

Sintomatología prefrontal en la vida diaria: evaluación de cribado mediante el inventario de síntomas prefrontales abreviado (ISP-20)

Eduardo J. Pedrero-Pérez, José M. Ruiz-Sánchez de León, Sara Morales-Alonso, Jara Pedrero-Aguilar, Laura M. Fernández-Méndez

Introducción. La estimación de síntomas cotidianos de disfunción frontal se considera imprescindible para aportar validez ecológica a las evaluaciones neuropsicológicas. Los cuestionarios disponibles se construyeron para estimar problemas ejecutivos en la vida diaria en poblaciones con daño neurológico. Se requieren instrumentos enfocados a medir estos comportamientos en la población general o en poblaciones clínicas con fallos leves o moderados.

Objetivo. Estudiar la validez factorial y encontrar indicios de validez concurrente de la versión abreviada del inventario de síntomas prefrontales.

Sujetos y métodos. Se obtuvieron tres muestras: la primera, a través de Internet ($n = 504$); la segunda, en población no clínica mediante lápiz y papel ($n = 1.257$), y la tercera, de pacientes en tratamiento por adicción a sustancias ($n = 602$). Se utilizó un método de análisis factorial sin restricciones sobre la primera muestra y los resultados se sometieron a análisis factorial confirmatorio sobre las otras dos muestras.

Resultados. La estructura de tres factores encontrada se confirmó con excelentes indicadores de ajuste en las otras dos muestras. Se hallaron indicios de validez concurrente con pruebas de calidad de vida y salud mental.

Conclusiones. Se propone un cuestionario breve para la detección de fallos de origen prefrontal en la vida diaria, que mejora las cualidades psicométricas de tests similares, pero orientados a patologías neurológicas graves. La estabilidad estructural de la prueba garantiza la utilidad en la población general, para la detección precoz del deterioro cognitivo, y en poblaciones clínicas con deterioro leve o moderado. Se proponen baremos para la interpretación de resultados.

Palabras clave. Actividades de la vida diaria. Adicción a sustancias. Análisis factorial. Corteza prefrontal. Cribado. Detección precoz. Deterioro cognitivo. Evaluación neuropsicológica. Sintomatología prefrontal. Validez ecológica.

Introducción

A la corteza prefrontal se le asignan tradicionalmente diversas funciones relacionadas con el control ejecutivo del comportamiento y las emociones, incluyendo la resolución de problemas, la planificación, la formación de conceptos, el establecimiento de estrategias, el desarrollo de planes, el control atencional, la memoria de trabajo, y la gestión de la conducta social y emocional. Se encarga, en última instancia, de coordinar y controlar la actividad humana: cognición, emoción y conducta [1]. Las alteraciones de estos sistemas de control pueden deberse a diferentes circunstancias neurobiológicas, un inadecuado historial de aprendizaje o la presencia de condiciones sobrevenidas (por ejemplo, la adicción), que se traducen en errores cotidianos cuyas consecuencias negativas incrementan el estrés, lo que a su vez se traduce en el empeoramiento de esos mismos sistemas de control [2]. En muchos casos, lo que las personas categorizan como errores de me-

moria responden, en realidad, a fallos ejecutivos en la gestión atencional, y la detección de estos fallos en el control prefrontal en actividades de la vida diaria puede también informar de procesos subyacentes, como situaciones de intenso estrés, deterioro cognitivo leve o procesos degenerativos en fases preliminares [3]. Aun cuando se ha definido el mal funcionamiento prefrontal, desde una perspectiva categorial y discreta, como disfunción ejecutiva [4], parece más ajustado a la realidad la consideración del funcionamiento prefrontal como un continuo entre el funcionamiento adaptativo normal y el deterioro asociado a trastornos graves, como la esquizofrenia o la enfermedad de Alzheimer [5].

Los fallos en procesos atencionales, en la toma de decisiones o en la gestión de la conducta emocional y relacional generan, cuando menos, complicaciones y molestias, que pueden llegar a traducirse en consecuencias más o menos graves que incrementan el estrés [6], lo que a su vez complica aún más el funcionamiento prefrontal [2], se relaciona

CAD San Blas; Instituto de Adicciones; Madrid Salud; Ayuntamiento de Madrid (E.J. Pedrero-Pérez, S. Morales-Alonso, J. Pedrero-Aguilar, L.M. Fernández-Méndez). Departamento de Psicología Básica II, Procesos Cognitivos; Universidad Complutense de Madrid (J.M. Ruiz-Sánchez de León). Madrid, España.

Correspondencia:

Dr. Eduardo J. Pedrero Pérez. CAD San Blas. Instituto de Adicciones. Departamento de Calidad de Madrid Salud. Ayuntamiento de Madrid. Alcalá, 527. E-28027 Madrid.

E-mail:

ejpedrero@yahoo.es

Aceptado tras revisión externa:

03.03.15.

Cómo citar este artículo:

Pedrero-Pérez EJ, Ruiz-Sánchez de León JM, Morales-Alonso S, Pedrero-Aguilar J, Fernández-Méndez LM. Sintomatología prefrontal en la vida diaria: evaluación de cribado mediante el inventario de síntomas prefrontales abreviado (ISP-20). Rev Neurol 2015; 60: 385-93.

Nota:

El anexo citado puede consultarse en la versión electrónica del artículo (www.neurologia.com).

© 2015 Revista de Neurología

con estados de ánimo negativos [7], con una mayor percepción de que 'algo está afectando a su salud' [8] y, en último término, con una peor percepción de la calidad de vida relacionada con la salud [6]. De ahí la importancia de contar con instrumentos que permitan detectar tempranamente los síntomas para orientar un diagnóstico psicopatológico (el *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales, quinta edición*, exige la utilización de 'algún test neuropsicológico estandarizado o, en su defecto, otra evaluación clínica cuantitativa' para formular el diagnóstico de trastorno neurocognitivo mayor o leve [9]) o, lo que es más importante, para diseñar una evaluación que permita discriminar la etiología de los fallos cotidianos, diferenciando si es el estrés o algún proceso degenerativo lo que justifica su existencia [10].

Se han desarrollado instrumentos de autoinforme para estimar el grado en que estos fallos se manifiestan en actividades de la vida diaria [11]. Algunos de ellos han sido validados en población española: la escala de comportamiento del sistema frontal [12] y el cuestionario disejecutivo (DEX) [13-15] se han aplicado tanto a población general como a población clínica de adictos a sustancias. Tanto la escala de comportamiento del sistema frontal, de 46 ítems, como el DEX, de 20, se diseñaron para su aplicación en pacientes con daño cerebral, por lo que algunos de sus ítems no son adecuados para población con grados más leves de disfunción ejecutiva o simplemente con fallos ejecutivos no patognómicos en la vida diaria. Más recientemente se ha presentado un instrumento adecuado para estas poblaciones, el inventario de síntomas prefrontales (ISP) [16], de 46 ítems, validado en población general y de adictos a sustancias en tratamiento y con excelentes propiedades psicométricas. También se ha aplicado en el estudio de las quejas subjetivas de memoria en población adulta sana, y en relación con rasgos y trastornos de la personalidad [6,17]. En el artículo original se proponía una versión de cribado (ISP-20) [3], que permitiría su aplicación para la detección de posibles déficits en diferentes contextos en los que se requiriera un breve tiempo de aplicación, como podría ser dispositivos de atención primaria. Sin embargo, todavía no se han explorado las cualidades psicométricas de esta versión.

El objetivo del presente trabajo es estudiar las cualidades psicométricas del ISP-20 para el cribado de síntomas de mal funcionamiento frontal en varias muestras, de población general y de población clínica. En concreto, se explorará la consistencia interna, la validez factorial, así como la validez concurrente con pruebas relacionadas con los déficits

evaluados, en relación con la hipótesis de que un peor funcionamiento frontal debe relacionarse con una peor percepción de la salud física y mental.

Sujetos y métodos

Participantes y procedimiento

Se obtuvieron tres muestras diferentes. La primera se reclutó a través de una aplicación informática en Internet. Mediante la aplicación Google Docs, se construyó un cuestionario para su cumplimentación en línea (<https://docs.google.com/forms/d/1ShQyh5pc5BHdJtDVuCF4GI1Ogzls8G3kKVIKqUcDRsI/viewform?c=0&w=1>). Se difundió a través de las redes sociales (Facebook, Whatsapp, Twitter), solicitando la participación voluntaria y la redifusión del requerimiento. Se decidió suspender la recogida de datos cuando la muestra superara los 500 sujetos. Así, se obtuvo una muestra de 503 individuos.

La segunda se obtuvo mediante cumplimentación con lápiz y papel en personas del entorno de estudiantes de posgrado de neuropsicología, y se establecieron como criterios de exclusión el haber padecido algún problema de salud mental que hubiera requerido tratamiento médico o psicológico, padecer algún problema neurológico o carecer de alguna capacidad que impidiera la correcta comprensión de la prueba. Se instruyó a los estudiantes para una correcta y similar administración de la prueba, y se solicitó la diversificación de la muestra en cuanto a su edad, sexo y nivel de estudios alcanzado. La participación fue voluntaria y sin retribución alguna. Se obtuvo de este modo una muestra de 1.257 sujetos.

La tercera se obtuvo por muestreo consecutivo de sujetos que demandaban tratamiento por abuso o dependencia de sustancias en un centro especializado, público y gratuito (CAD San Blas, Instituto de Adicciones, Madrid Salud, Ayuntamiento de Madrid). El cuestionario objeto de estudio formaba parte de una batería de pruebas de autoinforme y de evaluación del rendimiento cognitivo que formaba parte de su evaluación al inicio del tratamiento. Los participantes fueron informados del doble objetivo de la evaluación (para el diseño de su tratamiento individualizado y para tareas de investigación), así como de sus derechos, y firmaron un consentimiento informado para el uso anónimo de sus resultados. Como criterio de inclusión se estableció el cumplimiento de los criterios del *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales, cuarta edición, texto revisado*, para el diagnóstico de abu-

so o dependencia de al menos una sustancia en el momento de la evaluación, y llevar al menos dos semanas sin consumo de sustancias no prescritas médicamente, lo que se constató mediante análisis toxicológicos de orina. Como criterios de exclusión se establecieron: padecer una psicopatología aguda grave (psicosis, depresión mayor), presentar historial de daño cerebral o deterioro cognitivo grave, tener menos de 18 años o presentar dificultades idiomáticas que impidieran la correcta comprensión de la prueba. Se obtuvo de este modo una muestra de 602 sujetos. Los descriptivos de las tres muestras se presentan en la tabla I.

Instrumentos

El cuestionario objeto de estudio, el ISP en su versión de cribado (ISP-20), se obtuvo mediante selección de los ítems más discriminativos y con mayores cargas factoriales de la versión completa del ISP [16]. Se respondía en una escala tipo Likert de cinco opciones. El cuestionario completo se ofrece, para su uso sin limitaciones, en el anexo.

En la aplicación de Internet se incluyeron dos cuestionarios adicionales para el estudio de la validez convergente:

- El COOP/WONCA [17] es un instrumento para estimar la calidad de vida relacionada con la salud. Se trata de nueve ítems que exploran aspectos relativos a esta variable a través de unas láminas en las que se visualizan mediante dibujos las cinco opciones de respuestas, debiendo marcar el evaluado la que mejor defina su estado. En el estudio actual, se utilizaron los contenidos de cada ítem como estímulos verbales, del mismo modo que las respuestas, esto es, prescindiendo de las láminas, procedimiento que no altera los resultados, según estudios previos [18]. Las puntuaciones se trataron como una escala Likert de cinco anclajes, y las mayores puntuaciones correspondían a peor calidad de vida. Se utilizó la versión adaptada al español [19]. En la muestra de este estudio, la consistencia univariada de la prueba fue α de Cronbach = 0,78.
- El cuestionario general de salud, versión de 12 ítems –*General Health Questionnaire* (GHQ-12) [20,21], versión española [22]–, es un instrumento autoadministrado de cribado que tiene por objetivo detectar morbilidad psicológica y posibles casos de trastornos psiquiátricos en contextos como la atención primaria o en población general. Los ítems se responden en una escala tipo Likert de cuatro opciones. La corrección puede efectuarse de varias formas: GHQ-Likert, pun-

Tabla I. Descriptivos de las muestras.

		Muestra 1: Internet (n = 503)		Muestra 2: población general (lápiz y papel) (n = 1.257)		Muestra 3: adictos en tratamiento (n = 602)	
		n	%	n	%	n	%
Sexo	Varones	128	25,4	512	40,7	446	74,1
	Mujeres	375	74,6	745	59,3	156	25,9
Edad (media \pm desviación estándar)		33,4 \pm 13,1 años		37,13 \pm 13,5 años		37,3 \pm 9,6 años	
Rango		18-73 años		18-78 años		18-69 años	
Nivel de estudios	Primarios o menos	4	0,8	72	5,7	120	19,9
	Secundaria obligatoria	25	5,0	170	13,5	199	33,1
	Secundaria postobligatoria	98	19,5	373	29,7	199	33,1
	Universitarios	376	74,8	642	51,1	84	14,0
Adicción principal	Heroína					70	11,6
	Cocaína					267	44,4
	Alcohol					215	35,7
	Cannabis					48	8,0
	Benzodiacepinas					1	0,2
	Ludopatía					1	0,2

tuciones entre 0 y 3, donde las puntuaciones mayores corresponden a peores indicadores de salud; la puntuación GHQ se realiza asignando los valores 0, 0, 1, 1 a las respuestas de los ítems; y las puntuaciones CGHQ asignan los valores 0, 1, 1, 1 a las respuestas. En el presente trabajo se ha utilizado la puntuación GHQ-Likert. En la muestra de este estudio, la consistencia univariada de la prueba fue α de Cronbach = 0,87.

Análisis de datos

Se obtuvieron, en primer lugar, los descriptivos de los 20 ítems. Cuando las opciones de respuesta son de tipo Likert (categóricas ordinales, no continuas) y varios ítems muestran valores de curtosis mayores de 1, el análisis clásico a partir de la matriz de correlaciones de Pearson es un método inadecuado, y se recomienda partir de la matriz de correla-

Tabla II. Descriptivos de los ítems del inventario de síntomas prefrontales abreviado.

	Mediana	Media	IC 95%	Varianza	Asimetría	Curtosis	r_{it}
Ítem 1	1	1,38	1,28-1,48	0,80	0,15	-0,41	0,46
Ítem 2	2	1,51	1,41-1,61	0,81	0,02	-0,56	0,51
Ítem 3	0	0,60	0,50-0,70	0,73	1,54	2,04	0,22
Ítem 4	2	1,78	1,65-1,91	1,31	0,02	-0,91	0,41
Ítem 5	1	1,50	1,38-1,62	1,08	0,21	-0,79	0,42
Ítem 6	0	0,65	0,55-0,74	0,65	1,21	1,18	0,32
Ítem 7	1	1,02	0,91-1,13	0,93	0,63	-0,47	0,58
Ítem 8	1	1,40	1,29-1,52	1,00	0,40	-0,51	0,53
Ítem 9	1	1,28	1,17-1,40	1,04	0,45	-0,63	0,44
Ítem 10	1	0,76	0,66-0,86	0,70	0,95	0,45	0,47
Ítem 11	0	0,50	0,41-0,58	0,56	1,67	2,87	0,32
Ítem 12	0	0,55	0,46-0,64	0,58	1,37	1,57	0,49
Ítem 13	1	0,95	0,83-1,07	1,09	0,81	-0,41	0,40
Ítem 14	0	0,31	0,24-0,39	0,42	2,42	6,64	0,37
Ítem 15	1	1,16	1,05-1,27	0,95	0,54	-0,38	0,56
Ítem 16	1	0,70	0,61-0,80	0,71	1,17	1,02	0,59
Ítem 17	1	0,83	0,73-0,94	0,82	0,85	-0,05	0,38
Ítem 18	0	0,61	0,51-0,70	0,67	1,32	1,23	0,39
Ítem 19	1	0,83	0,72-0,94	0,94	0,92	-0,07	0,56
Ítem 20	0	0,41	0,32-0,50	0,58	2,05	3,81	0,44

IC 95%: intervalo de confianza al 95%; r_{it} : correlación ítem-test corregida.

ciones policóricas [23]. Sobre la muestra obtenida por Internet, se comprobó el ajuste a la normalidad multivariada de esta matriz mediante el criterio de Mardia. Se efectuó un análisis paralelo optimizado basado en un análisis de rangos mínimos [24] para determinar el número de factores que se debía retener. Sobre la mejor solución obtenida se efectuó una rotación Simplimax, sobre la que se estimaron criterios de simplicidad y estimación de residuos. Se estudió la consistencia multivariada de la escala general y las subescalas generadas mediante los estadísticos Ω de McDonald, θ de Carmines y α de

Cronbach. Se efectuó una rotación de segundo orden mediante la solución de Schmid-Leiman. Los resultados obtenidos se sometieron a un análisis factorial confirmatorio de mínimos cuadrados no ponderados sobre la muestra de población general obtenida presencialmente, así como sobre la muestra clínica. Se exploraron las correlaciones de Pearson entre las puntuaciones del ISP-20 y las de COOP/WONCA y GHQ-12, aplicando la corrección de Bonferroni para correlaciones múltiples. Se realizó una prueba de análisis de covarianza entre la muestra completa de población no clínica y la de población clínica, para estimar las diferencias. Se utilizó la η^2 parcial para estimar el tamaño del efecto. El análisis factorial exploratorio se realizó mediante el programa FACTOR v. 9.2 [25]; el confirmatorio, mediante el AMOS v. 18, y el resto de análisis, mediante el SPSS v. 19.

Resultados

En primer lugar, se efectuó un análisis exploratorio sobre la muestra obtenida por internet ($n = 503$). Los descriptivos de los ítems se muestran en la tabla II.

Se configuró la matriz de correlaciones policóricas entre los 20 elementos, que alcanzó la normalidad multivariada, según el criterio de Mardia ($p < 0,001$). Los indicadores de adecuación de esta matriz al estudio factorial resultaron satisfactorios (estadístico de Barlett 3.146,8; $p < 0,001$; KMO = 0,86). El análisis paralelo optimizado informó inequívocamente de una solución de tres factores (Tabla III). Esta solución trifactorial explicó el 71,52% de la varianza compartida tras un análisis factorial completo.

A continuación se efectuó una rotación Simplimax forzando la solución de tres factores. Las cargas factoriales obtenidas se muestran en la tabla IV.

Esta matriz rotada alcanzó excelentes criterios de simplicidad (Bentler = 0,99; percentil 100; LS = 0,58; percentil 100) y generó pocos residuos (RMRS esperado = 0,045; RMRS observado = 0,043). La consistencia interna de la prueba en su conjunto resultó adecuada (Ω de McDonald = 0,86; α de Cronbach = 0,86; θ de Carmines = 0,85), y también la consistencia estimada para cada factor (0,87, 0,89, 0,87, respectivamente).

En definitiva, el análisis exploratorio arrojó como resultado la existencia de tres factores: el primero (cuatro ítems) medía problemas para el control de la conducta social; el segundo (cuatro ítems) medía problemas para el control emocional; y el tercero (12 ítems) medía problemas para el control ejecutivo. Todos los indicadores de ajuste resultaron ade-

Tabla III. Análisis paralelo optimizado.

	% de varianza		Percentil 95
	Datos reales	Datos aleatorios	
Factor 1	36,2	12,2	13,8
Factor 2	12,2	9,2	10,2
Factor 3	9,9	8,6	9,3
Factor 4	5,4	8,0	8,8
Factor 5	4,8	7,5	8,1

cuados. Finalmente se exploró la posibilidad de que los tres factores encontrados pudieran ser explicados por un suprafactor (G), al que se denominaría sintomatología prefrontal. En la tabla IV se observa que la rotación de segundo orden proporciona unas cargas por encima de 0,3 de todos los ítems, salvo el número 3, que, sin embargo, se aproxima a esa cifra, lo que apoya la existencia de ese suprafactor.

A continuación, se probó la estructura encontrada sobre la muestra de población general ($n = 1.257$), que cumplimentó la prueba presencialmente sobre el papel. Se efectuó un análisis factorial confirmatorio de mínimos cuadrados no ponderados. Los resultados obtenidos resultaron excelentes: *goodness of fit index* (GFI) = 0,98; *adjusted goodness of fit index* (AGFI) = 0,98; *parsimony goodness of fit index* (PGFI) = 0,78; *normed fit index* (NFI) = 0,97; *relative fit index* (RFI) = 0,97; *root mean square residual* (RMR) = 0,04. La estructura resultante se muestra en la figura.

Finalmente, se probó la estructura sobre la muestra clínica ($n = 602$), y se obtuvieron resultados muy similares (GFI = 0,98; AGFI = 0,98; PGFI = 0,78; NFI = 0,97; RFI = 0,97; RMR = 0,06). La estructura trifactorial quedaba pues confirmada tanto en la muestra clínica como en la de población general.

Se estudió a continuación la relación entre los síntomas de mal funcionamiento prefrontal y la calidad de vida relacionada con la salud (WONCA) y el riesgo de mala salud mental (GHQ-12). Hay que recordar que los tres cuestionarios puntúan en dirección al polo negativo, por lo que se hipotetizaba una correlación positiva entre el ISP-20 y todas las subescalas con los otros dos cuestionarios. Salvo en el caso de los síntomas de mal control de la conducta social, aparecieron correlaciones positivas moderadas en todos los casos (Tabla V).

Tabla IV. Solución trifactorial rotada (Simplimax).

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	G
Ítem 1	-0,17	0,06	0,66	0,47
Ítem 2	-0,03	0,08	0,57	0,48
Ítem 3	-0,07	-0,15	0,42	0,28
Ítem 4	0,08	0,68	0	0,44
Ítem 5	0,01	0,43	0,21	0,42
Ítem 6	0,02	-0,02	0,39	0,36
Ítem 7	-0,01	0,12	0,64	0,56
Ítem 8	-0,15	0,23	0,58	0,52
Ítem 9	0,01	0,04	0,49	0,43
Ítem 10	-0,01	-0,01	0,59	0,49
Ítem 11	0,03	0,01	0,35	0,38
Ítem 12	-0,10	0	0,68	0,54
Ítem 13	0,00	0,94	-0,08	0,52
Ítem 14	0,73	-0,02	-0,02	0,38
Ítem 15	-0,18	0,17	0,71	0,58
Ítem 16	-0,17	0,01	0,81	0,60
Ítem 17	0,76	0,24	-0,21	0,34
Ítem 18	0,90	0,06	-0,16	0,34
Ítem 19	0,27	0,57	0,10	0,56
Ítem 20	0,77	0,02	0,02	0,43

En cursiva, las cargas principales. G: rotación de segundo orden.

Se estudiaron las diferencias en puntuaciones obtenidas por varones y mujeres, controlando la edad y el nivel académico alcanzado. Para ello, se utilizó la muestra completa de sujetos de población general (Internet + papel; $n = 1.760$). Tanto el sexo ($\lambda = 0,92$; $F_{(3, 1752)} = 51,3$; $p < 0,001$; $\eta_p = 0,08$) como la edad ($\lambda = 0,99$; $F_{(3, 1752)} = 8,1$; $p < 0,001$; $\eta_p = 0,014$) mostraron efecto de interacción, no así el nivel académico alcanzado ($\lambda = 0,99$; $F_{(3, 2348)} = 1,9$; $p = 0,12$). Los varones puntuaron más en síntomas de mal control de la conducta social ($F_{(3)} = 10$; $p <$

Tabla V. Correlaciones entre el inventario de síntomas prefrontales abreviado (ISP-20) y sus subescalas, con los cuestionarios WONCA y *General Health Questionnaire* (GHQ-12) ($n = 503$).

	Control social	Control emocional	Control ejecutivo	ISP-20 (puntuación total)
Calidad de vida relacionada con la salud (WONCA)	0,12	0,25 ^a	0,30 ^a	0,32 ^a
Puntuación en el GHQ (riesgo de mala salud mental)	0,09	0,32 ^a	0,35 ^a	0,37 ^a

^aSignificación estadística tras la corrección de Bonferroni ($p < 0,006$).

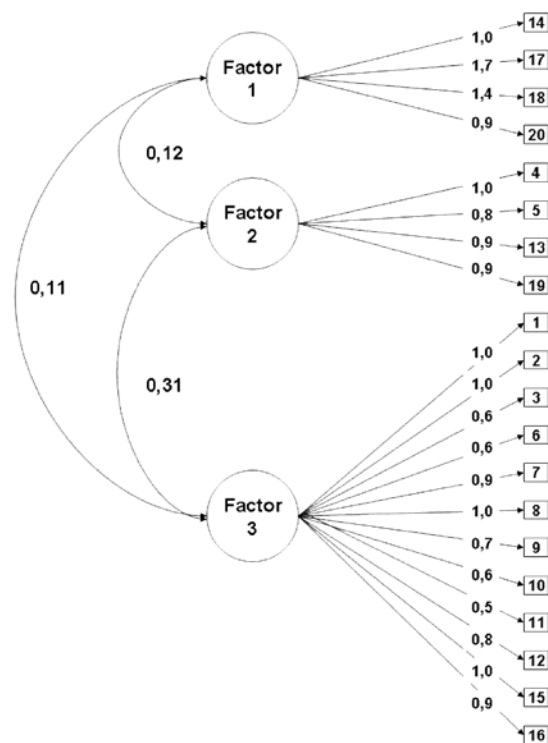
0,001; $\eta_p = 0,02$), mientras que las mujeres obtuvieron puntuaciones superiores en síntomas de mal control emocional ($F_{(3)} = 34,2$; $p < 0,001$; $\eta_p = 0,06$) y en la puntuación total de síntomas de mal funcionamiento prefrontal ($F_{(3)} = 6,9$; $p < 0,001$; $\eta_p = 0,01$), y no se observaron diferencias significativas en los síntomas de funcionamiento ejecutivo ($F_{(3)} = 2,6$; $p = 0,05$). En la tabla VI se muestran las puntuaciones normativas por sexo y edad obtenidas en la muestra completa de la población general.

Finalmente, se estudiaron las diferencias entre la población general y las personas tratadas por adicción a sustancias. Todas las diferencias fueron significativas y con moderado tamaño del efecto, una vez que se controlaron la edad, el sexo y el nivel de estudios (Tabla VII).

Discusión

La discrepancia entre el rendimiento de muchos sujetos en las pruebas de evaluación neuropsicológica y su funcionamiento cotidiano en tareas reales se ha analizado en términos de validez ecológica, y se han recomendado pruebas que exploren la existencia de síntomas en la vida real [26]. Sin embargo, la mayor parte de las pruebas disponibles se ha diseñado para su uso en patologías neurológicas graves y, a menudo, crónicas o irreversibles, por lo que su uso en poblaciones con menor gravedad del deterioro o sin deterioro puede no estar indicado [16]. Este trabajo se ha centrado en estudiar las características psicométricas de una prueba de cribado de sintomatología prefrontal en la vida diaria, el ISP-20, que ha demostrado su utilidad en el estudio de la población general y de poblaciones clínicas con grados de deterioro de leve a moderado.

Extraídos de un cuestionario más amplio por su capacidad discriminativa, los ítems del ISP-20 re-

Figura. Estructura del inventario de síntomas prefrontales abreviado obtenida mediante análisis factorial confirmatorio.

producen la estructura trifactorial de la prueba completa [16]. Todos los ítems muestran una considerable correlación con el test completo ($r_{it} > 0,3$), una vez excluidos de él, salvo el ítem 3, que muestra alguna debilidad ($r_{it} = 0,22$). El análisis factorial exploratorio encuentra, aplicando un método de alta precisión, una estructura de tres factores, cuyos contenidos son similares a los de la prueba completa [16], esto es, síntomas o problemas por un mal funcionamiento ejecutivo, por problemas para el control emocional y por problemas para el control de la conducta social.

El método de muestreo utilizado para obtener la muestra explorada no está exento de riesgos. Las personas pueden cumplimentar el test en Internet con mayor o menor interés y consistencia, de modo que si lo que se observa es una inconsistencia en los resultados, no es posible saber si debe atribuirse a defectos del test o bien a errores en la cumplimentación, más o menos motivada. Sin embargo, la estructura encontrada en la muestra de Internet no sólo aparece como fuertemente consistente, sino que

Tabla VI. Puntuaciones normativas obtenidas en las subescalas del inventario de síntomas prefrontales abreviado y en su puntuación total en la muestra completa de población general ($n = 1.760$).

		Varones (edad)					Mujeres (edad)				
		< 30	30-39	40-49	50-59	> 59	< 30	30-39	40-49	50-59	> 59
Control social	Media	2,47	2,00	1,84	1,54	1,71	1,54	1,59	1,80	1,67	1,18
	DE	2,72	2,47	2,15	2,13	2,59	2,01	2,38	2,16	2,15	1,45
	68%	5	4	4	4	4	4	4	4	4	3
	95%	8	7	6	6	7	6	6	6	6	4
Control emocional	Media	3,65	2,85	3,84	3,18	2,94	5,32	4,15	4,93	4,21	3,82
	DE	3,01	3,02	3,10	2,96	2,73	3,45	3,39	3,41	3,03	2,83
	68%	7	6	7	6	6	9	8	8	7	7
	95%	10	9	10	9	8	12	11	12	10	9
Control ejecutivo	Media	10,92	8,85	8,78	9,56	7,71	10,18	9,19	9,77	10,03	11,16
	DE	6,55	7,50	6,39	7,72	6,31	6,53	7,33	6,89	6,97	7,73
	68%	17	16	15	17	14	17	17	17	17	19
	95%	24	24	22	25	20	23	24	24	24	27
Puntuación total	Media	17,04	13,70	14,47	14,28	12,35	17,03	14,93	16,51	15,90	16,16
	DE	9,51	10,54	8,94	10,94	9,45	9,67	10,79	10,36	10,11	10,23
	68%	27	24	23	25	22	27	26	27	26	26
	95%	36	35	32	36	31	36	37	37	36	37
<i>n</i>		337	54	101	114	34	588	82	213	199	38

68%: media más una desviación estándar (DE), que incluye al 68% de los sujetos de la muestra; 95%: media más dos DE.

los hallazgos estructurales se confirman en otra muestra con un método de cumplimentación distinto e incluso en una muestra clínica con características bien diferenciadas. Las propiedades psicométricas encontradas en el ISP-20 superan ampliamente a las halladas en el DEX aplicado a muestras similares [12,27], lo que probablemente se deba a la finalidad inicial que dirigió la construcción de ambos. Por tanto, puede afirmarse una consistencia estructural transmuestral en el cuestionario estudiado.

Otra cuestión de interés es el método estadístico utilizado. La mayor parte de los estudios disponibles sobre el DEX y otros cuestionarios similares utiliza métodos clásicos para el estudio estructural, como

el análisis factorial lineal, utilizando la matriz de correlaciones de Pearson, el análisis de componentes principales, el criterio de Kaiser o el *Scree-plot* para determinar el número de factores que se deben retener, rotaciones ortogonales y estimadores de consistencia univariados. Todos estos métodos son inadecuados para el estudio de pruebas que se responden en una escala de tipo Likert, que proporciona una puntuación no continua, y tienden a agrupar los ítems en factores a partir de la peculiar distribución de cada uno de ellos, en lugar de hacerlo por su contenido. En el presente estudio se ha desarrollado un análisis factorial exploratorio sin restricciones, no lineal, controlando las diferentes distribuciones de

Tabla VII. Diferencias entre población general ($n = 1.760$) y adictos en tratamiento ($n = 602$), una vez controlado el efecto de la edad, el sexo y el nivel de estudios.

	Población general		Adictos		<i>F</i>	<i>p</i>	η^2_p
	Media	DE	Media	DE			
Control social	1,79	2,27	3,15	2,87	43,00	< 0,001	0,07
Control emocional	4,39	3,32	6,17	3,78	74,37	< 0,001	0,11
Control ejecutivo	10,02	6,81	16,08	8,91	81,01	< 0,001	0,12
Puntuación total	16,21	9,95	25,40	12,50	96,87	< 0,001	0,14

DE: desviación estándar; η^2_p : eta al cuadrado parcial como estimador del tamaño del efecto.

los ítems, lo que viene justificado no sólo por las características de las opciones de respuesta (Likert), sino también por la distribución de algunos ítems (curtosis > 1) y el número de las muestras ($n > 300$ en todos los casos) [24]. Al desarrollar este tipo de análisis, quedan resueltas muchas discrepancias previas en estudios que suelen encontrar diferentes soluciones factoriales, como es el caso de los estudios realizados con el DEX [27].

Las limitaciones más importantes que afectan al presente trabajo son las referidas a los métodos de muestreo. La utilización de encuestas por Internet no está exenta de problemas que hay que tener en cuenta [28], aunque algunos estudios no encuentran sesgos de interés en su utilización comparado con otros métodos [29]. De hecho, una búsqueda simple en Scholar Google nos informa de 770.000 trabajos que responden a los descriptores 'internet + survey' desde 2010, lo que confirma que es un método cada vez más utilizado. La forma de obtención de la muestra de población no clínica tampoco permite obtener baremos válidos, por lo que los que se han propuesto en este trabajo deben considerarse provisionales, si bien basados en una muestra muy amplia con considerable variabilidad. Finalmente, la muestra clínica se ha obtenido mediante muestreo consecutivo, lo que tampoco permite la generalización directa de los resultados. No obstante, el objetivo principal del presente trabajo era el estudio de diversos indicadores de fiabilidad y validez del cuestionario, para lo cual el requisito imprescindible es disponer de un tamaño muestral adecuado. En este sentido, se han superado ampliamente los más exigentes requerimientos en cuanto a la relación sujetos/ítem, que estiman que sólo una relación de 10 a 1 puede garantizar la estabilidad de las soluciones factoriales encontradas [30,31], y se

han obtenido en el presente trabajo relaciones de 25, 63 y 30 a 1 en las sucesivas muestras.

En conclusión, se propone el uso del ISP-20 para el cribado de problemas comportamentales en la vida diaria que pudieran provenir de un déficit en el funcionamiento de la corteza prefrontal. Su uso puede facilitar la detección de personas con fallos, errores o despistes cotidianos, así como la presencia de deterioro cognitivo, que aconsejarán una exploración neuropsicológica y neurológica más específica. Dado su proceso de creación, así como por los resultados obtenidos en este estudio, y los precedentes sobre el cuestionario completo, se sugiere que el ISP, tanto en su versión abreviada como completa, está más indicado que otros cuestionarios más conocidos (por ejemplo, DEX), especialmente en muestras de población general, para la detección precoz o la evaluación de sujetos con trastornos que cursan con deterioro funcional leve o moderado y reversible (por ejemplo, adicción). Queda por conocer su utilidad clínica en poblaciones con deterioros más graves.

Bibliografía

1. Ardila A. On the evolutionary origins of executive functions. *Brain Cogn* 2008; 68: 92-9.
2. Arnsten AFT. Stress signalling pathways that impair prefrontal cortex structure and function. *Nat Rev Neurosci* 2009; 10: 410-22.
3. Pedrero-Pérez EJ, Ruiz-Sánchez de León JM. Quejas subjetivas de memoria, personalidad y sintomatología prefrontal en adultos jóvenes. *Rev Neurol* 2013; 57: 289-96.
4. Pineda DA. La función ejecutiva y sus trastornos. *Rev Neurol* 2000; 30: 764-8.
5. Farias ST, Cahn-Weiner DA, Harvey DJ, Reed BR, Mungas D, Kramer JH, et al. Longitudinal changes in memory and executive functioning are associated with longitudinal change in instrumental activities of daily living in older adults. *Clin Neuropsychol* 2009; 23: 446-61.
6. Pedrero-Pérez EJ, Ruiz-Sánchez de León JM, Lozoya-Delgado P, Rojo-Mota G, Llanero-Luque M, Puerta-García C. Sintomatología prefrontal y trastornos de la personalidad en adictos a sustancias. *Rev Neurol* 2013; 56: 205-13.
7. Ruiz-Sánchez de León JM, Llanero-Luque M, Lozoya-Delgado P, Fernández-Blázquez MA, Pedrero-Pérez EJ. Estudio neuropsicológico de adultos jóvenes con quejas subjetivas de memoria: implicación de las funciones ejecutivas y otra sintomatología frontal asociada. *Rev Neurol* 2010; 51: 650-60.
8. Montenegro M, Montejo P, Claver-Martín MD, Reinoso AI, De Andrés-Montes ME, García-Marín A, et al. Relación de las quejas de memoria con el rendimiento de memoria, el estado de ánimo y variables sociodemográficas en adultos jóvenes. *Rev Neurol* 2013; 57: 396-404.
9. American Psychiatric Association. Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales, quinta edición (DSM-5). Madrid: Editorial Médica Panamericana; 2014.
10. Ruiz-Sánchez de León JM, Lozoya-Delgado P, Pedrero-Pérez EJ. Validación de un cuestionario de quejas cognitivas para adultos jóvenes: relación entre las quejas subjetivas de memoria, la sintomatología prefrontal y el estrés percibido. *Rev Neurol* 2012; 54: 137-50.
11. Malloy P, Grace J. A review of rating scales for measuring behavior change. *Cog Behav Neurol* 2005; 18: 18-27.

12. Pedrero-Pérez EJ, Ruiz-Sánchez de León JM, Llanero-Luque M, Rojo-Mota G, Olivar-Arroyo A, Puerta-García C. Sintomatología frontal en adictos a sustancias en tratamiento mediante la versión española de la escala de comportamiento frontal. *Rev Neurol* 2009; 48: 624-31.
13. Llanero M, Ruiz-Sánchez de León JM, Pedrero EJ, Olivar A, Bouso JC, Rojo G, et al. Sintomatología disejcutiva en adictos a sustancias en tratamiento mediante la versión española del cuestionario disejcutivo (DEX-Sp). *Rev Neurol* 2008; 47: 457-63.
14. Pedrero EJ, Ruiz-Sánchez de León JM, Rojo G, Llanero M, Olivar A, Bouso JC, et al. Versión española del cuestionario disejcutivo (DEX-Sp): propiedades psicométricas en adictos y población no clínica. *Adicciones* 2009; 21: 155-66.
15. Pedrero EJ, Ruiz-Sánchez de León JM, Lozoya-Delgado P, Llanero M, Rojo G, Puerta-García C. Evaluación de los síntomas prefrontales: propiedades psicométricas y datos normativos del cuestionario disejcutivo (DEX) en una muestra de población española. *Rev Neurol* 2011; 52: 394-404.
16. Ruiz-Sánchez de León JM, Pedrero-Pérez EJ, Lozoya-Delgado P, Llanero-Luque M, Rojo-Mota G, Puerta-García C. Inventario de síntomas prefrontales para la evaluación clínica de las adicciones en la vida diaria: proceso de creación y propiedades psicométricas. *Rev Neurol* 2012; 54: 649-63.
17. Nelson E, Wasson J, Kirk J, Keller A, Clark D, Dietrich A, et al. Assessment of function in routine clinical practice: description of the COOP chart method and preliminary findings. *J Chron Dis* 1987; 40 (Suppl 1): S55-63.
18. Perneger TV, Chamot E, Etter JE, Richard JL, Gallant S, Ricciardi P, et al. Assessment of the COOP charts with and without pictures in a Swiss population. *Qual Life Res* 2000; 9: 405-14.
19. Lizán L, Reig A. Adaptación transcultural de una medida de la calidad de vida relacionada con la salud: la versión española de las viñetas COOP/WONCA. *Aten Primaria* 1999; 24: 75-82.
20. Goldberg DP, Blackwell B. Psychiatric illness in general practice: a detailed study using a new method of case identification. *Br Med J* 1970; 1: 439-43.
21. Goldberg, DP, Williams P. A user's guide to the General Health Questionnaire. London: Nfer-Nelson; 1998.
22. Rocha KB, Pérez K, Rodríguez-Sanz M, Borrell C, Obiols JE. Propiedades psicométricas y valores normativos del *General Health Questionnaire* (GHQ-12) en población general española. *Int J Clin Health Psychol* 2011; 11: 125-39.
23. Ferrando PJ, Lorenzo-Seva U. El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología* 2014; 30: 1170-5.
24. Timmerman ME, Lorenzo-Seva U. Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychol Methods* 2011; 16: 209-20.
25. Lorenzo-Seva U, Ferrando PJ. FACTOR 9.2: a comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Appl Psych Meas* 2013; 37: 497-8.
26. Chaytor N, Schmitter-Edgecombe M, Burr R. Improving the ecological validity of executive functioning assessment. *Arch Clin Neuropsychol* 2006; 21: 217-27.
27. Pedrero-Pérez EJ, Ruiz-Sánchez-de-León JM, Wimpenny-Tejedor C. Dysexecutive Questionnaire (DEX): unrestricted structural analysis in large clinical and non-clinical samples. *Neuropsychol Rehabil* 2014; 17: 1-16.
28. Duffy ME. Methodological issues in web-based research. *J Nurs Scholarsh* 2002; 34: 83-8.
29. Ansolabehere S, Schaffner BF. Re-examining the validity of different survey modes for measuring public opinion in the U.S.: findings from a 2010 multi-mode comparison. AAPOR Annual Conference. Phoenix, Arizona; 2011. p. 12-5.
30. Nunnally JC. *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill; 1978.
31. Thorndike RL. *Applied psychometrics*. Boston: Houghton-Mifflin; 1982.

Prefrontal clinical symptoms in daily living: screening assessment by means of the short Prefrontal Symptoms Inventory (PSI-20)

Introduction. Estimation of daily symptoms of frontal dysfunction is considered to be essential in order to endow neuropsychological assessments with ecological validity. The questionnaires available today were constructed to estimate executive problems in daily life in populations with neurological damage. There is a need for instruments focused on measuring these behaviours in the general population or in clinical populations with mild or moderate impairment.

Aim. To examine the factorial validity and to find evidence of concurrent validity of the short version of the Prefrontal Symptoms Inventory.

Subjects and methods. Three samples were obtained: the first, from the Internet ($n = 504$); the second, in a non-clinical population by means of paper and pencil ($n = 1,257$); and the third, from patients being treated for substance addiction ($n = 602$). A factorial analysis without restraints was used on the first sample and the results were submitted to confirmatory factorial analysis on the other two samples.

Results. The three-factor structure that was found was confirmed with excellent indicators of fit in the other two samples. Evidence of concurrent validity was found with quality of life and mental health tests.

Conclusions. We propose a short questionnaire for detecting failures of a prefrontal origin in daily living, which improves on the psychometric qualities of similar tests, but is oriented towards severe neurological pathologies. The structural stability of the test ensures it can be used in the general population, for the early detection of cognitive impairment, and in clinical populations with mild or moderate deterioration. A set of criteria are proposed for use in interpreting the results.

Key words. Activities of daily living. Cognitive deterioration. Early detection. Ecological validity. Factorial analysis. Neuropsychological assessment. Prefrontal clinical symptoms. Prefrontal cortex. Screening. Substance addiction.

Anexo. Inventario de síntomas prefrontales abreviado (ISP-20). Tomado de [16].

INSTRUCCIONES

A continuación se le plantearán 20 afirmaciones sobre cuestiones de la vida cotidiana que usted puede experimentar o no. Marque en la opción que mejor le represente. Señale con una X sobre la casilla NUNCA O CASI NUNCA si cree que esa afirmación no es correcta sobre usted; POCAS VECES, si es algo que le ha pasado, pero en contadas ocasiones; A VECES SÍ Y A VECES NO, si le sucede o no le sucede con la misma frecuencia; MUCHAS VECES, si es algo que le pasa a menudo; y SIEMPRE O CASI SIEMPRE, si la afirmación define su modo habitual de pensar o actuar.

POR FAVOR, RESPONDA A TODAS LAS PREGUNTAS.

		Nunca o casi nunca	Pocas veces	A veces sí y a veces no	Muchas veces	Siempre o casi siempre
1	Tengo problemas para empezar una actividad. Me falta iniciativa					
2	Me resulta difícil concentrarme en algo					
3	Soy incapaz de hacer dos cosas al mismo tiempo (por ejemplo, preparar la comida y hablar)					
4	Río o lloro con demasiada facilidad					
5	Me enfado mucho por cosas insignificantes. Me irrito con facilidad					
6	Tengo problemas para cambiar de tema en las conversaciones					
7	Estoy como aletargado, como adormecido					
8	Tengo dificultades para tomar decisiones					
9	Me olvido de que tengo que hacer cosas, pero me acuerdo cuando me lo recuerdan					
10	Muchas veces soy incapaz de hacer las cosas sin que alguien me diga que las tengo que hacer					
11	Tengo dificultades para seguir el argumento de una película o un libro					
12	Tengo dificultad para pensar cosas con antelación o para planificar el futuro					
13	Puedo pasar de la risa al llanto con facilidad					
14	Cuento chistes inapropiados en situaciones inapropiadas					
15	Me cuesta ponerme en marcha. Me falta energía					
16	Me cuesta planificar las cosas con antelación					
17	Hago comentarios sobre temas muy personales delante de los demás					
18	Hago o digo cosas embarazosas					
19	Tengo explosiones emocionales sin una razón importante					
20	Hago comentarios sexuales inapropiados					