

부정사건에 대한 자기조절과정에서 자기자비의 역할: 자존감과 비교*

박 세 란

서울디지털대학교

이 훈 진*

서울대학교

자기자비는 최근 심리적 건강을 설명하는 변인으로 주목받고 있다. 특히 자기자비는 부정사건의 영향을 완충하는 안정적이고 결과나 평가에 덜 의존적인 자기가치감으로서 역할을 하는 것으로 제안되었으나, 그 과정에 대한 충분한 연구가 이루어지지 못했다. 이에 본 연구에서는 설문연구를 통해 자기자비와 결과유관성 및 안정적 자존감과의 관계를 탐색하고 실험연구를 통해 부정사건에 대한 정서 및 인지 반응에 자기자비가 미치는 영향을 살펴보고자 하며, 자존감과 비교하였다. 연구 1에서는 자기자비, 자존감, 결과유관성 및 자존감 안정성과의 관계를 탐색하였다. 대학생 289명을 대상으로 연구를 실시한 결과, 자기자비 점수가 높을수록 결과유관성 점수가 낮고 자존감 안정성 점수가 높게 나타났다. 또한 자기자비는 자존감을 통제하고도 자존감 안정성과 결과유관성에 기여하는 변량이 컸고, 자존감과 자기자비를 함께 고려했을 때 자존감의 설명효과가 유의미하지 않았으며, 자존감과 자존감 안정성 및 결과유관성의 우월성 요인 간 관계에서 자기자비의 조절 효과가 유의미해 자기자비가 안정적이고 결과나 평가에 덜 의존적인 자기가치감을 반영하는 것으로 나타났다. 연구 2에서는 실제 부정사건에 대해 자기자비가 완충역할을 하는지 확인하였다. 연구 1 참여자 89명을 대상으로 실험실에서 불가능과제를 사용하여 자기가치에 위협을 가하는 사건을 상황적으로 제시한 전후로 정서, 자기관련인지, 심박률의 변화를 측정하였다. 그 결과 자기자비가 높을수록 실패사건 후 부정정서 변화 정도가 적었다. 자존감의 경우, 자존감이 높을수록 부정정서와 자기관련인지의 변화 정도가 크게 나타났다. 따라서 자기자비가 부정사건의 충격을 완화하는 역할과 자존감에 비해 안정적이고 결과 비유관적임이 일부 확인되었다. 이러한 결과를 바탕으로 자기자비의 개념적 함의와 향후 연구과제에 대해 논의하였다.

주요어 : 자기자비, 자존감, 자존감 안정성, 결과유관성, IAT

* 본 연구는 박세란(2015)의 서울대학교 박사학위 논문 일부를 수정 보완해 정리한 것임.

† 교신저자(Corresponding Author) : 이훈진 / 서울대학교 심리학과 / 151-746 서울 관악구 관악로 1

Tel : 02-880-6429 / E-mail : hjlee83@snu.ac.kr

최근 자기자비(self-compassion)는 심리적 건강을 설명하는 주요변인이자 임상적 개입에 중요한 역할을 하는 범진단적 개념으로 주목받고 있다(MacBeth & Gumley, 2012). 자기자비란 건강한 형태의 자기수용으로, 고통에 처했을 때 자신을 돌보는 온화한 태도를 일컫는다.

Neff(2003a)는 자기자비를 “자신의 고통에 마음이 움직이고 열려있는 것으로, 고통을 피하거나 단절하지 않으면서, 친절함으로 고통을 경감시키고 스스로를 치유하려는 소망을 일으키는 것”으로 정의하였으며 세 가지 하위 요인을 제시하였다. 첫 번째 요인인 ‘자기친절(self-kindness)’은 고통을 겪을 때에도 혹독하게 자책하기보다 자신을 온화하게 이해하는 태도로 전환하는 것을 의미한다. 두 번째 요인인 ‘마음챙김(mindfulness)’은 고통스런 생각 및 감정들을 억제하거나 과장하지 않고 비판단적으로 관찰하는 것을 의미하며(Neff, 2003a), 과도한 자기동정을 배제하고 균형감을 갖도록 하는 태도이다. 마지막 요인인 ‘인간보편성(common humanity)’은 부정적 경험을 할 때 개인화하여 단절감을 느끼는 대신 고통과 취약성을 보편적 인간경험의 일부로 받아들이는 것을 의미하며(Neff, 2003a), 경험을 탈개인화할 수 있도록 하는 태도이다(Neff, 2011).

한편, 자기자비는 복합적 개념이기에 자기자비 연구자들은 유사개념과의 비교를 통해 명확성을 확보하려 하였다. 자기자비는 현재 정서반응에 함몰되어 대안적 정서반응이나 정신적 해석을 할 수 없는 상태인 자기동정(self-pity; Goldstein & Kornfield, 1987)과 다른 개념이다(Neff, 2003a). 또한 자기자비 수준이 높은 개인은 부정적 평가도 받아들이며 인간으로서의 보편적 취약성 인식을 기반으로 타인의 고통에 대해서도 공감하므로, 과도한 인정

욕구와 부정적 평가 거절, 타인에 대한 공감 능력의 부족 등을 특징으로 하는 병리적 자기애의 특성과 배치된다(Neff, 2003a). 건강한 자기애를 지닌 사람은 타인을 배려하면서도 비교적 현실적인 자기평가를 내린다는 점을 고려할 때(권석만, 한수정, 2000), 자기자비는 건강한 자기애의 특성과 관련될 것으로 보인다. 자기자비는 마음챙김과는 구별되는 고유한 특성을 지닌다. 마음챙김이 주의의 요소가 강하다면, 자기자비는 주의적 요소와 더불어 정서적 요소(Birmie, Speca, & Carlson, 2010), 유대감(Germer, 2009)이 강조된 개념이며, 이 때문에 자기자비를 ‘따뜻한 마음챙김’으로 일컫기도 한다. 마음챙김 명상을 통해 자기자비가 증진되므로(예: Birnie et al., 2010), 자기자비가 마음챙김에 부수적으로 따라오는 효과라는 주장도 있다. 그러나 자기자비가 마음챙김에 비해 심리적 건강에 대한 설명력이 크며(Van Dam, Sheppard, Forsyth, & Earleywine, 2011), 마음챙김과 심리적 건강의 관계에서 자기자비의 매개 효과가 나타나는 등(예: Kuyken et al., 2010), 자기자비의 고유한 영향력에 대한 연구결과가 일부 확인되었다.

선행연구들에서 자기자비는 우울, 불안(MacBeth & Gumley, 2012), 반추(Raes, 2010), 폭식행동(이신혜, 조용래, 2014) 등의 심리적 부적응과 높은 부적상관을, 삶의 만족도, 행복, 낙관성, 지혜, 호기심, 안녕감 및 강점과는 정적상관을 보였다(박세란, 이훈진, 2013; Neff, Kirkpatrick, & Rude, 2007). 이렇듯 자기자비가 심리적 건강과 강한 관련성을 보이는 것은 자기자비가 부정적 자극으로부터 오는 충격과 스트레스를 조절하는 역할을 하기 때문이라는 주장이 제기되었다(Neff, Hsieh, & Dejithirath, 2005). 실제로 다양한 경험적 연구에서 자기자

비의 매개효과 혹은 조절효과가 입증되었다. 예를 들어, 자기자비는 중년여성의 스트레스와 안녕감의 관계(이우경, 2008), 대학생의 스트레스와 안녕감 및 우울과의 관계(김송이, 2012; 유연화, 이신혜, 조용래, 2010)에서 매개 역할을, 청소년의 스트레스와 자살사고와의 관계(전민, 2012)에서 조절 역할을 하였다. 그러나, 자기자비가 부정사건을 완충하는 과정의 구체적 양상 및 관련변인에 대해 밝힌 연구는 아직 소수이며, 국내연구는 대부분 상관연구여서 후속검증이 필요하다.

한편, 긍정적 자기평가와 관련된 대표적 개념인 자존감 역시 부정사건의 충격에서 개인을 보호하도록 돕는 것으로 알려져 왔다. 자존감이 높은 사람들은 자신의 능력과 노력에 대한 확신이 있어 자기위협 사건에 당면하여서도 높은 자기평가를 유지한다(Branden, 1992). 그러나, 높은 자존감을 지닌 사람들 중 일부는 자기위협사건에 대해 강한 정서적 반응을 보이고(Shurauger & Lund, 1975), 인상관리(Rosenfeld, 1990), 자기고양귀인과 선택적 정보 해석(Sedikides & Gregg, 2008; Tesser, 2000) 등의 방어적 자기조절을 통해 자기개념을 보호한다는 연구 결과들이 축적되면서, 자존감 개념에 대한 의문이 제기되었다(Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003). 특히 연구자들은 타인의 평가와 외부적 성패와 같은 외적 기준이 자존감의 근거 중 하나가 되기 때문에(Cooley, 1972; Coopersmith, 1967; Harter, 1999; James, 1890), 높은 자존감이 진정한 자기가치감을 반영하지 못할 수 있으며(Alicke & Govorun, 2005; Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999), 성취나 타인평가에 유관적이고 불안정한 특성이 나타날 수 있다고 주장하였다(Crocker, Luhtanen, Cooper, & Bouvrette, 2003).

이러한 흐름 속에서 자존감의 역기능을 보완한 건강하고 적응적인 자기태도에 초점을 두는 연구들이 증가하고 있고, 특히 건강한 자기가치감과 관련된 개념으로 자존감 안정성 및 낮은 결과유관성이 제안되었다. 자존감 안정성이란 자존감의 일시적 변동이 적은 것을 의미하며(Kernis, 2003), 낮은 결과유관성(contingencies of self worth; Croker & Wolfe, 2001)은 자기관련 사건에 대한 반응으로 자기가치감이 변동하는 정도가 낮은 것으로 정의된다. Kernis(2003)는 자존감이 높은 집단을 안정적인 자존감을 지닌 집단과 불안정한 자존감을 지닌 집단으로 구분하였는데, 높고 불안정한 자존감은 결과유관적인 특성과 관련이 높은 것으로 나타났다. 결과유관성과 자존감 안정성은 개념적으로 구분되나 연구자들은 불안정한 자존감의 원인이 결과유관성일 가능성이 높다고 제안했다(예: Kernis, 2005). 불안정한 자존감은 우울의 위험 요인이며, 불안, 정서조절곤란 등의 임상적 어려움과 관련된다(Crocker, 2002; Roberts & Gorlib, 1997). 또한 결과유관성이 높은 개인은 평소 자신의 업적이거나 타인 평가에 예민하고 조건적으로 무언가를 충족시켰을 경우에만 자신을 가치 있는 존재로 느낀다. 따라서 이들은 일상에서 감당하기 어려운 사건이나 상황을 만날 때에는 자아위협을 느껴 자존감이 쉽게 불안정해지고 인지과업 수행이 저하되며(Spencer, Steele, & Quinn, 1999), 자기고양귀인과 같은 과도한 자기조절로 인해 장기적 손실이 초래된다(Kernis, Cornell, Sun, Berry, & Harlow, 1993; Zeigler-Hill, Besser, & King, 2011). 이 밖에도 ‘참자기존중감(genuine self-regard)’(Deci & Ryan, 1995) ‘자기 수용(self-acceptance)’(Macinnes, 2006), ‘무조건적 자기수용(unconditional self acceptance)’(Ellis, 2001)

등이 자존감을 보완하는 개념으로 제안되었는데, 이러한 개념들은 공통적으로 결과비유관적인 자기가치를 포함한다. 선행연구의 논의를 종합해보면, 외부사건과 평가에 안정적이고 결과비유관적인 자기가치감은 비교적 건강하고 비방어적이며, 자기지각에서의 왜곡이 적은 측면이 있다.

자기자비 역시 자존감의 역기능적 측면을 보완하는 건강한 자기관련태도로서 주목받는 개념이다. 자기자비는 위협에 대해 자기구조를 보호, 강화하지 않고도 자신에 대한 긍정적 정서를 경험하도록 돕는 건강한 자기지각이며(Neff, 2003a), 선행연구에서 제시한 안정적이고 결과비유관적인 자기가치와 관련된 개념일 것으로 예상된다. 자기자비가 높은 사람들은 실패하더라도 자신이 사랑받고 행복하고 애정을 받을만하다는 신념이 쉽게 흔들리지 않는다(Neff, 2011). 따라서 자기자비 수준이 높으면 결과유관성과 자기가치감의 불안정성이 적을 것으로 예상할 수 있다. 선행연구에서 높은 수준의 자기자비를 지닌 사람들은 수행이나 외부 기대와는 독립적으로 긍정적인 자기평가를 한다는 점(Neff et al., 2005)도 이러한 예상을 지지한다.

또한 자기자비가 높은 사람들은 자존감이 높은 사람들에 비해 부정사건에 대한 평정심이 높고(Leary, Tate, Adams, Allen, & Hancock, 2007), 인상관리, 선택적 정보해석과 같은 자기고양전략을 덜 사용할 것으로 예상된다(Petersen, 2014). 이들은 고통을 경험할 때 ‘따뜻한 감정’(Gilbert & Proctor, 2006)을 만들어낼 수 있는 사람들이며, 부정사건으로부터 겪는 충격을 중화시킬 수 있다(Neff, 2011). 또한 고통스러운 감정과 사고를 없애려 할 때 부정정서가 증폭될 수 있는데(Hayes et al., 1999), 자

기자비 수준이 높은 이들은 고통스런 감정을 피하고 저항하기보다 인간의 경험 중 일부로 수용하는 경향이 높기 때문에(Neff et al., 2005), 평정심을 유지할 수 있을 것으로 보인다. 반면 선행연구(Baumeister et al., 2003; Kernis, 2005)를 고려할 때 자존감은 위협사건에 대한 과민성과 정서적 불안정성을 보이는 방어적인 특성에도 관련된다. 자신의 단점을 기술하게 한 연구에서, 자기자비 처치는 불안에 대한 완충효과를 나타낸 반면, 자존감 처치는 효과가 없었다(Neff, et al., 2007). 자기개념 보호가 자존감의 순기능임에도 불구하고(Marcus, 1999; Raskin & Rogers, 1995), 긍정적 자기평가가 위협받을 때는 이러한 보호기능이 유효하지 않다는 결과는 주목할 만하다. 이상의 차이점들을 정리해보면, 자기자비와 자존감은 모두 부정사건에 대해 완충역할을 하지만 자기조절과정에서 자존감보다 자기자비가 안정적이고 비방어적이며, 결과비유관적인 자기조절과정과 관련될 것으로 보인다.

요약하면, 자기자비는 부정사건의 충격에서 회복할 수 있도록 돕는 임상적 유용성을 지닌 개념일 것으로 보인다. 그러나 자기자비가 부정사건을 완충하는 과정에서 안정적이고 결과비유관적인 자기가치감으로 기능하는지, 자존감과 어떤 차이가 있는지 구체적이고 실증적으로 살펴본 연구는 매우 부족하다. 따라서 본 연구에서는 부정사건에 대한 자기조절과정에서 자기자비의 역할을 자존감과 비교하여 파악하고자 하였으며, 설문연구(연구 1)와 실험연구(연구 2)를 통해 검증하였다.

연구 1

연구 1의 목적은 자기자비와 자존감이 자존감 안정성 및 결과유관성과 맺는 차별적 관련성을 검토하여 자기자비가 자존감에 비해 안정적이고 결과나 평가에 비유관적인 자기가치와 관련되는지 검증하는 것이다. 연구 1의 가설은 다음과 같다. 첫째, 자기자비가 높을수록 자존감 안정성이 높고, 결과유관성이 낮을 것이다. 둘째, 자존감과 결과유관성의 관계, 자존감과 자존감 안정성의 관계에서 자기자비가 조절역할을 할 것이다.

방법

연구참여자

본 연구는 기관생명윤리위원회의 사전 승인을 받았다. 서울소재 대학교 학부생 300명을 대상으로 설문연구를 실시하였다. 참여자는 참여경로에 따라 심리학 교양과목에서 부여하는 크레딧 혹은 소정의 기프티콘을 부여받았다. 총 300명의 응답 중 설문시간 10분 미만의 불성실한 응답을 제외한 288명(남 140명, 여 148명)의 자료를 분석하였다. 평균 연령은 20.65세(표준편차=2.39)로 연령 범위는 18세에서 29세까지였다.

측정도구

자기자비 척도(Self-Compassion Scale: SCS)

자기자비 정도를 측정하기 위해 Neff(2003b)가 개발하고 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경(2008)이 번안한 자기자비척도를 사용하

였다. 어려운 상황에 처해있을 때 각 문항 내용대로 얼마나 자주 행동하는지를 5점 Likert 척도 상에서 평정하도록 하는 26개의 문항으로 구성되어 있으며, 총점이 높을수록 자기자비 정도가 높은 것으로 해석한다. 26문항 중 13문항은 역채점하도록 되어 있으며, 자기-친절(self-kindness, 5문항) 대 자기-판단(self-judgement, 5문항), 인간보편성(common humanity, 4문항) 대 고립(isolation, 4문항), 그리고 마음챙김(mindfulness, 4문항) 대 과잉-동일시(over-identification, 4문항)의 3가지 하위요인으로 구성되어 있다. 내적 일관성은 원판이 .92, 한국판이 .87로 보고되었고, 본 연구에서는 .93으로 나타났다.

Rosenberg 자존감 척도(Rosenberg

Self-Esteem Scale: RSES)

전반적인 자존감 수준을 측정하기 위해 Rosenberg(1965)가 개발하고 이훈진과 원호택(1995)이 번안한 Rosenberg 자존감 척도를 사용하였다. 총 10문항, 5점 Likert 척도로 구성되어 있으며, 높은 점수일수록 자존감이 높은 것을 의미한다. 한국판 척도의 내적 일관성은 .89로 보고되었으며, 본 연구에서의 내적 일관성은 .92로 나타났다.

결과유관적 자존감 척도(Contingent

Self-Esteem Scale: CSES)

특정 영역에 국한되지 않은 전반적인 결과유관성을 측정하기 위해 Kernis(2003)가 개발하고 도레미(2006)가 번안한 결과유관적 자존감 척도를 사용하였다. 17문항으로 구성되어 있으며, 7점 Likert 척도로 점수가 높을수록 성공적인 수행, 주위의 기대와 인정에 의존하는 결과유관성이 높음을 의미한다. 도레미(2006)

의 연구에서 내적 일관성은 .85였으며, 본 연구에서 내적 일관성은 .83이었다.

결과유관적 자기가치감 척도(Contingencies of Self-worth Scale: CSWS)

영역별 결과유관성을 측정하기 위해 Crocker 등(2003)이 개발하고 이수관과 이동귀(2008)가 변안한 결과유관적 자기가치감 척도를 사용하였다. 앞서 제시한 결과유관적 자존감 척도가 전반적 결과유관성을 측정하는 척도라면, 이 척도는 개인이 중요시 하는 영역에 대한 결과유관성이 자존감의 원천이며, 개인은 한 영역에서 결과유관성이 높고 다른 영역에서는 결과유관성이 낮을 수 있다는 의견(예: James, 1890)에 따라 영역별 결과유관성을 측정하도록 제작되었다. 원척도는 타인의 승인, 외모, 유능성, 학업적 자신감, 가족의 지지, 도덕적 가치, 신의 사랑 등 7개의 영역, 35문항으로 구성되어 있으나, 한국판에서는 외모, 유능성, 학업적 자신감이 '우월성' 요인으로 묶여 총 5요인이 나타났다. 본 연구에서는 요인분석결과 7요인보다는 5요인이 적합하다고 판단되어 한국판에 따라 5요인으로 분석하였다. 다만, 본 연구의 요인분석시 한국판에서 제외되었던 문항들도 각 하위요인으로 포함하여, 35문항 모두 분석에 포함하였다. 7점 Likert 척도로 각 영역에서의 점수가 높을수록, 그 영역에 결과와 관련한 자기가치감을 갖고 있는 것으로 볼 수 있다. 한국판 척도의 내적 일관성은 .88이었으며, 본 연구에서의 내적 일관성은 .85로 나타났다.

자존감 안정성 척도

Kernis(2003)가 제시한 자존감의 안정성 및 관련연구들을 종합하여 장재원과 신희천(2011)

이 개발한 척도를 사용하였다. 총 10문항으로 구성되어 있다. 5점 Likert 척도로 점수가 높을수록, 자존감의 변동이 적음을 의미한다. 한국판 척도의 내적 일관성은 .92였으며, 본 연구에서의 내적 일관성은 .90으로 나타났다.

자기기만적 고양 척도 중 인상관리 하위 척도(The Balanced Inventory of Desirable Responding-7: BIDR-7)

자기기만적 고양을 측정하기 위해 Paulhus (1998)가 개발하고 정보라(2005)가 변안한 자기기만적 고양 척도 중 인상관리 하위척도를 사용하였다. 인상관리 하위척도 중 한국판에서 낮은 요인부하량을 보여 제외가 고려된 문항들이 본 연구에서도 낮은 요인부하량을 보여 제외하고 한국판 척도에서 제시된 10문항만을 분석에 사용하였다. 원척도에서는 0점, 1점으로 이분화하였으나, 척도들간의 관계를 검증하는 연구에서는 Likert식의 장점이 있다는 선행연구(정보라, 2005; Booth-Kewley, Rosenfield, & Edwards, 1992)에 따라 5점 likert 척도를 사용하였다. 10문항의 한국판 인상관리 하위척도의 내적 일관성은 .69로 보고되었으며, 본 연구에서의 내적 일관성은 .70으로 나타났다.

자료분석

측정변인들간의 상관관계를 검토하기 위하여, Pearson 상관계수를 구하였고, 자존감, 자기자비와 자존감 안정성, 결과유관성 및 영역별 결과유관성의 관련성을 검증하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 회귀분석시, 자기자비와 자존감이 비현실적인 자기인식을 통해 긍정적 자기감을 유지하려는 시도인지 검증하기 위해 인상관리를 통제요인으로 하였다. 위계

적 회귀분석에서 다중공선성 문제를 방지하기 위해, 자존감과 자기자비의 상호작용항을 구성하기 전, 이 두 예측변인들의 평균 중심화 점수를 구하였고, 두 점수를 곱하여 상호작용항으로 사용하였다(Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2003). 마지막으로, 위계적 회귀분석에서 자존감과 자기자비의 상호작용 효과가 유의미하게 나온 경우, 단순 기울기 분석(Simple slope analysis)을 실시하고, 그림으로 도해하여 제시하였다. 비표준화된 경로계수와 상수를 토대로 원점수 회귀방정식을 구성한 후, 자존감과 자기자비 평균에서 1표준편차 아래 점수를 해당 변인의 저수준으로, 그리고 평균에서 1표준편차 위에 있는 점수를 해당변인의 고수준으로 사용하였다(Cohen et al., 2003).

결 과

연구 1에서 사용한 측정치와 인구통계학적

변인들간의 관계를 살펴본 결과, 연령과 종속 측정치들의 상관은 유의미하지 않았고, 성차도 모두 유의미하지 않았다. 자기자비, 자존감과 자존감 안정성 및 결과유관성이 차별적 상관패턴을 보이는지 확인하기 위해 단순상관분석 및 자존감을 통제한 자기자비, 자기자비를 통제한 자존감과의 부분상관분석을 실시한 결과를 표 1에 제시하였다. 분석 결과, 자존감 안정성과 결과유관성은 모두 자기자비, 자존감과 유의미한 상관을 보였으나, 부분상관계수는 자기자비만 유의하였다. 결과유관성 영역 중에서는 타인승인과 우월성만이 자기자비, 자존감과 유의미한 부적상관을 보였다. 부가적으로 인상관리로 인해 자존감, 자기자비 점수가 높게 표출될 가능성을 탐색하기 위해 상관관계를 살펴본 결과, 인상관리는 자기자비, 자존감과 약하지만 유의미한 상관이 나타나, 이후 회귀분석에서 인상관리를 통제변인으로 사용하여

자존감을 통제하고도 자기자비가 자존감 안

표 1. 자존감, 자기자비와 종속측정치들의 상관계수 및 부분상관계수 (N=288)

	평균(표준편차)	자기자비	자존감	자기자비 (부분상관)	자존감 (부분상관)
자존감 안정성	28.87(7.55)	.66***	.50***	.49***	.02
결과유관성(전반적)	60.45(8.43)	-.55***	-.37***	-.45***	.08
영역별 결과유관성					
우월성	47.99(7.47)	-.34***	-.14*	-.36***	.18***
타인승인	18.12(3.42)	-.52***	-.37***	-.39***	.03
가족의 지지	25.06(4.21)	.00	.09	-.10	.13
신의 사랑	12.23(7.71)	.03	.07	-.04	.07
도덕적 가치	23.27(4.99)	.05	.14*	-.08	.15*
인상관리	32.50(5.81)	.16**	.22***	.00	.15*

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

표 2. 자존감, 자기자비가 자존감 안정성에 미치는 영향에 대한 위계적 회귀분석 결과

종속변인	예언변인	$R^2(Adj.R)$	ΔR^2	F	β	t
자존감 안정성	1단계 인상관리	.27(.26)	.26***	51.77***	.14	0.68**
	자존감				.47	8.99***
	2단계 인상관리	.45(.44)	.18***	76.89***	.14	3.09**
	자존감				-.01	-0.19
	자기자비				.64	9.67**
	3단계 인상관리	.47(.46)	.02***	62.65***	.13	2.81
	자존감(A)				.07	0.97
	자기자비(B)				.62	9.53***
	A × B				.16	3.38***

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

정성, 결과유관성을 설명하는 변량이 유의미한지 살펴보고 자존감과 자존감 안정성 및 결과유관성의 관계에서 자기자비의 조절효과를 검증하기 위해 위계적 회귀분석을 실시한 결과를 표 2와 표 3에 제시하였다. 1단계에서는 인상관리와 자존감을 투입하고, 2단계에서 자기자비를 추가로 투입하여 증분설명량의 유의성을 검증하였고, 3단계에서 자존감과 자기자비의 상호작용항을 투입하여 조절효과를 검증하였다.

먼저, 자존감 안정성에 대한 위계적 회귀분석 결과, 1단계에서 인상관리 및 자존감은 자존감 안정성의 27%를 통계적으로 유의미하게 설명하였다. 2단계에서 회귀모형은 변량의 45%를 설명하여, 새로 투입된 자기자비 변인으로 인해 자존감 안정성 변량의 18%가 추가로 설명되었고, 변화량은 통계적으로 유의미하였다, $\Delta R^2 = .18, p < .001$. 또한 자기자비를 추가로 투입하였을 때, 자존감 회귀계수의 유의성이 사라졌다, $\beta = -.01, ns$. 3단계에서는 새로 투입된 자존감과 자기자비의 상호작용

변인으로 인해 자존감 안정성 변량의 2%가 추가로 설명되었으며, 그 변화량이 통계적으로 유의미하였다, $\Delta R^2 = .02, p < .001$. 따라서, 자존감과 자존감 안정성의 관계에서 자기자비가 조절효과를 가지는 것으로 나타났다.

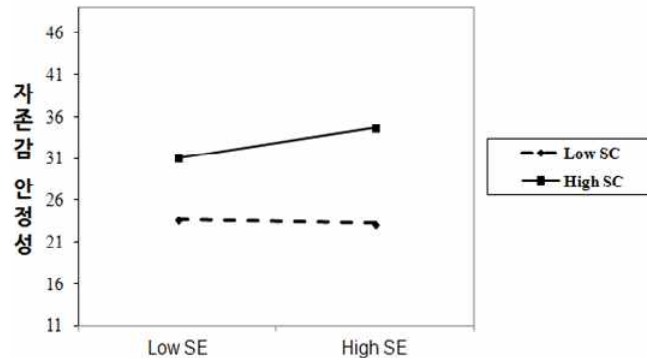
자존감과 자기자비의 상호작용효과를 보다 명료하게 이해하기 위하여 자존감, 자기자비, 자존감과 자기자비의 상호작용항만을 투입한 회귀분석으로 각각의 비표준화계수를 산출한 후, 단순 기울기 분석을 실시하여 그림 1에 도해하였다. 그림에서 보듯이 자존감이 높고 자기자비가 낮은 경우에 자존감의 안정성이 가장 낮게 추정되었다.

다음으로, 결과유관성에 대한 위계적 회귀분석 결과, 1단계에서 인상관리 및 자존감은 결과유관성의 14%를 통계적으로 유의미하게 설명하였다. 2단계에서 회귀모형은 변량의 31%를 설명하여, 새로 투입된 자기자비 변인으로 인해 결과유관성 변량의 17%가 추가로 설명되었고, 변화량은 통계적으로 유의미하였다, $\Delta R^2 = .17, p < .001$. 3단계에서 회귀모형

표 3. 자존감, 자기자비가 결과유관성에 미치는 영향에 대한 위계적 중다회귀분석 결과

종속변인	예언변인	$R^2(Adj.R)$	ΔR^2	F	β	t	
결과 유관성	1단계 인상관리	.14(.13)	.13***	22.79***	-.06	-1.12	
	자존감					-.35	-6.25***
	2단계 인상관리	.31(.31)	.17***	43.05***	-.06	-1.26	
	자존감					.12	1.58
	자기자비					-.63	-8.50***
	3단계 인상관리	.31(.31)	.00	32.39***	-.07	-1.33	
	자존감(A)					.14	1.75
	자기자비(B)					-.63	-8.53***
	A × B					.04	0.78
영역별 결과 유관성 (우월성)	1단계 인상관리	.03(.00)	.03	3.69*	.08	1.33	
	자존감					-.16	-2.60
	2단계 인상관리	.15(.14)	.12***	16.60***	.08	1.41	
	자존감					.24	2.89**
	자기자비					-.53	-6.43***
	3단계 인상관리	.21(.20)	.06***	18.48***	.06	1.01	
	자존감(A)					.37	4.35***
	자기자비(B)					-.56	-7.01***
	A × B					.26	4.55***
영역별 결과 유관성 (타인승인)	1단계 인상관리	.14(.13)	.14***	22.87***	.02	0.32	
	자존감					-.38	-6.67***
	2단계 인상관리	.27(.26)	.07***	35.40***	.02	0.34	
	자존감					.04	0.48
	자기자비					-.55	-7.23***
	3단계 인상관리	.28(.27)	.01	27.71***	.03	0.52	
	자존감(A)					-.02	-0.20
	자기자비(B)					-.54	7.07***
	A × B					-.11	-1.91

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



SE = 자존감; SC = 자기자비

그림 1. 자존감 수준과 자기자비 수준에 따른 자존감 안정성

은 추가설명량이 유의미하지 않았으며, 자기자비의 조절효과는 나타나지 않았다.

마지막으로, 영역별 결과유관성에 대한 위계적 회귀분석 결과, 5개의 하위요인 중 전체 설명량이 10%를 초과하는 것은 우월성과 타인승인 두 가지였다. 이 중 우월성은 3단계에서 자존감과 자기자비의 회귀계수가 서로 반대방향으로 나타났는데, 각각 $\beta = .37, p < .001$, $\beta = -.56, p < .001$, 자존감이 높을수록, 자기자비가 낮을수록, 우월성에 기반한 자기 가치감이 높은 것으로 나타났고, 상호작용 효과가 유의미하였다, $\beta = .26, p < .001$. 또한 타인승인의 경우 3단계에서 자존감과 자기자비를 동시 투입시, 자존감의 영향력은 사라지고, $\beta = .02, ns$, 자기자비의 영향력만 유의미하게 나타났다, $\beta = -.54, p < .001$.

논 의

연구 1에서는 자기자비가 자존감에 비해 안정적이고 결과비유관적인 자기가치와 관련되는지 검증하였다. 먼저, 자존감 안정성에 대해

상관분석 및 회귀분석을 실시한 결과, 자기자비가 높을수록 시간이나 상황에 흔들리지 않는 안정적 자존감을 지니는 것으로 나타났다. 불안정한 자존감을 지닌 사람은 자아위협사건에 직면할 경우 자존감 조절동기가 과잉유발되어, 과도한 방어나 자기정보의 왜곡 등의 경직된 자기조절전략을 쓰기 쉬운데, 이러한 자기조절노력은 한정된 심리적 자원을 소진하게 하여 적응적인 대처나 목표달성, 대인관계에 투여할 에너지를 축소시키는 대가를 치르는 등 심리사회적 적응을 방해한다(예: Kernis, 2005). 자기자비가 높을수록 자존감 안정성이 높아진다는 결과는 자기자비가 부정사건에 대한 불필요한 방어적 조절노력을 감소시켜 심리적 적응을 도울 가능성을 시사한다. 또한, 자기자비는 자존감 요인을 통제하고도 자존감 안정성에 기여하는 변량이 컸고, 자존감과 자기자비를 함께 고려했을 때 자존감의 설명효과가 더 이상 유의미하지 않아, 자존감보다 자기자비가 자존감 안정성을 설명하는데 유효한 개념임이 밝혀졌다.

결과유관성이 높을수록 정서강도가 강하고 자존감의 동요가 큰 특성을 보인다는 선행연

구(Crocker, 2002; Kernis, 2005)로 미루어볼 때, 불안정한 자존감의 근간 중 하나는 결과유관성일 가능성이 있다. 연구 결과, 자기자비가 높을수록 전반적 결과유관성이 낮았고, 자존감과 자기자비를 함께 고려하였을 때 자존감의 설명효과가 유의미하지 않고 자기자비의 효과만 유의미하여, 자존감보다 자기자비가 결과유관성을 설명하는데 유효한 개념임이 밝혀졌다. 영역별 결과유관성에 있어서는 자기자비가 높을수록 타인승인이나 우월성 등의 외적기준에 기반한 자기가치감이 낮은 반면 가족의 지지, 신의 사랑, 도덕적 가치 등의 내재적 기준에 기반한 자기가치감은 자기자비와 관련이 없게 나타났다. 타인승인에 기반한 자기가치감의 경우, 자존감과 자기자비를 함께 고려했을 때, 자존감의 효과는 사라지고 자기자비의 효과만 유의미하여 자기자비가 타인승인에 기반하지 않은 진정한 자기가치감을 설명하는데 유효한 개념임이 밝혀졌다. 우월성에 기반한 자기가치감의 경우, 자존감과 자기자비를 함께 고려했을 때 자기자비와 자존감 모두 설명효과가 유의미하였으나, 자존감과 자기자비의 설명방향이 반대로 나타났다. 자존감이 높을수록, 자기자비가 낮을수록, 우월성에 기반한 자기가치감이 높았고, 자존감과 우월성에 기반한 자기가치감 사이에서 자기자비의 조절효과가 나타났다. 이러한 결과들을 종합해볼 때, 자존감이 높더라도 자기자비가 낮은 사람들은 오히려 자존감이 낮은 사람들보다 외부결과에 의존적인 특성을 보일 수 있다. 이는 높은 자존감이 외부결과에 의존적인 특성을 지닌다는 주장(Crocker et al., 2003)을 일부 입증하는 결과이다.

한편, 높은 타인승인이나 외모, 학업성과, 유능성 등의 외부결과에 기반한 가치감은 자

존감의 정의와 개념상 자존감의 중요한 원천 중 하나이다(예, Baumeister, 1998; James, 1890). 결과유관성이 과도할 경우 우울, 불안 등의 부적응이 높게 나타나나, 한편으로는 개인이 속한 사회에서 중요시하는 덕목이나 가치에 민감하여야 하고, 그에 맞춰 생활하지 않는다면 효과적으로 기능하기 어렵기도 하다(Leary, 2004). 건강하고 잘 기능하는 사람이라면 타인이 최선이라고 보는 견지에 입각한 조건부 자존감을 적절히 가져야 한다는 견해(Leary & Baumeister, 2000)를 고려할 때, 결과유관성이 갖는 심리적 기능과 이득이 존재하고, 높고 불안정하며 결과 의존적인 자존감을 갖는 사람들도 이러한 이득을 취할 수 있다고 보아야 할 것이다. 문제는 심리적 자원의 고갈, 숙련성 및 대인관계 손상과 같은 결과유관성으로 인한 장기적 손실(Crocker & Park, 2004)이 이득을 넘어설 때일 것으로 추측해볼 수 있다.

연구 1 결과는 자기자비가 자존감에 비해 안정적이고 결과비유관적인 진정한 자기가치감의 특성과 관련됨을 시사한다. 자기자비가 높은 개인은 시간이나 외부사건의 성패에 따른 자기가치감의 변동성이 적고 스트레스 상황에서 평정심을 유지할 가능성이 크다. 연구 1을 통하여 이와 같은 결과와 시사점을 도출할 수 있었으나, 연구 1에서는 자기보고식으로 부정사건에 대한 자존감 안정성 및 결과유관성을 살펴보았기 때문에 참여자의 응답편향에 의해 결과가 왜곡될 수 있다. 따라서 시나리오, 실험, 혹은 일상생활에서의 부정사건에 대한 반응으로 범위를 확장하여 자기자비, 자존감의 부정사건에 대한 자기조절과정을 교차타당화할 필요가 있으며, 연구 2를 통하여 이러한 문제를 보완하고자 하였다.

연구 2

연구 1에서 자기자비가 자존감에 비해 안정적이고 결과비유관적인 자기가치감과 관련된다는 결론이 내려졌으나, 이는 자기보고식 검사에서 도출한 결론으로, 실제 부정사건이 일어나는 맥락에서 이에 반응하는 역동적이고 구체적인 자기조절 양상에 대해서는 탐색하지 못하였다. 따라서 연구 2에서는 부정사건 유도시의 반응을 실험적으로 검증해 연구 1의 결과를 교차타당화하고자 하였다. 자기가치감을 측정하는 명시적 질문지 대신 정서 및 인지의 동요를 측정하여 부정사건에 대해 자기가치가 영향받는 정도를 간접적으로 측정하고자 하였다. 또한, 생리적 측정치와 암묵적 자기관련인지 측정치를 함께 얻음으로써, 다방법 측정을 통해 연구결과의 견고함을 제고하고자 하였다. 구체적으로, 불가능과제를 사용하여 가벼운 성취실패사건을 유도한 전후로 자기보고식 정서, 암묵적 자기관련인지 및 심박률을 반복측정하여 위협상황에서 자존감과 자기자비 수준에 따른 정서, 자기관련인지 및 생리적 각성의 동요를 살펴보았다. 추가적으로, 실험후 사후평가질문지를 구성해 실시함으로써 위협사건 후의 타인 및 자기평가를 측정하였다.

자기관련인지의 변화는 암묵적 연합 검사(Implicit Association Test, 이하 IAT; Greenwald & Farnham, 2000; Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998)를 통해 측정하였다. IAT는 남녀차별이나 인종차별 같은 특정 자극에 대한 명시적으로 드러나지 않는 암묵적 태도를 측정하는 검사로, 개인의 사고체계 내에서 서로 관련된 개념을 같은 키에 반응하게 했을 경우에 다른 키에 반응하게 한 때보다 더 빠르게 반응할

것이라는 가정을 기반으로 하고 있다. 특히 자기관련자극과 긍정단어, 자기관련자극과 부정단어의 연합속도의 차이를 측정하는 ‘자기관련 IAT’는 ‘암묵적이고 자동적인 자기평가 혹은 자기태도’를 반영한다는 가설을 검증한 경험적 연구들이 축적되었다(Dijksterhuis, Albers, & Bongers, 2008; Greenwald & Banaji, 1995; Olson, Fazio, & Hermann, 2007). 즉, 자기관련 IAT는 의식에 분명히 떠오르는 믿음과 기억만을 평가하는 자기보고식 측정의 단점(De Houwer, 2002; Paulhus, 2002)을 보완하여 의식적 영향을 덜 받는 자동적인 자기평가의 부분을 반영한다. 특히 자기관련 IAT에 대한 최근 메타분석결과(Buhrmester, Blanton, & Swann, 2011), IAT 점수와 명시적 자존감 점수의 상관은 유의미하지 않으나, 다양한 상황에서 반복 측정하였을 때의 IAT 점수의 변화량과 패턴은 정서적 불안정성 및 사건에 대한 자존감조절 패턴에 대한 정보를 주기 때문에, ‘자기관련인지의 암묵적 과정’ 혹은 ‘암묵적 정서 과정’(implicit affect process)의 중요한 표상을 측정한다는 종합적 의견이 제시되었다.

이러한 의견에 따라서 본 연구에서는 실패사건에 대한 IAT 점수 변화를 위협에 따른 자기관련인지의 변화 지표로서 사용하고자 하였다. 대체로 자기관련 위협에 직면하였을 때에는 자기에 대한 부정적 생각이 더 활성화되기 때문에 부정단어와 자기관련단어의 연합 속도가 빨라지고 이 때문에 긍정단어와 자기관련단어의 연합속도와 차이 줄어들어, IAT 점수가 감소할 것으로 예상된다. 그러나 높은 자존감을 유지하기 위한 방어적인 과정이 개입할 경우, 보상적 활동에 몰두함으로써 오히려 IAT 점수가 증가할 가능성이 있다(Swann, Wenzlaff, & Tafarodi, 1992). 특히 자존감의 역

기능적 측면과 연구 1의 결과를 고려할 때 자존감이 높고 자기자비가 낮은 사람들은 방어적인 반응을 보일 가능성이 있을 것으로 예상된다. 즉, 위협사건 경험시에 자신에 대한 높은 자존감 유지 동기를 가진 사람은 이와 불일치하는 감정과 사고를 경험하게 되면 불일치를 줄이기 위한 방어 반응을 시작할 수 있을 것이다.

또한 자기자비 수준이 높은 사람들은 부정사건을 경험할 때 평정심을 유지한다는 선행이론(Leary et al., 2007)에 따라 실패사건 전후에 정서변화량이 적을 것으로 가정하였다. 연구 2에 사용한 평정심은 부정사건 전후에 정서변화량이 적은 것을 의미한다. 더불어, 자기자비 수준이 높은 사람들은 부정사건을 경험한 후에 방어적인 자기조절노력이 적다(Petersen, 2014)는 선행이론에 따라 다음과 같이 가설을 설정하였다. 첫째, 자기자비가 높을수록 실패사건 전후의 정서, 자기관련 인지, 생리적 각성의 변화량이 작을 것이다. 둘째, 결과유관성이 크다고 알려진 자존감의 경우, 자기자비가 낮고 자존감이 높을수록 실패사건 전후의 정서, 자기관련 인지, 생리적 각성 변화가 클 것이다.

방 법

연구참여자

본 연구는 기관생명윤리위원회의 사전 승인을 받았다. 연구 1의 설문참여자 중 실험참여에 사전 동의한 사람을 대상으로 100여 명을 선착순 선발하였다. 총 100명의 참여자 중 실험의 의도를 파악하였거나 불성실한 응답 및

반응오류가 기준치 이상인 참여자를 제외한 89명(남 33명, 여 56명)의 자료를 분석하였다. 평균 연령은 21.34세(표준편차=2.52)로 연령 범위는 18세에서 26세까지였다.

측정도구

암묵적 연합 검사(Implicit Association Test:

IAT)

암묵적 자기관련인지를 측정하기 위해 Greenwald 등(1998)이 개발한 암묵적 연합검사를 사용하였다. IAT는 연합된 개념을 같은 키에 반응하게 했을 때 그렇지 않은 경우보다 더 빠르게 반응할 것이라는 가정을 기반으로 하고 있다. 긍정단어와 표적자극(그림, 단어 등)을 같은 키에 반응하게 한 경우에 비해 부정단어와 표적 자극을 같은 키에 반응하게 한 경우의 반응시간이 클수록 '표적자극에 대한 암묵적 선호'를 의미한다. 본 연구에서는 표적 자극을 자기관련 단어, 통제자극을 타인관련 단어로 하여 '자기관련단어에 대한 암묵적 선호'를 측정하였다. 자기관련자극은 박승진, 최혜라, 이훈진(2011)이 사용한 자극 중, 자기관련성이 분명하지 않다고 보고된 자극(생년월일)을 제외하고, 자기관련 IAT에서 자주 사용되는 대명사를 추가하였다. 최종적인 자기관련자극으로는 '나는', '나를', 자기이름(한글), 자기 영문이니셜을 사용하였으며, 타인관련자극으로는 '그는', '그를', 직전 참여자 이름, 직전 참여자의 영문이니셜을 사용하였다. 긍정·부정 단어로는 박승진 등(2011)이 사용한 12개의 단어 중 성취관련단어 6개(유능한, 무능한, 명칭한, 영리한, 실패, 성공), 관계관련 단어 4개(착한, 못된, 까다로운, 사랑스런)를 사용하였다.

검사 시작 시, 제시되는 단어가 '자기관련 자극', '타인관련 자극', '긍정단어', '부정단어'의 네 범주 중 무엇에 속하는지 분류하여 지정된 키(왼쪽 key 혹은 오른쪽 key)를 누르라는 지시문이 주어진다. 예를 들어, 자기관련자극이거나 긍정단어이면 왼쪽 키를, 타인관련 자극이거나 부정단어이면 오른쪽 키를 누르라는 내용이 제시된다. 검사는 총 7개의 블록으로 이루어졌다. 첫 번째 블록과 두 번째 블록은 각각 10회 연습시행으로 첫 번째 블록에서는 '자기관련 자극'과 '타인관련 자극'을, 두 번째 블록에서는 '긍정단어'와 '부정단어'를 분류한다. 연습시행인 세 번째 블록과 본시행인 네 번째 블록(40회)은 네 범주가 무작위로 주어지며, 반응키는 이전 시행과 같다. 다섯 번째 블록에서는 범주에 대한 키 지정이 바뀌고 연습시행인 여섯 번째와 본시행인 일곱 번째 블록에서는 바뀐 반응키에 따라 범주분류를 시행한다. 본 연구에서는 왼손과 오른손의 반응으로 인한 편향을 상쇄하기 위해 절반의 피험자에게는 '자기관련자극'을 오른쪽 키에, 나머지 절반의 피험자에게는 왼쪽 키에 먼저 할당하였다. 또한 연습효과를 상쇄하기 위해 참여자 절반에게는 '자기관련자극'과 '긍정단어'를 연합한 블록을 먼저 제시하였고, 나머지 절반에게는 '자기관련자극'과 '부정단어'를 연합한 블록을 먼저 제시하였다. 따라서 블록의 구성 순서가 다른 4세트가 각각 25명의 참여자에게 할당되었다. 검사는 E-Prime 2.0 프로그램을 이용해 제시하였으며, Toshiba PC(Windows 7)를 이용하였다.

애너그램 검사(Anagram Task)

참여자들에게 성취실패를 유발하기 위해 해결 불가능한 문제가 포함된 애너그램 검사를

실시하였다. 애너그램은 어떤 단어에 있는 영어철자를 이용해 새로운 단어를 만들어내는 검사다(예를 들어, team에 있는 철자를 다시 조합하면 mate라는 단어를 만들 수 있다). 본 연구에서는 Hiroto와 Seligman(1975)이 학습된 무기력감을 유발하기 위해 썼던 과제를 변형해 참여자들의 실패 경험을 유도하였다. 4개의 단어카드(rose, thing, silent, second 순)를 제시하면, 참여자들은 각각에 대해 단어를 만들어낸다. 이 중 rose와 thing는 쉽게 맞출 수 있는 문제이고, silent는 답이 있지만 매우 맞추기 어려운 문제이고(정답률 20%), second는 답이 없는 문제다. 한 문제당 최고 5분이 주어졌다.

PolyG-I(상품명) 맥박측정

실패유도 전후의 생리적 변화를 관찰하기 위해 전산화 폴리그래프 시스템인 PolyG-I(<http://www.laxtha.com>)를 통해 맥박(Heart Rate)을 측정하였다. 참여자들은 왼손 검지 손가락에 가볍게 물리는 집게 모양의 센서를 부착하며, 부착에 따른 물리적 압력이나 통증은 크지 않았다. 심박률은 애너그램 검사 시작 1분 전부터 애너그램 검사 종료 1분 후까지 측정하였고, 자료들 중 검사 시작 전 1분 동안의 심박률을 사전 심박률로, 검사 종료 후 1분 동안의 심박률을 사후 심박률로 구성하여 분석에 사용하였다.

시각적 비율 척도(Visual Analog Scale: VAS)

시각적 비율척도는 실험 전후의 기분의 변화를 측정하기 위한 것으로, 부정정서 6개(화가난다, 두렵다, 지루하다, 부끄럽다, 죄책감이 든다, 실망스럽다)와 긍정정서 4개(기쁘다, 흥미진진하다, 만족스럽다, 자랑스럽다)

로 이루어져있다. 각각의 정서에 대해 어느 정도 느끼는지를 0과 100사이의 범위를 가진 직선을 제시하고 해당되는 곳에 표시하도록 하였다. 시각적 비율 척도에 대해 요인분석을 실시하였을 때, 실패사건 전후 모두 부정정서 6문항, 긍정정서 4문항의 2요인으로 나타나 분석에서 2요인으로 사용하였다. 긍정정서 및 부정정서를 비교검증하지 않고, 각각에 대해 상관 및 회귀분석을 실시하였으므로 2요인 각각의 총점을 사용하여 분석하였다.

실험평가지

참가자들에게 과제수행과 관련한 8문항의 질문을 7점 척도 상에 평정하게 하고, 과제의 의도를 인지하였는지 여부를 묻는 문항에 대해 주관식으로 답하게 하였다. 과제수행과 관련한 8문항의 질문은 다음과 같았다. 위협사건에 대한 외재화를 알아보기 위한 실험설계 평가(“실험이 얼마나 잘 설계되었다고 생각하십니까?”) 및 실험자 유능성 평가(“실험자는 얼마나 실험을 잘 수행하였다고 생각하십니까?”), 위협사건에 대한 명시적 자기평가를 알아보기 위해 수행만족도(“수행에 얼마나 만족하십니까?”), 유능성 평가(“타인에 비해 얼마나 잘 수행했다고 보십니까?”), 전반적 능력 귀인(“이 과제의 수행결과가 나의 전반적 능력과 얼마나 관련된다라고 보십니까?”)를 측정하였다. 이와 더불어 재도전 의사(“과제에 재도전하고 싶습니까?”), 결과 중요도(“과제의 결과가 얼마나 중요하다고 생각하십니까?”), 결과책임(“수행결과의 책임이 나에게 얼마나 있다고 생각하십니까?”)과 같은 변인들을 측정하였다.

절차

연구 1 참여자 모집시 후속연구(연구 2) 참여에 동의한 사람들 중 100여명을 선착순 선발하여 실험을 진행하였다. 따라서 연구 1에서 측정한 자기자비, 자존감 점수를 분석에 사용하였다. 참여자들에게 연락을 취하여 실험시간을 약속하였고, 약속된 시간에 방문하면 연구에 대해 설명하고 동의서를 작성한 후 실험을 시작하였다. 실험은 IAT 실시용 노트북과 맥박 측정용 노트북이 설치된 실험실에서 이루어졌다.

실험 절차는 다음과 같았다. ① 1차 IAT를 실시한다. 참여자는 노트북 앞에 앉아 화면의 지시문을 읽는다. 지시문에는 화면 중앙에 제시된 단어가 어떤 범주에 속하는지 되도록 빠르고 정확하게 분류하는 과제라는 내용이 담겨있다. 5분 내외의 시간이 소요되었다. ② 시각적 비율 척도(VAS)를 작성하여 기분유도 전의 부정, 긍정 정서를 측정하였다. ③ 애너그램 검사 시작 1분전 참여자들의 맥박측정을 시작하여 완료 후 1분까지의 맥박을 측정한다. 오른손잡이는 왼손, 왼손잡이는 오른손 검지 손가락에 가볍게 물리는 집게모양의 센서를 부착하였다. 맥박을 측정하는 동안 동작이 큰 움직임을 자제해줄 것을 부탁하였다. ④ 맥박이 1분 이상 정상과형임을 확인한 후, 애너그램 검사를 실시하였다. 참여자들은 애너그램 검사가 지능과 상관성이 높은 것으로 알려져 있고, 되도록 빨리 맞출수록 점수가 높아지며, 예전 실험결과에 의하면 절반이 네 문제를 모두 맞추었다는 지시문을 읽었다. 실험자가 참가자들에게 4개의 단어카드를 차례로 제시하면, 각각에 대해 철자를 재조합한 단어를 만들어냈다. 한 문제당 최고 5분이 주어졌다. ⑤

애너그램 종료 1분후 맥박측정센서를 탈착하였고, 2차 VAS를 실시하여 기분을 측정하였다. ⑥ 2차 IAT를 실시하였다. ⑦ 과제수행과 관련한 8문항의 질문(중요성, 수행만족도, 능력귀인, 재도전의사 등)을 7점 척도 상에 평정하게 하였고, 과제의 의도를 인지하였는지 여부를 묻는 문항에 대해 주관식으로 답하게 하였다. ⑧ 편안한 음악을 들으면서 이완할 수 있는 시간을 제공 후, 사후설명(debriefing)을 하였다. 실험에 소요된 총 시간은 25분 내외였다. 실험 후, 심리학과 교양수업을 통해 참여한 경우 credit을 부여받았고, 그 외 모집광고를 통한 참여자는 교통비로 1만원을 제공하였다.

자료분석

IAT 효과 계산

IAT 효과를 계산하기 위해서, Greenwald, Nosek과 Banaji(2003)가 제안한 점수 알고리즘을 본 연구의 목적에 맞게 수정하여 사용하였다. ① 반응시간이 300ms 이하인 시행이 10% 이상인 참여자의 점수와 10,000ms 이상인 시행을 제거했다. 추가적으로 본시행 블록 중에서 오답이 15%이상인 참여자의 데이터를 제거하였다. ② 연습시행 및 본시행의 각 블록의 반응시간 평균을 계산하였다. ③ 연습시행(세 번째 블록과 여섯 번째 블록) 및 본시행(네 번째 블록과 일곱 번째 블록)끼리의 공통표준편차를 구하였다. ④ 틀린 반응의 반응시간은 단계 ②에서 구한 블록의 평균에 600ms를 더한 것으로 대체하였다. ⑤ 블록별로 다시 평균반응시간을 계산하였다. ⑥ 연습시행과 본시행 각각에 대해, 자기관련자극과 부정단어에 대해 같은 키에 반응하게 한 자료수집 블록의 평균 반응시간에서 자기관련자극과 긍

정단어에 대해 같은 키에 반응하게 한 자료수집 블록의 평균반응시간 차이를 구하였다. ⑦ 연습시행과 본시행 각각, 단계 ③의 공통표준편차로 단계 ⑥의 평균차를 나누었다. ⑧ 마지막으로 단계 ⑦에서 구한 연습시행과 본시행의 점수의 평균을 구하였는데, 연습시행에 2배의 가중치를 두어 평균을 구하였다.

Greenwald 등(2003)의 알고리즘을 수정한 부분은 단계 ①과 단계 ⑧이었다. 단계 ①에서 Greenwald 등(2003)은 오답이 많은 참여자도 포함하여 분석하였으나, 본 연구의 경우 많은 오답(15%이상)이 있는 참여자를 제외하였다. 본 연구에서 오답은 대부분 부정단어-자기를 연결짓는 과정에서 발생하였는데, 오답을 보정하는 과정(단계 ④와 단계⑤)에서 많은 오답을 보인 사람일수록 IAT 점수가 과도하게 높아지며, 이는 자기관련단어에 대한 선호가 높아지는 방향으로 해석되므로, 혼입변인으로 작용하리라 판단하였다. 단계 ⑧에서는 본래 Greenwald 등(2003)은 연습시행 20회, 본시행 40회의 블록을 구성하여 사용하여 본시행 및 연습시행에서 얻은 IAT 점수의 평균을 구하였다. 하지만, 본 연구에서는 2회의 IAT 수행으로 인한 피로도를 고려하여 연습시행 10회, 본시행 40회의 블록을 구성하여 사용하였기에, 본시행 및 연습시행의 IAT 점수를 동일하게 평균낼 경우 연습시행에 과도한 가중치(본시행의 4배)가 부여될 것을 우려하여 Greenwald 등(2003)에서와 같이 연습시행에 2배의 가중치가 부여되도록 보정하여 사용하였다. 이렇게 구성한 전체 IAT 점수는 본시행 및 연습시행과 각각 유의미하게 높은 상관을 보였다, 각각 $r(87) = .84, p < .001$, $r(87) = .87, p < .001$.

통계분석

사전, 사후 측정치들의 변화량이 유의미한지 처치효과를 검증하기 위해 대응표본 *t*-검증 (paired *t*-test)을 실시하였다. 다음으로, 측정변인들 간의 Pearson 상관계수를 구하였고, 회귀분석을 실시하여 사전 측정치들에 대한 자기자비, 자존감의 설명량의 유의성을 검증하였다. 또한 사전, 사후 측정치의 변화량에 대한 자기자비, 자존감의 기여를 알기 위해 사전측정치를 통제하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 추가적으로, 사후질문지에 대한 상관분석을 실시하였다. 위계적 회귀분석에서 다중공선성 문제를 방지하기 위해, 자존감과 자기자비의 상호작용항을 구성하기 전, 이 두 예측변인들의 평균 중심화점수를 구하였고, 두 점수를 곱하여 상호작용항으로 사용하였다 (Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2003).

결 과

주요결과변인 측정치들의 시기에 따른 변화

먼저, 종속측정치들의 사전, 사후 변화량이

유의미한지를 검증하기 위해 대응표본 *t*-검증을 실시하였다. 표 4를 보면, IAT 점수는 실패사건 전후에 유의미하게 감소하였고, $t(88) = 3.23, p < .01$, 심박률은 유의미한 변화가 없었다, $t(88) = 1.67, ns$. 긍정 및 부정정서 각각에 대한 변화량을 검증한 결과, 실패사건 전후로 부정정서는 유의미하게 증가하였고, $t(88) = 6.82, p < .001$, 긍정정서는 유의미하게 감소하였다, $t(88) = 8.00, p < .001$. 즉, 자기자비와 자존감 점수를 고려하지 않았을 때, 실패사건 전후로 IAT 점수는 감소하였고, 부정정서가 증가하여 실패사건 유도로 인한 처치효과가 나타났다.

자기자비, 자존감과 종속측정치들의 사전-사후 변화량의 관계

자기자비, 자존감과 IAT 변화량의 관계

자기관련 IAT는 자존감과 정적상관을 보인다는 일부 선행연구결과를 고려하여, 자기자비, 자존감과 IAT 사전점수의 관계를 회귀분석을 통해 살펴보았다. 자존감, 자기자비, 자존감과 자기자비의 상호작용항을 투입한 결과, 모든 회귀계수가 유의미하지 않아, 자존감과

표 4. 종속측정치들의 사전-사후 변화차이 검증 ($N=89$)

	사전 평균(표준편차)	사후 평균(표준편차)	<i>t</i>
IAT 점수	0.96(0.51)	0.76(0.52)	3.23**
부정정서	82.29(87.93)	137.46(115.91)	6.82***
긍정정서	181.43(78.54)	129.92(75.73)	8.00***
심박률	81.8(11.49)	80.85(10.71)	1.67

주. IAT 점수가 클수록 부정-자기의 연합속도에 비해 긍정-자기의 연합속도가 빠름을 의미함.

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

표 5. 자존감, 자기자비가 IAT 사후점수에 미치는 영향에 대한 위계적 회귀분석 결과

종속변인	예언변인	$R^2(Adj.R)$	ΔR^2	F	β	t
IAT 점수 -사후	1단계 IAT-사전	.18(.17)	.18***	18.54***	.42	4.31***
	2단계 IAT-사전	.22(.20)	.04*	12.14***	.38	3.95***
	자존감				.22	2.22*
	IAT_사전	.20(.18)	.02	10.33***	.40	4.12***
	자기자비				.14	1.39
	3단계 IAT_사전	.22(.21)	.00	8.07***	.38	3.39***
	자존감				.26	1.75 [†]
	자기자비				-.06	-0.40

[†] $p < .10$. * $p < .05$. ** $p < .001$.

자기자비는 평상시의 IAT 점수와는 관련이 없는 것으로 나타났다.

자기자비, 자존감 점수가 사전 사후 IAT의 변화를 설명하는지 살펴보기 위해, IAT 사전 점수를 통제한 후 자존감과 자기자비의 추가 설명량의 유의성을 검증하는 위계적 회귀분석을 실시한 결과를 표 5에 제시하였다. IAT 사전점수는 사후점수를 18% 설명하였고 그 설명량이 유의미하여, $\Delta R^2 = .18$, $p < .001$, 사전점수가 높을수록 사후점수도 높은 것으로 나타났다. 2단계에서 새로 투입된 자존감 변인으로 인해 변량의 4%가 유의미하게 추가설명되었으며, $\Delta R^2 = .04$, $p < .05$, 자존감의 회귀계수도 유의미하였다, $\beta = .22$, $p < .05$. 그러나 2단계에서 자존감 대신 자기자비를 투입하였을 때 자기자비의 추가설명량은 유의미하지 않았다, $\Delta R^2 = .02$, *ns*. 3단계에서 자기자비와 자존감을 동시에 투입하였을 때, 추가설명량이 없었고, 자존감의 회귀계수가 약간의 경향성을 나타냈으나, $\beta = .26$, $p < .10$, 자기자비의 회귀계수는 유의미하지 않았다, $\beta = -.06$, *ns*. 따라서, 자존감이 높을수록 실패사건

후 IAT점수가 높아지는 양상이었으며, 자기자비 점수는 실패사건 후 IAT 점수변화에 유의미한 영향을 미치지 않았다.

자기자비, 자존감과 정서변화량의 관계

자존감과 자기자비는 평상시의 긍정정서 및 부정정서와 관련된다는 선행연구 결과(예: Neff, 2011)를 고려하여 부정정서 및 긍정정서 사전측정치와 자존감, 자기자비의 관계를 검증하였다. 자존감, 자기자비, 자존감과 자기자비의 상호작용항을 투입한 회귀분석 결과, 부정정서는 자기자비의 회귀계수가, $\beta = -.36$, $p < .05$, 긍정정서는 자존감의 회귀계수가 유의미하였다, $\beta = .64$, $p < .001$.

자기자비, 자존감 점수가 정서변화량을 설명하는지 살펴보기 위해, 정서 사전점수를 통제한 후 자존감과 자기자비의 추가설명량의 유의성을 검증하는 위계적 회귀분석을 실시한 결과를 표 6에 제시하였다. 먼저, 부정정서 사전점수는 사후점수를 57% 설명하였고, 설명량이 유의미하였다, $\Delta R^2 = .57$, $p < .001$. 단계 2에서 자존감 변인 혹은 자기자비 변인에 의

표 6. 자존감, 자기자비가 사후 정서점수에 미치는 영향에 대한 위계적 회귀분석 결과

종속변인	예언변인	$R^2(Adj.R)$	ΔR^2	F	β	t
부정정서	1단계 부정정서_사전	.57(.56)	.57	113.82***	.75	10.67***
	2단계 부정정서_사전	.57(.56)	.00	56.50***	.77	9.80***
	자존감				.04	0.46
	부정정서_사전	.58(.57)	.01	58.43***	.70	8.86***
	자기자비				-.11	-1.37
	3단계 부정정서_사전	.60(.59)	.03*	41.77***	.72	9.21***
	자존감				.22	2.04*
	자기자비				-.27	-2.43*
	긍정정서	1단계 긍정정서_사전	.48(.47)	.48	79.19***	.69
2단계 긍정정서_사전		.50(.49)	.03*	43.19***	.62	7.43***
자존감					.17	2.06*
긍정정서_사전		.51(.50)	.03*	44.41***	.65	8.43***
자기자비					.18	2.35*
3단계 긍정정서_사전		.51(.59)	.00	29.40***	.64	7.54***
자존감					.06	0.45
자기자비					.14	1.19

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

한 추가설명량은 유의미하지 않았으나, 3단계에서 자기자비와 자존감을 동시 투입하였을 때, 3%의 추가설명량이 발생하였고, 자존감의 회귀계수 및 자기자비의 회귀계수가 유의미하였다. 각각 $\beta = .22, p < .05, \beta = -.27, p < .05$. 회귀계수의 방향을 고려할 때, 부정정서 변화량은 자존감이 높을수록, 자기자비가 낮을수록 큰 양상이었다.

다음으로, 긍정정서 사후점수 변량의 48%를 사전점수가 설명하였다, $\Delta R^2 = .48, p < .001$. 2단계에서 자존감에 의한 추가설명량과 자기자비에 의한 추가설명량이 모두 유의미하였으며, 각각 $\Delta R^2 = .03, p < .05, \Delta R^2 = .03, p$

$< .05$, 3단계에서 자기자비와 자존감을 동시 투입하였을 때, 추가설명량, 자존감과 자기자비의 회귀계수가 유의미하지 않았다.

자기자비, 자존감과 심박률의 관계

심박률은 기저선에서 개인차가 존재하는 변인이나, 심박률의 개인차를 자기자비나 자존감이 설명한다는 이론적, 경험적 근거가 없으므로, 사전측정치와 자존감, 자기자비의 관계는 분석하지 않았고, 통제변인으로 사용하여 심박률의 변화량과의 관계를 살펴보았다. 심박률 사후점수를 종속변인으로 1단계에 자존감, 2단계에 자존감과 자기자비, 3단계에 자존

감, 자기자비, 자존감과 자기자비의 상호작용을 투입한 위계적 회귀분석을 실시한 결과, 모든 단계에서 자존감과 자기자비의 회귀계수는 유의미하지 않아, 자존감과 자기자비는 실패사건 전후의 심박률 변화와는 관련이 없는 것으로 나타났다.

자기자비, 자존감과 사후측정치들의 상관관계

마지막으로, 실패사건 경험 후 자기, 타인, 외부사건에 대한 평가와 귀인이 자기자비, 자존감 점수에 따라 차이가 나는지 살펴보기 위해 상관분석을 실시하였다. 먼저 실험설계평가와 실험자유능성평가는 자기자비와 자존감 모두 상관이 유의미하지 않았다. 수행만족도와 유능성 평가 및 전반적 능력 귀인은 자기자비, 자존감과 모두 상관이 유의미하여, 자존감이 높고 자기자비가 높을수록 실패사건에도 불구하고 자신의 수행에 대해 높게 평가하고 만족하며, 평소능력과 동일시하지 않는 것으로 나타났다. 마지막으로, 결과에 대해 중요하게 여기는 정도나 재도전 의사와 같은 결과유관적 특성은 자존감, 자기자비 모두 유의미한 상관이 없었지만, 결과에 대한 책임은 자기자비와만 부적 상관이 유의미하여 자기자비가 높을수록 수행결과에 대해 자기관련성이 없는 것으로 생각하였다.

논 의

연구 2에서는 불가능과제를 사용하여 가벼운 성취실패사건을 유도한 전후로 IAT와 정서, 심박률의 변화를 살펴봄으로써, 자기자비와 자존감에 비해 부정사건에 대한 정서적 안

정성이 크고 방어적인 자기조절노력이 적음을 검증하고자 하였다. 먼저, 실험조작 점검 결과 예상한대로 사건전후로 IAT점수는 하락하고 부정정서는 증가하였으며, 긍정정서는 감소하여 실패사건으로 인한 정서변화 및 자기조절 과정이 활성화되었음을 확인하였다. 다만, 심박률의 변화는 관찰되지 않았는데, 이는 실패사건이 약간의 기분변화(valence)와 부정적자기의 활성화(IAT의 부정단어와 자기관련단어의 연합이 활성화)를 촉발하였지만, 그럼에도 불구하고 정서적 각성(arousal)에서의 뚜렷한 차이를 초래할 만큼 영향을 미치지 않았기 때문일 가능성이 있다.

연구 2에서, 자존감, 자기자비 수준에 따른 정서의 사전사후 변화량을 회귀분석을 통해 살펴본 결과, 자존감과 자기자비를 동시에 고려하였을 때의 부정정서 변화량은 자존감이 높을수록, 자기자비가 낮을수록 크게 나타났고, 긍정정서 변화량은 자존감과 자기자비의 예언효과가 미미하였다. 즉, 자기자비가 높은 사람들은 실패사건에 직면하여서도 정서반응이 크지 않아 연구 2의 첫번째 가설 중 자기자비가 높을수록 정서변화가 적을 것이라는 가설이 실험적으로 지지되었다. 이는 자기자비가 평정심을 유지하도록 돕는다는 선행이론(Neff, 2003a) 및 자기자비와 평정심의 관련성을 검증한 선행연구 결과(Leary, et al., 2007)와 부합한다. Leary 등(2007)은 자기자비와 부정사건에 대한 반응의 관계를 검증하기 위한 일련의 연구를 수행하였는데, 그 중 한 연구에서 참여자들에게 이메일을 보내 일상생활에서 경험한 부정사건을 회상하게 하고 정서반응을 측정하였다. 그 결과, 사전 자기자비 점수가 높을수록 부정사건 후 수치심과 같은 자의식적 부정정서가 적게 나타나, 자기자비가 부정

사건에 대해 정서적 충격을 조절할 가능성이 시사되었다. 더불어, 자존감은 자기자비의 변량을 통제하면 부정정서 변화량과 오히려 정적 관련성을 보이고 있어, 자기자비가 낮고 자존감이 높을수록 실패사건 전후의 정서 변화가 클 것이라는 연구 2의 두 번째 가설이 지지되었다.

다음으로, 자존감, 자기자비 수준에 따른 IAT 점수 및 사전사후 변화량을 위계적 회귀 분석을 통해 살펴본 결과, 자기자비 수준은 IAT 변화량에 영향을 미치지 않았다. 이는 자기자비가 높을수록 실패사건 전후의 자기관련 인지의 변화량이 작을 것이라는 연구 2의 첫 번째 가설과 부합하지 않는 결과이다. 그러나, 자기자비와 자존감을 동시에 고려하였을 때 자존감이 높은 사람들은 실패사건 전후로 IAT 점수가 상승하는 경향이 있어, 자존감이 높을수록 실패사건 전후의 자기관련 인지의 변화가 클 것이라는 연구 2의 두 번째 가설이 일부 지지되었다. 즉, 자기자비가 높을수록 자기관련인지에서의 동요가 적다는 직접적인 증거는 없었으나, 자존감이 높을수록 자기관련인지에서 동요가 많다는 것은 확인할 수 있었다. 여기서, 자존감이 높을수록 자기와 부정단어의 연합이 오히려 더 늦어지는 것(IAT 점수의 상승)은 우리가 실패사건을 접했을 때 일반적으로 부정적 자기관련 자극이 활성화되는 자연스러운 양상(박승진, 최혜라, 이훈진, 2011)과는 반대되는 현상이다. 따라서 자기조절과정에서의 방어성으로 인해 긍정자기를 자동적으로 떠올리는 자기고양적 전략으로도 해석될 여지가 있다.

종합해보면, 자기자비는 자존감에 비해 평정심을 유지하도록 도울 가능성이 있으나, 자기관련인지에서의 동요와 생리적 각성의 동요

는 자기자비 수준과 관련없게 나타나 부정사건에 대한 완충역할이 부분적으로만 확인되었다. 선행연구 중 일상 및 실험실에서의 부정사건에 대한 정서 및 자기가치의 동요를 확인한 연구는 드물다. 그러나, 시나리오 연구(Leary et al., 2007)에서 참여자들에게 부정사건을 가상적으로 제시하고 정서 및 인지반응을 자기보고식으로 평정하도록 한 결과, 자기자비가 높은 사람은 재난화, 개인화 수준이 낮고 평정심이 높게 나타났다. 또한 직접적으로 자기가치의 변동을 측정하는 것은 아니나 실험실에서 참여자들에게 중립피드백을 제시후 피드백제공자에 대한 평가를 하도록 하였을 때 자기자비가 높고 자존감이 낮은 사람들이 피드백을 가장 긍정적으로 수용하였다는 연구결과는(Leary et al., 2007), 자기자비가 피드백의 영향을 조절하여 부정사건의 충격을 완화함을 보여준다. 따라서 자기자비가 높을수록 부정사건에 대한 정서, 인지적 동요가 적다는 결론을 내리기 위해서는 측정도구 및 방법을 다양화하여 반복검증하는 후속 연구가 필요하다. 한편, 흥미롭게도 자존감은 정서 및 자기관련 인지의 동요가 나타나 부정사건에 대한 정서 및 인지반응이 클 가능성이 제기되었고, 이는 자존감의 역기능을 지적한 선행연구들의 결과들과도 부합한다(Sedikides & Gregg, 2008; Shurauger & Lund, 1975).

연구 2는 추후연구를 통하여 보완할 점들이 있다. 첫째, 연구 2의 부정사건은 실험실에서 유도된 것이므로 일상생활에서 실제 일어나는 부정사건에 대한 반응을 측정함으로써 외적 타당도를 확보할 필요가 있다. 둘째, 연구 2에서 사용한 애니그램 과제는 본 연구에서 고려하지 못한 개인차 변인에 의해 부정사건으로 지각되지 못하였을 가능성이 있다. 따라서 향

후 연구에서 부정사건을 유발하기 위한 과제를 다양화하여 반복검증할 필요가 있다. 셋째, IAT 해석에 있어 논란의 여지가 있을 수 있다. 본 연구에서는 IAT를 암묵적 자존감의 측정치로 정의하지 않았고, 메타분석에 근거한 Buhrmester 등(2011)의 의견을 따라 IAT 점수변화를 자기관련인지의 동요로 정의하였다. 그러나, 전통적 입장대로 암묵적 자존감의 측정치로 IAT를 정의할 경우 자존감이 높은 사람들이 실패 후 암묵적 자존감에서 높은 결과로 해석할 수 있고, 그럴 경우 스트레스에 대한 완충작용을 자기자비가 아닌 자존감이 하는 것으로 결론내릴 수 있다. 그렇지만, 본 연구에서는 자존감이 실패 후 부정정서 증가와 정적 상관을 보였으므로 IAT점수 상승이 심리적 적응으로 이어지는 않았다는 반론을 제기할 수 있다. 근본적으로 이러한 논란을 해결하기 위해서는 IAT 이외의 방법으로 위협사건 전후의 자기관련인지와 자기조절과정을 검증하는 후속연구가 필요하다.

종합논의

본 연구에서는 자기자비가 자존감에 비해 안정적이고 결과비유관적인 자기가치를 반영하고, 부정사건에 대해 평정심과 긍정적 자기감을 유지하도록 돕는 완충역할을 하는지 다 방법으로 검증하고자 하였다. 이러한 목적을 위해 설문연구 및 실험연구를 수행하였고, 결과는 다음과 같았다. 연구 1에서는 자기자비가 외부 결과에 덜 의존적이고 안정적인 자기가치와 관련되는지 탐색하였다. 그 결과, 자기자비가 높을수록 안정적 자존감을 지니며 외부 사건에 대한 결과유관성이 낮게 나타났다.

또한 자존감보다 자기자비가 결과유관성과 자존감 안정성을 설명하는데 더 유효한 개념임이 밝혀졌다. 연구 2에서는 자기보고식 횡단 연구인 연구 1의 방법론적 한계를 보완하여 실험실에서 유도된 부정사건에 대해서도 자기자비가 완충역할을 하는지 확인하였다. 기본 유도과제를 제시하고 정서, 자기관련인지, 심박률의 변화를 측정한 결과 실패사건 전후의 부정정서 증가정도는 자존감이 높을수록, 자기자비가 낮을수록 크게 나타났다. 또한 실패사건 전후의 자기관련인지에서의 변화정도는 자존감이 높을수록 크게 나타났고, 자기자비 수준과는 관련이 없는 것으로 나타났다. 즉, 부정사건 경험시 자기자비는 자존감보다 평정심 유지와 관련성이 크게 나타나, 부정사건을 완충하는 역할이 일부 확인되었다. 이는 자기자비가 평정심과 관련된다는 선행연구 결과(Leary et al., 2007)와도 부합한다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 자기자비와 자존감에 대한 선행이론(Baumeister et al, 2003; Coopersmith, 1967; Crocker & Wolfe, 2001; Neff, 2003a)을 바탕으로 부정사건의 충격을 완화하는 과정에 관련된 변인으로 결과유관성과 자존감 안정성과 같은 자기조절 인지 변인을 제안하고 그 영향을 검증하였다는 데 의의가 있다. 이는 자기자비가 심리적 건강에 기여하는 과정에 대한 시사점을 제공한다. 타인평가나 성취에 과도하게 의존하고 이에 따라 자기가치감이 흔들리는 사람은 장기적으로 심리적 부적응을 초래할 가능성이 높는데(Crocker & Park, 2004), 자기자비가 높으면 결과유관성과 자기가치 불안정성이 줄어 심리적 부적응을 덜 경험할 수 있을 것으로 예상해볼 수 있다. 특히 상기 결과들은 동양문화권의 사람들에게 시사하는 바가 크다.

타인평가와 외적단서들을 중요한 자기개념 요소로 생각하는 동양문화권의 특징에 비추어볼 때(정육, 한규석, 2003), 외부평가로부터 쉽게 안정감이 흔들릴 위험성이 있을 것으로 보이며, 자기자비의 증진이 부정사건의 충격으로부터 보호역할을 할 수 있을 것으로 보인다.

둘째, 본 연구는 자존감과 자기자비의 비교를 통해 자기자비의 임상적 유용성을 제고하였다는 데 의의가 있다. 자기자비는 자존감과 비교 하에 제시된 개념이나(Neff, 2003a) 두 개념 간의 관계에 대한 검증은 충분치 않았다. 본 연구에서는 두 개념 간의 비교를 통해 자기자비와 자존감이 각각 심리적 건강에 미치는 이득과 손실에 대해서도 풍부한 자료를 제공하였으며, 자존감의 고저라는 단순한 이분법적 구조를 넘어서 긍정적인 자기관련태도가 무엇인지에 대한 시사점을 제공하였다.

건강한 자기사랑은 정신건강의 기초가 되며, 실제로 높은 자존감은 적응적인 가치를 지닌다. 자존감이 높다는 것은 자기개념을 위기에서 보호하여 부정적 정서상태를 방어할 수 있는 힘이 있음을 의미하며(Markus & Wurf, 1987), 자존감이 높으면 자기확신과 향상동기가 높아 목표 달성 및 자원 확보에 유리하다(Branden, 1992). 자존감이 성공적인 목표 획득과 관련하여 필요한 요인이라면, 자기자비는 삶이 고통스럽고 힘들 때에 요구되는 태도일 가능성이 있다(Neff, 2009b). 임상장면을 찾는 환자들은 자기사랑의 중요성과 효용을 지식적으로 알고 있다고 하더라도 이를 실천하지 못하고 고통스러워하는 경우가 많다. 이런 간극이 발생하는 이유 중 하나는 내가 얼마나 괜찮은 사람인가에 대한 개념적 수준의 평가를 넘어서 역동적인 환경 속에서 매순간 경험하는 평온함 혹은 취약감에 대한 수용이 중요하

기 때문일 가능성이 있다. 깊은 수준의 자기사랑이란 높은 자기가치감을 매순간 유지하는 것이 아니라 자기가치감 저하와 부적절감까지 수용하는 것(Ellis, 2005)을 의미할 수 있다. 즉, 성취를 위해 힘을 내야할 때에는 자존감이 엔진 역할을 할 수 있으나, 해결불가능한 문제나 개인의 부족함에 직면할 때, 또는 고통스러운 경험을 하고 있을 때에는 고통을 겪는 자기 자신을 온정적으로 바라보는 자기자비의 태도가 필요할 수 있을 것이다.

본 연구의 제한점과 후속연구를 위한 고려사항은 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 표본은 대학생과 초기성인기의 비임상군에 한정되어 있어 본 연구의 결과를 일반화하기 어려운 점이 있다. 따라서 추후 연구에서 지역사회집단에서 선별된 참여자를 포함하여 연구참여자의 인구통계학적 특성을 다양화하고 임상집단을 대상으로 한 후속 연구를 수행하여 연구결과를 일반화할 필요가 있다.

둘째, 후속 연구를 수행함에 있어 문화차에 대한 고려가 필요하다. 문화에 따라 자기자비의 심리적 구조가 다를 수 있으므로 비교문화 연구를 통해 심리적 구조를 확인하고 만약 그 심리적 구조가 다르다면 국내 실정에 맞게 자기자비 척도의 문항들을 재정비하여 연구를 수행할 필요가 있다. 미국, 태국, 대만의 자기자비를 비교한 연구에서 불교문화권인 태국의 자기자비 점수가 가장 높고 대만의 자기자비 점수가 가장 낮게 나타났는데(Neff, Pisitsungkagarn, & Hsieh, 2008), 같은 동양문화권임에도 불구하고 이러한 차이가 나타나는 이유에 대한 탐구가 부족하다. 앞서 언급한대로, 동양문화에서 자기개념은 타인평가에 의존적이며 맥락에 민감한 특성을 지니므로 자기자비가 심리적 건강에 미치는 영향이 더 중

요하게 다루어질 수 있을 것이다.

셋째, 문화차뿐만 아니라 개인차 변인에 대한 추가 고려도 필요하다. 본 연구에서는 동질적 집단을 대상으로 하여 자기자비 점수에서 성차 및 연령차가 나타나지 않았다. 하지만 선행연구에서는 성차에 따라 자기자비와 심리적 건강의 관계양상이 달라진다는 보고도 있다(예: 전민, 2012). 따라서 대규모 표집을 통해 성차를 고려한 연구가 요구된다. 또한 연령차와 각 연령대의 발달적 특성을 고려할 필요가 있다. 자기자비는 이론상 비교적 어린시절에 형성되는 것으로 가정되나(Gilbert, 2010; Neff, 2009a), 청소년기에 정체감 관련 문제를 겪으면서 자기자비가 일시적으로 낮아지기도 하며(Neff & McGehee, 2010), 성격적 성숙을 거쳐 변화할 수 있기도 할 것으로 예상된다. 따라서 인생경험을 통한 성숙의 과정을 거치는 중년 이상의 집단에게서 자기자비가 더 높게 나타나거나 혹은 자기자비에서의 개인차가 의미있게 심리적 건강에 영향을 미칠 가능성이 있다.

넷째, 본 연구에서 탐색한 변인들과 심리적 건강과의 인과적 관계에 대한 후속 연구가 요구된다. 자기자비가 자존감에 비해 결과비유관성, 자존감 안정성과 같은 건강한 자기조절 과정과 관련됨을 확인하였지만, 자기자비, 자기조절, 심리적 건강의 관계를 종합적으로 검증하지 못하였다. 자기자비가 심리적 건강 변인과 상관이 높고(예: 박세란, 이훈진, 2013), 자존감 안정성과 결과비유관성이 심리적 건강과 관련되므로(예: Crocker, 2002), 자기자비가 결과비유관성과 자존감 안정성의 매개로 하여 심리적 건강에 영향을 미칠 가능성이 있으나, 이는 후속연구를 통해 직접적으로 검증되어야 할 필요가 있다. 또한 적절한 정도의 결과비유

관성은 현실적이라는 지적도 있다. 사회계측 이론(sociometer theory; Leary & Baumeister, 2000)에서는 어느 정도의 결과비유관성은 개인에게 이익이 되며, 지나치게 낮거나 높은 결과비유관성이 적응적인 조절을 방해한다고 보았다(Oosterwegel, Field, Hart, & Anderson, 2001). 따라서 이들 관계에 대한 통합적 모델을 설정하고 후속연구에서 탐색할 필요가 있다.

다섯째, 본 연구에서는 자기자비가 그 개념상 자존감보다 자기고양편파, 선택적 정보해석, 인상관리와 같은 방어적 자기조절노력이 적다고 가정하였으나, 실제로 그러한지에 대한 추가적 검증이 필요하다. 자기자비가 자기열등화(self-handicapping)와 같은 자기봉사적 전략과 부적상관을 보였다는 연구결과(Petersen, 2014)나 자기자비가 높으면 실험실에서 중립 피드백 이후 피드백제공자에 대한 평가가 긍정적이었다는 연구결과(Leary et al., 2007)는 자기자비가 방어적 자기조절과 관련성이 적음을 보여준다. 그러나, 선행연구들이 소수이고 국내에서는 검증된 바 없으므로 아직은 결론을 내리기 충분치 않으며, 자기봉사적 귀인과 같은 자기고양편향이 실제로 적은지에 대한 후속연구가 필요하다.

여섯째, 본 연구에서는 자기자비의 어떤 특성이 안정적이고 결과비유관적인 자기가치에 기여하고, 궁극적으로 심리적 건강에 기여하는지 밝히지 못했다. 자기자비척도(Neff, 2003b) 자체만 해도 세 하위 요인에, 역채점까지 고려하면 6개 요인이 있기 때문에, 이 각 요인의 상대적 기여도를 밝힐 필요가 있을 뿐 아니라, 이들 요인이 자존감 안정성, 결과비유관성은 물론 궁극적으로 심리적 건강에 기여하는 구체적인 과정과 관련 변인들을 추가적으로 밝힐 필요도 있다.

마지막으로 본 연구에서는 자기자비가 자존감을 보완하는 대안개념으로 제시되었던 선행이론 및 연구의 흐름에 따라 자기자비와 자존감을 모두 긍정적 자기감과 자기존중(self-regard)의 특질로 간주하여 연구를 수행하였다. 자기자비는 개념상 자신에 대한 친절함과 마음챙김의 태도로 부정사건의 결과를 수용하고 자기지식을 왜곡하지 않고도 긍정적 자기감을 유지하는 태도(Neff, 2003a)인데, 긍정적 자기감의 유지라는 표현이 방어적 특성이나 자기애로 비추어질 소지가 있다. 그러나 긍정적 자기감의 획득 및 유지가 자기자비의 목표가 아닌 결과적 변인으로 간주될 수 있을 것으로 생각한다(Neff, 2011; Petersen, 2014). 또한 자기자비와 자존감의 비교에서 자기자비 개념이 인지적 자기평가로 국한되어 연구되는데 대한 우려나 혹은 자존감과 자기자비가 서로 비교가능한 차원인지에 대한 지적이 있을 수 있다. 실제로 자존감은 자기개념이라는 인지적 표상의 '내용'을 일컫는다. 자기자비는 고통을 겪을 때 취하는 태도, 행동, 생각 등을 포괄한다. 이는 단순한 인지적 자기표상의 내용이 아니며 개인의 경험을 수용할 수 있는 개방된 '인식의 유형'(Neff, 2009b) 혹은 부정사건을 겪을시에 활성화되는 '자기관련 도식'으로 볼 수 있으므로 후속 연구에서는 이러한 미묘한 차이점에 대해 고려한 연구설계가 필요하다.

참고문헌

권석만, 한수정 (2000). 자기애성 성격장애. 서울: 학지사.
 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008).

한국판 자기-자비척도의 타당화 연구: 대학생들을 중심으로. 한국심리학회지: 건강, 13(4), 1023-1044.
 김송이 (2012). 대학생의 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 자기자비의 매개효과. 홍익대학교 대학원 석사학위논문.
 도레미 (2006). 자기애와 조건부 자아존중감 관계 연구: 자기 기만적 고양을 통제변인으로. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
 박세란, 이훈진 (2013). 자존감, 자기자비와 심리적 건강의 관계. 한국심리학회지: 임상, 32(1), 123-139.
 박승진, 최혜라, 이훈진 (2011). 성취 지향적 · 관계 지향적 우울성향자의 암묵적 · 명시적 자존감. 한국심리학회지: 임상, 30(1), 305-323.
 유연화, 이신혜, 조용래 (2010). 자기 자비, 생활 스트레스, 사회적 지지와 심리적 증상들의 관계. 인지행동치료, 10, 43-59.
 이수란, 이동귀 (2008). 자존감의 영역별 수반성과 자기 평가 간 불일치가 정신건강에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20(2), 313-335.
 이신혜, 조용래 (2014). 자기 자비의 부족이 여자 청소년의 폭식행동에 미치는 영향과 그 기제: 신체 불만족, 섭식절제 및 부정적 정서의 매개효과. 인지행동치료, 14(1), 103-121.
 이우경 (2008). 중년기 여성의 스트레스, 마음챙김, 자기-慈愛, 정서적 안녕감 간의 관계 구조 분석과 마음챙김 증진 프로그램의 효과 연구. 이화여자대학교 대학원 박사학위논문.
 이훈진, 원호택 (1995). 편집증적 경향, 자기개념, 자의식간의 관계에 대한 탐색적 연구.

- 한국심리학회 '95 연차대회 학술발표논문
집, 277-290.
- 장재원, 신희천 (2011). 자존감의 안정성 척도
개발 및 타당화. 한국심리학회지: 상담 및
심리치료, 23(3), 635-654.
- 전민 (2012). 청소년의 스트레스가 자살사고에
미치는 영향에서 자기자비의 조절효과. 아
주대학교 대학원 석사학위논문.
- 정보라 (2005). 사회적 바람직성의 구인 탐색.
이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 정 옥, 한규석 (2003). 한국사회에서의 자아존
중감의 기능: 비교문화적 관점. 한국심리
학회 '03 연차학술발표대회 논문집.
- Alicke, M. D., & Govorun, O. (2005). The
better-than-average effect. In M. D. Alicke,
D. A. Dunning & J. I. Krueger (Eds.), *The
Self in Social Judgment* (pp. 85-106). New
York: Psychological Press.
- Baumeister, R. F. (1998). The self. In D. T.
Gilbert, S. Fiske & G. Lindzey (Eds.), *The
handbook of social psychology* (4th ed., pp.
680-740). New York: McGraw-Hill.
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I.,
& Vohs, K. D. (2003). Does high self-esteem
cause better performance, interpersonal success,
happiness, or healthier life style? *Psychological
Science in the Public Interest*, 4, 1-44.
- Birnie, K., Speca, M., & Carlson, L. E. (2010).
Exploring self-compassion and empathy in the
context of mindfulness-based stress reduction
(MBSR). *Stress and Health*, 26(5), 359-371.
- Booth-Kewley, S., Rosenfeld, P., & Edwards, J. E.
(1992). Impression management and
self-deceptive enhancement among Hispanic
and non-Hispanic White navy recruits. *Journal
of Social Psychology*, 132(3), 323-329.
- Branden, N. (1992). *The Power of Self-Esteem*.
Deerfield Beach, FL: Health Communications.
- Buhrmester, M. D., Blanton, H., & Swann, W. B.
(2011). Implicit self-esteem: Nature,
measurement, and a new way forward. *Journal
of Personality and Social Psychology*, 100(2),
365-385.
- Cohen, J. Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S.
(2003). *Applied multiple regression/correlation
analysis for the behavioral science*. Mahwah NJ:
Lawrence Erlbaum Associates.
- Cooley, C. H. (1972). The looking glass self. In J.
Manis & A. Meltzer (Eds.), *Symbolic interaction*
(pp. 231-233). Boston: Allyn & Bacon.
- Coopersmith, S. (1967). *The antecedents of self-esteem*.
San Francisco: W. H. Freeman.
- Crocker, J. (2002). The costs of seeking
self-esteem. *Journal of Social Issues*, 58(3),
597-615.
- Crocker, J., Luhtanen, R. K., Cooper, M. L., &
Bouvette, A. (2003). Contingencies of
self-worth in college students: Theory and
measurement. *Journal of Personality and Social
Psychology*, 85(5), 894-908.
- Crocker, J., & Park, L. E. (2004). The costly
pursuit of self-esteem. *Psychological Bulletin*,
130(3), 392-414.
- Crocker, J., & Wolfe, C. T. (2001). Contingencies
of self-worth. *Psychological Review*, 108(3),
593-623.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1995). Human
autonomy: The basis for true self-esteem. In
M. H. Kernis (Ed.). *Efficacy, Agency, and
Self-Esteem* (pp. 31-49). New-York: Plenum

- Press.
- De Houwer, J. (2002). The Implicit Association Test as a tool for studying dysfunctional associations in psychopathology: Strengths and limitations. *Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 33*(2), 115-133.
- Dijksterhuis, A. J., Albers, L. W., & Bongers, K. C. (2008). Digging for the real attitude: Lessons from research on implicit and explicit self-esteem. In R. E. Petty, R. H. Fazio, & P. Brinol (Eds.), *Attitudes: Insights from the new implicit measures* (pp. 229-250). New York: Psychology Press.
- Ellis, A. (2001). Rational and irrational aspects of countertransference. *Journal of Clinical Psychology, 57*(8), 999-1004.
- Ellis, A. (2005). *The myth of self-esteem*. Amherst, NY: Prometheus Books.
- Germer, C. K. (2009). *The mindful path to self-compassion: Feeling yourself from destructive thoughts and emotions*. New York: The Guilford Press.
- Gilbert, P. (2010). *Compassion focused therapy*. London & NY: Routledge. (조현주, 박성현 역. 《자비중심치료》. 서울: 학지사, 2014).
- Gilbert, P. & Proctor, S. (2006). Compassionate mind training for people with high shame and self-criticism: overview and pilot study of a group therapy approach. *Clinical Psychology and Psychotherapy, 13*(6), 353-379.
- Goldstein, J., & Kornfield, J. (1987). *Seeking the heart of wisdom*. Boston: Shambhala.
- Greenwald, A. G., & Banaji, M. R., (1995). Implicit social cognition: Attitudes, self-esteem, and stereotypes. *Psychological Review, 102*(1), 4-27.
- Greenwald, A. G. & Fahnham S. D. (2000). Using the implicit association test to measure self-esteem and self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology, 79*(6), 1022-1038.
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. (1998). Measuring individual differences in implicit cognition: The implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology, 74*(6), 1464-1840.
- Greenwald, A. G., Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2003). Understanding and using the Implicit Association Test: I. An improved scoring algorithm. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*(2), 197-216.
- Harter, S. (1999). *The construction of the self: A developmental perspective*. New York: The Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change*. New York: The Guilford Press.
- Hiroto, D. S., & Seligman, M. E. (1975). Generality of learned helplessness in man. *Journal of Personality and Social Psychology, 31*(2), 311-327.
- James, W. (1890). *The principles of psychology*, Vol. 1. New York: Henry Holt & Co.
- Kernis, M. H. (2003). Optimal self-esteem and authenticity: Separating fantasy from reality. *Psychological Inquiry, 14*(1), 83-89.
- Kernis, M. H. (2005). Measuring Self-esteem in context: The importance of stability of self-esteem in psychological functioning. *Journal*

- of *Personality*, 73(6), 1-37.
- Kernis, M. H., Cornell, D. P., Sun, C. R., Berry, A. J., & Harlow, T. (1993). There's more to self-esteem than whether it is high or low: The importance of stability of self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(6), 1190-1204.
- Kuyken, W., Watkins, E., Holden, E., White, K., Taylor, R. S., Byford, S., ... et al. (2010). How does mindfulness-based cognitive therapy work?. *Behaviour research and therapy*, 48(11), 1105-1112.
- Leary, M. R. (2004). The sociometer, self-esteem, and the regulation of interpersonal behavior. In R. F. Baumeister & K. D. Vohs (Eds.), *Handbook of self-regulation* (pp. 373-391). New York: The Guilford Press.
- Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 32, pp. 1-62). New York: Academic Press.
- Leary, M. R., Tate, E. B., Adams, C. E., Allen, B. A., & Hancock, J. (2007). Self-compassion and reactions to unpleasant self-relevant events: The implications of treating oneself kindly. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(5), 887-904.
- MacBeth, A., & Gumley A. (2012). Exploring compassion: A meta-analysis of the association between self-compassion and psychopathology. *Clinical psychology review*, 32(6), 545-552.
- Maccines, D. L. (2006). Self-esteem and self-acceptance: an examination into their relationship and their effect on psychological health. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 13(5), 483-489.
- Marcus, C. (1999). *Self-esteem*. Boulder, CO: Westview Press
- Markus, H., & Wurf, E. (1987). The dynamic self-concept: A social psychological perspective. *Annual Review of Psychology*, 38(1), 299-337.
- Neff, K. D. (2003a). The Development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223-250.
- Neff, K. D. (2003b). Self-compassion: an alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, 2(2), 85-102.
- Neff, K. D. (2009a). The role of self-compassion in development: A healthier way to relate to oneself. *Human Development*, 52(4), 211-214.
- Neff, K. D. (2009b). Self-compassion. In M. R. Leary & R. H. Hoyle (Eds.), *Handbook of individual differences in social behavior* (pp. 561-573). New York: The Guilford Press.
- Neff, K. D. (2011). Self-compassion, self-esteem, and well-being. *Social and Personality Compass*, 5(1), 1-12.
- Neff, K. D., Hsieh, Y. P., & Dejithirat, K. (2005). Self-Compassion, achievement goals, and coping with academic failure. *Self and Identity*, 4(3), 263-287.
- Neff, K. D., Kirkpatrick, K. L., & Rude, S. S. (2007). Self-compassion and adaptive psychological functioning. *Journal of Research in Personality*, 41(1), 139-154.
- Neff, K. D., & McGehee, P. (2010). Self-compassion and psychological resilience among adolescents and young adults. *Self and*

- Identity*, 9(3), 225-240.
- Neff, K. D., Pisitsungkagarn, K., & Hsieh, Y. (2008). Self-compassion and self-construal in the United States, Thailand, and Taiwan. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 39(3), 267-285.
- Olson, M. A., Fazio, R. H., & Hermann, A. D. (2007). Reporting tendencies underlie Discrepancies between implicit and explicit measures of self-esteem. *Psychological Science*, 18(4), 287-291.
- Oosterwegel, A., Field, N., Hart, D., & Anderson, K. (2001). The relation of self-esteem variability to emotion variability, mood, personality traits, and depressive tendencies. *Journal of Personality*, 69(5), 689-708.
- Paulhus, D. L. (1998). *Paulhus deception scales: Manual of the balanced inventory of social desirable responding (BIDR-7)*. Buffalo/Toronto: Multi-Health Systems.
- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The evolution of a construct. In H. I. Braun & D. N. Jackson (Eds.), *The role of constructs in psychological and educational measurement* (pp. 37-48). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Petersen, L. E. (2014). Self-compassion and self-protection strategies: The impact of self-compassion on the use of self-handicapping and sandbagging. *Personality and Individual Differences*, 56, 133-138.
- Raes, F. (2010). Rumination and worry as mediators of the relationship between self-compassion and depression and anxiety. *Personality and Individual Differences*, 48(6), 757-761.
- Raskin, N. J., & Rogers, C. R. (1995). Person centered therapy. In R. J. Corsini & D. Wedding (Eds.), *Current Psychotherapies* (pp. 128-161). Itasca: F. E. Peacock Publishers, Inc.
- Roberts, J. E., & Gotlib, I. H. (1997). Temporal variability in global self-esteem and specific self-evaluation as prospective predictors of emotional distress: specificity in predictors and outcome. *Journal of Abnormal Psychology*, 106(4), 521-529.
- Rosenfeld, P. (1990). Self-esteem and impression management explanations for self-serving biases. *The Journal of Social Psychology*, 130(4), 495-500.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent child*. Princeton: Princeton University Press.
- Sedikides, C., & Gregg, A. P. (2008). Self-enhancement: Food for thought. *Perspectives on Psychological Science*, 3(2), 102-116.
- Shurauger, J. S., & Lund, A. K. (1975). Self-evaluation and reaction to evaluations from others. *Journal of Personality*, 43(1), 94-108.
- Spencer, S. J., Steele, C. M., & Quinn, D. (1999). Stereotype threat and women's math performance. *Journal of Experimental Social Psychology*, 35(1), 4-28.
- Swann, W. B., Jr., Wenzlaff, R. M., & Tafarodi, R. W. (1992). Depression and the search for negative evaluations: More evidence of the role of self-verification strivings. *Journal of Abnormal Psychology*, 101, 314-317.
- Tesser, A. (2000). On the confluence of self-esteem

- maintenance mechanisms. *Personality and Social Psychology Review*, 4(4), 290-299.
- Thompson, B. L., & Waltz, J. (2008). Self-compassion and PTSD symptoms. *Journal of Traumatic Stress*, 21(6), 556-558.
- Van Dam, N. T., Sheppard, S. C., Forsyth, P., & Earleywine, M. (2011). Self-compassion is a better predictor than mindfulness of symptom severity and quality of life in mixed anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorder*, 25(1), 123-130.
- Zeigler-Hill, V., Besser, A., & King, K. (2011). Contingent self-esteem and anticipated reactions to interpersonal rejection and achievement failure. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 30(10), 1069-1096.

원고접수일 : 2015. 03. 03.
수정원고접수일 : 2015. 08. 25.
게재결정일 : 2015. 10. 12.

The Effect of Self-compassion on Self-regulation during Negative Events: In Comparison with Self-esteem

Se-Ran Park

Seoul Digital University

Hoon-Jin Lee

Seoul National University

The purpose of this study was to examine the role of self-compassion during adaptive self-regulation for negative events. It has been suggested that self-compassion acts as a buffer for negative events. The aim of this study was to explore the relationships between self-compassion and the contingencies of self-worth, stability of self-esteem, and cognitive and emotional responses to negative events. Study 1 was designed to explore the relationships among self-compassion, self-esteem, the contingencies of self-worth, and the stability of self-esteem. Data were collected from 289 undergraduate students. The results showed that a higher self-compassion score was related to a lower contingency of self-worth scores and higher scores for stability of self-esteem. In addition, this effect was greater than in those with self-esteem. In Study 2, perceived failure was induced by an impossible task and changes in emotions, self-related cognition, and the heart rate before and after the impossible tasks were measured. The results showed that higher self-compassion was related to lower degrees of negative emotional changes. The degree of changes in self-related cognition was not associated with self-compassion. In addition, greater self-esteem was related to greater changes in negative emotions and self-related cognition. Last, the contribution of this study to an integrative understanding of the process of self-compassion as it affects mental health was discussed. Limitations and suggestions for future research were also presented.

Key words : self-compassion, self-esteem, stability of self-esteem, contingencies of self-worth, IAT