

Análisis de la estructura factorial de las puntuaciones de la «Preschool and Kindergarten Behavior Scale» en población española

Juan Luis Benítez Muñoz, María del Carmen Pichardo Martínez, Trinidad García Berbén,
María Fernández Cabezas, Fernando Justicia Justicia y Eduardo Fernández de Haro
Universidad de Granada

La competencia social y el comportamiento antisocial del niño son variables de gran interés para los investigadores y los educadores. No obstante, son pocos los instrumentos de evaluación disponibles que miden ambos constructos en niños pequeños. El objetivo del estudio, pues, es examinar la validez estructural del Preschool and Kindergarten Behavior Scale for Teachers and Caregivers (PKBS-2) con el fin de comprobar el modelo teórico que mejor se ajusta a los datos obtenidos en una muestra española. En el estudio participan 1.509 alumnos (741 niños y 768 niñas) de Educación Infantil de 3 y a 6 años de edad (media= 3,78; DT= 0,815). Los datos se analizaron con el programa Statistical Package for the Social Sciences (SPSS 17.0) y el programa Structural Equations Program (EQS 6.1). Tanto el modelo de habilidades sociales como el de problemas de conducta resultantes presentan valores de ajuste adecuados, saturaciones estadísticamente significativas e índices de consistencia interna (coeficiente alfa) elevados. Finalmente, se obtiene un modelo estructural de dos factores. Un primer factor de habilidades sociales compuesto por tres variables (cooperación social, interacción social e independencia social) y un segundo factor sobre problemas de conducta con dos variables (exteriorización de problemas e interiorización de problemas).

Factor structure analysis of the Preschool and Kindergarten Behavior Scale scores in Spanish population. Social competence and antisocial behavior in children are interesting variables for researchers and educators. Nonetheless, there are few assessment instruments capable of measuring the two constructs in small children. The aim of this study is to verify the structural validity of the Preschool and Kindergarten Behavior Scale for Teachers and Caregivers (PKBS-2), in order to determine the theoretical model that best fits the data from a Spanish sample. 1509 children from preschool education (741 males and 768 females) from 3 to 6 years old (M= 3.78; SD= 0.815) participated in the study. Data was analyzed using the Statistical Package for the Social Sciences (SPSS-15.0) and the Structural Equations Program (EQS 6.1). The resulting models of social skills and behavioral problems show adequate fit indexes, statistically significant loadings, and a high internal consistency index (Cronbach's alpha). Lastly, the structural model confirms a two-factor structure: a first factor of Social Skills, comprising three variables (social cooperation, social interaction, and social independence), and a second factor of Behavior Problems, comprising two variables (externalization and internalization of problems).

A pesar de que los términos de habilidades sociales y competencia social frecuentemente se emplean de modo indistinto, la mayoría de expertos en el campo coinciden en que son conceptos independientes aunque relacionados. Según McFall (1982), las habilidades sociales son conductas específicas que un individuo debe manifestar para desenvolverse competentemente en una tarea determinada, mientras que la competencia social es un término de evaluación, basado en las conclusiones o valoraciones que hace una persona y que se apoyan en las opiniones de los demás o en

comparaciones con algunos criterios explícitos o con referencia a algún grupo normativo. Para Cummings, Kaminski y Merrell (2008) las habilidades sociales son conductas específicas que predicen la competencia social. No obstante, son relativamente pocos los instrumentos que han validado empíricamente su clasificación para llegar a una taxonomía de habilidades sociales. Una de las escalas mejor validadas es la realizada por Caldarella y Merrell (1997), quienes señalan que es posible evaluar correctamente las habilidades sociales de niños y adolescentes atendiendo a las siguientes dimensiones: relaciones con los iguales, manejo personal o autocontrol, habilidades académicas, obediencia y acatamiento, y asertividad.

Por otra parte, las investigaciones realizadas en los últimos años en psicopatología infantil han marcado dos dimensiones relativamente estables de comportamiento, a saber, la exteriorización y la interiorización de los problemas de conducta (Domenech,

Valero, Jané y Araneda, 2000; Gilliom y Shaw, 2004; Maganto y Garaigordobil, 2010; Quay, 1986; Van Lier y Koot, 2010). Los problemas de comportamiento de los niños en edad preescolar se pueden agrupar en estas dos grandes categorías, pero los síntomas específicos de comportamiento parecen ser una función, en cierta medida, de la edad y el nivel de desarrollo (Campbell, 1990; Viñas et al., 2008). El uso de instrumentos para evaluar los problemas de conducta en niños y adolescentes ha aumentado y mejorado considerablemente (Merrell, 1994a). Entre las más utilizadas se encuentran la *Child Behavior Checklist - CBCL* (Achenbach, 1991), usada para evaluación psicopatológica; el *Matson Evaluation of Social Skills with Youngsters - MESSY* (Matson, Rotatori y Hessel, 1983) para niños en edad escolar y adolescentes; y el *Social Skills Rating System - SSRS* (Gresham y Elliott, 1990), que mide aspectos evolutivos generales y se utiliza principalmente con niños en edad escolar. Según Carney y Merrell (2002), entre las escalas más consistentes y ampliamente utilizadas en lengua española están el *Child Behavior Checklist/Teacher's Report Form - CBCL-TRF* (Achenbach, 1991; Achenbach y Rescorla, 2000, 2001) y el *Behavior Assessment System for Children - BASC* (Reynolds y Kamphaus, 1992), que fueron diseñadas como instrumentos de evaluación psicopatológica.

Considerando lo anterior, una de las pocas escalas que evalúa tanto competencia social como problemas de conducta en niños pequeños es la *Preschool and Kindergarten Behavior Scale for Teachers and Caregivers - PKBS* (Merrell, 1994b, 2003). El desarrollo y estandarización de dicha escala se ha realizado usando una muestra de 2.855 niños de 3 a 6 años (Merrell, 1994a, 1996), apuntando una consistencia interna con puntuaciones de ,96 y ,97 para las habilidades sociales y problemas de conducta, respectivamente. Edwards, Whiteside-Mansell, Conners y Deere (2003) señalan una consistencia interna de las escalas de base desde ,85 a ,97 y una fiabilidad test-retest desde ,58 a ,87 (intervalo de tres semanas). En un estudio reciente, Whiteside-Mansell, Bradley y McKelvey (2009) obtuvieron índices de consistencia notable tanto en los resultados obtenidos de padres como en los de profesores: ,90 y ,96, respectivamente, para habilidades sociales; de ,77 y ,92 para interiorización de problemas; y de ,92 y ,97 para exteriorización de problemas. El análisis de la versión en español de la escala (Carney y Merrell, 2002, 2005), realizada con niños hispanos residentes en Estados Unidos de 3 a 6 años de edad, muestra puntuaciones de consistencia interna elevadas, tanto en la escala de habilidades sociales (.93) como en la de problemas de conducta (.96). En esta línea, Reyna y Brussino (2009), analizando la versión española en una muestra de niños argentinos de entre 3 y 7 años, obtuvieron índices de consistencia interna de ,86 para *cooperación social*, de ,84 para la escala de *interacción social*, de ,74 para *independencia social* y de ,88 para la escala global de *habilidades sociales*; de ,94 para la escala total de *problemas de conducta*, de ,96 para la *exteriorización de problemas* y de ,67 para la *interiorización de problemas*.

Por otra parte, la validez de constructo de la escala se ha mostrado mediante el análisis de las relaciones dentro de la misma, los resultados del análisis factorial con modelos de ecuaciones estructurales, la documentación de la sensibilidad a las diferencias de género (Merrell, 1995a); y mediante las correlaciones significativas encontradas con otras escalas de valoración del comportamiento (Merrell, 1995b). Del mismo modo, la escala ha mostrado validez convergente y discriminante en relación a otras escalas de comportamiento social (Jentsch, 1996; Jentsch y Merrell, 1996),

medidas de observación conductual (Winsler y Wallace, 2002) y a escalas de evaluación de hiperactividad (Canivez y Rains, 2002; Canivez y Bordenkircher, 2002).

Para la realización del presente estudio, la utilización de versiones previas en español del PKBS-2 (Carney y Merrell, 2002; Reyna y Brussino, 2009) fue considerada. No obstante, las diferencias en relación tanto a las características propias de la muestra objeto de estudio, las derivadas de la diferencia de evaluadores (Goodwin y Leech, 2003), las diferencias contextuales (AERA, APA y NCME, 1999), las diferencias lingüísticas (Roca, 2000) y la posible influencia del sistema educativo presente en cada estudio (Wößmann y West, 2002), fueron los argumentos esgrimidos para apoyar la realización de una escala adaptada para el contexto español.

Por todo ello, atendiendo a los supuestos teóricos y los resultados presentados, el propósito del trabajo es examinar la validez estructural de la versión española adaptada del PKBS-2 (Fernández et al., 2010) mediante un análisis factorial confirmatorio que permita comprobar el modelo teórico que mejor se ajusta a los datos obtenidos con una muestra española de niños de 3 a 5 años. Las hipótesis de trabajo que guían el estudio son las siguientes:

- 1ª La escala de *habilidades sociales* está compuesta por tres factores: *cooperación social*, *interacción social e independencia social* (Carney y Merrell, 2002, 2005; Merrell, 1994a, 1996; Reyna y Brussino, 2009).
- 2ª La escala de *problemas de conducta* está compuesta por dos factores: *exteriorización de problemas e interiorización de problemas* (Carney y Merrell, 2002, 2005; Merrell, 1994a, 1996; Reyna y Brussino, 2009).
- 3ª Las puntuaciones de las escalas anteriormente mencionadas derivarán en un modelo estructural bifactorial (Carney y Merrell, 2005; Merrell, 1995a).
- 4ª Los índices de consistencia interna de las escalas y subescalas serán altos (Edwards et al., 2003; Merrell, 1994a, 1996; Whiteside-Mansell et al., 2009)

Método

Participantes

La muestra está formada por 1.509 alumnos (741 niños y 768 niñas) entre los 3 y los 6 años de edad (media= 3,78; DT= 0,815) pertenecientes a 27 centros de Educación Infantil de Granada ubicados en zonas urbanas (18 centros, 66,7%) y rurales (9 centros, 33,3%), y de titularidad pública (12 centros, 44,4%), concertada (9 centros, 33,3%) y privada (6 centros, 22,2%). Los centros participantes se seleccionan, de forma aleatoria, de entre un conjunto de 42 centros, muestreo por conglomerados, hasta alcanzar el tamaño muestral adecuado para los análisis realizados. Tras dicho muestreo se eliminaron 60 casos de la muestra inicial (n= 1569) que presentaban datos perdidos debido a la evaluación incompleta realizada por los docentes.

La distribución del alumnado escolarizado, en función de los criterios anteriores, es la siguiente: zonas urbanas (n= 1025, 67,9%), zonas rurales (n= 484, 32,1%), centros públicos (n= 687, 45,5%), centros concertados (n= 489, 32,4%) y centros privados (n= 333, 22,1%). La prueba chi-cuadrado muestra una distribución de frecuencias homogénea y sin diferencias significativas en función de género y edad [$\chi^2(2)= 1,043$, p= ,594].

La misma muestra se utiliza para realizar la validación cruzada de los resultados, repartiéndose, de forma aleatoria, el total de sujetos entre la muestra de derivación y la muestra de confirmación.

Instrumento

La escala utilizada es la traducción y adaptación al español (Fernández et al., 2010) de la versión revisada de la *Preschool and Kindergarten Behavior Scale for Teachers and Caregivers - PKBS-2* (Merrell, 2002). La escala tiene por objetivo desarrollar un instrumento psicométricamente válido para la evaluación de las habilidades sociales y los problemas de comportamiento en niños entre los 3 y los 6 años de edad, tanto por parte de los docentes como de otros cuidadores del niño. Está formada por 76 ítems, valorados mediante una escala de tipo Likert de 4 puntos que oscila entre 0 (nunca) y 3 (con frecuencia), que permiten evaluar dichos parámetros repartidos en dos escalas diferenciadas.

En primer lugar, la escala de *habilidades sociales* (34 ítems), que comprende, a su vez, tres subescalas: *cooperación social* (12 ítems), que evalúa el ajuste social del niño en las relaciones con los adultos y los iguales; *interacción social* (11 ítems), que mide conductas y características para la adquisición y mantenimiento de la aceptación y la amistad de los otros; e *independencia social* (11 ítems), que valora comportamientos y características para la independencia social dentro del ámbito del grupo de iguales.

En segundo lugar, la escala de *problemas de conducta* (42 ítems) evalúa problemas de comportamiento a través de dos subescalas: *exteriorización de problemas* (27 ítems), que describe comportamientos perturbadores activos y no controlados por parte de los niños, reflejados hacia los demás; e *interiorización de problemas* (15 ítems), que evalúa problemas emocionales y conductuales relacionados con la ansiedad, el temor o la hipersensibilidad emocional.

Procedimiento

El primer paso de la investigación consistió en la traducción y adaptación al español de la escala original en inglés. El proceso de traducción, que siguió el esquema del método de traducción inversa (Muñiz y Hambleton, 1996), recorrió las siguientes fases: a) elaboración de dos traducciones realizadas por nativos de habla española y bilingües; b) discusión y valoración en pequeño grupo de las traducciones realizadas; c) valoración de la traducción resultante por parte de una nativa de habla inglesa bilingüe; d) traducción inversa realizada por la nativa de habla inglesa; e) discusión, evaluación de diferencias y elaboración de la versión en español; g) grupo de discusión entre investigadores y docentes de Educación Infantil para valorar la versión en español; h) elaboración de

la versión definitiva en español; i) estudio piloto del cuestionario; y j) elaboración definitiva del instrumento en versión española.

En un segundo momento se procedió a contactar con diversos centros para conocer el interés por la administración del cuestionario. Tras el contacto inicial, y en reuniones con el profesorado, se les informó sobre los objetivos del estudio, las características de la escala y el procedimiento para contestar al cuestionario. Una vez el profesorado dio su consentimiento para participar en el estudio se informó a los padres. La información a los padres se proporcionó en una reunión informativa y mediante cartas para presentarles el objetivo y la naturaleza del estudio. Finalmente, se les pidió el consentimiento para que los hijos participasen en el estudio.

Dos meses después de la reunión inicial, en noviembre, se repartieron los cuestionarios al profesorado, que voluntariamente aceptó participar en el estudio. El período transcurrido antes de la evaluación es necesario para lograr el máximo nivel de adaptación entre profesorado y alumnado, y para que el docente tenga suficiente conocimiento del alumnado para contestar con facilidad a los ítems de la escala. El tiempo de administración del instrumento fue de 10 a 15 minutos por niño. Un mes después, los investigadores recogieron los cuestionarios y se realizó el análisis estadístico.

Análisis de datos

Los datos se analizaron con el programa *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) versión 15.0, utilizando técnicas descriptivas para valorar la posibilidad del análisis factorial. Por otro lado, se utiliza el *Structural Equations Program - EQS 6.1* (Bentler, 2004) para analizar la asimetría, la curtosis univariada y la curtosis multivariada asociadas a los ítems del cuestionario, así como para realizar los análisis confirmatorios. Los análisis factoriales confirmatorios jerárquicos realizados derivan del modelo *a priori* establecido por el autor y toma como base análisis realizados por otros investigadores (Carney y Merrell, 2002, 2005; Edwards et al., 2003; Reyna y Brussino, 2009). El análisis factorial confirmatorio se realiza con el objetivo de validar y confirmar la bondad de ajuste de las escalas del *PKBS-2*, así como confirmar la bondad de ajuste del modelo estructural propuesto con población española. Para la evaluación del ajuste se utiliza la prueba del ji-cuadrado, que ayuda a mostrar el conveniente ajuste datos-modelo aunque, por su sensibilidad al tamaño muestral (Eren, 2009; Tomás y Oliver, 2004), fue necesario complementarla con índices de ajuste absoluto (*Goodness of Fit Index*, $GFI \geq .90$; *Root Mean Square Residual*, $RMSR \leq .08$; y *Root MSE of Approximation*, $RMSEA \leq .08$), índices de ajuste incremental (*Normed Fit Index*, $NFI \geq .90$, *Non-Normed Fit Index*, $NNFI \geq .90$, *Comparative Fit Index*, $CFI \geq .90$, y *Adjusted Goodness of Fit Index*, $AGFI \geq .90$), índice de parsimonia (*Akaike Information Criterion*, AIC). Además, y dado el carácter de los datos, se utilizaron indicadores para el tratamiento de datos no normales (*Satorra-Bentler ji-square*, S-B χ^2 ; *McDonald's Fit Index*, $MFI \geq .90$; *Bollen's Fit Index*, $IFI \geq .90$).

Resultados

El análisis descriptivo de los ítems de las escalas de habilidad social y de problemas de conducta, en relación con la asimetría, curtosis univariada y multivariada (coeficiente de Mardia) permitirán ver la distribución de los datos, facilitando así la elección del estimador más adecuado para los análisis confirmatorios (Edwards et al., 2003; Muthen y Kaplan, 1985).

Tabla 1
Distribución de la muestra según sexo y edad

		3 años	4 años	5 años	Total
Niños	n	370	152	219	741
	% del total	24,5%	10,1%	14,5%	49,1%
Niñas	n	403	153	212	768
	% del total	26,7%	10,1%	14,0%	50,9%
Total	n	773	305	431	1509
	% del total	51,2%	20,2%	28,6%	100,0%

Para valorar la factibilidad del estudio factorial se analizan los valores de la matriz de correlaciones de ambas escalas en relación con la prueba de esfericidad de Bartlett y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Los valores de la prueba de esfericidad de Bartlett para la escala de *habilidades sociales* ($\chi^2= 32046,66, p<,001$) y para la escala de *problemas de conducta* ($\chi^2= 47088,60, p<,001$) señalan que la matriz de correlaciones de la población no es una matriz identidad. Del mismo modo, los valores de la prueba KMO para ambas escalas (.97 y .98, respectivamente) señalan que la factorización de la matriz de correlaciones es factible.

Análisis factorial confirmatorio de la escala de habilidades sociales

El análisis inicial de los ítems muestra que todos ellos presentan asimetría negativa (en algunos ítems próxima a 2) y valores de curtosis univariada y multivariada (Coeficiente de Mardia= 526,3167, Estimación normalizada= 206,9543) que indican que la distribución de los ítems se aleja de la distribución normal multivariada, lo que implica la utilización de estimadores robustos.

Los resultados del modelo a priori de la escala muestran índices de ajuste no adecuados (NFI= ,775; NNFI= ,781; CFI= ,795; IFI= ,795; MFI= ,265; RMSEA= ,071), por lo que procede ajustar el modelo final. Como procedimiento de depuración se opta por eliminar aquellos ítems con una saturación factorial inferior a ,40 y un

error asociado a la varianza no explicada del mismo superior a ,80. Del mismo modo, se eliminan los ítems que presentan saturaciones altas (>,50) en dos o más factores. Por último, y para conocer la relación entre variables que ayuden a ajustar el modelo, se utiliza el *Test de Lagrange*, que permite evaluar los parámetros que, fijados a cero, provocarían una mejora significativa del ajuste global.

Teniendo en cuenta los criterios anteriores se eliminan los ítems: 1 «*Es independiente cuando juega o trabaja*», 2 «*Es cooperativo*», 12 «*Utiliza bien su tiempo libre*», 13 «*Acepta separarse de los padres sin problemas*», 21 «*Invita a otros niños a jugar*», 25 «*Comparte sus juguetes y otras pertenencias*», 26 «*Defiende sus derechos*», 27 «*Se disculpa cuando ofende a otros sin querer*», 28 «*Cuando es apropiado, se compromete con propuestas ajenas*», y 34 «*Muestra afecto por otros niños*».

El modelo resultante presenta valores de ajuste adecuados, todas las saturaciones resultan estadísticamente significativas ($p<,001$) oscilando entre ,460 y ,844 (tabla 2). El primer factor, *Cooperación social*, está compuesto por 8 ítems con saturaciones superiores a ,70. El segundo factor, *Interacción social*, formado por 8 ítems, presenta saturaciones factoriales elevadas, siendo los ítems 24 —*Busca el apoyo de un adulto cuando se encuentra mal*— y 15 —*Pide ayuda a un adulto cuando la necesita*— los que presentan una relación con el factor más baja. Finalmente, el tercer factor, *Independencia social*, compuesto por 8 ítems, presenta saturaciones elevadas en todos ellos, con una saturación más baja de

Tabla 2
Saturaciones factoriales de los ítems de la Escala de Habilidades Sociales en cada uno de los factores e índices de ajuste

Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3							
7	,837									
10	,739									
16	,669									
22	,754									
23	,844									
29	,816									
30	,777									
32	,716									
5		,755								
14		,652								
15		,522								
17		,777								
19		,708								
20		,829								
24		,494								
33		,748								
3			,758							
4			,732							
6			,819							
8			,460							
9			,784							
11			,824							
18			,608							
31			,559							
S-B χ^2	GI	AIC	NFI	NNFI	CFI	IFI	MFI	RMSEA	α	
Ajuste modelo	1029,7293*	200	629,729	,919	,923	,933	,934	,860	,052**	,94
Factor 1 (<i>Cooperación Social</i>), Factor 2 (<i>Interacción Social</i>) y Factor 3 (<i>Independencia Social</i>) * $p<,001$; ** Intervalo de confianza al 90% para RMSEA (.049 - .056)										

,46 en el ítem 8 —*Intenta hacer la tarea antes de pedir ayuda*—. El índice de consistencia interna (coeficiente alfa) para la escala de *habilidades sociales* es de ,94. Si atendemos a los factores, encontramos índices de consistencia interna elevados: *Cooperación social* ,93; *Interacción social* ,91; e *Interacción social* ,88.

Análisis factorial confirmatorio de la escala de problemas de conducta

El análisis inicial de los ítems muestra que todos ellos presentan asimetría positiva (en algunos ítems próxima a 2) y valores de curtosis univariada y multivariada (Coeficiente de Mardia= 681,1587, Estimación normalizada= 223,3834) que indican que la distribución de los ítems se aleja de la distribución normal multivariada, lo que implica la utilización de estimadores robustos.

Los resultados del modelo a priori de la escala muestran índices de ajuste no adecuados (NFI= ,757; NNFI= ,762; CFI= ,774; IFI=

,774; MFI= ,076; RMSEA= ,079), por lo que procede ajustar el modelo final. Para lograr el ajuste se tienen en consideración los criterios de depuración anteriormente descritos. En este caso se eliminan los ítems: 8 «*Reclama toda la atención*», 9 «*Es ansioso o se muestra tenso*», 15 «*Le cuesta concentrarse y hacer bien las tareas*», 18 «*Es miedoso o asustadizo*», 19 «*Se deben hacer las cosas a su manera*», 31 «*Tiene un comportamiento impredecible*», 32 «*Tiene celos de otros niños*», 35 «*Es caprichoso*», 37 «*Lloriquea y se queja*» y 38 «*Se aprovecha de otros niños*». Se eliminan 10 ítems que, teniendo en cuenta sus índices de ajuste, no se encuentran relacionados de forma relevante con ninguno de los dos factores o que muestran relaciones significativas con al menos dos de ellos y, en consecuencia, no son buenos indicadores. El modelo resultante presenta valores de ajuste adecuados, con saturaciones que oscilan entre ,560 y ,860 (tabla 3).

En la tabla 3 se muestran los 20 ítems representativos del primer factor, *Exteriorización de problemas*, que presentan saturaciones

Tabla 3
Saturaciones factoriales de los ítems de la Escala de Problemas de Conducta en cada uno de los factores e índices de ajuste

Ítem	Factor 1	Factor 2								
1	,681									
3	,716									
6	,784									
7	,710									
10	,648									
11	,810									
13	,687									
14	,744									
16	,761									
20	,719									
21	,775									
22	,749									
25	,759									
26	,806									
29	,764									
34	,755									
39	,772									
40	,739									
41	,764									
42	,860									
2		,593								
4		,616								
5		,560								
12		,661								
17		,669								
23		,599								
24		,603								
27		,708								
28		,678								
30		,667								
33		,615								
36		,581								
S-B χ^2	gl	AIC	NFI	NNFI	CFI	IFI	MFI	RMSEA	α	
Ajuste modelo	1573,3969*	282	1009,397	,920	,923	,933	,933	,753	,055**	,96
Factor 1 (<i>Exteriorización de Problemas</i>) y Factor 2 (<i>Interiorización de Problemas</i>) * $p < .001$; ** Intervalo de confianza al 90% para RMSEA (.052 - .058)										

factoriales superiores a ,60. En relación a los 12 ítems del segundo factor, *Interiorización de problemas*, éstos presentan saturaciones factoriales elevadas superiores a ,50. Por otra parte, el índice de consistencia interna de la escala de *Problemas de conducta* es elevado ($\alpha = ,95$), al igual que ocurre con los índices de consistencia interna de los dos factores que la componen, *Exteriorización de problemas* ($\alpha = ,97$) e *Interiorización de problemas* ($\alpha = ,91$).

Modelo estructural de dos factores

Considerando los resultados anteriores, se procede a valorar la bondad de ajuste del modelo estructural de dos factores latentes (figura 1). La asimetría de las variables del factor de *Habilidades sociales* son negativas y las de *Problemas de conducta* positivas. Además, los valores de la curtosis univariada y multivariada son aceptables (Coeficiente de Mardia= 6,4314, Estimación normalizada= 16,5818). En este caso, se opta por la utilización del estimador de máxima verosimilitud dada la robustez del mismo. Los resultados muestran un adecuado ajuste del modelo que logra explicar el 62,8% de la varianza. Por último, los resultados obtenidos al comparar las muestras de derivación y confirmación, análisis de la validación cruzada, confirman el adecuado ajuste del modelo que permite la generalización de los resultados ($\chi^2 = 20,634$, $gl = 4$, $p < ,001$; AIC= 12,634; NFI= ,995; CFI= ,996; GFI= ,995; AGFI= ,960; RMSR= ,036; RMSEA= ,074; Intervalo confianza 90% de RMSEA= ,045 - ,107).

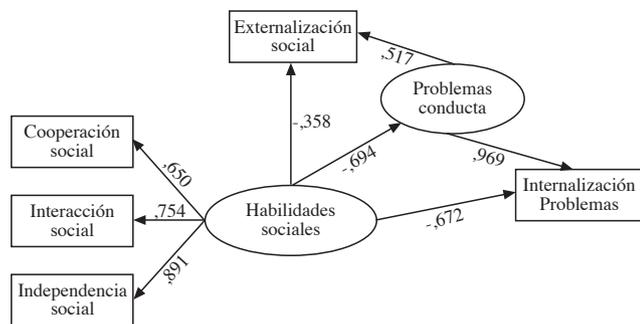


Figura 1. Efectos estandarizados para el modelo estructural ($\chi^2 = 10,325$, $gl = 2$, $p < ,01$; AIC= 6,325; NFI= ,997; CFI= ,998; GFI= ,997; AGFI= ,980; RMSR= ,016; RMSEA= ,052; Intervalo confianza 90% de RMSEA= ,024 - ,086)

Discusión y conclusiones

El comportamiento social en niños ha sido desde siempre una variable de gran interés para los educadores y uno de los constructos más estudiados en Psicología. No obstante, la mayoría de los estudios se centran en niños y adolescentes de edades comprendidas entre los 6 y los 18 años, no existiendo demasiados instrumentos de evaluación dirigidos a niños de menor edad. Sin embargo, múltiples estudios señalan la importancia de la prevención y del diagnóstico temprano (Beelman y Lösel, 2006; Garaigordobil, 2004; Justicia et al., 2006; Stith et al., 2009), por lo que parece necesario dotar a los educadores de instrumentos válidos y fiables que evalúen ambos constructos en niños de Educación Infantil. Uno de estos instrumentos es la escala *Preschool and Kindergarten Behavior Scale for Teachers and Caregivers (PKBS-2)* de Merrell (2002), que ha sido validada en centros educativos de Estados Unidos. Al tratarse de una adaptación al español de la es-

cala inicial, resulta necesario analizar la estructura de la misma en esta población.

Los resultados del presente trabajo, utilizando un análisis factorial confirmatorio de tipo jerárquico, constituyen un apoyo empírico a la validez estructural del *PKBS-2* en población española. Los análisis factoriales confirmatorios puestos a prueba han permitido establecer la validez de la escala en esta población, además de contrastar el modelo defendido por el autor de la escala, que había mostrado un ajuste adecuado. Los resultados permiten concluir que se replica la estructura de dos factores latentes, confirmando así las dos primeras hipótesis planteadas en el estudio. Un primer factor de *habilidades sociales*, compuesto por tres variables (*cooperación social, interacción social e independencia social*) y un segundo factor sobre *problemas de conducta* formado por dos variables (*exteriorización de problemas e interiorización de problemas*).

Los resultados obtenidos suponen un respaldo a las teorías multidimensionales de la competencia social, ya que se confirman varios factores en su estructura, al tiempo que apoyan la postura de múltiples investigadores que consideran que la competencia social y la conducta antisocial son dos polos opuestos y que se podría inferir la presencia de uno por la ausencia del otro (Cheney et al., 2009; Farrington, 2005; Garaigordobil, 2004; Justicia et al., 2006; Webster-Stratton, Reid y Hammond, 2001). En esta línea la versión española del *PKBS-2*, confirmando la tercera de la hipótesis planteada en este estudio, proporciona una medida adecuada de estos dos constructos, la competencia social y la conducta antisocial, de forma simultánea, aunque se pueden analizar de forma separada, facilitando la posibilidad de obtener medidas de ambos factores con un único instrumento. De esta forma, y en línea con lo argumentado anteriormente, a través de esta escala se puede conocer si un niño necesitaría mejorar su competencia social, como medida de protección para reducir sus problemas de conducta, algo que vendría reflejado por unas puntuaciones altas en el factor de conducta antisocial y por puntuaciones bajas en el factor habilidades sociales (Beelman y Lösel, 2006).

En relación con la consistencia interna de la escala, los resultados muestran una elevada fiabilidad tanto por factores como en la escala total, lo que facilita su aplicabilidad en diferentes contextos y específicamente con población española. Los índices de consistencia interna obtenidos son similares a los presentados en otros estudios que utilizan la versión original del instrumento (Edwards, Whiteside-Mansell, Conners y Deere, 2003; Merrell, 1994a, 1996; Whiteside-Mansell, Bradley y McKelvey, 2009) y a los obtenidos por Carney y Merrell (2002, 2005) en la validación del instrumento en versión española confirmando de esta forma la cuarta hipótesis establecida en el estudio. No obstante, presentan algunas diferencias con el estudio con población argentina realizado por Reyna y Brussino (2009). Así, los índices de consistencia interna de nuestro estudio son mayores que los establecidos por estas autoras, especialmente más significativos en las subescalas de independencia social y de interiorización de problemas.

Hay que tener en cuenta que para la obtención de un modelo con ajuste adecuado se tuvieron que realizar algunas modificaciones en los ítems de la escala ya que el modelo inicial, siguiendo la estructura del modelo *a priori* establecida por el autor y tomando como base análisis realizados por otros investigadores (Carney y Merrell, 2002, 2005; Edwards et al., 2003; Reyna y Brussino, 2009), mostraba índices de ajuste no adecuados. Estos cambios suponen la eliminación de algunos ítems, que por baja saturación factorial y elevado error asociado a la varianza, o por saturaciones

altas en varios factores, no representan adecuadamente al factor. En esta línea, y siguiendo los resultados encontrados, la estructura definitiva de la escala *Preschool and Kindergarten Behavior Scale for Teachers and Caregivers (PKBS-2)*, en población española, estaría compuesta por 24 ítems en el factor *Habilidades sociales*, con 8 ítems en cada una de las variables que lo componen (*cooperación social, interacción social e independencia social*), que se traduce en la eliminación de 10 ítems de la versión original; y por 32 ítems en el factor *Problemas de conducta*, de los que 20 ítems formarían la variable *exteriorización de problemas*, 12 ítems compondrían la variable *interiorización de problemas*, proponiendo la supresión de 10 ítems de la versión original.

Los resultados del estudio contrastan con los obtenidos por Reyna y Brussino (2009), quienes señalan que el factor *Habilidades sociales* está compuesto por 19 ítems (8 ítems de *cooperación social*, 7 ítems de *interacción social* y 4 ítems de *independencia social*), eliminando así 15 de los ítems de la versión original. La comparación de los datos de ambos estudios permite confirmar la coincidencia en la eliminación de cinco ítems. En relación al factor *Problemas de conducta*, las autoras señalan que está compuesto por 18 ítems (13 de *exteriorización de problemas* y 5 de *interiorización de problemas*), proponiendo la eliminación de 24 ítems. En este caso, todos los ítems eliminados en el presente estudio son también suprimidos en el estudio de las autoras.

Las implicaciones prácticas de los resultados obtenidos son múltiples si atendemos a los niveles de evaluación, prevención y tratamiento. Así, el instrumento permite evaluar la competencia social y los problemas de conducta de forma conjunta o por separado, atendiendo a una serie de indicadores que han mostrado

su validez. Se cuenta así con un único instrumento validado que facilita la identificación temprana de problemas de competencia social y de problemas de conducta en niños de 3 a 6 años de edad. Este hecho facilita la identificación de factores de riesgo, así como el diseño, planificación, implementación y evaluación de medidas de atención temprana.

Sin embargo, debemos tomar los resultados con ciertas reservas debido a sus limitaciones derivadas, principalmente, de la selección de la muestra. Aunque el tamaño muestral es relativamente amplio, proviene de una muestra de conveniencia que pertenece exclusivamente a una provincia de España, por lo que los resultados se pueden considerar en cierta medida sesgados. En futuras investigaciones se deberían replicar los resultados encontrados en este estudio utilizando muestras de otros contextos.

Por otro lado, aunque como característica inherente a los estudios sociales, la distribución no normalizada de los datos implica la necesidad de utilizar métodos de estimación robustos, que aunque permiten superar el problema, no resultan tan restrictivos y potentes como los estimadores establecidos para distribuciones normales.

Agradecimientos

La investigación presentada en el artículo está financiada por el Proyecto I+D+i, *Estudio longitudinal de los efectos del programa aprender a convivir en el desarrollo de la competencia social y la prevención del comportamiento antisocial (EDU2009-11950)*, financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación y los Fondos Feder (Fondo Social Europeo).

Referencias

- Achenbach, T.M. (1991). *Child behavior checklist*. Burlington, V.T.: Center for Children, Youth and Families.
- Achenbach, T.M., y Rescorla L.A. (2000). *Manual for the ASEBA preschool forms & profiles*. Burlington: University of Vermont, Research Center for Children, Youth & Families.
- Achenbach, T.M., y Rescorla, L.A. (2001). *Manual for the ASEBA school-age forms & profiles: An integrated system of multi-informant assessment*. Burlington: University of Vermont, Research Center for Children, Youth & Families.
- American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education (1999). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.
- Beelman, A., y Lösel, F. (2006). Child social skills training in developmental crime prevention: Effects on antisocial behavior and social competence. *Psicothema*, 18(3), 603-610.
- Bentler, P.M. (2004). *EQS 6 Structural Equation Program Manual*. Multi-variate Software, Encino: CA.
- Caldarella, P., y Merrell, K.W. (1997). Common dimensions of social skills of children and adolescents: A taxonomy of positive behaviors. *School Psychology Review*, 26, 264-278.
- Campbell, S.B. (1990). *Behavior problems in preschool children: Clinical and developmental issues*. New York: Guilford.
- Canivez, G.L., y Bordenkircher, S.E. (2002). Convergent and divergent validity of the adjustment scales for children and adolescent and preschool and kindergarten behavior scales. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 20, 30-45.
- Canivez, G.L., y Rains, J.D. (2002). Construct validity of the adjustment scales for children and adolescents and the preschool and kindergarten behavior scales: Convergent and divergent evidence. *Psychology in the Schools*, 39, 621-633.
- Carney, A.G., y Merrell, K.W. (2002). Reliability and comparability of a spanish-language form of the preschool and kindergarten behavior scales. *Psychology in the Schools*, 39, 367-373.
- Carney, A.G., y Merrell, K.W. (2005). Teacher ratings of young children with and without ADHD: Construct validity of two child behavior rating scales. *Assessment for Effective Intervention*, 30(3), 65-75.
- Cheney, D.A., Stage, S.A., Hawken, L.S., Lynass, L., Mielenz, C., y Waugh, M. (2009). A 2-year outcome study of the check, connect and expect intervention for students at risk for severe behavior problems. *Journal of Emotional and Behavioral Disorders*, 17(4), 226-243.
- Cummings, K.D., Kaminski, R.A., y Merrell, K.W. (2008). Advances in the assessment of social competence: Findings from a preliminary investigation of a general outcome measure for social behavior. *Psychology in the Schools*, 45, 930-946.
- Domènech, E., Valero, S., Jané, M.C., y Araneda, N. (2000). Evaluación de la sintomatología depresiva del preescolar: correspondencia entre los informes de padres y de maestros. *Psicothema*, 12(2), 212-215.
- Edwards, M.C., Whiteside-Mansell, L., Connors, N.A., y Deere, D. (2003). The utility of the preschool and kindergarten behavior scales in assessing child behavior in an at-risk sample. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 21(1), 16-31.
- Eren, A. (2009). Exploring the effects of changes in future time perspective and perceived instrumentality on graded performance. *Electronic Journal of Educational Research*, 19, 7(3), 1217-1248.
- Farrington, D.P. (2005). Childhood origins of antisocial behavior. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 12, 177-190.
- Fernández, M., Benítez, J.L., Pichardo, M.C., Fernández, E., Justicia, F., García, T., García-Berbén, A., Justicia, A., y Alba, G. (2010). Confirmatory factor analysis of the PKBS-2 subscales for assessing social skills and behavioral problems in preschool education. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 22, 8(3), 1229-1252.

- Garaigordobil, M. (2004). Intervención psicológica en la conducta agresiva y antisocial con niños. *Psicothema*, 16(3), 429-435.
- Gilliom, M., y Shaw, D.S. (2004). Codevelopment of externalizing and internalizing problems in early childhood. *Development and Psychopathology*, 16(2), 313-333.
- Goodwin, L.D., y Leech, N.L. (2003). The meaning of validity in the new standards for educational and psychological testing: Implications for measurement courses. *Measurement and evaluation in Counseling and Development*, 36, 181-191.
- Gresham, F.M., y Elliott, S.N. (1990). *Social skills rating system manual*. Circle Pines: American Guidance Service.
- Jentzsch, C. (1996). An investigation of the construct validity of the preschool and kindergarten behavior scales. *Diagnostique*, 21, 1-15.
- Jentzsch, C.E., y Merrell, K.W. (1996). An investigation of the construct validity of the preschool and kindergarten behavior scales. *Assessment for Effective Intervention*, 21(2), 1-15.
- Justicia, F., Benítez, J.L., Pichardo, M.C., Fernández, E., García-Berbén, T., y Fernández, M. (2006). Aproximación a un modelo explicativo del comportamiento antisocial. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 4(9), 131-150.
- Maganto, C., y Garaigordobil, M. (2010). Estudio psicométrico del screening de problemas de conducta infantil spci. *Psicothema*, 22(10), 316-322.
- Matson, J.L., Rotari, A.F., y Helsel, W.J. (1983). Development of a rating scale to measure social skills in children: The Matson Evaluation of Social Skills with Youngsters (MESSY). *Behaviour Research and Therapy*, 21, 335-340.
- McFall, R. (1982). A review and reformulation of the concept of social skills. *Behavioral Assessment*, 4, 1-33.
- Merrell, K.W. (1994a). *Preschool and kindergarten behavior scales*. Austin, TX: PRO-ED.
- Merrell, K.W. (1994b). *Assessment of behavioral, social and emotional problems: Direct and objective methods for use with children and adolescents*. White Plains, NY: Longman.
- Merrell, K.W. (1995a). An investigation of the relationship between social skills and internalizing problems in early childhood: Construct validity of the preschool and kindergarten behavior scales. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 13, 230-240.
- Merrell, K.W. (1995b). Relationships among early childhood behavior rating scales: Convergent and discriminant construct validity of the preschool and kindergarten behavior scales. *Early Education and Development*, 6, 253-264.
- Merrell, K.W. (1996). Social-emotional assessment in early childhood: The preschool and kindergarten behavior scales. *Journal of Early Intervention*, 20, 132-145.
- Merrell, K.W. (2002). *Preschool and kindergarten behavior scales*. Austin (Texas): Pro-ed.
- Merrell, K.W. (2003). *Preschool and kindergarten behavior scales, second edition: Spanish language version*. Austin, TX: PRO-ED.
- Muñiz, J., y Hambleton, R.K. (1996). Directrices para la traducción y adaptación de los test. *Papeles del Psicólogo*, 66, 63-70.
- Muthen, B.B., y Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171-189.
- Quay, H.C. (1986). Clasificación. En H.C. Quay y J.S. Werry (Eds.), *Psychopathological disorders of childhood* (3rd edition) (pp. 1-34). New York: Wiley.
- Reyna, C., y Brussino, C. (2009). Propiedades psicométricas de la escala de comportamiento preescolar y jardín infantil en una muestra de niños argentinos de 3 a 7 años. *Psyche*, 18(2), 127-140.
- Reynolds, C.R., y Kamphaus, R.W. (1992). *Behavior assessment system for children (BASC)*. Circle Pines.MN American Guidance Services.
- Roca, A. (2000). *Research on Spanish in the United States: Linguistic issues and challenges*. Somerville, MA: Cascadilla Press.
- Stith, S., Liu, T., Davies, C., Boykin, E., Alder, M., Harris, J., Som, A., McPherson, M., y Dees, J.E. (2009). Risk factors in child maltreatment: A meta-analytic review of the literature. *Aggression and Violent Behavior*, 14, 13-29.
- Tomás, J.M., y Oliver, A. (2004). Análisis psicométrico confirmatorio de una medida multidimensional del autoconcepto en español. *Revista Interamericana de Psicología*, 38(2), 285-293.
- Van Lier, P., y Koot, H.M. (2010). Developmental cascades of peer relations and symptoms of externalizing and internalizing problems from kindergarten to fourth-grade elementary school. *Development and Psychopathology*, 22(3), 569-582.
- Viñas, F., Jané, M^a C., Canals, J., Esparó, G., Ballespí, S., y Doménech-Llaberia, E. (2008). Evaluación de la psicopatología del preescolar mediante el Early Childhood Inventory-4 (eci-4): concordancia entre padres y maestros. *Psicothema*, 20(3), 481-486.
- Webster-Stratton, C., Reid, J., y Hammond, M. (2001). Social skills and problem-solving training for children with early-onset conduct problems: Who benefits? *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 42(7), 943-952.
- Whiteside-Mansell, L., Bradley, R.H., y McKelvey, L. (2009). Parenting and preschool child development: Examination of three low-income U.S. cultural groups. *Journal of Child and Family Studies*, 18, 48-60.
- Winsler, A., y Wallace, G.L. (2002). Behavior problems and social skills in preschool children: Parent-teacher agreement and relations with classroom observations. *Early Education and Development*, 13, 41-58.
- Wößmann, L., y West, M.R. (2002). *Class-size effects in school systems around the world: Evidence from between-grade variation in TIMSS*. Kiel: Kiel Institute for the World Economy.