

Emotional Instability of Depressed Individuals: A Comparison of Variance, Autocorrelation and Mean Square Successive Difference

Mi Ran Choi¹ Seungmin Jahng² Hyang Sook Kim^{1†}

¹Department of Psychology, Sogang University, Seoul; ²Department of Psychology, Sungkyunkwan University, Seoul, Korea

Depressive disorders are known to be closely related to emotional dysregulation and therefore, emotional instability. Previous studies suggested that emotional instability can be characterized by two components, emotional variability and emotional inertia, the indices of which are emotional variability and emotional inertia, respectively, but there have been few studies which comprehensively examined emotional instability of depressed individuals. The current study, by utilizing experience sampling method, aimed to compare variance and autocorrelation with the Mean Square Successive Difference, a newly introduced index of emotional instability reflecting both variability and inertia of emotion. In addition, this study aimed to examine the dynamics of emotional instability with respect to activation dimension as well as valence dimension of emotion. For this purpose, 25 participants with depression and 24 non-depressed participants were asked to rate their positive-activated (happy, pleasant), positive-deactivated (calm, comfortable), negative-activated (irritated, anxious), and negative-deactivated (depressed, tired) emotional states, five times a day for seven consecutive days. The results of the independent sample *t*-tests were as follows: First, participants with depression displayed higher valence variability, activation variability, and spin compared with non-depressed individuals, while no significant group difference in pulse was found. Second, there was no significant group difference in valence and activation of emotional inertia. Third, the depressed group showed significantly higher scores in valence and activation of mean successive difference, compared with the non-depressed group. The current study is significant with respect to the synthetically analyzed dynamics of emotional instability by comparing three major indexes including variance, autocorrelation, and mean square successive difference, as well as by considering two dimensions of emotion.

Keywords: depression, emotional variation, emotional inertia, emotional instability, valence, arousal

‘행복한’, ‘기쁜’, ‘우울한’, ‘슬픈’, ‘화난’, ‘불안한’과 같이 정서를 표현하는 형용사가 200개가 넘을 정도로 우리는 다양한 정서를 경험하며 살아간다. 또한 정서는 끊임없이 역동적인 변화를 반복하는데, 이 같은 정서 변화의 양상은 개인 간 차이를 보인다. 따라서 정서 변화의 양상에 대한 연구는 개인의 주관적 내면 세계를 깊이 있게 이

해하는 데 핵심적인 것으로 알려져 있다(Bylsma, Taylor-Clift, & Rottenberg, 2011).

대부분의 정서는 상황에 대한 반응으로서 외부 변화에 주의를 기울이고 그에 적절하게 대처할 수 있도록 동기화되는 과정에서 나타난다(Kuppens, Oravecz, & Tuerlinckx, 2010; Nesse & Ellsworth, 2009; Scherer, 2009). 따라서 상황의 변화에 적절한 정서적 반응은 개인이 적응적으로 기능하고 있음을 의미한다(Kashdan & Rottenberg, 2010). 간혹 새로운 자극과 환경을 접할 때 평균 수준에서 벗어나는 정서를 경험하기도 하지만 이는 일반적으로 기대되는 수준을 크게 벗어나지 않는다(Cacioppo & Gardner, 1999). 이러한 정서적 안정은 삶에 긍정적으로 적응하고 심리적으로 건강한 상태임

†Correspondence to Hyang Sook Kim, Department of Psychology, Sogang University, 35 Baekbeom-ro, Mapogu, Seoul 04107, Korea; E-mail: hyangkim@sogang.ac.kr

Received Aug 17, 2015; Revised Feb 29, 2016; Accepted Mar 27, 2016

This study is based on the first author's master's thesis.
This work was supported by the Sogang University Research Grant (No: 201210048).

을 나타내는 지표로 알려져 왔다(Hills & Argyle, 2001). 반면 정서가 적절한 수준을 빈번하게 넘어서거나 극단적으로 변하게 되면 이는 곧 정서의 불안정성으로 이어지게 된다(Waugh, Thompson, & Gotlib, 2011).

정서 경험의 양상으로서 정서적 불안정성은 우울증상을 이해하고 특징짓는 것과 관련하여 중요한 역할을 한다. 우울증의 생리심리사회 모형에 따르면 우울증은 다양한 생물학적, 심리적 및 사회적 요인을 갖는다. 대표적으로 우울증과 관련된 생물학적 요인으로는 유전적 요인, Catecholamine 가설, 시상하부의 기능 장애를 들고 있고, 심리적 요인으로는 대상관계 상실로 인한 슬픔으로의 동일시와 이에서 비롯된 죄책감, 자신을 향한 분노와 적개심, 학습된 무기력, 귀인, 부정적이고 자동화된 사고와 역기능적인 신념 및 인지적 오류 등을 말하고 있으며, 사회적 요인으로는 상실과 실패 등의 부정적인 생활사건을 들고 있다(Kwon, 2013). 또한 오늘날 우울장애를 설명하는 핵심 요인으로 정서조절 곤란이 제기되면서 이와 관련된 요인을 밝히는 데 초점을 두고 있다(Chow, Ram, Boker, Fujita, & Clore, 2005; Ehring, Tuschen-Caffier, Schnülle, Fischer, & Gross, 2010).

DSM-5에서 주요 우울 삽화의 진단기준으로 우울한 기분이 하루 중 대부분, 거의 매일 2주 이상 지속될 것을 제시한 바 있다(APA, 2013). 즉, 우울 성향자들이 보이는 기분 특징이 지속적이고 안정적일 것으로 본다. 이와 관련하여 Watson, Clark와 Carey (1988)의 연구에서도 이들은 긍정적인 정서를 적게 경험하고 부정적인 정서를 상당히 경험하는 것으로 보고되었다. 그렇지만 후속 연구들에서 우울 증상을 경험하는 이들이 실제 일상생활에서 갖은 정서 변화를 경험한다는 점이 밝혀졌다(Angst, Gamma, & Endrass, 2003; Mcconville & Coopers, 1996). 이에 최근에는 정서의 역동적인 특징과 관련한 불안정성에 초점을 맞추고 있다(Peeters, Berkhof, Delespaul, Rottenberg, & Nicolson, 2006). 실제로 Bowen, Mahmood, Milani와 Baetz (2011)은 우울장애를 지닌 집단을 치료 하면서 3, 6개월 단위로 정서적 불안정성을 측정할 결과, 치료기간이 길어질수록 정서적으로 안정되어 가는 점을 보고하였다. 이는 우울장애의 치료가 일종의 정서적 안정을 획득해 나가는 과정임을 시사한다. 따라서 우울 성향자들의 정서적 불안정성에 대한 고찰은 치료적 함의가 클 것으로 기대된다.

이렇듯 우울증의 치료적 접근에서 정서적 불안정성을 다루어야 할 필요성이 제기되고 있음에도 실제로 이와 관련된 경험적 연구는 양적으로 충분하지 않을 뿐 아니라 서로 일관된 결과를 보이지 않고 있다. 이러한 결과의 불일치는 불안정성에 대한 개념 정의가 상이한 데서 일부분 기인하고 있다. 기존의 연구들에서는 정서적 불

안정성을 측정하기 위해 다양한 개념들을 제안하였다. 우선 정서 변산성(emotion variability)을 들 수 있는데(Eid & Diener, 1999), 이는 정서가 변화하는 정도를 의미하며 개인차를 비교적 안정적으로 설명하는 특질로 설명된다(Eaton & Funder, 2001). 정서 변산성은 여러 시점에서 측정한 값의 개인 내 분산(variance)이나 표준편차(standard deviation)를 통해 산출되며 수치가 높을수록 불안정한 정서를 의미한다.

한편 Larsen (1987)은 정서적 불안정성을 제대로 반영하기 위해서는 분산뿐만 아니라 시간 의존성(temporal dependency)을 고려해야 한다고 제안하였다. 즉, 유사한 변산성을 보인 사람들 중에서도 시간의 연속선 상에서 정서 경험의 변화가 잦을수록 정서적으로 더욱 불안정하다고 해석할 수 있다. 최근의 연구들은 시간 차원에서 정서가 변화하는 양상을 설명하기 위해 정서변화 저항성(emotional inertia)의 개념을 도입하여 자기상관(autocorrelation)을 통해 이를 측정하였다(Kuppens, Allen, & Sheeber 2010). 자기상관은 현재의 상태가 이전의 상태와 갖는 관련성으로서, 정서 측정값의 자기상관계수가 낮을수록 정서의 변화가 급격하고 빈번하게 일어나는 불안정한 정서를 의미한다.

이상에서 소개한 정서 변산성과 정서변화 저항성은 정서적 불안정성의 전체적인 특징을 반영하는 데 한계를 지니고 있다. 전자는 정서 변화의 폭을 알려주지만 시간적 안정성을 고려하지 않으며, 후자는 시간적 안정성을 나타내지만 정서 변화의 폭은 반영하지 않는다는 점에서 그러하다(Ebner-Priemer & Sawitzki, 2007). 이러한 두 지표의 단점을 보완하기 위하여 Jahng, Wood와 Trull (2008)은 분산과 자기상관의 두 요소를 모두 포함하는 계차제곱평균(mean square successive difference, MSSD)의 개념을 소개하였다. 분산은 변산성, 자기상관은 정서변화 저항성으로 개념화되는 반면 계차제곱평균은 변산성과 정서변화 저항성을 모두 포함하는 종합적인 정서적 불안정성을 나타낸다. 즉, 계차제곱평균은 연속된 두 관찰 값의 차이를 제곱한 후 평균을 통해 산출하므로 변산성을 반영하는 동시에 시간에 따른 순차적인 변화의 정도를 반영한다. 다음 식에서 N 은 총 측정 횟수이며, t 는 측정 순서를 의미한다.

$$MSSD = \frac{\sum_{t=2}^N (X_t - X_{t-1})^2}{N-1}$$

한편 분산과 자기상관 및 계차제곱평균은 정서적 불안정성의 개별적인 측정치이나 다음의 식을 통해 이들의 관련성을 확인할 수 있다(Jahng et al., 2008).

$$\delta^2 = 2\sigma^2(1-\rho(1))$$

정서 불안정성¹⁾(δ^2)은 변량(σ^2)과 시간 의존성($\rho(1)$)과의 관련성에 의해 설명된다. 즉, 높은 수준의 정서 불안정성은 높은 수준의 정서 변산성과 낮은 수준의 정서변화 저항성을 반영한다. 그러나 이와 관련된 기존 연구에서 우울한 개인이 높은 정서 변산성 및 정서 변화 저항성을 보이는 것으로 보고된 바 있다(Koval, Meers, & Kuppens, 2013; Wang, Hamaker, & Bergeman, 2012). 즉, 우울한 개인이 변산성 차원에서는 불안정하지만 정서변화 저항성 차원에서는 오히려 안정된 모습을 보일 수 있다. 이처럼 상이해 보이는 연구 결과를 살펴보기 위해 종합적인 고찰이 필요하지만 기존 연구에서는 지표를 각각 살펴봄으로써 이들 간의 관계를 고려한 통합적인 해석을 간과해 왔다. 따라서 우울한 개인의 정서 변화의 특징을 보다 구체적으로 이해하기 위해 정서적 불안정성을 나타내는 세 측정치를 비교하여 우울과 관련된 정서 역동의 특징을 보다 종합적으로 고찰할 필요성이 제기된다.

이와 더불어 정서적 불안정성에 대한 기존의 연구들은 주로 정서의 유인가에 초점을 두고 긍정 정서와 부정 정서로 나누어 살펴 보거나 각각의 개별 정서를 중심으로 살펴보았다는 제한점이 있다(Bylsma et al., 2011; Koval et al., 2013). 정서의 유인과 각성은 정서 경험의 핵심적인 두 차원으로 정서반응의 개인차를 반영한다(Russell & Barrett, 1999). 유인에 대한 정서반응은 상황을 해석하는 경향과 관련되어 있으며, 각성에 대한 정서반응은 내부 생리적 감각의 민감성 및 내적 경험의 자의식과 관련되어 있다(Fenigstein, Scheier, & Buss, 1975; Reisenzein, 1994). 또한 유인과 각성 차원은 뇌의 각각 다른 영역의 관할 하에 서로 상호작용하면서 지각, 시각적 주의 및 정서 자극의 처리 과정 등에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Citron, Gray, Critchley, Weekes, & Ferstl, 2014; Jefferies,

Smilek, Eich, & Enns, 2008; Sheth & Pham, 2008). 따라서 유인과 각성의 각 차원에서 나타나는 정서 변화의 특징을 통해 이에 내재된 정서반응의 의미를 살펴 볼 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구에서는 우울한 개인의 정서 역동을 보다 통합적으로 이해하기 위해 Russell (2003)이 제시한 정서의 2차원 모델을 통해 유인가(긍정-부정)뿐만 아니라 각성기(활성-비활성)와 관련된 정서적 불안정성을 통합적으로 반영하고자 하였다. Kuppens, Van Mechelen, Nezlek, Dossche와 Timmermans (2007)는 정서 경험의 변화를 유인과 각성의 2차원 좌표평면 상의 핵심 정서 궤적(core affect trajectory)으로 나타낸 바 있다. 이를 통해 정서 경험을 유인가와 각성기의 각 차원 상에서의 변화로 살펴보는 바, 유인차원 내에서 나타나는 변산성은 유인 변산성(valence variability), 각성차원 내에서 나타나는 변산성은 각성 변산성(activation variability)이라 부른다. 또한 이차원 평면 위에 표현된 각 정서 경험의 좌표가 갖는 벡터의 '길이'와 수평축과 이루는 '각도'의 변화로 살펴봄으로써 정서 변산성에 대한 다각적 접근을 꾀하였다. 이 때 개인이 경험하는 정서 벡터 길이의 변산성은 강도 변산성(pulse), 각도의 변산성은 질적 변산성(spin)이라 부른다(Figure 1). 강도 변산성은 각 에피소드마다 보고한 정서의 유인가와 각성가를 좌표상의 (x, y)로 나타낸 후 각 정서의 좌표와 원점으로부터의 거리를 나타내는 r 을 아래와 같이 계산하여 에피소드 별 r 값의 표준편차를 산출하여 얻는다.

$$r = \sqrt{\text{valence}^2 + \text{activation}^2}$$

질적 변산성은 각 정서 좌표의 원형 각도(θ)의 표준편차를 계산하여 구한다. 원형 각도의 표준편차를 구하기 위해 먼저 좌표값(valence, activation)으로 표현되는 정서 벡터를 아래와 같이 길이

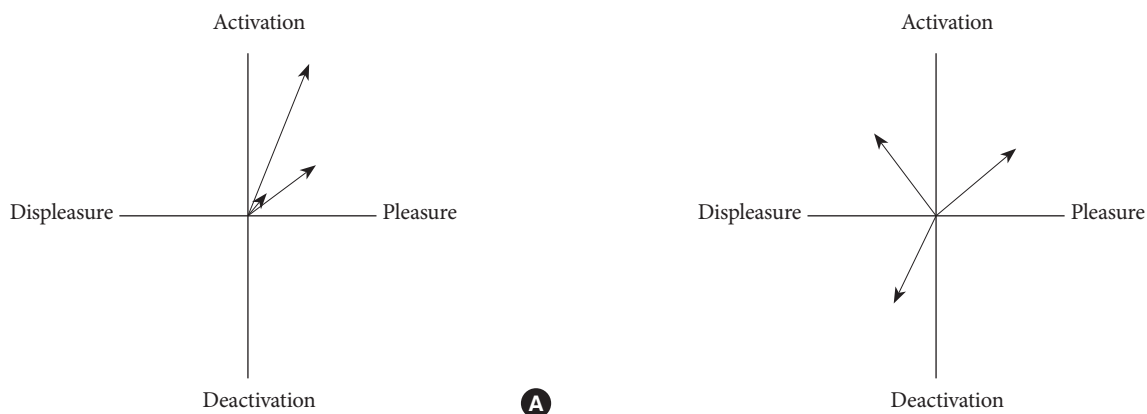


Figure 1. Pulse and spin of emotions. (A) high pulse and low spin. (B) low pulse and high spin.

1) 이 글에서는 계차제공평균을 정서 불안정성으로 명칭한다.

가 1로 동일한 단위 벡터로 변환한다.

$$\left(\frac{valence_i}{\sqrt{valence_i^2 + activation_i^2}}, \frac{activation_i}{\sqrt{valence_i^2 + activation_i^2}} \right)$$

정서 벡터의 원형 각도가 θ 라면 위의 단위 벡터는 $(\cos, \theta, \sin, \theta)$ 로 표기될 수 있다. 각 개인이 경험한 정서 단위 벡터에 해당되는 수평 축 값들의 평균값과 수직축 값들의 평균값이 이루는 평균 벡터의 길이 (\bar{R}/N) 가 다음의 식과 같다고 할 때, 원형 각도 θ 의 표준편차는 $\sqrt{-2\ln(\bar{R}/N)}$ 로 구한다(Hong, Chang, & Kim, 2012; Kuppens et al., 2007).

$$\frac{\bar{R}}{N} = \frac{\sqrt{(\sum_{i=1}^n \cos_i \theta)^2 + (\sum_{i=1}^n \sin_i \theta)^2}}{N}$$

Kuppens 등(2007)의 연구에서 유인과 각성의 2차원을 적용하여 살펴본 결과, 대부분의 변산성 지표는 심리적 적응이나 긍정적인 성격 특질을 나타내는 지표들과 부적인 관련을 보였다. 구체적으로 유인 변산성은 신경증, 비관주의와 정적인 관련을 보였고, 각성 변산성은 우호성, 성실성, 비관주의와 부적인 관련을 보였다. 또한 질적 변산성도 신경증, 비관주의와 정적인 관련을 보이며 우호성, 성실성, 외향성 및 낙관주의와 부적인 관련을 보였다. 또한 우울을 측정하는 Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D)점수가 유인 변산성, 질적 변산성과 정적인 관련을 보였고, 자존감을 측정하는 Rosenberg Self-Esteem Scale (RSE)점수는 각성 변산성과 질적 변산성과 부적인 관련을 보였다. 한편 이에서 주목할 점은 각 지표마다 유사한 특징이나 차이를 보이면서도 질적 변산성이 다른 지표들에 비해 각 변인들과 가장 높은 관련을 지니고 있는 것으로 나타났다. 이를 토대로 2차원 모델에 따른 정서 변화에 대한 접근의 필요성이 제기되면서 최근의 연구에서는 질적 변산성이 주요 개념으로 다루어지고 있다(Beal, Trougakos, Weiss, & Dalal, 2013; Côté, Moskowitz, & Zuroff, 2012).

요약하면, 우울 집단의 정서적 불안정성을 이해하기 위해 정서 변산성과 정서변화 저항성 및 이 둘을 포함하는 종합적인 정서 불안정성을 측정하여 탐색할 필요가 있으며, 동시에 정서의 유인가 차원뿐 아니라 각성 차원까지 고려하는 다차원적인 접근이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 우울 집단과 비우울 집단을 대상으로 경험표집법(Experience Sampling Method, ESM)을 통해 수집된 정서 경험 자료를 이용하여 첫째, 분산과 자기상관 및 제차제곱평균을 통해 우울 집단의 정서적 불안정성의 특성을 종합적으로 살펴보고, 둘째, 유인가뿐만 아니라 각성가의 측면에서 세 지표를 통한 정서적 불안정성의 양상을 확인하였다. 또한 유인가와 각성가

차원을 동시에 고려한 우울 집단의 정서적 불안정성의 특징을 이해하기 위해 이차원 좌표에 표현되는 정서의 강도 변산성과 질적 변산성을 탐색하였다. 이를 통해 우울과 관련된 정서적 불안정성 및 정서조절의 특징을 보다 포괄적으로 이해할 수 있을 것으로 기대되었다.

방법

연구대상

서울 소재 2개 대학교에 재학 중인 남녀 대학생 553명을 대상으로 연구 개요에 대해 설명한 후 참여 의사를 밝힌 256명의 학생을 대상으로 연구를 진행하였다. 이들 중 Beck 우울척도(Beck Depression Inventory-II, BDI-II)의 기준에 따라 우울 집단에 속하는 참가자들과 우울하지 않은 집단에 해당하는 참가자를 대상으로 개별 연락을 취해 후속 연구에 참여하도록 하였다. BDI-II 점수에서 20점 이상은 중등도의 우울, 9점 이하는 우울하지 않은 상태로 구분되는 바, 우울 집단과 통제 집단은 각각 해당 요건을 충족하는 25명($M=28.24, SD=9.94$)과 24명($M=1.42, SD=0.72$), 총 49명으로 구성하였다. 우울 집단의 평균 연령은 22.44세($SD=2.74$), 남녀의 비율은 8:17이었으며, 비우울 집단의 평균 연령은 22.45세($SD=2.59$), 남녀의 비율은 14:10였다. 두 집단 간의 연령과 남녀 비율에서 유의미한 차이는 없었다, $t=.02, p=.98; \chi^2=3.43, p=.63$.

절차

기준에 해당되는 참가자에게 개별적으로 연락하여 실험 절차에 대해 설명한 후 경험표집법으로 일상생활에서 나타나는 개인의 정서 변화를 측정하였다. 일주일 동안 하루에 총 5번에 걸쳐 정해진 시간(10:15 am, 1:15 pm, 4:15 pm, 7:15 pm, 10:15 pm)에 피험자의 스마트폰으로 웹서버(google docs, nownsurvey) 주소를 문자로 전송하였다. 문자를 전송 받은 시점으로부터 15분 이내에 응답하도록 하였다. 응답시간 지연이나 미 보고로 인한 경우는 총 에피소드에서 제외하였다. 총 35회 측정된 횟수 중 참가자들에 의해 보고된 에피소드의 평균 횟수는 33.9회로, 최소 31회, 최대 35회였다.

측정도구/방법

Beck 우울척도(BDI-II)

Beck, Steer와 Brown (1996)이 개발하고 국내에서 Sung 등(2008)이 번역한 Beck의 우울척도 2판(Beck Depression Inventory, 2nd edition, BDI-II)을 통해 우울증상의 정도를 측정했다. 우울의 정서적, 인지적, 동기적 및 생리적 증상 영역을 포함하는 단일 요인의 총 21

개의 문항으로 구성되어 있으며, Likert 4점 척도로 평정하게 되어 있다. 각 문항마다 0-3점으로 채점하고, 각 문항을 합산한 총점이 높을수록 우울이 높은 것으로 간주한다. 국내에서 표준화된 척도의 내적 일치도는 .90이었으며, 본 연구에서의 내적 일치도는 .88이었다.

정서 유인과 각성의 측정

경험표집법을 통해 측정된 문항은 Russell (2003)의 핵심 정서를 참고하여 유인(valence) 및 각성(activation)의 두 차원을 조합한 4개의 범주에 해당되는 8개의 정서 단어에 대해 응답하도록 하였다. 첫째 범주는 긍정/각성(positive activation, PA)이며 ‘행복’(happy)과 ‘유쾌’(pleasant)로, 둘째 범주는 긍정/비각성(positive-deactivation, PD)이며 ‘평온’(calm)과 ‘편안’(comfortable)으로, 셋째 범주는 부정/각성(negative-activation, NA)이며 ‘짜증난’(irritated)과 ‘불안하거나 초조한’(anxious)으로, 넷째 범주는 부정/비각성(negative-deactivation, ND)이며 ‘우울한’(depressed)과 ‘피곤한’(tired)으로 측정하였다. 각 문항은 “지금 현재 당신은 얼마나 행복, 유쾌, 평온, 편안, 불안하거나 초조, 짜증, 우울, 피곤하다고 느끼십니까?”의 질문에 7점 척도에 따라 응답하도록 하였다.

각 에피소드 별로 얻어진 PA, PD, NA, ND 점수를 모두 더한 후 에피소드 수로 나누면 각 참가자의 PA, PD, NA, ND 점수가 산출된다. 이를 토대로 핵심 정서 좌표 상의 유인 및 각성 점수를 산출하는 공식은 다음과 같다.

$$\text{유인가} = [(PA+PD)-(NA+ND)]$$

$$\text{각성가} = [(PA+NA)-(PD+ND)]$$

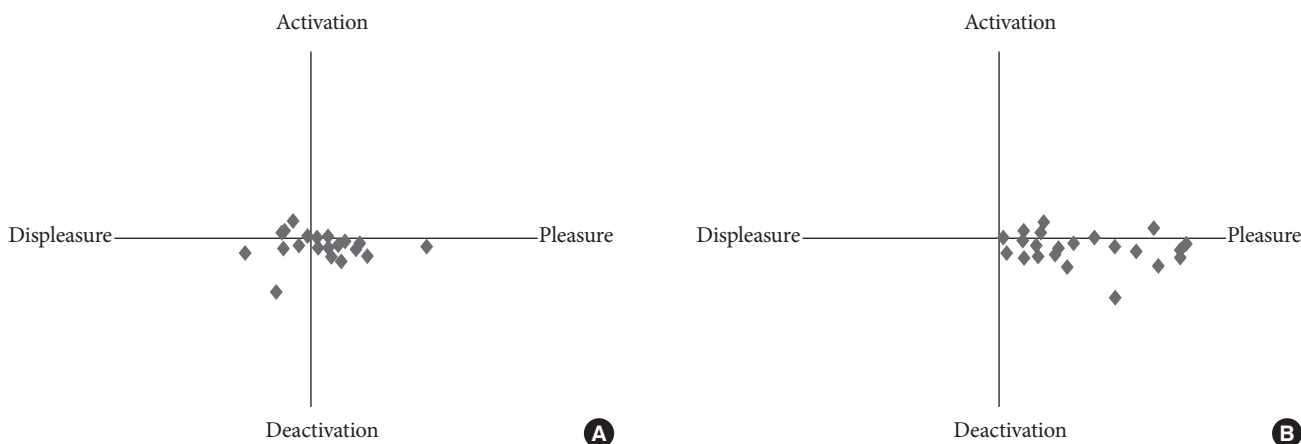


Figure 2. Core affect of (A) depressed participants and (B) non depressed participants.

유인가(valence)가 양수가 나오면 긍정적 정서를 더 많이 경험하고, 음수가 나오면 부정적 정서를 더 많이 경험한다고 해석한다. 마찬가지로 각성가(activation)가 양수가 나오면 활성화된 정서를 더 많이 경험하는 것이며, 음수가 나오면 비활성화된 정서를 더 많이 경험한다는 것이다. 각 에피소드에서 얻어진 유인가와 각성가를 각각 평균하여 개인별로 평균 유인가와 평균 각성가를 구했다. 마찬가지로 정서적 불안정성의 각 지표(분산, 자기상관, 계차제공평균)와 이차원 변산성 지표(강도 변산성, 질적 변산성)도 각 에피소드에서 얻어진 유인가와 각성가의 값을 이용하여 계산되었다.

결 과

정서 평균

먼저 7일 동안 측정된 측정치의 유인가와 각성가의 평균에 따른 우울 집단과 비우울 집단의 차이를 살펴보았다²⁾(Table 1). 우울 집단은 비우울 집단에 비해 유의미하게 낮은 유인 평균 수준을 보였다 ($t(47) = -5.42, p < .001$). 이는 우울 집단이 비우울 집단에 비해 낮은 수준의 긍정 정서 평균과 높은 수준의 부정 정서 평균을 보인 기존의 연구와 일치한다(Clark, Beck, & Stewart, 1990; Jolly, Dyck,

Table 1. T-Test of Emotion Means for Group (n=25) and Control Group (n=24)

	Experimental group	Control group	t
Valence mean	1.03 (3.66)	9.65 (6.92)	-5.42***
Activation mean	-0.80 (1.60)	-1.05 (1.85)	0.51

*** $p < .001$.

2) 유인 평균과 각성 평균을 비교하는 t검증에서는 두 집단의 등분산성이 기각되어 이를 가정하지 않는 t검증법을 사용하였으며 자유도는 Satterthwaite 방법에 의해 조정되었다.

Kramer, & Wherry, 1994; Watson, Clark, & Carey, 1988). 반면 각 성가를 기준으로 한 평균에서는 집단 간의 유의미한 차이가 나타나지 않았다, $t(47) = .51, p = .6$. 우울 집단과 비우울 집단 참가자들의 유인가와 각성가를 조합한 핵심 정서(core affect)를 Figure 2에 제시하였다.

정서 변산성, 정서변화 저항성, 정서 불안정성의 집단 간 차이 검증
우울 집단과 비우울 집단 간에 각 지표 별 차이를 확인하기 위해 각 지표 별로 공식을 적용한 값들의 차이 검증을 실시하였다³⁾(Table 2). 그 결과, 우울 집단은 비우울 집단에 비해 정서 변산성과 정서 불안정성의 유인 차원과 각성 차원에서 모두 높은 수준을 보였다, $t(47) = 3.55, p < .001, t(47) = 3.13, t(47) = 2.94, t(47) = 2.89$, 모두 $p < .01$. 반면 정서변화 저항성의 경우 유인 차원과 각성 차원에서 모두 유의한 차이를 보이지 않았다.

정서 변산성, 정서변화 저항성, 정서 불안정성 간의 관계
정서변화와 관련된 측정지들 간의 관계를 살펴보기 위해 유인과 각

Table 2. T-Test of Emotion Variability, Emotion Inertia and Emotion Instability for Experimental Group (n=25) and Control Group (n=24)

	Experimental group	Control group	t
Valence variability	2.7 (0.36)	2.3 (0.42)	3.55***
Valence inertia	0.33 (0.24)	0.28 (0.28)	0.65
Valence instability	8.45 (2.33)	6.29 (2.77)	2.94**
Activation variability	1.73 (.26)	1.52 (0.22)	3.13**
Activation inertia	0.16 (0.17)	0.1 (0.2)	1.21
Activation instability	3.91 (1.25)	2.9 (1.2)	2.89**

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

Table 3. Correlations Between Emotion Variability, Emotion Inertia and Emotional Instability for Experimental Group (n=25) and Control Group (n=24)

	Valence Va	Valence In	Valence Ins	Activation Va	Activation In	Activation Ins
Valence Va		.13	.82**	.64**	.03	.57**
Valence In	.21		-.36	-.31	.31	-.47*
Valence Ins	.8**	-.4		.78**	.02	.8**
Activation Va	.27	-.22	.41*		.08	.92**
Activation In	-.004	.08	-.06	-.01		-.16
Activation Ins	.29	-.19	.41*	.93**	-.33	

Below the diagonal is the Depressed group, and Above the diagonal is the Non-Depressed Group.

Note. Va = Emotion Variability; In = Emotion Inertia; Ins = Emotional Instability.

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

성 차원 별로 집단 별 상관분석을 실시하였다(Table 3). 분석 이전에 각 집단 별로 정규분포 가정을 충족하지 않는 우울 집단의 유인 및 각성 정서불안정성과 비우울 집단의 유인 정서불안정성은 로그 변환 후에 분석하였다.

그 결과, 정서 변산성과 정서 불안정성은 유인 차원과 각성 차원 모두에서 두 집단이 정적 상관을 보였다(유인 차원: 우울 집단, $r = .8$, 비우울 집단, $r = .82$; 각성 차원: 우울 집단, $r = .93$, 비우울 집단, $r = .92$, 모두 $p < .01$). 또한 정서 불안정성의 경우 유인 정서 불안정성과 각성 정서 불안정성 간의 정적 상관이 두 집단 모두에서 확인되었으며(우울 집단: $r = .41, p = .04$, 비우울 집단: $r = .8, p < .001$), 정서 변산성은 유인 변산성과 각성 변산성 간 상관이 비우울 집단에서만 나타났다, $r = .64, p < .01$. 반면 정서변화 저항성의 경우 다른 지표들과 유의미한 상관을 보이지 않았으나, 유인 정서변화 저항성과 각성 정서 불안정성 간의 부적 상관이 비우울 집단에서 확인되었다, $r = -.47, p = .02$.

요컨대, 유인과 각성의 두 차원 내에서 모두 정서변산성이 높을 수록 정서 불안정성이 높아진 반면 정서 변산성과 정서변화 저항성은 서로 관련되어 있지 않은 것으로 나타났다. 또한 정서 변산성과 정서 불안정성의 경우에는 유인과 각성 차원이 서로 관련 있는 것으로 나타난 반면 이러한 양상이 정서변화 저항성에서는 확인되지 않았다.

Table 4. T-Test of Emotion Variability for Experimental Group (n=25) and Control Group (n=24)

	Experimental group	Control group	t
Pulse	3.92 (0.97)	3.67 (1.05)	0.86
Spin	1.47 (0.45)	0.86 (0.69)	3.67***

*** $p < .001$.

3) 분산은 표준편차로, 상관은 Fisher Z값으로, 계차계급평균은 제곱근으로 변환하여 정규성 가정을 높인 후 t 검증을 실시하였다. 이 변환이 정규성 가정을 완전히 충족하지 않을 수 있어 비모수 검증(윌콕슨 순위합 검증)도 함께 실시하였으며, 이는 t검증 결과와 동일하였다.

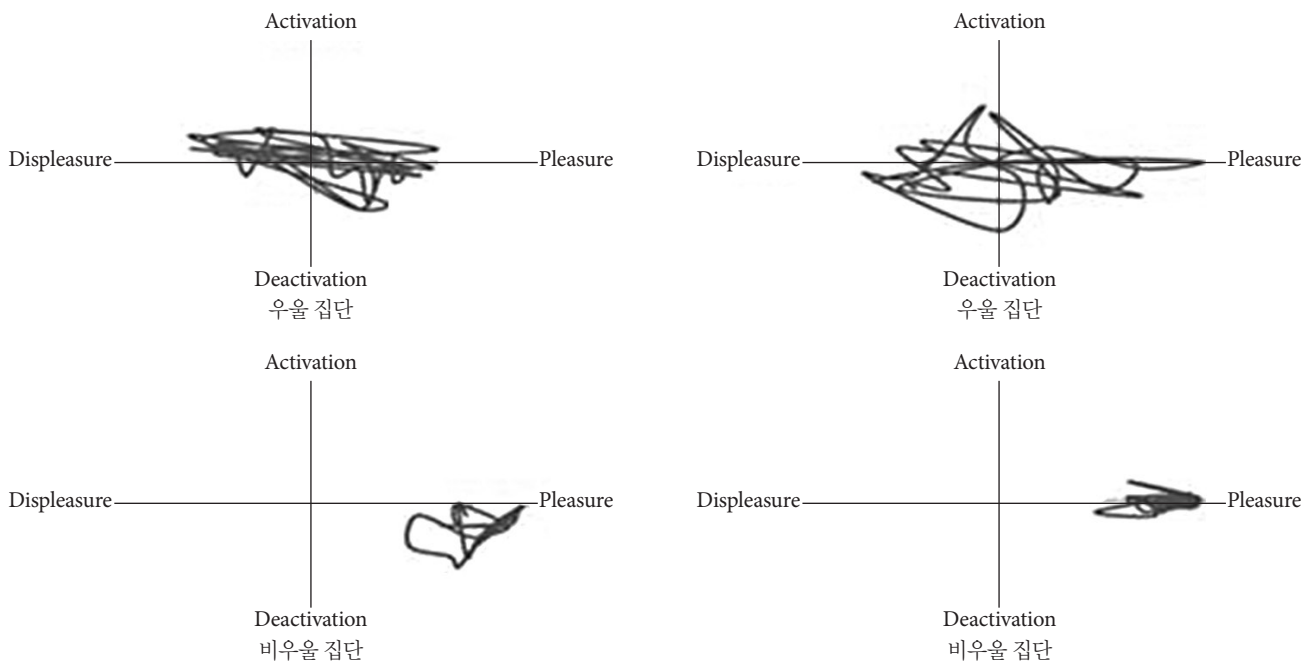


Figure 3. Core affect trajectories of depressed participants and non depressed participants.

정서 변산성에 대한 차원적 접근

우울 집단과 비우울 집단 간에 강도 변산성과 질적 변산성의 차이 검증을 실시한 결과(Table 4), 두 집단은 강도 변산성에서 유의한 차이를 보이지 않았으며, $t(47) = .86, p = .82$, 질적 변산성의 경우 우울집단이 비우울 집단에 비해 유의미하게 높은 수준을 보였다, $t(47) = 3.1, p < .01$. 이상의 결과를 대표적으로 반영하기 위해 Figure 3에서는 우울 집단에서 가장 높은 질적 변산성을 보인 참가자와 비우울 집단에서 가장 낮은 질적 변산성을 보인 참가자의 핵심 정서 궤적을 각각 2명씩 제시하였다.

논 의

본 연구에서는 우울한 사람의 정서 특징을 밝히기 위해 대학생을 대상으로 우울 집단과 비우울 집단을 구성하여 연속 7일 동안 일상 생활에서 경험하는 정서 변화의 양상을 살펴보았다. 이를 위해 분산, 자기상관 및 계차제곱평균을 산출하여 정서 불안정성에 대해 살펴보고, Russell (2003)의 2차원 모델을 적용하여 정서의 유인가뿐만 아니라 각성가의 차원까지 고려하였다.

우선 본 연구에서 유인 차원과 각성 차원을 통해 변산성을 살펴본 결과, 우울 집단이 비우울 집단에 비해 높은 수준의 유인 변산성과 각성 변산성을 보였다. 즉, 우울 집단은 긍정-부정의 유인 차원뿐만 아니라 활성-비활성의 각성 차원에서도 불안정한 모습을 보였

다. 우울한 사람들의 높은 유인 변산성은 기존 연구에서도 확인된 바이나 높은 각성 변산성은 본 연구를 통해 새롭게 확인된 사실이다(Kuppens et al., 2007). 특히 두 집단의 각성 수준 평균은 유사하지만 변산성에서 유의한 차이를 보인다는 점은 우울한 사람들이 실제 일상에서 지속적으로 낮은 각성 수준의 비활성화된 정서를 경험하는 것이 아니라 오히려 각성 수준의 큰 변화를 보인다는 점을 시사한다.

둘째, 우울 집단과 비우울 집단은 정서변화 저항성에서 유의한 차이를 보이지 않았다. 기존의 정서변화 저항성에 대한 연구는 정서 변산성을 다른 연구에 비해 이에 대한 측정법과 검증 과정이 체계적으로 정립되어 있지 않아 연구 결과가 일치하지 않으며 실험 설계법과 시간 척도에 따라 서로 다른 결과를 보이고 있다(Hollenstein, Lichtwarck-Aschoff, & Potworowski, 2013; Koh, 2013; Koval et al., 2013). 이러한 점은 일반적으로 기분(mood)과 정서(emotion)를 지속 시간의 정도와 유발 요인에 따라 구분하여 설명하지만(Rosenberg, 1998) 실제 정서 변화를 측정하기 위해 어느 정도의 시간 간격으로 해야 하는지, 측정 시 정서 유발 외적 요인의 통제 여부에 대한 논의가 명확하게 정립되지 않은 데에서 비롯되었다고 볼 수 있다. 기존의 연구에서 우울한 사람들은 일상 전반에서 부정적인 기분이 지속될 뿐만 아니라 부정적인 생활 사건을 경험할 때 정서변화 저항성이 더 높게 나타나는 것으로 밝혀져 있다. 따라서 추후 연구에서 정서변화 저항성을 보다 타당하게 측정하기 위해 외부

사건의 영향을 고려할 필요가 있다.

셋째, 정서 특징을 나타내는 각 지표들 간의 관련성을 분석한 결과, 정서 변산성과 정서변화 저항성이 서로 유의한 관련을 보이지 않았다. 즉, 어떤 사람은 정서 변산성과 정서변화 저항성이 모두 높은 수준으로 나타날 수도 있는 반면 다른 사람은 높은 수준의 정서 변산성과 낮은 수준의 정서변화 저항성을 나타내거나 혹은 낮은 수준의 정서 변산성과 높은 수준의 정서변화 저항성을 보이기도 하였다(Jahng et al., 2008). 이러한 결과는 정서 변산성 및 정서변화 저항성에 대한 치료적 접근이 다르게 이루어져야 함을 시사한다. 기존 연구에 따르면, 정서 변산성은 특정 환경 자극에 대해 지나치게 민감하기 때문에 나타나며 정서변화 저항성은 환경 자극에 대한 반응성의 상실로 인해 나타나는 것으로 보고 있다(Bylsma et al., 2008; Thompson, Berenbaum, & Bredemeier, 2011). 따라서 치료적 접근 시 높은 정서 변산성은 민감성의 감소에 초점을 두며 높은 정서변화 저항성은 민감성의 강화에 주력할 필요가 있다. 즉, 우울한 사람들의 정서적 불안정성을 다룰 때 변산성이나 정서변화 저항성과 같은 세부적인 특징을 파악하여 접근함으로써 보다 개별화되고 효과적인 치료적 접근이 가능할 것으로 기대된다.

넷째, 정서에 대한 차원적 접근을 통해 살펴 본 결과, 우울 집단과 비우울 집단은 강도 변산성의 유의한 차이를 보이지 않았으나 질적 변산성에서 우울 집단이 유의하게 높은 수준을 보였으며 이는 기존의 연구 결과와 일치한다(Kuppens et al., 2007). 정서의 질적 변화가 높을수록 삶의 만족도와 적응 수준이 낮아진다는 점을 통해 우울한 사람들의 삶의 전반적인 측면을 이해할 수 있다(Hong et al., 2012). 또한 상기 기술한 바와 같이 질적 변산성이 신경증 및 비관주의와 정적으로 관련되어 있으며 자존감, 우호성, 성실성, 외향성 및 낙관주의와 부적인 관련을 보인다는 점을 통해 우울한 사람들의 심리적 상태와 성격적 특성 또한 미루어 짐작해 볼 수 있다(Kuppens et al., 2007).

다섯째, 정서의 유인 평균이 낮을수록 유인 변산성과 각성 변산성, 질적 변산성, 유인 정서 불안정성 및 각성 정서 불안정성이 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 즉, 부정적인 정서를 많이 경험할수록 정서적 불안정성이 높아진다는 것이다. 따라서 우울증의 치료 시, 특히 정서조절의 실패로 인한 불안정성의 문제를 다루기 위해 긍정적인 정서 경험을 통해 부정적인 정서를 상쇄시킬 수 있도록 하는 접근(positive offset; Diener & Diener, 1996)이 도움될 수 있을 것으로 본다.

여섯째, 우울 집단은 비우울 집단에 비해 유인 차원과 각성 차원에서 모두 정서적으로 불안정한 것으로 나타났으며, 유인 차원과 각성 차원의 정서 불안정성은 서로 관련 있는 것으로 나타났다. 상

기 기술한 바에서 정서의 유인 차원과 각성 차원이 상호작용하여 감각 및 지각 과정에 영향을 미치듯 정서 역동에도 유인과 각성의 두 차원이 함께 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 유인 차원이 외부 환경에 대한 반응을 의미하는 반면 각성 차원은 내적 경험의 자의식과 관련되어 있는 점으로 볼 때, 개개인의 정서반응 양상은 외부 환경과 내적 상태가 상호작용하여 나타나는 현상으로 이해할 수 있다. 따라서 정서적 불안정성을 이해하기 위한 기존의 연구들이 주로 긍정-부정의 유인 차원을 고려해 온 접근에서 벗어나 추후 연구에서는 각성 차원을 반영한 보다 통합적인 접근이 필요할 것이다.

한편, 본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 각 집단 별로 참가자의 성별에서 유의한 차이는 없었으나 동일하게 구성하지 못하였다. 그러나 추가 분석 결과, 분산, 자기상관 및 계차제곱평균에서 성별에 따른 유의한 차이를 보이지 않았다. 둘째, 우울 집단 구성 시 불안이 통제되지 않은 점을 또 다른 제한점으로 들 수 있다. 우울과 불안은 모두 낮은 유인 수준과 관련되어 있으나 각성 수준에서 차이가 있는 것으로 보고된다(Feldman, 1995). 따라서 본 연구에서 우울 집단이 비우울 집단과 유사한 수준의 각성 수준을 보인 것은 불안으로 인해 높은 각성 수준을 지닌 개인이 포함되어 우울과 관련된 낮은 각성 수준의 영향이 상쇄된 것이 아닌지 의문을 제기한다. 셋째, 정서 변화를 살펴볼 때 하루 내(within-day) 접근과 일별(between day) 접근으로 비교하여 살펴 볼 필요성이 제기된다(Jahng et al., 2008). 특히 우울한 사람들은 생체 리듬 주기의 이상으로 아침에 우울했다가 저녁이 되면 나아지는 기분의 일교차(diurnal mood variation) 증상을 보이기 때문에 우울한 사람들의 정서 변화를 자세히 살펴보기 위해 다양한 시간적 접근을 고려할 필요가 있다(Murray, 2007). 넷째, 경험표집법을 사용한 기존 연구들에서 보통 하루에 5회에서 7회, 총 1주에서 4주 동안 보다 세밀하고 장기적으로 표집한 점을 고려할 때, 본 연구의 표집은 그에 비해 부족하다는 한계점을 갖고 있다. 다섯째, 최근 정신 병리에 대한 범주적 접근에서 차원적 접근으로의 변화를 지향해 오고 있으며 연속 변인을 인위적인 구분 하에 비연속 변인으로 분류함으로써 연구 결과의 타당성에 영향을 미치는 점을 고려할 때, BDI 점수의 cutoff에 따른 우울 및 비우울 집단의 집단 간 차이 검증보다 연속 변인에 따른 단일 집단의 통계 검증이 더 적합할 것으로 고려된다. 그럼에도 본 연구에서 집단을 구분하여 검증할 수밖에 없었던 이유는 대학생의 비임상 집단을 대상으로 한 결과 BDI 점수가 정적 편향을 이루고 있었기 때문에 차원적으로 분석할 경우 우울한 특성을 지닌 개인의 영향을 제대로 반영하지 못할 가능성이 높게 된다. 또한 경험표집법의 특성 상 다수를 대상으로 적용하기 어려워 부득이하게 집단을 구분하여 분석할 수밖에 없었다. 이로 인해 본 연구 결과

를 실제 우울장애를 겪는 병리 집단의 특징으로 일반화하는 데 제한이 따르고 있다.

그럼에도 본 연구는 다음과 같은 중요한 시사점을 갖는다. 첫째, 다소 구분하기 모호한 정서 변산성과 정서변화 저항성을 함께 살펴보고 정서 불안정성의 관련을 탐색해 봄으로써, 우울의 정서 역동을 통합적으로 이해하기 위한 시도를 했다는 점이다. 둘째, 우울한 사람의 정서적 불안정성을 다룬 본 기존의 연구들은 주로 긍정과 부정의 유인가 차원에 초점을 두고 이루어졌으나 본 연구는 활성-비활성에 따른 각성 차원을 포함시켜 함께 살펴봄으로써, 우울한 사람이 각성 차원에서 나타내는 불안정성을 경험적으로 제시하였다. 셋째, 경험표집법을 통해 일상생활에 보다 밀접하게 접근해 정서 변화를 측정하였다는 점을 들 수 있다. 최근 정서 변화의 역동을 밝히기 위해 다양한 개념들이 꾸준히 제시되면서 우울 집단의 정서적 특징을 다루는 연구가 증가하고 있다. 기존의 연구들이 주로 현상학적인 측면을 밝히는 데 국한된 바, 향후 연구는 이러한 불안정성의 원인을 탐색하는 데 주력할 필요가 있다. 또한 정서적 불안정성을 살펴 본 연구들에서 이에 대한 개념 정의가 명확하게 이뤄지지 않은 채, 정서 불안정(affective instability), 정서적 취약성(affective lability), 정서조절 어려움(affective dysregulation), 기분의 극단적 변화(mood swings) 등과 같이 서로 다른 용어들을 혼용하고 있는 실정이다. 이에 최근 정서적 불안정성을 통합적으로 고려하기 위해 어떤 요인들을 반영해야 하는지에 대한 연구들이 이뤄지고 있는 바, 앞으로 정서 불안정성 개념을 보다 명확하게 정의하기 위한 시도가 지속되어야 할 것으로 여겨진다(Koenigsberg, 2010; Renaud & Camillo, 2013).

References

- American Psychiatric Association. (2013). Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®). Washington, DC: American Psychiatric Pub.
- Angst, J., Gamma, A., & Endrass, J. (2003). Risk factors for the bipolar and depression spectra. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, *108*, 15-19.
- Beal, D. J., Trougakos, J. P., Weiss, H. M., & Dalal, R. S. (2013). Affect spin and the emotion regulation process at work. *Journal of Applied Psychology*, *98*, 593-605.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Manual for the BDI-II, the psychological corporation*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Bowen, R. C., Mahmood, J., Milani, A., & Baetz, M. (2011). Treatment for depression and change in mood instability. *Journal of Affective Disorders*, *128*, 171-174.
- Bylsma, L. M., Taylor-Clift, A., & Rottenberg, J. (2011). Emotional reactivity to daily events in major and minor depression. *Journal of Abnormal Psychology*, *120*, 155-167.
- Cacioppo, J. T., & Gardner, W. L. (1999). Emotion. *Annual Review of Psychology*, *50*, 191-214.
- Chow, S. M., Ram, N., Boker, S. M., Fujita, F., & Clore, G. (2005). Emotion as a thermostat: Representing emotion regulation using a damped oscillator model. *Emotion*, *5*, 208-225.
- Citron, F. M., Gray, M. A., Critchley, H. D., Weekes, B. S., & Ferstl, E. C. (2014). Emotional valence and arousal affect reading in an interactive way: Neuroimaging evidence for an approach-withdrawal framework. *Neuropsychologia*, *56*, 79-89.
- Côté, S., Moskowitz, D. S., & Zuroff, D. C. (2012). Social relationships and intraindividual variability in interpersonal behavior: Correlates of interpersonal spin. *Journal of personality and social psychology*, *102*, 646.
- Diener, E., & Diener, C. (1996). Most people are happy. *Psychological Science*, *7*, 181-185.
- Eaton, L. G., & Funder, D. C. (2001). Emotional experience in daily life: Valence, variability, and rate of change. *Emotion*, *1*, 413-421.
- Ebner-Priemer, U. W., & Sawitzki, G. (2007). Ambulatory assessment of affective instability in borderline personality disorder. *European Journal of Psychological Assessment*, *23*, 238-247.
- Ehring, T., Tuschen-Caffier, B., Schnülle, J., Fischer, S., & Gross, J. J. (2010). Emotion regulation and vulnerability to depression: Spontaneous versus instructed use of emotion suppression and reappraisal. *Emotion*, *10*, 563-572.
- Eid, M., & Diener, E. (1999). Intraindividual variability in affect: Reliability, validity, and personality correlates. *Journal of Personality and Social Psychology*, *76*, 662-676.
- Feldman, L. A. (1995). Valence focus and arousal focus: Individual differences in the structure of affective experience. *Journal of personality and social psychology*, *69*, 153.
- Fenigstein, A., Scheier, M. F., & Buss, A. H. (1975). Public and private self-consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *43*, 522-527.
- Hills, P., & Argyle, M. (2001). Emotional stability as a major dimension of happiness. *Personality and Individual Differences*, *31*, 1357-1364.
- Hollenstein, T., Lichtwarck-Aschoff, A., & Potworowski, G. (2013). A model of socioemotional flexibility at three time scales. *Emotion Review*, *5*, 397-405.
- Hong, S. J., Chang, J. Y., & Kim, G. Y. (2012). The relationship between intraindividual affect variability and job and life satisfaction during a working day. *Korean Journal of Social and Personality Psychology*, *26*, 117-136.
- Jahng, S., Wood, P. K., & Trull, T. J. (2008). Analysis of affective instability in ecological momentary assessment: Indices using successive difference and group comparison via multilevel model-

- ing. *Psychological Methods*, 13, 354-375.
- Jefferies, L. N., Smilek, D., Eich, E., & Enns, J. T. (2008). Emotional valence and arousal interact in attentional control. *Psychological Science*, 19, 290-295.
- Kashdan, T. B., & Rottenberg, J. (2010). Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. *Clinical Psychology Review*, 30, 865-878.
- Koenigsberg, Harold W. (2010). Affective instability: Toward an integration of neuroscience and psychological perspectives. *Journal of Personality Disorders*, 24, 60-82.
- Koh, M. K. (2013). Emotional inertia and depression: Influence of behavioral activation and ways of stress coping. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 32, 932-954.
- Koval, P., & Kuppens, P. (2012). Changing emotion dynamics: Individual differences in the effect of anticipatory social stress on emotional inertia. *Emotion*, 12, 256-267.
- Koval, P., Pe, M. L., Meers, K., & Kuppens, P. (2013). Affect dynamics in relation to depressive symptoms: Variable, unstable or inert?. *Emotion*, 13, 1132-1141.
- Kuppens, P., Allen, N. B., & Sheeber, L. B. (2010). Emotional inertia and psychological maladjustment. *Psychological Science*, 21, 984-991.
- Kuppens, P., Oravecz, Z., & Tuerlinckx, F. (2010). Feelings change: Accounting for individual differences in the temporal dynamics of affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 99, 1042-1060.
- Kuppens, P., Van Mechelen, I., Nezlek, J. B., Dossche, D., & Timmermans, T. (2007). Individual differences in core affect variability and their relationship to personality and psychological adjustment. *Emotion*, 7, 262-274.
- Kwon, S. M. (2013). *Contemporary Abnormal Psychology*. Seoul: Hakjisa.
- Larsen, R. J. (1987). The stability of mood variability: A spectral analytic approach to daily mood assessments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 1195-1204.
- McConville, C., & Cooper, C. (1996). Mood variability and the intensity of depressive states. *Current Psychology*, 14, 329-338.
- Murray, G. (2007). Diurnal mood variation in depression: A signal of disturbed circadian function?. *Journal of Affective Disorders*, 102, 47-53.
- Nesse, R. M., & Ellsworth, P. C. (2009). Evolution, emotions, and emotional disorders. *American Psychologist*, 64, 129-139.
- Peeters, F., Berkhof, J., Delespaul, P., Rottenberg, J., & Nicolson, N. A. (2006). Diurnal mood variation in major depressive disorder. *Emotion*, 6, 383-391.
- Reisenzein, R. (1994). Pleasure-arousal theory and the intensity of emotions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 525-539.
- Renaud, Suzane M., & Camillo Zacchia. (2013). Toward a definition of affective instability. *Harvard Review of Psychiatry*, 20, 298-308.
- Rosenberg, E. L. (1998). Levels of analysis and the organization of affect. *Review of General Psychology*, 2, 247-270.
- Russell, J. A. (2003). Core affect and the psychological construction of emotion. *Psychological Review*, 110, 145-172.
- Russell, J. A., & Barrett, L. F. (1999). Core affect, prototypical emotional episodes, and other things called emotion: Dissecting the elephant. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 805-819.
- Scherer, K. R. (2009). The dynamic architecture of emotion: Evidence for the component process model. *Cognition and Emotion*, 23, 1307-1351.
- Sheth, B. R., & Pham, T. (2008). How emotional arousal and valence influence access to awareness. *Vision research*, 48, 2415-2424.
- Sung, H. M., Kim, J. B., Park, Y. N., Bai, D. S., Lee, S. H., & Ahn, H. N. (2008). A study on the reliability and the validity of Korean version of the Beck Depression Inventory-II. *Journal of the Korean Society of Biological Therapies in Psychiatry*, 14, 201-212.
- 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.
- Thompson, R. J., Mata, J., Jaeggi, S. M., Buschkuhl, M., Jonides, J., & Gotlib, I. H. (2012). The everyday emotional experience of adults with major depressive disorder: Examining emotional instability, inertia, and reactivity. *Journal of Abnormal Psychology*, 121, 819-829.
- Watson, D., Clark, L. A., & Carey, G. (1988). Positive and negative affect and their relation to anxiety and depressive disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 97, 346-353.
- Wang, L. P., Hamaker, E., & Bergeman, C. S. (2012). Investigating inter-individual differences in short-term intra-individual variability. *Psychological Methods*, 17, 567-581.
- Waugh, C. E., Thompson, R. J., & Gotlib, I. H. (2011). Flexible emotional responsiveness in trait resilience. *Emotion*, 11, 1059-1067.

국문초록

우울과 정서 불안정성: 분산, 자기상관 및 계차제곱평균의 비교

최미란¹ · 장승민² · 김향숙¹¹서강대학교 심리학과, ²성균관대학교 심리학과

정서조절의 실패, 즉 정서 불안정성은 우울을 설명하는 핵심적인 기제 중 하나이다. 선행 연구에서 정서 불안정성은 주로 정서 변산성과 정서변화 저항성으로 구분되는데, 전자는 분산(variance)을 통해, 후자는 자기상관(autocorrelation)을 통해 산출된다. 본 연구에서는 기존의 지표들이 우울한 개인의 정서 불안정성을 제대로 반영하고 있는지에 대한 질문에 답하기 위해 경험표집법(experience sample method)을 통해 수집된 자료를 분석하여 해당 지표를 산출하고, 나아가 정서 불안정성을 반영하는 또 다른 지표인 계차제곱평균(Mean Square Successive Difference, MSSD)을 추가적으로 산출하여 이를 비교하는 것을 주된 목적으로 하였다. 또한 기존의 연구에서 주로 강조된 정서의 유인가(valence)에 더하여 각성기(arousal)의 차원까지 고려하여 우울과 관련된 정서 불안정성의 특징을 보다 포괄적으로 살펴보고자 하였다. 이를 위해 우울 성향을 보이는 집단(25명)과 그렇지 않은 집단(24명)의 참가자에게 긍정-각성(예: 행복한, 유쾌한), 긍정-비각성(예: 평온한, 편안한), 부정-각성(예: 짜증난, 불안한), 부정-비각성(예: 우울한, 피곤한)의 차원에서 자신의 기분을 하루에 5번씩 7일 연속으로 7점 척도 상에 보고하도록 하였다. 집단 간 차이 검증의 결과는 다음과 같다. 첫째, 분산을 통해 측정된 정서 변산성의 경우, 우울 집단이 비우울 집단보다 유인 및 각성 변산성과 질적 변산성에서는 높은 수준을 보였으나 강도 변산성에서는 차이를 보이지 않았다. 둘째, 자기상관을 통해 측정된 정서변화 저항성의 경우, 유인 및 각성 차원에서 모두 차이를 보이지 않았다. 셋째, 계차제곱평균을 통해 측정된 불안정성의 경우, 우울 집단은 비우울 집단보다 유인 및 각성 차원에서 모두 높은 수준을 보였다. 본 연구는 우울증의 주요 특징인 정서 불안정성을 살펴보기 위해 유인가와 각성가를 모두 고려하여 분산, 자기상관 및 계차제곱평균을 비교하고 우울과 관련된 정서조절의 특징을 통합적으로 분석하였다는 데에 의의가 있다. 마지막으로 연구의 제한점 및 후속 연구의 방향을 제안하였다.

주요어: 우울, 정서 변산성, 정서변화 저항성, 정서 불안정성, 유인가, 각성기