

Análisis de la Escala de Estrés Parental-Forma Abreviada en Padres de Hijos con Discapacidad Intelectual mediante el Modelo de Rasch

Analysis of the Parenting Stress Index-Short Form on Parents of Children with Intellectual Disabilities with the Rasch Model

Cristina Jenaro Río¹, y Belén Gutiérrez-Bermejo²

Resumen

El presente estudio ofrece los resultados obtenidos tras analizar las propiedades psicométricas mediante el Modelo de Rasch de la versión española del Parenting Stress Index-Short Form en su utilización con padres o tutores de hijos con discapacidad intelectual. El estudio se ha llevado a cabo con 542 participantes, de los que un 31,3% eran hombres y un 68,7% mujeres, con un promedio de edad de 54,2 años y que respondieron a la escala sobre sus familiares con discapacidad de edades comprendidas entre los 4 y los 72 años, y un promedio de 30,8 años. Los resultados avalan la existencia de elevada fiabilidad. El modelo obtenido explica el 40,9% de la varianza. Los items tienden a medir niveles medios-altos de estrés parental. El análisis del Funcionamiento Diferencial de los items sugiere que existen pequeñas diferencias en función del género. El análisis dimensional sugiere que la escala tiene una naturaleza unidimensional.

Palabras Clave: modelo Rasch, estrés parental, discapacidad intelectual

Abstract

This study presents the results obtained after analyzing the psychometric properties using Rasch model of the Spanish version of the Parenting Stress Index-Short Form for use with parents or guardians of children with intellectual disabilities. The study was conducted with 542 participants, of whom 31.3% were male and 68.7% female, with an average age of 54.2 years, who responded to the scale of their relatives with disabilities aged 4 to 72 years, and an average of 30.8 years. The results support the existence of high reliability. The resulting model explains 40.9% of the variance. The items tend to measure medium-high levels of parental stress. Differential Item Functioning suggests the existence of minor differences based on gender. Dimensionality analysis suggests that the measure is unidimensional in nature.

Keywords: Rasch model, parental stress, intellectual disabilities

¹ Profesora Titular, Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológicos, Universidad de Salamanca, Avda. de la Merced, 109-131. 37005-Salamanca, España. +34 923 294 610. E-mail: crisje@usal.es

² Profesora Titular, Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación, Universidad Nacional de Educación a Distancia, Juan del Rosal, nº 10 - 28040 Madrid, España. +34 91 398 6266. E-mail: mbgutierrez@psi.uned.es

Introducción

El interés por el funcionamiento y dinámica familiar, el comportamiento parental y el impacto de todo ello en los hijos ha recibido un creciente interés en la literatura (Carrasco, del Barrio, & Holgado, 2007; García-Méndez, M., Rivera-Aragón, Reyes-Lagunes & Díaz-Loving, 2006; Iraurgi, I., Martínez-Pampliega, Sanz, Cosgaya, Galíndez, & Muñoz, 2008; Richaud de Minzi, 2007). El hogar familiar es el emplazamiento en el que preferentemente residen los hijos con discapacidad intelectual, tanto fuera de nuestro país (Brown, et al. 2011) como en España (IMSERSO, 2005; Puga & Abellán, 2004). La familia es el apoyo natural de mayor importancia para las personas con discapacidad. La necesidad de asistencia a las familias con algún miembro con una discapacidad es una realidad constatada sobradamente.

Los estudios internacionales sobre calidad de vida familiar, tanto los realizados en otros decadas como los más recientes, confirman la existencia de alto niveles de estrés en los padres con hijos con discapacidad intelectual (Cramm & Nieboer, 2011; Dillenburger & McKerr, 2011; Griffith et al. 2011; Hedov, Anneren, & Wikblad, 2000; Laurvick et al., 2006; Roque Hernández, Acle Tomasini y García Méndez, & 2009; Thurston et al. 2011; Wulffaert et al. 2009).

La planificación centrada en la familia supone estudiar los éxitos de estas familias desde una perspectiva de estrés, afrontamiento, competencia y resiliencia (Dukmak, 2009; Gray, 2006; Lloyd & Hastings, 2009; Menéndez, Jiménez, & Hidalgo, 2011; Soresi, et al., 2007; Trute et al., 2010). Las situaciones estresantes pueden darse y se dan en todas las familias, aunque los padres de niños con discapacidad intelectual alegan a menudo que sus responsabilidades son mayores que las de otros padres. Un enfoque centrado en la familia reconoce que cada familia tiene muchas fortalezas y recursos disponibles e impulsa las intervenciones que aumentan las fortalezas de la familia.

Como plantean Díaz-Herrero et al., (2010), una detección temprana de elevados niveles de estrés puede ayudar a prevenir las serias consecuencias que puedan tener en el funcionamiento psicológico individual de los progenitores, en las relaciones de pareja y en el bienestar de los hijos.

Con este fin se han desarrollado diferentes escalas, y una de ellas es la adaptación española del Parenting Stress Index, versión breve de 36 ítems (Abidin, 1995; Díaz-Herrero et al., 2010). Esta escala se ha utilizado en estudios con niños con diferentes tipos de discapacidad o problemas de salud (Bennett, English, Rennoldson, & Starza-Smith, 2013; Macias, Roberts, Saylor, & Fussell, 2006; Macias, Saylor, Haire, & Bell, 2007; Peer, 2011; Pozo, Sarria, & Mendez, 2006; Watson, Coons, & Hayes, 2013; Witt, 2005; Woolfson & Grant, 2006). Sin embargo, el análisis de sus propiedades psicométricas con este tipo de población tan solo se ha llevado a cabo en un estudio en familias de niños con trastornos del espectro autista (Zaidman-Zait, et al., 2010). Además, la mayoría de los estudios se han realizado con muestras pequeñas y con una escasa diversidad de características sociodemográficas de los participantes, tanto de los informantes como de los evaluados. Problemas adicionales relacionados con esta escalas se refieren a su dimensionalidad, pues mientras algunos estudios encuentran una composición de dos factores (Haskett, Ahern, Ward, & Allaire, 2006; McKelvey, et al., 2009) otros encuentran tres (Diaz-Herrero, Lopez-Pina, Perez-Lopez, de la Nuez, & Martinez-Fuentes, 2011; Reitman, Currier, & Stickle, 2002), otros, con una versión ligeramente modificada encuentran cuatro factores (Puma, 2007), e incluso otros autores encuentran cinco (Whiteside-Mansell, et al., 2007).

Así pues y a la vista de lo expuesto previamente, con el presente estudio pretendemos analizar las propiedades psicométricas de la Parenting Stress Index-Short Form, al someterlas a un análisis de Rasch.

Método

Participantes

En el presente estudio hemos utilizado un muestreo intencional o de conveniencia. Los participantes en el estudio consistieron en 542 Familiares de personas con discapacidad intelectual que decidieron voluntariamente responder afirmativamente a nuestra invitación, tras garantizarseles, mediante carta escrita enviada por FEAPS a sus entidades, el anonimato y confidencialidad de las respuestas así como el significado y límites

de su consentimiento. Teniendo en cuenta que FEAPS aglutina a 884 entidades que representan a 235.000 familiares (universo a encuestar), el tamaño muestral recomendado con un margen de error del 5%, a un nivel de confianza del 95% y con un nivel de heterogeneidad del 50%, es de 384 familiares, por lo que la representatividad de la muestra se encuentra desde este punto de vista, logrado. Del total, 374 (69%) eran mujeres de edades comprendidas entre los 19 y los 90 años ($M=52,4$, $Dt=12,9$) y 168 (31%) eran hombres con edades entre 19 y 85 años ($M=57,8$; $Dt=13,7$), que pertenecían a 25 asociaciones de personas con discapacidad intelectual. El parentesco con la persona con discapacidad era de padre o madre en la mayoría de los casos (73,3%), seguido por el de hermano o hermana (20%). La mayoría de los informantes (83,9%), con independencia de su género ($\chi^2=1,447$; $gl=3$; $p=0,695$) convivían diariamente con la persona con discapacidad. Dichas personas mostraban diferentes niveles de severidad de la discapacidad intelectual, con un predominio de niveles moderados (44,1%) y severos (30,4%), frente a niveles leves (11,1%) o profundo (5,2%). A éstos se ha de añadir un 9,2% de personas con discapacidad sobre las que no se informaba de la severidad de la misma. Tampoco en este caso se encontró asociación entre género y severidad de la discapacidad ($\chi^2=3,741$; $gl=4$; $p=0,442$).

Así pues, algunas de las características distintivas del presente estudio frente a los realizados con esta escala, se relacionan con el hecho de: (1) incluir como informantes a quienes desempeñan roles parentales, con independencia de que se trate de la madre o de otra figura que asuma dicho rol; (2) incluir un amplio rango de edad de los evaluados; (3) informar sobre personas con discapacidad de diferentes niveles de severidad.

Instrumento

Como comentáramos previamente, la Parenting Stress Index-Short Form consta de 36 ítems a responder en una escala tipo Likert de 5 puntos, correspondiendo puntuaciones más elevadas a mayor estrés. Dicho estrés puede derivarse de características de los padres, del hijo o de la relación padres-hijo. Según el autor original (Abidin, 1995), es posible distinguir tres factores: (1)

Malestar Paterno, con un alfa de Cronbach de 0,87; (2) Interacción Disfuncional Padres-Hijo, cuyo alfa de Cronbach es de 0,80 y (3) Niño Difícil, con una consistencia interna de 0,85. Como indican (Díaz-Herrero, et al., 2010), la validación de Abidin (1995) del Parenting Stress Index-Short Form (PSI-SF) se basó en una muestra de madres, en su mayor parte de raza blanca, casadas, y que tenían hijos menores de 4 años sin ningún tipo de problemas. En la validación más reciente realizada por (Díaz-Herrero, et al., 2010), con madres de niños entre 10 y 39 meses de edad, los autores encuentran dos factores con adecuados niveles de consistencia interna: Estrés derivado del cuidado del niño ($\alpha=0,87$), compuesto fundamentalmente por los factores 2 y 3 previamente indicados, y un segundo factor denominado Malestar personal ($\alpha=0,91$) y que incluye básicamente los ítems del factor 1 propuesto por el autor original.

Procedimiento

Los datos han sido recogidos durante el periodo de noviembre de 2012 a mayo de 2013. Durante octubre de 2012 se envió invitación a todas las asociaciones de FEAPS, Confederación Española de Organizaciones a favor de las Personas con Discapacidad Intelectual. A lo largo del mes de noviembre y diciembre se contactó y enviaron 580 cuestionarios a las 28 asociaciones que respondieron afirmativamente a nuestra invitación. Los cuestionarios fueron enviados a las asociaciones. Finalmente, tan sólo 25 asociaciones cumplieron los cuestionarios, computándose un total de 542 que fueron recogidos personalmente o a través de correo postal, a lo largo del primer semestre de 2013, lo que supone un 93,45% del total de cuestionarios enviados. Los datos fueron trasladados a una hoja de cálculo durante el periodo previamente señalado y su recogida finalizó en el mes de julio de 2013. El análisis de los datos ha requerido la importación de los datos a los programas SPSS versión 15.01 (2012), y Winsteps® Rasch Measurement versión 3.80.1 (2013).

Resultados

Hemos evaluado el ajuste de los ítems a través de los estadísticos Infit y Outfit. Por convención se considera que los valores superiores a 1,2 indican

desajuste en muestras de tamaño medio (entre 500 y 1000 casos) como la presente (Prieto Adánez y Delgado, 2003; Smith, Schumaker y Bush, 1998). La fiabilidad de los items, evaluada mediante el estadístico ISR (Item Separation Reliability) fue de 0,99, lo que avala la precisión de los items. El error de medida fluctúa entre 0,00 y 0,05, lo que corrobora la elevada fiabilidad de los items. La localización o puntuación media de los items se establece por defecto en cero y se puede apreciar cómo la desviación típica no se aleja demasiado de la me-

te inferior izquierda de la Figura se sitúan quienes muestran menos estrés parental mientras que, a medida que se asciende en la Figura, los participantes muestran mayor estrés. En cuanto a los items, en la parte inferior derecha se sitúan los items de menor intensidad, o que miden aspectos más básicos o “fáciles” relacionados con el estrés parental, es decir, items en los que es más fácil de responder con un 5. Consecuentemente, en la parte superior se encuentran los aspectos de más intensidad, menos básicos o “difíciles”, es decir, en los que es menos probable que se respondan con un 5. También se aprecia cómo los participantes se distribuyen a lo largo de los diferentes niveles de estrés parental, si bien hay más participantes hacia la parte inferior (escaso) que hacia la parte superior (mas). Es decir, parece que la escala tiende a medir niveles medios-altos de estrés parental que niveles bajos.

Tabla 1
Datos de ajuste de los items de la Escala de Estrés parental

	Localización	Error de medida	Infit	Outfit
Media	0,00	0,04	1,02	1,09
DT	0,45	0,00	0,24	0,35
Máximo	0,79	0,05	2,14	2,61
Mínimo	-1,29	0,04	0,70	0,63

dia (DT=0,45), lo que indica que no existe una elevada variabilidad de los parámetros a lo largo del constructo de estrés parental.

En la Tabla 2 se presentan los resultados relativos al ajuste de las personas al modelo. Los valores medios infit y outfit son adecuados, si bien, la puntuación máxima de infit y outfit es bastante superior a 2.0, lo que indica que aunque por término medio los participantes se ajustan al modelo, hay participantes con patrones de respuesta desajustados. Concretamente, 20 personas (3,7%) mostraron valores extremos. La fiabilidad de las personas, medido a través del estadístico Person Separation Reliability (PSR) fue de 0,94, lo que avala un elevado ajuste de las personas al modelo,

Tabla 2
Datos de ajuste de las personas a la Escala de Estrés parental

	Total	Localización	Error de medida	Infit	Outfit
Media	88,0	-0,51	0,18	1,08	1,09
DT	25,1	0,78	0,12	0,53	0,55
Máximo	164,0	1,45	1,00	3,71	3,71
Mínimo	37,0	-4,10	0,14	0,19	0,18

así como la elevada validez interna de las puntuaciones de las personas.

En el mapa de Wright (Figura 1) se presenta la localización de los participantes y los items en la variable latente medida. La línea central de la Figura representa el continuo de estrés parental. Por lo que se refiere a los participantes, en la par-

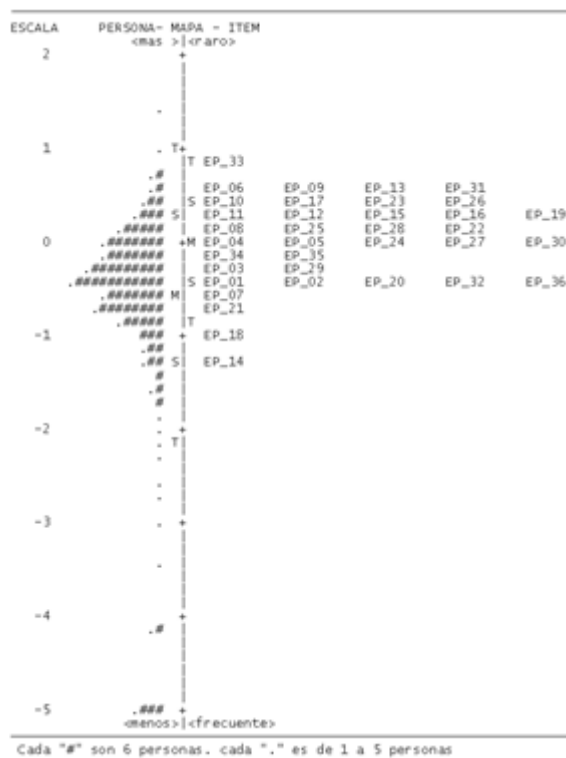


Figura 1
Mapa de distribución conjunta de personas e items en la Escala de Estrés Parental

Respecto a las propiedades psicométricas de los items de la escala de inclusión según el modelo Rasch, en la Tabla 3 se indican los valores obtenidos para cada uno de los items, ordenados de acuerdo a su puntuación media, “dificultad” o localización. Se puede apreciar cómo tan sólo uno

de los valores de Infit y Outfit superan el valor de 2.0, lo que indica un buen ajuste. Como antes señaláramos, todos los errores de medida son pequeños. Los valores de correlación obtenidos frente a los esperados son muy similares en la mayoría de los ítems, así como los valores obtenidos frente a los esperados. Así, si bien el ítem 14 ofrece valores inadecuados que distorsionan la medida, los valores de los restantes ítems pueden considerarse adecuados. La Tabla 3 indica también los ítems más “fáciles” (i.e. en los que es más fácil ofrecer puntuaciones elevadas), situados en la parte inferior de la Tabla; así como los de mayor dificultad, situados en la parte superior.

Tabla 3

Propiedades psicométricas de los ítems de la escala, ordenados por dificultad

Item	Localización	Error típico	Infit	Outfit	Corr. Obs.	Corr. Esp.
EP_33	0,79	0,05	0,97	0,96	0,36	0,33
EP_31	0,54	0,05	0,91	0,90	0,40	0,37
EP_09	0,53	0,05	0,88	0,82	0,41	0,37
EP_13	0,52	0,05	1,04	1,16	0,39	0,37
EP_06	0,51	0,05	1,30	1,64	0,31	0,37
EP_17	0,47	0,04	1,08	1,27	0,38	0,38
EP_26	0,43	0,04	0,99	1,01	0,41	0,39
EP_10	0,42	0,04	0,87	0,93	0,43	0,39
EP_23	0,39	0,04	1,06	1,11	0,39	0,39
EP_15	0,32	0,04	1,06	1,03	0,42	0,40
EP_12	0,30	0,04	0,70	0,63	0,49	0,41
EP_11	0,27	0,04	0,89	0,82	0,45	0,41
EP_16	0,22	0,04	0,97	0,94	0,44	0,42
EP_19	0,22	0,04	1,08	1,04	0,43	0,42
EP_08	0,17	0,04	1,04	0,97	0,44	0,43
EP_22	0,15	0,04	1,07	1,48	0,34	0,43
EP_28	0,15	0,04	0,83	0,92	0,48	0,43
EP_25	0,13	0,04	1,03	,96	0,45	0,44
EP_04	0,07	0,04	1,02	1,17	0,44	0,45
EP_27	0,03	0,04	0,91	0,85	0,49	0,45
EP_24	0,03	0,04	0,89	0,90	0,48	0,45
EP_30	0,01	0,04	0,84	0,80	0,50	0,46
EP_05	-0,06	0,04	0,80	0,76	0,51	0,47
EP_35	-0,16	0,04	0,89	0,85	0,52	0,49
EP_34	-0,18	0,04	0,89	0,89	0,51	0,49
EP_03	-0,32	0,04	0,94	0,95	0,52	0,51
EP_29	-0,33	0,04	0,86	0,84	0,55	0,51
EP_20	-0,36	0,04	0,95	0,99	0,53	0,52
EP_02	-0,41	0,04	1,16	1,25	0,49	0,53
EP_01	-0,44	0,04	0,89	1,15	0,54	0,54
EP_32	-0,45	0,04	0,83	1,28	0,53	0,54
EP_36	-0,49	0,04	1,25	1,25	0,50	0,54
EP_07	-0,53	0,04	1,13	1,45	0,50	0,55
EP_21	-0,66	0,04	1,16	1,24	0,54	0,57
EP_18	-0,98	0,04	1,50	1,58	0,54	0,63
EP_14	-1,29	0,05	2,14	2,61	0,47	0,68

En la Figura 2, de izquierda a derecha se muestra cómo los participantes se han comportado en todos los ítems y sus correspondientes categorías. Es de esperar que la categoría más alta se corresponda con una mayor puntuación promedio. En dicha Figura se puede apreciar cómo las categorías

aparecen desordenadas en los ítems 8, 13,14, 17, 33 y 36. Además, a la derecha de la Figura aparecen los ítems ordenados por dificultad; en la parte inferior se encuentran los ítems más “fáciles” de responder afirmativamente (i.e. de obtener una puntuación elevada), mientras que en la parte superior se encuentran los ítems más “difíciles” (i.e. menos probable que los participantes ofrezcan puntuaciones de 5). Cabe señalar cómo en cada tercio (i.e. 12 ítems) de la escala se distribuyen ítems pertenecientes a los tres factores propuestos por el autor original de la escala, no existiendo un patrón en la dificultad de los ítems relacionada con su adscripción teórica a una u otra dimensión.



Figura 2

Mapa de distribución de promedio de puntuaciones en las categorías de respuesta de la Escala de Estrés Parental

En la Figura 3 se puede observar cómo las cinco categorías de respuesta tienen en algún punto del continuo de dificultad, mayor probabilidad de ser elegidas, salvo la categoría 3, correspondiente a la respuesta “no sé” y que por tanto denota indecisión.

Seguidamente hemos analizado el funcionamiento diferencial de los ítems para determinar si cada ítem funciona igual para, en nuestro caso, hombres y mujeres. Los resultados indicaron pequeñas diferencias en los tamaños del efecto del funcionamiento diferencial de los ítems. (i.e. logits inferiores a 0,638). Además, el estadístico Chi cuadrado de Mantel para ítems politómicos. Los

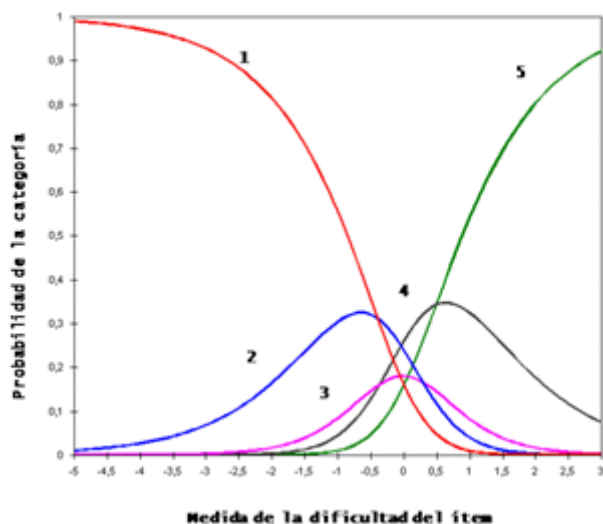


Figura 3
Probabilidad de las categorías de respuesta en la Escala de Estrés Parental

análisis pusieron de manifiesto diferencias significativas ($p < 0,05$) en el ítem 2, con un tamaño de las diferencias de 0,36; en el ítem 36, con un tamaño de las diferencias de 0,14; en el ítem 17, con un tamaño de la diferencia de -0,20 y en el ítem 23, con un tamaño de la diferencia de -0,22. Los ítems en los que la diferencia es positiva denotan una mayor “facilidad” (i.e. posibilidad de obtener puntuaciones elevadas) para las mujeres que para los hombres. A la inversa, diferencias negativas indican ítems más “fáciles” para hombres que para mujeres. Teniendo en cuenta la longitud del tests y el tamaño de las diferencias, no parece que se obtengan un elevado impacto en función de esta variable.

Presentamos a continuación los resultados del análisis de componentes principales de los residuos. Dicho análisis trata de buscar patrones en los datos que no sean acordes –inesperados- con el modelo Rasch y de analizar si determinado grupo de ítems comparten el mismo patrón inesperado. Si ese fuera el caso, probablemente dichos ítems compartan una característica sustantiva común o “dimensión secundaria”. Es entonces preciso analizar cómo se agrupan dichos ítems para valorar si pertenecen a una misma dimensión o factor. Es también necesario valorar si dicha segunda dimensión es suficientemente relevante como para distorsionar la medida, lo que requiere analizar el valor propio de la misma. Estos análisis nos deben conducir a tomar decisiones sobre la composición del instrumento y la necesidad, conveniencia

o pertinencia de su modificación, en su caso.

Así, los análisis nos indicaron que el total de la varianza explicada por la medida (personas e ítems) tiene un valor propio de 24,9 y explica un 40,9%. De ésta, la varianza explicada por las personas tiene un valor propio de 5,8 y explica un 9,4% de la varianza; Por su parte, la varianza explicada por los ítems tiene un valor propio de 19,2 y explica un 31,5% de la varianza. Consecuentemente, el total de varianza no explicada es de 59,1% y de ésta, el primer contraste o componente tiene un valor propio de 3,7 y explica un 6,1% de la varianza. Si bien de acuerdo con el modelo de Rasch es improbable que el primer contraste de la varianza residual o no explicada sea mayor que 2,0, no obstante, la varianza explicada por el primer contraste es de 6,1% que es bastante menor que la varianza explicada por la dificultad de los ítems, que es de un 31,5%. Así pues, aunque parece existir una segunda dimensión en los datos, ésta no explica más varianza de la que es explicada por la dificultad de los ítems.

Discusión

En el presente estudio hemos ofrecido evidencias adicionales de la utilidad de la Escala de Estrés Parental en su forma abreviada, para ser utilizada por padres y tutores de personas con discapacidad intelectual. Así, en cuanto a la fiabilidad, el instrumento ha mostrado un elevado ajuste tanto de los ítems como de las personas. A estos datos se une el hecho de que la práctica totalidad de los ítems ofrecen adecuados valores Infit y Outfit. Además, la gran mayoría de los ítems se ordenan de acuerdo a los esperado, tal y como se refleja en la Figura 2. Por otro lado, pese a que la categoría de respuesta 3 no sea la más frecuente en ninguno de los puntos del intervalo, creemos que la unión de esta categoría con otra llevaría a perder una información sustancial a la hora de proporcionar apoyos. Por ello se sugiere su mantenimiento, al menos hasta ratificar estos resultados en ulteriores estudios.

La escala contiene ítems que miden los diferentes niveles de dificultad, esto es, de estrés parental posible. Hay que señalar sin embargo que un cierto número de personas obtienen puntuaciones cuyos valores no alcanzan los ítems de menor dificultad. De estos resultados podría extraerse que

la escala contiene ítems agrupados en torno al extremo de mayor dificultad (menor probabilidad), lo que es coherente con los propósitos de la escala, centrada en medir niveles de estrés con relevancia clínica. No obstante, podría valorarse la inclusión de ítems en niveles de menor dificultad, así como la posible revisión de ítems que pudieran resultar redundantes, en cuanto a su aportación a la calidad de la escala.

El análisis del funcionamiento diferencial de los ítems indica que si bien las diferencias no son muy elevadas, cuatro de los 36 ítems se ven afectados por el factor género. Dichos ítems pertenecen a diferentes factores de la propuesta formulada por Abidin (1995). Tampoco hemos hallado un patrón de dificultad u otra característica, como una posible actitud defensiva que contribuya a explicar dichas diferencias. Así pues y habida cuenta de la longitud del test y relativamente pequeño de las diferencias, podemos decir que los ítems funcionan sustancialmente igual para hombres y mujeres.

Por último y en cuanto a su dimensionalidad, la escala carece de una dimensión secundaria relevante y en su mayor parte, la varianza es explicada por la dificultad de los ítems. Teniendo en cuenta que el total de la varianza explicada es de un 40,9%, ligeramente inferior al obtenido mediante análisis factorial exploratorio en la validación española (Díaz-Herrero, et al., 2010). Al respecto, creemos que la inclusión de ítems de una mayor diversidad de dificultad, junto a la posible eliminación de ítems redundantes y que no contribuyen a mejorar la calidad de la escala, podría contribuir a mejorar el porcentaje de varianza explicada en la variable Estrés Parental.

Para finalizar y retomando nuestros planteamientos iniciales, no debemos perder de vista que pese a que el presente estudio se centra en el análisis del estrés familiar y más concretamente, en las propiedades de la Parenting Stress Index- Short Form, la adopción de una perspectiva actual en calidad de vida familiar requiere tener en cuenta que tener en la familia un miembro con discapacidad intelectual no solamente tiene un impacto negativo sobre la familia, sino también puede contribuir positivamente en ésta (Blacher & Baker, 2007). Como antes señaláramos, la práctica centrada en la familia se ha de basar en las fortalezas y recursos que ésta tiene y que puede usar para

lograr sus propios objetivos. El objetivo central de esta práctica consiste en dar autoridad y capacitar a las familias para que puedan actuar de forma efectiva dentro de sus contextos ambientales. Así pues, la inclusión de contenidos centrados en elementos protectores del estrés parental pudiera ser una vía no sólo para mejorar las propiedades de la escala sino también para ofrecer una mejor herramienta para orientar las intervenciones con las familias hacia el logro de una mayor calidad de vida familiar.

Referencias bibliográficas

- Abidin, R. R. (1995). *Parenting stress index (PSI) manual* (3rd ed.). Charlottesville, VA: Pediatric Psychology Press.
- Bennett, E., English, M. W., Rennoldson, M., & Starza-Smith, A. (2013). Predicting parenting stress in caregivers of children with brain tumours. *Psycho Oncology*, 22(3), 629-636. doi: <http://dx.doi.org/10.1002/pon.3047>
- Brown, R., Geider, S., Primrose, A., & Jokinen, N. (2011). Family life and the impact of previous and present residential and day care support for children with major cognitive and behavioural challenges: A dilemma for services and policy. *Journal of Intellectual Disability Research*, 55(9), 904-917.
- Carrasco, M. Á., Del Barrio, M. V., & Holgado, F. P. (2007). Análisis de la estructura del cuestionario de comportamiento parental para niños (CRPBI) en población española. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 24(2), 95-120.
- Cramm, J., & Nieboer, A. (2011). Psychological well-being of caregivers of children with intellectual disabilities: Using parental stress as a mediating factor. *Journal of Intellectual Disabilities*, 15(2), 101-113.
- Díaz-Herrero, Á., G. Brito de la Nuez, A., López Pina, J. A., Pérez-López, J., & Martínez-Fuentes, M. T. (2010). Estructura factorial y consistencia interna de la versión española del parenting stress index-short form. *Psicothema*, 22(4), 1033-1038.
- Díaz-Herrero, A., López-Pina, J. A., Pérez-López, J., de la Nuez, A. G., & Martínez-Fuentes, M. T. (2011). Validity of the parenting stress index-short form in a sample of Spanish fathers. *The Spanish Journal of Psychology*, 14(2), 990-997. doi: http://dx.doi.org/10.5209/rev_SJOP.2011.v14.n2.44
- Dillenburg, K., & McKerr, L. (2011). How long are we able to go on? Issues faced by older family caregivers of adults with disabilities. *British Journal of Learning Disabilities*, 39(1), 29-38. DOI: 10.1111/j.

- 1468-3156.2010.00613.x.
- Dukmak, S. (2009) Parent adaptation to and parenting satisfaction with children with intellectual disability in the United Arab Emirates. *Journal of Intellectual and Developmental Disability*, 34(4), 324-328. DOI: 10.3109/13668250903286190
- García-Méndez, M., Rivera-Aragón, S., Reyes-Lagunes, I., & Díaz-Loving, R. (2006). Construcción de una escala de funcionamiento familiar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 22(2), 91-110.
- Gray, D. (2006). Coping over time: The parents of children with autism. *Journal of Intellectual Disability Research*, 50(12), 970-976.
- Griffith, G., Hastings, R., Oliver, C., Howlin, P., Moss, J., Petty, J., & Tunnicliffe, P. (2011). Psychological well-being in parents of children with Angelman, Cornelia de Lange and Cri du Chat syndromes. *Journal of Intellectual Disability Research*, 55(4), 397-410.
- Haskett, M. E., Ahern, L. S., Ward, C. S., & Allaire, J. C. (2006). Factor structure and validity of the parenting stress index-short form. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 35(2), 302-312. doi: http://dx.doi.org/10.1207/s15374424jccp3502_14
- Hedov G., Anneren G., & Wikblad K. (2000). Self perceived health in swedish parents of children with Down's syndrome. *Quality of Life Research*, 9(4), 31-34. doi: 10.1177/1557988309350491
- IMSERSO, (2005). *Libro blanco de la dependencia, Tomos I y II*. Madrid: Ministerio de trabajo y asuntos sociales.
- Iraurgi, I., Martínez-Pampliega, A., Sanz, M., Cosgaya, L., Galíndez, E., & Muñoz, A. (2008). Escala de conflicto interparental desde la perspectiva de los hijos (CPIC): Estudio de validación de una versión abreviada de 36 ítems. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 25(1), 9-34.
- Laurvick C.L., Msall M. E., Silburn S., Bower C., Klerk N. de, & Leonard H. (2006). Physical and mental health of mothers caring for a child with Rett syndrome. *Pediatrics*, 118(4), 1152 -1164.
- Lloyd, T., & Hastings, R., (2009). Hope as a psychological resilience factor in mothers and fathers of children with intellectual disabilities. *Journal of Intellectual Disability Research*, 53(12), 957-968. DOI: 10.1111/j.1365-2788.2009.01206.x
- Macias, M. M., Roberts, K. M., Saylor, C. F., & Fussell, J. J. (2006). Toileting concerns, parenting stress, and behavior problems in children with special health care needs. *Clinical Pediatrics*, 45(5), 415-422. doi: <http://dx.doi.org/10.1177/0009922806289616>
- Macias, M. M., Saylor, C. F., Haire, K. B., & Bell, N. L. (2007). Predictors of paternal versus maternal stress in families of children with neural tube defects. *Children's Health Care*, 36(2), 99-115. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/02739610701334558>
- McKelvey, L. M., Whiteside-Mansell, L., Faldowski, R. A., Shears, J., Ayoub, C., & Hart, A. D. (2009). Validity of the short form of the parenting stress index for fathers of toddlers. *Journal of Child and Family Studies*, 18(1), 102-111. doi: <http://dx.doi.org/10.1007/s10826-008-9211-4>
- Menéndez, S., Jiménez, L., & Hidalgo, M. V. (2011). Estructura factorial de la escala PSOC (Parental Sense of Competence) en una muestra de madres usuarias de servicios de preservación familiar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 32(2), 187-204.
- Peer, J. W. (2011). *Coping style as a mediator of stress perception for caregivers of children with developmental disabilities*. Peer, Justin W : Wayne State U, US.
- Pozo, P., Sarría, E., & Méndez, L. (2006). Estrés en madres de personas con trastornos del espectro autista. *Psicothema*, 18(3), 342-347
- Prieto Adánez, G., & Delgado, A. R. (2003). Análisis de un test mediante el modelo de Rasch. *Psicothema*, 15(1), 94-100.
- Puga, M.D., & Abellán, A. (2004). *El proceso de discapacidad. Un análisis de la encuesta sobre discapacidades, deficiencias y estado de salud*. Madrid: Fundación Pfizer.
- Puma, J. E. (2007). *The psychometric functioning of a modified short form of the parenting stress index: Implications for clinical practice and research*. Puma, Jini E : U Denver, US.
- Reitman, D., Currier, R. O., & Stickle, T. R. (2002). A critical evaluation of the parenting stress index-short form (PSI-SF) in a head start population. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 31(3), 384-392. doi: <http://dx.doi.org/10.1207/153744202760082649>
- Richaud de Minzi, M. C. (2007). La percepción de estilos de relación con su padre y madre en niños y niñas de 8 a 12 años. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 23(1), 63-81.
- Roque Hernández, M. P., Acle Tomasini, G., & García Méndez, M. (2009). Escala de resiliencia materna: Un estudio de validación en una muestra de madres con niños especiales. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 27(1), 107-132.
- Smith, R. M., Schumaker, R. E., & Bush, M. J. (1998). Using item mean squares to evaluate fit to the Rasch model. *Journal of Outcome Measurement*, 2, 66-78.
- Soresi, S. Nota, L., & Ferrari, L. (2007). Considerations on supports that can increase the quality of life of

- parents of children with disabilities. *Journal of Policy and Practice in Intellectual Disabilities*, 4(4), 248-251. DOI: 10.1111/j.1741-1130.2006.00087.x
- Thurston, S., Paul, L., Loney, P., Ye, C., Wong, M., & Browne, G. (2011). Associations and costs of parental symptoms of psychiatric distress in a multi-diagnosis group of children with special needs. *Journal of Intellectual Disability Research*, 55(3), 263-280.
- Trute, B., Benzies, K., Reddon, J., & Moore, M. (2010). Accentuate the positive to mitigate the negative: Mother psychological coping resources and family adjustment in childhood disability. *Journal of Intellectual and Developmental Disability*, 35(1), 36-43.
- Watson, S. L., Coons, K. D., & Hayes, S. A. (2013). Autism spectrum disorder and fetal alcohol spectrum disorder. Part I: A comparison of parenting stress. *Journal of Intellectual and Developmental Disability*, 38(2), 95-104. doi: <http://dx.doi.org/10.3109/13668250.2013.788136>
- Whiteside-Mansell, L., Ayoub, C., McKelvey, L., Faldowski, R. A., Hart, A., & Shears, J. (2007). Parenting stress of low-income parents of toddlers and preschoolers: Psychometric properties of a short form of the parenting stress index. *Parenting: Science and practice*, 7(1), 27-56. doi: http://dx.doi.org/10.1207/s15327922par0701_2
- Witt, K. (2005). *The role of parental irrationality and child autism characteristics on parental stress level*. Witt, Kirsten: St John's U (New York), US.
- Woolfson, L., & Grant, E. (2006). Authoritative parenting and parental stress in parents of pre-school and older children with developmental disabilities. *Child: Care, health and development*, 32(2), 177-184. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2214.2006.00603.x>
- Wulfaert, J., Scholte, E., Dijkxhoorn, Y., Bergman, J., Van Ravenswaaij-Arts, C., & Van Berckelaer-Onnes, I. (2009). Parenting stress in CHARGE syndrome and the relationship with child characteristics. *Journal of Developmental and Physical Disabilities*, 21(4), 301-313.
- Zaidman-Zait, A., Mirenda, P., Zumbo, B. D., Wellington, S., Dua, V., & Kalynchuk, K. (2010). An item response theory analysis of the parenting stress index-short form with parents of children with autism spectrum disorders. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 51(11), 1269-1277. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1469-7610.2010.02266.x>