| 4. 나는 내 성질을 매우 잘 조절할 수 있는 상태에서 전혀 조절할 수 없는 상태로 자주 전환된다. | 1.81 | .79 | .55 | -.59 |
| 5. 많은 경우 나는 신경이 과민하고 긴장이 된다. 그러다가 갑자기 매우 슬프고 울적해 한다. | 1.97 | .90 | .48 | -.75 |
| 6. 가끔 나는 어떤 것에 때문에 극도로 불안한 상태였다가 그것 때문에 매우 울적해 하는 상태로 바뀐다. | 2.12 | .93 | .26 | -.98 |
| 7. 나는 완벽하게 차분한 상태와 긴장되고 과민한 상태를 왔다갔다 한다. | 1.88 | .82 | .47 | -.74 |
| 8. 나는 한 순간 완벽하게 차분하다가 그 다음 순간에는 아주 작은 일에도 격하게 화를 내는 때가 있다. | 1.96 | .88 | .37 | -.97 |
| 9. 나는 괜찮은 기분이 되려고 하지만, 곧이어 너무 화가 나서 뭔가를 칠 것만같은 경우가 자주 있다. | 1.75 | .80 | .73 | -.34 |
| 10. 나는 분명하게 생각하고 집중을 잘 할 수 있는 때가 있다. 그런데 그다음 순간에는 집중해서 분명하게 생각하기가 매우 어려운 경우가 가끔 있다. | 2.12 | .83 | .07 | -.95 |
| 11. 나는 매우 화가 나서 고향을 거의 멈출 수 없는 때가 있고 얼마 지나지 않아 내가 고향을 지른다는 것을 전혀 생각할 수도 없는 때가 있다. | 1.53 | .73 | 1.33 | 1.26 |
| 12. 나는 극도로 에너지가 넘치는 상태와 에너지가 거의 없어서 내가 가고자 하는 곳에 가는 것도 큰 노력이 드는 상태를 왔다 갔다 한다. | 1.66 | .74 | .81 | -.19 |
| 13. 내 자신에 대해 매우 경이롭게 느끼나 곧 이어서 내가 그저 여느 다른 사람과 거의 같을 따름이라고 느끼곤 하는 경우가 있다. | 1.93 | .86 | .40 | -.91 |
| 14. 나는 너무 화가 나서 심장이 요동치고 부들부들 떨다가 얼마 지나지 않아서 꽤 편하게 이완되는 경우가 있다. | 1.86 | .83 | .44 | -.87 |
| 15. 나는 생산성이 매우 떨어지는 상태와 여느 다른 사람수준으로 생산적인 상태를 오고 간다. | 1.83 | .76 | .46 | -.64 |
| 16. 환순간 나는 기운과 에너지가 넘치다가 그 다음 순간에는 일을 하기가 힘들 정도로 기운과 에너지가 없는 것 같은 경우가 가끔 있다. | 1.93 | .85 | .36 | -.98 |
| 17. 나는 평소에 비해, 그리고 대부분의 사람들에 비해 더 많은 기운과 에너지를 느끼다가 곧 이어서 여느 다른 사람들 수준의 기운과 에너지를 느끼는 때가 있다. | 1.97 | .79 | .30 | -.73 |
| 18. 가끔 나는 모든 것을 매우 느린 속도로 하고 있다고 느끼다가, 곧 이어서 여느 다른 사람만큼의 속도로 하고 있음을 느낀다. | 2.05 | .85 | .07 | -1.27 |