



Liberabit. Revista Peruana de Psicología
ISSN: 1729-4827
ISSN: 2223-7666
liberabit@usmp.pe
Universidad de San Martín de Porres
Perú

Estructura interna e invarianza de medición del Children's Hassles Scale en adolescentes

Navarro-Loli, Jhonatan S.; Lourenço, Abílio Afonso

Estructura interna e invarianza de medición del Children's Hassles Scale en adolescentes

Liberabit. Revista Peruana de Psicología, vol. 26, núm. 1, 2020

Universidad de San Martín de Porres, Perú

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=68662655006>

DOI: <https://doi.org/10.24265/liberabit.2020.v26n1.07>



Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional.

Estructura interna e invarianza de medición del Children's Hassles Scale en adolescentes

Internal structure and measurement invariance of the Children's Hassles Scale in adolescents

Jhonatan S. Navarro-Loli

Universidad de San Martín de Porres, Perú

jnavarro1@usmp.pe

 <http://orcid.org/0000-0001-6264-3157>

DOI: <https://doi.org/10.24265/liberabit.2020.v26n1.07>

Redalyc: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=68662655006>

Abílio Afonso Lourenço

Centro de Investigação em Psicologia e Educação do

Agrupamento de Escolas Alexandre Herculano, Portugal

privadoxy@gmail.com

 <http://orcid.org/0000-0001-6920-0412>

Recepción: 27 Febrero 2020

Aprobación: 20 Junio 2020

RESUMEN:

Antecedentes: Los estresores cotidianos son eventos de bajo impacto emocional pero con alta probabilidad de ocurrencia, y en la adolescencia pueden provenir de la escuela, amigos y la familia; por ello es necesario contar con instrumentos para su evaluación.

Objetivo: Identificar las evidencias de validez de la estructura interna e invarianza de medición del Children's Hassles Scale en adolescentes de Lima, Perú. **Método:** La muestra estuvo conformada por 524 adolescentes entre los 14 y 18 años. La estructura interna se evaluó mediante el análisis factorial confirmatorio y la invarianza de medición mediante un procedimiento en que se agregan restricciones progresivamente, finalmente, la confiabilidad se obtuvo con el coeficiente omega. **Resultados:** La estructura factorial original no se replica en la muestra peruana, por el contrario, una estructura parsimoniosa de dos factores oblicuos orientados a factores estresantes en el colegio y la familia es la que presenta indicadores robustos e invarianza de medición entre varones y mujeres. **Conclusión:** Se puede utilizar el instrumento para fines de investigación en el contexto peruano, el cual carece de instrumentos para la medición de estresores cotidianos en adolescentes.

PALABRAS CLAVE: estrés cotidiano, invarianza de medición, validez.

ABSTRACT:

Background: Daily stressors are events of low emotional impact but with high probability of occurrence, which in adolescence can come from school, friends and family. Therefore, it is necessary to have instruments for their evaluation. **Aim:** To determine the validity of the internal structure and measurement invariance of the Children's Hassles Scale in adolescents from Lima, Peru. **Method:** The sample consisted of 524 adolescents between 14 and 18 years old. The internal structure was evaluated by confirmatory factor analysis, and the measurement invariance was assessed using a procedure in which restrictions were added progressively. Finally, reliability was obtained through coefficient omega. **Results:** The original factor structure is not replicated in the Peruvian sample. On the contrary, a parsimonious structure of two oblique factors oriented to stressors in school and family presents robust indicators and measurement invariance among males and females. **Conclusion:** The instrument can be used for research purposes in the Peruvian setting, which lacks instruments for measuring daily stressors in adolescents.

KEYWORDS: daily stress, measurement invariance, validity.

INTRODUCCIÓN

La etapa adolescente es caracterizada por una serie de cambios y la exposición a diversos factores de riesgo relacionados a entornos cercanos como la familia, la relación con pares y la escuela (Byrne, Davenport, & Mazanov, 2007; Grant et al., 2006; Moksnes, Byrne, Mazanov, & Espnes, 2010). Producto de esta exposición,

se pueden generar problemas de salud mental como la ansiedad, la depresión y el estrés (Charbonneau, Mezulis, & Hyde, 2009), que se consideran como una experiencia subjetiva (McGowan, Gardner, & Fletcher, 2006) y que, en el marco de la teoría transaccional, se origina cuando la persona percibe como una amenaza su entorno porque se siente vulnerable al no contar con los recursos necesarios para afrontarlo (Lazarus & Folkman, 1986) y cuando este evento pone en riesgo el cumplimiento de un objetivo importante de la persona (Lazarus, 2000).

Los eventos que son percibidos como potenciales fuentes de estrés pueden definirse como aquellas condiciones ambientales que son interpretadas como amenazas para el bienestar físico y psicológico (Grant et al., 2003). Pueden clasificarse en cambios mayores, que son eventos que afectan a muchas personas (e.g., desastres naturales); cambios menores o acontecimientos vitales, que son eventos con gran impacto emocional, tienen una duración de varios días y afectan a una persona (e.g., muerte de un ser querido, enfermedad crónica); y los ajetreos diarios o acontecimientos cotidianos, que son eventos de bajo impacto emocional que causan irritabilidad y frustración, y son de alta frecuencia en su ocurrencia en la interacción diaria de la persona con su entorno (e.g., discusión con familiares, carga académica, relaciones amorosas) (Kanner, Coyne, Schaefer, & Lazarus, 1981; Lazarus & Cohen, 1977; Seiffge-Krenke, 2000, 2007; Sominsky & Spencer, 2014).

Durante la etapa adolescente, los acontecimientos cotidianos estresantes pueden originarse de fuentes relacionadas a la salud, el ámbito académico, los compañeros, el vecindario y el ambiente familiar. Es así que en el ámbito de la salud se encuentran las enfermedades y la preocupación por la imagen corporal; en el ámbito académico, la relación con los docentes y las actividades académicas; en lo relacionado a compañeros y vecindario están las relaciones románticas, la exposición a la violencia y las amenazas a la seguridad personal por parte de pares; y en el ámbito familiar, se encuentra las discusiones con miembros de la familia y aspectos económicos (Parikh et al., 2019; Trianes, 2002; Trianes et al., 2009; Trianes, Blanca, Fernández-Baena, Escobar, & Maldonado, 2012). Es importante recalcar que las fuentes de estrés provenientes del ámbito educativo y familiar están entre las más importantes (Masarik & Conger, 2017; Pascoe, Hetrick, & Parker, 2020) y que las consecuencias de estas fuentes de estrés pueden quedar latentes por muchos años hasta la etapa adulta (McDougall & Vaillancourt, 2015).

Todos estos factores pueden generar estrés cotidiano (Kanner, Coyne, Schaefer, & Lazarus, 1981) que en población de adolescentes puede originar consecuencias a nivel físico, como a una baja duración de las horas de sueño (Chiang et al., 2019) o aumento en el nivel de cortisol cuando se tiene bajos niveles de eficacia para afrontar problemas (Sladek, Doane, Luecken, & Eisenberg, 2016); a nivel conductual, como problemas asociados al consumo de bebidas alcohólicas y cigarrillo (Enoch, 2011), hábitos alimenticios poco saludables que tienen su origen a edades tempranas entre ocho y nueve años (Hill, Moss, Sykes-Muskett, Conner, & O'Connor, 2018; Hsu & Raposa, 2020) y búsqueda de apoyo social a través de redes sociales como Facebook (Frison & Eggermont, 2015); y a nivel de la salud mental, como la desesperanza (Rodríguez-Naranjo & Caño, 2016), la ansiedad, la depresión y los estados afectivos negativos asociados al mismo (Anyan & Hjemdal, 2016; Vannucci, Ohannessian, Flannery, Reyes, & Liu, 2018).

Las diferencias relacionadas al estrés entre varones y mujeres en población de adolescentes indican que las mujeres son quienes presentan mayores niveles de estrés y son más vulnerables a sus consecuencias inmediatas en la salud mental e incluso a las consecuencias durante la etapa adulta joven (Byrne et al., 2007; Moksnes, Espnes, & Haugan, 2014; Moksnes & Lazarewicz, 2017; Droogenbroeck, Spryut, & Keppens, 2018), siendo las fuentes de mayor impacto las asociadas a las relaciones interpersonales en el ámbito escolar, familiar y amistades (Hampel & Peterman, 2006; Hankin, Mermelstein, & Roesch, 2007). Esta diferencia se puede explicar debido a factores biológicos y ambientales (Rincón-Cortés, Herman, Lupien, Maguire, & Shansky, 2019), además de aspectos cognitivos debido a que las mujeres están más pendientes de las evaluaciones negativas por parte de otras personas de su entorno (Rose & Rudolph, 2006); siendo importante tenerla

en cuenta porque la capacidad de respuesta a los eventos estresantes está implicada en el origen de diversos problemas de salud mental (Parker & Brotchie, 2010).

Para la medición del estrés cotidiano, en castellano está el Inventario Infantil de Estresores Cotidianos (IIEC, Trianes et al., 2009), la Escala de Estrés Cotidiano en el Contexto Escolar (EECE, Encina & Ávila, 2015) y el Children's Hassles Scale (CHS, Kanner, Feldman, Weinberger, & Ford, 1987) que mide el estrés cotidiano percibida de la comparación entre pares, colegio, progenitores y familia. Sobre las propiedades psicométricas del CHS, en el estudio original de Kanner et al. (1987) se analizó la estructura interna a través del análisis de componentes principales y rotación varimax, combinación que usualmente está asociada a la regla del autovalor mayor a uno para la retención del número de factores latentes; mientras que en el estudio de adaptación al castellano de Rey-Bruguera, Martínez-Arias y Calonge-Romano (2018) realizaron un análisis factorial confirmatorio, encontrando en ambos estudios la replicación de la estructura de cuatro factores oblicuos. Cabe recalcar que ninguno de estos instrumentos cuenta con estudios instrumentales en población de adolescentes peruanos publicados en revistas científicas.

Los estudios sobre el CHS son esfuerzos importantes que dan evidencias respecto a la utilización del instrumento para el objetivo propuesto y la población, no obstante, hay algunos aspectos que pueden ser discutibles. Por ejemplo, en el estudio de Kanner et al. (1987) la metodología utilizada está asociada a la sobreestimación del número real de factores, y la rotación varimax no es la adecuada en variables multidimensionales al asumir la ortogonalidad de las mismas (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). En el estudio de Rey-Bruguera et al. (2018), un aspecto discutible es la utilización del método de máxima verosimilitud, el cual es idóneo para variables de tipo continua y no para variables categóricas como son los ítems del CHS, además, las correlaciones interfactoriales entre la subescala comparación entre pares y colegio ($r = .84$), y entre progenitores y familia ($r = .83$) podrían ser evidencia de una estructura más parsimoniosa de solo dos factores latentes, aspecto que no fue evaluado en el estudio.

Finalmente, considerando el impacto que tiene el estrés cotidiano en la vida de los adolescentes, el escaso número de instrumentos existentes en Latinoamérica que midan esta variable y la nula existencia de estudios instrumentales en el contexto peruano publicados en revistas científicas sobre instrumentos que midan el estrés cotidiano en población de adolescentes; es importante seguir aportando evidencia científica que respalde las inferencias realizadas de los instrumentos de medición utilizando metodología recomendada y cumpliendo con los Standards for educational and psychological testing (American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education, 2014) y los lineamientos propuestos por Kline (2005). Es por ello que el presente estudio tiene como objetivo identificar las evidencias de validez de la estructura interna e invarianza de medición del Children's Hassles Scale en población adolescente escolar de secundaria de una institución educativa de Lima Metropolitana.

MÉTODO

Diseño

La presente investigación es de tipo instrumental porque se evaluó las propiedades psicométricas de un instrumento de evaluación (Ato, López, & Benavente, 2013).

Participantes

La muestra se seleccionó a través de un procedimiento no probabilístico y fue conformada por 524 estudiantes de educación secundaria básica regular de una institución educativa privada de Lima- Perú con

edades entre 14 y 18 años ($M_{\text{edad}} = 15.34$; $DE_{\text{edad}} = .50$). La proporción de varones fue $n_{\text{varones}} = 267$ (51%) y de mujeres $n_{\text{mujeres}} = 257$ (49%), que se distribuyeron en tercer grado (25.7%), cuarto grado (37.9%) y quinto grado (36.4%). Sobre la composición familiar, el 63.9% vive con ambos padres, el 20% con la mamá y familiares directos (primos, tíos, abuelos maternos).

Instrumento

Children's Hassles Scale (CHS, Kanner et al., 1987). Se utilizó la versión de Rey-Bruguera et al. (2018), el cual cuenta con 25 ítems con formato de respuesta politómico de cuatro alternativas: No ocurrió, Ocurrió pero no me sentí mal, Ocurrió y me sentí regular y Ocurrió y me sentí muy mal, distribuidos en cuatro subescalas que miden la percepción de estresores cotidianos por parte de la comparación entre pares ($\alpha = .79$; e.g., Tu mejor amigo(a) dijo que no quería ser tu amigo(a) más), colegio ($\alpha = .69$; e.g., Tus amigos en el colegio se han burlado de ti), progenitores ($\alpha = .67$; e.g., Tu madre y tu padre se olvidaron de hacer algo que dijeron que harían contigo), y familia ($\alpha = .63$; e.g., Tus hermanos y hermanas te han molestado). Del CHS se puede obtener una puntuación asociada a la ocurrencia de los factores estresantes, ocurrencia de factores estresantes asociados a malestar y la intensidad del malestar.

Procedimiento

Para la evaluación se realizaron coordinaciones con las autoridades de la institución educativa con la finalidad de exponer el proyecto de investigación y los instrumentos de medición. La fase de evaluación se llevó a cabo en las aulas durante las horas de tutoría académica, exponiendo de forma clara las instrucciones y resolviendo todas las dudas de los estudiantes.

Los análisis se dividieron en cuatro fases. La primera fase consistió en el análisis de la estructura interna del modelo original (M1) propuesto por Kanner et al. (1987) y replicado por Rey-Bruguera et al. (2018). La segunda fase consistió en la revisión conceptual de los ítems para identificar la relación con el constructo e ítems redundantes, obteniendo como producto una estructura factorial (M2). La tercera fase consistió en la evaluación de las evidencias de validez de la estructura interna de M2 (AERA, APA, & NCME, 2014) del cual se obtuvo una nueva estructura factorial (M3). El análisis factorial confirmatorio (CFA) se realizó con el programa Mplus 7 (Muthén & Muthén, 1998-2012) y debido a la naturaleza ordinal de las variables, el método de extracción utilizado fue el weighted least squares means and variance adjusted (WLSMV; Brown, 2015; Lei, 2009; Muthén, 1984; Muthén, Toit, & Spisic, 1997). Los índices de ajuste utilizados fueron CFI $\geq .95$; (Hu & Bentler, 1999), RMSEA $\leq .07$ (Steiger, 2007), WRMR $\leq .90$ (DiStefano, Liu, Jiang, & Shi, 2018). Finalmente, en todas las soluciones factoriales se consideraron valores de las cargas factoriales (λ) $> .40$ como aceptables (Brown, 2015; Tabachnick & Fidell, 2007).

La cuarta fase consistió en evaluar la invarianza de medición mediante el procedimiento multigrupo (MGCFA) de acuerdo a la variable sexo en que se va añadiendo restricciones y analiza la invarianza configural en que se evalúa el modelo estructural entre los grupos; seguido por la invarianza métrica en que se aplican restricciones de igualdad de cargas factoriales entre los grupos; la invarianza escalar en que se evalúa la igualdad de los interceptos y finalmente, la invarianza de residuales (Schoot, Lugtig, & Hox, 2012; Schoot, Schmidt, Beuckelaer, Lek, & Zondervan-Zwijnenburg, 2015). En casos donde no se cumplieran las restricciones, se analizó la invarianza parcial (Dimitrov, 2010). Los criterios de variación de los índices de ajuste para evaluar el grado de invarianza fueron $\Delta_{\text{CFI}} < .01$, $\Delta_{\text{TLI}} < .01$ y $\Delta_{\text{RMSEA}} < .015$ (Chen, 2007).

Transversal a la fase dos y tres, se consideró el Expected Unstandardized Parameter Change (EPC) donde valores $\geq .20$ indican una potencial mala especificación. (Whittaker, 2012). Finalmente, la confiabilidad de las puntuaciones se obtuvieron a través del coeficiente omega (ω), el cual es robusto cuando se analizan

medidas congénicas, y se consideraron valores $> .70$ como aceptables (Hunsley & Marsh, 2008, Ponterotto & Charter, 2009).

RESULTADOS

Estadísticos descriptivos

Los valores de las medidas de dispersión de cada ítem del CHS se encuentran en el rango de ± 2 , por tanto, la variación de los datos hace viable la realización de un análisis factorial (Gravetter & Wallnau, 2013; Pérez & Medrano, 2010).

Tabla 1

Medidas de tendencia central y dispersión para varones y mujeres

	Varones				Mujeres			
	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>As</i>	<i>Co</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>As</i>	<i>Co</i>
CHS1	1.818	.751	.624	-.028	1.809	.904	.928	.006
CHS6	1.472	.986	1.881	1.936	1.572	1.076	1.543	.659
CHS12	1.936	.935	.477	-.919	2.05	1.008	.451	-1.02
CHS13	1.803	.926	.871	-.287	2.023	1.053	.58	-.957
CHS14	1.741	.931	.984	-.132	1.564	.877	1.427	.976
CHS18	1.509	.843	1.61	1.654	1.455	.869	1.807	2.053
CHS23	1.92	.97	.643	-.76	2.443	1.184	.05	-1.506
CHS24	1.974	.885	.685	-.197	2.237	1.027	.250	-1.119
CHS3	2.003	1.085	.579	-1.079	1.902	1.163	.791	-1.001
CHS4	2.33	1.005	.102	-1.102	2.365	1.099	.106	-1.322
CHS10	2.145	1.14	.381	-1.339	1.914	1.156	.106	-1.322
CHS11	1.741	.855	.84	-.297	1.595	.905	1.304	.49
CHS17	1.96	.838	.562	-.302	2.066	.943	.402	-.874
CHS7	1.723	1.009	1.113	-.103	2.14	1.254	.438	-1.51
CHS9	2.069	1.201	.527	-1.350	2.07	1.303	.563	-1.49
CHS16	1.847	.962	.732	-.696	2.077	1.136	.539	-1.179
CHS19	1.84	1.026	.875	-.55	2.19	1.214	.381	-1.462
CHS20	1.89	1.04	.768	-.751	2.011	1.147	.634	-1.121
CHS2	1.923	.772	.42	-.439	2.007	.79	.273	-.672
CHS8	2.458	1.264	.013	-1.664	2.54	1.283	-.097	-1.687
CHS15	1.792	.882	.836	-.23	1.844	.983	.838	-.491
CHS21	2.218	.83	.189	-.571	2.424	.872	.164	-.633
CHS22	1.665	.771	1.04	.657	1.851	.944	.804	-.414
CHS25	1.88	.99	.742	-.681	2.295	1.165	.197	-1.455

Nota: *M* = media; *DE* = desviación estándar; *As* = asimetría; *Co* = curtosis.

Tabla 1

Primera fase

Los índices de ajuste de M1 pueden considerarse no satisfactorios: CFI = .909; RMSEA = .062 (.054 - .070) y WRMR = 1.150, a pesar de que, a excepción de CHS2, todos los ítems tienen $\lambda > .40$, pero solo hay tres con $\lambda > .70$. También existen correlaciones interfactoriales elevadas similares a las reportadas por Rey-Bruguera et al. (2018). Sobre los valores EPC, en esta fase se evidenció valores que indicaban agregar parámetros de CHS13, CH23, CHS24 en los factores F2 y F3, además de errores correlacionados. Toda esta evidencia puede ser indicador de un menor número de dimensiones.

Segunda fase

En la segunda fase se realizó una revisión de la asociación de cada ítem con el contenido teórico de la subescala y considerando los resultados de la primera fase. Se logró identificar que CHS3, CHS4, CHS8, CHS14, CHS15 y CHS21 en aspectos de redacción hacen referencia a eventos cotidianos, pero que no están orientados a una subescala específica, lo que puede originar cargas factoriales cruzadas y complejidad factorial. Además, considerando las correlaciones interfactoriales de M1, se reorganizaron los ítems en una estructura parsimoniosa de dos factores oblicuos (M2) que hace referencia a eventos en el contexto del colegio (F1) y la *familia* (F2).

Tercera fase

Esta estructura factorial M2 obtuvo un CFI = .912, RMSEA = .062 (.055 - .069) y WRMR = 1.257; valores insatisfactorios que mejoraron al eliminar del análisis los ítems CHS2, CHS10, CHS13, CHS24 y CHS25 debido a que los valores EPC indicaban cargas cruzadas entre factores. Esta nueva estructura factorial (M3) posee índices de ajuste considerados como satisfactorios: CFI = .959, RMSEA = .048 (.038 - .059) y WRMR = .940; y cargas factoriales mayor a .40 en todos los ítems.

Cuarta fase

Fue evaluada la invarianza de medición de M3. Se comprobó la línea base (invarianza configural). Luego se agregaron restricciones de las cargas factoriales (invarianza métrica) y las variaciones del CFI, TLI y RMSEA fueron dentro del límite recomendado. Al agregar la restricción de igualdad de interceptos (invarianza escalar), los valores EPC asociados a los ítems 9, 11, 20 y 23 fueron > .20; es así que, relajando estas restricciones (invarianza parcial), los valores de las variaciones de los índices de ajuste fueron satisfactorios.

Confiabilidad

Se obtuvo los siguientes valores: $\omega_{F1} = .728$ y $\omega_{F2} = .784$, los cuales pueden considerarse aceptables.

Tabla 2
Análisis factorial confirmatorio del modelo original

	M1				M2		M3	
	<i>F1</i>	<i>F2</i>	<i>F3</i>	<i>F4</i>	<i>F1</i> _{colegio}	<i>F2</i> _{familia}	<i>F1</i> _{colegio}	<i>F2</i> _{familia}
CHS1	.459				.491		.501	
CHS6	.466				.454		.443	
CHS12	.532				.484		.488	
CHS13	.526				.542			
CHS14	.550							
CHS18	.541				.556		.577	
CHS23	.658				.669		.594	
CHS24	.654				.622			
CHS3		.529						
CHS4		.476						
CHS10		.535				.494		
CHS11		.551			.558		.554	
CHS17		.522			.528		.521	
CHS7			.759			.688		.733
CHS9			.502			.465		.455
CHS16			.697			.671		.708
CHS19			.527			.517		.530
CHS20			.779			.725		.756
CHS2				.264		.240		
CHS8				.498				
CHS15				.563				
CHS21				.458				
CHS22				.497		.496		.477
CHS25				.675		.634		
F2	.785				.822		.782	
F3	.699	.824						
F4	.893	.922	.861					

Nota: *F1* = comparación entre pares; *F2* = colegio; *F3* = progenitores; *F4* = familia; *F1*_{colegio} = factor colegio; *F2*_{familia} = factor familia.

Tabla 2

Tabla 3
Invianza de medición entre varones y mujeres

	χ^2 (gl)	CFI	TLI	RMSEA	Δ CFI	Δ TLI	Δ RMSEA
Configural	231.727 (128) $p < .01$.945	.933	.055 [.044-.066]	-	-	-
Métrica	228.966 (139) $p < .01$.953	.947	.049 [.038-.061]	.008	.014	.006
Escalar	357.983 (176) $p < .01$.895	.907	.065 [.056-.074]	.058	.04	.016
Escalar parcial	285.640 (164) $p < .01$.941	.939	.053 [.042-.063]	.012	.008	.004

Nota: Δ CFI = diferencia de CFI; Δ TLI = diferencia de TLI

Tabla 3

DISCUSIÓN

El objetivo del presente trabajo de investigación fue identificar las evidencias de validez de la estructura interna e invarianza de medición del CHS en adolescentes escolares de secundaria de Lima Metropolitana, considerando aspectos éticos y metodológicos basados en los Standards for educational and psychological testing (AERA, APA, & NCME, 2014) que permitan una adecuada interpretación de las puntuaciones.

Los resultados de la primera fase indican que la estructura factorial de cuatro factores oblicuos planteada por Kanner et al. (1987) y replicada por Rey- Bruguera, et al. (2018) no presenta indicadores consistentes en la muestra peruana. Esto se puede explicar desde dos posturas. Primero, al considerar aspectos cuantitativos,

en los estudios instrumentales del CHS se utilizó procedimientos asociados a la sobreestimación del número de factores (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Lloret-Segura et al., 2014) y se mostró correlaciones interfactoriales elevadas que podrían ser indicador de multicolinealidad entre factores (Rey-Bruguera et al., 2018), teniendo como posibles consecuencias la complejidad factorial de los ítems que indican la influencia significativa de varias variables latentes (factores) sobre un solo ítem, la dificultad de la representación del constructo, la interpretabilidad del mismo y el llevar a inferencias equivocadas en la investigación y práctica profesional (Dominguez-Lara, 2016, Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014; Navarro-Loli, Merino-Soto, Dominguez-Lara, & Fleming, 2016). Segundo, desde un plano cualitativo, lo anterior también es reflejo del contenido de cada ítem del CHS, puesto que se identificó ítems orientados a la medición de estresores cotidianos, pero que no están direccionados hacia uno de los cuatro factores planteados teóricamente, lo cual no cumple con lo formulado por Kline (2005) quien indican que los ítems tienen que estar relacionados con aspectos específicos del campo conductual del constructo que favorezcan la representatividad del mismo y, por ende, la interpretación de las puntuaciones.

En base a los criterios cuantitativos y cualitativos, el presente estudio planteó y evaluó una estructura parsimoniosa de dos factores oblicuos que hacen referencia a factores estresantes cotidianos orientados a la escuela y la familia. Esto es teóricamente coherente y relevante porque la literatura indica que los acontecimientos cotidianos tienen alta probabilidad de ocurrencia y son propios de la interacción diaria de la persona (Seiffge-Krenke, 2000, 2007; Sominsky & Spencer, 2014), por lo tanto, estos eventos reciben esta valoración cuando se presentan en entornos cercanos al adolescente como es el caso de la escuela y la familia (Parikh et al., 2019; Trianes et al., 2012), motivo por el que son catalogados entre las principales fuentes generadoras de estrés (Masarik & Conger, 2017; Pascoe et al., 2020).

En la tercera fase, la estructura factorial de dos factores presentó ítems que no se ajustaron a la nueva estructura. El ítem CHS10 está orientado a los dos factores del constructo lo que puede generar posibles cargas cruzadas. Los ítems CHS2 y CHS25 hacen referencia a actividades cotidianas o que son propias de las condiciones del hogar en términos físicos y de la convivencia en zonas de Lima Metropolitana; esto porque según el Instituto Nacional de Estadística e Informática (2017) en Lima existe 1 764 64 (20.6%) de los denominados hogares extendidos y 204 418 (2.5%) son hogares compuestos, siendo una característica de ambos compartir el hogar con personas que son o no parientes. Bajo estas condiciones, las actividades del hogar y el espacio físico son compartidas, lo que dificulta que las personas puedan tener espacios privados convirtiéndose esta condición en algo normal.

En cuanto a la invarianza de medición entre varones y mujeres, se corroboró la invarianza parcial para M3 relajando la igualdad de interceptos de los ítems 9, 11, 20 y 23. La no invarianza de estos ítems se puede explicar porque las mujeres son más sensibles de ser afectadas por factores interpersonales, específicamente por las evaluaciones negativas de los pares, familiares y docentes (Hampel & Peterman, 2006; Hankin et al., 2007; Rose & Rudolph, 2006), como es el caso del ítem 23: No te gustaba tu aspecto y deseabas poder ser diferente (e.g., más alto, más fuerte, más guapo), percepción que se puede originar por una actitud desvalorativa de la imagen corporal debido por el contexto sociocultural (Jackson, 2011). Esta equivalencia del constructo en ambas poblaciones es evidencia de que ambos grupos comprenden el constructo de igual forma lo que va a permitir realizar estudios comparativos entre ambas poblaciones y corroborar la evidencia proporcionada en otras investigaciones (Byrne et al., 2007; Moksnes et al., 2014; Moksnes & Lazarewicz, 2017; Droogenbroeck et al., 2018), a pesar de las diferencias biológicas y ambientales asociadas al estrés (Rincón-Cortés et al., 2019).

Sobre los valores de confiabilidad de las puntuaciones de M3, estos fueron satisfactorios; lo que favorece a que el error de medición no tenga mayor impacto en las puntuaciones y la representación del constructo y, por lo tanto, disminuirá la proporción de inferencias con falsos positivos o falsos negativos y el impacto que estas tengan en la toma de decisiones en el ámbito práctico y de investigación.

Entre las limitaciones del estudio se puede considerar la no evaluación de la invarianza longitudinal que permite identificar la estabilidad del constructo en periodos de tiempo y su evolución frente a determinados factores estresantes (Brown, 2015). Tampoco se ha obtenido otros tipos de evidencia de validez, como por ejemplo, la relación con otras variables, para identificar su robustez sobre la predicción de variables importantes como la ansiedad, la depresión o los trastornos asociados a la imagen corporal. Además, al ser la selección de la muestra no probabilística, puede ocurrir que se hayan seleccionado a aquellos adolescentes que perciban mayor cantidad de estresores cotidianos y malestar, lo que puede significar una amenaza para la validez externa de la investigación, porque las inferencias realizadas solo podrán extrapolarse a nivel de la muestra y no a la población.

Finalmente, se puede concluir que la estructura factorial identificada en el presente estudio, a pesar de ser distinta a la original de Kanner et al. (1987) y la réplica de Rey-Bruguera, et al. (2018), cuenta con indicadores que son robustos en cuanto a evidencias de validez de la estructura interna, su invarianza de medición y confiabilidad, lo que favorece su aplicación en investigaciones tanto en el área de la salud mental y educativa. Esto es especialmente relevante en el contexto peruano, donde no existen instrumentos creados o elaborados y de libre acceso para la medición de los estresores cotidianos.

CONFLICTO DE INTERESES

Los autores declaran no tener conflictos de intereses.

RESPONSABILIDAD ÉTICA

La presente investigación forma parte de un proyecto aprobado por la Universidad de San Martín de Porres con Resolución Decanal 3301-2018-DF.CC.CC.TyPs.-USMP que fue elaborado considerando los aspectos éticos de la Declaración de Helsinki y los lineamientos éticos para la investigación de la misma universidad.

CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA

JNL: Concepción y diseño del estudio, redacción de la versión inicial del artículo, análisis de datos y revisión final del artículo.

AAL: Introducción y revisión final del artículo.

REFERENCIAS

- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education [AERA/APA/NCME] (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Anyan, F., & Hjemdal, O. (2016). Adolescent Stress and Symptoms of Anxiety and Depression: Resilience Explains and Differentiates the Relationships. *Journal of Affective Disorders*, 203, 213-220. doi: 10.1016/j.jad.2016.05.031
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en Psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2a ed.). New York: The Guilford Press.
- Byrne, D. G., Davenport, S. C., & Mazanov, J. (2007). Profiles of Adolescent Stress: The Development of the Adolescent Stress Questionnaire (ASQ). *Journal of Adolescence*, 30, 393-416. doi: 10.1016/j.adolescence.2006.04.004

- Charbonneau, A. M., Mezulis, A. H., & Hyde, J. S. (2009). Stress and Emotional Reactivity as Explanations for Gender Differences in Adolescents' Depressive Symptoms. *Journal of Youth and Adolescence*, 38(8), 1050-1058. doi: 10.1007/s10964-009-9398-8
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834
- Chiang, J. J., Cole, S. W., Bower, J. E., Irwin, M. R., Taylor, S. E., Arevalo, J., & Fuligni, A. J. (2019). Daily interpersonal stress, sleep duration, and gene regulation during late adolescence. *Psychoneuroendocrinology*, 103, 147-155. doi: 10.1016/j.psyneuen.2018.11.026
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for Factorial Invariance in the Context of Construct Validation. *Methods Plainly Speaking*, 43(2), 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the Weighted Root Mean Square Residual: Evidence for Trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453-466. doi: 10.1080/10705511.2017.1390394
- Dominguez-Lara, S. (2016). Análisis factorial exploratorio y complejidad factorial: más allá de las rotaciones. *Enfermería Clínica*, 26(6), 401. doi: 10.1016/j.enfcli.2016.06.001
- Droogenbroeck, F. van, Spryuk, B., & Keppens, G. (2018). Gender Differences in Mental Health Problems among Adolescents and the Role of Social Support: Results from the Belgian Health Interview Surveys 2008 and 2013. *BMC Psychiatric*, 18(6). doi: 10.1186/s12888-018-1591-4
- Encina, Y. J., & Ávila, M. V. (2015). Validación de una de estrés cotidiano en escolares chilenos. *Revista de Psicología*, 33(2), 363-385.
- Enoch, M. A. (2011). The Role of Early Life Stress as a Predictor for Alcohol and Drug Dependence. *Psychopharmacology*, 214(1), 17-31. doi: 10.1007/s00213-010-1916-6
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en Psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Recuperado de www.papelesdelpsicologo.es
- Ferrando, P. & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175. doi: 10.6018/analesps.30.3.199991
- Frison, E., & Eggermont, S. (2015). The Impact of Daily Stress on Adolescents Depressed Mood: The Role of Social Support Seeking through Facebook. *Computers in Human Behavior*, 44, 315-325. doi: 10.1016/j.chb.2014.11.070
- Grant, K. E., Compas, B. E., Thurm, A. E., McMahon, S. D., Gipson, P. Y., Campbell, A. J., ... & Westerholm, R. I. (2006). Stressors and Child and Adolescent Psychopathology: Evidence of Moderating and Mediating Effects. *Clinical Psychology Review*, 26, 257-283.
- Grant, K. E., Compas, B. E., Stuhlmacher, A. F., Thurm, A. E., McMahon, S. D., & Halpert, J. A. (2003). Stressors and Child and Adolescent Psychopathology: Moving from Markers to Mechanisms of Risk. *Psychological Bulletin*, 129(3), 447-466. doi: 10.1037/0033-2909.129.3.447
- Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2013). Introduction to statistics. In J. Hogue, T. Matray, T. Williams, & L. Sarkisian (Eds.), *Statistics for the behavioral sciences* (pp. 3-36). Wadsworth: Cengage Learning.
- Hampel, P., & Petermann, F. (2006). Perceived Stress, Coping, and Adjustment in Adolescents. *Journal of Adolescent Health*, 38(4), 409-415. doi: 10.1016/j.jadohe.2005.02.014
- Hankin, B. L., Mermelstein, R., & Roesch, L. (2007). Sex Differences in Adolescent Depression: Stress Exposure and Reactivity Models. *Child Development*, 78(1), 279-295. doi: 10.1111/j.1467-8624.2007.00997.x
- Hill, D. C., Moss, R. H., Sykes-Muskett, B., Conner, M., & O'Connor, D. B. (2018). Stress and Eating Behaviors in Children and Adolescents: Systematic Review and Meta-Analysis. *Appetite*, 123, 14-22. doi: 10.1016/j.appet.2017.11.109
- Hsu, T., & Raposa, E. B. (2020). Effects of Stress on Eating Behaviours in Adolescents: A Daily Diary Investigation. *Psychology & Health*. doi: 10.1080/08870446.2020.1766041

- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Hunsley, J., & Marsh, E. J. (2008). Developing Criteria for Evidence-Based Assessment: An Introduction to Assessment that Work. In J. Hunsley & E. J. Marsh (Eds.), *A guide to assessments that work* (pp. 3-14). Oxford: Oxford University Press.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2017). *Perú: Perfil sociodemográfico, 2017*. Recuperado de <https://www.inei.gob.pe>
- Jackson, L. (2011). Physical attractiveness. A sociocultural perspective. In T. F. Cash & L. Smolak (Eds.), *Body Image. A handbook of science, practice, and prevention* (2nd edition) (pp 13-21). New York, U. S. A.: The Guilford Press.
- Kanner, A. D., Coyne, J. C., Schaefer, C., & Lazarus, R. S. (1981). Comparison of Two Models of Stress Measurement: Daily Hassles and Uplifts versus Major Life Events. *Journal of Behavioral Medicine*, 4, 1-39.
- Kanner, A. D., Feldman, S. S., Weinberger, D. A., & Ford, M. E. (1987). Uplifts, hassles, and adaptational outcomes in early adolescents. *Journal of Early Adolescence*, 7, 371-394. doi:10.1177/0272431687074002
- Kline, T. (2005). *Psychological Testing: A Practical Approach to Design and Evaluation*. United States: SAGE.
- Lazarus, R. S. & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos*. Barcelona: Martínez Roca.
- Lazarus, R. S. (2000). *Estrés y emoción. Manejo e implicaciones en nuestra salud*. Bilbao: Desclee de Brouwer.
- Lazarus, R. S., & Cohen, J. B. (1977). Environmental stress. In I. Altman & J. F. Wohlwill (Eds.), *Human Behavior and Environment* (pp. 89-127). Boston: Springer.
- Lei, P. (2009). Evaluating Estimation Methods for Ordinal Data in Structural Equation Modeling. *Quality and Quantity*, 43, 495-507. doi: 10.1007/s11135-007-9133-z
- 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
- Masarik, A. S., & Conger, R. D. (2017). Stress and Child Development: A Review of the Family Stress Model. *Current Opinion in Psychology*, 13, 85-90. doi: 10.1016/j.copsyc.2016.05.008
- McDougall, P., & Vaillancourt, T. (2015). Long-Term Adult Outcomes of Peer Victimization in Childhood and Adolescence: Pathways to adjustment and maladjustment. *American Psychologist*, 70(4), 300-310. doi: 10.1037/a0039174
- McGowan, J., Gardner, G., & Fletcher, R. (2006). Positive and Negative Affective Outcomes of Occupational Stress. *New Zealand Journal of Psychology*, 35(2), 92-98.
- Moksnes, U. K., Byrne, D. G., Mazanov, J., & Espnes, G. A. (2010). Adolescent Stress: Evaluation of the Factor Structure of the Adolescent Stress Questionnaire. *Scandinavian Journal of Psychology*, 51(3), 203-209. doi: 10.1111/j.1467-9450.2009.00803.x
- Moksnes, U. K., Espnes, G. A., & Haugan, G. (2014). Stress, Sense of Coherence and Emotional Symptoms in Adolescents. *Psychology & Health*, 29(1), 32-49. doi: 10.1080/08870446.2013.822868
- Moksnes, U. K., & Lazarewicz, M. (2017). The Association between Stress, Resilience, and Emotional Symptoms in Norwegian Adolescents from 13 to 18 Years Old. *Journal of Health Psychology*, 24(8), 1093-1102. doi: 10.1177/1359105316687630
- Muthén, B. O. (1984). A General Structural Equation Model with Dichotomous, Ordered Categorical and Continuous Latent Variable Indicators. *Psychometrika*, 49(1), 115-132.
- Muthén, B. O., Toit, S. H. C. du, & Spisic, D. (1997). *Robust inference using weighted Least Squares and Quadratic Estimating Equations in Latent Variable Modeling with Categorical and Continuous Outcomes. Unpublished technical report*. Recuperado de: https://www.statmodel.com/bmuthen/articles/Article_075.pdf
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2012). *Mplus User's Guide (version 7)* [Computer program]. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

- Navarro-Loli, J. S., Merino-Soto, C., Dominguez-Lara, S., & Fleming, J. S. (2016). Importancia de la evaluación de la simplicidad factorial: Re-análisis a Zicado, Palma y Garrido (2012). *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 14(2), 1682-1684.
- Parker, G., & Brotchie, H. (2010). Gender Differences in Depresión. *International Review of Psychiatry*, 22(5), 429-436. doi: 10.3109/09540261.2010.492391
- Parikh, R., Sapru, M., Krishna, M., Cuijpers, P., Patel, V., & Michelson, D. (2019). «It is like a Mind Attack»: Stress and Coping Among Urban School-Going Adolescents in India. *BMC Psychology*, 7(31). doi: 10.1186/s40359-019-0306-z
- Pascoe, M. C., Hetrick, S. E., & Parker, A. G. (2020). The Impact of Stress on Students in Secondary School and Higher Education. *International Journal of Adolescence and Youth*, 25(1), 104-112. doi: 10.1080/02673843.2019.1596823
- Pérez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Ponterotto, J. G., & Charter, R. A. (2009). Statistical Extensions of Ponterotto and Ruckdeschel's (2007) Reliability Matrix for Estimating the Adequacy of Internal Consistency Coefficients. *Perceptual and Motor Skills*, 108(3), 878-886. doi: 10.2466/PMS.108.3.878-886
- Rincón-Cortés, M., Herman, J. P., Lupien, S., Maguire, J., & Shansky, R. M. (2019). Stress: Influence of Sex, Reproductive Status and Gender. *Neurobiology of Stress*, 10. doi: 10.1016/j.ynstr.2019.100155
- Rey-Bruguera, M., Martínez-Arias, M., & Calongue-Romano, I. (2018). Adaptación Española de la Children's Hassles Scale: escala de estresores cotidianos en la infancia. *Revista de Psicología Clínica de Niños y Adolescentes*, 5(2), 9-16. doi: 10.21134/rpcna.2018.05.2.1
- Rodríguez-Naranjo, C., & Caño, A. (2016). Daily Stress and Coping Styles in Adolescents Hopelessness Depression: Moderating Effects of Gender. *Personality and Individual Differences*, 97, 109-114. doi: 10.1016/j.paid.2016.03.027
- Rose, A. J., & Rudolph, K. D. (2006). A Review of Sex Differences in Peer Relationship Processes: Potential Trade-offs for the Emotional and Behavioral Development of Girls and Boys. *Psychological Bulletin*, 132(1), 98-131. doi: 10.1037%2F0033-2909.132.1.98
- Schoot, R. van de, Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A Checklist for Testing Measurement Invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486-492. doi: 10.1080/17405629.2012.686740
- Schoot, R. van de, Schmidt, P., Beuckelaer, A. de, Lek, K., & Zondervan-Zwijnenburg, M. (2015). *Measurement Invariance*. doi: 10.3389/fpsyg.2015.01064
- Seiffge-Krenke, I. (2000). Causal Links between Stressful Events, Coping Style, and Adolescent Symptomatology. *Journal of Adolescence*, 23(6), 675-691. doi: 10.1006/jado.2000.0352
- Seiffge-Krenke, I. (2007). Coping with Relationship Stressor: A Decade Review. *Journal of Research on Adolescence*, 21(1), 196-210. doi: 10.1111/j.1532-7795.2010.00723.x
- Sladek, M. R., Doane, L. D., Luecken, L. J., & Einsenberg, N. (2016). Perceived Stress, Coping, and Cortisol Reactivity in Daily Life: A Study of Adolescents during the First Year of College. *Biological Psychology*, 117, 8-15. doi: 10.1016/j.biopsycho.2016.02.003
- Sominsky, L., & Spencer, S. J. (2014). Eating Behavior and Stress: A Pathway to Obesity. *Frontiers in Psychology*, 5(434). doi: 10.3389/fpsyg.2014.00434
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the Limitations of Global Fit Assessment in Structural Equation Modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893-898. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.017
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Allyn & Bacon: Pearson Education.
- Trianes, M. V. (2002). *Estrés en la infancia*. Madrid: Narcea.
- Trianes, M. V., Blanca, M. J., Fernández-Baena, F. J., Escobar, M., Maldonado, E. F., & Muñoz, A. M. (2009). Evaluación del estrés infantil: Inventario Infantil de Estresores Cotidianos (IIEC). *Psicothema*, 21(4), 598-603
- Trianes, M. V., Blanca, M. J., Fernández-Baena, F. J., Escobar, M., & Maldonado, E. F. (2012). Evaluación y tratamiento del estrés cotidiano en la infancia. *Papeles del Psicólogo*, 33(1), 30-35.

Vannucci, A., McCauley, C. M., Flannery, K. M., Reyes, A. de los, & Liu, S. (2018). Associations between Friend Conflict and Affective States in the Daily Lives of Adolescents. *Journal of Adolescence*, 65, 155-166. doi: j.adolescence.2018.03.014

Whittaker, T. A. (2012). Using the Modification Index and Standardized Expect Parameter Change for Model Modification. *The Journal of Experimental Education*, 80(1), 26-44. doi: 10.1080/00220973.2010.531299

INFORMACIÓN ADICIONAL

Para citar este artículo:: Navarro-Loli, J. S., & Lourenço, A. A. (2020). Estructura interna e invarianza de medición del Children's Hassles Scale en adolescentes. *Liberabit*, 26(1), e379 <https://doi.org/10.24265/liberabit.2020.v26n1.07>