

Adaptación Madrid del test de clasificación de cartas de Wisconsin: un estudio comparativo de consistencia interna

J.A. Periañez^a, F. Barceló^b

MADRID ADAPTATION OF THE WISCONSIN CARD SORTING TEST:
A COMPARATIVE STUDY OF INTERNAL CONSISTENCY

Summary. Introduction. WCST (Wisconsin Card Sorting Test) is still a widely used neuropsychological test for evaluation of disorders of the frontal lobes. Recent studies have cast doubt on the validity of WCST as a marker for frontal dysfunction. Objectives. We present a simplified version of WCST specially designed to evaluate the capacity to change the criteria for attention. Our objectives were to examine the difference in standards and in internal consistency between our adaptation and the conventional WCST. Subjects and methods. The two tests were applied to a group of 60 young persons with no cerebral disorders. The principal components of both tests were analysed for determine their internal structure. Results. We found statistically significant differences between the scores of Spanish persons and the standard data for WCST. Analysis of the main components showed a solution of two components in the conventional WCST and a solution of three components in our adaptation. Conclusions. The American rating system underestimated the level of performance in the Spanish sample. Analysis of the internal consistency showed the excessively redundant and simple factorial structure of the conventional WCST. Our adaptation was shown to have a richer internal structure, with the order of error scores more in accord with the type of cognitive process involved. These advantages may be attributed to more exact analysis of non-perseverant errors, subclassified as efficient errors (i.e. linked to comparison of hypotheses) and random errors (i.e. linked to loss of criteria for attention). [REV NEUROL 2001; 33:]

Key words. Change of attention criteria. Neuropsychological examination. Prefrontal function. Wisconsin Card Sorting Test.

INTRODUCCIÓN

La tarea de clasificación de cartas de Wisconsin (WCST), desarrollada por Grant y Berg [1], ha sido una de las pruebas más empleadas en la valoración del sistema ejecutivo de la atención [2-5]. Se concibió para evaluar el razonamiento abstracto y la capacidad para cambiar las estrategias cognitivas, en respuesta a contingencias ambientales cambiantes [6]. Aunque existen otras versiones del test, como la de Nelson [7], fue Heaton [8] quien popularizó el uso clínico del test con la publicación de instrucciones de administración, baremos y procedimientos de puntuación estandarizados. Más recientemente, estos mismos autores han editado un manual más completo, con numerosas tablas normativas de muestras americanas de edades comprendidas entre 6 y 89 años [9]. La ausencia de trabajos de adaptación y baremación del test para la población española ofrece dificultades a la hora de interpretar las puntuaciones del test (p. ej., TEA, SA acaba de editar el test traducido del inglés, con la baremación americana). El interés actual por el diagnóstico de los déficit atencionales y la hipotética asociación entre el control ejecutivo de la atención y la función de la corteza prefrontal ha llevado a muchos autores a emplear el WCST, tanto en el ámbito clínico como en el experimental [5,10-14]. Sin embargo, antes de emprender la baremación del WCST en nuestro país, conviene tomar en consideración las numerosas críticas dirigidas a la especificidad y validez del test para detectar las lesiones frontales [15-18]. Estas críticas sugieren que el uso del WCST convencional, como indicador de

disfunción frontal, no se sustenta en la evidencia existente [19]. Estudios recientes que incorporan los nuevos avances teóricos, técnicos y metodológicos en la medición de las funciones psíquicas y cerebrales ofrecen una mejor correspondencia entre la neuroanatomía funcional y la conducta, y, por ende, también aportan un diagnóstico neuropsicológico más válido y fiable [20-22].

Hay varios problemas derivados de la corrección e interpretación de las puntuaciones del WCST convencional. En primer lugar, el sistema de puntuación se ha calificado de complicado y propenso a errores [23]. Algunas de las seis puntuaciones más utilizadas son combinación lineal de otras, por lo que su cómputo resulta redundante y poco eficiente [8,9]. Por este motivo, la estructura factorial de las puntuaciones WCST convencionales se reduce a uno o, todo lo más, a dos factores [17]. Incluso se ha llegado a afirmar que resulta innecesario el cálculo de las diferentes puntuaciones, ya que las seis variables principales del test se correlacionan enormemente. Por este motivo, la mayoría de los autores se contenta con referir dos únicas puntuaciones a modo de resumen; a saber, el número de categorías conseguidas y el porcentaje de errores perseverantes [6,9,10,24-26].

Estas dificultades nos han llevado a elaborar un nuevo instrumento más sensible y válido, para evaluar los déficit atencionales secundarios a la lesión o disfunción de los lóbulos frontales. Con este objeto, tomamos como referencia otras versiones del WCST ya existentes [7,27], pero centramos nuestro interés en el *constructo* de cambio de criterio atencional (*attentional set shifting*). A la vez, procuramos minimizar la influencia de otros procesos cognitivos más complejos, también presentes en la versión convencional, tales como la resolución de problemas o la generación de conceptos abstractos [18,19]. Mediante un novedoso análisis de los errores cometidos, combinado con el estudio de los potenciales evocados (PE) visuales, se lograron identificar los patrones de respuesta neurofisiológica asociados a los distintos tipos de error [28]. El nuevo instrumento, que denominamos adaptación Madrid del test de clasificación de cartas de Wisconsin, MCST (en inglés, *Madrid Card Sorting*

Recibido: 29.01.01. Recibido en versión revisada: 04.04.01. Aceptado: 06.05.01.

^aDepartamento de Psicología Básica II. Facultad de Psicología. Universidad Complutense de Madrid. ^bDepartamento de Psicología. Facultad de Psicología. Universitat de les Illes Balears. Palma de Mallorca, España.

Correspondencia: Francisco Barceló. Facultad de Psicología. Universitat de les Illes Balears. Ctra. Valldemossa, km 7,5. E-07071 Palma de Mallorca. Fax: 971 173190. E-mail: f.barcelo@uib.es

© 2001, REVISTA DE NEUROLOGÍA

Test) [22], se ha mostrado sensible a los déficit en el control atencional de pacientes con lesiones en el córtex prefrontal [29] y con traumatismo craneoencefálico agudo y moderado [30]. Sin embargo, estos estudios clínicos emplearon muestras pequeñas, insuficientes para extraer la estructura factorial de la adaptación MCST. Una interpretación cabal de las puntuaciones clínicas requiere la descripción previa de los *constructos* cognitivos subyacentes a la ejecución de la nueva prueba, en muestras de controles normales.

En este estudio se analizaron las puntuaciones del WCST convencional y las de la versión MCST, obtenidas de una muestra de 60 controles normales españoles, con un doble objetivo. En primer lugar, se comparó la ejecución de la muestra española en el WCST convencional con los baremos americanos. Este estudio descriptivo aporta un primer análisis comparativo de los datos WCST en una muestra española con los datos normativos americanos [9]. Asimismo, se compararon las puntuaciones medias de la nueva versión MCST con los datos del WCST convencional. El segundo objetivo fue comparar la consistencia interna del WCST convencional con la del MCST, tomando como referencia la estructura factorial de los componentes principales de ambas pruebas. En el análisis de la consistencia interna seguimos las directrices del estudio de Bowden et al [17] con una muestra clínica y otra de sujetos controles normales. Con este análisis factorial intentamos examinar la estructura interna de ambas pruebas, a partir de la evidencia clínica y neurofisiológica acumulada en estudios previos. El modelo derivado del análisis de los componentes principales permitirá informar el diagnóstico neuropsicológico y complementar la evidencia neurofisiológica.

SUJETOS Y MÉTODOS

Sujetos

Las dos versiones del test se administraron a 60 voluntarios, reclutados por anuncios en la *Gaceta Complutense*; la mayoría eran estudiantes y personal administrativo universitario, con edades comprendidas entre los 18 y los 35 años (media= 23 años; DT= 3,7 años). El promedio de años de escolarización fue de 12,5, con una desviación típica de 1,6 años. Hubo 33 hombres y 27 mujeres; todos tenían visión normal o corregida y no presentaban historial de problemas neurológicos o psiquiátricos. Se informó a los participantes de todos los detalles de la investigación, y manifestaron por escrito su consentimiento a tomar parte en el estudio.

Procedimiento

El WCST convencional se administró a mano y se corrigió con un programa informático, que aplica las normas descritas en el manual WCST, revisado y ampliado [9,31]. El material consiste en cuatro cartas de referencia y 128 cartas de respuesta, divididas en dos mazos de 64 cartas cada uno. Las cartas contienen figuras geométricas, que varían en la forma, el color y el número de sus elementos. Al comenzar la tarea, el evaluador ofrece al sujeto una carta de respuesta y le pide que la empareje con una de las cuatro cartas de referencia. Sin embargo, no se indica el criterio que debe seguirse para emparejar las cartas. Tras la respuesta del sujeto, el evaluador indica si la carta está bien o mal emparejada, pero sigue sin desvelar el principio de clasificación correcto. Ello obliga al sujeto a tantear, hasta descubrir la regla de clasificación. Una vez que el sujeto ha clasificado correctamente 10 cartas consecutivas, el

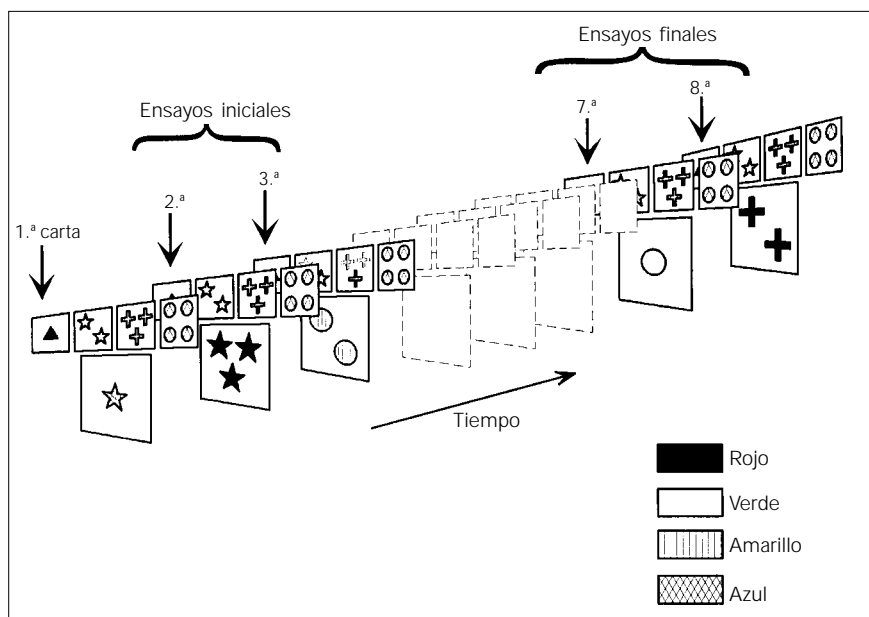


Figura 1. Ejemplo esquemático de una de las series de la adaptación Madrid del WCST (MCST).

principio de clasificación cambia sin previo aviso; entonces, el sujeto debe modificar su criterio de clasificación y encontrar el nuevo [9]. Las plantillas de respuesta de cada sujeto se corrigieron mediante la versión informatizada del WCST convencional [31], con el objeto de evitar los problemas de fiabilidad interjueces, a menudo detectados en el cómputo de las puntuaciones [23].

La versión Madrid es una simplificación del WCST convencional, que se diseñó para el registro simultáneo de los potenciales evocados visuales (Fig. 1). En ella se emplean las mismas cartas de referencia que en la prueba original. Sin embargo, las 64 cartas del WCST se ordenaron de forma que cumplieran con las siguientes condiciones:

- Las cartas presentan un ángulo visual pequeño, de $4 \times 3,5$ grados de campo visual.
- Se respondió con una botonera de cuatro pulsadores.
- Las series se acortaron a una duración variable de siete, ocho o nueve ensayos.
- Se eliminó la ambigüedad de los ensayos, lo cual es una característica crítica para poder distinguir entre los distintos tipos de error.
- Se explicó a los sujetos las reglas de clasificación y se les describió los tres criterios de clasificación posibles: forma, color o número.
- Se les permitió cinco minutos de práctica antes de realizar la prueba.

El protocolo comenzaba con la presentación en la pantalla de las cuatro cartas de referencia situadas sobre una carta de respuesta; todas ellas centradas en la pantalla del ordenador. Al igual que en el WCST convencional, el sujeto debía clasificar la carta de respuesta en uno de los cuatro mazos de referencia, empleando la botonera. La tarea consistió en 18 series, con una duración aproximada de 14 minutos. El principio de clasificación correcto debía determinarse a partir de una señal auditiva administrada 1.900 ms después de cada respuesta (i.e., un tono de 65 dB, de 2.000 Hz para las correctas y de 500 Hz para las incorrectas). Se informó a los sujetos de que el principio de clasificación correcto cambiaría sin previo aviso y de que deberían encontrar la nueva regla lo más rápidamente posible. Los dos tests se administraron en sesiones diferentes, con un intervalo de 60 minutos entre ambas. El WCST convencional se aplicó siempre antes que la versión Madrid, para evitar que los sujetos conocieran ya los principios de clasificación posibles.

Análisis de datos

Las variables dependientes resultantes del análisis del WCST convencional comprendieron un total de 10 puntuaciones, tal como se describe en las tablas I y II [9]. De acuerdo con estudios factoriales recientes, se seleccionaron seis de esas variables para su inclusión en el análisis factorial, a saber: el número de ensayos, el porcentaje de errores perseverantes, el porcentaje de errores no

Tabla I. Medias, desviaciones típicas y significación de las diferencias entre las puntuaciones de la versión convencional del test de clasificación de cartas de Wisconsin (WCST), en una muestra española y su grupo normativo de edad (18-19 años).

Variables	Muestra americana (n= 56)		Muestra española (n= 8)		t
	Media	DT	Media	DT	
N.º de ensayos	96,9	23,2	72,7	4,9	2,9 ^b
N.º de categorías	5,2	1,3	6,0	0,0	-1,5
% Total aciertos	75,8	-	89,6	2,8	-
% Total errores	24,1	12,8	11,9	3,5	2,7 ^b
% Errores perseverantes	11,5	5,1	4,7	3,7	3,6 ^a
% Errores no perseverantes	12,6	8,8	7,2	4,3	1,7
% Respuestas perseverantes	12,5	5,9	6,6	2,1	2,7 ^b
% Respuestas nivel conceptual	69,9	17,8	82,9	7,1	-2,0 ^a
Ensayos hasta completar 1.ª categoría	14,3	9,1	11,0	0,8	1,0
Dificultad en mantener la categoría	0,6	1,2	0,0	0,0	1,6

^ap < 0,05; ^bp < 0,01; ^cp < 0,001.

perseverantes, el porcentaje de respuestas perseverantes, el porcentaje total de aciertos y el porcentaje total de errores [17].

Las puntuaciones consideradas en la versión Madrid se fundamentaron en estudios clínicos y neurofisiológicos previos [21,28-30]. Un aspecto novedoso de la versión Madrid es el cómputo por separado de los errores cometidos al principio y al final de cada serie de clasificación (Fig. 1). Se puntuaron tres tipos de errores en los primeros ensayos de cada serie:

- *Errores eficientes.* Se definieron como errores de tipo no perseverante, que el sujeto se ve forzado a cometer al principio de cada serie, para tantear cuál de las categorías rige el nuevo criterio de clasificación. Estos errores sólo se puntuaron en el segundo ensayo de cada serie, y siempre que después no se cometiera ningún otro error en ésta. Un error eficiente refleja el proceso de tanteo necesario para el cambio eficiente de categoría.
- *Errores aleatorios.* Son errores no perseverantes, que implican un cambio a una categoría errónea, pero diferente de la anterior; por lo tanto, un uso ineficiente de la información en memoria a corto plazo [19,28]. Por ejemplo, cuando el sujeto se distrae a mitad de una serie, por lo demás, correcta. En casos extremos, los errores aleatorios pueden llevar al sujeto a perder constantemente el principio de clasificación correcto. Los errores aleatorios se computaron tanto en los ensayos iniciales como en los ensayos finales de cada serie. Téngase en cuenta que los errores aleatorios y los errores eficientes están mezclados en el sistema de puntuación del WCST convencional, a pesar de que existe evidencia de que reflejan procesos cognitivos muy dispares [19,28].
- *Errores perseverantes.* Resultan de clasificar una carta con el mismo criterio erróneo que se empleó en el ensayo previo, y se puntuó tanto al principio como al final de cada serie. Estos errores son relativamente raros en sujetos normales, tanto jóvenes como adultos [19].

Asimismo, se puntuaron los totales de errores iniciales y finales, obtenidos de la suma de los errores aleatorios y perseverantes cometidos al principio y al final de cada serie, respectivamente.

Análisis estadísticos

Las comparaciones de los estadísticos descriptivos de nuestra muestra con los baremos americanos se realizaron mediante pruebas t de Student de diferencia entre las medias para muestras independientes y de distinto tamaño. Se

Tabla II. Medias, desviaciones típicas y significación de las diferencias entre las puntuaciones de la versión convencional del test de clasificación de cartas de Wisconsin (WCST), en una muestra española y su grupo normativo de edad (20-29 años).

Variables	Muestra americana (n= 67)		Muestra española (n= 52)		t
	Media	DT	Media	DT	
N.º de ensayos	88,6	18,98	74,9	9,2	4,8 ^c
N.º de categorías	5,7	0,8	6,0	0,0	-2,3 ^a
% Total aciertos	80,9	-	87,6	4,1	-
% Total errores	19,1	9,8	12,4	3,9	4,7 ^c
% Errores perseverantes	9,2	4,7	6,3	2,9	4,0 ^c
% Errores no perseverantes	9,8	6,2	6,1	3,0	4,0 ^c
% Respuestas perseverantes	10,1	5,8	7,5	2,5	3,0 ^b
% Respuestas nivel conceptual	76,9	13,8	84,4	6,1	-3,6 ^c
Ensayos hasta completar 1.ª categoría	11,7	2,4	11,4	1,9	0,6
Dificultad en mantener la categoría	0,5	1,02	0,1	0,4	2,6 ^b

^ap < 0,05; ^bp < 0,01; ^cp < 0,001.

empleó la fórmula de varianza sesgada, puesto que las medias de los baremos no eran estadísticos poblacionales, sino valores muestrales. Los contrastes fueron de dos colas, ya que no partíamos de ninguna hipótesis *a priori* sobre el sentido de las diferencias entre las medias. Para estos contrastes, la muestra española se dividió en dos grupos de edades, comprendidas entre los 18 y 19 años (n= 8) y los 20 y 29 años (n= 52), en correspondencia con los grupos de edad de los baremos americanos, para muestras con 15 años de escolarización.

Para modelizar la estructura factorial interna se realizó un análisis exploratorio de un subgrupo de puntuaciones para cada prueba, tal como se ha descrito anteriormente. Los análisis de datos se realizaron mediante el programa estadístico SPSS, versión 8.01. El método de extracción fue el de componentes principales, con rotación VARIMAX. La pérdida de las puntuaciones de tres sujetos en la versión Madrid supuso su exclusión del análisis de consistencia interna, por lo que el tamaño muestral se redujo a 57 sujetos en este análisis.

RESULTADOS

Análisis de las diferencias muestrales del WCST convencional

La tabla I muestra los resultados obtenidos por los participantes españoles entre 18 y 19 años, comparados con los estadísticos descriptivos, obtenidos por Heaton et al [9], de sujetos americanos del mismo intervalo de edad. Los resultados de las pruebas t de diferencia entre medias realizadas mostraron diferencias significativas entre ambos grupos, en cinco de las 10 variables comparadas, tal como se observa en la tabla I. En general, la muestra española alcanzó un mejor nivel de ejecución, como se deduce del menor número de ensayos para completar la prueba, el menor porcentaje de errores cometidos, menos errores perseverantes y menos respuestas perseverantes. El porcentaje de respuestas de nivel conceptual también fue significativamente mejor en los españoles que en la población americana.

En la tabla II pueden observarse los valores medios y las desviaciones típicas obtenidas por los sujetos españoles y americanos, con un intervalo de edades entre 20 y 29 años. Los sujetos españoles se diferenciaron de los americanos en ocho de las 10 variables estudiadas. Además de en las cinco variables señaladas en la muestra anterior, este grupo de edad también manifestó diferencias significativas en el número de categorías completadas, el porcentaje de errores no perseverantes y la dificultad en mantener la categoría

Tabla III. Matriz de correlaciones para el WCST convencional.

	ENS0	AC0	ER0	EPO	ENPO	RPO
N.º de ensayos (ENS0)	1,000					
% Total de aciertos (AC0)	-0,828	1,000				
% Total de errores (ER0)	0,845	-0,996	1,000			
% Errores perseverantes (EPO)	0,486	-0,579	0,587	1,000		
% Errores no perseverantes (ENPO)	0,563	-0,656	0,651	-0,221	1,000	
% Respuestas Perseverantes (RPO)	0,501	-0,661	0,661	0,657	-	1,000

Nota: se han omitido las correlaciones no significativas ($p > 0,05$).

(Tabla II). Al igual que con los sujetos de menor intervalo de edad, en este caso las diferencias apuntaron mejores niveles de ejecución en la muestra española.

Consistencia interna del WCST convencional

Los resultados de la matriz de correlaciones resultante del análisis de componentes principales para el WCST convencional, su significación estadística y la saturación de cada variable en las componentes rotadas, se presentan en las tablas III y IV, respectivamente. La varianza total explicada por la solución propuesta para el WCST convencional dio cuenta del 89,7% de la varianza en nuestros datos, mediante dos componentes principales (Tabla IV). La primera componente detectada, y, por tanto, la que más contribuyó a la varianza común de las variables, agrupó principalmente el porcentaje de errores no perseverantes, el porcentaje de aciertos, el porcentaje de errores totales y el número de ensayos. La segunda componente reflejó una mayor contribución del porcentaje de errores perseverantes y del porcentaje de respuestas perseverantes. La figura 2 muestra la distribución espacial de las correlaciones entre las variables empleadas y los factores rotados.

Consistencia interna de la adaptación Madrid (MCST)

La tabla V muestra los estadísticos descriptivos obtenidos por los participantes españoles que realizaron la versión Madrid del test de clasificación de cartas de Wisconsin (MCST). En el análisis del MCST se utilizó el mismo método de extracción de factores que el empleado para el análisis de la versión convencional. La matriz de correlaciones se presenta en la tabla VI y la saturación de cada variable en las componentes rotadas, en la tabla VII. La varianza total explicada por la solución factorial dio cuenta del 85,3% de la varianza en los datos, por medio de tres componentes principales (Tabla VII). La componente que más contribuyó a la varianza común agrupó las puntuaciones de error de los ensayos iniciales: errores totales iniciales, errores aleatorios iniciales y errores perseverantes iniciales.

Las variables que más saturaron en la segunda componente fueron los errores de los ensayos finales de cada serie: errores totales finales, errores aleatorios finales y errores perseverantes finales. La tercera componente se saturó casi exclusivamente por los errores eficientes, con una contribución muy menor de los errores perseverantes finales. La figura 3 muestra la distribución de las variables en el espacio tridimensional de componentes rotados.

DISCUSIÓN

Este trabajo planteó dos objetivos bien diferenciados. En primer lugar, se llevó a cabo un estudio comparativo de la ejecución del WCST convencional entre una muestra española y la muestra de estandarización empleada para la baremación americana [9]. En términos generales, la muestra española obtuvo una mejor ejecu-

Tabla IV. Matriz de componentes rotados para el WCST convencional.

Variables	Componentes	
	1	2
% Errores no perseverantes (ENPO)	0,966	-0,207
% Total de errores (ER0)	0,799	0,582
% Total de aciertos (AC0)	-0,799	-0,575
N.º de ensayos (ENS0)	0,749	0,481
% Errores perseverantes (EPO)	-0,003	0,973
% Respuestas perseverantes (RPO)	-0,304	0,793

Tabla V. Medias y desviaciones típicas de las puntuaciones en la adaptación Madrid (MCST).

Puntuaciones	Medias	DT
Errores iniciales totales	21,81	7,61
Errores eficientes	10,26	3,58
Errores aleatorios iniciales	7,05	5,91
Errores perseverantes iniciales	4,33	2,94
Errores finales totales	2,61	2,71
Errores aleatorios finales	2,33	2,44
Errores perseverantes finales	0,26	0,70

ción que la reflejada en los baremos americanos. En segundo lugar, se comparó la estructura factorial de la ejecución del WCST convencional con nuestra adaptación Madrid, centrada en la medida del cambio de criterio atencional [18,21,28]. Para ello, ambas versiones se administraron a la misma muestra de sujetos normales. El WCST convencional mostró una solución simple de dos factores, en línea con lo hallado por otros estudios previos [17]. En cambio, la nueva versión Madrid reflejó una estructura interna más compleja de tres componentes, en consonancia con la complejidad cognitiva puesta de relieve en los estudios de neuroimagen funcional [22,28]. A continuación se describen las implicaciones de estos resultados para la investigación y el diagnóstico de las funciones ejecutivas de la atención.

En el estudio de diferencias muestrales del WCST convencional se observaron diferencias significativas entre las muestras americana y española. El estudio de las submuestras de edad reflejó diferencias en ocho de las 10 variables analizadas en el grupo de 20 a 29 años, y en cinco variables en el grupo de 18 a 19 años. A pesar de que la mayor parte de la muestra española la formaron estudiantes universitarios, el promedio de años de escolarización en la muestra americana fue ligeramente superior al de la española (ver apartado ‘Sujetos y métodos’). Por lo tanto, las diferencias en ejecución del WCST convencional no se pueden atribuir simplemente a diferencias en el nivel educativo. Estos datos indican que se debe ser cauto a la hora de utilizar los baremos del WCST convencional de Heaton et al [9] con poblaciones distintas a la de la estandarización. Una evaluación neuropsicológica de sujetos españoles jóvenes que tome como referencia dichos baremos adolecerá de imprecisiones en la estimación de las capacidades preservadas o de los déficit clínicos reales. Nues-

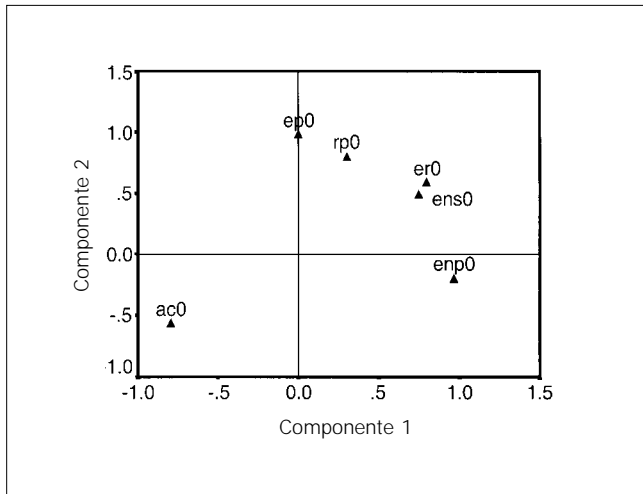


Figura 2. Distribución de las puntuaciones del WCST en la solución de dos componentes rotados (espacio bidimensional).

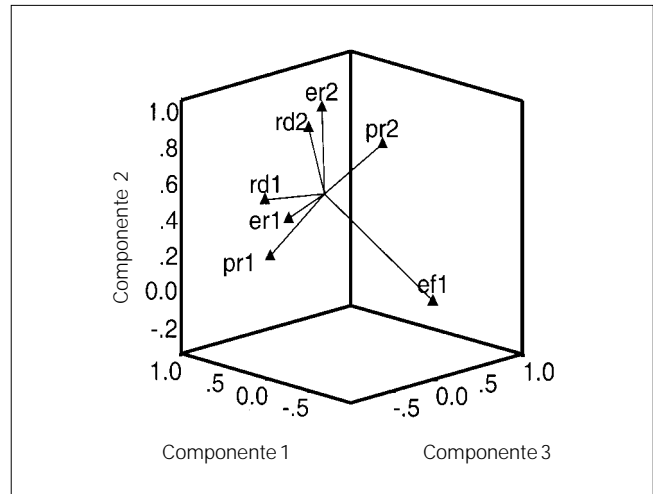


Figura 3. Distribución de las puntuaciones del MCST en la solución de tres componentes rotados (espacio tridimensional).

Tabla VI. Matriz de correlaciones para la versión Madrid del WCST (MCST).

	EF1	AL1	PR1	AL2	PR2	ER1	ER2
Errores eficientes (EF1)	1,000						
Errores aleatorios iniciales (AL1)	-	0,351	1,000				
Errores perseverantes iniciales (PR1)	-	0,537	1,000				
Errores aleatorios finales (AL2)	-0,354	0,476	-	1,000			
Errores perseverantes finales (PR2)	-	0,279	-	0,274	1,000		
Errores iniciales totales (ER1)	-	0,828	0,744	0,301	0,300	1,000	
Errores finales totales (ER2)	-0,293	0,496	-	0,968	0,500	0,347	1,000

Nota: se han omitido las correlaciones no significativas ($p > 0,05$).

Tabla VII. Matriz de componentes rotados de la adaptación Madrid del WCST (MCST).

Variables	Componentes		
	1	2	3
Errores iniciales totales	0,944	0,191	0,207
Errores perseverantes iniciales	0,871	0,03	-0,09
Errores aleatorios iniciales	0,803	0,365	-0,209
Errores finales totales	0,200	0,949	-0,157
Errores aleatorios finales	0,184	0,864	-0,321
Errores perseverantes finales	0,140	0,672	0,500
Errores eficientes	-0,07	-0,218	0,889

tros resultados sugieren que los baremos americanos subestiman la capacidad de ejecución de la población de sujetos jóvenes españoles en una prueba que tradicionalmente se ha considerado indicadora de un daño o disfunción de los lóbulos frontales. Estos datos ponen de relieve la necesidad de baremar este tipo de pruebas en la población española, tal como se ha hecho en otros países [32].

El análisis de la consistencia interna del WCST convencional proporcionó una solución de dos componentes principales. Para interpretar las saturaciones en las componentes seguimos el criterio de Stevens [33], y consideramos significativas las saturaciones superiores a 0,4 (Tabla IV). La primera componente se asoció al porcentaje de errores no perseverantes, tal como se refleja en la alta saturación de esta variable. En la componente dos, saturaron tanto el porcentaje de errores perseverantes como el porcentaje de res-

puestas perseverantes, que estuvieron altamente correlacionadas. Estos dos factores respaldan la distinción tradicional entre los dos tipos principales de error del WCST convencional. Además, dos de las variables saturaron mucho en ambas componentes; esto es, el porcentaje total de errores y porcentaje total de aciertos. Ello pudo deberse a que el porcentaje total de errores representa una combinación lineal de la suma de los errores perseverantes y los no perseverantes, mientras que el porcentaje de aciertos correlaciona inversamente con todas las restantes variables (Tabla III). Todas estas relaciones pueden observarse en el gráfico de componentes en el espacio rotado (Fig. 2). En este gráfico se aprecia una separación clara entre el total de aciertos y el resto de las puntuaciones de error. Además, las variables porcentaje de errores no perseverantes y porcentaje de errores perseverantes se diferencian bien, estando esta última muy próxima al porcentaje de respuestas perseverantes. Por último, las variables porcentaje total de errores y número de ensayos quedaron representadas en las dos componentes principales referidas, tal como se refleja en la matriz de componentes rotados (Tabla IV).

Estos datos sugieren, en primer lugar, que el WCST convencional contiene puntuaciones redundantes, ya que existe una gran separación entre los aciertos y los errores, pero relativamente poca entre los errores perseverantes y las respuestas perseveran-

tes por un lado, o entre el total de errores y el total de ensayos, por otro. En segundo lugar, este análisis confirma la distinción tradicional entre los errores perseverantes y no perseverantes, ratificando el diferente significado cognitivo de ambos tipos de error, incluso para muestras de sujetos sanos. En este sentido, otros autores han observado una estructura factorial incluso más simple que la presente, en la que un solo factor es capaz de dar cuenta de los datos de una muestra clínica de pacientes alcohólicos [18]. Estas soluciones monofactoriales y bifactoriales justifican el extendido uso de únicamente dos puntuaciones, como resumen de la ejecución en el WCST convencional. En efecto, muchos autores sólo registran el número de categorías conseguidas –a su vez, altamente relacionado con el número de ensayos y el número de errores totales– y el porcentaje de errores perseverantes [6,9,10,24-26].

El análisis factorial de la estructura interna de la ejecución de la versión Madrid del WCST reveló la existencia de tres componentes en su estructura interna. La primera de ellas, y la que más contribuyó a la varianza común de las puntuaciones, agrupó claramente los errores de tipo no eficiente cometidos en los ensayos iniciales –esto es, los errores iniciales totales, los errores perseverantes iniciales y los errores aleatorios iniciales–. La segunda componente reunió las saturaciones de las tres variables referidas a los errores cometidos en los últimos ensayos: los errores finales totales, los errores perseverantes finales y los errores aleatorios finales. La tercera y última componente reflejó la diferencia entre los errores de tipo eficiente y el resto de las puntuaciones de error de la nueva versión. Tal y como se refleja en la figura 3, las tres componentes obtenidas se diferencian mejor, lo cual es coherente con la estructura cognitiva obtenida en estudios previos [21,28].

Desde un punto de vista estrictamente cognitivo, los errores eficientes son cualitativamente diferentes de los demás tipos de error, ya que implican el proceso de ensayo y error necesario para efectuar el cambio de criterio atencional al comienzo de cada nueva serie. Tras la realimentación negativa, el sujeto debe probar cuál de las dos categorías restantes es la correcta, y ello genera errores que no pueden atribuirse a ninguna disfunción. El proceso de comprobación de hipótesis por ensayo y error no se refleja en el sistema de puntuación del WCST convencional. Este matiz cognitivo se recoge claramente en la solución de las componentes rotadas de la figura 3. La comprobación de hipótesis exige mantener activa la información sobre el ensayo anterior, para poder compararla con el nuevo ensayo. Este es un proceso ejecutivo complejo, que parece deteriorarse en varios grupos clínicos y, especialmente, en pacientes con lesiones prefrontales [2,6,19,34]. La alta saturación de los errores eficientes en la tercera componente y su relativa ausencia de las restantes sugiere que la estructura cognitiva subyacente a los errores eficientes es relativamente independiente de los procesos implicados en el resto de las variables medidas por la nueva versión del WCST.

Las componentes primera y segunda agruparon los errores iniciales y finales, respectivamente; ello da consistencia a los recientes hallazgos neurofisiológicos y clínicos, según los cuales la clasificación de las primeras y últimas cartas de cada serie implica procesos cognitivos muy distintos [18,21,22,28,35]. Durante los ensayos tempranos, el sujeto está inmerso en el proceso de cambio de criterio atencional a una dimensión del estímulo distinta de la utilizada en la serie previa. En términos cognitivos, ello requiere la implantación y utilización de una ‘plantilla’ atencional nueva, que filtre la información sensorial del campo visual.

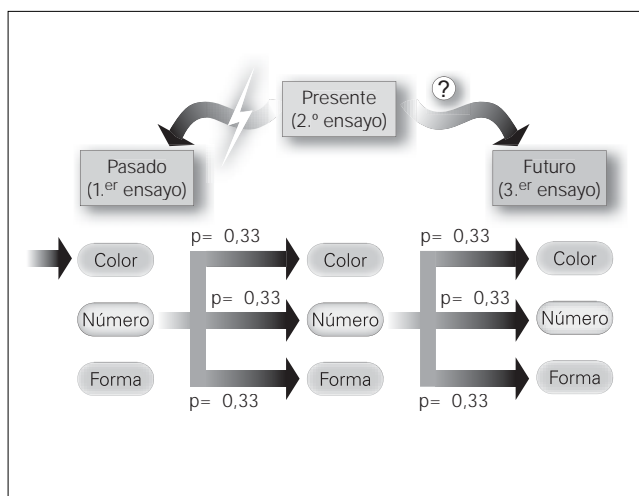


Figura 4. Modelo hipotético del proceso de clasificación en el MCST para explicar la pérdida de la categoría previa por interferencia en la memoria de trabajo.

En sujetos normales, dicha ‘plantilla’ se consolida tras encontrar el nuevo criterio y realizar las primeras clasificaciones correctas al inicio de la serie. El criterio ya puede considerarse completamente consolidado cuando el sujeto ha realizado varias clasificaciones correctas. Así pues, se constata que los sujetos clasifican de forma eficiente, rápida y sin errores hacia los ensayos finales de cada serie [22].

El estudio de la respuesta eléctrica cerebral mediante los potenciales evocados visuales, durante la ejecución de la versión Madrid del WCST, ha aportado datos neurofisiológicos sobre el proceso de cambio y consolidación de la ‘plantilla’ atencional en el transcurso de una serie de clasificación. La componente P300 experimenta los mayores cambios en amplitud, desde los primeros a los últimos ensayos de cada serie. Esta onda se atenúa mucho durante el cambio de criterio atencional al inicio de cada nueva serie y experimenta un brusco aumento en amplitud tras encontrar el nuevo criterio. Sin embargo, este aumento brusco en la P300 no es completo, sino que también se aprecia un incremento gradual posterior a medida que la clasificación con el nuevo criterio se hace más rápida y precisa –es decir, a medida que la ‘plantilla’ atencional es más eficiente en su función de seleccionar la información relevante del campo visual– [22]. Por lo tanto, la separación de los primeros y de los últimos ensayos de cada serie en dos componentes distintas, mediante nuestro análisis de consistencia interna, es coherente con la evidencia psicofisiológica existente.

Nuestro análisis de componentes principales no diferencia bien los errores aleatorios de los errores perseverantes. Ello podría hacernos dudar de la validez de estructuración de dichas puntuaciones en nuestra adaptación. Sin embargo, el análisis de los procesos cognitivos subyacentes al cambio de criterio atencional de nuestros sujetos, en la nueva versión, sugiere dos conclusiones alternativas. En primer lugar, la comisión de errores perseverantes por sujetos normales es un suceso nada frecuente, que implica un fallo importante del sistema ejecutivo de la atención [18]. Es posible que los porcentajes de errores perseverantes, recogidos en las tablas de estandarización del WCST convencional, se atribuyan en su mayoría a la ambigüedad de las respuestas; la versión convencional codificaría como error perseverante la selección de una carta que coincidiera en dos criterios erróneos con la carta de clasificación, sin considerar que el criterio seguido por

el sujeto fue distinto del elegido en la serie anterior [8,9]. En cambio, la ausencia de ambigüedad en el MCST permite afirmar, sin lugar a dudas, que este tipo de error perseverante es muy raro en sujetos sanos, tanto en jóvenes como en ancianos [18]. La escasa incidencia de este déficit cognitivo en nuestra muestra de sujetos normales dificultaría su diferenciación estadística del resto de errores en la presente solución factorial.

En segundo lugar, recientes observaciones clínicas sugieren que, cuando las pruebas de cambio de criterio atencional incluyen tres dimensiones diferentes, no es posible distinguir bien entre los errores debidos a una distracción (p. ej., aleatorios) y los causados por una tendencia perseverante [18]. Por ejemplo, una distracción puede deberse a un 'borrado' de la información activa de la memoria de trabajo, lo que llevaría al sujeto a olvidar el criterio de clasificación empleado en el ensayo previo. En estos casos, el sujeto clasificaría a ciegas, y la probabilidad de que la nueva carta se ordene con el mismo criterio usado en el ensayo anterior es de un 1/3, es decir, la misma que la de acertar o la de elegir la categoría errónea restante. La figura 4 muestra, de forma esquemática, la disfunción de la memoria operativa que llevaría a la comisión de errores aleatorios. Si bien la puntuación codificada en un tercio de estas series sería la de error perseverante, no es correcto atribuir tales errores a una tendencia perseverante. En realidad, el déficit cognitivo más común en pacientes con lesiones en las áreas prefrontales es su incapacidad para mantener la información activa en la memoria de trabajo [36,37], lo cual les lleva a cambiar constantemente su criterio de clasificación. Este tipo de pacientes cometerían un 33% de errores perseverantes con el sistema de puntuación empleado, tanto en el WCST convencional como en la nueva versión MCST. El modelo de la figura 4

permite explicar que nuestra solución factorial no logra diferenciar entre los errores aleatorios y los perseverantes iniciales. El empleo de una muestra clínica con verdaderas tendencias perseverantes, y de otra con fallos para mantener el criterio atencional, nos ayudará a comprender mejor las diferencias entre estos dos tipos de errores del control ejecutivo de la atención.

En resumen, una de las críticas al WCST convencional, que se deriva de los resultados presentados aquí, es que el sistema de puntuación convencional confunde los errores eficientes con los demás errores no perseverantes; ello equivale a considerar los errores eficientes como fallos en el sistema de procesamiento de los sujetos. El análisis de componentes principales de la versión Madrid sugiere una estructura cognitiva más rica que la subyacente a la del WCST convencional; además, agrupa los errores de manera más homogénea, según el significado preciso de los procesos cognitivos subyacentes. Los datos sobre la estructura interna de la nueva versión MCST indican que hay un solapamiento entre los *constructos* cognitivos medidos por los errores aleatorios y los errores perseverantes. Por lo tanto, sería deseable depurar aún más esta prueba, para conseguir una separación completa de ambos tipos de error. Para la consecución de este objetivo contamos con las modernas técnicas de neuroimagen funcional, como la cartografía cerebral y las técnicas de localización de dipolos [28,35,38]; éstas permitirán diseñar pruebas neuropsicológicas que sean, a la vez, más válidas y fiables. La precisión conceptual de las medidas conductuales nos ofrece cada vez más la posibilidad de asociar los procesos cognitivos subyacentes con sus correlatos neurofisiológicos; también nos acercan un poco más a la vieja aspiración de establecer una correspondencia entre los procesos mentales y la función cerebral en humanos.

BIBLIOGRAFÍA

- Grant DA, Berg EA. A behavioral analysis of degree of reinforcement and ease of shifting to new responses in a Weigl-type card sorting problem. *J Exp Psychol* 1948; 34: 404-11.
- Milner B. Effects of different brain lesions on card sorting. *Arch Neurol* 1963; 9: 100-10.
- Robinson AL, Heaton RK, Lehman RAW, Stilson DW. The utility of the Wisconsin Card Sorting Test in detecting and localising frontal lobe lesions. *J Consult Clin Psychol* 1980; 48: 605-14.
- Drewe EA. The effect of type and area of brain lesion on Wisconsin Card Sorting Test performance. *Cortex* 1974; 10: 159-70.
- Stuss DT, Benson DF. *The frontal lobes*. New York: Raven Press; 1986.
- Lezak MD. *Neuropsychological Assessment*. New York: Oxford University Press; 1995.
- Nelson HE. A modified card sorting test sensitive to frontal lobe defects. *Cortex* 1976; 12: 313-24.
- Heaton RK. *The Wisconsin Card Sorting Test Manual*. Odessa, Florida: Psychological Assessment Resources; 1981.
- Heaton RK, Chelune GJ, Talley JL, Kay GG, Curtis G. *Wisconsin Card Sorting Test (WCST)*. Manual Revised and Expanded. Odessa, Florida: Psychological Assessment Resources; 1993.
- Spren O, Strauss E. *A Compendium of Neuropsychological Tests*. Administration, Norms, and Commentary. New York: Oxford University Press; 1998.
- Lombardi WJ, Andreason PJ, Sirocco KY, Rio DE, Gross RE, Umhau JC, et al. Wisconsin Card Sorting Test performance following head injury: dorsolateral fronto-striatal circuit activity predicts perseveration. *J Clin Exp Neuropsychol* 1999; 21: 2-16.
- Konishi S, Kawazu M, Uchida I, Kikyo H, Asakura I, Miyashita Y. Contribution of working memory to transient activation in human inferior prefrontal cortex during performance of the Wisconsin Card Sorting Test. *Cereb Cortex* 1999; 9: 745-53.
- Ragland JD, Gur RC, Glahn DC, Censits DM, Smith RJ, Lazarev MG, et al. Frontotemporal cerebral blood flow change during executive and declarative memory tasks in schizophrenia: a positron emission tomography study. *Neuropsychology* 1998; 12: 399-413.
- Bell MD, Greig TC, Kaplan E, Bryson G. Wisconsin Card Sorting Test dimensions in schizophrenia: factorial, predictive, and divergent validity. *J Clin Exp Neuropsychol* 1997; 19: 933-41.
- Anderson SW, Damasio H, Jones RD, Tranel D. Wisconsin Card Sorting Test performance as a measure of frontal lobe damage. *J Clin Exp Neuropsychol* 1991; 13: 909-22.
- Mountain MA, Snow WG. Wisconsin Card Sorting Test as a measure of frontal pathology: a review. *Clin Neuropsychol* 1993; 7: 108-18.
- Bowden SC, Fowler KS, Bell RC, Whelan G, Clifford CC, Ritter AJ, et al. The reliability and internal validity of the Wisconsin Card Sorting Test. *Neuropsychol Rehab* 1998; 8: 243-54.
- Barceló F, Knight RT. Both random and perseverant errors underlie WCST deficits in prefrontal patients. *Neuropsychologia* 2001. [En prensa].
- Barceló F, Santomé A. Revisión crítica del test de clasificación de cartas de Wisconsin como indicador de disfunción prefrontal. *Rev Neurol* 2000; 30: 855-64.
- Barceló F, Gale A. Electrophysiological measures of cognition in biological psychiatry: some cautionary notes. *Int J Neurosci* 1997; 92: 219-40.
- Barceló F, Sanz M, Molina V, Rubia FJ. The Wisconsin Card Sorting Test and the assessment of frontal function: a validation study with event-related potentials. *Neuropsychologia* 1997; 35: 399-408.
- Barceló F, Muñoz-Céspedes JM, Pozo MA, Rubia FJ. Attentional set shifting modulates de target P3b response in the Wisconsin Card Sorting test. *Neuropsychologia* 2000; 38: 1342-55.
- Greeve KW. Can perseverant responses on the Wisconsin Card Sorting Test be scored accurately? *Arch Clin Neuropsychol* 1993; 8: 511-7.
- Giovagnoli AR, Avanzini G. Forgetting rate and interference effects on a verbal memory distractor task in patients with temporal lobe epilepsy. *J Clin Exp Neuropsychol* 1996; 13: 909-22.
- Corcoran R, Upton D. A role for the hippocampus in card sorting? *Cortex* 1993; 29: 293-304.
- Kimberg DY, D'Esposito M, Farah MJ. Frontal lobes: neuropsychological aspects. In: Feinberg TE, Farah MJ, eds. *Behav Neurology and Neuropsychology*. New York: McGraw Hill; 1997. p. 409-18.
- Roberts AC, Robbins TW, Everitt BJ. The effects of intradimensional and extradimensional shifts on visual discrimination learning in humans and non-human primates. *Q J Exp Psychol* 1988; 40: 321-41.
- Barceló F. Electrophysiological evidence of two different types of error in the Wisconsin Card Sorting Test. *Neuroreport* 1999; 10: 1299-303.
- Barceló F, Knight RT. Role of dorsolateral prefrontal cortex in atten-

- tional set shifting: parsing the cognitive significance of WCST errors with event-related potentials. *Psychophysiology* 1999; 36: S30.
30. Abad E, Muñoz JM, Perriñez JA, Barceló F, Rubia FJ. Sobre la inespecificidad anatómica de la tarea de clasificación de las cartas de Wisconsin: un análisis neurocognitivo de los errores asociados al cambio atencional. En Méndez C, Ponte D, Jiménez L, Sampedro MJ, eds. *La atención: un enfoque pluridisciplinar*. Valencia: Promolibro; 2000.
 31. Harris ME. *Wisconsin Card Sorting Test: computer version, research edition*. Odessa, Florida: Psychological Assessment Resources; 1990.
 32. Paniak C, Miller HB, Murphy D, Patterson L, Keizer J. Canadian developmental norms for 9 to 14 year-olds on the Wisconsin Card Sorting Test. *Can J Rehab* 1996; 9: 233-7.
 33. Stevens JP. *Applied multivariate statistics for the social sciences*. New Jersey: Erlbaum; 1992.

ADAPTACIÓN MADRID DEL TEST DE CLASIFICACIÓN DE CARTAS DE WISCONSIN: UN ESTUDIO COMPARATIVO DE CONSISTENCIA INTERNA

Resumen. Introducción. *El test de clasificación de cartas de Wisconsin (WCST, del inglés Wisconsin Card Sorting Test) sigue siendo una prueba neuropsicológica muy utilizada para evaluar la patología del lóbulo frontal. Estudios recientes han cuestionado la validez del WCST como marcador de disfunción frontal. Objetivos. Presentamos una adaptación simplificada del WCST especialmente diseñada para valorar la capacidad de cambiar el criterio atencional. Nuestros objetivos son examinar las diferencias normativas y en la consistencia interna entre nuestra adaptación y el WCST convencional. Sujetos y métodos. Ambas pruebas fueron administradas a un grupo de 60 sujetos jóvenes sin patología cerebral. A las puntuaciones de ambos tests se aplicó un análisis de componentes principales para obtener su estructura interna. Resultados. Se detectaron diferencias estadísticas significativas entre las puntuaciones de los sujetos españoles y los datos normativos del WCST. Los análisis de componentes principales mostraron una solución de dos componentes en el WCST convencional y una solución de tres componentes en nuestra adaptación. Conclusiones. Los baremos americanos subestimaron el nivel de ejecución de la muestra española. El análisis de la consistencia interna reveló una estructura factorial excesivamente redundante y simple del WCST convencional. Nuestra adaptación mostró una estructura interna más rica, con una ordenación de las puntuaciones de error más acorde con el tipo de proceso cognitivo implicado. Estas ventajas son atribuibles a un análisis más preciso de los errores no perseverativos, subclasificados en errores eficientes (i.e., ligados al contraste de hipótesis) y errores aleatorios (i.e., ligados a la pérdida de criterio atencional).* [REV NEUROL 2001; 33:]

Palabras clave. Cambio de criterio atencional. Exploración neuropsicológica. Función prefrontal. Test de clasificación de cartas de Wisconsin.

34. Keele SW, Rafal R. Deficits of attentional set in frontal patients. In Monsell S, Driver J, eds. *Control of Cognitive Operations: Attention and Performance XVIII*. Cambridge, Mass: MIT Press; 2000. p. 627-52.
35. Barceló F, Rubia FJ. Non-frontal P3b-like activity evoked by the Wisconsin Card Sorting Test. *Neuroreport* 1998; 9: 747-51.
36. Miller EK. The prefrontal cortex: complex neural properties for complex behavior. *Neuron* 1999; 22: 15-7.
37. Knight RT, Grabowecy M. Prefrontal cortex, time and consciousness. In Gazzaniga MS, ed. *The New Cognitive Neurosciences*. Cambridge, Mass: MIT Press; 2000. p. 1319-39.
38. Escera C, Alho K, Winkler I, Näätänen R. Neural mechanisms of involuntary attention to acoustic novelty and change. *J Cog Neurosci* 1998; 10: 590-604.

ADAPTACIÓN MADRID DEL TEST DE CLASIFICACIÓN DE CARTAS DE WISCONSIN: UN ESTUDIO COMPARATIVO DE CONSISTENCIA INTERNA

Resumo. [REV NEUROL 2001; 33:]

Palavras chave.

Dr. Barceló,

He reenumerado las citas bibliográficas (hasta la 19) tanto en el texto como en el listado final, ya que la referencia 1 estaba desordenada. Por otra parte, le ruego repase las tablas por si ha deslizado algún error. Muchas gracias por su colaboración.