

반응적 공격성과 주도적 공격성, Reactive-Proactive Questionnaire(RPQ) 타당화 연구: ESEM과 Rasch를 중심으로*

박 선 영¹⁾

서 종 한[†]

본 연구는 반응적-주도적 공격성 측정 도구인 RPQ (The reactive-proactive aggression questionnaire)를 국내에 타당화하는 것을 목적으로 한다. 원저자와의 상호협력을 통해 정확한 번안 과정을 거쳐 국내 일반인 510명을 대상으로 탐색적 요인분석, 탐색적 구조방정식 모형, 평정척도모형, 차별기능문항, 수렴타당도를 분석하였다. 본 연구 결과 첫째, RPQ의 요인구조는 이중적재가 나타난 한 문항을 삭제한 후 반응적 공격성과 주도적 공격성의 2요인으로 상정하였다. 둘째, Rasch 모형에 기반한 평정척도 분석 결과, 본 척도의 3점 리커트 척도는 적절한 것으로 나타났고, 문항적합도 검증을 통해 모든 문항이 적합도 기준을 충족하는 것으로 나타났다. 분리지수 및 분리 신뢰도는 주도적 공격성 요인이 다소 낮은 수준을 보였으나 전체적으로 피험자와 문항이 적절하게 변별되는 것으로 나타났다. 피험자x문항 분포 탐색 결과 반응적 공격성은 피험자의 능력수준과 문항난이도가 적절하게 대응하였으나, 주도적 공격성은 문항 난이도가 다소 높은 것으로 나타났다. 성별에 따라 다르게 기능할 수 있는 문항은 총 3문항으로 나타났으며, 수렴타당도 검증 결과 충동성 측정 도구인 한국판 BIS-11-R과는 낮은-중간 수준의 정적 상관관계를 보였다. 본 연구는 서구권과는 다른 한국의 문화적 특성을 고려한 타당화를 통해 공격성 척도인 RPQ가 국내에도 적합함을 입증하였으며 국내 일반인을 대상으로 반응적 공격성과 주도적 공격성 개념을 도입한 것에 의의를 지닌다.

주요어 : 반응적 공격성, 주도적 공격성, RPQ, 공격성 측정 도구

* 이 논문은 2024년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2023S1A5A807785612).

본 논문에 도움을 주신 University of Pennsylvania Criminology & Psychiatry, Adrain Raine 교수님과 University of Edinburgh Psychology of Mental Health의 이재은 선생님께 감사의 말씀 드립니다.

1) 제1저자 : 영남대학교 심리학과 석·박사통합과정, (38541) 경북 경산시 대학로 280,

E-mail: qkrtjsdud26085@gmail.com

† 교신저자: 서종한, 영남대학교 심리학과 부교수, (38541) 경북 경산시 대학로 280, E-mail: jonghansea@yu.ac.kr

 Copyright ©2024, The Korean Psychological Association of Culture and Social Issues
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.

공격성은 타인을 해하려는 목적을 가진 행위로(Baron & Richardson, 1994), 다른 사람에게 정보를 일부러 제공하지 않는 간접적인 공격성부터 폭력 행위처럼 보다 직접적으로 드러나는 공격성까지 그 범위는 매우 포괄적이다(Benjamin, 2015). 공격성은 범죄와 폭력을 유발하는 강력한 요인 중 하나로 타인에게 의도적으로 피해를 입혀 심각한 문제를 야기하는 반사회적 행동(antisocial behavior) 역시 공격성에 기반한다(Crick & Groperter, 1995; 권영현, 2022). 현재는 공격성이 여러 하위유형으로 분류될 수 있고(Parrott & Giancola, 2007) 하위유형에 따라 공격행동의 양상과 심각성 등에서 차이가 있음에 주목하고 있다(Nouvion et al., 2007). 그러나 국내에서는 공격성에 대한 연구가 주로 청소년 및 아동을 대상으로 실시되고 있으며(이은아, 2011; 이홍, 김은정, 2012; 김경호, 2018) 성인의 공격성 유형에 대한 연구가 미비한 실정이다. 따라서 사회에 잠재적인 위협이 될 수 있는 공격성에 대하여 국내 성인에게 나타나는 공격성의 유형과 이를 측정할 수 있는 도구가 필요하다.

현재 국외에서는 BPAQ(The Buss-Perry Aggression Questionnaire; Buss & Perry, 1992)가 공격성 측정 도구로써 많이 사용되고 있다. BPAQ는 여러 국가에서 번역 및 타당화되었으나(Maxwell, 2008; Von Collani & Werner, 2005) 국가마다 요인 구조가 다소 불분명하게 나타나며 원저자의 BPAQ를 재현하지 못한다는 문제가 제기되었다(Pechorro et al., 2016). 또한 AQ는 공격성의 특성(trait)을 측정하는 도구로 공격성의 표출 양상을 파악한다. 그러나 반응적-주도적 공격성 측정 도구 RPQ(Reactive-Proactive aggression Questionnaire)는 공격성의 동기(motive)를 측정하는 도구로써 공격성이

표출되는 기저를 파악할 수 있다는 장점이 있으면서도 BPAQ의 5요인에 해당하는 신체적, 언어적 공격성을 반영하는 상황적 맥락까지 제공한다. 이에 본 연구에서는 국내에서의 공격성 측정 도구로써 RPQ를 소개하고자 한다.

공격성의 구별

사회에 심각한 해악을 끼치는 공격성의 광범위한 정의를 구체화하고자 1960년대 이전부터 공격성의 유형을 세분화하기 시작했다. 좌절-공격성 이론(frustration-aggression theory)과 사회학습 이론(social learning theory)이 그 예이다. Dollard 등(1939)에 의해 도입되고 Berkowitz (1978)에 의해 구체화 된 좌절-공격성 이론은 개인의 좌절 및 실패로 인해 적대적 반응인 공격성이 나타난다고 보았다. Bandura (1973)의 사회학습이론에서는 공격행위로 발생하는 처벌보다 공격행위로 얻게 되는 보상에 초점을 두어 공격성을 학습한다고 하였다. 즉 공격행위로 얻게 되는 보상이 공격성을 유발하는 자극 요인이 되어 공격행위를 계속하는 것이다. 이론이 제기된 초반에는 두 이론이 서로 대립 구도를 보였으나 시간이 지나면서 각 이론은 공격성의 서로 다른 양상을 측정함을 수용하였다. 이후 1987년에 Dodge & Coie (1987)는 공격성의 하위 양상을 구분하여 아동에게 반응적 공격성(reactive aggression)과 주도적 공격성(proactive aggression)의 개념을 도입한 후 성인에게까지 확장하였다.

반응적 공격성과 주도적 공격성

반응적 공격성과 주도적 공격성은 공격성의 동기(motive)에 주목한다. 반응적 공격성은

위협이나 도발에 대해 적대적이고 분노로 가득찬 공격성이다. 주로 자기방어 과정에서 나타나며 “상대가 화나게 했기에” 해를 가하는 유형이다. “hot aggression”이라고도 불리며, 감정조절 장애와 불안, 우울, 정보 처리 과정 결함(Information-processing deficit)의 특성을 보인다(Fite et al., 2008). 특히 정보 처리 과정 결함은 현실 왜곡 및 편집증적 관념과 같은 정신 분열 특징에 기반하여(Dodge & Coie, 1987), 타인의 의도를 잘못 해석하여 다시 반응적 공격성을 나타내는 악순환을 보인다(Raine et al., 2006). 그뿐만 아니라 억제 기능과 자기 통제력의 부족으로 충동성이 두드러지게 나타나 주도적 공격성에 비해 높은 사회불안을 보인다(Dodge, 1991). 반응적 공격성은 아동 및 청소년에게 아동기 행동 장애의 일종인 반항성장애(Oppositional Defiant Disorder: ODD), 품행장애(Conduct Disorder: CD)의 형태로 나타나며, 성인에게는 조현형 성격장애(schizotypal personality disorder)의 형태로 나타난다(Raine et al., 2006).

주도적 공격성은 주로 사회적 지위 달성을 목표로 하며 “누군가에게 보여주기 위해” 공격성을 표출한다. 이는 “cold aggression”이라고도 불리며(Raine et al., 2006) 사이코패시와의 높은 상관으로 많은 선행 연구가 진행되었다(Taubner et al., 2013; Perenc & Radochonski, 2014). 사이코패시는 타인을 도구로 이용하고자 하며 냉담하고 무딘 정서, 자극 추구 성향 및 공감 능력의 결핍을 특징으로 한다(권혁준 등, 2023; 박소향 등, 2022; 서중환, 2022). 사이코패시 성향이 강한 개인은 높은 수준의 재범률을 보이며(Hemphill et al., 1998), 사이코패시의 특성 중 두려움 없음과 반사회적 경향으로 인해 미래 범죄와의 강한 상관을 보고한다

(Grann & Wedin, 2002). 다수의 연구에서 사이코패시 특성이 냉혹한 살인 및 주도적 공격성과 관련 있음을 입증하였으며(Porter et al., 2003; Woodworth & Porter, 2002), Frick et al. (2003)의 연구에서 어린이들이 냉담한 특질(CU, callous-unemotional)을 가질 때 주도적 공격성 점수가 더 높다는 것을 발견하였다. 특히 주도적 공격성이 높은 아동의 경우 시간이 흐를수록 공격성에 의해 또래 관계가 원만하지 못하게 되며, 그 부모들 역시 낮은 학력을 가지고 물질 남용 이력이 있음을 보고하였다(Rain et al., 2006). 즉 주도적 공격성이 높은 사람일수록 심각하고 폭력적인 범죄 행위의 지속과 높은 상관을 보이며, 싸움을 먼저 시작하고 원하는 것을 얻기 위해 힘과 위협을 사용하는 행동 유형(strong-arm tactics)이라 할 수 있다.

반응적-주도적 공격성 측정 도구, RPQ에 관한 선행 연구

Raine 등 (2006)은 공격성의 두 유형인 반응적 공격성과 주도적 공격성을 측정하기 위해 반응적-주도적 공격성 측정 도구(Reactive-Proactive aggression Questionnaire; 이하 RPQ)를 개발하였다. RPQ는 원래 Raine 등 (2006)의 연구에서 아동을 대상으로 반응적 공격성과 주도적 공격성을 측정하도록 만들어졌으나, 이후 일부 문항의 수정을 거쳐 성인에게도 타당화되었다(Cima et al., 2013). RPQ는 11개의 반응적 공격성 문항과 12개의 주도적 공격성 문항을 포함하며 0점(전혀 그렇지 않다), 1점(가끔 그렇다), 2점(자주 그렇다)의 3점 리커트 척도로 구성된다. RPQ의 문항은 아동뿐만 아니라 읽기 능력이 수월하지 못한 성인 또한

문항을 이해할 수 있도록 보다 쉬운 단어를 사용하였다. 또한 신체적, 언어적 공격성을 반영하면서도 공격성의 동기를 분명하게 파악할 수 있도록 상황적 맥락을 함께 제시하였다.

Tuvblad et al. (2016)의 선행 연구에서는 11세의 중국 학생을 대상으로 탐색적 요인 분석과 확인적 요인분석을 통해 2요인의 반응적-주도적 공격성 모델이 적합하였음을 보여주었다. 또한 좋은 수준의 신뢰도(Chronbach's $\alpha = .71$)를 보여주어 중국의 아동 및 청소년에게 사용될 RPQ가 타당함을 입증하였다. Cima 등 (2013)의 연구에서는 네덜란드의 비범죄자, 범죄자, 청소년(6~18세) 및 성인(18세 이상)을 대상으로 확인적 요인분석을 통해 2요인의 반응적-주도적 공격성 모델이 적합함을 확인하였다. 또한 주도적 공격성 요인과 반응적 공격성 요인이 각각 냉담성과 충동성의 측정과 관련되어 있음을 발견하였다. 더하여 비범죄자 대상이 범죄자 표본보다 상당히 낮은 RPQ 점수를 보였으며, 폭력적 범죄자가 비폭력적 범죄자에 비해 공격성 점수가 더 높은 것으로 확인되었다. Cima & Raine (2013)의 종단 연구에서는 주도적 공격성 점수가 높은 어린이는 성인기 공격성이 76.2% 증가했으며, 반응적 공격성 점수가 높은 어린이는 성인기 공격성이 20.8% 증가하는 양상을 보고하였다. 최근에는 반응적 공격성 및 주도적 공격성과 공감간의 상관 연구(Tampke et al., 2020), 성별에 따른 반응적 공격성 및 주도적 공격성의 차이(Maneiro et al., 2022; Rezaei & Dehghani, 2022), 정신 장애와 반응적 공격성과 주도적 공격성의 양상(Vida et al., 2022), 수형자를 대상으로 한 RPQ 타당화 연구(Heynen et al., 2022; Wang et al., 2020)등, 두 가지 공격성 유형에 대해 다양한 주제의 연구가 진행되고 있다.

본 연구의 필요성과 목적

공격성의 동기 파악은 법적 장면에서 매우 중요하다. 프랑스형법은 사전 예비 및 음모 여부를, 독일형법은 동기나 목적, 수단의 차이를, 그리고 미국의 모범형법전(Model Criminal Code)에서는 모살(중한 살인)과 고살(보통 살인)의 구별을 두고 있다. 모살죄는 '사전에 살의를 가지고'(with malice aforethought) 타인을 살해하는 행위로 목적적이고 의도적으로 살해의 결과를 야기한 경우이다(이경재, 2017). 적극적으로는 살의적 계획(malice aforethought)이라는 주관적 요소의 존재와 소극적으로는 고살에 해당하는 책임감경적 정황의 부재로 모살죄가 성립된다. 고살죄는 도발행위(provocation)이나 극도의 감정적 불안정상태가 입증될 경우에 모살이 고살로 감경평가된 죄이다(Dubber, 2002; 김한균, 2010에서 재인용). 우리 형법규정은 모살과 고살을 구분하지 않고 있으나 1992년 형법개정안 제안에 있어서 사형을 선고하는 중살인죄와 사형을 배제하는 보통살인죄로 구별하자는 의견이 제시되었으며 2007년에는 법무부 형사법개정특별분과위원회에서 불법과 책임의 정도에 따라 살인죄를 세분화하고 법정형에 구별을 둘 필요가 있는지에 대해 검토하였다(법무부, 2007; 김한균, 2010에서 재인용). 또한 모든 범죄심사의 첫 단계는 구성요건해당성으로 '구성요건적 고의'의 성립 여부에 따라 구성요건해당성 여부가 결정된다. 이렇듯 법적 장면에서 범행 계획인 수단, 범행 동기 등이 죄의 경중과 법적 처분에 중요한 영향을 미치는 만큼, 공격성의 동기와 공격성의 의도를 파악하는 것이 중요하다.

국내에서는 아동 및 청소년기의 학교폭력,

비행, 자살 등의 문제가 사회적으로 큰 이슈가 되면서 청소년기의 공격성에 대한 관심이 높아졌다. 이에 청소년의 자기애와 공격성(이수연 등, 2023), 부모와의 관계와 공격성(윤정운, 김미옥, 2019; 조정숙, 박경애, 2021), 청소년의 부정적 인지와 공격성(신민진, 하은혜, 2020), 공격성의 완화 및 감소를 위한 치료 프로그램개발(최미선, 2020; 최영희, 최영주, 2019) 등, 주로 아동 및 청소년을 대상으로 공격성에 대한 연구가 이루어졌다. 그러나 검찰청의 범죄분석통계 결과 (2022) 중 연령이 미성년 경우를 제외한 연령별 범죄발생 비율을 보면, 14세~18세의 소년범의 비율은 형법범죄자 전체 759,658명 중 48,286명(6.36%)을 구성하고 있으며 성인범의 경우 형법범죄자 전체 759,658명 중 711,372(93.64%)를 차지한다. 형법범죄와 특별법범죄를 모두 합친 경우 전체 1,332,158명 중 61,026명(4.58%)이 소년범의 비율이며, 전체 1,332,158명 중 1,271,132명(95.42%)이 성인범의 비율이다. 이러한 성인범의 비율을 고려한다면 공격성의 동기와 의도를 파악하는 것이 성인범의 죄의 경중과 법적 처분에도 중요한 영향을 미치므로 성인의 공격성 유형에 대한 연구가 필요하다. 그럼에도 불구하고 성인의 공격성 양상에 관한 국내 연구는 미비한 실정이다. 또한 국내에서 사용되고 있는 RPQ는 한국 상담 및 교육 분야에서 비교문화적 관점의 타당화와 정확한 번안 과정 없이 사용 중이다(신현숙 등, 2012; 오인수, 2010). 따라서 아동 및 청소년에게 한정되어 있는 국내의 공격성에 관한 연구를 성인에게로 확장하고 타당한 번안 및 분석 과정을 거친 공격성 측정 도구가 필요하다. 이를 위해 본 연구에서는 반응적 공격성과 주도적 공격성을 동시에 측정할 수 있는 RPQ를 타당화하

고자 한다.

방법론적 측면에서는 국외의 RPQ 연구에서는 주로 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis; 이하 CFA)만을 사용하였다(Cima et al., 2013; Fung et al., 2009). 그러나 CFA는 잠재변수(요인)의 수와 요인을 구성하는 측정변수(문항)를 연구자가 미리 설계한다. 강력한 이론적 배경을 바탕으로 특정 문항은 반드시 특정 요인에만 영향을 받으며 다른 요인과의 관련성은 완전히 배제한다. 따라서 CFA는 단순히 이론 검증 과정(theory testing procedure)이라 할 수 있다(최창호, 유연우, 2017). 그러나 국외에서 만들어진 측정 도구를 국내에 도입하는 타당화 과정에서는 서양과 다른 한국에서의 공격성 양상이 존재할 것이라 본다. 따라서 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis; 이하 EFA)을 통해 모든 측정변수가 잠재변수로부터 영향을 받는다고 가정하고 오로지 데이터에 기반한 국내 공격성 유형을 분석하고자 한다. 또한 고전 검사 이론의 한계를 극복하고 국외와는 다른 국내 피험자 집단의 특성을 반영하기 위해 Rasch 분석을 실시하고자 한다.

한편으로 공격성은 성별에 따라 상이하게 표출되는 양상을 보임에 따라 1920년대부터 이에 관한 연구가 시작되었으며 다양한 이론이 존재한다. 사회적 역할 이론(Social Role Theory, SRT)에 따르면 개인은 성별로 인해 특별한 사회적 역할과 기대를 받게 되어 행동과 태도에서 차이가 나타난다(Eagly et al., 2000). 남성의 경우 공격적 대응과 같은 도구적 특성(instrumental traits)이 남성의 역할에 더 적합함을 배우게 되나, 여성은 공격적 대응을 억제하고 표현적 대응(expressive traits)이 적합함을 배우게 된다(Eagly et al., 2000). 이러한 사회적

역할은 지위와도 연관된다. 남성은 여성보다 비교적 높은 사회적 지위에 위치하기 때문에 신체적, 언어적 공격성뿐만 아니라 직접적 공격성(direct aggression), 간접적 공격성(indirect aggression)을 통해 높은 지위를 유지한다(Eagly, 1987). 사회적 역할 이론과 비슷하게 사회 학습 이론(Social Learning Theory)에서는 부모, 동료, 교육시스템, 대중매체 등을 통해 직접적인 공격성이 여성보다 남성에게 더욱 강하게 적용되며, 이러한 문화적 양상이 세대가 전이될수록 누적되어 더 큰 성차를 야기한다고 본다(Bandura, 1973; Tieger, 1980). 본 연구는 성차와 관계없이 모든 일반인에게 적용할 수 있는 공격성 척도를 타당화하기 위한 목적이므로, 성차가 존재할 수 있는 문항을 선별하기 위해 DIF 분석을 실시하였다.

연구 방법

연구 대상

본 연구는 국내 만 19세 이상의 일반인을 대상으로 표집을 실시하였다. 연구 대상은 전문 패널업체에 의뢰하였으며 온라인을 통해 설문조사를 실시하였다. 전체 참가자는 지역과 무관하게 표집하였으며 연구목적, 설문 진행방식, 개인정보관리 및 폐기에 관한 안내를 전달받았다. 이후 연구에 참가 의사를 밝힌 개인에게 동의서를 받았으며 설문조사를 마친 참가자에게 소정의 사례비를 제공하였다.

총 510명에게서 응답을 제공받았으며 본 연구의 목적이 되는 RPQ 이외에 다른 측정도구들의 응답도 동시에 받았다. 참가자의 성별은 남성 259명(50.8%), 여성 251명(49.2%)로 평

균 연령은 44.54세, 표준편차는 14.43세였다. 구체적인 연령대로는 19~29세 104명(20.4%), 30~39세 101명(19.8%), 40~49세(20.0%), 50~59세 101명(19.8%), 60세 이상 102명(20.0%)에 해당하였다. 참가자의 결혼상태는 미혼 189명(37.1%), 기혼 292명(57.3%), 이별, 사별, 별거 등에 해당하는 기타가 29명(5.7%)으로 나타났다. 마지막으로 참가자의 최종학력은 고졸 이하 108명(21.2%), 대학교 재학(휴학 포함) 40명(7.8%), 대학교 졸업 311명(61.0%), 대학원 재학 이상 51명(10.0%)로 나타났다.

반응적-주도적 공격성 질문지(RPQ) 번역 절차

본 RPQ 문항의 번역을 위해 원저자(University of Pennsylvania Criminology & Psychiatry, Adrain Raine)와 상호 협력하였다. 책임 연구자는 이중언어 능통자(외국대학 석사졸) 1명과 함께 원저자와 이메일 및 화상 회의(Zoom)로 5차례 의사소통하며 번역 절차를 진행하였다. 원저자로부터 RPQ 요인에 대한 개념적 정의와 문항 내용 정보를 전달받았다. 총 23문항을 한국어로 번역하고 역번역 결과를 원저자에게 공유하였으며 이에 대해 원저자의 피드백을 전달받았다. 전달받은 피드백에서 원저자가 제시한 단어의 의미, 문화적 맥락, 뉘앙스, 문장구조 순서 등을 고려하여 2차 번역이 이루어졌다.

2차 번역 이후 2차 역번역본을 원저자에게 다시 공유하고 2차 피드백을 전달받아 일부 문항에 대한 수정이 이루어졌다. 이후 원저자로부터 번안에 관한 최종 확인을 받았다. 마지막으로 본 척도의 내용을 알지 못하는 일반 대학생 50명을 대상으로 안면 타당도를 점검하였고, 그 결과 RPQ 최종 번안에 대한 가독

성과 이해력이 준수할 만한 수준임을 확인하였다.

측정도구

RPQ

Raine 등 (2006)이 반응적 공격성과 주도적 공격성을 측정하기 위하여 RPQ를 개발하였다. 23문항의 3점 리커트 척도로 구성되어 있으며 자기보고식 도구이다. 응답 범주는 '0점=전혀 그렇지 않다', '1점=가끔 그렇다', '2점=자주 그렇다'로 평정하였다. 반응적 공격성은 본 척도의 1번, 3번, 5번, 7번, 8번, 11번, 13번, 14번, 16번, 19번, 22번 문항으로 총 11 문항이며 위협이나 도발에 대해 적대적이고 분노로 반응하는 공격성을 나타낸다. 주도적 공격성은 본 척도의 2번, 4번, 6번, 9번, 10번, 12번, 15번, 17번, 18번, 20번, 21번, 23번의 총 12개 문항으로 구성되었으며 도구적이고 계획적이며 수단과 목적이 존재하는 공격성을 반영한다. Raine 등 (2006)의 아동을 대상으로 한 RPQ 타당화 연구에서 반응적 공격성에 관한 Chronbach's $\alpha=.84$, 주도적 공격성에 관한 Chronbach's $\alpha=.86$, 총점에서의 Chronbach's $\alpha=.90$ 으로 나타났다. Cima 등 (2013)의 성인을 대상으로 한 RPQ 타당화 연구에서 RPQ의 반응적 공격성에 관한 Chronbach's $\alpha=.83$, 주도적 공격성에 관한 Chronbach's $\alpha=.87$, 총점에서의 Chronbach's $\alpha=.91$ 로 나타났다. 본 연구에서의 RPQ 전체 문항에 관한 Chronbach's $\alpha=.90$ 로 나타났으며 반응적 공격성에 관한 Chronbach's $\alpha=.77$, 주도적 공격성에 관한 Chronbach's $\alpha=.91$ 로 나타났다.

AQ

AQ(Aggression Questionnaire; 이하 AQ)는 Buss & Warren (2000)이 공격성을 측정하기 위해 개발한 자기보고식 척도이다. RPQ와의 수렴 타당도를 확인하기 위하여 선정하였다. 하위 요인은 '신체적 공격성(8문항)', '언어적 공격성(5문항)', '분노(7문항)', '적대감(8문항)', '간접적 공격성(6문항)'의 5가지 요인으로 구성되어 있다. 총 34문항으로 '1점=매우 아니다', '5점=매우 그렇다'로 5점 리커트 척도로 평정되었으며, Buss & Warren (2000)의 연구에서 신체적 공격성의 Chronbach's $\alpha=.88$, 언어적 공격성의 Chronbach's $\alpha=.76$, 분노의 Chronbach's $\alpha=.78$, 적대감의 Chronbach's $\alpha=.82$, 간접적 공격성의 Chronbach's $\alpha=.90$ 으로 나타났다. 본 연구에서의 AQ 전체 문항에 관한 Chronbach's $\alpha=.943$ 으로 나타났다. Cima 등 (2013)의 선행 연구에서 AQ와 RPQ간의 상관은 중간 수준으로 나타났다.

한국판 BIS-11-R

공격성과 충동성은 정적 상관관계를 보인다는 선행 연구(Cima et al., 2013; Raine et al., 2006)에 따라 본 연구에서도 충동성을 측정하기 위해 BIS(Barratt Impulsiveness Scale; 이하 BIS)를 활용하였다. BIS는 Barratt (1959)에 의해 처음 개발된 이래 현재는 BIS-11까지 재개정되었다. 이소라 등 (2012)는 BIS-11-R(Barratt Impulsiveness Scale-11-Revised)을 한국판 BIS-11-R로 타당화 하였으며 11개의 역채점 문항을 포함한 총 30문항의 자기보고식 척도이다. 주의 충동성, 운동 충동성, 무계획 충동성의 3요인으로 구성되어 있으며 주의 충동성 요인은 하고자 하는 일에 집중하는 정도를 의미하고 운동 충동성 요인은 충동적으로 행동하는 경향

을 평가한다. 무계획 충동성 요인은 계획하는 정도 혹은 숙고하는 정도를 평가한다. 해당 도구는 4점 리커트 척도로 '1점=전혀 그렇지 않다', '4점=항상 그렇다'로 평정되었다. 역채점 문항을 고려하여 총점이 높을수록 '충동성'이 높음을 의미한다. 한국판 BIS-11-R의 주의 충동성 요인의 Chronbach's $\alpha=.62$, 운동 충동성 요인의 Chronbach's $\alpha=.63$, 무계획 충동성 요인의 Chronbach's $\alpha=.58$ 로 나타났다. 총점에 대한 Chronbach's $\alpha=.78$ 로 나타났다. 본 연구에서의 한국판 BIS-11-R의 전체 문항에 관한 Chronbach's $\alpha=.876$ 으로 나타났다.

DD12

DD12(Dirty Dozen 12; 이하 DD12)는 나르시시즘, 사이코패시, 마키아벨리즘의 어두운 성격 3요인을 측정하기 위하여 Jonason & Webster(2010)가 개발하였다. 나르시시즘, 사이코패시, 마키아벨리즘은 냉담함(callous)과 적대성(antagonism)이라는 특성을 공유하고 상호 관련성이 높아 '어두운 핵심(Dark core)'이라고 불린다(Moshagen et al., 2020). 어두운 핵심은 공격성과의 상관성이 높다는 선행연구가 다수 있으며(Paulhus et al., 2018; Tomas & Egan, 2022), 사이코패시와 공격성의 상관에서 더 나아가 어두운 핵심 요인과의 상관을 확인하기 위해 본 척도를 선정하였다. 각 4문항씩 총 12개의 문항으로 5점 리커트 척도이다. '1점=매우 동의하지 않음', '5점=매우 동의함'으로 평정되었으며 나르시시즘 요인은 과도한 자기애와 자신의 능력을 과신하는 태도를 나타낸다. 사이코패시 요인은 냉담하며 반사회적인 태도를 나타낸다. 마키아벨리즘 요인은 자신의 목표 달성을 위하여 타인을 이용하거나 착취하려는 모습을 보인다. Jonason &

Webster (2010)의 연구에서 마키아벨리즘에 대한 Chronbach's $\alpha=.77$, 사이코패시에 대한 Chronbach's $\alpha=.69$, 나르시시즘에 대한 Chronbach's $\alpha=.78$, 총점에 대한 Chronbach's $\alpha=.83$ 으로 나타났다. 본 연구에서의 DD12 마키아벨리즘에 대한 Chronbach's $\alpha=.885$, 사이코패시에 대한 Chronbach's $\alpha=.793$, 나르시시즘에 대한 Chronbach's $\alpha=.834$. 전체 문항에 관한 Chronbach's $\alpha=.853$ 으로 나타났다. DD12는 적은 문항으로 마키아벨리즘, 사이코패시, 나르시시즘의 3요인을 간명하게 측정할 수 있음에 본 척도를 활용하였다.

SD4

SD4(the Short Dark triad; 이하 SD4)는 어두운 성격 4요인을 측정하기 위해 Paulhus et al. (2020)가 개발하였다. 기존의 SD3(the Short Dark triad; 이하 SD3)의 마키아벨리즘, 나르시시즘, 사이코패시 3요인에 사디즘 요인을 추가하였다. 사디즘 요인 역시 사이코패시와의 상관성이 높으면서도 사이코패시와는 다른 측면의 어두운 성격을 측정한다(Buckels et al., 2023). 사디즘 요인은 다른 사람에게 고통, 고뇌, 또는 굴욕을 가하며 쾌락을 느끼는 성격 특성으로 성적 살인 및 주도적 공격성과의 상관성이 존재한다는 최신 연구를 반영하여(James et al., 2020) 사디즘을 측정할 수 있는 SD4척도를 선정하였다. 마키아벨리즘 요인은 자신의 목적 달성을 위해 타인을 조종하는 특성을 내포하고 있으며 나르시시즘 요인은 남들이 갖지 못하는 특별한 자질을 과신하는 모습을 나타낸다. 사이코패시 요인은 충동적인 행동 특성을 기반으로 얕은 정서성, 공감능력 결핍, 위협이나 싸움 등에 자주 휘말리는 특징을 가진다. SD4는 자기 보고식 5점 리커트 척도로

‘1점=매우 동의하지 않음’, ‘5점=매우 동의함’으로 평정되었다. Paulhus 등 (2020)의 연구에서 마키아벨리즘의 Chronbach’s $\alpha=.83$, 나르시시즘의 Chronbach’s $\alpha=.78$, 사이코패시의 Chronbach’s $\alpha=.82$, 사디즘의 Chronbach’s $\alpha=.82$ 로 보고되었다. 본 연구에서의 DD12 마키아벨리즘에 대한 Chronbach’s $\alpha=.753$, 사이코패시에 대한 Chronbach’s $\alpha=.831$, 나르시시즘에 대한 Chronbach’s $\alpha=.862$. 사디즘에 대한 Chronbach’s $\alpha=.805$, 전체 문항에 관한 Chronbach’s $\alpha=.887$ 으로 나타났다. Liu et al. (2023)의 연구에서 RPQ와 사이코패시 및 사디즘과는 중간 수준의 정적 상관관계로 나타났다.

자료분석

본 연구에서 RPQ의 구성타당도를 살펴보기 위해 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis; 이하 EFA)과 탐색적 구조방정식 모형(Exploratory Structural Equation Model; 이하 ESEM)을 활용하였다. 이후 문항의 적합도 및 난이도 분석을 위해 Rasch분석을 실시하였고, 성별에 따른 차별기능 문항 도출을 위해 DIF 분석을 실시하였다. 마지막으로 수렴타당도 검증을 위하여 RPQ와 AQ, 한국판 BIS-11-R, DD12, SD4간의 상관 분석을 실시하였다.

구성개념 타당화

국내 일반인에게 적합한 요인구조를 도출하기 위하여 KMO와 Bartlett 구형성 검정을 실시하였다. 데이터의 구형성을 검토하는 방법으로, Kaiser (1974)는 KMO 값이 .50 이상일 때, Bartlett의 유의확률은 .05 이하일 때 요인 분석을 실시하기에 적합한 자료라 하였다. 이

후 EFA에 최대우도법(Maximum Likelihood; 이하 ML)을 사용하여 ‘공격성’ 개념이 몇 개의 하위 척도(요인)로 분류되는지 분석하였다. ML은 모집한 데이터가 정규분포를 따른다는 가정하에 최대한의 가능도(likelihood)를 도출하여 모수를 추정한다(이순목 등, 2016; 최재란, 서종한, 2021). EFA는 CFI(Comparative Fit Index; 이하 CFI)와 TLI(Tucker-Lewis’ index; 이하 TLI) 값이 .90 이상, RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation; 이하 RMSEA) 값이 .08이하, SRMR(Standardized Root Mean square Residual; 이하 SRMR) 값이 .10 이하의 값을 충족할 때 적합한 요인 구조라 판단한다(Vandenberg & Lance, 2000). 이후 ESEM을 활용하였다. ESEM 분석은 문항 간의 수정지수(Modification Index; 이하 MI)가 높은 값을 보인 두 문항이 같은 요인에 속할 경우 이론적으로 높은 상관이 있다고 판단하고, MI지수가 높은 두 문항의 관계를 추가함으로써 모형적합도가 증가하게 된다(권혁준 등, 2023). 또한 측정 도구의 지표변수가 다양한 개념으로 해석될 수 있음을 고려하기에 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis; 이하 CFA)의 한계점도 보완할 수 있다(박소향 등, 2022).

응답반응 타당화, Rasch

고전검사이론은 문항의 신뢰도는 파악할 수 있으나 문항의 적합도 및 난이도를 정확히 파악하기엔 충분하지 않다는 연구 결과가 다수 존재한다(Gotlib, 1984). 특히 요인분석은 검사의 난이도에 따라 피험자 능력 추정이 변화되어 검사 결과가 일정하게 나타나지 않는다는 한계가 발생한다(박소향 등, 2022). 또한 본 척도는 Raine 등 (2006)이 개발한 것으로 서양과 문화권이 다른 국내에서 사용하기에 앞서

서구권 피험자 집단과 국내 피험자 집단의 특성이 다를 수 고려해야 한다. 이를 위해 문항 반응이론(Item Response Theory; 이하 IRT)의 하나인 Rasch 모형을 활용하였다. Rasch 모형은 문항의 위치(item location)를 “난이도(difficulties)”로, 피험자의 측정치(person measures)를 “능력(abilities)”으로 나타낸다(서은철, 2016; 홍세희, 조용래, 2006). Rasch 모형의 기본 원리는 문항의 난이도와 피험자의 능력 수준에 따라서 피험자의 응답 확률이 결정되고 피험자 집단이 달라지더라도 문항의 난이도와 피험자의 능력수준을 일정하게 추정할 수 있다는 불변성(invariance)에 기반한다(Wright et al., 1986; 권수현, 이승연, 2014). 따라서 국외에서 개발된 척도를 국내에 타당화하기 위해 Rasch 모형이 적합하다 판단하였다.

본 연구에서는 Rasch 모형 중에서도 다분자료(Polytomous data)를 분석하기 위해 사용되는 Andrich(1978)의 평정척도모형(Rating Scale Model; 이하 RSM)을 활용하였다. RSM은 이분화된 반응 모형(Dichotomous Response Model)에 적용할 수 있었던 Rasch 모형을 확장하여 다분 문항일 경우(3점 척도 이상)에도 분석할 수 있도록 한 것이다. RSM은 난이도 차이가 각 범주의 단계마다 고정되어 있어 응답범주 간의 동간성을 확보한다(정혁, 2005). 따라서 응답범주 곡선 및 단계조정값의 차이를 통해 응답범주 간의 변별력을 확인하고 피험자가 응답을 회피하기 위해 사용될 우려가 있는 응답범주를 파악할 수 있다(Hong et al., 2005; 이익섭 등, 2007). 또한 고전검사이론의 한계를 극복할 수 있다. 문항 적합도를 통해 문항의 내용 측면 타당도를 확인하고, RSM의 분리지수 및 분리 신뢰도를 통해 문항간, 피험자간 적절한 변별력 및 신뢰도를 나타내는지 분석할 수 있다.

마지막으로 RSM은 문항의 속성을 피험자의 능력수준과 문항의 난이도를 통해 파악할 수 있는데 이를 하나의 그래프에 로짓(log odd unit; 이하 logit)척도로 나타낸다(박소향, 서종한, 2022). 이를 피험자 x 문항 분포도(Wright map)라 하며 분포도를 통해 본 척도의 문항과 피험자 간의 능력 수준이 적절한 수준으로 대응하는지 분석할 수 있다. 구체적인 분석 절차는 Hong 등 (2005)이 제시한 분석 절차에 따라 다음과 같다.

첫 번째, 일차원성 가정. Rasch 모형 측정을 위해서는 문항반응이론 적용에 전제되어야 하는 일차원성 가정과 지역독립성 가정이 충족되어야 한다. 일차원성 가정(unidimensionality)은 해당 문항이 하나의 속성만을 측정하는 것이며 지역독립성 가정은 피험자의 능력수준이 동일하다는 전제하에 한 문항의 응답이 다른 문항 응답에 영향을 미치지 않는다는 것이다(박인용, 2013). 보통 한 문항이 하나의 속성만을 측정한다는 일차원성 가정이 만족되면 지역독립성 가정도 만족한다고 판단한다(김세형, 2023). Rasch RSM 모형에서는 일차원성을 판단하기 위해 표준화된 잔차를 활용한 주성분 분석(Principal-Components Analysis of Residuals; 이하 PCAR)이 사용된다. 수용기준은 설명되지 않는 분산(Unexplained Variance in 1st Contrast; 이하 UVC)의 첫 번째 대조점의 고유값(Eigenvalue)이 3.0미만이면 일차원성을 가진다고 판단한다. 혹은 주요인의 설명 분산이 20~30%이상일 때 일차원성을 만족한다고 본다(Linacre, 2016).

두 번째, 응답범주의 적절성. RPQ의 3점 응답범주가 국내 일반인에게 적절한지 판단하기

위해 Linacre (2016)가 제시한 응답범주의 적절성 기준을 따랐다. Linacre (2016)는 각 응답범주마다 최소 10명이 응답하여야 하며 응답범주의 빈도는 고르게 분포해야 한다고 하였다. 또한 범주의 단계가 높아질수록 범주의 평균 측정치(average measure)가 증가해야 하고 표준화된 각 범주의 외적합도 지수가 2.0이하의 값을 가져야 한다(정혁, 2009). 마지막으로 단계조정값(step calibration)은 응답범주의 단계가 높아질수록 점진적으로 증가해야 하는데 최소 1.4 logit 이상 5.0 logit 이하의 값으로 증가해야 한다(서은철, 2015). 응답범주 적절성은 범주확률곡선(category probability curve)으로도 확인할 수 있는데 그래프에서 X축은 개인의 속성점수와 문항 난이도 사이의 로짓 차이를, Y축은 특정 응답범주가 선택될 확률을 나타낸다(이익섭 등, 2007). 각 응답범주 곡선은 적어도 한 번 가장 높은 값인 정상점(peak)을 가져야 한다. 그리고 각 응답범주는 개인의 속성점수와 문항 난이도 사이의 로짓 차이에 따라 순차적으로 배열되어야 하며 그 경계가 뚜렷해야 한다(배극민, 정혁, 2013).

세 번째, 문항의 난이도와 문항적합도. RSM은 양호도 판단을 위해 MNSQ(MeaN Square fit statistic; 이하 MNSQ)값을 확인하는데 기댓값은 1이며 1보다 높아질 경우에 문항이 다른 문항과는 다른 이질적 특성을 보유하고 있다고 보며 1보다 작을수록 다른 문항과 중복되고 있음을 의미한다(Hong et al., 2005). MNSQ 통계치는 내적합도(Infit) 및 외적합도(Outfit) 지수로 구성되며, 내적합도 지수는 외적합도 지수가 극단값에 민감하게 나타난다는 문제점을 보완하기 위해 제시된다. MNSQ의 수용기준은 Anshel et al.(2009)이 제시한 0.50~1.50 기준을

사용하였으며 적합도 지수가 0.50 이하이면 과적합한 문항을, 1.50 이상이면 부적합한 문항을 의미한다.

네 번째, 피험자 x 문항난이도 분포도. 피험자 x 문항난이도 분포도는 응답자의 능력과 문항 난이도가 얼마나 일치하는지를 하나의 그래프에 나타낸 것이다. 왼쪽 막대그래프는 개인의 능력 정도를 나타내며 오른쪽에 나타난 직선 그래프의 경우 문항의 난이도를 나타낸다. 왼쪽 막대그래프의 상단은 능력이 높은 개인이 위치하며 오른쪽 직선 그래프의 상단은 난이도가 높은 문항이 위치한다. 타당하고 신뢰성있는 문항은 +4.0에서 -4.0사이에 위치한다(Bond & Fox, 2007).

다섯 번째, 분리지수 및 분리신뢰도. 분리지수에는 측정도구가 각 문항의 차이를 얼마나 잘 정의하고 분리하는지를 나타내는 문항 분리지수(Item separation index)와 측정도구가 피험자 개개인의 차이를 얼마나 효과적으로 정의하는지를 나타내는 피험자분리지수(Person separation index)로 나누어진다(정혁, 2005). Fisher (2007)는 분리지수가 2미만이면 ‘약함(weak)’, 2~3 사이이면 ‘중간(medium)’을, 3~4 사이이면 ‘ 좋음(good)’을, 4~5 사이이면 ‘매우 좋음(very good)’을, 5를 초과하면 ‘우수함(excellent)’이라 하였다. 분리신뢰도(Separation reliability)는 전체 피험자에게 동일한 문항 난이도를 재현시키는 정도를 나타내는 문항 신뢰도(Item reliability)와 피험자의 수준을 얼마나 일관되게 재현하는지를 나타내는 피험자신뢰도(Person reliability)가 있다. 값의 범위는 0에서부터 1까지 제한되고 1에 가까울수록 신뢰도가 높음을 의미한다.

차별기능문항 분석

공격성은 남성과 여성 간에 다른 양상으로 나타나며 유의한 차이점이 존재한다는 연구가 다수 보고 되었다(Bandura, 1973; Björkqvist & Österman, 2018; Eagly, 1987). 특정 집단에 유리하거나 불리하게 작용하는 문항의 편파성(item bias) 문제는 측정 도구 활용의 공정성에 있어서 중요한 문제이다(박상은, 노현중, 2019). 이에 본 연구에서는 차별기능문항(Differential Item Function; 이하 DIF) 분석을 실시하였다. DIF 분석은 집단의 능력을 통제하였음에도 문항 수행에 있어서 차이가 나타나는 문항을 의미한다(Dorans & Holland, 1992; 박상은, 노현중, 2019). 즉 같은 능력 수준을 가진 피험자들임에도 불구하고 개인이 속한 집단의 특성이 원인이 되어 상이한 응답을 할 확률을 분석하는 것이다. 본 연구에서는 남성과 여성이라는 성별 특성에 따라서 다르게 기능하고 있는 문항을 판별하고자 한다. 본 연구에서는 초점집단(focal group)에 여성을 선정하였고, - 기호가 나타날 때 초점집단(본 연구에서는 여성)에 유리하게 기능하는 문항이다(이유경, 서종한, 2021). 참조집단(reference group)에는 남성을 선정하였으며, + 기호가 나타날 때 참조집단(본 연구에서는 남성)에 유리하게 기능하는 문항을 의미한다(이유경, 서종한, 2021). 차별기능문항의 정도는 3개의 등급으로 분류한다. sP-DIF의 절댓값을 기준으로 AA등급은 .05 미만으로 무시할 만한 수준을, BB등급은 .05 이상 .10 미만으로 보통 수준을, CC등급은 .10 이상은 유의할 수준을 의미한다(박상은 & 노현중, 2019).

최종적으로 EFA, ESEM을 분석하기 위해 Mplus 8.3 프로그램을, 상관분석을 위해 SPSS 25.0을 사용하였다. 이후 Winsteps 5.6.3,

Jmetrik 4.1.1을 통해 RSM 및 DIF 분석을 실시하였다.

결 과

요인분석

KMO와 Bartlett 구형성 검정

KMO는 .932로, Bartlett 구형성 검정은 $\chi^2(253)=4827.478(p<.001)$ 로 보고되었다. 따라서 본 연구의 데이터는 구형성을 충족하므로 요인분석을 실시하기에 적합한 것으로 확인되었다.

탐색적 요인분석

EFA 분석결과 1요인 모형은 적절한 수준의 모형적합도가 나타나지 않았고, 2요인 모형, 3요인 모형, 4요인 모형 전부 적절한 모형적합도를 보였다. 본 연구에서는 원저자가 공격성을 두 가지 하위요인으로 분류한 것을 기반으로 요인에 대한 해석 가능성을 고려하여 2요인 모형을 채택하였다. <표 1>에 EFA 결과에 따른 모형적합도를 제시하였다.

탐색적 구조방정식 모형

EFA 결과에 따른 각 문항별 요인부하량을 살펴보았다. 23번 문항을 제외한 모든 문항이 하나의 요인에 .30 이상의 요인부하량이 적재되었다. 23번 문항의 경우 두 요인에 .30 이상의 요인부하량이 적재되었고 16번과 19번 문항의 경우 원척도와는 달리 2요인에 할당되었다. 이에 기존 RPQ의 요인구조와 문항 간 유사성을 고려한 수정지수를 사용하여, 23번 문항을 요인 2에 할당하고 15번 문항과 19번 문

<표 1> RPQ EFA 결과에 따른 모형적합도

	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
1요인	1241.198	230	0.783	0.762	0.093	0.090
2요인	583.311	208	0.920	0.902	0.059	0.040
3요인	438.594	187	0.946	0.927	0.051	0.034
4요인	361.311	167	0.958	0.937	0.048	0.029

주) 회색 음영과 볼드체로 표시한 것은 CFI 값이 .90 이상, TLI 값이 .90 이상, RMSEA 값이 .80 이하, SRMR 값이 .10 이하를 의미함

<표 2> RPQ EFA 및 ESEM 결과에 따른 각 문항별 요인부하량 비교

문항	EFA		ESEM	
	요인 1	요인 2	요인 1	요인 2
1	0.534	0.004	0.553	-0.040
3	0.536	-0.030	0.557	-0.078
5	0.435	-0.043	0.454	-0.086
7	0.570	0.093	0.593	0.044
8	0.425	0.231	0.443	0.194
11	0.604	-0.051	0.625	-0.100
13	0.525	0.093	0.544	0.051
14	0.378	-0.002	0.396	-0.038
16	0.219	0.568	0.238	0.541
19	0.208	0.544	0.226	0.511
22	0.467	0.160	0.485	0.123
2	0.298	0.378	0.310	0.353
4	0.060	0.610	0.070	0.599
6	0.081	0.578	0.102	0.549
9	0.037	0.689	0.045	0.669
10	-0.076	0.824	-0.066	0.818
12	0.093	0.517	0.101	0.512
15	0.046	0.723	0.056	0.715
17	0.013	0.713	0.027	0.703
18	-0.147	0.822	-0.151	0.846
20	-0.086	0.837	-0.069	0.824
21	-0.116	0.831	-0.115	0.845
23	0.408	0.342	0.426	0.309

주) 회색 음영과 볼드체로 표시한 것은 요인부하량 .30 이상을 의미함

항을 1요인에 할당하여 ESEM을 실시하였다. ESEM결과 16번 문항과 19번 문항은 요인 2에 해당하는 것으로 나타났고 23번 문항은 이중 적재 되는 것으로 나타났다. <표 2>에 RPQ의 EFA 및 ESEM 결과를 제시하였다.

최종 요인명

이중 적재가 나타난 23번 문항(소리를 질러서 다른 사람이 내가 원하는 것을 하게끔 한 적이 있다)을 제외한 22문항이 RPQ의 최종문항으로 선정되었다. 요인 모형은 2요인 모형이 가장 적합하였으며 요인명은 요인부하량이

<표 3> RPQ 요인명 및 요인별 문항내용

문항	공격성	문항내용
11		일이 내 뜻대로 되지 않을 때 화를 낸다.
7		갑자기 폭발적으로 화를 낸 적이 있다.
3		사람들이 나를 도발할 때 화를 내며 반응한 적이 있다.
1		나를 성가시게 했을 때 소리 지른 적이 있다.
13		경쟁이나 말다툼에서 졌을 때 화를 낸다.
22	반응적	누군가가 나를 놀렸을 때 화를 내거나 때린 적이 있다.
5		좌절감이 들 때 화도 같이 난다.
8		화가 나서 물건을 던지거나 부순 적이 있다.
14		다른 사람이 나를 위협했을 때 화를 낸 적이 있다.
18		재미로 상대방이 기분 나쁠 만한 이메일, 문자, 전화, SNS를 한 적이 있다.
21		싸움에 이용하기 위해 무기를 소지한 적이 있다.
20		집단 괴롭힘을 주도한 적이 있다.
10		경쟁에서 이기기 위해 다른 사람을 다치게 한 적이 있다.
15		돈이나 지위같이 내가 원하는 것을 얻기 위해 다른 사람을 압박한 적이 있다.
17		누군가를 협박하고 괴롭힌 적이 있다.
9		사람들에게 멋있어 보이기 위해 싸움을 한 적이 있다.
4	주도적	다른 사람의 물건을 빼앗은 적이 있다.
6		재미로 어떤 물건을 파괴하거나 부러뜨린 적이 있다.
16		다른 사람에게 소리를 지르거나 때린 후 기분이 나아진 적이 있다.
12		내가 원하는 대로 하기 위해서 신체적인 힘을 쓴 적이 있다.
19		나를 보호하기 위해서 다른 사람을 때린 적이 있다.
2		내가 우위에 있다는 것을 보여주기 위해 다른 사람과 싸운 적이 있다.

주) 문항 배열은 요인부하량 기준 내림차순임

높은 문항의 특성을 고려하여 선정하였다. 요인 1은 9문항으로, 일이 자신의 뜻대로 되지 않거나 타인의 위협 및 도발에 대해 소리를 지르고 분노를 표현하는 문항들이 포함되었다. 따라서 요인 1을 반응적 공격성이라 명명하였다. 요인 2는 수단과 목적을 위해 계획적이고 조작적으로 행동하는 문항들이 포함되었다. 따라서 요인 2를 주도적 공격성이라 명명하였다. <표 3>에 RPQ의 요인명과 요인별 문항내용을 제시하였다. 원문항 전체와 본 연구에서 선정한 문항 전체는 <부록>에 따로 제시하였다.

RASCH 평정척도모형

일차원성 가정

주성분분석(principal Component Analysis; 이하 PCA)을 기반으로 RPQ의 하위요인별 일차원성을 검증하였다. 반응적 공격성의 설명분산은 58.2%, 주도적 공격성의 설명분산은 55.5%로 두 요인 모두 주요인의 설명분산이 20~30% 이상인 것으로 나타났다. UVC 값은 반응적 공격성이 1.527, 주도적 공격성이 1.688로 두 요인 모두 3.0 미만인 것으로 나타났다. 이로써 RPQ의 하위요인별 일차원성이

충족되었으므로 Rasch RSM 모형을 분석하기에 적합하였다.

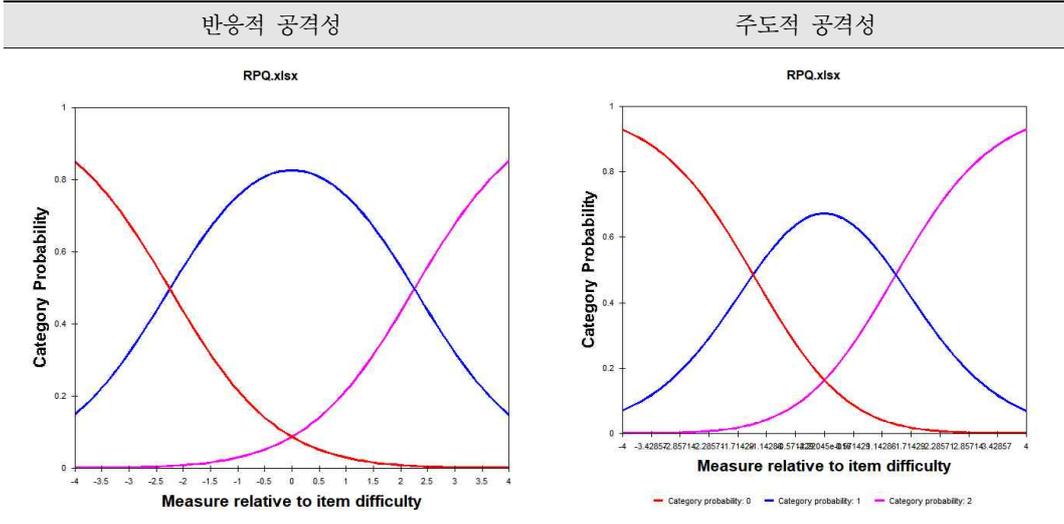
응답범주 적절성

RPQ의 3점 리커트 척도의 적절성을 확인한 결과, 두 요인 모두 응답범주의 단계가 상승할수록 평균 측정치가 상승하고 외적합도 지수가 2.0 미만인 것으로 나타났다. 단계조정값 역시 두 요인 모두 응답범주의 단계가 상승할수록 증가하였다. 구체적으로 반응적 공격성의 단계조정값은 4.5 로짓 증가하였으며, 주도적 공격성의 단계조정값은 2.82 로짓 증가하였다. 이로써 RPQ의 3점 리커트 척도는 본 척도의 응답범주로서 적절하게 기능하고 있는 것으로 확인되었다. RPQ의 범주확률 곡선을 살펴보았을 때 각 응답범주 곡선은 적어도 한번 가장 높은 값인 정상점(peak)을 가지며 인접한 범주와의 경계가 명확한 것으로 드러났다. 또한 각 응답범주는 개인의 속성점수와 문항 난이도 사이의 로짓 차이에 따라 순차적으로 배열되었다. <표 4>에 RPQ의 3점 리커트 척도에 대한 응답범주의 적절성 분석 결과를 제시하였고 <표 5>에는 범주 확률 곡선(category probability curve)을 제시하였다.

<표 4> RPQ 3점 리커트 척도에 대한 응답범주의 적절성 분석 결과

요인	응답범주	빈도(%)	평균 측정치	내적합도	외적합도	단계 조정값
반응적 공격성	0	1629(35)	-2.73	.99	.99	
	1	2612(57)	-.80	.95	.92	-2.25
	2	349(8)	1.31	1.05	1.06	2.25
주도적 공격성	0	5393(81)	-3.39	1.03	1.02	
	1	1044(16)	-1.17	.91	.69	-1.41
	2	193(3)	.20	1.39	1.50	1.41

<표 5> RPQ 범주 확률 곡선 결과



주) 빨간색 곡선 : 0점(전혀 그렇지 않다), 파란색 곡선 : 1점(가끔 그렇다), 분홍색 곡선 : 2점(자주 그렇다)을 나타냄

문항난이도 및 문항적합도

RPQ의 각 문항에 대한 문항적합도를 검증한 결과 반응적 공격성 요인의 경우 내적합도는 .83~1.29의 범위로, 외적합도는 .90~1.35의 범위로 나타났다. 주도적 공격성 요인의 경우 내적합도는 .86~1.19의 범위로, 외적합도는 .50~1.36의 범위로 나타났다. 이로써 RPQ의 모든 문항이 Anshel 등(2009)이 제시한 적합도 수용 기준을 충족했음을 알 수 있다. <표 6>에 RPQ의 문항 난이도 및 문항적합도를 제시하였다.

피험자 x 문항 난이도 분포도

RPQ의 하위요인별 문항의 난이도와 피험자 능력수준 간의 대응 수준을 살펴보았다. 반응적 공격성의 경우 문항 수준이 비교적 고르게 나타나 반응적 공격성의 수준과 관계없이 피험자를 적절하게 측정하는 것으로 나타났다.

반면 주도적 공격성의 경우, 본 연구의 피험자들이 가지고 있는 주도적 공격성의 수준이 낮은 편이지만 주도적 공격성 문항의 난이도는 비교적 높은 편에 속한다. 즉 본 연구의 피험자는 주도적 공격성의 문항에 동의하기 어려웠음을 알 수 있으며 동시에 본 연구의 주도적 공격성 문항은 능력수준이 낮은 피험자를 측정하기 어려움을 의미한다. <표 7>에 피험자 x 문항 난이도 분포도를 제시하였다.

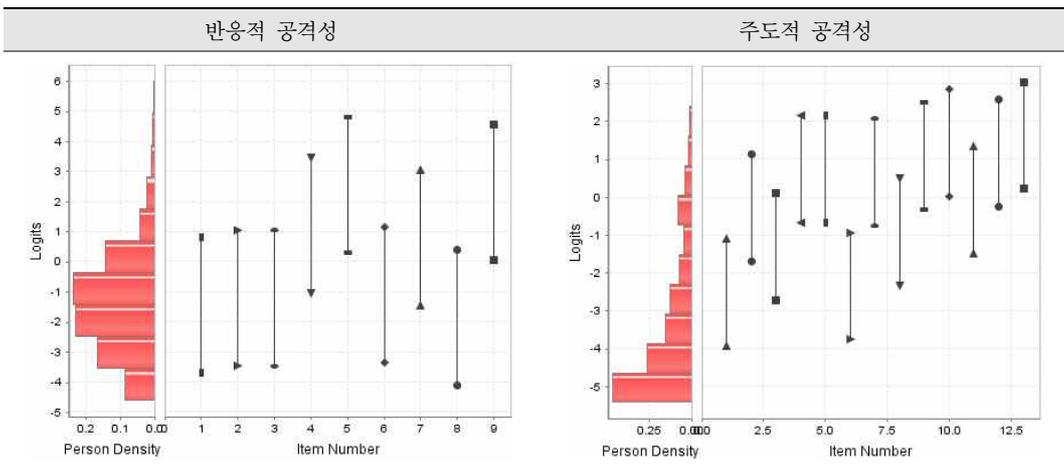
분리지수 및 분리신뢰도

RPQ의 분리지수 및 분리신뢰도를 분석하였다. 전체 문항과 피험자의 분리지수는 2.0 이상의 값을, 전체 문항과 피험자의 분리신뢰도는 .80 이상의 값을 보고하였다. 이로써 본 연구의 RPQ는 적절한 분리지수와 분리신뢰도를 가지는 것으로 나타났다. 다만 하위요인별 분리지수와 분리신뢰도를 살펴보았을 때, 반응

<표 6> RPQ 문항 난이도 및 적합도 결과

공격성	문항	난이도	내적합도	외적합도
반응적 공격성	1	-2.24	.88	.93
	3	-2.12	.92	.97
	5	-2.13	1.29	1.35
	7	-.98	1.00	.95
	8	-.31	1.03	.96
	11	-2.08	.83	.90
	13	-1.17	.96	.92
	14	-2.44	1.16	1.24
	22	-.42	1.11	1.09
	주도적 공격성	2	-.08	1.05
4		.94	1.19	1.36
6		.46	1.12	.93
9		1.41	1.01	.60
10		1.41	1.00	.52
12		.00	1.11	1.09
15		1.37	.86	.53
16		.64	1.02	.82
17		1.56	1.06	.64
18		1.73	.96	.92
19		1.03	.93	.88
20	1.60	1.11	.51	
21	1.82	.97	.50	

<표 7> 피험자 x 문항 난이도 분포도



주) 1. person density=피험자들의 능력수준, 2. item number=각 문항의 문항난이도 위치, 3. logit=피험자 능력수준과 문항난이도를 동일하게 변화시킨 척도

<표 8> RPQ 분리지수 및 분리 신뢰도 결과

요인	분리지수		분리신뢰도	
	문항	피험자	문항	피험자
반응적	8.99	1.69	.99	.74
주도적	4.89	.96	.96	.48
전체	12.24	2.27	.99	.84

적 공격성과 주도적 공격성 모두 피험자 분리 지수와 피험자 분리신뢰도가 다소 낮은 수치로 나타났다. <표 8>에 RPQ의 분리지수와 분리신뢰도 분석 결과를 제시하였다.

정적 상관관계($r=.467, p<.01$)를 보고하였다. 따라서 RPQ의 하위요인은 적절한 수렴도 및 변별력을 보이는 것으로 확인되었다. <표 9>에 하위 요인 간 상관을 제시하였다.

타당도 검증

내적일관성

RPQ 전체의 Cronbach's $\alpha=.896$ 로 높은 내적 일관성을 보고하였다. 반응적 공격성 요인은 Cronbach's $\alpha=.772$, 주도적 공격성 요인은 Cronbach's $\alpha=.914$ 를 보고하였다. 따라서 본 연구에서 도출된 RPQ의 요인구조는 전반적으로 내적 일관성이 매우 높은 것으로 확인되었다.

RPQ 하위 요인 간 상관

RPQ의 총점은 2개의 하위요인 모두와 높은 수준의 정적 상관관계($r=.798-.905, p<.01$)를 보고하였다. RPQ의 하위요인인 반응적 공격성과 주도적 공격성 간의 상관은 중간 수준의

RPQ 수렴타당도 검증

RPQ의 총점은 AQ의 총점과 높은 수준의 정적 상관관계($r=.696, p<.01$)를 보고하였다. RPQ와 AQ의 하위요인별 상관관계를 살펴보면 대부분의 요인에서 중간에서 높은 수준의 정적 상관관계($r=.353-.674, p<.01$)가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 RPQ의 2요인은 전반적으로 공격성을 적절하게 측정한다고 할 수 있다. RPQ의 반응적 공격성과 BIS의 총동성은 낮은 수준의 정적 상관관계($r=.133-.326, p<.01$), 주도적 공격성과 낮음에서 중간 수준의 정적 상관관계($r=.188-.420, p<.01$)가 나타났다. RPQ의 주도적 공격성과 DD12, SD4의 사이코패시와의 상관은 중간 수준의 정적 상관관계($r=.381-.539, p<.01$)를 보였으며 이는 반

<표 9> RPQ의 하위 요인 간 상관

	반응적	주도적	총점
반응적	1		
주도적	.467**	1	
총점	.798**	.905**	1

<표 10> RPQ와 AQ, BIS, DD12, SD4 간의 상관

척도	하위요인	RPQ		
		반응적 공격성	주도적 공격성	총점
AQ	신체적 공격성	.44**	.67**	.67**
	언어적 공격성	.35**	.44**	.47**
	분노	.56**	.57**	.66**
	적대감	.45**	.49**	.55**
	간접적 공격성	.41**	.54**	.57**
	총점	.52**	.65**	.69**
BIS-11-R	주의 충동성	.32**	.37**	.41**
	운동 충동성	.29**	.42**	.42**
	무계획 충동성	.13**	.18**	.19**
	총점	.29**	.38**	.40**
DD12	마키아벨리즘	.40**	.51**	.54**
	사이코패시	.25**	.38**	.37**
	나르시시즘	.20**	.22**	.25**
	총점	.38**	.49**	.52**
SD4	마키아벨리즘	.17**	.18**	.20**
	사이코패시	.34**	.53**	.53**
	나르시시즘	.05	.26**	.20**
	사디즘	.32**	.49**	.49**
	총점	.31**	.52**	.50**

** $p < .01$

주) AQ = Aggression Questionnaire, BIS-11-R = Barratt Impulsiveness Scale-11-Revised, DD12 = Dirty Dozen 12, SD4 = Short Dark Tetrad 4

응적 공격성($r=.250-340, p<.01$)보다 높은 수준으로 나타났다. RPQ의 총점과 DD12, SD4의 총점 간 상관 역시 중간 수준의 정적 상관관계로 나타났다($r=.504-524, p<.01$). <표 10>에 RPQ와 AQ, BIS, DD12, SD4 간의 상관을 제시하였다.

성별간 차별기능분향

성별에 따른 차별기능분향 검증 결과를 살펴보면, 전체 22문항 중 1번, 5번, 12번 문항을 제외한 문항은 AA등급에 해당하는 것으로 나타나 성별에 따른 DIF 문항은 존재하지 않

<표 11> RPQ의 차별기능문항 분석 결과

문항	MHX ²	p	효과크기	sP-DIF	class
1	16.49	0.00	0.15	0.05	BB+
2	1.67	0.20	-0.04	-0.01	AA
3	1.56	0.21	0.03	0.01	AA
4	0.01	0.94	0.00	0.00	AA
5	9.82	0.00	0.14	0.05	BB+
6	4.01	0.05	-0.08	-0.03	AA
7	0.89	0.34	0.04	0.01	AA
8	3.25	0.07	0.08	0.03	AA
9	3.10	0.08	-0.05	-0.02	AA
10	5.28	0.02	-0.05	-0.02	AA
11	1.40	0.24	0.04	0.01	AA
12	8.94	0.00	-0.11	-0.04	BB-
13	2.51	0.11	0.06	0.02	AA
14	1.72	0.19	0.04	0.01	AA
15	5.90	0.02	-0.05	-0.02	AA
16	0.24	0.63	0.02	0.01	AA
17	3.16	0.08	-0.05	-0.02	AA
18	4.25	0.04	-0.04	-0.01	AA
19	6.30	0.01	-0.06	-0.02	AA
20	5.76	0.02	-0.06	-0.02	AA
21	4.13	0.04	-0.03	-0.01	AA
22	0.00	0.98	0.01	0.00	AA

주) 회색음영과 볼드체로 표시한 것은 sP-DIF 값이 BB 등급으로 나타남을 의미함.

는 것으로 나타났다. 다만, 1번(나를 성가시게 했을 때 소리 지른 적이 있다)과 5번(좌절감이 들 때 화도 같이 난다)은 여성에게 유리하게 기능하는 것(BB+)으로 나타났다. 12번 문항(내가 원하는 대로 하기 위해서 신체적인 힘을 쓴 적이 있다)의 경우 남성에게 유리하게 기능하는 것(BB-)으로 나타났다. <표 11>

에 RPQ의 성별에 대한 차별기능문항 분석 결과를 제시하였다.

논 의

본 연구는 반응적 공격성과 주도적 공격성

측정 도구인 RPQ(Raine et al., 2006)를 국내 일반인을 대상으로 타당화 하였다. RPQ의 정확한 번안 과정을 거치고 서구권과는 다른 한국의 문화적 특성을 고려하여 국내에 적합한 공격성 요인구조를 도입하는 것에 목적을 두었다. 이를 위해 RPQ 원저자와의 번역-역번역 절차를 거쳤으며 원저자가 문항에 필수적으로 포함하고자 한 단어의 뉘앙스를 반영하고 문맥을 다듬었다. 이후 EFA와 ESEM 분석 결과 이중 적재가 나타난 23번 문항을 제외한 2요인 모형이 최종 선정되었다. 다만 16번(다른 사람에게 소리를 지르거나 때린 후 기분이 나아진 적이 있다)과 19번(나를 보호하기 위해서 다른 사람을 때린 적이 있다) 문항의 경우 원척도에서는 반응적 공격성 요인에 속하였으나, 본 연구 결과 두 문항은 주도적 공격성 요인에 속하는 것으로 나타났다. 이는 국외(Cima et al., 2013; Raine et al., 2006)와는 다른 국내의 문화적 특성이 가미된 것으로 보인다. 16번 문항은 공격성을 표출함으로써 오히려 긍정적 감정을 보이는 문항으로 국내 피험자들에게 반사회적이고 냉담한 정서 반응으로 해석될 수 있다. 또한 19번 문항은 자신의 보호를 위해 타인에게 공격성을 가한 것으로 어떤 목적을 위해 힘과 위협을 사용하는 주도적 공격성 요인의 다른 문항들과 상황적 맥락이 유사하다. 최종적으로 국내 일반인을 대상으로 한 한국판 RPQ는 16번과 19번 문항을 제외한 9문항이 반응적 공격성 유형으로 나타났고, 주도적 공격성 유형은 16번과 19번 문항을 포함한 13문항으로 나타났다.

RSM분석을 실시한 결과 본 연구의 RPQ는 일차원성을 충족하면서 3점 리커트 척도 역시 적절한 것으로 나타났다. 문항적합도 측면에서는 Anshel 등 (2009)이 제시한 기준을 만족

하였으나 다소 극단값을 보이는 문항이 존재하였다. Bond & Fox (2007)의 문항적합도 기준에서는 1.0에 가까울수록 적합하나 1.4보다 클 경우 문항과 요인 간의 일치도가 결여되는 부적합한 문항을, .6이하일 경우 문항과 요인 간의 일치도가 과적합한 문항이라 하였다. 이에 따라 주도적 공격성의 10번, 15번, 20번, 21번 문항은 .6이하로(=.50-.53) 다소 과적합한 것이라 할 수 있다. 주도적 공격성 문항에 0점(전혀 그렇지 않다)으로 응답한 비율이 81%이며 주도적 공격성의 평균 점수는 2.80점인 것으로 보아, 본 연구의 피험자가 주도적 공격성의 성향이 드문 일반인을 대상으로 했기 때문일 수 있다. 이는 반응적 공격성의 0점(전혀 그렇지 않다) 비율이 35%이고 평균 점수가 6.49점인 것과 대조되며 다수의 선행 연구에서도 유사한 결과가 나타났다(Cima et al., 2013; Fung et al., 2009; Raine et al., 2006). 또한 반응적 공격성 요인에 속하는 문항들은 피험자의 능력수준과 대등한 난이도를 보이거나 주도적 공격성 요인에 속하는 문항들은 피험자 능력 수준에 비해 난이도가 높았다. 분리지수와 분리신뢰도에서는 전체 문항에 대한 분리지수와 분리신뢰도는 만족할 만한 수준으로 나타났으나 주도적 공격성의 분리신뢰도가 다소 낮게 나타났다. 이는 주도적 공격성 문항들이 직접적인 형태의 공격성을 표현하고 있으며 피험자들이 이에 대해 솔직한 응답을 하기 어려웠기 때문으로 보인다.

RPQ의 주도적 공격성과 반응적 공격성 간의 상관은 중간 수준으로 나타났으며 RPQ에 관한 51개 연구를 메타 분석한 Polman et al. (2007)에 따르면 두 공격성 사이의 전반적인 상관관계는 높다고 보고된 바 있다($r = .64$). 그러나 반응적 공격성은 높은 코르티솔 수준

을 보이고 주도적 공격성은 낮은 생리적 흥분과 공감 부족이라는 차이가 존재한다고 밝혀졌다. 이로써 두 공격성 유형 간의 중요한 임상적 차이로 인해 주도적 공격성과 반응적 공격성의 구분은 타당한 것으로 밝혀졌다 (Cima & Raine, 2009; Polman et al., 2007). RPQ의 총점은 AQ의 총점과 높은 수준의 정적 상관관계, 주도적 공격성은 사이코패시 및 사디즘과 적절한 수준의 수렴타당도 및 변별타당도를 보임을 알 수 있다. RPQ의 주도적 공격성과 한국판 BIS-11-R의 충동성은 중간 수준의 상관이 있다는 다수의 선행연구와 일치하면서도 (Cima et al., 2013; Wang et al., 2019) 반응적 공격성 수준은 주도적 공격성에 비해 다소 낮게 나타났다. Litzman & Vaidya (2013)의 연구에 의하면 ‘참을성 없음’과 ‘계획 없음’의 특성은 반응적 공격성보다 주도적 공격성에서 더욱 강한 정적상관을 보였다. 또한 Hecht & Litzman(2015)의 연구에서도 반응적 공격성은 주로 부정적인 정서에 대해 성급하게 행동하는 경향이 있으나(Negative Urgency) 긍정적인 정서를 얻기 위해 성급하게 행동하는 경향(Postivie Urgency)과는 부적 상관을 보였다. 그러나 주도적 공격성의 경우 긍정적인 정서를 얻기 위해 성급하게 행동하는 경향(Postivie Urgency)의 충동성이 두드러지게 나타났다. 이렇듯 본래 충동성의 측면은 다차원적 구조이며(Cyders & Smith, 2007) 공격성의 유형에 따라 나타나는 충동성의 측면이 다양하다. 그러나 본 연구에 활용한 한국판 BIS-11-R은 타당화 과정에서 요인 구조가 다소 불분명하게 나타났다(이소라 등, 2012) 이에 충동성 양상이 다소 혼재되어 나타났을 수 있다. 따라서 본 연구 결과와 같이 주도적 공격성과 충동성 간의 상관이 반응적 공격성보다 다소 높은 상관

을 보일 수 있다.

DIF 분석 결과 1번, 5번, 12번 문항이 성별에 따라 차별적으로 기능할 가능성이 있는 것으로 나타났다. 1번(나를 성가시게 했을 때 소리 지른 적이 있다) 문항은 소리를 지른다는 표현적 특성(expressive traits)을 내포하고 있는데, 여성이 직접적으로 공격성을 표출하기보다 표현적으로 대응하는 경향에 의한 것으로 보인다. 5번(좌절감이 들 때 화도 같이 난다) 문항 역시 여성에게 유리하게 기능하는 것(BB+)으로 나타났다. 5번 문항은 좌절감이 드는 상황을 직면했을 때 상황에 대한 인지적 왜곡이 반영되어 화의 감정까지 표출되는 것을 의미한다. Nolen-Hoeksema et al.(1999)의 연구에 따르면 여성은 남성보다 더욱 반추적 양상을 보이고 인지 왜곡의 경향성을 띤다고 보고하였다. Calvete & Cardenas(2005)의 연구에서도 부정적 판단(negative orientation), 자기 초점적 인지(self-focused cognition)가 여성에게 더욱 자주 나타남을 보고하였고 이것이 반영된 것으로 보인다. 12번 문항(내가 원하는 대로 하기 위해서 신체적인 힘을 쓴 적이 있다)의 경우 남성에게 유리하게 기능하는 것(BB-)으로 나타났다. 이는 남성이 사회적 지위 및 욕구 달성을 위해 신체적인 힘을 사용하는 경향이 있다는 사회역할 이론과 사회학습 이론이 반영되었음을 알 수 있다. 최종적으로 3문항을 제외한 19문항에서는 성차가 나타나지 않았으며 이로써 한국판 RPQ는 표본과 무관하게 일반화될 수 있음을 알 수 있다.

임상적 유용성과 시사점

본 연구는 다음과 같은 시사점을 가진다. 첫째, 해외에서 사용되는 척도를 국내에 타당

화하기 위해 정확한 번안 과정을 거쳤다. 원어로 된 측정 도구를 한국어로 번역하는 과정은 도구를 개발한 원저자가 문항을 통해 측정하고자 하는 요인의 특성을 포함하는 것이 중요하다. 그러나 국내에 사용되고 있는 RPQ 척도는 정확한 번안 과정과 원저자와의 상호소통 없이 번역되어 사용 중이다. 이에 RPQ 개발자인 원저자와의 소통을 통해 원문항의 뉘앙스와 표현을 한국어 번역에 최대한 포함하였다. 특히 신체적 공격성과 언어적 공격성의 특성이 잘 드러나도록 하였으며 공격성의 동기, 상황적 맥락을 분명하게 파악할 수 있도록 공격적 상황을 구체적으로 제시하였다. 이로써 원저자의 의도와 반응적 공격성 및 주도적 공격성의 특성을 충분히 반영한 한국판 반응적-주도적 공격성 척도를 제안한다는 점에서 의의를 가진다. 둘째, 본 연구는 반응적 공격성과 주도적 공격성의 개념이 생소한 국내에 두 가지 공격성의 개념을 도입하였다. 주도적 공격성은 사이코패시와 깊은 관련이 있으며 사회에 심각한 해악을 초래할 수 있는 특성을 가짐에도 주도적 공격성에 관한 연구는 미미한 실정이다. 또한 반응적 공격성은 다양한 정신질환과 사회적 의도에 대한 잘못된 해석에 기반하기 때문에 공격성이 되풀이되는 악순환을 유발한다. 이에 본 연구가 반응적 공격성과 주도적 공격성 개념의 국내 도입을 촉진하고 공격성의 두 유형에 대한 국내 연구를 활성화할 수 있는 계기가 되리라 본다. 셋째, 본 연구를 통해 도입된 공격성의 두 유형을 활용한다면 공격성 완화 및 치료적 접근법을 달리할 수 있다. 반응적 공격성과 주도적 공격성은 사회적 정보 처리 과정(Social information processing; 이하 SIP)에 기반한다. Crick & Dodge (1994)의 연구에 따르면 개인의

행동은 다음의 6가지 단계를 거친 후에 나타난다. (1. 외부 및 내부 자극의 부호화 / 2. 자극 해석 / 3. 목표 명확화 / 4. 반응 생성 / 5. 반응에 대한 평가, 결과에 대한 기대, 자기 효능감을 포함한 반응 결정 / 6. 행동 실행) 반응적 공격성이 높은 개인은 초기 SIP단계 (1. 외부 및 내부 자극의 부호화 / 2. 자극 해석)에서 결함을 보이거나 후기 SIP 단계에서는 결함을 보이지 않는다(Crick & Dodge, 1996). 반면 주도적 공격성이 높은 개인의 경우 후기 3단계(3. 목표 명확화 / 4. 반응 생성 / 5. 반응에 대한 평가, 결과에 대한 기대, 자기 효능감을 포함한 반응 결정)에서 결함을 보인다(Crick & Dodge, 1996; Dodge & Coie, 1987). 이들은 관계 향상 목적 대신 수단적 목표를 선택하며 공격 행동으로 얻게 된 이익을 긍정적으로 해석한다. 이렇듯 두 가지 공격성 유형은 SIP에서 상이한 단계의 결함을 보인다. 따라서 본 척도를 활용하여 공격성 유형별 맞춤형 정보 처리 과정 교육 프로그램을 개발한다면 더욱 실질적인 개입이 될 수 있으리라 본다. 넷째, 본 연구의 RPQ 척도는 임상 장면에서도 충분히 활용될 수 있다. Bubier & Drabick (2009)의 연구에 따르면 반응적 공격성은 불안 증상, 불안장애 및 파괴적 행동 장애와 강한 상관을 보인다. 따라서 본 척도를 활용하여 반응적 공격성이 높은 개인을 조기 식별함으로써 임상적 진단의 예방에 기여하고 임상가들의 치료 전략 및 개입 목표 선택에 도움을 줄 수 있다(Kendall et al., 2001). 예를 들어 인지-행동적 접근법을 통해 불안 자극에 노출시키거나 불안에 대처하는 방안을 제공하고, 반응적 공격성으로 인해 나타나는 외현화 문제에는 가족치료, 부모-자녀 상호작용 치료 등을 통해 공격성 완화 전략을 세울 수 있다

(DeGarmo et al., 2004; Kendall et al., 2001).

한계점과 향후 연구

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계점을 지닌다. 첫째, 본 연구에서 사용한 EFA와 ESEM은 동일한 510명의 연구대상을 모집하여 분석하였다. 그러나 더욱 정교하게 교차타당도를 확인하기 위해서는 EFA와 ESEM의 표본을 달리 모집하여 분석을 실시할 필요가 있다. 따라서 추후 연구에서는 본 연구의 RPQ 문항들에 대하여 2차례의 표집을 실시하고 EFA와 ESEM 각각 다른 표본을 바탕으로 요인부하량을 비교하여 구인타당도를 보완할 필요가 있다. 둘째, 본 연구의 주도적 공격성 요인의 문항적합도와 분리지수 및 분리신뢰도가 다소 낮게 나타났다. 이는 본 연구의 대상이 일반인인 것과 일탈적 행동에 대한 사회적 배척이 강한 한국의 집단주의 문화에 기인한 것으로 보인다. 즉 자기보고식 검사도구의 한계인 반응왜곡경향에 더하여 직접적인 형태의 공격성을 나타낸 주도적 공격성 문항들에 솔직한 응답을 하기 어려울 수 있다. 따라서 추후 연구에서는 다소 낮은 적합도와 신뢰도를 보인 문항의 낱양스를 완화하거나 직접적인 표현을 대체하여 문항을 보완할 필요가 있다. 셋째, 충동성과 두 가지 공격성 유형 간의 상관에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 본 연구에서 사용한 한국판 BIS-11-R 척도는 요인구조가 다소 불분명하여 충동성 양상이 다소 혼재되어 나타났을 수 있다. 따라서 UPPS-P (UPPS-P Impulsive Behavior Scale; Lynam et al., 2007)와 같은 다차원적 충동성 측정 도구를 활용하여 두 가지 공격성과 충동성 간의 상관을 다시 확인할 필요가 있다. 넷째, 본 연구는

국내 일반 성인을 대상으로 시행한 단회기성 연구로 반응적 공격성과 주도적 공격성의 시간 경과에 따른 변화 양상이나 변화에 영향을 미치는 변인을 발견하지 못하였다. Nagin et al.(1995)이 제안한 범죄 진로 궤적에 따르면, 주도적 및 반응적 공격성의 조합은 청소년기로 진행될수록 증가하며 성인기까지 지속되는 ‘평생지속 범죄 진로(criminal pathway trajectories)’와 연관된다. 이는 반응적 공격성과 주도적 공격성이 어린 시절 발현 양상에 따라 성인기 공격성을 유추할 수 있는 중요한 지표로 사용될 수 있음을 의미한다. 따라서 추후 연구로 시간의 경과에 따른 공격성의 변화 양상을 확인하고 변화에 영향을 미치는 요인을 확인하기 위한 반응적 공격성과 주도적 공격성에 관한 중단연구를 제안한다.

참고문헌

- 경찰청 (2023). 범죄분석통계 범죄자 연령. KOSIS 국가통계포털.
<https://www.spo.go.kr/site/spo/crimeAnalysis.do>.
- 권수현, 이승연 (2014). Rasch 모형을 통한 유치원 교사 회복탄력성 척도 개발. 유아교육연구, 34(6), 275-301.
- 권영현 (2022). 대학생의 내현적 자기애가 사이버 폭력에 미치는 영향: 분노억제와 전위공격성의 이중매개효과 석사학위논문, 가톨릭대학교 상담심리대학원.
- 권혁준, 이유경, 서중환 (2023). 한국판 SD4 (Short Dark Tetrad) 요인구조 탐색 및 타당화 연구: ESEM과 Rasch 평정척도모형을 활용하여. 경찰학연구, 23(1), 191-230.
- 김경호 (2018). 청소년의 공격성과 성인매체

- 몰입 간의 양방향 관계의 검증: 자기회귀 교차지연 모형의 적용. *학교사회복지*, 43, 27-47.
- 김세형 (2023). Rasch 모형 기반 FACETS/WINSTEPS 프로그램을 활용하여 논문 결과 작성하기 (pp. 187-188). 황소걸음 아카데미.
- 김한균 (2010). 형법상 모살·고살 구분과 영미형법의 살인죄. *형사법연구*, 22(4), 183-209.
- 박상은, 노현중 (2019). 고등학생용 경제이해력 평가도구의 문항 양호도 및 성별에 따른 차별기능문항 분석. *경제교육연구*, 26(2), 97-129.
- 박소향, 박선영, 서종한 (2022). 우리 주변의 어두운 성격: Dirty Dozen 12 (DD12) 타당화를 중심으로. *한국범죄학*, 16(3), 79-115.
- 박소향, 서종한 (2022). 레빈슨 사이코패시 자기보고 검사(LSRP; Levenson Self-Report Psychopathy Scale) 타당화 연구: ESEM과 RSM를 중심으로. *경찰학연구*, 22(3), 189-229.
- 박인용 (2013). 지역독립성 가정의 위배가 IRT 수직척도의 척도변동성에 미치는 영향. *교육과정평가연구*, 16(2), 149-174.
- 배극민, 정혁 (2013). 신체적 자기효능감 질문지에 대한 중고등학생의 범주반응기능 특성 비교. *한국체육측정평가학회지*, 15(1), 57-66.
- 법무부 (2007). 제2소위심의대상설명자료. 형사법제과.
- 서은철 (2015). 장애개념의 다중패러다임과 잠재변수모형을 적용한 장애인스포츠인식척도 개발. 미간행 박사학위논문 단국대학교 대학원.
- 서은철 (2016). 장애인 엘리트선수에 대한 코치-선수 상호작용 척도의 적합성: Rasch 모형의 적용. *한국체육측정평가학회지*, 18(1), 31-44.
- 서종한 (2022). 면담기반 사이코패시 성격 종합평가-기관평가척도 (CAPP-IRS) 도구 타당화 연구. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 36(1), 25-46.
- 신민진, 하은혜 (2020). 중학생의 부정적 인지와 공격성의 하위유형과의 관계. *보건과 복지*, 22(3), 139-169.
- 신현숙, 곽유미, 김선미 (2012). 청소년이 지각한 통제적 양육행동과 공격성의 관계: 우울과 역기능적 충동성의 중다매개효과. *한국심리학회지: 학교*, 9(2), 347-366.
- 오인수 (2010). 괴롭힘을 목격한 주변인의 행동에 영향을 미치는 심리적 요인: 공감과 공격성을 중심으로. *초등교육연구*, 23(1), 45-63.
- 윤정윤, 김미옥 (2019). 초등학교 고학년이 지각한 부모의 심리적 통제와 공격성의 관계: 수치심의 매개효과. *정서·행동장애연구*, 35(2), 155-176.
- 이경재 (2017). 미국형법상 살인죄의 유형과 그 내용. *홍익법학*, 18(1), 29-52.
- 이소라, 이원혜, 박정수, 김설민, 김종우, 심재현 (2012). 한국판 Barratt Impulsiveness Scale-11-Revised 의신뢰도 및 타당도 연구; 일반성인집단을 중심으로. *J Korean Neuropsychiatr Assoc*, 51, 378-386.
- 이수연, 이종환, 임종민, 장문선 (2023). 자기애적 취약성과 공격성의 관계: 내면화된 수치심과 분노반추의 이중매개효과. *재활심리연구*, 30(3), 115-130.
- 이순묵, 윤창영, 이민형, 정선호 (2016). "탐색

- 적 요인분석: 어떻게 달라지나?”, 한국심리학회지: 일반, 35(1), 217-255.
- 이유경, 서종한 (2021). 일반인 대상 자기보고식 사이코패시성격 종합평가 도구(CAPP-SR) 타당화 연구: ESEM과 DIF 분석을 중심으로. 한국범죄학, 15(3), 5-35.
- 이은아 (2011). 초등학생용 공격성 척도 개발 및 타당화. 박사학위논문, 경성대학교 대학원 교육학과.
- 이익섭, 홍세희, 신은경 (2007). 장애 정체감 척도의 Rasch 모형 적용. 한국사회복지학, 59(4), 273-296.
- 이홍, 김은정 (2012). 청소년의 공격성 하위 유형에 따른 인지 및 정서 특성. 청소년학연구, 19(1), 227-250.
- 정혁 (2005). Rasch 모형: 서열척도 분석의 대안적 방법. 코칭능력개발지, 7(3), 133-141.
- 정혁 (2009). 한국어판 신체적 자기효능감 척도의 문항 및 범주기능 검사. 한국체육측정평가학회지, 11(3), 67-75.
- 조정숙, 박경애 (2021). 중학생이 지각한 부정적 부모양육태도와 공격성의 관계. 상담심리교육복지, 8(1), 25-40.
- 최미선 (2020). 파괴적 행동 청소년의 공격성 감소와 일상생활 변화에 관한 미술치료연구. 인문사회 21, 11(3), 2023-2034.
- 최영희, 최영주 (2019). 학대아동의 공격성감소를 위한 인간중심미술치료 사례연구. 한국예술치료학회지, 19(1), 171-189.
- 최재란, 서종한 (2021). 한국판 자기보고식 내담-무정서 특질 척도(ICU) 타당화 연구: 탐색적 구조방정식 모형(ESEM)의 적용. 한국범죄학, 15(3), 191-214.
- 최창호, 유연우 (2017). 탐색적요인분석과 확인적요인분석의 비교에 관한 연구. Journal of Digital Convergence, 15(10).
- 홍세희, 조용래 (2006). 역기능적 신념검사 단축판의 구성: Rasch 평정척도모형의 적용. Korean Journal of Clinical Psychology, 25(3), 865-880.
- Andrich, D. (1978). A rating formation for ordered response categories. Psychometrika, 43, 561-573. <https://doi.org/10.1007/BF02293814>
- Anshel, M. H., Weatherby, N. L., Kang, M., & Watson, T. (2009). Rasch calibration of a unidimensional perfectionism inventory for sport. Psychology of Sport and Exercise, 10(1), 210-216. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2008.07.006>
- Bandura, A. (1973). Aggression: a social learning theory analysis. Prentice-Hall.
- Baron, R. A., & Richardson, D. R. (1994). Human aggression. Springer Science & Business Media.
- Barratt, E. S. (1959). Anxiety and impulsiveness related to psychomotor efficiency. Perceptual and motor skills, 9(3), 191-198. <https://doi.org/10.2466/pms.1959.9.3.191>
- Benjamin Jr, A. J. (2015). Definition of aggression. Encyclopedia of mental health, 1(2), 33-39. doi: 10.1016/B978-0-12-397045-9.00198-1
- Berkowitz, L. (1978). Whatever happened to the frustration-aggression hypothesis? American Behavioral Scientist, 21(5), 691-708. <https://doi.org/10.1177/000276427802100505>
- Björkqvist, K., & Österman, K. (2018). Sex differences in aggression. The Routledge international handbook of human aggression, (pp. 19-30).
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2007). Applying the

- Rasch model: Fundamental measurement in the human sciences.* Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Bubier, J. L., & Drabick, D. A. (2009). Co-occurring anxiety and disruptive behavior disorders: The roles of anxious symptoms, reactive aggression, and shared risk processes. *Clinical psychology review, 29*(7), 658-669. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.08.005>
- Buckels, E. E., Williams, D. A., Trapnell, P. D., Kermani Koosheh, S., Javra, O. M., & Svenne, S. C. (2023). Blunted startle reactivity in everyday sadism and psychopathy. *Scientific Reports, 13*(1), 14216. <https://doi.org/10.1038/s41598-023-41043-2>
- 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). *The aggression questionnaire manual.* Los Angeles: Western Psychological Services.
- Calvete, E., & Cardenoso, O. (2005). Gender differences in cognitive vulnerability to depression and behavior problems in adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology, 33*(2), 179-192. <https://doi.org/10.1007/s10802-005-1826-y>
- Cima, M., & Raine, A. (2009). Distinct characteristics of psychopathy relate to different subtypes of aggression. *Personality and Individual Differences, 47*(8), 835-840. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.06.031>
- Cima, M., Raine, A., Meesters, C., & Popma, A. (2013). Validation of the Dutch Reactive Proactive Questionnaire (RPQ): Differential correlates of reactive and proactive aggression from childhood to adulthood. *Aggressive Behavior, 39*(2), 99-113. <https://doi.org/10.1002/ab.21458>
- Crick, N. R., & Dodge, K. A. (1994). A review and reformulation of social information-processing mechanisms in children's social adjustment. *Psychological bulletin, 115*(1), 74. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.115.1.74>
- Crick, N. R., & Dodge, K. A. (1996). Social information-processing mechanisms in reactive and proactive aggression. *Child development, 67*(3), 993-1002. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1996.tb01778.x>
- Crick, N. R., & Grotpeter, J. K. (1995). Relational aggression, gender, and social psychological adjustment. *Child development, 66*(3), 710-722. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1995.tb00900.x>
- Cyders, M. A., & Smith, G. T. (2007). Mood-based rash action and its components: positive and negative urgency. *Personality and Individual Differences, 43*(4), 839-850. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.02.008>
- DeGarmo, D. S., Patterson, G. R., & Forgatch, M. S. (2004). How do outcomes in a specified parent training intervention maintain or wane over time?. *Prevention Science, 5*, 73-89. <https://doi.org/10.1023/B:PREV.0000023078.30191.e0>
- Dodge, K. A. (1991). Emotion and social information processing. *The development of emotion regulation and dysregulation, 1*, 159-181.

- <https://doi.org/10.1017/CBO9780511663963.009>
Dodge, K. A., & Coie, J. D. (1987). Social-information-processing factors in reactive and proactive aggression in children's peer groups. *Journal of personality and social psychology, 53*(6), 1146.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.53.6.1146>
- Dollard J, Doob CW, Miller NE, Mowrer OH, Sears RR (1939). Frustration and aggression. New Haven, CT: Yale University Press.
<https://doi.org/10.1037/10022-000>
- Dorans, N. J., & Holland, P. W. (1992). DIF detection and description: Mantel Haenszel and standardization 1, 2. *ETS Research Report Series, 1992*(1), i-40.
- Dubber, M. D. (2002). *Model Penal Code* (p. 24). New York: Foundation Press.
<https://doi.org/10.1002/j.2333-8504.1992.tb01440.x>
- Eagly, A. (1987). *Sex differences in social behavior: A social role interpretation*. Taylor & Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9780203781906>
- Eagly, A. H., Wood, W., & Diekmann, A. B. (2000). Social role theory of sex differences and similarities: A current appraisal. In T. Eckes & H. M. Trautner (Eds.), *The developmental social psychology of gender* (pp. 123-174). Lawrence Erlbaum Associates.
<https://doi.org/10.4324/9781410605245-7>
- Fisher, W. P. (2007). Rating scale instrument quality criteria. *Rasch measurement transactions, 21*(1), 1095.
- Fite, P. J., Colder, C. R., Lochman, J. E., & Wells, K. C. (2008). Developmental trajectories of proactive and reactive aggression from fifth to ninth grade. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology, 37*(2), 412-421.
<https://doi.org/10.1080/15374410801955920>
- Frick, P. J., Cornell, A. H., Barry, C. T., Bodin, S. D., & Dane, H. E. (2003). Callous-unemotional traits and conduct problems in the prediction of conduct problem severity, aggression, and self-report of delinquency. *Journal of abnormal child psychology, 31*, 457-470. <https://doi.org/10.1023/A:1023899703866>
- Fung, A. L. C., Raine, A., & Gao, Y. (2009). Cross-cultural generalizability of the reactive-proactive aggression questionnaire (RPQ). *Journal of personality assessment, 91*(5), 473-479. <https://doi.org/10.1080/00223890903088420>
- Gotlib, I. H. (1984). Depression and general psychopathology in university students. *Journal of abnormal psychology, 93*(1), 19.
<https://doi.org/10.1037/0021-843X.93.1.19>
- Grann, M., & Wedin, I. (2002). Risk factors for recidivism among spousal assault and spousal homicide offenders. *Psychology, Crime and Law, 8*(1), 5-23.
<https://doi.org/10.1080/10683160208401806>
- Hecht, L. K., & Latzman, R. D. (2015). Revealing the nuanced associations between facets of trait impulsivity and reactive and proactive aggression. *Personality and Individual Differences, 83*, 192-197.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.04.021>
- Hemphill, J. F., Hare, R. D., & Wong, S. (1998). Psychopathy and recidivism: A review. *Legal and Criminological Psychology, 3*(1), 139-170.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8333.1998.tb00355.x>

- Heynen, E., Van der Helm, P., Stams, G. J., & Roest, J. (2022). Measuring aggression in German youth prison-A validation of the German Reactive-Proactive Aggression Questionnaire (RPQ) in a sample of incarcerated juvenile offenders. *International journal of offender therapy and comparative criminology*, *66*(13-14), 1475-1486.
<https://doi.org/10.1177/0306624X211023923>
- Hong, S., Kim, B. S., & Wolfe, M. M. (2005). A psychometric revision of the European American Values Scale for Asian Americans using the Rasch model. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *37*(4), 194-207.
<https://doi.org/10.1080/07481756.2005.11909760>
- James, J., Higgs, T., & Langevin, S. (2020). Reactive and proactive aggression in sexual homicide offenders. *Journal of Criminal Justice*, *71*, 101728.
<https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2020.101728>
- Jonason, P. K., & Webster, G. D. (2010). The dirty dozen: a concise measure of the dark triad. *Psychological assessment*, *22*(2), 420.
<https://doi.org/10.1037/a0019265>
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, *39*(1), 31-36.
<https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kendall, P. C., Brady, E. U., & Verduin, T. L. (2001). Comorbidity in childhood anxiety disorders and treatment outcome. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *40*(7), 787-794.
<https://doi.org/10.1097/00004583-200107000-00013>
- Latzman, R. D., & Vaidya, J. G. (2013). Common and distinct associations between aggression and alcohol problems with trait disinhibition. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *35*, 186-196.
<https://doi.org/10.1007/s10862-012-9330-5>
- Linacre, J. M. (2016). A user's guide to WINSTEPS® MINISTEP: Rasch-model computer programs. (No Title), 719.
- Liu, Y., Zhou, B., Ouyang, Y., Yang, B., & Xie, Q. (2023). Development and validation of Chinese form Short Dark Tetrad (C-SD4). *Heliyon*, *9*(1), e12929.
<https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e12929>
- Lynam, D., Smith, G. T., Cyders, M. A., Fischer, S., & Whiteside, S. A. (2007). *The UPPS-P: A multidimensional measure of risk for impulsive behavior*. Unpublished technical report.
- Maneiro, L., Cutrin, O., & Gómez-Fraguela, X. A. (2022). Gender differences in the personality correlates of reactive and proactive aggression in a Spanish sample of young adults. *Journal of interpersonal violence*, *37*(7-8), NP4082-NP4107.
<https://doi.org/10.1177/0886260520957697>
- 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>
- Moshagen, M., Zettler, I. & Hilbig, B. E. (2020). Measuring the dark core of personality. *Psychological Assess.* *32*(2), 182-196.
<https://doi.org/10.1037/pas0000778>

- Nagin, D. S., Farrington, D. P., & Moffitt, T. E. (1995). Life course trajectories of different types of offenders. *Criminology*, *33*(1), 111-139. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1995.tb01173.x>
- Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. (1999). Explaining the gender difference in depressive symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology*, *77*(5), 1061-1072. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.5.1061>
- Nouvion, S. O., Cherek, D. R., Lane, S. D., Tcheremissine, O. V., & Lieving, L. M. (2007). Human proactive aggression: Association with personality disorders and psychopathy. *Aggressive Behavior: Official Journal of the International Society for Research on Aggression*, *33*(6), 552-562. <https://doi.org/10.1002/ab.20220>
- Parrott, D. J., & Giancola, P. R. (2007). Addressing "The criterion problem" in the assessment of aggressive behavior: Development of a new taxonomic system. *Aggression and Violent Behavior*, *12*(3), 280-299. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2006.08.002>
- Paulhus, D. L., Buckels, E. E., Trapnell, P. D., & Jones, D. N. (2020). Screening for dark personalities: The Short Dark Tetrad (SD4). *European Journal of Psychological Assessment*, *37*(3), 208-222.
- Paulhus, D. L., Curtis, S. R., & Jones, D. N. (2018). Aggression as a trait: The Dark Tetrad alternative. *Current opinion in psychology*, *19*, 88-92. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.04.007>
- Pechorro, P., Barroso, R., Poiares, C., Oliveira, J. P., & Torrealday, O. (2016). Validation of the Buss-Perry aggression questionnaire-short form among Portuguese juvenile delinquents. *International journal of law and psychiatry*, *44*, 75-80. <https://doi.org/10.1016/j.ijlp.2015.08.033>
- Perenc, L., & Radochonski, M. (2014). Psychopathic traits and reactive-proactive aggression in a large community sample of polish adolescents. *Child Psychiatry & Human Development*, *45*, 464-471. <https://doi.org/10.1007/s10578-013-0432-4>
- Polman, H., Orobio de Castro, B., Koops, W., van Boxtel, H. W., & Merk, W. W. (2007). A meta-analysis of the distinction between reactive and proactive aggression in children and adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *35*, 522-535. <https://doi.org/10.1007/s10802-007-9109-4>
- Porter, S., Woodworth, M., Earle, J., Drugge, J., & Boer, D. (2003). Characteristics of sexual homicides committed by psychopathic and nonpsychopathic offenders. *Law and Human Behavior*, *27*, 459-470. <https://doi.org/10.1023/A:1025461421791>
- 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>
- 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*, 3(1), 85-96.
<https://doi.org/10.1027/2698-1866/a000027>
- Tampke, E. C., Fite, P. J., & Cooley, J. L. (2020). Bidirectional associations between affective empathy and proactive and reactive aggression. *Aggressive behavior*, 46(4), 317-326.
<https://doi.org/10.1002/ab.21891>
- Taubner, S., White, L. O., Zimmermann, J., Fonagy, P., & Nolte, T. (2013). Attachment-related mentalization moderates the relationship between psychopathic traits and proactive aggression in adolescence. *Journal of abnormal child psychology*, 41, 929-938.
<https://doi.org/10.1007/s10802-013-9736-x>
- Tieger, T. (1980). On the biological basis of sex differences. *Child Development*, 51(4), 943-963.
<https://doi.org/10.2307/1129534>
- Tomas, L., & Egan, V. (2022). A systematic review and meta-analysis examining the relationship between everyday sadism and aggression: Can subclinical sadistic traits predict aggressive behaviour within the general population?. *Aggression and Violent Behavior*, 65, 101750.
<https://doi.org/10.1016/j.avb.2022.101750>
- 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, 48-55.
<https://doi.org/10.1007/s10862-015-9501-2>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational research methods*, 3(1), 4-70.
<https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Vida, P., Balazs, J., Gadoros, J., Nagy, P., & Halasz, J. (2022). Reactive and proactive aggression in clinical adolescents with attention-deficit/hyperactivity disorder: The moderating role of gender and comorbidities. *Clinical child psychology and psychiatry*, 27(2), 412-423.
<https://doi.org/10.1177/13591045211055068>
- Von Collani, G., & Werner, R. (2005). Self-related and motivational constructs as determinants of aggression.: An analysis and validation of a German version of the Buss-Perry Aggression Questionnaire. *Personality and individual differences*, 38(7), 1631-1643.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.09.027>
- Wang, M. C., Gong, J., Gao, Y., Zhang, X., Yang, W., & Luo, J. (2020). Variants of psychopathy in Chinese male offenders: A latent profile analysis in a large prison sample. *Journal of Criminal Justice*, 69, 101708.
<https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2020.101708>
- Wang, M. C., Deng, Q., Shou, Y., Lai, H., Deng, J., Gao, Y., & Li, Z. (2019). Assessing impulsivity in chinese: elaborating validity of bis among male prisoners. *Criminal Justice and Behavior*, 46(3), 492-506.
<https://doi.org/10.1177/0093854818806033>
- Woodworth, M., & Porter, S. (2002). In cold blood: Characteristics of criminal homicides as

한국심리학회지: 문화 및 사회문제

a function of psychopathy. *Journal of Abnormal Psychology*, 111(3), 436-445.

<https://doi.org/10.1037/0021-843X.111.3.436>

Wright, B. D., Douglas, G. A., & No, M. (1986). The rating scale model for objective measurement. *Memorandum*, 35. *MESA Psychometric Laboratory Department of Education University of Chicago*.

논문 투고일 : 2024. 02. 01

1 차 심사일 : 2024. 03. 14

게재 확정일 : 2024. 04. 16

Reactive and Proactive Aggression, the Validation of the Reactive-Proactive Questionnaire (RPQ): Focusing on ESEM and Rasch

Seonyoung Park

Yeungnam University

Jonghan Sea

Yeungnam University

The purpose of this study is to validate the Reactive-Proactive Aggression Questionnaire (RPQ), a tool for measuring reactive-proactive aggression, in the context of South Korea. A thorough translation was conducted in collaboration with the original author. An exploratory factor analysis (EFA), exploratory structural equation modeling (ESEM), rating scale model (Rasch), differential item functioning (DIF), and convergent validity were performed on a sample of 510 South Korean individuals. The results revealed a two-factor structure of reactive and proactive aggression after removing one item showing dual loading. Rating scale analysis based on the Rasch model indicated the appropriateness of the 3-point Likert scale, with all items meeting fit criteria. Although the separation index and separation reliability of proactive aggression was marginally lower, the overall discrimination between participants and items was satisfactory. Examination of participant-item distribution indicated a suitable alignment between reactive aggression and participant ability levels, whereas proactive aggression exhibited slightly elevated item difficulty. Furthermore, three items were found to function differently based on gender. A moderate but statistically significant positive correlation was found between the Barratt Impulsiveness Scale-11-R (Korean version) and RPQ from the results of the convergent validity evaluation. Overall, this study employed rigorous statistical methods to validate the suitability of the RPQ for use in Korea, taking cultural nuances into account, and introduced the concepts of reactive and proactive aggression to the Korean general population.

Key words : Reactive Aggression, Proactive Aggression, RPQ, Aggression Measurement Tool

부 록

RPQ 원문항 전체 및 본연구에서 선정한 문항

번호	문항	원척도 요인명	한국판-RPQ 요인명
1	나를 성가시게 했을 때 소리 지른 적이 있다.	반응적	반응적
2	내가 우위에 있다는 것을 보여주기 위해 다른 사람과 싸운 적이 있다.	주도적	주도적
3	사람들이 나를 도발할 때 화를 내며 반응한 적이 있다.	반응적	반응적
4	다른 사람의 물건을 빼앗은 적이 있다.	주도적	주도적
5	좌절감이 들 때 화도 같이 난다.	반응적	반응적
6	재미로 어떤 물건을 파괴하거나 부러뜨린 적이 있다.	주도적	주도적
7	갑자기 폭발적으로 화를 낸 적이 있다.	반응적	반응적
8	화가 나서 물건을 던지거나 부순 적이 있다.	반응적	반응적
9	사람들에게 멋있어 보이기 위해 싸움을 한 적이 있다.	주도적	주도적
10	경쟁에서 이기기 위해 다른 사람을 다치게 한 적이 있다.	주도적	주도적
11	일이 내 뜻대로 되지 않을 때 화를 낸다.	반응적	반응적
12	내가 원하는 대로 하기 위해서 신체적인 힘을 쓴 적이 있다.	주도적	주도적
13	경쟁이나 말다툼에서 졌을 때 화를 낸다.	반응적	반응적
14	다른 사람이 나를 위협했을 때 화를 낸 적이 있다.	반응적	반응적
15	돈이나 지위같이 내가 원하는 것을 얻기 위해 다른 사람을 압박한 적이 있다.	주도적	주도적
16	다른 사람에게 소리를 지르거나 때린 후 기분이 나아진 적이 있다.	반응적	주도적
17	누군가를 헐박하고 괴롭힌 적이 있다.	주도적	주도적
18	재미로 상대방이 기분 나쁠 만한 이메일, 문자, 전화, SNS를 한 적이 있다.	주도적	주도적
19	나를 보호하기 위해서 다른 사람을 때린 적이 있다.	반응적	주도적
20	집단 괴롭힘을 주도한 적이 있다.	주도적	주도적
21	싸움에 이용하기 위해 무기를 소지한 적이 있다.	주도적	주도적
22	누군가가 나를 놀렸을 때 화를 내거나 때린 적이 있다.	반응적	반응적
23	소리를 질러서 다른 사람이 내가 원하는 것을 하게끔 한 적이 있다.	주도적	삭제

주) 회색음영과 볼드체는 국외의 원척도와 다른 요인으로 나타난 문항을 의미함.