

한국판 Buss-Warren 공격성 척도(BWAQ) 타당화 연구[†]

본 연구는 공격성 질문지(Aggression Questionnaire [AQ]) 개정판인 Buss-Warren 공격성 척도(BWAQ)를 Messick(1995)이 제시한 타당도의 구조적 측면, 외적인 측면, 실제적 측면을 중점으로 요인구조를 확인하고 타당도를 검증하였다. BWAQ의 구조적 측면, 외적인 측면, 실제적 측면을 검토하기 위해 확인적 요인분석, 상관분석, 라쉬에 기반한 평정척도모형을 적용하여 분석하였다. 만 19세 이상 성인 510명을 대상으로 하여 Buss-Warren 공격성 척도(BWAQ), 한국판 상태-특성 분노 표현 척도(STAXI-K), 반응적-주도적 공격성 척도(RPQ), NEO 성인용 성격 검사 단축형을 사용하여 공격성의 유형과 수준, 성격 특성을 수집하였다. 확인적 요인분석 결과, 분노 하위요인에 속한 한 문항이 낮은 요인계수를 나타내 해당 문항을 삭제하였다. 따라서 한국판 Buss-Warren 공격성 척도(BWAQ)는 최종 33문항, 5개의 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성)으로 구성되었다. BWAQ와 준거 척도와의 상관분석을 통해 수렴 및 변별 타당도를 확인하였다. 요인별로 라쉬에 기반한 평정척도모형을 적용한 결과, 5점 응답범주의 수가 적절한 것으로 나타났으며 2개의 부적합 문항(적대감 요인의 2번 문항, 분노의 3번 문항)을 확인하였다. 또한 분노의 7번 문항, 적대감의 33번 문항, 간접적 공격성의 34번 문항을 차별기능문항으로 확인하였다. 마지막으로 본 연구의 의의를 비롯해 BWAQ의 유용성과 본 연구의 제한점에 대해 논의하였다.

주요어: 공격성 질문지, AQ, 한국판 Buss-Warren 공격성 척도, BWAQ, 확인적 요인분석, 라쉬 평정 척도 모형

* 이 논문은 2023년 한국사회 및 성격심리학회 동계학술대회에서 구두 발표한 내용을 수정·보완하여 작성하였습니다.

* 교수저자(Corresponding author): 서종한, (38541) 경상북도 경산시 대학로 280 영남대학교 심리학과 교수,
Tel: 053-810-2238, E-mail: jonghansea@yu.ac.kr

높은 공격성은 심각한 폭력 범죄로 이어질 수 있다. 실제로도 연인관계에 있었던 피해자를 폭행하거나 낯선 사람을 공격하여 사망에 이르게 하는 등 충격적인 폭력 범죄가 연달아 발생하며(김성호, 2024; 최종필, 2024) 공격성이 사회문제로 대두되었다. 이처럼 현대 사회에서 ‘공격적이다’라는 평가는 부적절하고 부적응적인 행동 양식으로 이해된다. 특히 신체적 공격성은 신체나 도구를 사용하는 등 물리적인 방식으로 폭력을 저지르기 때문에 피해자는 신체적인 손상을 입을 수 있다(Berkowitz, 1993, p. 15; Buss, 1961, pp. 4-6).

연구에 따르면 공격성과 비행 간에는 정적인 연관성을 가지고 있다(이혜정 외, 2015). Matlasz 등(2020)에 의하면 공격적인 행동은 첫 체포 이후의 범죄 행동을 예측하는 것으로 나타나며, Huesmann 등(2002)은 아동기의 공격성이 성인기의 범죄 및 반사회적인 행동을 예측하는 것을 확인하였다. 또한 Estévez 등(2018)에 따르면 또래 와의 관계에서 공격적인 행동을 보이는 남자 청소년에게 우울 증상, 지각된 스트레스, 양육자와의 공격적인 의사소통, 가족 갈등의 수준이 높았던 반면 공감 수준, 자존감, 삶의 만족도가 낮은 것을 확인하였다. 따라서 공격성은 다양한 비행이나 범죄 행동과 상당히 관련성이 높은 심리적 속성 중 하나라고 할 수 있다. 이 외에도 공격성은 반사회성 성격장애, 경계성 성격장애와 같이 일부 성격장애의 핵심적인 요소로 여겨지고 있는 등(Látalová & Praško, 2010; Mancke et al., 2018) 사법절차를 비롯해 임상, 상담에서도 공격성은 관심 주제라 할 수 있겠다.

심리학에서 공격성(Aggression)은 ‘대상에게 해를 끼치려는 의도를 가진 행동이나 태도’이다

(Berkowitz, 1993, p. 3; Bushman & Angerson, 2001; Buss, 1961, pp. 1-2). 즉, 타인에게 손상을 입히겠다는 목표와 의도가 분명한 행동을 의미하며, 이러한 의미의 공격성은 종종 분노(Anger), 적대감(Hostility)과 혼용하여 사용되기도 한다.

그러나 이 세 가지 개념은 구분되는 개념이며, 분노(Anger), 적대감(Hostility), 공격성(Aggression)의 앞글자를 따서 AHA 증후군(AHA-Syndrome)이라 부르거나(Martin et al., 2000; Ramirez & Andreu, 2009) 분노가 정서(Affect), 공격성이 행동(Behavior), 적대감이 인지(Cognition)적 측면에 해당한다고 보고, ABC 모델(ABC model)이라 칭하기도 한다(Martin et al., 2000). 앞서 언급했듯이, 공격성이 타인에게 손상을 입히겠다는 목표와 의도가 분명한 행동이라면, 분노는 자극에 의해서 유발된 자동적인 정서 반응이자 심리적인 반응이라 할 수 있으며, 적대감은 싫어하는 대상이나 상황에 대한 부정적인 태도를 의미한다. 공격성과 분노, 공격성과 적대감은 공존할 수 있으나 상황에 따라 분노와 적대감을 가지고 있지 않아도 공격적일 수 있으며, 공격적인 행동을 하지 않아도 적대적일 수 있다(Berkowitz, 1993, pp. 19-21; Buss, 1961, pp. 9-16).

Buss와 Perry(1992)는 공격성의 성격적 특질인 정서적, 인지적, 행동적 측면을 AQ(Aggression Questionnaire)가 반영하고 있다고 하였다. AQ는 공격성을 다면적으로 측정하는 도구로써 29문항, 4개의 하위요인-신체적 공격성(Physical aggression), 언어적 공격성(Verbal aggression), 분노감(Anger), 적대감(Hostility)-으로 이루어져 있으며, 각 문항은 5점 리커트 척도

로 측정하게 된다. AQ는 Buss와 Durkee(1957)가 공격성, 적대감, 분노를 측정하기 위해 개발한 BDHI(Buss-Durkee Hostility Inventory)의 제한점을 보완하기 위해 문항을 일부 수정하거나 추가하여 개발 및 타당화 하였다. BDHI는 75문항, 7개의 하위요인-폭행(Assault), 간접적 공격성(Indirect aggression), 성마름(Irritability), 부정주의(Negativism), 분개(Resentment), 의심(Suspicion), 언어적 공격성(Verbal aggression)-으로 이루어져 공격성을 다양한 측면에서 측정할 수 있으나 시간의 흐름에 따른 안정성을 확보하지 못했으며 ‘그렇다’, ‘아니다’와 같이 이분법적인 응답 방식으로 인해 공격성의 수준을 파악하지 못한다는 제한점이 발견되었다. 또한 일부 하위요인 간 문항들이 서로 구분되지 않는다는 점 역시 확인되었다(서수균, 권석만, 2002; Buss & Perry, 1992).

이에 Buss와 Perry(1992)가 BDHI를 보완하여 AQ를 개발하였다. 이후 Buss와 Warren (2000)이 Buss와 Perry(1992)의 AQ에서 해석이 모호한 문장을 수정하고, BDHI에는 포함되어 있었으나 AQ에서는 삭제하였던 간접적 공격성 하위요인을 추가하여 AQ를 개정하였다(Buss & Warren, 2000). 따라서 BWAQ는 34문항, 5개의 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성)으로 구성되었다. 대체로 Buss와 Perry(1992)의 AQ를 AQ 혹은 BPAQ로, Buss와 Warren (2000)의 AQ를 BWAQ로 지칭하고 있어 본 연구에서는 Buss와 Warren(2000)의 AQ를 BWAQ라 명명하였다.

국내에서는 서수균과 권석만(2002)이 Buss와 Perry(1992)의 AQ를 대상으로 타당화 연구를 수

행한 바 있다. 탐색적 요인분석 결과, 원척도와 마찬가지로 4개의 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노감, 적대감)을 확인하였으나 5번 문항 “내 친구 중 일부는 내 성격이 불같다고 말한다”와 6번 문항 “때로 나는 이유 없이 잡자기 화가 난다”가 분노 요인에 속해있었던 원척도와 다르게 각각 언어적 공격성과 적대감에서 더 높은 요인 부하량을 나타내 2문항을 삭제하고 총 27문항, 4개의 하위요인으로 한국판 AQ를 구성하였다. 서수균과 권석만(2002)이 한국판 AQ를 구성한 이후, AQ는 공격성 측정 도구로써 현재까지도 활발하게 사용되고 있으며(김은경, 이정숙, 2009; 배라영, 최지영, 2018; 성상희 외, 2014; 조은혜, 장진이, 2022; 조효심, 조수현, 2024; 하창순, 김병석, 2005), AQ 외에도 국내에서 공격성이나 분노를 측정하는 여러 도구가 개발되거나 타당화되어 활용되고 있다(김유덕, 김지현, 2015; 배라영, 최지영, 2018; 서수균, 2007; 서수균, 권석만, 2002; 이근배, 조현춘, 2008; 전겸구 외, 2021; 전겸구 외, 2023; 조현춘, 이근배, 2007).

국내에서 공격성을 측정하는 여러 도구가 있음에도 Buss와 Warren(2000)의 BWAQ를 타당화 하려는 이유는 다음과 같다. 첫째, 서수균과 권석만(2002)의 연구에서는 탐색적 요인분석만을 수행하였다. 이를 통해 AQ의 구성 타당도를 확인할 수 있으나 측정 도구의 난이도나 응답범주의 적절성 등을 다면적으로 살펴보지는 못했다. 둘째, 연구대상이 대학생 집단으로 한정되어 있다. 이는 외적 타당도를 저해시켜 일반화 가능성을 낮아지게 만든다(Lowry, 1979; McEwan, 2020). 그러므로 대학생 집단이 아닌 다른 연령의 성인 집단을 대상으로 사용하기에는 다소 적절하지 않을 수

있다. 따라서 성인을 대상으로 하는 척도 타당화의 목적을 위해서는 다양한 연령대를 대상으로 표집할 필요가 있다. 셋째, BWAQ에서는 AQ와 달리 간접적 공격성 하위요인이 추가되었다. 간접적 공격성이란 대면하지 않은 상태에서, 즉 간접적인 방식으로 공격행위를 하는 것을 의미하며 (Buss, 1961, p. 8), 소문을 퍼뜨리거나 타인에게 혐담을 하는 등의 방식으로 공격성을 드러낸다. Richardson과 Green(2006)은 가족이나 형제, 연인과 같이 매우 친밀하고 밀접한 관계보다 친구 관계에서 더 간접적 공격성을 보인다는 것을 확인하였다. Alink 등(2006)에 따르면 12개월에서 24개월에 해당하는 유아에게서 신체적 공격성이 증가하다가 36개월 경부터는 감소하였다. 이는 아이가 성장하며 직접적인 공격성을 점차 덜 나타내는 경향이 있음을 의미한다. 특히 사회적 관계에서는 간접적 공격성을 더 선호한다는 연구 결과들이 있으므로(Walker et al., 2000; Kaukiainen et al., 2001), 간접적 공격성 하위요인이 추가된 BWAQ를 타당화 할 필요성이 있겠다. 더불어 서수균과 권석만(2002)의 AQ는 타당화 연구가 진행된 지 20여 년이 지났기 때문에 재타당화의 필요성이 요구된다. 또한 다른 공격성 측정도구들은 공격성에 대한 정서적 측면, 행동적 측면, 인지적 측면을 모두 측정하는 것으로 알려진 AQ와 다르게 관계적 공격성이나 언어적 공격성, 분노와 같이 공격성의 일부만을 측정하였다(김유덕, 김지현, 2015; 배라영, 최지영, 2018; 서수균, 권석만, 2002; 이근배, 조현춘, 2008; 전겸구 외, 2021; 전겸구 외, 2023; 조현춘, 이근배, 2007). 이는 기준에 개발 및 타당화 된 도구들이 공격성을 다각적인 측면에서 측정하지 못한다는 것을 의미하겠다.

이에 본 연구에서는 앞서 언급한 몇 가지 제한점을 보완하여 한국판 Buss-Warren 공격성 척도(BWAQ) 타당화 연구를 수행하고자 하였다. 본 연구를 통해 한국판 Buss-Warren 공격성 척도(BWAQ)가 원척도와 동일한 구조를 가지고 있는지, BWAQ의 각 하위요인 및 문항이 공격성(신체적, 언어적, 간접적), 분노, 적대감에 대한 개념을 잘 구현하고 있는지를 확인하고자 하였다. 그러므로 Messick(1995)이 제안한 여섯 가지의 검사 도구 타당화 중 타당도의 구조적 측면(The structural aspect of validity), 타당도의 외적인 측면(The external aspect of validity), 타당도의 실제적 측면(The substantive aspect of validity)을 중심으로 하여 BWAQ를 검토하였다.

Buss와 Perry(1992)의 AQ는 여러 연구를 통해 요인구조가 확인된 바 있다. Nakano(2001)가 일본 대학생들을 대상으로 Buss와 Perry(1992)의 AQ를 탐색적 요인분석 결과, 4개의 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노감, 적대감)을 확인하였으나 두 역문항의 요인계수가 낮게 나와 이를 제외하고 27문항, 4요인 구조를 제안하였다. Gerevich 등(2007)은 1200명의 형가리 일반인을 대상으로 AQ 타당화 연구를 수행하였으며, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 진행하였다. 각 요인분석 결과, 4요인 구조를 확인하였다. 또한 Săbăreanu 등(2023)이 교도소에 복역 중인 루마니아 남성 수감자를 대상으로 AQ에 대한 탐색적 요인분석을 수행한 결과에서도 4요인 구조를 확인하였다. 이와 더불어 Buss와 Warren(2000)의 BWAQ에서 나타난 5요인 구조도 중국 타당화 연구에서 재현되는 것이 확인되었다. Maxwell(2008)은 홍콩 거주자를 대상으로 확인적 요인분석 결

과, 중국판 BWAQ의 모형 적합도는 CFI값이 .86으로 다소 낮게 나타났으나 RMSEA값과 RMSEA값이 .05로 적합도가 양호하게 나타났다. 따라서 중국판 BWAQ는 5개 하위요인 구조가 적합한 것을 확인하였다. AQ와 BWAQ 모두 4요인 구조와 5요인 구조가 재현되는 것이 확인되었으므로 본 연구에서는 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis [CFA])을 통해 구성개념 타당도를 살펴보고자 한다.

타당도의 외적인 측면을 살펴보기 위해 BWAQ와 한국판 상태-특성 분노 표현 척도(State-Trait Anger Expression Inventory Korea version [STAXI-K]), 반응적-주도적 공격성 척도(Reactive-Proactive aggression Questionnaire [RPQ]), NEO 성인용 성격 검사 단축형 NEO Adult Personality Assessment System Short Form [NEO-Adult-PAS Short Form])과 상관분석을 실시하였다. STAXI-K는 정서적인 각성 상태인 분노(Martin et al., 2000)를 평가하는 도구로써 상태 분노, 특성 분노, 분노 역제, 분노 표출, 분노 통제를 측정한다(전경구 외, 2000). RPQ는 특정 자극이나 상황에 대해 방어적인 반응으로써 공격성을 드러내는 반응적 공격성과 목적을 위해 공격성을 도구적으로 이용하는 주도적 공격성을 측정하는 도구이다(Raine et al., 2006). RPQ의 심리측정적 속성에 대해 성인과 청소년을 대상으로 살펴본 결과, 성인과 청소년 모두 2요인 구조가 지지되었다(Brugman et al., 2017; Dinić et al., 2022; Rezaei & Dehghani, 2022; Tuvblad et al., 2016). 따라서 STAXI-K는 공격성의 정서적인 측면을, RPQ는 공격성의 기능적인 측면을 측정하기 때문에 ABC 모델에 기반하여 다면적으로 공격성

을 측정하는 BWAQ와의 수렴타당도를 살펴보는 데 적합하다고 판단하였다.

한편, 성격 특질은 공격성에 영향을 주는 요인 중 하나로 알려져 있는데(하문선, 2017; Anderson & Bushman, 2002; Cavalcanti & Pimentel, 2016; Dam et al., 2021; Hosie et al., 2014; Jones et al., 2011), 성격 특질을 다섯 가지 차원으로 구분하는 성격 5요인(Big5)-친화성(Agreeableness), 성실성(Consciousness), 외향성(Extroversion), 신경증(Neuroticism), 개방성(Openness)-과 공격성과의 관계를 살펴본 연구에서 상당한 연관성이 발견되었다(하문선, 2017; Cavalcanti & Pimentel, 2016; Dam et al., 2021; Hosie et al., 2014; Jones et al., 2011). 친화성, 성실성은 공격성과 부적 관계를 나타내며(하문선, 2017; Dam et al., 2021; Hosie et al., 2014; Jones et al., 2011), 신경증은 공격성과 정적인 관계를 보였다(하문선, 2017; Dam et al., 2021; Jones et al., 2011). 성격 5요인을 측정하기 위해 개발된 NEO 성인용 성격 검사 단축형과 BWAQ에서 측정한 공격성과의 관계를 통해 BWAQ가 공격성을 측정하는데 적절한 도구 인지를 살펴보고자 하였다.

마지막으로 라쉬(Rasch) 모형에 속하는 평정척도모형(Rating Scale Model)을 통해 타당도의 실제적 측면을 검토하였다. 즉 단순히 요인구조 확인을 넘어 문항 곤란도, 응답범주의 적합성 등 다양한 탐색을 통해 BWAQ가 공격성을 적절하게 측정할 수 있는 도구인지를 살펴보고자 한다.

방법

연구대상

본 연구는 2023년 9월 27일부터 10월 11일까지 전문 리서치 업체를 통해 국내 성인 510명을 대상으로 자료를 수집하였다. 이 중 남성이 259명(50.7%), 여성이 251명(49.3%)이었다. 온라인 설문 조사로 자료를 수집하였으며, 모집된 참가자들에게 자발적으로 연구에 참여하겠다는 동의를 받은 후 설문조사가 진행되었다. 설문조사가 완료된 이후에는 모든 참가자에게 일정의 사례비를 지급하였다. 평균 연령은 만 44.5세($SD=14.4$)로 연령대는 20대 104명(20.4%), 30대 101명(19.8%), 40대 102명(20%), 50대 101명(19.8%), 60대 이상 102명(20%)으로 구성되었다. 지역별로는 서울특별시 132명(25.9%), 부산광역시 37명(7.3%), 대구광역시 32명(6.3%), 인천광역시 37명(7.3%), 광주광역시 12명(2.4%), 대전광역시 11명(2.2%), 울산광역시 13명(2.5%), 세종특별시 13명(2.5%), 경기도 129명(23.1), 강원도 11명(2.2%), 충청북도 11명(2.2%), 충청남도 13명(2.5%), 전라북도 12명(2.4%), 전라남도 9명(1.8%), 경상북도 22명(4.3%), 경상남도 23명(4.5%), 제주특별자치도 4명(0.6%)으로, 전국에서 표집하였다. 본 연구에서 수집된 자료를 살펴본 결과, 한 번호로 연달아 응답하거나 무응답한 응답자는 없었다. 이에 본 연구에서는 최종적으로 510명을 대상으로 분석하였다.

연구절차

문항 번안. 본 연구에서는 2저자가 BWAQ에

대한 문항 번안 전반을 담당하여 1차 번안을 하였다. 이후 심리학 전공 대학원생들에게 원문과 번안한 문항을 제시하고 한국 문화와 정서에 맞게 번안되었는지, 사용된 어휘나 문장 구성에 어색함이 없는지 등에 대해서 검토를 요청하였다. 심리학 전공 대학원생들의 의견을 바탕으로 2저자가 문항을 수정 및 보완하고, 영어권 국가에서 장기간 거주하고 영어와 심리학을 모두 공부한 전공자에게 원문과 번안한 문항을 제시한 후 검토를 요청하였다. 마지막으로 교신저자가 문항이 적절하게 번안되었는지를 확인하였다.

통계 분석 절차. 본 연구에서는 Messick (1995)이 언급한 여섯 가지의 검사 도구 타당화 중 타당도의 구조적 측면(The structural aspect of validity), 타당도의 외적인 측면(The external aspect of validity), 타당도의 실체적 측면(The substantive aspect of validity)을 중심으로 분석하였다. 상관분석을 비롯해 기초 통계 분석, 확인적 요인분석, 라쉬모형을 각 SPSS Statistics 27, Mplus 8.11(WLSMV 추정법 사용), Winsteps 5.6.3을 사용하여 통계 분석을 진행하였다. 상세한 분석 절차는 다음과 같다.

(1) 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis [CFA]). BWAQ의 구성개념 타당도를 살펴보기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다. 확인적 요인분석은 이론이나 경험적인 연구에 근거하여 연구자가 가설을 설정하고 측정모형을 제시하여 잠재변수와 문항 간의 관계를 확인하는 분석방법을 의미한다. 다시 말해 연구자가 이론적 배경이나 실증적 근거를 기반으로 하위요인을 구성한 후 해당 모형의 구현 타당도가 적절한지를

검증하는 것이다(Brown, 2015, pp. 40-41, p. 49; 이은현, 2021). 본 연구에서는 요인부하량 .30을 기준으로 하여 잠재변수와 문항 간의 관계를 살펴보았다(Brown, 2006, p. 130; Sellin & Keeves, 1997). 또한 하위요인 간 상관분석을 통해 공격성 질문지인 BWAQ의 요인 간 상관을 확인하였다.

(2) 수렴 및 변별 타당도 분석. 타당도의 외적인 측면을 검토하기 위해 BWAQ와 STAXI-K, RPQ, NEO 성인용 성격 검사 단축형과의 상관분석을 실시하여 수렴 및 변별 타당도를 확인하였다.

(3) 평정척도모형 분석(Rating Scale Model [RSM]). 타당도의 실제적 측면을 검토하기 위해 문항반응이론인 라쉬(Rasch)모형을 적용하였다. 문항의 특성을 분석하는 이론에는 고전검사이론과 문항반응이론이 있다. 고전검사이론은 응답자의 특성에 따라 문항 특성이 변화할 수 있다는 제한점을 가지고 있는 반면 문항반응이론은 응답자의 특성에 영향을 받지 않으며, 측정 도구의 특성에 따라서도 영향을 받지 않는다(성태제, 2001, pp. 10-16). 즉, 문항반응이론은 문항이 하나의 특성을 측정하며(일차원성 가정, Unidimensionality assumption), 문항 간 응답은 상호 독립적(지역독립성 가정, Local independence)이라고 전제하여 피험자의 특성이나 측정 도구의 특성에 따라 영향을 받지 않는다는 특성이 있다. 라쉬모형은 문항반응이론에 근거하며 이분척도 모형에 적합하기 때문에 본 연구에서는 라쉬모형에서 확장되어 다분척도 모형에 적합한 평정척도모형을 적용하였다. 평정척도모형은 다분척도 모형에 적용 가능하며, 문항 내에서 응답범주가 동일한 간격을 가지고 있다고 가정하기 때문에(Andrich, 1978) BWAQ와 같이 리커트 척도를 사용하는 경우에

활용할 수 있으며, 응답자가 달라지더라도 문항 고유의 속성(예, 문항 난이도 등)을 분석할 수 있다는 장점이 있다(이익섭 외, 2007).

측정도구

공격성 질문지(Buss&Warren Aggression Questionnaire [BWAQ]). BWAQ는 공격성을 측정하기 위해 Buss와 Warren(2000)이 개발한 34 문항의 자기 보고식 척도이다. 본 척도는 Buss와 Perry(1992)가 만든 29문항의 AQ 질문지에서 모호하게 해석되는 문항을 일부 수정하고, 6문항의 간접적 공격성(Indirect Aggression [IND]) 요인을 추가하여 개정하였다. 따라서 BWAQ는 5개의 하위요인인 8문항의 신체적 공격성(Physical Aggression [PHY]), 5문항의 언어적 공격성(Verbal Aggression [VER]), 7문항의 분노(Anger [ANG]), 8문항의 적대감(Hostility [HOS]), 6문항의 간접적 공격성(Indirect Aggression [IND])으로 구성되었다. 각 문항은 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다 ~ 5=매우 그렇다)로 측정하며, 점수가 높을수록 공격성 및 해당 하위요인을 내포하고 있다는 것을 나타낸다(Buss & Warren, 2000). Buss와 Warren(2000)의 연구에서 신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .88, .76, .78, .82, .71이었다(34문항 5요인). 본 연구에서 신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .87, .69, .79, .82, .73으로 산출되었다(34문항 5요인).

한국판 상태-특성 분노 표현 척도(State-

Trait Anger Expression Inventory Korea version [STAXI-K]. 상태-특성 분노 표현 척도는 Spielberger가 1988년에 개발한 척도로, 국내에서는 전겸구 등(2000)이 타당화 연구를 진행하였다. 본 연구에서는 STAXI-K에서 상태 분노 (State anger)와 특성 분노(Trait anger)에 해당하는 부분만을 추출하여 사용하였다. STAXI-K는 총 44문항의 자기 보고식 척도이며, 상태 분노와 특성 분노를 통해 분노 경험을 확인하고, 분노를 표현하는 방식을 살펴보기 위해 분노 억제, 분노 표출, 분노 통제를 측정한다. 이 중 상태 분노와 특성 분노는 각 10문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 4점 리커트 척도(1=전혀 아니다 ~ 4=매우 그렇다)로 측정한다. 상태 분노는 “나는 누군가에게 소리를 지르고 싶다”와 같이 특정한 상황에서 나타나는 즉각적이고 일시적인 분노 반응을 의미하는 반면, 특성 분노는 “나는 다른 사람이 잘못해서 내 일이 늦어지게 되면 화가 난다”와 같이 다양한 자극에 대해 안정적이고 기질적인 분노 반응을 나타낸다. 따라서 특성 분노는 상태 분노에 비해 개인적인 특성을 더 드러낸다(전겸구 외, 2000). 전겸구 등(2000)의 연구에서는 특성 분노를 기질과 반응으로 구분하였는데 상태 분노, 특성 분노-기질, 특성 분노-반응에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .90, .75, .72이었다. 전겸구 등(1997)의 연구에서는 상태 분노와 특성 분노에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)가 .89, .82로 확인되었다. 본 연구에서는 상태 분노와 특성 분노에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)가 각 .95, .90으로 산출되었다.

반응적-주도적 공격성 척도(Reactive-

Proactive aggression Questionnaire [RPQ]. RPQ는 반응적 공격성(Reactive aggression)과 주도적 공격성(Proactive aggression)을 측정하기 위해 Raine 등(2006)이 개발한 총 23문항의 자기 보고식 척도이다. 반응적 공격성은 “사람들이 나를 도발할 때 화를 내며 반응한 적이 있다”와 같이 타인의 행동에 반응하는 공격성을 중심으로 측정하는 반면 주도적 공격성은 “내가 우위에 있는 것을 보여주기 위해 다른 사람과 싸운 적이 있다”와 같이 목적을 위해 공격성을 도구적으로 활용하는지를 중심으로 측정한다. 반응적 공격성과 주도적 공격성은 각 11문항과 12문항으로 이루어져 있으며, 3점 리커트 척도(0=전혀 그렇지 않다 ~ 2=자주 그렇다)로 측정한다(Raine et al., 2006). 남자 청소년을 대상으로 한 Raine 등(2006)의 연구에서 반응적 공격성과 주도적 공격성에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .84, .86이었다. 본 연구에서는 Raine 등(2006)의 문항을 영어권 국가에서 장기간 거주한 경험이 있으며 영어와 심리학을 모두 공부한 전공자와 심리학 전공의 대학원생이 한국어로 번안하였으며, Raine 등(2006)의 요인구조를 그대로 사용하였다. 본 연구에서 RPQ의 반응적 공격성과 주도적 공격성에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)를 살펴본 결과, 각 .90, .80으로 산출되었다.

NEO 성인용 성격 검사 단축형(NEO Adult Personality Assessment System Short Form [NEO-Adult-PAS Short Form]). NEO 성인용 성격 검사 단축형은 2017년에 안현의, 안창규가 한국 문화를 반영하여 개발 및 타당화한 한국판 NEO 성인용 성격 검사를 기반으로 문희정, 안

현의(2022)가 문항 수를 축소하여 개발 및 타당화 한 척도이다. NEO 성인용 성격 검사 단축형은 5 요인(친화성, 성실성, 외향성, 신경증, 개방성)으로 각 5문항씩 총 25문항으로 구성되어 있으며, 5점 리커트 척도(1=매우 아니다 ~ 5=매우 그렇다)로 측정한다(문화정, 안현의, 2022). 문화정, 안현의(2022)의 연구에서 친화성, 성실성, 외향성, 신경증, 개방성에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .80, .86, .90, .91, .88이었다. 본 연구에서는 친화성, 성실성, 외향성, 신경증, 개방성에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)가 각 .81, .86, .90, .91, .92로 산출되었다.

결과

확인적 요인분석

원척도와 마찬가지로 총 34문항 5요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성)으로 지정하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석 결과, 5요인 모형의 적합도 지수는 CFI와 TLI가 .90이상, RMSEA와 SRMR이 .08 이하로 양호하였다. 그러나 BWAQ에서 유일한 역채점 문항인 분노 하위 요인의 19번 문항과 간접적 공격성 하위요인의 30번 문항의 요인부하량이 각각 .03, .26으로 통계적 기준인 .30보다 낮게 나타났다. 이에 요인부하량이 매우 낮게 나타난 분노의

19번 문항은 삭제하는 것으로 결정하였다. 다만 Hair 등(2014, pp. 683-684)에 따르면, 확인적 요인분석에서 문항을 유지 또는 삭제할 때는 통계적 기준을 비롯해 이론적 근거 역시 고려해야 한다고 언급하였다. 간접적 공격성이란 대개 직접 대면해서 이뤄지는 신체적 공격이나 언어적 공격과 다르게 대면하지 않은 상태에서 공격 행동을 하는 것이라 정의하며(Buss, 1961, p. 8), 간접적인 방식(예, 소문 퍼뜨리기, 무시하기, 사회적인 상황에서 배제 등)으로 공격성을 드러낸다(Feshbach, 1969; Forrest et al., 2005). 또한 Buss와 Warren(2000)은 간접적 공격성 하위요인이 “직접적인 대립을 피하는 행동에서 분노를 표현하는 경향”을 측정한다고 언급하였다. 따라서 간접적 공격성의 30번 문항 “누군가 나를 화나게 하면 나는 침묵으로 대응한다”는 부정적인 정서를 간접적인 방식으로 표출하는 문항이므로 간접적 공격성을 잘 드러내는 문항이라 판단하여 제거하지 않았다. 본 연구에서는 최종적으로 역채점 문항인 분노 하위요인의 19번 문항만을 제외하고 총 33문항을 기준으로 분석하였다. 33문항에 대한 신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성에 대한 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 각각 .87, .69, .83, .82, .73으로 산출되었다. 총 34문항 5요인 모형과 총 33문항 5요인 모형에 대한 모형적합도 지수와 총 33문항 5요인 모형에 대한 요인부하량 및 기술통계치를 각 표 1과 표 2에

표 1. 확인적 요인분석 결과 모형적합도

	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA	SMSR
BWAQ (총 34문항)	2202.815(517)	.93	.93	.08	.07
BWAQ (총 33문항)	2052.430(485)	.94	.93	.08	.07

표 2. BWAQ 문항과 확인적 요인분석 결과 요인부하량 및 기술통계치

하위 요인	문항 번호	문항 ¹⁾	요인 부하량	평균	표준 편차
신체적 공격성	8	*** * * * * * * 칠지도 모른다.	.77	1.66	0.92
	10	** * * * * 위협해 본 적이 있다.	.87	1.41	0.82
	11	** * * * * * 때린 적이 있다.	.85	1.49	0.87
	17	** * * * * 부순 적이 있다.	.80	1.66	0.96
	23	** * * * * 때리고 싶은 *** * * * 없다.	.90	1.43	0.85
	24	** * * * * * * * * 휘말린다.	.91	1.38	0.77
	25	*** * * * * * 되받아 친다.	.57	2.22	1.13
	27	***** * * * 폭력을 행사해야 한다면 *** * ***.	.64	2.01	1.10
신체적 공격성 총점				13.27	5.45
언어적 공격성	1	**** * * 따지기를 좋아한다고 **.	.63	2.04	1.07
	4	** * * * * 의견충돌이 잦다.	.92	1.80	0.93
	6	** * * * * * 논쟁을 하게 된다.	.72	2.22	0.98
	20	***** * * * * * 그대로 얘기할 것이다.	.40	2.50	1.05
	26	***** * * * * * 솔직하게 이야기한다.	.32	2.80	1.12
언어적 공격성 총점				11.35	3.39
분노	3	** * * 화가 치밀지만 * * 풀린다.	.43	2.53	1.09
	7	** * * * 화가 난다.	.82	1.83	1.02
	12	분노를 통제하는데 **** * *.	.85	1.55	0.86
	19(r) ²⁾	나는 차분하다.	.03	3.01	1.04
	22	** * * * * * * * 화를 낸다.	.80	1.86	0.93
	29	** * * * * * * 시한폭탄 같이 느껴진다.	.88	1.55	0.93
	32	***** * * * 불같다고 한다.	.73	1.66	0.97
분노 총점 ³⁾				10.97	4.28
적대감	2	** * * * 운이 좋아 보인다.	.51	2.44	1.06
	5	** 부당하게 대우받고 있다고 ***** * *.	.64	2.38	1.04
	9	** * * * * 격한 감정에 휩싸이곤 한다.	.85	1.89	1.04
	16	** * * * * * * * * 의도가 궁금하다.	.61	2.13	1.06
	21	***** * * * * 비웃는 것 같다.	.76	1.91	1.02
	28	** * * * * 친절한 사람은 믿지 않는다.	.30	2.89	1.12
	31	** * * * * * * 내 뒷담을 하는 것을 안다.	.77	1.79	0.96
	33	** * * 시기나 질투에 * *.	.73	1.90	1.00
적대감 총점				17.34	5.49
간접적 공격성	13	** * * 다른 사람의 일을 망치게 할 수도 있다.	.86	1.58	0.89
	14	** * * * 문을 세게 닫고 * * * * *.	.65	2.06	1.00
	15	***** * * * * * * * 오하려 보란 듯이 일을 천천히 * *.	.61	1.96	0.99
	18	*** * * * * * * * 나쁜 소문을 퍼뜨린다.	.84	1.44	0.81
	30	누군가 나를 화나게 하면 나는 침묵으로 대응한다.	.26	2.54	1.13
	34	** 짓궂은 장난을 치는 걸 ****.	.64	1.67	0.94
간접적 공격성 총점				11.25	3.77
BWAQ 총점 ³⁾				64.19	19.33

주. 1) 본 척도는 출판 계약으로 인해 문항을 일부만 공개하였음, 2) 확인적 요인분석 결과 삭제된 문항임, 3) 19번 문항을 제외하고 계산하였음.

제시하였다.

제시하였다.

BWAQ 요인 간 상관분석

BWAQ의 하위요인인 신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성, 총점에 대한 상관을 확인하기 위해 상관분석을 실시하였다. 상관분석 결과 .56 ~ .78로 정적 상관을 나타냈다. 하위요인 간 상관분석 결과는 표 3에

수렴 및 변별 타당도

BWAQ의 수렴 및 변별타당도를 확인하기 위해 준거 척도인 STAXI-K, RPQ, NEO 성인용 성격 검사 단축형(NEO-Adult-PAS Short Form)과의 상관분석을 실시하였다. BWAQ와 STAXI-K, RPQ의 각 하위요인들은 .40 ~ .80으로 모두 유

표 3. BWAQ 요인 간 상관분석

하위요인	1	2	3	4	5
1. 신체적 공격성	1				
2. 언어적 공격성	.64**	1			
3. 분노	.78**	.57**	1		
4. 적대감	.66**	.56**	.76**	1	
5. 간접적 공격성	.75**	.57**	.71**	.71**	1

주. N = 510.

**p < .01.

표 4. 수렴 및 변별 타당도

BWAQ						
	신체적 공격성	언어적 공격성	분노	적대감	간접적 공격성	총점
STAXI-K ¹⁾	특질 분노	.63**	.50**	.73**	.66**	.60**
	상태 분노	.68**	.43**	.74**	.68**	.63**
	총점	.71**	.51**	.80**	.73**	.66**
준거 척도	반응적 공격성	.52**	.40**	.59**	.50**	.47**
	RPQ ²⁾ 주도적 공격성	.67**	.46**	.61**	.49**	.55**
	총점	.67**	.49**	.67**	.56**	.58**
NEO-Adult-PAS Short Form ³⁾	친화성	-.19**	-.06	-.16**	-.12**	-.17**
	성실성	-.13**	.07	-.14**	-.11*	-.11*
	외향성	.03	.11*	-.00	-.15**	-.05
	신경증	.32**	.18**	.56**	.43**	.32**
	개방성	.11*	.20**	.11*	.09*	.08

주. 1) State-Trait Anger Expression Inventory Korea version, 2) Reactive-Proactive Aggression Questionnaire, 3) NEO Adult Personality Assessment System short form.

*p < .05, **p < .01.

의미한 정적 상관을 보여 BWAQ가 공격성과 관련된 특성을 측정하는데 적절한 도구라는 점을 지지하고 있다. NEO 성인용 성격 검사 단축형의 친화성은 BWAQ의 총점을 포함해 모든 하위요인과 부적 상관(-.19 ~ -.06)을 나타냈으며, 언어적 공격성을 제외하고 모두 유의하였다. NEO 성인용 성격 검사 단축형의 성실성은 BWAQ의 언어적 공격성을 제외하고 총점을 포함해 모든 하위요인과 유의미한 부적 상관(-.14 ~ -.11)을 나타냈으며, 외향성은 BWAQ의 언어적 공격성과 유의미한 정적 상관을(.11), 적대감과는 유의미한 부적 상관을(-.14) 나타냈다. NEO 성인용 성격 검사 단축형의 신경증은 BWAQ의 총점을 포함해 모든 하위요인과 유의미한 정적 상관(.18 ~ .56)을 보였으며, 개방성은 간접적 공격성을 제외한 나머지 하위요인 및 총점과 유의미한 정적 상관(.09 ~ .20)이었다. 수렴 및 변별 타당도 결과는 표 4에 제시하였다.

라쉬 평정척도모형

요인별 일차원성 검증. 평정척도모형을 적용하기 위해 일차원성을 검증하였다. BWAQ의 33 문항을 기준으로 라쉬 주성분 분석(Rasch principal component analysis)을 실시한 결과, 1요인에 대조하여 설명되지 않는 분산(Unexplained variance in 1st contrast)의 고유값(Eigenvalue)이 4.34로 3.0보다 높게 나타나 33문항은 일차원성을 가정하지 않는 것으로 나타났다(김세형, 2023; Linacre, 2024). 이에 BWAQ는 각 요인별로 일차원성을 검증하는 것이 더 적절한 것으로 판단하였다. 5개의 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격

성, 분노, 적대감, 간접적 공격성)으로 구분하여 요인별 일차원성을 살펴보기 위해 각 요인별로 라쉬 주성분 분석을 실시하였다. 그 결과, 신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성에 대한 1요인에 대조하여 설명되지 않는 분산이 각 1.93, 2.18, 1.60, 1.83, 1.62로 3.0보다 낮게 나타났다. 즉 요인별로 일차원성을 충족하는 것으로 나타났다(김세형, 2023; Linacre, 2024).

요인별 응답범주의 적합도. BWAQ의 5개 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성)별로 5점 응답 범주의 수가 적합한지를 검증하였다. 그 결과, 5개 하위요인 모두 각 범주의 빈도가 모두 10보다 크게 나타났으며, 5개 하위요인 모두 1번 범주에서 5번 범주로 증가함에 따라 평균측정치가 단계적으로 증가하는 것을 확인하였다. 또한 각 범주의 외적합도 지수가 모두 2.0미만으로 나타났으며, 하위요인별로 단계조정값이 범주가 증가함에 따라 단계적으로 증가하였다. 다만 하위요인별로 일부 범주에서 범주별 단계조정값 차이에 대한 절대값이 적합기준인 1.40이상 5.00이하를 만족하지 못하는 것으로 나타났다.

Linacre(2002)는 응답범주 수가 적합한지 검증하는 방법에 대해 8가지의 지침을 제공하였으나 우선순위를 둔다면 첫째 평균치가 일정하게 증가해야 하며, 둘째 외적합도 지수가 2.0보다 작아야 하고, 셋째 각 범주는 최소한 10 이상이어야 한다. 다음으로 단계조정값의 증가와 단계조정값의 증가 지수 차이 절대값이 1.4 이상 5.0 이하여야 한다고 언급하였다(김세형, 2023, pp. 158-161; Linacre, 2002). BWAQ는 단계조정값의 증가 지수

차이의 절대값을 제외하고는 모두 충족하였기에 각 하위요인 별로 응답범주가 적합한 것으로 판단하였다. 응답범주의 적합도 검증 결과는 표 5에 제시하였다.

요인별 문항 적합도. BWAQ의 5개 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성)별로 문항 적합도를 분석하였다. 5개

의 하위요인 모두 점이연 상관계수가 .30 이상으로 적합하게 나타났다. 그러나 내적합 제곱평균과 외적합 제곱평균의 적합기준은 .60~1.40(Wright & Linacre, 1994; Linacre, 2024, pp. 692-695)으로, 분노 하위요인의 3번 문항과 적대감 하위요인의 2번 문항에서 각각 1.40을 초과하여 부적합(misfit) 문항으로 확인되었다. 즉 분노나 적대감 점수가 높은 응답자임에도 해당 문항에서 낮은 척도에

표 5. 요인별 응답범주의 적합도

하위요인	응답범주	빈도	평균측정치	내적합도	외적합도	단계조정값	단계조정값 차이
신체적 공격성	1	2494	-2.98	0.83	0.89	NONE	
	2	813	-1.72	1.07	0.89	-1.57	
	3	501	-0.59	0.86	0.71	-0.82	.75
	4	215	-0.01	1.17	1.15	0.52	1.34
	5	57	0.07	2.11	2.29	1.87	1.35
언어적 공격성	1	730	-2.23	0.98	0.99	NONE	
	2	821	-1.32	1.02	0.97	-1.96	
	3	650	-0.51	0.95	0.94	-0.72	1.24
	4	277	0.19	1.04	1.03	0.70	1.42
	5	72	0.95	1.14	1.13	1.98	1.28
분노	1	1556	-3.17	0.93	0.95	NONE	
	2	780	-1.87	0.97	0.79	-2.00	
	3	463	-0.53	0.88	0.79	-0.85	1.15
	4	214	0.00	1.31	1.25	0.52	1.37
	5	47	0.71	1.79	1.76	2.33	1.81
적대감	1	1385	-2.20	0.96	0.98	NONE	
	2	1285	-1.35	1.00	0.98	-1.69	
	3	876	-0.46	0.90	0.82	-0.60	1.09
	4	411	0.02	1.07	1.01	0.52	1.12
	5	123	0.78	1.38	1.38	1.77	1.25
간접적 공격성	1	1460	-2.53	0.92	0.94	NONE	
	2	841	-1.48	1.03	0.84	-1.55	
	3	495	-0.58	0.85	0.71	-0.63	.92
	4	207	-0.21	1.34	1.37	0.50	1.13
	5	57	0.36	1.50	1.47	1.68	1.18

주. 단계조정값 차이에 대한 절대값이 적합기준이 1.40이상 5.00이하를 만족하지 못한 범주를 굵은 글씨(볼드체)로 표시.

응답하고, 반대로 분노나 적대감 점수가 낮은 응답자임에도 해당 문항에서 높은 척도에 응답할 수 있음을 의미한다.

요인별 성별에 따른 차별기능문항 (Differential Item Functioning [DIF]) 분석.

BWAQ의 5개 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성)별로 성별에 따른 차별기능문항을 분석하였다. 그 결과, 언어적 공격성 하위요인의 경우, 4번 문항에서 $RW-t = -2.26$, $p < .05$ 로 성별에 따라 통계적으로 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났다. 분노 하위요인의 경우, 7번 문항에서 $RW-t = 2.54$, $p < .05$ 로, $MH-x^2(1, N=510) = 8.27$, $p < .01$ 로 성별에 따라 차이가 있는 것으로 나타났으며, Size CUMLOR = .61로 중간 정도 차별화되는 것으로 확인되었다. 적대감 하위요인에서는 33번 문항에서 $RW-t = 2.06$, $p < .05$ 로, $MH-x^2(1, N=510) = 8.63$, $p < .01$ 로 성별에 따른 차이가 있었으며, Size CUMLOR = .56으로 중간 정도 차별화되는 것으로 나타났다. 간접적 공격성 하위요인에서는 14번 문항에서 $RW-t = 2.61$, $p < .05$ 로, $MH-x^2(1, N=510) = 4.42$, $p < .05$ 로, 18번 문항의 경우에는 $RW-t = -2.35$, $p < .05$ 로 성별 간 차이가 있었다. 30번 문항에서는 $RW-t = 2.93$, $p < .01$ 로 성별에 따른 차이가 나타났다. 34번 문항에서는 $RW-t = -2.86$, $p < .01$ 로, $MH-x^2(1, N=510) = 5.20$, $p < .05$ 로 성별에 따른 차이가 발생했으며, Size CUMLOR = -.47로 중간 정도 차별화되는 것으로 나타났다.

DIF 측정치는 차별기능문항의 곤란도(난이도)를 나타낸다. DIF 차이는 남성의 DIF 측정치와 여성 DIF 측정치의 차이값을 의미하며, Rasch-

Welch t 검정($RW-t$ 값), Mental-Haenszel Chi-square 검정($MH-x^2$), Size CUMLOR값은 남성의 차별기능문항의 곤란도와 여성의 차별기능문항의 곤란도 사이에서 통계적으로 유의한 차이가 있는지를 살펴보는 검정통계량이다. Size CUMLOR값의 절대값이 .43 미만은 차별되지 않는 문항으로 차별등급 A이며, .43에서 .64미만은 중간 차별기능문항으로 차별등급 B로 나타낸다. .64이상은 큰 차별기능문항으로 차별등급 C이다(김세형, 2023, pp. 170-179, pp. 255-257; Linacre, 2024, pp. 474-476).

본 연구에서는 세 가지 검정통계량에서 모두 차이가 있는 것으로 나타난 분노 하위요인의 7번 문항, 적대감 하위요인의 33번 문항, 간접적 공격성 하위요인의 34번 문항만을 차별기능문항으로 판단하였다. 분노 하위요인의 7번 문항에서 남성 DIF 측정치가 .10으로 여성 DIF 측정치인 -.25보다 더 높고, Size CUMLOR값이 .61이기 때문에 남성이 여성에 비해 문항 곤란도가 높은 것을 알 수 있다. 적대감 하위요인의 33번 문항은 남성 DIF 측정치가 .55로 여성 DIF 측정치인 .30에 비해 높고, Size CUMLOR값이 .56이기 때문에 남성이 여성에 비해 문항 곤란도가 높은 것으로 나타났다. 반면에 간접적 공격성 하위요인의 34번 문항의 남성 DIF 측정치는 .16으로 여성의 DIF 측정치가 .54로 남성의 DIF 측정치보다 높고, Size CUMLOR값이 -.47이기 때문에 여성의 남성에 비해 문항 곤란도가 높은 것으로 확인되었다. 즉 분노 7번 문항과 적대감 33번 문항은 남성이 여성에 비해 낮은 응답범주를 선택하도록 유도하고, 간접적 공격성 34번 문항은 여성의 남성에 비해 낮은 응답범주를 선택하도록 유도하는 차별기능

문항이라 할 수 있다. 차별기능문항 결과는 표 6에 제시하였다.

표 6. 요인별 성별에 따른 차별기능문항

하위요인	문항 번호	남성DIF 즉정치	여성DIF 즉정치	DIF 차이	RW-t _값	MH- x^2	Size CUMLOR	차별 등급
신체적 공격성	8	-.05	-.15	.10	.67	.04	-.04	A
	10	.60	.70	-.10	-.61	.11	.09	A
	11	.31	.47	-.16	-1.00	.17	.12	A
	17	-.05	-.14	.08	.59	.36	.13	A
	23	.52	.67	-.14	-.84	.47	.21	A
	24	.76	.78	-.02	-.12	.46	.20	A
	25	-1.22	-1.35	.13	1.09	.35	-.12	A
	27	-.87	-.85	-.02	-.20	1.06	-.21	A
	1	.34	.42	-.08	-.70	.01	.02	A
	4	.73	1.03	-.30	-2.26*	3.37	-.36	A
언어적 공격성	6	.05	.05	.00	.00	.17	.07	A
	20	-.34	-.49	.14	1.27	.39	.11	A
	26	-.81	-.94	.13	1.19	.22	.08	A
	3	-1.39	-1.55	.16	1.39	.18	.08	A
	7	.10	-.25	.34	2.54*	8.27**	.61	B
	12	.58	.78	-.21	-1.32	1.74	-.30	A
	22	-.14	-.11	-.03	-.19	.36	-.12	A
	29	.58	.76	-.18	-1.15	.17	-.10	A
	32	.25	.51	-.26	-1.76	1.86	-.31	A
	2	-.41	-.50	.09	.88	.43	.12	A
분노	5	-.40	-.32	-.08	-.72	.68	-.15	A
	9	.46	.44	.02	.18	.30	.11	A
	16	-.03	.10	-.13	-1.14	1.87	-.25	A
	21	.36	.45	-.09	-.75	.23	-.10	A
	28	-1.10	-1.10	-.00	.00	.34	-.10	A
	31	.57	.70	-.13	-1.02	.38	-.12	A
	33	.55	.30	.25	2.06*	8.63**	.56	B
	13	.44	.67	-.24	-1.70	.79	-.21	A
	14	-.25	-.55	.30	2.61**	4.42*	.40	A
	15	-.24	-.24	.00	.00	.24	-.09	A
간접적 공격성	18	.76	1.14	-.37	-2.35*	1.78	-.33	A
	30	-.99	-1.30	.31	2.93**	3.00	.30	A
	34	.16	.54	-.38	-2.86**	5.20*	-.47	B

주. 차별기능문항으로 확인된 문항을 굵은 글씨(볼드체)로 표시.

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

요인별 응답자 속성과 문항 곤란도 탐색. 5개 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성)별로 응답자 속성과 문항 곤란도를 살펴보았다. 5개의 하위요인 모두 응답자 분리지수(Person Separation Index [PSI])와 응답자 신뢰도지수(Person Reliability Index [PRI])가 2.00보다 낮고 응답자 신뢰도지수가 .80보다 낮은 것으로 나타났다. 이는 5개 하위요인의 문항들이 해당 하위요인에서 높은 속성을 갖는 응답자와 낮은 속성을 갖는 응답자를 구분하는데 민감하지 못할 수 있음을 의미한다(Linacre, 2024, p. 773). 요인별 응답자 분리지수와 응답자 신뢰도지수는 표 7에 제시하였다. 응답자 속성과 문항 곤

란도에 대한 분포도를 그림 1 ~ 그림 5에 제시하였다. 그림 1 ~ 그림 5는 각 하위요인별로 응답자의 속성 추정치와 문항의 곤란도 추정치를 로짓(logits)으로 표준화하여 보여주고 있다(김세형, 2023, pp. 190~206). 그림 1 ~ 그림 5에서 5개 하위요인 모두 응답자 속성과 문항 곤란도의 M, S, T 위치에 차이가 나타나고, 응답자 속성이 아래쪽에 위치하여 각 하위요인별로 응답자 속성이 낮은 것으로 나타났다. 즉, 응답자들이 하위요인별로 해당 속성을 많이 갖고 있지 않음을 알 수 있다.

그림 1 ~ 그림 5에서 가운데 로짓 선상 왼쪽은 510명 응답자의 속성을 나타내고, 오른쪽은 각

표 7. 요인별 응답자 분리지수와 신뢰도지수

하위요인	응답자 분리지수	응답자 신뢰도지수
신체적 공격성	1.34	.64
언어적 공격성	1.34	.64
분노	1.46	.68
적대감	1.76	.76
간접적 공격성	1.21	.59

주. N=510.

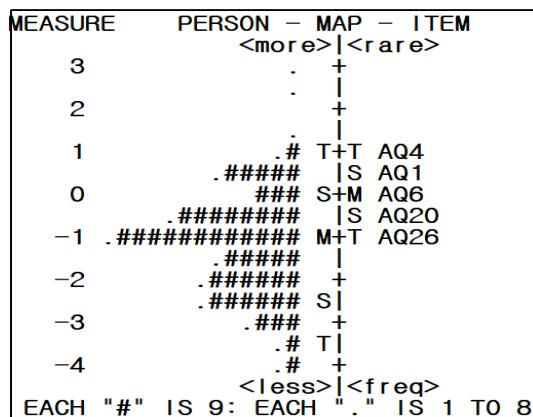
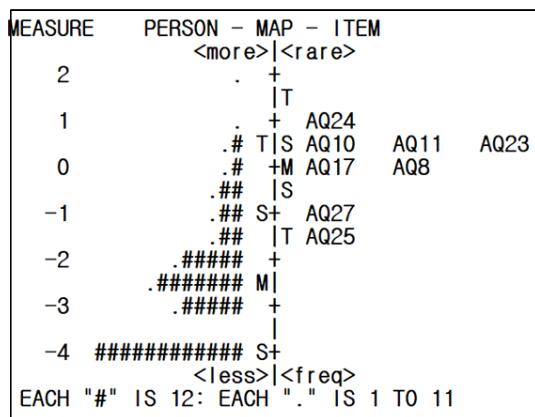


그림 1. 신체적 공격성 응답자 속성과 문항 곤란도 분포도 그림 2. 언어적 공격성 응답자 속성과 문항 곤란도 분포도

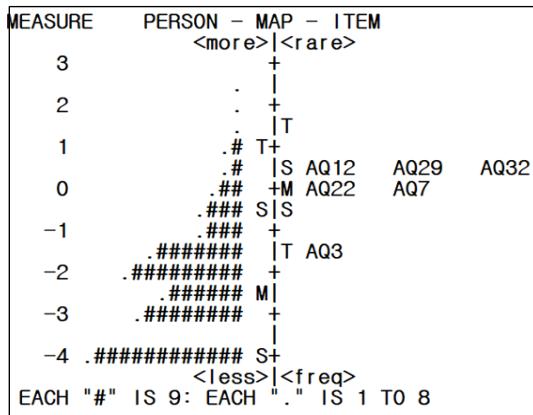


그림 3. 분노 응답자 속성과 문항 곤란도 분포도

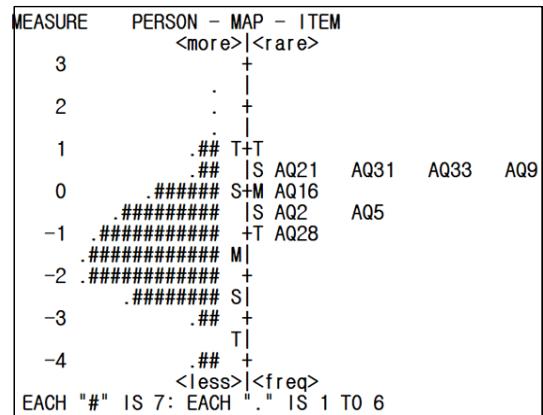


그림 4. 적대감 응답자 속성과 문항 곤란도 분포도

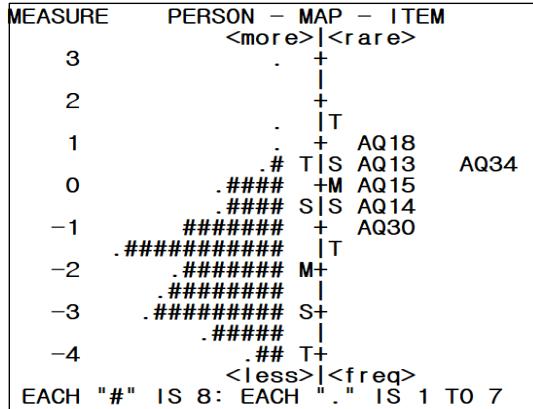


그림 5. 간접적 공격성 응답자 속성과 문항 곤란도 분포도

요인별 문항의 곤란도를 의미한다. 응답자와 문항이 위쪽으로 위치할수록 해당 하위요인의 속성이 높은 응답자이며, 곤란도가 높은 문항임을 나타낸다. M은 응답자 속성 분포와 문항 속성 분포의 평균이며, S와 T는 표준편차로 S는 1표준편차를, T는 2표준편차를 나타낸다(김세형, 2023, pp. 190-206). 신체적 공격성의 그림 1에서 왼쪽의 ‘#’은 12명의 응답자, ‘.’은 1에서 11명의 응답자를 나타낸다. 언어적 공격성의 그림 2, 분노의 그림 3에서 ‘#’은 9명의 응답자, ‘.’은 1에서 8명의 응답자를

의미하며, 적대감의 그림 4에서 ‘#’은 7명의 응답자, ‘.’은 1에서 6명의 응답자를 나타낸다. 마지막으로 간접적 공격성의 그림 5에서 ‘#’은 8명의 응답자, ‘.’은 1에서 7명의 응답자를 가리킨다.

논 의

본 연구에서는 BWAQ에 대해 Messick(1995)이 언급한 검사 도구에 대한 여섯 가지 타당화 방식 중 타당도의 구조적 측면, 외적인 측면, 실제적 측

면을 중심으로 측정 도구 타당화를 시도하였다. 이에 본 연구에서는 BWAQ의 구조적 측면(구성 개념 타당도)과 외적인 측면(수렴 타당도, 변별 타당도)을 검토하기 위해 확인적 요인분석과 상관 분석을 실시했으며, 실제적 측면을 살펴보기 위해 라쉬 모형에 기반한 평정척도모형을 적용하였다.

연구 결과에 대한 논의는 다음과 같다.

확인적 요인분석 결과 원척도와 마찬가지로 5개의 하위요인(신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노, 적대감, 간접적 공격성)을 확인하였다. 분노 하위요인에서 19번 문항과 간접적 공격성 하위요인의 30번 문항의 요인부하량이 낮게 나타났으나 Hair 등(2014, pp. 683-684)이 확인적 요인분석에서 문항을 보존하거나 제거할 때 통계적 기준을 포함해 이론적인 측면도 고려해야 한다는 측면을 참고하여 요인부하량이 매우 낮은 19번 문항은 삭제했고, 30번 문항은 요인부하량이 다소 낮아도 간접적 공격성을 적절하게 반영하고 있다고 판단해 삭제하지 않았다. 별도로 두 문항에 대한 라쉬 모형의 문항 적합도를 살펴본 결과, 간접적 공격성의 30번 문항은 내적합 제곱평균치와 외적합 제곱평균치가 1.33, 1.28로 적합도 기준인 1.40을 넘지 않아 문항 자체는 적합한 반면 19번 문항에 대한 내적합 제곱평균치와 외적합 제곱평균치가 각각 1.50, 1.74로, 적합도 기준인 1.40을 넘어 부적합 문항(misfit)으로 확인되었다. 최종적으로 총 33문항 5개의 하위요인으로 한국판 Buss-Warren 공격성 척도(BWAQ)를 구성하였다.

BWAQ의 하위요인 간 상관분석 결과, 모든 하위요인들이 .56 ~ .78로 유의미한 정적 상관을 나타내 공격성, 분노, 적대감이 상당한 연관성을 가지고 있는 개념이라는 것을 확인하였다. 특히 직

접적 공격성을 의미하는 신체적 공격성과 간접적 공격성 간에 강한 상관이 나타난 것으로 보아 간접적 공격성 역시 신체적 공격성만큼 주의를 기울여야 하는 공격성이라는 것을 시사한다. 따라서 직접적 공격성과 간접적 공격성의 관계를 이해하는 것이 필요하겠다.

수렴 타당도와 변별 타당도를 살펴보기 위해 STAXI-K, RPQ, NEO 성인용 성격 검사 단축형과의 상관분석을 실시하였다. 상관분석 결과, BWAQ와 STAXI-K, RPQ의 모든 하위요인들이 .40 ~ .80으로 유의미한 정적 상관을 나타냈다. 이는 BWAQ가 공격성과 관련된 특성을 측정하는데 적합한 도구라는 점을 의미한다. 특히 분노를 측정하는 STAXI-K와 공격성을 측정하는 RPQ의 모든 하위요인에서 유의미한 정적 상관을 나타낸 것은 BWAQ가 ABC 모델에 기반하여 공격성을 측정하는 도구이기 때문인 것으로 보여진다.

BWAQ와 NEO 성인용 성격 검사 단축형의 상관분석 결과, 친화성 요인과 성실성 요인은 BWAQ의 언어적 공격성을 제외한 모든 요인과 부적 상관을, 신경성 요인은 BWAQ의 모든 하위요인과 정적 상관을 나타냈다. 이러한 결과는 성격 5요인과 공격성과의 관계를 살펴봤던 선행 연구의 결과와 맥을 같이 한다(하문선, 2017; Cavalcanti & Pimentel, 2016; Dam et al., 2021; Hosie et al., 2014; Jones et al., 2011). NEO 성인용 성격 검사 단축형에서 친화성은 타인에 대한 친사화적 태도를, 성실성은 목표에 대한 동기, 조직화와 통제력의 정도를 측정하기 때문에(문화정, 안현의, 2022; Piedmont, 1998, pp. 89-90) 공격성과의 관계에서 부적 상관을 나타냈던 것으로 보인다. 이와 반대로 신경증은 정서조절능력과 정서

적 불안정성을 측정하기 때문에(문희정, 안현의, 2022; Piedmont, 1998, p. 84) 공격성과 정적 상관을 나타낸 것으로 보인다. 친화성, 성실성, 신경증 및 공격성에 대한 상관분석 결과, 반사회적이며 통제력과 정서조절능력이 낮을수록 공격성이나 분노, 적대감을 더 많이 표출하는 경향이 있음이 시사된다. 이처럼, 준거 척도와의 상관을 검토한 결과 수렴 및 변별 타당도가 있는 것으로 판단하였다.

타당도의 실제적 측면을 살펴보기 위해 라쉬 모형에 기반한 평정척도모형을 적용하였다. 요인 별로 응답범주의 적합도를 검증한 결과 5점 척도가 적합한 응답범주로 이해하였다. 다음으로 요인 별 문항 적합도 분석에서 분노 하위요인의 3번 문항과 적대감 하위요인의 2번 문항이 부적합 문항으로 확인되었다. 이는 혼란스러운 표현으로 인해 응답자의 속성과 다르게 응답할 가능성을 의미한다. 즉, 분노(적대감) 수준이 낮음에도 높은 응답범주에 응답하거나 분노(적대감) 수준이 높음에도 낮은 응답범주에 반응할 수 있음을 나타낸다. 따라서 해당 문항의 제거를 고려해볼 필요가 있겠다.

더불어 요인별로 성별에 따라 다르게 반응하는 문항이 있는지 차별기능문항 여부를 살펴본 결과, Rasch-Welch t 검정(RW- t 값), Mental-Haenszel Chi-square 검정(MH- χ^2), Size CUMLOR값에서 모두 차이가 있는 것으로 나타난 분노 하위요인의 7번 문항, 적대감 하위요인의 33번 문항, 간접적 공격성의 34번 문항을 BWAQ의 차별기능문항으로 판단하였다. 분노의 7번 문항과 적대감 33번 문항은 남성의 문항 곤란도가 여성보다 높은 것으로 나타났고, 간접적 공격성의 34번 문항은 여

성의 문항 곤란도가 남성에 비해 높은 것으로 나타났다. 즉 남성과 여성이 해당 하위요인의 동일한 속성을 가지고 있다는 전제하에 7번과 33번 문항은 남성이 여성에 비해 낮은 응답범주를 선택할 가능성이 높고, 34번 문항은 여성이 남성에 비해 낮은 응답범주를 선택할 가능성이 높은 문항이라 할 수 있다.

마지막으로 요인별 응답자 속성과 문항 곤란도를 탐색하였다. 그 결과, 5개 하위요인의 문항들이 해당 하위요인에서 높은 속성을 갖는 응답자와 낮은 속성을 갖는 응답자를 구분하지 못할 수 있는 것으로 나타났다(Linacre, 2024, p. 773). 이는 표본의 공격성 수준이 동질적이기 때문으로, 일반인을 대상으로 표집하여 전반적으로 표본의 공격성 수준이 낮았기 때문에 나타난 결과로 보여진다. 5개 요인 모두 문항의 곤란도(난이도)는 다양하게 구성되어 있음을 알 수 있었다.

본 연구가 갖는 한계와 후속 연구에 대한 제언은 다음과 같다. 본 연구에서 요인별 응답자 속성과 문항 곤란도를 탐색하여 5개의 하위요인 모두 응답자들의 속성이 동질적이라는 것을 확인하였다. 본 연구에서는 일반인을 대상으로 표집하여 공격성의 수준이 다양하지 못했을 가능성이 있다. 그러므로 일반인 집단 외에 공격성이 높은 집단(예, 법적 장면, 임상 및 상담 장면)을 대상으로도 타당도를 살펴보는 것이 필요하겠다.

라쉬 모형에 기초한 평정척도모형을 적용하여 검토한 문항 적합도와 차별기능문항은 통계적 유의수준을 어떻게 설정했는지에 따라 결과가 달라질 수 있다. 적용해야 하는 통계적 기준이 있지만 이를 어떻게 적용할지는 연구자가 결정한다. 본 연구에서는 BWAQ를 평정척도(설문조사)-Raitng

scale(survey)-문항으로 보고 1.40 초과는 부적합 문항, .60 미만은 과적합 문항으로써 통계적 기준을 설정하였다(김세형, 2023, pp.161-168; Wright & Linacre, 1994). 따라서 분노 하위요인의 3번 문항과 적대감 하위요인의 2번 문항이 1.40을 초과하여 부적합 문항으로 판단하였다. 다만 Linacre는 .50 ~ 1.5 수준도 적합한 해석 기준으로 제시하고 있기 때문에 .50 ~ 1.5를 통계적 기준으로 두고 해석했다면 내·외 적합도 평균치가 2번 문항은 1.42, 3번 문항은 1.46으로 부적합 문항이 되지 않을 수 있다(김세형, 2023, pp.161-168; Wright & Linacre, 1994).

이는 차별기능문항 역시 동일하다. 차별기능문항 여부를 판별하는 세 가지 통계적 기준(RW-t 값, MH- x^2 , Size CUMLOR값)이 있지만 이를 모두 적용할지 적용하지 않을지는 연구자가 결정한다(김세형, 2023, pp. 170-176). 본 연구에서는 세 가지 기준을 모두 충족해야 차별기능문항으로 판단했으나 한 가지 또는 두 가지 통계적 기준만을 충족한 문항도 있었다(언어적 공격성의 4번 문항, 간접적 공격성의 14번 문항, 18번, 30번 문항). 본 연구에서는 세 가지 통계적 기준을 모두 충족한 분노의 7번 문항, 적대감의 33번 문항만을 차별기능문항이라 판단했으나 언어적 공격성의 4번 문항, 간접적 공격성의 14번, 18번, 30번 문항도 성별에 따라 다르게 반응할 가능성이 있는 문항일 수 있다. BWAQ는 성별에 상관없이 남성과 여성 모두에게 활용하려는 목적을 가지고 있는 측정도구이다. 성별 관계없이 동일하게 공격성을 측정할 수 있어야 함에도 성별에 따라 응답에서 차이가 발생할 수 있는 문항은 적절한 문항이 아닐 수 있으므로 해당 문항에 대한 제거를 고려해야 할

것이다. 그러나 공격성의 형태는 성별에 따라 다르게 나타날 수 있으므로(Björkqvist, 2018) 차별기능문항을 중심으로 남성용 검사지와 여성용 검사지를 구분하여 개발할 필요가 있을 것으로 보인다. 또한 추후 연구에서 성별에 따른 측정동일성을 검토하여 성별에 따른 동일성이 확보되는지 살펴보는 것도 중요하겠다.

이러한 제한점에도 불구하고 본 연구는 전국에 걸쳐 20대부터 60대 이상 510명을 대상으로 표집했으므로 대학생만을 대상으로 연구했던 서수균과 권석만(2002)과 달리 표본의 다양성을 확보하고자 노력하는 등 선행연구의 제한점을 보완하여 연구를 수행하셨다. 즉, 본 연구에서는 타당화 연구에서 주로 사용하는 통계 기법인 확인적 요인 분석을 비롯해 라쉬 모형에 기초한 평정척도모형도 적용하였다는 점에서 의의가 있다. 앞에서 서술한 바와 같이, 여러 측면에서 타당도를 검토하였기에 한국판 BWAQ가 공격성, 분노, 적대감을 측정하는데 유용한 도구로써 관련 개념이 잘 반영되고 타당도가 확보되었음을 확인하였다. 특히 Buss와 Perry(1992)의 AQ에서는 공격성의 형태 중 직접적인 공격성만을 측정하여 다른 형태의 공격성, 즉 간접적인 공격성을 측정하지 못했으나 BWAQ는 간접적 공격성 하위요인이 추가되어 공격성의 다양한 형태를 고려할 수 있게 되었다. 또한 BWAQ와 성격 5요인과의 관계를 통해 해당 도구가 성격 특질에 따른 개인차도 반영하고 있음을 알 수 있었다. BWAQ는 문항 곤란도가 다양하게 구성되어 있으며, ABC 모델에 근거해 정서적 측면인 분노, 행동적 측면인 공격성, 인지적 측면인 적대감을 모두 살펴볼 수 있는 도구이므로 일반인 집단에서 임상 집단에 이르기까지 활

용도가 높을 것으로 기대된다. 예를 들면, 법적 장면이나 학교폭력 또는 임상 장면에서 개인의 부적응적 행동 유형 및 수준을 평가하여 개입전략 수립을 위한 기초자료로 사용할 수 있겠다. 또한 개인의 높은 공격성은 사회적인 상호작용 속에서 문제가 되므로 집단 내 갈등 관리를 위해 BWAQ를 활용할 수 있을 것으로 보인다. 이 외에도 공격성 감소를 위한 프로그램의 효과성 여부를 검토하거나 공격성을 연구하는 연구자들에게도 유용한 도구로써 역할을 충분히 할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 김성호 (2024, 10월 24일). 검찰, 거제 교제폭력 사망사건 가해자에 징역 20년 구형. 경남신문. <https://www.knnews.co.kr/news/articleView.php?idxno=1445063>
- 김세형 (2023). Rasch 모형 기반 FACETS/WINSTEPS 프로그램을 활용하여 논문 결과 작성하기. *교육과학사*.
- 김유덕, 김지현 (2015). 군 병사의 관계적 공격성 척도 개발 및 타당화. *상담학연구*, 16(5), 455-471.
- 김은경, 이정숙 (2009). 아동의 학대경험이 정서와 인지적 편향을 매개로 우울과 공격성에 미치는 영향. *한국심리학회지: 발달*, 22(3), 1-18.
- 문화정, 안현의 (2022). 대학생을 대상으로 한 NEO 성인용 성격 검사 단축형 개발 및 타당화. *청소년학연구*, 29(11), 535-561. <https://doi.org/10.21509/KJYS.2022.11.29.11.535>
- 배라영, 최지영 (2018). 한국판 관계적 공격성 척도의 타당화 연구: 대학생을 대상으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 30(1), 55-79. <https://doi.org/10.23844/kjcp.2018.02.30.1.55>
- 서수균 (2007). 한국판 언어성 분노행동 척도의 타당화 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 26(1), 239-250. <https://doi.org/10.15842/kjcp.2007.26.1.014>
- 서수균, 권석만 (2002). 한국판 공격성 질문지의 타당화 연구. *한국심리학회지: 임상*, 21(2), 487-501. <https://doi.org/10.15842/kjcp.2002.21.2.015>
- 성상희, 홍창희, 김귀애 (2014). 자기조절능력 향상 프로그램이 남자 비행청소년의 자기통제력, 충동성 및 공격성에 미치는 효과. *한국심리학회지: 사회및성격*, 28(2), 157-175. <https://doi.org/10.21193/kjspp.2014.28.2.009>
- 성태제 (2001). 문항반응이론의 이해와 적용. *교육과학자*.
- 이근배, 조현준 (2008). 한국판 분노반추척도의 타당화 연구. *정서·행동장애연구*, 24(1), 1-22.
- 이은현 (2021). 측정도구의 심리계량적 속성 2: 구조 탐도, 내적일관성 및 교차문화타당도/측정동일성. *Korean Journal of Women Health Nursing*, 27(2), 69. <https://doi.org/10.4069/kjwhn.2021.05.18>
- 이익섭, 홍세희, 신은경 (2007). 장애 정체감 척도의 Rasch 모형 적용. *한국사회복지학*, 59(4), 273-296. <https://doi.org/10.20970/kasw.2007.59.4.011>
- 이혜정, 김범준, 위슬아 (2015). 공격성과 비행에 관한 연구 - 남녀 차이와 변화를 중심으로 -. *한국심리학회지: 여성*, 20(4), 675-695. <https://doi.org/10.18205/kpa.2015.20.4.012>
- 전겸구, 김동연, 이준석 (2000). 한국판 상태-특성 분노 표현 척도 (STAXI-K) 개발 연구: IV. 미술치료연구, 7(1), 33-50.
- 전겸구, 서경현, 성한기, 육영숙, 정귀임 (2021). 다면적 분노 척도 개발 및 타당화. *한국심리학회지: 건강*, 26(1), 125-144. <https://doi.org/10.17315/kjhp.2021.26.1.0008>
- 전겸구, 서경현, 이준석, 노성원, 김소정, 이용미, 이주열, 김윤정, 김원종, 남상희, 안정현, 송현정 (2023). 한국판 상태-특성 분노 표현 척도 2판 개발 연구. *한국심리학회지: 건강*, 28(2), 537-559. <https://doi.org/10.17315/kjhp.2023.28.2.014>
- 전겸구, 한덕웅, 이장호, Spielberger (1997). 한국판

- STAXI 척도 개발: 분노와 혈압. *한국심리학회지: 건강*, 2(1), 60–78.
- 조은혜, 장진이 (2022). 한국 성인의 성역할갈등, 양가적 성차별주의, 공격성에 따른 군집 유형별 강간통념 수용도. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 28(1), 1–22.
- 조현준, 이근배 (2007). 한국판 분노행동척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 19(2), 489–503.
- 조효심, 조수현 (2024). 익명성과 공격성의 관계: 자기애 유형과 성차를 중심으로. *한국심리학회지: 여성*, 29(1), 113–129. <https://doi.org/10.18205/kpa.2024.29.1.006>
- 최종필 (2024, 10월 23일). 검찰, 순천 10대 여성 살인 박대성 구속 기소…이상동기 범죄로 드러나. *서울 신문*. https://www.seoul.co.kr/news/society/2024/10/23/20241023500076?wlog_tag3=naver
- 하문선 (2017). 대학생의 성격 5 요인, 정서지능과 우울, 공격성의 관계. *학습자중심교과교육연구*, 17(17), 197–222.
- 하창순, 김병석 (2005). 한국판 자기 통제력(self-control) 척도의 탐색적 요인분석. *상담학연구*, 6(4), 1175–1188.
- Alink, L. R., Mesman, J., Van Zeijl, J., Stolk, M. N., Juffer, F., Koot, H. M., & Van IJzendoorn, M. H. (2006). The early childhood aggression curve: Development of physical aggression in 10-to 50-month-old children. *Child Development*, 77(4), 954–966. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2006.00912.x>
- Anderson, C. A., & Bushman, B. J. (2002). Human aggression. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 27–51. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135231>
- Andrich, D. (1978). A rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika*, 43(4), 561–573. <https://doi.org/10.1007/BF02293814>
- Berkowitz, L. (1993). *Aggression: Its causes*, consequences, and control. McGraw-Hill Book Company.
- Björkqvist, K. (2018). Gender differences in aggression. *Current Opinion in Psychology*, 19, 39–42. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.03.030>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford publications.
- Brugman, S., Cornet, L. J., Smeijers, D., Smeets, K., Oostermeijer, S., Buitelaar, J. K., Verkes, R. J., Lobbestael, J., de Kogel, C. H., & Jansen, L. M. (2017). Examining the reactive proactive questionnaire in adults in forensic and non-forensic settings: A variable-and person-based approach. *Aggressive Behavior*, 43(2), 155–162. <https://doi.org/10.1002/ab.21671>
- Bushman, B. J., & Anderson, C. A. (2001). Is it time to pull the plug on hostile versus instrumental aggression dichotomy? *Psychological Review*, 108, 273–279. <http://doi.org/10.1037/0033-295X.108.1.273>
- Bushman, B. J., & Huesmann, L. R. (2010). Aggression. In S. T. Fiske, D. T. Gilbert, & G. Lindzey (Eds.), *Handbook of social psychology* (5th ed., pp. 833–863). John Wiley & Sons, Inc.. <https://doi.org/10.1002/9780470561119.socpsy002023>
- Buss, A. H. (1961). *The psychology of aggression*. John Wiley & Sons, Inc.
- Buss, A. H., & Durkee, A. (1957). An inventory for assessing different kinds of hostility. *Journal of Consulting Psychology*, 21(4), 343–349. <https://doi.org/10.1037/h0046900>
- Buss, A. H., & Perry, M. (1992). The aggression questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(3), 452–459. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.63.3.452>
- Buss, A. H., & Warren, W. L. (2000). *Aggression questionnaire (AQ)*. Western Psychological Services.

- Cavalcanti, J. G., & Pimentel, C. E. (2016). Personality and aggression: A contribution of the General Aggression Model. *Estudos de Psicologia*, 33(3), 443–451. <https://doi.org/10.1590/1982-02752016000300008>
- Dam, V. H., Hjordt, L. V., da Cunha-Bang, S., Sestoft, D., Knudsen, G. M., & Stenbæk, D. S. (2021). Trait aggression is associated with five-factor personality traits in males. *Brain and Behavior*, 11(7), Article e02175. <https://doi.org/10.1002/brb3.2175>
- Dinić, B. M., Raine, A., Vujić, A., & van Dongen, J. D. M. (2022). Cross-cultural validity of the reactive-proactive aggression questionnaire Among Adults Across Five Countries. *Journal of Interpersonal Violence*, 37(9–10), NP6261–NP6283. <https://doi.org/10.1177/0886260520966672>
- Estévez, E., Jiménez, T. I., & Moreno, D. (2018). Aggressive behavior in adolescence as a predictor of personal, family, and school adjustment problems. *Psicothema*, 30(1), 66–73. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.294>
- Feshbach, N. D. (1969). Sex differences in children's modes of aggressive responses toward outsiders. *Merrill-Palmer Quarterly*, 15(3), 249–258.
- Forrest, S., Eatough, V., & Shevlin, M. (2005). Measuring adult indirect aggression: The development and psychometric assessment of the indirect aggression scales. *Aggressive Behavior*, 31(1), 84–97. <https://doi.org/10.1002/ab.20074>
- Grevich, J., Bácskai, E., & Czobor, P. (2007). The generalizability of the Buss-Perry aggression questionnaire. *International journal of methods in psychiatric research*, 16(3), 124–136. <https://doi.org/10.1002/mpr.221>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.
- Hosie, J., Gilbert, F., Simpson, K., & Daffern, M. (2014). An examination of the relationship between personality and aggression using the general aggression and five factor models. *Aggressive Behavior*, 40(2), 189–196. <https://doi.org/10.1002/ab.21510>
- Huesmann, L. R., Eron, L. D., & Dubow, E. F. (2002). Childhood predictors of adult criminality: Are all risk factors reflected in childhood aggressiveness? *Criminal Behaviour and Mental Health*, 12(3), 185–208. <https://doi.org/10.1002/cbm.496>
- Jones, S. E., Miller, J. D., & Lynam, D. R. (2011). Personality, antisocial behavior, and aggression: A meta-analytic review. *Journal of Criminal Justice*, 39(4), 329–337. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2011.03.004>
- Kaukiainen, A., Salmivalli, C., Björqvist, K., Österman, K., Lahtinen, A., Kostamo, A., & Lagerspetz, K. (2001). Overt and covert aggression in work settings in relation to the subjective well-being of employees. *Aggressive Behavior*, 27(5), 360–371. <https://doi.org/10.1002/ab.1021>
- Látalová, K., & Praško, J. (2010). Aggression in borderline personality disorder. *Psychiatric Quarterly*, 81(3), 239–251. <https://doi.org/10.1007/s11126-010-9133-3>
- Linacre, J. M. (2002). Optimizing rating scale category effectiveness. *Journal of applied measurement*, 3(1), 85–106.
- Linacre, J. M. (2024). *A user's guide to WINSTEPS MINISTEPS: Rasch-model computer programs*. Winsteps. <https://www.winsteps.com/winman/copyright.htm>
- Lowry, D. T. (1979). Population validity of communication research: Sampling the samples. *Journalism Quarterly*, 56(1), 62–76. <https://doi.org/10.1080/10776970.1979.12043011>

- org/10.1177/107769907905600110
- Mancke, F., Herpertz, S. C., & Bertsch, K. (2018). Correlates of aggression in personality disorders: An update. *Current Psychiatry Reports*, 20(8), Article 53. <https://doi.org/10.1007/s11920-018-0929-4>
- Martin, R., Watson, D., & Wan, C. K. (2000). A three-factor model of trait anger: Dimensions of affect, behavior, and cognition. *Journal of Personality*, 68(5), 869-897. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.00119>
- Matlasz, T. M., Frick, P. J., Robertson, E. L., Ray, J. V., Thornton, L. C., Wall Myers, T. D., Steinberg, L., & Cauffman, E. (2020). Does self-report of aggression after first arrest predict future offending and do the forms and functions of aggression matter? *Psychological Assessment*, 32(3), 265-276. <https://doi.org/10.1037/pas0000783>
- Maxwell, J. P. (2008). Psychometric properties of a Chinese version of the Buss-Warren aggression questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 44(4), 943-953. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.10.037>
- McEwan, B. (2020). Sampling and validity. *Annals of the International Communication Association*, 44(3), 235-247. <https://doi.org/10.1080/23808985.2020.1792793>
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*, 50(9), 741-749. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.50.9.741>
- Nakano K., (2001). Psychometric evaluation on the Japanese adaptation of the aggression questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 39(7), 853-858. [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(00\)00057-7](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(00)00057-7)
- Piedmont, R. L. (1998). *The revised NEO personality inventory: Clinical and research applications*. Plenum Press. <https://doi.org/10.1007/978-1-4899-3588-5>
- Raine, A., Dodge, K., Loeber, R., Gatzke-Kopp, L., Lynam, D., Reynolds, C., Stouthamer-Loeber, M., & Liu, J. (2006). The reactive-proactive aggression questionnaire: Differential correlates of reactive and proactive aggression in adolescent boys. *Aggressive Behavior*, 32(2), 159-171. <https://doi.org/10.1002/ab.20115>
- Ramirez, J. M., & Andreu, J. M. (2009). The main symptoms of the AHA-syndrome: Relationships between anger, hostility, and aggression in a normal population. In Swati Y. Bhave & Sunil Saini (Eds.), *The AHA-syndrome and cardiovascular diseases* (1st ed., pp. 16-29). Anshan.
- Rezaei, A., & Dehghani, M. (2022). Measurement invariance and psychometric properties of the reactive and proactive aggression questionnaire (RPQ) across genders. *Psychological Test Adaptation and Development*, 31, 85-96. <https://doi.org/10.1027/2698-1866/a000027>
- Richardson, D. S., & Green, L. R. (2006). Direct and indirect aggression: Relationships as social context. *Journal of Applied Social Psychology*, 36(10), 2492-2508. <https://doi.org/10.1111/j.0021-9029.2006.00114.x>
- Săbăreanu, L., Gonta, V., & Oprea, C. E. (2023). Factor structure of the aggression questionnaire: Study on the Romanian delinquent population. In E. Soare & C. Langa (Eds.), *Education facing contemporary world issues - EDU WORLD 2022, vol. 5. European proceedings of educational sciences* (pp. 982 - 989). European Publisher. <https://doi.org/10.15405/epes.23045.99>
- Sellin, N., & Keeves, J. P. (1997). Path analysis with

- latent variables. In John P. Keeves (Ed.), *Educational research, methodology, and measurement: An international handbook* (2nd ed., pp. 633 - 640). Pergamon Press.
- Tuvblad, C., Dhamija, D., Berntsen, L., Raine, A., & Liu, J. (2016). Cross-cultural validation of the reactive-proactive aggression questionnaire (RPQ) using four large samples from the US, Hong Kong, and China. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 38(1), 48–55. <https://doi.org/10.1007/s10862-015-9501-2>
- Walker, S., Richardson, D. S., & Green, L. R. (2000). Aggression among older adults: The relationship of interaction networks and gender role to direct and indirect responses. *Aggressive Behavior*, 26(2), 145–154. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1098-2337\(2000\)26:2<145::AID-AB1>3.0.CO;2-Q](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-2337(2000)26:2<145::AID-AB1>3.0.CO;2-Q).
- Wright, B. D., & Linacre, J. M. (1994). Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transactions*, 8, 370-371. <https://www.rasch.org/rmt/contents.htm>

원고접수일: 2024년 9월 30일

논문심사일: 2024년 10월 21일

게재결정일: 2024년 10월 21일

한국심리학회지: 건강

The Korean Journal of Health Psychology
2025, Vol. 30, No. 1, 171 - 196

Validation study of the Korean version of the Buss-Warren Aggression Questionnaire(BWAQ)

Minhee Jo Eunji Seong Jonghan Seo
Department of Psychology, Yeungnam University

This study aimed to translate the Revised Aggression Questionnaire (BWAQ) by Buss and Warren into Korean and to validate the Korean version of the scale using Messick's (1995) six aspects of validity, with a focus on structural, external, and substantive validity. The research utilized confirmatory factor analysis, correlation analysis, and the Rasch model-based rating scale model. Participants included individuals aged 19 and older from 510 communities, and data were collected on various forms and levels of aggression, as well as personality traits, using the BWAQ, STAXI-K, RPQ, and NEO Adult PAS Short Form. The results of the confirmatory factor analysis identified five factors: physical aggression, verbal aggression, anger, hostility, and indirect aggression. In contrast to the original version, which includes 34 items across five factors, the Korean version of the BWAQ consists of 33 items distributed across the same five factors. Correlation analysis with criterion scales confirmed both discrimination and convergent validity. Applying Rasch-based rating scale models for each factor revealed that a 5-point rating scale was appropriate. Misfit was detected in two items: item 2 of the hostility factor and item 3 of the anger factor. Additionally, differential item functioning was noted in three items: item 7 of the anger factor, item 33 of the hostility factor, and item 34 of the indirect aggression factor. Finally, the study discusses the implications and limitations of the BWAQ, including its utility.

Keywords: Aggression Questionnaire(AQ), Korean version Buss & Warren Aggression Questionnaire, BWAQ, Confirmatory Factor Analysis, Rasch Rating Scale Model