



ORIGINAL

Efectividad del Mini-Mental en la detección del deterioro cognitivo en Atención Primaria

Cristóbal Carnero Pardo^{a,b,*}, Isabel Cruz Orduña^c, Beatriz Espejo Martínez^d, Salvador Cárdenas Viedma^e, Pedro Torrero García^f y Javier Olazarán Rodríguez^{g,h}

^a Unidad de Neurología Cognitiva y Conductual, Servicio de Neurología, Hospital Universitario Virgen de las Nieves, Granada, España

^b FIDYAN Neurocenter, Granada, España

^c Servicio de Neurología, Hospital Infanta Leonor, Madrid, España

^d Servicio de Neurología, Complejo Hospitalario La Mancha Centro, Alcázar de San Juan, España

^e Centro de Salud Cartuja, Granada, España

^f Equipo de Atención Primaria Peña Prieta, Madrid, España

^g CEP Hermanos Sangro, Servicio de Neurología, Hospital General Universitario Gregorio Marañón, Madrid, España

^h Unidad de Investigación Proyecto Alzheimer, Centro Alzheimer Fundación Reina Sofía-Fundación CIEN, Madrid, España

Recibido el 14 de marzo de 2013; aceptado el 22 de abril de 2013

Disponible en Internet el 17 de julio de 2013

PALABRAS CLAVE

Cribado;
Detección;
Deterioro cognitivo;
Test cognitivos breves;
Mini-Mental;
Utilidad diagnóstica

Resumen

Objetivo: Evaluar la utilidad diagnóstica (UD) del Mini-Mental (MMS) en la detección del deterioro cognitivo (DC) en Atención Primaria (AP) y determinar las mejores condiciones de aplicación para este fin.

Diseño: Análisis conjunto de 2 estudios de evaluación de pruebas diagnósticas prospectivos con selección consecutiva y sistemática, verificación completa y doble cegamiento, realizados en Madrid y Granada.

Emplazamiento: El MMS fue aplicado en AP y el diagnóstico de referencia en Atención Especializada.

Participantes: Se seleccionaron de forma consecutiva y sistemática sujetos con quejas o sospecha de DC atendidos en AP.

Mediciones principales: La UD del MMS se evaluó mediante el área bajo la curva ROC (AUC) y se consideró mejor punto de corte el que ofrecía la mayor tasa de aciertos diagnósticos (TAD) y el mayor índice kappa. Se analizó de forma independiente la UD para las puntuaciones directas (MMSd) y ajustadas por edad y nivel educativo (MMSa)

Resultados: En la muestra total de 360 sujetos (214 DC), la UD de MMSd fue significativamente superior a la de MMSa ($0,84 \pm 0,02$ vs $0,82 \pm 0,02$, $p \leq 0,001$). El rendimiento diagnóstico conseguido por el MMSd con el mejor punto de corte (22/23) fue discreto (TAD 0,77, kappa $0,52 \pm 0,05$), pero no fue mejorado por ningún punto de corte del MMSa.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: ccarnero@neurocenter.es (C. Carnero Pardo).

Conclusión: El Mini-Mental tiene una UD discreta para la detección de DC en AP que no mejora con la corrección de las puntuaciones por edad y nivel educativo; el mejor punto de corte es 22/23, inferior al habitualmente recomendado.

© 2013 Elsevier España, S.L. Open access under [CC BY-NC-ND license](#).

KEYWORDS

Screening;
Detection;
Cognitive
impairment;
Brief cognitive tests;
Mini-Mental;
Diagnostic usefulness

Effectiveness of the Mini-Mental State for detection of cognitive impairment in Primary Care

Abstract

Objective: To evaluate the diagnostic accuracy (DA) of the Mini-Mental State (MMS) for the detection of cognitive impairment (ci) in Primary Care (PC) and to determine the best conditions of use for that purpose.

Design: Pooled analysis of two prospective, double blind, studies on the evaluation of diagnostic tools with complete verification that were conducted in Madrid and Granada (Spain).

Setting: The MMS was administered in PC and the final cognitive diagnosis (gold standard) was made in Specialized Care.

Participants: Subjects with cognitive complaints or suspected of having CI were consecutively recruited in the PC clinic.

Principal measures: The DA of the MMS was evaluated using the area under the receiver operating characteristic (ROC) curve (AUC). The best cut-off point was selected according to the ratio of cases correctly classified (RCC) and to the *kappa* index. Direct (MMSd) and age- and education-adjusted (MMSa) total scores were analyzed separately.

Results: In the total sample of 360 subjects (214 CI), the DA of the MMSd was significantly superior to that of the MMSa (0.84 ± 0.02 vs 0.82 ± 0.02 , $p \leq .001$). The yield obtained by the best cut-off point of the MMSd (22/23) was modest (RCC 0.77, *kappa* 0.52 ± 0.05) and was not improved by any MMSa cut-off point.

Conclusion: The DA of the MMS for detection of CI in PC was modest and did not improve with adjustment of the score by age and education. The best cut-off point was 22/23, inferior to the usually recommended cut-off.

© 2013 Elsevier España, S.L. Open access under [CC BY-NC-ND license](#).

Introducción

El envejecimiento de la población ha provocado un notable incremento de la prevalencia de deterioro cognitivo (DC), cuya identificación precoz permitiría un estudio diagnóstico adecuado que evalúe la presencia de factores corregibles o controlables, la intervención sobre los cuales podría ayudar a retrasar o incluso evitar la aparición de demencia¹, una situación clínica que se asocia a un mayor consumo de recursos sanitarios, peor calidad de vida y mayor morbimortalidad. La identificación precoz del DC ha demostrado ser coste-efectiva y conllevar un ahorro en los costes globales derivados de la demencia².

En aras de una utilización racional y eficiente de recursos, la Atención Primaria (AP) está llamada a ser el lugar para la detección, e incluso para el diagnóstico temprano, del DC³. Desde un punto de vista pragmático, el interés del profesional de AP ha de ser la detección del DC, y no de la demencia. Una separación entre ambas entidades resulta difícil o arbitraria en no pocas ocasiones. Además, una focalización en la detección de demencia haría escapar el DC y, con ello, la posibilidad de intervenciones preventivas, paliativas y de investigación. La detección y evaluación diagnóstica del DC debería ser el objetivo, ya que posponer el esfuerzo diagnóstico a la fase de demencia contribuye a empobrecer la calidad de vida de los sujetos y de sus familiares⁴.

La detección del DC en AP exige una actitud de alerta y el uso de tests cognitivos breves, ya sea de forma aislada o asociados a cuestionarios para el informador. El test *Mini-Mental State* (MMS)⁵, o «Mini-Mental», es todavía el test cognitivo breve más utilizado en nuestro país, y su versión de 30 puntos utilizada en el estudio NORMACODEM⁶ la más usada⁷, por delante incluso de la primera versión validada que contiene modificaciones significativas con respecto al original⁸. Sin embargo, no se dispone de recomendaciones precisas acerca del uso de este instrumento en la detección del DC en nuestro ámbito.

El objetivo de este estudio fue evaluar la efectividad del MMS en la detección del DC en AP y determinar las recomendaciones más adecuadas para ello a partir de los 2 estudios fase III de evaluación de pruebas diagnósticas⁹ realizados en nuestro país.

Material y métodos

Características de los estudios

Los 2 estudios incluidos en la presente investigación fueron realizados en las ciudades de Granada¹⁰ y Madrid¹¹. Se trata de 2 estudios de evaluación de la utilidad diagnóstica de distintas herramientas de detección del DC, entre ellas el MMS, con las siguientes características comunes:

a) la selección y la aplicación del MMS se llevaron a cabo en AP, mientras que el estudio diagnóstico de referencia («patrón de oro») se realizó en Atención Especializada; b) la versión del MMS empleada fue la validada en el estudio NORMACODEM, prescindiendo de la alternativa del deletreo inverso de la palabra «mundo»; c) la selección se realizó de forma prospectiva y consecutiva y se incluyeron todos aquellos sujetos con quejas subjetivas de pérdida de memoria, quejas por parte del familiar o acompañante, o sospechas generadas en el profesional derivadas de su observación directa (espectro de la enfermedad adecuadamente representado); d) todos los sujetos seleccionados, independientemente del resultado del test de cribado, se sometieron al estudio diagnóstico (verificación completa)¹²; e) los investigadores que aplicaron el MMS desconocían el diagnóstico de los sujetos y los investigadores que aplicaron el diagnóstico de referencia no conocían el resultado del MMS (doble cegamiento); f) el diagnóstico de referencia se realizó por un neurólogo experto en trastornos cognitivo-conductuales, tras completar una extensa valoración clínica y después de realizarse una exploración neuropsicológica formal que no incluía el MMS (independencia del diagnóstico), y g) se utilizaron los criterios del Grupo de Estudio de Neurología de la Conducta y Demencias de la SEN para el diagnóstico de la alteración cognitiva leve (ACL, o deterioro cognitivo ligero)¹³ y los criterios de la Asociación de Psiquiatría Americana para el diagnóstico de demencia (DSM-IV-TR)¹⁴ (diagnóstico de referencia adecuado).

Hubo algunas diferencias metodológicas, principalmente en relación con los criterios de inclusión y exclusión. Así, el estudio de Madrid incluyó sujetos a partir de los 50 años de edad, mientras que en el de Granada no se estableció ningún límite de edad. El estudio de Granada se llevó a cabo en 4 centros de salud durante el periodo de un año (1/2/2008-31/1/2009), mientras que la muestra de Madrid procede en su mayor parte (174 sujetos) de un único centro de salud y fue seleccionada entre 1/4/2000 y 31/10/2002, siendo los sujetos restantes remitidos desde otros centros de salud. En ambos estudios los criterios de exclusión fueron testimoniales y se limitaron a aquellos sujetos que tenían un diagnóstico previo de DC (Granada) o que habían sido estudiados previamente por DC (Madrid).

Análisis estadístico

Se compararon las características demográficas y clínicas de las 2 muestras utilizando el test de la *t* de Student para las variables cuantitativas y el test de la *ji* al cuadrado y la prueba exacta de Fisher para las variables cualitativas. Se analizó la influencia de la ciudad en el MMS mediante un análisis de la covarianza (ANCOVA) de 2 factores (ciudad [Madrid vs Granada] × diagnóstico [no DC vs DC]) y 3 covariables (edad [años], sexo [hombre vs mujer] y educación [estudios primarios no completados vs al menos estudios primarios completos]). La utilidad diagnóstica del MMS se evaluó mediante el cálculo del área bajo la curva ROC (AUC), tanto para la puntuación directa (MMSd), como para la puntuación corregida o ajustada por edad y nivel educativo (MMSa) según las recomendaciones del estudio NORMACODEM⁶. Para la comparación entre AUC se utilizó

el método de Hanley y McNeil para resultados procedentes de una misma muestra¹⁵.

Para cada punto de corte del MMS se calculó la sensibilidad, la especificidad, el cociente de probabilidad positivo, la tasa de aciertos diagnósticos (TAD) y el índice *kappa* de concordancia diagnóstica. Se eligió como mejor punto de corte aquel al que correspondía la TAD y el índice *kappa* mejores. Todos los parámetros se calcularon con sus respectivos intervalos de confianza del 95% y se aplicó la comparación de proporciones para analizar las posibles diferencias. Todos los cálculos se llevaron a cabo en ambas muestras por separado y en la muestra conjunta.

Resultados

Las características clínicas y demográficas de cada una de las 2 muestras y de la muestra total aparecen en la [tabla 1](#). Existía un predominio del sexo femenino (70,8%) y un grado de escolarización medio-bajo (el 50% no había completado los estudios primarios), hecho este especialmente acusado en la muestra de Granada, en la que había un mayor número de analfabetos (14,3 vs 5,5%, $p \leq 0,005$). Esta última muestra presentaba también un mayor porcentaje de pacientes con demencia (34,3% vs 13,2%, $p \leq 0,001$) y una puntuación inferior en el MMSd ($20,0 \pm 5,6$ [media \pm desviación estándar] vs $21,8 \pm 4,8$, $p \leq 0,001$) y en el MMSa ($20,9 \pm 5,1$ vs $23,2 \pm 4,8$, $p \leq 0,001$). Los resultados en el MMS estaban influidos significativamente por el sexo ($p \leq 0,005$), la edad ($p \leq 0,001$), el nivel educativo ($p \leq 0,001$) y el diagnóstico cognitivo ($p \leq 0,001$), pero no por la procedencia de la muestra ($p = 0,33$).

En la muestra de Madrid no hubo diferencias significativas entre la utilidad diagnóstica del MMSd y el MMSa ($0,84 \pm 0,03$ [AUC \pm error estándar] vs $0,83 \pm 0,03$) (fig. S1 [material suplementario]). El mejor resultado se obtuvo con el punto de corte 22/23 del MMSd (TAD 0,77, *kappa* $0,54 \pm 0,05$), sin que ningún punto de corte del MMSa pudiera alcanzar este rendimiento (tablas S1 y S2 [material suplementario]). En la muestra de Granada, la UD de MMSd fue ligera pero significativamente superior a la de MMSa ($0,86 \pm 0,03$ vs $0,83 \pm 0,03$; $p \leq 0,001$) (fig. S2 [material suplementario]). El mejor punto de corte del MMSd fue 19/20 (TAD 0,76, *kappa* $0,53 \pm 0,07$), resultados similares a los conseguidos con el punto de corte 20/21 del MMSa, pero no superados por ningún otro punto de corte (tablas S3 y S4 [material suplementario]).

La [figura 1](#) muestra los resultados de MMSd de la muestra conjunta según el estado cognitivo. La UD del MMSd fue ligera pero significativamente superior a la del MMSa de forma global ($0,84 \pm 0,02$ vs $0,82 \pm 0,02$; $p \leq 0,001$) (fig. 2). Los parámetros diagnósticos de MMSd y MMSa estimados en esta muestra se resumen en las [tablas 2 y 3](#) respectivamente. El mejor punto de corte fue 22/23 con el MMSd (TA 0,77, *kappa* $0,52 \pm 0,05$), no superado por ningún punto de corte del MMSa (fig. 3).

Discusión

Hemos evaluado la utilidad diagnóstica del MMS en la detección del DC en AP analizando de forma conjunta los datos de los 2 únicos estudios de fase III de evaluación de pruebas diagnósticas que, en el conocimiento de los autores, han

Tabla 1 Características sociodemográficas y resultados del Mini-Mental en las muestras

	Madrid	Granada	p	Total
<i>N.º de sujetos</i>	220	140		360
<i>Sexo (mujeres)</i>	154 (70,0)	101 (72,1)	0,38	255 (70,8)
<i>Edad (años)</i>	72,8 ± 8,7	72,2 ± 11,3	0,55	72,6 ± 9,8
<i>Analphabetos</i>	10 (4,5)	20 (14,3)	≤ 0,005	30 (8,3)
<i>Nivel educativo</i>				
< Primarios	108 (49,1)	72 (51,4)	0,37	180 (50,0)
≥ Primarios	112 (50,9)	68 (48,6)		180 (50,0)
<i>Deterioro cognitivo</i>	129 (58,6)	85 (60,7)	0,77	214 (59,5)
<i>Diagnóstico cognitivo</i>				
No DC	91 (41,4)	55 (39,3)	≤ 0,001	146 (40,6)
ACL	100 (45,4)	37 (26,4)		137 (38,1)
DEM	9 (13,2)	48 (34,3)		77 (21,4)
<i>MMSd</i>	21,8 ± 4,8	20,0 ± 5,6	≤ 0,001	21,1 ± 5,2
<i>MMSa</i>	23,2 ± 4,6	20,9 ± 5,1	≤ 0,001	22,3 ± 4,9

ACL: alteración cognitiva leve; DEM: demencia; No DC: no deterioro cognitivo; MMSa: puntuaciones del Mini-Mental ajustadas por edad y nivel educativo; MMSd: puntuaciones directas del Mini-Mental. Las cifras son número de sujetos (porcentaje) o media ± desviación estándar.

Tabla 2 Parámetros diagnósticos obtenidos con las puntuaciones directas del Mini-Mental en la muestra conjunta

PdC	S (IC 95%)	E (IC 95%)	CP + (IC 95%)	TAD	Kappa ± EE
≤ 19	53,74 (46,8-60,6)	95,21 (90,4-98,1)	11,21 (5,4-23,3)	0,71	0,45 ± 0,04
≤ 20	62,62 (55,8-69,1)	89,73 (83,6-94,1)	6,09 (3,7-10,0)	0,74	0,49 ± 0,04
≤ 21	68,22 (61,5-74,4)	84,93 (78,1-90,3)	4,53 (3,0-6,7)	0,74	0,49 ± 0,04
≤ 22	76,64 (70,4-82,1)	76,71 (69,0-83,3)	3,29 (2,4-4,5)	0,77	0,52 ± 0,04
≤ 23	82,71 (77,0-87,5)	63,01 (54,6-70,8)	2,24 (1,8-2,8)	0,75	0,47 ± 0,05
≤ 24	85,98 (80,6-90,3)	52,74 (44,3-61,1)	1,82 (1,5-2,2)	0,73	0,40 ± 0,05
≤ 25	91,12 (86,5-94,6)	45,21 (37,0-53,6)	1,66 (1,4-1,9)	0,73	0,39 ± 0,05
≤ 26	96,26 (92,8-98,4)	26,71 (19,7-34,7)	1,31 (1,2-1,5)	0,68	0,26 ± 0,04
≤ 27	97,20 (94,0-99,0)	17,81 (12,0-25,0)	1,18 (1,1-1,3)	0,65	0,17 ± 0,04

CP+: cociente de probabilidad positivo; E: especificidad; EE: error estándar; IC 95%: intervalo de confianza del 95%; kappa: índice kappa; PdC: punto de corte; S: sensibilidad; TAD: tasa de aciertos diagnósticos.

Tabla 3 Parámetros diagnósticos obtenidos con las puntuaciones del Mini-Mental ajustadas por edad y nivel educativo en la muestra de conjunta

PdC	S (IC 95%)	E (IC 95%)	CP + (IC 95%)	TAD	Kappa ± EE
≤ 19	42,06 (35,4-49,0)	98,63 (95,1-99,8)	30,70 (7,7-122,7)	0,65	0,36 ± 0,04
≤ 20	50,00 (43,1-56,9)	96,58 (92,2-98,9)	14,60 (6,1-34,9)	0,69	0,42 ± 0,04
≤ 21	57,94 (51,0-64,6)	88,36 (82,0-93,1)	4,98 (3,1-7,9)	0,70	0,43 ± 0,04
≤ 22	68,22 (61,5-74,4)	82,88 (75,8-88,6)	3,98 (2,8-5,8)	0,74	0,49 ± 0,04
≤ 23	73,36 (66,9-79,2)	76,03 (68,3-82,7)	3,06 (2,3-4,1)	0,74	0,48 ± 0,05
≤ 24	81,31 (75,4-86,3)	60,96 (52,5-68,9)	2,08 (1,7-2,6)	0,73	0,43 ± 0,05
≤ 25	86,92 (81,6-91,1)	47,95 (39,6-56,4)	1,67 (1,4-2,0)	0,71	0,43 ± 0,05
≤ 26	91,59 (87,0-94,9)	39,73 (31,7-48,1)	1,52 (1,3-1,7)	0,70	0,34 ± 0,04
≤ 27	95,79 (92,2-98,1)	26,03 (19,1-33,9)	1,29 (1,2-1,4)	0,67	0,24 ± 0,04

CP+: cociente de probabilidad positivo; E: especificidad; EE: error estándar; IC 95%: intervalo de confianza del 95%; kappa: índice kappa; PdC: punto de corte; S: sensibilidad; TAD: tasa de aciertos diagnósticos.

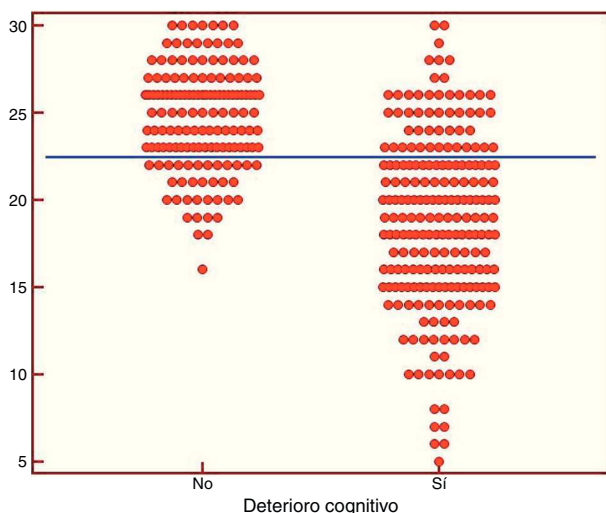


Figura 1 Distribución de resultados de las puntuaciones directas del MMS en la muestra conjunta.

sido realizados en nuestro país^{10,11}. Los resultados han mostrado que, en este ámbito de aplicación, el punto de corte más apropiado (22/23) es inferior al habitualmente recomendado, que el ajuste o corrección de las puntuaciones por edad y educación no mejora el rendimiento diagnóstico y que la utilidad del MMS para la detección de DC en AP no es satisfactoria.

Los 2 estudios incluidos, que son los únicos disponibles en nuestro país en los que se evalúa la utilidad del MMS en la detección de DC en AP, son homogéneos, ya que, aunque tienen diferencias metodológicas menores, coinciden en las características esenciales necesarias para que un estudio de evaluación de herramientas de cribado pueda considerarse de alta calidad¹⁶. En efecto, en ambos estudios existía una representación adecuada y no sesgada del problema

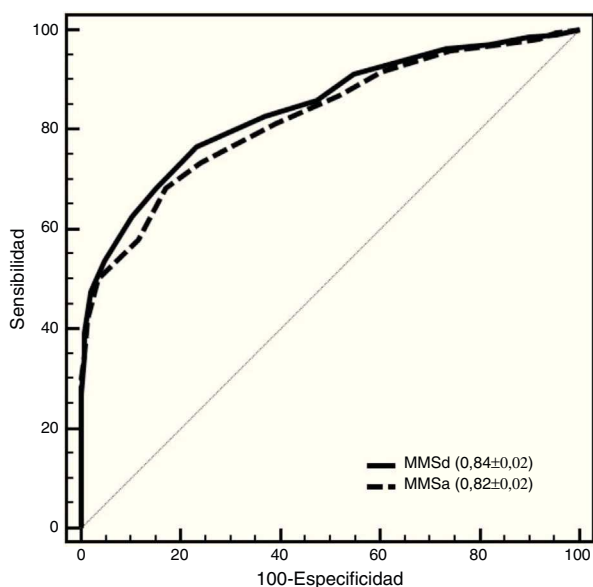


Figura 2 Curva ROC de las puntuaciones directas y ajustadas por edad y nivel educativo del Mini-Mental en la muestra conjunta.

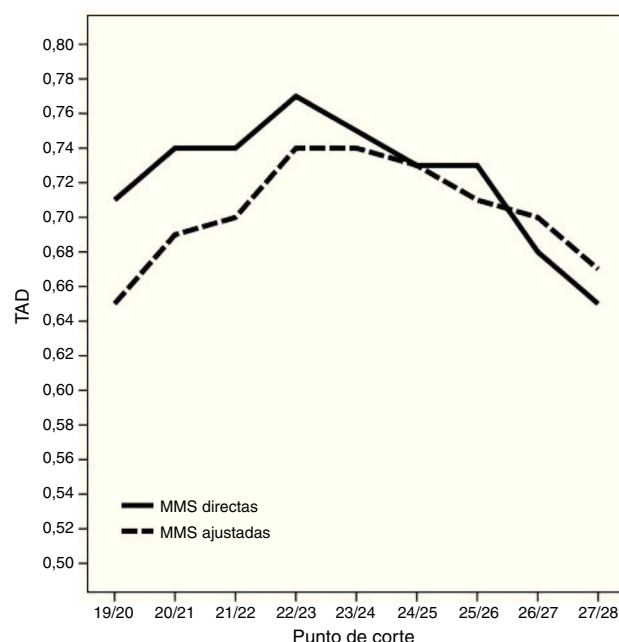


Figura 3 Tasa de aciertos diagnósticos para los distintos puntos de corte de las puntuaciones directas y ajustadas por edad y nivel educativo en la muestra conjunta.

diagnóstico que se quería evaluar, la prueba diagnóstica se aplicó antes de establecer el diagnóstico de referencia que se llevó a cabo de forma cegada e independiente, y todos los sujetos a los que se aplicó la prueba evaluada fueron estudiados según el procedimiento estándar, independientemente de los resultados obtenidos. Las muestras, además, tenían una edad y una distribución de sexo similar y pudimos comprobar que los resultados del MMS eran independientes de la muestra de procedencia. Los resultados pueden ser considerados, por tanto, como estimaciones válidas y robustas de la utilidad diagnóstica del MMS para la detección del DC en AP.

La elección de la TAD y del índice *kappa* como criterios para la selección del mejor punto de corte nos parece más pragmática porque valora el resultado neto final (diagnósticos correctos) a diferencia de otros criterios como el índice de Youden, que valoran la suma de sensibilidad y especificidad, que pueden variar en función de la prevalencia y no siempre se traduce en un mayor número de aciertos diagnósticos. El mejor punto de corte en nuestro análisis es 22/23, claramente inferior a los encontrados por Cacho et al.¹⁷ (24/25) o Rami et al.¹⁸ (26/27) en sendos estudios realizados en ámbito especializado, en donde los grupos tienden a estar «hiperseleccionados», en especial el grupo control que en ambos estudios estaba constituido por voluntarios sanos con exclusión de todos aquellos con antecedentes que pudieran asociar DC. En los estudios analizados, en cambio, se incluyeron todos los sujetos con independencia de su situación clínica y sus antecedentes siendo por tanto una muestra mucho más naturalística. Los resultados de nuestro estudio son muy similares a los de un estudio italiano realizado en un entorno asistencial y educativo similar, en el que el mejor punto de corte fue 21/22¹⁹.

La corrección o ajuste de las puntuaciones del MMS en función de la edad y de los años de escolarización (MMSa)

no solo no mejoró la utilidad diagnóstica, sino que, en la muestra de Granada y en la conjunta, la empeoró. Este hallazgo puede parecer paradójico, pero no es excepcional. Pedraza et al. evaluaron en una extensa muestra de afroamericanos la utilidad de diversos métodos de ajuste de las puntuaciones del MMS y concluyeron que ninguno de los métodos mejoró significativamente la utilidad diagnóstica de la puntuaciones directas, recomendando también el uso de estas y el punto de corte 22/23²⁰. No se trata de cuestionar que, como la mayoría de los tests cognitivos, el MMS está influido de forma significativa por la edad y por la escolarización. Sin embargo, las causas de esta influencia son probablemente variadas y, actuando en sentidos opuestos, no otorgan bondad final al ajuste. Algunos factores asociados a la edad y a la escolarización, y «lejanos» a la demencia (problemas sensoriales, motivación, costumbre de realizar test, etc.), podrían aconsejar un ajuste. Sin embargo, buena parte de la influencia de la edad y de la escolarización puede estar condicionada por los propios factores fisiopatológicos que conducen a la demencia, de modo que, en este supuesto, el ajuste nos alejaría de los sujetos que se pretende detectar. Desde esta perspectiva, la corrección y ajuste por variables que puedan estar causalmente relacionadas con el proceso en estudio, más que una corrección de un sesgo, supondría un atentado contra la validez del instrumento de detección²¹.

La utilidad diagnóstica del MMS para DC (AUC 0,84 ± 0,02) queda una vez más en entredicho: con el mejor punto de corte (22/23), la sensibilidad y la especificidad son muy discretas (76,6 y 76,7%, respectivamente) y los diagnósticos correctos no llegan al 80% (TAD 0,77). La elección de un punto de corte que asegurara una sensibilidad aceptable (por ejemplo, 25/26, con una sensibilidad del 90%) implicaría una muy baja especificidad (24% en Granada, 49% en Madrid, 45% en la muestra total), lo que se traduciría en una gran tasa de falsos positivos, perdiéndose en gran medida la función de cribado. Estos resultados no son excepcionales y son similares a los encontrados en estudios recientes^{19,20} y en 2 revisiones sistemáticas, una específica sobre el MMS²² y otra sobre la detección de DC²³.

Instrumentos más breves y de uso libre han mostrado en nuestro país una utilidad diagnóstica para DC similar o superior a la del MMS^{10,24}, pero en todos los casos los resultados en la detección de DC son inferiores a los obtenidos en la detección de demencia. Es difícil que se pueda alcanzar una utilidad mayor a la ya obtenida dadas las características intrínsecas de brevedad y simplicidad de estos instrumentos y a la mayor dificultad diagnóstica del DC con respecto a la demencia. Quizás la solución, para el ámbito de la AP, no pase tanto por el desarrollo de nuevos instrumentos, sino por la optimización de su uso y el empleo asociado de cuestionarios al informador²⁵.

La discreta utilidad diagnóstica del MMS para DC ya conocida y corroborada en este estudio, al alcance de instrumentos mucho más breves y fáciles¹⁰, junto con los múltiples inconvenientes que posee, entre ellos la limitación del uso libre por el copyright²⁶, puede ser el motivo de que a pesar de su generalizado uso, las nuevas guías de práctica clínica y recomendaciones hayan dejado de incluirlo entre los instrumentos de cribado aconsejados para ser usado en consultas generales^{23,27,28}.

Si bien las diferencias de tiempo, espacio y métodos de selección entre los 2 estudios son, a priori, una debilidad de nuestra investigación, la homogeneidad de los resultados obtenidos confiere solidez y validez externa a los mismos. Otra carencia de nuestra investigación es el bajo nivel educativo general, que puede limitar la extrapolación de los resultados a ámbitos con un nivel educativo mayor. Entre las fortalezas hay que resaltar el rigor metodológico de los 2 estudios analizados, con las condiciones precisas para poder derivar de sus resultados el máximo nivel de evidencia científica¹⁶ y la selección consecutiva y sistemática asociada a unos criterios de exclusión prácticamente inexistentes que garantizan un carácter naturalístico y pragmático a los estudios, por lo que pueden considerarse como evaluaciones de efectividad, más que de eficacia²⁹.

La población envejece y el DC es uno de los principales gigantes que habrá que combatir y uno de los elementos clave para ello será su detección y diagnóstico precoz. Las armas de detección seguirán siendo cognitivas y la primera línea del combate se mantendrá en AP³, con medidas como la incorporación de la evaluación cognitiva en los exámenes periódicos de salud del mayor³⁰, instauradas ya en algunos países²⁸ y promovidas incluso por el gobierno inglés³¹, no sin críticas³². En este escenario, sería irresponsable ignorar o desdeñar la enorme potencialidad del factor humano. Los profesionales de AP (principalmente médicos, pero también otros, como la enfermería) deberán aguzar los sentidos, conocer bien las manifestaciones clínicas iniciales de las distintas enfermedades que producen DC y recurrir, a pesar de sus limitaciones, a herramientas cognitivas breves, asociadas o no a cuestionarios para el informador. Si en esta situación, y entre los numerosos instrumentos disponibles, se decidieran por utilizar el MMS, deberán aplicar un adecuado punto de corte, conocer que no es necesario corregir las puntuaciones por edad y nivel educativo y, sobre todo, ser conscientes de las limitaciones de este instrumento.

Lo conocido sobre el tema:

- El objetivo en Atención Primaria debiera ser la detección del deterioro cognitivo más que la detección de demencia.
- El Mini-Mental es el test cognitivo breve más utilizado en Atención Primaria.
- No hay recomendaciones precisas acerca del uso del Mini-Mental en la detección del deterioro cognitivo.

Qué aporta este estudio:

- La utilidad diagnóstica del Mini-Mental para la detección del deterioro cognitivo en Atención Primaria no es satisfactoria.
- El punto de corte con mejor rendimiento diagnóstico es 22/23.
- La corrección de puntuaciones por edad y nivel educativo no mejora el rendimiento diagnóstico.

Financiación

El estudio de Granada fue financiado por la Agencia de Evaluación de Tecnologías Sanitarias del Instituto de Salud Carlos III (PI06/90034). El estudio de Madrid contó con el apoyo de Novartis y de Grünenthal.

Conflicto de intereses

C. Carnero Pardo es el creador del Fototest y Eurotest.

Agradecimientos

Los autores desean expresar su agradecimiento a todos los profesionales que participaron en el estudio: Esperanza Aparicio, Ana Sanz, Nieves Mula, Garbiñe Marzana, Dionisio Cabezón, Concepción Begué, Samuel López, Carolina Martos, Estrella Mora, Rosa Vilchez, Francisco Romo, M^a José Rodríguez, Francisco Suárez, Félix Rodríguez, Rafael Moya, Concepción López, Bárbara Martínez, Isabel Valenzuela, Victoria Molina, Ana M^a Zamora, José Ant^o Henares, Isabel Rodríguez, Carmen Romero, Manuel Jiménez, Francisco Padilla, Miguel Melguizo, Ana M^a de los Ríos, Ascensión Cano, Manuel Alonso, José Luis Martín, José López, Ambrosio Esteva, Francisca Dorador, Dolores Sánchez, José A. López, M^a Ángeles Jurado, Yarmila García, Eduardo Fernández, Consuelo Pérez, José Antonio Castro, Araceli Zambrano y Hassan Mahmoud.

Anexo. Material adicional

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en <http://dx.doi.org/10.1016/j.aprim.2013.04.009>.

Bibliografía

1. Etgen T, Sander D, Bickel H, Forstl H. Mild cognitive impairment and dementia: the importance of modifiable risk factors. *Deutsches Arzteblatt International*. 2011;108:743-50.
2. Getsios D, Blume S, Ishak KJ, Maclaine G, Hernandez L. An economic evaluation of early assessment for Alzheimer's disease in the United Kingdom. *Alzheimer's & Dementia: the journal of the Alzheimer's Association*. 2012;8:22-30.
3. Olazarán J. ¿Puede diagnosticarse la demencia en la atención primaria? *Aten Primaria*. 2011;43:377-84.
4. McCarten JR, Anderson P, Kuskowski MA, McPherson SE, Borson S. Screening for cognitive impairment in an elderly veteran population: acceptability and results using different versions of the Mini-Cog. *J Am Geriatr Soc*. 2011;59:309-13.
5. Folstein MF, Folstein SE, McHugh PR. «Mini-mental state». A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *J Psychiatr Res*. 1975;12:189-98.
6. Blesa R, Pujol M, Aguilar M, Santacruz P, Bertran-Serra I, Hernandez G, et al. Clinical validity of the 'mini-mental state' for Spanish speaking communities. *Neuropsychologia*. 2001;39:1150-7.
7. Contador I, Fernandez-Calvo B, Ramos F, Tapias-Merino E, Bermejo-Pareja F. El cribado de la demencia en atención primaria. *Rev Crit Rev Neurol*. 2010;51:677-86.
8. Lobo A, Ezquerro J, Gomez Burgada F, Sala JM, Seva Diaz A. El minexamen cognoscitivo (un «test» sencillo, práctico, para detectar alteraciones intelectuales en pacientes médicos). *Actas Luso Esp Neurol Psiquiatr Cienc Afines*. 1979;7:189-202.
9. Carnero-Pardo C. Evaluación de las pruebas diagnósticas. *Rev Neurol*. 2005;40:641-3.
10. Carnero-Pardo C, Espejo-Martinez B, Lopez-Alcalde S, Espinosa-Garcia M, Saez-Zea C, Vilchez-Carrillo R, et al. Effectiveness and costs of Phototest in dementia and cognitive impairment screening. *BMC Neurol*. 2011;11:92.
11. Cruz-Orduña I, Bellon JM, Torrero P, Aparicio E, Sanz A, Mula N, et al. Detecting MCI and dementia in primary care: efficiency of the MMS, the FAQ and the IQCODE. *Fam Pract*. 2012;29:401-6.
12. Bossuyt PM, Irwig L, Craig J, Glasziou P. Comparative accuracy: assessing new tests against existing diagnostic pathways. *BMJ*. 2006;332:1089-92.
13. Robles A, del Ser T, Alom J, Pena-Casanova J. Propuesta de criterios para el diagnóstico clínico del deterioro cognitivo ligero, la demencia y la enfermedad de Alzheimer. *Neurología*. 2002;17:17-32.
14. DSM-IV. Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales. En: Texto revisado. Barcelona: Masson; 2002.
15. Hanley JA, McNeil BJ. A method of comparing the areas under receiver operating characteristic curves derived from the same cases. *Radiology*. 1983;148:839-43.
16. Whiting PF, Rutjes AW, Westwood ME, Mallett S, Deeks JJ, Reitsma JB, et al. QUADAS-2: a revised tool for the quality assessment of diagnostic accuracy studies. *Ann Intern Med*. 2011;155:529-36.
17. Cacho J, Benito-Leon J, Garcia-Garcia R, Fernandez-Calvo B, Vicente-Villardón JL, Mitchell AJ. Does the combination of the MMSE and clock drawing test (mini-clock) improve the detection of mild Alzheimer's disease and mild cognitive impairment? *J Alzheimers Dis*. 2010;22:889-96.
18. Rami L, Bosch B, Valls-Pedret C, Caprile C, Sanchez-Valle Diaz R, Molinuevo JL. Validez discriminativa y asociación del test mini-mental (MMSE) y del test de alteración de memoria (T@M) con una batería neuropsicológica en pacientes con deterioro cognitivo leve amnésico y enfermedad de Alzheimer. *Rev Neurol*. 2009;49:169-74.
19. Pezzotti P, Scalmana S, Mastromattei A, di Lallo D, Progetto Alzheimer Working G. The accuracy of the MMSE in detecting cognitive impairment when administered by general practitioners: a prospective observational study. *BMC Fam Pract*. 2008;9:29.
20. Pedraza O, Clark JH, O'Bryant SE, Smith GE, Ivnik RJ, Graff-Radford NR, et al. Diagnostic validity of age and education corrections for the Mini-Mental State Examination in older African Americans. *J Am Geriatr Soc*. 2012;60:328-31.
21. Kraemer HC, Moritz DJ, Yesavage J. Adjusting Mini-Mental State Examination scores for age and educational level to screen for dementia: correcting bias or reducing validity? *Int Psychogeriatr*. 1998;10:43-51.
22. Mitchell AJ. A meta-analysis of the accuracy of the mini-mental state examination in the detection of dementia and mild cognitive impairment. *J Psychiatr Res*. 2009;43:411-31.
23. Lonie JA, Tierney KM, Ebmeier KP. Screening for mild cognitive impairment: a systematic review. *J Am Geriatr Soc*. 2009;24:902-15.
24. Carnero-Pardo C, Espejo-Martinez B, Lopez-Alcalde S, Espinosa-Garcia M, Saez-Zea C, Hernandez-Torres E, et al. Diagnostic accuracy, effectiveness and cost for cognitive impairment and dementia screening of three short cognitive tests applicable to illiterates. *PLoS One*. 2011;6:e27069.
25. Carnero Pardo C, de la Vega Cotarello R, Lopez Alcalde S, Martos Aparicio C, Vilchez Carrillo R, Mora Gavilan E, et al. Evaluación de la utilidad diagnóstica de la versión española del cuestionario al informador «AD8». *Neurología*. 2013;28:88-94.

26. Newman JC, Feldman R. Copyright and open access at the bedside. *N Engl J Med.* 2011;365:2447–9.
27. Kansagara D, Freeman M. Systematic Evidence Review of the Signs and Symptoms of Dementia and Brief Cognitive Tests Available in VA. VA-ESP Project #05-225; 2010.
28. Cordell CB, Borson S, Boustani M, Chodosh J, Reuben D, Verghese J, et al. Alzheimer's Association recommendations for operationalizing the detection of cognitive impairment during the Medicare Annual Wellness Visit in a primary care setting. *Alzheimers Dement.* 2013;9:141–50.
29. Witt CM. Efficacy, effectiveness, pragmatic trials—guidance on terminology and the advantages of pragmatic trials. *Forsch Komplementmed.* 2009;16:292–4.
30. Borson S, Frank L, Bayley PJ, Boustani M, Dean M, Lin P-J, et al. Improving dementia care: The role of screening and detection of cognitive impairment. *Alzheimers Dement.* 2013;9:151–9.
31. Department of Health. General medical services-contractual changes 2013-2014 [letter to chairman of BMA General Practitioners Committee]. 2012 [consultado 23 Jun 2013]. Disponible en: <https://www.wp.dh.gov.uk/publications/files/2012/12/GMS-Contract-letter.pdf>
32. Brunet MD, McCartney M, Heath I, Tomlinson J, Gordon P, Cosgrove J, et al. There is no evidence base for proposed dementia screening. *BMJ.* 2012;345:e8588.