

Validación de la Escala de Discriminación en la Vida Cotidiana (EDS) en escolares chilenos

Validation of the Everyday Discrimination Scale (EDS) in Chilean Schoolchildren

Jerome Flores^{a,b}, Alejandra Caqueo-Urizar^a, Daniel Acevedo^a, Skarlett Osorio^a, & Alfonso Urzúa^c

^aUniversidad de Tarapacá, Arica, Chile

^bCentro de Justicia Educacional CJE, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile

^cUniversidad Católica del Norte, Antofagasta, Chile

Objetivo: analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Discriminación en la Vida Cotidiana (Everyday Discrimination Scale [EDS]) en niños y adolescentes del norte de Chile entre 8 y 18 años. **Método:** se recogió una muestra no probabilística compuesta por 4.955 participantes entre 8 y 18 años, con una edad media de 12,8. El 50,9% fueron de sexo femenino y el 49,1% de sexo masculino. **Resultados:** la EDS cuenta con una estructura factorial unidimensional, con buenos indicadores de bondad de ajuste e invarianza. Su fiabilidad es adecuada tanto si se considera el α de Cronbach como con el índice ω . Se propone una versión de siete ítems. **Conclusión:** la EDS cuenta con las propiedades psicométricas adecuadas para utilizarse en esta población en Chile, en ambas versiones analizadas.

Palabras clave: discriminación, EDS, validación, niños, adolescentes.

Objective: To analyse the psychometric properties of the Everyday Discrimination Scale (EDS) in children and adolescents from northern Chile between 8 and 18 years old. **Method:** A non-probabilistic sample of 4,955 participants between 8 and 18 years old was collected, with a mean age of 12.8. A total of 50.9% were female and 49.1% male. **Results:** The EDS has a unidimensional factor structure, with good goodness-of-fit indicators and invariance. Its reliability is adequate when considering both Cronbach's α and the ω index. A 7-item version is proposed. **Conclusion:** The EDS has adequate psychometric properties for its use in this population in Chile, in both analysed versions.

Keywords: discrimination, EDS, validation, children, adolescents.

Agradecimientos: Esta investigación ha sido financiada por la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo de Chile ANID PIA CIE160007.

Contacto: A. Caqueo Urizar, Instituto de Alta Investigación, Universidad de Tarapacá, Calle Antofagasta 1520, Arica, Chile. Correo electrónico: acaqueo@academicos.uta.cl

Cómo citar: Flores, J., Caqueo-Urizar, A., Acevedo, D., Osorio, S., & Urzúa, A. (2023). Validación de la Escala de Discriminación en la Vida Cotidiana (EDS) en escolares chilenos. *Revista de Psicología*, 32(1), 1-13.
<http://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2023.70340>

Introducción

Una proporción considerable de la población mundial experimenta discriminación a diario y de forma cotidiana; esta es entendida como aquellas políticas, prácticas y comportamientos que perpetúan las desigualdades entre grupos socialmente definidos, siendo mayoritariamente discriminados por sexo, edad, raza y estado civil (Godley, 2018; Krieger, 2014; Office of the High Commissioner for Human Rights [OHCHR], 2018).

La discriminación genera una serie de consecuencias, entre estas: malestar psicológico (Falak, Safdar, & Nuzhat, 2020); estigma (Recio, Molero, García-Ael, & Pérez-Garín, 2020); síntomas depresivos (Cho, Jang, & Jung, 2020); dolor corporal (Dugan et al., 2017); niveles de esperanza y empoderamiento percibidos (Langlois et al., 2020) e ideación suicida en población adulta (Oh, Stickley, Ai, Yau, & DeVlyder, 2019).

Se ha observado que la duración y el momento de la exposición a la discriminación racial durante la infancia y adolescencia tienen un impacto nocivo sobre el comportamiento social, así como en el aumento en la presentación de problemas interiorizados, como la depresión y problemas exteriorizados (Cavanaugh, Stein, Supple, Gonzales, & Kiang, 2018; Cave, Cooper, Zubrick, & Carrington, 2020; English et al., 2020; Zhao, Qian, & Wangjuan, 2020). Esto tendría peores resultados académicos como consecuencia (Gale, 2020).

Actualmente, existen diversas escalas que buscan medir discriminación, como: Experiencia de Discriminación (EOD) desarrollada por Krieger (2005) centrada en la experiencia de eventos discriminatorios por motivos de raza (Fattore et al., 2016); Escala de Discriminación Percibida desarrollada por Harrell (1997) que mide la frecuencia con la que se discrimina a las personas por su raza (Neblett, Cheri, Cogburn, & Sellers, 2006); Escala de Discriminación y Estigma (DISC-12) diseñada para evaluar el alcance y contenido de la discriminación en personas con problemas de salud mental (Bakolis et al., 2019); Escala de Discriminación Religiosa (RDS), la cual permite evaluar aspectos de la discriminación aplicable y generalizable a diversas afiliaciones religiosas (Allen, Wang, Richards, Mason, & Suh, 2020); y Escala de Discriminación Diaria (Everyday Discrimination Scale [EDS]) desarrollada por Williams, Yan, Jackson y Anderson (1997), que ha sido utilizada para medir

la discriminación percibida día a día (Panter, Daye, Allen, Wightman, & Deo, 2008).

Escalas de discriminación que han sido utilizadas específicamente en población infanto-juvenil son: Índice de Angustia por Discriminación de los Adolescentes, la cual fue aplicada a alumnos de 13 y 14 años en establecimientos con altas concentraciones de estudiantes latinos en el sur de Estados Unidos (Chen, Benner, & Wang, 2020); Escala de Discriminación Percibida para Adolescentes Migrantes Chinos aplicada a adolescentes migrantes del campo a la ciudad en zonas urbanas de Pekín, China (Jia & Liu, 2017); Percepción de la Discriminación Racial en la escuela, aplicada a estudiantes de 12 y 13 años en Estados Unidos (Gale, 2020); y EDS desarrollada por Williams et al. (1997). Aunque originalmente esta última escala se desarrolló con un enfoque en el maltrato racial hacia las minorías étnicas, investigadores la utilizan regularmente para evaluar otros tipos de maltrato, como discriminación por condiciones de salud mental, por sexo o por peso corporal (Falak et al., 2020; Harnois, Bastos, Campbell, & Verna, 2019; Pachter, Caldwell, Jackson, & Bernstein, 2017; Pearl et al., 2017).

La EDS ha sido aplicada en población de latinos residentes en los Estados Unidos para medir la discriminación cotidiana y racial/étnica (Kwon & Han, 2019). También, para medir la discriminación cotidiana y su efecto en la salud física en población adulta latina de Estados Unidos (Molina, Alegría, & Ramaswami, 2013). En Latinoamérica, la escala ha sido utilizada en Argentina en conjunto con el Índice de Estigma del VIH para medir el estigma en la identidad de género en mujeres transgénero. En Brasil se utilizó para medir la percepción de discriminación en adultos negros o morenos (Daflon, Carvalhaes, & Junior, 2017). En República Dominicana se utilizó con los residentes de los bateyes o pueblos agrícolas (Keys et al., 2019). En Chile se ha empleado en niños y adolescentes en el norte del país para establecer la relación entre la discriminación percibida y los problemas contextuales en estudiantes interétnicos (Flores, Caqueo-Urizar, Quintana, Urzúa, & Irrazaval, 2021). En este último estudio se utilizó la versión en español, que había sido previamente traducida por los autores originales, y que ha sido utilizada en adolescentes latinos en otros estudios en Estados Unidos (Krieger, Smith, Deepa, Hartman, & Barbeau, 2005).

Respecto a las propiedades psicométricas de la EDS en adultos, los resultados mostraron que mide adecuadamente la discriminación cotidiana basada en la raza dentro de diferentes grupos, junto con obtener una fiabilidad $\alpha = ,8$ (Harnois et al., 2019). En población universitaria, se ha corroborado su unidimensionalidad y validez predictiva consistente con la escala original (Stucky et al., 2011). En adolescentes de 14 a 18 años, se obtuvo un coeficiente de fiabilidad de $\alpha = ,87$ (Clark, Coleman, & Novak, 2004). Todos los resultados anteriores se llevaron a cabo en Estados Unidos. El conocimiento de la validez y la confiabilidad de los instrumentos de medición es un requisito necesario previo a la utilización en investigaciones clínicas o epidemiológicas (García, Rodríguez, & Carmona, 2009). A partir de las investigaciones anteriores se hipotetiza que este instrumento tendrá una estructura factorial. No existe una validación definitiva y estática de un instrumento, sino que es un proceso a través del cual se aporta evidencia para las poblaciones en que un instrumento se aplica (Clark & Watson, 2019). Actualmente la EDS no ha sido validada en población infanto-juvenil en Latinoamérica por lo cual es de urgencia y relevancia estudiar las propiedades psicométricas de esta.

Considerar la invarianza de un instrumento es una parte importante de analizarlo adecuadamente, puesto que, sin ello, las inferencias e interpretación de resultados pueden ser equívocas (Byrne, 2008; Putnick & Bornstein, 2016). En términos simples la invarianza implica que los ítems del instrumento tienen el mismo significado para las poblaciones entre las que se compara (mujer/hombre). La invarianza configural se refiere a que en ambos grupos comparados la estructural factorial del instrumento sea la misma. La invarianza métrica se refiere a que las cargas factoriales sean equivalentes entre ambos grupos. La invarianza escalar se refiere a que las medias en ambos grupos sean equivalentes. La invarianza estricta se refiere a que los residuos del error sean equivalentes entre ambos grupos. Habitualmente se consideran esenciales los tres primeros tipos de invarianza, que son los que garantizan que el instrumento tenga el mismo significado entre los grupos comparados (Putnick & Bornstein, 2016). Por otra parte, en términos de fiabilidad, es relevante obtener no solamente el α de Cronbach, que ha sido bastante criticado por sus limitaciones, sino también el índice ω (Dunn, Baguley, & Brunson, 2014).

El objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas de la EDS en niños y adolescentes del norte de Chile entre 8 y 18 años. Con este fin se consideró la estructura factorial exploratorio y confirmatorio, fiabilidad de α de Cronbach y ω , así como la invarianza por sexo y grupo de nivel educativo, entendido como primaria y secundaria.

Método

De acuerdo con la clasificación de Montero y León (2007) corresponde a un estudio instrumental puesto que se pretende conocer las propiedades psicométricas de un instrumento.

Participantes

La tabla 1 recoge los sociodemográficos de la línea base. La muestra total estuvo compuesta por 4.955 participantes entre 8 y 18 años, con una edad media de 12,8 ($DE = 2,6$). El 50,9% fueron de sexo femenino y 49,1% fueron de sexo masculino.

El 37,1% correspondió a estudiantes de primaria, cursando entre cuarto y sexto grado, y 62,9% correspondió a estudiantes de secundaria, cursando desde séptimo a último grado. El 47,5% provenía de establecimientos públicos, 48% de establecimientos particulares subvencionados, y 4,5% de establecimientos particulares pagados. Se excluyeron los estudiantes que cursasen primaria con una edad igual o superior a 12 años, así como los estudiantes que cursasen secundaria con una edad inferior a doce años o superior a 18 años. La gran mayoría de los estudiantes fueron de nacionalidad chilena, encontrándose solo 8% de inmigrantes. Respecto a la etnia, el 25,3% se considera aymara.

Instrumentos

La escala de discriminación en la vida cotidiana (Everyday Discrimination Scale [EDS]; Williams et al., 1997) es un instrumento de nueve ítems que pregunta por experiencias de discriminación en la vida cotidiana. Un ítem de ejemplo es “te trataron con menos respeto que a otras personas”. Sus puntuaciones se encuentran entre 1 (*Nunca*) y 6 (*Casi todos los días*). Un mayor puntaje en ellos indica mayor presencia de discriminación. Se ha propuesto que posee una estructura unidimensional y cuenta con aceptable validez de constructo y adecuada fiabilidad, variando entre $\alpha = ,8$ y $,9$ (Williams et al., 1997).

Tabla 1*Características sociodemográficas de los participantes en la línea base*

		<i>n</i>	%
Sexo	Mujer	2523	50,9
	Hombre	2432	49,1
Edad	8	29	0,6
	9	561	11,3
	10	682	13,8
	11	566	11,4
	12	529	10,7
	13	591	11,9
	14	439	10,9
	15	491	9,9
	16	435	8,8
Nacionalidad	17	434	8,8
	18	98	2,0
	Chilena	4.557	92,0
	Extranjera	398	8,0
Etnia	Latinoamericana	2.574	51,9
	Aymara	1.255	25,3
	Quechua	54	1,1
	Mapuche	256	5,2
	Afrodescendiente	151	3,0
	No contesta	135	2,7
Tipo de escuela	Otro	530	10,7
	Públicas	2.355	47,53
	Subvencionadas	2.378	47,99
	Privadas	222	4,48

Procedimiento

El estudio cuenta con la aprobación del Comité de Ética de la Universidad de Tarapacá. Se realizó un muestreo piloto con 223 estudiantes en otra ciudad del norte de Chile, luego de obtener el consentimiento de padres y estudiantes, con el fin de verificar la adecuada comprensión de los ítems. Se solicitó a los participantes señalar explícitamente la dificultad de comprender algún ítem. Posteriormente en la muestra principal, se contactó a 42 establecimientos de la ciudad de Arica, 29 de los cuales aceptaron participar. Se obtuvo el consentimiento de los apoderados y de los estudiantes, luego de explicarles el propósito y los alcances del estudio. Las evaluaciones se realizaron en sala de clases a los participantes, mediante papel y lápiz, en aproximadamente 20 minutos. Aparte del docente, dos encuestadores entrenados estuvieron presentes en la sala al momento de la aplicación.

Análisis de datos

Se obtuvo los estadísticos descriptivos de cada

ítem, considerando la asimetría y curtosis, mediante el programa SPSS versión 22. Luego, se realizó un análisis paralelo para identificar el número más adecuado de factores a retener, lo que se considera una estrategia recomendable (Ledezma, Ferrando, & Tosi, 2019), mediante el programa MPLUS versión 8.6. Posteriormente, se realizó un análisis factorial confirmatorio y finalmente se realizó un análisis de invarianza con este mismo programa.

Los datos perdidos variaron entre 9% y 14%, por lo que se optó por utilizar el estimador MLR (estimación de máxima verosimilitud con errores estándar robustos), puesto que funciona bastante bien en estos casos (Muthén & Asparouhov, 2002). También se consideró el modelo descartando los casos con valores perdidos para tenerlo de referencia. Aunque Harnois et al. (2019) consideraron como categóricos los ítems, se optó por considerarlos continuos, del mismo modo que Kim, Sellbom y Ford (2014). En parte porque con seis opciones resulta bastante adecuado, así tam-

bién porque autores como Iacobucci (2012) consideran que desde cinco ítems en adelante ya deberían analizarse de esta manera. Por otra parte, analizar las variables como categóricas tiende a obtener un mejor ajuste que hacerlo como si fuesen continuas, por lo tanto, no se recomienda a menos que exista no normalidad (Xia & Yang, 2018).

En términos de valorar la bondad de ajuste de los modelos, los criterios para los puntos de corte actualmente son: un error de Aproximación Cuadrático Medio (RMSEA) menor a ,08 adecuado y menor a ,05 óptimo; un Ajuste Comparativo (CFI) e Índice Tucker-Lewis (TLI) menores a ,90 son adecuados y menores a ,95 son óptimo. En tanto que un Residual Estandarizado de la Raíz Cuadrada Media (SRMR) menor a ,08 se considera suficiente. El chi cuadrado (χ^2) no se considera un indicador recomendable de utilizar actualmente, puesto que presenta problemas con muestras mayores a 200 y en casos de no normalidad (Hu & Bentler, 1999; McDonald & Ho, 2002). Aunque estos criterios son todavía ampliamente utilizados, su uso inflexible ha sido criticado (McNeish, An, & Hancock, 2017; McNeish & Wolf, 2021; Niemand & Mai, 2018), en especial cuando no se tienen en cuenta los pesos factoriales, puesto que, por ejemplo, un RMSEA = ,05 puede indicar un ajuste pobre si los pesos factoriales están bajo el umbral mínimo de ,5 (McNeish, An, & Hancock, 2017; McNeish & Wolf, 2021). Recientemente el SRMR se ha considerado como más adecuado para tener de referencia, al ser el menos sesgado (Ximénez et

al., 2022). En todo caso, estos criterios no deben ser utilizados por sí solos para decidir sobre la validez de un instrumento, puesto que también hay que considerar, por ejemplo, el juicio de expertos (Eignor, 2013).

Con el fin de evaluar la invarianza de los modelos, se utilizaron los puntos de corte propuestos por Chen (2007), quien considera que la invarianza es adecuada cuando la diferencia (Δ) con el modelo de referencia es hasta de ,010 para el CFI, hasta ,015 para el RMSEA y de hasta ,030 para el SRMR. El χ^2 no se consideró, aunque se informa, puesto que, tal y como se ha mencionado anteriormente para los modelos confirmatorios, es sensible al tamaño muestral y a la no normalidad también cuando se valora invarianza. Se utiliza el formato sugerido por Putnick y Bornstein (2016) para reportar los diferentes niveles de invarianza.

Resultados

La tabla 2 presenta los estadísticos descriptivos de cada ítem de la escala EDS. Puede apreciarse que la asimetría y curtosis de algunos ítems estuvieron fuera del rango de ± 2 recomendado por George y Mallory (2010) para considerar que se distribuyen normalmente. Esto confirma que la decisión de haber escogido el estimador MLR era adecuada. Si bien Ryu (2011) considera un rango más amplio en el que la simetría puede alcanzar ± 2 y la curtosis ± 7 , sin que esto afecte de manera sustantiva los análisis que asumen normalidad.

Tabla 2
Estadísticos descriptivos de cada ítem

Ítem	M	DE	Asimetría	Curtosis
Te trataron con menos cortesía (amabilidad) que a otras personas.	2,52	1,72	0,79	-0,78
Te trataron con menos respeto que a otras personas.	2,29	1,6	1,03	-0,22
Recibiste peor servicio que otras personas en restaurantes o en tiendas.	1,7	1,28	1,98	3,01
Las personas actuaron como si pensarán que tú no eres inteligente.	2,3	1,63	1,06	-0,16
Las personas actuaron como si te tuvieran miedo.	1,82	1,42	1,73	1,84
Las personas actuaron como si pensarán que tú no eres honesto(a).	2,23	1,61	1,14	0,02
Las personas actuaron como si ellos fueran mejor que tú.	2,74	1,73	0,63	-0,93
Te pusieron apodosos o te insultaron.	2,23	1,66	1,17	0,03
Te amenazaron o te hostigaron.	1,59	1,27	2,33	4,48

Nota. El rango de los ítems se puntuó entre 1 y 6.

El diagrama de dispersión del análisis paralelo sugiere claramente que tiene sentido mantener un solo factor, como se muestra en la figura 1, puesto

que solamente el primer factor real de la muestra explica más varianza que el primer factor simulado (Kahn, 2006).

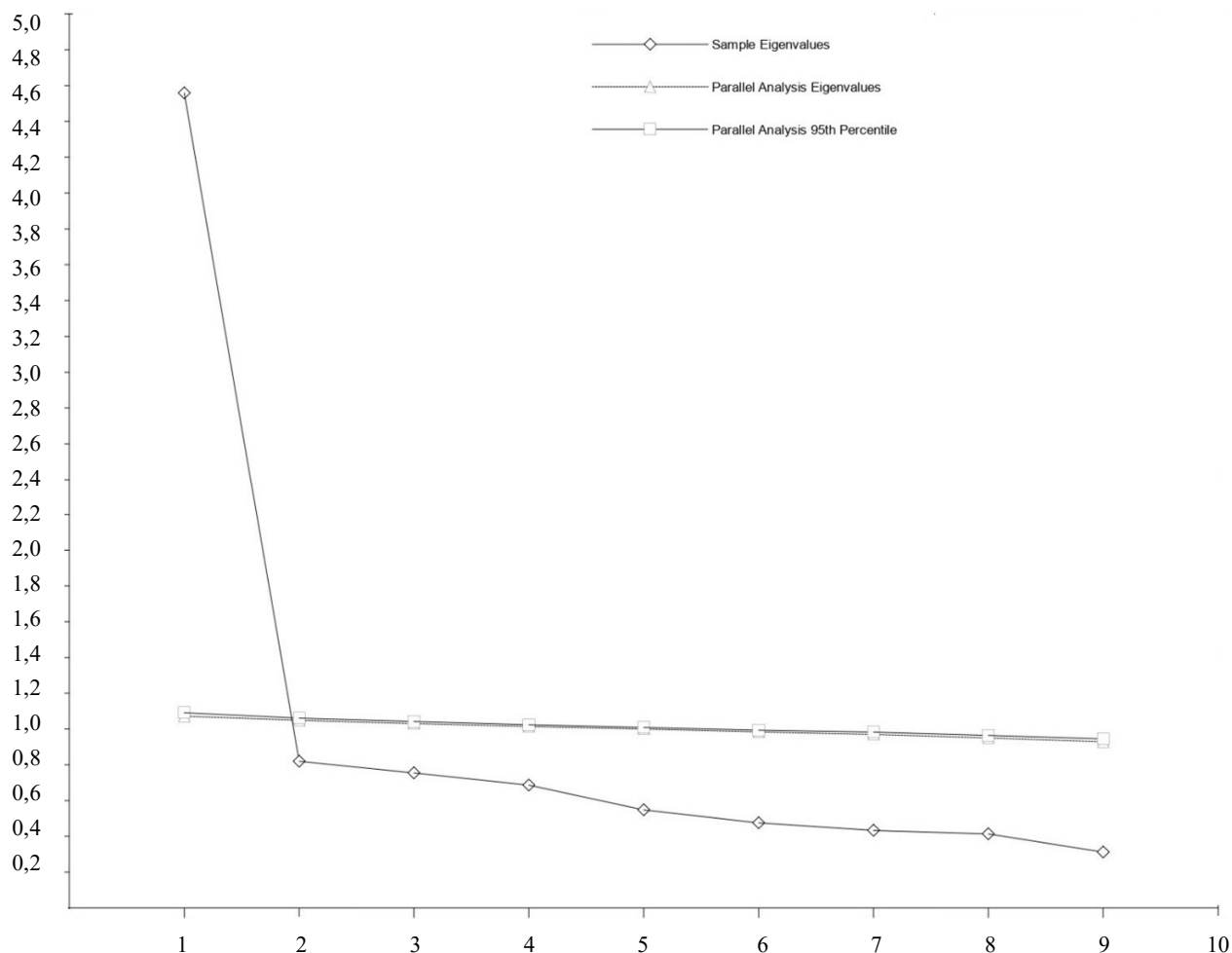


Figura 1. Diagrama de dispersión de autovalores (eigenvalues) del análisis paralelo con nueve ítems.

El análisis factorial confirmatorio inicial obtuvo como resultado un RMSEA = 0,071 (IC 95% = 0,066 – 0,075); CFI = 0,920; TLI = 0,893 y SRMR = 0,042. El peso factorial más bajo fue de ,593. Los índices de modificación muestran una covarianza de los errores de los ítems 1 y 2 es alta. Considerando que ambos ítems comparten una redacción y contenido similar se considera covariar sus errores. De esta manera el nuevo modelo ajustado arroja como indicadores un RMSEA = 0,054

(IC 95% = 0,049 – 0,058); CFI = 0,955; TLI = 0,938 y SRMR = 0,033. Esto permitiría considerar que tiene un ajuste adecuado.

Sus pesos factoriales son desde ,595 y superiores, como lo muestra la figura 2. Si en este modelo se consideran solo los casos completos ($n = 3.066$) se obtiene RMSEA = 0,059 (IC 95% = 0,053 – 0,065); CFI = 0,956; TLI = 0,939 y SRMR = 0,032.

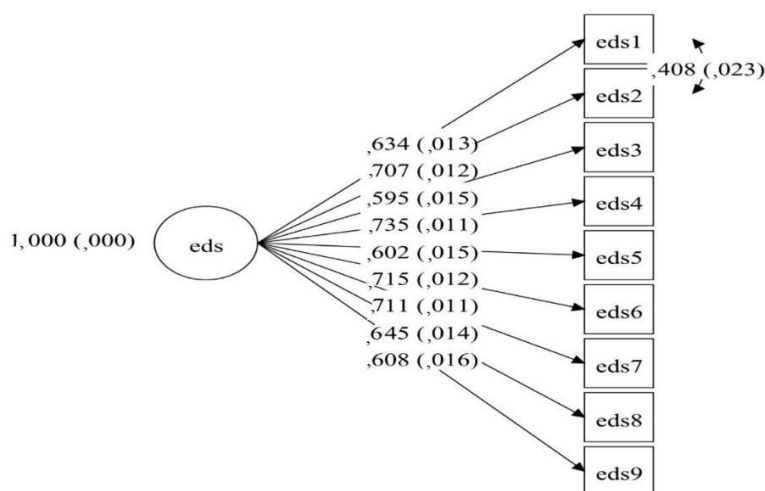


Figura 2. Modelo de análisis factorial confirmatorio con nueve ítems ajustados. Se considera la covarianza de los errores de los ítems 1 y 2. Se consigna los valores estandarizados de las cargas factoriales de cada ítem y sus respectivos errores.

Posteriormente, se consideró la posibilidad de eliminar alguno de los ítems que presentaron covarianza de errores, según su peso factorial. Por esta razón se eliminaron los ítems 1 y 9. Este último porque presentaba covarianza con el ítem 8. La versión breve, compuesta por siete ítems, obtuvo resultado un RMSEA = 0,049 (IC 95% = 0,043 – 0,056); CFI = 0,971; TLI = 0,956 y SRMR = 0,028. Esto la sitúa en un ajuste óptimo.

El análisis de invarianza para estos dos últimos modelos se realizó tanto para sexo como para el grupo según el nivel escolar. En el caso del modelo de nueve ítems ajustado, la tabla 3 detalla los resultados para sexo y para grupo de nivel escolar. Se cumplen los criterios para decir que cuenta con invarianza adecuada en ambos casos.

En el caso del modelo breve de siete ítems, los indicadores de invarianza se presentan en la tabla 4 para sexo y grupo nivel escolar. Puede apreciarse que nuevamente se cumple con la invarianza de configuración, métrica y escalar en ambos casos.

La fiabilidad de la versión completa, con los nueve ítems, es $\alpha = .89$ y $\omega = .88$ en la muestra total. En tanto, la fiabilidad para la versión de 7 ítems es de $\alpha = .86$ y $\omega = .86$ en la muestra total. Por ende, el instrumento cuenta con una adecuada

fiabilidad en ambas versiones.

Discusión

El presente trabajo tuvo como propósito examinar las propiedades psicométricas de la EDS en niños y adolescentes del norte de Chile entre 8 y 18 años. Dado que la literatura sobre el racismo emergente presenta una importante cantidad de estudios que han utilizado medidas de racismo con propiedades psicométricas cuestionables (Krieger, 1999), la validez y la fiabilidad de las asociaciones observadas de los instrumentos de medición es un requisito necesario previo a la utilización en investigaciones (García et al., 2009).

Tal y como se ha informado en investigaciones anteriores y se ha respaldado en este estudio, la EDS funcionó como una medida unidimensional de la discriminación percibida y mostró una alta fiabilidad según el α de Cronbach (Clark et al., 2004; Krieger et al., 2005; Stucky et al., 2011; Taylor et al., 2004; Williams & Jackson, 1997). No obstante, en el presente estudio también se consideró ω al analizar la fiabilidad, cuyo resultado fue muy similar al anterior. Por tanto, la evidencia de fiabilidad es sólida.

Tabla 3*Indicadores de invarianza por sexo y por nivel escolar en modelo 9 ítems ajustado*

Modelo Sexo	χ^2 (df)	CFI	RMSEA (90% IC)	SRMR	Modelo Referencia	$\Delta\chi^2$	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR	Decisión
M1: Invarianza configuración	428,6 (52)	1,0	0,054 (0,049 – 0,059)	0,035	--	--	--	--	--	--
M2: Invarianza Métrica	459,1 (60)	1,0	0,052 (0,048 – 0,056)	0,040	M1	30,5	,002	,002	,005	Acepta
M3: Invarianza Escalar	522,1 (68)	0,9	0,052 (0,048 – 0,056)	0,040	M2	63,0	,007	,000	,000	Acepta
M4: Invarianza Residual	623,4 (77)	0,9	0,054 (0,050 – 0,057)	0,054	M3	101,3	,011	,002	,014	Acepta
Modelo Nivel escolar	χ^2 (df)	CFI	RMSEA (90% IC)	SRMR	Modelo Preferencia	$\Delta\chi^2$	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR	Decisión
M1: Invarianza configuración	452,6 (52)	1,0	0,056 (0,051 – 0,057)	0,035	--	--	--	--	--	--
M2: Invarianza Métrica	544,1 (60)	0,9	0,057 (0,053 – 0,062)	0,049	M1	91,5	,009	,001	,014	Acepta
M3: Invarianza Escalar	636,2 (68)	0,9	0,058 (0,054 – 0,062)	0,048	M2	92,1	,01	,001	,001	Acepta
M4: Invarianza Residual	979,1 (77)	0,9	0,069 (0,065 – 0,073)	0,075	M3	342,9	,038	,01	,027	Acepta

Nota: Modelo sexo: compara niños versus niñas. Modelo nivel escolar: compara estudiantes de primaria versus secundaria.

En cuanto a los ítems de esta escala, estos varían según la escala original (nueve ítems), la escala breve (cinco ítems) y la versión expandida (10 ítems; Williams, 2016). En el presente estudio se encontró evidencia para corroborar la estructural unidimensional de la escala. La bondad de ajuste es adecuada si se considera la covarianza de los residuos de los ítems 1 y 2. Esta ya ha sido encontrada anteriormente en otras investigaciones, así como la covarianza de los residuos de los ítems 8 y 9 (Harnois et al., 2019; Kim et al., 2014). En todo caso, es importante prestar atención al contenido de los ítems cuyos residuos covarían. En este sentido, puede apreciarse que los dos primeros reactivos de la escala tienen una redacción semejante, y que además el contenido es similar, puesto que “cortesía” y “respeto” son conceptos bastante cercanos. Por su parte, los ítems 8 y 9 también tienen un contenido cercano, puesto que “insultar” y “hostigar” son similares, aunque no se haya considerado la covariación de sus errores para mejorar el ajuste del modelo. El hecho de remover uno de cada par de estos, en concreto el ítem 1 y 9, permite

también proponer una estructura más simple sin perder fiabilidad e incluso mejorando la bondad de ajuste. Lo anterior podría simplificar los análisis de invarianza al retener ítems cuyos residuos no covarían de manera importante. Adicionalmente esta sería una versión con una cantidad de ítems novedosa y suficientemente atractiva, en sus propiedades psicométricas, para incorporar en futuras investigaciones. Una diferencia con estudios anteriores es que no se encontró una covariación de residuos importante entre los ítems 1 y 3, 2 y 3, 5 y 6. Esto puede deberse a alguna característica propia del contexto nacional de esos estudios, pero también al hecho de que estos fueron realizados en población adulta. Una ventaja adicional de eliminar el ítem 9 fue lograr una mayor asimetría y curtosis de toda la EDS, aunque no hay garantía de que esto se repita en otras muestras.

El estudio que analizó la estructura factorial de la EDS en adolescentes (Clark et al., 2004) no realizó un análisis de la bondad de ajuste, sino un análisis más simple mediante componentes principales, que realmente no se considera un análisis

factorial (Lloret, Ferreres, Hernández, & Tomás, 2017). Por ende, el presente estudio parece ser el primero en realizar un análisis factorial de la escala en esta población.

Los resultados del presente estudio van en la misma línea del estudio de Kim et al. (2014) quienes en población adulta encontraron que la EDS arrojaba suficiente invarianza por sexo y edad. En cambio, van en sentido contrario a los resultados obtenidos por Harnois et al. (2019) los que cuestionan la invarianza en todos los grupos comparados, incluyendo sexo y edad. Si bien el presente estudio comparó entre dos grupos de acuerdo con el nivel escolar (primaria y secundaria) se descartaron en la muestra los casos por edad que estuviesen en un grupo menos frecuente. De esta forma se

comparó estudiantes de 8 a 11 y de 12 a 18 años. Son necesarios nuevos estudios para acumular evidencia sobre la invarianza, puesto que parece que todavía no está totalmente corroborada la invarianza. Indudablemente, considerar los ítems de la EDS como variables continuas o categóricas jugó un rol importante. Parece más razonable que una escala con seis opciones de respuesta se considere continua. Si bien Harnois et al. (2019) colapsaron tres de las opciones más extremas de respuesta, justificando el uso categórico, esto parece forzar un tanto la escala. Adicionalmente estos autores al parecer no consideraron la posibilidad de invarianza parcial como lo recomiendan Putnick y Bornstein (2016), lo que también podría indicar la necesidad de eliminar algún ítem.

Tabla 4

Indicadores de invarianza por sexo y por nivel escolar en modelo de 7 ítems

Modelo Sexo	χ^2 (df)	CFI	RMSEA (90% IC)	SRMR	Modelo Referencia	$\Delta\chi^2$	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR	Decisión
M1: Invarianza configuración	193,1 (28)	1,0	0,049 (0,042 – 0,055)	0,029	--	--	--	--	--	--
M2: Invarianza métrica	216,9 (34)	1,0	0,047 (0,041 – 0,053)	0,035	M1	23,80	,003	,002	,006	Acepta
M3: Invarianza escalar	270,1 (40)	1,0	0,048 (0,043 – 0,054)	0,037	M2	53,11	,009	,001	,002	Acepta
M4: Invarianza residual	350,7 (47)	0,9	0,051 (0,046 – 0,056)	0,053	M3	80,67	,012	,003	,014	Acepta
Modelo Nivel escolar	χ^2 (df)	CFI	RMSEA (90% IC)	SRMR	Modelo Preferencia	$\Delta\chi^2$	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR	Decisión
M1: Invarianza configuración	191,2 (28)	1,0	0,049 (0,042 – 0,055)	0,028	--	--	--	--	--	--
M2: Invarianza métrica	256,3 (34)	1,0	0,051 (0,046 – 0,057)	0,044	M1	65,07	,01	,002	,016	Acepta
M3: Invarianza escalar	309,5 (40)	1,0	0,052 (0,047 – 0,058)	0,043	M2	53,21	,008	,001	,001	Acepta
M4: Invarianza residual	588,3 (47)	0,9	0,068 (0,046 – 0,056)	0,072	M3	278,83	,046	,016	,029	Acepta

Nota: Modelo sexo: compara niños versus niñas. Modelo nivel escolar: compara estudiantes de primaria versus secundaria. $\Delta\chi^2$ = diferencia entre los valores comparados.

En términos de valores perdidos, comparar el modelo imputado de forma automática en MPLUS al seleccionar como estimador MLR con el modelo que incluye solo los casos completos, permitió observar que no hubo mayores diferencias en el

ajuste, lo que apuntaría a que la estructura factorial propuesta es adecuada.

El hallazgo de una invarianza en la EDS tanto por sexo como por grupo de nivel escolar es rele-

vante. En ambos casos la invarianza de configuración, métrica y escalar se obtuvieron. Estas son las que permiten comparar grupos con suficiente adecuación. La invarianza de residuos se cumple para sexo, pero no para grupo de nivel escolar, aunque este tipo de invarianza es difícil de lograr en la práctica y la mayoría de los estudios ni siquiera la informa. En suma, la comparación por sexo y grupo de edad cuenta con las suficientes garantías para comprender que los participantes de cada grupo entienden lo mismo al responder los ítems de los instrumentos. Esto es relevante puesto que son grupos recurrentes de comparar en la población infanto-juvenil, tal como lo sugiere la revisión sistemática de 138 estudios realizada por Paradies (2006) y que incluye estudios en población infanto-juvenil.

Tanto la evidencia de invarianza como la propuesta de una versión de siete ítems van en la línea con las sugerencias de analizar instrumentos para comprender su adecuación psicométrica y la equivalencia de las medidas entre los grupos que interese comparar (Stewart et al., 2012). Esto permite a los investigadores decidir si utilizar el instrumento original o es necesario realizar modificaciones. En el presente caso, los hallazgos sugieren que es posible utilizar tanto la versión de nueve como de siete ítems, puesto que ambas cuentan con buenas propiedades psicométricas.

La presente investigación cuenta con varias limitaciones. La primera es que no se utilizó selección aleatoria, sino por conveniencia, lo que limita su representatividad. Otra limitación es que solo incluyó población del norte de Chile, por lo que sería recomendable considerar otras regiones del país. Aunque sería deseable un rango de edad más amplio, que incluya estudiantes menores de ocho años, la prueba piloto demostró que los estudiantes menores tienen mayores dificultades en la comprensión lectora como para poder mantener el formato de autoinforme. Posiblemente contar con un encuestador podría permitir llegar niñas y niños de menor edad. Una fortaleza de este estudio es el tamaño de la muestra, que en este caso consideró casi cinco mil niños y adolescentes. Asimismo, incluyó colegios tanto públicos como subvencionados y particulares pagados, lo que permite contar con una muestra diversa de estudiantes.

Conclusión

El presente estudio aporta evidencia de que la Escala de Discriminación Diaria cuenta con una estructura factorial unidimensional, con buenos indicadores de bondad de ajuste. Su fiabilidad es adecuada tanto si se considera el α de Cronbach como con el índice ω . Se encontró invarianza por sexo y por grupo de nivel escolar, en los niveles de configuración, métrica y escalar. Aunque la versión completa de nueve ítems es adecuada, una versión de siete ítems también cuenta con buenas propiedades y tiene la ventaja de contar con una estructura más simple. En consecuencia, la EDS cuenta con las propiedades psicométricas adecuadas para utilizarse en la población entre 8 y 18 años en Chile.

Referencias

- Allen, K., Wang, K., Richards, P., Mason, M., & Suh, H. (2020). Religious Discrimination Scale: Development and initial psychometric evaluation. *Journal of Religion and Health, 59*(2), 700-713. <https://doi.org/10.1007/s10943-018-0617-z>
- Bakolis, I., Graham, T., Silia, V., Rusch, N., Chiara, B., Lasalvia, A., & Sara, L. (2019). Development and validation of the DISCUS Scale: A reliable short measure for assessing experienced discrimination in people with mental health problems on a global level. *Schizophrenia Research, 212*, 213-220. <https://doi.org/10.1016/j.schres.2019.07.018>
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema, 20*(4), 872-882. Recuperado de <https://bit.ly/3KDNv9Q>
- Cavanaugh, A., Stein, G., Supple, A., Gonzales, L., & Kiang, L. (2018). Protective and promotive effects of Latino early adolescents' cultural assets against multiple types of discrimination. *Journal of Research on Adolescence, 28*(2), 310-326. <https://doi.org/10.1111/jora.12331>
- Cave, L., Cooper, M., Zubrick, S., & Carrington, S. (2020). Racial discrimination and child and adolescent health in longitudinal studies: A systematic review. *Social Science & Medicine, 250*, 112864. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.112864>
- Chen, S., Benner, A., & Wang, Y. (2020). Discrimination and adolescents' academic and socioemotional adjustment: The moderating roles of family and peer cultural socialization. *International Journal of Psychology, 55*(5), 702-712. <https://doi.org/10.1002/ijop.12637>
- Cho, Y., Jang, Y., & Jung, K. (2020). Perceived discrimination and depressive symptoms: A study of

- Vietnamese women who migrated to South Korea due to marriage. *Women & Health*, 60(8), 863-871. <https://doi.org/10.1080/03630242.2020.1766640>
- Clark, R., Coleman, A., & Novak, J. (2004). Brief report: Initial psychometric properties of the Everyday Discrimination Scale in black adolescents. *Journal of Adolescence*, 27(3), 363-368. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2003.09.004>
- Clark, L. A. & Watson, D. (2019). Constructing validity: New developments in creating objective measuring instruments. *Psychological Assessment*, 31(12), 1412-1427. <https://doi.org/10.1037/pas0000626>
- Daflon, V., Carvalhaes, F., & Junior, J. (2017). Sentindo na pele: Percepções de discriminação cotidiana de pretos e pardos no Brasil. *Dados-Revista de Ciências Sociais*, 60(2), 293-330. <https://doi.org/10.1590/001152582017121>
- Dugan, S., Lewis, Tené., Susan, E., Jacobs, E., Harlow, S., & Janssen, I. (2017). Chronic discrimination and bodily pain in a multi-ethnic cohort of midlife women in the Study of Women's Health Across the Nation. *Pain*, 158(9), 1656. <https://doi.org/10.1097/j.pain.0000000000000957>
- Dunn, T., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Eignor, D. R. (2013). The standards for educational and psychological testing. In K. F. Geisinger, B. A. Bracken, J. F. Carlson, J.-I. C. Hansen, N. R. Kuncel, S. P. Reise, & M. C. Rodriguez (Eds.), *APA handbook of testing and assessment in psychology*, (vol. 1; pp. 245-250). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14047-013>
- English, D., Lambert, S., Tynes, B., Bowleg, L., Zea, M., & y Howard, L. (2020). Daily multidimensional racial discrimination among Black US American adolescents. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 66, 101068. <https://doi.org/10.1016/j.appdev.2019.101068>
- Falak, S., Safdar, F., & Nuzhat. (2020). Perceived discrimination, social support, and psychological distress in transgender individuals. *PsyCh Journal*, 9(5), 682-690. <https://doi.org/10.1002/pchj.373>
- Fattore, G., Teles, C., dos Santos, D., Santos, L., Reichenheim, M., & Barreto, M. (2016). Validade de constructo da escala Experiences of Discrimination em uma população brasileira. *Cadernos de Saúde Pública*, 32(4). <https://doi.org/10.1590/0102-311X00102415>
- Flores, J., Caqueo-Urizar, A., Quintana, L., Urzúa, A., & Irrarázaval, M. (2021). Perceived discrimination and contextual problems among children and adolescents in northern Chile. *PLoS One*, 16(2). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0246998>
- Gale, A. (2020). Examining Black adolescents' perceptions of in-school racial discrimination: The role of teacher support on academic outcomes. *Children and Youth Services Review*, 116(10), 105173. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105173>
- García, María., Rodríguez, S., & Carmona L. (2009). Validación de cuestionarios. *Reumatología Clínica*, 5(4), 171-177. Recuperado de <https://bit.ly/3GNbK4i>
- George, D. & Mallery, P. (2010). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. (10th ed.). Boston, Massachusetts: Pearson.
- George, A. & Bassani, C. (2018). Influence of perceived racial discrimination on the health of immigrant children in Canada. *Journal of International Migration and Integration*, 19, 527-540. <https://doi.org/10.1007/s12134-018-0539-3>
- Godley, J. (2018). Everyday discrimination in Canada: Prevalence and patterns. *Canadian Journal of Sociology*, 43(2), 111-142. <https://doi.org/10.29173/cjs29346>
- Goosby, B., Cheadle, J., Strong-Bak, W., Taylor, R., & Timothy, N. (2018). Perceived discrimination and adolescent sleep in a community sample. *The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*. 4(4), 43-61. <https://doi.org/10.7758/rsf.2018.4.4.03>
- Harnois, C., Bastos, J., Campbell, M., & Verna, M. (2019). Measuring perceived mistreatment across diverse social groups: An evaluation of the Everyday Discrimination Scale. *Social Science & Medicine*, 232, 298-306. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2019.05.011>
- Hu, L. T. & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Iacobucci, D. (2012). Mediation analysis and categorical variables: The final frontier. *Journal of Consumer Psychology*, 22(4), 582-594. <https://doi.org/10.1016/j.jcps.2012.03.006>
- Jia, X. & y Liu, X. (2017). Perceived discrimination and antisocial behaviour among Chinese rural-to-urban migrant adolescents: Mediating effects of social support. *International Journal of Psychology*, 52(4), 327-335. <https://doi.org/10.1002/ijop.12280>
- Kahn, J. H. (2006). Factor analysis in counseling psychology research, training, and practice: Principles, advances, and applications. *The Counseling Psychologist*, 34(5), 684-718.

- <https://doi.org/10.1177/0011000006286347>
- Keys, H., Noland, G., Madsen, R., Thomas, T., Blount, S., & Gonzales, M. (2019). Perceived discrimination in bateyes of the Dominican Republic: Results from the Everyday Discrimination Scale and implications for public health programs. *BMC Public Health, 19*(1).
<https://doi.org/10.1186/s12889-019-7773-2>
- Kim, G., Sellbom, M., & Ford, K. (2014). Race/ethnicity and measurement equivalence of the Everyday Discrimination Scale. *Psychological Assessment, 26*(3), 892-900.
<https://doi.org/10.1037/a0036431>
- Krieger, N., Smith, K., Deepa, N., Hartman, C., & Barbeau, E. (2005). Experiences of discrimination: Validity and reliability of a self-report measure for population health research on racism and health. *Social Science & Medicine, 61*(7), 1576-1596.
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2005.03.006>
- Krieger, N. (1999). Embodying inequality: A review of concepts, measures, and methods for studying health consequences of discrimination. *International Journal of Health Services, 29*(2), 295-352.
<https://doi.org/10.2190/ml1w-vwx-qm9-g97q>
- Krieger, N. (2014). Discrimination and health inequities. *International Journal of Health Services, 44*(4), 643-710.
<https://doi.org/10.2190/hs.44.4.b>
- Kwon, S. & Han, D. (2019). Discrimination, mental disorders, and suicidal ideation in Latino adults: Decomposing the effects of discrimination. *Journal of Immigrant and Minority Health, 21*(1), 143-150.
<https://doi.org/10.1007/s10903-018-0726-5>
- Langlois, S., Pauselli, L., Anderson, S., Ashekun, O., Samantha, E., Jashala, G., Zern, A., Gaffney, E., Shim, R., & Compton, M. (2020). Effects of perceived social status and discrimination on hope and empowerment among individuals with serious mental illnesses. *Psychiatry Research, 286*, 112855.
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112855>
- Ledesma, R. D., Ferrando, P. J., & Tosi, J. D. (2019). Uso del análisis factorial exploratorio en RIDEP. Recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica, 52*(3), 173-180.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.13>
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2017). The exploratory factor analysis of items: Guided analysis based on empirical data and software. *Anales de Psicología, 33*(2), 417-432.
Recuperado de <https://bit.ly/3L5YLx2>
- López-Cevallos, D. & Harvey, M. (2019). Psychometric properties of a Healthcare Discrimination Scale among young-adult Latinos. *Journal of Racial and Ethnic Health Disparities, 6*(3), 618-624.
<https://doi.org/10.1007/s40615-018-00560-x>
- McDonald, R. & Ho, M. H. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods, 7*(1), 64-82.
<http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.7.1.64>
- McNeish, D., An, J., & Hancock, G. R. (2017). The thorny relation between measurement quality and fit index cutoffs in latent variable models. *Journal of Personality Assessment, 100*(1), 43-52.
<https://doi.org/10.1080/00223891.2017.128128>
- McNeish, D. & Wolf, M. G. (2023). Dynamic fit index cutoffs for confirmatory factor analysis models. *Psychological Methods, 28*(1), 61-88.
<https://doi.org/10.1037/met0000425>
- Molina, K. M., Alegría, M., & Ramaswami, M. (2013). A multiple-group path analysis of the role of everyday discrimination on self-rated physical health among Latina/os in the USA. *Annals of Behavioral Medicine, 45*(1), 33-44.
<https://doi.org/10.1007/s12160-012-9421-2>
- Montero, I. & León, O. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 7*(3), 847-862.
Recuperado de <https://bit.ly/3KK1Xgh>
- Muthén, B. & Asparouhov, T. (2002). Using Mplus Monte Carlo simulations in practice: A note on non-normal missing data in latent variable models. *Mplus Web Notes, 2*.
Recuperado de <https://bit.ly/3onoBUw>
- Neblett, E., Cheri, P., Cogburn, C., & Sellers, R. (2006). African American adolescents' discrimination experiences and academic achievement: Racial socialization as a cultural compensatory and protective factor. *Journal of Black Psychology, 32*(2), 199-218.
<https://doi.org/10.1177/0095798406287072>
- Niemand, T. & Mai, R. (2018). Flexible cutoff values for fit indices in the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science, 46*, 1148-1172.
<https://doi.org/10.1007/s11747-018-0602-9>
- Office of the High Commissioner for Human Rights. (2018). A special focus on discrimination.
Recuperado de <https://bit.ly/3oIXyB>
- Oh, H., Stickley, A., Ai, K., Yau, R., & DeVlyder, J. (2019). Discrimination and suicidality among racial and ethnic minorities in the United States. *Journal of Affective Disorders, 245*, 517-523.
<https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.11.059>
- Pachter, L. M., Caldwell, C. H., Jackson, J. S., & Bernstein, B. A. (2017). Discrimination and mental health in a representative sample of African-American and Afro-Caribbean youth. *Journal of Racial and Ethnic Health Disparities, 5*(4), 831-837.
<https://doi.org/10.1007/s40615-017-0428-z>
- Panter, A. T., Daye, C. E., Allen, W. R., Wightman, L. F., & Deo, M. (2008). Everyday discrimination in a

- national sample of incoming law students. *Journal of Diversity in Higher Education*, 1(2), 69-79.
<https://doi.org/10.1037/1938-8926.1.2.67>
- Paradies, Y. (2006). A systematic review of empirical research on self-reported racism and health. *International Journal of Epidemiology*, 35(4), 888-901.
<http://dx.doi.org/10.1093/ije/dyl056>
- Pearl, R., Wadden, J., Shaw, T., Chao, A., Alamuddin, N., & Berkowitz, R. (2017). Everyday discrimination in a racially diverse sample of patients with obesity. *Clinical Obesity*, 8(2), 140-146.
<https://doi.org/10.1111/cob.12235>
- Putnick, D. & Bornstein, M. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90.
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Recio, P., Molero, F., García-Ael, C., & Pérez-Garín, D. (2020). Perceived discrimination and self-esteem among family caregivers of children with autism spectrum disorders (ASD) and children with intellectual disabilities (ID) in Spain: The mediational role of affiliate stigma and social support. *Research in Developmental Disabilities*, 105, 103737.
<https://doi.org/10.1016/j.ridd.2020.103737>
- Ryu, E. (2011). Effects of skewness and kurtosis on normal-theory based maximum likelihood test statistic in multilevel structural equation modeling. *Behavior Research Methods*, 43(4), 1066-1074.
<https://doi.org/10.3758/s13428-011-0115-7>
- Stewart, A. L., Thrasher, A. D., Goldberg, J., & Shea, J. A. (2012). A framework for understanding modifications to measures for diverse populations. *Journal of Aging and Health*, 24(6), 992-1017.
<http://dx.doi.org/10.1177/0898264312440321>
- Stucky, D., Gottfredson, C., Panter, T., Daye, E., Allen, R., & Wightman, F. (2011). An item factor analysis and item response theory-based revision of the Everyday Discrimination Scale. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 17(2), 175-185.
<https://doi.org/10.1037/a0023356>
- Taylor, T. R., Kamarck, T. W., & Shiffman, S. (2004). Validation of the Detroit Area Study Discrimination Scale in a community sample of older African American adults: The Pittsburgh healthy heart project. *International Journal of Behavioral Medicine*, 11, 88-94.
http://dx.doi.org/10.1207/s15327558ijbm1102_4
- Williams, D. R., Yan, Y., Jackson, J. S., & Anderson, N. B. (1997). Racial differences in physical and mental health: Socioeconomic status, stress and discrimination. *Journal of Health Psychology*, 2(3), 335-351.
<https://doi.org/10.1177/135910539700200305>
- Williams, D. R. (2016). *Measuring discrimination resource*.
 Recuperado de <https://bit.ly/3MPBJfk>
- Xia, Y. & Yang, Y. (2018). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51, 409-428.
<https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>
- Ximénez, C., Maydeu-Olivares, A., Shi, D., & Revuelta, J. (2022) Assessing cutoff values of SEM Fit indices: Advantages of the unbiased SRMR index and its cutoff criterion based on communality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 29(3), 368-380.
<https://doi.org/10.1080/10705511.2021.1992596>
- Zhao, J, Qian, W., & Wianguan, X. (2020). The longitudinal associations among perceived discrimination, social initiative, and depressive symptoms in Chinese rural left-behind adolescents. *Journal of Adolescence*. 81(1), 114-123.
<https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2020.04.006>

Fecha de recepción: 15 de noviembre de 2021

Fecha de recepción de revisión 1: 21 de enero de 2022

Fecha de recepción de revisión 2: 19 de abril de 2022

Fecha de recepción de revisión 3: 20 de diciembre de 2022

Fecha de aceptación: 22 de noviembre de 2022