



Revista Latinoamericana de Psicología

www.elsevier.es/rlp



ORIGINAL

Invarianza factorial del Cuestionario para Evaluar Clima Social del Centro Escolar en estudiantes chilenos y colombianos



José Luis Gálvez-Nieto^{a,*}, Sonia Salvo^b, Ricardo Pérez-Luco^c, Christian Hederich^d
e Ítalo Trizano-Hermosilla^e

^a Doctor en Ciencias de la Educación, Universidad de La Frontera, Académico Departamento de Trabajo Social, Investigador del Laboratorio de Investigación en Ciencias Sociales Aplicadas (LICSA), Temuco, Chile

^b Doctora en Estadística, Universidad de La Frontera, Académica Departamento de Matemática, Investigadora del Laboratorio de Investigación en Ciencias Sociales Aplicadas (LICSA), Temuco, Chile

^c Doctor en Psicología, Universidad de La Frontera, Académico Departamento de Psicología, Temuco, Chile

^d Doctor en Psicología, Matemático, Universidad Pedagógica Nacional en Bogotá, Bogotá, Colombia

^e Máster en Metodología de las Ciencias del Comportamiento y de la Salud, Estudiante de Doctorado de la Universidad Autónoma de Madrid, Madrid, España

Recibido el 30 de diciembre de 2014; aceptado el 30 de septiembre de 2015

Disponible en Internet el 7 de octubre de 2016

PALABRAS CLAVE

Invarianza factorial;
Clima social en
centros educativos;
Contextos escolares

Resumen La investigación tuvo como objetivo estudiar el grado de equivalencia psicométrica del Cuestionario para Evaluar Clima Social del Centro Escolar (CECSCE) en adolescentes chilenos y colombianos. Los participantes fueron seleccionados a partir de un muestreo no probabilístico intencionado en 11 establecimientos públicos y particulares subvencionados de Chile y Colombia. Participaron 1233 adolescentes de ambos sexos, con una edad promedio de 14.82 ($DT = 1.83$). Los resultados obtenidos a partir de los análisis factoriales confirmatorios ratificaron la estructura de 2 factores correlacionados en la muestra chilena con el índice chi-cuadrado de Satorra Bentler(76)=175.664, $p < .001$; índice de ajuste comparativo = .956; índice de Tucker-Lewis = .948; error cuadrático medio de aproximación = .044 (IC90% = .035-.052) y en la muestra colombiana con el índice chi-cuadrado de Satorra Bentler(76)=131.508, $p < .001$; índice de ajuste comparativo = .942; índice de Tucker-Lewis = .931; error cuadrático medio de aproximación = .037 (IC90% = .026-.047). El análisis de invarianza factorial evidenció que el grado de equivalencia transcultural del instrumento se presenta

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: jose.galvez@ufroterra.cl (J.L. Gálvez-Nieto).

KEYWORDS

Factorial invariance;
School social climate;
School context

plausible a nivel de invarianza de configuración ($M1 = \Delta$ índice chi-cuadrado de Satorra Bentler = 35.583; $\Delta gl = 12$; $p < .001$; Δ índice de ajuste comparativo = .007). La escala presentó adecuados índices de fiabilidad por consistencia interna y homogeneidad.

© 2016 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Factorial invariance of the Questionnaire for evaluating School Social Climate in Chilean and Colombian students

Abstract This study aims to determine the degree of psychometric equivalence of the questionnaire for evaluating School Social Climate in Chilean and Colombian adolescents. Using an intentional non-probability sampling, the adolescents were selected from 11 public schools and subsidised private schools in Chile and Colombia. The study involved 1,233 adolescents of both sexes, with a mean age of 14.82 years ($SD = 1.83$). The results from confirmatory factor analysis ratified the correlated two-factor structure in the Chilean sample Satorra Bentler's chi-square(76) = 175.664, $P < .001$; comparative fit index = .956; Tucker-Lewis index = .948; root mean square error of approximation = .044 (90% CI = .035-.052), and in the Colombian sample Satorra Bentler's chi-square(76) = 131.508, $P < .001$; comparative fit index = .942; Tucker-Lewis index = .931; root mean square error of approximation = .037 (90% CI = .026-.047). Invariance factorial analysis showed that the cross cultural level of the instrument is plausible at invariance configuration level ($M1 = \Delta$ Satorra Bentler's chi-square = 35.583; $\Delta gl = 12$; $P < .001$; Δ comparative fit index = .007). The resulting scale depicted adequate indices of reliability for internal consistency and homogeneity.

© 2016 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

La investigación psicológica ha planteado la necesidad de evaluar el grado de pertinencia y estabilidad de los constructos teóricos en distintas culturas (Ruiz, Bringas, Rodríguez-Díaz & García-Cueto, 2014). En este contexto y como se desarrollará a continuación, la evidencia empírica nacional e internacional muestra un exiguo avance en estudios psicométricos que analicen el efecto de la cultura sobre las medidas de clima social escolar.

El clima social escolar se define como la percepción que los miembros de la institución escolar tienen respecto del ambiente en el cual desarrollan sus actividades habituales (Aron, Milicic & Armijo, 2012; Fan, Williams & Corkin, 2011; Gálvez, Tereucán, Muñoz, Briceño & Mayorga, 2014; Gálvez-Nieto, Vera-Bachmann, Trizano & García, 2015b; Hombrados-Mendieta & Castro-Travé, 2013; Steffgen, Recchia & Viechtbauer, 2013; Thapa, Cohen, Guffey & Higgins-D'Alessandro, 2013; Trianes, Blanca, de la Morena, Infante & Raya, 2006), el cual está compuesto por todos aquellos factores físicos, elementos estructurales de la institución educativa (Cohen, McCabe, Michelli & Pickeral, 2009; Jia et al., 2009; López, Bilbao & Rodríguez, 2011) y por aspectos relacionales, y se destacan la importancia del vínculo entre iguales y la calidad de la relación entre el docente y el estudiante (Álvarez, Álvarez-García, González-Castro, Núñez & González-Pienda, 2006; García-Hierro & Cubo, 2009; Giovazolias, Kourkoutas, Mitsopoulou & Georgiadi, 2010; LaRusso & Selman, 2011).

El clima social escolar es una variable relevante dado su aporte al desarrollo cognitivo y social de los adolescentes (Hallinan, Kubitschek & Liu, 2009). Diversas investigaciones

han demostrado el aporte del clima social escolar positivo, relacionándolo con un mayor rendimiento académico en contextos de establecimientos con dificultades sociales y económicas (Barboza et al., 2009; Elías & Haynes, 2008; Jia et al., 2009; Valdés et al., 2008) y como una de las variables con mayor poder explicativo en el rendimiento académico (Lee, 2009; Salvo, Moraga, Miranda, Ramírez & Vera-Bachmann, 2012; Treviño, Place & Gemp, 2012).

El clima social escolar se ha asociado con un menor consumo de drogas y un mayor sentido de pertenencia hacia la comunidad escolar (Gregory, Cornell & Fan, 2012; LaRusso, Romer & Selman, 2008), así también se han demostrado sus efectos positivos que favorecen el desarrollo de habilidades a nivel emocional y la adquisición de nuevos aprendizajes (Brown, Jones, LaRusso & Aber, 2010; García, 2009). Ahora bien, un clima social escolar negativo se asocia con mayor violencia escolar (Astor, Benbenisty & Estrada, 2009; Johnson, 2009; Lee & Song, 2012), acoso escolar (Agirdag, Demanet, van Houtte & van Avermaet, 2011; Birkett, Espelage & Koenig, 2009; Richard, Schneider & Mallet, 2012; Waasdorp, Pas, O'brennan & Bradshaw, 2011), mayores problemas de comportamiento y establecimiento de relaciones con pares que presentan conductas de riesgo (Wang, Selman, Dishion & Stormshak, 2010).

En cuanto al estudio del constructo en Colombia, se evidencia que ha existido interés por su evaluación. En este contexto se han realizado estudios de tipo descriptivo (Castro & Gaviria, 2006; Giraldo & Mera, 2000; López de Mesa-Melo, Carvajal-Castillo, Soto-Godoy & Urrea-Roa, 2013) y un estudio psicométrico que analizó uno de los

cuestionarios clásicos para evaluar el clima escolar -CES- (Prado, Ramírez & Ortiz, 2010). Sin embargo, aún no se cuenta con estudios que utilicen la medida específica de clima social escolar (Cuestionario para Evaluar Clima Social del Centro Escolar [CECSCE]).

En Chile se han realizado estudios que asocian el clima escolar con violencia escolar (Tijmes, 2012; Vera-Bachmann & Gálvez, 2014) y con actitudes hacia la autoridad institucional (Gálvez-Nieto et al., 2015b), así como estudios descriptivos que analizan su influencia según dependencia administrativa del establecimiento (Guerra, Vargas, Castro, Plaza & Barrera, 2012). En este país se presentan algunas investigaciones psicométricas relacionadas con la medida específica de clima social del escolar -CECSCE- (Gálvez-Nieto, Vera-Bachmann & Trizano, 2015a; Gálvez et al., 2014; Guerra, Castro & Vargas, 2011).

El Cuestionario para Evaluar Clima Social del Centro Escolar como medida de clima social escolar: descripción y estructura teórica del constructo

La medida de clima social escolar (CECSCE) ha generado importantes aportes desde su creación en España; se presentó como un instrumento centrado en las relaciones interpersonales de estudiantes y profesores (Trianes et al., 2006). Es una medida útil para la evaluación e intervención psicoeducativa en áreas relacionadas con la salud, adaptación individual y prevención de violencia escolar (Trianes et al., 2006). Además, proporciona un constructo preciso que, sin comprometer capacidad explicativa, provee de una medida de corta extensión, ideal para su uso en el contexto aplicado y en estudios multivariantes.

Respecto de su estructura teórica (Trianes et al., 2006), inicialmente se presentó una medida de clima social escolar compuesta por dos dimensiones: clima referente al centro escolar y clima social referente al profesorado. Un estudio realizado en Chile (Guerra et al., 2011), presenta una estructura factorial diferenciada, propone que el CECSCCE puede ser entendido como una medida unidimensional; sin embargo, esta solución presenta una escasa capacidad explicativa (un 35.65% de varianza explicada). Este mismo estudio presenta evidencia psicométrica que avala una solución factorial con dos dimensiones, tal cual fue propuesto inicialmente por el estudio español; esta solución mejora su capacidad explicativa (un 45.29% de varianza explicada). Otros estudios recientes (Gálvez et al., 2014; Gálvez-Nieto et al., 2015a), reportan adecuados índices de calidad psicométrica confirmando la estructura teórica original de dos dimensiones para medir el clima social escolar.

Ahora bien, el contexto colombiano y el chileno presentan variantes culturales sustantivas, y dichas diferencias generan una matriz identitaria que distingue a cada país. Sin embargo, Chile y Colombia comparten un elemento importante que es el idioma, el cual posee leves diferencias que han sido modeladas por cada cultura. Considerando estos antecedentes, es pertinente preguntarse si las variables culturales pueden modificar la percepción del clima social escolar, llevar a entender de manera distinta el cuestionario y hacer variar la estructura teórica de la escala. Por lo tanto, el objetivo de este estudio es analizar si la medida

de clima social escolar (CECSCE) es un instrumento válido e invariante en ambos países.

Ambos planteamientos conducen a formular la hipótesis de que la versión chilena del CECSCCE y la versión adaptada en Colombia serán equivalentes en cuanto a su estructura factorial, es decir, mismo número de ítems y mismo número de factores.

Método

Participantes

Participaron de la investigación 1233 estudiantes adolescentes, seleccionados a partir de un muestreo no probabilístico en 11 establecimientos públicos y particulares subvencionados de Chile y Colombia. Este tamaño muestral posibilitó alcanzar la variabilidad requerida por el análisis psicométrico multivariante, además de proporcionar mayor estabilidad en los resultados. Ambos grupos se describen a continuación:

Muestra chilena. Participaron 692 estudiantes chilenos de ambos sexos (el 49.9% hombres y el 50.1% mujeres) de edades comprendidas entre los 12 y 20 años ($M=14.82$; $DT=1.83$). Los estudiantes cursaban enseñanza secundaria en 6 centros educativos públicos y particulares subvencionados de la Región de la Araucanía, Chile.

Muestra colombiana. Participaron 541 estudiantes colombianos de ambos sexos (el 47.6% hombres y el 52.4% mujeres) de edades comprendidas entre los 12 y 18 ($M=14.72$; $DT=1.26$). Los estudiantes cursaban enseñanza secundaria en 5 establecimientos públicos de Bogotá, Colombia.

Con el objetivo de evaluar la equivalencia de las muestras entre los países se analizaron asociaciones entre la variable sexo a través del test chi-cuadrado (χ^2 [$gl=1$] = .622 $p=.43$) y diferencia de medias para la edad mediante la prueba t de Student (t [$gl=1230$] = 1.101; $p=.271$). No se presentaron diferencias estadísticamente significativas entre las muestras.

Instrumento

El CECSCCE es una escala de autoinforme elaborada originalmente en España (Trianes et al., 2006). Evalúa el clima social escolar desde la perspectiva de los estudiantes a partir de 14 ítems a los que se responde en una escala ordinal de 5 puntos (1 = *muy en desacuerdo*, 5 = *muy de acuerdo*). En Chile (Gálvez et al., 2014; Gálvez-Nieto et al., 2015a; Guerra et al., 2011) los estudios evidencian que el CECSCCE posee un adecuado ajuste psicométrico y 2 factores: clima social del centro escolar, que se refiere a las relaciones entre pares, capacidad de ayuda y sentimiento de bienestar; y clima social profesores, que evalúa exigencia académica, justicia y trato con los estudiantes (Trianes et al., 2006).

Procedimiento

Para la aplicación del instrumento se tomó contacto con los directores de los establecimientos y se solicitó autorización

para aplicar los cuestionarios. Con el objetivo de obtener la autorización de los padres y apoderados, se realizaron reuniones informativas en donde se explicaron los objetivos y alcances del proyecto. Finalmente apoderados y estudiantes firmaron consentimientos informados, resguardando los principios éticos de la investigación. Los estudiantes que accedieron a participar, lo hicieron de manera voluntaria y anónima.

El ajuste conceptual de los ítems del CECSCCE se realizó mediante juicio experto, al respecto se solicitó a tres jueces que revisaran los coloquialismos chilenos que posiblemente no serían comprendidos por los estudiantes colombianos. Los resultados indicaron que en general la escala sería bien comprendida; sin embargo, se debía sustituir la expresión *los desordenados* por *los indisciplinados* correspondientes al ítem 13.

Análisis de datos

En primer lugar, se realizaron análisis descriptivos (media y desviación típica) de los ítems del CECSCCE para las muestras chilena y colombiana, también se evaluó la normalidad de cada ítem mediante la prueba Kolmogorov-Smirnov. Posteriormente, con el fin de obtener evidencias de validez de la estructura interna, se realizó análisis factoriales confirmatorio en ambas muestras considerando la estructura teórica propuesta. Estos modelos se llevaron a cabo utilizando el software MPLUS 7.11 (Muthén & Muthén, 2012). Para la estimación de los índices de bondad de ajuste se utilizó el método máxima verosimilitud robusta. Este procedimiento permite un análisis adecuado para datos que no cumplen con el supuesto de normalidad multivariante, como es el caso de los resultados obtenidos a través del test de Mardia estandarizado (Mardia, 1970) en la muestra chilena = 18.13 y en la muestra colombiana = 9.64. La estimación máxima verosimilitud robusta permite la obtención de índices robustos, así como estimaciones apropiadas de los parámetros y su nivel de error (Finney & DiStefano, 2006; Flora & Curran, 2004). Los análisis factoriales confirmatorios fueron analizados a través de los siguientes índices de bondad de ajuste: chi-cuadrado de Satorra Bentler - $SB-\chi^2$ - (Satorra & Bentler, 2001), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI) y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Para los primeros índices, CFI y TLI, se considera un ajuste adecuado del modelo los valores superiores a .90 (Schumacher & Lomax, 1996), mientras que para el RMSEA se considera un ajuste razonable los valores inferiores a .08 (Browne & Cudeck, 1993).

Posteriormente se evaluó el grado de invarianza factorial del cuestionario entre ambas muestras, considerando los siguientes modelos (Vandenberg & Lance, 2000): M0-Invarianza de configuración, igual número de factores e ítems en ambos grupos; M1-Invarianza métrica, igualdad entre las saturaciones factoriales; M2-Invarianza escalar, igualdad entre las intersecciones (medias de ítems iguales); y M3-Invarianza de medias latentes, igualdad de las medias de los factores latentes. La comparación de los modelos se realizó tomando como criterio la diferencia de chi-cuadrado de Satorra Bentler $\Delta SB-\chi^2$ (Asparouhov & Muthén, 2013) y el criterio de cambio de ΔCFI (Cheung & Rensvold, 2002). Una vez confirmada la solución factorial se evaluó la fiabilidad

de los factores utilizando el coeficiente alfa de Cronbach, el coeficiente de fiabilidad ordinal (Elosua & Zumbo, 2008) y el índice de homogeneidad ítem total.

Resultados

Análisis descriptivos y evaluación de la estructura factorial

En la [tabla 1](#) se presentan la media y desviación típica de los ítems y la matriz de correlaciones para las 2 muestras. Al evaluar la normalidad univariada, mediante la prueba Kolmogorov-Smirnov, se rechazó la hipótesis nula ($p < .001$) para todos los ítems, por lo que se ratifica la elección de métodos de estimación robustos al incumplimiento de la normalidad.

A continuación se evaluó la estructura interna del cuestionario ajustando el modelo de acuerdo con los antecedentes teóricos y empíricos. El modelo de 2 factores correlacionados para estudiantes chilenos proporcionó un ajuste satisfactorio $SB-\chi^2(76) = 175.664$, $p < .001$; CFI = .956; TLI = .948; RMSEA = .044 (IC90% = .035-.052). Del mismo modo, para estudiantes colombianos el modelo reveló un ajuste satisfactorio $SB-\chi^2(76) = 131.508$, $p < .001$; CFI = .942; TLI = .931; RMSEA = .037 (IC90% = .026-.047).

Los índices anteriormente seleccionados ratifican que el modelo de 2 factores correlacionados (Gálvez et al., 2014; Gálvez-Nieto et al., 2015a; Guerra et al., 2011; Trianes et al., 2006) ajusta de manera adecuada a los datos. Todas las saturaciones de los ítems fueron estadísticamente significativas con un valor $p < .001$; para Chile oscilaron entre .277 y .727, mientras que para Colombia las saturaciones variaron entre .314 y .639 (ver [tabla 2](#)); además se confirmó la correlación positiva entre ambos factores, tanto para Chile .839 ($p < .001$) como para Colombia .739 ($p < .001$).

Evaluación del grado de invarianza factorial

El análisis comenzó examinando la bondad de ajuste de la estructura de 2 factores de la escala CECSCCE en la muestra chilena y colombiana simultáneamente; este modelo fue denominado M0. En la [tabla 3](#) se evidencia que los índices de bondad de ajuste de M0 resultaron satisfactorios, cada uno de los parámetros de este modelo fueron estadísticamente significativos.

Lo anterior ratifica que la estructura de 2 factores, con los mismos ítems, de CECSCCE, se mantiene estable en ambos países. Por lo tanto, se consideró este modelo como referencia para la siguiente anidación de restricciones.

A continuación se evaluó el modelo de invarianza métrica (M1), incorporando restricciones a las saturaciones de los ítems. Lo anterior indica que la matriz de saturaciones factoriales de la muestra chilena es equivalente a la matriz de saturaciones factoriales de la muestra colombiana. Los índices de ajuste para este modelo resultaron satisfactorios (ver [tabla 3](#)); sin embargo, al comparar este modelo con M0 se encuentran diferencias estadísticamente significativas, por lo que se rechaza la equivalencia entre ambos modelos ($\Delta SB-\chi^2 = 35.583$, $\Delta gl = 12$, $p < .001$; $\Delta CFI = .007$). Considerando este resultado, no es pertinente continuar con el siguiente nivel de anidación (M2), que impone igualdad de

Tabla 1 Matriz de correlaciones (diagonal superior, muestra chilena; inferior, muestra colombiana), media y desviación típica de los ítems para ambas muestras

Ítems	Ítem 1	Ítem 2	Ítem 3	Ítem 4	Ítem 5	Ítem 6	Ítem 7	Ítem 8	Ítem 9	Ítem 10	Ítem 11	Ítem 12	Ítem 13	Ítem 14
<i>Correlaciones</i>														
Ítem1	1	.360	.129	.342	.244	.320	.245	.361	.218	.239	.353	.355	.319	.263
Ítem2	.143	1	.191	.476	.333	.459	.257	.402	.242	.340	.441	.449	.416	.450
Ítem3	.190	.158	1	.179	.139	.112	.162	.187	.105	.058	.176	.160	.175	.171
Ítem4	.241	.203	.143	1	.301	.406	.272	.377	.198	.264	.399	.380	.409	.294
Ítem5	.221	.185	.179	.168	1	.440	.333	.227	.375	.241	.389	.521	.271	.251
Ítem6	.227	.281	.206	.221	.323	1	.366	.292	.294	.325	.503	.516	.362	.389
Ítem7	.191	.118	.134	.227	.232	.218	1	.301	.232	.266	.350	.334	.179	.211
Ítem8	.239	.211	.183	.173	.168	.234	.157	1	.201	.355	.358	.303	.409	.332
Ítem9	.181	.088	.049	.215	.174	.184	.294	.206	1	.304	.321	.364	.225	.205
Ítem10	.232	.124	.141	.083	.183	.247	.312	.094	.209	1	.457	.307	.278	.214
Ítem11	.301	.216	.093	.179	.289	.387	.312	.232	.204	.333	1	.515	.360	.354
Ítem12	.226	.196	.124	.242	.320	.364	.283	.266	.215	.217	.405	1	.384	.331
Ítem13	.146	.228	.098	.262	.124	.156	.213	.243	.218	.118	.171	.240	1	.337
Ítem14	.165	.314	.107	.210	.132	.188	.123	.280	.077	.117	.219	.172	.156	1
Ítems	Ítem 1	Ítem 2	Ítem 3	Ítem 4	Ítem 5	Ítem 6	Ítem 7	Ítem 8	Ítem 9	Ítem 10	Ítem 11	Ítem 12	Ítem 13	Ítem 14
<i>Chile</i>														
Media	3.69	3.67	3.76	3.54	3.72	3.05	3.28	3.90	3.86	3.73	2.99	3.62	3.68	2.53
Desviación típica	1.03	1.08	.96	1.21	1.20	1.21	1.00	1.14	1.18	1.19	1.14	1.17	1.23	1.38
<i>Colombia</i>														
Media	3.78	3.89	4.07	3.80	3.17	3.14	3.44	3.70	4.43	3.99	3.21	3.73	3.85	2.85
Desviación típica	1.00	.69	.77	.96	.85	.98	.84	1.04	.82	.85	.96	.95	.96	1.29

Tabla 2 Saturaciones factoriales de los 14 ítems de CECSCE en muestra chilena y colombiana

Ítems	Colombia		Chile	
	Clima social establecimiento	Clima social profesores	Clima social establecimiento	Clima social profesores
Ítem 1. Cuando hay una emergencia, hay alguien para ayudarme	.449		.501	
Ítem 2. Los profesores de este colegio son agradables con los estudiantes		.489		.727
Ítem 3. Trabajo en las tareas escolares		.314		.277
Ítem 4. Cuando los estudiantes rompen las reglas, son tratados justamente		.463		.638
Ítem 5. El colegio está muy ordenado y limpio	.486		.602	
Ítem 6. Se puede confiar en la mayoría de la gente de este colegio	.580		.701	
Ítem 7. Los estudiantes realmente quieren aprender	.491		.492	
Ítem 8. Los profesores me dicen cuando hago un buen trabajo		.505		.588
Ítem 9. Los estudiantes de origen indígena son respetados	.390		.471	
Ítem 10. Mi curso tiene un aspecto muy agradable	.448		.512	
Ítem 11. La gente de este colegio se cuida uno al otro	.639		.719	
Ítem 12. Mi colegio es un lugar muy seguro	.600		.727	
Ítem 13. Los profesores hacen un buen trabajo identificando a los desordenados		.449		.613
Ítem 14. Me siento cómodo hablando con mis profesores de mis problemas		.464		.562

Todas las saturaciones son estadísticamente significativas: $p < .001$.

Tabla 3 Índices de bondad de ajuste y comparación de modelos Chile-Colombia

	$SB-\chi^2$ (gl)	$SB-\chi^2$ /gl	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta SB-\chi^2$	Δgl	p ($\Delta SB-\chi^2$)	ΔCFI
1 M0	308.597 (152)*	2.030	.943	.952	.037				
2 M1	343.246 (164)*	2.093	.939	.945	.046	35.583	12	.0004	.007
3 M2	658.683 (176)*	3.743	.847	.852	.065				-.093

CFI: índice de ajuste comparativo; gl: grados de libertad; RMSEA: error cuadrático medio de aproximación; $SB-\chi^2$: chi-cuadrado robusto de Satorra y Bentler; TLI: índice de ajuste de Tucker-Lewis; ΔCFI : cambio en CFI; Δgl : cambio en grados de libertad; $\Delta SB-\chi^2$: cambio en chi-cuadrado Satorra y Bentler.

* $p < .001$.

interceptos. Por lo tanto solo se acepta el nivel de invarianza en la configuración entre la muestra chilena y colombiana (tabla 3).

Evidencias de fiabilidad

Posteriormente se evaluó la fiabilidad de las puntuaciones de las escalas, para cada país, mediante el coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente de fiabilidad ordinal, dispuesto entre paréntesis a continuación (tabla 4). Para Chile la fiabilidad de clima social escolar fue de .81 (.83) y de clima social de profesores fue de .74 (.77), mientras que para Colombia la fiabilidad fue de .74 (.77) para el primer factor y .59 (.64) para el segundo, así, se encontraron valores aceptables aunque levemente menores a los hallados en la muestra chilena.

Discusión

El propósito de este artículo fue analizar si el CECSCE es un instrumento válido, fiable e invariante en estudiantes chilenos y colombianos. Los resultados permiten concluir que el CECSCE presenta evidencia de calidad psicométrica para su utilización en los contextos de Chile y Colombia, además el grado de invarianza factorial se presenta plausible a nivel de invarianza de configuración (M0).

La escala inicialmente fue desarrollada por Trianes et al. (2006) y se basa en una medida de clima social escolar compuesta por 14 ítems organizados en una estructura factorial de 2 dimensiones. El análisis empírico de la estructura teórica del CECSCE revela que se confirma la estructura bidimensional. Los 2 factores que componen el instrumento dan cuenta de dimensiones distintas, pero suficientemente relacionadas para medir el clima escolar. La propuesta teórica

Tabla 4 Índice de homogeneidad y alfa al eliminar elemento

	Colombia		Chile	
	Correlación elemento-total corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento	Correlación elemento-total corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento
Ítem 1	.368	.726	.416	.804
Ítem 5	.413	.715	.552	.786
Ítem 6	.467	.704	.604	.778
Ítem 7	.430	.712	.452	.800
Ítem 9	.335	.729	.450	.801
Ítem 10	.407	.716	.454	.801
Ítem 11	.544	.688	.637	.773
Ítem 12	.487	.700	.643	.772
	Alfa factor establecimiento = .738		Alfa factor establecimiento = .811	
Ítem 2	.386	.532	.600	.672
Ítem 3	.218	.582	.252	.756
Ítem 4	.330	.541	.519	.692
Ítem 8	.374	.520	.513	.695
Ítem 13	.325	.543	.527	.690
Ítem 14	.356	.537	.468	.711
	Alfa factor profesores = .588		Alfa factor profesores = .741	

original se muestra consistente con estudios psicométricos recientes realizados en Chile (Gálvez et al., 2014, Gálvez-Nieto et al., 2015a; Guerra et al., 2011).

Los resultados del análisis factorial confirmatorio realizado de modo separado en la muestra chilena y colombiana ratifican la validez de la estructura teórica de 2 factores correlacionados. Los factores denominados clima social del centro escolar, referido a las relaciones entre pares, capacidad de ayuda y sentimiento de bienestar con su establecimiento, y el factor clima social profesores relativo a aspectos como exigencia académica, justicia y trato con los estudiantes, demostraron ser la estructura teórica que mejor ajustaba a los datos en ambos grupos en estudio.

Posteriormente, se analizó el nivel de invarianza factorial del CECSCE en ambas muestras de estudiantes. Este análisis consideró como primer paso examinar la consistencia teórica de la escala evaluando su invarianza de configuración. El primer modelo evidenció que el número de factores y los ítems que correspondían a cada factor eran los mismos en la muestra de estudiantes chilenos que en la de colombianos; por lo tanto, el cuestionario puede ser aplicado en ambos contextos siguiendo el modelo teórico original.

El segundo modelo puesto a prueba evidenció que las cargas factoriales de los ítems no eran invariantes en ambas muestras; por lo tanto, no se continuó con el siguiente nivel de análisis, que imponía restricciones a la configuración del constructo, las cargas factoriales y las intersecciones de los ítems de la escala (M2). Estas diferencias en las saturaciones factoriales pueden ser explicadas por las diferencias en ambos grupos culturales y de manera concreta en las leves variaciones de idioma en ambos países, las cuales afectan de manera directa en la capacidad de discriminación de los ítems.

Las evidencias de fiabilidad de la escala demuestran que los ítems y los factores poseen una consistencia interna adecuada, que facilita su aplicación en ambos contextos

culturales. El análisis de homogeneidad estimado a partir del coeficiente de correlación ítem total demostró adecuados niveles en cuanto al aporte de cada sentencia a la medición del constructo, sin embargo llama la atención el comportamiento del ítem 3 en la muestra colombiana –trabajo en las tareas escolares– (coeficiente de correlación ítem total = .218), que evidenció un ajuste más bajo respecto del resto de los ítems. Al respecto es necesario señalar que el punto de corte de .30 no es fijo y algunos autores sugieren que una correlación ítem total de .20 puede ser adecuada (Schmeiser & Welch, 2006).

Los resultados de esta investigación evidencian que el CECSCE en adolescentes chilenos y colombianos presenta la misma configuración y permite su utilización en estos contextos. Entre las limitaciones de este estudio se encuentra la muestra que, a pesar de ser amplia, debería ser probabilística y representativa de otras poblaciones que aporten evidencias para la generación de normas de baremación para facilitar la interpretación de las puntuaciones de la escala. Así también, sería relevante poder abarcar más estudios transculturales en Latinoamérica que permitan establecer la comparabilidad y estabilidad de los constructos teóricos entre los distintos países. Como futuras líneas de investigación se requieren estudios que consideren variables culturales y permitan explicar las diferencias en el grado de discriminación (saturaciones factoriales) de los ítems en ambos grupos culturales, de manera que permitan desarrollar modelos explicativos que consideren el rol de la cultura y su impacto en el grado de invarianza psicométrica de los instrumentos utilizados.

Agradecimientos

Este artículo reporta los resultados de una investigación original que ha sido financiada por la Dirección de Investigación

de la Universidad de La Frontera. Proyecto DIUFRO n.º D113-0027.

Referencias

- Agirdag, O., Demanet, J., van Houtte, M. & van Avermaet, P. (2011). Ethnic school composition and peer victimization: A focus on the interethnic school climate. *International Journal of Intercultural Relations*, 35, 465–473. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijintrel.2010.09.009>
- Álvarez, L., Álvarez-García, D., González-Castro, P., Núñez, J. C. & González-Pienda, J. (2006). Evaluación de los comportamientos violentos en los centros educativos. *Psicothema*, 18(4), 686–695.
- Aron, A. M., Milicic, N. & Armijo, I. (2012). Clima Social Escolar: una escala de evaluación. *Escala de Clima Social Escolar, ECLIS. Universitas Psychologica*, 11(3), 803–813.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2013). Computing the strictly positive Satorra-Bentler chi-square test in Mplus. *Mplus Web Notes*: 12 [consultado 22 Ago 2014]. Recuperado de <http://www.statmodel.com/examples/webnotes/SB5.pdf>
- Astor, R. A., Benbenisty, R. & Estrada, J. N. (2009). School violence and theoretically atypical schools: The principal's centrality in orchestrating safe schools. *American Educational Research Journal*, 46(2), 423–461. <http://dx.doi.org/10.3102/0002831208329598>
- Barboza, G., Schiamberg, L., Oehmke, J., Korzeniewski, S., Post, L. & Heraux, C. (2009). Individual characteristics and the multiple contexts of adolescent bullying: An ecological perspective. *Journal of Youth and Adolescence*, 38, 101–121. <http://dx.doi.org/10.1007/s10964-008-9271-1>
- Birkett, M., Espelage, D. L. & Koenig, B. W. (2009). LGB and questioning students in schools: The moderating effects of homophobic bullying and school climate on negative outcomes. *Journal of Youth and Adolescence*, 38(7), 989–1000. <http://dx.doi.org/10.1007/s10964-008-9389-1>
- Brown, J. L., Jones, S. M., LaRusso, M. D. & Aber, J. L. (2010). Improving classroom quality: Teacher influences and experimental impacts of the 4rs program. *Journal of Educational Psychology*, 102(1), 153–167. <http://dx.doi.org/10.1037/a0018160>
- Browne, M. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. Bollen, & J. Long (Eds.), *Testing structural equation models*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Castro, B. & Gaviria, M. B. (2006). Clima escolar y comportamientos psicosociales en niños. *Revista Facultad Nacional de Salud Pública*, 23(2), 59–69.
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233–255. http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cohen, J., McCabe, L., Michelli, N. & Pickeral, T. (2009). School climate: Research, policy, teacher education and practice. *Teachers College Record*, 111(1), 180–213.
- Elías, M. J. & Haynes, N. M. (2008). Social competence, social support, and academic achievement in minority, low-income, urban elementary school children. *School Psychology Quarterly*, 23(4), 474–495. <http://dx.doi.org/10.1037/1045-3830.23.4.474>
- Elosua, P. & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896–901.
- Fan, W., Williams, C. M. & Corkin, D. M. (2011). A multilevel analysis of student perceptions of school climate: The effect of social and academic risk factors. *Psychology in the Schools*, 48(6), 632–647. <http://dx.doi.org/10.1002/pits.20579>
- Finney, S. & DiStefano, C. (2006). Non normal and categorical data in structural equation modeling. En G. Hancock, & R. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling. A second course* (pp. 269–314). Greenwich, Ct: 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, 466–491. <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Gálvez, J. L., Tereucán, J., Muñoz, S., Briceño, C. & Mayorga, C. (2014). Propiedades psicométricas del cuestionario para evaluar clima social del centro escolar (CECSCE). *Liberabit*, 20(1), 165–174.
- Gálvez-Nieto, J. L., Vera-Bachmann, D. & Trizano, I. (2015). Estudio confirmatorio del Cuestionario para Evaluar Clima Social del Centro Escolar en Chile. *Revista Mexicana de Psicología*, 32(2), 160–168.
- Gálvez-Nieto, J. L., Vera-Bachmann, D., Trizano, I. & 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 Psicológica*, 39(1), 57–67.
- García, B. (2009). Las dimensiones afectivas de la docencia. *Revista Digital Universitaria*, 10(11), 1–14 [consultado 22 Jul 2014]. Recuperado de <http://www.revista.unam.mx/vol.10/num11/art71/int71.htm>
- García-Hierro, M. & Cubo, S. (2009). Convivencia escolar en Secundaria: aplicación de un modelo de mejora del clima social. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 12(1), 51–62 [consultado 21 Jul 2014]. Recuperado de http://www.aufop.com/aufop/uploaded_files/articulos/1240872615.pdf
- Giovazolias, T., Kourkoutasb, E., Mitsopouloua, E. & Georgiadib, M. (2010). The relationship between perceived school climate and the prevalence of bullying behavior in Greek schools: Implications for preventive inclusive strategies. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 5, 2208–2215. <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2010.07.437>
- Giraldo, L. & Mera, R. (2000). Clima social escolar: percepción del estudiante. *Colombia Médica*, 31(1), 23–27.
- Gregory, A., Cornell, D. & Fan, X. (2012). Teacher safety and authoritative school climate in high schools. *American Journal of Education*, 118(4), 401–425.
- Guerra, C., Castro, L. & Vargas, J. (2011). Examen psicométrico del Cuestionario de Clima Social del Centro Escolar en estudiantes chilenos. *Psicothema*, 23(1), 140–145.
- Guerra, C., Vargas, J., Castro, L., Plaza, H. & Barrera, P. (2012). Percepción del clima escolar en estudiantes de enseñanza media de Valparaíso de colegios municipales, particulares subvencionados y particulares. *Estudios Pedagógicos*, 37(2), 103–115. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-07052012000200007>
- Hallinan, M. T., Kubitschek, W. N. & Liu, G. (2009). Student interracial interactions and perceptions of school as a community. *Social Psychology of Education*, 12(1), 5–19. <http://dx.doi.org/10.1007/s11218-008-9074-y>
- Hombrados-Mendieta, I. & Castro-Travé, M. (2013). Apoyo social, clima social y percepción de conflictos en un contexto educativo intercultural. *Anales de Psicología*, 29(1), 108–122. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.1.123311>
- Jia, Y., Way, N., Ling, G., Yoshikawa, H., Chen, X., Hughes, D., et al. (2009). The influence of student perceptions of school climate on socio-emotional and academic adjustment: A comparison of Chinese and American adolescents. *Child Development*, 80(5), 1514–1530. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8624.2009.01348.x>
- Johnson, S. L. (2009). Improving the school environment to reduce school violence: A review of the literature. *Journal of School Health*, 79(10), 451–465. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1746-1561.2009.00435.x>
- LaRusso, M., Romer, D. & Selman, R. (2008). Teachers as builders of respectful school climates: Implications for adolescent drug use norms and depressive symptoms in high

- school. *Journal of Youth & Adolescence*, 37(4), 386–398. <http://dx.doi.org/10.1007/s10964-007-9212-4>
- LaRusso, M. & Selman, R. (2011). Early adolescent health risk behaviors, conflict resolution strategies, and school climate. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 32(6), 354–362. <http://dx.doi.org/10.1016/j.appdev.2011.05.003>
- Lee, D. (2009). *The impact of resilience on the academic achievement of at-risk students in the upward bound program in Georgia* (Tesis doctoral). Georgia: Georgia Southern University.
- Lee, C. & Song, J. (2012). Functions of parental involvement and effects of school climate on bullying behaviors among South Korean middle school students. *Journal of Interpersonal Violence*, 27(12), 2437–2464. <http://dx.doi.org/10.1177/0886260511433508>
- López, V., Bilbao, M. & Rodríguez, J. (2011). La sala de clases sí importa: incidencia del clima de aula sobre la percepción de intimidación y victimización entre escolares. *Universitas Psychologica*, 11(1), 91–101. <http://dx.doi.org/10.11144/1002>
- López de Mesa-Melo, C., Carvajal-Castillo, C. A., Soto-Godoy, M. F. & Urrea-Roa, P. N. (2013). Factores asociados a la convivencia escolar en adolescentes. *Educación y Educadores*, 16(3), 383–410 [consultado 23 Ago 2014]. Recuperado de <http://educacionyeducadores.unisabana.edu.co/index.php/eye/article/view/2716/3349>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519–530. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (1998-2012). *Mplus user's guide* (7.ª ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Prado, V. M., Ramírez, M. L. & Ortiz, M. S. (2010). Adaptación y validación de la escala de clima social escolar (CES). *Actualidades Investigativas en Educación*, 10(2), 1–13. <http://dx.doi.org/10.15517/aie.v10i2.10121>
- Richard, J., Schneider, B. & Mallet, P. (2012). Revisiting the whole-school approach to bullying: Really looking at the whole school. *School Psychology International*, 33(3), 263–284. <http://dx.doi.org/10.1177/0143034311415906>
- Ruiz, J. I., Bringas, C., Rodríguez-Díaz, F. J. & García-Cueto, E. (2014). Validación transcultural de una escala de Clima Emocional para ámbitos organizacionales penitenciarios (CEP). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46(2), 92–101. [http://dx.doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70012-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70012-3)
- Salvo, S., Moraga, A., Miranda, H., Ramírez, M., & Vera-Bachmann, D. (2012). *Avanzando en la identificación de factores que explican un mejor rendimiento escolar en estudiantes y establecimientos chilenos, en las áreas de Matemática, Ciencias y Lenguaje: propuesta para el diseño de políticas públicas*. Proyecto FONIDE n.º FE111007, Ministerio de Educación de Chile.
- Satorra, A. & Bentler, P. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507–514. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02296192>
- Schmeiser, C. B. & Welch, C. J. (2006). *Test development*. En R. L. Brennan (Ed.), *Educational measurement* (4.ª ed., pp. 307–353). Washington, DC: American Council on Education.
- Schumacher, R. & Lomax, R. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. New Jersey, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Steffgen, G., Recchia, S. & Viechtbauer, W. (2013). The link between school climate and violence in school: A meta-analytic review. *Aggression and Violent Behavior*, 18(2), 300–309. <http://dx.doi.org/10.1016/j.avb.2012.12.001>
- Thapa, A., Cohen, J., Guffey, S. & Higgins-D'Alessandro, A. (2013). A review of school climate research. *Review of Educational Research*, 83(3), 357–385. <http://dx.doi.org/10.3102/0034654313483907>
- Tijmes, C. (2012). Violencia y clima escolar en establecimientos educacionales en contextos de alta vulnerabilidad social de Santiago de Chile. *PSYKHE*, 21(2), 105–117. <http://dx.doi.org/10.7764/psykhe.21.2.548>
- Treviño, E., Place, K. & Gemp, R. (2012). *Análisis del clima escolar: poderoso factor que explica el aprendizaje en América Latina y el Caribe*. Santiago, Chile: UNESCO-OREALC.
- Trianes, M., Blanca, M., de la Morena, L., Infante, L. & Raya, S. (2006). Un cuestionario para evaluar el clima social del centro escolar. *Psicothema*, 18(2), 272–277.
- Valdés, H., Treviño, E., Acevedo, C. G., Castro, M., Carrillo, S., Costilla, R., et al. (2008). *Los aprendizajes de los estudiantes de América Latina y el Caribe*. Primer Reporte SERCE, Santiago de Chile: LLECE-OREALC/UNESCO.
- Vandenberg, R. & Lance, C. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–70. <http://dx.doi.org/10.1177/109442810031002>
- Vera-Bachmann, D. & Gálvez, J. (2014). *Evaluación psicométrica de la escala de conducta delictiva y violenta en el aula, en estudiantes chilenos*. *Liberabit*, 20(2), 325–334.
- Waasdorp, T. E., Pas, E. T., O'brennan, L. M. & Bradshaw, C. P. (2011). A multilevel perspective on the climate of bullying: Discrepancies among students, school staff, and parents. *Journal of School Violence*, 10, 115–132. <http://dx.doi.org/10.1080/15388220.2010.539164>
- Wang, M. T., Selman, R. L., Dishion, T. J. & Stormshak, E. A. (2010). A Tobit regression analysis of the covariation between middle school students' perceived school climate and behavioral problems. *Journal of Research on Adolescence*, 20(2), 274–286. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1532-7795.2010.00648.x>