



## 연인 관계 맥락에서의 심리적 폭력 단축형 척도 (K-MMEA-SF) 타당화 연구

Received: July 13, 2025

Revised: October 1, 2025

Accepted: November 12, 2025

최은지<sup>1</sup>, 이승연<sup>2</sup>

이화여자대학교 심리학과/ 박사<sup>1</sup>, 이화여자대학교 심리학과/ 교수<sup>2</sup>

교신저자: 이승연  
이화여자대학교 심리학과,  
서울시 서대문구 이화여대길 52

E-MAIL: slee1@ewha.ac.kr

### Validation of the Korean Version of the Psychological Violence Scale in Romantic Relationships

Eunji Choi<sup>1</sup>, Seung-yeon Lee<sup>2</sup>

Department of Psychology, Ewha Womans University/ Ph.D.<sup>1</sup>

Department of Psychology, Ewha Womans University/ Professor<sup>2</sup>

\* 이 연구는 제1저자의  
박사학위논문 일부를  
요약수정한 것임.

### ABSTRACT

본 연구는 이성 교제 중인 국내 미혼 성인을 대상으로 심리적 데이트 폭력의 다양한 특성을 반영할 수 있는 신뢰롭고 타당한 측정 도구를 마련하기 위한 목적으로 수행되었다. 이를 위해 Murphy와 Hoover(1999)가 개발하고 Maldonado 등 (2020)이 수정·축약한 다차원적 정서적 학대 단축형 척도(MMEA-SF)을 번안한 뒤, 두 차례의 표집을 통해 타당화 과정을 거쳤다. 먼저, 281명의 자료를 바탕으로 탐색적 요인분석을 실시한 결과 15문항으로 구성된 3요인 구조(구속, 적대적 공격, 적대적 철수)가 도출되었고, 이후 340명의 자료를 활용하여 확인적 요인분석과 준거 타당도 및 증분 타당도를 검증하여 최종적으로 14문항의 3요인 구조가 확정되었다. 척도는 심리적 공격성, 집착행동, 관계 만족도 및 사회적 바람직성과의 관계에서 이론적 적합성을 보였으며, 신뢰도가 확보되었다. 한국판 심리적 폭력 단축형 척도(K-MMEA-SF)는 국내 연인 관계 맥락에서 심리적 데이트 폭력을 정교하게 평가할 수 있는 유용한 도구로, 관련 분야의 학문적 발전에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

주요어 : 심리적 데이트 폭력, 다차원적 정서적 학대 단축형 척도, 척도 타당화



© Copyright 2025. The Korean Journal of  
Developmental Psychology.  
All Rights Reserved.  
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.

성인 초기에는 연애 관계에 더 많이 관여하게 되고, 두 사람은 관계 속에서 애정, 친밀감, 유대감 및 갈등 해결 전략을 연습하는 기회를 가지게 된다(Simon & Furman, 2010). 따라서 이 시기의 안정적인 연애 경험은 개인의 심리적 안녕감과 정신 건강, 더 나은 삶의 질에 중요한 요소로 작용할 수 있다(Sagone et al., 2023). 그러나 연인 관계는 일반적인 대인관계보다 더 깊은 친밀감을 기반으로 하므로 자신의 기대나 욕구를 강하게 요구하게 되고, 때때로 기대 불일치나 욕구 불충족은 관계 불만족과 부적응적인 대처방식과 밀접하게 연관된다(Kluwer et al., 2020; Patrick et al., 2007). 또한 개인의 애착 불안과 같은 관계적 취약성이 있는 경우, 연인에 대한 신뢰를 형성하는 과정에서 쉽게 불안감이 촉발되어 상대방을 구속하고 통제함으로써 관계 안정감을 유지하려는 노력을 기울일 수 있다(McDermot et al., 2017).

이처럼 연인 관계는 독특한 상호 의존의 역동을 지니고 있으며(La Guardia & Patrick, 2008), 이러한 역동은 개인의 적대적 의도와 무관하게 폭력의 일환으로 나타날 수 있다. 더욱이 흥미로운 점은 물리적 공격이 수반되지 않는 폭력은 단순한 가치관이나 성격 차이로 해석되어 오히려 관계 개선을 위한 노력으로 정당화되기도 한다는 점이다(정혜원, 이승연, 2019).

이러한 특성은 데이트 폭력의 하위 유형인 ‘심리적 데이트 폭력(psychological dating violence)’에서 두드러진다. 학자에 따라 정의에 차이는 있으나, 일반적으로 상대를 비하하거나 자존감을 공격하는 언어적·비언어적 행동, 그리고 상대방의 행동을 구속하고 통제하려는 행동을 포함한다(Straus

et al., 1996). 여기서 비언어적 행동은 물리적인 직접적 공격은 아니지만 상대방을 심리적으로 압박하거나 위축시키는 방식으로 나타날 수 있다. 예를 들어, 다툼 이후 문을 세게 닫고 나가 버리기, 화가 난 상태에서 의도적으로 대화를 피하고 연락을 차단하는 행동 등이 이에 해당한다(예: Straus et al., 1996; Murphy & Hoover, 1999). 이러한 행동은 상대방의 죄책감, 불안, 두려움, 분노, 무력감 등 여러 부정적 정서를 유발하고, 자기 가치감을 저하시키는 심리적 폭력에 해당하는 것으로 알려져 왔다(Lawrence et al., 2009).

심리적 데이트 폭력은 단독으로 발생하기도 하지만 다른 폭력 유형과 동반되어 나타나는 경우가 많아 연인 관계에서 가장 흔한 폭력 유형으로 간주된다(Choi et al., 2017; Krishnakumar et al., 2018). 그럼에도 불구하고 상대적으로 적은 관심을 받아 온 이유는, 심리적 데이트 폭력이 피상적이고 모호한 개념으로 남아있으며 관계 맥락 속에서 은밀하고 복잡한 방식으로 발생해 물리적 폭력만큼 명확하게 드러나지 않기 때문이다(Follingstad, 2007). 흔히 연인 간의 사소한 애정 싸움이나 질투, 밀당 등의 행동으로 해석되어 개인의 고통에 주안점을 두기보다는 연애 과정에서 자연스럽게 겪는 일로 여겨지고, 이에 따라 개입의 필요성 또한 과소평가 되어 왔다.

한편, 심리적 폭력<sup>1)</sup>은 신체적 폭력보다 불안, 우울, 외상 후 스트레스 장애를 더 강력하게 예측하는 요인으로 밝혀진 바 있다(Mills et al., 2018). 또한 주목할 점은, 종단연구에서 심리적 폭력이 신체적 폭력의 전조로 발생한다고 밝혀진 점이다(O’Leary et al., 1994; Murphy & O’Leary,

1) 본문에서 별도로 ‘심리적 데이트 폭력’이라고 명시하지 않는 한, ‘심리적 폭력’이라는 용어는 친밀한 파트너 폭력(IPV) 연구에서 연인 관계뿐 아니라 다양한 친밀한 관계에서 발생할 수 있는 보다 포괄적인 의미의 심리적 폭력을 지칭한다.

1989). 이러한 선행 연구를 종합해 볼 때, 심리적 데이트 폭력은 다른 폭력 유형과 구분하여 독립적으로 다룰 필요가 있으며, 더 심각한 폭력으로 발전하기 이전에 예방 차원의 개입이 필요하다. 그럼에도 불구하고 국내·외 연구들은 여전히 모든 하위 유형을 통합하여 ‘데이트 폭력’으로 접근하고 있다는 제한점이 있다(예: 손연우, 권호인, 2018; Kaya, 2023).

이러한 상황에서 일찍부터 심리적 폭력 그 자체에 주목하여 발생 맥락과 개념적 정의를 새롭게 제시한 학자들이 있다. 대표적으로 Marshall(1999)은 심리적 폭력을 명백한 폭력(overt psychological violence)과 미묘한 폭력(subtle psychological violence)으로 구분하였으며, 이 중 명백한 심리적 폭력은 갈등 상황에서 주로 나타나는 통제적이고 지배적인 행동으로, 언어적 공격, 감시, 위협 등의 행동을 포함하며 비교적 쉽게 폭력으로 인식된다고 설명한다(Jacobson et al., 1996). 반면, 미묘한 심리적 폭력은 비하, 무시, 고립 등의 행동과 메시지를 포함하며, 때로는 애정적이거나 유머러스한 방식으로 표현되어 피해자에게 위협적으로 인식되지 않을 수 있다(Marshall, 1999). 다시 말해, 명백한 심리적 폭력은 행위자의 분노상태가 동반되어 상대방 역시 부정적 감정이 유발되기 쉽지만, 미묘한 폭력은 피해자가 그것을 행위자의 문제라기보다 자신이 예민하거나 문제가 있다고 지각하게 만들어 오히려 자아감에 더 깊은 손상을 초래할 수 있다는 특성을 지닌다.

이처럼 Marshall(1999)은 심리적 폭력을 단일 요인으로 측정하는 방식을 비판하며, 명백한 심리적 폭력을 네 개의 하위요인(지배, 무관심, 감시, 망신)으로, 교묘한 심리적 폭력을 세 개의 하위요인(폄하, 무시, 고립)으로 구분하여 다양한 맥락에

서 폭력이 복합적으로 나타날 수 있음을 강조하고 이를 개념화하였다. 다만, 해당 척도는 저소득층 피해 여성만을 대상으로 개발·적용되었기 때문에 다른 대상으로의 일반화에는 제약이 있다.

비슷한 시기에 임상 표본이 아닌 일반 지역사회 표본을 대상으로 심리적 데이트 폭력의 다차원적 특성을 밝히려는 시도가 있었다. Murphy와 Hoover(1999)는 심리적 데이트 폭력 행동이 가벼운 것부터 심각한 지배 행동까지 매우 광범위하다는 관점을 가지고 ‘다차원적 정서적 학대 척도(Multidimensional Measure of Emotional Abuse; MMEA)’를 개발하였다. 연구자들은 그간 임상 집단이나 남성가해-여성피해의 관점에서 개발된 척도, 그리고 부부 중심의 연구(예: PMWI, Tolman, 1989; CTS-2, Straus et al., 1996)가 주류를 차지하고 있었던 것에서 나아가, 일반적인 연인 관계에 적용 가능한 4요인 모델을 제시하였다.

구체적으로 MMEA는 구속(restrictive engulfment), 비하(denigration), 지배/위협(domination/intimidation), 적대적 철수(hostile withdrawal)의 네 가지 하위 요인으로 구성되며, 각 7문항씩 총 28문항으로 이루어져 있다. Murphy와 Hoover(1999)는 심리적 데이트 폭력이 피해자의 주관적 인식만으로는 발생 여부를 명확히 파악하기 어렵다고 보고, 응답자가 자신의 가해 행동뿐 아니라 상대방의 가해 행동까지 보고하도록 하여 자신의 피해 경험을 우회적으로 측정할 수 있는 방식을 제시하였다. MMEA는 기존 측정 도구(예: CTS-2)가 언어적 폭력에 편중되어 있다는 한계를 보완하고자 개발되었으며, 이후 여러 경험적 연구와 타당화 연구를 통해 심리적 데이트 폭력의 다양한 측면을 효과적으로 측정할 수 있는 척도로써 타당성을 입증받아 왔다(Allison

et al., 2008; Bonechi & Tani, 2011; McDermot et al., 2017; Toplu-Demirtaş et al., 2018).

한편, 국내에서도 데이트 폭력으로 인한 교제 살인 등 극단적 범죄가 증가하면서 심리적 데이트 폭력에 대한 사회적·학문적 관심이 높아지고 있지만, 여전히 그 심각성은 과소 평가되고 있다(홍태경, 2018). 이러한 현실의 이면에는 연인 관계에서 어떤 행위가 심리적 데이트 폭력에 해당하는지에 대한 사회적 합의가 충분히 이루어지지 않았다는 점이 작용할 수 있다. 데이트 폭력 연구에서는 현재 Straus 등(1996)의 갈등책략척도 개정판(Revised Conflict Tactics Scales; CTS-2)이 가장 널리 사용되고 있는데, 신체적 폭행(physical assault), 상해(injury), 심리적 공격성(psychological aggression), 성적 강요(sexual coercion), 협상(negotiation)의 다섯 개 하위요인으로 구성되어 있다. 이 중 심리적 공격성 하위척도가 심리적 데이트 폭력을 측정하기 위해 사용되고 있다.

CTS-2의 심리적 공격성은 상대방을 언어적으로 비난하거나 굴욕감을 주고 위협하며, 상대방의 정서·행동을 통제하는 의도적인 행위를 의미한다(Shorey et al., 2012). 심리적 공격성 역시 가벼운 공격성에 해당하는 4문항(예: 모욕적인 말이나 행동 또는 욕을 했다)과 심한 공격성에 해당하는 4문항(예: 때리겠다고 위협하거나 물건을 던지겠다고 위협하였다)의 단일요인으로 구성되어 있으나, 그 심각도 기준이 다소 모호하다. CTS 척도 개발 당시 심리적 공격성 요인이 연구의 주된 관심사가 아니었기에 세부 내용에 대한 고민은 다소 부족했던 것으로 보인다(Ro & Lawrence, 2007).

그럼에도 국내 심리적 데이트 폭력 연구 대부분은 CTS-2의 심리적 공격성 하위척도를 사용하고 있다. 이 척도의 내용적 한계와는 별개로, 가장 큰

문제는 한국판 CTS-2가 부부 대상으로만 타당화되었을 뿐 연인 관계 맥락에서 체계적으로 타당성이 입증된 적이 없다는 점이다. 현재까지 확인된 국내 CTS-2 타당화 연구는 부부를 대상으로 한 손정영(1997)의 연구가 유일하며, 이 도구를 표현만 수정해서 연인 관계에 사용하여 미혼 커플의 심리적 폭력, 즉, 심리적 데이트 폭력 특성을 제대로 반영하고 있는지를 확신할 수 없다.

본 연구는 이러한 국내 실정에 경각심을 가지고 심리적 데이트 폭력에 대한 개념적 정의를 토대로 미혼 성인남녀를 대상으로 연인 관계에서의 심리적 폭력을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는 척도를 마련하고자 하는 목적으로 시작되었다. 심리적 데이트 폭력은 미혼 상태의 연인 관계에서 발생하는 다양한 형태의 정서적·언어적 폭력과 통제 행동을 포함한다. 이때 행위자의 의도는 상대방에 대한 통제, 권력, 보복, 애정, 질투, 장난 등 관계 특성에 따라 다양할 수 있지만, 어떤 의도에서든지 계속 반복되거나 여러 형태가 누적되면서 상대방의 감정적 상처, 불안, 죄책감을 유발하고 자아감에 큰 손상을 주는 행동으로 정의 내릴 수 있다.

이처럼 본 연구에서 개념화한 심리적 데이트 폭력과 연구 목적에 가장 부합하는 도구는 Murphy 와 Hoover(1999)의 다차원적 정서적 학대 척도(MMEA)라고 판단하였다. MMEA는 ‘정서적 학대’라는 용어를 사용하고 있으나, 그 개념적 특성이 본 연구에서 정의한 심리적 데이트 폭력과 실질적으로 일치하기 때문에 본 연구의 측정 도구로 활용하는데 적절하다. 보다 최근에는 연인, 동거, 결혼 관계 등 다양한 관계 유형에 적용 가능하도록 문항을 수정·축약한 MMEA-SF가 새롭게 타당화되었으며(Maldonado et al., 2020), 본 연구에서는 이를 한국어로 번안하고, 국내 연인 관계 맥락에서

타당화하고자 하였다.

Maldonado 등(2020)은 원척도인 MMEA에서 맥락에 따라 폭력으로 보기 어려운 문항(예: 자동차 운전자에게만 해당하는 문항, 친구들과 너무 많은 시간을 보낸다고 불평하는 문항 등), 불명확한 문항(예: 물건을 몰래 뒤져보았는지 확인하는 문항), 다른 요인과 중복되는 문항을 삭제하였다. 이후 치료 프로그램에 참여하는 학대 가해 남성 집단과 일반 대학생 집단을 대상으로 타당화 연구를 수행하였고, 그 결과 MMEA-SF가 원척도만큼 신뢰도와 타당도가 확보된 척도임을 확인하였다. 또한 네 개의 요인 구조를 유지하면서 기존 28문항을 총 16 문항으로 축소하여 척도의 실용성과 적용 가능성을 높였다.

따라서 본 연구에서는 국내 이성 교제 중인 미혼 성인 남녀를 대상으로 MMEA-SF의 요인 구조를 검토하고, 관련 변인들과의 관계 양상을 살펴봄으로써 국내에서 활용 가능한 심리적 데이트 폭력 척도를 마련하고자 한다. 본 연구에서 타당화한 척도는 국내 심리적 데이트 폭력 연구 활성화에 기여할 수 있을 뿐 아니라, 실질적인 예방 및 개입 방안을 마련하는 데 유용한 평가 도구로 활용될 수 있을 것이다. 이에 따라 다음과 같은 연구 문제를 제시하고자 한다.

**연구 문제 1.** 연인 관계 맥락에서 한국판 심리적 폭력 단축형 척도는 어떤 요인과 개념으로 구성되는가?

**연구 문제 2.** 연인 관계 맥락에서 한국판 심리적 폭력 단축형 척도는 타당한가?

**연구 문제 3.** 연인 관계 맥락에서 한국판 심리적 폭력 단축형 척도는 신뢰로운가?

## 방 법

### 연구대상

본 연구는 현재 이성 교제 중인 20, 30대 미혼 성인 남녀를 대상으로 온라인 설문조사를 두 번의 표집을 통해 실시하였다. 이성 교제 중인 자로 한정한 이유는, 원척도의 개발 및 타당화 과정이 이성 관계를 기반으로 하였기 때문에 동일한 맥락에서 타당화 연구를 진행하기 위함이다(DeVellis & Thorpe, 2021). 따라서 동성 교제 중인 자는 본 연구 분석에서 모두 제외하였다.

### 탐색적 요인분석 연구 대상자

현재 이성 교제 중인 20, 30대 미혼 성인 남녀 400명을 대상으로 전문 데이터수집 업체를 통해 설문조사를 실시하였다. 수집된 자료 중 심리적 폭력 문항 모두 ‘해당 없음’으로 응답한 112명(28%)의 자료는 분석에서 제외하였고, 교제 기간이 3개월 미만인 일곱 명의 자료도 제외하여 총 281명의 자료를 분석에 사용하였다. 3개월 미만의 교제 집단(7명)과 3개월 이상 집단(281명)을 비교했을 때, 16개의 심리적 폭력 문항 중 일곱 개 문항에서 3개월 미만 집단은 가해 행동을 전혀 하지 않았거나 매우 적은 것으로 나타났다. 따라서 3개월 미만의 교제 집단은 분석에서 제외하였다.

연구 참여자의 인구통계학적 특성은 20대가 141명, 30대가 140명이었고, 남성 132명, 여성 149명으로 비슷한 비율이었다. 전체 대상자 중 70.8%(199명)는 대졸 이상(재학 포함)의 학력이었고, 56.9%(160명)는 사무직, 11%(31명)는 학생이었다. 현재 연인과의 교제 기간은 ‘1년 이상 ~ 3년 미만’이 43.4%(122명)로 가장 많았고, ‘3년 이상 ~ 5년

미만'이 15.7%(44명)로 다음을 차지하였다. 대다수는 비동거 상태였으며(83.6%), 연애 경험은 '5명 이상' 35.9%(101명), '3명' 19.9%(56명), '2명' 18.5%(52명) 순으로 많았다.

### 확인적 요인분석 연구 대상자

탐색적 요인분석 결과를 바탕으로 구성타당도 및 준거 관련 타당도를 확인하고자 연구자가 직접 이성 교제 중인 20, 30대 미혼 성인 남녀를 편의표집하여 새로운 표본을 구하였다. 회수된 662명의 자료 중 불성실 응답자 77명, 동성 교제 중인 자 18명의 자료는 분석에서 제외하였고, 세 개의 주의력변별 문항에서 두 개 이상 오답을 기재한 12명의 자료와 심리적 폭력 문항 모두 '해당 없음'으로 응답한 212명(38.1%)의 자료 및 3개월 미만 교제 중인 세 명의 자료를 제외한, 총 340명의 자료를 본 분석에 사용하였다.

연구 대상자 중 20대는 178명, 30대는 162명이었고, 남성 152명, 여성 188명으로 여성 참여자가 조금 더 많았다. 전체 인원 중 89.4%(304명)는 대졸 이상(재학 포함)의 학력이었고, 직업은 31.8%(108명)는 사무직, 28.8%(98명)는 학생, 17.6%(60명)는 서비스/판매직이었다. 현재 연인과의 교제기간은 '3년 이상 ~ 5년 미만'이 33.5%(114명)로 가장 많았고, '1년 이상 ~ 3년 미만'이 30.6%(104명)로 다음을 차지하였다. 대다수는 비동거 상태였으며(87.9%), 연애 경험은 '3명'이 32.9%(112명), '2명'이 29.7%(101명), '5명 이상'이 17.9%(61명)로 나타났다.

### 연구도구

#### 심리적 데이트 폭력 가해

심리적 데이트 폭력은 Maldonado 등(2020)의 다차원적 정서적 학대 단축형 척도(Short Form of the Multidimensional Measure of Emotional Abuse: MMEA-SF)을 원저자로부터 사용 허가를 받은 후, 이중 역번역하여 사용하였다. MMEA-SF는 본래 28문항인 MMEA(Murphy & Hoover, 1999)를 수정·축약한 것으로 구속(restrictive engulfment), 비하(denigration), 지배/위협(domination/intimidation), 적대적 철수(hostile withdrawal)로 구성되며, 각 4문항씩 총 16문항이다.

'구속'은 상대방을 고립시켜 사회적 활동이나 관계를 제한하는 행동을 의미하고, '비하'는 상대의 자존감을 떨어뜨리기 위해 하는 모욕적인 말과 비하하는 언행을 모두 포함한다. '지배/위협'은 상대를 위협하고 소유물을 공격, 격렬한 언어적 공격을 통해 두려움이나 복종을 유발하는 행동이며, '적대적 철수'는 정서적 접촉을 제한하고 적대적인 방식으로 관계에서 철수하여 상대방을 처벌하고 불안을 가중시키는 의도된 행동을 말한다(Murphy & Hoover, 1999).

본 연구에서는 원척도의 측정 방식에 따라 최근 6개월 이내 현재 연인에게 행한 심리적 폭력 행동을 0 ~ 6점 빈도 평정 방식(0=해당없음, 1=한번, 2=두번, 3=3~5번, 4=6~10번, 5=11~20번, 6=20번 이상)으로 응답하도록 하였다. 따라서 점수가 높을수록 연인에게 심리적 데이트 폭력을 빈번하게 가하였음을 의미한다. Maldonado 등(2020)의 연구에서 내적합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 구속 .67, 비하 .74, 지배/위협 .73, 적대적 철수 .77이었으며, 전체 문항은 .87이었다.

### 갈등책략척도

준거 관련 타당도 확인을 위해 Straus 등(1996)의 갈등책략척도(revised Conflict Tactics Scales; CTS-2)를 부부를 대상으로 번안·타당화한 손정영(1997)의 척도를 대학생에게 적합하도록 수정한 오윤희와 임성문(2018)의 척도를 사용하였다. CTS-2의 하위요인에는 협상, 심리적 공격성, 신체적 폭행, 성적 강요, 상해의 다섯 가지 하위요인으로 이루어져 있으며, 본 연구에서는 심리적 공격성(8문항, “나는 연인에게 모욕적인 말이나 행동 또는 욕을 했다”)과 신체적 폭행(11문항, “나는 손으로 상대방의 몸을 때렸다”)에 해당하는 문항만을 사용하였다.

문항 측정 방식은 MMEA-SF와 동일하게 최근 6개월 이내의 각 가해행동 빈도를 0점(해당없음) ~ 6점(20번 이상)으로 응답하게 하였으며, 점수가 높을수록 심리적·신체적 공격 행동을 빈번하게 하였음을 의미한다. Straus 등(1996)의 연구에서 내적합치도는 심리적 공격성 .79, 신체적 폭행 .86이었고, 본 연구에서 내적합치도는 심리적 공격성 .80, 신체적 폭행 .64였다.

### 집착행동

연인에 대한 집착행동을 측정하기 위해 우아미 등(2008)이 개발한 집착행동 척도를 사용하였다. 이 척도는 연애 경험이 있는 미혼 성인 남녀를 대상으로 개발되었으며, 의심 11문항(예: 나는 파트너의 휴대폰 통화내역과 문자내역을 수시로 확인한다), 거부 두려움 10문항(예: 나는 파트너를 생각하면 우울한 기분이 든다), 질투심 6문항(예: 나는 파트너가 다른 이성과 친하게 지내면 질투한다), 외로움/불완전감 5문항(예: 나는 파트너와 항상 같이 있고 싶다), 과민성 6문항(예: 내가 파트너를 생각

하는 것만큼 파트너도 나를 생각해 주기 바란다)의 다섯 개 하위요인으로, 총 38문항이다.

각 문항은 5점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다 ~ 5점: 매우 그렇다)로 평정하며, 점수가 높을수록 연인에게 집착행동을 많이 한다는 것을 의미한다. 우아미 등(2008)의 연구에서 내적합치도는 전체 .98이었고, 의심 .91, 거부 두려움 .89, 질투심 .83, 외로움/불완전감 .78, 과민성 .83이었다. 본 연구에서 내적합치도는 전체 .95였으며, 의심 .93, 거부 두려움 .91, 질투심 .89, 외로움/불완전감 .83, 과민성 .80이었다.

### 관계 만족도

현재 연인 관계에서의 만족도를 측정하기 위해 이경성과 한덕웅(2003)이 개발한 결혼적응검사 척도를 연인 관계에 적합하도록 수정한 척도를 사용하였다(이경성, 한덕웅, 2005). 총 9문항(예: 나의 연인과 함께하는 동안은 행복하다)의 단일 요인으로 구성되며, 7점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다 ~ 7점: 매우 그렇다)로 평정하고, 점수가 높을수록 현재 연인 관계에 전반적으로 만족함을 의미한다. 이경성과 한덕웅(2005)의 연구에서 내적합치도는 .89였고, 본 연구에서는 .92였다.

### 사회적 바람직성

사회적 바람직성을 측정하기 위해 Söber(2001)가 개발한 척도(Social Desirability Scale-17; SDS-17)를 타당화한 배병훈 등(2015)의 한국판 사회적 바람직성 단축형 척도(SDS-9)를 사용하였다. 배병훈 등은 국내 대학생을 대상으로 Rasch 평정 모형을 적용해 척도 타당화를 하였고, 그 결과 사회적으로 바람직하지만 빈번하게 일어나지는 않는 행동인 ‘긍정형 사회적 바람직성’ 5문항(예: 나는

스트레스를 받을 때라도 항상 다른 사람들에게 친절하고 예의를 지킨다)과 사회적으로 바람직하지는 않지만 빈번하게 일어나는 행동인 ‘부정형 사회적 바람직성’ 4문항(예: 나는 때때로 나의 불쾌한 기분을 남들에게 푼다)을 제시하였다.

총 9문항으로, 5점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다 ~ 5점: 매우 그렇다)로 평정하며 두 요인 모두 동일한 해석적 의미를 부여하기 위해 부정형 문항은 모두 역코딩하여 사용하였다. 따라서 모든 문항은 점수가 높을수록 사회적으로 지지되지 않는 행동을 적게 한다는 것을 의미한다. 배병훈 등 (2015)의 연구에서 내적합치도는 긍정형 .72, 부정형 .47로 나타나 부정형 문항 신뢰도가 다소 낮았다. 이에 대해 연구자들은 기존의 16문항과 높은 상관 및 수렴/변별 타당도가 확보되어 사용에 큰 무리가 없다고 설명하지만, 부정형 문항은 긍정형 문항에 비해 응답자의 비일관적 반응 경향성에 더 크게 영향을 받을 가능성이 있다. 그러나 본 연구에서의 내적합치도가 긍정형 .70, 부정형 .74로 나타나 신뢰도 수준이 양호하여 사용에 무리가 없는 것으로 판단하였다.

## 연구절차

자료 수집에 앞서 원저자에게 연구의 목적을 밝히고 척도 번안 및 타당화에 대한 승인을 받았으며, 이후 심리학 전공 박사과정생 3인이 이중 역 번역 과정을 거쳐 일차 번안하였고, 이후 전공 교수 1인과 이중언어자이자 심리학 전공 석사 졸업생 1인이 원척도와 번안된 내용이 개념적으로 동등한지를 확인하였다. 이 과정에서 의미가 불확실한 문항은 원저자에게 감수를 받은 후 재협의를 거쳐 최종적으로 결정하였다.

자료 수집은 두 차례에 걸쳐서 이루어졌으며 모두 이화여자대학교 생명윤리위원회(IRB)의 승인을 받은 후(ewha-202410-0019-03) 온라인 설문조사를 실시하였다. 첫 번째 표본은 탐색적 요인분석 연구를 위해 2024년 11월경 약 일주일 동안 전문 데이터 수집업체를 통해 수집하였으며, 현재 미혼 상태에서 이성 교제 중인 경우에만 설문에 응답하도록 하였다.

두 번째 표본은 확인적 요인분석을 목적으로 하였으며, 눈덩이 표집 방식과 함께 대학교 및 온라인 설문조사 게시판을 통해 연구자가 직접 홍보물을 게시하여 2024년 12월 한 달간 자료를 수집하였다. 설명문을 읽고 연구 참여에 동의한 대상자들은 온라인 설문지에 직접 접속하여 설문에 응답하였다. 온라인 설문지는 현재 미혼 상태에서 이성 교제 중인 경우에만 설문을 이어갈 수 있도록 시스템화하였다. 설문 소요 시간은 약 10분 내외였으며, 설문을 모두 완료한 참여자에게는 모바일 커피 쿠폰을 지급하였다.

## 자료분석

### 문항 양호도 분석

SPSS 26.0을 활용하여 두 개의 연구 자료 각각 문항 양호도를 확인하였다. 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 산출하였고, 이 과정에서 Kline(2011)이 제시한 왜도와 첨도 절대값이 각각 3과 10을 초과하는 문항들이 확인되어 원점수를 로그 변환하여 정규성에 가까운 분포로 교정하였다. 이후 문항 간 상관이 .20 미만이거나 .85를 초과하는지, 문항-총점 상관이 .20 미만인지를 확인해 척도의 일관성을 떨어뜨리는 문항이 있는지 확인하였다.

### 탐색적 요인분석

탐색적 요인분석(EFA)에 앞서 자료가 요인분석에 적합한지 KMO(kaiser-meyer-olkin)와 Bartlett의 구형성 검정을 하였다. 이후 Mplus 7.0을 사용하여 탐색적 요인분석을 수행하였으며, 추정 방식으로는 강건한 최대우도법(robust maximum likelihood estimation: MLR)을 사용하였고, 회전 방식으로는 요인 간 상관을 가정하는 사각회전(geomin)방식을 적용하였다. MLR은 자료의 왜도와 첨도가 높을 때 안정적으로 추정하게 해주며, 정규성 가정이 충족되어야 하는 전통적인 최대우도법(ML)의 한계를 보완할 수 있는 추정 방식이다. 요인 수는 고유치(eigenvalue)가 1 이상인지와 누적분산 비율, 스크리 도표 및 해석 가능성 등을 종합적으로 고려하여 결정하였다.

이후 각 요인에 속한 문항들이 이론적으로 적절한지와 요인부하량이 .30 이상인지, 교차 요인부하량이 .10 이상 차이 나는지를 확인하였다(Floyd & Widaman, 1995). 마지막으로 신뢰도 검증을 위해 내적합치도(Cronbach's  $\alpha$ )를 확인하고, 하위요인 간 상관이 이론적 방향과 부합하게 나타나는지를 살펴보았다.

### 확인적 요인분석

탐색적 요인분석 결과를 바탕으로 Mplus 7.0을 사용해 확인적 요인분석(CFA)을 실시하여 모형 적합도 및 수렴·변별 타당도를 확인하였다. 이때도 MLR 추정법과 사각회전 방식을 동일하게 적용하였는데, 이로 인해  $\chi^2$  값은 추정되지 않아 근사 적합도 지수인 CFI, SRMR, RMSEA로 모형 적합도를 검증하였다. 적합도 기준의 경우 CFI는 .95 이상이면 좋은 적합도로 해석하였고, SRMR은 학자에 따라 .05 또는 .08 이하면 좋은 적합도로 해석

하며, RMSEA는 .05 이하는 매우 좋은, .08 이하면 양호한 수준의 적합도로 평가하므로(Hu & Bentler, 1999; Kline, 2011), 이러한 기준에 맞추어 해석하였다. 모형 적합도를 확인한 후, 각 하위 요인에 속한 문항들의 요인부하량이 충분히 높은지(수렴타당도)와 하위요인 간 상관이 너무 높거나 낮지 않은지(변별 타당도)를 검토하여 최종적으로 척도 문항을 확정하였다.

### 준거 관련 타당도 검증

준거 관련 타당도 검증을 위해 기존 연구에서 이론적 상관이 밝혀진 변인을 선정하여 한국판 심리적 폭력 단축형 척도(K-MMEA-SF)와의 상관분석을 실시하였다. 또한 K-MMEA-SF가 기존 CTS-2의 심리적 공격성 척도 이상으로 신체적 폭행을 추가적으로 설명할 수 있는지 검증하고자 위계적 회귀분석을 실시하여 충분 타당도를 확인하였다. 상관분석과 회귀분석은 SPSS 26.0을 사용하였다.

## 결 과

### 문항 양호도 분석

탐색적 요인분석에 앞서 문항 양호도를 확인한 결과, 16개의 모든 문항 평균이 대체로 낮게 나타났다. 이와 관련해서는 가해 행동을 스스로 빙도 평정했기 때문에 사회적 바람직성 영향을 받을 수 있다는 점(Riggs et al., 1989)을 고려하여 수용 가능한 값으로 보았다. 실제 원저자 연구에서도 대학생 집단은 유사한 평균 분포( $M = .30 \sim 2.60$ )를 보이고 있다는 점을 참고할 수 있다(Maldonado et al., 2020).

평균 점수가 매우 낮은 분포를 보이는 여섯 문항에서는 왜도와 첨도 역시 Kline(2011)이 제시한 기준치를 벗어난 것으로 나타났다(왜도: 3.234 ~ 4.199, 첨도: 10.617 ~ 17.657). 이러한 문제를 해결하기 위해 대안적으로 원저자 연구(Maldonado et al., 2020; Murphy & Hoover, 1999)에서는 자료가 정규성에 가까워지도록 로그 변환하는 방법을 제안한 바 있으며, 본 연구에서도 동일한 방법을 적용해 정규성 문제를 일정 부분 보완할 수 있었다.

그러나 로그 변환 후에도 왜도와 첨도 모두 기준치를 벗어난 문항(“나는 상대방을 때리겠다고 위협했다”)은 삭제하였고, 첨도 값은 10보다 작지만 왜도 값이 기준치를 약간 벗어난(3.092 ~ 3.237) 다섯 개의 문항은 일단 유지한 후, 확인적 요인분석을 실시한 후 최종 결정하기로 하였다. 다음으로 대부분의 문항 간 상관이 유의하였으며( $r = .13 \sim .73$ ), 문항-총점 상관계수는 .34에서 .66으로 척도의 일관성을 떨어뜨리는 문항은 없는 것으로 확인되었다.

### 탐색적 요인분석

문항 양호도 검증을 거쳐 한 문항을 제외한 총 15개 문항을 가지고 원척도와 동일한 요인 구조로 나타나는지 탐색적 요인분석(EFA)을 실시하였다. 자료가 요인분석을 하기에 적합한지 살펴보았을 때, KMO값은 .896이고, 구형성 검정에서는 영가설이 기각되어( $\chi^2 = 1663.871$ ,  $df = 105$ ,  $p < .001$ ) 적합한 자료임이 확인되었다. 고유치와 누적분산 비율, 스크리 도표를 확인한 결과(그림 1), 3요인의 고유치가 1.127이고, 누적분산 비율이 57.6%로 나타나 3요인 구조가 가장 적합하였다.

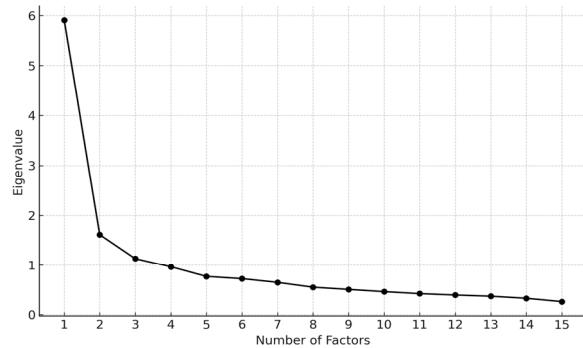


그림 1. 탐색적 요인분석의 스크리 도표

이에 따라 3요인 모형의 요인분석 패턴 행렬을 검토하였다(표 1). 그 결과, 한 개의 문항을 제외하고 하나의 구인에 .30 이상의 요인부하량을 나타냈고( $\lambda = .39 \sim .88$ ), 교차 요인부하량이 .10 이상 차이가 나타나 적절하게 구성되어 있음을 확인할 수 있었다. 단, 3번 문항(“나는 상대방이 나와 충분한 시간을 함께 보내지 않는 것에 대해 죄책감을 느끼게 하려 했다”)의 경우 두 요인에 걸쳐 명확히 구분되지 않았고, 제거 후 분석하면 3요인 모형 자체가 추정되지 않았다. 이 문항은 개념적으로 원척도에서처럼 구속 요인에 더 적합한 문항으로 판단되었다. 이에 3번 문항은 확인적 요인분석을 통해 최종 결정하는 것으로 하고, 잠정적으로 구속 요인으로 구분하였다. 각 문항의 공통 분산은 공통 요인에 의해 어느 정도의 설명력을 지니는지를 보여주는데, 4번 문항(“나는 친구들이나 친척들에게 상대방이 어디에 있었는지, 혹은 누구와 함께 있었는지 확인하기 위해 물어보았다”)이 .3보다 낮았지만, 전체 요인 구조의 적합도가 CFI = .948, SRMR = .036, RMSEA = .053(90% CI [.037, .069])으로 매우 우수하고, 내용상 적절하였으며, 구속 요인의 다양한 측면에 대한 정보를 반영한다고 보아 4번 문항을 제거하지 않고 유지하기로 하였다. 이에 3

표 1. 한국판 심리적 폭력 척도의 탐색적 요인분석 결과

(N=281)

초기번호	요인부하량		
	구속	적대적 공격	적대적 철수
1	.803	.019	-.009
2	.514	-.007	.165
3	.239	.318	.091
4	.464	.015	-.006
5	-.020	.614	.059
6	-.010	.880	-.065
7	.101	.778	-.068
8	.163	.563	.130
9	-.031	-.004	.709
10	-.007	-.035	.683
11	.102	.194	.387
12	.097	.023	.566
13	.193	.385	.244
15	.081	.694	-.012
16	-.058	.713	.142
내적합치도	.68	.88	.76
		.87	

주. 모든 문항은 원점수를 로그 변환한 값으로 산출하였다.

요인 구조의 총 15문항이 적합한 것으로 보았다.

분류된 세 개의 요인 중 첫 번째 요인은 ‘구속 (restrictive engulfment)’, 두 번째 요인은 ‘적대적 공격(hostile aggression)’, 세 번째 요인은 ‘적대적 철수(hostile withdrawal)’로 정하였다. 이때 ‘적대적 공격’은 MMEA-SF의 비하 요인과 지배/위협 요인이 하나로 합쳐진 것으로, 단축형 이전의 MMEA 초기 연구에서 3요인이 4요인만큼 우수한 모형 적합도는 아니지만, 경험적으로 충분히 가능한 모형임을 보여주었던 결과에서 제안한 요인 명

을 따른 것이다(Murphy et al., 1999). 이로써 구속 4문항, 적대적 공격 7문항, 적대적 철수 4문항이 구성되었다.

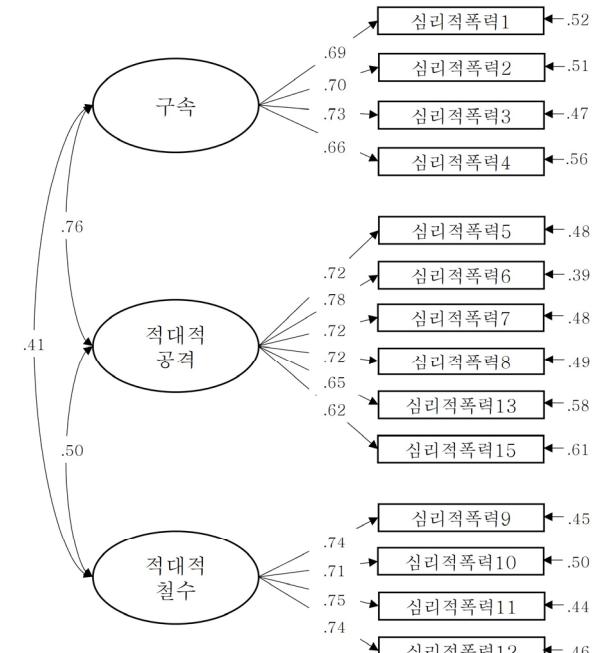
하위요인 간 상관을 살펴보면, 구속과 적대적 공격은  $.60(p < .001)$ 으로 가장 높은 정적 상관을 보였고, 다음으로 적대적 공격과 적대적 철수는  $.45(p < .001)$ , 구속과 적대적 철수는  $.39(p < .001)$ 로 나타났다. 다음으로 신뢰도를 확인하기 위해 하위요인별 내적합치도(Cronbach's  $\alpha$ )를 구하였다. 그 결과, 구속은 .68, 적대적 공격은 .88, 적

대적 철수는 .76으로 나타났으며, 전체 문항은 .87이었다. 내적합치도가 가장 낮았던 구속 요인은 문항 제거에 따른 신뢰도 변화를 확인했을 때 신뢰도가 더 높아지는 문항이 없었으므로 네 문항 그대로 유지하였다.

### 확인적 요인분석

탐색적 요인분석을 통해 선정된 15개 문항의 기술 통계치를 확인한 결과, 평균(.24 ~ 1.46)과 표준 편차(.64 ~ 1.67)가 다소 낮은 편이었고, 여섯 개의 문항에서 왜도(3.10 ~ 4.93)와 첨도(11.77 ~ 29.69)가 매우 높았다. 따라서 앞서 시행한 방법과 동일하게 모든 문항의 점수를 로그 변환하였다. 이후 대부분의 문항은 안정적인 범위 내로 교정되었으나(왜도: .28 ~ 2.96, 첨도: -1.36 ~ 8.40), 적대적 공격 요인에 속하는 16번 문항(“나는 갈등 혹은 의견 충돌 시, 상대를 제압하려 했다”)은 왜도 3.46, 첨도 11.90으로 여전히 정규성 가정을 벗어나 삭제하였다. 문항과 총점 간 상관은  $r = .54 \sim .71$  ( $p < .001$ ) 수준의 정적 상관을 보여 14개 문항 모두 신뢰롭고 안정적인 것을 확인할 수 있었다.

최종적으로 선정된 14개 문항의 수렴 및 변별 타당도 검증을 위해 Mplus를 사용해 확인적 요인 분석(CFA)을 실시하였다(그림 2). 이때 사용된 모든 문항 점수는 로그 변환된 값이다. 확인적 요인 분석은 강건한 최대우도법(MLR)을 적용하였기 때문에  $\chi^2$ 의 값은 추정되지 않아 근사적합도 지수만으로 모형 적합도를 확인하였다. 그 결과, CFI는 .950, SRMR은 .051, RMSEA는 .053(90% CI [.040, .065])으로 우수한 수준인 것으로 나타났으며, 특히 CFI .95 이상과 SRMR .08 이하의 조합을 좋은 적합도 기준으로 강조한 Hu와 Bentler



주. 모든 문항은 원점수를 로그 변환한 값으로 산출하였음.

그림 2. 확인적 요인분석의 표준화 추정치 ( $N=340$ )

(1999)의 기준을 충족하였다. 이는 새로운 표본에서도 심리적 폭력 척도는 3요인 구조가 적합하다는 것을 반영하는 결과라 할 수 있다. 또한 표준화된 요인부하량은 .62 ~ .78 ( $p < .001$ )로 모든 문항이 적절한 수준이었다. 각 하위요인별로 살펴보면, 구속 4문항( $\lambda = .66 \sim .73$ ), 적대적 공격 6문항( $\lambda = .62 \sim .78$ ), 적대적 철수 4문항( $\lambda = .71 \sim .75$ ) 모두 높은 부하량을 보여 수렴타당도를 확보할 수 있었다(Wang & Wang, 2019).

한편, 탐색적 요인분석 결과에서 3번 문항이 구속 요인과 적대적 공격 요인 어디에도 명확히 수렴하지 않는 것으로 나타났으나, 확인적 요인분석 결과에서는 구속에 매우 잘 수렴하고 있는 것( $\lambda = .73$ )으로 나타났고, 오차 분산( $\varepsilon = .47$ )도 다른 문항에 비해 가장 작은 것으로 나타나 구속을 잘 설

표 2. 한국판 심리적 폭력 척도(K-MMEA-SF)의 최종 문항 및 신뢰도

하위요인	초기 번호	최종 번호	문항	신뢰도
구속 (4문항)	1	1	나는 상대방이 특정 친구나 가족을 만나지 못하도록 막으려 했다	
	2	2	나는 상대방이 나에게 말하지 않고 어딘가 다녀오면 화를 냈다	
	3	3	나는 상대방이 나와 충분한 시간을 함께 보내지 않는 것에 대해 죄책감을 느끼게 하려 했다	.82
	4	4	나는 친구들이나 친척들에게 상대방이 어디에 있었는지, 혹은 누구와 함께 있었는지 확인하기 위해 물어보았다	
적대적 공격 (6문항)	5	5	나는 상대방이 멍청하다고 말하거나 암시하였다	
	6	6	나는 상대방을 쓸모없는 사람이라고 말하였다	
	7	7	나는 상대방을 패배자, 실패자, 혹은 이와 비슷한 용어로 말하였다	.87
	8	8	나는 다른 사람들 앞에서 상대방을 비하하였다	
	13	9	나는 상대방이 두려워할 정도로 화를 냈다	
	15	10	나는 상대방 앞에서 무언가를 던지거나, 부수거나, 때리거나, 발로 찼다	
적대적 철수 (4문항)	9	11	나는 너무 화가 나면 말할 수 없거나 말하지 않으려 했다	
	10	12	나는 화가 날 때 상대방에게 차갑게 굴거나 거리를 두며 행동했다	.86
	11	13	나는 상대방이 중요하다고 느끼는 문제를 인정하지 않았다	
	12	14	나는 상대방과 문제에 대해 이야기하는 것을 피하거나 거부하였다	

명하는 것으로 볼 수 있다. 이에 3번 문항은 삭제하지 않고 최종 척도에 포함하기로 하였다(표 2).

요인 구조에서 확인한 하위요인 간 상관계수는 구속과 적대적 공격이 .76, 적대적 공격과 적대적 철수는 .50, 구속과 적대적 철수는 .41로 나타났으며, 모두 .85 이하 수준으로 나타나 변별타당도가 확인되었다(Henseler et al., 2015). 마지막으로 신뢰도를 검증하기 위해 내적합치도(Cronbach's  $\alpha$ )를 산출한 결과, 구속 .82, 적대적 공격 .87, 적대적 철수 .86이었으며, 전체는 .90으로 좋은 수준이었다.

### 준거 관련 타당도

### 준거 타당도 검증

심리적 데이트 폭력과의 이론적 관련성이 밝혀진 변인을 상정하여 SPSS를 이용하여 상관분석을 실시하였다. 준거 변인으로는 CTS-2의 심리적 공격성, 집착행동, 관계 만족도 및 사회적 바람직성이 있으며, 이론적으로 지지되는 방향으로 나타나는지를 확인하였다(표 3). 이때 심리적 공격성도 왜도와 첨도가 높아 원점수를 로그 변환하였고, 로그 변환 후에도 교정되지 못한 두 문항은 제외하여 총 8문항 중 6문항만을 분석에 사용하였다. 따라서 심리적 폭력과 심리적 공격성은 원점수가 아닌 로그 변환값으로 상관분석을 실시하였다.

상관분석 결과, 심리적 폭력은 심리적 공격성( $r$

표 3. 심리적 공격성, 집착행동, 관계 만족도와의 상관관계 (N=340)

	1	1-1	1-2	1-3	2	3	3-1	3-2	3-3	3-4	3-5
1 심리적 폭력	-										
1-1 구속	.79***	-									
1-2 적대적 공격	.85***	.63***	-								
1-3 적대적 철수	.76***	.32***	.43***	-							
2 심리적 공격성	.70***	.55***	.71***	.43***	-						
3 집착행동	.56***	.60***	.47***	.30***	.49***	-					
3-1 의심	.60***	.66***	.58***	.25***	.57***	.84***	-				
3-2 거부두려움	.49***	.47***	.46***	.26***	.46***	.71***	.70***	-			
3-3 질투심	.51***	.50***	.43***	.30***	.38***	.85***	.67***	.61***	-		
3-4 외로움/불완전감	.23***	.30***	.14**	.12*	.21***	.70***	.43***	.19**	.39***	-	
3-5 과민성	.39***	.44***	.25***	.26***	.31***	.82***	.52***	.39***	.61***	.68***	-
4 관계 만족도	-.19***	-.16**	-.28***	-.03	-.21***	-.12*	-.20***	-.45***	-.18**	.30***	.06

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

주. 심리적 폭력과 심리적 공격성은 원점수를 로그 변환한 값으로 산출하였음.

= .70,  $p < .001$ ), 집착행동( $r = .56, p < .001$ )과 유의한 정적 상관이 있었고, 관계 만족도( $r = -.19, p < .001$ )와는 부적 상관이 있었다. 하위 요인별로 살펴보면, 심리적 공격성은 구속, 적대적 공격, 적대적 철수 모두와 유의한 정적 상관이 있었으며, 그 중 적대적 공격( $r = .71, p < .001$ )과 상관이 가장 높았고, 적대적 철수( $r = .43, p < .001$ )와는 가장 낮았다.

구속은 집착행동과의 상관이 다른 심리적 폭력 요인보다 높은 편이었으며, 특히 의심( $r = .66, p < .001$ ), 질투심( $r = .55, p < .001$ )과 높은 상관을 보였다. 적대적 공격 역시 집착행동 하위요인인 의심( $r = .58, p < .001$ ), 거부 두려움( $r = .46, p < .001$ ) 등과 정적 상관이 있었다. 적대적 철수는 집착행동과 유의하긴 했지만 대체로 낮은 상관( $r = .12 \sim .30$ ) 수준을 보였다. 마지막으로 구속

( $r = -.16, p < .01$ )과 적대적 공격( $r = -.28, p < .001$ )은 관계 만족도와 낮은 수준으로 유의한 부적 상관을 보였으나, 적대적 철수는 유의한 관련성을 보이지 않았다.

심리적 폭력은 타인에 대한 가해 행위를 자기 보고식으로 평정하기 때문에 편향된 응답이 보고될 수 있어(Murphy & Hoover, 1999) 사회적 바람직성 척도와의 상관도 살펴보았다(표 4). 그 결과, 심리적 폭력은 사회적 바람직성 중 부정형과만 유의한 부적 상관( $r = -.56, p < .001$ )이 있었다. 하위요인 중에서는 유일하게 적대적 공격만이 긍정형과 유의한 부적 상관( $r = -.16, p < .01$ )이 있었으나 낮은 수준이었다. 심리적 폭력 하위요인 모두 부정형과 유의한 부적 상관( $r = -.40 \sim -.52, p < .001$ )이 있었으며, 그 중 적대적 공격과 상관이 가장 높았다. 즉, 사회적으로 바람직하지 않은 행동

표 4. 사회적 바람직성과의 상관관계 (N=340)

	1	1-1	1-2	1-3	2	3
1 심리적 폭력	-					
1-1 구속	.79***	-				
1-2 적대적 공격	.85***	.63***	-			
1-3 적대적 철수	.76***	.32***	.43***	-		
2 긍정형 사회적 바람직성	-.04	.09	-.16**	-.03	-	
3 부정형 사회적 바람직성	-.56***	-.41***	-.52***	-.40***	.29***	-

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

주. 심리적 폭력은 원점수를 로그 변환한 값으로 산출하였음.

을 적게 한다고 보고하는 경향은 구속, 적대적 공격, 적대적 철수 모두 적게 한다고 보고하는 것과 관련이 있었다.

#### 증분 타당도 검증

심리적 폭력이 신체적 폭력의 선행요인으로 작용한다는 선행 연구(Salis et al., 2014)를 바탕으로, 심리적 폭력 척도가 심리적 공격성 척도 이상으로 신체적 폭행을 설명할 수 있는지 알아보기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다(표 5).

회귀분석에 앞서 심리적 공격성과 신체적 폭행의 기술 통계치를 확인했을 때, 심리적 폭력과 마찬가지로 왜도와 첨도가 매우 높아 로그 변환하였다.

그럼에도 여전히 정규성 가정을 충족하지 못한 문항은 제외하여 심리적 공격성은 총 8문항 중 6문항만을 사용하였고, 신체적 폭행은 총 11문항 중 단 3문항만을 분석에 사용하였다. 예측 변인인 심리적 공격성과 심리적 폭력의 공차(.51)와 VIF (1.95)를 확인했을 때 다중공선성에는 문제가 없는 것으로 확인되었다.

위계적 회귀분석 결과, 1단계에서 심리적 공격성은 신체적 폭행을 정적으로 유의하게 예측하였고( $\beta = .64, p < .001$ ), 그 설명력은 41%였다. 2단계에서 심리적 폭력( $\beta = .33, p < .001$ )을 투입했을 때 신체적 폭행을 유의하게 예측하였으며, 전체 설명력은 41%에서 47%로 증가하였고, 그 변화량은 통

표 5. 증분 타당도 검증 결과 (N=340)

	B	SE	$\beta$	신체적 폭행			
				t	F	R <sup>2</sup>	$\Delta R^2$
1 심리적 공격성	.53	.03	.64***	15.37	236.12***	.41	
2 심리적 공격성	.34	.05	.41***	7.44	147.15***	.47	.06***
심리적 폭력	.27	.05	.33***	5.89			

\*\*\* $p < .001$ .

주. 심리적 폭력, 심리적 공격성 및 신체적 폭행은 원점수를 로그 변환한 값으로 산출하였음.

계적으로 유의한 수준이었다( $\Delta R^2 = .06, p < .001$ ). 이는 한국판 심리적 폭력 단축형 척도가 기존의 심리적 공격성 척도만으로는 설명되지 않는 신체적 폭행의 추가적인 분산을 설명할 수 있음을 의미한다.

### 심리적 데이트 폭력 유형별 성차

심리적 데이트 폭력 하위 요인별로 남녀 차이를 살펴본 결과(표 6), 통계적으로 유의미한 성차는 발견되지 않았다. 전반적으로 남녀 간 유사한 평균 점수가 나타났고, 여성의 남성보다 구속과 적대적 철수 요인에서 약간 높은 평균 점수를 보이기는 하지만, 통계적으로 유의한 차이는 아니었다.

표 6. 심리적 데이트 폭력 유형별 성차

	구속		적대적 공격		적대적 철수	
	M	SD	M	SD	M	SD
남성 (n=151)	.73	.95	.33	.61	1.19	1.22
여성 (n=189)	.77	.97	.34	.74	1.22	1.34
<i>t-test</i>	-.43		.01		.14	

### 논 의

본 연구는 국내에서 심리적 데이트 폭력 측정 도구로 가장 널리 사용되고 있는 CTS-2의 심리적 공격성 척도가 타당도에 대한 체계적인 검증 없이 활용되고 있으며, 심리적 데이트 폭력의 다양한 측면을 충분히 반영하지 못한다는 한계를 극복하고자 수행되었다. 이에 본 연구에서는 심리적 데이트 폭

력의 다차원적 특성을 포함하고 있는 다차원적 정서적 학대 단축형 척도(MMEA-SF)를 국내 이성 교제 중인 미혼 성인 남녀를 대상으로 타당화하였다. MMEA-SF는 다양한 관계 상태에 적용 가능한 도구임을 반영하여 척도명을 ‘심리적 데이트 폭력’이 아닌 ‘심리적 폭력’으로 정하였으나, 본 연구는 연인 관계 맥락에서 타당화 절차를 거쳤기 때문에 궁극적으로 심리적 데이트 폭력을 측정하는 도구에 해당한다. 본 연구는 연인 관계에 적용 가능한 신뢰롭고 타당한 심리적 데이트 폭력 측정 도구의 부재를 보완했다는 점에서 중요한 학문적·실천적 의의를 지닌다.

일반 지역사회에서 두 개의 표본을 수집하여 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 각각 실시하였으며, 그 결과 총 14문항으로 이루어진 3요인 구조(구속, 적대적 공격, 적대적 철수)를 확인할 수 있었다. 원척도인 MMEA-SF는 16문항의 4요인 구조로 이루어져 있으나, 본 연구에서는 정규성을 심각하게 위배한 두 문항을 제거함에 따라 14문항으로 축소되었다.

각 요인분석에 앞서 실시한 문항 양호도 분석 결과, 두 표본 모두에서 일부 문항의 왜도와 첨도가 높아 정규성 가정을 충족하지 못하는 문제가 발생하였다. 이러한 현상은 원저자들의 연구 (Maldonado et al., 2020; Murphy & Hoover, 1999)에서도 동일하게 나타났던 것으로, 이는 임상 집단이 아닌 일반 지역사회 표본을 대상으로 하였다는 점, 그리고 빈도 평정 방식을 사용했다는 점에서 기인한 것으로 보인다. 특히 본 연구 참여자들이 비교적 양호한 관계 만족도를 보이는 연애 상태(관계 만족도 평균 = 5.63, 7점 만점)에서 참여한 점 역시 이러한 편중된 자료 분포에 영향을 미쳤을 가능성이 크다.

정규성 위반 문제를 보완하고자 본 연구에서는 원저자의 방식에 따라 각 문항의 원점수를 로그 변환하고, 강건한 최대우도법(MLR)을 사용하여 분석을 수행하였다. 이러한 방법은 통계적 왜도, 첨도 문제를 일정 부분 완화하는데 기여하였으나, 본질적인 해결책은 아니며 통계적으로 가능한 임시적 조치에 해당한다. 따라서 향후 연구에서는 심리적 데이트 폭력의 고빈도 집단을 포함한 표집이 이루 어질 필요가 있으며, 빈도 기반 평정 방식 대신 동의 여부에 기반한 리커트 방식으로 수정하는 방안에 대한 검토가 요구된다.

본래 각 4문항씩 총 16문항의 4요인 구조로 이루어진 MMEA-SF가 본 연구의 탐색적 요인분석 결과에서 15문항의 3요인 구조로 나타났으며, 확인적 요인분석을 통해 해당 요인 구조의 적합성을 재차 확인할 수 있었다. 이후 정규성 위반이 심한 한 개의 문항을 추가로 제거함으로써 최종적으로 14문항이 확정되었다. 이러한 결과는 MMEA-SF가 원래 구속, 비하, 지배/위협, 적대적 철수의 4요인으로 이루어져 있으며, 기존 MMEA 척도를 타당화한 선행 연구들에서 동일한 4요인 구조가 보고되었다는 점(Bonechi & Tani, 2011; Toplu-Demirtaş et al., 2018)과 차이를 보인다.

다만 기존의 이탈리아 및 터키에서 수행된 타당화 연구는 MMEA의 28문항 원척도를 사용했기 때문에 본 연구 결과와 직접적인 비교는 어려울 수 있다. 그럼에도 불구하고 이들 연구에서 비하와 지배/위협 요인이 대체로 높은 상관( $r = .57, .69$ )을 보여 두 요인 간 공통 분산이 클 수 있음을 암시한다. MMEA-SF는 문항 수를 축소하는 과정에서 두 요인의 공통된 특성과 의미가 더 부각되었을 가능성이 있다. 이러한 요인 구조의 차이가 문화적 요인에 의한 것인지는 아시아권을 포함한 다양한 문

화권에서의 타당화 연구가 부족한 현시점에서는 단정하기 어렵다.

한편, MMEA를 개발한 Murphy 등(1999)이 학회에서 발표한 자료에 따르면, 비하와 지배/위협 요인이 하나의 요인으로 통합된 3요인 모형 또한 우수한 모형 적합도를 보여, 본 연구의 결과를 일정 부분 지지한다. 원저자들은 이 두 요인을 합쳐 ‘적대적 공격(hostile aggression)’이라 명명하였으며, 비하와 지배/위협이 실제로 중첩되는 형태의 정서적 학대일 수 있다는 점을 설명하며 이에 대한 추가적인 경험적 검증의 필요성을 제기하였다. 적대적 공격은 연인에게 직접적으로 가해지는 언어적 비난과 위협 행동을 포괄하는 개념으로, 본 연구에서도 동일한 용어를 사용하였다.

좀 더 구체적으로 MMEA-SF와의 구조적 차이를 비교해 보면, 적대적 철수 요인이 다른 요인들과 맺는 상관관계에서 차이가 뚜렷하게 나타났다. 본 연구에서는 구속과 적대적 철수 간의 상관이 .41로, 전체 요인 간 상관 중 가장 낮은 수준을 보였다. 반면 Maldonado 등(2020)의 연구에서는 동일한 두 요인의 상관이 .70으로 상당히 높은 수준이었으며, 비하와 적대적 철수 간의 상관도 .67에 달하였다. 이와 유사하게, 이탈리아에서 수행된 타당화 연구(Bonechi & Tani, 2011)에서도 비하와 적대적 철수 간의 상관이 .71로 보고되어 두 요인 간의 높은 연관성이 확인되었다. 이러한 결과는 적대적 철수 행동이 갖는 의미나 전달되는 방식이 문화적 맥락, 특히 서구 문화와 비교해 차이를 보일 수 있음을 시사한다.

확인적 요인분석 결과, 각 하위요인의 요인부하량은 .62에서 .78사이로 적절한 수준이었으며, 내적합치도(Cronbach's  $\alpha = .82 \sim .87$ ) 또한 양호한 수준으로 나타났다. 하위요인 간 상관에서는 구속

과 적대적 공격 간의 상관( $r = .63$ )이 가장 높았고, 적대적 철수는 구속( $r = .32$ ), 적대적 공격( $r = .43$ )과 상관이 대체로 낮은 편이었다. 적대적 철수는 갈등 상황에서 연인에 대한 관심이나 대화를 의도적으로 회피하거나 보류함으로써 관계에서 우위를 점하려는 행동으로, 수동-공격적 방식의 통제 행동으로 해석될 수 있다. 반면, 적대적 공격은 직접적인 언행으로 상대방의 순응이나 두려움을 유발하는 적극적 통제 방식으로 적대적 철수와는 대조된다. 두 방식 모두 상대방의 자존감을 저해하고 불안감을 고조시킨다는 공통점을 지니지만 통제 방식의 표현 양상에는 차이가 존재한다고 볼 수 있다.

특히 적대적 철수는 때론 갈등을 고조시키지 않기 위해 감정을 차단하는 대처 전략일 수 있으며, 다른 한편으로는 상대방을 은밀하게 조종하고 관계에서 우위를 확보하려는 통제 전략으로 기능할 수도 있다. 그러나 문항의 표면적 진술만으로 그러한 행동이 어떤 의도에서 비롯된 것인지 명확히 판단하기 어려워 해석상의 한계가 존재한다. 그러나 본 연구에서 적대적 철수가 적대적 공격과 중간 이상의 상관을 보였다는 점(남성:  $r = .45$ , 여성:  $r = .52$ )은 이 요인이 언어적 공격이나 위협 행동과 함께 나타날 가능성을 시사한다. 또한 Murphy와 Hoover(1999)의 연구에서도 적대적 철수는 ‘복수 심 있는’, ‘지배적’, ‘침입적’이라는 대인관계 문제와 관련이 있었고, 유일하게 ‘냉담한’ 성향과도 밀접한 연관을 보인 바 있어, 단순한 회피 행동이라기보다는 관계 내 통제적 기능을 내포할 가능성이 크다.

적대적 철수는 직접적이고 명시적인 위협을 가지 않지만, 상대방이 필요로 하는 정서적·심리적 지지를 철회함으로써 상대의 불안과 심리적 고통을

증폭시킨다. 이러한 점에서 적대적 철수는 학대 유형 중 하나인 ‘방임’과 유사한 측면을 지닌다. 방임은 종종 다른 형태의 물리적 폭력과 동반되며, 가장 흔한 학대 유형 중 하나로 보고되고 있다 (Barnett et al., 2010). 방임은 가해자가 적극적인 폭력을 행사하지 않더라도 피해자의 정서적 욕구나 심리적 안정감을 지속적으로 무시하거나 충족시키지 않음으로써 피해를 유발하는 학대 형태이다. 이와 유사하게 적대적 철수 또한 단순한 회피적 대처 전략을 넘어 상대방에게 심리적 압박과 통제를 가하는 전략적 행동으로 기능할 가능성이 있다. 물론 방임은 부모-자녀라는 의존적 관계 맥락에서 돌봄의 부재를 의미한다는 점에서, 보다 동등한 관계인 연인 간의 적대적 철수와는 차이가 존재한다. 그러나 두 관계 모두 친밀한 관계 속에서 발생한다는 점에서 유사한 역동이 나타날 수 있다고 해석할 수 있다.

요인분석을 통해 척도의 구조적 적합성과 신뢰도를 확인한 후, 준거 관련 타당도를 검증하기 위해 두 가지 방법을 활용하였다. 첫째, 이론적으로 상관이 확인된 준거 변인과의 상관분석을 실시하였고, 둘째, 한국판 심리적 폭력 단축형 척도가 기존 척도 대비 충분적 타당성을 지니는지를 확인하였다. 먼저 준거 변인과의 상관분석 결과, CTS-2의 심리적 공격성 척도는 본 척도의 모든 하위요인과 유의한 정적 상관을 보였으며, 이 중 적대적 공격 요인과의 상관이 가장 높았다. 이는 CTS-2의 심리적 공격성 척도가 주로 언어적 공격을 중심으로 구성되어 있다는 점에서, 언어적 비하와 위협 행동이 포함된 적대적 공격 요인과의 높은 상관을 자연스럽게 이해할 수 있다.

또한 집착행동 역시 심리적 폭력의 하위요인들과 유의한 정적 상관을 나타냈다. 구체적으로, 구속

요인은 집착행동의 의심과 질투심, 적대적 공격은 의심과 거부 두려움과 높은 상관을 보였다. 반면, 적대적 철수는 집착행동의 모든 하위요인과의 상관이 .30 이하로 낮은 수준에 머물렀다. 이와 더불어 관계 만족도와의 상관에서도 적대적 철수는 유의한 관련성을 보이지 않아, 구속이나 적대적 공격과는 구별되는 차별적 특성이 있음을 시사한다. 즉, 구속이나 적대적 공격이 적극적이고 표면적인 방식의 가해 행동이라면, 적대적 철수는 보다 은밀하고 회피적인 방식으로 연인을 통제하거나 관계에서 우위를 확보하려는 특성이기에 이러한 차이가 발생하는 것으로 보인다.

심리적 데이트 폭력을 측정할 때 자기보고식으로 빈도 평정하였기 때문에 사회적 바람직성의 영향을 받을 수 있다(Murphy & Hoover, 1999). 특히 타인의 평가와 사회적 시선을 중시하는 한국문화의 특성상, 실제보다 공격적 행동을 과소 보고할 가능성이 높다(배병훈 외, 2015). 실제로 본 연구에서도 사회적으로 바람직하지 않은 행동을 적게 한다고 응답한 참가자일수록 심리적 폭력의 모든 하위요인에서 가해 행동을 더 적게 보고하는 경향이 나타났다. 따라서 향후 심리적 데이트 폭력 연구에서는 응답자의 부정형 사회적 바람직성을 함께 측정하여 자기보고 자료의 왜곡 가능성을 줄이고, 보다 신뢰할 수 있는 결과를 확보할 필요가 있다. 즉 부정형 사회적 바람직성 변인을 통제변인으로 포함할 것을 제안한다.

한편, 한국판 심리적 폭력 단축형 척도의 충분 타당도를 검증하기 위해 실시한 위계적 회귀분석 결과, CTS-2의 심리적 공격성을 통제한 후에도 신체적 폭행을 추가적으로 유의미하게 설명하는 것으로 나타났다. 언어적 위협 중심의 내용으로만 구성되어 심리적 데이트 폭력의 다양한 측면을 포괄하

지 못하는 CTS-2와 달리 K-MMEA-SF는 구속, 적대적 공격, 적대적 철수의 다차원적 구성을 통해 심리적 데이트 폭력을 보다 세분화되고 정교하게 측정할 수 있다. 이는 본 척도가 기존 척도가 포착하지 못한 심리적 데이트 폭력의 다양한 형태와 특성을 정교하게 측정할 수 있음을 시사한다. 이러한 차별적 강점은 향후 관련 연구뿐 아니라 상담 및 교육 현장에서도 유용하게 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

종합하면, 본 연구는 두 차례에 걸친 독립된 표본을 활용하여 척도의 구조적 타당성을 검증하였고, 내적 신뢰도 또한 높은 수준으로 나타나 한국의 미혼 성인 남녀를 대상으로 심리적 데이트 폭력을 측정하는데 유용한 도구임을 입증하였다. 또한 국내 연인 관계의 심리적 데이트 폭력을 다차원적으로 평가할 수 있는 유일한 도구라는 점에서 학문적 의의가 크다. 더불어 MMEA-SF는 본래 기혼, 미혼 등 다양한 관계 맥락에서 사용할 수 있도록 개발된 척도이므로 향후 부부를 대상으로도 타당화 연구를 실시하여 적용 범위를 확장해 볼 수 있을 것이다.

그러나 본 연구가 지닌 강점과 시사점에도 불구하고 몇 가지 제한점이 존재한다. 첫째, 본 연구에 참여한 대상자들은 전반적으로 심리적 데이트 폭력 가해 빈도가 낮고, 관계 만족도는 높은 편이었기 때문에 심리적 데이트 폭력 고빈도 집단과는 다른 양상을 보일 수 있다. 이러한 표본 특성은 자료의 정규성 위반 문제로 이어졌고, 그 결과 일부 문항이 제외되었으며, 비하와 지배/위협이 통합된 구조가 도출되었다. 로그 변환 및 MLR과 같은 통계적 기법을 활용해 문제를 일정 부분 보완하였으나, 이는 근본적인 해결책이 아니다. 따라서 향후 연구에서는 심리적 데이트 폭력 경험 빈도가 높은 집단을

포함하여 요인 구조를 재확인할 필요가 있다. 둘째, 심리적 데이트 폭력의 하위요인 중 적대적 공격은 다른 요인에 비해 가장 낮은 발생 빈도를 보였으며, 특히 언어적 비하 행동의 빈도가 예상보다 낮았다. 이는 앞서 언급한 바와 같이 참여자 특성에 기인한 결과일 가능성이 있다. 이러한 연인 관계에서는 직접적인 공격 표현보다는 타인과의 비교, 개인의 취향을 무시하고 자신의 요구를 따르도록 강요하는 구속 행동이 더 빈번하게 나타날 수 있다. 실제로 구속 행동은 상대방의 옷차림이나 머리 스타일을 간섭하고 휴대전화 및 SNS 사용을 점검하는 등 다양한 형태를 포함하는 폭넓은 개념을 포함한다(정혜원, 정요한, 2018). 따라서 국내 연인 관계의 특수성을 보다 정확히 반영할 수 있는 개념적 정의의 재검토와 이를 바탕으로 한 후속 경험적 연구가 요구되는 바이다.

마지막으로, 본 연구는 자기보고식 설문을 통해 심리적 데이트 폭력의 가해 행동을 측정하였기 때문에 응답자가 의도적으로 자신의 행동을 축소하거나 왜곡했을 가능성을 완전히 배제할 수 없다. 특히 심리적 데이트 폭력은 모호하거나 은밀한 방식으로 표현되는 특성이 있어 이를 인식하지 못한 채 가해하거나 사회적 바람직성에 따라 과소 보고할 위험이 존재한다. MMEA 척도는 응답자가 상대방의 가해 행동까지 보고하도록 구성하여 자신의 심리적 폭력 피해 경험도 우회적으로 측정할 수 있다. 실제로 Maldonado 등(2020)의 연구에서는 학부생 표본의 경우 단일 정보원을 통해 가해와 피해 정보를 수집했던 반면, 임상 표본에서는 다중 정보원 보고 절차를 통해 자기 보고와 파트너 보고를 각각 별도로 수집하여 가해 행동을 분석하였다. 이처럼 향후 연구에서 자기 보고와 파트너 보고를 함께 활용하는 방안을 모색한다면, 실제 양상을 보다

입체적으로 이해하고, 응답 편향의 가능성을 보완 할 수 있을 것이다.

## Conflict of Interest

No potential conflict of interest relevant to this article was reported.

## 참고문헌

- 배병훈, 이동귀, 함경애 (2015). Rasch 모형을 이용한 한국판 사회적 바람직성 척도 단축형 (SDS-9)의 타당화. *상담학연구*, 16(6), 177-197.  
<http://dx.doi.org/10.15703/kjc.16.6.201512.177>
- 손연우, 권호인 (2018). 가정폭력 노출경험과 파트너 통제가 데이트 폭력에 미치는 영향: 자기효과와 상대방효과. *한국심리학회지: 여성*, 23(3), 549-566.  
<http://doi.org/10.18205/kpa.2018.23.3.011>
- 손정영 (1997). 갈등대처유형척도(CTS2)의 한국부부에 대한 타당성 연구: 남편의 갈등대처유형 및 아내학대행위를 중심으로. *한국가족관계학회지*, 2, 51-87.
- 오윤희, 임성문 (2018). 대학생이 지각한 가해동기와 데이트폭력의 관계: 성차를 중심으로. *한국심리학회지: 여성*, 23(2), 223-245.  
<http://doi.org/10.18205/kpa.2018.23.2.005>
- 우아미, 박준성, 정태연 (2008). 집착행동의 구성요인 및 집착행동이 이성 관계에 미치는 매개효

- 과. **한국심리학회지: 여성**, 13(4), 521-546.  
<http://dx.doi.org/10.18205/kpa.2008.13.4.007>
- 이경성, 한덕웅 (2005). 친밀한 이성관계에서 이상과 현재의 차이가 관계만족에 미치는 영향. **한국심리학회지: 사회 및 성격**, 19(1), 163-184.
- 정혜원, 이승연 (2019). 성인진입기 심리적 데이트 폭력 피해와 관계 투자의 관계: 성별, 관계에 대한 암목적 이론, 관계 지속 기간의 조절효과. **한국심리학회지: 여성**, 24(3), 263-282.  
<http://doi.org/10.18205/kpa.2019.24.3.003>
- 정혜원, 정요한 (2018). **경기도 데이트 폭력 실태 연구**. 경기도여성가족연구원.
- 홍태경 (2018). 대학생들의 데이트폭력 가해실태와 가해요인에 관한 연구. **한국치안행정논집**, 15(2), 491-520.  
<http://dx.doi.org/10.25023/kapsa.15.2.2018.08.491>
- Allison, C. J., Bartholomew, K., Mayseless, O., & Dutton, D. G. (2008). Love as a battlefield: Attachment and relationship dynamics in couples identified for male partner violence. *Journal of Family Issues*, 29(1), 125-150.  
<https://doi.org/10.1177/0192513X07306980>
- Barnett, O. W., Miller-Perrin, C. L., & Perrin, R. D. (2010). Family violence across the lifespan: An introduction. *Child neglect and psychological maltreatment* (pp. 83-138). Sage.
- Bonechi, A., & Tani, F. (2011). Italian adaptation of the multidimensional measure of emotional abuse (MMEA).
- TPM-Testing, *Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 18(2), 65-86.
- Choi, H. J., Weston, R., & Temple, J. R. (2017). A three-step latent class analysis to identify how different patterns of teen dating violence and psychosocial factors influence mental health. *Journal of Youth and Adolescence*, 46(4), 854-866.  
<https://doi.org/10.1007/s10964-016-0570-7>
- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2021). *Scale development: Theory and applications*. Sage publications.
- Follingstad, D. R. (2007). Rethinking current approaches to psychological abuse: Conceptual and methodological issues. *Aggression and Violent Behavior*, 12(4), 439-458.  
<https://doi.org/10.1016/j.avb.2006.07.004>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43, 115-135.
- 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.  
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jacobson, N. S., Gottman, J. M., Gortner, E., Berns, S., & Shortt, J. W. (1996).

- Psychological factors in the longitudinal course of battering: When do the couples split up? When does the abuse decrease?. *Violence and Victims*, 11(4), 371-392.  
<https://doi.org/10.1891/0886-6708.11.4.371>
- Kaya, B. (2023). Dark triad and dating violence: Mediating role of irrational beliefs in romantic relationships. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 41(4), 763-776.  
<https://doi.org/10.1007/s10942-023-00506-1>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd edition). New York, NY: Guilford.
- Kluwer, E. S., Karremans, J. C., Riedijk, L., & Knee, C. R. (2020). Autonomy in relatedness: How need fulfillment interacts in close relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 46(4), 603-616.  
<https://doi.org/10.1177/0146167219867964>
- Krishnakumar, A., Conroy, N., & Narine, L. (2018). Correlates of sex-specific young adult college student dating violence typologies: A latent class analysis approach. *Psychology of Violence*, 8(2), 151-162.  
<http://doi.org/10.1037/vio0000116>
- La Guardia, J. G., & Patrick, H. (2008). Self-determination theory as a fundamental theory of close relationships. *Canadian Psychology*, 49(3), 201-209.  
<https://doi.org/10.1037/a0012760>
- Lawrence, E., Yoon, J., Langer, A., & Ro, E. (2009). Is psychological aggression as detrimental as physical aggression? The independent effects of psychological aggression on depression and anxiety symptoms. *Violence and Victims*, 24(1), 20-35.  
<http://doi.org/10.1891/0886-6708.24.1.20>
- Maldonado, A. I., Farzan-Kashani, J., Sun, S., Pitts, S. C., Lorenzo, J. M., Barry, R. A., & Murphy, C. M. (2020). Psychometric properties and factor analysis of a short form of the multidimensional measure of emotional abuse. *Journal of Interpersonal Violence*, 37(7-8), 4905-4930.  
<https://doi.org/10.1177/0886260520957668>
- Marshall, L. L. (1999). Effects of men's subtle and overt psychological abuse on low-income women. *Violence and Victims*, 14(1), 69-88.  
<http://doi.org/10.1891/0886-6708.14.1.69>
- McDermott, R. C., Cheng, H. L., Lopez, F. G., McKelvey, D., & Bateman, L. S. (2017). Dominance orientations and psychological aggression in college student relationships: A test of an attachment theory-guided model. *Psychology of Violence*, 7(4), 508-520.  
<http://doi.org/10.1037/vio0000061>
- Mills, C. P., Hill, H. M., & Johnson, J. A. (2018). Mediated effects of coping on mental health outcomes of African American women exposed to physical and

- psychological abuse. *Violence Against Women*, 24(2), 186-206.  
<https://doi.org/10.1177/1077801216686219>
- Murphy, C. M., & Hoover, S. A. (1999). Measuring emotional abuse in dating relationships as a multifactorial construct. *Violence and Victims*, 14(1), 39-53.  
<http://doi.org/10.1891/0886-6708.14.1.39>
- Murphy, C. M., Hoover, S. A., & Taft, C. (1999). *The multidimensional measure of emotional abuse: Factor structure and subscale validity* [Conference presentation]. Association for the Advancement of Behavior Therapy, Toronto, Canada.
- Murphy, C. M., & O'Leary, K. D. (1989). Psychological aggression predicts physical aggression in early marriage. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 57(5), 579-582.  
<http://doi.org/10.1037//0022-006X.57.5.579>
- O'Leary, K. D., Malone, J., & Tyree, A. (1994). Physical aggression in early marriage: Prerelationship and relationship effects. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 62(3), 594-602.  
<http://doi.org/10.1037/0022-006X.62.3.594>
- Patrick, H., Knee, C. R., Canevello, A., & Lonsbury, C. (2007). The role of need fulfillment in relationship functioning and well-being: A self-determination theory perspective. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(3), 434-457.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.3.434>
- Riggs, D. S., Murphy, C. M., & O'Leary, K. D. (1989). Intentional falsification in reports of interpartner aggression. *Journal of Interpersonal Violence*, 4(2), 220-232.  
<https://doi.org/10.1177/088626089004002006>
- Ro, E., & Lawrence, E. (2007). Comparing three measures of psychological aggression: Psychometric properties and differentiation from negative communication. *Journal of Family Violence*, 22, 575-586.  
<http://doi.org/10.1007/s10896-007-9109-8>
- Sagone, E., Commodari, E., Indiana, M. L., & La Rosa, V. L. (2023). Exploring the association between attachment style, psychological well-being, and relationship status in young adults and adults: A cross-sectional study. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 13(3), 525-539.  
<https://doi.org/10.3390/ejihpe13030040>
- Salis, K. L., Kliem, S., & O'Leary, K. D. (2014). Conditional inference trees: A method for predicting intimate partner violence. *Journal of Marital and Family Therapy*, 40(4), 430-441.  
<https://doi.org/10.1111/jmft.12089>
- Shorey, R. C., Febres, J., Brasfield, H., & Stuart, G. L. (2012). Male dating violence victimization and adjustment: The moderating role of coping. *American Journal of Psychiatry*, 169(12), 1303-1311.  
<https://doi.org/10.1177/0002953012453701>

- Journal of Men's Health*, 6(3), 218-228.  
<https://doi.org/10.1177/1557988311429194>
- Simon, V. A., & Furman, W. (2010). Interparental conflict and adolescents' romantic relationship conflict. *Journal of Research on Adolescence*, 20(1), 188-209.  
<https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2009.00635.x>
- Straus, M. A., Hamby, S. L., Boney-McCoy, S. U. E., & Sugarman, D. B. (1996). The revised conflict tactics scales (CTS2) development and preliminary psychometric data. *Journal of Family Issues*, 17(3), 283-316.  
<https://doi.org/10.1177/019251396017003001>
- Tolman, R. M. (1989). The development of a measure of psychological maltreatment of women by their male partners. *Violence and Victims*, 4(3), 159-177.  
<http://doi.org/10.1891/0886-6708.4.3.159>
- Toplu-Demirtaş, E., Sümer, Z. H., & Murphy, C. M. (2018). Turkish version of the multidimensional measure of emotional abuse: Preliminary psychometrics in college students. *Violence and Victims*, 33(2), 275-295.  
<http://doi.org/10.1891/0886-6708.VV-D-16-00087>
- Wang, J., & Wang, X. (2019). *Structural equation modeling: Applications using Mplus*. John Wiley & Sons.

## **Validation of the Korean Version of the Psychological Violence Scale in Romantic Relationships**

**Eunji Choi<sup>1</sup>      Seung-yeon Lee<sup>2</sup>**

Department of Psychology, Ewha Womans University/ Ph.D.<sup>1</sup>

Department of Psychology, Ewha Womans University/ Professor<sup>2</sup>

This study aimed to validate the Korean version of the Multidimensional Measure of Emotional Abuse-Short Form (MMEA-SF; Maldonado et al., 2020) for unmarried Korean adults in heterosexual relationships. To this end, exploratory and confirmatory factor analyses (N=281 and N=340, respectively) were conducted, resulting in a three-factor structure comprising 14 items: Restrictive Engulfment, Hostile Aggression, and Hostile Withdrawal. Analysis of reliability and criterion and incremental validity indicated that The Korean version of the MMEA-SF (K-MMEA-SF) is a reliable and valid scale to measure psychological dating violence among unmarried Korean adults. The K-MMEA-SF can be utilized as an effective tool to assess various aspects of psychological dating violence, and is expected to contribute to academic development in the field.

*Keywords : Psychological Dating Violence, Multidimensional Measure of Emotional Abuse-Short Form, Scale Validation*