

Estudio Psicométrico del Cuestionario de Capacidades y Dificultades (SDQ) para Niños de 2 a 4 Años en Uruguay

Psychometric Study of the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) for Children from 2 to 4 Years of Age in Uruguay

Castillo, Mauricio; Ortuño, Víctor E.

 **Mauricio Castillo** * castillomega@gmail.com
Universidad de la República, Uruguay

 **Víctor E. Ortuño** ** vortuno@psico.edu.uy
Universidad de la República, Uruguay

Revista de Psicología

Pontificia Universidad Católica Argentina Santa María de los Buenos Aires, Argentina
ISSN: 1669-2438
ISSN-e: 2469-2050
Periodicidad: Semestral
vol. 19, núm. 37, 2023
revistapsicologia@uca.edu.ar

Recepción: 20 Junio 2022
Aprobación: 11 Noviembre 2022

URL: <http://portal.amelica.org/ameli/journal/798/7984303003/>

DOI: <https://doi.org/10.46553/RPSI.19.37.2023.p7-22>



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

Resumen: El Cuestionario de Capacidades y Dificultades (SDQ) es ampliamente utilizado para la evaluación de conductas socioemocionales de niños de 4 a 16 años. Se han validado distintos modelos estructurales, variando entre cantidad de dimensiones, agrupación de las variables y factores de primer y segundo orden. El siguiente estudio busca evaluar las propiedades psicométricas del SDQ a través de un análisis factorial exploratorio y confirmatorio, en una muestra de 330 niños de entre 2 y 4 años que asisten a centros de cuidado en Uruguay. Los resultados muestran que el modelo original es el que tuvo mejor consistencia interna pero un deficiente ajustamiento estructural. El modelo bifactorial fue el que obtuvo un mejor ajustamiento.

Palabras clave: Primera infancia, Cuestionario de Capacidades y Dificultades, Análisis factorial, Modelado de ecuaciones estructurales.

Abstract: The Skills and Difficulties Questionnaire (SDQ) is widely used for the assessment of socio-emotional behaviors in children from 4 to 16 years of age. Different structural models have been validated, varying between the number of dimensions, grouping of variables and first and second order factors. The following study seeks to evaluate the psychometric properties of the SDQ through an exploratory and confirmatory factor analysis, in a sample of 330 children between the ages of 2 and 4 who attend care centers in Uruguay. The results show that the original model is the one with the best internal consistency but poor structural fit. The bifactorial model was the one that obtained the best adjustment.

Keywords: Early childhood, Strength and Difficulties Questionnaire, Factor analysis, Structural equation modeling.

Introducción

La primera infancia constituye una ventana de oportunidades para la realización de intervenciones psicológicas, ya que en esta etapa se notifica un importante

desarrollo a nivel fisiológico, cognitivo y emocional de los niños (Black et al., 2017). Entre los 2 y los 5 años de vida, se inician las primeras interacciones entre pares, siendo por eso indispensables las habilidades socioemocionales como la autorregulación emocional y la conducta prosocial, entre otras (Farrington et al., 2012, p. 11). En particular, habilidades socioemocionales (HSE) como estas facilitan el desarrollo personal, el aprendizaje y el bienestar, e inciden en el rendimiento de tareas cognitivas (Liew, 2012). Es de interés conocer cómo se manifiestan en los niños, el impacto que tiene el sistema educativo en ellas, y cómo desarrollarlas a través de prácticas educativas específicas.

En este sentido, los instrumentos de evaluación psicológica constituyen una herramienta fundamental para evaluar el estado cognitivo de los niños. Con estos es posible notificar sistematizadamente las fortalezas y debilidades en el desarrollo, observadas por padres y educadores en la interacción con ellos, y así intervenir a tiempo para disminuir las dificultades y/o inclusive reforzar las fortalezas presentadas por los niños. Además, permiten generar datos transferibles a otros profesionales mediante indicadores estandarizados y elaborar registros del desarrollo psicológico de los niños (Bennet y von Davier, 2017; Pérez Juste, 2016).

El Cuestionario de Dificultades y Capacidades (Strength and Difficulties Questionnaire [SDQ]; Goodman, 1997), es un test de barrido desarrollado en el Reino Unido. Se utiliza con el fin de detectar debilidades y fortalezas psicológicas en niños y adolescentes a través de sus diferentes conductas, emociones e interacciones sociales, dando así una visión holística tanto de aspectos positivos como negativos de la conducta del niño. Su brevedad (25 ítems), la disponibilidad idiomática (se encuentra traducido a 60 idiomas; Stone et al., 2010), su amplio rango etario de aplicación (de 4 a 16 años), y su versatilidad de aplicación—existen versiones para padres, educadores y de autoreporte para adolescentes de 11 a 16 años—lo hace un instrumento muy útil para la evaluación psicológica de niños y adolescentes (Goodman, 1997). Si bien este instrumento fue desarrollado para poblaciones clínicas, es también un buen detector del surgimiento y evolución de dificultades psicológicas en poblaciones no clínicas (Stone et al., 2010).

En la propuesta original de Goodman (1997), el instrumento está compuesto por cinco subescalas de primer orden basadas en los criterios diagnósticos del *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales* (DSM-IV; American Psychiatric Association, 2000; Goodman et al., 2010):

- Síntomas emocionales: integrada por conductas sintomáticas del Trastorno de ansiedad por separación como la preocupación excesiva, el llanto, dolores de cabeza, náuseas, o miedos a situaciones nuevas (Elander y Rutter, 1996)
- Problemas de conducta: conductas agresivas hacia los pares como la mentira, los robos y los daños a objetos y personas. Conductas que son características del trastorno disocial y negativista desafiante (Elander y Rutter, 1996)
- Hiperactividad: caracterizada por el DSM IV (American Psychiatric Association, 2000) por conductas que demuestran dificultades de concentración, movimiento corporal exacerbado e impulsividad

- Problemas con compañeros: representado por dificultades de relacionamiento con pares basadas en la agresión por parte de ellos y por el aislamiento del niño (Brown et al., 2014)
- Conducta prosocial: compuesto por conductas guiadas al buen relacionamiento entre pares como ayudar al otro, compartir pertenencias, entre otros (Weir y Duveen, 1981).

Algunas de estas dimensiones fueron tomadas del estudio de Goodman (1994), el cual consta del análisis de una versión expandida del cuestionario para padres de Rutter (1967).

Goodman et al. (2010) expone la confirmación de otro modelo estructural para poblaciones no clínicas, de cuatro factores de primer orden y tres de segundo orden. Estos últimos tres son (a) Problemas externalizantes, que incluyen los de Hiperactividad y Problemas de conducta; (b) Problemas internalizantes, que incluyen Problemas entre pares y Síntomas emocionales; y por último, (c) Conducta prosocial como factor de primer orden sin correspondencia con uno de segundo. Otro modelo estructural es el de Dickey y Blumberg (2004) de tres factores que es conformado por los mismos tres factores que aparecen como de segundo orden en el modelo de Goodman et al. (2010). Para una mejor visualización de todos los modelos, véase las Figuras 1 y 2.

Recientemente han sido testeados modelos bifactoriales, los cuales han obtenido mejor ajuste que el modelo original (Kóbor et al., 2013; Caci et al., 2015). Sin embargo, es importante mencionar que el modelo comprobado por los segundos autores no se encuentra bajo la definición de modelos bifactoriales. En este tipo de modelo, la covarianza de sus variables, agrupadas en factores específicos, no recaen en simultáneo en un factor general (Marsh et al., 2004; Reise, 2012; Rodríguez et al., 2016). El sentido teórico de utilizar un modelo bifactorial está en la comorbilidad entre algunos factores del SDQ que podrían verse reflejados en un factor único de fortalezas y dificultades del niño (Ortuño-Sierra et al., 2015).

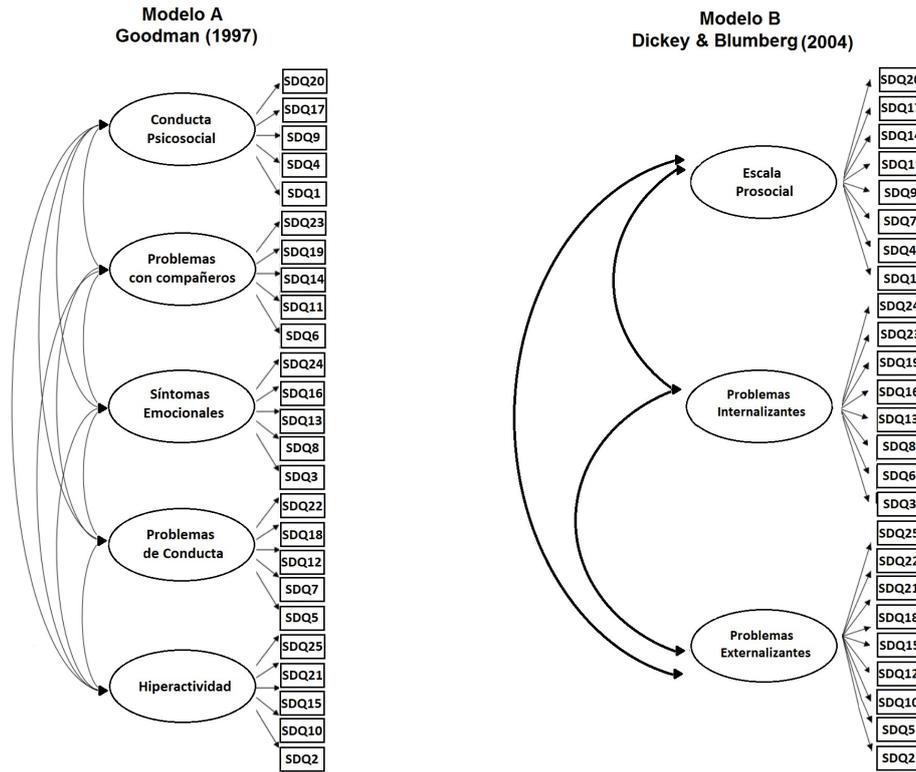


Figura 1

Modelos Estructurales del SDQ Propuestos por Goodman (1997) y Dickey y Blumberg (2004)

Los valores, expuestos en los artículos originales, del alfa de Cronbach para los modelos (A y C), oscilaron entre el .63 y el .89. En el análisis factorial confirmatorio (AFC), los valores obtenidos en los indicadores de ajuste fueron apenas aceptables (acorde a las sugerencias de Marôco, 2010) para los modelos A, B y D (RMSEA = .085, CFI = .90 y TLI = .96; RMSEA = .054, CFI = .97 y TLI .97; RMSEA = .078, CFI = .92 y TLI = .96). Para el modelo A, los datos fueron tomados de Goodman et al. (2010) ya que el estudio original no realizó un análisis estructural. En el caso del modelo C, los autores sólo expusieron el valor del indicador GFI, el cual fue de .94.

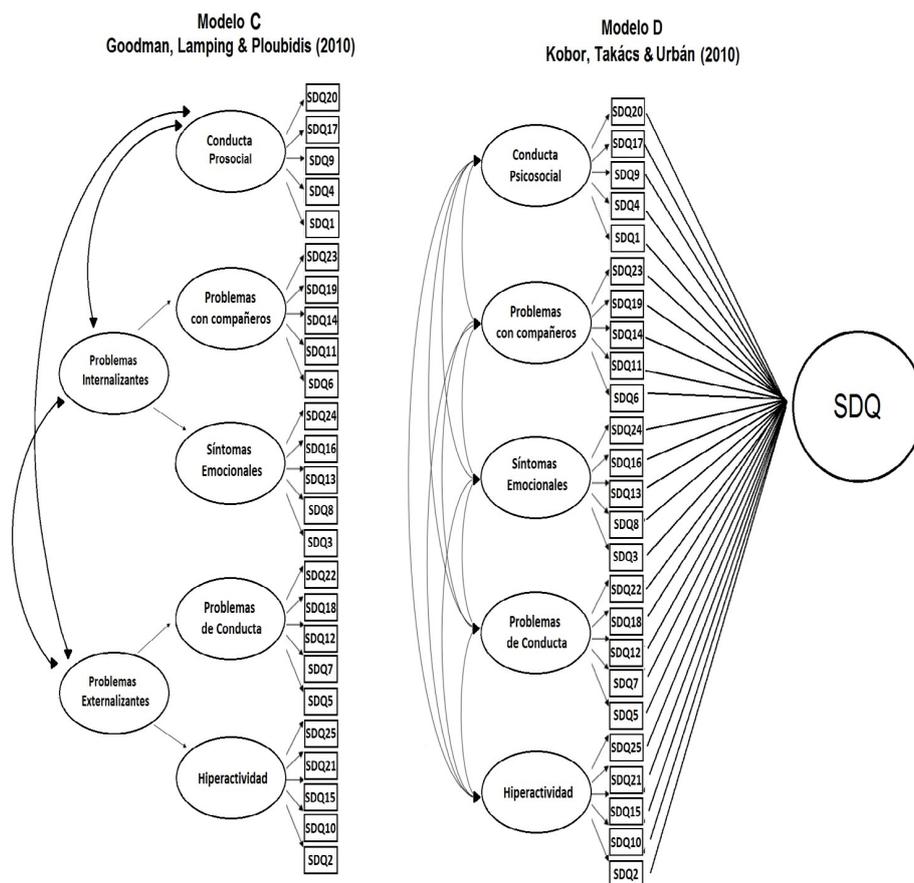


Figura 2

Modelos Estructurales del SDQ Propuestos por Goodman et al. (2010) y Kóbor et al. (2010)

El modelo estructural original (Modelo A), es el que tiene mejor bondad de ajuste y mayor confirmación en diversos países de Europa, Asia y en Estados Unidos (Goodman, 1997). Sin embargo, este no ha sido replicado consistentemente, dando paso a la exploración de nuevos modelos por parte de otros autores, con una bondad de ajuste similar a la del original. Por otro lado, Goodman et al. (2010) concluye que el modelo a usar depende de la población en la que se aplicará el cuestionario; mientras que en niños con bajo riesgo psicopatológico sería conveniente el uso del modelo de tres factores (Dickey y Blumberg, 2004), para niños con alto riesgo la opción más apropiada es la original (Goodman, 1997) de cinco factores. Aun así, la bibliografía no es concluyente con esto ya que los diferentes modelos factoriales se han probado en poblaciones clínicas y no-clínicas resultando en diferentes valores para los índices de robustez y confiabilidad (por revisiones más exhaustivas ver Ortuño-Sierra et al., 2016; Rivera, 2013; Stone et al., 2010).

Son dos las razones que motivan este estudio. Primero, hasta la fecha en Sudamérica, existen dos estudios que evaluaron las propiedades psicométricas del SDQ. El primero evaluó distintos modelos factoriales de la escala para padres a través de un análisis factorial exploratorio (AFE; Brown et al., 2014). Obtuvo una varianza explicada inferior a 40% en cada uno de ellos, y una consistencia interna del modelo A, medida por el alfa de Cronbach, de entre .650 y .530 excepto en la subescala Conducta prosocial y Puntuación total (.299 y .794 respectivamente).

El segundo exploró la estructura factorial de la versión para educadores, a través de un AFE y un AFC (Rivera, 2013).

La segunda razón que motiva este estudio es en relación a la utilización del SDQ en niños de 2 a 4 años. D' Souza et al. (2017a; 2017b) evaluaron las propiedades psicométricas del instrumento aplicado por padres y maestros, haciendo necesario generar más estudios en diferentes países para evaluar su confiabilidad, validez y los diferentes modelos factoriales propuestos para la versión original del SDQ, y así obtener el que mejor se adecue a dicho rango etario.

A falta de herramientas cuantitativas que evalúen el desarrollo socioemocional de los niños de entre 2 y 4 años en Uruguay, el siguiente trabajo busca conocer las propiedades psicométricas del Cuestionario de Capacidades y Dificultades (Goodman, 1997) en niños de 2 a 4 años, a través de un AFE y un AFC para los modelos factoriales propuestos por: Goodman (1997; modelo A), Dickey y Blumberg (2004; modelo B), Goodman et al. (2010; modelo C) y el modelo de Kóbor et al. (2013; modelo D), expuestos previamente en las Figuras 1 y 2.

Método

Muestra

Los CAIF consisten en centros de cuidado infantil para niños de 2 a 4 años en los cuales, además, se imparten las primeras enseñanzas, se trabaja de relacionamiento entre pares y se apoya en la adaptación del niño a una institución educativa (Zaffaroni y Alarcón, 2015).

En este estudio participaron 330 niños (173 varones, 51,5%) con edades comprendidas entre 22 y 48 meses ($M = 34,7$, $DT = 6,6$) que asisten a siete centros CAIF en el sur del Uruguay. Se excluyeron del análisis a los sujetos que tenían más de un 20% de las variables sin responder ($n = 30$).

Los datos fueron provistos por los 31 educadores referentes de cada niño, con los cuales se mantuvieron reuniones sobre la participación en el estudio y las condiciones de aplicación del instrumento para uniformizar los criterios de puntaje. Esta muestra pertenece a la preintervención del estudio *Desarrollo socio-emocional y transformación del contexto educativo en centros CAIF* (Gerosa et al., 2021).

Instrumentos

Se utilizó la versión en español del Cuestionario de Capacidades y Dificultades (Strengths and Difficulties Questionnaire, SDQ; Goodman, 1997) versión de padres/ maestros, traducida en al español rioplatense (www.sdqinfo.com). El SDQ en su versión original consiste en 25 variables agrupadas en cinco subescalas de cinco variables cada una, denominadas como: Síntomas emocionales, Problemas de conducta, Hiperactividad, Problemas con compañeros, y Conducta prosocial; a ser respondidos con una escala Likert de 0 a 2 correspondiendo a las valoraciones *No es cierto*, *Un tanto cierto* y *Absolutamente cierto* respectivamente. El test puede puntuar en cada subescala un total de entre

0 y 10 puntos. Paralelamente, se pueden agrupar las primeras cuatro subescalas para obtener un índice denominado por Dificultades totales y la restante puntúa en conductas positivas (conducta prosocial).

Procedimientos y Análisis de Datos

Los datos colectados fueron ingresados en el programa estadístico IBM SPSS 22.0, donde fueron realizados los análisis de esfericidad de Bartlett, Alfa de Cronbach, el test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), y para testear la validez factorial de la escala a través de un análisis factorial exploratorio (AFE) con extracción de factores por mínimos cuadrados no ponderados y rotación oblimin directo ya que los factores están relacionados entre sí. Por otro lado, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el estimador mínimos cuadrados ponderados y varianza ajustada, a través del programa MPlus 7.0, para testear los diferentes modelos factoriales propuestos por los autores: el modelo original que agrupa las 25 variables en cinco factores (Goodman, 1997), el modelo de Goodman et al. (2010) de cuatro factores de primer orden y tres de segundo orden, la propuesta de Dickey y Blumberg (2004) de tres factores, y por último, el modelo bifactorial de Kóbor et al. (2013).

Resultados

Análisis Factorial Exploratorio

Los datos a utilizar son adecuados para utilización en análisis factoriales, ya que los valores obtenidos en la prueba Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett, fueron aceptables (.859 y $\chi^2 = 3389.166$; $p < .001$).

La Tabla 1 muestra el AFE limitado a 5 factores para emular al modelo A y en la Tabla 2 la correlación entre los factores obtenidos. Como se puede observar, la mayoría de las variables se agruparon de manera similar a la propuesta por este modelo. Sin embargo, las variables reversibles se agruparon dentro de un factor, cargando levemente en su dimensión correspondiente. También se destaca el hecho de que el factor 5 (“Conducta prosocial” según las variables agrupadas en éste) correlaciona negativamente con los otros, tal y como se detalla en la literatura. Por otro lado, la varianza explicada por este modelo fue de 47.7%.

Tabla 1
Análisis Factorial Exploratorio Limitado a 5 Factores

Factor	1	2	3	4	5
7 Obediente * a	.786	.402			
25 Buena concentración * b	.742				
14 Cae bien* c	.688				
11 Tiene un buen amigo *c	.636				-.470
21 Piensa antes *b	.530				
2 Inquieto b		.878		.402	
10 Revoltoso b		.871		.468	
15 Se distrae b		.670		.410	
24 Tiene miedos d			.634		
13 Infeliz d			.609		
16 Nervioso d			.554		
8 Preocupado c			.477		
23 Mejor con adultos c			.432		
6 Solitario d			.418		
3 Se queja de dolores c					
19 Se burlan de él a					
22 Roba a				.768	
5 Tiene rabietas a		.419		.708	
18 Miente a				.616	
12 Pelea a		.587		.616	
20 Se ofrece para ayudar e	-.436				.839
9 Ofrece ayuda a los heridos e	-.492				.734
1 Sentimientos e	-.601				.615
4 Comparte e	-.431				.590
17 Trata bien a niños e	-.521				.577

Nota. *Ítems revertidos. Dimensiones del modelo y sus varianzas explicadas: a: Problemas de conducta (.248); b: Hiperactividad (.099); c: Problemas con compañeros (.071); d: Síntomas emocionales (.029); e: Conducta prosocial (.027)

Tabla 2
Matriz de Correlaciones Factorial

Tabla 2 Matriz de Correlaciones Factorial

Factor 1	2	3	4	5
1				
2	.216			
3	.078	.059		
4	.257	.441	.315	
5	-.443	-.091	-.249	-.177

Tabla 3
Resultados de los Índices de la Estructura Factorial de los Modelos

Índices de ajuste	Modelo A	Modelo B	Modelo C	Modelo D	Valor recomendado*
X ² /gl	5.42	5.26	5.13	4.83	< 2
p	< .01	< .01	< .01	< .01	< .05
CFI	.817	.82	.824	.85	> .9
TLI	.792	.8	.806	.82	> .9
RMSEA (I.C. 90%)	.110-.122	.108-.119	.106-.118	.102-.114	< .1

Nota. *Según Marôco (2010)

Nota. *Según Marôco (2010)

Análisis Factorial Confirmatorio

La Tabla 3 muestra los diferentes ajustes de los modelos factoriales estudiados en el AFC. En ella se puede apreciar que ninguno de los modelos obtuvo un ajuste adecuado, siendo el modelo A el de peor ajuste. Sin embargo, se obtuvieron valores similares a los de otros estudios (por revisiones más exhaustivas ver: Ortuño-Sierra et al., 2016; Rivera, 2013).

Análisis de la Consistencia Interna

Este análisis se llevó a cabo en dos pasos. Por un lado, se insertaron todas las variables y se observó el alfa de Cronbach total y el alfa si se elimina el elemento. El primer resultado fue de .631 y el segundo se puede observar en la Tabla 4.

Por otro lado, se observó la consistencia interna de los modelos A y C. No se introdujeron los modelos B y D, porque la agrupación de sus variables es igual al modelo A. La Tabla 5 muestra que la consistencia interna de estos modelos es cuestionable ya que los valores del alfa de Cronbach son en algunas subescalas inferiores a .7 (Tavakol y Dennick, 2011).

Tabla 4
Alfa de Cronbach si Elimina el Elemento

Tabla 4 Alfa de Cronbach si Elimina el Elemento

Ítem	α si se elimina el elemento
1 Sentimientos	.682
2 Inquieto	.586
3 Se queja de dolores	.629
4 Comparte	.680
5 Tiene rabietas	.592
6 Solitario	.640
7 Obediente *	.602
8 Preocupado	.601
9 Ofrece ayuda a los heridos	.671
10 Revoltoso	.584
11 Tiene un buen amigo *	.639
12 Pelea	.584
13 Infeliz	.613
14 Cae bien*	.624
15 Se distrae	.589
16 Nervioso	.599
17 Trata bien a niños	.675
18 Miente	.603
19 Se burlan de él	.622
20 Se ofrece para ayudar	.673
21 Piensa antes *	.621
22 Roba	.597
23 Mejor con adultos	.613
24 Tiene miedos	.624
25 Buena concentración *	.609

Nota. *Preguntas revertidas

Tabla 5
Consistencia Interna de Cada Subescala

Tabla 5 Consistencia Interna de Cada Subescala

Subescalas	α Cronbach
Modelo A	
Hiperactividad	.770
Problemas de conducta	.761
Síntomas emocionales	.683
Problemas con compañeros	.552
Conducta prosocial	.838
Modelo C	
Escala prosocial	.170
Problemas internalizantes	.713
Problemas externalizantes	.826

Discusión

El presente estudio, buscó observar las propiedades psicométricas del cuestionario SDQ en su versión de educadores, para niños de 2 a 4 años, en una muestra de los departamentos de Montevideo y Canelones.

La evidencia presentada indica que el modelo A propuesto por Goodman (1997), es el que tuvo mejor consistencia interna pero un peor ajustamiento estructural. Sin embargo, el modelo bifactorial, el cual es el más similar a éste en agrupación de variables, excepto por la salvedad de la carga en un factor general, obtuvo un mejor ajustamiento.

Como se ha detallado anteriormente, el sentido teórico de la bifactorialidad del SDQ, está anclada en la comorbilidad de las dimensiones de éste. No obstante, la escala de Conducta prosocial, indica un aspecto positivo del estado del niño, siendo así que no debería cargar en un factor general llamado “Fortalezas y dificultades” ya que estos dos son aspectos opuestos de la conducta del niño; esta oposición se puede ver reflejada en su correlación negativa con las otras dimensiones (Tabla 2).

Por otro lado, la consistencia interna de la escala osciló entre fiable y poco fiable, similar a los resultados obtenidos por otros autores sudamericanos (Brown et al., 2014; Rivera, 2013). Cabe destacar que éste es el segundo estudio en observar las propiedades psicométricas del SDQ (versión educadores) en niños de 2-4 años, el tercero en observarlas en población de Sudamérica, y el primero en incluir estas dos propiedades en el análisis psicométrico.

Esto es importante ya que, factores como la cultura de origen de la escala y la edad para la que fue creada el instrumento, influyen en su confiabilidad y validez (Molina et al., 2013). Si bien este instrumento fue traducido al español rioplatense, no cuenta con una validación que lo acompañe. De esta manera, sin perjuicio de que la traducción sea correcta, se corre el riesgo de que las conductas a evaluar no correspondan al contexto en el cual se pretende aplicar. Esto se debe a que el SDQ fue desarrollado en Inglaterra, donde la cultura y el contexto educativo es diferente (Hernandez Sampieri et al., 2014). Además, como se mencionó anteriormente, la escala fue creada inicialmente para niños de 4 a 16 años, por lo que algunos ítems difícilmente sean observados de la misma manera en edades menores a estas o sean igual de relevantes. Por ejemplo, uno de los ítems refiere a la capacidad del niño de pensar antes de actuar.

La eliminación de alguna de las variables no modifica fuertemente la confiabilidad del SDQ (véase Tabla 4) siendo que el alfa total fue de .631. Además, la mayoría de las variables se agruparon al igual que el modelo propuesto por Goodman (1997; véase Tabla 2); incluso algunos cargaron levemente en algún factor extra al preestablecido, reafirmando la idea de comorbilidad de las conductas. Es importante notar la agrupación de variables reversibles en uno de los factores del AFE; esto podría tener repercusiones en la confiabilidad y la estructura factorial de la escala. Para futuras validaciones, sería idóneo hacer un análisis más minucioso de las variables y consultar el criterio de las educadoras, ya que estas podrían notar que alguna de las conductas consultadas por la escala, no se adapta al contexto áulico. No obstante, las variables de esta escala no pueden ser modificadas a causa de los derechos de autor, por ende, en caso de que un ítem fuese problemático, no podría ser cambiado.

En relación al AFC, ninguno de los modelos obtuvo valores aceptables en los indicadores de ajuste global (Marôco, 2010). No obstante, se obtuvieron valores cercanos a los de estudios con muestras de cualidades similares (D'Souza et al., 2017a, 2017b; Rivera, 2013). Cabe destacar que esta escala no fue inicialmente testeada con un AFC, por lo tanto, no partió con indicadores de ajustamiento. El modelo estructural de Goodman (1997) tardó varios años en validarse con un AFC y dio lugar a diferentes estructuras factoriales, propuestas en base a la población en la que es estudiada, y la agrupación teórica de las variables (por ejemplo, clínica vs no-clínica; por revisiones más exhaustivas consultar: Ortuño-Sierra et al., 2016; Stone et al., 2010).

A modo de cierre, estudios subyacentes sobre esta escala, deberían orientarse en generar mayor evidencia sobre las propiedades psicométricas de la misma en muestras de 2 a 4 años, ya que como fue mencionado el SDQ es una herramienta de barrido muy utilizada para detectar fortalezas y dificultades en población infanto-juvenil. Así como también consideramos importante considerar variables sociodemográficas, educativas y motivacionales de los adultos que realizan la evaluación. Es innegable la contribución de la SDQ en diferentes campos de la Psicología, pero es indispensable encontrar una estructura que sea estable a lo largo de diferentes poblaciones, es posible que estos estudios no hayan utilizado las herramientas estadísticas más adecuadas para el análisis de sus datos. Futuros estudios deberán explorar otras técnicas como el Modelado de Ecuaciones Estructurales

Exploratorio (ESEM, por sus siglas en inglés), así como otro tipo de estimadores adecuados para el trabajo con variables ordinales y la posibilidad de que por el tipo de ítems utilizado en el instrumento (observación conductual), su estructura interna sea mejor operacionalizada mediante modelos formativos.

Referencias

- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed., text rev.). DOI: 10.1176/appi.books.9780890423349.
- Brown, P., Capella, C., & Antivilo, A. (2014). Propiedades psicométricas de la versión para padres del Strengths and Difficulties Questionnaire. *Revista de Psicología*, 23(2), 28-44. Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=26435341004>
- Bennet R. & von Davier, M. (Eds) (2017). *Advancing Human Assessment. The Methodological, Psychological and Policy Contributions of ETS*. Springer. DOI 10.1007/978-3-319-58689-2
- Black, M. M., Walker, S. P., Fernald, L. C. H., Andersen, C. T., DiGirolamo, A. M., Lu, C., McCoy, D. C., Fink, G., Shawar, Y. R., Shiffman, J., Devercelli, A. E., Wodon, Q. T., Vargas-Barón, E., & GranthamMcGregor, S. (2017). *Early childhood development coming of age: science through the life course*. The Lancet, 389 (10064), 77-90. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)31389-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)31389-7)
- Caci, H., Morin, A., & Tran, A. (2015). Investigation of a bifactor model of the Strengths and Difficulties Questionnaire. *European Child Adolescent Psychiatry*, 24(1), 291-301. DOI: 10.1007/s00787-015-0679-3
- D'Souza, S., Waldie, K., Peterson, E., Underwood, L., & Morton, S. (2017a). Psychometric properties and normative data for the preschool strengths and

- difficulties questionnaire in two-year-old children. *Journal of abnormal child psychology*, 45(2), 345-357. DOI: 10.1007/s10802-016-0176-2
- D'Souza, S., Waldie, K. E., Peterson, E. R., Underwood, L., & Morton, S. M. (2017b). The strengths and difficulties questionnaire: factor structure of the father- report and parent agreement in 2-year-old children. *Assessment*, 26(6). DOI: <https://doi.org/10.1177/1073191117698757>
- Dickey, W. C. & Blumberg, S. J. (2004). Revisiting the factor structure of the Strengths and Difficulties Questionnaire: United States, 2001. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 43(9), 1159- 1167. DOI: 10.1097/01.chi.0000132808.36708.a9
- Elander, J., & Rutter, M. (1996). Use and development of the Rutter parents' and teachers' scales. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 6(2), 63-78. DOI: [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1234-988X\(199607\)6:2<63::AIDMPR151>3.3.CO;2-M](https://doi.org/10.1002/(SICI)1234-988X(199607)6:2<63::AIDMPR151>3.3.CO;2-M)
- Farrington, C. A., Roderick, M., Allensworth, E., Nagaoka, J., Keyes, T. S., Johnson, D. W., & Beechum, N. O. (2012). *Teaching adolescents to become learners. The role of noncognitive factors in shaping school performance: A critical literature review*. Chicago: University of Chicago Consortium on Chicago School Research.
- Gerosa, A., Castillo, M., Nin, V., & Carboni, A. (2021). A simple reorganization of childcare centre with positive effects on self-regulation and play behaviour. *PsyArXiv*. DOI: <https://doi.org/10.31234/osf.io/uwzng>
- Goodman, R. (1994). A modified version of the Rutter parent questionnaire including extra items on children's strengths: a research note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 35(8), 1483-1494. DOI: 10.1111/j.1469-7610.1994.tb01289.x
- Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: a research note. *Journal of child psychology and psychiatry*, 38(5), 581-586. DOI: 10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x
- Goodman, A., Lamping, D. L., & Ploubidis, G. B. (2010). When to Use Broader Internalizing and Externalizing Subscales Instead of the Hypothesized Five Subscales on the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ): Data from British Parents, Teachers and Children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 38, 1179-1191. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s10802-010-9434-x>
- Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, P. (2014). *Metodología de la investigación* (6a. ed.). México D.F.: McGrawHill.
- Kóbor, A., Takács, Á., & Urbán, R. (2013). The bifactor model of the Strengths and Difficulties Questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment*, 29(4), 299-307. DOI: 10.1027/1015-5759/a000160
- Liew, J. (2012), Effortful Control, Executive Functions, and Education: Bringing Self-Regulatory and Social-Emotional Competencies to the Table. *Child Development Perspectives*, 6(2): 105-111. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1750-8606.2011.00196.x>
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações*. Pêro Pinheiro: ReportNumber, Lda.
- Marsh, H. W., Hau, K.-T. & Wen, Z. (2004). In Search of Golden Rules: Comment on Hypothesis Testing Approaches to Setting Cutoff Values for Fit Indexes and Dangers in Overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) Findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320-341. DOI: 10.1207/s15328007sem1103_2
- Molina J., Aranda, L., Flores, M., & López, E. (2013). Utilización del alfa de Cronbach para validar la confiabilidad de un instrumento de medición de satisfacción del

- estudiante en el uso del software Minitab MISP. In 11th LACCEI Latin American and Caribbean Conference for Engineering and Technology (LACCEI'2013) "Innovation in Engineering, Technology and Education for Competitiveness and Prosperity" August (pp. 14- 16). Cancun, Mexico. Recuperado de <http://laccei.org/LACCEI2013-Cancun/RefereedPapers/RP065.pdf>
- Ortuño-Sierra, J., Chocarro, E., Fonseca-Pedrero, E., Riba, S. S., & Muñiz, J. (2015). The assessment of emotional and Behavioural problems: Internal structure of The Strengths and Difficulties Questionnaire. *International journal of clinical and health psychology: IJCHP*, 15(3), 265–273. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2015.05.005> (Error 21: El enlace externo <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2015.05.005> debe ser una URL) (Error 22: La URL <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2015.05.005> no esta bien escrita)
- Ortuño-Sierra, J., Fonseca-Pedrero, E., Inchausti, F., & Riba, S. S. (2016). Evaluación de dificultades emocionales y comportamentales en población infanto-juvenil: El Cuestionario de Capacidades y Dificultades (SDQ). *Papeles del Psicólogo*, 37(1), 14-26.
- Pérez Juste, R. (2016). ¿Quo vadis, evaluación? Reflexiones pedagógicas en torno a un tema tan manido como relevante. *Revista de Investigación Educativa*, 34(1), 13–30. DOI: <https://doi.org/10.6018/rie.34.1.239381>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate behavioral research*, 47(5), 667-696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555> (Error 23: El enlace externo <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555> debe ser una URL) (Error 24: La URL <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555> no esta bien escrita)
- Rivera, M. (2013). *Análisis psicométrico del cuestionario de capacidades y dificultades (SDQ) administrado en profesores de niños y niñas escolares de la Provincia de Santiago de Chile* [Tesis de pregrado no publicada]. Universidad de Chile, Chile.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological methods*, 21(2), 137-150. DOI: 10.1037/met0000045
- Rutter, M. (1967). A children's behaviour questionnaire for completion by teachers: Preliminary findings. *The Journal of Child Psychology & Psychiatry*, 8(1), 1–11. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1967.tb02175.x>
- Stone, L. L., Otten, R., Engels, R. C. M. E., Vermulst, A. A., & Janssens, J. M. A. M. (2010). Psychometric properties of the parent and teacher versions of the strengths and difficulties questionnaire for 4-to 12-year-olds: a review. *Clinical child and family psychology review*, 13(3), 254-274. DOI: 10.1007/s10567-010-0071-2
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International journal of medical education*, 2, 53-55. doi: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd
- Weir, K. & Duveen, G. (1981), Further development and validation of the prosocial behaviour questionnaire for use by teachers. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 22: 357-374. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1981.tb00561.x> (Error 25: El enlace externo <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1981.tb00561.x> debe ser una URL) (Error 26: La URL <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1981.tb00561.x> no esta bien escrita)
- Zaffaroni, C., & Alarcón, A. (2015). A 25 años del Plan CAIF. Una mirada en profundidad a su recorrido programático e institucional. Recuperado de https://www.bibliotecaunicef.uy/doc_num.php?explnum_id=133 (Error 27: El enlace externo https://www.bibliotecaunicef.uy/doc_num.php?explnum_id=133 debe

ser una URL) (Error 28: La URL [https://www. bibliotecaunicef.uy/doc_num.php?explnum_id=133](https://www.bibliotecaunicef.uy/doc_num.php?explnum_id=133) no esta bien escrita)

Notas de autor

- * Universidad de la República. Centro de Investigación básica en psicología (CIBPsi), Montevideo, Uruguay. ORCID: 0000-0003-2126-3697. Mail de contacto: castillomega@gmail.com
- ** Universidad de la República. Facultad de Psicología, Montevideo, Uruguay ; Universidade de Coimbra. Centro de Investigação em Neuropsicologia e Intervenção Cognitivo- Comportamental, Coimbra, Portugal. ORCID: 0000-0002-9523-0874. Mail de contacto: vortuno@psico.edu.uy