



Revista Mexicana de Psicología
ISSN: 0185-6073
revista@psicologia.org.mx
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
México

GÁLVEZ-NIETO, JOSÉ LUIS; TRIZANO-HERMOSILLA, ÍTALO;
ALVARADO, JESÚS; TERAUCÁN, JULIO; POLANCO, KARINA
**ADAPTACIÓN Y VALIDACIÓN DE LA ESCALA DE EVALUACIÓN DE LOS
ACTIVOS DEL BARRIO EN UNA MUESTRA DE ADOLESCENTES CHILENOS**
Revista Mexicana de Psicología, vol. 36, núm. 2, 2019, Julio-Diciembre, pp. 119-131
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
México

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243067142003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

ADAPTACIÓN Y VALIDACIÓN DE LA ESCALA DE EVALUACIÓN DE LOS ACTIVOS DEL BARRIO EN UNA MUESTRA DE ADOLESCENTES CHILENOS

ADAPTATION AND VALIDATION OF THE SCALE FOR THE ASSESSMENT OF DEVELOPMENTAL ASSETS IN THE NEIGHBORHOOD IN A SAMPLE OF CHILEAN ADOLESCENTS

JOSÉ LUIS GÁLVEZ-NIETO

*Departamento de Trabajo Social y Laboratorio de Investigación en Ciencias Sociales Aplicadas,
Universidad de La Frontera, Chile*

ÍTALO TRIZANO-HERMOSILLA

*Departamento de Psicología y Laboratorio de Investigación en Ciencias Sociales Aplicadas,
Universidad de La Frontera, Chile*

JESÚS ALVARADO

*Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento,
Universidad Complutense de Madrid, España*

JULIO TERAUCÁN

Departamento de Trabajo Social, Universidad de La Frontera, Chile

KARINA POLANCO

Universidad de La Frontera, Chile

Citación: Gálvez-Nieto, J. L., Trizano-Hermosilla, Í., Alvarado, J., Teraucán, J., & Polanco, K. (2019). Adaptación y validación de la Escala de evaluación de los activos del barrio en una muestra de adolescentes chilenos. *Revista Mexicana de Psicología*, 36(2), 119-131.

Resumen: La Escala de evaluación de los activos del barrio (EEAB) ha demostrado adecuados niveles de validez y fiabilidad para su uso en España, sin embargo, aún no se presentan evidencias para su uso en Chile. Esta investigación tuvo 2 objetivos: adaptar y validar la EEAB y analizar la equivalencia factorial entre hombres y mujeres en una muestra de adolescentes chilenos. La muestra se conformó por 841 estudiantes (53.50 % mujeres) con una edad media de 16.05 años ($DT = 1.41$). Los resultados evidenciaron que la EEAB tenía una estructura de 5 factores relacionados. El grado de invariancia obtenido entre hombres y mujeres fue de invariancia escalar. Estos resultados implican que la EEAB se puede utilizar en contextos educativos chilenos con leves modificaciones de la versión original.

Palabras clave: constructo, desarrollo positivo, alumno, comunidad, escuela.

Abstract: The Scale for the Assessment of Developmental Assets in the Neighborhood (EEAB) has shown adequate levels of validity and reliability for use in Spain; however, there is still no evidence for its use in Chile. This research had 2 objectives: to adapt and validate the EEAB and to analyze the factorial equivalence across men and women in a sample of Chilean adolescents. Sample comprised 841 students (53.50 % women) with an average age of 16.05 years ($SD = 1.41$). Results showed the EEAB to have a 5 factor-related structure. The degree of invariance obtained across men and women was scalar invariance. These results imply that the EEAB can be used in Chilean educational contexts with slight modifications to the original version.

Keywords: construct, positive development, pupil, community, school.

Agradecimientos: Este artículo informa de resultados parciales del proyecto CONICYT FONDECYT 11170522 y del proyecto CONICYT FONDECYT 11150157.

Dirigir correspondencia a Ítalo Trizano-Hermosilla. Avenida Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Correo electrónico: italo.trizano@ufrofrontera.cl

La adolescencia es una etapa evolutiva decisiva en el desarrollo individual que se caracteriza por importantes cambios biológicos, psicológicos y sociales (ver la revisión de Hidalgo Vicario, Ceñal González Fierro y Güemes Hidalgo, 2014). Una serie de subsistemas, entre los que destacan la familia, la escuela y el barrio, influyen en el desarrollo psicosocial adolescente (Bronfenbrenner, 1987).

Específicamente, el barrio es uno de los espacios sociales más importantes para el adolescente, ya que durante esta etapa existe mayor interés por el mundo exterior (Kohen, Leventhal, Dahinten y McIntosh, 2008). Dada su relevancia, se hace necesario estudiar el concepto y medición de activos del barrio, que se define como la percepción del adolescente respecto de los activos vecinales, tales como la valoración positiva y el empoderamiento de los jóvenes por parte adultos, la seguridad del barrio, la existencia de actividades recreativas y de ocio dirigidas a la población adolescente (Oliva, Antolín y López, 2012).

Diferentes investigaciones plantean que las características del barrio influyen en el desarrollo de los adolescentes. La percepción de inseguridad del barrio se relaciona con alta prevalencia de consumo de alcohol, tabaco y cannabis (Fuentes, Alarcón, García y Gracia, 2015). También se plantea que cuando los adolescentes viven en barrios con una alta venta de alcohol y tabaco, aumenta la probabilidad de presentar problemas de comportamiento (Chilenski, 2011). A su vez, la iniciación en el consumo de cannabis se produce más tempranamente cuando los adolescentes viven en barrios con alto desempleo (Tucker, Pollard, de la Haye, Kennedy y Green, 2013), mientras que aquellos que sufren síndrome de abstinencia informan de más síntomas de interiorización (ansiedad y depresión) en barrios en los que perciben menos cohesión social entre vecinos (Rabinowitz, Drabick y Reynolds, 2016).

El nivel socioeconómico del barrio se asocia con los logros escolares que puedan alcanzar los adolescentes (Leventhal, Dupéré y Brooks-Gunn, 2009). Por otra parte, aquellos adolescentes que viven en zonas desfavorecidas de sectores urbanos tienen mayor probabilidad de sufrir trastornos emocionales que aquellos adolescentes que habitan en zonas no urbanas (Rudolph, Stuart, Glass y Merikangas, 2014).

Así también, en los barrios con altos niveles de violencia percibida, se observa menor ajuste psicológico, menor rendimiento académico y más problemas conductuales (Gracia, Fuentes, García y Lila, 2012). Según Covey, Menard y Franzese (2013), la violencia en el barrio es predictor del nivel de empleo que conseguirán en la adultez. En tanto, otros estudios informan de importantes asociaciones entre la percepción de barrios violentos y la salud mental

de los adolescentes (Butler, Kowalkowski, Jones y Raphael, 2012; Dupéré, Leventhal y Vitaro, 2012; Elliott, Leventhal, Shuey, Lynch y Coley, 2016; Mmari et al., 2014; Snedker y Herting, 2016; Vilhjalmsdottir, Gardarsdottir, Bernburg y Sigfusdottir, 2016).

Siguiendo la línea de investigación del enfoque de desarrollo positivo adolescente (Hooper, Ivory y Fougere, 2015), el estudio de Oliva Delgado, Antolín Suárez, Estévez Campos y Pascual García (2012) concluye que la percepción positiva del barrio se asociaría con una mayor satisfacción vital. Del mismo modo, el sentido de pertenencia al barrio se asocia significativamente con niveles más bajos de depresión (Maurizi, Ceballo, Epstein-Ngo y Cortina, 2013).

Por otra parte, los recursos sociales positivos, como cohesión, favorecen niveles más altos de conducta prosocial y comportamientos empáticos hacia los demás, sobre todo en los varones (Drinkard, 2017; Lenzi et al., 2012). Cuando existen oportunidades para realizar actividades y lugares de encuentro entre los vecinos, se observan mayores niveles de confianza, reciprocidad y amistad entre los residentes (Lenzi, Vieno, Santinello y Perkins, 2013). Asimismo, la conexión social se asocia con mayores niveles de participación ciudadana en la adolescencia y mayor nivel de apego hacia el barrio (Lenzi, Vieno, Pastore y Santinello, 2013).

La EEAB es una escala desarrollada a partir del enfoque de desarrollo positivo adolescente (Seligman y Csikszentmihalyi, 2000), y se centra en el estudio de las relaciones sociales establecidas por los adolescentes respecto de diversos aspectos de su vecindario. Es una medida útil para la evaluación e intervención psicosocial en áreas de salud pública, adaptación social, prevención y promoción del desarrollo positivo adolescente.

Las evidencias psicométricas se evaluaron en una muestra de estudiantes adolescentes pertenecientes a 17 centros educativos públicos y privados de España (Oliva et al., 2012). El análisis factorial exploratorio arrojó una estructura de cinco factores correlacionados —factores empoderamiento de la juventud, apego al barrio, seguridad, control social, actividades para jóvenes—, solución que explicó 62 % de la varianza total de los datos. A continuación, un segundo análisis de validación cruzada puso a prueba la estructura exploratoria, con el que se obtuvo una adecuada bondad de ajuste para el modelo de cinco factores correlacionados y un factor de segundo orden correspondiente a la puntuación total de la escala —factor recursos del barrio—, con fiabilidades iguales o superiores a .80 en las cinco dimensiones, y con una estimación de la fiabilidad de la escala total de alfa de Cronbach = .93.

Considerando la relevancia de estudiar los activos del barrio, la evidencia psicométrica favorable en cuanto a la estructura latente de la EEAB y la carencia en Chile tanto de instrumentos como de estudios psicométricos para evaluar los activos del barrio desde la perspectiva de desarrollo positivo adolescente, se hizo necesario plantear como primera hipótesis que la EEAB mantendría una estructura de cinco factores de primer orden y uno de segundo orden. Además, las puntuaciones de la escala presentarían adecuados niveles de fiabilidad, incluyendo una estimación de omega jerárquico para el total de la escala, estimador más adecuado para escalas multidimensionales (ver Green y Yang, 2015; Trizano-Hermosilla y Alvarado, 2016). La segunda hipótesis planteaba que la versión adaptada de la EEAB —entre hombres y mujeres— mostraría la propiedad de equivalencia métrica. Así, el presente estudio tuvo como primer objetivo adaptar y validar la EEAB. El segundo objetivo fue analizar el grado de equivalencia métrica entre hombres y mujeres en una muestra de adolescentes chilenos.

MÉTODO

Participantes

La selección de los participantes se realizó mediante un muestreo probabilístico estratificado por conglomerados con una confianza de 95 %, una varianza de $p = q = .50$ y un margen de error de 3.30 %, según lo establecido por Scheaffer, Mendenhall y Ott (1987). Según este procedimiento, se consideró como estrato el nivel de estudio (primero a cuarto medio) y conglomerado la dependencia administrativa de los centros educativos: municipales, particulares subvencionados, particulares pagados y de administración delegada, que totalizaron 23,704 estudiantes (ver la tabla 1).

La muestra se constituyó por 841 estudiantes provenientes de 11 escuelas secundarias, de ambos sexos (46.50 % hombres y 53.50 % mujeres), de edades comprendidas entre los 13 y 23 años ($M = 16.05$ años, $DT = 1.41$), 30.70 % de los estudiantes se encontraba cursando primero medio, 23.10 % cursaba segundo medio, un 26.60 % cursaba tercero medio y 19.60 % finalizando cuarto medio. Las familias de los estudiantes vivían en sectores urbanos (56.50 %) y rurales (43.50 %) de la Región de La Araucanía de Chile.

Instrumentos

Se aplicó un cuestionario sociodemográfico para la caracterización de los estudiantes. Siete preguntas cerradas conformaron dicho instrumento: sexo, edad, fecha de nacimiento, origen familiar (urbano/rural), origen étnico, nombre del establecimiento y curso.

Además, se aplicó la EEAB. Este instrumento se desarrolló en España (Oliva et al., 2012) y mide la percepción que los adolescentes tienen de diferentes factores del vecindario en el que residen y que pueden promover su ajuste y desarrollo psicosocial. La EEAB es un instrumento de autoinforme conformado por 22 ítems respondidos por medio de una escala ordinal de siete puntos (1 = *totalmente falsa*, 7 = *totalmente verdadera*). El instrumento se compone de cinco factores de primer orden: apoyo y empoderamiento de la juventud, apego al barrio, seguridad, control social, actividades para jóvenes, y uno de segundo orden que agrupa las cinco dimensiones, denominado recursos del barrio.

Procedimiento

Esta investigación se realizó en tres fases: a) adaptación del instrumento mediante un procedimiento de adaptación lingüística de la EEAB (Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013).

Tabla 1. *Diseño de la muestra*

<i>Dependencia administrativa</i>	<i>Población</i>	<i>% poblacional</i>	<i>Muestra planificada</i>	<i>Muestra resultante</i>
Municipal	6,991	29.49	244	249
Particular subvencionado	14,224	60.01	497	498
Particular pagado	1,254	5.29	44	48
Corporación de administración delegada (Decreto Ley 3166)	1,235	5.21	43	46
Total	23,704	100.00	828	841

Para ello se tomó contacto con tres académicos chilenos que habían vivido en el contexto cultural español. Todos revisaron la escala de manera independiente y evaluaron la pertinencia de cada ítem a la realidad local. El resultado de esta evaluación arrojó las siguientes modificaciones conceptuales: ítem 6, cambiar la expresión “riñen” por “retan”; ítem 14, cambiar la expresión “gamberradas” por “ordinarieces”; ítem 17, cambiar la expresión “coche” por “auto”; ítem 18, modificar las expresiones “gamberrada” y “reñirá” por “ordinariez” y “retará”. *b)* Posteriormente se tomó contacto con los directores de los establecimientos educativos y se solicitó firmar un acuerdo de trabajo con el equipo de investigación; posteriormente se envió consentimientos informados a los padres de los estudiantes. Una vez obtenidas las autorizaciones de los apoderados, se aplicó un asentimiento informado a los estudiantes participantes del estudio. Una vez resguardados los principios éticos del proyecto, se administraron los instrumentos de medición durante la primera hora de clase. *c)* Finalmente se evaluaron las evidencias de validez y fiabilidad de la escala mediante modelos de variables latentes.

Análisis de datos

Para entregar evidencias de validez cruzada y analizar la estabilidad de la estructura factorial de la EEAB, se optó por dividir la muestra en dos mitades aleatorias ($n_1 = 421$ y $n_2 = 420$). Para asegurar la equivalencia de ambas muestras, se analizaron asociaciones entre la variable sexo por medio de la prueba ji cuadrada ($\chi^2 [gl = 1] = 0.63, p = .428$) y diferencias de medias para la variable edad, mediante prueba *t* de Student ($t [gl = 835] = 0.69, p = .494$), sin encontrar resultados estadísticamente significativos entre las muestras.

Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con el programa FACTOR versión 10.3 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2013), y considerando la naturaleza ordinal de las variables se trabajó con la matriz de correlaciones policóricas (Asún, Rdz-Navarro y Alvarado, 2016). Con base en la propuesta teórica del instrumento y los resultados empíricos del estudio original (Oliva et al., 2012), se supuso relación entre los factores, por lo que se optó por una rotación oblicua, método oblímín directo, y el procedimiento de extracción fue el de mínimos cuadrados no ponderados (*unweighted least squares*). Con la segunda muestra ($n_2 = 420$) se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa Mplus versión 7.0 (Muthén y Muthén, 2012). La opción utilizada para el AFC

fue la matriz de correlaciones policóricas, recomendada para el modelamiento de datos categóricos. Se sometieron a prueba cuatro modelos: unidimensional, de cinco factores correlacionados, de segundo orden y bifactor. Los modelos bifactor representan una estructura donde existe un factor general común a todos los ítems y algunos factores específicos de algunos subconjuntos de ítems, y se utilizan como alternativa para examinar estructuras de segundo orden (Reise, 2012). Para la estimación de los índices de bondad de ajuste, se utilizó el método de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (*weighted least squares with mean and variance adjusted*). Este método permite la obtención de índices robustos, así como estimaciones apropiadas de los parámetros y su nivel de error (Finney y DiStefano, 2006; Flora y Curran, 2004). Los modelos se evaluaron a partir de los siguientes índices de bondad de ajuste: ji cuadrada de Satorra-Bentler (Satorra y Bentler, 2001), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI) y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Para los índices CFI y TLI se considera un ajuste razonable valores mayores o iguales a .90 (Schumacker y Lomax, 1996) o un ajuste excelente con valores mayores a .95 (Schreiber, Nora, Stage, Barlow y King, 2006), en tanto para RMSEA se considera un ajuste razonable valores inferiores a .08 (Browne y Cudeck, 1993) o un ajuste excelente, valores inferiores a .06 (Schreiber et al., 2006). Posteriormente se evaluó el grado de invariancia factorial mediante el método de estimación de máxima verosimilitud con errores estándares robustos (*maximum likelihood estimation with robust standard errors*) en los grupos de hombres y mujeres considerando los siguientes modelos (Vandenberg y Lance, 2000): M0, invariancia de configuración (igual estructura factorial); M1, invariancia métrica (igualdad de pesos factoriales); M2, invariancia escalar (igualdad de intersecciones), y M3, invariancia de medias latentes. En caso de existir invariancia escalar, mínimo exigible para poder comparar entre grupos, se procedería a evaluar la significación de las diferencias entre sus medias mediante prueba *t* y como medida del tamaño del efecto se utilizaría la *d* de Cohen.

Para evaluar la fiabilidad se utilizaron los siguientes coeficientes: alfa de Cronbach, omega de McDonald y omega jerárquico (Green y Yang, 2015; McDonald, 1999; Trizano-Hermosilla y Alvarado, 2016).

RESULTADOS

Análisis descriptivos

En la tabla 2 se presentan la matriz de correlaciones policóricas y el análisis descriptivo para la muestra total. Al evaluar la matriz se observan correlaciones significativas y en el sentido esperado entre los ítems de la escala. El análisis descriptivo para la media de los ítems arroja como resultado un máximo de 4.72 para el ítem 17, "Si un joven de mi barrio intentara dañar un auto, las personas adultas lo evitarían", y un mínimo de 2.40 para el ítem 13, "Algunos amigos de fuera tienen miedo de venir a mi barrio". Al evaluar la normalidad univariada mediante la prueba Kolmogorov-Smirnov (ver la tabla 2), se rechazó la hipótesis nula ($p < .001$) para todos los ítems de la escala, lo que ratificó la elección de métodos de estimación robustos ante la ausencia de normalidad de los ítems.

Estructura factorial

Para evaluar si la propuesta de cinco factores de primer orden y un factor de segundo orden era plausible en la muestra chilena (Oliva et al., 2012), se realizó un AFE con la primera muestra en estudio ($n_1 = 421$). El índice de adecuación KMO = .91 y el estadístico de Bartlett con indicadores estadísticamente significativos ($\chi^2 [gl = 231] = 4,390.00$, $p < .001$) avalan la pertinencia de realizar un AFE (ver la tabla 3). El análisis de extracción basado en los autovalores propios mantuvo cinco factores mayores a la unidad, que explicaron 69.32 % de la varianza de los datos. El primer factor, denominado apego al barrio, explicó un 36.99 % y saturó los ítems 4, 7, 8 y 9, luego el factor seguridad explicó un 15.13 % y saturó en los ítems 11, 13, 14 y 21, el tercer factor, apoyo y empoderamiento de la juventud, explicó un 6.72 % y agrupó los ítems 1, 2, 3, 5, 10 y 16, el cuarto factor, actividades para jóvenes, explicó un 5.58 % y saturó los ítems 12, 19, 20 y 22. Finalmente, el factor control social explicó un 4.90 % de la varianza y saturó a los ítems 6, 15, 17 y 18. El AFE de primer orden aplicado a la primera muestra evidenció que el constructo conservaba la misma estructura factorial del estudio original.

Con respecto a la solución de segundo orden (ver la tabla 4), se aprecia que la mayor parte de los factores presentaron altas saturaciones en el factor de segundo orden, sin embargo, el factor 2, de seguridad, presentaba una carga muy baja (0.06). Este resultado indica que seguridad evidenciaba correlaciones muy bajas con los otros factores

que forman parte del constructo recursos del barrio en la muestra de estudiantes chilenos.

Con el objetivo de evaluar la estabilidad de la estructura factorial, se estimaron cuatro modelos confirmatorios alternativos con los 22 ítems del EEAB. El primer modelo evaluado fue el de un factor, dicho modelo proporcionó un ajuste insatisfactorio: $SB\chi^2 (209) = 499.05$, $p < .001$; CFI = .60; TLI = .56; RMSEA = .23, IC 90 % [.23, .24]. El segundo modelo sometido a prueba consideró una estructura de cinco factores correlacionados y un factor de segundo orden, los resultados nuevamente entregaron índices de bondad de ajuste insatisfactorios: $SB\chi^2 (204) = 1,125.46$, $p < .001$; CFI = .92; TLI = .91; RMSEA = .10, IC 90 % [.10, .11]. El tercer modelo sometido a prueba consideró un modelo bifactor, los resultados de este modelo entregaron índices de bondad de ajuste insatisfactorios: $SB\chi^2 (187) = 1,050.67$, $p < .001$; CFI = .93; TLI = .91; RMSEA = .11, IC 90 % [.10, .11]. Finalmente, la estimación de un modelo de cinco factores correlacionados reveló un ajuste aceptable: $SB\chi^2 (199) = 687.53$, $p < .001$; CFI = .96; TLI = .95; RMSEA = .08, IC 90 % [.07, .08]. A partir de estos resultados es posible señalar que el modelo ajusta bien a los datos, por lo que se confirma la estructura obtenida en el AFE (ver la figura 1).

Invariancia factorial entre hombres y mujeres

Para dar inicio al análisis de invariancia factorial se analizó la estabilidad de la EEAB, mediante un AFC separado tanto para hombres: $SB\chi^2 (199) = 645.765$, $p < .001$; CFI = .96; TLI = .96; RMSEA = .08, IC 90 % [.07, .08]; como para mujeres: $SB\chi^2 (199) = 667.36$, $p < .001$; CFI = .96; TLI = .96; RMSEA = .07, IC 90 % [.07, .08]. Como demuestran los índices de bondad de ajuste, ambos modelos evidenciaron un ajuste satisfactorio, para el modelo de cinco factores correlacionados.

Seguidamente se analizó la bondad de ajuste de la estructura de cinco factores de la EEAB entre hombres y mujeres simultáneamente. Denominada invariancia de configuración, cada uno de los parámetros de dicho nivel de invariancia resultó estadísticamente significativo, lo que ratificó que la estructura factorial de cinco factores correlacionados se mantiene estable tanto en hombres como en mujeres (ver la tabla 5).

Posteriormente, se contrastó el nivel de invariancia métrica, imponiendo restricciones a las saturaciones factoriales de los ítems. Los resultados indicaron que se aceptaba que la matriz de saturaciones factoriales era equivalente

Tabla 2. *Matriz de correlaciones policóricas, estadísticos descriptivos y prueba de normalidad univariada*

Ítem	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	1.000										
2	.658	1.000									
3	.606	.678	1.000								
4	.499	.489	.569	1.000							
5	.623	.599	.707	.608	1.000						
6	.310	.335	.347	.314	.347	1.000					
7	.497	.480	.562	.728	.587	.400	1.000				
8	.482	.478	.546	.697	.565	.337	.827	1.000			
9	.503	.527	.578	.690	.562	.318	.784	.838	1.000		
10	.516	.515	.620	.473	.582	.349	.536	.548	.559	1.000	
11	-.059	-.067	-.055	.024	-.062	.085	.036	.057	.066	.008	1.000
12	.339	.286	.421	.405	.372	.181	.359	.446	.438	.439	.188
13	-.040	-.074	.014	.071	-.013	-.003	.036	.123	.084	.041	.570
14	-.088	-.128	-.067	-.013	-.109	.015	.013	.030	.048	-.024	.620
15	.331	.401	.347	.243	.316	.387	.307	.285	.330	.347	-.015
16	.547	.529	.626	.520	.608	.323	.549	.580	.589	.579	.006
17	.391	.384	.354	.294	.360	.387	.349	.335	.327	.314	-.045
18	.376	.435	.389	.330	.427	.385	.376	.338	.368	.378	-.125
19	.289	.320	.430	.374	.387	.250	.438	.440	.483	.467	.106
20	.310	.329	.416	.495	.429	.167	.475	.498	.521	.402	.161
21	.001	-.036	.119	.140	-.006	.052	.118	.168	.184	.104	.571
22	.315	.228	.328	.390	.336	.163	.382	.407	.385	.380	.158
Media	3.637*	3.952*	3.347*	3.643*	3.487*	4.065*	3.907*	3.565*	3.681*	3.118*	3.250*
DT	1.875	1.822	1.693	1.942	1.759	1.932	2.019	1.981	1.970	1.760	2.149

* p asociada al estadístico de Kolmogorov-Smirnov < .001.

entre hombres y mujeres (ver la tabla 5). Luego de haber demostrado el nivel de invariancia métrica, se avanzó hacia el nivel de invariancia escalar, incorporando restricciones a las intersecciones de los ítems. Los índices de bondad de ajuste mostraron que las intersecciones de los ítems eran equivalentes entre hombres y mujeres.

Finalmente, se contrastó el grado de invariancia factorial entre las medias latentes de hombres y mujeres (ver la tabla 5). Este nivel de invariancia impone restricciones de cargas factoriales, intersecciones y medias latentes de los factores. Como se observa en la tabla 5, al comparar este modelo con el modelo anterior, de invariancia escalar, se observó una diferencia de ji cuadrada significativa ($p < .001$). Como la invariancia de medias latentes no se pudo confirmar, se estimaron diferencias de medias de las dimensiones entre hombres y mujeres. Se encontraron diferencias estadísticamente significativas en los siguientes

factores: apego al barrio ($t [gl = 830.60] = 4.71, p < .001, d = 0.32$), apoyo y empoderamiento de la juventud ($t [gl = 810] = 2.95, p = .003, d = 0.21$) y actividades para jóvenes ($t [gl = 838] = 5.40, p < .001, d = 0.37$), en todos los casos los promedios de los hombres fueron mayores. Por otra parte, los factores seguridad ($t [gl = 838] = 1.14, p = .159, d = 0.10$) y control social ($t [gl = 837.20] = 0.46, p = .645, d = 0.03$) no presentaron diferencias estadísticamente significativas.

Fiabilidad por consistencia interna

En la tabla 6 se observan las evidencias de fiabilidad para la EEAB, considerando el modelo de cinco factores relacionados. Los resultados indicaron una alta fiabilidad para cada factor así como para el factor general, mientras que para el

12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
1.000										
.282	1.000									
.128	.656	1.000								
.167	-.057	-.130	1.000							
.415	.096	-.020	.446	1.000						
.178	-.064	-.088	.661	.430	1.000					
.207	-.140	-.199	.556	.425	.638	1.000				
.509	.210	.135	.230	.405	.247	.325	1.000			
.497	.266	.139	.238	.434	.233	.315	.689	1.000		
.291	.653	.627	-.120	.099	-.055	-.101	.352	.301	1.000	
.525	.298	.146	.135	.357	.151	.183	.446	.460	.289	1.000
2.674*	2.398*	3.044*	4.538*	3.437*	4.720*	4.330*	2.974*	3.004*	2.424*	2.653*
1.809	1.739	2.025	2.002	1.809	1.950	1.971	1.879	1.915	1.807	1.797

modelo bifactor sólo se presentan valores adecuados para el factor general y para el factor seguridad.

DISCUSIÓN

La investigación tuvo dos objetivos, adaptar y validar la EEAB y analizar su invariancia métrica entre hombres y mujeres en una muestra de adolescentes chilenos. Los resultados que se discuten a continuación permiten evidenciar un cumplimiento parcial de la primera hipótesis, que planteaba que las puntuaciones de la EEAB mantendrían una estructura de cinco factores de primer orden y un factor de segundo orden, además de adecuados niveles de fiabilidad. Además de un cumplimiento completo de la segunda hipótesis, que planteaba que las puntuaciones de la versión adaptada de la EEAB serían equivalentes en cuanto a su estructura factorial.

La estructura teórica de la EEAB (Oliva et al., 2012) especificaba la presencia de cinco factores latentes de primer orden, los cuales confluían en un factor común de segundo orden denominado activos del barrio. Esta investigación confirma la presencia de una estructura de cinco factores latentes: apego al barrio, seguridad, apoyo y empoderamiento de la juventud, actividades para jóvenes y control social, todos coincidentes con la estructura propuesta en el estudio original.

Con respecto a la estructura factorial de segundo orden y la presencia de un factor común denominado activos del barrio, los hallazgos de este estudio cuestionan dicha estructura, dado que el factor seguridad presentó una baja saturación (.06) en la solución factorial exploratoria. Posteriormente, el AFC ratificó este resultado, donde se obtuvieron índices de bondad de ajuste insatisfactorios ($SB\chi^2 [204] = 1,125.46$, $p < .001$; CFI = .92; TLI = .91;

Tabla 3. *Análisis factorial exploratorio* (n = 421)

Ítem
1. Las personas adultas de mi barrio se preocupan de que los jóvenes estemos bien.
2. La gente de mi edad puede encontrar en mi barrio personas adultas que le ayuden a resolver algún problema.
3. Las personas adultas de mi barrio dicen que hay que escuchar a los jóvenes.
4. Me siento identificado con mi barrio.
5. Las personas adultas de mi barrio valoran mucho a los jóvenes.
6. Las personas adultas de mi barrio nos retan si estropeamos los árboles o jardines.
7. Siento que formo parte de mi barrio.
8. Me siento muy unido a mi barrio.
9. Vivir en mi barrio me hace sentir que formo parte de una comunidad.
10. En mi barrio, cuando las personas adultas toman decisiones que nos afectan a los jóvenes escuchan antes nuestra opinión.
11. En mi barrio hay gente que vende droga.
12. En vacaciones, en mi barrio hay muchas actividades para que podamos divertirnos los jóvenes.
13. Algunos amigos de fuera tienen miedo de venir a mi barrio.
14. La gente de mi barrio comete delitos y ordinarieces (orinar en la calle, escupir, etc.).
15. Las personas adultas de mi barrio tratarían de impedir que los jóvenes quemaran o rompieran cosas (papeleras, contenedores, etc.).
16. La gente de mi edad nos sentimos apreciados por las personas adultas del barrio.
17. Si un joven de mi barrio intentara dañar un auto, las personas adultas lo evitarían.
18. En mi barrio, si haces cualquier ordinariez, seguro que algún adulto te retará o llamará la atención.
19. Los jóvenes de mi barrio tenemos lugares donde reunirnos cuando hace mal tiempo.
20. Los jóvenes de mi barrio podemos hacer tantas cosas después de clase que raramente nos aburrirnos.
21. En mi barrio suele haber peleas entre bandas callejeras.
22. Hay pocos barrios en los que haya tantas actividades para jóvenes como en el mío.

Tabla 4. *Solución de segundo orden por el método de mínimos cuadrados no ponderados*

Factor de primer orden	Saturación en el factor de segundo orden
Apego al barrio	0.890
Seguridad	0.060
Apoyo y empoderamiento de la juventud	0.764
Actividades para jóvenes	0.632
Control social	0.455

<i>Apego</i>	<i>Seguridad</i>	<i>Empoderamiento</i>	<i>Actividades</i>	<i>Control</i>
-0.019	0.037	0.747	-0.026	0.096
-0.017	0.005	0.810	-0.101	0.073
0.032	-0.007	0.758	0.103	-0.022
0.654	-0.113	0.198	0.046	-0.066
0.164	-0.123	0.617	0.183	-0.106
0.098	0.070	0.234	-0.014	0.324
0.873	-0.006	-0.029	-0.002	0.075
0.934	0.038	-0.009	-0.016	-0.025
0.874	0.032	-0.014	0.012	0.028
0.085	0.019	0.562	0.136	0.044
-0.006	0.768	0.116	-0.139	0.027
0.014	0.092	0.188	0.593	-0.085
-0.010	0.737	-0.074	0.182	-0.019
-0.012	0.805	-0.061	-0.024	0.023
0.018	0.056	0.033	-0.035	0.768
0.162	0.048	0.444	0.105	0.196
0.039	-0.044	0.011	0.036	0.754
0.018	-0.151	0.077	0.180	0.599
0.018	0.008	-0.019	0.762	0.090
0.112	0.011	0.006	0.689	0.070
0.081	0.760	0.026	0.097	-0.089
-0.024	0.116	0.067	0.589	-0.021

Tabla 5. *Invariancia factorial entre hombres y mujeres*

<i>Modelo</i>	<i>SBχ^2 (gl)</i>	<i>χ^2 / gl</i>	<i>TLI</i>	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>Comparación</i>	<i>ΔSBχ^2</i>	<i>Δgl</i>	<i>p_{ΔSBχ^2}</i>	<i>ΔCFI</i>
M0	801.522 (399) *	2.001	.932	.942	.049					
M1	833.669 (425) *	1.962	.936	.941	.048	M1 vs. M0	28.143	26	.351	< .001
M2	845.375 (432) *	1.957	.936	.940	.048	M2 vs. M1	11.299	7	.126	< .001
M3	882.570 (437) *	2.020	.932	.935	.049	M3 vs. M2	44.818 *	5	< .001	< .005

Nota: SB χ^2 = ji cuadrada robusta de Satorra y Bentler.

* $p < .001$.

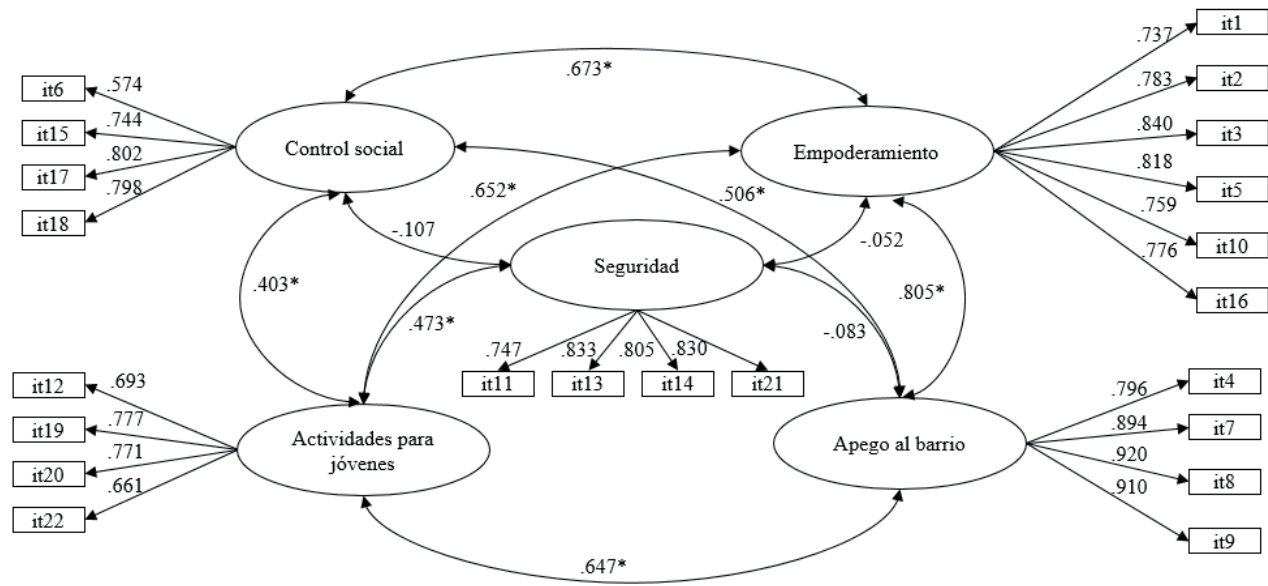


Figura 1. Estructura factorial confirmatoria de la Escala de evaluación de los activos del barrio ($n = 420$).

* $p < .001$.

Tabla 6. Evidencia de fiabilidad

Factor	Modelo		
	Cinco factores correlacionados		Bifactor
	Alfa	Omega	Omega jerárquico (subescala)
Factor general	.90	.94	.80
Apego al barrio	.91	.94	.31
Seguridad	.82	.87	.83
Apoyo y empoderamiento de la juventud	.89	.91	.09
Actividades para jóvenes	.76	.82	.34
Control social	.76	.81	.45

RMSEA = .10, IC 90 % [.10, .11]) y una saturación factorial baja (.07) para el factor seguridad.

En relación a los hallazgos obtenidos en la muestra chilena, respecto de la estructura factorial de segundo orden, resulta interesante señalar que el estudio original (Oliva et al., 2012) obtuvo una saturación factorial relativamente baja (.29) para el factor seguridad, respecto del resto de los factores: empoderamiento de la juventud (.84), apego

al barrio (.70), control social (.46), actividades para jóvenes (.53). Este resultado, si bien es ligeramente distinto al chileno, muestra que probablemente la estructura de segundo orden sea replicable sólo en la muestra original y no necesariamente en otras muestras. Este resultado contrasta con la importancia otorgada por las puntuaciones de los adolescentes, ya que este factor obtuvo un 15.1 % de la varianza explicada del constructo, que lo posiciona como el

segundo factor con mayor peso relativo. Con este resultado se puede afirmar la importancia que el factor seguridad tiene en la percepción total del constructo activos del barrio. En consecuencia, la recomendación es usar la escala como un instrumento multidimensional.

Los resultados de los modelos de invariancia permiten concluir que el instrumento se puede aplicar tanto a hombres como a mujeres. Sin embargo, se presentan diferencias a nivel de medias latentes en las escalas de apego al barrio, apoyo y empoderamiento de la juventud y actividades para jóvenes a favor de los hombres, siendo estos resultados diferentes de los encontrados en el estudio original (Oliva et al., 2012), posiblemente explicado por las diferencias culturales del contexto chileno. Por ejemplo, la existencia de un alto porcentaje de personas pertenecientes a una etnia, en torno al 13 % (Instituto Nacional de Estadísticas, 2018) y una fuerte estratificación social y económica de Chile, lo que impacta en los resultados a nivel de rendimiento académico y las dinámicas sociales al interior de los barrios (Treviño et al., 2016). Este hallazgo sugiere la necesidad de generar baremos de interpretación diferenciados dado que estos grupos no presentan el mismo nivel de rasgo latente y profundizar en el estudio de las variables que estarían explicando estas diferencias.

En cuanto a la utilidad de la EEAB en contextos de investigación, se han encontrado estudios que analizan la relación del barrio con problemas conductuales, ajuste psicosocial (Gracia, Fuentes y García, 2010), alta prevalencia en el consumo de tabaco, alcohol y cannabis (Fuentes et al., 2015; Tucker et al., 2013), logros escolares (Leventhal et al., 2009) y disminución de problemas de conducta que se interiorizan y exteriorizan (Oliva Delgado et al., 2012).

Por otra parte, es necesario señalar que este estudio proporciona evidencia psicométrica de calidad para el uso de la EEAB, y aporta indicadores robustos en cuanto a fiabilidad y validez. Sin embargo, en futuras investigaciones sería recomendable evaluar la estabilidad de la solución factorial, analizando especialmente la estructura de segundo orden sugerido por el estudio original.

Finalmente, futuras líneas de investigación podrían explorar posibles asociaciones con otros constructos vinculados al ámbito escolar, en este contexto resultaría interesante ver el efecto del barrio sobre el respeto por las normas escolares (Gálvez-Nieto, Vera-Bachman, Trizano y García, 2015) o continuar realizando estudios psicométricos con el fin de aportar evidencias de validez de criterio externo, estabilidad de la medida en el tiempo y analizar la invariabilidad del constructo en otras poblaciones de estudiantes latinoamericanos, con el objetivo de

facilitar la comparación de los resultados entre distintos contextos culturales.

REFERENCIAS

- Asún, R. A., Rdz-Navarro, K., & Alvarado, J. M. (2016). Developing multidimensional Likert scales using item factor analysis: The case of four-point items. *Sociological Methods & Research*, 45(1), 109-133. doi:10.1177/0049124114566716
- Bronfenbrenner, U. (1987). *La ecología del desarrollo humano. Experimentos en entornos naturales y diseñados* (trad. A. Devoto). Buenos Aires, Argentina: Paidós.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA, EE.UU.: Sage.
- Butler, A. M., Kowalkowski, M., Jones, H. A., & Raphael, J. L. (2012). The relationship of reported neighborhood conditions with child mental health. *Academic Pediatrics*, 12(6), 523-531. doi:10.1016/j.acap.2012.06.005
- Chilenski, S. M. (2011). From the macro to the micro: A geographic examination of the community context and early adolescent problem behaviors. *American Journal of Community Psychology*, 48(3-4), 352-364. doi:10.1007/s10464-011-9428-z
- Covey, H. C., Menard, S., & Franzese, R. J. (2013). Effects of adolescent physical abuse, exposure to neighborhood violence, and witnessing parental violence on adult socioeconomic status. *Child Maltreatment*, 18(2), 85-97. doi:10.1177/1077559513477914
- Drinkard, A. M. (2017). Predicting prosociality among urban adolescents: Individual, family, and neighborhood influences. *Youth & Society*, 49(4), 528-547. doi:10.1177/0044118x14543266
- Dupéré, V., Leventhal, T., & Vitaro, F. (2012). Neighborhood processes, self-efficacy, and adolescent mental health. *Journal of Health and Social Behavior*, 53(2), 183-198. doi:10.1177/0022146512442676
- Elliott, M. C., Leventhal, T., Shuey, E. A., Lynch, A. D., & Coley, R. L. (2016). The home and the 'hood: Associations between housing and neighborhood contexts and adolescent functioning. *Journal of Research on Adolescence*, 26(1), 194-206. doi:10.1111/jora.12183
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2006). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 269-314). Greenwich, CT, EE.UU.: Information Age.

- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. doi:10.1037/1082-989x.9.4.466
- Fuentes, M. C., Alarcón, A., García, F., & Gracia, E. (2015). Consumo de alcohol, tabaco, cannabis y otras drogas en la adolescencia: Efectos de la familia y peligro del barrio. *Anales de Psicología*, 31(3), 1000-1007. doi:10.6018/analesps.31.3.183491
- Gálvez-Nieto, J. L., Vera-Bachman, D., Trizano, Í., & García, J. A. (2015). Examen psicométrico de la Escala de actitudes hacia la autoridad institucional (AAI-A), en estudiantes chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 39, 57-67. Recuperable de <https://www.aidep.org/sites/default/files/articles/R39/Art5.pdf>
- Gracia, E., Fuentes, M. C., & García, F. (2010). Barrios de riesgo, estilos de socialización parental y problemas de conducta en adolescentes. *Intervención Psicosocial*, 19(3), 265-278. doi:10.5093/in2010v19n3a7
- Gracia, E., Fuentes, M. C., García, F., & Lila, M. (2012). Perceived neighborhood violence, parenting styles, and developmental outcomes among Spanish adolescents. *Journal of Community Psychology*, 40(8), 1004-1021. doi:10.1002/jcop.21512
- Green, S. B., & Yang, Y. (2015). Evaluation of dimensionality in the assessment of internal consistency reliability: coefficient alpha and omega coefficients. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 34(4), 14-20. doi:10.1111/emip.12100
- Hidalgo Vicario, M. I., Ceñal González Fierro, M. J., & Güemes Hidalgo, M. (2014). La adolescencia. Aspectos físicos, psicosociales y médicos. Principales cuadros clínicos. *Medicine—Programa de Formación Médica Continuada Acreditado*, 11(61), 3579-3587. doi:10.1016/s0304-5412(14)70818-2
- Hooper, C. M., Ivory, V. C., & Fougere, G. (2015). Childhood neighbourhoods as third places: Developing durable skills and preferences that enhance wellbeing in adulthood. *Health & Place*, 34, 34-45. doi:10.1016/j.healthplace.2015.03.017
- Instituto Nacional de Estadísticas. (2018). *Resultados del Censo 2017* [sitio web]. Recuperado de <https://resultados.censo2017.cl/>
- Kohen, D. E., Leventhal, T., Dahinten, V. S., & McIntosh, C. N. (2008). Neighborhood disadvantage: Pathways of effects for young children. *Child Development*, 79(1), 156-169. doi:10.1111/j.1467-8624.2007.01117.x
- Lenzi, M., Vieno, A., Pastore, M., & Santinello, M. (2013). Neighborhood social connectedness and adolescent civic engagement: An integrative model. *Journal of Environmental Psychology*, 34, 45-54. doi:10.1016/j.jenvp.2012.12.003
- Lenzi, M., Vieno, A., Perkins, D. D., Pastore, M., Santinello, M., & Mazzardis, S. (2012). Perceived neighborhood social resources as determinants of prosocial behavior in early adolescence. *American Journal of Community Psychology*, 50(1-2), 37-49. doi:10.1007/s10464-011-9470-x
- Lenzi, M., Vieno, A., Santinello, M., & Perkins, D. D. (2013). How neighborhood structural and institutional features can shape neighborhood social connectedness: A multilevel study of adolescent perceptions. *American Journal of Community Psychology*, 51(3-4), 451-467. doi:10.1007/s10464-012-9563-1
- Leventhal, T., Dupéré, V., & Brooks-Gunn, J. (2009). Neighborhood influences on adolescent development. En R. M. Lerner y L. Steinberg (Eds.), *Handbook of adolescent psychology* (3ª. ed., vol. 2, pp. 411-443). Hoboken, NJ, EE.UU.: John Wiley & Sons.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. doi:10.1177/0146621613487794
- Maurizi, L. K., Ceballo, R., Epstein-Ngo, Q., & Cortina, K. S. (2013). Does neighborhood belonging matter? Examining school and neighborhood belonging as protective factors for Latino adolescents. *American Journal of Orthopsychiatry*, 83(2-3), 323-334. doi:10.1111/ajop.12017
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ, EE.UU.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Mmari, K., Lantos, H., Blum, R. W., Brahmabhatt, H., Sangowawa, A., Yu, C., & Delany-Moretlwe, S. (2014). A global study on the influence of neighborhood contextual factors on adolescent health. *Journal of Adolescent Health*, 55(6, suppl.), S13-S20. doi:10.1016/j.jadohealth.2014.08.023
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. doi:10.7334/psicothema2013.24
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *Mplus user's guide* (7ª. ed.). Los Angeles, CA, EE.UU.: Muthén & Muthén.
- Oliva, A., Antolín, L., & López, A. M. (2012). Development and validation of a scale for the measurement of adolescents' developmental assets in the neighborhood. *Social Indicators Research*, 106(3), 563-576. doi:10.1007/s11205-011-9822-9
- Oliva Delgado, A., Antolín Suárez, L., Estévez Campos, R. M., & Pascual García, D. M. (2012). Activos del barrio y ajuste adolescente. *Psychosocial Intervention*, 21(1), 17-27. doi:10.5093/in2012v21n1a1
- Rabinowitz, J. A., Drabick, D. A. G., & Reynolds, M. D. (2016). Youth withdrawal moderates the relationships between neighborhood factors and internalizing symptoms in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 45(3), 427-439. doi:10.1007/s10964-015-0324-y

- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. doi:10.1080/00273171.2012.715555
- Rudolph, K. E., Stuart, E. A., Glass, T. A., & Merikangas, K. R. (2014). Neighborhood disadvantage in context: The influence of urbanicity on the association between neighborhood disadvantage and adolescent emotional disorders. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 49(3), 467-475. doi:10.1007/s00127-013-0725-8
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. doi:10.1007/bf02296192
- Scheaffer, R. L., Mendenhall, W., & Ott, L. (1987). *Elementos de muestreo* (trans. G. Rendón Sánchez y J. R. Gómez Aguilar). México, D.F.: Iberoamérica.
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338. doi:10.3200/joer.99.6.323-338
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Hillsdale, NJ, EE.UU.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5-14. doi:10.1037/0003-066x.55.1.5
- Snedker, K. A., & Herting, J. R. (2016). Adolescent mental health: Neighborhood stress and emotional distress. *Youth & Society*, 48(5), 695-719. doi:10.1177/0044118x13512335
- Treviño, E., Fraser, P., Meyer, A., Morawietz, L., Inostroza, P., & Naranjo, E. (2016). *Informe de resultados TERCE: Tercer Estudio Regional Comparativo y Explicativo. Factores asociados*. Santiago de Chile: Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura. Recuperable de <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000243533>
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, art. 769. doi:10.3389/fpsyg.2016.00769
- Tucker, J. S., Pollard, M. S., de la Haye, K., Kennedy, D. P., & Green, H. D., Jr. (2013). Neighborhood characteristics and the initiation of marijuana use and binge drinking. *Drug and Alcohol Dependence*, 128(1-2), 83-89. doi:10.1016/j.drugalcdep.2012.08.006
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70. doi:10.1177/109442810031002
- Vilhjalmsdottir, A., Gardarsdottir, R. B., Bernburg, J. G., & Sigfusdottir, I. D. (2016). Neighborhood income inequality, social capital and emotional distress among adolescents: A population-based study. *Journal of Adolescence*, 51, 92-102. doi:10.1016/j.adolescence.2016.06.004

Recibido: 28 de febrero de 2018.

Aceptado: 10 de junio de 2019.