

대인관계 스트레스 경험과 지각된 사회적 지지가 대학생의 우울 경과에 미치는 영향: 대인존재감의 매개효과를 중심으로[†]

조 명 근
서울대학교
심리학과 석사 졸업

이 훈 진[‡]
서울대학교
심리학과 교수

본 연구는 대인관계 스트레스 경험이 이후 1개월 동안 우울 경과에 영향을 미치는 과정에서 지각된 사회적 지지가 조절(moderating), 매개(mediating), 가산(additive) 효과 중 어떤 효과를 보이는지 확인하고, 이렇게 확인된 대인관계 스트레스 경험, 지각된 사회적 지지, 그리고 우울 경과의 관계 내에서 대인존재감의 매개효과를 살펴보았다. 2주 간격으로 총 3번(t1, t2, t3) 설문을 실시하였고, 중도 탈락 인원을 제외한 86명의 자료를 바탕으로 구조방정식 모형(covariance structure model)을 추정하여 모형적합도, 직접효과 및 간접효과를 분석하였다. 분석 결과, 지각된 사회적 지지는 대인관계 스트레스 경험과 독립적으로 우울 경과에 영향을 준다고 가정한 가산 모형이 조절 모형과 매개 모형에 비해 적합하였다. 가산 모형 내에서, 대인관계 스트레스 경험과 t1, t2, t3 우울 간 관계에서는 대인존재감의 매개효과가 모두 유의하지 않았으나, t1 지각된 사회적 지지와 t1, t2, t3 우울 간 관계에서는 t1 대인존재감의 매개효과가 모두 유의하였다. 이는 대인관계 스트레스 경험의 심각도와 독립적으로 지각된 사회적 지지가 우울의 보호요인이 될 수 있으며, 대인관계 스트레스 경험 직후 대인존재감에 초점을 맞춘 초기 개입 제공이 중요할 수 있음을 시사한다. 마지막으로 본 연구의 한계점과 의의를 논의하였다.

주요어: 대인관계 스트레스 경험, 지각된 사회적 지지, 대인존재감, 우울

[†] 본 연구는 조명근(2023)의 석사학위 논문을 수정·보완한 것임.

[‡] 교신저자(Corresponding author): 이훈진, (08826) 서울특별시 관악구 관악로 1 서울대학교 심리학과 교수,
Tel: 02-880-5997, E-mail: hjlee83@snu.ac.kr

인간은 일상 속에서 대부분 결코 적지 않은 스트레스 사건을 경험하며, 스트레스 사건의 종류는 셀 수 없이 다양하다. 이처럼 다양한 스트레스 사건은 사람에 의해 발생하였는지, 혹은 다른 요인에 의해 우발적으로 발생하였는지에 따라 분류될 수 있다. 이 중에서 사람에 의해 발생한 스트레스 사건을 대인관계 스트레스 사건(interpersonal stressful event)이라고 하며, 대표적인 대인관계 스트레스 사건의 예시로는 성추행 및 성폭력, 주변 사람의 질병 혹은 사망, 가족 갈등, 주변 대인관계문제, 적응의 어려움 등이 있다(이수연, 이동훈, 2017). 이러한 대인관계 스트레스 사건은 대체로 다른 요인에 의해 우발적으로 발생한 스트레스 사건에 비해 더 빈번하게 발생하고, 보다 심각한 정신적 고통을 유발하는 것으로 알려져 있다. 실제로 대인외상의 발생 빈도가 비대인외상보다 전반적으로 높게 나타났다는 연구 결과가 국내외에서 일관적으로 보고되었으며(서영석 외, 2012; 신지영 외, 2015; Frazier et al., 2009), 대인외상을 경험한 집단이 비대인외상을 경험한 집단보다 일반적으로 더 심각한 심리적 부적응 증상을 보인다는 연구 결과 역시 반복적으로 보고되는 양상이었다(Fowler et al., 2013; Huang et al., 2017; Walser et al., 2016).

대인관계 스트레스 경험은 여러 심리적 고통을 유발하지만, 그중에서 가장 빈번하게 초래되는 정신적 고통 중 하나는 우울(depression)이다. 우울이란 슬픔, 공허감, 혹은 짜증스러운 기분 상태를 의미하며, 이러한 기분 상태에 신체적, 인지적 부적응 증상이 수반되어 개인의 기능이 현저하게 저하되기도 한다(권석만, 2013). 대인관계이론을 제시한 Sullivan(1940)은 정신의학은 곧 ‘대인관계

의 연구’이며, 대인관계를 맺는 것은 인간의 기본적인 욕구이기에 정신건강의 수준은 타인과의 건강하고 친밀한 관계에 달려 있다고 보았다. 또한 자기(self)는 자신을 바라보는 타인의 평가에 대한 주관적 해석인 반영평가(reflected appraisal)에 의해 형성되기 때문에(Sullivan, 1953), 대인관계 스트레스 사건은 한 개인으로 하여금 부정적 반영평가를 유발하고 부정적인 자기상을 형성하여 결과적으로 우울을 야기할 수 있다. Sullivan(1953)의 이론을 기반으로 만들어진 대인관계치료(interpersonal therapy [IPT])의 이론적 모형에서도 대인관계적 맥락이 우울 증상을 비롯한 정신건강 문제를 일으키는 핵심적인 원인임을 강조하고 있으며(Lipsitz & Markowitz, 2013), 실제로 대인관계 스트레스 사건은 높은 수준의 우울 증상과 관련이 있다는 경험 연구 결과가 국내외에서 일관되게 보고되어 왔다(이지은, 하은혜, 2020; Anyan et al., 2020; Vrshek-Schallhorn et al., 2015).

이처럼 대인관계 스트레스 사건으로 인해 흔히 초래되는 우울 증상은 그것을 경험하는 것 자체로도 고통스럽고 일상생활을 영위하는 데에도 지장을 주며, 더 나아가 대인관계 스트레스 사건을 다시 경험할 가능성을 높이는 주요한 위험 요인으로 작용할 수 있다. 스트레스 유발 이론(stress generation theory)에 따르면, 우울한 개인은 대인관계 장면에서 드러내는 특성과 행동 때문에 더 많은 스트레스 사건을 겪게 될 가능성이 높다(Hammen, 2006). 우울 증상이 대인관계 기능 저하에 큰 영향을 미친다는 선행 연구 결과들이 이를 뒷받침한다(Beck et al., 2009; Hammen, 2003). 이처럼 대인관계 스트레스 사건으로 인한 우울

증상은 한 개인으로 하여금 또다른 대인관계 스트레스 사건을 경험할 가능성을 높이는 악순환을 유발할 수 있기에, 대인관계 스트레스 경험으로 인해 유발되는 우울 증상을 완화, 개선하기 위한 방안을 탐구하는 데 주력할 필요가 있다.

대인관계 스트레스 경험 이후 우울 증상이 유발, 지속되는 과정에 관여하여 주요 보호요인으로 기능할 가능성이 높은 요인들 중 하나는 지각된 사회적 지지(perceived social support)이며, 이는 한 개인이 사회적 관계의 구성원을 통해 여러 형태의 지지를 제공받을 수 있다고 지각하는 정도를 의미한다(김하람 외, 2021). 실제로 스트레스 사건 이후에 초래되는 우울, 범불안, 외상후 스트레스 증상 등을 비롯한 여러 심리적 부적응 증상에 대한 주요 보호요인이라는 것이 여러 선행 연구를 통해 잘 알려져 있으며(Johansen et al., 2022; Maheux & Price, 2016), 정신건강 문제를 다룸에 있어 대인관계적 맥락을 중시하는 IPT에서도 내담자에게 치료적 변화를 이끌어내는 주요 기제 중 하나로 사회적 지지의 향상을 강조한다(Lipsitz & Markowitz, 2013). 다만 지각된 사회적 지지가 스트레스 경험과 구체적으로 어떤 관계가 있고, 어떤 방식으로 기능하여 보호요인의 역할을 하는지에 대해서는 아직 명확한 합의가 이루어지지 않았으며, 연구자마다 서로 다른 설명을 제시하고 있다.

지각된 사회적 지지가 스트레스 경험의 보호요인으로 기능하는 구체적인 기제를 설명하는 이론 중 하나는 사회적 지지의 스트레스-완충 모형(stress-buffering model of social support)으로, 높은 수준의 사회적 지지가 스트레스 경험이 심리적 부적응에 미치는 악영향을 완충해준다고 설

명한다(Cohen & Wills, 1985; Dean & Lin, 1977). 즉, 이는 그림 1과 같이 스트레스 경험과 심리적 부적응 간 관계에서 사회적 지지의 조절효과를 주장하는 조절 모형이며, 구체적으로는 개인의 사회적 지지 수준이 낮을 경우 스트레스 경험은 심리적 부적응을 크게 증가시키지만, 개인의 사회적 지지 수준이 높을 경우 스트레스 경험이 심리적 부적응을 증가시키는 정도가 상대적으로 적음을 주장한다(Wheaton, 1985). 이 이론은 사회적 지지가 스트레스 사건을 경험한 개인이 사회적 지지가 필요하다고 여길 경우에만 도움이 되기 때문에 스트레스 사건을 경험하지 않은 개인에게는 그다지 가치가 없을 것이라고 가정한다(Stroebe & Stroebe, 1996). 실제로, 스트레스 경험과 우울을 비롯한 심리적 고통 간 관계에서 지각된 사회적 지지가 조절 효과를 보임으로써 스트레스 경험이 우울을 증가시키는 정도를 유의하게 감소시킨다는 것을 밝힌 선행 연구들도 일부 보고되었다(Lee et al., 2004; Wang et al., 2014).

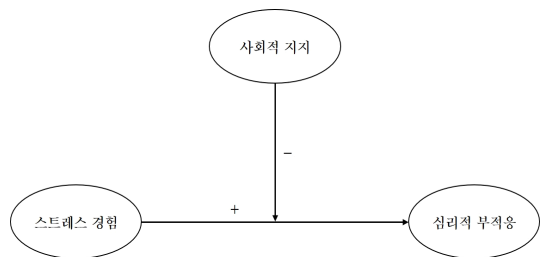


그림 1. 사회적 지지의 스트레스-완충 모형

지각된 사회적 지지가 보호요인으로서 기능하는 구체적인 기제를 설명하는 또 다른 이론은 지지 약화 모형(support deterioration model)으로, 스트레스 경험으로 인해 사회적 지지의 수준이

낮아짐에 따라 그 결과 심리적 부적응 수준이 높아진다고 설명하는 모형이다(Barrera, 1986). 즉, 이는 그림 2와 같이 스트레스 경험과 심리적 부적응 간 관계에서 사회적 지지의 매개효과를 주장하는 매개 모형이며(Wheaton, 1985), 스트레스 경험에도 불구하고 사회적 지지 수준이 높게 유지될 경우 심각한 수준의 심리적 부적응이 나타나지 않을 가능성을 제시한다. 이와 관련하여, 만성적인 스트레스 사건이나 과거 대인관계 외상 등의 스트레스 경험이 지각된 사회적 지지의 수준을 감소시키고, 이에 따라 심리적 부적응 수준이 높아짐을 보임으로써 지각된 사회적 지지의 매개효과를 검증한 선행 연구들도 일부 보고되었다(Lagdon et al., 2021; Quittner et al., 1990; Struck et al., 2020).

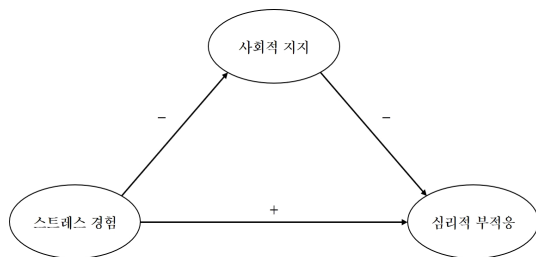


그림 2. 지지 약화 모형

가산 모형(additive model) 역시 보호요인으로서 지각된 사회적 지지가 기능하는 방식을 설명하는 이론 중 하나이며, 스트레스 경험과 사회적 지지가 독립적으로 심리적 부적응의 악화 혹은 완화에 기여한다고 설명한다(Barrera, 1986; Overholser & Adams, 1997). 구체적으로, 이는 그림 3과 같이 스트레스 경험은 심리적 부적응 수준을 증가시키지만 이와 독립적으로 사회적 지

지는 심리적 부적응 수준을 감소시킨다고 주장하는 모형이며, 스트레스 경험 여부와 관계없이 사회적 지지가 개인에게 도움이나 조언을 받을 수 있다는 안정감을 느끼게 함으로써 개인의 적응 수준에 직접적으로 영향을 미칠 가능성을 제시한다(Kornblith et al., 2001). 낮은 수준의 지각된 사회적 지지와 높은 수준의 스트레스 경험이 독립적으로 높은 수준의 우울 및 심리적 고통 수준을 예측하는 일부 선행 연구 결과들이 가산 모형을 뒷받침한다(Aneshensel & Stone, 1982; Kornblith et al., 2001).

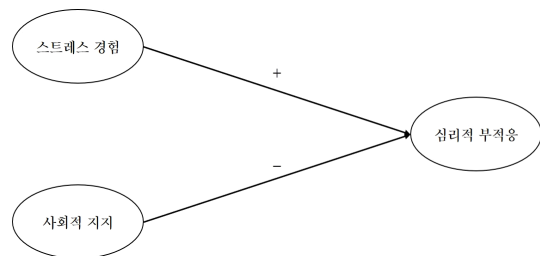


그림 3. 가산 모형

이처럼 지각된 사회적 지지의 역할을 설명하는 다양한 이론들이 경험적 연구에 의해 뒷받침되었으나, 경험적 연구들의 대부분은 보통 특정한 하나의 이론에 따라 연구 모형을 설정하고 그것을 검증하는 방식의 연구였다. 이러한 연구 방식은 어떤 하나의 이론이 구성개념 간 관계를 타당하게 설명하는지를 탐구할 때 적합하다는 장점이 있지만, 다수의 이론 중 어느 이론이 구성개념 간 관계를 가장 타당하게 설명하는지를 탐구하기는 어렵다는 단점이 있다. 앞서 살펴보았듯 보호요인으로서 지각된 사회적 지지가 기능하는 방식에 대해 다양한 이론이 제시된 현 상황에서는 여러

모형의 적합도를 서로 비교, 대조하는 방식의 연구가 필요할 것으로 보인다.

이에 더해, 지각된 사회적 지지의 효과가 심리적 부적응에 직접적으로 영향을 미치는지에 대해서도 일부 의문이 제기된다. 물론 대부분의 선행 연구에서는 지각된 사회적 지지가 정신건강에 긍정적인 영향을 미친다고 밝혀졌으나(Gariepy et al., 2016; Santini et al., 2015), 일부 연구에서는 사회적 지지가 그것을 받는 사람들로 하여금 자신을 의존적인 사람이라고 느끼게 할 경우 죄책감, 사기 저하 등을 유발해 심리적 고통을 오히려 증가시킬 수도 있음이 밝혀졌다(Bolger et al., 2000). 따라서, 지각된 사회적 지지가 심리적 부적응에 영향을 미치는 과정에 다른 심리내적인 요인이 관여할 가능성에 대해서도 구체적으로 탐구할 필요가 있다.

이와 관련하여, Elliott 등(2004)은 대인존재감(mattering)을 향상시키지 못하는 사회적 지지는 도움이 되기보다는 오히려 해가 될 수 있음을 주장하였다. 대인존재감이란 다른 사람들이 자신을 중요하게 여긴다는 심리내적인 인식을 의미하며, 자신이 중요한 사람이고 다른 사람들과 연결되어 있다는 느낌을 받고 싶어하는 우리의 욕구를 반영하는 개념이다(Rosenberg & McCullough, 1981). 이는 자신이 존재한다는 것을 다른 사람들이 알아차리고 자신에게 주의를 기울이고 있다는 자각을 뜻하는 알아봄(awareness), 자신이 다른 사람들의 흥미와 관심의 대상으로서 여겨지고 있다는 인식을 뜻하는 중요함(importance), 그리고 다른 사람들이 본인들의 욕구를 만족시키기 위해 자신에게 의지한다는 느낌을 뜻하는 의지함(reliance)을 포함한다.

앞서 기술한 Elliott 등(2004)의 주장으로부터, 지각된 사회적 지지가 대인관계 스트레스 경험에 대한 보호요인으로 기능하는 과정 내에서 대인존재감이 핵심적인 요인으로서 관여할 가능성을 고려해볼 수 있다. 개인이 다른 사람으로부터 많은 도움을 받고 있다는 지각, 즉 지각된 사회적 지지는 개인으로 하여금 자신이 중요하며 다른 사람들과 연결되어 있다는 느낌, 즉 대인존재감을 받게 만들기 쉬울 것이며, 이는 우울과 같은 부정적인 정서를 완화하는 데 도움이 될 것으로 보인다. 실제로 횡단 및 종단 연구를 통해 높은 수준의 지각된 사회적 지지는 대인존재감 수준을 높이는 데 기여할 수 있으며(Froidevaux et al., 2016; Rayle & Chung, 2007), 높은 수준의 대인존재감은 낮은 우울 수준을 예측한다는 것이 밝혀진 바(DeForge et al., 2008; Taylor & Turner, 2001), 지각된 사회적 지지와 우울 간 관계에서 대인존재감이 매개효과를 보일 가능성이 제기된다. 그럼에도 불구하고 대인존재감은 아직 정신건강 분야에서 비교적 활발하게 연구되지 않은 구성개념이기 때문에, 본 연구에서는 지각된 사회적 지지와 우울 간 관계에서 대인존재감이 매개효과를 보이는지 검증해 볼 필요가 있다.

앞서 살펴본 바에 따르면, 대인관계 스트레스 경험 이후 사람들이 우울 증상을 보이는 과정에 지각된 사회적 지지와 대인존재감이 보호요인으로서 관여할 것으로 예상된다. 다만, 스트레스 경험에 대한 반응은 시간에 흐름에 따라 나타나는 종단적인 과정(process)임을 고려하면(Galatz-Levy et al., 2018), 보호요인의 효과 역시 시간에 따라 얼마든지 다르게 나타날 수 있다. 예를 들어, 어떤 보호요인은 스트레스 사건을 경험할 당시

혹은 경험한 직후에 즉시 작용함으로써 결과적으로 한 개인이 스트레스 사건 경험 이후 특별한 부적응 증상을 경험하지 않는 상태를 유지하도록 도와줄 수 있을 것이다. 한편, 어떤 보호요인은 스트레스 사건을 경험한 이후 어느 정도 시간이 흐른 뒤에 작용함으로써 결과적으로 한 개인이 스트레스 사건 경험 이후 경험하는 부적응 증상으로부터 서서히 회복할 수 있도록 도와줄 수도 있다. 하지만, 지금까지 진행된 스트레스 사건 이후 나타나는 심리적 부적응에 관한 연구 중 대다수는 횡단 연구이며(Norris et al., 2009), 이는 스트레스 사건 경험 이후 보호요인의 효과가 나타나는 구체적인 시점을 밝히기 어렵다는 방법론적 한계를 지니고 있다. 따라서 이러한 한계를 극복하고 보호요인의 효과가 나타나는 구체적인 시점과 기제를 밝히기 위해서는 종단 연구를 진행할 필요성이 제기된다.

선행 연구를 검토 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 대인관계 스트레스 경험이 우울 증상을 야기하는 과정에서 보호요인으로 작용할 가능성이 높은 지각된 사회적 지지가 구체적으로 어떻게 기능하는지 대한 학문적 합의가 명확하게 이루어지지 않았다. 둘째, 지각된 사회적 지지가 우울 증상에 영향을 미치는 과정에서 대인존재감이 매개효과를 보일 가능성을 고려한 연구가 부족한 실정이라 여겨진다. 셋째, 스트레스 사건 경험 이후 나타나는 심리적 부적응에 대한 연구 중 대다수는 횡단 연구이기에, 심리적 부적응의 경과에서 지각된 사회적 지지와 대인존재감을 비롯한 보호요인의 효과가 나타나는 구체적인 시점과 기제를 명확하게 밝히지 못하였다는 한계가 있다. 이에 본 연구의 목적은 크게 세 가지로 구분된다. 첫째,

대인관계 스트레스 경험이 우울 경과에 영향을 미치는 과정에서 지각된 사회적 지지의 구체적인 역할을 탐색하고자 하였다. 둘째, 대인존재감이 지각된 사회적 지지와 우울 경과 간 관계를 매개하는지 확인하고자 하였다. 셋째, 종단 연구를 통해 대인관계 스트레스 경험 이후 나타나는 우울 경과에 대한 지각된 사회적 지지와 대인존재감의 효과가 나타나는 구체적인 시점과 그 기제를 명확하게 밝히고자 하였다.

상기 연구 목적을 바탕으로, 대인관계 스트레스 경험과 이후 1개월 동안 우울 증상의 경과 간 관계에서 지각된 사회적 지지와 대인존재감의 역할을 살펴보는 종단 연구를 진행하고자 하였다. 구체적으로 기술하면, 첫 번째 단계에서는 대인관계 스트레스 경험과 우울 경과 간 관계에서 지각된 사회적 지지가 스트레스-완충 모형과 같이 조절효과를 보일 것으로 가정한 조절 모형, 지지 약화 모형과 같이 매개효과를 보일 것으로 가정한 매개 모형, 그리고 대인관계 스트레스 경험과는 독립적으로 가산 효과를 보일 것으로 가정한 가산 모형 중 어떤 모형이 적합한지 비교 분석하고자 하였다. 다음으로, 두 번째 단계에서는 이전 단계에서 지각된 사회적 지지의 역할을 가장 적절하게 설정한 것으로 채택된 모형 내에서 지각된 사회적 지지가 우울 경과에 미치는 역할을 대인존재감이 매개하는지 검증하고자 하였다. 만약 첫 번째 단계에서 조절 모형이 채택되었을 경우, ㄱ) 지각된 사회적 지지의 조절효과를 대인존재감이 매개한다고 가정한 매개된 조절 모형을 검증하고자 하였다. 매개 모형이 채택되었을 경우, ㄴ) 지각된 사회적 지지와 우울 경과 간 관계를 대인존재감이 한 번 더 매개한다고 가정한 순차매개모

형을 검증하고자 하였다. 또한, 가산 모형이 채택되었을 경우, ㄷ) 대인관계 스트레스 경험과 지각된 사회적 지지가 독립적으로 우울 경과에 영향을 미치는 과정에서 각각 대인존재감의 매개효과를 가정한 모형을 검증하고자 하였다. 이러한 연구 목적에 따라 본 연구에서 설정한 구체적인 연구 질문 및 가설은 다음과 같다.

연구 질문 1. 대인관계 스트레스 경험이 이후 1개월 동안 우울 경과에 영향을 미치는 과정에서 지각된 사회적 지지의 역할을 가장 잘 설명하는 모형은 조절 모형, 매개 모형, 가산 모형 중 무엇인가?

연구 질문 2. 대인관계 스트레스 경험이 이후 1개월 동안 우울 경과에 영향을 미치는 과정에서 지각된 사회적 지지의 효과를 대인존재감이 매개하는가?

연구 가설 2-1. (연구 질문 1에서 ‘조절 모형’이 적합한 경우 검증 시도) 대인관계 스트레스 경험이 우울 경과에 영향을 미치는 과정에서 지각된 사회적 지지의 조절효과를 대인존재감이 매개할 것이다.

연구 가설 2-2. (연구 질문 1에서 ‘매개 모형’이 적합한 경우 검증 시도) 대인관계 스트레스 경험이 우울 경과에 영향을 미치는 과정에서 지각된 사회적 지지와 대인존재감이 순차매개효과를 나타낼 것이다.

연구 가설 2-3. (연구 질문 1에서 ‘가산 모형’이 적합한 경우 검증 시도) 지각된 사회적 지지가 대인관계 스트레스 경험과 상호 독립적으로 우울 경과에 영향을 미치는 과정에서 대인존재감이 매

개효과를 나타낼 것이다.

상기한 것처럼 두 단계의 분석을 거치는 대신 지각된 사회적 지지와 대인존재감을 동시에 투입하여 ㄱ), ㄴ), ㄷ) 세 모형의 적합도를 비교하는 방법도 고려해볼 수 있겠으나, 이 방법을 사용하면 어느 모형의 적합도가 좋지 않게 나타날 경우 그 주요 원인이 지각된 사회적 지지의 역할을 적절하게 가정하지 못했기 때문인지, 혹은 대인존재감의 매개효과가 나타나지 않기 때문인지가 명확하게 구별되지 않는다는 한계가 있다. 앞서 선행 연구를 개괄하면서 살펴본 것처럼 대인관계 스트레스 경험 이후 우울 증상이 나타나는 과정에서 지각된 사회적 지지가 보호요인으로 기능하는 구체적인 기제가 어떠한지, 그리고 지각된 사회적 지지와 우울 증상 간 관계를 대인존재감이 매개하는지가 모두 명확하게 밝혀지지 않았기 때문에, 두 단계에 걸쳐 연구를 진행함으로써 이러한 연구 질문에 대해 보다 명확한 결론을 도출하고자 하였다.

본 연구는 대인관계 스트레스 경험이 우울 증상을 야기하는 과정에서 지각된 사회적 지지가 서로 다른 역할을 할 것이라고 가정하는 여러 모형들을 비교하는 방식을 채택함으로써 지각된 사회적 지지의 역할을 가장 타당하게 설명하는 모형이 무엇인지 밝히는 것을 목표로 하였다는 점, 그리고 보호요인으로서 지각된 사회적 지지가 우울 증상에 영향을 미치는 과정에서 현재까지 활발하게 연구되지 않은 대인존재감의 매개효과를 검증하고자 하였다는 점에서 선행 연구들과 차별성을 가진다. 또한, 횡단 연구 방식이 아닌 종단 연구 방식을 채택함으로써 대인관계 스트레스 경

험 이후 지각된 사회적 지지와 대인존재감이 우울 경과에 영향을 미치는 구체적인 시점과 기제를 살펴보고자 하였다는 것도 대다수의 선행 연구와 차별화된다는 점에서 그 의의가 있다.

방 법

연구 참여자

본 연구는 서울대학교 생명윤리위원회의 사전 승인을 받은 뒤 진행되었다(IRB No. 2206/001-009). 서울 소재 대학교의 심리학과 온라인 연구 참여 시스템과 온라인 커뮤니티에서 모집된 대학생 116명이 연구에 참여하였다. 이 중에서 1회차 설문에는 참여하였으나 2회차 설문에 참여하지 않은 중도 탈락자 22명과, 1회차 및 2회차 설문에는 참여하였으나 3회차 설문에 참여하지 않은 중도 탈락자 8명을 합하여 총 30명의 중도 탈락자가 분석에서 제외되었다. 1회차, 2회차, 그리고 3회차 설문에 모두 응답한 참여자 86명(연령 평균 만 22.31세, $SD=3.10$, 범위 만 18-35세)의 자료가 분석에 사용되었으며, 이중 남성은 27명(연령 평균 만 23.48세, $SD=3.46$, 범위 만 18-32세), 여성은 59명(연령 평균 만 21.78세, $SD=2.79$, 범위 만 18-32세)이었다.

측정 도구

외상 경험 질문지. 설문 시점으로부터 2주 내에 경험한 대인관계 스트레스 사건과 그로 인한 당시의 주관적 고통 수준을 조사하기 위해 사용한 척도이다. 송승훈 등(2009)이 개발하고 신선

영과 정남운(2012)이 수정 및 보완한 질문지를 바탕으로, 신지영 등(2015)이 선행 연구(서영석 외, 2012; Zimbardo & Weber, 1997)를 참고하여 개발한 척도를 본 연구에 맞게 수정하여 사용하였다. 본 연구에는 이수연과 이동훈(2017)의 연구를 참고하여, 본 질문지에서 제시된 대인관계 스트레스 사건의 범주는 성추행 및 성폭력, 가족의 질병, 가까운 가족 또는 친척의 사망, 친한 친구의 사망, 부모의 이혼 혹은 별거, 가족과의 갈등 또는 다툼, 주변 대인관계문제(다툼, 갈등, 언쟁, 배신, 실연 등), 적응의 어려움(학교, 사회, 군대에서의 소외, 따돌림, 언어 및 신체적 폭력의 경험 등)으로 총 8개이다. 연구 참여자는 크게 세 단계에 따라 질문지에 응답하였다. 첫째, 연구 참여자는 질문지의 지시에 따라 응답 시점으로부터 2주 내에 경험한 모든 대인관계 스트레스 사건을 간략하게 자유 서술하였다. 둘째, 연구 참여자는 질문지에 제시된 8개 대인관계 스트레스 사건 범주 목록을 참고하여, 자신이 서술한 각각의 대인관계 스트레스 사건을 8개 범주 중 하나로 분류하였다. 셋째, 연구 참여자는 자신이 서술한 각각의 대인관계 스트레스 사건을 경험했을 당시의 주관적 고통 수준을 질문하는 문항에 대해 ‘전혀 고통스럽지 않았다(0점)’에서부터 ‘매우 고통스러웠다(4점)’까지의 5점 리커트 척도로 응답하였다. 응답 시점으로부터 2주 내에 대인관계 스트레스 사건을 한 번도 경험하지 않은 연구 참여자의 경우, 이러한 세 단계의 과정을 거치지 않고 질문지를 제출하도록 하였다.

각 시점에서의 대인관계 스트레스 경험 점수는 연구 참여자가 2주 내에 경험하였다고 보고한 대인관계 스트레스 사건들에 대해 평정한 각각의 주관적 고통 수준 점수들을 모두 합하는 방식으로

계산하였다. 예를 들어, 한 연구 참여자가 t2 시점에 보고한 대인관계 스트레스 사건이 3건이고, 각 사건을 경험했을 당시 주관적 고통 수준이 각각 3, 2, 그리고 4점으로 평정되었다면, 그 연구 참여자의 t2 대인관계 스트레스 경험 점수는 9점으로 계산하였다. 또한, 연구 참여자가 특정 응답 시점에 한 건의 대인관계 스트레스 사건도 보고하지 않고 질문지를 제출했을 경우, 그 시점의 대인관계 스트레스 경험 점수는 0점으로 계산하였다.

간접적으로 지각한 사회적 지지 척도 단축형(Perceived Social Support through Others Scale-8 [PSO-8]). 지각된 사회적 지지 수준을 측정하기 위해 사용한 척도로, 박지원(1985)이 개발한 3가지 사회적 지지 척도(상황 중심의 실제적 지지 척도, 간접적으로 지각한 사회적 지지 척도, 직접적으로 지각한 사회적 지지 척도) 중 간접적으로 지각한 사회적 지지 척도의 문항들에 대해 김하람 등(2021)이 라쉬(Rasch) 모형을 적용하여 적절한 문항을 선정해 구성한 단축형 척도이다. 각 시점에서의 지각된 사회적 지지 수준이 우울 경과에 미치는 영향을 탐구하고자 하는 본 연구의 목적에 맞게, 최근 2주간 자신의 생각과 가장 일치하는 곳에 표시하라는 지시문을 추가하였다. 총 8개 문항으로 구성되어 있으며, 개념적으로는 정서적 지지를 측정하는 2개 문항, 정보적 지지를 측정하는 2개 문항, 물질적 지지를 측정하는 2개 문항, 그리고 평가적 지지를 측정하는 2개 문항으로 구성되어 있지만, 김하람 등(2021)의 연구에서는 단일요인 구조가 지지되었다. 질문지는 연구 참여자가 여러 가지 스트레스를 줄 수 있는 사건을 경험하게 되었을 경우 도움을 요청할 수 있는

사람의 인원수를 응답한 뒤, 각 문항에 대해 ‘전혀 그렇지 않다(1점)’에서부터 ‘매우 그렇다(5점)’까지의 5점 리커트 척도로 응답하도록 구성되었다. 내적 일관성을 나타내는 지표 중 하나인 크론바흐 알파 계수(Cronbach's α coefficient)의 경우, 김하람 등(2021)의 연구에서는 .91로 나타났고, 본 연구의 1회차 설문에서는 .88, 2회차 설문에서는 .86, 3회차 설문에서는 .87로 나타났다.

한국판 대인존재감 척도(Korean Version of Mattering Scale). 대인존재감 수준을 측정하기 위해 사용한 척도로, Elliott 등(2004)이 개발한 대인존재감 척도(Mattering Scale)를 최한나와 임운선(2013)이 한글로 번안하여 타당화한 척도이다. 각 시점에서의 대인존재감 수준이 우울 경과에 미치는 영향을 탐구하고자 하는 본 연구의 목적에 맞게, 최근 2주간 자신의 모습을 가장 잘 나타낸다고 생각하는 곳에 표시하라는 지시문을 추가하였다. 총 18개 문항으로 구성되어 있으며, 원칙도(Elliott et al., 2004)의 요인구조(알아봄, 중요함, 의지함)와 달리 알아봄을 측정하는 7개 문항, 상호의지를 측정하는 7개 문항, 그리고 관심을 측정하는 4개 문항으로 구성되었다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다(1점)’에서부터 ‘아주 그렇다(5점)’까지의 5점 리커트 척도로 응답하도록 구성되었다. 크론바흐 알파 계수의 경우, 최한나와 임운선(2013)의 연구에서는 표본 A와 표본 B 모두에서 .92로 나타났고, 본 연구의 1회차 설문에서는 .88, 2회차 설문에서는 .90, 3회차 설문에서는 .91로 나타났다.

한국판 역학연구센터 우울척도 개정판(The Korean Version of Center for Epidemiologic

Studies Depression Scale-Revised [K-CESD-R]). 우울 증상을 측정하기 위해 사용한 척도로, DSM-III이 출판되기 이전 Radloff(1977)가 처음 개발한 역학연구센터 우울척도(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale [CES-D])가 DSM-IV에 수록된 주요우울장애 진단기준을 적절하게 반영하지 못하는 문제를 해결하고자 Eaton 등(2004)이 개정한 역학연구센터 우울척도 개정판(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale-Revised [CESD-R])에 대해 이산 등(2016)이 번안 및 표준화 작업을 수행하였다. 총 20개 문항으로 구성되어 있으며, 요인 1(우울한 기분, 흥미/즐거움의 상실, 피로/활력 상실, 자해/자살사고, 죄책감, 집중의 어려움, 불면증, 정신운동초조)을 측정하는 16개 문항, 요인 2(체중 감소, 식욕 저하, 과수면, 정신운동지체)를 측정하는 4개 문항으로 구성되었다. 각 문항은 최근 일주일 동안 문항에 제시된 증상을 겪은 빈도를 '1일 미만(0점)'에서부터 '2주간 거의 매일(4점)'까지의 5점 리커트 척도로 응답하도록 구성되었다. 크론바흐 알파 계수의 경우, 이산 등(2016)의 연구에서는 .98로 나타났고, 본 연구의 1회차 설문에서는 .95, 2회차 설문에서는 .94, 3회차 설문에서는 .95로 나타났다.

절차

연구 참여자들은 동일한 설문에 2주 간격으로 총 3회 응답하였다. 연구 참여자들은 서울 소재 대학교 심리학과 연구 참여 시스템과 온라인 커뮤니티 사이트에 게시된 모집문건을 통해 온라인 설문조사 시스템 URL에 접속하여 연구 참여자용

설문문을 읽고 연구 참여에 동의하는 버튼을 누름으로써 연구 참여 의사를 자발적으로 밝힌 뒤, 1회차 설문에 응답하였다(t1).

연구 참여자가 1회차 설문에 응답한 날로부터 2주 후 수요일 오전 9시에, 연구자는 이메일로 온라인 설문조사 시스템 URL을 연구 참여자에게 발송하였다. 연구 참여자들은 그 주 금요일 23시 59분까지 연구자로부터 전달받은 URL에 접속하여 2회차 설문에 응답하였다(t2).

2회차 설문에 이상 없이 응답한 연구 참여자에 한하여, 연구 참여자가 2회차 설문에 응답한 날로부터 2주 후 수요일 오전 9시에 연구자가 이메일로 온라인 설문조사 시스템 URL을 연구 참여자에게 발송하였다. 연구 참여자들은 그 주 금요일 23시 59분까지 연구자로부터 전달받은 URL에 접속하여 3회차 설문에 응답하였다(t3). 이후 연구 참여 보상 수령을 희망하는 참여자들은 자신의 계좌 정보를 연구 참여자에게 제공한 뒤, 연구 참여 보상으로 10,000원을 지급받았다.

분석 방법

R 소프트웨어 version 4.2.2를 이용해 자료 분석을 실시하였다. 먼저 각 대인관계 스트레스 사건에 대해서, 사건의 발생 빈도 및 사건에 뒤따르는 주관적 고통 수준의 평균 및 표준편차를 계산하였다. 대인관계 스트레스 사건의 발생 빈도 분포에 있어 성차가 있는지를 검증하기 위해, 카이제곱 동질성 검정(chi-squared test of homogeneity)을 실시하였다. 이어서 대인관계 스트레스 사건에 뒤따르는 주관적 고통 수준이 성별 및 대인관계 스트레스 사건의 종류에 따라 차

이가 나는지를 검증하기 위해, 이원분산분석(two-way analysis of variance)과 Fisher 최소유의차(Fisher's least significant difference) 방법을 사용한 사후분석을 실시하였다. 기술통계치 계산, 카이제곱 동질성 검정, 그리고 이원분산분석에는 R 소프트웨어에 내장된 기본 함수가 사용되었으며, Fisher 최소유의차 방법을 이용한 사후분석에는 *agricolae* 패키지(de Mendiburu, 2023)가 사용되었다.

다음으로 공분산 구조모형(covariance structure model)을 추정하기에 앞서 문항묶음(item parcel)을 형성하였다. 문항묶음이란 어떤 구성개념을 측정하는 두 개 이상의 개별문항 점수를 합산하거나 평균을 내어 하나의 새로운 관찰변인을 만든 것으로, 이는 공분산 구조모형 내에서 관찰변인의 비정규성 문제를 완화하면서 보다 안정적이고 정확하게 모수를 추정할 수 있도록 한다는 장점이 있다(이지현, 김수영, 2016). 문항묶음을 형성할 때 합산점수보다는 되도록 평균 점수를 사용하고, 구성개념이 다차원적일 경우 각각의 하위요인을 측정하는 문항들끼리 묶는 고유분산 고립전략(uniqueness isolated strategy)을 채택하는 것이 적절하다는 Little 등(2013)의 제안을 수용하여, 본 연구에서는 평균점수와 고유분산 고립전략을 채택하여 문항묶음을 형성하였다. 다만, 선행 연구에서 2요인 구조가 지지된 K-CESD-R의 경우(이산 외, 2016), 잠재변인 하나당 세 개의 문항묶음을 사용할 것을 권하는 Little 등(2013)의 제안을 고려하여 요인 1을 측정하는 16개의 문항을 단일한 문항묶음에 배정하는 대신 2개의 문항묶음에 각각 8개씩 무작위 배정하였다. 또한, 선행 연구에서 단일요인 구조가 지지된 PSO-8의 경우

(김하람 외, 2021), 3개의 문항묶음을 형성하기에는 문항의 개수가 충분치 않아 8개 문항을 2개의 문항묶음에 각각 4개씩 무작위 배정하였다(이지현, 김수영, 2016). 단일 차원이 가정된 문항들의 경우 무작위 배정을 통해 문항묶음들을 형성하더라도 각 문항묶음이 잠재변인을 충분히 적절하게 반영하는 지표가 될 수 있다는 경험 연구 결과를 고려하면(Kishton & Widaman, 1994), 본 연구에서 무작위 배정을 통해 형성된 문항묶음들도 그것이 측정하는 잠재변인을 적절하게 반영할 것으로 기대된다. 구체적인 문항묶음 형성 방법은 부록 1에 제시하였다.

문항묶음 형성 후, t1 대인관계 스트레스 경험과 우울 경과 간 관계에서 지각된 사회적 지지의 구체적인 역할을 확인하기 위해 *lavaan* 패키지(Rosseel, 2012)를 사용하여 최대우도법(maximum likelihood estimation)에 따라 세 개의 공분산 구조모형을 추정하였다. 첫째 모형은 조절 모형으로, 이 모형에서는 t1 지각된 사회적 지지가 조절효과를 보인다고 가정하였다. 둘째 모형은 매개 모형으로, 이 모형에서는 t1, t2, t3 지각된 사회적 지지가 매개효과를 보인다고 가정하였다. 셋째 모형은 가산 모형으로, 이 모형에서는 t1, t2, t3 지각된 사회적 지지가 대인관계 스트레스 경험과 독립적으로 우울 경과에 영향을 미친다고 가정하였다. 이 세 모형에서, t2 대인관계 스트레스 경험이 t2, t3 우울에 미치는 영향, 그리고 t3 대인관계 스트레스 경험이 t3 우울에 미치는 영향은 통제하였다. 또한, 동일한 문항들로 구성되었으나 시점만 다른 문항묶음들(e.g. t1 우울 문항묶음 1, t2 우울 문항묶음 1, t3 우울 문항묶음 1)은 문항 내용의 동일성으로 인해 고유요인 간 공분산이 추가적으

로 나타날 것이라 가정하였다. 세 모형이 추정된 뒤, 시점에 따른 각 모형의 측정불변성(measurement invariance) 수준을 확인하기 위해 단계적으로 카이제곱 차이 검정(chi-squared difference test)을 실시하였다. 마지막으로, 각 모형에 대해 추정된 모형적합도(model fit indice), 직접효과, 간접효과(5,000번의 부트스트래핑을 통해 95% 신뢰구간 추정) 등을 통합적으로 고려하여 세 모형 중 자료를 가장 잘 설명하는 모형을 채택하였다.

이렇게 채택된 모형 내에서 지각된 사회적 지지가 우울 경과에 미치는 영향을 대인존재감이 매개한다는 가설을 검정하기 위해, 채택된 모형에 t1, t2, t3 대인존재감을 매개변인으로 투입한 뒤 위와 같은 방식으로 한 번 더 공분산 구조모형을 추정하고 측정불변성 수준을 점검하였다. 이어서 모형적합도를 살펴봄으로써 추정된 모형이 자료를 적절하게 설명하는지 판단하였으며, 5,000번의

부트스트래핑을 통해 추정된 간접효과와 신뢰구간이 0을 포함하는지 여부를 확인함으로써 t1, t2, t3 대인존재감이 모형 내에서 매개효과를 보이는지 검증하였다.

결 과

대인관계 스트레스 사건 유형에 대한 기술통계

자료 수집 기간 동안 보고된 각 대인관계 스트레스 사건 유형의 빈도, 그리고 각 유형의 사건에 뒤따르는 주관적 고통 수준에 대한 기술통계는 표 1에 제시하였다. 주변 대인관계문제(다툼, 갈등, 언쟁, 배신, 실연 등)와 가족과의 갈등 또는 다툼이 가장 빈번하였으며, 적응의 어려움(학교, 사회, 군대에서의 소외, 따돌림, 언어 및 신체적 폭력의 경험)과 가족의 질병이 그 다음으로 빈번하게 발생하였다. 가까운 가족 또는 친척의 사망,

표 1. 각 대인관계 스트레스 사건 유형의 발생 빈도 및 주관적 고통 기술통계

	전체 (N=86)			여성 (n=59)			남성 (n=27)		
	빈도	주관적 고통		빈도	주관적 고통		빈도	주관적 고통	
		M	SD		M	SD		M	SD
주변 대인관계문제	98	2.81 ^a	0.87	69	2.75 ^a	0.88	29	2.93 ^a	0.84
가족과의 갈등 또는 다툼	56	2.71	1.04	41	3.00	0.74	15	1.93 ^b	1.33
적응의 어려움	41	2.98 ^a	0.91	33	3.12 ^a	0.78	8	2.38	1.19
가족의 질병	27	2.41 ^b	1.08	19	2.53 ^b	1.12	8	2.12	0.99
가까운 가족 또는 친척의 사망	8	3.12 ^a	0.84	7	3.29 ^a	0.76	1	2.00	-
성추행 및 성폭력	3	3.67 ^a	0.58	3	3.67 ^a	0.58	0	-	-
친한 친구의 사망	3	3.67 ^a	0.58	3	3.67 ^a	0.58	0	-	-
부모의 이혼 혹은 별거	0	-	-	0	-	-	0	-	-
계	236	2.80	0.95	175	2.91	0.87	61	2.49	1.10

주. 서로 다른 위첨자가 표시된 주관적 고통 평균 간에는 유의미한 차이가 나타난다. 위첨자가 표시되지 않은 주관적 고통 평균은 다른 주관적 고통 평균과 유의미한 차이가 나타나지 않음. 일부 대인관계 스트레스 사건 유형의 발생 빈도가 제한되어 계산 불가능한 통계치는 '-'으로 표시됨. 일부 참여자는 자료 수집 기간 내 동일한 유형에 속하는 대인관계 스트레스 사건을 2번 이상 겪었기 때문에, 일부 대인관계 스트레스 사건 유형의 발생 빈도는 표본크기보다 클 수 있음.

성추행 및 성폭력, 그리고 친한 친구의 사망의 발생 빈도는 10번을 넘지 않았다. 부모의 이혼 혹은 별거는 보고되지 않았다. 대인관계 스트레스 사건의 발생 빈도 분포에 있어 성차는 유의하지 않았다, $\chi^2(6)=4.64, p=.591$.

대인관계 스트레스 사건 유형과 성별이 주관적 고통 수준에 미치는 상호작용효과가 유의하였으며, $F(4, 224)=4.00, p=.004$, 대인관계 스트레스 사건 유형과 성별 각각의 주효과도 유의하였다, 각각 $F(6, 224)=2.28, p=.037$; $F(1, 224)=7.30, p=.007$. 사후분석 결과, 전체 표본과 여성 표본 내에서는 가족의 질병으로 인한 주관적 고통 수준이 가족

과의 갈등 또는 다툼을 제외한 다른 대인관계 스트레스 사건들로 인한 주관적 고통 수준에 비해 유의하게 낮았다. 반면, 남성 표본 내에서는 주변 대인관계문제(다툼, 갈등, 언쟁, 배신, 실연 등)로 인한 주관적 고통 수준이 가족과의 갈등 또는 다툼으로 인한 주관적 고통 수준보다 유의하게 높았다.

지각된 사회적 지지의 역할을 각각 다르게 가정한 세 모형의 비교

공분산 구조모형을 추정하는 데 사용된 변인들

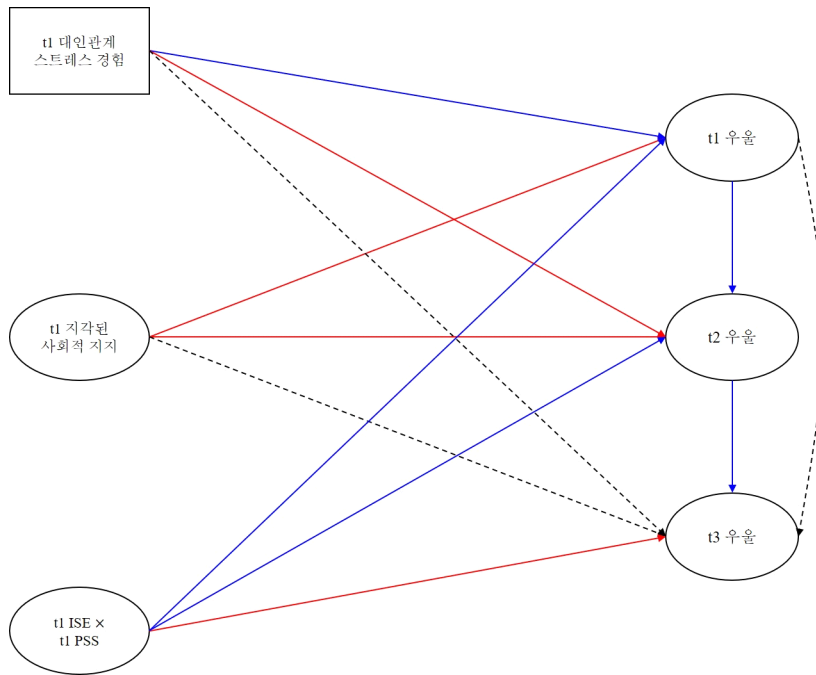


그림 4. 조절 모형

주. 사각형은 관찰변인, 원은 잠재변인을 나타냄. 파란 실선은 유의한 양(+)의 경로계수, 빨간 실선은 유의한 음(-)의 경로계수, 점선은 유의하지 않은 경로계수를 의미함. 각 잠재변인에 연결된 관찰변인은 그림의 간결성을 위해 생략됨.

ISE: 대인관계 스트레스 경험(interpersonal stressful experiences), PSS: 지각된 사회적 지지(perceived social support)

의 기술통계 및 상관분석 결과는 부록 2에 제시하였다. 이어서 대인관계 스트레스 경험과 우울 경과 간 관계에서 지각된 사회적 지지의 역할을 각각 다르게 가정한 세 모형(조절 모형, 매개 모형, 가산 모형)이 각각 추정되었다.

조절 모형을 추정한 뒤 시점에 따른 측정불변성 수준을 점검하기 위해 단계적으로 카이제곱 차이 검정을 실시하였다. 모든 파라미터를 자유롭게 추정한 모형과, 약한 측정불변성(weak invariance)을 가정하여 관찰변인의 요인부하량이 t1, t2, t3에서 동일하다는 제약을 설정한 모형 간 적합도에 유의한 차이가 나타나지 않았다, $\chi^2(4)=3.74$, $p=.442$. 이어서 약한 측정불변성을 가정한 모형과, 강한 측정불변성(strong invariance)을 가정하여 관찰변인의 요인부하량뿐만 아니라 평균도 t1, t2, t3에서 동일하다는 제약을 설정한 모형 간 적합도를 비교하고자 하였으나, 강한 측정불변성을 가정한 모형의 해가 수렴되지 않아 비교가 불가능하였다. 이에 강한 측정불변성이 유지되는지 여부를 파악하는 것이 불가능하였으므로, 보수적으로 접근하여 조절 모형은 최종적으로 약한 측정불변성까지 유지된다고 보았다.

약한 측정불변성을 가정한 조절 모형을 그림 4에 제시하였다. 조절 모형의 모형적합도 지수를 추정한 결과, 모형적합도가 좋지 않아 조절 모형 내 경로계수들을 신뢰롭게 해석하는 것이 불가능하였으며, 조절 모형이 변인들 간 관계를 적절하게 설명한다고 볼 수 없었다, $\chi^2(84)=951.03$, $p<.001$, RMSEA=0.346, CFI=0.511, TLI=0.318, AIC=3,033.578, BIC=3,178.385. 조절 모형의 경로계수 추정치에 대한 자세한 정보는 부록 3에 제시하였다.

매개 모형을 추정한 뒤 시점에 따른 측정불변성 수준을 점검하기 위해 단계적으로 카이제곱 차이 검정을 실시하였다. 모든 파라미터를 자유롭게 추정한 모형과 약한 측정불변성을 가정한 모형 간 적합도에 유의한 차이가 나타나지 않았다, $\chi^2(6)=7.82$, $p=.252$. 이어서 약한 측정불변성을 가정한 모형과 강한 측정불변성을 가정한 모형 간 적합도에는 유의한 차이가 나타났다, $\chi^2(10)=36.48$, $p<.001$. 따라서 매개 모형은 최종적으로 약한 측정불변성까지 유지된다고 보았다.

약한 측정불변성을 가정한 매개 모형을 그림 5에 제시하였다. 매개 모형의 모형적합도 지수를 추정한 결과, 모형적합도가 수용할 수 있는 수준으로 나타나 매개 모형 내 직접효과 및 간접효과를 나타내는 추정치들을 비교적 신뢰롭게 해석하는 것이 가능하였다. $\chi^2(102)=162.11$, $p<.001$, RMSEA=0.083, CFI=0.953, TLI=0.931, AIC=1,848.711, BIC=2,040.150. 하지만 t1 대인관계 스트레스 경험이 t1, t2, 혹은 t3 지각된 사회적 지지를 매개하여 우울 경과에 미치는 영향을 나타내는 모든 간접효과 추정치들의 95% 부트스트랩 신뢰구간이 0을 포함하는 것으로 나타나, 지각된 사회적 지지가 대인관계 스트레스 경험과 우울 경과와의 관계에서 매개효과를 보인다고 할 수 없었다. 따라서 매개 모형이 변인들 간 관계를 적절하게 설명한다고 볼 수 없었다. 매개 모형의 경로계수 추정치에 대한 자세한 정보는 부록 4에 제시하였다.

가산 모형을 추정한 뒤 시점에 따른 측정불변성 수준을 점검하기 위해 단계적으로 카이제곱 차이 검정을 실시하였다. 모든 파라미터를 자유롭게 추정한 모형과 약한 측정불변성을 가정한 모

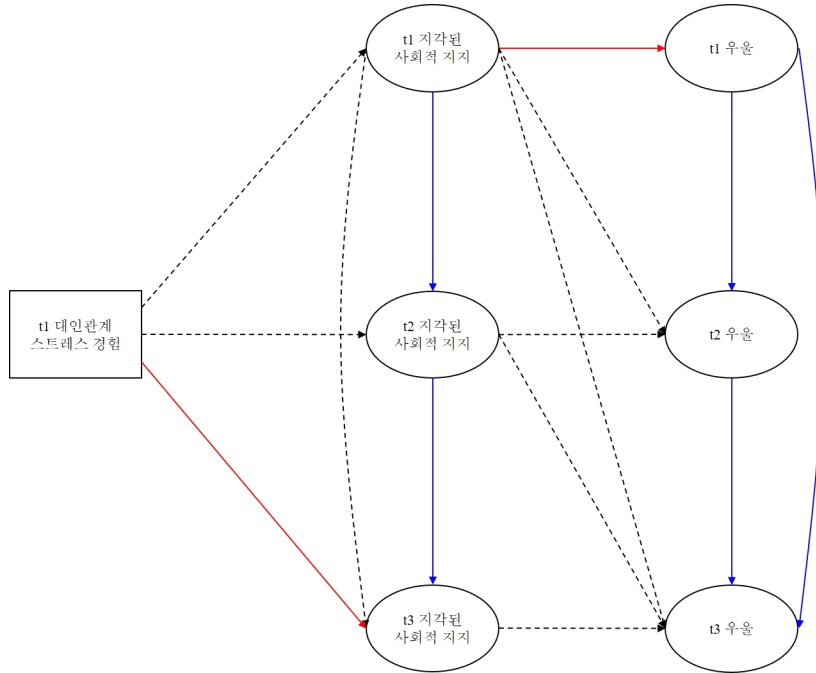


그림 5. 매개 모형

주. 사각형은 관찰변인, 원은 잠재변인을 나타냄. 파란 실선은 유의한 양(+)의 경로계수, 빨간 실선은 유의한 음(-)의 경로계수, 점선은 유의하지 않은 경로계수를 의미함. 각 잠재변인에 연결된 관찰변인, 그리고 t1, t2, t3 우울에 대한 t1 대인관계 스트레스 경험의 직접효과 경로는 그림의 간결성을 위해 생략됨.

형 간 적합도에 유의한 차이가 나타나지 않았다, $\chi^2(6)=8.84$, $p=.183$. 이어서 약한 측정불변성을 가정한 모형과 강한 측정불변성을 가정한 모형 간 적합도에는 유의한 차이가 나타났다, $\chi^2(10)=30.93$, $p<.001$. 따라서 가산 모형은 최종적으로 약한 측정불변성까지 유지된다고 보았다.

약한 측정불변성을 가정한 가산 모형을 그림 6에 제시하였다. 가산 모형의 모형적합도 지수를 추정한 결과, 모형적합도가 수용할 수 있는 수준으로 나타나 가산 모형 내 직접효과 및 간접효과를 나타내는 추정치들을 비교적 신뢰롭게 해석하는 것이 가능하였다. $\chi^2(108)=179.50$, $p<.001$, RMSEA=0.088, CFI=0.944, TLI=0.922, AIC=

1,854.101, BIC=2,030.814. 또한, t1 대인관계 스트레스 경험이 t1 우울에 미치는 정적인 직접효과가 유의하였으며, $B=0.068$, $p<.001$, t1 지각된 사회적 지지가 t1 우울에 미치는 부적인 직접효과가 유의하였다, $B=-0.400$, $p=.002$. 다만, t2 지각된 사회적 지지는 t2, t3 우울에 유의한 직접효과를 미치지 못하였으며, 각각 $B=-0.257$, $p=.077$; $B=0.225$, $p=.134$, t3 지각된 사회적 지지도 t3 우울에 유의한 직접효과를 미치지 못하였다, $B=-0.248$, $p=.064$. 따라서, 가산 모형은 조절 모형과 매개 모형에 비해 수집된 자료를 적절하게 설명한다고 볼 수 있었다. 가산 모형의 경로계수 추정치에 대한 자세한 정보는 부록 5에 제시하였다.

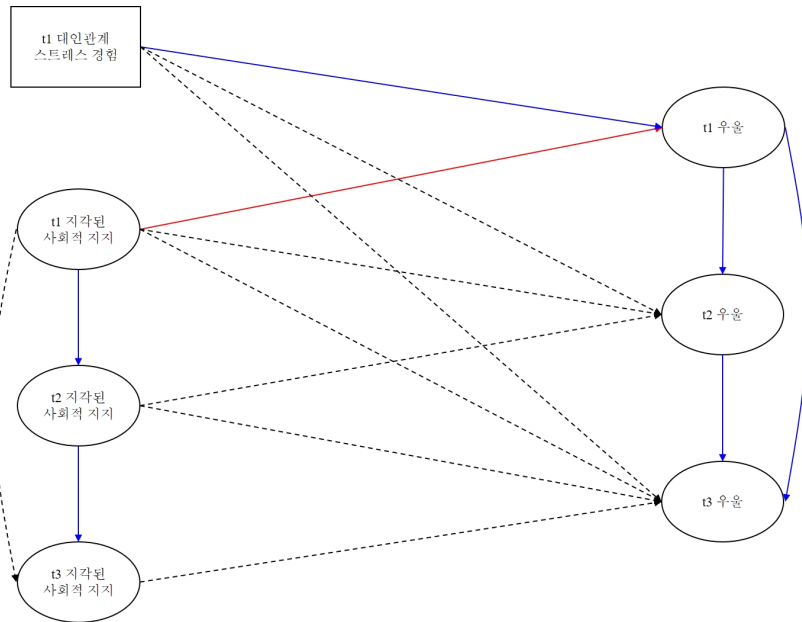


그림 6. 가산 모형

주. 사각형은 관찰변인, 원은 잠재변인을 나타냄. 파란 실선은 유의한 양(+)의 경로계수, 빨간 실선은 유의한 음(-)의 경로계수, 점선은 유의하지 않은 경로계수를 의미함. 각 잠재변인에 연결된 관찰변인은 그림의 간결성을 위해 생략됨.

가산 모형 내에서 대인존재감의 매개효과 분석

수집된 자료를 가장 적절하게 설명하였던 가산 모형 내에서 대인존재감의 매개효과를 분석하기 위해, 가산 모형에 t1, t2, t3 대인존재감을 매개변인으로 투입하여 최종 모형을 추정하였다. 최종 모형의 측정불변성 수준을 점검하기 위해 단계적으로 카이제곱 차이 검정을 실시하였다. 모든 파라미터를 자유롭게 추정한 모형과 약한 측정불변성을 가정한 모형 간 적합도에 유의한 차이가 나타나지 않았다, $\chi^2(10)=11.49$, $p=.320$. 이어서 약한 측정불변성을 가정한 모형과 강한 측정불변성을 가정한 모형 간 적합도에는 유의한 차이가 나타났다, $\chi^2(16)=40.35$, $p<.001$. 따라서 최종 모형은 약한 측정불변성까지 유지된다고 보았다.

약한 측정불변성을 가정한 최종 모형을 그림 7에 제시하였다. 매개 모형의 모형적합도 지수를 추정한 결과, 모형적합도가 수용할 수 있는 수준으로 나타나 매개 모형 내 직접효과 및 간접효과를 나타내는 추정치들을 비교적 신뢰롭게 해석하는 것이 가능하였다. $\chi^2(274)=423.57$, $p<.001$, RMSEA=0.080, CFI=0.926, TLI=0.906, AIC=3,022.875, BIC=3,322.305. 최종 모형의 경로계수 추정치에 대한 자세한 정보는 부록 6에 제시하였다.

최종 모형 내에서 t1, t2, t3 대인존재감의 매개효과를 표 2에 제시하였다. 먼저 대인관계 스트레스 경험과 우울 경과 간 관계에서 대인존재감의 매개효과를 살펴본 결과, t1, t2, t3 대인존재감은 t1 대인관계 스트레스 경험과 t1, t2, t3 우울 간

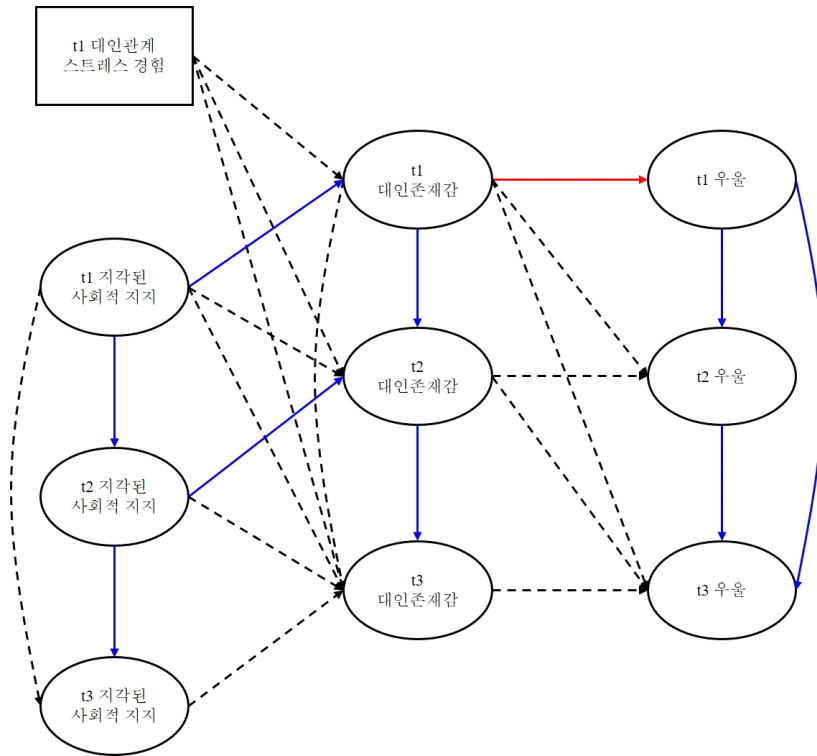


그림 7. 최종 모형

주. 사각형은 관찰변인, 원은 잠재변인을 나타냄. 파란 실선은 유의한 양(+)의 경로계수, 빨간 실선은 유의한 음(-)의 경로계수, 점선은 유의하지 않은 경로계수를 의미함. 각 잠재변인에 연결된 관찰변인, 그리고 t1, t2, t3 우울에 대한 t1 대인관계 스트레스 경험과 t1, t2, t3 지각된 사회적 지지의 직접효과 경로는 그림의 간결성을 위해 생략됨.

관계에서 유의한 매개효과를 보이지 않았다. 다음으로 지각된 사회적 지지와 우울 경과 간 관계에서 대인존재감의 매개효과를 살펴본 결과, t1 대인존재감은 t1 지각된 사회적 지지와 t1, t2, t3 우울 간 관계에서 모두 유의한 매개효과를 보였다, 각각 $B=-0.444$, 95% CI=[-1.666, -0.065]; $B=-0.407$, 95% CI=[-2.148, -0.020]; $B=-0.461$, 95% CI=[-1.869, -0.060]. 이에 더해 t1 지각된 사회적 지지가 t1, t2, t3 우울에 미치는 직접효과는 유의하지 않았기에, 각각, $B=-0.034$, $p=.878$; $B=0.434$, $p=.245$; $B=-0.498$, $p=0.850$, t1 지각된 사

회적 지지와 t1, t2, t3 우울 간 관계에서 t1 대인존재감의 완전매개효과가 나타났다. 한편, t2, t3 대인존재감은 t1, t2, t3 지각된 사회적 지지와 t1, t2, t3 우울 간 관계에서 유의한 매개효과를 보이지 않았다.

논 의

본 연구는 대인관계 스트레스 경험이 이후 1개월 동안의 우울 경과에 영향을 미치는 과정에서 지각된 사회적 지지의 역할을 살펴보고, 그 과정

표 2. 최종 모형에서 대인존재감의 매개효과

독립변인	매개변인	종속변인	<i>B</i>	부트스트랩 <i>SE</i>	95% 신뢰구간	
					하한	상한
t1 대인관계 스트레스 경험	t1 대인존재감	t1 우울	0.009	0.121	-0.009	0.047
		t2 우울	0.008	0.074	-0.007	0.051
		t3 우울	0.009	1.070	-0.009	0.053
	t2 대인존재감	t2 우울	-0.007	1.949	-1.663	0.259
		t3 우울	-0.012	39.729	-6.895	7.780
		t3 대인존재감	0.180	6.305	-12.424	9.352
t1 지각된 사회적 지지	t1 대인존재감	t1 우울	-0.444	4.277	-1.666	-0.065
		t2 우울	-0.407	3.451	-2.148	-0.020
		t3 우울	-0.461	31.906	-1.869	-0.060
	t2 대인존재감	t2 우울	0.149	43.018	-7.178	35.857
		t3 우울	0.259	689.173	-33.202	88.800
		t3 대인존재감	-5.892	148.400	-155.030	35.039
t2 지각된 사회적 지지	t2 대인존재감	t2 우울	0.082	71.588	-9.032	34.646
		t3 우울	0.143	52,131.086	-54.046	105.228
	t3 대인존재감	t3 우울	-2.760	2,981.814	-109.489	1,384.292
t3 지각된 사회적 지지	t3 대인존재감	t3 우울	-1.213	209.192	-141.911	57.641

주. 간결성을 위해 독립변인이 특정 매개변인을 경유하여 종속변인에 미치는 모든 간접효과를 합하여 제시함(e.g. 표에 제시된 't1 지각된 사회적 지지 → t1 대인존재감 → t2 우울'은 실제 공분산 구조모형에서 't1 지각된 사회적 지지 → t1 대인존재감 → t1 우울 → t2 우울', 't1 지각된 사회적 지지 → t1 대인존재감 → t2 우울', 't1 지각된 사회적 지지 → t1 대인존재감 → t2 대인존재감 → t2 우울'의 간접효과를 합하여 제시한 것임).

에서 사회적 지지가 우울 경과에 미치는 효과가 대인존재감을 매개하여 나타나는지 확인해 보았다. 주요 연구 결과와 더불어, 각각의 연구 결과가 시사하는 함의에 대해 논의하고자 한다.

첫째, 연구 질문 1과 관련하여, 지각된 사회적 지지의 역할에 대한 가산 모형이 조절 모형과 매개 모형에 비해 변인 간 관계를 설명하는 데 보다 적합한 것으로 나타났다. 조절 모형에 비해 가산 모형이 적합하다는 결과를 통해서는, 지각된 사회적 지지가 대인관계 스트레스 경험의 심각도에 관계없이 우울 증상을 효과적으로 완화하는데 기여하는 주요 요인일 가능성이 시사된다. 이에 더해, 매개 모형에 비해 가산 모형이 적합하다

는 연구 결과는 대인관계 스트레스 경험과 지각된 사회적 지지 간 상관이 적게 나타난 점에 기인하는 것으로 보이는 바, 지각된 사회적 지지는 대인관계 스트레스 경험에 크게 영향을 받지 않는 안정적인 보호요인일 가능성이 시사된다. 하지만, 본 연구의 참여자들이 경험한 대인관계 스트레스 사건의 대부분은 주변 대인관계 문제, 가족과의 갈등 또는 다툼, 혹은 적응의 어려움이었기 때문에, 다른 대인관계 스트레스 사건을 경험한 표본을 대상으로 연구한다면 상이한 연구 결과가 나올 가능성이 있다. 실제로, 신체적 폭행이나 원치 않는 성적 경험과 같이 비교적 심각한 대인관계 스트레스 경험을 한 대학생 표본을 대상으로

한 연구에서는 지각된 사회적 지지가 조절효과를 보였다는 연구 결과가 있는데(Restrepo & Spokas, 2023), 이는 보다 심각한 대인관계 스트레스 사건을 경험한 사람들에게는 사회적 지지가 더욱 절실하게 필요했기 때문일 수 있다. 또한, 본 연구는 초기 성인기에 경험한 대인관계 스트레스 사건이 우울에 영향을 미치는 과정에 초점을 맞추었기 때문에, 유년기나 아동기에 경험한 대인관계 스트레스 사건이 우울에 영향을 미치는 과정에서는 지각된 사회적 지지가 다른 방식으로 기능할 수도 있다. 실제로, 아동기 대인관계 외상 경험이 외상후 스트레스 증상에 영향을 미치는 과정에서 지각된 사회적 지지가 매개효과를 보였다는 연구 결과도 보고되었는데(Haj-Yahia et al., 2019), 이는 아동기 대인관계 스트레스 경험이 지각된 사회적 지지 수준에 더욱 큰 영향을 주기 때문일 수 있다. 따라서, 경험한 대인관계 스트레스 사건의 유형과 대인관계 스트레스 사건의 경험 시기를 다르게 하여 대인관계 스트레스 경험과 우울을 비롯한 심리적 부적응 증상 간 관계에서 지각된 사회적 지지의 구체적인 역할에 대한 후속 연구가 활발히 진행되어야 할 필요가 있다.

둘째, 연구 질문 2 및 연구 가설 2-3과 관련하여, 최종 모형에서 대인존재감은 대인관계 스트레스 경험과 우울 경과 간 관계에서는 유의한 매개효과를 보이지 않았으나, 지각된 사회적 지지와 우울 경과 간 관계에서는 유의한 매개효과를 보였다. 이는 대인존재감이 대인관계 스트레스 경험과는 낮은 상관을 보였던 반면, 지각된 사회적 지지와는 상대적으로 높은 상관을 보였던 점에 기인하는 것으로 보인다. 이러한 결과는 대인존재감이 개념적으로 관계적 자기(relational self)와 밀

접한 관련이 있는 구성개념이기 때문일 수 있겠다. 관계적 자기란 다른 사람들과의 관계 속에서 형성되는 자기표상을 일컫는 개념인데(Andersen & Chen, 2002), 대인존재감은 자신이 다른 사람들에게 중요하게 여겨진다는 심리내적인 인식으로 개념화된다는 점에서 관계적 자기의 일종이라고 볼 수 있다. 이러한 관계적 자기는 주로 한 개인과 깊은 관계를 맺으며 서로 큰 영향을 주고받는 중요한 타인(significant other)과의 상호작용을 기반으로 형성, 유지, 혹은 변화되기 때문에(Andersen & Chen, 2002), 대인존재감의 수준 역시 중요한 타인과의 상호작용에 크게 영향을 받을 가능성이 높다. 이러한 점에서 비추어볼 때, 본 연구에서 연구 참여자들이 경험하였다고 보고한 주변 대인관계문제, 적응의 어려움 등의 대인관계 스트레스 사건은 중요한 타인이 아닌 사람과의 상호작용이었을 가능성도 충분하므로, 대인존재감 수준에 그다지 영향을 미치지 못했을 수 있겠다. 한편, 본 연구에서 PSO-8을 이용해 측정한 지각된 사회적 지지는 한 개인이 스트레스 사건을 경험하였을 때 자신이 도움을 요청할 수 있다고 생각하는 주위 사람들로부터 받을 수 있을 것이라 생각되는 도움의 정도인데(김하람 외, 2021), 도움을 요청할 수 있다고 생각되는 주위 사람이라면 평소에 호감을 갖고 일정 수준 이상 긴밀하게 상호작용해 온 중요한 타인일 가능성이 높다. 따라서 지각된 사회적 지지는 중요한 타인과의 상호작용에 대한 지각에 가깝기에, 관계적 자기의 일종이라고 볼 수 있는 대인존재감에도 상대적으로 큰 영향을 미쳤을 수 있겠다. 이러한 설명적 가설을 검증하기 위해, 중요한 타인과의 관계에서 대인관계 스트레스를 경험한 사람들로 이루어진 표

본에서는 대인존재감과 대인관계 스트레스 경험 간 상관이 높게 나타나는지, 그리고 대인존재감이 대인관계 스트레스 경험과 우울 간 관계를 유의하게 매개하는지 살펴보는 후속 연구를 진행하는 것이 도움이 되겠다.

셋째, 최종 모형에서 대인존재감은 지각된 사회적 지지와 우울 경과 간 관계를 완전매개하였다. 부분매개효과가 아닌 완전매개효과가 나타난 본 연구 결과는, 지각된 사회적 지지가 우울 수준을 경감시키는 과정에서 대인존재감이 매우 핵심적인 역할을 할 가능성을 시사한다. Elliott 등(2004)은 ‘우리는 다른 사람의 지지적 행동 이면에 숨어 있는 이기적인 동기를 느끼게 되면 우리가 그 사람에게 중요한 사람이라고 믿기 어렵게 되고, 대신 우리는 다른 사람의 이기적인 목적을 위한 수단에 불과하다는 것을 깨닫게 되며, 그렇게 되면 지각된 사회적 지지는 우리에게 그다지 큰 도움이 되지 않을 것이다’라고 주장하였는데, 이러한 그들의 주장은 본 연구 결과에 대한 합리적 설명을 제공하는 것처럼 보인다. 본 연구 결과와 Elliott 등(2004)의 주장을 함께 고려하면, 대인관계 스트레스를 경험한 뒤 지속적인 우울 증상을 보이는 환자나 내담자에게 사회적 지지를 제공하는 지지적 심리치료(supportive psychotherapy)를 실시할 때에는 그들의 대인존재감 수준을 높이는 것을 목표로 진정성 있는 지지를 제공하는 것이 우울 증상의 완화에 더욱 효과적일 것으로 보인다.

넷째, 최종 모형에서 t1 지각된 사회적 지지와 t1, t2, t3 우울 간 관계에 대해 t1 대인존재감은 유의한 매개효과를 보인 반면, t2, t3 대인존재감은 유의한 매개효과를 보이지 않았다. 이러한 연

구 결과는 대인존재감이 대인관계 스트레스 경험 직후 어느 정도 시간이 흐른 뒤에 작용하여 우울 증상이 서서히 완화되도록 하기보다는, 대인관계 스트레스 경험 당시 혹은 직후에 즉시 작용하여 한 개인이 처음부터 우울 증상을 심하게 경험하지 않는 상태를 유지하도록 도와주는 방식으로 기능함을 시사한다. 이는 대인존재감이 우울 및 적응에 미치는 효과를 연구한 여러 횡단 연구에서 방법론적인 한계로 인해 밝히지 못했던 새로운 연구 결과라는 점에서 고무적이다(오지현, 강영신, 2024; 이근여, 홍혜영, 2019; Cha, 2016). 본 연구 결과는 대인관계 스트레스 경험 이후 우울 증상을 보이는 환자나 내담자에게 대인존재감 향상에 초점을 맞춘 개입을 제공함에 있어 적절한 개입 시점을 알려준다는 점에서 임상적 함의를 가지며, 본 연구 결과에 따르면 대인관계 스트레스 사건을 경험한 시점으로부터 2주 이내에 신속한 초기 개입을 제공하는 것이 이후 우울 증상의 예후에 도움이 될 것으로 보인다. 다만, 본 연구는 대인관계 스트레스 경험 이후 약 1개월이라는 비교적 짧은 기간 동안 우울 경과를 살펴보았기 때문에, 보다 장기간 지속되는 우울 경과에도 대인관계 스트레스를 경험한 직후의 대인존재감 수준이 큰 영향을 미치는지는 불확실하다. 실제로, 교차지연 패널모형(cross-lagged panel model)을 활용한 한 종단 연구에서는 대인존재감이 1년 후 우울 수준에는 유의한 영향을 미치지 못한다고 밝혀지기도 하였다(Krygsman et al., 2022). 따라서, 대인관계 스트레스 경험 이후 6개월이나 1년 등 보다 장기간의 우울 경과에도 대인관계 스트레스 경험 직후의 대인존재감이 전반적으로 유의한 영향을 미치는지에 대한 후속 연구를 진행할

필요가 있다.

본 연구는 한계점은 다음과 같다. 첫째, 최종적으로 분석된 표본이 100명 미만이며, 그들은 모두 대학생으로만 구성되었기 때문에 집단의 대표성이 충분히 확보되었다고 단정지을 수 없다. 이러한 이유로 인해, 본 연구 결과는 일관되게 반복 검증되지 않을 가능성이 있으며, 전체 인구에 대해 본 연구 결과를 일반화하는 데에도 제한이 따른다. 따라서, 표본크기가 더 크고 다양한 인원들로 구성된 표본을 대상으로 후속 연구를 진행하는 것이 본 연구 결과의 신뢰도와 외적 타당도를 높이는 데 도움이 될 것이다. 둘째, 본 연구 진행 시 처음 모집된 연구 참여자 수에 비해 중도 탈락자의 수가 적지 않음에도 불구하고, 중도 탈락자의 자료는 분석에 포함시키지 않았기 때문에 연구 결과에 편향이 발생하였을 수 있다. 연구 참여 보상이 다소 적었던 점, 설문에 참여해야 함을 연구 참여자들에게 자주 상기시키지 못한 점 등이 다수의 중도 탈락자 발생에 영향을 미쳤을 수 있으므로, 후속 연구에서는 이를 개선해야 할 필요가 있겠다. 셋째, 타당화되지 않은 한 문항으로 각 대인관계 스트레스 경험에 뒤따르는 주관적 고통 수준을 측정하였다. 후속 연구에서는 대인관계 스트레스 경험에 뒤따르는 주관적 고통을 측정하기 위해 타당화된 척도를 사용해 보는 것도 고려할 필요가 있겠다. 넷째, 성별에 따른 대인관계 스트레스 경험의 빈도와 그로 인한 주관적 고통 수준에 유의한 차이가 있음에도 불구하고, 모형 검증 시 이러한 성차가 충분히 고려되지 않았다. 이는 성별을 구분하여 신뢰로운 모형을 추정할 수 있을 만큼의 충분한 표본크기가 확보되지 않은 점에서 기인하므로, 후속 연구에서는 충분한

표본크기를 확보한 뒤 성별을 구분하여 연구를 진행할 필요가 있겠다.

하지만, 본 연구는 여러 의의를 가지고 있다. 첫째, 본 연구는 자료 분석 방법으로 회귀분석이나 경로분석이 아닌 공분산 구조모형을 채택하였다. 회귀분석이나 경로분석은 척도 점수와 같은 관찰 변인들 간 관계를 파악하는 분석 방법인데, 관찰 변인에는 그것이 측정하고자 하는 구성개념뿐만 아니라 오차도 영향을 줄 수 있다. 이에 회귀분석이나 경로분석 결과를 구성개념 간 관계로 일반화하기에는 논리적으로 다소 제한이 따르지만, 공분산 구조모형을 통해서는 잠재변인 간 관계를 파악할 수 있기에 이러한 제한점을 극복할 수 있었다. 둘째, 본 연구는 지금까지 국내에서 활발하게 연구되지 않은 대인존재감이라는 구성개념을 다루었다. 대인관계 스트레스 경험이 이후 우울 경과에 영향을 미치는 과정에 관여하지만 비교적 잘 알려지지 않은 대인존재감의 역할에 대해 탐구함으로써, 대인관계 스트레스 경험이 이후 우울 경과에 영향을 미치는 기제를 보다 구체적으로 밝히는 데 기여했다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다. 이는 대인관계 스트레스를 경험한 뒤 우울 증상을 보이는 환자나 내담자에게 지지적 심리치료를 실시할 때 대인존재감 수준을 높이는 것을 목표로 해야 할 필요성을 제시하였다는 점에서 임상적 함의가 있다. 셋째, 본 연구는 종단 연구 방법을 사용하였다. 종단 연구 방법을 통해, 대인관계 스트레스 경험이 이후 어느 한 시점의 우울에 미치는 영향뿐만 아니라, 1개월 동안의 우울 경과에 미치는 영향을 전반적으로 파악할 수 있었다는 점에서 그 의의가 있다. 이는 대인관계 스트레스 경험 이후 우울 증상을 보이는 환자나 내

담자에게 최대한 빠른 시일 내에 대인존재감 향상에 초점을 맞춘 개입을 제공해야 할 필요성을 제시한다는 점에서 임상적 함의가 있다.

참 고 문 헌

- 권석만 (2013). 현대 이상심리학 (2판). 학지사.
- 김하람, 강재원, 김나래 (2021). Rasch 모형을 이용한 간접적으로 지각한 사회적 지지 척도 단축형 (PSO-8) 개발. *인간이해*, 42(1), 51-70. <https://doi.org/10.30593/JHUC.42.1.3>
- 박지원 (1985). 사회적 지지척도 개발을 위한 일 연구 [석사학위논문, 연세대학교 대학원]. <https://www.riss.kr/link?id=T1791002>
- 서영석, 조화진, 안하얀, 이정선 (2012). 한국인이 경험한 외상사건: 종류 및 발생률. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 24(3), 671-701. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001688956>
- 송승훈, 김교현, 이홍석, 박준호 (2009). 한국판 외상후 성장 척도의 타당도 및 신뢰도 연구. *한국심리학회지: 건강*, 14(1), 193-214. <https://doi.org/10.17315/kjhp.2009.14.1.012>
- 신선영, 정남운 (2012). 삶의 의미와 사회적 지지가 외상 후 성장에 미치는 영향: 성장적 반추를 매개변인으로. *인간이해*, 33(2), 217-235. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001721907>
- 신지영, 이동훈, 이수연, 한윤선 (2015). 대학생이 경험하는 외상사건 유형에 관한 연구. *놀이치료연구*, 19(2), 69-95. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002020248>
- 오지현, 강영신 (2024). 대학생의 불안정 애착이 우울에 미치는 영향: 거부민감성과 대인존재감의 병렬다중매개효과. *사회과학연구*, 35(2), 175-197. <https://doi.org/10.16881/jss.2024.04.35.2.175>
- 이근여, 홍혜영 (2019). 대학생의 거부민감성이 우울에 미치는 영향-대인존재감과 전위공격성의 매개효과. *청소년학연구*, 26(9), 161-186. <https://doi.org/10.21509/KJYS.2019.09.26.9.161>
- 이산, 오승택, 류소연, 전진용, 이진석, 이은, 박진영, 이상욱, 최원정 (2016). 한국판 역학연구 우울척도 개정판(K-CESD-R)의 표준화 연구. *정신신체의학*, 24(1), 83-93. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002125605>
- 이수연, 이동훈 (2017). 대학생의 가족 및 타인에 의한 대인외상경험과 심리적 증상의 관계에서 가족기능의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(2), 451-479. <https://doi.org/10.23844/kjcp.2017.05.29.2.451>
- 이지은, 하은혜 (2020). 대학생이 지각한 대인관계 스트레스가 우울증상에 미치는 영향에서 반추와 내적속박감의 이중매개효과. *인지행동치료*, 20(1), 27-46. <https://doi.org/10.33703/cbtk.2020.20.1.27>
- 이지현, 김수영 (2016). 문항목록: 원리의 이해와 적용. *한국심리학회지: 일반*, 35(2), 327-353. <https://doi.org/10.22257/kjp.2016.06.35.2.327>
- 최한나, 임윤선 (2013). 한국판 대인존재감 척도의 타당화. *상담학연구*, 14(3), 1699-1715. <https://doi.org/10.15703/kjc.14.3.201306.1699>
- Andersen, S. M., & Chen, S. (2002). The relational self: an interpersonal social-cognitive theory. *Psychological Review*, 109(4), 619-645. <https://doi.org/10.1037/0033-295x.109.4.619>
- Aneshensel, C. S., & Stone, J. D. (1982). Stress and depression: A test of the buffering model of social support. *Archives of General Psychiatry*, 39(12), 1392-1396. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1982.04290120028005>
- Anyan, F., Ingvaldsen, S. H., & Hjemdal, O. (2020). Interpersonal stress, anxiety and depressive

- symptoms: Results from a moderated mediation analysis with resilience. *Ansiedad y Estrés*, 20(2-3), 148-154.
- Barrera, M. (1986). Distinctions between social support concepts, measures, and models. *American Journal of Community Psychology*, 14(4), 413-445. <https://doi.org/10.1007/BF00922627>
- Beck, J. G., Grant, D. M., Clapp, J. D., & Palyo, S. A. (2009). Understanding the interpersonal impact of trauma: Contributions of PTSD and depression. *Journal of Anxiety Disorders*, 23(4), 443-450. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2008.09.001>
- Bolger, N., Zuckerman, A., & Kessler, R. C. (2000). Invisible support and adjustment to stress. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(6), 953-961. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.79.6.953>
- Cha, M. (2016). The mediation effect of mattering and self-esteem in the relationship between socially prescribed perfectionism and depression: Based on the social disconnection model. *Personality and Individual Differences*, 88, 148-159. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.09.008>
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310-357. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310>
- de Mendiburu, F. (2023). agricolae: Statistical Procedures for Agricultural Research. *R package version 1.3-7*. <https://CRAN.R-project.org/package=agricolae>
- Dean, A., & Lin, N. (1977). The stress-buffering role of social support. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 163(6), 403-417. <https://doi.org/10.1097/00005053-197712000-00006>
- DeForge, B. R., Belcher, J. R., O'Rourke, M., & Lindsey, M. A. (2008). Personal resources and homelessness in early life: Predictors of depression in consumers of homeless multiservice centers. *Journal of Loss and Trauma*, 13(2-3), 222-242. <https://doi.org/10.1080/15325020701769105>
- Eaton, W. W., Smith, C., Ybarra, M., Muntaner, C., & Tien, A. (2004). Center for Epidemiologic Studies Depression Scale: Review and Revision (CESD and CESD-R). In M. E. Maruish (Ed.), *The use of psychological testing for treatment planning and outcomes assessment: Instruments for adults* (pp. 363-377). Lawrence Erlbaum Associates Publishers. <https://doi.org/10.4324/9781410610614>
- Elliott, G., Kao, S., & Grant, A. M. (2004). Mattering: Empirical validation of a social-psychological concept. *Self and Identity*, 3(4), 339-354. <https://doi.org/10.1080/1357650044000119>
- Fowler, J. C., Allen, J. G., Oldham, J. M., & Frueh, B. C. (2013). Exposure to interpersonal trauma, attachment insecurity, and depression severity. *Journal of Affective Disorders*, 149(1-3), 313-318. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2013.01.045>
- Frazier, P., Anders, S., Perera, S., Tomich, P., Tennen, H., Park, C., & Tashiro, T. (2009). Traumatic events among undergraduate students: Prevalence and associated symptoms. *Journal of Counseling Psychology*, 56(3), 450-460. <https://doi.org/10.1037/a0016412>
- Froidevaux, A., Hirschi, A., & Wang, M. (2016). The role of mattering as an overlooked key challenge in retirement planning and adjustment. *Journal of Vocational Behavior*, 94, 57-69. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2016.02.016>
- Galatzer-Levy, I. R., Huang, S. H., & Bonanno, G. A. (2018). Trajectories of resilience and dysfunction following potential trauma: A review and statistical evaluation. *Clinical Psychology Review*, 63, 41-55. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2018.05.008>
- Gariepy, G., Honkaniemi, H., & Quesnel-Vallee, A.

- (2016). Social support and protection from depression: systematic review of current findings in Western countries. *The British Journal of Psychiatry*, 209(4), 284-293. <https://doi.org/10.1192/bjp.bp.115.169094>
- Haj-Yahia, M. M., Sokar, S., Hassan-Abbas, N., & Malka, M. (2019). The relationship between exposure to family violence in childhood and post-traumatic stress symptoms in young adulthood: The mediating role of social support. *Child Abuse & Neglect*, 92, 126-138. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2019.03.023>
- Hammen, C. (2003). Interpersonal stress and depression in women. *Journal of Affective Disorders*, 74(1), 49-57. [https://doi.org/10.1016/s0165-0327\(02\)00430-5](https://doi.org/10.1016/s0165-0327(02)00430-5)
- Hammen, C. (2006). Stress generation in depression: reflections on origins, research, and future directions. *Journal of Clinical Psychology*, 62(9), 1065-1082. <https://doi.org/10.1002/jclp.20293>
- Huang, Y. L., Chen, S. H., Su, Y. J., & Kung, Y. W. (2017). Attachment dimensions and post-traumatic symptoms following interpersonal traumas versus impersonal traumas in young adults in Taiwan. *Stress and Health*, 33(3), 233-243. <https://doi.org/10.1002/smi.2702>
- Johansen, V. A., Milde, A. M., Nilsen, R. M., Breivik, K., Nordanger, D. Ø., Stormark, K. M., & Weisæth, L. (2022). The relationship between perceived social support and PTSD symptoms after exposure to physical assault: An 8 years longitudinal study. *Journal of Interpersonal Violence*, 37(9-10), NP7679-NP7706. <https://doi.org/10.1177/0886260520970314>
- Kishton, J. M., & Widaman, K. F. (1994). Unidimensional versus domain representative parceling of questionnaire items: An empirical example. *Educational and Psychological Measurement*, 54(3), 757-765. <https://doi.org/10.1177/0013164494054003022>
- Kornblith, A. B., Herndon, J. E., Zuckerman, E., Viscoli, C. M., Horwitz, R. I., Cooper, M. R., Harris, L., Tkaczuk, K. H., Perry, M. C., Budman, D., Norton, L., Holland, J. C., & Cancer and Leukemia Group B. (2001). Social support as a buffer to the psychological impact of stressful life events in women with breast cancer. *Cancer*, 91(2), 443-454. [https://doi.org/10.1002/1097-0142\(20010115\)91:2<443::aid-cncl1020>3.0.co;2-z](https://doi.org/10.1002/1097-0142(20010115)91:2<443::aid-cncl1020>3.0.co;2-z)
- Krygsman, A., Farrell, A. H., Brittain, H., & Vaillancourt, T. (2022). Depression symptoms, mattering, and anti-mattering: Longitudinal associations in young adulthood. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 40(1), 77-94. <https://doi.org/10.1177/07342829211050519>
- Lagdon, S., Ross, J., Robinson, M., Contractor, A. A., Charak, R., & Armour, C. (2021). Assessing the mediating role of social support in childhood maltreatment and psychopathology among college students in Northern Ireland. *Journal of Interpersonal Violence*, 36(3-4), NP2112-2136NP. <https://doi.org/10.1177/0886260518755489>
- Lee, J. S., Koeske, G. F., & Sales, E. (2004). Social support buffering of acculturative stress: A study of mental health symptoms among Korean international students. *International Journal of Intercultural Relations*, 28(5), 399-414. <https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2004.08.005>
- Lipsitz, J. D., & Markowitz, J. C. (2013). Mechanisms of change in interpersonal therapy (IPT). *Clinical Psychology Review*, 33(8), 1134-1147. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2013.09.002>
- Little, T. D., Rhemtulla, M., Gibson, K., & Schoemann, A. M. (2013). Why the items versus parcels controversy needn't be one. *Psychological Methods*, 18(3), 285-300. <https://doi.org/10.1037/>

- a0033266
- Maheux, A., & Price, M. (2016). The indirect effect of social support on post-trauma psychopathology via self-compassion. *Personality and Individual Differences, 88*, 102-107. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.08.051>
- Norris, F. H., Tracy, M., & Galea, S. (2009). Looking for resilience: Understanding the longitudinal trajectories of responses to stress. *Social Science & Medicine, 68*(12), 2190-2198. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.03.043>
- Overholser, J. C., & Adams, D. M. (1997). Stressful life events and social support in depressed psychiatric inpatients. In T. W. Miller (Eds.), *Clinical disorders and stressful life events* (pp. 121-141). International Universities Press.
- Quittner, A. L., Glueckauf, R. L., & Jackson, D. N. (1990). Chronic parenting stress: Moderating versus mediating effects of social support. *Journal of Personality and Social Psychology, 59*(6), 1266-1278. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.59.6.1266>
- 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. <https://doi.org/10.1177/014662167700100306>
- Rayle, A. D., & Chung, K. Y. (2007). Revisiting first-year college students' mattering: Social support, academic stress, and the mattering experience. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice, 9*(1), 21-37. <https://doi.org/10.2190/X126-5606-4G36-8132>
- Restrepo, D. M., & Spokas, M. (2023). Social support moderates the relationship between interpersonal trauma and suicidal behaviors among college students. *Journal of American College Health, 71*(8), 2363-2369. <https://doi.org/10.1080/07448481.2021.1967961>
- Rosenberg, M., & McCullough, B. C. (1981). Mattering: Inferred significance and mental health among adolescents. *Research in Community & Mental Health, 2*, 163-182.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Santini, Z. I., Koyanagi, A., Tyrovolas, S., Mason, C., & Haro, J. M. (2015). The association between social relationships and depression: A systematic review. *Journal of Affective Disorders, 173*, 53-65. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.12.049>
- Stroebe, W., & Stroebe, M. (1996). The social psychology of social support. In E. T. Higgins & A. W. Kruglanski (Eds.), *Social psychology: Handbook of basic principles* (pp. 597-621). The Guilford Press.
- Struck, N., Krug, A., Feldmann, M., Yuksel, D., Stein, F., Schmitt, S., Meller, T., Brosch, K., Dannlowski, U., Meinert, S., Opel, N., Lemke, H., Waltemate, L., Nenadić, I., Kircher, T., & Brakemeier, E. L. (2020). Attachment and social support mediate the association between childhood maltreatment and depressive symptoms. *Journal of Affective Disorders, 273*, 310-317. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.04.041>
- Sullivan, H. S. (1940). *Conceptions of modern psychiatry*. W.W. Norton.
- Sullivan, H. S. (1953). *The interpersonal theory of psychiatry*. W.W. Norton.
- Taylor, J., & Turner, R. J. (2001). A longitudinal study of the role and significance of mattering to others for depressive symptoms. *Journal of Health and Social Behavior, 42*(3), 310-325. <https://doi.org/10.2307/3090217>
- Vrshek-Schallhorn, S., Stroud, C. B., Mineka, S.,

- Hammen, C., Zinbarg, R. E., Wolitzky-Taylor, K., & Craske, M. G. (2015). Chronic and episodic interpersonal stress as statistically unique predictors of depression in two samples of emerging adults. *Journal of Abnormal Psychology, 124*(4), 918-932. <https://doi.org/10.1037/abn0000088>
- Walser, R. D., Oser, M. L., Tran, C. T., & Cook, J. A. (2016). Frequency and impact of trauma in older women: A military and nonmilitary sample. *Journal of Loss and Trauma, 21*(1), 62-73. <https://doi.org/10.1080/15325024.2015.1048153>
- Wang, X., Cai, L., Qian, J., & Peng, J. (2014). Social support moderates stress effects on depression. *International Journal of Mental Health Systems, 8*(1), 1-5. <https://doi.org/10.1186/1752-4458-8-41>
- Wheaton, B. (1985). Models for the stress-buffering functions of coping resources. *Journal of Health and Social Behavior, 28*(4), 352-364. <https://doi.org/10.2307/2136658>
- Zimbardo, P. G., & Weber, A. L. (1997). *Psychology* (2nd ed.). Longman.

원고접수일: 2024년 11월 15일

논문심사일: 2024년 12월 23일

게재결정일: 2025년 2월 7일

한국심리학회지: 건강

The Korean Journal of Health Psychology

2025. Vol. 30, No. 2, 385 - 417

Effects of Interpersonal Stressful Experiences and Perceived Social Support on the Course of Depression in College Students: Focusing on the Mediating Effect of Mattering

Myeongkeun Cho

Hoon-Jin Lee

Department of Psychology, Seoul National University

The present study examined whether perceived social support has a moderating, mediating, or additive effect on the process by which interpersonal stressful experiences could influence the course of depression over the following month and investigated the mediating effect of mattering within the process. Questionnaires were administered three times (t1, t2, t3) at two-week intervals. Based on the data from 86 participants with dropouts excluded, covariance structure models were estimated and their model fits, direct effects, and indirect effects were analyzed. Results revealed that the additive model, which hypothesized that interpersonal stressful experiences and perceived social support could independently influence the course of depression, was a better fit than moderating and mediating models. In the additive model, mediating effects of mattering were not significant in the relationship between interpersonal stressful experiences and depression (t1, t2, t3). However, t1 mattering showed significant mediating effects in the relationship between perceived social support and depression (t1, t2, t3). These findings indicate that perceived social support can be a protective factor against depression, independent of the severity of interpersonal stressful experiences, and that providing early intervention focused on mattering can be crucial. Limitations and implications of the present study are also discussed.

Keywords: Interpersonal Stressful Experiences, Perceived Social Support, Mattering, Depression

부 록

부록 1. 문항목록 형성 방법

척도	구성개념	하위요인	문항목록	문항목록 형성에 사용된 개별문항 번호
PSO-8	지각된 사회적 지지	지각된 사회적 지지 (단일요인)	1	2, 3, 4, 7
			2	1, 5, 6, 8
한국판 대인존재감 척도	대인존재감	알아봄	1	1, 2, 3, 4, 5, 6, 7
		상호의지	2	8, 9, 10, 11, 12, 13, 14
		관심	3	15, 16, 17, 18
K-CESD-R	우울	요인 1	1	2, 5, 7, 8, 10, 14, 15, 19
			2	3, 4, 6, 9, 13, 16, 17, 18
		요인 2	3	1, 11, 12, 18

부록 2. 변인들의 기술통계 및 상관분석

	M	SD	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.
1. t1 대인관계 스트레스 경험	3.58	4.90											
2. t2 대인관계 스트레스 경험	2.31	2.92	.50***										
3. t3 대인관계 스트레스 경험	1.79	2.45	.60***	.73***									
4. t1 PSO-8	32.02	5.29	.06	-.07	-.01								
5. t2 PSO-8	31.94	4.91	.18	-.03	.01	.70***							
6. t3 PSO-8	32.30	4.69	-.06	-.09	-.16	.65***	.76***						
7. t1 K-MS	65.19	10.51	-.08	-.07	-.02	.55***	.58***	.52**					
8. t2 K-MS	65.17	11.20	-.19	-.17	-.18	.51***	.61***	.63***	.81***				
9. t3 K-MS	1.79	11.73	-.14	-.16	-.13	.54***	.62***	.65***	.82***	.91***			
10. t1 K-CESD-R	23.55	17.54	.40***	.16	.30**	-.28*	-.28*	-.28*	-.37***	-.42***	-.41***		
11. t2 K-CESD-R	17.64	15.47	.20	.19	.30**	-.27*	-.35*	-.28*	-.37***	-.41***	-.42***	.71***	
12. t3 K-CESD-R	17.47	16.34	.45***	.36***	.54***	-.23*	-.24*	-.35***	-.35***	-.44***	-.50***	.74***	.76***

주. PSO-8: 간접적으로 지각한 사회적 지지 척도 단축형, K-MS: 한국판 대인존재감 척도, K-CESD-R: 한국판 역학연구센터 우울척도 개정판

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

부록 3. 조절 모형의 경로계수

독립변인	종속변인	<i>B</i>	<i>SE</i>	β	<i>Z</i>
t1 대인관계 스트레스 경험	t1 우울	0.121	0.012	0.621	10.00***
	t2 우울	-0.297	0.045	-0.985	-6.53***
	t3 우울	-0.007	0.019	-0.047	-0.36
t1 지각된 사회적 지지	t1 우울	-89.062	0.000	-65.234	-882,834.00***
	t2 우울	-0.764	0.002	-0.353	-381.48***
	t3 우울	-0.045	0.032	-0.045	-1.40
t1 대인관계 스트레스 경험 × t1 지각된 사회적 지지	t1 우울	22.763	0.001	64.380	16,149.50***
	t2 우울	0.570	0.011	1.015	53.93***
	t3 우울	-0.018	0.004	-0.071	-4.90***
t1 우울	t2 우울	4.300	0.012	2.710	360.36***
	t3 우울	0.774	0.036	1.058	21.69***
t2 우울	t3 우울	-0.393	0.039	-0.852	-10.04***

*** $p < .001$.

부록 4. 매개 모형의 경로계수

독립변인	종속변인	<i>B</i>	<i>SE</i>	β	<i>Z</i>
t1 대인관계 스트레스 경험	t1 지각된 사회적 지지	-0.001	0.017	-0.009	-0.08
	t2 지각된 사회적 지지	0.024	0.013	0.161	1.87
	t3 지각된 사회적 지지	-0.039	0.012	-0.260	-3.30***
	t1 우울	0.068	0.016	0.417	4.39***
	t2 우울	-0.024	0.014	-0.165	-1.73
	t3 우울	-0.003	0.013	-0.020	-0.24
t1 지각된 사회적 지지	t2 지각된 사회적 지지	0.676	0.089	0.732	7.63***
	t3 지각된 사회적 지지	0.156	0.119	0.168	1.31
	t1 우울	-0.334	0.118	-0.326	-2.83**
	t2 우울	0.084	0.125	0.093	0.68
	t3 우울	0.031	0.098	0.033	0.32
t2 지각된 사회적 지지	t3 지각된 사회적 지지	0.724	0.132	0.720	5.49***
	t2 우울	-0.173	0.123	-0.176	-1.41
	t3 우울	0.207	0.152	0.200	1.36
t3 지각된 사회적 지지	t3 우울	-0.230	0.138	-0.224	-1.66
t1 우울	t2 우울	0.687	0.082	0.775	8.40***
	t3 우울	0.285	0.096	0.307	2.98**
t2 우울	t3 우울	0.513	0.098	0.489	5.24***

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

부록 5. 가산 모형의 경로계수

독립변인	종속변인	<i>B</i>	<i>SE</i>	β	<i>Z</i>
t1 대인관계 스트레스 경험	t1 우울	0.068	0.015	0.414	4.40***
	t2 우울	-0.024	0.014	-0.166	-1.77
	t3 우울	0.001	0.012	0.006	0.08
t1 지각된 사회적 지지	t2 지각된 사회적 지지	0.728	0.093	0.760	7.80***
	t3 지각된 사회적 지지	0.204	0.134	0.219	1.53
	t1 우울	-0.400	0.131	-0.357	-3.06**
	t2 우울	0.147	0.150	0.149	0.98
	t3 우울	0.007	0.120	0.007	0.06
	t2 지각된 사회적 지지	0.630	0.138	0.648	4.55***
t2 지각된 사회적 지지	t2 우울	-0.257	0.146	-0.250	-1.77
	t3 우울	0.225	0.150	0.212	1.50
	t3 지각된 사회적 지지	-0.248	0.134	-0.227	-1.86
t1 우울	t2 우울	0.678	0.083	0.769	8.14***
	t3 우울	0.272	0.098	0.299	2.79**
t2 우울	t3 우울	0.520	0.100	0.505	5.19***

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

부록 6. 최종 모형의 경로계수

독립변인	종속변인	<i>B</i>	<i>SE</i>	β	<i>Z</i>
t1 대인관계 스트레스 경험	t1 대인존재감	-0.014	0.012	-0.116	-1.17
	t2 대인존재감	-0.014	0.010	-0.108	-1.47
	t3 대인존재감	0.007	0.007	0.050	0.90
	t1 우울	0.063	0.016	0.375	4.01***
	t2 우울	-0.019	0.015	-0.127	-1.23
	t3 우울	0.065	0.205	0.433	0.32
t1 지각된 사회적 지지	t2 지각된 사회적 지지	0.798	0.093	0.818	8.61***
	t3 지각된 사회적 지지	0.192	0.163	0.202	1.18
	t1 대인존재감	0.673	0.113	0.751	5.97***
	t2 대인존재감	-0.360	0.234	-0.351	-1.54
	t3 대인존재감	-0.078	0.206	-0.075	-0.38
	t1 우울	-0.034	0.222	-0.027	-0.15
	t2 우울	0.434	0.373	0.388	1.16
	t3 우울	-0.498	2.629	-0.432	-0.19
	t3 지각된 사회적 지지	0.644	0.165	0.660	3.90***
t2 지각된 사회적 지지	t2 대인존재감	0.360	0.162	0.342	2.23*
	t3 대인존재감	-0.070	0.178	-0.065	-0.39
	t2 우울	-0.465	0.285	-0.406	-1.63
	t3 우울	-0.461	2.629	-0.390	-0.18
	t3 대인존재감	0.140	0.111	0.128	1.26
t3 지각된 사회적 지지	t3 우울	0.962	3.966	0.795	0.24
	t2 대인존재감	1.007	0.203	0.941	5.30***
	t3 대인존재감	0.260	0.356	0.224	0.73
t1 대인존재감	t1 우울	-0.660	0.260	-0.461	-2.54*
	t2 우울	-0.436	0.614	-0.349	-0.71
	t3 우울	1.677	7.052	1.303	0.24
	t3 대인존재감	0.826	0.268	0.815	3.08**
t2 대인존재감	t2 우울	0.229	0.428	0.210	0.53
	t3 우울	7.472	23.394	6.648	0.32
	t3 대인존재감	-8.690	27.305	-7.837	-0.32
t3 대인존재감	t3 우울	0.631	0.093	0.723	6.81***
	t3 우울	0.243	0.097	0.270	2.51*
t1 우울	t2 우울	0.631	0.093	0.723	6.81***
t2 우울	t3 우울	0.437	0.115	0.423	3.79***

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