

## 대학생의 지각된 스트레스, 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고의 관계: 6주 단기 종단 연구

조 영 주<sup>†</sup>

서강대학교

본 연구에서는 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고의 관계, 이들 관계에서 지각된 스트레스의 매개 효과, 그리고 지각된 스트레스가 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 실존적 안녕의 조절 효과를 알아보고자 하였다. 본 연구는 단기 종단 연구로, 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고를 6주 간의 간격을 두고 시점1과 시점2에서 반복측정 하였고, 시점2에는 시점1 이후 6주 간의 지각된 스트레스를 함께 측정하였다. 대학생 164명으로부터 얻은 자료를 상관분석, 구조방정식 모형을 사용하여 분석하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같다. 기저선 종속변인을 통제한 후에, 시점1의 자살 사고는 시점2의 실존적 안녕을 설명하였고, 시점1의 실존적 안녕은 시점2의 우울을 설명하였으며, 시점1의 우울은 시점2의 자살 사고를 설명하는 것으로 나타났다. 지각된 스트레스는 시점1과 시점2의 실존적 안녕, 시점1과 시점2의 우울, 시점1의 실존적 안녕과 시점2의 우울의 관계를 부분적으로 매개하였다. 반면, 지각된 스트레스가 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 실존적 안녕의 조절 효과는 유의하지 않았다. 본 연구의 결과를 논의하였고, 후속 연구를 위한 제언 및 상담 실체에 대한 함의를 포함하였다.

주요어 : 실존적 안녕, 우울, 자살 사고, 지각된 스트레스, 단기 종단 연구, 매개 효과, 조절 효과

---

<sup>†</sup> 교신저자 : 조영주, 서강대학교 교육대학원, (04107) 서울시 마포구 백범로 35  
Tel: 02-705-8177, E-mail: youngju.chona@gmail.com

2014년 우리나라에서 자살로 인한 사망은 20대의 사망 원인으로는 1위였고, 10대의 사망 원인으로는 2위였다(통계청, 2015). 또한, 2001년에서 2009년 사이 자살로 사망한 우리나라 대학생은 연간 평균 230명이었다(연합뉴스, 2011, 4, 11). 스트레스, 우울 및 자살 사고는 자살의 위험 요인으로 오랫동안 많은 연구에서 일관적으로 보고되고 있다(Sanchez, 2001). 자살을 생각하는 대부분의 사람이 자살 행위를 하는 것은 아니지만, 자살 사고가 자살 계획 및 자살 시도로 이어지므로, 자살 사고는 자살에 대한 주요한 위험 요소라고 할 수 있다(Beck, Kovacs, & Weissman, 1979). 우울은 심리적 독감이라고 할 정도로 흔하지만, 또한 자살이라는 치명적인 결과를 낳을 수 있는 심리장애이기도 하다(권석만, 2014). 자살을 시도한 대학생들은 자살 시도의 이유로 부모님, 이성 및 친구 관계 문제, 학업 및 진로 문제, 열등감과 함께 무망감 및 우울감을 들었다(최명식, 2007). 이에 더하여, 스트레스가 되는 생활사건 및 스트레스에 대한 지각도 우울 및 자살 사고의 선행요인으로 알려져 있다(유상미, 이승연, 2008; Gautam & Kumar, 2014; Van Praag, 2004). 자살에 대한 보호 요인으로는 고용, 지지 체계, 미성년 자녀, 여가 시간의 사용, 삶의 의미, 효과적인 문제해결 기술과 함께 삶의 의미가 포함된다(Sanchez, 2001). 삶에 대한 의미와 목적을 의미하는 실존적 안녕은 미래에 대한 계획을 세우고 즐거운 활동에 참가하는 것과 관련되므로, 실존적 안녕은 자살 사고에 대한 보호 요인이 된다(Jobes & Mann, 1999).

실존적 안녕, 우울, 자살 사고 및 스트레스 간의 관계에 관한 연구가 많이 이루어졌지만, 대부분의 선행 연구는 동일한 시점에서 수집

한 자료를 바탕으로 하였다. 이러한 자료로는 시간의 경과에 따른 관계의 변화를 설명하거나 변인들의 관계에서 고유효과를 살펴보는 데는 한계가 있기 때문에, 종단 연구가 필요하다. 예를 들어, 많은 연구에서는 실존적 안녕이 우울이나 자살 사고에 영향을 미치는 것으로 개념화하였다(김신연, 채규만, 2013; 서경현, 정성진, 구지현, 2005; 최지영, 2012; Briggs & Shoffner, 2006; Gautam & Kumar, 2014; Maselko, Gilman & Buka, 2009; Wang, Lightsey, Pietruszka, Uruk, & Wells, 2007). 그러나, 역으로, 우울감이 높고 자살 사고를 많이 하기 때문에, 삶의 의미나 목적을 탐구하는데 어려움을 경험할 수도 있다. 이에 더하여, 종단 연구에서는 종속변인의 기저선 값을 포함함으로써 독립변인의 고유효과를 알아볼 수 있다. Liu와 Miller(2014)는 스트레스가 자살 사고에 미치는 영향을 알아볼 때, 다른 위험요소의 기저선 값을 포함함으로써 스트레스의 고유한 영향을 알아볼 수 있다고 하였다. 스트레스 및 우울과 관련된 선행 종단 연구에서는 짧게는 3-4일, 길게는 몇 년의 간격을 두고 연구가 이루어졌는데(Orth, Robins, & Meier, 2009), 대학생을 대상으로 한 본 연구에서는 6주의 간격을 두고 두 시점에서 자료를 수집하였다.

본 연구의 주요 변인인 지각된 스트레스, 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고 간의 관계는 대개 스트레스-취약성 모델(Lazarus & Folkman, 1984)을 적용하여, 스트레스가 우울 및 자살 사고에 미치는 영향을 실존적 안녕이 조절하는 조절효과를 연구하였다(전경구, 정봉도, 김용환, 2000). 본 연구에서는 이러한 조절 효과가 기저선 값을 고려한 종단 연구에서도 유의한지 살펴보고자 하였다. 이에 더하여, 선

행 연구에서는 지각된 스트레스와 실존적 안녕 및 우울은 상호 영향을 미친다고 하였고 (Gautam & Kumar, 2014; Oman, Hedberg, & Thoresen, 2006; Orth et al., 2009), 본 연구에서는 시점1과 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고의 관계에서 지각된 스트레스의 매개 효과를 살펴보고자 하였다.

### 자살 사고와 우울

자살은 자살 사고, 자살 계획, 자살 시도, 및 자살로 인한 죽음과 같이 밀접한 관련이 있지만 각기 다른 여러 가지 측면들을 포함한다(Liu & Miller, 2014). 우리나라 대학생을 대상으로 한 노명선 등(2007)의 연구에서는 39.2%가 자살 생각을 해 보았고, 4.7%가 자살 계획을 세워 본 적이 있으며, 3.0%가 자살 시도를 해 본 적이 있다고 보고하였다. 또 다른 연구에서도 대학생의 23.9%가 대학교 입학 이후에 자살 충동을 경험한 적이 있고, 조사 대상 620명 중 7명은 대학 입학 후 자살 시도를 한 적이 있다고 보고하였다(최명식, 2007). 자살 사고 및 행동에 관한 연구 중에는 자살 계획이나 시도보다는 자살 사고에 관한 연구들이 상대적으로 많은데, 이는 자살 사망자를 대상으로 한 연구는 불가능하고, 자살 시도자에 대한 접근은 제한적이며, 자살 시도를 한 사람은 전체 인구에서 상대적으로 낮은 비율을 차지하기 때문이다(Orden, et al., 2010).

자살 사고 및 자살에 이르게 하는 주요 위험 요인이 되는 심리적 문제가 우울임은 잘 알려져 있다(Furr, Westefeld, McConnell, & Jenkins, 2001; Sanchez, 2001; Van Praag, 2004). 우울은 우울한 기분, 흥미 저하, 활력

저하나 피로감, 무가치감이나 죄책감, 집중력 감소나 결정의 어려움, 및 절망감 등을 경험하는 것과 관련 있다(American Psychiatric Association, 2013). 우리나라 대학생을 대상으로 한 연구에서, 남학생의 19.3%와 여학생의 30.2%가 경도 우울을 포함한 우울 장애를 경험하는 것으로 보고되었다(노명선 등, 2006). 우울이 심해지면 자살 사고가 증가하고 자살 시도를 하기도 하는데, 정신장애의 진단 및 통계 편람(DSM-5)은 주요 우울장애의 증상으로 자살에 대한 생각이나 자살 기도를 하거나 자살하기 위한 구체적인 계획을 세우는 것을 포함하였다(American Psychiatric Association, 2013). 노명선 등(2007)은 자살 사고, 자살 계획 및 자살 시도를 한 적이 있는 집단의 78.6%가 우울 장애를 경험한 적이 있다고 보고하였다.

대학생을 대상으로 한 경험적 연구에서 우울과 자살 사고 간에는 일관적으로 유의한 상관이 있는 것으로 나타났는데, Cohen(1988)의 효과 크기 기준에 따르면, 둘 간의 관계는 큰 크기 상관(강은실, 송양숙, 조향숙, 강성년, 2004; 박경, 2011; 이현지, 김명희, 2007; 차선경, 이은미, 2014)에서, 중간 크기 상관(정주리, 김은영, 최승애, 이유정, 김정기, 2015; 최윤신, 김혜련, 김한나, 2012; 최지영 2012), 그리고 작은 크기의 상관(하정희, 안성희, 2008) 까지 다양하게 보고되었다. 다시 말하면, 우리나라 대학생들도 정도의 차이는 있지만, 우울감이 높을수록 자살 사고도 더 많이 하는 것으로 나타났다.

### 지각된 스트레스, 우울 및 자살 사고

스트레스는 크게 스트레스원이나 생활 사

건에 초점을 두는 환경적 스트레스; 땀, 맥박, 호흡, 호르몬 등 스트레스 반응을 포함하는 생리적 스트레스; 주관적인 스트레스 평가나 정서적인 반응을 포함하는 심리적 스트레스로 범주화할 수 있다(Kopp et al., 2010). 스트레스에 대한 초기 연구는 스트레스원이 되는 스트레스 사건에 초점을 맞추었는데, 자신이나 가족의 큰 질병, 사랑하는 사람과의 이별, 실직 등과 같은 중대한 생활사건이나 외로움, 관계 내의 갈등, 및 성적 하락 등과 같은 일상 생활사건이 스트레스원이 될 수 있다(조하, 신희천, 2009; Dixon, Runford, Heppner, & Lops, 1992).

이후의 스트레스 연구는 이러한 스트레스 사건을 개인이 주관적으로 어떻게 평가하고 인식하는지에 초점을 둔다(Cohen, Kamarck, & Mermelstein, 1983; Hewitt, Flett, & Mosher, 1992; Lazarus & Folkman, 1984). Lazarus와 Folkman(1984)은 사람들은 일차적으로 스트레스 사건이 자신의 안녕에 얼마나 위협이 되는지 평가하고, 다음으로 자신이 가진 자원으로 스트레스를 얼마나 잘 다룰 수 있는지를 인지적으로 평가하면서, 주관적으로 스트레스를 지각한다고 하였다. Cohen 등(1983)도 주관적 스트레스를 강조하면서 삶의 상황이 얼마나 스트레스가 되는지 개인이 평가하는 정도를 스트레스라고 하였다. 그들은 이를 측정하는 지각된 스트레스 척도를 개발하였다. 지각된 스트레스 척도는 자신의 삶이 예측할 수 없고, 통제할 수 없으며, 과부하 상태라고 지각하는 정도를 측정하며, 화, 짜증, 긴장과 같은 부정적 정서 반응과 스트레스원에 대처할 능력에 대한 지각을 포함한다(Hewitt et al., 1992).

스트레스는 우울 및 자살 사고를 예측하는

주요 변인인데(Van Praag, 2004), 선행 연구에서는 일관적으로 부정적 스트레스 사건과 우울 간에 유의한 정적 상관(Orth et al., 2009) 및 부정적 스트레스 사건과 자살 사고와의 간에 유의한 정적 상관(박경, 2004; 정혜경, 안옥희, 김경희, 2003; 조하, 신희천, 2009; 최명식, 2007; Chang, 2002)이 보고되었다. Lester (2014)는 대학생의 스트레스를 대학생활 스트레스와 일상생활 스트레스로 구분하여 우울 및 자살 사고와의 관계를 살펴보았는데, 대학생활 스트레스는 우울만을 유의하게 설명한 반면, 일상생활 스트레스는 우울 및 자살 사고와 상관이 있었다. Wang 등(2007)의 연구에서는 생활 스트레스 사건은 우울과는 유의한 상관이 있는 반면, 자살 사고와는 유의한 상관을 보이지 않았다. 정주리 등(2015)은 대학생과 대학원생을 대상으로 한 연구에서, 대학생활 스트레스는 우울 및 자살 사고와 유의한 상관이 있다고 보고하였고, 대학생활 스트레스는 우울을 매개하여 자살 사고에 영향을 미친다고 하였다. 우리나라 대학생을 대상으로 한 연구에서, 차선경과 이은미(2014)는 대학생의 생활스트레스의 빈도는 우울 및 자살 사고와 유의한 정적 상관이 있다고 보고하였다. 조하와 신희천(2009)의 연구에서도 중대한 생활사건의 빈도 및 영향력과 일상적 생활사건 스트레스와 자살 사고 간에는 유의한 정적 상관이 있었다.

스트레스 사건뿐만 아니라, 개인이 스트레스 사건을 평가하면서 주관적으로 경험하는 스트레스도 우울 및 자살 사고와 관련이 있다. 선행 연구에서는 지각된 스트레스와 우울 간의 정적 상관(박경, 2010; 유상미, 이승연, 2008; 조현주, 현명호, 2011; 허연주, 이민규, 2015; Brissette, Scheier, & Carver, 2002; Rice,

Leever, Christopher, & Porter, 2006)과, 지각된 스트레스와 자살 사고 간의 정적 상관(유상미, 이승연, 2008; Gautam & Kumar, 2014)이 일관적으로 보고되었다. 대학생의 스트레스, 우울과 자살 사고에 대한 연구는 증가하고 있지만, 이를 실존적 안녕과 연결시켜서 검증한 연구는 상대적으로 많지 않다.

#### 실존적 안녕, 우울, 자살 사고 및 스트레스

대표적인 실존주의 심리학자인 Victor Frankle 은 인간이 삶의 의미를 추구하는 것은 삶의 근본적인 힘이며, 삶에서 경험하는 고통 가운데도 의미와 목적을 찾을 때 삶에 대한 의지를 굳건히 할 수 있다고 하였다(Frankle, 1969/1998). 이러한 심리적 특성은 연구자마다 약간씩 다르게 개념화했는데, Howden(1992)은 삶과 존재의 이유, 가치감, 긍정적 자기 개념, 자존감, 희망, 즐거움을 탐색하고 발견하는 과정이라고 하였고, Shafranske와 Gorsuch(1984)는 개인의 존재 의미를 찾는 것이라고 보았다. 삶의 의미는 긍정적 감정을 넘어서 개인적 성장이나 심리적 강점이며, 다른 한편으로는 Ellison(1983)이 실존적 안녕에서 포함한 것과 같이, 개인의 잠재력이 최대화된 상태라고 할 수 있다(Steger, Frazier, Oishi, & Kaler, 2006). Ellison(1983)은 영적 안녕은 인간이 절대자, 자기 자신, 지지적인 공동체 및 환경과 긴밀히 관계를 맺고, 이 관계에서 전체성이 고양되는 것을 의미한다고 하면서, 영적 안녕을 종교적 안녕과 실존적 안녕의 두 가지 차원으로 구분하였다. 종교적 안녕은 신 혹은 절대자와의 관계의 질을 의미하며, 앞서 언급한 바와 같이, 실존적 안녕은 삶의 목적과 의미를 알고 삶에 대한 만족감을 갖는 것을 의

미한다.

실존적 안녕은 우울 및 자살 사고와 배타적인 특성을 보인다. 즉, 실존적 안녕이 높은 사람은 삶의 목적과 의미를 추구하는 반면, 우울한 사람은 무망감, 무의미감, 무력감, 무가치감을 보고한다(Beck, 1967; Westgate, 1996). Westgate(1996)는 1974년부터 1995년까지 발표된 실존적 안녕을 포함한 영성과 우울의 관계에 관한 논문을 고찰하였는데, 영성은 전반적으로 우울과 부적 상관을 보였다. 이후의 연구에서도 일관적으로 삶의 목적과 의미 및 실존적 안녕과 우울 간에는 부적 상관이 있었다(Briggs & Shoffner, 2006; Gautam & Kumar, 2014; Maselko, Gilman, & Buka, 2009). Maselko 등(2009)은 실존적 안녕이 주요 우울증 삽화의 경험을 낮출 확률이 70%이상이라고 보고하였다. 우리나라의 연구에서도 실존적 안녕과 우울 간의 부적 상관은 노인(김지숙, 2008; 엄형욱, 정성덕, 서완석, 구본훈, 배대석, 2005), 고등학생(서경현, 2014; 신성만, 김주은, 오종현, 구충성, 2011), 및 대학생(서경현 등, 2005; 최지영, 2012) 등 다양한 집단에서 상당히 일관적으로 보고되었다. 서경현 등(2005)은 요인 분석을 이용하여 실존적 안녕을 의미감과 충족감으로 나누었고, 의미감과 충족감 모두 우울과 부적 상관이 있다고 보고하였다.

실존적 안녕은 삶의 목적을 가지고 미래를 계획하는 것과 관련되므로, 자살 사고에 대한 보호 요인이 될 수 있다(Jobes & Mann, 1999). Wang 등(2007)은 자살 사고 및 자살 시도 경험이 있는 집단은 자살 사고 및 자살 시도 경험이 없는 집단에 비해서 삶의 이유를 더 높게 보고하였다고 하였다. 우리나라 대학생을 대상으로 한 연구에서도, 삶의 목적이나 의미는 자살 사고와 유의한 부적 상관이 있

었다(김신연, 채규만, 2013; 조하, 신희천, 2011; 최지영, 2012). 실존적 안녕이 자살 사고에 미치는 영향은 우울을 매개하는 것으로 선행 연구에서는 보고하였는데, Wang 등(2007)은 삶의 목적은 우울을 매개하여 자살 사고와 자살 행동에 영향을 미친다고 하였다.

실존적 안녕은 종교와 신앙심과는 독립된 개념이다. 삶의 의미와 목적을 추구하는 것이 내적이고 사적인 경험이라면, 종교는 영성의 제도화된 표현으로 특정 종교를 가지고 종교적 의식에 참가하는 것 등을 포함한다(Westgate, 1996). 실존적 안녕이 높은 사람이라고 해서 반드시 종교적인 것은 아니며, 종교적인 사람이라고 해서 반드시 실존적 안녕이 높은 것은 아니라고 볼 수 있다. 종교가 실존적 안녕, 우울, 자살 사고 간의 관계에 영향을 미치는지는 선행 연구에서도 일관적으로 나타나지 않았다. 실존적 안녕, 종교적 안녕, 우울 및 자살 사고 간의 관계를 살펴본 최지영(2012)의 연구에서, 기독교 집단과 종교가 없는 집단 모두에서 실존적 안녕과 우울은 자살 사고를 유의하게 설명하였다. 그의 연구에서, 기독교인인 대학生の 실존적 안녕과 우울 간에 부적 상관이 있었으나, 종교가 없는 대학생은 실존적 안녕과 우울 간에 유의한 상관이 없다고 보고하였다. 또한, 절대자와의 관계를 포함하는 종교적 안녕은 기독교 집단과 종교가 없는 집단 모두에서 우울과 자살 사고를 설명하지 못했다. 우울을 연구한 것은 아니지만, Kim과 Seidlitz(2002)는 우리나라 대학생을 대상으로 한 단기 종단 연구에서, 신과의 관계 및 영적 경험을 포함하는 영적 초월성이 스트레스가 부정적 정서에 미치는 영향을 조절하며, 이러한 경향은 종교를 가지고 있지 않은 집단에 비해서 중

교를 가진 집단에서 더 크게 나타난다고 보고하였다.

스트레스-취약성 모델(Lazarus & Folkman, 1984)에서는 스트레스가 우울 및 자살 사고에 미치는 영향을 개인적 성격 특성이 조절할 수 있다고 보는데, 개인적 특성으로 실존적 안녕, 영성, 영적 의미의 조절 효과도 연구되었다. 다시 말하면, 실존적 안녕이 높은 사람의 경우, 스트레스가 정신 건강에 미치는 영향이 작은 반면, 실존적 안녕 낮은 사람의 경우, 스트레스가 정신 건강에 미치는 영향이 크게 나타난다는 것이다. 전경구 등(2000)은 스트레스가 우울에 미치는 영향에서 실존적 안녕의 조절 효과를 유의하게 보고하였다. Mascaro와 Rosen(2006)의 연구에서 영적 의미는 스트레스가 우울에 미치는 영향을 조절하였는데, 영적 의미 수준이 높은 대학생들에게서 스트레스는 우울을 설명하지 못한 반면, 영적 의미 수준이 낮은 대학생에게서는 스트레스가 우울을 유의하게 설명하였다. 우리나라 대학생을 대상으로 한 이미선과 오경자(2011)의 연구에서는 스트레스가 우울을 설명하는 것에 더하여, 스트레스 수준이 높을 때, 영적 의미 수준이 높은 집단이 낮은 집단에 비해서 우울을 덜 경험하는 것으로 나타났다. 조하와 신희천(2009)의 연구에서는 일상 생활 사건 스트레스와 자살의 관계를 영적 의미가 조절한다고 보고하였고, 이러한 결과는 대학생을 대상으로 한 후속 연구에서도 일관적으로 지지되었다(김신연, 채규만, 2013; 주영, 이서정, 현명호, 2012). Young, Cashwell과 Shcherbakova(2000)는 자신의 삶을 더 큰 맥락 속에서 보며, 생명 그 자체를 자각하며, 타인의 복지에 연민을 느끼는 것을 포함하는 영성은 부정적 삶의 사건이 우울에 미치는 영

향을 조절한다고 하였다.

스트레스 취약성 모델에 더하여, 스트레스가 우울, 자살 사고 및 실존적 안녕 간의 관계를 매개하는 모델도 고려해 볼 수 있다. 실존적 안녕이 지각된 스트레스에 영향을 미칠 수도 있는데, 실존적 안녕이 높을 때, 개인은 경험하는 스트레스 사건을 삶에 대해서 배우고 성숙할 수 있는 기회로 보는 등, 스트레스 사건에 대해 긍정적 의미를 부여하고, 스트레스를 덜 위협적으로 지각할 수 있다(Davis, Nolen-Hoeksema, & Larson, 1998, Modifi, et al., 2007). 이에 더하여, 개인이 대처할 수 있는 이상의 스트레스를 경험할 때, 실존적 안녕도 영향을 받는다. Victor Frankle이 말한 바와 같이, 삶의 많은 상황은 인간에게 도전이 되므로, 개인은 날마다 혹은 시간마다 새로운 삶의 의미를 만들어야하기 때문이다(Frankle, 1969/1998). 경험적 연구에서도 지각된 스트레스는 삶의 의미와 목적, 실존적 안녕과 유의한 부적 상관을 보였고(Gautam & Kumar, 2014; Winterowd, Harrist, Thompson, Worth, & Carlozzi, 2005), Oman 등(2006)은 영성훈련 프로그램이 지각된 스트레스를 유의하게 낮추는 것으로 보고하였다.

스트레스, 우울 및 자살 간의 관계를 살펴보면, 스트레스 사건이 자신의 안녕을 위협하고 이를 대처할 만한 자원을 가지고 있지 못하다고 평가할 때, 개인은 우울감이 높아지고 자살에 대한 생각을 더 많이 할 수 있고, 이에 더하여, 우울감이 높고 자살 사고를 할 때, 스트레스를 높게 지각할 수도 있다. Orth 등(2009)는 우울은 이후의 1년 동안 경험한 스트레스 사건의 빈도에 영향을 미치며, 1년 동안 경험한 스트레스 사건의 빈도도 우울에 영향을 미쳤다고 보고하였다. 유사하게, Kim

과 Seidlitz(2001)는 한국 대학생을 대상으로 한 4주 단기 종단 연구에서 시점1의 부정적 정서와 시점2의 일상생활 스트레스 간의 상관도 유의할 뿐만 아니라, 시점1의 일상생활 스트레스와 시점2의 부정적 정서 간의 상관도 유의하다고 보고하였다.

본 연구에서는 대학생을 대상으로 지각된 스트레스, 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고 간의 관계가 6주의 시간 경과에 따라 어떻게 변화하는지 살펴보고자 한다. 본 연구의 연구 문제는 다음과 같다.

첫째, 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고는 6주 후인 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에 영향을 미칠 것이다.

둘째, 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 지각된 스트레스의 매개 효과가 있을 것이다.

셋째, 지각된 스트레스가 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 실존적 안녕의 조절 효과가 있을 것이다.

## 방 법

### 연구대상

서울시내에 소재한 K대학교와 Y대학교에서 심리학 수업을 수강하는 학생들로부터 설문 자료를 수집하였는데, 시점1과 6주 후에 실시된 시점2의 설문에 모두 성실하게 응답한 사람은 166명이었다. 이들의 자료를 대상으로 Mahalanobis 거리를 산출했을 때(Tabachnick & Fidell, 2007), 2개의 극단치가 있었고( $\chi^2(7) = 24.32, p = .001$ ), 최종 분석에서는 164명의

자료가 사용되었다. 최종 분석에 포함된 164명 중, 남자가 95명(57.9%), 여자가 67명(40.9%), 그리고 무응답이 2명(1.2%)이었다. 참가자의 나이의 범위는 18세에서 29세( $M = 23.00$ 세,  $SD = 2.46$ )였다. 종교와 관련하여, 종교가 있다고 응답한 사람이 59명(36.0%), 종교가 없다고 응답한 사람이 102명(62.2%)이었고, 무응답이 3명(1.8%)이었다. 종교가 있다고 응답한 사람 중, 개신교는 26명(44.1%), 천주교는 25명(42.4%), 그리고 불교는 8명(13.6%)이었다. 종교 유무를 포함한 분석에서는 종교 유무를 응답하지 않은 3명을 제외한 161명의 자료가 사용되었다.

#### 측정도구

실존적 안녕, 우울과 자살 사고를 6주 간격을 두고 시점1과 시점2에서 반복하여 측정하였다. 지각된 스트레스는 시점 2에서는 시점1로부터 시점 2까지 6주간의 스트레스를 측정하였다.

#### 실존적 안녕

실존적 안녕을 측정하기 위하여 Ellison (1983)의 영적안녕척도(Spiritual Well-being Scale; SWB)를 강계남(2003)이 번안한 것을 사용하였다. 영적안녕척도는 총 20문항으로 구성되어 있는데, 그 중 홀수 10문항은 종교적 안녕 하위척도로 인간과 하나님의 수직적 안녕 정도를 측정하며, 짝수 10문항은 실존적 안녕 하위척도로서 인생의 목적의식과 만족을 측정한다. 연구에서는 실존적 안녕의 하위척도 10문항만 사용하였는데, '삶이란 별 의미가 없다,' '나의 삶에는 구체적인 목적이 있다'와 같은 문항이 포함되었다. 응답자가 6점 리커

트 척도(1 = 전혀 동의하지 않음, 6 = 전적으로 동의함) 상에 응답하도록 되어 있으며, 점수가 높을수록 실존적 안녕 정도가 높음을 의미한다. 실존적 안녕 하위척도의 내적 신뢰도(Cronbach's alpha)는 대학생들을 대상으로 한 강계남(2003)의 연구에서 .82였고, 본 연구에서는 시점1에서는 .89였고, 시점2에서는 .91이었다.

#### 한국판 CES-D

우울을 측정하기 위하여, Radloff(1977)가 제작한 CES-D(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale)를 바탕으로, 전경구, 최상진, 양병창(2001)이 개발한 통합적 한국판 CES-D를 사용하였다. 한국판 CES-D 척도는 지난 일주일 동안 응답자가 느끼고 행동했던 것을 4점 리커트 척도(0 = 1일 이하, 1 = 1일~2일, 2 = 3일~4일, 3 = 5일~7일) 상에 응답하도록 되어 있다. 총 20개 문항으로 긍정적 정서 4개 문항, 부정적 정서 16개 문항으로 구성되어 있으며, 긍정적 정서는 역채점하여 전체 점수를 합산하며, 점수가 높을수록 우울 수준이 높음을 의미한다. 한국판 CES-D에는 '생활이 즐거웠다,' '세상에 홀로 있는 듯한 외로움을 느꼈다' 등과 같은 문항이 포함되어 있으며, 자살 사고를 측정하거나 암시하는 문항은 포함되어 있지 않다. 한국판 CES-D는 생활 스트레스와 대처방식과 유의한 상관이 보고되었다(이은희, 2004). 내적 신뢰도(Cronbach's alpha)는 대학생들을 대상으로 한 전경구 등(2001)의 연구에서 .91이었고, 본 연구에서는 시점1에서는 .90, 시점2에서는 .91로 양호한 수준이었다.



### 자살 사고 척도

자살을 측정하기 위하여, Beck 등(1979)이 개발한 것을 신민섭, 박광배, 오경자, 김중술(1990)이 자기보고식으로 변형한 자살 사고 척도(Scale for Suicidal Ideation: SSI)를 사용하였다. 자살 사고 척도는 19개의 문항으로 구성되어 있으며, 0-3점까지 4점 척도로 응답하도록 되어 있고, 전체 점수를 합산하여 사용한다. 자살 사고 척도에는 '자살에 대해 깊이 생각해 본 이유는?' '자살에 대해 깊게 생각했을 때, 구체적인 방법까지 계획했는가?' 등과 같은 문항이 포함되어 있다. 자살 사고 척도의 점수는 지난 1년 동안의 자살 과거력과 상관이 있는 것으로 보고되었다(박경, 2004). 내적 일치도(Cronbach's alpha)는 신민섭 등(1990)의 연구에서는 .81로 보고되었고, 본 연구에서는 시점1에서는 .85, 시점2에서는 .84였다.

### 지각된 스트레스 척도

Cohen 등(1983)이 제작한 지각된 스트레스 척도(Perceived Stress Scale: PSS)를 하영수, 정금희, 김신정(1990)이 한국어로 번안한 것을 사용하였다. 한국판 지각된 스트레스 척도는 지난 한 달 동안 응답자가 경험했던 생각이나 감정을 5점 리커트 척도(0 = 전혀 없음, 1 = 거의 없음, 2 = 가끔 있음, 3 = 비교적 자주 있음, 4 = 매우 자주 있음) 상에 응답하도록 되어 있는데, 본 연구에서는 지난 설문 후 6주 동안의 지각된 스트레스 정도에 응답하도록 하였다. 지각된 스트레스 척도는 전체 총 14개의 문항으로 구성되어 있는데, 그 중 7개의 문항은 긍정문항으로 역채점 하도록 되어 있고, 점수가 높을수록 지난 6주 간 더 많은 스트레스를 경험했음을 의미한다. 지각된 스

트레스 척도에는 '지난 6주 동안 불안하다거나 스트레스를 받는다고 느낀 적이 있습니까?' '지난 6주 동안 장애가 너무 많아서 극복할 수 없다고 느낀 적이 있습니까?'와 같은 문항이 포함되어 있다. Cohen 등(1983)의 연구에서 지각된 스트레스 척도의 내적 일치도는 .78 이었으며, 자기 보고식 정신신체 증상, 건강 관련 서비스의 이용, 도움 추구, 낮은 삶의 만족도와 유의한 상관을 보였다. 한국판 지각된 스트레스 척도의 내적 신뢰도(Cronbach's alpha)는 최애선(2002)의 연구에서는 .77로 보고되었고, 본 연구에서는 .81이었다.

## 결 과

### 사전분석

본 연구의 주요 7개 변인인 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고, 시점2의 실존적 안녕, 우울, 자살 사고 및 지각된 스트레스의 평균, 표준편차, 왜도와 첨도 및 변인 간의 상관이 표 1에 제시되어 있다. 주요 변인의 왜도는 2이하, 첨도는 7이하로, West, Finch와 Curran(1995)의 기준에 따르면, 자료의 분포는 정상성에 문제가 없는 것으로 나타났다.

성별 및 종교 유무에 따라서 차이가 있는지를 알아보기 위하여, 다변량 분산분석을 실시하였다. 성별의 주효과 및 성별과 종교 유무의 상호작용 효과는 유의하지 않았고( $p > .05$ ), 종교 유무의 주효과는 유의한 것으로 나타났다(Wilk's  $\Lambda = .90$ ,  $F(7,151) = 2.51$ ,  $p < .05$ , partial  $\eta^2 = .10$ ). 구체적으로, 시점1의 실존적 안녕, 시점2의 실존적 안녕과 시점2의 우울은 종교 유무에 따른 차이를 보였다. 중

표 1. 변인 간의 상관과 변인의 평균, 표준편차 및 범위

	1	2	3	4	5	6	7
1. 실존적 안녕_T1	-						
2. 실존적 안녕_T2	.84***	-					
3. 우울_T1	-.70***	-.57***	-				
4. 우울_T2	-.52***	-.65***	.56***	-			
5. 자살 사고_T1	-.45***	-.47***	.46***	.33***	-		
6. 자살 사고_T2	-.41***	-.54***	.44***	.49***	.81***	-	
7. 지각된 스트레스_T2	-.45***	-.59***	.46***	.76***	.23*	.32***	-
평균	4.26	4.27	17.15	16.68	4.62	3.89	1.82
표준편차	.93	.92	9.18	9.09	4.82	4.33	.55
왜도	-0.65	-0.30	0.72	0.75	1.42	1.40	0.38
첨도	0.08	-0.14	0.79	0.25	2.05	1.84	0.05

주.  $N = 164$ . \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ . T1의 시점1, T2는 시점2에서의 값임.

교가 있는 사람이 종교가 없는 사람에 비해서 시점1의 실존적 안녕이 높았고(종교가 없는 사람:  $M = 4.11$ ,  $SD = .99$ ; 종교가 있는 사람:  $M = 4.53$ ,  $SD = .77$ ;  $F(1,157) = 8.41$ ,  $p < .01$ , partial  $\eta^2 = .05$ ), 시점2의 실존적 안녕도 높았으며(종교가 없는 사람:  $M = 4.16$ ,  $SD = 1.00$ ; 종교가 있는 사람:  $M = 4.46$ ,  $SD = .75$ ;  $F(1,157) = 3.87$ ,  $p < .05$ , partial  $\eta^2 = .03$ ), 시점2의 우울은 낮았다(종교가 없는 사람:  $M = 17.87$ ,  $SD = 9.76$ ; 종교가 있는 사람:  $M = 14.85$ ,  $SD = 7.54$ ;  $F(1,157) = 5.33$ ,  $p < .05$ , partial  $\eta^2 = .03$ ). 표 1에 제시된 바와 같이 변인 간의 상관은 모두 유의한 것으로 나타났다.

#### 주요분석

다음으로 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자

살 사고에 영향을 미칠 것이라는 연구문제를 검증하기 위하여, 공변량 구조분석을 실시하였다. 사전분석에서 종교 유무에 따라 시점1의 실존적 안녕과 시점2의 실존적 안녕 및 우울이 차이를 보인다는 결과에 따라, 종교 유무와 유의한 관련이 있는 경로를 연구모형에 포함하였고, 연구 모형은 실선과 점선을 포함한 그림 1과 같다.

AMOS 18(Arbuckle, 2007)을 사용하여, 그림 1에서 제시한 모든 변인 간의 관계를 고려한 모형에서 회귀 계수를 산출한 후, 점선으로 표시된 유의하지 않은 경로를 제거하였다. 유의한 경로만을 포함한 모형의 적합도는 우수한 것으로 나타났다( $\chi^2(9) = 12.1$ ,  $p = .21$ ,  $\chi^2/df = 1.34$ ; TLI = .90, IFI = .99, CFI = .99, SRMR = .07, RMSEA = .05; 90% 신뢰구간: .00, .11). Klein (1998)은  $\chi^2$ 를 자유도로 나눈 값이 3이하이면 모형은 적합한 것으로 볼 수 있다고 하였고, Hu와 Bentler(1999)는 SRMR이

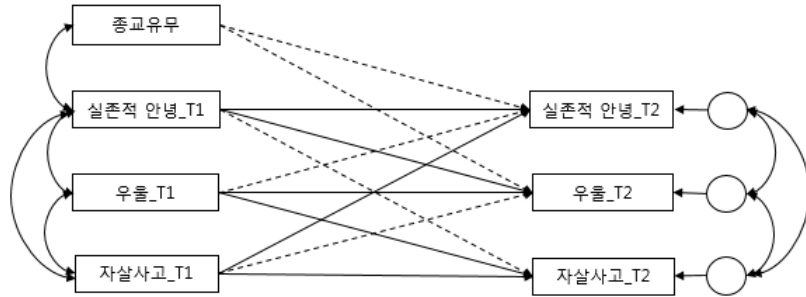


그림 1. 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에 미치는 효과 모형

주. N = 161, T1의 시점1, T2는 시점2에서의 값임.

.08이하이고, TLI, IFI, CFI가 .95이상이며, RMSEA가 .06 이하일 때, 모형 적합도가 좋다고 판단할 수 있다고 주장하였다. 최종모형에서 경로의 회귀계수 값은 표 2에 제시되어 있다.

시점1의 실존적 안녕은 시점2의 실존적 안녕을 유의하게 설명하였고( $\beta = .79, p < .001$ ), 시점1의 우울도 시점2의 우울을 유의하게 설명하였으며( $\beta = .42, p < .001$ ), 마찬가지로 시점1의 자살 사고는 시점2의 자살 사고를 유의하게 설명하였다( $\beta = .75, p < .001$ ), 이에 더하여, 시점1의 실존적 안녕을

고려한 후에도 시점1의 자살 사고는 시점2의 실존적 안녕을 유의하게 설명하였고( $\beta = -.11, p < .05$ ), 시점1의 우울을 고려한 후에도 시점1의 실존적 안녕은 시점2의 우울을 유의하게 설명하였으며( $\beta = -.23, p < .01$ ), 시점1의 자살 사고를 고려한 후에도 시점1의 우울은 시점2의 자살 사고를 유의하게 설명하였다( $\beta = .11, p < .05$ ). 종교 유무는 다른 변인을 함께 고려한 구조방정식 모형에서는 시점2의 실존적 안녕과 우울을 유의하게 설명하지 못했다.

다음으로 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자

표 2. 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에 미치는 영향의 최종 모형에서 회귀계수

예언변인	준거변인	B	S.E.	$\beta$
실존적 안녕_T1	→ 실존적 안녕_T2	.78	.04	.79***
우울_T1	→ 우울_T2	.42	.07	.42***
자살 사고_T1	→ 자살 사고_T2	.67	.04	.75***
실존적 안녕_T1	→ 우울_T2	-2.26	.76	-.23**
우울_T1	→ 자살 사고_T2	.05	.02	.11*
자살 사고_T1	→ 실존적 안녕_T2	-.02	.01	-.11*

주. N = 161. \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ . T1의 시점1, T2는 시점2에서의 값임.

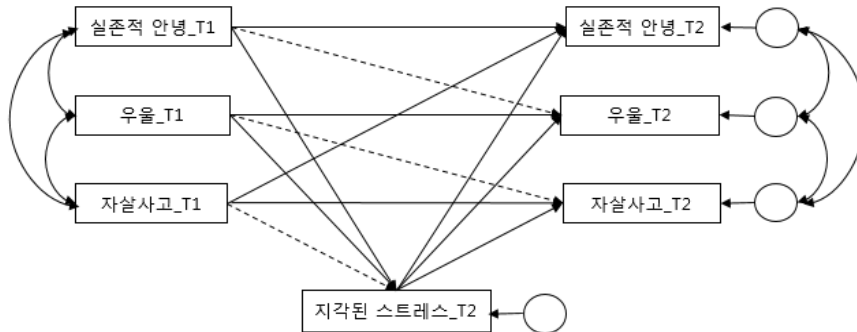


그림 2. 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 지각된 스트레스의 매개 효과 모형

주. N = 164, T1의 시점1, T2는 시점2에서의 값임.

살 사고가 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에 미치는 영향을 지각된 스트레스가 매개할 것이라는 연구문제2를 검증하기 위하여 공변량 구조분석을 이용하여 그림 2에 제시된 모형을 검증하였다. 그림 1에서의 유의한 경로에 더하여, 시점1과 시점2 사이의 지각된 스트레스를 매개변인으로 포함하였고, 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고와

유의한 관련을 보이지 않았던 종교 유무는 제외하였다.

그림 2에 제시한 변인 간의 모든 관계를 포함한 모형에서 회귀 계수를 산출한 후, 점선으로 표시된 유의하지 않은 경로를 제거하였다. 유의한 경로만 포함한 모형의 적합도는 우수한 것으로 나타났다( $\chi^2(6) = 13.24, p < .05, \chi^2/df = 2.88; TLI = .97, IFI = .99, CFI$

표 3. 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 지각된 스트레스의 매개 효과 최종모형에서 회귀계수

예언변인	→	준거변인	B	S.E.	$\beta$
실존적 안녕_T1	→	실존적 안녕_T2	.65	.04	.66***
우울_T1	→	우울_T2	.27	.05	.27***
자살 사고_T1	→	자살 사고_T2	.68	.04	.77***
자살 사고_T1	→	실존적 안녕_T2	-.02	.01	-.10*
실존적 안녕_T1	→	지각된 스트레스_T2	-.15	.06	-.25**
우울_T1	→	지각된 스트레스_T2	.02	.01	.29**
지각된 스트레스_T2	→	실존적 안녕_T2	-.46	-.07	-.28***
지각된 스트레스_T2	→	우울_T2	10.46	.87	.60***
지각된 스트레스_T2	→	자살 사고_T2	1.13	.36	.15**

주. N = 164. \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ . T1의 시점1, T2는 시점2에서의 값임.

= .99, SRMR = .02, RMSEA = .09; 90% 신뢰 구간: .02, .15). 최종모형에서 회귀계수와 유의도는 표 3에 제시되어 있다. 매개 효과는 Baron과 Kenny(1986)는 제안한 바에 따라, 준거변인에 대한 예언변인의 전체 효과가 유의하고, 지각된 스트레스와 관련된 경로가 유의한 경우에 한해서만 검증하였다. 간접효과와 검증은 위하여, Sobel(1982)이 제안한 공식을 사용하였다. 매개 효과 분석 결과는 표 4에 제시되어 있다.

시점1의 실존적 안녕이 시점2의 실존적 안녕에 미치는 영향은 지각된 스트레스가 부분 매개 하는 것으로 나타났다. 시점1의 실존적 안녕이 시점2의 실존적 안녕에 미치는 직접 효과는 유의하였고( $\beta = .68, p < .01$ ), 지각된 스트레스를 통한 간접효과도 유의한 것으로 나타났다(간접효과 = .07,  $z = 2.42, p < .05$ ). 마찬가지로, 시점1의 우울이 시점2의 우울에 미치는 영향도 지각된 스트레스가 부분 매개 하는 것으로 나타났다(직접효과 = .24,  $p < .01$ ; 간접효과 = .18,  $z = 2.90, p < .01$ ).

실존적 안녕이 우울에 미치는 영향은 지각된 스트레스가 완전 매개하는 것으로 나타났는데, 시점1의 실존적 안녕이 시점2의 우울에 미치는 직접효과 유의하지 않았고( $\beta = -.09, p > .05$ ), 매개 효과는 유의한 것으로 나타났

다(간접효과 = -.16,  $z = 2.56, p < .01$ ). 즉, 실존적 안녕감이 높을 때, 스트레스를 낮게 지각하고, 따라서 우울이 낮아짐을 의미한다. 시점1의 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕에 미치는 영향에서 직접효과는 유의하였으나( $\beta = -.10, p < .05$ ), 자살 사고에서 지각된 스트레스에 이르는 경로가 유의하지 않았고( $\beta = -.02, p > .05$ ), 지각된 스트레스를 통한 매개 효과는 유의하지 않았다. 시점1의 우울이 시점2의 자살 사고에 미치는 전체 효과는 유의하였으나(그림 1, 표 2), 지각된 스트레스를 고려했을 때, 직접효과나 간접효과 모두 유의하게 나타나지 않았다(직접효과 = .09,  $p > .05$ ; 간접효과 = .04,  $z = 1.76, p > .05$ ).

지각된 스트레스가 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 실존적 안녕의 조절 효과가 있을 것이라는 연구문제3을 검증하기 위하여, 공변량 구조분석을 이용하여 그림 3에 제시된 모형을 검증하였다. Frazier, Tix와 Barron(2004)이 제안한 대로, 상호작용 항이 예언변인 및 조절변인과 높은 상관을 가지게 되는 다중 공선성의 문제를 해결하기 위하여, 예언변인 값을 모두 표준화한 후에 지각된 스트레스와 실존적 안녕의 상호작용항을 산출하였다.

제시된 모형에서 회귀계수와 유의도는 표

표 4. 지각된 스트레스의 매개 효과 검증

예언변인	매개변인	준거변인	간접효과	Sobel z
실존적 안녕_T1	→ 지각된 스트레스_T2	→ 실존적 안녕_T2	.07	2.42*
우울_T1	→ 지각된 스트레스_T2	→ 우울_T2	.18	2.90**
실존적 안녕_T1	→ 지각된 스트레스_T2	→ 우울_T2	-.16	-2.56*
우울_T1	→ 지각된 스트레스_T2	→ 자살 사고_T2	.04	1.76

주. N = 164. \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ . T1의 시점1, T2는 시점2에서의 값임.

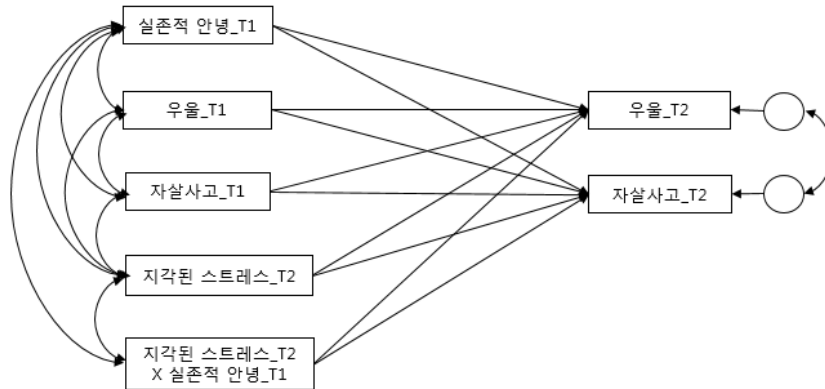


그림 3. 지각된 스트레스가 시점2의 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 시점1의 실존적 안녕의 조절 효과 모형  
 주. N = 164, T1의 시점1, T2는 시점2에서의 값임.

표 5. 시점2의 지각된 스트레스가 시점2의 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 시점1의 실존적 안녕의 조절 효과에 대한 모형에서 회귀계수

예언변인	준거변인	B	S.E.	$\beta$
실존적 안녕_T1	→ 우울_T2	-.75	.62	-.08
우울_T1	→ 우울_T2	1.63**	.62	.18**
자살 사고_T1	→ 우울_T2	.61	.49	.07
지각된 스트레스_T2	→ 우울_T2	5.66***	.49	.63***
지각된 스트레스_T2 X 실존적 안녕_T1	→ 우울_T2	-.19	.36	-.02
실존적 안녕_T1	→ 자살 사고_T2	.11	.28	.03
우울_T1	→ 자살 사고_T2	.19	.28	.05
자살 사고_T1	→ 자살 사고_T2	4.30***	.22	.77***
지각된 스트레스_T2	→ 자살 사고_T2	.56*	.22	.13*
지각된 스트레스_T2 X 실존적 안녕_T1	→ 자살 사고_T2	-.09	.17	-.03

주. N = 164. \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ . T1의 시점1, T2는 시점2에서의 값임. 분석에 사용된 예언변인은 표준화된 값이며, 준거변인은 비표준화된 값임.

5에 제시되어 있다. 지각된 스트레스와 실존적 안녕의 상호작용 효과는 우울을 유의하게 설명하지 못했다( $\beta = -.03, p > .05$ ). 즉, 시점1의 실존적 안녕은 시점1과 시점2 사이의 지

각된 스트레스가 시점2의 우울에 미치는 영향을 유의하게 조절하지 못하는 것으로 나타났다. 마찬가지로, 지각된 스트레스와 실존적 안녕의 상호작용 효과는 자살 사고를 유의하

계 설명하지 못했고( $\beta = -.03, p > .05$ ), 시점 1의 실존적 안녕은 시점1과 시점2 사이의 지각된 스트레스가 시점2의 자살 사고에 미치는 영향을 유의하게 조절하지 않는 것으로 나타났다.

#### 사후분석

주요 분석에서는 시점1과 시점2의 우울, 실존적 안녕 및 자살 사고 간의 상관계수에 초점을 맞추었다. 사후검증에서는 우울, 실존적 안녕, 및 자살 사고가 6주의 간격을 두고 유의하게 변화하였는지 살펴보았다. 이를 검증하기 위하여, 증가집단과 감소집단으로 나누고, 우울, 실존적 안녕 및 자살 사고가 두 시점에서 차이가 있는지 살펴보았다. 시점1과 시점2의 우울 사이의 회귀 곡선에서 잔차가 양(+)인 경우는 지난 6주간 우울이 증가한 집단으로, 잔차가 음(-)인 경우는 지난 6주간 우울이 감소한 집단으로 분류하고, 각각의 집단에서 두 시점에서의 우울의 변화가 유의한지 대응표본 t-test를 실시하였다. 우울이 증가한 집단에서, 우울의 증가량은 유의하였고( $t(66) = -5.83, p < .01$ ; 시점1 우울:  $M = 18.61, SD = 9.93$ ; 시점2 우울:  $M = 24.45, SD = 7.82$ ), 우울이 감소한 집단에서, 우울의 감소량은 유의하였다( $t(96) = 2.93, p < .001$ ; 시점1 우울:  $M = 16.14, SD = 8.53$ ; 시점2 우울:  $M = 11.32, SD = 5.20$ ). 마찬가지로, 실존적 안녕이 증가한 집단에서 실존적 안녕은 유의하게 높아졌고( $t(73) = 9.73, p < .001$ ; 시점1 실존적 안녕:  $M = 4.22, SD = .88$ ; 시점2 실존적 안녕:  $M = 3.79, SD = .79$ ), 실존적 안녕이 감소한 집단에서는 실존적 안녕은 유의하게 낮아졌다( $t(89) = -10.76, p < .001$ ; 시점1 실

존적 안녕:  $M = 4.30, SD = .97$ ; 시점2 실존적 안녕:  $M = 4.67, SD = .83$ ). 자살 사고가 증가한 집단에서 자살 사고는 유의하게 높아졌으며( $t(58) = -1.73, p < .001$ ; 시점1 자살 사고:  $M = 5.27, SD = 5.35$ ; 시점2 자살 사고:  $M = 7.00, SD = 4.68$ ), 자살 사고 감소 집단에서 자살 사고는 유의하게 감소하였다( $t(104) = 2.11, p < .001$ ; 시점1 자살 사고:  $M = 4.26, SD = 4.49$ ; 시점2 자살 사고:  $M = 2.14, SD = 2.93$ ). 요약하면, 본 연구에서 6주간격을 두고 우울, 실존적 안녕, 및 자살 사고의 변화가 유의하였다.

#### 논 의

본 연구에서는 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고의 관계와 이들 관계에서 지각된 스트레스의 매개 효과 및 지각된 스트레스와 우울 및 자살 사고의 관계에서 실존적 안녕의 조절 효과를 알아보려고 하였다. 본 연구는 6주간격을 둔 단기 중단 연구로, 시점1과 시점2에서 실존적 안녕, 우울과 자살 사고를 반복하여 측정하고, 시점1과 시점2 사이의 지각된 스트레스를 측정하였다. 공변량 구조분석을 실시하여, 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에 미치는 영향과, 이들의 관계에서 지각된 스트레스의 매개 효과, 그리고, 지각된 스트레스가 시점2의 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 시점1의 실존적 안녕의 조절 효과를 알아보았다.

우선, 종교 유무는 본 연구의 주요 변인을 함께 고려했을 때, 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고를 유의하게 설명하지 못하는 것으로

나타났다. 즉, 종교가 있는 대학생과 종교가 없는 대학생 모두에게서 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고의 관계가 일관되게 나타났다. 이러한 결과는 특정 종교를 가지고 종교적 의식에 참여한다고 해서 실존적 안녕이 높거나, 우울 및 자살 사고가 낮은 것이 아님을 의미하며, 영성과 종교를 분리해서 보아야 함을 시사한다. 본 연구의 결과는 최지영(2012)의 연구에서 기독교인과 종교가 없는 대학생 모두에게서 실존적 안녕과 우울이 자살 사고를 설명한다는 결과와 맥을 같이 한다. 그러나, 그의 연구에서는 기독교인 대학生の 실존적 안녕과 우울 간에 부적 관련이 있고, 종교가 없는 대학生の 실존적 안녕과 우울 간의 관련은 유의하지 않았는데, 연구 참여자 중에서 기독교인 대학생은 227명이었으나, 종교가 없는 대학생은 88명으로 표본수가 충분하지 않았다는 점을 고려할 필요가 있다. 본 연구의 결과는 종교가 있는 사람은 종교적 집단 내에서 사회적 지지를 얻고, 소속감을 가지며, 스트레스를 보다 긍정적으로 해석하는 것을 통해 우울을 감소시킬 수도 있지만(Gall et al., 2005; Nielsen, Johnson, & Ellis, 2001), 다른 편으로는 문제를 해결하기 보다는 기도나 명상 등으로 도피하면서 이를 종교적으로 합리화하는 등 부정적인 종교적 대처방법을 사용하면서 우울을 높일 수도 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다(한내창, 2000; Pargament, 2004).

#### 실존적 안녕, 우울 및 자살사고 간의 관계

연구문제1에서는 실존적 안녕과 우울이 자살 사고에 영향을 미치고, 실존적 안녕과 자살 사고가 우울에 영향을 미치며, 우울과 자

살 사고가 실존적 안녕에 영향을 미칠 것이라고 가정하였는데, 이는 부분적으로 지지되었다. 시점1의 실존적 안녕이 시점2의 실존적 안녕을 설명하는 것에 더하여, 시점1의 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 자살 위험에 있는 사람들은 이분법적 사고와 같은 경직된 사고를 보이는 경향이 있기 때문에(Beck, 1979/1997), 다른 가능한 선택이나 자신이 가지고 있는 강점 등을 인식하는데 어려움이 있다. 이로 인하여 삶에 대한 의미를 찾는데 어려움을 보이고, 삶에 대한 충족감이 저하되는 것으로 해석할 수 있다. 자살사고를 하는 선행 연구에서는 삶의 의미와 목적과 실존적 안녕을 자살 사고에 대한 보호 요인으로서 자살 사고를 예측하는 변인으로 고려했는데(최지영, 2012; Wang et al., 2007), 본 연구에서는 역으로 자살 사고가 실존적 안녕을 예측하는 것으로 나타났다.

시점1의 자살 사고가 시점2의 자살 사고에 미치는 영향에 더하여, 시점1의 우울은 시점2의 자살 사고에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다시 말하면, 자살사고를 더 많이 하는 것에 더하여, 더 우울할수록 6주 후에 자살 사고를 더 많이 하게 된다는 것이다. 이러한 결과는 우울이 자살 사고에 유의한 영향을 미친다고 보고한 선행 연구를 지지한다(이현지, 김명희, 2007; 신경관, 홍창희, 2013; 정주리 등, 2015; 최지영, 2012). 선행연구에서는 동일한 시점에서 우울이 자살사고를 얼마나 설명했는지 살펴보았다면, 본 연구에서는 기저선 자살사고를 고려한 후에도 추가적으로 우울이 자살사고에 영향을 미친다는 것을 확인함으로써, 우울을 자살의 위험 요인으로 개념화하는 관점(Sanchez, 2001; Van Praag, 2004)



을 지지하였다.

또한, 시점1의 우울이 시점2의 우울에 미치는 영향을 고려한 후에도, 시점1의 실존적 안녕이 시점2의 우울에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실존적 안녕이 높은 사람은 삶의 다양한 사건들을 경험할 때, 그 안에서 질서와 의미를 찾기 때문에, 무망감, 무의미감, 무력감, 무가치감 등을 덜 느끼게 되고, 우울이 낮아지는 것으로 이해할 수 있다. 본 연구의 결과는 실존적 안녕이 우울에 영향을 미친다고 개념화하고 둘 간의 유의한 관련성을 밝힌 선행 연구를 지지하는 결과이다(김지숙, 2008; 박미하, 2014; 신성만 등, 2011; 최지영, 2012; Maselko et al., 2009). 성인 진입기에 있는 대학생들은 이전에 비해서 다양한 선택과 결정의 상황에 직면하게 된다. 이 때 자신이 원하는 방식대로가 아니라, 다른 사람들이 대체적으로 하는 방식을 따르든지, 혹은 다른 사람들이 자신에게 기대하는 방식을 따르면서 삶의 의미를 경험하지 못하고 실존적 공허감을 느끼게 된다(Frankle, 1969/1998). 이렇게 원하고 바라는 것을 할 수 없을 때, 세상과 소통하지 않고 혼자 있기 원하고, 애써 무언가를 하려고 하지 않는 등 우울과 의기소침을 경험하게 된다(Bugental, 1987).

#### 실존적 안녕, 우울 및 자살사고 간의 관계에서 지각된 스트레스의 매개효과

연구문제2에서는 시점1의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에 미치는 영향에서 지각된 스트레스를 매개한 간접효과가 있을 것이라고 가정하였고, 이는 부분적으로 지지되었다.

우선, 시점1의 실존적 안녕이 6주 후인 시점2의 실존적 안녕에 미치는 효과크기는 .75였는데, 그 중 9%(간접효과 = .07)는 지각된 스트레스를 매개하는 것으로 나타났다. 즉, 삶의 의미감과 충족감이 높은 사람은 스트레스를 낮은 수준으로 지각하기 때문에 6주 후에도 삶의 의미감과 충족감이 높다는 것이다. 우선, 삶의 의미감과 충족감이 높을 때 경험하는 스트레스 사건에 긍정적인 의미를 부여함으로써 스트레스를 낮게 지각할 수 있다. 반면, 실존적 안녕이 낮을 때, 경험하는 삶의 사건에서 가치를 찾는데 어려움을 경험함으로써 스트레스를 높게 지각할 수 있다. 또한, 실존적 안녕이 높은 사람은 삶의 즐거움을 추구하고, 전체 자신의 삶에서 스트레스 사건이 차지하는 비중이 상대적으로 낮기 때문에 스트레스를 낮게 지각할 수도 있다. 이에 더하여, 지각된 스트레스에서 실존적 안녕에 이르는 경로는, 지각된 스트레스가 높은 사람은 스트레스가 되는 경험이 삶의 의미를 빼앗아 간다고 여길 수 있고, 또 스트레스가 되는 경험에 대한 새로운 의미를 만드는 데 어려움을 겪는 것으로 해석할 수 있다(Frankle, 1969/1998).

실존적 안녕에 더하여, 우울의 변화 또한 지각된 스트레스가 매개하는 것으로 나타났다. 시점1의 우울이 시점2의 우울에 미치는 효과크기는 .42였고, 그 중 43%(간접효과 = .18)가 지각된 스트레스를 매개하는 것으로 나타났다. 우울한 사람은 6주 후에도 계속 우울한 경향이 있는데, 일부는 우울한 사람이 스트레스를 상대적으로 높게 지각함으로써 우울이 지속되는 것으로 나타났다. 즉, 우울한 사람들은 스트레스 사건을 상대적으로 더 위협적으로 해석하고, 스트레스를 다룰 자신

의 자원을 과소평가하기 때문에 스트레스를 높게 지각하고, 이러한 지각이 무력감이나 무망감을 포함한 우울감을 높이는 것으로 해석할 수 있다. 지각된 스트레스와 우울의 관계에 관한 선행 연구는 대부분 지각된 스트레스가 우울에 영향을 미친다고 개념화하였는데, 지각된 스트레스와 우울이 양방향으로 영향을 미치는 것으로 나타난 본 연구의 결과는 같은 시점에서 얻은 지각된 스트레스와 우울의 자료에서 나타난 상관을 인과관계로 해석할 때, 특별히 주의가 필요함을 시사한다.

실존적 안녕이 우울에 미치는 영향도 지각된 스트레스가 부분매개 하는 것으로 나타났다. 시점1의 실존적 안녕이 시점2의 우울에 미치는 전체 효과는  $-.24$ 였고, 그 중 63%(간접효과 =  $-.15$ )를 지각된 스트레스가 매개하였다. 즉, 삶의 목적과 의미를 인식하고 탐구하는 경향이 높은 사람은 스트레스를 상대적으로 낮게 지각하며, 따라서 우울을 낮게 보고하였다. 실존적 안녕이 낮은 사람은 우울해지는 경향이 있는데, 앞서 논의한 바와 같이 실존적 안녕이 낮은 사람은 경험하는 사건에 대한 의미감이 낮기 때문에 경험하는 스트레스를 더 크게 또 더 부정적으로 해석하고, 무력감이나 무망감 등 우울이 높아지는 것으로 해석할 수 있다.

반면, 시점1의 자살 사고가 시점2의 실존적 안녕에 미치는 전체효과는 유의했지만, 지각된 스트레스의 매개 효과는 나타나지 않았다. 시점1의 우울이 시점2의 자살 사고에 미치는 전체 효과도 유의했지만, 마찬가지로 지각된 스트레스로 매개되지 않았다. 즉, 자살 사고가 실존적 안녕에 미치는 영향과 우울이 자살 사고에 미치는 영향은 보다 직접적이었고,

삶의 스트레스를 얼마나 위협적으로 받아들이고 이에 대처할 수 있는 자신의 능력에 대한 평가로 매개되지 않았다. 특히, 우울과 자살 사고 간의 이러한 관계는 우울이 자살의 주요 위험 요인임을 지지하는 결과라고 볼 수 있다.

지각된 스트레스가 우울 및 자살사고에 미치는 영향에서 실존적 안녕의 조절효과

연구문제3에서는 실존적 안녕이 스트레스에 대한 일종의 대처방식으로 기능하면서, 지각된 스트레스가 우울 및 자살 사고에 미치는 영향을 실존적 안녕이 조절할 것이라고 가정하였는데, 이는 지지되지 않았다. 다시 말하면, 지각된 스트레스가 높을수록 우울 및 자살 사고가 높았는데, 그 정도는 실존적 안녕이 높은 사람과 낮은 사람 간에 차이를 보이지 않았다. 본 연구 결과는 영적 의미와 목적이 스트레스와 우울의 관계를 조절한다고 보고한 선행 연구(이미선, 오경자, 2011; Kim & Seidlitz, 2002; Mascaro & Rosen, 2006)나 스트레스와 자살 사고의 관계를 조절한다고 보고한 연구(김신연, 채규만, 2013; 주영 등, 2012; 조하, 신희천, 2009)와는 다른 결과이다. 반면, 본 연구 결과는 종교적/영적 대처의 조절 효과에 대한 Lee(2007)의 연구의 결과와는 유사하다. 그의 연구에서 종교적/영적 대처가 높은 사람과 낮은 사람 모두 스트레스와 우울 간에는 정적 상관이 있었는데, 그 크기는 유의하게 차이를 보이지 않았다. 그의 연구에서는 종교적 대처와 영적 대처가 모두 포함되었고, 앞에서 언급한 바와 같이 종교적 대처가 반드시 바람직한 대처라고 할 수 없기 때문에, 긍정적 효과와 부정적 효과가 혼재해

있다고 볼 수 있다. 그러나, 본 연구에서는 삶의 의미와 목적을 포함한 실존적 안녕의 조절 효과를 살펴보고, 대처양식의 관점에서 이는 바람직한 대처로 고려될 수 있다. 그럼에도 불구하고, 본 연구에서 조절효과가 유의하지 않았던 것은 스트레스를 측정하는 도구의 차이로 인한 것으로 생각해 볼 수 있다.

본 연구에서는 삶의 상황이 얼마나 스트레스가 되는지에 대한 개인의 평가에 초점을 둔 지각된 스트레스로 스트레스를 측정하였다. 반면, 유의한 조절 효과를 보고한 연구들에서는 일상적인 스트레스 사건이나 구체적인 스트레스 사건에 대한 평가로 스트레스를 측정하였고, 이들은 본 연구에서 사용된 지각된 스트레스에 비해서는 상대적으로 스트레스 사건에 초점을 둔 것이다. 또한, 본 연구에서 조절 효과가 유의하지 않은 것은 변인과 중재변인 간의 상관이 높았다는 점과 관련하여 생각해 볼 수 있다(Frazier et al., 2004). 본 연구에서 지각된 스트레스와 시점1의 실존적 안녕 간에는 .45의 높은 상관이 있었고, 두 변인간의 밀접한 관계로 인하여 조절 효과가 유의하게 나타나지 않았을 가능성도 고려할 필요가 있다.

사후분석에는 6주의 기간이 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 변화하기에 충분한 시간이었는지 살펴보았는데, 그 결과 시점1과 시점2 간의 변화가 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 6주 간격이 짧기는 하지만, 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고에서 유의한 변화를 보일 수 있는 기간이며, 상담 등의 개입을 통해서도, 우울이나 자살사고 등이 몇 주 이내에 변화 가능함을 시사한다.

#### 연구의 제한점 및 추후연구를 위한 제언

첫째, 본 연구의 참가자는 서울시내의 2개 종합 대학의 대학생으로, 본 연구의 결과를 다른 집단에 일반화하는 데는 제한점이 따른다. 본 연구 결과를 일반화하기 위해서는, 다양한 교육 수준, 연령군 및 임상 집단에 대한 후속 연구가 필요하다. 종교적 분포에서 본 연구 참가자의 종교는 개신교, 가톨릭, 불교, 무교 등으로 다양하게 나타났지만, 종교 집단 별로 표본 수가 충분하지 못하였기 때문에, 종교 집단 별로 구분하여 분석하지는 못했다. 이러한 결과가 종교별로 차이가 있는지, 종교와 상관없이 일반적인 것인지를 밝히기 위하여, 추후 연구에서는 각 종교 집단 별로 충분한 표본수를 확보하는 것이 필요하다.

둘째, 참가 대상자와 관련하여, 참가 대상자를 표집할 때에는, 넓은 범위의 응답을 얻을 수 있도록 고려해야 한다. 예를 들어, 자살 사고의 가능한 범위는 0-57인 반면, 본 연구의 응답자의 범위는 시점1에서는 0-25로, 시점2에서는 0-21로 나타났고, 이는 조절 효과의 검증력을 저해하는 요인이 될 수 있다(Frazier et al., 2004).

셋째, 자살 사고에 관한 본 연구 결과를 자살 시도나 자살 행동으로 확대 해석하는 데는 주의가 필요하다. 자살 사고가 자살 시도나 자살 행동과 밀접하게 관련이 있기는 하지만, 자살 사고를 하는 사람들 중 일부가 자살 시도를 하고, 자살 시도를 하는 사람들 중 또 일부가 자살로 삶을 마감하기 때문이다(Liu & Miller, 2014). 예를 들어, 본 연구에서는 실존적 안녕이 자살사고를 설명하지 못했지만, 자살 계획이나 자살 시도 시도의 보호 요인이 될 수도 있다. 추후 연구에서는 지각

된 스트레스, 실존적 안녕, 및 우울이 자살 사고뿐만 아니라, 자살 계획, 자살 시도와 어떻게 관련되어 있는지 살펴봄으로써, 자살 계획이나 자살 시도의 위험요인과 보호요인을 보다 명료화시킬 수 있을 것이다.

넷째, 지각된 스트레스는 시점2에서 측정하였는데, 이는 4주 단기 중단 연구에서 스트레스를 측정한 Kim과 Seidlitz(2002)의 방식을 따라, 시점1과 시점2 사이의 6주 동안 경험한 스트레스에 대한 지각을 응답하도록 하였다. 지각된 스트레스가 시점2에 측정된 변인들과 높은 상관을 보였고, 시점2의 심리적 상태의 영향을 크게 받았을 가능성이 있다. 시점1에서의 지각된 스트레스를 통제하고, 스트레스와 다른 변인 간의 관계가 시간의 경과에 따라 어떻게 변화하는지 보다 명확하게 살펴보기 위해서 추후연구에서는 시점1에서의 지각된 스트레스를 함께 측정하는 것을 고려할 필요가 있다.

다섯째, 본 연구에서는 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고가 6주 간의 간격을 두고 대체로 변화하였고, 실존적 안녕이나 자살 사고는 우울에 비해서 변화 정도가 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 시간의 경과에 따른 변인 간의 관계의 변화를 보다 면밀하게 살펴보기 위해서, 보다 장기적인 중단 연구를 고려해 볼 필요가 있다. 이에 더하여, 시간을 두고 3번 이상 반복 측정함으로써, 변화의 추이나 패턴을 살펴볼 수 있을 것이다.

여섯째, 본 연구에서는 지각된 스트레스를 살펴보았는데, 지각된 스트레스와 우울 간의 높은 상관은 개념적으로는 다른 구인임에도 불구하고, 유사한 문항이 포함된 측정도구의 영향을 고려할 필요가 있다. 예를 들어, '지난 6주 동안, 귀찮고 성가신 일을 성공적으로 다

룬 일이 있습니까?'(지각된 스트레스 척도)는 '평소에는 아무렇지도 않던 일들이 귀찮게 느껴진다'(CES-D)와, '지난 6주 동안, 생활 속에서 생기는 짜증을 조절할 수 있다고 생각했던 적이 있습니까?'(지각된 스트레스 척도)는 '나는 친구가 도와주더라도 울적한 기분을 떨쳐버릴 수 없었다'(CES-D)와 유사하다고 볼 수 있다. 추후연구에서는 주관적으로 지각한 스트레스에 더하여 스트레스 사건 빈도와 같은 객관적인 스트레스 사건을 포함하여 연구함으로써, 스트레스와 실존적 안녕, 우울, 및 자살 사고와의 관계를 보다 면밀하고 폭넓게 볼 수 있을 것이다.

#### 상담 실재에 대한 함의

자살 사고는 자살의 위험 요인이기도 하지만, 자살을 예방할 수 있는 중요한 개입 지점이 될 수도 있다(최아론, 이용순, 2012). 효과적인 자살 예방과 개입을 위해서 관련 전문가는 자살의 위험에 대한 사정을 할 수 있어야 하고, 위험군에 따른 개입 방법을 알아야 하며, 자살 사고 및 자살 시도의 위험 요인과 보호 요인과 이들이 어떻게 복합적으로 영향을 미치는지 알아야 할 필요가 있다(조하, 신희천, 2009; Liu & Miller, 2014; Sanchez, 2001).

본 연구 결과는 상담에서 내담자가 우울을 호소하고 자살에 관한 생각을 보고할 때, 내담자의 실존적 안녕을 탐색하는 것이 유용함을 시사한다. 즉, 내담자가 자신의 개인적인 삶의 의미감과 충족감을 인식하고 탐색하도록 도와줌으로써, 내담자의 우울을 감소시킬 수 있을 것이다. 또한, 내담자가 자신의 결정과 행동의 동력이 자신의 욕구인지, 동조인지, 타인에 기대에 대한 순응인지 살피고, 자

신이 원하는 방식을 인식하고 따르도록 도울 수 있을 것이다(Frankle, 1969/1998). Yalom (1989/2001)은 실존치료에서, 무작위로 일어나는 사건이나 상황 속에서 의미와 가치를 찾음으로서, 행동의 기준을 만들고 자기 인식이 높아지고, 이를 통하여 보다 충만한 삶의 살아갈 수 있다고 하였다. 모든 사람에게 보편적인 삶의 의미는 없으므로, 내담자가 목표를 세우고 이를 추구하도록 돕거나 혹은 자신의 삶의 이야기를 보다 통합적으로 만드는 등을 과정을 통하여, 자신의 삶의 의미를 만들어가도록 도울 수 있을 것이다(Steger et al., 2006). Furr 등(2001)의 연구에서 자살 사고를 보고한 대학생의 20%는 상담을 받았고, 상담을 받은 학생 중 48%는 상담이 도움이 되었다고 보고했는데, 이들은 상황을 새로운 관점에서 볼 수 있어서 도움이 되었다고 보고하였다. 삶의 불확실성을 인식하고 의미를 찾는 과정에서 내담자는 불안을 경험할 수도 있는데, 상담자는 내담자가 실존적인 불안을 직면하고 수용도록 도울 수 있을 것이다(Yalom, 1989/2001).

이에 더하여, 본 연구 결과는 상담자가 우울이나 자살 사고를 보고하는 내담자의 지각된 스트레스를 평가하고 도전하는 것이 유용함을 제안한다. 본 연구에서는 지각된 스트레스가 우울 및 자살 사고와 관련이 있는 것으로 나타났고, 특히, 상담 장면에서 내담자가 경험하고 있는 스트레스에 대한 생각에 도전하고 새로운 관점에서 상황을 보도록 도울 수 있다. 예를 들어, 실제 스트레스 사건과 스트레스 사건에 대한 지각의 차이를 비교해 볼 수 있고, 역기능적 신념을 찾고 논박할 수도 있을 것이다(Beck, 1979/1997). 이에 더하여, 상담자는 내담자와 함께 앞으로 발생할 수

있는 스트레스에 대해 미리 평가하고, 경직된 사고에 도전하고, 자살 사고 등에서 주의를 분산시키면서 문제를 대처할 수 있는 방법을 미리 생각해 둘 수 있다(Beck, 1979/1997).

## 참고문헌

- 강계남 (2003). 한국어판 영적안녕척도의 타당도 검증. *교육평가연구*, 16(2), 111-130.
- 강은실, 송양숙, 조향숙, 강성년 (2004). 청소년의 자살의도, 우울, 영적 안녕과의 관계. *정신간호학회지*, 13(2), 190-100.
- 권석만 (2014). *이상심리학의 기초: 이상행동과 정신장애의 이해*. 서울: 학지사.
- 김신연, 채규만 (2013). 대학생의 생활스트레스가 자살 사고에 미치는 영향: 지각된 사회적 지지와 삶의 의미의 조절효과. *인간이해*, 34(1), 1-13.
- 김지숙 (2008). 노인 우울에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 영성을 중심으로. *임상사회사업연구*, 5(2), 5-20.
- 노명선, 전홍진, 이해우, 이효정, 한성구, 함봉진 (2006). 대학생들의 우울장애에 관한 연구: 유병율, 위험 요인, 자살 행동 및 기능장애. *신경정신의학*, 45(5), 432-437.
- 노명선, 전홍진, 이해우, 이효정, 한성구, 함봉진 (2007). 대학생들의 자살관련행동에 관한 연구. *신경정신의학*, 46(1), 35-40.
- 박경 (2004). 부정적 생활스트레스와 우울과의 관계: 문제해결과 완벽주의의 중재효과와 매개 효과. *한국심리학회지: 건강*, 9(2), 265-283.
- 박경 (2010). 지각된 스트레스와 우울과의 관계에서 상위인지와 마음챙김의 중재효과.

- 한국심리학회지: 건강, 15(4), 617-634.
- 박경 (2011). 수용, 외상 후 성장, 우울과 자살 사고의 관계. *스트레스 연구*, 19(4), 281-292.
- 박미하 (2014). 감사와 우울과의 관계에서 영적안녕감의 매개 효과. *복음과 상담*, 22(2), 184-212.
- 서경현 (2014). 종교를 가진 고등학생의 영적 안녕과 자기개념 및 정신 건강 간의 관계. *청소년학연구*, 21(3), 219-241.
- 서경현, 정성진, 구지현 (2005). 대학생의 영적 안녕과 생활 스트레스, 우울 및 자아존중감. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 17(4), 1077-1095.
- 신경란, 홍창희 (2013). 대학생의 지각된 문제 해결능력과 자살 사고의 관계: 우울의 매개 효과. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 19(3), 389-407.
- 신민섭, 박광배, 오경자, 김중술 (1990). 고등학생의 자살성향에 관한 연구: 우울-절망-자살 간의 구조적 관계에 대한 분석. *한국심리학회지: 임상*, 9(1), 1-19.
- 신성만, 김주은, 오종현, 구충성 (2011). 청소년의 실존적 영적안녕감과 인터넷 중독의 관계: 자아존중감과 우울의 매개 효과. *상담학연구*, 12(5), 1631-1628.
- 연합뉴스 (2011, 4, 11). 그래픽 연도별 대학생 자살자수. <http://www.yonhapnews.co.kr/photos/1991000000.html?cid=GYH20110411000600044&from=search>에서 2015년 12월 15일 자료 얻음.
- 엄형욱, 정성덕, 서완석, 구분훈, 배대석 (2005). 노년기 영성과 불안, 우울 및 삶의 질과의 관계. *의대학술지*, 22(1), 27-42.
- 유상미, 이승연 (2008). 대학생의 스트레스, 부정적 완벽주의, 자살 사고의 관계: 사회적 문제해결능력과 애착유형의 조절효과 중심으로. *한국심리학회지: 학교*, 5(2), 119-136.
- 이미선, 오경자 (2011). 스트레스가 우울에 영향을 미치는 과정에서 개인적 및 영적 의미의 조절 효과. *한국심리학회지: 일반*, 30(4), 1039-1051.
- 이은희 (2004). 대학생들이 경험하는 생활스트레스와 우울: 공변량 구조모형을 통한 대처방식의 조절효과 검증. *한국심리학회지: 건강*, 9(1), 25-52.
- 이현지, 김명희 (2007). 대학생의 자아정체감과 무망감, 우울, 자살 사고의 관계에 관한 연구. *청소년학연구*, 14(3), 243-264.
- 전경구, 정봉도, 김용환 (2000). 생활 스트레스, 영적 안녕 및 우울간의 관계. *난청과 언어장애연구*, 23(특집호), 311-325.
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 59-76.
- 정주리, 김은영, 최승애, 이유정, 김정기 (2015). 대학생 생활 스트레스와 자살생각 간의 관계: 실수염려 완벽주의, 사회적지지, 우울을 매개로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 27(2), 325-349.
- 정혜경, 안옥희, 김경희 (2003). 청소년의 자살 행동에 영향을 미치는 예측요인. *청소년학연구*, 10(2), 107-126.
- 조하, 신희천(2009). 생활사건 스트레스가 자살사고에 미치는 영향: 삶의 의미의 매개 효과와 조절효과. *상담 및 심리치료*, 21(4), 1011-1026.
- 조현주, 현명호 (2011). 자기비판과 우울관계

- 에서 지각된 스트레스와 자기자비 효과. 한국심리학회지: 건강, 16(1), 49-62.
- 주영, 이서정, 현명호 (2012). 스트레스와 자살 사고의 관계에서 삶의 의미, 감사의 중재 효과. 한국심리학회지: 일반, 31(4), 1175-1192.
- 차선경, 이은미 (2014). 간호대학생과 일반대 학생의 스트레스, 우울 및 자살 사고 비교. 한국간호교육학회지, 20(4), 650-658.
- 최명식 (2007). 대학내 자살에 관한 연구. 인간이해, 28, 1-48.
- 최아론, 이용순 (2012). 고등학생의 인지적 몰락과 자살 사고의 관계에서 용서, 삶의 의미, 감사, 희망의 매개 효과. 상담학연구, 13(4), 1937-1953.
- 최애선 (2002). 중년여성의 스트레스와 사회적 지지의 관계 연구. 이화여자대학교 석사학위 논문.
- 최윤신, 김혜련, 김한나 (2012). 대학생의 자살 사고에 영향을 미치는 부모의 알코올 중독, 가족기능, 우울의 구조적 관계, 가족복지학, 35(3), 105-144.
- 최지영 (2012). 대학생의 영적안녕, 우울이 자살 사고에 미치는 영향: 기독교 집단과 무교 집단의 비교. 한국기독교상담학회지, 23(1), 237-262.
- 통계청 (2015a). 2014년 사망 원인 통계 결과. www.kosis.kr에서 2015년 12월 15일 자료 얻음.
- 하영수, 정금희, 김신정 (1990). 어머니 역할 획득과정에서 인지된 스트레스와 건강생활양식 이행과의 관계. 간호과학, 2, 23-47.
- 하정희, 안성희 (2008). 대학생들의 자살생각에 영향을 미치는 요인들: 스트레스, 대처방식, 완벽주의, 우울, 충동성의 구조적 관계모형 검증. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20(4), 1149-1171.
- 한내창 (2000). 종교성이 정신건강에 미치는 영향에 관한 연구. 한국사회학, 36, 157-182.
- 허연주, 이민규 (2015). 지각된 스트레스와 우울과의 관계에서 회피성 신념과 경험회피의 조절효과. 한국심리학회지: 건강, 20(10), 193-211.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders-5 (DSM-5)*. Washington, DC: Author.
- Arbuckle, J. L. (2007). *Amos 18 [Computer software]*. Chicago: Smallwaters.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.
- Beck, A. T. (1967). *Depression: Causes and treatments*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.
- Beck, A. T. (1997). *우울증의 인지치료*. (원호택 외 공역). 서울: 학지사. (원전은 1979에 출판)
- Beck, A. T., Kovacs, M., & Weissman, A. (1979). Assessment of suicidal intention: The scale for suicidal ideation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47, 343-352.
- Briggs, M. K., & Shoffner, M. F. (2006). Spiritual wellness and depression: Testing a theoretical model with older adolescents and mid-life adults. *Counseling and values*, 51, 5-20.

- Brissette, I., Scheier, M. F., & Carver, C. S. (2002). The role of optimism in social network development, coping, and psychological adjustment during a life transition. *Journal of Personality and Social Psychology, 82*(1), 102-111.
- Bugental, J. F. T. (1987). *The art of the psychotherapist*. New York: Norton.
- Chang, E. C. (2002). Predicting suicide ideation in an adolescent population: Examining the role of social problem solving as a moderator and a mediator. *Personality and Individual Differences, 32*, 1279-1291.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cohen, S., Kamarck T., & Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior, 24*, 386-396.
- Davis, C. G., Nolen-Hoeksma, S., & Larson, J. (1998). Making sense of loss and benefiting from the experience: Two construals of meaning. *Journal of Personality and Social Psychology, 75*(2), 561-574.
- Dixon, W. A., Runford, K. G., Heppner, P., & Lops, B. J. (1992). Use of different sources of stress to predict hopelessness and suicide ideation in a college population. *Journal of Counseling Psychology, 39*(3), 342-349.
- Ellison, C. W. (1983). Spiritual well-being: Conceptualization and measurement. *Journal of Psychology and Theology, 11*(4), 330-340.
- Frankle V. (1998). 죽음의 수용소에서. (김충선 역). 서울: 청아출판사. (원전은 1969에 출판)
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology. *Journal of Counseling Psychology, 51*(1), 115-134.
- Furr, S. R., Westefeld, J. S., McConnell, G. N., & Jenkins, J. M. (2001). Suicide and depression among college students: A decade later. *Professional Psychology: Research and Practice, 32*(1), 97-100.
- Gall, T. L., Charbonneau, C., Clarke, N. H., Grant, K., Joseph, A., & Shouldice, L. (2005). Understanding the nature and role of spirituality in relation to coping and health: A conceptual framework. *Canadian Psychology/Psychologie canadienne, 46*(2), 88-104.
- Gautam, A. & Kumar, U. (2014). Perceived stress, self efficacy and reasons for living as predictors of suicidal ideation. *Journal of Psychosocial Research, 9*(2), 359-367.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., & Mosher, S. W. (1992). The perceived stress scale: Factor structure and relations to depression symptoms in a psychiatric sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 14*(3), 247-257.
- Howden, J. W. (1992). *Development and psychometric characteristics of the Spirituality Assessment Scale*. Doctoral dissertation, Texas Woman's University.
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Jobes, D. A., & Mann, R. E. (1999). Reasons for living versus reasons for dying: Examining the internal debate of suicide. *Suicide and*



- Life-Threatening Behavior*, 29, 97-104.
- Kim, Y. M., & Seidlitz, L. (2002). Spirituality moderates the effect of stress on emotional and physical adjustment. *Personality and Individual Differences*, 32, 1377-1390.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Kopp, M. S., Thege, B. K., Balog, P., Stauder, A., Salavecz, G., Rozsa, S., Purebl, G., Adan S. (2010). Measures of stress in epidemiological research. *Journal of Psychosomatic Research*, 69, 211-225.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.
- Lee, B. J. (2007). Moderating effects of religious/spiritual coping in the relation between perceived stress and psychological well-being. *Pastoral Psychology*, 55, 751-759.
- Lester, D. (2014). College student stressors, depression, and suicidal ideation. *Psychological Reports: Sociocultural Issues in Psychology*, 114, 293-263.
- Liu, R., & Miller, I. (2014). Life events and suicidal ideation and behavior: A systematic review. *Clinical Psychology Review*, 24, 181-192.
- Mascaro, N., & Rosen, D. H. (2006). The role of existential meaning as a buffer against stress. *Journal of Humanistic Psychology*, 46(2), 168-190.
- Maselko, J., Gilman, S. E., & Buka, S. (2009). Religious service attendance and spiritual well-being are differently associated with risk of major depression. *Psychological Medicine*, 39, 1009-1070.
- Modifi, M., DeVellim, R. F., Devellis, B. M., Blazer, D. G., Panter, A. T., & Jordan, J. M. (2007). The relationship between spirituality and depressive symptoms: Testing psychosocial mechanism. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 195(8), 681-688.
- Nielsen, S. L., Johnson, W. B., & Ellis, A. (2001). *Counseling and psychotherapy with religious persons*. New York: Lawrence Erlbaum Associates.
- Oman, D., Hedberg, J., & Thoresen, C. E. (2006). Passage meditation reduces perceived stress in health professionals: A randomized, controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74(4), 714-719.
- Orden, K. A., Witte, T. K., Cukrowicz, K. C., Braithwaite, S. R., Selby, E. A., & Joiner, Jr. T. E. (2010). The interpersonal theory of suicide. *Psychological Review*, 117(2), 575-600.
- Orth, U., Robins, R. W., & Meier, L. L. (2009). Disentangling the effects of low self-esteem and stressful events on depression: Findings from three longitudinal studies. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97(2), 307-302.
- Pargament, K. L. (2004). Religious coping methods as predictors of psychological, physical and spiritual outcomes among medically ill elderly patients: A two-year longitudinal study. *Journal of Health Psychology*, 9, 713-730.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological*

- Measurement*, 1, 385-401.
- Rice, K. G., Leever, B. A., Christopher, J., & Porter, J. D. (2006). Perfectionism, stress, and social (dis)connection: A short-term study of hopelessness, depression, and academic adjustment among honors students. *Journal of Counseling Psychology*, 53(4), 524-534.
- Sanchez, H. G. (2001). Risk factor model for suicide assessment and intervention. *Professional psychology: Research and Practice*, 32(4), 351-358.
- Shafraanske, E. P., & Gorsuch, R. L. (1984). Factors associated with the perception of spirituality in psychotherapy. *Journal of Transpersonal Psychology*, 16, 231-241.
- Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. In S. Leinhardt (Ed.) *Sociological methodology* (pp. 290 - 312). Washington, DC: American Sociological Association.
- Steger, M. F., Frazier, P., Oishi, S., & Kaler, M. (2006). The Meaning in Life Questionnaire: Assessing the presence of and search for meaning in life. *Journal of Counseling Psychology*, 53(1), 80-93.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5<sup>th</sup> ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon
- Van Praag, H. M. (2004). Stress and suicide are we well-equipped to study this issue? *Crisis*, 25(2), 80-85.
- Wang, M. E., Lightsey, O. R., Pietruszka, T., Uruk, A. C., & Wells, A. G. (2007). Purpose in life and reasons for living as mediators of the relationship between stress, coping and suicidal behavior. *The Journal of Positive Psychology*, 2(3), 195-204.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables. Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.). *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56-75). Newbury Park, CA: Sage.
- Westgate, C. E. (1996). Spiritual wellness and depression. *Journal of Counseling and Development*, 75(1), 26-35.
- Winterowd, C., Harrist, S., Thompson, N., Worth, S., & Carlozzi, B. (2005). The relationship of spiritual beliefs and involvement with the experience of anger and stress in college students. *Journal of College Student Development*, 46(5), 515-529.
- Yalom, I. D. (2001). 실존심리치료: 나는 사랑의 처형자가 되기 싫다. (최윤미 역). 서울: 시그마프레스. (원전은 1989에 출판)
- Young, J. S., Cashwell, C. S., Shcherbakova, J. (2000). The moderating relationship of spirituality on negative life events and psychological adjustment. *Counseling and Values*, 45, 49-57.

원고접수일 : 2016. 02. 17

수정원고접수일 : 2016. 04. 11

게재결정일 : 2016. 07. 25

## Relationships among Perceived Stress, Existential Well-being, Depression, and Suicidal Ideation: A 6-week Short-term Longitudinal Study

Young-Ju Cho

Sogang University

This study examined the relationships between perceived stress, existential well-being, depression, and suicidal ideation. Research questions were (a) the relationships between existential well-being, depression, and suicidal ideation, (b) the mediation effect of perceived stress in the relationships among existential well-being, depression, and suicidal ideation, and (c) the moderating effects of existential well-being in the relationships between perceived stress and depression and between perceived stress and suicidal ideation. Data collected from 164 undergraduate students were analyzed using correlation analyses, and structural equation modeling. Results of this study are as follows: Suicidal ideation predicted existential well-being, existential well-being predicted depression, and depression predicted suicidal ideation. Perceived stress significantly mediated the relationships between Time1 existential well-being and Time2 depression. The moderating effects of existential well-being in the relationships between perceived stress and depression were not significant. Study limitations, suggestions for future study, and implications for counseling practice were discussed.

*Key words* : *existential well-being, depression, suicidal ideation, perceived stress, longitudinal study, mediating effects, moderating effects*