

반추 및 반성과 우울 및 심리적 안녕감과의 관계에서 마음챙김의 매개 및 조절효과

유성경(柳聖璟)*

최보운(崔寶允)

강유선(姜有宣)**

논문 요약

본 연구에서는 내부초점적 반응양식인 반추 및 반성의 구별된 성격을 규명하고, 해당 변인들이 우울 및 심리적 안녕감으로 이어지는 과정에서 마음챙김의 주된 역할을 확인하기 위해 마음챙김의 매개 및 조절효과를 살펴보았다. 이를 위해 수도권 내 4년제 대학 학부생 292명을 대상으로 우울감정에 대한 반응양식, 마음챙김, 우울, 심리적 안녕감 척도를 실시하였으며, 이상값을 제외한 278명의 결과를 분석하였다. 각 변인들 간 관계는 상관분석을 통해 검토하였으며, 그 결과를 바탕으로 반추 및 반성과 우울 및 심리적 안녕감과 관계에서 마음챙김의 매개 및 조절효과에 대해 구조방정식 모형검증을 통해 확인하였다. 분석결과, 마음챙김은 반추와 우울 및 심리적 안녕감과의 관계에서 부분매개역할을, 반성과 심리적 안녕감과의 관계에서 완전매개역할을 하는 것으로 나타났다. 또한 반추와 우울의 관계에서는 마음챙김의 조절효과가 유의하여 마음챙김 수준이 높을수록 반추가 우울에 미치는 부정적인 영향이 조절됨을 확인하였다. 두 모형의 비교결과, 마음챙김은 조절효과보다 매개효과에서 통계적으로 유의한 경도가 주로 관찰되었다. 본 연구결과를 통해 반추 및 반성이 심리적 건강에 이르는 과정에서 기저의 변화과정을 야기하는 마음챙김의 역할을 확인하였고, 특히 모호한 반성의 성격을 규명하였다. 끝으로, 본 연구의 의의와 제한점을 논의하였다.

주요어 : 마음챙김, 반추, 반성, 우울, 심리적 안녕감, 매개효과, 조절효과

* 제1저자, 이화여자대학교 심리학과 교수

** 교신저자, 이화여자대학교 심리학과 박사수료, E-mail: yousun714@nate.com

1. 서론

사람들이 다양한 심리적 문제로 고통 받는 이유는 문제 상황에 대해 반응하는 부적응적인 심리 기제가 자동화되었기 때문이다. 이러한 기제는 유사한 자극에 대해 일정한 패턴으로 반응하게끔 하는 심리도식을 바탕으로 하는데 한번 형성된 심리도식은 변화에 대해 저항적이다. 부적응적인 심리도식은 자동화된 정서, 인지, 행동적 반응을 유도함으로써 부적응적인 반응패턴을 반복하고, 영속하려는 경향을 보이게 된다(Young, Klosko & Weishaar, 2005). 이러한 부적응적인 반응 양식에서 벗어나 보다 적응적인 반응 양식으로 변화해 나가는 과정은 크게 두 가지 기제를 통해 이루어지게 된다. 첫 번째 기제는 부정적인 감정을 조절하기 위해 부적응적 대처를 ‘제거해나가는 기제(eliminative mechanism)’이고, 두 번째는 긍정적인 의미 해석을 ‘만들어 가는 기제(generative mechanism)’이다(유성경, 2018; Garland, Farb, Goldin, & Fredrickson, 2015). 변화 과정에 기여하는 두 가지 기제인 제거 기제와 생성 기제는 균형을 잡아야 하는데 긍정적인 변화와 성장을 방해하는 부정적인 정서와 인지를 먼저 다루기 위해 제거기제가 먼저 활성화되어야 한다. 왜냐하면 부정적인 정서와 인지가 자동적으로 작동되면 문제 상황에 대한 새로운 해석을 시도할 수 있는 “심리적 공간(psychological space)”이 마련되지 않기 때문이다. 심리적 어려움을 경험하더라도 내적으로 심리적 공간을 마련하게 될 때 부정적인 정서와 인지에 압도되지 않고, 문제 상황에 대한 맥락적 이해가 가능하고, 보다 유연하고 긍정적인 대안적 관점을 시도해 볼 수 있게 된다(Teasdale & Chaskalson, 2011).

본 연구에서는 변화의 두 가지 기제인 제거기제와 생성기제의 유기적 연계성을 보여주는 개념으로 마음챙김(mindfulness)에 주목하고자 한다. Garland와 동료들(2015)은 마음챙김을 통해 정서적 자각이 확장되고, 새로운 의미 구성이 되는 과정모델을 제안하면서 자동화된 부정적 반응들이 제거되고, 새로운 의미를 구성해 나가는 심리 변화 과정을 보여주었다. 이들이 제안한 모델은 ‘마음챙김으로부터 의미 모델(mindfulness-to-meaning model)’로 심리적 변화의 주요 변곡점 개념들을 포괄하는 유용한 변화 프레임으로 활용될 수 있다. 본 연구에서는 Garland와 동료들(2015)이 제안한 마음챙김에서 의미로의 변화 과정 모델에 근거하여 자동화된 내적인 부정적 반응 양식인 반추 및 반성(brooding/reflection)이 심리적 안녕감과 우울로 이어지는 과정에서 마음챙김(mindfulness)이 어떠한 영향을 미치는지 이들 간의 구조적 관계를 살펴보고자 하였다. 대학생 시기는 청소년에 비해 반추와 반성과 같은 인지적 처리에 대한 구별이 더 명확하며, 정서에 대한 명료한 인식이 가능하다. 따라서 연구대상은 대학생으로 한정하여 해당 구조적 관계를 검증하고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 내부초점적 반응양식

심리적 어려움을 경험하게 될 때 부정적인 정서가 지속되고, 확대되는 이유 중의 하나는 내적으로 부정적인 반응 양식이 자동화되기 때문이다(Young et al., 2005). 내부초점적 반응 양식은 “반추”와 “반성”으로 나누어지는데 이는 Nolen-Hoeksema(1991)의 반응양식이론(response style theory)에서 유래한 개념이다. 반응양식이론에 따르면 우울한 기분에 대처하는 일관된 반응양식이 있으며, 그 중 내부초점적인 반추적 반응은 우울한 기분이 들었을 때 우울감 및 그 원인의 의미와 결과에 수동적으로 반복적인 초점을 두면서 우울이 지속되고 심화된다고 보았다. 이후 연구들을 통해 내부초점적 반추적 반응양식은 반성(reflection)과 반추(brooding)의 2요인으로 구분되며 우울을 예측하는 주요 요인은 반추임이 밝혀지고 있다(김빛나, 임영진, 권석만, 2010; 김소정, 김지혜, 윤세창, 2010; Treynor, Gonzales, & Nolen-Hoeksema, 2003).

Nolen-Hoeksema는 후속 연구에서 반추가 우울을 유지시킬 뿐 아니라 새로운 우울 삽화를 예측한다고 보아 반추는 최근 우울 뿐 아니라 여러 정신장애의 공통된 취약 요인으로 주목받고 있다(McLaughlin & Nolen-Hoeksema, 2011; Nolen-Hoeksema, 2000). 반추와 반성 모두 본래적 기능은 목표달성으로 우울한 기분의 원인에 주의 초점을 둔다. 그러나 반추는 자신의 현재 상황을 성취하지 못한 기준과 비교하는 것으로, 문제해결이라는 목적을 상실한 자동적인 악순환 과정이라 볼 수 있다. 성취하지 못한 자신의 문제나 상황의 불평등을 조망하는 식으로 적응적 자기조절 과정이 부적응적으로 변질된 형태라고 볼 수 있는 것이다. 즉, 반추는 우울증의 발병원인이자 유지요인이며, 다른 정신장애 발병의 위험요인으로 볼 수 있어 반추를 조절하는 것이 우울 및 기타 정신장애로의 발전을 막는 중요 개입이 되리라 기대할 수 있다.

반성 역시 우울한 기분의 원인에 초점을 맞추지만 반추와는 달리 우울을 완화시키기 위한 목적의식을 가지고 자신의 사고 과정을 검토하는 것으로, 상대적으로 독립적이고 적응적 특성을 가지는 인지적 문제해결 방법이라 볼 수 있다. 우울함의 원인을 찾기 위해 의도적으로 자신의 경험이나 기저의 사고과정에 주의를 기울이는 것이다. 그러나 반추에 비해 반성은 심리적 건강에 미치는 영향이 모호한 편이다. 선행 연구들에 따르면 반추와 반성은 서로 정적 상관을 보이고 있어 두 개념이 완벽히 구분되지 않는 개념이라 볼 수 있으나(김빛나 등, 2010; 최윤진, 채규만, 2012), 반추와 반성이 정서에 미치는 영향은 서로 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 예를 들면, Treynor와 동료들(2003)의 연구에 따르면 반추만이 우울을 예측하고, 우울에 대한 성차를 매개하는 것으로 나타났다. 반면, 반성은 단기적으로 부정적 정서를 야기하는 측면이 있기는 하지만 효과적 문제해결을 유도하기 때문에 장기적으로는 부정적 정서를 감소시키는데 적응적으로 작용할 수 있다고 보았다. 이러한 결과

는 국내의 연구에서도 유사하여 반추는 우울감의 기간 및 강도에 영향을 미치지만 반성의 경우 정서에 미치는 영향이 명확하지 않은 것으로 드러났다. 자신의 모습을 객관적으로 관찰하고, 부정적 정서를 감소시키고자 하는 의도가 분명한 반성적 사고과정은 부정적 정서를 다소나마 완화시킨다는 주장이 있는 반면, 단지 반추보다 덜 부정적일 뿐 긍정적 영향을 주지는 못한다는 주장도 있다(김진영, 2000; 최윤진 등, 2012; 한송이, 이봉건, 2018). 김진영(2000)의 연구에서는 반추와 반성을 유도하는 글쓰기 실험을 진행한 결과 반성적 반응양식을 사용한 집단의 경우 우울 기분에 있어 유의미한 호전을 나타내었다. 반면, 최윤진 등(2012)의 연구에서는 반추보다 낮은 수준이긴 하나 반성 역시 우울에 유의한 상관을 나타냈으며, 우울과 자살생각과의 관계에서도 부분매개효과를 보였다. 이렇듯 선행연구들은 반추와 반성이 내부초점적 반응 양식이라는 점에서 공통점을 지니지만 정서에 미치는 영향에 있어서는 차별적인 결과들을 제안하는바, 두 변인을 한 연구 모형에 포함시켜 이 두 반응양식이 심리적 건강에 미치는 과정을 비교하여 살펴볼 필요가 있음을 보여준다.

2. 마음챙김

반추와 반성, 그리고 우울과 심리적 안녕감에 이르는 심리적 기제에서 본 연구에서 집중하고자 하는 변인은 마음챙김(mindfulness)이다. 마음챙김이란 지금 현재의 순간에 온전한 주의를 기울여 알아차리는 것으로(Kabat-Zinn, 1994), 마음챙김의 다양한 접근들이 공통적으로 기반하고 있는 특성은 확장된 주의력과 현재 중심의 생생한 자각, 그리고 무비판적이고 개방적인 태도에 근거한 자기 및 경험에 대한 수용이다. 마음챙김의 정의에 있어 공통적으로 두 가지를 강조하는데 첫 번째로는 현재 순간의 경험에 대한 알아차림이고, 두 번째로는 호기심, 수용과 같은 특정 방향을 갖고 현재 순간 경험들에 다가가는 것이다(Bishop et al., 2004). 즉, 마음챙김은 현재 경험에 대한 주의, 이를 통한 경험의 알아차림과 알아차린 경험에 대한 수용적 태도로 정의할 수 있다. 마음챙김 오리엔테이션을 갖게 되면 문제 사태에 대한 내부적 반응양식(internal response style)이 변화하게 되어 자동, 반복적으로 비관주의를 강화하는 반추적 반응 양식은 감소하고, 문제 상황의 맥락과 자신의 사고과정을 적극적으로 재검토하는 반성적 반응 양식은 증가하게 된다(Garland et al., 2015). Garland와 동료들(2015)은 마음챙김을 하게 될 때 신체 감각 및 뇌피질 활성화에도 변화를 가져오므로써 내부적 반응 양식의 변화를 가져오는 기반이 된다고 제안한다. 즉, 문제 상황에서 마음챙김 오리엔테이션을 갖게 되면 내부 감각 수용체(interceptive)를 회복함으로써 이전에 활성화되지 않았던 뇌의 피질 중앙 부분을 활성화시켜서 부정적 회로는 약화되고, 새로운 재평가를 가능케 하는 신경회로들이 복구된다는 것이다.

마음챙김은 습관적인 반응 패턴을 알아차려 주의 습관을 수정할 수 있는 강력한 정서조절전략으로 자동화된 반사적 반응을 멈추게 하고, 문제 상황에 대한 다양한 대안적 조망을 취할 수 있게 하는

데 이 과정이 ‘마음챙김에 근거한 재평가(mindful reappraisal)’ 과정이다(Garland & Howard, 2013; Garland et al., 2015). 이러한 재평가 과정에서는 인지적 융통성이 발휘되어 이전에 고려하지 못했던 문제의 맥락적 정보가 고려되기 시작한다. 반추와 반성은 정서 경험에 있어 자신에게 초점화되어 수동적으로 상황을 바라보고 해석하는 반응양식이다. 특히 반추의 경우 자신이 달성하지 못한 성과를 놓고 비교함으로써 우울과 같은 부정적 정서로 진행되게 한다. 그러나 마음챙김이 개입된다면 자신에게만 초점화 되어 있던 주의를 외부의 다양한 맥락적 정보로 전환이 가능하리라 예상할 수 있다.

Garland는 이후의 연구에서 마음챙김은 부정적 상태의 감소만이 아닌 긍정적 심리상태를 촉진하는 역할을 하는 것으로 제안하고 있다. 긍정적 심리상태를 보여주는 개념 중 하나가 심리적 안녕감이다. 이전에는 우울이나 불안 등 부정 정서의 감소에 치중되어 있던 연구들이 긍정심리, 마음챙김의 태동으로 긍정 정서의 함양에 초점을 맞추기 시작하였다. 최근의 연구 동향은 긍정 정서가 부정 정서와 대립되는 지점의 측면이 아니며, 긍정 정서와 부정 정서가 함께 공존할 수 있고 서로 연관되어 있다는 관점의 연구가 시작되고 있다. 심리적 안녕감은 삶의 질에 대해 사회의 구성원으로써 한 개인이 잘 기능하고 있는(well functioning) 정도로, Ryff(1989)는 이를 심리학적 이론에 기반한 6개 차원의 함으로 구성하였다. Keyes(2002)의 연구에서는 연구대상자 중 85.9%가 우울 삽화가 없었으나 이 중 17.2%만이 심리적으로 건강하고 만족감을 느낀다고 보고하였다. 또한 Rottenberg와 동료들(2002)의 연구에서는 우울한 성인들이 경험하는 즐거움이나 흥미의 상실 같은 긍정정서 조절의 어려움은 우울의 경과를 악화시키고 지속기간을 늘리는 것으로 예측되었다. 즉, 부정 정서가 없다고 하여 심리적인 만족감과 정서적 안정감을 경험하는 것이 아닌, 두 측면은 서로 영향을 미치는 별개의 관점에서 봐야한다는 것이다.

3. 마음챙김의 조절효과

반추와 반성은 마음챙김의 수준에 따라 정서에 미치는 영향이 달라진다는 주장이 제기된다. 개인마다 다른 내적 마음챙김의 수준은 우울, 외로움과 같은 부정적 정서에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 뿐만 아니라 심리적 안녕감과 같은 긍정적 상태에도 마음챙김의 수준이 영향을 미치는 것으로 확인된다(김청아, 장유진, 2019; 박성현, 2008; 최수진, 황성훈, 2019). 이러한 마음챙김의 중요성은 최근 MBCT나 MBSR, DBT 등의 프로그램을 통해 그 수준을 증가시킴으로써 치료의 주요 기제로도 활용되고 있다. 반복적인 우울증 이력을 가진 사람들을 대상으로 한 연구에서는 마음챙김과 기억의 구체성 수준이 모두 낮은 사람들은 반성 수준이 높은 경우 우울 증상과 관련이 있는 것으로 나타났다. 그러나 이에 비해 다른 모든 경우는 높은 수준의 반성이 낮은 우울 증상과 관련이 있었다(Brennan, Barnhofer, Crane, Duggan, & Williams, 2015). 이 결과는 마음챙

김 수준이 부정적 정서에 영향을 미치는 방향과 특히 정신 과정에 대한 인식이 감소할 때 반성이 정서의 변화에 설명력을 가진다는 측면을 보여주고 있다. 또한 주의초점을 자신에게 맞춘다는 점에서 반추와 반성과 유사한 성격을 지니는 자기초점주의와 사회공포의 관계에서는 마음챙김의 비판단적 수용 측면이 조절효과를 가지는 것으로 나타났다(홍영근, 2016). 더불어 자기초점적 주의와 심리적 안녕감과와의 관계에서 마음챙김의 조절효과를 살펴본 박성현 등(2008)의 연구 결과에서도 마음챙김의 조절효과는 유의하였다. 높은 마음챙김 수준은 자기초점적 주의가 심리적 안녕감에 도움을 주는데 영향을 미쳤으며, 낮은 마음챙김 수준은 높은 자기초점적 주의가 심리적 안녕감의 저하를 야기하는데 영향을 미쳤다. 이러한 결과들은 마음챙김 수준이 반추 및 반성이 여러 심리적 건강에 미치는 영향에 있어 조절 효과를 보일 수 있는 가능성을 시사한다.

4. 마음챙김의 매개효과

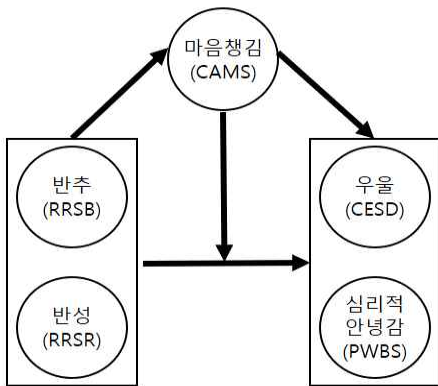
한편, 마음챙김이 매개변인으로서 영향을 미칠 것이란 주장도 제기된다. 위험 사건 발생을 내부귀인하는 불안민감성이 높은 경우, 불안증상과의 관계에서 마음챙김이 매개효과를 나타내었다(김지은, 이선영, 2011), 최근 마음챙김 기반 인지치료에서는 자신의 경험을 알아차리고 경험에서 거리를 두는 탈중심화를 강조하고 있는데, 탈중심화는 마음챙김의 메타인지적 특성으로 내부초점적 반응양식이 우울에 미치는 과정에 개입하는 변인으로 언급되고 있으며(김빛나 등, 2010), 또한 탈중심화는 반추와 사회불안 간의 관계에서도 매개역할을 하는 것으로 나타났다(박민주, 박기환, 2019).

정서조절전략과 개인의 긍정적 기능에 관한 경험적 연구에서 반추와 자기비난 같은 정서조절전략은 심리적 안녕감과 부적의 상관을 보였다(Balzarotti et al. 2016). 반추가 심리적 안녕감에 부적 영향을 미친다면 반추를 중화시키는 중간매개가 존재할 수 있고, 이것이 심리적 안녕감을 높이는데 중요한 역할을 할 것으로 볼 수 있다. 이 중간매개로 마음챙김을 들 수 있는데, 마음챙김은 부정적 정서에 압도당하지 않고 주의를 조절하여 부정적 정서가 반추 과정을 통해 확산되지 않도록 돕기 때문이다(Baer, 2003). 이제까지 살펴본 마음챙김 관련 연구결과들은 내부 초점 양식인 반추와 반성이 심리적 건강에 이르는 과정에서 마음챙김이 매개변인으로 개입할 가능성을 보여주고 있으나 각 변인들 간 구별되는 성격을 분리하여 구체적으로 검증한 연구가 적은 편이다.

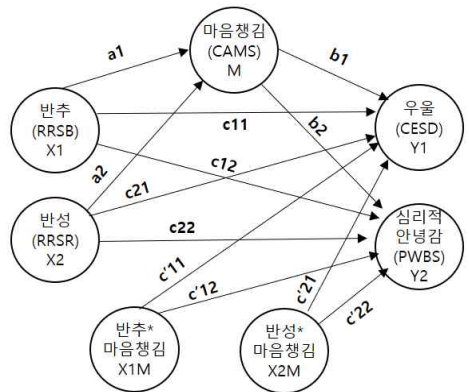
이러한 연구 결과들을 종합하여 보면 마음챙김은 자동화된 내적인 부정적 반응 양식인 반추 및 반성(brooding/reflection)이 심리적 안녕감과 우울로 이어지는 과정에서 매개 효과와 더불어 조절 효과를 가질 수 있는 것으로 시사되는 바, 본 연구에서는 마음챙김(mindfulness)의 매개 효과 및 조절 효과를 한 모형에 투입하여 분석해 보고자 하였다. 이렇게 동일한 제3변인이 두 변인 사이 관계를 조절하는지, 매개하는지, 혹은 두 역할을 모두 갖는지 판단하기 어려운 경우, 한 연구 안에서 동일한 자료로 제3변인의 매개효과와 조절효과가 동시에 분석되기도 한다(이슬, 장승민, 2014). The

Prism Model로 언급되는 이러한 모형은 프리즘이 빛을 내보내면서 동시에 빛을 굴절시키는 역할을 한다는 점에서 착안되었으며, 하나의 모형 내 조절변인과 매개변인의 역할을 동시에 수행하는 가능성을 의미한다(Comello, 2013). 이러한 특성으로 이 모형은 제3의 변인이 동일 조건에서 매개 혹은 조절변인의 역할 중 어느 역할을 더 유의하게 나타내는가를 통계적으로 고려하여 공정하게 비교 확인할 수 있게 한다. 본 연구에서는 반추 및 반성을 동시에 연구 모형에 포함하여 우울과 심리적 안녕감과 가지는 연관성을 규명하고자 하였으며, 그 과정에서 마음챙김이 매개의 역할을 하는지, 그리고 마음챙김 수준이 이러한 관계를 조절하는 역할을 하는지를 검증하여 마음챙김의 역할을 선명히 드러내고자 한다. 본 연구 결과를 통해 반추와 반성의 구별되는 성격을 밝히고자 하였으며, 마음챙김의 수준에 따른 변인들 간 변화 양상을 파악하여 상담치료 장면에서 마음챙김 개입의 시기와 그 효과를 입증하고자 하였다. Keyes와 Lopez(2002)는 정신건강을 정신질환이 부재하면서 동시에 정신적 안녕이 존재하는 상태로 정의하였다. 이들의 제안에 따라 심리적 건강의 두 측면으로 우울과 심리적 안녕감의 수준을 함께 고려하였다.

연구문제는 첫 번째로 반추 및 반성과 우울 및 심리적 안녕감의 관계에서 마음챙김이 매개효과를 갖는가? 이고, 두 번째로 반추 및 반성과 우울 및 심리적 안녕감의 관계에서 마음챙김이 조절효과를 갖는가? 이다. 연구모형은 [그림 1], [그림 2]와 같다.



[그림 1] 연구모형 구조방정식의 개념모형



[그림 2] 연구모형 구조방정식의 통계모형

III. 연구 방법

1. 연구대상

본 연구를 위해 서울과 수도권 내 국립 및 사립 4년제 대학 4곳에 재학 중인 대학생 292명을 대상으로 서면설문을 실시하였으며, 불성실 응답을 제외한 278부가 분석에 포함되었다. 연구대상자는 여성이 235명(84.5%), 남성이 43명(15.5%)이었고, 연령은 19~29세로 평균 22.17세(표준편차 1.64)이었다. 학년분포는 1학년 6명(2.2%), 2학년 27명(9.7%), 3학년 106명(38.1%), 4학년 이상 139명(50.0%)이었다. 설문이 허락된 수업에 참여하여 윤리규정에 따라 연구목적, 자발적 참여, 비밀 보장에 대한 안내를 설문 전에 실시하고 참여자들의 동의를 받은 후 설문을 실시하였다. 설문 소요되는 시간은 약 10여분 정도였다.

2. 측정도구

1) 우울 감정에 대한 반응양식 척도(Ruminative Response Scale, RRS)

Nolen-Hoeksema(1987)이 개발한 척도로 우울한 상태에 있을 때 이에 대한 반응양식을 측정한다. 본 연구에서 반추와 반성을 측정하기 위한 척도로 사용하였으며, 김은정(1993)이 번안하여 타당화한 세 하위척도 22문항 중 자책과 숙고 두 하위척도를 사용하였다. 자책은 '내가 무엇을 잘못하여 그 대가로 이렇게 됐을까를 생각한다'와 같은 내용으로 반추를 측정하였으며, 숙고는 '내가 우울한 원인을 찾기 위해 최근의 경험들을 분석해본다'의 내용으로 반성을 측정하였다. 각 하위척도의 내적 일치도는 자책이 .89, 숙고가 .75로 나타났으며 전체 문항의 반분 신뢰도는 $r=.82$ 로 나타났다. 본 연구에서의 내적 일치도는 자책 .88, 숙고 .84이었다.

2) 개정된 인지적 및 정서적 마음챙김 척도(Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised, CAMS-R)

마음챙김의 정도를 측정하기 위해 Feldman, Hayes, Kumer, Greeson과 Laurenceau(2007)가 개발한 총 12개 문항의 자기 보고형 검사이다. 각 문항은 4점 Likert 척도(1점: 좀처럼 아니다, 2점: 때때로 그렇다, 3점: 자주 그렇다, 4점: 거의 언제나 그렇다)로 이루어져 있다. 원 척도는 주의, 현재 초점, 자각 및 수용의 4개 하위척도로 구성되었으며 각 하위척도의 내적 일치도는 .55, .89, .84 및 .73이다. 본 연구에서는 이를 번안하여 타당화한 한국판 척도(조용래, 2009)를 사용하였는데, 이 척

도는 알아차림, 주의 및 수용의 3개 하위 척도로 구성되었으며 전체 척도의 내적 일치도는 .70, 각 하위척도의 내적 일치도는 알아차림 요인이 .58, 주의 요인이 .73, 수용 요인이 .35로 나타났다. 본 연구에서 전체 척도의 내적 일치도는 .79이다.

3) 한국판 역학연구 우울척도 개정판(Korean version of Center for Epidemiologic Studies Depression Scale-Revised, K-CESD-R)

Radloff(1977)가 개발한 척도로 이후 Eaton 등(2004)이 DSM-IV에 따른 2주 이상의 주요우울삽화 9가지 주요 증상을 반영하여 CESD-R을 고안하였다. 본 연구에서는 이산 등(2016)이 번안하여 표준화한 K-CESD-R을 사용하였다. 이 척도는 총 20항목이며 5점 Likert 척도(0점: 1일 미만, 4점: 2주간 거의 매일)로 0점에서 80점까지 평가가 가능하며, CESD에서의 최적 절단점인 16점을 동일하게 적용할 수 있다. 이산 등(2016)의 연구에서 전체 척도의 내적 일치도는 .98이었고, 본 연구에서 전체 척도의 내적 일치도는 .93이다.

4) 심리적 안녕감 척도(Psychological Well-being Scale, PWBS)

Ryff(1989)가 개발한 척도로 자율성, 타인과의 긍정적 관계, 삶의 목표, 개인적 성장, 자아수용, 환경에 대한 지배감의 6가지 영역을 측정하며 총 54문항이다. 본 연구에서는 조운주(2007)가 번안하여 타당화한 척도를 사용하였으며, 해당 척도는 6가지 영역이 각 3문항씩 총 18문항으로 구성되었다. 5점 Likert 척도로 평정(1점: 전혀 그렇지 않다, 5점: 매우 그렇다)되며 점수가 높을수록 심리적 안녕감이 높다는 것을 뜻한다. 전체 척도의 내적 일치도는 .80으로 나타났으며 본 연구에서 전체 척도의 내적 일치도는 .80이다.

4. 분석방법

반추, 반성과 우울, 심리적 안녕감의 관계에서 마음챙김이 조절변수와 매개변수로써 유의한 역할을 하는지를 검증하기 위하여 이를 동시에 검증할 수 있는 구조방정식 모형을 설정하였다. 기존 연구들에서는 마음챙김의 매개효과나 조절효과를 개별적으로 확인하였다면 본 연구에서는 이 효과를 한 모형 안에 포함시켜 분석함으로써 마음챙김의 역할을 종합적으로 확인하고자 하였다. [그림 1]은 연구모형의 개념도이고 [그림 2]는 [그림 1]의 개념도를 분석 도구인 Mplus를 이용하여 분석할 때 사용하는 통계 모형으로 a와 b의 곱은 매개효과를 나타내고 c'은 조절효과를 나타낸다. [그림 2]의 통계모형을 분석하기 위해서 Marsh, Wen과 Hau(2004)가 제안한 지표변수 대응 방법을 사용하였

다. Marsh 등(2004)의 방법은 모수에 제약을 가하지 않는 방법으로 간단하고 검정력이 좋으며 추정 이 안정적인 장점이 있다. 각 잠재변인은 3개의 지표변수를 갖는다. 지표변수는 요인 알고리즘을 이용하여 고유분산을 분배시키는 방법으로 문항묶음 하였다. 상호작용 잠재변인(반추*마음챙김, 반성*마음챙김)의 지표변수는 각 지표변수의 요인부하량이 높은 순서대로 지표변수끼리 곱하여 생성 하였다(Jackman, Leite, & Cochrane, 2011). 그리고 Marsh, Wen, Nagengast와 Hau(2012)의 제안 에 따라 각 지표변수는 평균중심화 하였고 평균구조를 사용하지 않고 구조모형을 분석하였다. 잠재 변수를 이용한 매개변수와 조절변수가 포함된 구조모형[그림 2]을 분석하고 해석을 용이하게 하기 위하여 구조모형을 아래의 식과 같이 정리하였다.

$$M = i_1 + aX + e \quad (\text{식1})$$

$$Y = i_2 + cX + c'M + bM + ey = i_2 + (c + c'M)X + bM + ey \quad (\text{식2})$$

M은 마음챙김이고 X는 외생변수인 반추(X1)와 반성(X2)을 포함하는 행렬이다. Y는 내생변수인 우울(Y1)과 안녕감(Y2)을 나타내는 행렬이다. i_1 는 절편을, e 는 오차를 나타낸다. a , c , b 는 경로계수를 의미한다. 위의 식에서 조건부 직접효과는 $c + c'M$ 이고 매개효과는 조절되지 않으므로 ab 이다 ([그림 2]에서 a , b , c , X , Y 의 아래첨자를 생략하였다). 이 연구의 목적은 c' 의 유의성을 확인하여 조절효과를 검정하고, M의 값에 따라 조건부 직접효과가 유의한지를 확인하는 것이다. 그리고 매개 효과는 조절되지 않으므로 ab 로 매개효과의 유의성을 추정하는 것이다. 매개효과는 다변량 정규성 가정이 없고 경험적인 표집분포를 구하여 비모수적인 방법으로 표준오차를 계산하여 신뢰구간을 찾는 Bootstrapping 방법으로 매개효과의 유의성을 검정하였다.

구조방정식모형은 Mplus7.0으로 결측치를 완전무작위결측(MCAR)이나 무작위결측(MAR)으로 가정하여 완전정보 최대우도 방법(FIML)으로 구조방정식 모형을 추정하였다. 모형의 적합도는 통계적 검정을 위해 χ^2 검정을 제시하였고 근사적합도 지수로 RMSEA, CFI, SRMR을 보고 하였다 (Kline, 2011).

분석 순서는 구조모형을 분석하기 전에 측정 모형을 분석하여 각 잠재변인의 지표변수의 요인부하량이 유의한지를 확인하고 기저모형인 매개효과 모형을 분석하여 모형적합도와 매개효과 등을 확인하였다. 마지막으로 기저모형에 상호작용항인 반추*마음챙김과 반성*마음챙김 항을 추가하여 상호작용항의 경로계수를 확인하였다. 그리고 조절효과를 시각적으로 확인하기 위하여 마음챙김의 수준에 따라 외생변수인 반성, 반추와 내생변수인 우울, 심리적 안녕감의 관계를 그래프로 나타내었다.

IV. 연구 결과

1. 자료의 적절성 및 기술통계

구조방정식 모형을 분석하기 위해서는 충분히 큰 표본이 필요하고 Bentler와 Chou(1987)는 충분한 표본크기로서 추정하고자하는 모수의 5배를 제시하였다. 이 연구에 사용된 구조방정식 모형에서 추정하고자하는 모수는 60개이며 표본의 크기는 이상값을 제외하고 278로 Bentler와 Chou(1987)의 기준에 근사하였다. 다변량 정규성은 Kline(2011)의 제안에 따라 각 지표변수들의 왜도와 첨도를 확인하여 변수의 단변량 정규성이 만족하는지를 확인함으로써 다변량 정규성을 대신하였다. 왜도는 -0.40과 1.61 사이고 첨도는 -0.86, 5.03 사이로 Curran, West와 Finch(1996)가 제안한 왜도의 절대값 2 이하, 첨도의 절대값 7 이하 기준을 만족하였다. 이상값은 Mahalanobis 거리를 추정하고 χ^2 검정을 하여 유의수준 .001 이하인 경우를 제거하였다. 평균중심화를 하였으므로 평균은 0이고 상관계수와 평균, 표준편차 결과를 <표 1>에 제시하였다.

〈표 1〉 상관계수 및 평균, 표준편차

	안녕감 1	안녕감 2	안녕감 3	우울1	우울2	우울3	반추1	반추2	반추3	반성1	반성2	반성3	마음챙김1	마음챙김2	마음챙김3	반추1 마음3	반추2 마음2	반추3 마음1	반성1 마음2	반성2 마음1	반성3 마음3	
안녕감 1	1																					
안녕감 2	.679**	1																				
안녕감 3	.664**	.722**	1																			
우울1	-.401**	-.475**	-.500**	1																		
우울2	-.427**	-.468**	-.499**	.867**	1																	
우울3	-.464**	-.488**	-.487**	.830**	.849**	1																
반추1	-.385**	-.363**	-.487**	.418**	.457**	.452**	1															
반추2	-.394**	-.400**	-.483**	.470**	.453**	.462**	.743**	1														
반추3	-.441**	-.411**	-.539**	.411**	.452**	.419**	.767**	.698**	1													
반성1	-.037	-.059	-.102	.229**	.207**	.126*	.321**	.353**	.251**	1												
반성2	-.203**	-.210**	-.336**	.338**	.329**	.285**	.566**	.529**	.494**	.611**	1											
반성3	-.072	-.067	-.167**	.297**	.281**	.223**	.484**	.486**	.374**	.638**	.638**	1										
마음 챙김1	.416**	.449**	.460**	-.351**	-.303**	-.291**	-.262**	-.262**	-.269**	.048	-.162**	-.014	1									
마음 챙김2	.411**	.403**	.457**	-.291**	-.259**	-.283**	-.258**	-.242**	-.226**	.082	-.153*	-.005	.591**	1								
마음 챙김3	.435**	.409**	.468**	-.292**	-.227**	-.268**	-.215**	-.238**	-.210**	.141*	-.018	.111	.653**	.644**	1							
반추1 마음3	-.008	-.021	-.043	-.183**	-.150*	-.133*	.019	-.017	-.021	-.084	-.031	-.082	.035	.002	.016	1						
반추2 마음2	.048	.083	.084	-.231**	-.225**	-.266**	-.048	-.096	-.105	-.105	-.010	-.010	-.054	.033	-.007	-.006	.477**	1				
반추3 마음1	-.039	-.033	.018	-.134*	-.097	-.162**	-.042	-.053	-.062	-.101	-.034	-.134*	-.011	-.055	-.016	.497**	.438**	1				
반성1 마음2	-.014	.069	.045	-.199**	-.160**	-.105	-.037	-.013	-.043	.054	.015	.040	.121*	.004	.098	.244**	.313**	.180**	1			
반성2 마음1	.002	-.025	-.013	-.061	-.054	-.048	.014	.015	-.038	.014	.100	.027	.086	.006	.072	.365**	.244**	.530**	.425**	1		
반성3 마음3	.057	.077	.065	-.162**	-.164**	-.140*	-.080	-.109	-.127*	-.003	-.014	.051	.173**	.114	.159**	.462**	.283**	.256**	.449**	.509**	1	
평균	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	-.975	-.773	-.741	.252	-.440	.360	
표준 편차	2.522	3.212	3.492	4.948	4.504	4.355	2.220	1.790	1.676	1.723	1.655	1.593	1.647	1.791	2.044	4.743	3.171	3.134	3.191	2.962	3.425	
왜도	.029	-.403	-.391	1.371	1.331	1.609	.046	.438	.425	.210	.384	-.225	.021	.006	-.096	-.882	-1.135	-.817	.214	.310	-.197	
첨도	-.207	-.065	.167	2.014	1.849	2.399	-.616	-.858	-.604	-.839	-.676	-.541	-.496	-.124	-.090	5.028	5.004	2.745	3.206	3.260	4.648	

***p<.001, **p<.01, *p<.05 안녕감1부터 마음챙김3까지의 평균은 평균중심화 하였으므로 '0'임.

2. 측정모형

측정모형을 분석하여 각 요인과 지표변수 사이의 요인부하량, 요인 간의 상관을 확인하였다. 요인부하량은 요인에 대한 지표변수의 신뢰도를 확인할 뿐 아니라 수렴타당도를 검증한다. Kline(2011)은 요인부하량의 기준으로 0.7이상을 제시하였다. 각 요인사이의 상관은 구조방정식 모형을 분석하기 위한 조건이 되기도 하지만 너무 높은 상관은 다중공선성을 의심할 수 있는 요인이 되기도 하며 변별타당도를 보장하지 못하는 요인이 되기도 한다. Kline(2011)은 구조방정식 모형을 분석하기에 적절한 요인간 상관을 .90 이하로 제시하였다.

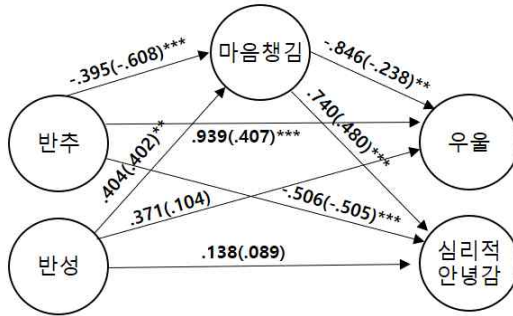
심리적 안녕감과 그 지표변수들 사이의 요인부하량은 표준화 추정치로 .785와 .871 사이이고, 우울의 지표변수들의 요인부하량은 .903과 .940 사이, 반추는 .834와 .890 사이, 반성은 .741와 .820 사이, 마음챙김은 .779와 .839 사이로 모두 유의수준 .001에서 유의하였고 Kline(2011)이 제시한 기준을 만족하였다. 따라서 각 요인은 통계적으로 유의한 신뢰도와 수렴타당도를 확보하였고 지표변수들은 그에 해당하는 잠재변인을 적합하게 측정하고 있음을 확인하였다. 각 요인 간 상관은 -.614와 .656 사이이고 모두 .90이하로 Kline(2011)의 기준을 만족하였으며 변별 타당도를 확보하였다.

3. 매개효과 모형 (기저모형)

조건화 모형을 분석하기에 앞서 매개모형을 분석하여 모형의 적합도와 매개효과, 직접효과를 확인하였다. 매개모형의 통계모형 결과를 [그림 3]에 제시하였다. 매개모형의 분석 결과, 모형적합도는 χ^2 가 158.381, 자유도가 80으로 유의수준 .001에서 '구조방정식 모형이 자료에 적합하다'는 영가설을 기각하였다. 그러나 χ^2 가 표본의 크기에 영향을 받아 과도하게 영가설을 기각하는 경향이 있으므로 근사적합도 지수를 확인하였다. Hu와 Bentler(1999)는 CFI가 .95 이상, SRMR이 .08이하면 좋은 적합도라 하였고 Browne와 Cudeck(1993)은 RMSEA가 .05와 .08 사이면 적절한 적합도라 하였다. 이 연구의 측정모형의 근사적합도 지수는 RMSEA가 .059(90% 신뢰구간 .046~.073), CFI는 .972, SRMR는 .051이므로 좋은 적합도를 나타냈다.

매개모형의 표준화 경로계수는 반추에서 우울로 가는 경로는 .407로 유의수준 .001에서 유의하고 반성이 우울로 가는 경로는 .104로 통계적으로 유의하지 않으며 마음챙김이 우울로 가는 경로는 -.238로 유의수준 .01에서 유의하였다. 반추에서 심리적 안녕감으로 가는 경로는 -.505로 유의수준 .001에서 유의하였고 반성에서 심리적 안녕감으로 가는 경로는 .089로 통계적으로 유의하지 않았으며 마음챙김에서 심리적 안녕감으로 가는 경로는 .480으로 유의수준 .001에서 통계적으로 유의하였다. 반추에서 마음챙김으로 가는 경로는 -.608로 유의수준 .001에서 유의하고 반성에서 마음챙김으로 가는 경로는 .402로 유의수준 .01에서 유의하였다. 잠재변인간의 상호작용변인을 추가하지 않은

상태에서 매개효과는 <표 2>에 제시하였다.



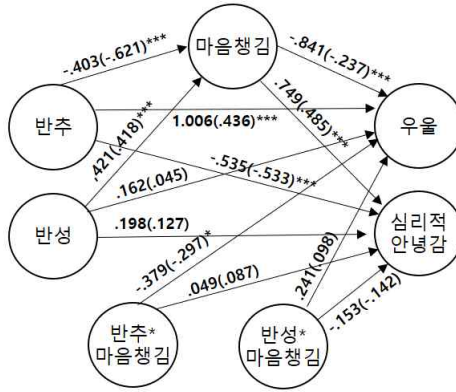
*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$. (*는 비표준화 경로계수의 p값에 따라 표시함).
 [그림 3] 매개모형(거저모형). 비표준화 경로계수, 괄호 안은 표준화 경로계수.

<표 2> 매개효과

	비표준화 추정치	표준 오차	z	표준화 추정치	Bootstrapping (95% 신뢰구간)
반추 → 우울					
총효과	1.273***	.207	6.145	.552	
매개효과 반추 → 마음챙김 → 우울	.334**	.118	2.825	.145	.141 ~ .596
직접효과	.939***	.218	4.302	.407	
반추 → 심리적 안녕감					
총효과	-.798***	.107	-7.437	-.797	
매개효과 반추 → 마음챙김 → 심리적 안녕감	-.292***	.062	-4.682	-.292	-.422 ~ -.179
직접효과	-.506***	.105	-4.815	-.505	
반성 → 우울					
총효과	.029	.298	.097	.008	
매개효과 반성 → 마음챙김 → 우울	-.342*	.151	-2.259	-.096	-.687 ~ -.107
직접효과	.371	.327	1.133	.104	
반성 → 심리적 안녕감					
총효과	.436**	.148	2.953	.282	
매개효과 반성 → 마음챙김 → 심리적 안녕감	.299**	.095	3.144	.193	.127 ~ .504
직접효과	.138	.135	1.018	.089	

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

4. 조건부효과 모형 (연구모형: 기저모형에 상호작용항을 추가한 모형)



*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$. (*는 비표준화 경로계수의 p값에 따라 표시함).

[그림 4] 조건부효과 모형 (연구모형). 비표준화 경로계수, 괄호 안은 표준화 경로계수.

1) 모형적합도와 조절효과

연구모형인 조건부효과 모형의 통계모형 결과를 [그림 4]에 제시하였다. 모형의 적합도 χ^2 은 326.339, 자유도 170으로 유의수준 .001에서 유의하여 영가설을 기각하였으나 앞서 언급과 마찬가지로 χ^2 는 표본의 크기에 영향을 받아 과도하게 영가설을 기각하는 경향이 있으므로 근사적합도 지수를 확인하였다. 근사적합도는 CFI는 .954, RMSEA는 .058(90% 신뢰구간 .048~.067), SRMR은 .051로 Hu와 Bentler(1999), Browne와 Cudeck(1993)의 기준을 만족하여 좋은 적합도를 나타냈다.

각 요인의 지표변수들의 요인부하량은 표준화 계수가 .579와 .938 사이이다. 이는 Wang과 Wang(2012)의 기준인 .4이상을 만족하였다. 경로계수는 [그림 4]에 제시하였다. 반추, 마음챙김에서 우울로 가는 경로가 유의수준 .001에서 유의하였다. 반추, 마음챙김에서 심리적 안녕감으로 가는 경로는 유의수준 .001에서 유의하였다. 반추와 반성이 마음챙김으로 가는 경로가 유의수준 .001에서 유의하였다. 반추와 마음챙김 상호작용 잠재변수가 우울로 가는 경로는 표준화계수 -.297로 유의수준 .01에서 유의하였다. 반추가 우울에 미치는 영향에 대한 마음챙김의 조절효과는 통계적으로 유의하였는데 조절효과가 음의 부호로 나타나 반추가 클수록 우울은 통계적으로 유의하게 깊어지는데 마음챙김이 이를 조절하여 우울을 약하게 하는 완충효과를 나타냄을 보여주었다. 반성과 마음챙김 상호작용 잠재변수가 우울로 가는 경로는 표준화 계수가 .098, 반추와 마음챙김 상호작용 잠재변수가 심리적 안녕감으로 가는 경로는 표준화 계수가 .087, 반성과 마음챙김 상호작용 잠재변수가 심리적 안녕감으로 가는 경로는 -.142로 유의수준 .05에서 유의하지 않았다. 즉 반성이 우울에 미치는

영향, 반성과 반추가 심리적 안녕감에 미치는 영향에 대한 마음챙김의 조절효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

2) 매개효과와 조건부 직접효과

$$M = i_1 + aX + e \quad (\text{식1})$$

$$Y = i_2 + cX + c'M + bM + ey = i_2 + (c + c'M)X + bM + ey \quad (\text{식2})$$

연구모형의 식1과 식2에서 매개효과는 ab로 조절변수에 영향을 받지 않는다. 조건부 직접효과는 반추와 반성에 의한 직접효과인 c와 조절변수인 마음챙김과 외생변수인 반추와 반성의 상호작용 잠재변수에 의한 영향인 조절효과 c'와 마음챙김의 곱의 합으로 이루어진다. 반추가 우울에 미치는 영향은 전체효과가 표준화 추정치 .583으로 .001 수준에서 유의하였다. 매개효과는 반추가 마음챙김으로 가는 경로와 마음챙김에서 우울로 가는 경로의 곱으로 표준화 경로계수 .147이며 유의수준 .001에서 유의하다. 다변량 정규성 가정을 필요로 하지 않는 bootstrapping의 결과 95% 신뢰구간에서 매개효과는 .145와 .596 사이로 그 사이에 0을 포함하지 않으므로 유의수준 .05에서 유의하였다. 조건부 직접효과는 c + c'M으로 반추에서 우울로 가는 직접경로와 반추와 마음챙김 상호작용 잠재변수에서 우울로 가는 경로계수 곱하기 매개변수 마음챙김의 잠재변수 값이다. 마음챙김의 요인점수는 연속점수이므로 요인점수가 -2표준편차인 경우, -1표준편차인 경우, 0인 경우, 1표준편차인 경우, 2표준편차인 경우를 계산하여 표3에 제시하였다. 마음챙김이 -2표준편차인 경우 조건부 직접효과는 1.863, -1표준편차인 경우 1.434, 마음챙김이 0인 경우 1.006으로 유의수준 .001에서 유의하였으나 마음챙김이 1표준편차 이상 점수인 경우 .578로 유의수준 .05에서 유의하고 마음챙김이 2표준편차 이상인 경우 .150으로 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하지 않았다. 즉 마음챙김이 높아질수록 반추가 우울에 미치는 영향인 경로계수가 1.863에서 .150으로 감소하여, 마음챙김이 증가할수록 반추가 우울에 미치는 영향은 감소한다는 것을 확인하였다. 이것은 위에서 마음챙김의 조절효과(반추와 마음챙김의 상호작용)가 유의하였음에 따른 결과이다. 동시에 마음챙김이 2표준편차인 집단에서는 마음챙김은 반추와 우울에서 완전매개를 하고, 마음챙김이 -2표준편차, -1표준편차, 0, 1표준편차인 집단에서는 부분매개 한다고 할 수 있다.

같은 방법으로 반추에서 심리적 안녕감으로 가는 경로에 대해서는 전체효과가 -.834, 매개효과가 -.301, bootstrapping 신뢰구간 -.441과 -.184 사이로 유의수준 .05에서 유의하다. 조건부 직접효과 결과, 마음챙김이 증가함에 따라 그 절댓값이 감소하여 마음챙김이 증가할수록 반추가 심리적 안녕감에 미치는 영향은 감소하였으나 그 차이가 크지 않음을 확인할 수 있다. 이는 반추와 마음챙김의 상호작용항이 심리적 안녕감에 미치는 조절효과가 유의하지 않았음과 관련이 있다. 그리고 마

음행김의 크기에 관계없이 마음챙김은 반추와 심리적 안녕감 사이에서 부분매개 함을 알 수 있다.

〈표 3〉 매개효과 및 조건부 직접효과

		비표준화 추정치	표준 오차	z	표준화 추정치	Bootstrapping (95% 신뢰구간)
반추 → 우울						
총효과		1.346***	.207	6.488	.583	
매개효과	반추 → 마음챙김 → 우울	.339***	.106	3.196	.147	.145 ~ .596
	마음챙김 -2 표준편차	1.863***	.470	3.960		
조건부 직접효과	마음챙김 -1 표준편차	1.434***	.329	4.364		
	마음챙김 0	1.006***	.231	4.350	.436	
	마음챙김 1 표준편차	.578*	.240	2.406		
	마음챙김 2 표준편차	.150	.347	.433		
반추 → 심리적 안녕감						
총효과		-.838***	.101	-8.273	-.834	
매개효과	반추 → 마음챙김 → 심리적 안녕감	-.302***	.059	-5.098	-.301	-.441 ~ -.184
	마음챙김 -2 표준편차	-.645***	.188	-3.437		
조건부 직접효과	마음챙김 -1 표준편차	-.590***	.134	-4.404		
	마음챙김 0	-.535***	.097	-5.500	-.533	
	마음챙김 1 표준편차	-.481***	.099	-4.863		
	마음챙김 2 표준편차	-.426**	.137	-3.102		
반성 → 우울						
총효과		-.192	.336	-.573	-.054	
매개효과	반성 → 마음챙김 → 우울	-.354**	.129	-2.746	-.099	-.692 ~ -.113
	마음챙김 -2 표준편차	-.382	.872	-.438		
조건부 직접효과	마음챙김 -1 표준편차	-.110	.580	-.190		
	마음챙김 0	.162	.354	.459	.045	
	마음챙김 1 표준편차	.434	.355	1.224		
	마음챙김 2 표준편차	.707	.582	1.213		
반성 → 심리적 안녕감						
총효과		.514***	.154	3.341	.329	
매개효과	반성 → 마음챙김 → 심리적 안녕감	.316***	.084	3.762	.202	.137 ~ .533
	마음챙김 -2 표준편차	.543	.354	1.536		
조건부 직접효과	마음챙김 -1 표준편차	.371	.236	1.572		
	마음챙김 0	.198	.144	1.372	.127	
	마음챙김 1 표준편차	.025	.144	.174		
	마음챙김 2 표준편차	-.148	.236	-.627		

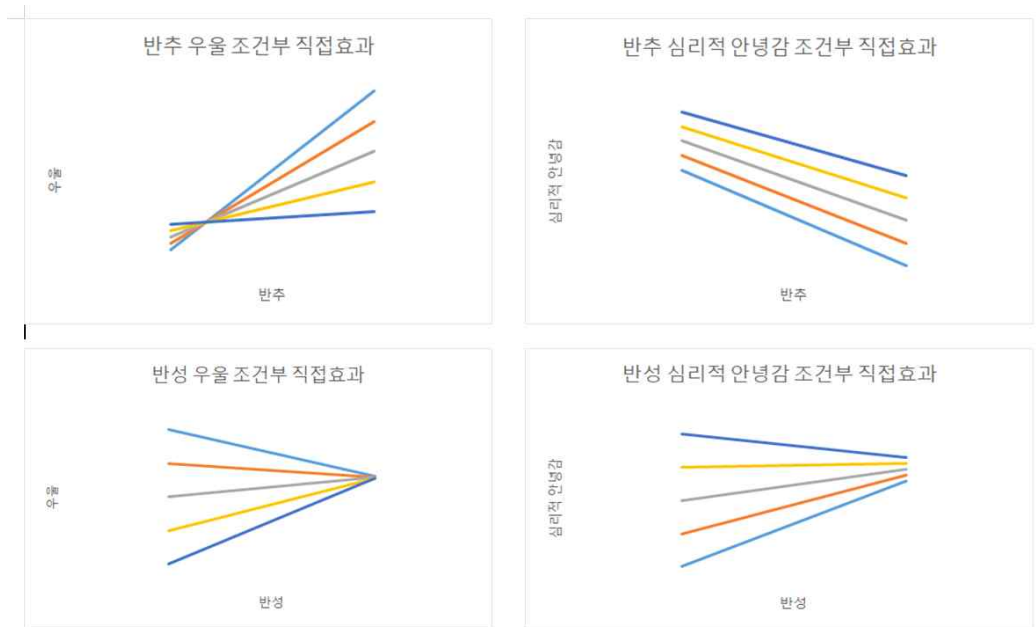
***p<.001 **p<.01 *p<.05

반성과 우울의 관계에서 총효과는 -.054로 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하지 않았다. 매개효과는 -.099이고 bootstrapping 신뢰구간은 -.692와 -.113 사이로 0을 포함하지 않으므로 유의수준 .05에서 유의하다. 조건부 직접효과 결과, 반성에서 우울로 가는 전체효과가 유의하지 않으면서 매개효과만이 유의하게 나타나 이는 반성에서 우울 간 억제효과가 발생한 것으로 볼 수 있다. 즉, 반성에서 마음챙김으로 가는 경로는 .418로 .001 수준에서 정적으로 유의하나, 마음챙김에서 우울로 가는 경로는 -.237로 .001 수준에서 부적으로 유의하여 반성에서 우울로 가는 직접 경로는 유의하

지 않는 것으로 나타났다. 이를 통해 반성에서 우울로 가는 경로를 마음챙김이 모두 설명한다고 볼 수 있다.

반성과 심리적 안녕감의 관계는 전체효과가 .329로 유의수준 .001에서 유의하며 매개효과는 .202, bootstrapping 신뢰구간은 .137과 .533 사이로 유의수준 .05에서 유의하다. 조건부 직접효과는 통계적으로 유의하지 않으므로 반성은 심리적 안녕감에 유의한 영향을 미치지 않는다. 그러므로 마음챙김의 크기에 관계없이 마음챙김은 반성과 심리적 안녕감 사이에서 완전 매개한다.

마음챙김의 수준에 따른 반추에서 우울로 가는 조건부 직접효과, 반추와 심리적 안녕감, 반성과 우울, 반성과 심리적 안녕감의 조건부 직접효과 그래프를 [그림 5]에 나타내었다. 반추와 우울 사이에 마음챙김의 조절효과는 유의하여 그래프의 기울기 차이가 유의하였으나, 반추와 심리적 안녕감, 반성과 우울, 반성과 심리적 안녕감에서는 그래프의 기울기가 유의한 차이를 나타내지 않아, 마음챙김의 조절효과가 유의하지 않음을 보여주었다.



연한 파랑: 마음챙김 -2표준편차, 빨강: 마음챙김 -1표준편차, 회색: 마음챙김 0, 노랑: 마음챙김 1표준편차, 진한 파랑색: 마음챙김 2표준편차
 가로축: 0-4점, 세로축: 0-5점

[그림 5] 요인에 따른 조건부 직접효과 그래프.

V. 논의 및 결론

본 연구에서는 Garland와 동료들(2015)이 제안한 ‘마음챙김에서 의미 모델’에 근거하여 내부초점적 반응 양식인 반추 및 반성이 심리적 안녕감과 우울에 이르는 과정에서 마음챙김과의 구조적 관계를 통계적으로 확인하고자 하였다. 마음챙김 오리엔테이션을 갖게 되면 수동적으로 반복되는 반추적 내부반응양식은 감소되고, 반면 능동적으로 자신의 경험과 내적 심리과정을 모니터하는 반성적 내부반응양식은 증가하는 경향성을 보일 것으로 가정하였다. 그리고 이러한 과정은 우울과 심리적 안녕감에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상하였다. 이제까지 내부초점적 반응양식이 부정적 정서에 유의한 영향을 미친다는 연구 결과들은 많이 보고되어왔으나 내부초점적 반응양식의 구별되는 성격을 규명하고, 이 과정에서 마음챙김이 부정적 정서의 조절을 넘어 새로운 의미 구성으로까지 이어지는 중간 역할로서 변인들 간 구조적 관계를 분석하고자 하였다는 점에서 본 연구는 기존 연구를 발전시켰다는 의의를 지닌다. 특히 반추와 반성이 구별되는 내부 반응 양식이라는 이론적 근거는 분명하나 이들의 경험적 영향력은 일관되게 나타나지 않은 바, 본 연구에서 이 두 양식의 다른 기제를 밝힌 점은 주목할 만한 부분이다.

본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 대학생들의 내부초점적 반응양식인 반추 및 반성, 마음챙김, 우울 및 심리적 안녕감 간 상관관계를 살펴본 결과, 심리적 안녕감은 우울 및 반추와 부적 상관, 마음챙김과는 정적 상관을 보였다. 반성의 하위요인들과는 일관된 상관을 보이지 않았으나 전반적으로 부적 상관을 나타냈다. 그러나 우울의 경우 반추 및 반성 모두와 유의한 정적 상관을 보였으며, 마음챙김과는 부적 상관을 보였다. 반추 및 반성은 서로 유의한 정적 상관을 가지는 것으로 나타났다. 마음챙김과 반추는 유의한 부적 상관, 반성과는 일관된 상관결과를 보이지 않았다. 이러한 결과는 반추와 반성이 모두 우울과 유의한 정적 상관, 심리적 안녕감과는 부적 상관을 보이는 점에서 선행 연구들(김빛나 등, 2010; 최윤진 등, 2012)과 유사한 결과이다. 이는 반추와 반성이 심리적 건강을 설명하는데 있어 공유하는 부분이 있으나 미치는 영향력에서 차별적인 기능을 하고 있음을 재차 확인하였다고 볼 수 있다.

둘째, 반추 및 반성과 우울 및 심리적 안녕감, 그리고 마음챙김의 매개효과에 대한 구조관계를 살펴본 결과, 반추의 경우 우울과 심리적 안녕감으로 가는 과정이 모두 유의하고, 마음챙김을 통해서 가는 과정 역시 유의하여 반추와 우울 및 심리적 안녕감과의 관계에서 마음챙김이 모두 부분매개 역할을 하는 것으로 나타났다. 이는 반추가 우울과 심리적 안녕감에 각각 직접적인 영향을 미치고, 마음챙김을 통해 간접적인 영향도 미치고 있음을 의미한다. 구체적으로 살펴보면 반추 성향은 우울과 심리적 안녕감 모두와 관련이 있는데 이 과정에 마음챙김 특성이 영향을 미친다고 볼 수 있다. 높은 반추 성향은 낮은 마음챙김 특성과 연관이 있으며, 이는 결국 우울 수준의 증가로 이어진다. 반면 낮은 반추 성향은 높은 마음챙김 특성과 연관되어, 심리적 안녕감을 향상시키는 것으로 볼 수

있다. 반추가 우울성향과 유의한 관련성을 갖는다는 많은 선행연구들의 결과와 맥락을 같이 하지만 (김빛나 등, 2010; 김소정 등, 2010; Treynor et al., 2003), 심리적 안녕감과는 유의한 부적의 연관성을 갖는다는 점에서 반추를 많이 하는 경우 심리적 안녕감이 감소한다는 본 연구의 결과는 반추가 부정적인 정서 뿐 아니라 긍정적 심리 기능과도 관련 있음을 밝혔다는 점에서 의미를 지닌다.

반성의 경우 심리적 안녕감과 관계에서 마음챙김이 완전매개 역할을 하는 것으로 나타나, 반성은 마음챙김을 통해서만 심리적 안녕감에 영향을 미치는 것을 보여주었다. 이제까지 선행 연구들은 반성적 반응양식과 우울과 같은 부정적 정서와의 연관성을 주로 살펴보았는데, 본 연구의 결과를 통해 심리적 안녕감과 같은 긍정적 정서와의 연관성을 확인할 수 있었다는 점에서 의의가 있다. 반성과 심리적 안녕감과 관계에서 마음챙김이 완전매개 한다는 결과는 반성 자체로는 심리적 안녕감을 설명하지 못하지만 이 과정에서 마음챙김 특성이 개입된다면 마음챙김을 통해 긍정 정서에 영향을 미치는 변인으로 설명할 수 있는 것이다. 반성 성향이 높은 경우 높은 마음챙김 특성과 직접적으로 연관되며, 이 과정을 통해 심리적 안녕감의 향상과 연결되는 것이다. 이러한 결과는 내부초점적 반응양식의 하위개념 중 긍정적 영향을 도출하는 개념이 존재한다는 선행연구를 지지하는 결과이다(박진영, 2000; Treynor et al., 2003). 또한 반성과 우울과의 관계에서는 억제효과가 포함된 매개효과를 확인할 수 있었는데, 이는 반성과 우울의 관계만으로는 확인할 수 없었던 연관성이 둘 간 관계에 마음챙김이 포함되면 이 관계를 유의하게 설명하고 있음을 보여준 것이다. 이러한 결과를 보다 구체적으로 설명해보면 반성과 마음챙김은 정적 연관성을 가지나, 마음챙김과 우울은 유의한 부적 연관성을 나타냈다. 이 두 경로는 서로 상반되는 연관성을 지니므로, 유의한 각각의 연관성이 전체적으로는 억제되어 반성과 우울의 관계가 유의하게 나타나지 않았던 것으로 해석된다. 이러한 결과는 기존 연구들에서도 확인한 바와 같이 반성이 우울에 미치는 직접적 효과는 유의하지 않게 나타났으나 반성과 우울 사이에 마음챙김과 같은 강력한 설명변인을 매개하여 반성과 우울의 관계가 설명될 수 있음을 보여주었다는 점에서 주요한 의의가 있다. 이러한 결과는 이전 연구들에서 반추와 달리 정서에 미치는 영향이 모호한 반성의 성격을 규명하였다고 볼 수 있다. 반추와 반성은 유의한 정적 관련성을 갖지만 반성의 경우 정서에 미치는 영향은 유의하지 않은 결과를 보여 왔다. 실제 반성의 문항을 살펴보면, 주로 정서에 대한 생각을 인식하고 분석하는 모습을 측정하고 있다. 반성이 정서에 미치는 영향에 있어 유의하게 나타난 기존 연구들을 고려했을 때 반성이 정서에 미치는 과정에 있어 다른 변인이 작용할 가능성, 혹은 반성에 또 다른 속성이 있을 가능성을 가정할 수 있는데, 내적인 경험을 처리하는 주의양식인 마음챙김이 그 과정에서 중요한 역할을 담당하는 것이다. 반성은 마음챙김을 통해 안녕감이라는 긍정 정서로 이어질 수 있어, 내적인 성찰을 하는 경우 마음챙김 특성이 긍정 정서로 이어지는 과정에서 교두보 역할로 작용한다고 볼 수 있다.

셋째, 반추 및 반성과 우울 및 심리적 안녕감의 관계에서 마음챙김의 조절효과를 확인한 결과, 반추와 우울과의 관계에서만 마음챙김의 조절효과가 유의하였다. 반추의 경우 심리적 안녕감과

관계에서는 마음챙김의 조절효과가 유의하지 않았으나, 우울과의 관계에서는 마음챙김이 조절효과를 지니는 것으로 나타나 상담과정에서 마음챙김을 높이는 개입의 중요성을 경험적으로 확인해 주었다. 이는 높은 마음챙김 수준이 부정적 정서를 감소시킨다는 선행 연구들과 일치하는 결과로(홍영근, 2016; Barnhofer et al., 2011; Zenner et al., 2014), 반추 성향이 두드러질지라도 마음챙김 수준이 높다면 우울로 이어질 가능성이 줄어든다는 것을 의미한다. 앞서 반추와 우울과의 관계에서 마음챙김이 부분매개역할을 하는 것으로 나타난 결과는 상황에 대해 부정적 측면을 조망하고 반복적으로 되짚는 반추 성향이 활성화될 때 마음챙김 수준은 줄어들고, 이로 인해 우울을 유발한다는 것이다. 이에 더하여 반추와 우울과의 관계에서 마음챙김이 조절효과를 갖는다는 결과는 마음챙김 능력이 전반적으로 증대된다면 상황을 비관적으로 반추하는 경우에도 우울과 같은 부정 정서로 이어지는 가능성이 줄어들 수 있음을 시사한다. 이는 개인이 가지는 특성요인으로서 마음챙김의 자질뿐 아니라 최근 사회 여러 장면에서 붐이 일고 있는 마음챙김 프로그램이 지니는 치료적 함의를 지지하는 결과이다. 대학을 비롯해 여러 기업 장면에서도 마음챙김에 대한 요구가 많아지고 있으며, 이러한 요구와 발맞춰 마음챙김 프로그램의 효과성에 대한 연구 역시 증가하고 있다. 다양한 마음챙김과 관련한 프로그램 및 마음챙김에 기반한 상담적 치료개입은 훈련을 통해 마음챙김 수준이 증대될 수 있다는 전제에서 시작된다. 본 연구에서 나타난 조절변인으로서 마음챙김은 이러한 개입들이 개인의 전반적인 심리적 건강에 긍정적인 기여를 할 수 있음을 보여주는 경험적 근거를 제공해준다.

반성의 경우에는 우울 및 심리적 안녕감으로 이어지는 과정에서 마음챙김의 조절효과가 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 기존 연구들에서는 반성이 여러 심리적 증상에 미치는 영향의 모호성을 주장하고 있는데, 이러한 주장 안에는 반성이 그 자체로 능동적인 전략으로 볼 수 있는지에 대한 의문이 포함되어 있다(Marroquín, Fontes, Scilletta, & Miranda, 2010). 우울과 같은 부정적 정서를 경험할 때, 반성은 자신의 내면으로 주의를 돌려 상황에 대해 통찰과 이해를 얻기 위한 시도로 시작된다. 그러나 상황에 대해 거리를 두고 바라보는 객관적 방식이 아닌, 자신의 해석을 포함시켜 추상적으로 생각할 때 부정적 정서는 오히려 전반으로 확대될 가능성이 커진다. Brennan 등(2015)의 연구에 따르면 높은 수준의 마음챙김은 반성이 우울로 가는 영향력을 줄였지만, 마음챙김 수준이 높아도 기억의 구체성이 낮을 경우에는 반성이 증가할수록 우울이 증가하는 결과를 보였다. 이러한 선행연구의 결과와 본 연구의 결과를 연결지어 생각해보면 마음챙김과 더불어 보다 적극적인 인지 전략이 함께 작동할 때 반성의 긍정적인 효과를 촉발할 수 있을 것으로 기대해 볼 수 있겠다. 마음챙김은 상황을 수용함으로써 문제 상황에 압도되지 않고, 다양한 대안적 조망을 취할 수 있게 한다. 그러나 단지 상황을 수용하고 받아들이는 것에서 그친다면 상황을 자신의 방식으로 조망하여 부정적 정서를 심화시킬 수 있으므로 여기에서 나아가 더 적극적인 사고를 통해 상황을 객관적으로 인지하고 이를 통해 대처 방안을 고안하는 것이 반성의 대처가 부정적 정서로 함몰되지 않도록 하는 방안일 것이라는 점을 시사하고 있다. 이러한 가능성은 추후 연구를 통해 확인되어야 할 과제로 남는다.

결과적으로 마음챙김에 대한 매개모형과 조절모형의 비교는, 반추 및 반성과 우울 및 심리적 안녕감과 관계에서 마음챙김이 조절변인보다 매개변인으로서 통계적으로 유의한 경로를 많이 포함하는 것으로 나타났다. 마음챙김은 반추와 우울과의 관계에서는 매개와 조절변인의 이중 변수로서 역할을 하나, 이 외의 관계에서는 모두 매개변인으로서 더 적절한 역할을 하는 것을 의미한다. 이는 기존 연구들에서 내부초점적 주의와 심리적 건강과의 관계에서 조절변인으로서 마음챙김의 역할에 주목했다면, 같은 관계에서 마음챙김이 매개변인으로서의 역할을 주요하게 담당하는 것으로 이해할 수 있다. 마음챙김의 역할에 매개변인으로서 마음챙김의 역할을 검증한 연구가 적은 결과에 비춰볼 때, 내부초점적 주의와 심리적 건강에 해당하는 변인들 사이에서 마음챙김의 매개변인 역할을 검증한 결과로도 볼 수 있다. 이는 반추 및 반성이 심리적 건강에 영향을 미치는 과정에서 마음챙김이 기저의 변화과정을 야기하며, 특히 반성은 마음챙김을 통해서만 심리적 안녕감이라는 긍정적 결과로 이어질 수 있다는 점을 확인할 수 있었다. 또한 선행연구들에서는 반성을 반추와 구분하여 마음챙김과의 연관성을 검증한 경우가 적어 마음챙김의 매개변인적 특성을 확인하지 못하였다면, 본 연구를 통해 그동안 모호한 특성의 반성이 심리적 건강에 미치는 영향에서 마음챙김의 역할을 선명히 드러낼 수 있었으며, 이 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

본 연구의 결과를 종합해 볼 때, 마음챙김이 부정정서의 약화 및 긍정정서 함양의 성찰적 프로세스를 가능하게 한다는 Garland와 동료들(2015)의 이론과 맥락을 같이한다. 따라서 본 연구 결과는 상담 장면에서 내담자의 마음챙김을 촉진할 수 있는 기법을 구사하고, 맥락을 구성해야 할 필요성을 강력히 시사한다. 이는 교육 장면에서도 적용 가능하며 학생들이 학업 및 교우관계 스트레스 상황에서 어떤 사고방식으로 조망하는지를 점검하여 부정적 정서로 이어지지 않도록 그 과정을 수정해줄 수 있을 것이다. 본 연구에서는 반추와 반성을 동시에 연구 모형에 투입하고, 심리적 건강을 우울과 심리적 안녕이라는 부정적, 긍정적 측면을 모두 고려한 결과 반추와 반성이 내부초점적 반응 양식이라는 점에서 유사하지만 이들이 마음챙김을 통해 심리적 건강에 이르는 방식에는 차이가 있음을 확인할 수 있었다. 이는 선행연구에서 반추와 반성의 차별적 특성을 밝혀야 할 필요성에 대해 제안한 바, 이들의 차별적 특성을 이해하는데 진일보한 결과로 볼 수 있다. 또한 마음챙김의 매개효과와 조절효과를 동시에 고려할 수 있는 가능성을 보여준 선행 연구 결과에 근거하여 이 둘의 효과를 한 모형 안에서 분석하였다는 점에서도 본 연구가 마음챙김 연구에 기여한 바가 있다. 특히 반추가 우울에 미치는 경로에서 마음챙김의 조절효과를 확인한 점은 자동화된 반추적 반응양식을 조절하기 위해 마음챙김 수준을 고양시켜야 할 필요성을 보여주었다. 이러한 결과는 심리적 건강을 위한 정서 조절에 있어 상담 및 교육적 개입의 근거가 마련되리라 기대할 수 있다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 수도권 내 4년제 대학의 학부생들을 대상으로 하였다는 점에서 연구결과의 일반화에 제한이 있을 수 있다. 특히 심리적 안녕감과 같은 특정 변인의 경우, 사회적으로 기능하는 측면

에서의 삶의 질을 측정하고 있기에 본격적인 사회적 역할을 감당하는 대학 졸업 이후 심리적 안녕감은 질적인 변화가 있을 가능성이 있다. 또한 마음챙김과 같은 변인 역시 연령에 따라 그 응답 수준에 변화가 있을 수 있어 추후 일반 성인으로까지 연구대상을 확대할 필요가 있다.

둘째, 연구의 변인들에 대해 모두 자기보고식 척도를 사용한 점은 자신의 모습에 대해 주관적으로 편향된 응답을 도출하였을 가능성을 배제할 수 없다. 반추 및 반성과 마음챙김 모두 상황 및 정서에 대처하는 자신의 모습과 이를 인지적으로 처리하는 과정에 대한 ‘알아차림’을 주로 측정하고 있다. 그래서 타인이 객관적으로 바라보는 자신의 모습과 자신이 인식하는 개인 간 모습의 괴리가 크다면 알아차림에 대한 응답들이 다소 편향되었을 가능성이 있다. 연구의 현실성을 고려하여야 하겠지만 이러한 점을 보완하기 위해, 응답자의 가까운 지인의 평가가 함께 확보된다면 객관적인 정보의 검증과 연구의 신뢰도가 더욱 향상될 수 있을 것이다.

셋째, 마음챙김이 미치는 영향에 대해 모형검증으로 그 연관성을 규명하였다는 점에서 본 연구의 의의를 지니지만 마음챙김 수준의 함양이 실제 어떤 수준의 효과를 나타내는지 실험연구가 함께 진행된다면 변인들 간 인과관계의 명확성을 얻을 수 있으리라 기대된다. 또한 이를 통해 상담치료 장면에서 실질적인 개입의 지점과 그 수준을 가늠할 수 있다는 점에서 본 연구에서 검증된 마음챙김의 영향력을 상담에 실제 적용하는 발판이 마련될 것이다. 또한 마음챙김이 가지는 속성에는 상황에 거리를 두고 바라보는 탈중심화와 상황을 있는 그대로 받아들이는 수용 등이 포함되는데 탈중심화는 부정 정서의 감소와, 수용은 긍정 정서의 함양과 연관될 수 있다는 점에서 마음챙김을 더 세분화하여 그 영향력을 검증한다면 반성이 가지는 특성을 규명하는데 도움이 되리라 기대되며, 정서로 이어지는 심리내적 기제들에 대해 더 구체적으로 파악할 수 있고 정서 조절에 대한 치료 개입의 가능성을 타진해볼 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김빛나, 임영진, 권석만(2010). 탈중심화가 내부초점적 반응양식과 우울증상에 미치는 영향. **한국심리학회지: 임상**, 29(2), 573-596.
- 김소정, 김지혜, 윤세창(2010). 한국판 반추적 반응 척도(K-RRS)의 타당화 연구. **한국심리학회지: 임상**, 29(1), 1-19.
- 김은정(1993). 우울증상의 지속에 영향을 주는 인지 및 행동요인들: 3개월간 추적 연구. 박사학위논문, 연세대학교.
- 김지은, 이선영(2011). 불안민감성이 다양한 불안증상에 미치는 영향에 대한 마음챙김의 매개효과: 일반성인을 대상으로. **인지행동치료**, 11(2), 23-38.
- 김진영(2000). 우울한 기분에 대한 두 가지 내부초점적 반응양식: 반추적 반응양식 대 반성적 반응양식. 석사학위논문, 서울대학교.
- 김청아, 장유진(2019). 20~30대 미혼 성인의 자기결정적 고독동기와 외로움의 관계: 마음챙김의 조절효과. **인간이해**, 40(2), 127-147.
- 박민주, 박기환(2019). 사후반추사고와 사회불안 간의 관계: 탈중심화의 매개효과. **한국심리학회지: 건강**, 24(1), 147-164.
- 박성현, 성승연(2008). 자기-초점적 주의와 심리적 안녕감 간의 관계에서 마음챙김의 조절효과. **한국심리학회지: 상담 및 심리치료**, 20(4), 1127-1147.
- 유성경(2018). **상담 및 심리치료의 핵심원리**. 서울: 학지사.
- 이산, 오승택, 류소연, 전진용, 이견석, 이은, 박진영, 이상욱, 최원정(2016). 한국판 역학연구 우울척도 개정판(K-CESD-R)의 표준화 연구. **정신신체의학**, 24(1), 83-93.
- 이슬, 장승민(2014). 제3변인이 매개효과와 조절효과를 동시에 갖는 모형에서 제3변인의 왜도가 매개효과와 표준오차 추정에 미치는 영향. **한국심리학회지: 일반**, 33(2), 491-506.
- 조용래(2009). 한국판 개정된 인지적 및 정서적 마음챙김 척도의 신뢰도와 타당도. **한국심리학회지: 임상**, 28(3), 667-693.
- 조윤주(2007). 생산적 활동이 여성노인의 주관적 안녕감에 미치는 영향: 요구-조절-지지 모델의 적용. 박사학위논문, 연세대학교.
- 최수진, 황성훈(2019). 생활사건과 우울의 관계에서 반복적 부정 사고의 매개효과와 마음챙김의 조절된 매개효과. **인지행동치료**, 19(3), 399-419.
- 최윤진, 채규만(2012). 자살생각과 관련된 인지적 요인 -내부초점적 반응양식의 매개효과와 탈중심화의 조절효과 중심으로-. **인지행동치료**, 12(3), 315-329.

- 한송이, 이봉건(2018). 탈중심화 기법이 우울한 기분과 반추적·반성적 반응양식에 미치는 효과. **한국 심리학회지: 건강**, 23(2), 327-344.
- 홍영근(2016). 자기초점주의와 사회공포와의 관계에서 마음챙김의 조절효과. **청소년학연구**, 23(12), 105-128.
- Baer, R. A. (2003). Mindfulness training as a clinical intervention: A conceptual and empirical review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10(2), 125-143.
- Balzarotti, S., Biassoni, F., Villani, D., Prunas, A., & Velotti, P. (2016). Individual differences in cognitive emotion regulation: Implications for subjective and psychological well-being. *Journal of Happiness Studies*, 17(1), 125-143.
- Barnhofer, T., Duggan, D. S., & Griffith, J. W. (2011). Dispositional mindfulness moderates the relation between neuroticism and depressive symptoms. *Personality and Individual Differences*, 51, 958-962.
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16(1), 78-117.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., Segal, Z. V., Abbey, S., Speca, M., Velting, D., & Devins, G. (2004). Mindfulness: A proposed operational definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11, 230-240.
- Brennan, K., Barnhofer, T., Crane, C., Duggan, D., & Williams, J. M. G. (2015). Memory specificity and mindfulness jointly moderate the effect of reflective pondering on depressive symptoms in individuals with a history of recurrent depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 124(2), 246-255.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equations models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Comello, M. L. G. (2013). Conceptualizing the intervening roles of identity in communication effects: The prism model. In D. Lasorsa & A. Rodriguez (Eds.), *Identity and communication: New agendas in communication* (pp.168-188). New York, NY: Routledge.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological methods*, 1(1), 16.
- Eaton, W. W., Smith, C., Ybarra, M., Muntaner, C., & Tienm A. (2004). *Center for Epidemiologic Studies Depression Scale: review and revision(CESD and CESD-R)*, In

- Maruish ME, editor. Use of Psychological Testing for Treatment Planning and Outcomes Assessment, 3rd ed, Lawrence Erlbaum: Mahwah, (pp. 363–377).
- Feldman, G., Hayes, A., M., Kumer, S., Greeson, J., & Laurenceau, J. (2007) Mindfulness and emotion regulation: The development and initial validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale–Revised (CAMS–R). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 29, 177–190.
- Garland, E. L., Farb, N. A., Goldin, P. R., & Fredrickson, B. L. (2015). Mindfulness broadens awareness and builds eudaimonic meaning: A process model of mindful positive emotion regulation. *Psychological Inquiry*, 26, 293–314.
- Garland, E. L., & Howard, M. O. (2013). Mindfulness–oriented recovery enhancement reduces pain attentional bias in chronic pain patients. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 82, 311–318.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55.
- Jackman, M. G. A., Leite, W. L., & Cochrane, D. J. (2011). Estimating latent variable interactions with the unconstrained approach: A comparison of methods to form product indicators for large, unequal numbers of items. *Structural Equation Modeling*, 18(2), 274–288.
- Kabat–Zinn, J. (1994). *Wherever you go, there you are: Mindfulness meditation in everyday life*. New York, NY: Hyperion.
- Keyes, C. (2002). The mental health continuum: From languishing to flourishing in life. *Journal of Health and Social Behavior*, 43(2), 207–222.
- Keyes, C., & Lopez, S. J. (2002). Toward a science of mental health: Positive directions in diagnosis and interventions. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 45–49). New–York, NY: Oxford University Press.
- Kline, R. (2011). Principles and Practice of Structural Equation Modeling, 3rd edn Guilford Press. New York.
- Marroquín, B. M., Fontes, M., Scilletta, A., & Miranda, R. (2010). Ruminative subtypes and coping responses: Active and passive pathways to depressive symptoms. *Cognition and Emotion*, 24, 1446–1455.
- Marsh, H. W., Wen, Z., & Hau, K. T. (2004). Structural equation models of latent interactions: Evaluation of alternative estimation strategies and indicator construction. *Psychological*

methods, 9(3), 275.

- Marsh, H. W., Wen, Z., Nagengast, B., & Hau, K. T. (2012). Structural equation models of latent interaction. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 436–458). New York, NY: Guilford Press.
- McLaughlin, K. A., & Nolen-Hoeksema, S. (2011). Rumination as a transdiagnostic factor in depression and anxiety. *Behaviour research and therapy*, 49(3), 186–193.
- Nolen-Hoeksema, S. (1987). Sex differences in unipolar depression: Evidence and theory. *Psychological Bulletin*, 101, 259–283.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, 100(4), 569–582.
- Nolen-Hoeksema, S. (2000). The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 109, 504–511.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale a self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385–401.
- Rottenberg, J., Kasch, K. L., Gross, J. J., & Gotlib, I. H. (2002). Sadness and amusement reactivity differentially predict concurrent and prospective functioning in major depressive disorder. *Emotion*, 2(2), 135–146.
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069–1081.
- Teasdale J. D., & Chaskalson, M. (2011). How does mindfulness transform suffering? I: the nature and origins of dukkha; II: the transformation of dukkha. *Contemporary Buddhism*, 12, 89–124.
- Treynor, Gonzales, & Nolen-Hoeksema (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27(3), 247–25.
- Wang, J., & Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: Applications using Mplus*. John Wiley & Sons.
- Young, J. E., Klosko, J. S., & Weishaar, M, E. (2005). 심리도식치료[*Schema Therapy: A Practitioner's Guide*]. (권석만, 김진숙, 서수균, 주리아, 유성진, 이지영 역). 서울: 학지사 (원전은 2003에 출판).

* 논문접수 2020년 5월 4일 / 1차 심사 2020년 6월 7일 / 게재승인 2020년 6월 20일

* 유성경: 서울대학교 사범대학 교육학과를 졸업하고, 동대학원 교육학과에서 석사학위를 취득하였으며, 미국 미네소타 대학 사범대학에서 상담심리 전공으로 박사학위를 취득하였다. 현재 이화여자대학교 심리학과 교수로 재직 중이다.

* E-mail: skyoo@ewha.ac.kr

* 최보윤: 이화여자대학교 사범대학 과학교육과를 졸업하고, 동대학원 심리학과에서 상담심리 전공으로 석사학위를 취득하였다. 현재 이화여자대학교 심리학과 심리측정전공 박사과정을 수료하였다.

* E-mail: cby4050@hanmail.net

* 강유선: 이화여자대학교 음악대학 기악학과 및 사회과학대학 심리학과를 졸업하고, 동대학원 심리학과에서 상담심리전공으로 석사학위를 취득하였다. 현재 이화여자대학교 심리학과 상담심리전공 박사과정을 수료하였다.

* E-mail: yousuni714@nate.com

Abstract

Mediating and Moderating Effects of Mindfulness between Brooding, Reflection and Depression, Psychological Well-being

Yoo, Sung-Kyung*

Choi, Bo-Yun

Kang, Yu-Seon**

In this study, we looked at the mediating and regulating effects of mindfulness to identify the distinct character of the brooding and reflection of internal focal reaction, and to identify the main role of mindfulness in the process of the corresponding variables leading to depression and psychological well-being. Data were obtained from university students(n=278) who completed self-report questionnaires, such as the Ruminative Response Scale(RRS), Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised(CAMS-R), Korean version of Center for Epidemiologic Studies Depression Scale-Revised(K-CESD-R), and Psychological Well-being Scale(PWBS). The relationships among the variables was confirmed by correlation analysis. The result of structural equation modeling confirmed the mediating and moderating effects of mindfulness in the relationship of self-focused response styles, depression and psychological well-being. Specifically, mindfulness partially mediated the relationships between brooding and depression as well as psychological well-being, and fully mediated the relationships between reflection and psychological well-being. Also, there was a tendency the relationship between brooding and depression is moderated by mindfulness. And so, the higher mindfulness buffers the relationship between brooding and depression. As a result of the comparison between the two models, the mindfulness was mainly observed in the mediation effect rather than in the moderation effect. Through this research, the role of mindfulness that causes the process of base change in the process of brooding and reflection leading to psychological health was identified, and especially the character of ambiguous reflection was identified. Lastly, some implications and limitations were suggested.

Key words: Mindfulness, Brooding, Reflection, Depression, Psychological well-being, Mediation effect, Moderation effect

* First author, Professor, Ewha Womans University

** Corresponding author, Ph. D. Candidate, Ewha Womans University, yousuni714@nate.com