

## Revista Latinoamericana de Psicología

www.elsevier.es/rlp



### ORIGINAL

## Análisis factorial confirmatorio de la Escala de habilidades sociales en universitarios chilenos

Edgardo Miranda-Zapata<sup>a,\*</sup>, Enrique Riquelme-Mella<sup>b</sup>, Hilda Cifuentes-Cid<sup>b</sup>  
y Paula Riquelme-Bravo<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Universidad de la Frontera, Temuco, Chile

<sup>b</sup> Universidad Católica de Temuco, Temuco, Chile

Recibido el 5 de julio de 2012; aceptado el 7 de marzo de 2014

### PALABRAS CLAVE

Habilidades sociales;  
Análisis factorial  
confirmatorio;  
Estudiantes  
universitarios

### Resumen

Se presenta un estudio psicométrico por procedimientos confirmatorios de la Escala de habilidades sociales de Gismero. Se revisan antecedentes generales sobre instrumentos habitualmente utilizados para evaluar habilidades sociales, y se presentan las características generales del instrumento estudiado, revisando las propiedades psicométricas de medida del mismo. La muestra estuvo compuesta por 1206 estudiantes universitarios de distintas carreras de la Universidad Católica de Temuco, Chile. Se realizó un análisis factorial confirmatorio con la matriz de correlaciones policóricas, y se analizó la estructura propuesta por Gismero. De la misma forma, se realizan procedimientos de evaluación de fiabilidad como consistencia interna (alfa ordinal) y análisis de validez discriminante utilizando los factores del auto-concepto forma 5. Los resultados indican una buena fiabilidad del instrumento, un ajuste adecuado del modelo a los datos y una adecuada validez discriminante. Por lo cual, se considera que la Escala de habilidades sociales es un instrumento recomendable para la evaluación de las habilidades sociales en estudiantes universitarios chilenos. Se propone una leve modificación en la estructura del modelo en el ámbito de los factores de segundo orden.

Copyright © 2012, Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/>).

### KEYWORDS

Social Skills;  
Confirmatory Factor  
Analysis;  
College Students

### Confirmatory factor analysis of the Social Abilities Scale in Chilean universities

### Abstract

This paper presents a psychometric study performing a confirmatory factor analysis of Gismero's Social Skills Scale. A background review is conducted on evaluation tools generally used for social skills, and the general characteristics of the scale are presented for the tool studied. A review is also conducted on psychometric properties of this tool.

\*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: edgardo.miranda@ufroterra.cl (E. Miranda-Zapata).

The sample consisted of 1206 college students at the Universidad Católica de Temuco, Chile. Confirmatory factor analysis was conducted using a polychoric correlation matrix, and the structure proposed by Gismero was analyzed. Reliability assessment procedures, such as internal consistency (Ordinal Alpha) and discriminant validity analysis, were also conducted using AF5 factors. The results show good internal reliability of the tool, suitability of the model to the data, and good discriminant validity. In conclusion, the Gismero's Social Skills Scale is considered as a suitable tool for assessing social skills in Chilean university students. A slight modification of the model structure in the second order factor level is proposed.

Copyright © 2012, Konrad Lorenz University Foundation. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons CC BY-NC ND Licence (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/>).

Históricamente, los aspectos afectivos y sociales en la educación formal han sido considerados como factores relevantes en el proceso de enseñanza-aprendizaje en el aula y en la educación formal en general; esto es habitualmente señalado en los planes y programas de estudio (Cross & Hong, 2012; Sala & Abarca, 2001), aunque, en términos prácticos, el énfasis ha estado centrado en los procesos cognitivos y las estrategias de enseñanza. Esta mirada puede estar asociada a la tradición “científica en psicología” de principios del siglo pasado, en la que se mantuvo al margen aquellos aspectos que no podían ser directamente observados o intervenían de manera negativa en la incorporación de información (Prado, 2006). Esta visión se complementaba con una mirada dualista del ser humano desde la filosofía y la visión de las emociones (y por ende, lo social) como algo perjudicial o engañoso (De Oliveira, 2003). De esta forma, la vida afectiva y la social son dimensiones que —explícita o implícitamente— se han mantenido al margen del aula y la educación formal (Riquelme & Munita, 2011, 2013).

Sin embargo, durante los últimos 10 a 15 años, la exploración de la dinámica afectiva ha tenido un aumento considerable (Gross, 2007), retomando la premisa histórica del ser humano como un ser social y, por lo tanto, reintegrando esta dimensión en los distintos aspectos del sistema escolar, por ejemplo, en la elaboración de programas de prevención de problemas conductuales (Greenberg, 2002; Pawattana, Prasarnpanich, & Attanawong, 2014), de intervención y de apresto o preparación para la vida académica, entre muchos otros (Hemmeter, Ostrosky, & Fox, 2006; Montroy, Bowles, Skibbe, & Foster, 2014).

Junto con este “nuevo” contexto educativo, han aumentado las formas de evaluar distintos aspectos de la dimensión social, muchas veces usadas indiscriminadamente para evaluar e incluso diagnosticar a personas de distintas poblaciones, usando criterios que no han reparado en considerar el contexto y las propiedades que el instrumento utilizado adquiere en esa particular población. El análisis de fiabilidad, habitualmente ha bastado para justificar la utilización de estas herramientas, aun cuando este proceso pueda resultar engañoso (Borsboom, Mellenbergh, & Van Heerden, 2004). En Chile, uno de los instrumentos utilizados con frecuencia para la exploración de la vida social es la Escala de habilidades sociales (EHS) de Elena Gismero (Gismero, 2000); construida y validada para muestras españolas, a la fecha, aún no cuenta con un estudio publicado de sus propiedades psicométricas en muestras de estudiantes chilenos.

En resumen, un renovado contexto educativo ha permitido la inclusión de la vida afectiva y social en los distintos procesos de enseñanza y aprendizaje. Sin embargo, esta inclusión ha estado no necesariamente acompañada de instrumentos que permitan una adecuada exploración, evaluación o diagnóstico. Las habilidades sociales están en el centro de estos cambios y requieren —como cualquier proceso de evaluación— del análisis de aquellos instrumentos utilizados con frecuencia, como es el caso de la EHS de Gismero (2000); de esta forma, el objetivo de este estudio es aportar al avance del conocimiento del mundo social a través del análisis de las propiedades psicométricas de esta escala en estudiantes universitarios de Chile.

## Habilidades sociales

Las habilidades sociales se han descrito ampliamente en el ámbito de la psicología y de la educación y se han definido generalmente como: “El conjunto de respuestas verbales y no verbales, parcialmente independientes y situacionalmente específicas, a través de las cuales un individuo expresa en un contexto interpersonal sus necesidades, sentimientos, preferencias, opiniones o derechos sin ansiedad excesiva y de manera asertiva, respetando todo ello en los demás, que trae como consecuencia el autorreforzamiento y maximiza la probabilidad de conseguir refuerzo externo” (Gismero, 2000, p. 12).

A pesar de ser un concepto que acompaña prácticamente toda la historia de la psicología y la educación, aún existen muchas confusiones a la hora de definir las aunque esto no ha impedido que en las últimas décadas aumentara considerablemente el interés por su estudio, sobre todo debido a su centralidad en el desarrollo de factores protectores de psicopatología (Garaigordobil, 2006). De la misma forma, se ha investigado su relación con el déficit atencional con hiperactividad (Storebø, Skoog, Damm, Thomsen, Simonsen, & Glud, 2011) o con alexitimia (De la Fuente, Franco, & Salvador, 2010), entre otros (Eceiza, Arrieta, & Goñi, 2008; Matson, Neal, Worley, Kozlowski, & Fodstad, 2012); además, existen estudios que dan cuenta de su relevancia en el ámbito académico (Gomes & Soares, 2013; Ordaz-Hernández, 2013; Soares, Francischetto, Peçanha, Miranda, & Dutra, 2013).

El enorme interés por investigar y evaluar las habilidades sociales ha traído consigo una serie de instrumentos de distinta naturaleza y características. Muchos de ellos son traduci-

dos desde distintos idiomas, y aplicados sin mediar un análisis interno previo que permita evaluar su adecuación al contexto, o un proceso de adaptación o análisis de la pertinencia teórica del test utilizado. Esta situación acarrea problemas metodológicos, además de las dificultades de validez de contenido que hemos reseñado al comienzo. Entre algunos de los instrumentos más utilizados en idioma español encontramos el Inventario de Habilidades Sociales de Z.A.P. Del-Prette y Del-Prette (2001), adaptado en la versión argentina (Olaz, Medrano, Greco, & Del Prette, 2009), y la EHS de Gismero (2000), aunque son muchas las propuestas para evaluar las habilidades sociales (Caballo, 1993; Guaygua & Roth, 2008).

A pesar de su utilización en contextos de educación superior en Chile (Barra, 2004; Riquelme, Serrano, Fuentes, & Riquelme, 2011), la EHS aún no cuenta con un estudio publicado que incluya indicadores de fiabilidad, así como un análisis de la estructura multidimensional propuesta, por lo que el objetivo del presente artículo es comprobar las propiedades psicométricas del instrumento, a través de un análisis factorial por procedimientos confirmatorios (AFC), y estudiar el ajuste de la estructura hexadimensional, empíricamente derivada por Gismero (2000), en la misma línea del estudio de Merrell (1993), quien planteó una estructura empíricamente derivada de seis dimensiones para las *School Social Behavior Scales*.

## Método

### Participantes

La población de este estudio corresponde a estudiantes universitarios de primer año. La muestra incluyó a 1206 estudiantes, de los cuales 724 eran mujeres y 482 hombres, que representaban al 60 y 40% del total, respectivamente. El muestreo utilizado fue no probabilístico incidental. Todos los integrantes de la muestra fueron participantes del Programa de Preparación para el Ingreso a la Vida Universitaria desarrollado por la Universidad Católica de Chile. La edad promedio de la muestra fue de 19.35 años ( $DT = 1.95$ ).

### Instrumentos

La EHS está compuesta por 33 ítems, 28 de ellos redactados (en sentido inverso) para detectar la falta de aserción o déficit en habilidades sociales, y cinco de ellos redactados en sentido directo, con cuatro alternativas de respuesta. El análisis factorial de esta escala reveló la presencia de 6 factores de primer orden: (a) autoexpresión en situaciones sociales; (b) defensa de los propios derechos como consumidor; (c) expresión de enfado o conformidad; (d) decir no y cortar interacciones; (e) hacer peticiones, y (f) iniciar interacciones positivas con el sexo opuesto. Además, de dos factores de segundo orden: *F1*) conducta asertiva, y *F2*) habilidades heterosociales (Gismero, 2000). La autora plantea que *F1* está definido por un peso positivo de los factores (a) y (f) y saturaciones negativas de los factores (c) y (d); *F2* se define con los pesos positivos de los factores (b) y (e) (Gismero, 2000). Cabe señalar que en la tabla 3.4 del Manual de la EHS, se presentan las cargas factoriales de los factores de primer orden en los de segundo orden (*F1* y *F2*); es posible observar

que el factor (a) presenta pesos elevados y positivos tanto en *F1* (.71) como en *F2* (.74), lo cual no se explicita en la descripción de los factores de segundo orden, y la autora refiere que se debe tratar de un error en la tabla, refiriéndose al valor .74 sin contar con los datos como para precisar el valor de dicha saturación (E. Gismero, comunicación personal, marzo, 2012). Teniendo en cuenta lo señalado, se desestimó la consideración de la carga del factor (a) en *F2* para la especificación del modelo, para, de este modo, utilizar el modelo original propuesto por la autora.

El formato de respuesta es una escala ordinal, tipo Likert, de cuatro puntos. La persona evaluada debe seleccionar una de entre cuatro alternativas expresadas así: A: *no me identifico en absoluto; la mayoría de las veces no me ocurre o no lo haría*. B: *más bien no tiene que ver conmigo, aunque alguna vez me ocurra*. C: *me describe aproximadamente, aunque no siempre actúe o me sienta así*. D: *muy de acuerdo, y me sentiría o actuaría así en la mayoría de los casos*.

Los ítems redactados de forma directa se puntúan como sigue: A = 1, B = 2, C = 3, D = 4; si la redacción del elemento es inversa, se puntúa: A = 4, B = 3, C = 2 y D = 1. Una mayor puntuación global indica que la persona tiene más habilidades sociales y más capacidad de aserción en distintos contextos.

El cuestionario de Autoconcepto Forma 5 (AF5; García & Musitu, 2014) consta de cinco subescalas: la académico/laboral (ítems 1, 6, 11, 16, 21 y 26), social (ítems 2, 7, 12, 17, 22 y 27), emocional (ítems 3, 8, 13, 18, 23 y 28), familiar (ítems 4, 9, 14, 19, 24 y 29) y físico (ítems 5, 10, 15, 20, 25 y 30). Los ítems se encuentran en una escala entre 1 y 99 puntos, donde 1 = *totalmente en desacuerdo* y 99 = *totalmente de acuerdo*. El instrumento ha demostrado buenos índices de fiabilidad, con un coeficiente alfa de Cronbach = .80 para la escala y alfa de Cronbach con puntajes sobre .75 para cada factor (E. Riquelme & Riquelme, 2011) y evidencias a favor de la validez de su estructura multidimensional, a través de procedimientos exploratorios, confirmatorios y análisis de validez discriminante (Bernal, 2006; García & Musitu, 2014; García, Musitu, E. Riquelme & Riquelme, 2011; Núñez, 2006).

### Procedimiento

La administración de los instrumentos tuvo lugar en dependencias de la Universidad Católica de Temuco, Chile. La aplicación se realizó voluntariamente, a través de carta de consentimiento, durante las primeras semanas del inicio de actividades académicas, como parte de un proceso implementado de mecanismos de apoyo a los estudiantes novatos de la universidad. Las pruebas se aplicaron de forma colectiva y se aseguró la confidencialidad de los resultados. Los participantes contestaron en función de la solicitud de la universidad y sus intereses, desconociendo que también se realizaría un estudio psicométrico del cuestionario de habilidades sociales en el momento de responder los instrumentos con la finalidad de reducir el efecto de la deseabilidad social.

El instrumento se aplicó en su versión original. Los resultados de las pruebas realizadas se entregaron a los estudiantes con posterioridad en un proceso de retroalimentación. Este ha sido implementado por el programa del Centro de Recursos para el Aprendizaje, el cual ha velado porque

sus evaluaciones se ajusten a las normas éticas de la investigación y de la Universidad Católica de Temuco.

## Análisis de datos

Para los análisis y cálculo de estadísticos descriptivos, se utilizó el programa de IBM SPSS v.16. Se calculó la mediana, la desviación estándar, la asimetría y curtosis y la Z de Kolmogorov-Smirnov para caracterizar los datos de la muestra.

El análisis de ítems se realizó utilizando el programa R v.2.14.0 (R Development core team, 2011). Siguiendo las directrices propuestas por Carretero-Dios & Pérez (2005), se calculó la correlación poliserial (Olsson, Drasgow, & Dorans, 1982) de cada ítem con el puntaje por factor; y con el puntaje total del test, descontando el ítem en cuestión para cada caso. Como punto de corte para las correlaciones, se siguió el planteamiento de Nunnally y Bernstein (1995), quienes señalan que “un límite de .3 es una guía arbitraria para definir un reactivo discriminante” (p. 340).

Posteriormente, se utilizó el programa Microsoft Office Excel para valorar la fiabilidad a través del cálculo del coeficiente alfa ordinal (Elosua & Zumbo, 2008; Zumbo, Gardeman, & Zeisser, 2007), el cual es sugerido por los autores para el cálculo de la fiabilidad cuando los indicadores presentan una escala de tipo ordinal. Este coeficiente describe el grado en que cada ítem está asociado con cada uno de los otros ítems que conforman un mismo factor, describiendo además la coherencia de la prueba, de acuerdo con la estructura planteada, y describiendo de manera particular en qué medida las respuestas altas coinciden con las altas y las bajas con las bajas en los ítems. Además del alfa ordinal por factor, se calculó el alfa ordinal para el total de la escala.

Se utilizó el programa LISREL v.8.8 (Jöreskog & Sörbom, 2006) para realizar un AFC, partiendo del modelo a priori (modelo 1) de la estructura propuesta por Gismero (2000). A través del AFC se pretendió observar en qué medida el modelo teórico de seis factores, con dos factores de segundo orden (fig. 1), propuesto por la autora del instrumento, se ajusta a los datos muestrales utilizados. Para ello, se realizó la estimación de parámetros a través del método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS, del acrónimo en inglés: *Unweighted Least Squares*), sobre la matriz de correlaciones policóricas entre los ítems, dada la escala de tipo ordinal de los mismos y en concordancia con lo sugerido por Forero, Maydeu-Olivares y Gallardo-Pujol (2009), Fornell y Bookstein (1982) y Yang-Wallentin, Jöreskog y Luo (2011).

Se seleccionaron los siguientes índices de bondad de ajuste: el índice ajustado de bondad de ajuste, cuyo valor debe ser  $\geq .90$  para aceptar el modelo; el valor de  $p$  asociado con el estadístico Chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), que prueba el modelo nulo frente al hipotetizado o propuesto. No resultar estadísticamente significativo ( $p > .05$ ) puede interpretarse como indicador de un adecuado ajuste del modelo a los datos. Sin embargo, se debe tener en cuenta la sensibilidad de esta prueba al tamaño muestral, que habitualmente tiende a presentar diferencias estadísticamente significativas en muestras grandes (Fujikoshi, 2000; García-Cueto, Álvaro & Miranda, 1998). De esta forma, se incorporó la diferencia  $\chi^2/df$ ; esta se considera un buen indicador si el resultado oscila entre uno y tres o, de manera más laxa, si el resultado de la diferencia es  $\leq 5$  (Carmines & McIver, 1981; Jöreskog, 1970).

También, como índice que se basa en la comparación del modelo con uno alternativo (Batista-Foguet, Coenders & Alonso, 2004; Carretero-Dios & Pérez, 2005) se incluyó el índice de ajuste comparativo (CFI), que compara la mejora en el ajuste del modelo en cuestión con un modelo nulo para evaluar el grado de pérdida que se produce en el ajuste al cambiar del modelo propuesto al modelo nulo (Hu & Bentler, 1999); para aceptar el modelo propuesto, su valor debe ser  $\geq .95$ . Entre los índices basados en las covarianzas se optó por el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). En este caso, el modelo presentaría un ajuste aceptable si el valor fuera  $< .07$  (Steiger, 2007); valores  $\leq .06$  indicarían un buen ajuste (Hu & Bentler, 1999).

Además se considera el índice de ajuste no normado (NNFI o TLI), que refleja la proporción de información total explicada por un modelo; debido a que este índice no se encuentra normalizado, sus valores pueden adoptar valores fuera del rango 0 y 1; “...un valor de .97 parece ser más razonable como una indicación de buen ajuste del modelo que el punto de corte a menudo fijado en .95” (Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003, p. 41). Así, también se incluyó la raíz del residuo estandarizado medio (SRMR), que corresponde a la raíz cuadrada del promedio de residuales ajustados estandarizada; valores inferiores o cercanos a .08 indican un buen ajuste. Este indicador es utilizado en la propuesta de Hu & Bentler (1999) de la estrategia de presentación de dos índices, en la cual presentan valores de punto de corte para el SRMR (.09) en conjunto con valores de punto de corte para CFI (.96), RMSEA (.06) y NNFI (.96).

Debido a la conveniencia de comparar el ajuste de ambos modelos, se incorporaron dos índices de ajuste especialmente desarrollados para ello: el índice AIC (*Akaike Information Criterion*), índice comparativo entre modelos, debiendo elegir el modelo que presente un menor valor AIC (Schermelleh-Engel et al., 2003); valores más cercanos a cero indican un mejor ajuste; y el índice ECVI (*Expected Cross Validation Index*), que mide la discrepancia entre la matriz de covarianzas implicada en la muestra analizada y la matriz de covarianzas esperada para otra muestra del mismo tamaño. Cuando se están comparando modelos, el menor valor de ECVI indica el modelo con mejor ajuste (Schermelleh-Engel et al., 2003). Por último, se calculó la razón de verosimilitud (Bollen, 1989; Jöreskog, 1979) para determinar si la mejora en el ajuste de un modelo a otro es estadísticamente significativa, entendida como la diferencia entre los Chi-cuadrados de los modelos que se deben comparar, con la diferencia entre los grados de libertad asociados a cada modelo, como grados de libertad.

Como otra fuente de validez, se analizó la validez discriminante, correlacionando los resultados de la EHS con los obtenidos de la aplicación a la misma muestra del AF5, el cual fue diseñado para medir cinco dimensiones de autoconcepto: académico/profesional, social, emocional, familiar y físico (García & Musitu, 2014). Como criterio para valorar las cargas factoriales se consideró un valor  $\lambda \leq .30$  (Kline, 2000).

## Resultados

De acuerdo con lo esperable dada la escala de tipo ordinal de los ítems de la EHS, todos ellos presentaron una distribu-

ción que difiere significativamente ( $p < .01$ ) de la distribución normal. Los valores de todas las desviaciones estándares son próximos a 1, por lo que se puede plantear que existe amplia variabilidad en las respuestas a los ítems.

En la tabla 1 se puede observar que 20 ítems presentaron una baja correlación poliserial con el factor al que pertenecen. Ocho ítems (5, 7, 10, 17, 24, 28, 31 y 32) presentaron baja correlación poliserial con puntaje total del test, de los

cuales, solo el ítem siete presentó una buena correlación poliserial con su factor *e*).

De lo anterior se puede concluir que existirían siete ítems que podrían requerir la necesidad de revisión. Sin embargo, seis de dichos ítems presentaron cargas factoriales adecuadas en el factor al que pertenecen (ítems 5, 10, 24, 31, 32 y 28). Los ítems 3, 7, 16, 17, 22 y 25 presentaron bajas cargas factoriales (fig. 1) en el factor al que pertenecen

**Tabla 1** Coeficiente de correlación poliserial ítem-factor e ítem-total

Ítem	Factor	Ítem-factor	Error estándar	Ítem-total	Error estándar
1.(*)	a	0.52	0.02	0.46	0.02
2.(*)	a	0.48	0.02	0.48	0.02
10. Tiendo a guardar mis opiniones para mí mismo	a	0.13**	0.03	0.19**	0.03
11.(*)	a	0.31	0.03	0.39	0.03
19.(*)	a	0.24**	0.03	0.30	0.03
20.(*)	a	0.29**	0.03	0.43	0.02
28. Me siento turbado o violento cuando alguien del sexo opuesto me dice que le gusta algo de mi físico	a	0.08**	0.03	0.19**	0.03
29.(*)	a	0.40	0.03	0.43	0.02
3.(*)	b	0.28**	0.03	0.49	0.02
4.(*)	b	0.33	0.03	0.52	0.02
12.(*)	b	0.37	0.03	0.66	0.02
21.(*)	b	0.74	0.02	0.55	0.02
30.(*)	b	0.37	0.03	0.53	0.02
13.(*)	c	0.17**	0.03	0.43	0.03
22.(*)	c	0.29**	0.03	0.46	0.02
31. Me cuesta mucho expresar agresividad o enfado hacia el otro sexo aunque tenga motivos justificados	c	0.04**	0.04	0.13**	0.04
32. Muchas veces prefiero ceder, callarme o “quitarme de en medio” para evitar problemas con otras personas	c	0.03**	0.03	-0.17**	0.03
5. Si un vendedor insiste en enseñarme un producto que no deseo en absoluto, paso un mal rato para decirle “NO”	d	0.12**	0.03	0.25**	0.03
14.(*)	d	0.19**	0.03	0.31	0.03
15.(*)	d	0.35	0.03	0.54	0.02
23.(*)	d	0.21**	0.03	0.38	0.03
24. Cuando decido que no me apetece volver a salir con una persona, me cuesta mucho comunicarle mi decisión	d	0.13**	0.03	0.09**	0.03
33.(*)	d	0.72	0.01	0.48	0.02
6.(*)	e	0.18**	0.03	0.41	0.03
7.(*)	e	0.66	0.02	0.15**	0.03
16.(*)	e	0.64	0.02	0.50	0.02
25.(*)	e	0.26**	0.03	0.41	0.03
26.(*)	e	0.20**	0.03	0.48	0.02
8.(*)	f	0.32	0.03	0.50	0.02
9.(*)	f	0.17**	0.03	0.51	0.02
17. No me resulta fácil hacer un cumplido a alguien que me gusta	f	0.05**	0.03	0.26**	0.03
18.(*)	f	0.24**	0.03	0.38	0.03
27.(*)	f	0.15**	0.03	0.38	0.03

(\*)Se ha omitido el contenido del ítem para resguardar los derechos de autor, acorde con lo sugerido por los editores de Editorial TEA.

\*\*Valor inferior a criterio .30 (Nunnally & Berstein, 1995).



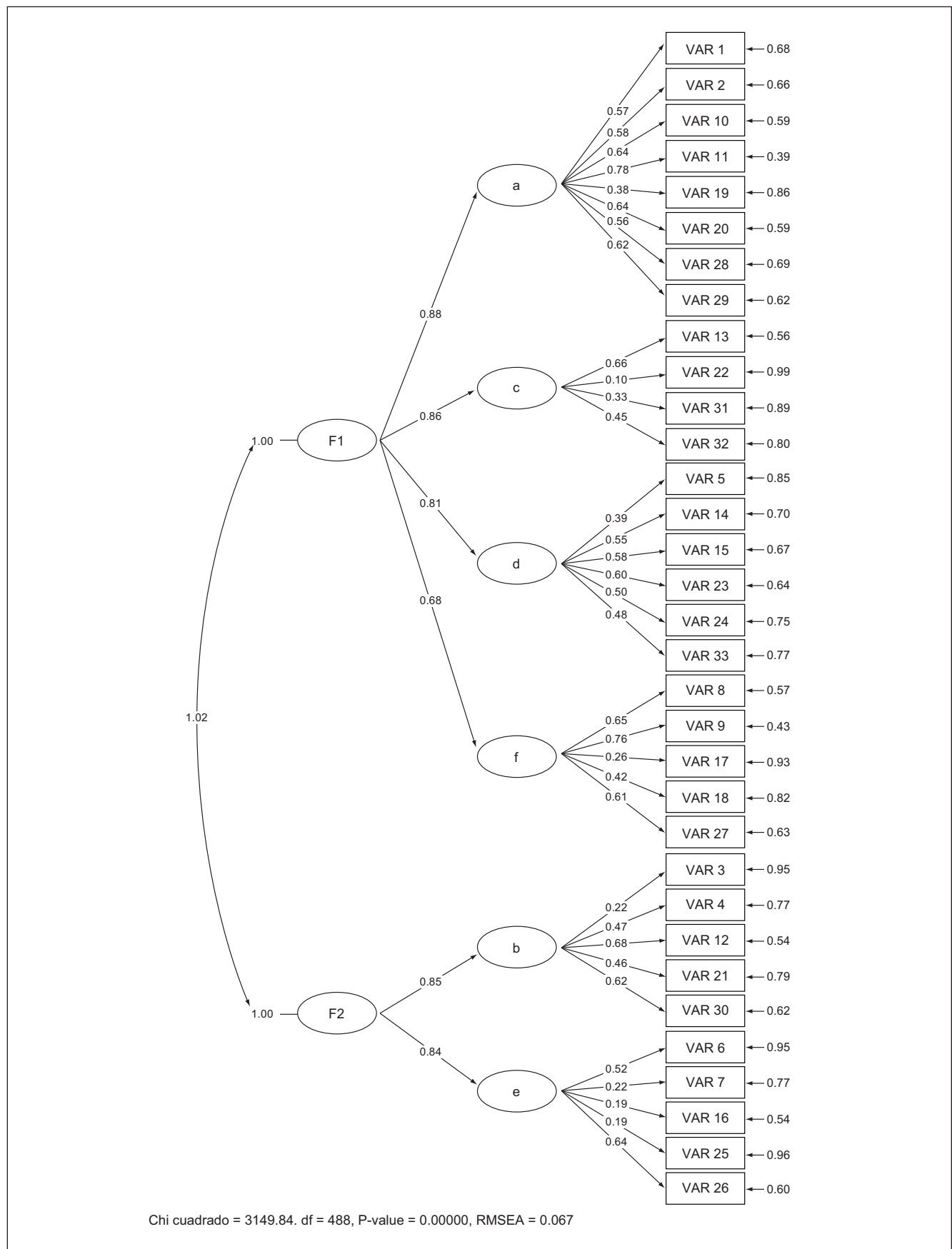


Figura 1. Modelo factorial de seis factores de primer orden y dos factores de segundo orden (modelo 1).

teóricamente, por lo que estos ítems podrían requerir revisión. En particular, el ítem 17 presenta valores bajos para la correlación ítem-factor, ítem-total y carga factorial, por lo que podría ser un ítem considerado para ser eliminado.

En cuanto al análisis de fiabilidad, abordado desde la perspectiva de la consistencia interna, el alfa ordinal para el total de la escala fue de .91, valor que representa un buen nivel de fiabilidad. El valor del alfa ordinal para las seis subescalas o factores fue de 0.83, 0.62, 0.39, 0.72, 0.37 y 0.48, respectivamente.

El modelo 1 presentó un buen ajuste del modelo a los datos ( $\chi^2 = 3149.84$ ;  $\chi^2/\text{gl} = 6.46$ ; índice ajustado de bondad de ajuste = 0.95; CFI = 1.00; RMSEA = 0.067; NNFI = 1.03; SRMR = 0.057; AIC = 3295.84; ECVI = 2.74). Frente al valor impropio de la correlación entre los dos factores de segundo orden ( $r = 1.02$ ) al utilizar la matriz de correlaciones policóricas, se realizó un AFC utilizando la matriz de correlaciones momento-producto de Pearson, el cual determinó una correlación muy elevada entre los factores de segundo orden ( $r = .98$ ), lo que fundamentó el planteamiento de un modelo anidado (modelo 2) que consideró seis factores de primer orden y un factor general de segundo orden (fig. 2), el cual presentó un ajuste levemente mejor a los datos ( $\chi^2 = 3153.99$ ;  $\chi^2/\text{gl} = 6.45$ ; índice ajustado de bondad de ajuste = 0.95; CFI = 1.00; RMSEA = 0.067; NNFI = 1.02; SRMR = 0.057; AIC = 3297.99; ECVI = 2.74), que el ajuste presentado por el modelo 1 y evitó la invalidación del modelo al no presentar soluciones impropias en la muestra de estudiantes chilenos.

La razón de verosimilitud para la comparación de modelos presentada en la tabla 2 muestra que la mejora en el ajuste de los modelos a los datos fue estadísticamente significativa ( $p \leq .05$ ).

En cuanto a la validez discriminante, las características de la correlación entre el puntaje total de la EHS y el puntaje total del AF5 indicaron que ambas escalas miden constructos diferentes. Y, tal como es esperable, se evidenció una relación entre autoconcepto y habilidad social, con una intensidad media y positiva ( $r = .36$ ;  $p < .05$ ). Así, también de acuerdo con lo esperado, se evidenció una correlación de intensidad media y positiva ( $r = .32$ ;  $p < .05$ ) entre el puntaje total de la EHS y el factor 2 (autoconcepto social) del AF5. Por otra parte, se observó una correlación de intensidad media y positiva ( $r = .38$ ;  $p < .05$ ) entre el puntaje total de la EHS y el factor 3 (autoconcepto emocional) del AF5. Correlación que puede ser comprendida al considerar el componente social presente en tres de los siete ítems que componen dicho factor y que la mayor correlación interfactor del factor 3 es con el factor 2 ( $r = .18$ ).

ción poliserial con el factor al que pertenecen y con el total de la escala, considerando que los ítems presentaron una adecuada carga factorial y el buen nivel de confiabilidad evidenciado en la escala general. Sin embargo, los seis ítems (3, 7, 16, 17, 22 y 25) que presentan una baja carga factorial en el factor al que pertenecen teóricamente requerirían una revisión, en particular, el ítem 17 podría ser eliminado por presentar bajos valores en todos los criterios evaluados. Sin embargo, ello escapa al objetivo de esta investigación. Posibles fuentes de variabilidad no controladas como el tipo de muestreo, la utilización del instrumento en su versión original (no adaptado) pueden influir en los resultados encontrados.

Estos avalan la modificación de la estructura del modelo planteado originalmente, cambiando los dos factores de segundo orden propuestos por un factor general de segundo orden al que se encuentran asociados los seis factores de primer orden y que podría denominarse habilidades sociales.

Como conclusión, se plantea que la EHS de Gismero es una escala fiable y cuyo modelo estructural original se ajusta a la muestra utilizada, aunque es necesario considerar que los índices de fiabilidad por factor presentan valores bajos. La EHS presenta una adecuada validez discriminante, en relación con los factores y con el puntaje total del AF5, por lo cual, se considera que es un instrumento recomendable para la evaluación de las habilidades sociales en estudiantes universitarios chilenos. Los resultados orientan hacia una modificación en la estructura factorial originalmente propuesta y consideran un constructo general que representa la habilidad social.

Como sugerencia para futuros estudios al respecto de la EHS de Gismero, se propone superar las principales limitaciones del presente estudio, considerando un AFC multi-muestra, utilizando muestras representativas en el ámbito nacional, comparando el ajuste del modelo 1 y del modelo 2, prestando particular atención al ítem 17 para evaluar la conveniencia de conservarlo. Además, se sugiere realizar un estudio de los ítems 3, 7, 16, 17, 22 y 25. Si los resultados concordaran con los evidenciados en esta investigación, habría que evaluar el contenido y propiedades psicométricas de los mismos sin descartar la necesidad de adaptación del instrumento. Por último, se sugiere considerar un estudio de consistencia longitudinal y validez convergente, teniendo en cuenta que “los modelos, claro está, nunca son ciertos, pero afortunadamente solo es necesario que sean útiles. Para lo cual, por lo general, solamente es necesario que no se encuentren groseramente errados” (Box, 1979, p. 2).

## Discusión

El propósito de este estudio es comprobar el ajuste del modelo original planteado por Gismero (2000) a datos obtenidos de una muestra de estudiantes universitarios de Chile, a través de un AFC. Se evidencia una buena confiabilidad de la escala general, como consistencia interna (alfa ordinal = .91), y el modelo presenta un buen ajuste a los datos. Se desestimó el requerimiento de revisión de seis de los siete ítems (5, 10, 24, 28, 31 y 32) que presentaron una baja correla-

**Tabla 2** Comparación de modelos a través de la razón de verosimilitud

Modelos comparados	Razón de verosimilitud
Modelo 1 - Modelo 2	= 3153.99-3149.84/489-488 = 4.15/1**

\*\* Significación estadística con  $p \leq .05$ .

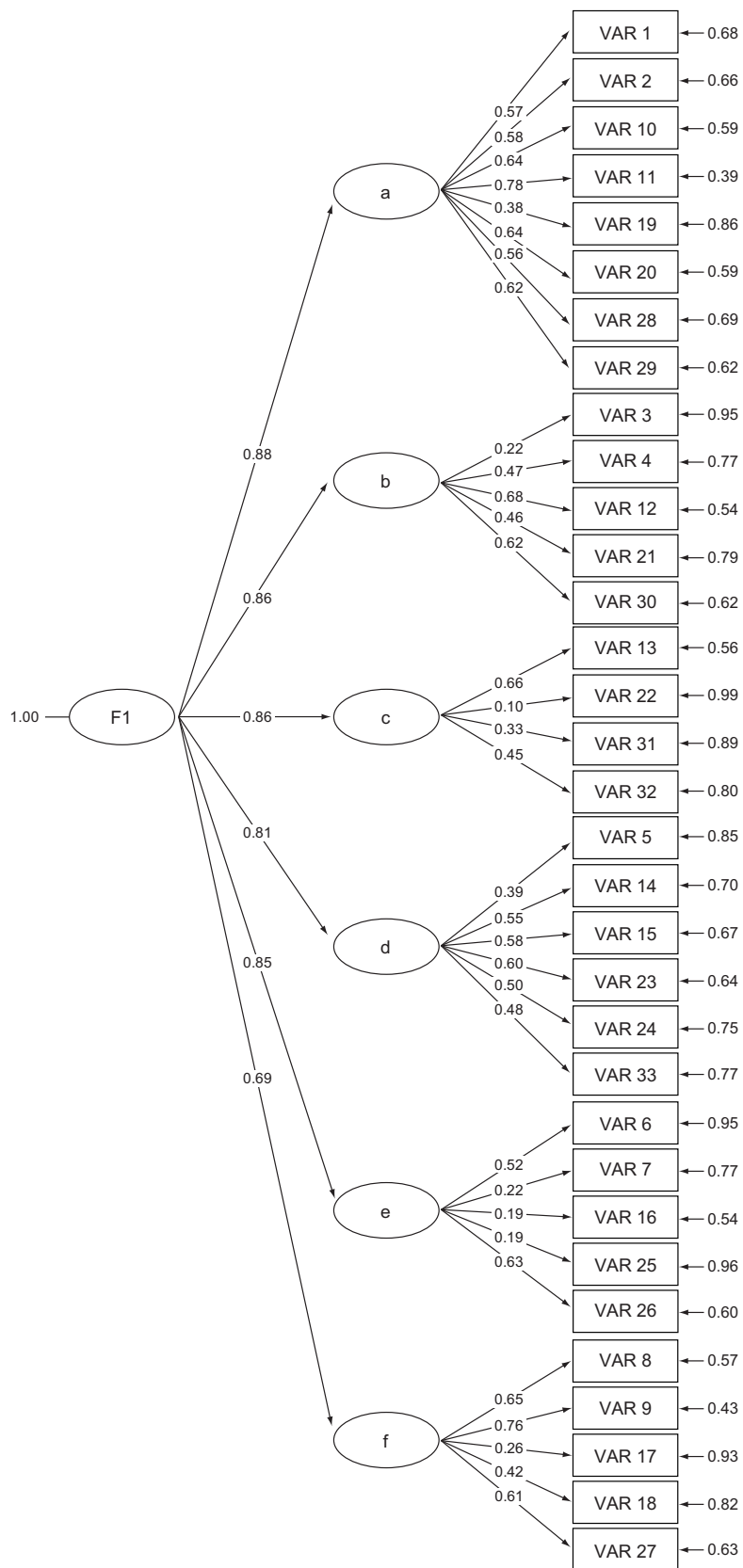


Figura 2. Modelo de seis factores de primer orden y un factor general de segundo orden (modelo 2).



## Agradecimientos

Los autores agradecen la ayuda recibida del Programa de Preparación para el Ingreso a la Vida Universitaria de la Universidad Católica de Temuco, Chile.

## Referencias

- Barra, E. (2004). Validación de un inventario de rol sexual construido en Chile. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 36(1), 97-106.
- Batista-Foguet, J., Coenders, G., & Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122(Suppl 1), 21-27.
- Bernal, I.R. (2006). Influence of the self-esteem in the improvement of the resistance in teenagers. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 6(23), 131-137.
- Bollen, K.A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. New York, NY: Wiley.
- Borsboom, D., Mellenbergh, G., & van Heerden, J. (2004). The Concept of Validity. *Psychological Review*, 111(4), 1061-1071.
- Box, G.E.P. (1979). Some problems of statistics and everyday life. *Journal of the American Statistical Association*, 74(365), 1-4.
- Caballo, V.E. (1993). Relaciones entre diversas medidas de autoinformes y conductuales de las habilidades sociales. *Psicología Conductual*, 1(1), 73-99.
- Carmines, E.G., & McIver, J.P. (1981). Analyzing models with unobservable variables. En Bollen, K.A. & Jöreskog, K.G. (Eds.), *Social measurement: Current issues* (pp. 65-115). Beverly Hills, CA: Sage.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- Cross, D.I., & Hong, J.Y. (2012). An ecological examination of teachers' emotions in the school context. *Teaching and Teacher Education*, 28(7), 957-967.
- De la Fuente, M., Franco, C., & Salvador, M. (2010). Efectos de un programa de meditación (*mindfulness*) en la medida de la alexitimia y las habilidades sociales. *Psicothema*, 22(3), 369-375.
- De Oliveira, S.D. (2003). *Competência Emocional: Um Enfoque Reflexivo Para A Prática Pedagógica* (tesis doctoral inédita). Universidad Autónoma de Barcelona: Barcelona, España.
- Del Prette, Z.A.P., & Del Prette, A. (2001). *Inventário de Habilidades Sociais (IHS-Del-Prette-Del-Prette): Manual de aplicação, apuração e interpretação*. São Paulo, Brasil: Casa do Psicólogo.
- Eceiza, M., Arrieta, M., & Goñi, A. (2008). Habilidades sociales y contextos de la conducta social. *Revista de Psicodidáctica*, 13(1), 11-26.
- Elosua, P., & Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Forero, C.G., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: A Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Structural Equation Modeling*, 16(4), 625-641.
- Fornell, C., & Bookstein, F.L. (1982). Two structural equation models: LISREL and PLS applied to consumer exit-voice theory. *Journal of Marketing Research*, 19(4), 440-452.
- Fujikoshi, Y. (2000). Transformations with improved chi-squared approximations. *Journal of Multivariate Analysis*, 72(2), 249-263.
- Garaigordobil, M. (2006). Psychopathological symptoms, social skills, and personality traits. *Spanish journal of psychology*, 9(2), 182-192.
- García, F., & Musitu, G. (2014). *AF5: Autoconcepto forma 5* (4.ª ed.). Madrid: TEA.
- García, F., Musitu, G., Riquelme, E., & Riquelme, P. (2011). Un análisis factorial confirmatorio del cuestionario de Autoconcepto Forma 5 con adultos jóvenes de España y Chile. *Spanish Journal of Psychology*, 14(2), 648-658.
- García-Cueto, E., Álvaro, P., & Miranda, R. (1998). Bondad de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psicothema*, 10(3), 717-724.
- Gismero, E. (2000). *EHS: Escala de Habilidades Sociales*. Madrid: TEA.
- Gomes, G., & Soares, A.B. (2013). Intelligence, social skills and academic expectations in university students' performance. *Psicologia-Reflexao e Critica*, 26(4), 780-789.
- Greenberg, L. (2002). *Emociones: Una Guía Interna*. Bilbao, España: Desclée de Brouwer, S.A.
- Gross, J. (2007). *Handbook of Emotion Regulation*. New York, NY: The Guilford Press.
- Guaygua, M., & Roth, E. (2008). Desarrollo y adaptación del Inventario de Situaciones Sociales (ISS): Validación factorial, de criterio y cálculo de confiabilidad. *AJAYU*, 6(2), 207-230.
- Hemmeter, M., Ostrosky, M., & Fox, L. (2006). Social and Emotional Foundations for Early Learning: A Conceptual Model for Intervention. *School Psychology Review*, 35(4), 583-601.
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Jöreskog, K.G. (1970). A general method for analysis of covariance structures. *Biometrika*, 57(2), 239-251.
- Jöreskog, K.G. (1979). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis with addendum. En J. Magidson (ed.), *Advances in Factor Analysis and Structural Equation Models* (pp. 21-44). New York, NY: University Press.
- Jöreskog, K.G., & Sörbom, D. (2006). LISREL 8.8 for Windows [Software de computación]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Kline, P. (2000). *Handbook of Psychological Testing* (2.ª ed.). Londres, Inglaterra: Routledge.
- Matson, J.L., Neal, D., Worley, J.A., Kozlowski, A.M., & Fodstad, J.C. (2012). Factor structure of the Matson Evaluation of Social Skills with Youngsters-II (MESSY-II). *Research in Developmental Disabilities*, 33(6), 2067-2071.
- Merrell, K.W. (1993). *School Social Behavior Scales*. Austin, TX: Pro-Ed.
- Montroy, J.J., Bowles, R.P., Skibbe, L.E., & Foster, T.D. (2014). Social skills and problem behaviors as mediators of the relationship between behavioral self-regulation and academic achievement. *Early Childhood Research Quarterly*, 29(3), 298-309.
- Nunnally, J.C., & Bernstein, I.J. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill Interamericana.
- Núñez, J. (2006). Validación de la Escala de Motivación Educativa (EME) en Paraguay. *Revista Interamericana de Psicología*, 40(2), 185-192.
- Olaz, F., Medrano, L., Greco, M., & Del Prette, Z. (2009). Argentinean adaptation of the Social Skills Inventory IHS-Del-Prette. *The Spanish Journal of Psychology*, 12(2), 756-766.
- Olsson, U., Drasgow, F., & Dorans, N.J. (1982). The polyserial correlation coefficient. *Psychometrika*, 47(3), p. 337-347.
- Ordaz-Hernández, M. (2013). La educación de habilidades sociales desde la Extensión Universitaria: propuesta de acciones. *Educare Revista*, (50), 269-283.
- Pawattana, A., Prasarnpanich, S., & Attanawong, R. (2014). Enhancing primary school students' social skills using cooperative learning in mathematics. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 112(0), 656-661.
- Prado, A. (2006). *La interacción entre el relato del mundo televisivo y de la vida real en el proceso de construcción emocional infantil* (tesis doctoral inédita). Universidad Autónoma de Barcelona, Barcelona, España.
- R Development Core Team. (2011). R: A language and environment for statistical computing [Software de computación]. Disponible en: <http://www.R-project.org>

- Riquelme, E., & Munita, F. (2011). Literatura Infantil y alfabetización emocional. *Estudios pedagógicos*, 37(1), 269-277.
- Riquelme, E., & Munita, F. (2013). Lectura mediada y escenarios paradigmáticos ficticios. "Actas del Seminario Internacional ¿Qué leer? ¿Cómo leer?, Perspectivas sobre la Lectura en la Infancia". (pp. 349-364). Chile: Ministerio de Educación de Chile.
- Riquelme, E., & Riquelme, P. (2011). Análisis psicométrico confirmatorio de la medida multidimensional del test de Autoconcepto Forma 5 en español (AF5), en estudiantes universitarios de Chile. *Psicologia, Saúde & Doenças*, 12(1), 91-103.
- Riquelme, P., Serrano, G., Fuentes, H., & Riquelme, L. (2011). Sistematización del programa de inserción a la vida universitaria de la Universidad Católica de Temuco. *Revista Perspectiva Educacional*, 50(1), 87-109.
- Sala, J., & Abarca, M. (2001). La educación emocional en el currículum. *Teoría de la Educación*, 13, 209-232.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Soares, A.B., Francischetto, V., Peçanha, A.P.C.L., Miranda, J.M., & Dutra, B.M.S. (2013). Intelligence and social competence in university adaptation. *Estudos de Psicologia*, 30(3), 317-328.
- Steiger, J.H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893-898.
- Storebø, O.J., Skoog, M., Damm, D., Thomsen, P.H., Simonsen, E., & Gluud, C. (2011). Social skills training for Attention Deficit Hyperactivity Disorder (ADHD) in children aged 5 to 18 years. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 12. (CD008223). doi: 10.1002/14651858.CD008223.pub2
- Yang-Wallentin, F., Jöreskog, K.G., & Luo, H. (2011). Confirmatory factor analysis of ordinal variables with misspecified models. *Structural Equation Modeling*, 17(3), 392-423.
- Zumbo, B.D., Gadermann, A.M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients Alpha and Theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 21-29.