



Cuadernos de Neuropsicología / Panamerican Journal of Neuropsychology

ISSN: 0718-4123

polanco.roberto@gmail.com

Centro de Estudios Académicos en Neuropsicología
Chile

Crespo-Bujosa, Héctor B.; Montalbán, Ramón Rodríguez; Rodríguez, Adam Rosario

Análisis de las Propiedades Psicométricas de la Escala
Crespo-Bujosa de Síntomas Neurológicos Discretos.

Cuadernos de Neuropsicología / Panamerican
Journal of Neuropsychology, vol. 11, núm. 3, 2017
Centro de Estudios Académicos en Neuropsicología
Chile

DOI: <https://doi.org/10.7714/CNPS/11.1.2012>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=439656187011>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Héctor B. Crespo-Bujosa [1]
Ramón Rodríguez Montalbán [2]
Adam Rosario Rodríguez [3]

*Análisis de las Propiedades Psicométricas
de la Escala Crespo-Bujosa de Síntomas
Neurológicos Discretos.*

*Analysis of the Psychometric Properties of
the Crespo-Bujosa Scale of Soft Neurologic
Symptoms.*

*Análise das Propriedades Psicométricas
da Escala Crespo-Bujosa de Sintomas
Neurológicos Sutís.*

[1] NeuroPsyche, Inc.

[2] Universidad Carlos Albizu

Correspondencia: Héctor Crespo-Bujosa. PO Box 925, Lares, PR 00669. Phone: 1-787-308-8448; Fax: 1-939-204-8725. E-Mail: dr.crespo.bujosa@gmail.com

RESUMEN

El propósito de este trabajo es presentar la Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Neurológicos Discretos. La misma tiene como propósito realizar un examen rápido de la sintomatología que experimenta una persona con indicadores neurológicos reales. Los Síntomas Neurológicos Discretos (SND) son definidos como irregularidades neurológicas leves pero inequívocas de las funciones sensorio-motrices primarias. Estos indicadores conductuales y motores no tienen necesariamente una relación sistemática con una neuropatología. Sin embargo, puede indicar deterioro neurológico, inmadurez en el desarrollo o un intermedio en un continuo dentro de un proceso de lesión. Se realizó un estudio transversal con una muestra por disponibilidad que estuvo compuesta por 411 participantes mayoritariamente por mujeres (77.7%). Las

edades de los participantes oscilan entre 18 y 94 años. El 43% de los participantes habían recibido un diagnóstico neurológico (ej. Epilepsia o Migraña, etc.) o neuropsicológico (ej. ADHD). Al realizar los análisis de ecuaciones estructurales, se encontró que el modelo tiene buen ajuste para evaluar el constructo de SND. El instrumento presentó un buen ajuste y fiabilidad. Cada una de las sub-escalas mide una dimensión distinta de SND sin redundancia entre las sub-escalas del instrumento. Los análisis de discriminación de los ítems oscilaron entre .55 - .78, con una varianza explicada R^2 en los ítems por los factores de entre .46 y .74. Los índices de discriminación, estuvieron sobre el mínimo recomendado de .30. La escala final agrupa los síntomas en tres dimensiones: a) síntomas neurocognitivos, b) síntomas somáticos, y c) síntomas psicológicos.

Palabras clave: Síntomas Neurológicos; Escala; neuropsicología.

ABSTRACT

The purpose of this project is to present the Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Neurológicos Discretos (Crespo-Bujosa Neurological Soft Sign Scale). It has the purpose of carrying out a quick screening of the symptoms experimented by individuals with real neurologic indicators. Neurological Soft Signs (NSS) are defined as mild neurological irregularities, however, unequivocal, of primary sensory-motor functions. This behavioral and motor indicators do not necessarily have a systematic relation with a neuropathology. However, they may indicate neurological deterioration, developmental immaturity or an intermediate in the continuum in a lesion process. A transversal study was carried out with sample of 411 participants per disponibility with a majority of them being females (77.7%). The ages of the participants ranged from 18 to 94 years. 43% of the participants had

received a neurological diagnosis (e.g. Epilepsy or Migraine, etc.) or neuropsychological (e.g. ADHD). Through structural equations it was found that the model has a good adjustment to evaluate the construct of NSS. The instrument shower a good adjustment and reliability. Each sub-scale measures a different dimension of NSS without redundancy between them. The item discrimination analysis ranged between .55 - .78 with a explained variance R^2 in the items per factor between .46 and .74. The discrimination indexes were at the minimum recommended of .30. The final scale groups the symptoms in three dimensions: a) neurocognitive symptoms, b) somatic symptoms and c) psychological symptoms.

Keywords: Neurologis Soft Signs; Scale; neuropsychology

RESUMO

O propósito deste trabalho é apresentar a Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Neurológicos Discretos. Esta têm como propósito realizar um exame rápido da sintomatologia que experimenta uma perssoa com indicadores neurológicos reais. Os Síntomas Neurológicos Discretos são definidos como irregularidades neurológicas leves mas inequívocas das funções sensoriais-motoras primárias. Estes indicadores conductuais e motores não têm necessariamente uma relação sistemática com uma neuropatologia. Sem embargo, pode indicar deterioro neurológico, inmadurez no desenvolvimento ou um intermedio num continuo dentro de um processo de lisão. Se realuzou um estudo transversal com uma amostra por disponibilidade composta por 411 participantes cuja maioria foram mulheres (77.7%). As idades dos participantes esteve

entre 18 e 94 anos. O 43% dos participantes tinha recebido um diagnóstico neurológico (p.e. Epilepsia ou Enxaqueca, etc.) ou neuropsicológico (p.e. ADHD). Ao realizar o anélise de equações estruturais, achamos que o modelo têm um bom ajuste para avaliar o construto de SND. O instrumento apresentou um bom ajuste e fiabilidade. Cada sub-escalas mide uma dimensção distinta de SND sem redundância entre as sub-escalas do instrumento. Os análisis de discriminação dos ítems oscilaram entre .55 - .78, com uma varianza explicada R^2 nos ítems pelos factores de entre .46 y .74. Os índices de discriminação, estiveram sobre o mínimo recomendado de .30. A escala final agrupa os sintomas em três dimenções: a) sintomas neurocognitivos, b) sintomas somáticos, e c) sintomas psicológicos.

Palavras-chave: Sinais Neurológicos Sutis; Escala; neuropsicológica.

Agradecimientos:

En honor a mis padres; Héctor B. Crespo y Sara M.
Bujosa

La neuropsicología clínica es la práctica y la ciencia de trabajar con las relaciones cerebro-conducta y sus implicaciones en el diario vivir de individuos y sus familias (Donders & Strong, 2016). La evaluación neurológica y neuropsicológica se han tornado en procedimientos de gran importancia a consecuencia de la alta incidencia de condiciones neurológicas, tales como la Esclerosis Múltiple, el Alzheimer, Parkinson y otras formas de demencia, junto a condiciones neuropsicológicas como el Trastorno por Déficit de Atención o ADHD por sus siglas en inglés. A estos efectos, resulta imprescindible abordar los signos neurológicos discretos o blandos, como una forma de identificación temprana y prevención. Los Síntomas Neurológicos Discretos son definidos como irregularidades neurológicas leves pero inequívocas de las funciones sensorio-motrices primarias (Sattler & D'Amato, 2003). El presente trabajo aborda el análisis de las propiedades psicométricas de una escala desarrollada para medir dicho constructo titulada Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Neurológicos Discretos.

Signos Neurológicos Discretos

Los impedimentos neurológicos sutiles han sido reportados en diversos trastornos mentales (Gurvits, Gilbertson, Lasko, Tarhan, Simeon, Macklin, et al., 2000). Por su parte, Grieve y Gnanasekaran (2008), señalan que los trastornos de la estructura o funciones cerebrales heredados o adquiridos pueden dar paso a dificultades en la forma en que las personas se sienten, piensan y/o actúan. Indican que estas tienen como resultado la pérdida de o dificultades para adquirir o mantener habilidades y destrezas, y como consecuencia se observan cambios en las circunstancias sociales, emocionales y del hogar de la persona y su familia. Esto no solo incluye las neuropatologías, sino los indicadores sutiles que se presentan antes de, o como parte de una condición del sistema nervioso, las cuales en numerosas ocasiones pasan desapercibidas y no es hasta que es tarde, cuando se reconoce su presencia. Estos indicadores son

conocidos como signos neurológicos discretos (SND) o blandos.

Los SND han sido definidos como alteraciones neurológicas, que no pueden ser relacionadas con una zona cerebral específica ni con un síndrome neurológico definido (Chan 2010). Es decir, los signos neurológicos blandos no son indicadores de disfunciones en áreas específicas del cerebro o partes de un síndrome neurológico bien definido (Hembram, Simlai, Chaudhury & Biswas, 2014). Estos son considerados clínicamente, como distanciamientos de la norma los cuales, dada su imprecisión, inconsistencia o aislamiento, no son adecuados para convencer al examinador de la presencia de una enfermedad (Pryse-Phillips, 2003), aunque sí indican disfunciones cerebrales no específicas (Mechri, Bourdel, Slama, Gourion, Gaha, & Krebs, 2009). Ejemplos de estos son: dificultad de la ejecución rápida de movimientos alternantes (disdiadococinesia) y dificultad en completar tareas motoras complejas (Garay Apip, Lyng Benítez, & González Hernández, 2013).

De otra parte, por mucho tiempo, los SND y los impedimentos neurocognitivos han sido considerados como características importantes de la esquizofrenia (Chan, Wang, Wang, Chen, Manschreck et al., 2009). Además, se han asociado a déficit del coeficiente intelectual, hiperactividad y desórdenes del aprendizaje (Pasini & D'Agati, 2009), y múltiples investigaciones han encontrado relación entre la presencia de SND y mayor riesgo de enfermedades psiquiátricas como depresión y trastorno por déficit de atención (Garay-Apip, Lyng Benítez & González Hernández, 2013). Otros estudios se han realizado para identificar los signos neurológicos blandos en personas con impedimento amnésico cognitivo leve y sus relaciones con funciones neuropsicológicas, donde se identificó una mayor prevalencia de SND en la población que padecía de impedimento amnésico cognitivo leve, versus envejecientes saludables (Li, Wang, Jiang, Chan, Wang, & Li, 2012).

El propósito de este Proyecto responde a la necesidad imperante de desarrollar instrumentos evaluativos

válidos y confiables para identificar déficits neurológicos leves conocidos como signos neurológicos discretos en población puertorriqueña adulta. En la literatura se identifica el Neurological Examination for Subtle Signs. Esta herramienta contiene 21 ítems y fue desarrollada para menores de 4 a 15 años, y aunque cuenta con normas publicadas por el National Institute of Health para algunas tareas por tiempo, dicho examen es dependiente de observadores, no obstante, se requieren normas para diferentes poblaciones (Herndon, & Cutty, 2006). Por consiguiente, aunque es un instrumento de utilidad, no responde al objetivo de estudio y población a la que se atiende en esta investigación.

Por otro lado, es importante en el ámbito clínico identificar dichos síntomas de manera formal y estandarizada tanto para asistir en el diagnóstico, como en el tratamiento, ya que muchos son indicadores de condiciones neurológicas las cuales, no se identifican hasta que ya se ha expresado un nivel deficitario clínicamente significativo. No obstante, con los avances en los estudios de la neurociencia actual, se ha identificado una estrecha relación entre los cambios conductuales y emocionales, con disfunciones cerebrales. Más aún estudios recientes en los que se utilizaron tecnologías de imagen cerebral sugieren que los SND pueden estar asociados a regiones cerebrales específicas o incluso con conexiones cerebrales (Rao, Di, Chan, Ding, Ye & Gao, 2008; Dazzan, Morgan, Chitnis, Suckling, Morgan, Fearon et al., 2006). Esto refleja un área promisoría para la investigación neurocognitiva en la cual instrumentos, como el que hemos desarrollado, pudiera ser utilizado en combinación con otras escalas psicométricas y exámenes como las tomografías computadorizadas para ayudar a identificar una relación topográfica con la semiología relacionada a SND.

De otra parte, Pedraza y Mungas (2008), señalan que la medición cros-cultural en su nivel más básico significa que las mismas o similares habilidades cognitivas son evaluadas en diferentes grupos culturales. Explican que esto puede ser logrado utilizando pruebas seleccionadas, optimizadas y normalizadas para cada grupo. Además al

momento de evaluar a una persona, es necesario tomar en cuenta los aspectos socio-culturales y educativos (Harris & Llorente 2005; Nelson & O'Connor, 2005). Por consiguiente, se hace imprescindible la necesidad de desarrollar instrumentos en español y para la población latina, y en especial la puertorriqueña, ya que no se cuenta con pruebas que evalúen los SND.

Método

Participantes

Realizamos un estudio transversal con una muestra por disponibilidad que estuvo compuesta por 411 participantes (véase Tabla 1). En este tipo de estudio se observan los fenómenos tal y como se dan en su contexto natural (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado & Baptista-Lucio, 2010). La muestra está compuesta mayoritariamente por mujeres (77.7%). La mayoría de los participantes poseen un nivel educativo de licenciatura (31.2%). Las edades de los participantes oscilan entre 18 y 94 años ($M = 40.07$, $DE = 15.76$). El 47% de los participantes habían recibido un diagnóstico neurológico (véase Tabla 2). Se les preguntó a los participantes por su dominancia y la mayoría respondió que su dominancia era derecha (69.8%), seguido por izquierda (22.8%) y ambidiestra (4.5%). Un 2.9% no reportó dominancia.

Habiendo cumplido con los requerimientos éticos y siendo aprobada la propuesta de investigación, se invitó a las personas a participar del estudio completando la Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Neurológicos Discretos mediante una plataforma electrónica para recopilación de datos. En todo momento garantizamos la participación voluntaria, el anonimato y el derecho a abandonar el estudio cuando lo consideraran necesario, sin recibir ningún tipo de penalización. Todos los participantes que indicaron tener algún diagnóstico se encontraban bajo supervisión médica al momento de la investigación. En la población sin diagnóstico, de haber identificado déficits significativos que levantaran sospecha a nivel clínico, habrían sido referidos para una evaluación formal.

Tabla 1. Análisis Descriptivos de la Muestra.

		%
Género	Masculino	22.3
	Femenino	77.7
Preparación Académica	Escuela Superior	7.1
	Grado Asociado	7.1
	Bachillerato/Licenciatura	31.2
	Maestría	31.8
	Doctorado	19.4
	Otro	3.4
Diagnóstico Neurológico	Sí	47.0
	No	53.0
Dominancia	Derecho	69.8
	Izquierdo	22.8
	Ambidiestro	4.5
	NC	2.9

Nota. NC = no contestó.

Instrumentos

Para realizar la investigación la investigación utilizamos los siguientes instrumentos:

Hoja de datos demográficos. Con la hoja de datos demográficos solicitamos información referente al género, edad, preparación académica, si había recibido un diagnóstico neurológico y dominancia.

Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Neurológicos Discretos. Este instrumento consta de 20 ítems con cuatro anclajes: nunca (0), casi nunca (1), frecuentemente (2) y muy frecuente (3). Los ítems corresponden a las tres dimensiones: seis (6) ítems de síntomas neurocognitivos (ej. Tengo dificultades para concentrarme, Tengo

dificultades para encontrar la palabra correcta cuando hablo., etc.), siete (7) ítems de síntomas somáticos (ej. Confronto dificultades para coordinar movimientos de las manos.), tres (3) ítems de síntomas psicológicos (ej. Sufro de cambios de mi estado de ánimo) y cuatro (4) ítems de corte cualitativo de cernimiento para indicar la localización de manifestación de los síntomas físicos y tipo de cambio en el estado de ánimo (ej. Las dificultades para coordinar movimientos de las manos, son mayormente en la mano: a) izquierda, b) derecha, c) ambas y d) no aplica., Los cambios en estado de ánimo son mayormente: a) agresividad, b) tristeza, c) ansiedad, y d) no aplica).

Para la recolección de la data, se realizó una invitación electrónica, enviada tanto a través de las redes sociales, como correo electrónico. La administración de la escala fue realizada a través de una plataforma electrónica, donde se presentó inicialmente el consentimiento informado (que incluía el correo electrónico y número telefónico del investigador principal y miembro del comité de ética en la investigación, en caso de preguntas) y una vez la persona hacía constar que estaba dispuesta a participar, procedía a la sección de las preguntas que conformaban la escala.

Procedimiento para los análisis de datos

Para el análisis de los datos utilizamos el programa SPSS versión 23. Analizamos todas las medidas del estudio a partir de las respuestas de cada persona sobre los síntomas neurológicos discretos. Para cumplir con el objetivo del estudio, realizamos análisis descriptivos (medias y desviaciones típicas), análisis de distribución de los datos (curtosis, asimetría, Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk), análisis de factores confirmatorio, análisis confiabilidad alfa de Cronbach, fiabilidad compuesta y correlaciones. Para el análisis de factores confirmatorio utilizamos el programa AMOS versión 22 (Arbuckle, 2013), con el método de estimación de máxima verosimilitud (Jöreskog, 1969), el programa STATA V. 14 para realizar los análisis de normalidad multivariante, el programa R

Tabla 2. Tipos de Diagnósticos Reportados por los Participantes

Diagnósticos	f	%
ADD	5	2.8
ADHD	21	11.7
Alzheimer	3	1.7
Amnesia	1	0.6
AVM	1	0.6
Cefaleas	13	7.3
Charcot Marie Tooth	1	0.6
Contusión	1	0.6
Convulsiones	2	1.1
Demencia	1	0.6
Depresión	2	1.1
Derrame Cerebral	7	3.9
Dificultad Concentración	1	0.6
Dificultades Motoras	3	1.7
Epilepsia	11	6.1
Esclerosis Múltiple	47	26.3
Fibromialgia	2	1.1
MCI	1	0.6
Migraña	32	17.9
Mild Brain Injury	1	0.6
Narcolepsia	1	0.6
Neuritis Periférica	1	0.6
Parkinson	7	3.9
Pérdida Auditiva Repentina	1	0.6
Problemas Cervicales	1	0.6
Problemas de Memoria	2	1.1
Problemas de Sueño	1	0.6
Prolactinoma	1	0.6
Temblores	1	0.6
Trauma Craneal Derecho	1	0.6
No Contestó	6	3.4
Total	179	100.0

Nota. ADD = Déficit de Atención; ADHD = Déficit de Atención e Hiperactividad; AVM = Arteriovenous Malformation; MCI = Mild Cognitive Impairment.

para realizar las correcciones de Satorra y Bentler para los estadísticos de ajuste de modelos de ecuaciones estructurales con datos no-normales (Satorra & Bentler, 2001).

Para esta investigación se ponen a prueba tres (3) modelos competitivos: un modelo de un solo factor (M1), donde todos los ítems conformaban un factor general latente de síntomas discretos; un modelo de tres factores (M2) formados por las dimensiones síntomas neurocognitivos, somáticos y psicológicos; por último, pusimos a prueba un modelo de tres (M3) formados por las dimensiones síntomas neurocognitivos, somáticos y psicológicos donde se eliminaron los ítems con cargas factoriales menores a .65.

Para evaluar los resultados del análisis confirmatorio de factores utilizamos los índices de ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales tales como: Chi-Cuadrado (χ^2) y el Error Medio Cuadrático de Aproximación (Root Mean Square Error of Aproximation, RMSEA) (Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999). Valores menores a .08 para el RMSEA indican un ajuste aceptable, mientras que valores de .05 o menos indican un buen ajuste del modelo (Browne & Cudeck, 1993), así como índices de ajuste relativos (Marsh, Balla, & Hau, 1996): Índice de Ajuste Normativo (Normed Fit Index, NFI), Índice de Ajuste Comparativo (Comparative Fit Index, CFI), y el Índice de Ajuste Incremental (Incremental Fit Index, IFI). Cuando los índices de ajuste relativos tienen superiores a .90 son indicativos de un ajuste aceptable del modelo, mientras que valores de .95 o superiores indican un buen ajuste del modelo (Hu & Bentler, 1999). Para comparar los modelos no anidados con diferente número de parámetros de estimación, utilizamos el Akaike Information Criterion (AIC) (Akaike, 1987). Mientras menor sea el AIC, mejor es el ajuste del modelo estructural. Debido a que las puntuaciones de los ítems no seguían una distribución normal, utilizamos las correcciones de ajuste de modelos propuestas por Satorra y Bentler (2001), para los índices de Chi-Cuadrado, CFI, NFI, IFI y AIC.

Una vez analizada la estructura factorial, procedimos a hacer un análisis de discriminación de los ítems a

través de la correlación-item-total. Aquellos ítems con inter-correlaciones entre .30 y .70 poseen buenos índices de discriminación (Kline, 2005). Seguido calculamos la confiabilidad de la escala a través del coeficiente de fiabilidad alfa de Cronbach, así como la fiabilidad compuesta (FC) como recomiendan Raykov y Shrout (2002). La fiabilidad compuesta estima en qué medida un constructo latente que se pretende medir mediante un conjunto de indicadores observables, es consistente en su medida. De acuerdo a Bagozzi y Yi (2012), la fiabilidad compuesta debe ser mayor de .70.

Procedimos a examinar la validez convergente y divergente de los factores latentes siguiendo las recomendaciones de Fornell y Larcker (1981), a través del cálculo de la Varianza Media Extraída (VME). La VME

estima el promedio de varianza media explicada por los ítems que componen la escala, y esta debe ser mayor a .50 para apoyar la validez convergente y divergente (Fornell & Larcker, 1981). Para determinar la validez discriminante de cada dimensión, las correlaciones cuadradas de dos variables (o sub-dimensiones) debe ser menor que el valor de VME.

Resultados

Análisis de ítems

La Tabla 3 muestra los estadísticos descriptivos (medias y desviaciones estándar).

Tabla 3. Estadísticos de descriptivos y de distribución para los ítems de síntomas discretos.

Factor	Ítem	M	DE	Asimetría	Curtosis	Kolmogorov-Smirnov	Shapiro-Wilk
Síntomas Neurocognitivos	Concentración	1.42	.885	.195	-.666	.261	.868
	Palabra correcta	1.24	.854	.338	-.453	.284	.852
	Fecha*	.88	.849	.753	-.034	.240	.813
	Tareas	1.3	.879	.402	-.540	.250	.854
	Olvido	1.18	.841	.479	-.222	.289	.849
Síntomas Somáticos	Secuencia	.76	.846	.892	.038	.296	.776
	Cefaleas*	1.11	.963	.539	-.125	.238	.846
	Sueño*	1.25	.944	.350	-.750	.249	.867
	Nauseas*	.37	.659	1.89	3.36	.448	.577
	Balance	.68	.939	1.23	.446	.375	.678
	Coordinación manos	.41	.773	1.847	2.47	.467	.529
	Dificultad caminar	.51	.925	1.71	1.65	.459	.524
Síntomas Psicológicos	Temblores*	.47	.834	1.76	2.12	.439	.572
	Cambio ánimo	1.18	.811	.454	-.133	.301	.836
	Dificultad social	.54	.792	1.36	1.08	.374	.692
	Personas	.43	.720	1.85	3.33	.423	.590

Nota. * = ítem eliminado; M = media; DE = Desviación Estándar; Error estándar de la asimetría = .125; Error estándar de la curtosis = .250. Grados de libertad Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk = 411, todos los valores $p < .001$.

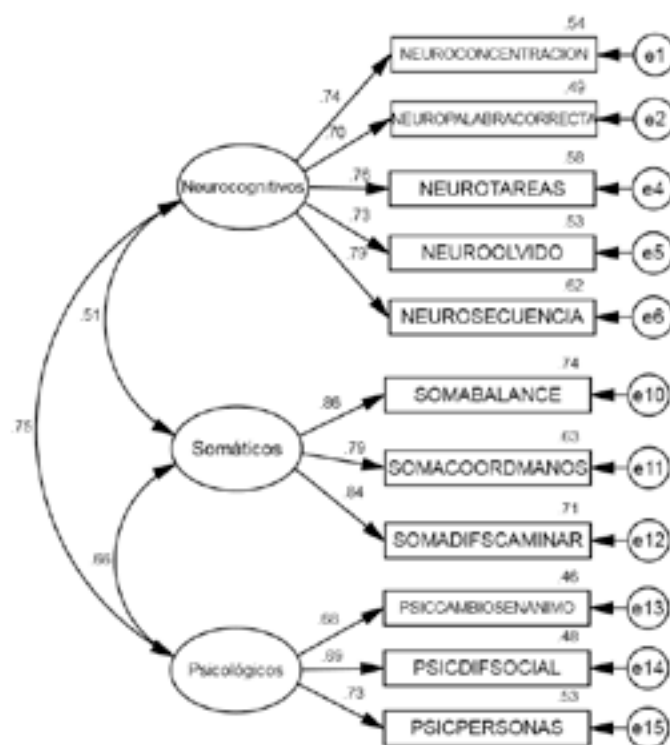
En cuanto a las propiedades de distribución de los 16 ítems de síntomas discretos, calculamos las medias y desviaciones estándar para cada ítem. Las medias de los ítems fluctuaron entre .37 y 1.42 y las desviaciones estándar fluctuaron entre .659 y .963. En la Tabla 3 se muestra que las pruebas Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk ofrecen evidencia empírica de que los datos no siguen una distribución normal. Se utilizó el programa STATA v. 14 para realizar los análisis de normalidad multivariante M de Mardia, Doornik-Hansen y Henze-Zirkler. Estos tres estadísticos ponen a prueba la normalidad multivariante de los datos basándose en el análisis de las asimetrías y curtosis para asegurar la independencia de estos (Doornik & Hansen, 2008; Mardia, 1970). Los resultados muestran que no se cumple con el supuesto de normalidad multivariante de los datos: M de asimetría = 3.012, χ^2 (10) 191.048, $p < .001$, M de curtosis = 19.01, χ^2 (1) 50.517, $p < .001$, Henze-Zirkler = 6.20, χ^2 (1) 150.466, $p < .001$, Doornik-Hansen = χ^2 (6) 174.053, $p < .001$.

Análisis de dimensionalidad de la escala

Analizamos la estructura factorial de la Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Discretos mediante el análisis confirmatorio de factores con ecuaciones estructurales, con el método de estimación de máxima verosimilitud. Esto permite establecer un modelo a priori del constructo a medir y poner a prueba el ajuste de los datos a partir de cómo la matriz de varianzas-covarianzas se ajusta a la matriz de varianzas-covarianzas reproducida por el análisis (Byrne, 2010).

Analizamos la estructura factorial siguiendo cuatro pasos. Como primer paso, procedimos poner a prueba un modelo unifactorial (M1) donde los 16 ítems conformaron un factor latente único de síntomas discretos (M1). En la tabla 4 se evidencia que el M1 no posee buenos índices de ajuste. Como segundo paso procedimos a poner a prueba el modelo de tres dimensiones (M2) compuesto por los factores síntomas neurocognitivos, somáticos y psicológicos. En la tabla 4 se evidencia que tampoco el M2 posee buenos índices de ajuste. Debido a que los modelos

M1 y M2 no obtuvieron buenos índices de ajuste (véase Tabla 4), se procedió a poner a prueba el modelo de tres factores (M3) donde se eliminaron los ítems con cargas factoriales menores a .65 siguiendo las recomendaciones de Byrne (2010) (véase Figura 1). El análisis confirmatorio de factores demostró que el M3 posee mejor ajuste a los datos, $\chi^2 = 116.113$ (41) $p < .001$, RMSEA = .06, CFI = .96, NFI = .95, IFI = .96, AIC = 173.725, χ^2 corregido = 98.657 (41) $p < .001$, CFI corregido = .96, NFI corregido = .95, IFI corregido = .96, AIC corregido = 125.304. Todos los índices de ajuste relativos corregidos alcanzaron el



3, DF=41, $p = .000$, AIC=188.113, GFI=.961, AGFI=.961, CFI=.960, NFI=.941, TLI=.936, IFI=.959, RMSEA=.067, PCLOSE=.020, RMR=.048.

Figura 1. Modelo de tres factores de la Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Discretos

valor de .95 recomendado por diversos autores (Bagozzi & Yi, 2012; Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999; Satorra & Bentler, 2001) (véase Tabla 4).

Para comparar todos los modelos utilizamos el AIC corregido debido a que todos los modelos difieren en el número de parámetros libres de estimación (número de ítems y covarianzas). Schumacker y Lomax (2010), recomiendan utilizar el AIC para comparar modelos de ecuaciones estructurales cuando los valores de χ^2 son estadísticamente significativos. Teniendo en cuenta que los datos no siguen una distribución normal, utilizamos las correcciones de Satorra y Bentler (2001), para el AIC para comparar los cuatro modelos. El M3 presenta un índice menor (AICcorr = 125.304) que los obtenidos para los otros tres modelos. Esto es indicativo de que el M3 tiene un mejor ajuste para los datos (véase de Δ AICcorr en la Tabla 4).

Análisis de fiabilidad, validez convergente y discriminante

Con el modelo final de tres factores de síntomas discretos, calculamos las correlaciones entre las sub-escalas, examinamos la fiabilidad, fiabilidad compuesta, validez convergente y validez discriminante. En la tabla 5 se presentan el análisis de fiabilidad, fiabilidad compuesta, varianza media extraída y correlaciones. Las correlaciones entre los factores oscilan entre .51 - .73. Mientras que las correlaciones de las puntuaciones directas de la escala oscilan entre .51-.61. Los valores alfa de Cronbach fluctuaron entre .74 - .87. La fiabilidad compuesta de las dimensiones de la escala están por encima de .70 (rango .77-.89) tal y como recomiendan Bagozzi y Yi (2012).

Examinamos la validez convergente y discriminante de la escala siguiendo el procedimiento propuesto por Fornell y Larcker (1981). En cuanto a la validez convergente calculamos la Varianza Media Extraída (VME) la cual indica la proporción de la varianza en los ítems que es explicada por el factor latente. Los valores de VME de

todos los factores estuvieron por encima de .50 de lo recomendado por Fornell y Larcker (1981) (rango .52 - .73). En cuanto a la validez discriminante, los tres factores no comparten una cantidad sustancial de varianza entre sí. La varianza promedio compartida entre los factores es del .33 (rango .27 - .33). La varianza compartida entre dos factores de la escala siempre es menor a la varianza explicada por cada uno de los factores (VME), lo cual cumple con el criterio de validez discriminante propuesto por Fornell y Larcker (1981). Esto es indicativo de que cada una de las sub-escalas mide una dimensión distinta de síntomas neurológicos discretos sin que exista redundancia entre las sub-escalas del instrumento.

Examinamos la capacidad de discriminación de los ítems de cada sub-escala a través del índice de correlación-ítem total. Los análisis de discriminación de los ítems oscilan entre .55 - .78, así como la varianza explicada R^2 en los ítems por los factores oscilan entre .46 y .74 (véase Tabla 6). La Tabla 6 presenta los índices de discriminación, los cuales están por encima del mínimo recomendado de .30 (Kline, 2005).

Discusión

El análisis realizado sobre las propiedades psicométricas de la Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Discretos demostró un buen ajuste del modelo. En la validez convergente y discriminante de la escala, los valores de VME de todos los factores estuvieron por encima de .50 de lo recomendado por Fornell y Larcker (1981) (rango .52 - .73). En cuanto a la validez discriminante, los tres factores no comparten una cantidad sustancial de varianza entre sí. La varianza promedio compartida entre los factores es del .33 (rango .27 - .33), mientras que la varianza compartida entre dos factores se mantuvo menor a la varianza explicada por cada uno de los factores (VME), y cumple con el criterio de validez discriminante propuesto por Fornell y Larcker (1981). Por consiguiente, cada una de las sub-escalas mide una dimensión distinta de SND sin que exista

Tabla 4. Indicadores de ajuste para análisis confirmatorio de factores.

Modelo	χ^2	χ^2 corr	GL	RMSEA	CFI	CFIcorr	NFI	NFIcorr	IFI	IFIcorr	AIC	AICcorr	Δ AICcorr comparado con M3	Δ RMSEA comparado con M3
M1	827.648	814.864	104	.13	.71	.72	.69	.70	.71	.72	923.648	914.578	798.344	.07
M2	318.912	267.466	101	.09	.89	.90	.84	.81	.89	.90	388.912	328.494	203.19	.03
M3	116.113	98.657	41	.06	.96	.96	.94	.92	.96	.96	173.725	125.304		

Nota. M1 = Modelo unifactorial; M2 = Modelo de dos factores; M3 = Modelo de tres factores; χ^2 = chi cuadrado; χ^2 corr = chi cuadrado corregido; GL = grados de libertad; RMSEA = Root Mean Square Error Approximation; CFI = Comparative Fit Index; CFIcorr = Comparative Fit Index corregido; NFI = Normed Fit Index; NFIcorr = Normed Fit Index corregido; IFI = Incremental Fit Index; IFIcorr = Incremental Fit Index corregido; AIC = Akaike Information Criterion; Δ AIC = Incremento; Δ RMSEA = Incremento en RMSEA; Todos los estadísticos χ^2 y χ^2 corr son significativos $p < .001$.

redundancia entre las sub-escalas del instrumento. Los análisis de discriminación de los ítems oscilan entre .55 - .78, con una varianza explicada R^2 en los ítems por los factores de entre .46 y .74. Los índices de discriminación, estuvieron sobre el mínimo recomendado de .30 (Kline, 2005).

Aunque algunos la construcción original contó con un mayor número de reactivos, fueron eliminados los que no se encontraban dentro de los parámetros estadísticos de rigor. Esto puede explicarse a que los SND no son una entidad neuropatológica separada, sino que estos pueden estar presentes en diversas condiciones neurológicas y neuropsicológicas. No obstante, dado que su presencia es reflejo de afectación al sistema nervioso central y es por este motivo que deben ser identificados de forma temprana para lograr establecer un diagnóstico, prevenir o aletargar la evolución de una condición y asistir en el seguimiento al tratamiento.

Al analizar los resultados de la dimensión de síntomas neurocognitivos, se eliminó un (1) ítem (Olvido la fecha actual). De la dimensión de síntomas somáticos se eliminaron los siguientes cuatro (4) ítems: a) Sufro de dolores de cabeza, b) Tengo dificultades con el sueño, c) Sufro de náuseas, y d) Sufro de temblores en las manos. No obstante, los ítems de síntomas psicológicos se preservaron. Finalmente, de los cuatro (4) ítems de corte cualitativo para indicar la localización, al haberse eliminado los ítems a y d de los síntomas somáticos,

los ítems dirigidos a identificar si dichos síntomas se experimentaban en el lado izquierdo, derecho o ambos, fueron descartados.

En la dimensión neurocognitiva, se preservaron los ítems que miden: a) concentración, b) problemas para encontrar la palabra correcta, c) dificultad para completar tareas, d) olvido de información reciente y e) dificultades para seguir la secuencia de actividades. En la dimensión somática, se mantuvieron los reactivos dirigidos a evaluar: a) problemas con el balance, b) dificultades con la coordinación de las manos y c) dificultades para caminar. Finalmente, en la dimensión psicológica se preservaron los res ítems originales, midiendo estos: a) cambio de ánimo, b) dificultades para interactuar con otras personas y c) las personas cercanas expresan cambios en la personalidad del paciente.

Dentro de los proyectos futuros, se vislumbra el desarrollo de baremos para uso clínico, tanto como cernimiento, como en su inclusión en baterías de evaluación neuropsicológica. Se considera ampliar la muestra y en particular la de hombres, para minimizar los potenciales sesgos por sexo. Además, se contempla realizar una validación concurrente con otras medidas que evalúen el mismo constructo de Síntomas Neurológicos Discretos y sus dimensiones, y hayan sido validadas para el rango de edad de nuestro instrumento. Finalmente, se pretende explorar su validación en poblaciones con diagnósticos particulares y continuar

Tabla 5. Medias, desviaciones estándar, alfas, fiabilidad compuesta, varianza media extraída y correlaciones (N = 411).

	M	DE	α	FC	VME	1	2	3
Neurocognitivo	1.10	.66	.84	.88	.56	-	.51**	.75**
Somáticos	.68	.57	.87	.89	.73	.51**	-	.66**
Psicológicos	.71	.63	.74	.77	.52	.61**	.61**	-

Nota. Todas las correlaciones son significativas a $p < .01$; M = Media; DE = Desviación estándar; α = Alfa de Cronbach; FC = fiabilidad compuesta; VME = varianza media extraída. Los valores sobre la diagonal representan las correlaciones de entre los factores latentes, mientras que los valores debajo de la diagonal representan las correlaciones de las puntuaciones directas.

Tabla 6. Índices de discriminación y varianza explicada de los ítems de la Escala Crespo-Bujosa de Síntomas Discretos.

Ítems	Índice de discriminación	R2
Concentración	.74	.54
Palabra correcta	.70	.49
Tareas	.76	.58
Olvido	.73	.53
Secuencia	.79	.62
Balance	.86	.74
Coordinación de manos	.79	.63
Dificultad para caminar	.84	.71
Cambio de ánimo	.68	.46
Dificultad social	.69	.48
Personas	.73	.53

Nota. R2 = Varianza explicada; Neurocognitivos 1-5; Somáticos 6-8; Psicológicos 9-11.

generando herramientas de evaluación para la población puertorriqueña y diagnóstico específicos.

Conclusión

La evaluación de personas con impedimentos neuro-conductuales conocidos, sospechados o disputados es el pilar de la labor de la mayoría de los neuropsicólogos (Donders & Strong, 2016). No obstante, antes de comenzar cualquier tratamiento, se debe realizar una evaluación cuidadosa (Wilson, 2017). Ante la alta incidencia de condiciones neurológicas y neuropsicológicas, se hace esencial, contar con herramientas fiables para asistir en la identificación temprana de indicadores como lo son los síntomas neurológicos discretos.

La escala presentada representa una aportación a la evaluación de las funciones neurocognitivas e identificación temprana de indicadores que pueden evolucionar como parte de una condición. Además, es un instrumento único en términos de los síntomas evaluados, el idioma, la población para la cual ha sido desarrollada y la solidez de su ajuste psicométrico. 

Received: 15/06/2017
Accepted: 30/08/2017

REFERENCIAS

- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, 317–332.
- Arbuckle, J.L. (2013). *AmosTM 22 User's Guide*. Chicago: SPSS Inc.
- Bagozzi, R., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models, *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40, 8-34.
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen, & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Psychology Press.
- Chan, R.C.K., Wang, Y., Wang, L., Chen, E.Y.H., Manschreck, T.C., Li, Z., Yu, X., & Gong, Q. (2009). Neurological soft signs and their relationships to neurocognitive functions: A re-visit with the structural equation modeling design. *PLoS ONE*, 4(12), 1-8. doi:10.1371/journal.pone.0008469
- Dazzan, P., Morgan, K.D., Chitnis, X., Suckling, J., Morgan, C., Fearon, P., McGuire, P.K., Jones, P.B., Leff, J., & Murray, R.M. (2006). The structural brain correlates of neurological soft signs in healthy individuals. *Cereb Cortex*, 16, 1225–1231.
- Donders, J., & Strong, C.A.H. (2016). General principles of neuropsychological report preparation. En J. Donders (Ed.), *Neuropsychological report writing*. (pp. 1-29). New York: The Guilford Press.
- Doornik, J., & Hansen, H. (2008). An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(s1), 927-939.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Garay-Apip, L., Lyng Benítez, M.T., & González Hernández, J. (2013). Propuesta de evaluación de Signos Neurológicos Blandos (SNB) en Trastorno por déficit atencional (TDA) en adultos. *Revista Memoriza.com*, 10, 19-29.
- Grieve, J., & Gnanasekaran, L. (2008). *Neuropsychology for occupational therapists: cognition in occupational performance*. (3rd ed.). Wiley-Blackwell. USA
- Gurvits, T.V., Gilbertson, M.W., Lasko, N.B., Tarhan, A.S., Simeon, D., Macklin, M.L., et al. (2000). Neurologic soft signs in chronic posttraumatic stress disorder. *Archives of General Psychiatry*, 57, 181-186.
- Harris, J.G. & Llorente, A.M. (2005). Cultural considerations in the use of the Wechsler Intelligence Scale for Children-Fourth Edition (WISC-IV). En A. Prifitera, D.H. Saklofske, & L.G. Weiss (Eds). *WISC-IV clinical use and interpretation: Scientist- practitioner perspectives* (pp. 381-413). San Diego, CA: Academia Press.
- Hembram, M., Simlai, J., Chaudhury, S., & Biswas, P. (2014). First rank symptoms and neurological soft signs in schizophrenia. *Psychiatry Journal*. <http://dx.doi.org/10.1155/2014/931014>
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista-Lucio, M. (2010). *Fundamentos de metodología de la investigación* (5ta ed.). D.F., México: McGraw-Hill.
- Herndon, R.M. (2006). *The handbook of neurologic rating scales* (2da ed.). New York: Demos Medical Publishing, Inc.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.

- Jöreskog, K. G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183–202.
- Kline, T. J. B. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Li, H., Wang, P., Jiang, Y., Chan, R.C.K., Wang, H., & Li, J. (2012). Neurological soft signs in persons with amnesic mild cognitive impairment and the relationships to neuropsychological functions. *Behavioral and Brain Functions*, 8(29), 1-8. doi:10.1186/1744-9081-8-29
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & Hau, K.T. (1996). An evaluation of incremental fit indices: A clarification of mathematical and empirical properties. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Mechri, A., Bourdel, M., Slama, H., Gourion, D., Gaha, L., & Krebs, M. (2009). Neurological soft signs in patients with schizophrenia and their unaffected siblings: frequency and correlates in two ethnic and socioeconomic distinct populations. *European Archives of Psychiatry & Clinical Neuroscience*, 259(4), 218-226.
- Nelson, A.P. & O'Connor, M. (2005). Adult neuropsychological assessment. En: G.P., Koocher, J.C., Norcross, & S.S. Hill, (Eds.). *Psychologist's desk reference*. (2nd ed.). (pp. 33-37). New York: Oxford University Press.
- Pasini, A., & D'Agati, E. (2009). Pathophysiology of NSS in ADHD. *The World Journal of Biological Psychiatry*, 10(4), 495-502.
- Pedraza, O., & Mungas, D. (2008). Measurement in cross-Cultural neuropsychology. *Neuropsychology Review*, 18, 184–193.
- Pryse-Phillips, W. (2003). *Companion to clinical neurology*. Second Edition. Oxford University Press. New York.
- Rao, H., Di, X., Chan, R.C.K., Ding, Y., Ye, B., & Gao, D. (2008). A regulation role of the prefrontal cortex in the fist-edge-palm task: evidence from functional connectivity analysis. *Neuroimage*, 41, 1345–1351. doi:10.1016/j.neuroimage.2008.04.02
- Raykov, T., & Shrout, P. E. (2002). Reliability of scales with general structure: Point and interval estimation using a structural equation modeling approach. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 195-212.
- Sattler, J.M., & D'Amato, R. (2003). Lesiones cerebrales: teoría y programas de rehabilitación. En: J.M. Sattler (Ed.). *Evaluación infantil. Aplicaciones cognitivas Volumen II* (4ta ed.). (pp. 423-462). México: Manual Moderno.
- Satorra, A. & Bentler, P.M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Wilson, B.A. (2017). General introduction. En R. Winson, B.A. Wilson, & A. Bateman (Eds.), *The brain injury rehabilitation workbook*. (pp. 1-14). New York: Guilford Press.