

Invarianza factorial del Reactive/Proactive Aggression Questionnaire (RPQ) en adolescentes limeños institucionalizados y no institucionalizados

Factorial Invariance of the Reactive/Proactive Aggression Questionnaire in Institutionalized and Non-institutionalized Lima Adolescents

Rubén Gabriel Castañeda-Bernal¹, Jossué David Correa-Rojas^{* 2}, Eli Leonardo Malvaceda-Espinoza³

1 - Universidad Nacional Mayor de San Marcos.

2 - Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú.

3 - Universidad San Ignacio de Loyola, Perú.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 14/06/2021 Revisado: 11/08/2021 Aceptado: 16/09/2021

Resumen

La agresión es una problemática de importancia para los adolescentes, por ello, la comprensión de este fenómeno es crucial. El propósito de este estudio es analizar la validez estructural y la invarianza del Reactive/Proactive Aggression Questionnaire (RPQ) en adolescentes limeños institucionalizados y no institucionalizados. Se seleccionaron 344 adolescentes hombres, entre 15 y 17 años ($M_{\text{edad}} = 16.055$, $DE_{\text{edad}} = .674$), el 51.16% se encontraban institucionalizados en un centro juvenil de diagnóstico y rehabilitación social debido a conflictos con la ley penal. Los resultados muestran que el modelo bidimensional del RPQ presenta índices de ajuste relativamente aceptables ($SB-\chi^2 = 461.463_{(229)}$, $CFI = .914$, $RMSEA = .054$ [.047-.062]). Además, en ambos grupos, se estableció la invarianza configuracional, métrica, escalar y estricta. Se reportan coeficientes omega adecuados para la *agresión reactiva* ($\omega = .797$) y *agresión proactiva* ($\omega = .837$). Se concluye que el RPQ es una medida bidimensional, parsimoniosa e interpretable que mide la agresión reactiva y proactiva en los adolescentes ya mencionados.

Palabras clave: validez, fiabilidad, agresión proactiva, agresión reactiva, violencia

Abstract

Aggression is an important problem of adolescents, the understanding of this phenomenon is crucial. The purpose of this study is to analyze the structural validity and invariance of the Reactive/Proactive Aggression Questionnaire (RPQ) in institutionalized and non-institutionalized adolescents from Lima. 344 male adolescents were selected, among 15 and 17 years old ($M_{\text{age}} = 16.055$, $SD_{\text{age}} = .674$), 51.16% were institutionalized in a youth center for diagnosis and social rehabilitation due to conflicts with criminal law. The results show that the two-dimensional model of the RPQ presents relatively acceptable fit indices ($SB-\chi^2 = 461.463_{(229)}$, $CFI = .914$, $RMSEA = .054$ [.047-.062]). Additionally, the configurational, metric, scalar and strict invariance was established in both groups. Adequate omega coefficients are reported for *reactive aggression* ($\omega = .797$) and *proactive aggression* ($\omega = .837$). It is concluded that the RPQ is a two-dimensional, parsimonious, and interpretable measure that determines reactive and proactive aggression in the aforementioned adolescents.

Keywords: validity, reliability, proactive aggression, reactive aggression, violence

*Correspondencia a: Jossué Correa Rojas. Prolongación Primavera 2390, Monterrico, Santiago de Surco - Lima, Perú. E-mail: jossue.correa@upc.pe

Cómo citar este artículo: Castañeda-Bernal, R. G., Correa-Rojas, J. D., & Malvaceda-Espinoza, E. L. (2021). Invarianza factorial del Reactive/Proactive Aggression Questionnaire (RPQ) en adolescentes limeños institucionalizados y no institucionalizados. *Revista Evaluar*, 21(3), 35-48. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Florencia Ruiz, Alicia Molinari, Mónica Serppe, Andrea Suárez, Juan Balverdi, Eugenia Barrionuevo, Ricardo Hernández.

Introducción

Durante el primer trimestre de 2019 se registraron más de 4500 casos de violencia escolar en Lima Metropolitana. Estos casos incluyen violencia física, psicológica y sexual. De estos, el 50.9% se dio entre los escolares de nivel secundario (Ministerio de Educación, 2019). Por lo tanto, resulta pertinente entender a la violencia como una expresión extrema de la agresión (Allen & Anderson, 2017).

La agresión es un comportamiento que busca dañar a otra persona que se encuentra motivada a evitarlo. Por lo tanto, es intencional, dado que se constituye como un acto para causar daño con consciencia de ello. La agresión implica diferentes conductas que, a pesar de parecer similares, poseen diferentes motivaciones (Allen & Anderson, 2017). Para objeto de la presente, se utilizará la distinción entre agresión *proactiva* y *reactiva* (Dodge, 1991).

La *agresión reactiva o impulsiva* es una conducta que se expresa como reacción a una provocación o amenaza percibida (real o imaginada) en diferentes situaciones (Andreu, Ramírez, & Raine, 2006). Es entendida por quien la ejecuta con propósito defensivo y está relacionada con la hostilidad (Roncero, Andreu, & Peña, 2016). A su vez, de acuerdo con Penado, Andreu y Peña (2014), se asocia con la impulsividad.

Por su parte, la *agresión proactiva* es el conjunto de conductas intencionadas y motivadas que tienen como fin causar daño a otra persona. Ello evidencia una evaluación positiva de la agresión (Ramírez & Andreu, 2006). Asimismo, quienes la ejercen pueden deshumanizar a sus víctimas (Penado et al., 2014). Por lo general, estas conductas agresivas se encuentran asociadas al trastorno disocial (Lobbestael, Cima, & Lemmens, 2015), así como a la conducta antisocial (Penado et al., 2014).

Diversos estudios realizados en España con estudiantes adolescentes no institucionalizados señalan que la conducta agresiva puede afectar el desarrollo de la autoestima y el autoconcepto (Torregrosa, Inglés, & García-Fernández, 2011). Por otro lado, Garaigordobil, Durá y Pérez (2005) encontraron que la conducta agresiva favorece la conducta antisocial en adolescentes. Asimismo, Torregrosa, Inglés, García-Fernández, Valle y Núñez (2012) señalaron que la conducta agresiva afecta significativamente las metas académicas de los escolares de nivel secundario.

De acuerdo con lo señalado, y considerando que la adolescencia es una etapa del ciclo vital relativamente sensible a los cambios (Andolfi & Mascellani, 2012), es de suma importancia conocer cómo los adolescentes expresan sus conductas agresivas (Linares, 2015). De esta manera, Cerezo-Ramírez y Méndez-Mateo (2009) en un estudio realizado con adolescentes españoles no institucionalizados, señalan que la mayoría de ellos no presentan más que los problemas propios de esta etapa; sin embargo, un grupo significativo de adolescentes suele iniciar problemas de conducta que pueden tornarse crónicos. Esto último fue reportado por Vega-Cauich y Zumárraga-García (2019), en un estudio con adolescentes institucionalizados debido a conflictos con la ley penal, en México.

La literatura especializada coincide en que los adolescentes de sexo masculino son más propensos a manifestar estas conductas agresivas (Bernardes de Moraes, 2013). Esto fue corroborado por Torregrosa et al. (2010) quienes lo identificaron en estudiantes adolescentes españoles, chinos y mexicanos no institucionalizados. En Perú, la predominancia de las conductas agresivas en estudiantes adolescentes varones es elevada (Rojas-Zegarra et al., 2020; Romaní, Gutiérrez, & Lama, 2011). Esto revela la importancia del estudio de la conducta agresiva en los adolescentes,

ya que su establecimiento en edades tempranas suele estructurar pautas de interacción inadecuadas que pueden generar consecuencias negativas (De la Cruz-Gil, 2008).

Desde este marco, el estudio de la agresión se ha basado en el modelo teórico de Dodge (1991), ya que es aceptado por la comunidad académica para explicar la agresión en adolescentes. A partir de sus postulados, Raine et al. (2006) diseñaron el Reactive/Proactive Aggression Questionnaire (RPQ), sobre una muestra de 334 adolescentes estadounidenses. El análisis factorial confirmatorio (AFC) corroboró que la RPQ es una medida bidimensional (*proactive-reactive model*) capaz de discriminar la agresión reactiva y proactiva en muestras de adolescentes. Las cargas factoriales para *reactive factor* fluctuaron entre .48 y .65, mientras que para *proactive factor* las mismas variaron entre .52 y .64, con índices de ajuste adecuados ($\chi^2_{(229)} = 334$; CFI = .91; RMSEA = .04). Asimismo, determinaron la fiabilidad de la medida mediante el coeficiente alfa el cual oscila entre .84 (*reactive factor*) y .90 (*proactive factor*).

Posteriormente, este instrumento fue adaptado al español por Andreu-Rodríguez, Peña-Fernández y Ramírez (2009) sobre una muestra de 732 adolescentes españoles. La validación se realizó a través de una AFC con el método de mínimos cuadrados no ponderados, y se demostró que el modelo bifactorial presentaba índices de ajuste adecuados, respecto a un modelo unidimensional (GFI = .98; NFI = .96; RMR = .02). Las cargas factoriales para el factor de agresión reactiva se encontraron alrededor de .49 y .70, mientras que para el factor de agresión proactiva estas fluctuaron entre .50 y .72. El hallazgo más interesante fue que los varones presentaron mayores niveles de agresión proactiva que las mujeres.

El RPQ también ha sido analizado en otros contextos, y ha mostrado una adecuada prestancia para medir el constructo en adolescentes portu-

gueses institucionalizados en centros de rehabilitación social debido a conflictos con la ley penal (Pechorro, Ray, Raine, Marocco, & Gonçalves, 2015). Así también, Cenkseven-Önder, Avcı y Çolakkadioğlu (2016) adaptaron el instrumento en adolescentes turcos, constatando la validez y fiabilidad del instrumento. Del mismo modo, Penado et al. (2014) analizaron las propiedades psicométricas del RPQ y demostraron la consistencia de sus medidas en escolares españoles.

En Perú, Abanto-Chomba (2018) realizó la validación del RPQ en estudiantes adolescentes no institucionalizados. Los resultados indican que el RPQ presenta un modelo bidimensional con un ajuste general adecuado con índices RMSEA = .05, SRMR = .05, CFI = .91, TLI = .90, satisfactorios. Con respecto a la fiabilidad, se reportan coeficientes omega cuyos valores fluctúan entre .73 (*reactiva*) y .77 (*proactiva*). Del mismo modo, Florián-Guarniz (2018) adaptó el RPQ en escolares peruanos de la ciudad de Huaraz y reportó resultados similares en cuanto a la bidimensionalidad del instrumento. La estimación de la fiabilidad sugiere que el instrumento original presenta una adecuada consistencia en la medición de la agresividad reactiva ($\omega = .66$) y proactiva ($\omega = .70$).

Un estudio realizado por Rojas-Zegarra et al. (2020) llevado a cabo sobre una muestra de 2830 adolescentes peruanos no institucionalizados de la ciudad de Arequipa da cuenta de la validez y fiabilidad del RPQ. Los resultados evidencian la validez estructural del modelo bidimensional, el cual se obtuvo por el método de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (DWLS) que arrojó cargas factoriales que fluctúan entre .52 y .77 (*reactiva*) y .49 y .81 (*proactiva*). En dicha investigación, los índices de ajuste fueron mayormente adecuados para validar el instrumento original (CFI y TLI mayores de .90 y RMSEA y SRMR menores de .08).

Si bien existen investigaciones que han explorado las evidencias de validez y fiabilidad del RPQ en adolescentes peruanos (Rojas-Zegarra et al., 2020), no se han realizado validaciones específicamente en adolescentes institucionalizados debido a conflictos con la ley penal. Lo anterior es de suma importancia, ya que según el *Observatorio Nacional de Política Criminal* (2017), dichos adolescentes institucionalizados presentan problemas de ansiedad, depresión y adicción a sustancias. Asimismo, sus entornos familiares son desorganizados, han crecido en abandono funcional y en situaciones de riesgo. Debido a la problemática que todo ello implica es necesario realizar estudios que permitan caracterizar, comparar, modelar y predecir tales conductas.

En tal sentido el objetivo del presente estudio es analizar la validez estructural e invarianza del Reactive/Proactive Questionnaire (RPQ) en adolescentes limeños no institucionalizados e institucionalizados debido a conflictos con la ley penal. Al respecto, el establecimiento de la invarianza factorial resulta necesario pues es una propiedad de los instrumentos de medida que permite realizar comparaciones entre grupos que presenten una condición que podría generar un sesgo en la medición (Byrne, 2008).

Método

Participantes

Se trata de un estudio instrumental (Ato, López-García, & Benavente, 2013), para el cual se seleccionaron intencionalmente 344 adolescentes varones de Lima Metropolitana, cuyas edades están comprendidas entre los 15 y 17 años ($M_{\text{edad}} = 16.06$, $DE_{\text{edad}} = .67$), de los cuales el 51.16% se encontraban internados en un centro juvenil de diagnóstico y rehabilitación social

debido a que cometieron alguna infracción a la ley penal (p. ej. homicidio, robo, hurto y venta ilícita de drogas; $M = 16.14$, $DE = .77$) y 48.84% provienen de una institución educativa de nivel secundario ($M = 15.97$, $DE = .55$). Estos últimos fueron elegidos debido a su accesibilidad y nivel sociocultural, el mismo que resulta similar al del grupo de adolescentes institucionalizados, como es el caso de provenir de zonas urbanas de Lima y de un estrato social bajo. Cabe mencionar que los jóvenes institucionalizados se encontraban culminando el nivel primario y cursos de los dos primeros años del nivel secundario y los jóvenes no institucionalizados se encontraban cursando niveles de estudios similares.

Respecto a la idoneidad del tamaño de muestra, Herrero (2010) señala que no existe un consenso respecto al tamaño de muestra para los modelos SEM; sin embargo, indica que la fiabilidad del modelo depende de su complejidad y del número de sujetos con que cuenta el investigador para contrastarlo, pues en ello radica la complejidad del modelo y de si se han realizado modificaciones *post-hoc* en el mismo. Asimismo, Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco (2014) sostienen que solo en los casos en los cuales la medida haya presentado comunalidades en torno al .30 y con tres ítems por factor, serán necesarias muestras mayores a 400 participantes.

Instrumento

Cuestionario de Agresión Reactivo-Proactivo (CAR-P). Para medir la agresión reactiva y proactiva se utilizó el CARP, diseñado por Raine et al. (2006), el cual consta de 23 ítems distribuidos en dos dimensiones: *agresión reactiva* (AR) y *agresión proactiva* (AP), con opciones de respuesta

tipo Likert: (1) *nunca* (2) *a veces* y (3) *a menudo*. El instrumento ha sido validado en otros países como España y Turquía. En la presente investigación, se empleó la adaptación en Perú realizada por Rojas-Zegarra et al. (2020), la cual fue aplicada a 2830 estudiantes de nivel secundario de 13 a 19 años. La evidencia de validez se determinó mediante un análisis factorial confirmatorio con el método de mínimos cuadrados diagonalmente ponderados (DWLS), y se encontraron cargas factoriales estandarizadas para ambos factores que oscilan entre .31 y .77. Los índices de ajuste resultaron satisfactorios, con valores RMSEA = .07, SRMR = .07, CFI = .96, TLI = .96. Se evaluó la confiabilidad mediante el método de consistencia interna, reportando coeficientes omegas por encima de .70 para ambos factores.

Procedimiento

Inicialmente se solicitaron los permisos respectivos a las instituciones en las cuales se realizó la investigación. Una vez recibida la autorización para la ejecución del estudio, se llevaron a cabo las evaluaciones en las instalaciones de una institución educativa del distrito del Rimac. Simultáneamente se iniciaron las evaluaciones en el Centro Juvenil de Diagnóstico y Rehabilitación ubicado en el distrito de San Miguel. Ambas instituciones se encuentran en Lima Metropolitana. Las mediciones se llevaron a cabo entre los meses de abril y noviembre del 2019. Previo a la administración del RPQ, los participantes firmaron el consentimiento informado. En este documento se dio a conocer el carácter voluntario del estudio, la libertad de su participación, la ausencia de daño físico y psicológico y la confidencialidad de la información recabada. En tal sentido, se siguieron las recomendaciones de la Ameri-

can Educational Research Association (AERA), American Psychological Association (APA) y el National Council on Measurement in Education (NCME; AERA, APA, & NCME 2014). Finalmente, se informó a los participantes el propósito de la evaluación y se indicó que podían solicitar sus resultados de forma individual, con total confidencialidad.

Análisis de datos

El análisis estadístico se realizó a través de una serie de etapas. En la primera se analizaron las medidas descriptivas de los ítems y sus características distribucionales, siendo evaluada la normalidad a través de los coeficientes de asimetría y curtosis. Se considera a los valores dentro del rango de ± 1.5 como indicadores de normalidad univariada (Pérez & Medrano, 2010). Luego, para identificar las evidencias de validez estructural, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el método *weighted least square mean and variance adjusted* (WLSMV), debido a la naturaleza categórica de las variables de estudio (Dominguez-Lara, 2014; Verdám, Oort, & Sprangers, 2016), además de ser un estimador más confiable en muestras pequeñas (Li, 2014), se consideraron pesos factoriales aceptables a partir de .40 (Williams, Onsman, & Brown, 2010). Asimismo, se evaluaron los índices de ajuste del modelo, entre ellos: la razón chi cuadrado sobre los grados de libertad (χ^2/gl) con valores esperados menores a 3, *root mean square error of approximation* (RMSEA) y *standardized root mean square residual* (SRMR). En ambos casos se esperan valores por debajo de .08 sugeridos por Bentler y Bonnet (1980).

Se incluyó el *comparative fit index* (CFI) de Jöreskog y Sörbom (1986) y el índice de Tuc-

ker-Lewis (TLI) ambos con valores esperados por encima de .90 (Kline, 2015; Hair, Andreson, Tatham, & Black, 1999). Adicionalmente, a partir de las cargas factoriales, se calculó la varianza promedio extraída (*average variance extracted* [AVE]) considerando valores alrededor del .50 como satisfactorios. Con ello se verificaron las evidencias de validez interna convergente (Fornell & Larcker, 1981). Para establecer la invarianza de la medida en diferentes grupos, se utilizó el criterio de Wu y Estabrook (2016), quienes consideran un nivel estándar y una parametrización *theta*. Asimismo, los autores realizan una variación a la invarianza configuracional, fijando los *thresholds* (umbrales). Para la invarianza métrica se fijaron los umbrales y las cargas factoriales. En el caso de la invarianza escalar se fijaron los umbrales, las cargas factoriales y los interceptos.

Luego, para determinar la invarianza estricta se restringieron los umbrales, cargas factoriales, interceptos y residuos. La invarianza de la medida se evaluó a través de los cambios menores a .01 en los índices CFI (Byrne, 2008). También se consideraron cambios en el RMSEA (Δ RMSEA) $\leq .01$, y en el SRMR (Δ SRMR) $\leq .03$ asumiendo estos criterios como medidas adecuadas para aceptar la invarianza (Chen, 2007). La confiabilidad se evaluó en su consistencia interna con el coeficiente omega categórico ($\omega_{\text{categórico}}$) obtenido a través del BCA *bootstrap* junto a sus intervalos de confianza (IC) al 95% (Ventura-León, 2018a).

Para establecer la validez por grupos contrastables se compararon los puntajes de la AR y AP mediante el estadístico *t* de Student, se estableció para su interpretación un error estimado el .05 y un nivel de confianza del 95%. Asimismo, se calcularon los tamaños de efecto *d* de Cohen para comparación de muestras independientes, cuyos valores pueden ser interpretados como pequeño ($d > .20$), mediano ($d > .50$) o grande ($d > .80$); Cohen, como se citó en Ventura-León, 2018b).

Finalmente, la confiabilidad compuesta se calculó a partir de la sumatoria cuadrática de las cargas factoriales entre los errores de medida, la cual considera los cambios en las cargas factoriales producto de la inclusión de errores correlacionados entre los ítems (Hair et al., 1999).

Para los análisis se utilizaron el programa IBM SPSS, versión 25 y el RStudio versión 3.3.2 (RStudio Team, 2015), empleándose el paquete Lavaan (Rosseel et al., 2021).

Resultados

Análisis descriptivo

En la Tabla 1, se presenta el análisis descriptivo de los ítems que componen el CAR-P. Las medidas reportadas dan cuenta de la media (M), desviación estándar (DE), coeficiente de asimetría (g_1) y curtosis (g_2). Estos valores se calcularon a partir de las puntuaciones obtenidas en cada uno de los ítems que conforman el instrumento. Se evidenció que los ítems 1 (M = 1.98) y 19 (M = 1.90) presentan las medias aritméticas más altas, mientras que las medias más bajas están presentes en los ítems 18 (M = 1.21) y 21 (M = 1.21). En cuanto a la variabilidad, se aprecia que los ítems 14 (DE = .69) y 19 (DE = .66) son los que presentan mayor dispersión. La asimetría y curtosis arrojan valores por encima de ± 1.50 , lo que indica que la distribución de los ítems no se aproxima a una distribución univariante normal (Pérez & Medrano, 2010).

Evidencias de validez basada en la estructura interna

En la Tabla 2, respecto a la estructura inter-

Tabla 1
Estadísticos descriptivos.

	Mín	Máx	M	DE	g_1	g_2
P1	1.000	3.000	1.983	.523	-0.022	0.685
P2	1.000	3.000	1.459	.605	0.953	-0.099
P3	1.000	3.000	1.904	.591	0.025	-0.182
P4	1.000	3.000	1.721	.655	0.362	-0.741
P5	1.000	3.000	1.843	.651	0.168	-0.682
P6	1.000	3.000	1.453	.633	1.080	0.069
P7	1.000	3.000	1.657	.580	0.222	-0.674
P8	1.000	3.000	1.529	.634	0.789	-0.397
P9	1.000	3.000	1.381	.594	1.309	0.680
P10	1.000	3.000	1.308	.570	1.697	1.861
P11	1.000	3.000	1.593	.613	0.518	-0.623
P12	1.000	3.000	1.323	.564	1.563	1.467
P13	1.000	3.000	1.837	.622	0.126	-0.508
P14	1.000	3.000	1.808	.690	0.272	-0.896
P15	1.000	3.000	1.308	.570	1.697	1.861
P16	1.000	3.000	1.308	.570	1.697	1.861
P17	1.000	3.000	1.311	.523	1.421	1.078
P18	1.000	3.000	1.206	.472	2.254	4.413
P19	1.000	3.000	1.901	.658	0.107	-0.698
P20	1.000	3.000	1.323	.527	1.350	0.863
P21	1.000	3.000	1.209	.498	2.369	4.798
P22	1.000	3.000	1.297	.550	1.705	1.963
P23	1.000	3.000	1.186	.439	2.319	4.811

na del instrumento, se aprecia que la mayoría de los reactivos alcanzan cargas factoriales satisfactorias ($> .40$) tal como sugiere la literatura (Williams et al., 2010), con excepción del ítem 18, el cual obtiene una carga factorial igual a .33 y que se ubica en la dimensión *agresión proactiva* (AP). Los valores de los residuos fluctúan entre .41 y .81 para la dimensión *agresión reactiva* (AR), mientras que estos oscilan entre .33 y .89 para la dimensión AP. El promedio de la suma de las cargas factoriales al cuadrado (AVE) para

el caso de AR es igual a .37, para AP el AVE es igual a .41, cuyo valor se encuentra ligeramente por debajo de lo sugerido ($AVE > .50$), por lo que no se puede precisar que la estructura bidimensional original presente validez interna convergente (Fornell & Larcker, 1981). A partir de las cargas factoriales se calculó el coeficiente de fiabilidad compuesta (FC) para AR ($FC = .86$) y AP ($FC = .75$), ambos casos corresponden a valores adecuados (Hair et al., 1999). En cuanto a los índices de ajuste del modelo robusto, se reporta un $SB-\chi^2 =$

Tabla 2
Estructura factorial del RPQ.

Ítems	AR	AP	λ^2	e
P1	.57		.32	.68
P3	.66		.43	.57
P5	.43		.19	.81
P7	.50		.25	.75
P8	.65		.42	.58
P11	.77		.59	.42
P13	.48		.23	.77
P14	.52		.27	.73
P16	.77		.59	.41
P19	.52		.27	.73
P22	.75		.56	.44
P2		.66	.43	.57
P4		.58	.33	.67
P6		.62	.38	.62
P9		.62	.39	.61
P10		.77	.59	.41
P12		.68	.46	.54
P15		.68	.47	.53
P17		.61	.37	.63
P18		.33	.11	.89
P20		.61	.37	.63
P21		.82	.67	.33
P23		.59	.35	.65
	F1	F2		
F1	-		-	-
F2	.79	-	-	-
AVE	.37	.41	-	-
FC	.86	.75	-	-

461.46 ($gl = 229$; $p < .01$), con índices de ajuste comparativo aceptables ($CFI = .91$, $TLI = .91$) y el RMSEA es igual a .05 [.05-.06], ambos correspondientes a un ajuste adecuado (Ruiz, Pardo, & San Martín, 2010), al igual que el SRMR = .08 (Hair et al., 1999).

Invarianza de la medida según condición de residencia

Adicionalmente, se analizó la invarianza del RPQ, cuyos resultados muestran que los ΔCFI , $\Delta RMSEA$ y $\Delta SRMR$ se encuentran dentro de los

parámetros sugeridos (Byrne, 2008; Chen, 2007). Estos hallazgos permiten establecer la invarianza configuracional, métrica, escalar y estricta de

la medida de la agresión reactiva y proactiva en adolescentes institucionalizados y no institucionalizados (ver Tabla 3).

Tabla 3

Invarianza del RPQ según condición de residencia.

Invarianza	$\chi^2_{(gl)}$	CFI	Δ CFI	RMSEA [IC 90%]	Δ RMSEA	SRMR	Δ SRMR
Configuracional*	679.76 ₍₄₅₈₎	.93	-	.05 [.05 - .06]	-	.11	-
Métrica	694.12 ₍₄₇₉₎	.93	.00	.05 [.04 - .06]	.00	.11	.00
Escalar	760.72 ₍₅₀₀₎	.91	.02	.05 [.05 - .06]	.00	.12	.01
Estricta	785.84 ₍₅₂₃₎	.91	.00	.05 [.05 - .06]	.00	.12	.00

Nota. * con *threshold* fijados según el método de Wu y Estabrook (2016).

Evidencias de fiabilidad

La fiabilidad del RPQ se evaluó por el método de consistencia interna. Se reporta el coeficiente omega categórico ($\omega_{\text{categórico}}$) con sus respectivos intervalos de confianza, obteniéndose $\omega = .80$ [IC = .76, - .83] para la *agresión reactiva* (AR) y $\omega = .84$ [IC = .80, - .87] para la *agresión proactiva* (AP) y también se calculó el coeficiente omega para los subgrupos. Los adolescentes institucionalizados obtuvieron un coeficiente igual a .83 para AR y .86 para AP, mientras que los adolescentes no institucionalizados alcanzaron un omega igual .74 para AR y .55 para AP.

Evidencias de validez por grupos contrastables

Se realizó un análisis de validez por grupos contrastados. Para ello se comparó la agresión re-

activa y proactiva en adolescentes institucionalizados y no institucionalizados. Los resultados se exponen en la Tabla 4, se observa que no se identificaron diferencias estadísticamente significativas entre ambos grupos, con un efecto pequeño ($d = .17$). Sin embargo, sí se encontraron diferencias estadísticamente significativas para los dos grupos en lo referente a la *agresión proactiva*, con un tamaño de efecto mediano ($d = .67$).

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo analizar la validez estructural y la invarianza del RPQ en adolescentes no institucionalizados e institucionalizados. Los hallazgos demuestran que la RPQ es una medida bidimensional, coherente,

Tabla 4

Comparación de la agresión reactiva y proactiva, según condición.

Variable	M(DE) _{G1}	M(DE) _{G2}	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
Agresión reactiva	18.98 (4.30)	18.32 (3.29)	1.61	> .05	.17
Agresión proactiva	17.39 (4.73)	14.93 (2.49)	6.09	< .01	.65

parsimoniosa e interpretable capaz de discriminar la agresión reactiva y proactiva en adolescentes, lo cual es coherente con el modelo original de [Raine et al. \(2006\)](#).

No obstante, una diferencia del presente estudio con respecto a los otros ([Raine et al., 2006](#); [Rojas-Zegarra et al., 2020](#)) es la muestra con la que se han explorado las evidencias de validez y fiabilidad del RPQ. Un grupo estuvo conformado por adolescentes institucionalizados, que se encuentran internados en un centro juvenil de diagnóstico y rehabilitación, por haber cometido infracciones a la ley peruana y otro grupo por adolescentes que se desenvuelven en condiciones regulares en un centro educativo (adolescentes no institucionalizados).

En cuanto a las evidencias de validez basadas en la estructura interna, no solo se corrobora la estructura teórica del instrumento, sino que se obtuvieron cargas factoriales sustancialmente superiores en ambos factores en comparación con el estudio de [Raine et al. \(2006\)](#) llevado a cabo en adolescentes españoles y con otro estudio desarrollado con una muestra de adolescentes peruanos ([Rojas-Zegarra et al., 2020](#)). Esto puede deberse al método de extracción utilizado. Mientras que en los estudios mencionados se emplearon métodos como máxima verosimilitud o mínimos cuadrados ponderados diagonalmente, en esta investigación el método utilizado fue WLSMV debido a la naturaleza categórica de las variables ([Domínguez-Lara, 2014](#); [Verdam et al., 2016](#)), además de ser un estimador más confiable en muestras pequeñas ([Li, 2014](#)).

Asimismo, los resultados permitieron establecer la invarianza del RPQ en adolescentes institucionalizados y no institucionalizados, lo que demuestra la equivalencia de su estructura interna y de sus puntuaciones en ambos grupos ([Byrne, 2008](#); [Wu & Estabrook, 2016](#)). Con ello se corrobora que la medida no presenta sesgos

de medición con respecto a esta condición de los adolescentes. Sin embargo, este resultado no es comparable con otros estudios puesto que no se han identificado investigaciones que hayan evaluado estos parámetros.

En este sentido, al establecerse la invarianza configuracional, se halló que la RPQ es una medida que sostiene la misma organización del constructo para los grupos. Asimismo, al demostrarse la invarianza métrica, se entiende que cada reactivo compone la medición del constructo en grado similar ([Putnick & Bornstein, 2016](#)). Al establecerse la invarianza escalar, es posible realizar comparaciones que permitan diferenciar el predominio de agresión en uno y otro grupo con la seguridad de que las diferencias encontradas corresponden a la condición de los adolescentes y no a sesgos en el instrumento ([Lee, 2018](#)). Al demostrar la invarianza estricta (residual), se demuestra que la varianza específica y error son similares en ambos grupos ([Elosua, 2005](#)).

Estos resultados tienen implicancias teóricas y prácticas para la investigación. A nivel teórico, al corroborar la estructura bidimensional de la RPQ, se provee de evidencia empírica al modelo teórico subyacente sobre el cual fue diseñado originalmente el instrumento ([Nunnally, 2013](#)). A nivel práctico, estos hallazgos justifican el uso de una medida psicológica para identificar la agresión reactiva y proactiva de forma diferenciada. Además, puede utilizarse en diferentes contextos, tanto clínicos como educativos ([Medrano & Pérez, 2019](#)). Finalmente, al identificar que se trata de una medida que cuenta con evidencias de validez y fiabilidad, su uso en la investigación garantiza mediciones libres de sesgos producidos por errores sistemáticos ([Bisquerra, 2004](#)).

En lo que respecta a la fiabilidad del RPQ, se obtuvo una consistencia interna similar a la reportada en otras investigaciones ([Raine et al., 2006](#); [Rojas-Zegarra et al., 2020](#)). Los hallazgos

confirman la estabilidad de las mediciones del RPQ tanto en los adolescentes institucionalizados como en los adolescentes no institucionalizados. Sin embargo, se puede apreciar que la RPQ presentó medidas más consistentes en el grupo de adolescentes institucionalizados, posiblemente porque en ellos los efectos de la discapacidad dada su condición se hicieron menos relevantes. Esta hipótesis se confirma al comparar la agresión reactiva y proactiva en ambos grupos, pues solo se encontraron diferencias significativas en la agresión proactiva a favor del grupo de adolescentes institucionalizados, quienes por su condición se espera que presenten este atributo (Allen & Anderson, 2017) pues está íntimamente relacionado con conductas antisociales (Penado et al., 2014) propias de la circunstancia que ha llevado a su internamiento.

Al haber constatado la validez estructural y la invarianza del RPQ, se viabiliza el desarrollo de futuros estudios que puedan explorar las diferencias entre adolescentes institucionalizados y no institucionalizados. Asimismo, permite establecer en qué medida la agresión reactiva y proactiva podrían constituir factores de riesgo para la reincidencia delictiva (Horcajo-Gil, Dujo-López, Andreu-Rodríguez, & Marín-Rullán, 2019).

Entre las principales limitaciones de la investigación hemos de mencionar que los resultados no pueden ser generalizables, siendo interpretables únicamente en relación a la particularidad de la muestra seleccionada debido al tipo de muestreo utilizado. También, por la naturaleza del estudio y por los permisos obtenidos, no fue posible establecer otros tipos de evidencia de validez. Asimismo, no se analizó la invarianza factorial del RPQ considerando otros aspectos sociodemográficos como la edad y el tiempo de internamiento.

En cuanto a las recomendaciones, es necesario que se incremente la cantidad de participan-

tes considerando otras características sociodemográficas (otros estratos económicos y sociales) además de plantear un tipo de muestreo probabilístico. Es pertinente plantear la invarianza de medición a nivel regional debido a las marcadas diferencias de esta característica sociodemográfica en el Perú. Por último, se considera necesario, en futuras investigaciones, analizar las evidencias de validez basadas en la relación con otras variables y estimar las evidencias de fiabilidad mediante el método de estabilidad temporal. Adicionalmente, es necesario plantear un modelo explicativo para conocer las causas y consecuencias de la agresión proactiva en los adolescentes institucionalizados.

Referencias

- Abanto-Chomba, A. L. (2018). *Evidencias de Validez del cuestionario de Agresión Reactiva y Proactiva (RPQ) en adolescentes de Huaraz* (Tesis de pregrado). Recuperado de <https://repositorio.ucv.edu.pe>
- Allen, J. J., & Anderson, C. A. (2017). Aggression and violence: Definitions and distinctions. En P. Sturme (Ed.), *The Wiley Handbook of Violence and Aggression* (pp. 1-14). doi: 10.1002/9781119057574.whbva001
- Andolfi, M., & Mascellani, A. (2012). *Historias de la adolescencia*. Barcelona: Gedisa.
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington D.C.: American Educational Research Association.
- Andreu, J. M., Ramirez, J. M., & Raine, A. (2006). Un modelo dicotómico de la agresión: Valoración mediante dos auto-informes (CAMA y RPQ). *Psicopatología Clínica, Legal y Forense*, 6, 25-42. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/revista?codigo=5657>
- Andreu-Rodríguez, J. M., Peña-Fernández, M. E., & Ra-

- mírez, J. M. (2009). Cuestionario de agresión reactiva y proactiva: Un instrumento de medida de la agresión en adolescentes. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 14(1), 37-49. doi: [10.5944/rppc.vol.14.num.1.2009.4065](https://doi.org/10.5944/rppc.vol.14.num.1.2009.4065)
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Revista Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1051. doi: [10.6018/analesps.29.3.178511](https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511)
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. doi: [10.1037/0033-2909.88.3.588](https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588)
- Bernardes de Moraes, T. (2013). ¿Por qué los hombres presentan un comportamiento más agresivo que las mujeres? Por una antropología evolutiva del comportamiento agresivo. *Nómadas. Critical Journal of Social and Juridical Sciences*, 37(1), 93-111. doi: [10.5209/rev_NOMA.2013.v37.n1.42561](https://doi.org/10.5209/rev_NOMA.2013.v37.n1.42561)
- Bisquerra, R. (2004). *Metodología de la investigación educativa*. Madrid: La Muralla.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Cenkseven-Önder, F., Avcı, R., & Çolakkadıoğlu, O. (2016). Validity and reliability of the Reactive Proactive Aggression Questionnaire in Turkish adolescents. *Educational Research and Reviews*, 11(20), 1931-1943. doi: [10.5897/ERR2016.2937](https://doi.org/10.5897/ERR2016.2937)
- Cerezo-Ramírez, F., & Méndez-Mateo, I. (2009). Adolescentes, agresividad y conductas de riesgo de salud: Análisis de variables relacionadas. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 1(1), 217-225. Recuperado de <https://www.re-dalyc.org/pdf/3498/349832320023.pdf>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. doi: [10.1080/10705510701301834](https://doi.org/10.1080/10705510701301834)
- De la Cruz-Gil, R. (2008). *Violencia Intrafamiliar. Enfoque Sistémico*. Ciudad de México: Trillas.
- Dodge, K. A. (1991). The structure and function of reactive and proactive aggression. En D. J. Pepler & K. H. Rubin (Eds.), *The development and treatment of childhood aggression* (pp. 201-218). Hillsdale, NJ: Earlbaum.
- Domínguez-Lara, S. A. (2014). ¿Matrices policóricas/tetracóricas o matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc/index>
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, 17(2), 356-362. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Florián-Guarniz, D. V. (2018). *Evidencias de validez del Cuestionario de Agresión Reactiva y Proactiva en adolescentes del distrito de Contumazá, 2018* (Tesis de grado). Recuperado de <https://repositorio.ucv.edu.pe>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi: [10.1177/002224378101800104](https://doi.org/10.1177/002224378101800104)
- Garaigordobil, M., Durá, A., & Pérez, J. I. (2005). Síntomas psicopatológicos, problemas de conducta y autoconcepto-autoestima: Un estudio con adolescentes de 14 y 17 años. *Anuario de Psicología Clínica y de la Salud*, 1, 53-63. Recuperado de http://institucionales.us.es/apcs/php/index.php?option=com_content&view=article&id=66&Itemid=11
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1999). *Análisis multivariante* (2ª ed.). Madrid: Prentice Hall.
- Herrero, J. (2010). El análisis factorial confirmatorio en el estudio de la estructura y estabilidad de los instrumentos de evaluación: Un ejemplo con el Cuestionario de Autoestima CA-14. *Psychosocial Intervention*, 19(3), 289-300. Recuperado de <https://journals.copmadrid.org/pi>
- Horcajo-Gil, P. J., Dujo-López, V., Andreu-Rodríguez, J.

- M., & Marín-Rullán, M. (2019). Valoración y gestión del riesgo de reincidencia delictiva en menores infractores: Una revisión de instrumentos. *Anuario de Psicología Jurídica*, 29(1), 41-53. doi: [10.5093/apj2018a15](https://doi.org/10.5093/apj2018a15)
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1986). *Lisrel VI: Analysis of Linear Structural Relationships by Maximum Likelihood and Least Square Methods*. Mooresville: Scientific Software.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4^a ed.). New York: Guilford Press.
- Lee, S. T. H. (2018). Testing for measurement invariance: Does your measure mean the same thing for different participants? *Observer*, 31(8), 32-33. Recuperado de <https://www.psychologicalscience.org/issue/sept-oct21>
- Li, C. H. (2014). The performance of MLR, USLMV, and WLSMV estimation in structural regression models with ordinal variables (Tesis de doctorado). Recuperado de <https://msu.edu>
- Linares, J. L. (2015). Prácticas alienadoras parentales. *El "síndrome de alienación parental" reformulado*. Barcelona: Gedisa.
- Lobbestael, J., Cima, M., & Lemmens, A. (2015). The relationship between personality disorder traits and reactive versus proactive motivation for aggression. *Psychiatry Research*, 229(1-2), 155-160. doi: [10.1016/j.psychres.2015.07.052](https://doi.org/10.1016/j.psychres.2015.07.052)
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: [10.6018/analesps.30.3.199361](https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361)
- Medrano, L., & Perez, E. (2019). *Manual de psicometría y evaluación psicológica*. Córdoba: Brujas.
- Ministerio de Educación. (2019). *Sistema Especializado en Reporte de Casos de Violencia Escolar*. Perú. Recuperado de <http://www.siseve.pe/Web>
- Nunnally, J. (2013). *Teoría psicométrica*. Ciudad de México: Trillas.
- Observatorio Nacional de Política Criminal. (2017). *Adolescentes infractores en el Perú*. Recuperado de <https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/1708343/BOLETIN%2006%20-%202017%20Adolescentes%20Infractores.pdf>
- Pechorro, P., Ray, J. V., Raine, A., Marocco, J., & Gonçalves, R. A. (2015). The Reactive-Proactive Aggression Questionnaire: Validation among a portuguese sample of incarcerated juvenile delinquents. *Journal of Interpersonal Violence*, 32(13), 1995-2017. doi: [10.1177/0886260515590784](https://doi.org/10.1177/0886260515590784)
- Penado, M., Andreu, J., & Peña, E. (2014). Agresividad reactiva, proactiva y mixta: Análisis de los factores de riesgo individual. *Anuario de Psicología Jurídica*, 24(1), 37-42. doi: [10.1016/j.apj.2014.07.012](https://doi.org/10.1016/j.apj.2014.07.012)
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. doi: [10.1016/j.dr.2016.06.004](https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004)
- Raine, A., Dogde, K., Loeber, R., Gatzke-Kopp, L., Lynam, D., Reynolds, C., ... & Liu, J. (2006). The Reactive-Proactive Aggression Questionnaire: Differential correlates of reactive and proactive aggression in adolescent boys. *Aggressive Behavior*, 32(2), 159-171. doi: [10.1002/ab.20115](https://doi.org/10.1002/ab.20115)
- Ramírez, J. M., & Andreu, J. M. (2006). Aggression, and some related psychological constructs (anger, hostility, and impulsivity). *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 30(3), 276-291. doi: [10.1016/j.neubio-rev.2005.04.015](https://doi.org/10.1016/j.neubio-rev.2005.04.015)
- Rojas-Zegarra, M. E., Arias-Gallegos, W. L., Rivera, R., Geldres-García, J. A., Starke-Moscoso, M. A., & Apaza-Bejarano, E. N. (2020). Propiedades psicométricas de los cuestionarios Reactive/Proactive Questionnaire (RPQ) y How I Think Questionnaire

- (HIT) en estudiantes peruanos. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 25(1), 59-68. doi: [10.5944/rppc.24426](https://doi.org/10.5944/rppc.24426)
- Romaní, F., Gutiérrez, C., & Lama, M. (2011). Auto-reporte de agresividad escolar y factores asociados en escolares peruanos de educación secundaria. *Revista Peruana de Epidemiología*, 15(2). Recuperado de <https://sisbib.unmsm.edu.pe/BVrevistas/epidemiologia/epidemiologia.htm>
- Roncero, D., Andreu, J. M., & Peña, M. E. (2016). Procesos cognitivos distorsionados en la conducta agresiva y antisocial en adolescentes. *Anuario de Psicología Jurídica*, 26(1), 88-101. doi: [10.1016/j.apj.2016.04.002](https://doi.org/10.1016/j.apj.2016.04.002)
- Rosseel, Y., Jorgensen, T. D., Rockwood, N., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., ... & Du, H. (2021). Lavaan: Latent Variable Analysis (version 0.6-9) [R package]. Recuperado de <https://cran.r-project.org/web/packages/lavaan/index.html>
- RStudio Team. (2015). RStudio: Integrated Development for R (1.4.1717) [Software de cómputo]. Recuperado de <http://www.rstudio.com>
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles Del Psicólogo*, 31(1), 34-45. Recuperado de <http://www.papeles-delpsicologo.es>
- Torregrosa, M. S., Inglés, C., & García-Fernández, J. M. (2011). El comportamiento agresivo como predictor del autoconcepto: Estudio con una muestra de estudiantes españoles de educación secundaria obligatoria. *Psychosocial Intervention*, 20(2), 201-212. doi: [10.5093/in2011v20n2a8](https://doi.org/10.5093/in2011v20n2a8)
- Torregrosa, M. S., Inglés, C., García-Fernández, J. M., Ruiz-Esteban, C., López-García, K. S., & Zhou, X. (2010). Diferencias en conducta agresiva entre adolescentes españoles, chinos y mexicanos. *European Journal of Education and Psychology*, 3(2), 167-176. doi: [10.30552/ejep.v3i2.41](https://doi.org/10.30552/ejep.v3i2.41)
- Torregrosa, M. S., Inglés, C. J., García-Fernández, J. M., Valle, A., & Núñez, J. C. (2012). Relaciones entre conducta agresiva y metas académicas: Estudio con una muestra de estudiantes españoles de educación secundaria obligatoria. *Universitas Psychologica*, 11(4), 1303-1315. doi: [10.11144/Javeriana.upsy11-4.rcam](https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy11-4.rcam)
- Vega-Cauich, J. I., & Zumárraga-García, F. M. (2019). Variables asociadas al inicio y consumo actual de sustancias en adolescentes en conflicto con la ley. *Anuario de Psicología Jurídica*, 29(1), 21-29. doi: [10.5093/apj2018a13](https://doi.org/10.5093/apj2018a13)
- Ventura-León, J. (2018a). Intervalos de confianza para el coeficiente omega. Propuesta para el cálculo. *Adicciones*, 30(1), 77-78. Recuperado de <https://www.adicciones.es/index.php/adicciones>
- Ventura-León, J. (2018b). Otras formas de entender la d de Cohen. *Revista Evaluar*, 18(3). doi: [10.35670/1667-4545.v18.n3.22305](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n3.22305)
- Verdam, M. G., Oort, F. J., & Sprangers, M. A. G. (2016). Using structural equation modeling to detect response shifts and true change in discrete variables: An application to the items of the SF-36. *Quality of Life Research*, 25(6), 1361-1383. doi: [10.1007/s11136-015-1195-0](https://doi.org/10.1007/s11136-015-1195-0)
- Williams, B., Onsmann, A., & Brown, T. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Australasian Journal of Paramedicine*, 8(3), 1-13. doi: [10.33151/ajp.8.3.93](https://doi.org/10.33151/ajp.8.3.93)
- Wu, H., & Estabrook, R. (2016). Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika*, 81(4), 1014-1045. doi: [10.1007/s11336-016-9506-0](https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0)