

## 지각된 스트레스가 정서적 불안정성에 미치는 영향: 정서변산성, 정서변화저항성의 비교\*

전 현 경

인제대학교 교육대학원  
상담심리전공 석사 졸업

금 창 민<sup>†</sup>

강서대학교 상담심리학과  
조교수

본 연구는 20대 남녀를 대상으로 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 관계를 검증하고자 하였다. 먼저 지각된 스트레스 척도 점수를 기준으로 두 집단을 구성하였으며, 경험표집법(ESM)의 연구 방법으로 참가자들의 정서변화를 측정하였다. 이때 Russell(2003)이 제시한 2차원 모델에 근거하여 정서를 유인차원과 각성차원으로 구분하였고, 각각에 대한 정서변산성, 정서변화저항성, 정서불안정성 값을 산출하여 집단 간 차이를 검증함으로써 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 관계를 명확히 규명하고자 하였다. 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 스트레스 집단은 비스트레스 집단에 비해 정서의 유인변산성, 질적변산성에서 유의하게 높은 수준을 보였으며, 정서의 각성변산성, 강도변산성에서는 유의한 차이를 보이지 않았다. 둘째, 스트레스 집단과 비스트레스 집단은 유인 및 각성 정서변화저항성에서 모두 유의한 차이를 보이지 않았다. 셋째, 스트레스 집단은 비스트레스 집단에 비해 유인 정서불안정성이 유의하게 높았으며 각성 정서불안정성에서는 두 집단 간 유의한 차이를 보이지 않았다. 마지막으로 이상의 연구 결과를 토대로 본 연구의 시사점과 제한점 및 후속 연구를 위한 제언을 논의하였다.

주요어 : 지각된 스트레스, 정서불안정성, 정서변산성, 정서변화저항성, 경험표집법(ESM)

\* 본 연구는 전현경(2021)의 인제대학교 교육대학원 석사학위논문 ‘지각된 스트레스가 정서적 불안정성에 미치는 영향: 정서변산성과 정서변화저항성을 중심으로’ 중 일부를 발췌, 수정한 내용임.

† 교신저자 : 금창민, 강서대학교 상담심리학과, 서울시 강서구 까치산로 24길 47

Tel : 02-2600-2561, E-mail : changmink@gmail.com



Copyright ©2023, The Korean Counseling Psychological Association  
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

심리학의 주요 주제와 인류가 직면한 문제들은 대부분 정서와 관련되어 있다(Russell, 2003). 이는 모든 인류가 자신의 삶에서 다양한 정서를 경험하는 동시에 그와 관련된 정서적 문제를 경험하기도 한다는 것을 의미한다. 이러한 정서는 시간이 지남에 따라 짧은 것은 초단위에서 길게는 몇 시간 단위로 변화하는 역동성을 지니는데(Kuppens et al., 2010; Wang et al., 2020), 이로 인해 정서는 개인이 경험하는 환경 등에 반응하여 역동적으로 변화한다. 황성훈(2015)은 이러한 정서의 변화하는 양상에 대하여 우울, 불안과 같은 부정적 기분, 조증 삽화와 같은 지나치게 긍정적인 기분과 더불어 정신 병리를 가져올 수 있는 제 3의 기분 상태라고 정의하였다. 따라서 정서의 평균적인 수준과 더불어 시간에 따라 변화하는 정서의 양상을 파악하는 것 또한 개인의 정서와 주관적인 내면세계를 깊이 있게 이해할 수 있도록 하는데 핵심적인 역할을 할 수 있다(Bylsma et al., 2011). 그러나 정서의 변화에 대한 다른 표현인 ‘정서적 불안정성’은 성격연구에서 중요한 개인차 변인임에도 불구하고 그동안 충분한 연구적 관심을 받지 못하였으며(Murray et al., 2002), 그로 인해 정의에 대한 일관성 또한 부족했다(Marwaha et al., 2014). 선행연구에서는 정서적 불안정성을 빈번하고 빠르게 변화하는 기분 상태를 경험하는 경향성(Miller, & Pilkonis, 2006), 여러 감정 상태의 변동을 거듭하는 경향성(Harvey et al., 1989), 표면으로 드러나는 정서 표현의 급격한 변화(Look et al., 2010), 시간에 걸친 정서의 극단적이고 빈번한 기복 등으로 정의하였는데(Jahng et al., 2008), 위 정의들은 공통적으로 정서 상태의 변화 빈도, 속도, 그리고 범위 등을 포함한다(Oliver, & Simons, 2004). 따라서 이러한 정

서적 불안정성의 모호성은 해당 개념의 복잡성과 다차원성을 반영하는 것으로 볼 수 있으며, 이를 구조화하여 명확히 이해하기 위한 연구자들의 노력을 살펴볼 필요가 있다. 따라서 우선 본 연구에서는 Russell(2003)이 제안한 정서의 2차원 모델의 개념과 정서적 불안정성의 세 지수인 정서변산성(affective variability), 정서변화저항성(emotional inertia), 그리고 계차제곱평균(mean square successive difference: MSSD)의 개념을 통해 정서적 불안정성을 이해해보고자 한다.

### 정서의 2차원 모델

James A. Russell은 정서의 구조를 유인가(valence)와 각성기(arousal)의 두 차원으로 체계화하였다(Russell, 2003). Russell이 제시한 2차원 모델에 따르면, 개인의 정서는 쾌(pleasure) - 불쾌(displeasure)의 유인차원(valence), 활성화(activation) - 비활성(deactivation)의 각성차원(activation)이 통합된 형태로 구성되며 이를 기반으로 하여 핵심 정서(core affect)개념을 도입하였다. 즉, 특정 시점에서 한 개인이 느끼는 정서 상태는 쾌-불쾌와 각성-비각성의 2차원적 핵심 정서 공간에 위치를 나타낼 수 있으며, 개인의 정서적 경험은 쾌로부터 불쾌, 혹은 활성화로부터 비활성에 이르는 연속선을 따라 변화한다고 할 수 있다(홍수지 등, 2012). Kuppens 등(2007)은 Russell(2003)이 제시한 2차원 모델을 정서변산성에 적용하여 유인가 뿐만 아니라 각성가까지 포함한 차원적인 접근을 시도하였다. 이는 정서가 개별적으로 상호독립적인 존재라기보다는 차원들의 조합된 구조를 이루고 있으며, 그 구조를 통해 정서적 역동성을 함축하고 있기 때문이다(최미란, 2013).

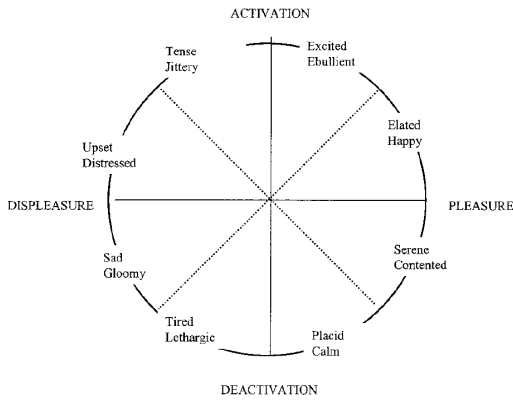


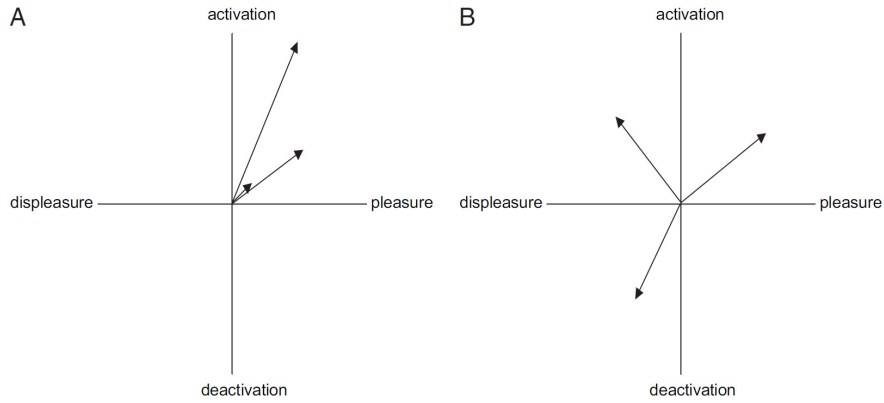
그림 1. 정서의 2차원 모델 상에서 핵심정서(Russell, 2003)

### 정서적 불안정성의 세 지수

선행연구에서는 정서적 불안정성의 다차원적인 특성을 설명하기 위해 정서변산성(affective variability), 정서변화저항성(emotional inertia), 그리고 계차제곱평균(mean square successive difference: MSSD)의 세 지수를 활용하였다.

먼저, 정서변산성(affective variability)이란 개인의 정서가 시간이나 장소에 따라서 변하는 정도를 말한다. 이는 개인 내 관찰 값의 변량(variance)이나 표준편차(standard deviation)를 통해 산출되며 개인이 경험하는 정서가 분포되어있는 정도를 알려준다(최미란, 2013). 따라서 정서변산성이 높다는 것은 정서측정치가 비일관적으로 분포되어있는 상태로 불안정하고 부적응적인 심리상태임을 의미한다(Thompson et al., 2011). 본 연구에서는 데카르트 좌표(X-Y 축)에 표시되는 정서의 표준편차 값으로 정서변산성을 정의하는 전통적 방식뿐만 아니라 정서의 강도변산성(intensity variability)과 질적변산성(quality variability)을 함께 계산하여 정서변산성을 더 심도 있게 이해하고자 하였다. Kuppens 등(2007)은 Moskowitz와 Zuroff(2004)가

대인관계 행동에서 나타나는 개인 내적 변산성을 살펴보기 위해 만든 대인관계 원형 모델(interpersonal circumplex) 좌표를 정서에 적용하여 강도변산성과 질적변산성을 개념화하였다. 핵심 정서 좌표를 이용하여 구할 수 있는 원점으로부터의 거리(강도변산성)와 각도(질적변산성)를 이에 활용하였다. 먼저, 정서의 강도변산성(intensity variability)은 원점으로부터의 거리로 나타낸다. 강도변산성은 핵심좌표 상에서 나타나는 원점으로부터의 거리인 벡터 값의 표준편차를 통해 구하는데, 강도변산성이 높은 사람은 측정된 정서 좌표와 원점으로부터의 거리차가 크며, 반대로 강도변산성이 낮은 사람은 정서 좌표 위치에 상관없이 원점으로부터의 거리차가 작다. 다시 말해, 강도변산성이 높은 사람은 평정심을 유지하다가 격분하는 것과 같이 정서 강도에서 큰 변화를 경험하는 반면, 강도변산성이 낮은 사람은 정서의 강도가 높든 낮든 상관없이 유사한 강도의 감정을 지속적으로 경험한다고 볼 수 있다. 이러한 강도변산성은 정서적 경험의 질적 측면과는 상관없이, 정서 강도의 변화만을 나타내는 것이다(홍수지 등, 2012). 둘째, 개인이 경험하는 정서의 질적인 변화인 질적변산성(quality variability)은 벡터의 각도를 통해 알 수 있으며, 벡터의 각도에서 나타나는 측정치의 표준편차로 이를 구할 수 있다. 정서 경험에서 질적인 변화란, 핵심 좌표 상에 질적으로 다양한 정서를 얼마나 경험하는지를 의미하며 질적변산성이 높은 사람은 질적으로 다양한 정서를 경험하는 반면, 질적변산성이 낮은 사람은 시간이 흘러도 질적으로 변화가 없는 유사한 정서를 경험한다. 질적변산성은 정서의 강도와는 상관없이, 단순히 정서가 질적으로 변화하는 정도만을 나타낸다(홍수지 등, 2012).



A. 높은 강도변산성과 낮은 질적변산성    B. 낮은 강도변산성과 높은 질적변산성  
 그림 2. 강도변산성과 질적변산성(Kuppens et al., 2007)

다음으로 정서변화저항성(emotional inertia)이다. 이 개념은 Suls 등(1998)에 의해 처음 소개된 것으로, 정서가 변화하지 않으려는 경향성을 지닌 정도를 의미한다. 이러한 정서의 변화저항성은 정서변산성이 알려주지 못하는 시간적 의존성(temporal dependency)에 대한 정보를 제공하며, 최근의 연구들은 정서변산성의 수준과는 독립적으로 정서의 시간적 의존성이 개인의 정서 기능에 대한 중요한 정보를 제공해 줄 수 있다고 제안하였다(최미란, 2014; Ebner-Priemer et al., 2009; Koval et al., 2013). 이러한 정서변화저항성은 자기상관계수(autocorrelation)를 통해서 산출되며, 현재의 측정 값(t)이 이전의 측정값(t-1)과 갖는 관련성을 말한다. 즉, 적절한 수준의 자기상관계수의 값은 정서가 시간이 지나도 일관적으로 유지되며 정서적으로 안정되어 있음을 의미한다. 그러나 이러한 정서변화저항성이 적절한 수준을 넘어 지나치게 높은 경우 외부의 상황 또는 환경의 변화에도 불구하고 정서의 변화가 일어나지 않고 경직되어 있음을 뜻하며, 이는 자신의 정서를 적절하게 조절할 수 있는 능력

의 부족에서 기인한다(Kuppens et al., 2010).

마지막으로, 계차제곱평균(mean square successive difference: MSSD)은 정서적 불안정성의 개념적 특성을 가장 잘 반영하는 지수로서 정서변산성(affective variability)과 정서변화저항성(emotional inertia)을 모두 고려하여 하나의 값으로 제시한 지수이다. 계차제곱평균은 연속된 두 관찰 값의 차이의 제곱을 평균한 값으로 변산성을 반영하는 동시에 차이의 제곱을 사용하여 시간에 따른 변화 정도 역시 반영 가능하다. 이러한 이유로 계차제곱평균은 정서적 불안정성을 측정하기 위한 단일한 지수로 사용하기에 가장 적합하다(장승민, 2009). 계차제곱평균의 식은 아래와 같다.

$$MSSD = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N-1} (x_{i+1} - x_i)^2$$

위에서 살펴본 것처럼 정서적 불안정성을 정의하고 그 특성을 파악하고자 하는 여러 시도와 동시에 이와 관련된 요인들에 대한 탐색도 지속되어 왔다. 연구자들은 정서적 경험과

스트레스의 관계에 주목하였는데, 선행연구에서는 스트레스가 신체적 건강과 심리적 안정에 영향을 주는 주요한 요인이자 개인의 정서 경험과도 밀접한 관련이 있는 것으로 보고하였다. 구체적으로 스트레스는 우울에 직접적인 영향을 미치며(Ensel, & Lin, 1991), 불안(Fiedler et al., 2005), 분노(Asetline et al., 2000), 등의 부정적 정서를 예측한다(Spada et al., 2008). 그러나 개별 정서에만 초점을 둔 관점에서는 개별 정서의 이상 없이 정서적 문제를 경험하는 것을 충분히 설명하지 못한다. 이에 따라 최근 연구들에서는 정서의 변화를 의미하는 정서적 불안정성에 대한 관심이 대두되고 있다. 선행 연구들에서는 스트레스가 정서적 불안정성에 영향을 주는 것으로 나타났는데, 개인 내에서 정서가 변화하는 정도를 나타내는 ‘정서 변산성(affective variability)’과 시간의 변화에도 정서가 비슷하게 유지되는 정도를 뜻하는 ‘정서변화 저항성(emotional inertia)’에도 영향을 미친다는 것을 밝혔다. Sbarra와 Emery(2005)는 스트레스를 경험할 것이라고 예상할 수 있는 이별을 경험한 젊은 층에서는 이별 직후 더 많은 정서변산성(affective variability)을 보고하였으며, Koval과 Kuppens(2012)의 연구는 실험실에서 인위적으로 스트레스 상황을 조작하였을 때 개인의 정서변화저항성(emotional inertia)에 감소가 있었음을 증명하였다. 그러나 이와 같은 스트레스와 정서적 불안정성 사이의 관련성에 대한 연구는 실험실에서 유도하는 스트레스 요인이나 스트레스를 직면한 당시 상황에 한정되어 있으며, 지각된 스트레스의 증가된 수준이 개인의 일상생활에서의 정서적 경험과 어떠한 관련성이 있는가에 대한 연구는 여전히 부족하다(Dickerson, & Kemeny, 2004; Wang et al.,

2020). Wang 등(2020)은 다중 현장 연구 데이터를 2차 분석 하여 지각된 스트레스와 정서 변산성 및 정서변화저항성의 관계에 관해 연구하였는데, 그 결과 높은 수준의 지각된 스트레스를 보고한 사람들이 부정적인 정서와 긍정적인 정서 모두에서 더 큰 정서변산성과 관련되어 있으며, 부정적인 감정 상태에서 더 높은 정서변화저항성과도 관련이 있다는 것을 밝혔다. 그러나 Wang 등(2020)의 연구 또한 뉴욕 대도시 지역의 대학이나 금융 기관에 고용되어 있는 신체적, 정신적으로 건강한 성인을 대상으로 연구된 결과이기 때문에 일반 성인에게 일반화하는 것에는 어려움이 있으며, 개인의 정서를 이해하는 데 있어 정서의 활성화-비활성 정도를 확인하는 각성기(arousal) 차원을 고려하지 않은 채 긍정-부정정서 등 정서의 다변화 정도를 확인하는 유인가(valence) 차원에서만 연구되었다는 점에서 한계가 있다. 선행연구들을 통해, 지각된 스트레스 수준이 정서적 불안정성에 영향을 미치는 것이 확인되었지만 정서적 불안정성의 다차원적인 특성을 감안하여 진행된 연구는 부족하며, 국내에서는 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 관계를 밝힌 연구가 없다.

본 연구에서는 이러한 선행연구 결과를 바탕으로 경험표집법의 연구 방법을 통해 정서적 불안정성의 의미와 지각된 스트레스가 정서적 불안정성에 미치는 영향을 명확히 규명하고자 하였다. 먼저 20대 초반의 성인들을 대상으로 지각된 스트레스의 수준이 일상생활에서 개인이 경험하는 정서의 변화 양상에 어떠한 영향을 미치는지 알아보았으며, 이를 위해 7일간 개인이 경험하는 정서들을 실시간으로 기록하도록 하는 경험표집법(ESM)의 연구 방법을 사용함으로써 생태학적 타당성을 높여

고자 하였다. 이후 지각된 스트레스의 수준에 따라 구성된 두 집단 간 정서변산성, 정서변화저항성의 차이를 검증함으로써 지각된 스트레스에 따른 정서적 불안정성의 집단 간 차이를 구체적으로 밝히고자 하였다.

본 연구를 통해 지각된 스트레스 수준이 스트레스를 경험하는 상황뿐만 아니라 일상적 상황에서 개인의 정서 경험에 전반적으로 영향을 미친다는 것을 밝힘으로써, 개별 정서 중심으로 정서적 문제를 이해하고자 했던 기존의 관점에서 벗어나 개별 정서의 이상 없이도 정서 문제를 경험할 수 있다는 것을 확인할 수 있을 것이며, 국내의 연구에서 잘 사용하지 않았던 정서변산성, 정서변화저항성의 개념과 Russell(2003)이 제시한 정서의 2차원 모델을 연구에 활용함으로써 정서에 대한 폭넓은 이해를 도울 수 있으리라 생각한다.

## 방 법

### 연구 대상

온라인으로 배포한 자기보고식 설문지를 통해 연구의 참여자를 모집하였다. 본 연구에서는 Perceived Stress Scale(PSS) 점수를 기준으로 두 집단을 구성하였는데, PSS에서는 명확한 cut-off score를 제시하지 않지만, 일반적으로 26점 이상은 고도의 스트레스, 13점 이하의 스트레스가 시사되지 않는 정상 범위에 해당한다고 보는 바, 본 연구에서도 이러한 기준을 적용하여 두 집단을 구성하였다. 연구 참여에 동의한 응답자 중 PSS 점수가 기준 점수에 해당하는 응답자에게 1주일의 간격을 두고 동일한 PSS 재검사를 실시하여 두 점수의

평균이 기준 점수에 해당하는 최종 65명의 참여자를 대상으로 연구를 실시하였다. 이 중 7일 간 경험표집법의 방식으로 정서를 측정하는 온라인 설문에 불성실하게 응답하거나 총 35회의 응답 중 28회(80%) 이하로 응답을 한 참여자 4명의 응답 내용을 분석에서 제외하였고, 최종적으로 61명의 응답 내용을 분석에 사용하였다. 최종 분석에는 스트레스 집단 32명( $M=27.73$ ,  $SD=2.59$ ), 비스트레스 집단 29명( $M=10.66$ ,  $SD=2.20$ )의 자료가 사용되었다.

### 자료수집

본 연구는 경험표집법(Experience Sampling Methods: ESM)을 활용해 자료를 수집하였다. 경험표집법이란 사전에 정해진 시간에 따라 연구자가 연구 참여자에게 신호를 보내 일상에서 개인이 경험하는 활동, 사고, 감정 등의 생태학적 경험을 실시간으로 기록하도록 하는 방법으로, 응답자가 임의의 시간에 전달 받은 신호에 의해 기록을 한다는 점에서 신호에 따른 기록(signal-contingent recording)이라고도 한다(이가현, 2016; 장승민, 2011; Wheeler, & Reis, 1991). 정서는 외부 환경과 시간의 변화에 따라 짧게는 초 단위에서 길게는 몇 시간 단위로 변화하는 역동성을 지니고 있기 때문에(Kuppens et al., 2010; Wang et al., 2020), 상황과 시간의 변화에 따른 정서의 변화 과정을 이해하기 위해서는 평가의 즉시성과 현장성을 높이고 응답자의 기억에 의존하는 정도를 줄임으로서 생태학적 타당성을 높일 수 있는 경험표집법의 연구 방법이 요구된다(장승민, 2011).

구체적으로, 참여자들은 정서 경험을 측정하는 온라인 질문지에 연속 7일 동안 하루 5

회 정해진 시간마다 질문지에 응답하였으며, 타당한 데이터 수집을 위하여 연구자는 온라인 설문지를 받은 시점으로부터 15분 이내 응답할 수 있도록 요청하였다. 경험표집법을 사용할 경우 응답자의 실생활에서 실시간에 가깝게 많은 관찰 값들을 얻을 수 있어 불안정성을 보다 직접적으로 측정할 수 있으며(노승혜, 조현주, 2018; 장승민, 2009), 회상에 따른 편향을 최소화할 수 있고 그로 인해 생태학적 타당성을 최대화할 수 있다(Shiffman et al., 2008). 또한, 응답자가 기록의 방법을 준수하고 있는지 확인이 가능하기 때문에 규칙을 위반한 기록을 탐지하거나 차단할 수 있으며 개인의 일상에서 반복적으로 측정되는 방대한 양의 자료를 비교적 효율적으로 수집할 수 있다(장승민, 2011).

#### 측정도구

##### 지각된 스트레스

Cohen 등(1983)이 개발한 지각된 스트레스 척도(Perceived Stress Scale, PSS)를 Cohen과 Williamson(1988)이 요인분석을 통해 10개의 문항으로 단축화하여 수정한 것(PSS-10)을 이정은(2005)이 번안한 척도를 사용하였다. 본 척도는 스트레스에 대한 개인의 주관적 지각을 강조하며, 특정 사건의 경험보다는 일반적인 상황과 맥락에 초점을 두고 있어 광범위한 영역에서 사용될 수 있고 지난 1달 동안의 스트레스 관련 경험을 묻고 있기 때문에 개인의 회상 능력에 따른 왜곡의 정도를 최소화할 수 있다(박준호, 서영석, 2010).

##### 정서경험

연구 참여자의 정서적 불안정성을 측정하

기 위하여 일상생활에서 개인이 경험하는 정서 상태를 실시간으로 기록하도록 하는 정서 경험 질문지를 제작하였으며, Russell(2003)이 제시한 정서의 2차원 모델에 근거해 유인가와 각성가를 모두 고려하여 작성되었다. 참여자들은 ‘당신은 지금 얼마나 \_\_\_\_ 하다고 느끼십니까?’라는 질문에 ‘전혀 아니다’에서 ‘매우 그렇다’까지 7점의 연속선상에서 응답하도록 되어 있으며 빈칸에 해당하는 정서단어는 활성화된 긍정정서(positive-activation: PA), 비활성화된 긍정정서(positive-deactivation: PD), 활성화된 부정정서(negative-active: NA), 비활성화된 부정정서(negative-deactivation: ND)로 구성하였다.

#### 분석방법

먼저 수집된 자료를 토대로 정서적 불안정성의 값을 도출하였다. 첫째, 정서의 2차원인 유인 및 각성 점수를 구하는 식은 아래와 같다.

$$Valence(유인) = [(pa + pd) - (na + nd)]$$

$$Activation(각성) = [(pa + na) - (pd + nd)]$$

위의 식을 바탕으로 유인변산성과 각성변산성은 참가자마다 각 에피소드에서 도출한 유인 및 각성 값의 표준편차로 계산하며, 각 참가자가 7일 동안 긍정-부정 정서 축 상에서 얼마나 변동이 있었는지(유인), 그리고 정서 활성화 정도에서 얼마나 변동이 있었는지(각성)를 나타낸다.

둘째, 강도변산성과 질적변산성은 Moskowitz와 Zuroff(2004)가 제안한 방식에 기초하여 계산한 방식에 기초하였으며, 강도변산성은 원

점에서 정서 좌표까지의 거리인 벡터 크기 ( $|\vec{R}|$ )의 표준편차로 계산되며, 벡터 ( $\vec{R}$ )와 표준편차( $sd$ )를 구하는 공식은 아래와 같다.

$$|\vec{R}| = \sqrt{valence_i^2 + activation_i^2}$$

$$sd = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left( |\vec{R}_i| - \frac{|\vec{R}|}{n} \right)^2}$$

질적변산성은 Mardis의 공식(1972)을 적용하였는데, 정서의 질적변산성을 의미하는 원의 표준편차( $sd_o$ )를 구하는 공식은 아래와 같다.

$$sd_o = \sqrt{-2 \log_e(1 - s_0^2)}$$

셋째, 정서변화저항성은 현재의 정서 측정값( $t$ )이 이전 측정값( $t-1$ )과 갖는 관련성을 의미하여 자기상관계수(*autocorrelation*)의 공식을 사용해 도출될 수 있으나, 수집된 정서가 개인 내에서 반복 측정되는 다층 구조를 갖고 있기 때문에 기존의 회귀분석이나 구조방정식을 사용하는 것은 결과의 표준오차가 왜곡되거나 생태학적 오류(*ecological fallacy*)를 범할 수 있다(최미란, 2013). 반면 위계적 선형 모형은 이러한 다층 구조를 가진 자료들을 분석하는데 적합하며, 하위수준인 개인 내에서 측정되는 관찰 값의 개수에 따라 달라지는 신뢰도의 차이를 반영한다는 점에서 다른 분석 방법들과 다른 장점을 가진다(장승민, 2009). 따라서 두 집단의 정서변화저항성의 차이를 비교하기 위하여 위계적 선형 모형 분석을 실시하였다. 먼저 본 연구에서 수집된 자료들이 다층구조를 형성하고 있는지 확인하기 위하여 기초모형(*the intercept only model*) 분석을 실시

하였으며, 이를 통해 급내상관계수(*intraclass correlation coefficient: ICC*)를 산출하였다. 다음으로 1수준(*within-person*)에서 개인별 반복 측정치들로부터 개인의 변화를 나타내는 자기상관을 추정하였고, 2수준(*between-person*)에서는 1수준에서 추정된 자기상관에 대하여 개인 수준의 특성변인인 지각된 스트레스를 통해 설명하여 집단 간 정서변화저항성의 차이를 검증하고자 하였다.

넷째, 전반적인 정서불안정성의 수준에 대한 집단 간 차이를 비교하기 위하여 계차제곱평균(*mean square successive difference: MSSD*)를 구하는 공식에 따라 각 참가자의 정서 값을 산출하였으며, 이를 분석하기 위하여 일반 선형 모형(*generalized linear model: GLM*) 분석을 실시하였다. 계차제곱( $x_t - x_{t-1}$ )<sup>2</sup>은 현재의 측정값과 이전의 측정값의 차이를 제곱함으로써 구해지기 때문에 그 값은 항상 양수가 된다. 즉, 계차제곱평균은 정규분포가 아닌 감마분포(*gamma distribution*)를 이루기 때문에 정규성에 대한 가정을 기본으로 하는 모형을 적용할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 일반 선형 모형 분석을 통해 집단 간 정서불안정성의 차이를 비교하였다.

경험표집법을 통해 수집된 자료들은 SPSS 27.0과 HLM 8.1을 사용하여 결과분석을 실시하였다. 먼저 두 집단 간 정서 평균 및 정서변산성의 차이를 비교하기 위하여 각 참가자의 정서 값의 평균과 유인 및 각성 정서값을 산출하였고, 각 집단에서 평균적으로 많이 경험하는 정서를 확인하고자 독립표본 *t*-검정을 실시하였다. 다음으로 개별 공식에 따라 유인 변산성, 각성변산성, 강도변산성, 질적변산성을 산출하였고, 두 집단 간 정서변산성에 유의한 차이를 보이는지 검증하고자 독립표본



t-검정을 실시하였으며, 정서 평균과 정서변산성의 값들에 대하여 피어슨 상관관계 분석을 실시하였다.

내지 않았으며( $t=1.44$ , n.s.), 두 집단 모두 평균적으로 비활성화 된 정서 경험을 더 많이 하는 것으로 나타났다.

## 결 과

### 정서 평균

개별 정서의 평균에서 두 집단 간 유의한 차이를 확인하였다( $t=-4.52$ ,  $p<.001$ ;  $t=-5.68$ ,  $p<.001$ ;  $t=7.72$ ,  $p<.001$ ;  $t=6.78$ ,  $p<.001$ ). 이는 스트레스 집단에서는 부정정서를, 비스트레스 집단에서는 긍정정서를 유의하게 더 많이 경험한다는 것을 의미한다. 이러한 연구 결과는 높은 수준의 지각된 스트레스를 보고한 사람들이 더 높은 수준의 부정적인 감정과 더 낮은 수준의 긍정적인 감정을 경험한다는 기존의 연구와 일치한다(Wang et al., 2020). 유인 차원의 정서 평균에서도 집단 간 유의한 차이가 있음을 확인하였다( $t=-7.88$ ,  $p<.001$ ). 이는 지각된 스트레스를 더 적게 경험하는 집단에서 유인가가 높은 긍정적인 정서를 더 많이 경험한다는 것을 의미한다. 반면 각성 차원의 정서 평균에서 두 집단은 유의한 차이를 나타

### 정서변산성

활성화된 부정정서(NA)와 비활성화된 부정정서(ND)의 변산성은 스트레스 집단에서 유의하게 높은 수준을 보였다( $t=4.62$ ,  $p<.001$ ;  $t=2.41$ ,  $p<.05$ ), 반면 활성화된 긍정정서(PA)와 비활성화된 긍정정서(PD) 변산성에서는 두 집단이 유의한 차이를 보이지 않았다( $t=.95$ , n.s.;  $t=.37$ , n.s.). 다음으로 유인변산성에서 스트레스 집단이 비스트레스 집단에 비해 높은 수준의 유인변산성을 보였으며( $t=3.01$ ,  $p<.01$ ), 이는 지각된 스트레스가 높은 집단에서 긍정-부정 차원의 정서 변화를 더 많이 경험한다는 것을 의미한다. 반면 각성변산성에서 집단 간 유의미한 차이가 확인되지 않았다( $t=-0.72$ , n.s.). 즉 활성-비활성화 차원에서 정서의 변화 정도는 두 집단이 서로 유사하다고 할 수 있다. 마지막으로 강도변산성에서 두 집단 간 유의미한 차이가 확인되지 않았으며( $t=1.45$ , n.s.), 질적변산성에서는 스트레스 집단이 비스트레스 집단에 비해 높은 수준을 보였다

표 1. 집단 간 정서평균 비교

	stress(n=32)	non-stress(n=29)	t
PA 평균	7.00(1.78)	9.19(2.02)	-4.52***
PD 평균	7.86(1.90)	10.52(1.74)	-5.68***
NA 평균	6.68(2.35)	3.19(0.97)	7.72***
ND 평균	7.85(2.13)	4.72(1.43)	6.78***
유인평균	0.32(7.06)	11.80(4.04)	-7.88***
각성평균	-2.03(1.49)	-2.86(2.75)	1.44

주: \*\*\*  $p<.001$ , \*  $p<.05$

표 2. 집단 간 정서변산성 비교

	stress(n=32)	non-stress(n=29)	t
PA변산성	2.15(0.64)	1.99(0.65)	0.95
PD변산성	2.08(0.60)	2.02(0.74)	0.37
NA변산성	2.40(0.77)	1.54(0.68)	4.62***
ND변산성	2.17(0.61)	1.82(0.51)	2.41*
유인변산성	6.75(2.12)	5.18(1.92)	3.01**
각성변산성	3.14(0.98)	3.31(0.96)	-0.72
강도변산성	3.92(1.15)	3.35(0.92)	1.45
질적변산성	1.09(0.41)	.51(0.24)	6.86***

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

( $t=6.86, p<.001$ ). 이는 지각된 스트레스가 높은 집단에서 질적으로 다른 정서들을 더 많이 경험한다는 것을 의미한다.

**정서 평균과 정서변산성**

정서의 평균과 정서변산성간의 상관관계를

확인하기 위하여 피어슨 상관관계 분석을 실시하였다. 연구결과 부정정서의 평균은 부정정서의 변산성에 유의한 영향을 주었고( $r=.45, p<.01$ ), 이는 부정정서를 많이 경험할수록 부정적인 정서에서 정서의 변화를 많이 경험한다는 것을 의미한다. 반면 긍정정서의 평균은

표 3. 정서평균 및 정서변산성 간 상관관계

	PA평균	NA평균	유인평균	각성평균	PA변산	NA변산	유인변산	각성변산	강도변산	질적변산
PA평균	-									
NA평균	-.71**	-								
유인평균	.91**	-.94**	-							
각성평균	-.09	.19	-.15	-						
PA변산	-.16	.16	-.17	.04	-					
NA변산	-.41**	.45**	-.46**	.13	.68**	-				
유인변산	-.27*	.33*	-.33*	.08	.88**	.93**	-			
각성변산	.03	-.14	.10	-.16	.37**	.20	.26*	-		
강도변산	-.30*	.36**	-.36**	.10	.60**	.64**	.67**	.31*	-	
질적변산	-.56**	.51**	-.58**	.24	.48**	.59**	.58**	0.07	0.22	-

주. PA: 긍정정서(positive affect), NA: 부정정서(negative affect) \*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

긍정정서의 변산성에 영향을 미치지 않았다 ( $r = -.16$ , n.s.). 또한 부정정서는 유인변산성 ( $r = .33$ ,  $p < .05$ ), 강도변산성 ( $r = .36$ ,  $p < .01$ ), 질적 변산성 ( $r = .51$ ,  $p < .01$ ) 모두와 유의한 정적상관 관계를 보이는 반면 긍정정서는 유의한 부적 상관관계를 나타내었다 ( $r = -.27$ ,  $p < .05$ ;  $r = -.30$ ,  $p < .05$ ;  $r = -.56$ ,  $p < .01$ ). 이는 부정정서의 평균과 유인변산성 및 질적변산성 간에 정적인 상관을 보인다는 선행 연구(Kuppens et al., 2007)와도 일치하는 결과이다.

### 정서변화저항성

유인 차원( $\beta = -.07$ , n.s.)과 각성 차원( $\beta = -.04$ , n.s.) 모두에서 두 집단 간 정서변화저항성의 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 이는

유인 및 각성차원에서 지각된 스트레스가 시간에 따른 정서의 변화 정도에 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다.

### 정서불안정성

유인차원에서의 모형의 전체 검정은 유의하였으며( $\chi^2 = 6.45$ ,  $p < .05$ ), 두 집단 간 유인차원의 정서불안정성에서도 유의한 차이를 보였다( $\hat{B}_0 = 3.69$ ,  $\hat{B}_1 = .47$ ,  $p < .01$ ). 이는 유인차원에서 스트레스 집단이 비스트레스 집단에 비해 정서불안정성을 더 많이 경험한다는 것을 의미한다. 반면 각성차원에서는 모형의 전체 검정이 유의하지 않았다( $\chi^2 = .13$ , n.s.). 즉 두 집단은 각성 차원의 정서불안정성에서 유의한 차이를 보이지 않았다.

표 4. 집단 간 정서변화저항성 차이 분석

Fixed Effect	standardized Coefficient	Standard error	<i>t</i>	<i>p</i>
Outcome variable: <i>valence<sub>t</sub></i>				
For intercept 1, $\beta_0$				
Intercept 2, $\gamma_{00}$	6.22	.76	8.15	<.001
Stress, $\gamma_{01}$	11.53	1.49	7.75	<.001
For Affect 1 slope, $\beta_1$				
Intercept 2, $\gamma_{10}$	.31	.04	7.31	<.001
Stress, $\gamma_{11}$	-.07	.09	-.77	.445
Outcome variable: <i>activation<sub>t</sub></i>				
For intercept 1, $\beta_0$				
Intercept 2, $\gamma_{00}$	-2.16	.29	-7.55	<.001
Stress, $\gamma_{01}$	-1.04	.59	-1.78	.081
For Affect 1 slope, $\beta_1$				
Intercept 2, $\gamma_{10}$	.09	.03	3.17	.002
Stress, $\gamma_{11}$	-.04	.06	-.62	.535

주. Stress는 지각된 스트레스에 따른 스트레스 집단과 비스트레스 집단의 차이임.

표 5. 집단 간 MSSD 차이 검증

	B	SD	Wald 카이제곱	p
<i>Valence MSSD</i>				
절편	3.69	.13	804.80	.000
Group	.47	.18	6.86	.009
<i>Activation MSSD</i>				
절편	3.07	.11	724.36	.000
Group	-.06	.16	.13	.717

**세 지수 간 관계**

유인 및 각성 정서변산성은 각각 유인차원의 정서불안정성( $r=.72, p<.001$ ;  $r=.76, p<.001$ )과 각성차원의 정서불안정성( $r=.89, p<.001$ ;  $r=.93, p<.001$ )에 유의한 영향을 주었으며, 이는 정서의 변산성이 높을수록 정서불안정성이 높아진다는 것을 의미한다. 한편 정서변화저항성은 스트레스 집단에서만 정서불안정성에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 스트레스 집단에서 유인 및 각성 정서변화저항성은 각각 유인 정서불안정성( $r=.43, p<.05$ ) 및 각성 정서불안정성( $r=.40, p<.05$ )과 유의한 정적 상관을 보인 반면 비스트레스 집단에서는 유

인 및 각성 정서변화저항성 모두 정서불안정성과 유의한 상관을 보이지 않았다( $r=.14, n.s.$ ;  $r=.10, n.s.$ ). 다음으로 정서변산성은 정서변화저항성에 일부 영향을 주는 것으로 나타났다. 스트레스 집단에서 유인 정서변산성은 유인 정서변화저항성과 유의한 상관관계를 보이지 않았으나( $r=.10, n.s.$ ), 비스트레스 집단에서 유인 정서변산성은 유인 정서변화저항성과 유의한 정적 상관관계를 보였다( $r=.38, p<.05$ ). 각성 차원에서는 두 집단 모두 정서변산성과 정서변화저항성 사이의 유의한 상관관계를 보이지 않았다( $r=.18, n.s.$ ;  $r=.20, n.s.$ ). 마지막으로 유인 정서변산성과 각성 정서변산성은 스트레

표 6. 정서적 불안정성 세 지수 간 상관관계

	유인 Va	각성 Va	유인 In	각성 In	유인 Mssd	각성 Mssd
유인 Va		.39*	.10	-.34	.72***	.38*
각성 Va	.24		-.44*	-.18	.55***	.89***
유인 In	.38*	-.06		.27	-.43*	-.53**
각성 In	.24	.20	.26		-.53**	-.40*
유인 Mssd	.76***	.49**	-.14	.24		.50**
각성 Mssd	.19	.93***	-.11	-.10	.46*	

주. Va: 정서변산성(variability), In: 정서변화저항성(Inertia) \*\*\*  $p<.001$ , \*\*  $p<.01$ , \*  $p<.05$

대각선 위: 스트레스집단, 아래: 비스트레스 집단

스 집단에서 유의한 상관을 보였으나( $r=.39$ ,  $p<.05$ ), 비스트레스 집단에서는 유의한 상관을 보이지 않았고( $r=.24$ , n.s.), 유인 정서변화저항성과 각성 정서변화저항성은 두 집단 모두에서 유의한 상관을 보이지 않았으며( $r=.27$ , n.s.;  $r=.26$ , n.s.), 유인 정서불안정성과 각성 정서불안정성은 두 집단 모두에서 유의한 상관을 보였다( $r=.50$ ,  $p<.01$ ;  $r=.46$ ,  $p<.05$ ).

## 논 의

본 연구는 20대 성인 남녀를 대상으로 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 관계를 검증하였다. 즉, 정서를 유인차원(쾌-불쾌)과 각성차원(활성-비활성)으로 구분하여 각각에 대한 정서변산성, 정서변화저항성 및 계차제 곱평균을 통한 정서 불안정성 값을 산출하였으며, 이에 대한 두 집단 간 차이를 검증함으로써 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 관계를 명확히 규명하고자 하였다. 본 연구의 주요 결과 및 이에 대한 논의는 다음과 같다.

첫째, 경험표집법의 연구방법을 활용하여 산출한 유인 및 각성 변산성 값을 통해 스트레스 집단과 비스트레스 집단 간 정서변산성의 차이를 확인하였다. 그 결과, 쾌-불쾌의 차원인 유인 정서변산성에서 두 집단 간 유의한 차이를 확인하였으며, 스트레스 집단에서 더 높은 수준의 유인 정서변산성을 보였다. 이러한 결과는 높은 수준의 지각된 스트레스를 보고한 사람들이 더 높은 수준의 정서변산성을 경험한다는 선행연구(Wang et al., 2020)와 일치하는 결과이며, 낮은 심리적 안녕감을 가진 사람들에게서 더 큰 정서의 변산성을 발견하였다는 연구 결과(Houben et al., 2015; Kuppens

et al., 2007)와도 맥락을 같이 한다. 반면 활성-비활성 차원인 각성 정서변산성에서는 두 집단 간 유의한 차이를 확인하지 못하였다. 즉, 활성화된 정서와 비활성화된 정서 사이에서의 정서 변화 정도는 두 집단이 서로 유사한 수준을 보였다. 이에 대해 두 가지 가설을 제기해 볼 수 있다. 먼저, 경험표집법의 연구방법이 지닌 한계로부터 비롯된 결과일 수 있다. 경험표집법이 회상에 따른 기억의 문제점을 보완한다는 점에서는 적합한 연구 방법일 수 있지만 이 또한 참여자의 자기보고에 의존하고 있기 때문에 자기보고법이 갖는 사회적 바람직성, 인지적 편파성, 문화적 차이 등 일부의 문제점은 여전히 존재한다(박세미, 정남운, 2019; 신승윤, 2010). 즉 각성이 차원에서 지나치게 높거나 낮은 활성화 정도를 지닌 정서를 바람직하지 않은 것으로 여기는 사회 문화적 분위기가 참여자의 응답에 영향을 주었을 가능성이 있다. 이는 집단에 관계없이 연구 참여자들의 정서가 각성이 차원에서 대체로 중간 정도의 활성화 수준에 모여 있다는 점을 통해 증명된다. 다음으로 실제로 지각된 스트레스가 각성이 차원의 정서변산성에 아무런 영향을 미치지 않는다는 것을 반영하는 결과일 수 있다. 우울집단과 비 우울집단을 대상으로 정서적 불안정성을 연구한 최미란(2013)의 연구에서는 두 집단 간 각성 정서의 평균에서 유의한 차이가 없었음에도 불구하고 각성 정서변산성에서 유의한 차이를 보였다. 즉, 두 집단이 평균적으로 경험하는 각성 정서는 유사하더라도 ‘우울에 의해’ 정서의 활성-비활성 차원에서 변화를 경험하는 정도가 달라질 수 있다는 것이다. 그러나 본 연구에서는 각성차원에서의 정서 평균뿐만 아니라 각성 정서변산성에서도 두 집단 간 유의한 차이를 보

이지 않았다. 이러한 결과는 우울과는 달리, 스트레스 수준은 활성-비활성의 각성 차원에서 정서 변화 정도를 설명하지 못한다고 해석할 수 있다. 이러한 상반된 결과를 통해, ‘우울’, ‘스트레스’ 등 부정적 변인의 어떠한 차이가 각성 정서변산성에 영향을 준 것인지에 대해 추가적인 연구가 필요하며, 이러한 차이를 기반으로 하여 상담적 개입이 이루어질 필요가 있다.

둘째, 유인 및 각성 차원을 모두 고려한 정서의 차원적 접근을 통해 두 집단 간 질적 변산성 및 강도변산성의 차이를 확인하였다. 먼저 정서의 질적변산성에서 스트레스 집단이 비스트레스 집단에 비해 유의하게 높은 수준을 나타내었다. 질적변산성이란 핵심좌표 상에서 질적으로 다른 정서를 경험하는 정도, 질적인 수준에서의 정서 변화를 의미하는 것으로, 특히 질적변산성은 변산성의 다양한 측정치 가운데서도 두 집단 간 가장 큰 차이를 나타내는 측정치라는 점에서 의미를 지닌다. 즉, 스트레스 수준이 높다고 지각한 사람들은 그렇지 않은 개인에 비해 다양한 색채로의 정서 변화를 경험할 것이라고 예측할 수 있다. 반면, 두 집단은 강도변산성에서 유의한 차이를 보이지 않았다. 즉, 두 집단은 정서 강도의 변화 수준이 유사하다고 할 수 있다. 그러나 이것은 두 집단이 유사한 수준의 정서 강도를 경험한다는 것이 아니라, 두 집단에 속한 개인이 경험하는 정서 강도의 변화 수준이 유사하다는 것이다. 다시 말해, 정서 강도의 수준이 높든지 낮든지에 관계없이 강도의 변화량은 비슷하다는 의미이다. 이러한 결과를 통해 지각된 스트레스가 높은 개인은 그렇지 않은 개인과 강도변산성에서 유의한 차이가 없으므로 지각된 스트레스가 정서의 강도의 변화로

인한 정서적 불안정성에 영향을 미치지 않는다는 것을 확인하였다.

셋째, 본 연구에서는 정서의 평균과 정서변산성 간의 관계를 통해 높은 지각된 스트레스에서 비롯된 정서적 불안정성 문제를 다루는데 있어 부정적인 정서에 초점을 맞춘 접근이 필요하다는 것을 확인하였다. 스트레스 집단은 비스트레스 집단에 비해 평균적으로 긍정적인 정서를 더 적게 경험함에도 불구하고 두 집단 간 긍정정서의 변산성에서는 유의한 차이를 나타내지 않았다. 그러나 부정정서의 경우 평균적으로 더 높은 부정정서를 경험하는 스트레스 집단이 비스트레스 집단에 비해 더 높은 부정정서 변산성을 나타내었다. 이는 긍정정서의 평균은 긍정정서의 변산성과 관련성을 보이지 않지만 부정정서의 평균은 부정정서의 변산성과 유의하게 정적인 관련성을 보인다는 상관 연구 결과를 통해서도 확인할 수 있다. 따라서 스트레스 집단이 긍정적인 정서를 덜 경험하더라도 긍정정서의 변산성에는 영향을 미치지 않지만, 부정적인 정서를 더 많이 경험하는 것은 부정정서의 변산성, 즉 정서적 불안정성을 야기할 수 있다. 또한 정서의 유인평균은 유인변산성 및 질적변산성과 부적의 관련성을 나타내는데 이러한 결과 역시 부정적인 정서를 더 많이 경험할수록 정서적 불안정성이 높아진다는 것을 의미한다. 이는 부정정서의 평균과 유인변산성 및 질적변산성 간에 정적인 상관을 보인다는 선행 연구(Kuppens et al., 2007)와도 일치하는 결과이다. 따라서 높은 지각된 스트레스 수준을 지닌 개인의 정서적 불안정성을 다루기 위해서는 긍정적인 정서 경험을 증가시키는 것보다는 부정적인 정서경험을 감소하는 것에 초점을 두는 것이 필요하다. 이는 현재에 주목하여 어

떠한 정서든 비판단적으로 수용하는 마음챙김(mindfulness) 기반 치료의 유효성을 시사한다(강재연, 장재홍, 2017; 노승혜, 조현주, 2018). 이러한 접근은 개인이 부정적 정서에 압도되지 않고 상황에 대처할 수 있도록 도울 수 있을 것이다(Leary et al., 2007).

넷째, 정서 변화의 시간적 의존성을 반영하는 정서변화저항성에 대한 두 집단 간 차이를 확인하였다. 연구 결과 정서의 유인 및 각성 차원 모두에서 정서변화저항성은 두 집단 간 유의한 차이를 보이지 않았다. 즉 지각된 스트레스는 정서의 변산성과는 유의한 관련성을 갖지만 정서변화저항성과는 관련성을 나타내지 않는다. 이러한 결과는 정서변산성과 변화저항성이 상호 독립적인 지표임을 시사하며(Jahng et al., 2008), 정서적 불안정성을 측정하는 각 지표들 간의 관련성을 분석한 결과에서 정서변산성과 정서변화저항성이 서로 유의한 관련성을 보이지 않는다는 것을 통해 증명된다. 따라서 높은 지각된 스트레스로 인한 정서적 불안정성을 보이는 경우 정서변화저항성보다는 정서변산성에 초점을 둔 치료적 접근이 요구된다. 선행연구에 따르면(Bylsma et al., 2008; Thompson et al., 2011), 정서변산성은 특정 환경자극에 대한 지나친 민감성으로, 정서변화저항성은 환경자극에 대한 반응성의 상실로 인해 나타나는 것으로 여겨진다(최미란, 2013). 따라서 높은 지각된 스트레스로 인한 정서적 불안정성을 보이는 개인에 대해서는 환경자극에 대한 민감성의 감소에 초점을 둔 개입이 필요하다. 이는 개인이 스트레스를 통해 불안이 느껴지는 상황에서 자신을 탓하기 보다 스스로를 돌보는 온화한 태도를 취하는 자기자비(self-compassion) 등의 활용이 효과가 있을 수 있음을 시사한다(박세란, 이훈진, 2015).

다섯째, 정서의 변산성과 변화저항성을 모두 반영하는 측정치인 계차제곱평균을 통해 두 집단 간 전반적인 정서불안정성 수준의 차이를 확인한 결과, 두 집단은 유인차원의 정서불안정성에서 유의한 차이를 보였다. 이는 낮은 심리적 행복은 높은 정서불안정성과 관련 있다는 연구 결과(Houben et al., 2015)와 맥락을 같이 한다. 한편 선행연구에 따르면 정서불안정성은 정서변화저항성보다는 정서변산성과 더 높은 관련성을 지니는데(Wang et al., 2012). 본 연구에서도 이를 반영하는 연구 결과를 보였다. 정서변화저항성에서 두 집단 간 유의한 차이가 없음에도 불구하고 유인 차원의 정서변산성과 정서불안정성에서는 두 집단 간 유의한 차이를 보였으며, 정서적 불안정성을 측정하는 각 지표들 간의 관련성을 분석한 결과에서 또한 정서변화저항성은 정서불안정성과 관련성을 보이지 않은 반면 정서변산성은 정서불안정성과 유의한 관련성을 나타내었다. 즉 정서불안정성은 정서변산성과 더 높은 관련성을 보인다고 할 수 있다.

각성차원의 정서불안정성에서는 두 집단 간 유의한 차이를 보이지 않았다. 그러나 유인 및 각성 정서불안정성이 두 집단 모두에서 상호 유의한 관련성을 보였다는 점에서 중요한 시사점을 지닌다. 지각된 스트레스는 유인차원의 정서불안정성에 영향을 미치는 데 반해 각성차원의 정서불안정성에는 직접적으로 영향을 미치지 않지만, 유인 및 각성차원의 정서불안정성이 상호 유의한 관련성을 보이는 바, 유인차원에서 정서적으로 불안정할수록 각성차원에서 정서적으로 불안정성을 경험하게 될 가능성이 높다. 한편으로 유인차원에서 정서적 불안정성에 대한 치료적 개입을 통해 각성 차원의 정서적 안정에도 도움을 줄

수 있다(최미란, 2013). 따라서 정서적 불안정성을 보이는 개인에 대한 빠른 접근 및 치료적 개입이 필요하다.

본 연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 설문 연구와 경험표집법의 연구 방법을 함께 활용함으로써 두 연구 방법의 장점을 적절히 활용하였다는 점에서 의의가 있다. 설문 연구를 통해 다수의 대상에게서 얻은 자료들을 바탕으로 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 상관을 확인하였으며, 경험표집법의 연구를 통해 정서적 불안정성의 모호한 의미를 명확히 하고 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 관계를 통합적으로 이해하고자 하였다. 둘째, 본 연구에서는 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 관계를 밝히기 위해 정서적 불안정성을 측정하는 다양한 지표들을 활용하여 정서의 변화하는 측면을 다양한 관점에서 이해하고자 하였다. 셋째, 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 관련성을 연구한 기존의 연구(Wang et al., 2020)에서 정서를 긍정과 부정의 유인가 차원에서 살펴본 것과 달리 본 연구에서는 Russell(2003)이 제시한 정서의 2차원 모델에 따라 유인가와 각성가로 구분하여 정서를 이해하고자 하였다. 비록 본 연구에서 지각된 스트레스가 각성 차원의 정서적 불안정성에 미치는 영향이 유의하게 나타나지 않았음에도 다양한 관점에서 정서를 이해하고자 시도했다는 점에서 본 연구의 의의가 있다고 할 수 있다. 넷째, 정서적 불안정성을 다룬 국내 연구들은 임상적 측면을 다루는 것이 대부분이며 지각된 스트레스와 같이 비 임상적 측면과의 관련성을 살펴 본 연구는 드물다. 또한 기존의 연구들이 스트레스 상황에서 정서의 변산성과 변화저항성의 변화 정도를 살펴 본 반면, 본 연구는 경험표집법의 연구 방

법을 활용하여 스트레스에 대한 지각 수준이 개인의 일상생활에서 정서의 변산성과 변화저항성에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다는 점에서 의의가 있다.

이러한 시사점에도 불구하고 본 연구 결과는 다음과 같은 제한점을 지니며, 이를 토대로 후속 연구를 위한 몇 가지 제언을 제시하고자 한다. 첫째, 본 연구에서는 20대 남녀를 대상으로 연령을 제한하였으며, 표집에 있어 성별과 지역을 충분히 고려하지 못하였고, 소수의 인원을 대상으로 제한된 횟수의 데이터를 수집하였기 때문에 연구의 결과를 전체 성인에게 일반화하는데 어려움이 있을 수 있다. 이를 고려하여 후속 연구에서 폭넓은 연령대를 대상으로 다량의 자료를 수집한다면 보다 의미 있는 연구가 될 것이다. 또한 경험표집법을 활용한 기존의 연구들이 매일 5~7회, 1~3주에 걸쳐 개인당 적게는 35회, 많게는 147회의 응답을 하게 되는 것에 비해 본 연구에서는 총 35회로 응답이 다소 부족하다. 경험표집법의 연구에서 정서를 측정하는 시간의 간격과 횟수는 정서적 불안정성을 측정하는 지표 값에 영향을 줄 수 있다. 따라서 이를 보완하여 후속연구에서는 정서 측정의 시간 간격을 더 세밀하게 설계하여 장기간에 걸쳐 자료를 수집할 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서는 스트레스에 대한 개인의 지각 및 평가에 중점을 두는 지각된 스트레스와 정서적 불안정성의 관계를 확인하였다. 그러나 7일 간의 정서 변화 관찰 과정에서 스트레스를 유발하는 환경조건을 통제하지 못하였다. 선행연구를 통해 스트레스를 유발하는 생활사건이 정서변화저항성을 낮추는 중요한 요인으로 밝혀진 바(Koval, & Kuppens, 2012), 후속 연구에서는 이를 고려하여 스트레스 상황을 통제한다



면 보다 유의미한 연구 결과를 확인할 수 있을 것이다. 셋째, 본 연구에서는 경험표집법으로 수집된 종단자료의 평균값을 활용해 그 차이를 비교하는 비교적 단순한 분석을 활용하였다. 이후 연구에서는 Dynamic Structural Equation Modeling(Asparouhov et al., 2018) 등의 방법을 활용하여 개별적 데이터의 변화를 추정하는 접근이 필요할 것이다. 마지막으로, 인간의 정서 경험이 관계자극에 의해 영향을 받는다는 점을 감안했을 때, 추후 연구에서는 인간의 다양한 관계자극에 대한 여러 경험적 연구가 수행될 필요가 있을 것이다.

### 참고문헌

- 강재연, 장재홍 (2017). 마음챙김-자기자비 집단프로그램 효과: 자기비판 성향을 지닌 대학생을 대상으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(2), 335-356.
- 노승혜, 조현주 (2018). 불안관련 스트레스 경험이 사회불안 성향 대학생의 사후반추와 우울에 미치는 영향. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 30(1), 101-119.
- 박세란, 이훈진 (2015). 자기자비 증진 프로그램 개발 및 효과 검증. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 27(3), 583-611.
- 박세미, 정남운 (2019). 자기보고식 심리화 척도의 개발과 타당화. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 31(3), 929-965.
- 박준호, 서영석 (2010). 대학생을 대상으로 한 한국판 지각된 스트레스 척도 타당화 연구. *한국심리학회지: 일반*, 29(3), 611-629.
- 신승윤 (2010). 경험표집법 (experience sampling method; ESM): 이론과 실제. *한국체육측정평가학회지*, 12(3), 59-76.
- 이가현 (2016). 경험표집법에서 단일문항을 이용한 상태 정서와 상태 자존감 측정의 타당성. *성균관대학교 석사학위논문*.
- 이정은 (2005). 자기복잡성과 자기효능감이 우울과 지각된 스트레스에 미치는 영향. *아주대학교 석사학위논문*.
- 장승민 (2009). 생태순간평가와 다층모형을 이용한 정서불안정성의 측정과 분석. *한국심리학회 학술대회 자료집*, 2009(1), 234-235.
- 장승민 (2011). 일기법을 이용한 심리학 연구의 최근 동향과 전망. *한국심리학회지: 일반*, 30(3), 677-706.
- 최미란 (2013). 우울 집단의 정서불안정성: 변량, 자기상관 및 계차제공평균의 비교. *서강대학교 석사학위논문*.
- 홍수지, 장재운, 김근영 (2012). 하루 동안의 개인내적 정서 변산성과 직무만족 및 삶의 만족 간의 관계. *한국심리사회학회: 사회 및 성격*, 26(2), 117-136.
- 황성훈 (2015). 한국판 정서적 불안정성 척도-단축판의 타당화. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 34(3), 625-648.
- Aseltine Jr, Robert, H., Gore, S., & Gordon, J. (2000). Life stress, anger and anxiety, and delinquency: An empirical test of general strain theory. *Journal of health and social behavior*, 256-275.
- Asparouhov, T., Hamaker, E. L., & Muthén, B. (2018). Dynamic structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 359-388.
- Bylsma, L. M., Morris, B. H., & Rottenberg, J. (2008). A meta-analysis of emotional reactivity

- in major depressive disorder. *Clinical psychology review*, 28(4), 676-691.
- Bylsma, L. M., Taylor-Clift, A., & Rottenberg, J. (2011). Emotional reactivity to daily events in major and minor depression. *Journal of abnormal psychology*, 120(1), 155.
- Cohen, S., & Williamson, G. M. (1988). Perceived stress in a probability sample of the Measuring Stress in Psychiatric and Physical Disorders 23 United States. *The social psychology of health*, 31-67.
- Cohen, S., Kamarck, T., & Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of health and social behavior*, 385-396.
- Dickerson, S. S., & Kemeny, M. E. (2004). Acute stressors and cortisol responses: a theoretical integration and synthesis of laboratory research. *Psychological bulletin*, 130(3), 355.
- Ebner-Priemer, U. W., Eid, M., Kleindienst, N., Stabenow, S., & Trull, T. J. (2009). Analytic strategies for understanding affective (in) stability and other dynamic processes in psychopathology. *Journal of abnormal psychology*, 118(1), 195.
- Ensel, W. M., & Lin, N. (1991). The life stress paradigm and psychological distress. *Journal of Health and Social behavior*, 321-341.
- Fiedler, N., Laumbach, R., Kelly-McNeil, K., Lioy, P., Fan, Z. H., Zhang, J., ... & Kipen, H. (2005). Health effects of a mixture of indoor air volatile organics, their ozone oxidation products, and stress. *Environmental health perspectives*, 113(11), 1542-1548.
- Harvey, P. D., Greenberg, B. R., & Serper, M. R. (1989). The affective lability scales: development, reliability, and validity. *Journal of clinical psychology*, 45(5), 786-793.
- Houben, M., Van Den Noortgate, W., & Kuppens, P. (2015). The relation between short-term emotion dynamics and psychological well-being: A meta-analysis. *Psychological bulletin*, 141(4), 901.
- 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 modeling. *Psychological methods*, 13(4), 354.
- Koval, P., & Kuppens, P. (2012). Changing emotion dynamics: individual differences in the effect of anticipatory social stress on emotional inertia. *Emotion*, 12(2), 256.
- Koval, P., Pe, M. L., Meers, K., & Kuppens, P. (2013). Affect dynamics in relation to depressive symptoms: variable, unstable or inert?. *Emotion*, 13(6), 1132.
- Kuppens, P., Allen, N. B., & Sheeber, L. B. (2010). Emotional inertia and psychological maladjustment. *Psychological science*, 21(7), 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(6), 1042.
- 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(2), 262.

- Leary, M. R., Tate, E. B., Adams, C. E., Allen, A. B., & Hancock, J. (2007). Self-compassion and reactions to unpleasant events: The implications of treating oneself kindly. *Journal of Personality and Social Psychology, 92*(5), 887-904.
- 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*(3), 187-191.
- Mardis, J. V. (1972). *Lock-on Ranges of Laser-Guided Systems*. AIR FORCE INST OF TECH WRIGHT-PATTERSON AFB OH SCHOOL OF ENGINEERING.
- Marwaha, S., He, Z., Broome, M., Singh, S. P., Scott, J., Eyden, J., & Wolke, D. (2014). How is affective instability defined and measured? A systematic review. *Psychological medicine, 44*(9), 1793.
- Miller, J. D., & Pilkonis, P. A. (2006). Neuroticism and affective instability: the same or different?. *American Journal of Psychiatry, 163*(5), 839-845.
- Moskowitz, D. S., & Zuroff, D. C. (2004). Flux, pulse, and spin: Dynamic additions to the personality lexicon. *Journal of personality and social psychology, 86*(6), 880.
- Murray, G., Allen, N. B., & Trinder, J. (2002). Mood and the circadian system: Investigation of a circadian component in positive affect. *Chronobiology international, 19*(6), 1151-1169.
- Oliver, M. N., & Simons, J. S. (2004). The affective lability scales: Development of a short-form measure. *Personality and Individual Differences, 37*(6), 1279-1288.
- Russell, J. A. (2003). Core affect and the psychological construction of emotion. *Psychological review, 110*(1), 145.
- Sbarra, D. A., & Emery, R. E. (2005). The emotional sequelae of nonmarital relationship dissolution: Analysis of change and intraindividual variability over time. *Personal Relationships, 12*(2), 213-232.
- Shiffman, S., Stone, A. A., & Hufford, M. R. (2008). Ecological momentary assessment. *Annu. Rev. Clin. Psychol., 4*, 1-32.
- Spada, M. M., Nikčević, A. V., Moneta, G. B., & Wells, A. (2008). Metacognition, perceived stress, and negative emotion. *Personality and Individual Differences, 44*(5), 1172-1181.
- Suls, J., Green, P., & Hillis, S. (1998). Emotional reactivity to everyday problems, affective inertia, and neuroticism. *Personality and Social Psychology Bulletin, 24*(2), 127-136.
- Thompson, R. J., Mata, J., Jaeggi, S. M., Buschkuhl, M., Jonides, J., & Gotlib, I. H. (2011). Concurrent and prospective relations between attention to emotion and affect intensity: An experience sampling study. *Emotion, 11*(6), 1489.
- Wang, D., Schneider, S., Schwartz, J. E., & Stone, A. A. (2020). Heightened Stress in Employed Individuals Is Linked to Altered Variability and Inertia in Emotions. *Frontiers in psychology, 11*, 1152.
- Wang, L. P., Hamaker, E., & Bergeman, C. S. (2012). Investigating inter-individual differences in short-term intra-individual variability. *Psychological methods, 17*(4), 567.

한국심리학회지: 상담 및 심리치료

Wheeler, L., & Reis, H. T. (1991). Self recording of everyday life events: Origins, types, and uses. *Journal of personality*, 59(3), 339-354.

원 고 접 수 일 : 2022. 12. 08

수정원고접수일 : 2023. 02. 06

게 재 결 정 일 : 2023. 02. 06

## The Effect of Perceived Stress on Affective Instability: Focusing on Affective Variability and Emotional Inertia

Hyeongyeong Jeon

Inje University  
Master's degree

Chagmin Keum

Gangseo University  
Assistant Professor

This study attempted to verify the relationship between perceived stress and affective instability in people in their twenties. Two groups were formed based on the perceived stress score, and participants' emotional changes were measured using the experience sampling method. Based on the two-dimensional model of emotion, affective variability, emotional inertia, and affective instability values were calculated for each group to clearly identify the relationship between perceived stress and affective instability. First, compared to the non-stress group, the stress group showed significantly higher levels of valence variability and quality variability, but no significant difference in arousal variability or intensity variability. Second, there were no significant differences in valence or arousal inertia between groups. Finally, the stress group had significantly higher valence affective instability than the non-stress group, but there was no significant difference in arousal affective instability between the two groups.

*Key words* : Perceived Stress, Affective Instability, Variability, Inertia, Experience Sampling Methods(ESM)