

Análisis de las propiedades psicométricas del BRIEF-A en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos

Analysis of the psychometric properties of the BRIEF-A in a sample of Mexican college students

Murguía Álvarez Rubio, Iliana¹; Téllez-Alanís, Bernarda²; Palacios-Hernández, Bruma^{2*}; Juárez García, Arturo² y Ramírez-Alvarado, Gabriela³

Resumen:

El Inventario para la Evaluación Conductual de la Función Ejecutiva-Adultos (BRIEF-A) es uno de los autoreportes más utilizados internacionalmente para evaluar la percepción de funciones ejecutivas en adultos, tanto en muestras sanas como clínicas. Estudios previos han reportado diversidad en la estructura factorial interna del inventario, pero pocos han analizado la estructura factorial a nivel de ítem. El objetivo del estudio fue analizar la validez de la estructura factorial a nivel de ítem y las propiedades psicométricas del BRIEF-A en 352 estudiantes universitarios mexicanos. Se adaptó una versión mexicana del BRIEF-A, se evaluó la estructura factorial a nivel de ítems mediante análisis factoriales confirmatorios (AFC) y exploratorios (AFE) cuyos resultados no confirmaron la estructura factorial original de 9 factores. Se propone una versión reducida de 47 ítems organizados en 6 factores con índices aceptables de ajuste (CFI= 0.886, TLI= 0.879, RMSEA= 0.056 y SRMR= 0.054), buenos índices de consistencia interna para los 6 factores ($\omega=0.77-0.95$) y excelente para la escala total ($\omega=0.97$). Se recomienda el uso de esta versión reducida del BRIEF-A en muestras semejantes.

Palabras Clave: *Funciones ejecutivas; BRIEF-A; estudiantes universitarios; propiedades psicométricas; análisis factoriales.*

Abstract:

The Behavior Rating Inventory of Executive Function-Adult (BRIEF-A) is one of the most internationally used self-report inventories that assesses the perception of executive functions in adults, in healthy and clinical samples. Previous studies have reported factorial heterogeneity in the internal structure of the inventory, but few have analyzed the factorial structure at item level. The objective of the study was to analyze the validity of the factorial structure at item level and the psychometric properties of the BRIEF-A in 352 Mexican college students. The factorial structure at item level was analyzed in an adapted Mexican version of the BRIEF-A through confirmatory and exploratory factorial analyses (CFA & EFA) where the original factorial structure of 9-factor could not be confirmed. A short version of the BRIEF-A with 47 items organized into 6 factors is proposed with adequate fit indexes (CFI= 0.886, TLI= 0.879, RMSEA= 0.056 and SRMR= 0.054), good internal consistency indexes ($\omega=0.77-0.95$) and an excellent value for the total scale ($\omega=0.97$). The use of this short version of the BRIEF-A is suggested in samples with similar characteristics.

Keywords: *Executive functions; BRIEF-A; college students; psychometric properties, Factor analyses*

¹ Profesora de Tiempo Parcial de la Facultad de Psicología. Universidad Autónoma del Estado de Morelos, Cuernavaca Morelos, México

² Profesor/a Investigador/a de tiempo completo. Centro de Investigación Transdisciplinar en Psicología, Universidad Autónoma del Estado de Morelos, Cuernavaca Morelos, México.

³ Escuela de Estudios Superiores del Jicarero, Universidad Autónoma del Estado de Morelos, México.

*Correspondencia: bruma.palacios@uaem.mx

Las Funciones Ejecutivas (FE) de acuerdo con Gioia et al. (2001) y Stuss y Alexander (2000), son un conjunto de procesos de control y autorregulación que están involucrados en la organización, selección, iniciación, ejecución y seguimiento de otras actividades cognitivas, respuestas emocionales y comportamientos complejos. Las FE están relacionadas con niveles cognitivos complejos como la resolución intencional de problemas que incluye anticiparse a las posibilidades, seleccionar planes de solución, monitoreo de éstos y capacidad de retroalimentación. Para la evaluación de las FE se emplean escalas de reporte y auto reporte, así como pruebas que evalúan el desempeño de forma clínica bajo la conducción de un examinador (Goldberg y Podell, 2000). Las pruebas clínicas evalúan directamente el desempeño del participante, pueden ser de duración corta (5 minutos) o larga (>30 minutos), y permiten el registro de aciertos, errores y tiempos de ejecución, así como observaciones cualitativas, por lo que se requiere que el aplicador tenga preparación específica para su administración y calificación. Las pruebas clínicas han sido criticadas por reducir la validez ecológica ya que evalúan las FE durante un periodo limitado lo que no facilita la valoración multidimensional e integral de las mismas en escenarios reales (Goldberg y Podell, 2000). Esta restricción ha motivado el diseño de escalas de reporte y auto reporte para complementar la evaluación. En dichos inventarios se incluyen enunciados que describen acciones de la vida cotidiana para lograr pertinencia ecológica (Isquith et al., 2013). El uso de los auto reportes se ha extendido al ser su aplicación más económica y no requerir aplicadores o materiales especializados.

En el contexto norteamericano y en países de habla hispana los auto reportes más utilizados para la evaluación de las FE son el

Cuestionario Disejecutivo (Wilson et al., 1996; Llanero-Luque et al., 2008; Pedrero-Pérez et al., 2009, 2011) y el Inventario para la Evaluación Conductual de la Función Ejecutiva-Adultos [Behavior Rating Inventory of Executive Function-Adult BRIEF-A] (Roth et al., 2005). Ambos han sido utilizados en Latinoamérica en sus versiones traducidas (Cuestionario Disejecutivo: Carrasco et al., 2021; Villa-Rodríguez, 2016; BRIEF-A: Jaimés et al., 2010; Pérez-Salas et al., 2016). El Cuestionario Disejecutivo consta de 20 ítems y una estructura de 5 factores (Burgess et al., 1998) la cual no ha sido confirmada por otros estudios (Pedrero-Pérez et al., 2009) y se han reportado diferentes estructuras factoriales en los estudios previos, afectando la comparación de los resultados en diversos contextos.

Por otro lado, el inventario BRIEF-A está conformado por 75 ítems, que describen conductas o alteraciones de nueve FE en adultos (Gioia et al., 2000; Roth et al., 2005) lo que permite en un tiempo breve realizar una evaluación exploratoria amplia, siendo esta una de sus principales ventajas. Diversos estudios han estudiado la estructura factorial del BRIEF-A evaluando la replicabilidad del modelo original con dos índices generales que agrupan las nueve escalas. Las investigaciones reportan estructuras factoriales heterogéneas. Algunas han confirmado la estructura original (Roth et al., 2005), mientras que en otros se obtuvieron modelos con mejor ajuste con agrupaciones de las nueve escalas en dos factores (Mohammadnia et al., 2022) o en tres (Roth et al., 2013). Sin embargo, pocos estudios han evaluado la pertenencia de cada ítem a cada una de las nueve escalas propuestas (validez de estructura a nivel de ítem), el cual constituye un importante paso previo para posteriormente analizar cómo las escalas se agrupan en índices.

Con respecto a la evaluación de las es-

calas y su pertenencia a un índice, Mohammadnia et al. (2022) valoraron cuatro modelos del BRIEF-A con 1, 2, 3 y 4 factores, en estudiantes universitarios. El modelo que obtuvo el mejor ajuste fue el de dos factores (RMSEA=0.091, TLI= 0.930, CFI=0.949), mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el método de máxima verosimilitud, siendo este modelo semejante al propuesto por Roth et al. (2005). Posteriormente en 2013, Roth et al. analizaron cuatro modelos de la estructura del BRIEF-A, de 1 a 4 factores empleando AFC. Este estudio reportó que el modelo con mejor ajuste fue uno de tres factores, a saber Metacognición, Regulación Conductual y Regulación Emocional los cuales contribuyeron respectivamente con el 14%, 19% y 24% de la varianza única del modelo, así como un factor de segundo orden (funcionamiento ejecutivo) que contribuyó en global al 41% de la varianza total (RMSEA=0.110, SRMSR=0.047, TLI= 0.94 y CFI=0.96). Es importante notar que, en los estudios enlistados previamente, los modelos seleccionados reportaron algunos indicadores del índice RMSEA que rebasan los criterios de referencia recomendados, donde el valor ≤ 0.06 representa un ajuste aceptable y valores ≤ 0.05 indican un muy buen ajuste (Hu y Bentler, 1998, 1999).

En el contexto mexicano Jaimes et al. (2010) realizaron la traducción y adaptación al español del BRIEF-A para identificar sus propiedades psicométricas en una muestra de estudiantes universitarios. En cuanto a la consistencia interna del instrumento, se obtuvo un coeficiente de alfa de Cronbach de 0.95 y se realizó el análisis factorial exploratorio con extracción de componentes principales y rotación oblicua similar al utilizado por Roth et al. (2005), el cual no confirmó la estructura de dos factores de la versión original del

BRIEF-A y sugirió un modelo unifactorial que explicó el 55.4% de la varianza. Una limitación de este estudio (Jaimes, et al., 2010) fue el uso del método de componentes principales, el cual en la actualidad ha dejado de ser recomendado para procedimientos de análisis factorial (Lloret-Segura et al., 2014).

Adicionalmente, se ha analizado el modelo de 4 factores del BRIEF-A (Roth et al., 2013), con coeficientes de Cronbach entre 0.93 y 0.96 (Mohammadnia et al., 2022) que sugirieron al índice de regulación dividido en dos factores, uno conductual (Inhibición $\alpha= 0.582$ y Automonitoreo $\alpha= 0.645$.) y otro emocional (Control Emocional $\alpha= 0.786$ y Cambio $\alpha= 0.717$), mientras que el índice de metacognición se divide en metacognición interna (Iniciación $\alpha= 0.601$, Memoria de Trabajo $\alpha= 0.656$ y Planeación/Organización $\alpha= 0.751$) y metacognición externa (Organización de materiales $\alpha= 0.740$ y Monitoreo $\alpha= 0.638$). Sin embargo, este modelo con 4 factores ha reportado índices de consistencia interna mínimos, en los factores que los integran y un nivel alto de RMSEA (.107) (Mohammadnia et al., 2022).

La mayoría de los estudios de revisión psicométrica del instrumento se han centrado en valorar la estructura factorial de la organización de las 9 escalas en los dos índices generales, sin analizar la pertenencia y estructura de cada uno de los ítems que integran estas escalas. Debido a la heterogeneidad de las estructuras factoriales del BRIEF-A reportada en los estudios de validación en los diferentes países, resulta de importancia valorar si la estructura original se confirma en muestras de diversos contextos desde un análisis de validez de la estructura a nivel de ítem. Por ello, el objetivo del presente estudio fue analizar la estructura factorial a nivel de ítem de una versión adaptada al contexto me-

xicano del BRIEF-A y su consistencia interna en una muestra de estudiantes universitarios.

Método

El presente estudio contó con un diseño no experimental transversal exploratorio de tipo cuantitativo (Hernández et al., 2014), y principalmente, de investigación instrumental (Ato et al., 2013).

Participantes

Se realizó un muestreo por conveniencia en una población universitaria, reclutando a 488 personas que completaron el instrumento, de las cuales al aplicar los criterios de inclusión de edad (rango de 18 a 22 años), de ambos sexos y ser estudiante universitario se seleccionaron a 432 que pertenecían a una universidad pública del estado de Morelos, México. Se eliminaron de la muestra a 58 participantes por rebasar el punto de corte de las escalas de inconsistencia ($n=24$), negatividad ($n=11$), e infrecuencia ($n=23$) en el BRIEF-A y 22 personas por reportar un diagnóstico de trastorno neurológico, psiquiátrico, por consumo de sustancias ($n=18$) y estar bajo tratamiento farmacológico psiquiátrico al momento de contestar el instrumento ($n=5$).

Atendiendo a los criterios de inclusión y eliminación referidos, se integró una muestra final de 352 personas (79% del total de respondientes), con una media de edad 19.6 años ($DE=1.39$), de los cuales el 72% fueron mujeres y el 28% hombres. Con la participación de estas 352 personas se cumplió con una proporción mínima de 5 participantes por ítem de acuerdo con lo sugerido por Gorsuch (1983), para incluir en el análisis factorial de la estructura con los 70 ítems que aportan a una de las 9 escalas del instrumento, ya que 5 ítems de la escala de validez de infrecuencia que no se asignan a ninguna dimensión para valorar las FE.

Instrumento

El BRIEF-A fue desarrollado por Roth et al. (2005) en Estados Unidos. Es un autoinforme que permite a las personas indicar la frecuencia de conductas de la vida cotidiana, asociadas al funcionamiento ejecutivo, que les causan problemas en su entorno. Está dirigido a adultos entre los 18 y 90 años, con un nivel de lectura de quinto año de primaria, también incluye un formato adicional para que un informante reporte el desempeño del participante empleado principalmente para fines clínicos. En el presente estudio, sólo se analizó el BRIEF-A en versión autoinforme para valorar en población general.

Este inventario se validó en una muestra original de 1,050 adultos sanos. Está compuesto de 75 oraciones que describen conductas de la vida cotidiana distribuidas en nueve escalas clínicas que fueron determinadas por expertos clínicos de forma teórica y empírica y que miden diferentes aspectos del funcionamiento ejecutivo permitiendo un rastreo amplio de las mismas en 30 minutos (Gioia et al., 2000; Roth et al., 2005); estas escalas se agrupan a su vez en dos índices globales (o factores): Índice de Regulación Conductual (IRC) integrado por las escalas de inhibición, cambio, control emocional y automonitoreo; y el índice de Metacognición (IMC) el cual incluye las escalas de iniciación, memoria de trabajo, organización/planeación, monitoreo de tareas y organización de materiales. Asimismo, de acuerdo con sus autores, la suma de los dos índices conforma un puntaje total llamado *Compuesto ejecutivo global*. Además, cuenta con 3 escalas de validez: *negatividad*, *infrecuencia* e *inconsistencia*. Es importante señalar que cinco ítems de la escala de infrecuencia no se incluyen en las escalas de FE, por ello el análisis estadístico en el presente estudio se realiza sólo con los 70 ítems que contribuyen a una de las escalas de

FE. Los enunciados del inventario evalúan problemáticas en diferentes comportamientos durante el último mes bajo la pregunta de “Indique si ha tenido algún problema con estos comportamientos durante el último mes” y la respuesta se indica en una escala tipo Likert de tres opciones: nunca (1), algunas veces (2) y frecuentemente (3). El puntaje crudo obtenido se convierte a puntaje T que tiene como media 50 y como desviación estándar 10, donde puntajes arriba de 1.5 desviaciones estándar (65) representan alteración en las escalas y los índices. La conversión a puntaje T no se presenta en este artículo.

Procedimiento

Se realizó la traducción y retro traducción del instrumento del idioma inglés al español para adaptarlo al contexto sociocultural de uso del español en México. Se integró la versión final bajo la revisión y consenso para obtener validez de apariencia (Lamprea y Gómez-Restrepo, 2007) por tres investigadoras, dos de ellas expertas en salud mental y una de ellas experta en el estudio y evaluación de las FE quienes se encargaron de examinar que los ítems traducidos no perdieran la congruencia en torno al contenido de los ítems originales. Las tres personas revisaron y discutieron hasta alcanzar el consenso total. La versión traducida del instrumento fue aplicada en un estudio piloto con población semejante ($n=93$) y presentó un nivel de comprensión adecuada por lo que se determinó la viabilidad de su uso.

Se realizó un muestreo por conveniencia en una población universitaria que respondió a una convocatoria abierta para estudiantes universitarios matriculados en la institución educativa participante, que estuvieran cursando distintos semestres de sus carreras universitarias, y difundida electrónicamente por diversos medios, correos electrónicos y

redes sociales (Facebook y Twitter). Los interesados ingresaron a un enlace de Google Forms para su aplicación virtual debido que la recolección de datos se realizó durante la fase activa de la pandemia por COVID-19 en México. El enlace dio acceso al consentimiento informado, si se aceptaba participar en el estudio se ingresaba al instrumento para su llenado. La duración para contestar el cuestionario completo fue entre 5 y 10 minutos por participante. Los datos se recabaron durante el periodo de noviembre 2020 a noviembre 2021.

Análisis de datos

Se calcularon los parámetros de normalidad univariada mediante la prueba de Kolmogorov-Smirnov y multivariada con la prueba de Mardia (Byrne, 2016), encontrando que no se cumplía el supuesto de normalidad en todas las escalas. Se realizaron transformaciones de las variables para buscar la normalización de los datos no normales y se eliminaron 18 casos con puntuaciones extremas buscando mejorar los análisis obtenidos, sin embargo, esta transformación incrementó los sesgos de la distribución, por lo cual se decidió mantener los datos en su formato original para los análisis estadísticos subsecuentes. Se eliminaron 18 casos con puntuaciones Bonferroni extremas sobre el intervalo del 95% buscando atenuar la no normalidad multivariada en todos los casos. Para los análisis factoriales, se incluyeron 70 ítems del instrumento, excluyendo los 5 ítems de la dimensión de infrecuencia (10,27,38,48,59) que, como se mencionó anteriormente, no aportan a ninguna de los 9 factores de la estructura original.

Se realizó primero un AFC de segundo orden para investigar si la estructura factorial original de 9 escalas del BRIEF-A y dos factores (Roth et al., 2013) desde el nivel

del ítem, se confirmaba mediante un análisis de Modelamiento de Ecuaciones Estructurales (SEM por sus siglas en inglés). Los valores considerados como aceptables de TLI y el CFI fueron ≥ 0.90 (Byrne, Baron, Larsson y Melin, 1995) y ≥ 0.95 (Hu y Bentler, 1998, 1999); para el RMSEA ≤ 0.06 y para el SRMR ≤ 0.08 (Hu y Bentler, 1998, 1999) lo que indica un buen ajuste del modelo.

En el caso de que la estructura original del BRIEF-A reportara bajos índices de ajuste en la modelación anterior, se planeó una estrategia de exploración de modelos, realizando primero un AFE para buscar una nueva estructura factorial que pudiera representar una versión del instrumento más adecuada a la muestra del estudio. Para comprobar la idoneidad de la adecuación de la matriz de los datos del análisis factorial, se utilizó la prueba Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) considerando valores aceptables entre .70 y .80 (Costello y Osborne, 2005) y la prueba de esfericidad de Bartlett con valor de referencia de $p \leq 0.05$ (Williams et al., 2010). Una vez comprobado el cumplimiento de ambos supuestos, el AFE consideró el método de análisis paralelo con la opción de estimación de mínimos cuadrados ordinarios (OLS por sus siglas en inglés), recomendado cuando se presenta no normalidad multivariada (Lloret-Segura et al., 2014), con una rotación oblicua oblím y un análisis base en matriz de correlación de Pearson. Se estableció como parámetro mínimo para retener un ítem el de reportar cargas factoriales ≥ 0.40 .

Finalmente, se realizó otro SEM para evaluar la conformación de los dos índices con la estructura sugerida por el AFE considerando como valores aceptables del CFI, TLI, RMSEA y SRMR los especificados antes. Los valores de consistencia interna de los nuevos factores sugeridos por el AFE se cal-

cularon mediante los coeficientes Omega de McDonald (ω), considerando valores aceptables de confiabilidad en índices entre $\omega = .70$ y .90 (Campo-Arias y Oviedo, 2008), y con valores mayores a .90 considerados excelentes (Moral, 2019). Se usó el software JASP (versión 0.17.1) para realizar todos los análisis.

Consideraciones Éticas

El presente estudio es parte de un proyecto mayor titulado “Efecto del ejercicio físico en consumo de sustancias, sintomatología ansiosa-depresiva, funciones ejecutivas en universitarios” que contó con la autorización del comité de ética de investigación del Centro de Investigación Transdisciplinar en Psicología de la Universidad Autónoma del Estado de Morelos con número de aprobación del protocolo 250121-51. Los participantes firmaron una carta de consentimiento informado, cuyos datos personales fueron anonimizados y se resguardan en un archivo independiente bajo el cuidado de la autora principal del estudio.

Resultados

Al probar la estructura original del BRIEF-A (Roth et al., 2005) con los 70 ítems organizados en 9 escalas y éstas, a su vez, organizadas en dos factores, el AFC reportó índices aceptables de RMSEA (.053) y SRMR (0.062) pero los índices de ajuste del CFI (0.827) y el TLI (.820) se identificaron por debajo de los valores de referencia recomendados. Debido a ello, con un enfoque exploratorio, se realizó un AFE para identificar una posible nueva estructura factorial que pudiera representar una versión del instrumento más adecuada a la muestra estudiada.

Los resultados iniciales del AFE cumplieron los supuestos previos con valores adecuados para la factorización de la matriz y

buen ajuste del modelo, con valor de KMO de .953, la prueba de Barlett ($\chi^2=14775.150$, $df=2415$, $p\leq.001$) y de chi cuadrada ($p\leq.001$). El modelo obtenido sugirió una estructura de 6 factores, con un total de 47 ítems con cargas factoriales ≥ 0.40 , en un rango entre .40 y .82 (Tabla 1), mientras que 23 ítems se eliminaron por tener carga factorial $<.40$. Los 47 ítems incluidos en la nueva estructura factorial se distribuyen en 6 factores: el factor 1 (varianza explicada .34) con 19 ítems, el factor 2 (varianza explicada .05) contiene 11 ítems, el factor 3 (varianza explicada .02) compuesto por 4 ítems, el factor 4 (varianza explicada .02) con 6 ítems, el factor 5 (varianza explicada .02) incluye 5 ítems y el factor 6 (varianza explicada .01) incluye 2 ítems. Los 6 factores explican una varianza acumulada total de .46. Aunque el factor 6 se integró por sólo 2 ítems, se decidió mantener en la estructura final ya que su eliminación, en análisis subsecuentes, generó inestabilidad y modelos alternativos que no representaban adecuada interpretación teórica.

En la tabla 1 también se observa que el ítem 73, el cual evalúa impulsividad y corresponde a la Escala original de Inhibición, tiene una carga cruzada entre el factor 2 y el factor 5, con mayor carga en el factor 2 por lo que se decidió mantenerlo en dicho factor ya que al eliminarlo afectaba la estructura factorial de manera significativa.

Con respecto a la nueva organización factorial encontrada por el AFE, en la tabla 2 se reporta la correspondencia de los ítems con los factores e índices originales, la propuesta del nuevo nombre del factor y los valores de consistencia interna (ω) de los nuevos 6 factores y del total de los 47 ítems. Puede observarse que el factor 1 incluyó gran cantidad de ítems (19) a diferencia de las escalas originales del BRIEF-A que contenían de 6 a 10

ítems. Este factor se conformó principalmente por ítems de las escalas originales de planificación (7) e iniciación (6), además de ítems de memoria de trabajo (3), monitoreo (2) y cambio (1). Debido a la asociación teórica de estos factores se decidió nombrar al nuevo factor 1 como *planificación y ejecución de la actividad*. Además, se observa que los factores originales de memoria de trabajo y organización de materiales se conservan, aunque con un menor número de ítems; algo semejante se reporta en los factores de control emocional y automonitoreo con un menor número de ítems que en la escala original, y se agrega en cada uno de dichos factores un ítem perteneciente a la escala de inhibición. Como se mencionó anteriormente, el último factor se conformó con sólo dos ítems de la escala de cambio, mismo que se conservó debido a que presentó buenos niveles de consistencia interna.

De manera general, los 47 ítems mostraron una excelente consistencia interna ($\omega=.97$), y las escalas presentaron niveles adecuados ($\omega=.80$ a $.95$), a excepción de la escala de automonitoreo ($\omega=.76$) que tiene el valor más bajo a pesar de contar con 5 ítems, aunque se encuentra en un valor aceptable (Tabla 2).

Con respecto a la correlación entre factores, se encontraron valores de asociación moderada y alta (.34 a .70) entre todos los factores, todos significativos $\leq .05$ (Tabla 3).

Discusión

El desarrollo, validación y aplicación de pruebas psicológicas y neuropsicológicas requieren de su revisión psicométrica permanente, pertinente y detallada que proporcione parámetros adecuados para su uso en los diferentes contextos de la población. El objetivo de

Tabla. 1 *Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio de 70 ítems del BRIEF-A organizados en 6 nuevos factores*

# Ítem/Escala Original	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6
75/Monitoreo	0.779	0.032	-0.030	-0.017	0.053	0.097
54/Organización-planeación	0.718	0.071	0.141	-0.093	-0.010	-0.002
63/Organización-planeación	0.696	-0.045	-0.083	0.115	0.134	-0.053
52/Monitoreo	0.685	0.095	0.035	0.077	-0.089	0.123
53/Iniciación	0.619	-0.063	0.054	0.161	0.029	0.042
71/Organización-planeación	0.606	0.002	-0.019	0.230	0.213	-0.005
66/Organización-planeación	0.587	0.000	-0.011	0.222	0.166	0.039
49/Iniciación	0.585	0.046	0.138	0.026	0.014	0.166
15/Organización-planeación	0.558	0.042	-0.009	0.100	0.119	0.066
25/Iniciación	0.553	-0.025	0.228	0.052	-0.052	0.178
14/Iniciación	0.553	0.044	-0.009	0.117	0.080	0.173
35/Memoria de trabajo	0.550	0.134	0.175	-0.011	0.025	-0.026
8/Cambio	0.529	0.147	0.132	-0.025	-0.123	0.024
4/Memoria de trabajo	0.518	0.236	0.062	0.169	-0.149	-0.069
11/Memoria de trabajo	0.502	0.121	0.243	-0.124	-0.034	0.055
34/Organización-planeación	0.488	-0.001	-0.041	0.085	0.207	0.010
9/Organización-planeación	0.478	0.115	0.101	-0.067	-0.073	0.172
62/Iniciación	0.411	0.255	-0.031	0.088	-0.095	0.081
6/Iniciación	0.402	-0.033	0.302	0.130	0.029	0.033
19/Control emocional	0.019	0.761	0.033	-0.001	-0.024	0.073
12/Control emocional	0.078	0.738	-0.068	0.069	-0.005	-0.024
72/Control emocional	-0.004	0.698	0.062	0.013	0.065	0.098
69/Control emocional	0.094	0.684	0.080	0.012	-0.083	0.021
33/Control emocional	0.077	0.630	-0.055	0.014	0.068	0.152
42/Control emocional	-0.010	0.597	-0.027	0.021	0.123	0.138
1/Control emocional	-0.021	0.543	0.058	0.020	0.150	-0.088
73/Inhibición	-0.021	0.514	-0.016	0.034	0.446	-0.114
28/Control emocional	-0.023	0.493	0.055	-0.028	0.053	0.110
57/Control emocional	-0.106	0.463	0.069	-0.017	-0.077	0.170
51/Control emocional	-0.019	0.417	0.150	0.058	0.145	0.071
56/Memoria de trabajo	0.061	0.076	0.588	0.073	0.047	0.043
46/Memoria de trabajo	0.189	0.079	0.521	0.063	0.042	0.085
17/Memoria de trabajo	0.135	0.195	0.411	0.182	-0.009	0.016
26/Memoria de trabajo	0.242	0.211	0.403	-0.049	-0.063	-0.050

Tabla. 1 *Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio de 70 ítems del BRIEF-A organizados en 6 nuevos factores (continuación)*

7/Organización de materiales	-0.052	0.042	-0.018	0.816	-0.138	0.041
60/Organización de materiales	0.082	0.023	-0.077	0.767	0.012	0.040
30/Organización de materiales	-0.009	-0.020	0.198	0.620	0.142	0.034
74/Organización de materiales	0.208	0.012	0.005	0.572	0.043	-0.011
3/Organización de materiales	0.357	-0.023	0.091	0.500	-0.030	-0.156
65/Organización de materiales	0.050	0.115	0.115	0.482	0.026	0.128
70/Autocontrol	0.154	0.145	-0.021	-0.073	0.549	0.090
64/Autocontrol	0.160	0.161	0.056	-0.082	0.546	-0.000
50/Autocontrol	-0.038	0.283	0.032	0.075	0.466	0.039
43/Inhibición	0.059	-0.088	0.222	0.004	0.427	0.139
23/Inhibición	0.010	0.044	0.253	-0.059	0.407	0.031
44/Cambio	0.097	0.145	-0.042	0.066	-0.008	0.668
61/Cambio	0.184	0.150	-0.007	0.087	0.004	0.543
68/Memoria de trabajo	0.368	-0.001	0.236	0.069	0.081	0.034
24/Monitoreo	0.316	-0.016	0.117	0.064	0.157	0.197
47/Organización-planeación	0.299	-0.100	0.271	0.120	0.077	0.127
67/Cambio	0.280	0.255	0.133	-0.050	0.038	0.220
2/Monitoreo	0.276	0.034	0.355	0.054	0.094	0.008
32/Cambio	0.263	0.103	0.095	0.052	0.129	0.327
55/Inhibición	0.245	0.181	0.353	0.100	0.141	-0.106
45/Iniciación	0.233	0.043	0.201	0.094	0.074	0.043
21/Organización-planeación	0.223	0.074	0.258	0.029	0.227	-0.087
58/Inhibición	-0.180	0.327	0.186	0.041	0.123	0.083
22/Cambio	0.164	0.123	0.211	-0.098	0.084	0.257
18/Monitoreo	0.151	-0.000	0.148	0.119	0.139	0.089
16/Inhibición	0.144	0.337	0.218	0.113	0.017	-0.207
29/Inhibición	-0.128	0.165	0.214	0.093	0.162	0.287
20/Iniciación	0.127	0.291	0.074	0.109	0.017	-0.099
13/Monitoreo	0.119	0.380	-0.056	-0.055	0.339	0.044
36/Inhibición	0.117	-0.084	0.204	0.039	0.094	0.020
40/Organización de materiales	-0.114	-0.123	0.196	0.227	0.219	0.140
41/Monitoreo	0.099	-0.119	0.365	0.094	0.212	0.251
5/Inhibición	-0.091	0.360	0.133	0.224	0.032	-0.039
31/Organización de materiales	-0.079	0.071	0.380	0.398	0.079	0.127
39/Organización-planeación	-0.054	-0.047	0.190	0.135	0.238	0.186

Tabla 2. Correspondencia de los ítems que integran los nuevos seis factores con los factores originales del BRIEF-A y sus coeficientes Omegas

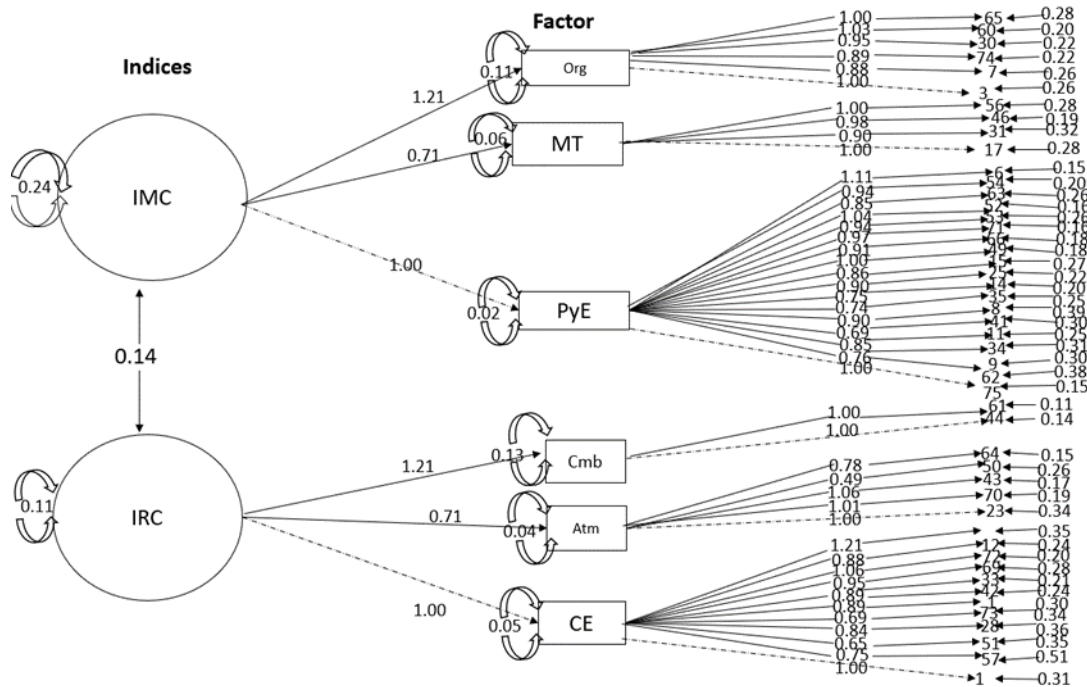
Factor (# ítems)	Correspondencia de escalas originales con número de ítems	Ítems	Correspondencia con los índices y factores originales	Nuevo Factor propuesto	ω	95% CI límite inferior	95% CI límite superior
1 (19 ítems)	Planeación/ Organización (7 ítems) Iniciación (6 ítems) Memoria de trabajo (3 ítems) Monitoreo (2 ítems) Cambio (1 ítem)	54, 63, 66, 9, 71, 15,34 53, 49, 25, 14, 62, 6 35, 4, 11 52,75 8	Meta Cognición	Planeación y ejecución	0.95	0.94	0.96
2 (11 ítems)	Control emocional (10 ítems) Inhibición (1 ítem)	19, 12, 72, 69, 33, 42, 1, 28, 57, 51 73	Regulación Conductual	Control Emocional	0.91	0.89	0.92
3 (4 ítems)	Memoria de trabajo	56, 46, 17, 26	Meta Cognición	Memoria de trabajo	0.80	0.76	0.84
4 (6 ítems)	Organización de materiales	7, 60, 30, 74, 3, 65	Meta Cognición	Organización de Materiales	0.87	0.85	0.89
5 (5 ítems)	Automonitoreo (4 ítems) Inhibición (1 ítem)	23, 50, 64, 70 43	Regulación Conductual	Auto monitoreo	0.77	0.72	0.81
6 (2 ítems)	Cambio	44, 61	Regulación Conductual	Cambio	0.83	0.78	0.88
Total 47 ítems	-	-	-	-	0.97	0.96	0.97

Tabla. 3 Correlaciones entre los nuevos 6 Factores y los índices IRC e IMC

Factor/ Índice	F1	F2	F3	F4	F5	F6	IRC	IMC
F1	—							
F2	0.594***	—						
F3	0.699***	0.545***	—					
F4	0.659***	0.380***	0.510***	—				
F5	0.517***	0.572***	0.492***	0.344***	—			
F6	0.577***	0.494***	0.452***	0.380***	0.363***	—		
IRC	0.656***	0.945***	0.618***	0.435***	0.697***	0.641***	—	
IMC	0.974***	0.601***	0.768***	0.784***	0.525***	0.565***	0.661***	—
TOTAL	0.931***	0.798***	0.754***	0.703***	0.650***	0.620***	0.835***	0.950***

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001. Nota. Todos los resultados fueron significativos ≤ 0.05

Figura 1. Modelo de segundo orden desde el nivel del ítem, escala y dos índices de regulación conductual (IRC) y metacognición (IMC) de la nueva versión corta del BRIEF-A.



IMC: Índice Metacognición; IRC: Índice de Regulación Conductual; Org: Organización de materiales; MT: Memoria de trabajo; PyE: Planeación y ejecución; Cmb: Cambio; Atm: Automonitoreo; CE: Control emocional.

la presente investigación permitió analizar la estructura factorial a nivel de ítem del BRIEF-A en una versión adaptada para adultos jóvenes mexicanos en contexto universitario aportando la valoración psicométrica del instrumento y la validez de la estructura original para su uso en México. Un solo estudio (Jaimes et al., 2010) ha estudiado previamente las propiedades del BRIEF-A en universitarios mexicanos, pero analizaron la pertenencia de las escalas en los índices y para el AFE (análisis factorial exploratorio), utilizaron el análisis de componentes principales que actualmente no se recomienda.

Es importante destacar que no se identificaron análisis semejantes al aquí presentado, ya que los estudios previos, como se mencionó anteriormente, parten del análisis de la pertenencia de los factores a los dos índices generales sin realizar el análisis de la pertenencia de los ítems a cada factor/escala. En

este sentido, la mayoría de los estudios de análisis psicométrico del BRIEF-A que examinan la correspondencia de las escalas en los dos índices generales, reportan información sobre la variabilidad de factores (de uno a cuatro) de acuerdo con las diversas poblaciones de adultos estudiadas, tanto en estudios con muestras clínicas (Gioia et al., 2000; Roth et al., 2005 & 2013) y no clínicas (Gioia et al., 2000; Roth et al., 2005 & 2013, Jaimes et al., 2010, Mohammadnia et al. (2022).

El modelo de seis escalas del BRIEF-A propuesto en este estudio presenta similitudes teóricas con la estructura original del inventario. Sobre la reducción de los 9 factores originales a 6, podemos mencionar que el primer factor es el que contiene la mayor cantidad de ítems y varianza explicada; se constituye por diversos ítems de 5 escalas originales (planeación/organización, iniciación, monitoreo, memoria de trabajo y cambio) por lo

que fue denominado de *Planeación y Ejecución*. Esta denominación se basa en la propuesta teórica sobre las FE realizada por Lezak (1982) en la cual menciona que las FE son aquellas capacidades para formular metas, planificar, ejecutar un plan y revisar la realización de las actividades. Para ejecutar un plan y alcanzar una meta se requiere de iniciación, pausar, reiniciar y cambiar, así como el mantenimiento de la meta; y para la revisión de la actividad se requiere de autorregulación de las actividades, autocorrección y monitoreo. Por incluir ítems de las escalas originales de Planeación/organización, Iniciación, Monitoreo, Memoria de trabajo y Cambio, este factor describe funciones de *Planificación y ejecución* que resulta consistente con la propuesta de Lezak (1982) sobre la articulación de tres de las FE: planificar, ejecutar un plan y revisar la realización de las actividades.

Se decidió que tanto el factor 3 *Memoria de trabajo* como el factor 4 *Organización de materiales* mantuvieran la denominación original al integrar ítems propios de las escalas originales correspondientes, sólo que con menor número de ítems. De igual forma también se conservó la denominación de *Control emocional* en el factor 2 ya que la mayoría de los ítems pertenecían a la escala mencionada y sólo uno a la escala de *Inhibición*. Los ítems del factor 2 (CE) describen la modulación de los estados emocionales y el control de éstos por lo que la inclusión del ítem 73 que evalúa impulsividad (perteneciente a la escala original de *Inhibición*) podría explicar la única carga factorial cruzada identificada. Una situación similar sucedió con el factor 5 (*Automonitoreo*), debido a que la mayoría de los ítems pertenecían a la escala original del mismo nombre por lo que se decidió mantener su denominación de origen. Los ítems que constituyen dicho factor permiten

identificar qué tanto se pueden regular las personas al expresar sus pensamientos en el momento adecuado y en la toma de decisiones, esto podría explicar la inclusión del ítem sobre la evaluación de las consecuencias ante las decisiones tomadas, perteneciente a la escala original de *Inhibición*, en esta nueva escala de *Automonitoreo*.

El factor 6 se integró solo por dos ítems de la escala de *Cambio* que otorgan información sobre la posibilidad de enfrentar y/o lidiar emocionalmente con los cambios y se mantuvo el nombre de *Cambio* por corresponder a esta FE. La estructura de este factor no cumplió con el mínimo ideal de 3 ítems (Lloret-Segura et al. 2014), sin embargo, su interpretación teórica y valor de consistencia interna fueron suficientemente buenos para sugerir mantenerlo en la estructura factorial de esta versión corta del BRIEF-A. Esta decisión también se sustentó ya que al eliminarse los ítems de los diferentes análisis factoriales exploratorios realizados, el modelo se mostraba inestable y reducía su interpretación y congruencia teórica. Por lo que, aunque se incluye en esta versión corta del BRIEF-A, se recomienda precaución al analizar los resultados del factor 6 dado su reducido número de ítems.

Al observar la conformación de los 6 factores de la versión corta del BRIEF-A presentada en este estudio, se identifica que las escalas de Monitoreo e *Inhibición* de la versión original del BRIEF-A (Roth et al., 2005) desaparecen. En el caso de *Inhibición* se observó que sólo dos ítems se sumaron a dos diferentes escalas, mientras que el resto de los ítems presentaron baja carga factorial ($\leq .40$). Esto podría explicarse debido a que la *Inhibición* es uno de los procesos que se desarrolla y consolida en la infancia (Diamond, 2013) por lo que en adultos sanos como los de la muestra del estudio, los ítems que la evalúan

pueden desaparecer o diluirse en otras escalas. Con respecto a la escala original de Monitoreo, también sólo dos ítems se incorporaron al nuevo factor de *Planificación y ejecución*, mientras que el resto de los ítems, que evalúan errores sencillos relacionados con la comisión de errores, se eliminaron por reportar cargas factoriales bajas.

Con respecto a la pertenencia de las escalas a los dos índices generales del BRIEF-A, en el modelo de seis factores se reportaron los coeficientes de correlación más elevados de tres factores (*Planificación y ejecución, Memoria de trabajo y Organización de materiales*) con el índice de *Metacognición* y los restantes tres factores registraron los valores más elevados asociados al Índice de *Regulación Conductual (Control emocional, Automonitoreo y Cambio)*. Estas asociaciones mantienen la hipótesis de la división de las FE en factores cognitivos (metacognición), asociados al funcionamiento de la corteza prefrontal dorsolateral, y en factores emocionales (regulación conductual) relacionados con actividades de la corteza frontal ventromedial. Estos hallazgos coinciden con lo reportado por Roth et al. (2005) y Mohammadnia et al. (2022) quienes presentan modelos de dos factores en la estructura del BRIEF-A.

En general, se considera que el modelo de seis factores de la versión corta del BRIEF-A sugerido en el presente estudio, presenta medidas de consistencia interna buenas ($\omega = .77$ a $.95$), en comparación a los reportados en el BRIEF-A original ($.73$ a $.90$) y mejores para la escala total que reportó un excelente valor de consistencia de $\omega = .97$, en comparación a los estudios de validación previos en adultos universitarios de Mohammadnia et al. (2022) quienes reportaron una consistencia de $\alpha = .93$ para el total de los ítems, y de $\alpha = .95$ en el estudio de Jaimes et

al. (2010). Asimismo, este nuevo modelo, que surge desde el análisis del ítem, sugiere una versión reducida de 47 elementos. El único estudio donde se propone una versión abreviada española del BRIEF-A es el de Basuela (2016) quien presenta un inventario de 20 ítems. Sin embargo, los ítems de dicho estudio fueron seleccionados al azar y al ser analizados con un AFE encontraron una estructura conformada por 4 factores, mientras que en el presente estudio el AFE incluyó a los 70 ítems de la escala original. Los valores de los índices de ajuste RMSEA y SRMR se identificaron cumpliendo valores aceptables, sin embargo, los valores de CFI y el TLI, aunque no alcanzaron el mínimo recomendado se encontraron muy cercanos a éste y fueron más elevados que el reportado por el AFC en la estructura original del BRIEF-A (Roth et al., 2005). Por lo anterior y el excelente valor de consistencia interna del modelo final, se recomienda el modelo reducido de 6 factores sugerido en este estudio como el que mejores índices de ajuste ha reportado.

Conclusiones

La principal aportación del presente estudio fue explorar la estructura interna del BRIEF-A en adultos jóvenes mexicanos mediante la realización de análisis factoriales a nivel del ítem y reportar un modelo reducido con muy buenos índices de consistencia interna. Es importante mencionar que el análisis por ítem es poco explorado en los estudios previos de adaptación y validación del BRIEF-A, ya que todos ellos analizan la pertenencia de las escalas a los índices de metacognición y regulación conductual, o inclusive a un mayor número de factores (p.ej. cuatro). El BRIEF-A es uno de los inventarios más utilizados a nivel mundial para evaluar o detectar las alteraciones de la FE mediante un autoinforme. Sin embargo, en muestras hispanoparlantes exis-

ten escasos estudios para evaluar la estructura factorial de dicho instrumento por lo que los resultados aquí presentados serán de utilidad para la reflexión teórica sobre el número de escalas de FE que integran el BRIEF-A, para orientar la evaluación e intervención en la práctica clínica y el uso de los autoinformes como apoyo para el diagnóstico neuropsicológico.

En este estudio se propone una versión corta del BRIEF-A con un modelo de 47 ítems integrados en 6 factores organizados en dos índices: a) metacognición que incluye planificación y ejecución, memoria de trabajo y organización de materiales; y b) regulación conductual integrado por control emocional, automonitoreo y cambio. Se trata de un modelo más sencillo y reducido con buenos niveles de consistencia interna que, aunque no incluye las escalas de iniciación y monitoreo, presenta 6 escalas organizadas en los dos índices teóricos propuestos por Roth et al. (2005) y que puede ser útil en la evaluación de las alteraciones de las FE en adultos jóvenes de la población general.

Limitaciones y líneas de investigación

Futuras

En cuanto a los resultados del presente estudio deben considerarse diversas limitaciones. Una de las principales es el tamaño de la muestra que no cumplió con el criterio ideal sugerido de 10 participantes por ítem analizado en un instrumento, sin embargo, el valor del KMO y las comunalidades de los ítems indicó un ajuste adecuado del modelo para proceder con los análisis factoriales exploratorios. Se recomienda seguir analizando esta nueva estructura factorial en subsecuentes muestras con características semejantes y de mayor tamaño para valorar la estabilidad de los factores.

Otra limitación es la participación mayoritaria de mujeres en la muestra, lo cual representa un sesgo para generalizar los resultados en la población de estudiantes universitarios en ambos sexos, además de que no se logró realizar análisis de invarianza por sexo por lo que se recomienda en futuros estudios para garantizar la equivalencia de la medición entre sexos. Un sesgo adicional para considerar fue la aplicación del instrumento durante la pandemia por COVID-19 en México. Se han documentado cambios y/o alteraciones en las FE durante la pandemia en población adulta (Kira et al., 2022), lo cual hace necesario promover mayor estudio del BRIEF-A en contextos post-pandémicos, para comparar si el modelo de 6 factores presenta estabilidad psicométrica. Los datos obtenidos en este estudio permiten sugerir la continuación en la exploración de la variabilidad de la estructura original del instrumento, valorando el total de los ítems y la versión reducida sugerida en el presente estudio, en muestras posteriores no clínicas y aportar conocimiento sobre este tipo de análisis psicométrico (a nivel del ítem) que no se ha reportado en estudios previos. Los resultados de este estudio permiten sugerir el uso de esta versión reducida del BRIEF-A en muestras con características semejantes con fines de un tamizaje general de las FE y probar la estabilidad de los factores en muestras de adultos mexicanos.

Agradecimientos

Los autores desean agradecer a los participantes del estudio por su colaboración. Este estudio fue realizado con el apoyo de una beca del Consejo Nacional de Humanidades, Ciencias y Tecnologías (CONAHCyT) de México otorgada a la primera autora para realizar sus estudios de doctorado.

Referencias

- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059.
- Basuela, E. (2016). BRIEF-A (Forma abreviada): Análisis propiedades psicométricas en una muestra española. *Archivos de Neurociencias* 21 (4). <https://doi.org/10.31157/an.v21i4.130>
- Burgess, P. W., Alderman, N., Evans, J., Emslie, H. & Wilson, B. (1998). The ecological validity of tests of executive function. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 4, 547-558. <https://doi.org/10.1017/S1355617798466037>
- Byrne, B., Baron, P., Larsson, B., & Melin, L (1995). The Beck Depression Inventory: Testing and cross validating a second-order factorial structure for Swedish nonclinical adolescents. *Behavior Research and Therapy*, 33, 345-356. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)E0050-S](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)E0050-S)
- Byrne B. (2016). *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications, and Programming*, 3rd Edn. New York, NY: Routledge.
- Campo, A., y Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de salud pública*, 10, 831-839.
- Carrasco, O. R., Silla, M. D. G. G., Arreola, L. D. P. T., Peña, M. D. C. G., Jiménez, C. I. E., & González, C. G. (2021). Caregiver burden of Mexican dementia patients: The role of dysexecutive syndrome, sleep disorders, schooling, and caregiver depression. <https://doi.org/10.1111/ggi.12072>
- Costello, A. & Osborne, J (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(1), 7. <https://doi.org/10.7275/yj1-4868>
- Diamond, A. (2013). Executive functions. *Annual review of psychology*, 64, 135-168. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143750>
- Gioia, G., Isquith, P., Guy, S. & Kenworthy, L. (2000). BRIEF: Behavior Rating Inventory of Executive Function. Lutz, Florida: *Psychological Assessment Resources*.
- Gioia, G., Isquith, P., & Guy, S. (2001). Assessment of executive functions in children with neurological impairment. In R. J. Simeonsson & S. L. Rosenthal (Eds.), *Psychological and developmental assessment: Children with disabilities and chronic conditions* (pp. 317-356). The Guilford Press.
- Goldberg, E., & Podell, K. (2000). Adaptive Decision Making, Ecological Validity, and the Frontal Lobes. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology (Neuropsychology, Development and Cognition: Section A)*, 22(1), 56-68. [https://doi.org/10.1076/1380-3395\(200002\)22:1;1-8;ft056](https://doi.org/10.1076/1380-3395(200002)22:1;1-8;ft056)
- Gorsuch, R. (1983). Factor analysis (2nd. ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum
- Hernández Sampieri, R., Fernández, C., & Baptista, P. (2014). Fundamentos de metodología de la investigación. *Editorial MC Graw-Hill Interamericana, México*, 100-354.
- Hu, L., & Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424.
- Hu, L., Bentler, P. (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. URL: <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Isquith, P., Roth, R. & Gioia, G. (2013). Contribution of Rating Scales to the Assessment of Executive Functions. *Applied Neurosychology: Child*, 2;2 125-132. <http://dx.doi.org/10.1080/21622965.2013.748389>
- Jaimes, A., Tafaya, V., Barragán, v. et al. (2010). Funciones ejecutivas en estudiantes universitarios: adaptación de una escala. *Psiquis (México)*, 19 (1), 2010.
- Kira, I., Alpay, E., Ayna, Y. et al. (2022). The effects of COVID-19 continuous traumatic stressors on mental health and cognitive functioning: A case example from Turkey. *Curr Psychol* 41, 7371-7382. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01743-2>
- Lamprea, J. y Gómez-Restrepo, C. (2007). Validez en la evaluación de escalas. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 36(2), 340-348. Revisado el 12 de Abril, 2024, en http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-74502007000200013&lng=en&tlng=es.
- Lezak, M. (1982). The problem of assessing executive functions. *International journal of Psychology*, 17(1-4), 281-297.
- Llanero, M., Ruiz, J. M., Pedrero, E. J., Olivar, A., Bouso, J. C., Rojo, G., y Puerta, C. (2008). Sintomatología disejecutiva en adictos a sustancias en tratamiento mediante la versión española del cuestionario disejecutivo (DEX-

- Sp). *Revista de Neurología*, 47(9), 457-463.
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., y Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Mohammadnia, S., Bigdeli, I., Mashhadi, A., Ghanaei Chamanabad, A., & Roth, R. M. (2022). Behavior Rating Inventory of Executive Function – adult version (BRIEF-A) in Iranian University students: Factor structure and relationship to depressive symptom severity. *Applied Neuropsychology: Adult*, 29(4), 786–792. <https://doi.org/10.1080/23279095.2020.1810689>
- Moral-de la Rubia, J. (2019). Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la Varianza Media Extraída. *Psychologia*, 13(2), 25-41. <https://doi:10.21500/19002386.4119>.
- Pedrero, E. J., Ruiz, J. M., Mota, G. R., Luque, M. L., Arroyo, Á. O., Saiz, J. C. B., y García, C. P. (2009). Versión española del Cuestionario Disejecutivo (DEX-Sp): propiedades psicométricas en adictos y población no clínica. *Adicciones*, 21(2), 155-166.
- Pedrero, E. J., Ruiz, J. M., Lozoya, P., Llanero, M., Rojo, G., y Puerta, C. (2011). Evaluación de los síntomas prefrontales: propiedades psicométricas y datos normativos del cuestionario disejecutivo (DEX) en una muestra de población española. *Revista de Neurología*, 52(7), 394-404.
- Pérez, C. P., Ramos, C., Oliva, K., & Ortega, A. (2016). Bifactor Modeling of the Behavior Rating Inventory of Executive Function (BRIEF) in a Chilean Sample. *Perceptual and Motor Skills*, 122(3), 757–776. <https://doi:10.1177/0031512516650441>
- Roth, R. Isquith, P & Gioia, G. (2005). Behavior rating inventory of executive function- Adult Version (BRIEF-A). Lutz, FL: *Psychological Assessment Resources*.
- Roth R., Lance C., Isquith P., Fischer A. & Giancola P. (2013) Confirmatory factor analysis of the Behavior Rating Inventory of Executive Function-Adult version in healthy adults and application to attention-deficit/hyperactivity disorder. *Archives of Clinical Neuropsychol*, 28(5), 425-34. <https://doi.org/10.1093/arclin/act031>
- Stuss, D., & Alexander, M. (2000). Executive functions and the frontal lobes: a conceptual view. *Psychological research*, 63(3), 289-298.
- Villa, M. (2016). Evaluación neuropsicológica. Principios teórico-metodológicos y uso de pruebas. En Villa-Rodríguez, M. Á., Navarro-Calvillo, M. E. y Villaseñor-Cabrera, T. D. J. (2016). *Neuropsicología clínica hospitalaria*. Editorial El Manual Moderno. pp. 1-32.
- Williams, B., Brown, T., & Onsmann, A. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Australasian Journal of Paramedicine*, 8(3), 1-13.
- Wilson, B. A., Alderman, N., Burgess, P. W., Emslie, H. & Evans, J. J. (1996). Behavioural assessment of the Dysexecutive Syndrome. Bury St. Edmunds, UK: *Thames Valley Test Company*.