

사별 경험 이후 사회적 의미 만들기 척도 타당화 연구*

정 다 송

성균관대학교
석사

이 보 라

성균관대학교
석사과정

이 덕 희

성균관대학교
박사수료

이 동 훈†

성균관대학교
외상심리건강연구소
교육학과 교수

본 연구는 사별 경험 이후 의미 만들기 과정에서의 긍정적 및 부정적 사회적 상호작용을 측정하는 한국판 사회적 의미 척도(Social Meaning in Life Events Scale; 이하 SMILES)를 타당화하였다. 이를 위해 본 연구에서는 사별 및 트라우마사건을 경험한 성인 845명(2019년)과 사별을 경험한 성인 1,986명(2021년)을 더한 총 2,831명을 연구참여자로 선정하였다. 첫째, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석 결과, 3요인 구조가 적절한 것으로 나타났다. 둘째, 내적일치도를 확인한 결과 모두 양호한 것으로 나타났다. 셋째, 증분타당도를 살펴본 결과 SMILES의 모든 하위요인이 지속비애와 심리적 디스트레스를 예측하는 것으로 나타났다. 또한 수렴 및 변별 타당도를 확인한 결과 SMILES의 각 하위요인과 PG-13, SCL-10-R와 유의한 정적상관이, ISLES, ISS와 부적상관이 나타났다. 넷째, 사별경험자 집단과 트라우마 사건 경험자 집단 간의 다집단 동일성 검증을 실시한 결과 집단 간 차이가 없는 것으로 나타나 집단 간 동등성이 검증되었다. 마지막으로 인구사회학적 특성에 따른 한국판 SMILES 점수의 차이를 살펴본 결과 연령, 학력, 고인과의 관계, 사별사유에 따른 차이가 있는 것으로 나타났다. 이를 토대로 논의 및 시사점이 제시되었다.

주요어 : 사별경험, 의미만들기, 사회적 상호작용, SMILES, 타당화

* 이 논문은 2021년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임
(NRF-2021S1A3A2A02089682).

† 교신저자 : 이동훈, 성균관대학교 교육학과 교수, 외상심리건강연구소 소장, 03063, 서울특별시 종로구
성균관로 25-2 호암관 1112호, Tel: 02-760-0558, E-mail: dhlawrence05@gmail.com

 Copyright ©2023, The Korean Counseling Psychological Association
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)
which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

2020년 보건복지부는 코로나 바이러스 감염증-19(Coronavirus disease, COVID-19)의 전파 우려로 사망자에 대한 ‘선 화장 후 장례’ 지침을 도입하여 사망자들의 임종과 장례 절차를 제한하였다. 이에 유족들은 임종을 지키지 못하거나 제대로 된 장례절차로 고인을 모시지 못하는 등 애도할 최소한의 기회조차 보장받지 못하였으며, 이로 인해 고인에 대한 죄책감과 우울감 등을 경험하고 있는 것으로 확인되었다(손가영, 2022. 04. 02.). 유족의 이러한 반응은 흔히 자살 유족에서도 발견된다. 한국의 사회문화적 맥락이 자살 유족의 애도과정에 미치는 영향을 조사한 메타연구에 의하면 자살 유족들은 자살에 대한 사회적 낙인으로 인해 사회적으로 위축되고 고립되는 경험을 많이 하는 것으로 확인되었다. 또한 “가족, 친지 및 주변인의 도움 및 태도가 애도과정에서 도움이 되었다”는 축약 진술문도 높은 빈도로 보고되어 개인의 애도과정에 사회관계적 맥락이 긍정적, 부정적으로 중요한 영향을 미칠 수 있음을 시사하였다(윤성근 등, 2020). 이와 더불어 소아암으로 자녀를 잃은 부모의 애도 경험을 질적으로 분석한 연구에 따르면 사별 경험 후 주변에서 죽은 자녀를 빨리 잊으라고 하거나 자녀에 대한 기억을 떠오르게 하는 유품을 정리하라는 반응들로 인해 유족들이 애도과정에 어려움을 겪고 있는 것으로 나타났다(정대희 등, 2021). 이처럼 애도과정은 개인이 속한 사회 안에서 이루어지기 때문에 개인의 애도과정에 영향을 미치는 사회환경적 요인을 파악하는 것은 중요하다(한성아, 유성경, 2022; Neimeyer et al., 2014).

사별은 누구나 필연적으로 경험하는 극심한 스트레스 사건으로 사별을 경험한 개인은 분노, 죄책감, 슬픔, 불안 등의 심리, 정서적 변

화와 자신, 타인 세상에 대한 신념의 변화를 경험한다. 이를 애도반응이라 하며, 애도반응에 적응해 나가는 과정을 애도과정이라 한다(Worden, 2018). 적응적인 애도과정을 보낸 개인은 6개월 이내 애도과정을 마치고 사별 이전의 일상으로 점차 회복해나가지만(Arizmendi & O'Connor, 2015), 일부는 오랜 기간에 걸쳐 장렬한 정신적 고통과 심한 슬픔의 반응을 동반하는 부적응적인 애도과정을 겪는 것으로 나타났다(Jordan & Litz, 2014). 이러한 부적응적인 애도과정을 겪은 개인은 이후 외상 후 스트레스 장애, 우울장애 등의 심리적 어려움을 경험할 수 있다(Bonanno & Mancini, 2006; Stroebe et al., 2006).

사별 경험 이후 개인차를 유발하는 요인을 규명하기 위해 Stroebe 등(2006)은 통합적 위험 요인 모형(Integrative risk factor framework)을 제시함으로써 사별 경험을 둘러싼 여러 요인들이 복합적으로 작용하여 개인의 사별 후 결과에 영향을 미칠 수 있음을 설명하였다. 통합적 위험 요인 모형에 따르면 애착유형, 성격 등의 개인적 자원(Intrapersonal resources)과 사회적 지지, 가족 내 역동, 심리적 개입 프로그램과 같은 대인관계 자원(Interpersonal resources), 고인의 죽음에 대한 예측 여부와 같은 스트레스 요인의 성격(The nature of the stressor)이 사별 이후 개인의 적응에 영향을 미칠 수 있다고 보았다. 또한 개인적, 대인관계적 자원은 직접적으로 사별 후 적응에 영향을 미치기도 하지만, 의미 만들기과 정서조절과 같은 개인의 대처전략 및 평가(Coping and appraisal)를 매개함으로 사별 후 개인의 적응에 영향을 미칠 수 있다고 보았다(Stroebe et al., 2006).

대처전략 및 평가 중 의미 만들기(Meaning making)는 자신의 경험에서 의미나 이점을 이

해하고 찾는 것을 목표로 하는 광범위한 인지 과정이다(Holland et al., 2010). 스트레스가 많은 생활사건을 경험한 개인의 의미 만들기를 설명한 Park(2010)의 의미 만들기 모델(The meaning making model)은 의미를 전반적 의미(Global meaning)와 상황적 의미(Situational meaning)로 구분하여 의미 만들기가 일어나는 과정을 설명하였다. 전반적 의미란 인생 전반에 걸쳐 개인에게 영향을 미치는 의미 체계로(Pargament, 1997; Park, 2010), 타인과 세계에 대한 이해인 신념(Beliefs), 삶의 동기와 목적인 목표(Goals), 자신의 목표가 순조롭게 진행되고 있으며 자신의 존재가 중요하다는 느낌의 주관적 느낌(Subjective sense)으로 구성된다(Janoff-Bulman, 1989; Park, 2010). 상황적 의미는 개인이 경험한 사건에 대해 평가한 것으로, 사건이 통제가능한 정도, 사건이 발생한 이유에 대한 귀인 등을 의미한다(Park, 2010). 사별과 같은 스트레스 사건을 맞닥뜨릴 때 개인은 사건을 평가하여 상황적 의미를 형성하고 이를 자신의 전반적 의미에 통합하려고 시도하게 된다. 이때 상황적 의미가 전반적 의미와 불일치하여 통합하는 것이 어려워지면 개인은 심리적 고통을 경험하게 되고, 이러한 고통을 감소시키기 위해 전반적 의미와 상황적 의미의 불일치를 줄여나가는 의미 만들기를 한다. 의미 만들기를 통해 개인은 전반적 의미 또는 상황적 의미를 변경함으로써 사건에 대한 의미를 생성하게 되며, 사건의 이해 및 수용이 이루어짐에 따라 삶의 의미를 회복하고 자신의 정체성을 재구성하게 된다(Park, 2010).

배우자와 사별한 여성을 대상으로 의미 만들기가 사별 후 슬픔, 우울증 및 긍정정서와 어떤 관련이 있는지를 조사한 종단 연구에 따

르면 상실 후 6개월 동안의 의미 만들기는 배우자 사망 4년 후 더 높은 수준의 성취감, 자부심과 같은 긍정정서와 심리적 적응을 예측하는 것으로 나타났다(Coleman & Neimeyer, 2010). 또한 자살로 가족이 사망한 유족들은 의미 만들기를 통해 가족의 자살을 이해하고 받아들이면서 외상 후 성장과 같은 긍정적인 변화를 보고하였으며(Genest et al., 2017), 자녀를 잃은 부모의 의미 만들기는 삶에 잘 대처하는 방법을 배우거나 자신이 겪은 슬픔으로 인해 더 강해지는 것과 같은 개인적 성장(Personal growth)과 관련이 있는 것으로 나타났다(Schiff et al., 2022). 반면, 자녀의 죽음을 이해하지 못한다고 보고한 부모의 경우 더 심각한 슬픔의 증상을 보고할 가능성이 높다고 보고한 연구결과도 확인된 바 있다(Keesee et al., 2008). 이러한 고인에 대한 그리움과 슬픔이 12개월 이상 지속되면 지속비에 장애(Prolonged Grief Disorder)를 경험할 수 있으며, 이는 특히 의미 만들기 수준이 낮은 개인에게서 높게 나타나는 것으로 확인되었다(Milman et al., 2019). 이처럼 의미 만들기는 사별 후 적응에 영향을 미치는 중요한 대처전략이다.

애도를 연구한 일부 연구자들은 애도과정과 의미 만들기 과정 모두 개인 내적 과정에서만 이루어지는 것이 아닌 사회적 맥락에서도 영향을 받는다고 보았다(Neimeyer et al., 2014). 예를 들어, 고인의 죽음 이후 고인과 지속적인 유대관계 맺는 것을 존중해주고 자신의 애도를 충분히 표현하도록 해주는 타인의 반응은 사별 경험 이후 애도과정에 도움이 되는 것으로 나타났다(Toller, 2011). 또한 자신의 사별 경험을 타인에게 공유하는 것은 사별 사건에 대한 의미를 만들고 자신의 정체성을 재구성하는 데 도움이 되는 것으로

나타났다(Baddeley & Singer, 2009). 반면, 사별을 경험한 이후 고인과의 유대관계를 끊어야 된다는 등의 부정적인 사회적 반응을 받은 개인은 이러한 반응이 애도과정에 도움이 되지 않는다고 보고하였으며(Dyregrov, 2006), 상실과 관련한 생각과 감정을 공개하는 것에 대해 사회적 제약을 경험한 개인 또한 높은 수준의 우울을 보이는 것으로 나타났다(Juth et al., 2015).

이러한 사회적 맥락은 개인의 애도과정과 더불어 사별 후 의미 만들기 과정에도 영향을 미치는 것으로 확인되었다(Doka, 2008). 교통사고로 가까운 사람을 잃은 사람들을 인터뷰한 후 주제별로 내용을 분석한 결과, 사별 후 의미 만들기 과정에서 주변인들이 사별 사건에 대해 이해하지 못하고, 사별 경험에 대해 축소해석하는 것은 사별 후 의미 만들기를 방해하는 요인으로 나타났다(Breen & O'Connor, 2009). 반면, 사별 후 주변에서부터 오는 사회적 지지는 고통스러운 사건을 자신의 삶의 경험에 통합하여 의미를 만드는 과정에서 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Milman et al., 2019). 이처럼 의미 만들기가 개인 내적인 과정임과 동시에 사회적 맥락에 영향을 받아 발생하는 과정임을 고려할 때 의미 만들기에 영향을 미치는 사회적 맥락을 측정하는 것은 매우 중요하다.

현재 국내에서 사용되고 있는 사별 후 의미 척도로는 한국판 트라우마와 사별 경험에 대한 개인의 의미통합 척도(Korean version of Integration of Stressful Life Experience Scale; K-ISLES)와 사건중심성 척도(Centrality of Events Scale; CES)가 있다. ISLES는 개인이 고통스러운 사건 경험을 개인의 삶의 의미에 적응적으로 통합한 정도를 측정하며(Holland et al., 2010),

국내에서는 이동훈 등(2022)이 트라우마 사건과 사별 사건을 경험한 성인을 대상으로 타당화한 K-ISLES가 사용되고 있다. 또한 CES는 고통스러운 사건을 경험한 개인의 정체성과 삶의 이야기 전반에 영향을 미친 정도를 측정하는 척도로(Berntsen & Rubin, 2006), 국내에서는 조명숙과 이영호(2011)가 대학생 및 대학원생을 대상으로 타당화한 CES가 사용되고 있다. 두 척도는 사별과 같은 고통스러운 사건이 삶의 의미에 영향을 미친 정도를 측정하고 있으나, 개인 내적 과정에서 일어나는 의미 만들기 초점을 두고 있어 의미 만들기 과정에서의 사회적 상호작용을 측정하기 어렵다는 한계점을 가진다. 하지만 사별 후 주변에서 어떤 지지, 어떤 반응을 보이는지에 따라 사별 후 적응에 있어 차이가 있을 수 있기 때문에 이를 측정하는 것은 매우 중요한 것으로 예상된다.

이에 Bellet 등(2019)은 사별을 경험한 대학생을 대상으로 의미 만들기 과정에서의 긍정적·부정적 사회적 상호작용을 측정하는 사회적 의미 척도(Social Meaning in Life Event Scale; 이하 SMILES)를 개발하였다. SMILES는 24문항으로 사회적타당화(Social Validation), 사회적비타당화(Social Invalidation) 총 2개의 하위요인으로 구성되어 있다. 사회적타당화는 사회적 상호작용이 사별 후 의미 만들기에 도움이 되는지를 측정하며(예. 사건에 대해 다른 사람들에게 이야기하는 것은 상황을 좀 더 명확하게 해준다), 사회적비타당화는 사회적 상호작용이 의미 만들기를 방해하는지를 측정한다(예. 나는 다른 사람들에게 이 사건에 대해 이야기를 하고난 후 더 혼란스러움을 느낀다). 이와 같이 SMILES는 사별을 경험한 개인의 의미 만들기를 촉진하고 방해하는 긍정적, 부정적 사회

적 상호작용을 적절히 측정할 수 있다는 점에서 이점을 지닌다.

Bellet 등(2019)의 연구는 사별 경험이 있는 대학생만을 대상으로 SMILES 개발 및 타당화를 진행하였기에 트라우마사건 경험자나 국내 일반 성인에게 적용하기에는 한계가 있다. 이에 Ballet 등(2019)은 향후 트라우마사건을 경험한 사람을 대상으로 연구를 확장하여 진행할 필요성을 제안하였다. 사별 경험과 같이 외상사건을 경험한 개인도 자신에게 일어난 사건에 대해 의미 만들기를 시도하며(Dezutter et al., 2013; Triplett et al., 2012) 이 과정에서 사회적 상호작용은 영향을 미칠 수 있다. 실제로 아동기 성적 학대를 경험한 여성을 대상으로 한 연구에 따르면 아동기 성적 학대를 경험한 여성들은 공감적이고 비판단적이며 자신의 경험을 수용해주는 대인관계를 통해 의미를 만드는 것으로 나타났다(van der Westhuizen et al., 2022). 이처럼 사별 경험과 더불어 트라우마사건을 경험한 개인의 의미 만들기에도 사회적 상호작용은 중요한 영향을 미치기 때문에 사별과 트라우마사건 경험자를 함께 측정할 수 있는 도구의 필요성이 제기되는 바이다.

최근 국내외 여러 선행연구에서 사별 후 사회적 상호작용과 지속비에, 외상 후 성장, 심리적 디스트레스 간의 상관을 지속적으로 제시해왔다. 사별을 경험한 후 주변의 긍정적인 사회적 상호작용은 외상 후 성장과 정적상관이 있는 것으로 보고되었으며(심기선, 안현의, 2014; Ullman, 2000), 사별을 경험한 후 주변의 긍정적인 사회적 상호작용은 외상 후 성장과 정적상관이 있는 것으로 보고되었다(심기선, 안현의, 2014; Ullman, 2000). 실제로 자녀를 사별한 부모를 대상으로 연구를 실시한 Zhou 등

(2022)의 연구에서는 사별 후 주변으로부터 온 긍정적인 사회적지지는 외상 후 성장과 정적상관이 있었으며, 부정적인 사회적지지는 지속비에와 정적상관이 있는 것으로 확인되었다. 또한, 부정적인 사회적 상호작용은 스트레스 상황에서 경험하는 우울, 불안, 분노 등과 같은 심리적 디스트레스와 정적상관이 있는 것으로 나타났다(Smith et al., 2020). 이처럼 선행 연구에서 사별 후 사회적 상호작용과 지속비에, 외상 후 성장, 심리적 디스트레스 간의 유의한 상관이 보고되었다.

사별 후 의미 만들기 과정에서의 긍정적·부정적 사회적 상호작용의 영향은 개인의 인구사회학적 특성에 따라서도 차이가 있을 수 있어 이에 대해 살펴보는 것은 중요하다. 원칙도 연구(Bellet et al., 2019)에 따르면 갑작스럽고 폭력적인 사별을 경험한 개인은 의미를 만드는 과정에서 부정적인 사회적 상호작용을 많이 경험하는 것으로 나타났으며, 연령이 젊을수록 부정적인 사회적 상호작용을 경험할 가능성이 더 높은 것으로 나타났다. 반면 성별로 인한 유의미한 차이는 발견되지 않았는데, Juth 등(2015)의 연구에서 여성이 사별 후 자신의 생각과 감정을 공개하는데 남성보다 더 많은 사회적 제약을 경험하는 것으로 보고되었으며, 다른 선행 연구에서는 남성이 여성보다 사별 후 사회적 제약으로 인해 더 큰 고통을 받는다는 연구 결과도 보고된 바 있다(Zakowski et al., 2003). 이에 본 연구에서 연령 및 성별, 사별유형에 따른 사별 후 의미 만들기 과정에서의 사회적 상호작용을 확인해보고자 한다. 또한 의미 만들기 과정에서의 사회적 상호작용은 학력에 따라서도 달라질 수 있다. 그 예로, 김수옥, 박영주(2001)의 연구에서는 학력이 낮은 개인일수록 사회적 반응에 더

욱 민감하게 반응하고, 사회적지지를 낮게 지각할 가능성이 높았다. 반면, 일부 선행연구에서는 학력에 따른 사별 후 지각한 사회적지지 차이가 없다는 연구 결과도 보고된 바 있어(임연옥 등, 2010) 사별 후 의미 만들기 과정에서 학력에 따른 사회적 상호작용을 확인해 보고자 한다. 더불어 고인과의 관계에 따라 사별 후 의미 만들기 과정에서 사회적 상호작용의 차이를 보일 수 있는데, 친구가 사망했을 때보다 부모가 사망했을 경우 지지와 위로를 더 많이 받는 것으로 나타났으며(Gray, 1989), 자살로 사별을 경험한 경우 고인의 자녀, 형제자매, 배우자는 낙인과 같은 부정적인 사회적 상호작용을 경험할 위험이 특히 높은 것으로 나타나(Cleiren et al., 1994; McIntosh & Wroblecki, 1988) 고인과의 관계에 따른 의미 만들기에 영향을 미치는 사회적 상호작용의 차이가 있음을 시사한다. 이렇듯, 인구사회학적 특성에 따라 사별 후 의미 만들기에 다른 양상을 보일 수 있다는 점에서 SMILES 척도에 대한 성별, 연령, 학력, 고인과의 관계, 사별유형에 따른 차이를 살펴볼 필요성이 있다. 본 연구의 연구문제는 아래와 같다.

연구문제 1. 사별을 경험한 사람들을 대상으로 한 SMILES의 요인구조는 어떠한가?

연구문제 2. 사별을 경험한 사람들을 대상으로 한 SMILES의 신뢰도와 타당도는 적절한가?

연구문제 3. SMILES의 사별 경험집단과 트라우마 사건 경험집단 간 차이는 어떠한가?

연구문제 4. SMILES의 성별, 연령, 학력, 고인과의 관계, 사별유형에 따른 차이는 어떠한가?

방 법

연구대상 및 절차

본 연구는 연구자가 소속된 기관의 생명윤리위원회(Institutional Review Board; IRB)로부터 연구 승인을 받은 후, 연구 윤리를 준수하여 수집된 자료를 사용하였다. 본 연구에서는 2019년 사별 및 트라우마 사건을 경험한 성인 845명을 대상으로 수집된 자료와 2021년 사별을 경험한 성인 1,986명을 대상으로 수집된 자료를 더한 총 2,831명의 데이터를 사용하였으며, 성별, 연령, 및 거주지역 비율을 2018년 인구주택총조사 기준에 최대한 맞추어 연구를 실시했다. 설문은 국내 온라인 설문 전문기관인 'OOO'(2019년)와 'OOO'(2021년)에 의뢰하여 실시하였으며, 이를 본 연구목적에 맞게 분석에 활용하였다. 첫 번째 설문은 2019년 7~8월 경 약 한 달간 진행되었다. 연구참여자는 총 845명이었으며, 이 중 595명(70.4%)이 모든 설문을 완료하였고, 이 가운데 사별과 트라우마 사건을 경험하지 않은 사람 129명은 본 연구에서 제외되어 총 466명의 데이터만을 사용하였다. 시점1의 모든 설문을 완료한 466명(55.1%) 중 129명(15.2%)을 트라우마사건 경험자로, 337명(72.3%)을 사별경험자로 분류하였다. 이때, DSM-5 진단기준에 해당하는 트라우마 사건(교통사고, 화재나 폭발, 생명을 위협하는 질병이나 부상, 신체적 폭행, 성폭력, 굶주림과 같은 인간적 고난)을 경험한 적이 있는지에 대해 응답한 참여자를 트라우마사건 경험자로, 배우자, 자녀, 부모, 형제 및 자매, 친구, 조부모 및 가까운 친척과 같은 가까운 사람의 죽음을 경험한 적 있는지에 대해 응답한 참여자를 사별경험자로 선별하였다. 두 번

제 설문은 2021년 2월 경 약 1주 간 진행되었으며, 연구참여자는 총 1,986명이었다. 이 중 설문 완료자는 1,236명이었으며, 불성실한 응답을 한 36명은 본 연구에서 제외되어 총 1,200명(60.4%)이 최종적으로 선정되었다. 본 연구에서는 시점2의 모든 설문을 완료한 1,200명 중 사별경험자로 분류된 882명(56.6%)의 데이터만을 사용하였다. 설문 소요시간은 약 30분 정도로 설문을 완료한 참여자에게 소정의 적립금을 제공하였다. 본 연구에서 사용한 일부 데이터(트라우마와 사별 경험에 대한 개인의 의미통합 척도, 간이증상진단검사-10-개정판 척도, 지속비에 척도)는 2차적 자료에(Secondary source)에 해당된다.

측정도구

사회적 의미 척도(Social Meaning in Life Events Scale; SMILES)

사회적 의미를 측정하기 위해 Bellet 등(2019)이 개발한 사회적 의미 척도(Social Meaning in Life Events Scale; SMILES)를 번안하여 사용하였다. 척도 번안은 한국어 및 영어가 모두 가능하고 사별 관련 연구를 지속적으로 수행한 박사과정생 2명이 두 번 번역한 후 두 개의 번역자료를 통합하여 최종 번역안을 제작하였다. 이를 사별 관련 연구를 지속적으로 수행한 교수 1명이 역번역한 후, 최종 문항에 대해 15명의 석·박사 과정생들을 대상으로 소규모 시행 및 면담을 실시하여 문항을 최종적으로 수정하였다. 본 연구에서는 사별경험자를 대상으로 SMILES를 타당화하기 위해 사전 저작권자인 Bellet 등(2019)으로부터 타당화에 대한 허가를 받았다. SMILES는 사별경험과 같은 고통스러운 사건에 대해 의미를 만드는 것이 사

회적상호작용에서 어느 정도 가능했는지를 평가하며, 5점 리커트 척도로 각 문항에 대해 1점(매우 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다)까지 응답하도록 되어있다. SMILES는 2개의 하위요인인 사회적타당화(Social validation)와 사회적비타당화(Social invalidation)로 구성되어 있으며, 사회적타당화는 총 9문항(예. 사건에 대해 다른 사람들에게 이야기하는 것은 상황을 좀 더 명확하게 해준다), 사회적비타당화는 총 15문항(예. 사건이 나에게 얼마나 힘들었던 일인지 사람들을 이해시키기가 어렵다)로 총 24문항으로 구성되어있다. Ballet 등(2019)의 연구에서 내적일치도(Cronbach's α)값은 .91였으며, 본 연구에서는 .91로 나타났다.

사회적지지 목록 척도(Inventory of Social Support; ISS)

사별 경험에 대한 사회적지지 수준을 측정하기 위해서 Hogan과 Schmidt(2002)가 개발한 사회적지지 척도(The Inventory of Social Support; ISS)를 번안하여 활용하였다. 번안은 본 연구의 SMILES 번역과정과 동일한 과정을 거쳐 번안하여 사용하였다. ISS는 총 5문항(예. 누군가의 죽음으로 인해 슬퍼하는 마음을 공개적이고 솔직하게 표현할 수 있다)으로 구성되어있으며, 사별 경험을 다루는 적응적인 대응 방식으로 적어도 한 명의 사람과 이야기를 나눌 수 있는 정도를 측정하는 문항으로 구성되어 있다. ISS는 5점 리커트 척도로 각 문항에 대해 1점(전혀 아니다)에서 5점(매우 그렇다)까지 응답하도록 되어있다. 총점이 높을수록 사별 경험자가 지각하는 사회적지지가 높은 것을 의미한다. Hogan과 Schmidt(2002)의 연구에서 Cronbach's α 값은 .92였으며, 본 연구에서는 .78로 나타났다.

한국판 지속비에 척도(Korean version of Prolonged Grief Disorder; K-PG-13)

사별을 경험한 후 지속비에 증상을 측정하기 위해 Prigerson 등(2009)이 개발하고, 강현숙과 이동훈(2017)이 국내에서 타당화를 진행한 한국판 지속비에 척도(Korean Version of the Prolonged Grief Disorder Scale; K-PG-13)를 사용하였다. K-PG-13은 총 13문항으로 2개의 하위 요인인 분리 디스트레스와 트라우마 디스트레스로 구성되어 있다. K-PG-13은 지속비에 증상을 측정하는 11문항(예. 당신은 사별에 대해 원통한 감정을 느끼니까?)에 대하여 5점 리커트 척도인 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우그렇다/하루에 여러 번 그렇다)로 응답하도록 되어있다. 더불어 기간과 사회적 기능 손실여부를 묻는 2문항(예. 사회적, 직업적 혹은 다른 중요한 활동과 관련하여 현저한 기능의 저하를 경험한 적이 있습니까?)에 대하여 두 가지 범주인 ‘예’, ‘아니오’로 응답하도록 구성 되어있다. 총점이 높을수록 지속비에 수준이 높다는 것을 의미한다. Prigerson 등(2009)의 연구에서 Cronbach's α 값은 .94였으며, 본 연구에서는 .91로 나타났다.

트라우마와 사별 경험에 대한 개인의 의미통합 척도(Integration of Stressful Life Experiences Scale; ISLES)

고통스러운 사건 경험 이후 개인이 사건에 대해 가지는 의미와 삶의 의미를 통합하였는지를 측정하기 위해 Holland 등(2010)이 개발한 고통스러운 삶의 경험 통합 척도(Integration of Stressful Life Experiences Scale: ISLES)를 번안하여 사용하였다. 번안은 본 연구의 SMILES 번역과정과 동일한 과정을 거쳐 번안하여 사용하였다. ISLES는 총 16문항(예. 이 경험 이후로 나

는 더 이상 나 자신을 이해할 수 없다)으로 고통스러운 사건 경험 이후 사건에 대한 개인적 의미와 전체적 의미 사이의 일치도를 측정하는 문항으로 구성되어 있다. ISLES는 5점 리커트 척도로 각 문항에 대해 1점(매우 동의함)에서 5점(매우 동의하지 않음)까지 응답하도록 되어있다. Holland 등(2010)의 연구에서 트라우마사건 경험자의 Cronbach's α 값은 .92였으며, 가까운 사람의 사별경험자의 Cronbach's α 는 .94였다. 본 연구에서는 .96으로 나타났다.

간이증상진단검사-10-개정판(The Symptom Checklist-10-Revised; SCL-10-R)

개인의 전반적인 심리적 디스트레스 수준을 측정하기 위해 Rosen 등(2000)이 개발한 간이정신진단검사-10-개정판(The Symptom Checklist-10-Revised; SCL-10-R)을 번안하여 활용하였다. 번안은 본 연구의 SMILES 번역과정과 동일한 과정을 거쳐 번안하여 사용하였다. SCL-10-R은 총 10문항(예. 신경이 예민하고 마음의 안정이 안된다)으로 공포불안, 적대감, 우울, 대인예민성, 편집증, 강박증, 신체화, 불안, 우울, 정신증을 측정하는 문항으로 구성되어 있다. SCL-10-R은 5점 리커트 척도로 각 문항에 대해 0점(전혀 없다)에서 4점(아주 심하다)까지 응답하도록 되어있다. Rosen 등(2000)의 연구에서 트라우마사건 경험자의 Cronbach's α 값은 .94였으며, 본 연구에서는 .93로 나타났다.

외상 후 성장 척도 확장판(Posttraumatic Growth Inventory-X; PTGI-X)

외상사건 경험 이전보다 이후 성장한 정도를 측정하기 위해 Tedeschi와 Calhoun(1996)가 개발하고 Tedeschi 등(2017)이 실존적 성장 문항을 추가하여 개정된 PTGI-X(Posttraumatic

Growth Inventory-X; PTGI-X)를 번안하여 사용하였다. 번안은 본 연구의 SMILES 번역과정과 동일한 과정을 거쳐 번안하여 사용하였다. PTGI-X는 총 25문항(예. 나는 내 감정을 더 적극적으로 표현하게 되었다)으로 5개의 하위 요인인 삶에 대한 감사 3문항, 개인내적 힘의 발견 4문항, 새로운 가능성의 발견 5문항, 대인관계의 깊이 증가 7문항, 영적·실존적 변화 6문항으로 구성되어 있다. PTGI-X은 6점 리커트 척도로 각 문항에 대해 1점(전혀 경험하지 못함)에서 6점(많이 경험함)까지 응답하도록 되어있다. Tedeschi 등(2017)의 연구에서 Cronbach's α 값은 미국인 .97, 터키인 .96, 일본인 .95이었으며, 본 연구에서는 .98로 나타났다.

분석방법

본 연구에서는 국내 사별경험자를 대상으로 K-SMILES 타당화를 진행하기 위해 SPSS 21.0과 Mplus 8.0, AMOS 21.0을 활용하였으며, 분석 과정은 다음과 같다. 첫째, 연구참여자의 인구 사회학적 특성(성별, 연령, 학력, 고인과의 관계, 사별유형)을 확인하기 위해 빈도분석을 실시하였다. 둘째, 타당화 척도의 정규성을 확인하기 위해 SPSS 21.0의 기술통계를 통해 왜도와 첨도를 확인하였으며, AMOS 21.0의 Tests for normality and outliers를 통해 Mardia Multivariate Kurtosis 지수를 확인하였다. 이때 왜도와 첨도의 절대값이 2와 7을 넘지 않을 경우 일변량 정규성을 만족하는 것으로 판단하였으며(Curran et al., 1996), Mardia Multivariate Kurtosis 지수가 5.0 이하일 때 다변량 정규성이 만족하는 것으로 판단하였다. 셋째, 요인분석을 실시하기에 앞서 본 자료가 요인분석에

적합한지 확인하기 위해 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 표본 적합도와 Bartlett의 구형성 검정을 실시하였다. 넷째, 본 연구에서는 전체 사별경험자 1,219명을 임의로 50% 선별한 606명을 대상으로 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis; EFA)을 실시하였으며, 나머지 사별경험자 50%의 데이터는 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis; CFA)을 위해 사용되었다. 이때, EFA는 606명 중 남성이 319명(52.6%), 여성이 287명(47.4%)이었으며, 연령의 경우 40대 138명(22.8%), 60대 137명(22.6%), 50대 126명(20.8%), 30대 121명(20.0%), 20대 84명(13.9%) 순으로 나타났다. CFA는 613명 중 남성 305명(49.8%), 여성 308명(50.2%)이었으며, 연령의 경우 50대 152명(24.8%), 40대 145명(23.7%), 60대 129명(21.0%), 30대 106명(17.3%), 20대 81명(13.2%) 순으로 나타났다. EFA, CFA의 추정량(Estimator)으로는 다변량 정규성 가정이 만족하지 못하여도 사용 가능한 MLR(maximum likelihood estimation with robust standard errors) 방식을 사용하였고, 탐색적 회전은 GEOMIN 방식을 적용하였다. 요인의 수는 고유치(Scree test) 및 누적분산비율, 평행성 분석, 요인부하량, 내용의 적절성을 통해 결정하였다. 이때, 수렴타당도는 .4 이상(Wang & Wang, 2012), 변별타당도는 .9 이하(Kline, 2011) 일 경우 적절한 것으로 판단하였다. 다섯째, 모형적합도와 EFA에서 확인된 모형이 적합한지 확인하기 위해 사별경험자 613명을 대상으로 CFA를 실시하였다. 이때, 본 연구의 요인간 상관을 가정한 일차요인모형과 비교하여 하위영역별 점수가 유용한 정보를 제공할 수 있는지 확인하기 위해 쌍요인(Bifactor) 모형의 가능성도 함께 탐색하였다. Bifactor 모형은 하나의 일반요인(general factor)과 하나 이상의 집

단요인(group factor)으로 구성되어 있으며, 요인들 간 상관이 없다고 가정하는 요인분석 모형이다(Holzinger & Swinford, 1937). 모형 적합도는 기준이 엄격해 쉽게 기각되며 동시에 표본 크기에 영향을 많이 받는 χ^2 값 대신 상대적 적합도 지수인 CFI(Comparative Fit Index), TLI(Tucker-Lewis Index)와 절대적 적합도 지수인 RMSEA(Root Mean Square Error Approximation), SRMR(Standardized Root Mean Residual)를 비교하여 SMILES의 요인구조를 선별하였다(Hooper et al., 2008). 각각의 적합도는 CFI, TLI 값이 .90보다 클 때(Hu & Bentler, 1999), RMSEA 값이 .10보다 작을 때(MacCallum et al., 1996), SRMR 값이 .08보다 작을 때(Hu & Bentler, 1999) 적합도 기준을 충족한 것으로 해석하였다. 여섯째, K-SMILES 척도의 신뢰도를 확인하기 위해 Cronbach's α 값을 확인하였다. 일곱째, 본 연구는 PG-13과 SCL-10-R에 대해 K-SMILES의 증분 타당도(Incremental Validity)를 검증하기 위해 위계적 다중회귀분석(Hierarchical Multiple Regression Analysis)을 실시하였다. 여덟째, K-SMILES 척도의 준거타당도(criterion-related validity)를 확인하기 위해 SMILES의 총점 및 각 하위 요인의 점수와 ISLES, PG-13, PTGI-X, SCL-10-R, ISS 척도의 점수 간 상관분석을 실시하였다. 아홉째, K-SMILES에 대해 사별 경험집단과 트라우마사건 경험집단 간 차이를 확인하기 위해 사별경험자 1,219명과 트라우마사건 경험자 129명을 대상으로 다집단 동일성 검증을 실시하였다. 이때, 집단 간 형태동일성(Configural invariance), 측정동일성(Metric invariance), 절편동일성(Scalar invariance)을 통해 집단 간 동일성을 검증하였다(홍세희, 2017; Steenkamp & Baumgartner, 1998). 마지막으로, 연구참여자의 성별, 연령, 학력, 고인과의 관계, 사별유형에 따라 K-

SMILES의 하위요인별로 차이가 있는지 알아보기 위해 전체 사별경험자 1,219명을 대상으로 ANOVA분석을 실시하였다.

결 과

SMILES 인구사회학적특성

사별경험자의 인구사회학적 특성은 표 1과 같다. 총 1,219명 연구 참여자 중 남성은 624명(51.1%), 여성은 595명(48.8%)으로 나타났다. 연령의 경우, 40~49세가 283명(23.2%)으로 가장 많았으며, 50~59세 278명(22.8%), 60세 이상 266명(21.8%) 순으로 나타났다. 학력의 경우, 대학교 재학 및 졸업이 846명(69.4%)으로 가장 많았으며, 고등학교 졸업 이하 202명(16.6%), 대학원 재학 및 졸업 171명(14.0%) 순으로 나타났다. 고인과의 관계의 경우, 조부모 및 가까운 친척이 530명(43.5%)로 가장 많았으며, 부모 416명(34.1%), 친구 135명(11.1%) 순으로 나타났다. 사별 사유의 경우, 예상된 죽음(예. 만성질환 등)이 535명(43.9%)로 가장 많았으며, 급성질환 등으로 예기치 못한 죽음 356명(29.2%), 급작스러운 사고사(예. 교통사고) 205명(16.8%) 순으로 나타났다.

트라우마사건 경험자의 인구사회학적 특성은 표 2와 같다. 총 129명 연구참여자 중 남성은 73명(55.6%), 여성은 56명(43.4%)으로 나타났다. 연령의 경우, 40~49세가 45명(34.9%)으로 가장 많았으며, 30~39세 37명(28.7%), 19~29세 32명(24.8%) 순으로 나타났다. 학력의 경우, 대학교 재학 및 졸업이 101명(78.2%)으로 가장 많았으며, 대학원 재학 및 졸업 17명(13.2%), 고등학교 졸업 이하 11명

표 1. 사별경험자 인구사회학적 특성(N=1,219)

인구사회학적 특성		19년	21년	합계
		빈도(%)	빈도(%)	빈도(%)
성별	남성	183(54.3)	441(50.0)	624(51.1)
	여성	154(45.7)	441(50.0)	595(48.8)
연령	19~29세	55(16.3)	110(12.5)	165(13.5)
	30~39세	89(26.4)	138(15.6)	227(18.6)
	40~49세	109(32.3)	174(19.7)	283(23.2)
	50~59세	84(24.9)	194(22.0)	278(22.8)
	60세 이상	0(0)	266(30.2)	266(21.8)
학력	고등학교 졸업 이하	51(15.1)	151(17.1)	202(16.6)
	대학교 재학 및 졸업	246(73.0)	600(68.0)	846(69.4)
	대학원 재학 및 졸업	40(11.9)	131(14.9)	171(14.0)
고인과의 관계	배우자 및 자녀	5(1.5)	32(3.6)	37(3.0)
	부모	130(38.6)	286(32.4)	416(34.1)
	형제, 자매	19(5.6)	82(9.3)	101(8.3)
	친구	32(9.5)	103(11.7)	135(11.1)
	조부모 및 가까운 친척	151(44.8)	379(43.0)	530(43.5)
사별 사유	급작스럽고 끔찍한 변사(예: 살인, 자살)	21(6.2)	102(11.6)	123(10.1)
	급작스러운 사고사(예: 교통사고)	42(12.5)	163(18.5)	205(16.8)
	급성질환 등으로 인한 예기치 못한 죽음	114(33.8)	242(27.4)	356(29.2)
	예상된 죽음(예: 만성질환 등)	160(47.5)	375(42.5)	535(43.9)

(8.5%) 순으로 나타났다. 트라우마 사건의 경우, ‘심각한 스트레스를 야기하는 실패나 절망’이 27명(20.9%)으로 가장 많았으며, ‘실업 또는 실직상태가 되거나 한 달 이상 일자리를 찾은 적이 있다’ 15명(11.6%), ‘교통사고’ 12명(9.3%), ‘그 밖의 매우 심각한 스트레스 사건이나 경험’ 12명(9.3%) 순으로 나타났다.

SMILES 각 문항의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, 다변량 정규성은 표 3과 같다. 그 결과

문항의 왜도와 첨도의 절대값이 각각 2와 7을 넘지 않아 일변량 정규성을 만족하였으나 (Curran et al., 1996), 다변량 정규성은 만족하지 못하였다. 본 연구 자료의 경우 다변량 정규성이 충족되지 않아, 다변량 정규성 가정에 만족되지 않거나 상대적으로 표본 수가 적거나 표본이 결측치를 포함하더라도 분석 가능한 MLR을 사용하였다(Yuan & Bender, 2000).

표 2. 트라우마사건 경험자 인구사회학적 특성(N=129)

인구사회학적 특성		19년 빈도(%)
성별	남성	73(55.6)
	여성	56(43.4)
연령	19~29세	32(24.8)
	30~39세	37(28.7)
	40~49세	45(34.9)
	50~59세	15(11.6)
	60세 이상	0(0.0)
학력	고등학교 졸업 이하	11(8.5)
	대학교 재학 및 졸업	101(78.2)
	대학원 재학 및 졸업	17(13.2)
트라우마 사건	1. 자연재난(예. 홍수, 태풍, 폭풍, 지진)	6(4.7)
	2. 화재 또는 폭발	2(1.6)
	3. 교통사고(예. 자동차, 선박, 기차, 비행기 사고)	12(9.3)
	4. 직장이나 집 혹은 여가 활동 중 심한 사고	5(3.9)
	6. 신체적 폭행	4(3.1)
	7. 무기로 공격당함(예. 총, 칼, 폭탄 등)	1(0.8)
	8. 성폭력	2(1.6)
	9. 기타 원하지 않았거나 불편했던 성적경험	2(1.6)
	12. 생명을 위협하는 질병이나 부상	4(3.1)
	16. 본인 때문인 타인의 심한 부상, 상해 혹은 죽음	1(0.78)
	18. 심각한 스트레스를 야기하는 실패나 절망	27(20.9)
	19. 배우자와의 갈등으로 별거	1(0.8)
	20. 이혼	3(2.3)
	21. 매우 심각한 스트레스를 야기하는 대인관계문제	8(6.2)
	22. 실업 또는 실직상태가 되거나 한 달 이상 일자리를 구함	15(11.6)
	23. 직장으로부터 해고됨	4(3.1)
	24. 심각한 경제적 위기나 경제적 어려움	9(7.0)
	27. 정서적 학대 또는 방임	2(1.6)
	29. 낙태나 유산	9(7.0)
	30. 그 밖의 매우 심각한 스트레스 사건이나 경험	12(9.3)

표 3. SMILES의 기술통계

문항	전체(N=1,219)					
	M	SD	왜도		첨도	
			지수	C.R.	지수	C.R.
V1	2.346	1.067	0.448	6.391	-0.573	-4.085
V2	2.583	1.068	0.310	4.420	-0.588	-4.194
V3	2.833	0.928	-0.211	-3.002	-0.198	-1.413
V4	2.530	1.055	0.362	5.158	-0.487	-3.470
V5	2.441	1.092	0.421	5.999	-0.594	-4.232
V6	2.777	0.994	-0.115	-1.633	-0.485	-3.457
V7	2.479	1.114	0.365	5.201	-0.694	-4.946
V8	2.631	1.117	0.211	3.011	-0.713	-5.081
V9	2.798	0.933	-0.257	-3.661	-0.376	-2.683
V10	2.390	1.024	0.396	5.638	-0.440	-3.139
V11	2.792	0.929	-0.166	-2.365	-0.143	-1.022
V12	2.633	1.049	0.258	3.672	-0.457	-3.254
V13	2.965	0.919	-0.304	-4.339	-0.283	-2.013
V14	2.240	0.921	0.485	6.917	-0.181	-1.286
V15	2.235	0.990	0.527	7.509	-0.313	-2.233
V16	2.537	0.970	0.165	2.346	-0.426	-3.033
V17	2.156	0.986	0.645	9.201	-0.053	-0.381
V18	2.437	0.978	0.229	3.262	-0.500	-3.566
V19	2.777	0.975	-0.213	-3.031	-0.416	-2.964
V20	3.231	1.093	-0.362	-5.155	-0.458	-3.264
V21	2.787	1.025	-0.081	-1.160	-0.508	-3.617
V22	2.194	1.000	0.492	7.016	-0.382	-2.721
V23	2.815	0.918	-0.263	-3.748	0.028	0.200
V24	2.445	1.089	0.451	6.427	-0.411	-2.929
다변량 정규성					231.980	114.634

탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis: EFA)

본 연구에서는 SMILES의 요인구조를 확인하기 위해 사별경험자 606명을 대상으로 EFA를 실시하였다. 본 연구는 EFA 분석에 앞서 설문자료가 요인분석에 적합한지 검증하기 위해 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)의 표본적합도 검증과 Bartlett의 구형성 검정을 실시하였다. 그 결과, KMO 값은 .954, Bartlett 구형성 검정 근사카이 제곱값은 17076.6($p < .001$)로 데이터가 요인분석에 적합한 것으로 확인되었다.

다음으로, SMILES의 요인 수를 결정하기 위해 고유치(eigenvalue), 누적분산비율, 평행성분석, 내용의 적절성을 고려하였으며, 고유치 검사 결과는 표 4와 같다. 분석 결과, 3요인에서 4요인으로 변화할 때 고유치가 급격하게 변화

하였고 4요인부터 고유치가 완만해지는 것을 확인할 수 있다. 따라서 해석 가능성을 고려하여 고유치가 완만해지기 전인 3요인이 적절한 것으로 판단하였다. 또한, 누적분산 비율의 경우, 통상 75~85% 정도면 무난하다고 볼 수 있다(Gorsuch, 1983). 본 연구에서는 3요인부터 75%를 상회하여 5요인이면 85%를 상회한다. 따라서 본 연구에서는 3~5요인이 적절한 것으로 판단하였다.

이전에 실시한 고유치 검사와 누적분산비율의 경우 높은 주관성을 지님으로, 본 연구에서는 보다 객관적인 평행성 분석을 추가로 실시하였다. 평행성분석 결과는 표 5와 같다. 평행성 분석은 요인구조가 들어있는 경험자료를 근거로 한 축소상관행렬의 고유치가 큰 분산을 나타내야하기 때문에 요인구조가 들어있지 않은 무선자료를 근거로 한 축소상관행렬의

표 4. 고유치(scree test) 및 누적분산비율

요인	고유치	고유치 차이	분산 비율	누적분산 비율
1	8.871	5.392	0.513	0.513
2	3.480	2.342	0.201	0.714
3	1.138	0.491	0.066	0.780
4	0.647	0.137	0.037	0.817
5	0.510	0.097	0.030	0.847
6	0.413		0.024	0.870

표 5. 평행성분석 결과

요인	경험자료 고유치 분산(%)	무선자료 고유치 분산(%)
2	17.2	7.8
3	6.1	7.4
4	4.1	7.1
5	3.2	6.7

고유치보다 커야 한다. 그 결과, 3요인의 고유치에서 무선자료 고유치 분산이 경험자료 고유치 분산보다 크게 나타나 2요인이 적절한 것으로 판단할 수 있다.

발견법을 통해 적절한 요인으로 판단된 2요인부터 5요인까지의 모형 적합도를 확인하기 위해 CFI, TLI, RMSEA, SRMR을 고려하였으며, 그 결과는 표 6과 같다. 그 결과, 3요인 이상 일 때 모형 적합도가 적절한 것으로 나타났다. 앞서 평행성 분석에서는 2요인이 적합하다고 나타났으나, 2요인은 모형적합도에서 CFI와 TLI가 .90을 넘지 않아 적합도 기준에 충족하지 못했다(Browne & Cudeck, 1992). 따라서 본 연구에서는 고유치, 누적분산비율, 평행성분석결과와 내용의 적절성을 종합적으로 고려하여 각 요인을 구성하는 문항내용들을 검토하였으며, 그 결과 문항의 특성이 3요인에 더욱 적절한 것으로 판단하였다. 따라서 본 연구에서는 가장 우수한 모델로 나타난 3요인을 최종 모델로 선정하였다.

EFA 결과는 표 7과 같다. 총 24문항에 대한 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 요인부하량이 3개 요인 모두에서 .40 이하로 나타난 10번 문항과 2개 요인에서 교차부하량(cross loading)을 보인 문항 20번 문항을 삭제하였다.

본 연구에서는 EFA를 통해 확인된 요인 구조가 적절한지 확인하기 위해 사별경험자 613명을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 이때, 척도 개발논문에서 제시한 2요인 구조와 본 연구의 EFA를 통해 나타난 3요인 구조에 대한 분석을 모두 실시하였으며, 각 요인의 상관관계가 높게 나타나 High-order 모델과 Bi-factor 모델을 모두 고려하였다. 확인적 요인 분석 결과는 표 8과 같다. 척도 개발논문에서 제시한 2요인 모형의 χ^2 값은 960.895, $df=251$, $p<.001$, CFI=.89, TLI=.87, RMSEA=.06, SRMR=.07로 나타났으며, 2요인 Bi-factor 모형의 χ^2 값은 683.838, $df=228$, $p<.001$, CFI=.95, TLI=.94, RMSEA=.06, SRMR=.05로 나타났다. 2요인 High-order 모형의 경우 통계 오류로 인하여 그 적합도 지수를 확인할 수 없었다. EFA 분석 결과 나타난 3요인 모형의 χ^2 값은 768.397, $df=249$, $p<.001$, CFI=.91, TLI=.91, RMSEA=.05, SRMR=.07로 나타났으며, 교차부하로 인해 문항을 삭제한 3요인 모형(10번, 20번 삭제)의 χ^2 값은 644.762, $df=206$, $p<.001$, CFI=.92, TLI=.91, RMSEA=.05, SRMR=.07로 나타났다. 3요인 Bi-factor 모형의 χ^2 값은 885.356, $df=190$, $p<.001$, CFI=.91, TLI=.89, RMSEA=.07, SRMR=.14로 나타났으며, 3요

표 6. 탐색적 1~5요인 모형 적합도(N=606)

모형	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
2요인	880.831	229	.000	.885	.862	.069(.064-.073)	.046
3요인	482.048	207	.000	.952	.935	.047(.041-.052)	.029
3요인 (10번, 20번 삭제)	399.009	168	.000	.954	.937	.048(.042-.054)	.028
4요인	408.711	186	.000	.961	.942	.044(.039-.050)	.022
5요인	327.463	166	.000	.972	.953	.040(.034-.046)	.019

표 7. SMILES의 탐색적 요인분석 결과(N=606)

SMILES 문항	1차 분석			2차 분석		
	1요인	2요인	3요인	1요인	2요인	3요인
V1	0.561	-0.011	0.307	0.565	-0.002	0.293
V2	0.615	0.057	0.171	0.630	0.065	0.153
V3	0.270	0.502	0.014	0.284	0.511	-0.003
V4	0.639	0.139	0.176	0.656	0.151	0.153
V5	0.673	-0.001	0.224	0.681	0.006	0.214
V6	0.125	0.574	0.003	0.142	0.583	-0.009
V7	0.602	-0.034	0.353	0.601	-0.027	0.344
V8	0.699	-0.031	0.204	0.691	-0.027	0.201
V9	0.148	0.671	-0.078	0.151	0.675	-0.084
V10	0.507	0.076	0.460	-	-	-
V11	0.100	0.713	-0.047	0.106	0.717	-0.052
V12	0.685	0.015	0.194	0.676	0.018	0.191
V13	-0.196	0.628	0.012	-0.198	0.623	0.023
V14	0.001	0.189	0.706	-0.005	0.191	0.707
V15	0.226	0.000	0.666	0.220	0.002	0.670
V16	-0.009	0.517	0.266	-0.007	0.517	0.273
V17	0.127	0.005	0.782	0.128	0.010	0.781
V18	0.267	0.220	0.469	0.261	0.218	0.481
V19	0.032	0.655	0.015	0.016	0.644	0.035
V20	0.384	0.292	-0.036	-	-	-
V21	-0.280	0.711	-0.005	-0.284	0.706	0.003
V22	-0.003	0.087	0.811	0.007	0.097	0.792
V23	-0.114	0.711	0.092	-0.125	0.703	0.105
V24	0.387	-0.101	0.505	0.372	-0.103	0.513

인 High-order 모형의 χ^2 값은 850.831, $df=206$, $p<.001$, CFI=.92, TLI=.91, RMSEA=.07, SRMR=.07로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 교차 부하로 인해 문항을 삭제한 3요인 모형(10번,

20번 삭제)이 가장 적절한 것으로 판단하였다. 교차부하로 인해 문항을 삭제한 3요인 모형(10번, 20번 삭제)의 모형구조는 표 9, 그림 1

표 8. 확인적 요인분석 결과(N=613)

모형	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
2요인(원논문)	960.895	251	.000	.890	.879	.068(.063-.073)	.077
2요인 Bi-factor	683.838	228	.000	.949	.938	.057(.052-.062)	.047
3요인	768.397	249	.000	.919	.910	.058(.054-.063)	.074
3요인 (10번, 20번 삭제)	644.762	206	.000	.925	.915	.059(.054-.064)	.074
3요인(10번, 20번 삭제) Bi-factor	885.356	190	.000	.914	.895	.077(.072-.082)	.144
3요인(10번, 20번 삭제) High-order	850.831	206	.000	.920	.910	.071(.067-.076)	.074

표 9. SMILES의 요인부하량(N=613)

번호	번호	문항	요인부하량
1요인 (7문항)	V1	내가 만약 사건에 대해 너무 많이 공유한다면, 사람들이 나를 다르게 볼까 봐 걱정된다	0.777
	V2	사건이 나에게 얼마나 힘들었던 일인지 사람들을 이해시키기가 어렵다	0.762
	V4	나는 사건에 대해 이야기 하고 싶지만, 다른 사람들은 이해하지 못할 것이다	0.757
	V5	이 사건은 말하기에는 너무 복잡하다	0.770
	V7	나는 타인의 평가와 비판을 피하기 위해 이 사건에 대한 이야기하기를 꺼린다	0.768
	V8	이 사건에 관한 세부사항들은 납득하기 어렵기 때문에 혼자 간직하고 있다	0.786
	V12	이 사건이 나에게 어떤 의미를 가지는 지 아무도 이해하지 못한다	0.729
2요인 (9문항)	V3	사건에 대해 다른 사람들에게 이야기 하는 것은 상황을 좀 더 명확하게 해준다	0.669
	V6	어떤 일이 있었는지 말하는 것은 상황 해결에 도움이 된다	0.667
	V9	이 사건에 대해 이야기 하는 것은 내가 사건을 납득하는 데 도움을 주었다	0.714

표 9. SMILES의 요인부하량(N=613) (계속)

번호	번호	문항	요인부하량
2요인 (9문항)	V11	이 사건에 대해 다른 사람들에게 이야기 할 때 그들은 나와 더 가까워 졌다고 느낄 것이다	0.736
	V13	다른 사람들은 나에게 이 사건에 관해 도움이 될 만한 관점들을 공유해준다	0.706
	V16	이 사건에 대한 나의 이야기를 나눔으로써 다른 사람들에게 더 강한 동정심이 생겼다	0.683
	V19	다른 사람들은 내가 이 사건에 대해 이야기하는 것을 듣고 무언가 가치 있는 것을 배울 수 있다	0.788
	V21	나는 이 사건에 대한 나의 개인적인 이야기를 다른 사람들과 공유하는 것이 편하다	0.646
	V23	내가 이 사건을 다뤘던 방법은 내 인생의 다른 사람들에게 좋은 예가 될 것이다	0.727
3요인 (6문항)	V14	나는 이 사건에서의 나의 역할은 다른 사람들에게 자주 오해를 받는 것 같다	0.816
	V15	나는 다른 사람들에게 이 사건에 대해 이야기를 하고 난 후 더 혼란스러움을 느낀다	0.843
	V17	이 사건 이후 사람들과 함께 있는 것이 더 불편하다	0.831
	V18	이 사건의 세부사항을 생각하고 이야기해야만 다른 사람들이 이해할 수 있다	0.713
	V22	이 사건 이후 예전처럼 다른 사람들과 어울리지 못한다고 느낀다	0.804
	V24	내가 이 사건에 대해 털어 놓을 수 있는 사람은 거의 없다	0.650

과 같다. EFA에서 삭제된 문항 10번과 20번을 제외한 총 22문항에 대한 CFA를 실시한 결과 모든 문항의 요인 부하량이 .40 이상으로 나타났다으며, 요인 간 상관인 .9 이하(Kline, 2011)로 나타나 수렴타당도와 변별타당도가 적절한 것으로 판단하였다. 1요인은 총 7문항으로 ‘이 사건이 나에게 얼마나 힘들었던 일인지 사람들을 이해시키기가 어렵다’, ‘이 사건은 말하기에는 너무 복잡하다’ 등의 문항을 포함하는 <사회적비타당화-자기인식>으로 명명하였으

며, 2요인은 총 9문항으로 ‘그때 어떤 일이 있었는지 말하는 것은 상황 해결에 도움이 된다’, ‘나는 이 사건에 대한 이야기를 하여 다른 사람들에게 더 많은 동정을 받았다’를 포함하는 <사회적타당화>으로 명명하였다. 또한 3요인은 총 6문항으로 ‘이 사건 이후 사람들과 함께 있는 것이 더 불편하다’, ‘내가 이 사건에 대해 털어 놓을 수 있는 사람은 거의 없다’를 포함하는 <사회적비타당화-타인인식>으로 명명하였다.

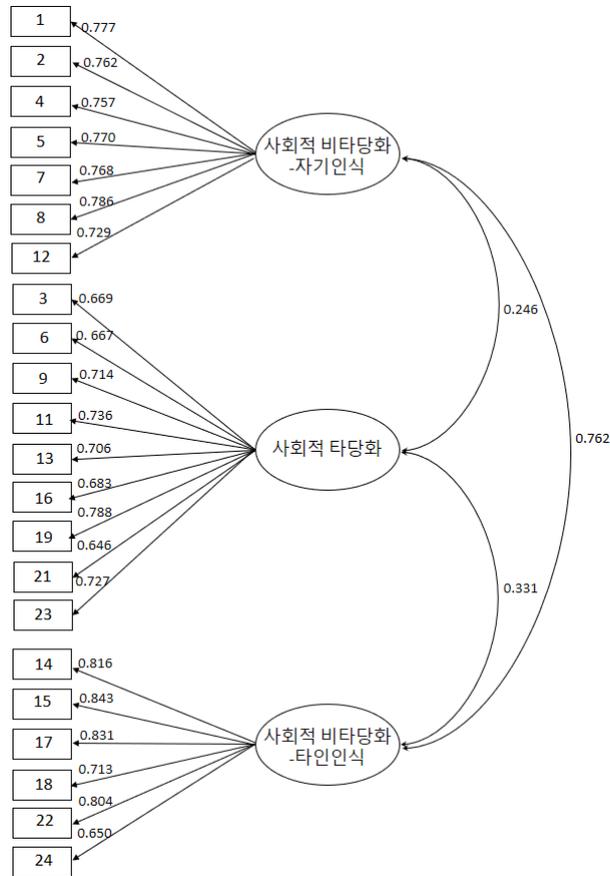


그림 1. SMILES 최종 모형

신뢰도

본 연구에서는 K-SMILES의 전체와 하위요인의 신뢰도를 확인하기 위해 Cronbach' α 값을 확인하였으며, 그 결과는 표 10과 같다. K-SMILES의 전체 Cronbach' α 값은 .90이었으며, 1요인에서 Cronbach' α 값은 .90, 2요인에서 Cronbach' α 값은 .86, 3요인에서 Cronbach' α 값은 .89로 나타났다. K-SMILES의 Cronbach' α 값은 모두 .70 이상(Kline, 2013)으로 신뢰도가 적절한 것으로 판단하였다.

표 10 K-SMILES의 신뢰도

요인	내적일치도 계수
전체	.90
1요인	.90
2요인	.86
3요인	.89

준거타당도

중분타당도

K-SMILES 척도의 중분타당도를 검증하기

위해 K-SMILES와 사회적지지(ISS), 지속비에
(PG-13), 심리적 디스트레스(SCL-10-R)의 관계
를 확인하였으며, 그 결과는 표 11과 같다. 본

연구에서는 지속비에와 심리적 디스트레스를
종속변인으로, K-SMILES와 사회적지지를 예
측변인으로 설정하여 위계적 회귀분석을 실

표 11. ISS, SMILES에 대한 PG-13, SCL-10-R의 위계적 다중회귀분석 결과(N = 1,219)

예측 변인	결과 변인			
	PG-13		SCL-10-R	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β
1단계	.002		.012**	
사회적지지(ISS)		-.049		-.110**
2단계	.256***		.092***	
사회적지지(ISS)		.052		-.050
K-SMILES 1요인 (사회적비타당화-자기인식)		.516***		.309***
1단계	.002		.012**	
사회적지지(ISS)		-.049		-.110***
2단계	.043***		.004	
사회적지지(ISS)		-.127***		-.135***
K-SMILES 2요인 (사회적타당화)		.221***		.068
1단계	.002		.012**	
사회적지지(ISS)		-.049		-.110***
2단계	.279***		.116***	
사회적지지(ISS)		.041		-.052
K-SMILES 3요인 (사회적비타당화-타인인식)		.536***		.346***
1단계	.002		.012**	
사회적지지(ISS)		-.049		-.110***
2단계	.309***		.122***	
사회적지지(ISS)		.060*		-.044
K-SMILES 1요인		.260***		.115*
K-SMILES 3요인		.345***		.261***

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

시하였다. 이때, K-SMILES 1요인과 3요인이 예측 변인으로 동시에 투입될 경우 ‘다중공선성’ 문제가 발생할 수 있어 Durbin-Watson 지수, VIF, tolerance 지수를 확인하였다. 이때 Durbin-Watson 지수는 1.830, VIF는 최대 2.291, tolerance 지수는 최소 .436으로 기준을 만족하여 다중공선성의 문제가 발생하지 않은 것으로 판단하였다. 분석 결과 지속비에의 경우, 1 단계에서 사회적지지가 지속비에에 대해 0.2%의 증분 설명량을 보였으며, 2단계에서 사회적지지와 K-SMILES의 <사회적비타당화-자기인식>은 지속비에에 대해 26%의 유의한 설명량을, <사회적타당화>은 4%의 유의한 설명량을, <사회적비타당화-타인인식>은 28%의 유의한 설명량을, <사회적비타당화-자기인식>, <사회적비타당화-타인인식>은 31%의 유의한 설명량을 갖는 것으로 나타났다. 심리적 디스트레스의 경우, 1단계에서 사회적지지가 심리적 디스트레스에 대해 1%의 유의한 설명량을 보였으며, 2단계에서 사회적지지와 K-SMILES의 <사회적비타당화-자기인식>은 심리적 디스트레스에 대해 9%의 유의한 설명량을, <사회적타당화>은 0.4%의 유의한 설명량을, <사회적비타당화-타인인식>은 1%의 유의한 설명량, <사회적비타당화-자기인식>, <사회적비타당화-타인인식>은 12%의 유의한 설명량을 갖는 것으로 나타났다.

수렴 및 변별타당도

본 연구에서는 K-SMILES의 수렴 및 변별 타당도를 확인하기 위해 K-SMILES의 각 하위요인과 개인적 의미통합(ISLES), 지속비에(PG-13), 외상 후 성장(PTGI-X), 심리적 디스트레스(SCL-10-R), 사회적지지(ISS)와의 상관 값을 확인하였으며, 그 결과는 표 12와 같다.

K-SMILES 하위요인인 <사회적비타당화-자기인식>은 <사회적타당화> 및 <사회적비타당화-타인인식>, 일부 준거변인(개인적 의미통합, 지속비에, 외상 후 성장, 심리적 디스트레스, 사회적지지)과 상관이 .064에서 .762으로 모두 유의하게 나타났으나, 외상 후 성장의 일부 하위요인(자기지각, 대인관계)과는 유의한 상관을 보이지 않았다. K-SMILES의 <사회적타당화>는 <사회적비타당화-타인인식>과 일부 준거변인(개인적 의미통합, 지속비에, 외상 후 성장, 사회적지지)과 상관이 .169에서 .442으로 모두 유의하게 나타난 반면, 심리적 디스트레스와는 유의한 상관을 보이지 않았다. K-SMILES의 <사회적비타당화-타인인식>은 일부 준거변인(개인적 의미통합, 지속비에, 외상 후 성장, 심리적 디스트레스, 사회적지지)과 상관이 .057에서 .493으로 모두 유의한 상관을 보였으나, 외상 후 성장의 일부 하위요인(자기지각, 대인관계)과는 유의한 상관을 보이지 않았다.

집단 간 동일성 비교

본 연구에서는 사별경험자 집단과 트라우마 사건 경험자 집단 간 동일성을 검증하기 위해 사별경험자 1,219명, 트라우마사건 경험자 129명을 대상으로 다집단 동질성 검증을 실시하였으며, 그 결과는 표 13과 같다. 먼저 K-SMILES의 요인구조가 사별 경험집단과 트라우마 경험집단이 같은 요인 구조를 가지는지를 확인하기 위해 모델 1에 대한 형태동일성 검증을 실시하였다. 분석 결과, 각 집단의 형태동일성이 만족된 것으로 나타났다($\chi^2=1611.446$, $df=412$, $p<.001$, CFI=.903, TLI=.891, RMSEA=.066(.062-.069)).

다음으로 각 집단 분류에 따른 형태 동일성

표 12. K-SMILES와 준거 변인들 간 상관계수(N= 1,219)

	1요인	2요인	3요인
1요인 (사회적비타당화-자기인식)	-	-	-
2요인 (사회적타당화)	.246**	-	-
3요인 (사회적비타당화-타인인식)	.762**	.331**	-
ISLES	-.620**	-.270**	-.674**
PG-13	.464**	.196**	.491**
PG-13 분리	.325**	.190**	.360**
PG-13 트라우마	.475**	.169**	.493**
PTGI-X	.064*	.421**	.057*
PTGI-X_자기지각	.040	.375**	.027
PTGI-X_대인관계	.024	.442**	.025
PTGI-X_영적및실존	.076**	.407**	.081**
PTGI-X_가능성	.106**	.357**	.083**
SCL-10-R	.319**	.021	.354**
ISS	-.196**	.354**	-.168**

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

표 13. 트라우마 사건 경험집단과 사별사건 경험집단 간 다집단 동일성 검증(N=1,348)

모델	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	$\Delta X^2(df)$	p
모델 1							
형태동일성	1611.446	412	.903	.891	.066(.062-.069)		
모델 2							
기저모형(모델1)	1611.446	412	.903	.891	.066(.062-.069)		
측정동일성	1639.924	431	.902	.895	.065(.061-.068)	28.478(19)	.075
모델 3							
기저모형(모델2)	1639.924	431	.902	.895	.065(.061-.068)		
절편동일성	1711.986	453	.898	.896	.064(.061-.067)	72.062(22)	.000

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

이 만족된 모형을 기저모형으로 설정하였으며, 각 집단의 연구 모형에서 측정변수의 값을 동일화하여 각 집단에서 잠재변수가 동일하게 해석되는지 확인하기 위해 요인부하량을 동일하게 고정한 모델2에 대한 측정동일성을 검증 실시하였다. 모델1(기저모델)과 모델2 간의 χ^2 차이검증을 실시한 결과, 모델1과 모델2 간에 χ^2 유의한 차이가 나타나지 않아 측정동일성이 성립되었다($\Delta X^2=28.478, df=19, p>.05$).

다음으로 측정동일성이 만족된 모델2를 기저모형으로 설정하여, 집단의 연구모형에서 각 측정변수의 절편을 집단 간 동일화함으로써 같은 측정변수를 갖는지 확인하기 위해 절편동일성을 검증을 실시하였다. 분석 결과, 모델2(기저모형)와 모델3 간에 ΔX^2 가 유의한 차이가 나타났다($\Delta X^2=72.062, df=22, p<.001$). 모형 적합도를 평가할 때 χ^2 검증과 마찬가지로 χ^2 값 차이검증도 표본 크기의 영향을 많이 받기 때문에 상대적 모형 적합도 지수인 CFI의 변화를 살펴보았다. 두 모형 간

CFI 차이가 .01보다 작을 경우, 두 모형의 적합도는 같다고 볼 수 있다(Cheung & Rensvold, 2002). 본 연구의 모델2(기저모형)와 모델3 간의 CFI 차이가 .01보다 작아 절편동일성이 성립되었다고 볼 수 있다.

K- SMILES 척도에 대한 성별, 연령, 학력, 고인과의 관계, 사별유형에 따른 차이

성별에 따른 차이

본 연구에서는 K-SMILES의 하위요인별 점수가 성별에 따라 차이가 있는지 살펴보기 위해 전체 사별경험자 1,219명을 대상으로 일원 분산 분석(One way ANOVA)을 실시하였다. 그 결과 <사회적비타당화-자기인식>, <사회적타당화>, <사회적비타당화-타인인식> 모두 성별에 따른 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

연령에 따른 차이

연령에 따른 K-SMILES 하위요인의 차이를 살펴보기 위해 전체 사별경험자 1,219명을 대

표 14. 연령에 따른 SMLILES 하위요인 차이(N=1,219)

연령	20대(A) (n = 165)		30대(B) (n = 227)		40대(C) (n = 283)		50대(D) (n = 278)		60대 이상(E) (n = 266)		F	p	Sheffe
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차			
	1요인 (사회적비타당화-자기인식)	2.570	.983	2.556	.974	2.435	.820	2.473	.868	2.601			
2요인 (사회적타당화)	2.632	.805	2.626	.714	2.697	.657	2.872	.656	3.025	.535	55.855	0.000	D, E >A, B, C
3요인 (사회적비타당화-타인인식)	2.311	.900	2.336	.901	2.212	.772	2.288	.800	2.296	.690	3.120	0.538	-

상으로 ANOVA 분석을 실시하였으며, 그 결과는 표 14와 같다. 분석 결과 K-SMILES 2요인($F=55.855, p<.001$)에서 통계적으로 유의한 차이가 나타났다. 사후분석 결과 <사회적타당화>는 50대와 60대 이상집단과 다른 연령 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 관찰되었다.

학력에 따른 차이

학력에 따른 K-SMILES 하위요인의 차이를 살펴보기 위해 전체 사별경험자 1,219명을 대상으로 ANOVA 분석을 실시하였으며, 그 결과는 표 15와 같다. 분석 결과 K-SMILES 1요인($F=4.126, p<.05$)과 3요인($F=4.224, p<.05$)에서 통계적으로 유의한 차이가 나타났다. 사후분석 결과 <사회적비타당화-자기인식>과 <사회적비타당화-타인인식> 모두 대학원 재학 및 졸업 집단과 고등학교 졸업 이하 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 관찰되었다.

고인과의 관계에 따른 차이

고인과의 관계에 따른 K-SMILES 하위요인의 차이를 살펴보기 위해 전체 사별경험자 1,219명을 대상으로 ANOVA 분석을 실시하였으며 그 결과는 표 16과 같다. 분석 결과 K-SMILES 1요인($F=7.242, p<.001$)과 3요인($F=4.411, p<.01$)에서 유의한 차이가 나타났다. 사후분석 결과 <사회적비타당화-자기인식>과 <사회적비타당화-타인인식>은 배우자 및 자녀집단과 부모집단, 조부모 및 가까운 친척 간 통계적으로 유의한 차이가 관찰되었다.

사별유형에 따른 차이

사별유형에 따른 K-SMILES 하위요인의 차이를 살펴보기 위해 전체 사별경험자 1,219명을 대상으로 ANOVA 분석을 실시하였으며, 그 결과는 표 17과 같다. 분석 결과 K-SMILES 1요인($F=22.694, p<.001$)과 3요인($F=9.081, p<.001$)에서 유의한 차이가 나타났다. 사후분석 결과 <사회적비타당화-자기인식>은 급작

표 15. 학력에 따른 SMLILES 하위요인 차이(N=1,219)

학력	고등학교 졸업 이하(A) (n = 202)		대학교 재학 및 졸업(B) (n = 846)		대학원 재학 및 졸업(C) (n = 171)		F	p	Scheffe
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차			
	1요인 (사회적비타당화-자기인식)	2.634	.860	2.523	.880	2.374			
2요인 (사회적타당화)	2.783	.647	2.523	.698	2.819	.651	0.222	0.801	-
3요인 (사회적비타당화-타인인식)	2.382	.812	2.290	.814	2.141	.733	4.224	0.015	A>C

표 16. 고인과의 관계에 따른 SMLILES 하위요인 차이(N=1,219)

고인과의 관계	배우자 및 자녀(A) (n = 37)		부모(B) (n = 416)		형제, 자매(C) (n = 101)		친구(D) (n = 135)		조부모 및 가까운 친척(E) (n = 530)		F	p	Sheffe
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차			
1요인 (사회적비타당화-자기인식)	3.050	.859	2.447	.895	2.692	.777	2.698	.742	2.463	.883	7.242	.000	A > B,E
2요인 (사회적타당화)	2.817	.652	2.836	.689	2.842	.557	2.869	.624	2.714	.710	2.732	.028	-
3요인 (사회적비타당화-타인인식)	2.707	.682	2.245	.811	2.356	.677	2.417	.760	2.238	.831	4.411	.002	A > B,E

표 17. 사별유형에 따른 SMLILES 하위요인 차이(N=1,219)

사별유형	급작스럽고 끔찍한 변사(A) (n = 123)		급작스러운 사고사 (B) (n = 205)		급성질환 등으로 인한 예기치 못한 죽음(C) (n = 356)		예상된 죽음(D) (n = 535)		F	p	Sheffe
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차			
1요인 (사회적비타당화-자기인식)	3.057	.859	2.631	.838	2.486	.864	2.378	.843	22.694	0.000	A>B, C,D B>D
2요인 (사회적타당화)	2.668	.632	2.811	.646	2.792	.687	2.801	.703	1.424	0.234	
3요인 (사회적비타당화-타인인식)	2.583	.747	2.382	.802	2.257	.837	2.196	.779	9.081	0.000	A>C,D B>D

스럽고 끔찍한 변사 집단과 다른 집단 간, 급작스러운 사고사 집단과 예상된 죽음 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 관찰되었다. 또한 <사회적비타당화-타인인식>은 급작스럽고 끔

찍한 변사 집단과 급성질환 등으로 인한 예기치 못한 죽음집단, 예상된 죽음집단 간, 급작스러운 사고사 집단과 예상된 죽음 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 관찰되었다.

논 의

본 연구에서는 Bellet 등(2019)이 사별경험 후 의미 만들기 과정에서의 긍정적인 사회적 상호작용과 부정적인 사회적 상호작용을 측정하기 위해 개발한 K-SMILES를 국내 사별경험 성인을 대상으로 타당화 하고자 하였다. 이를 위해 K-SMILES 척도의 요인구조와 신뢰도 및 타당도를 확인하고, K-SMILES에 대한 사별경험자의 인구통계학적 특성에 따른 차이 분석을 실시하였다. 본 연구에서 설정한 연구 문제를 바탕으로 주요 결과와 논의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 K-SMILES 척도의 요인 구조를 확인하고자 EFA와 CFA를 실시하였다. 먼저, EFA를 실시한 결과 최종적으로 3요인 모형이 적절한 것으로 나타났다. 1요인은 사회적 상호작용에 대한 자기인식이 사별 후 의미 만들기를 방해하는지와 관련한 7문항을 포함하는 <사회적비타당화-자기인식>, 2요인은 사회적 상호작용이 사별 후 의미 만들기에 도움이 되는지와 관련한 9문항을 포함하는 <사회적타당화>, 3요인은 사회적 상호작용에 대한 타인인식이 사별 후 의미 만들기를 방해하는지와 관련한 6문항을 포함하는 <사회적비타당화-타인인식>으로 명명하였다. 이러한 결과는 2요인 모형이 적합한 것으로 확인된 SMILES 원척도 (Bellet et al., 2019)와 일치하지 않는 결과이다. 이는 측정개념과 사회문화적인 차이로 인해 나타난 결과로 볼 수 있다. 1요인의 경우 사별 후 타인에게 자신의 상황을 이야기하기 전에 미리 혼자 걱정하면서 오는 부정적 인식을 의미하는 반면, 3요인의 경우 사별 후 타인에게 이러한 상황에 대해 이야기한 후에 오는 부정적인 인식하는 것이라는 점

에서 측정하는 개념의 차이가 있다. 또한 한국은 타인의 부정적인 시각에 민감하고, 지나친 정서를 표현하는 것이 억제되는 사회문화적인 분위기로 사별 사실에 대해 주변에 이야기하기 전에 개인이 경험하는 타인에 대한 부정적 인식이 높을 것으로 예상된다(김대동, 2004). 그렇기에 두 요인을 나누어 살펴보는 것은 매우 중요할 수 있다. 이와 더불어 본 연구의 요인 모형은 임수정(2021)의 SMILES 국내 타당화에서 확인된 2요인 모형과도 차이가 있다. 이는 연구대상 차이로부터 기인했을 수 있다. 임수정(2021)의 연구는 사별경험자를 대상으로 타당화한 것이 아닌 외상경험자만을 대상으로 SMILES를 타당화하였다. 흔히 자살로 인한 사별이나 어린 자녀를 떠나보낸 사별 경험자의 경우 자신이 그러한 죽음을 막지 못했다고 생각하며 이 상황을 자신의 탓으로 돌리며 죄책감을 느끼고, 이러한 사실을 주위에 말하기는커녕 타인의 비판이 두려워 숨기는 경향이 있다(최주희, 2018). 반면, 외상사건 경험자들의 경우 비교적 이러한 상황을 자신의 잘못이 아닌 그러한 외상사건이 발생한 외부상황의 탓으로 돌릴 가능성이 높다(안현희, 2005). 이러한 점을 고려해볼 때, 사별경험자들은 외상사건경험자들에 비해 타인에게 이러한 사실을 말하는 것을 꺼려하는 경향이 있기 때문에 사별경험을 말하기 전 타인에 대한 인식과 사별경험을 말한 후 타인에 대한 인식이 뚜렷한 차이를 보일 수 있다.

다음으로 본 연구에서는 탐색적 요인분석을 실시하는 과정에서 10번 문항(예. 이 사건에 대해 다른 사람들에게 이야기할 때 그들로부터 거리감을 느낀다)과 20번 문항(예. 이 사건을 이야기함으로써 다른 사람들에게 부담을 주고 싶지 않다)의 요인부하량이 낮게 나타나

삭제하였다. 10번 문항의 경우, Bellet 등(2019)의 연구에서 1요인으로 분류되었으나, 본 연구에서 삭제된 것은 타인에 대한 사건경험 공유 여부 차이로 나타난 결과 때문일 수 있다. 기존 1요인 문항들의 경우 사별 경험을 타인에게 공유하기 전 미리 걱정하는 것에 대한 문항으로 구성되어 있는 반면 10번 문항은 타인에게 사별경험을 공유한 후 그들에게 느끼는 거리감에 대해 초점을 맞추고 있어 1요인 문항들과 다소 차이가 있을 수 있다. 또한, 20번 문항이 Bellet 등(2019)의 연구에서 2요인으로 분류되었으나, 본 연구에서 삭제된 것은 측정하는 개념과 문화적 차이에서 기이한 결과일 수 있다. 기존 2요인으로 분류된 문항들은 사별경험을 타인에게 공유한 이후 타인에 의해 용인되고 이해받지 못할 것이라는 내용을 측정하는 반면, 20번 문항은 자신이 사건을 타인에게 공유함으로써 상대방이 부담을 주고 싶지 않은 것에 초점을 맞추고 있다. 또한 Bellet 등(2019)의 연구에서 본 연구와 달리 20번 문항의 요인부하량이 적절하게 나타난 것으로 보아 사회적으로 ‘눈치’를 많이 보는 한국인의 고유한 특성이 이러한 결과에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

둘째, 본 연구에서는 K-SMILES의 신뢰도를 검증하기 위해 K-SMILES 전체와 하위요인의 Cronbach's α 값을 확인하였다. 그 결과, K-SMILES 전체와 하위요인 모두 높은 수준의 내적일치도를 보였다. 이는 SMILES 원척도 연구(Bellet et al., 2019)에서 적절한 Cronbach's α 값을 보인 결과와 일치한다. 이를 통해 K-SMILES가 사별 경험 후 의미 만들기에 영향을 미치는 긍정적인 사회적 상호작용과 부정적인 사회적 상호작용을 신뢰롭게 측정할 수 있는 도구임이 확인되었다.

셋째, 본 연구에서는 K-SMILES의 타당도 확인을 위해 상관분석과 위계적 회귀분석을 실시하여 수렴 및 변별타당도와 증분타당도를 확인하였다. 먼저, 수렴 및 변별 타당도를 검증하기 위해 K-SMILES의 각 하위요인과 개인적 의미통합, 지속비애, 외상 후 성장, 심리적 디스트레스, 사회적지지 변인과의 상관 값을 확인하였다. 그 결과, K-SMILES 하위요인 중 <사회적비타당화-자기인식>과 <사회적타당화>, <사회적타당화>와 <사회적비타당화-타인인식>은 서로 낮은 정적상관이 있는 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 Bellet 등(2019)의 연구와 상반된 결과이다. 이는 한국인의 문화적 특성에서 기인했을 수 있다. 한국인의 경우 사별 후 긍정적인 사회적지지를 받을수록 오히려 주변인에게 자신이 부담이나 짐이 되지 않을까하는 생각에 긍정적인 사회적지지를 받았다 하더라도 심리적 불편감을 느낄 수 있기 때문이다. 또한, K-SMILES는 외상 후 성장의 일부 하위요인과 심리적 디스트레스를 제외한 모든 변인과 유의한 상관을 보였으며, 이를 통해 K-SMILES가 적절한 수렴 및 변별타당도를 확보하였음을 확인 가능하다. 하지만, SMILES의 <사회적비타당화-자기인식>과 <사회적비타당화-타인인식>은 외상 후 성장의 하위요인인 자기지각의 변화, 대인관계의 깊이 증가와 낮은 상관을 보였다. 이는 외상 후 성장과 <사회적비타당화-자기인식>이 낮은 정적상관을 보인 Bellet 등(2019)의 연구결과와 일치하는 결과이다. 본 연구에서 <사회적비타당화-자기인식>과 <사회적비타당화-타인인식>이 자기지각의 변화, 대인관계의 깊이 증가와 낮은 상관이 나타난 이유는 <사회적비타당화-자기인식>, <사회적비타당화-타인인식> 문항들의 경우 사별 경험 후 의미 만들

기에 영향을 미치는 부정적 사회적 상호작용을 측정하는 문항인 반면 자기지각의 변화(예. 나는 생각했던 것보다 내 자신이 강하다는 것을 알게 되었다)와 대인관계의 깊이 증가(예. 나는 사람들에게 정성을 더 기울이게 되었다)는 트라우마사건 경험 이후 나타난 긍정적 변화 즉, 외상 후 성장에 초점을 두고 있어 본 연구에서 확인된 <사회적비타당화-자기인식>, <사회적비타당화-타인인식>과는 다소 상반된 개념을 측정하기 때문에 나타난 결과로 볼 수 있다. 이와 더불어, <사회적타당화>은 심리적 디스트레스와 낮은 상관을 보였다. 마찬가지로 본 연구에서 <사회적타당화>는 사별 경험 후 의미 만들기에 영향을 미치는 긍정적 사회적 상호작용을 측정하는 문항인 반면 심리적 디스트레스는 트라우마사건 경험자의 공포, 불안, 적대감, 우울과 같은 심리적 디스트레스의 정도를 측정한다는 점에서 본 연구에서 확인된 <사회적타당화>와는 다소 상반된 개념을 측정하기 때문에 나타난 결과로 볼 수 있다. 또한 <사회적타당화>은 개인적 의미통합 변인과 부적상관을 보이는 것으로 나타났다. 이는 두 척도가 사별 후 의미 만들기 과정에서 서로 다른 의미(개인적 의미, 사회적 의미)를 측정하기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 개인적 의미통합의 경우 의미 만들기 과정에서 그 사건이 가지는 의미와 삶의 의미를 개인이 통합하는 정도를 의미하는 개인적 의미를 측정하는 반면, SMILES는 의미 만들기 과정에서의 사회적 상호작용을 의미하는 사회적 의미를 측정하기 때문에 이 두 척도가 동일한 사별 후 의미 만들기를 측정할지라도 그 결과는 차이가 있을 수 있다. 더불어 <사회적타당화>는 지속비애와 정적상관을 보였는데. 이는 지각된 사회적 상호작용에 대한 주관성의 차

이에서 비롯된 결과일 수 있다. 주변에서 객관적인 지지를 받은 것과 본인이 이러한 지지를 주관적으로 지각하는 것은 차이가 있을 수 있으며, 주변에서 지지를 받는다고 하더라도 그것을 지지로 지각하지 않는 경우에는 진정한 지지로서의 가치를 잃을 수 있다. 예를 들어, 같은 사회적지지가 할지라도 사별 경험 후 주변에서 죽은 자녀를 빨리 잊으라고 하거나 자녀에 대한 기억을 떠오르게 하는 유품을 정리하라는 등의 반응들은 유족들로 하여금 애도과정에 어려움을 겪게 하여 지속비애를 경험하게 하는 요인일 수 있다(정대회 등, 2021).

다음으로, 본 연구에서는 K-SMILES와 사회적지지가 지속비애와 심리적 디스트레스를 점진적으로 예측하는지 여부를 확인하기 위해 중분 타당도를 검증하였다. 그 결과, <사회적비타당화-자기인식>, <사회적타당화>, <사회적비타당화-타인인식> 모두 지속비애와 심리적 디스트레스를 예측하는 것으로 나타났다. 이는 긍정적 사회적 상호작용을 측정하는 2요인이 비애와 일반적인 건강상태를 예측하는 것으로 나타난 원척도 연구(Bellet et al., 2019)의 일부 결과와 맥을 같이 한다. 반면, <사회적타당화>도 지속비애와 심리적 디스트레스를 예측하는 것으로 나타났는데, 이는 개인이 지각한 주관적 사회적지지의 정도에 따른 차이로 볼 수 있다. 실제로 사별 경험 이후 주변 사람들이 충분한 지지를 제공해주었음에도 불구하고 사별을 경험한 개인은 이러한 사회적지지가 본인에게 주관적으로 도움이 되지 않았다고 평가하여(Lehman et al., 1986) 지속비애와 심리적 디스트레스를 경험할 수 있다. 따라서 추후 사별경험자들의 사회적지지를 살펴볼 때, 이러한 사회적지지로 인해 자신이

얼마나 도움을 받았는지에 대한 주관적인 평가도 주의 깊게 살펴볼 필요가 있다.

넷째, 본 연구에서는 K-SMILES가 사별 경험 집단과 트라우마사건 경험집단 간 동일한 구조를 보이는지 확인하기 위해 다집단 동일성 검증을 실시하였다. 그 결과 사별경험 집단과 트라우마사건 경험집단 간 차이가 없는 것으로 나타나 집단 간 동일성이 검증되었다. 이를 통해 K-SMILES 척도가 트라우마사건, 사별사건 경험자 모두에게 적절하게 사용될 수 척도임이 확인 가능하다. 실제로 사별 중 예상치 못했거나 충격적인 형태의 죽음은 트라우마적 죽음으로 예상된 죽음이나 질환 및 노환과 같은 죽음 유형보다 지속비에 수준이 더 높을 수 있으며(Currier et al., 2008), 트라우마사건을 경험했을 때와 유사한 증상을 경험할 수 있다. 그렇기 때문에 트라우마사건과 사별 경험을 함께 측정할 수 있는 척도의 필요성이 제기되는 바이다. K-SMILES 척도는 측정대상을 사별경험자에서 트라우마사건 경험자까지 확장하여 사용 가능하다는 점에서 유용할 수 있다.

다섯째, 본 연구에서는 성별, 연령, 학력, 고인과의 관계, 사별유형에 따른 K-SMILES 점수의 차이를 살펴보았다. 그 결과, 연령의 경우 50대와 60대 이상일수록 다른 연령대에 비해 사별 후 의미를 만드는 과정에서 긍정적 사회적 상호작용의 영향을 더욱 많이 받는 것으로 나타났다. 이는 사별한 노인들이 사별 이후 새로운 인간관계 형성과 새로운 활동들을 시도함에 따라 삶의 의미와 태도를 변화시키면서 자신감을 회복하고 증가한다고 보고한 선행연구와 맥을 같이 한다(장수지, 2013). 학력에 따른 차이의 경우, 고졸 이하의 학력을 가진 개인일수록 대학원 재학 및 졸업한 개인보

다 사별 후 의미를 만드는 과정에서 사회적 상호작용에 대한 부정적 자기인식, 타인인식의 영향을 더욱 많이 받는 것으로 나타났다. 이는 학력이 낮을수록 사회적지지를 낮게 지각하고, 사회적 반응에 민감하게 반응할 가능성이 높기 때문으로 예상해볼 수 있다(김수옥, 박영주, 2001).

또한 고인과의 관계에 따른 차이의 경우, 부모와 조부모 및 가까운 친척보다 배우자나 자녀가 사망했을 경우 사별 후 의미를 만드는 과정에서 사회적 상호작용에 대한 부정적 자기인식 및 타인인식의 영향을 더욱 많이 받는 것으로 나타났다. 이는 부모와의 사별을 낮은 위험으로, 배우자의 사별을 보통위험 및 고위험으로 분류하고, 어린 나이에 배우자와 사별한 개인의 경우 일반적으로 가족이나 친구가 제공할 수 있는 지지보다 훨씬 더 많은 지지가 필요하다고 보고한 Aoun 등(2015)의 연구와 맥을 같이 한다. 또한, 본 연구결과는 부모나 형제를 사별하였을 때보다 자녀를 사별했을 때 더 강렬하고 지속적인 비애증상을 보인다는 Stroebe 등(2007)의 연구결과를 지지한다. 실제로, 자녀를 잃은 부모들은 죽은 자녀와의 기억을 간직하고 영속시키려는 경향이 있는데, 이를 종종 가족이나 친구가 비판하기도 한다. 이러한 비판은 자녀를 잃은 부모로 하여금 가까운 친구들로부터 자녀를 잃은 슬픔을 이해받지 못하고 있다고 느끼거나, 타인과 자신 사이에 거리감을 느껴 대인관계를 철수하는 양상을 보일 수 있다(Jordan et al., 1993; Possick et al., 2014).

마지막으로 사별유형에 따른 차이의 경우, 급작스럽고 끔찍한 변사로 사별한 개인이 그렇지 않은 개인보다 사별 후 의미를 만드는 과정에서 사회적 상호작용에 대한 부정적 자

기인식의 영향을 더욱 많이 받는 것으로 나타났다. 흔히 준비되지 않는 상태에서 예상치 못한 급작스러운 끔찍한 상실을 경험한 경우, 주변 사람들은 이러한 상황을 파악하기 어렵고 받아들이는 데 시간이 필요하기 때문에 유족에 대한 사회적지지 및 반응을 충분히 제공하지 못했을 가능성이 있다. 실제로 교통사고와 같은 급작스러운 사건으로 사별한 유족 중 62%는 사별 후 주변에서 단순한 조언이나, 무례한 발언으로 인해 도움이 되지 않았다고 보고한 바 있다(Lehman et al., 1986). 또한 본 연구에서는 급작스러운 사고사로 사별한 개인이 예상된 죽음으로 사별한 개인보다 사별 후 의미를 만드는 과정에서 사회적 상호작용에 대한 부정적 자기인식의 영향을 더욱 많이 받는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 급작스러운 사별을 경험한 유족이 죽음을 받아들이기 어려워 가족과 떨어져 지내면서 사회적지지를 받을 기회를 차단하는 경향이 있다는 연구결과에 의해 지지된다(Reed, 1993). 또한 급작스럽고 끔찍한 변사로 사별한 개인이 급성질환 등으로 인한 예기치 못한 죽음과 예상된 죽음을 경험한 개인보다 사별 후 의미를 만드는 과정에서 사회적 상호작용에 대한 부정적 타인인식의 영향을 더욱 많이 받는 것으로 나타났다. 이는 급작스럽고 끔찍한 변사를 경험한 유족들의 죄책감이 급성질환 등으로 인한 예기치 못한 죽음을 경험한 유족보다 더 높기 때문으로 볼 수 있다. 실제로 자살 유족의 34%는 사별 후 죄책감이 슬픔의 가장 고통스러운 측면이라고 보고한 반면, 사고 유족이나 만성질환 유족 중 누구도 슬픔의 가장 고통스러운 측면으로 죄책감을 보고하지 않았다(Miles & Demi, 1992).

이러한 결과를 종합하여 본 연구가 가지는

의의 및 시사점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 사별경험 후 의미 만들기에 영향을 미치는 긍정적인 사회적 상호작용과 부정적인 사회적 상호작용을 측정하는 신뢰롭고 타당한 척도인 K-SMILES를 국내 실정에 맞게 타당화하였다는 점에서 의의가 있다. 최근 개인의 사별경험을 이해하는 데 있어 사회적 상호작용을 함께 살펴보는 것의 중요성이 대두되고 있음에도 불구하고 기존 국내에 의미 만들기 척도들의 경우 대부분 개인 내적 과정에만 초점을 두어 사회적 상호작용을 고려한 척도는 전무한 상황이다. 따라서 본 연구에서 타당화한 K-SMILES의 경우 국내 사별경험자들의 사건경험여부 뿐만 아니라 사회적 상호작용까지 파악할 수 있어 사회환경적 접근과 같이 다양한 접근을 가능하게 했다는 점에서 그 의미가 더욱 크다고 볼 수 있다. 둘째, 본 연구는 사별경험집단과 트라우마 사건 경험집단 간 동일성 검증을 실시하여 사별경험자와 트라우마 사건 경험자 모두에게 활용 가능한 객관적인 평가도구를 제공하였다는 점에서 원칙도와 차이가 있다. 이는 사별경험자 뿐만 아니라 트라우마사건 경험자들 또한 사건 후 의미를 만드는 데 있어 사회적 상호작용의 영향이 중요한 역할을 할 수 있음을 시사하는 바이다. 이러한 결과를 바탕으로 추후 사별을 경험한 사람들 또는 트라우마를 경험한 사람들을 대상으로 사회적지지 그룹 및 온라인 커뮤니티 프로그램 등을 활성화함으로써 사별과 트라우마 사건 경험자들이 사건 후 보다 건강한 의미를 형성하도록 돕는 것이 중요할 것으로 예상된다. 셋째, 본 연구는 K-SMILES가 성별, 연령, 학력, 고인과의 관계, 사별유형에 따른 차이가 있는지 검증하였다는 점에서 의의가 있다. 이는 사별경험자에 대한 개입 시 인구통계학적

인 특성을 고려할 필요가 있다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 상담 장면에서 사별 후 심리적 부적응을 경험하는 내담자에 대한 개입 시 인구사회학적 특성에 맞는 차별화된 개입을 할 수 있다는 점에서 유용할 수 있다.

본 연구에서의 제한점과 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, K-SMILES 척도는 비교적 최근에 개발된 척도로 측정하고 있는 개념에 대한 충분한 합의가 이루어지지 않았다. 사회적 의미의 개념은 의미 만들기 과정에서의 사회적 상호작용으로 정의할 수 있지만, 여전히 사회적지지나 사회적 반응과 같은 개념과 유사하여 혼동을 초래할 가능성이 있다. 따라서 추후 지속적인 연구를 통해 개념적 정의의 합의와 유사개념들의 구분을 통해 지속적인 척도 개정이 필요할 것으로 사료된다. 둘째, 본 연구에서는 만 19세~65세 이상 성인을 대상으로 연구를 실시하였기 때문에 추후 연구에서는 연구대상을 아동이나 청소년으로 확대하여 연구를 실시할 필요가 있다. 흔히 가족 구성원이 사망할 경우 남은 가족은 극심한 심리적 고통을 경험하게 되는데, 그 중 특히 청소년은 부모의 죽음이 가장 크고 심각한 상실로 다가올 수 있다. 이러한 성장기 시기에 경험하는 부모와의 사별은 성인기에 사별을 경험하는 것보다 더 큰 정서적 고통과 가족구조의 변화를 유발할 수 있다. 또한 청소년기 특성상 타인의 시선에 민감한 경향이 있어 주변 사람들에게 사별경험 사실을 숨겨 위로를 받을 기회를 놓칠 가능성이 있다. 따라서 추후 연구에서는 사별을 경험한 아동과 청소년의 의미 만들기 과정에 영향을 미치는 사회적 상호작용을 측정할 수 있는 도구 개발 및 타당화 필요성이 제기되는 바이다. 셋째, 본 연구는 자기보고식 설문문을 통해 데

이터를 수집하였다. 자기보고식 설문문의 경우 응답자의 사회적 바람직성과 방어적인 태도에 영향을 많이 받으며 기억에 의존하여 작성한다는 점에서 설문문에 정확하게 응답하지 않았을 가능성이 있다. 이에 따라 후속연구에서는 보다 객관적인 응답을 얻기 위해 전문가 평정 도구나 인터뷰를 활용하여 데이터를 수집할 필요가 있다. 넷째, 본 연구에서는 K-SMILES의 요인 분석을 실시하는 과정에서 일부 문항(10, 20 문항)이 삭제되었다. 이는 문항 수준에서의 타당성을 높이는데 기여하였지만, 사별 후 의미를 만드는 과정에서 사회적 상호작용의 영향을 설명할 수 있는 잠재적 요소들이 제외되었을 가능성이 있다. 따라서 추후 타당화 연구에서는 해당 문항에 대한 면밀한 검토가 필요할 것으로 보인다.

참고문헌

- 강현숙, 이동훈 (2017). 한국판 지속비에 척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(4), 1027-1052.
- 김대동 (2004). 실존주의 상담에서의 죽음의 의미와 상담교육적 기능에 관한 연구. 연세대학교 박사학위논문.
- 김수옥, 박영주 (2001). 여성노인의 사회적 지지와 우울과의 관계. *노인간호학회지*, 3(2), 230-239.
- 손가영 (2022. 04. 02). 오마이뉴스, “쏟아진 피도 못 닦은 채 화장”... 트라우마 시달리는 코로나 유족. <http://omn.kr/1y4p9>. 2022년 10월 30일 자료 얻음.
- 심기선, 안현의 (2014). 한국판 외상경험 개방에 대한 사회적 반응 척도(K-SRQ) 타당화.

- 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 26(2), 271-296.
- 안현희 (2005). 청소년의 외상 경험과 인지 변화에 관한 연구. *청소년 상담연구*, 13(1), 31-41.
- 윤성근, 한여울, 이승진, 이은별, 이주희, 임소정, 양은주 (2020). 자살 유가족의 애도 경험에 대한 질적 메타요약. *한국심리학회지: 일반*, 39(4), 571-597.
- 이동훈, 엄희준, 이덕희 (2022). 트라우마와 사별 경험에 대한 개인의 의미통합 척도 (K-ISLES): 한국판 타당화를 위한 탐색적 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 34(3), 719-744.
- 임수정 (2021). "사회적 의미 척도(SMILES) 한국판 타당화 연구." 성균관대학교 석사학위논문.
- 임연옥, 박재연, 윤현숙 (2010). 배우자 사별 노인이 지각한 사회적 지지의 변화와 그 예측요인. *노인복지연구*, 50, 123-144.
- 장수지 (2013). 노년기 배우자 사별 후 적응과정에서의 개인적 성장. *한국사회복지학*, 65(4), 165-193.
- 정대회, 김민아, 남석인 (2021). 소아암으로 자녀를 잃은 부모의 사별과 애도 경험에 대한 연구. *한국사회복지질적연구*, 15(2), 59-86.
- 조명숙, 이영호 (2011). 사건중심성척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 일반*, 30(3), 763-774.
- 최주희 (2018). 기독교인 자살 유가족의 사별 경험. *한국기독교상담학회지*, 29(2), 213-258.
- 한성아, 유성경 (2022). 반려동물 상실 애도와 심리적 성장의 관계: 의미재구성과 긍정적 사회적 반응의 조절된 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 34(2), 623-642.
- 홍세희 (2017). 구조방정식 모형의 다양한 확장. 서울: 박영사.
- Aoun, S. M., Breen, L. J., Howting, D. A., Rumbold, B., McNamara, B., & Hegney, D. (2015). Who needs bereavement support? A population based survey of bereavement risk and support need. *PLoS ONE*, 10(3), 1-14.
- Arizmendi, B. J., & O'Connor, M. F. (2015). What is "normal" in grief? *Australian Critical Care*, 28(2), 58-62.
- Baddeley J. L., & Singer J. A. (2009). A social interactional model of bereavement narrative disclosure. *Review of General Psychology*, 13(3), 202-218.
- Bellet, B. W., Holland, J. M., & Neimeyer, R. A. (2019). The Social Meaning in Life Events Scale (SMILES): A preliminary psychometric evaluation in a bereaved sample. *Death Studies*, 43(2), 103-112.
- Berntsen, D., & Rubin, D. C. (2006). The centrality of event scale: A measure of integrating a trauma into one's identity and its relation to post-traumatic stress disorder symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 44(2), 219-231.
- Bonanno, G. A., & Mancini, A. D. (2006). Bereavement-Related Depression and PTSD: Evaluating Interventions. In L. Barbanell & R. J. Sternberg (Eds.), *Psychological interventions in times of crisis* (pp. 37-55). Springer Publishing Company.
- Breen, L. J., & O'Connor, M. (2009). Acts of

- resistance: Breaking the silence of grief following traffic crash fatalities. *Death Studies*, 34(1), 30-53.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
- Cleiren, M. P. H. D., Diekstra, R. F. W., Kerkhof, A. J. F. M., & van der Wal, J. (1994). Mode of death and kinship in bereavement: Focusing on “who” rather than “how.” *Crisis: The Journal of Crisis Intervention and Suicide Prevention*, 15(1), 22-36.
- Coleman, R. A., & Neimeyer, R. A. (2010). Measuring meaning: Searching for and making sense of spousal loss in late-life. *Death Studies*, 34(9), 804-834.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.
- Currier, J. M., Holland, J. M., Coleman, R. A., & Neimeyer, R. A. (2008). Bereavement following violent death: An assault on life and meaning. In R. G. Stevenson & G. R. Cox (Eds.), *Perspectives on violence and violent death* (pp. 177-202). Baywood Publishing Co.
- Dezutter, J., Casalin, S., Wachholtz, A., Luyckx, K., Hekking, J., & Vandewiele, W. (2013). Meaning in life: An important factor for the psychological well-being of chronically ill patients? *Rehabilitation Psychology*, 58(4), 334.
- Doka, K. J. (2008). Disenfranchised grief in historical and cultural perspective. In M. S. Stroebe, R. O. Hansson, H. Schut, & W. Stroebe (Eds.), *Handbook of bereavement research and practice: Advances in theory and intervention* (pp. 223-240). American Psychological Association.
- Dyregrov, K. (2006). Experiences of social networks supporting traumatically bereaved. *OMEGA-Journal of Death and Dying*, 52(4), 339-358.
- Genest, C., Moore, M., & Nowicke, C. M. (2017). Posttraumatic growth after suicide. In K. Andriessen, K. Krysinska, & O. T. Grad (Eds.), *Postvention in action: The international handbook of suicide bereavement support* (pp. 50-59). Hogrefe Publishing.
- Gorsuch, R. L. (1983). Factor analysis. New York: Harper and Brothers.
- Gray, R. E. (1989). Adolescents’ perceptions of social support after the death of a parent. *Journal of Psychosocial Oncology*, 7(3), 127-144.
- Hogan, N. S., & Schmidt, L. A. (2002). Testing the grief to personal growth model using structural equation modeling. *Death Studies*, 26(8), 615-634.
- Holland, J. M., Currier, J. M., Coleman, R. A., & Neimeyer, R. A. (2010). The integration of stressful life experiences scale (ISLES): Development and initial validation of a new measure. *International Journal of Stress Management*, 17(4), 325-352.
- Holzinger, K. J., & Swinford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika*, 2(1), 41-54.

- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Janoff-Bulman, R. (1989). Assumptive worlds and the stress of traumatic events: Applications of the schema construct. *Social Cognition*, 7(2), 113-136.
- Jordan, A. H., & Litz, B. T. (2014). Prolonged grief disorder: Diagnostic, assessment, and treatment considerations. *Professional Psychology: Research and Practice*, 45(3), 180-187.
- Jordan, J. R., Kraus, D. R., & Ware, E. S. (1993). Observations on loss and family development. *Family Process*, 32(4), 425-440.
- Juth, V., Smyth, J. M., Carey, M. P., & Lepore, S. J. (2015). Social constraints are associated with negative psychological and physical adjustment in bereavement. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 7(2), 129-148.
- Keesee, N. J., Currier, J. M., & Neimeyer, R. A. (2008). Predictors of grief following the death of one's child: The contribution of finding meaning. *Journal of Clinical Psychology*, 64(10), 1145-1163.
- Kline, R. B. (2011) *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Guilford Press, New York.
- Lehman, D. R., Ellard, J. H., & Wortman, C. B. (1986). Social support for the bereaved: Recipients' and providers' perspectives on what is helpful. *Journal of Consulting & Clinical Psychology*, 54, 438-446.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149.
- McIntosh, J. L., & Wroblewski, A. (1988). Grief reactions among suicide survivors: An exploratory comparison of relationships. *Death Studies*, 12(1), 21-39.
- Miles, M. S., & Demi, A. S. (1992). A comparison of guilt in bereaved parents whose children died by suicide, accident, or chronic disease. *Omega-Journal of Death and Dying*, 24(3), 203-215.
- Milman, E., Neimeyer, R. A., Fitzpatrick, M., MacKinnon, C. J., Muis, K. R., & Cohen, S. R. (2019). Prolonged grief and the disruption of meaning: Establishing a mediation model. *Journal of Counseling Psychology*, 66(6), 714-725.
- Neimeyer, R. A., Klass, D., & Dennis, M. R. (2014). A social constructionist account of grief: Loss and the narration of meaning. *Death Studies*, 38(8), 485-498.
- Pargament, K. I. (1997). *The psychology of religion and coping: Theory, research, practice*. Guilford Press.
- Park, C. L. (2010). Making sense of the meaning literature: an integrative review of meaning making and its effects on adjustment to stressful life events. *Psychological Bulletin*, 136(2), 257-301.

- Possick, C., Shamai, M., & Sadeh, R. A. (2014). Healing the social self: How parents whose children were killed in terror attacks construct the experience of help. *Community Mental Health Journal, 50*(4), 487-496.
- Prigerson, H. G., Horowitz, M. J., Jacobs, S. C., Parkes, C. M., Aslan, M., Goodkin, K., ... & Maciejewski, P. K. (2009). Prolonged Grief Disorder: Psychometric Validation of Criteria Proposed for DSM-V and ICD-11. *PLOS Medicine, 6*(8), 1-12.
- Reed, M. D. (1993). Sudden death and bereavement outcomes: The impact of resources on grief symptomatology and detachment. *Suicide and Life Threatening Behavior, 23*(3), 204-220.
- Rosen, C. S., Drescher, K. D., Moos, R. H., Finney, J. W., Murphy, R. T., & Gusman, F. (2000). Six and ten-item indexes of psychological distress based on the symptom check list-90. *Assessment, 7*(2), 103-111.
- Schiff, M., Elkins, Y., Aharoni, E., Weisler-Mamou, I., Parnas Goldberger, S., & Simhon, Y. (2022). Bereavement among Israeli parents who lost children in military service: Protective factors for coping with loss. *Death Studies, 46*(5), 1266-1275.
- Smith, K. V., Wild, J., & Ehlers, A. (2020). The masking of mourning: Social disconnection after bereavement and its role in psychological distress. *Clinical Psychological Science, 8*(3), 464-476.
- Steenkamp, J. B. E., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of Consumer Research, 25*(1), 78-90.
- Stroebe, M. S., Folkman, S., Hansson, R. O., & Schut, H. (2006). The prediction of bereavement outcome: Development of an integrative risk factor framework. *Social Science & Medicine, 63*(9), 2440-2451.
- Stroebe, M., Schut, H., & Stroebe, W. (2007). Health outcomes of bereavement. *The Lancet, 370*(9603), 1960-1973.
- Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (1996). The posttraumatic growth inventory: Measuring the positive legacy of trauma. *Journal of Traumatic Stress, 9*(3), 455-471.
- Tedeschi, R. G., Cann, A., Taku, K., Senol-Durak, E., & Calhoun, L. G. (2017). The posttraumatic growth inventory: a revision integrating existential and spiritual change. *Journal of Traumatic Stress, 30*(1), 11-18.
- Toller, P. (2011). Bereaved parents' experiences of supportive and unsupportive communication. *Southern Communication Journal, 76*(1), 17-34.
- Triplett, K. N., Tedeschi, R. G., Cann, A., Calhoun, L. G., & Reeve, C. L. (2012). Posttraumatic growth, meaning in life, and life satisfaction in response to trauma. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy, 4*(4), 400-410.
- Ullman, S. E. (2000). Psychometric characteristics of the Social Reactions Questionnaire: A measure of reactions to sexual assault victims. *Psychology of Women Quarterly, 24*(3), 257-271.
- van der Westhuizen, M., Walker-Williams, H. J., & Fouché, A. (2022). Meaning making mechanisms in women survivors of childhood sexual abuse: a scoping review. *Trauma,*

- Violence, & Abuse*, 15248380211066100.
- Worden, J. W. (2018). *Grief counseling and grief therapy: A handbook for the mental health practitioner*. Springer Publishing Company.
- Yuan, K. H., & Bender, P. M. (2000). On equivariance and invariance of standard errors in three exploratory factor models. *Psychometrika*, 65(1), 121-133.
- Zakowski, S. G., Harris, C., Krueger, N., Laubmeier, K., Garrett, S., Flanigan, R. et al. (2003). Social barriers to emotional expression and their relations to distress in male and female cancer patients. *British Journal of Health Psychology*, 8(3), 271-286.
- Zhou, N., Sun, Y., She, Z., Xu, X., Peng, Y., Liu, X., & Xi, J. (2022). Grief and growth among Chinese parents who lost their only child: the role of positive and negative experiences of social support from different sources. *European Journal of Psychotraumatology*, 13(1), 2079874.

원 고 접 수 일 : 2022. 12. 27

수정원고접수일 : 2023. 02. 21

게 재 결 정 일 : 2023. 05. 02

A Study on the Validation of the Korean Version of the Social Meaning-Making Scale for Bereavement Experience

Dasong Jung

BoRa Lee

Deok Hee Lee

Dong Hun Lee

Sungkyunkwan University

Master student

doctroal student

Professor

This study aimed to validate the Korean version of the Social Meaning in Life Events Scale (K-SMILES), which assesses social interactions affecting meaning-making after bereavement. Data collected online were used for people who experienced bereavement and trauma. First, both exploratory and confirmatory factor analyses confirmed the appropriateness of the three-factor structure. Second, internal consistency across all factors was found to be good. Third, the convergent and discriminant validity showed positive correlations with SMILES sub-factors, PG-13, SCL-10-R, and negative correlation with ISLES and ISS. Incremental validity was established as all SMILES sub-factors predicted prolonged grief and psychological distress. Fourth, a Multi-Group Analysis between the bereaved and traumatic groups indicated no significant differences between them. Finally, differences in K-SMILES scores were identified based on sociodemographic characteristics, specifically age, educational background, relationship with the deceased, and type of bereavement. The implications and significance of these findings were discussed.

Key words : Bereavement experience, meaning-making, social interaction, SMILES, validation