

종교정향과 불안의 관계: 경험표집법을 통해 살펴본 부정정서와 자기조절의 매개효과*

김 행 복

설 경 옥[†]

이화여자대학교 심리학과

최근 종교성과 정신건강의 다양한 변인들 간의 연구가 활발하게 이루어지고 있으나, 종교성과 불안의 관계연구는 그 수가 제한되어 있고 결과가 상충되게 보고되어 왔다. 이러한 상황에서 다면적 차원의 종교성의 한 구인인 종교정향 중 내재적 종교정향은 불안과 부적, 그리고 외재적 종교정향은 불안과 정적관계의 일관된 방향으로 나타났다. 이에 본 연구는 종교성의 핵심이 정서 및 자기조절능력 향상이라는 선행연구를 바탕으로 종교정향과 불안의 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과를 검증하고자 실시되었다. 이를 위해 20, 30대의 개신교, 불교, 천주교인 138명을 대상으로 설문지를 통해 종교정향(내재적·외재적 종교정향), 자기조절, 불안을 측정하였고, 경험표집법을 통해 부정정서를 하루 두 번씩 7일간 총 14회 측정하였다. 그 결과 내재적 종교정향은 자기조절과 정적상관이, 부정정서, 불안과는 부적상관이 있었던 반면 외재적 종교정향은 부정정서, 불안과 정적상관이 있었다. 종교정향과 불안의 관계에서 부정정서와 자기조절의 순차적 매개효과가 유의했으며, 내재적 종교정향의 경우 낮은 부정정서와 높은 자기조절을 통해 불안 수준이 낮았다. 반면, 외재적 종교정향의 경우 더 빈번한 부정정서를 경험하며 자기조절 수준은 더 낮아 더 높은 수준의 불안을 경험하는 것으로 드러났다. 연구결과에 대한 의의와 상담에서의 함의를 논의에 포함했다.

주요어 : 종교정향, 불안, 부정정서, 자기조절, 종교성

* 본 연구는 김행복(2013)의 이화여자대학교 석사학위논문을 수정·요약한 것임.

† 교신저자 : 설경옥, 이화여자대학교 심리학과, (120-750) 서울시 서대문구 대현동 11-1

Tel : 02-3277-3918, E-mail : koseol@ewha.ac.kr

종교성과 신체 및 정신건강과의 정적 관계는 국내외 많은 연구들에서 지속적이고 일관되게 발견되어 왔다(설경옥, 박지은, 박선영, 2012; Koenig, McCullough, & Larson, 2001). 종교성과 정신건강의 국내외 메타분석에 의하면 종교성은 우울과는 유의한 부적 관계(설경옥 외, 2012) 그리고 자존감, 심리적 안녕감과 주관적 안녕감과 유의한 정적 관계가 있는 것으로 나타났다(Dezutter, Soenens, & Hutsebaut, 2006; Smith, McCullough, & Poll, 2003). 그 중에서도 종교성과 우울의 관계는 Smith 외(2003)의 300여 편의 논문에 대한 독립적인 메타분석이 존재할 만큼 활발한 연구가 진행되었다. 그러나 불안은 우울과 같이 정신건강의 중요한 지표이자 우리나라에서는 가장 빈번히 나타나는 정신질환임에도(보건복지부, 2012) 종교성과의 관계연구가 많이 실시되지 않았고, 발표된 연구논문에서도 그 관계가 일관되지 않다(설경옥 외, 2012). 종교성과 불안에 대한 상충된 결과가 자주 보고 되어온 것은 사실이나(Shreve-Neiger & Edelstein, 2004) 종교성의 다양한 구인 중 종교생활을 하는 동기 혹은 목적으로 정의되는 종교정향은 불안과 일관된 관계가 나타났는데, 내재적 종교정향과 불안은 부적 그리고 외재적 종교정향과 불안은 정적 관계를 보여 왔다(Allport & Ross, 1967; Baker & Gorsuch, 1982; Bergin, Masters, & Richards, 1987; Shreve-Neiger & Edelstein, 2004; Sturgeon & Hamley, 1979). 따라서 본 연구는 종교정향과 불안과의 일관된 관계를 설명할 기제를 밝히기 위해 실시되었고, 종교성의 핵심이 정서 및 자기조절능력 향상이라는 선행 연구(Emmons & Paloutzian, 2003; Watterson & Giesler, 2012)를 바탕으로 종교정향과 불안과의 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과를

검증하였다.

종교정향과 불안

종교성(religiosity)은 초자연적인 존재에 대한 인식과 그 존재와의 상호작용에서 나오는 인지, 정서, 동기, 행동, 혹은 종교적 체계 내에서 이루어지는 종교의식, 종교적 가르침, 종교 내의 집단원들과의 상호작용을 통한 신성추구로 정의된다(Koenig et al., 2001). 종교성은 다면적 차원의 구인들로 이루어진 변인으로(Hackney & Sanders, 2003), 신의 존재에 대한 믿음, 종교참여행위와 종교적 신념에 대한 헌신의 정도로써 크게 세 가지 방법으로 측정된다(Hill & Hood, 1999). 그 중 종교정향(Religious Orientation)은 종교적 신념에 대한 헌신에 속하는 구인으로 개인이 종교생활을 하는 동기 혹은 목적으로 정의되며, 내재적 종교정향과 외재적 종교정향으로 분류된다(Allport & Ross, 1967). 내재적 종교정향은 종교적 교리와 가르침을 내재화하여 개인의 삶에 실현시키는 것이 종교생활은 물론 삶의 주 동기이자 목표인데 반해, 외재적 종교정향은 종교를 자신의 이익과 안위를 추구하는 수단으로 여기고 종교를 자신의 삶의 일부로만 여기며 종교생활을 하는 점에서 차이가 있다. Allport와 Ross(1967)는 내재적 그리고 외재적 종교정향의 차이를 한 단어로 정의하여 “사는(live)” 종교인과 “이용하는(use)” 종교인으로 구별했으며, 구체적으로 내재적 종교정향인은 종교적 가르침과 교리에서 삶의 지향점과 방향을 찾고 자신의 삶에서 종교적 가르침을 온전히 실천하고자 하는 즉, “사는” 종교인인 반면, 외재적 종교정향인은 종교적 가르침과 교리를 삶을 살아가는 수많은 가치나 지침의 하나로 여기고 자신의 삶에 이익이 되는 가르침만을 선택적

으로 따르는 즉, “이용하는” 종교인이라는 차이가 있다.

종교정향은 종교성의 여러 구인 중 정신건강변인과 가장 일관되고 높은 상관을 나타내는 변인이다(Shreve-Neiger & Edelstein, 2004). 북미에서는 1960년대 이후 종교성과 불안에 대한 경험적 연구논문들이 발표되었으며, 종교성과 불안 간의 불일치한 결과들이 그 논쟁의 중심이 되었다. 그러나 1980년대 이후 종교성을 종교정향으로 측정된 연구들의 경우 불안과의 관계의 방향성이 일관적이었으며, 구체적으로 내재적 종교정향이 높을수록 불안수준이 낮았고 외재적 종교정향이 높을수록 불안수준이 높았다(제석봉, 이성배, 1996; Baker & Gorsuch, 1982; Bergin et al., 1987; Steffen, 2013; Sturgeon & Hamley, 1979). 이러한 결과에 대해 학자들은 내재적 종교정향이 높을수록 종교적 신념을 내재화하고 생활화 하며 경전읽기나 기도를 통해서 불안을 적응적인 방식으로 조절할 수 있으나(Baker & Gorsuch, 1982), 외재적 종교정향이 높은 경우에는 종교적 신념을 내재화 하지 않으며 스트레스 상황에서 종교적 신념 및 행위를 조절기제로 사용하지 않아 불안을 더 경험한다고 해석하였다(Tapanya, Nicki, & Jarusawad, 1997).

종교정향과 불안의 관계가 일관적이라는 것은 주목할 만하다. 그러나 불안이 어떠한 기제를 통해 내재적 종교정향 및 외재적 종교정향과의 관계가 다르게 나타나는지에 대한 연구는 제한적이다(Sternthal, Williams, Musick, & Buck, 2010). 구체적으로 국외에서는 종교성과 불안의 관계에서 종교적 대처, 종교기관 내 지지 및 비판과 용서를 매개변인으로 밝힌 탐색적 연구가 있었다(Sternthal et al., 2010). 국내에서는 조혜윤과 손은정(2008)이 내재적 종교

정향성과 불안의 관계를 종교적 대처와 낙관성이 매개한다는 것을 밝혔으나, 외재적 종교정향성에서는 그 관계가 유의하지 않았던 한계가 있었다.

종교정향과 부정정서

부정정서는 ‘괴로운, 속상한, 죄책감이 드는, 겁에 질린, 짜증나는, 수치스러운’과 같이 전반적인 불쾌한 정서 상태로써(Watson, 1988), 위협적인 단서를 포착하고 사고를 대비한다는 면에서 순기능적이다. 그러나 합리적인 사고를 저해하고 부적응적인 행동을 유발하며, 지속적이고 장기적인 부정정서 경험은 정신병리를 촉진 시킨다는 점에서 역기능적이다(강석기, 고수현, 한상훈, 2011). 장기적으로 부정정서를 경험하는 사람들은 불안 및 우울과 같은 내재적 문제뿐만 아니라 공격성과 같은 외현적 문제에 더 취약하다(강석기 외, 2011). 부정정서는 정신장애의 진단 및 통계 편람(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: APA, 1994)에 명시하고 있는 정신장애와 거의 모두 관련이 있으며, 특히 불안장애 및 우울장애와 높은 상관이 있다(Watson, Gamez, & Simms, 2005). 임상 및 비임상 집단을 대상으로 부정정서와 우울 그리고 불안과의 관계를 연구한 국내의 논문에 의하면 부정정서는 불안장애와 우울장애를 예측하는 공통적인 위험요인이나, 우울의 경우 높은 부정정서뿐 아니라 낮은 긍정정서에 의해서도 예측이 되나 불안의 경우 높은 부정정서만이 예측요인이라는 점에서 우울과 구분된다(예미숙, 오경자, 2012; 이기련, 이영호, 1998; Clark & Watson, 1991; Clark, Watson, & Mineka, 1994; Lonigan, Philips, & Hooe, 2003).

종교와 불안, 우울 및 삶의 만족감의 관계

를 고찰한 많은 연구들은 이들의 관계를 설명할 기제로써, 종교가 개인의 정서경험에 영향을 미친다는 사실에 주목하였다(Kim-Prieto & Diener, 2009). 실제로 종교와 정서 간의 관계를 밝힌 대다수의 학자들은 종교성이 높을수록 기쁨 및 희망과 같은 긍정정서를 더 경험하며, 슬픔 및 분노와 같은 부정정서를 덜 경험한다고 보고했다(Watts, 2007). 이는 종교가 개인이 경험하는 정서에 직접적인 영향을 미칠 뿐만 아니라, 인지 및 행동적인 측면을 통해 간접적으로 정서경험에 영향을 주기 때문으로 이해된다. 현재까지 정서와 종교성 구인 전반에 대한 관계는 일관되게 보고되었으나, 종교성은 다차원적 구인으로 본 연구에서의 접근인 종교정향성과 정서간의 관계연구의 수는 제한적이다. 출간된 몇 편의 종교정향과 부정정서 간의 관계연구 논문을 살펴보면 내재적 종교정향이 높을수록 그리고 외재적 종교정향이 낮을수록 부정정서 수준은 낮은 것으로 나타났다(조영주, 이지연, 장진이, 2011; Steffen, 2013). 이는 종교정향성에 따라 개인의 종교생활의 목적, 교리의 수용도 및 교리를 실천하는 정도가 다르며 그에 따른 정서경험도 달라질 수 있는 것으로 이해될 수 있다. 구체적으로 내재적 종교정향이 높은 개인은 부정적인 상황을 인내함에 따라 보상을 얻을 수 있다는 종교적 메시지를 내재화하고(Fredrickson, 2002; Kim-Prieto & Diener, 2009), 가치 있는 목표를 성취하려는 노력과 그 과정에서 내면적 성장을 이루려는 내적동기를 통해 스트레스 상황에서도 부정정서를 덜 경험한다. 그러나 외재적 종교정향이 높은 개인은 장기적인 관점에서의 보상보다 단기적이고 가시적인 결과에 집중하는 경향이 있으며, 성공에 대한 외적동기가 높아 수행에 대한 자기비

판 및 결과에 대한 압박감을 느끼게 됨으로써 더 강하게 부정정서를 경험한다(Steffen, 2013). 더불어 종교적 교리의 생활화가 삶의 주목적인 내재적 종교정향의 사람들이 외재적 종교정향의 사람들보다 스트레스 상황에서 종교에서 제시하는 기도 및 명상과 같은 부정정서를 조절할 수 있는 구체적인 행동 전략들을 더 용이하게 사용하여 부정정서를 덜 경험하게 된다(Emmons & Paloutzian, 2003).

종교정향 및 부정정서와 자기조절

자기조절은 개인이 설정한 목표를 달성하기 위해, 동기와 행동을 평가 및 수정하여 자신의 정서와 행동을 통제하는 것이다. 개인은 종교성, 정서경험 같은 개인 내적 자원 및 사회적 지지와 같은 외적 자원을 사용하여 자신의 행동과 특정 사건을 바꿀 수 있는 자기조절 능력이 있다(Carver & Scheier, 1998). 이러한 자기조절 능력에는 개인차가 존재하는데, 자기조절이 높은 사람은 장기적인 관점으로 사건을 조망하여 자신의 행동의 결과를 예측하는 능력이 있어 다가올 미래의 보다 높은 목표를 위해 현재의 즉각적인 충동을 누르고 즉각적인 만족을 지연시킬 수 있다. 이에 따라 개인은 직면한 문제해결이나 목표달성을 할 수 있을 뿐 아니라 신체적인 건강과 심리적인 안녕감을 유지할 수 있다(McCullough & Willoughby, 2009). 반면에 자기조절이 낮은 사람은 장기적인 관점에서 행동의 결과를 예측하기보다, 현재의 즉각적인 욕구를 만족시키는 충동적인 행동을 하여 문제해결이나 목표달성에 어려움을 겪는다. 그 결과 개인은 정서조절 및 행동조절의 실패뿐만 아니라 신체 및 심리적 어려움을 경험하게 된다(Baumeister, Vohs, & Tice, 2007).

자기조절의 개인차에 대한 개인내적 변인과 환경적 변인에 대한 많은 연구가 있었다 (Baumeister et al., 2007). 그 중 부정정서 경험은 상관연구뿐 아니라 실험연구들을 통해서도 개인의 자기조절 능력을 현저히 저하시키는 원인으로 밝혀졌다. 또한 부정정서가 개인의 자기조절 능력의 저하를 일으키는 원인에 대한 연구도 다양하게 이루어졌다. 먼저, 부정정서 상태의 사람은 폭식, 음주 및 흡연과 같은 자기 탐닉적 행동들이 부정정서를 즉각적으로 감소시킬 것이라는 비합리적 사고를 하게 된다 (Leith & Baumeister, 1996). 이에 따라 개인은 장기적인 목표보다 부정정서를 상쇄시킬 즉각적이며 충동적인 행동에 우선순위를 두게 되어 장기적으로는 개인의 안녕에 해가 될 행동들을 하게 된다 (Manucia, Baumann, & Cialdini, 1984). 또한 부정정서는 상황에 대한 장기적이고 전체적 조망이나 (Baumeister, Bertrams, Englert, & Dickhauser, 2013) 환경에 대한 객관적 인식 능력을 저하시켜, 부정정서 상태의 개인은 보다 편향된 정보를 수집하게 되어 그 결과 합리적인 의사결정을 하는데 어려움을 겪는다 (Loewenstein, Weber, Hsee, & Welch, 2001). 종합해 보았을 때, 부정정서는 자기조절의 성공과 실패를 설명하는 중요한 요인임을 알 수 있다.

최근 종교와 신체, 정신건강 증진의 긍정적 관계를 설명하는 가장 핵심적인 기제로 제시된 변인은 자기조절 능력이다 (McCullough & Willoughby, 2009). 종교성이 높은 사람들이 신체적으로도 더 건강하고 오래 사는 이유는 과도한 음주나 흡연을 하지 않고, 정기적으로 건강검진을 받는 등 건강을 증진시키는 행동을 조절하는 능력이 더 뛰어나기 때문이다 (McCullough & Willoughby, 2009; Powell, Shahabi,

& Thoresen, 2003; Watterson & Giesler, 2012). 또한 종교적인 사람이 비종교적인 사람보다 더 낮은 불안 및 우울과 높은 주관적 안녕감을 보이는 이유도 삶의 스트레스에서 오는 다양한 부정정서를 조절할 수 있는 인지자원(예: 삶의 의미, 사건에 대한 긍정적 시각) 및 사회적 자원(예: 종교 공동체, 사회적지지)이 더 많기 때문이다 (Smith et al., 2003; McCullough & Willoughby, 2009). 이렇게 종교인과 비종교인의 신체건강 및 심리적 안녕의 차이에 있어 자기조절의 핵심적 역할에 대해서는 이미 많은 연구를 통해 검증되었지만 (McCullough & Willoughby, 2009), 종교정향에 따른 자기조절에 대한 연구는 제한적이다. 몇몇 연구 결과에 따르면 내재적 종교정향과 자기조절은 일관적으로 정적인 관계가 보고된 것에 반해 외재적 종교정향은 자기조절과 부적상관이 있거나 유의한 상관이 없었다 (Bergin et al., 1987; Klanjssek, Vazonyi, & Trejos-Castillo, 2012).

자기조절과 불안

불안은 어떤 위협에 의해 야기되는 각성, 긴장, 걱정과 같은 정서적 경험 상태로 정의된다 (Spielberger, Gorsuch, & Lushene, 1970). 불안을 야기하는 다양한 변인들이 연구되어 오고 있으며, 그 중 자기조절의 실패는 불안을 유발하는 주요한 위험요인으로 나타났다 (Bertrams, Englert, Dickhauser, & Baumeister, 2013). 자기조절이 낮은 사람들은 문제를 해결하고 목표를 달성하는데 어려움을 겪으며, 그 결과 개인이 설정한 목표에 이르지 못하게 되어 걱정이나 불안을 느낀다. 이와 반대로 자기조절이 높은 사람들은 높은 주의집중력으로 개인의 역량을 발휘하여 당면한 과제를 효율적으로 해결하게 되어 상대적으로 현재 문제

에 대한 걱정을 덜 하게 된다(Baumeister et al., 2013). 불안의 수준은 또한 목표성취여부와 그 목표의 성취에 대한 자신의 평가와 타인의 반응에 영향을 받는다. 인간은 자신의 행동이 자신이 속한 참조집단의 기준에 수용될 것 같지 않다면 그 기준에 미치지 못한다는 사고로 인해 불안을 경험하게 되는데(Carver & Scheier, 1998), 만약 한 개인이 자기조절의 실패로 목표를 달성하지 못할 경우 자신의 능력에 대한 평가절하와 주변 사람들의 평가에 대한 불안을 경험하게 된다.

연구개관

본 연구에서는 종교정향이 정서, 자기조절 및 불안에 영향을 미친다는 선행연구를 바탕으로 부정정서경험과 자기조절이 종교정향과 불안 간의 관계를 순차적으로 매개하는 연구모형을 검증하였다. 또한 인간의 정서는 상황에 따라 수시로 변화하는 특성이 있음에도 불구하고 기존 연구는 정서를 일회로 측정했다는 한계를 극복하기 위해 본 연구는 일정 기간에 정서를 여러 번 측정하는 경험표집방법을 사용하였다. 경험표집방법은 일상생활 중 특정 시간대의 경험되는 상대적인 정서를 측정할 수 있을 뿐만 아니라, 장기적으로 개인 내 정서변화의 추이 및 평균적인 정서강도에 대한 정보를 주며 정서의 강도 및 변화에 대한 개인 간 비교가 가능하게 한다는 장점이 있다(Kiang & Buchana, 2014). 구체적인 가설은 다음과 같다.

가설 1. 내재적 종교정향과 불안 간의 관계를 부정정서와 자기조절이 매개할 것이다.

가설 2. 외재적 종교정향과 불안 간의 관계를 부정정서와 자기조절이 매개할 것이다.

방 법

연구대상

본 연구는 종교가 있는 서울 시내 20-30대의 개신교, 불교, 천주교인 138명의 성인을 대상으로 실시하였으며, 이 중 정서 설문에서 응답하지 않은 3명의 자료를 제외하고 135명의 자료를 최종 분석에 사용하였다. 연구에 참여한 응답자들의 평균 연령은 27.7세($SD=4.13$)였고 연구 대상자의 성별은 남성이 22.2%(30명), 여성이 77.7%(105명)였다. 연구 대상자의 종교 유형을 살펴보면 개신교가 68.8%(93명), 불교가 17.0%(23명) 그리고 천주교가 14.0%(19명)인 것으로 조사되었다. 연구대상자들의 종교생활의 평균 기간은 20년이었으며, 종교집회에 참석하는 비율로 한 달에 1-2회 참석과 일주일에 1-2회 참석이 각각 34.1%(46명)로 동일했으며, 다음으로 일주일에 3-4회 참석이 17.0%(23명), 한 달에 3-4회 참석이 9.6%(13명), 매일 참석이 1.5%(2명), 무응답이 3.7%(5명)으로 나타났다.

연구절차

개신교의 경우 서울 소재의 한 대형 교회에서 연구 참여자를 모집하였으며, 천주교와 불교의 경우 인터넷 상으로 모집하였다. 일차적으로 연구 참여자들에게 종교정향, 자기조절과 불안을 지면 혹은 이메일로 1차 설문을 실시하였다. 이후 1차 설문 응답한 사람들을 대상으로 경험표집방법을 사용해 정서경험에 대한 자료를 수집하였다. 경험표집방법은 특정 기간 동안에 피험자가 일상적으로 생활하는 도중에 반복적으로 설문에 응하는 방법이다

(Scollon, Kim-Prieto, & Diene, 2003). 구체적으로 피험자는 일상생활을 하면서 휴대폰이나 통신장비를 통해 설문을 받고, 설문을 받은 시점에서 즉각적으로 응답하는 것이다. 경험표집 방법은 피험자가 일상생활에서 특정 시간의 자신의 상태를 즉각적으로 보고하기 때문에, 피험자의 행동이나 감정에 대한 일반적인 경향성을 알 수 있으며 개인이 처한 상황에 따른 심리적 변화를 알 수 있다는 장점이 있다(최인수, 김순옥, 황선진, 이수진, 2003). 본 연구에서는 피험자가 일상적으로 경험하는 일반적인 정서 상태를 평가하기 위하여, 정서경험의 일회적인 수집이 아니라 일주일에 걸쳐 여러 번 측정하였다. 이후 측정된 데이터들의 평균을 산출하여, 정서변인으로 사용하였다. 연구 참여자들은 문자를 받은 시점에서의 정서를 즉각적으로 응답하여 연구자에게 전송하였으며, 평균 12회 응답하였다. 설문 종결 후 연구 대상자에게 5천원 상당의 답례품이 제공되었다.

측정도구 및 자료 분석

종교정향

종교정향을 측정하기 위해 Gorsuch와 McPherson(1989)이 개발한 내재적/외재적 종교정향 척도(Intrinsic/Extrinsic Measurement)를 제석봉과 이성배(1996)가 한글로 번안하고 타당화한 척도를 사용하였다. 본 척도는 총 14문항으로 구성되어 있으며 2개의 하위영역인 내재적 종교정향(예: 나는 내 종교적 신념에 따라 나의 인생을 살자 부단히 노력한다)과 외재적 종교정향(예: 나는 주로 좋은 사람들과 어울리기 위해 종교집회에 간다)으로 구성되어 있으며 5점 Likert 척도로 평정되었다(1=매우

아니다, 5=매우그렇다). 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 내재적 종교정향은 .900, 외재적 종교정향은 .703이었다.

부정정서

부정정서를 측정하기 위해 Watson, Clark과 Tellegan(1988)이 개발한 긍정정서와 부정정서 척도(the Positive and Negative Affect Schedule: PANAS)를 이현희, 김은정과 이민규(2003)가 한글로 번안 및 타당화한 척도를 사용하였다. 긍정정서와 부정정서 중에서도 부정정서는 불안 및 자기조절과 높은 관련이 있는 것으로 알려져 있으며(Clark & Watson, 1991; Muraven & Baumeister, 2000), 종교정향의 하위 영역에 따라 상반된 관계가 보고되었다(Steffen, 2013). 따라서 본 연구에서는 긍정정서와 부정정서 중 부정정서를 측정하는 11문항만을(예: 두려운, 초조한) 사용하였으며, 5점 Likert 척도로 평정되었다(1=매우아니다, 5=매우그렇다). 부정정서 변인은 연구 참여자들이 일주일동안 응답한 부정정서들의 평균으로 산출하였다. 점수가 높을수록 더 강한 강도의 부정정서를 경험하고 있음을 의미한다. 척도의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .902이었다.

자기조절

자기조절을 측정하기 위해 Tangney, Baumeister와 Boone(2004)가 개발한 자기조절척도(Self-Control Scale)를 조혜진과 권석만(2011)이 한글로 번안하고 타당화한 척도를 사용하였다. 본 척도의 하위요인은 3개의 영역으로 건강한 습관 및 신뢰성 9문항(예: 일정을 잘 맞춰서 다른 사람들로부터 신뢰를 받는다), 절제 및 자기훈련 9문항(예: 재미있는 것이면 나에게 해로운 일도 한다), 비충동성 8문항(예: 아무거

나 마음에 떠오르는 대로 불쑥 말한다)으로 총 26문항으로 구성되어 있으며, 5점 Likert 척도로 평정되었다(1= 매우아니다, 5= 매우그렇다). 절제 및 자기훈련과 충동성은 역채점하여 전체 척도와 합산하여 자기조절변인을 생성하였으며, 점수가 높을수록 자기조절 수준이 높은 것을 의미한다. 전체 신뢰도계수(Cronbach's α)는 .871이었다.

불안

불안을 측정하기 위해 Spielberger 등(1970)이 개발한 상태-특성불안 척도를 한덕웅, 이창호와 탁진국(1993)이 한글로 번안하고 타당화한 척도 상태-특성불안 척도 중 기질적이고 유전적인 불안보다 스트레스 환경에서 유발되는 불안을 측정하는 상태불안척도를 사용하여(조혜윤, 손은정, 2008; Lau, Eley, & Stevenson, 2006), 피험자가 경험하는 최근의 불안 상태를 측정했다. 본 척도는 총 20문항으로 4점 Likert 척도로 평정되었으며(1= 극히드물다, 4= 대부분 그랬다), 본 연구에서 신뢰도계수(Cronbach's α)는 .935이었다.

자료 분석 방법 및 절차

SPSS 20.0 프로그램을 이용하여 주요 변인의 정규성을 검토한 후 기술통계 및 상관분석을 실시하였다. 다음으로 Preacher와 Hayes(2008)가 개발한 SPSS 매크로를 통해 이중매개효과를 검증하였다. 이중매개모형의 경우 매개변수들 간의 상관관계가 존재하여 Sobel 분석이 제한적이기 때문에, 복수의 매개변수가 있는 모형의 검증이 필요하다. 이러한 필요성에 따라 Preacher와 Hayes(2008)가 개발한 매크로는 다수의 매개변수를 하나의 모형으로 측정할 수 있으며, 표본의 크기가 작은 경우에도 부트스트랩을 통해 매개효과를 측정할 수 있도록 개발되었다(허원무, 2013). 본 연구에서는 매개변인으로 부정정서와 자기조절을 설정했으며, 불안에 대한 종교정향의 전체효과와 직접효과를 다음과 같은 방정식을 통해서 측정했다.

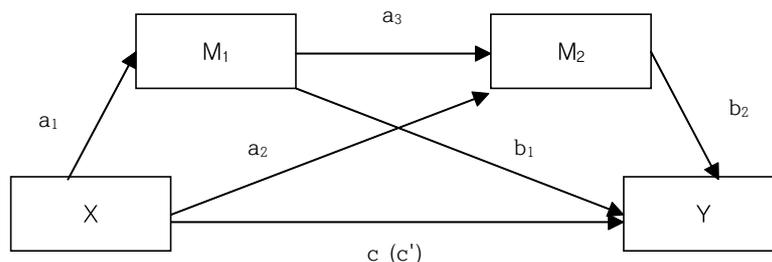
$$\text{전체효과: } Y = i_Y + cX + e_Y$$

$$\text{일차매개변인: } M_1 = i_{M_1} + a_1X + e_{M_1}$$

$$\text{이차매개변인: } M_2 = i_{M_2} + a_2X + a_3M_1 + e_{M_2}$$

$$\text{직접효과: } Y = i_Y + c'X + b_1M_1 + b_2M_2 + e_Y$$

(X: 독립변인, M₁: 첫 번째 매개변인, M₂: 두 번째 매개변인, Y: 종속변인, i: 상수, e: 오차)



c : 전체효과, c' : 직접효과

그림 1. 이중매개모형

결 과

매개효과 검증

기술통계

주요 변인들의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 및 변인 간 상관계수를 표 1에 제시하였다. 각 변인의 왜도 및 첨도의 절대값이 2와 7을 넘지 않아 다변량 정상성 가정을 위배하지 않았다(Curran, West, & Finch, 1996). 상관분석 결과 부정정서와 불안은 내재적 종교정향과는 부적상관을 보였으며(각각 $r=-.238$ $p<.01$; $r=-.351$, $p<.01$), 외재적 종교정향과는 각각 정적상관이 있었다(각각 $r=.257$ $p<.01$; $r=.288$, $p<.01$). 자기조절과 내재적 종교정향은 정적으로 유의한 상관을 보였고($r=.298$, $p<.01$), 자기조절과 외재적 종교정향은 부적인 관계를 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다($r=-.074$, $p>.05$).

내재적 종교정향과 불안의 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과

내재적 종교정향과 불안 간의 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과를 살펴보기 위해 Preacher와 Hayes(2008)가 제안한 절차대로 중다회귀분석을 실시하였다. 먼저 매개변인을 투입하지 않고 불안에 대한 내재적 종교정향의 효과를 검증한 결과 불안에 대한 내재적 종교정향의 회귀모형이 통계적으로 유의하였으며($F_{(1, 134)}=18.708$, $p<.001$), 이 모형의 설명력은 11.7%로 나타났다. 구체적으로, 불안에 대한 내재적 종교정향은 부적으로 유의한 관계에 있었고($\beta=-.351$, $t=-4.325$, $p<.001$), 이는 내재적 종교정향의 성향이 높을수록 불안 수준이 낮음을 의미한다.

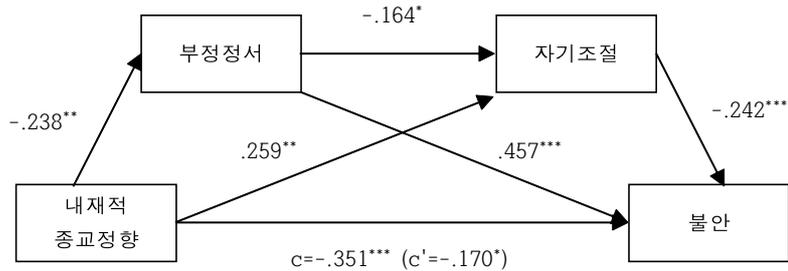
다음으로 일차매개변인인 부정정서에 대한 검증 실시한 결과 부정정서에 대한 내재적

표 1. 주요변인의 상관계수 및 기술통계 (N=135)

	내재적	외재적	부정정서	자기조절	불안
내재적	1				
외재적	-.241**	1			
부정정서	-.238**	.257**	1		
자기조절	.298**	-.074	-.226**	1	
불안	-.351**	.288**	.553**	-.396**	1
평균	28.748	16.718	1.804	86.563	21.333
표준편차	7.461	3.714	.568	12.715	11.236
왜도	-.383	-.016	.912	.134	.625
첨도	-1.017	.172	.364	.084	.271

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

주. 내재적= 내재적 종교정향, 외재적=외재적 종교정향



* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, c : 전체효과, c' : 직접효과

그림 2. 내재적 종교정향과 불안에서 부정정서와 자기조절의 매개모형

종교정향의 회귀모형이 통계적으로 유의하였으며($F(1, 134)=8.009, p<.01$), 이 모형의 설명력은 5.0%로 나타났다. 내재적 종교정향과 부정정서는 부적으로 유의한 관계에 있었고($\beta = -.238, t = -2.830, p < .01$), 이는 내재적 종교정향의 성향이 높을수록 부정정서를 덜 경험함을 의미한다.

이차매개변인인 자기조절에 대한 검증을 실시한 결과 자기조절에 대한 부정정서와 내재

적 종교정향의 회귀모형도 통계적으로 유의하였으며($F(2, 133)=8.515, p<.001$), 이 모형의 설명력은 10.1%로 나타났다. 구체적으로 자기조절에 대한 부정정서는 부적으로($\beta = -.164, t = -1.945, p < .05$), 내재적 종교정향은 정적으로 유의하였다($\beta = .259, t = 3.071, p < .01$). 이는 부정정서가 높을수록 자기조절 수준이 낮아지며, 내재적 종교정향이 높을수록 자기조절 수준이 높아짐을 의미한다.

표 2. 내재적 종교정향과 불안의 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과

준거변인	예측변인	B	SE	β	t	p
불안	내재적 종교정향	-.529	.122	-.351	-4.325	.000
	$F(1, 134)=18.708, p=.000, R^2=.123, adj R^2=.117$					
부정정서	내재적 종교정향	-.018	.006	-.238	-2.830	.005
	$F(1, 134)=8.009, p=.005, R^2=.238, adj R^2=.050$					
자기조절	부정정서	-3.669	1.887	-.164	-1.945	.050
	내재적 종교정향	.442	.144	.259	3.071	.003
$F(2, 133)=8.515, p=.000, R^2=.114, adj R^2=.101$						
불안	부정정서	9.040	1.387	.457	6.518	.000
	자기조절	-.214	.063	-.242	-3.396	.000
	내재적 종교정향	-.256	.108	-.170	-2.372	.019
$F(3, 132)=30.158, p=.000, R^2=.408, adj R^2=.395$						

마지막으로 일차, 이차매개변수를 모두 투입하여 불안에 대한 내재적 종교정향의 효과를 검증한 결과 불안에 대한 부정정서, 자기조절과 내재적 종교정향의 회귀모형이 통계적으로 유의하였으며($F_{(3, 132)}=30.158, p<.001$), 이 모형의 설명력은 39.5%로 나타났다. 구체적으로 불안에 대한 부정정서는 정적으로 유의했으며($\beta=.457, t=6.518, p<.001$), 자기조절과 내재적 종교정향과는 부적으로 유의하였다($\beta=-.242, t=-3.396, p<.001; \beta=-.170, t=-2.372, p<.05$). 이는 부정정서가 높을수록 불안의 수준은 높아지는 반면, 자기조절과 내재적 종교정향이 높을수록 불안이 낮아짐을 의미한다. 부정정서와 자기조절을 투입하지 않았을 경우 내재적 종교정향이 불안에 미치는 영향보다 부정정서와 자기조절을 투입하였을 때 내재적 종교정향이 불안에 미치는 영향이 작아졌지만 통계적으로 유의한 부분매개 모형이 지지되는 것으로 나타났다.

외재적 종교정향과 불안의 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과

외재적 종교정향과 불안 간의 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과를 살펴보기 위해 Preacher와 Hayes(2008)가 제안한 절차대로 중다회귀분석을 실시하였다. 먼저 매개변인을 투입하지 않고 불안에 대한 외재적 종교정향의 효과를 검증한 결과 불안에 대한 외재적 종교정향의 회귀모형이 통계적으로 유의하였으며($F_{(1, 134)}=12.555, p<.001$), 이 모형의 설명력은 7.9%로 나타났다. 구체적으로, 불안에 대한 외재적 종교정향은 정적으로 유의한 관계에 있었고($\beta=.294, t=3.543, p<.001$), 이는 외재적 종교정향의 성향이 높을수록 불안 수준이 높음을 의미한다.

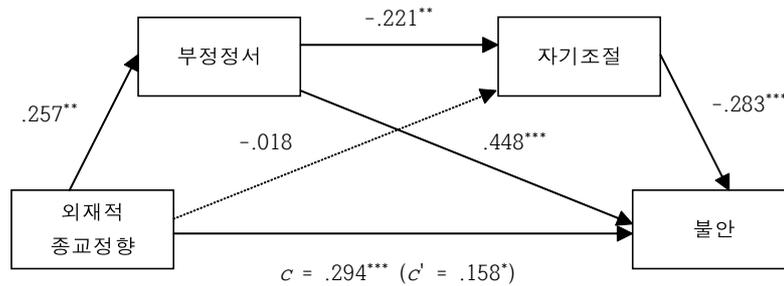
다음으로 일차매개변인인 부정정서에 대한 검증을 실시한 결과 부정정서에 대한 외재적 종교정향의 회귀모형이 통계적으로 유의하였으며($F_{(1, 134)}=9.382, p<.01$), 이 모형의 설명력은 5.9%로 나타났다. 외재적 종교정향과 부정정서는 정적으로 유의한 관계에 있었고($\beta=.257, t=3.063, p<.01$), 이는 외재적 종교정향의 성향이 높을수록 부정정서를 경험함을 의미한다.

이차매개변인인 자기조절에 대한 검증을 실시한 결과 자기조절에 대한 부정정서와 외재적 종교정향의 회귀모형도 통계적으로 유의하였으며($F_{(2, 133)}=3.566, p<.05$), 이 모형의 설명력은 3.7%로 나타났다. 구체적으로 자기조절에 대한 부정정서는 부적으로 유의했으나($\beta=-.221, t=-2.522, p<.01$), 외재적 종교정향은 유의하지 않았다($\beta=-.018, t=-.200, p>.05$). 이는 부정정서가 높을수록 자기조절 수준이 낮아지며, 외재적 종교정향이 자기조절에 직접적인 영향을 미치지 않음을 의미한다.

마지막으로 일차, 이차매개변수를 모두 투입하여 불안에 대한 외재적 종교정향의 효과를 검증한 결과 불안에 대한 부정정서, 자기조절과 외재적 종교정향의 회귀모형이 통계적으로 유의하였으며($F_{(3, 132)}=29.882, p<.001$), 이 모형의 설명력은 39.3%로 나타났다. 구체적으로 불안에 대한 외재적 종교정향과 부정정서는 정적으로 유의했으며($\beta=.158, t=2.262, p<.05; \beta=.448, t=6.284, p<.001$), 자기조절과는 부적으로 유의하였다($\beta=-.283, t=-4.102, p<.001$). 이는 부정정서와 외재적 종교정향이 높을수록 불안의 수준은 높아지는 반면, 자기조절이 높을수록 불안이 낮아짐을 의미한다. 부정정서와 자기조절을 투입하지 않았을 경우 외재적 종교정향이 불안에 미치는 영향보다

표 3. 외재적 종교정향과 불안의 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과

준거변인	예측변인	B	SE	β	t	p
불안	외재적 종교정향	.888	.251	.294	3.543	.001
	$F(1, 134)=12.555, p=.001, R^2=.086, adj R^2=.079$					
부정정서	외재적 종교정향	.039	.013	.257	3.063	.003
	$F(1, 134)=9.382, p=.003, R^2=.066, adj R^2=.059$					
자기조절	부정정서	-4.950	1.962	-.221	-2.522	.010
	외재적 종교정향	-.060	.300	-.018	-.200	.842
	$F(2, 133)=3.566, p=.031, R^2=.051, adj R^2=.037$					
불안	부정정서	8.858	1.410	.448	6.284	.000
	자기조절	-.251	.061	-.283	-4.102	.000
	외재적 종교정향	.476	.211	.158	2.262	.025
$F(3, 132)=29.882, p=.000, R^2=.406, adj R^2=.393$						



* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, c : 전체효과, c' : 직접효과

그림 3. 외재적 종교정향과 불안에서 부정정서와 자기조절의 매개모형

부정정서와 자기조절을 투입하였을 때 외재적 종교정향이 불안에 미치는 영향이 작아졌지만 통계적으로 유의하였기 때문에 부분매개 모형이 지지되는 것으로 나타났다.

다음으로 간접효과의 분석 결과, 내재적 종교정향이 부정정서를 거쳐 불안으로 가는 경로와 자기조절을 거쳐 불안으로 가는 각각의 경로 모두 신뢰구간에 0을 포함하지 않아 간

접효과의 유의함을 확인했다($B=-.164$, 95% bias-corrected CI=-.311, -.058; $B=-.095$, 95% bias-corrected CI=-.230, -.026). 또한 내재적 종교정향이 부정정서와 자기조절을 거쳐 불안으로 가는 경로도 신뢰구간에 0을 포함하지 않는 간접효과가 유의한 모형임을 확인했다($B=-.014$, 95% bias-corrected CI=-.050, -.002). 즉, 내재적 종교정향과 불안의 관계에서 부정

표 4. 간접효과 Bootstrapping 분석 결과

준거 변인	경로	Bootstrap 추정치		95%신뢰구간	
		B	SE	하한값	상한값
불안	내재적종교정향→부정정서→불안*	-.164	.064	-.311	-.058
	내재적종교정향→자기조절→불안*	-.095	.049	-.230	-.026
	내재적종교정향→부정정서→자기조절→불안*	-.014	.011	-.050	-.002
	외재적종교정향→부정정서→불안*	.348	.132	.133	.660
	외재적종교정향→자기조절→불안	.015	.084	-.137	.206
	외재적종교정향→부정정서→자기조절→불안*	.049	.027	.013	.129

주. * 유의한 경로

정서와 자기조절의 매개효과가 유의하며, 내재적 종교정향이 높을수록 부정정서를 경험하는 강도는 낮아진 반면 자기조절이 높아져 이에 따라 불안은 낮아지게 된다.

외재적 종교정향의 경우 부정정서를 거쳐 불안으로 가는 경로의 신뢰구간에 0을 포함하고 있지 않았고 간접효과가 유의함을 확인했다($B=.348$, 95% bias-corrected CI=.133, .660). 또한 외재적 종교정향이 부정정서, 자기조절을 거쳐 불안으로 가는 모형도 신뢰구간에 0을 포함하고 있지 않았고 간접효과가 유의함을 확인했다($B=.049$, 95% bias-corrected CI=.013, .129). 그러나 외재적 종교정향이 자기조절을 거쳐 불안으로 가는 모형은 신뢰구간에 0을 포함하고 있었고, 간접효과는 유의하지 않음으로 나타났다($B=.015$, 95% bias-corrected CI=-.137, .206). 즉, 외재적 종교정향과 불안의 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과가 유의하며, 외재적 종교정향이 높을수록 부정정서를 경험하는 강도는 높아진 반면 자기조절이 낮아져 이에 따라 불안은 높아지게 된다.

논 의

종교성과 정신건강의 긍정적 관계는 100여 년 이상 국내외 연구에서 확인되어 온 것에 반해 종교성과 불안의 관계는 우선 연구도 많이 이루어지지 않았고, 발표된 연구 논문의 결과도 상충되어 왔다(설경옥 외, 2012). 본 연구는 이러한 종교성과 불안과의 관계연구의 한계를 보완하고자 실시되었다. 본 연구는 다면적 구인인 종교성에서 종교정향은 불안과 일관된 결과가 나온 것에 주목하여, 이를 설명할 매개변인을 검증하고자 했다. 구체적으로 종교가 개인의 정서 경험과 자기조절과 밀접한 연관이 있다는 선행연구를 바탕으로 (Kim-Prieto & Diener, 2009), 부정정서와 자기조절이 종교정향과 불안의 관계를 매개할 것으로 가정하였고 본 연구 가설은 지지되었다. 구체적인 결과에 대한 정리와 논의는 다음과 같다.

첫째, 종교정향에 따라 일상생활에서의 부정정서 경험은 다르게 나타났다. 내재적 종교정향이 높을수록 부정정서를 덜 경험하였으나 외재적 종교정향이 높을수록 부정정서를 더

강하게 경험하였다. 이는 기존 연구들에서 내재적 종교정향이 높을수록 그리고 외재적 종교정향이 낮을수록 부정정서를 덜 느낀다는 것과 일치하는 결과이다(조영주 외, 2011; Steffen, 2013). 이와 같이 종교정향에 따른 상이한 정서경험은 종교적 신념의 내재화 정도에 따른 차이로 해석 가능하다(Watts, 2007). 종교는 세계관과 의미체계를 제공하는데 개인은 다양한 사건들을 이러한 종교적인 의미체계 안에서 해석하는 과정에서 정서의 변화를 경험한다(Kim-Prieto & Diener, 2009). 구체적으로 종교적 의미체계는 개인이 부정적 사건에서도 의미와 교훈을 찾을 수 있도록 도우며 어려움 가운데에서도 신의 존재와 지지를 체험함으로써 정서를 조절하도록 한다(McIntosh, Silver, & Wortman, 1993). 또한 종교적 신념은 사건에 대한 귀인방식을 달리하게 하여 뒤따르는 정서에 영향을 준다(Spilka, Hood, Hunsberger, & Gorsuch, 2003). 종교적 신념은 빈번히 종교 행동으로 나타나는데 종교 행동도 정서 경험에 영향을 미친다(Watts, 2001). 예를 들어, 기도는 종교적 신념을 강화시키는 한 수단으로써 과거의 사건을 재구조화하고 정서를 정화시킨다. 명상도 마찬가지로 깊은 명상의 단계로 들어가는 과정에서 일차적으로 부정정서를 정화한다(Teasdale & Barnard, 1993). 이와 같이 내재적 종교정향이 높은 개인은 종교적 의미체계를 내재화하여 그 안에서 스트레스 사건의 의미를 재해석하여 부정정서를 조절하며(Watts, 2007), 사건이 발생한 원인과 결과를 신에게 돌리게 되며 이로써 부정적인 사건에 대한 부정정서를 덜 느끼게 된다. 반면, 외재적 종교정향이 높을수록 사건의 원인과 결과를 자신에게 귀인하기 때문에 정서를 외부로 환기 시키지 못하고 부정정서를 더

강하게 경험하게 된다(Watts, Nye, & Savage, 2002). 또한 내재적 종교정향이 높을수록 기도, 명상 및 종교행사 참여의 빈도가 높다는 것을 미루어보았을 때, 부정정서의 조절이 더욱 용이하다는 것을 알 수 있다.

둘째, 종교정향에 따른 부정정서의 차이는 자기조절 능력의 차이로 이어지는 것으로 나타났다. 상대적으로 부정정서를 약하게 경험하는 내재적 종교정향 일수록 자기조절능력이 높게 나타났으나, 높은 부정정서를 경험하는 외재적 종교정향 일수록 자기조절능력이 낮게 나타났다. 이는 부정정서와 자기조절의 부적 관계를 밝힌 선행연구와 일치하는 결과이다(Baumeister, Vohs, Dewall, & Zhang, 2007). 개인은 정서적 스트레스와 같은 부정정서를 경험할 때 장기적인 관점에서의 목표달성보다 현재 경험하는 부정정서의 감소를 최우선적인 해결문제로 간주한다(Baumeister et al., 2007). 이러한 상태에서는 다양한 정보들을 지각하고 통합하는 능력이 훼손되어 합리적으로 사고하지 못해 자기조절능력이 저하된다(Lerner & Keltner, 2001). 예를 들면, 부정정서를 경험할 때 개인은 흡연, 음주 및 폭식과 같은 행동을 통해 장기적으로는 해가 되지만, 단기적으로 부정정서를 감소시켜줄 자기 탐닉적 행동을 하게 된다(Leith & Baumeister, 1996). 부정정서는 인지적 기능의 손상 뿐 아니라 정서적 무기력 상태를 일으킬 수 있고, 정서적 무기력 상태에서는 자신의 상태를 객관적으로 인식하려는 자기인식 능력이 저하된다. 자기인식은 자신이 설정한 목표를 평가하고 행동을 수정하는데 필요한 능력으로, 부정정서는 개인의 자기인식 능력을 방해하여 자기조절 능력을 감소로 이끈다(Carver & Scheier, 1998).

셋째, 본 연구의 주요가설이었던 종교정향

에 따른 불안과의 상반된 관계에서 부정정서와 자기조절의 매개효과가 확인되었다. 구체적으로 내재적 종교정향이 높을수록 일상생활에서의 낮은 수준의 부정정서경험은 높은 자기조절로 이어져 불안 수준도 더 낮았으나, 외재적 종교정향이 높을수록 부정정서의 수준도 높았고 이는 낮은 자기조절로 이어져 불안을 더 빈번히 경험하게 하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 본 연구의 가설대로 종교정향에 따른 불안경험은 일상생활에서의 부정정서와 자기조절 차이로 해석할 수 있다. 먼저, 부정정서는 불안을 예측하는 주요한 변인으로 알려져 있는데(Watson et al., 2005), 에미숙과 오경자(2012)는 부정정서가 강할수록 직면하는 상황에 대한 경험을 회피함으로써 불안이 증가된다고 하였다. 경험회피는 스트레스 상황에서의 사고와 정서를 직시하지 못하고 억제하는 것인데, 장기적으로 반복된 억압은 결국 미해결된 부정적 정서와 사고를 증폭시켜 불안을 유발한다(Lynchi, Robins, Morse, & Krause, 2001). 또한 앞서 설명한대로 부정정서는 자기조절능력의 저하를 이끄는데, 자기조절의 실패로 인한 부적절한 행동이 사회적인 기준에 부합하지 않는다는 인식과 자신에 대한 부정적인 평가가 불안을 발생시킨다(Kocovski & Endler, 2000).

한편, 본 연구의 종교정향성과 불안에서의 부정정서와 자기조절의 이중매개모형에서 부정정서 변인을 제외하였을 때 종교정향과 자기조절의 관계가 일관적이지 않았다. 구체적으로 다른 변인들을 제외한 상태에서 종교정향과 자기조절 간의 관계를 살펴보았을 때, 내재적 종교정향은 높을수록 자기조절이 높은 것으로 드러났으나 외재적 종교정향과 자기조절의 관계는 유의하지 않았다. 이와 같은 결

과는 자기조절이 내재적 종교정향과는 정적인 관계가 있으나, 외재적 종교정향과는 유의한 상관성이 없다는 선행연구를 지지하는 결과이다(Hosseinkhanzadeh, Yeganeh, & Mojallal, 2013; Klanjsek, et al., 2012). 이는 외재적 종교정향은 부정정서와 관련이 있으나, 부정정서는 외재적 종교정향과 관련이 없는 변인에 의해 자기조절과의 관련성이 나타났을 수 있음을 의미한다. 다시 말해 부정정서는 외재적 종교정향과 자기조절과 관련이 있는 어떤 독립적인 변인이 각각 섞여서 존재함을 의미할 수 있다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 기존의 연구에서는 종교정향성과 불안의 관계를 매개하는 요인을 밝혀낸 연구가 없어 종교를 개인의 심리적인 자원으로 어떻게 이용해야 하는지 알기 어렵다는 한계가 있었다. 그러나 본 연구는 정서경험과 자기조절을 통해 종교정향과 불안의 관계를 보다 명확하게 밝힌데 의의가 있다. 둘째, 본 연구에서는 연구대상자들의 정서가 일시적인 에피소드에 의해 편향되어 보고되는 것을 방지하기 위해 일주일간 총 14회에 걸쳐 종교인들의 일상생활에서의 정서경험을 측정함으로써 연구의 신뢰도 및 타당도를 높였다는 데 의의가 있다. 마지막으로 본 연구의 상담에서의 함의는 다음과 같다. 일상의 다양한 사건 속에서 스트레스를 경험하고 부정적인 정서를 느끼는 내담자들은 개인의 내적참조체계 안에서는 새로운 관점으로 사건을 해석하기 힘들며 부정정서를 조절하는데 어려움을 자주 호소한다. 본 연구는 종교적 신념과 교리를 내면화하고 일상생활에서 행동으로 옮기는 과정을 통해 개인이 자신의 경험에 대한 인지적 해석 그리고 스트레스 상황에서의 조절능력을 향상시켜 불안과 같은 심리적 어려움을 감소시킬 수 있음을 확인했

다. 이와 같이 상담 장면에서 상담자는 내담자의 불안을 조절하는 개입 중 하나로써, 내담자의 종교성을 심리적 자원으로 이용하여 내담자가 상담실 밖에서도 자신의 행동과 정서를 조절하는 기제로 종교적 신념을 활용하는 것에 대해 논의할 수 있겠다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, 연구 참여자 중 개신교가 2/3를 차지하였고 이로 인해 본 연구 결과를 불교와 같은 타 종교인들까지 일반화하는 것에 한계가 있을 수 있다. 종교정향성은 Allport와 Ross(1967)가 기독교인을 대상으로 개발하였고, 전통적으로 기독교 경전인 성경에서는 내재적 종교정향성의 중요성을 강조하였다. 따라서 기독교인들을 대상으로 한 연구에서는 일관되게 내재적 종교정향성과 정신건강의 긍정적 관계가 보고되었다. 그러나 종교유형에 따라 종교정향에 대한 가르침이 다를 수 있고 그에 따라 정신건강 변인과의 관계가 다르게 나타날 수 있다(Ghorbani, Watson, Ghramaleki, Morris, & Hood, 2002). 후속 연구에서는 본 연구의 결과가 개신교 이외의 타 종교인들에게도 발견되는지 검증할 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 연구대상을 모두 초기 성인기인 20, 30대 남녀를 대상으로 국한하였기 때문에 아동기 및 청소년기를 아울러 다양한 발달시기에 따른 종교정향과 정신건강 간의 관계를 고찰하는데 한계가 있었다. 아동과 청소년의 경우 종교적 추상개념을 이해하고 내재화 하는 정도가 성인과 다를 수 있으며, 이에 따라 종교정향의 양상과 종교정향 및 정신건강의 관계가 달라질 수 있다(신건호, 2005). 따라서 아동과 청소년이 종교정향을 확립하는 추이와 특성에 따라, 종교정향과 정신건강의 변화하는 관계를 구체적으로 탐색해야 할 필

요성이 제기된다. 마지막으로, 본 연구는 부정정서와 자기조절이 종교정향과 불안과의 관계를 설명하는 기제를 연구하는데 있어 일회적인 정서표집이 피험자의 정서경험의 경향성을 평가하는 데에 한계가 있다는 것을 극복하기 위하여, 부정정서를 여러 번 측정하여 피험자의 일반적인 부정정서 강도와 다른 변인들 간의 관계를 알고자 했다. 그러나 매개변인인 부정정서의 측정시점이 비록 일주일 간격이긴 하나 종속변인인 불안의 측정시점보다 더 늦게 측정되었다. 이들 변인간의 관계의 방향성을 보다 명확히 하기 위해서 후속 연구에서는 불안의 측정을 매개변인의 측정 이후에 실시할 뿐 아니라, 종교정향에 따른 부정정서 경험과 자기조절이 시간적 경과에 따라 불안에 미치는 영향을 종단연구를 통해 검증할 수 있다.

참고문헌

- 강석기, 고수현, 한상훈 (2011). 대학생의 사회 불안, 내현적 자기애, 부정적 정서와 우울의 관계에서 내면화된 수치심의 매개효과 검증. *교육연구논총*, 32(2), 1-27.
- 보건복지부 (2012). 2011년 정신질환실태 역학조사 결과.
- 설경옥, 박지은, 박선영 (2012). 종교성과 정신건강과의 관계 메타분석: 국내 학회지 게재논문(1995-2011)을 중심으로. *한국심리학회지: 일반*, 31(3), 617-642.
- 신건호 (2005). 청소년의 자아개념, 불안, 희망과 낙관성이 종교정향 발달에 미치는 효과. *종교교육학연구*, 20, 147-166.
- 에미숙, 오경자 (2012). 부정적 정서성과 우울

- 및 불안의 관계: 경험 회피와 인지적 재평가의 매개효과 검증. *인지행동치료*, 12(1), 77-95.
- 이기련, 이영호 (1998). 정동성과 스트레스 유형이 우울과 불안의 공통증상과 특정증상에 미치는 영향. *한국심리학회지: 임상*, 17(2), 69-86.
- 이현희, 김은정, 이민규 (2003). 한국판 정적 정서 및 부적 정서 척도. *한국심리학회지: 임상*, 22(4), 935-946.
- 제석봉, 이성배 (1996). 외재적-내재적 종교성향과 불안 및 부적응과의 관계. *대구효성가톨릭대학교 연구논문집*, 53(1), 121-134.
- 조영주, 이지연, 장진이 (2011). 신앙을 가진 중년여성의 내재적 종교성향이 부정적 정서에 미치는 영향: 용서의 매개효과를 중심으로. *한국기독교상담학회지*, 23(2), 203-225.
- 조혜윤, 손은정 (2008). 종교성향과 불안과의 관계에서 종교적 대처와 낙관성의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 20(3), 773-793.
- 조혜진, 권석만 (2011). 자기조절과 정서가 폭식행동에 미치는 영향. *한국심리학회지: 임상*, 30(4), 963-983.
- 최인수, 김순옥, 황선진, 이수진 (2003). 경험표집법을 이용한 고등학생들의 생활경험에 관한 연구: 주된 활동과, 활동 공간, 및 플로우를 중심으로. *대한가정학회지*, 41(8), 213-227.
- 한덕용, 이창호, 탁진국 (1993). Spielberger의 상태-특성 불안 검사의 표준화. *한국심리학회지 연차대회 학술발표논문집*, 0, 505.
- 허원무 (2013). 매개효과 분석방법의 최근 트렌드: 부트스트래핑을 이용한 단순, 다중, 이중매개효과 분석방법. *한국비즈니스리뷰*, 6(3), 43-59.
- Allport, G. W., & Ross, J. M. (1967). Personal religious orientation and prejudice. *Journal of Personality and Social Psychology*, 5(4), 432-443.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM)*. Washington, DC: American psychiatric association, 143-147.
- Baker, M., & Gorsuch, R. (1982). Trait anxiety and intrinsic-extrinsic religiousness. *Journal of the Scientific Study of Religion*, 21(2), 119-122.
- Baumeister, R. F., Bertrams, A., Englert, C., & Dickhauser, O. (2013). Role of self-control strength in the Relation Between Anxiety and Cognitive Performance. *American Psychological Association*, 13(4), 668-680.
- Baumeister, R. F., Vohs, K. D., Dewall, C. N., & Zhang, L. (2007). How emotion shapes behavior: Feedback, anticipation, and reflection, rather than direct causation. *Personality and Social Psychology Review*, 11(2), 167-203.
- Baumeister, R. F., Vohs, K. D., & Tice, D. M. (2007). The strength model of self-control. *Current Directions in Psychological Science*, 16(6), 351-355.
- Bergin, A. E., Masters, K. S., & Richards, P. S. (1987). Religiousness and mental health reconsidered: A study of an intrinsically religious sample. *Journal of Counseling Psychology*, 34(2), 197-204.
- Bertrams, A., Englert, C., Dickhauser, O., & Baumeister, R. F. (2013). Role of self-control strength in the relation between anxiety and cognitive performance. *Emotion*, 13(4), 668-

- 680.
- Carver, C. S., & Scheier, M. F. (1998). *On the self-regulation of behavior*. New York: Cambridge University Press.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of abnormal psychology, 100*(3), 316.
- Clark, L. A., Watson, D., & Mineka, S. (1994). Temperament, personality, and the mood and anxiety disorders. *Journal of abnormal psychology, 103*(1), 103.
- 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 Method, 1*, 16-29.
- Dezutter, J., Soenens, B., & Hutsebaut, D. (2006). Religiosity and mental health: A further exploration of the relative importance of religious behaviors vs. religious attitudes. *Personality and Individual Differences, 40*(4), 807-818.
- Emmons, R. A., & Paloutzian, R. F. (2003). The psychology of religion. *Annual Review of Psychology, 54*, 377-402.
- Fredrickson, B. L. (2002). How does religion benefit health and well-being? Are positive emotions active ingredients? *Psychological Inquiry, 13*(3), 209-213.
- Ghorbani, N., Watson, P. J., Ghramaleki, A. F., Morris, R. J., & Hood, R. W. (2002). Muslim-christian religious orientation scales: distinctions, correlations, and cross-cultural analysis in Iran and the United States. *The International Journal for the Psychology of Religion, 12*(2), 69-91.
- Gorsuch, R. L., & McPherson, S. E. (1989). Intrinsic/Extrinsic measurement: I/E-revised and single-item scales. *Journal for the Scientific Study of Religion, 23*(3), 348-354.
- Hackney, C., & Sanders, G. (2003). Religiosity and mental health: A meta-analysis of recent studies. *Journal for the Scientific Study of Religion, 42*(1), 43-55.
- Hosseinkhanzadeh, A. A., Yeganeh, T., & Mojallal, M. (2013). The Relationship of the Religious Orientations and Attitudes with Self-control Among Students. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 84*, 759-762.
- Hill, P. C., & Hood, R. W. (1999). *Measures of religiosity*. Birmingham, AL: Religious Education Press.
- Kiang L., & Buchanan. C. M. (2014). Daily stress and emotional well-being among asian american adolescents: same-day, lagged, and chronic associations. *Development Psychology, 50*(2), 611-621.
- Kim-Prieto C., & Diener, E. (2009). Religion as a source of variation in the experience of positive and negative emotions. *The Journal of Positive Psychology, 4*(6), 447-460.
- Klanjsek, R., Vazsonyi, A. T., & Trejos-Castillo, E. (2012). Religious orientation, low self-control, and deviance: muslims, catholics, eastern orthodox, and "Bible Belt" christians. *Journal of Adolescence, 35*(3), 671-682.
- Kocovski, N., & Endler, N. (2000). Social anxiety, self-regulation, and fear of negative evaluation. *European Journal of Personality, 14*(4), 347-358.

- Koenig, H. G., McCullough, M. E., & Larson, D. B. (2001). *Handbook of religion and health*. Oxford: University Press.
- Lau, J. Y., Eley, T. C., & Stevenson, J. (2006). Examining the state-trait anxiety relationship: a behavioural genetic approach. *Journal of abnormal child psychology*, 34(1), 18-26.
- Leith, K. P., & Baumeister, R. F. (1996). Why do bad moods increase self-defeating behavior? Emotion, risk taking, and self-regulation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(6) 1250-1267.
- Lerner, J. S., & Keltner, D. (2001). Fear, anger, and risk. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(1), 146-159.
- Loewenstein, G. F., Weber, E. U., Hsee, C. K., & Welch, N. (2001). Risk as feelings. *Psychological bulletin*, 127(2), 267.
- Lonigan, C. J., Phillips, B. M., & Hooe, E. S. (2003). Relations of positive and negative affectivity to anxiety and depression in children: evidence from a latent variable longitudinal study. *Journal of consulting and clinical psychology*, 71(3), 465.
- Lynchi, T. R., Robins, C. J., Morse, J. Q., & Krause, E. D. (2001). A mediational model relating affect intensity, emotion inhibition, and psychological distress. *Behavior Therapy*, 32(3), 519-536.
- Manucia, G. K., Baumann, D. J., & Cialdini, R. B. (1984). Mood influences on helping: Direct effects or side effects? *Journal of Personality and Social Psychology*, 46(2), 357.
- McCullough, M. E., & Willoughby, B. L. (2009). Religion, self-regulation, and self-control: Associations, explanations, and implications. *Psychological bulletin*, 135(1), 69-93.
- McIntosh, D. N., Silver, R. C., & Wortman, C. B. (1993). Religion's role in adjustment to a negative life event: Coping with the loss of a child. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(4), 812-821.
- Muraven, M., & Baumeister, R. F. (2000). Self-regulation and depletion of limited resources: does self-control resemble a muscle? *Psychological Bulletin*, 126(2), 247-259.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879-891.
- Powell, L. H., Shahabi, L., & Thoresen, C. E. (2003). Religion and spirituality: Linkages to physical health. *American Psychologist*, 58, 36-52.
- Scollon, C. N., Kim-Prieto, C., & Diene, E. (2003). Experience sampling: promises and pitfalls, strength and weakness. *Journal of happiness studies*, 4, 5-34.
- Shreve-Neiger, A. K., & Edelstein, B. A. (2004). Religion and anxiety: A critical review of the literature. *Clinical psychology review*, 24(4), 379-397.
- Smith, T. B., McCullough, M. E., & Poll, J. (2003). Religiousness and depression: Evidence for a main effect and the moderating influence of stressful life events. *Psychological Bulletin*, 130(1), 617-636.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the state-trait anxiety*

- inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Spilka, B., Hood, R. W., Hunsberger, B., & Gorsuch, R. (2003). *The psychology of religion: An empirical approach*. New York: Guilford Press.
- Steffen P. R. (2013). Perfectionism and life aspirations in intrinsically and extrinsically religious individuals. *Religion and Health, 53*(4), 945-958.
- Sternthal, M. J., Williams, D. R., Musick, M. A., & Buck A. C. (2010). Depression, anxiety, and religious life: A search for mediators. *American Sociological Association, 51*(3), 343-359.
- Sturgeon, R. S., & Hamley, R. W. (1979). Religiosity and anxiety. *The Journal of Social Psychology, 108*(1), 37-138.
- Tangney, J. P., Baumeister, R. F., & Boone, A. L. (2004). High self control predicts good adjustment, less pathology, better grades, and interpersonal success. *Journal of personality, 72*(2), 271-324.
- Tapanya, S., Nicki, R., & Jarusawad, O. (1997). Worry and intrinsic/extrinsic religious orientation among buddhist (Thai) and christian (Canadian) elderly person. *Aging and Human Development, 44*(1), 75-83.
- Teasdale, J. D., & Barnard, P. J., (1993). *Affect, cognition and change*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Watson, D. (1988). Intraindividual and interindividual analyses of Positive and Negative Affect: Their relation to health complaints, perceived stress, and daily activities. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*, 1020-1030.
- Watson D., Clark L. A., & Tellegen A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*(6), 1063-1070.
- Watson, D., Gamez, W., & Simms, L. J. (2005). Basic dimensions of temperament and their relation to anxiety and depression: A symptom-based perspective. *Journal of Research in Personality, 39*(1), 46-66.
- Watterson K. W., & Giesler R. B. (2012). Religiosity and self-control: When the going gets tough, the religious get self-regulating. *Psychology of Religion and Spirituality, 4*(3), 193-205.
- Watts, F. N. (2001). *Shame, sin and guilt*. Edinburgh, Scotland: T & T Clark.
- Watts, F. N. (2007). *In handbook of emotion regulation*. New York: The Guilford Press.
- Watts, F. N., Nye, R., & Savage, S. B. (2002). *Psychology for christian ministry*. London: Routledge.

원 고 접 수 일 : 2014. 12. 29
수정원고접수일 : 2015. 03. 11
게 재 결 정 일 : 2015. 04. 16

Religious Orientation and Anxiety: Negative Affect and Self-regulation as Mediators

Haeng Bok Kim

Kyoung Ok Seol

Ewha Womans University

This study was aimed to examine conflict relation between religiosity and anxiety. Although there were limited studies regarding the association, religious orientation has consistently predicted anxiety levels. Intrinsic and extrinsic religious orientation were negatively and positively linked to anxiety, respectively. In this study, we investigated negative affect and self-regulation as mediators on the relationship between religious orientation and anxiety among 138 participants. Using experience sampling method, negative affect was collected 2 times a day (11am and 8 pm) for a week. In results, the intrinsic religious orientation was negatively related with negative affect and anxiety and positively related with self-regulation. The extrinsic religious orientation was positively related with negative affect and anxiety. Consistent with our hypothesis, negative affect and self-regulation mediated the relation between religious orientation and anxiety. Theoretical and clinical implications of the study are discussed.

Key words : religious orientation, anxiety, negative affect, self-regulation, religiosity