한국심리학회지 : 상담 및 심리치료
The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy
2024, Vol. 36, No. 2, 489-513
http://dx.doi.org/10.23844/kjcp.2024.05.36.2.489

OPEN ACCESS

아동기 외상 척도(CTQ)의 신뢰도 일반화 메타분석

차 미 영 김 진 숙†
경북대학교 / 박사수료 경북대학교 / 교수

본 연구는 아동기 외상 연구에 가장 많이 사용하고 있는 아동기 외상 척도(Childhood Trauma Questionnaire: CTQ)의 평균 신뢰도 값을 추정하고 연구 전반에서 신뢰도에 영향을 미치는 조절 변인을 탐색하는 것에 목적이 있다. 이를 위해 2009년부터 2023년 11월까지 CTQ의 전체 Cronbach α 계수를 제시한 국내 학술지 64편을 분석 대상으로 선정하여 메타분석을 실시했다. 본 연구를 통해 밝혀진 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 척도의 전체 알파 신뢰도는 무선효과 모형에서 .89(95% CI: .88～.90)로 나타났다. 둘째, 메타 ANOVA 분석에서는 출소자를 대상으로 했을 때, 온라인 설문으로 했을 때 신뢰도가 가장 높게 나타났고, 메타 회귀분석에서는 최근에 출간된 연구일수록 신뢰도가 높게 나타났다. 마지막으로, 하위척도 알파 신뢰도는 정서적 방임(.91)이 가장 높게 나타났고, 신체적 방임(.63)이 가장 낮게 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 하여 CTQ의 활용 방안과 시사점 및 후속 연구를 위한 제언을 논의했다.

주요어 : 아동기 외상 척도, CTQ, 신뢰도, 메타분석

† 교신저자 : 김진숙, 경북대학교 교육학과, 대구시 북구 대학로 80, 사범대학 818호
Tel: 053-950-5813, E-mail: flow@knu.ac.kr

Copyright ©2024, 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.

2019년 ‘고유정 입양아들 살해 사건’을 위시한 아동학대 사건은 우리 사회에 큰 충격을 안겨주며 국민적 분노를 샀다. 2014년에 ‘아동학대 범죄의 처벌 등에 관한 특례법’을 제정하여 시행하고 있음에도 불구하고 아동학대와 관련한 이슈는 반복되고 있으며, 2012년 6,403건이었던 아동학대 사례는 2022년에 27,971건으로 급증했다(보건복지부, 2013; 보건복지부, 2023). 이러한 실태는 아동학대가 얼마나 심각하고 고질적인 문제인지를 보여준다.

아동기에 경험하는 신체・정서・성 학대와 방임을 통칭하는 아동기 외상은 외상을 경험하는 당시는 물론 평생토록 다방면에 심각한 영향을 미친다. 아동기에 외상을 경험하게 되면 애착 체계가 붕괴되고, 정서 조절이 어려우며, 자기혐오, 자기 멸시, 자기 증오를 발전시킨다(이문희, 이수림, 2013). 그리고 부정적 사회 인식을 갖게 되어 일상생활에 지장이 생기고(Steenkamp et al., 2023), 우울과 비자살적 자해로 이어지기도 하며(김은정, 김진숙, 2010; 이수정, 김종남, 2020), 뇌의 정상적인 발달이 저해되고 공격행동이 강화되어 폭력이나 살인을 저지를 위험이 높아진다(Heide & Solomon, 2006). 또한, 아동기 성적 학대는 낮은 수준의 정신화를 유발하고(서영주, 김영근, 2019), 현재의 우울증보다 자살 성향을 더 잘 예측했다(Read et al., 2001). 그 밖에도 여러 형태의 학대에 노출된 아동은 정신장애 발병 확률이 3배 이상 높았다(McKay et al., 2021). 이렇듯 아동기 외상은 국내외에서 많은 연구자의 관심 대상이 되며 이와 관련된 연구도 증가하고 있다.

그동안 국내에서 수행된 아동기 외상 연구물의 수를 살펴보면, 1991년부터 1999년까지 4편에 불과하던 연구가 2000년부터 2015년 상반기까지 연평균 3.9편(총 61편), 2016년부터 2021년에는 연평균 14.2편(총 85편)으로 가파른 증가 추세를 보였다(윤판기, 김지연, 2023). 이렇게 아동기 외상 연구가 계속해서 증가하는 이유는 앞서 언급하였듯이 사회적 관심의 증가뿐만 아니라 개인의 정서・인지・성격・대인관계 등 다방면에 큰 영향을 미치기 때문이다(류민경, 2023). 최근까지도 증가하는 연구물과 다양한 사회적 문제를 고려할 때 아동기 외상 연구는 한동안 지속될 것으로 전망된다.

앞으로의 연구 방향을 위해 지금까지 진행된 연구를 살펴보면, 문헌고찰・연구동향・사례연구 등 질적연구는 소수이고, 변인 간 관계 연구, 프로그램 효과검증 등 양적 연구가 80% 이상을 차지한다(류민경, 2023; 윤판기, 김지연, 2023). 이처럼 측정 도구를 활용한 연구가 큰 비중을 차지하는데도 측정 도구 자체에 주목한 연구는 찾아보기 어렵다. 측정 도구의 종합적 분석의 부재는 연구의 신뢰성에 의문을 제기한다. 따라서 연구 결과의 신뢰성을 확보하여 연구 가치를 향상시키기 위해서 아동기 외상 측정 도구에 주목할 필요가 있다. 이를 통해 기존의 특정 연구 방법에만 치중하던 데서 벗어나 연구의 범위를 확장함으로써 아동기 외상 연구의 참신성과 다양성 측면에서 학문적 가치를 넓혀나가는 데도 기여할 수 있다.

국내에서 사용 중인 아동기 외상 측정 도구에는 아동기 외상 척도(Childhood Trauma Questionnaire: CTQ), 아동기 외상 경험 척도(Adverse Childhood Experiences: ACE), 외상 경험 척도(Trauma Antecedents Questionaire: TAQ) 등이 있다. 이 중 CTQ가 아동기 외상 측정의 가장 대표적인 척도로 많은 연구에 사용되고

있다. 2011년부터 2022년까지 아동기 외상 경험을 측정한 연구에서 66.6%가 CTQ를 사용했는데, 이는 10.7%로 두 번째로 높은 사용률을 보인 TAQ와 비교해도 압도적으로 높은 사용률이라고 할 수 있다(류민경, 2023). Bernstein과 Fink(1998)가 개발한 CTQ는 신체적 학대, 정서적 학대, 성적 학대, 신체적 방임, 정서적 방임을 측정하는 회고형 질문지로 처음에는 70문항으로 개발했지만 이후 응답자의 부담을 줄이기 위해 축약형으로 발전했고(Bernstein et al., 2003), 국내뿐만 아니라 중국 · 포르투칼 · 스웨덴 · 독일 · 네덜란드 · 브라질 등 국제적으로도 널리 사용되고 있다(Fu & Yao, 2005; Grassi-Oliveira et al., 2006; Gerdner & Allgulander, 2009; Grassi-Oliveira et al., 2014; Thombs et al., 2009; Wingenfeld et al., 2010). 이렇듯 아동기 외상 측정 도구로 CTQ를 많이 활용하는 이유는 학대와 방임의 일반적인 정의를 포함하면서 짧은 시간에 아동기 외상의 유형별 심각도를 측정할 수 있기 때문이다(Bernstein et al., 2003). 방법론적 측면에서는 타당성 검증이 되었다는 점이 CTQ를 지지하는 이유라고 볼 수 있다. 아동학대를 평가하는 52개의 척도를 COSMIN 체크리스트(Mokkink et al., 2010)에 기반하여 4등급으로 평가한 결과, CTQ가 다른 측정 도구에 비해 타당성과 신뢰성 면에서 양호한 증거를 지니고 있다고 밝혀졌다(Saini et al., 2019).

국내에서는 세 가지 버전의 척도가 주로 사용되고 있다. 먼저, 이유경(2006)이 번안한 것으로 국내에서 처음으로 사용되었으며 25문항에 대해 0~3점으로 응답하도록 했다. 김은정과 김진숙(2010)은 성인을 대상으로 타당화하여 25문항에 대해 1~4점으로 응답하도록 했다. 유재학 외(2009)는 대학생을 대상으로 타당화 하고, 신뢰하기 어려운 반응을 한 응답자를 선별하는 타당도 척도를 포함해 총 28문항에 대해 1~5점으로 응답하도록 했다.

측정 도구를 사용하는 연구자는 연구의 정확성을 위해 측정의 일관성을 의미하는 신뢰도를 추정해야 한다(Tavakol & Dennick, 2011). 연구에서 측정 도구의 신뢰도를 밝히지 않으면 결과의 신뢰성과 해석을 입증할 수 없으므로 과학적 지식으로 취급될 수 없다(문수백, 2010). 또한, 측정 도구의 신뢰도가 낮으면 관계 연구에서는 측정된 상관 값이 실제 관계와 다를 수 있고, 실험연구에서는 효과 크기가 줄어들거나 집단 간 차이에 대한 통계적 검증력이 감소할 수 있어서 처치가 성과에 미치는 영향을 과소 추정할 수 있다(Heppner et al., 2015/2017). 따라서 정확한 연구 결과를 도출하기 위해서는 측정 도구의 안정적인 신뢰도 확보가 필수적이다. 이러한 이유로 미국심리학협회는 측정 도구를 사용한 연구에 대해 신뢰도 계수 값을 보고하도록 권장하고 있다(Appelbaum et al., 2018).

신뢰도는 측정 도구 자체에서 얻는 고유한 속성이 아니라 주어진 조건에서 주어진 도구를 사용하여 얻어진 자료의 신뢰도이므로 표본에 따라 신뢰도 추정치도 달라진다(문수백, 2010; 이상희 외, 2008; Kline, 2015/2019). 따라서 동일한 측정 도구를 사용하더라도 서로 다른 모집단에 사용하면 다른 신뢰도가 추정될 수 있으므로 연구마다 신뢰도 검증을 해야 한다(신은경, 2014). 다시 말해, 어떤 유형의 참여자들에게 높은 신뢰도를 보인 측정 도구가 다른 유형의 참여자들에게는 그렇지 않을 수 있고, 또 어떤 조건에서는 신뢰도가 높아도 다른 조건에서는 그렇지 않을 수 있다(Heppner et al., 2015/2017). 이는 측정 도구에

서 얻은 점수가 다른 요인에 의해 영향받을 수 있음을 의미한다. 특히, 사용하기 쉽다는 이점으로 인해 가장 많이 사용하고 있는 Cronbach α 계수는 통계자료에 의존적이라는 한계점이 있다. 한 예로 문항 수가 많거나 문항 간 상관의 평균이 클수록 알파 값이 커진다(Kline, 2015/2019). 즉, 문항 수가 너무 적으면 알파 값이 감소할 수 있고, 중복질문에 의해서 알파 값이 과대 추정될 수도 있다(Tavakol & Dennick, 2011). 따라서 연구자들은 Cronbach α 계수에 영향을 미치는 요인에 대해 적절하게 이해해야 하고, Cronbach α 계수로 척도의 신뢰도를 평가하거나 결론을 내리는 데에도 신중함이 필요하다.

실제로 선행연구에 사용된 CTQ의 Cronbach α 계수 값은 다양하게 보고되었다. 중고생 438명을 대상으로 한 연구(박진아, 2015)에서는 .74, 어머니 331명을 대상으로 한 연구(이혜숙, 김영근, 2019)에서는 .80, 섭식장애 환자 128명을 대상으로 한 연구(공성숙 외, 2009)에서는 .89, 일반 성인 436명을 대상으로 한 연구(김영혜, 윤정숙, 2019)에서는 .94의 Cronbach α값을 보였다. 그리고 전체 신뢰도 값과 하위척도 신뢰도 값에도 차이가 있었다. 유재학 외(2009)의 CTQ 타당화 연구는 전체 Cronbach α 계수가 .79였는데, 신체적 방임은 .51 나머지 다른 하위척도는 .79～.89의 신뢰도를 보였다. 이유경(2006)의 연구는 신체적 방임은 .471, 성적 학대는 .465로 다른 하위척도(.756～.906)에 비해 현저히 낮은 수준으로 나타났다. 이처럼 모집단과 척도의 특성에 따라서 전체 신뢰도와 하위척도 신뢰도 값이 다양하므로 특정한 개별 연구에만 의존하면 잘못된 일반화를 범하게 된다. 하지만 CTQ의 신뢰도 수준과 신뢰도의 변동성을 설명하는 연구는 아직 없었다. 따라서 아동기 외상 신뢰도 값을 전반적으로 검토하는 연구의 필요성이 제기된다.

이에 대한 대안으로 신뢰도 일반화(reliability generalization: RG)가 제안되고 있다(Vacha-Haases, 1998). RG 방법은 여러 연구에서 사용된 척도의 신뢰도 점수를 종합해서 추정하는 것으로(Vacha-Haases, 1998), 최근에는 교육학・심리학・의학 등 여러 분야에서 RG 연구가 수행되고 있다(Graham & Unterschute, 2015; Piqueras et al., 2017; Sen, 2022; Zangaro & Jones, 2019). 동일한 측정 도구를 사용한 여러 연구에 기반한 RG 연구는 '다양한 표본과 연구 특성에서 측정된 점수를 얼마나 신뢰할 수 있는가?'라는 질문에 답함으로써 단일연구에서 도출된 결과보다 신뢰도 추정을 위한 더 강력한 근거가 된다(Sen, 2022).

이에 본 연구는 메타분석을 활용하여 CTQ의 평균 신뢰도를 추정하고, 신뢰도에 영향을 주는 조절 변인을 탐색하고자 한다. 이를 통해 CTQ 신뢰도에 대한 종합적인 이해를 얻고 신뢰도 일반화에 대한 과학적 근거를 마련할 수 있을 것이다.

구체적인 연구 질문은 다음과 같다. 첫째, 연구 전반에 걸친 아동기 외상 척도(CTQ)의 평균 신뢰도는 얼마인가? 둘째, 아동기 외상 척도(CTQ)의 신뢰도는 조절 변인에 따라 어떠한 차이가 있는가?

방 법

연구 대상 및 선정 과정

본 연구는 PRISMA(Preferred Reporting Items for

Systematic Reviews and Meta-Analyses) 가이드라인(Moher et al., 2009)을 참고하여 메타분석에 사용할 자료를 체계적으로 수집하고자 했다. 분석 대상 논문은 아동기 외상 척도(CTQ)를 사용한 국내 학술지 논문으로 한정했으며, 자료 검색은 학술연구정보서비스(Research Information Sharing Service: RISS), 한국학술지인용색인(Korea Citation Index: KCI), 국회전자도서관을 이용했다. 검색 기간은 2023년 9월부터 11월까지 이루어졌으며, '아동기 외상', '아동기 트라우마', '대인 간 외상', '애착 외상'을 키워드로 검색한 후, 다음과 같은 기준으로 분석 대상 논문을 선정했다.

첫째, 아동기 외상을 측정하는 척도로 아동기 외상 척도(CTQ)를 활용한 연구로 했다. 다른 척도를 사용하여 아동기 외상을 측정한 연구와 CTQ를 사용했더라도 일부 하위척도만 사용한 연구는 제외했다. 다만, 5개의 하위요인 중 성적 학대 척도만 제외한 연구는 연구 대상 논문에 포함했는데, 그 이유는 일부 척도를 사용한 연구의 경우 성적 학대, 정서적 외상 등과 같이 척도명을 달리하는 반면, 성적 학대만 제외한 연구는 여전히 아동기 외상이라는 명칭을 사용하고 있기 때문이다. 또한, 성적 학대를 제외하더라도 신체적 · 정서적 영역에서 학대와 방임의 요소를 두루 측정할 수 있다는 점과 성적 학대를 제외한 연구를 배제하면 자료의 손실이 크다는 점도 고려했다.

둘째, 설문 응답자 수와 전체 신뢰도로

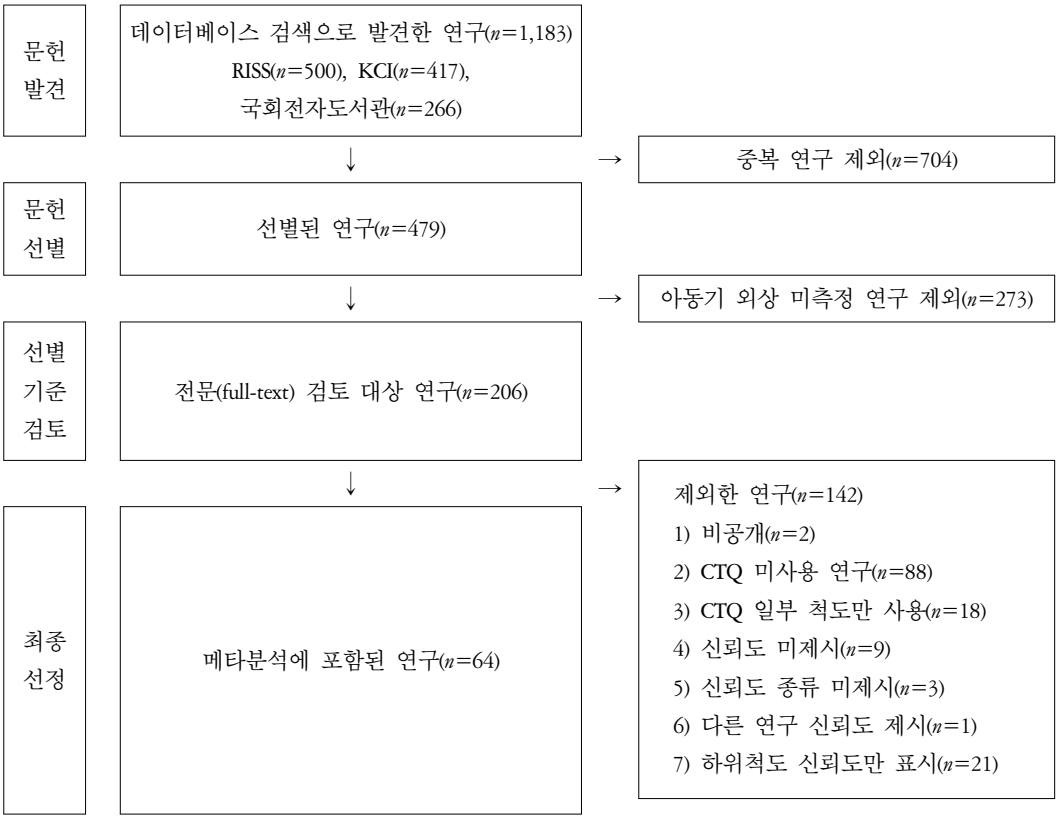

그림 1. PRISMA flow chart

Cronbach α 계수를 제시한 연구로 했다. 신뢰도 종류를 명확하게 제시하지 않은 연구, 신뢰도 값을 보고하지 않았거나 다른 연구의 신뢰도 값을 보고한 연구, 신뢰도 값을 범위로 제시하거나 하위척도 신뢰도만 제시한 연구는 제외했다.

연구물 발행 연도는 CTQ가 학술지에 처음 사용된 2009년부터 2023년 11월까지였다. 자료 선정 과정은 4단계로 진행했다. 1단계인 문헌 발견 단계에서 총 1,183편이 검색되었고, 중복 연구 704편을 제외했다. 2단계 문헌 선별 단계에서는 주제와 무관하거나 질적연구, 메타분석 등 아동기 외상을 측정하지 않은 연구 273편을 제외했다. 3단계 선정 기준 검토는 원문 확인이 불가한 연구 2편, CTQ를 사용하지 않은 연구 88편, CTQ의 일부 척도만 사용한 연구 18편, 신뢰도를 제시하지 않은 연구 9편, 신뢰도 종류를 명확하게 제시하지 않은 연구 3편, 다른 연구의 신뢰도를 제시한 연구 1편, 전체 신뢰도는 제시하지 않고 하위척도 신뢰도만 제시한 척도 21편을 제외했다. 이 과정에서 누락 된 정보(예: 신뢰도 종류, 전체 또는 하위척도 신뢰도 등)가 있는 연구 중 학위논문을 수정, 보완한 연구는 학위논문을 검토하여 누락된 정보를 보완함으로써 자료의 손실을 최소화했다. 최종적으로 64편의 연구가 선정되었다. PRISMA flow chart는 그림 1에 제시했다.

자료 코딩

최종 선정된 논문에서 데이터를 추출하여 Microsoft Excel에 코딩했다. 조절 효과는 선행연구를 참고하여 분석 요소를 선정했다(김연주, 김진숙, 2016; 김종기 외, 2001; 김해숙, 송재홍, 2019; 이상희 외, 2008; 현영섭, 2014).

표본의 특성으로는 연구 대상, 표본 수, 성별 비율을 살펴봤다. 연구 대상은 발달단계에 따라 중・고등학생, 대학생, 성인으로 구분함과 더불어 가해와 피해의 특성이 두드러진 대상은 출소자(소년원), 환자(학대생존자)로 별도로 구분했다. 표본 수가 많을수록 신뢰도에 긍정적 영향을 줄 수 있다는 주장이 있어 표본 수에 따른 조절 변인을 살펴봤다. 또한, 성

표 1. 메타분석 요소

특성	분석 요소	하위집단
표본	연구 대상	중・고등학생, 대학생, 성인, 출소자(소년원), 환자(학대생존자)
	표본 수	최종 분석에 사용된 응답자 수
	성별 비율	전체 표본에서 여성이 차지하는 비율
측정 도구	문항 수	20, 23, 25, 28
	리커트 점수	4점, 5점
	번역	이유경(2006), 유재학 외(2009), 김은정과 김진숙(2010), Kim 외(2011), 박진아(2015)
자료수집	설문 방법	온라인, 온・오프라인, 오프라인
연구물	출판일	2009년 ~ 2023년
하위척도		신체적 학대, 정서적 학대, 성적 학대, 신체적 방임, 정서적 방임

별에 따라 신뢰도 점수 차이가 발생한다는 선행연구(이상희 외, 2008)가 보고됨에 따라 성별 비율에 따른 차이가 있는지 확인했다.

측정 도구의 특성으로는 문항 수와 리커트 점수, 번역을 조절 변인으로 살펴봤다. Cronbach α 계수는 문항 간 상관의 평균과 측정 도구에 포함된 문항의 수에 기초하므로, 문항 수가 많아질수록 α계수가 커진다(Heppner et al., 2015/2017). 이러한 이유로 신뢰도를 높이는 방법에 문항 수를 증가시키는 방법이 추천되기도 했다(현영섭, 2014). 하지만, 상관관계가 충분하지 않은 문항을 추가하게 되면 척도의 신뢰도를 떨어뜨릴 수도 있으므로 무조건 문항 수가 많다고 해서 신뢰도가 증가한다는 주장은 적절하지 않다(Niemi et al., 1986). 이에 본 연구는 문항 수가 증가함에 따라 신뢰도 향상에 유의한 변화가 있는지 검증하고자 했다. CTQ는 4점과 5점 리커트 척도가 사용되고 있으며, 연구자에 따라서는 임의로 변경하여 사용되고 있다. 리커트 점수는 척도 점이 높을수록 분산이 증가하여 신뢰도 값이 커진다는 주장(문수백, 2010; Nunnally, 1978)과 척도 점이 너무 높으면 변별이 어려워 신뢰도가 낮아진다(Mckelvie, 1978)는 상반된 주장이 제기되고 있다. 이에 척도 점수에 따라 신뢰도에 차이를 보이는지 확인하고자 했다. 척도 번역 역시 신뢰도 문제와 관계될 수 있다. 번역에 문제가 있는 경우 상대적으로 낮은 신뢰도 계수를 보고할 가능성이 있기 때문이다. CTQ는 이유경(2006), 유재학 외(2009), 김은정과 김진숙(2010), Kim 외(2011)가 번역한 4가지 번역이 있으며, 청소년을 대상으로 이해를 돕기 위해 단어의 사전적 의미를 추가하여 설명한 박진아(2015)를 추가하여 5가지 버전을 비교하여 살펴봤다.

자료수집 방법이 신뢰도에 영향을 주는지 살펴보기 위해 온라인 설문, 온 · 오프라인 병행, 오프라인 설문을 비교하여 살펴보고자 했다. 또한, 연구물의 특성으로 출판일에 따른 신뢰도 변화 추이를 살펴봤다.

마지막으로 검사의 일관성과 차원 수는 각기 따로 평가되어야 하므로(Sheperis et al., 2010/2013) 하위척도별 신뢰도를 살펴보고자 했다. 둘 이상의 개념이나 구성으로 인해 문항 수가 많아지면 알파 값이 과대평가 되기 때문에 하위척도에 따른 알파 값을 살펴보는 것이 의미 있을 것이다(Tavakol & Dennick, 2011).

자료 분석

입력된 자료는 The R Project for Statistical Computing 4.3.1에서 'meta' 패키지를 활용해서 분석했다. 분석자료는 평균 신뢰도 분석, 조절효과 분석, 출간 오류 분석의 단계로 실시했다.

평균 신뢰도 분석

Cronbach α 계수는 측정 도구의 문항 간 상관관계라는 점에 상관관계 데이터로 처리할 수 있으므로 r의 효과크기 산출방법과 동일한 방식으로 평균 신뢰도를 산출했다(정경미, 송재홍, 2019; 황성동, 2020). 전환 공식은 아래와 같다(황성동, 2020).

$$Fisher's\ Z = 0.5 \times \log\left[\frac{1+\alpha}{1-\alpha}\right],\ r = \frac{e^{2z}-1}{e^{2z}+1}$$

산출 모형은 동질성 검증 결과가 아니라 각 개별연구의 속성에 대한 개념적 이해에 기초하여 결정해야 한다는 주장에 따라 무선 효과 모형(random-effect model)을 적용했다(황성

동, 2020; Borenstein et al., 2009; Hedges & Vevea, 1998). 본 연구에 사용된 자료가 서로 다른 시기에 각기 다른 표본을 사용했고, 본 연구의 결과를 다양한 집단에 적용하여 일반화하는 데 활용할 것이기 때문이다. 또한, 95% 신뢰구간(confidence intervals; CI)을 계산하고, 신뢰도의 가중치(weight)는 분산의 역수(inverse variance)로 했다(Hedges & Olkin, 1985). 측정값의 신뢰도는 Nunnally(1978), Nunnally와 Bernstein(1994), Kline(2015/2019)의 기준과 비교하여 살펴봤다.

조절 효과 분석

신뢰도는 개별 연구마다 다르게 나타나는데 이때 각 연구가 추정하고자 하는 모집단의 신뢰도 차이를 이질성(heterogeneity)이라고 한다(황성동, 2020). 본 연구는 총 분산에 대한 실제 분산의 비율(I^2)과 전체 관찰된 분산(Q)을 산출하여 카이제곱 검증을 했다. 이질성 판단은 Higgins 외(2019)의 기준에 따라 30～60%는 중간 정도의 이질성, 50～90%는 상당한 이질성, 75～100%는 큰 크기의 이질성으로 해석했고, 동질성 검증 통계치 Q값의 유의확률(p-value)이 .10보다 작은 경우 신뢰도의 이질성이 상당하다고 판단했다. 이질성이 크다는 것은 개별 연구에 영향을 미치는 조절 변인이 존재한다는 것으로 조절 효과 분석이 필요함을 시사한다. 이때 조절 변인이 범주형인지 연속형인지에 따라 메타 ANOVA 또는 메타 회귀분석을 실시했다. 범주형 변인의 경우 하위집단별로 연구의 수가 많지 않으므로 하위집단별 연구 간 분산이 동일하다고 가정했고, 변인에 의해 설명되는 실제 분산의 설명력을 확인했다(황성동, 2020; Borenstein et al., 2009).

출간 오류 분석

출간 오류는 연구 결과에 따라 연구를 출간하거나 출간하지 않는 것을 의미하는 것으로 메타분석의 결과가 타당성 있는 결과인지 의심스러운 결과인지 판단할 수 있는 중요한 근거를 제공한다(황성동, 2016). 통계적으로 유의하지 않은 연구에 비해 유의한 연구가 출간 가능성이 높다(황성동, 2016; Higgins et al., 2019). 즉, 출간된 연구는 모든 연구를 대표하지 않을 수 있으며 때로는 과대 추정될 수 있다(Borenstein et al., 2009). 따라서 메타분석 결과를 일반화하려면 출간 오류가 존재하는지를 확인하는 것이 중요하다. 본 연구는 출간 오류 분석을 위해 funnel plot을 통해 비대칭 여부를 시각적으로 판단한 후, 회귀분석(regression test)을 활용하여 신뢰도와 표준오차의 관계를 통계적으로 평가했다.

결 과

전체 알파 신뢰도

최종 선정된 연구에서 도출된 64개의 신뢰도에 대해 평균 신뢰도를 산출했다. 전체 알파 신뢰도는 .89로 나타났다. 95% 신뢰구간은

표 2. 전체 알파 신뢰도

모형	k	Alpha reliability(α)	95% CI		I^2	$Q(df)$	p
			LL	*UL*			
random	64	.89	.88	.90	92.2%	810.51(63)	.001

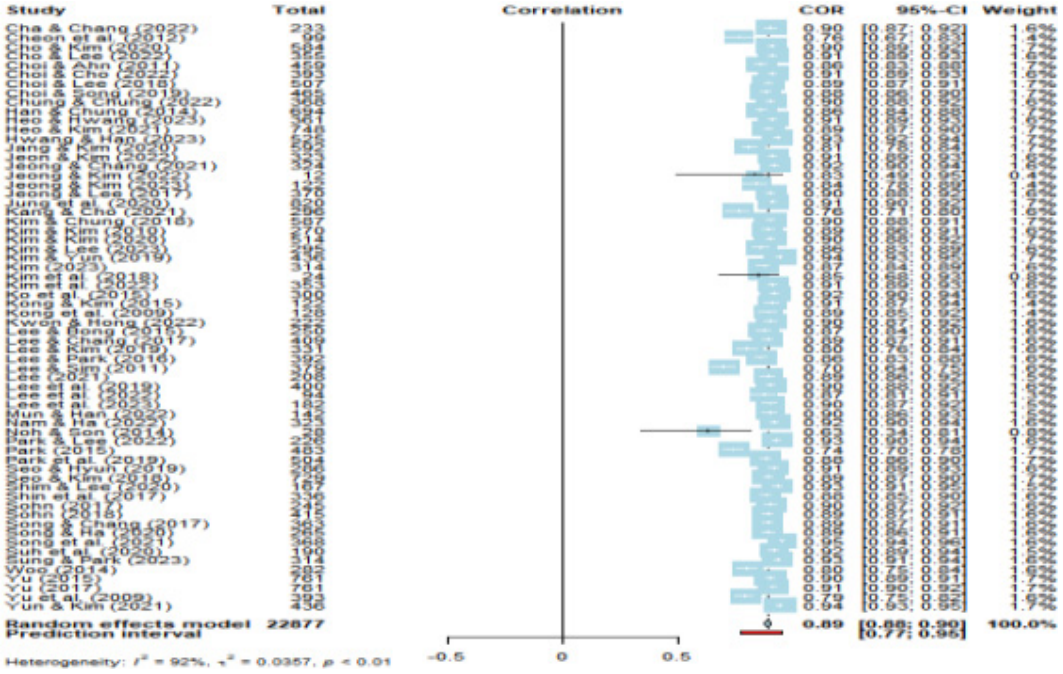

그림 2. Overall alpha reliability plot

.88～.90으로 0을 포함하지 않으며 *p*값이 .05보다 작은 것으로 나타나 통계적으로 유의했다. 연구의 이질성(I^2)은 92.2%로 이질성이 큰 것으로 나타나(Q=810.51, *df*=63, *p*<.001) 조절 효과 분석이 필요하다고 판단했다. 전체 알파 신뢰도의 산출 결과와 forest plot은 표 2와 그림 2에 제시했다.

조절 효과 분석

범주형 조절 변인 분석

대상에 따른 신뢰도를 살펴본 결과 출소자(.91), 성인(.90), 대학생(.89), 환자(.85), 중・고등학생(.84) 순으로 나타났다. 이러한 차이는 통계적으로 유의했고, 전체 연구 간 분산의 1.69%의 설명량을 나타냈다. 리커트 점수에 따른 분석은 리커트 4점 척도는 .89, 5점 척도는 .90으로 나타났으며, 그 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 번역에 따른 분석은 박진아(2015)가 .82로 다른 번역(.89)에 비해 상대적으로 낮은 신뢰도를 보였으나, 그 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 설문 방법은 온라인(.91), 온・오프라인(.89), 오프라인(.87) 순으로 나타났다. 이러한 차이는 통계적으로 유의했고, 전체 연구 간 분산의 3.09%의 설명량을 나타냈다. 설문 방법에 대해 사후분석을 실시한 결과, 온라인과 온・오프라인(Q=1.12, *df*=1, *p*<.289), 온・오프라인과 오프라인(Q=1.42, *df*=1, *p*<.233) 집단의 차이는 통계적으로 유의하지 않았고, 온라인과 오프라인 집단만 통계적으로 유의한 차이를 보였다(Q=10.03, *df*=1, *p*<.002). 범주형 조절 변인 분석 결과는 표 3에 제시했다.

표 3. 범주형 조절 변인 분석 결과

구분	하위집단	k	Alpha reliability(α)	95% CI		T^2	R^2	$Q(df)$	p
				LL	UL				
대상 (k=64)	중・고등학생	7	.84	.80	.88	.032	1.69%	11.95(4)	.018
	대학생	28	.89	.87	.90				
	성인	21	.90	.88	.91				
	출소자(소년원)	4	.91	.88	.94				
	환자(학대생존자)	4	.85	.79	.90				
리커트 점수 (k=60)	4점	34	.89	.87	.90	.034	-	.93(1)	.334
	5점	26	.90	.88	.91				
번역 (k=61)	이유경(2006)	15	.89	.86	.91	.037	-	3.25(4)	.516
	유재학 외(2009)	17	.89	.87	.91				
	김은정, 김진숙(2010)	25	.89	.87	.90				
	Kim 외(2011)	2	.89	.86	.91				
	박진아(2015)	2	.82	71	.89				
설문 방법 (k=38)	온라인	15	.91	.89	.92	.026	3.09%	8.36(2)	.015
	온・오프라인	8	.89	.87	.92				
	오프라인	15	.87	.85	.89				

연속형 조절 변인 분석

출판일을 조절 변인으로 하여 회귀분석을 실시한 결과, 회귀식이 통계적으로 유의했고(QM=16.46, df=1, p<.001), 회귀계수도 통계적으로 유의했다(Z=4.06, p<.001). 즉, 출간일이 최근으로 갈수록 신뢰도가 높아지는 것을 알 수 있었다. 또한, 출판일에 의해 설명되는 실제 분산의 설명력은 22.30%로 나타났다. 표본 수와 문항 수, 성별 비율을 조절 변인으로 한 회귀분석 결과는 통계적으로 유의하지 않는

표 4. 연속형 조절 변인 분석 결과

조절 변인	기울기		T^2	R^2	$QM(df)$	p
	b	p				
출판일(k=64)	.025	.001	.028	22.30%	16.46(1)	.001
표본 수(k=64)	.001	.391	.036	0%	.74(1)	.391
문항 수(k=64)	.006	.453	.036	0%	.56(1)	.453
성별 비율(k=60)	-.001	.594	.029	0%	.28(1)	.594

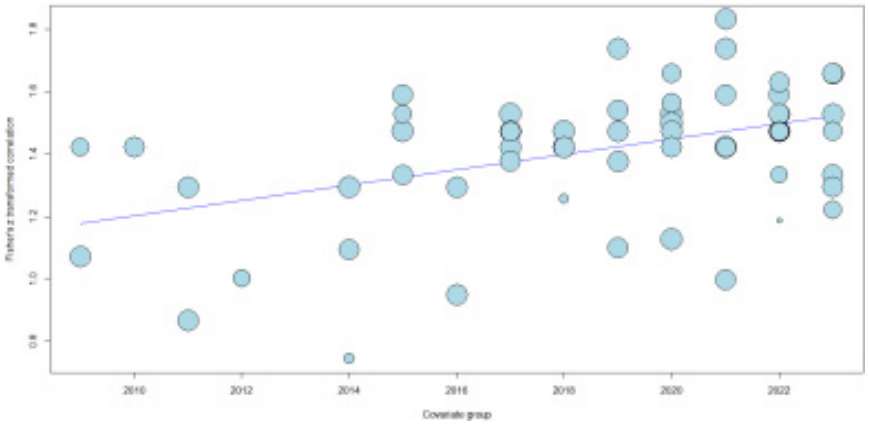

그림 3. 출판일을 조절 변인으로 한 메타 회귀분석 plot

것으로 나타났다. 회귀분석의 결과는 표 4와 그림 3에 제시했다.

하위척도 알파 신뢰도

하위척도에 대한 신뢰도를 살펴본 결과, 정서적 방임(.91), 성적 학대(.86), 신체적 학대(.84), 정서적 학대(.80), 신체적 방임(.63) 순으로 나타났다. 이러한 차이는 통계적으로 유의했고, 전체 연구 간 분산의 14%의 설명량을 나타냈다. 하위척도 신뢰도 분석 결과는 표 5에 제시했다.

출간 오류 분석

메타분석에 포함된 연구가 전체 연구 결과를 대표하는지 확인하고자 출간 오류 분석을 했다. 먼저 funnel plot을 통해 좌우대칭을 확인했으나 시각적으로는 비대칭 여부를 정확히 파악하기 어려웠다. 이에 Egger's regression test를 통해 객관적으로 검증했다. 그 결과, bias의 p값이 통계적으로 유의하지 않았다(t=-.64, df=62, p=0.524). 즉, 신뢰도와 표준오차의 관계는 통계적으로 유의한 관계가 아니므로 출간 오류가 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다. funnel plot과 Egger's

표 5. 하위척도 알파 신뢰도 분석 결과

구분	하위집단	k	Alpha reliability(α)	95% CI		T^2	R^2	$Q(df)$	p
				LL	UL				
하위척도 (k=170)	신체적 학대	38	.84	.81	.86	.054	14.00%	202.84(4)	.001
	정서적 학대	37	.80	.77	.82				
	성적 학대	21	86	.83	.92				
	신체적 방임	37	.63	.58	.67				
	정서적 방임	37	.91	.89	.92				

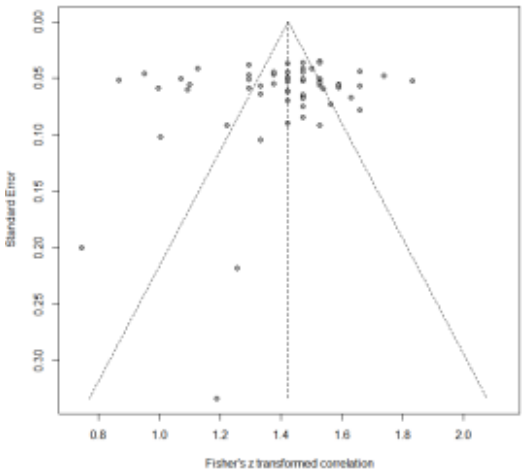

그림 4. funnel plot

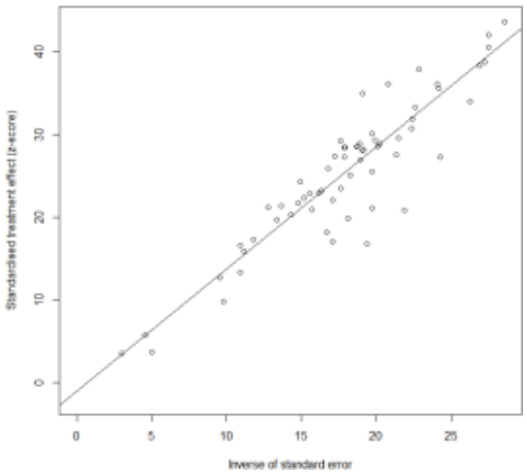

그림 5. Egger's regression test

regression test는 그림 4와 그림 5에 제시했다.

논 의

본 연구는 아동기 외상 척도(CTQ)에 대한 평균 신뢰도를 구하고 연구 전반에서 신뢰도에 영향을 미치는 조절 변인을 탐색하고자 했다. 이를 위해 CTQ를 사용하고 전체 신뢰도 계수로 Cronbach α 계수를 보고한 64편의 연구를 대상으로 신뢰도에 대한 메타분석을 실시했다. 본 연구의 주요 결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

첫째, 아동기 외상 척도(CTQ)의 평균 신뢰도 계수는 .89(95% CI: .88～.90)로 나타났다. 이는 가장 일반적으로 참조되는 Nunnally와 Bernstein(1994)의 기준에서 볼 때 탐색적 연구에 적합한 수준으로 나타났으며, Kline (2015/2019)의 기준에서 좋은(good) 신뢰도 수준을 보였다. 또한, 한국판 타당화 연구의 신뢰도 수치와 비교해 보면, 유재학 외(2009)의 연구에서 나타난 .79와 김은정과 김진숙(2010)의 .87보다 높은 수치였다. 그리고 이질성은 큰 것으로 나타났는데(I^2=92.2%), 이는 연구 간 신뢰도의 차이가 크며 일관성이 없음을 의미한다.

둘째, 이질성을 바탕으로 신뢰도 계수의 가변성을 설명할 수 있는 조절 변인을 검토한 결과, 범주형 조절 변인은 연구 대상과 설문 방법의 하위집단 간 차이가 통계적으로 유의했고, 리커트 점수와 번역은 집단 간 유의한 차이를 보이지 않았다. 연속형 조절 변인은 출판일이 신뢰도와 유의한 상관이 있었고, 표본 수, 문항 수, 성별 비율은 유의한 차이를 보이지 않았다. 연구 결과를 좀 더 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

대상과 관련해서는 출소자(.91)를 대상으로 할 때 신뢰도가 가장 높았다. 일반적으로 점수분포의 첨도가 높은 경우를 제외하고는 평균 점수가 클수록 표준 편차 점수도 상승하고, 표준 편차 점수가 클수록 문항 간 상관이 높으므로 문항 간 상관 점수에 근거하고 있는

Cronbach α 계수도 상승하게 된다(이상희 외, 2008). 각 연구에서 사용하는 척도 점수의 범위와 평균을 제시하는 기준이 달라 대상별 평균 점수를 비교할 수 없었지만, 아동기 외상 경험이 범죄 행동에 영향을 미친다는 연구 결과를 미루어 볼 때(Vitopoulos et al., 2019; Wang et al., 2019), 출소자의 평균 점수가 높게 나올 가능성이 있으며, 그로 인해 신뢰도가 상승했다고 예상해 볼 수 있다. 반면, 상대적으로 가장 낮은 신뢰도를 보인 대상은 중·고등학생(.84)으로 나타났다. 이는 Gleaves 외(2014)의 섭식장애 태도 및 행동 측정에 관한 신뢰도 일반화 연구에서 성인보다 청소년 표본에서 더 낮은 신뢰도를 나타낸 결과와 맥을 같이한다. 이에 대해 Gleaves 외(2014)는 성인 표본을 대상으로 개발된 측정 도구를 청소년 집단에 사용했기 때문에 성인보다 청소년 집단에서 더 낮은 신뢰도를 보였다고 설명하고 있다. 이와 유사하게 본 연구는 대학생 및 성인을 대상으로 타당화 한 척도를 중·고등학생 집단에 적용했기 때문에 성인보다 상대적으로 더 낮은 신뢰도를 보였다고 해석할 수 있다. 다만, Gleaves 외(2014)의 연구는 척도 개발 과정에서 청소년 집단이 고려되지 않았기 때문에 Nunnally(1978)의 최소 허용 기준에도 못 미치는 신뢰도가 추정되었으나, CTQ는 단축화 과정에서 청소년도 대상 범위에 포함했기 때문에 안정적인 수준의 신뢰도를 추정할 수 있었던 것으로 보인다. 더불어, CTQ가 현재의 능력이나 적응을 측정하는 것이 아니라 시간이 지나도 변하지 않는 과거의 경험 여부를 묻는 것이므로 대상과 연령에 따른 신뢰도에 큰 차이가 없었다고 해석해 볼 수도 있다. 정리하면, 모든 대상에서 신뢰도 수준이 안정적이기는 하나 중·고등학생 집단에서 상대적으로 낮은 신뢰도가 추정된 만큼 향후 연구는 중·고등학생을 대상으로 CTQ를 타당화하거나 이 연령대에 더 적합한 척도의 개발도 필요하다고 판단된다.

리커트 4점 척도와 5점 척도는 각각 .89와 .90의 알파 신뢰도를 보였으며, 그 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 리커트 점수가 신뢰도에 영향을 미치지 않는다는 김종기 외(2001)의 연구 결과를 지지한다. 반면, 리커트 점수가 높아질수록 신뢰도가 향상되었다는 연구 결과도 있다(김연주, 김진숙, 2016; 신은경, 2014; 이상희 외, 2008). 이러한 상이한 결과는 리커트 점수 구간의 차이 때문이라고 해석해 볼 수 있다. 신뢰도에 유의한 영향을 미친다고 나타난 김연주와 김진숙(2016)의 연구에서는 2점부터 7점, 신은경(2014)의 연구에서는 5점부터 9점, 이상희 외(2008)의 연구에서는 5점에서 10점의 리커트 점수가 사용되어 리커트 점수 구간이 길었다. 반면, 본 연구에서는 4점 척도와 5점 척도만 사용되어 리커트 점수에 큰 차이가 없었다. 본 연구 결과에 부합했던 김종기 외(2001)의 연구도 본 연구와 유사하게 리커트 5점과 7점 척도만 사용되어 다른 연구에 비해 리커트 점수 구간이 짧았다. 척도 점수가 높아짐에 따라 신뢰도가 높아지는 것은 반응 대안의 수가 증가하기 때문이므로(문수백, 2010), 척도 점수의 차이가 크지 않다면 신뢰도에 미치는 영향이 미미하다고 해석할 수 있다. 한편, 본 연구에서 CTQ가 4점과 5점 척도 모두 좋은 신뢰도를 나타내고 있다는 것은 측정 도구의 속성에 맞는 적절한 척도 점수를 사용하고 있다고 볼 수 있다.

번역은 박진아(2015)가 .82로 다른 하위집단(.89)에 비해 낮게 나타났으나, 집단 간 차이가

통계적으로 유의하지 않았다. 이는 CTQ에 사용된 모든 번역이 신뢰도에 영향을 줄 만큼 문제가 되지 않음을 시사한다. 다만, Kim 외(2011)와 박진아(2015)에 포함된 연구가 각각 2편에 불과하므로 해석에 주의가 필요하다.

설문 방식은 온라인(.91), 온・오프라인(.89), 오프라인(.87) 순으로 나타났으며, 그 차이가 통계적으로 유의했다. 사후 검증 결과, 세 집단 간 차이가 유의하게 다른 이유는 결국 온라인과 오프라인 집단의 차이가 유의함으로써 나타난 결과로 나타났다. 온라인과 오프라인 설문의 채점 오차를 직접 비교할 수 없어 해석에 제한이 따르기는 하지만, 오프라인 설문은 온라인 설문에 비해 자료 입력에서 범하는 실수가 높으므로 채점의 오류와 부주의에 따른 채점 오차가 신뢰도를 떨어뜨리는 요인이 되었다고 추정할 수 있다(Heppner et al., 2015/2017; Sheperis et al., 2010/2013). 또 다른 이유로는 CTQ가 부정적인 경험을 묻는 척도이기 때문에 온라인에서 좀 더 솔직한 응답이 이루어졌다고 볼 수 있다. 즉, 오프라인 설문은 주변 사람들을 의식하여 불편한 문항에 대해 축소해서 응답하거나 역 채점 문항이 있음에도 불구하고 한 방향 체크를 함으로써 신뢰도 감소에 영향을 미쳤을 가능성도 고려해 볼 수 있다. 따라서 참여자는 안정적인 환경에서 솔직하게 응답할 수 있고 채점자는 코딩 과정상의 실수를 줄일 수 있는 온라인 설문을 활용하면 조금 더 높은 신뢰도를 얻을 수 있을 것이다. 한편, 오프라인 설문이 온라인 설문에 비해 상대적으로 낮은 신뢰도 계수를 나타내고 있다고는 하나 오프라인 설문도 좋은 신뢰도 수준을 나타내므로 온라인과 오프라인 모두 높은 신뢰도를 지니고 있다고 해석하는 것이 바람직할 것이다.

출간일에 따른 신뢰도 추정치를 살펴본 결과는 최근으로 올수록 신뢰도가 높아지는 것으로 나타났다. 이는 앞서 언급하였던 설문 방식과도 관련이 있어 보인다. 본 연구에서 확인된 CTQ의 오프라인 설문은 2010년부터로 확인되었으나 온라인 설문은 2017년부터로 확인되었다. 즉, 과거에는 종이 설문을 많이 활용한 데 반해, 최근으로 올수록 온라인 설문이 많아짐에 따라 신뢰도 향상에 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

표본 수에 대한 메타 회귀분석은 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 표본 수가 신뢰도에 유의한 영향을 미치지 않는다는 연구 결과(김연주, 김진숙, 2016; 김종기 외 2001; 신은경, 2014; 이상희 외 2008; 현영섭, 2014; Sen, 2022)에 부합한다. 최근 척도 메타분석 연구에서 표본 수가 신뢰도에 유의한 영향을 미치지 않는다고 보고된 연구가 적지 않은데, 이는 개인 수준의 연구는 표본 수의 차이가 크지 않고 실험연구와 같이 적은 표본을 갖는 연구라도 도구 자체의 우수성으로 인해 신뢰도의 차이를 보완할 수 있기 때문이다(현영섭, 2014).

문항 수에 대한 메타 회귀분석은 통계적으로 유의하지 않았다. Cronbach α 계수는 동질적인 특성을 측정한다고 가정하는 타우 등가 모델에 기반을 두고 있으며, 여러 특성이 척도 항목의 기초가 되는 경우는 이 가정이 위반되어 신뢰도가 과소 평가된다(Tavakol & Dennick, 2011). 본 연구는 성적 학대 척도와 타당도 척도의 추가 여부에 따라 문항 수에 차이가 발생한 것으로 문항 수의 증가는 곧 이질 문항의 증가로 볼 수 있다. 즉, 타우 등가 모델의 위반으로 과소 평가되어 문항 수가 늘어남에도 불구하고 Cronbach α 계수가 상승

하지 않는다는 해석이 가능하다. 아울러 문항 수에서 유의한 차이를 보인 선행연구는 여러 척도를 메타분석에 포함하여 문항 수에서 큰 차이가 있었으나(김연주, 김진숙, 2016; 현영섭, 2014), 본 연구에서는 한 가지 척도를 사용함으로써 문항 수의 차이가 최대 8개로 큰 차이가 나지 않았다. 이러한 특성도 문항 수가 신뢰도에 유의한 영향을 미치지 않은 이유라고 해석해 볼 수 있다. 하지만, 문항 수는 Cronbach α 계수를 구하는 공식에도 포함되는 등 신뢰도에 영향을 주는 요인으로 알려진 만큼 본 연구 결과를 무조건 수용하기보다 데이터가 누적된 후 재검증하는 것이 필요하다.

성별 비율에 따른 메타 회귀분석 결과는 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 Sen(2022)의 연구 결과와 일치한다. 이는 성별 비율이 신뢰도에 영향을 미치지 않음을 의미한다. 다만, 성별 비율에 따른 신뢰도 메타분석 연구가 많지 않으므로 연구물이 좀 더 축적된 후 비교하여 살펴보는 것이 필요하다.

하위척도의 신뢰도 분석은 신체적 방임 척도가 .63으로 최소 허용 신뢰도인 .70보다 낮게 나타났고(Nunnally, 1978; Nunnally & Bernstein, 1994), 다른 하위척도의 신뢰도는 좋은 신뢰도 수준(.80～.91)으로 나타났다(Kline, 2015/2019). 이는 유재학 외(2009)의 연구에서 신체적 방임이 .51로 가장 낮게 나타난 것과 중국 학부생과 우울증 환자를 대상으로 한 연구에서 신체적 방임이 각각 .52와 .58로 가장 낮게 나타난 결과와 유사하다(Fu & Yao, 2005). Georgieva 외(2021)는 CTQ의 체계적 리뷰를 통해 CTQ가 5요인 구조로는 적합하나 신체적 방임 요인은 내적 일관성과 관련하여 지속적인 문제가 있는 요인이라고 했다. 스웨덴과 브라질 연구는 각각 신체적 방임에 포함된 2문항이 정서적 방임에 포함되었는데 신체적 방임으로 남아있는 문항은 음식이 충분했는지, 더러운 옷을 입지 않았는지, 부모의 음주로 양육에 문제는 없었는지와 같은 기본적 욕구 충족과 관련한 문항이었고, 정서적 방임으로 포함된 문항은 돌봄과 관련된 문항이었다(Gerdner & Allgulander, 2009; Grassi-Oliveira et al., 2014). 김은정(2010)의 연구도 비슷한 양상을 보였는데, 원척도에서 신체적 방임에 포함된 '가족들에게 나는 충분한 보살핌을 받았다'라는 문항이 정서적 방임에 포함되었다. Cronbach α계수는 동일한 구성개념을 측정할 때 높아지고, 포괄적인 개념을 측정할 때는 낮아지는 경향이 있다(Heppner et al., 2015/2017). 그런데 신체적 방임을 측정하는 5문항 내에는 기본적인 욕구와 돌봄과 관련된 이질적인 문항이 혼재하다 보니 신뢰도가 저하된 것으로 추정할 수 있다. 이는 하위척도 신뢰도 향상을 위해 신체적 방임 척도 문항의 재검토가 필요함을 시사한다. 즉, 돌봄은 신체적인 돌봄과 정서적인 돌봄을 포괄하는 개념이므로 신체적 돌봄의 의미를 부각할 수 있도록 문항을 수정하여 응답자의 주관성이 개입될 여지를 줄일 필요가 있다. 다시 말해, 신체적 방임과 관련하여 좀 더 명확한 조작적 정의와 이에 맞는 문항으로 개선이 필요하다.

이상의 결과를 바탕으로 본 연구의 한계점과 후속 연구를 위한 제언을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 학술연구정보서비스, 국회전자도서관, 한국학술지인용색인에서 검색된 학술지만을 연구 대상으로 선정하여 학위연구나 다른 사이트에서만 검색되는 연구는 포함하지 못했다. 메타분석에서의 문헌검색은 선정 기준에 맞는 모든 연구를 찾아내는 것이 목표이므로(황성동, 양지훈, 2020) 다양한 데이

터베이스와 보충 전략을 통해 학위논문, 학술대회 발표 자료, 회색 문헌 등 좀 더 포괄적인 자료수집이 이루어지기를 기대한다.

둘째, 본 연구는 Cronbach α 계수만 조사했다. 척도 타당화를 제외한 모든 연구자가 Cronbach α 계수만 보고했기 때문이다. 앞서 언급하였듯이 Cronbach α 계수도 한계점이 존재하고 대신 사용할 수 있는 신뢰도가 다양하다. 후속 연구에서는 연구 대상이나 검사 조건을 고려하여 신뢰도를 선별적으로 사용할 것을 제안한다. 또한, 다양한 방법으로 신뢰도를 측정한 연구물이 누적된 후, 신뢰도 종류에 따라 어떠한 차이가 있는지 밝히는 것도 의미 있을 것이다.

셋째, 데이터 추출이 복수로 진행되지 못했다. 연구자가 코딩의 정확성을 여러 차례 반복하며 확인하였으나, 이보다는 2인 이상 팀을 이루어 연구의 선정과 코딩을 수행하고 일치율을 보고한다면 연구 결과에 대한 신뢰성을 향상시킬 수 있을 것이다.

넷째, 연구의 질을 측정하지 않은 점이 한계로 남는다. 개별연구의 질을 분석할 수 있다면 낮거나 높은 질의 개별연구가 전체 결과에 미치는 영향과 개별 연구에서 보완되어야 할 점을 논의에 반영할 수 있을 것이다(황성동, 양지훈, 2020).

이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 의의가 있다. 첫째, 아동기 외상이 증가하고 그에 따라 아동기 외상 연구도 증대되는 시점에서 아동기 외상 측정 도구로 가장 많이 사용되고 있는 CTQ의 신뢰도를 종합적이고 계량적으로 살펴본 최초의 메타분석 연구이다. 둘째, 그동안 CTQ는 개별 연구에서 .63부터 .95로 신뢰도 값이 다양했고 척도의 적절성 여부를 판단하는 경험적 자료는 부재했다. 본 연구를 통해 CTQ가 상당히 신뢰할 수 있는 점수를 산출한다는 것을 입증했고 CTQ 신뢰도를 일반화하는 데 실증적 자료를 제시했다. 셋째, 신뢰도 계수에 영향을 미치는 조절 변인을 밝혔다. 특히, Cronbach α 계수는 표본 수, 문항 수, 리커트 점수 등에 영향을 받는다고 알려져 있으나, 실제로 CTQ 신뢰도에 영향을 주는 것은 연구 대상이나 실시 방법임을 확인했다. 그러므로 CTQ를 사용할 때 이러한 요인을 고려하여 척도를 사용해야 할 것이다. 이러한 결과가 후속 연구자들에게 CTQ의 신뢰도에 대한 이해를 높이는 데 도움이 되기를 기대한다.

참고문헌

공성숙, 이정현, 신미연 (2009). 섭식장애 환자의 아동기 외상경험이 자해행동에 미치는 영향과 부모 간 갈등의 매개효과 분석. 정신간호학회지, 18(1), 31-40.

김연주, 김진숙 (2016). 진로성숙도 측정 도구의 신뢰도와 타당도 메타연구. 상담학연구, 17(6), 267-288.

김영혜, 윤정숙 (2019). 대인간 외상경험과 성인기 해리와의 관계에서 불안정 성인애착의 매개효과. 학습자중심교과교육연구, 19(20), 553-573.

김은정 (2010). 아동기 외상과 초기성인기 우울수준과의 관계: 초기부적응도식과 정서표현양가성 및 회피대처방식의 매개효과. 경북대학교 대학원 박사학위논문.

김은정, 김진숙 (2010). 아동기 외상과 초기 성인기 우울수준과의 관계: 초기부적응도식과 정서표현양가성 및 회피대처방식의 매

개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(3), 605-630.

김종기, 임호섭, 이동호 (2001). 연구 도구의 신뢰성과 타당성에 대한 메타분석: 우리나라 경영정보학 연구를 중심으로. 경영정보학연구, 11(4), 81-98.

김해숙, 송재홍 (2019). 국내 성취정서 척도 타당화에 대한 메타연구. 교육심리연구, 33(1), 1-26.

류민경 (2023). 아동기 대인간 외상 경험에 관한 연구 동향. 상담교육연구, 6(1), 82-99.

문수백 (2010). 학위논문 작성을 위한 연구방법의 실제. 서울: ㈜학지사.

박진아 (2015). 청소년의 아동기 외상경험이 또래괴롭힘 참여자 역할행동에 미치는 영향: 초기부적응도식의 매개효과를 중심으로. 아동가족치료연구, 14, 65-80.

보건복지부 (2013). 2012 전국아동학대현황보고서.

보건복지부 (2023). 2022 아동학대 주요통계.

서영주, 김영근 (2019). 성인의 아동기 성학대가 정신화에 미치는 영향에서 외상경험 개방에 대한 정서적 지지의 조절효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 31(2), 429-453.

신은경 (2014). 학습전이 측정 동향 및 측정도구 신뢰도 일반화 분석: 1996년~2013년 국내 학술지에 게재된 논문을 대상으로. HRD 연구, 16(4), 51-86.

유재학, 박지선, 박두흠, 유승호, 하지현 (2009). 한국판 아동기 외상 척도의 타당화: 상담 및 치료적 개입에서의 활용. 한국심리학회지: 건강, 14(3), 563-578.

윤판기, 김지연 (2023). 아동기 외상 경험에 관한 국내 연구 동향. 학습자중심교과교육연구, 23(13), 101-118.

이문희, 이수림 (2013). 애착외상(attachment trauma)의 이해와 치료적 함의. 청소년상담연구, 21(2), 413-448.

이상희, 남숙경, 이상민 (2008). 한국판 진로결정 자기효능감 척도에 대한 신뢰도 일반화 검증연구. 상담학연구, 9(2), 565-582.

이수정, 김종남 (2020). 청소년의 정서적 학대 경험이 비자살적 자해에 미치는 영향: 초기부적응도식과 정서조절곤란의 이중매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 32(4), 1715-1741.

이유경 (2006). 여대생의 아동기 외상경험이 심리적 증상과 대인관계문제에 미치는 영향: 애착의 매개효과를 중심으로. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.

이혜숙, 김영근. (2019). 어머니의 아동기 외상경험이 부모자녀관계에 미치는 영향: 정서조절곤란과 공감능력의 이중매개효과. 재활심리연구, 26(3), 89-109.

정경미, 송재홍 (2019). 국내 주의력 측정 도구 개발 연구의 신뢰도와 타당도에 대한 메타분석. 교육심리연구, 33(2), 171-191.

현영섭 (2014). 성인 자기주도학습 측정 도구의 신뢰도와 타당도 메타 연구. 평생교육학연구, 20(1), 33-62.

황성동 (2016). 메타분석에 있어서 출간오류: 의미와 분석. 인간발달연구, 23(1), 1-19.

황성동 (2020). R을 이용한 메타분석 2판. 서울: ㈜학지사.

황성동, 양지훈 (2020). 사회복지학 분야 메타분석 연구논문에 대한 연구방법론적 질 평가. 사회복지정책과실천, 6(2), 5-43.

Appelbaum, M., Cooper, H., Kline, R. B., Mayo-Wilson, E., Nezu, A. M., & Rao, S.

M. (2018). Journal article reporting standards for quantitative research in psychology: The APA publications and communications board task force report. *American Psychologist, 73*(1), 3-25.

Bernstein, D. P., & Fink, L. (1998). *Childhood trauma questionnaire: A retrospective self-report manual*. San Antonio, TX: Harcourt Brace.

Bernstein, D. P., Stein, J. A., Newcomb, M. D., Walker, E., Pogge, D., Ahluvalia, T., & Zule, W. (2003). Development and validation of a brief screening version of the childhood trauma questionnaire. *Child Abuse & Neglect, 27*(2), 169-190.

Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T., & Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to meta-analysis*. Chichester, UK: John Wiley and Sons, Ltd.

Fu, W. Q., & Yao, S. Q. (2005). Initial reliability and validity of childhood trauma questionnaire (CTQ-SF) applied in Chinese college students. *Chinese Journal of Clinical Psychology, 13*(1), 40-42.

Georgieva, S., Tomas, J. M., & Navarro-Pérez, J. J. (2021). Systematic review and critical appraisal of childhood trauma questionnaire—short form (CTQ-SF). *Child Abuse & Neglect, 120*, 1-11.

Gerdner, A., & Allgulander, C. (2009). Psychometric properties of the Swedish version of the childhood trauma questionnaire—short form (CTQ-SF). *Nordic Journal of Psychiatry, 63*(2), 160-170.

Gleaves, D. H., Pearson, C. A., Ambwani, S., & Morey, L. C. (2014). Measuring eating disorder attitudes and behaviors: A reliability generalization study. *Journal of Eating Disorders, 2*(6), 1-12.

Graham, J. M., & Unterschute, M. S. (2015). A reliability generalization meta-analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of Personality Assessment, 97*(1), 31-41.

Grassi-Oliveira, R., Stein, L. M., & Pezzi, J. C. (2006). Translation and content validation of the childhood trauma questionnaire into Pportuguese language. *Revista De Saude Publica, 40*, 249-255.

Grassi-Oliveira, R., Cogo-Moreira, H., Salum, G. A., Brietzke, E., Viola, T. W., Manfro, G. G., Kristensen C. H., & Arteche, A. X. (2014). Childhood trauma questionnaire (CTQ) in Brazilian samples of different age groups: Findings from confirmatory factor analysis. *Plos One, 9*(1), 1-7.

Hedges, L. V., & Olkin, I. (1985). *Statistical methods for meta-analysis*. San Diego, CA: Academic Press.

Hedges, L. V., & Vevea, J. L. (1998). Fixed-and random-effects models in meta-analysis. *Psychological Methods, 3*(4), 486-504.

Heide, K. M., & Solomon, E. P. (2006). Biology, childhood trauma, and murder: Rethinking justice. *International Journal of Law and Psychiatry, 29*(3), 220-233.

Heppner, P. P., Wampold, B. E., Owen, J., Thompson, M. N., & Wang, K. T. (2017). 상담연구방법론 4판 (이동귀, 박현주, 김동민, 박성현, 서영석, 이동훈, 이희경, 공역). 센게이지러닝코리아. (원본 출판 2015년).

Higgins, J., Thomas, J., Chandler, J., Cumpston, M., Li, T., Page, M., & Welch, V. (2019). *Cochrane handbook for systematic reviews of interventions* (2nd ed.). Hoboken, NJ: Wiley-Blackwell.

Kim, D., Park, S. C., Yang, H., & Oh, D. H. (2011). Reliability and validity of the Korean version of the childhood trauma questionnaire-short form for psychiatric outpatients. *Psychiatry Investigation, 8*(4), 305-311.

Kline, R. B. (2019). 구조방정식모형: 원리와 적용 (이현숙, 장승민, 신혜숙, 김수진, 전경희, 공역). 학지사. (원본 출판 2015년).

McKay, M. T., Cannon, M., Chambers, D., Conroy, R. M., Coughlan, H., Dodd, P., & Clarke, M. C. (2021). Childhood trauma and adult mental disorder: A systematic review and meta analysis of longitudinal cohort studies. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 143*(3), 189-205.

Mckelvie, S. J. (1978). Graphic rating scales－How many categories? *British Journal of Psychology, 69*(2), 185-202.

Moher, D., Liberati, A., Tetzlaff, J., & Altman, D. G. (2009). Preferred reporting items for systematic reviews and meta-analyses: The PRISMA statement. *Annals of Internal Medicine, 151*(4), 264-269.

Mokkink, L. B., Terwee, C. B., Patrick, D. L., Alonso, J., Stratford, P. W., Knol, D. L., Bouter, L. M., & De Vet, H. C. (2010). The COSMIN checklist for assessing the methodological quality of studies on measurement properties of health status measurement instruments: An International delphi study. *Quality of Life Research 19*(4), 539-549.

Niemi, R. G., Carmines, E. G., & McIver, J. P. (1986). The impact of scale length on reliability and validity: A clarification of some misconceptions. *Quality and Quantity, 20,* 371-376.

Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.). New York, NY: McGraw-Hill.

Nunnally, J. C., & Bernstein I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York, NY: McGraw-Hill.

Piqueras, J. A., Martín-Vivar, M., Sandin, B., San Luis, C., & Pineda, D. (2017). The revised child anxiety and depression scale: A systematic review and reliability generalization meta-analysis. *Journal of Affective Disorders, 218*, 153-169.

Read, J., Agar, K., Barker-Collo, S., Davies, E., & Moskowitz, A. (2001). Assessing suicidality in adults: Integrating childhood trauma as a major risk factor. *Professional Psychology: Research and Practice, 32*(4), 367-372.

Saini, S. M., Hoffmann, C. R., Pantelis, C., Everall, I. P., & Bousman, C. A. (2019). Systematic review and critical appraisal of child abuse measurement instruments. *Psychiatry Research, 272*, 106-113.

Sen, S. (2022). A reliability generalization meta-analysis of runco ideational behavior scale. *Creativity Research Journal, 34*(2), 178-194.

Sheperis, C. J., Young, J. S., & Daniels, M. H. (2013). 상담연구방법론 양적 질적 혼합적

방법론 (최한나, 김은하, 김형수, 공역). 학지사. (원본 출판 2010년).

Steenkamp, L. R., Parrish, E. M., Chalker, S. A., Badal, V. D., Pinkham, A. E., Harvey, P. D., & Depp, C. A. (2023). Childhood trauma and real-world social experiences in psychosis. *Schizophrenia Research, 252*, 279-286.

Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education, 2*, 53-55.

Thombs, B. D., Bernstein, D. P., Lobbestael, J., & Arntz, A. (2009). A validation study of the dutch childhood trauma questionnaire-short form: Factor structure, reliability, and known-groups validity. *Child Abuse & Neglect, 33*(8), 518-523.

Vacha-Haase, T. (1998). Reliability generalization: Exploring variance in measurement error affecting score reliability across studies. *Educational and Psychological Measurement, 58*(1), 6-20.

Vitopoulos, N. A., Peterson-Badali, M., Brown, S., & Skilling, T. A. (2019). The relationship between trauma, recidivism risk, and reoffending in male and female juvenile offenders. *Journal of Child & Adolescent Trauma, 12*, 351-364.

Wang, W., Wu, R., Tang, H., Wang, Y., Liu, K., Liu, C., & Pu, W. (2019). Childhood trauma as a mediator between emotional intelligence and recidivism in male offenders. *Child Abuse & Neglect, 93*, 162-169.

Wingenfeld, K., Spitzer, C., Mensebach, C., Grabe, H. J., Hill, A., Gast, U., Scholosser, N., Hopp, H., Beblo, T., & Driessen, M. (2010). The German version of the childhood trauma questionnaire (CTQ): Preliminary psychometric properties. *Psychotherapie, Psychosomatik, Medizinische Psychologie, 60*(11), 442-450.

Zangaro, G. A., & Jones, K. (2019). Practice environment scale of the nursing work index: A reliability generalization meta-analysis. *Western Journal of Nursing Research, 41*(11), 1658-1684.

원 고 접 수 일 : 2024. 01. 16
수정원고접수일 : 2024. 02. 19
게 재 결 정 일 : 2024. 02. 28

한국심리학회지 : 상담 및 심리치료
The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy
2024, Vol. 36, No. 2, 489-513

A Reliability Generalization Meta-Analysis of the Childhood Trauma Questionnaire (CTQ)

Miyoung, Cha
Kyungpook National University
Doctoral Candidate

Jinsook, Kim
Kyungpook National University
Professor

This study aimed to estimate the overall reliability of the Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) and to identify moderator variables that influence reliability across various studies. To achieve this, a meta-analysis was conducted on 64 domestic journal articles that presented Cronbach's alpha estimates for the CTQ, covering the period from 2009 to November 2023. The overall Cronbach's alpha reliability of the scale was .89(95% CI: .88～.90) in the random-effects model. A meta-ANOVA revealed that reliability was higher when the participants were ex-offenders and when the survey was conducted online. Meta-regression analysis indicated that studies published more recently tended to be more reliable. Lastly, the alpha reliability for the subscales varied, with emotional neglect achieving the highest reliability at .91 and physical neglect the lowest at .63. These findings led to a discussion of the implications for using the CTQ and proposals for future research endeavors.

Key words : Childhood Trauma Questionnaire, CTQ, reliability, meta-analysis

부 록

1 저자만 표기함

저자	연도	제목	학술지
강민정	2021	애착외상과 대인관계문제의 관계에서 자비두려움과 정서조절곤란의 이중매개효과	한국심리학회지: 학교, 18(1)
고옥주	2015	대학생의 자기자비 수준별 대인간 외상 경험과 친밀감에 대한 두려움 간의 관계: 자기체계 손상의 매개효과	사회과학연구, 26(3)
공성숙	2009	섭식장애 환자의 아동기 외상경험이 자해행동에 미치는 영향과 부모 간 갈등의 매개효과 분석	정신간호학회지, 18(1)
공성숙	2015	해병대 병사들의 아동기의 심리적 외상경험과 사회적 지지가 해리증상에 미치는 영향	정신간호학회지, 24(4)
권애란	2022	아동기 신체학대와 자살의 관계에서 PTSD 증상, 우울 및 사회적 지지의 영향	한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 34(3)
김규연	2022	대학생의 아동기 대인간 외상경험과 사회불안의 관계: 경험회피와 정서조절곤란의 이중매개효과	상담학연구, 23(5)
김영혜	2019	대인간 외상경험과 성인기 해리와의 관계에서 불안정 성인애착의 매개효과	학습자중심교과교육연구, 19(20)
김용희	2023	아동기외상이 폭식행동에 미치는 영향: 강박성과 부정조급성의 매개효과	청소년학연구, 30(10)
김은정	2010	아동기 외상과 초기 성인기 우울수준과의 관계: 초기부적응도식과 정서표현양가성 및 회피대처방식의 매개효과	한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(3)
김은정	2020	아동기 정서적 외상경험과 성인기 정신병리 및 대인관계 문제의 관계에서 정서조절곤란의 매개효과: 정서적 학대와 정서적 방임의 차별적 경로를 중심으로	상담학연구, 21(3)
김지나	2023	아동기 복합외상이 초기 성인기의 대인관계 문제에 미치는 영향: 초기부적응도식과 자기체계손상의 순차적 매개효과	상담학연구, 24(2)
김지연	2018	아동학대 생존자의 외상 후 성장을 위한 인지행동치료 프로그램의 개발 및 효과	정서・행동장애연구, 34(3)
김후남	2018	청소년의 초기 외상경험과 우울의 관계: 거부민감성, 사회적 위축, 대인관계 문제의 순차적 매개효과	인지행동치료, 18(3)
남현지	2022	대학생의 아동기 대인 외상 경험이 SNS 중독경향성에 미치는 영향 -불안정 성인애착과 소외에 대한 두려움의 순차매개 효과-	한국아동복지학, 71(4)
노푸른	2014	수용전념치료(ACT)가 아동기 외상을 경험한 청소년의 자아존중감, 자아탄력성 및 대인관계 문제에 미치는 효과	한국심리학회지: 건강, 19(4)

문선재	2022	아동기 대인간 외상경험과 불안정 성인애착과의 관계에서 내면화된 수치심의 매개효과	한국놀이치료학회지, 25(3)
박남희	2022	애착외상과 우울의 관계에서 불안민감성과 정서조절곤란의 매개효과	인문사회 21, 13(3)
박진아	2015	청소년의 아동기 외상경험이 또래괴롭힘 참여자 역할행동에 미치는 영향: 초기부적응도식의 매개효과를 중심으로	아동가족치료연구, 14
박희선	2019	아동기 외상경험과 청소년의 또래애착 간의 관계: 자아분화의 조절효과	교육과학연구, 50(4)
서묘경	2019	아동기 외상과 성인기 데이트폭력 피해의 관계에서 용서의 매개효과	stress, 27(4)
서영주	2018	대인관계 외상과 외상 후 성장의 관계: 정신화와 정서기반 대처의 매개효과	한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 30(3)
서현정	2020	청소년 자녀를 둔 남성 출소자의 아동기 학대외상이 아버지 역할 수행에 미치는 영향: 지각된 배우자 지지와 적극적인 스트레스 대처방식의 이중매개효과	한국심리학회지: 사회 및 성격, 34(3)
성정옥	2023	아동기 학대경험이 성인기 대인관계문제에 미치는 영향에서 자기자비와 자기체계손상의 순차적 이중매개효과	인문사회 21, 14(2)
손승희	2017	아동기외상과 관계중독의 관계에서 내면화된 수치심의 매개효과 검증: 여자대학생을 중심으로	한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 29(3)
손승희	2018	대학생의 아동기외상이 고통감내력에 미치는 영향: 내면화된 수치심의 매개효과	인문사회 21, 9(1)
송연주	2020	아동기 외상과 관계중독 간 관계에서 내면화된 수치심과 거절민감성의 매개효과	한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 26(2)
송연주	2021	대학생의 대인간 외상 경험과 대인관계문제 간의 관계: 정서인식명확성과 정서표현양가성의 이중매개효과	상담학연구, 22(2)
송영주	2017	애착 외상과 데이트 폭력 피해의 관계에서 사회적 지지의 조절효과	한국범죄심리연구, 13(1)
신은정	2017	대학생의 아동기 대인 간 외상경험이 자기체계손상에 미치는 영향: 정서지능과 다차원적 경험회피의 이중매개효과를 중심으로	한국아동심리치료학회지, 12(3)
심연홍	2020	소년원학교 학생의 아동기 외상경험이 부적응적 인지적 정서조절에 미치는 영향: 부정적 자동적 사고의 매개효과	놀이치료연구, 24(2)
우재희	2014	외상경험과 애착이 알코올중독자의 음주에 미치는 영향	정신보건과 사회사업, 42(3)
유재학	2009	한국판 아동기 외상 질문지의 타당화: 상담 및 치료적 개입에서의 활용	한국심리학회지: 건강, 14(3)

유희정	2015	아동기 외상이 외상 후 성장에 미치는 영향에서 탄력성과 의도적 반추의 매개효과	초등상담연구, 14(3)
유희정	2017	아동기 외상과 외상 후 성장의 관계: 사회적 지지의 조절효과를 중심으로	초등상담연구, 16(2)
윤정숙	2021	아동기 애착외상이 성인기 해리 증상에 미치는 영향에서 불안정 성인애착과 정서조절 곤란의 이중매개효과 검증	인지행동치료, 21(3)
이성택	2023	가정내 대인외상경험이 대학생의 관계적 공격성에 미치는 영향: 내면화된 수치심의 매개효과와 적응적 정서조절전략의 조절된 매개효과	청소년학연구, 30(7)
이승주	2016	기혼 직장인의 아동기 학대외상과 양육신념이 양육태도에 미치는 영향	경북간호과학지, 20(2)
이아름	2019	성인 출소자의 아동기 외상과 가족기능성과의 관계에서 분노표현방식의 매개효과검증	한국콘텐츠학회논문지, 19(3)
이윤연	2017	아동기 외상과 데이트 폭력 피해의 관계: 유기도식과 관계중독의 이중매개효과	한국심리학회지: 여성, 22(2)
이은숙	2015	아동기 외상경험과 부모의 문제음주가 대학생의 문제음주에 미치는 영향: 경험회피의 매개효과	정신간호학회지, 24(3)
이자영	2021	아동기 외상, 거부민감성, 정서인식명확성이 전위공격성에 미치는 영향	디지털융복합연구, 19(9)
이태영	2011	아동기 외상경험이 초기 성인기 대인관계문제에 미치는 영향에서 내면화된 수치심의 매개효과	상담학연구, 12(6)
이혜린	2022	조현병 환자의 아동기 외상 유형과 외상 후 스트레스 증상의 관계: 해리 증상의 매개효과	재활심리연구, 29(1)
이혜숙	2019	어머니의 아동기 외상경험이 부모자녀관계에 미치는 영향: 정서조절곤란과 공감능력의 이중매개효과	재활심리연구, 26(3)
장숙경	2020	대학생의 아동기 외상경험과 성향적 낙관성이 대인관계 문제에 미치는 영향: 단절 및 거절 도식의 매개효과	한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 32(1)
전미유	2012	아동기 심리적 외상이 청소년기 불안 및 우울 증상에 미치는 영향: 예비연구	사회정신의학, 17(1)
전선영	2022	대학생의 아동기 정서학대와 정서방임의 경험과 우울 증상 간의 관계에서 정서조절능력의 차별적인 매개효과	한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제, 8(4)
정경민	2017	아버지 애착과 아동기 외상이 미혼여성의 연애관계 형성 및 지속에 미치는 영향	정서・행동장애연구, 33(4)
정재우	2021	아동기 대인간 외상경험이 대학생의 사회적 상호작용 불안에 미치는 영향: 고통감내력의 매개효과를 중심으로	발달지원연구, 10(2)

정하영	2020	출소자의 아동기 학대외상, 자아탄력성, 적극적/소극적 스트레스 대처방식의 차이: 초범/재범여부와 주거/숙식 지원여부를 중심으로	한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 32(1)
정호선	2022	청소년의 애착외상과 경험회피, 대인관계 문제 간의 관계에서 자기자비의 조절된 매개효과	청소년문화포럼, 69
정효운	2022	아동기 애착 외상 경험 부모 대상 인지행동치료 프로그램의 개발 및 효과에 관한 탐색적 연구: 부모-자녀 관계 증진을 중심으로	인지행동치료, 22(3)
정효운	2023	아동기 애착외상이 부모역할만족도에 미치는 영향: 복합 PTSD 증상의 매개효과	가족과 문화, 35(3)
조소영	2020	아동기 외상과 초기 성인기 대인관계문제 간의 관계에서 초기부적응도식과 감정표현불능의 매개효과	청소년학연구, 27(3)
조정은	2022	아동기 외상이 데이트 폭력피해에 미치는 영향: 거부 민감성의 매개 효과	인문사회 21, 13(1)
차수빈	2022	아동기 외상경험이 대학생의 경계선성격 성향에 미치는 영향: 초기애착과 성인애착의 순차적 매개효과	한국심리학회지: 발달, 35(2)
최가연	2019	아동기 외상이 성인기 관계중독성향에 미치는 영향에서 거절민감성의 매개효과	한국심리학회지: 건강, 24(4)
최나윤	2018	아동기 외상이 초기 성인기 대인관계 문제에 미치는 영향: 초기부적응도식과 자기개념 및 정서조절곤란의 매개효과	청소년학연구, 25(2)
최샛별	2022	애착외상과 복합외상 후 스트레스 증후군 간의 관계에서 자기체계손상과 자기자비의 매개효과 검증	인지행동치료, 22(1)
최은영	2011	여대생의 아동 청소년기 대인간 외상 경험과 자기역량 손상의 관계에서 내면화된 수치심의 매개효과	한국심리학회지: 여성, 16(3)
한수경	2014	대인간 외상경험이 대인관계문제에 미치는 영향에서 자기체계손상의 매개효과	인간이해, 35(1)
허무녕	2021	대학생의 아동기 외상 경험과 스마트폰 중독 간의 관계에서 시간관의 다중매개효과	한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 33(1)
허주연	2023	아동기 초기 외상과 경계선 성격 성향의 관계에서 정서 반응성과 정서 조절 곤란의 다중매개효과	재활심리연구, 30(3)
황인서	2023	아동기 애착 트라우마 경험이 관계적 공격성에 미치는 영향에서 적대적 귀인편향의 매개효과	한국아동심리치료학회지, 18(3)